

由大學多元入學者的個人背景與滿意度評估多元入學的成效*

銀慶貞**、陶宏麟***、洪嘉瑜****

摘要

本文使用「台灣高等教育整合資料庫」2003 年入學與其 2006 年大四的大學生資料，評估多元入學制度在公平與效率兩個面向的成效。首先分析個人背景如何影響考試、推薦、與申請三類管道的入學機率（公平面向）。實證顯示父親教育程度與家庭年收入對於入學管道的選擇機會不具影響力，少部分父母親的職業具些微影響力，因此多元入學並不完全等同於多錢入學。然而母親教育程度與私立高中有助於甄選入學，這可能與輔導性知識資源的介入有關。不同管道入學者校系滿意度（效率面向）分析發現，考試分發者的自我學習或校系認同的滿意度最低；申請入學者在兩項滿意度上又高於推甄入學者，推論多元入學的「甄選入學制」確實提升校系與學生媒合的成效。

關鍵詞：大學多元入學、家庭背景、滿意度、POLS、2POLS

JEL 分類代號：I21, I24

* 作者感謝兩位匿名評審的寶貴意見。本文於「台灣經濟學會 2012 年會暨第 13 屆全國實證經濟學研討會」發表，作者亦感謝評論人陳鎮洲教授的寶貴建議。

** 東吳大學經濟系博士後研究員。

*** 東吳大學經濟系教授。

**** 國立東華大學經濟系教授，本文聯繫作者。電話：(03)863-5544，Email：

hungcy@mail.ndhu.edu.tw。

DOI: 10.3966/054696002015120098001

由大學多元入學者的個人背景與滿意度評估多元入學的成效

銀慶貞、陶宏麟、洪嘉瑜

壹、前言

長期以來，大學聯招一直是大學主要的招生方式，也是高中畢業生重要升學管道。大學聯招公平競爭的形式普受社會信賴，更是相對省錢、省時、省力的制度。但四十多年來，也產生諸多負面影響，例如以單一智育作為升學標準而影響高中正常教學，以及過分重視大學校系排行，造成學生難以依性向、能力與興趣適性發展等詬病（徐明珠，2001）。

為協助學生適性發展、以及鼓勵大學校系依據辦學理念發展特色，教育部開始推動多元入學方案。於 1994 年首先試行「推薦甄選」，1998 年試辦「申請入學」，直至 2002 年（91 學年度）¹ 整合二者為「甄選入學制」，加上「考試分發入學制」（原先的大學聯招，當年改為指定科目考試），合計二大類、三種入學管道，全面實施大學多元入學方案。2004 年（93 學年）甄選入學部分又分為「學校推薦」與「個人申請」兩個管道。方案實施期間，教育部逐步將初期較為複雜的多元入學管道，朝向簡單公平的方向改進，直至 2011 年（100 學年度）基本上仍維持二大類、三種入學管道，但內容已趨精簡。附表 1 列出 2002 至 2011 年大學多元入學管道主要的變動情形。

¹ 因文獻回顧年度均以西元紀年，為與之一致，本文入學相關的學年度也以西元紀年行文，如有需要，括號內再標明學年度。

其中，「考試分發入學制」可說是大學聯考加重計分精神的延伸，讓大學校系能更自主的決定考試科目。「甄選入學制」則考量學生適才適性發展，不以智育成績為唯一入學標準。然多元入學方案實施以來，較受輿論及學者質疑的部分即為「甄選入學制」的公平性。「甄選入學制」不論是「推薦甄選」或「申請入學」二管道，招生方式都採二階段進行。第一階段以「學科能力測驗」進行篩選，篩選通過後進行第二階段「指定項目甄試」。甄試主要分成兩大部分：一是備審資料的準備，二是面試或各類筆試。其中備審資料通常包括自傳、讀書計劃、在校成績證明、小論文、競賽成果、全民英檢、資格條件之證明文件、以及其他有助審查之資料等。這些甄選所需具備的成績以及才能的表現，與甄選過程所需的花費（包括各校系報名費、審查資料製作費、應試車馬住宿等費用），對於高社經地位的家庭有較充足的能力與財力長期培植與供應。因此，相較於大學聯招省錢省時的制度，部分研究認為甄選入學制不利於家庭社經地位較為弱勢的學生，恐有多「元」入學，多「錢」入學的疑慮（秦夢群，2004；蔡依靜，2006；姚霞玲，2007）²。本文分析的第一個重點也將由採用各類管道入學的機會是否受到家庭社經背景（包括父母親教育程度、父母親職業別、家庭收入）的影響，由「公平面向」評估多元入學的成效。

另一方面，大眾也關心多元入學方案實施之後，是否能夠達到適才適性的教育理想，亦即大學教育供給與需求者兩方媒合的「效率」是否提升，這部分也是本文分析的另一項重點。就效率議題而言，多數文獻以入學者入學後的成績表現來評量，結論大多認為考試分發以外的入學方式有較佳的大學學業成績（例如：鄭勝耀等，2007；田芳華與傅祖壇，2009；李大偉等，2012）。不過，接受大學教育的收穫不必然能完全反映在學業成

² 李大偉等（2012）於 2011 年底採用問卷分析，發現多數學生及家長認為考試分發較為公平，而學校推薦或個人申請，則對於社經地位較低之家庭子女，較為不利。另一方面，源於各大學校院辦理甄選入學的作業程序並未公開，教育部也未制訂標準化作業流程供校系遵守，也讓部分人士質疑甄選過程的公平性。（秦夢群，2004；蔡依靜，2006；姚霞玲，2007）但這部分討論不在本文研究範圍之內。

績上，學業成就僅是教育的一部分，課業以外的非認知能力 (noncognitive skill) 收穫也是整體大學教育中不可或缺的一部分。這部分涵括待人處世、組織、領導、團隊合作等等，也是 James Heckman 等人近年來所強調的人格特質，如 Heckman and Rubinstein (2001)、Heckman et al. (2006)、Cunha and Heckman (2008)，這些都無法顯示在學業成績上。不僅如此，入大學除了人力資本投資動機外，也有受教育過程的消費動機，這消費的過程提高了消費者的效用 (Kodde and Ritzen, 1984; Alstadsæter, 2011)，這種效用的提升也不必然顯示在學業成績上。因此，僅以大學學業成績來分析各入學管道的媒合成效似顯不足，而要全盤的客觀納入考慮，技術上並不容易，一種變通方式，即由畢業生自己的主觀感受來判定媒合的成效。

台灣近年來亦有學者開始關注多元入學管道者的滿意度，例如：王秀槐 (2008)、王玉玲等 (2010)、王秀槐與黃金俊 (2010)、以及李大偉等 (2012)，但他們的分析僅限於比較滿意度平均分數，或分別以卡方檢定、t 檢定、與多變量變異數分析進行推論，並未進行相關的迴歸分析，也因此未能控制其他因素，萃取多元入學管道個別的影響。

本文將由公平與效率兩個面向，佐以較嚴謹的計量方法，評估多元入學管道的成效。首先關於公平面向，我們採用 Multinomial Logit (簡稱 MNL) 模型，探討大學生對於入學管道的選擇機會，如何受到申請人的家庭社經背景及高中學術背景的影響，而這一部分在文獻已有較多的討論。這裡的「選擇」用詞須加以說明，多元入學在時間上先為「推薦」與「申請」，次為「考試」。嚴格說，這不是一次性的三種入學管道的同時選擇，學生的目的只在能入學心目中的理想校系，如果第一次的「推薦」或「申請」結果不理想，才會被迫「選擇」第二次的「考試」，當然也有學生跳過第一次的機會，直接選擇以「考試」方式入大學。換句話說，這裡所謂的「選擇」可以說是在限制條件下的選擇，包括自主與半自主的含意。第二部分分析不同管道入學者的滿意度差異，以進行效率面向的評估。不同於過去文獻，我們採用迴歸分析，萃取多元入學管道個別的影響。也因為個人選取不同的入學管道，取決於個人特性、家庭背景以及學習歷程，屬於選擇行為而非隨機狀態，因此滿意度迴歸分析時，我們須進一步考慮「自我選擇」(self-selection) 問

題，採用兩階段模型，以修正因選擇偏誤導致估計的誤差。然而滿意度屬於排序性質的變數，一般以 Order Probit 模型進行分析，然為進行二階段分析，本文採用 Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2004) 所提的 Probit-Adapted Ordinary Least Squares (簡稱 POLS) 模型，於迴歸式自變數中加入自我選擇修正項，即為二階段 POLS (簡稱 2POLS) 模型。POLS 的優點是模型如同 OLS，操作簡單，也易於解釋，這在後文會再詳細說明。

大學多元入學是台灣特有的產物，國外沒有制度或研究可供我們參考，台灣當初是懷著實驗的態度實施這項重大的教育改革。從實施以來，考試分發的入學比例下降，其他入學管道比例則上升，後者的比例由開始的 20% 上升至 2011 年的 41% (見附表 2)。如果沒有可靠的研究證據支持，這種入學比例的調整很可能又成為台灣近年來為人質疑的教育政策之一，本研究最後將利用資料分析的結果，以及現存文獻的結論，嘗試評估大學多元入學的成效。

本文共分七節。第一節為前言，第二節為文獻回顧，第三節呈現實證模型，第四節說明資料來源與基本統計量，第五節為實證結果，第六節為多元入學成效評估，第七節為結論與建議。

貳、文獻回顧

關於多元入學管道的實證文獻回顧，我們區分為兩類：第一類分析多元管道入學者的家庭社經背景，第二類以入學者的滿意度探討多元入學管道的成效。過去文獻也有以入學者的學習表現來衡量多元入學管道的成效，然因非本文實證分析的重點，在此先不做回顧。最後於評估大學多元入學成效時，將一併納入這類文獻進行討論。

一、不同管道入學者的個人背景

過去關於家庭社經背景與大學入學的相關探討多以「進入大學機會」、以及「進入哪類大學」的議題為多。實證結果普遍顯示，家庭社經背景（父母教育程度、或父母職業類別、或家庭收入）較佳者進入大學的機會較大（楊瑩，1998；曾天韻，2004；駱明慶，2004），進入好大學（一般指公立大學）的機率也較高（楊瑩，1998；駱明慶，2002；張鈿富等，2005；張鈿富，2006）。如前言所述，台灣近年來就讀大學主要有三個入學管道：學校推薦（以下簡稱推薦）、個人申請（簡稱申請）、考試分發入學（簡稱考試）。針對大學多元入學方案的全面實施，學者也開始探討家庭社經背景對於入學管道選擇的影響，且多半與多元管道入學者的學習成效一併討論。例如：李文益（2004）以 2001 年台東師院全校 60 個班級為例，將入學管道區分為甄試與非甄試二種，結果發現父親教育程度較高者採取甄試入學的機率較高，母親教育程度對於甄試機率則無影響。林大森（2007）以技職學生為分析對象，結果顯示家庭背景對於升學管道的影響很低。田弘華與田芳華（2008）僅針對家庭社經背景分析，採用台灣高等教育整合資料庫的 2003 年大一新生資料，分析不同管道入學者的個人特性。實證結果發現相較於考試入學者，母親教育程度較高，或是父親職業屬於管理階層或白領階級者，採取甄選入學制的機率較高；但父親教育程度、母親職業、家庭年收入對於採取何種管道入學則不具影響力。田芳華與傅祖壇（2009）採用 2003 年十二所大學的大一新生資料，分析多元管道入學者家庭社經背景與學業成就。實證結果發現相較於考試入學者，母親教育程度較高者採取申請入學的機率較高，其他家庭社經變數則無顯著差異。李大偉等（2012）以自編問卷，調查大學二年級和高中（職）學生的資料，由「公平性」、「選擇機會」及「卓越性」等三個層面，評估大學多元入學制度。關於公平性部分，依據 χ^2 檢定結果，顯示父母親平均月收入、父母親教育程度、與父親職業對於大學生入學管道的選擇機會都沒有顯著影響。唯一有影響的變項是母親

職業，母親若是家管，對大學生選擇申請入學管道有顯著正向影響³。

這些文獻都傾向於父親或母親教育程度會提高考試以外入學管道的選擇機會，但其他家庭社經背景 (如家庭收入) 則無顯著的影響。若是如此，則輿論懷疑金錢是甄選入學的門檻似乎並不存在，但文獻結論多少也突顯出母親教育程度在子女教育上的重要性。

二、不同管道入學者的滿意度

關於滿意度，王秀槐 (2008) 依據台灣高等教育整合資料庫 2003 年之大一新生資料分析，發現經由推薦與申請管道入學者確實較考試入學者會先了解、探索科系的性質與特色，也比較確定自己的興趣與能力，因此在選擇科系後，也較能肯定自己的選擇。另外，王秀槐與黃金俊 (2010) 依據高等教育整合資料庫 2003 年之串連資料，分析大一不同管道入學者的科系選擇、大三學業投入、以及大四的學習成果與滿意度。實證結果也同樣發現甄選入學者對科系選擇較為確定，大學期間也較投入課業，畢業時的學習成果較佳、同時對自我學習與學校環境較為滿意。鄭勝耀等 (2007) 也同以高等教育整合資料庫分析 2005 年不同管道入學的大三學生在修業與生涯規劃上的差異。該研究將入學管道區分為四類型：考試、推薦、申請以及資優甄試。在學習表現上，申請入學者的學業總平均最高，資優甄試者最低。對於校系及自我學習評價上，資優甄試與推薦入學者對於學校滿意度較高；而申請入學者則對於科系滿意度較高；但對於自我學習評價則顯示資優甄試者的滿意度最高。王順平 (2007) 分別以 2005 年高等教育整合資料庫與 2006 年自編問卷二種方式分析大一新生。高教資料庫分析的結果發現，考試入學者對於自身學習成就較不滿意；資優甄試、申請及推薦入學者均達滿意程度以上。由自編問卷的分析結果則顯示，在四種入學管道中 (推薦、申請、考試、其他)，除其他管道外，推薦入學者

