

教育科學研究期刊 第五十五卷第二期

2010年，55(2)，115-139

高中職入學制度中在校成績 採計校正方式之比較

陳柏熹

國立臺灣師範大學
教育心理與輔導學系
副教授

邱佳民

國立臺灣師範大學
心理與教育測驗研究發展中心
研究員

曾芬蘭

國立臺灣師範大學
心理與教育測驗研究發展中心
副主任

摘要

高中職免試入學為教育部目前的重要政策。根據該項政策，在校成績將成為各項入學管道的主要參考資訊。但由於各校對成績的評分標準與評分方式皆不相同，因此如何使在校成績採計作到公平性將成為一項重要的問題。本研究主要目的是發展校正不同學校在校成績的模式，以使在校成績能盡量做到像國中基本學力測驗（以下簡稱國中基測）一般的公平性。研究方法是採用多元迴歸分析與階層線性模式來校正在校成績，以瞭解在校成績相關的自變項對國中基測成績之解釋變異量。其中依變項為國中基測成績，自變項為學生在校成績 Z 分數、依學校標準差校正後的學生成績 Z 分數，以及學校在全國中的 Z 數。研究資料為 2008 年參加國中基測之臺北縣學生之國中基測成績與在校 3 年成績。結果顯示，若只用學生在校成績 Z 分數而不作任何校正，對未來國中基測成績之可解釋變異量介於 65%~80%，使用迴歸分析的效果略優於階層現性模式；加入學校標準差後其可解釋變異量幾乎都沒有提升；再加入學校在全國中的 Z 數後其可解釋變異量提高至 72%~89%，此時階層線性模式略優於多元迴歸。根據此結果，未來若能在使用學生在校成績時加入某些會考或學力檢測中各校相對表現來進行校正，將更能反映出學生能力在全國母群體中的相對位置，提高在校成績使用之公平性。

關鍵字：多元迴歸、在校成績、高中職入學制度、階層線性模式

壹、緒論

在校成績是學生在學校學習階段中的最直接表現。它不但反映了學生在學校各學科課程中的學習狀況，更可以反映出學生在不同學習階段時的成長與變化情形。因此，在校成績可以算是學生在各學習階段中的詳細記錄。但是在目前國內各階段的入學制度中，在校成績被使用的情形並不普遍，或占決策的比重不高。究其原因，主要是擔心採計在校成績會造成不公平的現象，而造成不公平的可能原因包含各校學生的程度不同、老師的評分標準不同、評量學生表現的方式不同……等。除了公平性的問題外，在校成績的採用會不會造成學生更大的壓力？應該要採計哪些科目的成績？哪些年級的成績？以及各科目或各年級的比重為何？這些都是採計在校成績時所可能面臨到的問題。因此，學生、家長與社會大眾寧可相信單次的統一入學測驗結果，而不願相信學校與專業教師經過 3 年對學生學習狀況的整體評估，這對教師的專業而言是相當大的打擊。

然而，從測量的觀點來看，多次測量對學生能力估計的精確度應該會比單次測量的效果好。在入學制度中不使用在校成績對整個教育體系來說是相當大的浪費，而且學校平時的評量就失去意義了。採計在校成績的相關問題有些是可以藉由適當的統計方法來改善的，如果因為擔心這些問題而放棄這麼有用的資訊，對學校的選才來說相當可惜，甚至也抹煞了學生過去的努力學習成果。為了能對採計在校成績的問題能有較完整的探討，本研究針對目前在入學制度中採計在校成績的公平性問題研擬出一些解決方案，並以實徵資料研究來分析這些方案的效果，以對未來在入學制度中採計在校成績的作法提出建議。

一、入學制度中採計在校成績的相關問題

根據過去教育專家與學者對於在校成績採計方式的觀點，有關採計在校成績可能造成的問題歸納如下（丁亞雯、何耀彰、賈紅鶯、楊世瑞、張佩玉，1995；林昭賢，1995；郭生玉，1995；許志銘，1989；曾憲政，1995；楊百世，1996；楊朝祥，2002；鄭進丁，1997）：

（一）教師評分公平性的問題

在校成績的評量主要是由授課教師來進行，雖然大部分授課教師都有修過教育測驗與評量的相關課程，但授課教師在進行成績評量時是否真有足夠能力能設計出較公正、客觀的評量方式或工具？這是學者與社會大眾較擔心的問題。尤其每位教師的評分嚴苛程度不同，評分時關心的重點不同，因此不同老師所評量出來的分數很難互相比較或等化（equating）。

此外，也有學者擔心，一旦在校成績列入升學制度中採計，教師很有可能會受到家長或學校的壓力而影響其評分公平性，尤其是當家庭社經地位與家長權勢較高時，教師在進行評量時難免會受到壓力而影響其公平性（丁亞雯等，1995）。

（二）各校學生能力水準不一致的問題

採計在校成績時通常需要計算學生在學校內的成績排名，是屬於常模參照（norm reference）評量方式。這種參照方式受到學校學生能力水準的影響很大，如果該校學生能力都很好，則學生在學校中的相對位置可能較低；若該校學生能力都不太好，則上述相同能力的學生在學校中的相對位置就比較高了。亦即，學生在校內成績的排名取決於該校學生的整體程度，而國內各校學生的程度又不盡相同，甚至有些學校間的能力差異頗大，因此不同學校的學生的在校成績很難互相比較，除非能有一個公平的調整方式能夠根據各校整體程度來調整在校成績。

此外，學校學生人數對在校排名的影響也很大，如果學校人數很少（例如：每屆畢業生僅 20 人），則學生在校內成績的排名其誤差將會比較大，只要多贏過 2 人，其在校排名就能增加 10%。但是對於都會地區的學校而言，通常一屆畢業生都有 200 人以上，如果在校排名要進步 10%，其成績至少要贏過 20 人以上才有辦法。因此就造成了不同學校學生在採計在校成績時的不公平現象。陳柏熹（2007）曾針對這方面的問題進行模擬研究，結果顯示，學校平均程度、學校人數多寡與該校能力的分散情形是影響在校成績採計誤差大小的重要因素。

（三）在校成績採計比重問題

除了評分公正性與各校學生程度不同的問題外，在採計在校成績時也會面臨到採計比重的問題。這裡的採計比重包含在校成績列入升學採計時所占的比重多高、在校成績中各科目所占的比重，以及各年級成績占在校成績的比重。就第一項來說，以 1992 年辦理的自學方案為例，有些縣市認為在校成績與統一入學測驗成績應各占 50%；但也有人認為在校成績不宜比重太高，以 30% 為宜。至於比例應為多少，其實大多是屬於共識性的意見，並沒有任何學理上的依據。

