

國立臺灣師範大學教育心理與輔導學系
教育心理學報，民 97，40 卷，1 期，23-38 頁

對比效應對學業自我概念之影響 —發展的觀點*

張 郁 雯

國立台北教育大學
國民教育學系

本研究使用「國際數學與科學教育成就趨勢調查」2003 (TIMSS 2003) 之資料來檢驗學校平均能力是否對學生的學業自我概念產生對比效應以及對比效應的強度是否因教育階段以及學生能力而異。為了符應 TIMSS 2003 的資料結構特性，採取二階段的多層次模式統計分析。完整填答 TIMSS 2003 的學生問卷中之數學自我概念及標準化的成就測驗的台灣學生為本研究的對象。總計四年級學生 4601 名及八年級學生 5355 名。結果符合研究者之預測，學生個人數學成就與其數學自我概念有正向的關係，線性參數在小四和國二分別為 .439 和 .720，二次則為 .062 和 .139，在國中階段兩者的關係比國小階段來得密切。學校平均成就對自我概念的影響是負向的，參數值分別為小四-.215，國二-.261，皆達統計顯著水準，負向效应在國中階段也略大於國小階段，亦即學校平均成就的對比效應之負向影響在國中時期更加擴大。學生個人數學成就與學校平均成就之交互作用僅有在國中階段達顯著水準。數學成就高的學生受到對比效應負向影響較大。

關鍵詞：多層次模式、對比效應、學科自我概念、學校平均成就、學業成就

能力分班問題一直是台灣教育最具爭議性的議題之一。教育部雖然明令禁止國中進行能力分班，然而能力分班仍是台灣教育常見現象。人本教育基金會在民國 92 年的調查報告指出近七成的國中違反常態編班（人本基金會，民 92），而王儷蓉（民 95）以台灣教育長期追蹤庫的資料進行分析，發現進行能力分班的國中在鄉村地區為 76.19%；城鎮地區為 69.56%；都市地區則為 49.55%。家長與學校通常是能力分班的共同推動者。雖然，教育心理學的相關研究發現能力分班並無法如提倡者所預期的提高所有學生的學習成就（Garmon, Nystrand, Berends, & LePore, 1995; Oakes & Wells, 1998; Robinson & Clinkenbeard, 1998; Slavin, 1987, 1990）。能力分班後，班級內學生的能力同質性變高，應該利於班級教學的進行，不過，尚有許多關鍵因素影響著學生的學習，但家長和學校顯然深信能力分班能夠提升學生的競爭力，尤其對能力好的孩子是有利的觀點。畢竟，不論在學習成就或學習抱負水準，明星班級的表現較好。

* 本研究承行政院國家科學委員會專題研究計畫（NSC 94-2413-H-152-004）經費補助，謹此致謝。

與能力分班本質相似但合法存在是大眾眼中的「明星學校」。在高中階段，明星學校更藉由統一的入學考試進行學生的篩選。台灣的明星學校經常呈現亮眼的升學率，因而，「就讀明星學校，真的學習效果比較好嗎？」這個問題對大部分的家長而言，答案是肯定的。補教業者也經常強化進入明星學校的關鍵效果，強調高中入學前錄取分數的些微差異如何擴大成畢業時升學率極大的差異。事實上，升學的篩選結果，明星高中往往收到的是資質較好又肯努力的學生，所以單純比較各高中的大專升學率，無法區隔高升學率究竟是於學校的教育效果還是學生能力差異所造成的影響。一個較為合理的比較，應該是比較能力相近但分發到不同學校的學生，他們高中時期的學習成就表現。由於缺乏這類的相關研究，多半的家長仍舊選擇相信有競爭方有進步，無論如何，一定要讓孩子能夠擠進明星學校。

過去的研究發現能力分班所帶來的諸多的不良效果，如，能力低的學生會有較多的行為問題、得到較差的教導、學生自信心低落等問題（Garmon et al., 1995; Committee on Increasing High School Students' Engagement and Motivation to Learn, 2004）。這些問題似乎集中在能力較低的班級中，較少研究探討競爭的學習環境對前段班或明星學校學生所可能帶來的負向效果。

Erikson（1963）認為青春期的多重壓力存在下，會導致自我概念的變差。自我概念的發展主要依賴在不同情境下的自我評價，他們藉由生活中的重要他人的口頭或非語文的反應判斷自己的能力。過度壓力與緊張可能會造成青少年懷疑自己與自己的能力，因而損害了他們的自我概念。對青少年而言，學校是主要的生活重心，學生的自我概念是透過比較自己與他人的表現而形成的（Marsh, 1994）。

從社會比較理論（social comparison theory）的觀點，學生將自己的學業表現和其同班同學相互比較，這種社會比較的結果形成個人的學業自我概念的基礎。一個在一般班級表現居前的學生，若進入一個經過高度篩選由高能力者所組成的班級，其成績表現可能變成中等或中等以下，會產生較低的學業自我概念，這即是所謂的「小池塘中的大魚」（big-fish-little-pond effect, BFLPE）的負向效果或稱為對比效應（contrast effect）。對比效應在許多的研究得到證實（Marsh, 1984, 1987, 1994; Marsh & Hau, 2003; Marsh, Kong & Hau, 2000; Marsh & Parker, 1984），印證所謂「寧為雞首，不為牛後」的諺語。

在不同教育階段，不同國家，研究者的發現都支持學校平均能力與學生的學業自我概念呈負相關。根據美國 87 所高中的研究發現就讀以非裔為主學校的非裔學生雖然在標準化測驗的成績低於白人學生，然而他們的學業自我概念卻與白人學生差距不大（Marsh, 1987）。在西德，國小畢業時依據其國小學習成就而選讀不同類型的學校，一開始學校平均能力高的，其學生的學業自我概念優於學校平均能力低者，可是一年之後，兩類學校學生的學業自我概念已無差異（Schwarzer, Juerusalem, & Lange, 1983）。因徑分析顯示學校類型對學業自我概念的影響是顯著的。Kulik 和 Kulik（1982）以及 Kulik（1985）發現能力分班導致高能力的學生傾向有低的自我概念，而低能力的學生則會有較高的自我概念。因此，學者推論如果實施能力分班的學校，其學生的學業自我概念的變異性會較小，因為低能力者學業自我概念會提升，而高能力者會下降（Brookover, 1989; Reuman, 1989），這是因為學生傾向選擇班上的同儕做比較。研究也發現學習障礙的學生就讀普通班會導致較低的學業自我概念（Chapman, 1988; Marsh & Johnston, 1993）。然而得到這樣的結果也有可能是由於在普通班的學習障礙學生沒有得到特別的協助。

