

國立台灣大學社會科學院經濟學研究所

碩士論文

Graduate Institute of Economics

College of Social Science

National Taiwan University

Master Thesis

大學生就學貸款與課後打工的性別差異

Gender Difference in Student Loan and
Part-time Work of College Students

研究生: 卜少平

Pu, Shao-Ping

指導教授: 駱明慶 博士

Adivisor: Luoh Ming-Ching, Ph.D.

中華民國98年6月

June, 2009

論文摘要

本文使用台灣高等教育資料庫的2005年大一新生資料，觀察父母親人力資本投資的性別差異。迴歸的結果發現，在控制了所得、父母親教育程度以及其他變數下，女性仍有較高的就學貸款比例。且就學貸款的性別差異只存在家中有兒子且有女兒的家庭，顯示就學貸款的性別差異是父母親人力資本投資的選擇結果。本文也發現，大三學生的課後打工行為也有性別差異，且有就學貸款者有較高的打工機率。利用二階段迴歸分析，發現就學貸款會減少學生的打工機率。顯示就學貸款不但讓女生更容易上大學，也有助於減少大三以上學生打工行為的性別差異。



目錄

1 前言	1
2 資料描述	7
2.1 學校類型與就學貸款	11
2.2 家庭背景與就學貸款	13
2.3 學生家庭組成	16
3 就學貸款的性別差異	17
3.1 性別差異的迴歸分析	17
3.2 性別差異, 是來自家庭內嗎?	21
3.3 性別影響力的所得與學校類型差異	23
4 學生課後打工的性別差異與就學貸款所帶來的影響	26
4.1 學生打工的性別差異	26
4.2 就學貸款與升學意願	30
4.3 工具變數的有效性	31
4.4 工具變數1 (高中是否補習)	32
4.5 工具變數2 (學生居住地無指定銀行)	33
4.6 就學貸款對打工機率的影響	37
4.7 就學貸款所帶來的影響	41
5 結論	42
參考文獻	44

圖目錄

- 1 各世代人口上大學比例 5



表目錄

1	2005大一新生樣本比例描述	8
2	2005大一新生學雜費與生活費來源	8
3	學生學雜費來源: 父母支付與就學貸款	9
4	學校類型與就學貸款描述	11
5	學校類型與家庭所得	13
6	家庭背景與就學貸款描述	14
7	家庭組成的性別差異	17
8	就學貸款決定因素的迴歸分析	19
9	家庭型態與就學貸款迴歸分析	22
10	性別影響力的所得與學校類型差異分析	24
11	打工與就學貸款	27
12	打工與家庭背景描述	28
13	學生打工迴歸分析	29
14	高中補習與學貸敘述統計	33
15	學校所在地與就學貸款描述	34
16	各縣市銀行分行分布數量	35
17	各縣市就學貸款比例	36
18	第一階段迴歸與弱工具變數檢定	38
19	第二階段迴歸與過度認定檢定	40

1 前言

台灣與許多東南亞國家一樣，被視為有「重男輕女」文化的地方之一。這樣的議題，在台灣社會發展的過程中，不斷被討論與檢討，政府在政策的制定上，也有許多針對減少性別差異為目的的政策。¹

父母親對孩子的性別偏好，之所以會受到這麼多的討論，是因為父母對待子女的性別差異不僅直接阻礙了女性的發展，還可能對社會有更深層的影響。首先，父母親對於兒子的偏好，可能會使得性別比例失衡。諾貝爾經濟學獎得主 Amartya Sen 在1990年曾發表一篇名為“More Than 100 Million Women Are Missing”的文章，說明在中國、印度以及其他東亞、南亞國家，至少有一億的女性受到差別待遇而消失了。因為女性天生的壽命就較男性長，也比較不容易夭折或因意外死亡，如果女性受到公平的對待，人口中的女性人口應該比男性人口更多。但是亞洲國家如印度、中國大陸、南韓、巴基斯坦與台灣等地，男性的人口大幅超過女性。此一“missing women”²的議題在經濟學界與人口、社會學界被廣泛討論。

此外，性別失衡會對婚配市場的衝擊。過高的性別比例會使得男性面對一個嚴苛的婚配環境 (Angrist 2002)，進而產生許多社會問題，例如台灣清領初期對台灣嚴格的移民性別限制，所造成的「羅漢腳」現象。³而許多針對犯罪率的研究，⁴也都會控制性別比例，因為男性是主要犯罪人口。

自 Becker (1993) 提出人力資本的概念以來，經濟學家們就試圖在人力資本的架構下討論父母的性別偏好。人們對人力資本投資的需求取決於投資的邊際報

¹如我國憲法第134條：「各種選舉，應規定婦女當選名額，其辦法以法律定之。」；行政院設有婦女權益促進委員會；教育部設有性別平等教育委員會等。

²Oster (2005) 曾對亞洲地區新生兒性別比例失衡提出了另一種解釋。Oster認為此一現象的原因是亞洲地區的高 B 型肝炎帶原率，B型肝炎原帶原將會使新生兒出生的性別比例達到150(每100位出生女嬰所對應的男嬰數目)。但 Lin and Luoh(2008) 利用台灣300萬筆新生兒的出生資料，並連結其母親是否為 B 型肝炎帶原者，檢視 B 型肝炎與新生兒性別比的關係。結果發現 B 型肝炎雖然對生男嬰的影響有統計上的顯著性，但最多只會將性別比由105.0提高至105.165，而決定生男嬰的最重要變數為出生胎次。此一結果使得學術界對於 Missing Women 的討論，又回到了父母親對兒子的偏好上。

³羅漢腳指尚未成家、無固定職業、違法亂紀的單身漢，常群聚械鬥，造成當時社會治安動盪。

⁴如Almond, Edlund, Li and Zhang (2007)。

酬率，而影響報酬率的因素很多，例如能力高者，累積人力資本所帶來的好處較大，因此對人力資本投資的需求就較大。同樣的，性別也可能是影響投資報酬率的因素之一。如果整體社會的就業環境不利女性，那麼同樣的資金投資在女性身上的報酬率就比較低，父母可能因此將有限的資源投資在預期報酬較高者（男性）。而這樣的差異，會隨著不同的時代與不同的國情、文化，在男女性成長過程中的不同階段顯現出來。

經濟學在人力資本的架構底下，對父母親性別偏好的討論，大致可分為三類：

- 一、女嬰的超額死亡率與性別失衡。
- 二、性別選擇的墮胎行爲。
- 三、教育的性別差異。

首先在女嬰的超額死亡率方面，當父母親認為女兒未來的生產力太低，家中資源又嚴重不足時，父母親可能因此不給子女嬰妥善的照顧，造成女嬰的死亡率大幅高於男嬰。許多研究都直接證明了這樣的假設。Olds (2006) 使用台灣日據時代留下的詳細調查與人口普查資料，來驗證女性生產力與女嬰死亡率之間的關係。自1905年以後，台灣性別失衡的狀況有逐步趨緩的狀況，此外女嬰較男嬰的超額死亡率也逐漸減少。實證結果顯示，女性勞動參與率的提升會減少5歲以下幼兒性別失衡的狀況。作者認為此一時期婦女勞動參與率提高的主要原因，是女性纏足率的大幅下降，以及此時期的婦女不再受限於做家戶內的工作。Qian (2008) 利用1978年以後中國大陸的茶葉價格上漲，研究男女性相對所得對新生女嬰死亡率的影響。1978年中國大陸進行了農業制度的改革，使得茶葉相對於其他農作物的價格大幅上升。由於女性在茶葉產業工作較男性有優勢，此一價格變動造成了女性工資的提高。研究發現，在控制男性所得的情況下，女性所得的提高會減少女嬰的死亡率；相反地，在控制女性所得的情況下，男性所得的提高會增加女嬰的死亡率。此外研究也發現，男性所得的提高會降低女性的教育成就。許多針對印度研究也發現，父母親對於女嬰的差別待遇往往和家庭結構有關。女嬰的高死亡率較常出現在已經

擁有很多女兒的家庭，這些家庭的父母對兒子有較強的偏好，並且會給子女嬰較差的營養、疫苗注射或者其他醫療照顧。⁵

而在醫學上出現了探測胎兒性別的技術以後，父母親對於子女的性別偏好，可能提前到胎兒還未出生時就已經發生，也就是性別選擇的墮胎。Lin、Liu 與 Qian (2008) 研究台灣 1985 年優生保健法施行，使得父母得以合法墮胎，此一政策實行對新生兒性比例以及女嬰死亡率的影響。結果發現，母親的年紀較大和子女的胎次越高的情況下，父母親越有可能選擇墮胎。墮胎合法化也使得第三胎以上的新生兒男性比例由 51.5% 上升至 53.5%，並且給予有強烈性別偏好的父母親，有選擇胎兒性別的機會，進而使女嬰的超額死亡率減少 25%。這也說明了今日的台灣，在某些家庭中，性別偏好確實仍然存在。當然，並非所有的父母親都存在有性別偏好，因此本文也將試圖分析，性別偏好與家庭所得間是否有關連性。

最後是教育的性別差異。在討論父母對子女的人力資本投資時，最常被提及的性別差異就屬子女的教育成就，因為教育成就將決定子女一生的社會、經濟地位，同時也是檢視家庭內資源分配的重要指標。由於家中的經濟資源有限，若一個家中有兩名以上的子女，父母親勢必要在子女的人力資本投資上做選擇，這樣的選擇也如同子女對於家中資源的互相排擠 (sibling rivalry)。而當父母親對子女有性別偏好時，家中的資源可能會集中在兒子身上，因此對女性的教育成就有不利的影響。Kaestner (1997) 發現有姊妹的非裔美國人，其教育成就會高 (相較於有兄弟者)。Parish 與 Willis (1993) 使用台灣的「婦女生活狀況調查」資料，分析父母親對兒子與女兒人力資本投資的選擇，以及此種選擇所對女兒所帶來的影響。研究發現，家庭內較早出生的子女會得到較少的教育投資。早年由於家庭貧窮，家戶內的資源不足以讓所有孩子受教育。姊姊常常必須犧牲自己的升學機會以提早投入職場或者結婚，來幫助弟弟、妹妹完成學業。

駱明慶 (2001) 分析台灣教育長期的省籍與性別趨勢，發現 1965 年以前出生的人口中，省籍內的男性教育成就大幅高於女性，但 1970 年以後出生的世代，省籍內女性就讀大學比例已經超過男性。而在迴歸分析中，1979-92 年的 18-19 歲人口是

⁵Das Gupta (1987), Mishra, Roy and D.Retherford (2004), Pande (2003)。

否就讀大學的性別差異，已經沒有統計上的顯著性。

本文的主要論點是，現今台灣的教育成就已不具有性別差異，可能只是特殊的教育環境下所產生的結果。本文希望藉由分析父母親就學貸款的決策行為，來觀察其中是否有性別差異，並且更進一步檢視學生的家庭背景如何影響父母的性別偏好。

在開始討論就學貸款之前，在此先回顧台灣高等教育擴張的過程。1985年以後，台灣經濟發展的結果使得民衆已經相當富裕，民衆大幅增加對於高等教育的需求。同時產業的結構也慢慢轉向以電子、金融以及服務業爲主的經濟型態，使得產業界對於擁有大學學歷的人才也有強烈的需求。在這樣的背景之下，政府於1985年開放大學校院成立。此外政府於1996年輔導專科學校改制爲技術學院，⁶ 輔導技術學院增設人文、社會或管理學院並改名爲科技大學。台灣的大學院校數量就從1985年的28所大學及77所專科學校，一路成長到2005年的145所大學以及17所專科學校（2006 林華偉）。

大學的迅速擴張，以及專科學校、技術學院的改制，使得年輕一代的民衆成爲大學生的比例越來越高。圖 1 利用合併歷年各月份的「人力資源調查」，畫出不同出生年男女性上大學的比例。⁷

圖 1 顯示，1956年時男性就讀大學的比例接近10%，女性上大學的比例只有6.1%，而男女性上大學的比例都有不斷上升的趨勢。到了十年後的1966年，這個世代出生的人正好是面臨政府開放廣設大學的一群，此時男女性上大學的比例分別爲9.8%與8.7%，性別間的差距縮小，且女性上大學比例的增加幅度較大。女性上大學比例在1975年超越男性，直到1986年出生的世代，男女性上大學的比例爲53%與56%，在這個世代出生的人，不但有很高的上大學比例，女性甚至比男性高出了3%。