再以在校成績中各學科或學習領域所占的比重來看，也是很難有定論。目前這方面，多半是以各縣市或各學校在推薦甄選入學的管道中自行決定，有些學校只採計某一科成績、或只用某些成績作為門檻，有些學校只採計國文、英文與數學三科成績，這些幾乎都是各校自主決定。再以第三項問題來看，是否前一學習階段的 3 年成績要全部採計，還是只採計最近 2 年的成績，或甚至第 1 年成績占在校成績比重較低，而後 2 年成績占在校成績比重較高等作法（郭生玉，1995），這些都是屬於共識性的意見，目前也沒有任何學理上的依據。

（四）採計在校成績對學生學習的影響

採計在校成績對學生的最大影響將是使學生在學校的學習階段產生壓力。過去入學制度大多沒有採計在校成績，因此學生在學校的學習狀況不會影響到日後的升學進路，因此即使在校期間沒有用心學習，或沒有學得很好，照樣可以在統一入學考試前加緊練習以獲得好成績，這樣學生仍然可以進入心目中理想的學校就讀。雖然不採計在校成績的作法會讓統一入

學考試前的壓力增大，形成一試定終生的恐懼，而且很容易影響學校的教學變成都是以入學考試為主，但是卻能夠給予那些在學階段表現不佳的學生一個改過自新的機會。

一旦採計在校成績，學生就需要在每個學習階段都認真學習以獲得好成績，否則就無法進入理想的學校就讀。這樣的作法會使學生在每個學習階段都面臨隨時被評量的壓力，使其重視各階段的學習，但卻能使學校教學較正常化，不需要都以考試為主，而且比較不會有一試定終生的恐懼，對於面對大型考試時較容易緊張而表現失常的學生而言壓力反而較小。

二、入學制度中採計在校成績的情形

目前國內各階段的多元入學制度大同小異，大致可以分為兩大主軸，第一類是以推薦甄選與申請入學為主，主要是由前一學習階段學校或學生主動向未來欲就讀的學校申請或參加甄選，在這方面已經有些學校開始採計前一學習階段的在校成績，但是大部分還是根據統一的入學測驗（國中基測、技專入學統測或大學學科基本能力測驗），配合各校自行辦理的甄選考試，或再加入學生的特殊表現或得獎記錄來進行篩選。另一類是以登記分發入學為主，這一項入學管道幾乎都是以統一的入學測驗成績作為唯一的決定標準，頂多在大學的入學管道中，有些學校或科系會針對不同學科的測驗結果進行加權。因此，在目前的多元入學制度中，幾乎只有第一類的管道可能會用到在校成績。舉例如下：

（一）大學入學的在校成績採計

在大學的多元入學制度中，僅有部分學校在推薦甄選的管道中有採計學生的在校成績，而且大多僅作為門檻。例如：2007 年交通大學資訊工程學系資訊工程組的推薦條件就是學生在學校的數學成績必須是全校前 30% 才能參加推薦。而其他在校成績則是一併列入資料審查項目中，占甄選或申請入學第二階段成績的 60%。不過，此在校成績到底占多少比例，並沒有明定。其他學校的甄選與申請入學也有類似作法。

（二）技專校院入學的在校成績採計

技專院校的入學管道是目前國內入學制度中採用在校成績最多的。雖然大部分的登記分發入學仍然是只採計四技二專或二技統一入學測驗的成績，但是在四技進修部、二專夜間部以及二技進修部的招生時幾乎都是同時採計統一測驗的成績與高中職在校成績。表 1 為 2007 年技專校院入學成績採計一覽表，從表中可以看出技專校院對於學生在學習階段成績的採用相當多元化，而且也相當廣泛。不僅是在校成績會納入採計，競賽得獎紀錄、甲級或乙級技術士執照……等也都會納入考量。這對學校的教學與評量的正常化與多元化是有正面的意義，但也可能會增加學生在學習階段中的壓力。

（三）高中（職）及五專入學的在校成績採計

在高中（職）與五專入學方面，如果排除自願就學方案不談，不論是哪一類入學管道，

表 1 技專校院入學成績採計一覽

「四技二專」入學管道	成績採計說明
四技二專日間部聯合登記分發簡章 + 報名及選填志願	完全採計四技二專統測成績。
四技二專推薦甄選	採計四技二專統測成績。推甄第一階段為統測成績篩選，第二階段為指定項目甄試。
四技二專技優入學	不採計統測成績。歡迎競賽得獎或擁有甲級、乙級證照之考生參加。
四技日間部高中生申請入學聯合招生	採計大學學測成績。第一階段甄試為學測成績篩選，第二階段為指定項目甄試。
臺北區四技進修部二專夜間部聯合登記分發	採計四技二專統測成績 + 高中職在校成績。
桃竹苗區四技進修部二專夜間部申請入學聯合招生	可用四技二專統測成績或高中職在校成績擇一報名參加。
臺中區四技進修部二專夜間部聯合登記分發	完全採計四技二專統測成績。
嘉南區四技進修部二專夜間部聯合登記分發	採計四技二專統測成績 + 高中職在校成績。
高屏區四技進修部二專夜間部聯合登記分發	採計四技二專統測成績 + 高中職在校成績。
「二技」入學管道	成績採計說明
二技日間部聯合登記分發	完全採計二技統測成績。
二技推薦甄選	採計二技統測成績。推甄第一階段為統測成績篩選，第二階段為指定項目甄試。
二技技優入學	不採計統測成績。歡迎競賽得獎或擁有甲級、乙級證照之考生參加。
臺北區二技進修部聯合登記分發	完全採計二技統測成績。
桃竹苗區二技進修部申請入學聯合招生	可用二技統測成績或專科在校成績擇一報名參加。
臺中區二技進修部聯合登記分發	完全採計二技統測成績。
嘉南區二技進修部聯合登記分發	採計二技統測成績 + 專科在校成績。
高屏區二技進修部聯合登記分發	採計二技統測成績 + 專科在校成績。

資料來源：技專校院入學招生策進總會（2007）

幾乎都不採計國中學生的在校成績，都是只使用國中基本學力測驗成績，或是額外再加上其他甄選考試來協助篩選。其中甄選入學與申請入學有些不同，主要原因是在「高中及高職多元入學方案」中有明文規定甄選入學「不得採計在校成績」，而申請入學「應參採學生之在校成績（限直升入學）、日常生活表現或特殊事蹟等」。因此在作法上有所不同。

三、提升在校成績採計公平性的作法

由於在校成績的採計涉及能力差異的比較，因此，本研究提出在統計上進行不同群體能力差異比較的統計方法來做說明。在統計學上，當我們要對不同組別的受試者能力進行差異性比較時，我們可以藉由比較不同組之間的變異（sum of square between group; $SS_{\text{between_group}}$ ）與組內變異（sum of square within group; $SS_{\text{within_group}}$ ）看何者較大，這也是變異數分析法（analysis of variance, ANOVA）最主要的邏輯（林清山，1992；Kirk, 1995）。也就是分析每個人分數差異受到組別的影響有多大，如果不同組之間的變異很大，而組內的變異很小，則表示各組受試者的能力有顯著差異。而這樣的觀點有幾項基本的假設：

