DOI: 10.6277/TER.2013.414.4

台灣高等教育政策調整對社會公平面的影響

張瀞云*

本文嘗試探討台灣高等教育招生名額、教育補助和學費調整對社會公平面的影響。文中根據台灣高等教育體制的特殊性, 設立一個公立大學招生名額有限且排名較私立大學爲前的2期疊代模型。數值分析顯示: (1) 擴張公、私立大學招生名額, 雖利於非技術家庭小孩考上公、私立大學的跨代向上流動, 並可改善低所得非技術家庭父母, 繳稅補貼高所得技術家庭小孩受高等教育的跨代逆所得分配, 但將擴大工資不均度和提高吉尼係數; (2) 提高公、私立大學每一學生教育補助, 將使公立大學生中, 來自非技術家庭的比例微降, 而工資不均度和吉尼係數則微幅上升; 此時, 增加公立大學教育補助, 將加深跨代逆所得分配, 而提高私立大學每一學生教育補助, 則可減緩跨代逆所得分配; (3) 提高公立大學學費, 雖使非技術家庭小孩考上公立大學的機會略微下降, 卻可相當幅度減緩跨代逆所得分配。藉此模擬結果, 我們並對近期台灣高等教育的一些討論, 補充解釋。

關鍵詞: 聯考補習, 高等教育補貼, 所得不均度, 跨代流動, 逆所得分配

JEL 分類代號: A13, H23, I28

1 前言

本文嘗試探討台灣高等教育招生名額、教育補助和學費的調整, 對工資不均度、吉尼係數、向上跨代流動 (upward intergenerational mobility) 和教

*作者爲國立台中科技大學財政稅務系副教授。萬分感謝二位匿名評審提供的寶貴意見和建議及台中科技大學校內學術研究計劃 (NTIT-99-009) 經費補助。文中若有任何疏失, 當由作者負責。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

育補貼之逆所得分配 (reverse income distribution) 等社會公平面指標的影響。[1,2,3] 檢視近年來台灣高等教育發展歷程, 招生名額和教育補助的顯著增加是二大重要特徵 (請參見表1)。[4,5,6] 雖然有關高等教育擴張對經濟活動影響的理論分析, 已相當豐富, Glomm and Ravikumar (1992, 2003)、Chen (2005)、Courant and Resch (2006)、Ben Mimoun and Raies (2010)、Schneider (2010) 並認爲: 增設公立學校或提高公立學校的教育補貼, 可增強窮家庭小孩受教育的機會與誘因, 進而縮短貧富差距、降低工資不均度和促進向上跨代流動。[7] 惟前述文獻均於學生可自由申請進入任何一所學校就讀, 且學校未有招生名額的限制下, 推演結論。與台灣高等教育體制

[1]所謂跨代向上流動係指子女所得階層或社會地位較父母爲高的情況。相關定義可參閱 Maoz and Moav (1999)。

[2]所謂逆所得分配, 係指低所得民衆繳稅補貼高所得民衆受教育的現象, 此與一般所得重分配政策係向高所得者課稅以補貼低所得者的原則, 恰好相反, 故稱之。其主要成因在於教育補貼, 係政府運用課自一般社會大衆的稅收, 針對受教育的民衆, 降低其教育成本的措施。由於受教育者未來成爲高所得階層者的機率往往高於未受教育者。因此, 就同一世代角度, 逆所得分配可指未受教育的低所得非技術勞動力, 較早進入職場工作並繳稅, 補貼未來將成爲高所得技術勞力者, 現階段受教育的費用 (Bovenberg and Jacobs, 2005; García-Peñalosa and Wälde, 2000)。然而, 若從跨代角度, Kemnitz (1999) 認爲教育補助實是已工作的壯年世代 (working old) 補貼未工作年輕世代 (non-working young)。因此, Bourguignon and Rogers (2007) 建議進行政策分析時, 應同時納入父母世代與子女世代, 在教育補助中的效益和成本考量。在本文2期疊代模型架構下, (跨代) 逆所得分配則是指, 低所得非技術家庭父母繳稅, 補貼高所得技術家庭小孩受高等教育的情況。有關此指標之定義, 將於 4.1 節中詳述。

[3]Schneider (2010) 認爲工資不均度和吉尼係數是觀察同代之內公平性 (intragenerational equity) 指標, 跨代向上流動則是觀察跨代之間公平性 (intergenerational equity) 指標。

[4]有關台灣高等教育擴張歷程的整理, 可參閱駱明慶 (2004)。

[5]台灣公立大學教育經費的快速增加, 部分起因於教育部「邁向頂尖大學」5年500億計畫的挹注。2005年公布獲此計畫補助的學校, 共有台大、成大、清大、交大、陽明、中央、中山、中興、政大、台科大、長庚與元智大學等12所。除長庚與元智大學之外, 餘皆爲公立大學。

[6]目前台灣的大學教育經費來源, 主要有: 政府補助、學雜費收入和社會捐贈等。但因社會捐贈所占比例並不高, 且相對其它經費來源較不穩定。因此, 本文有關大學教育經費來源的討論, 將省略社會捐贈部分, 只考慮政府補助和學雜費收入二項。

[7]實證上, Mayer and Lopoo (2008) 支持政府教育支出可提升向上跨代流動; 但對於政府增加高等教育支出能否降低所得不均度或吉尼係數, Sylwester (2002) 持贊成意見, Bergh and Fink (2008) 則持保留態度。

臺灣大學 期刊資料庫

表 1: 台灣高等教育人數、教育支出和政府補助統計

統計指標 \ 學年度	85學年度 (1996–1997) 公立	85學年度 (1996–1997) 私立	99學年度 (2010–2011) 公立	99學年度 (2010–2011) 私立
(1) 大專校院經費支出 (單位: 億元)[1]	626.8	638.8	1,182.9	1,341.7
(2) 大專校院學生人數 (含專科、學士班、碩士班和博士班, 單位: 萬人)	23.5	56.0	43.6	90.7
(3) 平均每年每一大學生教育支出 (單位: 萬元) = (1)/(2)	26.6	11.4	27.1	14.8
(4) 平均每年每一大學生學雜費 (單位: 萬元)	3.8	9.5	5.9	11.0
(5) 平均每年政府對每一大學生的教育補助 (單位: 萬元) = (3) − (4)[2]	23.0	1.9	21.0	3.8

註: 1. 85學年度私立大專校院經費支出係取自《教育統計 (民國101年版)》之表18「私立各級學校經費支出總額」85學年度專科學校與大學及獨立學院二項統計資料的加總。至於公立大專校院經費支出數據之估算, 則因《教育統計 (民國 101 年版)》之表 16「公私立各級教育經費支出總額」85 會計年度之統計期間爲 1995 年 7 月 1 日至 1996 年 6 月 30 日止, 與一般學年度常用統計期間不同。因此, 爲求統計期間的接近, 改以該表之 86 會計年度 (1996 年 7 月 1 日至 97 年 6 月 30 日) 之專科學校與大學及獨立學院二項統計資料加總後, 再扣除私立大專校院經費支出後之餘額。至於 99 學年度公、私立大專校院經費支出統計數據, 則直接取自《教育統計 (民國 101 年版)》表 15, 99 學年度「各級學校經費支出」之公、私立專科學校與大學及獨立學院二項資料的加總。

2. 本表省略大學教育經費來源中社會捐贈部分, 將學校教育支出扣除學雜費收入, 概算爲政府教育補助。

資料來源: 教育部, 《教育統計 (民國 101 年版)》和教育部全球資訊網 (http://www.edu.tw/)。

中, 公立大學招生名額有限, 排名在私立大學之前, 並以聯考 (或指考) 分數爲大學入學的重要參考依據, 差異頗大。因此, 相同政策在不同教育體制下, 是否產生類似效果, 即引人興趣。

臺灣大學學術期刊資料庫

目前, 有關台灣高等教育擴張對經濟活動影響的討論, 多以實證分析爲主, 模型化處理相關議題者甚少。[8] 例如: Cheng and Chu (1999) 利用行政院主計處之「家庭收支調查」資料, 估計台灣所得層面的跨代流動性; 鄭保志 (2004)、Vere (2005)、莊奕琦・賴偉文 (2011) 利用行政院主計處之「人力運用調查」資料, 分析不同世代 (cohort) 的工資不均度或教育報酬率 (the return to education) 的變化; 駱明慶 (2002)、Liu et al. (2006)、Wu (2009) 分析台灣的大學生家庭背景特徵; 銀慶貞等 (2012) 分析補習對大學考試分數提升的效果。至於建構高等教育理論模型者, 就作者所知, 僅林忠正・黃璀娟 (2009) 與張瀞云 (2011)。其中, 林忠正・黃璀娟 (2009) 嘗試從倫理道德角度, 提出補習是一種抵觸社會規範的不道德行爲之看法, 希翼解釋大學招生名額增加, 補習風氣卻未稍歇的現象; 張瀞云 (2011) 則於父母清楚認知子女資質高低、大學同質且勞動工資爲外生固定的前提下, 建構一2期疊代模型, 討論政府增加大學招生名額和降低高等教育學費, 對社會補習支出和跨代向上流動的影響。

本文嘗試根據台灣高等教育體制的特殊性, 設立一個父母無法事先獲知子女資質之高低、公立大學招生名額有限且排名在私立大學之前、學生爲聯考而補習、勞動工資內生決定、政府教育財政收支均衡的2期疊代模型, 藉以討論大學招生名額、教育補助和學費調整對社會公平面的影響。模型中, 之所以設定父母無法事先獲知自家小孩資質在全體考生中的相對高低, 是基於多數家庭面對大學聯考, 常無法確知子女能否進入理想大學科系的不確定特質。其次, 納入學生爲聯考而補習的考慮, 是因爲在父母望子成龍鳳, 以及補習可加強學習表現的作用下,[9] 補習儼然已成爲台灣考生除自身資質之外, 另一影響學業表現和聯考分數的重要因素。因此, 想要了解台灣高等教育政策變動, 對出身不同所得階層家庭考生就學機會的可能影響時, 建構一個招生名額有限的補習決策模型, 恐是必要的考量。再者, 設定大學異質, 是基於台灣公、私立大學的差異性發展, 已使得大學聯考

[8]有關台灣高等教育擴張對工資不均度影響的較早期文獻整理, 可參見鄭保志 (2004)。

[9]有關補習可加強學生課業學習表現的台灣實證分析, 可參閱江芳盛 (2006)、張芳全 (2009)、關秉寅・李敦義 (2008)。銀慶貞等 (2012) 認爲在不考慮自我選擇的情況下, 補習具顯著正向效果; 但在控制起始能力後, 補習雖仍有成效, 然幅度大幅減弱, 顯著性也降低。

期刊資料庫

中, 公立學校科系排名普遍優於私校;[10] 並且在勞動市場上, 公立大學畢業生相較私校畢業生, 也往往被視爲學習意願較強、具有創新解決問題、人力素質較優的一群, 普遍受到企業主的喜愛。[11] 因此, 我們乃考慮將大學區分 *A*、*B* 二級, *A* 級泛指聯考分數排名相對在前的公立大學, *B* 級泛指排名在後的私立大學, 並設定考生以進入 *A* 級大學爲志。另外, 依循 Hendel et al. (2005)、Staffolani and Valentint (2007)、Bergh and Fink (2009) 的設定, 考慮勞動市場上, 廠商因資訊不完全、只能依憑勞動者之教育背景給予薪資。[12] 最後, 引入租稅的考量, 將使我們得以檢視在高等教育發展過程中, 各類家庭所繳稅額與其所獲高等教育補貼之間的變化, 藉以討論政府補助高等教育而可能衍生之逆所得分配現象。

數值模擬顯示: (1) 公、私立大學招生名額的增加, 雖提高非技術家庭小孩考上公、私立大學的機率, 助於跨代向上流動; 但大學生的平均資質卻因招生名額的增加而下降, 致使技術內 (指 *A* 級大學和 *B* 級大學畢業生之間) 和技術間 (指大學畢業生和高中畢業生之間) 工資不均度和吉尼係數同步上揚; 同時, 非技術家庭的淨稅額 (父母所繳稅額與其子女受高等教育所獲教育補貼之間的差額) 逐漸下降, 意謂招生名額的增加, 將因非技術勞力家庭小孩考上比例相對增加, 而可改善跨代逆所得分配現象。(2) 增加公、私立大學教育補貼, 將藉由公、私立大學生人力資本的提升, 而使得 (技術間) 工資不均度和吉尼係數上升, 但公立大學生中, 來自低所得家庭的比例

[10]此一公立學校排名在前、私立學校排名在後的粗略分類, 只是爲簡化分析和說明上的方便。在實際上, 仍有不少私立學校部分科系排名穿插在多數公立學校科系之前, 如: 北醫醫學系、高醫醫學系、中山醫學系等。

[11]根據2012年《Cheers》「1,000大企業人才策略與最愛大學生」調查, 總排名第一名爲成功大學, 其後依序爲台灣大學、交通大學、清華大學、政治大學、台灣科技大學、淡江大學、台北科技大學、逢甲大學、中山大學。此排名前十名的大學中, 除排名第7的淡江大學和排名第9的逢甲大學爲私立大學外, 餘均爲公立大學。

[12]雖然針對目前世界各主要國家的勞動市場上, 高等教育 (技術勞力) 人數擴增但工資不均度不降反升的現象, 學界已提出技術偏向進步 (skill bias technology change) 和開放貿易等二項需求結構改變因素加以解釋 (可參見 Leamer (2000); Krugman (2000))。然而 Hendel et al. (2005) 認爲這樣的解釋, 過於強調勞動需求面所作的轉變, 卻忽略了勞動供給面勞動異質因素亦可能對工資不均度產生影響。由於 Hendel et al. (2005) 的設定方式, 廣爲後續研究所採用, 例如: Staffolani and Valentint (2007)、Bergh and Fink (2009)。因此, 本文對於工資決定, 亦採類似方式。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

