

教育研究集刊

第五十七輯第四期 2011 年 12 月 頁 43-79

女性學士、碩士教育與工作不對稱及其對薪資影響之比較

陶宏麟、簡維萱

摘要

資料顯示，大約一半的臺灣大學畢業生有「高教低就」與「學非所用」的感受。本文探究提高學歷可否降低「高教低就」與「學非所用」的感受，利用「臺灣高等教育整合資料庫」94學年度畢業當年與畢業後一年資料，分析碩士相較於學士的工作與教育不對稱現象，卻發現碩士有更嚴重的「高教低就」感受，但較可能「學以致用」。整體來看，碩士較學士有更嚴重的教育與工作不對稱感受。在學士方面，「過度教育」與「學非所用」都有顯著的薪資損失；在碩士方面則只有「學非所用」有顯著的薪資損失。公立大學在「高教低就」與「學非所用」都有最低的發生機率，但私立大學與公立技職在這兩者上則有相反的表現。

關鍵詞：高教低就、學非所用、碩士、學士

陶宏麟，東吳大學經濟學系教授（本文通訊作者）

簡維萱，國泰世華銀行高級辦事員

電子郵件：hltao@scu.edu.tw

投稿日期：2010 年 11 月 30 日；修改日期：2011 年 10 月 7 日；採用日期：2011 年 11 月 15 日

Bulletin of Educational Research
December, 2011, Vol. 57 No. 4 pp. 43-79

Mismatch between Education and Job and Its Influence on Earnings: A Comparison between Female Bachelors and Female Masters

Hung-Lin Tao Wei-Hsuan Chien

Abstract

Statistics indicates that roughly 50% of college graduates in Taiwan feel that they are overeducated, or that their jobs do not match their majors. This study investigated whether the feelings of overeducation and mismatch could be mitigated through more education. Using the data of college graduates in 2005 and one year follow-up survey from Taiwan Integrated Postsecondary Database, this study analyzed skill/educational mismatch in terms of the graduates with bachelor's and master's degrees. The result showed that, as compared with those with bachelor's degrees, graduates with master's degrees have stronger feelings of being overeducated. However, they performed better in finding jobs that suited their majors. Overall, graduates with master's degrees tended to have stronger feelings of educational mismatch than those with bachelor's degrees. College graduates who were overeducated or suffered from skill mismatch

Hung-Lin Tao, Professor, Department of Economics, Soochow University (Corresponding Author)

Wei-Hsuan Chien, Senior Staff, Cathay United Bank

E-mail: hltao@scu.edu.tw

Manuscript received: Nov. 30, 2010; Modified: Oct. 7, 2011; Accepted: Nov. 15, 2011.

tended to have significantly lower earnings. By contrast, for graduates with master's degrees, only those with skill mismatch suffered from significantly lower earnings. The probability of overeducation and skill mismatch in public colleges were the lowest, while the opposite was the case in both private colleges and public technology colleges.

Keywords: overeducation, skill mismatch, masters, bachelors

壹、緒論

臺灣的高等教育於1991至2001年間快速擴張，依據教育部出版的《教育統計》，從80學年度的50所大學，增至90學年度的135所大學，大學畢業生由54,375人驟增至146,166人。高素質勞動力供給驟增的同時，並未對應高素質勞動力需求的等量增加，必然會產生「高教低就」與「學非所用」的問題，部分大學畢業生為屈就於勞動市場的供過於求，只得接受自認不需大學學歷，或與專長不符的工作，因此，也就產生過度教育及專長與工作不符的問題。令人好奇的問題是，什麼樣特性的大學畢業生在求職上比較可能有「高教低就」與「學非所用」的現象？從雇主的觀點來看，大學文憑本身已失去訊號價值，雇主勢必以較大學文憑更細緻的訊號，或具有更高學歷（如碩士）來辨識工作申請人的能力資訊，這可能包括大學排名或類別（如公私立、一般或技職大學）、在校成績及碩士文憑，如果雇主確實以這些訊號決定是否雇用的依據，我們將觀察到「高教低就」與「學非所用」的教育與工作不對稱現象更易發生在後段大學與成績較差的畢業生。

在大學變成普及教育的同時，更多的大學畢業生欲利用碩士學歷凸顯高人力資本訊號。這項預期也已反映在資料上，根據教育部出版的《教育統計》，臺灣在80學年度的碩士畢業生為7,688人，至90學年度增為25,900人，至97學年度再增為57,624人，碩士畢業生的人數已較80學年度的大學畢業生人數還多。直覺上，也許會認為碩士應可降低「高教低就」與「學非所用」的感受，但碩士雖提升自我的條件，卻也提高了對工作的期待，所以碩士究竟是否有較低的教育與工作不對稱感受，在實際資料驗證前，很難有明確的答案。本研究的第一個目的即分析學碩士、大學類型、在校成績、學系與其他相關因素對教育與工作不對稱的影響，並檢驗碩士在縱橫向教育與工作不對稱的感受上是否較學士獲得改善。本研究的第二個目的在分析學碩士教育與工作不對稱、大學類型、在校成績、學系與其他相關因素對畢業初期薪資的影響，並比較教育與工作不對稱對學士與碩士薪資影響的大小。事實上，即使是國外文獻，以碩士的「高教低就」與「學非所用」為討論主題的也非常少見，主要原因是，在全面調查中，碩士的觀察值一般非常有限。拜「臺灣高等教育整合資料庫」之賜，其從2006年開始以專案調查碩

士畢業生，再加上碩士人數的驟增，使得臺灣目前已有足夠且公開的碩士樣本進行分析。

國外有關「高教低就」或過度教育（overeducation）的研究從1980年代至2000年，已累積了相當豐富的成果（Cohn & Kahn, 1995; Duncan & Hoffman, 1981; Groot & Maassen van den Brink, 2000; Hersch, 1991; Hartog, 2000; Hartog & Oosterbook, 1988; Robst, 1995; Sicherman, 1991）。關於過度教育的研究結論，這些研究也都一致，即過度教育使薪資下降，不足教育（實際教育低於工作所需教育）則提高薪資。這些研究的其中一項特色，就是只考慮教育水準超過或低於工作所需，未考慮教育所學專長是否與工作相符，這是因為高中及以下的教育一般並無專長訓練，也因此，這類受訪者沒有所謂所學專長與工作是否相符的問題，在涵蓋所有教育程度的一般性調查中，所學專長與工作是否相符也因而無從調查。2000年後，因為某些地區已有專門針對大學畢業生的調查，教育與工作不對稱的研究也延伸至所學專長與工作是否相符，然而，這類的研究仍不多見，例如，Allen與Van der Velden（2001）使用歐洲11國與日本的高等教育畢業生聯合調查、Di Pietro與Urwin（2006）利用義大利高等教育畢業生資料、Robst（2007）採用美國高等教育畢業生的調查。這些研究中，Allen與Van der Velden（2001）及Robst（2007）的分析包含大學以上的學位，但Robst（2007）只考慮專長與工作是否相符，未考慮是否過度教育，而Allen與Van der Velden（2001）及Di Pietro與Urwin（2006）雖同時考慮過度教育及專長與工作是否相符，但並未考慮兩者（縱向與橫向的教育不對稱）的交叉項，本研究則多考慮此交叉項，這也讓本研究對於學碩士橫向與縱向教育不對稱對薪資影響差異可進行較深入的比較，這是本研究與現存文獻的主要不同。

除碩士論文外，臺灣目前探討「高教低就」與「學非所用」的文獻也不多見，Lin與Wang（2005）及Hung（2008）分別利用「家庭收支調查」與「臺灣地區社會變遷基本調查」檢驗過度與不足教育對薪資的影響。蔡瑞明、莊致嘉與葉秀珍（2005）雖然也是用「臺灣地區社會變遷基本調查」，但他們的主要議題是比較「標準差法」與「自我評量法」衡量過度教育的差異，並提出修正。蕭霖（2003）則以主計處「人力資源運用調查」資料做指標衡量差異的類似探討。黃毅志與林俊瑩（2010）亦採用「臺灣地區社會變遷基本調查」，對過度教育的衡

量提出新的測量，並與蔡瑞明等人（2005）的方法進行比較。¹因為這些文獻使用的資料是全面性的調查，如前文所說，大專以上的觀察值有限，不易進行「學非所用」分析，只能進行「高教低就」分析。Tao與Hung（2008）則是利用「臺灣高等教育整合資料庫」91學年度大專畢業生畢業後一年之間卷調查資料，同時對「高教低就」與「學非所用」進行分析，因資料僅針對大專做調查，所以並無針對碩士的分析。

臺灣研究所採用的這些資料各有其使用上的優缺點，「臺灣高等教育整合資料庫」雖有上述的優點，但並無大專以下的資料，使得教育層次的觀察受到侷限，目前也僅有畢業後一年的資料，觀察期間也有限，不過，這些也可視為它的優點。首先，臺灣沒有其他公開的資料能包含如此多的大專畢業生，而要研究「學非所用」，勢必需要大專以上的觀察值，因為大專以上才比較有專長教育，也才有所謂的「學以致用」或「學非所用」的問題。其次，畢業後一年的資料雖很短，卻也是最能確保薪資不受正式教育以外因素（例如在職訓練（on-the-job training））的干擾。本研究的目的既然是針對碩士與學士的比較，當然就以「臺灣高等教育整合資料庫」最為合適。現存的國內外文獻尚未有針對碩士與學士的比較為研究主軸的論文，這是本研究與現存文獻的不同。在碩士數量正快速增加的臺灣，本研究之結論對個人或教育決策機構有及時的參考價值。

本研究之結構，包括：第二節介紹資料來源，並定義縱向與橫向的教育與工作不對稱；第三節為縱向與橫向的教育與工作不對稱的實徵分析；第四節為教育與工作不對稱對全職工作者薪資的影響；第五節為結論。

貳、資料來源與教育對稱定義

一、資料來源

本研究實徵資料來自「臺灣高等教育整合資料庫」之大專畢業生流向資訊平

¹ 有關過度教育的衡量方法與各自的優缺點，可參看此三篇研究論文的討論，衡量方法並非本研究的重點，加上篇幅的限制，這裡不再撰文討論。本研究採用文獻所稱的「自我評估法」。

