

研究論文

台灣地區族群交友界限之變遷： 1970年與1997年的比較

黃毅志、章英華

* 黃毅志 台東大學教育研究所教授 (hungeg@cc.nttu.edu.tw)。章英華 中央研究院社會學研究所暨人文社會科學研究中心研究員 (ethwa@sinica.edu.tw)。能完成本文為必須感謝兩位匿名評審、編輯委員會及熊瑞梅、傅仰止、林南教授的指正，研究助理林傳舜、張玉泓、李柏樟的協助。文中缺失，作者自負。

收稿日期：2005/4/1，接受刊登：2005/11/16。

中文摘要

根據許多理論，隨著現代社會的變遷，由族群所構成交友的封閉性或階層界限將會減弱；然而事實上，在許多社會裏，族群間教育、職業分布不同的隔離增加，族群交友界限也增強。而台灣可說很特別，族群間教育、職業與居住隔離減弱；不過三十年來台灣地區的族群交友界限確實有明顯減弱嗎？這是族群間居住、教育與職業隔離減弱的鉅視結構變遷，增加族群接觸機會所造成的嗎？這些問題雖具有重要社會學意義，相關研究卻非常有限，仍有待於進一步的嚴格量化研究來探討。本研究則運用兩份分別於1970年與1997年進行調查的全國性樣本資料，採用對數線性與相乘分析，探討上述問題。研究發現顯示：族群交友界限有明顯減弱，這可歸因於族群間居住、教育與職業隔離的效應減弱；不過比起外省與閩南的交友，客家與外省、閩南交友相對機會一直偏低，這可歸因於客家居住地一直集中於桃竹苗地區，而與外省、閩南有較大的隔離。這些發現都可用Peter M. Blau所強調的「鉅視結構因素」做解釋。

關鍵詞：族群交友界限、居住隔離、鉅視結構變遷

**Changes in Friendship Boundaries across Ethnic Groups in Taiwan
between 1970 and 1997**

Yih-Jyh Hwang

Graduate Institute of Education, National Taitung University

Ying-Hwa Chang

Institute of Sociology, Academia Sinica

Abstract

Results from studies on inter-ethnic relations indicate increases in educational and occupational segregation among ethnic groups and decreases in friendship choices across ethnic lines. Data also show that educational, occupational, and residential segregation in Taiwan has decreased dramatically among sub-ethnic groups based on provincial affiliations. We examined changes in friendship boundaries across ethnic lines using log linear and multiplicative analyses of island-wide surveys conducted in 1970 and 1997. Our findings show that choice of friends across sub-ethnic groups has actually increased substantially, with changing boundaries of ethnic friendships resulting from decreases in residential, educational, and occupational segregation. However, the data indicate that members of the Hakka ethnic group are less inclined to make friends with members of other sub-ethnic groups, perhaps due to their restricted distribution to a few Taiwanese counties. We use Blau's macro-structural factors to explain our findings.

Keywords: ethnic friendship boundary, residential segregation, macro-structural change

許多理論指出，隨著現代社會的變遷，人們的心理態度與價值觀也會改變；從重視族群、家庭背景等賦予標準，轉向教育與職業等成就標準，便是如此改變。在階層化的過程中，一方面族群、家庭背景對於教育、職業取得的影響減弱；另一方面，就具有密切關係的核心網絡（core networks），如婚姻配對與朋友網絡的形成與延續而言，人們所重視的不再是對方的族群、家庭背景，而是教育、職業。就微觀個人面的分析而言，族群、家庭背景所構成的通婚與交友之同質性日減；就階層面的分析而言，不同族群、家庭背景者間的通婚與交友之封閉性，即階層界限（boundaries）之重要性逐漸減弱；而教育與職業所構成的階層界限逐漸增強（Parsons 1966; Becker 1957; Mare 1991; Kalmijn 1991, 1998）。不過事實上，在許多社會裏，族群的重要性卻增強；不但族群對於教育、職業的影響更大，族群間教育、職業的隔離（segregation）增強，族群所構成的通婚與交友界限更加重要，族群意識抬頭，族群間的衝突高漲（Nielsen 1985; Hechter 2004; Sekulic et al. 1994）。

相較於許多社會族群問題的演變，台灣有其特別之處。隨著二十世紀後半的教育擴充、職業結構提昇與都市化等鉅視結構變遷，本省閩南、客家與外省所構成的族群分類之重要性減弱。許多相關研究指出，族群對教育、職業、收入取得與婚姻配對，都已不再是重要的解釋變項（胡克威 1997; Tsai and Chiu 1993; Tsai et al. 1994; Tsai 1996），而族群間的居住隔離日減（章英華 1995），族群意識可能也減弱許多。然而有關族群的交友界限變遷之量化研究，卻難得見到。近三十年來台灣地區的族群交友界限確實明顯減弱嗎？這是鉅視結構變遷，如族群間的居住、教育與職業隔離減弱（Blau 1977a），增加族群接觸機會所造成的嗎？這些問題深具社會學意義，相關研究卻非常有限，仍有待進一步的嚴格量化研究來探討。陳端容與陳東升（陳端容、陳東升 1999、2001；陳東

升、陳端容 2001) 曾運用一個時間點(1997年)的資料,探討台灣的族群交友界限,得到一些有意義的發現;不過他/她們的研究都只用到一個時間點的資料,並無法就「族群交友界限」的變遷趨勢,進行鉅視結構分析。

本研究運用一份於1970年進行調查的全國性樣本資料,以及1997年社會變遷基本調查階層組的問卷資料,針對上述問題進行分析,並探討相關連的職業交友界限之變遷。如果兩個年代的交友都具有高度的職業封閉性,而職業所構成的交友階層界限都很重要,很可能在1970年時,不同族群者的職業隔離很大,而不同職業者又少有接觸機會,也就限制了族群間的交友機會;到了1997年,雖然交友仍具高度的職業封閉性,不過族群間的職業隔離減弱,不同族群者從事各職業的分布趨近,因而提高了族群間的交友機會,也就導致族群間交友界限下降。再就與職業密切相關連的教育與居住地而言,很可能族群間的教育與居住隔離也減弱,同樣導致族群間的交友界限下降。

針對以上研究問題與假設,本研究先分析兩個年代的職業交友界限,接著比較兩個年代族群之職業、教育、居住地隔離,觀察隔離下降的情形;最後再分析交友界限的變遷,以及隔離下降對於交友界限變遷的影響。所採用的統計方法包括百分比交叉分析、對數線性與相乘分析。而1970年正是台灣工業化與都市化快速發展的初期,歷經了四分之一個世紀,在1997年台灣已經進入資訊時代的初期(Chang and Tsai 2002);時間與背景如此迥異的兩筆資料,其顯示的差異,應該可以反映出台灣社會一些變遷的特色。不過,由於資料的限制,本研究無法分析教育所構成的交友界限之變遷。

一、文獻檢討

(一) 朋友網絡的社會學意義

朋友網絡與婚姻配對一樣，同屬於具有密切關係的核心網絡 (Marsden 1987; Wright and Cho 1992)。固然夫妻是最重要的密切關係之一，但這種密切關係主要是異性之間的結合，受到法律的保障，與朋友交往有所差異；而且，婚配與交友相較，更可能考慮個人生長家庭的因素 (Smits et al. 1998)。比起婚姻，朋友網絡的形成與維繫往往更具志願性 (鄭宜仲 1998)，所受到的結構限制較小，跨越族群等階層界限的可能性較大；研究朋友網絡，對於瞭解較廣泛的跨界限社會互動會有所助益 (陳端容、陳東升 2001：9)。

台灣社會網絡的研究顯示：朋友對個人所扮演的功能，大都是在情感上的，有別於家人與親戚在財物上所給予的支持；而朋友在情感上的重要性，更高於配偶以外的家人或親戚 (黃清高 1985；熊瑞梅 1994)。在國外，有關朋友給予個人社會支持的研究，亦呈現類似的結論。對朋友的交往，一般會從彼此性情相近、心理價值觀相同，以及擁有可以互換的資源之角度去考量 (Lin 2001)。但是社會學的研究中，也很強調社會位置的同質性與地理的接近性是影響個人交友的重要因素。彼此社會位置相近，又有接觸機會與性情相近的人，較可能結交為朋友。有關交友的研究，通常都會強調朋友之間在社會位置，如職業、教育、年齡、種族或民族背景、宗教信仰與性別的同質性，以及地理位置的接近性 (Heckfeldt 1983; Jackson 1977; Lin 2001; Marsden 1988; Verbrugge 1977; Martin et al. 2003: 197-199; Mark 2003；陳端容、陳東升 2001)。台灣這樣的研究不多，而少數研究 (孫清山、黃毅志 1997；鄭宜仲 1998) 發現：好朋友間的職業具有同質性或封閉性，也反映出階級界線。

(二) 影響交友的機制

本文主要探討 1970 和 1997 年兩個年代，影響族群交友界限的機制。教育、職業與族群都有重要的關連，因此也一併納入探討，並藉以推論到其他因素。這些因素的作用大都涉及性情與心理價值的親近性，以及接觸機會的多寡。

先就教育而言，進入不同階段的教育，不但帶給人們不同的價值與態度，同時養成了不同的生活方式；但另一方面亦改變了個人的生活空間與交友範圍。越是初級的教育，越只是在小地方的場域；到了高中或大學以上的教育，除了較可能讓人接觸大都市的環境，也較可能提供人們在學校接觸來自不同地區的同學。其次，人們就業之後，獲得交友的新機會，同樣職業的人，可能有著共同的價值觀與話題，可以相互支援，因而也增加接觸機會。第三，在族群（種族或民族）界線明顯的社會，區隔了不同族群的就學、就業與交友機會；就算教育程度相同，職業相同，仍可能因族群所造成的生活形態差異，或社會的規約，而限制了不同族群間交友的可能（Heckfeldt 1983; Jackson 1977; Marsden 1988; Verbruggen 1977）。

在探討不同社會與地理位置對交友影響之理論中，Blau（1974, 1977a, 1977b）特別強調鉅視結構因素（而非心理價值因素）對於不同位置者的密切交往，包括交友與通婚機會的影響；他試圖在不用到心理價值因素的情況下，藉著鉅視結構因素來解釋不同位置者的交往。根據他的理論，社會上因具有許多不同的位置而造成分化（differentiation），這可以根據名目參數（nominal parameters），如性別、族群、居住地，區分為彼此界限分明但沒有高低之分的次團體；也可根據連續的漸進參數（graduated parameters），如教育、收入做區分，建立地位高低不等但界限不甚分明的階層順序。

Blau 以上述名目與漸進參數各變項之整體分布，包括各變項的單變項次數分布與變項間相關所涉及的多變項分布，闡述一個社會的鉅視結構。就單變項次數分布而言，他指出：雖然各次團體成員都較可能與同團體者交往，然而社會中各次團體人數分布所代表的鉅視結構特質，仍將影響次團體成員間的交往；人數較少的次團體成員，如少數族群成員，較可能與外團體交往；當次團體眾多，而每個團體人數都很少時，會增加各團體成員與外團體接觸與交往的機會。就多變項次數分布而言，他進一步指出：假若名目與漸進參數間具有高度的相關，如不同族群在居住地、教育、職業與收入上大不相同，此即他所謂的凝固之地位結構（consolidated status structure），會妨礙族群間的接觸交往機會及社會整合；反之，當參數間的相關很低時，如不同族群在居住地、教育、職業與收入上很接近，會增進族群間的交往與社會整合。

Blau 強調鉅視結構因素的影響，固然能凸顯社會學的特色，然而就族群間的交往而言，許多國內外的社會學分析，往往仍借助於心理價值因素，如文化差異、族群包容性、族群偏見與族群認同（Nielsen 1985; Hechter 2004; Sekulic et al. 1994；陳端容、陳東升 2001；王甫昌 1994；黃毅志、張維安 2000），畢竟直接關係到人類行為的往往還是心理因素；Blau 的鉅視結構理論也被批評為「將社會結構化約成人口分布結構，而忽略其他的面相」（陳端容、陳東升 2001：12）。不過，本文則受限於所運用的資料並沒蒐集相關的心理價值變項，也就將分析的焦點擺在仍具有重要社會學意義的鉅視結構機制，而沒對心理機制做檢證。

