

友誼網絡中誰的獲益更多： 青少年友誼網絡與學業成就的動態分析

張明宜

中央研究院社會學研究所

吳齊殷

中央研究院社會學研究所

過去研究指出友誼能提供規範、資訊與資源，為青少年的學業成就帶來正向影響，且此影響在低學業成就的青少年身上更加彰顯(Frank et al. 2008)，由此觀點，友誼應有助於縮減青少年因家庭背景不同帶來的學業成就差距。然而，相似性原則卻指出，若家庭背景或學業成就是青少年據以選擇朋友的關鍵因素，那麼友誼反而可能因此擴大不同背景青少年既有的學業成就差距。為驗證此二對立競爭之研究假設，本研究使用「台灣青少年成長歷程研究計畫」資料中台北縣、台北市及宜蘭縣共 72 個班級、2,527 位青少年的資料，利用二階段多層次動態社會網絡分析探究青少年的家庭社經背景、友誼網絡與學業成就在國中三年期間的動態改變歷程。研究結果顯示，家庭社經背景、教育期望與學業成就是青少年據以選擇友誼的重要因素，這樣的相似性選擇使得正向同儕影響在高成就的青少年身上更為彰顯。亦即，背景好、成績好的青少年在某種程度上透過相似性選擇鞏固其既有的學業成就優勢，階層式的友誼配對使得背景好的青少年從友誼網絡中獲益更多，兩者加乘，青少年的友誼網絡最終很可能是擴大而非縮小既有的教育成就差距。

關鍵詞：友誼選擇、同儕影響、網絡內生性、鞏固、台灣青少年成長
歷程研究

Who Benefits More from Friendship? Dynamics of Adolescent Friendship Networks and Academic Performance

Ming-Yi Chang

Institute of Sociology, Academia Sinica

Chyi-In Wu

Institute of Sociology, Academia Sinica

Friendship is documented to have positive peer effects on adolescent academic performance by providing norms, information, and resources, and these kinds of peer effects are even more significant on low-achieving students if they can nest in a high-achieving student group (Frank et al., 2008). The homophily principle that dominates the adolescent-friendship mixing pattern, however, indicates that adolescent friendship might be sorted by student family background and achievements, which implies that friendship might not be able to reduce the achievement gap and could even make the gap wider. To test these two competing hypotheses, we conduct a dynamic network analysis to investigate how family background influences the co-evolution process of students' friendship networks and academic performance by using data from the Taiwan Youth Project, which includes a research sample of 2,527 students nested in 72 classes. Findings from a series of two-step multilevel network analyses demonstrate that students might self-segregate by selecting homophilious friends. This segregation makes low-SES and low-performing students less likely to be nominated by high-SES or high-performing students; differences in probabilities hence exist for different achievement students to improve their academic performance. As a result, adolescent friendship networks in the junior-high-school years may eventually help high-performing students maintain and exacerbate their achievement advantages.

Keywords: Friendship Selection, Peer Influence, Social Network Endogeneity, Consolidation, Taiwan Youth Project

一、前言

青少年的學業成就攸關個人未來的教育與職業發展。關於青少年學業成就的討論，最顯著的影響因子莫過於家庭社經背景(Kao and Thompson 2003; Sewell and Hauser 1975)，高社經家庭背景的孩子傾向在小學、中學有比較好的學業成就，有更高的機率進入大學，大學畢業後在勞動市場中擁有更好的機會，相對更容易找到比較好的工作。從這個角度來看，教育在某種程度上協助家庭傳遞其社經資源，使得不平等持續存在(Crosnoe and Schneider 2010)。

個人雖然無法選擇出身背景，卻可能透過選擇決定個人的社會網絡。過去研究指出，朋友可以提供資源與支持，能為個人的學業成就帶來正向的影響，包括對成績的直接影響(Crosnoe et al. 2003; Vaquera and Kao 2008)與修課選擇(Frank et al. 2008)；可能的影響機制來自：友誼團體本身產生的規範(norm)自然而然透過規範青少年的行為直接改變其學業成就，好朋友間的資源與資訊分享，以及彼此間的協助與支持。亦即，若單純從學業成就的同儕影響角度來看，青少年確實可能透過交友縮減因為家庭社經不平等帶來的學業成就差距。

然而，依據友誼選擇的相似性原則，若家庭社經背景或學業成就是影響青少年交友選擇的重要因素，即使友誼網絡對於青少年的學業成就帶來正向的影響，當家庭背景好或成就高的青少年多群聚一起、背景差或成就低的青少年群聚一起，學業成就的正向同儕影響可能在背景好或成就高的青少年團體中更為顯著，讓優勢青少年的學業成就從網絡中獲益較多、弱勢青少年獲益較少，那麼友誼網絡也可能更擴大了既有的學業成就差距。因此，要正確的回答友誼能否縮減不同背景青少年的學業成就差距，需要同時思考究竟青少年選擇結交怎樣的朋友，進而在控制友誼選擇下探討朋友對學業成就帶來的影響，如此，透過有效的釐清青少年的家庭社經背景、學業成就與交友選擇和同儕影響間的關係，方能正確回答這些因素最終如何影響不同家庭背

景青少年間的學業成就差距。

由於家庭社經背景會影響青少年的興趣、價值觀、消費習慣與生活目標，進而影響青少年的生活方式與時間運用，例如，下課後可能從事的課餘活動種類，如看電影、上圖書館、補習班等等，生活方式與時間管理相似、興趣與價值相仿的青少年，更可能群聚一起進而結交成為好友。因此，家庭社經背景相似性實際上可能直接影響青少年的交友選擇。

同樣的，家庭社經背景也可能透過影響青少年的其他個人特質進而影響其交友選擇。首先，背景不同孩子對於未來的教育期望有極大的差異，來自金字塔頂端的孩子有更高的機率會期望自己朝向高等教育、名校與專業職，而黑手家庭的孩子由於謀生上相對辛苦，在教育期望上會有更高的機率傾向選擇技職體系提前進入就業市場。其次，家庭社經背景也可能透過課外活動的選擇影響青少年的交友。以課後補習為例，課後補習其實也反映出家長／學生能夠而且願意投資金錢與時間在學生的課業上，同時，課後補習也反映出學生個人的時間規畫與安排。再者，不同社經背景家庭對於孩子成績的要求關注與投入的資源不同，可能讓孩子對自己或同儕學業成就的看法與要求不同。這些經由家庭社經背景對個人在生活方式、習慣與價值觀帶來潛移默化的影響，都可能因此直接影響青少年的交友機會或透過相似性選擇影響青少年的交友偏好。

基於上述，我們知道不同家庭社經背景青少年在學業成就上的差距，以及好朋友能提供資訊與資源對學業成就帶來正向的影響，然而，若是高社經背景的孩子傾向結交高社經的孩子，促使成績好的孩子傾向群聚一起，那麼，好朋友對於學業成就的影響將可能更擴大社經背景不同青少年在學業成就上的差距。欲回答此一研究問題，首先，必須先回答家庭社經條件是否是影響青少年友誼篩選(sorting)的重要因素？如果是，造成友誼網絡家庭社經背景相似性究竟是來自青少年本身的交友偏好(preference)？抑或是來自於居住區域社經結構差異或友誼網絡結構差異，造成不同社經背景青少年彼此間的接觸機會不

同，因而誘導產生友誼網絡社經背景相似性？接續，在控制青少年的交友選擇條件下，探究好朋友的社經背景與學業成就是否透過同儕影響改變學業成就，進一步比較不同社經背景青少年的交友選擇與同儕影響，方能準確回答友誼是否能減少不同背景青少年的學業成就差距。

因此，本研究使用中央研究院社會學研究所於 2000 年開始蒐集之「台灣青少年成長歷程研究計畫」中的國一樣本資料，以 Tom A. B. Snijders (2001, 2005)發展的動態社會網絡分析模型 Stochastic actor-based models (SAB)為基底，分析青少年的家庭社經背景、友誼網絡與學業成就間的選擇與影響歷程，進一步回答友誼網絡效果究竟是擴大或是縮小不同社經背景青少年在學業成就上的差距。由於友誼是青少年在學校生活中極為核心的一部分，友誼對於青少年的效應是關鍵且顯著的，本研究結果將有助於補足過去文獻在探討青少年學業成就上，關於友誼網絡研究上缺漏的一環。

二、文獻探討

(一) 研究背景

自 The Coleman Report 指出學生間因家庭社經背景不同而產生的成績差距(Coleman et al. 1966)，國內外大量文獻投入研究探討家庭背景、學校因素與學生的成就差距，確認貧窮與藍領背景學生和中產背景學生間的成就差距，而且，這些差距大部分來自於社經背景的差異與教育資源的不平等(Rothstein 2004)。這些差距，在控制學校影響後仍然存在(Karen 2005; Rothstein 2004)，而學校無法彌平此一差距(Alexander et al. 2007)。台灣亦是如此，譚康榮等人指出當家庭收入越高或父母教育程度越高，青少年的成績也越好(譚康榮 2004; Tam et al. 2004)，父母教育程度更是子女就讀大學最重要的影響因素(駱明慶 2001)，實際上，父母對於子女的影響在國中時期即已形成(黃芳玫、吳齊殷 2010)，並且是長期而持續的(Hsieh and Chen 2008)。

當家庭對於個人的影響顯著且持續，學校無法彌平其間的成就差距，甚至可能成為成就差距的擴大器，社會網絡的研究卻開啓另一條可能彌平不平等的途徑(Lin 1999)。近來，許多關於社會網絡的研究指出，同儕效果(peer effect)可能對於個人的社會經濟結果產生影響，包括創新傳散(Coleman et al. 1957)、採用新技術(Oster and Thornton 2009)、求職與地位取得(于若蓉 2009; Granovetter 1974, 1973; Lin 1999)等等。

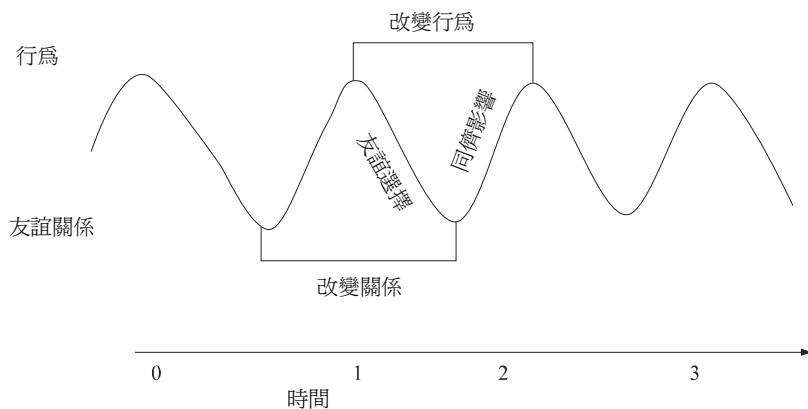
當文獻提到青少年的同儕效果或同儕影響(peer influence)，即指他們為了結交朋友或是避免被孤立，在行為表現上順從同儕的要求與期望(Dornbusch 1989)，已證實的青少年同儕效果包含學業成就(Chen et al. 2003; Crosnoe et al. 2003)、修課行為(Frank et al. 2008; Riegle-Crumb et al. 2006)、憂鬱(Schaefer et al. 2011)、抽菸和喝酒(Steglich et al. 2010)、偏差行為(Haynie 2001; Haynie and Osgood 2005)等等。

James S. Coleman (1988)曾經指出青少年與支持他學業發展的同儕接觸與交往，對將來的教育成就有關鍵性的影響，Kenneth A. Frank等(2008)探討同儕團體對於青少年在學校數學修課的影響，發現其影響效果因所處同儕團體平均數學修課水平而有差異，處於高團體平均修課水平的青少年比低水平的有更高的機率選擇進階數學課程，而且，此一影響效果在低成就的青少年身上更為彰顯。相對於高成就的青少年已經擁有獲取好表現所需的資源與資訊，低成就的人無法從家庭或學校中獲取這些知識與資源，若能進入高平均的同儕團體中，正好可以透過同儕團體補足這些資源與資訊，所以能獲益更多。

但相似性原則(the homophily principle)卻指出，青少年在選擇朋友時傾向結交與自己相似的朋友，若家庭社經或成績表現是青少年據以選擇朋友的一項重要特質，那麼，很可能形成低成就或中低家庭背景群聚一起，而高成就或高背景群聚一起，對於學業成就的同儕影響效果將如同「錦上添花」而非「雪中送炭」，同儕影響效果很可能因此和學校效果一樣，成為教育不平等的擴大器。

然而，我們觀察到同儕之間的行為相似性，實際上可能受到兩種

不同的歷程影響，即文獻中提及的友誼選擇(selection)與影響(influence) (Steglich et al. 2010)。所謂友誼選擇效果即是團體中的個人與他人的特質或行為對於友誼關係建立與否帶來的效應，以友誼關係作為依變項；同儕影響效果則是指友誼關係以及關係中的個人與他人特質對於行為改變帶來的效果，以行為表現作為依變項。若以圖一的友誼選擇與影響示意圖來看，在友誼網絡中的選擇與影響乃是同時在運作與發生的，但對於每一對友誼配對而言，選擇與影響的發生歷程卻不盡相同，有些友誼配對可能因為彼此某些特性相似結交為朋友而後相互影響改變行為（先改變關係而後改變行為），有些則是先改變自己的行為使得彼此相似而後結交成為朋友（先改變行為而後改變關係），當我們在某一特定的時間點觀察到一對好朋友間有相似的行為表現，可能是來自友誼網絡中的選擇效果，亦可能是因為影響效應，或者是兩者的綜合。因此，在解答這類型的問題時，若未能同時考量友誼選擇或同儕影響，只單單從選擇角度或從影響角度切入，可能會產生因果推論上的錯誤。