臺問卷調查，樣本取自94學年度大專畢業前問卷、碩士班畢業前問卷、大專畢業後一年問卷，以及碩士班畢業後一年問卷。此問卷以普查之方式進行，大專畢業生發放262,498份問卷，共回收134,120份；碩士班畢業生發放49,392份，共回收16,532份；大專畢業後一年發放262,743份問卷，共回收88,694份；碩士畢業後一年發放47,283份問卷，共回收11,912份。²由於男性畢業生須服兵役，故刪去男性資料，再刪除非大學的五專畢業生觀察值；另外，也再刪除非四年制的二技畢業生，保留四技與一般大學畢業生觀察值。由於研究必須串聯畢業當年度與畢業後一年的資料，遺漏任一年的資料也將刪除，非常少數的觀察值出現畢業當年與畢業後一年性別不一致的問題，故再將之刪除。畢業一年投入全職工作者才進入分析的樣本，因本研究必須觀察她們的全職薪資，以及「高教低就」與「學非所用」，所以填答「全職工作」，卻未填教育不對稱或薪資，這些觀察值將不予採用，每月薪資低於15,000元之全職者也將刪除。最後，相關資料不全者也將刪除，所得樣本稱為「全職樣本」，全職樣本共有15,977筆觀察值，學士14,545筆，碩士1,432筆。³

二、教育及工作對稱分類與資料初步特性

教育與工作的對稱關係分縱向與橫向兩類。其中，縱向對稱關係分為過度教育、適度教育及不足教育，過度教育即學歷超過工作所需；適度教育為學歷恰符

² 這裡須說明大專畢業生母體為教育部發文至各大專院校，要求各校提供畢業生名冊、基本資料與聯絡方式，再由「臺灣高等教育整合資料庫」進行調查。大專畢業生畢業後一年的母體較大與認定畢業的時間有關。畢業當年的調查時間為2006年6月至11月，故當年調查的畢業生名單於當年的6月前就須提供，但少數學生可能當時不在學校認定畢業名單中，但在同年7月31日前仍於同一學年順利畢業。而碩士的情況則相反，這應與碩士論文提交有關，當年6月前，課程修畢被列為畢業名單，但碩士論文未在7月底前提交，因而不列入當年的畢業生。本研究使用的觀察值須兩個年度都被調查，所以不會有誤認畢業的情況。

³ 薪資的樣本選擇迴歸模型在進行前，必須先進行畢業生畢業一年後的狀態分析，這些狀態包括全職工作、就學、兼職工作及失業，採用的模型為多項羅吉特（Multinomial Logit）模型，樣本為包含畢業後所有的樣本，稱之為「全樣本」，全樣本共有27,345筆觀察值，其中，學士有25,672筆，碩士有1,673筆。

工作所需；不足教育為工作所需學歷超過自己的學歷。橫向對稱關係分為所學與工作無關、部分相關、大部分相關、非常相關。縱向對稱對應於問卷上之問題為「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」，問卷選項分別為國中以下、高中、高職、專科、大學、碩士、博士，因高中與高職在教育程度上近似，故兩者合併為一組，共為6組，由下往上分別為1至6，數值愈低，過度教育愈嚴重。數值5與6分別表示工作所需之教育程度為大學與碩士。對大學畢業生而言，回答低於「大學」者即過度教育，等於「大學」者即適度教育，高於「大學」者即不足教育，對碩士畢業生而言，即以「碩士」為判定基準，此稱為「自身學歷縱向教育對稱」。

橫向教育對稱問題為「您目前的工作與您大學時就讀學門是否相關」，選項分別為無關、部分相關、大部分相關、非常相關，共計四個選項，故橫向教育不對稱指標不論學士或碩士均為1至4，愈低表示愈橫向不對稱，所學專長與工作所需不符合。

表1整理「全職樣本」中學士與碩士於各大學類型及各專長之教育對稱、薪資與觀察值數。表1顯示，學士與碩士縱向教育指標分別介於4與5，以及5與6之間，而不論學士與碩士，橫向不對稱大都介於2與3之間，即部分相關與大部分相關之間。依學校類型區分，表1說明私立技職畢業生最可能發生縱向或橫向教育不對稱，而公立大學較不容易產生縱向或橫向教育不對稱之情況。依學門區分，社會學門較不容易有縱向或橫向教育不對稱，觀光傳播與經濟商管較易發生縱向與橫向教育不對稱。

表 1 「全職樣本」學士與碩士學業特性之教育不對稱、薪資與觀察值數

	學士				碩士			
	觀察值	薪資	教育不對稱		觀察值	薪資	教育不對稱	
			縱向	橫向			縱向	橫向
公立大學	1012	34,397	4.76	2.90	633	46,110	5.31	2.85
公立技職	1673	27,162	4.20	2.42	160	40,469	5.33	2.73
私立大學	3083	29,556	4.42	2.35	457	43,025	5.29	2.65
私立技職	8777	27,941	4.18	2.32	182	38,434	5.21	2.50

表 1 「全職樣本」學士與碩士學業特性之教育不對稱、薪資與觀察值數（續）

		學士				碩士			
		觀察值	薪資	教育不對稱		觀察值	薪資	教育不對稱	
				縱向	橫向			縱向	橫向
公立大學	經濟商管	141	32,216	4.58	2.18	118	45,170	5.32	2.74
	社會	61	37,746	4.90	3.28	34	46,471	5.29	2.71
	人文教育藝術	537	34,772	4.83	3.09	208	49,423	5.25	3.03
	法律	9	32,500	5.00	2.78	2	55,000	5.50	4.00
	科學數學	68	37,059	4.91	3.12	81	45,278	5.35	2.85
	醫藥衛生	20	39,500	4.95	3.25	75	44,233	5.47	2.84
	工程	43	32,267	4.60	2.44	70	43,071	5.26	2.37
	其他	113	31,659	4.54	2.81	41	42,866	5.39	3.22
	觀光傳播	20	36,250	4.60	1.90	4	32,500	4.75	2.00
公立技職	經濟商管	606	26,865	4.17	2.29	49	40,357	5.31	2.59
	社會	50	31,500	4.88	3.36	0			
	人文教育藝術	155	27,984	4.52	2.42	23	40,978	5.52	2.78
	法律	0				0			
	科學數學	90	28,278	4.22	2.42	13	40,962	5.23	2.92
	醫藥衛生	33	35,985	4.58	3.76	0			
	工程	207	27,138	4.41	2.51	25	42,100	5.36	2.76
	其他	159	24,733	4.02	2.16	35	39,500	5.29	2.89
	觀光傳播	373	26,723	3.97	2.46	15	39,167	5.27	2.47
私立大學	經濟商管	1005	29,251	4.31	2.28	174	44,626	5.21	2.59
	社會	182	29,148	4.62	2.67	34	42,353	5.24	2.44
	人文教育藝術	823	28,563	4.52	2.16	68	43,382	5.25	2.62
	法律	26	30,577	4.42	2.42	1	42,500	5.00	4.00
	科學數學	197	29,531	4.32	2.23	67	41,455	5.33	2.84
	醫藥衛生	210	39,048	4.53	3.29	31	43,790	5.45	2.84
	工程	145	29,431	4.48	2.34	45	40,833	5.38	2.56
	其他	122	29,672	4.50	2.32	13	48,654	5.38	2.92
	觀光傳播	373	27,379	4.34	2.37	24	35,833	5.46	2.63

表 1 「全職樣本」學士與碩士學業特性之教育不對稱、薪資與觀察值數（續）

		學士				碩士			
		觀察值	薪資	教育不對稱		觀察值	薪資	教育不對稱	
				縱向	橫向			縱向	橫向
私立技職	經濟商管	3691	27,650	4.14	2.14	82	36,646	4.85	2.34
	社會	37	29,257	4.86	3.32	0			
	人文教育藝術	994	27,425	4.22	2.23	22	42,727	5.55	2.64
	法律	13	27,885	4.31	1.92	0			
	科學數學	1006	27,122	4.19	2.10	28	38,214	5.57	2.86
	醫藥衛生	1035	32,998	4.25	3.25	5	50,500	5.40	3.00
	工程	657	28,474	4.26	2.15	33	37,652	5.39	2.24
	其他	926	25,502	4.15	2.56	8	45,625	5.63	3.38
	觀光傳播	418	25,634	4.16	2.06	4	30,000	5.5	2.25
總計		14,545		1,432					

因非常相關與大部分相關在字面上不易區隔，後續的迴歸分析將兩者合併為「非常相關」。⁴三組縱向教育不對稱，三組橫向教育不對稱，按理應有9組縱、橫向教育不對稱，但因臺灣的高等教育過度擴張，使不足教育的觀察值有限，故此組的「非常相關」、「部分相關」及「無關」合併為同一組。所以，最後的縱、橫向教育不對稱共有7組，如表2所顯示，這些分組將做為後文迴歸分析的基準。表2為教育與工作不對稱於各類型大學與學門的發生比例，其整理自學士與碩士全職樣本。整體來看，學士發生於適度教育的比例較高，碩士則發生於過度教育的比例較高，碩士較學士有較低的比例發生教育與工作無關的情況。在大學類型方面，不論學士或碩士，公立大學畢業生發生過度教育又無關的比例最低，發生適度教育又非常相關的比例最高，私立技職則恰好相反。在學門方面，社會與法律學士有較高的機率為適度教育，社會與醫藥衛生學士有最高的教育與工作非常相關比例。在碩士方面，醫藥衛生有最高的適度教育比例，但也只有50%，法律碩士有最高的教育與工作非常相關比例，但根據表1，法律碩士也只有3筆資料。