（三）族群交友界限之相關研究

美國種族間的交友界限依舊十分明顯。弱勢種族在教育、職業的取得以及居住地的分布上，與優勢種族之間仍存在著鴻溝，這在黑人社區

尤其清楚 (Wilson 1987)。在交友上，種族與民族仍是最重要的影響因素 (Marsden 1988)。不過有關交友的研究，較缺乏跨時期的比較；國內外就核心網絡之跨時期比較研究，通常是在婚姻配對的研究中呈現出來 (王甫昌 1994、2001；蔡淑鈴 1994; Mare 1991; Kalmijn 1998; Tsai 1996; Tsay 1996)。

國內有關朋友網絡變遷的研究非常有限，這可能與「不易取得適當資料」有關。依 Blau 及 Duncan (1967) 的階層化研究之論點：隨著年齡增長，一個人的交友，可能會有許多改變；若根據同一時期不同年齡層交友界限的差異，來推論變遷趨勢，會遇到很大的困難：不易區分各年齡層的差異，是由於變遷，或者是年齡增長所致，也就無法明確推論變遷趨勢。要清楚地推論交友之變遷，就必需用到兩個以上年代且間距夠長的資料做分析。

在運用一個年代資料進行分析的國內朋友網絡研究中，陳端容與陳東升曾做一系列的深入探討。她 / 他們 (陳端容、陳東升 1999) 先根據 1997 年的「三期三次台灣社會變遷基本調查網絡組資料」，進行對數線性分析，發現：同是漢人的本省閩南、本省客家與外省人，仍都呈現以同族群者為友的傾向，其中又以客家人的傾向最強，而顯示跨族群的交友仍受到限制。然而，對於造成如此傾向的機制，則未進行充份的多變量分析，亦欠缺適當的解釋。兩位學者 (陳東升、陳端容 2001) 根據同一筆資料完成的另一分析，也發現：客家人以同族群者為友的傾向最強。此一研究除了進行對數線性分析之外，也進一步著手多變量分析，對於族群間交友的因果機制提出解釋，證實了「學校是促成跨族群交友的重要場域」。她 / 他們 (陳端容、陳東升 2001) 的另一篇論文，對於三大族群間的跨族群交友進行了精細的多變量分析，並就產生跨族群交友的機制提出相當有意義的解釋。比如，她 / 他們發現高教育者有較多

跨族群交友的機會，再進一步解釋說，高教育者在受教育的過程中，接受不同想法的衝擊，對於不同族群的包容性較高，而提高跨族群交友的機會。然而和他們先前的研究一樣，這項研究僅用到一個時間點的資料，而無法對於「跨族群交友機會」的變遷趨勢做鉅視結構分析。¹

(四) 台灣的鉅視結構變遷：教育、職業、都市化與族群隔離之變遷

台灣經濟發展帶來了教育擴充，以及職業結構由以農為主轉向以工為主，最近再轉向專技主管與監督佐理等白領職業之擴充（章英華等 1996；黃毅志 2002）。相應的，包含許多高教育謀職者在內的大量鄉村人口，離開鄉村的農家，遷往都市地區從事藍領或白領工作，促成了台灣的都市化（章英華 1995；章英華、蔡勇美 1997）。在這鉅視結構變遷中，我們觀察到一些可能影響族群間交友機會的鉅視現象。

首先，雖然外省人的平均教育年數與職業地位也提昇了不少，不過同屬本省的客家與閩南卻提昇了更多，本省與外省間的教育、職業隔離也就明顯減弱（胡克威 1997；Tsai and Chiu 1993: 200；Tsai et al. 1994: 250）；然而多年來客家的平均教育年數一直比閩南高出約1年，職業又一直與閩南維持一些差別，客家與閩南的教育、職業隔離並沒減弱的趨勢（黃毅志、張維安 2000）。

其次，隨著都市化，大量的閩南人遷往外省人原先所集中的都市地

¹ 另有些研究，如陳東升及陳端容（2002）所探討的是「政治討論網絡」，這往往不屬於具密切關係的朋友核心網絡；而吳乃德（2002）、孫清山及黃毅志（1997）雖曾探討核心網絡中的交友界限，但這並不是他們探討的主要焦點。在「文獻檢討」中，也就不對這些論文多做說明；不過在「結論與討論」中，仍會與這些論文適度對話。

區，許多客家人也離開原先的客家集中區（如桃竹苗與高屏六堆地區）遷往都市地帶，這都使得外省、閩南與客家間的居住隔離日減。不過，在人口流出大於流入的鄉鎮地區，原本都是閩南與客家集中區，依舊保持單一族群特別集中的特質（王甫昌 1994；章英華 1995；黃毅志 2001）。

上述族群的教育、職業隔離減弱，以及都市化導致都市地帶族群混合居住增加，居住隔離降低，可能都有提高族群間交友機會的作用；但是人口流出大於流入的鄉鎮，一直維持相當高的族群同質性，如許多客家地區仍顯示高比率的客家人口（王甫昌 2002），仍可能限制了其居民與其他族群交往的機會。

以上有關客家人居住分布問題，需要進一步檢討。雖然王甫昌（1994）曾指出，由於客家人居住地集中的程度逐漸降低，提高了與閩南人接觸的機會；不過從王甫昌（1994：58、76）所提供的數字看來，在1956年客家人居住在該族群特別集中的五個縣的人口，占台灣客家人總數的71%；到了近年，這項百分比只不過下降到62%，仍屬高度集中。陳端容及陳東升（2001）採用更細緻的分類，此即王甫昌（2000）針對台灣各鄉鎮市區族群人口分布所做的分類，得到的數字也顯示：1997年仍有65%的客家人居住於客家集中區。雖然客家人居住在族群混合區，特別容易與閩南、外省建立跨族群交友機會（陳端容、陳東升 2001：33-36），不過由於客家人居住在客家集中區的程度並沒下降多少，一直屬於高度集中，住在混合區的百分比不高（陳端容、陳東升 2001：25-26），這可能降低了跨族群接觸與交友的機會。

（五）研究命題

我們探討的焦點主要是族群間交友機會所涉及的族群界限之變遷。

不過交友的職業封閉性或同質性，仍關連到族群間的交友機會（參見前言），以下，我們也就先討論有關「職業交友界限之變遷」的命題（假設）；接著，再討論有關「族群間交友機會變遷」的命題。

由於同樣職業的人，接觸的機會較多，也可能有著共同的價值觀與話題，可以相互支援；另一方面，不同職業者的教育有所差距，而教育差距所帶來的生活風格與文化資本之差距（黃毅志 2002; Kalmijn 1994），可能降低了從事不同職業者之間的交友機會；這可能都會造成交友的職業同質性，顯現交友的職業界限。我們也就提出「兩個年代都有高度的職業交友界限」之命題一，可能兩個年代的職業交友界限並沒多大的變遷。

再根據前述文獻檢討中的「台灣的鉅視結構變遷」對台灣族群的影響，就整體而言，在台灣同屬漢族的閩南、客家與外省三大族群間，在教育、職業與居住地分布的隔離都明顯減弱，而呈現越來越接近之趨勢（胡克威 1997；章英華 1995; Tsai and Chiu 1993; Tsai et al. 1994）。依 Blau（1977a）「不同族群在居住地、教育、職業與收入上很接近，會增進族群間的交往與社會整合」的觀點，如此的鉅視結構變遷，將有助於提高族群間交友與通婚的機會，而降低族群交往界限；在台灣漢族不同族群間的通婚，的確也有增強的趨勢（蔡淑鈴 1994; Tsai 1996；王甫昌 1994）。不過，「閩南、客家與外省三大族群，在教育、職業與居住地上的隔離減弱，而提高族群間交友的機會」之命題二，仍有待嚴格的量化檢證，必須用到間隔夠長的兩個年代以上之全國性樣本資料做分析；而本研究所採用的資料與統計方法，都適合做此分析。

二、資料與方法

(一) 資料與樣本

本文使用的兩份資料，分別是顧浩定（Wolfgang L. Gritching）在1970年進行的全台灣地區抽樣調查資料（Gritching 1971），以及1997年三期三次台灣社會變遷調查階層組長卷資料。兩份問卷資料都是以台灣地區人口為母體，並以地區分層再抽出樣本，但因抽樣方式上的差異，在此必須稍加說明。1970年的調查，是先分省轄市（5）、縣轄市（8）、鎮（74）、鄉（222）四層，因為都市人口數較少，為了取得足夠的都市樣本，都市樣本（省、縣轄市）所占的百分比，略高於都市人口的百分比。更值得注意的是，從以上的四層抽出里、鄰及戶之後，則在戶中抽取戶長或戶長的配偶為訪問的對象，在年齡上並無特別的規定。依原設計，抽出2,595位訪問對象，最後完成1,882位樣本。雖是以戶長與其配偶為抽樣的對象，最後仍有4.3%的未婚樣本（Gritching 1971）。此外，因為資助單位的要求，在台東縣採加重取樣，完成401位樣本。我們為了進行兩個年代的比較分析，1970年分析的資料乃不含台東樣本，只包含1,882位樣本中年齡在20-64歲者，總共得到1,726位樣本。

1997年的長卷調查，則是在台北市、高雄市和省轄市（5）這三類都市之外，將台灣的各鄉鎮市分成新興鄉鎮、山地鄉鎮、工商市鎮、綜合性市鎮、坡地鄉鎮、偏遠鄉鎮以及服務性鄉鎮七類，總共十層。在省轄市中，依人口比率決定樣本數，以隨機原則在省轄市中抽出若干區，在台灣省其他類地區則先抽出鄉鎮市；每鄉鎮市區再抽取兩個村或里，並在村里中抽出所應有的戶數，最後在戶中依隨機表抽取20-64歲之間的樣本一人。台北市與高雄市則因當年戶政已電腦化，抽出里之後，在里中隨機抽出所需的樣本。預計完成3,000位樣本，並提供兩倍的備取

表 1 兩年代台灣地區樣本與母體的年齡分布對照表

歲	1970年				1997年			
	樣本		母體*		樣本		母體*	
	人數 (人)	%	人數 (千人)	%	人數 (千人)	%	人數 (千人)	%
20-24	51	3.0	1,132	16.7	347	13.4	1,846	14.2
25-34	373	21.6	1,840	27.2	725	28.3	3,756	28.8
35-44	555	32.1	1,688	24.9	804	30.6	3,640	27.9
45-54	469	27.2	1,181	17.5	417	16.0	2,235	17.2
55-64	278	16.1	926	13.7	303	11.7	1,552	11.9
合計	1,726	100.0	6,767	100.0	2,596	100.0	13,029	100.0

* 資料來源：中華民國台灣人口統計，民國 59 年；中華民國台閩地區人口統計，民國 86 年。

樣本名單，最後完成的樣本有 2,596 位（瞿海源 1998）。

在不同的抽樣方式之下，兩個樣本在性別上大致都保持男女各半的狀況。1970 年時，20-64 歲樣本中，男性占 51.6%，女性占 48.4%；1997 年的樣本中，男性占 49.7%，女性占 50.3%。不過兩個年度的樣本在年齡結構上差異甚大。這並非母體差異的反映，而是 1970 年以戶長與配偶為抽樣對象，而 1997 年是以 20-64 歲的人口為對象。將兩個年代的樣本年齡分布，與同年的台灣戶籍統計數字所顯示的母體資料做比較，很明顯的，1970 年的樣本在 20-24 歲的樣本百分比特別低。至於 1997 年，則樣本的年齡分布與母體差異不大。為了釐清兩個樣本的年齡分布不同，是否會造成朋友核心網絡結構不同？²我們將兩個年代樣本的年齡，都分成 20-34 歲、35-49 歲、50-64 歲三組，分析是否隨著年齡層不同，本人與其好友在各階層變項（職業與族群）上之關連性，所顯示的

