

國立政治大學經濟學研究所博士論文

指導教授：莊奕琦 博士



研究生：陳晏羚 撰

中華民國 101 年 9 月

謝辭

在政大這六年的求學生涯中，謝謝經濟系各位老師的指導與幫助，更感謝莊奕琦教授對論文的細心教導，也承蒙論文口試委員給予的鼓勵與指正，晏矜之後在學術這條道路上定會更加努力！

能完成博士學位，母親給了我最大的動力，父親、凱允與哥哥們的支持也功不可沒，也特別謝謝我的小福星～小石頭！三姐、偉文學長、芳如、靖秦、瓊云、培真、登元、晉祥、子瑜也是這一路上陪伴我的好朋友，真心的感謝大家！

在政大的六年裡，有歡笑也有淚水～這份回憶永難忘懷。



摘要

本論文以四個可獨立討論的教育相關議題對教育質量做研究與分析，首先以「華人家庭動態資料庫」研究父代與子代間階級流動的情況，並探討教育成就是否為促進代間階級流動的重要管道。實證結果為父代為上層階級的子代接受高等教育相對最具有優勢，而教育成就對社會階級有著顯著的影響，愈高的教育成就進入上層階級的相對勝算比也愈高。並發現相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。即先天上家庭環境的不足仍可藉由後天教育成就的提升而改善階級壟斷！

在了解的教育投資的重要性後，接著使用「華人家庭動態資料庫」檢測各種家庭因素對於子女私人教導支出的影響，並探討私人教導金錢支出與親力親為的身教究竟為相輔相成，抑或替代關係。實證結果發現家長教育成就與所處世代、在都市居住、公部門工作等因素皆將顯著影響對子女的私人教導支出；同時發現父母花費私人教導支出與投入教導時間兩者間呈互補而非替代關係。考慮投入教導時間的內生性並採工具變數法估計後，平均而言每週多增加一小時的親自私人教導，一年將增加私人教導支出約 5,400 元。

在學校教育品質方面，惟在資料分類取得的限制下，先以公立學校做為品質較佳的學校類型，並利用台灣高等教育資料庫 94 年大一新生問卷調查資料檢測明星高中的品牌效果。主要實證估計結果發現，在控制了較以往相關文獻更多的個人特質，並抽離好的學校聚集好學生所產生的效果後，發現公立高中職學校對於進入公立大學與公立技職學校相對上仍然具優勢，即學校本身的確擁有其自身的品牌效果，明星高中確有其品牌價值，進入明星高中的確增加了進入公立大專院校的相對勝算。

近年由於大學校數與大學生人數大幅增加，大學畢業生初入職場的薪資已開始下滑，本論文最後將學校品質的議題延伸至勞動市場，討論畢業學校、個人與公司特質對於初入職場大學生的薪資影響情況，試將學校屬性、求職的社會網絡管道的不同、是否曾接受職業訓練、個人職場表現能力、換工作頻繁與否、職業、工作部門、工作地點、等各項可能影響因素皆納入考量，以釐清各項因素對於畢業生初入職場薪資的影響。並在控制上述各項個人特質、工作屬性等因素後，進一步探討明星大學畢業生是否具優勢？精英大學的價值是否存在？實證結果發現控制前述個人與公司特質後，公立大學相對於私立大學在初入職場的薪資上還是最具優勢，文憑仍是決定大學畢業生初入職場薪資的重要因素！

目 錄

第一章	緒論	1
1.1	研究動機與目的.....	1
1.2	內容大綱與論文架構.....	2
第二章	教育與階級流動	4
2.1	前言與文獻回顧.....	4
2.2	實證模型與估計方法.....	6
2.3	資料來源、變數說明與資料特性分析.....	9
2.4	實證結果與分析.....	16
2.5	結論.....	27
第三章	決定台灣私人教導支出的影響因素	30
3.1	前言與文獻回顧.....	30
3.2	實證模型與估計方法.....	33
3.3	資料來源、變數說明與資料特性分析.....	35
3.4	實證結果與分析.....	38
3.5	私人教導時間內生性問題：工具變數法.....	48
3.6	結論.....	51
第四章	如何可進入好大學：靠個人能力或靠明星高中?	54
4.1	前言與文獻回顧.....	54
4.2	實證模型與估計方法.....	55
4.3	資料來源、變數說明與資料特性分析.....	57
4.4	實證結果與分析.....	60
4.5	結論.....	68
4.6	附錄.....	71
第五章	決定台灣大學畢業生初入職場的影響因素	74
5.1	前言與文獻回顧.....	74
5.2	實證模型與估計方法.....	77
5.3	資料來源、變數說明與資料特性分析.....	78
5.4	實證結果與分析.....	82
5.5	結論.....	92
第六章	結論	93
	參考文獻	96
	附錄：資料庫簡介	105

第一章 緒論

1.1 研究動機與目的

教育為人力資本投資(human capital accumulation)的重要管道。透過教育累積知識(knowledge)和技能(skills)，不但能提高個人生產力，也有助於技術的引進和研發創新，帶動國內產業結構的升級和改善，從而提高國家的競爭力。在二十一世紀以知識經濟為主體的世界體系裡，教育益顯重要，OECD(1998)認為教育已是影響一國永續發展和國際競爭力的關鍵能力。因此研究教育投資的決策及其效益更加顯得重要。

教育的根本在培育人才，從個人角度來看，教育可提升個人的品格涵養，而就整個國家而言，教育也是影響經濟是否能持續成長(Lucas(1988), Barro and Lee (1994), Benhabib and Spiegel(1994))及社會安定的原動力(Prior and Mellor (2002), Hauser et al.(1996))，因此研究教育投資的決策及其效益更加顯得重要。影響教育的投資包括個人特質、家庭之屬性和政府的政策等，惟除了教育程度數量的重要性值得關注外，學校教育品質的提升亦攸關個人的教育成就及其在勞動市場的表現，本論文即以幾個教育質量相關議題探討教育的重要性與對教育對個人的影響，並加以分析與討論。首先以教育是否能打破階級探究教育對於個人的重要性，因教育對個人有深遠影響，現代家長都十分重視子女的教育與學習，除了學校正規教育外，更逐漸增加了課後補習、才藝等私人教導(private tutoring)的投入，所以本論文再進一步以第三章來討論家庭對於子女投入的私人教導情況。惟為徹底解教育投資的本質與內涵，有必要進一步分析教育品質(education quality)的影響，論文第四章研究學校品質對於升學的影響，並對台灣各大專院校以各項指標來劃分教育品質；第五章則將學校品質的議題延伸至勞動市場，討論畢業學校、個人與現職工作特質對於初入職場大學生的薪資影響情況。希望能藉以上述四個議題對於教育數量與教育品質分析與討論。

1.2 內容大綱與論文架構

本論文在編排上除了第一章緒論與第六章結論外，係由四篇可獨立分割的論文所組成，第二章至第六章的內容大綱與架構如下：

第二章「台灣的教育與階級流動」

主要討論父代階級與子代階級是否世襲？藉由子代的教育成就是否能打破這樣的情況，進而討論透過教育的人力資本累積使階級不再被壟斷，教育即能夠打破階級的世襲，讓每個人都有機會獲得更好的生活條件與環境！若教育是促進代間階級流動的重要管道，教育的普及與避免教育壟斷的確有助於社會階級代間的向上流動，教育政策也應該著重於避免產生階級壟斷教育的情況。而本章討論內容亦可再次佐證教育投資的重要性。

第三章「決定台灣私人教導支出的影響因素」

台灣家庭愈來愈重視子女的私人教導投入，尤其近年來台灣補習教業盛行，補習機構普遍成為國內升學之輔助工具，故我們所關注的教育議題應不僅限於學校教育或人力資本文獻所指的正規教育(formal education)相關討論，私人教導(private tutoring)亦是人力資本投資中相當重要的一環。而這樣的決策究竟會受什麼因素影響是我們需要關心的議題！更重要的是，家長是否認為私人教導可全然以花費金錢培育而不再強調身教？私人教導機構是否亦剝奪了親子間交流與學習上的互動情況？抑或是私人教導機構無法全然取代父母親對於子女在私人教導方面的投入，並且兩者還可能相輔相成？前述這些私人教導相關討論則為本論文欲釐清的重點。

第四章「如何可進入公立大學」：靠個人能力或靠明星高中？

本論文的第四章則回到學校教育的議題，以往文獻大多偏重教育年齡或不同學歷的教育成就等教育數量方面的研究，然而學校教育品質的高低更會決定教育成就內涵和後續的發展，故除了研究教育數量對個人及社會的影響外，更應該分

析教育品質對教育成就和勞動市場工資的影響。故這部分論文先由高中學校的教育品質開始出發，欲探討在台灣地區這樣一個文憑主義盛行的地方，莘莘學子們莫不希望能進入較好(品質)的大學就讀，甚至能進一步取得更高的學位，以期望未來能夠有更好的生活水準。讀了好高中能決定是否進入好大學嗎？其他的個人特質因素的影響情況為何？這些為本論文第四章想要研究與探討的。

第五章「各項因素對於初入職場大學生薪資的影響」

承上，我們關心高中學校的教育品質與如何進入好大學，而目前大學指考錄取率在 95 學年後已突破九成，造成大學生畢業人數快速成長，最直接的衝擊便是對於這些大學畢業生投入勞動市場的影響。早期擁有大學文憑確實對於就業薪資帶來了保障，但隨著大專院校的擴張，現今已不同以往，而所謂的明星大學是否保持著這份優勢？或是其他因素影響了初入職場薪資水準？故此部分論文將討論各項因素如何影響大學畢業生一年內的薪資情況，釐清這些議題亦將對目前台灣高等教育與勞動市場的政策方向帶來相當大的幫助。

第二章 台灣的教育與階級流動

2.1 前言與文獻回顧

社會經濟體系中存在各種不同的階級群體，社會成員財富、資源、聲望、權力不一。在現實社會中很明顯地呈現著社會資源分配不均的情況，這是一個地獄與天堂並存的世界。然而生活在地獄者是否永遠只能在地獄？抑或是也有機會上天堂？在現實社會中我們卻也觀察到三級貧戶之子成為一國元首、流氓當教授的實例，而這些窮人翻身的過程中，似乎教育扮演了階級流動的關鍵性角色。

不同社會階級有著截然不同的工作情境、市場情境、生命機會。傳統社會中普遍存在階級世襲的情況，階級代間流動性低，具穩定性。俗話說「龍生龍、鳳生鳳」，愈上層階級愈擁有相對較多的社會資源以鞏固其階級，下層階級很難有出頭的機會。古云「萬般皆下品，惟有讀書高」，科舉制度是打破階級壟斷的途徑；然而在近代民主法治國家中強調人人皆有機會爭取自己更好的生活條件，透過教育的人力資本累積，麻雀也可變鳳凰，階級不再被壟斷。從提升人類生活品質的觀點，階級的流動益發值得重視。

在過去相關文獻中，Heath and McMahon (1999) 運用英國的資料以 logistic regression 模型分析，不同種族進入上層階級、中產階級相較於英國出生的白人之相對風險情況。實證結果顯示種族歧視為子代是否可進入上層階級的重要因素。但就教育來看，程度愈高則愈有優勢進入上層階級，高教育程度提供不同種族一個進入上層階級的公平機會。換言之，先天上爭取進入上層階級的種族不利條件可以藉由後天的教育得到改善。

Iannelli and Paterson (2005) 討論蘇格蘭地區在不同的四個世代下教育因素對於階級流動所扮演的角色。研究發現有愈高階級父代愈有利子代接受高教育，但此項優勢隨世代演進而減緩。另一方面，愈高的教育程度也為進入上層社會階級帶來了更高的勝算，且在控制教育成就變數後父代階級的影響明顯減緩，更也造成某些父代階級變數甚至呈現不顯著的情況。此外，Raffe et al. (2006)比較英

格蘭與蘇格蘭地區，不同教育成就對進入高社會階級的影響。Platt (2005)使用英國的資料研究不同種族與家庭背景對於進入高社會階級帶來的影響，但其並未能呈現或突顯階級是否利用對教育的壟斷，以保持階級優勢。Tasiran and Tezic (2006)以瑞典資料研究父母所得及特質影響子代義務教育年限後再繼續升學的情況，著重比較新移民與原住居民的子代教育成就。故了解代間社會階級流動除了考量父代階級外，教育也是重要的解釋變數。

國內相關文獻中，僅探討家庭背景或階級對個人升學機率影響的文獻如蔡淑鈴、瞿海源(1992)、章英華、薛承泰、黃毅志(1996)、孫清山、黃毅志(1996)、黃芳銘(1998)、駱明慶(2004)、陳正昌(2005)、宋孜孜(2005)和陳婉琪(2005)等均發現家庭背景或階級對個人升學機率有顯著的正面影響；或僅討論跨代階級流動，如謝雨生、余淑宜(1990)、吳乃德(1997)、許嘉猷、黃毅志(2002)等發現上層階級的後代仍維持於上層社會階級具有顯著的優勢。但尚未有著重討論教育在二代間階級流動中扮演之角色的相同研究¹。

由以上文獻回顧可發現代間的階級向上流動具相當程度的僵固性，但也發現教育程度愈高則愈有優勢進入上層階級。若果如此，上層階級是否傾向壟斷教育？換言之，代間階級向上流動的僵固性，是否經由階級壟斷教育而益形鞏固？教育是否為代間階級向上流動的有效管道？其重要性是否因不同父代階級而不同？教育普及結果是否有助階級向上流動？文獻上尚未有如本章探討代間階級流動並同時考慮教育在其間扮演的角色，這是欲研究的目的和想要釐清的重點。本章使用「華人家庭動態資料庫」(Panel Study of Family Dynamics, 簡稱 PSFD)分析社會階級代間流動的情況，並釐清教育成就在代間流動扮演的角色。在研究方法上，首先探討父代階級對子代教育的影響，再討論教育是否影響階級的形

成；有了上述二個實證研究的支持再進一步研究代間階級的流動及教育扮演的角

¹吳乃德(1997)發現外省籍民眾不論父代是那一個階級，他們成為上層階級的比例都高於相同父代階級的本省籍民眾，顯示本質上階級向上流動性外省籍比本省籍高。文中亦發現不同族群身份對教育成就具顯著的影響力。因此吳乃德(1997)推論階級向上流動機會上的差異主要由教育成就所造成。

色。本章主要結構如下，第二節建構實證模型與採用的估計方法，第三節為資料來源、變數說明與資料特性分析，第四節分析與討論實證估計結果，第五節則為結論。

2.2 實證模型與估計方法

為理解自變數對事件機率的發生影響，本文實證使用 logistic regression 模型估算各自變數的相對勝算比(odds ratio)²。設 P_i 為成功的機率，則勝算比的對數值可表示為：

$$\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_k X_{k,i}$$

其中 X 為解釋成功機率的獨立變數，而 $\exp(\beta_k)$ 則代表相對勝算比³，故可檢測虛無假設 $H_0: \exp(\beta_k) \leq 1$ 。當拒絕虛無假設時表示在其他條件不變下， X_k 每增加一個單位時，勝算比會相對增加。

本文主要探討父代與子代間階級流動情況及教育是否能夠促進階級的流動，故研究方法實證模型主要分為三部分：

(1) 父代階級對子代教育的影響

第一部分模型為各不同父代社會階級對於子代進入高等教育(包含專科及大學以上教育水準)之相對勝算比，以探討愈高的父代階級對子代接受高等教育是否相對較具優勢。主要實證模型為：

$$\text{模型 1: } \ln\left(\frac{\Pr(HEDU_i)=1}{\Pr(HEDU_i)=0}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 FOCC_i + \alpha X_i + \varepsilon_i$$

其中 i 表示個人， $HEDU$ 為是否接受高等教育之虛擬變數 (1 表示接受高等

² 勝算比為事件發生頻數相對於事件不發生頻數，若勝算比=0.25，說明事件不發生可能性是發生可能性的 4 倍。一個事件相對於另一個事件勝算比，我們稱相對勝算比(odds ratio)。

³ Feinberg (1985)和 Morgan and Teachman (1988) 認為以相對勝算比在估測關聯性時具有以下一些好的特性：(1)當相對勝算比大於 1 表示事件發生的可能性會提高，或者說自變數對事件機率有正的作用；相反的，當相對勝算比小於 1 表示事件發生的可能性會降低，或者說自變數對事件機率有負的作用。(2)參考組的選擇發生變化時，相對勝算比仍可互相轉換。(3)對變數的頻數擴大若干倍，並不影響相對勝算比。(4) 相對勝算比還可用於多變量或用於多元模型。有關 Logistic regression 模型的詳細說明可參考 Greene (2003)。

教育，0 表示未接受高等教育)， $FOCC$ 為父代階級變數， X 為控制變數， ε 為隨機干擾項， α_1 表示父代階級影響其子代進入高等教育的相對勝算比對數值。另外，由於不同省籍、性別、世代、城鄉、手足個數也為造成教育成就不一的重要因素，故在父代階級對子代教育模型中我們另加入省籍的虛擬變數（1 表示外省籍，0 表示父親非外省籍，）、性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）與世代變數（以第一世代為參照組）、城鄉虛擬變數（1 表示城市，0 表示鄉村）、手足個數等控制變數。

此外，為考量不同省籍於四個世代間對於子代教育成就是否帶來不同的影響，故在實證模型中另加入省籍與世代的交乘項，估計省籍與世代間的交互效果。

(2) 子代教育對子代階級的影響

第二部分估算各類教育成就對於進入上層社會階級之相對勝算比，檢測愈高的教育成就是否對進入上層社會階級較具優勢。主要實證模型為：

$$\text{模型 2: } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i=1)}{\Pr(UPCL_i=0)} \right) = \beta_0 + \beta_1 EDUC_i + \beta Z_i + \varepsilon_i$$

其中 i 表示個人； $UPCL$ 為是否進入上層階級之虛擬變數（1 表示進入上層階級，0 表示未進入上層階級）； $EDUC$ 為教育程度變數， Z 為控制變數， ε 為隨機干擾項， β_1 表示子代教育影響子代進入上層階級的相對勝算比對數值。另外，為考量不同世代、省籍、性別下對於子代社會階級的影響，故在模型中我們也加入世代變數（以第一個世代為參照組）、省籍的虛擬變數（1 表示外省籍，0 表示父親非外省籍，）、性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）等控制變數。

(3) 父代階級與子代教育對子代階級的影響

透過前述二個 logistic 模型的估計結果，可以釐清父代階級對於子代教育成就之影響及教育成就對於進入上層階級是否帶來優勢。而在第三部分的實證估計中，我們將上述二個模型透過教育成就變數作一連結，進一步討論父代階級與子

代教育對於子代階級流動的影響。實證模型設定如下：

$$\text{模型 3 : } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i) = 1}{\Pr(UPCL_i) = 0} \right) = \gamma_0 + \gamma_1 FOCC + \varepsilon_i$$

$$\text{模型 4 : } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i) = 1}{\Pr(UPCL_i) = 0} \right) = \theta_0 + \theta_1 FOCC + \theta_2 EDUC_i + u_i$$

$$\text{模型 5 : } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i) = 1}{\Pr(UPCL_i) = 0} \right) = \delta_0 + \delta_1 FOCC_i + \delta_2 EDUC_i + \delta_3 FOCC_i \times EDUC_i + v_i$$

$$\text{模型 6 : } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i) = 1}{\Pr(UPCL_i) = 0} \right) = \eta_0 + \eta_1 FOCC_i + \eta_2 EDUC_i + \eta_3 FOCC_i \times EDUC_i + \eta_4 COHO_i + \eta_5 PROV_i + \eta_6 GEND_i + \pi_i$$

$$\text{模型 7 : } \ln \left(\frac{\Pr(UPCL_i) = 1}{\Pr(UPCL_i) = 0} \right) = \mu_0 + \mu_1 FOCC_i + \mu_2 EDUC_i + \mu_3 FOCC_i \times EDUC_i + \mu_4 COHO_i + \mu_5 PROV_i + \mu_6 GEND_i + \mu_7 EDUC_i \times COHO_i + \tau_i$$

其中 i 表示個人； $UPCL$ 為是否進入上層階級之虛擬變數（1 表示進入上層階級，0 表示未進入上層階級）； $FOCC$ 為父代階級變數； $EDUC$ 為教育程度變數； $FOCC \times EDUC$ 為父代階級與子代教育成就的交乘項； $COHO$ 為世代變數； $GEND$ 為性別的虛擬變數（1 表示男性，0 表示女性）； $PROV$ 為省籍的虛擬變數（1 表示父親外省籍，0 為其他省籍）； $EDUC \times COHO$ 為教育成就與世代的交乘項； ε 、 u 、 v 、 π 、 τ 為隨機干擾項。

模型 3 首先討論各不同父代社會階級對於子代進入上層社會階級之相對勝算比。考量教育成就對於階級的流動應具一定影響力，故模型 4 中也將此要素納入討論。但因父代階級與子代教育之間可能存在交互影響，如父代為上層階級相對於勞工階級對於子代教育重視程度可能不一，因此，我們進一步在模型 5 中加入父代階級與子代教育之交乘項，藉以釐清子代階級受其父代階級與教育成就間的交互影響效果。模型 6 則加入考量不同世代、省籍、性別等控制變數的影響。隨著教育普及，不同的世代其教育成就的影響亦可能不同，故模型 7 另再加入教育成就與世代的交乘項，以檢測教育成就在不同世代間是否有不同的影響效果。

2.3 資料來源、變數說明與資料特性分析

本研究採用「華人家庭動態資料庫」進行分析。華人家庭動態資料庫是自1999年開始進行的追蹤調查，調查主要對象為成年人樣本。由主樣本延伸，再將其父母、子女、兄弟姊妹納入訪問樣本，以建構追蹤資料庫。本文依據研究主要特性，選擇使用 PSFD 問卷編號 RI1999、RI2000、RI2003 三個主樣本所合併之樣本。其中問卷編號 RI1999 資料庫為 1999 年針對 1953-1964 年（民國 42-53 年）出生之樣本進行問卷訪問，樣本數 999 筆；編號 RI2000 問卷為 2000 年受訪時樣本出生年份為 1935-1954（民國 24-43 年），樣本數為 1,959；編號 RI2003 問卷為 2003 年訪問 1964-1976（民國 53-65 年）出生之樣本，樣本數 1,152。合併後樣本總數為 4,110 筆。

本文所選取之問卷內容除了包括樣本之出生年份、性別、婚姻情況、教育經驗、工作經驗等基本資料以外，尚有父母親職業之相關資料。表 2-1 與 2-2 為本文實證模型採用之變數說明與各變數分類依據。

表 2-1 變數名稱及說明

變數名稱	變數說明
父代或子代社會階級	分類為第一類專業人員階級、第二類專技人員階級、第三類白領階級、第四類小店主階級、第五類農民階級、第六類技術勞工階級、第七類半／非技術勞工階級。另外，本文將第一類階級與第二類階級稱為整體社會中之「上層階級」；第三類與第四類階級合稱為「中產階級」；第六類與第七類階級合稱為「勞工階級」。
子代教育程度	區分為第一類：國小以下、第二類：國／初中、第三類：高中（含高職普通科）、第四類：高職、第五類：專科（含二專、三專、五專）第六類：大學以上（含技術學院）。
性別	以虛擬變數表示，男性為 1，女性為 0
省籍	以虛擬變數表示，外省籍為 1，非外省籍為 0（即包含原住民、本省閩南、客家人、其他）。
世代	第一世代：民國 34 年前出生 第二世代：民國 35~44 年出生 第三世代：民國 45~54 年出生 第四世代：民國 55 年後出生
城鄉	以虛擬變數表示，城市為 1，鄉村為 0
手足個數	兄弟姊妹個數

資料來源：華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003 合併資料

表 2-2 階級分類與歸屬

第一類：專業人員階級	包括資本家、大型企業中的經理人員、高級專業人員，如醫生、律師等、高級政府官員、物理科學家、經濟學家等。
第二類：專技人員階級	包括較低層級的專業人員，如政府中級行政人員、教師、作家、作曲家、體育家等。
第三類：白領階級	將一般雖從事專業相關工作但僅擁有較低度專業技術，且工作性質較制式化的職業歸屬於此類階級，例如醫療助理人、保險與房地產或證券銷售人員等。此外，軍警人員也歸於此階級。
第四類：小店主階級	一般小型商店業主。
第五類：農民階級	農、林、漁、牧、狩獵工作人員。
第六類：技術勞工階級	這個階級中本文要強調的是接受過相關專業訓練才適宜從事之工作，非純粹體力工，而是具技術性的，例如家具木工、動力車輛修理工、各類製造工等。
第七類：半/非技術勞工階級	屬於單純體力或操作工，例如貨物搬運工、垃圾收集工等。

註：本研究將第一類「專業人員階級」與第二類「專技人員階級」視為「上層階級」；第三類「白領階級」與第四類「小店主階級」則合稱為「中產階級」；第六類「技術勞工階級」與第七類「半/非技術勞工階級」合稱為「勞工階級」。

英國學者 Goldthorpe (1987) 結合 Weber (1968:302-307) 及馬克思主義者等階級架構理論將社會階級分成資本家與高級專業人員、較低級的專業與專技人員、白領勞工、小資產階級、低技能和藍領勞工監督者、技術性勞工、半或非技術性勞工等七大類。在上述階級分類架構中，同一類屬的人，大多有類似的市場情境 (market situation)、工作情境(work situation)、和生命的機會(life chance)。

吳乃德(1997)在不違反上述分類邏輯的條件及因應國內特殊環境下，再進一步修改分類為：第一類「資本家、高級專業人員與現代部門的產業擁有者」、第二類「較低級的專業、專技人員與中學和專科教師、小學校長」、第三類「白領勞工階級（含軍警人員）」、第四類「小資產階級」、第五類「農民階級」、第六類「勞工階級」，共計為六大類⁴。其中加入農業階級的理由為：在台灣社會和經濟中，農民和小商店主不論是在收入、思想觀念的刺激和接受、或生活條件及消費型態上，都具有很大的不同。

本研究大致上參照既有文獻和吳乃德(1997)分類標準依職業型態做七大階級分類。將第一類階層稱為專業人員，此階級在整體社會中擁有較多資源及優勢。第二類階層稱為專技人員，雖其不似第一階級掌握了大多的社會資源及工作

⁴ 關於階級分類相關細節請參閱吳乃德(1997)，頁 9~10。

權威，但仍較其他階級擁有較穩定的職業及生活條件，故本文研究並將第一類階級與第二類階級視為整體社會中之「上層階級」。至於第三、四、五階層分別為「白領勞工」、「小資產階級」、「農民階級」。但為因應時代變遷及整體經濟社會結構的改變，本文將雖從事專業相關工作，但僅擁有較低度專業技術且工作性質較制式化的職業，例如醫療助理人、保險與房地產或證券銷售人員等也歸於第三類，並稱「白領階級」。此外，第四類稱為「小店主階級」，指小型商店業主。本文將第三類「白領階級」與第四類「小店主階級」則合稱為「中產階級」。另外農、林、漁、牧、狩獵工作人員則納入第五類「農民階級」。

至於勞工階級部分，依 Goldthorpe (1987)階級分類方式將勞工階級細分為第六類「技術性勞工」及第七類「半技術／非技術性勞工」。技術性勞工特別是接受過相關專業訓練才適宜從事之工作，非純粹體力工，而是具技術性的，例如家具木工、動力車輛修理工、各類製造工等。而半技術／非技術性勞工較屬於單純體力或操作工，例如貨物搬運工、垃圾收集工等。本文將上述第六類與第七類階級合稱為「勞工階級」。詳細階級分類和其內容參見表 1-2。

值得一提的是，本文所定義的階級係將相同工作性質、擁有類似生活條件，及相近的工作生命安全屬性的一群人放在同一階層內，以反應不同階級間的上下流動，而非僅是對各職業間的就業選擇。

需特別說明，由於有效樣本需要得知其教育程度、工作職業，與樣本父親從事最久之職業⁵。因資料限制，樣本受訪時其工作職業項目填答屬於職業不能分類之工作者有 1,175 筆。為確保有效樣本數目下，若遇上述無法使用的主樣本時，則以其兄弟姊妹的資料替代之⁶。經過上述取代後，再剔除資料仍不完整的樣本 483 筆，共計總樣本數為 3,625 筆。

因不同經濟環境背景與教育政策變革等因素影響下，造成不同年代出生者的教育成就可能有顯著差異，進而影響階級的流動。故本文依樣本出生年份區分為

⁵樣本若無填寫父親從事最久職業時，以 16 歲時父親從事的職業取代。

⁶由於本文使用之樣本出生年代涵蓋自民國 23 年～民國 65 年，部分樣本以有效之兄弟姊妹資料取代後出生年代範圍則為民國 11 年～民國 70 年。

(1)民國 34 年前出生、(2)民國 35 ~44 年出生、(3)民國 45~54 年出生、(4)民國 55 年後出生等共四個世代以控制可能的不同世代效果⁷。

由表 2-3 各項變數基本統計特性可知，父代階級以農民階級占比最高；子代階級以技術性勞工樣本數最多；樣本教育程度方面以高職教育成就比率最多。外省籍比例占 9.2%；男性樣本 2,154 筆，占 59.42%；相較原始樣本男性比例 48.51% 明顯較高，這可能由於樣本中許多女性受訪者為家庭主婦，因家庭主婦非職業分類之選項，故被剔除之故⁸。而四個世代之樣本比率分別為：20.61%、30.54%、23.17%、25.38%；居住城市者占 52.89%；平均手足個數為 4.24 個。