圖一 友誼選擇與影響示意圖

資料來源：本圖引自 Leeders (1995)。

（二）家庭社經背景、學業成就與青少年的友誼選擇

過去文獻在探討友誼選擇時，家庭社經因素通常是重要的控制變

項，主要原因在於家庭背景對於個人的生活方式、信仰、價值、習慣、對目前生活的要求，以及對未來的想望都有顯著的影響，而這些影響或多或少、或直接或間接的影響青少年的友誼選擇。我們並非指青少年在選擇朋友時，會直接評量這位同儕的家庭背景來決定是否結交這個朋友，而是家庭社經背景在潛移默化中影響青少年生活的各個面向，諸如各種生活要求與消費習慣，而由於這些生活要求與消費習慣的社經背景差異，形成某種可見或不可見的相似性進而影響其個人的交友選擇。以消費習慣為例，擁有ipad或iphone、擁有xbox或wii，或以假期安排為例，去美國、法國或日本迪士尼等等都有社經背景差異，這個差異可能讓一群青少年群聚一起時，部分人有共同話題，另一部分的人則難以參與這類話題，這樣的差別可能讓某些人因此結交為朋友，讓另一些人無法打進這個社交圈中。諸如此類，因為家庭社經背景相似，使得某些青少年無論在生活習慣、消費方式、價值觀、或對未來的想望較其他不同背景的青少年更為相似，因而誘導出友誼聯結，我們稱之為友誼聯結的家庭社經背景相似性。基本上，如同國外的許多友誼聯結研究，本研究預期能觀察到台灣青少年的友誼聯結存在家庭社經背景相似性。

然而，參考近期的部分關於友誼網絡的族群相似性研究，本研究認為，在青少年交友選擇的家庭社經背景相似性上，其實可以有進一步更細緻的討論。首先，必須思考 Peter M. Blau (1977)所指社會結構的影響，亦即，個人所處社會環境中不同背景特質的同儕分配狀態(the distribution of a population among differentiated social positions)。要結交不同背景的朋友，一個很重要的先決條件是個人所處社會環境中必須存在不同背景的同儕，有機會彼此接觸，才有可能認識進而結交。假若人際間的結識與交往是完全隨機的，不因個人背景差異有所分別，那麼，每個人結交與自己背景相同／不同的人的機率，基本上等同於所處環境中與自己背景相同／不同的人的存在機率，背景相似性偏好只存在於當人際間相同背景特質的人交往的機率高過於此一隨機機率時，否則，則是社會結構因素造成的相似性。J. Miller McPherson 與

Lynn Smith-Lovin (1987)進一步將之區分為社會結構誘導的相似性(induced homophily)與個人選擇偏好造成的相似性(choice homophily)。研究也證實兩種相似性同時存在於友誼網絡的族群相似性中(Kossinets and Watts 2009; Zeng and Xie 2008)。

對台灣的青少年而言，班級即是潛在交友圈，而由於台灣國中屬於學區制，地區不同的房價差異讓居住區域本身就具有某種社經不同篩選功能，青少年在國中時期的友誼選擇也因為居住區域差異而有不同。以台北市仁愛國中為例，仁愛國中的學區包含大安區及信義區的部分鄰里，因此，仁愛國中的學生在國中階段相對於其他區域的學生而言，就有較高的機率結識來自高社經背景的同儕。本研究因此預期在台灣青少年的交友選擇上，同時存在家庭社經背景的社會結構誘導相似性與個人選擇偏好相似性，其中，誘導相似性來自居住區域的社經組成不同。另外，依據 Blau (1977)觀察社會結構對於人際互動的影響，網絡成員的組成(composition)異質性越高，有助於不同背景成員的交往，建立 Blau 所指的非我群聯結(out-group tie)。我們因此也預期社區社經背景異質性越高，青少年交友的社經背景相似性將會越低。

其次，在社會網絡研究中，平衡理論(balance theory)指出人際間的交往傾向雙向與平等互惠（相互性），以及朋友的朋友傾向結交為朋友（遞移性），此即友誼聯結間的線性相依，是網絡研究中必須控制的「網絡內生性」。學者指出網絡內生性可能是擴大友誼網絡相似性的重要因子，以美國的跨族群交友研究為例，James Moody (2001)、Ted Mouw 與 Barbara Entwisle (2006)均發現在控制網絡內生性後，青少年友誼網絡的族群相似性雖仍然顯著，然其效應大幅降低，研究結論均強調在研究跨族群交友上，必須控制網絡內生性才能得到更精確的研究結果。然而，Andreas Wimmer 與 Kevin Lewis (2010)進一步提出網絡內的平衡機制除了獨立影響青少年的交友外，同時，具有擴大青少年交友族群相似性的可能性。例如，當 i 偏好同族群的 j 為朋友時，若 j 同時也偏好同族群的 i 為朋友，則 i 與 j 各自結交的朋友有很高的機率來自相同族群，此時，社會網絡中的平衡機制可能因此更擴

大此一友誼網絡的族群相似性。雖然此一推論在 Wimmer 與 Lewis (2010)的研究中並未得到驗證，然而 Elizabeth Vaquera 與 Grace Kao (2008)、Chris Baerveldt 等(2004)的研究皆證實了同族群的友誼聯結較跨族群的友誼聯結有更高的機率是相互提名的。

由於學校環境一向更有利於優勢家庭背景的青少年(Lareau 2000)，相較於弱勢家庭的孩子，他們在學校更容易得到教師、學校行政人員的正向關注，在學校表現通常較好，適應也較好，在學校也比較容易得到同儕的喜愛(Chen et al. 2003)，更能吸引同儕的友誼提名，也因此更容易結交相互提名的朋友(Vaquera and Kao 2008)。因此，我們預期網絡內生性，諸如相互性、遞移性可能與家庭社經背景相似性交互影響青少年的友誼選擇。

再者，家庭社經背景也可能透過其他特質間接影響青少年的交友選擇進而影響其學業成就。Blau (1977)曾經提出「高度鞏固」(high degree of consolidation)這個概念，認為所謂的社會結構基本上是不同社會地位的人的分配狀態，可以用多個軸度的空間向度分配來描述。其中，部分軸向屬於名義量尺，例如種族、性別，部分屬於連續量尺，如教育程度、收入等等，Blau發現這些軸度其實是具有關聯的，例如，白人男性傾向高教育、高收入，他將此一現象稱為鞏固(consolidation)，並指出鞏固不利於非我群的交往聯結。美國青少年的跨族群交友研究證實了高度鞏固現象的存在，研究發現青少年的友誼網絡與社經地位有關的相似性，如族群、父母教育與收入、居住地區鄰近性等等，彼此是具有關聯、交互影響和作用的(Moody 2001; Mouw and Entwisle 2006; Wimmer and Lewis 2010)。

由於不同社經背景的青少年對未來成就的想望有極大的差異，來自金字塔頂端的孩子對於未來成就的想望有更高的機會傾向於名校、專業職，而來自黑手家庭的孩子由於謀生上相對辛苦，在教育期望上會有更高的機率傾向選擇技職體系提前進入就業市場。同樣的，社經背景優勢的青少年從小就能累積他們在課業學習上的優勢，傾向在學業成就上具有相對優勢，對於學業成就的重要性看法也會不同。這些

差異會反映在青少年的學業努力行為與時間規畫，例如，他們可能傾向想要考上好高中而非進入技職體系、傾向下課後去補習或上家教班來加強課業上的表現，因此學業成就傾向優於一般家庭的孩子。本研究認為，Blau所指的高度鞏固現象同樣會反映在台灣青少年的友誼網絡中，家庭社經背景相似性可能同時與教育期望、補習、學業成就相似性共同作用，影響青少年的交友選擇。

當朋友成為家庭背景弱勢青少年的重要社會資本來源，那麼，友誼選擇本身可能為這些青少年開闢一條跨越不平等的重要渠徑，關鍵在於這些青少年能不能、會不會選擇不同背景的同儕作為好朋友。本研究透過探討社會結構、網絡結構是否誘導出青少年交友的社經背景相似性，以及個人偏好（相似背景、特質）促成的社經背景相似性，將能回答青少年能不能、會不會選擇不同背景的同儕作為好朋友，進而分析這些好朋友帶來的學業成就同儕影響，以回答弱勢家庭的青少年透過友誼網絡跨越教育成就不平等的可能性。

（三）朋友的社經背景優勢能否透過同儕影響轉移

文獻指出，家庭社經對於青少年的學業成就影響可以分為兩種效應(Crosnoe and Schneider 2010)。首先，主要效應(primary effect)指的是子女直接受惠於父母的經濟優勢，使得他們從小可以接受較多的認知刺激，高品質的學前、小學乃至於中學教育，同時，透過一些課後、非正式教育幫助他們促進以及展現自己的能力，因此，高社經家庭的子女在未來升學過程中享有主要優勢。其次，次級效應(secondary effect)指的是高社經家庭的父母可能利用經濟優勢及個人經驗，間接的讓子女的周邊系統（包括教師、學校等）更能幫助子女朝向高等教育，降低在學業學習過程中可能遭遇失敗的風險，同時，藉由他們優勢地位與權力，幫助子女累積、增加進入高等教育的機率。例如教師的鼓勵、相關人員提供學業有關的資訊與諮詢等，是屬於家庭社經優勢帶來的間接影響，是來自家庭中社會資本的影響。

Robert Crosnoe 與 Barbara Schneider (2010)的研究也指出家庭社經

背景的次級效應其實是影響教育不平等的關鍵因素，特別是針對起始成績比較差的學生而言，社經優勢背景讓這些學生在學業遇到困難時能及時找到人一起討論、在做和學業相關決策時，諸如選課、選校決定時，能有人提供諮詢，因此，相對於來自社經背景較差但能力相當的同儕而言，這些學生在數學修課上，傾向願意挑戰難度較高的課程，而且會持續修習不同的數學課程，因此能逐漸累積在數學學習上的優勢地位。Crosnoe 與 Schneider (2010)也指出，假若我們能提供弱勢家庭的青少年類似的資訊與諮詢，將有機會可以彌平家庭社經不平等帶來的成績差異。

Coleman (1988)曾經指出社會資本的三種形式，責任與期望、資訊渠道、規範。由於友誼同屬社會資本之一，同樣可能提供責任與期望、資訊渠道、規範等，因此過去研究已經證實好朋友對於學業成就的影響，包括對成績的直接影響(Crosnoe et al. 2003; Vaquera and Kao 2008)及修課選擇(Frank et al. 2008)。然而，除了好朋友的學業成就本身影響青少年學業成就外，好朋友的家庭社經資本（規範、期望與資源／資訊）是否可能透過友誼關係在青少年同儕間轉移呢？或許家庭經濟層面的影響難以在青少年同儕間轉移，然而，一些相關的資訊因子，例如考試與讀書策略或是升學諮詢等卻很容易可以在學業討論的過程中分享給同儕。因此，本研究將更細緻的從兩方面的同儕影響來探討好朋友可不可能幫助青少年彌平社經背景差異帶來的成績不平等，首先是好朋友的成績對於青少年個人成績的直接影響，以及好朋友的家庭社經背景中的主要效應與次級效應（資訊因子）可否透過友誼聯結影響青少年的成績。

（四）本研究之提問

本研究以台灣青少年在國中三年班級內的友誼網絡資料，納入家庭背景、個人學業成就相關特性，在同時考慮友誼的篩選與同儕的影響下，採取能捕捉個人與班級內友誼網絡動態歷程的多層次社會網絡分析模型，以釐清青少年在國中時期的友誼網絡對不同家庭社經背景

青少年間的教育成就差距可能產生的影響。依循前述的討論，本研究提出以下研究問題：

1. 家庭社經背景相似性是否會影響青少年的友誼選擇？如果是，青少年友誼網絡中的家庭社經背景相似性是來自社會結構或班級網絡結構的誘導，或者是來自青少年個人偏好？亦即傾向於選擇家庭背景相似或與家庭社經背景相關的其他特質（教育期望、補習、成績）相似的朋友。

2. 好朋友是否可能透過同儕影響促進青少年的成績？如果可能，是好朋友成績的同儕影響？是好朋友的家庭社經背景主要效應的同儕影響？抑或是次級效應帶來的同儕影響？

3. 接續前面的研究問題，在這樣既定的友誼選擇與同儕影響條件下，本研究進一步比較不同學業成就的青少年，誰從友誼網絡中獲益更多？

本研究以朋友作為社會資本來源，藉由使用 Snijders (2001, 2005) 發展的動態社會網絡分析 SAB 模型，同時分析台灣青少年班級網絡間的選擇與影響機制，從分析青少年是否有機會選擇結交不同背景的朋友，進而探究家庭社經資源能否在青少年同儕間轉移，以回答朋友是否能幫助背景弱勢的青少年，使他們在友誼網絡中獲益更多，進而有機會跨越家庭背景帶來的學業成就差距。

三、研究方法

（一）研究資料

本研究資料取自中央研究院社會學研究所伊慶春研究員所主持之「台灣青少年成長歷程研究」計畫（以下簡稱「台灣青少年計畫」）。該研究計畫以台北市、台北縣、宜蘭縣 2000 年當時國一及國三學生為研究母體，採用分層叢集抽樣，依照母群在各「鄉、鎮、市、區」分配，分層依照比例先抽取學校，再依「叢集抽樣」，以班級為最終抽取單位，抽取全班學生為樣本，最後共抽取 40 所學校，

國一 81 班、2,696 人，¹ 以及國三 81 班、2,890 人，所有樣本學生均來自普通班級，而無特殊班級（如數理資優班或美術資優班等）。該計畫採用固定樣本貫時性追蹤研究方式，利用問卷自填、面訪、電訪等方式蒐集樣本學生、家長與國中導師多個時間點資料。關於此計畫之詳細介紹請參考「台灣青少年計畫」網站(<http://www.typ.sinica.edu.tw>)。

本研究分析之資料為該計畫國一學生樣本在國中三年期間的自填問卷資料，以及國中時期家長問卷、導師問卷資料，調查期間為 2000 年至 2002 年，學生問卷資料為訪員到樣本學生國中時期的學校班級進行班級施測、導師問卷資料為問卷留置、家長問卷資料則由訪員到各學生家中與家長其中一人進行面訪。