² 依據 Knoke 及 Kuklinski (1982: 12) 與 Emirbayer 及 Goodwin (1994: 1447-1448)，社會網絡可定義為一組連接著一組個體（如人、團體、事、物）的社會關係；本研究所調查的樣本雖是個人，不過在根據百分比交叉表、對數線性與相乘分析不同階

網絡結構與交友界限也就不一樣？兩個年代樣本的網絡結構不一樣，是否因為年齡分布不同所造成？對數線性分析顯示（表略），隨年齡層不同，網絡結構也就不一樣的交互作用都很小，且未達統計顯著水準（ $P>.05$ ）；因此兩個年代樣本的網絡結構差異，就不能歸因於年齡分布的不同。

（二）分析方法

本研究以兩個年代受訪者本人與其好友的職業、族群之關連性，來探討兩個年代台灣地區的網絡結構，及其所涉及的階層同質性或封閉性，這也就是階層界限的問題；這項分析的焦點在於探討兩個年代之變遷。從網絡來探討階層結構，必須進行網絡表分析。本研究除了百分比交叉分析之外，並參考 Goodman（1984）的關連模型（Association Model）之對數相乘模型，與 Marsden（1988: 63-64）的對數線性模型來分析網絡表；藉此只運用少數的參數，而能很清楚、簡潔地呈現出具有社會學意義的網絡結構。依此模型，在各個年代，屬於順序尺度的職業網絡表中，各格的交互作用項（ $\ln R_{ij}$ ）以及交友比（ R_{ij} ）所代表的各階層交友之相對機會，可用下列方程式表示：³

層，這包括不同職業與族群者間的交友機會之鉅視結構變遷時，分析的個體卻擺在與團體屬於類似層次的階層，而各階層間都有許多連繫或友好關係，並不只是單一好友關係（dyad），而構成階層間的網絡，並可從對數線性與相乘分析，用精簡的模型顯示階層間交友的網絡結構，這是本研究最重要的分析焦點；在本文中，也就採用「網絡結構」、「網絡表」等字眼。

³ 本文的交互作用項（ $\ln R_{ij}$ ）代表本人與好友階層特質並非獨立，而有所關連，這反映出交友的階層封閉性或同質性的程度。Featherman 及 Hauser（1978: 155-159），以流動表的交互作用項（相當於本研究的 $\ln R_{ij}$ ）加上 $\ln e_{ij}$ （模型預測值與觀察值的

$$\ln R_{ij} = B (U_i - u) (V_j - v) + d_{ij} \quad (1)$$

各格期望次數可表示為：

$$\ln F_{ij} = \mu + \lambda_{xi} + \lambda_{yj} + B (U_i - u) (V_j - v) + d_{ij} \quad (2)$$

μ 為主效應， λ_{xi} 為列的邊際次數效應， λ_{yj} 為行的邊際次數效應； i 為列數， j 為行數，如 F_{33} 為第三行第三列的格子之期望次數。此即 Goodman (1984) 關連模型的參數 B ，加上隨各格特殊狀況而定的參數 d_{ij} (參見 Marsden 1988: 63)，為本研究的一般模型。而依這些參數的估計值，可計算出各格的交互作用項 ($\ln R_{ij}$)，對此取反對數值，就得到各格交友的相對機會 (R_{ij})。

在上述方程式中， U_i 可依網絡表各列 (如本人職業類別)，及根據某些標準 (如社經地位) 給定一些數值 (參見 Hout 1984, 1988; Kalmijn 1994; Marsden 1988: 63-64)； V_j 可依各行 (如好友現職的類別) 給定一些數值； u 、 v 可用各列、各行數值之平均數代入；在 B 為正值的一般情況下，網絡表上會呈現「朋友雙方階層相同的對角線上各格，交友的相對機會較大；越遠離對角線，階層差距越大，交友機會越小」的全盤

差) 之後，再取反對數值，即稱為流動比 (mobility ratios)，這可代表流動的相對機會。不過若依 Hauser (1979: 427)，如果模型的設定正確，如本研究所有最適模型的適合度都很高，只以交互作用項取反對數值所得到的數值，可避免抽樣誤差的干擾，反而更能顯現實際的流動機會。而本研究分析網絡表所用的統計模型，基本上與流動表沒多大不同 (Hout 1983: 80-87)，模型的適合度又很高；也就參考 Hauser 的研究，以交互作用參數 ($\ln R_{ij}$) 取反對數值，得到 R_{ij} ，並取名為交友比，以代表交友的相對機會。

距離效應，這可參考附錄2。在本研究給定五項職業的社經地位，從高到低為5、4、3、2、1，而 u 、 v 均等於3的情況下（詳見變項測量），此效應即屬於Duncan（1979）所說的齊一關連（Uniform）效應（Goodman 1984; Hout 1983; Marsden 1988；孫清山、黃毅志 1997）。⁴在此模型，有 $B(U_i-u)(V_j-v)$ 三個數值相乘，而非對數線性模型的各项相加，也就屬於Goodman的關連模型，是對數相乘，而非一般的對數線性模式（Goodman 1984: 229; Marsden 1988: 63）。

在本研究所作過的職業網絡表分析中，都發現此單一 B 值，即齊一關連參數，所顯現的距離效應，在大多數格子都相當符合資料，不過在對角線上同職業者交友的機會往往比模型之預測還大，而不完全符合資料。因而本研究在分析資料時，除了以一個很簡潔的參數 B ，來代表全盤的距離效應外，並針對不合全盤距離效應的各格（這都是在對角線上），以代表各格特定情況 d_{ij} ，進一步顯現對角線各格的同職業者有較高交友機會之封閉性。在此必須強調的是：職業網絡表對角線各格所顯現的「封閉性」是指「許多受訪者本人職業與好友相同」；這不是流動表，因而不能代表「不流動」。

以上齊一關連參數加上對角線參數 d_{ij} （ $i=j$ ）的職業網絡模型，以及本研究所有的族群網絡之對數線性與相乘模型（詳見於後），均符合QS（Quasi-Symmetry）之條件，都能較有效地剔除兩個年代網絡表邊際次數分布不同的鉅視結構效應；如此便可藉著網絡表的參數估計值與各格

⁴ 平均值 u 、 v 都以 $(1+2+3+4+5) \div 5=3$ 做計算，在算出 u 、 v 後，各格的齊一關連效應，即可用 $B(U_i-u)(V_j-v)$ 計算；如附錄2中本人為專技主管（社經地位5）、好友為農林漁牧人員（1）的格子，此效應為 $B(5-3)(1-3)=-4B$ ，這就反應出階層差距很大，交友機會就很小的距離效應。

的交友比，呈顯兩個年代所謂的「真正的網絡結構」與「交友的相對機會」，並進行兩個年代的比較分析（參見 Sobel et al. 1985; Goldthorpe et al. 1980；孫清山、黃毅志 1997）。依據上述一般模型，屬於名目尺度的族群網絡表，由於不同族群本身並無高低順序， U_i 與 V_j 的意義就不清楚，在分析族群時，方程式通常也就簡化成：

$$\ln R_{ij} = d_{ij} \quad (3)$$

由於如此的模型，並不含乘項，也就屬於對數線性模型。隨後的分析則顯示：隨各格特殊狀況而定的 d_{ij} ，也都出現在對角線各格，這反映出同族群者有較多交友的相對機會。

至於兩個年代所顯示的族群、職業階層間之網絡結構，是否有所變遷的交互作用分析，有許多的模型可供選擇，選擇最適（佳）模型所根據的是 BIC 值；不過也列出傳統的 G^2 。 G^2 可作為統計顯著性檢定的基礎，然而在本研究採用大樣本的情況下，只要根據模型所做的預測值與觀察值，有著實質意義不大的細微出入，就會在檢定中被拒絕。因而本研究也就根據不易受樣本數影響的 BIC，作為選擇最適模型的標準； $BIC = G^2 - df \times \log(N)$ ，BIC 越低（負得越多），模型越佳（參見 Mare 1991; Raftery 1986）。如果用到較複雜的模型，而新增的參數估計值不大，沒多大實質意義， G^2 就不會下降多少，反而很可能會因為用到較多參數，降低 df ，而提高 BIC，模型變得較差。如此可藉著 BIC 研判代表兩個年代階層間網絡結構不同的參數估計值所顯示的鉅視結構變遷，是否大到具有實質意義；當估計值顯示的變遷具有實質意義時，才可能是最適模型。不過同時也呈現傳統的 G^2 ，對於變遷是否達到統計顯著（ $P < .05$ ）做檢定（參見 Gerber and Hout 2004）；必要時，也對於有顯著

變遷的參數估計值做說明，以供參考（詳見研究發現）。

本研究在根據以上對兩個年代資料所做的對數線性與相乘分析中，發現與「職業的交友界限可說維持不變」相較，有著族群間交友機會提高很多，交友界限大幅下降的變遷，也就有必要對此變遷做進一步分析。在百分比交叉分析時，又發現族群間的職業、教育與居住隔離，這以Otis Dudley Duncan的隔離指數（index of dissimilarity）計算，也有下降的變遷。本研究也就以進一步的對數線性與相乘分析，探討族群友好界限之下降，是否可歸因於職業、教育或居住隔離之下降，以檢證相關的研究命題。

在此族群友好界限之對數線性與相乘分析中，除了保留前述模型的對角線參數之外，可預設兩個年代族群間交友機會與居住隔離指數成反比的隔離之影響；同樣地，也可分別預設兩個年代族群間交友機會與教育、職業隔離指數成反比。此即：

$$\ln R_{ijk} = \text{齊一對角參數} + \text{齊一對角變遷參數} + B \times \text{隔離指數} \quad (4)$$

$k=1, 2$ ，分別代表1970與1997兩個年代

式（4）中隔離指數的參數B（簡稱隔離參數），在不同模型中，分別代表族群的居住、教育或職業隔離指數對於族群間交友機會的影響；可預期B為負值，即族群間的隔離指數越大，「B×隔離指數」負得越多，交友機會越低。而就同一族群而言（當*i=j*），隔離指數為0，「B×隔離指數」也是0，就高於族群間的負值；除了對角參數外，這也可能使得族群內的交友機會高於族群間（參見附錄3）。在此必須釐清的是，本文的「隔離參數」是指：代表族群間居住、職業或教育隔離大小的「隔離指數」，對於族群間交友機會影響大小的「B」值（與隔離指數有

別)。而如此的模型中有乘號 (\times)，也就屬於對數相乘模型。至於「 $B \times$ 隔離指數」負得越多，交友機會越低，「 $B \times$ 隔離指數」可代表隔離對於交友機會的負面效應，以下簡稱為「隔離效應」；它是兩個成份：「 B 」與「隔離指數」的乘積，如果在兩年代間， B 與隔離指數都下降，隔離效應可能就會下降很多，而族群間的交友機會提高很多，族群界限也就大幅下降。

至於 B 值的估計，則參考 Hout (1984, 1988)、Gerber 及 Hout (2004: 692-693)，以及 Kalmijn (1994) 的方法⁵，將已測量的兩年代三大族群之居住、教育或職業隔離指數（見表 4 至 6），代入式 (4) 中做計算。若依 Hout (1983: 69-80) 的觀點，用這樣的方法做分析，可用已測量的自變項（隔離指數）解釋族群間的交友相對機會 (R_{ijk}) 之結構；不但可估計族群間的居住、教育或職業隔離對交友機會之影響，也可探討族群間交友機會提高，而族群界限下降，是否可歸因於職業、教育或居住隔離之下降；亦即可用量化資料分析「族群界限形成與下降」之機制，而加深理論意義。而許多的對數線性與相乘分析方法，雖能呈現「網絡或流動結構」，卻不容易對於形成如此結構之機制做量化分析 (Marsden 1988; Sobel et al. 1985; Goldthorpe et al. 1980；陳端容、陳東升 1999；陳東升、陳端容 2001)；本研究延續 Hout 的方法，可分析「族