表 2-3 變數資料基本統計特性

名稱	樣本數	平均數	標準差
父代階級			
第一類(專業階級)	3625	0.0154	0.1233
第二類(專技階級)	3625	0.1159	0.3201
第三類(白領階級)	3625	0.083	0.2759
第四類(小店主階級)	3625	0.0734	0.2608
第五類(農民階級)	3625	0.4124	0.4923
第六類(技術勞工階級)	3625	0.1603	0.3670
第七類(半/非技術勞工階級)	3625	0.1396	0.3466
子代階級			
第一類(專業階級)	3625	0.0284	0.1662
第二類(專技階級)	3625	0.195	0.3963
第三類(白領階級)	3625	0.1694	0.3751
第四類(小店主階級)	3625	0.0726	0.2594
第五類(農民階級)	3625	0.1081	0.3106
第六類(技術勞工階級)	3625	0.3214	0.4671
第七類(半/非技術勞工階級)	3625	0.1051	0.3067
子代教育程度			
國小	3625	0.3148	0.4645
國/初中	3625	0.1393	0.3463

⁷我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育，故第一、二世代(民國 34 年前出生、民國 35 ~44 年出生)為未接受九年國民義務教育的世代族群；第三、四個世代為已接受九年國民義務之樣本。

⁸本文的實證估計主要以職業別區分社會階級，故如同一般文獻(參見如 Heath and Payne (1999)、Iannelli and Paterson (2005)、許嘉猷、黃毅志(2002))剔除了家庭主婦這類不屬社會階級分類的樣本，因家庭主婦並非職業選擇的一個分項，故排除家庭主婦樣本應不致產生選擇性偏誤(selection bias)的情況。

高中	3625	0.0585	0.2347
高職	3625	0.2212	0.4151
專科	3625	0.1297	0.3360
大學以上	3625	0.1366	0.3432
省籍	3625	0.092	0.2865
性別	3625	0.5942	0.4911
世代			
第一世代(民國 34 年前出生)	3625	0.2061	0.4045
第二世代(民國 35 ~44 年出生)	3625	0.3054	0.4606
第三世代(民國 45~54 年出生)	3625	0.2317	0.4220
第四世代(民國 55 年後出生)	3625	0.2568	0.4370
城鄉	3625	0.5289	0.4992
手足個數	3617	4.2350	2.1669

資料來源：華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003 合併資料。

表 2-3 描繪各類別父代社會階級其子代教育程度分佈情況⁹。子代教育程度分佈情況以國小以下教育成就占 31.48% 為最高；其次為高職 22.12%；而擁有大專以上學歷者約有 26%。從各父代階級的子女教育成就分佈來看，父代階級為第一層級的專業人員及第二層級專技人員的子代教育成就在大學以上比例約占三成多，擁有專科以上教育程度者更高達五成左右。但反觀父代為農民階級之子代樣本，其教育程度為國小以下占比為 52.51%，已超越了五成，但接受教育至大專以上程度者僅約一成，遠不及父代處於專技以上層級之子代之教育水準。

觀察父代第六與第七之勞工階級，我們仍可觀察到其子代接受大學以上教育的占比並不高，僅 12.91%、9.88%；而子代擁有專科以上學歷者各約 27%、25%，雖相較於父代在專技以上層級之子代仍有頗大差異，但與父代為農民階級之子代相比，受高等教育比率明顯較高。

另外，父代階級為白領及小店主之樣本，子代接受大學以上教育占比分別為 27.57%、22.93%，雖未達三成以上，惟其子代受專科以上教育則將近五成，顯示父代為白領及小店主這類的中產階級對於子代的教育投資仍十分重視，培育子

⁹樣本父代社會階級以農民階級最多，為 1,495 筆，其次為勞力技術階級，而以專業階級最少僅 56 筆，這樣的情況可能由於本文所使用的樣本出生年代自民國 11 年起，而我國早期為農業結構社會，因此農民在父代樣本中占比最高。

女至高等教育水準意願頗高。

總之，父代階級與子代教育成就呈現明顯的正相關；即父代階級愈高，其子代接受高教育者之比例也愈高。

表 2-3 各類父代社會階級的子代教育程度分佈 (單位：%)

子代教育程度 父代階級	1(國小以下)	2(國/初中)	3(普通高中)	4(高職)	5(專科)	6(大學以上)	合計
1(專業)	10.71	7.14	16.07	19.64	16.07	30.36	100.00
2(專技)	9.29	5.24	6.43	23.57	20.95	34.52	100.00
3(白領)	7.31	7.64	8.64	25.25	23.59	27.57	100.00
4(小店主)	11.65	9.77	8.65	30.08	16.92	22.93	100.00
5(農)	52.51	16.32	4.28	16.32	6.29	4.28	100.00
6(技術勞工)	19.28	18.93	5.34	29.09	14.46	12.91	100.00
7(半/非技術勞工)	28.85	15.02	6.32	24.31	15.61	9.88	100.00
合計	31.48	13.93	5.85	22.12	12.97	13.66	100.00

表 2-4 為子代教育程度對應其社會階級之分佈情況，其中子代社會階級以技術勞工階層比例最高，為 32.14%，而子代農民階級僅占 10.81%，這是由於台灣以農為主的社會結構漸漸轉型後，子代相較於父代以農民階級為主的情況也漸獲改善。由表 2-4 所示，當教育成就在大學以上，有 12.53% 會成為專業人員、58.79% 為專技人員，共計高達七成比例可進入上層社會階級，僅 4% 落入勞工階級。若教育成就為專科，則有近四成比例進入白領階級，也約有三成七進入上層社會階級。在高中、職的中等教育成就方面，各有三成多的比例落於技術勞工階級、二成四左右成為白領階級。但教育成就在國/初中以下者約有六成成為勞工階級，僅少數邁入上層階級，尤以國小以下教育成就者，進入上層階級的比例更不到 4%。

值得注意的是，各類教育成就分佈於最高階級的專業人員比例中，除了大學以上教育成就有 12.53%、專科教育成就有 5.74% 的比例外，其他教育程度進入專業人員比例皆在 1% 以下，顯示進入最上層階級似乎存在一最低教育門檻，必須具有專科以上學歷才比較有機會。另一方面，教育程度在國小以下者卻有 21.12% 會落於最低的半/非技術勞工階級，另也有 27.78% 成為農民階級。顯示教

育程度與社會階級間明顯存在正相關，而高等教育程度者明顯有較高比例進入上層階級；而教育成就愈低者，愈會落於勞工階級、農民階級。

表 2-4 各類子代教育成就的社會階級分佈 (單位：%)

子代社會階級 子代教育程度	1(專業)	2(專技)	3(白領)	4(小店主)	5(農民)	6(技術勞工)	7(半/非技術勞工)	合計
1(國小以下)	0.26	3.68	2.72	8.41	27.78	36.02	21.12	100.00
2(國/初中)	0.59	6.93	7.33	10.89	8.71	54.26	11.29	100.00
3(普通高中)	0.47	26.42	24.06	9.91	3.77	31.13	4.25	100.00
4(高職)	0.87	16.58	24.69	8.48	2.37	39.40	7.61	100.00
5(專科)	5.74	31.91	39.79	2.98	0.43	17.02	2.13	100.00
6(大學以上)	12.53	58.79	22.22	1.82	0.40	3.64	0.61	100.00
合計	2.84	19.50	16.94	7.26	10.81	32.14	10.51	100.00

表 2-5 分析父代階級與其子代之階級的分佈情況。如前所述父代階級以農業階層居多，而子代社會階級以有技術勞工階級比例最高，最上層專業階級人數在二代中均占比例最少。當父代為專業、專技、白領階級時，其子代皆約有 67% 左右成為白領以上的階級；若父代為小店主，其子代除了約有 55% 在白領階級以上，另有 18.42% 落於小店主階級。此外，父代為農民階級，子代約七成從事農業與勞力部門的職業。再以父代為技術勞工階級來看，其子代仍為技術勞工階級占比 42.69%、進入專技以上階級約有 23%。在父代為半/非技術勞工階級中，其子代有 13.04% 仍停留於此階級，另 38.54% 邁入有技術勞工階級，但僅約 18% 子代進入上層階級。

綜觀而言，普遍存在代間階級流動的僵固性，即父代階級愈高（低）者，其子代也有愈高比例停留於較高（低）之社會階級。例如專技、白領、農民、技術勞工的父代階級，其子代與父代均維持在一同類社會階級的比例也最高。惟值得注意的是，除了父代為農民階級以外，子代似乎皆有一定比例往白領的中產階級集中之趨勢。

表 2-5 各類父代社會階級對應其子代社會階級所占百分比 (單位：%)

子代社會階級 父代社會階級	1(專業)	2(專技)	3(白領)	4(小店主)	5(農民)	6(技術勞工)	7(半/非技術勞工)	合計
1(專業)	3.57	39.29	25.00	8.93	5.36	10.71	7.14	100.00
2(專技)	7.86	32.38	27.86	4.29	0.95	20.48	6.19	100.00
3(白領)	3.32	31.56	31.89	4.32	1.33	21.93	5.65	100.00
4(小店主)	2.26	30.83	22.18	18.42	0.75	22.56	3.01	100.00
5(農民)	1.54	11.64	8.70	6.62	23.75	33.71	14.05	100.00
6(技術勞工)	2.41	20.31	18.42	6.37	1.20	42.69	8.61	100.00
7(半/非技術勞工)	2.96	15.81	17.98	8.30	3.36	38.54	13.04	100.00
合計	2.84	19.50	16.94	7.26	10.81	32.14	10.51	100.00

2.4 實證結果與分析

首先估計不同階級父代對其子代接受教育的影響。表 2-6 中第(1)欄為不同父代階級下，子代接受高等教育的相對勝算比估計結果。實證結果發現相較於父代為勞工階級者，當父代為上層階級時子代接受高等教育的相對勝算比為 3.31；若父代為中產階級則相對勝算比也有 2.35，這樣的結果顯示上層階級有壟斷教育的傾向，即父代階級愈高，子代愈有接受高等教育的優勢。此外，我們也觀察到農民階級的子代相較於勞工階級的子代受高等教育的相對勝算比小於一，顯示農民子弟接受高等教育的機會相對最小。

接下來我們分別進一步控制省籍、性別、世代、城鄉、手足個數等變數可能產生對是否接受高等教育的影響。由表 2-6 第(2)欄，我們發現外省籍子代受高等教育的相對勝算比較其他省籍族群來的高，這與吳乃德(1997)、駱明慶(2001)、莊奕琦與賴偉文(2008) 研究發現外省籍比本省籍具有較高的教育成就結論有類似的結果¹⁰。第(3)欄則再加入性別、城鄉和手足個數，發現在高等教育成就上，男性有較高的相對勝算比率，惟其相對勝算比僅 1.046，故男性相較女性在受高等教育方面雖有優勢但並不大，即性別對於是否能接受高等教育的影響差異不大。而這與 Iannelli and Paterson (2005) 以蘇格蘭資料呈現隨著社會結構變遷與教

¹⁰本文另將省籍區分成外省、原住民、本省閩南、本省客家與其他，並以外省族群作為參照組，估計結果顯示外省族群相較於原住民與閩南族群的子代接受高等教育均具優勢，與表 6 僅區分是否為外省族群，而外省族群相對較有優勢的結論相似。因省籍細分結果並無特別額外發現，故本文乃採本省與外省籍兩種分類。

育水準普遍提高，在義務教育制度實施下男性已失去接受高等教育之優勢，年輕的世代中男女在教育成就上之差異幾乎不存在的結果相似。結果並顯示居住城市接受高等教育的機會也較高，主要因為城市教育資源相對於鄉村較豐富；而手足個數愈多接受高等教育的機會也較低，因在給定家庭資源下手足個數愈多競爭也愈大，故較為不利。此結果亦和既有文獻相似。

因不同世代的整體教育環境可能改變，故第(4)欄再加入了世代變數的考量，發現愈後面的世代接受高等教育有著愈高的相對勝算比，且呈現隨年輕的世代而遞增的趨勢。甚至最年輕的民國 55 年後出生之第四世代其相對勝算比高達 8.158，近代受高等教育機會能夠提升，政府普及中、高級教育政策是個相當大的關鍵因素。我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育，三年內小學畢業生的升學率由原本 60% 提高至 80%，十年後更超過九成，九年義務教育政策大幅提升了整體教育水準及人力素質，更為台灣的經濟起飛與產業結構轉換奠定下良好的基礎。另外，在政府對高中、中等技職與專科學校教育的積極推動下，大幅提升了民眾完成九年義務教育後升學的機會，1963 年至 1972 年的十年間，高中、中等技職學校由 254 所增至 374 所，專科學校由 15 所增至的 76 所。民國 80 年代以來則開放普遍設立大學院校，大學院校由 1993 年的 51 所增至 2002 年的 139 所，促使國民接受高等教育的機會大幅提升，故愈年輕世代接受高等教育相對勝算比也愈大。

最後，考量省籍在不同的世代間是否對於子代教育成就帶來不同的影響，故在第(5)欄加入省籍與世代的交乘項。估計結果顯示外省籍與第三世代、第四世代的交乘項係數顯著的小於一，並且呈遞減，表示外省籍族群隨著世代演進，其子代接受高等教育的優勢已逐漸減弱。這可能由於民國 57 年九年國民義務教育的推動後，接下來一連串技職教育、大專院校的成立，普及了教育水準，提升了每一個人接受高等教育的機會，高等教育不再是早期外省子弟的專利，其他族群一樣有機會。此估計結果與莊奕琦和賴偉文(2008) 發現相類似。

比較第(1)欄與第(6)欄的估計結果，加入相關的控制變數後，不同父代階級

對於子代受高等教育的影響仍然維持一致的顯著結果，即父代上層階級壟斷子代教育的傾向至為明顯。

表 2-6 影響子代接受高等教育的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父代階級					
上層階級	3.311*** (0.380)	3.129*** (0.362)	3.134*** (0.373)	3.650*** (0.454)	3.639*** (0.455)
中產階級	2.35*** (0.256)	2.014*** (0.229)	2.116*** (0.247)	2.411*** (0.293)	2.452*** (0.299)
農業階級	0.328*** (0.036)	0.340*** (0.037)	0.449*** (0.052)	0.615*** (0.074)	0.638*** (0.077)
省籍		1.928*** (0.249)	1.505*** (0.200)	1.551*** (0.212)	8.059*** (4.573)
性別			1.003 (0.085)	1.087 (0.095)	1.088 (0.095)
城鄉			1.436*** (0.128)	1.408*** (0.128)	1.472*** (0.136)
手足個數			0.789*** (0.178)	0.881*** (0.022)	0.883*** (0.022)
世代				2.234*** (0.368)	2.350*** (0.414)
第二世代				3.065*** (0.517)	3.455*** (0.623)
第三世代				6.199*** (1.042)	7.390*** (1.316)
第四世代					0.290** (0.179)
外省籍*第二世代					0.183*** (0.111)
外省籍*第三個世代					0.110*** (0.067)
外省籍*第四世代					
Pseudo R ²	0.1183	0.1245	0.1572	0.1946	0.1987
樣本數	3625	3625	3617	3617	3617

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:父代階級參照組為第六類及第七類(勞工階級)。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3:省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

註 4:世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第

三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5:城市虛擬變數參照組為鄉村，城市與鄉村的區別按內政部戶政司資料區分之。

註 6:手足個數為兄、弟、姊、妹的個數。

綜觀而言，我們可以推論父代為擁有較多社會資源的上層階級時，其子女接受高等教育的機會最大，特別是大學以上的教育程度，這可能由於上層階級往往掌控較多的政治、社會與經濟資源，故較有能力支援子女的教育投資。雖然政府實施九年國民義務教育及普設高等教育學校，但似乎不能改變父代社會階級愈高其子代接受教育程度愈高的壟斷傾向，只是在政府推動九年義務教育下普遍提升了全民整體教育水準，進而愈後面的世代接受高等教育的機會也較高。

為何利用階級優勢來壟斷教育？是否因為教育可以延伸和維持階級的壟斷？表 2-7 為估計教育成就高低對於進入社會上層階級的相對勝算比估計結果。第(1)欄分析結果顯示愈高的教育成就的確為進入上層階級帶來了更高的相對勝算比。換言之，若要進入上層階級，高教育成就是重要的先決條件，這也解釋為何發現愈上層階級要愈要壟斷教育。表 2-7 第(2)欄控制世代變數後，發現愈後面世代其進入上層階級的相對勝算比逐漸降低，民國 55 年後出生的第四世代僅 0.267，亦即愈晚出生的世代進入上層階級的機會有愈來愈不容易之趨勢。而控制了世代變數後，專科及大學以上教育成就進入上層階級的相對勝算比皆大幅提高，尤以大學以上教育程度，其相對勝算比高達 113。表 2-7 第(3)、(4)欄則分別再加入了性別與省籍的變數。性別變數方面，男性相對於女性進入上層階級有較大的相對勝算比，這有可能是因為女性職業要兼顧家庭、孩童的照料在職場的發揮較易受限，故傾向選擇較穩定和安全屬性的工作，如例行事務、行政性質工作，故升遷機會可能相對較少，抑或是工作上性別的歧視¹¹。而在省籍變數方面，外省籍相較其他族群進入上層階級則居於劣勢，可能的解釋是外省籍在台灣乃屬於較少數的族群，故相對而言在進入上層階級方面較為不利。

¹¹Kunze and Troske(2007) 研究發現男女在工作搜尋行為與選擇工作結果中，其差異來自非市場因素(例如:男女本質上的不同)，而非歧視造成之結果。故男女可能因為先天上比較利益的不同，從而選擇不同屬性的工作，不必然由歧視造成。

控制世代、性別和省籍後，教育對進入上層階級的相對勝算比仍然維持同樣的顯著，此估計結果證實教育成就的確為進入上層階級的重要因素。

既然前面分析發現父代階級可壟斷子代的教育，顯然教育投資可帶來某種利得。古代由於係階級世襲制，故階級可因世代相承而繼續維持。然而在民主自由的現代社會，階級已無法由法律確保，故如何可確保某種程度的階級世代相承？如果教育可以做為上層階級維持的工具，則階級壟斷教育就有了合理的解釋。但是即便如此，中、下階級的子代是否仍可透過教育投資作為階級向上流動的有效管道？故我們接著檢測教育與代間階級流動的關係。

表 2-7 不同教育程度進入上層階級的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
教育成就				
國/初中	1.982*** (0.450)	2.818*** (0.668)	2.544*** (0.607)	2.538*** (0.606)
高中	8.957*** (1.944)	12.881*** (2.938)	11.792*** (2.705)	12.332*** (2.839)
高職	5.151*** (0.918)	8.831*** (1.759)	8.399*** (1.678)	8.568*** (1.711)
專科	14.713*** (2.640)	29.000*** (5.999)	27.537*** (5.715)	28.667*** (5.967)
大學以上	60.546*** (11.000)	113.39*** (23.590)	109.46*** (22.850)	117.60*** (24.838)
世代				
第二世代		0.592*** (0.010)	0.630*** (0.107)	0.640*** (0.109)
第三世代		0.517*** (0.091)	0.565*** (0.100)	0.584*** (0.104)
第四世代		0.267*** (0.048)	0.290*** (0.052)	0.290*** (0.052)
性別			1.513*** (0.154)	1.502*** (0.153)
省籍				0.704** (0.107)
Pseudo R ²	0.2589	0.2768	0.2811	0.2826
樣本數	3625	3625	3625	3625

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:教育成就參照組為「國小以下」。

註 3:省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

註 4:世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

既然教育程度和進入上層階級有正的相關，由前面估計結果又顯示父代階級愈高，其子代接受高等教育的相對勝算比也愈高，因此父代可以藉由子代教育投資以助階級的維持。然而更重要的是，透過教育成就的改善是否有助於帶來代間階級的流動？亦即父代為非上層階級，子代就無法邁入上層階級，上層階級永遠壟斷著階級地位！亦或是透過教育投資仍然可以為父代非上層階級的子代帶來往上層階級流動的機會？

表 2-8 第(1)欄估計各父代階級對於其子代進入上層階級之相對勝算比，實證結果顯示父代階級愈高，其子代進入上層階級之相對勝算比愈大，即存在階級僵固性。惟此模型之 Pseudo R^2 僅 0.0525，僅以父代階級變數單獨解釋其子代是否進入上層階級可能並不充分，因教育為影響階級的另一重要因素，故於第(2)欄再加入子代教育成就變數，結果顯示教育成就變數顯著，且愈高教育成就對於進入上層階級之相對勝算比愈大，但父代階級變數卻呈現皆不顯著的情況。這可能是由於尚未考量父代階級亦可能影響子代教育成就的關係(參見表 2-6)而造成無法看出父代階級、教育成就對子代進入上層階級真正的影響。故於表 2-8 第(3)欄我們加入父代階級與教育成就的交乘項，控制交乘項的估計結果顯示父代為上層階級時具有顯著效果，相對勝算比為 2.882，即父代為上層階級，其子代進入上層階級的可能性較父代為勞工階級者來的高，的確存在有父代階級高，子代階級也高的情況。換言之，父代為上層階級對其子代維持在上層階級具相對上的優勢！而教育成就變數方面，各教育成就變數相對勝算比數值仍維持顯著但相對於第(2)欄的幅度則皆減少，顯示在未控制父代階級對子代教育成就的影響下，可能造成高估教育成就變數的影響。

值得注意的是，在交乘項上，父代非上層階級與專科教育成就的交乘項相對

勝算比顯著且大於一，比值為 3.227。這意謂著相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。父代非上層階級之子代，專科教育將可帶給其進入上層階級的好處。由於父代非上層階級的子代，生活條件與求學環境相對較差，而這樣的情況下能夠接受到高等教育的子代可能比同是受高等教育的上層階級子弟有著更高的抗壓性與克服困境的毅力，而進入職場後向上爭取晉升的決心也可能較為強烈。亦即，父代非上層階級，仍然可藉由教育成就改善而增加進入上層階級的機會，下層階級的子代利用教育成就提升可彌補本身父代階級的不利，可見得透過高等教育的達成，提供了窮人一個階級翻身的機會！

至於為何僅在專科教育者為顯著，在大學以上學歷者卻不顯著，可能與樣本特性有關，因下層階級相對擁有的社會資源較少，子代進入高等教育的選擇較傾向為就讀專科(因就學年限較短且畢業後有一技之長較有利於就業)而非大學所致。由樣本資料可發現，接受專科教育樣本中有近八成父代為非上層階級，而在受大學以上教育者中父代為非上層階級的只占 67%，顯示來自非上層階級家庭背景的樣本在接受高等教育時有較多的比例就讀專科而非大學，以致造成估計結果僅在父代非上層階級而子代受專科教育者呈現顯著。

接下來，加入一些控制變數，第(4)欄加入世代因素的控制後，估計結果呈現愈後面的世代進入上層階級的相對勝算比愈低，顯示其他條件不變下，愈年輕世代似乎愈來愈不易進入上層階級，即愈不易白手起家，這樣的結果反應了進入上層階級的條件愈來愈嚴峻。另外在控制省籍與性別方面的估計結果，亦發現如表 2-7 所示外省籍進入上層階級居於劣勢。相較吳乃德(1997)外省籍具較高勝算比結果相異，這可能是本文控制了世代的變數¹²，再加上由表 2-6 得知隨著時代變遷外省族群子代先天上接受高教育優勢已因義務教育的施行而喪失，且外省籍

¹² 吳乃德(1997)資料來自國家科學發展委員會民國 83 年的「社會意向調查研究計劃」，樣本屬於較早的世代。

在台灣乃屬於較少數的族群，故相對而言在進入上層階級方面較為不利¹³。在性別方面，如同表 2-7 結果所示男性進入上層社會階級的確較女性有較高的勝算比。

由於不同世代的教育效果可能不同，表 2-8 第(5)欄則加入高等教育成就與世代的交乘項，試圖控制教育成就在不同世代間的影響效果。其估計結果皆不顯著，表示接受高等教育者，世代變遷對於其是否能進入上層階級的影響無顯著的差異。惟直覺上，近代產業結構已由勞力密集轉變為高技術知識密集社會，在技術知識更加重視的前提下，對於高等教育人才需求情況應更加提高，理所當然地，高等教育對於愈後面世代進入上層階級的重要性也應較早期世代來的高，換句話說，愈年輕世代接受了高等教育理應能帶來邁入上層階級的助益，甚至是先決門檻。惟在本文實證結果呈現其相對勝算比雖大於一但並不顯著！換言之，教育成就影響進入上層階級的相對勝算比不會因為年輕的世代而佔有優勢。這樣的結果可能是由於政府高等教育普及政策，使得近代整體教育水準不僅普及而且提升，於是在高等教育人材方面的供給也相對增加許多（可對應表 2-7 結論），在需求面、供給面皆增加的情況下，使得較年輕世代雖然擁有高學歷，但對於進入上層階級卻沒有造成相對上之優勢。

表 2-8 影響子代進入上層階級的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
父代階級					
上層階級	2.584*** (0.309)	1.241 (1.127)	2.882* (1.603)	2.610* (1.458)	2.619* (1.464)
中產階級	1.955*** (0.227)	1.126 (0.152)	1.122 (0.152)	1.099 (0.157)	1.098 (0.158)
農業階級	0.575*** (0.061)	1.182 (0.149)	1.199 (0.153)	0.964 (0.127)	0.964 (0.127)
教育成就					
國/初中		2.032***	0.41	0.446	0.445

¹³此結果是否也可能代表外省族群的能力較差？我們試著將表 2-8 中教育成就控制變數拿掉，檢測外省族群進入上層階級之相對勝算比是否仍顯著小於一？估計結果顯示在控制父代階級後，外省籍相對非外省族群進入上層階級的相對勝算比雖大於一，但不顯著，即並不支持外省族群能力顯著較差的假設。另外，再加入世代、性別變數控制後亦不支持外省族群能力顯著較差的假設。

	(0.464)	(0.470)	(0.513)	(0.513)
高中	9.093***	3.942**	5.181**	5.200**
	(2.020)	(2.533)	(3.376)	(3.392)
高職	5.283***	3.173**	4.783***	4.821***
	(0.971)	(1.808)	(2.767)	(2.800)
專科	15.056***	5.286***	9.503***	8.578***
	(2.840)	(2.991)	(5.495)	(5.705)
大學以上	60.899***	28.366***	51.265***	46.284***
	(11.860)	(15.693)	(29.002)	(30.197)
父代非上層階級*國/初中		5.419	6.150	6.200
		(6.341)	(7.227)	(7.288)
父代非上層階級*高中		2.472	2.419	2.430
		(1.693)	(1.680)	(1.689)
父代非上層階級*高職		1.675	1.734	1.740
		(1.009)	(1.051)	(1.056)
父代非上層階級*專科		3.238**	3.227**	3.238*
		(1.944)	(1.952)	(1.960)
父代非上層階級*大學以上		2.264	2.22	2.231
		(1.341)	(1.326)	(1.331)
世代				
第二世代			0.634***	0.616**
			(0.108)	(0.119)
第三世代			0.586***	0.579***
			(0.106)	(0.122)
第四世代			0.289***	0.279***
			(0.053)	(0.662)
省籍			0.683**	0.684**
			(0.108)	(0.109)
性別			1.518***	1.520***
			(0.156)	(0.156)
專科以上教育成就*第二世代				1.143
				(0.472)
專科以上教育成就*第三世代				1.093
				(0.455)
專科以上教育成就*第四世代				1.141
				(0.479)
Pseudo R ²	0.0525	0.2597	0.2614	0.2846
樣本數	3625	3625	3625	3625

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:父代階級參照組為第六類及第七類(勞工階級)。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3:教育成就參照組為「國小以下」。

註 4:世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5:省籍參照組為非外省籍族群、性別參照組為女性。

中產階級是支撐社會結構的重要穩定力量，因此本文繼探討子代能否流動至上層階級的議題後，再進一步探討中產階級的代間流動情況。表 2-9 為影響子代進入中產階級的實證結果，在控制教育成就、世代、性別等變數後，父代為中產階級者對於子代進入中產階級有顯著且最高之相對勝算比，即要進入中產階級以父代也為中產階級的族群是最具優勢的。而在教育成就變數方面，我們發現高中與專科最有進入中產階級的優勢。惟在世代變數方面，近二個最年輕世代要成為中產階級反而較前面世代來的不容易，這可能由於在其他條件控制後，近期的世代若要進入中產階級需要具備更高之資格，即本質上相對於較早時期成為中產階級的門檻提高了。