下滑。特別是, 提高公立大學教育補助, 將使非技術家庭的淨稅額漸增, 加深跨代逆所得分配現象; 但提高私立大學教育補助, 反而使非技術家庭的淨稅額下降, 減緩跨代逆所得分配現象。(3) 倘若提高公立大學學費至於私立大學學費相當時, 非技術家庭小孩考上公立大學的機會雖下降, 但降幅小於因政府教育補貼減少, 所得稅率下降的降幅, 而有助於改善跨代逆所得分配現象。

本文之模擬結果並可爲近期, 公立大學生中, 來自低所得家庭比例偏低的討論, 補充解釋。雖然駱明慶 (2004) 已指出: 這是因爲家庭 (所得) 背景愈佳, 個人升學機會愈高所致。但納入學生爲聯考而補習的考量後, 我們的模型則可清楚說明家庭背景如何藉由補習, 影響個人升學機會: 父母所得愈高, 相對願意支付更高的補習費, 選擇較佳的補習環境, 以提高子女的聯考分數和升學機會。

此外, 我們的模型並突顯東、西方高等教育環境不同, 政策效果亦異的可能。在未考慮招生名額限制和學生以進入公立大學爲志時, Glomm and Ravikumar (1992, 2003)、Courant and Resch (2006)、Ben Mimoun and Raies (2010)、Schneider (2010) 指出: 公立學校的設置或教育支出的增加, 可縮短貧富差距, 利於跨代向上流動。然而, 我們卻認爲: 一旦公立學校招生名額有限且考生以進入公立學校爲志時, 增加公立大學教育補貼, 實則擴大其畢業生與私校畢業生或高中畢業生的人力資本差距, 造成技術間和技術內工資不均度與吉尼係數同步上升, 無益於貧富差距的縮小; 並因家庭所得和支付補習費用能力的差異, 非技術勞力家庭子女考上公立大學的機率並未相對增加, 未必可有效提升其成爲高級技術勞力的向上跨代流動。

最後, 與張瀞云 (2011) 相較, 本文的最大不同處在於考量家長無法事先獲知小孩資質高低的不確定性, 並且增添大學異質、勞動工資內生化和教育財政收支均衡的考慮。由於家長無法事先獲知小孩的資質, 因此, 父母即便支付補習費, 仍面臨著小孩可能考上 *A* 級大學或 *B* 級大學或落榜的風險; 但張瀞云 (2011) 則設定父母完全清楚小孩的資質及其在全體考生資質分配的位置, 故可精確計算爲使子女考上大學所需的補習費。再者, 由於張瀞云 (2011) 設定勞動工資爲外生固定常數, 也未考慮教育財政收

臺灣大學學術期刊資料庫

支均衡, 故其並不能說明調整大學招生名額, 對工資不均度、吉尼係數和跨代逆所得分配現象的影響; 而我們則認爲公、私立大學招生名額增加, 將使工資不均度和吉尼係數上升, 但卻可減輕跨代逆所得分配現象。

本文共分7節。第1節, 前言。第2節, 建立一個公立大學排名在私立大學爲前且招生名額有限的2期疊代模型。第3節, 討論家庭補習決策和恒定狀態 (steady state) 均衡。第4節, 定義主要衡量指標, 並說明其計算方式。第5節, 利用數值模擬, 分析政府調整大學招生名額、教育補助和公立大學學費, 對社會公平面的影響。第6節, 將前述模擬結果, 與相關文獻比較政策效果差異。第7節, 結論。

2 基本模型

考慮一社會, 內含無數但總數爲1的家庭, 每一家庭均包含1位家長和1位小孩。每人均活2期: 第1期教育期, 勞動力出生, 並立即接受國小、國中和高中義務教育,[13] 但面臨大學招生名額有限的限制;[14] 第2期工作期, 勞動力進入職場、生育1子並負擔其子的生活費與各項教育費用。

考慮大學教育是培育技術勞力的唯一途徑,[15] 但大學異質, 可分公立 (A 級) 和私立 (B 級) 二類。公、私立大學的不同, 主要表現在下列三方面: 其一, 招生名額不同: 公立大學的招生名額 n_A 低於私立大學的招生名額 n_B, 即 $n_A < n_B$, 且 $0 < n_A + n_B < 1$, 代表在目前台灣社會中, 公立大學招生名額相對稀少與高等教育名額之有限; 其二, 學費不同: 公立大學的學費 M^A 低於私立大學的學費 M^B; 其三, 排名不同: 因歷史與制度等因素, 使得台灣的公立大學具有較佳師資和較高的校譽評價, 排名普遍優於私立大學, 學生以進入公立大學爲志。此外, 我們並設定: 考生只要入學, 必能順利畢業, 並無退學或休學等無法完成學業之情況。因此, 本期進

[13]根據教育部規劃, 12年國民義務教育將自103學年度起實施, 因而在此之前, 高中職並非義務教育, 其入學仍以考試成績爲分發的重要參考依據。但因我們的討論重點在高等教育, 因此, 暫時忽略高中聯考這一環, 而以大學聯考之分析爲主。

[14]以下本文所稱之高等教育, 係指大專院校 (包含大學、技術學院和專科學校在內) 以上的學校教育。而爲行文方便, 簡以大學稱之。

[15]除學校教育之外, 實際工作過程中, 邊做邊學的經驗累積和傳承, 亦是技術人力養成的重要管道。但爲求模型分析之簡化, 本文僅考慮學校教育一途。

臺灣大學學術期刊資料庫

入 A 級大學、B 級大學和聯考落榜者, 即成爲下一期勞動市場上的 A 級技術、B 級技術和非技術勞力。對應此, 各期各家庭即可依家長的教育程度和畢業學校, 區分爲三類: 畢業自公立 (A 級) 大學的 A 級技術家庭、畢業自私立 (B 級) 大學的 B 級技術家庭, 以及只有高中畢業的非技術 (L) 家庭, 其比例分別爲 n_A、n_B 和 $n_L = 1 - n_A - n_B$。由於本文只考慮恒定狀態均衡, 因此, 各變數的時間標記, 若非必要, 將予以省略。

設定 $j = A, B, L$ 三類家庭小孩的天生資質 (innate ability) a_j 與家長資質相互獨立, 皆爲介於 $a_{\min}$ 和 $a_{\max}$ 之間呈均等分配 (uniform distribution) 的隨機變數。令 $a_{\max} = a_{\min} + 1$, 則 a_j 的機率密度函數可寫爲 $f(a_j) = 1, a_j \in [a_{\min}, a_{\max}]$。設此一資質分配爲公開資訊 (common knowledge), 但家長、高等教育單位和廠商雖知悉此一資質分配, 卻無從判知個別年青人資質的高低。因此, 父母無法事先預知自家小孩能否考上大學; 高等教育單位, 選擇以聯考分數, 作爲考生入學分發的唯一憑據; 廠商依據勞動者的教育背景, 決定工資。

聯考補習[16]

由於教育程度將正向影響勞動工資。因此, 在望子成龍鳳的期盼下, 爲求子女將來在職場上有較高的薪資, 父母可選擇於小孩高中就學階段, 支付補習費, 藉由課外補習, 磨練小孩的應考技巧, 提高聯考分數, 以進入理想大學。[17] 令 E_j 代表第 $j = A, B, L$ 類家庭父母, 支付 k_j 的補習費用後, 勞動資質爲 a_j 考生的聯考預期分數。由於江芳盛 (2006) 指出, 補習雖有助於學習成就的提升, 但補習時數與學業成績之間, 呈邊際報酬遞減。因此, 設定 E_j 的函數型態爲:[18]

[16]一般而言, 家庭背景可透過下列途徑, 影響個人的學習成就。其一, 先天基因的遺傳: 高資質父母, 其子女的資質通常較高, 即子女資質與父母資質間可能正相關; 其二, 後天的培育: 高所得父母可於日常家庭生活中, 使子女在潛移默化中學習, 或是提供額外的學習環境, 輔助子女的學習表現。本文著重於後天環境的影響, 強調父母所得差異, 將藉由補習環境的良窳, 影響子女考上公私立大學的機率及其未來所得的高低。

[17]本文所指之補習, 與林忠正·黃璀娟 (2009) 相仿, 皆是指以加強學生應考能力的課外補救教學。

[18]此一設定隱含著補習是考生考上大學的必需費用, 若無補習, 考生的聯考分數將爲0, 無法考上大學。由於本文只討論各類家庭均衡時之補習支出大於0的內在解情況, 因而此一簡化設定, 當不致影響本文的主要結論。

期刊資料庫

$$E_j = a_j \left(k_j\right)^{\phi} 。 \tag{1}$$

其中, $0 < \phi < 1$ 代表補習支出對考生聯考分數的提升, 具有邊際報酬遞減作用。

高等教育與人力資本形成

設定高等教育單位以聯考分數爲大學選才的唯一憑藉。因此, 在教育名額有限下, 惟有聯考分數名列前 n_A 名之內者, 可入 A 級大學受高等教育; 聯考分數排名在 n_A 和 $n_A + n_B$ 之間者, 可入 B 級大學受高等教育; 聯考分數排名在 $n_A + n_B$ 之外者, 即落榜, 無法進入大學受高等教育。

設定高等教育具有提升人力資本的功能: 資質爲 a_j 的考生, 若考上 A 級大學完成高等教育, 其人力資本將提升爲 $(1 + G^A)^{\delta} a_j$; 若考上 B 級大學, 其人力資本將提升爲 $(1 + G^B)^{\delta} a_j$; 但若聯考落榜, 其人力資本則等於考生原有資質 a_j。[19] 其中, G^A 和 G^B 分別代表 A 級和 B 級大學平均每一學生的教育支出, $0 < \delta < 1$ 代表大學教育支出對學生人力資本的累積, 具有正向但邊際報酬遞減的影響。

父母的效用與預算限制式

設定第 $j = A, B, L$ 類家長的效用爲: $U_j = \ln c_j + \gamma \ln w^e$。式中, c_j 爲家長的自身消費;[20] w^e 爲父母預期下一期子女的稅後工資; $\gamma \in (0, 1)$ 代表第 j 類父母對子女未來所得的重視程度或利他權數 (the degree of parental altruism)。由於勞動力可區分成 A 級技術勞力、B 級技術勞力和非技術勞力三類, 因此, w^e 有三種可能: 當考生考上 A 級大學, 成爲 A 級技術勞力, 則 $w^e = (1 - \tau) w_A$; 當考生考上 B 級大學, 成爲 B 級技術勞力, 則 $w^e = (1 - \tau) w_B$; 當考生聯考落榜, 成爲非技術勞力, 則 $w^e = (1 - \tau) w_L$, 其中, τ 爲所得稅率 (flat-rate tax), w_A、w_B 和 w_L 分別爲 A 級、B 級技術和非技術勞力的工資。

由於家長無法事先判知自家小孩的資質, 因此, 在高等教育名額有限

[19]有關高等教育可提升人力資本或生產力的想法, 可參見 Glomm and Ravikumar (1992)、Fender and Wang (2003)、Bovenberg and Jacobs (2005)、Bergh and Fink (2009)。

[20]設定各家庭小孩在教育期間內的消費爲固定常數, 簡爲0。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

下, 即便家長支付補習費, 考生能否順利考上大學, 仍存在著風險。令 $p_j^A(k_j)$、$p_j^B(k_j)$ 和 $p_j^L(k_j)$ 分別爲第 j 類家長支付補習費 k_j 後, 其子女考上 A 級、B 級大學和聯考落榜的機率 (變數下標 $j = A, B, L$ 代表考生來自第 j 類家庭; 變數上標 A、B 和 L, 代表考生未來可能考上 A 級、B 級大學和落榜的情況), 且此三機率的加總等於1, 即 $p_j^A(k_j)+p_j^B(k_j)+p_j^L(k_j) = 1$。[21]

對應此, 第 j 類家長的預期效用 EU_j 即可寫爲:

$$\begin{aligned} EU_j = {} & p_j^A\left(k_j\right)\left[\ln c_j^A + \gamma \ln(1-\tau)w_A\right] \\ & + p_j^B\left(k_j\right)\left[\ln c_j^B + \gamma \ln(1-\tau)w_B\right] \\ & + p_j^L\left(k_j\right)\left[\ln c_j^L + \gamma \ln(1-\tau)w_L\right]。 \end{aligned} \tag{2}$$

此外, 由於進入大學受高等教育, 除需繳納大學學雜費外, 因應學習之所需, 往往還必須額外支付教科書費、住宿費和生活費等費用。[22] 爲簡化分析, 暫不考慮大學所在地爲都會區或偏遠鄉下, 也不考慮大學科系爲醫學院或文學院的差異, 設定不論 A 級或 B 級大學, 學生所繳納的教科書費、住宿費和生活費皆同爲 C_0; 而聯考落榜生, 既未受大學教育, 即毋需支付 C_0。

設定資本市場不完全, 家長無法預借未來所得, 亦無儲蓄。小孩就學期間的生活費和各項教育費用, 包括: 補習費、學費、教科書費和住宿費等均需由家長支付。[23] 如此, 家長的自身消費, 將因自身教育背景、考生能否考

[21]有關 $p_j^A(k_j)$、$p_j^B(k_j)$ 和 $p_j^L(k_j)$ 的函數結構, 將留待第3.2節推導並說明。

[22]雖然有部分學生, 因就讀的大學就在住家附近, 而可免除住宿費的支出。但因我們係從事前角度, 分析家庭補習決策, 多數家長事前並無法確知子女可能考上的學校; 並且根據台灣高等教育資料庫《99學年度大一學生問卷調查描述性統計分析報告》, 約有69.5%的大一新生需負擔住宿費, 30.5%學生毋需支付住宿費。因此, 爲簡化分析, 我們乃於家長預期子女需離家求學的前提下, 進行補習費決策。作者感謝審查人之一對此費用提出看法, 並建議參考台灣高等教育資料庫的統計資料。