假設一：受試者的整體變異是組間變異與組內變異的總和
即：

$$SS_{\text{total}} = SS_{\text{between_group}} + SS_{\text{within_group}} \quad (1)$$

如果把此一公式還原到分數的概念上，即是：

$$(X_{ij} - \bar{X}) = (\bar{X}_i - \bar{X}) + (X_{ij} - \bar{X}_i) \quad (2)$$

其中 X_{ij} 代表每個人的能力， \bar{X} 代表所有人（母群體）能力的平均數， \bar{X}_i 代表第 i 組能力的平均數。

將這樣的觀念延伸到在校成績的觀點上，我們可以將各校視為不同組別，而學生是隸屬於學校（組別）之中，則 $(X_{ij} - \bar{X})$ 是反映出學生相對於母群體（全國或全縣市）平均數的差異，會等於學校平均數相對於母群體平均數的差異 $(\bar{X}_i - \bar{X})$ 再加上學生相對於學校平均數的差異 $(X_{ij} - \bar{X}_i)$ 。但此公式必須是使用相同的測驗成績才成立，例如全部都使用國中基測成績來計算。目前各校評量出來的在校成績僅為學生相對於學校平均數的差異或校內排名，如果要將所有學校的學生放在同一個尺度上，還缺乏能將各校成績平均數放在同一個標準上比較的評量工具。

假設二：各組的變異數要同質，或是各組別的變異數要接近相等

這是指每一組的受試者彼此之間的能力分散程度差不多。第一組的變異數與第二、三、四……組的變異數相同。如果將這樣的觀念延伸到在校成績的觀點上，就是各校學生的能力分散情形差不多，才適合使用上述的公式。但這樣的假設顯然不太符合目前各校實際的情形，尤其各校學生的人數差異頗大，隨著人數的不同以及學校對學生的要求或教學方法不同，各校的能力分散程度也會有明顯的差別。此時可以在公式(2)中加入各組（學校）的標準差 σ_x 作為調整，如公式(3)所示：

$$(X_{ij} - \bar{X}) = (\bar{X}_i - \bar{X}) + \sigma_x (X_{ij} - \bar{X}_i) \quad (3)$$

公式(2)與(3)的差別類似於傳統測驗理論中的平均數等化法 (mean equating) 以及平均數標準差等化法 (mean sigma equating) 的差別 (Kolen & Brennan, 2004)。不過此兩種分數等化法是利用共同題難易度或共同受試者的分數來建立線性轉換的平均數與標準差，並藉此來進行分數的等化。而在此處，則是利用各校的平均數與母群平均數的差異來進行學生能力平均數的調整(調整組間變異)；而利用學生與該校平均數的差異乘上的該校標準差來進行調整(調整組內變異)。

根據上述邏輯，本研究提出兩種可以用來校正在校成績的作法，一種是利用多元迴歸分析的概念，另一種是利用階層線性模式的作法。兩種作法分述如下：

(一) 多元迴歸分析

多元迴歸分析主要是利用上述的概念，將學生在整個母群體中的能力差異拆解成兩部分：學校間的差異與學校內學生間的差異。並試著用此兩部分來對學生在母群體中的能力差異進行迴歸分析，看此兩部分對總變異量的解釋力有多高，以瞭解學生的在校成績在未經校正與經過校正後對於學生在母群體中的能力差異情形的解釋力有多高，以瞭解在校成績在使用時是否需要做校正，以及校正的效果。

本研究所使用的多元迴歸分析模式如下：

Model 1 :

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_{ij}}} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{x_i}} \right) + e$$

Model 2 :

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_{ij}}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\sigma_{y_i} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{x_i}} \right) \right] + e$$

Model 3 :

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_{ij}}} = \beta_0 + \beta_1 \left[\sigma_{y_i} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{x_i}} \right) \right] + \beta_2 \left(\frac{\bar{Y}_i - \bar{Y}}{\sigma_{\bar{y}_i}} \right) + e$$

其中， $\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_{ij}}}$ 為學生成績在整個母群（全國或全縣市）中的 Z 分數； $\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{x_i}}$ 為學生成績在校內的 Z 分數； $\sigma_{y_{ij}} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{x_i}} \right)$ 為學生成績在校內的 Z 分數再乘上學校標準差（即能力分散程度）作為調整； $\frac{\bar{Y}_i - \bar{Y}}{\sigma_{\bar{y}_i}}$ 為學校平均成績在整個母群中的 Z 分數。在本研究中， $\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_{ij}}}$ 與 $\frac{\bar{Y}_i - \bar{Y}}{\sigma_{\bar{y}_i}}$ 都

是使用國中基測成績來計算，因為這是全國統一的考試，不需要經過等化就可以進行計算，因此在公式中特別用 Y 來代表，而不用 X，以與各校的在校成績做區別。在本研究中使用國中基測的原因是目前全國還沒有可針對在校成績進行校正的統一會考或等化的作法，因此不得已只能以各校之國中基測成績平均數作為替代。而這樣可能導致學校變項（學校平均成績 Z 分數）的解釋力被高估。未來若發展出能對在校成績進行校正的統一會考或等化的作法時，應該作法所得之學校平均成績 Z 分數來作為預測變項。

經由模式 1，我們可以瞭解學生在校成績在不經過任何校正時，對學生成績在整個母群中成績的解釋力有多大，以本研究為例就是學生在校成績對於學生之國中基測成績的解釋力或預測力有多高。經由模式 2，我們可以瞭解學生在校成績在考量該校內的能力差異分散程度時，對學生成績在整個母群中成績的解釋力有多大，以本研究為例就是學生在校成績配合各校國中基測成績的分散程度時，對於學生之國中基測成績的解釋力或預測力有多高。經由模式 3，我們可以瞭解學生在校成績在考量該校內的能力差異分散程度與各校之間的平均程度差異時，對於學生成績在整個母群中成績的解釋力有多大，以本研究為例就是學生在校成績配合各校國中基測成績的分散程度時，再同時考量各校國中基測成績的平均水準後，對於學生之國中基測成績的解釋力或預測力有多高。而經由比較這三個模式，就可以瞭解在校成績在未經過校正與經過校正後的差異有多大。