由上面的討論中我們發現，在台灣高等教育的窄門被打開以後，要成爲一名大學生已經不像1950年代以前那麼困難了。緊接而來的教育問題是，學生能不分家

⁶教育部於1996年4月發佈「專科學校改制技術學院與技術學院級科技大學廣設專科部實施辦法」。

⁷計算方式是將樣本以出生年做區隔，再計算出不同出生年19-22歲人口中上大學的比例。

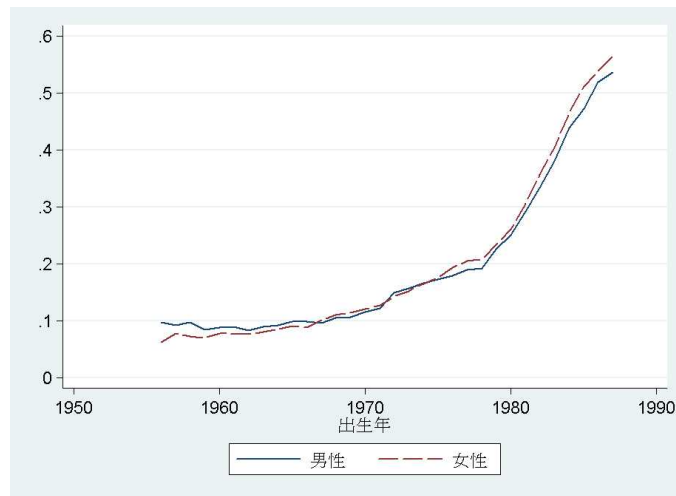


圖 1: 各世代人口上大學比例

庭貧富地考上大學，每個家庭中的大學生也越來越多，使得父母無法像以往一樣，傾全部資源只為了支持一名子女上大學。

政府自 1976 年開辦助學貸款，⁸ 來解決部分學生的學費問題。根據教育部的統計，高中職以上就學貸款的申貸人數，1994 年只有 40,286 人，2001 年成長到 504,422 人，短短數年內人數成超長超過十倍，到了 2007 年更是增加到 759,418 人。⁹

目前台灣的高等教育機會已經增許多，同時就學貸款的普及，使得教育資金的取得也變得比較容易，此時「是否要讀大學」已經不是大多數學生與家長所面臨的問題，取而代之的是「是否要使用就學貸款」來完成學業。

一份世界銀行的報告指出 (Salmi 1999)，全球已經超過 60 個國家有就學貸款的制度。以美國為例，就學貸款可能由政府、大學、校友會、商業銀行、基金會或是

⁸政府於 1976 年 8 月 21 日頒布「高級中等以上學校學生就學貸款辦法」。助學貸款於 1999 年更名為就學貸款。學生在國內就學、服義務兵役及參加教育實習這段優惠期間，由政府負擔助學貸款之利息，並於 2003 年將利率由 7.125% 大幅降低至 2.925%，此後還款利率隨市場波動，大多維持在 3% 上下。

⁹根據「高級中等以上學校學生就學貸款辦法」，目前就學貸款的申請貸款資格及規則為：家庭年收入在 114 萬元以下者，優惠期間利息由政府負擔；家庭年收入介於 114 萬元至 120 萬元者，優惠期間利息由政府與貸款者各負擔一半；家庭收入在 120 萬元以上，且家中有兩位子女就讀高中職以上者，得申請就學貸款，但優惠期間利息由貸款者全額負擔。

跨國企業所提供。與其他國家相比，台灣的高等教育長久以來都由教育部主導與管轄，在就學貸款的運作上也是如此，因此台灣的就學貸款資料，無論在質與量上都非常完整，具有相當程度的代表性。

台灣過去對於就學貸款的研究，多是從實行細節的層面討論，或者研究跨國就學貸款制度的比較。如張惠雯 (1999)、楊瑩 (1983) 以及蕭霖 (1995)。而陳佩英、蔡虹音 (2006) 使用台灣高等教育資料庫，討論大學生就學貸款與升學意願的關聯性，發現申請就學貸款的大學生有較低的升學意願。

本文使用台灣完整的就學貸款資料，除了探討就學貸款的性別差異以外，還希望能以就學貸款的觀點，讓我們更瞭解現今高等教育的全貌。

本文共分為以下部分：第1部分為前言，包含性別差異的背景討論與研究方向。第2部分為資料描述，說明資料的來源以及學貸與各變數的關連性。第3部分以迴歸分析就學貸款的性別差異。第4部分分析學生的課後打工行為，並且討論就學貸款所帶來的影響。第5部分為本文結論。



2 資料描述

本文所使用的資料是來自於「台灣高等教育資料庫」,¹⁰ 此資料庫自 2002 年起, 由教育部協助發文至全國 161 所大專校院, 依照依學校、科系對大一、大三學生、碩博士生以及畢業後一年學生進行抽樣調查, 每校人數至少抽出 100 人, 由學生上網填答。以本文使用的 2005 年大一新生調查為例,¹¹ 共計抽出 75,084 人, 回收 52,315 人。使用此資料庫進行計量分析的優點之一是樣本數量大, 此外調查內容還包括學生的性別、學校類型以及學生的家庭背景資料, 有助於幫助我們瞭解學生家庭背景與就學貸款行為間的關係。¹²

2005 年大一新生調查中, 男性所占比例為 51.19%。¹³ 所有男女生樣本共計有 19.04% 的大學生有申請就學貸款。

本文選擇使用 2005 年大一學生資料, 主要有兩個原因。首先, 2005 年調查是資料庫中最新的一波, 最能代表目前台灣學生就學貸款的現況。再者, 之所以選擇大一新生, 是因為當學生進入三、四年級以後, 是否使用就學貸款也許與學生的打工、學業負擔, 甚至於生涯規劃有關, 這些情況可能依於學生就讀不同的科系, 而有完全不同的情形。若學生就讀的科系又與性別有相關, 那麼我們分析的結果就可能會受到影響。為了能將焦點放在父母親人力資本投資的性別差異上, 我們使用 2005 年大一新生調查資料進行分析。

為了對大學生的學雜費以及生活費來源的差異, 有初步的了解, 表 2 中根據問卷中大學生涯部分的第 15 題:「您本學期的學雜費來源?」, 以及第 16 題「您每月的生活費來源?」兩題複選題, 計算出性別與學雜費、生活費來源的關係。在學雜費的部分, 男性與女性由父母親負擔的比例幾乎完全相同, 有 73.96% 的學生學雜費由父

¹⁰資料網站:<http://www.cher.ntnu.edu.tw>

¹¹樣本包括普通大學、科技大學一年級及二專一年級。

¹²本文分析的對象以本國的學生為主。由於就學貸款的申請人必須具備中華民國國籍, 因此本文刪除了 174 名外籍學生, 此外資料中有 754 名僑生, 共計有 5.04% 的僑生有申請就學貸款, 但我們無法區分未申請者是屬於不需要申請或者無法申請, 因此也將僑生的資料排除。

¹³女性上大學的比例應略高於男性, 因此樣本與母體的性別比例略有不同。此差異應為問卷填答與回收的情況所致。而本文在第 3 部分將使用普通最小平方法分析男、女生在使用就貸款機率的不同, 此處性別比例的差異應不至於對分析的結果造成影響。

表 1: 2005 大一新生樣本比例描述

	樣本數	樣本比例	學貸比例
男生樣本	23,450	51.19%	17.29%
女生樣本	22,306	48.81%	20.77%
全部樣本	45,756	100.00%	19.04%

資料來源: 台灣高等教育資料庫「2005 年大一學生調查」。

表 2: 2005 大一新生學雜費與生活費來源

	本學期學雜費		每月生活費	
	男性 (%)	女性 (%)	男性 (%)	女性 (%)
父母親負擔	73.96	73.96	85.42	86.65
就學貸款	18.76	22.10	0.44	0.18
獎學金	2.00	1.93	0.76	0.51
自行支付 (打工、存款)	8.64	7.68	17.86	19.81

註: 此兩題為複選題, 學生回答的答案可能不只一個, 欄中數字為該性別有勾選該項目的比例。

母親負擔。在就學貸款方面, 女性有 22.10% 的樣本有勾選, 男性只有 18.76%, 兩者似乎一段不小的差距。此外以獎學金支付學雜費的學生, 男性的 2.00% 略高於女性的 1.93%, 但差距不大, 這也代表就學貸款的性別差異不是來自於男、女性獲得獎學金的比例不同。而在以存款或打工收入支付學費的比例上, 男性的比例 (8.64%) 略高於女性的比例 (7.68%), 然而在此題的答案中, 我們無法區分這當中到底有多少是以打工支付學費, 又有多少以存款支付。

對於以「就學貸款」做為父母投資子女態度的指標, 我們可以提出一個合理的質疑。如果男女間自行支付學雜費的差異, 主要來自男性有較高的打工比例, 那麼我們就無法對學生的學貸款行為進行分析, 因為此時就學貸款的性別差異可能只是「女貸款、男打工」的差異而已。所幸調查中大學生涯部分的第 8 題:「自開學以來, 您每週 (含週末) 平均約花多少小時從事下列活動?」可以幫助我們回答這個問

題。此題中男性與女性的打工比例分別為37.27%與37.66%，其中女性的打工比例還略高於男性，且女性平均每週打工4.90小時也高於男性的4.56小時，顯示女性較高的學貸比例主要也不是來自於打工的差異。因此在自行支付的比例中，性別的差異可能是來自於由學生存款支付比例不同。然而在大學階段的學生，要以自身的存款支付每學期數萬元的學雜費，並非一件容易的事情，存款很可能只是父母親所得的移轉而以，因此學生以存款支付學雜費或者由父母直接支付學雜費間的界線也非常模糊。

乍看之下，男、女性學雜費由父母支付的比例完全沒有差異，似乎不符合本文想要分析的主題，因為如果男、女性的差異僅止於就學貸款的比例，而父母親支付的比例沒有差異的話，那這樣的現象就並非父母親的選擇行為。但這樣的現象只是問題為複選題的結果，因為學生學雜費的來源可能不只一個。

表3將樣本以學生學雜費「是否由父母支付」與「是否就學貸款」分為四類，其中男性僅由父母支付的比例(71.19%)高於女性的比例(70.42%)，此外，女性僅由就學貸款支付的比例(18.56%)也大幅高於男性的比例(15.99%)，顯示女性的不僅就學貸款比例較高，並且在有申請就學貸款的女性中，父母親完全不支付學費的比例也比較高。¹⁴

表 3: 學生學雜費來源: 父母支付與就學貸款

	僅由父母支付 ¹ (%)	僅由就學貸款 (%)	兩者皆有 (%)	兩者皆無 (%)	合計 (%)
男性	71.19	15.99	2.77	10.05	100.00
女性	70.42	18.56	3.54	7.48	100.00

1. 僅由父母支付代表的是學生未使用就學貸款，但學生可能仍有獎學金或自行支付部分學雜費。

因此，以「學生是否有就學貸款」作為變數，應該足以代表家中對於學生的經

¹⁴依照教育部高教司的規定，就學貸款申貸的金額範圍為學雜費、實習費、住宿費與書籍費。書籍費的部分，高級中等學校學生，每學期新台幣一千元整；專科以上學校學生，每學期新台幣三千元整。嚴格而言，若學生申請了就學貸款，那麼學雜費應該就是全數由就學貸款支付。

濟支持情況。

另一方面，大學生就讀大學的花費不僅是學雜費而已，生活費往往也是一筆不小的負擔。表2也計算了學生每月生活費的負擔狀況。我們發現，在生活費的來源上，獎學金與就學貸款的比例非常低，主要是由父母親支付或者自行支付（存款、打工）。本文也將在第4部分中試圖分析學生的打工行爲，以及打工與就學貸款間的關連性。

本文分析所使用的變數如下。

- 是否使用就學貸款。依據調查中大學生涯部分的第15題：「您這學期的學雜費來源？以及金額」，以及第16題「您這學期的生活費來源？以及金額」，若學生在任一題勾選「助學貸款」者，則定義學生有使用就學貸款，此變數為一個二元變數，有使用貸款者變數值為1。
- 性別。男性為0，女性為1。
- 家庭年所得。共分為四組，分別為家庭年所得未滿50萬元，家庭年所得50-114萬元，家庭年所得115-150萬元，家庭年所得超過150萬元。
- 學生所屬學校類型。分為公立普通大學、私立普通大學、公立科技大學與私立科技大學。
- 父母親教育程度。分別為國小、國中、高中職、專科、大學以及研究所。
- 父親或母親為公務員。
- 地區變數。地區是利用「2005大一新生調查」中，學生畢業高中職的地區。¹⁵其中北部地區包含台北縣、台北市、基隆市、宜蘭縣、桃園縣、新竹縣、新竹市，中部地區包含台中縣、台中市、彰化縣、雲林縣、苗栗縣、南投縣，南部地區包含台南縣、台南市、高雄縣、高雄市、嘉義縣、嘉義市、屏東縣，東部