由於不同世代背景的教育效果可能不同，特別是九年義務教育實行後影響了不同世代的教育成就。台灣民國 57 起施行九年國民教育，三年內小學畢業生的升學率由原本 60% 提高至 80%，十年後更超過九成；70 年代初期國中畢業生升高中比率約為 67%，80 年代突破 80%、邁入 90 年代後更高達 95% 以上；而在高中升大學比率方面，70 年代約 40%、80 年代增加至約 50%、至民國 96 年為止已達 87%。故加入中等以上教育成就與受九年國民義務世代之交乘項¹⁴，以檢測義務教育的世代接受中等以上教育者是否較容易進入中產階級。其估計結果顯著且相對勝算比為 3.056，表示九年義務教育施行後教育成就在中等教育以上者具更大優勢。這也意謂著，九年義務教育政策有助於中產階級的產生，從而有助於社會的穩定。

本文實證結果顯示教育成就變數的相對勝算比遠高於父代階級變數，即教育成就對於是否進入中產階級有著相對較大的影響力¹⁵。而 Heath and McMahon

¹⁴ 第一與第二世代為未受九年國民義務世代；第三與第四世代為已受九年國民義務教育世代。

¹⁵ 本文實證中父代階級變數以勞工階級作為參考組，而教育成就變數以國小以下作為參考組，

(1999) 以英國資料探討子代進入中產階級的機會，發現教育成就的影響力不如父代階級來的重要。此與本文的結果相異，可能原因為本文中，農民非屬中產階級，而 Heath and McMahon (1999) 在階級分類上將農民、佃農歸屬於中產階級，其中農民與佃農二代間職業相關程度較高，故產生父代階級成為影響子代是否進入中產階級的最重要因素。

另外，以性別變數而言，男性較女性進入中產階級的相對勝算比小於一，即女性在這個方面反而佔有優勢。我們在觀察原始樣本分配比例上發現，總樣本中男性比率占 59.42%，惟於男、女在中產階級的分佈情況，男性比例僅佔 45.72%，女性樣本有相對集中於中產階級的情況，這可能是實證結果呈現女性在進入中產階級有較高相對勝算比的原因之一。推測此結果的可能原因有：一、中產階級工作性質可能本質上較適合女性從事，例如行政事務或服務性質銷售工作需要女性體貼及有耐心的特質；二、女性背負的家庭照顧責任一般來的較高，為了兼顧家庭較無法全心全力投入職場衝刺，造成在職場上停留於中等層級職位的機會較男性來的普遍。

綜上所述，父代階級、教育成就、世代、性別對於子代進入中產階級皆有顯著的影響。

表 2-9 影響子代進入中產階級的相對勝算比估計結果

父代階級	
上層階級	1.286* (0.167)
中產階級	1.533*** (0.183)
農業階級	0.711*** (0.078)
教育成就	
國/初中	2.745*** (0.481)
高中	3.197***

由於勞工階級的教育程度以國小教育居多，因此兩參考組的基準相近，故階級與教育成就變數之相對勝算比（係數）可相互比較。

	(0.625)
高職	2.671***
	(0.421)
專科	3.821***
	(0.664)
大學以上	1.481**
	(0.267)
世代	
第二世代	1.229
	(0.171)
第三世代	0.433***
	(0.101)
第四世代	0.466***
	(0.114)
性別	0.440***
	(0.372)
高中、職以上教育成就*已受九年國教世代	3.056***
	(0.733)
Pseudo R ²	0.1077
樣本數	3625

註 1:括號中為標準差，*表示 10%、**表示 5%、***表示 1%統計檢定顯著水準。

註 2:父代階級參照組為第六類及第七類(勞工階級)。上層階級包括第一類及第二類；中產階級包括第三類及第四類。

註 3:教育成就參照組為「國小以下」。

註 4:世代參照組為第一世代，第一世代於民國 34 年前出生、第二世代於民國 35~44 年出生、第三世代於民國 45~54 年出生、第四世代於民國 55 年後出生。

註 5:已受九年國教世代係指第三與第四世代。

2.5 結論

本文採用「華人家庭動態資料庫」研究父代與子代間階級流動的情況，並探討教育成就是否為促進代間階級流動的重要關鍵因素。研究方法以分析父代階級對子代教育成就的影響與子代教育成就對於階級選擇的影響，再進一步推論教育做為代間階級流動所扮演的角色。

實證結果發現父代為上層階級的子代接受高等教育相對最具有優勢，相較於勞工階級與農民階級子代，中產階級的子代也有較高的機會接受高等教育。另一方面，教育成就對社會階級有著顯著的影響，愈高的教育成就進入上層階級的相

對勝算比也愈高，尤其具大學以上教育成就更有高度的優勢。毫無疑問地，高教育水準確實為個人階級提升帶來了助益，在上層階級的父代因擁有相對較多的社會資源，故更有優勢培育子代接受良好的教育，藉由教育的壟斷則更有機會將子代維持在上層階級。惟近四十年來，隨著九年國民義務教育的實施，在普設中、高級學校的教育政策變革下，愈後面的世代也有著愈高的勝算能接受高等教育，緩和了高等教育被壟斷的情況。

更重要的是，當父代為非上層階級時，其子代是否能夠藉由教育成就的提升以彌補本身父代階級條件的不足呢？本文實證結果顯示，相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。代表縱然父代非上層階級，子代一旦接受了高等教育，是可以藉由教育成就的改善彌補先天階級上的不利，來增加進入上層階級的優勢，窮人是有翻身的機會！惟實證結果也呈現，教育成就高低對進入上層階級的相對勝算比不會因為不同的世代而有所不同，對於較多接受高等教育的年輕世代，教育似乎沒有帶來進入上層階級的更多助益，顯示教育成就在現代知識技術密集的社會並無造就出想像中的優勢，除了可能因高等教育人才近年來因廣設大學確有大幅增加而造成高等教育人才過甚，從而競爭加劇外，值得我們注意的是高等教育人才的素質是否亦存在著下降的疑慮？惟整體而言，教育的普及與避免教育壟斷的確有助於社會階級代間的向上流動，給予窮人改善生活的機會，先天上家庭環境的不足仍可藉由後天教育成就的提升而改善階級壟斷！

中產階級在整體經濟結構的穩定上，一直扮演著舉足輕重的角色，本文發現高中與專科教育程度可造就出最有機會進入中產階級的優勢。我國於民國 57 年起實施九年國民義務教育後，接續普遍設立高中、職等中等技職教育及專科院所，大幅提升了國中生升學的機會，也為台灣經濟社會創造了一批優秀的中產階級族群。而這批中流砥柱對於七、八十年代台灣的榮景也功不可沒。此結果更突顯出教育作為促進階級流動和社會穩定的核心價值。本文亦發現農民階級子代向

上流動至上層或中產階級，都是處於最劣勢的情況，這主要是由於農民子代在接受中、高等教育的機會也居於劣勢，以致不易造就出代間階級向上流動的情況。

本文研究結果證實教育為促進階級流動的重要管道，故教育政策的首要目標應該避免產生階級壟斷教育的現象，惟有人人教育機會均等的環境，才能真正達到階級的有效流動，讓窮人有真正翻身的機會。另外，政策上大幅開放高等教育應有正面意義，惟開放之餘更應著重教育品質的同等提升。若教育品質未隨開放數量同等提升，則非上層階級的子代雖更有機會進入大學但可能進入的都是低品質的大學，如此則對階級流動未必有實質幫助。

日後相關研究可能的延伸討論將可依照性別、世代、族群等重要因素分開執行實證模型，比較分析不同性別對於階級流動的影響；不同世代階級流動的情況是否亦不同；族群的不同下，教育是否皆扮演階級流動的重要關鍵等考量以更細緻的探討教育與階級流動的關係。此外，在階級分類上，也可試將家庭主婦視為一個分類，討論其實證結果是否具特別的經濟意涵。

第三章 決定台灣私人教導支出的影響因素

3.1 前言與文獻回顧

Schultz (1963, 1971)、Becker (1964)、Mincer (1974) 相繼提出教育是一種人力資本投資，而 Becker and Tomes (1986)認為家庭是人力資本投資的重要決策單位。以往人力資本文獻偏向著眼於正規教育(formal education)的相關議題探討，惟私人教導(private tutoring)亦是人力資本投資中相當重要的一環，近年來許多亞洲國家與歐洲國家私人教導逐漸盛行，特別是台灣、韓國、香港、日本等地區，使得私人教導相關研究與討論漸獲重視¹⁶。以台灣來看，主計處民國 92 年的家庭收入調查指出，私人教導支出在全體家庭教育支出中占比高達約四成，在如此高比例的花費情況下，私人教導支出已然成為家庭重要支出決策，並且值得重視！而這樣的決策究竟會受什麼因素影響是我們需要關心的議題！另一方面而言，私人教導非一般的正規教育，有制式與較具標準的相關規範，故在私人教導上，每個家庭可能出現不同的決策，家長也許選擇花費金錢將小孩送到私人教導機構，也可以自己投入時間陪伴子女的課業與閱讀，親力親為。惟是否家長皆認為私人教導可全然以花費金錢來培育？在私人教導機構盛行下，家庭私人教導決策將不再強調身教？是否亦剝奪了親子間交流與學習上的互動情況？抑或是家庭投入愈多私人教導支出下，也會花時間多督導子女課業，以期望其花費能達到成效！即是否私人教導機構無法全然取代父母親對於子女在私人教導方面的投入，並且兩者還可能相輔相成？這些問題都是值得進一步的分析，也有助於吾人對子女人力資本投資的了解和做為政府有關私人教導政策的參考。

再者，由於家庭的資源是有限的，投注於子女的時間與金錢該如何達到最是的效率分配？陪伴與督導子女課業的時間是否可以私人教導支出來取代？若是金錢與時間可以替代，則個人可以選擇留在工作崗位，以私人教導支出來取代花時間陪伴子女唸書；若是金錢與時間是互補關係，意味著家長除投注金錢於私人

¹⁶ 參見如 Kim(2005)、Kim(2007)、Dang(2006)、Dang and Halsey(2008)等。

教導上亦得花時間親力親為照顧子女。在這樣的抉擇前提下，則將進一步考量是否該退出勞動市場，或減少工作時間來陪伴子女。如此可見私人教導除了影響對結婚生子的意願外，尚會影響進入勞動市場意願，透過勞動力人口變動進而影響經濟體系的整體運作！故私人教導支出與時間兩者存在互補或替代關係相當值得關注，此問題之釐清有助於政府對於勞動、家庭、人口方面制定明確且適宜之政策。

一般文獻所指的「私人教導」係指一般正規學校教育體系之外，以營利為目的所設置教導民眾學習特定項目之機構，常見的各類升學、語文學習補習、私人教班、才藝學習中心等皆屬該範疇。如同韓國、日本等國家，台灣近年補教業盛行，補教機構普遍成為國內升學之輔助工具，家庭對於子女課外補習、才藝班等私人教導支出也成為教育投資的一項重要花費。而私人教導之範圍除了一般文獻所指出對子女課外補教之金錢支出外，尚應包含父母親自教導或陪伴子女唸書的投入時間，如此才能更彰顯私人教導之意涵。可惜大部分私人教導文獻並未著重在時間投入方面的探討，僅 Brown (2002) 和 Kim (2007) 將父母投入子女的人力資本投資分為金錢與時間二方面來討論。

國內對於私人教導的有關文獻大多著重於學生參加課外補習、才藝學習等私人教導支出對於學業成就之影響，例如陳怡靖(2004)研究發現家庭背景與補習情況可能透過聯考管道影響是否就讀公立高中，謝亞恆(2004)指出課外輔導補習與學業成就有高度相關，劉正(2006)指出投入補習的時間對學習成就有助益，黃芳玫、賴慧穎、吳齊殷(2005)發現補習時間雖對學生在國中升學階段的繼續升學有著其一定的重要性，但不必然補習要越多才越能考上明星學校的前幾志願。而莊奕琦、賴偉文(2008)發現才藝訓練、補習教育對子女的教育成就有正面影響效果。承上所述，大部分文獻肯定私人教導支出對學業成就有著正面影響，私人教導也逐漸成為家庭對子女的重要教育投資項目。惟私人教導不僅在課外的補習支出等私人教導支出，更值得注意的是父母親力親為督導子女的課業情況，提供協助與關心的時間投入。而私人教導中對於金錢與時間的投入上是否存在著互補抑

或是替代的關係？亦是一相當值得關注之議題。

晚近的文獻中，Kim (2005)檢視韓國私人教導的需求情況，實證結果發現較低教育品質的學校會增加其學生對於私人教導的需求，而其他如父、母親教育程度愈高、居住於城市等變數也會顯著地增加私人教導的需求。Tansel and Bircan (2005)以 Tobit 模型作為實證架構研究土耳其私人教導支出的情況，研究發現家庭支出、戶長年齡、戶長教育年數、居住於城市對於家庭私人教導支出有顯著的正向影響，而單親母親家庭，家中孩童個數則是負向顯著影響。

Dang (2006)觀察越南資料發現隨著教育水準提高，使得私人教導愈來愈重要，在控制個人、家庭背景、學校特徵變數後，接受私人教導顯著影響著大學生的表現，並且這樣的效果在愈高的教育程度影響愈大，故其政策建議為鼓勵私人教導發展以幫助學生進入好學校。另外也發現私人教導在性別上並不顯著，而在種族上僅國小階段顯著，但在國中階段並不顯著。

Kim (2007)以 Heckman 兩階段實證模型觀察韓國私人教導支出與接受私人教導時間的影響情況，發現家庭收入、父母教育成就、居住於城市對於私人教導支出與私人教導時間皆有顯著正面影響。此外，較特別的是學校生師比愈高，則學生接受私人教導的時間愈多；同學間接受私人教導的比例愈高則家庭對於子女私人教導的花費也愈多。Lee and Jung (2009) 則以母親就業會因照顧子女的機會成本較高而減少對子女照顧的時間的觀點，來討論韓國私人教導對於母親的時間是替代或是互補關係，發現已屆學齡子女的母親對於使用私人教導機構是互補關係。

關於父母私人教導時間的研究方面，Brown (2002)研究中國大陸地區，實證結果指出父母教育程度愈高愈會多花時間幫助子女的課業、而子女的年齡與排行具負向影響，此外，家庭收入高低無顯著影響父母協助子女課業的時間。

以上文獻均發現家庭背景因素對於私人教導支出具相當程度之影響力，但對於討論父母私人教導時間的相關議題較少，雖 Brown (2002)將父母投入子女的人力資本投資分為金錢與時間二方面來討論，但卻無探討兩者間為互補或為替代關

係。本文使用「華人家庭動態資料庫」(Panel Study of Family Dynamics, PSFD)除分析各項家庭相關因素對於私人教導支出的影響外，並進一步探討私人教導中金錢與時間的投注兩者間究竟是替代抑或為互補關係，及其隱含的政策意涵。本章結構如下，第一節為前言與文獻回顧，第二節建構實證模型與估計方法，第三節為資料來源、變數說明與資料特性分析、第四節則討論實證估計結果，第五節則考量私人教導的內生性問題，採用工具變數法代理私人教導變數的實證結果，最後則為結論。

3.2 實證模型與估計方法

本文欲探討影響家庭對子女私人教導各項決定因素，並將私人教導分為金錢支出和陪伴子女唸書時間二類。由於這二個變數在局部的家庭樣本中數值為零，在這樣的前提下，使用一般最小平方法並不合適。此外，本文亦未採用 Heckman 兩階段實證模型以觀察影響台灣家庭私人教導支出的影響情況，其最主要的原因在於無私人教導支出並不代表無花時間教導子女，若採 Heckman 第一階段估計有無教導支出選擇，而第二階段針對有私人教導支出之估計，將明顯忽略無私人教導支出但有花時間教導子女之樣本，產生另一種選擇偏誤。同時也無法正確估計私人教導支出與花時間教導子女間之相互關係。故本文實證採用 Tobit 模型並以最大概似估計法(maximum likelihood estimation method)以估計私人教導支出。

影響家庭私人教導 (private tutoring) 支出的模型設定可表示如下：

$$Y_i^* = \theta T_i + \beta' X_i + \varepsilon_i \quad (1)$$

$$Y_i = 0 \text{ if } Y_i^* \leq 0 ; Y_i = Y_i^* \text{ if } Y_i^* > 0 \quad (2)$$

其中 Y_i^* 為潛在變數(latent variable)代表第 i 個家庭在私人教導支出無法被觀察到的傾向，而 Y_i 是其對應可被觀察的變數。 T_i 為父母教導子女的時間， X_i 為個人或家庭特性向量，而 ε_i 為服從常態分配並且獨立之隨機干擾項。 θ 和 β 則分別代表參數值或向量，並可經由兩者計算其間變數的邊際效果(marginal effect)。

家庭變數參考既有文獻包括：父母教育程度、所屬世代、家庭收入、家庭狀況、省籍、父母居住地點、工作地點及部門別等。

上述模型係數符號尚可以檢測家庭對於子女之私人教導支出與陪伴子女唸書時間究竟互為相輔相成抑或者相互替代，即 θ 若為正值，意即對於子女的教育投資中，花更多時間督導子女課業將也會花愈多的私人教導金錢投入；反之，若 θ 為負值表示花更多時間教導子女可取代花費金錢將子女送到補習機構學習，或為了減少花時間教導子女而代之以支出更多金錢送子女到補習機構。換言之， θ 值的正負符號可以判斷私人教導的支出與時間實為互補或替代關係。惟上述模型中父母陪伴子女唸書時間為家庭重要人力資本投資變數，若為非外生，即可能存在內生性問題，造成估計結果可能會出現誤差。故為能較嚴謹地釐清家庭對於子女之私人教導支出與陪伴唸書時間究竟為互補或為替代，本研究再針對家庭對於子女之私人教導時間變數採用工具變數(instrumental variable)法¹⁷分別對模型再做檢驗。關於最適工具變數的選擇方面，必須符合相關性與外生性兩條件，即做為父母陪伴子女唸書時間之工具變數，需滿足與父母陪伴子女唸書時間相關，但與家庭對子女私人教導支出及誤差項無相關之條件。

在工具變數的選擇上，選取了「與配偶感情」、「參加家庭生日聚會的頻率」這兩個工具變數，這是個人家庭關係的感情程度與親情的經營的情況，需要花時間投入，但不見得一定要花費金錢。並且「與配偶感情好」、「多參加家庭生日聚會」表示個人重視家庭生活，亦會多花時間陪伴子女，經營親子關係，故我們以上述兩個變數做為陪伴子女唸書時間的工具變數。另外，考量不同時空環境，父母親世代因素也會影響陪伴子女唸書時間的多寡，故也放入工具變數之估計模型中。一如前述之情況，家庭對子女私人教導花費時間在部分家庭樣本資料中之數值為零，故在工具變數的使用上仍採用 Tobit 模型並以最大概似估計法(Maximum Likelihood Estimation Method)以進行估計。

¹⁷ 關於在工具變數 Tobit 模型的應用相關文獻可參考 Iwata (2001)。

3.3 資料來源、變數說明與資料特性分析

為考量家庭資料的豐富性，本研究採用「華人家庭動態資料庫」進行分析。華人家庭動態資料庫是自 1999 年開始進行的追蹤調查，調查主要對象為成年人樣本。由主樣本延伸，再將其父母、子女、兄弟姊妹納入訪問樣本，以建構追蹤資料庫。本文依據研究主要特性，選擇使用 PSFD 問卷編號 RI1999、RI2000、RI2003 三個主樣本與 SI2000 兄弟姊妹樣本和 RCI2004 子女樣本合併之。其中問卷編號 RI1999 資料庫為 1999 年針對 1953-1964 年（民國 42-53 年）出生之樣本進行問卷訪問，樣本數 999 筆；編號 RI2000 問卷為 2000 年受訪時樣本出生年份為 1935-1954（民國 24-43 年），樣本數為 1,959；編號 RI2003 問卷為 2003 年訪問 1964-1976（民國 53-65 年）出生之樣本，樣本數 1,152。編號 SI2000 為主樣本之兄弟姊妹問卷，樣本數為 271；編號 RCI2004 問卷訪問對象為主樣本年滿 25 歲之子女樣本，樣本數 298 筆，合併後樣本總數為 4,680 筆。需特別說明，因本文欲探討受訪者對於子女之私人教導，故有效樣本需為已擁有子女之家庭，在剔除家庭未有子女之樣本後共計總樣本數為 3,718 筆。

本文所選取之問卷內容除了包括樣本之出生年份、性別、婚姻情況、教育經驗等基本資料外，另含對子女各項教育的相關的支出和照顧、時間等資料。表 3-1 為本文實證模型採用之變數說明與各變數分類依據。值得注意的是，本研究所指之私人教導支出專指受訪者 19 歲以下子女之補習支出、各種才藝班支出、私立學校或幼稚園學費支出的加總¹⁸。若加總樣本 19 歲以上子女之補習、才藝班、私立學校支出將可能包含私立大學學費或就業補習支出，並不符合本文研究之目的，故剔除之。

¹⁸考量培育人力資本應由幼兒教育開始，參見如 Heckman (2000)、Knudsen, Heckman, Cameron and Shonkoff (2006)、Heckman and Masteroy (2007)、簡楚瑛 (1995)，另一方面某些父母可能認為私立高中有較優良的教學環境而選擇讓子女讀私校而非公立學校，所以本研究所指之私人教導支出除了 19 歲以下子女之補習支出、各種才藝班支出也再加計私立學校或幼稚園學費支出。此外，本文也另嘗試僅加總 19 歲以下子女之補習支出、各種才藝班支出為私人教導支出，其實證結果並不影響本文的估結果與結論。

表 3-1 變數名稱及說明

變數名稱	變數說明
私人教導支出	19 歲以下子女之補習支出、各種才藝班支出、私立學校或幼稚園學費等年支出加總。
私人教導時間	父母平均每週教導子女唸書時間。
家庭每月支出	家中每個月的平均支出，包括房屋貸款支出、標會支出、保母或幫傭支出、飲食支出、其他費用、人壽或商業醫療保險等支出。
家庭收入 ¹	父母年薪資與年終獎金之加總： 總金額低於 300,000，則為低收入家庭 總金額介於 300,000~1,800,000，則為中收入家庭 總金額高於 1,800,000，則為高收入家庭 以低收入為參照組。
父(母)親世代	1950 前出生世代：出生時間在 1950 年以前 1951 至 1960 年出生世代：出生時間在 1951 年至 1960 年 1961 年後出生世代：出生時間在 1961 年以後 以 1950 前出生世代為參照組。
父(母)親教育程度	高等教育程度：教育程度在大專以上 中等教育程度：教育程度為高中職 低教育程度：教育程度為國中以下（含國中、國小、不識字與自修） 以中等教育程度為參照組。
省籍	以虛擬變數表示，外省籍為 1，非外省籍（即包含原住民、本省閩南、客家人、其他）為 0。
子女個數	家庭子女總數。
父親就業	以虛擬變數表示，就業為 1，未就業為 0
母親就業	以虛擬變數表示，就業為 1，未就業為 0
單親家庭	以虛擬變數表示，單親為 1，未單親為 0
單親父親家庭	以虛擬變數表示，單親為 1，未單親為 0
單親母親家庭	以虛擬變數表示，單親為 1，非單親為 0
居住於城市	以虛擬變數表示，城市為 1，非城市為 0
父母皆在城市工作	以虛擬變數表示，父母皆在城市工作為 1，其他為 0
父母皆在台北市工作	以虛擬變數表示，父母皆在台北市工作為 1，其他為 0
父母中有人在公部門工作	以虛擬變數表示，父母有一人以上在公部門工作為 1，其他為 0
父親職業別	區分為專門技術人員、行政及主管人員、監督及佐理人員、銷售工作者、服務工作人員、農林漁牧狩獵人員及生產操作體力工等六類。以農林漁牧狩獵人員為參照組。

資料來源：華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003、SI2000、RCI2004 合併資料。

註 1: 家庭收入區分標準為依民國 92 年主計處家庭收支調查報告所列五分位家庭收入，第一分位約 180 萬元，低分位約 30 萬元，故設定 180 萬元為上為高收入家庭，30 萬元以下為低收入家庭。各項金錢支出均以 1995 年為基期平減之。

表 3-2 為各項變數基本統計特性，家庭對子女的私人教導支出每年平均為 46,390 元，另一方面，父母每週陪子女唸書時間平均為 4.55 小時。而家庭收入情況以中等收入居多，約占 57%，其次為低收入 38%，以高收入族群最少，僅占 5%。在父母親世代方面，以 1950 前出生世代及 1951 至 1960 年出生世代為主，

1961 年後出生世代由於有子女者較少故僅占樣本 24%；父親與母親教育程度皆以低教育程度(即集中於國中教育程度以下)占比最高分別為 51%、58%。省籍方面，外省籍約占 10.8%。而家庭子女個數平均為 2.8 個。父、母親的就業情況以父親就業比率較高，有近八成的就業率，而母親就業率僅約五成多，故仍有近一半的家庭樣本，母親為家庭主婦。但在單親家庭的情況上，單親母親家庭的比率(7.3%)較單親父親家庭比率(3.2%)為高，顯示孩子若無法似一般家庭情況與雙親同住時，有較高的比率會由母親照護。在城鄉變數方面，有 72.7% 家庭居住於城市，父母皆在城市工作的比例有 28.8%，僅有 5% 的家庭父母皆在台北市工作。在父母職業上 13.7% 的家庭父母其中有一人以上在公部門工作，而父親職業別以生產操作體力工比例(35.4%)最高，銷售工作人員(15.5%)次之，而以監督及佐理人員所佔的比率(6.9%)最少。此外，實證模型中私人教導支出、家庭每月支出、家庭年收入等三個變數則均取自然對數值。

表 3-2 變數資料基本統計特性

名稱	樣本數	平均數	標準差
私人教導支出(元/年)	3718	46390.18	89342.26
私人教導時間(小時/週)	3683	4.554	8.463
家庭每月支出	3718	182660.5	241628.2
家庭年收入	3718	696503.2	2582008
低收入	3718	0.384	0.486
中收入	3718	0.565	0.496
高收入	3718	0.051	0.220
父親世代			
1950 前出生世代	3661	0.461	0.499
1951 至 1960 年出生世代	3661	0.299	0.458
1961 年後出生世代	3661	0.240	0.427
母親世代			
1950 前出生世代	3668	0.352	0.478
1951 至 1960 年出生世代	3668	0.332	0.471
1961 年後出生世代	3668	0.316	0.465
父親教育程度			
低教育	3651	0.513	0.500
中等教育	3651	0.262	0.440
高等教育	3651	0.225	0.418

母親教育程度			
低教育	3679	0.584	0.493
中等教育	3679	0.267	0.442
高等教育	3679	0.149	0.356
省籍	3474	0.108	0.311
家中子女個數	3718	2.802	1.209
父親就業	3434	0.797	0.402
母親就業	3583	0.543	0.498
單親家庭	3718	0.105	0.307
單親父親家庭	3718	0.032	0.176
單親母親家庭	3720	0.073	0.261
居住於城市	3656	0.727	0.445
父母皆在城市工作	3718	0.288	0.453
父母皆在台北市工作	3718	0.052	0.222
父母中有一人以上於公部門工作	3718	0.137	0.344
父親職業別			
專門技術人員	2758	0.100	0.300
行政及主管人員	2758	0.116	0.320
監督及佐理人員	2758	0.069	0.254
銷售工作人員	2758	0.155	0.362
服務工作人員	2758	0.087	0.282
農林漁牧狩獵人員	2758	0.119	0.324
生產操作體力工	2758	0.354	0.478

資料來源：華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003、SI2000、RCI2004 合併資料。僅取家庭子女個數大於零之樣本資料。

3.4 實證結果與分析

首先估計決定子女私人教導的各項影響因子，表 3-3-1 中第(1)、(2)、(3)欄為影響家庭每月對子女私人教導支出的各項因素估計結果與其邊際效果。

在(1)、(2)欄影響私人教導支出的變數方面：家庭每月支出對於私人教導支出有正向且顯著的影響，家庭支出愈高則私人教導支出也愈高。家庭收入變數中，高收入家庭較低收入家庭有較高的私人教導支出傾向，惟中等收入家庭雖是正向影響，但不顯著。這樣的結果顯示台灣高收入家庭可能因擁有較多的社會資源而會傾向在子女身上投入較多的私人教導支出。如同 Lee and Jung (2009)、Kim (2007)等文獻也皆指出家庭收入對私人教導支出有著正面的影響。在父母世代方面，父親的世代對於子女私人教導支出的影響情況以 1951 至 1960 年出生世代相