在台灣的學制設計中，青少年從國一至國三大多屬同一班級，高中職階段因升學分發而分別到不同學校，由於本研究使用網絡分析來計算各個網絡測量係數，以國中時的班級作為一個整體的網絡分析單位，因此，僅使用國一樣本學生國一(W1)至國三(W3)的資料進行分析，同時，只納入國中同班好友作為分析重點，非同班好友不納入分析。

另外，在研究資料中，有 4 個班級因導師未填答問卷資料，致使全班資料流失；有 4 個班級因屬於單一性別班級，在分析時無法納入性別相似性變項，使得這 4 個班級的分析模型與其他班級不同，無法以相同的分析基礎與其他班級做比較，因此在分析中我們排除了這 4 個班級；有 1 個班級因班級人數過少（僅 14 人），依照提名網絡建構的網絡變項間有高度相關，使得分析結果嚴重扭曲無法採用。因此，扣除前述 9 個班級資料，本研究最終使用 72 個班級資料共 2,527 位學生資料進行分析。

1 國一樣本學生資料在國中期間為全班集體施測，若有新學生轉入該抽樣班級則加入該研究為樣本資料，若有樣本學生在國中三年期間轉出該班級，則不予追蹤，因此，國一樣本含國中時期新轉入學生共 2,844 人。

(二) 研究測量

本研究的依變項包含青少年的學業成就與友誼聯結，自變項則納入家庭社經背景、教育期望、補習、父母提供學業諮詢，以及性別等變項。各變項的題目問項與操作方式如下：

1. 學業成就：在國一至國三三波調查資料中，樣本學生被要求填答其上學期平均成績資料，成績在全班前 5 名者過錄為 1、全班 6 至 10 名為 2、11 至 20 名為 3、21 至 30 名為 4、全班 30 名以後為 5，為 5 點量尺，為便於解釋，採用反向計分，將其重新編碼為分數越高代表受訪學生學業成就越理想。

2. 友誼聯結：即青少年的友誼關係，1 表示提名人提名被提名人為好朋友，0 表示沒有。該變項來自調查資料中，青少年依照友好程度填答的三位好友提名資料。本研究主要分析焦點在於班級內友誼關係的選擇與影響，因此研究分析只保留班級內的好友提名資料。僅僅三位好朋友或許不足以反映青少年的交友情形與可能帶來的同儕影響，但至少反映了青少年在國中班級內三位最要好朋友帶來的同儕效果。美國 Add Health 調查同樣受限於經費與問卷篇幅，因此在調查中僅允許青少年提名五位同性好友與五位異性好友，為此 Moody (1999) 使用一系列的模擬分析，探討提名人數限制對於友誼網絡研究分析結果可能的效應，發現提名人數對整體網絡結構的估計結果影響最大，對於友誼選擇與影響模型的分析結果則不致於造成過份的偏誤。

除了以友誼聯結作為依變項，在本研究中，我們依據青少年友誼網絡提名資料建立友誼網絡矩陣資料，運算研究分析中的網絡動態等變項，如提名數、提名相互性、遞移性與平衡性等。另外，為討論友誼的選擇效果，在分析模型中納入了自己的特質、好友的特質與特質相似性，其中，好友的特質為青少年所提名的班上好友在該測量上的得分，特質相似性則指青少年與好朋友在該特質的相似程度，所有變項意涵、選取原則與操作方式均羅列於附錄一。

3. 家庭社經背景：家庭社經背景的測量一般使用父親教育、父親職業與家庭收入作為測量變項，但由於家庭收入資料缺失值過多，本

研究僅使用父親教育與父親職業等兩個變項，資料主要來自家長問卷第一波，當資料有缺失或遺漏時，我們依序使用第一波青少年問卷資料、第二波與第三波家長及青少年問卷資料進行插補。其中，父親教育程度由 1 至 6 依序分爲小學以下、國（初）中、高中（職）、專科、大學或學院、研究所及以上，分數越高表示父親教育程度越高。父親職業則依職業類型區分爲 1 無技術或非技術工人、2 技術性工人、3 半專業人員、4 專業人員或中級行政人員、5 高級專業人員或高級行政人員。兩個變項加總後數值介於 2-11 間，分數越高表示家庭社經背景越佳。

4. 教育期望：教育期望變項資料來自受訪青少年在國一問卷調查中回答：就你目前的環境和能力，你覺得你可以讀到什麼程度？1-6 分依序爲國中畢業、高中（職）畢業、專科畢業、大學或技術學院畢業、碩士畢業、博士畢業，分數越高表示教育期望越高。

5. 補習：補習變項爲隨時間改變的預測變項，資料來自國一、國二與國三三波問卷中，青少年回答目前是否有參加校外補習，0 爲沒有、1 爲有參加校外補習。在「台灣青少年計畫」資料中，我們發現青少年參與校外補習的機率是國一最高、國三最低，這個觀察與使用「台灣教育長期追蹤資料庫」資料所做的分析結果並不相同（李敦義、關秉寅 2008；關秉寅、李敦義 2010），章英華(Chang 2013)認爲在「台灣青少年計畫」中，觀察到補習逐年低減的趨勢，主要是因爲部分學校提供高年級學生第八節課與留校晚自習。在本研究中，「補習」被視爲是家庭所提供的額外教育資源，由於不同社經背景學生的補習行爲應存在差異，因此，我們以「補習」作爲與家庭社經背景相關的其他特質，探討家庭社經背景是否可能透過補習行爲的差異而影響青少年的交友選擇，在本研究中並未將第八節課與留校晚自習併入青少年的補習行爲中。

6. 父母學業諮詢：在青少年國一問卷中，青少年被要求回答「你父母會不會拿哥哥或姊姊的升學經驗和你談」、「你父母會不會拿親戚小孩的升學經驗和你談」，在國二與國三問卷中，同一個題項修改

為「你父母會不會拿哥哥或姊姊的功課和你談」、「你父母會不會拿親戚小孩的功課和你談」，本研究使用這兩個題項來代表在國中三年中，父母是否會與受訪青少年討論升學課業相關問題。原國一量表資料為三點量表，從 1 至 3 分別為經常會、有時候會、從來不會，國二與國三量表修改為四點量表，從 1 至 4 分別為經常會、有時候會、很少會、從來不會，我們將這兩個題項重新過錄處理為 0 表示父母「不曾」與 1 父母「曾經」以兄姊或是親戚的課業或升學經驗和受訪者討論。

7. 性別：由於性別顯著影響青少年的友誼選擇，因此本研究將性別納入為不隨時間改變的控制變項。研究資料來自青少年問卷第一波調查中的受訪者性別，男生為 1、女生為 0。若為缺失或遺漏值，則使用青少年問卷第二波、第三波受訪者性別變項補足。

最後，由於部分樣本學生在國中三年間歷經轉學、分班，導致各班級的學生組成在國中三年中有所變動，致使所分析的部分班級網絡行動者組成在三年內分別有轉出或轉入情形發生，社會網絡分析中稱此轉出轉入狀態為網絡組成成員改變(composition change)。本研究使用 Mark Huisman 與 Tom A. B. Snijders (2003)發展的方法加以控制，其基本原理在於設定網絡成員進入與離開網絡的時間點，並且在網絡動態模擬分析時，設定該成員在離開網絡時與其他行動者的關係為結構零(structural zero)，亦即，在該段時間內，此一成員不與其他任何網絡成員發生友誼關係。本研究所使用的轉入轉出資料乃是來自於每一波調查啟動前，依據學校所提供的受訪班級成員名單而建立的樣本名單資料。由於樣本名單中，只能知道某位受訪成員在這一波調查啟動前轉入或轉出該班級，而沒有明確的時間點，因此，我們假定該成員在兩波調查的中間點進出該班級，例如，假設某位新生在國二調查時轉入，而在國三調查時轉出，則設定其進出網絡的時間點為 1.5、2.5。第一個數字表示該樣本學生在第一波至第二波調查中間進入網絡中，而在第二波至第三波調查的中間離開該網絡。另外，針對研究資料中的遺失或缺漏值，透過遺失或缺漏值宣告，本研究分析中亦將該受訪

學生在有缺失值發生的時間點內，同樣的設定其動態為結構零，藉此控制缺失值對於本研究結果各項動態歷程的影響。本研究使用的各個研究變項的描述性分析資料如表一所示。

(三) 分析方法

本研究使用 Snijders (2001, 2005)發展的動態社會網絡分析 SAB 模型作為分析基礎，選擇這個方法原因有二。首先，SAB 能在一個分析模型中，同時探究友誼選擇與學業成就等兩個依變項跨多個時間點的共變歷程，以前一個時間點的研究變項來預測下一個時間點的變化歷程，能有效釐清青少年的家庭背景與學業成就間友誼選擇與同儕影響的因果關係，是目前社會網絡分析方法中，極少數能系統性處理網絡

表一 研究變項的描述性分析

| 變項 | 測量值範圍 | 平均數 (標準差) | 次數 (%) | 缺失人數 |
|----------|-------|-------------|--------------|------|
| 國一成績 | 1-5 | 3.05 (1.18) | | 133 |
| 國二成績 | 1-5 | 3.29 (1.20) | | 129 |
| 國三成績 | 1-5 | 3.01 (1.20) | | 122 |
| 性別 | 0,1 | | 1,291 (51.1) | 0 |
| 父親教育程度 | 1-6 | 2.94 (1.19) | | 61 |
| 父親職業 | 1-5 | 2.82 (0.97) | | 146 |
| 教育期望 | 1-6 | 3.55 (2.20) | | 207 |
| 國一補習 | 0,1 | | 1,532 (60.6) | 138 |
| 國二補習 | 0,1 | | 1,316 (52.1) | 139 |
| 國三補習 | 0,1 | | 1,195 (47.3) | 156 |
| 國一父母升學諮詢 | 0,1 | | 1,824 (72.2) | 145 |
| 國二父母升學諮詢 | 0,1 | | 1,630 (64.5) | 141 |
| 國三父母升學諮詢 | 0,1 | | 1,525 (60.3) | 154 |
| 國一提名數 | 0-3 | 1.58 (1.15) | | 150 |
| 國二提名數 | 0-3 | 1.91 (1.13) | | 142 |
| 國三提名數 | 0-3 | 1.94 (1.10) | | 154 |
| 國一被提名數 | 0-10 | 1.58 (1.54) | | 0 |
| 國二被提名數 | 0-10 | 1.91 (1.63) | | 0 |
| 國三被提名數 | 0-10 | 1.94 (1.60) | | 0 |

中選擇與影響因果歷程的動態模型。其次，有別於傳統迴歸分析模型中的變項獨立性假定，SAB 依循馬可夫鏈歷程(Markov chain)，允許各研究變項間存在相關，不需強迫假設變項間彼此獨立。

SAB 基本上假定行動者(actor)個人擁有关于網絡中的友誼關係聯結和網絡中所有行動者行為的完整訊息(full knowledge)，依據這些訊息以及當前的網絡和行為狀態，行動者個人能「理性的決定」是否改變自己對外建立的友誼關係(outgoing tie)，以及是否改變個人行為（學業成就）以因應當前的網絡狀態。

在社會網絡中，當行動者 i 與 j 之間建立了聯結關係時(share a tie)，這兩個人的網絡關係以及他們的行為都將因此相互影響，而當 i 結交了網絡中的第三位行動者 h 為朋友時，j 和 h 可能因為常常與 i 在一起(share a node)，連帶的有更多機會接觸彼此，最後兩人也變成好朋友。同樣的，當 i 重視個人的學業成就，投入很多時間與 j 或 h 討論功課，可能因此也改變了 j 或 h 的學業成就。這就是所謂網絡內生性的影響，亦即網絡中的關係與行為並非獨立的存在，而是彼此相生相應的。為控制網絡內生性影響，我們在模型分析中加入了好友提名數(out degree)、提名相互性(reciprocity)、遞移性(transitivity)以及平衡性(balance)等變項。²

為處理社會網絡動態的跨時間相依，SAB 依循馬可夫鏈歷程，認為在每個特定的瞬間(moment)，依照當前網絡和行為的完整訊息，只可能有某一位特定的行動者，發生一個小小的改變，可能是改變他與某位行動者的友誼關係（例如 i 與 j 建立新關係，或 i 與 h 中斷舊關係），亦可能是改變他自己的行為（例如 i 學業成就向上提升一個單位），這個微小的改變，同時改變了網絡整體結構，也影響到下一個瞬間的網絡變化，可能改變自己或其他行動者在下一個瞬間的網絡關係或行為（例如 j 與 h 建立新關係，或 j 的學業成就改變）。

在分析上，無論是網絡動態或是行為動態，SAB 模型均使用速率

2 關於網絡內生性與相關控制變項的選取與操作方式在附錄一中有更詳盡的說明。

函數(rate function)與評價函數(evaluation function)³來模擬網絡關係動態和行為的動態變化歷程，其中，速率函數捕捉行動者在兩次觀察時間點中有幾次改變機會，評價函數則用來捕捉友誼關係改變或行為改變發生的機率(probability)。由於本研究的目的在探討影響網絡聯結與行為改變的機制（而非改變發生的速率），因此，模型探討將集中在評價函數上，速率函數僅作為模型控制變項，在此不多做討論。本研究中用於捕捉友誼關係動態的評價函數如下：

$$f_i^{\text{net}}(x) = \sum_k \beta_k^{\text{net}} s_{ik}^{\text{net}}(x)$$

其中， β_k^{net} 是對行動者 i 而言，第 k 個變項 $s_{ik}^{\text{net}}(x)$ 對依變項友誼選擇的估計效果。同樣的，針對學業成就動態的評價函數如下：

$$f_i^{\text{beh}}(x, z) = \sum_k \beta_k^{\text{beh}} s_{ik}^{\text{beh}}(x, z)$$