[23]設定小孩教育費用完全由父母支付, 未考慮以助學貸款繳納學費的理由, 主要有二: 一, 依據台灣高等教育資料庫《99學年度大一學生問卷調查描述性統計分析報告》, 民國99學年度大一新生學雜費的支付, 主要由父母家人或親戚支付者約69.1%, 高於申辦助學貸款者之24.1%; 二, 爲簡化數學分析。倘若模型中加入非技術家庭子女考上公、私立大學後, 可因父母所得較低而申請助學貸款的考慮, 則因此類學生畢業之後, 仍需償還自身的助學貸款, 其淨可支配所得 (稅後所得扣除助學款金額) 必然不同於父母已代爲繳納學費者。模型中將因此而出現3類勞動、5種不同稅後淨所得和5種補習費決策的情況。因此, 引入此一考慮, 雖可使模型更貼近於現實, 但數學分析卻益顯複雜。基於前述二個理由, 本文僅考慮極端情況, 小孩的生活費和各項教育費用完全由父母支付。

期刊資料庫

上大學、及考生考上何類型大學而呈現差異, 可寫爲:

$$c_j^i = (1-\tau)w_j - k_j - I^i \times \left(M^i + C_0\right)。 \tag{3}$$

其中, I^i 爲指標變數 (index variable)。當 $i = A, B$ 時, $I^i = 1$, 代表考生考上 A 級或 B 級大學, 父母需支付小孩大學教育費用的情況; 當 $i = L$ 時, $I^i = 0$, 代表考生聯考落榜, 父母毋庸支付小孩大學教育費用的情況。

產出與勞動工資

依循 Glomm and Ravikumar (1992, 2003)、Bergh and Fink (2009)、Ben Mimoun and Raies (2010), 設定一國產出與其社會之人力資本總和正相關:[24]

$$Y = w_0 \left(H_A + H_B + H_L\right)。 \tag{4}$$

式中, H_A、H_B 和 H_L 分別爲 A 級、B 級技術和非技術勞力之人力資本, w_0 表單位人力資本工資率。我們並採用 Hendel et al. (2005)、Staffolani and Valentint (2007)、Bergh and Fink (2009) 的看法, 考慮競爭廠商無法觀測到個別勞動者的資質或人力資本水準, 只能依據勞動者的畢業學校爲 A 級、B 級大學或高中畢業, 給予薪資。[25]

政府部門[26]

設定政府向三類勞動課徵所得稅 (flat rate tax), 稅率爲 τ, 並將稅收用於補

[24]此一設定隱含著各類勞動透過人力資本的轉換, 爲完全替代。由於本文的目的之一是爲與 Glomm and Ravikumar (1992, 2003)、Bergh and Fink (2009)、Ben Mimoun and Raies (2010) 等文獻, 就教育政策之社會公平面影響進行比較, 而前述文獻皆採用產出爲人力資本線性函數的設計。因此, 本文的生產函數, 亦採類似設定。

[25]設定廠商資訊不完全, 無法辨明個別勞動的資質或人力資本, 只能依憑勞動教育背景給薪的主要理由是爲簡化數學計算。倘若廠商資訊完全, 可明辨勞動者的資質或人力資本水準, 那麼在勞動資質爲連續隨機變數的設定下, 本期勞動工資 (或各家庭所得) 既爲勞動資質的函數, 亦將爲連續機率變數, 具有某一連續機率分配; 對應此, 各類家庭的補習支出和家中小孩考上大學的機率亦將爲某連續隨機變數。由於大學既錄取來自不同所得階層不同資質的學生, 並具有提升其人力資本之功能, 則下一期技術家庭所得的機率分配即異於本期。於是各期家庭所得分配皆不同, 每期皆需重新計算, 益增分析之困難。權衡之下, 本文只探討廠商資訊不完全, 依憑勞動者的教育背景給薪的情況。

[26]作者感謝審查人對本小節教育財政收支均衡的建議。

臺灣大學學術期刊資料庫

貼 A、B 級大學的教育支出, 以維持教育財政收支均衡, 即

$$\tau\left(n_A w_A + n_B w_B + n_L w_L\right) = n_A\left(G^A - M^A\right) + n_B\left(G^B - M^B\right)。$$

上式等號左方項代表政府的稅收, 等號右方第1項和第2項分別代表政府將稅收用於補貼 A、B 級大學教育支出 nG 與學雜費收入 nM 之間的差額。由上式可看出, 在教育財政收支均衡的要求下, 若政府完全不補貼大學教育支出, 即 $\tau = 0$, 則各校的教育支出將由全體學生共同分擔, 學費 M^i 即應等於平均每一學生教育支出 G^i。根據表 1, 此意謂著台灣的公、私立大學若要維持民國 99 學年度的平均每一學生教育支出規模不變, 公立大學的學費恐需調整至每年每一學生 27.1 萬元, 私立大學的學費則對應調整至 14.8 萬元; 否則, 各大學之平均每一學生教育支出即應調降至與學費相等。[27]

此外, 爲避免變數衡量單位的差異, 造成估計或說明上的困難, 我們進一步令 G^i 和 M^i 皆爲產出 Y 的某一比例, 即 $G^i = g^i Y$、$M^i = m^i Y$, 其中, g^i 和 m^i 爲外生參數。將此代入上式, 等號二邊並同時除上 Y, 移項整理後可得:

$$\tau = n_A\left(g^A - m^A\right) + n_B\left(g^B - m^B\right)。 \tag{5}$$

3 均衡分析

本節將於前述模型設定下, 求解均衡解值。整個求解過程可分二步驟: 首先, 給定所得稅率、勞動工資和各項教育費用, 檢視家庭補習決策; 其後, 再將家庭最適補習支出, 代入恒定狀態均衡式中, 求解模型變數均衡解值。

3.1 家庭補習決策

將式 (3) 代入式 (2), 第 j 類家長在預算限制式下, 預期效用極大化之一階條件可寫爲

[27] 吳聰敏 (2012, p. 198–199) 指出: 以目前公立大學研究所一年學費約新台幣6萬元, 若再加上生活費與宿舍費, 一年合計約 25–30 萬元。以台大爲例, 其學費收入大約只占學校經常支出的 15%。因此, 當教育部不提供補貼時, 台大的學費可能需上升爲 6/0.15=40 萬元, 才能收支均衡。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

$$\frac{\partial p_j^A\left(k_j\right)}{\partial k_j}\left[\ln c_j^A+\gamma\ln(1-\tau)w_A-\ln c_j^L-\gamma\ln(1-\tau)w_L\right]$$
$$+\frac{\partial p_j^B\left(k_j\right)}{\partial k_j}\left[\ln c_j^B+\gamma\ln(1-\tau)w_B-\ln c_j^L\right.$$
$$\left.-\gamma\ln(1-\tau)w_L\right]$$
$$=p_j^A\left(k_j\right)\frac{1}{c_j^A}+p_j^B\left(k_j\right)\frac{1}{c_j^B}+p_j^L\left(k_j\right)\frac{1}{c_j^L}。\tag{6}$$

式 (6) 等號左方代表家長現在多支付1元補習費, 改變小孩考上 A 級和 B 級大學機率, 對父母邊際預期效用的影響; 等號右方代表家長多支付1元補習費, 自身消費減少, 邊際預期效用的變動。根據式 (6) 即可決定家長之最適補習支出。但因 $p_j^A(k_j)$、$p_j^B(k_j)$ 和 $p_j^L(k_j)$ 均將於3.2節中推導而得, 連帶式 (6) 之 $\partial p_j^A(k_j)/\partial k_j$ 和 $\partial p_j^B(k_j)/\partial k_j$, 亦需於3.2節中方可推知。因此, 接下來, 我們將暫時於各家庭補習支出爲 k_j 的前題下, 進行恒定狀態均衡的討論。

3.2 恒定狀態均衡

在未考慮生產技術和人口數目變動的情況下, 當一社會處於恒定狀態均衡時, 將包含下列條件: (1) 家計單位根據效用極大化, 決定補習費用; (2) 競爭廠商根據生產最適條件, 決定勞動工資; (3) 各類勞動人口比例爲穩定常數; (4) 政府教育財政預算均衡。

由於我們希望即便在恒定狀態, 依然存在著非技術家庭子女可考上 A 級大學的向上跨代流動, 以及 A 級技術家庭子女亦可能聯考落榜的向下跨代流動。因此, 第 $j=A,B,L$ 類家庭將各存在2個資質門檻: 考上 A 級大學的資質門檻 a_j^A 和考上 B 級大學的資質門檻 a_j^B, 且 $a_{\min}<a_j^B<a_j^A<a_{\max}$,[28] 使得考生資質 $a_j\in[a_j^A,a_{\max}]$ 者可考上 A 級大學, $a_j\in[a_j^B,a_j^A)$ 者考上 B 級大學, $a_j\in[a_{\min},a_j^B)$ 者落榜。其中, a_j^A 和 a_j^B 之決定需符合下列二個條件: 其一, 當第 j 類家庭的補習支出爲 k_j 時, 考生資質等於 a_j^A

[28]由於我們設定考生優先選擇 A 級大學, 因此, A 級大學的聯考錄取分數將高於 B 級大學。並因考生資質正向影響其聯考分數的表現, 故考生資質必需相對較高, 才考得上 A 級大學, 可得 $a_j^A>a_j^B$。

期刊資料庫

和 a_j^B 者, 其聯考分數分別恰等於 A 級大學的最低聯考錄取分數 $\underline{E}^A$ 和 B 級大學的最低聯考錄取分數 $\underline{E}^B$, 即

$$\begin{aligned}\underline{E}^B &= a_A^B\,(k_A)^\phi = a_B^B\,(k_B)^\phi = a_L^B\,(k_L)^\phi\,;\\ \underline{E}^A &= a_A^A\,(k_A)^\phi = a_B^A\,(k_B)^\phi = a_L^A\,(k_L)^\phi\,。\end{aligned} \tag{7}$$

其二, 本期3類勞動家庭中, 考上 A 級、B 級大學和聯考落榜的考生人數, 將等於下一期勞動市場上 A 級、B 級和非技術勞力的供給人數,[29] 以維持人口結構之穩定, 亦即

$$\sum\nolimits_{j=A,B,L} n_j \int_{a_j^A}^{a_{\max}} f\left(a_j\right) da_j = n_A, \tag{8a}$$

$$\sum\nolimits_{j=A,B,L} n_j \int_{a_j^B}^{a_j^A} f\left(a_j\right) da_j = n_B, \tag{8b}$$

$$\sum\nolimits_{j=A,B,L} n_j \int_{a_{\min}}^{a_j^B} f\left(a_j\right) da_j = n_L。 \tag{8c}$$

由於 $n_A + n_B + n_L = 1$ 且 $f(a_j) = 1, a_j \in [a_{\min}, a_{\max}]$, 因此, (8a)、(8b) 和 (8c) 三式移項整理後可得

$$n_A\left(a_A^B - a_{\min}\right) + n_B\left(a_B^B - a_{\min}\right) = n_L\left(a_{\max} - a_L^B\right), \tag{9a}$$

$$n_A\left(a_A^A - a_{\min}\right) = n_B\left(a_{\max} - a_B^A\right) + n_L\left(a_{\max} - a_L^A\right)。 \tag{9b}$$

其中, 式 (9a) 等號左方項代表 A 級技術家庭和 B 級技術家庭的子女, 落榜成爲非技術勞力人數之和, 將等於等號右方非技術家庭子女, 考上 A 級或 B 級大學, 未來成爲 A 級或 B 級技術勞力人數之和; 式 (9b) 等號左方項代表 A 級技術家庭子女, 考不上 A 級大學, 未來成爲 B 級技術或非技術勞力人數, 將等於等號右方 B 級技術和非技術家庭子女, 考上 A 級大學, 成爲 A 級技術勞力人數之和。式 (9a) 與式 (9b) 之等號左方項目皆代表子女所得 (技術) 較父母爲低的狀況, 即一般文獻所稱之向下跨代流動; (9a) 式和 (9b) 式等號右方項目皆代表子女所得 (技術) 較父母爲高的狀況, 即一般文獻所稱之向上跨代流動。

[29]本文暫不考慮考生因不滿意所錄取學校或落榜而重考的可能。

臺灣大學學術期刊資料庫

將式 (7) 之 a_j^A 和 a_j^B 代入式 (9a) 和式 (9b), 移項整理後可得:

$$\begin{aligned} a_j^{*B} &= \frac{n_A a_{\min} + n_B a_{\min} + n_L a_{\max}}{(k_j)^{\phi}\left[\frac{n_A}{(k_A)^{\phi}} + \frac{n_B}{(k_B)^{\phi}} + \frac{n_L}{(k_L)^{\phi}}\right]}, \\ a_j^{*A} &= \frac{n_A a_{\min} + n_B a_{\max} + n_L a_{\max}}{(k_j)^{\phi}\left[\frac{n_A}{(k_A)^{\phi}} + \frac{n_B}{(k_B)^{\phi}} + \frac{n_L}{(k_L)^{\phi}}\right]}。 \end{aligned} \tag{10}$$

變數上標加星號, 代表市場均衡時之變數值。式 (10) 說明: 在 $j = A, B, L$ 三類家庭的考生, 具備相同資質分配的設定下, 決定各類考生能否考上大學的主要影響因素爲三類家庭的補習支出 (k)、大學招生名額 (n) 和補習參數 (ϕ)。

至此, 即可求算 p_j^A、p_j^B 和 p_j^L 之值。由於我們設定勞動資質 a_j 爲介於 $a_{\min}$ 和 $a_{\max}$ 之間、$f(a_j) = 1$ 的均等分配隨機變數, 因此, 第 j 類家庭子女考上 A 級、B 級大學和聯考落榜的機率分別爲: $p_j^A = a_{\max} - a_j^{*A}$、$p_j^B = a_j^{*A} - a_j^{*B}$ 和 $p_j^L = 1 - p_j^A - p_j^B = a_j^{*B} - a_{\min}$, $j = A, B, L$。將式 (10) 之 a_j^{*A} 和 a_j^{*B} 代入, 再將 p_j^A 和 p_j^B 分別對 k_j 作偏微分,[30] 代入式 (6), 即可獲得第 $j = A, B, L$ 類家庭決定最適補習支出 k_j 的一階條件式。