¹⁵儘管高中職學生跨縣市就讀的情形不在少數，但跨區域的情形應該不多，因此以高中職所在區域代替學生家庭所在的區域。

地區與其他包含花蓮縣、台東縣、連江縣、金門縣、澎湖縣與就讀國外高中的64人。

- 家中其他子女數。學生的兄、弟、姊、妹的數目。

第2部分有三個重點，2.1節是看學校類型與學生就學貸款型間的相關性。2.2節是看不同家庭背景與父母社經地位的學生，就學貸款比例的差異。2.3節則是檢視男女學生家庭組成的不同。

2.1 學校類型與就學貸款

資料中將學生以國立普通大學、私立普通大學、國立科技大學與私立科技大學分為四類，由於不同學校類型的學生就學貸款行為可能不盡相同，因此我們將學生以學校類型做為區分分開檢視。

表4計算學生所屬的學校類型與就學貸款之間的關係。全體樣本中有19.04%的學生有就學貸款，其中男生申請就學貸款的比例為17.39%，女生則為20.77%，男女生之間的差距為3.38%，與全體樣本的19.04%相比，這是一段不算小的差距。

表 4: 學校類型與就學貸款描述

學校類型	男生樣本		女生樣本		全部樣本	
	樣本比例 ¹ (%)	學貸比例 (%)	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)
公立普通大學	20.04	10.73	20.19	11.72	20.12	11.21
公立科技大學	11.96	14.19	10.15	18.38	11.08	16.06
私立普通大學	30.46	18.03	32.95	20.86	31.67	19.46
私立科技大學	37.54	21.46	36.70	26.34	37.13	23.81
合計	100.00	17.39	100.00	20.77	100.00	19.04

1. 本文的樣本比例、敘述統計與迴歸分析都經過加權計算，權重由2005年大一新生調查資料提供。

我們可以進一步問，這樣的差異是否是由於不同學校類型中，性別比例的不同所造成。如果女生多集中在私立、技職學校，而這些學校的學生貸款比例又特別高，那麼女生自然有較高的貸款比例。

有趣的是，無論在哪種學校類型中，女生都有較高的就學貸款比例。在公立普通大學中，男女生就學貸款的比例最為接近，其差距為1.35%。四種學校類型中以私立科技大學學校的學生，性別間的學貸比例差異最大，女生較男生高出了4.88%的貸款比例。

就全部的男女生的樣本而言，不同學校類型的學生學貸比率的差異很大。公立普通大學學生有11.21%學貸比例為最低，其次是公立科技大學學生的16.06%，私立普通大學與私立科技大學的學生分別有19.46%與23.81%的貸款比例。造成不同學校類型中，學生就學貸款比例差異的原因可能有二個。

第一個是公立學校的學費較低，使得學生家庭的經濟負擔，不像私立學校的學生家庭那麼重，因而有較低的學貸比例。

第二個原因，可能是來自學生家庭背景的不同。駱明慶(2001, 2002)指出，學生的省籍、父母親教育程度與職業、家庭收入與城鄉差異等家庭背景因素都會影響學生的教育成就。此外駱明慶(2004)以模型建構與實證分析說明，大學擴張之後，雖然家庭背景對是否考上大學的影響減少，但考試成績與家庭背景的正相關，顯示大學聯考的篩選過程，仍使得家庭背景較好的學生集中在公立普通大學。

為了確認這樣的現象是否也存在普通大學與科技大學之間，表5計算不同學校的學生，家庭所得的分布情形。所有學生中以公立普通大學的學生家中所得最高，有超過20%的學生家庭年所得超過115萬元。其次是私立普通大學的學生家庭，但公立普通大學與私立普通大學之間仍有明顯的差距。在科技大學的部分，科技大學的學生家庭所得明顯較普通大學的學生差，且公、私立科技大學學生的家庭所得差距較小，顯示公、私立科技大學學生的家庭背景是相近的。

這樣的結果似乎不讓人意外，我國高中、高職的就學比例長久以來就是在政府人力規畫的角度下決定。¹⁶一般來說，進入高中就讀的學生，就只會選擇普通大學做為升學的目標。根據「2005年大一新生調查」資料，公立普通大學與私立普通大學中，分別只有4.05%與3.04%的學生是接受高職教育，而在科技大學中，也只有

¹⁶1967年高中、高職學生的比例約為6:4，其後九年國教政策施行，國中畢業生數量大增，國中生畢業後能進入高中的比例不斷下降至1982年的3成，直到1995年以後隨著新設高中以及完全中學的設立，高中生的比例才又逐漸增加，到了2005年，高中、高職學生的比例約為5.5:4.5。

表 5: 學校類型與家庭所得

家庭年所得	未滿50 萬元 (%)	50-114 萬元 (%)	115-150 萬元 (%)	超過151 萬元 (%)	合計 (%)
學生所屬學校類型:					
公立普通大學	38.15	40.87	13.85	7.13	100.00
公立科技大學	56.56	34.31	6.12	3.01	100.00
私立普通大學	47.11	35.20	11.26	6.43	100.00
私立科技大學	56.12	33.56	6.34	3.98	100.00

約13%的人是接受高中教育，顯示高中、高職教育是高等教育分流的開始。當升高中或高職的決定是由考試決定的，家庭背景較差的國中畢業生，有較高的機率去就讀高職，使得我們看到普通大學學生的家庭背景，明顯優於科技大學。資料中父母親的教育程度與學校類型的關連性，也有類似的結果，科技大學學生的父母親教育程度較低。

由本節的討論我們可以得知，無論在哪種學校的類型中，女生的就學貸款比例都高於男生，此外，普通大學的學生家庭背景較佳。由於不同學校畢業的學生，未來的預期所得也有所不同。一個值得去問的問題是，如果控制了學生的家庭背景，家長是否會因為學生就讀不同類型的學校，而在使用就學貸款上有著不一樣的決定。

更進一步我們可以問的是，不同學校類型的學生，是否也會造成父母親人力資本投資的性別差異，這些問題將在後面章節進行討論。

2.2 家庭背景與就學貸款

以人力資本的角度來看，一個人要決定該接受多少教育，取決於接受教育的邊際報酬率，以及接受教育的邊際成本。一般而言，所得較低的家庭，除了家中可用的資源較少以外，在市場上以其他管道借貸資金也較困難，使得低所得的家庭對就學貸款的需求大於高所得的家庭。因此我們可以預期到，低所得的家庭應該有較高的就學貸款比例。

表6計算學生的家庭背景與學生就學貸款的關係。在所得方面，所得越低的家

表 6: 家庭背景與就學貸款描述

家庭背景	男生樣本		女生樣本		全部樣本	
	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)
家庭所得:						
未滿50萬元	46.54	21.10	52.98	25.24	49.68	23.25
50至114萬元	37.32	18.16	33.87	19.84	35.64	18.94
115至150萬元	9.97	7.61	8.80	10.24	9.40	8.81
超過150萬元	6.18	5.85	4.36	5.22	5.29	5.60
父親教育程度:						
國小以下	12.22	24.24	12.34	29.02	12.28	26.58
國中	19.99	23.55	21.66	28.45	20.81	26.03
高中職	34.91	19.12	35.59	22.15	35.24	20.61
專科	15.23	12.95	14.99	15.81	15.12	14.34
大學	13.27	8.15	11.93	8.82	12.62	8.46
研究所以上	4.37	6.15	3.48	3.22	3.94	4.89
母親教育程度:						
國小以下	16.48	23.06	16.89	27.87	16.68	25.43
國中	21.51	21.57	23.20	25.96	22.34	23.79
高中職	37.88	18.37	37.83	21.36	37.86	19.83
專科	12.28	11.18	11.70	13.48	12.00	12.27
大學	9.10	7.53	8.52	7.94	8.82	7.72
研究所以上	2.73	7.59	1.86	5.21	2.31	6.66
父母工作部門						
父或母為公務員	23.90	9.85	19.86	10.51	21.93	10.14
父母不為公務員	76.10	19.77	80.14	23.32	78.07	21.54
地區						
北部地區	46.94	16.33	44.91	19.25	45.94	17.73
中部地區	24.54	20.33	24.82	24.68	23.31	21.80
南部地區	25.06	20.41	27.23	24.50	26.12	22.51
東部地區及其他	3.46	16.43	3.04	17.59	3.26	16.96

資料來源: 台灣高等教育資料庫「2005年大一學生調查」。

庭的確有較高的貸款比例。家庭年所得未滿 50 萬元的家庭裡，有 23.25% 的學生有就學貸款，在年所得 50 至 114 萬元的家庭中，此比例為 18.94%，而就學貸款比例在所得 115 萬元至 150 萬元以及所得超過 150 萬元的家庭中，分別為 8.81% 以及 5.60%，其中又以跨越年所得 115 萬元的兩個組別，就學貸款比例下降得最多。在性別的差異部分，除了年所得在 150 萬元以上的家庭以外，女性的就學貸款比例皆高於男性。

表 6 也可以看出父母親教育程度的分布。全部樣本中，父親教育程度在國小與國中程度的人分別為 12.28% 與 20.81%，與母親教育程度的在國小與國中的 16.28% 與 22.34% 相比，父親教育程度較母親高，過去母親教育程度普遍偏低的現象在這裡可以看出來。就學貸款的比例，而隨著父母親教育程度的提高而一路減少。在性別差異的部分，父母親教育程度與家庭所得有類似的現象，當父母親教育程度達到研究所以以上時，女性就學貸款比例明顯較男性低，除此之外，女性的就學貸款比例皆高於男性。

當學生的父親或母親，在公部門工作時，學生就學貸款的比例為 10.14%，而父母親皆不在公部門工作的學生，貸款比例為 21.54%。一般而言，公務員的所得較穩定，父母親對子女的投資可能因此較多。此外，公務員享有子女學費補助，使得子女有較低的就學貸款比例。此一現象也代表著，公務員的家庭在社會的教育資源分配上，具有一定的優勢，使得這些家庭不需要使用就學貸款。而幾乎所有教育成就與家庭背景的相關研究都發現，公務員的學費補助有助於女性就讀大學，因此公務員的子女在就學貸款上，是否有性別差異，也是我們關心的問題之一。

表 6 最後一個部分呈現的是學生就學貸款的地區差異。北部地區的學生有 17.73% 的就學貸款比例，中部與南部地區學生分別為 21.80% 與 22.51%，而東部地區的比例似乎不如我們想像的高，只有 16.96%。東部地區的樣本比例占總樣本的 3.26%，且學生的家庭所得也是所有地區中最低的，有 52.85% 的學生家庭年所得在 50 萬元以下，此比例在北部學生中只有 43.10%，顯示學生就學貸款的行為確實存在有地區的差異。這樣的差距主要來自外島與離島的樣本，在澎湖縣、金門縣與連江縣的樣本中，學生的就學貸款比例都不到 10%，在台東縣的學生樣本中學貸比例也只

有16%，低於所有樣本的平均值。可能的原因是這些地區的學生考大學的篩選過程中，比較不容易成爲大學生，因此能夠進入大學的學生，父母都希望盡最大的努力在經濟上給予學生支持。此外，學生家庭未必能完全接收到就學貸款的資訊，也可能是原因之一。¹⁷

2.3 學生家庭組成

除了學生父母的背景以及學生的學校類型以外，學生家中兄弟姊妹的組成也是影響父母親人力資本投資態度的重要面向之一。

在台灣，除了所得與父母教育程度與所得等因素之外，父母親所期望的子女性別組成，也會影響父母的生育決定。當父母親對於目前子女的性別組成不滿意時，父母就有較高的可能性多生幾個孩子來達成目標，並且有較高的機率進行性別篩選來控制孩子的性別。

由於父母的性別偏好以及性別篩選的過程，使我們觀察到的學生家庭的子女組成並非完全隨機。表7爲2005年大一新生調查中男生與女生樣本的家庭組成，比較男生與女生的樣本，有哥哥與有姊姊的機率大致相同，而女生有弟弟與有妹妹的機率都高於男生，其中女生有弟弟的機率（45.82%）更大幅超過有妹妹的機率（34.54%）。

以數量來看，結果也是類似的。女生的弟妹數量都高於男生，而且女生的弟弟數量特別多。總計女生樣本的家庭中平均會有2.41個兄弟姊妹，而男生樣本的家庭中只有2.24個。這意味著女生樣本的家庭有子女較密集的現象。這個結果也代表女性學生相較於男性學生，可能面臨更多家庭內的資源競爭。這也代表當我們討論就學貸款的性別差異時，必須控制學生的家庭組成。以確保就學貸款的性別差異，並非男、女家庭組成差異所造成的結果。

