DOI: 10.6277/TER.202012_48(4).0005

學歷和主修領域對薪資的影響 — 以「台灣青少年計畫」為例

劉家樺*

本文使用「台灣青少年計畫」, 檢視學歷和主修領域對薪資的影響。薪資的衡量爲第一份和最近一份工作時薪。在考慮三種大學類型下, 學歷分爲未上大學、大學 (私立、一般國立和頂尖國立大學)、研究所 (私立大學、一般國立大學和頂尖國立大學研究所), 主修分成「人文社會農」和「理工醫」。發現: (1) 在未考慮主修領域下, 同等學歷中, 一般國立與私立大學的薪資無顯著差異, 頂尖國立大學的薪資高於私立大學; (2) 相同大學類型中, 學歷的提升對薪資有正向影響。在考慮主修領域下, 前述結果仍多數成立。(3) 最高學歷的大學類型才對薪資有影響之效果。(4) 在未考慮主修領域下, 同等學歷中, 不同大學類型在轉職薪資變化上無顯著差異, 而研究所轉職薪資變化高於大學。即使考慮主修領域, 這些結果仍多數成立。

關鍵詞: 頂尖國立大學, 主修領域, 薪資, 收入不均等
JEL 分類代號: D31, I23, I26, J24

1 前言

教育, 特別是大學教育, 是社會資源分配的重要面向, 也是提升階級向上的主要途徑。大學教育除了影響個人職業選擇之外, 也是決定個人勞動收入的一個重要因素。因此, 了解大學教育與勞動收入之間的關係, 除可作爲

*作者爲淡江大學產業經濟學系助理教授。本文初稿名稱爲「學歷、薪資與逆所得重分配: 以『台灣青少年計畫』爲例」, 曾於台灣經濟學會 2019 年年會宣讀, 作者感謝于若蓉教授、駱明慶教授以及兩位匿名評審提供的寶貴意見與建議, 使本文的內容更加完善。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 48:4 (2020), 611–669。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣人文及學術期刊資料庫

個人教育決策的有用指南之外, 亦有助於政府訂定教育政策, 以及有效運用有限教育資源。經濟學對於教育的討論, 主要著重於政府介入教育的生產與教育資源分配的理由, 以及如何介入使得教育的生產達至有效率的狀態。一般而言, 政府介入教育的理由主要在於: (1) 消除個人因家庭背景差異所導致其所獲致的教育資源之差異; (2) 降低個人因教育資金限制而無法投資教育到具有效率性的程度。

自 1996 年教育部公布《專科學校改制技術學院及科技大學增設專科部實施辦法》以來, 我國大學入學機會持續上升。四年制大學校數從 1996 年 38 所上升至 2011 年的 116 所, 高等教育階段人口數 (以 19–22 歲衡量) 就讀大學的比例從 2000 年的 24%, 上升至 2016 年的 74%。[1] 由此可知, 大學教育已從過往精英教育轉爲普及教育。然而, 高等教育的擴充多數來自專科升格爲技術學院或科技大學, 而非來自資源較豐富的國立大學。截至目前, 公立大學總校數占四年制大學總校數的比例約三分之一, 公立大學學士班占全部學士班的人數約三成。

由於家長乃至於社會大衆認爲教育體系的重點是教育成就與教育公平性, 因此我國現行分配大學機會的方式主要仍以考試成績爲主。[2] 此外, 爲維持一定程度高等教育公共化, 教育部亦對高等教育學費進行管制, 採用低學費政策, 並限制大學自由調整學費 (教育部, 2013)。而在另一方面, 爲提升大學的國際競爭力, 於 2006 年起推動邁向頂尖大學計畫, 針對部分大學, 特別是國立大學, 提供額外的經費補助 (林日淸與石倉安, 2018)。然而, 許多研究指出考試成績與家庭背景呈現正相關 (e.g., 黃芳玫與吳齊殷 (2010)), 社經背景較佳者就讀國立大學的比例較高 (e.g., 張鈿富 (2006)), 即便在高等教育擴充下, 低社經背景的子女在就讀篩選性高且教學資源充裕的公立大學之機會亦未有所提高 (張宜君與林宗弘, 2015)。此種教育資源分配機制導致富有與貧窮家庭出身者獲致懸殊的教育資源之現象, 文獻稱爲高等教育的反向所得重分配 (沈暉智與林明仁, 2019; 陳瑩, 2014; 駱

[1] 作者使用 2000–2016 年「人力資源調查資料」計算而得。

[2] 值得說明的是, 在現在大學多元入學制度下, 考試成績仍是決定教育成就一項重要因素。當前教育改革主要透過入學管道設計 (如甄選、申請入學) 降低考試分發招生比例。由於非考試分發入學管道的入學依據爲學生在校綜合表現, 多元管道的設計可減緩考試成績對升學的直接影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

明慶, 2004)。

雖然高等教育是階級向上流動的主要工具, 但當家庭背景顯著的影響教育成就時, 高等教育促進階級流動的效果就受到侷限。在維持現行大學篩選制度的情況下, 一項作爲改善高等教育促進階級流動的方式是分析不同大學類型的薪資差異, 並制定相關教育政策提高弱勢家庭背景學子進入相對較高教育報酬率的大學就讀。然而, 受限於資料取得, 國內文獻並未有系統的檢視大學類型與薪資的關聯性。于若蓉與朱敬一 (1998) 使用1983至1985年「專上畢業生調查」, 檢視日間部大學畢業生畢業1年內的勞動市場薪資表現, 在控制了以大學聯考錄取分數代表的學生能力後, 發現台大畢業生的薪資表現並未明顯優於其他學校。但礙於該文使用的資料並非追蹤調查資料, 許多傳統名校 (台大、政大、清大、交大、中央、中興、成功等) 進修比例相當高, 該文並無法得知這些樣本未來在勞動市場的表現。

本文使用「台灣青少年計畫」(Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP), 於2000年調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生的長期追蹤固定樣本填補此空缺, 檢視最高學歷和主修領域對薪資的影響。[3] 具體而言, 本文分析相同學歷和主修領域中不同大學類型的薪資差異、相同大學類型和主修領域中不同學歷的薪資差異、國立大學研究所學歷中不同大學類型的薪資差異, 以及學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。薪資的衡量採用取對數後的第一份工作和最近一份工作的時薪, 而轉職薪資變化的衡量使用最近一份工作的時薪減去第一份工作的時薪。大學類型分成私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學; 爲求簡化分析, 主修領域僅區分「人文社會農」和「理工醫」。

在未考慮主修領域下, 最高學歷區分爲7種: 未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所。在考慮主修領域下, 學歷和主修領域可分成13種。(1)「未上大學」、(2)「私立大學, 主修人文社會農」、(3)「私立大學, 主修理工醫」、(4)「一般國立大學, 主修人文社會農」、(5)「一般國立大學, 主修理工醫」、(6)「頂尖國立大學, 主修人文社會農」、(7)「頂尖國立大學, 主修理工

[3]「台灣青少年計畫 (TYP)」爲「台灣青少年成長歷程研究」之簡稱。另外, 台北縣爲新北市之舊名。由於 TYP 調查始於五都升格之前, 故本文以新北市之舊名撰文。

臺灣大學學術期刊資料庫

醫」、(8)「私立大學研究所, 主修人文社會農」、(9)「私立大學研究所, 主修理工醫」、(10)「一般國立大學研究所, 主修人文社會農」、(11)「一般國立大學研究所, 主修理工醫」、(12)「頂尖國立大學研究所, 主修人文社會農」、(13)「頂尖國立大學研究所, 主修理工醫」。頂尖國立大學爲教育部於2006至2010年間五年五百億重點補助的國立大學, 包括台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學等10所大學。

由於 TYP 樣本爲長期追蹤固定樣本, 這個特性得以讓我們觀察這些學生家庭背景、受教育情況 (升高中職和五專、日後接受大學教育和取得研究所學歷情況) 以及工作特性。在此種資料結構下, 本文得以使用敘述統計的方式檢視家庭背景 (父母親教育程度及國中家庭月收入) 與取得大學、私立大學、一般國立大學及頂尖國立大學學歷的關係, 這些結果除了可加強我們了解家庭背景與子女接受大學教育機會的關聯性, 也可以與先前文獻進行比對, 作爲互補研究之參考。

接著, 本文以迴歸分析檢視最高學歷和主修領域對薪資的影響。首先, 本文分析相同學歷和主修領域中, 不同大學類型的薪資差異。在未考慮主修領域下, 本文檢視同樣具有大學或研究所學歷, 畢業於私立大學的時薪是否分別與畢業於一般國立大學和頂尖國立大學的時薪存在差異。在考慮主修領域下 (如理工醫), 本文檢視在相同學歷和主修領域下, 私立大學分別與一般國立大學和頂尖國立大學在時薪上的差異。

其次, 本文檢視相同大學類型和主修領域中不同學歷的薪資差異。依照是否考慮主修領域, 本文依序檢視相同大學類型和主修領域下, 研究所學歷和大學學歷在時薪上的差異, 藉此了解學歷提升對薪資是否有正面助益。

再者, 本文分析最高學歷爲國立大學研究所, 不同大學類型的薪資差異, 藉此了解是否最高學歷才對薪資有影響的效果。考量到國立大學的大學畢業生念私立大學研究所的個數相當稀少, 且大學畢業於頂尖國立大學者多數仍是念頂尖國立大學研究所, 因此這部分的分析分成兩個部分。第一, 同樣學歷爲一般國立大學研究所或頂尖國立大學研究所, 大學畢業於私立大學和大學畢業於國立大學在時薪上的差異。第二, 同樣學歷爲頂尖

臺灣大學學術期刊資料庫

國立大學研究所, 大學畢業於私立大學和一般國立大學分別與大學畢業於國立頂尖大學在時薪上的差異。

最後, 本文檢視學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。受限樣本個數過少, 在此部分的分析, 本文將大學類型區分爲私立大學和國立大學, 依照是否考慮主修領域, 檢視相同學歷和主修領域中不同大學類型的轉職薪資變化差異, 以及相同大學類型和主修領域中不同學歷的轉職薪資變化差異。

本文的結構如下。第2節爲文獻回顧, 本文先以人力資本理論架構論述教育成就與收入的關係, 並說明教育影響收入的管道。接著, 本文回顧教育成就決定因素, 及過度教育對薪資影響之相關文獻。第3節爲資料。首先, 本文先說明資料來源, 並詳述變數定義; 接著, 呈現敘述統計量, 包括迴歸分析的變數敘述統計, 受訪者的基本背景因素與受大學教育情況的關係, 第一份和最近一份工作的基本表徵, 以及最高學歷與第一份工作的工作特性之間的關係。第4節爲實證結果。在4.1節中, 本文說明實證策略; 於4.2節呈現學歷和主修領域對薪資影響的實證結果, 並分析最高學歷爲國立大學研究所, 不同大學類型的薪資差異; 在4.3節中, 本文檢視學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。第5節爲結論。

2 文獻回顧

2.1 教育與收入理論框架及實證結果

Schultz (1960, 1961) 提出人力資本的概念並推動經濟學文獻中對於教育需求的分析。Becker (1993) 認爲, 教育是投入當前資源以換取未來的回報。個人將依照自身條件 (如能力、資金取得限制等) 透過極大化未來收入的預期淨現值 (即收入扣除教育成本), 來決定其最適教育水準。最適教育水準可以在供給和需求的框架下決定。人們對人力資本的需求取決於教育邊際報酬率, 隨著投資的增加, 報酬率也會下降。預期擁有較好的學習效果、能力越強者, 對教育的投資需求就越高。教育的資金供給取決於利率水準。一般而言, 由於獲得教育經費的機會不同 (如家庭背景或獎學金機會), 是故, 每個人的教育資金供給並不相同。然而爲了獲得足夠的資金, 人們取得教育資金的來源會從最便宜至最昂貴, 這種行爲隱含教育的資金供給與利

臺灣大學學術期刊資料庫

率之間呈正向關係。在這個框架中，由於教育資金供給較爲寬鬆，出生在高收入家庭的學生其教育成就會高於低收入家庭的學生。此外，高教育程度的父母不僅對人力資本有更大的需求，透過跨代傳遞和後天培養，孩子的學習成果往往高於一般學生，因此，他們孩子的教育成就應該更高 (Becker and Tomes, 1979, 1986; Holmlund, Lindahl, and Plug, 2011; Tsou, Liu, and Hammitt, 2012)。

國外相關研究指出，不同國家的資料皆顯示教育與收入之間存在明確的正相關 (Bhuller, Mogstad, and Salvanes, 2017; Card, 1999; Harmon, Oosterbeek, and Walker, 2003; Psacharopoulos and Patrinos, 2018; Willis, 1986)，而且教育的勞動報酬率似乎也比其他可行的投資來得要大。根據 Psacharopoulos and Patrinos (2018)，全球教育報酬率大約爲 9%。Patrinos (2016) 回顧教育報酬率的文獻指出，教育報酬率應爲非線性，其中高等教育 (tertiary education) 的報酬率爲最高。

國內文獻探討教育與勞動所得的關聯性主要以主計總處之「人力運用調查」資料 (吳慧瑛, 2003; 張宜君, 2017; 莊奕琦與賴偉文, 2011)。吳慧瑛 (2003) 使用 1978–2001 年「人力運用調查」資料，分析不同教育程度的教育投資報酬率，發現教育報酬率會隨著教育程度提高而增加。莊奕琦與賴偉文 (2011) 指出，面對高等教育擴充和勞動市場變化，年長世代的教育報酬率與薪資分配呈正向關係，而年輕世代的教育報酬率與薪資分配呈負向關係，據此主張，對於較年長的世代而言，教育與個人能力呈現強化關係，而較年輕的世代，教育與個人能力則呈現彌補關係。由於不同世代所面對的勞動市場均有所不同，可能來自需求面或供給面甚至兩者同時影響而造成各世代擁有不同的教育報酬率，張宜君 (2017) 發現，教育報酬的世代差異來源與不同世代的勞動者所經歷的勞動市場結構樣貌有關係，因此高等教育擴張並不是造成高等教育報酬下降的唯一因素。

礙於資料取得限制，國內實證文獻在探討不同大學類型的薪資差異仍非常有限。于若蓉與朱敬一 (1998) 使用 1983–1985 年「專上畢業生調查」，檢視日間部大學畢業生畢業 1 年內的勞動市場薪資表現，結果發現不同大學的畢業生在進修和就業的比例上存在顯著差異，但他們在薪資上沒有差異。另外，在控制了以大學聯考錄取分數代表的學生能力後，發現台大畢業

臺灣大學學術期刊資料庫

生的薪資表現並未明顯優於其他學校。但礙於該文使用的資料並非追蹤調查資料, 許多傳統名校 (台大、政大、清大、交大、中央、中興、成功等) 進修比例相當高, 該文並無法得知這些樣本未來在勞動市場的表現。本文使用長期追蹤固定樣本資料, 檢視學歷和主修領域對薪資的影響, 其中薪資的衡量採用第一份工作和最近一份工作的時薪。除了分析相同學歷和主修領域中不同大學類型的薪資差異, 及相同大學類型和主修領域中不同學歷的薪資差異之外, 亦檢視同樣是國立大學研究所畢業, 不同學校類型的薪資差異, 以及學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。

2.2 教育影響勞動收入的管道

勞動收入和教育之間的正向關係可以在人力資本理論框架中得到解釋。人力資本理論框架中, 能力較佳者有較高的教育需求, 而教育可以提高個人的生產力, 是故教育程度愈高者預期的勞動報酬亦愈高。此外, Heckman and Rubinstein (2001) 認爲非認知能力 (如動機、自律等人格特質) 也與個人未來發展緊密關聯。Heckman, Stixrud, and Urzua (2006) 進一步指出, 學校教育不僅與認知能力有關, 亦能提升個人的非認知能力, 而且認知能力和非認知能力在勞動力市場中都具有價值。綜合上述, 教育程度愈高隱含能力愈強, 其生產力愈高, 因此勞動報酬也會較高。

經濟理論解釋此種正相關的另一種觀點是 Spence (1973) 所提出, 教育爲一種示訊效果 (signaling), 在此觀點下, 教育可能無法提高一個人的生產力, 但卻充當「能力的信號」。在勞動市場中, 由於雇主無法輕易地觀察員工的生產力, 求職者亦僅能以學歷、過去成績表現等實體訊息來證明自己的能力, 在此情況下, 雇主傾向認爲教育有助於提高生產力, 從而較願意給予高學歷或在校成績高之員工較高的勞動報酬。因此教育與收入存在正向關係 (即教育是有價值的)。

不論是哪種觀點, 教育皆能正向的影響勞動收入。由於本文欲檢視最高學歷對薪資的影響, 爲了減緩能力差異而導致最終教育成就對未來收入的影響, 本文控制 15 歲時的認知能力和非認知能力以此作爲進入高等教育前的先備能力。在此設定之下, 本文探討學歷和主修領域對薪資的影響可能包括了教育提升個人生產力的效果以及教育的示訊效果。由於教育

臺灣大學學術期刊資料庫

是決定勞動收入的重要因素之一, 因此下一小節本文回顧教育成就的決定因素。

2.3 教育成就的決定因素

Becker and Tomes (1979) 提供了一個分析經濟地位和家庭特徵的跨代傳遞理論模型。在此模型中, 父母傳遞給子女的稟賦、父母對子女人力資本的投資以及學校或環境品質將決定個人未來的人力資本。其中個人的原始稟賦對其未來人力資本累積有著深遠的影響。有別於 Becker and Tomes (1979), Heckman and Rubinstein (2001) 強調非認知能力 (non-cognitive skills) 與個人未來發展有著密切關係。[4] Heckman and Kautz (2012) 回顧了非認知能力 (或人格特質) 對未來發展重要性的實證例子, 強調IQ 或以標準化測驗衡量認知能力, 此種單一指標並無法真正預測個人未來的發展。綜合上述, 除了制度面因素之外, 影響學生教育成就的重要因素包括了家庭背景、認知能力與非認知能力。

國內文獻在探討教育成就的決定因素已累積不少成果, 包括省籍、性別、健康、能力、才藝表現、補習及家庭背景等因素。在省籍及性別部分, 相關研究指出, 外省籍的教育成就一開始高於本省籍, 但隨著時間經過, 省籍間的差異已不明顯 (Tsay, 2006; 吳慧瑛, 2007; 駱明慶, 2001)。類似地, 隨著經濟發展、教育的普及, 性別間教育成就已逐漸消弭 (吳慧瑛, 2007; 駱明慶, 2001)。個人健康發展與日後教育成就亦有密切的正向關聯 (林明仁, 蔡欣純, 與丁心嵐, 2013; 林明仁與賴建宇, 2012)。