接下來, 計算均衡時之 H_A^*、H_B^* 和 H_L^*。根據前文定義, H_A^* 代表 $j = A, B, L$ 三類家庭考生資質 $a_j \in [a_j^{*A}, a_{\max}]$ 者, 考上 A 級大學後之人力資本 $(1 + G^A)^{\delta} a_j$ 的加總; H_B^* 爲三類家庭考生資質 $a_j \in [a_j^{*B}, a_j^{*A})$ 者, 考上 B 級大學後之人力資本 $(1 + G^B)^{\delta} a_j$ 的加總; H_L^* 等於三類家庭考生資質 $a_j \in [a_{\min}, a_j^{*B})$ 聯考落榜者之人力資本 a_j 的加總, 可分別寫爲

$$\begin{aligned} H_A^* &= \sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_j^{*A}}^{a_{\max}} \left(1 + G^A\right)^{\delta} a_j f\left(a_j\right) da_j\right] \\ &= n_A \left(1 + G^A\right)^{\delta} \bar{a}_A, \end{aligned} \tag{11a}$$

$$H_B^* = \sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_j^{*B}}^{a_j^{*A}} \left(1 + G^B\right)^{\delta} a_j f\left(a_j\right) da_j\right]$$

[30] 相關計算, 請參見附錄A。

臺灣大學學術期刊資料庫

$$= n_B \left(1 + G^B\right)^{\delta} \bar{a}_B, \tag{11b}$$

$$H_L^* = \sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_{\min}}^{a_j^{*B}} a_j f\left(a_j\right) da_j\right] = n_L \bar{a}_L。 \tag{11c}$$

其中,

$$\begin{aligned}
\bar{a}_A &= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_j^{*A}}^{a_{\max}} a_j f\left(a_j\right) da_j\right]}{n_A} \\
&= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[(a_{\max})^2 - \left(a_j^{*A}\right)^2\right]}{2n_A},
\end{aligned} \tag{12a}$$

$$\begin{aligned}
\bar{a}_B &= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_j^{*B}}^{a_j^{*A}} a_j f\left(a_j\right) da_j\right]}{n_B} \\
&= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[\left(a_j^{*A}\right)^2 - \left(a_j^{*B}\right)^2\right]}{2n_B},
\end{aligned} \tag{12b}$$

$$\begin{aligned}
\bar{a}_L &= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[\int_{a_{\min}}^{a_j^{*B}} a_j f\left(a_j\right) da_j\right]}{n_L} \\
&= \frac{\sum_{j=A,B,L} n_j \left[\left(a_j^{*B}\right)^2 - (a_{\min})^2\right]}{2n_L}。
\end{aligned} \tag{12c}$$

由於我們設定廠商無法觀測個別勞動力的資質或人力資本水準, 只能依其畢業學校爲 A 級、B 級大學或高中畢業, 給予工資。[31] 因此, 在市場競爭下, 各類勞動工資將等於其邊際產值, 即

$$w_A^* = \frac{\partial Y}{\partial n_A} = w_0 \left(1 + G^A\right)^{\delta} \bar{a}_A, \tag{13a}$$

$$w_B^* = \frac{\partial Y}{\partial n_B} = w_0 \left(1 + G^B\right)^{\delta} \bar{a}_B, \tag{13b}$$

$$w_L^* = \frac{\partial Y}{\partial n_L} = w_0 \bar{a}_L。 \tag{13c}$$

[31]本文並未考慮最低工資限制對非技術勞動工資調整的可能影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

上三式說明: 各類勞動工資將與該類勞工之資質平均正相關。而總產出則可寫爲

$$Y^* = n_A w_A^* + n_B w_B^* + n_L w_L^*。 \tag{14}$$

至此, 即可求算恒定狀態均衡時之變數值。整個求解過程說明如下: 首先, 將式 (10) 的 a_j^{*A} 和 a_j^{*B} 代入式 (12a)、(12b) 和 (12c), 再將所計算之 $\bar{a}_j^*$ 代入式 (13a)、(13b) 和 (13c), 則 w_A^*、w_B^*、w_L^* 三變數即可表爲 k_A^*、k_B^*、k_L^* 和 Y^* 的函數式; 再將 w_A^*、w_B^*、w_L^* 和附錄 A 之 $\partial p_j^A/\partial k_j$ 和 $\partial p_j^B/\partial k_j$ 以及式 (5) 之 τ, 代入 $j = A, B, L$ 三類家庭之式 (6) 和式 (14), 此四式聯立求解, 可解得k_A^*、k_B^*、k_L^* 和 Y^* 之均衡解值; 最後, 將 k_A^*、k_B^*、k_L^* 和 Y^* 之均衡解值, 代回模型方程式, 即可解得其餘模型變數之均衡解值。

惟因聯立求解過程複雜, 接下來, 我們將以 Matlab 7.1 軟體求解均衡解, 並藉模擬分析, 說明高等教育政策變動, 對社會公平面的可能影響。

4 主要衡量指標

在進行數值分析之前, 擬先說明我們所關心的各項指標定義及其計算方式。

4.1 社會公平指標

有關社會公平面的觀察指標有: 工資不均度、吉尼係數、跨代向上流動、A 和 B 級大學生來自非技術家庭的比率和各類家庭教育淨稅額。其中, 工資不均度和吉尼係數主要觀察同代公平性; 跨代向上流動和 A、B 級大學生來自非技術家庭的比率主要觀察跨代公平性; 至於各類家庭之教育淨稅額, 則主要觀察政府補貼高等教育, 是否存在低所得家庭父母補貼高所得家庭小孩受高等教育的跨代逆所得分配現象。

4.1.1 工資不均度

對於工資不均度的觀察, 可再細分爲技術內工資不均度 (within groups wage inequality) 和技術間工資不均度 (between groups wage inequality) 二類。定義技術內工資不均度 $w_{A/B}$ 爲 A 級和 B 級技術勞動力工資的相對比率, 即 $w_{A/B} = w_A^*/w_B^*$; 定義技術間工資不均度 $w_{AB/L}$ 爲技術勞力平均工資

臺灣大學學術期刊資料庫

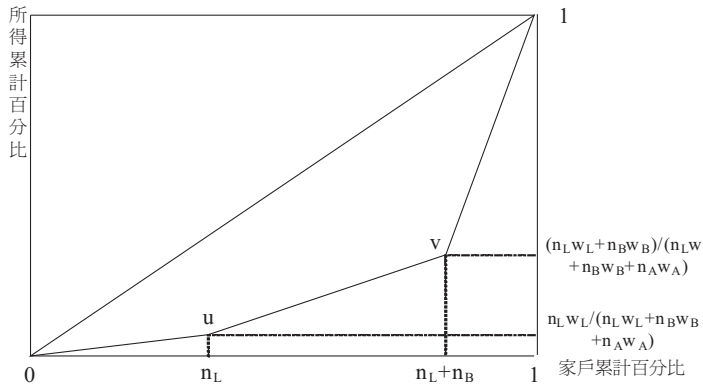


圖 1: 所得分配圖

(即 A 級大學和 B 級大學之技術勞力平均工資 $(n_A w_A^* + n_B w_B^*)/(n_A + n_B)$), 相對非技術勞力工資 w_L^* 的比例, 即

$$w_{AB/L} = \frac{\left(n_A w_A^* + n_B w_B^*\right) / \left(n_A + n_B\right)}{w_L^*}。$$

4.1.2 吉尼係數

由於此時社會上只有三類人: A 級技術勞力、B 級技術勞力和非技術勞力, 對應的所得水準亦只有3種, w_A^*、w_B^* 和 w_L^*, 其人數分別爲 n_A、n_B 和 n_L。因此, 羅倫茲曲線可繪之如圖 1 所示, 吉尼係數即爲羅倫茲曲線和對角線之間面積占對角線下方三角形面積的比例, 計算可得

$$\begin{aligned}\text{Gini} = 1 &- n_L \times \frac{n_L w_L^*}{n_L w_L^* + n_B w_B^* + n_A w_A^*} \\ &- n_B \times \left(\frac{2n_L w_L^* + n_B w_B^*}{n_L w_L^* + n_B w_B^* + n_A w_A^*}\right) \\ &- n_A \times \left(\frac{n_L w_L^* + n_B w_B^*}{n_L w_L^* + n_B w_B^* + n_A w_A^*} + 1\right)。\end{aligned} \tag{15}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

4.1.3 跨代向上流動

定義跨代流動 $\text{mobility}_{j\to i}$ 爲本期出生於第 j 類家庭的小孩, 長大後成爲第 i 類勞動力的機率。由於本文所考慮的所得階層有3種 w_A^*、w_B^*、w_L^*, 對應子女所得階層較父母爲高的跨代向上流動, 即有三種可能, 包括: 本期出生於非技術 ($j = L$) 家庭的小孩, 考上 A 級和 B 級大學, 成爲 A 級 ($i = A$) 和 B 級 ($i = B$) 勞動力的機率, 即 $\text{mobility}_{L\to A} = a_{\max} - a_L^{*A}$ 和 $\text{mobility}_{L\to B} = a_L^{*A} - a_L^{*B}$; 以及本期出生於 B 級 ($j = B$) 技術家庭小孩, 考上 A 級大學, 成爲 A 級 ($i = A$) 勞動力的機率 $\text{mobility}_{B\to A} = a_{\max} - a_B^{*A}$。由於我們特別關心非技術家庭小孩成爲 A 級或 B 級技術勞力的機會, 因此, 下文分析中, 對於跨代向上流動的說明, 將以 $\text{mobility}_{L\to B}$ 和 $\text{mobility}_{L\to A}$ 爲主。

4.1.4 A、B 級大學生的組成比例

定義 R_j^A 爲 A 級大學招生名額 n_A 中, 來自第 j 類家庭者 $n_j(a_{\max} - a_j^{*A})$ 所占的比例; R_j^B 爲 B 級大學招生名額 n_B 中, 來自第 j 類家庭者 $n_j(a_j^{*A} - a_j^{*B})$ 所占的比例, 即

$$R_j^A = \frac{n_j\left(a_{\max} - a_j^{*A}\right)}{n_A}, \quad R_j^B = \frac{n_j\left(a_j^{*A} - a_j^{*B}\right)}{n_B}。$$

4.1.5 教育淨稅額

定義 $j = A, B, L$ 三類家庭的教育淨稅額 Netax_j 爲各類家庭因應政府補貼高等教育所繳稅額, 與其家中小孩在高等教育階段所獲得的補貼金額之間的差額。由於本文中, 各勞動力所繳稅額, 只作爲高等教育補貼之用。因此, Netax_j 可寫爲:

$$\begin{aligned}\text{Netax}_j = n_j\big[&\tau w_j - \left(a_{\max} - a_j^{*A}\right)\left(G^A - M^A\right)\\ &- \left(a_j^{*A} - a_j^{*B}\right)\left(G^B - M^B\right)\big]。\end{aligned}$$

式中, $(a_{\max} - a_j^{*A})$ 和 $(a_j^{*A} - a_j^{*B})$ 分別爲第 j 類家庭小孩考上 A 級和 B 級大學的機率, $(G^A - M^A)$ 和 $(G^B - M^B)$ 爲政府對每一位 A 級和 B 級

臺灣大學學術期刊資料庫

大學生的教育補貼, 即等於平均每一學生教育支出 G^i 與其所繳學費 M^i 之間的差額。當 $\text{Netax}_j > 0 (< 0)$, 即代表該類家庭在政府課稅補貼高等教育發展過程中, 父母所繳稅額高 (低) 於其子女所獲教育補貼的情況。

由於在教育財政收支均衡的限制下, 三類家庭的教育淨稅額總和將等於 0。因此, 若 $\text{Netax}_L > 0$ 即隱含 $\text{Netax}_A + \text{Netax}_B < 0$, 意謂著低 (高) 所得的非技術 (技術) 家庭父母所繳稅額, 高 (低) 於其子女所獲得的教育補貼, 社會上將呈現: 低所得家庭補貼高所得家庭小孩受高等教育之跨代逆所得分配現象; 反之, 若 $\text{Netax}_L < 0$ 即隱含 $\text{Netax}_A + \text{Netax}_B > 0$, 代表高所得家庭父母補貼低所得家庭小孩受高等教育, 此時, 社會上即不存在跨代逆所得分配現象。

4.2 社會補習指標

除了前述公平性指標之外, 我們還特別關心社會補習支出的變化。定義社會補習支出 K 爲三類家庭補習支出的加總, 即 $K = n_A k_A^* + n_B k_B^* + n_L k_L^*$。

5 高等教育政策調整之數值分析

本節主要以民國 85 學年度之高等教育資料爲基礎,[32,33] 利用 Matlab 7.1 軟體模擬分析 A 級和 B 級大學招生名額、平均每一學生教育補助和 A 級大學學費調整, 對社會公平面和補習支出的影響。

5.1 模型參數起始值的設定

模擬所需相關參數起始值的設定, 列於表 2。

設定人活 1 期 20 年。由於模型中, 各世代人口總數等於家庭總數等於 1, 因此, 式 (4) 除代表總產出外, 亦代表平均每戶家庭所得。而 1 期家庭所得相當於 1 年所得平均乘上 20。根據行政院主計處《家庭收支與調查報

[32]讀者若有興趣, 可向作者函索本節數值模擬所用之 Matlab 7.1 程式。

[33]由於台灣高等教育約自民國80年代, 快速擴張。而學生從入學到畢業進入職場, 約需 4 年時間。因此, 我們權以民國 85 年的教育資料, 作爲模擬時之相關參數起始值設定的參考。