（二）階層線性模式

階層線性模式（Hierarchical Linear Modeling, HLM）（Raudenbush & Bryk, 2002）主要是用在當資料是具有巢狀（nested）結構時，也就是資料中某些變項是隸屬於其他變項之下。例如：學生隸屬於某班級中、而班級是隸屬於某學校中，因此許多學生會共用同一組班級變項、而許多班級會共用同一組學校變項。這種巢狀結構會違反某些統計分析方法的假設，或是使統計考驗的犯錯率被錯估（Raudenbush & Bryk, 2002）。以本研究為例，資料中包含學生在校成績、該校學生平均成績等變項。這是二階層的資料形式，第一層是以學生為單位，第二層是以學校為單位，所以這些資料分屬於不同階層。因此，本研究中考慮使用階層線性模型來對在校成績進行校正。本研究採用的 HLM 模型 Model 1 建構如下：

Model 1，Level-1 為：

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{yij}} = \pi_0 + \pi_1 \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{xi}} \right) + e$$

Model 1, Level-2 爲：

$$\pi_0 = \beta_{00} + r_0$$

$$\pi_1 = \beta_{10}$$

本研究所採用的 HLM 模型 Model 2 建構如下：

Model 2, Level-1 爲：

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{yij}} = \pi_0 + \pi_1 \left[\sigma_{yi} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{xi}} \right) \right] + e$$

Model 2, Level-2 爲：

$$\pi_0 = \beta_{00} + r_0$$

$$\pi_1 = \beta_{10}$$

本研究所採用的 HLM 模型 Model 3 建構如下：

Model 3, Level-1 爲：

$$\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{yij}} = \pi_0 + \pi_1 \left[\sigma_{yi} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{xi}} \right) \right] + e$$

Model 3, Level-2 爲：

$$\pi_0 = \beta_{00} + \beta_{01} \left(\frac{\bar{Y}_i - \bar{\bar{Y}}}{\sigma_{yi}^-} \right) + r_0$$

$$\pi_1 = \beta_{10}$$

其中， $\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{yij}}$ ， $\sigma_{yi} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_i}{\sigma_{xi}} \right)$ ， $\frac{\bar{Y}_i - \bar{\bar{Y}}}{\sigma_{yi}^-}$ 的意義，以及不同模式間比較之意義皆與方法

(一) 相同，在此不再贅述。方法(一)與方法(二)的主要不同點在於方法(二)是考量了資料間的巢狀關係，並且將原本迴歸分析中的變異量先拆解成不同階層的變異量，接著再

針對不同階層同時進行迴歸分析，以瞭解每個階層中的自變項對依變量的影響力或解釋力，再進一步計算出不同階層自變項對第一階層總變異量的影響力或解釋力。因此，從資料的結構與分析的邏輯性來看，階層線性模式比較符合本研究的資料結構。其中 $\frac{Y_{ij} - \bar{Y}_{ij}}{\sigma_{y_i}}$ 與 $\sigma_{y_i} \left(\frac{X_{ij} - \bar{X}_{i.}}{\sigma_{x_i}} \right)$ 為學生在校成績表現在不考慮與有考慮該校能力分散程度後的學生層次預測變項，而 $\frac{\bar{Y}_{i.} - \bar{Y}}{\sigma_{y_i}}$ 為各校平均成績 Z 分數的學校層次預測變項，在 HLM 模式中也是只能以各校之國中基測成績平均數作為替代，因為目前還沒有可針對各校的在校成績進行校正的統一會考或等化的作法。而這種作法就如同在迴歸模式中一樣，可能導致學校變項（學校平均成績 Z 分數）的解釋力被高估。未來若發展出能對在校成績進行校正的統一會考或等化的作法時，應以該作法所得之學校平均成績 Z 分數來作為學校層次預測變項。

參、研究方法

一、資料來源

由於臺北縣學生能力分布的情況與全國學生能力分布的情況相近（如圖 1），其相關性為 0.974；且臺北縣五科量尺分數總分平均為 149.05、標準差為 77.10 與全國五科量尺分數總分平均為 150.34、標準差為 77.19 相當接近，所以本研究採用臺北縣學校九十四至九十六學年度共六學期的在校成績，各校九十六學年度畢業之學生，人數為 46,887 人。該樣本經刪除在校成績不完整以及未參加 2008 年第一次國民中學學生基本學力測驗的資料後，人數為 45,101 人，分布在 73 所學校，1324 個班級。學生的性別比例，整理如表 2 所示。

二、評量工具

由於本研究主要目的是希望以學生在校成績來預測學生在國中生母群體中的成績，因此依變量是使用標準化的「國民中學學生基本學力測驗」學力，而自變項中的學校成績標準差或 Z 分數也是採用國中基測成績來計算，只有學生之在校成績是由各校所提供之各科學期總成績或 Z 分數來進行計算。

「國民中學學生基本學力測驗」是教育部自 1998 年起委託國立臺灣師範大學心理與教育測驗研究發展中心研發之測驗，作為國中學生畢業後升學高中或高職的依據。幾乎所有的畢業生都會參與此測驗，因此可視為普測之母群資料。該測驗所評量的能力是以認知層面的學科能力為主，包括國文、英語、數學、社會與自然等五科。該測驗於 2001 年起正式實施，每年舉行兩次測驗。

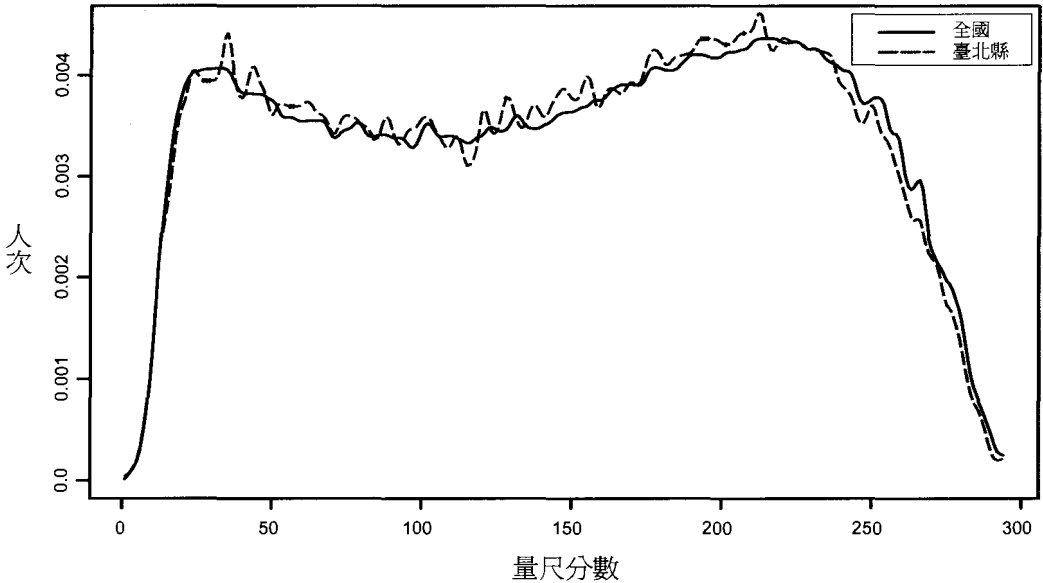


圖1 臺北縣學生五科量尺總分與全國學生五科量尺總分分布比較

資料來源：本資料為共同作者使用國民中學學生基本學力測驗推動工作委員會之系統計算所得

表2 學生性別比例

項目	男生	女生	總計
人數 (n)	23,315	21,786	45,101
比例 (%)	51.70%	48.30%	100.00%

本研究所使用之 2008 年第一次基測各科試題總數分別為：國文 48 題、英語 45 題、數學 33 題、社會 61 題與自然 58 題。基測各科量尺分數透過非線性轉換的方式加以計算，分數範圍介於 1~60 分之間，計算方式請參閱國民中學學生基本學力測驗推動工作委員會之說明。該年國文、英文、數學、社會、自然各科的 Cronbach's α 信度係數分別為 .92、.96、.90、.95 與 .95。

