

臺灣教育社會學研究 十五卷一期

2015年6月，頁43~87



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

洪嘉瑜、銀慶貞、陶宏麟

摘 要

本研究以「臺灣高等教育整合資料庫」2006年畢業的女性大專生為分析對象，研究發現樣本中畢業生自評之過量教育與學非所用的比例分別高達46%與30%，有「教育—工作不相稱」情形者不在少數。本研究首先採用區間迴歸模型估算過量教育與學非所用者初進就業市場的薪資效果，在控制學校類型與工作特性之後，過量教育或學非所用兩者的薪資損失相近，約為9%。薪資也隨著過量教育與學用不符程度增加而減少。在控制薪資效果之後，以probit-adapted ordinary least squares（簡稱POLs）模型觀察其對工作滿意度的影響：過量教育者的工作滿意度仍低於適量教育者，但學用是否相關並不直接影響工作滿意度。相對於非常相稱者，「教育—工作不相稱」的畢業生除貨幣薪資的損失之外，將較低的工作滿意度換算為貨幣損失的代價也十分可觀。

關鍵詞：教育—工作不相稱、過量教育、學非所用、薪資、工作滿意度

- 本文作者：洪嘉瑜 國立東華大學經濟系教授。
銀慶貞 東吳大學經濟系博士後研究員。

期刊徵稿：<http://www.edubook.com.tw/CallforPaper/TJSE/?f=oa>

高等教育出版：<http://www.edubook.com.tw/?f=oa>

高等教育知識庫：<http://www.ericdata.com/?f=oa>

陶宏麟 東吳大學經濟系教授。

- 投稿日期：102年10月21日，修改日期：103年6月17日，接受刊登日期：103年12月28日
- DOI：10.3966/168020042015061501002

The Effects of Education-Job Mismatches on Earnings and Job Satisfaction: The Case of Female College Graduates in Taiwan

Chia-Yu Hung

Professor

Department of Economics,
National Dong-Hwa University

Ching-Chen Yin

Postdoctoral Research Fellow

Department of Economics,
Soochow University

Hung-Lin Tao

Professor

Department of Economics,
Soochow University

Abstract

This study analyzed female college graduates listed in the Taiwanese Integrated Higher Education Database, finding that 46% identified themselves as being over-educated for their current employment, and 30% as having jobs unrelated to their fields of study. This paper adopted the interval regression model to calculate salary effects. The empirical results indicated that wage losses arising from over-education or mismatches between jobs and education were similar, at around 9%. However, wage losses increased if the relatedness between work and college major was decreased. Furthermore, the POLS model was utilized to evaluate the impact of educational mismatch on job satisfaction. After controlling for wage effects, the negative effect of over-education on job satisfaction was greater than that of work-study unrelatedness. In fact, the degree of relatedness between work and college major did not directly affect levels of job satisfaction. Finally, compared with well-matched workers, samples of college graduates whose careers did

not match their education suffered not only from salary losses but also substantial financial losses that could be inferred from lower job satisfaction.

Keywords: education-job mismatch, overeducation, job unrelated to field of study, earnings, job satisfaction

壹、前言

近年來隨著科技進步、產業升級，各國對於高等教育的人力需求增加。相對地，各國政府亦擴張高等教育的供給面以因應需求；然而，供給面的質與量是否符合需求面，是否因為供給量過多而未能確保人力素質的提升，因而造成高學歷者不一定能找到適合該學歷的工作，形成高教低就（亦稱過量教育，overeducation）或是學非所用（亦稱學用不符，job unrelated to field of study）的現象。這兩類「教育—工作不相稱」（education-job mismatch）的現象，對個人而言，有損於勞工薪資、生產力以及降低工作滿意度。對整體社會而言，則造成教育資源以及低度就業（underemployment）的資源浪費。

臺灣於1990年代中期之後，高等教育擴張的速度十分驚人。1991年臺灣大學校院有50所，2001年增至135所，2011年已達148所，20年來大學校院數目成長了3倍（教育部統計處，2012a）。¹18~21歲的淨在學率由1991年的20.98%，增至2001年的42.51%，至2011年已高達68.27%（教育部統計處，2012b）。²而大學以上的勞動人口在1991年占勞動力的7.2%，於2001年急遽成長至12.30%，2011年已有27.66%的勞動力具有大學以上學歷（行政院主計總處，2012）。高等教育擴張的結果，固然提升了人人都可上大學的機會，相對地也使得勞動市場上擁有大學學歷的勞動人口迅速增加，以致出現供過於求的現象，進而衍生出失業率偏高、薪資走低以及過量教育或學用不符的情形（劉秀曦、黃家凱，2011）。

在大量大學畢業生新注入臺灣勞動市場之後，大學以上學歷的勞動力表

¹ 1991年為民國80學年度資料，2001與2011年分別為90與100學年度。為配合文獻回顧一般以西元紀年，本研究行文以西元紀年為主，以下部分敘述省略西元紀年與學年度的轉換。

² 淨在學率 = (18~21歲就讀大學的人數 / 18~21歲的人口) × 100%。

現可以以就業力與薪資觀察其表現。首先，行政院主計總處資料顯示，具有大學以上學歷的勞動力於1991年平均失業率為1.80%，2001年升至3.32%，至2011年高達5.18%，此更高於當年整體失業率的4.39%（行政院主計總處，2012）。另外，依據行政院主計總處人力運用調查年報，大學以上學歷就業者的平均實質薪資，1991年為44,413元，2001年提升至52,446元，但2010年卻降至40,339元。³由以上大學學歷就業者20年來失業率持續攀升、實質薪資走低的趨勢觀察，大致可推估高等教育的擴張並未提升大學畢業生在勞動市場的優勢。

此外，「教育評鑑與發展研究中心」的「大專校院畢業生流向調查」顯示（引用畢業後一年資料）：2004年、2007年以及2008年「畢業生自評之過量教育」的比率分別為51.1%、46.9%以及45.8%；「畢業生自評之學非所用」的比率則分別為24.6%、29.2%與30.7%（臺灣高等教育整合資料庫）。⁴顯示近年來過量教育皆高達45%以上，學非所用更有上升趨勢。這種高教低就、學用不符的普遍現象，對個人及整體社會皆是一種資源浪費，值得研究者進一步深入探討。

過去文獻多以勞工的薪資差異來衡量「教育－工作不相稱」的影響，實證研究也普遍得到一致的結果：過量教育者雖可增加薪資報酬的總額，但其超額教育年數的報酬率低於適量教育者。另一方面，愈來愈多文獻指出薪資報酬僅是教育投資在貨幣面的效果，主觀的工作滿意度較能涵蓋勞工選擇工

³ 依據行政院主計總處人力運用調查年報，大學以上學歷就業者每月主要工作收入在1991、2001、2010年分別為34,278元、50,390元、42,550元（2011年之後大學以上的薪資資料區分為大學及研究所分項，故以2010年資料取代）。名目薪資以歷年CPI（消費者物價指數，consumer price index）平減（2006年為基期），CPI於1991、2001、2010年分別為77.18、96.08、105.48，研究者由此計算大學以上學歷就業者平均實質薪資。

⁴ 「大專校院畢業生流向調查」係教育部高教司委託國立臺灣師範大學「教育研究與評鑑中心」辦理之調查計畫，蒐集高等教育畢業生之長期追蹤資料。該中心所釋出的畢業後一年調查資料，包括2004～2008年，其中關於過量教育與學非所用的描述性報告結果，僅有2004年、2007年、2008年三個學年有呈現相關數據。

作的全面考量。例如:Vila (2000) 指出自我評估 (self-assessments) 的工作滿意度 (job satisfaction) 除了考慮貨幣面報酬, 更含括工作穩定性、工作自主權、職位社會聲譽、與同事具有良好人際關係、以及工作是否與能力相符等非貨幣面面向的考量。這類質性的滿意度隱含了個人的偏好與預期, 雖然因人而異, 但可以視為衡量主觀上教育投資回報 (return) 的指標。另外, 對剛入職場的大學畢業生而言, 首份工作若是高教低就, 也類似 Johnson與Johnson (2000) 討論的資歷過高 (overqualification) 的情形。資歷過高者可能會因為不公平的報酬以及缺乏工作動力, 而對工作感到不滿意。總之, 非貨幣面效果影響個人的福祉與生活品質, 因此在衡量全面性的教育投資成效時, 必須同時考慮非貨幣面的效果。

本研究以「臺灣高等教育整合資料庫」2006年(95學年度)畢業的大專生為分析對象, 觀察「教育—工作不相稱」對其進入就業市場的薪資(貨幣面效果)與工作滿意度(包含貨幣面與非貨幣面效果)的影響。過去這類文獻的探討, 較多關注於「過量教育」的影響上, 對於「學用不符」的討論相對較少, 本研究則加入後者的分析, 同時觀察兩者對於初入職場的大學畢業生薪資與工作滿意度的影響。實證分析分為薪資迴歸式與滿意度迴歸兩部分, 先採用區間迴歸 (interval regression) 模型進行薪資估計, 再採用 probit-adapted ordinary least squares (簡稱POLLS) 模型進行滿意度分析。

本研究共分六節。第壹節為前言, 第貳節為文獻回顧, 第參節說明資料來源與基本統計量, 第肆節呈現實證模型, 第伍節探討薪資與工作滿意度的實證結果, 第陸節為結論與建議。

貳、文獻回顧

過量教育的議題大致區分為四類: 第一類關於過量/不足教育的發生率, 探討對其個人發生過量教育的特質或原因為何; 第二類探討過量教育對於個人屬於長期或短期現象, 以及過量教育者的工作流動性與升遷機會如

何；第三類則針對過量教育、不足教育與適量教育的薪資差異進行探討；第四類探討過量教育對於工作滿意度或生產力的影響。本研究分析的重點在第三與第四類兩類議題，除「過量教育」的影響外，本研究的「教育—工作不相稱」則再納入「學用不符」的分析。

以下針對兩類議題進行文獻彙整：第一部分是回顧過量教育與學用不符對於薪資影響的文獻；第二部分是彙整過量教育與學用不符兩者對於工作滿意度的影響。首先，歐、美國家也普遍有過量教育的現象，關於過量教育的成因與影響等各面向議題，文獻也多有研究，⁵而學界也由個體面與市場供需層面提出相關理論，解釋過量教育者的特質與發生原因。⁶以人力資本理論（human capital theory）為例，人力資本涵蓋教育程度、工作經驗與職業訓練，以及內在能力（innate ability）等項目。若剛畢業的過量教育者，於幾年工作經驗累積或接受職業訓練之後得以升遷，轉為適量教育者，則可以推論過量教育只是短期現象。相對地，若工作多年後仍為過量教育者，則可能是先天的內在能力不足，勞工無法因工作經驗增加而提升其能勝任的職務。研究者要分辨過量教育者是因經驗不足或是先天資質的問題，則有賴長期的勞工追蹤資料。