¹⁷另一個可能的原因是偏遠地區申請就學貸款的交通成本。根據「教育部高級中等以上學校學生就學貸款辦法」，貸款銀行依學校所在地行政區劃分，凡在台灣省地區者，由台灣銀行承辦；在台北市地區者由台北銀行（2005年1月1日併入台北富邦銀行）承辦；在高雄市地區者由高雄銀行承辦。以高雄銀行爲例，全台只有9個縣市有分行，當學生的學校地點在高雄市時，無論學生家庭位於哪個縣市，都必須到高雄銀行的分行辦理就學貸款，使得學生家庭有較低的意願辦理就學貸款。

表 7: 家庭組成的性別差異

	男生樣本	女生樣本
是否有兄弟姊妹		
兄	28.27%	28.79%
姊	31.65%	31.28%
弟	32.93%	45.82%
妹	29.24%	34.54%
獨生	9.89%	7.23%
兄弟姊妹數		
兄	0.52	0.52
姊	0.60	0.59
弟	0.57	0.67
妹	0.53	0.61
總數	2.24	2.41
樣本數	22,870	26,640

資料來源: 台灣高等教育資料庫「2005年大一學生調查」。

3 就學貸款的性別差異

為了進一步瞭解, 大學生的就學貸款行為是否有性別差異, 本文使用普通最小平方方法 (Ordinary Least Squares, OLS) 來控制性別與其他會影響就學貸款的變數, 並檢視各個解釋變數對就學貸款機率的影響。由於模型中被解釋變數為一個二元變數, 因此迴歸係數即代表各變數對就學貸款機率的影響。

3.1 性別差異的迴歸分析

表8的模型 (1) 顯示, 單獨觀察性別與就學貸款間的關係, 女性有較高的就學貸款機率, 係數為0.0337, 表示平均而言, 女性比男性多出了3.37%的機率申請就學貸款, 而且係數非常顯著。

接著我們在模型 (2) 中加入學生的學校類型, 發現性別對於就學貸款的影響, 幾乎沒有變動, 而公立科技大學、私立普通大學與私立科技大學學校的學生在使用

就學貸款的邊際機率都高於公立普通大學。比較學校類型的係數後發現，公立科技大學的0.0498低於0.0693，顯示公立學校的低學費對學貸機率的影響非常大。私立科技大學學生有最高的就學貸款機率，與公立普通大學相比，私立科技大學學生的學貸機率約高出12.62%。

模型(3)中加入家庭所得與父母親的教育程度，使性別的係數下降至0.0265，但仍然非常顯著。模型(3)在加入家庭背景變數以後，學生學校類型的係數都降下了，代表不同學校類型的學生家庭背景有一定的差異。其中公立科技大學的係數已不具有顯著性，表示模型(2)中係數的顯著性主要來自於家庭背景的不同。私立普通大學與私立科技大學學校的係數仍然顯著，且私立科技大學的係數0.0826高於私立普通大學的0.6903，表示此一部分的差異，可能同時包含學費差異以及父母對待不同學校類型學生的人力資本投資態度。

模型(3)也顯示，所得越高的家庭有越低的就學貸款比例。若學生家庭的年所得由最低的一組(50萬元以下)，提升至第二組(50-114萬元之間)，就學貸款的機率大約會減少2.53%，而當學生家庭年所得由次低組(50-114萬元之間)提高到第三組(115-150萬元之間)時，學生就學貸款機率平均會下降7.10%。在所得最低的兩個組別，所得帶來的影響還不如次低組(50-114萬元之間)與第三組(115-150萬元之間)，這樣的結果似乎有點不合常理。合理的解釋是，所得114萬元以下的家庭，其實同質性比較高，家庭中要負擔一個大學生的學費、生活費是一筆相當大的開支，因此年所得最低的兩組有相似的就學貸款機率，這樣的情形要等到家庭年所得超過115萬元以後，才有明顯的改善。此外這樣的情形也隱含制度所帶來的誘因，由於家庭年所得在114萬以下的申請人，貸款期間的利息都由政府所支付，而家庭年所得115萬-120萬元的申請人就必須支付一半的利息，在不用支付利息的誘因之下，理性的個人儘管沒有申請就學貸款的必要性，也可能因為有利可圖而去申請，因此造成這樣的現象。

此外，這裡存在一個潛在的問題，就是教育部高教司的「學雜費減免辦法」，當中規定的低收入戶學雜費全免。低收入戶的認定十分複雜，¹⁸且由資料中我們無法

¹⁸低收入戶的認定資格，主要依據「社會救助法」之規定，而各行政區的金額稍有不同。以2006台灣省之規定為例，主要包含三個部分。1.家庭總收入平均分配全家人口，每人每月未超過最低生

表 8: 就學貸款決定因素的迴歸分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
女生	0.0337** (0.0035)	0.0337** (0.0035)	0.0265** (0.0036)	0.0205** (0.0038)	0.0187** (0.0039)
公立科技大學		0.0498** (0.0059)	0.0015 (0.0062)	-0.0021 (0.0065)	-0.0019 (0.0065)
私立普通大學		0.0818** (0.0044)	0.0693** (0.0044)	0.0799** (0.0046)	0.0800** (0.0046)
私立科技大學		0.1262** (0.0044)	0.0826** (0.0048)	0.0883** (0.0050)	0.0888** (0.0050)
家庭年所得 50 至 114 萬元			-0.0253** (0.0041)	-0.0420** (0.0043)	-0.0421** (0.0043)
家庭年所得 115 至 150 萬元			-0.0963** (0.0052)	-0.1080** (0.0054)	-0.1079** (0.0057)
家庭年所得 151 萬元以上			-0.1186** (0.0056)	-0.1255** (0.0059)	-0.1265** (0.0061)
母親教育程度, 國中			-0.0018 (0.0067)	-0.0007 (0.0070)	-0.0037 (0.0070)
母親教育程度, 高中職			-0.0088 (0.0066)	-0.0040 (0.0068)	-0.0078 (0.0069)
母親教育程度, 專科			-0.0401** (0.0079)	-0.0301** (0.0082)	-0.0340** (0.0083)
母親教育程度, 大學			-0.0532** (0.0083)	-0.0345** (0.0088)	-0.0382** (0.0088)
母親教育程度, 研究所			-0.0397** (0.0110)	-0.0189 (0.0116)	-0.0227* (0.0116)
父親教育程度, 國中			-0.0022 (0.0075)	-0.0048 (0.0078)	-0.0072 (0.0078)
父親教育程度, 高中職			-0.0428** (0.0073)	-0.0431** (0.0076)	-0.0451** (0.0076)
父親教育程度, 專科			-0.0809** (0.0083)	-0.0771** (0.0086)	-0.0789** (0.0086)
父親教育程度, 大學			-0.1131** (0.0086)	-0.1043** (0.0089)	-0.1057** (0.0089)
父親教育程度, 研究所			-0.1232** (0.0098)	-0.1086** (0.0103)	-0.1104** (0.0102)
父或母為公務員				-0.0639** (0.0042)	-0.0638** (0.0042)
中部地區				0.0300** (0.0048)	0.0287** (0.0048)
南部地區				0.0437** (0.0046)	0.0434** (0.0046)
東部地區及其他				-0.0210* (0.0101)	-0.0211** (0.0101)
哥哥人數					-0.0085 (0.0033)
姊姊人數					-0.0086** (0.0027)
弟弟人數					0.0092** (0.0031)
妹妹人數					0.0084** (0.0030)
常數項	0.1739** (0.0038)	0.0956** (0.0035)	0.2140** (0.0078)	0.2191** (0.0084)	0.2236** (0.0092)
R^2	0.0025	0.0160	0.0471	0.0591	0.0599
樣本數	45,756	45,756	45,756	45,756	45,756

1. 學校類型的對照組為公立普通大學; 父母親教育程度的對照組為國小; 家庭年所得的對照組為年所得未滿 50 萬元; 地區的對照組為北部地區。

2. 括弧中為標準差, **表示在 1% 的顯著水準下估計值顯著異於零, *表示在 5% 的顯著水準下估計值顯著異於零。

區分哪些學生為低收入戶。由於低收入戶集中會在年所得未滿50萬元的家庭組別中，這將會造成我們低估低所得家庭的就學貸款比例，進而高估提高所得所帶來的效果。¹⁹

模型 (3) 在已經控制家庭所得的情況下，父母親教育程度的係數代表著父母親對子女人力資本投資的態度。在母親的教育程度方面，只有母親教育程度為專科與大學兩個組別是顯著的，係數代表如果母親有專科或大學學歷，子女的就學貸款機率約會下降3%。而父親的教育程度影響力，似乎比母親大得多，與對照組父親為國小畢業相比，父親教育程度的提升會減少子女的學貸機率，並且係數隨著教育程度提高而上升。這表示教育程度較高的父母親，有比較高的意願投在子女身上，這樣的結果與許多研究家庭背景與教育成就的文獻相同。

模型 (4) 加入學生家庭的地區變數與父母是否為公務員，原先的變數係數並沒有太大的變動。性別的係數下降為0.025，並且還是非常的顯著。父或母為公務員變數的係數為-0.0639，表示父母為公務員會大幅減少子女的學貸機率。由於模型 (4) 中控制了所得變數，父母親為公務員變數代表著教育補助所帶來的影響，當子女的學費負擔減輕，自然會減少子女就學貸款的機率。此外，公務員有可能比一般人更風險趨避，對於子女人力資本的需求因此更大。在地區的差異方面，以北部的學生為對照組，家庭在中部、南部的學生有較高的就學貸款機率，而東部與其他地區的學生有較低的學貸機率，地區變數不但都相當顯著，而且有一定程度的解釋力。

模型 (5) 是在模型 (4) 的基礎上，加入家中的子女數，以控制家中資源的競爭情況。結果發現，性別為女生的係數下降至0.0187，這個結果也顯示，在模型 (4) 以前的女性係數之中包含了女性家庭中子女數較多，所造成的資源競爭。在兄、弟、姊、妹的係數方面，兄姊的數目係數不顯著，原因可能是因為兄、姊可能在讀書，也可能在工作幫助分擔家計，因此效果不確定。至於弟妹的係數分別為0.0189與0.0170，

活費9505元者。2.動產平均每人未超過55,000元者。3.不動產全戶未超過260萬元者。除此之外，有工作能力而未工作者，必須設算其基本工資為收入。

¹⁹如果有低收入戶資格的家庭中，男性比例大幅超過女性，那麼我們將會高估性別帶來的影響。在3.3節中，我們將以家庭年所得區分樣本，發現性別顯著的情況不僅只存在最低所得的家庭中，因此這個問題應該不至於影響我們分析的結果。

表示有弟弟、妹妹皆會造成學生就學貸款機率的上升，其中弟弟所帶來的影響略大於妹妹。

3.2 性別差異，是來自家庭內嗎？

表8利用 OLS 模型，試圖控制可能影響就學貸款的機率，來釐清性別對就學貸款的影響。我們發現，關於學生的許多變數都與性別有關，然而控制了這些變數以後，性別對就學貸款仍有顯著且不足以忽視的影響，顯示父母對子女就學貸款的性別差異可能真的存在。

然而，性別在迴歸分析中的顯著性，並不足以說明這樣的差異是來自於父母親的「人力資本投資態度」。女性較高的就學貸款機率，也有可能是男、女學生不同的特性所致。舉例而言，如果大學時期的女生，比較能體恤父母親的辛苦，因此比較願意以就學貸款或打工的方式來分擔家計。此外，就學貸款對男性與女性可能造成不同的影響。如果男性覺得，就學貸款是一種負債，會影響未來出社會的工作選擇（例如阻礙創業），甚至於不利於男性的婚姻條件，那麼男性可能比女性更積極的要求父母不要申請就學貸款。這些都可能造成表8所顯示的結果。

爲了更進一步釐清就學貸款的性別差異是來自於父母人力資本投資的態度，一個直接而清楚的辦法是將樣本以家庭型態分開檢視。

表9將家中只有兒子或者家中只有女兒的樣本分爲一類，家中有兒子且有女兒的樣本分爲另一類。表9的模型（1）顯示，在還沒有控制子女數時，家中子女性別相同的家庭，性別仍然有差異。但模型（2）控制了家中子女數以後，發現性別的係數就不顯著了，表示模型（1）的性別差異單純只是來自於女生的家庭擁有較多的子女，進而讓女學生的學貸比例較高。