升學考試是一種以能力決定入學的篩選機制, 是故能力較高者較能在升學測驗中脫穎而出, 並獲得較高的教育成就 (e.g, Zax and Rees (2002))。劉家樺 (2019) 指出國中基測成績與考上好大學呈正向關係。使用人格特質衡量非認知能力, 相關文獻指出非認知能力與個人的成績表現存在正向關係 (Borghans, Meijers, and Weel, 2008; 林俊瑩與黃毅志, 2008)。不過, 若使用國中基測成績和培養才藝分別作爲認知能力和非認知能力的衡量,

[4]根據 Kautz et al. (2014, 頁 8), 非認知能力指無法以測驗分數衡量之個人特質。[4] 大致可分爲二類, 其一是心理學家常用的五大人格特質 (big five personality traits), 包括開放性、嚴格自律性、外向性、友善性、神經質性。不過, Lundberg (2019) 認爲目前文獻對如何衡量非認知能力尚無共識。

臺灣大學學術期刊資料庫

劉家樺 (2019) 發現國中基測成績分別與培養運動舞蹈才藝和培養作文演講才藝呈負向關係和正向關係。研究亦發現非認知能力對未來教育成就亦有正面的影響 (Cheng, 2013; Heckman, Stixrud, and Urzua, 2006; Lleras, 2008; Lundberg, 2013; Lundberg, 2019; 劉家樺, 2019), 而且在行爲表現上亦較無偏差行爲 (Heckman and Rubinstein, 2001; Heckman, Stixrud, and Urzua, 2006)。

由於校外學科補習是一種強化學習的作爲, 因此常被認爲是一項影響學業成就的關鍵因素。雖然在資料上, 補習和學業成就確實呈現正向關係 (e.g., 黃毅志與陳俊瑋 (2008)), 然而在考量補習的內生性之後, 研究指出補習對提升學業成就的效果並不明顯, 但對數學成績略有助益 (e.g., 銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2012); 關秉寅與李敦義 (2008); Lin and Lue (2010))。換言之, 補習對學業表現的效果並非如外界所想像中的那麼大。

在衆多影響個人教育成就的因素中, 或許最重要的因素爲個人的家庭背景, 因爲家庭背景與家庭投入在子女身上的資源息息相關。是故, 文獻大多指出家庭背景與教育成就之間呈向正向關係 (吳慧瑛, 2007; 沈暉智與林明仁, 2019; 張鈿富, 2006; 黃芳玫與吳齊殷, 2010; 駱明慶, 2001, 2002, 2004)。至於家庭背景對子女教育成就的影響是否具因果關係, 近期的研究指出雖然家庭背景對子女的影響具有因果效應, 但後天環境仍是子女未來發展的重要因素 (Holmlund, Lindahl, and Plug, 2011; Tsou, Liu, and Hammitt, 2012)。由此可知, 即使父母不能百分之百地將自己的稟賦傳遞給子女, 但他們仍可以透過後天培養 (nurture) 的方式來影響子女的教育成就。

如前所述, 高教擴張的結果除了引發學歷貶值 (credential inflation) 討論之外, 相關文獻也發現過度教育 (over-education) 對薪資有負面的影響。因此在下一小節, 本文回顧過度教育對薪資影響之相關文獻。

2.4 過度教育與勞動收入

當勞動市場的職業結構無法適時轉型, 導致高教育程度者所從事的工作無法與其教育水準相匹配, 文獻上稱爲「教育與職業不相稱」, 通常包含兩種情形: 過度教育 (高教低就) 與學非所用 (學用不符), 礙於資料取得, 文獻

臺灣大學學術期刊資料庫

多集中探討過度教育。根據傅祖壇, 楊佳茹, 與黃美瑛 (2016), 過度教育的衡量方法可分成三種: (1) 客觀衡量法 (objective measure), 由專家判斷各種職業所需具備的教育程度, 因此能按照不同工作類別設定合適的教育水準; (2) 主觀衡量法 (subjective measure), 以受訪者主觀的認定其工作所需之學歷做爲依據; (3) 實證衡量法 (the empirical measure), 按照職業類別來計算教育年數, 若該勞工的教育年數超過該職業類別之教育年數衆數或算術平均值上下一個標準差, 則判定屬於過度教育。

國內實證文獻主要採用後二種方法, 實證研究主要是以「家庭收支調查報告」、「台灣高等教育整合資料庫」、「台灣地區社會變遷調查」, 分析過度教育對薪資的影響 (Hung, 2008; Lin and Wang, 2005; 田弘華, 2008; 洪嘉瑜, 銀慶貞, 與陶宏麟, 2015; 陶宏麟與簡維萱, 2011; 傅祖壇, 楊佳茹, 與黃美瑛, 2016; 黃毅志與林俊瑩, 2010), 並依據所使用研究資料的豐富程度, 再接續討論過度教育對工作滿意度的影響。除了蔡瑞明, 莊致嘉, 與葉秀珍 (2005) 之外, 相關研究均指出, 過度教育確實對薪資有負面的影響: 雖然教育報酬率爲正, 但過度教育者的教育報酬率低於適量教育者, 這個結論與國外文獻一致 (e.g., Duncan and Hoffman (1981); Verdugo and Verdugo (1989))。[5]

在採用「主觀衡量法」衡量過度教育的部分。相關研究均使用「台灣高等教育整合資料庫」。田弘華 (2008) 以2004學年度大專畢業生爲分析對象, 發現過度教育 (文中稱大材小用) 與薪資呈負向關係。陶宏麟與簡維萱 (2011) 利用2005學年度畢業生資料, 指出碩士學位者較容易產生高教低就的感受, 但是在工作上較能學以致用。洪嘉瑜, 銀慶貞, 與陶宏麟 (2015) 以2006年畢業的女性大專生爲分析對象, 發現過度教育或學用不符程度增加皆會使得薪資減少, 但工作滿意度僅受到過度教育之影響, 學用與否並不直接影響工作滿意度。傅祖壇, 楊佳茹, 與黃美瑛 (2016) 使用2002學

[5]蔡瑞明, 莊致嘉, 與葉秀珍 (2005) 與黃毅志與林俊瑩 (2010) 皆認爲以「標準差法」容易發生低估過度教育的情形, 並分別以「半標準差法」加以修正關於過度教育的衡量。然而, 兩者以「台灣地區社會變遷調查」的資料所得到的結果相左, 前者發現相對於適量教育者, 過度教育依然對薪資報酬有顯著正向的效益: 後者認爲相較於適量教育者, 過度教育工作者的工作收入較低, 也會有較低的工作滿意度。兩者結果不一致的可能原因在於模型內的控制變數並不相同, 例如蔡瑞明, 莊致嘉, 與葉秀珍 (2005) 並未控制教育年數 (詳見黃毅志與林俊瑩 (2010))。

臺灣大學學術期刊資料庫

年大學畢業生爲分析對象, 發現雖然過度教育對薪資有負面影響, 然而不同學校類型有不同程度的影響, 其中以公立大學影響最多, 私立技職影響最少。

綜上所述, 大部分研究顯示過度教育或學用不符者其教育報酬率將可能比較低, 且工作滿意度亦較爲低落。由此角度觀之, 過度教育和學用不符對個人和社會資源配置而言皆是種不效率的存在。

3 資料

3.1 資料來源

本文的資料是來自於中央研究院社會學研究所主導「台灣青少年成長歷程研究」, 簡稱「台灣青少年計劃」(Taiwan Youth Project, 簡稱 TYP)。[6] TYP 是從 2000 年開始, 調查就讀台北縣市和宜蘭縣國中一年級和三年級的學生, 分別稱爲 J1 樣本和 J3 樣本 (平均年齡爲 13 歲和 15 歲)。除學生樣本之外, TYP 同時也對學生家長和國中導師進行問卷調查。TYP 以這些學生作爲長期追蹤固定樣本, 調查至今主要分成青少年期 (2000–2009) 和成年期 (2011–2017) 二個階段, 於 2017 年爲止, 平均年齡爲 31 歲。在第一階段, 由 2000 年開始, 爲期 9 年針對 J1 樣本和 J3 樣本進行追蹤調查; 在 2011 年, 當 J1 和 J3 樣本平均年齡達至 24 歲和 26 歲時, 研究小組開始進行第二階段。在此階段, 研究小組將這兩群樣本合併在一起, 並開始收集有關這些樣本進入成年初期的訊息。具體來說, 第二階段的取樣主要以TYP 第一階段的最後一波仍願接受訪問的樣本。從 2011 年起, 每三年再進行調查, 至今已累積三波成人時期的資料 (2011、2014、2017)。

TYP 的抽樣方式採用「分層多階段叢集抽樣」, 以縣市和鄉鎮市區作爲第一分層和第二分層。接著, 在第二分層進行兩階段叢集抽樣, 第一階段以「學校」爲抽取單位, 第二階段以「班級」爲最終抽取單位。最終抽取 40 所學校, 共 162 個班級, 其中一年級和三年級各抽取 81 個班級, 人數分別爲 2,696 人和 2,890 人。完訪人數分別爲 2,690 人和 2,851 人。

本文合併使用 TYP 第一階段及第二階段的追蹤調查。利用 2011–2017 年三波成人樣本整理受訪者最高學歷、婚姻狀態、第一份工作及最近一份

[6] 詳見「台灣青少年成長歷程研究」網站介紹, 網址: (http://www.typ.sinica.edu.tw/)。

臺灣大學學術期刊資料庫

工作的特性, 包括職業類別 (詳後解釋)、工作月薪、時薪、員工人數和任職公營機構; 利用2000–2009年的學生樣本調查, 本文整理了受訪者性別、受教育情況、父母親教育程度, 並計算學生在15歲時的認知能力和非認知能力 (詳後解釋)。同時利用父母親問卷計算國中時期的平均家庭月收入。

3.2 變數定義

本文主要的被解釋變數爲受訪者在勞動市場第一份工作和最近一份工作的時薪。本文合併了 TYP 2011、2014、2017等三波調查, 共有3,573位受訪者至少接受一次的訪問。除了詢問受訪者在2011、2014和2017時最近一份工作情況之外, 這三波也皆詢問受訪者在過去前六份工作的工作史, 包括每份工作的工作身份 (正式員工、派遣職員、承攬工、約聘、臨時工、家庭代工和其他等)、工作時數、工作薪水等訊息。各波題組的時間區間說明如下。在2011年調查中詢問受訪者: 從2006年1月以來, 是否有做過其他工作? 從第1份工作至第6份工作; 2014年詢問受訪者: 從2011年9月到現在, 你還做過其他哪些工作? 從第1份工作至第6份工作; 2017年詢問受訪者: 從2014年9月到現在, 你還做過其他哪些工作? 從第1份工作至第6份工作。

本文對工作樣本的篩選必須符合以下要件。(1) 受訪者回報該份工作的身分是「正式員工」, 因此工作樣本皆不包括雇主、自營作業者 (含幫家裡事業工作者)、派遣職員、承攬員工、約聘員工、兼職或臨時工及職業軍人; (2) 每月薪資必須超過1萬元且工時數必須介於20至84小時間; (3) 排除先工作後升學的樣本。本文利用受訪者出生年 (民國) 和最高學歷的教育年數加總並加上6, 並比較此數值和第一份工作的年度 (民國), 當前者高於後者, 則刪除這類的樣本, 以降低先工作後升學的可能性; (4) 排除學生身分的員工樣本。2011–2017三波成人樣本皆有詢問「目前是否有在學校唸書」, 本文利用這個訊息排除正在就學者。本文依照前述條件篩選出第一份及最近一份工作樣本。最終, 有2,856位受訪者至少有一份工作身分爲「正式員工」的工作。爲方便讀者查閱, 本文將上述訊息整理於附表1。在刪除相關變數有遺漏值的樣本之後, 最終樣本數爲2,686, 其中1,944位至少有二份正式員工工作。

臺灣大學學術期刊資料庫

由於並非每位受訪者皆會出現在2011至2017年成人樣本調查中, 因此本文是從「研究者角度」定義受訪者取得具有正式員工身份的第一份和最近一份工作。在前述篩選工作樣本的前題下, 第一份工作是指, 受訪者取得最高學歷後所從事第一份具正式員工身份的工作。最近一份工作是指, 受訪者取得最高學歷後所從事最近一份具正式員工身份的工作。在前述的定義當中, 若受訪者從未換過工作, 則第一份工作等於最近一份工作。

工作時薪的計算是利用問卷中每月薪資和每周工時計算而得。工作月薪是依照問卷詢問受訪者:「(薪水、獎金、加班費等都算的話) 你這份工作, 平均每個月收入大概有多少?」在得知了每月薪資之後, 本文接續利用問卷詢問「你這份工作, 包括加班在內, 平均一星期實際工作多少小時?」計算每小時工資。[7] 工作月薪和工作時薪均以2011年物價指數爲基期計算。

受訪者的工作特性包括, 職業類型、員工人數、公營機構等。本文利用主計總處的官方職業分類, 將9項職業分類簡化成4種職業類型: 藍領、基本白領、中階白領、高階白領, 以此計算受訪者第一份和最近一份工作的職業類型。其中藍領 (Blue Collar) 爲農林漁牧業生產人員、非技術工及體力工、服務及買賣人員、技術工、機械設備操作工及裝配工; 基本白領 (Basic White Collar) 爲事務人員; 中階白領 (Middle White Collar) 爲技術員及助理專業人員; 高階白領 (Advanced White Collar) 包括行政主管、企業主管、經理人員、專業人員、中小學教師、民意代表。員工人數是利用問卷詢問「那家公司/機構全體員工約有多少人?」答項爲 (1) 1人、(2) 2–4人、(3) 5–9人、(4) 10–29人、(5) 30–99人、(6) 100–299人、(7) 300–499人、(8) 500–999人、(9) 1,000人以上, 其中 (2) 至 (8) 取各組別之組中點, 員工人

[7]計算公式爲: 月收入/(每周工時*4.3)。另外關於薪資變數有二點需要說明。首先, 在最終分析樣本中 (2,686位), 27.6% (742位) 受訪者都只被觀察到一份正式員工的工作, 其中281位、252位、209位分別在2011–2017調查中被調查一次、二次、三次。從研究者的角度, 這些人的第一份工作即是最近一份工作。接受多波訪查且從事同一份工作者, 本文至多可觀察到三筆薪資, 由於長期持續同一份工作, 薪資可能會有明顯的改變, 在已控制該份工作年數之下, 本文採用受訪者最近一次被觀察到的薪資。其次, 部分薪資的答項採用薪資收入區間。由最低9,999元以下至最高的200,000元以上, 其中10,000元至199,999元間以5,000元爲間距, 由次低的10,000–14,999元至次高的150,000–199,999元。對於9,999元以下和200,000元以上, 本文分別設爲10,000元和200,000元, 其餘則取薪資區間中點, 例如10,000–14,999元設爲12,500元。

臺灣大學學術期刊資料庫

數由最低1人至最高1,000人, 以此作爲公司規模變數。公營機構是利用受訪者回答「你目前的職業符合下列哪一項?」答項包括受雇於民營企業/私人公司、受雇於政府機關 (含公立學校)、受雇於公營企業、爲自己工作、幫家裡事業工作、國防役/替代役, 本文定義二元變數「公營機構」, 當受訪者受雇於「政府機關 (含公立學校)」和「公營企業」, 其值爲1; 當受訪者回答其他選項, 其值爲0。

其次, 本文主要解釋變數爲受訪者的最高學歷。在不考慮主修領域下, 最高學歷分成7種: 未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所。在僅考慮「人文社會農」和「理工醫」兩大主修領域, 學歷和主修領域可分成13種: (1)「未上大學」、(2)「私立大學, 主修人文社會農」、(3)「私立大學, 主修理工醫」、(4)「一般國立大學, 主修人文社會農」、(5)「一般國立大學, 主修理工醫」、(6)「頂尖國立大學, 主修人文社會農」、(7)「頂尖國立大學, 主修理工醫」、(8)「私立大學研究所, 主修人文社會農」、(9)「私立大學研究所, 主修理工醫」、(10)「一般國立大學研究所, 主修人文社會農」、(11)「一般國立大學研究所, 主修理工醫」、(12)「頂尖國立大學研究所, 主修人文社會農」、(13)「頂尖國立大學研究所, 主修理工醫」。本文談論的頂尖國立大學爲教育部於2006至2010年間, 以五年500億補助之10所國立大學, 包括台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學。一般而言, 主修領域爲理工醫的薪資是比主修領域爲非理工醫來的高, 而有不少頂尖國立大學 (如台大、清大、交大、成大等) 是以「理工醫」見長的, 因此納入主修領域於學歷變數中, 將能更清楚了解不同大學類型學歷與薪資的關係。

在此補充說明學歷變數設定的適當性和限制。首先, 台灣的教育分流始於國中升高中職階段, 高中升學至普通大學, 高職升學至科技大學或技術學院, 而高中職階段未升學者又以高職生爲主。一般而言, 家庭背景較佳者分流至高中。由於實證分析中本文將控制了國中基測成績 (詳後說明)、父母教育程度和國中家庭月收入, 家庭背景透過教育分流再對估計結果的影響應尚屬合理之處置。其次, 受限於樣本過少, 本文只能粗略區分大學類型, 並無區分一般大學、科技大學。在大學排序上, 除頂尖國立大學之外,

臺灣大學學術期刊資料庫

一般國立大學和私立大學亦未進一步細分前段和後段國立大學和私立大學, 這個部分有待未來研究使用足夠資料來進一步釐清。

再者, 由於本文欲分析學歷與勞動收入的關係, 因此必須考量到個人能力同時影響個人教育成就及勞動市場表現的可能性。是故, 本文控制受訪者在15歲左右時的認知能力和非認知能力。一般而言, 以個人智商來衡量認知能力是較好的方法, 但這種衡量的適切性存在頗大的爭議 (e.g., Lin, Randall, and Ruhm (2018, 頁 123))。文獻常用的作法是使用標準化測驗衡量個人的一般能力分數作爲認知能力 (e.g., Neal and Johnson (1996); Heckman, Stixrud, and Urzua (2006); Lin, Randall, and Ruhm (2018))。據此本文遵循傳統文獻作法, 使用國中基測成績作爲認知能力的衡量。然而, TYP 的 J3 樣本爲末代聯考生而非爲多元入學方案制度下的學生, 因此並沒有基測成績變數。本文假設 J1 樣本與 J3 樣本錄取同一間高中職或五專學校的學生成績相同, 以就讀同一所學校的 J1 樣本平均基測成績代表該所學校的基測分數, 利用 J3 樣本所就讀之高中職和五專學校訊息計算出他們的基測分數。