較於老一輩世代為高，顯示 1951 至 1960 年出生世代父親相對會花較多的私人教導支出來培育子女，而 1961 年後出生世代相較於 1950 年前出生世代的估計結果也呈現正向顯著，再以邊際效果觀察之，發現父親於 1951 至 1960 年出生世代較 1961 年後出生世代的邊際影響為大，這可能是由於年輕世代的父親其子女的年齡尚輕甚至未達學齡，投入相對較少或暫未有投入私人教導之需要。而母親世代變數方面，亦顯示 1951 至 1960 年出生世代與 1961 年後出生世代皆較老世代母親有著顯著且正向的估計結果。文獻上，母親的教育成就對於家庭中子女教導支出是重要影響因素之一，而本文實證結果發現中等教育程度的母親相較於低、高等教育者皆有較高的私人教導支出傾向。另外，父親低教育成就與高等教育成就相較中等教育成就者皆無顯著影響。比較相關文獻 Tansel and Brican(2006)、Brown(2002)、Kim (2005)、Kim (2007)僅列示父母教育年數或教育成就一項變數，且大多得到顯著正相關的估計結果，本研究以虛擬變數將父、母教育程度分為低、中、高三個分項，更可清楚呈現各階段之父母教育成就對於子女私人教導支出的不同影響效果。不同以往文獻我們發現中等教育程度的母親特別有較高的傾向願意額外花錢在私人教導子女學習才藝或補習班，一方面表示母親比父親更能影響子女的私人教導支出。就子女的私人教導投資而言，母親具中等教育有著最強的效果母親。推論其原因可能為低教育程度的母親能力較不足，而較不注重子女的私人教導投資；而高教育程度母親可能較為注重小孩能否快樂的學習與成長，故在學校正規教育外不強迫給予過多的額外課業補習，故其家庭的私人教導支出相對較少；或如劉正(2006)的推論：教育程度特別高的父母較願意自己協助解決子女課業上的問題，也可能較反對類似填鴨式的補習教育而參與補習機率較低；或如『虎媽』現象，高教育母親凡事必親自嚴格教導子女，亦會減少送其子女至外面補習。因此，相較下中等教育程度的母親是反而是最在乎子女的教育投資，故也最願意投資子女私人教導上的花費。在評估十二年國教時，或許本文另外發現了一個過去文獻中沒有提及的好處。

而回顧國內相關文獻中，我們發現大致支持家長教育程度愈高，子女接受愈

多的私人教導，例如林大森、陳憶芬(2006)；孫清山、黃毅志(1996)等。惟劉正(2006)發現大致而言父母教育程度愈高，子女參與補習機率也較高，但研究所以以上及國中以下學歷的父母，子女參與補習的機率卻低於中段學歷的家庭。此外，類似的發現有江芳盛(2006)指出父母的教育程度愈高，國中子女的補習時數也愈多，而最多是落在「專科、技術學院或科技大學」這一層級，父母教育程度為一般大學或研究所時，補習時數反而有下降的趨勢。顯示雖父母教育成就愈高則其子女參與私人教導的情況愈多，但對於高學歷的父母來說，卻反而會減少子女參與補習的機會！上述文獻與本文得到低教育與高等學歷的母親皆較中等教育成就者減少子女的私人教導投入亦有著相似的結論。

在不同省籍族群方面，以往國內大多著重於研究省籍對於教育成就上的差異，例如駱明慶(2001)、陳婉琪(2005)、莊奕琦、賴偉文(2008)皆有外省族群在教育成就上具優勢之發現，而在本研究中我們發現外省籍較其他族群對於子女私人教導支出也具有較高的傾向，再度佐證外省家庭較重視子女教育一說，也進一步解釋為何外省籍的子女教育成就較高的另一原因為外省籍父母較願意投入私人教導，進而有助於其子女的教育成就的提高。在關於族群影響私人教導的探討中，Dang (2006) 在越南發現種族對於國小階段的私人教導上有顯著差異的影響，但 Tansel and Bircan (2006)實證結果則不支持非法的殖民族群相對一般土耳其國人在私人教導支出有顯著差異現象。在家中子女個數上，本文實證估計結果得到顯著且正向影響，即家中子女個數愈多，家庭的私人教導支出也愈多。

值得注意的是，第(1)欄實證結果同時發現父母私人教導時間對於私人教導支出為正向且顯著的影響。亦即父母若多花時間陪伴子女唸書，相對也會投入愈多的私人教導支出。這樣實證結果顯示家庭中父母為子女所花費的私人教導支出與陪伴子女時間兩者實呈現互補而非替代關係，亦即父母不會以減少陪伴子女唸書時間取代花錢送子女到補習機構及才藝班，而是強化投入私人教導的時間與金錢資源能相輔相成而達到良好的成效。這與 Lee and Jung (2009)推論韓國家庭對於學齡後子女的私人教導支出與母親照護時間是互補而非替代的論述相似。經設

算後，每週多增加一小時的私人教導，一年平均將增加私人教導的支出約 2,550 元¹⁹。

表 3-3-1 影響父母對子女私人教導估計結果~基礎模型

	Tobit 模型估計結果	邊際效果 E(y x)	邊際效果 E(y x,y>0)
私人教導時間	0.100*** (0.017)	0.055*** (0.009)	0.039*** (0.006)
家庭每月支出	1.074*** (0.125)	0.588*** (0.067)	0.419*** (0.048)
家庭收入			
中收入	0.561 (0.378)	0.305 (0.204)	0.218 (0.146)
高收入	2.046*** (0.673)	1.226*** (0.438)	0.865*** (0.307)
父親世代			
1951 至 1960 年出生世代	5.628*** (0.465)	3.421*** (0.309)	2.432*** (0.223)
1961 年後出生世代	2.756*** (0.655)	1.617*** (0.409)	1.144*** (0.289)
母親世代			
1951 至 1960 年出生世代	10.287*** (0.572)	6.503*** (0.367)	4.740*** (0.285)
1961 年後出生世代	11.667*** (0.739)	7.502*** (0.499)	5.525*** (0.398)
父親教育			
低教育	0.190 (0.394)	0.104 (0.216)	0.074 (0.154)
高等教育	0.105 (0.428)	0.058 (0.236)	0.041 (0.168)
母親教育			
低教育	-2.222*** (0.412)	-1.236*** (0.233)	-0.880*** (0.166)
高等教育	-1.118* (0.451)	-0.586*** (0.226)	-0.422*** (0.164)
省籍	1.198*** (0.459)	0.688** (0.276)	0.487** (0.194)
家中子女個數	0.815*** (0.157)	0.446*** (0.086)	0.318*** (0.061)
截距項	-23.110*** (1.626)		
Pseudo R ²	0.1588		

¹⁹ 經自然對數之轉換後，平均每週增加一小時的時間投入對於每年私人教導金額的影響等於邊際效果之估計係數值乘以每年私人教導金額之平均值。若只限定於原先已有私人教導支出的家庭來看，則平均每週多增加一小時的私人教導，一年將增加私人教導支出約 1,800 元。

註 1、括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2、世代參照組為 1950 前出生世代。教育成就參照組為中等教育。省籍參照組為非外省籍族群。

註 3、未受檢(uncensored)之觀察值為 1,615。

3.4.1 延伸模型估計

表 3-3-2, 3-3-3, 3-3-4 的延伸模型皆是控制表 3-3-1 所列示之變數後，而再增加控制其他變數之估計結果與其邊際效果。除了控制上述基本家庭背景變數外，表 3-3-2 進一步考量其他可能影響家庭對於私人教導投入的因素。由第(1)欄顯示父母目前是否就業對於子女私人教導支出的影響。發現父親就業與否對於投入子女私人教導情況沒有顯著影響，惟母親就業對於家中子女私人教導支出有顯著且正向的影響，可能的解釋是由於一般家庭常見「男主外、女主內」的觀念，子女教養與課業情況以母親付出的關心及規劃皆較父親為多，而母親若亦就業則對家庭而言擁有多一份的財力，故較能增加子女私人教導額外的支出，並且也可能因就業接觸較多職場上的人、事、物而更加體會對子女教育投資的重要性，並且也有較多尋訪良好私人教育機構的資源和管道。

由於單親家庭日益增加，故考量單親家庭對於私人教導投入的影響，由第(2)欄的估計結果顯示單親家庭對於子女教導支出的影響並不顯著，但若更進一步將單親家庭分為單親父親家庭與單親母親家庭兩種情況，由第(3)欄發現無論是單親父親或單親母親家庭均無顯著影響。而以一般社會現象觀察之，單親家庭對於子女教育的投入常處於劣勢，而此處實證結果不顯著的原因可能來自本模型已將父母的世代與教育水準控制，於是我們試著將上述控制變項剔除後，得到單親母親家庭為負向顯著的結果，但單親父親家庭仍為正向不顯著²⁰。單親母親的影響為負，可能表示單親母親就業不易且工資偏低，故較無能力提供額外私人教導支出²¹，故一旦將母親的世代與教育程度控制後，單親母親變數即變成不顯著。換

²⁰僅控制私人教導時間、家庭支出、家庭收入、省籍、子女個數後，單親母親家庭係數為-3.335 並為 1%統計顯著，而單親父親家庭係數為 1.140，但並不顯著。

²¹單親母親家庭的影響為負，與 Tansel and Bircan (2006)結果不同。

言之，不在於父母是否為單親，而是其是否受教育。此外，表 3-3-2 第(3)欄除了控制基本模型變數外，為考慮教育程度與單親情況可能存在交互影響，為釐清其效果，故加入單親母親家庭與母親教育程度的交乘項。結果發現交乘項皆為正向顯著，這表示相對於低教育者，中等教育與高等教育的母親會傾向多投入私人教導支出，且這樣的傾向在單親母親家庭又較一般家庭為大。故教育程度高的單親母親對於私人教導的投入將更為重視！值得注意的是，加入交乘項後單親母親變數也由原先不顯著轉而呈現為負且顯著影響的情況，顯示原先因為未區分母親教育程度而其效果被抵銷故使得單親母親家庭變項呈現不顯著的情況。這樣的結果也顯示若為單親母親家庭且母親又為低教育者，對於其子女私人教導的支出將處於劣勢的情況。

文獻上不同的居住地區可能也會影響家庭對於子女的私人教導支出，第(5)欄加入城鄉虛擬變數後發現居住於城市對於家庭私人教導支出的影響為正向顯著，這與 Tansel and Bircan (2006)、Dang (2006)、Kim (2007)的居住地區對家庭私人教導支出會造成差異的結論相似。而考慮台灣地狹人稠，城鄉差距可能較國外來的小，並且國人教育意識抬頭，父母普遍皆希望子女有更高的教育成就，不分居住城市或鄉村，皆重視子女的教育與學習情況。再者跨域工作的情況很普遍，子女可能在父母工作地附近就學，且放學後可能直接在父母工作地區補習或學習才藝，方便父母接送。故父母工作地對於私人教導支出應有一定之影響力，故於第(5)欄加入父母在城市或鄉村工作的變數，估計結果發現若父親與母親皆在城市工作對於私人教導支出有著正向且顯著的影響²²。再由於台北市是台灣首善之都，較其他台灣地區有著較優良的生活機能與教育資源，第(6)欄估計結果發現，在台北工作的父母的確會有較高傾向投入子女的私人教導支出。故居住於城市或在城市工作的父母會利用城市較多的教育資源多投資在子女的私人教導支出上。值得一提的是，觀察上述變數之邊際效果，又以父母皆在台北市工作之

²² 本研究另將變數改為父或母親有一人於城市工作，結果仍呈現正向顯著。

邊際貢獻最高，顯示台北市由於相較其他地區資源與教育水準為高，同時競爭也較劇烈，所接觸的人事物也較廣，使得在台北市居住或工作的父母相對亦較其他父母更著重子女私人教導的投資。

國內有許多文獻支持父親服務於公部門會對子女的教育成就有著影響力，如吳乃德(1997)、駱明慶(2001)、莊奕琦、賴偉文(2008)。而家長任職於公部門是否亦影響著家庭私人教導投入呢？第(7)欄的估計結果發現若父母其中有一人以上於公部門工作則對於子女私人教導支出有著顯著且正向的影響。顯示公部門的父或母對於子女的私人教導較為重視，願意額外花費讓子女接受較多的私人教導，另一個可能的原因是公部門大多有子女教育的補助，使得公部門家庭有更多的資源可投入子女之私人教導，故一般文獻發現父母在公部門工作其子女教育成就較高，可能的另一原因是其私人教導亦相對較多所至。

父親的職業也可能對於家庭子女的私人教導支出造成影響，第(8)欄估計結果顯示在私人教導支出上，相較於參考組農業類，其他類別的父親職業皆有顯著較高的情況。根據表 3-3-3 與 3-3-4 邊際效果的估計結果得知其中以父親為行政及主管、監督及佐理這二類職業別邊際效果較高，這可能是由於擔任行政及主管、監督及佐理之父親職業特性所致，較為見多視廣，不似專門技術類之父親僅對某一領域專精，故而對於子女的教育投資較有全面及整體性的考量，較願意多讓子女接受才藝訓練等私人教導，相信這將對其子女的未來帶來助益。

第(9)欄則將上述父母就業情況、單親家庭、居住於城市、父母皆於台北市工作、父母有一人以上於公部門工作、父親職業家庭背景等所有變數一起放入模型中估計，結果顯示父親就業變數不顯著、母親就業正向顯著、單親家庭不顯著，而居住於城市、父母皆於台北市工作或父母有一人以上於公部門工作為正向顯著，以上結果皆與表 3-3-2 第(1)~(7)欄估計結果相似，惟在加入所有變數後父親從事服務工作者不再顯著。

表 3-3-2 私人教導支出 Tobit 模型估計結果～延伸模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
父親就業	0.270 (0.526)								-1.150 (1.133)
母親就業	1.277*** (0.307)								1.134*** (0.317)
單親家庭		-0.356 (0.660)							-3.019 (2.207)
單親父親 家庭			0.541 (0.916)						
單親母親 家庭			-3.002*** (1.171)						
單親母親* 中等教育			4.241** (2.272)						
單親母親* 高等教育			7.266*** (2.796)						
居住城市				1.062*** (0.358)					0.630* (0.375)
父母皆在 城市工作					0.948*** (0.315)				
父母皆在 台北市工 作						1.738*** (0.568)			1.404*** (0.536)
父母一人 以上於公 部門工作							1.273*** (0.404)		1.420*** (0.413)
父親職業 專門技術								1.911** (0.805)	1.631** (0.823)
行政及主管								2.820*** (0.763)	2.618*** (0.787)
監督及佐理								3.301*** (0.838)	2.375*** (0.875)
銷售工作								2.095*** (0.717)	1.726** (0.740)
服務工作								1.535* (0.796)	0.903 (0.827)
生產操作 體力工								2.592*** (0.655)	2.401*** (0.679)
截距項	-24.735*** (1.735)	-22.989*** (1.640)	-23.223*** (1.615)	-23.656*** (1.658)	-23.061*** (1.621)	-23.072*** (1.622)	-23.296*** (1.627)	-27.694*** (1.837)	-27.670*** (2.219)
Pseudo R ²	0.1572	0.1589	0.1596	0.1602	0.1594	0.1595	0.1595	0.1354	0.1384
樣本數	3089	3337	3337	3279	3337	3337	3337	2584	2466

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:以上模型均已控制表 3-1 中各項基本變數。

註 3:各組樣本數不一致，為來自缺漏值(missing value)所致。

表 3-3-3 私人教導支出邊際效果 $E(y|x)$ 估計結果~延伸模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
父親就業	0.155 (0.300)								-0.836 (0.857)
母親就業	0.735*** (0.175)								0.781*** (0.216)
單親家庭		-0.192 (0.349)							-1.832 (1.132)
單親父親 家庭			0.303 (0.527)						
單親母親 家庭			-1.396*** (0.450)						
單親母親* 中等教育			2.807 (1.744)						
單親母親* 高等教育			5.317** (2.459)						
居住城市				0.562*** (0.184)					0.433* (0.255)
父母皆在 城市工作					0.530*** (0.179)				
父母皆在 台北市工作						1.029*** (0.361)			1.024** (0.478)
父母一人 以上於公 部門工作							0.730*** (0.242)		1.025*** (0.309)
父親職業									
專門技術								1.396** (0.617)	1.193* (0.630)
行政及主管								2.102*** (0.606)	1.961*** (0.627)
監督及佐理								2.515*** (0.691)	1.783** (0.670)
銷售工作								1.525*** (0.546)	1.257** (0.561)
服務工作								1.111* (0.601)	0.648 (0.610)
生產操作 體力工								1.840*** (0.601)	1.721*** (0.610)

(0.475) (0.496)

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:以上模型均已控制表 3-1 中各項基本變數。

表 3-3-4 私人教導支出邊際效果 $E(y|x,y>0)$ 估計結果~延伸模型

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
父親就業	0.110								-5.923
	(0.212)								(0.612)
母親就業	0.520***								0.550***
	(0.124)								(0.152)
單親家庭		-0.137							-1.293
		(0.251)							(0.818)
單親父親 家庭			0.215						
			(0.372)						
單親母親 家庭			-1.037***						
			(0.356)						
單親母親* 中等教育			1.983						
			(1.252)						
單親母親* 高等教育			3.852**						
			(1.907)						
居住城市				0.403***					0.305*
				(0.133)					(0.179)
父母皆在 城市工作					0.376***				
					(0.127)				
父母皆在 台北市工 作						0.726***			0.726**
						(0.253)			(0.292)
父母一人 以上於公 部門工作							0.518***		0.725***
							(0.170)		(0.219)
父親職業									
專門技術								0.991**	0.847*
								(0.444)	(0.451)
行政及主管								1.503***	1.403***
								(0.443)	(0.459)
監督及佐理								1.811***	1.275***
								(0.513)	(0.511)
銷售工作								1.082***	0.892**
								(0.392)	(0.402)
服務工作								0.787*	0.458
								(0.430)	(0.433)
生產操作 體力工								1.302***	1.219***

註 1:括號中為標準差。*、**、***各表示 10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註 2:以上模型均已控制表 3-1 中各項基本變數。

3.5 私人教導時間內生性問題：工具變數法

上述模型中解釋變數對子女之私人教導時間投入為家庭的重要人力資本投資決策，故可能並非外生。若果，則私人教導時間可能存在內生性 (endogeneity) 問題，其估計結果即可能會出現誤差。為能較嚴謹地釐清家庭對於子女之私人教導支出與時間為互補或替代關係，本研究再針對家庭對於子女之私人教導時間變數採用工具變數 (instrumental variable) 法以避免內生性問題。但使用工具變數法時，其工具變數須與應變數無關，且必須要與要取代之變數有關。在這樣的前提下，本文所選取的工具變數如表 3-5 所示：

表 3-5 工具變數的選取

欲取代變數之名稱	工具變數
私人教導時間	1. 與配偶感情(1:感情很不好 2、3、4、5:感情很好) 2. 參加家庭生日聚會(1:從未、2:偶爾、3:經常)

資料來源：華人家庭動態資料庫 (Panel Study of Family Dynamics)，RI1999、RI2000、RI2003、SI2000、RCI2004 合併資料。

上述兩項工具變數，代表著家庭關係的感情程度與親情的經營。因這是必需要花時間投入的，但不見得一定要花費金錢。並且與配偶感情好及多參加家庭生日聚會即代表家庭關係良好、家人感情密切，也表示個人重視家庭生活，相對而言也將會多花時間陪伴子女，經營親子關係。而親情間的經營與投入必定是要花時間與家人相處，故這兩項工具變數與私人教導時間相關，但卻未必會與私人教導的金錢花費有所相關。

一般而言，有效的工具變數必須滿足相關性 (Instrument Relevance: $\text{corr}(Z, X) \neq 0$) 與外生性 (Instrument Exogeneity: $\text{corr}(Z, u) = 0$)，計量方法為利用相關性與過度認定限制檢定 (Overidentifying Restrictions Test) 來釐清所選取的工具變數是否合宜。在相關性的檢定上，我們採用 Wald test，檢定第一階段選擇之所有工具變

數是否聯合顯著異於零。檢定結果的F值為21.89，且其P值為0.000，表示本文第一階段工具變數的估計係數並非均為零，即所選擇的工具變數具相關性。

外生性的檢定上，在選擇的工具變數個數大於內生變數下，外生性的檢測一般使用過度認定限制檢定，並檢測這些工具變數是否滿足正交條件²³。如表3-7所示，我們檢測結果發現p-value為0.2608，無法拒絕 $H_0 = E\{Z'(y - X\beta)\} = 0$ ，表示工具變數是具外生性的。

表3-3-6與表3-3-7的估計結果，顯示我們所選取的工具變數與陪伴子女唸書時間有顯著的相關性，並且經由過度認定限制檢定發現，檢定結果無法拒絕虛無假設，即所選取的工具變數具外生性。綜上所述，我們選取的工具變數符合相關性與外生性。

表3-3-6為工具變數第一階段估計結果，「與配偶感情」、「參加家庭生日聚會」對於陪伴子女唸書時間皆有著正向且顯著的影響，即父母重視家人情感與家庭生活經營也會多花時間督導子女之課業情況，投入時間關心子女之生活與課業。

在表3-3-7為工具變數估計私人教導的第二階段估計結果，顯示以工具變數法取代之私人教導時間變數對於私人教導支出仍是正向且顯著之影響，並且其係數值較原表3-3-1估測時提高，故我們可較嚴謹地佐證家庭對子女在私人教導支出與私人教導時間兩者是互補關係。而在其他家庭背景控制變數的影響及顯著情況與未使用工具變數時並未有太大之變化，僅父親1961年後出生世代相對於1950年前出生世代無顯著不同。這樣的結果再度佐證本文前述推論父母投入時間教導子女與花費金錢讓子女接受私人教導是相輔相成而非替代之情況。此外，在其他家庭背景控制變數上與未使用工具變數前無太大顯著性的差異情況。故採用工具變數法處理私人教導時間變數以避免內生性問題所得結果亦支持私人教

²³本文使用STATA軟體估計，並以內建的「ivtobit」指令，採二階段型式得到實證結果後，便可使用Baum, Wiggins, Stillman, and Schaffer (1999) OVERID的操作方法，以檢測選擇的工具變數是否滿足正交條件。

導支出與私人教導時間兩者實存在相輔相成的互補關係。並且使用工具變數替代私人教導時間後，其係數值較原未使用工具變數時為大，而本文以關心子女的相關變數做為替代變數，且上述變數與私人教導花費較不相關，而佐證了身教與私人教導金錢投入是互補關係。父母對子女的金錢投入與關心程度是相輔相成，而非替代。再者，如表 3-7 所列示之以工具變數估計之邊際效果，可如註 4 同理推算，增加一小時的私人教導，將使私人教導支出平均增加約 5,400 元。

表 3-6 私人教導時間第一階段估計結果

	私人教導時間
與配偶感情	1.345*** (0.401)
參加家庭生日聚會	2.319*** (0.454)
父親 1951 至 1960 年出生世代	9.324*** (1.061)
父親 1961 年後出生世代	12.185*** (1.394)
母親 1951 至 1960 年出生世代	8.140*** (1.166)
母親 1961 年後出生世代	16.194*** (1.502)
截距項	-30.968*** (2.158)
Pseudo R ²	0.101
樣本數	3364
檢測工具變數相關性	
F 值	21.89
Wald test P 值	0.000

註1、註括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註2、第一階段以Wald test檢測模型中所有選擇的工具變數的估計係數是否均為零，此外以F-檢定在檢測第一階段迴歸模型中所有選擇的工具變數的估計係數是否均為零，其通俗法則(rule of thumb)為若只存在一個內生變數疑慮時，F值應大於10，參閱Staiger and Stock (1997)。

註3、未受檢(uncensored)之觀察值為1,369。

表 3-7 使用工具變數後的估計結果

	Tobit 模型估計結果	邊際效果 E(y x)	邊際效果 E(y x,y>0)
私人教導時間	0.208*** (0.074)	0.117*** (0.042)	0.083*** (0.030)
家庭每月支出	1.109***	0.625***	0.443***

	(0.133)	(0.073)	(0.052)
家庭收入			
中收入	0.475 (0.390)	0.266 (0.217)	0.189 (0.155)
高收入	1.837*** (0.680)	1.121** (0.446)	0.789** (0.313)
父親世代			
1951 至 1960 年出生 世代	3.826*** (0.822)	2.313*** (0.529)	1.636*** (0.376)
1961 年後出生世代	0.483 (1.109)	0.275 (0.640)	0.195 (0.452)
母親世代			
1951 至 1960 年出生 世代	8.828*** (0.839)	5.618*** (0.564)	4.056*** (0.428)
1961 年後出生世代	8.934*** (1.413)	5.694*** (0.970)	4.115*** (0.737)
父親教育			
低教育	0.335 (0.403)	0.189 (0.227)	0.134 (0.161)
高等教育	0.338 (0.431)	0.192 (0.247)	0.136 (0.175)
母親教育			
低教育	-2.294*** (0.416)	-1.310*** (0.241)	-0.929*** (0.171)
高等教育	-1.214*** (0.454)	-0.655*** (0.234)	-0.468*** (0.169)
省籍	1.170** (0.463)	0.690** (0.285)	0.487** (0.201)
家中子女個數	0.808*** (0.160)	0.455*** (0.090)	0.323*** (0.064)
截距項	-19.381*** (2.319)		
Pseudo R ²	0.1553	0.1553	0.1553
樣本數	3177	3177	3177
過度認定限制檢定 p-value	0.2608		

註1、括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註2、世代參照組為1950前出生世代。教育成就參照組為中等教育。省籍參照組為非外省籍族群。

註3、未受檢(uncensored)之觀察值為1,569。

註4、本文使用Baum, Wiggins, Stillman and Schaffer (1999)所提出的Stata指令做過度認定限制檢定，惟需說明的是其第一階段使用一般最小平方法。

3.6 結論

教育是人力資本累積的重要途徑，而一般人力資本的相關文獻大多著眼於正規教育，惟家庭私人教導對於個人人力資本形成的重要性也不容忽視。其中私人教導應可分為父母為子女所支出之私人教導花費及陪伴子女課業學習投入

的時間。以往文獻對於私人教導的金錢支出受那些因素影響，實證分析結果大多肯定私人教導支出對於個人教育成就的影響。值得注意的是，惟父母的身教、言教如投入時間輔助子女課業學習亦是私人教導中不可或缺的部分，故更應探究父母為子女課業所投入時間是否也會對私人教導支出帶來影響。本文採用「華人家庭動態資料庫」探討台灣地區各種家庭因素對於子女私人教導支出的影響，並探討私人教導投資中金錢支出與投入時間親力親為的身教行為，這兩種行為究竟為相輔相成關係，抑或父母將陪伴子女唸書時間以取代金錢投入私人教導的替代關係？

本文實證結果發現父親與母親所處世代及母親教育成就為子女之私人教導支出的重要影響因素，居住地區與父母親的工作地對於私人教導支出亦有顯著的影響力，特別是於台北市工作的父母有著更高的邊際影響。此外，並得到公部門父母對於子女私人教導金錢投入也相對為多的結論。除此之外，在影響子女私人教導支出的各項因素中，有別於其他文獻，發現就子女的私人教導投資而言，母親具中等教育有著最強的效果，過猶不及。推論其原因可能為低教育程度的母親能力較不足，而較不注重子女的私人教導投資；而高教育程度母親可能較為注重小孩能否快樂的學習與成長，故在學校正規教育外不強迫給予過多的額外課業補習；或可能較反對類似填鴨式的補習教育而參與補習機率較低；或凡事必親自嚴格教導子女，亦會減少送其子女至外面補習。因此，相較下中等教育程度的母親是反而是最在乎子女的私人教導支出投資，一方面因為個人的教育能力有限，故也最願意投資子女私人教導上的花費。在評估十二年國教時，或許本文另外發現了一個過去文獻中沒有提及的好處。

更重要的是，本文實證結果顯示父母投入時間幫助子女課業與花費私人教導支出間是互補而非替代關係。投入愈多時間陪伴子女唸書也會相對投資更多金錢於子女的私人教導，二者實相輔相成。以主計處民國 92 年的家庭收入調查來看，當年度全體家庭平均每戶教育與研究費支出 47,056 元，占每戶可支配所得 5.3 %，其中以學雜費、教科書、參考書等費用占 58.3% 最多，其次為補習費 13,442

元占 28.6%及保育與家教費 6,178 元占 13.1%，由此可知私人教導支出在全體家庭教育支出中占比高達約四成。在這樣高比例的私人教導支出前提，其影響效果為何，實不容忽視。又本文研究結果顯示私人教導中父母付出的金錢與時間係相輔相成的互補關係，當父母多投入時間關注子女的課業也會願意花費愈多的金錢投入私人教導。考慮投入教導時間的內生性並採工具變數法估計後，平均而言每週多增加一小時的私人教導，一年將增加私人教導支出約 5,400 元。