$s_{ik}^{\text{beh}}(x, z)$ 是指研究中納入自變項，即行動者 i 自己或好友的行為或是特質，在本研究中指青少年自己與網絡中好友的學業成就、家庭社經背景與父母提供學業諮詢等變項， β_k^{beh} 即是指這些變項對於依變項學業成就的估計效果。前文提及為控制網絡內生性所加入的變項亦分別包含在 $s_{ik}^{\text{net}}(x)$ 以及 $s_{ik}^{\text{beh}}(x, z)$ 中。

此外，在行為改變動態歷程的評價函數中，SAB 另外納入了行為改變的斜率及平方項，模擬行為變項（學業成就）這條成長線，藉此回答行為改變歷程是屬於線性或者是非線性變化。在 SAB 所有的分析中，均使用上一個時間點的研究變項來預測依變項的變化，因此能處理在友誼網絡動態中選擇與影響效果的因果順序相關議題。

本研究所使用的研究資料是以班級為單位進行抽樣，每個樣本學校只抽樣 1 至 2 個班級，因此以班級為邊界(boundary)，建立以班級內的網絡資料為主的友誼網絡矩陣。謝雨生等(2006)針對青少年的友誼網絡動態進行分析，研究結果清楚的指出青少年的友誼網絡動態存在

3 評價函數(evaluation function)在 Snijders (2001)原稱為目標函數(objective function)。

班級間的差異。據此，我們相信台灣青少年的友誼網絡動態發展歷程因青少年所處班級不同而有不同的變化，因此使用 Snijders 等提出的方法，將 72 個個別班級各自當作一個完整的友誼網絡(complete social network)，分別使用相同的模型進行分析，最後再依循 Snijders 等提出的二階段社會網絡多層次分析(Ripley et al. 2012; Snijders and Baerveldt 2003)，將 72 個班級網絡分析估計結果加以統整，以分析各效應跨班級網絡的顯著性效果。關於社會網絡多層次分析，請參考附錄二的說明。

本研究使用 Simulation Investigation for Empirical Network Analysis (SIENA)進行資料分析，所有的分析均透過統計軟體 R（版本：R-2.14.2 for Mac）其中的 RSiena 套裝（版本：1.0.12.204）進行資料分析。

四、研究結果

（一）不同背景與學業成就青少年的交友狀況

表二將研究樣本依家庭社經背景的四分位數區分為三組，分別計算不同組別青少年的好朋友之平均家庭社經背景及學業成就，依此描述性統計結果，可以觀察到高社經家庭青少年的好朋友們平均家庭社經背景比較好、學業成就也較佳，低社經家庭青少年則傾向和背景相似、平均學業成就較差的青少年交往。如表三所示，類似的情況也展現在不同學業成就的青少年身上，學業成就較好的青少年傾向結交學業成就好、家庭社經背景佳的青少年，而學業成就較差的青少年則傾向與學業成就較差、家庭背景較不好的青少年群聚，國一、國二、國三皆如此。接續，我們進一步使用動態社會網絡分析模型，實際透過統計分析來探究青少年的家庭社經背景、學業成就與友誼網絡間的選擇與影響效應。

表二 不同家庭背景青少年好友的平均家庭社經與學業成就

| 家庭社經 | 好友平均社經背景 | | | 好友平均學業成就 | | |
|--------|----------|------|------|----------|------|------|
| | 國一 | 國二 | 國三 | 國一 | 國二 | 國三 |
| 低(<Q1) | 5.05 | 5.12 | 5.21 | 3.25 | 3.34 | 3.03 |
| 中 | 5.76 | 5.73 | 5.73 | 3.21 | 3.40 | 3.03 |
| 高(>Q3) | 7.09 | 6.92 | 6.86 | 3.44 | 3.59 | 3.23 |

表三 不同學業成就青少年好友的平均社經背景與學業成就

| 自己 的成績 | 好友平均學業成就 | | | 好友平均社經背景 | | |
|-----------|----------|------|------|----------|------|------|
| | 國一 | 國二 | 國三 | 國一 | 國二 | 國三 |
| 1-5 名 | 3.97 | 3.97 | 3.69 | 6.31 | 6.21 | 6.23 |
| 6-10 名 | 3.64 | 3.68 | 3.50 | 6.14 | 6.03 | 6.02 |
| 11-20 名 | 3.30 | 3.33 | 3.17 | 5.88 | 5.78 | 5.89 |
| 21-30 名 | 2.93 | 3.02 | 2.73 | 5.75 | 5.62 | 5.74 |
| 31 名以後 | 2.48 | 2.73 | 2.27 | 5.89 | 5.70 | 5.75 |

(二) 家庭社經背景與青少年的友誼選擇

本研究首要的研究問題在回答家庭社經背景是不是青少年在選擇朋友時的重要考量。為避免網絡內生性與同儕影響對青少年的友誼選擇估計參數造成干擾，我們首先控制好友數、相互性、遞移性與平衡性等網絡內生性因素；同時，控制好朋友平均學業成就的同儕影響，以探討家庭社經背景的友誼選擇效果，結果如表四所示。值得注意的是，表四開始的所有模型均包含兩個依變項，模型中的友誼網絡的動態歷程乃是以青少年的友誼聯結作為依變項，目的在控制同儕影響的條件下，探討個人特質、好友特質與兩人間的特質相似性是否能促進雙方友誼關係的建立，至於學業成就的動態歷程則是以青少年的學業成就為依變項，企圖在控制友誼選擇與自己的背景條件下，探討好朋友的學業成就對於青少年學業成就的同儕影響。

首先回答家庭社經背景是不是青少年在選擇朋友時的重要考量？這個部分的討論主要聚焦於友誼動態歷程，學業動態歷程僅作為模型控制。模型一顯示，青少年間的家庭社經背景相似性越高，越可能建

表四 家庭社經背景與青少年友誼選擇

| | 模型一 | | 模型二 | | 模型三 | | 模型四 | |
|---------------|--------------------|---------|-----------|---------|---------------------|---------|---------------------|---------|
| | β | s.e. | β | s.e. | β | s.e. | β | s.e. |
| 友誼網絡動態歷程 | | | | | | | | |
| 國一至國二友誼網絡變化速率 | 4.913*** | (0.150) | 4.937*** | (0.158) | 4.870*** | (0.151) | 4.795*** | (0.152) |
| 國二至國三友誼網絡變化速率 | 4.414*** | (0.128) | 4.420*** | (0.128) | 4.327*** | (0.125) | 4.366*** | (0.128) |
| 提名數 | -2.150*** | (0.049) | -2.181*** | (0.051) | -2.230*** | (0.052) | -2.259*** | (0.054) |
| 相互性 | 1.362*** | (0.038) | 1.397*** | (0.038) | 1.401*** | (0.040) | 1.453*** | (0.044) |
| 透移性 | 0.172*** | (0.024) | 0.147*** | (0.025) | 0.119*** | (0.026) | 0.121*** | (0.025) |
| 平衡性 | 0.290*** | (0.014) | 0.302*** | (0.014) | 0.317*** | (0.014) | 0.316*** | (0.014) |
| 性別相似性 | 1.240*** | (0.050) | 1.246*** | (0.052) | 1.256*** | (0.050) | 1.270*** | (0.051) |
| 友誼選擇效果 | | | | | | | | |
| 家庭社經背景(好友) | 0.007 | (0.006) | 0.005 | (0.006) | 0.000 | (0.007) | 0.000 | (0.007) |
| 家庭社經背景(自己) | -0.018** | (0.007) | -0.017* | (0.008) | -0.015 [†] | (0.009) | -0.015 [†] | (0.008) |
| 家庭社經背景(相似性) | 0.107 [†] | (0.064) | 0.095 | (0.065) | 0.086 | (0.065) | 0.073 | (0.082) |
| 社經相似性×友誼相互性 | | | | | | | -0.019 | (0.143) |
| 教育期望(好友) | | | 0.024* | (0.011) | -0.019 | (0.013) | -0.017 | (0.013) |
| 教育期望(自己) | | | -0.016 | (0.016) | 0.007 | (0.018) | 0.006 | (0.019) |
| 教育期望(相似性) | | | 0.217*** | (0.056) | 0.090 | (0.058) | 0.096 | (0.060) |
| 補習(好友) | | | 0.075** | (0.029) | 0.016 | (0.029) | 0.021 | (0.030) |
| 補習(自己) | | | -0.031 | (0.042) | -0.032 | (0.045) | -0.036 | (0.046) |
| 補習(相似性) | | | 0.047* | (0.024) | 0.021 | (0.026) | 0.023 | (0.026) |
| 學業成就(好友) | | | | | 0.101*** | (0.017) | 0.096*** | (0.017) |
| 學業成就(自己) | | | | | -0.093*** | (0.024) | -0.089*** | (0.025) |
| 學業成就(相似性) | | | | | 0.585*** | (0.063) | 0.679*** | (0.094) |
| 學業成就相似性×友誼相互性 | | | | | | | -0.503** | (0.200) |

註：本表控制青少年的學業成就動態歷程模型，包含國一至國二與國二至國三學業成就變化速率、學業成就變化與其平方項、青少年自己的性別、家庭社經背景、教育期望、補習、父母提供升學諮詢，以及好友的平均學業成就等變項。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

立友誼聯結，家庭社經背景相似性每增加一單位，兩個青少年建立友誼關係的成敗比(odds)是不建立關係的 1.11 倍($e^{0.107}$)。接著，檢視自己與好朋友的家庭社經背景高低是否帶來不同的選擇效果，結果發現，青少年自己的家庭社經背景呈現負向效果，家庭社經背景每增加一單位，青少年提名班上同學為好朋友的成敗比反而降低 2%($e^{-0.018}$)，好朋友的家庭社經背景高低則不會改變他被同學提名的成敗比。整體而言，青少年在交友時，不會特別選擇家庭背景好的同儕作為好朋友，相對的，他們傾向選擇家庭背景與自己相似的同儕作為好朋友，這個結果大致與西方文獻的發現一致(Zeng and Xie 2008)。

接著，依據Blau的「高度鞏固」概念，本研究假設與家庭社經背景相關的其他特質對於青少年的友誼同樣具有選擇效果，亦即家庭社經背景對青少年友誼選擇的影響不只具有直接效果，同時亦透過其他社經背景相關特質影響青少年的友誼選擇，如教育期望與補習。模型二結果顯示，青少年的教育期望相似性與補習相似性同樣是青少年選擇朋友時的考量之一，而和家庭社經背景的效果略有差異，自己的教育期望高低和是否補習對於個人的交友選擇沒有影響；相反的，好友的教育期望越高或是好友有補習更能吸引其他青少年的友誼提名。進一步比較模型一與模型二的結果，我們發現，首先，在加入教育期望與補習的選擇效果之後，家庭社經背景相似性的選擇效果略為降低，顯示，可能有部分家庭社經背景透過教育期望與補習影響青少年的交友選擇。其次，比較自己與好友特質的選擇性效果，在自己的部分，僅家庭社經背景對於青少年的交友選擇帶來影響，在好友特質的部分，則是教育期望與補習具有選擇效果。

如果在台灣的教育環境下，學業成就就是青少年相當重要的學校生活經驗之一，當他們認同這樣的想法，他們會具體將之反映在選擇上，交友選擇亦是如此。因此，我們在模型三加入了學業成就的選擇效果，更直接的探究青少年的學業成就對於交友選擇的影響，並藉此了解家庭社經背景、教育期望、補習與學業成就等變項對於青少年交友選擇的相對影響效果。由於在學校生活中，成績基本上是青少年最直接能從好朋友身上觀察到的特質之一，是學校生活中最核心的部分，也是與學業相關價值的最直接展現，模型三的結果也顯示學生將其對學校生活的想法反映在交友選擇上，好友的學業成就為正向顯著，表示青少年的成績表現越好，越能吸引其他同學提名他為好朋友，而自己的學業成就為負向顯著，顯示成績好的青少年較不會主動提名他人為朋友，同時，青少年彼此間的學業成就相似性越高，越可能結交為朋友。

這個結果基本上反映了台灣教育環境下的狀況，「好成績」幾乎是所有學生國中生活中最重要的課題，相對於其他如體育、美育才能

或是德行、善心等特質來說，學業成就高的學生更能獲得老師與同學的讚賞，因此，相較於其他人而言，他們較不主動提名他人為好友、更能吸引其他同儕的提名，這種友誼提名的階層性也暗示學業成就高的學生相對在班級內有較高的地位。值得注意的是，當加入學業成就的選擇效果後，補習與教育期望不再具有選擇效果，同時，家庭社經背景的選擇效果明顯降低，亦即，學業成就可說是補習與教育期望等選擇性效果的中介變項，因為補習與教育期望兩者均與學業成就高度相關，學業成就也是三者的最直接展現，因此，學業成就幾乎解釋掉補習與教育期望的選擇性效果。

由於國中時期的友誼交往傾向以同儕團體為主，青少年很容易透過朋友再結交認識新的朋友，特別是在學校環境中，下課一起打球、中午一起吃飯、一同討論功課等等。如果青少年好朋友間的友誼傾向建立在彼此的相似性上，我們應該可以很容易觀察到具有相似性的青少年間有較高的機率相互提名彼此為朋友，同時，因為朋友間彼此相似，所以朋友的朋友有很高的機率亦具有相似性更可能結交為朋友，因此，我們進一步想要驗證，是否網絡內生性可能與友誼相似性交互作用，進一步擴大青少年友誼間的相似性效果。模型四指出，家庭社經背景相似性不與友誼相互性產生交互作用，但學業成就相似性與友誼相互性則會交互影響青少年的友誼聯結。比較模型三與模型四，可以發現，當加入交互作用變項，自己的家庭社經背景仍具有友誼選擇效果，但社經背景相似性效果從原本顯著變為不顯著，顯示，家庭社經背景相似性效果部分來自於其與友誼相互性的交互作用而對青少年的友誼產生影響效果。