⁴ 本研究曾嘗試不合併「大部分相關」與「非常相關」，兩者對薪資影響程度在迴歸分析時也無一定順序關係。

表 2 「全職樣本」學士與碩士於學業特性上教育不對稱發生比例

縱向不對稱	學士							碩士						
	過度教育			適度教育			不足教育	過度教育			適度教育			不足教育
	無關	部分相關	非常相關	無關	部分相關	非常相關		無關	部分相關	非常相關	無關	部分相關	非常相關	
公立大學	8%	6%	4%	7%	17%	54%	4%	6%	24%	33%	1%	11%	23%	1%
公立技職	16%	22%	17%	7%	14%	23%	1%	9%	23%	32%	1%	15%	19%	1%
私立大學	15%	15%	8%	11%	20%	30%	2%	8%	28%	28%	1%	12%	21%	1%
私立技職	18%	22%	15%	6%	16%	21%	1%	11%	32%	23%	1%	12%	18%	3%
經濟商管	16%	28%	11%	6%	19%	19%	1%	9%	34%	28%	0%	12%	17%	1%
社會	9%	7%	1%	8%	12%	60%	2%	15%	28%	25%	3%	6%	21%	3%
人文教育藝術	16%	14%	6%	9%	19%	34%	2%	5%	22%	40%	1%	11%	17%	2%
法律	13%	13%	2%	13%	27%	33%	0%	0%	0%	67%	0%	0%	33%	0%
科學數學	17%	25%	7%	7%	21%	22%	1%	8%	21%	31%	1%	10%	28%	2%
醫藥衛生	8%	8%	39%	2%	6%	35%	1%	5%	22%	23%	1%	14%	35%	0%
工程	17%	19%	12%	7%	21%	23%	2%	10%	28%	20%	2%	19%	19%	1%
其他	22%	11%	16%	8%	11%	31%	2%	3%	24%	35%	0%	8%	30%	0%
觀光傳播	19%	17%	18%	10%	17%	19%	1%	17%	21%	26%	0%	21%	15%	0%
觀察值數	2,337	2,854	1,923	1,019	2,477	3,731	204	113	379	431	13	173	304	19

參、教育不對稱分析

本節欲檢驗碩士是否較學士不易有「高教低就」與「學非所用」的感受，相似意義卻不同面向的檢驗，則是碩士是否較學士易有「適教適就」與「學以致用」的感受，以及較佳的學術特性（如公立大學及畢業成績較佳的畢業生）是否也較不易有「高教低就」與「學非所用」的感受，或是否較易有「適教適就」與「學以致用」的感受。茲以碩士是否較學士不易有「高教低就」，以及碩士是否較學士較易「適教適就」為例，來設定標準的虛擬與對立假設。

假設一A：
H₀：碩士與學士畢業生有一樣的「高教低就」感受

H_A ：碩士較學士畢業生有較低的「高教低就」感受
假設一B：
 H_0 ：碩士與學士畢業生有一樣的「適教適就」感受
 H_A ：碩士較學士畢業生有較高的「適教適就」感受

其中，假設一A是負面表列，假設一B是正面表列。下文的實徵分析會具體指出這些假設檢定是以哪些係數的顯著性來判斷，如果碩士較學士顯著地更易找到適合自己教育程度的工作，不論負面或正面檢定，都應得到一致的結論，因此，正、負表列的假設檢定可相互驗證檢定的結論。除了上述的假設一外，為節省篇幅，表3與表4分別列出共9項的負面及正面假設檢定，這裡簡單地以表3與表4的假設六來說明。假設六A的虛擬假設是公立大學畢業生較不易「不適才不適所」，也就是較不易既「高教低就」又「學非所用」；假設六B的虛擬假設是公立大學畢業生較易「適才適所」，也就是較易既「適教適就」又「學以致用」。

表 3 較不易發生「高教低就」與「學非所用」的各項畢業生假設之設定

檢定編號	檢定內容	檢定編號	檢定內容	檢定編號	檢定內容
	較不易 高教低就		較不易 學非所用		較不易 不適才不適所
假設一 A	碩士	假設二 A	碩士	假設三 A	碩士
假設四 A	公立大學	假設五 A	公立大學	假設六 A	公立大學
假設七 A	成績較佳	假設八 A	成績較佳	假設九 A	成績較佳

表 4 較易發生「適教適就」與「學以致用」的各項畢業生假設之設定

檢定編號	檢定內容	檢定編號	檢定內容	檢定編號	檢定內容
	較易 適教適就		較易 學以致用		較易 適才適所
假設一 B	碩士	假設二 B	碩士	假設三 B	碩士
假設四 B	公立大學	假設五 B	公立大學	假設六 B	公立大學
假設七 B	成績較佳	假設八 B	成績較佳	假設九 B	成績較佳

表3與表4中，假設一至三是碩士與學士的比較，假設四至九則是學術特性與教育及工作間不對稱關係的檢驗。這9個假設將分別以次序機率（Ordered Probit）與多項羅吉特（Multinomial Logit）模型分析檢定，Multinomial Logit模型不需事前預知表2中7組的教育不對稱順序，所以，可針對縱橫向教育不對稱一併分析，而Ordered Probit模型若欲7組同時分析，則必須在分析前，先預知縱橫向7組的教育不對稱順序，但由於無法確認7組的順序，因此，縱向與橫向教育不對稱將分開進行分析。這9個假設中，因為假設三、六、九是縱橫向的教育不對稱同時分析，故本研究採用Multinomial Logit模型，其他假設因是縱橫向教育不對稱的分開分析，故本研究採用Ordered Probit模型。接著，以下將簡單介紹這兩種模型。

一、Ordered Probit 與 Multinomial Logit 模型

Ordered Probit是有方向性的模型，也因此，必須先知道7組教育不對稱的嚴重性順序才可一次進行。由於無法確認7組教育不對稱的順序，在做Ordered Probit模型分析時，我們將縱向與橫向教育不對稱分開估計。首先說明縱向教育不對稱之Ordered Probit實徵模型，因橫向教育不對稱之Ordered Probit模型與縱向教育不對稱之Ordered Probit模型相似，這裡不再贅述。模型之設定如下：

$$\begin{aligned} y^* &= \alpha + x\beta + \varepsilon \\ y &= 0 \text{ if } y^* \leq 0 && \text{過度教育} \\ y &= 1 \text{ if } 0 < y^* \leq \mu_1 && \text{適度教育} \\ y &= 2 \text{ if } \mu_1 < y^* && \text{不足教育} \end{aligned} \quad (1)$$

（1）式也顯示了它的順序性。在填寫問卷時，畢業生根據自己的主觀教育與工作不對稱感受（ y^* ）來選擇最接近他們對此問題之選項， y^* 並無法被觀察，我們可觀察到之結果為 y ，也就是 y^* 在某些範圍內會反映在特定的 y ，它們不僅是類別資料（categorical data），也是有順序性的資料（ordinal data）。其中，解釋變數 x 包含常數項、是否為碩士、學校類型、畢業總平均成績、主修學門、求學期間是否有工作經驗、求學期間是否有助學貸款。學校類型包括公立大學、公立

技職、私立大學，以私立技職為基準組；畢業總平均成績分為70~79分、80~89分、90分以上，以60~69分為基準組；主修學門包括經濟商管、觀光傳播、人文教育藝術、科學數學、醫藥衛生、工程、其他，以社會為基準組，但因法律人數過少，也併入基準組。 μ_i 為與 β 一起估計之未知參數，在估計畢業生特質對三組縱向教育不對稱之影響時，由模型設定，我們可以看出，畢業生對教育不對稱之影響取決於某些可觀察到之因素 x 和某些無法觀察到之因素 ε 。接著，將 e 之平均數和變異數標準化為0和1，我們可以得到其機率與邊際機率。⁵

這裡再介紹Multinomial Logit模型如下：

$$\begin{aligned}\hat{p}_{ij} &= \text{prob}(y_i=j) = \exp(x_i\beta_j) / \left[1 + \sum_{j=1}^6 \exp(x_i\beta_j) \right], j=1, \dots, 6 \quad i=1, \dots, n \\ \hat{p}_{ij} &= \text{prob}(y_i=j) = 1 / \left[1 + \sum_{j=1}^6 \exp(x_i\beta_j) \right], j=0 \quad i=1, \dots, n\end{aligned}\quad (2)$$

其中， y_i 代表第 i 位全職工作畢業生之教育不對稱情形， j 為教育不對稱之類型，當 $y_i=j$ 時， $\hat{p}_{ij}$ 表示第 i 位全職工作畢業生發生 j 類型教育不對稱之機率， $j=0, 1, 2, 3, 4, 5, 6$ 。 x_i 為第 i 位畢業生之解釋變數資料所形成之向量， β_j 為發生第 j 種教育不對稱下所有解釋變數參數值所形成的向量。Lin與Wang（2005）以及Hung（2008）也曾以Multinomial Logit分析縱向教育不對稱（過度、適度、不足），但他們所使用之資料與本文採用之資料有很大之差異，例如，他們有採用工作年數或子女數來解釋縱向教育不對稱發生的原因，而本研究採用的解釋變數也都不在他們的分析中，因此，本研究此部分的分析結果無法與國內文獻比較，僅能與國外文獻比較。

（2）式以最大概似法估計其係數。必須注意的是，Multinomial Logit為非線性迴歸模型，解釋變數變動對被解釋變數的影響並不等於迴歸係數，而且這項影響是指機率，亦即因解釋變數變動落入7組教育不對稱的機率所發生的變化，這7項機率的變化和為0。⁶

⁵ 有關 Ordered Probit 模型與邊際效果介紹可參看進階的計量經濟學，如 Greene（2008：831-840）。

⁶ 有關 Multinomial Logit 模型與邊際效果介紹可參看進階的計量經濟學，如 Cameron 與

二、Ordered Probit 模型實徵結果

縱、橫向教育不對稱以個別之Ordered Probit模型估計之實徵結果及其邊際效果，分別如表5及表6所示，而本研究之所以需要另外呈現邊際效果，是因為Ordered Probit模型並非線性模型，解釋變數於不同處對教育不對稱的影響效果也不同；而這裡所稱的影響效果都是指機率，亦即落入各種教育不對稱組別的機率變動。表6中同一變數的各組邊際機率效果和為0。以表6縱向不對稱的碩士變數為例，3組（「過度教育」、「適度教育」、「不足教育」）碩士之邊際效果係數都是相較於學士，其分別為0.297、-0.285、-0.012，這些數字顯示，當碩士學歷與學士學歷比較時，碩士會感覺過度教育之機率高於學士29.7%，會覺得適度教育之機率低了28.5%，會覺得不足教育之機率低了1.2%。3組的邊際機率和為0，亦即當落入某一組的機率提高，落入其他組的機率必下降，其總和不變。這3組邊際機率的和若與0有些許差異，是因四捨五入所造成的。

表 5 縱、橫向教育不對稱 Ordered Probit 實徵結果

	縱向不對稱			橫向不對稱		
	係數	t 值		係數	t 值	
常數項	0.100	1.346		0.740	10.515	***
碩士	-0.806	-20.063	***	0.124	3.393	***
公立大學	0.648	17.117	***	0.419	11.706	***
公立技職	0.037	1.137		0.144	4.826	***
私立大學	0.399	15.534	***	0.047	1.982	**
70 ~ 79 分	0.146	3.477	***	0.117	3.108	***
80 ~ 89 分	0.319	7.657	***	0.320	8.566	***
90 分以上	0.427	6.014	***	0.475	7.155	***
經濟商管	-0.509	-8.332	***	-0.352	-5.985	***
觀光傳播	-0.538	-7.864	***	-0.406	-6.226	***
人文教育藝術	-0.283	-4.546	***	-0.316	-5.252	***