一、學業自我概念與學業成就之因果關係

對多數的家長和教師來說，學業自我概念變低可能不是他們真正在意的，他們比較重視的會是這對學生的能力有何影響？過去的研究證實學業自我概念與成就有正相關（李美慧，民 93；李麗花，

民 90；陳雅雯，民 92；Hansford & Hattie, 1982)。然而，兩者的因果關係為何？究竟是學業成就高因而學業自我概念高，還是學業自我概念高導致學習成就高？還是兩者互為因果關係？Calsyn 和 Kenny (1977) 提出兩種不同模式：**自我提升模式 (self-enhancement model)** 和 **技能發展模式 (skill-development model)** 解釋自我概念與學業成就之因果關係。依據自我提升模式，自我概念是學業成就的主要決定因素，因此，在學校中以直接或間接方式提升自我概念是非常重要的。技能發展模式則認為自我概念主要由學業成就所決定，因此，提升學業自我概念的最佳方法為精進學生的學業能力。他們也提出所謂的「因果優勢」概念 (causal predominance)，將「先前成就對其後自我概念的係數」與「先前自我概念對之後學業成就的係數」做比較，較大者就稱為有因果優勢。

Marsh (1990, 1993) 認為這種比較方式是不恰當的，因為不論係數大小，兩種因徑 (path) 都是重要的。一般而言，所有的人都會同意先前的成就會影響之後的學業自我概念，因此，更重要的議題是，是否先前的學業自我概念會影響之後的學業成就。由先前自我概念到之後成就的因徑係數的大小與統計顯著性顯然特別重要，不管和其他因徑係數相比，它是較大還是較小。他們主張比較合乎現實的模式應該是**互惠模式 (reciprocal effects)** (Marsh & Yeung, 1997)，也就是兩者互為因果。在他們的研究中也證實了先前的學業自我概念會影響之後的學業表現。從上述的文獻可知，學業自我概念不只是影響學生對自己的感覺也影響其後的學業成就，因此，學業自我概念不只是教育應該關注的成果，它也是影響其他教育成果的重要變項。

二、發展觀點的對比效應

Marsh 和 Hau (2003) 的研究利用國際學生成就評量方案 2000 年 26 國的資料 (Programme for International Student Assessment, 簡稱 PISA)，該資料的受測對象為 15 歲學生，測量的能力主要是閱讀能力。跨國檢驗對比效應發現大部分國家都出現學校平均能力對學業自我概念的負面效應。不過學校平均能力的影響程度因國家不同而不同，係數介於-0.02 到-0.36，其中影響程度未達顯著水準的兩個國家為韓國與匈牙利。雖然作者認為對比效應可視為普遍的人類現象，然而，卻沒有對兩個國家的結果不符合的現象提出解釋。台灣的教育環境有其特殊性，如同 Dai (2004) 指出不同文化對能力的觀點的差異，這種差異可能進一步影響對比效應的強度，在 26 國當中與台灣文化背景最接近的韓國，對比效應 (-0.02) 不顯著，因此，值得探討對比效應是否出現在台灣。

其次，TIMSS 2003 研究結果顯示我國在四十九個參與調查的國家中，國二和小四學生的科學總平均成績排名都是第二，國二和小四學生的數學總平均成績排名都是第四，表現極為優異。然而，也有幾個值得注意的警訊：第一，相較於 1999 年填答情形，國二生不喜歡學理化的學生百分比增加 20%，不喜歡學數學的學生百分比增加 16%。第二，小四生不喜歡數學和理化的比例，高於國際平均值。第三，兩個年齡層的學習理化自信指標與學習數學自信指標都低於國際平均值 (國科會，民 93)。從國家的層次，我們確實看到了學科表現與學科自信呈現負相關的現象。由於我國多數學生能力高，在國際的評比中，有 85% 達到國際中級 475 分的標準，66% 達到高級 550 分的標準，達優級 625 分的有 38% (張秋男，民 94)。因此，若與國內其他學生相互比較，必須要高於國內平均值，才會覺得自己是能力好的。但是從學生可能運用的參照架構來看，同一學校的其他同學能力比全國其他學生的能力更有參照意義；而班級能力平均值的影響力，可能又大於學校能力平均值。因此，值得探究學校層次或班級層次能力平均對學生學業自我概念的影響。

另一個重要的學習脈絡面向是校園中競爭氣氛的強度。不同教育階段，對競爭的強調程度可能有所不同。研究者推論學校鼓勵競爭的程度會影響學校平均能力對學業自我概念的影響；如果校方非常強調競爭性，給予學生成績回饋時，分數落差大，區辨力高，而且不斷強化學生與同儕表現做比較，則可預期學校平均能力對學業自我概念的負向影響大；反之，即便學校平均能力高，但校方

不強調競爭，給予較寬鬆的分數，強調自我能力的提升，則學校平均能力對學業自我概念的影響會較小。以台灣的教育環境來看，雖然，每所學校強調競爭程度可能不一，然而，整體而言，國中相對於國小是個較強調競爭的教育環境。對每位學生而言，其他班上的同學都是升學的競爭對手。在發展上，國中又可能是學業自我概念逐漸穩固的時期，因此極有可能學校平均能力對學業自我概念影響在此時期會較顯著。進入高中經過升學篩選，校與校間的學校平均能力差異更大，但是，此時，明星學校的**光環效應 (reflected-glory effect)** 較強 (Marsh, Kong, & Hau, 2000)，學業自我概念也較穩定，也許學校平均能力對學業自我概念的負面效應會較弱化。對比效應是否因教育階段而異，是本研究想要探索的另一個重要問題。