過量教育文獻一般是以勞工的「實際教育程度」（actual level of education）與「工作所需教育程度」（required education）的差異來區分。兩者相符時，稱為「適量教育」（adequate-educated）；若前者大於後者，

⁵ 以臺灣資料為樣本文獻有陶宏麟與簡維萱（2011）、Hung（2008）、Tao與Hung（2014），其第一、第三篇採用「臺灣高等教育整合資料庫」的資料，結論為私立與技職學校、在校成績較差的畢業生有較高的過量教育與學用不符機率。本研究資料若採用第一、第三篇的模型進行分析，亦得到與其一樣的結論。但因非本研究分析重點，並且限於篇幅，不另表列分析結果。

⁶ Sloane、Battu與Seaman（1996）文獻列出過量教育發生機率的個體面，包括：人力資本（human capital）、搜尋與配對（search and matching）、勞工流動（labor mobility）、工作競爭（job competition）、工作篩選（job screening）、指定（assignment）等。若探討層次為整體勞動市場，因需求面與供給面形成過量教育的因素不同，所以適用解釋的理論也有所差異。

稱爲「過量教育」；若前者小於後者，則稱爲「不足教育」(undereducation)。

過量教育文獻常以勞工薪資差異來衡量過量教育的影響。常見的薪資方程式有Duncan-Hoffman (1981) 以及Verdugo-Verdugo (1989) 所提出的兩種設定。前者在薪資方程式中除了放置工作所需教育年數，也放入過量教育者的超額教育年數、以及不足教育者的不足教育年數，藉以估計各類教育年數薪資報酬率的差異；後者的設定則是放入實際教育年數後，也同時放入過量教育、不足教育兩個虛擬變數，藉以觀察過量教育或不足教育者相較於適量教育者的薪資報酬落差。關於Duncan-Hoffman設定的實證研究多呈現一致的結論：適量教育年數的薪資報酬率爲正；超額教育年數報酬率雖爲正，但低於適量教育年數的報酬率；不足教育年數薪資報酬率爲負，但薪資懲罰(wage penalty) 幅度小於適量教育年數的報酬率。⁷若是採用Verdugo-Verdugo的設定，多數文獻也發現，⁸在控制相同教育年數之下，過量教育者相對於適量教育者薪資較低，亦即有薪資懲罰；不足教育者的影響則不一致。

臺灣過量教育相關文獻有Hung (2008)、Lin與Wang (2005) 兩篇，分別利用「家庭收支調查報告」、「臺灣地區社會變遷基本調查」的個體資料，分析過量教育與薪資報酬的關係。二者都得到和過去Duncan-Hoffman設定的實證研究相同的結果，即過量教育者超額教育年數的報酬率雖爲正，但低於適量教育年數的報酬率。蔡瑞明、莊致嘉與葉秀珍(2005)的研究結果則與上述歐、美國家以及臺灣的實證結果相異，他們使用2002年「臺灣地

⁷ 實證分析得到類似結果的文獻很多，例如：Alba-Ramirez (1993)，Cohn與Khan (1995)，Duncan與Hoffman (1981)，Hartog (2000)，Hartog與Osterbeek (1988)，Hersch (1991)，Kiker、Santos與De Oliverira (1997)，Rumberger (1987)，Sicherman (1991)，Sloane、Battu與Seaman (1999)，Tsang、Rumberger與Levin (1991) 所做之實證研究。

⁸ 如黃毅志與林俊瑩 (2010)，Bauer (2002)，Di Pietro與Urwin (2006)，Ng (2001) 所做之研究。

區社會變遷基本調查」資料，採用Verdugo-Verdugo設定，依據「半標準差法」以及「自我評量的標準差法」，結果發現過量教育者的薪資高於適量教育者。⁹

關於學用不符的影響，文獻探討得相對較少。Robst（2007a）是近年來首位提出深入探討學非所用文獻的學者。他分析美國大學不同科系別的畢業生發生學非所用的機率，也發現學非所用者的薪資低於學用相符（或稱學以致用）者，以及不同科系學非所用導致的薪資損失，因專業程度不同而有差異。Robst（2007b）分析重點在性別差異，研究結果顯示男性學非所用的機率較女性高，接受學非所用工作的原因也有差異：男性多為薪資與升遷機會因素，女性則是家庭相關或工作環境的因素。Robst（2008）進一步結合過量教育與學用不符兩個面向，重新定義「教育－工作不相稱」。實證結果發現41%的樣本為過量教育，過量教育樣本中又有超過半數是學用不符。過量教育者有薪資損失的現象，其中若是學用相符者，薪資損失約3%，同時是學用部分不相關者約6%，兼具學非所用者的薪資損失則高於20%；若因為廠商無適當工作開缺等需求面因素而接受職務者，其薪資下降幅度更大。Robst（2008）雖沒有明確計算，但由上述數據顯示，學非所用相對於過量教育，前者對於薪資的負向影響力較大。Tao與Hung（2014）使用「2004年（93學年度）大專畢業後一年問卷」樣本分析臺灣教育垂直不相稱（過量教育）及水平不相稱（學用不符）對於薪資的影響，結果卻發現過量教育對於薪資的負向影響力大於學非所用。陶宏麟與簡維萱（2011）進一步探討學士與碩士生教育工作不相稱對於薪資的影響，指出學士生的過量教育與學非所用皆造成薪資的損失，而碩士生只有在學非所用時，才會造成薪資損失。

然而，無論探討過量教育或是學用不符對於薪資的影響，僅反應了教育報酬的貨幣面效果，而自我評估的工作滿意度則可以同時反應教育投資的貨幣面及非貨幣面效果，因而研究者也開始探討過量教育或學用不符對於工作

⁹ 但該研究並未放入實際教育年數，可能因此影響其估計結果。

滿意度的影響。Tsang與Levin（1985）、Tsang等人（1991）分別以理論及美國資料實證分析，發現過量教育者因對工作不滿意，導致投入較少而使得生產力較低。Fleming與Kler（2008）也發現澳洲過量教育者對於薪資、工時等多項工作滿意度低於非過量教育者。Hersch（1991）除分析過量教育對於薪資的影響，也同時分析過量教育和薪資對於工作滿意度的影響。結果發現過量教育者的工作滿意度較低，薪資能提升工作滿意度，但僅限於男性。

少數文獻進一步納入學用關係對工作滿意度的影響。例如：Vila與Garcia-Mora（2005）採用1998年西班牙家計調查資料，發現過量教育降低薪資和工作穩定性等多項工作滿意度，而所學與工作相關則提高各項工作滿意度。以整體工作滿意度（主觀分數1~6分）而言，過量教育降低滿意度0.47分，與學用相關增加的滿意度0.41分，數值差異不大。Florit與Lladosa（2007）也採用相同資料，但採用結構方程式（structural equations）設定，實證發現過量教育降低工作滿意度約0.34分，而學用相關則提高工作滿意度0.23分，隱含過量教育對滿意度的負向影響大於學非所用。Allen與van der Velden（2001）分析荷蘭資料，除過量教育與學用不符因素外，進一步納入「技能不相稱」，討論其對薪資與工作滿意度的影響。其結論以薪資效果而言，學非所用對於薪資無影響，過量教育和技能不相稱皆對薪資產生負向影響，但過量教育的負向效果大於技能不相稱。以工作滿意度而言（自變數independent variable亦納入薪資），則發現只有技能不相稱顯著降低工作滿意度，但過量教育、學非所用以及薪資對工作滿意度則不具影響力。另外，相較於國外文獻，國內關於過量教育或學非所用對工作滿意度影響的探討甚少，僅有黃毅志與林俊瑩（2010）使用「臺灣地區社會變遷基本調查」資料，以「修正自評半標準差法」¹⁰評估過量教育對於工作收入與主觀意識

¹⁰ 「修正自評半標準差法」以全體工作者實際之教育程度所轉換的教育年數減去自評工作所需教育年數，代表教育與職業不相稱程度，並計算不相稱程度的標準差，以不相稱程度超過半個標準差作為截點，區辨出過量、適量與不足教育。

（其中也包括工作滿意度）的影響。他們發現過量教育者的工作收入低於適量教育者，而控制工作收入後，過量教育者的工作滿意度低於適量教育者。

少數學者不認同教育投資會有過量的問題，例如Baker（2011）從兩個面向強調如果教育程度提高，伴隨著技術進步，便無所謂過量教育。¹¹第一個面向是教育提升與技術提升的正向連動關係。他引用Goldin與Katz（1996, 1998, 2008）一系列的美國資料研究，說明雇用高教育人才的偏好與技術提升呈正相關，用以反駁過量教育的存在。不過，本研究以為企業喜愛雇用高學歷人才、技術進步與過量教育現象三者可能同時存在。技術進步通常來自社會菁英的貢獻，而且技術進步本身會再創造新的技術，但當企業愛雇用高學歷，等同也鼓勵非菁英階層追求高學歷文憑，造就過量教育的可能性。Baker（2011）的第二個面向認為教育與技術在生產上為互補，即受教育者更能有效利用企業生產方式，甚至提出改善以提高產出。他引用Bekman、Bound與Machin（1998）的研究顯示愈來愈多的高學歷勞工進入企業，讓企業更普遍地朝技術導向（skill-biased technology）發展，這些工作內容又再技術升級，形成企業內教育與技術升級的互補現象。這樣的互補描述雖然適當，但也不能否定某些高學歷者無法進入這類企業，造成過量教育。觀察臺灣近20年的高教擴張，作者並未看到對等的技術進步，看到的只是薪資停滯。Baker（2011）所引用的現象或許適用某些先進國家，但至少並不適用於臺灣。

以下本研究除了分析大學畢業生的過量教育對於薪資的影響，也將分析學非所用的影響。且在控制教育程度及薪資變數下，也探討過量教育或學非所用對於工作滿意度的影響。

一般文獻對於工作滿意度的計量方法，較常採用排序性Probit（ordered

¹¹ Baker（2011）指出教育並非只是訊號的文憑主義（credentialism），而是提升受教者技能如會計師、醫師等執照的文憑認證（credentialing）。近60年來教育迅速擴張，社會階層的決定與流動取決於教育程度與品質高低，教育已成為形塑社會最重要的制度（institution）。

probit，簡稱OP）模型。本研究將採用POLS模型進行工作滿意度估計，相較於OP，POLS的優點是迴歸係數（regression coefficient）可直接用來解釋自變數對依變數（dependent variable）的效果（Origo & Pagani, 2009; Pouliakas & Theodossiou, 2009, 2010; Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2006, 2004/2008）。

