

影響高中參與大學推薦甄選 之因素探討

陶宏麟、陳昌媛、林瓊華

利用自行蒐集的高中資料進行迴歸分析發現，聯考錄取率對高中生參與甄選的意願並無顯著影響，但甄選相對困難度與甄選入學重要程度則提供參與甄選意願的顯著解釋能力。聯考錄取率在解釋參與甄選意願上的不顯著，說明影響學生參與甄選並非「絕對」的概念，而應為「相對」的概念，即同時考慮甄選及聯考的特性，而相對困難度與入學重要程度兩個變數的建立即含有如此的特性。這也反映當一名高中生在面臨是否參加甄選時，其決策的依據為同時衡量兩者的參數，而並非分開來單獨的衡量。困難度指標反映了甄選錄取率，其很可能捕捉到聯考錄取率無法解釋的學生素質差異對參與甄選程度的影響。迴歸分析結果發現，學生素質越高其參與甄選之意願越低，顯示甄選入學對明星高中有排擠效果，至於重要性指標則反映出甄選入學佔其升學越重要者，其參與甄選之意願越高。在學校特性方面，發現畢業生人數越多(學校規模越大)者，其較不願意參與甄選，這可能與一般教育學中認為學校規模越大，教育與行政人員間的溝通障礙越多，造成其行政與教學無效率之觀念吻合。

關鍵字：推薦甄選、大學聯考、probit 模型

Key words: Recommendation and Screening, United Examination, Probit Model

壹、緒論

高中教育為一般教育(general education)，其教育內容著重在培養學生

一般性的基本知識；而大學教育則為高中畢業後專業教育(Professional education)的開始，旨在培養學生專業領域的知識，因而高中畢業生與大學各科系的適當配對即為大學教育成功與否的重要關鍵。以往的大學聯考過度重視公平而忽略大學各科系人才的適性選擇，不僅造成教育資源的浪費，更造成學生就讀無興趣的大學科系，致使潛能無從發揮，違背教育宗旨。因此如果能從大學入學方法上予以改進，給予大學各科系更多選才的自主空間，以及學生依性向選擇科系的機會，必能促成更多高中畢業生與大學各科系的成功配對。至此，多元化入學的觀念因而建立，83 學年度開始採行的推薦甄選遂為此背景下推出的第一個大學聯考外的另一個入學方案。

此方案採行後，參與甄選的大學科系與高中生人數均有逐年上升的趨勢，參與甄選的大學科系由 83 學年度的 217 個系組躍增為 89 學年度的 684 個系組，成長超過兩倍；而報名參與的高中生人數由 83 學年度的 8224 名躍增為 89 學年度的 54518 名，成長近 6 倍(參看表 1)。

表 1：高中與大學參與 83-88 學年度大學推薦甄選情況

學年度	83	84	85	86	87	88
參與大學校數	42	47	49	52	53	54
招生系組數	217	331	461	549	641	684
參與高中校數	167	192	210	215	225	241
招生名額	1410	2820	4684	6491	9873	9204
報名人數	8224	22596	32551	41625	51638	54518

資料來源：《選才》第 57 期，大學入學考試中心，民國 88 年。

為更深入瞭解不同背景的高中參與推薦甄選的傾向，本文首先針對高中在 86 學年度參與甄選之現況加以分析，探討不同區域及聯招錄取率之高中其參與甄選之意願是否有顯著不同，此意願以各高中畢業生人數中參與甄選之比例來代表。另外，亦建立甄選占升學重要程度指標，以檢視甄選

入學人數在各高中進入大學人數中所占之比例，分析以甄選入學為主的高中具備什麼樣的特色。同時，本文利用甄選錄取率與聯招錄取率來建構甄選入學相對困難度以衡量同一所高中之學生其甄選入學與聯招入學的相對難易。再由此二指標初步分析其對各高中參與甄選意願的影響。

最後，本文進一步利用迴歸方法分析高中特性如區域、公私立、學校規模、聯招表現、甄選入學相對困難度、甄選入學重要程度對高中參與甄選意願的影響。在進行實證分析時，由於各高中參與甄選比例之資料為群化資料(Grouped data)，即一所高中只得到一筆資料，此筆資料由該高中之所有畢業生產生，且此資料之範圍必介於 0 與 1 之間，因此我們採用 probit 迴歸模型來估計。

本文安排如下，除第一節為緒論外，第二節為資料來源與甄選概況分析，敘述資料取得方式及高中參與甄選的現況。第三節則建立計量模型，以分析高中參與甄選之影響因素。第四節為結語。

貳、資料來源與高中甄選概況分析

一、資料來源

本研究之高中資料係向高中直接蒐集，¹ 內容包括 86 學年度該校畢業生人數、參加聯招人數，參加各大學科系甄選人數以及錄取人數、各大學科系聯考錄取人數。發出問卷計 115 份，回收 34 份。²