³ 唯作者在結論時，仍引用部分數據，嘗試說明父親教育程度與家庭收入較高者 (突顯社經地位較高之家庭)，其子女選學以推薦或個人申請入學的機率較高。請參考該文第 138 頁。

的滿意度最高；申請入學者則認為所選科系較符合個人志願。王玉玲等 (2010) 依據 2009 年自編問卷針對國立屏東教育大學的校園滿意度，發現就「各系整體滿意度」而言，推薦入學者顯著高於考試入學者；就「全校整體滿意度」而言，推薦、申請入學者皆高於考試入學者。李大偉等 (2012)「卓越性」層面的評估，也涵蓋學生對校系的滿意度分析。該文彙整高等教育資料庫 98 學年度大一新生之次級資料，結果顯示考試入學的學生於校系各項滿意度上均是敬陪末座，學校推薦或個人申請者的滿意度分數則接近或略有高下⁴。

綜觀上述對於不同管道入學者的滿意度研究中，不論是對單一校系、單一年級、或是大一至大四的串連資料，皆得到一致且確定的結果，即「甄選入學」者的滿意度高於「考試分發入學」者。如此看來，大學多元入學制度中，推薦與申請入學管道確實有促使學生探索自我興趣、性向與了解大學科系性質的作用。也越來越多大學院校（系）希望提高甄選入學比例。基於甄選入學較符合適性選才的理念、甄選學生的學習表現與活動參與更具熱忱、對學校的認同感及在學穩定性佳等考量，希望藉由逐步擴大甄選入學之比率，漸進達成以「一試為原則、多元招生」之方式，讓多數考生能直接以學科能力測驗成績甄選入學，即可進入理想大學校系。(行政院中部聯合服務中心，2011)

上述文獻的分析方法或採交叉分析、或採單因子變異數分析、或採多變量變異數分析，未能控制其他影響滿意度因素，也未控制不同管道入學者的自我選擇問題，因而本文採用全國大專串連資料，以二階段 POLS 模型分析，期望在控制其他因素與考慮自我選擇問題後能更精確推估不同管道入學者的滿意度。

⁴ 該文多元入學管道還包括資優甄試、各校單招、技優入學、保送入學、繁星計畫入學者，這些管道入學者進入大學的各種表現或對大學或科系的滿意度都更高。

參、實證模型

本文實證分析分為兩個部分：第一部分探討不同管道入學者的個人背景差異，以個人背景對採用不同入學管道機率的影響呈現。第二部分探討不同管道入學者在各面向滿意度是否有所差異。首先，就第一部分實證模型做說明。大學多元入學管道主要分為三種：考試、推薦、申請，分別以 $j = 1, 2, 3$ 表示。入學管道屬非序列 (unordered) 類別變數，一般常採用 Multinomial Logit (MNL) 模型進行估計。本文設定「考試」為參考組，選擇「推薦」以及「申請」的機率可表示為：

$$P_{ij} \equiv P(T_i = j) = \frac{\exp(X_i \beta_j)}{\left[1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_i \beta_j) \right]}, \quad j = 2, 3; \quad i = 1, \dots, n \quad (1)$$

令 $\beta_1 = 0$ ，選擇「考試」的機率可表示為：

$$P_{i1} \equiv P(T_i = 1) = \frac{1}{\left[1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_i \beta_j) \right]}, \quad i = 1, \dots, n \quad (2)$$

式中， T_i 為第 i 位學生採取的入學管道， $P(T_i = j)$ 表示第 i 位學生採取 j 類型入學管道的機率。 X_i 為第 i 位學生的自變數所構成的向量， β_j 為發生第 j 類型入學管道狀態下所有自變數係數所構成的向量。其中自變數 X_i 包括個人特徵變數、家庭社經變數、以及高中時期教育變數。由於 MNL 為非線性模型，可採最大概似法估計其係數：

$$\text{Max } \ln L = \sum_{j=1}^3 \ln \left[\frac{1}{1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_i \beta_j)} \right] + \sum_{j=2}^3 \ln \left[\frac{\exp(X_i \beta_j)}{1 + \sum_{j=2}^3 \exp(X_i \beta_j)} \right] \quad (3)$$

不過估計係數無法如同線性模型般可直接解釋各自變數對於因變數的影響。因此，可藉由邊際效果 (marginal effects) 的計算得知各自變數的變動對於採取第 j 類型入學管道機率的邊際影響力。比如，第 i 人自變數 X_k 的變動對於採取第 j 類型入學管道機率的影響可表示為：

$$\frac{\partial P(T_i = j | X_i)}{\partial X_k} = P_j(\beta_{jk} - \bar{\beta}_k) \quad (4)$$

式中， $\bar{\beta}_k = \frac{1}{J} \sum_j \beta_{jk}$ ，其中 $J=3$ ， β_{jk} 為第 j 種入學管道自變數 k 的迴歸係數， $\bar{\beta}_k$ 為自變數 X_k 在各類型入學管道之估計係數的加權平均。實證結果，也將以邊際效果說明個人背景變數的變動對於選取不同入學管道機率的影響。另外，MNL 模型必須滿足不相關替代條件獨立性 (independence of irrelative alternatives, 簡稱 IIA) 假設。換言之，樣本選擇其中兩不同入學管道的機率比不會受到另個入學管道的影響。本文並採 Hausman and McFadden (1984) 所提出的 Hausman 檢定進行 IIA 驗證。

實證分析的第二部分是討論不同管道入學者的滿意度。滿意度屬序列 (ordered) 性質類別變數，依程度不同區分為非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意四個等級，由受訪者自我評估 (self-assessments) 滿意度大小。一般常採用 Ordered Probit (簡稱 OP) 模型估計滿意度相關議題。然而 OP 模型的估計結果，僅能得知各自變數對於滿意度的影響方向及顯著程度，無法由估計係數解釋各自變數對於滿意度的影響大小，需先轉換為邊際效果，且邊際效果也僅針對四類別不同程度滿意度分別解釋，而非如 Ordinary least squares (簡稱 OLS) 模型般可直接由估計係數解釋各自變數對於因變數的影響力。因而，若能將

具有排序性質因變數藉由適當的效用轉換為「擬」(pseudo) 連續性質因變數，即可以 OLS 或其他線性模型估計 (Van Praag and Ferre-i-Carbonell, 2004, 2006, 2007; Origo and Pagani, 2009; Pouliakas and Theoossiou, 2009, 2010)。此種將排序性質因變數轉換為擬似連續性質因變數，再以 OLS 或其他線性模型估計的方法，Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2004) 稱之為 Probit-Adapted Ordinary Least Squares (POLS)⁵。

然而，如何將排序性質因變數轉換為擬連續性質因變數？可藉由標準 z-score 轉換法 (Freeman, 1978; Theodossiou and Vasileiou, 2007)，或是 Van Praag and Ferrer-i-Carbonell (2004) 所採用的條件平均 (conditional mean) 轉換法 (Maddala, 1983)。

首先如同 OP 模型般，先藉由無法觀察到的隱藏變數特性找到相對應的可觀察到的類別因變數。假設 S 為一可觀察到的滿意度類別變數，且具有排序性質，依程度不同區分為非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意四類，並分別給予 1 至 4 的數值表示，數值 1 表示非常不滿意，數值 4 表示非常滿意。且假設此序列類別變數與真實滿意度 (S^* ，為一無法觀察到的隱藏變數) 之間存在相關，則 S 可表示為：

$$S_i^* = aZ_i + b_1TYPE1_i + b_2TYPE2_i + e_i$$

$$S_i = m \text{ if } \mu_{m-1} < S_i^* < \mu_m \text{ for } m=1, 2, \dots, 4 \quad (5)$$

定義 $\mu_0 = -\infty$ ， $\mu_4 = +\infty$ 。(4) 式說明 S^* 落在 (μ_{m-1}, μ_m) 範圍內，被切割成 4 個相鄰區間，比如，當隱藏變數 S^* 落在 $\mu_0 < S_i^* < \mu_1$ 區間時，則可觀察到的類別變數 $S_i = 1$ ；當隱藏變數 S^* 落在 $\mu_1 < S_i^* < \mu_2$ 區間時，則可觀察到類別變數 $S_i = 2$ ；……。自變數中影響樣本滿意度的因素包括 Z (個人特徵變數、大學相關變數)、 $TYPE1$ (推薦入學，以虛擬變數表示) 與 $TYPE2$ (申請入學，以虛擬變數表示)。 e 為隨機誤差項，下標 i 表第 i 位學生， a 、 b_1 、 b_2 為相對應係數。

⁵ POLS 模型詳細的內容，請參閱 Van Praag and Ferre-i-Carbonell (2007)。

定義 p_1, p_2, p_3, p_4 為落在四類組滿意度的機率。假設 S_i^* 的母體為一標準常態分配，給定常態分配性質下，可估得三個截斷點 μ_1 、 μ_2 與 μ_3 ：

$$\begin{aligned}\Phi(\mu_1) &= p_1 \\ \Phi(\mu_2) &= p_1 + p_2 \\ \Phi(\mu_3) &= p_1 + p_2 + p_3\end{aligned}\quad (6)$$

式中， Φ 為標準常態累積分配函數，落在第四類組滿意度的機率 p_4 可由 $1 - \Phi(\mu_3)$ 得到。即使無法觀察到每個樣本的真實滿意度 (S_i^*)，但可藉由 S_i^* 常態分配的特性以及 (6) 式的截斷點，計算出 S_i^* 的條件平均值 \bar{S}_i ，即可得一組觀察到的擬連續性質因變數 [此組平均值的數目與可觀察到類別變數的組別數目相同 (Origo and Pagani, 2009)]。 \bar{S}_i 可表示如下：

$$\begin{aligned}\bar{S}_i &= E(S_i^* | S_i^* \leq \mu_1) = \frac{-\phi(\mu_1)}{\Phi(\mu_1)} = \frac{-\phi(\mu_1)}{p_1}, \text{ if } S = 1 \\ \bar{S}_i &= E(S_i^* | \mu_1 < S_i^* \leq \mu_2) = \frac{\phi(\mu_1) - \phi(\mu_2)}{\Phi(\mu_2) - \Phi(\mu_1)} = \frac{\phi(\mu_1) - \phi(\mu_2)}{p_2}, \text{ if } S = 2 \\ \bar{S}_i &= E(S_i^* | \mu_2 < S_i^* \leq \mu_3) = \frac{\phi(\mu_2) - \phi(\mu_3)}{\Phi(\mu_3) - \Phi(\mu_2)} = \frac{\phi(\mu_2) - \phi(\mu_3)}{p_3}, \text{ if } S = 3 \\ \bar{S}_i &= E(S_i^* | S_i^* > \mu_3) = \frac{\phi(\mu_3)}{1 - \Phi(\mu_3)} = \frac{\phi(\mu_3)}{1 - (p_1 + p_2 + p_3)}, \text{ if } S = 4\end{aligned}\quad (7)$$

式中， \bar{S}_i 為可觀察到的滿意度變數， ϕ 為標準常態機率密度函數。以 \bar{S}_i 為因變數，取代

(5) 式的 S_i^* ：

$$\bar{S}_i = \gamma_1 Z_i + \delta_{11} TYPE1_i + \delta_{12} TYPE2_i + \varepsilon_{1i} \quad (8)$$

並採 OLS 模型估計 (8) 式，即得 POLS 估計值。式中 ε_i 表隨機誤差項， γ_1 、 δ_{11} 、 δ_{12} 為相對應的估計係數，如同 OLS 係數，就是滿意度的邊際效果，較 OP 係數解釋上直接且簡單。本文滿意度衡量指標計有六面向，包括學校二面向、學系二面向、以及學習與整體等六個面向。各個面向的滿意度皆以 (8) 式估計。

POLS 與 OP 兩模型的估計結果近似 (Van Praag and Ferre-i-Carbonell, 2004, 2006, 2007; Origo and Pagani, 2009; Pouliakas and Theodossiou, 2010)，而採用 POLS 模型的優點，在於一方面運用了 OP 模型中隱藏變數的特性找到近似真實滿意度，再方面如同 OLS 模型般可直接由估計係數解釋各自變數對於因變數的影響。再者，POLS 模型於計量方法的應用上更為廣泛，比如內生性、聯立方程式 (simultaneous equations)、或縱橫資料 (panel data) 等，皆可藉由 POLS 模型處理 (Van Praag and Ferre-i-Carbonell, 2006; Origo and Pagani, 2009)，相較於 OP 模型在運用及解釋上較為容易且清楚。

然而，值得關注的是，本文雖區分為兩部分討論，但其中第一部分不同管道入學者的個人選擇結果，可能影響到第二部分不同管道入學者的滿意度大小，換言之，樣本對於不同入學管道的選擇可能產生選擇性偏誤問題，若忽略此選擇性偏誤，對於不同管道入學者的滿意度衡量將可能產生估計值不一致的結果。因而，為確認本文所估計出的各面向滿意度結果為一致估計值，仍需考量可能產生的選擇性偏誤問題。因此，除了 POLS 模型分析，本文也同時採用二階段 POLS 模型估計，藉以修正選擇性偏誤問題，並比較 POLS 與 2POLS 二模型的迴歸結果，從而選取其中符合各面向滿意度的最適模型。