參、資料來源與基本統計量

一、資料來源與變數說明

本研究「教育—工作不相稱」主要關心的兩個問題分別是過量教育（實際教育程度大於工作所需教育程度）與學用不符（科系所學與工作性質不完全相關）。實證涵蓋兩部分的迴歸分析（regression analysis）：「教育—工作不相稱」對於女性大學畢業生薪資的影響，以及「教育—工作不相稱」對於工作滿意度的影響。本研究採用的個體資料取自國立臺灣師範大學「教育研究與評鑑中心」的「臺灣高等教育整合資料庫」。該中心提供本研究2003年大一入學新生及其於大三、大四及畢業後一年之串聯資料，本研究以其所提供資料之最後一年度資料「2006年（95學年度）大專畢業後一年問卷」作為本研究的分析基礎，樣本有29,632筆（包括一般大學、技職體系大專校院）。¹²

因本研究主要分析對象為大學畢業一年的學生，因大部分男性畢業後需服役，為避免剩餘的男性樣本具有非隨機性的問題，因此將分析主體侷限於女性，刪除12,606個男性樣本。因分析重點放在四年制大學畢業生（包括一般大學、四技），所以刪除學制不同的二年制及五年制大專畢業生，合計97筆。之後，刪除未進入就業市場的大學生（如繼續升學等）4,908筆。其

¹² 「臺灣高等教育整合資料庫」因個資法限制，近年來已不釋出任何資料，本研究只能以早期取得的資料進行分析。

中，就業者也只保留全職工作者的樣本，對於兼職、實習或是仍在職訓練者，較不適合評量其工作滿意度，因此刪除此類樣本共421筆。最後，刪除資料遺漏者，總計剩餘觀察值為7,644筆全職工作的女性大學畢業生。

本研究實證分析所採的變數與說明詳列於表1。關於第一部分的薪資迴歸分析，依變數為畢業生樣本的月薪，問卷選項以區間方式（interval-coded data）呈現，每5,000元為一個級距，分別為10,000元以下、10,001～15,000元、15,001～20,000元、……90,001～95,000元、95,001～100,000元、100,001元以上，合計有20個薪資區間。影響薪資的因素則包括職場相關變數（機構屬性、職業別、每週工時、工作地區）、學校相關變數（學校類型）以及主要觀察變數（過量教育 *OVER* 與學用不符 *UNRELATED*）。首先，畢業生是否過量教育（*OVER*），由「實際教育程度」與「工作所需教育程度」的差異來判定。因研究樣本皆為大學畢業生，所以「實際教育程度」均為大學學歷。而「工作所需教育程度」在本研究則是採取「自我評估法」（self-appraisals）¹³ 衡量法。問卷問及受訪者：「您認為大概需要多少教育程度才能勝任您目前的這份工作？」，選項分別為「國中以下、高中、高職、專科、大學、碩士以及博士」，由此定義受訪者主觀的「工作所需教育程度」。若受訪者所填工作所需教育程度屬於大學以下教育程度（不含大學），則該樣本歸類為「過量教育」；若工作所需為大學程度，則該樣本歸為「適量教育」；若工作所需為大學以上教育程度，則稱該樣本為「不足教育」。亦即 *OVER* 分為3類：過量教育者、適量教育者與不足教育者。

學用是否相符（*UNRELATED* 程度）則以大學主修與工作相關程度來區分。採用問卷的一個問項，由受訪者主觀認定相關程度。該問項問及受訪者：「您目前工作與您大學時就讀科系是否相關？」，選項分別為「無關、

¹³ 此「自我評估法」最常被引用，由問卷直接詢問勞工，需要多少教育年數才足以勝任其工作。如Alba-Ramirez（1993）、Buchel（2002）、Duncan與Hoffman（1981）、Sicherman（1991）、Sloane等人（1999）之研究即採用此種方法。

表1 變數說明

變數		說明
迴歸 1 依變數	每月薪資	以區間類型表示：10,000 元以下、10,001～15000 元、15001～20000 元……95,001～100,000 元、100,001 元以上，計 20 個區間。
迴歸 2 依變數	工作滿意度	分為很不滿意、不滿意、滿意、很滿意 4 類。
自變數		
職場相關變數	每月薪資	20 個區間，取各區間中間值作為該區間的平均薪資。
	機構屬性	以虛擬變數表示。分為企業、學校、政府／軍事單位、非營利法人團體、其他共 5 類。設定 4 個虛擬變數，以「企業」為參照組。
	職業別	以虛擬變數表示。分為經理人／專業人員 I（大專教師、醫師、律師、會計師）、教師（中小學、特教、幼稚園教師）、專業人員 II（一般工程師、藥劑師、記者、護士、音樂家、演員、導演、編輯）、技術／助理專業人員（工程技術員、代書、藥劑生、推銷保險、驗光師、不動產經紀人、政府稅務人員、廣播、電視及其他播報人員）、事務人員、服務／銷售人員、其他共 7 類。設定 6 個虛擬變數，以「事務人員」為參照組。
	每週工時	以虛擬變數表示。分為 12 小時以下、13～36 小時、37～48 小時、49～60 小時、61 小時以上共 5 類。設定 4 個虛擬變數，以「12 小時以下」為參照組。
	工作地區	以虛擬變數表示。分為北（北基桃竹）、中（苗中彰投雲）、南（嘉南高屏）、東（宜花東）共 4 區。設定 3 個虛擬變數，以「東部」地區為參照組。
學校相關變數	學校類型	以虛擬變數表示。分為私立技職、公立技職、私立大學以及公立大學共 4 類。設定 3 個虛擬變數，以「私立技職」為參照組。
主要觀察變數	過量教育 (OVER)	以實際教育程度與工作所需教育程度之差距來衡量。若兩者相同，為「適量教育」；若前者大於後者，為「過量教育」；若前者小於後者，為「不足教育」。

表1 變數說明 (續)

變數	說明
學用不符 (<i>UNRELATED</i>)	以學校主修學門與工作相關程度作為區分。分為學用非常相關、學用大部分相關、學用部分相關以及學非所用(無關)4組。
教育—工作不相稱 (<i>MISMATCH</i>)	將兩類不相稱(<i>OVER</i> 與 <i>UNRELATED</i>)交叉相乘，區分為9組，包括「適量教育&學用非常相關」、「適量教育&學用大部分相關」、「適量教育&學用部分相關」、「適量教育&學非所用」、「過量教育&學用非常相關」、「過量教育&學用大部分相關」、「過量教育&學用部分相關」、「過量教育&學非所用」以及「不足教育」 ^a 。設定8個虛擬變數，以「適量教育&學用非常相關」為參照組。

- a. 「不足教育」僅占全體樣本的1.52%，因此不足教育組別內4類學用相符程度不再細分，僅歸為不足教育一大類。

部分相關、大部分相關以及非常相關」四項。本文以「學非所用」名詞，指稱最嚴重的主修與工作「無關」的畢業生。

為觀察過量教育與學用不符兩者交互作用對薪資與滿意度的影響，本研究將過量教育(*OVER*)的3類與學用不符(*UNRELATED*)的4類交叉相乘，區分為「教育—工作不相稱」(*MISMATCH*)12個類組；但因不足教育僅占全體樣本的1.52%，因此不足教育組別內4類學用相符程度不再細分，僅歸為不足教育一大類。因而*MISMATCH*最後區分為9組(包括適量教育與學用相符程度4組交叉相乘、過量教育與學用相符程度4組交叉相乘，以及不足教育1組)。

關於第二部分的滿意度迴歸分析，依變數為工作滿意度，滿意度大小由受訪者自我評估，採用問卷中的一個問項，問及受訪者：「您對目前這份工作的滿意程度為何？」，選項分別為「很不滿意、不滿意、滿意以及很滿意」4類別。影響滿意度的自變數與上述影響薪資的自變數相同，另外再加上一項每月薪資。

二、變數基本統計量

表2列出各組別樣本的平均薪資與工作滿意度。如前說明，因畢業生樣本的月薪以區間方式勾選，為簡化呈現方式，本研究取區間的中間值（組中點）當成該區間的薪資，用以計算各類組的平均薪資。表2在工作滿意度呈現上，本研究也先分別以定數值1~4表示，數值1表非常不滿意，數值4表非常滿意，用以計算各類組的平均滿意度。先就工作相關變數說明。首先，每月薪資位於愈高區間者，¹⁴平均工作滿意度也愈高；隨著薪資增加，滿意度也由最低的2.64，逐漸攀高至最高的3.11，明顯看出薪資與工作滿意度的走向一致。機構屬性變數中，可以發現無論是薪資或是工作滿意度，皆以任職學校或政府／軍事單位者為最高（薪資為3萬元以上，滿意度在3上下）；其次依序為非營利法人團體、企業單位以及其他，薪資與工作滿意度呈現一致的走向。職業類別中，以教師、專業人員II以及經理人／專業人員I的薪資與工作滿意度高居前三；薪資最低與最不滿意者為事務人員。由每週工時初步分析，工時提高、薪資也提高；但工時提高，工作滿意度也有下降的趨勢。臺灣雖小，因工作地區不同仍可發現薪資的差異性：東部地區工作者的平均薪資略高於北部地區，且高於中、南部達3,000多元。可能原因是東部軍公教單位工作的比例較多，而公教屬性工作的起薪較高。¹⁵東部工作者的工作滿意度2.96，也是各地最高。此初步分析待後續控制其他因素後的迴歸結果再進一步確認。學校類型變數中，平均薪資高低依序為：公立大學畢業生（32,113元）、私立大學（28,185元）、公立技職（26,510元）與私立技職（25,598元）。平均工作滿意度也顯示公立大學的畢業生滿意度稍高於

¹⁴ 相較於薪資區間選項，若有實際薪資所得的資料，則薪資估算將更為精確。因篇幅有限，表2將原20個區間薪資簡化為6個區間呈現，以下迴歸分析以20個區間薪資進行。

¹⁵ 東部地區於學校、政府／軍事單位、企業工作的比率分別為19.67%、14.34%、39.34%；北部地區分別為7.47%、4.68%、71.95%；中部地區為9.10%、3.82%、65.77%；南部地區為11.34%、4.71%、63.99%。