接著, 本文說明以基測成績衡量認知能力的適切性。國中基本學力測驗 (簡稱基測) 爲一種標準化測驗, 主要想測量國三學生是否具備國中階段各學習領域應有的基本知識與技能, 將知識融會貫通, 擺脫以往聯考的死記硬背 (宋曜廷等, 2007)。國立台灣師範大學心理與教育測驗研究發展中心將原始基測分數轉換成「量尺分數」, 能精準反應在相同世代下個人的基本能力 (或基本學科能力) 分布情況 (宋曜廷等, 2007, 頁 41–42; 涂柏原與章舜雯, 2000, 頁 9–17)。由於我國現行中等教育制度仍採用高中職和五專分流, 國中畢業生通常依個人測驗成績選擇進入高中、高職或五專就讀, 然而高中和非高中所接受的教育訓練並不相同, 是故, 以國中基測成績作爲認知能力應更能反應個人原先的基本能力, 而非受到更多教育或不同類型教育後所提升的能力。

在非認知能力的部份, 本文使用 TYP 自尊量表 (self-esteem inventory) 作爲衡量非認知能力的變數。TYP 的「自尊量表」是以 Rosenberg (1965) 所發展的自尊量表 (Rosenberg self-esteem scale) 與自我控制量表 (Pearlin Mastery scale, 簡稱 PM 量表) 爲依據, 主要測量自我評價的程度 (周玉

臺灣大學學術期刊資料庫

慧, 2013, 頁72)。[8] 其中 Rosenberg「自尊量表」因其題目簡單明瞭、信效度高, 而被各國廣泛使用, 是目前國際間最常被用來衡量自尊的量表 (田錄梅, 2006; 巫博瀚, 賴英娟, 與施慶麟, 2013)。TYP 的自尊量表題組共有9題, 問題如下: (1) 我沒有辦法解決自己的一些問題 (負向題); (2) 我沒有辦法控制發生在我身上的事情 (負向題); (3) 要處理生活上的種種問題時, 讓我感到很無力 (負向題); (4) 我沒有很多值得驕傲的事情 (負向題); (5) 我有時候覺得自己很沒有用 (負向題); (6) 有時候我認爲自己一無是處 (負向題); (7) 我用積極樂觀的態度看待我自己; (8) 我覺得我是個有價值 (有用) 的人; (9) 我很滿意我自己。這9題的答項包括很同意、同意、不同意、很不同意, 受測者根據陳述語句的傾向挑選一個最適合的答案。本文將正向陳述題目 (7–9題) 的答項「很同意」、「同意」、「不同意」、「很不同意」設定爲4分至1分, 將反向陳述題目 (1–6題) 採取反向計分, 將「很同意」、「同意」、「不同意」、「很不同意」設爲1分至4分, 將各題分數加總後即可得受測者自我評價分數, 總得分越高表示其自尊越高, 以此作爲非認知能力的衡量。

Kautz et al. (2014, 頁8) 指出非認知能力是有別於認知能力, 如心理情緒管理能力或其他才能等的表現, 在測量上主要有二類, 其一是以人格特質衡量非認知能力, 一般採用心理學的五大人格特質 (big five personality traits), 包括開放性、嚴格自律性、外向性、友善性、神經質性; 另一類是以任務導向行爲衡量非認知能力, 以補足前述人格特質無法量化之困擾。不過, Lundberg (2019) 認爲目前文獻對於如何衡量非認知能力尚無共識, 研究者往往依據資料的可得性定義非認知能力。例如, Heckman, Stixrud, and Urzua (2006, 頁415–416) 使用 National Longitudinal Survey of Youth

[8]原 Rosenberg 自尊量表共有10題, 該量表旨在利用正面及反面感受的自我評價, 測量全面性個人的價值 (global self-worth by measuring both positive and negative feeling about the self), TYP 採用其第 1, 2, 3, 5, 6, 10題, 依序爲「我很滿意我自己」、「我沒有很多值得驕傲的事情」、「我覺得我是個有價值 (有用) 的人」、「我沒有很多值得驕傲的事情」、「我有時候覺得自己很沒有用」、「我用積極樂觀的態度看待我自己」。巫博瀚, 賴英娟, 與施慶麟 (2013) 指出 Rosenberg 自尊量表的部分問題過於相似, 應避免全部使用, 並建議刪除原量表中的第4和第8題。PM 量表是由 Pearlin and Schooler (1978) 所發展出來, 主要衡量一個人在多大程度上視自己的生活機會爲個人控制, 而非認定是由宿命所決定, 原始題組共有7題, TYP 採用其第 1, 2, 7題, 依序爲「我沒有辦法解決自己的一些問題」、「我沒有辦法控制發生在我身上的事情」、「要處理生活上的種種問題時, 讓我感到很無力」。

臺灣大學學術期刊資料庫

1979 (NLSY79) 中的自我控制量表 (Rotter's external-internal locus of control scale) 和自尊量表 (Rosenberg self-esteem scale) 衡量非認知能力, Lundberg (2019) 使用 National Longitudinal Study of Adolescent Health (Add Health), 並以心理學五大人格特質衡量非認知能力。除定義不一致問題外, 巫博瀚, 賴英娟, 與施慶麟 (2013) 指出 Rosenberg 自尊量表其題目難易程度較相似, 故難以有效且精確的測量出位於兩端點的受測者, 較適合用於區分出中等程度自尊的受測者, 然而 TYP 的自尊量表是結合 Rosenberg 自尊量表與 PM 量表爲依據, 這點限制影響應該不大。綜合上述, 雖然以自尊量表分數作爲非認知能力有上述的限制, 但由於本文旨在控制個人測驗分數之外的能力, 且考量到 TYP 問卷中並無其他常見非認知能力的測量 (例如五大人格特質), 故以自尊量表分數作爲非認知能力的衡量應尚屬合理之處置。

除了上述解釋變數之外, 本文其他各項變數包括性別、已婚狀態、家庭背景 (父母親教育程度和國中時家庭平均月收入)、國中居住地 (台北市、台北縣、宜蘭縣)。受訪者是否結婚是依據 2011–2017 年問卷收集而得, 本文定義二元已婚變數, 其值爲 1 時, 代表樣本在 28 歲時是已婚狀態 (不含離婚、喪偶), 其值爲 0, 代表樣本在 28 歲時處於單身狀態 (含離婚和喪偶)。

接著, 本文說明如何整理家庭背景變數。首先, 父母親教育程度部分。J3 樣本父母親教育程度是利用 J3 學生樣本第一至第二波 (國三至高一) 計算而得, 若第一波父母親的教育程度有遺漏時, 則以第二波代替。J1 樣本父母親的教育程度是利用 J1 學生樣本第一至第四波 (國一至高一) 計算而得。若第一波父母親的教育程度有遺漏時, 則以第二波代替, 以此類推。其次, 國中家庭月收入部分, 本文是利用國中調查的家長問卷計算而得: J3 國中家長問卷於 2000 年調查只有一波, J1 國中家長分別於 2000 年和 2002 年調查共有二波。J3 樣本的家庭月收入以家長回報爲主, 遺漏的部分再以學生問卷中的家庭月收入代替。類似地, J1 樣本的家庭收入以家長回報爲主, 這部分取二波家長回報的平均作爲家庭月收入 (部分家長只回報一波就以該次爲主), 遺漏的部分亦使用學生問卷中的家庭月收入代替。而由於 J1 學生的前三波皆詢問了家庭月收入的區間, 本文先將家庭收入變數轉成連續數值, 再取三年的平均值, 然後再轉換至本文使用家庭月收入的虛擬

臺灣大學學術期刊資料庫

變數, 即家庭月收入在3萬以下、介於3–5萬、介於5–8萬、介於8–12萬及高於12萬以上。最後, 國中居住地是利用國中學生問卷整理而得。

3.3 變數敘述統計

表1呈現變數敘述統計量。以2011年物價指數爲基期, 受訪者第一份和最近一份工作平均月薪及每小時工資約爲34,400元和41,700元及167元和207元。因此, 受訪者的月薪或時薪皆有上升的趨勢。第一份及最近一份工作之工作年數爲2.6年及3.4年。[9] 本文利用受訪者出生年和從事第一份工作年份訊息, 計算出受訪者從事第一份工作的平均年齡爲24歲 (2008–2009年間), 其中22歲 (含) 前、23–26歲、27歲後取得第1份正式員工工作的比例分別爲26.3%、66.2%、7.5% (未呈現於表1)。

學歷部分。在未考慮主修領域, 最高學歷爲未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所的比例依序爲26.2%、49%、7.9%、2.8%、4.5%、4.4%、5.3%, 其中大學和研究所的比例分別爲59.6%和14.2%。在考慮主修領域下, 大學以上學歷共有12種, 括號爲比例: 私立大學主修人文社會農 (31%)、私立大學主修理工醫 (18%)、一般國立大學主修人文社會農 (5.2%)、一般國立大學主修理工醫 (2.6%)、頂尖國立大學主修人文社會農 (1.7%)、頂尖國立大學主修理工醫 (1.1%)、私立大學研究所主修人文社會農 (2.4%)、私立大學研究所主修理工醫 (2.1%)、一般國立大學研究所主修人文社會農 (2.6%)、一般國立大學研究所主修理工醫 (1.9%)、頂尖國立大學研究所主修人文社會農 (1.9%)、頂尖國立大學研究所主修理工醫 (3.4%)。大學、研究所主修「人文社會農」和「理工醫」的比例分別爲63.6%和36.4%、48.6%和51.4%。

個人背景變數部分, 女性的比例爲48%, 國中基測成績爲161分 (總分300分), 自尊分數爲23.6 分 (總分36分)。父親和母親教育程度爲國中以下、高中職、專科以上的比例依序爲43.4%、34.5%、22%和47.8%、37%、15.2%。家庭月收入在3萬以下、3–5萬、5–8萬、8–12萬、12萬以上的比例

[9]在此補充說明, 第一份工作以及最近一份工作的工作年數之計算方式。以第一份工作而言, 透過問卷詢問受訪者何時開始該份工作的時點, 以及何時結束該份工作的時點 (或問卷調查時點), 計算出第一份工作的工作年數。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 變數敘述統計量

變數	平均數	標準差	變數	平均數	標準差
工作相關變數:			最高學歷:		
第一份工作月薪	34,422	16,916	未上大學	0.262	0.440
ln (第一份工作月薪)	10.4	0.4	大學 (59.6%):		
第一份工作時薪	167	85	私立大	0.490	0.500
ln (第一份工作時薪)	5.0	0.4	一般國立大學	0.079	0.269
最近一份工作月薪	41,741	20,815	頂尖國立大學	0.028	0.165
ln (最近一份工作月薪)	10.6	0.4	研究所 (14.2%):		
最近一份工作時薪	207	118	私立大學研究所	0.045	0.207
ln (最近一份工作時薪)	5.2	0.4	一般國立大學研究所	0.044	0.206
第一份工作之工作年數	2.6	2.5	頂尖國立大學研究所	0.053	0.224
最近一份工作之工作年數	3.4	2.8			
個人背景變數:			最高學歷與主修領域:		
女性	0.478	0.500	未上大學	0.262	0.440
基測成績 (認知能力)	161.0	53.3	大學 (59.6%), 主修理工醫 (36.4%):		
自尊分數 (非認知能力)	23.6	4.2	私立大學主修人文社會農	0.310	0.463
已婚 (28 歲前)	0.193	0.395	私立大學主修理工醫	0.180	0.384
父親學歷: 國中以下	0.434	0.496	一般國立大學主修人文社會農	0.052	0.222
父親學歷: 高中職	0.345	0.476	一般國立大學主修理工醫	0.026	0.160
父親學歷: 專科以上	0.220	0.414	頂尖國立大學主修人文社會農	0.017	0.130
母親學歷: 國中以下	0.478	0.500	頂尖國立大學主修理工醫	0.011	0.103
母親學歷: 高中職	0.370	0.483	研究所 (14.2%), 主修理工醫 (51.4%):		
母親學歷: 專科以上	0.152	0.359	私立大學研究所主修人文社會農	0.024	0.153
國中家庭月收入: 3 萬以下	0.114	0.318	私立大學研究所主修理工醫	0.021	0.143
國中家庭月收入: 3–5 萬	0.284	0.451	一般國立大學研究所主修人文社會農	0.026	0.158
國中家庭月收入: 5–8 萬	0.383	0.486	一般國立大學研究所主修理工醫	0.019	0.135
國中家庭月收入: 8–12 萬	0.167	0.373	頂尖國立大學研究所主修人文社會農	0.019	0.138
國中家庭月收入: 12 萬以上	0.051	0.220	頂尖國立大學研究所主修理工醫	0.034	0.180
15 歲居住縣市: 台北市	0.347	0.476			
15 歲居住縣市: 台北縣	0.388	0.487			
15 歲居住縣市: 宜蘭縣	0.266	0.442			

註: 1. 樣本數爲 2,686。資料說明: 工作相關變數、最高學歷和主修領域是合併 TYP 2011, 2014, 2017 等三波成人調查計算而得。個人背景變數以 J1 第一至四波、J3 第一至二波及國中家長問卷整理而得。

2. 月薪及時薪均以 2011 年消費者物價指數爲基期計算。工作年數計算是以該份工作結束時點或調查時點減去該份工作開始時點。頂尖國立大學包括台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學、成功大學、中央大學、中興大學、中山大學、陽明大學、台灣科技大學等十所國立大學。大學、研究所主修「人文社會農」和「理工醫」的比例分別爲 63.6%和 36.4%、48.6%和 51.4%。

爲 11.4%、28.4%、38.3%、16.7%和 5.1%。國中居住在台北市、台北縣及宜蘭縣的比例爲 34.7%、38.8%及 26.6%。

在進入實證分析之前，本文利用表 2 至表 4 依序呈現個人背景因素與

臺灣大學學術期刊資料庫

受大學教育的關係、受訪者從事的職業類型及各職業類型的工作特性, 以及最高學歷與職業類型和工作特性的關係。

表2依照性別、家庭背景 (父母教育程度、家庭月收入) 及縣市行政區呈現受訪者受大學教育情況。首先, 不同性別的受訪者就讀大學比例存在差異。雖然女性就讀大學的比例高於男性, 但她們較集中就讀私立大學, 就讀國立大學的比例比男性低出3.2%。

其次, 家庭背景較佳者就讀國立大學的比例較高。Panel B 及 Panel C 欄 (3) 與欄 (4) 顯示, 父母親教育程度在專科以上者取得大學和國立大學學歷的比例皆比父母親教育程度在專科以下者高。以父親學歷爲例, 父親教育程度在專科以下者未讀大學的比例高於父親教育程度在專科以上者約21%, 而後者讀一般國立大學和頂尖國立大學的比例高於前者分別有8.2%和11.5%。Panel D 顯示, 家庭月收入愈高者有大學和國立大學學歷的比例亦愈高。相較於家庭月收入在5萬以下者, 家庭月收入在12萬以上者讀大學和國立大學的比例高出約20%和14%。

再者, Panel E 欄 (3) 與欄 (4) 將受訪者居住地區分爲非台北市及台北市。分析結果顯示, 台北市受訪者讀大學和國立大學的比例高於非台北市受訪者 (台北縣和宜蘭縣) 約15%、11%。

綜合上述, 雖然男性讀大學的比例低於女性, 但其就讀國立大學的比例高於女性。家庭背景較佳者和居住在台北市成爲大學畢業生及國立大學畢業生的可能性均比較高。

表3 Panel A 和 Panel B 分別呈現受訪者第一份和最近一份工作的職業類型及各職業類型的工作特性。在 Panel A 中, 第一份工作的職業類型爲藍領、基本白領、中階白領、高階白領的比例分別爲31.7%、20.4%、26.7%、21.2%。四種職業類型中, 以高階白領時薪爲222元爲最高, 以藍領時薪爲139元爲最低; 工作年數以高階白領平均3年爲最高, 中階白領平均2.3年爲最低。員工人數和任職於公營機構的比例以藍領的189位和2.8%爲最低, 以高階白領的419位和8.6%爲最高。在 Panel B 中, 最近一份工作的職業類型爲藍領、基本白領、中階白領、高階白領的比例依序爲, 30.6%、19.4%、22.8%、27.2%。對比 Panel A 職業類型的比例發現, 中階白領的比例由26.7%下降至22.8%, 而高階白領的比例由21.2%上升至27.2%。和

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 受訪者受大學教育情況 — 按性別、家庭背景、國中居住縣市分 (%)

Panel A: 性別	男生	女生	差異
樣本數	1,402	1,284	
專科以下	30.4	21.6	−8.8
私立大學	51.1	63.2	12.0
一般國立大學	12.1	10.3	−1.8
頂尖國立大學	6.4	5.0	−1.4
總計	100.0	100.0	

Panel B: 父親教育程度	國中以下 (1)	高中職 (2)	專科以下 (3)	專科以上 (4)	差異 (4)–(1)	差異 (4)–(2)	差異 (4)–(3)
樣本數	1,167	928	2,095	519			
專科以下	36.4	23.6	30.7	10.0	−26.4	−13.6	−20.8
私立大學	52.4	62.0	56.7	57.7	5.3	−4.3	1.0
一般國立大學	8.7	10.2	9.4	17.6	8.9	7.4	8.2
頂尖國立大學	2.4	4.2	3.2	14.7	12.3	10.5	11.5
總計	100.0	100.0	100.0	100.0			

Panel C: 母親教育程度	國中以下 (1)	高中職 (2)	專科以下 (3)	專科以上 (4)	差異 (4)–(1)	差異 (4)–(2)	差異 (4)–(3)
樣本數	1,285	993	2,278	408			
專科以下	34.8	22.2	29.3	8.8	−26.0	−13.3	−20.5
私立大學	54.2	59.8	56.7	58.1	3.9	−1.7	1.4
一般國立大學	8.2	12.9	10.2	16.7	8.5	3.8	6.4
頂尖國立大學	2.8	5.1	3.8	16.4	13.6	11.3	12.6
總計	100.0	100.0	100.0	100.0			

Panel D: 國中家庭月收入	5萬以下 (1)	5–8萬 (2)	8–12萬 (3)	12萬以上 (4)	差異 (4)–(1)	差異 (4)–(2)	差異 (4)–(3)
樣本數	1,071	1,029	449	137			
專科以下	35.5	22.0	16.9	15.3	−20.2	−6.6	−1.6
私立大學	52.8	61.6	55.2	59.1	6.4	−2.5	3.9
一般國立大學	9.1	11.5	15.6	11.7	2.6	0.2	−3.9
頂尖國立大學	2.7	5.0	12.3	13.9	11.2	8.9	1.6
總計	100.0	100.0	100.0	100.0			