期刊資料庫

表 2: 數值模擬相關參數的起始設定值

	符號	起始值
公立大專院校學生數占人口比率	n_A	0.1
私立大專院校學生數占人口比率	n_B	0.3
A 級大學平均每年每一學生教育支出占平均每戶家庭可支配所的比率	g^A	0.0644
B 級大學平均每年每一學生教育支出占平均每戶家庭可支配所得比率	g^B	0.0274
A 級大學每年每一學生學費占平均每戶家庭可支配所得比率	m^A	0.0092
B 級大學每年每一學生學費占平均每戶家庭可支配所得比率	m^B	0.023
大學 4 年教科書費、生活費和住宿費占平均每戶可支配所得比率	c_0	0.01913
父母對小孩未來所得的重視程度 (或利他權數)	γ	0.75
補習支出對聯考分數的彈性	ϕ	0.1
平均每一學生教育支出對人力資本提升的參數	δ	0.5
勞動資質上限	$a_{\max}$	2
勞動資質下限	$a_{\min}$	1
單位人力資本工資率	w_0	1

告》, 民國 85 年之家庭年平均可支配所得約 82.6 萬元。[34] 因此, 概算 1 期 20 年之家庭平均可支配所得約爲 1,652 (= 20 × 82.6) 萬元。

設定 $n^A = 0.1$、$n^B = 0.3$。根據教育部全球資訊網站資料, 民國 85 學年度, 大學本科與專科生中, 私校生約占 73%, 公立學生約占 27%。而根據行院主計處《家庭收支與調查報告》, 民國 85 年 18–23 歲人口受高等教育比率爲 41.6%。因此, 概算民國 85 年 18–23 歲人口中, 約有 0.1 (= 0.27 × 0.416) 考上公立大學, 0.3 (= 0.73 × 0.416) 考上私立大學, 0.6 爲高中畢業學歷之非技術勞力。

設定 $g^A = 0.0644$、$g^B = 0.0274$。根據表 1, 民國 85 學年度, 平均每一

[34] 實務上, 家戶單位除教育財政的租稅考量之外, 仍必需繳納其它稅負。因此, 在模擬上, 我們係以家戶可支配所得 (而非家戶總所得) 作爲家戶所得的參考標的。

臺灣大學學術期刊資料庫

公立大學生之教育經費支出約爲26.6萬元, 換算每一學生就讀公立大學的4年期間, 學校教育經費共支出106.4 (= 4 × 26.6) 萬元, 約占以85年爲計算基礎之1期20年家庭可支配所得之0.0644 (= 106.4/1652); 同期間, 私立大學之平均每年每一學生之教育支出約11.4萬元, 大學4年學校平均對每一學生的支出共約45.6 (= 4 × 11.4) 萬元, 約占以85年爲計算基礎之1期家庭可支配所得的0.0274 (= 45.6/1652)。

設定 $m^A = 0.0092$、$m^B = 0.023$。根據表1, 民國85學年度, 公立大學一年學費約3.8萬元, 大學四年共需15.2萬元, 約占1期 (20年) 平均家庭可支配所得之0.0092 (= 15.2/(20×82.6)); 私立大學一年學費約9.5萬元, 四年38萬元, 約占平均每一家庭可支配所得之 0.023 (= 38/(20 × 82.6))。

設定 $c_0 = C_0/Y$, $c_0 = 0.01913$。根據台灣高等教育資料庫《98學年度大一新生問卷調查描述性統計分析報告》,[35] 大一新生之上、下學期1年之教科書費平均約3,533.75元, 平均每月住宿費約2,178元, 平均每月生活費約4,601元。由於98年家戶平均可支配所得爲88.76萬元, 因此, 粗估大學4年之教科書費、住宿費和生活費共約33.96萬元 (= 4 × 3533.75 + 48×2178+48×4601), 約占以98年家戶可支配所得爲計算基礎之0.01913 (= 33.96/20 × 88.76)。

設定 $\gamma = 0.75$。由於 γ 主要影響家庭補習支出, 而根據教育部網站資料, 民國87年間, 第1分位和第5分位家庭之教育支出占可支配所得的比率約爲0.023和0.037。因此, 設定 $\gamma = 0.75$, 以使得模型中, 非技術、B 級技術和 A 級技術家庭補習支出占所得比例, 與實際資料接近, 分別爲0.0184、0.0324和0.0399。

設定 $\phi = 0.1$。有關補習支出對聯考分數提升的實質效益評估, 目前實證資料仍相對缺乏。由於 ϕ 值高低, 主要影響各所得家庭受高等教育的比率。而根據《家庭收支調查報告》, 民國85年間, 18–23歲人口受高等教育比率依可支配所得分, 第1分位至第5分位的比率分別爲30.8%、35.1%、38.3%、42.7%和48.2%。因此, 我們乃調整 $\phi = 0.1$, 以使得

[35] 目前有關大學生活費、教科書費、住宿費用的調查, 始見於台灣高等教育資料庫中97、98和99學年度大一新生的問卷調查描述性統計分析報告。由於3年資料差異不大, 因此, 我們擬以98學年度大一新生的調查統計資料, 相對民國98年之1期20年家戶可支配所得比例, 作爲 c_0 數值設定的參考。

期刊資料庫

非技術、B 級技術和 A 級技術家庭受高等教育比率 $(a_{\max} - a_j^{*B})$ 與實際資料相當, 分別爲0.339、0.479和0.527。

設定 $a_{\max} = 2$、$a_{\min} = 1$ 和 $\delta = 0.5$。根據式 (13), 各類勞動工資與該類勞動的平均資質正相關。由於 δ 值愈高, 代表大學教育支出對學生人力資本提升的效果愈顯著, 技術與非技術勞力之工資不均度將愈高。而根據行政院主計處《85年家庭收支調查報告》, 所得收入者平均每人所得按教育程度別分, 大學及以上教育程度者之年所得約爲90.7萬元, 而高中教育程度者之年所得約爲59.5萬, 二者之比所代表的 (技術間) 工資不均度, 約爲1.5。因此, 我們乃設定 $a_{\min} = 1$、$a_{\max} = 2$ 和 $\delta = 0.5$。在前述參數設定下, 大學畢業和高中畢業勞動力之 (技術間) 工資不均度之模擬值約爲1.4124。[36]

設定 $w_0 = 1$。變動 w_0 值, 主要影響勞動工資、補習支出和教育淨稅額之水準值, 但對於此三指標之變動趨勢, 以及工資不均度、吉尼係數或跨代向上流動等數值表現, 並無太大影響。因此, 設定 $w_0 = 1$。接下來, 我們即於上述參數設定下, 調整大學招生名額和教育支出, 藉以檢視社會公平面指標和社會補習支出的對應變化。數值模擬結果列於表3。

5.2 調整大學招生名額

有關大學招生名額的調整, 將分3情況討論: (1) A 級大學招生名額增加; (2) B 級大學招生名額增加; (3) 大學招生總額不變, 但增加 A 級大學招生名額的同時, 等幅度減少 B 級大學招生名額。[37]

5.2.1 增加 A 級大學招生名額

表3顯示: 其它條件不變, 單僅 n_A 由0.1增至0.3時, 意謂著政府對 A 級大學總補助金額 $(n_A g^A)$ 的增加, 將立即帶動所得稅率由0.0068升至0.0179。

[36]根據行政院青年輔導委員會《在正式教育中提升就業力 — 大專畢業生就業力調查報告》, 公立和私立大學畢業生之間的薪資比例約1.2; 另根據台灣高等育資料庫《97學年度大專畢業生畢業後一年調查描述分析報告》, 公、私立大學畢業生初任正職工作薪資比約爲1.03。在本節參數設定下, 技術內工資不均度的數值模擬, 約爲1.1178。

[37]由於我們設定每一世代人口數爲1, 即 $n_A + n_B + n_L = 1$, 因此, 當 n_A 上升、n_B 維持不變或 n_B 上升、n_A 維持不變時, 皆隱含著 n_L 的對應減少。

國立臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 台灣高等教育政策調整之數值模擬

	τ	k_L	k_B	k_A	K	a_L^{*B}	a_L^{*A}	$(1-\tau)W_L$	$(1-\tau)W_B$	$(1-\tau)W_A$	$W_{A/B}$	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LB}$	mobility$_{LA}$	R_L^B	R_L^A	Neta
起始狀態	0.0068	0.0239	0.0577	0.0793	0.0396	1.6608	1.9722	1.2958	1.7778	1.9873	1.1178	1.4124	0.0891	0.3114	0.0278	0.6228	0.1668	0.00
1. 招生名額調整																		
(1) 公立大學招生名額增加																		
$n_A = 0.2$	0.0124	0.0295	0.0558	0.0736	0.0462	1.5560	1.8671	1.2378	1.6658	1.9543	1.1732	1.4390	0.1015	0.3112	0.1329	0.5187	0.3321	0.00
$n_A = 0.3$	0.0179	0.0336	0.0520	0.0638	0.0482	1.4455	1.7552	1.1804	1.5552	1.9009	1.2223	1.4640	0.1077	0.3097	0.2448	0.4130	0.3264	−0.00
(2) 私立大學招生名額增加																		
$n_B = 0.4$	0.0073	0.0317	0.0537	0.0882	0.0462	1.5467	1.9592	1.2435	1.7245	2.0069	1.1638	1.4322	0.0963	0.4125	0.0408	0.5156	0.2039	0.00
$n_B = 0.5$	0.0077	0.0390	0.0469	0.0947	0.0485	1.4252	1.9343	1.1922	1.6722	2.0166	1.2060	1.4507	0.0965	0.5090	0.0657	0.4072	0.2630	0.00
(3) 公私立大學招生名額消長																		
$n_A = 0.2\ n_B = 0.2$	0.0119	0.0225	0.0592	0.0671	0.0387	1.6653	1.8735	1.2898	1.7188	1.9463	1.1324	1.4208	0.0925	0.2082	0.1265	0.6245	0.3795	0.00
2. 教育補助調整																		
(1) 公立大學平均每一學生教育支出比例上升																		
$g^A = 0.0744$	0.0078	0.0243	0.0587	0.0813	0.0403	1.6609	1.9723	1.2945	1.7761	1.9990	1.1255	1.4150	0.0899	0.3114	0.0277	0.6228	0.1664	0.00
$g^A = 0.0844$	0.0088	0.0248	0.0597	0.0832	0.0411	1.6609	1.9723	1.2933	1.7743	2.0105	1.1331	1.4176	0.0906	0.3114	0.0277	0.6228	0.1659	0.00
(2) 私立大學平均每一學生教育支出比例上升																		
$g^B = 0.0374$	0.0098	0.0237	0.0577	0.0788	0.0394	1.6612	1.9727	1.2920	1.7855	1.9811	1.1095	1.4198	0.0902	0.3115	0.0273	0.6229	0.1640	0.00
$g^B = 0.0474$	0.0128	0.0235	0.0577	0.0782	0.0393	1.6616	1.9731	1.2881	1.7931	1.9748	1.1014	1.1273	0.0912	0.3115	0.0269	0.6231	0.1613	0.00
3. 公立大學學費調整																		
$m^A = 0.015$	0.0063	0.0232	0.0565	0.0778	0.0387	1.6613	1.9728	1.2967	1.7789	1.9878	1.1174	1.4122	0.0891	0.3115	0.0272	0.6230	0.1633	0.00
$m^A = 0.023$	0.0055	0.0223	0.0548	0.0756	0.0374	1.6620	1.9736	1.2978	1.7804	1.9884	1.1168	1.4119	0.0890	0.3116	0.0264	0.6233	0.1581	0.00

臺灣大學學術期刊資料庫

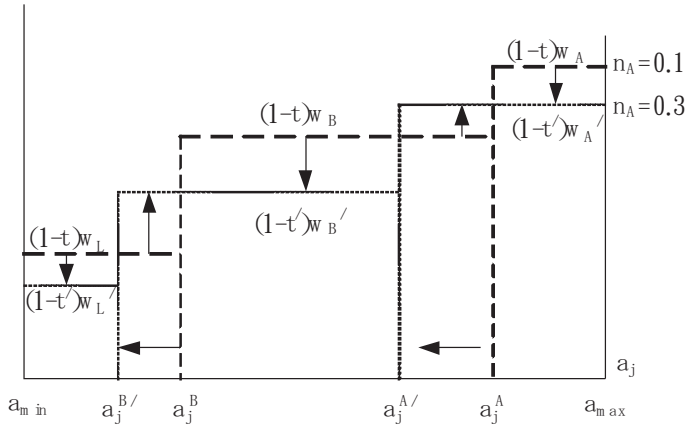


圖 2: n^A 上升, $j = A, B, L$ 家庭之資質門檻與工資的變動

同時, A 級大學錄取人數的擴增, 不僅使 A 級大學生的平均資質因錄取人數增加而下降, 亦排擠 B 級大學生和聯考落榜生的資質往下調整。由於勞動工資與勞動資質平均正相關, 勞動市場上, 三類勞動工資同步下降, 稅後工資更因所得稅率上升而降幅更大。此一工資變化反應著: 增加 n_A, 並非所有考生皆受益, 只有部分原本考不上 A 或 B 級大學而今因名額擴增而得以錄取的邊緣考生獲益, 例如: 圖 2 之 $a_j \in [a_j^{A\prime}, a_j^A]$ 和 $a_j \in [a_j^{B\prime}, a_j^B]$, 其稅後工資分別由原本之 $(1-\tau)w_B$、$(1-\tau)w_L$, 升爲 $(1-\tau')w_A'$、$(1-\tau')w_B'$; 但原本招生名額擴增之前即可考上 A 級大學 $a_j \in [a_j^A, a_{\max}]$、$B$ 級大學 $a_j \in [a_j^B, a_j^{A\prime}]$ 或落榜的考生 $a_j \in [a_{\min}, a_j^{B\prime}]$, 則因名額擴增, 稅後工資下降而受害。

此外, 當三類勞動工資皆往下調整之際, 由於 B 級大學生和聯考落榜生之平均資質和工資降幅, 較 A 級大學生爲大。因此, 不論技術內工資不均度 $w_{A/B}$ 或技術間工資不均度 $w_{AB/L}$, 均隨 n_A 的上升而上揚, 突顯非技術勞力工資所得相對更低的情況。此時, 勞動市場上 A 級技術勞力人數雖增, 但高中畢業的非技術勞力仍爲主要勞動力, 約占 0.4。因此, 因應技術內和技術間工資不均度的擴大, 吉尼係數仍上升。[38]