2POLS 模型的步驟如下：第一階段為 (2) 式不同管道入學者的個人背景 MNL 模型。依據 Dubin and McFadden (1984) 的條件預期修正法 (conditional expectation correction) 可由 (2) 式估得選擇修正項：

$$E(\varepsilon_i | T_i = j) = \sum_{k \neq j}^3 \left(\frac{P_{ik} \ln P_{ik}}{1 - P_{ik}} + \ln P_{ij} \right), \quad j = 1, 2, 3 \quad (9)$$

(2) 式所得的三個入學管道機率帶入 (9) 式，此修正項是為捕捉 (2) 式與 (8) 式滿意度迴歸式中可能存在的相關性。第二階段則是 (8) 式等號右邊的自變數中多納入二個選擇修正項：(9) 式的三個修正項中選用其中兩項，MILLS1 (推薦) 與 MILLS2 (申請)，即得：

$$\bar{S}_i = \gamma_2 Z_i + \delta_{21} TYPE1_i + \delta_{22} TYPE2_i + \eta_1 MILLS1_i + \eta_2 MILLS2_i + \varepsilon_{2i} \quad (10)$$

式中， η_1 、 η_2 為選擇修正項的估計係數，若 η_1 、 η_2 的估計值沒有顯著異於 0，表示無樣本選擇問題，以 POLS 模型估計滿意度即可。若顯著異於 0，表示樣本存在自我選擇問題，需採 2POLS 模型估計較為適當。 ε_2 表隨機誤差項， γ_2 、 δ_{21} 、 δ_{22} 為相對應的估計係數。(10) 式對照 (8) 式說明了「自我選擇」其實是「遺漏變數」(omitted variable) 的一種型式。假設國中升高中以申請方式入學者 (影響 MILLS1)，高中升大學也偏好以申請方式入學 (TYPE1)，(10) 式中的 TYPE1 與 MILLS1 就會有關，若以 (8) 式估計 TYPE1 係數，則可能會因遺漏 MILLS1 而有偏誤與不一致的問題。

肆、資料與基本統計量

一、資料來源與變數說明

本文以國立台灣師範大學「教育研究與評鑑中心」負責執行的「台灣高等教育整合資料庫」資料進行量化分析。樣本以 2003 年 (92 學年度) 入學的大一新生為主體，中心

將學生於大一、大三、大四畢業前、與畢業後一年等四個不同年度的問卷資料，串連為一個縱向追蹤樣本，串連後的樣本計有 29,632 筆（包括一般大學、技職體系大專校院）。大致上，學生樣本採抽樣方式，依學校、十八學門及身份別分層，因此整體資料具有隨機性，較能避免自我選擇問題⁶。

本文探討兩個議題：一為不同管道入學者的個人背景，另一為不同管道入學者的滿意度。其中，家庭社經背景與高中時期教育背景等變數資訊，採用大一新生的問卷；入學大學管道資訊，則依據大三的問卷；畢業的學校類型與科系，採用大專畢業後一年的問卷資訊；學生滿意度則採用大專畢業前問卷⁷。

雖然一般大學校院及技職體系大學校院皆為多元入學制，但招生對象及考試類型差

⁶ 四次追蹤資料包括「2003 年 (92 學年度) 大一新生問卷」、「2005 年 (94 學年度) 大三學生問卷」、「2006 年 (95 學年度) 大專畢業前問卷」、以及「2006 年 (95 學年度) 大專畢業後一年問卷」。此份資料為「教育研究與評鑑中心」所釋出資料中唯一可從大一串連至畢業後一年的縱向追蹤資料。2003 年大一新生及 2005 年大三學生的樣本採抽樣方式，依學校、十八學門及身份別分層，抽樣比例為 25%，各學門人數至少 30 人、各校人數至少 100 人。之後 2006 年大專畢業前以及大專畢業後一年問卷，則採普查方式，以網路問卷形式，以電子郵件通知學生上網填答問卷，並多次以電子郵件催收未填答學生，或請各校聯絡人協助通知學生上網填答。有少部分學校要求以紙本方式，該中心亦提供紙本問卷給這些學生填答。二份問卷回收率分別為 75.7% 與 76.8%。

⁷ 「教育研究與評鑑中心」規定所有資料的串聯須由該中心進行，其串聯準則是以獲取最多觀察值為原則。本文也依類似原則，使用變數選自各個年度的問卷。例如：入學管道變數分別在 2003 年大一問卷及 2005 年大三問卷中出現，但於資料串聯後該中心僅保留了大三問卷的入學管道變數。其他變數採用問卷年度也大致說明如下：家庭社經背景與高中時期教育背景以 2003 年 (92 學年) 大一新生問卷中之變數為依據。大學期間相關變數於資料串聯後分別保留 2005 年大三問卷，及 2006 年畢業後一年問卷中相同問項之變數，本文採取 2006 (95 學年) 畢業後一年問卷之變數，因此年度可串聯到的樣本數較多。

異頗大⁸。我們主要關注「一般大學校院」實施多元入學的成效，因而刪除技職體系大專生，以及資料遺漏者，剩餘樣本有 8,616 筆。原始資料將高中學校類型區分為七類，包括一般高中、完全中學、綜合高中、高職、五專、進修學校、以及實用技能班。經由資料初步分析，於當年所有參加「一般大學校院」入學考試（包括「學科能力測驗」或「指定科目考試」）的學生中，一般高中生佔 79.4%，完全中學與綜合高中各佔 9.4%，而高職生及後三種學校類型（五專、進修學校、實用技能班）加總的學生則分別佔 1.2% 及 0.7%，表示技職體系的高中生仍以技職體系大學校院為主要升學途徑，因而本文刪除高職、五專、進修學校及實用技能班樣本，剩餘樣本為 8,235 筆。

問卷將入學管道區分為四類：考試分發、推薦甄試、申請入學以及資優甄試。然因資優甄試與推薦甄試性質不同，因此本文排除資優甄試入學樣本，針對三種大學入學管道（考試、推薦與申請）分析，合計樣本為 7,983 筆。第一議題分析三種不同管道入學者的個人背景，個人背景變數包括個人特徵（性別）、家庭社經背景（父母親教育程度、父母親職業、家庭年收入）、以及高中時期教育背景（入學高中所選管道、就讀高中類型、所屬公/私立高中、以及高中畢業班上排名）。藉由分析結果觀察家庭社經背景的差異是否影響採用各類管道入學的機會，並以此推論多元入學管道是否較不利於社經背景較弱勢的學生。

第二議題討論三種不同管道入學者各面向的滿意度（校、系、學習、以及整體）有否差異。各面向滿意度的衡量，於「2006 年（95 學年）大專畢業前問卷」中，有六個問項可以作為衡量指標：我們將之分為「學校」滿意度二面向、「學系」滿意度二面向、「學習」滿意度、以及「整體」滿意度共六個面向。其中「學校」滿意度二個問項問受訪者：「如果可以重來，您是否仍會選擇重新就讀貴校？」、以及「如果您重新選擇，您是否推薦他人就讀同一學校？」。「學系」滿意度二個問項問及：「如果可以重來，您是否仍會選擇目前相同的主修領域？」、以及「如果您重新選擇，您是否推薦他人就讀同一科系？」。「學習」滿意度則問及：「對自己在校學習成果是否滿意？」。最後，對於

⁸ 例如：技職體系大學校院（四技二專）第一階段入學考試採統一學力測驗。

「整體」滿意度問項則是：「您對學校的整體評鑑為何？」。以上六個問項在下文說明時分別簡化以：「選校」、「推校」、「選系」、「推系」、「學習」、以及「整體」滿意度表示。各問項皆有四個不同程度選項：「非常不滿意」、「不滿意」、「滿意」、「非常滿意」(或是「絕對不會」、「也許不會」、「也許會」、「絕對會」)，由學生主觀認定填答。若學生填答為「非常滿意」(或是「絕對會」)，表示學生對該項滿意度非常高，反之則非常不滿意。

第二議題影響大學期間滿意度的變數，除了主要觀察變數 (入學大學管道) 之外，也包括了個人特徵變數 (性別) 以及大學期間相關變數 (就讀大學為公立或是私立、大學主修學門)。表 1、表 2 分別列出兩部分議題相關變數的詳細說明。

表 1 不同入學管道的學生背景變數說明

	變數	說明	
因變數	入學大學管道 ¹	分為考試、推薦、申請 3 類。	
自變數	個人特徵	性別	以虛擬變數表示。0 為女性，1 為男性。
	家庭社經背景 ²	父親教育程度	以虛擬變數表示。分為國中以下、高中/職、專科、大學以上 4 類，設定 3 個虛擬變數，以「國中以下」為參照組。
		母親教育程度	同父親分類。
		父親職業	以虛擬變數表示。分為事務工作人員、經理主管 (包括民意代表、行政主管、企業主管及經理人員)、高層專業人員、中小學教師、一般專業人員、技術及助理專業人員、服務及買賣人員、及其他 (包括農林漁牧工作人員、技術工...、機械設備操作工...、非技術工...、職業軍人、家管、失業/待業、其他)8 類，設定 7 個虛擬變數，以「事務工作人員」為參照組。
	母親職業	同父親分類。	

表 1 不同入學管道的學生背景變數說明 (續)

	變數	說明
	家庭年收入	以虛擬變數表示。分爲 50 萬元以下、50-114 萬元、115-150 萬元、151 萬元以上 4 類，設定 3 個虛擬變數，以「50 萬元以下」爲參照組。
高中時期教育背景 ³	入學高中管道	以虛擬變數表示。分爲聯合登記分發、推甄 (推薦甄試/甄選入學)、申請、其他 (資優保送、直升、其他) 4 類，設定 3 個虛擬變數，以「聯合登記分發」爲參照組。
	高中學校類型	以虛擬變數表示。分爲一般高中、完全中學 ⁴ 、綜合高中 ⁵ 3 類，設定 2 個虛擬變數，以「一般高中」爲參照組。
	高中公/私立	以虛擬變數表示。0 爲私立高中，1 爲公立高中。
	高中畢業班上排名	以虛擬變數表示。分爲 1-5 名、6-10 名、11-30 名、30 名以後、以及不知道排名 5 類，設定 4 個虛擬變數，以「1-5 名」爲參照組。

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92 學年度大一新生問卷調查」、「94 學年度大三學生問卷調查」、「95 學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95 學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：1.入學大學管道：依據大三學生問卷。

2.家庭社經背景：依據大一新生問卷。

3.高中時期教育背景：依據大一新生問卷。

4.完全中學：係指同時有國中部和高中部的高級中學。其高中部部分名額並提供國中部學生直升。

5.綜合高中：係指兼具高中與高職雙重特質。學生在進入綜合高中一年後，再依據自己的學習成就、能力、興趣選擇高中升學目標 (一般大學院校)、高職升學目標 (科技大學、四技二專)、或就業目標，透過課程選修，實現自己的理想。

表 2 不同入學管道的學生滿意度變數說明

	變數	說明
因變數 滿意度 ¹	選校滿意度	如果可以重來，您是否仍會選擇重新就讀貴校？ 分爲絕對不會、也許不會、也許會、絕對會 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「絕對不會」，最大值 4 爲「絕對會」。
	推校滿意度	如果您重新選擇，您是否推薦他人就讀同一學校？ 分爲絕對不會、也許不會、也許會、絕對會 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「絕對不會」，最大值 4 爲「絕對會」。
	選系滿意度	如果可以重來，您是否仍會選擇目前相同的主修領域？ 分爲絕對不會、也許不會、也許會、絕對會 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「絕對不會」，最大值 4 爲「絕對會」。
	推系滿意度	如果您重新選擇，您是否推薦他人就讀同一科系？ 分爲絕對不會、也許不會、也許會、絕對會 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「絕對不會」，最大值 4 爲「絕對會」。
	學習滿意度	對自己在校學習成果是否滿意？ 分爲非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「非常不滿意」，最大值 4 爲「非常滿意」。
	整體滿意度	對學校的整體評鑑 分爲非常不滿意、不滿意、滿意、非常滿意 4 類。給定 1-4 的數值，最小值 1 爲「非常不滿意」，最大值 4 爲「非常滿意」。
自變數	個人特徵	性別 以虛擬變數表示。0 爲女性，1 爲男性。
	大學相關 ²	大學公/私立 以虛擬變數表示。0 爲私立大學，1 爲公立大學。
		大學主修學門 以虛擬變數表示。原有 18 學門，爲精簡起見，分爲 9 類，包括教育、人文/藝術、社會科學/商業/法律、科學領域、醫藥衛生、工程/製造/營造、農業、服務 (家政、運輸通訊、觀光服務)、以及其他，設定 8 個虛擬變數，以「教育」爲參照組。
主要觀察	入學大學管道 以虛擬變數表示。分爲考試、推薦、申請 3 類，設定 2 個虛擬變數，以「考試」爲參照組。	

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92 學年度大一新生問卷調查」、「94 學年度大三學生問卷調查」、「95 學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95 學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：1.滿意度：依據大專畢業前問卷。