三、研究設計與資料分析

本研究主要是使用學生在校成績來預測學生在母群中的相對地位，並使用各校之能力分散情形與能力平均數來進行校正。研究資料的分析方式都是先依前一節中兩種模式的模式 1 來進行分析，以瞭解學生在校成績在不經過任何校正時，對學生之國中基測成績的解釋力或預測力有多高。接著再使用模式 2 與模式 3 來進行分析，以瞭解學生在校成績在考量該校內的能力差異分散程度與各校的平均程度時，對於學生之國中基測成績的解釋力或預測力有多

高。而上述變項皆使用 Z 分數來進行分析，以排除分數計算之標準差不同所可能造成的影響。以學生在校成績 Z 分數為例，其計算方式為： $Z = (\text{某人分數} - \text{全校成績平均數}) / \text{全校成績標準差}$ 。本研究所使用的分析軟體為 SPSS 15.0 網路版與 HLM 6.02 版軟體 (Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon, & du Toit, 2004)。

肆、研究結果

一、以迴歸分析來進行學生在校成績之校正

使用學生在校成績來預測國中基測成績，以及使用學校成績標準差與平均數來校正學生成績並預測國中基測成績之迴歸分析結果如表 3 至表 8 所示。表 3 至表 8 依序為國文科、英語科、數學科、社會科、自然科、以及五科總分之分析結果。由於資料數量相當多，因此各自變項的迴歸係數皆達顯著水準，在此不特別註明。由表 3 至表 7 的模式 1 可知，國文、英語、數學、社會、自然各科在校成績對國中基測成績的可解釋變異量介於 66.92%~78.80%之間；而表 8 中在校五科總成績對國中基測總成績的可解釋變異量為 82.85%。由此可知，在校成績對於未來國中基測成績的預測力已經相當高了。

在表 3 至表 8 的模式 2 中，加入學校的國中基測成績標準差（即能力分散程度）來校正在校成績後，單科成績對國中基測成績的可解釋變異量介於 67.05%~78.99%之間，五科總成績對國中基測成績的可解釋變異量為 83.06%，與模式 1 相差不大。分析此結果可能是由於臺北縣各國中的校內成績標準差變化不大，因此加入校內成績標準差對模式的預測力沒有明顯提升。在表 3 至表 7 的模式 3 中，在校成績合併各校國中基測成績 Z 分數後，單科成績對國中基測成績的可解釋變異量介於 71.84%~84.03%，五科總成績對國中基測成績的可解釋變異量為 89.10%，都比模式 1 增加 5%~6%。由此可知，雖然在校成績原本就能有效預測國中基測成績，但如果能再加入各校統一會考成績（本例中為國中基測）的 Z 分數來進行校正，可以提升在校成績對學生在母群體中成績的預測效果。

二、以 HLM 來進行學生在校成績之校正

使用學生在校成績來預測國中基測成績，以及使用學校成績標準差與平均數來校正學生成績並預測國中基測成績之 HLM 分析結果如表 9 至表 14 所示。表 9 至表 14 依序為國文科、英語科、數學科、社會科、自然科，以及五科總分之分析結果。表 9 至表 14 顯示，在國中基測的成績中，學生階層變異量占國文、英語、數學、社會、自然與五科總分總變異量的比重為 92.35% ($= 0.954 / (0.954 + 0.079)$)、92.80%、90.66%、91.89%、92.45%和 90.79%。

表 3 國文科各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.67**
	在校成績Z分數	.82**	.00	.82**	
2	常數	.00	.00		.67**
	學校成績標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.82**	
3	常數	-.15**	.00		.72**
	學校成績標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.82**	
	學校成績Z分數	.32**	.00	.22**	

** $p < .01$.

表 4 英文科各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.78**
	在校成績Z分數	.88**	.00	.88**	
2	常數	.00	.00		.78**
	學校標準差×在校成績Z分數	.04**	.00	.88**	
3	常數	-.14**	.00		.83**
	學校標準差×在校成績Z分數	.04**	.00	.88**	
	學校成績Z分數	.31**	.00	.23**	

** $p < .01$.

表 5 數學科各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.75**
	在校成績Z分數	.87**	.00	.86**	
2	常數	.00	.00		.75**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.87**	
3	常數	-.16**	.00		.81**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.87**	
	學校成績Z分數	.34**	.00	.24**	

** $p < .01$.

表 6 社會科各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.79**
	在校成績Z分數	.89**	.00	.89**	
2	常數	.00	.00		.79**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.89**	
3	常數	-.15**	.00		.84**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.89**	
	學校成績Z分數	.33**	.00	.23**	

** $p < .01$.

表 7 自然科各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.77**
	在校成績Z分數	.88**	.00	.88**	
2	常數	.00	.00		.77**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.88**	
3	常數	-.15**	.00		.83**
	學校標準差×在校成績Z分數	.06**	.00	.88**	
	學校成績Z分數	.31**	.00	.24**	

** $p < .01$.

表 8 五科總分各自變項對國中基測成績 Z 分數的迴歸分析結果

Model	變項	非標準化係數		標準化係數	判定係數
		B	Std	β	R^2
1	常數	.00	.00		.83**
	在校成績Z分數	.91**	.00	.91**	
2	常數	.00	.00		.83**
	學校標準差×在校成績Z分數	.01**	.00	.91**	
3	常數	-.16**	.00		.89**
	學校標準差×在校成績Z分數	.01**	.00	.91**	
	學校成績Z分數	.34**	.00	.25**	

** $p < .01$.

表 9 國文科目變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.13**	-.14**	.04	-.14**	.04	-.15**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.82**	.01				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.06**	.00	.06**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.32**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.95	.28		.28		.28	
學校階層變異 (u_0)	.08	.10		.10		.10	.00
模式適合度 (離異值)	126126.91	7150.42		71298.92		70876.94	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