[38]根據行政院主計總處《家庭收支調查報告》, 民國99年, 台灣以家戶單位爲計算基礎之吉尼係數約 0.342, 以戶內人均可支配所得爲計算基礎之吉尼係數約 0.296。但因本文家計

臺灣大學學術期刊資料庫

再就向上跨代流動角度來看, n_A 增加, 非技術家庭 a_L^{*A} 和 a_L^{*B} 的下降, 代表非技術家庭考上 A 級大學的比例 ($a_{\max} - a_L^{*A}$) 或考上大學 (包括 A 級和 B 級大學) 的比例 ($a_{\max} - a_L^{*B}$) 皆上升, 利於其跨代向上流動。

另就非技術家庭的教育淨稅額來看, n_A 增加, 一方面, 因所得稅率提高, 各類家庭所繳稅額增加; 但另方面, 非技術家庭小孩錄取公立大學的機率上升, 獲得高等教育補助的機會亦增。表3顯示: $\text{Netax}_L > 0$ 由正漸轉爲負, 意謂著招生名額未調整前, 非技術家庭父母所繳稅額仍高於其子女所獲得之教育補助金額, 社會上仍存在著跨代逆所得分配現象; 惟隨著 n_A 增加, 非技術家庭考上大學的比例上升, Netax_L 漸降, 跨代逆所得分配漸獲改善。

最後, 就補習支出來看, n_A 增加, 一方面代表考上公立大學的機會上升, 增強補習誘因; 另一方面, 也因三類勞動稅後工資降低, 可支配所得減少, 影響教育報酬和三類家庭支付補習費的能力, 進而改變補習誘因。雖然三類家庭的補習支出, 呈現增減不一的變化趨勢, 但基本上仍維持著: 父母所得愈高, 其補習支出仍相對愈高的結果。此代表著: 即便考生資質相同, 亦可能因其家庭背景差異, 影響考生的升學機會, 而導致教育程度的不同, 與駱明慶 (2004) 的實證觀察相符。此時, 社會總補習支出並因非技術家庭的補習費增加效果相對明顯而上升。

5.2.2 增加 B 級大學招生名額

根據表3, 當 n_B 由0.3增至0.5時, 各主要指標的表現與 A 級大學招生名額增加時類似, 社會總補習支出 K、技術內 $w_{A/B}$ 和技術間工資不均度 $w_{AB/L}$、吉尼係數 Gini、非技術家庭子女考上 A 級大學的比率 R_L^A、跨代向上流動 $\text{mobility}_{L\to A}$ 等皆上升, 非技術家庭的教育淨稅額 Netax_L 則同樣下降。意謂著增加 A 級或 B 級大學招生名額, 皆利於跨代公平性的提升, 卻不利於同代公平性的表現, 但可減緩跨代逆所得分配現象。

主要差異在於 A 級技術勞力稅後工資和 $\text{mobility}_{L\to B}$ 的變動方向不同。原因在於, n_B 增加, 非技術家庭的補習支出增加, a_L^{*B} 和 a_L^{*A} 皆下滑,

單位簡化考慮僅有三種不同所得階層, 且所得來源僅只工資一項, 因此, 若將 $n_A = 0.1$、$n_B = 0.3$、$n_L = 0.6$、$w_A/w_L = 1.5$、$w_B/w_L = 1.5$ 代入式 (15) 中, 可得吉尼係數僅約0.1, 遠低於實際數值。是故表3之吉尼係數之模擬值亦僅約0.1上下。

期刊資料庫

但此時 a_L^{*B} 降幅大於 a_L^{*A} 的降幅, 代表非技術家庭考上私立大學的機會 $a_L^{*A} - a_L^{*B}$ 大幅上升, 直接影響 $\text{mobility}_{L\to B}$ 的增加。惟 A 級技術勞動的工資, 卻反而因 B 級技術家庭數目增加, 可支付較非技術家庭爲高的補習費, 在 n_A 不變下, 考上 A 級大學的資質門檻提高, 學生平均資質上升而上揚, 即便考慮所得稅率上升的不利影響後, 其稅後工資仍相對微增。

5.2.3 A 級和 B 級大學招生名額此消彼長

現考慮大學招生總額不變, 但 n_A 由 0.1 增至 0.2, 同時 n_B 由 0.3 減至 0.2 的情況。根據表 3, 雖然大學招生總額不變, 但因政府對公立學生的補助金額遠高於私立大學, 因此, 所得稅率仍上升; 其餘變數的變動趨勢, 則與第 5.2.1 節相仿。惟此時, 工資不均度和吉尼係數仍漸增, 原因在於調高公立大學招生比例, 一方面提高考上公立大學的機會, 另方面影響公立大學生的平均素質及工資將因招生名額增加而下降。此二因素將造成各類家庭補習費支出的調整, 也牽動各類家庭考上私立大學的資質門檻變動, 而導致技術與非技術勞力之工資不均度的變動。數值模擬顯示: 技術間工資不均度最後仍微幅上升, 只是調整幅度不若單僅增加 A 級大學招生名額來得明顯。

5.3 調整大學教育補助

本小節將於大學招生名額和學費不變下, 檢視政府調整公、私立大學教育補助, 對社會公平面的影響。由於大學教育經費支出的來源主要爲學費收入和政府補助。因此, 維持學費不變, 而提高教育補助, 即相當於增加大學的教育支出。

5.3.1 提高 A 級大學每一學生教育支出比例

由式 (13a), g^A 上升, 其它條件不變, A 級大學生人力資本的提升, 將帶動 w_A 的上揚, 擴大技術內和技術間工資不均度。由於人口結構不變, 工資不均度的擴大, 即帶動吉尼係數的上升, 意謂著同代公平性的下降; 並因 A 級 (公立) 大學畢業生工資提高, 增強家長期待子女考上 A 級 (公立) 大學的誘因, 願意增加補習費, 造成三類家庭和社會總補習支出均上升。惟因

臺灣大學學術期刊資料庫

非技術家庭的補習支出增幅相對較小, A 級大學中, 來自非技術勞力家庭的比例 R_L^A 微幅減少, 反應著跨代公平性的下降。此外, 就教育淨稅額來看, 由於教育補貼增加, 非技術家庭所繳稅額因所得稅率上升而增加, 但 A 級大學生中來自非技術家庭的比率卻下降, 致使 Netax_L 上升, 代表跨代逆所得分配現象愈趨嚴重。

5.3.2 提高 B 級大學每一學生教育支出比例

當 g^B 上升, 將直接帶動 w_B 的上揚, 縮小與 w_A 的差距, 但卻擴大與 w_L 的距離。因此, 技術內工資不均度漸降, 但技術間工資不均度仍擴大; 在人口結構不變下, 根據表 3, 吉尼係數依然上升。此時三類家庭補習支出均減少, 社會補習支出亦降; 非技術家庭小孩考上 A 級或 B 級大學的資質門檻 a_L^{*B} 和 a_L^{*A} 微升, 向上跨代流動亦降。惟因 B 級大學生中, 來自非技術家庭的比例 R_L^B 高達 6 成, 因此, g^B 上升, 非技術家庭所獲得之教育補助總額反而增加, 致使 Netax_L 漸降, 代表跨代逆所得分配現象漸獲改善。

5.4 調整 A 級 (公立) 公立大學學費

近年來, 由於獲得政府大量教育補貼的公立大學, 其學生來自低所得家庭比例相對低於私立大學,[39] 致使社會上, 對於公立大學學費是否該調整, 討論不斷。[40] 吳聰敏 (2012, p. 201) 認爲: 教育部若減少對公立大專院校每位學生的補貼, 同時提高學費, 以維持公立大學的教育支出不變, 並將省下的補貼款用於提供給學業成績優異的低所得家庭的小孩當作獎學金或者就

[39]根據台灣高等教育資料庫《99 學年度大一學生問卷調查描述性統計分析報告》, 公立大專院校學生中, 以就學貸款作爲支付學雜費 (不含住宿費) 主要來源者約 16.2%, 私立大學院校學生則達 27.4%。由於申請就學貸款至少需符合下列要件之一: 學生本人或法定代理人家庭年收入符合中低收入家庭標準; 或未符合前述要件, 但家中有二人以上子女就讀高級中等以上學校者。因此, 申辦就學貸款的學生比例高低, 雖不能完全反應各大學之學生家庭經濟狀況, 但或許可作爲參考指標之一。

[40]類似情況亦出現在阿根廷。Rozada and Menendez (2002) 觀察阿根廷的大學學生結構發現: 免學費的頂尖公立大學學生中, 約有 90% 學生的家庭所得高於全體家庭平均所得。因此, Rozada and Menende 建議: 站在效率與公平角度, 阿根廷政府應對原先免學費的公立大學收取合理的學費。

期刊資料庫

學貸款, 更能達到提升社會流動性的目標。因此, 本小節嘗試檢視政府提高公立大學學費對社會公平面的衝擊。

表3顯示: 當政府調漲公立大學學費 (m^A), 並等幅度減少對公立大學的教育補助, 以維持每一大學生教育支出占產出比例 (g^A) 不變, 即 m^A 由0.092漸增至0.023時,[41] 一方面, 因政府教育補貼規模縮小, 所得稅率 τ 下降; 另方面, 因 A 級 (公立) 大學學費提高, 教育成本上升, 人們受高等教育誘因下降而減少補習支出, 非技術家庭學生考上 A 級大學的資質門檻提高, 考上的機率 $\text{mobility}_{L\to A}$ 下降; 取而代之的是 A 級和 B 級技術家庭資質相對普通考生, 得以進入 A 級大學就讀, 造成 A 級技術勞動力之平均資質和工資相對下降, 而 B 級技術勞力和非技術勞力平均資質和工資相對略增。惟考慮所得稅率調降因素後, 三類勞動的稅後工資皆呈微升趨勢。同時, 由於勞動結構維持不變, 吉尼係數即因 A 級技術勞力工資的下降和 B 級技術和非技術勞力工資相對的上升而略爲減少。

此外, 檢視前述變數的變動幅度, 可發現: 當 m_A 由0.0092增至0.023, 公立大學學費占所得比例已調高至與私立大學學費比例大致相當時, 所得稅率由0.0068降至0.0055, 降幅達19.1%; $\text{mobility}_{L\to A}$ 則由0.0278降至0.0264, 降幅約僅5.0%; 而非技術家庭之教育淨稅額 Netax_L 則由0.0027漸降至0.0020, 降幅達25.9%。顯示就社會公平角度, 在非技術家庭已繳得起私立大學學費的前提下, 政府調高公立大學學費, 對非技術家庭的跨代向上流動, 影響相對有限, 卻可相當程度改善政府補貼高等教育所衍生之跨代逆所得分配。[42]

[41]爲保證公立大學學費上漲後, 公立大學仍是考生的優先選擇, 我們僅考慮 m_A 由0.0092調整至0.023的情況。

[42]必須特別提醒的是, 本文所指之非技術家庭並非內政部《社會救助法》之低收入戶或中低收入戶, 而是指家長教育程度爲高中畢業學歷, 家庭所得不僅高於每月最低生活費標準, 並有餘力可以支應自家小孩的生活費、教育支出和補習費者。因爲依據內政部《社會救助法》, 低收入戶和中低收入戶之每月所得相當有限, 支應家庭最低生活費後, 恐已無餘力再支付小孩的補習費。此與本文中, 非技術家庭可自由決定補習費的前提, 相去甚遠。故本文之非技術勞力家庭並非指低收入戶或中低收入戶。另根據內政部《低收入戶及中低收入戶學生就讀高級中學以上學校學雜費減免辦法》, 目前低收入戶大學生已免除全部學雜費, 中低收入戶大學生則可減免學雜費的十分之三。

期刊資料庫

5.5 敏感度分析

接下來, 我們將調整 δ、γ、ϕ 之參數值, 各增減 10%, 以檢測前述數值模擬之結論是否依然維持。數值模擬列於附錄 B, 而爲節省篇幅, 我們僅列出 K、$w_{AB/L}$、吉尼係數、$\text{mobility}_{L\to A}$ 和 Netax_L 五指標的對應變化。由附錄 B 可看出, 即便 δ、γ、ϕ 之參數值上下調整 10%, 前述教育政策調整對主要變數的影響, 並未有太大改變, 仍維持類似結論。

6 與相關文獻的比較

本節擬將前節模擬結果與國內外相關文獻, 作一對照整理。除可爲目前台灣高等教育擴張的一些討論, 補充解釋外; 並突顯東、西方教育環境不同, 政策效果亦異的可能。

6.1 台灣社會補習風氣

首先, 就近期高等教育招生人數不斷擴張, 但補習班家數和補習人數未顯著減少的現象來看。林忠正 · 黃璀娟 (2009)、張瀞云 (2011) 已分別提出解釋。林忠正 · 黃璀娟 (2009) 從倫理道德層面出發, 認爲: 如果補習是一種抵觸社會規範的不道德行爲, 當考生選擇參加補習, 內心即需承擔道德壓力。由於補習人數愈多, 補習所帶來的壓力即愈小。因此, 若某一時代的教育環境適合補習, 並蔚爲社會風氣, 那麼即便改變升學方式或提高錄取率, 亦無法消弭甚或減輕補習的風氣。[43] 張瀞云 (2011) 則認爲: 大學名額的擴增, 一方面將鼓勵原本無望錄取的考生, 參加補習; 另方面, 則因技術勞力家庭比例增加, 願讓小孩補習的家長數目增多, 社會補習總人數和補習支出, 即不會減少。惟二文均未述及學校教育支出透過人力資本累積影響工資變動, 對家庭補習支出的可能影響。

我們認爲: 除聯考招生名額的變動外, 政府對學校的教育補助, 帶動學校品質提升, 學生人力資本的增進, 對補習決策亦具有關鍵影響。大量增加大學的招生名額, 提高大學錄取率的誘使下, 社會補習支出反而不降反