Trivedi (2005: 500-503)。

表 5 縱、橫向教育不對稱 Ordered Probit 實徵結果（續）

	縱向不對稱			橫向不對稱		
	係數	t 值		係數	t 值	
科學數學	-0.330	-4.940	***	-0.326	-5.107	***
醫藥衛生	-0.477	-7.053	***	0.572	8.568	***
工程	-0.269	-3.928	***	-0.335	-5.114	***
其他	-0.348	-5.159	***	-0.240	-3.695	***
工作經驗	-0.029	-1.021		0.025	0.966	
助學貸款	0.007	0.320		-0.022	-1.096	
Mu (1)	2.298	81.593	***	1.052	90.064	***
觀察值數	15977			15977		
X^2	1019.545			1230.41		

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

在實證分析時，所謂的「高教低就」與「適教適就」分別是以Ordered Probit模型中縱向不對稱的「過度教育」與「適度教育」來表示；所謂的「學非所用」與「學以致用」則分別是以Ordered Probit模型中橫向不對稱的「無關」與「非常相關」來表示；所謂的「不適才不適所」與「適才適所」分別是以Multinomial Logit模型中的「過度教育且無關」與「適度教育且非常相關」來表示。另外，除非有特別說明，本研究所稱的統計顯著是指1%顯著水準。

表6的實徵結果顯示，相較於學士，碩士在「過度教育」之邊際效果顯著為正，此項結論不支持假設一A，反而支持碩士更易有「高教低就」的感受，顯示讀碩士不但無助於降低「高教低就」感受，反而提高此感受。碩士的係數在「適度教育」顯著為負，表示較不容易有「適教適就」的感受，也不支持假設一B，而與假設一A的結論互為印證。表6顯示，碩士係數在橫向教育不對稱下之「無關」顯著為負，說明較不容易「學非所用」，支持了假設二A，碩士係數在「非常相關」的10%下顯著為正，支持了假設二B，驗證碩士畢業生較可能「學以致用」。綜合這些結果顯示，碩士學歷雖會增加「學以致用」的可能，卻也會增加「高教低就」的感受。

在學校類型方面，公立大學、公立技職和私立大學在「過度教育」上顯著為

表 6 縱、橫向教育不對稱 Ordered Probit 邊際效果

	縱向不對稱				橫向不對稱			
	過度教育		適度教育		不足教育		無關	
	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
碩士	0.297	59.688 ***	-0.285	-84.121 ***	-0.012	-4.772 ***	-0.034	-9.387 ***
公立大學	-0.246	-53.262 ***	0.213	47.820 ***	0.034	18.974 ***	-0.103	-22.954 ***
公立技職	-0.015	-3.685 ***	0.014	3.649 ***	0.001	0.527	-0.039	-10.702 ***
私立大學	-0.157	-37.599 ***	0.142	34.689 ***	0.015	8.755 ***	-0.013	-3.918 ***
70 ~ 79 分	-0.058	-14.401 ***	0.054	13.885 ***	0.004	2.348 **	-0.033	-8.981 ***
80 ~ 89 分	-0.127	-32.016 ***	0.118	29.505 ***	0.009	6.448 ***	-0.092	-20.421 ***
90 分以上	-0.166	-38.113 ***	0.147	35.316 ***	0.019	9.529 ***	-0.110	-24.201 ***
經濟商管	0.200	48.783 ***	-0.188	-57.999 ***	-0.013	-4.096 ***	0.104	52.342 ***
觀光傳播	0.207	45.889 ***	-0.197	-56.630 ***	-0.009	-4.082 ***	0.131	59.202 ***
人文教育藝術	0.112	27.119 ***	-0.106	-29.739 ***	-0.007	-2.809 ***	0.097	42.220 ***
科學數學	0.130	30.848 ***	-0.123	-34.574 ***	-0.007	-3.104 ***	0.103	43.391 ***
醫藥衛生	0.185	42.069 ***	-0.176	-50.384 ***	-0.009	-3.853 ***	-0.131	-26.800 ***
工程	0.106	25.550 ***	-0.100	-27.951 ***	-0.006	-2.698 ***	0.106	44.738 ***
其他	0.136	32.264 ***	-0.129	-36.447 ***	-0.007	-3.208 ***	0.074	28.527 ***
工作經驗	0.012	2.866 ***	-0.011	-2.888 ***	-0.001	-0.380	-0.007	-2.151 **
助學貸款	-0.003	-0.685	0.003	0.683	0.000	0.095	0.006	1.979 **

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

負，而且絕對值由大至小，依次為公立大學、私立大學及公立技職，顯示這三類大學較私立技職不易「高教低就」，而且依序為公立大學、私立大學及公立技職，這項結果不僅支持假設四A，即「公立大學畢業生較不易有『高教低就』的感受」，甚至也支持不易有「高教低就」的感受依序為公立大學、私立大學及公立技職。不僅如此，「適度教育」的感受依然有這樣的順序，支持了假設四B。在表6橫向教育不對稱上，這三類大學的「無關」之邊際效果皆顯著為負，但在「非常相關」處，僅有公立大學與公立技職顯著為正，而且這三類係數絕對值的大小與縱向的結果不同，依序為公立大學、公立技職與私立大學。如果「無關」代表「學非所用」，這項結果支持假設五A，即「公立大學畢業生不易有『學非所用』的感受」；如果「非常相關」代表「學以致用」，迴歸結果支持假設五B，顯示公立大學畢業生最可能「學以致用」，其次是公立技職，再其次是私立大學及私立技職。綜合學校類型在縱、橫向教育不對稱的結果發現，公立大學都有最低的機率，但私立大學與公立技職在縱橫向教育不對稱上則有相反的表現，私立大學畢業生較不易「高教低就」，公立技職畢業生則較不易「學非所用」，這也反映公立技職教學的職業導向有利於他們的「學以致用」。

以「過度教育」、「無關」與學業總平均成績間的關係來看，相較於60～69分，分數落在較高範圍者，係數均為負，顯著降低「過度教育」與「無關」的機率，隨著分數愈高，「過度教育」與「無關」發生的機率愈低，驗證了假設七A與八A；同樣地，除了70～79分在「非常相關」僅10%顯著外，其他都是分數愈高，在1%顯著水準下，顯著提高「適度教育」與「非常相關」發生的機率，支持了假設七B與假設八B。學業成績的結論與大學類型的結論一致，亦即學術特性愈佳，工作與教育不對稱的機率愈低。

臺灣的大學教育已接近普及教育，大學文憑本身已失去訊號的價值，勞動市場的雇主在意的是眼前的尋職者是何種類型的大學畢業，以及在校成績的表現，這類訊號的價值遠勝於大學文憑本身，這也解釋為什麼公立大學與在校成績佳的畢業生較能「適才適所」。在校成績佳的涵義，除可由勞動需求的角度解釋，也可由勞動供給的角度解釋，成績不佳的畢業生可能反映對該專業領域缺乏興趣，畢業後尋覓其他領域工作的可能性高，因為缺乏其他領域的專長，因而也就必須由較低階做起，造成既「學非所用」又「高教低就」的現象。

接著，我們檢驗學門方面的影響，社會法律學門（基準組）的畢業生較不容易發生「高教低就」及「學非所用」，較容易發生「適教適就」；醫藥衛生學門畢業生較社會法律學門畢業生更不可能發生「學非所用」，更可能「學以致用」。社會與法律（基準組）有較高「學以致用」的機會，其原因除法律學門有其專業性，表1也顯示在學士的供給上，該學門有專業上最低的供給，但這並非只是本研究所選取樣本的特性，94學年度畢業母體的26萬名大專畢業生中，也只有不到2,500名的法律學士，所以，法律專長能學以致用的原因是雙重的，即專業與低供給。至於社會學門，按原來的分類包括經濟、社會、政治、民族、心理、地理等相關學系，本研究將經濟併入商業與管理；社會學門的專長顯然並非時下的「熱門」領域，但卻是專長中少數能學以致用的。表1顯示，社會學門在學士人數上是除了法律之外，人數最少的學門。同樣地，這不僅是本研究樣本的特性，也是母體的特性。在94學年度畢業母體的26萬名大專畢業生中，經濟、社會、心理學門的畢業生有6,707人，這是本研究歸類學門中，人數最少的學門，若扣除至少1,000名的經濟系畢業生，社會學門的畢業生人數將更少。單是母體中不含經濟的商業與管理學門，就有58,121位畢業生，大量的供給造就商管學門「高教低就」與「學非所用」的現象；而低度的供給，則確保社會學門畢業生的「適才適所」。這項結果和丁筱晶與辜樹人（2010）的報導吻合，該報導指出，社工系畢業即就業，就業率100%，臺灣目前仍缺3,500名的社工。令人有些意外的是，「冷門」科系在就業時，有限的供給，加上臺灣對社福人員的需求提升，使它其實並不冷門；「熱門」的科系，反而因過度的供給，使它就業時顯得「冷門」，這是考生選系時值得注意的現象。至於醫藥衛生學門，也是專業性較高的學門，雖然其畢業生有較高的機率發生過度教育，但有較低的機率是工作與專長無關或部分相關，有最高的機率是工作與專長非常相關。

三、Multinomial Logit 實徵結果

前節以Ordered Probit的結果檢驗了假設一、二、四、五、七、八，本節以Multinomial Logit模型檢驗「高教低就」與「學非所用」同時發生的假設三、六、九。實徵結果及其邊際效果分別如表7及表8所示。表8的邊際機率實徵結果都是解釋變數相對於基準組，以碩士的變數為例，它的參考基準組是學士，7組