在模型（3）與模型（4）中，樣本爲家中有兒子且有女兒的家庭。此時無論我們有沒有控制學生的兄弟姊妹個數，性別的影響力都是顯著的，而且性別的邊際機率比所有樣本的迴歸結果更大。比較模型（2）與模型（4）我們得知，就學貸款的性別差異，主要是來自家中有不同性別子女的家庭。

表9的結果代表著，性別差異只會存在於有兒子且有女兒的家庭。這樣的結果

表 9: 家庭型態與就學貸款迴歸分析

	家中子女性別皆相同		家中子女性別不同	
	(1)	(2)	(3)	(4)
女生	0.0175** (0.0069)	0.0162 (0.0116)	0.0234** (0.0045)	0.0215** (0.0052)
家庭年所得 50 至 114 萬元 ¹	-0.0766** (0.0087)	-0.0783** (0.0087)	-0.0319** (0.0051)	-0.0311** (0.0055)
家庭年所得 115 至 150 萬元	-0.1416** (0.0103)	-0.1442** (0.0102)	-0.0993** (0.0067)	-0.0979** (0.0070)
家庭年所得 151 萬元以上	-0.1632 (0.0104)	-0.1640** (0.0105)	-0.1141** (0.0075)	-0.1139** (0.0076)
父或母為公務員	-0.0644 (0.0073)	-0.0627** (0.0073)	-0.0634** (0.0051)	-0.0632** (0.0051)
哥哥人數		0.0108 (0.0080)		-0.0083** (0.0041)
姊姊人數		0.0055 (0.0068)		-0.0066* (0.0034)
弟弟人數		0.0285** (0.0077)		0.0092** (0.0040)
妹妹人數		0.0263** (0.0072)		0.0093** (0.0038)
控制變數:				
學校類型	是	是	是	是
父親教育程度	是	是	是	是
母親教育程度	是	是	是	是
地區變數	是	是	是	是
常數項	0.2555** (0.0159)	0.0956** (0.0035)	0.2050** (0.0100)	0.2070** (0.0113)
R^2	0.0731	0.0753	0.0547	0.0555
樣本數	13,220	13,220	32,536	32,536

註: 括弧中為標準差,**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於零,*表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

非常合理，一個只有女兒的家庭，與一個只有兒子的家庭相比，我們沒有辦法想像，只有女兒的家庭會受到較差的對待，因為這當中不存在父母親的選擇問題。此外，如果一個家庭的父母有強烈的性別偏好，那麼他們就不可能出現在只有女兒的家庭樣本中，除非他們所有的孩子都是兒子。因此同時擁有兒子與女兒的家庭，應該包含較多具有性別偏好的父母。

表9結果的邏輯非常清楚，它代表了性別的差異確實是來自於父母的偏好以及父母選擇的結果。因為若是性別的差異來自於男生與女生本質上的不同，那麼我們應該在模型 (2) 中也可以看到性別的差異，因為此時性別的差異，應該與兄弟姊妹的性別無關才對。顯示性別的差異的確是由家庭中，父母對子女人力資本投資的選擇所造成的。

3.3 性別影響力的所得與學校類型差異

到目前為止，我們對於性別差異的討論，並未依照學生與學生家庭背景的特性區分。

我們有興趣的是，如果不同學校的類型的學生，未來預期所得不同，是否會影響性別的影響力。

表10中的模型 (1) 是以表8的模型 (5) 為基礎，再加入學校類型與性別的交乘項。以私立科技大學與性別的交乘項做為對照組，公立普通大學與性別的交乘項是顯著的，係數為-0.0245，顯示父母會因為女生考上公立普通大學，而減少人力資本投資的性別差異。模型 (2) 中再加入父母親為公務員與性別的交乘項，發現係數不但顯著且係數高達-0.0637，表示與非公務員相比，公務員在對子女人力資本的投資上，並沒有對於兒子的偏好。

模型 (3)-(6) 中我們以家庭所得區分樣本，進行迴歸分析。結果發現，在模型 (4) 家庭年所得50-114萬元的家庭中，性別是不顯著的，²⁰ 此外模型 (5) 中性別的影響力甚至大於模型 (3)，也就是說，父母並未因為所得較低而有較強性別偏好。

以家中資源稀少性的角度來看，所得越低的家庭中，我們應該越能發現就學貸

²⁰此係數在10%的顯著水準下為顯著。

表 10: 性別影響力的所得與學校類型差異分析

	全部樣本		依年所得區分			
	(1)	(2)	未滿50萬元 (3)	50-114萬元 (4)	115-150萬元 (5)	超過150萬元 (6)
女生	0.0303** (0.0069)	0.0340** (0.0072)	0.0234** (0.0045)	0.0103 (0.0061)	0.0263** (0.0085)	0.0060 (0.0089)
公立普通大學	-0.0769** (0.0070)	-0.0779** (0.0070)	-0.0978** (0.0082)	-0.0975** (0.0079)	0.0456** (0.0126)	-0.0485** (0.0130)
公立科技大學	-0.0853** (0.0089)	-0.0851** (0.0089)	-0.0965** (0.0093)	-0.0882** (0.0105)	0.0762** (0.0168)	-0.0542** (0.0187)
私立普通大學	-0.0007 (0.0071)	-0.0015 (0.0071)	-0.0037 (0.0078)	-0.0092 (0.0082)	0.0112 (0.0130)	-0.0194 (0.0138)
公立普通大學 x 女性	-0.0245** (0.0094)	-0.0222* (0.0087)				
公立科技大學 x 女性	-0.0114 (0.0129)	-0.0119 (0.0129)				
私立普通大學 x 女性	-0.0166 (0.0096)	-0.0147 (0.0097)				
家庭年所得 50 至 114 萬元	-0.0419** (0.0046)	-0.0418** (0.0046)				
家庭年所得 115 至 150 萬元	-0.1074** (0.0057)	-0.1073** (0.0067)				
家庭年所得 151 萬元以上	-0.1252** (0.0061)	-0.1255** (0.0061)				
父或母為公務員	-0.0637** (0.0042)	-0.0542** (0.0057)	-0.0792** (0.0075)	-0.0639** (0.0068)	-0.0419** (0.0084)	-0.0238* (0.0093)
父或母為公務員 x 女性		-0.0627** (0.0073)				
控制變數: 兄弟姊妹數 父親教育程度 母親教育程度 地區變數	是 是 是 是	是 是 是 是	是 是 是 是	是 是 是 是	是 是 是 是	是 是 是 是
常數項	0.3066** (0.0093)	0.3046** (0.0094)	0.3402** (0.0100)	0.2727** (0.0145)	0.1586** (0.0292)	0.0861** (0.0296)
R ²	0.0601	0.0602	0.0387	0.0447	0.0519	0.0569
樣本數	45,756	45,756	21,391	17,255	4,563	2,547

1.括弧中為標準差,**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於零,*表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

2.對照組為男性、私立科技大學與家庭年所得未滿50萬元。

款的性別差異，但模型 (3)-(6) 的結果並不如我們的預期。

一個可能的原因是，我們的分析中有樣本偏誤 (sample selection bias) 的問題。雖然現階段大學教育已經沒有性別差異，在人數方面女性甚至略多於男性，但不同所得在「是否就讀大學」階段的性別影響力我們無法得知。舉例而言，雖然整體而言，家長決定子女是否就讀大學已經沒有性別差異，但如果在中、低所得 (年所得 114 萬元以下) 的家庭仍然偏好兒子上大學，而高所得的家庭偏好女兒上大學，那麼中、低所得具有強烈性別偏好的樣本在考大學的階段就已經被篩選掉，因而不會進入我們的樣本。如此一來，我們將大幅低估低所得家庭的性別影響力，使得模型 (3) 的係數值偏低，且模型 (4) 的性別項不顯著。然而在現有階段下，我們的資料無法解決這個問題，因此我們沒辦法精準得到真實的「性別影響力的所得差異」。

綜合而言，在就學貸款的面向上，性別差異是存在於台灣的大學生中。且性別差異在與家庭的組成息息相關，如果女生家中沒有其他男生，那麼性別差異就不存在。此外性別的影響力會因學生的特性有所不同，公立普通大學或者父母親為公務員的學生，性別差異明顯較小。而比較不同所得水準下，父母親的性別偏好，結果並不如我們的預期，因為樣本中可能含有樣本偏誤的問題。



4 學生課後打工的性別差異與就學貸款所帶來的影響

在先前的討論中，我們以就學貸款做為學生學雜費來源指標，討論父母親人力資本的投資態度。在第4部分中，我們將討論大學生的打工行為，並進一步討論就學貸款與打工之間的關係，以及就學貸款所帶來的影響。

除了大學生的學雜費負擔以外，我們也不能忽視大學生每月的生活費來源。比起國立學校每學期兩萬多以及私立學校每學期五、六萬元的學雜費，大學生每月數千至數萬的生活費，也是一筆龐大的負擔。

從第2部分的表2中我們發現，由於就學貸款一個學期只能申請一次，因此學生中填答以就學貸款支付生活費的比例不到0.5%，而回答父母負擔的比例超過了85%，此外，以打工支付生活費的比例也大幅超過支付學雜費的比例，大約在18%左右。

因此我們可以說，台灣大學生學費負擔的情形，大致上是在學期開始以前，學生及父母會決定是否要使用就學貸款，而在學期開始以後，做是否要打工的決策。因此就學貸款與打工可能同時在學生學費來源的考量中，兩者間可能有一定的關連性。

4.1 學生打工的性別差異

由於就學貸款存在性別差異，且就學貸款代表著子女受到父母人力資本投資的限制，那麼我們可以合理推測，使用就學貸款的學生之中應該有比較高的比例要透過打工來賺取學費與生活費，如此一來，學生在時間配置（是否打工）上，可能也存在有性別差異。

表11計算出2005年大一、大三學生的學貸與打工比例。²¹雖然兩份調查的問題與變數定義稍有不同，但某種程度上仍提供我們許多有用的資訊。大三學生的學貸比例比大一學生略高，且仍然有明顯的性別差異。在打工比例方面，大一學生性

²¹2005年大三學生的學貸認定，是依據調查中第二部分第1題：「你這學期學雜費及生活費的來源？（若無請填0元）」，回答「助學貸款」，且金額超過0元者。2005年大三學生的打工認定，是依據調查中第二部分第7題：「這學期你有打工嗎？（含家教）」，回答「有」者。

表 11: 打工與就學貸款

	打工比例	學貸比例
2005 大一學生		
男	37.27%	17.39%
女	37.66%	20.77%
2005 大三學生		
男	33.34%	25.61%
女	44.74%	29.17%

別間的差距不大, 而大三學生有明顯的性別差異。

大三學生中男生打工的比例為 33.34%, 女性則高達 44.74%。顯示男女生在時間配置上的不同, 可能會在升上高年級之後, 有越來越大的差距。

表 12 顯示兩份調查中各變數與打工比例間的關係。在兩份調查之中, 有申請就學貸款的學生, 打工的比例都大幅超過沒有學貸的學生。就學校的類型而言, 大一學生樣本中以公立普通大學有最低的打工比例, 但大三學生樣本中, 公立普通大學學生有最高的打工比例, 這樣的差異可能來自於公立普通大學大一的課業壓力較大, 而高年級的高打工比例可能來自家教工作的優勢。在父母親的教育程度與所得方面, 大致而言, 父母親教育程度較高、家庭所得較高的學生有較低的打工比例。為了控制學生通勤以及負擔生活費的情形, 表 12 也計算出住宿情況與打工之間的關係。在大一學生中有 53.95% 的學生住在學校宿舍, 此比例較大三學生高出許多。而大一學生住在家裡或親友家者, 有超過 50% 的學生都有打工。

為了檢視就學貸款與學生打工之間的關係, 表 13 利用普通最小平方法對打工進行迴歸分析。結果發現, 大一學生的樣本中, 模型 (1)、(2)、(3) 性別對於打工機率的影響皆不顯著。而大一學生中, 私立科技大學學生有最高的打工比例, 其次依序是私立普通大學、公立科技大學, 公立普通大學學生有最低的打工比例。在所得方面, 家庭年所得未滿 50 萬元的學生, 比其他學生約高出 12% 的打工機率, 其於家庭年所得 50 萬元以上的組別, 彼此的差距不明顯。顯示除了家中所得特別低的家庭以外, 所得對學生是否打工的影響並不大。