表 10 英語科目變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.13**	-.14**	.04	-.14**	.04	-.14**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.89**	.00				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.04**	.00	.04**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.31**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.95	.17		.17		.17	
學校階層變異 (u_0)	.07	.09		.09		.09	.00
模式適合度 (離異值)	125896.04	48398.67		47908.98		47456.40	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

在 Model 1 中，在校成績可解釋學生階層變異量的 70.29% ($= (0.95378 - 0.28340) / 0.95378$)、82.12%、79.40%、82.99%、81.26%和 88.18%，可解釋國中基測總變異量的 64.92% ($= 92.36\% \times 70.29\%$)、76.20%、71.99%、76.26%、75.12%和 80.05%。在 Model 2 中，在校成績乘以學校之國中基測成績標準差後，可解釋該學生階層變異量的 70.42%、82.32%、

表 11 數學科各自變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.14**	-.16**	.04	-.16**	.04	-.16**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.87**	.01				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.06**	.00	.06**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.34**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.94	.19		.19		.19	
學校階層變異 (u_0)	.10	.11		.11		.00	
模式適合度 (離異值)	125584.68	54453.62		53874.01		53415.60	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

表 12 社會科各自變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.13**	-.14**	.04	-.14**	.04	-.15**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.89**	.01				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.06**	.00	.06**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.33**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.95	.16		.16		.16	
學校階層變異 (u_0)	.08	.11		.11		.00	
模式適合度 (離異值)	126009.61	4627.48		45747.37		45283.36	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

79.67%、83.19%、81.67%和 88.40%，可解釋國中基測總變異量的 65.04%、76.39%、72.23%、76.44%、75.50%和 80.25%，與模式 1 差別不大。

在 Model 3 中，再加入學校之國中基測成績 Z 分數作為學校層次的預測變項後，對學生層次之可解釋變異量並沒有多大改變，但可以完全解釋學校階層變異量，因為依變項中學校層

表 13 自然科各自變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.13**	-.14**	.04	-.14**	.04	-.15**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.88**	.01				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.06**	.00	.06**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.31**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.95	.18		.17		.17	
學校階層變異 (u_0)	.08	.09		.09		.00	
模式適合度 (離異值)	125768.78	50393.67		49405.56		48953.34	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

表 14 五科總分各自變項對國中基測成績 Z 分數的 HLM 分析結果

項目	Model 0	Model 1		Model 2		Model 3	
	(係數)	係數	標準誤	係數	標準誤	係數	標準誤
主要效果							
常數 (r_{000})	-.14**	-.16**	.04	-.16**	.04	-.16**	.00
在校成績 Z 分數 (β_{10})		.91**	.01				
學校標準差 × 在校成績 Z 分數 (β_{10})				.01**	.00	.01**	.00
學校成績 Z 分數 (β_{01})						.34**	.00
隨機效果							
學生階層變異 (e)	.94	.11		.11		.11	
學校階層變異 (u_0)	.10	.12		.12		.00	
模式適合度 (離異值)	125545.18	29419.14		28586.23		28089.28	
估計參數個數	2	2		2		2	

** $p < .01$.

次變異量為各校的離均差平方和，也就是 Z 分數乘以標準差後再取平方和，所以學校的 Z 分數幾乎可以完全解釋學校間的變異量。由於學校層次變異量占國中基測成績總變異量的 7.64%、7.20%、9.34%、8.11%、7.55% 和 9.21%，因此模式 3 的兩組自變項共可解釋學生國中基測成績總變異量的 72.73% (= 92.36% × 70.47% + 7.64%)、83.62%、81.60%、84.57%、83.08%

和 89.48%。

整體來說，使用 HLM 來分析在校成績與校正後在校成績對國中基測成績預測力之結果，和使用迴歸分析之結果相差不大。兩種分析方法的結果整理如表 15 所示。當在校成績不經過任何校正時，使用迴歸分析來計算其對國中基測成績的解釋力略高於 HLM。而當使用學校標準差來校正在校成績時，使用迴歸分析來計算其對國中基測成績的解釋力也是略高於 HLM。不過當再加入學校 Z 分數來進行在校成績之校正時，使用 HLM 來分析此兩變項對國中基測成績的預測力就比迴歸分析高。也就是說，若所使用的預測變項只有學生階層的變項時，使用迴歸分析所得之自變項對依變項的解釋力較高；但當預測變項包含學生與學校兩個不同階層的變項時，使用 HLM 分析所得到之自變項對依變項的解釋力比迴歸分析高，而且此時由於涉及到不同階層的變項，就資料型態來看，使用 HLM 分析應是比較合理的。

表 15 以迴歸分析與 HLM 模式使用學校標準差與學校 Z 分數校正在校成績之效果

分析方法與是否校正	科目					
	國文	英文	數學	社會	自然	五科
未校正						
迴歸分析	66.92%	77.80%	74.67%	78.80%	76.76%	82.85%
階層線性模式	64.92%	76.20%	71.99%	76.26%	75.12%	80.05%
以學校標準差做校正						
迴歸分析	67.05%	77.98%	74.92%	78.99%	77.14%	83.06%
階層線性模式	65.04%	76.39%	72.23%	76.44%	75.50%	80.28%
以學校 Z 分數做校正						
迴歸分析	71.84%	83.24%	80.88%	84.03%	82.68%	89.10%
階層線性模式	72.73%	83.62%	81.60%	84.57%	83.08%	89.48%

註：表中數值為可解釋國中基測成績總變異量之百分比

肆、結論與建議

本研究主要在探討入學制度中採計在校成績的相關問題，並研擬出調整在校成績的作法以提升採計在校成績之公平性。根據實徵資料的分析結果顯示，即使不經過任何調整而直接使用在校成績，其對學生在單科國中基測成績的預測力就能超過 65% 以上，而對學生在五科國中基測總成績的預測力更是高達 80% 以上，顯示各國中所評量之成績還是有相當高程度的公平性，不一定非得用統一入學測驗來決定學生在國中階段的整體學習表現。不過，如果只用此成績來進行分發入學，對於學生在單科及五科總分的預測力可能略嫌不足，若能再加入學校在統一測驗中之 Z 分數來調整在校成績，可以使對單科的預測力提高至 72% 以上，對總

分之預測力提高至 89%。也就是說，在使用在校成績時，若也能同時考量各校能力水準可能不一致的問題，可以提升採計在校成績的公平性。

就採計在校成績或校正在校成績時所使用的統計分析方法來看，迴歸分析法與 HLM 法的結果差異不大。只是從資料型態與理論上來看，HLM 法似乎是比較被建議採用的作法；但是若從資料處理的簡便性與未來對大眾說明的複雜度來考量，迴歸分析似乎也是不錯的選擇。其實這兩種方法在本質上並無明顯的差異，只是 HLM 在處理這種有階層性的資料時能較明確地將變項與變異量所屬的階層區分開來。而且當資料的階層又增加了班級或教師層次時，還可以將 HLM 擴展成三個階層來進行分析，應該更能提升資料分析的準確性。