二、甄選概況分析

就高中參與 86 學年度推薦甄選部分來看，其參與甄選比例是指各高中

¹本研究原擬向大學入學考試中心索取全國各高中甄選與聯考資料，但該中心因權責問題無法提供，因而逕自向各高中以問卷方式索取。

²許多高中對其畢業生參與推薦甄選及大學聯考的情況並未做紀錄保留，有些雖有紀錄，但並不完整，例如某些高中僅保留全部推薦甄選的錄取人數，未保留其參與的人數。這是問卷回收不高的主因之一。

全數畢業生人數中參與甄選的比例。此比例用以代表各高中參與甄選的程度，後文亦稱此比例代表高中參與甄選之傾向或意願。同時，為檢視各區域與不同聯考表現之高中其參與甄選的程度是否不同，這裏將取得之高中樣本依北、中、南及東部與離島以及聯考錄取率來分類，比較其參與甄選之程度是否有差異。後節再利用這些資料以迴歸模型分析何種因素影響高中參與甄選程度。

表 2 分別對高中參加甄選比例與錄取比例按照高中所在地區及聯考錄取比例加以分組，並計算各組及各地區之平均參加甄選比例與平均甄選錄取比例。由表 2 可得下列數點結論。

平均參加甄選比例係按照聯考錄取比例 80% 做分野，³ 將該區域內各高中分成兩組，並將該組之各高中參與甄選比例相加除以該組之學校數。各高中甄選錄取比例則以各高中甄選錄取人數除以各高中參與甄選人數而得，平均甄選錄取比例之求法如同平均參加甄選比例之求法。表 2 所得之平均概念均遵照此計算原則。⁴ 就北部來看，其最高之平均參加甄選比例是發生在聯考錄取率較低學校，顯示北部地區聯考錄取率較低之學校有較高參與甄選傾向。以中部觀之，聯考錄取率低的學校雖仍有較高的平均參加甄選比例，不過其間的差異並不大。南部最高的平均參加甄選比例與北部狀況相似，皆是發生在聯考錄取率較低的學校，再度顯示聯考錄取率較低之學校一般皆有較高之參與甄選傾向。至於東部，因其並無聯考錄取率大於 80% 的樣本，故無法由表 2 比較不同聯考錄取率下，其參與甄選程度之差異。

³ 由於以聯考錄取比例 0.8 為分界大略可以將北、中、南三部之樣本學校等分為兩組，故這裏選擇 0.8 為聯考錄取比例高低的分野。

⁴ 計算平均數之方法尚有以跨校人數做為計算基礎，但本文分析的單位為各高中，因而並未採行此類計算方法。

表 2：樣本高中 86 學年度參與甄選程度與錄取比例
— 按區域別與聯考錄取率分^a

區域 \ 項目	聯考錄取比例 (p)	學校數	平均參加甄選比例 (%)	平均甄選錄取比例 (%)	總平均參加甄選比例 (%)	總平均甄選錄取比例 (%)
北部	$0.8 \leq p$	8	39.80	24.88	47.96	22.03
	$p < 0.8$	4	64.28	16.33		
中部	$0.8 \leq p$	3	55.90	21.57	61.64	21.42
	$p < 0.8$	3	67.37	21.26		
南部	$0.8 \leq p$	6	49.42	18.99	66.08	17.43
	$p < 0.8$	4	91.06	15.07		
東部與離島	$0.8 \leq p$	0	0	0	65.9	25.41 ^b
	$p < 0.8$	4	65.90	25.41		

資料來源：本研究自行整理

註 a、兩所高中之回收問卷因資料不全無法計算本表。

註 b、依東部某高中回收問卷，其甄選錄取比例有異常高之現象，超過 50%，造成東部與離島有最高之平均甄選錄取比例。

在平均甄選錄取比例的差異中，北部聯考錄取率大於 80% 的學校其平均甄選錄取比例為 24.88%，而聯考錄取率小於 80% 的學校僅為 16.33%。至於中部與南部聯考錄取率較高的學校，其平均甄選錄取比例亦較高，不過其間之差異不若北部來得明顯。平均而言，不論區域，聯考錄取比例越高之學校，其甄選錄取比例亦隨之較高。

在各區之總平均參加甄選比例中，以南部之 66.08% 為最高，北部之 47.96% 為最低，顯示南部較北部有較高之平均參與甄選之傾向。此外，總平均甄選錄取比例除東部外，以北部學校之平均甄選錄取比例 22.03% 為最高，南部之平均比例 17.43% 為最低。

表 3 分別對高中甄選入學占其升學之重要程度及相對困難度，依高中所在地區及聯考錄取比例加以分組並作表。此甄選占升學重要程度係利用各高中甄選錄取人數除以該高中該學年度聯招與甄選總入學人數求算而得