[43] 林忠正 · 黃璀娟 (2009) 另從囚犯困境角度, 指出: 當招生名額有限, 在競爭對手都選擇補習的情況下, 考生若沒有補習, 將難以被錄取, 致使所有考生皆不得不參加補習。因此, 即便大學錄取率上升, 社會補習風氣也未必稍歇。

國家圖書館 期刊資料庫

增; 並且 *A* 級大學的學校品質的提升, 亦可能引發家長爲使子女能順利考上 *A* 級大學, 而增加補習支出。因此, 當補習已成爲社會大衆輔助升學的方法之一時, 政府增加大學招生名額或提高 *A* 級大學的教育補貼時, 未必可稍減社會補習風氣。

6.2 台灣公立大學生中, 來自低所得家庭比例偏低

當駱明慶 (2002) 檢視台灣第一高等學府台灣大學法學院學生的背景資料時發現: 42%的學生父親和27%的學生母親爲大學畢業生, 父親或母親爲公務人員的比例高達 42%, 遠高於一般人口的比例。Liu et al. (2006) 分析1996–1999年台灣多所大學學生的家庭背景資料時, 亦獲致類似結論: 公立大學中, 父母爲大專以上教育程度者約占32.1%, 高於私立學校之24.8%; 特別是台灣頂尖5所公立大學 (台灣大學、政治大學、清華大學、交通大學和陽明大學) 的學生, 其父母爲大專以上教育程度者更高達42.6%。此外, Wu (2009) 於2006年5月至2007年5月間, 搜集台灣5所公立大學的學生家庭背景資料, 發現: 學校品質、聲譽愈佳, 學生父母的教育程度愈高。[44]

雖然駱明慶 (2004) 已從人力資本供需角度, 認爲公立大學新生中, 來自低所得家庭者比例偏低, 是因爲家庭 (所得) 背景愈佳, 個人升學機會往往愈高: 一方面是因爲父母教育程度較高, 其小孩資質可能相對較高, 即容易考上好學校; 另方面是因爲家庭所得較高的學生, 可以用較低的利率取得教育基金, 有較充裕的教育基金的供給, 即有較高的教育程度。然而此中關鍵: 較高的教育基金爲何可以創造較高的教育程度? 駱明慶 (2004) 則未進一步說明。

我們認爲: 一旦納入考生爲聯考而補習的考慮, 那麼家庭背景即可能透過補習環境的良莠, 影響考生的聯考分數和進入公立大學的機會。此外, 我們的模擬結果並預測: 即便高等教育擴張, 也未必能提高公立大學生中,

[44] Wu (2009) 的研究中, 5所大學皆未顯示其名, 只描述部分特徵: 1所爲台灣北部頂尖傳統研究型大學 *A*, 1所爲鄰近台灣歷史最久遠科學園區、以工科爲主的頂尖傳統研究型大學 *B*, 1所爲新設立在台灣中部的非研究型國立大學 *C*, 1所爲在台灣北部地區的教育大學 *D*, 1所爲座落在台灣南部鄉間的科技大學 *E*。而雖然5所大學皆爲公立大學, 並無私立大學, 但據其資料: *A* 大學生中, 父親爲專科以上學歷者, 高占 63.5%; *E* 大學生中, 父親爲專科以上學歷者, 僅約 29.1%。其分析依然呈現學校品質、聲譽愈佳的學校 (如: *A* 大學), 學生父母的教育程度愈高的趨勢。

期刊資料庫

來自低所得家庭的比例。原因在於: 公立大學招生名額的增加, 雖可提升低所得家庭子女考上公立大學的機率; 但公立大學教育補助增加, 一方面雖提高各類家庭補習的誘因, 另方面卻因提升學生人力資本, 凸顯非技術勞力之資質與工資所得的相對降低, 不利其補習支出。在補習支出增幅相對有限下, 非技術家庭子女考上公立大學的機率即未必上升。因此, 高等教育的擴張, 未必可提高公立大學生中, 來自低所得非技術家庭的比例。

6.3 與國外文獻的比較

在未考慮招生名額有限下, Glomm and Ravikumar (1992, 2003) 認爲政府增加公立學校支出, 以增強公立學校品質, 長期可縮小窮人和富人的所得差距; Chen (2005) 指出: 增加公立學校的入學率, 是降低所得不均度的重要條件; Ben Mimoun and Raies (2010) 認爲公立教育支出的增加, 除利於產出之外, 亦將透過學校品質的提升, 提升畢業生的所得水準, 增強受教育的誘因, 助於跨代向上流動; Schneider (2010) 指出政府的高等教育補貼, 可降低工資不均度, 並提高跨代向上流動。前述研究皆認爲公立學校品質或就學率的提升, 將有助於縮短貧富差距、降低工資不均度和促進社會跨代向上流動。

但我們的模擬結果, 明顯與上述文獻的結論不一樣。我們認爲: 增加公立大學教育補助, 將使工資不均度和吉尼係數上升, 而非技術家庭考上公立大學的跨代向上流動則下降。造成差異的主因, 在於東、西方教育體制中, 公、私立大學所扮演的角色差異。在台灣, 公立學校爲聯考分數排名在前菁英就學的首選, 與 Glomm and Ravikumar (2003) 等設定公立學校只要申請即可入學的前提, 正好相反。因此, 在他們的模型中, 增加公立學校的教育支出, 將相對增強低所得學生的人力資本, 提升其工資, 並降低貧富差距。但在台灣, 增加公立大學教育支出, 以提升公立大學品質, 實則擴大其畢業生與私校畢業生或高中畢業生的人力資本差距, 造成技術間和技術內工資不均度的擴大與吉尼係數的上升, 無益於貧富差距的縮小; 並因家庭所得和支付補習費用能力的差異, 非技術勞力家庭子女考上公立大學的機率並未明顯上升, 未必可有效提升其成爲高級技術勞力的向上跨代流動。

臺灣大學學術期刊資料庫

此外, 本文雖與 Bergh and Fink (2009) 類似, 同樣討論私立大學的增設, 恐擴大公、私立大學畢業生的工資不均度。但 Bergh and Fink (2009) 認爲: 在學生可自由選擇就讀學校的前提下, 學費昂貴之私立大學的設置, 係提供更嚴格的專業訓練, 可吸引原本就讀公立大學的優秀學生就讀, 遂使得公立大學招生人數、學生素質和教育報酬相對降低, 私校畢業生工資相對上升, 才造成公、私立大學畢業生之工資不均度上升。而我們則於公立大學排名相對優於私立大學的前提下, 認爲私立大學的設置, 並非吸引優秀學生就讀, 而是提供聯考分數相對較差、考不上公立大學的考生接受高等教育的機會。因而台灣私立大學教育名額的增加, 吸收資質較差學生入學, 反而造成私立大學學生平均資質下降, 其工資水準的相對下滑, 公、私立大學工資不均度的上升, 連帶影響低所得家庭子女考上公立大學的比例, 相對下降。

7 結論

雖然政府補貼高等教育發展, 以厚植人力資本累積, 是許多已開發或開發中國家的共同政策之一。但台灣與歐、美等地之高等教育的最大不同處是, 台灣因歷史與制度等因素, 公立大學的教育經費支出和排名, 相對高於私立大學, 學生並以進入公立大學爲志。本文嘗試建構一個符合台灣高等教育體制特性的2期疊代模型, 並藉數值模擬, 分析大學招生名額、教育補助和公立大學學費調整, 對社會公平面的影響。

數值分析顯示: (1) 擴張公、私立大學招生名額, 將擴大工資不均度和吉尼係數, 利於非技術家庭小孩考上公、私立大學的跨代向上流動, 並可減緩因補助高等教育發展, 而衍生之跨代逆所得分配; (2) 提高公、私立大學每一學生教育補助, 將使工資不均度和吉尼係數微幅上升; 此時, 增加公立大學教育補助, 將加深跨代逆所得分配, 但提高私立大學每一學生教育補助, 則可減緩跨代逆所得分配; (3) 倘若提高公立大學學費至與私立大學相當時, 非技術家庭小孩考上公立大學的機會雖微幅下降, 但卻可相當程度改善跨代逆所得分配現象。

我們相信, 這篇文章只是對台灣高等教育的發展, 從理論模型角度, 進行粗淺的討論, 仍有許多不足之處。例如: 爲求分析的簡化, 我們只考慮大

臺灣大學學術期刊資料庫

學教育是培育技術人力的唯一管道, 完全忽略邊做邊學的實作經驗, 對技術人力養成的重要性。其次, 省略部分學生以助學貸款支付大學學費的情況, 而逕自設定各類家庭皆繳得起私立大學學費, 亦使本文有關公立大學學費調整的分析, 恐怕過於樂觀; 再者, 設定各類勞動所得稅率皆相同, 未能以現實生活中所採行的累進稅制進行相關討論, 是本文的一大缺憾。此外, 以教育背景作爲勞動所得階層的唯一決定因素, 忽略職場上個人機運 (luck) 和努力 (effort) 對所得的可能影響, 雖簡化數學分析的難度, 卻使我們的分析不夠貼近實際, 是本文力有未逮之處。最後, 未能考慮高等教育對生產技術提升、產出成長與社會福利的影響, 是本文分析的限制, 也是未來可進一步發展的方向之一。

附錄 A: $\partial p_j^A/\partial k_j$ 和 $\partial p_j^B/\partial k_j$ 之計算

由於第 j 類家庭子女考上 A 級、B 級大學和聯考落榜的機率分別爲: $p_j^A = 1 - a_j^{*A}$、$p_j^B = a_j^{*A} - a_j^{*B}$ 和 $p_j^L = 1 - p_j^A - p_j^B = a_j^{*B}$, $j = A, B, L$。因此, 將式 (10) 代入, 並分別對 k_j 作偏微分, 可得

$$\frac{\partial p_A^A}{\partial k_A} = \frac{(n_A a_{\min} + n_B a_{\max} + n_L a_{\max})\,\phi\,(k_A)^{\phi-1}}{\left[n_A + n_B \frac{(k_A)^\phi}{(k_B)^\phi} + n_L \frac{(k_A)^\phi}{(k_L)^\phi}\right]^2} \left(\frac{n_B}{(k_B)^\phi} + \frac{n_L}{(k_L)^\phi}\right), \tag{A1}$$

$$\frac{\partial p_A^B}{\partial k_A} = \frac{-n_B \phi\,(k_A)^{\phi-1}}{\left[n_A + n_B \frac{(k_A)^\phi}{(k_B)^\phi} + n_L \frac{(k_A)^\phi}{(k_L)^\phi}\right]^2} \left(\frac{n_B}{(k_B)^\phi} + \frac{n_L}{(k_L)^\phi}\right), \tag{A2}$$

$$\frac{\partial p_B^A}{\partial k_B} = \frac{(n_A a_{\min} + n_B a_{\max} + n_L a_{\max})\,\phi\,(k_B)^{\phi-1}}{\left[n_A \frac{(k_B)^\phi}{(k_A)^\phi} + n_B + n_L \frac{(k_B)^\phi}{(k_L)^\phi}\right]^2} \left(\frac{n_A}{(k_A)^\phi} + \frac{n_L}{(k_L)^\phi}\right), \tag{A3}$$

$$\frac{\partial p_B^B}{\partial k_B} = \frac{-n_B \phi\,(k_B)^{\phi-1}}{\left[n_A \frac{(k_B)^\phi}{(k_A)^\phi} + n_B + n_L \frac{(k_B)^\phi}{(k_L)^\phi}\right]^2} \left(\frac{n_A}{(k_A)^\phi} + \frac{n_L}{(k_L)^\phi}\right), \tag{A4}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$\frac{\partial p_L^A}{\partial k_L} = \frac{(n_A a_{\min} + n_B a_{\max} + n_L a_{\max})\,\phi\,(k_L)^{\phi-1}}{\left[n_A \frac{(k_L)^\phi}{(k_A)^\phi} + n_B \frac{(k_L)^\phi}{(k_B)^\phi} + n_L\right]^2} \left(\frac{n_A}{(k_A)^\phi} + \frac{n_B}{(k_B)^\phi}\right), \tag{A5}$$

$$\frac{\partial p_L^B}{\partial k_L} = \frac{-n_B \phi\,(k_L)^{\phi-1}}{\left[n_A \frac{(k_L)^\phi}{(k_A)^\phi} + n_B \frac{(k_L)^\phi}{(k_B)^\phi} + n_L\right]^2} \left(\frac{n_A}{(k_A)^\phi} + \frac{n_B}{(k_B)^\phi}\right)。 \tag{A6}$$

觀察式 (A1) 至式 (A6) 可看出: 其它條件不變, k_j 上升, 將使得第 j 類家庭子女考上 A 級大學的機率增加, 但考上 B 級大學的機率卻反而下降。原因在於其它條件不變, k_j 上升, 考上 A 級大學和 B 級大學的資質門檻要求 a_j^A 和 a_j^B 均下降, 但因 a_j^A 降幅大於 a_j^B 的降幅, 才會出現 $\partial p_j^A/\partial k_j > 0$ 但 $\partial p_j^B/\partial k_j < 0$ 的情況。