另外，在學業成就方面，學業成就相似性與友誼相互性的交互作用為負向顯著，這個發現和我們的研究假設不一致，可能因為在台灣的教育環境中，學業成就評價主要是透過班上同學的成績排名決定，因此，青少年彼此間存在著競爭和比較，特別是學業成就越相似的青少年朋友間越是如此，這使得學業成就相似性與友誼相互性的交互作用為負向顯著。另外，比較模型三與模型四，我們發現學業成就相似

性效果從 0.585 增加至 0.679，友誼相互性效果從 1.401 增加至 1.453，顯示兩者間的負向交互作用減低了學業成就相似性與友誼相互性的主要效果。另外，我們也試圖檢驗遞移性是否可能與家庭社經背景相似性或成績相似性交互影響青少年的交友選擇，然而，加入此一交互作用項後，共線性問題過於嚴重致使模型整體估計結果嚴重偏誤，因此，無法證實遞移性是否可能與相似性交互影響青少年的友誼選擇。

在本研究中假設網絡結構（即網絡內生性）會與友誼相互性交互影響進而更擴大相似性效果，但此一假設未獲支持，可能原因在於，國外的研究主要是針對族群相似性，而本研究則是針對青少年的學業成就。另外，國外的文獻中亦沒有得到一致的結果，例如 Vaquera 與 Kao (2008)與 Baerveldt 等(2004)有觀察到友誼相互性擴大族群相似性效果，但 Wimmer 與 Lewis (2010)的研究卻沒有發現類似效應。同時，網絡內生性造成的共線性問題也使得此一假設更難得到驗證，例如 Wimmer 與 Lewis (2010)的研究中，亦因共線性問題而無法探究遞移性與相似性的交互作用效果。因此，關於網絡內生性對於友誼相似性的影響效果如何，仍有待未來進一步研究解答。

由於青少年的居住區域不同，在班級這個潛在交友圈內，同學之間的家庭社經背景也不同，為檢視居住區域社經背景結構是否影響青少年家庭社經背景的友誼選擇效果，我們使用青少年所在班級的家庭社經背景組成，包含班級內所有同學的家庭社經背景平均數以及標準差兩個變項，來驗證家庭社經背景對青少年的交友選擇效果影響是否因居住區域社經背景結構不同而有差異，結果呈現於表五。本研究採用二階段多層次分析，先針對一個班級的友誼網絡與學業成就動態各別分析，再採用統合分析整合 72 個班級的分析結果，在檢驗居住區域社經背景結構對於選擇效果的影響時，即是在第二階段的整合分析中，加入居住區域社經背景結構變項。在表五中，首先呈現所有班級友誼網絡與學業成就動態在未加入班級變項時的分析結果（即模型五），接著呈現納入班級變項的影響效果。目前 SAB 只能接受一次加入一個班級變項，因此，針對班級平均社經水準及班級社經變異乃是

表五 居住區域社經結構與青少年友誼選擇

| | 模型五 | | 班級平均社經 | | | | 班級社經變異 | | | |
|-------------------|---------------------|---------|-----------|---------|---------------------|---------|---------------------|---------|--------------------|---------|
| | | | 截距 | | 斜率 | | 截距 | | 斜率 | |
| | β | s.e. | β | s.e. | β | s.e. | β | s.e. | β | s.e. |
| 家庭社經背景（好友） | 0.000 | (0.007) | -0.002 | (0.007) | -0.031 | (0.030) | 0.000 | (0.007) | -0.007 | (0.024) |
| 家庭社經背景（自己） | -0.016 [†] | (0.009) | -0.024** | (0.008) | -0.127*** | (0.034) | -0.015 [†] | (0.009) | 0.008 | (0.029) |
| 家庭社經背景（相似性） | 0.083 | (0.068) | 0.088 | (0.068) | 0.122 | (0.289) | 0.088 | (0.067) | 0.322 | (0.225) |
| 教育期望（好友） | -0.018 | (0.013) | -0.018 | (0.013) | 0.005 | (0.056) | -0.018 | (0.013) | 0.017 | (0.044) |
| 教育期望（自己） | 0.004 | (0.019) | 0.009 | (0.018) | 0.141 | (0.077) | 0.004 | (0.019) | -0.014 | (0.062) |
| 教育期望（相似性） | 0.090 | (0.057) | 0.076 | (0.057) | -0.315 | (0.241) | 0.100 [†] | (0.056) | 0.347 [†] | (0.187) |
| 補習（好友） | 0.019 | (0.031) | 0.011 | (0.031) | -0.173 | (0.131) | 0.020 | (0.031) | 0.070 | (0.105) |
| 補習（自己） | -0.032 | (0.045) | -0.029 | (0.046) | 0.089 | (0.194) | -0.032 | (0.046) | -0.003 | (0.154) |
| 補習（相似性） | 0.021 | (0.026) | 0.028 | (0.026) | 0.127 | (0.109) | 0.018 | (0.026) | -0.105 | (0.086) |
| 學業成就（好友） | 0.100*** | (0.017) | 0.092*** | (0.017) | -0.121 [†] | (0.073) | 0.100*** | (0.017) | 0.021 | (0.058) |
| 學業成就（自己） | -0.089*** | (0.025) | -0.097*** | (0.025) | -0.108 | (0.105) | -0.089*** | (0.025) | 0.012 | (0.083) |
| 學業成就（相似性） | 0.657*** | (0.095) | 0.636*** | (0.094) | -0.279 | (0.398) | 0.654*** | (0.094) | 0.185 | (0.315) |
| 學業成就相似性×友誼 相互性 | -0.440* | (0.191) | -0.420* | (0.191) | 0.508 | (0.806) | -0.435* | (0.190) | -0.694 | (0.634) |

註：本表控制模型四的所有變項，除了家庭社經相似性與友誼相互性之交互作用項。

[†] $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

兩次不同分析的結果。截距呈現的是原始變項對於青少年友誼選擇的影響，斜率則是指班級變項對前述原始變項影響效果的效應。

首先，針對班級平均社經水準的影響，表五結果顯示班級平均社經水準對於自己家庭社經背景、好友學業成就的選擇效果有顯著影響，班級平均社經水準越高、家庭社經背景越好的青少年越不會提名班上其他人為好朋友，同時，班級平均社經水準也減低了成績好的青少年對於班上同儕的吸引力。另外，對照模型五的結果可以發現，在控制班級平均社經水準的影響後，自己的家庭社經背景的選擇效果與自己的學業成就影響效應增加了，同時，學業成就相似性效果降低了。這個結果顯示部分學業成就相似性效果來自於班級平均社經水準的誘導。接著，在班級社經變異的影響效應，表五結果顯示班級社經變異對友誼選擇沒有顯著影響，可能原因在於台灣的學區制使得各班級整體社經結構變異沒有太大的差異，因此無法觀察到家庭社經背景對於青少年的交友選擇是否因班級社經變異而有不同。

整體而言，大致如同研究假設，家庭社經背景確實是青少年在選

擇朋友時的重要考量，同時，家庭社經背景亦透過教育期望、補習與成績等特質持續影響青少年的交友選擇，這個結果基本上符合相似性原則的假設。另外，Blau所指的「高度鞏固」現象亦存在於青少年的交友網絡中，我們在台灣青少年的友誼團體中，確實觀察到家世背景好、教育期望高、成績好的青少年傾向群聚一起，而居住區域社經結構對於青少年交友選擇的影響，雖不十分顯著，但仍存在其效果。這個結果接續也衍生另一個懷疑，由於青少年不傾向選擇不同背景的同儕作為朋友，使得家庭背景好、學業成就好的青少年更可能群聚在一起，在這樣的情況下，背景好的青少年很有可能處在高學業成就的同儕團體中，使得他們的學業成就得到更多的提升。若是如此，友誼網絡不僅無法縮小不同家庭社經背景青少年的學業成就差距，甚而可能更擴大其間的成就差距。因此，我們接著在控制青少年的友誼選擇條件下，進一步探討家庭社經背景與學業成就的同儕效果，以期進一步回答友誼是否能夠彌平因家庭社經背景不同帶來的學業不平等。

（三）家庭社經背景與青少年的同儕影響

從上述選擇模型的結果可知，相似性原則基本上主宰了青少年的友誼選擇，他們傾向物以類聚，家庭背景好的青少年與家庭背景好的青少年彼此結交，成績好的青少年與成績好的青少年群聚一起，使得Blau所指的鞏固現象在青少年的友誼網絡中發生。即使過去文獻指出，同儕對於青少年成績帶來正向的影響(Chen et al. 2003; Crosnoe et al. 2003; Frank et al. 2008; Riegle-Crumb et al. 2006; Vaquera and Kao 2008)，假若如同Frank等(2008)所指，青少年的同儕影響因他們所處的同儕團體平均表現而有差異，既然背景好、成績好的青少年群聚在一起，那麼同儕影響很可能形成另一種鞏固效果，使得這些背景好、成績好的青少年在成績上獲得更多的提升，進而可能擴大家庭社經背景不同青少年的成績差距。因此，接續我們將在控制友誼選擇條件下，探討社經背景、成績不同的同儕對於青少年成績的同儕影響，進一步回答友誼究竟是彌平或者是鞏固教育不平等。

由於家庭社經背景對青少年學業成就的影響可以分為主要效應與次級效應，因此，除控制上述友誼選擇效果，另外控制了性別、教育期望與補習對於學業成就的影響，在家庭社經背景的主要效應上直接使用青少年的家庭社經背景變項，次級效應使用的是父母是否曾經在國中三年中提供升學與學業方面的諮詢。本研究的焦點在同儕影響，亦即，好朋友的學業成就、家庭社經背景是否影響青少年的學業成就，因此，在研究結果的討論部分將聚焦於同儕影響效果，而不特別討論青少年個人特質對於學業成就的影響。研究結果如表六所示。

首先看到好朋友的平均學業成就對於青少年學業成就的影響，模型六顯示好朋友平均成績每增加一單位，青少年的成績向上提升一單位的成敗比是不改變的 1.22 倍($e^{0.200}$)，這個結果和西方的研究發現一致(Crosnoe et al. 2003; Vaquera and Kao 2008)，而且，這個發現是在控制學業成就的友誼選擇下得到的結果，顯示青少年的友誼網絡與學業成就間是互為因果的。

模型六進一步加入好朋友的平均家庭社經背景，分析好朋友的家庭社經背景是否可能透過友誼這個渠道轉化成為青少年的資源，提升青少年的學業成就。結果顯示，好朋友的平均家庭社經顯著影響青少年的學業成就，然而其影響效果卻是負向的，亦即好朋友的平均家庭社經背景每增加一單位，青少年成績增加一單位的成敗比反而較不改變減少 4% ($e^{-0.045}$)。可能原因在於家庭社經背景差距反映了青少年所擁有的資源差距，這樣的差距無法激勵青少年在學業上更加努力，使得好朋友的家庭社經背景反而形成負向的影響，但這個推論還有待未來研究進一步驗證。

最後，我們想知道，如果好朋友的父母持續提供學業與升學有關的資訊，這些資訊是否可能透過友誼這條渠道傳遞給青少年？研究結果指出，好朋友父母提供升學諮詢的主要效果未達顯著，然而，在加入此變項後，好友平均家庭社經的負向同儕影響由 -0.045 增加為 -0.064，顯著性由 $p < .1$ 改變為 $p < .05$ ，雖然這樣的變化確實相當的微小，卻隱含著好友父母提供的升學諮詢可能是好友平均家庭社經負向

表六 家庭社經背景與青少年的同儕影響

| | 模型六 | | 模型七 | |
|---------------|------------|---------|------------|---------|
| | β | s.e. | β | s.e. |
| 友誼網絡動態歷程 | | | | |
| 國一至國二友誼網絡變化速率 | 4.768 *** | (0.148) | 4.818 *** | (0.156) |
| 國二至國三友誼網絡變化速率 | 4.286 *** | (0.128) | 4.268 *** | (0.132) |
| 提名數 | -2.241 *** | (0.053) | -2.226 *** | (0.052) |
| 相互性 | 1.425 *** | (0.042) | 1.433 *** | (0.042) |
| 遞移性 | 0.123 *** | (0.026) | 0.112 *** | (0.024) |
| 平衡性 | 0.318 *** | (0.014) | 0.319 *** | (0.014) |
| 性別相似性 | 1.260 *** | (0.051) | 1.218 *** | (0.047) |
| 友誼選擇效果 | | | | |
| 家庭社經背景 (好友) | 0.003 | (0.007) | 0.002 | (0.007) |
| 家庭社經背景 (自己) | -0.016 † | (0.009) | -0.014 † | (0.009) |
| 家庭社經背景 (相似性) | 0.087 | (0.068) | 0.159 ** | (0.064) |
| 教育期望 (好友) | -0.010 | (0.013) | -0.019 | (0.013) |
| 教育期望 (自己) | 0.009 | (0.019) | 0.010 | (0.018) |
| 教育期望 (相似性) | 0.096 † | (0.058) | 0.108 * | (0.056) |
| 補習 (好友) | 0.018 | (0.029) | 0.022 | (0.029) |
| 補習 (自己) | -0.011 | (0.045) | -0.006 | (0.045) |
| 補習 (相似性) | 0.018 | (0.025) | 0.022 | (0.026) |
| 學業成就 (好友) | 0.092 *** | (0.017) | 0.094 *** | (0.018) |
| 學業成就 (自己) | -0.082 *** | (0.024) | -0.085 *** | (0.024) |
| 學業成就 (相似性) | 0.667 *** | (0.097) | 0.610 *** | (0.089) |
| 學業成就相似性×友誼相互性 | -0.432 * | (0.199) | -0.344 † | (0.194) |
| 學業成就動態歷程 | | | | |
| 國一至國二學業成就變化速率 | 1.010 *** | (0.036) | 0.975 *** | (0.035) |
| 國二至國三學業成就變化速率 | 1.051 *** | (0.042) | 1.029 *** | (0.047) |
| 學業成就變化 | -0.034 | (0.027) | -0.037 | (0.031) |
| 學業成就變化 (平方) | -0.238 *** | (0.020) | -0.261 *** | (0.023) |
| 性別 | -0.114 * | (0.050) | -0.082 | (0.059) |
| 家庭社經 | 0.047 *** | (0.011) | 0.049 *** | (0.013) |
| 教育期望 | 0.238 *** | (0.026) | 0.238 *** | (0.029) |
| 補習 | 0.429 *** | (0.056) | 0.459 *** | (0.066) |
| 父母提供升學諮詢 | 0.108 † | (0.060) | 0.072 | (0.072) |
| 友誼影響效果 | | | | |
| 好友的平均學業成就 | 0.200 *** | (0.051) | 0.235 *** | (0.060) |
| 好友的平均家庭社經 | -0.045 † | (0.029) | -0.064 * | (0.030) |
| 好友父母提供升學諮詢 | | | 0.218 | (0.151) |