表 7 以自身學歷為基準之教育不對稱 Multinomial Logit 實徵結果

	過度教育				適度教育				不足教育			
	部分相關		非常相關		無關		部分相關		非常相關		不足教育	
	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值	係數	t 值
常數項	-0.185	-0.778	-1.401	-4.800 ***	-1.007	-3.558 ***	-0.459	-1.939 *	0.274	1.321	-3.120	-5.869 ***
碩士	0.857	6.861 ***	1.473	11.498 ***	-1.844	-6.042 ***	-0.259	-1.877 *	-0.582	-4.557 ***	-0.579	-1.995 **
公立大學	0.061	0.460	0.206	1.492	0.766	4.506 ***	0.808	6.261 ***	1.526	13.138 ***	1.715	7.545 ***
公立技職	0.103	1.166	0.339	3.595 ***	0.219	1.749 *	0.009	0.093	0.353	4.012 ***	0.200	0.770
私立大學	-0.142	-1.897 *	-0.287	-3.365 ***	0.752	8.154 ***	0.435	5.919 ***	0.618	8.893 ***	0.597	3.190 ***
70 ~ 79 分	0.159	1.577	0.180	1.495	0.099	0.704	0.366	3.285 ***	0.422	3.813 ***	0.469	1.355
80 ~ 89 分	0.421	4.112 ***	0.439	3.622 ***	0.256	1.794 *	0.721	6.422 ***	1.082	9.786 ***	0.910	2.649 ***
90 分以上	0.463	2.133 **	0.811	3.570 ***	0.467	1.483	0.930	4.103 ***	1.506	7.164 ***	1.303	2.510 **
經濟商管	0.613	2.853 ***	0.640	2.422 **	-0.338	-1.406	0.223	1.072	-0.963	-5.527 ***	-0.825	-2.130 **
觀光傳播	-0.090	-0.388	0.801	2.903 ***	-0.274	-1.063	-0.110	-0.492	-1.346	-7.003 ***	-1.232	-2.550 **
人文教育	-0.075	-0.340	0.291	1.082	-0.241	-0.987	0.001	0.003	-0.827	-4.673 ***	-0.513	-1.341
藝術	0.422	1.864 *	0.342	1.225	-0.330	-1.252	0.267	1.206	-0.754	-3.992 ***	-0.286	-0.677
科學數學	0.239	0.963	2.527	8.989 ***	-0.575	-1.865 *	-0.169	-0.678	0.406	2.026 **	0.366	0.830
醫藥衛生	0.171	0.739	0.464	1.652 *	-0.277	-1.031	0.302	1.345	-0.826	-4.276 ***	-0.062	-0.147
工程	-0.635	-2.724 ***	0.559	2.035 **	-0.442	-1.696 *	-0.658	-2.899 ***	-0.902	-4.851 ***	-0.364	-0.889
其他	-0.112	-1.442	0.205	2.311 **	0.124	1.079	-0.213	-2.635 ***	-0.044	-0.563	0.435	1.809 *
工作經驗	-0.127	-2.139 **	-0.156	-2.367 **	-0.075	-0.935	-0.025	-0.406	-0.032	-0.561	-0.569	-3.293 ***
助學貸款												
觀察值數：15799												
$\chi^2 = 3104.502$												

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

表 8 以自身學歷為基準之教育不對稱 Multinomial Logit 邊際效果

	過度教育				適度教育				不足教育												
	(1)		(2)		(3)		(4)		(5)		(6)		(7)								
	無關	係數	t 值	部分相關	係數	t 值	非常相關	係數	t 值	無關	係數	t 值	部分相關	係數	t 值						
碩士	-0.010	-0.677	0.161	12.438	***	0.193	19.733	***	-0.114	-7.829	***	-0.056	-4.058	***	-0.166	-10.569	***	-0.009	-2.416	**	
公立大學	-0.100	-7.073	***	-0.118	-8.062	***	-0.060	-5.189	***	0.007	0.950	0.029	2.350	**	0.227	17.419	***	0.014	5.286	***	
公立技職	-0.027	-2.837	***	-0.015	-1.395	***	0.022	2.613	***	0.003	0.421	-0.029	-2.686	***	0.046	3.697	***	0.000	0.098		
私立大學	-0.034	-4.343	***	-0.073	-8.129	***	-0.069	-8.639	***	0.032	7.282	***	0.038	4.795	***	0.102	10.938	***	0.005	2.142	**
70 ~ 79 分	-0.038	-3.448	***	-0.017	-1.250	***	-0.008	-0.676	***	-0.008	-1.197	0.022	1.625	***	0.046	2.671	***	0.003	0.682		
80 ~ 89 分	-0.090	-8.141	***	-0.031	-2.385	**	-0.019	-1.541	***	-0.019	-2.675	***	0.025	1.901	*	0.130	7.616	***	0.004	1.009	
90 分以上	-0.125	-5.142	***	-0.068	-2.826	***	0.002	0.090	***	-0.020	-1.296	0.023	0.987	***	0.182	6.873	***	0.007	1.041		
經濟商管	0.004	0.194	0.130	5.027	***	0.091	3.527	***	-0.019	-1.695	0.043	1.990	**	-0.240	-11.732	***	-0.011	-2.262	**		
觀光傳播	0.048	2.022	**	0.044	1.549	0.152	5.637	***	0.002	0.160	0.034	1.425	***	-0.267	-11.133	***	-0.012	-2.061	**		
人文教育	0.033	1.446	0.027	1.016	0.068	2.586	***	-0.002	-0.172	0.036	1.633	***	-0.159	-7.631	***	-0.004	-0.873	***			
藝術																					
科學數學	0.006	0.251	0.094	3.429	***	0.052	1.896	*	-0.017	-1.430	0.053	2.272	**	-0.184	-8.045	***	-0.003	-0.638	***		
醫藥衛生	-0.069	-2.686	***	-0.041	-1.370	0.286	10.894	***	-0.061	-4.211	***	-0.106	-3.966	***	-0.009	-0.378	***	-0.001	-0.185	***	
工程	0.012	0.513	0.051	1.811	*	0.074	2.706	***	-0.012	-0.951	0.066	2.798	***	-0.192	-8.127	***	0.000	0.044	***		
其他	0.067	2.864	***	-0.042	-1.439	0.135	5.038	***	-0.001	-0.061	-0.040	-1.606	***	-0.121	-5.346	***	0.001	0.174	***		
工作經驗	0.005	0.537	-0.017	-1.827	*	0.032	3.904	***	0.009	1.605	-0.032	-3.670	***	-0.004	-0.341	***	0.006	2.033	**		
助學貸款	0.011	1.772	*	-0.011	-1.536	-0.012	-1.850	*	0.000	-0.051	0.008	1.200	***	0.010	1.280	***	-0.007	-3.057	***		

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

碩士之邊際效果係數都是相較於學士，其分別為-0.01、0.161、0.193、-0.114、-0.056、-0.166、-0.009，這些數字顯示，當碩士學歷與學士學歷比較時，碩士會感覺過度教育且所學與工作無關，其機率低0.01，會覺得過度教育且所學與工作部分相關之機率高0.161，會覺得過度教育且所學與工作非常相關之機率高0.193，依此類推解釋。7組的邊際機率和亦為0。

我們以教育與工作間最差的媒合來檢驗假設三A、六A、九A。所謂「最差」，是指既過度教育，又與所學無關，這項結果顯示在表8的第1欄，也就是既過度教育，工作又與所學無關。首先來看碩士的係數，其即使在10%下都不顯著，表示相較於學士，即使攻讀碩士，也不易逃離教育與工作間最差的媒合，結果不支持假設三A。我們再以教育與工作間最佳的媒合來檢驗假設三B、六B、九B。所謂「最佳」，是指既適度教育，又與所學非常相關，這項結果顯示在表8的第6欄。同樣地，先看碩士的係數，其為-0.166且顯著，表示碩士較學士反而不易有最佳的教育與工作媒合，也不支持假設三B。由前節的分析可知，主要原因是，碩士雖較可能「學以致用」，但也較可能「高教低就」，整體上反而造成碩士較不可能有較佳的教育與工作媒合。碩士雖較可能發生過度教育，但在已發生過度教育的條件下，比較可能從事橫向為部分相關和非常相關之工作（兩者的係數為正，且相當顯著），此說明了碩士之過度教育雖可能會更為嚴重，但卻比較不會在過度教育的情況下，同時又發生學非所用的問題。文獻上考慮碩士的兩篇研究，其中，Allen與Van der Velden（2001）未分析縱、橫向教育的決定因素，Robst（2007）僅分析工作與教育專長是否符合（橫向教育對稱），本研究的結果則與Robst（2007）一致，即碩士較不易從事與所學不相關的工作。

接著，檢驗學校類型與最差及最佳教育與工作媒合的關係，表8的第1欄學校類型的係數顯示最差媒合的可能性，最不可能的順序依序是公立大學、私立大學、公立技職、私立技職，不僅支持假設六A，也提供了順序的參考。表8第6欄顯示大學類型與最佳媒合間的關係，三類大學的係數為正，且都顯著。公立大學、私立大學、公立技職三者的係數分別為0.227、0.102、0.046，顯示公立大學畢業生獲得最佳媒合的機率較私立技職平均高22.7%；私立大學畢業生則高10.2%；公立技職畢業生高4.6%。這裡不僅支持假設六B，也提供了順序的參考。前節在縱向與橫向教育不對稱分開分析時發現，較不可能發生縱向教育不對

稱的大學類型依序為公立大學、私立大學、公立技職、私立技職，而較不可能發生橫向教育不對稱的大學類型依序為公立大學、公立技職、私立大學、私立技職，兩者的順序並不一致。當縱、橫向合併分析時，教育與工作最可能之最佳媒合與最不可能之最差媒合依序都為公立大學、私立大學、公立技職、私立技職，顯示私立大學相較於公立技職，其在縱向教育與工作對稱的優勢勝過其在橫向上的弱勢，因而在整合縱、橫向後，私立大學將具整體的優勢。原因是，高等教育的擴張，使得那些原本無法念大學的族群進入私立技職，他們雖然取得了大學學位，其所尋得的工作內容卻仍停留在只需較低教育程度的工作，而且所學專長也與工作內容不符。不僅如此，後文的薪資分析也會發現，私立技職畢業生在薪資上會有雙重的打擊，一方面其薪資本來就低於其他大學畢業生，另一方面，他們又較可能「高教低就」與「學非所用」，讓薪資再度惡化。

以在校成績來看，表8第1欄「70~79分」、「80~89分」、「90分以上」之係數為負且顯著，分別為-0.038、-0.090、-0.125，顯然成績愈佳，愈不可能是教育專長與工作配對最差，支持假設九A。表8第6欄這三組分數的係數為正且顯著，分數愈高的係數愈大，代表分數高低與最佳媒合呈正相關，支持假設九B。綜合來說，學術特性愈佳的畢業生有較高的機會發生最佳教育與工作間的最佳媒合，發生最差媒合的機會較低。