當家庭多投入時間幫助子女課業的學習後，亦會多投入私人教導支出以期子女的學習能達到成效，有助於人力資本形成更進一步提升。但對於必須工作的單親家庭，因陪伴子女時間將會有所限制，反而需要依賴更多的私人教導支出以彌補其陪伴子女時間之不足；至於對於財務信用受限的家庭也應給予政策上補助，可考慮類似發放教育券的方式，使其子女亦可接受私人的補習教育。

在日後此部分的延伸研究可再將家庭對每位子女的私人教導投入細分，以更深入探討個別子女性別、年齡等因素對於私人教導的影響。

第四章 如何可進入公立大學：靠個人能力或靠明星高中？

4.1 前言與文獻回顧

近年台灣升學率不斷攀高，至 96 年為止，高中升大學比率已達 87%；而另一方面而言，隨著民國 85 年教育部推動績優技術學院改制為科技大學、績優專科學校改制為技術學院，大專院校數開始大量增加，至民國 94 年為止台灣地區大專院校已達 162 所。惟以增設內容來看，所謂的精英大學並未隨著這一波廣設大學而增加，於是我們發現一個值得注意的問題：大專院校的廣設提高了「量」，但在品質上卻不見得隨著提高，而一般而言，學生都傾向進入品質較優良的大學，享用良好的教育資源，但品質好的大學院校數量畢竟有限，究竟怎麼樣的學生能擠入這些窄門呢？故我們將試著研究討論學生各項特質如何影響就讀品質較好的大學，另一方面也探討明星高中是否即是進入好大學的入場券！值得注意的是，本文控制了個人能力的異質性、補習效果、同儕效果與家庭背景藉以釐清明星學校之價值，即進入好大學除了受到個人能力、經歷所影響外，明星高中是否亦具有品牌效果！

本研究主要探討影響學生進入品質優良大學的各項因素。在相關文獻方面，Strayer (2002)認為較好品質的高中能提供學生較優良的學習資源進而幫助學生申請到理想的大學，並由實證結果發現學校的教育品質對於高中畢業生進入大學扮演重要的角色。Brewer, Eide, and Ehrenberg (1999)認為個人特質、家庭背景、高中 GPA 等因素將影響進入何種大學的選擇。此外，Dustmann, Rajah, and Van Soest (1997) 則針對學校教育品質研究其對於 16 歲後繼續接受教育的影響。

上述文獻大多肯定學校教育品質之重要性，為進一步釐清學校品質為學生帶來的幫助，我們有必要控制學生個人特質，例如能力、家庭背景等。例如 Dearden, Ferri, and Meghir (2002) 以閱讀與數學能力測驗(reading and mathematical ability test)的成績作為個人能力變數、Strayer (2002)則使用 AFQT 得分做為個人能力變數。其他如 Link and Ratledge (1975)則是以 IQ 做為個人能力指標。在家庭背景

方面如 Strayer (2002)、Haveman and Smeeding (2006)認為家庭因素將影響子女進入大學的選擇，Brewer, Eide, and Ehrenberg (1999)發現高所得家庭和擁有高教育成就雙親的學生有較大可能進入優良大學。值得一提的是，本研究除了控制個人藝術、口語、英數學科能力、家庭背景、父母互動情況等，更加控制了個人於高中的資歷、身心狀態，希望更完整的掌控個人特質，除了可觀察不同特質是否影響學生進入好大學，更加進一步控制同儕效果以清楚釐清明星高中是否名符其實，擁有自身的品牌效果？本章結構如下，第一節為前言與文獻回顧，第二節建構實證模型與估計方法，第三節為資料來源、變數說明與資料特性分析、第四節則討論實證估計結果，第五節為結論，第六節附錄說明了公立與私立學校品質的概況。

4.2 實證模型與研究方法

為理解自變數對事件機率的發生影響，本文實證使用 logistic regression 模型估算各自變數的相對勝算比(odds ratio)²⁴。設 P_i 為成功的機率，則勝算比的對數值可表示為：

$$\text{logit}(P_i) = \ln\left(\frac{P_i}{1-P_i}\right) = \beta_0 + \beta_1 X_{1,i} + \beta_2 X_{2,i} + \dots + \beta_k X_{k,i}$$

其中 X 為解釋成功機率的獨立變數，而 $\exp(\beta_k)$ 則代表相對勝算比，故可檢測虛無假設 $H_0: \exp(\beta_k) \leq 1$ 。當拒絕虛無假設時表示在其他條件不變下， X_k 每增加一個單位時，勝算比會相對增加。

本研究的實證模型為檢測各種不同的學生個人特質和就學的學校特徵，對於影響學生進入明星大學之相對勝算比。例如就讀明星高中、個人能力強是否將對進入明星大學帶來優勢？亦即有較高的勝算到明星大學？由於大學與技職院校屬不同的升學體制，故實證上將分開估計。

²⁴ 勝算比為事件發生頻數相對於事件不發生頻數，若勝算比=0.25，說明事件不發生可能性是發生可能性的 4 倍。一個事件相對於另一個事件勝算比，我們稱相對勝算比(odds ratio)。

本文欲分析各不同因素對於學生進入明星大學帶來的相對勝算比，藉以探討就讀明星高中學生對於進入明星大學或技職院校是否具有優勢，主要實證模型為：

$$\ln\left(\frac{\Pr(nauni_i)=1}{\Pr(nauni_i)=0}\right) = \alpha_0 + \alpha_1 nahigh_i + \alpha X_i + \varepsilon_i$$

其中 i 表示個人， $nauni$ 為是否進入明星大學（或技職院校）之虛擬變數（1 表示進入明星大學，0 表示進入非明星大學）， $nahigh$ 為就讀明星高中， X 為其他控制變數，如個人身心狀態、能力、家庭背景等， ε 為隨機干擾項， α_1 表示影響明星高中畢業生進入明星大學的相對勝算比對數值。此外，為考量學校型態與學生成績的交互影響，即好學校吸引好學生聚集所可能產生的同儕效果，故加入就讀明星高中與其在校成績的交乘項；而為考量補習對於不同英數（或專業學科）程度的學生可能所帶來之效果亦不同，故於模型中另加入補習與英數（或專業學科）程度的交乘項。

在研究方法方面，為了研究主題的需要，定義所謂的明星學校須區分學校之品質，本研究使用『台灣高等教育整合資料庫』（Taiwan Integrated Postsecondary Education Database），原考慮以教育部公告之各大專院校之師生數、師資情況、圖書館藏書等資訊做為學校品質的指標，來定義所謂的明星學校，以便分析研究各項學生特質如何影響進入教育品質好的大學即明星大學。惟因受限於 99 年 5 月個人資料保護法的通過，目前教育部正研擬高教資料庫可釋出資料型態之規範與細部條文，故高教資料庫暫時無法釋出各大專院校上述的教育品質指標資料，故目前僅能以高教資料庫所釋出現有的資料情況粗略區分大學院校之品質。

由本研究所整理之數個大學品質指標來看，多數公立大學之教育品質：如生師比、師資、圖書館藏書等指標皆較私立學校優良²⁵，故以高教資料庫問卷目前現有的學校類型問項作為教育品質分類依據，其學校類型分類區分為：公立大

²⁵ 以生師比指標為例，95 年各大專院校的學生教師比例經本研究整理發現，其比值小於 20 之大專院校共有 24 所，若醫學院不計，其中私立學校僅 5 所；若以師資情況為例，95 年全校博士學歷教師佔總教師比值愈九成之大專院校共有 10 所，其中全為國立大專院校。

學、私立大學、公立技職、私立技職。又大學與技職體系原屬不同升學體系，並以目前台灣教育體制而言，兩者尚是分流的狀態，故有必要分開探討，於是本研究將公、私立大學為一組，以公立大學作為教育品質相對較佳的一類；另外，公、私立技職為一組，以公立技職為教育品質相對較佳的一類。由於本文另一研究重點為明星高中是否名副其實，學校自身的確存在品牌效果？故我們需要區分出受訪者就讀的高中是否為明星學校？同樣地，受限於高教資料庫資料釋出有所限制，本文先將公立高中職歸類為明星高中來研究與討論。

4.3 資料來源、變數說明與資料特性分析

本文主要以臺灣高等教育整合資料庫「94 學年大一新生問卷」為研究資料來源，資料釋出 75,084 個樣本，問卷共有背景資料、高中職生涯、大學生涯、學生看法與意見等四大部分。表 4-1 為本文實證模型採用之變數說明與各變數分類依據，表 4-2 變數資料基本統計特性。由於大學群組與技職院校群組的特性不同，故資料基本統計特性分開列示，表 4-2-1 為公、私立大學之變數資料基本統計特性、表 4-2-2 為公、私立技職院校之變數資料基本統計特性。比較兩表發現，大學與技職院校學生差異較大之處有：大學生在高中曾補習學科科目的情況較普遍，而技職院校學生補專業科目的情況比例較小；大學生的英數能力略高於技職院校學生。家庭背景方面，大學生的父母教育成就較技職體系學生為高，家庭收入情況也略佳。

表 4-1 變數名稱及說明

變數名稱	變數說明
公立高中	以虛擬變數表示，就讀公立高中為 1，非公立高中為 0
公立高中職	以虛擬變數表示，就讀公立高中職為 1，非公立高中職為 0
高中在校成績	高中職三年的學業總平均成績，問卷中，成績分為五個等級，最高為 5，最差為 1。
高中曾補習(一般高中基礎科目)	以虛擬變數表示，高中三年曾補習國文、英文、數學、地理、歷史、物理、化學、生物者為 1，未補習上述科目為 0。
高中曾補習(高職專業基礎科目)	以虛擬變數表示，高中職三年曾補習電腦資訊、農業類科、工業類科、商業類科、家政類料、海事水產類料、醫事護理類料、食品類料、餐飲管理類料者為 1，未補習上述科目為 0。
高中曾任幹部	以虛擬變數表示，高中職曾任班級或社團、學生會幹部者為 1，未任幹部為 0。

高中經常看課外讀物	以虛擬變數表示，高中經常看報紙、雜誌、小說、散文詩詞、漫畫、暢銷書等書刊者為 1，未經常看上列書刊為 0。
擅長創意工作	以虛擬變數表示，擅長從事需要創意的工作為 1，非擅長為 0。
擅長領導別人	以虛擬變數表示，擅長領導別人工作為 1，非擅長為 0。
有好的體力耐力	以虛擬變數表示，個人非常符合有好的體力和耐力者為 1，其他為 0。
遇到失望可以調適	以虛擬變數表示，個人非常符合遇到意外或失望可以有效調適者為 1，其他為 0。
意見與老師不同仍能表達	以虛擬變數表示，個人非常符合即使意見與老師不同，課堂上仍能自由地表達看法者為 1，其他為 0。
做決定前總先問父母	以虛擬變數表示，個人非常符合做決定前，總是問父母該怎麼做為 1，其他為 0。
藝術能力	認為自己在藝術方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。
口語表達	認為自己在口語表達方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。
人際溝通	認為自己在人際溝通方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。
英數能力	a.認為自己在英語聽說方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。 b.認為自己在英語閱讀方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。 c.認為自己在數理邏輯方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。 d.認為自己在分析方面的能力，分為五個等級：1.很弱、2.弱、3.普通、4.強。 英數能力為加總上述 a 至 d 表示
性別	以虛擬變數表示，男性為 1，女性為 0
父親教育程度	1.國小以下、2.國中、3.高中職、4.專科、5.大學、6.研究所以上。
母親教育程度	1.國小以下、2.國中、3.高中職、4.專科、5.大學、6.研究所以上。
家庭收入	家庭收入在：1.少於 50 萬元、2.50-114 萬元、3.115-150 萬元、4.151-300 萬元、5.301-500 萬元、6.501 萬元以上。
較低收入家庭	家庭收入少於 50 萬元。
學科能力總級分	大學學科能力測驗的總級分。
四技二專學測英數成績	四技二專學測英文加數學的分數
四技二專學測專業成績二科專業成績加總	四技二專學測二科專業成績加總

資料來源：臺灣高等教育整合資料庫 94 年大一新生問卷調查。

表 4-2-1 變數資料基本統計特性：公立大學與私立大學

名稱	樣本數	平均數	標準差
公立高中	42498	0.475	0.499
高中在校成績	26539	3.055	0.771
高中曾補習(一般高中基礎科目)	42498	0.501	0.500
高中曾任幹部	42498	0.547	0.498
高中經常看課外讀物	42498	0.475	0.499
擅長創意工作	42498	0.279	0.449
擅長領導別人	42498	0.277	0.447
有好的體力耐力	42498	0.056	0.230
遇到失望可以調適	42498	0.093	0.291
意見與老師不同仍能表達	42498	0.027	0.161

做決定前總先問父母	42498	0.045	0.207
藝術能力	27695	2.857	1.083
口語表達	27695	2.954	1.000
人際溝通	27695	3.232	0.931
英數能力	27695	10.736	2.888
性別	42498	0.490	0.500
父親教育程度	27328	3.370	1.351
母親教育程度	27328	3.085	1.280
家庭收入	37328	1.825	0.985
較低收入家庭	42498	0.282	0.450
學科能力總級分	26704	42.766	20.642

資料來源：臺灣高等教育整合資料庫 94 年大一新生問卷調查。

表 4-2-2 變數資料基本統計特性：公立技職與私立技職院校

名稱	樣本數	平均數	標準差
公立高中職	32586	0.365	0.481
高中在校成績	22075	3.132	0.836
高中曾補習(高職專業基礎科目)	32586	0.187	0.390
高中曾任幹部	22341	0.576	0.494
高中經常看課外讀物	22341	0.451	0.498
擅長創意工作	22341	0.243	0.429
擅長領導別人	22341	0.241	0.428
有好的體力耐力	22341	0.060	0.238
遇到失望可以調適	22341	0.0949	0.293
意見與老師不同仍能表達	22341	0.031	1.723
做決定前總先問父母	22341	0.057	0.232
藝術能力	23384	2.716	1.040
口語表達	23384	2.806	0.989
人際溝通	23384	3.111	0.949
英數能力	23384	9.479	3.068
性別	32586	0.500	0.500
父親教育程度	23072	2.685	1.189
母親教育程度	23072	2.462	1.136
家庭收入	23072	1.562	0.893
四技二專學測英數成績	22341	66.083	62.449
四技二專學測專業成績	22341	75.385	70.234

資料來源：臺灣高等教育整合資料庫 94 年大一新生問卷調查。

4.4 實證結果與分析

表 4-3 為影響個人進立公立大學的估計結果，其中第(1)欄為基礎模型，我們可發現，若原就讀公立高中，其進入公立大學之相對勝算比大於一，即國立高中生相對私立高中生有進入公立大學的優勢。以台灣地區而言，一般所謂的明星高中大多還是集中於公立學校，以台灣地區的升學情況來看，的確就讀公立高中對於日後進入公立大學有著相當高的優勢，例如近年來台北市的建國中學、北一女中，其國立大學升學率高達八成，似乎明星高中對於進入公立大學是個重要的關鍵。我們為了更加釐清這樣的議題，實證模型中應變數除了放置是否就讀公立高中外，接下來進一步再控制了個人高中經歷、身心狀況、專長及能力、背景等各項特質，除了能夠探討這些特質對於進入公立大學造成的影響，也可再度驗證明星高中是進入公立大學的先決門檻究竟為一個迷思或是確實幫助學生掌握了優勢。

在表 4-3 第(1)欄，關於個人高中生涯情況中，我們發現高中成績較好的學生，對於進入公立大學是有優勢的，但高中補習沒有帶來顯著的影響。高中若有擔任班級或學校活動幹部也將有助於進入公立大學，這有可能是任職幹部增加了見聞與責任心、榮譽感而更加努力爭取進入公立大學的機會。此外，高中有經常看課外書刊習慣的學生進入公立大學的相對勝算比顯著大於一，故適度的閱讀教科書以外的讀物增進課外知識對於升學並非阻礙而是助益。

在個人專長領域方面，擅長創意工作、擅長領導別人的特質造成了進入公立大學的劣勢，這樣的結果可能由於這類的高中生活躍於社團、課外活動，惟以台灣的升學情況而言，筆試仍是決勝的重要關鍵，而這些學生外務較多，亦分散了課業的集中度。

關於身心狀態的變項中，有好體力和耐力的個人並無顯著影響是否進入公立大學；而遇到意外或失望可以有效調適的特質則在影響進入大學的勝算將帶來幫助，可能的解釋為這類學生的EQ較好，能適時調適情緒，較不受外力干擾而能專心於升學課業。此外，若有意見與老師不同，但課堂上仍能自由地表達看法的

這類學生，則有著自我意識強烈，帶有個人主義的特質，在本文實證發現這對於進入公立大學未帶來顯著影響，可能由於台灣升大學的教育方式仍以填鴨式為主，不需要太多自我的想法與個人意識，故養成學生在唸大學之前思維主要集中在老師所教授的範圍內，不易產生個人看法。做決定前，總是問父母該怎麼做的學生個性是較為被動的，也可能較依賴而無主見，在實證結果呈現這對於進入公立大學是居於劣勢的，但並不顯著。

在個人能力方面，藝術能力對於進入公立大學並無顯著影響；人際溝通強則使得進入公立大學處於劣勢，這可能解釋為這類特質的學生外務較多，分散了升學考試的專心度。而英數能力好的學生將有助於進入公立大學在本文實證上得到顯著的佐證！

在性別方面，實證結果發現男性較女性有優勢進入公立大學，再以本文樣本資料來看，女性占大學生總比例約為 51%，比男性略高，若只看公立大學的部分，女性僅占 49.5%。綜上所述，一般而言女性升大學比例略微高於男性，但要進入公立大學似乎仍是男性略勝一籌。在家庭背景方面，實證得知父母親教育程度愈高，將對進入公立大學帶來正面幫助；而家庭收入較低使得進入公立大學的相對勝算比低於一，即處於劣勢。這可能是父母教育程度高，了解教育對個人的重要性，更關注於子女的課業問題，而家庭收入較低可能擁有較少的社會資源，無法給予小孩優良的學習環境，故對於升國立大學帶來負面的影響²⁶。這也與 Brewer, Eide, and Ehrenberg (1999)提及高所得家庭和雙親擁有高教育成就的學生有較大可能進入優良大學有相似的發現。

由於樣本就讀不同的高中，各校給予成績的可能標準不一，故在表 4-3 第(2)欄加入高中在校成績與就讀公立高中的交乘項，實證發現該變數呈現正向顯著，換言之，就讀公立高中而又成績好的學生的確為進入公立大學帶來更明顯的優勢。而此交乘項也代表著好的學習環境中且又是優秀的學生帶來的效果，我們將

²⁶ 若此處控制變項改為家庭收入(由高至低，分為五個等級)，結果將為正向顯著，即收入愈高，則會為進入公立大學帶來助益。

這樣的效果解釋為類似「同儕效果」，這是由於台灣升高中的聯考制度已先將可能學業成績較優秀的一群學生分配到了公立高中，於是這些公立高中集合了課業上相對較優秀的學生，而這些學生聚集後相互激勵產生了類似同儕一起進步的效果。再者，我們發現加入這個變數後公立高中學生的相對勝算比由第(1)欄 2.194 下降為 1.275，且其他變項之相對勝算比並無太大之改變，表示公立高中帶來的影響可區分為學校自身之品牌效果，其相對勝算比為 1.275；另一個為好學生聚集至好學校產生的效果，相對勝算比為 1.188。

第(3)欄則加入了高中曾補習與英數能力強的交乘項，實證結果是正向且顯著的，這表示有補習且英數能力好的學生更為進入公立大學帶來了優勢，我們也發現高中曾補習變成負向顯著，這表示補習不見得有用，英數能力要有一定程度才能為進入好大學帶來正面的效果！在第(4)欄，我們放置了大學學科能力的總級分分數，而分數愈高，則對於進入公立大學帶來更高的勝算。

綜觀而言，在控制了個人專長與能力、身心狀況、高中經歷後，並且將成績優秀學生聚集於好學校所形成之效果區隔出來後，我們更加釐清了就讀公立高中帶來影響進入公立大學的品牌效果，故明星高中確有其價值存在！

表 4-3 影響個人進入公立大學的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)
公立高中	2.194*** (0.072)	1.275* (0.176)	1.281* (0.177)	1.234 (0.174)
高中在校成績	2.009*** (0.038)	1.762*** (0.066)	1.764*** (0.066)	1.700*** (0.065)
高中曾補習	1.034 (0.036)	1.032 (0.036)	0.649*** (0.080)	0.556*** (0.070)
高中曾任幹部	1.082* (0.046)	1.082* (0.046)	1.081* (0.046)	1.028 (0.044)

高中經常看課外 讀物	1.084** (0.034)	1.084** (0.034)	1.084** (0.034)	1.048 (0.034)
擅長創意工作	0.942* (0.029)	0.943* (0.029)	0.942* (0.029)	0.944* (0.030)
擅長領導別人	0.866*** (0.026)	0.866*** (0.026)	0.865*** (0.026)	0.857*** (0.026)
有好的體力耐力	1.034 (0.052)	1.034 (0.052)	1.032 (0.052)	1.072 (0.054)
遇到失望可以調 適	1.071* (0.043)	1.070* (0.043)	1.070* (0.043)	1.071* (0.044)
意見與老師不同 仍能表達	0.919 (0.066)	0.923 (0.066)	0.924 (0.066)	0.944 (0.069)
做決定前總先問 父母	0.918 (0.050)	0.916 (0.050)	0.916 (0.050)	0.928 (0.051)
藝術能力強	0.977 (0.014)	0.978 (0.014)	0.978 (0.014)	0.992 (0.014)
口語表達強	0.989 (0.018)	0.990 (0.018)	0.990 (0.018)	0.995 (0.018)
人際溝通強	0.933*** (0.018)	0.932*** (0.018)	0.932*** (0.018)	0.942*** (0.018)
英數能力強	1.040*** (0.006)	1.040*** (0.006)	1.005 (0.010)	0.983 (0.010)
性別	1.203*** (0.034)	1.206*** (0.034)	1.204*** (0.034)	1.198*** (0.035)
父親教育程度	1.065***	1.065***	1.065***	1.045***

	(0.014)	(0.014)	(0.014)	(0.014)
母親教育程度	1.033** (0.015)	1.033** (0.015)	1.034** (0.015)	1.023 (0.015)
較低收入家庭	0.807*** (0.023)	0.808*** (0.023)	0.807*** (0.023)	0.827*** (0.023)
公立高中*高中 平均成績		1.188*** (0.051)	1.186*** (0.051)	1.158*** (0.050)
有補習*英數能 力強			1.045*** (0.012)	1.052*** (0.012)
學科能力總級分				1.018*** (0.001)
<i>N</i>	25588	25588	25588	25588
pseudo <i>R</i> ²	0.073	0.073	0.074	0.091

註:括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

由於台灣地區目前仍是大學與技職分流的體制，故我們有必要將大學與技職體系分別討論與研究，表 4-4 為影響個人進入公立技職院校的相對勝算比估計結果。和上述表 3 類似得到就讀公立高中職將對於進入公立技職帶來優勢，而高中在校成績較好亦帶來優勢。惟高中職曾補習這個變項在放置時為了考量進入公立技職須參與四技二專統一學測，其著重專業領域科目，如商業類科的會計學、工業類科的機械學等，四技二專聯招專業科目的重要性相對較一般科目為高，故特將此變數設為高中職是否曾補習專業科目而非一般高中升學科目。結果發現補習專業科目對於進入公立技職的相對勝算比顯著且大於一，這與上述進入公立大學的結果相異，也就是說為了進入公立技職院校，補習將會帶來幫助。在經歷方面，高中職曾任幹部並無顯著影響，這與進入公立大學的實證結果相異，這可能是若就讀高中，老師常會挑選課業較優秀的學生來擔任幹部，但高中職較沒有這種情

況；而常看課外書刊對於進入公立技職院校會有幫助，這則與表 3 討論進入公立大學有著相似的結果，故閱讀課外讀物不論在一般升大學，或技職體系升學均非負面影響，而是會為學生帶來幫助。在個人專長上，擅長創意工作、擅長領導工作的個人特質不似表 4-3 所述對於進入公立學校會居於劣勢，這裡並沒有得到顯著影響進入公立技職院校的結論。

在個人身心狀態的變數中，遇到失望可以調適的個人特質並未得到顯著影響，這與表 4-3 的結論不同；而課堂上仍能自由地表達看法的這種行為，這種自我意識強烈，帶著個人主義特質的學生對於進入公立技職帶來了負面顯著的影響，這亦與表 4-3 有著相異的結論，可能是由於與高中體制上的不同，由於其不像高中生會以升大學為短期這三年的人生目標，也許因為學習專業領域，多了建教合作或到企業工讀累積社會經驗，接觸了更多人事物，使得思想更為開闊，進而較有自我的想法而可能較特異獨行或頑劣，以致相對上不利於進入公立技職。做決定前，總是問父母該怎麼做的被動特質對於進入公立技職也似表 4-3 有著居於劣勢的結果。

在個人能力方面，表 4-4 實證結果呈現藝術、口語表達、人際溝通強的受訪者對於進入公立技職有顯著不利的情況。英數能力仍是顯著對於進入公立技職有優勢。這與進入公立大學大致上結果相似，所以在台灣的教育體制下，青少年有著強烈的個人特質，能言善道、善於溝通似乎並未對升學帶來幫助，主要還是以課業優良才是最大決勝因素。

以樣本資料觀察，技職院校的女性比例約為五成，而就讀公立技職的女性僅佔約 48%。而實證結果也發現男性較女性對於進入公立技職具優勢，這與進入公立大學有相似的結論。家庭背景中，僅父親教育程度愈高帶來了進入公立技職的優勢；而母親教育程度與表 3 所呈現的結論略有差異。而在家庭收入方面，我們發現其相對勝算比顯著小於一，即收入愈高，對於進入公立技職反居於劣勢。這個結果與進入公立大學的情況有著極大的反差，相較低收入家庭，高收入會有助於子女進入公立大學，但對於進入公立技職院校卻反而呈現劣勢。這可能由於高

中進入大學需要家庭提供較多的資源，而技職體系方面卻是較低收入家庭學生更想力爭上游，爭取進入公立技職院校，讓自己不受限於家庭環境，仍保有升學的機會。

表 4-4 第(2)欄加入了公立高中職與成績交乘項，發現就讀公立高中職與成績交乘項正項顯著，即公立高中職成績好的學生具有優勢進入公立技職院校，與表 4-3 有相似結果。同樣地，此交乘項代表著好的學習環境中且是優秀的學生所帶來的效果，代表公立高中職集合了課業上相對較優秀的學生，聚集後產生了同儕一起進步的效果。且加入這項變數後公立高中職學生的相對勝算比由第(1)欄 4.218 下降為 1.937，且其他變項之相對勝算比並無大幅的改變，故亦將公立高中職對進入公立技職院校帶來的影響區分為學校本身之品牌效果與好學生聚集至好學校產生的效果，由此可知抽離了上述效果後，高中職仍擁有其自身的品牌效果，明星學校為進入公立技職帶來優勢的說法仍是成立。

第(3)欄則加入了四技二專學測的英數成績，作為個人的一種能力指標，發現英數能力好對於進入公立技職是有優勢的。接下來第(4)欄加入四技二專學測的專業科目成績，發現擅長專業科目也帶來了優勢。第(5)欄則放置曾補習專業科目與學測專業成績的交乘項，想更加清楚釐清補習的效果，而我們發現結果與進入公立大學的情況相似，有補習專業科目且專業能力好的學生為進入公立技職更帶來了優勢，而高中職曾補習專業科目這個變項則變成負向顯著，這表示補習不見得有用，能力要有一定程度才能為進入公立技職院校帶來正面的效果！

表 4-4 影響個人進入公立技職院校的相對勝算比估計結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
公立高中職	4.218*** (0.166)	1.937*** (0.325)	1.690*** (0.288)	1.761*** (0.298)	1.747*** (0.296)
高中職在校 成績	2.030*** (0.048)	1.740*** (0.069)	1.578*** (0.064)	1.592*** (0.064)	1.599*** (0.065)

高中職曾補習(專業科目)	1.334*** (0.050)	1.333*** (0.050)	1.127*** (0.044)	1.186*** (0.046)	0.801*** (0.058)
高中職曾任幹部	1.047 (0.055)	1.052 (0.056)	0.981 (0.053)	0.997 (0.053)	1.003 (0.054)
高中職常看課外讀物	1.097** (0.042)	1.099** (0.042)	1.079** (0.042)	1.087** (0.042)	1.088** (0.042)
擅長創意工作	0.960 (0.040)	0.960 (0.040)	0.963 (0.041)	0.956 (0.041)	0.958 (0.041)
擅長領導別人	1.019 (0.041)	1.019 (0.041)	1.029 (0.043)	1.022 (0.042)	1.020 (0.042)
有好的體力耐力	0.899 (0.062)	0.894 (0.062)	0.925 (0.065)	0.913 (0.064)	0.908 (0.064)
遇到失望可以調適	1.075 (0.060)	1.079 (0.060)	1.059 (0.060)	1.056 (0.060)	1.058 (0.060)
意見與老師不同仍能表達	0.743*** (0.073)	0.742*** (0.074)	0.765*** (0.077)	0.750*** (0.075)	0.753*** (0.075)
做決定前總先問父母	0.827*** (0.057)	0.826*** (0.057)	0.828*** (0.058)	0.820*** (0.057)	0.822*** (0.057)
藝術能力強	0.923*** (0.018)	0.924*** (0.018)	0.937*** (0.019)	0.921*** (0.019)	0.923*** (0.019)
口語表達強	0.924*** (0.023)	0.926*** (0.024)	0.943** (0.025)	0.929*** (0.024)	0.929*** (0.024)
人際溝通強	0.946**	0.945**	0.944**	0.941**	0.939**