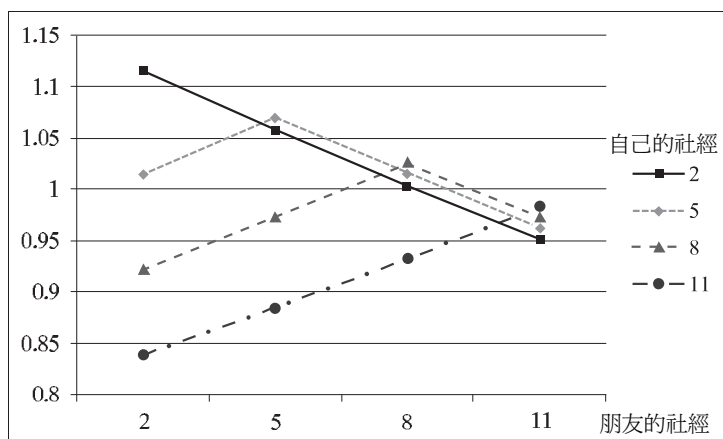
† $p < .1$, * $p < .05$, ** $p < .01$, *** $p < .001$

同儕影響的抑制因子，亦即，好友父母提供的升學諮詢並非全然無效，它可能在某種程度上彌補了青少年友誼間家庭資源差距對於學業成就的負向影響效果，然而，其間的機制是否真如我們所推論的，仍有待未來研究進一步探究。

整體而言，當控制青少年的友誼選擇之後，好朋友對於青少年的成績影響大致上依循以下途徑。首先是好朋友的學業成就會直接且正向的影響青少年的學業成就，亦即，好朋友學業成就越高，越能提升學業成就。其次是好朋友的家庭社經背景對於青少年自己的學業成就帶來負向影響，而好友父母提供升學諮詢則抑制了好友平均家庭社經的負向同儕影響。

(四) 家庭背景、學業成就與友誼網絡間的選擇與影響

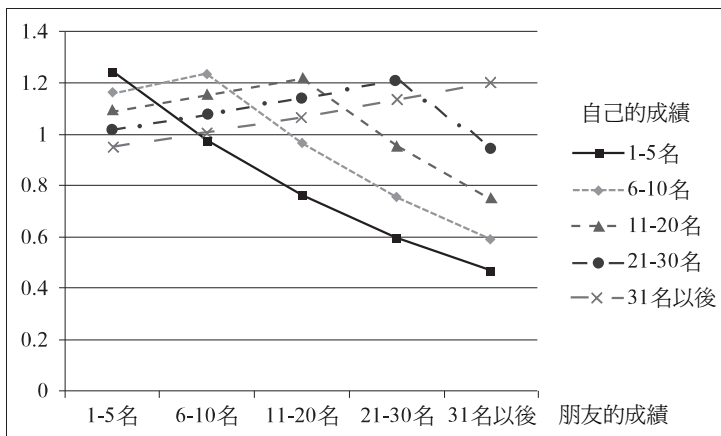
前述的研究模型結果大致確認了學業成就、家庭社經背景對於青少年交友具有選擇效果，接著，我們利用模型七結果中，自己的特質、好友的特質及特質相似性等參數來計算友誼關係產生與否的相對成敗比，並將之繪製成折線圖。首先，圖二呈現不同家庭社經背景的青少年間友誼關係產生與否的相對成敗比，縱軸表示友誼關係發生與否的相對成敗比，橫軸代表好朋友的家庭社經背景，從這張圖表可以



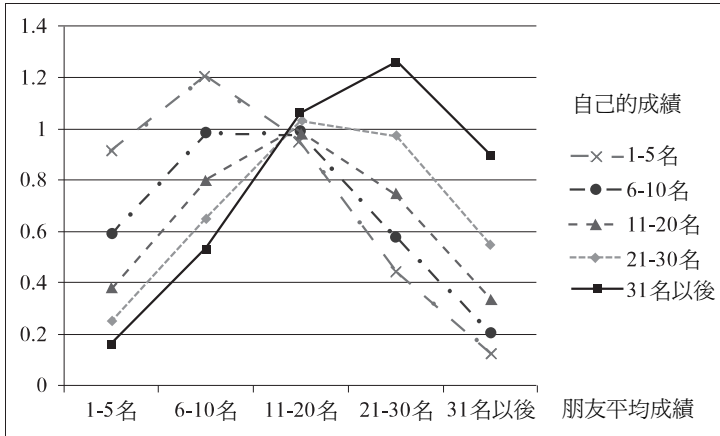
圖二 家庭社經與友誼選擇

清楚看見家庭社經背景相似性的友誼選擇效果，青少年最傾向與自己家庭背景相似的青少年建立友誼關係，以父親教育程度為小學及以下、藍領階級的青少年為例，他們與來自同樣家庭背景的人建立友誼關係的成敗比就比來自父親教育為研究所以上、職業為專業人員的青少年高出許多。此外，家庭社經背景越低，越傾向主動與他人建立友誼關係；相對的，家庭社經背景越好，越難與他人建立友誼關係，例如自己的家庭社經背景為最高的人幾乎傾向不主動與他人建立友誼關係。圖三呈現不同成績的青少年間友誼關係發生與否的相對成敗比，同樣的，友誼關係還是最容易發生在相似性最高的青少年間，對於不同成績的青少年均相同。和家庭社經背景不同的是，不同成績水準的青少年和與他成績相似同儕建立友誼關係的成敗比差異不大，相同的是，成績越好的青少年，越能吸引其他人提名他為好朋友。

接著看到學業成就的同儕影響，同樣的，依照模型七中學業成就變化與其平方項、好友的平均學業成就等參數，計算青少年學業成就改變與否的相對成敗比，並將之繪製成折線圖，結果呈現於圖四中，其中，縱軸表示青少年的學業向上提升一單位與否的相對成敗比。首先要注意的是，當縱軸為 1 時，表示青少年的學業向上改變與不改變的成敗比是相同的，當縱軸大於 1 時，表示青少年的學業成就傾向於



圖三 學業成就與友誼選擇



圖四 學業成就與同儕影響

向上提升一個單位。圖四中可以看到青少年學業成就改變與否的相對成敗比幾乎都是小於 1，顯示多數青少年的學業成就傾向於不改變。

若不考慮青少年學業成就成長線的動態變化，單純的只考慮好朋友平均學業成就對於不同排名青少年的學業成就影響，依照表六模型七的結果來運算，以國一時期為例，當時全體青少年的平均學業成就為 3.05，排名 6 至 10 名青少年其好友的平均成績為 3.64，排名最後 5 名的青少年其好友的平均成績是 2.48，模型七中學業成就的同儕影響係數為 0.235，由此運算可得，國一時期班上排名 6 至 10 名的青少年，下個年度學業成就向上提升的成敗比是不改變的 1.15 倍($\exp(0.235 \times (3.64 - 3.05))$)，⁴ 而國一時期排名班上最後 5 名的青少年，下個年度學業向上提升的成敗比是不改變的 0.87 倍($\exp(0.235 \times (2.48 - 3.05))$)。這個結果顯示，學業成就的同儕影響對於不同學業成就的青少年有不同的效應，在目前既定的友誼關係下，原本學業成就高的青少年傾向在下個學年度有更好的學習表現，而學業成就差的青少年其學業成就則傾向不改變，由此觀察推論，對台灣青少年而言，在

4 在本研究的分析模型中，所有的變項在進入分析模型前，均先經過減去平均數的中心化處理程序，因此，由分析結果回推青少年學業成就提升與否的成敗比時，需先減去平均數再代入原方程式中。

既有的友誼選擇條件下，學業成就好的青少年傾向在友誼網絡中獲益較多。

五、討論與結論

本研究使用「台灣青少年計畫」國一樣本學生在國中三年的個人特質、友誼網絡與學業成就等資料，分析個人家庭背景、教育期望、補習與學業成就對於友誼網絡動態歷程的影響，以及好朋友的家庭社經背景、學業成就對於青少年個人學業成就的影響，藉以回答友誼能否改變因為家庭社經背景不同帶來的學業成就不平等。我們使用動態社會網絡分析 SAB 模型，利用統計軟體 R 其中的套件 RSiena 進行資料分析，首先，我們以班級為單位，分析研究資料中每一個各別班級的友誼網絡提名資料，試圖在控制友誼提名資料彼此相依的情況下，分析青少年班級內友誼網絡在國中三年的變化情形。其次，我們以青少年友誼網絡與學業成就在國中三年的動態為依變項，同時處理兩者相互影響與改變的歷程。再者，我們使用統合分析整合各別班級分析結果，除了了解班級內的友誼網絡與成績動態，亦針對跨班級的差異進行比較。

在理論上，本研究從青少年的友誼選擇與影響出發，首先，依據相似性原則的預測，探討家庭社經背景及相關特質是否影響青少年的友誼選擇，關於青少年交友的家庭社經背景相似性，又可以再細分為結構誘導的相似性，以及個人偏好的相似性，在結構誘導的相似性中，我們分析了青少年居住社區的社經結構對於青少年交友的家庭社經背景相似性影響，以及青少年所在班級友誼網絡結構對於家庭社經背景相似性的效應。在個人偏好相似性上，我們探究了家庭社經背景、教育期望、補習與成績等各項個人特質、他人特質與特質相似性對於青少年在班級內友誼選擇的影響，結果也證實家庭社經背景、教育期望及學業成就等對於青少年的交友具有選擇性效應。在結構效應上，居住區域的平均社經水準會改變自己家庭社經背景的選擇效果，

但是居住區域社經變異則不改變班級內友誼相似性選擇。在網絡結構對於相似性效果的影響上，雖然友誼相互性與學業成就相似性的交互作用負向的影響了青少年的友誼，與本研究假設並不一致，但此一結果亦顯示網絡內生性可能與特質相互性交互影響青少年的友誼選擇。

在同儕影響上，我們探討家庭社經資源能否在青少年同儕間轉移？依據 Crosnoe 與 Schneider (2010)，我們將家庭社經背景對於成績的影響區分為子女直接受惠於父母經濟優勢的家庭社經主要效應，以及家庭社經優勢間接的透過子女的周邊系統促進學業成就的家庭社經次級效應，進而探討這些效應能否在友誼渠道中轉移？結果顯示，家庭社經的主要效應形成負向的同儕影響效果，同時，父母提供的升學諮詢抑制了好友家庭社經的負向影響，亦即，家庭社經次級效應雖未顯著，但仍能在友誼間帶來正向的同儕影響，因為它至少抑制了部分家庭社經資源差距的負向影響。

這些研究發現至少提供以下思考：首先，在友誼網絡中誰提名誰或多或少是一種地位(status)的展現，由這個觀點出發，我們發現家庭社經背景好、成績好的青少年在班級內確實較少提名他人為好友，卻比其他人更具友誼吸引力能吸引其他青少年的提名，雖然在我們的研究中沒有控制青少年的其他特質，如德行或其他才能，然而，假若對青少年而言這些其他的特質或才能更重要的話，我們就不會觀察到學業成就或是家庭社經背景具有這麼顯著的友誼選擇效果了。這個研究發現也提醒我們思考，即便教育改革進行十多年，教育政策上力圖摒棄單一智育價值而努力提倡多元價值，「好成績」仍舊是台灣教育體系內最被彰顯的價值，因為在整個教育系統及家庭系統中，青少年最被要求與最容易受到讚揚的仍舊是成績，也因此，在整個體系的共同形塑下，青少年才會認同這個價值並依此作為選擇好朋友最重要的依據。

其次，依循上述的討論，在友誼網絡中提名的方向性其實是一種地位的展現，從本研究的選擇模型結果來看，高社經家庭的孩子傾向不提名他人當好朋友，但卻更吸引其他人提名他當好朋友，亦即，當

低社經家庭的青少年與高社經家庭的青少年結交為朋友時，這樣的配對多傾向是低社經家庭的孩子提名高社經的孩子，但高社經家庭的孩子沒有提供相同的回應，顯示這樣的友誼交往是一種階層式的友誼配對。在友誼網絡中，提名的方向性其實也反映了資源與資訊的流動方向，從這個角度來思考，在這樣單向的友誼配對下，資源和資訊可能偏向由低社經家庭青少年這邊向高社經流動，而非高社經流向低社經，因此高社經家庭孩子家裡的資源與資訊可能不會轉移到低社經家庭的孩子身上；同時，低社經家庭的孩子在這樣不平衡的友誼配對中，因為得不到相對回應，可能因此得到更多的挫折與失望，或許這是好朋友的家庭社經對青少年的學業成就帶來負向影響的原因。