表2 各類別樣本的平均薪資／工作滿意度^a（續）

	樣本數	樣本比例	平均薪資	工作滿意度	樣本數	樣本比例	平均薪資	工作滿意度
技術／助理專業人員	1,057	13.83%	27,410	2.86	1,064	13.92%	27,467	2.90
專業人員 II	956	12.51%	30,921	2.93	2,516	32.92%	26,806	2.85
教師	694	9.08%	31,030	2.98	2,269	29.68%	25,675	2.79
經理人／專業人員 I	512	6.70%	30,430	2.90	教育—工作不相稱 (MISMATCH)			
其他	933	12.20%	27,320	2.88	116	1.52%	31,638	2.97
每週工時					不足教育			
12 小時以下	490	6.41%	25,133	2.90	適量教育&學用非常相關			
13~36 時	516	6.75%	27,820	2.97	724	9.47%	28,370	2.95
37~48 時	4,350	56.91%	27,299	2.89	適量教育&學用大部分相關			
49~60 時	1,695	22.17%	27,760	2.80	1,244	16.27%	28,187	2.95
61 小時以上	593	7.76%	29,903	2.83	適量教育&學用非所用			
					777	10.17%	27,436	2.93
					過量教育&學用非常相關			
					441	5.77%	27,693	2.85
					過量教育&學用大部分相關			
					322	4.21%	25,233	2.78
					過量教育&學用部分相關			
					1,247	16.31%	25,343	2.75
					過量教育&學用非所用			
					1,472	19.26%	24,738	2.70
全部樣本	7,644		27,499	2.87				

a. 滿意度分為四類別，分別以定數值 1~4 表示，數值 1 表非常不滿意，數值 4 表非常滿意。

b. 在此將原 20 個區間薪資簡化為 6 個區間，全部樣本平均薪資之平均值以 20 個區間計算所得。

其他類型大學畢業生。

「教育—工作不相稱」的相關變數中，大學畢業生適量教育者約占總樣本的52.92%，過量教育者的比率約45.55%，不足教育者僅1.52%。不足教育者的薪資略高於適量教育者，而其兩者工作滿意度相近。過量教育者的平均薪資25,357元、工作滿意度2.74，分別低於適量教育者的29,209元與2.98。關於學用是否相符，總樣本中大學畢業生所學與工作非常相關者約23.48%，薪資超過3萬元，滿意度最高；大部分相關或部分相關的比率，分別占13.92%與32.92%；但所學與科系完全無關者（學非所用）的比率也不低，約占29.68%。所學與工作相關程度愈低者，薪資與工作滿意度亦愈低。

若將「教育—工作不相稱」（*MISMATCH*）分為9個類組，本研究發現最理想組別的「適量教育&學用非常相關」約占17.02%，而最差狀況「過量教育&學非所用」的比例也高達19.26%。其次，若加總適量教育且學用至少部分相關者3類（包括非常相關、大部分相關、部分相關），比例約占42.76%，但仍不到總樣本的一半，由此可知，大學畢業生就在業市場中處於「教育—工作不相稱」的現象仍居多數。「適量教育&學用非常相關」的薪資與滿意度最高，其他7個類組的平均薪資與工作滿意度大致依序遞減；適量教育各類組大致上高於過量教育的各類組。至於大學畢業生在薪資與工作滿意度，受到過量教育或學用不符的負向影響哪一個較大，則有待控制其他變數影響的迴歸分析做進一步確認。

肆、實證模型

本研究觀察「過量教育」與「學用不符」兩類「教育—工作不相稱」對於初入職場的大學畢業生在薪資（貨幣面）與工作滿意度（包含貨幣面與非貨幣面）的影響。實證分析採用計量的迴歸估計（*regression estimation*）模型，涵蓋以下兩個部分：首先，採用區間迴歸模型進行薪資迴歸的估計；第

二部分則採用POLS模型進行工作滿意度的迴歸分析。

兩個迴歸模型的依變數分別為薪資與工作滿意度。自變數可以將過量教育（*OVER*）與學非所用（*UNRELATED*）兩類衡量不相稱程度的變數單獨列入，但因過量教育樣本中也包括學用相符／不符4類型的畢業生，學非所用者也包括適量教育與過量教育3類畢業生（學用相符其他3類型亦是），若迴歸模型設定只分別設定個別的虛擬變數，相對應的係數並無法區分過量教育與學非所用兩類不相稱各自純粹的效果。¹⁶因此，本研究以過量教育與學用不符交叉相乘所建構的「教育—工作不相稱」指標（*MISMATCH*）作為主要觀察的自變數，以試圖萃取其兩類不相稱單獨的效果。

一、薪資迴歸分析

如前所述，畢業生樣本的月薪以區間方式呈現，依序為10,000元以下、……、至100,001元以上，每5,000元為一個級距，分為20個薪資區間。因此，薪資迴歸分析採用區間迴歸模型估計較為適當。¹⁷為求最佳估算，被解釋的變數也依據原始問卷，區分為20個區間，模型可表示如下：

$$\ln W_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 X_i + \alpha_2 (MISMATCH)_i + \varepsilon_{1i} \quad (1)$$

$$W = 1 \quad \text{if} \quad W^* \leq 10,000;$$

$$W = 2 \quad \text{if} \quad 10,000 < W^* \leq 15,000;$$

$$W = 3 \quad \text{if} \quad 15,000 < W^* \leq 20,000;$$

⋮

$$= 19 \quad \text{if} \quad 95,000 < W^* \leq 100,000;$$

$$= 20 \quad \text{if} \quad W^* > 100,000 \quad (2)$$

¹⁶ 對於該設定的迴歸結果，讀者若有興趣，可以參考後文的註21與註26。

¹⁷ 薪資若以區間資料呈現，文獻一般迴歸分析常以區間的組中點設為該區間的薪資，進行一般最小平方方法（ordinary least squares, OLS）估計。本研究採用的區間迴歸模型則結合OP模型，分段點採用區間的兩端數值，以常態分配趨近薪資分配，所以估計較傳統OLS更為精準。

式中，下標 i 表第 i 個樣本， W_i 為樣本選取的月薪區間， W^* 為隱藏變數（latent variable），對應的 W^* 取對數值，影響月薪的自變數包括 X （機構屬性、職業別、每週工時、工作地區以及大學學校類型），以及本研究關注的「教育——工作不相稱」指標 *MISMATCH*，此為 *OVER* 或 *UNRELATED* 兩類型不相稱的交互組合，如表1所列，區分為9組，以8個虛擬變數表示，以最理想狀況「適量教育&學用非常相關」者為參照組。 ε_1 為隨機誤差項， α_0 、 α_1 、 α_2 為相對應的估計係數。¹⁸

二、滿意度迴歸分析

滿意度大小由受訪者自我評估，依程度不同區分為非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意四個等級。滿意度屬於排序（ordinal）性質的間斷型（discrete）變數，一般常以OP模型進行估計。然而OP模型所得的估計係數，僅能得知各自變數對於滿意度影響的方向及顯著程度，需先轉換為邊際效果，才能解釋各自變數對於滿意度提升至「其他類別」的邊際影響力，但不能像OLS估計，可直接由估計係數解釋各自變數對於依變數的影響力。因此，若能將具有排序性依變數藉由適當的效用轉換為「擬連續」（pseudo-continuous）性質的依變數，即可以OLS或其他線性模型估計。Van Praag與Ferrer-i-Carbonell（2004/2008）將這種結合OP與OLS的估計方法稱為POLS。¹⁹

本研究採用Van Praag與Ferrer-i-Carbonell（2004/2008）所採用的條件平均（conditional mean）轉換法，將排序性依變數轉換為擬連續性依變數。首先，如同OP模型般，先藉由無法觀察到的隱藏變數特性，找到相對應、可觀察到的類別依變數。假設 S 為一可觀察到的滿意度類別變數，具有排序性質，依程度不同區分為非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意4類，並分別

¹⁸ 因本研究樣本侷限於畢業後一年的女性大學畢業生，因此迴歸式中的自變數不放入性別、實際教育年數與工作經驗等變數。

¹⁹ 有關POLS模型詳細的內容介紹請參閱Van Praag與Ferrer-i-Carbonell（2004/2008）的著作。

給予1~4的數值表示，數值1表示非常不滿意，數值4表示非常滿意。且假設此序列類別變數與真實滿意度 (S^*) 之間存在相關，則 S^* 與 S 可表示為：

$$S_i^* = \gamma_0 + \gamma_1 X_i + \gamma_2 W_i + \gamma_3 \text{MISMATCH}_i + \varepsilon_{2i} \quad (3)$$

$$S_i = j \text{ if } \mu_{j-1} < S_i^* < \mu_j \text{ for } j=1,2,3,4 \quad (4)$$

式中，影響滿意度的自變數 X 、 MISMATCH 定義與式(1)同。滿意度迴歸式也將薪資納入自變數中，以月薪區間的組中點趨近該樣本的薪資。 ε_2 表隨機誤差項， γ_0 、 γ_1 、 γ_2 、 γ_3 則為相對應的估計係數。 S_i^* 為一無法觀察到的隱藏變數，落在 $[\mu_{j-1}, \mu_j]$ 範圍內，被切割成4個相鄰區間，比如，當隱藏變數 S^* 落在 $\mu_0 < S_i^* < \mu_1$ 區間時，則可觀察到的類別變數 $S_i = 1$ ；當隱藏變數 S^* 落在 $\mu_1 < S_i^* < \mu_2$ 區間時，則可觀察到的類別變數 $S_i = 2$ ；其餘類推。並且定義 $\mu_0 = -\infty$ ， $\mu_4 = +\infty$ 。

定義 p_1, p_2, p_3, p_4 為落在4類組滿意度的機率。假設 S_i^* 的母體為一標準常態分配，給定常態分配的性質下，可估得三個截斷點 μ_1 、 μ_2 與 μ_3 ：

$$\begin{aligned} \Phi(\mu_1) &= p_1 \\ \Phi(\mu_2) &= p_1 + p_2 \\ \Phi(\mu_3) &= p_1 + p_2 + p_3 \end{aligned} \quad (5)$$