此外，本研究主要是以臺北縣的資料來進行分析，但此結果是否適用於其他縣市需要再做進一步研究。雖然根據過去的資料顯示，臺北縣學生的能力分布情形與全國學生的能力分布情形頗為相近，但這並不代表臺北縣與其他各縣市的成績分布情形是相同的。因為各縣市的都市化程度、教育資源分布以及家長對學生的期許等各項條件都不太相同，因此各縣市的成績分布都略有差異。本研究結果只能從臺北縣資料來推估全國整體資料的大致情形，恐不宜用來推估個別縣市的情況。若要瞭解各別縣市使用本研究的模式來進行成績校正後對國中基測成績的預測力，需要以個別縣市學生的在校成績資料進行分析比較適合。

雖然從本研究中可以看出在校成績對於國中基測成績之預測力還算高，然而，若要將研究結果實際用於在校成績的採計過程中，仍需考慮以下幾項限制與問題：

(一) 本研究所發展出來之在校成績校正方法僅限於對各校的平均水準進行校正，但並沒有對校內教師的評分嚴苛度或評分公平性做調整

當在校成績正式列入入學制度中作為各校甄選學生的主要依據時，教師的評分過程勢必受到更大的壓力，因而可能會影響其評分標準或評分方式。因此，在宣布正式執行此方案之前，應加強教育教師對學生在校成績之評分方式、評分內容與評分標準的專業訓練，甚至可以發展出提升教師評分一致性或客觀性的作法。例如：對不同分數等級的人數比例限制、使用校內統一測驗成績來進行教師評分的分數校正等。由於學生在校內的成績排名是決定未來學生成績在全國或全縣市母群體中排名的主要影響因素（以本研究為例，有 65% 以上的預測力），因此，應盡量做到教師在校內評分成績的公平性，才能真正提升採計在校成績的公平性。

(二) 若要使用本研究之在校成績校正方式來對各校的平均水準進行校正，需要在學生的學習過程中加入各校統一的會考或標準化評量工具

由於在本研究中是使用各校之國中基測 Z 分數來進行在校成績採計之校正，因此可以看出其對學校階層面變異量的解釋力幾乎為 100%。但是未來若要實施免試升學，則可能不再實施國中基測；或使用在校成績時（例如：用於甄選或申請入學）國中基測還沒舉行。此時若仍要考慮各校的平均能力水準來對在校成績進行校正，就必須發展各校統一的會考或學力檢

定，併入各校的期中考或期末考中，才有辦法用統一的標準來對各校的平均水準進行校正。而且也必須有統一的監控機制或標準化流程，以及相關的分數等化措施，來確保此會考或學力檢定的公正客觀性，確定其公正性無虞後才適用來作為校正在校成績用。不過，屆時對在校成績可以提升的解釋力可能會低於在本研究中的結果。

（三）本研究的依變項只考量國中基測五科成績，但學生在國中所學的並不只這五科，其他科目的表現也應該列入考量

在本研究中，由於受限於所能蒐集到的資料，因此依變項僅能以國中基測的五科成績來進行分析。然而在目前的入學制度中，對使用國中基測成績來作為升學唯一依據的最大批評就是該測驗只考這五科。而究其原因主要是，若將其他科目列為 30 萬人的大型入學測驗考試科目，不是太費人力、物力使實際運作很難達成（例如：要進行 30 萬人的體適能或樂器演奏考試有其困難度）；就是缺乏具有共識的評分標準而造成爭議（例如：綜合活動與健康態度的評分不易）。既然入學時不再以統一入學測驗作為主要依據而要改採用在校成績，則應合併考量其他科目的在校成績，如此才能使國中教學更正常化，以培養五育並重的學子為主，而不是只重視與升學考試有關的智育成績。

（四）在校成績僅能解釋統一入學考試成績 72%~89%，需要再加入其他變項來提高解釋力

以目前教育部對高中職入學考試方式之規劃，未來可能會停辦國中基本學力測驗，以學生之在校成績作為升學的依據。而根據本研究之結果，使用學生在校成績無法完全解釋其國中基測成績，即使加入各校成績標準差與各校平均成績作為調整，其解釋力也只有 72%~89%，還有 11%~28% 無法被在校成績所預測。雖然在社會科學研究中 72%~89% 的解釋力已經算是很高了，但是入學考試制度中使用在校成績所涉及之公平性問題頗為重要，影響人數眾多。因此，還需要再加入其他變項來幫助提升其解釋力，否則貿然停止國中基本學力測驗而完全以在校成績來作為替代方案，可能會導致對部分學生不公平的問題。

（五）未來若要進行在校成績校正時，學校人數也應列入考量

由於學生在校的 Z 分數以及學校內的能力分散程度都與該校人數有關。當人數很少時，學生在校的 Z 分數變動很大，只要多勝過 1 人其 Z 分數就有很大的提升，因此在人數少的情況下，學生在校的 Z 分數是不太可靠的指標。而同樣在校內人數較少時，學校內的能力分散程度也是比較不穩定，會隨著學生能力的改變而有很大的變動。因此，未來如何在校正成績時將學校人數納入考慮也是需要再探究的議題。

（六）使用統一入學測驗來對各校的在校成績進行調整，應該考慮可能面臨到的問題，並研擬配套措施

使用統一入學測驗來對各校的在校成績進行調整時，可能會造成以下的影響：

1. 學校競爭會更加嚴重，部分學校爲了爭取較高的平均數與標準差，對學生施加壓力，甚至於強迫表現不佳的學生放棄考試，而犧牲其就學機會。

2. 各校可能爲了要在統一入學測驗中爭取高成績，以提升未來在調整在校成績時的優勢，無形中會將壓力加諸於學生上，使學生在學習階段中的壓力不減反增。

3. 統一入學測驗的評量內容與學生在學校時接受到的評量內容不盡相同，因此統一入學測驗的分數可能無法完全反映出各校學生在學習過程中的真實能力情形。

但是，這種使用調整後在校成績的作法也能帶來正面的效益：

1. 學生較重視在每個學習階段中的學習表現，而不再只是統一入學測驗前才臨時抱佛腳，如此可提高學生的實質能力。

2. 學校能較正常化地進行教學，不必完全受到考試內容引導。因爲學校的評量也是升學時的重要資訊。

3. 避免一試定終身的遺憾，對於考試臨場表現不佳或有突發狀況的學生，能夠有補救的機會。

總之，雖然能夠使用某些統計方法來提升在校成績在使用上的公平性，然而，在校成績的使用不僅涉及公平性的問題，還涉及學生壓力、教師評分公正性、學習機會均等性等問題，最好能通盤考慮。在社會大眾與學生都能夠接受的情況下，適度地採用在校成績來作爲升學的指標之一，如此才能讓教學更正常化，社會大眾也才不會過度依賴統一入學測驗，畢竟以單一測驗作爲唯一的資訊來決定學生未來的學習生涯並不是大家所樂見的。