附錄 B: 台灣高等教育政策調整之敏感度分析

臺灣大學學術期刊資料庫

(1) $\gamma = 0.675$ 和 $\gamma = 0.825$

	$\gamma = 0.675$					$\gamma = 0.825$				
	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax$_L$	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax
起始狀態	0.0354	1.4122	0.0891	0.0274	0.0027	0.0437	1.4125	0.0891	0.0281	0.002
1. 招生名額調整										
(1) 公立大學招生名額增加										
$n_A = 0.2$	0.0414	1.4389	0.1014	0.1325	0.0011	0.0510	1.4391	1.1015	0.1332	0.001
$n_A = 0.3$	0.0432	1.4639	0.1077	0.2444	−0.0005	0.0532	1.4640	0.1077	0.2451	−0.000
(2) 私立大學招生名額增加										
$n_B = 0.4$	0.0414	0.4322	0.0963	0.0404	0.0015	0.0509	1.4323	0.0963	0.0411	0.001
$n_B = 0.5$	0.0435	1.4507	0.0965	0.0655	0.0001	0.0535	1.4508	0.0965	0.0659	0.000
(3) 公私立大學招生名額消長										
$n_A = 0.2\ n_B = 0.2$	0.0346	1.4207	0.0924	0.1261	0.0021	0.0428	1.4209	0.0925	0.1268	0.002
2. 教育補助調整										
(1) 公立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^A = 0.0744$	0.0361	1.4149	0.0898	0.0274	0.0033	0.0446	1.4151	0.0899	0.0281	0.003
$g^A = 0.0844$	0.0367	1.4175	0.0906	0.0273	0.0038	0.0454	1.4177	0.0906	0.0280	0.003
(2) 私立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^B = 0.0374$	0.0352	1.4197	0.0901	0.0270	0.0022	0.0436	1.4199	0.0902	0.0277	0.002
$g^B = 0.0474$	0.0351	1.1272	0.0912	0.0265	0.0017	0.0434	1.4274	0.0912	0.0272	0.001
3. 公立大學學費調整										
$m^A = 0.015$	0.0345	1.4120	0.0890	0.0268	0.0024	0.0428	1.4123	0.0891	0.0276	0.002
$m^A = 0.023$	0.0332	1.4117	0.0890	0.0258	0.0021	0.0416	1.4121	0.0890	0.0269	0.002

臺灣大學學術期刊資料庫

(2) $\delta = 0.45$ 和 $\delta = 0.55$

	$\delta = 0.45$					$\delta = 0.55$				
	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax$_L$	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax
起始狀態	0.0390	1.4085	0.0883	0.0280	0.0027	0.0401	1.4163	0.0899	0.0276	0.002
1. 招生名額調整										
(1) 公立大學招生名額增加										
$n_A = 0.2$	0.0456	1.4344	0.1005	0.1331	0.0011	0.0468	1.4437	0.1025	0.1326	0.001
$n_A = 0.3$	0.0476	1.4588	0.1067	0.2451	−0.0005	0.0488	1.4692	0.1088	0.2445	−0.000
(2) 私立大學招生名額增加										
$n_B = 0.4$	0.0456	1.4285	0.0955	0.0410	0.0015	0.0467	1.4361	0.0971	0.0406	0.001
$n_B = 0.5$	0.0480	1.4470	0.0958	0.0660	0.0001	0.0491	1.4545	0.0973	0.0655	0.000
(3) 公私立大學招生名額消長										
$n_A = 0.2\, n_B = 0.2$	0.0382	1.4159	0.0915	0.1267	0.0021	0.0393	1.4257	0.0935	0.1263	0.002
2. 教育補助調整										
(1) 公立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^A = 0.0744$	0.0397	1.4108	0.0890	0.0279	0.0032	0.0410	1.4192	0.0907	0.0275	0.003
$g^A = 0.0844$	0.0404	1.4132	0.0896	0.0278	0.0038	0.0418	1.4221	0.0915	0.0275	0.003
(2) 私立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^B = 0.0374$	0.0389	1.4152	0.0893	0.0276	0.0022	0.0400	1.4245	0.0911	0.0271	0.002
$g^B = 0.0474$	0.0387	1.4218	0.0902	0.0271	0.0017	0.0398	1.4328	0.0922	0.0266	0.001
3. 公立大學學費調整										
$m^A = 0.015$	0.0381	1.4083	0.0883	0.0274	0.0024	0.0392	1.4161	0.0899	0.0270	0.002
$m^A = 0.023$	0.0368	1.4080	0.0882	0.0265	0.0020	0.0379	1.4158	0.0898	0.0262	0.002

臺灣大學學術期刊資料庫

(3) $\phi = 0.09$ 和 $\phi = 0.11$

	$\phi = 0.09$					$\phi = 0.11$				
	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax$_L$	K	$W_{AB/L}$	Gini	mobility$_{LA}$	Netax
起始狀態	0.0363	1.4143	0.0896	0.0346	0.0024	0.0427	1.4102	0.0886	0.0210	0.003
1. 招生名額調整										
(1) 公立大學招生名額增加										
$n_A = 0.2$	0.0420	1.4402	0.1018	0.1392	0.0008	0.0504	1.4377	0.1011	0.1266	0.001
$n_A = 0.3$	0.0436	1.4646	0.1079	0.2501	−0.0007	0.0527	1.4633	0.1076	0.2396	−0.000
(2) 私立大學招生名額增加										
$n_B = 0.4$	0.0420	1.4332	0.0966	0.0464	0.0012	0.0502	1.4313	0.0960	0.0352	0.001
$n_B = 0.5$	0.0440	1.4512	0.0967	0.0690	0.0000	0.0530	1.4503	0.0964	0.0625	0.000
(3) 公私立大學招生名額消長										
$n_A = 0.2\ n_B = 0.2$	0.0354	1.4230	0.0930	0.1334	0.0018	0.0420	1.4184	0.0919	0.1197	0.002
2. 教育補助調整										
(1) 公立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^A = 0.0744$	0.0370	1.4170	0.0904	0.0346	0.0028	0.0435	1.4129	0.0893	0.0210	0.003
$g^A = 0.0844$	0.0377	1.4196	0.0911	0.0345	0.0033	0.0443	1.4155	0.0900	0.0209	0.004
(2) 私立大學平均每一學生教育支出比例上升										
$g^B = 0.0374$	0.0362	1.4218	0.0907	0.0342	0.0019	0.0425	1.4177	0.0896	0.0205	0.002
$g^B = 0.0474$	0.0360	1.4293	0.0917	0.0338	0.0014	0.0423	1.4251	0.0906	0.0200	0.002
3. 公立大學學費調整										
$m^A = 0.015$	0.0355	1.4142	0.0896	0.0341	0.0021	0.0416	1.4100	0.0885	0.0204	0.002
$m^A = 0.023$	0.0343	1.4140	0.0895	0.0333	0.0018	0.0402	1.4097	0.0884	0.0195	0.002

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

江芳盛 (2006), “國中生課業補習效果之探討”, 《台北市立教育大學學報: 教育類》, 37, 131–148。(Chiang, Fang-Shen (2006), “On the effects of cram schooling of junior high school students”, *Journal of Taipei Municipal University of Education: Education*, 37, 131–148.)

吳聰敏 (2012), 《經濟學》, 初版, 雙葉書廊。(Wu, Tsong-Min (2012), *Economics*, first edition, Yeh Yeh Book Gallery, Taiwan.)

林忠正 · 黃璀娟 (2009), “補習文化”, 《人文及社會科學集刊》, 21, 587–643。(Lin, Chung-cheng and Huang, Tsui-chuan (2009), “Cram culture”, *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 21, 587–643.)

張瀞云 (2011), “台灣的大學聯考和補習風氣: 擴充大學招生名額與低學費政策對社會流動的影響”, 《人文及社會科學集刊》, 23, 311–339。(Chang Jing-Jun (2011), “Higher education and cramming for examinations: The roles of educational quotas and low-tuition policies on social mobility”, *Journal of Social Sciences and Philosophy*, 23, 311–339.)

張芳全 (2009), “家長教育程度與科學成就之關係: 文化資本、補習時間與學習興趣爲中介的分析”, 《教育研究與發展期刊》, 5, 39–76。(Chang, Fang-Chung (2009), “The relation between parents’ education and science achievement: The intermediary of cultural capital, gram time, and students’ interesting study”, *Journal of Educational Research and Development*, 5, 39–76.)

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, 81–113。(Chuang, Yih-chyi and Lai, Wei-wen (2011), “A cohort analysis of returns to education with heterogeneous ability: The case of Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 39, 81–114.)

銀慶貞 · 陶宏麟 · 洪嘉瑜 (2012), “補習對考大學眞的有用嗎?”, 《經濟論文叢刊》, 40, 73–118。(Yin, Ching-Chen, Tao, Hung-Lin, and Hung, Chia-Yu (2012), “The effects of cram school on the performance in the college entrance examination in Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 40, 73–118.)

臺灣大學學術期刊資料庫

鄭保志 (2004), “教育擴張與工資不均度: 台灣男性全職受雇者之年群分析”, 《經濟論文叢刊》, 32, 233–265。(Cheng, P. C. Roger (2004), “Education Expansion and Wage Inequality: An analysis of Taiwan’s full-time male workers”, *Taiwan Economic Review*, 32, 233–265.)

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, 113–147。(Luoh, Ming-Ching (2004), “Who are NTU students? — Differences across ethnic and gender groups and urban/rural discrepancy”, *Taiwan Economic Review*, 30, 113–147.)

——— (2004), “升學機會與家庭背景”, 《經濟論文叢刊》, 32, 417–445。(Luoh, Ming-Ching (2004), “Educational opportunities and family background in Taiwan”, *Taiwan Economic Review*, 32, 417–445.)

關秉寅・李敦義 (2008), “補習數學有用嗎? 一個「反事實」的分析”, 《台灣社會學刊》, 41, 97–148。(Kuan, Ping-Yin and Lee, Duen-Yi (2008), “Effects of cram schooling on math performance: A counterfactual analysis”, *Taiwanese Journal of Sociology*, 41, 97–148.)

Ben Mimoun, M. and Raies, A. (2010), “Public education expenditures, human capital investment and intergenerational mobility: A two-stage education model”, *Bulletin of Economic Research*, 62, 31–57.

Bergh, A. and Fink, G. (2008), “Higher education policy, enrollment, and income inequality”, *Social Science Quarterly*, 89, 217–235.

——— (2009), “Higher education, elite institutions and inequality”, *European Economic Review*, 53, 376–384.

Bourguignon, F. and Rogers, F. H. (2007), “Distributional effects of educational improvements: Are we using the wrong model?”, *Economics of Education Review*, 26, 735–746.

Bovenberg, A. L. and Jacobs, B. (2005), “Redistribution and education subsidies are Siamese twins”, *Journal of Public Economics*, 89, 2005–2035.

Chen, Hung-Ju (2005), “Educational systems, growth and income distribution: A quantitative study”, *Journal of Development Economics*, 76, 325–353.

Cheng, P. C. R. and Chu, C. Y. C. (1999), “Estimating the intergenerational income mobility matrix using pseudo panel data”, in S.-C. Hu G. Rains and Y.-P. Chu (eds.), *The Political Economy of the Development in Taiwan into the 21st Century*, 227–246, Northampton, MA: Edward Elgar.

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Courant, McPherson M., P. N. and Resch, A. M. (2006), "The public role in higher education", *National Tax Journal*, 59, 291–318.

Fender, J. and Wang, P. (2003), "Educational policy in a credit constrained economy with skill heterogeneity", *International Economic Review*, 44, 939–964.

García-Peñalosa, C. and Wälde, K. (2000), "Efficiency and equity effects of subsidies to higher education", *Oxford Economic Papers*, 52, 702–722.

Glomm, G. and Ravikumar, B. (1992), "Public versus private investment in human capital endogenous growth and income inequality", *Journal of Political Economy*, 100, 818–834.

——— (2003), "Public education and income inequality", *European Journal of Political Economy*, 19, 289–300.

Hendel, I., Shapiro, J., and Willen, P. (2005), "Educational opportunity and income inequality", *Journal of Public Economics*, 89, 841–870.

Kemnitz, A. (1999), "Demographic structure and the political economy of education subsidies", *Public Choice*, 101, 235–249.

Krugman, P. R. (2000), "Technology, trade and factor prices", *Journal of International Economics*, 50, 51–71.

Leamer, E. E. (2000), "What's the use of factor contents?", *Journal of International Economics*, 50, 17–49.

Liu, J.-T., Chou, S.-Y., and Liu, J.-L. (2006), "Asymmetries in progression in higher education in Taiwan: Parental education and income effects", *Economics of Education Review*, 25, 647–658.

Maoz, Y. and Moav, O. (1999), "Intergenerational mobility and the process of development", *Economic Journal*, 109, 677–697.

Mayer, S. E. and Lopoo, L. M. (2008), "Government spending and intergenerational mobility", *Journal of Public Economics*, 92, 139–158.

Rozada, M. G. and Menendez, A. (2002), "Public university in Argentina: Subsidizing the rich?", *Economics of Education Review*, 21, 341–351.

Schneider, A. (2010), "Redistributive taxation vs. education subsidies: Fostering equality and social mobility in an intergenerational model", *Economics of Education Review*, 29, 597–605.

Staffolani, S. and Valentint, E. (2007), "Bequest taxation and efficient allocation of talents", *Economic Modelling*, 24, 648–672.

Sylwester, K. (2002), "Can education expenditures reduce income inequality?", *Economics of Education Review*, 21, 43–52.

Vere, J. P. (2005), "Education, development, and wage inequality: The case

臺灣大學學術期刊資料庫

of Taiwan", *Economic Development and Cultural Change*, 53, 711–735.
Wu, C.-C. (2009), "Higher education expansion and low-income students in Taiwan", *International Journal of Educational Development*, 29, 399–405.

投稿日期: 2010年5月24日, 接受日期: 2013年6月4日

The Equity Effects of Three Higher Education Policies in Taiwan

Jing-Jun Chang
Department of Public Finance and Taxation,
National Taichung University of Science and Technology

This paper attempts to discuss the equity effects of three higher education policies (education quotas, education subsidies and tuition fees adjustments) in Taiwan. We develop a two-period overlapping generational model where the education quota of the public university is limited and the quality of the public university is better than that of the private university. The simulations show that: (1) an increase in the education quota of the public/private university will raise intergenerational upward mobility and lessen the reverse income distribution, but at the same time will widen the wage inequality and increase the Gini coefficient; (2) an increase in the public education subsidies will raise (not decrease) the wage inequality and Gini coefficient; (3) an increase in the tuition fees of the public university will reduce the intergenerational upward mobility slightly, but will improve the reverse income distribution significantly.

Keywords: crammer for examination, higher education subsidies, income inequality, intergenerational mobility, reverse income distribution
JEL classification: A13, H23, I28

臺灣大學學術期刊資料庫