再者，依據本研究分析結果，我們發現在青少年時期的友誼交往，仍有 Blau 所指的高度鞏固的情形產生，如同我們在回顧文獻一節所論述的，青少年不一定是有意識的在做這些選擇，相對的，我們認為這是家庭社經背景透過生活習慣、價值或各種要求與期望，在潛移默化中傳承給青少年，加上青少年在交友選擇上對於相似性的偏好，兩者共同作用下，使得友誼配對傾向是家庭社經好、教育期望高、成績好的青少年群聚在一起，所以促成了 Blau 的高度鞏固現象。從選擇模型的角度來看，這個研究發現大致不偏離西方文獻的發現 (Moody 2001; Mouw and Entwisle 2006; Wimmer and Lewis 2010)，然而，當台灣的青少年傾向高成就與高成就配對、低成就與低成就結交，在這樣既定的友誼聯結下，進一步考慮同儕影響效果，成績好的青少年處在高平均的同儕團體中，成績差的青少年處於低平均的同儕團體中，即使學業成就的同儕影響是正向效果，兩者加乘，友誼網絡很可能最終是擴大而非縮小原有不同家庭背景青少年在學業成就上的差距。

最後，雖然關於家庭社經背景的同儕影響部分研究假設未獲得支持，但是我們確實從中觀察到青少年好朋友間存在的同儕影響，有正向的如學業成就的同儕影響，也有負向的如同儕的平均家庭社經效應，雖然在本研究中，受限於班級網絡大小與網絡內生性帶來的共線性問題，無法更深入的探究其間的機制與緣由，然而，我們很確定，

好朋友的成績會帶來正向的影響，以及家庭社經背景的影響有可能透過青少年的友誼傳遞。對父母和教育工作者而言，這是關於青少年不可忽視的同儕力量，未來若能有更豐富的網絡資料，如國中全校的友誼網絡資料、或者是允許青少年提名更多好朋友的友誼網絡資料，或是透過質化資料更深入的探究青少年好朋友間如何互動、家庭資源如何可能在這些友誼中流動，或許能從中了解其間的機制起始，進而轉化與擴大正向的同儕影響。

本研究在資料與研究方法上仍存在部分限制。首先，我們的研究資料來自於「台灣青少年計畫」，樣本學生為 2000 年當時就讀台北市、台北縣與宜蘭縣三個縣市的國中學生，均來自台灣北部縣市，研究結果是否能推論至台灣中南部的國中學生，仍有待未來研究進一步的探究。

其次，關於青少年的學業成就測量，在國一、國二期間，「台灣青少年計畫」僅蒐集青少年自填的班級成績排名資料，缺乏如成就測驗之類的能力測量指標，因此在本研究分析中僅能以此排名資料作為青少年成績的測量指標，這是一個相對的指標，當有青少年在班上排名上升了，就必然有人排名後退。青少年排名的變化有時無法反映出青少年的成績究竟是進步了或者是退步，以三個國中好友為例，三個人彼此互相鼓勵督促學業，並在段考分數明顯提升，然而由於三者進步幅度相同，使得三個人的排名沒有變化，或者是某個人進步多一些、另一個人進步少一些，排名雖然變化了，但卻是一個人進步了，另一個人卻退步了。由此可知，當我們在模擬青少年成績的同儕影響時，使用這個測量可能會錯失部分資訊。雖然如此，我們計算了青少年在國三時的排名資料與其在第一次學力測驗分數的相關，相關係數達到 0.51，顯示青少年班級內的排名資料或多或少仍反映出他們在學業上的表現狀況。

再者，在台灣的教育體制上，青少年所在的班級人數多介於 15 至 45 之間，班級間有明顯的界限，雖然青少年在學校中可能透過各種校內外活動或透過同儕認識非班級內好友，但在「台灣青少年計畫」資

料中，每個學校至多調查國一與國三各兩個班級，並無法了解跨班級網絡的選擇與影響。本研究分析中，我們只能以班級為單位進行分析，而無法以學校為單位進行分析。早期SIENA在分析小網絡時容易有估計結果無法收斂的問題，因此，早年的文獻多半會結合多個小網絡資料進行分析，隨著方法與軟體的發展，目前RSiena針對小網絡的分析結果已經穩定許多。本研究也在開始進行資料分析的初期，試著比較一個個班級個別分析、結合同一個學校的兩個班級分析、結合同地區的兩所或三所學校班級進行分析（將跨班級間的網絡設定為結構零），再比較是否估計結果會因網絡大小而有不同，經過多種組合模型嘗試分析與比較，結果並無太大的差異。因此，在本研究中我們只針對個別班級進行分析，再利用統合分析整合所有班級的分析結果。

最後，在估計班級平均社經背景對於青少年友誼選擇的影響上，我們使用二階段多層次分析，先針對個別班級友誼網絡與成績動態進行模擬分析，再利用統合分析整合個別班級分析結果，最後，再加入班級社經變項，探討前述友誼網絡與學業成就動態是否因班級社經背景而有不同，使用二階段分析的主要原因在於目前RSiena仍只能針對個別網絡進行分析，無法同時分析多個網絡與行為動態。在既存文獻的社會網絡分析模型中，針對網絡與行為動態，學者大多將選擇模型與影響模型分開估算，RSiena是目前社會網絡分析模型中唯一能同時估計友誼選擇與同儕影響模型的分析方法，雖然將選擇模型與影響模型分開分析，就能使用一階段的多層次分析同時估算多個班級網絡中的選擇或影響模型，然而，本研究最重要的目的是了解在青少年的友誼網絡中，學業成就與好朋友學業成就的高度相關情形究竟是來自於友誼選擇或是同儕影響，抑或是兩者兼而有之，因此，我們捨棄選擇與影響模型分開分析而選擇使用RSiena，希望透過同時分析了解友誼選擇與同儕影響共變共生的情形。

儘管有上述研究限制，使得在研究推論上僅能擴及國中生在國中三年班級內的友誼選擇與影響，然而，本研究在理論、方法與研究應用上至少有下列貢獻：第一，台灣目前有關青少年友誼的研究仍然相

當缺乏，實際上分析網絡資料且控制網絡內生性的研究更是少之又少，就我們所知，同時處理友誼選擇與影響的文章僅有楊雪華等(2008)探討大學生的友誼與健康行為的研究。本研究除了控制網絡內生性影響、同時探討友誼選擇與影響，更使用 72 個國中學生班級網絡資料，並利用二階段的多層次分析，探究青少年的家庭社經、友誼選擇與成績動態歷程。除了在研究方法上的進展之外，在研究議題上，我們亦回應了謝雨生等(2006)的研究。謝雨生等人的論文主要是將青少年的友誼變化區分為高低不同變遷組別，再去探討影響其變遷的個人、網絡與班級因素，本研究在分析友誼變遷的基礎上，對青少年的友誼動態與行為結果關係做更深入的探討，觀察到青少年與好朋友間的學業成就相似性，不只來自於結交朋友時的相似性選擇，同時亦來自於好朋友彼此間的同儕影響。

第二，本研究提供另一個角度來思考社會階層中的地位鞏固議題。過去地位取得模型研究指出父親的社經地位如何透過教育、教育期望等傳遞給子女，若單從本研究的同儕影響模型來看，它其實是早期的地位取得模型研究加入子代延伸社交圈的影響，除了加入同儕影響，更進一步考慮同儕選擇對於同儕影響效應的改變。研究結果也讓我們思考，在我們目前觀察到的系統中，特質偏好相似性與提名方向的不平衡使得高地位的人獲益更多，社會階層中的地位鞏固，很可能不單單只來自於家庭系統的影響，還有一部分來自於友誼選擇，使得高地位的人在社會網絡中獲益更多進而更鞏固其地位。

黃敏雄(2008)使用「國際數學與科學成就趨勢調查」(Trends in International Mathematics and Science Study)資料，探討家庭社經背景、班級同質程度與學生的數學表現，研究結果發現班級同質程度的提高，會增強家庭背景對學生數學表現的影響。而在本研究中發現友誼中的同質交往，可能更擴大因家庭背景帶來的教育不平等，兩篇研究的結果，其實是提供我們一個新的視角去思考學校在教育不平等中所扮演的角色。所謂的學校／班級效果，除了老師的教學外，另一部分來自於同儕影響，而同質編班可能在某種程度上更擴大了教學效果與

同儕影響，因此更擴大因家庭社經背景不同帶來的教育不平等，或許，這是學校教育無法彌平不平等的原因之一。

第三，在議題上，本研究試圖探究同儕影響是否可能跨越家庭社經的影響力，提供弱勢家庭青少年一個翻身的途徑，也提供另一個政策介入的可能性。由於台灣國中學生班級網絡大小多在 30 上下，加上網絡內生性、友誼選擇與行為影響的高度相關，使得本研究在回答同儕影響上，受限於共線性議題而無法針對網絡內同儕影響機制做更深入的分析。然而，我們確實從台灣青少年資料中觀察到同儕影響的重要性，雖然影響的方向不同，我們也發現家庭社經影響在青少年友誼網絡中傳遞的可能性，未來若能針對其間的內容、機制與形式有更深入的研究，或許能擴大弱勢家庭青少年在友誼網絡間的獲益，進而縮減不同背景青少年間的學業成就差距。

最後，我們想強調的是，雖然就目前觀察得到的結論，在整個友誼網絡中，高社經、高學業成就的孩子傾向在網絡中獲益更多，低社經、低成就的孩子獲益較少。然而，不同於家庭社經背景是先賦不可選擇的，友誼網絡卻可能透過個人的經營而拓展，也許就目前看來青少年傾向物以類聚，然而，異質性的交往卻也並非完全不可能。因此，即便是本研究的結論傾向友誼無法協助縮減不同家庭社經背景青少年間的學業成就差距，未來仍可能透過研究了解異質性交往的可能性與同儕影響的發生機制，以便透過教育協助青少年從擴大自己網絡的異質性進而擴大自己在網絡中的獲益。

受限於研究方法、測量與論文篇幅，在本研究中我們僅使用青少年在國中三年的資料來分析家庭社經背景、友誼動態與青少年學業成就動態的關聯，如果有合適的資料，未來研究或許可以納入更長的時間向度，從個人網絡同質與異質交往的角度下思考，友誼是否可能縮減不同背景青少年的成就差距。另一個值得思考的是，如果個人網絡的異質性有助於未來的發展與增廣個人視野，那麼，探討什麼因素有助於個人擴大自己所擁有的網絡異質性是另一個可能的研究方向，雖然，這只是關於青少年友誼網絡研究結果的一個思考方向，然而，考

慮個人行為跨時間的一致性，成人時期的異質網絡更可能改變個人的求職、升遷與個人成就。由於青少年時期正是形塑個人行為與習慣的關鍵時期，若我們能透過研究理解什麼因素有助於青少年擴大其網絡異質性，我們就能透過教育幫助個人從網絡中獲取更多的資源與機會。

整體而言，我們認為本研究基本上解答了部分研究問題，更重要的，也在分析討論中衍生了更多的研究關懷。

誌謝：本文為國科會補助第一作者於博士後出國研究期間完成（計畫編號：NSC 98-2917-I-564-145），特此致謝。本論著使用資料來自中央研究院資助之「台灣青少年成長歷程研究」計畫(AS-93-TP-C01)，該計畫係由中央研究院社會學研究所執行，計畫主持人為伊慶春教授，該資料由中央研究院調查研究專題中心釋出。作者感謝上述機構及人員提供資料協助，然本論著內容由作者自行負責。

附錄一 網絡內生性與友誼網絡變項測量操作方式

在社會網絡中，當兩位行動者(i 與 j)建立了聯結關係時(share a tie, $x_{ij} = 1$)，或是兩組友誼關係($x_{ij} = 1, x_{jh} = 1$)擁有一個共同的行動者時(share a node, j)，牽涉到這些友誼關係中的行動者(i、j、h)，可能受到共同聯結關係或是共同行動者影響，改變他們自己的友誼關係或是行爲，這樣的影響會持續傳遞給網絡中可以聯繫到的其他聯結關係或行動者，因此，在一個社會網絡中，關係聯結的建立與行動者個人的行爲絕非獨立的發展，而是受到網絡中各種直接與間接關係，以及這些關係中行動者的影響，這就是所謂的網絡內生性。因此，在網絡中所有可能的關係改變、行動者的行爲變化，實際上是整個網絡中的關係結構與其中的行動者間彼此相互影響促成的。

在目前社會網絡分析研究中，學者多企圖透過加入網絡結構變項，以適度控制網絡內生性影響，在本文中亦是如此，我們依循 Snijders 等(2010)的建議，加入了好友提名數、提名相互性、遞移性、平衡性等變項，其中，好友提名數反映青少年在班級內所認定並且實際提名的好朋友人數，提名相互性指青少年與自己所提名的好朋友互相提名對方爲好朋友，遞移性在測量朋友的朋友是不是最終也會變成自己的朋友，平衡性則是在反映青少年自己與所提名的好朋友兩個人在班級網絡內提名的相似程度。

在附表一中有所有變項的操作方式，其中，i、j、h 表示網絡內的行動者； x 表示網絡中的關係聯結， $x_{ij} = 1$ 表示 i 提名 j 爲好友， $x_{ij} = 0$ 表示 i 未提名 j 爲好友； v 表示行動者的個人特質，如性別、家庭社經背景、是否參與補習等； z 特指行動者的學業成就。 sim_{ij} 表示 i 與 j 的特質相似性，計算方式爲 $sim_{ij} = 1 - \frac{|v_i - v_j|}{\Delta}$ ， Δ 爲特質 v 的全距， \overline{sim} 表示在該網絡內所有對偶關係(dyadic relation)在特質 v 的平均相似性。最後，平衡性反映的是 i 與 j 兩人好友提名的相似性，由於這個變項與網絡密度變項有高度相關，因此在計算時納入 b_0 這個常數項以縮減該變項與網絡密度高度相關帶來的影響，關於 b_0 的詳細操作方式請參考 Ripley 等(2012: 123)的說明。