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

Panel E: 國中居住縣市	宜蘭 (1)	台北縣 (2)	宜蘭/台北縣 (3)	台北市 (4)	差異 (4)–(1)	差異 (4)–(2)	差異 (4)–(3)
樣本數	714	1,041	1,755	931			
專科以下	34.0	29.5	31.3	16.4	−17.6	−13.1	−14.9
私立大學	54.2	56.0	55.3	59.9	5.7	3.9	4.7
一般國立大學	8.4	10.4	9.6	14.3	5.9	3.9	4.7
頂尖國立大學	3.4	4.1	3.8	9.3	6.0	5.2	5.5
總計	100.0	100.0	100.0	100.0			

註: 樣本數爲2,686。資料說明, 表中教育變數爲受訪者取得大學學歷的學校類型而非最高學歷的學校類型, 本文合併 TYP J1 樣本第七至第九波和 J3 樣本第五至第七波計算而得, 包括未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學。除樣本數之外, 表格內的數字已轉換成百分比。

第一份工作的結果相似, 時薪、公司規模和任職於公營機構的比例均以高階白領爲最高, 均以藍領爲最低。不同職業類型在最近一份工作年數上差異並不大。綜上所述, 不同職業類型的薪資差異除了來自於工作經驗的差異外, 亦可能與公司規模和任職於公營機構有關。

表4依照最高學歷區分第一份工作的職業類型及工作特性。欄 (2) 至欄 (4) 和欄 (5) 至欄 (7) 分別爲大學和研究所學歷。首先, 欄 (1) 至欄 (4) 結果顯示, 非大學學歷者較可能從事藍領職業, 而大學學歷者較可能從事白領職業。比較頂尖國立大學和私立大學, 兩者從事白領職業的比例相差有19%, 前者從事中階、高階白領職業的比例高出後者分別有3%、23%。由於高階白領職業薪資較高, 因此如表4下方所示, 頂尖國立大學畢業生的月薪和時薪均比私立大學畢業生高。此外, 頂尖國立大學畢業生任職於公營機構的比例高於私立大學畢業生。

其次, 欄 (5) 至欄 (7) 結果顯示, 研究所學歷者幾乎從事白領職業, 並以中階和高階白領職業爲主。表4最後兩欄分別比較私立大學研究所和私立大學, 以及私立大學研究所和頂尖國立大學在職業類型和工作特性上的差異。結果發現: (1) 同樣畢業於私立大學, 研究所學歷者從事中階和高階白領職業比大學學歷者高約5%和31%, 其薪資較高且公司規模較大。(2) 雖然私立大學研究所從事中階和高階職業的比例高於頂尖國立大學的大學畢業生, 但後者任職在公營機構的比例比較高。兩者的薪資差異不大。

總結而言, 表4顯示學歷與從事的職業類型緊密關聯, 研究所學歷者幾

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 受訪者職業類型和各職業類型的月薪、時薪、員工人數、工作年數、公營機構比例

職業類型	個數	比例	月薪	時薪	工作年數	員工人數	公營機構
Panel A: 第一份正式員工工作							
藍領	852	31.7	30,488	139	2.7	189	0.028
基礎白領	547	20.4	29,371	150	2.5	284	0.041
中階白領	717	26.7	36,418	179	2.3	349	0.047
高階白領	570	21.2	44,551	222	3.0	419	0.086
總計	2,686	100					
Panel B: 最近一份正式員工工作							
藍領	822	30.6	35,814	169	3.5	221	0.042
基礎白領	521	19.4	33,010	172	3.3	331	0.058
中階白領	613	22.8	43,923	216	3.3	399	0.067
高階白領	730	27.2	53,952	276	3.4	409	0.089
總計	2,686	100					

註: 1. 資料說明: 合併 TYP 2011, 2014, 2017 三波資料。本文利用受訪者出生年和取得第一份正式員工的年份訊息, 計算出受訪者從事第一份正式員工工作的平均年齡爲 24 歲, 其中 22 歲 (含) 前、23–26 歲、27 歲後取得第 1 份正式員工工作的比例分別爲 26.3%、66.2%、7.5%。本文將主計總處的官方職業 9 大分類簡化成 4 種職業類型: 藍領、基本白領、中階白領、高階白領。藍領 (Blue Collar): 農林漁牧業生產人員、非技術工及體力工、服務及買賣人員、技術工、機械設備操作工及裝配工; 基本白領 (Basic White Collar): 事務人員; 中階白領 (Middle White Collar): 技術員及助理專業人員; 高階白領 (Advanced White Collar): 行政主管、企業主管、經理人員、專業人員、中小學教師、民意代表。表中薪資及每小時工資皆以 2011 年消費者物價指數爲基期計算。工作年數爲受訪者在第一份正式職員工作以及最近一份正式職員工作的平均工作年數。公營企業包括受雇於政府機關和公營企業。

2. 在 Panel B 中, 有 742 位受訪者只被觀察到從事一份正式員工的工作, 占分析樣本 27.6%, 這些樣本亦被納入在最近一份工作中。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 受訪者第一份工作的職業類型及工作特性 — 依最高學歷分

		大學和研究所學歷依大學類型分									
		大學學歷					研究所學歷				
平均數 (%)	專科以下 26.2 (1)	私立大學 49.0 (2)	一般國立大學 7.9 (3)	頂尖國立大學 2.8 (4)	差異 (4)–(1)	差異 (4)–(2)	私立大學 4.5 (5)	一般國立大學 4.4 (6)	頂尖國立大學 5.3 (7)	差異 (5)–(2)	差異 (5)–(4)
職業類型:											
藍領	69	24	19	5	−63	−19	2	8	0	−22	−3
白領	31	76	81	95	63	19	98	92	100	22	3
基礎白領	14	27	18	20	6	−7	13	9	5	−14	−7
中階白領	12	31	41	35	23	3	37	20	28	5	2
高階白領	6	17	21	40	34	23	48	63	67	31	8
工作特性:											
月薪 (千元)	31.0	32.1	34.3	42.1	11.1	10.0	42.4	43.3	54.7	10.3	0.3
時薪	141	160	173	202	61	42	208	213	264	48	6
工作年數	3.3	2.4	2.4	2.2	−1	0	2.6	2.0	2.3	0	0
員工人數	172	286	315	397	224	110	481	471	622	195	84
公營機構 (%)	1.6	3.0	8.5	10.7	9.1	7.7	5.0	20.2	12.7	2.0	−5.7
樣本數	703	1,316	211	75			120	119	142		

註: 樣本數 2,686。資料說明, 合併 TYP 2011, 2014, 2017 三波成人樣本計算最高學歷和第 1 份正式職員的相關工作特性。頂尖國立大學及職業類型請分別參考表 1 及表 3 註釋說明。表中月薪及時薪均以 2011 年消費者物價指數爲基期計算。最高學歷包括, 未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所。

乎從事白領職業, 大學學歷者主要從事白領職業, 而非大學學歷者則集中在藍領職業。在大學或研究所學歷中, 頂尖國立大學畢業生從事中高階白領職業比例爲最高, 而由於中高階白領職業的薪資爲最高, 因此可預期頂尖國立大學畢業生的薪資將會比較高。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 實證結果

4.1 實證策略

本小節說明薪資決定因素的實證模型。如前所述, Becker (1993) 認爲教育是對當前資源的投資, 以換取未來的回報。個人將選擇一種教育水準, 以使扣除教育成本後的未來收入的預期現值最大化。如果教育成本可以忽略不計, Mincer (1974) 建議可透過控制工作經驗年數與工作經驗年數平方, 探討個人接受教育年數對收入的影響。爾後的實證分析中, 學者建議可將教育年數替換爲教育程度並控制個人的各項表徵 (Card, 1999; Psacharopoulos, 1981)。據此, 本文以式 (1) 分析學歷與工作時薪的關係, 學歷分成未上大學 ($bcol$)、私立大學 ($priv$)、一般國立大學 ($regn$)、頂尖國立大學 (elt)、私立大學研究所 ($grd1$)、一般國立大學研究所 ($grd2$)、頂尖國立大學研究所 ($grd3$):

$$\begin{aligned}\ln(W_i) = {} & \beta_0 + \beta_1 bcol_i + \beta_2 regn_i + \beta_3 elt_i + \theta_1 grd_{1i} + \theta_2 grd_{2i} \\ & + \theta_3 grd_{3i} + \gamma_1 e_i + \gamma_2 e_i^2 + X_{1i}\eta + X_{2i}\mu + u_i, \end{aligned} \tag{1}$$

其中 $\ln(W)$ 爲取對數後的時薪, 學歷對照組爲私立大學。工作年數 (e) 爲受訪者在該份工作的工作年數, 控制變數包括個人背景特徵 (X_1) 和工作特性 (X_2), 前者 (X_1) 包括性別、已婚、家庭背景 (父母親教育程度及國中家庭月收入)、國中居住縣市 (台北市、台北縣及宜蘭縣), 後者 (X_2) 含職業類型 (藍領、基礎白領、中階白領及高階白領)、取對數後員工人數、公營機構。

雖然式 (1) 控制了影響教育成就和勞動收入的各項其他變數, 以期望降低教育成就內生性對估計結果的影響。然而, 研究教育成就對薪資影響之挑戰在於無法完全控制個人未被觀察之個人能力的影響。因此式 (1) 的估計結果仍可能受到遺漏變數的影響, 產生遺漏變數偏誤 (omitted variables bias)。勞動經濟學相關文獻大多使用以下方法解決教育成就內生性的問題 (Card, 1999; Harmon, Oosterbeek, and Walker, 2003; Holmlund, Lindahl, and Plug, 2011): (1) 爲未被觀察到之能力尋找替代變數 (proxy variable), 常見的作法是以問卷型式測量能力, 並將之置於迴歸模型中; (2) 爲教育成就尋找工具變數 (instrument variable), 常見例子是利用教育制

臺灣大學學術期刊資料庫

度變化 (如義務教育年限變化) 當作教育年數的工具變數; (3) 探索自然實驗 (natural experiment), 例如使用雙胞胎的資料。本文採用上述第 (1) 方法, 以國中基測成績和國中自尊量表分數衡量認知能力 (A_1) 和非認知能力 (A_2), 作爲個體未被觀察的個人能力替代變數, 藉此緩和遺漏變數偏誤的問題。

除了遺漏變數偏誤問題之外, 式 (1) 隱含假設研究者可以觀察原先所有受訪者完成學業並進入勞動市場。然而, 如同大多數貫時性追蹤調查 (longitudinal surveys), 隨著調查時間愈長, 樣本流失 (attrition) 的可能性也愈高, 最終觀測到的樣本特性可能與原先樣本特性存在差異, 進而無法代表原抽樣的母體。爲了解此一可能性, 本文在附錄表 2 整理了 TYP 樣本在 15 歲時與進入成人初期 (平均年齡爲 25 歲之後) 樣本基本特徵, 包括 TYP 國三樣本、TYP2011 至 2017 年合併樣本、本文整理之工作樣本, 以及 TYP2011 至 2017 等三波成人樣本, 其中國三樣本是指 J1 第三波和 J3 第一波的樣本。結果發現, 後期追蹤樣本在國三成績前 10 名與國中居住在宜蘭縣的比例皆比原始追蹤樣本高, 顯示樣本流失與國中成績表現及國中居住在宜蘭縣呈負相關。因此減緩樣本流失對估計結果的影響是控制個人國中在校成績和居住地, 本文藉由控制國中基測成績和國中測量之自尊量表分數和國中居住縣市來緩和樣本流失對估計結果的影響。

爲了進一步減緩樣本流失問題, 本文採用二階段的估計方法。在第一階段, 本文估計受訪者在 2011–2017 年仍接受訪問的機率, 其中全部樣本以國三時有接受調查之樣本。利用第一階段的估計結果, 計算樣本流失校正項 (inverse Mills ratio, H)。[10] 在第二階段時, 我們將此變數置於迴歸模

[10] 具體作法說明如下。第 1 階段的 probit 迴歸, 被解釋變數爲樣本未流失, 設其值爲 1, 如果該樣本出現在 2011 至 2017 年的調查中, 設其值爲 0, 如果該樣本皆未出現在 2011 至 2017 年的調查。控制變數包括國中基測成績、國中自尊量表分數、女性、父母親教育程度、國中家庭月收入、國中居住縣市、居住在受訪地址年數和其平方項, 以及喜愛居住社區。參閱 Wooldridge (2010, 頁 806) 之建議, 本文選擇受訪者 15 歲居住在受訪地址年數及其平方項、喜愛居住社區作爲排他限制 (exclusion restrictions)。以上二個變數的訊息皆在國中調查時所收集。接著, 本文說明這些變數會影響受訪, 但不影響薪資的理由。長期居住相同地址和喜愛居住社區, 代表受訪者搬家的機率較低, 有助於訪員進行訪問 (電訪或面訪)。此外, 由於居住地址和居住社區是非由個人所決定的, 因此我們可合理假設居住地址和喜愛居住社區不會直接影響薪資, 但可能透過教育程度來影響薪資。實證上, 第 1 階段的 probit

臺灣大學學術期刊資料庫

型中, 以減緩樣本流失對估計結果的影響。綜合上述討論, 本文將式 (1) 修正爲式 (2):

$$\begin{aligned}\ln(W_i) = {} & \beta_0 + \beta_1 bcol_i + \beta_2 regn_i + \beta_3 elt_i + \theta_1 grd_{1i} + \theta_2 grd_{2i} \\ & + \theta_3 grd_{3i} + \gamma_1 e_i + \gamma_2 e_i^2 + X_{1i}\eta + X_{2i}\mu + A_i\rho \\ & + \lambda H_i + u_i, \end{aligned} \tag{2}$$

其中個人能力 (A) 包括了認知能力 (A_1) 和非認知能力 (A_2), 預期與工作時薪呈正向關係。另外, 在控制國中基測成績、自尊量表分數及各項其他變數下, 樣本流失校正項可能呈不顯著的情況。當樣本流失校正項不顯著, 代表採用一般迴歸模型分析學歷與薪資的關係應尚屬合理之方法。

前述模型並未考慮主修領域, 一般而言, 主修領域爲理工醫的薪資是比主修領域爲非理工醫來的高, 而在頂尖國立大學, 不少是以理工、醫科爲主的大學 (例如, 台大、清大、交大、成大、中央、陽明等), 是故科系的影響將會混雜在教育變數中, 因此較理想的實證模型應控制高等教育的科系。爲簡化分析, 本文僅將科系區分爲「人文社會農 ($nonsci$)」和「理工醫 (sci)」等兩大類。迴歸模型可表示如下:

$$\begin{aligned}\ln(W_i) = {} & \beta_0 + \beta_1 bcol_i + \beta_2 priv_i \times sci_i + \beta_3 regn_i \times nonsci_i \\ & + \beta_4 regn_i \times sci_i + \beta_5 elt_i \times nonsci_i + \beta_6 elt_i \times sci_i \\ & + \theta_1 grd_{1i} \times nonsci_i + \theta_2 grd_{1i} \times sci_i + \theta_3 grd_{2i} \times nonsci_i \\ & + \theta_4 grd_{2i} \times sci_i + \theta_5 grd_{3i} \times nonsci_i + \theta_6 grd_{3i} \times sci_i \\ & + \gamma_1 e_i + \gamma_2 e_i^2 + X_{1i}\eta + X_{2i}\mu + A_i\rho + \lambda H_i + u_i。\end{aligned} \tag{3}$$

式 (3) 教育變數的對照組爲主修「人文社會農」的私立大學 ($priv \times nonsci$)。

總結而言, 在給定工作經驗年數 (e)、個人能力 (A)、各項解釋變數 (X_1, X_2) 及樣本流失校正項 (H), 本文將依式 (2) 和式 (3) 實證模型設定, 依序檢視學歷和主修領域對第一份工作及最近一份工作時薪的影響。另外, 考

迴歸結果顯示長期居住相同地址及其平方項、喜愛居住社區皆與2011–2017年接續受訪機率呈顯著關係 (所有 $p < 5\%$, 迴歸結果未顯示於正文中), 其中居住相同地址年數與接續受訪機率呈倒U 的非線性關係, 喜愛居住社區與續訪機率呈正向關係。

臺灣大學學術期刊資料庫

量 TYP 的抽樣設計是以縣市及鄉鎮市區下的「國中學校」爲抽樣單位, 因此迴歸模型的標準誤皆是採用「國中學校」爲叢集所計算而得之標準誤。[11]

4.2 學歷和主修領域與薪資的關係

4.2.1 學歷和主修領域與第一份工作時薪的關係

本文依序呈現學歷和主修領域對第一份工作和最近一份工作時薪的影響。表 5 呈現學歷和主修領域與第一份工作時薪的關係, 被解釋變數爲取對數後的第一份工作時薪 (ln (第一份工作時薪)), 時薪計算方式爲每月薪資收入除以每月工作時數 (月工時 = 周工時×4.3 周)。模型 (1) 至 (2) 分析最高學歷與 ln (第一份工作時薪) 之關係, 學歷變數包括未上大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所, 比例依序爲 26.2%, 49%, 7.9%, 2.8%, 4.5%, 4.4%, 5.3%。模型 (1) 的其他解釋變數包括工作年數及其平方項、女性、國中基測成績、國中自尊量表分數、已婚、家庭背景 (父母親學歷及家庭月收入)、國中居住縣市、樣本流失校正項 (即 Inverse Mills ratio, H), 而模型 (2) 除上述變數之外, 還控制了工作特性, 包括職業類型、取對數後的員工人數 (ln (員工人數))、公營機構, 藉此觀察學歷對薪資的影響是否僅透過職業選擇所造成。

模型 (3) 至 (4) 分析最高學歷和主修領域與 ln (第一份工作時薪) 之關係。在僅考慮「人文社會農」與「理工醫」等主修領域, 學歷與主修領域分成 (1) 未上大學 (26.2%)、(2) 私立大學, 主修人文社會農 (31%)、(3) 私立大學, 主修理工醫 (18%)、(4) 一般國立大學, 主修人文社會農 (5.2%)、(5) 一般國立大學, 主修理工醫 (2.6%)、(6) 頂尖國立大學, 主修人文社會農 (1.7%)、(7) 頂尖國立大學, 主修理工醫 (1.1%)、(8) 私立大學研究所, 主修人文社會農 (2.4%)、(9) 私立大學研究所, 主修理工醫 (2.1%)、(10) 一般國立大學研究所, 主修人文社會農 (2.6%)、(11) 一般國立大學研究所, 主修理工醫 (1.9%)、(12) 頂尖國立大學研究所, 主修人文社會農 (1.9%)、(13) 頂尖國立大學研究所, 主修理工醫 (3.4%)。除學歷與主修領域外, 模型 (3) 和 (4) 其他解釋變數的設定均與模型 (1) 和 (2) 相同。