之百分比，再依表 2 求算各平均值的方法，計算平均值。

表 3：86 學年度樣本高中甄選入學重要程度與甄選入學相對困難度

項目 區域	聯考錄取比例 (p)	學校數目 ^a	甄選入學重要程度 ^b (%)		甄選入學相對困難度 ^c (%)	
北部	$0.8 \leq p$	8	8.66	18.09	27.04	45.21
	$p < 0.8$	5	33.18		74.28	
中部	$0.8 \leq p$	3	12.07	17.68	23.02	34.62
	$p < 0.8$	3	23.29		46.23	
南部	$0.8 \leq p$	7	9.28	18.08	22.02	34.11
	$p < 0.8$	4	33.48		55.29	
東部與離島	$p < 0.8$	4	38.68	38.68	79.46	79.46

資料來源:本研究自行整理

a：表 3 較表 2 增加 2 所高中，此 2 所高中之資料僅足以計算表 3 之變數

b：甄選入學重要程度=(甄選入大學人數/總入大學人數)×100

c：甄選入學相對困難度=(甄選錄取率/聯考錄取率)×100

甄選占升學重要程度指標可用來檢視甄選入學在各高中升學中所占之地位，一如預估，聯考錄取率較低之學校其依賴甄選入學的比例也越大，顯示甄選入學制度的確成為聯考錄取率較低學校學生進入大學的重要途徑。易言之，若甄選入學之目的在提供具有某方面特殊專才但總學業成績未盡理想的學生進入大學，則依目前態勢觀之，其應已為這些學生提供了適當的入學管道。

就區域來看，甄選入學在東部與離島最為重要，且其數值高達 38.68%，表示來自於東部樣本高中之大一新生中，每 100 人中有近 39 人是由甄選方式進入大學，此數值超過其他地區的兩倍。

甄選入學相對困難度係利用各高中甄選錄取比例除以該高中聯考錄取比例後所得之百分比，按照聯考錄取比例與地區分組，其平均值之計算方法亦同於表 2。此指標主要在衡量甄選入學對聯考入學的相對難易。⁵ 其分母表示 100 人參加聯考，多少人可順利考上大學；分子則代表相同的 100 人參加甄選，多少人可順利以甄選方式進入大學。以北部聯考錄取率 80% 以上之學校為例，其 27.04% 表示有 100 名學生以聯招方式進入大學，但若此 100 名學生參加甄選，則僅有 27.04 名可透過甄選進入大學。因此只要其未大於 100%，均表示甄選入學較聯考入學更為困難。由於聯招錄取率遠大於甄選錄取率，此欄之數值恒小於 100% 並不令人意外。值得注意的是，表 3 顯示聯考表現越好之高中，平均來說其以甄選入學相對於聯考入學的困難度反而較其他高中更高，但這並非表示其甄選錄取率即較其他高中為低，而是其更易以聯招入學，此點亦可由表 2 得到驗證。

總結上述的分析，一名聯考表現較佳學校之學生與另一名聯考表現較不理想學校之學生，當同樣面對兩種入學方式時，他們都有相同的感受——甄選入學較為困難，然而如此的感受又以聯考表現較佳學校之學生更為強烈。對這些學生而言，兩種入學方式既然以甄選更為相對地困難，與其花時間準備一種不易入學的推薦甄選，不如省下時間好好準備更易入學的聯考，此點結論在表 2 亦得到充分之驗證。聯考表現越佳學校，其參與甄選的傾向也越低。因此，決定參與甄選程度之因素絕非該校單純的甄選錄取率，表 2 顯示，甄選錄取率越高者其參與甄選程度未必較高。換句話說，真正影響其參加甄選意願者應為甄選與聯考入學兩者之相對困難度。此相對困難度不論區域，均以聯考錄取率佳者較高。若以區域別來看，以甄選方式入學又以中南部學生最為困難，而以東部及離島學生較為相對不困難。

⁵ 本文係用聯招錄取率衡量聯招入學的絕對難易度，但若某些實力較好學生其聯招選填志願很少而造成落榜，並不代表其以聯招進入大學較為困難。此時，若用聯招錄取率表示困難度會產生偏誤，但在一般情況下，上述之情形僅是特例，亦即大部份之高中生仍是會選填較多的科系，以防止其落榜。

參、影響高中參與甄選之因素

本節分析高中參與甄選程度與高中特性間的關係，這些特性如區域、公私立、學校規模、聯考表現、甄選入學相對困難度、甄選入學重要程度等。因高中所在區域及公私立高中皆是無法量化之變數，是故以虛擬變數(dummy variables)來檢驗其對高中參與甄選程度之影響，此處我們將高中依北、中、南、東部及離島分成四區，利用迴歸分析檢驗不同區域之高中，其在參與甄選程度上是否有顯著不同。公私立高中虛擬變數之係數則可檢定公私立高中，何者有較積極參與甄選的程度。此外尚以畢業生人數表示學校規模之特性，分析學校大小對其參與甄選程度之影響是否顯著，規模越大或越小之學校在參與甄選上是否具有激勵學生參與甄選之效果。同一高中在申請同一大學科系時設有配額限制，大規模學校可得同一科系較多的配額，如果此類效果顯著，其係數趨向為正。然而如果參與甄選意願純粹為各高中行政幕僚對甄選態度的反映，顯然學校的大小對參與甄選意願很可能無顯著影響。⁶