2.大學相關：依據大專畢業後一年問卷。

二、變數基本統計量

表 3 列出各類別樣本在不同入學管道的分佈情形。三種入學管道中，以考試入學者的比率最高，佔總樣本的 82.05%；其次為申請入學者，約佔總樣本 11.86%；推薦入學者的比率最低為 6.09%。各類別的樣本分佈顯示男性經由考試入學的比率 83.11%，相對高於女性的 81.39%；而女性經由推薦入學的比率 6.75%，則相對高於男性的 5.02%；男女經由申請入學的比率相近。家庭社經變數中，父母親教育程度相對較低者，考試入學的比率相對較高；而父母親教育程度較高者，申請入學的比率相對較高；推薦入學的比率與父親教育程度沒有明顯一致的關係，但母親教育程度為大學以上者，選取推薦入學的比率稍低。父親或母親之職業屬於事務工作人員者，選取考試入學的比率相對較高；而父親為高層專業人員，或是母親為經理主管，選取推薦入學的比率較高；父親為中小學教師、或是母親為高層專業人員，選取申請入學的比率明顯高出許多。家庭年收入的分佈顯示，家庭年收入較低者，考試入學比率相對較高；家庭年收入較高者，申請入學比率相對較高。推薦入學的比率與家庭年收入高低無明顯相關。

高中時期教育背景的分佈則顯示，高中入學採何種管道入學，大學入學也採相同管道的比率相對最高。例如：高中入學時採聯合登記分發者，大學入學時也採考試分發的比率相對最高；同樣地，高中入學時採推甄或是申請管道者，大學入學也同採推薦及申請的比率也比其他各組相對為高。高中學校類型中，就讀一般高中的學生採取考試入學的比率相對較高；而就讀完全中學與綜合高中二類型學校的學生，採取推薦或申請入學的比率相對較高。公立高中的學生考試入學的比率明顯較高；而私立高中的學生則以推薦及申請入學的比率較高。高中畢業時排名屬後段者，以考試入學的比率相對較高；畢業時班上排名屬前段者，以推薦入學的比率較多；採取申請入學的比率以班上排名前 5 名者較高，其他名次差異不大。

表 3 各類別樣本在不同入學管道的分佈比率

	各變數 縱向比率	考試		推薦		申請		全體	
		樣本數	比率	樣本數	比率	樣本數	比率	樣本數	比率
個人 性別									
特徵 女	61.59%	4,002	(81.39%)	332	(6.75%)	583	(11.86%)	4,917	(100%)
男	38.41%	2,548	(83.11%)	154	(5.02%)	364	(11.87%)	3,066	(100%)
家庭 父親教育程度									
國中以下	25.84%	1,737	(84.20%)	134	(6.50%)	192	(9.31%)	2,063	(100%)
社 高中/職	32.16%	2,147	(83.64%)	139	(5.41%)	281	(10.95%)	2,567	(100%)
經 專科	19.04%	1,228	(80.79%)	112	(7.37%)	180	(11.84%)	1,520	(100%)
背 大學以上	22.96%	1,438	(78.45%)	101	(5.51%)	294	(16.04%)	1,833	(100%)
景 母親教育程度									
國中以下	34.44%	2,337	(85.01%)	171	(6.22%)	241	(8.77%)	2,749	(100%)
高中/職	36.40%	2,397	(82.48%)	177	(6.09%)	332	(11.42%)	2,906	(100%)
專科	15.13%	953	(78.89%)	77	(6.37%)	178	(14.74%)	1,208	(100%)
大學以上	14.03%	863	(77.05%)	61	(5.45%)	196	(17.50%)	1,120	(100%)
父親職業									
事務工作人員	3.09%	208	(84.21%)	9	(3.64%)	30	(12.15%)	247	(100%)
經理主管	11.14%	729	(82.00%)	53	(5.96%)	107	(12.04%)	889	(100%)
高層專業人員	3.22%	196	(76.26%)	20	(7.78%)	41	(15.95%)	257	(100%)
中小學教師	3.23%	183	(70.93%)	17	(6.59%)	58	(22.48%)	258	(100%)
一般專業人員	7.99%	511	(80.09%)	39	(6.11%)	88	(13.79%)	638	(100%)
技術及助理專業人員	7.38%	480	(81.49%)	37	(6.28%)	72	(12.22%)	589	(100%)
服務及買賣人員	22.82%	1,490	(81.78%)	118	(6.48%)	214	(11.75%)	1,822	(100%)
其他	41.12%	2,753	(83.86%)	193	(5.88%)	337	(10.27%)	3,283	(100%)
母親職業									
事務工作人員	10.69%	709	(83.12%)	46	(5.39%)	98	(11.49%)	853	(100%)
經理主管	3.47%	226	(81.59%)	20	(7.22%)	31	(11.19%)	277	(100%)
高層專業人員	0.99%	54	(68.35%)	4	(5.06%)	21	(26.58%)	79	(100%)
中小學教師	6.04%	361	(74.90%)	28	(5.81%)	93	(19.29%)	482	(100%)
一般專業人員	3.39%	219	(80.81%)	15	(5.54%)	37	(13.65%)	271	(100%)
技術及助理專業人員	4.15%	268	(80.79%)	20	(6.04%)	43	(12.99%)	331	(100%)
服務及買賣人員	16.66%	1,090	(81.95%)	88	(6.62%)	152	(11.43%)	1,330	(100%)

表 3 各類別樣本在不同入學管道的分佈比率 (續)

	考試		推薦		申請		全體		
	各變數 縱向比率	樣本數	比率	樣本數	比率	樣本數	比率	樣本數	比率
其他	54.62%	3,623	(83.10%)	265	(6.08%)	472	(10.83%)	4360	(100%)
家庭年收入									
50 萬元以下	22.12%	1,475	(83.52%)	98	(5.55%)	193	(10.93%)	1,766	(100%)
50-114 萬元	46.49%	3,053	(82.27%)	236	(6.36%)	422	(11.37%)	3,711	(100%)
115-150 萬元	19.12%	1,252	(82.04%)	87	(5.70%)	187	(12.25%)	1,526	(100%)
151 萬元以上	12.28%	770	(78.57%)	65	(6.63%)	145	(14.80%)	980	(100%)
高中時期教育背景									
入學高中管道									
聯合登記分發	55.83%	3,896	(87.41%)	199	(4.46%)	362	(8.12%)	4,457	(100%)
推甄	24.11%	1,496	(77.71%)	195	(10.13%)	234	(12.16%)	1,925	(100%)
申請	6.23%	278	(55.94%)	25	(5.03%)	194	(39.03%)	497	(100%)
其他	13.83%	880	(79.71%)	67	(6.07%)	157	(14.22%)	1,104	(100%)
高中學校類型									
一般高中	80.76%	5,402	(83.79%)	340	(5.27%)	705	(10.94%)	6,447	(100%)
完全中學	9.60%	598	(78.07%)	55	(7.18%)	113	(14.75%)	766	(100%)
綜合高中	9.65%	550	(71.43%)	91	(11.82%)	129	(16.75%)	770	(100%)
高中公/私立									
私立	26.07%	1,592	(76.50%)	169	(8.12%)	320	(15.38%)	2,081	(100%)
公立	73.93%	4,958	(84.01%)	317	(5.37%)	627	(10.62%)	5,902	(100%)
高中畢業班上排名									
1-5 名	16.11%	1,012	(78.69%)	99	(7.70%)	175	(13.61%)	1,286	(100%)
6-10 名	17.71%	1,147	(81.12%)	104	(7.36%)	163	(11.53%)	1,414	(100%)
11-30 名	40.94%	2,698	(82.56%)	197	(6.03%)	373	(11.41%)	3,268	(100%)
30 名以後	11.50%	784	(85.40%)	31	(3.38%)	103	(11.22%)	918	(100%)
不知道	13.74%	909	(82.86%)	55	(5.01%)	133	(12.12%)	1,097	(100%)
全體樣本數		6,550	(82.05%)	486	(6.09%)	947	(11.86%)	7,983	(100%)

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92 學年度大一新生問卷調查」、「94 學年度大三學生問卷調查」、「95 學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95 學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：()括號內數據為各變數水平百分比。

由表 3 不同入學管道的樣本分佈，可初步推測不同管道入學者的個人背景確有差異。大致可歸納出男性、家庭社經背景較弱勢者（父母親教育程度較低、父母從事事務工作者、以及家庭年收入相對較差者）、就讀一般高中、所屬高中為公立，以及高中畢業時班上排名屬後段者，以考試入學的比率相對較高。推薦入學者則以女性、就讀綜合高中、所屬高中為私立、以及畢業時班上排名較前者所佔比率較多，而家庭社經背景中，除了父親為高層專業人員或是母親為經理主管，有較高的比率採用推薦入學外，其他社經背景對於推薦入學的比率差異不大。申請入學者則以家庭社經背景相對較佳者（父母教育程度以及家庭年收入較高者，父母職業為中小學教師或是高層專業人員），就讀完全中學或是綜合高中、所屬高中為私立、以及高中畢業時班上排名較前者（1-5 名）所佔比率較多。

表 4 整理不同管道入學者的各面向平均滿意度。初步發現考試入學者，不論是對於選校、推校、選系、推系、學習以及整體平均滿意度皆是三種入學管道中最低的。而申請入學者，在六面向的平均滿意度中，除了選系滿意度 2.92 與推薦入學者平均滿意度 2.93 差不多外，其他五面向滿意度皆是三種入學管道中最高的。

其他各變數的平均滿意度顯示，女性的學習及整體平均滿意度 2.59 及 2.84 分別高於男性的 2.54 及 2.81，而男性則在選校、選系上高於女性。對於推校、推系滿意度上，男女無明顯差異。在大學相關變數中，就讀公立大學的學生對於選校及推校的平均滿意度高於私立大學的學生，但在整體滿意度上卻低於就讀私立大學的學生，其他面向滿意度無論是就讀公立或是私立大學的學生則無太大差異。大學主修九學門中，對於選校及推校上，皆以農業學門的平均滿意度最高，主修教育學門者最低。在選系及推系上，則分別以人文/藝術學門及工程/製造/營造學門的平均滿意度最高，同樣地教育學門在此二面向滿意度仍居各學門最低。關於學習滿意度，除了其他學門的平均滿意度較高（2.71）外，其餘八學門都顯得無太大差異，平均滿意度介於 2.53 至 2.62 間。而學校整體平均滿意度則顯示，教育、服務、及其他三學門低於 2.77，其餘六學門的平均滿意度則介於 2.81 至 2.87 間，無太大差異。

表 4 不同管道入學者的各面向平均滿意度¹

變數	樣本數	各變數 縱向%	校		系		學習	整體	
			選校	推校	選系	推系 ²			
個人 特徵	性別								
	女	4,917	(61.59%)	2.61	2.66	2.75	2.62	2.59	2.84
男	3,066	(38.41%)	2.65	2.65	2.79	2.64	2.54	2.81	
大學 相關	大學公/私立								
	私立	4,808	(60.23%)	2.54	2.60	2.77	2.63	2.58	2.85
	公立	3,175	(39.77%)	2.75	2.74	2.77	2.62	2.57	2.80
	大學主修學門								
	教育	486	(6.09%)	2.31	2.21	2.49	2.29	2.55	2.68
	人文/藝術	1,244	(15.58%)	2.65	2.65	2.89	2.64	2.62	2.83
	社會科學/商業/法律	2,958	(37.05%)	2.64	2.71	2.75	2.65	2.57	2.86
	科學領域	1,319	(16.52%)	2.64	2.65	2.81	2.62	2.54	2.84
	醫藥衛生	329	(4.12%)	2.56	2.64	2.58	2.40	2.53	2.81
	工程/製造/營造	886	(11.10%)	2.70	2.77	2.88	2.78	2.57	2.86
	農業	189	(2.37%)	2.90	2.87	2.61	2.57	2.55	2.87
	服務	427	(5.35%)	2.48	2.51	2.77	2.68	2.59	2.75
其他	145	(1.82%)	2.66	2.68	2.69	2.56	2.71	2.77	
主要 觀察	入學大學管道								
	考試	6,550	(82.05%)	2.59	2.63	2.73	2.60	2.55	2.82
	推薦	486	(6.09%)	2.73	2.69	2.93	2.71	2.66	2.86
申請	947	(11.86%)	2.81	2.84	2.92	2.75	2.71	2.91	
全體樣本數/平均	7,983		2.62	2.66	2.77	2.63	2.57	2.83	
全體標準差			0.869	0.860	0.861	0.824	0.659	0.611	

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92 學年度大一新生問卷調查」、「94 學年度大三學生問卷調查」、「95 學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95 學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：1.滿意程度分 4 類別，分別給定數值 1 至 4 表示，數值 1 表非常不滿意，數值 4 表非常滿意。

2.選校、推校、選系、推系：分別表示選擇學校滿意度（意願）、推薦學校滿意度（意願）、選擇學系滿意度（意願）、以及推薦學系滿意度（意願）。

由表 4 的平均滿意度比較，可初步推知三種入學管道中，申請入學者的滿意度最高，在六面向滿意度中即有五面向居首，推薦入學者居次，考試入學者最低。不過表 3 及表 4 所呈現的不同管道入學者的「個人背景」以及「滿意度」皆未控制其他變數。以下實證結果為控制其他變數後，所做的進一步確認。