⁵ Kalmijn (1994) 將美國各項職業成員的教育與收入水準，這兩個已測量的變項帶入職業婚配模型中，用來分析各職業成員教育水準所代表的職業文化地位，以及收入所代表的職業經濟地位，對於職業婚配的相對影響。結果發現：不論在 1970 年或 1980 年的樣本，都是文化地位的影響較大，在婚配表上，職業婚配的同質性，主要是成員的文化地位相近所致，而文化地位越相近的職業之成員，越可能結婚；不過就兩個年代樣本的比較分析，所顯示的變遷而言，文化地位的影響卻有所下降，而經濟地位的影響增強。

群界限下降」之機制，適合檢證前述「三大族群的教育、職業與居住隔離減弱，提高族群間交友機會」之命題。

(三) 變項測量

本研究在檢證鉅視結構變遷層次命題時，必須運用兩個年代資料，比較分析兩個年代網絡結構所顯示的交友界限。爲了要根據網絡表的百分比交叉分析，以及進一步的對數相乘與線性分析來剖析網絡結構，就必須將許多原先測量精細的變項（如職業）併成少數類別。又爲了要比較分析兩個年代的網絡結構，兩個年代的資料也就儘可能以同樣的方法測量；而1970年的測量較粗略（如居住地依縣市別做分類），所能分析的變項也較少（如缺好友教育），在分析1997年的資料時，也就不得不採用與1970年相同的變項、相同的測量方法。本研究在運用兩個年代資料分析變遷時，共用的變項測量如下：

1. 交友界限分析的變項

兩份資料都問及受訪者本人最要好的三位朋友（不包含親人）之階層特質，包括職業、族群。然而本研究所做的初步網絡表分析顯示：本人階層特質與第一位朋友特質的關連性，與第二、三位朋友的關連性都很類似；因此在正文中，只顯示本人與第一位朋友的關連性。⁶整體而

⁶ 雖然仍可顯示受訪者與三位好友的整體關連性，並以好友數做計算，而得到較大的樣本數；不過就每個受訪者的三位好友而言，他們並不是獨立樣本，依此好友樣本數做計算，將低估顯著考驗的P值，而容易達到顯著；真正的P值則不容易計算，只能說是在根據受訪者樣本數計算所得到的P值，與好友數計算得到的P值之間（Wright and Cho 1992: 91）。由於本研究在運用兩個年代資料分析網絡表時，樣本已經夠大，並沒必要藉著分析與三位好友的特質之整體關連性，以提高樣本數；

言，這項關連性只比本人與第二、三位朋友特質的關連性稍為強了一些。至於這些特質的測量，則如下述：

(1) 本人、好友職業：參考先前研究的分類（孫清山、黃毅志 1997），將兩個年代的職業都分成五個階層：①專技主管人員；②監督佐理人員；③買賣與服務工作人員；④勞動工人；⑤農林漁牧人員。這五大類現職的平均教育與收入，依序為專技主管、監督佐理、買賣與服務、勞動工人及農林漁牧（孫清山、黃毅志 1997）；五個階層的社經地位，也就依此排序為 5、4、3、2、1，數值越高，代表社經地位越高。

就 1970 年的資料而言，對於男性受訪者詢問其本人職業，對於已婚的女性受訪者詢問其先生職業，而非本人職業；為了分析本人職業與本人好友職業的關連性，只能針對男性樣本進行分析。因此，1997 年的資料也必須配合，而針對男性樣本做分析。不過在 1970 與 1997 年的資料中，不論男女，都詢問了本人族群、教育程度與居住地。

(2) 本人、好友族群：都分為本省閩南、本省客家與外省三個族群；而原住民樣本太少，不納入分析。

2. 本人特質變項

本研究在根據對兩個年代資料，探討族群間的職業、教育與居住隔離的變遷時，同時採用百分比交叉與均數分析，藉以比較各族群的職

而據此樣本數計算所得到的 P 值也有問題；本研究在正文中也就不顯示受訪者與三位好友的整體關連性。不過為了讓讀者對此有更清楚的理解，本研究仍在附錄 1 中呈現受訪者的族群與第二、三位好友族群的關連性，讀者可藉此附表與表 7 做比較，看看受訪者族群與第二、三位好友的族群關連性，是否與第一位好友的關連性有很大差異。

業、教育與居住地分布，是否顯現隔離減弱之變遷；其中本人族群與職業的測量已做過說明，而本人教育與居住地的測量如下：

(1) 本人教育：依資料分析的需要，以本人所接受學校教育年數，或分成未受教育、小學、國初中、高中職與大專以上，共五個等級做測量。

(2) 本人居住地：依居住所在的縣市做分類；並以縣市為單位，來分析居住隔離之變遷。其中1970年除了台東縣外，有20個縣市的受訪者被抽中而納入分析；1997年則有18個縣市（不含台東縣）被抽中。因此，兩個年代所分析的樣本都不含台東縣。

3. 隔離指數

在族群交友界限之對數線性與相乘分析中，我們以職業、教育與居住地的隔離指數為自變項。隔離指數計算的公式為（Guest 1977）：

$$1/2 \sum_1^k |X_i - Y_i| \quad (5)$$

X_i 或 Y_i 指的是，職業、教育各類別或各縣市在閩南、客家與外省樣本中所占的比率。如果 X_i 是各職業類別在閩南樣本所占的比率， Y_i 是各職業類別在客家人所占的比率，則以上述公式計算出來的 $X_i - Y_i$ 的絕對值的總合除以2，就是閩南與客家人之間的職業隔離指數。再如，以各縣市占閩南人與外省人的比率，依上述公式計算，則得出閩南人與外省人之間的居住隔離指數，餘此類推。就此我們從兩個年度的資料，分別得到閩南與客家間、閩南與外省間以及客家與外省間的教育、職業與居住三種隔離指數。隔離指數在0（完全無隔離）與1（完全隔離）之間，

數值越高，兩個族群根據某一變項顯示的隔離情況越高。

三、研究發現

本節先對兩個年代的職業交友界限做分析，接著分析兩個年代族群的職業、教育、居住地隔離之下降情形；最後再分析族群交友界限的變遷，以及隔離下降對於交友界限變遷的影響。

(一) 兩年代男性受訪者的職業交友界限比較分析

從表2的列百分比可看到，就五大職業分類而言，在1970年男性受訪者職業與最要好朋友職業的關連，顯示出很高的交友封閉性或界限。職業為農林漁牧人員者，好友是同職業的百分比最高（72%）；其餘依序為勞動工人（53.4%）、監督佐理人員（51.7%）、買賣服務工作人員（49.8%），最低為專技主管人員（45.9%）。除了農林漁牧人員的封閉性特別高之外，其餘職業的封閉性都很接近，大致都有半數以同職業者為最要好朋友。1997年與1970年類似，職業為農林漁牧人員者，好友也是同職業的百分比最高，其餘依序為勞動工人、專技主管人員、監督佐理人員，最低為買賣服務工作人員；1997年順序略有不同，專技主管人員的百分比不再是最低。

兩個年代都呈現職業間地位差距越大，為好友的百分比越低之現象；比如，在1970年，地位最高的專技主管人員，以地位最低的農林漁牧人員為最要好朋友的百分比（5.2%）最低，遠低於地位次高的監督佐理人員（16.5%）。不過也有例外，如1970年，專技主管人員以監督佐理人員為最要好朋友的百分比，就比不上地位較低的買賣服務工作人員（22.8%），然而這可能是監督佐理人員本來就比較少（見列小計的邊際

次數百分比)，降低以監督佐理人員為最要好朋友的機會（見行小計）之邊際次數結構效應所造成的。以上的百分比分析，並未控制邊際次數的干擾，隨後表3的對數線性與相乘分析將作進一步的控制。

表2 兩年代台灣地區男性受訪者職業與最要好朋友職業百分比交叉分析
(列百分比)

受訪者 職業	A：1970年 最要好朋友職業 (%)						B：1997年 最要好朋友職業 (%)							
	專技 主管	監督 佐理	買賣 服務 工作 人員	勞動 工人	農林 漁牧 人員	列小計		專技 主管	監督 佐理	買賣 服務 工作 人員	勞動 工人	農林 漁牧 人員	列小計	
						人數	%						人數	%
專技主管	45.9	16.5	22.8	9.6	5.2	86	15.1	53.6	12.8	16.0	14.4	3.2	125	13.9
監督佐理	14.5	51.7	23.3	6.5	4.0	49	8.6	13.5	46.9	16.7	19.8	3.1	96	10.7
買賣服務 工作人員	14.0	11.1	49.8	9.7	15.4	142	24.9	12.0	9.9	45.0	28.3	4.7	191	21.2
勞動工人	9.0	8.6	12.6	53.4	16.3	122	21.5	7.2	5.6	19.5	63.9	3.7	374	41.6
農林漁牧 人員	8.4	2.3	10.1	7.1	72.0	170	29.8	5.3	4.4	13.2	12.3	64.9	114	12.7
行小計	人數	92	70	134	103	171	570	136	106	210	344	104	900	
	%	16.1	12.3	23.6	18.0	29.9	100.0	15.1	11.8	23.3	38.2	11.6	100.0	

接著說明表3對數線性與相乘分析的結果。本研究選取最適（佳）模型的過程可參考表3A；而表3A各模型的設計矩陣請參考附錄2。首先，以受訪者職業與最要好朋友職業完全沒關連（即完全沒有職業封閉性或完全開放）的「獨立模型」開始，做為模型比較的參考點，並逐漸增減參數。選擇最適模型所根據的是BIC值；不過也呈現傳統的 G^2 與統計檢定結果，以供有興趣的讀者參考。

在表3A中，從模型1到模型5逐一測試。模型1的獨立模型，BIC值高達685，到模型4降到最低。模型4除了保有齊一關連參數外，用到五個參數，即準獨立參數，分別代表對角線上各格的封閉性；BIC降到

表3 兩年代男性職業好友界限對數線性與相乘分析 (N=1,470)

A：模型適合度					B：最適模型之參數 估計：模型4		C：兩年代以同 職業者為友 之相對機會
	G ²	df	p	BIC		B (S.E.)	
1. 獨立模型	918	32	0.00	685	齊一關連參數	0.11* (0.03)	
2. 齊一關連模型	442	31	0.00	216	準獨立參數		
3. 齊一關連+	92	30	0.00	-127	專技主管	1.00* (0.24)	4.37
齊一對角參數					監督佐理	1.66* (0.20)	5.89
4. 齊一關連+	36	26	0.09	-153	買賣服務	0.66* (0.15)	1.95
準獨立參數					勞動工人	1.34* (0.15)	4.37
5. 模型4變遷	18	20	0.59	-128	農林漁牧	2.39* (0.22)	16.95

*表示B值P<.05。

-153。模型5和模型4類似，兩個年代都用齊一關連參數與準獨立參數，以顯示相同職業者成為好友的相對機會較大，以及職業地位差距越大，成為好友的機會越小的現象；差別在於模型5多用了六個參數，用來代表兩個年代的齊一關連參數與五個對角參數不相等之變遷；然而這六個參數的估計值都不大（表略），BIC反而提昇到-128。⁷根據表3A的BIC值，最適模型是模型4，比起獨立模型，只多用了兩個年代相等的齊一關連參數與五個對角準獨立參數，G²就從918降到18，而很符合資料，顯示交友的高度職業封閉性並沒有多少變遷；即使用到更複雜的模型（Goodman 1984），G²也不會下降多少，反而很可能會因為用到較多參數，降低df，而提高BIC。

再則，表3B的參數估計值則顯示：齊一關連參數與準獨立參數都

⁷ 兩個模型的差別所代表的變遷，在大樣本的情況下雖達顯著（G²=18, df=6, P<.05）；不過就六個代表變遷的參數估計值卻很小，與兩個模型BIC值之比較看來，這項差別並沒多大實質意義。

為顯著 ($P < .05$) 的正值。依這兩類參數估計值，可計算出兩個年代對角線各格，所顯現「以相同職業者成為好友」的相對機會 (R_{ij}) 或交友比，請參閱表 3C。從表 3C 各職業別的 R_{ij} 值可清楚地看出：以相同職業者成為好友的相對機會，兩個年代都以農林漁牧人員最高 (16.95)，買賣服務工作人員最低 (1.95)；其餘三類職業則可說相近。