以學門來看，相較於社會與法律學門，表8第1欄顯示，在最差的教育與工作媒合情況下，只有醫藥衛生比社會與法律學門發生的機率低；第6欄顯示，在最佳的教育與工作媒合情況下，只有醫藥衛生與社會和法律學門沒有差異，其他學門發生的機率都較低。另外，大學類型、在校成績與學門會影響教育與工作對稱的發現也與文獻一致，例如Battu、Belfield與Sloane（1999）、Dolton與Vignoles（2000）、Green與McIntosh（2007），也和研究臺灣資料的Tao與Hung（2008）一致，亦即學術特性佳者，發生縱向或橫向教育不對稱的機率低；有助學貸款者，較不可能發生不足教育。最後，將表3與表4的檢定係數與結果分別整理如表9與表10。

表 9 較不易發生「高教低就」與「學非所用」的各項畢業生假設檢定結果

檢定編號	檢定內容		檢定編號	檢定內容		檢定編號	檢定內容	
	較不易 高教低就			較不易 學非所用			較不易 不適才不適所	
假設一 A			假設二 A			假設三 A		
碩士	0.297	***	碩士	-0.034	***	碩士	-0.010	
檢定結果	不支持		檢定結果	支持		檢定結果	不支持	
假設四 A			假設五 A			假設六 A		
公立大學	-0.246	***	公立大學	-0.103	***	公立大學	-0.100	***
檢定結果	支持		檢定結果	支持		檢定結果	支持	
假設七 A			假設八 A			假設九 A		
學業成績			學業成績			學業成績		
70-79 分	-0.058	***		-0.033	***		-0.038	***
80-89 分	-0.127	***		-0.092	***		-0.090	***
90 分以上	-0.166	***		-0.110	***		-0.125	***
檢定結果	支持		檢定結果	支持		檢定結果	支持	

註：假設一 A、四 A、七 A 的係數來自表 6 中 Ordered Probit 模型縱向不對稱的「過度教育」；
假設二 A、五 A、八 A 的係數來自表 6 中 Ordered Probit 模型橫向不對稱的「無關」；
假設三 A、六 A、九 A 的係數來自表 8 中 Multinomial Logit 模型過度教育中的「無關」。

*** $p < .01$

肆、薪資迴歸分析

一、實徵模型

最後，在薪資迴歸模型方面，只有畢業後一年的全職工作者才會被觀察到全職薪資。如前節所討論，畢業後一年並非所有畢業生都在就業，某些在繼續就學、某些失業、某些只是兼職工作，亦即，全職工作者並非是從所有觀察值中隨機抽取，可能有所謂的自我選擇（self-selection）的問題，因而造成薪資迴歸結果的偏誤。這項理念是2000年諾貝爾經濟學獎得主Heckman（1979, 1980）的主要獲獎貢獻。Lee（1983）將Heckman的模型加以推廣，使其適用範圍更廣。以

表 10 較易發生「適教適就」與「學以致用」的各項畢業生假設檢定結果

檢定內容			檢定內容			檢定內容		
檢定編號	較易 適教適就		檢定編號	較易 學以致用		檢定編號	較易 適才適所	
假設一 B			假設二 B			假設三 B		
碩士	-0.285	***	碩士	0.048	*	碩士	-0.166	***
檢定結果	不支持		檢定結果	支持		檢定結果	不支持	
假設四 B			假設五 B			假設六 B		
公立大學	0.213	***	公立大學	0.166	***	公立大學	0.227	***
檢定結果	支持		檢定結果	支持		檢定結果	支持	
假設七 B			假設八 B			假設九 B		
學業成績			學業成績			學業成績		
70-79 分	0.054	***		0.045	***		0.046	***
80-89 分	0.118	***		0.124	***		0.130	***
90 分以上	0.147	***		0.188	***		0.182	***
檢定結果	支持		檢定結果	支持		檢定結果	支持	

註：假設一 B、四 B、七 B 的係數來自表 6 中 Ordered Probit 模型縱向不對稱的「適度教育」；
假設二 B、五 B、八 B 的係數來自表 6 中 Ordered Probit 模型橫向不對稱的「非常相關」；假設三 B、六 B、九 B 的係數來自表 8 中 Multinomial Logit 模型適度教育中的「非常相關」。

*** $p < .01$

下的迴歸分析除採用一般的最小平方法（Ordinal Least Squares, OLS），也將採用 Lee（1983）提出之樣本選擇模型來檢驗是否有這種非隨機的問題，如果有，則加以修正。此模型之架構如下：

$$y_i^* = x_i \beta_j + u_i \quad j=0, 1, 2, 3 \tag{3-1}$$

$$y_i = f \quad \text{iff} \quad y_i^* (j=f) > \text{Max} \quad y_i^* (j \neq f) \tag{3-2}$$

其中，（3-1）式與（3-2）式即為 Multinomial Logit 模型，（3-1）式之 y_i^* （ $j=0, 1, 2, 3$ ）可視為第 i 位畢業生初期生涯選擇第 j 項時的主觀長期效益， $j=0$,

1, 2, 3時, 分別表示第*i*位畢業生失業、繼續升學、從事兼職工作、從事全職工作。當第*i*位畢業生選擇全職工作之 y_i^* 大於其他生涯選擇時之 y_i^* , 則此畢業生會選擇全職工作; 其他選項亦可以相似方式解釋。例如, 失業者($j=0$)之所以暫時選擇失業, 是目前失業的主觀長期效益大於其他選項, 即 $y_i^*(j=0) > \text{Max } y_i^*$ ($j \neq 0$)。他可以選擇低薪的全職工作, 或選擇暫時做兼職工作, 但評估後並不符合他的長期效益, 因此, 他寧願以失業做等待, 這也是為什麼失業又稱待業。在臺灣, 繼續升學已不困難, 困難在於進入競爭高的研究所, 所以他也沒有在畢業後即選擇進入一所容易進入的研究所, 這也是在長期主觀效益評估後的結果。長期主觀效益 y_i^* 的問題在於, 它無法被觀察。能被觀察到的是畢業生的生涯選擇 y_i , 這也是(3-2)式擬表達的。(3-3)式為考慮樣本非隨機之薪資(w)迴歸式,⁷其非隨機之修正來自(3-1)式與(3-2)式所得之結果。

$$w_i = Z_i \gamma + \rho \sigma_\varepsilon \left\{ \Phi \left[\Phi^{-1} \left(\frac{e^{x_i \beta_1}}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{x_i \beta_j}} \right) \right] \right\} \left\{ \Phi \left[\Phi^{-1} \left(\frac{e^{x_i \beta_1}}{1 + \sum_{j=1}^3 e^{x_i \beta_j}} \right) \right] \right\} + \varepsilon_i \quad (3-3)$$

再令 $\alpha = \rho \sigma_\varepsilon$, 大括號中的項目以 λ_i 代表, 上式可精簡為:

$$w_i = Z_i \gamma + \alpha \lambda_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, ε 為薪資迴歸式之誤差項, ρ 為 ε 與 u 之相關係數, σ_ε 為 ε 之標準差, ϕ 為標準常態分配下的機率密度函數, Φ 為標準常態分配下的累積機率密度函數, f 為選擇全職工作(即 $j=3$)。經過樣本選擇調整後的薪資迴歸模型, 比原先之薪資迴歸模型多出調整項 $\alpha \lambda_i$ 。若在樣本選擇模型下所得到之 α 值不顯著, 則表示採用普通最小平方方法分析之結果會與樣本選擇模型之結果無顯著差異, 此時, 我們

⁷ 有關 Lee (1983) 模型在 Limdep 上的操作, 請見 Limdep 8.0 手冊中之 E23-71 至 E23-73 頁。選擇性調整項 λ 是先以 Multinomial Logit 初期生涯選擇模型求得機率值, 再使用轉換變數將機率值轉為標準常態隨機變數, 此轉換變數即是標準常態分配累積機率密度函數的反函數。

亦可採用普通最小平方法做為薪資迴歸模型如下：

$$w_i = z_i \gamma + \varepsilon_i \quad (5)$$

(4) 式與 (5) 式中之 w_i 表示第 i 位畢業生之薪資水準， z_i 為影響薪資水準之特性，即薪資迴歸之解釋變數， γ 為畢業生所有薪資解釋變數迴歸係數所形成的向量。解釋變數 z_i 包括常數項、是否為碩士、學校類型、畢業總平均成績、縱橫向教育不對稱、職業類別、主修學門、工作地點、企業為公營或民營、行業類別、服務機構規模。職業類別分為 9 類，⁸ 行業共分 9 類，⁹ 工作地點區分 21 區，¹⁰ 服務機構規模分為 8 類。¹¹

學校特性變數中，一般認為學歷是影響薪資高低的重要因素，學歷較高則薪資會較高，故預期學歷對薪資有正向影響，亦即碩士畢業生之薪資會高於大學畢業生。在學校類型方面，我們通常認為一般體系畢業生在課業或是未來工作上之成就會比較高，其工作機會選擇較多，薪資較可能會高於其他技職體系畢業生，故預期一般體系畢業生之薪資高於技職體系畢業生。同理，課業成績愈高，則其未來在工作上之表現可能愈佳，故學業平均成績對薪資影響之預期為正向關係。在學門方面，擁有專業水準者較容易獲得高薪工作，故預期醫藥衛生之畢業生會有較高的薪資。

⁸ 第 1 類為民意代表、行政主管、企業主管及經理人員；第 2 類為高層專業人員；第 3 類為中小學、特教、幼稚園教師；第 4 類為一般專業人員；第 5 類為技術員及助理專業人員；第 6 類為事務工作人員；第 7 類為服務及買賣工作人員；第 8 類為農、林、漁、牧工作人員、技術工、機械設備操作工及裝配工、非技術工及體力工、職業軍人（軍官、士官兵）；第 9 類為其他職業，其中，第 2 類為基準組。

⁹ 包括農礦電水、營造業、服務業、金融保險、專業服務、醫療保健、資訊及通訊、製造業、其他，以服務業為基準組。

¹⁰ 基隆市、臺北市、新竹市、臺中市、嘉義市、臺南市、高雄市、臺北縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、臺中縣、彰化縣、南投縣、嘉義縣、雲林縣、臺南縣、高雄縣、屏東縣、東部與外島、國外與大陸地區，以臺北市為基準組。