[11] TYP 抽樣的國中學校共有 40 所, 每所學校的所在位置皆涵蓋了縣市及鄉鎮市的訊息。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 5: 學歷、主修領域與薪資的迴歸分析 — 第一份工作結果

	未考慮主修領域		考慮主修領域	
	(1)	(2)	(3)	(4)
未上大學	−0.138***	−0.075***	−0.121***	−0.072***
	(0.020)	(0.016)	(0.021)	(0.018)
一般國立大學	0.038*	0.024		
	(0.022)	(0.021)		
頂尖國立大學	0.126**	0.084+		
	(0.051)	(0.051)		
私立大學研究所	0.227***	0.151***		
	(0.034)	(0.028)		
一般國立大學研究所	0.277***	0.176***		
	(0.028)	(0.027)		
頂尖國立大學研究所	0.413***	0.308***		
	(0.035)	(0.036)		
私立大學畢, 主修理工醫			0.035*	0.006
			(0.020)	(0.019)
一般國立大學畢, 主修人文社會農			0.041	0.034
			(0.030)	(0.030)
一般國立大學畢, 主修理工醫			0.072**	0.009
			(0.032)	(0.028)
頂尖國立大學畢, 主修人文社會農			0.134***	0.096**
			(0.043)	(0.044)
頂尖國立大學畢, 主修理工醫			0.144	0.0720
			(0.098)	(0.091)
私立大學研究所, 主修人文社會農			0.242***	0.173***
			(0.033)	(0.031)
私立大學研究所, 主修理工醫			0.242***	0.135***
			(0.054)	(0.047)
一般國立大學研究所, 主修人文社會農			0.275***	0.172***
			(0.040)	(0.035)
一般國立大學研究所, 主修理工醫			0.315***	0.189***
			(0.044)	(0.045)
頂尖國立大學研究所, 主修人文社會農			0.301***	0.202***
			(0.044)	(0.043)
頂尖國立大學研究所, 主修理工醫			0.499***	0.376***
			(0.049)	(0.052)
工作年數	0.089***	0.077***	0.089***	0.077***
	(0.008)	(0.008)	(0.008)	(0.008)
工作年數平方	−0.003***	−0.003***	−0.003***	−0.003***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
女性	−0.083***	−0.087***	−0.071***	−0.083***
	(0.014)	(0.016)	(0.015)	(0.017)
國中基測成績	0.001***	0.001***	0.001***	0.001***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
國中自尊量表分數	0.006***	0.006***	0.006***	0.006***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	未考慮主修領域		考慮主修領域	
	(1)	(2)	(3)	(4)
父親學歷: 高中職	−0.003	−0.010	−0.005	−0.011
	(0.016)	(0.015)	(0.015)	(0.015)
父親學歷: 專科以上	−0.043	−0.055**	−0.045*	−0.056**
	(0.026)	(0.025)	(0.026)	(0.025)
母親學歷: 高中職	0.001	0.003	0.001	0.002
	(0.014)	(0.014)	(0.015)	(0.014)
母親學歷: 專科以上	0.040+	0.042*	0.043*	0.042*
	(0.025)	(0.023)	(0.025)	(0.023)
樣本流失校正項 (H)	0.262**	0.273***	0.270***	0.276***
	(0.098)	(0.096)	(0.096)	(0.096)
職業類型: 基礎白領		0.047**		0.047**
		(0.018)		(0.017)
職業類型: 中階白領		0.117***		0.117***
		(0.017)		(0.017)
職業類型: 高階白領		0.193***		0.191***
		(0.020)		(0.021)
ln (員工人數)		0.021***		0.020***
		(0.003)		(0.003)
公營機構		0.132***		0.139***
		(0.030)		(0.030)
R-squared	0.343	0.386	0.347	0.388

註: 被解釋變數爲 ln (第一份工作時薪), 樣本數爲 2,686。學歷對照組說明: 模型 (1) 至 (2) 爲「私立大學」, 模型 (3) 至 (4) 爲「私立大學畢, 主修人文社會農」; 其他解釋變數對照組: 父親和母親學歷爲「國中以下」。除常數項之外, 未呈現於表中之解釋變數包括: 已婚、國中家庭月收入、國中居住縣市, 這些變數皆未顯著影響 ln (第一份工作時薪)。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 p <0.01, ** p <0.05, * p <0.1, + p <0.11。

在描述迴歸結果之前, 有兩點補充說明。第一, 爲了簡化表格內容, 已婚、國中家庭月收入、國中居住縣市等未顯著影響時薪的解釋變數皆未呈現表5中。第二, 在探討相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異, 以及相同大學類型和主修領域中不同學歷時薪差異, 需要調整表5學歷變數的對照組才能容易相互比較。本文將這些結果整理於表6。爲方便行文, 以下先一一描述其他解釋變數與時薪之間的關係。然後再描述表6的結果。

本文發現是否考慮主修領域或控制工作特性均未改變其他解釋變數與時薪的關係, 故以下只描述模型 (4) 結果。工作年數與時薪呈現先遞增後遞減的現象 (倒 U 型)。女性時薪比男性低出 8.3%。國中基測成績和國中自尊量表分數均與時薪呈正向顯著的關係, 其估計值分別爲 0.1%和 0.6%。若基測成績和自尊量表分別上升一個標準差, 時薪預期會上升 5.3% (53*

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 相同學歷中不同大學類型工資差異和相同大學類型中不同學歷工資差異 — 第一份工作結果

控制工作特性	不考慮主修領域		考慮主修領域			
			人文社會農		理工醫	
	No	Yes	No	Yes	No	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A 大學比較: 私立大學爲對照組						
一般國立大學	0.038*	0.024	0.041	0.034	0.037	0.003
頂尖國立大學	0.126**	0.084+	0.134***	0.096**	0.109	0.066
Panel B 研究所比較: 私立大學研究所爲對照組						
一般國立大學研究所	0.050	0.025	0.034	−0.001	0.072	0.055
頂尖國立大學研究所	0.186***	0.157***	0.059	0.029	0.257***	0.241***
Panel C 大學與研究所比較:						
私立大學研究所與私立大學畢	0.227***	0.151***	0.242***	0.173***	0.207***	0.129***
一般國立大學研究所與一般國立大學畢	0.188***	0.127***	0.234***	0.138***	0.243***	0.180***
頂尖國立大學研究所與頂尖國立大學畢	0.287***	0.224***	0.167***	0.106*	0.355***	0.304***

註: 表中模型 (1) 和 (2) 之結果分別取之於表 5 模型 (1) 和 (2), 模型 (3) 和 (4) 及 模型 (5) 和 (6) 之結果分別取之於表 5 模型 (3) 及 (4), 本文藉由調整估計模型中學歷的「對照組」整理而得。與表 5 相同, 偶數模型控制了第一份工作的工作特性, 包括職業類型、ln (員工人數)、公營機構。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$, + $p < 0.11$。

臺灣大學學術期刊資料庫

0.1%) 和 2.4% (4*0.6%)。家庭背景中僅父母親學歷爲專科以上才與時薪呈顯著關係, 其中父親學歷爲專科以上與受訪者時薪呈負向關係, 而母親學歷爲專科以上與受訪者時薪呈正向關係。本文發現在未控制國中基測成績之下, 父親學歷爲專科以上與時薪並未呈現顯著的關係 (估計值 = −3.8%, p 值 = 12%), 表示是基測成績而非父親學歷才是影響時薪的重要因素。樣本流失校正項 (H) 與時薪呈正向的關係, 代表續訪者的時薪比樣本流失者的時薪高。相較於藍領職業, 基礎白領、中階白領、高階白領時薪分別高出 4.7%、11.7%、19.1%。員工人數每增加 1%, 時薪預計會上升 2%。任職於公營機構的時薪比非公營機構高出 14%。

接著, 表 6 呈現相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異, 以及相同大學類型和主修領域中不同學歷時薪差異, 結果分別整理於 Panel A 和 Panel B, 以及 Panel C。模型 (1) 與 (2) 爲未考慮主修領域下學歷與時薪的關係, 模型 (3) 與 (6) 考慮主修領域下學歷與時薪的關係, 其中偶數模型控制了工作特性 (職業類型、ln (員工人數)、公營機構)。本文發現控制工作特性之後, 學歷的估計值會向下修正, 代表不同學歷的時薪差異部分是透過職業選擇所致。然而, 除了一般國立大學與私立大學的大學畢業生的時薪差異轉爲不顯著之外 (詳見模型 (1) 與 (2)), 學歷與時薪之間的關係並未改變。故以下只報告偶數模型結果。

首先, 在相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異部分。在未考慮主修領域的情況下, Panel A 和 Panel B 均顯示, 在同等學歷下 (大學或研究所), 一般國立大學與私立大學的時薪無顯著差異, 而頂尖國立大學的時薪高於私立大學。同樣是大學、研究所學歷, 頂尖國立大學時薪高出私立大學約 8%、16%。

不論主修領域爲「人文社會農」或「理工醫」, Panel A 和 Panel B 顯示, 在同等學歷下, 一般國立大學和私立大學的時薪並無顯著差異。不過, 頂尖國立大學與私立大學薪資存在差異。在相同學歷和主修「人文社會農」的情況下, 當學歷同樣爲大學時, 頂尖國立大學時薪高於私立大學約 10%, 而當學歷同樣爲研究所時, 兩者在時薪並無顯著的差異。在相同學歷和主修「理工醫」的情況下, 當學歷皆爲大學時, 頂尖國立大學和私立大學的時薪並無顯著差異, 而當學歷同樣爲研究所時, 前者時薪高於後者有 24%。

臺灣大學學術期刊資料庫

其次, 相同大學類型和主修領域中不同學歷時薪差異部分。在未考慮主修領域下, Panel C 顯示, 畢業於相同大學類型, 學歷的提升對薪資有正向的影響。同樣畢業於私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學, 研究所時薪比大學時薪分別高出約15%、13%、22%。若取研究所修業年數爲2年來看, 平均1年高等教育金錢報酬率介於7.5%至11%間。

即使考慮主修領域, 研究所時薪高於大學的結果仍然成立。在主修「人文社會農」中, 同樣畢業於私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學, 研究所時薪高於大學時薪分別約17%、14%、11%。而在主修「理工醫」中, 相同大學類型中研究所與大學時薪差異依序約爲13%、18%、30%。同樣以研究所二年修業時間計算高等教育報酬率, 主修爲「人文社會農」和「理工醫」的高等教育報酬率分別介於5.5%至8.5%間和6.5%至15%間。以平均值而言, 理工醫的高等教育報酬率略高於人文社會農。

綜合表6結果, 在未考慮主修領域下, 國內勞動市場薪資決定有可能是以「學歷」爲主, 而在同等學歷下, 再以就讀學校類型 (如頂尖國立大學和非頂尖國立大學) 敘薪。在考慮主修領域下, 畢業於相同大學類型, 研究所時薪均高於大學; 相同學歷和主修領域中, 一般國立大學與私立大學的薪資並無顯著差異, 但同樣是大學學歷且主修「人文社會農」, 以及同樣是研究所學歷且主修「理工醫」, 頂尖國立大學時薪均高於私立大學。[12] 雖然如此, 由於本文的樣本個數並不夠多, 大學類型只簡化分爲私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學, 並未將大學類型再細分爲公私立一般大學和科技大學, 而在大學排序上, 本文直接認定私立大學的整體排序低於一般國立大學。由於存在這些資料上的限制, 讀者解讀這些結果時需有所保留, 等到未來研究使用更多的資料來驗證, 才能得到更精確的結論。

4.2.2 學歷和主修領域與最近一份工作薪資的關係

表7檢視學歷和主修領域與最近一份工作時薪之關聯性, 被解釋變數爲取對數後的最近一份工作時薪 (ln (最近一份工作時薪))。值得說明的是, 在分析樣本中, 部分受訪者自始至終都是從事同一份工作, 這些受訪者亦納

[12]此一結果與聯合新聞網 (2019) 所引用的遠見調查和 yes123 求職調查結果一致 (詳見 https://tinyurl.com/ybcnyx5c; https://tinyurl.com/y8kg8gl7)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 7: 學歷和主修領域與薪資的迴歸分析 — 最近一份工作結果

	未考慮主修領域		考慮主修領域	
	(1)	(2)	(3)	(4)
未上大學	−0.093***	−0.013	−0.069***	−0.012
	(0.018)	(0.021)	(0.021)	(0.023)
一般國立大學	0.033	0.002		
	(0.023)	(0.019)		
頂尖國立大學	0.211***	0.137***		
	(0.047)	(0.044)		
私立大學研究所	0.217***	0.126***		
	(0.037)	(0.033)		
一般國立大學研究所	0.257***	0.131***		
	(0.034)	(0.033)		
頂尖國立大學研究所	0.446***	0.304***		
	(0.039)	(0.037)		
私立大學畢, 主修理工醫			0.054**	0.004
			(0.022)	(0.019)
一般國立大學畢, 主修人文社會農			0.040	0.008
			(0.030)	(0.025)
一般國立大學畢, 主修理工醫			0.076*	−0.007
			(0.041)	(0.030)
頂尖國立大學畢, 主修人文社會農			0.217***	0.133**
			(0.066)	(0.064)
頂尖國立大學畢, 主修理工醫			0.246***	0.148**
			(0.076)	(0.071)
私立大學研究所, 主修人文社會農			0.200***	0.134***
			(0.037)	(0.037)
私立大學研究所, 主修理工醫			0.284***	0.122*
			(0.065)	(0.061)
一般國立大學研究所, 主修人文社會農			0.297***	0.179***
			(0.043)	(0.038)
一般國立大學研究所, 主修理工醫			0.254***	0.072
			(0.050)	(0.045)
頂尖國立大學研究所, 主修人文社會農			0.331***	0.200***
			(0.052)	(0.050)
頂尖國立大學研究所, 主修理工醫			0.544***	0.367***
			(0.055)	(0.050)
工作年數	0.050***	0.039***	0.049***	0.039***
	(0.008)	(0.007)	(0.008)	(0.007)
工作年數平方	−0.002**	−0.001*	−0.002**	−0.001*
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
女性	−0.147***	−0.148***	−0.131***	−0.146***
	(0.018)	(0.018)	(0.018)	(0.019)
國中基測成績	0.002***	0.002***	0.002***	0.002***
	(0.000)	(0.000)	(0.000)	(0.000)
國中自尊量表分數	0.006***	0.005***	0.006***	0.005***
	(0.001)	(0.002)	(0.001)	(0.002)

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	未考慮主修領域		考慮主修領域	
	(1)	(2)	(3)	(4)
父親學歷: 高中職	0.017	0.006	0.015	0.006
	(0.017)	(0.016)	(0.017)	(0.016)
父親學歷: 專科以上	−0.037	−0.058**	−0.039	−0.058**
	(0.030)	(0.027)	(0.030)	(0.027)
母親學歷: 高中職	−0.014	−0.014	−0.014	−0.014
	(0.018)	(0.017)	(0.018)	(0.017)
母親學歷: 專科以上	−0.015	−0.017	−0.012	−0.017
	(0.030)	(0.024)	(0.030)	(0.025)
樣本流失校正項 (H)	0.282*	0.314**	0.295**	0.322**
	(0.140)	(0.138)	(0.141)	(0.138)
職業類型: 基礎白領		0.052**		0.051**
		(0.021)		(0.021)
職業類型: 中階白領		0.133***		0.134***
		(0.024)		(0.024)
職業類型: 高階白領		0.297***		0.297***
		(0.027)		(0.028)
ln (員工人數)		0.023***		0.023***
		(0.004)		(0.005)
公營機構		0.034		0.030
		(0.024)		(0.023)
R-squared	0.270	0.342	0.276	0.345

註: 被解釋變數爲 ln (最近一份工作時薪), 樣本數爲 2,686。其中 742 位受訪者只被觀察到從事一份正式職員工作, 占分析樣本 27.6%, 這些樣本亦被納入在最近一份工作中。學歷對照組說明: 模型 (1) 至 (2) 爲「私立大學」, 模型 (3) 至 (4) 爲「私立大學畢, 主修人文社會農」; 其他解釋變數對照組: 父親和母親學歷爲「國中以下」。除常數項之外, 未呈現於表中之解釋變數包括: 已婚、國中家庭月收入、國中居住縣市, 這些變數皆未顯著影響 ln (最近一份工作時薪)。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。

入最近一份工作的分析當中, 占分析樣本約 28% (742 位)。模型 (1) 至 (2) 分析最高學歷與 ln (最近一份工作時薪) 之關係, 模型 (3) 至 (4) 檢視學歷和主修領域與 ln (最近一份工作時薪) 之關聯性。奇數模型的解釋變數包括工作年數及其平方項、女性、國中基測成績、國中自尊量表分數、已婚、家庭背景 (父母親學歷及家庭月收入)、國中居住縣市、樣本流失校正項, 而偶數模型除上述變數之外, 還控制了工作特性, 包括職業類型、取對數後的員工人數、公營機構。

仿照前述作法, 首先, 爲了簡化表格內容, 已婚、國中家庭月收入、國中居住縣市等未顯著影響時薪的解釋變數皆未呈現在表 7 中。其次, 爲了檢視相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異, 以及相同大學類型和主

臺灣大學學術期刊資料庫

修領域中不同學歷時薪差異, 本文調整表7學歷變數對照組, 並將這些結果整理於表8中。再者, 迴歸結果顯示是否控制工作特性, 除了父親學歷爲專科以上由不顯著轉爲顯著之外, 並未改變其他解釋變數和時薪的關係。爲避免重覆論述, 以模型 (4) 爲例, 一一描述其他解釋變數與時薪之間的關係, 再描述表8的結果。

結果顯示, 除了母親學歷爲專科以上和任職於公營機構與時薪未呈顯著關係之外, 工作年數、女性、國中基測成績和自尊量表分數、父親學歷、樣本流失校正項、職業類型及 ln (員工人數) 與時薪的關係皆和表5一致。工作年數與時薪呈非線性倒 U 型關係、女性時薪低於男性、國中基測成績和自尊量表分數均和時薪呈正向關係、父親學歷爲專科以上與時薪呈負向關係、樣本流失校正項與時薪呈正向顯著的關係; 基礎白領、中階白領及高階白領時薪分別高於藍領時薪、員工人數和時薪呈正向關係。對於父親學歷與時薪呈負向關係的結果, 本文同樣發現, 在未控制國中基測成績之下, 父親學歷爲專科以上與時薪並未呈顯著的關聯性 (估計值 $= -3.4\%$, p 值 $= 17\%$), 代表基測成績才是影響時薪的關鍵因素。