	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)	(0.025)
英數能力強	1.109*** (0.008)	1.109*** (0.008)	1.089*** (0.008)	1.112*** (0.008)	1.111*** (0.008)
性別	1.250*** (0.047)	1.259*** (0.047)	1.335*** (0.051)	1.265*** (0.048)	1.265*** (0.048)
父親教育程度	1.067*** (0.020)	1.066*** (0.020)	1.073*** (0.020)	1.078*** (0.020)	1.076*** (0.020)
母親教育程度	1.021 (0.020)	1.020 (0.020)	1.028 (0.020)	1.027 (0.020)	1.026 (0.020)
家庭收入	0.951** (0.020)	0.951** (0.020)	0.954** (0.020)	0.953** (0.020)	0.952** (0.020)
公立高中職* 高中平均成績		1.257*** (0.061)	1.254*** (0.062)	1.273*** (0.062)	1.272*** (0.062)
四技二專學 測英數成績			1.008*** (0.000)		
四技二專學 測專業成績				1.006*** (0.000)	1.005*** (0.000)
學測專業成績* 曾補習專業科目					1.004*** (0.001)
<i>N</i>	21391	21391	21391	21391	21391
pseudo <i>R</i> ²	0.134	0.135	0.167	0.156	0.158

註:括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

4.5 結論

隨著台灣地區大專院校的增加，升學率普遍提高，是否能唸大學已不再是

家所關注的重點，能不能唸書好的大學才是關鍵，即我們應該漸漸將對於「量」的重視，進而提升到對「質」的重視！在本文中依據教育部公開資訊計算如生師比、師資、圖書館藏書等教育品質指標，發現大多公立大專院校仍較私立學校之教育品質為高，故以公立大專院校作為教育品質相對較優良的基礎下進行分析研究各項因素如何影響個人是否能就讀品質好的大學。再者，由於台灣的大學與技職體系已分流多年，不論在學習重點與升學過程皆有相當之差異，故有必要將大學與技職院校分開探討。

本文主要實證結果發現，就讀公立高中職，無論是對於升公立大學或公立技職院校皆是有助益的；在校成績好也有佔有顯著的優勢，而在公立高中職且成績優良的學生對於進入公立大學或技職院校更是如虎添翼！值得一提的是研究中控制了許多個人特質的變項，例如樣本於高中的資歷、個人擅長的領域、身心狀態、各項能力、家庭背景等，更較以往相關文獻掌控個人因素帶來的差異情況。我們發現無論在一般大學或技職體系，多閱讀課外讀物對於升學是有幫助的，所以我們應該多鼓勵青少年接收課業外的知識，多參閱書報雜誌，故政府與校方應多重視提供這方面的設施與資源。在個人高中經歷上，擔任幹部僅對於進入公立大學有利，而對進入公立技職無顯著影響。而擅長領導與有創意的個人可能因為外務較多反而分散了升學的專注程度，帶來進入公立大學的負面影響。另一方面，情緒能適當調適的個人則相對提高了進入好大學的勝算。而有著較特立獨行或較依賴的個人特質對於進入公立技職院校是居於劣勢的，故在上述研究結果中，我們發現高中經歷、有創意、擅領導與情緒調適這類外在表現的因素將影響是否進入好大學；而內在個性中庸，不特別有意見也不特別依賴的學生在技職體系上的升學則會有較好的表現。

在個人能力方面，藝術、口語能力並未對升大學帶來顯著影響，但卻為升公立技職帶來負面效果，而在英數能力方面的確是能否進入公立大學一項重要指標。這樣的結果顯示要進入公立大學的前提仍是個人在課業上的能力來取決，其他因素較不重要；但以技職體系而言，擁有藝術、口語能力將分散了專業學科的

表現，中規中矩且英數能力好的高職生較有進入公立學校的勝算。

性別方面，男性較女性較有優勢進入公立學校；而家庭背景中，家長教育成就愈高愈能體認升學的重要性，更願意投注心力與物資在子女的課業上，於是子女進入公立學校居於優勢。在家庭收入方面，兩種不同體制有著截然不同的結論，較低收入的家庭可能無法提供資源予子女而使得其進入公立大學居劣勢；但高收入的家庭對於進入公立技職院校卻反而是處於劣勢。這可能是技職體系中，較低收入家庭學生會更想力爭上游，爭取進入公立技職院校，讓自己不受限於家庭環境，仍保有升學的機會。在補習方面的效果，兩種不同體制下有著類似的結論，補習並非是萬能靈藥，自身也要有一定程度的能力才能為進入品質好的學校帶來正面的影響！此外，由於較低收入家庭子女進入公立大學是居於劣勢的，故政府對於這類家庭的子女應給予資源與協助，為他們爭取一個進入良好品質大學的公平競爭機會！

本文除探究各項因素對於進入品質好的學校帶來的影響外，尚有一個釐清的重點，即「明星高中存在的價值」，在上述各項個人資歷、專長、身心狀態、能力特質、家庭背景皆被控制後，就讀公立高中或職校仍是進入好學校的一項正向且顯著的因素，也就是說，當我們抽離了個人的因素，仍可以看到公立高中職存在了正面的影響。再者藉由加入就讀公立高中與在校成績的交乘項，呈現了好的學校聚集好的學生所產生的效果，控制了該效果後，公立高中職學校對於進入公立大學與公立技職學校相對上仍具優勢，即學校本身的確擁有其自身的品牌效果，這表示明星高中確有其「明星」價值，進入明星高中的確增加了進入品質優良之大專院校的相對勝算，而不僅僅只是一個口號與迷思！

日後研究可在學校的品質分類上更加精緻以區分出好學校來釐清明星學校品牌效果。此外甄試入學的比例也日漸增加，之後研究應將這項因素考慮在內。

4.6 附錄

本研究使用『台灣高等教育整合資料庫』(Taiwan Integrated Postsecondary Education Database)的「94 學年大一新生問卷」,原規劃以教育部公告之各大專院校之師生數、師資情況、圖書館藏書等資訊設立數個關於學校品質的指標,以便分析研究各項學生特質如何影響進入不同教育品質的大學。惟受限於民國 99 年 5 月個人資料保護法的通過,目前教育部正研擬高教資料庫可釋出資料型態之規範與細部條文,故高教資料庫表示暫無法協助本研究分類教育品質指標,所以目前本研究將公立院校作為教育品質相對較佳的一類進行研究分析。其原因如下說明:

附表 1 列示各項教育品質計算方式,而附表 2 與附表 3 顯示這三個指標的相關情況不高,亦即非某一個指標即可代表其他教育品質特性,三個指標皆各具意義,有分開列示的必要性。由附表 4 顯示綜合學校三個品質指標的排名情況,前 10 名全為國立大學。此外,由本文整理可知排名前 30 名的學校中,私立學校也僅占 3 所。另分別觀察各項指標排名發現三項教育品質指標全在前 10%者,僅國立台灣大學;其次有國立屏東教育大學,師資與圖書館藏書皆在前 10%,生師比亦位於前 20%以內;而國立清華大學、國立暨南國際大學、國立中山大學、國立東華大學、國立師範大學皆是一項教育品質指標在 10%,另外其他二項指標在前 20%。上述全為國立大學。而其他擁有二項教育指標在前 20%的學校共有 17 所,而其中僅有 4 所為私立學校,其餘全為公立院校。由附表 5 整理可知,私立學校各項教育品質在全體大專院校的表現上,僅少數學校的品質指標能在全國大專院校排名前 10%內。故綜合這三個教育品質指標的表現而言,公立學校的教育品質確實遠遠超越私立大專院校。

再以各項指標分別分析之:『博士教師比例』品質指標前 20%的 34 所大專院校來看,私立學校僅 7 所;並且擁有全校博士學歷教師佔總教師九成以上的之大專院校共有 10 所,且全為國立院校!在『生師比』指標方面,我們發現前百分之二十的 32 所學校中,全國的醫學院幾乎皆在前 20%的學校中,這應該是醫學

院所特有的屬性，必須小班教學，傳承醫學知識與經驗。扣除醫學大學後前 20% 的 27 所學校中，公立學校占 21 所、比例高達 78%。而『圖書館藏書/學生數』品質指標前 20% 的 34 間大專院校中，公立學校占 26 間，占 76% 以上。故將這三個指標個別分析後，仍是公立大學擁有較優良的教育指標。

由上述所整理的指標情況，我們可知大致上公立大專院校的教育品質確優於私立院校。再者，高教資料庫問卷目前現有的學校類型問項區分為：公立大學、私立大學、公立技職、私立技職，在考量目前台灣教育體制大學與技職院校仍是分流的狀態，故本研究將公、私立大學為一組，以公立大學作為教育品質相對較佳的一類；另外，公、私立技職為一組，以公立技職為教育品質相對較佳的一類進行研究分析。

附表 1. 各項品質指標計算方式

品質指標	計算方式
師資品質	教育部公布之 95 年各大專院校博士學歷教師數/教師總數
生師比品質	以教育部公布之 95 年各大專院校學生數/教師數
圖書館品質	以教育部公布之 95 年各大專院校的(圖書館中文圖書+西文圖書+中、日文期刊+西文期刊+電子期刊)/學生數
綜合排名	(師資排名+生師比排名+圖書館排名)/3 後再排序

附表 2. 三項品質指標相關係數

	師資品質	生師比品質	圖書館品質
師資品質	1		
生師比品質	-0.0529	1	
圖書館品質	0.0404	-0.3926	1

附表 3. 三項品質指標排名相關係數

	師資品質排名	生師比品質排名	圖書館品質排名	綜合排名
師資品質排名	1			
生師比品質排名	0.0531	1		
圖書館品質排名	0.2939	0.4239	1	
綜合排名	0.6127	0.683	0.8128	1

附表 4. 綜合排名前十名之大專院校

學校名稱	師資品質	師資排名	生師比品質	生師比排名	圖書館品質	圖書館排名	綜合排名排序
國立台灣大學	88.44%**	11	17.17**	10	95.89**	6	1
國立清華大學	95.20%**	2	18.76*	20	65.54*	22	2
國立花蓮教育大學	77.49%*	30	17.93**	13	97.97**	5	3
國立屏東教育大學	83.76%**	15	19.83*	23	85.84**	11	4
國立暨南國際大學	93.78%**	3	20.18*	25	59.48*	26	5
國立中山大學	92.37%**	5	21.42*	30	61.09*	24	6
國立台灣師範大學	75.73%	33	18.62*	19	85.16**	12	7
國立新竹教育大學	77.65%*	29	20.84*	27	88.26**	9	8
國立政治大學	83.69%**	16	23.17	46	110.77**	4	9
國立東華大學	90.91%**	9	21.59*	31	56.14*	30	10

註：**表示位於該項品質前 10%；*表示位於該項品質前 10%~20%間。

附表 5. 私立學校各項教育品質表現

教育品質	師資品質	生師比品質	圖書館品質	綜合排名指標
指標表現				
品質指標於全國大專院校排名前 10% 的占比	0.61%	4.29%	3.45%	1.22%
品質指標於全國大專院校排名前 20% 的占比	4.29%	5.52%	3.68%	1.84%
品質指標於全國大專院校排名前 30% 的占比	9.82%	10.43%	9.82%	4.91%

第五章 決定台灣大學畢業生初入職場的影響因素

5.1 前言與文獻回顧

近年來由於政策上對於大學學制的鬆綁，我國大學校數的成長極為快，不計軍事類別學校截至民國 100 年共計有 163 所大專院校，較民國 67 年僅 23 所大專院校成長高達六倍之多。以成長內容來看，在早期教育部欲擴張大學校數卻又未有足夠經費支應，便傾向將原有技職體系改制為學院或科技大學，近十年中大學校數成長約有一倍，而學院數則呈現有遞減的趨勢。再者，大學指考錄取率於 95 學年後已突破九成，大學與碩士人數逐年增加，五專與二專生人數逐漸減少，尤以大學生的情況來看，近 10 年增加 50%，畢業人數更成長高達 93.45%，而最直接的衝擊便是這些大量的畢業生投入勞動市場造成的影響。以薪資方面來看，回顧 10 年前的大學畢業生起薪約有兩萬八千元，而 104 人力仲介「2011 年新鮮人起薪調查」，針對六百多家企業網路問卷調查發現：企業預計給大學畢業生起薪僅兩萬六千四百三十二元，隨著近年物價上漲，我們發現大學畢業生初入職場的薪資竟然不升反降。

綜上所述，在大學校數急速擴充下，幾乎目前青年多數以大學畢業為基本學歷，早期擁有大學文憑確實會對就業薪資帶來保障，但如今已不同以往，明星大學是否保持著這份優勢？本章將討論不同類型大學是否影響了新鮮人初入職場的薪資。此外，究竟那些因素影響著大學畢業生的薪資水準也是值得注意的重要關鍵，因為釐清這些議題將對目前台灣高等教育與勞動市場的政策方向帶來相當大的幫助。

近年大學校數與人數的增加是否對於大學畢業的教育報酬率帶來改變？莊奕琦與賴偉文(2011)研究發現年輕世代面對的市場較開放，雖對勞動需求增加，但另一方面由於高等教育供給的不斷擴張，導致男性大學畢業的教育報酬有隨世代而下降的趨勢。若針對初入職場的大學畢業生來論，行政院青年輔導委員會於 95 年辦理「台灣大專生就業力調查」，調查對象涵蓋 91 年度大專畢業生、95 年

度大專屆畢業生、企業雇主與大專職輔人員，以問卷調查的型式進行分析討論以做為政府制定青年就業與教育相關政策之依據。其發現畢業後尋職時間愈短顯示畢業生在學時準備充足、工作轉換次數愈少則可能在職場上愈具穩定性，這些將對於薪資帶來正面的幫助，並指出性別、公立學校畢業、就讀理工或商管人文科系這些因素也皆會對薪資帶來影響，推論這些畢業生在進入職場時的就業力有所差距。

游秋怡和林大森(2008)使用「臺灣高等教育整合資料庫」的「91 學年度大學畢業生」資料來探討畢業學校、主修科系與專業證照三個因素對於職場新鮮人職業與收入的影響。發現畢業學校類型、科系、證照對薪資皆有影響，並且以畢業學校的影響力最大，其中以公立大學畢業生居冠，故指出文憑是重要的依據，但專業證照也有值得思考的重要性。林大森(2006)發現即便技職學校的畢業生擁有專業證照，其薪資仍是較一般學校學生低，文憑可能仍是影響薪資的最重要因素，顯示近年來的教改仍有進一步思考與修正的空間。田弘華(2008)亦使用「臺灣高等教育整合資料庫」，以最小平方方法對薪資方程式進行估計後發現性別、學校類型、主修科目、工作地區等變項，對於大學畢業生薪資水準具有顯著性的影響。

其他影響大學畢業生薪資的相關文獻如 Kong and Fu(2012)使用包絡分析法(envelopment analysis)觀察台灣商學院畢業生的起薪，發現公立學校普遍優於私立學校，但仍有一些私立學校的畢業生表現不錯。湯堯和徐慧芝(2011)使用「臺灣高等教育資料庫」的「91 學年度大學畢業生」資料發現公立學校畢業生薪資顯著高於私立學校。林家賢(2001)以行政院青輔會 1996 年與 1998 年進行的「專科以上畢業青年就業狀況、工作轉換與工作經驗調查」為資料來源，發現對初入勞動市場的專上畢業生而言，工作轉換有助於工資的成長，其中以大學畢業生來看，擁有三次工作經驗帶來最佳的工資報酬。Zhang(2005)發現較高品質的公私立大學對於薪資會有正面影響。而 Joy(2003)探討美國大專畢業生男性起薪高於女性的原因，說明控制學校類型、主修類別與個人背景等因素後，性別對大專畢

業生的薪資仍具影響。施新政、李宏彬、孟嶺生與吳斌珍(2011)發現大陸地區名牌大學畢業生薪資溢酬會因控制學生能力與家庭背景後降低。

國內討論精英大學表現的相關文獻有于若蓉與朱敬一(1998)，強調台大畢業生大多為聯考表現優異者，在未控制能力下，台大畢業生的表現可能有高估的情況。另外國內討論文憑主義有江豐富(1990)以民國 75 年行政院主計處「勞動力運用調查」搜集的統計資料作為觀察及研究的樣本，探討文憑主義在台灣地區勞動市場的重要性。江豐富(1995)再採用行政院主計處民國 82 年「人力運用調查」，得到「文憑主義在我國勞動市場所扮演的角色，應不像國人所說的那樣重要」的結論。劉正(1999)使用行政院主計處民國 74 年及 84 年的「台灣地區人力資源運用調查資料」，發現人力資本論與文憑主義在台灣勞動市場皆具相當的適用性，且不論是教育年數或所受教育在市場中的相對高低，均佔有相當的重要性。

此外，其他值得注意的重要因素尚有畢業生如何找工作，是否透過介紹？求職的社會網路管道為何？這些因素可能也影響著畢業生初入職場的薪資與表現，國內相關文獻如蔡芬芳(2007)使用 2002 年「台灣社會變遷基本調查計畫」研究發現不論用何種介紹方式、與介紹人交情深淺，都不如介紹人本身的社會地位來得有影響力，若有高社會地位者肯提拔，此效果勝過豐富的人脈關係。而透過介紹人發揮他的關係和影響，會對於被介紹者的薪資有正面的提升效果。

上述文獻中大致上支持大專學校類型對於畢業生薪資具影響力，其他如證照、家庭背景、個人特質與能力與求職方式也都是可能列入考量的項目，而本研究主要將探討學校屬性（公立或私立學校、一般或是技職學校等類別）對於畢業生初入職場薪資的影響，除了上述文獻的影響因素外，其他對於畢業生如何透過社會網絡找到工作、是否曾接受職業訓練、個人職場表現能力、換工作頻繁與否、職業、工作部門與工作地點等各項可能影響因素皆納入考量，試圖釐清各項因素對於畢業生初入職場薪資的影響，給予相關政府政策意見，協助大專畢業生就業競爭力的提升。

值得注意的是，上述文獻的實證研究方法大多採用迴歸模型，或其他如包絡分析法與變異數分析法等。但卻忽略了對於大專畢業第一年的新鮮人來說，扣除升學與當兵的可能性後，還可能有許多其他因素而選擇不進入勞動市場者，若未考量這些樣本的特性與選擇則會對實證結果造成偏誤(bias)的情況，故本研究採用 Heckman 二階段模型(Heckman 1979)使用，以期達到較精確的估計結果，並可與以往文獻相比較。本章結構如下，第一節為前言與文獻回顧，第二節建構實證模型與估計方法，第三節為資料來源、變數說明與資料特性分析、第四節則討論實證估計結果，最後則為結論。

5.2 實證模型與估計方法

不同以往文獻，由於勞動參與具有樣本選擇性的問題，即大學畢業者除刪除已升學與當兵的樣本後，仍有一些樣本選擇不進入勞動市場，或從事兼職工作者。本研究為更精確釐清各項因素對於大學畢業生薪資的影響並且不使估計結果產生偏誤的現象，故採用 Heckman 二階段模型(Heckman 1979)進行估計，第一階段是以 Probit 模型估計勞動參與情況，模型中被解釋變數 Y_{li}^* 是一個無法觀察到的特徵變數(latent variable)，由解釋變數來決定；而實際觀察到是否進入勞動市場的虛擬變數為 Y_{li} ，兩者間的關係為：

$$\begin{cases} Y_{li} = 1, & Y_{li}^* > 0 ; \\ Y_{li} = 0, & otherwise \end{cases}$$

解釋變數可包含性別、畢業學校類型、是否接受職業訓練、是否擁有證照、婚姻狀況、是否有貸款、個人能力等等，以估計樣本是否進入勞動市場的情況，並藉以估計勞動參與的 inverse Mill's ratio。本章使用高等教育資料庫做為研究資料，其薪資問項是區分為遞增的 20 個級距，故第二階段將使用 order probit 模型。第二階段中，模型中 Y_{2i}^* 為無法觀測的連續型變數，實際觀察到的薪資級距為 Y_{2i} 。兩者間的關係為：

$$Y_{2i}^* = \beta'X_i + \varepsilon_i$$

$$Y_{2i} = j, \text{ if } \mu_{j-1} < Y_{2i}^* \leq \mu_j, j = 1, 2, 3, \dots, 20$$

上式中 X 為畢業學校、個人特性與能力、工作屬性、如何找到工作、工作轉換情況、家庭背景等向量， β' 為參數向量， μ 為未知門檻參數。而各選項的機率為：

$$p(Y_{2i} = 0) = F(-\beta'X_i)$$

$$P(Y_{2i} = j) = \{F(\mu_j - \beta'X_i) - F(\mu_{j-1} - \beta'X_i)\}, j = 1, 2, 3, \dots, 19$$

$$p(Y_{2i} = 20) = \{1 - F(\mu - \beta'X_i)\}$$

其中有關於個人職場能力之表現，除可分別列示各項能力(如表達及溝通能力、領導能力、創新能力、團隊合作能力、本國語言能力、外語能力。穩定度或抗壓性、專業知識與技術、基礎電腦應用技能等)對於初入職場薪資的影響外，因各項能力間可能相互影響，故可利用主成份分析法(principle component analysis)抽離出重要的成份，歸納出幾個重要面向，做出一個較客觀的綜合指標藉以觀察職場能力對於薪資之影響。另外也可估計模型之邊際效果，幫助瞭解初入職場薪資在各個不同等級的薪資級距下，各項解釋變數的邊際影響情況與影響程度是否有所差異？

5.3 資料來源、變數說明與資料特性分析

為針對影響初入職場薪資因素研究的議題，本研究採用臺灣高等教育整合資料庫「94 年度大專畢業生畢業後一年問卷調查」進行分析，其問卷主要分為受訪者「目前狀況」、「就業情形」、「進修情形」與「背景資料」四大部分。表 5-1 為本文實證模型採用之變數說明與各變數分類依據。需要特別說明的是：首先，本文主題是著重討論大學畢業生的狀況，故先剔除公、私立專科畢業生樣本。再者，因夜間部學生常有半工半讀的情況，畢業時可能已具工作經驗而使日、夜間部畢業生屬性不盡相同，本文僅就日間部畢業生探討初入職場的表現，並且為

了符合研究主題，再刪除「全職在學中」與「服役中」的受訪者後共計樣本數為 155,952。由於我們想探討各項因素影響初入職場的薪資，必須是討論全職工作者²⁷才具意義，故若再剔除平均月薪在 15,000 以下及無填答薪資狀況者，共計樣本總數是 23,400 筆。表 5-2 是全職工作者變數資料基本統計特性。

由表 5-2 所示，樣本平均月薪級距在 5.419，級距 5 是指月薪在 25,001~30,000 元之間，顯示在這 23,400 筆樣本中，平均薪資約是落在第 5 級距，並且薪資在此級距者占全職工作者樣本數的 31.11%，是占比最高的級距；比重第二高是在 20,001~25,000 元間；第三則是落在 30,001~35,000 元，共計平均薪資落在這三個級距的樣本共占全職工作者樣本的 74.91%，顯示有七成以上的大學生畢業後一年的平均月薪集中在 20,001~35,000 元間。而畢業學校類型則是以私立科大與技職學院占比最高。

性別比重以女性較高的原因是樣本在畢業後一年受訪，而此時男性普遍面臨著服兵役的狀況而致。在其他個人特質方面：擁有證照的比例約有五成，顯示近年來政府鼓勵與推動證照制度已促使大學生在學或畢業後積極考取證照。在工作地點方面，有 26% 的畢業生在台北市工作，顯示台北市可能仍較其他城市有較多的工作機會。有六成畢業生一年內沒有換工作，而有 23% 換過一次工作，少數畢業生換過二次以上工作。近五成的大學畢業生到 50 人以下的小規模公司就業，顯示初畢業的大學生可能缺乏工作經驗較不易進入大規模的公司。關於如何找到工作的情況，仍是以自己求職為主，其餘由關係人介紹者約占 22%，透過分發或就業輔導者約有 11%。在從事的行業類別以專業、科學及技術服務業、教育服務業及製造業比重較高。

²⁷本章所指全職工作者為有填答平均月薪情況(無回答薪資狀況者可能是待業中或因準備考試等因素沒有就業)及平均月薪在 15,001 元以上者。

表 5-1 變數名稱及說明

變數名稱	變數說明
薪資	平均每月工作收入區分為遞增的 20 個級距，第一個級距為 10,000 元以下，第二個級距為 10,001~15,000 元，第三個級距為 15,001~20,001 元，以上級距類推 ²⁸ 。
畢業學校類型	分為：公立一般大學與學院、公立科大與技職學院、私立一般大學與學院、私立科大與技職學院。以私立一般大學與學院為參照組。
性別	以虛擬變數表示，男性為 1，女性為 0
證照	以虛擬變數表示，擁有證照或檢定證書為 1，非為 0
職業訓練	以虛擬變數表示，畢業後曾參與職業培訓為 1，非為 0。
公部門	以虛擬變數表示，目前工作的機構於學校、政府機構、軍事單位、非營利法人團體為 1，其他為 0。
在台北市工作	以虛擬變數表示，目前工作地於台北市為 1，其他地區為 0。
婚姻狀況	以虛擬變數表示，目前已婚為 1，未婚為 0。
是否換過工作	分為：沒換過工作、換一次工作、換二次工作、換三次工作、換四次工作以上。以沒換過工作為參照組。
現在公司規模	分為：1~10 人、11~50 人、51~100 人、101-500 人、501~1000 人、1001 人以上。以 1~10 人為參照組。
表達及溝通能力	覺得現在具備職場的表達與溝通能力，分為四個等級：1.完全未具備、2.未具備、3.具備、4.充分具備。
外語能力	覺得現在具備職場的外語能力，分為四個等級：1.完全未具備、2.未具備、3.具備、4.充分具備。
專業證照或相關能力	覺得現在具備職場的專業證照或相關能力，分為四個等級：1.完全未具備、2.未具備、3.具備、4.充分具備。
如何得到現任工作	分為：自己尋找、父母介紹、師長介紹、朋友介紹、分發或就輔。以自己尋找為參照組。
目前從事的行業	分為：農林漁牧業、礦業及土石採取業、電力及燃氣供應業、用水供應及污染整治業、電力及燃氣供應業、營造業、批發及零售業、運輸與倉儲業、住宿及餐飲業、金融及保險業、不動產業、專業科學及技術服務業、支援服務業、公共行政及國防、教育服務業、醫療保健及社會工作服務業、藝術、娛樂及休閒服務業、其他服務業、資訊及通訊傳播業、製造業。以製造業為參照組。

資料來源：高等教育資料庫 94 年大專畢業生畢業後一年問卷調查。

表 5-2 全職工作者變數資料基本統計特性

名稱	樣本數	平均數	標準差
薪資	23400	5.419	2.281
畢業學校類型			
公立一般大學與學院	23400	0.097	0.296
公立科大與技職學院	23400	0.111	0.315
私立一般大學與學院	23400	0.291	0.454
私立科大與技職學院	23400	0.506	0.500
性別	23400	0.216	0.412
證照	23400	0.535	0.499
職業訓練	23400	0.087	0.282

²⁸本文著重研究全職工作者，故後敘內文中不討論薪資級距一與薪資級距二的樣本。

在公部門工作	23400	0.164	0.370
在台北市工作	23400	0.256	0.435
婚姻狀況	23400	0.018	0.134
換工作情況			
沒換過工作	23397	0.615	0.487
換一次工作	23397	0.237	0.426
換二次工作	23397	0.060	0.237
換三次工作	23397	0.012	0.108
換四次工作以上	23397	0.009	0.092
現在公司規模			
1~10 人	23400	0.204	0.403
11~50人	23400	0.286	0.452
51~100人	23400	0.107	0.309
101-500人	23400	0.149	0.356
501~1000人	23400	0.063	0.244
1001人以上	23400	0.191	0.393
職場能力			
表達及溝通能力	23084	3.053	0.527
外語能力	23084	2.600	0.685
專業證照或相關能力	23084	2.765	0.682
如何得到這份工作			
自己尋找	23084	0.676	0.468
父母介紹	23084	0.090	0.286
師長介紹	23084	0.024	0.153
朋友介紹	23084	0.104	0.305
分發或就輔	23084	0.106	0.308
從事的行業			
農林漁牧	23400	0.005	0.073
礦業及土石採取業	23400	0.001	0.038
電力及燃氣供應業	23400	0.006	0.079
用水供應及汙染整治業	23400	0.002	0.045
營造業	23400	0.035	0.183
批發及零售業	23400	0.068	0.251
運輸與倉儲業	23400	0.026	0.158
住宿及餐飲業	23400	0.043	0.203
金融及保險業	23400	0.085	0.278
不動產業	23400	0.012	0.108
專業、科學及技術服務業	23400	0.149	0.356
支援服務業	23400	0.031	0.172
公共行政及國防	23400	0.013	0.113
教育服務業	23400	0.133	0.340
醫療保健及社會工作服務業	23400	0.100	0.300