表 12: 打工與家庭背景描述

	2005大一學生樣本		2005大三學生樣本	
	樣本比例 (%)	打工比例 (%)	樣本比例 (%)	打工比例 (%)
就學貸款:				
有就學貸款	19.04	43.63	25.63	49.53
無就學貸款	80.96	35.86	74.37	35.67
學校類型:				
公立普通大學	20.12	27.10	21.26	41.83
公立科技大學	11.08	33.90	9.71	35.01
私立普通大學	31.67	35.41	40.33	37.15
私立科技大學	37.13	45.96	28.70	41.63
父親教育程度:				
國小以下	12.28	41.90	14.73	45.05
國中	20.81	41.44	18.99	44.40
高中職	35.24	37.82	33.19	39.92
專科	15.12	33.85	16.27	36.40
大學	12.62	31.51	13.04	29.65
研究所以上	3.94	31.90	3.78	28.17
母親教育程度:				
國小以下	16.68	40.59	20.70	43.23
國中	22.34	40.03	21.95	42.78
高中職	37.86	37.24	34.46	38.78
專科	12.00	33.19	12.58	34.85
大學	8.82	31.94	8.62	29.44
研究所以上	2.31	36.12	1.69	32.02
父母工作部門:				
父或母為公務員	21.93	35.00	24.33	33.47
父母不為公務員	78.07	38.17	75.67	41.08
家庭所得:				
未滿50萬元	49.68	46.65	29.41	44.84
50至114萬元	35.64	29.98	49.85	38.73
115至150萬元	9.40	27.16	12.30	32.09
超過150萬元	5.29	29.95	8.43	32.52
住宿情況:				
住家裡或親友家	28.76	50.39	33.27	45.23
住學校宿舍	53.95	30.07	29.96	39.00
租屋或其他	17.29	40.19	36.77	36.74

1.大一學生中包含普通大學大一學生、四技一年級以及二技一年級學生，而大三學生中包含普通大學大三學生、四技三年級學生。兩者學生組成略有不同。

2.大三學生樣本中並未區分外籍生與僑生。

表 13: 學生打工迴歸分析

	被解釋變數: 是否打工					
	2005 大一學生			2005 大三學生		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
女生	0.0038 (0.0044)	-0.0073 (0.0044)	-0.0028 (0.0046)	0.1140** (0.0063)	0.1105** (0.0063)	0.1031** (0.0065)
就學貸款			0.0248** (0.0060)			0.1116** (0.0079)
公立科技大學		0.0383** (0.0082)	0.0332** (0.0083)		-0.0848** (0.0121)	-0.1156** (0.0125)
私立普通大學		0.0721** (0.0062)	0.0553** (0.0061)		-0.0534** (0.0083)	-0.0830** (0.0086)
私立科技大學		-0.1622** (0.0061)	0.1531** (0.0063)		-0.0273** (0.0091)	-0.0928** (0.0097)
家庭年所得 50 至 114 萬元		-0.1556** (0.0051)	-0.1289** (0.0051)		-0.0583** (0.0074)	-0.0349** (0.0077)
家庭年所得 115 至 150 萬元		-0.1714** (0.0077)	-0.1410** (0.0079)		-0.1238** (0.0106)	-0.0703** (0.0111)
家庭年所得 151 萬元以上		-0.1485** (0.0099)	-0.1258** (0.0104)		-0.1165** (0.0125)	-0.0710** (0.0138)
母親教育程度, 國中			0.0108 (0.0077)			0.0044 (0.0102)
母親教育程度, 高中職			0.0163* (0.0076)			0.0018 (0.0104)
母親教育程度, 專科			0.0089 (0.0101)			0.0043 (0.0141)
母親教育程度, 大學			0.0127 (0.0116)			-0.0119 (0.0165)
母親教育程度, 研究所			0.0567** (0.0181)			0.0443 (0.0287)
父親教育程度, 國中			0.0041 (0.0085)			-0.0093 (0.0115)
父親教育程度, 高中職			-0.0094 (0.0083)			-0.0354** (0.0113)
父親教育程度, 專科			-0.0224* (0.0100)			-0.0504** (0.0138)
父親教育程度, 大學			-0.0324** (0.0110)			-0.1081** (0.0155)
父親教育程度, 研究所			-0.0200 (0.0153)			-0.1163** (0.0213)
父或母為公務員			-0.0138* (0.0058)			-0.0137 (0.0080)
住宿情況, 學校宿舍			-0.1727** (0.0056)			-0.0887** (0.0081)
住宿情況, 外宿或其他			-0.0910** (0.0087)			-0.0860** (0.0095)
控制變數:						
是否有兄弟姊妹			是			是
地區變數			是			是
常數項	0.3727** (0.0031)	0.3757** (0.0061)	0.4668** (0.0115)	0.3334** (0.0046)	0.4266** (0.0093)	0.5094** (0.0164)
R ²	0.0000	0.0485	0.0703	0.0136	0.0235	0.0489
樣本數	45,756	45,756	45,756	23,277	23,277	23,277

1.括弧中為標準差,**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於零,*表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。2.對照組為男性、公立普通大學、家庭年所得未滿50萬元與住在家中或親友家。

模型 (3) 控制了學生是否就學貸款、父母親教育程度、父或母為公務員，以及其他的控制變數。父母教育程度只有在專科以及大專程度是顯著的。而學生就學貸款的係數為0.0248，表示雖然在大一學生中，打工行為並沒有性別差異，但女性較高的就學貸款比例，仍可能讓這些女性有較高的打工機率。

模型 (4)、(5)、(6) 利用大三學生樣本，依序加入各種變數。我們發現在模型 (6) 中，不但就學貸款的學生有較高的打工機率，女性的打工比例也比男性高，且兩者係數都非常大。這顯示在大三學生中，打工行為的性別差異非常明顯。

根據表13的結果我們得知，就學貸款對打工機率有一定解釋力，這也顯示打工不僅只是學生自發性地想藉由打工來學習經驗，其中也包含了，學生的經濟資源被限制，進而想去打工的結果。

4.2 就學貸款與升學意願

在台灣，就學貸款解決了許多學生與家庭的困難，申辦人數也迅速擴張。但就學貸款制度也遭受到許多批評，例如：「就學貸款會造成學生未出社會就負債，進而對學生造成負面的影響。」，一個常見的說法是，就學貸款的沉重負擔會阻礙學生的升學意願。許多教育學的研究對於這個議題多有著墨。例如 Millett (2003) 以及 Fox (1992) 都指出，大學生的貸款將會阻礙其就讀研究所意願。然而這樣的論述可能完全無法適用在台灣的制度上，因為這樣的論點存在樣本偏誤的問題。

對於那些「沒有就學貸款制度，就不會就讀大學的人」，他們應該不屬於我們討論的對象，因為若是沒有就學貸款，他們就不會選擇就讀大學，更不用說要就讀研究所了。因此就學貸款對他們的人力資本投資，只會有正面的幫助。然而就在學貸款之下，這些人將會進入到大學生的樣本之中。相比之下，這些人往往有較低的升學意願，使得我們高估就學貸款對升學意願的負面影響。

而對於那些「無論有沒有就學貸款制度，都會念大學的人」，就學貸款如同一種對他們的實質補貼。因為如果他們沒有使用就學貸款，就必須在市場上用更高的利率去取得教育資金。若學生選擇不使用就學貸款，可能只會造成更多的負債。原本學生家長必須「立刻」以現金支付學費，在就學貸款之後，改為以無息的方式在多

年以後支付。這種對於大學生實質的補貼，似乎也不構成阻礙學生升學的理由。

那麼就學貸款究竟如何影響學生的人力資本投資呢？

一個可以思考的面向是，如果就學貸款影響了學生的打工行爲，讓學生不必爲了生活負擔而打工，某種程度就幫助了學生的人力資本累積，讓他們有更多花時間在課業上，或者進一步攻讀研究所。然而在先前的討論中我們得知，就學貸款與打工行爲同時都在學生與家長的決策考量內，因此若我們使用 OLS 迴歸估計就學貸款對打工行爲的影響，將出現遺漏變數 (Omitted Variables) 與同時性 (Simultaneity) 的問題。舉例來說，如果學生的哥哥、姊姊在國外讀書，使得家中的資源都集中在兄、姊身上，此時學生自身不但有很高的機率申請就學貸款，也很有可能必須去打工以支付自己的生活費，則 OLS 的係數值將會高估就學貸款對打工機率的影響。然而這樣的遺漏變數問題我們無法從學生家庭所得方面進行控制。此外，打工也可能同時影響就學貸款行爲，使得兩者有同時性的問題。若學生擁有超乎常人的美貌，那麼學生在打工市場中可能得到很高的工資，如果學生也知道這一點，那麼他可能就不需要就學貸款。此一同時性的問題將會讓我們低估就學貸款對學生打工的真實影響。

由於內生性的問題將造成傳統迴歸模型估計上的偏誤，使我們無法觀察就學貸款與打工間的因果關係，因此本文將進一步使用二階段最小平方法 (Two Stage Least Square, TSLS) 以工具變數設法排除內生性的問題。

4.3 工具變數的有效性

一個好的工具變數 (Z)，須符合下列二個重要特質：首先是工具變數 (Z) 對解釋變數 (X) 要有很強的解釋力，稱爲相關性 (relevance)，即 $Cov(X, Z) \neq 0$ ，此一性質可以利用弱工具變數測試加以檢定。若在第一階段的迴歸中，對工具變數的聯合檢定統計量的 F 值小於 10，代表工具變數對解釋變數的相關性不足，稱爲弱工具變數 (weak instruments)；第二個性質爲外生性 (exogeneity)，若工具變數與被解釋變數沒有關連，即 $Cov(u, Z) = 0$ ，那麼在第二階段引入第一階段的迴歸結果

進行估計時，就能去除內生性所帶來的偏誤。

$$Y = \beta_0 + \beta_1 X + u \quad (1)$$

$$\begin{aligned} \text{Cov}(Y, Z) &= \text{Cov}(\beta_0 + \beta_1 X + u, Z) \\ &= \text{Cov}(\beta_1 X, Z) + \text{Cov}(u, Z) \end{aligned} \quad (2)$$

式 (1) 為迴歸模型，式 (2) 將 $\text{Cov}(Y, Z)$ 展開，由於工具變數的外生性，等號右邊最後一項 $\text{Cov}(u, Z) = 0$ ，移項後 β_1 變成：

$$\beta_1 = \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\text{Cov}(X, Z)} \quad (3)$$

因此我們以兩階段迴歸估計的 $\hat{\beta}_1^{TSLS}$ 在大樣本下將收斂到真實的 β_1 值。

$$\hat{\beta}_1^{TSLS} = \frac{S_{YZ}}{S_{XZ}} \xrightarrow{p} \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\text{Cov}(X, Z)} = \beta_1 \quad (4)$$

在工具變數的個數多於我們目標解釋變數的個數時，我們可以利用過度認定檢定(overidentification test) 來檢定兩個工具變數的結果是否一致。²²

本文以高中是否補習 (工具變數1)，以及學生家庭所在地是否有申請學貸的銀行分行 (工具變數2) 為兩個工具變數，並且利用過度認定檢定來測驗兩個工具變數的合理性。

4.4 工具變數 1 (高中是否補習)

工具變數 1 利用 2005 年大一新生調查中的第一部分第 8 題：「你高一、高二、高三間曾經補習哪些科目 (複選)?」，²³ 來認定學生高中是否有補習。

雖然高中補習可能隱含著學生及家長的升學意願，而升學意願也可能直接影響學生打工的意願，如此一來工具變數就不符合外生性的要求。但所幸我們使用的是

²²一般以 J 統計量為過度認定檢定之統計量。過度認定檢定的虛無假設為工具變數為彼此沒有矛盾，此時 J 統計量服從自由度為 $m - k$ 的卡方分配 χ_{m-k}^2 ，因此若 J 統計量大於卡方分配 χ_{m-k}^2 的臨界值，也就是 P 值小於信心水準的情況下，拒絕工具變數彼此沒有矛盾的虛無假設。

²³補習科目包含普通高中學科、高職學科以及體育、第二外語、音樂、電腦、舞蹈等才藝補習。

表 14: 高中補習與學貸敘述統計

	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)
高中有補習	62.67	17.15
高中無補習	37.33	22.23
合計	100.00	

大一新生樣本, 高中補習與打工間的關係應該非常薄弱。我們很難想像剛進入大學的新生會因為要念研究所而改變其打工的決策, 也就是說, 如果升學意願會影響學生打工, 也應該在大三以後才會慢慢出現。

其次, 打工的學生必須付出心力勞力, 但同時也有經驗的學習效果。因此儘管學生高中時期有補習的家庭, 較注重孩子的「教育問題」, 「重視教育」也不會在控制所得與父母親教育程度的情況下, 直接影響學生是否打工。