此模型以聯招錄取率表示該校之排名，加入此變數的主要原因是希望檢定聯考表現的好壞是否會明顯地影響其參與甄選之意願。由表 2 其實已可初步觀出聯考錄取率越高之學校有越低之參與甄選傾向，這裏希望藉迴歸分析再作進一步確認，同時，聯考錄取率也代表另一種升學方式的絕對難易度。因而此項變數亦可用以檢定另一種升學方式的絕對難易度對其參與甄選意願的影響。

⁶ 雖然目前已有迴歸模型利用延遲變數(lagged variables)來分析因果關係，如 VAR 模型等，不過一般迴歸分析無法由分析結果探討其因果關係，除非研究者根據理論或直覺刻意將屬於「因」的變數納入迴歸的右式，如此的迴歸分析結果即可檢定這些因果關係是否存在。例如變數間有明顯的先後發生順序，先發生者其是「因」的可能顯然較大。學生決定是否參加甄選時的背景，不可能會回頭受到其參加決策的影響，例如，本文模型的區域、公私立、學生人數在學生決定是否參加甄選時已被固定，自然不可能是「果」。至於聯招錄取率、困難度、重要程度這些變數雖然並非事先發生，但作者是想以這些變數來代表各高中的特性，最好的做法應以前期發生的變數代入，但因前期資料未蒐集，故以同期之數據來代表。在觀念上，學校的特性不會是被學生參加甄選所影響的「果」，這也是我們引用「影響」字眼的原因。

前節已解釋甄選入學相對困難度表示甄選入學對聯招入學之相對難易度，因此甄選有較高相對困難度者其越無意願參與甄選，由於相對困難度之百分比值越低表示甄選入學越困難，因而其參與甄選意願越低，預測此係數符號應為正。甄選入學重要程度表示甄選與聯考兩種入學方式中，甄選入學對該校之重要性。甄選為相對於聯考的另一種入學方式，其較聯考入學更著重特殊專長的潛能，當這類學生不易由傳統的聯考方式入學時，甄選入學或可為其提供另一種進入大學的機會。因此，此項變數係數若為正且顯著，表示甄選越為重要升學管道之高中，其學生有越高參與甄選之傾向。此所衍生之涵義其實即在檢定目前多元入學制度是否確已提供智育成績未盡理想而具他方面專才者另一種可行的入學管道。若其已發揮此類功能，預測此項解釋變數對高中參與甄選程度之影響應為正。事實上由表 2 及表 3 其實已初步反映甄選入學相對困難度愈低及甄選入學重要程度越高之學校，其平均參加甄選比例明顯地高於甄選入學相對困難度較高及甄選入學重要程度較低之學校。⁷

在對高中參與甄選程度作迴歸分析時，其資料型態為群化資料之比例值，一般最小平方迴歸模型(OLS)及 probit 模型均可分析此類資料。⁸ 這裡先討論 OLS 模型，其基本模型如下：

$$p_i = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ij} + u_i, \quad i=1, \dots, m \quad (1)$$

其中 p_i 為第 i 所高中其學生參與甄選之比例，共有 m 所高中， X_{ij} 為第 i 所高中之第 j 個解釋變數，共有 k 個解釋變數， u_i 為誤差項， β_0 及 β_j

⁷ 我們以最能夠刻劃各高中參與推薦甄選的背景——聯考錄取率與推薦甄選錄取率來代表各高中的特色。有關各高中教師與學生等的背景因素雖未納入模型，但教師鼓勵學生參與推薦甄選的態度，以及學生參與推薦甄選的意願，多少都受到這兩個主要因素的影響，因此其或許即已含蓋這些背景因素的影響。另外，因為模型的主要資料並非學生個別資料，眾多學生的家庭背景很難能在一筆資料下呈現。

⁸ 有關這些模型的詳細介紹可參看計量經濟學相關書籍如 Pindyck and Rubinfeld(1998), *Econometric Models and Economic Forecasts*。

為迴歸係數，又 $E(u_i) = 0$ ， $\text{var}(u_i) = \pi_i(1 - \pi_i)/n_i$ ， π_i 為第 i 所高中其學生參與甄選比例之期望值，即 $E(p_i) = \beta_0 + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{ij} = \pi_i$ ，⁹ n_i 為第 i 所高中學生人數。