藝術、娛樂及休閒服務業	23400	0.038	0.191
其他服務業	23400	0.058	0.233
資訊及通訊傳播業	23400	0.063	0.243
製造業	23400	0.133	0.339

資料來源：高等教育資料庫 94 年大專畢業生畢業後一年問卷調查。

5.4 實證結果與分析

在估計各項因素影響大學畢業生的起薪情況時，雖剔除了升學或當兵的受訪者之外，仍有些樣本無就業或只從事兼職的工作，所以我們必需要先考慮樣本選擇性的問題。針對這個問題採用 Heckman 二階段模型(Heckman 1979)進行估計，以避免產生估計的偏誤。表 5-3 是第一階段以 Probit 模型估計是否從事全職工作的情況，估計參與全職工作的機率並計算其「inverse Mill's ratio」，再加入第二階段影響畢業起薪的估計模型中。由表 5-3 我們可以得知男性相對於女性畢業生較傾向從事全職工作；已婚、有小孩兩項因素則是正向的影響，這可能是因為有較大的家庭負擔而必須積極進入職場工作。而擁有證照及受過職業訓練者對於全職工作也帶來正面的助益，可能是有了這些職前準備而較容易尋求到合意的工作。在學校類型的影響方面，得到公立大學反而較私立大學畢業生傾向待業或兼職等非從事全職工作的情況，類似的文獻結果有：林大森(2010)指出公立大學是強勢的分流，但其畢業生反而有不低的比率流入了兼職、待業與延畢之途徑，比起其他類型學校，公立大學畢業生任全職工作的比率反而較低。

表 5-3 是否全職工作第一階段估計結果

性別	0.524*** (0.014)
婚姻狀態	0.656*** (0.070)
是否有小孩	-0.250*** (0.093)
是否有貸款負擔	1.167*** (0.017)
畢業學校類型	
公立大學與學院	-0.331*** (0.015)

公立科大與技職學院	-0.011 (0.017)
私立科大與技職學院	0.024** (0.011)
擁有證照	1.622*** (0.018)
受過職業訓練	0.692*** (0.026)
截距項	-1.507*** (0.008)
Pseudo R ²	0.330
樣本數	155,952

註1：註括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註2：婚姻狀態、是否有小孩、是否有貸款負擔、畢業學校類型、擁有證照及接受過職業訓練為虛擬變數。參照組分別為：沒有結婚、沒有小孩、沒有貸款負擔、私立大學與學院畢業、沒有證照、沒有受過職業訓練。

我們將前述 probit 模型所計算的 inverse Mill's ratio 代入第二階段模型中以估計各項因素對於畢業後一年薪資的影響，實證結果列於表 5-4。首先，公立大學與學院畢業一年的薪資相較於私立大學者有較高的傾向，而公立科大與技職學院、私立科大與技職學院的畢業一年薪資則相對於私立一般大學來的低。顯示公立大學文憑似乎仍是一項篩選的機制，雖然同樣是大學畢業生，但雇主仍視其畢業學校的類型以評估求職者所具備的能力而給予薪資上的差異，行政院青年輔導委員會於 95 年辦理「台灣大專生就業力調查」亦發現公立學校畢業生薪資比私立學校畢業生高，並指出這個差距可能是源自於公立學校學生享有較優厚的平均每人教育資源。另外，游秋怡和林大森(2008)則認為文憑是剛畢業大學生薪資差異的一項重要依據，而湯堯和徐慧芝(2011)、Kong and Fu(2012)也有類似的發現。

觀察表 5-5 邊際效果，大於 30,001 的薪資級距之後，公立大學邊際效果皆為正，而以樣本資料統計特性來看，大學畢業生初入職場薪資平均落在 25,001~30,000 間²⁹，顯示在控制其他條件後，這些中高薪的族群若是公立大學畢業者會對薪資帶來幫助，特別在 30,001~35,000 的薪資級距中，公立大學相較於

²⁹ 參照表 5-2，薪資平均值為 5.419，第五個級距為薪資界於 25,001~30,000。

私立大學會對於初入職場薪資帶來最大的正面助益。

公立與私立科大與技職學校相較於私立大學畢業生初入職場的薪資則是負向顯著的影響，並邊際效果以私立科大技職有較大的負面效果，這與林大森(2010)討論大學生畢業分流情況研究所提到「一般優於技職、公立優於私立」的結果相似。

在性別上，實證結果指出男性相對於女性在初入職場上有較高的薪資水準。既有的文獻大多也有這樣的結論，如游秋怡和林大森(2008)發現男性起薪優於女性；行政院青年輔導委員會於 95 年辦理「台灣大專生就業力調查」也發現男性畢業生比女性畢業生的月薪高，並指出這個差距可能是源自於在教育過程中，對於表達溝通、領導組織、解決問題等能力上面的重視與訓練有所不同。

近十來年間，政府對於證照制度有許多推廣與鼓勵的政策，大學畢業生擁有證照的人數也日益增加，以本文的資料來看約五成的畢業後一年受訪者擁有證照。究竟證照對於初入職場的薪資是否真的帶來助益？我們的估計結果發現擁有證照確為初入職場的薪資帶來的正面且顯著的影響，同樣地，游秋怡和林大森(2008)也發現擁有專業證照為職場新鮮人帶來較高的薪資。再由邊際效果來看，則是在 30,001 以上的薪資級距開始帶來正向的影響，似乎也代表著證照對中高薪的族群是較有幫助的。故近年來，政府積極推動各行業的專業證照確實幫助了這些新鮮人提供更多的自身訊息與能力的證明，增加了起資相對較高的機會！

而我們亦發現有接受過職業訓練者，在初入職場時可獲得較高的薪資，這可能是因為有過職業訓練能在初入職場時更快速熟悉工作內容與操作，故而對薪資帶來正面的幫助。

一般而言，公部門與私部門的工作起薪會有明顯的差異，若是國家考試高考及格者第一年大約有接近 44,000 的薪資水準，故有必要將這項因素放入估計模型中加以控制，實證結果亦指出在公部門工作的初入職場畢業生相對有較高的薪資。

以工作地區而言，在台北市工作者，初入職場薪資顯著高於其他地區，可能

的解釋是台北市為台灣首善之都，各項資源與公共建設相較其他城市皆較佳，以致有較多具規模公司行號設立於此，這些公司可能給予較好的員工福利與工資而帶來在台北市工作的初入職場新鮮人有較高的薪資水準。

在家庭狀態中，我們控制婚姻狀況，並發現已婚者初入職場的薪資顯著高於未婚者。這可能是因為已婚有著較大的家庭責任，經濟負擔也會較沉重，相對地在求職時薪資高低可能成為選擇工作的一項重要考量，故我們會看到已婚對於初入職場薪資是正面的影響。

在換工作對薪資的影響中，實證結果為換一次、二次、三次相對於沒換過工作者是負向影響，但換了四次以上工作則轉為正向影響。對於初入職場一年的畢業生來說，可能仍在搜尋與磨合的過程中，且在畢業第一年內的起薪差異不至太大的前提下，會換一次～三次工作考慮的原因不僅是工作的薪資待遇，更可能是公司遠景、展望等相關考量，或者是工作內容與自身興趣、特質是否契合；換了四次以上工作的情況則可能是經過工作的轉換已了解適合自己的工作屬性，而開始將薪資因素放在重要工作選擇因素，而使得換工作為薪資帶來正面助益。行政院青年輔導委員會於95年辦理「台灣大專生就業力調查」發現畢業生如果工作轉換頻繁，對於目前的工作薪資有顯著的負面影響，指出如果畢業生能維持工作上的穩定性，累積在職學習訓練的人力資本，對於其職涯發展有正面影響。這與本文換一次、二次、三次相對於沒換過工作者對薪資是負面影響的實證結果相似。換了四次以上工作對薪資有正向影響，則與林家賢(2001)指出專上畢業生工作轉換有助於工資成長有類似的結論。故政府在輔助大學畢業生就業的政策上，在學時就應對於自我特質與性向加強認知，並幫助畢業生對企業公司屬性與工作內容有所瞭解，以縮短求職的磨合期。

公司規模為正向影響，並且以邊際效果來看，愈大規模對於初入職場薪資帶來愈大的幫助。這可能因為公司愈具規模能提供更好的福利。

除了上述因素外，自身的能力也會是影響著薪資的重要因素，表 5-4 第(1)欄我們放了「表達能力」、「外語能力」與「專業證照或相關能力」三個變項，發

現這三項能力愈佳，確會為初入職場薪資帶來幫助。表 5-4 第(2)欄我們將問卷中職場的各項一般能力以主成分分析法萃取出兩項主成分變項³⁰、另將各項專業能力以主成分分析法萃取出兩項主成分變項³¹。估計結果指出上述四個能力變項對初入職場薪資有顯著的影響，如前所述，個人能力對於薪資確為一項重要影響因素，並且控制了本身能力後亦能更能清楚釐清其他重要變項對於薪資的影響情況。

表 5-4 第(3)欄再加入如何找到工作的變項，發現父母介紹相對於自己找工作有負向影響；師長介紹與朋友學長姊介紹為負向不顯著；透過分發或就業輔導則相對於自己找工作者對初入職場的薪資帶來助益。可能的解釋是本身若有較好的就業條件較能夠自己找到工作，要透過介紹人的關係來找到工作可能是自己找不到工作或較不積極³²，以致對薪資有負向的影響。但若透過分發或就業輔導則因有經特定管道而找到工作，雇主對於求職者有一份更具體的認知，故可能給予相對高的薪資。此部分可比較的文獻有于若蓉(2009)指出幫忙尋職者與受訪者的關係很親近，受訪者的薪資水準會相對較低、若幫忙尋職者為受訪者的親戚或好朋友，受訪者的薪資水準亦會較低，這與本文發現父母介紹工作會是負向影響有相似的情況。

表 5-4 第(4)欄加入控制目前從事的行業類別，各產業對於大學畢業生第一年

³⁰問卷中一般能力問項包含：「表達及溝通能力、領導能力、創新能力、團隊合作能力、本國語言能力、外語能力、穩定度或抗壓性」，將這幾個一般能力問項做主成分分析。這幾個專業能力問項做主成分分析。本文萃取的主成分個數主要以特徵值大於一的主成分，並配合解釋變異數的百分比情況來做準則。

³¹問卷中專業能力問項包含「專業知識與技術、基礎電腦應用技能、將理論應用到實際工作的能力、發掘及解決工作中所遭遇到問題的能力、專業證照或相關能力」，將這幾個專業能力問項做主成分分析。本文萃取的主成分個數主要以特徵值大於一的主成分，並配合解釋變異數的百分比情況來做準則。

³²本文另有做「怎樣特性的畢業生較傾向別人介紹工作」的實證模型，發現認為「主修科系、通識教育、畢業學校、輔系、雙學位，學程這些因素對找工作沒有幫助」、「私立學校畢業」、「非居住在北部地區」的畢業生會較傾向別人介紹工作。

薪資的重要影響如下：礦業土石、電力燃氣、用水汙染、金融保險業、不動產、專業科學、公共行政、教育服務、醫療保健、資訊通訊等產業相對於製造業有正向顯著的影響。而住宿餐飲、支援服務、其他服務業則是負向顯著的影響。

表 5-4 第(5)欄控制前述各項因素後，再觀察畢業學校類型初入職場薪資的影響，發現影響情況與顯著性無太大的差異，可得知在控個人家庭、能力、工作屬性等各项因素後，畢業學校類型仍是顯著影響大學畢業生初入職場的薪資，並且公立大學仍是占有優勢，顯示對於雇主而言，文憑對於初入職場的畢業生來說仍提供著一定的資訊與影響。

表 5-4 影響初入職場薪資因素實證結果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	初入職場薪資	初入職場薪資	初入職場薪資	初入職場薪資	初入職場薪資
畢業學校類型					
公立大學與學院	0.284*** (0.027)	0.294*** (0.027)	0.264*** (0.027)	0.387*** (0.028)	0.366*** (0.028)
公立科大與技職學院	-0.300*** (0.025)	-0.288*** (0.025)	-0.310*** (0.025)	-0.212*** (0.025)	-0.222*** (0.025)
私立科大與技職學院	-0.354*** (0.017)	-0.368*** (0.017)	-0.355*** (0.017)	-0.347*** (0.017)	-0.348*** (0.017)
性別	0.407*** (0.018)	0.386*** (0.018)	0.409*** (0.018)	0.458*** (0.019)	0.459*** (0.019)
證照	0.193*** (0.028)	0.190*** (0.028)	0.194*** (0.028)	0.173*** (0.029)	0.173*** (0.029)
職業訓練	0.093*** (0.026)	0.082*** (0.026)	0.093*** (0.026)	0.078*** (0.026)	0.076*** (0.026)
公部門	0.240*** (0.020)	0.230*** (0.020)	0.229*** (0.020)	0.093*** (0.023)	0.084*** (0.024)
台北市工作	0.165*** (0.016)	0.167*** (0.016)	0.162*** (0.016)	0.176*** (0.017)	0.174*** (0.017)
婚姻狀況	0.467*** (0.051)	0.449*** (0.051)	0.468*** (0.051)	0.420*** (0.051)	0.421*** (0.051)
換工作狀況					
換一次工作	-0.116*** (0.017)	-0.112*** (0.017)	-0.115*** (0.017)	-0.109*** (0.017)	-0.108*** (0.017)
換二次工作	-0.150***	-0.148***	-0.152***	-0.136***	-0.138***

	(0.029)	(0.029)	(0.029)	(0.030)	(0.030)
換三次工作	-0.115*	-0.132**	-0.118*	-0.113*	-0.114*
	(0.064)	(0.064)	(0.064)	(0.064)	(0.064)
換四次工作	0.258***	0.243***	0.254***	0.266***	0.263***
	(0.074)	(0.074)	(0.074)	(0.074)	(0.074)
現任公司規模					
11~50人	0.295***	0.297***	0.293***	0.310***	0.308***
	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)	(0.020)
51~100人	0.442***	0.449***	0.440***	0.456***	0.454***
	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.026)	(0.026)
101~500人	0.561***	0.580***	0.557***	0.566***	0.561***
	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)	(0.024)
501~1000人	0.810***	0.832***	0.809***	0.718***	0.716***
	(0.031)	(0.032)	(0.031)	(0.032)	(0.032)
1001人以上	0.975***	0.998***	0.970***	0.907***	0.898***
	(0.023)	(0.023)	(0.023)	(0.024)	(0.024)
職場能力					
表達溝通	0.095***		0.093***	0.093***	0.091***
	(0.014)		(0.014)	(0.014)	(0.014)
外語能力	0.036***		0.033***	0.064***	0.062***
	(0.011)		(0.011)	(0.011)	(0.011)
專業能力	0.163***		0.160***	0.123***	0.120***
	(0.011)		(0.012)	(0.012)	(0.012)
invmills	0.079***	0.053**	0.078***	0.083***	0.083***
	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)	(0.022)
以主成分分析法做的 職場一般能力變數一		0.032***			
		(0.005)			
以主成分分析法做的 職場一般能力變數二		-0.057***			
		(0.007)			
以主成分分析法做的 職場專業能力變數一		0.050***			
		(0.006)			
以主成份分析法做的 職場專業能力變數二		-0.113***			
		(0.008)			
如何得到工作					

父母介紹	-0.194*** (0.025)	-0.167*** (0.025)
師長介紹	-0.071 (0.045)	-0.049 (0.046)
朋友介紹	-0.022 (0.023)	-0.006 (0.023)
分發就輔等	0.151*** (0.023)	0.189*** (0.023)
現任行業		
農林漁牧		0.062 (0.096)
礦業土石		0.051 (0.096)
電力燃氣		0.693*** (0.178)
用水汙染		0.674*** (0.178)
營造		0.167* (0.088)
批發零售		0.545*** (0.150)
運輸倉儲		0.544*** (0.150)
住宿餐飲		-0.036 (0.042)
金融保險		-0.008 (0.033)
不動產		0.053 (0.047)
專業、科學		-0.415*** (0.039)
支援服務		0.138*** (0.031)
公共行政		0.142*** (0.031)
教育服務		0.175*** (0.067)
醫療保健		0.172** (0.067)
		0.190*** (0.027)
		-0.184*** (0.044)
		0.306*** (0.066)
		0.136*** (0.032)
		0.842*** (0.032)
		0.834*** (0.032)

				(0.031)	(0.031)
藝術娛樂				-0.064	-0.071*
				(0.041)	(0.041)
其他服務				-0.107***	-0.129***
				(0.035)	(0.035)
資訊通訊				0.100***	0.090***
				(0.034)	(0.034)
<i>N</i>	23082	23082	23082	23082	23082
pseudo <i>R</i> ²	0.065	0.068	0.067	0.083	0.084

註1:括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

註2:畢業學校類型參照組為私立大學與學院，性別參照組為女性，證照參照組為沒有證照，職業訓練參照組為沒有接受過職訓，公部門參照組為非於公部門工作者，台北市工作參照組為非於台北市工作者，婚姻狀況參照組為未婚者，換工作狀況參照組為沒有換過工作，現在公司規模參照組為1~10人，如何得到工作的參照組為自己尋找，現在行業參照組為製造業。

表 5-5 影響初入職場薪資因素邊際效果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	薪資級距： 15000~20000	薪資級距： 20000~25000	薪資級距： 25000~30000	薪資級距： 30000~35000	薪資級距： 35000~40000	薪資級距： 40000~45000
畢業學校類型						
公立大學與學院	-0.026*** (0.002)	-0.069*** (0.006)	-0.011*** (0.002)	0.036*** (0.003)	0.030*** (0.003)	0.018*** (0.002)
公立科大與技職學院	0.040*** (0.004)	0.072*** (0.006)	-0.011*** (0.002)	-0.043*** (0.004)	-0.028*** (0.002)	-0.014*** (0.001)
私立科大與技職學院	0.040*** (0.002)	0.086*** (0.004)	0.000 (0.001)	-0.048*** (0.002)	-0.035*** (0.002)	-0.020*** (0.001)
性別	-0.038*** (0.002)	-0.099*** (0.004)	-0.015*** (0.002)	0.051*** (0.002)	0.043*** (0.002)	0.025*** (0.001)
證照	-0.022*** (0.003)	-0.047*** (0.007)	0.000 (0.000)	0.027*** (0.004)	0.019*** (0.003)	0.011*** (0.002)
職業訓練	-0.010*** (0.003)	-0.023*** (0.006)	-0.001* (0.001)	0.013*** (0.003)	0.010*** (0.003)	0.005*** (0.002)
公部門	-0.024*** (0.002)	-0.059*** (0.005)	-0.007*** (0.001)	0.031*** (0.002)	0.025*** (0.002)	0.014*** (0.001)

台北市工作	-0.017*** (0.002)	-0.040*** (0.004)	-0.002*** (0.001)	0.022*** (0.002)	0.017*** (0.002)	0.009*** (0.001)
婚姻狀況	-0.036*** (0.003)	-0.110*** (0.011)	-0.033*** (0.007)	0.051*** (0.004)	0.050*** (0.006)	0.032*** (0.004)
換工作狀況						
換一次工作	0.014*** (0.002)	0.029*** (0.004)	-0.001** (0.000)	-0.016*** (0.002)	-0.011*** (0.002)	-0.006*** (0.001)
換二次工作	0.019*** (0.004)	0.037*** (0.007)	-0.003** (0.001)	-0.021*** (0.004)	-0.014*** (0.003)	-0.008*** (0.001)
換三次工作	0.014* (0.009)	0.028* (0.015)	-0.002 (0.002)	-0.016* (0.009)	-0.011* (0.006)	-0.006* (0.003)
換四次工作	-0.024*** (0.005)	-0.063*** (0.017)	-0.011* (0.006)	0.032*** (0.008)	0.027*** (0.008)	0.016*** (0.005)
現任公司規模						
11~50人	-0.030*** (0.002)	-0.072*** (0.005)	-0.006*** (0.001)	0.039*** (0.003)	0.030*** (0.002)	0.017*** (0.001)
51~100人	-0.038*** (0.002)	-0.106*** (0.006)	-0.025*** (0.003)	0.052*** (0.003)	0.047*** (0.003)	0.029*** (0.002)
101~500人	-0.046*** (0.002)	-0.132*** (0.005)	-0.035*** (0.003)	0.063*** (0.002)	0.059*** (0.003)	0.037*** (0.002)
501~1000人	-0.052*** (0.002)	-0.177*** (0.006)	-0.084*** (0.006)	0.069*** (0.002)	0.083*** (0.003)	0.059*** (0.003)
1001人以上	-0.071*** (0.002)	-0.214*** (0.004)	-0.085*** (0.004)	0.088*** (0.002)	0.099*** (0.003)	0.068*** (0.003)
職場能力						
表達溝通	-0.011*** (0.002)	-0.023*** (0.004)	-0.000 (0.000)	0.013*** (0.002)	0.010*** (0.001)	0.005*** (0.001)
外語能力	-0.004*** (0.001)	-0.009*** (0.003)	-0.000 (0.000)	0.005*** (0.002)	0.004*** (0.001)	0.002*** (0.001)
專業能力	-0.018*** (0.001)	-0.040*** (0.003)	-0.000 (0.000)	0.022*** (0.002)	0.016*** (0.001)	0.009*** (0.001)
invmills	-0.009*** (0.003)	-0.019*** (0.006)	-0.000 (0.000)	0.011*** (0.003)	0.008*** (0.002)	0.004*** (0.001)
<i>N</i>	23082	23082	23082	23082	23082	23082
pseudo R^2	0.065	0.065	0.065	0.065	0.065	0.065

註1:括號中為標準差。*、**、***各表示10%、5%、1%統計檢定顯著水準。

5.5 結論

近年由於大學校數與大學生人數大幅增加，大學畢業生初入職場的薪資已開始下滑，本研究主題為討論影響大學畢業生初入職場薪資的因素，試將學校屬性、求職社會網絡管道的不同、是否曾接受職業訓練、個人職場表現能力、換工作頻繁與否、職業、工作部門、工作地點、等各項可能影響因素皆納入考量，以釐清各項因素對於畢業生初入職場薪資的影響。本研究在計量方式上採用 Heckman 二階段模型，藉以修正大學畢業後不進入勞動市場者的樣本特性與選擇所造成之偏誤情況。實證結果發現男性較女性具有優勢；擁有證照、受過職業訓練能對工作內容先有認識且能較快熟悉者對初入職場薪資亦有著正面的幫助；在公部門工作、工作地點在台北市、公司規模較大也會帶來正面的影響；因為處在搜尋與磨合期而換一～三次工作的畢業生對於薪資是負面的，但換四次工作開始對工資帶來了正面的幫助；透過父母介紹相對自己找工作會對初入職場薪資有負面的影響；能力好的畢業生初入職場在薪資上是具優勢的；技術與專業性相對高的產業也會為職場新鮮人帶來較高的起薪。

更值得一提的是，我們發現在控制前述個人與公司特質後，公立大學相對於私立大學在初入職場的薪資上還是最具優勢，並有一般大學優於技職類型學校、公立又優於私立學校的情況，顯示文憑仍是決定大學畢業生初入職場薪資的重要因素！

目前在大學畢業後有不少的學生會選擇升學而非投入職場，在之後的研究裡可將這樣的情況放入考量，試著討論究竟是升學好亦或就業好？在實證模型中關於能力變數方面可再尋找更貼切的變項以更確實控制本身能力；各項解釋變數亦可再細緻思考其間是否具內生性的問題並加以處理。此外，工時因素也應可放入考慮，而如何得到工作與換工作情況等因素對初入職場薪資影響也值得更進一步再深入探討。

第六章 結論

教育是人力資本投資的重要管道，教育投資除了在程度數量的增加外，學校教育品質亦攸關個人的教育成就及其在勞動市場的表現，故本論文教育的質、量相關議題做討論分析。

本論文第二章主要以「華人家庭動態資料庫」研究父代與子代間階級流動的情況，並探討教育成就是否為促進代間階級流動的重要關鍵因素。實證結果發現父代為上層階級的子代接受高等教育相對最具有優勢，相較於勞工階級與農民階級子代，中產階級的子代也有較高的機會接受高等教育。亦發現愈高的教育成就進入上層階級的相對勝算比也愈高，高教育水準確實為個人階級提升帶來了助益，在上層階級的父代因擁有相對較多的社會資源，故更有優勢培育子代接受良好的教育，藉由教育的壟斷則更有機會將子代維持在上層階級。惟近四十年來，隨著九年國民義務教育的實施緩和了高等教育被壟斷的情況。

更重要的是，本文實證結果顯示，相對於國小以下教育程度，受專科教育為子代進入上層階級帶來了優勢，而這樣的優勢效果在來自非上層階級的子代又比來自上層階級的子代為大。代表縱然父代非上層階級，子代一旦接受了高等教育，是可以藉由教育成就的改善彌補先天階級上的不利，來增加進入上層階級的優勢，窮人亦有翻身的機會！惟教育成就高低對進入上層階級的相對勝算比不會因為不同的世代而有所不同，對於較多接受高等教育的年輕世代，教育似乎沒有帶來進入上層階級的更多助益，特別值得我們注意的是高等教育人才的素質是否存在著下降的疑慮？

本章研究結果發現教育為促進階級流動的重要管道，故教育政策的首要目標應該避免產生階級壟斷教育的現象，在政策上大幅開放高等教育應有正面意義，惟開放之餘更應著重教育品質的同等提升！

在第二章中提出教育的重要與關鍵性後，現今社會除了學校正規教育學習外私人教導也已成爲家庭對於子女教育投資的重要決策，值得討論與重視！並且私

人教導應分為父母為子女所支出之私人教導花費及陪伴子女課業學習投入的時間兩種類型。故本論文第三章採用「華人家庭動態資料庫」探討台灣地區各種家庭因素對於子女私人教導支出的影響，並探討私人教導投資中金錢支出與投入時間的身教行為兩者究竟為相輔相成，抑或替代關係？

實證結果發現父親與母親所處世代及母親教育成就是影響子女之私人教導支出的重要因素，居住地區、父母親的工作部門、工作地點對於私人教導支出亦有顯著的影響力。值得一提的是，在影響子女私人教導支出的各項因素中，發現就子女的私人教導投資而言，母親具中等教育有著最強的效果，推論其原因可能為低教育程度的母親能力較不足，而高教育程度母親可能較為注重小孩能否快樂的學習與成長，可能較反對類似填鴨式的補習教育而參與補習機率較低；或凡事必親自嚴格教導子女，亦會減少送其子女至外面補習。因此，相較下中等教育程度的母親是反而是最在乎子女的私人教導支出投資，在評估十二年國教時，或許本章另外發現了一個過去文獻中沒有提及的好處。

並且本文實證結果顯示父母投入時間幫助子女課業與花費私人教導支出間是互補而非替代關係。投入愈多時間陪伴子女唸書也會相對投資更多金錢於子女的私人教導，兩者實相輔相成。當家庭多投入時間幫助子女課業的學習後，亦會多投入私人教導支出以期子女的學習能達到成效，有助於人力資本形成更進一步提升。

隨著台灣地區大專院校的增加，升學率普遍提高，是否能唸大學已不再是大家所關注的重點，能不能唸好的大學才是關鍵，即我們應該漸漸將對「量」的關注，進而提升到對「質」的重視！在教育品質方面的討論上，本論文欲以第四章討論品質好的學校是否對學生進入好大學有幫助，惟在資料的條件的前提限制下，我們以公立高中、公立大學作為教育品質相對較好的學校類別，採用高教資料庫「94 學年大一新生問卷」為研究資料來源，討論怎麼樣的學生會進入好大學，就讀好高中的效果究竟如何？實證結果發現就讀公立高中對於升公立大學是有助益的；在校成績好也有佔有顯著的優勢，而在公立高中職且成績優良的學生

對於進入公立大學或技職院校更是擁有優勢！此外也發現高中經歷、有創意、擅領導與情緒調適這類外在表現的因素將影響著是否進入好大學；而內在個性中庸，不特別有意見也不特別依賴的學生在技職體系上的升學則會有較好的表現，且英數能力好確實能為進入公立大學帶來優勢，這樣的結果顯示要進入公立大學的前提仍是個人在課業上的能力來取決，其他因素較不重要；但以技職體系而言，擁有藝術、口語能力將分散了專業學科的表現，中規中矩且英數能力好的高職生較有進入公立學校的勝算。

本文除探究各項因素對於進入品質好的學校帶來的影響外，尚有一個釐清的重點，即「明星高中存在的價值」，在上述各項個人資歷、專長、身心狀態、能力特質、家庭背景皆被控制後，就讀公立高中或職校仍是進入好學校的一項正向且顯著的因素，也就是說，當我們抽離了個人的因素，仍可以看到公立高中職存在了正面的影響。再者藉由加入就讀公立高中與在校成績的交乘項，呈現了好的學校聚集好的學生所產生的效果，控制了此效果後，公立高中職學校對於進入公立大學與公立技職學校相對上仍具優勢，即學校本身的確擁有其自身的品牌效果，這表示明星高中確有其「明星」價值，進入明星高中的確增加了進入品質優良之大專院校的相對勝算，而不僅僅只是一個口號與迷思！

論文第五章將學校品質的議題延伸至勞動市場，討論畢業學校、個人與公司特質對於初入職場大學生的薪資影響情況，以台灣高教資料庫「94 學年大專生畢業後一年問卷」為研究資料，實證結果發現男性較女性具有優勢，擁有證照、受過職業訓練、在公部門工作、工作地點在台北市、公司規模較大、換四次工作以上、職場能力佳、從事技術與專業性相對高的產業等因素會對初入職場薪資帶來正面的幫助。

更重要的是，我們發現在控制前述個人與公司特質後，公立大學相對於私立大學在初入職場的薪資上還是最具優勢，並有一般大學優於技職類型學校、公立又優於私立學校的情況，顯示文憑仍是決定大學畢業生初入職場薪資的重要因素！

參考文獻

- 于若蓉 (2009),「社會網絡與勞動市場表現：台灣資料的分析」, 台灣社會學, 18, 95-137。
- 于若蓉、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), pp.65-90。
- 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, 第24期。
- 江芳盛 (2006),「國中學生課業補習效果之探討」,《台北市立教育大學學報》, 37(1), 131-148。
- 江豐富 (1990),《文憑主義在台灣市場的重要性-以學歷取才還是以人力資本取才》, 18(2), 129-178。
- 江豐富 (1995),《以文憑還是以人力資本取才-台灣地區實證研究》, 教育研究資訊, 3(5), 17-35。
- 吳乃德 (1997),「檳榔與脫鞋,西裝及皮鞋:台灣階級流動的族群差異及原因」,《台灣社會學研究》, 1, 137-167。
- 宋玫玫 (2005),“公私立大專院校學生背景之差異”, 台灣高等教育資料庫第一次議題分析成果研討會。
- 林大森 (2006),《台灣大學畢業生證照持有對初職與薪資之影響》, 2006年社會學會年會暨國科會專題研究成果發表會——『走出典範:五十年的台灣社會學』。台中:東海大學。
- 林大森 (2010),《台灣大學畢業生畢業流向之初探》, 台灣教育社會學研究, 10(1), 85-125
- 林家賢 (2001),《工作轉換、工作經驗與決定工資的因素-台灣地區專上畢業生追蹤資料分析》, 國立政治大學經濟研究所碩士論文。
- 林祖嘉、林家賢 (2007),「工作轉換、工作期間、與薪資動態:臺灣地區大專畢業生之實証分析」,《經濟論文叢刊》, 35(3), 285-310.