式中， Φ 為標準常態累積分配函數。即使無法觀察到每個樣本的真实滿意度 (S_i^*)，但可藉由 S_i^* 常態分配的特性以及式(5)的截斷點，計算出 S_i^* 的條件平均值 \bar{S}_i ，即可得一組觀察到的擬連續性依變數（此組平均值的數目與可觀察到類別變數的組別數目一樣，Origo & Pagani, 2009）。 \bar{S}_i 可表示如下：

$$\bar{S}_i = E(S_i^* | S_i^* \leq \mu_1) = \frac{-\varphi(\mu_1)}{\Phi(\mu_1)} = \frac{-\varphi(\mu_1)}{p_1}, \quad \text{if } S = 1$$

$$\bar{S}_i = E(S_i^* | \mu_1 < S_i^* \leq \mu_2) = \frac{\varphi(\mu_1) - \varphi(\mu_2)}{\Phi(\mu_2) - \Phi(\mu_1)} = \frac{\varphi(\mu_1) - \varphi(\mu_2)}{p_2}, \quad \text{if } S = 2$$

$$\bar{S}_i = E(S_i^* | \mu_2 < S_i^* \leq \mu_3) = \frac{\varphi(\mu_2) - \varphi(\mu_3)}{\Phi(\mu_3) - \Phi(\mu_2)} = \frac{\varphi(\mu_2) - \varphi(\mu_3)}{p_3}, \quad \text{if } S = 3$$

$$\bar{S}_i = E(S_i^* | S_i^* > \mu_3) = \frac{\varphi(\mu_3)}{1 - \Phi(\mu_3)} = \frac{\varphi(\mu_3)}{1 - (p_1 + p_2 + p_3)}, \quad \text{if } S = 3 \quad (6)$$

式中， \bar{S}_i 為可觀察到的滿意度變數， φ 為標準常態機率密度函數。以 \bar{S}_i 為依變數，取代式 (3) 的 S_i^* ：

$$\bar{S}_i = \beta_0 + \beta_1 X_i + \beta_2 W_i + \beta_3 \text{MISMATCH}_i + \varepsilon_{3i} \quad (7)$$

採用OLS模型估計式(7)，即得POLs估計值。式中 ε 表隨機誤差項， β_0 、 β_1 、 β_2 為相對應的估計係數。

基本上，POLs與OP兩模型的估計結論一致 (Origo & Pagani, 2009; Pouliakas & Theodossiou, 2010; Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2006, 2004/2008)。然採用POLs模型的優點，在於一方面運用了OP模型中隱藏變數的特性，找到近似真實滿意度。另一方面，如同OLS模型般可直接由估計係數解釋各自變數對於依變數的影響。²⁰

嚴格來說，初畢業一年的大學生不必然選擇工作，使本研究的工作樣本可能為非隨機樣本，統計分析時產生自我選擇偏誤 (self-selection bias)。其實，女性因有家管的選擇，故其工作樣本都可能為非隨機樣本。Heckman (1979) 針對這類的問題提出計量的修正模型，一般稱為Heckman兩階段法，其在新資迴歸式前再加上第一階段的模型，以估計各種選擇的機率；就本研究的資料，這些選項包括就業、待業、繼續升學等，第一階段可採用multilogit模型。修正後的第二階段薪資迴歸式需再加上由第一階段建構的修正項。本研究未採用Heckman兩階段法基於以下原因：首先，Tao (2008)、Tao (2014)、Tao與Hung (2014) 採用不同年度但同樣資料庫的大學畢業生資料以及碩士畢業生資料 (陶宏麟、簡維萱, 2011)，在其與本研究類似的模型中，第二階段的修正項皆不顯著，意即模型不需修正項調

²⁰ POLs模型於計量方法的應用上更為廣泛，比如內生性、聯立方程式 (simultaneous equations) 或縱橫資料 (panel data) 等，皆可藉由POLs模型處理 (Origo & Pagani, 2009; Van Praag & Ferrer-i-Carbonell, 2006)，相較於OP模型在運用及解釋上較為容易且清楚。

整。其次，Leung與Yu（1996）認為第一階段與第二階段常有許多共同解釋變數，造成由第一階段建構的修正項常與第二階段的解釋變數形成難以解決的共線性（multicollinearity）問題，Leung與Yu（1996）證明在這樣的情況下，不經修正的估計因有較低的變異數，反而可能有較高的可信度。最後，一般的Heckman兩階段法的第一階段是兩項選擇，如工作或不工作，第二階段的解釋變數為量變數。本研究資料的第一階段超過兩項選擇，第二階段為排序性變數，如薪資區間或工作滿意度，使得技術上更為困難，估計方法尚未發展完全，一般計量軟體也不提供支援。

伍、薪資與工作滿意度的實證結果

以下表3與表4分別呈現9類「教育—工作不相稱」（*MISMATCH*）對薪資和工作滿意度的影響。研究者預期過量教育與學非所用對薪資與工作滿意度兩個面向均有負向的影響。以下迴歸分析的重點有三方面：【分析重點1】比較過量教育與學非所用對薪資／工作滿意度負向影響程度的大小；【分析重點2】比較適量教育、不足教育、過量教育的薪資差異，預期過量教育者將有薪資損失；【分析重點3】預期所學與工作相關程度愈低者，薪資愈低。這些分析重點都對應於實證假說（*hypothesis*），在以下假設檢定結果呈現的最後，研究者針對薪資（符號W）／工作滿意度（符號S）的影響，分別標示相對應的【分析重點】。

首先，表3列出薪資迴歸結果。為清楚呈現9類組「教育—工作不相稱」對於薪資的影響，表中以數字編號(1)~(9)標示各類組。²¹9類組中以最理

²¹ 若薪資迴歸式依照Verdugo與Verdugo的設定（1989），將*OVER*與*UNRELATED*設為虛擬變數，以適量教育者為參考組，不足教育者的薪資高約3.5%（10%顯著水準），過量教育者的薪資低約7.5%。以學用非常相關為參考組，大部分相關、部分相關、無關（或稱學非所用）薪資損失分別為7.2%、6.4%與8.3%。其他自變數的係數正負及顯著程度結果與表3一致，僅些微變動。

表3 「教育—工作不相稱」對於薪資影響的迴歸結果：區間迴歸模型

機構屬性		係數	Z 值	工作地區		係數	Z 值
企業 (參照組)				東部 (參照組)			
學校		0.057***	5.16	北部		0.024*	1.80
政府/軍事單位		0.069***	6.16	中部		-0.050***	-3.55
非營利法人團體		-0.030**	-2.50	南部		-0.071***	-5.01
其他		-0.036***	-5.23	學校類型			
職業別				私立技職 (參照組)			
事務人員 (參照組)				公立技職		0.020**	2.43
服務/銷售人員		0.040***	5.30	私立大學		0.056***	10.29
技術/助理專業人員		0.065***	8.57	公立大學		0.140***	18.30
專業人員 II		0.138***	16.99	9 類組「教育—工作不相稱」			
教師		0.073***	6.41	(2)適量教育&學用非常相關 (參照組)			
經理人/專業人員 I		0.117***	11.71	(1)不足教育		-0.009	-0.47
其他		0.045***	5.58	(3)適量教育&學用大部分相關		-0.075***	-7.96
每週工時				(4)適量教育&學用部分相關		-0.073***	-8.78
12 小時以下 (參照組)				(5)適量教育&學用非所用		-0.090***	-9.41
13~36 時		0.030**	2.35	(6)過量教育&學用非常相關		-0.096***	-8.52
37~48 時		0.048***	4.88	(7)過量教育&學用大部分相關		-0.154***	-11.90
49~60 時		0.075***	7.11	(8)過量教育&學用部分相關		-0.139***	-15.96
61 小時以上		0.129***	10.38	(9)過量教育&學用非所用		-0.160***	-18.76
				常數項		10.148***	558.46

總樣本：7,644

***表 1% 顯著水準，**表 5% 顯著水準，*表 10% 顯著水準。

想狀況「(2)適量教育&學用非常相關」為參照組。迴歸結果顯示，該類組薪資最高，(1)不足教育者的薪資與之無顯著差異，其餘各組都有薪資損失（以下所列的「薪資損失」都是相對於「(2)適量教育&學用非常相關」而言）。然迴歸係數中明顯呈現，若畢業生為適量教育，學用若部分不完全相關者(3)~(5)，其薪資損失都在9%以下。然一旦畢業生為過量教育者(6)~(9)，其薪資損失則在9%以上【分析重點W2】。其中，僅有過量教育一項不相稱者（(6)過量教育&學用非常相關）的薪資低於參照組9.6%，僅有學非所用一項不相稱者（(5)適量教育&學非所用）的薪資低於參照組9%。最差狀況是兩類不相稱兼具的「(9)過量教育&學非所用」，其薪資損失高達16%。具體而言，其他條件相同時，若適量教育者能賺100元，不足教育者也是100元；單有過量教育者只有90.4元，單有學非所用者則賺91元，兩者均不相稱者的薪水則只有84元。

為精確推估過量教育或是學用不符對於薪資的負向影響何者較大，本研究採用Wald檢定檢視係數的差異（區間迴歸模型統計量為 X^2 ）。²²首先，以單有學非所用（(5)適量教育&學非所用）與單有過量教育（(6)過量教育&學用非常相關）兩類畢業生薪資損失進行比較。兩者的薪資分別低於參照組9%與9.6%，Wald檢定結果顯示兩者無顯著差異，表示此過量教育與學非所用對於薪資的負向影響並無顯著差異【分析重點W1】。另外，不論是適量教育或過量教育者，比較其中「學用大部分相關」與「學用部分相關」的係數，發現兩者無顯著差異（亦即(3)=(4)，(7)=(8)。「學用非常相關」者（(2)、(6)）薪資分別顯著高於這兩類組；「學非所用」者（(5)、(9)）則顯著低於這兩類組【分析重點W3】。又因(6)~(9)類組有過量教育的薪資損失，所以排序在後，因此最後的薪資排序為：(1)=(2) > (3)=(4) > (5)=(6) >

²² 雙尾檢定 H_0 設為：第(i)類組係數=第(i+1)類組係數， H_1 ：兩者不等。若 p 值大於或等於10%，無法拒絕 H_0 。若 p 值小於10%，拒絕 H_0 ，這時改採單尾檢定， H_0 改設：第(i)類組係數 \leq 第(i+1)類組係數， H_1 ：第(i)類組係數 $>$ 第(i+1)類組係數。