伍、實證結果

一、不同管道入學者個人背景

首先，第一個議題採用 MNL 模型估計個人背景對採用不同入學管道機率的影響，迴歸結果列在表 5。首先說明 IIA 檢定結果，Hausman test 檢定結果顯示，若分別遺漏推薦、申請入學管道的卡方值為 0.542、0.465，p 值皆為 1，亦即無法拒絕 IIA 假設。另外，三類入學機率列在表 5 最下方，考試入學的機率居三入學管道之冠，約占 84.3%，其次為申請入學者，約為 10.4%，推薦入學者機率最低。

表 5 左右兩邊分別列出自變數的迴歸係數與邊際效果，表 6 則將表 5 主要模型的結果，以文字列表方式彙整採取不同管道入學機率相對較高的群組。我們以表 5 右半部說明各個自變數對各類入學管道機率的邊際效果。首先，男女在採取考試入學或申請入學的機率，並無顯著的差異；但女性採用推薦入學的機率較高，高男性約 1.3%。

高中時期教育背景顯示，高中入學時採取聯合登記分發管道者，進入大學也採用考試入學的機率高於高中以其他管道入學者；但他們採用申請進入大學的機率最低。高中入學採取推甄管道者，進入大學也同樣採取推薦入學的機率最高。高中入學時採取申請管道者，進入大學採用申請的機率也最高，高出採用考試入學的參考組達 33.1%；他們進入大學採用考試的機率則最低，低於參考組 32.9%。迴歸結果也顯示，一般高中畢業

表 5 個人背景對採用不同入學管道機率的影響：MNL 模型

因變數：入學大學管道 (考試為基底)		迴歸係數			邊際效果	
		推薦 vs. 考試	申請 vs. 考試	考試	推薦	申請
個人 特徵	性別					
	女 (參)					
	男	-0.272***	0.008	0.011	-0.013***	0.002
家庭 社 經 背 景	父親教育程度					
	國中以下 (參)					
	高中/職	-0.187	0.026	0.006	-0.009	0.003
	專科	0.123	-0.071	3.6*10 ⁻⁴	0.007	-0.007
	大學以上	-0.209	0.126	-0.003	-0.011	0.013
	母親教育程度					
	國中以下 (參)					
	高中/職	0.016	0.316***	-0.029**	-0.001	0.030***
	專科	0.048	0.617***	-0.066***	-0.002	0.068***
	大學以上	-0.110	0.653***	-0.065***	-0.009	0.074***
	父親職業					
	事務工作人員 (參)					
	經理主管	0.442	-0.139	-0.012	0.027	-0.015
	高層專業人員	0.897**	-0.204	-0.044	0.068	-0.024
	中小學教師	0.767*	0.454*	-0.090**	0.048	0.042
	一般專業人員	0.516	0.095	-0.036	0.031	0.005
	技術及助理專業人員	0.521	0.027	-0.031	0.032	-0.001
	服務及買賣人員	0.503	0.012	-0.027	0.029	-0.002
	其他	0.438	-0.058	-0.015	0.023	-0.008
	母親職業					
	事務工作人員 (參)					
	經理主管	0.298	-0.121	-0.005	0.018	-0.013
	高層專業人員	0.213	0.986***	-0.132**	0.002	0.130**
中小學教師	0.132	0.327*	-0.038	0.005	0.033	
一般專業人員	-0.023	0.130	-0.011	-0.002	0.013	
技術及助理專業人員	0.087	0.312	-0.034	0.002	0.032	
服務及買賣人員	0.175	0.207	-0.027	0.008	0.019	
其他	0.101	0.205	-0.022	0.004	0.018	

表 5 個人背景對採用不同入學管道機率的影響：MNL 模型 (續)

因變數：入學大學管道 (考試為基底)		迴歸係數			邊際效果	
		推薦 vs. 考試	申請 vs. 考試	考試	推薦	申請
自變數						
家庭年收入						
	50 萬元以下 (參)					
	50-114 萬元	0.160	-0.037	-0.004	0.008	-0.004
	115-150 萬元	0.044	-0.119	0.008	0.003	-0.011
	151 萬元以上	0.202	0.045	-0.014	0.011	0.003
高入學高中管道						
中 聯合登記分發 (參)						
時 推甄		1.039***	0.541***	-0.109***	0.062***	0.047***
期 申請		0.450**	2.001***	-0.329***	-0.002	0.331***
教 其他		0.106	0.475***	-0.052***	0.002	0.050***
育 高中學校類型						
背 一般高中 (參)						
景 完全中學		0.294*	0.311***	-0.044***	0.014	0.030**
	綜合高中	0.821***	0.578***	-0.105***	0.049***	0.056***
	高中公/私立					
	私立 (參)					
	公立	-0.557***	-0.247***	0.050***	-0.030***	-0.020**
	高中畢業班上排名					
	1-5 名 (參)					
	6-10 名	-0.049	-0.166			
	11-30 名	-0.270**	-0.155	0.016	-0.002	-0.015
	30 名以後	-0.747***	-0.135	0.025**	-0.012**	-0.013
	不知道	-0.491***	-0.131	0.038***	-0.029***	-0.009
	常數項	-2.984***	-2.652***	0.030**	-0.021***	-0.010
全體樣本數/機率		7,983		0.843	0.053	0.104

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92 學年度大一新生問卷調查」、「94 學年度大三學生問卷調查」、「95 學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95 學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：***表 1% 顯著水準，**表 5% 顯著水準，*表 10% 顯著水準。

生考試入學的機率高於完全中學或是綜合高中的學生；但他們採用申請進入大學的機率最低。相對的，完全中學或是綜合高中的學生採取申請入學的機率較高。尤其綜合高中學生採取推薦入學的機率最高，一般高中與完全中學的學生推薦入學的機率則無差異。私立高中畢業生考試入學的機率低於公立畢業生 5%，但採取推薦入學的機率高了 3%，採取申請入學的機率高了 2%。高中畢業時班上成績排名前段者（前 10 名），採取推薦入學的機率高於中後段者（排名 11 名以後）；排名中後段者則採取考試入學的機率較高；特別的是，排名對申請入學機率並不具影響力。

關於家庭社經背景，與表 3 相比較，家庭社經背景的顯著程度在控制其他變數之後大部分已不顯著。表 3 中家庭社經背景較弱勢者（父母親教育程度較低、父母從事事務工作者、以及家庭年收入相對較差者）以考試入學的比率相對較高；家庭社經背景相對較佳者（父母教育程度以及家庭年收入較高者，父母職業為中小學教師或是高層專業人員）申請入學者所佔比率較高；父親為高層專業人員或是母親為經理主管，有較高的比率採用推薦入學。但在表 5 控制其他變數之後的迴歸結果卻顯示，父親教育程度與家庭年收入對於三類入學機率沒有影響；父母教育程度、父母職業別、或是家庭年收入等五個變數對於採取推薦入學的機率也都不具影響力。家庭社經背景變數具有顯著影響力者，僅表現在母親教育程度、與部分父母親職業別，對於子女採用考試或申請入學兩項機率的差異。例如：母親教育程度為高中/職以上者（相較於國中以下者），子女採取考試入學的機率較低、申請入學的機率較高；尤其母親教育程度每高一級（高中/職、專科、大學以上），申請入學機率依序上升 3.0%、6.8%與 7.4%。父母職業以事務工作人員為參考組，父親職業為中小學教師者，子女考試入學機率較低；母親職業為高層專業人員，子女考試入學的機率較低、申請入學機率較高。其他父母親職業類別對於子女選取三類入學管道的機率則無差異。

本文母親在家庭教育中的重要性大於父親、以及家庭所得對入學管道不具影響的結論，也與田弘華與田芳華（2008）及田芳華與傅祖壇（2009）、李大偉等（2012）的結論類

表 6 採取不同管道入學機率相對較高群組

變數		入學管道	考試	推薦	申請
個人 特徵	性別		無差異	女	無差異
	父親教育程度 (參考組：國中以下)		無差異	無差異	無差異
家庭 社經 背景	母親教育程度 (參考組：國中以下)		較低者	無差異	較高者
	父親職業 (參考組：事務工作人員)		無差異 ¹	無差異	無差異
	母親職業 (參考組：事務工作人員)		無差異 ²	無差異	高層專業人員
	家庭年收入 (參考組：50 萬元以下)		無差異	無差異	無差異
高中 時期 教育 背景	入學高中方式 (參考組：聯合登記分發)		聯合登記分發	推薦	申請
	高中學校類型 (參考組：一般高中)		一般高中	綜合高中	綜合高中
	高中公/私立		公立	私立	私立
	高中畢業班上排名 (參考組：1-5 名)		較後段 (30 名以後)	較前段 (1-5 名或 6-10 名)	無差異

資料來源：表 5 整理而得。

註：1. 父親職業中以中小學教師的子女以考試入學的機率最低，其餘職業無差異。

2. 母親職業中以高層專業人員的子女以考試入學的機率最低，其餘職業無差異。

似⁹。前者突顯母親常為子女受教育的主要輔導者，故父親教育程度影響較小。而家庭所得對入學管道無影響的結果，則顯示金錢並未左右考生對不同入學管道的選擇機會，所謂「多錢入學」的現象可能並不存在。尤其，本文也發現各高中於校內先行甄選的學校推薦入學方式最不受家庭背景的影響，成績因素（排名前 10 名）卻相對重要。但另一方面，申請管道由學生自主提出，母親教育程度等家庭資源對這方面入學較具影響力；同時，私立高中畢業生採取推薦或申請入學機率高於公立者，也反應出家境較好的學生可能因就讀較多的教師輔導的私校，在甄選時能享有較多的資源與機會。這部分在以下多元入學評估時會有更多的討論。

二、不同管道入學者的滿意度

表 7 分別列出 POLS 與 2POLS 二模型之六面向滿意度的估計結果，所有係數都可直接解釋為滿意度的邊際效果¹⁰。二者不同之處在於 2POLS 模型在各面向滿意度迴歸式中

⁹ 除田芳華與傅祖壇 (2009) 迴歸式未放入家庭收入變數，本文與另兩篇論文得到家庭收入對子女大學入學管道選擇沒有影響的結論。本文與三篇論文一致推論母親教育程度對子女大學入學管道選擇具有影響力，但也都推論父親教育程度於入學管道選擇不具顯著影響力。各研究於父母親職業別的發現則略有差異：田芳華與傅祖壇 (2009) 得到兩者均無影響力。本文發現較具影響力的是中小學教師的父親與高層專業人員的母親。田弘華與田芳華 (2008) 發現父親為白領階級的子女較可能採取推薦或申請（其職業項目分類與本文不同，分為管理、白領、藍領、其他四類，白領階級中亦包含教師）。李大偉等 (2012) 則指出母親是家管者，子女申請入學比例高。

¹⁰ 表 7 被解釋變數之間可能具有一定的關係，對這樣模型特性的估計，一般會使用 seemingly unrelated regression (SUR) 以 GLS 進行整體系統的估計。但因本文表 7 所有模型的自變數都完全一樣，因此 OLS 估計同 GLS（請參見 Davidson and Mackinnon, 2004, p.508-509：所有模型的自變數若完全相同，GLS 與 OLS 的估計完全一樣）。

多了一項「選擇修正項」。二模型的迴歸結果除了估計係數值的差異外，六面向滿意度式子的估計係數方向與顯著程度皆相同¹¹。觀察右半部 2POLS 模型的六面向滿意度式子，可發現其中選校 (2-1)、推校 (2-2)、以及學習 (2-5) 滿意度的選擇修正項皆至少有一個顯著異於 0，表示此三面向滿意度存在自我選擇問題，以下我們採取 2POLS 模型的估計結果進行說明。而選系 (2-3)、推系 (2-4)、以及整體 (2-6) 三面向滿意度，則因兩項選擇修正項未顯著異於 0，因而不存在選擇性偏誤問題，最適模型採取左半部 POLS 模型估計即可。因此，針對六面向滿意度所採取之迴歸結果，說明各自變數對於各面向滿意度的影響。亦即選系、推系、以及整體三面向滿意度，採用左半部 POLS (1-3)、(1-4)、以及 (1-6) 的估計結果加以說明。大致上，左半部未採二階段 POLS 估計的推薦與申請係數較大，如果右半部二階段 POLS 的 λ 係數顯著，則兩邊的推薦或申請係數差異也就較大，顯示不考慮入學管道自我選擇時，可能高估推薦與申請的滿意度。

首先，觀察不同管道入學者在各面向滿意度的差異。迴歸結果顯示經由推薦或申請管道入學者，無論是選校 (2-1)、推校 (2-2)、選系 (1-3)、推系 (1-4)、以及學習 (2-5) 五面向滿意度皆高於考試入學者。而學校整體滿意度 (1-6) 則顯示考試與推薦入學者無差異，但申請入學者的滿意度仍高於考試入學者。換言之，考試入學者在大學期間的各面向滿意度皆低於申請入學者，且除了整體滿意度指標外，其他五面向滿意度也皆低於推薦入學者。總體而言，考試入學者的滿意度是三入學管道中最低的。我們進一步檢驗推薦與申請二管道入學者的滿意度，結果顯示六面向滿意度中，申請入學者在「推校」與「整體」二面向滿意度高於推薦入學者，其他四面向則顯示二管道入學者的滿意度無顯著差異¹²。表 8 也將表 7 主要模型的結果，以文字列表方式彙整不同管道入學者對於各面向滿意度相對較高的群組。