- 林慧敏、黃毅志 (2009),「原漢族群、補習教育與學業成績關連之研究—以台東地區國中二年級生為例」,《當代教育研究》,17(3),41-82。
- 林大森、陳憶芬 (2006),「台灣高中生參加補習之效益分析」,《教育研究集刊》,52(4),35-70。
- 施新政、李宏彬、孟嶺生與吳斌珍 (2011),《名牌與非名牌大學畢業生的起薪差異分析》,經濟研究,2011年8月刊。
- 孫清山、黃毅志(1996),「補習教育、文化資本與教育取得」,《台灣社會學刊》,19 95-139。
- 莊奕琦、賴偉文 (2008),「影響教育成就的因素及九年國民義務教育政策效果評析台灣實證」,《人文及社會科學集刊》,20(1),25-65。
- 莊奕琦、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),81-113。
- 許嘉猷 (1982),「出身與成就,台灣地區的實證研究」,陳昭南、江玉龍與陳寬政主編 社會科學整合論文集,265-299。
- 許嘉猷 (1992),《社會階層化與社會流動》,台北:三民。
- 許嘉猷 (1994),「階級結構的分類、定位與估計:台灣與美國的實證研究之比較」,《階級結構與階級意識比較研究論文集》,21-72,台北:中研院歐美研究所。
- 許嘉猷、黃毅志 (2002),「跨越階級界限?兼論「黑手變頭家」的實證研究結果及與歐美社會之一些比較」,《台灣社會學刊》,27,1-59。
- 陳正昌 (2005),「社會階層背景與大學入學機會」,屏東教育大學社會理論與教育研討會。
- 陳怡靖 (2004),《台灣地區高中多元入學與教育階層化關聯性之研究》,國立高雄師範大學教育研究所博士論文。
- 陳建州 (2003),「從多元入學方案談教育機會均等」,2003台灣社會學會年會。
- 陳建良、管中閔 (2006),「台灣工資函數與工資性別歧視的分量迴歸分析」,《經

- 濟論文》，34(4)，435-468。
- 陳婉琪 (2005)，「族群、性別與階級：再探教育成就的省籍差異」，《台灣社會學》，10，1-40。
- 陳寬政、劉正 (2004)，「台灣的教育發展與教育流動：結構流動的分析」，《人口學刊》，9，71-94。
- 章英華、薛承泰、黃毅志 (1996)，「教育分流與社經地位兼論對技職教育革的政策意涵」，《教改叢刊》，AB09。
- 曾天韻 (2004)，「台灣地區出身背景對大學及研究所入學機會之影響」，《教育與心理研究》，27(2)，255-281。
- 游秋怡、林大森 (2008)，《影響職場新鮮人職業地位、薪資取得因素之初探》，台灣高教研究電子報，第26期。
- 湯堯、徐慧芝 (2011)，《台灣地區大學生就讀學校與學門對其畢業後薪資水準之關聯性研究》，教育政策論壇，14(1)，61-84。
- 華人家庭研究計畫 (1999、2000、2003、2004)，《華人家庭動態資料庫》，台北：中央研究院人文社會科學研究中心。
- 黃芳玫、賴慧穎、吳齊殷 (2005)，「家庭背景與個人特性對國中學生教育成就的影響」，2005年臺灣人口學會學術研討會「二十一世紀的臺灣人口發展：趨勢與挑戰」。
- 黃芳銘 (1998)，「社會階級在家庭教育中控制結構與資源分配差異的探究」，《中大社會文化學報》，6，43-77。
- 黃毅志 (1992)，「結構變遷與地位取得之關係：以教育擴充為例」，《中國社會學刊》，16，89-105。
- 劉孟琦、邱俊榮、胡均力 (2006)，《在正式教育中提升就業力 大專畢業生就業力調查報告》，行政院青年輔導委員會出版。
- 劉正 (1999)，《學校教育在台灣勞動市場的重要性：人力資本或文憑主義？》，教育社會學通訊，17，3-9。

- 劉正(2006),「補習在台灣的變遷、效能與階層化」,《教育研究集刊》, 52(4), 1-33。
- 蔡芬芳 (2007),《求職歷程中之人力資源及社會網絡與就業表現之分析》國立空中大學社會系社會科學學報, 15, 119-152。
- 蔡淑鈴、瞿海源 (1992),「教育階層化的變遷」, 國家科學委員會研究彙刊: 人文及社會科學, 2(1), 98-118。
- 駱明慶 (2001),「教育成就的省籍與性別差異」,《經濟論文叢刊》, 32(4), 417-445。
- 駱明慶 (2001),「教育成就的省籍與性別差異」《經濟論文叢刊》, 30(1), 113-147。
- 駱明慶 (2004),「升學機會與家庭背景」,《經濟論文叢刊》, 32(4), 417-445。
- 謝亞恆 (2004)《族群、家庭背景與國中學業成就之研究》,南華大學教育社會學研究所碩士論文。
- 謝雨生、余淑宜 (1990),「台灣的社會階級結構及其流動」,《中國社會學刊》, 14, 31-63。
- 簡楚瑛 (1995),「正視學前教育的地位——學前教育問題初診」,《教改通訊》, 5, 7-10。
- Barro, R. and J. W. Lee, (1994), "Sources of economic growth," *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 40, 1-46.
- Baum, C. F., V. Wiggins, S. Stillman, and M. E. Schaffer (1999), "OVERID: Stata module to calculate tests of overidentifying restrictions after ivreg, ivreg2, ivreg29, ivprobit, ivtobit, reg3," Statistical Software Components, Department of Economics, Boston College.
- Becker, G. S. (1964), *Human Capital: A Theoretical and Empirical Analysis with Special Reference to Education*, Cambridge, New York: NBER.
- Becker, G. S. (1986), "Human Capital and the Rise and Fall of Families," *Journal of*

Labor Economics, 4, 1-39.

Benhabib, J. and M.M. Spiegel (1994), 'The role of human capital in economic development. Evidence from aggregate cross-country data,' *Journal of Monetary Economics*, 34, 143-173.

Bray, M. and P. Kwok (2003), "Demand for Private Supplementary Tutoring: Conceptual Considerations and Socio-economic Patterns in Hong Kong," *Economics of Education Review*, 22, 611-620.

Brewer, Dominic J., E. R. Eide, R. G. Ehrenberg (1999), "Does It Pay to Attend an Elite Private College? Cross-Cohort Evidence on the Effects of College Type on Earnings", *Journal of Human Resources*, 34(1), 104-123

Brown, P. (2002), "Parental Investment in Children's Human Capital in Rural China," *China Education Forum*, 3(1), 6-10.

Dang, H.-A. (2006), "The Determinants and Impacts of Private Tutoring Classes in Vietnam," *Economics of Education Review*, 26, 684-699.

Dang, H.-A. and F. H. Rogers (2008), "How to Interpret the Growing Phenomenon of Private Tutoring? Human Capital Deepening, Inequality Increasing, or Waste of Resources?," Policy Research Working Paper No. 4530.

Dearden, Lorraine, Javier Ferri, and Costas Meghir (2002), "The Effect of School Quality on Educational Attainment and Wages", *Review of Economics and Statistics*, 84(1), 1-20

Dustmann, C., N. Rajah, and A.V. Soest (1997), "School Quality, Exam Performance and Career Choice" University College London Mimeograph.

Feinberg, S. (1985), *The Analysis of Cross-classified Categorical Data*, 2nd ed., Cambridge, MA: MIT Press.

Goldthorpe, J. H. (1987), *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain*, 2nd ed., Oxford: Clarendon Press.

- Granovetter, M. S. (1973). "The Strength of weak Ties", *A.T.S.*78:1360-80.
- Greene, W. H. (2003), *Econometric Analysis*, 5th ed., Prentice Hall.
- Hauser, R. M., J. R. Warren, M. -H. Huang, and W. Y. Carter (1996), "Occupational Status, Education, and Social Mobility in the Meritocracy," CDE Working Paper No. 96-18, Center for Demography and Ecology, University of Wisconsin-Madison.
- Haveman, R. and T. Smeeding (2006), "The role of Higher Education in Social Mobility", *The Future of Children*, 16(2), 125-150
- Heath, A. and C. Payne (1999), "Twentieth Century Trend in Social Mobility in Britain", CREST Working Paper No.70, Center for Research into Elections and Social Trends, University of Strathclyde.
- Heath, A. and D. McMahon (1999), "Ethnic Differences in the Labour Market: the role of education and social class origins", CREST Working Paper No.69, Center for Research into Elections and Social Trends, University of Strathclyde.
- Heckman, J.J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47,153-162
- Heckman, J.J. (2000), "Policies to Foster Human Capital," *Research in Economics*, 54(1), 3-56
- Heckman, James J. and D. V. Masterov (2007), "The Productivity Argument for Investing in Young Children," *Review of Agricultural Economics*, 29(3), 446-493.
- Hilmer, M. J.(2002), "Student migration and institution control as screening devices", *Economics Letters*, 76 , 19-25
- Iannelli, C. and L. Paterson (2005), "Education and Social Mobility in Scotland in the Twentieth Century", ESRC Research Project Working Paper No.5, Centre for Educational Sociology, University of Edinburgh. .

- Iwata, S. (2001), "Recentered and Rescaled Instrumental Variable Estimation of Tobit and Probit Models with Errors in Variables," *Econometric Review*, 20(3), 319-335.
- Joy, L. (2003), "Salaries of Recent Male and Female College Graduates: Educational and Labor Market Effects, " *Industrial & Labor Relations Review*, 56(4),606-621.
- Kim, J.-H. (2007), "The Determinants of Demand for Private Tutoring in South Korea," NCSPE Research Publications No.143, National Center for the Study of Privatization in Education.
- Kim, T. (2005), "Shadow Education: School Quality and Demand for Private Tutoring in Korea", Discussion Paper No. 055, 21COE Interfaces for Advanced Economic Analysis, Kyoto University.
- Knudsen, E. I., J. J. Heckman, J.L. Cameron, and Jack P. Shonkoff (2006), "Economic, Neurobiological, and Behavioral Perspectives on Building America's Future Workforce," *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 103, 10155-10162.
- Koenker, R. (2005), *Quantile Regression*, Cambridge; New York: Cambridge University Press.
- Kong, W.-H. and T.-T. Fu (2012), "Assessing the performance of business colleges in Taiwan using data envelopment analysis and student based value-added performance indicators" *Omega*, 40, 541-549.
- Kunze, A. and K. R. Troske (2007), "Comparative Advantage or Discrimination? Studying Male-Female Wage Differentials Using Displaced Workers", IZA Discussion Papers No.305, Institute for the Study of Labor.
- Lee, K.H. and J.H. Jung (2009), "Child-care Services and Private Tutoring: A Substitute for Mother's Time or Complement?," KIET Occasional Paper No.75,

- Korea Institute for Industrial Economics and Trade.
- Link, C. R. and E. C. Ratledge (1975), "Social Returns to Quantity and Quality of Education", *Journal of Human Resources*, 10(1), 78-89
- Lucas, R. E. Jr. (1988), "On the mechanics of economic development", *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Mincer, J. A. (1974), *Schooling, Experience, and Earnings*, New York: Columbia University Press.
- OECD (1998), Returns to investment in human capital, Ch. 4 in Human capital investment—An international comparison, Paris: OECD, Centre for Educational Research and Innovation.
- Philip, M.S. and J. D. Teachman (1988), "Logistic Regression: Description, Examples, and Comparison", *Journal of Marriage and the Family*, 50, 925-936.
- Platt, L. (1999), "Making Education Count: the Effects of Ethnicity and Qualifications on Intergenerational Social Class Mobility", *Sociological Review*, 55(3), 485-508.
- Prior, W. and S. Mellor (2002), "The Role of Schools in the Enhancement of Social Tolerance and Cohesion : A Case Study Research Project in the Pacific Region," Paper presented at the Australian Association for Research in Education Conference, Brisbane, Australia, 1-5 December 2002.
- Raffe, D., L. Croxford, C. Iannelli, M. Shapira, and C. Howieson, (2006), "Social-Class Inequalities in Education in England and Scotland", Special CES Briefing No.40, Center for Educational Sociology, University of Edinburgh.
- Schultz, T. W. (1963), *The Economic Value of Education*, New York: Columbia University Press.
- Schultz, T. W. (1971), *Investment in Human Capital: The Role of Education and of Research*, New York: Free Press.

- Steiger D. and J. H. Stock (1997), "Instrumental Variables Regression with Weak Instruments," *Econometrica*, 65(3), 557-586
- Strayer, W. (2002), "The Returns to School Quality: College Choice and Earnings", *Journal of Labor Economics*, 20 (3), 475-503
- Tansel, A. and F. Bircan (2006), "Demand for Education in Turkey: A Tobit Analysis of Private Tutoring Expenditures," *Economics of Education Review*, 25, 303-313.
- Tasiran, A. and K. Tezic (2006), "Parental Income and Continuing Education of Second Generation Immigrants in Sweden", *International Review of Applied Economics*, 20(4), 491-514.
- Weber, M. (1968), *Economy and Society*, Edited by Guenther Roth and Claus Wittich, Berkeley: University of California Press.
- Zhang, L. (2005), "Do Measures of College Quality Matter? The effect of College Quality on Graduates' Earnings." *Review of Higher Education*, 28(4), 571-569.

附錄：資料庫簡介

由於本論文研究資料使用「華人家庭動態資料庫」與「臺灣高等教育整合資料庫」之資料，以下對這兩個資料庫做一介紹：

1. 華人家庭動態資料庫

華人家庭動態資料庫(Panel Study of Family Dynamics，簡稱 PSFD)於民國 88 年、89 年由國科會人文處、中心與蔣經國基金會共同資助，以中央研究院經濟研究所為執行單位進行計畫。計畫是以華人家庭成年樣本為對象的固定樣本追蹤調查(panel)，涵蓋的年齡層自青年至老年。此外，這項計畫也根據主樣本延伸出來的子女、父母、兄弟姊妹等親屬再進行追蹤訪問，目前分為：(一)台灣華人家庭調查、(二)大陸華人家庭調查。因為本論文使用台灣華人家庭的部分，故於此僅對第一部分介紹，並內容主要摘錄自其網站資訊與于若蓉、章英華(2005)。

台灣華人家庭調查的主樣本主要區分為三群，其出生年次分別為 1953-1964、1935-1954、1964-1976 年，而這三群主樣本分別於 1999、2000、2003 年進行第一次訪問。在 1999 年第一次訪問的主樣本，出生年次為 1953-1964 年(1999 年的年齡為 35-46 歲)，共 999 個樣本，其對應的問卷代號為 RI-1999。在 2000 年的調查中，將 1935-1954 年出生者(2000 年的年齡為 46-65 歲)納入主樣本，樣本數為 1,959，並將這群主樣本的問卷代號編為 RI-2000。而 2003 年的調查中，主樣本新增 1964-1976 年出生者(2003 年的年齡為 27-39 歲)，其問卷代號為 RI-2003，共有 1,152 個樣本數。上述主樣本是以後逐年追蹤調查的重要基礎。鑑於兩代關係為家庭關係重要的一環，在主樣本延伸而來的親屬關係中，子女是非常重要的，故在主樣本的問卷中，已就其子女設計了相當多的題組，包括子女的出生年次、性別、教育程度、是否工作、是否同住等問項，以及主樣本與子女間的互動關係等。為了就主樣本子女建立更長期、深入的資料，在 2000 年間進行子女樣本調查，以主樣本(含 RI-1999、RI-2000 兩群主樣本)所有滿 16-22 歲的子女(1978-1984 年次)為對象，進行面訪調查，該份問卷的代號為

CI-2000。並以每兩年調查一次的頻率進行追蹤訪問。自 2001 年起，凡是主樣本滿 16 歲的子女亦納入子女樣本中，以累積父母與子女配對資料。而 2004 年將子女樣本滿 25 歲（民國 67 年至 68 年出生）者列入主樣本群，適用主樣本問卷，主要的考量是年屆 25 歲的主樣本已具有獨立的經濟決策、人際關係，可構成主樣本之一環。

此外，由主樣本延伸而來的親屬關係中，除了子女之外，父母、兄弟姊妹均是極為重要的環節。在主樣本的問卷中，針對其父母、兄弟姊妹設計了相當豐富的題組，包括父母、兄弟姊妹的基本資料（如出生年次、教育、行業、職業、省籍、居住地區），以及這些親屬與主樣本的互動關係（金錢上的來往、感情上的互動等）。而為了對父母、兄弟姊妹發掘更深入的資料，於 2000 年曾嘗試進行父母、兄弟姊妹的電話訪問，對應的問卷代號分別為 PI-2000、SI-2000。

在主樣本問卷的設計上，以 RI-1999 為主，其他的問卷都以此份問卷為張本，再增減或修訂。RI-1999 的問卷主題：

- (1) 基本資料：性別、年齡、健康狀況與語言使用狀況。
- (2) 教育經驗：最高教育程度，求學時期的家庭狀況，在小學、初中、高中、大專階段時的就讀學校、家庭教育環境及學費來源。
- (3) 工作經驗：受訪者目前的職業、行業、從業身份、工時與收入，第一次正式工作（職業、行業、從業身份）、收入與居住狀況。
- (4) 婚姻與配偶資料：婚姻狀況，結婚時配偶的職業、行業、從業身份、收入，聘金、嫁妝與居住安排，配偶目前的職業、行業、從業身份、收入。
- (5) 家庭價值與態度：孝道觀念、家庭觀念。
- (6) 親屬資料：受訪者父母、配偶父母、兄弟姊妹的年齡、籍貫、教育程度、職業、行業、居住安排、居住地區及與受訪者聯絡狀況。
- (7) 居住安排：遷移情況、住宅狀況、同住之其他家人。
- (8) 家庭決策與支出：家庭決策行為，與父母、配偶父母、自己兄弟姊妹與配偶兄弟姊妹之間的財務交換，家庭支出狀況、分家狀況。

(9) 家庭關係與和諧：對受訪者與家人關係的評估，家庭聚會活動，父母與兄弟姊妹對手訪者的影響力。

(10) 子女生育與教養：子女的年齡、教育程度、學校類別、照顧方式，對子女的教育投資，對子女的教育期望，對子女的管教與獨立要求。

在上述的介紹中我們看到華人動態資料庫包含了台灣家庭成員的基礎資料、教養態度、家庭支出、親情關係等各項關於個人與家庭的問項，更可貴的是除了對父母、子女、兄弟姊妹這些親屬關係的連結，並有持續追蹤的資料，這些對於研究個人與家庭議題上都提供了相當好的資源可供研究。在華人家庭動態資料庫的建立第十一年計畫的研究目的中提到：「家庭為華人社會組成與運作互動的基本單位，不同於以個人為社會基本單位的西方社會。華人社會的家庭型態、結構、互動模式等，都遠較西方社會複雜，希望藉由華人家庭動態資料庫的建立，對華人家庭的經濟、社會、心理、習俗等面向，做全面性的研究。期盼所做出的研究不但能與本土社會環境契合，也能為西方主流學術價值所認同。」。除了本論文所提到的台灣家庭調查，目前更已釋出大陸家庭的調查結果，日後也可能對於本論文所討論的主要四個議題，再做與大陸家庭的比較與分析。

參考資料：

于若蓉、章英華 (2005)，「華人家庭動態資料庫：台灣訪問計畫」，2005 年華人家庭動態資料庫學術研討會，中央研究所經濟所。

華人家庭動態資料庫網站（網址：<http://psfd.sinica.edu.tw>）。

華人家庭動態資料庫的建立第十一年計畫研究目的（網址：http://survey.sinica.edu.tw/research/pdf/98/98F1_F200901.pdf）。

2. 臺灣高等教育整合資料庫

本論文另一個使用的資料庫為臺灣高等教育整合資料庫 (Taiwan Integrated Postsecondary Education Database, TIPED)。調查最初為國科會與教育部共同啟動之「臺灣高等教育資料庫之建置及其相關議題之探討」三年調查計畫，由清華大

學資訊中心受託辦理，並聘請原服務於美國教育部國家教育統計中心的彭森明教授回國建置，於 2004 年首次進行 92 學年度大一大三學生調查、91 學年度畢業生畢業後一年調查。2006 年彭森明教授由清華大學調任國立臺灣師範大學，計畫改隸國立臺灣師範大學，持續推動相關調查。計畫主持人為國立臺灣師範大學教育學系王麗雲教授。

資料庫主要由臺灣高等教育師生問卷調查、大專校院畢業生流向調查兩部分組成。臺灣高等教育師生問卷調查，包括「大一大三調查」與「大專教師調查」，係由教育部高教司委託國立臺灣師範大學教育研究與評鑑中心辦理之調查計畫，蒐集高等教育大一、大三、二技一年級學生與大專教師之長期追蹤資料。大專校院畢業生流向調查，係教育部高教司委託國立臺灣師範大學教育研究與評鑑中心辦理之調查計畫，蒐集高等教育畢業生之長期追蹤資料。

臺灣高等教育師生問卷調查計畫主旨在瞭解國內大專校院學生與教師之求學生活經驗、表現與意見，建立有關全國高教院校特質與狀況、各科系在校學生素質、各學門畢業生、課程、教職員、經費以及校園環境設備等資料的全國性資料庫。資料蒐集方法是由教育部協助發文至全國各大專校院，匯整各校大一、大三學生基本資料檔(包括:姓名、性別、就讀科系、身份別、電子郵件..等欄位)，進行抽樣工作，再由中心設計網路問卷，電子郵件通知抽樣學生上網填答問卷。例如在 92 學年度大一問卷的抽樣人數有 49,609 人，而回收人數有 33,959 人。而問卷內容我們以 94 大一新生抽樣問卷內容大綱來看：

1. 第一部份：高中職生涯

就讀學校類型，入學方式，電腦及網路使用情形，電腦能力，教師上課方式，補習情形，學業成績，入學測驗成績，英語檢定考，擔任幹部，閱讀情形等。

2. 第二部份：大學生涯

入學方式，應屆畢業生與否，選校因素，選系因素，學習計劃，對大學生活的期待，時間分配情形，社團參與情形，使用手機、上網情形，學費及生活費來源，住宿情形，修課因素等。

3. 第三部份：學生看法與意見

自我興趣及能力分析，人格特質，心理適應，自我能力評估，對大學教育功能的看法，人生目標，對目前就讀大學的滿意度等。

4. 第四部份：背景資料

性別，身份別，族群，身高體重，父母親教育程度，父母親工作，與父母關係，家庭年收入，家裡的成員，高三時住宿情形等。

由上述資訊，我們可將大一新生於高中時期的一些學校生涯做連結，在本論文中也使用了這部分的資料討論怎麼樣的學生較能進入好大學。

大專校院畢業生流向調查的部分主要想瞭解國內大專院校畢業生畢業後之流向與發展，蒐集國內大專院校畢業生求學與就業的相關經驗、表現與意見。以93學年度大專畢業生畢業後一年問卷調查問卷內容為例：

1.第一部份：目前狀況

畢業後考上(或擁有)證照或檢定證書，目前正在做什麼。

2.第二部份：就業情形

目前工作的機構屬性，目前工作性質，目前主要的服務機構的規模，服務的部門，工作職稱，目前的工作地點，工作時數，收入，大學就讀科系、大學教育對目前工作的幫助程度，評估自己能否勝任目前工作、職位，參與職業訓練情形，工作滿意度，創業或合營公司的情形，得到工作的管道，介紹人對於找工作的幫助，與介紹人的關係，選擇工作的考慮因素，學經歷、各分面能力、電腦軟體應用能力對於找工作或創業的幫助程度。

3.第三部份：進修情形

目前進修的情形，是否就讀在職專班的情形，打算取得的最高學位，目前或預計進修的領域與大學主修領域相關程度，選擇繼續進修的理由。

4.第四部份：大學生涯

就讀大專時間，學制，修習雙主修、輔系、學程情形，工作或實習情形，社團活動，住宿情形，成績，參加留學測驗的情形，補習情形。

5.第五部份：您的意見與看法

各人生目標的重要性，學校對發展個人各項能力的幫助程度，大學教育的功能，對自己母校的評價。

6.第六部份：背景資料

性別，身份別，族群，身高，體重，婚姻狀況，子女數，父母親教育程度，父母親工作類型、部門，申辦助學貸款情形。

由上述問卷內容可知，此資料庫對於大學生畢業後的情況做了就業情況的追蹤，故本論文使用了 94 學年度大專畢業生畢業後一年的問卷，以探討畢業一年薪資受那些因素所影響。並此資料庫有 94 年度大專畢業生畢業後三年的調查，將來在資料釋出後將可繼續做延伸的討論與研究。但在大專畢業生畢業後一年的資料中要特別注意的是有許多該階段的男性畢業生是服役的狀態，故會以女性受訪者的就業資訊較多。

該資料庫目前已釋出的大學生相關問卷之問卷類型：

大一問卷調查：92、94 學年度

大三問卷調查：93 學年度

大專畢業生問卷調查：91、94、95 學年度

畢業後一年問卷調查：93、94、94

在使用此資料庫時，由於在就讀及畢業的學校資料大致僅以公立、私立、一般、技職等較大的分類方式釋出，若以本論文第四與第五章的主題來看，尚須有更細緻的區分方式較能更清楚的釐清欲討論的議題，故期盼在日後該資料庫將可協助分類學校類型以利進行更多相關之研究。

參考資料：

臺灣高等教育整合資料庫網站（網址：<https://www.cher.ntnu.edu.tw/>）

台灣高等教育資料庫簡介（網址：<http://www.cher.ed.ntnu.edu.tw/analyze/>）