接著, 表8呈現相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異, 以及相同大學類型和主修領域中不同學歷時薪差異, 其中時薪的衡量爲最近一份工作時薪。這些結果分別置於 Panel A 和 Panel B, 以及 Panel C。模型 (1) 與 (2) 及模型 (3) 至 (6) 分別爲未考慮主修領域和考慮主修領域下, 學歷與時薪的關係, 其中偶數模型控制最近一份工作特性 (職業類型、ln (員工人數)、公營機構)。結果發現控制工作特性之後, 學歷的估計值會向下修正。其中學歷爲研究所且主修「人文社會農」, 私立大學與一般國立大學, 以及私立大學與頂尖國立大學在時薪上的差異由正向顯著轉爲不顯著 (詳見模型 (3) 和 (4)); 同樣畢業於一般國立大學且主修「理工醫」, 研究所與大學的時薪差異亦由正向顯著轉爲不顯著 (詳見模型 (5) 和 (6))。然而, 除這兩項結果改變之外, 學歷與時薪之間的關係並未改變。爲了避免重覆論述, 以下只描述偶數模型結果。

首先, 在相同學歷和主修領域中不同大學類型時薪差異部分。Panel A 及 Panel B 顯示, 不論是否考慮主修領域, 在同等學歷下, 一般國立大學和私立大學在時薪上均無顯著的差異。而在未考慮主修領域下, 相等學歷中,

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 相同學歷中不同大學類型工資差異和相同大學類型中不同學歷工資差異 — 最近一份工作結果

控制工作特性	不考慮主修領域		考慮主修領域			
			人文社會農		理工醫	
	No	Yes	No	Yes	No	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A 大學比較: 私立大學爲對照組						
一般國立大學	0.033	0.002	0.040	0.008	0.022	−0.010
頂尖國立大學	0.211***	0.137***	0.217***	0.133**	0.192**	0.144**
Panel B 研究所比較: 私立大學研究所爲對照組						
一般國立大學研究所	0.040	0.005	0.097*	0.045	−0.030	−0.050
頂尖國立大學研究所	0.229***	0.178***	0.130**	0.066	0.260***	0.246***
Panel C 大學與研究所比較:						
私立大學研究所與私立大學	0.217***	0.126***	0.200***	0.134***	0.230***	0.118*
一般國立大學研究所與一般國立大學	0.224***	0.130***	0.160***	0.126**	0.178***	0.078
頂尖國立大學研究所與頂尖國立大學	0.297***	0.269***	0.113	0.067	0.298***	0.220**

註: 表中模型 (1) 和 (2) 之結果分別取之於表7模型 (1) 和 (2), 模型 (3) 和 (4) 及 模型 (5) 和 (6) 之結果分別取之於表7模型 (3) 及 (4), 本文藉由調整估計模型中學歷的「對照組」整理而得。與表7相同, 偶數模型控制了最近一份工作的工作特性, 包括職業類型、ln (員工人數)、公營機構。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。

臺灣大學學術期刊資料庫

頂尖國立大學薪資均高於私立大學。當考慮主修領域時, 除了在研究所學歷且主修「人文社會農」, 頂尖國立大學與私立大學在時薪無顯著差異之外, 在大學學歷且主修「人文社會農」以及相同學歷且主修「理工醫」, 前者時薪均高於後者。舉例而言, 同樣爲大學、研究所學歷且主修「理工醫」, 頂尖國立大學時薪高於私立大學約 14%、25%。此外, 除了在大學學歷且主修「理工醫」, 頂尖國立大學時薪高於私立大學的結果與表 6 不同之外, Panel A 和 Panel B 其餘的結果均和表 6 相同。

其次, 相同大學類型和主修領域中不同學歷時薪差異部分。在未考慮主修領域下, Panel C 顯示, 畢業於相同大學類型, 研究所的時薪均高於大學, 即學歷的提升對薪資有正向影響。在考慮主修領域下, 對畢業於私立大學而言, 研究所時薪高於大學的結果仍然成立。但對畢業於一般國立大學和頂尖國立大學, 只有畢業於一般國立大學且主修「人文社會農」, 以及畢業於頂尖國立大學且主修「理工醫」, 研究所時薪才顯著高於大學時薪。因此, 部分研究所與大學的時薪差異未呈顯著差異的結果與表 6 不同。

4.2.3 國立大學研究所學歷中不同大學類型的薪資差異

截至目前爲止, 本文分析最高學歷和主修領域分別對第一份及最近一份工作時薪的影響, 並得到相似結果。另一個值得檢視的議題是, 當最高學歷同樣爲一般國立大學研究所或頂尖國立大學研究所時, 大學畢業於私立大學與大學畢業於國立大學, 兩者薪資是否存在顯著的差異。當兩者不存在顯著差異時, 表示最高學歷的學校類型對薪資才有影響的效果。

爲檢視此議題, 本文需要重新定義學歷變數。理想上, 在不考慮主修領域下, 學歷變數可分成 13 個變數: (1) 未上大學、(2) 私立大學畢、(3) 一般國立大學畢、(4) 頂尖國立大學畢、(5) 私立大學畢且念私立大學研究所、(6) 私立大學畢且念一般國立大學研究所、(7) 私立大學畢且念頂尖國立大學研究所、(8) 一般國立大學畢且念私立大學研究所、(9) 一般國立大學畢且念一般國立大學研究所、(10) 一般國立大學畢且念頂尖國立大學研究所、(11) 頂尖國立大學畢且念私立大學研究所、(12) 頂尖國立大學畢且念一般國立大學研究所、(13) 頂尖國立大學畢且念頂尖國立大學研究所。然而, 如同附表 3 所示, 國立大學的大學畢業生念私立大學研究所的人數相當稀少,

臺灣大學學術期刊資料庫

且大學畢業於頂尖國立大學者多數仍是念頂尖國立大學研究所。因此部分學歷類別人數過少需合併。具體而言, 此部分的分析分成兩個部分。

首先, 本文將大學畢業於一般國立大學和頂尖國立大學且讀研究所, 簡化爲國立大學畢且讀私立大學研究所、一般國立大學研究所及頂尖國立大學研究所等三種, 藉此比較學歷爲一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所, 大學畢業於私立大學與大學畢業於國立大學的薪資差異。在此設定下, 學歷變數簡化成10種: (1) 未上大學 ($bcol$)、(2) 私立大學畢 ($priv$)、(3) 一般國立大學畢 ($regn$)、(4) 頂尖國立大學畢 ($elit$)、(5) 私立大學畢且念私立大學研究所 ($pgrd_1$)、(6) 私立大學畢且念一般國立大學研究所 ($pgrd_2$)、(7) 私立大學畢且念頂尖國立大學研究所 ($pgrd_3$)、(8) 國立大學畢且念私立大學研究所 ($ngrd_1$)、(9) 國立大學畢且念一般國立大學研究所 ($ngrd_2$)、(10) 國立大學畢且念頂尖國立大學研究所 ($ngrd_3$)。爲避免讀者混淆, 以「私立大學畢且念頂尖國立大學研究所 ($pgrd_3$)」爲對照組, 對應的迴歸模型可表示如下:

$$\begin{aligned}\ln(W_i) = {} & \beta_0 + \beta_1 bcol_i + \beta_2 priv_i + \beta_3 regn_i + \beta_4 elt_i \\ & + \theta_1 pgrd_{1i} + \theta_2 pgrd_{2i} + \theta_3 ngrd_{1i} + \theta_4 ngrd_{2i} + \theta_5 ngrd_{3i} \\ & + X_i\gamma + u_i, \end{aligned} \tag{4}$$

其中 $\ln(W)$ 爲取對數後工作時薪, 控制變數 (X) 包括性別、已婚、國中居住地、工作年數及其平方項、個人能力、家庭背景、樣本流失校正項以及工作特性, 這些變數與表5模型 (2) 相同。透過調整學歷變數的對照組, 本文比較「私立大學畢且念一般國立大學研究所」和「國立大學畢且念一般國立大學研究所」以及「私立大學畢且念頂尖國立大學研究所」和「國立大學畢且念頂尖國立大學研究所」的薪資差異。

其次, 本文調整前述研究所學歷變數, 檢視同樣是頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於私立大學和一般國立大學是否分別與大學畢業於頂尖國立大學存在薪資的差異。其中上述6種研究所學歷變數調整如下: (1) 私立大學畢且念非頂尖國立大學研究所 ($p - noneeltg$)、(2) 私立大學畢且念頂尖國立大學研究所 ($p - eltg$)、(3) 一般國立大學畢且念非頂尖國立大學研究所 ($regn - noneeltg$)、(4) 一般國立大學畢且念頂尖國立大學研究

臺灣大學學術期刊資料庫

所 ($regn - eltg$)、(5) 頂尖國立大學畢且念非頂尖國立大學研究所 ($elt - \text{none}eltg$)、(6) 頂尖國立大學畢且念頂尖國立大學研究所 ($elt - eltg$)。爲清楚表達研究所變數之調整, 以「頂尖國立大學畢且念頂尖國立大學研究所」爲對照組, 前述模型 (4) 修正如下:

$$\begin{aligned}\ln(W_i) = {} & \beta_0 + \beta_1 bcol_i + \beta_2 priv_i + \beta_3 regn_i + \beta_4 elt_i \\ & + \theta_1 p - \text{none}ltg_i + \theta_2 p - eltg_i + \theta_3 regn - \text{none}ltg_i \\ & + \theta_4 regn - eltg_i + \theta_5 elt - \text{none}ltg_i + X_i\gamma + u_i。 \qquad (5)\end{aligned}$$

除了研究所學歷變數有所變動之外, 其餘變數皆與模型 (4) 相同。藉由式 (5), 本文比較同樣是頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於私立大學和一般國立大學分別與大學畢業於頂尖國立大學者在薪資上的差異。

表9之 Panel A 和 Panel B 分別呈現式 (4) 和式 (5) 的迴歸結果。爲了節省篇幅, Panel A 只呈現「私立大學畢且念一般國立大學研究所」和「國立大學畢且念一般國立大學研究所」以及「私立大學畢且念頂尖國立大學研究所」和「國立大學畢且念頂尖國立大學研究所」在時薪上的差異, Panel B 只呈現同樣爲頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於非頂尖國立大學者 (私立大學或一般國立大學) 和大學畢業於頂尖國立大學者在薪資上的差異。表中模型 (1) 和 (2) 與模型 (3) 和 (4) 依序第一份與最近一份工作時薪的結果。除學歷變數之外, 控制變數的設定均與表5相同。在此不再贅述。

首先, Panel A 指出, 同樣是一般國立大學研究所畢業或頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於國立大學與大學畢業於私立大學的薪資差異均無統計上的顯著差異。其次, Panel B 亦顯示, 同樣爲頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於私立大學或一般國立大學的時薪分別與大學畢業於頂尖國立大學的時薪均未有顯著的差異。簡言之, 表9的結果支持最高學歷才對薪資有影響的效果, 同時亦隱含畢業於私立大學者日後就讀一般國立大學研究所或頂尖國立大學研究所並沒有產生不相稱的情況 (over-placed or mismatch)。

4.3 學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響

本文前述的分析著重在學歷和主修領域對薪資的影響。另一個值得回答的

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 不同大學類型畢業生就讀國立大學研究所之薪資差異

被解釋變數	ln (第一份工作時薪)		ln (最近一份工作時薪)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
Panel A[1]				
國立大學畢且讀一般國立大學研究所	0.073	0.053	0.085	0.074
(vs. 私立大學且讀一般國立大學研究所)	(0.061)	(0.060)	(0.058)	(0.059)
國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所	−0.024	−0.019	−0.097	−0.078
(vs. 私立大學且讀頂尖國立大學研究所)	(0.060)	(0.059)	(0.068)	(0.066)
樣本校正項 (H)	0.261**	0.272***	0.280*	0.285**
	(0.098)	(0.097)	(0.140)	(0.139)
Panel B[1]				
私立大學畢且讀頂尖國立大學研究所	0.011	−0.00002	0.094	0.075
(vs. 頂尖國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所)	(0.064)	(0.061)	(0.067)	(0.065)
一般國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所	−0.047	−0.066	−0.011	−0.013
(vs. 頂尖國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所)	(0.068)	(0.070)	(0.077)	(0.074)
樣本校正項 (H)	0.260**	0.271***	0.281*	0.287**
	(0.098)	(0.097)	(0.140)	(0.139)
工作特性	no	yes	no	yes

註: 1. 原始學歷變數應包括「未上大學」、「私立大學」、「一般國立大學」、「頂尖國立大學」、「私立大學畢且讀私立大學研究所」、「私立大學畢且讀一般國立大學研究所」、「私立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」、「國立大學畢且讀私立大學研究所」、「國立大學畢且讀一般國立大學研究所」、「國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」等 10 種。於 Panel A 中, 大學畢業於一般國立大學和頂尖國立大學且就讀研究所已簡化爲「國立大學畢且讀私立大學研究所」、「國立大學畢且讀一般國立大學研究所」、「國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」。透過調整學歷「對照組」, Panel A 只呈現「國立大學畢且讀一般國立大學研究所」與「私立大學畢且讀一般國立大學研究所」, 以及「國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」與「私立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」的薪資差異。於 Panel B 中, 研究所類型已簡化爲「非頂尖國立大學研究所」和「頂尖國立大學研究所」。Panel B 呈現「私立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」與「頂尖國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」, 以及「一般國立大學畢且讀頂尖大學研究所」與「頂尖國立大學畢且讀頂尖國立大學研究所」的薪資差異。

2. 未呈現於表中的其他解釋變數包括: 工作年數和其平方項、女性、國中基測成績、自尊量表分數、已婚、父母親教育程度、國中家庭月收入、國中居住縣市、樣本流失校正項以及工作特性。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。

問題是學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。本文以最近一份工作時薪與第一份工作時薪的差異衡量「轉職薪資變化」, 該變數平均數爲 56 元。如前所述, 本文分析樣本當中, 部分受訪者至始至終皆從事同一份工作, 這些

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響

	不考慮主修領域		考慮主修領域			
			人文社會農		理工醫	
控制工作特性	No	Yes	No	Yes	No	Yes
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Panel A 大學比較: 私立大學爲對照組						
國立大學	6.69	7.86	5.23	7.62	9.28	8.30
Panel B 研究所比較: 私立大學研究所爲對照組						
國立大學研究所	6.09	6.42	17.10	21.79	−5.82	−8.68
Panel C 大學與研究所比較:						
私立大學研究所與私立大學	37.36**	33.15**	24.05	20.31	50.30**	45.92**
國立大學研究所與國立大學	36.77***	31.72***	35.92**	34.48**	35.20**	28.94*

註: 被解釋變數爲「最近一份工作時薪減第一份工作時薪」, 樣本數爲 1,944。考量樣本數, 分析時已將一般國立大學和頂尖國立大學合併爲「國立大學」, 一般國立大學研究所和頂尖國立大學研究所合併爲「國立大學研究所」。解釋變數包括: 潛在工作年數和其平方項、女性、國中基測成績、自尊量表分數、已婚、父母親教育程度、國中家庭月收入、國中居住縣市, 其中潛在工作年數計算方式爲最近一份工作結束年 (或調查年) 減去第一份工作開始年。偶數模型除上述解釋變數之外, 還控制了第一份工作的特性, 包括工作年數及其平方項、職業類型、ln (員工人數)、公營機構。括號爲穩健標準誤, 以國中學校爲叢集計算而得。*** 表 $p < 0.01$, ** $p < 0.05$, * $p < 0.1$。

樣本不被納入轉職薪資變化的分析當中, 最終樣本數爲 1,944。另外, 考量國立大學樣本個數過少, 分析時已將一般國立大學和頂尖國立大學合併爲「國立大學」, 一般國立大學研究所和頂尖國立大學研究所合併爲「國立大學研究所」。[13] 解釋變數包括, 潛在工作年數和其平方項、女性、國中基測成績、自尊量表分數、已婚、父母親教育程度、國中家庭月收入、國中居住縣市, 其中潛在工作年數計算方式爲最近一份工作結束時間 (或調查時間) 減去第一份工作開始時間。偶數模型除上述解釋變數之外, 還控制了第一份工作的特性, 包括工作年數及其平方項、職業類型、ln (員工人數)、公營機構。另外, 本文發現樣本流失校正項均未顯著影響轉職薪資變化, 因此使用一般迴歸模型重新進行分析。表 10 呈現學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。由於實證結果顯示是否控制第一份工作特性並未影響分析結果, 故以下均以偶數模型來描述分析結果。

[13] 在未合併之前, 以樣本數 1,944 計算各學歷樣本數和比例如下: 未上大學、私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學、私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所之樣本數爲 527 (27.1%), 958 (49.2%), 163 (8.4%), 53 (2.7%), 68 (3.5%), 77 (4%), 98 (5%)。這些比例與表 1 相比, 差異並不大。

臺灣大學學術期刊資料庫

首先, 不論是否考慮主修領域, Panel A 和 Panel B 顯示, 學歷同爲大學或同爲研究所, 國立大學和私立大學在轉職時薪變化上並沒有顯著的差異。

其次, Panel C 呈現相同大學類型中, 研究所和大學轉職時薪變化的差異。在不考慮主修領域下, 不論大學類型是私立大學或國立大學, 研究所轉職時薪變化均高於大學。大學類型爲私立大學、國立大學, 研究所轉職時薪變化分別比大學轉職時薪變化高出33元、32元。在考慮主修領域下, 只有大學類型爲國立大學且主修「人文社會農」, 研究所轉職時薪變化才高於大學轉職時薪變化, 其中畢業於國立大學且主修「人文社會農」, 研究所與大學轉職時薪變化的差異約34元。另外, 畢業於相同大學類型且主修「理工醫」, 研究所轉職時薪變化均高於大學。畢業於私立大學、國立大學, 研究所轉職時薪變化分別比大學轉職時薪變化高出46元、29元。

綜上所述, 表10指出在同等學歷中, 私立大學和國立大學在轉職薪資變化上並無顯著的差異。研究所轉職對薪資的正向影響高於大學轉職, 特別是主修領域爲「理工醫」, 其研究所轉職薪資變化均高於大學, 而主修領域爲「人文社會農」, 只有大學類型爲國立大學, 研究所轉職薪資變化才高於大學。