在能力分班的效果評估時，多半指出不利於低能力者，但有些研究也發現能力分班能提高高能力學生的成就 (Gamoran, 1987)，家長們自然不願意錯失此一正面效果。然而，高能力學生是否真不受對比效應的影響？亦即對比效應是否會因學生的水準不同而不同？支持能力分班觀點者，可能認為即便在高競爭的班級，只要學生的成績屬於高分群，應該不會受到對比效應的影響。過去有關這個議題的研究得到不一致的結果，有些研究顯示在競爭度高的學校，學業成就在班級前半段的學生，不受對比效應影響或者只受到些微影響 (Coleman & Fuhs, 1985)。但是 Marsh 的系列研究 (Marsh, 1984, 1987, 1991; Marsh, Chessor, Craven, & Roche, 1995; Marsh & Hau, 2003) 則發現不論學生的學習成就水準，就讀高選擇性學校皆會讓學生學業自我概念評價降低。究竟只有後半的學生受對比效應影響，還是全體學生皆受影響，這是理論上與政策上皆重要的議題。

三、研究目的

本研究希望藉由 TIMSS 2003 資料庫檢視下列議題：第一，在台灣，學校平均能力素質對學業自我概念是否產生對比效應？第二，對比效應的強度是否因為發展階段的的不同而異？第三，對比效應的強度，對不同學業能力的學生都相似嗎？和過去國內有關學業自我概念的研究相較，本研究具有以下特色：利用 TIMSS 2003 資料庫的台灣樣本，是具全國代表性的樣本，涵蓋不同能力層次的 150 所學校。其次，由於數學成就的評量採用了標準化的工具，因此得以探究相同能力的學生，就讀不同能力層次的學校，其學業自我概念的水準。第三，本研究從發展的角度探討學生學業成就以及所就讀學校之學業平均能力和學業自我概念之關係，比較小四及八年級兩個不同年段，變項間的關係之變化情形。第四，本研究採多層次模式 (Bryk & Raudenbush, 1992; Goldstein, 1995) 統計分析，能確實反映資料的抽樣結構。

方 法

一、資料來源和樣本

本研究採用的資料來自 TIMSS 2003 台灣地區的資料。使用此一資料的原因為其適合探討對比效應是否可以類化到台灣教育場域。其次，過去研究顯示台灣數學能力在國際排名居前，但數學自信指標卻低於國際平均值，因此，探討數學領域的自我概念與學業成就之關係顯得更為迫切與重要。第三，該研究的調查對象有四年級與八年級學生，能夠回答之前未被討論的發展階段的差異。

抽樣設計採兩階段的分層叢聚取樣 (two-stage stratified cluster sample design)，第一階段是運用「等比率機率抽樣」(Probability Proportional to Size, PPS) 的原則先抽取國中和國小各 150 所學校，以便將學校層次和班級層次的平均估計之 95% 信賴區間控制在標準差的 16% 以內。先將學校所在地理區域分成北、中、南、東四區，依照各區人數比例和各區平均班級大小決定各區應選校數。對每

個抽樣的學校，同時指定兩個遞補學校，以便當選取的學校拒絕加入研究時依序遞補。第二階段則從被抽到的學校中隨機抽取一個班級 (Martin, Mullis, & Chrostowski, 2004)。依此抽樣方式，四年級抽取 4661 人，剔除數學自我概念問卷填答不全學生數 60 人，納入分析的人數為 4601 人。八年級共抽取 5379 人，剔除數學自我概念問卷填答不全學生數 24 人，納入分析的人數有 5355 人。考慮此一抽樣特性，分析時使用 TIMSS 2003 資料庫中所提供的樣本加權變項中的 *house weight* 對樣本進行加權計算。依照 TIMSS 2003 使用手冊的建議，因為每位學生的抽樣權值已知，進行分析時必須加權才能估計得到正確的母群估計值，使用 *house weight* 的優點為確保適當加權，但又將樣本數固定在實際抽樣人數，避免因加權使得人數激增，影響統計顯著性考驗之正確性 (Martin, 2005)。

二、變項

本研究以 TIMSS 2003 資料中的整體數學成就分數做為預測變項。另外，以每所學校所有學生的數學成就分數之平均值為第二層次的預測變項。依變項為數學的自我概念，是由 TIMSS 2003 學生問卷上的四道題目加以測量，四年級的問卷題目內容為：

1. 我的數學不錯。
2. 我覺得數學比較難，其他同學卻覺得比較容易。
3. 我的數學不怎麼好。
4. 與數學有關的事我學得很快。

八年級除了第三題改為「數學不是我擅長的科目之一」。由於在問卷中選項為「很同意」、「有點同意」、「不太同意」、「很不同意」，計分分別為「1、2、3、4」，因此，計分前將第一題和第四題反向計分，加總後的總分做為數學自我概念的測量，是本研究的依變項。

自我概念測量的信度：四年級的數學自我概念之內部一致性為 0.70，八年級的則為 0.82。八年級學生在此一量表作答反應之信度較佳。但兩個年級的自我概念信度都還在可接受範圍。

三、統計分析

分析 TIMSS 2003 的資料必須考慮此一資料的兩項重要的特性。第一，測驗題本的分派方式是採取 *matrix sampling* 方式，也就是說，每個學生約只作答全部測量題目 300 多道題目的五分之一，因此，每個學生的個別分數估計會有極大的測量誤差。為了解決此一問題，資料庫釋放資料時，透過插補技術，每個學生皆給 5 個估計的數學成就分數 (*plausible values*)，以便能不偏的估計出母群的特性。根據 TIMSS2003 技術報告的建議，適當的資料分析方式為分別用五個估計分數進行五次分析，然後將所得的結果加以平均 (Martin, Mullis, & Chrostowski, 2004)。

TIMSS 2003 的資料的第二個特性，是其叢集結構。學生群集於班級內，而各個班級又構成學校。這種層級結構既非偶然的也不能忽視。台灣的抽樣每個學校只抽取一個班級，因而，班級因素與學校因素不能分開探討。但是由於同一學校的學生相似度會較高，相同的脈絡導致了觀察資料的相依性。因此，不考慮學生來自不同學校，進行單層次的迴歸分析，若各校的學生數學成就有明顯差異，是不恰當的分析方式。例如，本研究小四學生各學校校平均值最高與最低的差距為 185 分，在國中階段則高達 327 分。尤其，台灣某些國中採取能力分班，如果忽略學校間學生能力之系統性差異，則會低估迴歸係數的標準誤，使得資料關係的分析無效。