在高中補習與學生就學貸款的關連性方面, 重視教育的父母親可能認為幫學生負擔學費為理所當然, 因而學生有較低的就學貸款機率, 但並不會直接影響學生是否打工。表 14 中顯示樣本中有 62.67% 的大學生高中曾經補習, 且高中有補習的大學生的學貸比例為 22.23%, 高於高中未補習者的 17.15%。然而學生的家庭背景會同時影響高中是否補習與學生的就學貸款, 因此兩者的相關性必須在後面的第一階段迴歸分析中, 控制其他變數來得知。

4.5 工具變數 2 (學生居住地無指定銀行)

根據「教育部高級中等以上學校學生就學貸款辦法」, 辦理貸款銀行依學校所在地行政區劃分, 學校在台北市者由台北富邦銀行承辦, 學校在高雄市者由高雄銀行承辦, 而學校位於台北市、高雄市以外者, 由台灣銀行承辦。

因此無論學生的居住地在哪裡, 都必須依照學校所在地, 到指定銀行辦理就學貸款。²⁴

²⁴台北銀行在 2005 年 1 月與富邦銀行合併為台北富邦銀行, 而 2005 年大一新生申請就學貸款的時間約在 2005 年 8 月, 因此此處台北富邦銀行的分行以合併後的數量計算。

這三家銀行在各縣市的分行數量有所差異，甚至在某些縣市裡，台北富邦銀行與高雄銀行沒有分行。表 16 計算出各個縣市，各家銀行分行的分布情形。²⁵ 其中台灣銀行在每個一縣市都有分行，且總計的分行數量遠遠超過其他兩家銀行。台北富邦銀行在 9 個縣市中沒有其分行，而高雄銀行的分行大多只集中在台北與高雄地區。

銀行分布的地區差異，會造成學生申請學貸的成本變得很高。首先，如果學生家庭居住地沒有指定銀行的分行，學生就必須到外縣市才能申請就學貸款。且由於樣本為大一新生，學生很可能在高中以前都不曾到過學校所在地，申請就學貸款的時間點又在開學之前，因此學生也無法順便在學校的所在地申請。最後，由於未滿 20 歲的學生父母共同為學生的連帶保證人，在大學階段第一次申請就學貸款時應共同陪同學生一同申請，更提高了申請學貸的交通成本。²⁶

表 15: 學校所在地與就學貸款描述

	樣本比例 (%)	學貸比例 (%)
學校所在地:		
台北市	16.09	15.82
高雄市	5.34	15.60
其他縣市	78.57	19.94
合計	100.00	

表 15 計算出學校所在地占樣本比例與學校所在地的平均學貸比例。樣本中有 16.09% 的學生學校位於台北市，有 5.34% 的學生學校位於高雄市，其他縣市占 78.57%，而位於其他縣市的學校學生申請就學貸款比例最高。但學校位置可能也包含了學生的家庭背景，例如台北市的學生有很高的機率就讀台北市的大學，且家庭背景及

²⁵資料中並未提供學校所在地的資訊，感謝台灣高等教育資料庫提供以台北市、高雄市以及其他地區作為分類的學校所在地。

²⁶雖然保證人無法陪同申請時，可由父母簽署「就學貸款保證書」，並赴住所所在地之地方法院公告後，交由學生攜帶前往申請。但若父母親不放心讓子女獨自完成申請就學貸款的流程，同樣可能減少家庭申請就學貸款的意願。

表 16: 各縣市銀行分行分布數量

	台北富邦銀行	高雄銀行	台灣銀行
基隆市	0	0	2
台北市	78	3	40
台北縣	16	2	18
桃園縣	5	1	12
新竹市	2	1	4
新竹縣	1	0	1
苗栗縣	0	0	2
台中市	4	1	9
台中縣	1	0	11
彰化縣	2	0	4
南投縣	0	0	3
雲林縣	0	0	2
嘉義市	1	0	3
嘉義縣	0	0	1
台南市	2	1	5
台南縣	2	0	4
高雄市	6	30	18
高雄縣	3	2	5
屏東縣	1	1	9
宜蘭縣	1	0	3
花蓮縣	1	0	2
台東縣	0	0	1
澎湖縣	0	0	1
金門縣	0	0	1
連江縣	0	0	1

資料來源:

台北富邦銀行:<http://www.fubon.com/bank/home/>

高雄銀行:<http://www.bok.com.tw/>

台灣銀行:<http://www.bot.com.tw/default.htm>

表 17: 各縣市就學貸款比例

學生居住地	學生就讀 台北市學校 學貸比例 (台北富邦銀行)	學生就讀 高雄市學校 學貸比例 (高雄銀行)	學生就讀 其他地區學校 學貸比例 (台灣銀行)	該縣市樣本數
基隆市	21.04	10.46	26.59	248
台北市	14.46	13.34	15.60	8,152
台北縣	18.85	13.23	20.26	5,329
桃園縣	17.58	11.90	18.28	4,258
新竹市	11.54	11.52	16.08	1,159
新竹縣	13.87	25.22	15.79	778
苗栗縣	20.56	11.08	26.79	1,130
台中市	12.96	17.94	18.46	3,037
台中縣	17.40	14.97	21.30	2,925
彰化縣	17.22	19.06	24.15	2,476
南投縣	27.06	26.53	27.52	850
雲林縣	16.38	16.85	25.92	1,256
嘉義市	18.52	17.92	26.98	1,496
嘉義縣	15.29	20.20	26.83	360
台南市	18.39	19.93	23.93	1,996
台南縣	18.33	21.30	27.24	2,121
高雄市	15.11	15.59	19.76	3,863
高雄縣	21.50	16.58	22.05	1,665
屏東縣	18.75	15.20	25.39	1,135
宜蘭縣	19.81	14.16	24.20	1,132
花蓮縣	19.05	18.33	22.70	852
台東縣	15.92	0.00	17.69	400
澎湖縣	3.36	8.33	10.47	198
金門縣	8.25	0.00	8.84	202
連江縣	0.00	0.00	1.84	31

資料來源: 台灣高等教育資料庫「2005年大一學生調查」。

地區因素也會影響到就學貸款機率。因此表 17 計算出各縣市學生中，學校在台北市、高雄市以及其他地區的就學貸款比例。我們發現，無論在任何一個縣市，學校在其他地區的學生都擁有最高的就學貸款比例，而學校位於台北市及高雄市的學生學貸比例較低，這樣的差異某種程度可能代表了銀行分行數量的差異。比較學校位於台北市與高雄市的學生，兩者在各縣市的學貸比例高低並沒有固定的趨勢，但大致而言，兩者在都會區的就學貸款比例較為接近（如台北市、新竹市、台中市、台南市以及高雄市）。接下來我們將在第一階段迴歸分析中控制學生的家庭背景、學生家庭縣市以及學校地區，來觀察工具變數（ Z ）對就學貸款（ X ）的影響。

4.6 就學貸款對打工機率的影響

在此我們以高中補習（工具變數 1）與學生居住地無指定銀行（工具變數 2），進行二階段迴歸分析，以瞭解就學貸款對學生課後打工的影響。在工具變數 2 方面，當學生家居住地沒有指定銀行，工具變數值為 1，反之則為 0。因此資料中所有學校位於非台北市、非高雄市的學生，工具變數的值皆為 0。²⁷

表 18 為第一階段迴歸分析，觀察在控制所有會影響學生打工的變數後，工具變數對就學貸款的影響。如果申請就學貸款的交通成本真的會阻礙學生就學貸款的意願，那麼在都會區與非都會區的就學貸款比例應該會有顯著的差異，因為銀行的分布不只在三間銀行間有差異，同一間銀行的分行也有集中在都會區的情況。

在此我們定義非都會區為排除台北縣市、高雄縣市、桃園縣、台中市、新竹市、台南市以外的所有縣市。模型（1）未加入任何工具變數，只控制非都會區與縣市的虛擬變數。結果發現在控制了每個縣市的特性以後，非都會區的學生就學貸款比例低了 12.25%。

模型（2）控制了縣市的虛擬變數、學校所在地與非都會地區，觀察工具變數對就學貸款的影響。結果發現，若學生高中曾補習，將使學生的學貸機率下降 8.16%，而如果學生居住地沒有申請貸款的銀行，將會使學生的學貸機率下降 2.71%。

模型（3）中加入了其他所有可能會影響學生打工的變數。首先我們觀察到，

²⁷請見表 16。

表 18: 第一階段迴歸與弱工具變數檢定

被解釋變數: 就學貸款	(1)	(2)	(3)	(4)
工具變數:				
高中補習		-0.0816** (0.0044)	-0.0492** (0.0048)	-0.0492** (0.0048)
居住縣市無指定銀行		-0.0271* (0.0131)	-0.0305* (0.0130)	-0.0338* (0.0149)
解釋變數:				
家庭位於非都會區縣市 ¹	-0.1201** (0.0336)	-0.1376** (0.0335)	-0.1877** (0.0272)	
學校位於高雄市		-0.0069 (0.0098)	0.0190 (0.0099)	0.0042 (0.0158)
學校位於其他地區		0.0217** (0.0052)	0.0032 (0.0054)	-0.0045 (0.0068)
住宿情況, 學校宿舍			0.0179** (0.0050)	0.0203** (0.0050)
住宿情況, 外宿或其他			0.0235** (0.0069)	0.0184* (0.0074)
女性			0.0190** (0.0038)	0.0187** (0.0038)
父或母為公務員			-0.0698** (0.0042)	-0.0684** (0.0041)
弱工具變數聯合檢定 F 值		170.52	54.62	54.54
控制變數:				
學生家庭縣市		是	是	是
學校類型		是	是	是
父親教育程度		是	是	是
母親教育程度		是	是	是
家庭年所得		是	是	是
兄弟姊妹數		是	是	是
學生家庭區域 x 學校所在地 ²		是	是	是
常數項	0.1768** (0.0072)	0.0956** (0.0035)	0.2601** (0.0128)	0.2120** (0.0178)
R^2	0.0092	0.0753	0.0694	0.0695
樣本數	42,977	42,977	42,977	42,977

1.非都會縣市指的是台北縣市、高雄縣市、桃園縣、台中市、新竹市、台南市以外縣市。

2.在模型中加入學生家庭在北部、中部、南部、東部及其他地區與學校位於台北市、高雄市以及其他地區의 交乘項。

3.括弧中為標準差,**表示在1%的顯著水準下估計值顯著異於零,*表示在5%的顯著水準下估計值顯著異於零。

4.對照組為學校位於台北市、住宿在家中或親友家。

在控制了學生的家庭背景後，非都會區的影響力變大了，顯示因交通成本降低學生就學貸款意願的情形可能真的存在。而在控制了學校所在縣市、家庭所在縣市後，我們的工具變數2(居住縣市無學貸分行) 仍然顯著。迴歸式如同在比較，同樣家庭背景，且居住在同一個縣市的學生，就學貸款機率會因為他們學校地點的不同而改變。然而在迴歸式中，我們也控制了學校地點，並在模型 (3) 中，學校地點的係數都不顯著，這代表著在控制了就學貸款難易程度與家庭背景後，學校地點就不直接影響學生的學貸機率。

在工具變數2(居住縣市無指定銀行) 的外生性方面，在控制了學校地點、家庭地點以後，學生家鄉是否有銀行的分行應不會直接影響到學生打工，除非那些「離鄉背井」前往台北市、高雄市的學生在打工行為上有某些特別的特性，那麼我們的工具變數2(居住縣市無學貸分行) 就仍然有內生性的問題。

因此模型 (4) 中加入了北部、中部、南部、東部及其他地區與學校地點的交乘項，希望控制學生是否選擇到遠地求學。並為了避免我們同時控制學生家庭的居住縣市、是否居住在都會區以及居住區域，這幾個變數之間可能存在的共線性問題，因此在模型 (4) 中不再控制是否居住在都會區。

在第一階段迴歸中，對工具變數的聯合檢定 F 值皆大於 10，因此此組工具變數並非弱工具變數。

表 19 為第二階段迴歸分析的結果。模型 (1)、(2) 以普通最小平方方法 (OLS)，估計就學貸款與打工間的關係。由結果可以得知，若學生有就學貸款，學生就要較高的機率去打工。模型 (3)、(4) 利用兩階段最小平方方法 (TSLS)，²⁸ 估計就學貸款對學生打工機率的影響，發現在排除內生性以後，如果學生有就學貸款，將使學生的打工機率減少 32.79%。也就是說，如果就學貸款是外生決定的，那麼就學貸款可能會是影響學生是否打工的最重要因素。

過度認定檢定是在給定某些工具變數的情況下，其他工具變數是否是有效的。表 19 的過度認定檢定統計量未超過卡方臨界值 3.84，表示實證結果不會因工具變數的選取而變得敏感。