¹¹ 表 7 右方考慮自我選擇的標準誤計算有些冗長，可參見 Greene (2008)。一些計量軟體如 STATA 估計時已會自動套用正確的公式。

¹² 此與表 4 平均滿意度的結果差異頗大，表 4 顯示在未控制其他變數前，申請入學者在六面向滿意度中即有五面向高於推薦入學者，但在控制其他變數後，僅「推校」與「整體」二面向滿意度高於推薦入學者。

表 7 不同管道入學者各面向滿意度迴歸結果：POLS/2POLS 模型

	POLS					2POLS ³						
	選校 係數 (1-1)	推校 係數 (1-2)	選系 係數 (1-3)	推系 ¹ 係數 (1-4)	學習 係數 (1-5)	整體 係數 (1-6)	選校 係數 (2-1)	推校 係數 (2-2)	選系 係數 (2-3)	推系 係數 (2-4)	學習 係數 (2-5)	整體 係數 (2-6)
自變數												
性別												
女 (參)	0.006	-0.059***	0.023	-0.022	-0.073***	-0.054**	0.004	-0.057**	0.026	-0.021	-0.062***	-0.045**
大學公私立												
私立 (參)	0.269***	0.212***	0.031	0.032	-0.021	-0.064***	0.267***	0.209***	0.032	0.032	-0.022	-0.065***
公立												
大學主修學門												
教育 (參)	0.459***	0.549***	0.439***	0.395***	0.079	0.170***	0.455***	0.543***	0.441***	0.394***	0.077	0.168***
人文藝術	0.488***	0.650***	0.283***	0.424***	0.017	0.218***	0.485***	0.646***	0.284***	0.423***	0.016	0.217***
社科商業/法律	0.446***	0.566***	0.338***	0.388***	-0.001	0.216***	0.441***	0.560***	0.341***	0.387***	-0.004	0.214***
科學領域	0.435***	0.600***	0.112*	0.151**	-0.028	0.142**	0.429***	0.593***	0.115*	0.150**	-0.030	0.140**
醫藥衛生	0.480***	0.684***	0.406***	0.563***	0.068	0.267***	0.475***	0.677***	0.409***	0.563***	0.064	0.264***
工程/製造/營造	0.627***	0.716***	0.105	0.306***	0.014	0.278***	0.625***	0.714***	0.107	0.306***	0.016	0.279***
農業	0.351***	0.447***	0.303***	0.446***	0.031	0.042	0.347***	0.442***	0.305***	0.446***	0.030	0.040
服務	0.303***	0.465***	0.177**	0.288***	0.229***	0.125	0.301***	0.462***	0.178**	0.288***	0.229***	0.125
其他												
入學大學管道												
考試 (參)	0.194***	0.101**	0.226***	0.141***	0.145***	0.054	0.189***	0.089**	0.226***	0.139***	0.130***	0.042
推薦	0.225***	0.222***	0.183***	0.166***	0.219***	0.136***	0.204***	0.195***	0.195***	0.163***	0.209***	0.127***
申請												
選擇修正項 2												
修正項1(推薦)												
修正項2(申請)												
常數項	0.004	0.003	0.002	2.1*10 ⁻⁴	-3.6*10 ⁻⁴	-0.003	0.132	0.213**	-0.047	0.025	0.172*	0.146*
樣本數	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983	7,983

資料來源：台灣高等教育整合資料庫「92學年度大一新生問卷調查」、「94學年度大三學生問卷調查」、「95

學年度大專畢業前問卷調查」、以及「95學年度大專畢業後一年問卷調查」之合併資料。

註：1.選校、推校、選系、推系：分別表示選擇學校滿意度(意願)、推薦學校滿意度(意願)、選擇學系滿意度(意願)、以及推薦學系滿意度(意願)。

2.採用Dubin and McFadden (1984)的條件預期修正法(conditional expectation correction method)。

3.右半部2POLS模型的標準差已採bootstrapped standard errors (1000 replications)修正。

4.***表1%顯著水準，**表5%顯著水準，*表10%顯著水準。

表 7 迴歸結果也顯示，女性在推校(2-2)、學習(2-5)以及整體(1-6)滿意度上高於男性；在選校 (2-1)、選系 (1-3)、推系 (1-4)三面向則與男性無差異。大學相關變數中，公立大學的學生對於選校 (2-1)、推校 (2-2) 的滿意度高於私立大學學生；在選系 (1-3)、推系 (1-4) 及學習 (2-5) 三面向滿意度，與私立大學學生無差異；但在學校整體 (1-6) 滿意度卻低於私立大學學生。學校類型的分析顯示了有趣的結果，相較於私立大學畢業生，公立大學畢業生對學校較滿意，但對系並未較滿意。這可能是公立學校資源較多，或因歷史因素使聲譽較佳，但科系本身並未給公立學校學生同樣的感受。整體的滿意度反而是私立大學較佳，唸私立大學的主觀整體收穫並未較低¹³。

大學主修 9 學門中，主修「教育」學門者在五面向滿意度上 (除學習 (2-5) 滿意度外) 皆居各學門之末¹⁴。這一方面可能是少子化造成學生人數減少，師資需求下降；另一方面，師資培育又不僅限於師範體系，造成師資供給過剩，導致教育學門畢業生成為流浪教師，因此畢業生對於學校 (師範體系) 與教育本科都不甚滿意。由各面向滿意度觀察，選校 (2-1) 滿意度最高者為主修農業的學生，滿意度高出其他所有學門甚多。推校 (2-2) 最高者仍為農業學門，之後依序為工程/製造/營造、社科/商業/法律、以及醫藥衛生學門。選系 (1-3) 滿意度以人文/藝術、與工程/製造/營造學門最高。推系 (1-4) 以工程/製造/營造、服務、與社科/商業/法律學門為前三名。學習 (2-5) 滿意度上，僅有主修其

¹³關於整體滿意度迴歸式，我們嘗試多種設定，包括僅放入學校類型，或加入其他各類變數組合，迴歸結果均顯示公立大學整體滿意度係數為負的結果非常強韌 (robust)。基本上，滿意度為主觀衡量，問卷對於「整體滿意度」也未有明確定義，可能涵蓋另外幾項 (對學校、對科系、與學習) 的滿意度，也可能包括其他未呈現在問卷中的面向。因此，即使公立大學學生對學校 (選校、推校) 滿意度高於私立大學，對科系 (選系、推系)、學習面向與私立大學無差異，但由於資料的本質與限制，作者並無法確認公立大學學生在學校整體滿意度低於私立大學的原因為何。

¹⁴唯農業的選系滿意度 (1-3) 與教育學門無差異；服務及其他學門的整體滿意度 (1-6) 與教育學門無差異。

表 8 不同管道入學者各面向滿意度相對較高的群組

變數		滿意度					
		選校	推校	選系	推系 ¹	學習	整體
個人特徵	性別	無差異	女	無差異	無差異	女	女
大學相關變數	大學公/私立	公立	公立	無差異	無差異	無差異	私立
	大學主修學門 (參考組：教育)	農業	農業	人文/藝術	工程/製造/營造	其他	農業
主要觀察變數	入學大學管道 (參考組：考試)	申請	申請	推薦	申請	申請	申請
	推薦 vs. 申請 ²	無差異	申請	無差異	無差異	無差異	申請

資料來源：表 7 整理而得。

註：1.選校、推校、選系、推系：分別表示選擇學校滿意度 (意願)、推薦學校滿意度 (意願)、選擇學系滿意度 (意願)、以及推薦學系滿意度 (意願)。

2.本文主要觀察變數 (入學大學管道) 的迴歸結果已知推薦或是申請入學者的滿意度皆高於考試入學者。此處另外針對推薦與申請入學者作一比較。

他學門者的滿意度高於教育學門，其餘 7 學門皆與主修教育學門者無差異。整體 (1-6) 滿意度又以農業與工程/製造/營造學門的滿意度最高。特別的是，農業學門的畢業生在選校、推校的滿意度最高，但在選系滿意度卻與教育學門並列最末。顯示他們對就讀大學非常滿意，但對所學專長卻不怎麼滿意。猜想可能原因是農業學門屬於高中有修讀生物的第三類組，而第三類組也是醫藥衛生組，同一學校的科系排行大多是醫藥衛生在前，農業在後。部分考生選擇農業學門，但進入聲譽較高的大學，也因此對學校特別滿意。然農業專長並非台灣勞動市場的熱門需求，尋職不易，所以若讓這些畢業生重來，他們也許不會想選相同的主修。

表 7 另外值得注意的是學習 (2-5) 係數除了其他學門外，都不顯著。表 4 也顯示，除「其他」學門外，差異很小，整體看，平均數最小 (2.57)，這也是六項評估中，教育學門唯一不明顯低於其他學門的。注意這六項評估中，只有「學習成果」是對自己的評

估，其他五項評估都是對校或系的評估，顯示對自己學習成果的評估是最保守的¹⁵，但即使在如此保守回答的情況下，申請入學與推薦入學的「學習係數」顯著性並未下降，說明他們在學習成果自評上明顯高於考試入學者。

綜觀不同管道入學者的滿意度情形，其結果頗符合多元入學管道的招生宗旨。傳統大學聯招以單一智育為主的招生管道，抑制了學生適性發展的機會，多元入學新增的推甄與申請管道，則讓學生在大學入學選擇校系時能多考量自身的能力與興趣。本文由各項滿意度的實證結果，也顯示甄選入學制在學校、學系、學習、以及整體滿意度，皆高於考試入學的學生。因此，許多大學校系期望能逐步提高甄選入學制的招生比率，對學生而言，可以得到較大的學習效果；對學校而言，也能招收到適合的學生。

陸、多元入學的成效評估

本節以多元入學的公平與效率兩個面向來評估大學多元入學的成效。所謂公平是指對入學管道的選擇機會與家庭背景無關，尤其是與家庭所得無關。相對的，如果與考試制度比較，甄選入學如更有利於家庭背景較佳的子女，則多元入學可能有損公平面。效率面向則以兩方面來評估，一是比較各管道入學者的大學學業成績，文獻在這部分已有豐富的研究，而本文並未觸及，因此我們將利用現有文獻進行討論。二是比較各管道入學者對大學教育的滿意度，我們將以本文實證結論的分析進行討論。最後，也引用大學招生的第一線人員的實際感受討論多元入學效率面的成效。

¹⁵ 西方學者在研究跨國主觀福祉 (subjective well-being, 簡稱 SWB) 比較時，發現儒家文化國家受訪者自報的 SWB 較其他物質條件相似的國家來得低，Diener and Suh (1999) 提出的解釋是儒家文化的中庸之道 (neutrality) 讓人們在評估自己的時候，不會評的太好，也不會評得太差，人們較常選的選項就是盡量選擇中間的選項。

一、多元入學的公平性

在公平方面，本文的結果顯示家庭所得對於採用各類管道入學的機會無顯著影響，且與母親的教育程度與職業較為相關，母親於子女教育決策的重要性結論也與過去文獻的結論雷同。以往質疑推薦與申請因才藝多元化的納入考慮，以及申請過程所需的費用，會讓多元入學為「多錢入學」，更不利於低所得家庭，現存文獻與本文的分析結果都不支持這樣的論調，亦即沒有足夠證據顯示家庭所得會造成多元入學的申請門檻。這樣的結論並非沒有理由，以申請費用來說，以本文資料採用的 2003 年 (92 學年度)，其能申請的學系最多 8 所，推薦甄試最多 1 所，該學年的每學系費用約為 300 至 1000 元 (申慧媛，2002)，每多申請 1 所的邊際成本約為幾百元，對大部分的家庭來說，幾百元不致會讓人放棄 1 所可能會錄取的學系。更何況該學年開始，低收入戶子女的報名費減半，近年來某些學校不但免收低收入戶子女甄試報名費，還有交通及住宿補助。

其次是多元入學讓有學術以外才藝的考生機會較高，因為家境較佳的子女較能負擔才藝補習，也才能在多元管道中有較高的機會進入自己理想的校系。才藝補習除了有它的時間與金錢成本外，還有它的機會成本。這項機會成本就是投入學科補習或自習的時間必須減少，學測或指考的成績可能因此下降。在單一聯招制下，學習才藝是沒有獎勵，只有懲罰；在多元入學下，學習才藝依然有它的機會成本，不過「可能」得到獎勵，這是新舊大學入學制度的差異，也是多元入學試圖打破單一價值的社會觀點。除非真的是對某項才藝既有興趣，又有天賦，否則投資才藝是不被鼓勵的。家庭所得對入學管道選擇無影響的另一種可能是，不論在舊制或新制的大學入學制度，低收入家庭子女根本就不選擇進入大學，也因此單是入學制度的變革根本不會影響他們以何項管道入學。

當然，母親教育程度高有助於申請入學，家境較好的學生因就讀私立高中也有助於採取推薦或申請入學，表示家庭背景對入學管道的仍有影響，不能說多元入學是完全公平。然而這也反映了申請入學的精神所在。申請入學必須先對自己的性向瞭解，也必須對所申請的校系瞭解，才可能挑選適性及錄取機率高的學系申請，家庭中若有人可協助