本研究以多層次模式分析對比效應，用學生個別的數學成就分數和學校平均的數學成就分數預測數學的自我概念。採用多層次模式的分析方式有許多好處，第一，可以更有效的估計迴歸係數；第二，比忽視群組效應的分析方式，多層次模式提供較正確的標準誤和統計考驗，會得到較保守的

結論；第三、容許在各個層次使用共變項，使得研究者可以探討不同類型的學生（如高能力者和低能力者）受到學校因素影響是否不同（Goldstein et al., 1993）。在本研究中想探討個別學生成就和學校平均成就對學業自我概念的影響，涉及了兩個層次的資料，透過此一模式的分析，可以瞭解成就與自我概念的關係是否能類化到不同學校間。以下簡單介紹多層次模式：

假設有 J 個不同學校，每個學校有 N_j 個學生，數學自我概念為 Y_{ij} ，而數學能力為 X_{ij} ，而學校平均數學成就為 Z_j ，則本研究以數學成就預測數學自我概念的迴歸方程式如下：

$$y_{ij} = \beta_{0j} + \beta_{1j}X_{ij} + \beta_{2j}X_{ij}^2 + e_{ij} \quad (1)$$

$$\beta_{0j} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \mu_{0j} \quad (2)$$

$$\beta_{1j} = \gamma_{10} + \gamma_{11}Z_j \quad (3)$$

$$\beta_{2j} = \gamma_{20} + \gamma_{21}Z_j \quad (4)$$

將第 (2)、(3) 及 (4) 的公式帶入 (1) 式，則得到

$$y_{ij} = \gamma_{00} + \gamma_{01}Z_j + \gamma_{10}X_{ij} + \gamma_{11}Z_jX_{ij} + \gamma_{20}X_{ij}^2 + \gamma_{21}Z_jX_{ij}^2 + \mu_{0j} + e_{ij} \quad (5)$$

公式 5 顯示個人層次，納入個別學生數學成就分數含線性成分與兩次成分 (quadratic) 兩項。在學校層次上，則有學校平均數學成就為解釋變項。另外，為了探討學生的數學成就和學校平均成就間是否有交互作用，是否數學成就不同的學生受到學校平均成就影響會有所不同，亦即探討對比效應是否對數學能力高者、數學能力低者或是能力在中間者的影響較大。因而，在分析模式中之預測變項，加入個別學生數學成就與學校平均成就相乘一項。公式 3 和公式 4 沒有加入斜率的隨機效果，亦即各校的平均數學成就對斜率的效果是固定的。這是因為研究者感興趣的議題為學校平均成就與學業自我概念之關係，理論上並不預期學校平均成就的斜率會有校際間的差異。不過，研究者仍舊進行初步的分析，結果顯示採用隨機斜率模型的適配度沒有比固定斜率有顯著的改善。兩個模型的離異數 (deviance) 差異在小四為 10.64，八年級為 13.58 自由度為 5，均未達 .01 顯著水準，即模型的適配的改善有限，因此採用較簡單且符合理論觀點的模式。

資料分析時，首先，將所有學生之數學成就分數及數學自我概念分數加以標準化 (Raudenbush & Bryk, 2002)。學校平均數學成就，則將各校個別學生數學成就標準分數平均而得。然後，以兩個階層模式估計解釋變項的固定與隨機效果。所設定的固定的效果有 (1) 個別學生成就 (線性與二次成分 γ_{10} , γ_{20})，(2) 學生成就與學校平均成就交互作用 (γ_{11} , γ_{21})，以及 (3) 常數項 (γ_{00})。隨機效果則有個別學生與學校層次之截距，也就是容許迴歸方程式的截距能依學生的不同而變動，也會依學校的不同而變動。截距的隨機效果反應了兩個分析層次上，無法解釋的變異。分析時使用資料庫中的抽樣加權 house weight，以得到母群樣本的不偏估計。此一加權方式使得加權後的樣本數與加權前相同，使得統計檢驗時，不至於因加權而使得樣本數膨脹影響統計顯著水準 (Martin, 2005)。利用 HLM6.04 版 (Raudenbush, Bryk, Cheong, Congdon, & du Toit, 2004) 的軟體估計多層次模式之參數。

分析時首先以第一個估計值，探索設定隨機斜率是否改善模式的適配度。等模式決定後，再與其他四個估計值逐一估計模式的參數。然後將五次分析所得的參數加以平均，呈現於表 3。表 3 的參數變異之計算則是將兩個部分之變異加總，一是五次分析參數變異數的平均值，另一則是五個參數估計值的變異。詳細計算公式及統計量之自由度公式，請參見 TIMSS 2003 技術報告 (Martin et al., 2004)。

結 果 與 討 論

表 1 和表 2 分別呈現以二層次模式分析國小四年級及國中二年級資料的結果，表內數據呈現數學自我概念可由各固定與隨機效果解釋的程度。表中第一到第五代表使用不同估計分數分析所得之參數估計值。小四與國二兩個年段，主要效果的所有參數均達.01 顯著水準。小四階段的交互作用參數均未達顯著水準，國中階段則是線性交互作用達.05 顯著水準，而二次交互作用皆.01 顯著水準。

表 1 和表 2 的結果顯示，透過五個估計分數所估算出來主要效果的參數穩定性高，各次估計所得結果十分相近。但是，小四階段的交互作用的參數數值較小，也較不穩定，國中階段則交互作用參數呈現負值，各次結果較為穩定。

表 1 個別學生數學成就及學校數學平均分數對數學自我概念的影響（小四）

估計分數 效果	第一	第二	第三	第四	第五
固定效果					
(1)主要效果					
個別學生成就（線性 γ_{10} ）	.438	.433	.441	.436	.443
個別學生成就（二次 γ_{20} ）	.059	.053	.062	.065	.072
學校平均成就（ γ_{01} ）	-.208	-.214	-.225	-.205	-.223
常數（ γ_{00} ）	-.059	-.056	-.057	-.063	-.071
(2)交互效果					
個別學生成就（線性）	.023	.047	.002	.019	.019
*學校平均成就（ γ_{11} ）					
個別學生成就（二次）	-.004	.007	-.003	.001	.002
*學校平均成就（ γ_{21} ）					
隨機效果					
學校層次截距（ μ_{0j} ）	.012	.010	.013	.010	.009
學生層次截距（ e_{ij} ）	.823	.823	.822	.826	.820