²⁸模型(3)、(4) 的第一階段結果，即為表 18 的模型 (3)、(4)。

表 19: 第二階段迴歸與過度認定檢定

被解釋變數: 學生是否打工	OLS		TSLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
就學貸款	0.0162** (0.0059)	0.0271** (0.0061)	-0.3252** (0.1131)	-0.3279** (0.1131)
家庭位於非都會區縣市		0.1639 (0.0991)	0.0903 (0.0944)	
學校位於高雄市 ³		-0.0889** (0.0110)	-0.0854** (0.0119)	-0.1112** (0.0213)
學校位於其他地區		-0.0432** (0.0066)	-0.0398** (0.0071)	-0.0374** (0.0094)
住宿情況, 學校宿舍		-0.1674** (0.0058)	-0.1614** (0.0063)	-0.1612** (0.0066)
住宿情況, 外宿或其他		-0.0838** (0.0088)	-0.0777** (0.0094)	-0.0778** (0.0095)
女性		-0.0068 (0.0045)	-0.0004 (0.0051)	-0.0005 (0.0051)
父或母為公務員		0.0084 (0.0053)	-0.0163 (0.0094)	-0.0166** (0.0094)
過度認定檢定卡方值 (<i>P</i> 值)			0.60 (0.44)	0.33 (0.57)
控制變數:				
學生家庭縣市		是	是	是
學校類型		是	是	是
父親教育程度		是	是	是
母親教育程度		是	是	是
家庭年所得		是	是	是
兄弟姊妹數		是	是	是
學生家庭區域 x 學校所在地				是
常數項	0.3257** (0.0023)	0.4161** (0.0157)	0.4972** (0.0301)	0.5214** (0.0371)
<i>R</i> ²	0.0083	0.1003	0.0154	0.0159
樣本數	45,261	45,261	45,261	45,261

1.備註同表 18。

2.過度認定測試在顯著水準小於等於5%時之卡方值為3.84。

這樣的結果足以讓我們相信，兩個工具變數應該具有優良的外生性。但若是我們仍然質疑高中補習（工具變數1）代表父母較愛護子女，而愛護子女的父母會降低子女打工的比例，那麼高中補習將會以負號會直接進入到迴歸式的 u ，使得 $\text{Cov}(u, Z) < 0$ 。如此一來，數學式 (3) 將會變成：

$$\beta_1 = \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\text{Cov}(X, Z)} - \frac{\text{Cov}(\mu, Z)}{\text{Cov}(X, Z)} \quad (5)$$

由於等號右手邊最後一項的分母代表 $\text{Cov}(\text{高中補習}, \text{就學貸款}) < 0$ ，因此 β_1 可以視同是TSLS 的估計式減掉一個正數。

$$\hat{\beta}_1^{TSLS} = \frac{S_{YZ}}{S_{XZ}} \xrightarrow{p} \frac{\text{Cov}(Y, Z)}{\text{Cov}(X, Z)} > \beta_1 \quad (6)$$

因此 TSLS 的結果可能會高估真實的 β_1 （真實的 β_1 為一個更負的數），但應不至於使我們的分析結果有太大的差異。

如果OLS 的結果代表社會上存在的「現象」，也就是普遍而言，有需要申請就學貸款的學生，通常也有比較高的打工動機。那麼 TSLS 的結果我們可以把它看成「就學貸款所帶來的影響」，當就學貸款的決定是外生的時候，學生一方面因為經濟負擔減輕，會減少打工，另一方面學生可能增加打工以支付未來要償還的貸款，但 TSLS 的結果顯示，這兩項綜合的結果還是使得學生的打工機率大幅下降。

4.7 就學貸款所帶來的影響

由上面的討論我可以發現，如果以人力資本投資的角度來看，就學貸款有助於減少學生的負擔，進而使學生減少去打工的機率，讓學生有更多時間配置在學業或者其他地方。

因此對於「就學貸款會造成學生嚴重的負擔」此類對於制度的批評，我們可以想的是，雖然學生的負債是我們觀察到的結果，但如果沒有就學貸款制度，情況又是如何。如果打工的機率某種程度上代表著打工的強度，那麼由表 19 的結果我們可以得知，那些有負債的學生，在沒有就學貸款制度之下，可能必須將他們大部分的時間都花在打工維生上。

本文並不是要說明打工對學生不好，但經濟學對資源分配的討論上，應以效率為準則。對於那一群努力打工維持生計的學生而言，就學貸款可能可以減少學生的打工，也可能進一步增加學生人力資本的投資，以達到學生最適的教育成就。

跨期的預算限制往往是造成不效率的原因，在人力資本的投資上，這個問題更是重要。如果父母親無法確定子女未來的所得高低，或者不確定子女未來是否會回報父母，父母可能就不願意在市場上借入教育資金。而子女也無自行去市場上借貸，那麼即使子女應該接受的最適教育程度很高，他們可能也必須被迫中斷學業。就學貸款放寬了人們的跨期預算限制，對於教育資源的使用效率應該會有所幫助。我們也無須擔心人們的跨期預算限制被放寬以後，會讓民衆的教育程度高於最適程度，因為那些不適合接受高等教育的人，即使放寬了他們跨期預算限制，他們仍然會衡量教育帶給他們的邊際效益與成本，而選擇出社會工作。

但如果另一方面，學生省下的時間，不進行人力資本投資，而拿來玩樂或休閒的話，是否仍具有效率？這個問題的答案應該是肯定的。我們可以合理的預期學生在畢業以後，工資將會比學生時期提高數倍，那麼此時大學生休閒的價格將比出社會工作以後的休閒價格便宜不少，如果每個人都可以向未來的自己進行借貸，那麼效率肯定是會提高的。

對於性別差異而言，就學貸款的性別差異雖然是父母親偏好的結果，但某種程度上這也減緩了性別差異。因為在沒有就學貸款制度的情況下，這些女性可能根本無法進入大學就讀。因此就學貸款提高的女性進入大學的機率。或者我們可以說，就學貸款的普及解釋了一部分教育成就性別差異的縮小。此外，就學貸款也有助於紓緩大三以上，學生打工在性別上的差異，更有助於女性的人力資本投資。

5 結論

本文在人力資本的架構下，使用台灣高等教育資料庫 2005 年大一學生的就學貸款資料，研究現今台灣社會，父母親對子女人力資本投資的性別偏好。

首先本文先確認了男女生就學貸款的差異，是來自於女性由父母支付學雜費的比例較少。而在迴歸分析中我們發現，父母教育程度越高、所得越高與父母為公務

員的學生，有較低的就學貸款比例。在學校類型的區別上，公立學校因為學費較低，學生有較低的就學貸款比例。在控制了其他變數以後，女性就學貸款的機率比例比男性高出約1.87%，此差異約占總體就學貸款比例的9.8%。

本文接著進一步確認此差異是父母親對子女投資的選擇結果。將樣本以子女類型分類，將只有兒子或者只有女兒的分為一類，家庭內有兒子且有女兒的樣本分為另一類。對兩組樣本分別進行迴歸，結果發現，在家中孩子性別相同的家庭中，男生家庭與女生家庭對孩子的人力資本投資沒有性別差異，而家中有兒子且有女兒的家庭中，父母親有性別偏好，顯示就學貸款的性別差異是父母親選擇的結果。此外父母親會因為學生就讀公立普通大學，而減少他們對子女的性別差異。在性別影響力的所得差異上，效果並不明顯，可能的原因是父母親的性別偏好在學生考大學時，就已經發揮過一次作用了，因此我們沒辦法估計不同所得水準下，父母親真實的性別偏好。

而男女性打工的行為也具有差異，但差異只存在大三資料中，顯示打工的差異可能在高年級以後才會顯現出來。而在打工機率的迴歸式中，就學貸款對打工機率的影響為正，顯示這些貸款的學生因為經濟因素，進一步會去打工。接著本文以高中是否補習與學生居住縣市有無指定銀行為工具變數，以二階段迴歸分析 (TSLS) 分析就學貸款對打工的影響。結果發現學生在接受到就學貸款的資金以後，會減少打工的機率，這樣的影響可能進一步增加學生的人力資本投資，並且減少大三以後打工行為的性別差異。

教育成就上性別差異的減少可能只是台灣大學數量擴張與低學費政策的結果，由於台灣高等教育對大學的補助，可以視為政府對學生家庭的所得移轉，因此父母大多會支持學生進入大學就讀。此時父母人力資本的性別差異就只會表現在就學貸款的層面上，這是本文最重要的發現。

參考文獻

- 台灣高等教育資料庫, 2005年大一學生調查。
- 台灣高等教育資料庫, 2005年大三學生調查。
- 林華偉 (2005), “研究所學生的家庭背景與性別差異,”《國立臺灣大學經濟學研究所碩士論文》。
- 張惠雯 (1999), “我國大學生就學貸款制度之研究,”《國立彰化師範大學教育研究所碩士論文》。
- 陳佩瑛與蔡虹音 (2006), “就學貸款行為與大學生繼續就讀研究所意願之相關研究,” 台灣高等教育資料庫之建置及相關議題之探討-第二階段成果報告研討會, 國立臺灣師範大學。
- 楊瑩 (1983), “我國大學院校學雜費徵收標準與助學貸款等措施之研究: 兼論我國大專院校生家庭社經背景,”《國立編譯館館刊》, 12(1): 275-340。
- 駱明慶 (2001), “教育成就的省籍與性別差異,”《經濟論文叢刊》, 29(2): 117-152。
- 駱明慶 (2002), “誰是台大學生-性別、省籍與城鄉差異,”《經濟論文叢刊》, 30(1): 113-147。
- 駱明慶 (2004), “升學機會與家庭背景,”《經濟論文叢刊》, 32(4): 417-455。
- 蕭霖 (1995), “全方位的教育經費補助-就學貸款,”《教育研究資訊》, 5(2):105-117。
- Almond, Edlund, Li and Zhang (2007) “Long-Term Effects of the 1959-1961 China Famine: Mainland China and Hong Kong,” *Working Paper*.
- Angrist, Joshua (2002), “How do sex ratios affect marriage and labor markets? Evidence from America’s Second Generation,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3): 997-1038.
- Becker, Gary S. (1993), *Human Capital*, 3rd. ed., Chicago: The University of Chicago Press.

- Das Gupta, M. (1987), "Selective Discrimination against Female Children in Rural Punjab India," *Population and Development Review*, 13(1):77-100.
- Fox, M. (1992), "Student Debt and Enrollment in Graduate and Professional School," *Applied Economics*, 24(7): 669-677.
- Kaestner, Robert (1997), "Are Brothers Really Better? Sibling Sex Composition and Educational Achievement Revisited," *Journal of Human Resources*, 32(2):250-284.
- Lin, Ming-Jen and Ming-Ching Luoh (2008), "Can Hepatitis B Mothers Account for the Number of Missing Women? Evidence from Three Million Newborns in Taiwan," *American Economic Review*, 98:5, December, 2259-2273.
- Lin, Ming-Jen, Jin-Tan Liu and Nancy Qian (2008), "More Women Missing, Fewer Girls Dying: The Impact of Abortion on Sex Ratios at Birth and Excess Female Mortality in Taiwan," *Working Paper*.
- Millett, C. M. (2003), "How undergraduate loan debt affects application and enrollment in graduate or first professional school," *The Journal of Higher Education*, 74 (4), 386-423.
- Mishra, V., T.K. Roy and R.D. Retherford (2004), "Sex Differentials in Childhood Feeding, Health Care, and Nutritional Status in India," *Population and Development Review*, Vol 30, Num 2: 269-296.
- Oster, Emily. (2005), "Hepatitis B and the Case of the Missing Women," *Journal of Political Economy*, 113(6): 1163-1216.
- Olds, Kelly B. (2006), "Female Productivity and Morality in Early 20th-Century Taiwan," *Economics and Human Biology*, 4: 206-221.
- Pande, Rohini P. (2003), "Selective Gender Differences in Childhood Nutrition and Immunization in Rural India: The Role of Siblings," *Demogra-*

phy, Vol.40, No.3: 395-418.

Parish, W.L. and R.J. Willis (1993), “Daughters, Education, and Family budgets:Taiwan Experiences,” *Journal of Human Resources*, 28, 863-898.

Qian, Nancy (2008), “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance,” *The Quarterly Journal of Economics*, MIT Press, vol. 123(3): 1251-1285.

Salmi, Jamil (1999), “Student Loans in an International Perspective: The World Bank Experience.” (Unpublished).

Sen, Amartya. (1990), “More Than 100 Million Women Are Missing,” *New York Review of Books*, December 20.