(7)=(8) > (9)。²³

其次，觀察工作相關變數。首先，關於機構屬性，係數正負和排序與表2薪資平均值排序相近，其中學校、政府／軍事單位工作者的薪資高於企業機構，約高5.7%與6.9%；其他機構工作者的薪資則較企業為低；然非營利法人團體係數顯著為負，隱含在非營利法人團體工作者薪資較企業為低。這結果與表2似乎矛盾，但檢視後發現，企業機構樣本中過量教育與學非所用的樣本比例均較非營利法人團體為高，因此表3迴歸排除「教育－工作不相稱」效果之後，「企業」單純的薪資效果高於非營利法人團體。²⁴職業類別中，事務人員的薪資最低；薪資較高的前三者依序為專業人員II、經理人／專業人員I以及教師，約高13.8%、11.7%及7.3%。如同預期，每週工時愈高，薪資補償也愈高。在控制機關屬性與職業別（東部樣本軍公教比例較高）等其他變數後，北部工作者的薪資略高於東部地區約2.4%（10%顯著水準），而於中、南部地區工作者的薪資仍低於東部地區工作者。表3組別比較與表2基本統計量排序大致一致，唯控制其他變數後，可以由係數明確估算各類組對薪資影響的幅度。學校類型方面，以私立技職為參考組，公立大學、私立大學、公立技職畢業生的薪資較高，依序高於私立技職生約14.0%、5.6%、與2.0%。

表4列出工作滿意度的迴歸結果，本研究同時呈現OP及POLS兩模型。兩模型的迴歸估計係數符號及顯著程度極為相近，但後者的估計係數可以直

²³ 第(2)類組為參照組，(1)與(3)類組直接由表4的t值可以得知與(2)比較的大小。其他類組比較採Wald檢定：(3)與(4)、(4)與(5)、(5)與(6)、(6)與(7)、(7)與(8)、(8)與(9)的p值分別為=0.7985（雙尾）、0.0366（單尾）、0.5875（雙尾）、0.0001（單尾）、0.2483（雙尾）、0.0048（單尾）。

²⁴ 企業樣本中過量教育與學非所用的樣本比例分別為50.22%及30.99%；而非營利法人團體則較低，分別為30.67%及20.77%。初入職場的女性大學生可能因企業環境具發展潛在性，而願意接受低就、與所學較不相關、且低薪的職缺而留在企業界工作。非營利法人團體多服務某種弱勢團體，通常需要修習相關學門（例如社會工作學系）的人才，此類團體學用相關的比例也相對較高（79.23%）。

表4 「教育—工作不相稱」對於工作滿意度影響的迴歸結果：OP/POLS模型（續）

	OP 係數	POLS 係數	POLS t 值	OP 係數	POLS 係數	POLS t 值
其他	0.044	0.033	0.95	-0.077	-0.057	-1.60
每週工時						
12 小時以下 (參照組)				-0.102*	-0.072*	-1.76
13~36 時	0.070	0.052	0.95	-0.280***	-0.205***	-4.21
37~48 時	-0.074	-0.055	-1.32	-0.365***	-0.268***	-4.81
49~69 時	-0.236***	-0.176***	-3.93	-0.437***	-0.323***	-8.53
61 小時以上	-0.245***	-0.180***	-3.36	-0.507***	-0.376***	-10.16
總樣本：7,644					-0.007	-0.08

***表 1% 顯著水準，**表 5% 顯著水準，*表 10% 顯著水準。

註：OP 模型三個分節點分別為：-1.870、-0.568、-1.553。

接解釋各自變數對於工作滿意度的影響，本研究以POLS的結果說明。首先，POLS的薪資係數值 2.06×10^{-5} ，表示薪資與工作滿意度呈正向關係，薪資每增加1,000元，工作滿意度提升0.0206。

表4以9類組「教育—工作不相稱」指標*MISMATCH*為自變數，觀察其對於工作滿意度的負向影響。本研究以最理想狀況(2)適量教育&學用非常相關為參照組，以POLS模型說明如下。首先，(1)不足教育者的工作滿意度與參照組無顯著差異。適量教育且學用部分相關者，包括(2)學用非常相關、(3)學用大部分相關、(4)學用部分相關3個類組的工作滿意度則無顯著差異。與(2)相比，(5)適量教育&學非所用者的0.072雖具10%顯著水準，若以Wald檢定兩兩係數的差異，²⁵則發現適量教育者中，(5)學非所用與(4)學用部分相關者的滿意度並無顯著差異。由此可以推論，不論學用相符程度如何，大致上所有的適量教育者的工作滿意度並無顯著的差異【分析重點S3-1】。²⁶

接下來檢視單純過量教育（(6)過量教育&學用非常相關）與單純學非所用（(5)適量教育&學非所用）對工作滿意度的影響。單純過量教育(6)的工作滿意度低於理想狀況(2)約0.205，相對地，單純學非所用(5)低於理想狀況(2)約0.072，似乎單純過量教育對工作滿意度的負向影響高過單純的學非所用。以Wald檢定此假說，檢測結果顯示前者滿意度的確顯著小於後者，亦即大學畢業生對其工作滿意度的評量，受到單純過量教育(6)的負向影響，大於單純學非所用(5)的影響【分析重點S1】。這結果自然可理解，因學非所用雖處於不同專業領域，但仍處於同一教育水平上，而過量教育則是處於

²⁵ 滿意度分析採用POLS迴歸模型，Wald檢定的統計量為F值。檢定設定同註21。採用Wald檢定比較類組：(3)與(4)、(4)與(5)、(5)與(6)、(6)與(7)、(7)與(8)、(8)與(9)的p值（沒標示為雙尾）分別為0.9364、0.7070、0.0055（單尾）、0.3235、0.3062、0.1137。

²⁶ 若POLS的滿意度迴歸式將*OVER*與*UNRELATED*設為虛擬變數，薪資係數為 2.05×10^{-5} ，與表4相近。以適量教育者為參照組，過量教育者的工作滿意度低約0.260，不足教育者的滿意度則無顯著差異。以學用非常相關為參照組，隨著學用相關程度漸小，工作滿意度依序下降0.057、0.071、0.107。其他自變數的係數正負及顯著程度結果與表4一致，僅些微變動。

不同教育水平，當實際教育程度大於工作所需教育程度時，過量教育者即使學用非常相關，但仍有屈就感受。最後，過量教育中，(6)學用非常相關、(7)學用大部分相關、(8)學用部分相關與(9)學非所用者的工作滿意度，低於理想狀況(2)約0.205、0.268、0.323與0.376。但依據Wald檢定，過量教育中不論學用相符程度如何，(6)~(9)四者的工作滿意度並無顯著差異，亦即過量教育者的工作滿意度也不因學用相符程度不同而有顯著的差異【分析重點S3-2】。

綜合以上的檢定，本研究得到(1)=(2)=(3)=(4)=(5) > (6)=(7)=(8)=(9)的結果，亦即本研究明確發現「教育—工作不相稱」之於工作滿意度，只剩下單純過量教育的負向影響【分析重點S2】。因為表4分析工作滿意度的模型，已將薪資納入自變數，顯示對本研究的樣本而言，學用不相符的負向作用已間接地、且完全地呈現在薪資損失上，大致上學用不甚相符並不直接影響主觀的滿意度。或許這個結果隱含畢業生就業時，已經依照自己興趣找到志趣相符的工作，這時學用相符與否也就都無太大關係了。

如前述，相較於OP模型，POLS模型可以直接由估計係數解釋各自變數對於依變數的影響數據，以下即以不相稱變數為例，說明POLS係數的應用。首先，表4中POLS的薪資係數值為 2.06×10^{-5} ，表示薪資每增加1,000元，相當於工作滿意度提升0.0206。相較於理想狀況，學非所用（在10%顯著水準下）的工作使滿意度下降0.072，過量教育者的滿意度則下降0.205，兩者兼具的工作滿意度更下降0.376。這些數據隱含薪資與「教育—工作不相稱」之間的抵換率（trade-off rate）。²⁷學非所用者在維持相同的工作滿意度下，若願意在薪資上屈就，則可以換取學用相符的工作，此時抵換率約為3.5（0.072/0.0206），亦即學用相符的代價是3,500元。這3,500元也可以

²⁷ 薪資提高工作滿意度，不相稱（過量教育或學非所用）則降低滿意度。若將不相稱的幅度畫在橫軸，薪資在縱軸，則讓兩者具有相等效用（utility）的滿意度無差異曲線（indifference curve）將為正斜率，而迴歸式的係數則隱含薪資與不相稱之間的抵換關係（trade-off）。

做如下推論：學非所用者中（此時假設薪資水準相同），前者工作滿意度較低的0.072，若換算為貨幣損失，則相當於3,500元。同理，過量教育與薪資的抵換率高達9.95（ $0.205/0.0206$ ），過量教育的畢業生若為避免高教低就，代價高達9,950元。亦可推論過量教育，工作滿意度較低的0.0205，等值於9,950元的損失。²⁸過量教育與學非所用兼具者，若為換取兩類相稱，代價更高達18,252（ $0.376 \times 1000 / 0.0206$ ）元！由此估算，在此高教擴張的年代，學子若一味追求高學歷，未必能如願獲得高報酬率。一張文憑背後隱含的能力若無法滿足產業的需求，除了貨幣面的薪資損失之外，高教低就與學非所用所帶來的低工作滿足度，所隱含的代價甚為可觀。

關於工作機構的屬性，任職於學校或政府／軍事單位者的工作滿意度高於企業單位者，分別高出0.150及0.085；非營利法人團體以及其他單位的工作滿意度與企業單位無差異。結合表3的薪資分析，顯示軍公教工作者在薪資與工作滿意度兩方面，都是初入職場工作者任職機關的首選。職業類別中，僅有服務／銷售人員的工作滿意度較高，其他職業類別如兩類專業人員、經理人與教師，雖薪資較高，但工作滿意度卻與事務人員幾無差異。另外，每週工作48小時以下者，滿意度無顯著差異，但一旦工時超過49小時（含）以上，即使已給予較高的薪資補償，工作滿意度顯然低於前三者。北部、南部、東部地區工作者的滿意度無顯著差異，唯有中部地區工作者較低。表3迴歸結果發現北部地區工作者的薪資高於東部地區，但表4發現兩者工作滿意度無顯著差異，可能的原因是東部地區的工作步調較慢，物價與房價也較低，雖薪資較低，生活滿意度則相當。

先前表3薪資迴歸部分，公立大學、私立大學、公立技職畢業生薪資依序高於私立技職者，但在表4的滿意度方面，卻是相反的結論：私立技職畢業生的工作滿意度最高，公立技職、私立大學、公立大學畢業生的滿意度依