5 結論

高等教育是社會資源分配的重要面向, 也是提升階級向上的主要途徑。受限於資料取得, 國內文獻並未有系統的檢視最高學歷的大學類型與薪資的關聯性。本文檢視最高學歷和主修領域對薪資的影響, 分析相同學歷和主修領域中不同大學類型的薪資差異、相同大學類型和主修領域中不同學歷的薪資差異、國立大學研究所學歷中不同大學類型的薪資差異, 以及學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。薪資的衡量爲取對數後之第一份工作與最近一份工作時薪, 轉職薪資變化採用最近一份工作時薪減去第一份工作時薪。大學類型分成私立大學、一般國立大學和頂尖國立大學, 主修領域區分「人文社會農」和「理工醫」。最高學歷包括未上大學、大學 (私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學)、研究所 (私立大學研究所、一般國立大學研究所、頂尖國立大學研究所)。所使用的樣本來自於「台灣青少年計畫」於

臺灣大學學術期刊資料庫

2000年調查台北縣市和宜蘭縣就讀國一和國三學生的長期追蹤固定樣本。

首先, 本文以敘述統計方式指出, 家庭背景較佳者擁有大學學歷的比例不僅比家庭背景較弱勢者高, 且兩者在大學學歷的比例差異集中在國立大學上, 特別在頂尖國立大學。在我國現行高等教育經費及學費補貼政策下, 形成一種相對貧窮的家庭補助相對富裕的家庭就讀資源較多且學費較低廉的國立大學之現象。這些結果和沈暉智與林明仁 (2019) 的發現一致。如同駱明慶 (2002, 2004) 所指出, 現行高等教育學費補貼政策, 在學費負擔上的公平性是值得商榷的。

其次, 本文分析相同學歷和主修領域中不同大學類型的薪資差異。在未考慮主修領域下, 不論是第一份工作或最近一份工作時薪, 同等學歷中(大學或研究所), 一般國立大學與私立大學的薪資無顯著差異, 頂尖國立大學薪資均高於私立大學。即使考慮主修領域, 一般國立大學和私立大學的薪資無顯著差異之結果仍成立。在相同學歷和主修「人文社會農」的情況下, 只有當學歷同爲大學時, 頂尖國立大學的薪資才高於私立大學; 當學歷同樣爲研究所時, 兩者的薪資均無顯著差異。在相同學歷和主修「理工醫」中, 當學歷同爲大學時, 頂尖國立大學只有在最近一份工作時薪高於私立大學, 而當學歷同樣爲研究所時, 頂尖國立大學第一份工作和最近一份工作時薪均高於私立大學。

此外, 本文檢視相同大學類型和主修領域中不同學歷的薪資差異。當未考慮主修領域時, 畢業於相同大學類型 (私立大學、一般國立大學、頂尖國立大學), 研究所薪資均比大學薪資高。即使考慮主修領域, 這項結果在第一份工作時薪的分析均仍然成立。然而, 就最近一份工作而言, 只有畢業於私立大學 (不論主修)、畢業於一般國立大學且主修「人文社會農」以及畢業於頂尖國立大學且主修「理工醫」, 研究所時薪才高於大學時薪。

本文亦分析當最高學歷同樣爲一般國立大學研究所或頂尖國立大學研究所, 大學畢業於私立大學與大學畢業於國立大學, 兩者薪資是否存在顯著差異。另外, 由於絕大部分大學畢業於頂尖國立大學者, 較可能就讀頂尖國立大學研究所, 因此本文比較同樣是頂尖國立大學研究所畢業, 大學畢業於私立大學者和一般國立大學者分別與大學畢業於頂尖國立大學者的薪資差異。結果發現, 同樣是一般國立大學研究所畢業、頂尖國立大學研

臺灣大學學術期刊資料庫

究所畢業, 來自於國立大學和私立大學的大學畢業生在薪資上均無顯著差異。同樣畢業於頂尖國立大學研究所, 大學畢業於私立大學或一般國立大學分別與大學畢業於頂尖國立大學的薪資均無顯著的差異。這些結果支持最高學歷才對薪資有影響的效果, 同時亦隱含畢業於私立大學者日後就讀一般國立大學研究所或頂尖國立大學研究所並未產生不相稱的情況 (over-placed or mismatch)。

其他解釋變數與薪資的關係, 工作年數、國中基測成績、自尊量表分數、樣本流失校正項、職業類型爲白領階級以及員工人數均與薪資呈正向關係, 而女性和父親學歷爲專科以上與薪資呈負向關係。就父親學歷與薪資呈負向關係部分, 本文發現, 當控制國中基測成績之後, 父親學歷才與薪資呈現顯著的負向關係。

再者, 本文檢視學歷和主修領域對轉職薪資變化的影響。實證結果顯示, 不論是否考慮主修領域, 相同學歷下, 不同學校類型對轉職薪資變化並無顯著影響。研究所轉職對薪資的正向影響高於大學轉職。當主修領域爲「理工醫」時, 研究所轉職薪資變化均高於大學; 當主修領域爲「人文社會農」時, 只有大學類型爲國立大學, 研究所轉職薪資變化才高於大學。

總結而言, 在未考慮主修領域下, 不論採用第一份工作或最近一份工作時薪衡量薪資, 頂尖國立大學薪資均高於私立大學的實證結果隱含, 維持現行高等教育公共化 (即低學費政策) 和不損及教育成就之前提, 頂尖國立大學在現行大學多元入學方案下, 可以開設類似繁星計畫的入學管道, 並限定申請對象爲「經濟弱勢家庭」學子。相關大學校務研究指出, 繁星入學管道擴充了頂尖國立大學學生的來源, 降低明星高中的集中度 (李浩仲, 李文傑, 與連賢明, 2016; 駱明慶, 2018), 且頂尖國立大學甄選或繁星入學生在校表現普遍較爲優異 (e.g., 謝奕弘 (2015); 李維倫等 (2020); 李浩仲等 (2020)), 此舉應可在不損失學習效率的情況下, 提升教育公平性, 促進階級的流動, 這也是本文實證結果的重要政策意涵。

最後, 本文說明實證結果的限制。TYP 調查對象爲台北縣市及宜蘭縣, 而非全國性的抽樣調查, 因此實證結果不一定適用其他縣市。雖然如此, 本文嘗試使用 2016 年「人力資源運用」調查資料, 計算家戶子女年齡介於 27 至 32 歲的教育程度及主修理工醫科系的比例, 藉此評估本文的結果是否

臺灣大學學術期刊資料庫

具全國代表性。[14] 結果發現未上大學、大學與研究所的比例分別爲35.1%、53%、11.9%, 而大學和研究所主修理工醫的比例分別爲35.6%和52%。比對表1教育程度分布發現,「人力資源運用」資料中大學學歷和研究所學歷的比例均低於本文分析樣本 (大學和研究所比例分別爲59.6%和14.2%), 故本文的結果無法直接適用於其他縣市。接著, 本文進一步討論, 前述估計結果與使用全國代表性樣本進行估計之結果可能的差異。若將本文的教育變數視爲「變數衡量誤差 (error-in-variable)」問題, 由於相較於未上大學, 大學和碩士的薪資均比較高, 故大學與未上大學, 以及碩士與未上大學的薪資差異估計值都爲正值。在古典的變數衡量誤差之假設下, 學歷的估計值存在縮減偏誤 (attenuation bias), 因此大學與未上大學, 以及碩士與未上大學的薪資差異將會是低估 (Wooldridge, 2010, 頁78–82)。另外, 目前文獻對於如何衡量非認知能力尚無一致性的共識, 讀者在解讀非認知能力與薪資的關係時需格外謹慎。此外, 由於本文的樣本個數和國立大學觀察值均相當有限, 大學學校的分類過於簡略, 並無區分公私立一般大學和科技大學。在大學排序上, 除頂尖國立大學之外, 一般國立大學和私立大學亦沒有進一步細分前段和後段國立大學和私立大學。讀者在解讀相關的迴歸結果時應有所保留, 等到未來研究使用更多的資料來驗證, 才能得到更精確的結論。

[14]在此補充說明,「人力資源運用」爲家戶調查, 本文利用問卷中「與戶長之關係」先區分出家戶子女樣本, 然後再限定年齡與 TYP 樣本相近的區間, 取年齡介於27歲至32歲間。

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄

附表 1: 工作樣本篩選情況

		工作歷史時間			正式職員工作且排除就學者	
	TYP 波數	最早	最近	原始樣本數	第一份工作樣本數	至少二份工作樣本數
出現一波	2011	2006年1月	2011年訪問時	472	302	128
	2014	2011年9月	2014年訪問時	118	90	36
	2017	2014年9月	2017年訪問時	83	65	16
出現二波	2011; 2014	2006年1月	2014年訪問時	433	338	235
	2011; 2017	2006年1月	2017年訪問時	267	230	150
	2014; 2017	2011年9月	2017年訪問時	243	190	127
出現三波	2011–2017	2006年1月	2017年訪問時	1,957	1,641	1,344
總計				3,573	2,856	2,036

註: 1.「最早」工作歷史時間, 以 2011 年調查爲例, 是指問卷當中詢問受訪者在 2006 年 1 月至 2011 年接受訪問時, 這段期間是否還做過其他工作, 最多詢問 6 份過去從事之工作。以詢問工作一問題爲例: 從 2006 年 1 月以來, 是否有做過其他工作? 你什麼時候開始那份工作? 什麼時候結束的?「最近」工作歷史時間則是指 2011 年接受訪問時所從事之工作。

2. 合併 TYP2011, 2014, 2017 的樣本數爲 3,573 位。工作樣本篩選滿足以下要件: (1) 受訪者回報該份工作的身分是「正式員工」; (2) 每月薪資必須超過 1 萬元且工時數必須介於 20 至 84 小時間; (3) 排除先工作後升學的樣本; (4) 排除學生身分的員工樣本。詳見正文之說明。第一份正式職員工作樣本數爲 2,856 位, 其中 2,036 位至少有二份正式職員工作的經驗。

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫

附表2: TYP 國中樣本及成人樣本的基本特性

	TYP 國三樣本		TYP2011–17 樣本		分析樣本		TYP2011 樣本		TYP2014 樣本		TYP2017 樣本	
	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差	平均數	標準差
女性	0.494	0.500	0.475	0.499	0.478	0.500	0.469	0.499	0.468	0.499	0.471	0.499
國三成績: 前 5 名	0.144	0.351	0.172	0.377	0.157	0.364	0.177	0.382	0.176	0.381	0.181	0.385
國三成績: 6–10 名	0.173	0.379	0.193	0.395	0.195	0.396	0.196	0.397	0.192	0.394	0.194	0.395
國三成績: 11–20 名	0.306	0.461	0.308	0.462	0.317	0.465	0.309	0.462	0.316	0.465	0.313	0.464
國三成績: 21 名以後	0.377	0.485	0.327	0.469	0.331	0.471	0.319	0.466	0.316	0.465	0.313	0.464
國三健康狀態: 不好	0.021	0.145	0.019	0.138	0.022	0.145	0.020	0.139	0.020	0.141	0.022	0.146
國三健康狀態: 還可以	0.145	0.352	0.141	0.349	0.139	0.346	0.139	0.346	0.144	0.351	0.136	0.343
國三健康狀態: 好	0.206	0.404	0.212	0.408	0.204	0.403	0.209	0.407	0.209	0.407	0.212	0.409
國三健康狀態: 很好	0.628	0.483	0.628	0.484	0.636	0.481	0.632	0.482	0.627	0.484	0.629	0.483
父親學歷: 國中以下	0.416	0.493	0.414	0.493	0.434	0.496	0.413	0.493	0.409	0.492	0.416	0.493
父親學歷: 高中職	0.348	0.476	0.341	0.474	0.345	0.476	0.342	0.474	0.340	0.474	0.340	0.474
父親學歷: 專科以上	0.236	0.425	0.244	0.430	0.220	0.414	0.245	0.430	0.251	0.434	0.244	0.429
母親學歷: 國中以下	0.463	0.499	0.453	0.498	0.478	0.500	0.458	0.498	0.453	0.498	0.450	0.498
母親學歷: 高中職	0.372	0.484	0.374	0.484	0.370	0.483	0.369	0.483	0.369	0.483	0.378	0.485
母親學歷: 專科以上	0.164	0.371	0.173	0.378	0.152	0.359	0.173	0.378	0.178	0.382	0.172	0.377
家庭月收入: 3 萬以下	0.107	0.309	0.109	0.311	0.114	0.318	0.108	0.311	0.107	0.309	0.108	0.310
家庭月收入: 3–5 萬	0.287	0.452	0.276	0.447	0.284	0.451	0.280	0.449	0.274	0.446	0.274	0.446
家庭月收入: 5–8 萬	0.368	0.482	0.370	0.483	0.383	0.486	0.369	0.483	0.370	0.483	0.369	0.483
家庭月收入: 8–12 萬	0.179	0.383	0.183	0.387	0.167	0.373	0.183	0.387	0.186	0.389	0.186	0.389
家庭月收入: 12 萬以上	0.059	0.235	0.062	0.241	0.051	0.220	0.060	0.237	0.063	0.244	0.063	0.243
縣市: 台北市	0.376	0.484	0.358	0.479	0.347	0.476	0.353	0.478	0.362	0.481	0.369	0.483
縣市: 台北縣	0.400	0.490	0.380	0.486	0.388	0.487	0.371	0.483	0.384	0.486	0.379	0.485
縣市: 宜蘭縣	0.225	0.417	0.262	0.440	0.266	0.442	0.276	0.447	0.254	0.435	0.253	0.435
樣本數	5,482		3,541		2,686		3,108		2,730		2,528	
樣本流失率			35.4%		51.0%		43.3%		50.2%		53.9%	

註: TYP 國三樣本個數爲 5,515, 扣除 33 位受訪者在上述變數有遺漏情況, 最終樣本爲 5,482。樣本流失率是以 TYP 國三樣本個數爲分母計算而得。表中分析樣本爲正文使用的分析樣本, 詳見正文說明。

附表3: 不同大學類型上研究所的情況

	未上研究所		上研究所						合計	
			私立大學		一般國立大學		頂尖國立大學			
	個數	比例	個數	比例	個數	比例	個數	比例	個數	比例
未讀大學	703	100							703	100
大學類型:										
私立大學	1,316	86.1	113	7.4	59	3.9	40	2.6	1,528	100
一般國立大學	211	70.1	6	2.0	55	18.3	29	9.6	301	100
頂尖國立大學	75	48.7	1	0.7	5	3.3	73	47.4	154	100

註: 樣本數 2,686。資料說明, 本文合併 TYP J1 樣本第 7 至第 9 波和 J3 樣本第 5 至第 7 波計算受訪者大學部畢業的大學類型。再利用 TYP 2011, 2014, 2017 等三波成人調查計算受訪者就讀研究所的學校類型。

參考文獻

于若蓉與朱敬一 (1998), “台大「惠我良多」? — 論各大學畢業生初出校門的表現,” 《經濟論文叢刊》, 26(1), 65–89。(Yu, Ruoh-Rong and Chin-Yi Chu (1998), “Does NTU Add More Value to Her Students Than Other Colleges? — Estimating the Performance of College Graduates in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 26(1), 65–89.)

田弘華 (2008), “高等教育擴張與大學畢業生薪資的影響因素,” 《台灣高等教育研究電子報》, 24。(Tien, Hung-Hua (2008), “The Expansion of Higher Education and the Factors Affecting Graduate Salaries,” *Integrated Higher Education Database System in Taiwan*, 24.)

田錄梅 (2006), “Rosenberg (1965) 自尊量表中文版的美中不足,” 《心理學探新》, 26, 88–91。(Tian, Lu-Mei (2006), “Shortcoming and Merits of Chinese Version of Rosenberg (1965) Self-Esteem Scale,” *Psychological Exploration*, 26, 88–91.)

吳慧瑛 (2003), “二十年來教育發展之經濟評估, 1978–2001,” 《台灣經濟預測與政策》, 33(2), 97–130。(Wu, Huo-Ying (2003), “Returns to Schooling in Taiwan, 1978–2001,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 33(2), 97–130.)

臺灣大學學術期刊資料庫

吳慧瑛 (2007), “家庭背景與教育成就: 五個出生世代的比較分析,” 《人口學刊》, 34, 109–143。(Wu, Huo-Ying (2007), “Family Background and Educational Achievement in Taiwan: Changing Trends in Five Cohorts,” *Journal of Population Studies*, 34, 109–143.)

宋曜廷, 許福元, 曾芬蘭, 蔣莉蘋, 與孫維民 (2007), “國民中學學生基本學力測驗的回顧與展望,” 《教育研究與發展期刊》, 3(4), 29–50。(Sung, Yao-Ting, Fu-Yuan Hus, Fen-Lan Tseng, Li-Ping Chiang, and Wei-Ming Sun (2007), “Basic Competence Test:A Review and Prospect,” *Journal of Educational Research and Development*, 3(4), 29–50.)

巫博瀚, 賴英娟, 與施慶麟 (2013), “「Rosenberg 自尊量表」之試題衡鑑: 評等量尺模型的應用,” 《測驗學刊》, 60(2), 263–289。(Wu, Po-Han, Ying-Chuan Lai, and Ching-Lin Shih, (2013), “Evaluation of the Rosenberg Self-Esteem Scale Using the Rating Scale Model,” *Psychological Testing*, 60(2), 263–289.)

李浩仲, 李文傑, 與連賢明 (2016), “多「錢」入學? 從政大學生組成看多元入學,” 《經濟論文》, 44(2), 207–250。(Li, Hao-Chung, Wen-Chieh Lee, and Hsien-Ming Lien (2016), “Investigating the Equality of Two-Track College Recruitment: Evidence from Administrative Data of National Chengchi University,” *Academia Economic Papers*, 44(2), 207–250.)

李浩仲, 李文傑, 連賢明, 王平, 與簡錦漢 (2020), “哪類孩子最受教? 從政大校務資料看學生表現,” 《經濟論文叢刊》, 48(2), 139–185。(Li, Hao-Chung, Wen-Chieh Lee, Hsien-Ming Lien, Ping Wang, and Kamhon Kan (2020), “Student College Performance under the Multiple Entrance Policy - Evidence from Administrative Data of National Chengchi University,” *Taiwan Economic Review*, 48(2), 139–185.)