綜合表 3 的分析結果，由於模型 5 並非最適模型，反映著兩個年代交友的高度職業封閉性並沒有多少變遷。齊一關聯參數為顯著的正值，我們據以推論，職業地位差距越大，成為好友的機會越小。準獨立參數都為正值，意味著相同職業者成為好友的機會較大。而各職業以相同職業者為好友的機會，兩個年代都以農林漁牧人員最高，買賣服務工作人員最低；其餘三類職業則相近。這在結論與討論中，將做進一步說明。

(二) 兩年代族群的職業、教育、居住地隔離之比較分析

根據上一節的研究發現，兩個年代交友的高度職業封閉性所顯示的職業交友界限可說維持不變，而支持了命題一。進一步的問題是：是否在 1970 年時不同族群者的職業隔離很大，而不同職業者又少有接觸機會，因而限制了族群間的交友機會？到了 1997 年，雖然交友仍具高度的職業封閉性，不過族群間的職業隔離減弱，不同族群者從事各職業的分布趨近，是否因而提高了族群間的交友機會，導致族群間交友界限下降？再就與職業密切相關連的教育與居住地而言，是否族群間的教育與居住隔離也減弱，同樣導致族群間的交友界限下降？

本節先針對兩個年代族群的職業、教育、居住地隔離做比較分析，觀察隔離下降的情形；下節再分析族群交友界限的變遷，以及隔離下降對於交友界限變遷的影響；這都是用來檢證命題二：「閩南、客家與外省三大族群，在教育、職業與居住地上的隔離減弱，而提高族群間交友

的機會」。

從表4可看到在1970年，外省人的平均教育年數就最高（9.38），有21.7%為大專以上；客家人平均教育年數次之（4.66），略高於閩南（4.47）；閩、客大專以上的百分比都不到3%，然而未受學校正式教育的大約都占了三分之一；不過1970年的客家樣本不大，不容易清楚地比較閩、客差別。到了1997年，三大族群的教育程度都大幅提高，仍以外省最高（平均12.76年），客家居次（10.44），閩南最低（9.52）；不過外省與閩、客的差距，卻大幅下降；外省與閩、客教育隔離指數，同樣呈現大幅下降的變遷。

表4 兩年代台灣地區族群的教育程度隔離百分比交叉分析（列百分比）

本人族群	A：1970年						B：1997年						
	未受 教育	小學	國初中	高中職	大專 以上	平均 教育 年數 (N)	未受 教育	小學	國初中	高中職	大專 以上	平均 教育 年數 (N)	
本省閩南	36.1	45.4	9.4	6.7	2.4	4.47 (1,240)	6.0	28.2	17.2	28.4	20.1	9.52 (2,022)	
本省客家	33.0	51.1	8.5	6.5	1.0	4.66 (132)	3.5	22.0	13.1	39.4	22.0	10.44 (282)	
外省	13.5	17.9	19.7	27.3	21.7	9.38 (310)	0.4	8.3	8.3	31.1	51.9	12.76 (241)	
行 小 計	%	31.7	40.8	11.2	10.5	5.8	100.0	5.2	25.7	15.9	29.9	23.3	100.0
	人數	533	686	189	177	98	1,682	133	653	404	761	594	2,545
教育 隔離 指數	閩—外 閩—客 外—客	0.502 (50.2%) 0.057 0.527					閩—外 閩—客 外—客	0.340 0.129 0.299					

從表5可看到在1970年三大族群中，外省人從事專技主管、監督佐理這兩項高地位白領職業的高達50.0%，為百分比最高的族群，而很少從事地位最低的農林漁牧（3.5%），為百分比最低的族群。客家人為最

表5 兩年代台灣地區族群的職業隔離百分比交叉分析（列百分比）

本人族群	A：1970年							B：1997年						
	專技 主管	監督 佐理	買賣 服務 工作 人員	勞動 工人	農林 漁牧 人員	列小計		專技 主管	監督 佐理	買賣 服務 工作 人員	勞動 工人	農林 漁牧 人員	列小計	
						人數	%						人數	%
本省閩南	12.7	5.6	21.0	26.1	34.7	1,176	78.7	12.5	15.5	24.4	36.2	11.4	1,507	78.8
本省客家	6.3	9.9	20.2	31.3	32.3	120	8.1	16.1	16.6	20.3	38.7	8.3	217	11.3
外省	28.8	21.2	24.7	21.8	3.5	197	13.2	20.7	33.0	24.5	20.7	1.1	188	9.8
行 小 計	%	14.3	8.0	21.4	25.9	100.0		13.7	17.4	23.9	35.0	10.0	100.0	
	人數	214	119	320	387	453	1,493	262	332	457	669	192	1,912	
職業 隔離 指數	閩—外 0.355 (35.5%) 閩—客 0.096 外—客 0.383							閩—外 0.258 閩—客 0.072 外—客 0.252						

少從事專技主管、監督佐理的族群（16.2%），閩南人居中（18.3%）；客家、閩南最主要的職業都是農林漁牧，大約都占了三分之一。到了1997年，三大族群從事專技主管、監督佐理的百分比都提高，仍以外省最高（53.7%），客家、閩南大約都占三成，而外省上昇得最少；三大族群從事農林漁牧的百分比都下降，仍以外省人最少（1.1%），不過外省原先就很少務農，也就下降得最少；外省與閩、客的職業隔離指數同樣呈現大幅下降的變遷。在台灣地區教育往往對於職業有著重大影響的情況下（黃毅志 2002），外省與閩、客職業隔離的下降，可能肇因於教育差距的大幅下降。⁸

⁸ 就1970年的資料而言，已婚的女性受訪者被問及先生而非本人的職業，乃以其先生的職業做分析；不過如果要將此女性受訪者剔除，以分析族群間的職業隔離，就會使樣本變得太小，特別是客家樣本只剩67位，因而在表5，仍包含女性樣本。無論如何，本研究進一步在兩個年代，都只針對男性樣本所做的族群職業隔離分析結果，仍不改原有的結論。

至於居住隔離，在變項說明一節中，我們曾說明以縣市為單位分析居住隔離之變遷。在1970年，本研究以樣本分布的二十個縣市，計算各縣市占閩南、客家與外省人的比率；在1997年，以樣本分布的十八個縣市，計算各縣市占三個族群的比率，再根據公式計算隔離指數。由於所依據的三大族族群在各縣市分布之百分比交叉表，實在太大了，僅以表6陳列計算的結果。從表6可看到在1970年，三大族群間有很高的居住隔離，特別是客家與閩南、外省間有高度的隔離。到了1997年，三大族群的居住隔離都下降了不少，不過客家與閩南、外省間的隔離指數，仍都接近.50，仍比閩南、外省間的隔離高出不少。

表6 兩年代台灣地區族群的居住地隔離指數比較分析

1970年	閩—外：0.492	閩—客：0.742	外—客：0.533
1997年	閩—外：0.365	閩—客：0.493	外—客：0.440

有關台灣的族群分布，十分缺乏地區族群分布的集體資料。1966年的普查提供了客家、閩南和外省三族群分布的資料，但1980年和1990年的普查，只能建構本省與外省的區分，2000年的普查沒有省籍區分的資料。我們以1966年的縣市為單位，運用普查資料（台灣省戶口普查處1969；行政院戶口普查處1992）計算1996年與1990年本省人（含閩南、客家與原住民）與外省人之間的居住隔離係數，分別為0.36與0.22，同樣呈現隔離下降的趨勢。

（三）兩年代交友的族群界限比較分析

本節先分析兩個年代間族群交友的封閉性或界限下降了多少，接著再分析如此下降的變遷，是否可歸因於職業、教育與居住隔離之下降。從表7可看到在1970年，本人為本省閩南者，最要好朋友也是本省閩南

的百分比高達97.6%；本人為本省客家者，最要好朋友也是本省客家的百分比比較低，不過也達69.0%；本人為外省人者，最要好朋友也是外省人的百分比則高達86.0%；整個來說，這清楚地顯現交友的高度族群封閉性。到了1997年，族群封閉性就下降許多，本省閩南、客家、外省以同族群者為最要好朋友的百分比，依次分別為91.4%、52.6%、31.1%；其中外省的百分比下降最多，外省以閩南為最要好朋友的百分比卻高達61.8%。客家以同族群者為最要好朋友的百分比，仍高出外省許多；重要的原因可能是：客家人主要仍集中於桃竹苗地區，而桃竹苗的客家人有很高的百分比（74.8%）以同族群者為最要好朋友（章英華、黃毅志 1999：27）。

表7的百分比分析，並未控制邊際次數所代表的鉅視結構效應；族群友好界限下降的變遷，是否可歸因於職業、教育與居住隔離之下降，也有待於進一步的對數線性與相乘分析做探究。

表7 兩年代台灣地區本人族群與最要好朋友族群百分比交叉分析（列百分比）

本人族群	A：1970年 最要好朋友族群（%）					A：1997年 最要好朋友族群（%）				
	本省 閩南	本省 客家	外省	列小計		本省 閩南	本省 客家	外省	列小計	
				人數	%				人數	%
本省閩南	97.6	0.2	2.2	885	70.0	91.4	4.1	4.5	1,763	78.7
本省客家	24.6	69.0	6.5	105	8.3	41.4	52.6	6.0	251	11.2
外省	13.4	0.6	86.0	274	21.7	61.8	7.1	31.1	225	10.0
行小計	%	73.3	6.0	100.0		82.8	9.8	7.4	100.0	
	人數	926	76	262	1,264	1,854	220	165	2,239	

本研究在針對朋友核心網絡，進行對數線性分析時，選取最適模型的過程可參表8A；而表8A的各模型之設計矩陣可參考附錄3。就本研究選擇最適模型所根據的BIC而言，模型6為最適模型；不過就傳統顯

著檢定而言，模型8最佳。為更彰顯最適模型之意義，我們就模型4至模型8的變化稍加說明。

表8 兩年代族群好友界限對數線性與相乘分析 (N=3,503)

	A：模型適合度				B：最適模型之參數估計： 模型6		C：參數估計： 模型8	
	G ²	df	p	BIC		B (S.E.)		B (S.E.)
1. 獨立模型	1,733	8	0.000	1,668.1	居住隔離 參數	-4.52* (0.15)	居住隔離 參數	-3.97* (0.24)
2. 齊一對角模型	194	7	0.000	137.0	居住隔離 變遷參數	-1.15* (0.15)	居住隔離 變遷參數	-0.49* (0.24)
3. 準獨立模型	179	5	0.000	137.9				
4. 其一對角變遷 模型	31	6	0.000	-17.7				
5. 4+ 居住隔離參數	12	5	0.032	-28.6			教育隔離 參數	-0.65* (0.32)
6. 居住隔離參數 變遷模型	20	6	0.002	-28.7				
7. 6+ 教育隔離參數	16	5	0.006	-24.6			教育隔離 變遷參數	-0.87* (0.32)
8. 居住、教育隔離 參數變遷模型	9	4	0.069	-23.9				

*表示B值P<.05。

模型4為齊一對角變遷模型，BIC為-17.7，較前三個模型為佳。此一模型與齊一對角模型一樣，預設在同一年代三個族群以同族群為最要好朋友的「族群封閉性」相等，但增加了齊一對角變遷參數，反映了兩個年代族群封閉性不相等，有著時代的變遷。接著在模型5中，除了保留上述齊一對角變遷模型的兩個參數外，並預設兩個年代族群間交友機會與居住隔離指數成反比的隔離影響，這已在分析方法中的式(4)做過詳細說明。模型5的居住地「隔離參數」代表族群間的「居住隔離指數」對於族群間交友機會的影響；可預期B為負值，即族群間的隔離指

數越大，「 $B \times$ 隔離指數」負得越多，交友機會越低。「 $B \times$ 隔離指數」可代表隔離對於交友機會的負面效應，以下簡稱為「隔離效應」；它是兩個成份：「 B 」與「隔離指數」的乘積，如果在兩年代間， B 與隔離指數都下降，隔離效應可能就會下降很多，而族群界限大幅下降，族群間的交友機會提高很多。