由 $\text{var}(u_i)$ 可知，此模型具有異質變異(heteroscedasticity)之問題，¹⁰ 估計時應作矯正，以使估計量具備最佳線性不偏(BLUE)性質。其矯正的原理即在使矯正後的誤差項其變異數為同質，是故若被解釋變數與解釋變數同時乘上 $w_i = (\text{var}(u_i))^{-1/2}$ 之權數，則新的誤差項 $u_i \cdot w_i$ 之變異數均為 1，但 w_i 中之 π_i 無法得知，實務上先對(1)式進行 OLS 迴歸分析，得到參數估計值 $\hat{\beta}_0$ 與 $\hat{\beta}_j$ ，¹¹ $j=1, \dots, k$ 再代回(1)式可得預測值 \hat{p}_i ，再以 \hat{p}_i 代替 π_i 以求 w_i 之估計值，再對(1)式進行異質變異數之矯正，其模型已變為

$$\tilde{p}_i = \tilde{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j \tilde{X}_{ij} + \tilde{u}_i \quad (2)$$

其中 $\tilde{p}_i = p_i / \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)/n_i}$ ， $\tilde{X}_{ij} = X_{ij} / \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)/n_i}$ ， $\tilde{u}_i = u_i / \sqrt{\hat{p}_i(1 - \hat{p}_i)/n_i}$ ，

再針對(2)式進行 OLS 迴歸分析，可得 $\hat{\tilde{\beta}}_j$ 與 $\hat{\tilde{\beta}}_0$ ，其為不具異質變異之參數估計值。此模型的問題在於若配適值(fitted value) \hat{p}_i 超出 0 至 1 的範圍，在意義上無法解釋，¹² 因而本文不擬採用此種模型，而以 probit 模型進行分析，此時

⁹ 第 i 所高中學生人數 n_i 人，每人參加甄選的期望機率為 $\pi_i = E(p_i)$ ，不參加的期望機率為 $1 - \pi_i$ 。此如同二項分配出象(outcome)為 1 之機率 π_i ，為 0 之機率 $1 - \pi_i$ ，全校參與甄選的人數 S_i 之期望值 $E(S_i)$ 為 $n_i \cdot \pi_i$ ，變異數為 $\text{Var}(S_i) = n_i \pi_i (1 - \pi_i)$ 。由於(1)式右邊僅 u_i 為隨機變數，故 $\text{Var}(p_i) = \text{Var}(u_i)$ ，而 $P_i = S_i/n_i$ ，故 $\text{Var}(p_i) = \text{Var}(S_i/n_i) = \pi_i(1 - \pi_i)/n_i$ 。

¹⁰ 一般傳統迴歸模型要求誤差項之變異數均相等，即對任意 i ， $\text{Var}(u_i) = \sigma^2$ ，此稱為同質變異數(homogeneity)，連帶其他假設之成立可使迴歸估計量有最佳線性不偏的性質，一旦其變異數不相等，其估計量雖為不偏(unbiasedness)與一致(consistency)，但不再為線性不偏估計量中變異數最小者。

¹¹ 一般以「 \wedge 」代表估計或預測值。

¹² 本文亦曾以矯正後 OLS 模型分析，但其預測值有大於 1 之情況，與其為一比例必介於 0 與 1 間之事實不符，故本文以矯正後之 probit 模型分析。

$$p_i = \Phi(\beta_0' + \sum_{j=1}^k \beta_j' X_{ij}) + u_i = \Phi(Y_i) + u_i = \pi_i + u_i, \quad ^{13} \Phi \text{ 爲標準常態累積機}$$

率密度函數。利用 Taylor 展開式可得其反函數爲

$$Z_i = \Phi^{-1}(p_i) = \Phi^{-1}(\pi_i + u_i) \cong \Phi^{-1}(\pi_i) + \frac{d\Phi^{-1}(\pi_i)}{d\pi_i} u_i \quad (3)$$

又因 $\pi_i = \Phi(Y_i)$ ，可得下列等式

$$\frac{d\Phi^{-1}(\pi_i)}{d\pi_i} = \frac{d\Phi^{-1}(\pi_i)}{d\Phi(Y_i)} = \frac{1}{\frac{d\Phi(Y_i)}{d\Phi^{-1}(\pi_i)}} = \frac{1}{\frac{d\Phi(Y_i)}{dY_i}} = \frac{1}{\Phi'(Y_i)} = \frac{1}{\phi(Y_i)} = \frac{1}{\phi(\Phi^{-1}(\pi_i))} = \frac{1}{\phi_i}$$

上式中， Φ' 爲標準常態累積機率密度函數之微分， ϕ 爲標準常態機率密度函數。因此，令 $u_i' = u_i / \phi_i$ 則(3)式可改寫成

$$Z_i \cong \Phi^{-1}(\pi_i) + u_i / \phi_i = \beta_0' + \sum_{j=1}^k \beta_j' X_{ij} + u_i' \quad (3)'$$

其中 $E(u_i') = 0, \text{var}(u_i') = \frac{\pi_i(1-\pi_i)}{n_i \phi_i^2}$ ，¹⁴ n_i 爲第 i 組之樣本個數。