附表一 友誼網絡相關變項操作方式

| 變項 | 操作方式 |
|-----------|---|
| 網絡動態 | |
| 1. 提名數 | $\sum_j x_{ij}$ |
| 2. 提名相互性 | $\sum_j x_{ij} x_{ji}$ |
| 3. 遞移性 | $\sum_{j,h} x_{ij} x_{ji} x_{hi}$ |
| 4. 平衡性 | $\sum_{j=1}^n x_{ij} \sum_{h=1, h \neq i, j}^n (b_0 - x_{ih} - x_{jh})$ |
| 5. 好友的特質 | $\sum_j x_{ij} v_j$ |
| 6. 自己的特質 | $\sum_j x_{ij} v_i$ |
| 7. 特質相似性 | $\sum_j x_{ij} (sim_{ij} - \overline{sim})$ |
| 8. 相同特質 | $\sum_j x_{ij} I(v_i = v_j)$ |
| 學業成就動態 | |
| 1. 好友平均成績 | $z_i (\sum_j x_{ij} z_j) / (\sum_j x_{ij})$ |
| 2. 好友平均特質 | $z_i (\sum_j x_{ij} v_j) / (\sum_j x_{ij})$ |

註：所有變項皆依照班級平均數做中心化處理。

附錄二 多層次社會網絡分析

本研究分析包含了 72 個以班級為邊界的友誼網絡資料，在分析這類型多個各自獨立的網絡上，RSiena 中提供三種分析方式(Ripley et al. 2012)。第一，研究者可以將全部班級網絡結合成一個大型網絡進行分析，透過設定跨網絡間聯結為結構零，以限制各網絡動態彼此獨立無相關。第二，將全部班級網絡依照班級與時間順序疊合成一個網絡再進行多群體分析(Multi-group Siena analysis)。舉例來說，假設有三個班級網絡，班級人數分別為 21 人、32 人、35 人，均有三個時間點的網絡資料，方法一是將三個班級合併成一個人數為 88 人、三個時間點的大型網絡資料；方法二則是將三個班級疊合成一個人數為 35 人、九個時間點的網絡資料。這兩個方法基本上假定所有網絡變化歷程相似，差別在於方法一可以透過加入班級虛擬變項來估計各變項的影響是否有班級差異，方法二則可以加入時間虛擬變項來估計班級不同的變化速率。第三，將個別網絡分別使用相同的模型進行分析，接著再將個別班級網絡分析結果進行第二階段的統合分析(meta-analysis)，此即二階段多層次分析。不同於前述二種方法假定所有網絡變化歷程相似，本方法允許所有網絡可以有不同的變化歷程，在分析中不預先設定所有參數均相同，而是各個網絡個別估計，最後再將不同分析結果加以統整。

依據謝雨生等(2006)的研究結果，我們相信台灣青少年的友誼網絡動態發展歷程因青少年所處班級不同而有不同的變化，因此我們採用第三種分析方式，依循 Snijders 等提出的二階段社會網絡多層次分析(Ripley et al. 2012; Snijders and Baerveldt 2003)。這個方法基本上認為，在各個班級($j = 1, \dots, N$)中的各個分析效應存在一真實參數值(θ_j)，其平均數(μ_θ)與變異數(σ_θ^2)分別為：

$$\mu_\theta = \varepsilon\theta_j, \quad \sigma_\theta^2 = \text{var}\theta_j$$

而我們從各個班級觀察得到的分析結果其實是來自母群所有班級中抽樣的隨機樣本得到的估計參數值 $\hat{\theta}_j$ ，等於真實參數值加上一測量誤

差：

$$\hat{\theta}_j = \theta_j + E_j$$

此即 level-1 模型。若不加任何解釋變項，則 θ_j 應為總平均(grand mean) 加上一個 level-2 誤差：

$$\theta_j = \gamma_0 + \mu_j$$

由此，我們可以將各班級個別分析得到的結果加以統整，進一步確認各效應跨班級的顯著性效果。最後，為了解社區社經背景 (Community SES) 對於班級網絡與行為動態的影響，本研究進一步將上述各班級個別的模型依循統合分析歷程統整，進一步使用 RSiena 內建 iwls 進行分析，以了解社區社經背景是否影響班級網絡與行為動態歷程。在上述統合分析中加入 level-2 的解釋變項，其模型為：

$$\theta_j = \gamma_0 + (\text{Community SES})_j + \mu_j$$

在模型顯著性檢定上，我們使用 T^2 及 t 考驗來檢定在二階段多層次網絡分析中得到的估計參數是否為 0，同時使用 Q 統計量來檢定各項效應是否存在班級間的差異。

參考文獻

- 于若蓉(2009)社會網絡與勞動市場表現：台灣資料的分析。台灣社會學 18: 95-137。
- 台灣青少年成長歷程研究計畫，網址 <http://www.typ.sinica.edu.tw>
- 李敦義、關秉寅(2008)補習數學有用嗎？一個「反事實」的分析。台灣社會學刊 41: 97-148。
- 黃芳玫、吳齊殷(2010)台灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績：追蹤調查資料之研究。經濟論文叢刊 38: 65-97。
- 黃敏雄(2008)班級同質程度、家庭背景及數學表現：運用雙重差分法的跨國分析。台灣社會學刊 40: 1-44。
- 楊雪華、魏慶國、楊宏仁(2008)南部某大學新生友誼網絡演變與健康行為之相關探討。台灣衛誌 27: 341-348。
- 駱明慶(2001)教育成就的省籍與性別差異。經濟論文叢刊 29: 117-152。
- 謝雨生、吳齊殷、李文傑(2006)青少年網絡特性、互動結構和友誼動態。台灣社會學 11: 175-236。
- 譚康榮(2004)誰家小孩學習成就最高？哪群學生心理最不健康？「台灣教育長期追蹤資料庫」的初步發現。中央研究院學術諮詢總會通訊 13: 86-91。
- 關秉寅、李敦義(2010)國中生數學補得越久，數學成就越好嗎？傾向分數配對法的分析。教育研究集刊 56(2): 105-139。
- Alexander, Karl L., Doris R. Entwisle, and Linda Steffel Olson (2007) Lasting Consequences of the Summer Learning Gap. *American Sociological Review* 72: 167-180.
- Baerveldt, Chris, Marijtje A. J. Van Duijn, Lotte Vermeij, and Dianne A. Van Hemert (2004) Ethnic Boundaries and Personal Choice. Assessing the Influence of Individual Inclinations to Choose Intra-Ethnic Relationships on Pupils' Networks. *Social Networks* 26: 55-74.
- Blau, Peter M. (1977) *Inequality and Heterogeneity: A Primitive Theory of Social Structure*. New York: Free Press.
- Chang, Ying-Hwa (2013) Academic Competition and Cram Schooling. Pp. 131-153 in *The Psychological Well-Being of East Asian Youth*, edited by Chin-Chun Yi. Dordrecht: Springer.
- Chen, Xinyin, Lei Chang, and Yunfeng He (2003) The Peer Group as a Context:

- Mediating and Moderating Effects on Relations Between Academic Achievement and Social Functioning in Chinese Children. *Child Development* 74: 710-727.
- Coleman, James S. (1988) Social Capital in the Creation of Human Capital. *American Journal of Sociology* 94: 95-120.
- Coleman, James, Elihu Katz, and Herbert Menzel (1957) The Diffusion of an Innovation Among Physicians. *Sociometry* 20: 253-270.
- Coleman, James S., Carol J. Hobson, James McPartland, Alexander M. Mood, Frederick D. Weinfield, and Robert L. York (1966) *Equality of Educational Opportunity*. Washington, DC: U.S. Government Printing Office.
- Crosnoe, Robert, Shannon Cavanagh, and Glen H. Elder, Jr. (2003) Adolescent Friendships as Academic Resources: The Intersection of Friendship, Race, and School Disadvantage. *Sociological Perspectives* 46: 331-352.
- Crosnoe, Robert, and Barbara Schneider (2010) Social Capital, Information, and Socioeconomic Disparities in Math Course Work. *American Journal of Education* 117: 79-107.
- Dornbusch, Sanford M. (1989) The Sociology of Adolescence. *Annual Review of Sociology* 15: 233-259.
- Frank, Kenneth A., Chandra Muller, Kathryn S. Schiller, Catherine Riegler-Crumb, Anna Strassmann Mueller, Robert Crosnoe, and Jennifer Pearson (2008) The Social Dynamics of Mathematics Coursetaking in High School. *American Journal of Sociology* 113: 1645-1696.
- Granovetter, Mark S. (1974) *Getting a Job: A Study of Contacts and Careers*. Chicago: University of Chicago Press.
- (1973) The Strength of Weak Ties. *American Journal of Sociology* 78: 1360-1380.
- Haynie, Dana L. (2001) Delinquent Peers Revisited: Does Network Structure Matter? *American Journal of Sociology* 106: 1013-1057.
- Haynie, Dana L., and D. Wayne Osgood (2005) Reconsidering Peers and Delinquency: How Do Peers Matter? *Social Forces* 84: 1109-1130.
- Hsieh, Yeu-Sheng, and I-Chien Chen (2008) Contextual Effect of Adolescents' School Achievement: Family, School, and Community Influences. Paper presented at The Second Conference of Taiwan Youth Project. Taipei: Institute of Sociology, Academia Sinica.
- Huisman, Mark, and Tom A.B. Snijders (2003) Statistical Analysis of Longitudinal Network Data with Changing Composition. *Sociological Methods & Research* 32:

- 253-287.
- Kao, Grace, and Jennifer S. Thompson (2003) Racial and Ethnic Stratification in Educational Achievement and Attainment. *Annual Review of Sociology* 29: 417-442.
- Karen, David (2005) No Child Left Behind? Sociology Ignored! *Sociology of Education* 78: 165-169.
- Kossinets, Gueorgi, and Duncan J. Watts (2009) Origins of Homophily in an Evolving Social Network. *American Journal of Sociology* 115: 405-450.
- Lareau, Annette (2000) *Home Advantage: Social Class and Parental Intervention in Elementary Education*. Lanham, MD: Rowman & Littlefield.
- Leenders, Roger Theodorus Antoine Jozef (1995) *Structure and Influence: Statistical Models for the Dynamics of Actor Attributes, Network Structure, and Their Interdependence*. Ph. D. dissertation. University Gronigen, Faculty of Behavioural and Social Sciences.
- Lin, Nan (1999) Social Networks and Status Attainment. *Annual Review of Sociology* 25: 467-487.
- McPherson, J. Miller, and Lynn Smith-Lovin (1987) Homophily in Voluntary Organizations: Status Distance and the Composition of Face-to-Face Groups. *American Sociological Review* 52: 370-379.
- Moody, James (1999) *The Structure of Adolescent Social Relations: Modeling Friendship in Dynamic Social Settings*. Ph.D. dissertation. University of North Carolina at Chapel Hill, Department of Sociology.
- (2001) Race, School Integration, and Friendship Segregation in America. *American Journal of Sociology* 107: 679-716.
- Mouw, Ted, and Barbara Entwisle (2006) Residential Segregation and Interracial Friendship in Schools. *American Journal of Sociology* 112: 394-441.
- Oster, Emily, and Rebecca Thornton (2009) Determinants of Technology Adoption: Private Value and Peer Effects in Menstrual Cup Take-Up. Working Paper 14828. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research.
- Riegle-Crumb, Catherine, George Farkas, and Chandra Muller (2006) The Role of Gender and Friendship in Advanced Course Taking. *Sociology of Education* 79: 206-228.
- Ripley, Ruth M., Tom A. B. Snijders, and Paulina Preciado Lopez (2012) *Manual for RSiena Version 4.0 (version September 22, 2012)*. University of Oxford, Department of Statistics, Nuffield College.

- Rothstein, Richard (2004) *Class and Schools: Using Social, Economic, and Educational Reform to Close the Black-White Achievement Gap*. Washington, DC: Economic Policy Institute.
- Schaefer, David R., Olga Kornienko, and Andrew M. Fox (2011) Misery Does Not Love Company: Network Selection Mechanisms and Depression Homophily. *American Sociological Review* 76: 764-785.
- Sewell, William H., and Robert M. Hauser (1975) Causes and Consequences of Higher Education: Models of the Status Attainment Process. Pp. 9-28 in *Schooling and Achievement in American Society*, edited by W. H. Sewell, R. M. Hauser and D. K. Featherman. New York: Academic Press.
- Snijders, Tom A. B. (2001) The Statistical Evaluation of Social Network Dynamics. *Sociological Methodology* 31: 361-395.
- (2005) Models for Longitudinal Network Data. Pp. 215-247 in *Models and Methods in Social Network Analysis*, edited by Peter J. Carrington, John Scott, and Stanley Wasserman. New York: Cambridge University Press.
- Snijders, Tom A. B., and Chris Baerveldt (2003) A Multilevel Network Study of the Effects of Delinquent Behavior on Friendship Evolution. *Journal of Mathematical Sociology* 27: 123-151.
- Snijders, Tom A. B., Gerhard G. van de Bunt, and Christian E. G. Steglich (2010) Introduction to Stochastic Actor-Based Models for Network Dynamics. *Social Networks* 32(1): 44-60.
- Steglich, Christian, Tom A. B. Snijders, and Michael Pearson (2010) Dynamic Networks and Behavior: Separating Selection from Influence. *Sociological Methodology* 40: 329-393.
- Tam, Tony, Meng-Li Yang, Ly-Yun Chang, and Ping-Yin Kuan (2004) Family in the Making of Educational Inequality: A Comparative Analysis of Taiwan and the U.S. Paper presented at the Social Stratification, Mobility, and Exclusion conference. Neuchatel, Switzerland: The Research Committee on Social Stratification (RC28) of the International Sociological Association.
- Vaquera, Elizabeth, and Grace Kao (2008) Do You Like Me as Much as I Like You? Friendship Reciprocity and Its Effects on School Outcomes among Adolescents. *Social Science Research* 37: 55-72.
- Wimmer, Andreas, and Kevin Lewis (2010) Beyond and Below Racial Homophily: ERG Models of a Friendship Network Documented on Facebook. *American Journal of*

Sociology 116: 583-642.

Zeng, Zhen, and Yu Xie (2008) A Preference-Opportunity-Choice Framework with Applications to Intergroup Friendship. *American Journal of Sociology* 114: 615-648.