¹¹ 1～2 人、3～10 人、11～30 人、31～50 人、51～100 人、101～500 人、501～1,000 人、1,000 人以上，以 1,000 人以上為基準組。

二、實徵結果

(3-1) 式的Multinomial Logit估計，因與本文主題的關係不大，為節省篇幅，這裡不呈現其結果。樣本選擇模型和OLS薪資迴歸實徵結果如表11所示，因為 λ 並不顯著，並無證據顯示有嚴重的選擇性問題存在，表11中的兩個模型結果也很類似。在樣本選擇模型和OLS模型下之碩士學歷變數皆與薪資呈正向關係，其係數顯著，表示碩士學歷的薪資高於大學學歷。在學校類型方面，公立大學變數和私立大學變數皆與薪資呈正向關係，其係數顯著，表示與基準組之私立技職相比，公立大學和私立大學之薪資較高。以學業總平均成績來看，學業平均成績70~79分與薪資呈負向關係，但其係數不顯著；學業平均成績80~89分和90分以上皆與薪資呈正向關係，其係數顯著，表示學業平均成績愈高，其薪資也會愈高，不過，80~89分的係數僅在5%下顯著。以就讀學門來看，觀光傳播和其他學門的薪資顯著低於基準組社會和法律學門，只有醫藥衛生學門之係數顯著較高。

表 11 以自身學歷為基準之薪資迴歸實徵結果

	選擇			一般的最小平方法		
	係數	t 值		係數	t 值	
常數項	43382.200	44.380	***	43464.900	48.444	***
碩士	9983.540	12.229	***	9929.790	12.775	***
公立大學	3560.760	13.237	***	3576.940	13.843	***
公立技職	20.275	0.093		24.882	0.115	
私立大學	1005.900	5.854	***	1001.690	5.856	***
70 ~ 79 分	-323.189	-1.215		-328.562	-1.238	
80 ~ 89 分	676.112	2.543	**	670.671	2.529	**
90 分以上	3196.230	6.974	***	3196.060	6.958	***
學士過度與部分相關	714.294	3.178	***	715.241	3.175	***
學士過度與非常相關	1323.110	5.152	***	1322.460	5.138	***
學士適度與無關	1749.440	5.781	***	1750.060	5.770	***
學士適度與部分相關	1687.900	7.179	***	1689.390	7.172	***
學士適度與非常相關	3091.160	13.593	***	3092.890	13.579	***

表 11 以自身學歷為基準之薪資迴歸實徵結果（續）

	選擇		一般的最小平方法	
	係數	t 值	係數	t 值
學士不足教育	4550.350	7.754 ***	4553.060	7.743 ***
碩士過度與部分相關	988.877	1.162	987.163	1.158
碩士過度與非常相關	1979.920	2.353 **	1976.260	2.344 **
碩士適度與無關	-304.735	-0.131	-308.896	-0.133
碩士適度與部分相關	332.655	0.346	331.514	0.344
碩士適度與非常相關	2414.700	2.746 ***	2410.210	2.736 ***
碩士不足教育	18669.600	9.483 ***	18661.300	9.459 ***
經濟商管	142.369	0.342	141.948	0.340
觀光傳播	-1028.520	-2.221 **	-1034.530	-2.234 **
人文教育藝術	273.436	0.638	290.965	0.691
科學數學	58.328	0.129	67.925	0.150
醫藥衛生	2841.380	5.999 ***	2858.890	6.118 ***
工程	435.064	0.935	444.306	0.957
其他	-2352.920	-5.215 ***	-2352.790	-5.203 ***
職業類別	✓		✓	
公民營企業	✓		✓	
地區別	✓		✓	
產業別	✓		✓	
企業規模	✓		✓	
λ	120.149	0.211		
觀察值數	15977		15977	
R^2	0.389		0.389	

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

表11中有學士與碩士的教育不對稱變數，兩者都是以過度教育且無關為基準組，反映各自的教育不對稱相對於最差組別的薪資差異，也等於反映不同的教育不對稱對各自的薪資影響。學士的6個教育不對稱組別係數都為正且顯著，而且呈現不足教育高於適度教育，適度教育又高於過度教育薪資的現象，也呈現「非常相關」薪資高於「無關」的薪資。碩士教育不對稱變數呈現與學士教育不對稱

變數不同的結果，雖然碩士的不足教育薪資仍為最高，但適度教育並未呈現較過度教育薪資高的現象，但不論過度教育或適度教育，「非常相關」都有顯著較高的薪資；其中，過度且非常相關是在5%下顯著。至目前為止，國內外文獻並無針對碩士的縱橫向教育不對稱分析，因此，這裡僅以本研究學士教育不對稱的結果與現有文獻進行比較。而研究臺灣教育與工作橫向不對稱對薪資影響的文獻僅有Tao與Hung（2008），故橫向的影響，本研究僅與國外文獻及該篇國內文獻比較；至於縱向的影響，本研究將與國內外文獻做比較。首先，過度教育之薪資較低及不足教育之薪資較高的結論與國外文獻一致，例如Duncan與Hoffman（1981）、Verdugo與Verdugo（1989）、Dolton與Vignoles（2000）、Allen與Van der Velden（2001）、Di Pietro與Urwin（2006）、Green與McIntosh（2007）、McGuinness與Bennett（2007），這樣的結果幾乎已是文獻上的共識；此外，此也與研究臺灣的Lin與Wang（2005）、Hung（2008）及Tao與Hung（2008）的研究結果一致；黃毅志與林俊瑩（2010）也得到過度教育薪資較低的結論；唯獨蔡瑞明等人（2005）得到過度教育薪資較高或不顯著的結果。Hung（2008）對他們的估計方法提出可能的問題（Hung, 2008: 128）。在橫向不對稱方面，工作與所學專長不符合者薪資較低，此也與Allen與Van der Velden（2001）、Di Pietro與Urwin（2006），以及Tao與Hung（2008）一致。

前文的分析發現，私立技職畢業生與在校成績低者較可能發生教育與工作不對稱。表11顯示，在給定相同教育與工作不對稱的情況下，私立技職畢業生與在校成績低者的薪資較低，加上其又有較高的教育與工作不對稱可能，再使其薪資下降。所以，高中努力讀書考上公立大學，在薪資上有明顯的回報；大學努力讀書，薪資上也會有回報，不僅提高在校成績，升上研究所的機率也高，兩者都有提高薪資的功能。不僅如此，提高在校成績又可增加「適才適所」的可能，再度提高薪資。

為了更清楚觀察「高教低就」與「學非所用」對學士與碩士的影響，表12與表13分別由表11整理學士與碩士的縱向與橫向工作和教育不對稱的薪資差異。表12是在給定橫向教育不對稱下，比較適度教育與過度教育的薪資差。薪資差之數據整理自表11的OLS結果，*t*值除表12第1列直接來自表11，其他為另外計算。這裡以學士欄位做說明，首先，注意表11的OLS欄中，學士的教育與工作不對稱

之參考比較組為「學士過度與無關」，這一組也是刻意不在表11模型中的，因此，在橫向教育不對稱為「無關」下，適度教育與過度教育的薪資差即為表11中「學士適度與無關」之係數1750.06（約1750），*t*值為5.77，這也是表12第1列的數字。表12給定橫向教育不對稱為「部分相關」，學士適度教育與過度教育的薪資期望差為表11中「學士適度與部分相關」及「學士過度與部分相關」兩係數的差，即1689.39－715.24=974.15（約974），4.38的*t*值則是利用兩係數的差與迴歸係數共變異數矩陣計算而得。表12的其他部分也是以相似的方式求得。表12是給定教育與工作的橫向不對稱，計算縱向不對稱的薪資差。表13則是給定教育與工作的縱向不對稱，計算橫向不對稱的薪資差。以第1列「過度教育」學士欄位中的「非常相關——部分相關」為例，表11「學士過度與非常相關」與「學士過度與部分相關」之係數分別為1322.46與715.241，前者減後者約為607元，2.48的*t*值亦是利用此兩係數的差與迴歸係數共變異數矩陣計算而得。表13的其他部分也是以相似方法求得。

表 12 學士與碩士縱向教育不對稱（高教低就）對薪資的影響

	學士			碩士		
	適度教育—過度教育			適度教育—過度教育		
	薪資差	<i>t</i> 值		薪資差	<i>t</i> 值	
無關	1750	5.77	***	-309	-0.13	
部分相關	974	4.38	***	-656	-0.90	
非常相關	1770	7.62	***	434	0.72	

註：本表在給定橫向教育不對稱下，計算適度與過度教育的薪資差。例如給定橫向教育不對稱為「部分相關」，學士適度教育與過度教育的薪資期望差為表 11 中「學士適度與部分相關」係數減「學士過度與部分相關」係數所得，即 1689.39－715.24=974.15（約 974）。4.38 的 *t* 值則是利用兩係數的差與迴歸係數共變異數矩陣計算。

*** *p* < .01

表 13 學士與碩士橫向教育不對稱（學非所用）對薪資的影響

	學士				碩士			
	非常相關 ——部分相關		部分相關 ——無關		非常相關 ——部分相關		部分相關 ——無關	
	薪資差	t 值	薪資差	t 值	薪資差	t 值	薪資差	t 值
過度教育	607	2.48 **	715	3.18 ***	989	1.76 *	987	1.16
適度教育	1404	6.58 ***	-61	-0.20	2079	2.74 ***	640	0.28

註：本表在給定教育與工作的縱向不對稱，計算橫向不對稱的薪資差，以第 1 列「過度教育」學士欄位中的「非常相關——部分相關」為例，表 11「學士過度與非常相關」與「學士過度與部分相關」之係數分別為 1322.46 與 715.241，前者減後者約為 607 元。2.48 的 t 值亦是利用此兩係數的差與迴歸係數共變異數矩陣計算。

* $p < .1$ ** $p < .05$ *** $p < .01$

表12與表13顯示，大部分的「高教低就」與「學非所用」對學士薪資都有顯著的影響，但對碩士而言，「學非所用」的影響較「高教低就」的影響更為明顯。在工作與教育不對稱關係上，學士與碩士有相當不同的屬性，「過度教育」對學士有顯著的薪資影響，但對碩士則不必然，對碩士薪資較明顯的影響為「學非所用」。這說明了，碩士畢業生進入自己專業領域的工作才是重要考慮，而這也呼應教育不對稱的分析中，碩士雖較可能感受過度教育，但也較可能感受自己的工作與專長相符，這反映出碩士求職應以「學以致用」為首要考慮。換言之，「適度教育」不是碩士選擇工作的首要考慮，「學以致用」才是碩士選擇工作的首要考慮。