由 u_i' 之變異數可知，此模型亦有異質變異，仍應作矯正，其矯正方法如同上述，先對(3)'式進行 OLS 迴歸分析，可得參數估計值 $\hat{\beta}_j'$ 與 $\hat{\beta}_0'$ ，代回(3)'式可得預測值 $\hat{Z}_i = \Phi^{-1}(\hat{\pi}_i) = \hat{Y}_i = \hat{\beta}_0' + \sum_{j=1}^k \hat{\beta}_j' X_{ij}$ ，此時

$$\text{var}(\hat{u}_i') = \frac{\Phi(\hat{Y}_i)[1 - \Phi(\hat{Y}_i)]}{n_i [\phi(\hat{Y}_i)]^2} = \frac{\hat{\pi}_i(1 - \hat{\pi}_i)}{n_i \hat{\phi}_i^2}$$

¹³ 迴歸係數加上「'」在與(1)式之迴歸係數區別。

¹⁴ $\text{Var}(u_i') = \text{Var}\left(\frac{u_i}{\phi_i}\right) = \frac{1}{(\phi_i)^2} [\text{Var}(u_i)] = \frac{\pi_i(1-\pi_i)}{n_i(\phi_i)^2}$ 。

矯正後之模型為

$$\Phi^{-1}(\tilde{p}_i) = \tilde{\beta}_0 + \sum_{j=1}^k \tilde{\beta}_j \tilde{X}_{ij} + \tilde{u}_i \quad (4)$$

其中 $\Phi^{-1}(\tilde{p}_i) = \Phi^{-1}(p_i) / [\text{var}(\hat{u}_i)]^{1/2}$, $\tilde{X}_{ij} = X_{ij} / [\text{var}(\hat{u}_i)]^{1/2}$,

$\tilde{u}_i = u_i / [\text{var}(\hat{u}_i)]^{1/2}$, 此時之矯正權數為 $w_i = [\text{var}(\hat{u}_i)]^{-1/2}$ 。

再針對(4)式進行 OLS 迴歸分析，可得參數估計值 $\hat{\tilde{\beta}}_0$ 與 $\hat{\tilde{\beta}}_j$, $j=1, \dots, k$ 。依此，本文設定之模型如下

$$\begin{aligned} \Phi^{-1}(\tilde{p}_i) &= \tilde{Z}_i = \tilde{Y}_i + \tilde{u}_i \\ &= \tilde{\beta}_0 \tilde{X}_{i0} + \tilde{\beta}_1 \tilde{X}_{i1} + \tilde{\beta}_2 \tilde{X}_{i2} + \tilde{\beta}_3 \tilde{X}_{i3} + \tilde{\beta}_4 \tilde{X}_{i4} + \tilde{\beta}_5 \tilde{X}_{i5} + \tilde{\beta}_6 \tilde{X}_{i6} + \tilde{\beta}_7 \tilde{X}_{i7} + \tilde{\beta}_8 \tilde{X}_{i8} + \tilde{u}_i \end{aligned} \quad (5)$$

原變數乘上權數 w_i 所得之轉換後變數以上標「~」表示，而 \tilde{X}_{i0} 即為權數， \tilde{X}_{i1} 、 \tilde{X}_{i2} 與 \tilde{X}_{i3} 分別為北部、中部與南部之轉換後區域虛擬變數，當為其區域內之高中，其對應之原虛擬變數為 1，否則為 0。 \tilde{X}_{i4} 為轉換後之公私立虛擬變數，若為公立則原虛擬變數為 1，私立為 0。 \tilde{X}_{i5} 、 \tilde{X}_{i6} 、 \tilde{X}_{i7} 與 \tilde{X}_{i8} 分別表示轉換後之高中畢業生人數、聯招錄取率、甄選入學相對困難度及甄選入學重要程度， \tilde{u}_i 為轉換後之誤差項。

針對上述模型進行迴歸分析，¹⁵ 其結果列於表 4。¹⁶ 依據表 4 得知，在其他條件不變下，南部高中參與甄選之意願顯著的高於東部，北部及中部則與東部無顯著差異。這似乎與表 2 的結果違背，但我們須注意，迴歸

¹⁵本文迴歸模型採用 Limdep7.0 套裝軟體進行，此套裝軟體以專門處理 probit 相關模型而著名。

¹⁶這裏須注意，表 4 中之 R2 非常接近 1 並不表示迴歸的配適幾近完美，(5)的迴歸式中其實並無常數項，這使得 R2 值已不再介於 0 與 1 之間，然而其值越高仍表示配適越好。