李維倫, 古慧雯, 駱明慶, 與林明仁 (2020), “入學管道與學習表現,” 《經濟論文叢刊》, 48(1), 31–76。(Lee, Wei-Lun, Hui-Wen Koo, Ming-Ching Luoh, and Ming-Jen Lin (2020), “Multi-channel Admission and Academic Achievement,” *Taiwan Economic Review*, 48(1), 31–76.)

沈暉智與林明仁 (2019), “論家戶所得與資產對子女教育之影響 — 以1993–1995出生世代及其父母稅務資料爲例,” 《經濟論文叢刊》, 47(3), 393–

臺灣大學學術期刊資料庫

453。(Shen, Hui-Chih and Ming-Jen Lin (2019), "ducation Opportunity Inequality Across Income in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 47(3), 393–453.)

周玉慧 (2013), "青少年至成年初期親子關係的變化及其影響," 《中華心理學刊》, 57(1), 67–89。(Jou, Yuh-Huey (2013), "Longitudinal Effect of Parent-Child Interactions on Psychological Well-Being during the Transition from Adolescence to Young Adulthood," *Chinese Journal of Psychology*, 57(1), 67–89.)

林日清與石倉安 (2018), "邁向頂尖大學計畫執行情形之審計," 《政府審計季刊》, 38(2), 21–34。(Lin, Rih-Cing and Tsang-An Shih (2018), "Toward an audit of the Implementation of Top University Programs," *Government Audit Journal*, 38(2), 21–34.)

林明仁, 蔡欣純, 與丁心嵐 (2013), "身高對學生綜合分析能力的影響 — 以「台灣教育長期追蹤資料庫」爲例," 《經濟論文》, 41(4), 507–558。(Lin, Ming-Jen, Hsin-Chun Tsai, and Hsin-Lan Ting (2013), "Effects of Height on Cognitive Ability in Adolescence: Evidence from Taiwan Education Panel Survey," *Academia Economic Papers*, 41(4), 507–558.)

林明仁與賴建宇 (2012), "乾淨用水對長期健康及教育成就的影響: 以1909–1933年日治時期台灣的水道建設爲例," 《經濟論文叢刊》, 40(1), 1–35。(Lin, Ming-Jen and Chien-Yu Lai (2012), "The Effect of Clean Water on Long Term Health and Education Outcomes: Evidence from Japanese Colonial Taiwan 1909–1933," *Taiwan Economic Review*, 40(1), 1–35.)

林俊瑩與黃毅志 (2008), "影響台灣地區學生學業成就的可能機制: 結構方程模式的探究," 《台灣教育社會學研究》, 8(1), 45–88。(Lin, Chunn-Ying and Yih-Jyh Hwang (2008), "The Possible Mechanism Influencing Junior High School Students' Achievement in Taiwan: The Exploration of Structural Equation Modeling," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 8(1), 45–88.)

洪嘉瑜, 銀慶貞, 與陶宏麟 (2015), "台灣女性大學畢業生「教育 — 工作不相稱」對於薪資與工作滿意度的影響," 《台灣教育社會學研究》, 15(1),

臺灣大學學術期刊資料庫

43–87。(Hung, Chia-Yu, Ching-Chen Yin, and Hung-Lin Tao (2015), "The Effects of Education-Job Mismatches on Earnings and Job Satisfaction: The Case of Female College Graduates in Taiwan," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 15(1), 43–87.)

涂柏原與章舜雯 (2000), "國中學生基本學力測驗的分數及相關議題," 《教師天地》, 109, 9–17。(Tu, Bo-Yuan and Shun-Wen Zhang (2000), "The Scores and Related Topics of the Basic Competence Test for Junior High School Students," *New Horizon Bimonthly For Teachers In Taipei*, 109, 9–17.)

張宜君 (2017), "高等教育報酬的世代差異: 勞動市場結構轉型的影響," 《台灣教育社會學研究》, 17(1), 87–139。(Chang, Yi-Chun (2017), "Cohort Differences in Returns to Higher Education: The Role of Labor Market Transformation," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 17(1), 87–139.)

張宜君與林宗弘 (2015), "台灣的高等教育擴張與階級複製: 混合效應維續的不平等," 《台灣教育社會學研究》, 15(2), 85–129。(Chang, Yi-Chun and Thung-Hong Lin (2015), "How does the Expansion of Higher Education Reproduce Class Inequality? The Case of Taiwan," *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 15(2), 85–129.)

張鈿富 (2006), 《大學多元入學機會與壓力》, 台北市: 五南圖書出版公司。(Zhang, Dian-Fu (2006), *Opportunities and Pressures for Multiple University Admissions*, Taipei: Wu-Nan Book inc.)

教育部 (2013), 《常態性大專學雜費調整方案草案》, **URL**: `https://tinyurl.com/y4jgzfdj`。(Ministry of Education (2013), *Draft Adjustment Plan for Normal College Tuition and Fees*, **URL**: `https://tinyurl.com/y4jgzfdj`.)

莊奕琦與賴偉文 (2011), "不同世代下之教育報酬與能力差異," 《經濟論文叢刊》, 39(1), 81–114。(Chuang, Yih-Chyi and Wei-Wen Lai (2011), "A Cohort Analysis of Returns to Education with Heterogeneous Ability: The Case of Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 39(1), 81–114.)

臺灣大學學術期刊資料庫

陳瑩 (2014), “我國高等教育受教機會公平性之探討,” 中國教育學會主編 (編), 《教改20年: 回顧與前瞻》, 台北市: 學富文化, 第七章, 247–284。 (Ying, Chen (2014), “On the Fairness of Educational Opportunities in Taiwan Higher Education,” in China Education Society (eds.), *Twenty Years of Education Reform: Retrospect and Prospect*, Taipei: Pro-Ed Publishing Company, Chapter 7, 247–284.)

陶宏麟與簡維萱 (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。 (Tao, Hung-Lin and Wei-Hsuan Chien (2011), “Mismatch between Education and Job and Its Influence on Earnings: A Comparison between Female Bachelors and Female Masters,” *Bulletin of Educational Research*, 57(4), 43–80.)

傅祖壇, 楊佳茹, 與黃美瑛 (2016), “過度教育與薪資之關係: 台灣地區大學近期畢業生之研究,” 《應用經濟論叢》, 99, 1–36。 (Fu, Tsu-Tan, Jia-Zoo Yang, and Mei-Young Huang (2016), “Over Education and Wage: A Study of College Recent Graduates in Taiwan,” *Taiwan Journal of Applied Economics*, 99, 1–36.)

黃芳玫與吳齊殷 (2010), “台灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績 — 追蹤調查資料之研究,” 《經濟論文叢刊》, 38(1), 65–97。 (Huang, Fung-Mey and Chyi-In Wu (2010), “Individual Characteristics, Family Backgrounds, and Educational Outcomes of Taiwanese Junior High School Students-Panel Data Analysis,” *Taiwan Economic Review*, 38(1), 65–97.)

黃毅志與林俊瑩 (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,” 《台灣教育社會學研究》, 10(1), 45–83。 (Huang, Yih-Jyh and Chunn-Ying Lin (2010), “The New Measure of Education-Job Mismatch and Its Impact on Earnings and Subjective Consciousness,” *Taiwan Journal of Sociology of Education*, 10(1), 45–83.)

黃毅志與陳俊瑋 (2008), “學科補習、成績表現與升學結果: 以學測成績與上公立大學爲例,” 《教育研究集刊》, 54(1), 117–149。 (Huang, Yih-Jyh and Chun-Wei Chen (2008), “Academic Cram Schooling, Academic

臺灣大學學術期刊資料庫

Performance, and Opportunity of Entering Public Universities," *Bulletin of Educational Research*, 54(1), 117–149.)

銀慶貞, 陶宏麟, 與洪嘉瑜 (2012), "補習對考大學真的有用嗎?" 《經濟論文叢刊》, 40(1), 73–118。(Yin, Ching-Chen, Hung-Lin Tao, and Chia-Yu Hung (2012), "The Effects of Cram School on the Performance in the College Entrance Examination in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 40(1), 73–118.)

劉家樺 (2019), "培養才藝對升大學的影響 — 以 TYP 樣本爲例," 《經濟論文》, 47(4), 571–611。(Liu, Chia-Hua (2019), "The Effect of Cultivating Art and Talent Skill on College Outcomes: Evidence from Taiwan Youth Project," *Academia Economic Papers*, 47(4), 571–611.)

蔡瑞明, 莊致嘉, 與葉秀珍 (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。(Tsay, Ruey-Ming, Chih-Chia Chuang, and Hsiu-Jen Jennifer Yeh (2005), "The Influence of Occupational Mismatch on Earnings in Taiwan: A Comparison of the Standard Deviation Approach and the Self-Assessment Approach," *Journal of Population Studies*, 30, 65–95.)

駱明慶 (2001), "教育成就的省籍與性別差異," 《經濟論文叢刊》, 29(2), 117–152。(Luoh, Ming-Ching (2001), "Differences in Educational Attainment across Ethnic and Gender Groups in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 29(2), 117–152.)

——— (2002), "誰是台大學生? 性別、省籍與城鄉差異," 《經濟論文叢刊》, 30(1), 113–147。(Luoh, Ming-Ching (2002), "Who are NTU Students?-Differences across Ethnic and Gender Groups and Urban/Rural Discrepancy," *Taiwan Economic Review*, 30(1), 113–147.)

——— (2004), "升學機會與家庭背景," 《經濟論文叢刊》, 32(4), 417–445。(Luoh, Ming-Ching (2004), "Educational Opportunities and Family Background in Taiwan," *Taiwan Economic Review*, 32(4), 417–445.)

——— (2018), "誰是台大學生? (2001–2014) — 多元入學的影響," 《經濟論文叢刊》, 46(1), 47–95。(Luoh, Ming-Ching (2018), "Who are NTU

臺灣大學學術期刊資料庫

Students? (2001–2014)- the Effects of the Multi-Channel Admission Program," *Taiwan Economic Review*, 46(1), 47–95.)

聯合新聞網 (2019), "遠見調查: 多花兩年唸碩士有用嗎? 十年數據告訴你18學群起薪," **URL**: `https://tinyurl.com/slasbpj`。(Online Newspaper (2019), "Global Views Monthly: Is It Useful to Spend Two More Years Studying for a Master Degree? Ten Years of Data Tell You The Starting Salary for 18 Majors," **URL**: `https://tinyurl.com/slasbpj`.)

謝奕弘 (2015), "大學多元入學制度對於大學生表現影響之探討 — 以國立清華大學爲例," 碩士論文, 國立清華大學。(Hsieh, Yi-hung (2015), "Academic/Nonacademic Performance of Undergraduate Students: Does Multi-Admission Program Make a Difference?" MA thesis, National Tsing Hua University.)

關秉寅與李敦義 (2008), "補習數學有用嗎? 一個「反事實」的分析," 《台灣社會學刊》, 41, 97–148。(Kuan, Ping-Yin and Duen-Yi Lee (2008), "Effects of Cram Schooling on Math Performance: A Counterfactual Analysis," *Taiwanese Journal of Sociology*, 41, 97–148.)

Becker, Gary S. (1993), "Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis, with Special Reference to Education," Chicago: University of Chicago press.

Becker, Gary S. and Nigel Tomes (1979), "An Equilibrium Theory of the Distribution of Income and Intergenerational Mobility," *Journal of Political Economy*, 87(6), 1153–1189.

——— (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of Labor Economics*, 4(3), S1–S39.

Bhuller, Manudeep, Magne Mogstad, and Kjell G. Salvanes (2017), "Life-Cycle Earnings, Education Premiums, and Internal Rates of Return," *Journal of Labor Economics*, 35(4), 993–1030.

Borghans, Lex, Huub Meijers, and Bas Ter Weel (2008), "The Role of Noncognitive Skills in Explaining Cognitive Test Scores," *Economic Inquiry*, 46(1), 2–12.

Card, David (1999), "The Causal Effect of Education on Earnings," in Orley Ashenfelter and David Card (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 3A, Amsterdam: Elsevier.

臺灣大學學術期刊資料庫

Cheng, Alice Yen-Hsin (2013), "The Role of Non-cognitive Traits in Higher Education Achievement among Economically Disadvantaged Taiwanese Youths," *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 25(4), 735–764.

Duncan, Greg J. and Saul D. Hoffman (1981), "The Incidence and Wage Effects of Overeducation," *Economic of Education Review*, 1(1), 75–86.

Harmon, Colm, Hessel Oosterbeek, and Ian Walker (2003), "The Returns to Education: Microeconomics," *Journal of Economic Survey*, 17(2), 115–155.

Heckman, James J. and Tim Kautz (2012), "Hard Evidence on Soft Skills," *Labour Economics*, 19(4), 451–464.

Heckman, James J. and Yona Rubinstein (2001), "The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program," *American Economic Review*, 91(2), 145–149.

Heckman, James J., Jora Stixrud, and Sergio Urzua (2006), "The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics*, 24(3), 411–482.

Holmlund, Helena, Mikael Lindahl, and Erik Plug (2011), "The Causal Effect of Parents' Schooling on Children's Schooling: A Comparison of Estimation Methods," *Journal of Economic Literature*, 49(3), 615–651.

Hung, Cha-Yu (2008), "Overeducation and Undereducation in Taiwan," *Journal of Asian Economics*, 19(2), 125–137.

Kautz, Tim, James J. Heckman, Ron Diris, Bas Ter Weel, and Lex Borghans (2014), "Fostering and Measuring Skills: Improving Cognitive and Non-Cognitive Skills to Promote Lifetime Success," NBER Working Paper, No. 20749.

Lin, Chun-Hung A. and Chun-Hsuan Wang (2005), "The Incidence and Wage Effects of Overeducation: The Case of Taiwan," *Journal of Economic Development*, 30(1), 31–47.

Lin, Dajun, Lutter Randall, and Christopher J. Ruhm (2018), "Cognitive Performance and Labour Market Outcomes," *Labour Economics*, 51, 121–135.

Lin, Eric S. and Yu-Lung Lue (2010), "The Causal Effect of the Cram SchoolingTiming Decision on Math Scores," *Economics Bulletin*, 30(3), 2330–2345.

Lleras, Christy (2008), "Do Skills and Behaviors in High School Matter? The Contribution of Noncognitive Factors in Explaining Differences in Educational Attainment and Earnings," *Social Science Research*, 37(3), 888–902.

臺灣大學學術期刊資料庫

Lundberg, Shellly (2013), "The College Type: Personality and Educational Inequality," *Journal of Labor Economics*, 31(3), 421–442.

Lundberg, Shelly (2019), "Non-Cognitive Skills as Human Capital," in C. Hulten and V. Ramey (eds.), *Education, Skills, and Technical Change: Implications for Future U.S. GDP Growth*, Chicago: University of Chicago Press, 219–243.

Mincer, Jacob (1974), *Schooling, Earnings and Experience*, New York: Columbia University Press.

Neal, Derek A. and William R. Johnson (1996), "The Role of Premarket Factors in Black-White Wage Differences," *Journal of Political Economy*, 105(5), 869–895.

Patrinos, Harry Anthony (2016), "Estimating the Return to Schooling using the Mincer Equation," *IZA World of Labor*, 2016: 278.

Pearlin, Leonard I. and Carmi Schooler (1978), "The Structure of Coping," *Journal of Health and Social Behavior*, 19(1), 2–21.

Psacharopoulos, George (1981), "Returns to Education: An Updated International Comparison," *Comparative Education*, 17(3), 321–341.

Psacharopoulos, George and Harry Anthony Patrinos (2018), "Returns to Investment in Education: a Decennial Review of the Global Literature," *Education Economics*, 26(5), 445–458.

Rosenberg, Morris (1965), *Society and the Adolescent Self-Image*, Princeton, NJ: Princeton University Press.

Schultz, Theodore W. (1960), "Capital Formation by Education," *Journal of Political Economy*, 68(6), 571–583.

——— (1961), "Investment in Human Capital," *American Economic Review*, 51(1), 1–17.

Spence, Michael (1973), "Job Market Signaling," *Quarterly Journal of Economics*, 87(3), 355–374.

Tsay, Wen-Jen (2006), "The Educational Attainment of Second-Generation Mainland Chinese Immigrants in Taiwan," *Journal of Population Economics*, 19(4), 749–767.

Tsou, Meng-Wen, Jin-Tan Liu, and James K. Hammitt (2012), "The Intergenerational Transmission of Education: Evidence from Taiwanese Adoptions," *Economics Letters*, 115(1), 134–136.

Verdugo, Richard R. and Naomi Turner Verdugo (1989), "The Impact of Surplus Schooling on Earning: Some Additional Findings," *Journal of Human Resource*, 24(4), 629–643.

臺灣大學學術期刊資料庫

Willis, Robert J. (1986), "Wage Determinants: A Survey and Reinterpretation of Human Capital Earnings Functions," in Orley C. Ashenfelter and Richard Layard (eds.), *Handbook of Labor Economics*, vol. 1, Amsterdam: Elsevier, 525–602.

Wooldridge, Jeffrey M. (2010), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, 2nd ed., Cambridge: MIT press.

Zax, Jeffrey S. and Daniel I. Rees (2002), "IQ, Academic Performance, Environment and Earnings," *Review of Economics and Statistics*, 84(4), 600–616.

投稿日期: 2020年2月20日, 接受日期: 2020年9月14日

臺灣大學學術期刊資料庫

The Effect of Diploma and Major on Earnings — Evidence from the Taiwan Youth Project

Chia-Hua Liu

Department of Industrial Economics, Tamkang University

The paper examines the effects of diploma and major on earnings. The analysis is based on a longitudinal panel survey from the Taiwan Youth Project. The measures of earnings are the logarithm of hourly wage for the first job and the most recent job. The college types are categorized into private college, regular national college, and elite national college. The majors are simplified into those related to Science, Technology, Engineering, Mathematics, or Medicine (STEMM) and others (non-STEMM). The highest degree is catagorized as lower than college, college (private college, regular national college, and elite national college), or master's (master for private college, regular national college, and elite national college). Without considering the major field, the results show that (1) with the same diploma, there is no difference in earnings between private college and regular national college, but those with an elite national college degree have higher earnings than those with private college degrees. (2) A master's earns more than a college degree within the same college type. If the major field is taken into consideration, most of the aforementioned results still hold. (3) Only the college type of highest degree has effects on earnings. (4) Assuming the same academic qualifications, there is no significant effect on earnings when transferring from first to the latest job. However, within the same college type, for those with a master's, the change in earnings when transferring from the first to the most recent job is higher than for college graduates. These results still hold when the major field is considered.

Keywords: Elite national college, Field of major, Earnings, Inequality in earnings

JEL classification: D31, I23, I26, J24

臺灣大學學術期刊資料庫