伍、結論

臺灣高等教育的受教機會隨著高等教育機構之擴充而日益增加，使得大學畢業幾乎已成基本學歷，在高素質勞動需求未擴大的前提下，學歷的普遍提高，會造成「學非所用」和「高教低就」的問題日益嚴重。在學歷上能脫穎而出的其中一種方式，就是續攻碩士。碩士雖提高自身的學歷，卻也墊高對工作的期待，加

上市場上若無對等的碩士學歷工作需求，碩士能否擺脫「學非所用」和「高教低就」的糾纏，在資料未驗證前，很難用直覺或社會常識得到答案，這也是本研究欲探究的問題。以往國內外調查因碩士觀察值數量的限制，針對學、碩士「學非所用」和「高教低就」比較的研究在目前的國內外文獻均尚未出現，本篇研究拜「臺灣高等教育整合資料庫」碩士畢業生專案調查之賜，才能以學碩士畢業生為分析主軸之一，而研究結果又對近年高等教育快速擴張的臺灣別具參考意義。

本研究分析發現，碩士有相較於學士更嚴重的「高教低就」或過度教育感受，但較無「學非所用」問題。更嚴重的「高教低就」感受顯示，碩士雖提高了學歷，但對工作的期待更高，在市場上無足夠的碩士級工作需求下，就自然產生了更嚴重的「高教低就」感受。當縱、橫向教育不對稱合併分析時，相較於學士，碩士並無較低機率的最差教育與工作媒合，卻有較低機率的最佳媒合，整體來看，碩士的教育不對稱問題似比學士更為嚴重。本研究緒論中提及，臺灣目前的碩士畢業生人數與15年前的大學畢業生人數相當，我們也可以說，以往學士從事的工作大半由現在的碩士取代，以往的學士如果較易在自己專長內找到工作，而現在的碩士亦如此，這或許也是碩士較無「學非所用」感受的原因。但也許正因為15年間臺灣產業並無明顯升級，或至少對初入就業市場的較高層次勞動力需求並無升級，仍只停留在對以往勞動力層次的需求，因而造成了碩士嚴重的「高教低就」感受。既然以往學士的工作已被現在的碩士取代，現在的學士只能從事以往高中畢業生即可從事的工作，高中無專長教育可言，所以，這樣的工作也不要求大學的專長，造成後段大學畢業生既「高教低就」又「學非所用」。這樣的現象，似乎是對一個非常典型的教育資源浪費社會的描述。不過，本研究想強調，這些「高教低就」的初入勞動市場者是否未來會在工作上發揮更大的價值，目前的資料無法研判，唯有畢業後更長期的資料才能判斷。

在對薪資的影響上，學士的「過度教育」與「學非所用」都會造成薪資的損失；碩士只有在「學非所用」時，薪資才有較顯著的損失；這也解釋碩士的尋職為何是以「學以致用」為首要考慮，也說明了碩士學歷可幫助求職者在自己的專業內尋得工作，即使工作內容有「高教低就」的問題，但對薪資的影響有限；況且在自己所屬的專長領域內工作，一方面可即時發揮所長，另一方面也可較快速地累積專業人力資本，奠定未來在專業上的競爭力。

在學術特性對「高教低就」與「學非所用」的影響上，本研究分析發現，公立大學、在校成績佳及社會與法律學門的畢業生較不容易發生「高教低就」與「學非所用」的現象，醫藥衛生學門畢業生則較可能「學以致用」。社會與法律學門畢業生能「學以致用」的主因在於它們的專業與低量供給，兩者是大學畢業生人數最少的學門。私立技職與在校成績低之畢業生其薪資原本就比較低，加上他們又有較高的「高教低就」與「學非所用」的可能，又再降低他們的薪資，亦即大學類型與在校成績對薪資有雙重的影響。因此，高中努力讀書考上公立大學或大學努力讀書提高在校成績，不僅本身與高薪資有關，也可透過提高「適才適所」的機率，間接提高薪資；而大學時期努力讀書，不但可提高進入碩士班的機率，同時又可提高未來的薪資。總之，不論是直接或間接提高薪資，努力讀書都是一項值得的投資。深入探究大學類型與教育及工作不對稱間的關係發現，最不易「高教低就」的大學類型依序是公立大學、私立大學、公立技職、私立技職；最不易「學非所用」的大學類型依序是公立大學、公立技職、私立大學、私立技職。但當縱、橫向合併分析時，最不易有最差媒合及最易有最佳媒合的順序依次都為公立大學、私立大學、公立技職、私立技職，顯示私立大學雖在橫向對稱弱於公立技職，但其在縱向對稱上的優勢則彌補了橫向上的劣勢。

分析臺灣初畢業的大學畢業生，有一項避免不了的問題是：男性必須服兵役，這使得本研究必須刪除男性資料，造成最終的分析無法在性別上做比較，這是本研究的研究限制。未來臺灣兵役若改為募兵制後，是項限制就自然消失。嚴格來說，本研究結論僅適用女性；而女性與男性在勞動市場有相當的差異，無法以女性資料所得的結論推論至男性。話雖如此，初畢業的女性因無家庭與兒女的羈絆，其這段時期的工作意願與男性是最相近的，在初畢業的男性工作資料不可能取得的情況下，女性的結論也許可提供推論男性群體的參考，當然，較嚴謹的男性群體結論，仍須待未來男性資料存在後才可能得到。

因資料來源的限制，本研究僅從勞動市場的供給面著手，並未探究勞動需求面，也就是企業對學士與碩士的需求，以及各專長的需求，是否受企業特性與社經環境變化的影響，或甚至高等教育的擴張也改變了企業對勞工素質的要求。當產業結構改變，勞動市場對不同學歷及不同專長的需求拉引也會不同，如能掌握這層脈動，將更能全面瞭解教育與工作不對稱發生的因素。可惜的是，臺灣目前

仍缺乏需求面向的完整調查，主計處長期進行的「員工動向調查」雖然有針對企業每年新進員工學歷的詢問，但並未對新進員工畢業專長調查，更重要的是，這份問卷並無企業對新進員工是否「高教低就」與「學非所用」的評估，也因此，臺灣要從需求面探討教育與工作不對稱問題，將會面臨資料上的挑戰。

DOI: 10.3966/102887082011125704002

參考文獻

丁筱晶、辜樹人（2010）。供不應求的3大新興領域。《天下雜誌》，451，56-60。

【Ding, X. -J., & Gu, S. -R. (2010). Falls short of demand in 3 emerging fields. *CommonWealth Magazine*, 451, 56-60.】

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。

【Hwang, Y.-J., & Lin, C.-Y. (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.】

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。

【Tsay, R.-M., Chuang, C.-C., & Yeh, H.-J. (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 Research*, 30, 65-95.】

蕭霖（2003）。教育與職業不對稱的模式探討。《教育政策論壇》，6（2），43-67。

【Xiao, L. (2003). The models of mismatch between education and occupation. *Educational Policy Forum*, 6(2), 43-67.】

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.

Battu, H., Belfield, C. R., & Sloane, P. J. (1999). Overeducation among graduates: A cohort view. *Education Economics*, 7, 21-38.

Cameron, A. C., & Trivedi, P. K. (2005). *Microeconometrics: Methods and application*. New York: Cambridge University Press.

- Cohn, E., & Kahn, S. (1995). The wage effects of overschooling revisited. *Labour Economics*, 2(1), 67-76.
- Dolton, P., & Vignoles, A. (2000). The incidence and effects of overeducation in the U.K. graduate labour market. *Economics of Education Review*, 19, 179-198.
- Di Pietro, G., & Urwin, P. (2006). Education and skills mismatch in the Italian graduate labour market. *Applied Economics*, 38, 79-93.
- Duncan, G., & Hoffman, S. (1981). The incidence and wage effects of overeducation. *Economics of Education Review*, 1(1), 75-86.
- Green, F., & McIntosh, S. (2007). Is there a genuine under-utilization of skills amongst the over-qualified? *Applied Economics*, 39, 427-439.
- Greene, W. (2008). *Econometric analysis* (6th ed.). Upper Saddle River, NJ: Person Prentice-Hall.
- Groot, W., & Maassen van den Brink, H. (2000). Overeducation in the labor market: A meta-analysis. *Economics of Education Review*, 19(2), 149-159.
- Hartog, J. (2000). Over-education and earnings: Where are we, where should we go? *Economics of Education Review*, 19(2), 131-147.
- Hartog, J., & Oosterbook, H. (1988). Education, allocation, and earnings in the Netherlands: Overschooling? *Economics of Education Review*, 7(2), 185-194.
- Heckman, J. (1979). Sample selection bias as a specific error. *Econometrica*, 47, 153-162.
- Heckman, J. (1980). Sample selection bias as a specific error with an application to the estimation of labor supply function. In J. P. Smith (Ed.), *Female labor supply: Theory and estimation* (pp. 206-248). Princeton, NJ: Princeton University Press.
- 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, 125-137.
- Lee, L.-F. (1983). Generalized econometric models with selectivity. *Econometrica*, 51, 507-512.
- Lin, C.-H., & Wang, C.-H. (2005). The incidence and wage effects of overeducation: The case of taiwan. *Journal of Economics Development*, 30, 31-48.
- McGuinness, S., & Bennett, J. (2007). Overeducation in the graduate labour market: A quantile regression approach. *Economics of Education Review*, 26, 521-531.
- Robst, J. (1995). Career mobility, job match, and overeducation. *Eastern Economic Journal*,

21(4), 539-550.

- Robst, J. (2007). Education and job match: The relatedness of college major and work. *Economics of Education Review*, 26, 397-407.
- Sicherman, N. (1991). 'Overeducation' in the labor market. *Journal of Labor Economics*, 9, 101-122.
- Tao, H.-L., & Hung, C.-Y. (2008, November). *Vertical and horizontal educational mismatches: The direct and indirect wage effects of academic characteristics*. Paper presented at the annual meeting of Taiwan Econometric Society, Taipei, Taiwan.
- Verdugo, R., & Verdugo, N. T. (1989). The impact of surplus schooling on earnings, some additional findings. *Journal of Human Resources*, 24, 629-643.

期刊徵稿：<http://www.edubook.com.tw/CallforPaper/BER/?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>