瞭解自己性向，及適合的申請校系，對申請入學較有幫助。這也如同說明了自己未來職涯的選擇不是只在考試結果，更在瞭解自己。母親教育程度的影響顯著的另一面解讀，就是家中無適當協助者，學校與社會就應對這些高中生做較多的協助介入。更重要的是，每年的推薦與申請先於考試實施，加上台灣的大學入學制度已漸漸向推薦與申請傾斜，不但它們的整體入學比例逐年提高，部分知名大學更公開表示要增加推薦與申請的比例，顯示推薦與申請的參與已逐漸是有效搶進理想校系的主要方式。這也等同說明，台灣的大學入學制度如果有不公平，主要不在考試本身，而在輔助學生瞭解自己性向、選擇適當校系及準備推薦與申請應試資料的資源分配不均。因為每位學生的性向不同，理想校系不同，使提供這方面的資源遠較教導學生應付考試更具個別性，如果台灣欲改善多元入學制的不公，應從輔導性知識資源的介入開始。單一聯招舊制下，因為大多考生沒有太高動機去瞭解自己的性向，只是依照過去科系排名填寫志願。也因此隨機、被動的考試分發較可能造成考生進入與自己性向不合的學系，這就是下小節要討論的媒合的效率問題。

二、多元入學的效率性

(一)大學學業成績

文獻已有許多分析不同入學管道者的大學學業成績差異，有些分析單一校或系，例如：李文益 (2004) 比較考試、推甄、保送三入學管道者的學業成績，結果發現推甄入學者的成績優於考試入學者，而導致此結果的實際原因則歸因於推甄入學者的文化資本較高所造成。洪泰雄 (2005) 以台大學生為對象，發現推薦入學者的成績表現優於申請入學者，申請入學者又優於一般考試入學者。張子貴 (2009) 以長期追蹤資料分析東部某國立大學數學系 2002 年至 2007 年經由不同管道入學者的學業成績，結果發現採取甄選入學制 (包括推薦及申請) 的學生在整體學業總成績、數學課程成績、以及必修科目中的表現

皆優於考試入學者，且甄選入學的招生方式更能招收到志趣與能力較為相符的學生。這些研究都支持非考試分發入學者的學業成績較佳。

也有不完全支持非考試分發入學者學業成績較佳的文獻，例如：王世英等 (2007a)，該文分析暨南國際大學 2004 年和 2005 年不同管道入學的學生，入學後在學業表現的差異。結果顯示無論是哪一種管道入學的學生，即使在入學時「學科能力測驗」表現優異，但並不能保證入學後的學業表現也會如此，甚至還會出現反轉現象，也就是原先學測表現較好的某個入學管道學生，入學後的成績表現反而較差。翁志強等 (2010) 以某私立大學 2006 至 2008 年入學的會計系學生為對象，將入學管道分為三種：「大學指考分發生」、「大學甄選入學生 (單指學校推薦)」、以及「四技二專技優/推甄入學生」。分析結果發現在學習表現上，「四技二專技優/推甄入學」者普遍優於「大學指考分發生」與「大學甄選入學生 (單指學校推薦)」。

至於分析多校系的文獻，則一致支持考試以外的入學者學業成績較佳。鄭勝耀等 (2007) 採單因子變異數分析法 (ANOVA)，以台灣高等教育整合資料庫 2005 年之大三學生為對象，結果發現經由申請入學者的學期總平均分數最高，優於考試入學者。田芳華與傅祖壇 (2009) 分析 12 所大學的大一新生，發現申請與推甄入學者的學業成績較考試分發者佳。姚霞玲 (2000) 追蹤推薦甄試前 5 年 (1994 至 1999 年) 的入學者，發現他們的成績比考試分發者佳。因為大學多元入學前後有兩次機會，推薦甄選是屬於入大學的第一次機會，姚霞玲 (2000) 與陶宏麟等 (2002) 也發現考生傾向在第一次入學機會時，激進挑選第二次較無入學機會的校系。如果只有單一聯招制度下，這些以推薦甄試入學的學生是可能考不取以推薦方式進入的校系。最特別的是，若能經由推薦甄試入學，他們入學後的學業成績反而比較好，反映學生若進入了自己性向吻合的校系，學習效果更佳。李大偉等 (2012)「卓越性」層面的評估，也包括不同入學管道大一學生學業成績表現，依據自編問卷的分析結果，他們亦發現個人申請入學者表現最為優異，學校推薦者則稍微優於考試分發者。

總結本節的分析，除了只對單一學校研究的王世英等 (2007a)，或只對單一學系研究

的翁志強等 (2010)，其餘文獻都支持申請與推薦入學者成績較佳。而翁志強等 (2010) 所挑選的學系可能也非一般的校系，一般校系少見有「四技二專技優/推甄入學」。

(二)大學教育滿意度

這是本文主要的分析議題，我們以兩階段迴歸分析，發現對系、對校、對學習成果六個面向的滿意度都是考試分發入學最低。這樣的結果並不令人意外，申請與推薦入學都須在決定校系前瞭解自己的性向、未來職涯規劃、欲申請的校系特色也是每位高中生在畢業前本來就應該完成的「義務」，也是學校與家庭應盡的責任，輔導高中生在畢業前認識自己，並初步規劃自己的未來，這當然會降低校系與考生錯誤配對的機率。考試分發因欠缺鼓勵高中生認識自己與認識校系的誘因，較可能造成考生進入自己沒興趣的學系。而推薦與申請入學相比，並非無差異，申請入學者的滿意度較推薦者高。這可能與兩種入學方式的自主性有關，推薦甄試只能選擇一校系，且須學校同意，個人自主性低；個人申請雖也有申請數目的限制 (2003 年為 8 所校系)，但個人可完全自主決定申請的學校與科系，這不但提高申請入學的滿意度，也解釋了為什麼母親教育程度對申請入學機率較有影響。

(三)大學招生人員實務經驗

前兩小節分別以公平與媒合效率評估多元入學的成效，這裡我們引用大學招生第一線人員的親身感受，來說明多元入學的成效。台大在 2005 年大學招生檢討會議中表示：「經調查歷年甄選入學的學生，在校成績表現平均優於考試分發入學的學生。」(張幼芳，2005)。2009 年的大學招聯會中，清大教務長唐傳義指出：「該校追蹤甄選和指考入學的學生兩、三年來的表現，發現甄選入學的學生轉系的比率低，穩定度相對較高，學業表現也較優異，較符合系所選才。」(陳志華，2009)。政大副校長兼教務長蔡連康說：「每年分析各種管道入學的大一新生發現，甄選生成績普遍比指考生優異，轉系的比例較低，對系的凝聚力比較強」(嚴文廷，2010)。2011 年清大教務長陳信文表示：「經驗發現，

以甄選招收的學生表現比指考生好，所以決定 2012 年甄選入學比例從原先六成提高到七成。」。中國醫藥大學副校長吳聰能表示：「甄選招收的學生報到率高、休學率低，比由指考招收的學生穩定，所以決定提高甄選比例」(林志成，2011)。2011 年大學教務長問卷結果顯示，59 所 (總樣本 64 所) 中 81% 的教務長認為甄選管道入學者學業成績表現較佳 (依序為個人申請、繁星計畫、與學校推薦)，因考試入學者比例則最低；同時，個人申請與學校推薦管道入學者對大學的認同程度也較高。(李大偉等，2012)。這些招生的第一線人員的共識，都是肯定考試分發以外入學的學生表現，與本文的結論完全一致。

柒、結論與建議

本文探討不同管道入學者的個人與社經背景，以及大學期間各面向的滿意度。首先，女性選取推薦入學的機率高於男性，選取考試或申請入學的機率則與男性無差異。本文所關注的家庭社經背景的影響，則顯示在同時控制五個家庭社經變數 (父親教育程度、母親教育程度、父親職業、母親職業、家庭年收入) 之後，母親教育程度普遍影響考試及申請二管道的入學機率，即母親教育程度越高者，採取申請入學的機率越高，採取考試入學的機率則越低。部分的父或母的職業影響考試或申請管道入學機率，家庭年收入對於採取某種管道入學的機會則不具影響力。此結果一方面顯現母親在家庭教育中的重要性大於父親，再方面也說明了現今大學多元入學方案制度下，家庭社經背景仍多少影響個人入學管道的選擇機會。高中時期的教育背景對於入學管道的選擇機會也佔有重要的影響因素。

關於不同管道入學者的滿意度，本文採用 POLS 計量模型，並檢視是否存在入學管道的自我選擇問題，因而在分析上及迴歸解釋上較 OP 模型容易且方便。在同時控制其他影響因素後，迴歸結果如同預期與文獻結果呈現一致，即推薦或申請入學者的滿意度普遍高於考試入學者。本文以六面向滿意度分析，除了「整體」滿意度於考試與推薦入學者無差異外，其他無論是對校、對系、以及學習各面向滿意度皆顯示考試入學者居三

入學管道之末。此結果可能與不同入學管道制度的設計有關，因推薦或申請入學者規定僅能挑選少數校系進行甄選，因而「甄選入學」者對於所選校系必會事前瞭解、慎重考量（王秀槐與黃金俊，2010）。也突顯多元入學的「甄選入學制」確實發揮了適才適性的選才功能。

本文希冀從公平與效率的角度評估多元入學的成效。以公平面來看，家庭所得對入學管道選擇機會無影響，雖有公平的涵義，但母親教育程度與申請入學呈正相關，說明申請入學仍需要家庭資源的介入，不過，它不是物資資源，而是知識資源，協助子女在高中時期瞭解自己的性向，並做初步的未來規劃¹⁶。這也點出單一聯招舊制與多元入學的差異，舊制是被動及隨機被分發，新制是主動及自主。以往高中教育忽略了個人性向及未來職涯的探索的一環，學校與個人都只在乎是否考上好的校系；新制則鼓勵高中生對自己的性向及有興趣的校系進行瞭解。然這樣的過程不應讓高中生獨自摸索，仍需透過師長及父母親的輔導及學生的社會參與及投入，瞭解自己也瞭解欲申請的校系。本文母親教育程度對申請的正向影響，也反映對缺乏知識資源的家庭，學校輔導與社會介入仍然有加強的空間。總之，台灣若欲改善多元入學的公平，這會是主要的方向。效率面的觀察可分為大學學業成績及畢業生對大學教育的滿意度，現有研究的結論大多認為推薦與申請入學者的學業成績較佳；本文的滿意度分析也發現考試分發的自我學習、或是校系認同的滿意度最低；申請入學者在兩項滿意度上又高於推甄入學者。這些結果可能與學生的自主性有關，申請的自主性高於推薦，這兩者的自主性又高於考試入學者。

十年下來，多元入學方案實施的成效也逐漸反應在每年的錄取名額上（附表 2），經由考試錄取的人數逐年減少、甄選入學的人數逐年增加，也顯示越來越多大學校系肯定多元入學為他們找得更適性的學生，因此提高甄選入學比例。顯見多元入學方案的推動已逐步踏實多元入學、多元選才理念。另外，我們利用 98 學年度大一新生高等教育資料庫的次級資料¹⁷，估算父母親教育程度於子女各項入學管道的比例。結果發現父母親教育

¹⁶ 單小懿 (2013) 指出「資訊含金量高的人會勝出」，也佐證本文的實證發現與推論。

¹⁷ 作者重新彙整李大偉等 (2012) 的表格。

程度對於子女指考入學的比例並無明顯差異；然學校推薦（加繁星）入學的比例則因父母親教育程度提高而下降；相對的，申請入學的比例則因父母親教育程度提高而上升。推估近年來多元入學於學校推薦與繁星入學的方式上，於協助弱勢學生入學方面已稍具成效。

其次，本文所使用串連資料，並未提供畢業高中所在縣市，因而未能一併分析多元入學方案的實施是否具有縮小城鄉差距的功能。最後，本文採用資料是以 2003 年（92 學年）入學的大一新生為主體，仍屬多元入學方案全面實施的初期階段，若能觀察更近期的縱向資料，如上 2009 年（98 學年）入學者的串連資料，則較能精確比較前後期方案實施的成效。

(收件日期為民國 103 年 5 月 7 日，接受日期為民國 103 年 10 月 14 日)

附表 1 2002 至 2011 年大學多元入學管道主要變動情形

入學管道	2002 年 (91 學年度)	2004 年 (93 學年度)	2007 年 (96 學年度)	2008 年 (97 學年度)	2011 年 (100 學年度)
甄選入學制	分爲「推薦甄選」與「申請入學」兩種管道。同時參加同一校系推薦甄選及申請入學。	分爲「學校推薦」與「個人申請」兩種管道，合併辦理甄選。每位考生針對同一大學校系，僅能就「學校推薦」或「個人申請」擇一方式參加。	同左	同左	將「繁星計畫」與「學校推薦」合併爲「繁星推薦」。因而甄選入學分爲「繁星推薦」與「個人申請」兩種管道。
考試分發入學制	分爲甲、乙、丙案。採計指考 0-6 科，學科能力測驗、指定科目考試均有「檢定」 ¹ 、「採計」 ² 、「參酌」 ³ 功能。	取消甲、乙、丙三案名詞合併爲一案。採計指考 3-6 科，學科能力測驗供「檢定」，指定科目考試供「採計」、「參酌」。	同左	同左	同左
繁星計畫			96 學年度以「試辦」方式，由 12 所頂尖大學「受理高中推薦入學招生」(簡稱繁星計畫)。	97 學年度除逐步擴大 96 學年度的 12 所學校的招生學系及名額外，亦將增加 14 所獲教育部「教學卓越計畫」經費補助的學校，總計 26 校。此管道錄取之學生，不得參加大學入學甄選入學招生。	