²⁸ 由過量教育與學非所用的POLS迴歸係數，也可以估算兩類不相稱之間的抵換關係約為2.85（ $0.205/0.072$ ），也就是過量教育的代價約為學非所用的3倍（9,950元/3,500元）。

序下降，而且公立大學的滿意度低於私立技職畢業生高達0.175。這樣的結果可能是各類型學校畢業生對於工作的主觀期待不同，公立大學畢業生可能相對地比私立技職生對工作的期許較高，因此即使工作條件類似（迴歸已控制薪資、職業、每週工時等變數在相同水準之下），滿意度卻相對較低。部分國外的研究也有類似的結果。例如：Clark（1996）、Clark與Oswald（1996）分析英國資料、Glenn與Weaver（1982）整理多篇文獻，均指出教育程度較高者工作滿意度未必較高；因為教育程度較高者雖然能力較高，可以找到好工作，因此滿意度可能較高。但另一方面，也因教育成就較高者對工作的期待較高，反而可能對工作較不易滿意。因此，綜合而言，工作滿意度未必較高。本研究的公立大學畢業生可能也是這類自認教育成就相對較高、對工作期許較高、但對工作滿意度卻較低的一群。²⁹

最後，迴歸模型可能因未納入畢業生先天能力（資質）而有遺漏變數（omitted variables）的問題。如果這些隱含在誤差項的人格特質與「教育—工作不相稱」相關，則可能會造成本研究薪資與工作滿意迴歸估計的偏誤。一般人力資本相關的文獻也都有類似問題，基本上偏好使用多年期的追蹤資料（panel data），以固定效果控制個人隱而未現的特質。不過「臺灣高等教育整合資料庫」目前未能提供畢業後多年的追蹤資料，本研究僅在迴歸模型中以畢業生的學校類型與職業別為自變數，作為個人資質的替代變數。另一方面，本研究上述呈現的迴歸結果也尚未處理可能的內生性問題。迴歸模型假設MISMATCH單向影響薪資，也假設MISMATCH與薪資兩者單向影響工作滿意度。但實際上畢業生選擇工作時，薪資與MISMATCH可能相互影響，連同工作滿意度三者都是內生變數，所以適當的模型應需處理內生性問題。一般採用工具變數（instrumental variable, IV）設定與兩階段估計，

²⁹ 類似的結果也見於工作滿意度的性別差異：過去英國與美國的職業婦女工作條件較差，但工作滿意度反而高於男性，原因即是女性對於工作的期待較低，因此對類似的工作較容易滿足（Bender, Dohohue & Heywood 2005; Clark, 1997; Sloane & Williams, 2000; Sousa-Poza & Sousa-Poza, 2000）。

然IV估計並非不偏，IV的設定複雜度也頗高，若建構不適宜，如同OLS估計，也一樣無法得到一致的估計結果。

陸、結論與建議

相對於過去文獻，本研究討論臺灣「教育—工作不相稱」的影響，除了涵蓋「過量教育」之外，也關注另一類不相稱—「學非所用」對於薪資的影響。針對畢業生是否為「過量教育」或「學非所用」，本研究則採用畢業生主觀自評作為判定「教育—工作不相稱」程度的依據。此外，教育投資的報酬除了以薪資衡量，本研究也關心這些不相稱對於主觀的工作滿意度的影響。在計量方法上，本研究以區間迴歸模型估計薪資方程式，採用POLS模型估計工作滿意度，在估算與係數解釋上，都能較精確分析其薪資與工作滿意度的影響。也進一步以交叉相乘項分析兩者合併的影響，並藉由群組內係數的檢測結果推估對甫畢業的大學生而言，其薪資與工作滿意度受到哪類型「教育—工作不相稱」的薪資損失較多。

首先，關於薪資迴歸分析，在控制學校類型、機構屬性、職業別、每週工時以及工作地區之後，發現理想狀況的「適量教育&學用非常相關」者薪資最高，過量教育與學非所用者的確有薪資損失（本研究指稱的「薪資損失」均是與「適量教育&學用非常相關」者相比），但兩者的薪資損失相近，約為9%。其他類組的薪資大致隨著過量教育與學用不符程度增加而隨之減少。相對於過去文獻探討「教育—工作不相稱」對於薪資的影響，Tao與Hung（2014）分析臺灣早兩年女性大學畢業生資料、Allen與van der Velden（2001）分析荷蘭的樣本這兩篇文獻都發現，過量教育對於薪資的負向影響力大於學非所用。相對地，分析美國資料的Robst（2008）則發現學非所用者的薪資損失大於過量教育者。本研究估算過量教育與學非所用者的薪資損失相近，則介於其中。

關於工作滿意度分析，首先是薪資較高有助提升工作滿意度。在控制薪

資效果之後，過量教育者的工作滿意度仍低於適量教育者，亦即有高教低就的屈就感受。相對地，不論是適量教育者或過量教育者，學用是否相關並不直接影響其工作滿意度（除反映在薪資較低之外）。可能的原因是畢業生就業若已接受學用不符的工作，可能是考量志趣之後的結果，所以工作滿意度未必較差。本地對臺灣樣本工作滿意度的觀察，類似 Florit 與 Lladosa（2007）分析西班牙的資料，亦即過量教育對滿意度的負向影響大於學非所用，和 Allen 與 van der Velden（2001）分析荷蘭資料的結論略有差異。該研究指出過量教育與學非所用對工作滿意度都不具影響力，唯一具有負向影響力的是技能不相稱，猜想這是因為該研究分析的樣本是已經具有工作經驗的勞工，技能不相稱因而相對重要。而黃毅志與林俊瑩（2010）所做的研究是過去臺灣唯一一篇分析「教育與職業不相稱」對工作滿意度影響的論文，但也僅限於過量教育對工作滿意度的關聯，本研究則進一步納入學非所用的滿意度分析。

由工作滿意度 POLS 模型係數中，本研究估算出「教育—工作不相稱」與薪資之間的抵換率。約占樣本比例 30% 的學非所用者，除貨幣面的薪資損失之外，將較低的工作滿意度換算為貨幣損失，相當於 3,500 元。約占樣本比例 46% 的過量教育工作者薪資亦較低，且工作滿意度更低，等值於將近 1 萬元的貨幣損失；而兩者兼具的代價更高。提醒學子在追求高學歷與選擇就讀科系之時，必須考慮產業的需求，因為高教低就與學非所用所帶來的低工作滿足度，隱含的代價十分可觀。

最後說明本研究的研究限制，以及這類議題後續可以研究發展的方向。例如：勞工工作滿意度的高低可能因過量教育與學非所用發生的原因而異，過去文獻對過量教育者特質與發生原因也多有討論。³⁰其中，Johnson 與

³⁰ Robst（2007b）分析學非所用原因的性別差異，將原因分為勞工自身選擇（如薪資、升遷機會、工作環境、工作區位、家庭照顧考量等）或廠商需求面因素（廠商並無提供適當職缺），探討男女因選擇或被迫接受與所學不相關的工作。

Johnson (2000) 將勞工認知的低就 (perceived overqualification) 分為認知工作不相稱 (perceived mismatch) 與認知無成長機會 (perceived lack of growth opportunity)，實證結果得到後者造成工作滿意度顯著下降，而前者則不會。換句話說，勞工在乎工作前景，而非工作上短暫的屈就。然因本研究使用的問項無其他資訊可以判斷，所以無法得知初入職場的畢業生是否如是考量。另外，本研究實證結果發現，學用不甚相符並不直接影響主觀的工作滿意度，若高教問卷能類似Robst (2007b) 分析，詢問畢業生選擇學非所用工作的供給面或需求面原因，則可以區分畢業生是否因自身興趣等因素選擇、或是被迫接受與所學不相關的工作。此外，本研究工作滿意度的問項僅限於整體工作滿意度 (overall job satisfaction) 的評量。事實上，工作滿意度是由不同面向組成，比如薪資滿意度、公司福利滿意度、工作環境、工作挑戰、升遷、再教育機會以及工作保障等多面向滿意度 (Fleming & Kler, 2008; Origo & Pagani, 2009; Vieira, 2005)。同時，這類資料也能多面向觀察個人對工作主觀的期望。後續若能獲得相關資訊，即可從多面向工作滿意度進行分析。

此外，現代社會隨著科技發展、產業變遷迅速，大學畢業生初入職場時常需邊做邊學一段時日工作才能熟悉上手，因此初畢業時過量教育的現象可能較以往更為普遍。然人力資本理論提出，剛畢業的過量教育者，於幾年工作經驗累積或接受職業訓練之後可能得以升遷，轉為適量教育者；過去文獻也發現過量教育的現象可能會因工作經驗的積累而趨緩 (Kiker, Santos, & De Oliverira, 1997; Sloane, Battu, & Seaman, 1996)。因此，本研究樣本為大學畢業後一年的資料，結論僅限於初入職場的新鮮人，由「勞動供給面」評估個人不相稱的負向影響是否因工作經驗累積而改善則仍待觀察。未來有關單位如能繼續彙整與釋放畢業生於畢業後三年、五年等長期追蹤資料，將有助於學術界與教育界進行理論面的相關研究，或提供個人尋職與教育政策方面的建議。另一方面，問卷如能結合廠商方面雇用的考量，或可探討工作競

爭或工作篩選等「勞動需求面」考量的相關理論的適用性。³¹

另外值得注意的是，本研究所說的過量教育皆針對勞動市場的配對表現而言，如果把觀察的層面拉得更廣，或許人們所受的教育並不會有過量的問題。例如，Oreopoulos與Salvanes（2011）就非常強調金錢以外的教育收穫。他們認為，教育提高人們實踐自我（self-accomplishment）、社會互動與獨立的能力；教育也降低失業、領取救濟、犯罪、青少年懷孕及從事風險行爲的機會；教育水準較高，能提高力能成功婚配及擁有幸福婚姻的機率，不但有較佳的健康，也會是較佳的父母，教育出成功的下一代；教育也提高社會互信及公民參與；教育教導人們深思熟慮，做出更好的決策。同時，教育讓人享受閱讀，使教育本身即有消費價值。在教育創造出這麼多非金錢價值的情況下，教育是否過量需從多面向來探究：例如臺灣已於國民教育階段賦予學生法治觀念，如大學教育仍致力於降低犯罪率，則可謂過量教育。另一方面，臺灣國民教育因考試引導升學，通常不太鼓勵獨立思考。若大學教育能協助學生培養獨立思辨的能力，讓畢業生深思熟慮，做出更好的決策，則在這個面向上，大學教育就不應算是過量教育。總之，非金錢面向的過量教育遠比金錢面向的過量教育的分析更爲複雜，也是文獻上至今仍闕如、有待開發的研究領域。