表 2 個別學生數學成就及學校數學平均分數對數學自我概念的影響（國二）

估計分數 效果	第一	第二	第三	第四	第五
固定效果					
(1)主要效果					
個別學生成就（線性 γ_{10} ）	.731	.719	.719	.710	.710
個別學生成就（二次 γ_{20} ）	.149	.141	.132	.138	.133
學校平均成就（ γ_{01} ）	-.270	-.273	-.255	-.253	-.256
常數（ γ_{00} ）	-.121	-.118	-.110	-.114	-.112
(2)交互效果					
個別學生成就（線性）	-.085	-.065	-.067	-.077	-.065
*學校平均成就（ γ_{11} ）					
個別學生成就（二次）	-.058	-.060	-.062	-.057	-.056
*學校平均成就（ γ_{21} ）					
隨機效果					
學校層次截距（ μ_{0j} ）	.022	.022	.023	.022	.023
學生層次截距（ e_{ij} ）	.629	.626	.631	.636	.634

表 3 將表 1 和表 2 五次分析的結果加以平均，計算測量標準誤、自由度並進行統計檢驗。固定效果以 t 檢定進行考驗，而學校層次的截距則是以卡方檢定加以考驗。結果符合研究者之預期，學生個人數學成就和其數學自我概念正相關（線性：.439 和.720，二次：.062 和.139），意味著小四學生數學成就分數提升一個標準差，則其數學自我概念得分會提高 0.439 個標準差；而國二生的數學成就增加一個標準差，則其數學自我概念得分會增加 0.72 個標準差。顯示對國中生而言，實際的數學成就表現與數學自我概念間的關係比國小階段明顯來得密切。依照互惠模式的觀點，表示在國中階段，成就表現更能影響自我概念，而自我概念對成就表現的影響也更大。

表 3 個別學生數學成就及學校數學平均分數對數學自我概念的影響（整合結果）

效果	四年級		八年級	
	參數	SE	參數	SE
固定效果				
(1)主要效果				
個別學生成就（線性 γ_{10} ）	.439**	.016	.720**	.018
個別學生成就（二次 γ_{20} ）	.062**	.013	.139**	.014
學校平均成就（ γ_{01} ）	-.215**	.047	-.261**	.053
常數（ γ_{00} ）	-.061**	.021	-.115**	.021
(2)交互效果				
個別學生成就（線性）	.022	.040	-.072*	.028
*學校平均成就（ γ_{11} ）				
個別學生成就（二次）	.0007	.016	-.059**	.016
*學校平均成就（ γ_{21} ）				
隨機效果	變異成分			
學校層次截距（ μ_{0j} ）	.011**		.023**	
學生層次截距（ e_{ij} ）	.823		.631	

** $p < .01$, * $p < .05$

Chapman, Tunmer 和 Prochnow (2000) 之研究顯示兒童入學後兩個月，閱讀自我概念之差異即開始顯現。隨著時間進展，閱讀能力之差異越來越大。本研究發現兩個不同發展階段，數學成就與數學自我概念間關係越來越緊密。進入國中後，實際數學能力和數學自我概念之相互影響更為明顯。雖然本研究的資料不是長期追蹤資料，不能論斷因果關係，但此一發展上的趨勢，值得未來研究進一步深究。

Marsh 和 Hau (2003) 的研究學生個人數學成就的效果值為 0.14 到 0.63，中位數為 0.39，其研究對象為 15 歲學生，本研究的對象平均年齡為 14.2 歲年齡相近，但本研究的效果值卻遠高於 Marsh 和 Hau (2003) 的結果。可能原因為 Marsh 和 Hau (2003) 的研究其成就分數跨語文、數學與科學領域，其學業自我概念也是跨學科領域，這樣的測量方式容易造成兩者間的相關程度被低估。Marsh, Byrne, 和 Yueng (1999) 曾指出進行學業自我概念與學業成就關係之研究，其測量工具應該具備良好的心理計量特性。此外，國內外研究指出應採用多向度的學業自我概念量表，每個向度對應不同學習領域，而應避免使用一般性的學業自我概念測量（朱玉妮，民 91；Marsh, Byrne, & Yueng, 1999）。不同學習領域，學業自我概念會不同，在國中階段分化會更明顯，使用一般性的自我概念測量不能反應學科自我概念分化的情況。不過，遠高於國際的效果值，也有可能是反映台灣的特殊教育現象，台灣的國中階段，考試頻繁，考試成績又多半全班或全校排名，個人經常得到能力表現的團體比較回饋訊息，是否因此而使得兩者間的關係遠較其他國家來得密切？未來若能分析 TIMSS 2003 其他國家的資料，即可釐清此一可能性。

學生數學成就的二次項達顯著水準，顯示數學成就得分極端者，亦即數學成就優異，以及數學成就落後者，其數學能力的提升或下降對數學自我概念的影響大於數學能力在平均值附近者。

學校平均成就對自我概念的影響是負向的（-.215 和 -.261），達統計顯著水準。小四學生所就讀學校的數學成就校平均值每提升一個標準差，則其數學自我概念會下降 0.215 個標準差，在國中生則下降 0.261 個標準差。這種負向效應在國中階段也大於國小階段，亦即學校平均成就的負向影響在國中時期更明顯，符合研究預期。這項發現與 Marsh 和 Hau (2003) 的研究結果一致。Marsh 和 Hau (2003) 的研究顯示 26 國各國學校平均成就對自我概念的效果在-.02 到-.36 間，平均為-.20，台灣國中資料所得之數值略高於國際平均。這些微差異，究竟反映國與國間的差異，還是因為自我概念與學科成就測量方式不同所造成，仍待後續研究加以釐清。