分析所得的係數係在固定其他變數，而單以該自變數的變動來視其對應變數的效果，而表 2 中之數據則為所有因子的綜合效果。公立高中較私立高中雖有較低之參與甄選意願，但結果並不顯著。學校規模對參與甄選之程度具顯著負向影響，顯示學校規模越大，其學生越無意願參與甄選。此結果與一般教育學中對學校規模的研究有一致的結論，例如 Smith(1966)指出，學校規模越大，教育與行政人員間的溝通障礙越多，導致教學與行政欠缺效率。又如 Bridges(1964)認為一般學校規模越大，教師參與學校活動的意願越低。蓋浙生(民國 82 年)亦認為學校規模的擴大不利於校內成員間的互動，對學校氣氛及學生的學習多少有負面的影響。因而也不難想像學校規模越大，其帶起的參與甄選氣氛也就較差。

表 4：高中參與甄選程度-probit 模型迴歸分析結果

變數	參數估計值	t 值	p-value
常數	0.2740	1.23	0.23
北區	0.1026	0.67	0.51
中區	0.0267	0.18	0.86
南區	0.2950*	2.70	0.013
公立	-0.0524	-0.29	0.77
畢業生人數	-0.0006*	-3.64	0.00
聯招錄取率	-0.2795	-0.83	0.41
困難度	-2.0751*	-9.43	0.00
重要程度	6.9259*	10.82	0.00
$R^2=0.99996$ $\bar{R}^2 = 0.99995$			

註：「*」表示 5%檢定水準下為顯著

聯招錄取率的符號雖仍為負，但其結果並不顯著。這似乎賦予與表 2 截然不同的詮釋，即真正影響甄選參與意願者，似乎並非衡量另一種升學

方式絕對難易度之聯招錄取率，而為甄選入學重要程度。迴歸結果顯示甄選入學重要程度對甄選參與意願有非常顯著的影響，甄選入學重要程度越高之高中其參與甄選之意願越高。

此外，甄選入學相對困難度較低(指標數值較高)之學校其參與甄選意願應較甄選入學相對困難度較高(指標數值較低)學校為高，但根據本研究所得的樣本進行之迴歸分析，其值卻為負，這樣的結果雖違反預期，但卻為真實樣本資料的反映。此迴歸係數的意義為其他變數固定下，甄選相對困難度增加 1 單位對學生參與甄選意願的影響，由於聯招錄取率為模型的另一變數，在得到困難度係數時，聯招錄取率事實上也是固定在同一水準下。換句話說，困難度係為甄選錄取率除以聯招錄取率，由於聯招錄取率也被固定，是故在迴歸分析中，困難度的變動完全來自甄選錄取率的變動，而困難度係數為負亦可解釋為甄選錄取率越高的學校，其參與甄選的意願越低。按理說甄選錄取率越高，該校參與甄選的傾向也應越高，迴歸結果適得其反，但卻也符合表 2 所呈現的結果。兩所聯招錄取率相同的高中很可能因考上科系排名的差異而反映兩所學校其學生的素質仍有相當的差異，¹⁷ 如果甄選錄取比例的高低解釋了聯招錄取率未捕捉到的學生素質差異，則迴歸結果顯示學生素質越高其參與甄選意願越低。這樣的結論不僅反映優秀學生不願耗費時間於相對錄取率不高的甄選上，亦反映推薦甄選在明星高中因配額限制所產生的排擠效果，¹⁸ 由於學生無法藉甄選進入其聯考可進入之志願較前的大學科系，因此其參與甄選之意願也較低。若果真如此，復由目前大學甄選招生數額遞增的趨勢來看，明星高中似為推薦甄選的主要受損者，當然這或許就可達到當初開辦推薦甄選的其中一個目的——打破明星學校(參看大考中心《我國大學入學制度改革建議書——

¹⁷本文所提「學生素質」或「優秀學生」等用語單指以智育成績衡量，並未考慮其他方面的成績。

¹⁸按《87 學年度大學推薦甄選入學招生簡章彙編》，應屆畢業生在 14 班(含)以下者，得對每一參與甄選的大學科系推薦兩名學生；十五班(含)以上者得對每一參與甄選的大學科系推薦三名學生。

大學多元入學方案》。

(5)式迴歸所得之係數為各自變數對標準常態變數 Z 的邊際影響，尚不為自變數對參與甄選機率之影響，由前文知參與甄選機率為

$$p_i = \Phi(\tilde{Y}_i + \tilde{u}_i) = \Phi\left(\sum_{j=0}^8 \tilde{\beta}_j \tilde{X}_{ij} + \tilde{u}_i\right)$$

因此，任一自變數對參與甄選比例之邊際效果為

$$\frac{\partial p_i}{\partial X_{ij}} = \frac{\partial \Phi}{\partial \tilde{Y}_i} \frac{\partial \tilde{Y}_i}{\partial \tilde{X}_{ij}} \frac{\partial \tilde{X}_{ij}}{\partial X_{ij}} = \phi(\tilde{Y}_i) \tilde{\beta}_j w_j$$