參考文獻

一、中文文獻

- 丁亞雯、何耀彰、賈紅鶯、楊世瑞、張佩玉（1995）。台北區公立高中聯招採計國中在校成績可行性之研究（上）。**教育資料文摘**，163-192。
- 【Ting, Y.-W., Ho, Y.-C., Chia, H.-Y., Yang, S.-J., Chang, & P.-Y. (1995). The possibility of using GPA in the admission to Taipei senior high school. *Digest of Educational Information*, 163-192.】
- 技專校院招生策進總會（2007）。**技專校院入學成績採計一覽表**。2007年11月7日，取自 <http://www.techadmi.edu.tw/bbs/bbs.php?seq=973>
- 【Technological and Vocational Colleges Admission Union (2007). *The usage of GPA in the admission to technological and vocational college*. Retrieved November 7, 2007, from <http://www.techadmi.edu.tw/bbs/bbs.php?seq=973>】
- 林昭賢（1995）。台北區公立高中聯招採計國中在校成績現況。**教育研究資訊**，3（1），20-28。
- 【Lin, C.-H. (1995). The present condition of using GPA in the admission to Taipei senior high school. *Educational Research & Information*, 3(1), 20-28.】
- 林清山（1992）。**心理與教育統計學**。臺北市：東華。
- 【Lin, C.-S. (1992). *Psychological and educational statistics*. Taipei, Taiwan: TungHua.】
- 郭生玉（1995）。對「台北區公立高中聯招採計國中在校成績現況」一文之討論（二）。**教育研究資訊**，3（1），32-33。
- 【Kuo, S.-Y. (1995). Discussion to “The present condition of using GPA in the admission to Taipei senior high school.” (II). *Educational Research & Information*, 3(1), 32-33.】
- 許志銘（1989）。高中入學考試採計國中在校成績可行性之探討。**臺灣教育**，467，8-20。
- 【Hsu, C.-M. (1989). The possibility of using GPA in the entrance examination to senior high school. *Taiwan Education Review*, 467, 8-20.】
- 陳柏熹（2007，11月）。**入學制度中在校成績採計方式的探討與建議**。論文發表於國立臺灣師範大學心理與教育測驗研究發展中心舉辦之「2007年入學考試與制度國際研討會」，臺北市。
- 【Chen, P.-H. (2007, November). *Investigation and suggestion to the usage of GPA in the admission to senior high school*. Paper presented at the meeting of the International Conference on Entrance Examination and Admission Policy, Taipei, Taiwan.】
- 曾憲政（1995）。對「台北區公立高中聯招採計國中在校成績現況」一文之討論（一）。**教育研究資訊**，3（1），29-31。
- 【Tseng, H.-T. (1995). Discussion to “The present condition of using GPA in the admission to Taipei senior high school.” (I). *Educational Research & Information*, 3(1), 29-31.】
- 楊百世（1996）。高雄市試辦國民中學以在校成績與統一考試成績輔導升學可行性之探討。**高市文教**，57，21-23。
- 【Yang, P.-S. (1996). The discussion of the possibility of using GPA and entrance examination score to help junior

high school students in the admission to senior high school in Kaohsiung. *Kaohsiung Education*, 57, 21-23.】

楊朝祥 (2002, 1月16日)。高中職多元入學方案又要改了。中央日報社論, 8版。

【Yang, C.-H. (2002, January 16). The multiple channels of the admission to senior high school change again. *Central Daily News*, p. 8.】

鄭進丁 (1997)。國中在校成績併計統一考試成績作為高中職及五專入學依據可行性之探討。

高市文教, 60, 28-30。

【Cheng, C.-T. (1997). The investigation of the possibility of using GPA and entrance examination score in the admission to senior high school and five years college. *Kaohsiung Education*, 60, 28-30.】

二、外文文獻

Kirk, R. E. (1995). *Experimental design: Procedures for the behavioral sciences* (3rd ed.). Pacific Grove, CA: Brooks/Cole.

Kolen, M. J., & Brennan, R. L. (2004). *Test equating, scaling, and linking: Methods and practices*. New York: Springer.

Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods* (2nd ed.). Newbury Park, CA: Sage.

Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., Cheong, Y. F., Congdon, R., & du Toit, M. (2004). *HLM6: Hierarchical linear & nonlinear modeling*. Lincolnwood, IL: Scientific Software International.

Journal of Research in Education Sciences

2010, 55(2), 115-139

A Comparison of Different Statistical Moderation Methods in Applying the GPA to Senior High Schools

Po-Hsi Chen

Department of Educational Psychology and
Counseling,
National Taiwan Normal University
Associate Professor

Jia-Min Chiou

Research Center for Psychological and
Educational Testing,
National Taiwan Normal University
Research Fellow

Feng-Lan Tseng

Research Center for Psychological and
Educational Testing,
National Taiwan Normal University
Associate Director

Abstract

Based on the Guidelines Regarding the Multiple Admission Process to Comprehensive and Vocational High Schools, admission to senior high school without entrance examinations has been proposed and advanced by the Ministry of Education in Taiwan. Without the reference of the entrance exams, the grade point average (GPA) has been adopted as an alternative in admission selection. However, due to different grading criteria and standards among schools and teachers, the application of GPA in admission decision involves troublesome disputes. The goal of this research is to discuss the potential controversies involved in the use of GPA in admission selection and to compare different statistical adjustment methods to enhance the comparability of GPA among schools. Multiple regression and hierarchical linear modeling (HLM) were investigated. The dependent variable of these methods was the students' scores in the Basic Competency Test for junior high school (BCTEST). The predictive variables were the Z score of GPA in junior high school, the Z score of GPA adjusted by the standard deviation of junior high school, and the Z score of GPA adjusted by the standard deviation of school combined with the Z scores of junior high school in the BCTEST. Data was collected from the students who attended the BCTEST in 2008. The results indicated that when the Z score of GPA was used alone, the percentage of the explained variance to the BCTEST scores ranged from 65% to 80%. When the Z score of GPA was adjusted by the standard deviation of junior high school, the percentages of the explained variance to the

BCTEST scores were similar to the case where the Z score of GPA was used without adjustment. When the Z scores of junior high school in the BCTEST was taken into account, the percentages of the explained variance to the BCTEST scores ranged from 72% to 89%. The moderation effects of multiple regression and HLM were similar. It is suggested that when the GPA is used as an admission requirement to senior high school, an equating procedure can be employed to enhance its comparability.

Keywords: multiple regression, average grade point, admission to school, hierarchical linear modeling