對比效應是否因學生成就水準不同而不同呢？表 3 顯示在小四階段，個別學生成就與學校平均成就間的交互作用皆未達顯著水準。意味學校平均成就的負向效應對不同成就水準的學生的影響是一致的，亦即所有學生都受到相同程度的負向影響。在國中階段，線性的個別學生數學成就分數和學校平均成就的交互作用是負值，並達統計顯著水準，意味著能力越好者，受到對比效應負向影響較大。也就是說在國中階段，就讀同一所學校的學生都會受到對比效應的影響，但相對於其他能力者，數學能力較高者，受到對比效應的負向影響較大，而對比效應對數學能力較低者的影響比其他能力者較為和緩。但由於學生成就二次項與學校平均的交互作用也達顯著，表示極端群受到學校平均成就負向效應影響較大。綜合此兩項交互作用，學生成就水準高的受到學校平均成就負向影響最大。雖然相較於主要效果的係數，交互作用的參數數值是小的。不過，當學生成就分數極端時，如二個標準差以上或以下，則數學成就分數二次項與學校平均的交互作用其對學科自我概念的負向影響仍不容忽視。

過去 Marsh 的系列研究顯示所有學生都受到對比效應的負向影響，這項發現挑戰一般人的直覺想法：認為個人能力夠好，就讀高競爭學校應不會使其自我概念下降。本研究發現在國小階段所有學生都受到對比效應的負向影響，高能力者也不例外；而國中階段，高能力者，學校平均成就之對比效應遠大於其他能力水準者。國小升國中，學生除了面臨身心發展的改變，學校環境與結構也產生變化，與對比效應相關較大的相關因素如，學校人數變多，班級人數也增多，能力分班等因素。參照團體的人數變多或素質提高，要在團體裡脫穎而出會變得更為困難。以九十四學年度為例，台灣的小學校數達 2655 所，而國中校數則減為 732 所，顯然升上國中，學校平均規模變大（教育部統計處，民 96）。再加上一些國中採取能力分班，可能使得高能力群升上國中，更易感受到在團體的相對位置滑落，這也許是學業自我概念與學校平均能力呈現交互作用的原因之一。

學校平均成就對自我概念的負效果絕對值小於個人數學成就與數學自我概念的效果值。這兩項數值的差異在國小階段差異較小，意味著個人絕對能力雖然重要，但在團體的相對位置能相當程度調整絕對能力和自我概念之關係。在國中階段，個人的絕對能力相對於學校平均成就的效果值差距拉大，然而，對於高能力者尚須考慮個人絕對能力與學校平均成就的交互作用。

結 論 與 建 議

本研究以具全國代表性的樣本檢驗對比效應是否出現於台灣的中小學學生之數學學習。結果支持理論之預期，學校平均成就對數學自我概念的影響是負向的，學生數學成就與其數學自我概念呈正相關，而此一相關在國中階段又比國小階段來得密切。本研究主張探討數學成就、學校平均成就與數學自我概念之關係應納入發展的觀點。

一、研究限制

由於本研究希望與 Marsh 和 Hau (2003) 的研究結果做對照，但台灣並未參與 PISA 2000 的測試，因而使用在成就測量品質、測試規模上及測試年齡層與 PISA 2000 較接近的 TIMSS 2003。但此一資料非長期追蹤資料，而是特定時間點測量所得的相關數據，而對比效應在理論上是屬因果關係的推論。在本研究中所指稱的影響並非因果關係而是相關關係。雖然國外研究結果支持互惠模式的因果推論，但國內尚未有類似的實徵研究結果，未來可使用適當的長期追蹤資料庫加以探究。

對比效應的社會比較歷程在這個研究裡無法與許多因素區隔開，這是本研究的一個重要限制。家庭背景因素和學校教育品質此二因素對學生的學習成果影響甚鉅。學校平均成就高較可能學生的家庭背景較好；該校的教育品質也較好。但是由於這些因素對於學業成就的影響是正向的，亦即家庭社經地位較高，就讀資源豐富的學校，都使學生會有較佳的學業成就與學業自我概念，而非對學業自我概念產生負向影響。據此推論，本研究所得的學校平均成就之負向效果應該是低估而非高估 (Marsh & Hau, 2003)。

二、研究對實務的貢獻

本研究的資料，每所學校僅取一個班級，因此，學校與班級效應無法分割。若將學校平均成就高的學校類比能力分班的前段班，那麼，本研究之結果可以進一步推論就讀前段班對學生之自我概念也可能會有負向的影響。這個結果值得家長與教育相關人員做相關教育決策時納入考量。在考慮資優教育或是特殊學生的安置時，應將對比效應納入思考。

學生家長經常選擇就讀能力平均高的班級或學校，他們著眼於能力高的同伴能夠提供足夠的競爭與刺激，進一步提升孩子的學業能力。缺乏適度的挑戰對學生的自信、學習動機，接受新考驗能力可能有害 (Plucker, Robinson, Greenspon, Feldhusen, McCoach, & Subotnik, 2004)。這個研究的結果提供另一個思考角度：與他人比較是形成自我概念的一個重要歷程，學校平均能力高時，對多數學生的自我概念可能反而有不利的影響。雖然這個研究無法知道學業自我概念差是否會導致其後的學業能力變差，但其他的長期追蹤研究顯示學業自我概念與學業成就相互影響 (Byrne, 1996; Marsh et al., 1999; Marsh & Yeung, 1997)。因此，如何實質提升學生的能力，同時避免過度的社會比較歷程是值得思考的議題。

此外，進入高選擇性學校（班級）後，對比效應的負向影響是否是短暫的？Marsh (1991) 的研究指出能力相同的學生進入能力平均高的學校就讀，比較可能選擇要求較低的課程，有較低的自我概念、較低的學業與職業抱負水準，學校成績也較差，而且負向效應會持續擴大，影響重要的教育成果。

三、對未來研究之建議

雖然本研究在資料分析上與 Marsh 和 Hau (2003) 採用相同的多層次分析模式，但對如何以五個估計分數進行模式的參數估計卻使用不同的分析策略。Marsh 和 Hau 先將五個估計分數平均，然後以個人學業成就分數之平均值做為自變項，進行多層次模式的參數估計。將五個估計分數平均，再進行多層次模式分析，與先進行多層次模式分析，將估得的參數加以平均，其結果並不相同。前者的分析方式會高估固定效果之參數值，而且參數標準誤也未能將估計分數的插補誤差納入考量，較容易得到統計顯著水準。因此，考慮此一因素，本研究結果與 Marsh 和 Hau 參數值之實際差異會更大一些。未來以教育資料庫成就估計分數進行之相關研究，可參考本研究分析方式，依循使用手冊對於成就估計分數分析之建議。