本研究依式（4）的隔離效應模型做分析，曾同時將族群居住、教育與職業隔離指數納入模型，打算探討這三項隔離、齊一對角與齊一對角變遷參數所顯示的個別淨影響，以及這三項隔離對族群界限的整體解釋力。如果同時加入三項隔離指數後，發現這三項隔離的 B 值都為顯著負值，而且齊一對角與齊一對角變遷參數的影響就消失了，這就可將族群友好界限之形成，主要歸因於居住、教育或職業隔離效應；如果齊一對角變遷參數的影響消失了，這就可將族群友好界限下降的變遷，歸因於居住、教育或職業隔離效應之下降。不過資料分析卻發現，當模型中同時包含教育與職業隔離指數時，這兩項隔離的 B 值之 $S.E.$ 就變得很大，而無法達到顯著。這可歸因於兩者的相關 (r) 太高 (0.995)，而造成多重共線問題。隨後的分析，也就主要針對只包含居住、教育隔離參數的模型做探討；因為它的 G^2 與 BIC 值，都較包含居住、職業隔離參數的模型為低。

從模型 5 可看到，在加入居住隔離參數後， BIC (-28.6) 比齊一對角變遷模型為低，兩個模型的差別達顯著，居住隔離的 B 值為顯著的負值，齊一對角參數的 B 值則變得不顯著（表略）；齊一對角參數所顯現「以同族群者為友機會較高」或「不同族群者為友機會較低」的封閉性，反映出居住隔離的效應，這是具有社會學意義的解釋。⁹ 在模型 6 中

⁹ 由於在變項設定上，齊一對角模型在對角線上各格為 1，高出對角線外各格的 0；

也就保留居住隔離參數，而刪除齊一對角參數，並以居住隔離變遷參數取代齊一對角變遷參數，以顯示兩年代居住隔離參數不相等之變遷；而模型6也就稱為居住隔離參數變遷模型，它的BIC (-28.7) 比模型5為低，也比原先的齊一對角變遷模型為低。

為了進一步呈現教育隔離的影響，比起模型6，模型7又加入一個教育隔離參數，不過BIC反而提昇到-24.6，兩個模型的差別，則在大樣本的情況下達顯著。比起模型7，模型8又加入一個教育隔離變遷參數，即為「居住、教育隔離參數變遷模型」，BIC又提昇到-23.9，不過在大樣本的情況下，模型8是表8各模型中，在傳統顯著檢定中唯一得以保留者 ($P=.069$)，且與模型6、7的差別，都達到顯著，然而這些差別的實質意義並不是很大，模型8的BIC也就比較高。

根據以上分析，就本研究選擇最適模型所根據的BIC而言，模型6為最適模型；不過就傳統顯著檢定而言，模型8最佳。以下主要列出模型6的參數估計值（見表8B），以及依此計算出來的兩個年代族群交友相對機會 (R_{ij} ，見表9)，來說明兩個年代的族群交友界限及其變遷。此外，也列出模型8的參數估計值（見表8C），這包含在本研究理論命題中很重要，但是模型6未納入的教育隔離參數，以供讀者參考。

根據表8B的模型6參數估計值，族群居住隔離對跨越族群交友機會的影響 (B) 為-4.52，且達到顯著。在1970年，居住隔離的影響

而居住隔離指數在對角線上各格為0，也高出對角線外各格的負值；造成兩變項相關 (r) 高達0.976的多重共線問題，這也可用來解釋齊一對角參數B值變得不顯著的原因。由於相關實在太高了，只能保留一個納入分析，而且不論保留哪一個，分析結果都不會有多大不同；不過基於社會學意義之考量，本研究也就保留居住隔離參數。

為-5.67¹⁰；在1997年，居住隔離的影響為-3.37，雖然有所減弱，不過依然很強。在這兩個年代，居住隔離的影響都為負值，代表隔離越大，交友機會越少；然而「居住隔離變遷參數」的估計值為-1.15，居住隔離的影響有顯著下降之變遷的交互作用。由於兩年代間，B與居住隔離指數（見表6）都下降不少，「B×隔離指數」所代表的隔離效應也就下降很多，而族群間的交友機會提高很多，族群交友界限則大幅下降。依此參數估計值計算出來的兩個年代族群交友相對機會（ R_{ij} ），請參表9，我們可以更清楚地看到族群間的交友機會提高，而族群交友界限下降的情形。

表9 兩年代族群交友相對機會

本人族群	A：1970年 最要好朋友族群			B：1997年 最要好朋友族群		
	本省閩南	本省客家	外省	本省閩南	本省客家	外省
本省閩南	1.00	0.02	0.06	1.00	0.18	0.30
本省客家	0.02	1.00	0.05	0.18	1.00	0.22
外省	0.06	0.05	1.00	0.30	0.22	1.00

從表9可看到，兩個年代都有同族群交友相對機會較高的族群界限；而且在同一年代，各族群與同族交友的相對機會都一樣。前述百分比分析中，閩南以同族群者為最要好朋友百分比最高的現象，可歸因於台灣地區閩南人最多的邊際次數所代表的鉅視結構效應，而非閩南人以同族群者為最要好朋友的偏好最強。至於客家與外省以及客家與閩南的

¹⁰ 在1970年，居住隔離的影響為：居住隔離參數(-4.52)+居住隔離變遷參數(-1.15)=-5.67；在1997年，居住隔離的影響為：-4.52-(-1.15)=-3.37。隨後，依同樣的算法，算出兩年代的教育與職業隔離之影響。

族群間交友相對機會一直偏低，如1997年本人客家與閩南、外省為友的機會為0.18、0.22，外省與閩南的族群間交友機會為0.30，則可歸因於客家居住地一直與外省、閩南有較大的隔離；這導致1997年時，客家以同族群者為最要好朋友的百分比高出外省許多。至於兩個年代交友機會的比較，在1970年，對角線以外各個數值所代表的族群間交友相對機會都很小，反映出高度的族群交友界限；到了1997年，族群間交往相對機會提高了許多，反映出族群交友界限大幅下降；特別是外省與閩南有許多交友機會（0.30），這很可能是外省與閩南的居住隔離較小所致。

又根據表8C的模型8參數估計值，居住隔離對族群間交友機會的影響（B）為-3.97；教育隔離的影響為-0.65；這兩項隔離的影響都達顯著。在1970年，居住隔離的影響為-4.46，教育隔離的影響為-1.52；1997年，居住隔離的影響為-3.48，教育隔離的影響（0.22）可說消失了。進一步分析並顯示：1997年教育隔離的影響並未達顯著，而兩年代居住隔離的負面影響都要比教育隔離大得多。

雖然兩個年代，居住隔離的影響都為負值，然而「居住隔離變遷參數」的B值為-0.49，居住隔離的影響有顯著下降之交互作用；教育隔離影響也顯著下降。不論是居住或教育隔離，由於兩年代間，B與隔離指數都下降不少，隔離效應（特別是影響較大的居住隔離之效應）¹¹都下降很多，族群交友界限也就大幅下降。

¹¹ 以閩南、外省的居住隔離效應做說明，1970年為-2.19（=-4.46×0.492），1997年為-1.24（=-3.48×0.355），降了0.95；閩南、外省的教育隔離效應，1970年為-0.76（=-1.52×0.502），1977年B值已不顯著，隔離效應可視為0，降了0.76，不如居住隔離效應的降幅。依同樣方式可算出，不論就閩南、客家，或外省、客家的隔離效應，都是居住隔離效應的降幅大於教育隔離；而三大族群間居住隔離效應的降幅也大於職業隔離。

至於族群的職業隔離，對族群間交友機會的影響如何？在本研究的進一步分析中，以職業隔離參數、職業隔離變遷參數，取代模型8的教育隔離參數、教育隔離變遷參數，來回覆這項問題。由於職業隔離指數與教育隔離指數的相關實在很高，分析結果也就與模型8類似；職業隔離B值為-1.13 ($P < .05$)，職業隔離變遷參數的B值-1.27 ($P < .05$)，在兩年代間，職業隔離的影響從-2.40降到0.14，兩年代居住隔離的影響也都比職業隔離大得多。進一步分析又顯示：1997年職業隔離的影響未達顯著；而兩年代間，職業隔離的B值與隔離指數都下降不少，這也導致族群交友界限的下降，不過此效應所導致的界限下降，仍比不上居住隔離效應。

綜合以上分析，三十年來閩南、客家與外省三大族群，在教育、職業與居住地上的隔離（指數）減弱，導致族群交友界限的下降，提高族群間交友的機會，命題二獲得支持。而教育、職業與居住隔離對於族群間交友機會的不利影響（B值）下降，也導致族群交友界限的下降。¹² 居住隔離對於族群間交友的不利影響，則大於教育與職業隔離的影響。

¹² 表8的 3×3 表格之分析，由於樣本很大 ($N=3,503$)，而參數很少，仍有相當的自由度 (df)，這都適合做統計檢定與推論；就最適模型6而言，有6個自由度，卻仍有良好的適合度， G^2 為20，比起獨立模型的1,733，實在好太多了，還是有相當的嚴謹度；Goldthorpe等人 (1980: 77-84) 也是用 3×3 的表格做對數線性分析。至於本研究所分析的兩項調查資料相隔三十年，由於相隔很久，才容易看到明顯的變遷；不過本文所說的「變遷」，僅呈現兩個時間點的不同，而非三十年來許多時間點不同的「變遷趨勢」，本研究並沒有那麼多時間點的資料來分析變遷趨勢。

四、結論與討論

本研究的主要發現顯示：

第一，雖然三十年來台灣地區的職業結構有許多變遷，農林漁牧人員銳減，但是不同職業間交友的高度封閉性，所顯示的階層界限維持不變；而兩年代同樣都以農林漁牧人員的封閉性最高，買賣與服務人員最低，其餘職業則相近。族群交友界限則大幅下降，這主要可歸因於族群間居住隔離（指數）減弱，以及居住隔離對於族群間交友機會的不利影響（B 值）下降，共同導致的隔離效應大幅降低；不過比起外省與閩南的交友，客家與外省、閩南交友相對機會一直偏低，這可歸因於客家居住地一直與外省、閩南有較大的隔離。

第二，到了1997年，各族群中以同族群者為最要好朋友的百分比，以閩南人最高，客家人居次，而外省人最低。閩南人最高，這是由於台灣人口中閩南人占大多數的鉅視結構因素所致；客家人高於外省人，則由於客家人居住地集中桃竹苗等客家區，導致客家人以同族群者為好友的百分比較高。

雖然客家人居住在族群混合區，特別容易與閩南、外省建立跨族群交友機會（陳端容、陳東升 2001：33-36），不過由於客家人居住在客家集中區的程度並沒下降多少，一直屬於高度集中，住在混合區的百分比一直不高，因而降低了跨族群交友的機會；而外省人往往與閩南人居住在相同地區，乃至於相同鄉鎮市區（王甫昌 2002；陳端容、陳東升 2001：25-26）。比起外省與閩南的交友，客家與外省、閩南交友相對機會也就一直偏低；這個現象，是許多與本研究同樣探討族群核心網絡，同樣應用對數線性或相乘分析的研究（蔡淑鈴 1994; Tsai 1996；陳端容、陳東升 1999）所未顯示的。

至於族群間的教育與職業隔離，對於族群間交友機會的不利影響（B）雖不大，不過仍達顯著；而且都有顯著下降的變遷，加上教育與職業隔離（指數）也都減弱，這也導致隔離效應與族群交友界限的下降。