最後，如上實證分析結果，對個人而言，「教育－工作不相稱」有損於勞工薪資以及降低工作滿意度。尤其是過量教育，對整體社會也隱含多重資源的配置失當。首先，受過量教育的學生在學校的時間投入未能提高生產力，這些學生如於高中畢業時直接進入就業市場，以總體面觀之，這部分的勞動供給將可以提高國家整體的產出。以個體面觀之，該生若早些從事相似的工作，四年職場上的歷練可能更有助於個人生產力的提升。除此之外，如果沒有過量的大學教育，這些已配置在大學的教職員人力資源勢必從事其他

³¹ 後續研究可以考慮的相關理論與延伸所需的資訊，請參考註5、註6以及Johnson與Johnson（2000）、Robst（2007b）所做的研究。

生產行為，除有助於提高總體的生產，也因從事其他生產行為可在適當工作職務上累積對整體經濟有助益的技能。亦即，過量教育造成總體與個體面人力資源的雙重損失。不僅如此，如果考慮不當配置在高教的其他資源（如資金與土地等）釋出至其他生產活動，則過量教育現象於經濟與資源上的損失將會更大。以往過量教育的研究很少會做這類的比較，畢竟已有過量教育的社會，就難以觀察到有無過量教育的情況，此為這方面研究的困難，同時也是過量教育研究中有待開發的研究領域。

參考文獻

(一)中文部分

行政院主計總處（2012）。勞動力統計與失業率統計。2015年6月6日，取自
<http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=17144&ctNode=3246>

教育部統計處（2012a）。大專校院概況表（80~103學年度）。2015年6月
6日，取自[http://www.edu.tw/pages/detail.aspx?Node=4075&Page=20046
&Index=5&WID=31d75a44-efff-4c44-a075-15a9eb7aecdf](http://www.edu.tw/pages/detail.aspx?Node=4075&Page=20046&Index=5&WID=31d75a44-efff-4c44-a075-15a9eb7aecdf)

教育部統計處（2012b）。各級教育學齡人口在學率——淨在學率。2015年6
月6日，取自<http://stats.moe.gov.tw/files/time/study.htm>

陶宏麟、簡維萱（2011）。女性學士、碩士教育與工作不對稱及其對薪資影
響之比較。教育研究集刊，57（4），43-80。

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。

臺灣高等教育整合資料庫（2015）。學術調查研究資料庫。2015年4月14
日，取自<http://srda.sinica.edu.tw/group/scigview/3/10>

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。

(二)英文部分

Alba-Ramirez, A. (1993). Mismatch in the Spanish labour market:
Overeducation? *Journal of Human Resources*, 28, 259-278.

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, 434-452.

- Baker, D. P. (2011). Forward and backward, horizontal and vertical: Transformation of occupational credentialing in the schooled society. *Research in Social Stratification and Mobility, 29*(1), 5-29.
- Bauer, T. K. (2002). Educational mismatch and wages: A panel analysis. *Economics of Education Review, 21*, 221-229.
- Bekman, E., Bound, J., & Machin, S. (1998). Implications of skill-biased technological change: International evidence. *The Quarterly Journal of Economics, 113*(4), 1245-1279.
- Bender, K. A., Donohue, S. M., & Heywood, J. S. (2005). Job satisfaction and gender segregation. *Oxford Economic Papers, 57*(3), 479-496.
- Buchel, F. (2002). The effects of overeducation on productivity in Germany: The firms' viewpoint. *Economics of Education Review, 21*(3), 263-275.
- Clark, A. E. (1996). Job satisfaction in Britain. *British Journal of Industrial Relations, 34*(2), 189-217.
- Clark, A. E. (1997). Job satisfaction and gender: Why are women so happy at work? *Labour Economics, 4*(4), 341-372.
- Clark, A. E., & Oswald, A. J. (1996). Satisfaction and comparison income. *Journal of Public Economics, 61*(3), 359-381.
- Cohn, E., & Khan, S. P. (1995). The wage effect of overschooling revisited. *Labour Economics, 2*, 67-76.
- Di Pietro, G., & Urwin, P. (2006). Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. *Applied Economics, 38*, 79-93.
- Duncan, G. J., & Hoffman, S. D. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economic of Education Review, 1*(1), 75-86.
- Fleming, C. M., & Kler, P. (2008). I'm too clever for this job: A bivariate probit analysis on overeducation and job satisfaction in Australia. *Applied Economics, 40*, 1123-1138.

- Florit, E. F., & Lladosa, L. E. V. (2007). Evaluation of the effects of education on job satisfaction: Independent single-equation vs. structural equation models. *International Advances in Economic Research*, 13(2), 157-170.
- Glenn, N. D., & Weaver, C. N. (1982). Further evidence on education and job satisfaction. *Social Forces*, 61(1), 46-55.
- Goldin, C., & Katz, L. F. (1996). Technology, skill, and the wage structure: Insights from the past. *The American Economic Review*, 86(2), 252-257.
- Goldin, C., & Katz, L. F. (1998). The origins of technology-skill complementarity. *The Quarterly Journal of Economics*, 113(3), 693-732.
- Goldin, C., & Katz, L. (2008). *The race between technology and education*. Cambridge, MA: Harvard.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19, 131-147.
- Hartog, J., & Osterbeek, H. (1988). Education, allocation and earning in the Netherlands: Overschooling? *Economics of Education Review*, 7, 185-194.
- Heckman, J. J. (1979). Sample selection bias as a specification error. *Econometrica*, 47(1), 153-161.
- Hersch, J. (1991). Education match and job match. *Review of Economics and Statistics*, 73(1), 140-144.
- Hung, C. Y. (2008). Overeducation and undereducation in Taiwan. *Journal of Asian Economics*, 19(2), 125-137.
- Johnson, G. J., & Johnson, W. R. (2000). Perceived overqualification, positive and negative affectivity, and satisfaction with work. *Journal of Social Behavior and Personality*, 15(2), 167-184.
- Kiker, B. F., Santos, M. C., & De Oliverira, M. M. (1997). Overeducation and undereducation: Evidence for Portugal. *Economics of Education Review*, 16(2), 111-125.

- Leung, S. F., & Yu, S. (1996). On the choice between sample selection and two-part models. *Journal of Econometrics*, 72(1), 197-229.
- Lin, C. H., & Wang, C. H. (2005). The incidence and wage effects of overeducation: The case of Taiwan. *Journal of Economic Development*, 30(1), 31-47.
- Ng, Y. C. (2001). Overeducation and undereducation and their effect on earnings: Evidence from Hong Kong, 1986-1996. *Pacific Economic Review*, 6(3), 401-418.
- Oreopoulos, P., & Salvanes, K. G. (2011). Priceless: The nonpecuniary benefits of schooling. *The Journal of Economic Perspectives*, 25(1), 159-184.
- Origo F., & Pagani, L. (2009). Flexicurity and job satisfaction in Europe: The importance of perceived and actual job stability for well-being at work. *Labour Economics*, 16, 547-555.
- Pouliakas, K., & Theodossiou, I. (2009). Confronting objections to performance pay: The impact of individual and gain-sharing incentives on job satisfaction. *Scottish Journal of Political Economy*, 56(5), 662-684.
- Pouliakas, K., & Theodossiou, I. (2010). Differences in the job satisfaction of high-paid and low-paid workers across Europe. *International Labour Review*, 149(1), 1-29.
- Robst, J. (2007a). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*, 26, 397-407.
- Robst, J. (2007b). Education, college major, and job match: Gender differences in reasons for mismatch. *Education Economics*, 15(2), 159-175.
- Robst, J. (2008). Overeducation and college major: Expanding the definition of mismatch between schooling and jobs. *The Manchester School*, 74(4), 349-368.
- Rumberger, R. W. (1987). The impact of surplus schooling on productivity and

- earnings. *Journal of Human Resources*, 22, 24-50.
- Sicherman, N. (1991). Overeducation in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9(2), 101-122.
- Sloane, P. J., Battu, H., & Seaman, P. T. (1996). Overeducation and the formal education/experience and training trade-off. *Applied Economics Letters*, 3, 511-515.
- Sloane, P. J., Battu, H., & Seaman, P. T. (1999). Overeducation, undereducation and the British labour market. *Applied Economics*, 31(1), 1437-1453.
- Sloane, P. J., & Williams, H. (2000). Job satisfaction, comparison earnings, and gender. *Labour*, 14(3), 473-502.
- Sousa-Poza, A., & Sousa-Poza, A. A. (2000). Taking another look at the gender/job-satisfaction paradox. *Kyklos*, 53(2), 135-152.
- Tao, H. L. (2008). Attractive physical appearance vs. good academic characteristics: Which generates more earnings? *Kyklos*, 61(1), 114-133.
- Tao, H. L. (2014). Height, weight, and entry earnings of female graduates in Taiwan. *Economics & Human Biology*, 13, 85-98.
- Tao, H. L., & Hung, C. H. (2014). Vertical and horizontal educational mismatches of female graduates in Taiwan. *Asian Economic Journal*, 28(2), 181-199.
- Tsang, M. C., & Levin, H. M. (1985). The economics of overeducation. *Economics of Education Review*, 4(2), 93-104.
- Tsang, M. C., Rumberger, R. W., & Levin, H. M. (1991). The impact of surplus schooling on worker productivity. *Industrial Relations*, 30, 209-228.
- Van Praag, B. M. S., & Ferrer-i-Carbonell, A. (2006). *An almost integration-free approach to ordered response models* (Tinbergen Institute Discussion Paper No. 2006-047/3). Amsterdam, the Netherlands: Tinbergen Institute.
- Van Praag, B. M. S., & Ferrer-i-Carbonell, A. (2008). *Happiness quantified: A*

- satisfaction calculus approach* (Rev. ed.). Oxford, UK: Oxford University Press. (Original work published 2004)
- Verdugo, R., & Verdugo, N. (1989). The impact of surplus schooling on earnings: Some additional findings. *Journal of Human Resources*, 24(4), 629-643.
- Vieira, J. A. C. (2005). Skill mismatches and job satisfaction. *Economics Letters*, 89(1), 39-47.
- Vila, L. E. (2000). The non-monetary benefits of education. *European Journal of Education*, 35(1), 21-32.
- Vila, L. E., & Garcia-Mora, B. (2005). Education and the determinant of job satisfaction. *Education Economics*, 13(4), 409-425.