現今的社會是個高度競爭的環境，因此，在教育上十分強調培養孩子的競爭力。吊詭的是，自信與能力是相輔相成的，自信能引導學習，增進能力，而成功經驗是建立正向的自我概念的必要條件，過度競爭的環境無法提供足夠的成功機會，進而減低能力自我概念，最終損及能力的提升。瞭解對比效應強度在發展上的變化，能夠提供教育相關人員思考提供孩子挑戰與成功經驗的平衡點，然而本研究受限於資料，僅能探討對比效應在國小與國中階段發展上的差異，未來研究可進一步探究對比效應對高中生、大學生之影響。

在因應環境上，個體的主動性扮演重要的角色，在探討學校平均成就對學業自我概念的影響時，若能將個人之自我調節變項納入思考，進一步釐清那些相關個人特質以及學校特性能減低對比效應的負向影響，則能擴展此一模式的應用價值。

參 考 文 獻

- 人本基金會(民 92): 保守勢力風起雲湧, 升學歪風死灰復燃---各縣市升學編班狀況調查報告。人本基金會網站: <http://hef.yam.org.tw/index01.htm>。檢索日期: 民 93.12.24。
- 王儷蓉(民 95): 編班方式對於國中生學習成就的影響。國立台灣大學經濟學研究所碩士論文。
- 朱玉妮(民 91): 台灣青少年多重向度自我概念與整體自尊關係之比較研究。教育心理學報, 33 卷, 2 期, 103-124 頁。
- 李美慧(民 93): 國小六年級學童個人背景、父母管教方式與自我概念對學業成就之相關研究。長榮大學經營管理學研究所碩士論文。
- 李麗花(民 90): 高中僑生自我概念、生活適應與學業成就之相關研究。國立政治大學教育學研究所碩士論文。
- 教育部統計處(民 96): 教育統計。教育部統計處網站: http://www.edu.tw/EDU_WEB/EDU_MGT/STATISTICS/EDU7220001/ebooks/edusta/edusta.htm。檢索日期: 民 96.07.18。
- 張秋男(民 94): 國際數學與科學教育成就趨勢調查 2003。台北: 國立台灣師範大學科學教育中心。
- 國科會(民 93): 國際數學與科學教育成就趨勢調查(TIMSS2003)結果。國科會網站: http://www.nsc.gov.tw/sci/public4_timssnews_2003.html。檢索日期: 民 93.12.23。
- 陳雅雯(民 92): 中部地區國小高年級學童自我概念、學習動機與學業成就關係之研究。國立台中師範學院諮商與教育心理學研究所碩士論文。
- Brookover, W. B. (1989). *Self-concept of ability scale-A review and further analysis*. Paper presented at the annual meeting of the American Educational Research Association, San Francisco, CA.
- Bryk, A. S., & Raudenbush, S. W. (1992). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis Methods*. Newbury Park, CA: Sage.
- Byrne, B. M.(1996). *Academic self-concept: Its structure, measurement, and relation to academic achievement*. In B. A. Bracken (Ed.), *Handbook of self-concept* (pp. 287-316). New York: Wiley.
- Calsyn, R., & Kenny, D. (1977). Self-concept of ability and perceived evaluations by others. Cause or effect of academic achievement? *Journal of Educational Psychology*, 69, 136-145.
- Chapman, J. W. (1988). Learning disabled children's self-concepts. *Review of Educational Research*, 58, 347-371.
- Chapman, J. W., Tunmer, W. E., & Prochnow, J. E. (2000). Early reading-related skills and performance,

- reading self-concept, and the development of academic self-concept: A longitudinal study. *Journal of Educational Psychology*, 92, 703-708.
- Coleman, J. M., & Fults, B. A. (1985). Special class placement, level of intelligence, and the self-concept of gifted children: A social comparison perspective. *Remedial and Special Education*, 6, 7-11.
- Committee on Increasing High School Students' Engagement and Motivation to Learn (2004). *Engaging schools: Fostering high school students' motivation to learn*. Washington, DC: The National Academies Press.
- Dai, D. Y. (2004). How universal is the big-fish-little-pond effect? *American Psychologist*, 59, 267-268.
- Erikson E. H. (1963). *Childhood and society* (2nd ed.). New York: Norton.
- Gamoran, A. (1987, July). The stratification of high school learning opportunities. *Sociology of Education*, 60, 135-155.
- Garmon, A., Nystrand, M., Berends, M., & LePore, P. C. (1995). An organizational analysis of the effects of ability grouping. *American Educational Research Journal*, 32, 687-715.
- Goldstein, H. (1995). *Multilevel Statistical Models* (3rd ed.). London, Edward Arnold: New York, Halstead Press.
- Goldstein, H., Rasbash, J., Yang, M., Woodhouse, G., Pan, H., Nuttall, D., & Thomas, S. (1993). A multilevel analysis of school examination. *Oxford Review of Education*, 19, 425-433.
- Hansford, B. C., & Hattie, J. (1982). The relationship between self and achievement/performance measures. *Review of Educational Research*, 52, 123-142.
- Kulik, C. L., & Kulki, J. A. (1982). Effects of ability grouping on secondary school students: A meta-analysis of evaluation findings. *American Educational Research Journal*, 21, 799-806.
- Kulik, C. L. (1985). *Effects of inter-class ability grouping on achievement and self-esteem*. Paper presented at the 1985 annual meeting of the American Psychological Association. Los Angeles.
- Martin, M. O. (Ed.). (2005). *TIMSS2003 User Guide for the International Database*. TIMSS & PIRLS International Study Center, MA: Boston College.
- Martin, M. O., Mullis, I. V. S., & Chrostowski, S. J. (2004). *TIMSS 2003 Technical Report*. TIMSS & PIRLS International Study Center, MA: Boston College.
- Marsh, H. W. (1984). Self-concept, social comparison and ability grouping: A reply to Kulik and Kulik. *American Educational Research Journal*, 23, 129-149.
- Marsh, H. W. (1987). The big-fish-little-pond effect on academic self-concept. *Journal of Educational Psychology*, 79, 280-295.
- Marsh, H. W. (1990). The causal ordering of academic self-concept and academic achievement: A multiwave, longitudinal path analysis. *Journal of Educational Psychology*, 82, 646-656.
- Marsh, H. W. (1991). The failure of high ability high schools to deliver academic benefits: The importance of academic self-concept and educational aspirations. *American Educational Research Journal*, 28, 445-480.
- Marsh, H. W. (1993). Academic self-concept: Theory, measurement and research. In J. Suls (Ed.), *Psychological perspectives on the self* (Vol 4, pp. 59-98). Hillsdale, NJ: Erlbaum.
- Marsh, H. W. (1994). Using the National Longitudinal Study of 1988 to evaluate theoretical models of self-concept. The Self-Description Questionnaire. *Journal of Educational Psychology*, 80, 439-456.
- Marsh, H. W., Byrne, B. M., & Yeung, A. S. (1999). Causal ordering of academic self-concept and