綜合以上分析，本研究根據 Blau（1997a）所提出的鉅視結構層次命題：「閩南、客家與外省三大族群，在教育、職業與居住地上的隔離減弱，而提高族群間交友的機會」，已得到資料分析的支持。本研究也顯示：族群的教育、職業隔離對於族群交友界限的影響（B），都比不上居住地隔離，這仍可用 Blau 所強調的「接觸機會之結構機制」做解釋。根據本研究的發現，族群居住地隔離的影響，雖然有所下降，不過依然很強，當反映出居住隔離一直限制族群間（特別是客家與閩南、外省間）接觸機會之結構機制；而 Blau（1977a: 166-173）的理論適用於台灣，還可對於本研究的發現做進一步解釋：台灣在這三十年來，相較於客家與閩南、外省之居住隔離，雖然外省人的教育程度與職業地位偏高，閩南人的教育與職業偏低，但是外省人與閩南人往往居住在相同地區（參見表 6；王甫昌 1994：76-81、2002；章英華 1995；陳端容、陳東升 2001：25-26），由於住得很近，彼此間仍有許多接觸與交友機會，族群的教育、職業隔離，對於族群交友界限的影響也就很有限。

族群間教育、職業與居住地上的隔離，對於族群間交友機會不利影響（B）下降的交互作用，仍可用 Blau（1977a: 165）的理論做結構面的解釋：由於交通發達，提昇居住在不同地區的不同族群之接觸機會，導致族群居住隔離的影響下降；而隨著族群居住隔離減弱，到了 1997 年，教育、職業仍偏高的外省人與偏低閩南人，有更多機會居住在相同地區，加上交通發達，這都提高兩者接觸與交友機會的機會，族群的教育、職業隔離對於族群間交友機會的影響也下降了。

以上的發現，主要是根據 Blau（1977a）所強調的鉅視結構因素做

解釋，如族群交友界限大幅下降，可歸因於族群之間在居住、教育與職業隔離減弱之鉅視結構變遷；這也可歸因於：隨著教育擴充，各族群在學校受教育的年數都提高，而學校是促成跨族群交友的重要場域（陳東升、陳端容 2001），導致跨族群交友機會之上昇。然而，除了上述鉅視結構機制之外，是否隨著受教育年數提高，越來越多的高教育者在受教育過程中接受不同想法的衝擊，對於不同族群的包容性較高（陳端容、陳東升 2001），族群偏見下降，族群認同日趨模糊的心理機制（王甫昌 1994；黃毅志、張維安 2000），也是可能原因？由於本研究所運用的資料並沒蒐集相關的心理價值變項，這些心理機制，也就有待進一步研究檢證，這也是本研究的限制所在。

我們還可以從賦予與成就兩類標準，探討第一項研究發現中，有關職業與族群交友界線的鉅視變遷。就成就標準而言，兩個年代職業間的交友都維持高度封閉性，這並不在我們的預期之外。還值得注意的是，職業地位最低的農林漁牧業者，在交友上顯示最強的封閉性，這固然可以就他們的價值觀、態度以及生活型態之高度同質性做解釋，然而他們的居住地集中在鄉村，減少了與其他職業者交友的機會，亦是合理的解釋；而職業地位居中的買賣服務工作人員，在交友上顯示最低的封閉性，除了可歸因於他們的位置居中，對上、對下都有與地位相近的職業之成員交友機會外，他們在工作上有許多與不同職業者接觸的機會，也是可能原因（孫清山、黃毅志 1997）。

就賦予標準而言，台灣的族群，除了原住民與漢人之間可以依據種族而區分之外，其餘的區分，還是以同一種族中的族群細分為宜，在傳統中國的概念中，這是以籍貫的概念稱之；但在台灣則可建構成閩南、客家與外省的區分。雖然目前在某些政治議題，仍強調族群的差異（王甫昌 2002、2005；吳乃德 2002；陳東升、陳端容 2002；蕭新煌、范

綱華 2001)，不過以往的研究都一致呈現，許多階層面的族群差異都在減弱中；本研究則顯示，三十年間，在交友上，族群界限已經明顯降低；相關的研究也顯示，在婚姻上，族群界限亦見降低（章英華、黃毅志 1999）。各族群者的好朋友中，與本人族群不同者的百分比，在兩個時代都提昇許多；特別是人口較少的族群，到了 1997 年，並未明顯地受到人口較多的族群排斥。不過族群仍影響到交友的機會，這除了反映地理分布與接觸機會所帶來的限制之外，不同族群對於政治議題仍存有不同看法，也是可能的心理機制。我們必須提請注意的是，漢人各族群之間交友界限變化的趨勢，不見得適用於漢人與原住民之間的關係，漢原之間交友的變遷，對社會科學研究者而言，是更大的挑戰。

綜合以上的研究發現與討論，本研究運用間隔長達三十年的全國性樣本資料，以精緻的統計方法做分析，得到具有社會學意義的新發現；而且，我們對於研究命題之預期，均獲得支持的證據，對於研究發現也都可以提出合理的解釋，特別是根據深具社會學意義的 Blau 鉅視結構理論做解釋。這樣的發現，是否運用同一筆資料的不同年齡層做比較，來推論交友變遷的結果也能呈現？根據過去的研究，如此推論的交友變遷，可能混淆了年齡增長的效應（參見 Blau and Duncan 1967）。本研究曾將 1997 年資料分成 20-39 歲、40-64 歲兩組做分析，並無法與使用兩個年代資料做分析得到相近的結果。比如，用兩年齡組做比較，不論所做的是百分比或對數線性分析，都不容易看出族群間交友界限與職業隔離減弱的變遷（表略）。

作者簡介

黃毅志，東海大學社會學博士，現任台東大學教育研究所教授。主要研究興趣為社會階層、社會網絡、教育社會學與量化方法。

章英華，中央研究院社會學研究所暨人文社會科學研究中心研究員。主要研究領域為都市研究、家庭研究。

附錄1 兩年代台灣地區本人族群與第二、第三位要好朋友族群百分比交叉分析(列百分比)

本人族群		A：1970年 第二位要好朋友族群(%)					B：1997年 第二位要好朋友族群(%)				
		本省 閩南	本省 客家	外省	列小計		本省 閩南	本省 客家	外省	列小計	
					人數	%				人數	%
本省閩南		96.5	0.5	2.9	810	69.8	91.6	3.6	4.8	1,640	78.3
本省客家		30.0	64.0	6.0	93	8.0	37.0	54.6	8.4	238	11.4
外省		14.1	0.6	85.3	257	22.1	66.2	6.5	27.3	216	10.3
行 小 計	%	72.9	5.6	21.4	100.0		82.8	9.7	7.5	100.0	
	人數	846	65	248	1,160		1,734	203	157	2,094	

本人族群		C：1970年 第三位要好朋友族群(%)					D：1997年 第三位要好朋友族群(%)				
		本省 閩南	本省 客家	外省	列小計		本省 閩南	本省 客家	外省	列小計	
					人數	%				人數	%
本省閩南		97.5	0.0	2.5	680	70.8	91.1	3.8	5.1	1,517	77.9
本省客家		36.4	60.6	3.0	69	7.1	47.3	46.9	5.8	224	11.5
外省		15.9	0.4	83.8	212	22.1	64.3	9.7	26.1	207	10.6
行 小 計	%	75.2	4.4	20.4	100.0		83.2	9.4	7.4	100.0	
	人數	722	42	196	960		1,621	183	144	1,948	

附錄2 表3A各模型的設計矩陣

受訪者職業 \ 好友職業	專技主管	監督佐理	買賣服務 工作人員	勞動工人	農林漁牧 人員
專技主管	$d_{11}+4B$	$2B$	0	$-2B$	$-4B$
監督佐理	$2B$	$d_{22}+B$	0	$-B$	$-2B$
買賣服務工作人員	0	0	d_{33}	0	0
勞動工人	$-2B$	$-B$	0	$d_{44}+B$	$2B$
農林漁牧人員	$-4B$	$-2B$	0	$2B$	$d_{55}+4B$

說明：表3A各種模型的設計矩陣與所代表的意義，可用附錄2顯示的各格互動項所涵蓋的參數做說明；而在下列各模型的說明中，如果沒說是變遷，則表示模型預設兩個年代參數相等而沒有變遷：

1. 獨立模型：即兩個年代 d_{ij} 與 B 均為0的特殊情況，各格的互動項均為0。意指在兩個年代本人族群與好友族群之間毫無關連。
2. 齊一關連模型：齊一關連參數 B 不為0，但 d_{ij} 均為0的情況。齊一關連參數顯著的話，意指就全盤效應而言，職業地位差距越大，成為好友的相對機會越小。
3. 齊一關連+齊一對角參數：齊一關連 B 值與 d_{ij} 均不為0，但對角線上五個 d_{ij} 參數均相等，即 $d_{11}=d_{22}=d_{33}=d_{44}=d_{55}$ ，用一個參數即能代表對角線各格的 d_{ij} 值，此即齊一對角參數，意指各項職業者以「同職業者為好友的較高傾向」所反映的「交友封閉性」均相等。
4. 齊一關連+準獨立參數：齊一關連 B 值與 d_{ij} 均不為0，且對角線上五個 d_{ij} 可能也不相等，這五個參數即準獨立參數，意指各職業交友的封閉性可能不相同。
5. 模型4變遷：不但在兩個年代的齊一關連 B 值與 d_{ij} 均不為0，對角線上五個 d_{ij} 可能也不相等；而且兩個年代的 B 值與 d_{ij} 可能也不相等。意指兩個時代各類職業交友的封閉性不同，且兩個時代間有變遷。

附錄3 表 8A 各模型的設計矩陣

受訪者族群	A： 模型 1 至 4 的設計矩陣			B： 模型 5 的設計矩陣			C： 模型 6 至 8 的設計矩陣		
	本省 閩南	本省 客家	外省	本省 閩南	本省 客家	外省	本省 閩南	本省 客家	外省
本省閩南	d_{11}	0	0	d_{11}	$B_1 \times S_1$	$B_1 \times S_1$	0	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$
本省客家	0	d_{22}	0	$B_1 \times S_1$	d_{22}	$B_1 \times S_1$	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$	0	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$
外省	0	0	d_{33}	$B_1 \times S_1$	$B_1 \times S_1$	d_{23}	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$	$B_1 \times S_{1+}$ $B_2 \times S_2$	0

說明：表 8A 各種模型的設計矩陣與所代表的意義，可用附錄 3 顯示的各格互動項所涵蓋的參數做說明；而在下列各模型的說明中，如果沒說是變遷，則表示模型預設兩個年代參數相等而沒有變遷：

1. 獨立模型：即附錄 3A 中，兩個年代 d_{ij} 均為 0 的特殊情況，各格的互動項均為 0。意指本人族群與好友族群完全沒有關聯。
2. 齊一對角模型： d_{ij} 均不為 0，但對角線上三個 d_{ij} 參數均相等，用一個參數即能代表對角線各格的 d_{ij} 值，此即齊一對角參數。意指三個族群與同族群人為好友的傾向較強，且各族群交友的族群封閉性相等。
3. 準獨立模型： d_{ij} 均不為 0，且對角線上三個 d_{ij} 可能也不相等，這三個參數即準獨立參數。意指三個族群有與同族群為好友的傾向，但各族群在交友上的族群封閉性不同。
4. 齊一對角變遷模型：在兩個年代的 d_{ij} 均不為 0，且各年代內的 d_{ij} 相等；不過兩個年代的 d_{ij} 卻可能不相等，而有變遷。意指三個族群在同一年代交友的封閉性相同，但兩個年代之間交友封閉性有所變遷。
5. 4+ 居住隔離參數：在附錄 3B 中，不但兩年代的齊一對角參數可能有變遷，而且居住隔離參數 (B_1) 不為 0，不同族群間的居住隔離指數 (S_1)，也會影響到族群間的交友機會。
6. 居住隔離參數變遷模型：在附錄 3C 中，兩個年代族群間的居住隔離指數 (S_1)，會影響到族群間交友機會，而且居住隔離參數 (B_1)，可能也會有所變遷；不過 B_2 與對角線均為 0。
7. 6+ 教育隔離參數： B_1 與教育隔離參數 (B_2) 不為 0，兩個年代族群間的居住與教育隔離指數 (S_2)，都會影響族群間的交友機會，而且居住隔離參數可能有所變遷，不過教育隔離參數不變。
8. 居住、教育隔離參數變遷模型：兩個年代族群間的居住與隔離指數都會影響族群間交友機會，而且居住與教育隔離參數可能都有變遷。