資料來源：秦夢群 (2004)、王世英等 (2007b)、教育部 (2015)。

註：1.檢定：大學校系依據各校系的需求或特色而訂出一個標準，通過這個標準的考生才能取得參加下一階段評比的資格。

2.採計：校系在招考的學生中，其納入評比的考科，並可依各校系重視考科的程度給予不同權數的加重計分方式。

3.參酌：針對成績相同而超額時，要根據各系訂定之項目成績評比，以決定錄取之優先順序。

附表 2 近十年各年度大學校院新生錄取人數及錄取率

年度	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011
聯招 (指考) 錄取人數	77,450	78,562	87,059	88,939	88,991	88,920	86,652	81,409	76,434	71,165	66,683
甄選入學 (含其他管道) 錄取人數	-	21,645	20,850	21,588	23,286	26,359	31,388	32,907	34,905	41,439	46,504
甄選入學 占新生比例		22%	19%	20%	21%	23%	27%	29%	31%	37%	41%
聯招 (指考) 錄取率	61.35	(80.41)	(83.22)	(87.05)	(89.08)	(90.93)	(96.28)	(97.10)	(97.14)	(94.87)	(90.44)
多元入學 錄取率	-	65.63	62.33	67.02	66.89	68.59	74.20	73.18	75.48	76.31	77.37

資料來源：教育部統計處 (2015)

註：1. 1994 (民國 83) 年起大學招生管道增加推甄入學；1997 (民國 87) 年再闢申請入學管道，2002 (民國 91) 年將原聯招考試改為指定科目考試。

2. () 內數字 = 指定科目考試錄取人數除以繳卡登記總人數×100%。

3. 錄取人數含外加名額。

參考文獻

一、中文部分

- 王世英、蘇玉龍、陳恭、林志忠、梅瑤芳、謝雅惠與張雲龍，2007a，「大學甄選入學實施成果之研究 (第二期)」，台北：國立教育資料館。
- 王世英、蘇玉龍、陳恭、林志忠、謝雅惠、林威志與徐玉芳，2007b，「大學甄選入學實施成果之研究 (第三期) 系所甄選入學策略變革之分析」，台北：國立教育資料館。
- 王玉玲、江滿堂與薛國致，2010，「國立屏東教育大學 2009 年校園滿意度之調查研究」，屏東教育大學學報 (教育類)，34：243-282。
- 王秀槐，2008，「擇其所愛，愛其所擇？大學生志趣不合的現象、原因與改善之道」，研習資訊，25：3-10。
- 王秀槐與黃金俊，2010，「擇其所愛、愛其所擇：從自我決定理論看大學多元入學制度中學生的科系選擇與學習成果」，教育科學研究期刊，55：1-27。
- 王順平，2007，「文化資本、社會資本、與多元入學」，研習資訊，24：81-94。
- 台灣高等教育整合資料庫，2015，台北：國立臺灣師範大學教育研究與評鑑中心，取自 <http://srda.sinica.edu.tw/group/scigview/3/10>。檢索日期：2015/04/14。
- 田弘華與田芳華，2008，「大學多元入學制度下不同入學管道之大一新生特性比較」，人文及社會科學集刊，20：481-511。
- 田芳華與傅祖壇，2009，「大學多元入學制度：學生家庭社經背景與學業成就之比較」，教育與科學研究期刊，54：209-233。
- 申慧媛，2002，「大學招生優惠低收入戶子女」，自由電子新聞網，取自 <http://www.libertytimes.com.tw/2002/new/sep12/today-c11.htm>。檢索日期：2015/04/14。
- 行政院中部聯合服務中心，2011，審查 101 學年度「擴大學生甄選入學比率」結果，取

自 http://www.ey.gov.tw/eycc/News-Content.aspx?n=DF52F83A5B7D2A47&sms=114Bbb117B4BF117z_s=F15C9AEFE0359508。檢索日期：2015/04/14。

李大偉、李建興、胡茹萍與黃嘉莉，2012，「我國大學多元入學制度之評估研究」，國家政策研究基金會委託研究報告，台北：行政院研究發展考核委員會。

李文益，2004，「文化資本、多元入學管道與學生學習表現—以台東師院為例」，台東大學教育學報，15：1-32。

林大森，2007，「大學多元入學方案與教育機會均等：以技職體系為例」，行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告，台北：國立台灣師範大學。

林志成，2011，「明年提高甄選人學比例清、交達 7 成」，中時電子報，取自 <https://tw.news.yahoo.com/%E6%98%8E%E5%B9%B4%E6%8F%90%E9%AB%98%E7%94%84%E9%81%B8%E5%85%A5%E5%AD%B8%E6%AF%94%E4%BE%8B-%E6%B8%85-%E4%BA%A4%E9%81%947%E6%88%90-213000799.html>。檢索日期：2015/04/14。

姚霞玲，2000，「推薦甄選實施成效的追蹤調查 1994-1999」，應用心理研究，5：195-212。

姚霞玲，2007，「甄選入學與繁星計畫的實施成效與檢討建議」，考試學刊，3：81-109。

洪泰雄，2005，「大學教育的定位—以台灣大學甄選入學學生學習成就探討」，高等教育大學及研究所教育之定位學術研討會，台北：國立台灣大學師資培育中心。

徐明珠，2001，「站在大學入學考試變革的轉捩點上，國家政策論壇」，取自 <http://old.npf.org.tw/monthly/00107/theme=153.htm>。檢索日期：2015/04/14。

秦夢群，2004，「大學多元入學制度實施與改革之研究」，教育政策論壇，7：59-84。

翁志強、孫瑞雲與廖玲珠，2010，「大學多元入學管道學生學習成效之比較分析：以某私立大學會計系學生為例」，經營管理論叢，6：69-92。

張子貴，2009，「數學系不同入學方式學生的學業成績之比較」，2009 年臺灣教育學術研討會：社會變遷中的教育發展論文集，新竹：國立新竹教育大學。

- 張幼芳，2005，「大學甄選入學比率明年 40%」，聯合電子報，取自 http://mag.udn.com/mag/beijing2008/storypage.jsp?f_ART_ID=19700。檢索日期：2015/04/14。
- 張鈿富，2006，大學多元入學機會與壓力，台北：五南圖書出版。
- 張鈿富、葉連祺與張奕華，2005，「大學多元入學方案對入學機會之影響」，教育政策論壇，8：1-24。
- 教育部，2015，「重大教育政策發展歷程—多元入學」，取自 <http://history.moe.gov.tw/policy.asp?id=3>。檢索日期：2015/04/14。
- 教育部統計處，2015，「大專院校—大學聯招(指考)錄取率」，取自 <http://www.edu.tw/pages/detail.aspx?Node=4076&Page=20047&Index=5&WID=31d75a44-fff-4cff-a075-15a9eb7aecdf>。檢索日期：2015/04/14。
- 陳志華，2009，「大學甄選入學比率明年提高為 60%」，聯合電子報，取自 http://mag.udn.com/mag/beijing2008/storypage.jsp?f_ART_ID=213295。檢索日期：2015/04/14。
- 陶宏麟、林瓊華與陳昌媛，2002，「大學推薦甄選制度下的高中參與行為分析」，教育研究資訊，10：63-84。
- 單小懿，2013，「多元入學是資訊大戰，不是金錢大戰」，商業周刊，1329：128-166。
- 曾天韻，2004，「台灣地區出身背景對大學及研究所入學機會之影響」，教育與心理研究，27：255-281。
- 楊瑩，1998，「當前臺灣地區教育機會均等問題的探討」，中華民國比較教育學會與中國教育學會主編：社會變遷中的教育機會均等，1-28，台北：楊智文化。
- 蔡依靜，2006，「大學多元入學政策演進及其爭議之研究」，網路社會學通訊期刊，54：1-8。
- 鄭勝耀、洪志成與楊正誠，2007，「大學多元入學規劃與大學生學習適應之研究：以 94 學年度大三學生的修業狀況與生涯規劃為例」，台灣高等教育研究電子報，12：1-15。
- 駱明慶，2002，「誰是台大學生？—性別、省籍和城鄉差異」，經濟論文叢刊，30：113-147。
- 駱明慶，2004，「升學機會與家庭背景」，經濟論文叢刊，32：417-445。

嚴文廷，2010，「大學甄選名額大增將取代指考」，聯合新聞網，取自 http://mag.udn.com/mag/beijing2008/storypage.jsp?f_ART_ID=272367。檢索日期：2015/04/14。

二、英文部分

- Alstadsæter, A., 2011, "Measuring the Consumption Value of Higher Education," *CESifo Economic Studies*, 57: 458-479.
- Cunha, F. and J. J. Heckman, 2008, "Formulating, Identifying and Estimating the Technology of Cognitive and Noncognitive Skill Formation," *Journal of Human Resources*, 43: 738-782.
- Davidson, R. and J. G. Mackinnon, 2004, *Econometric Theory and Methods*, New York: Oxford University Press.
- Diener, E. and E. M. Suh, 1999, "National Differences in Subjective Well-being," in Kubovy, M., D. Kahneman, E. Diener, and N. Schwarz, ed., *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*, New York: Russell Sage Foundation.
- Dubin, J. A. and D. L. McFadden, 1984, "An Econometric Analysis of Residential Electric Appliance Holdings and Consumption," *Econometrica: Journal of the Econometric Society*, 52: 345-362.
- Freeman, R. B., 1978, "Job Satisfaction as An Economic Variable," *American Economic Review*, 68: 135-141.
- Greene, W. H., 2008, *Econometric Analysis*, Englewood Cliffs, New Jersey: Prentice Hall.
- Hausman, J. and D. McFadden, 1984, "Specification Tests for the Multinomial Logit Model," *Econometrica: Journal of the Economic Society*, 52: 1219-1240.
- Heckman, J. J. and Y. Rubinstein, 2001, "The Importance of Noncognitive Skills: Lessons from the GED Testing Program," *American Economic Review*, 91: 145-149.
- Heckman, J. J., J. Stixrud, and S. Urzua, 2006, "The Effects of Cognitive and Noncognitive Abilities on Labor Market Outcomes and Social Behavior," *Journal of Labor Economics*, 24: 411-482.

- Kodde, D. A. and J. M. M. Ritzen, 1984, "Integrating Consumption and Investment Motives in a Neoclassical Model of Demand for Education," *Kyklos*, 37: 598-608.
- Maddala, G. S., 1983, *Limited Dependent and Qualitative Variables in Econometric*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Origo, F. and L. Pagani, 2009, "Flexicurity and Job Satisfaction in Europe: The Importance of Perceived and Actual Job Stability for Well-being at Work," *Labour Economics*, 16: 547-555.
- Pouliakas, K. and I. Theodossiou, 2009, "Confronting Objections to Performance Pay: The Impact of Individual and Gain-sharing Incentives on Job Satisfaction," *Scottish Journal of Political Economy*, 56: 662-684.
- Pouliakas, K. and I. Theodossiou, 2010, "Differences in the Job Satisfaction of High-paid and Low-paid Workers Across Europe," *International Labour Review*, 149: 1-29.
- Theodossiou, I. and E. Vasileiou, 2007, "Making the Risk of Job Loss a Way of Life: Does it Affect Job Satisfaction?" *Research in Economics*, 61: 71-83.
- Van Praag, B. M. S. and A. Ferrer-i-Carbonell, 2004, *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, New York: Oxford University Press.
- Van Praag, B. M. S. and A. Ferrer-i-Carbonell, 2006, *An Almost Integration-free Approach to Ordered Response Models*, Amsterdam: Tinbergen Institute Press.
- Van Praag, B. M. S. and A. Ferrer-i-Carbonell, 2007, *Happiness Quantified: A Satisfaction Calculus Approach*, New York: Oxford University Press.

Evaluation of College Multi-Channel Admission System in Taiwan Based on Individual Background and Satisfaction Level*

Ching-Chen Yin^{**}, Hung-Lin Tao^{***}, and Chia-Yu Hung^{****}

Abstract

By utilizing data from Taiwanese Integrated Higher Education Database on college students traced from their entry to college in 2003 and to their graduation in 2006, we evaluate the performance of college multi-channel admission system regarding fairness and efficiency. On the issue of fairness, we explore how individual backgrounds affect students' probability to select one of three different admission channels to enter college. The results indicate that father's education level and family income do not play significant roles and few specific parents' occupations are influential. Multi-Channel Admission System in Taiwan does not

* The authors thank the two anonymous reviewers for their valuable comments and suggestions. The previous version of this paper was presented in the "Taiwan Economic Association 2012 Annual Conference and the 13th Annual Conference of Empirical Economics." The authors also appreciated the suggestions from the referee, Prof. Jennjou Chen.

** Postdoctoral Fellow, Department of Economics, Soochow University

*** Professor, Department of Economics, Soochow University.

**** Professor, Department of Economics, National Dong Hwa University. Corresponding Author. Tel: +886-3-8635544, Email: hungcy@mail.ndhu.edu.tw.

translate into the so-called “money-oriented” Admission System as the public believe. However, the information related to admission provided by higher-educated mothers or private high schools increase student’s opportunity to enter colleges through the “recommendation” or the “application” channels. On the other hand, the efficiency analysis is based on students’ satisfaction levels on their colleges, fields of study, and their own learning performance. Empirical results show that students via “examination” tend to have the lowest satisfaction level, while students via “application” have higher satisfaction level than those via “recommendation”. We conclude that Taiwanese college multi-channel admission system does exert a better role of matching students and colleges.

Keywords: College Multi-channel Admission System, Family Background, Satisfaction, POLS, 2POLS

JEL Classification: I21, I24