表 5: 影響高中參與甄選程度之各重要變數邊際效果

區域	公私立	畢業生人數	困難度	重要程度
北部	公立	-0.0249%	-0.7956%	2.6188%
	私立	-0.0245%	-0.7828%	2.5708%
中部	公立	-0.0254%	-0.8105%	2.6769%
	私立	-0.0251%	-0.8007%	2.6383%
南部	公立	-0.0231%	-0.7398%	6.6731%
	私立	-0.0225%	-0.7206%	6.4636%
東部	公立	-0.0256%	-0.8146%	3.6119%
	私立	-0.0253%	-0.8059%	3.5432%

因而 probit 模型之邊際效果會隨著 X_{ij} 值之不同而變動，並非一固定值，因此本文以所有變數固定在平均值來計算邊際效果，此邊際效果列於表 5。在其他條件不變下，東部公立高中畢業生人數增加 1 人時，其參與甄選程度減少 0.0256%，私立高中則減少 0.0253%；甄選入學困難度減少

1%時(數值增加 1%)，其參與甄選程度在公立高中減少 0.8146%，在私立高中減少 0.8059%為所有區域中變化最大的數值。重要程度的變動影響則以南部高中變動最大，當其重要程度增加 1%時，公立高中參與甄選程度增加 6.6731%，而私立則增加 6.4636%。

肆、結語

就高中資料初步分析發現，聯考錄取率低者、甄選入學占其升學越重要者，以及甄選入學相對於聯考入學困難度越低者，有較高參與甄選之傾向；反而甄選錄取率高之高中，其參與甄選的傾向較低，這反映決定參與甄選之因素絕非單純的甄選錄取率。

以上係對高中樣本資料初步分析所得之結論，然而就高中參與甄選及聯招表現進行迴歸分析卻發現，在固定其他變數後，聯考錄取率對高中生參與甄選的意願並無顯著影響，但甄選相對困難度與甄選入學重要程度則提供參與甄選意願的顯著解釋能力。聯考錄取率在解釋參與甄選意願上的不顯著，說明影響學生參與甄選並非「絕對」的概念，而應為「相對」的概念，即同時考慮甄選及聯考的特性，而相對困難度與入學重要程度兩個變數的建立即含有如此的特性，這其實也反映當一名高中生在面臨是否參加甄選時，其決策的依據為同時衡量兩者的參數，並非分開來單獨的衡量。在固定其他變數下，困難度指標反映了甄選錄取率，其很可能捕捉到聯考錄取率所無法解釋不同高中之學生素質差異對參與甄選程度的影響。迴歸分析結果發現，學生素質越高其參與甄選之意願越低，顯示甄選入學對明星學校有排擠效果，至於重要性指標則反映出甄選入學佔其升學越重要者，其參與甄選之意願越高。在學校特性方面，發現畢業生人數越多(學校規模越大)者，其較不願意參與甄選，這與一般教育學中認為學校規模越大，教育與行政人員間的溝通障礙越多，造成其行政與教學無效率之觀念吻合。

參考書目

- 大學入學考試中心(民88)。選才,第57期。
- 大學入學考試中心(民87)。83-87學年度大學試辦推薦甄選入學招生方案檢討報告。
- 大學入學考試中心(民81)。我國大學入學制度改革建議書—大學多元入學方案。
- 大學入學考試中心(民80)。大學聯考對高中教育的影響。
- 大學入學考試中心(民80)。大學聯考對大學教育的影響。
- 丘愛鈴(民87)。我國大學聯招政策變遷之研究。師範大學教育研究所博士論文。
- 呂俊甫(民61)。我國大專入學制度的改革。國立政治大學學報,25,79-110。
- 宗亮東(民63)。大學入學考試之改進。中山學術文化集刊,14,235-270。
- 姚霞玲等(民83)。83學年度推薦甄選探究。大學入學考試中心。
- 蕭次融(民83)。推薦入學方式之研究。教育研究資訊,2(2),12-28。
- 蕭次融等(民85)。84學年度推薦甄選追蹤調查研究。大學入學考試中心。
- 蕭次融等(民87)。85學年度推薦甄選追蹤調查研究。大學入學考試中心。
- 蕭次融(民87)。84學年度推薦甄選追蹤調查研究。大學入學考試中心。
- 蓋浙生(民82)。教育經濟與計畫。台北:五南。
- Bridges, E. M. (1964), "Teacher Participation in Decision- Making," *Administrator's Notebook*, Vol.12, No.1-4。
- Pindyck, R. S. and D. L. Rubinfeld (1998), *Econometric Models and Economic Forecasts*, Irwin/McGraw-Hill。
- Smith, A. G. (1966), *Communication and Status*, Center for the Advanced study of Educational Administration, University of Oregon.

陶宏麟,現任東吳大學經濟系副教授

林瓊華,現任銘傳大學國貿系副教授

陳昌媛,現任東吳大學經濟研究所畢業生

作者感謝蕭次融對本論文提供的建議,以及國科會的經費補助。