參考書目

- 王甫昌，1994，〈光復後台灣漢人族群通婚的原因與形式初探〉。《民族學研究所集刊》76: 43-96。
- _____，2000，〈台灣族群關係的社會基礎調查研究執行報告〉。行政院國科會專題研究計畫成果報告，計畫編號：NSC 88-2412-H-001-012。
- _____，2001，〈台灣的族群通婚與族群關係再探〉。頁393-430，收錄於劉兆佳等編，〈社會轉型與文化變遷：華人社會的比較〉。香港：中文大學香港亞太研究所。
- _____，2002，〈族群接觸機會？還是族群競爭？：本省閩南人族群意識內涵與地區差異模式之解釋〉。《台灣社會學》4: 11-74。
- _____，2005，〈由「中國省籍」到「台灣族群」：戶口普查籍別類屬轉變之分析〉。《台灣社會學》9: 59-117。
- 台灣省戶口普查處，1969，〈中華民國五十九年臺閩地區戶口及住宅普查報告書，第二卷：臺灣省，第一冊：戶口總表及人口之籍別、年齡、遷移〉。南投：台灣省戶口普查處
- 行政院戶口普查處，1992，〈中華民國七十九年臺閩地區戶口及住宅普查報告，第一卷：臺閩地區上冊〉。台北：行政院戶口普查處。
- 吳乃德，2002，〈認同衝突和政治信任：現階段台灣族群政治的核心難題〉。《台灣社會學》4: 75-118。
- 胡克威，1997，〈族群、家庭結構與教育取得：戰後台灣各群在教育取得上的變動及其成因〉。未發表論文。
- 孫清山、黃毅志，1997，〈台灣階級結構：流動表與網絡表的分析〉。

頁 57-101，收錄於張荳雲、呂玉瑕、王甫昌編，《九零年代的台灣社會：社會變遷基本調查研究系列二》。台北：中央研究院社會學研究所。

陳東升、陳端容，2001，〈台灣跨社會群體結構性社會資本的比較分析〉。頁 459-511，收錄於劉兆佳等編，《社會轉型與文化變遷：華人社會的比較》。香港：中文大學香港亞太研究所。

_____，2002，〈跨族群政治討論網絡的形成及其影響因素〉。《台灣社會學》4: 119-157。

陳端容、陳東升，1999，〈核心網絡的族群特色〉。論文發表於「台灣社會的個人網絡：第三次社會變遷基本調查研討會」，台北：中央研究院社會學研究所，民國 88 年 5 月 18 日。

_____，2001，〈跨族群的社會連結：工具理性行動邏輯與社會結構的辯證〉。《臺灣社會學刊》25: 1-54。

章英華，1995，《臺灣都市的內部結構》。台北：巨流。

章英華、黃毅志，1999，〈婚配與朋友核心網絡之變遷：1970 與 1990 年代的比較〉。論文發表於「台灣社會的個人網絡：第三次社會變遷基本調查研討會」，台北：中央研究院社會學研究所，民國 88 年 5 月 18 日。

章英華、蔡勇美，1997，〈台灣的都市經驗：過去、現在與未來初探〉。頁 523-554，收錄於蔡勇美、章英華編，《台灣的都市社會》。台北：巨流。

章英華、薛承泰、黃毅志，1996，《教育分流與社會經濟地位：兼論對技職教育改革的政策意涵》，《教改叢刊 AB09》。台北：行政院教育改革審議委員會。

黃清高，1985，〈都市居民社會網絡之研究〉。《思與言》23(3): 35-

61。

黃毅志，2001，〈光復後人口階層變遷〉。頁 53-67，收錄於徐正光總召集、曾海金總編纂，《六堆客家社會文化發展與變遷之研究：社會篇》。屏東：六堆文教基金會。

_____，2002，《社會階層、社會網絡與主觀意識：台灣地區不公平的社會階層體系之延續》。台北：巨流。

黃毅志、張維安，2000，〈閩南與客家的社會階層之比較分析〉。頁 301-334，收錄於張維安編，《台灣客家族群史》。南投：台灣省文獻委員會。

熊瑞梅，1994，〈影響情感與財務支持連繫的因素〉。《人文及社會科學集刊》6(2): 303-333。

蔡淑鈴，1994，〈台灣之婚姻配對模式〉。《人文及社會科學集刊》6(2): 335-371。

鄭宜仲，1998，《社經地位、友誼網絡與身分地位意識之研究》。台北：台灣大學農業推廣研究所博士論文。

蕭新煌、范綱華，2001，〈台灣政治大轉型中的族群集體心事〉。論文發表於「台灣族群關係社會的社會基礎（二）：差異、認同與階層化研討會」，台北：中央研究院社會學研究所。

瞿海源編，1998，《台灣社會變遷基本調查計劃第三期第三次調查計劃執行報告》。台北：中央研究院社會學研究所籌備處。

Becker, Gary, 1957, *The Economic of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press.

Blau, Peter M., 1974, "Presidential Address: Parameters of Social Structure." *American Sociological Review* 39: 615-635.

_____, 1977a, *Inequality and Heterogeneity*. New York: The Free Press.

- _____, 1977b, "A Macrosociological Theory of Social Structure." *American Journal of Sociology* 83(1): 26-54.
- Blau, Peter M. and Otis Dudley Duncan, 1967, *The American Occupation Structure*. New York: Wiley.
- Chang, Ying-hwa and Yung-mei Tsai, 2002, "The Impacts of Information Age on Urban Development and Transformation in Taiwan." *American Journal of Chinese Studies* 9(2): 101-123.
- Duncan, Otis Dudley, 1979, "How Destination Depends on Origin in the Occupational Mobility Table." *American Journal of Sociology* 84(4): 793-803.
- Emirbayer, Mustafa and Jeff Goodwin, 1994, "Network Analysis, Culture, and the Problem of Agency." *American Journal of Sociology* 99: 1411-1454.
- Featherman, David L. and Robert M. Hauser, 1978, *Opportunity and Change*. New York: Academic Press.
- Gerber, Theodore P. and Michael Hout, 2004, "Tightening Up: Declining Class Mobility During Russia's Market Transition." *American Sociological Review* 69(5): 677-703.
- Goldthorpe, John H., Catriona Llewellyn and Clive Payne, 1980, *Social Mobility and Class Structure in Modern Britain* (1st edition). Oxford: Clarendon Press.
- Goodman, Leo A., 1984, *The Analysis of Cross-Classified Data Having Ordered Categories*. Cambridge: Harvard University Press.
- Gritchting, Wolfgang L., 1971, *The Value System in Taiwan, 1970: A Preliminary Report*. Taipei.

- Guest, Avery M., 1977, "Residential Segregation in Urban Areas." Pp. 269-330 in *Contemporary Topics in Urban Sociology*, edited by Kent Schiwirian. Morristown, NJ: General Learning.
- Hauser, Robert M., 1979, "Some Exploratory Methods for Modeling Mobility Tables and Other Cross-Classified Data." Pp. 413-458 in *Sociological Methodology 1980*, edited by Karl F. Schuessler. San Francisco: Jossey-Bass.
- Hechter, Michael, 2004, "From Class to Culture." *American Journal of Sociology* 110(2): 400-445.
- Heckfeldt, Robert R., 1983, "Social Contexts, Social Networks and Urban Neighborhoods: Environmental Constraints on Friendship Choice." *American Journal of Sociology* 89(3): 651-669.
- Hout, Michael, 1983, *Mobility Tables. Sage University Paper*, No.31. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- _____, 1984, "Status, Autonomy and Training in Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 89(6): 1379-1409.
- _____, 1988, "More Universalism, Less Structural Mobility: The American Occupational Structure in the 1980s." *American Journal of Sociology* 93(6): 1358-1400.
- Jackson, Robert Max, 1977, "Social Structure and Process in Friendship Choice." Pp. 59-78 in *Networks and Places: Social Relations in the Urban Setting*, edited by Claude S. Fischer, Robert Max Jackson, C. Ann Stueve, Kathleen Gerson, Lynne McGallister Jones and Mark Baldassare. New York: Free Press.
- Kalmijn, Matthijs, 1991, "Status Homogamy in the United States."

- American Journal of Sociology* 97(2): 496-523.
- _____, 1994, "Assortative Mating by Cultural and Economic Occupational Status." *American Journal of Sociology* 100(2): 422-452.
- _____, 1998, "Intermarriage and Homogamy: Causes, Patterns, and Trends." *Annual Review of Sociology* 24: 395-421.
- Knoke, David and James H. Kuklinski, 1982, *Network Analysis*. Sage University Paper, No.28. Beverly Hills, CA: Sage Publications.
- Lin, Nan, 2001, *Social Capital: A Theory of Social Structure and Action*. Cambridge: Cambridge University Press.
- Mare, Robert, 1991, "Five Decades of Educational Assortative Mating." *American Sociological Review* 56: 15-32.
- Mark, Noah P., 2003, "Culture and Competition: Homophily and Distancing Explanations for Cultural Niches." *American Sociological Review* 68: 319-345.
- Marsden, Peter V., 1987, "Core Discussion Networks of Americans." *American Sociological Review* 52: 122-131.
- _____, 1988, "Homogeneity in Confiding Relations." *Social Network* 10: 57-76.
- Martin, Ruef, Howard E. Aldrich and Nanvy M. Carter, 2003, "The Structure of Founding Teams: Homophily, Strong Ties, and Isolatoin among U.S. Entrepreneurs." *American Sociological Review* 68: 195-222.
- Nielsen, Francois, 1985, "Toward a Theory of Ethnic Solidarity in Modern Societies." *American Sociological Review* 50: 133-149.
- Parsons, Talcott, 1966, *Societies: Evolution of Societies*. Englewood Cliff, NJ:

Prentice-Hall.

Raftery, Adrian E., 1986, "Choosing Models for Cross-Classifications." *American Sociological Review* 51: 145-146.

Sekulic, Dusko, Garth Massey and Randy Hodson, 1994, "Who Were the Yugoslavs? Failed Sources of a Common Identity in the Former Yugoslavia." *American Sociological Review* 59: 83-97.

Smits, Jeroen, Wout Ultee and Jan Lammers, 1998, "Educational Homogamy in 65 Country: A Explanations of Differences in Openness Using Country-Level Explanatory Variables." *American Sociological Review* 63: 264-285.

Sobel, Michael E., Michael Hout and Otis Dudley Duncan, 1985, "Exchange, Structure and Symmetry in Occupational Mobility." *American Journal of Sociology* 91: 359-372.

Tsai, Shu-Ling, 1996, "The Relative Importance of Ethnicity and Education in Taiwan's Changing Marriage Market." *Proceedings of The National Science Council: Humanities and Social Sciences* 6(2): 301-315.

Tsai, Shu-Ling and Hei-Yuan Chiu, 1993, "Educational Attainment in Taiwan: Comparisons of Ethnic Group." *Proceedings of The National Science Council: Humanities and Social Sciences* 3(2): 188-302.

Tsai, Shu-Ling, Hill Gates and Hei-yuan Chiu, 1994, "Schooling Taiwan's Women: Educational Attainment in the Mid-Twentieth Century." *Sociology of Education* 67(4): 243-263 °

Tsay, Ruey-Ming, 1996, "Who Marries Whom? The Association between Wives' and Husbands' Education Attainment and Class in Taiwan." *Proceedings of The National Science Council: Humanities and Social*

Sciences 6(2): 258-277.

Verbruggen, Lois M., 1977, "The Structure of Adult Friendship Choices."
Social Forces 56: 576-597.

Wilson, William J., 1987, "The Truly Disadvantaged: The Inner City, The Underclass and Public Policy." Chicago: University of Chicago Press.

Wright, Erik Olin and Donmoon Cho, 1992, "The Relative Permeability of Class Boundaries to Cross-Class Friendship: A Comparative Study of the United States, Canada, Sweden, and Norway." *American Sociological Review* 57: 85-102.