- achievement: Reanalysis of a pioneering study and revised recommendations. *Educational Psychologist*, 34,155-167.
- Marsh, H. W., Chessor, D., Craven, R. G., & Roche, L. (1995). The effects of gifted and talented programs on academic self-concept: The big fish strikes again. *American Educational Research Journal*, 32, 285-319.
- Marsh, H. W., & Hau, K. (2003). Big-fish-little-pond effect on academic self-concept: A cross-cultural (26-country) test of the negative effects of academically selective schools. *American Psychologist*, 56, 364-376.
- Marsh, H. W., & Johnston, C. F. (1993). Multidimensional self-concepts and frames of reference: Relevance to the exceptional learner. In F. E. Obiakor & S. Stile (Eds.), *Self-concept of exceptional learners: Current perspectives for educators*. (pp. 72-112). Dubuque, IA: Kendall/Hunt.
- Marsh, H. W., Kong, C., & Hau, K. (2000). Longitudinal multilevel models of the big-fish-little-pond effect on academic self-concept: contrast and reflected-glory effects in Hong Kong school. *Journal of Personality and Social Psychology*, 78, 337-349.
- Marsh, H. W., & Parker, J. W. (1984). Determinants of student self-concepts and frames of reference: Is it better to be a relatively large fish in a small pond even if you don't learn to swim as well? *Journal of Personality and Social Psychology*, 47, 213-231.
- Marsh, H. W. & Yeung, S. (1997). Causal effects for academic self-concept on academic achievement: Structural equation models of longitudinal data. *Journal of Educational Psychology*, 89,41-54.
- Oakes, J., & Wells, A. S. (1998). Detracking for high student achievement. *Educational Leadership*, 55(6), 38-41.
- Plucker, J. A., Robinson, N. M., Greenspon, T. S., Feldhusen, J. F., McCoach, D. B., & Subtnik, R. F. (2004). It's not how the pond makes you feel, but rather how high you can jump. *American Psychologist*, 59, 268-269.
- Raudenbush, S. W., & Bryk, A. S. (2002). *Hierarchical linear models: Applications and data analysis methods (2nd ed.)*. Thousand Oaks, CA: Sage.
- Raudenbush, S. W., Bryk, A. S., Cheong, Y. F., Congdon, R., & du Toit, M. (2004). *HLM6: Hierarchical linear and nonlinear models*. Lincolnwood, IL: SSI.
- Reuman, D. A. (1989). How social comparison mediates the relation between ability-grouping practices and students' achievement outcomes. *Contemporary Educational Psychology*, 81, 178-189.
- Robinson, A., & Clinkenbeard, P. R. (1998). Giftedness: An exceptionality examined. In J. T. Spence, J.M Darley, & D. J. Foss (Eds.), *Annual Review of Psychology* (pp. 117-139). Palo Alto, CA: Annual Review
- Schwarzer, R., Juerusalem, J. & Lange, B. (1983). *The change of self-concept with respect to reference groups in school*. Paper presented at the 1983 annual meeting of the American Educational Research Association, Montreal.
- Slavin, R. E. (1987). Ability grouping and student achievement in elementary schools: A best-evidence synthesis. *Review of Educational Research*, 57,293-336.
- Slavin, R. E. (1990). Ability grouping and student achievement in secondary schools: A best-evidence synthesis. *Review of Educational Research*, 60, 471-500.

收 稿 日 期：2007 年 09 月 05 日

一稿修訂日期：2007 年 11 月 09 日

二稿修訂日期：2007 年 12 月 06 日

接受刊登日期：2007 年 12 月 06 日

Bulletin of Education Psychology, 2008, 40 (1), 23-38
National Taiwan Normal University, Taipei, Taiwan, R.O.C.

Big-fish-little-pond effect on academic self-concept: A developmental perspective

Yuwen Chang

Department of Education
National Taipei University of Education

Using data from TIMSS 2003, this study investigated the “big-fish-little-pond” effects on academic self-concept, and whether the effect size varies with age. Taking data structure into consideration, a two-level hierarchical linear model analysis was conducted. Data were collected from students who completed the mathematics self-concept items on student questionnaire and standardized math achievement tests that developed specially for TIMSS 2003. There were 4601 4th graders and 5355 8th graders. As predicted, results indicated the effect of individual student achievement on math self-concept were substantial and positive, .439 for 4th graders and .720 for 8th graders for linear component, .062 for 4 graders and .139 for 8th graders for quadratic term. The effect of school-average achievement on mathe self-concept are less substantial and negative, -.215 for 4th graders and -.261 for 8th grade. These effects are statistically significant and provide a strong replication of the contrast effect. As expected, a developmental change in the achievement-self-concept relation was supported. The interaction effect of individual student achievement and school-average achievement on math self-concept was only significant for 8th graders, but not for 4th graders. The negative effect of school-average achievement were slightly larger for students with high achievement levels.

KEY WORDS: academic achievement, academic self-concept, contrast effect, multilevel model, school-average achievement

