

當代台灣地區家庭限制行為轉型之研究

丁庭宇

(作者曾任教本校社會學系客座副教授，現任台大社會學系副教授)

摘要

本研究探討社會學中兩組競爭模型——擴散及調適，於解釋臺灣地區家庭限制行為轉型過程中之適用性。多變項迴歸分析中所使用的，是一九六一至一九八〇年間的臺灣地區區域性資料。擴散模型於本研究中，又細分為兩個次級觀點，即需求面及供應面的擴散功能；分別代表由都市至鄉村地區的自然擴散過程，及透過家庭計畫而實施的有組織擴散。調適模型包括三個社會經濟變數，以期測量由結構變遷，而導致的家庭限制行為水準的變化。其它因素則含人口及省籍等自變數。研究中的應變數，是寇爾——崔素「 m 」值，以測量廿至四十四歲已婚婦女，施行家庭限制行為的程度。

研究結果發現，由距都會中心測量的需求面擴散，顯然在一九六〇年代中地位重要，但於稍後的一九七〇年代中其統計上影響力却逐漸減弱。以家庭計畫投入量測量的供應面擴散，在一九六〇年代出現預期的對 m 值正向的相關，但在一九七〇年代中却演變為負方向。我們舉證說明這種結果，是由於家庭計畫方案，將較多投入量置於高生育率地區。調適模型變數則出現不一致的結果。女性教育程度變數，顯示正方向、統計檢定顯著而影響力逐年增強的迴歸係數。其它包括兒童死亡率、客家人口百分比及外省人人口百分比等變數，均具有迴歸分析中一致且強烈的統計影響力。

壹、導論

社會人口學家在近二、三十年間經常以人口轉型理論（demographic transition theory），研究開發中國家的人口變化的歷史經驗事實，而發展出來解釋這些國家中死亡率與生育率降低過程的理論。（U. N. 1973:58）。根據人口轉型理論，在轉型初期社會中的高生育率（fertility）及死亡率（mortality），會受到該社會之社會經濟發展而改變。死亡率首先會下降，而且由於出生率依然居高不下，人口總數因而自然大幅增加。最後，發展到現代社會的生育率必然會降至一相當低的水準，而完成人口轉型的過程。

在過去廿年中，臺灣地區事實上已經歷了生育率轉型過程。臺灣的粗出生率（crude birth rate）自一九六一年的千分之三十八降到一九八〇年的千分之二十三，以完全家庭（completed family size）的平均數來看，亦由每一家五・六位小孩減少到平均二・五位左右。同一時期臺灣地區也經歷了令人矚目的快速社會經濟變遷，使臺灣由農業社會發展成為以工業為主的現代社會。一九八〇年時臺灣地區婦女生命期望年齡已達平均七十四歲的高水準，六歲以上的女性人口中，則有百分之六十二強接受了小學以上的教育，此外勞動人口中僅有百分之廿八仍就業於農業部門（一九八〇年臺灣地區人口統計，表四、六、廿五及八十七）。以上這些數字顯示，臺灣是少數幾個經歷了快速的社會經濟發展之開發中國家，同時臺灣也完成了人口轉型的過程。基於上述的統計事實，到一九八〇年的臺灣，無疑已是一個經歷過人口轉型各階段的現代社會。

早期的人口轉型研究，相當重視已開發國家人口轉型過程中的歷史經驗，以及它們對開發中國家的啓示。其中令社會人口學家們爭論不休的議題頗多，環繞著這些爭議的一個主要論爭，即是生育率下降究竟遵循新發明——擴散的過程，抑或相反的調適（adjustment）過程。

新發明——擴散觀點強調節育（birth control）行為，尤其是避孕（contraception）乃近代的新發明，基本上是人類文化中嶄新的行為。此一新發明——擴散理論假定生育率降低的發生，是由一個以往完全沒有經歷過（或僅有非常有限）節育行為的社會中開展出來，同時這個理論也強調消息傳播過程的重要性。此外，這個理論認定新發明通常先由都會中心的居民採納

後，再逐次擴散至鄰近的都市區，最後滲入更遠的農村地區。這種傳播新發明的人類行爲不僅透過上述的都市至農村傳播模式，同時也可以藉著相似的文化及語言媒介，在不同的區域間，進行傳播的功能。

相反地，調適理論並不視節育，尤其是避孕為人類社會中新發生的行爲。換言之，人類歷史上節育行爲可能會被部份人所採行，但大多數人類仍保持相當高的生育水準。這個理論因而視近代生育率下降的趨勢，乃為人類針對種種社會變遷所做的調適反應（Carlsson 1966:149-150）。

例如，卡爾森（Carlsson）在研究瑞典人口轉型時即曾經力言是調適而非新發明——擴散模式，為造成瑞典已婚婦女生育率降低的主因。他發現早在瑞典生育率大規模下降以前，已有相當高比例的家庭採行人為方式控制生育率。同時，由都市至鄉村的傳播或者逐漸擴散的模型均不適用於瑞典已婚婦女生育率降低的事實（Carlsson 1966）。諾戴爾（Knodel）則進一步主張，接受調適理論並不一定就意味著就必須捨棄擴散理論。諾戴爾以他研究歐、亞各國人口的經驗結果指出，在生育率下降的初期新發明——擴散可能是主要的決定因素，但當家庭計畫已廣為人知，同時理想家庭子女數也受到社會經濟變遷影響而改變時，調適理論即可能在生育率下降的後期，扮演著較為重要的角色（Knodel 1977:248）。基於以上的討論，我們應可期待調適與新發明——擴散模型，在今日大多數開發中國家生育率下降的過程中，均扮演著相當重要的角色。換言之，新避孕技術的推展在這些開發中國家即可視為一種新發明的介紹或擴散。社會與經濟的發展，也可能影響上述開發中國家人民的生育行爲，以適應新的社會經濟環境。

在許多開發中國家中，家庭計畫的實施是用來增加家庭限制行為以降低生育率。由於此類家庭計畫運動多被當地居民視為新生事物，因此基於理論上的考慮，企圖瞭解家庭計畫本身如何幫助家庭限制行為的擴散，應該是相當有意義的。如果家庭限制行為增多的趨勢，符合新發明——擴散理論的預測，或此一擴散理論至少在整個過程中扮演著相當重要的角色，則家庭計畫的推行可被視為一條朝向降低生育率的合理途徑。如果社會人口學家能清晰地評估，調適及擴散理論在開發中國家家庭限制行為轉型過程中，各階段所扮演的角色，則一定有助於吾人進一步明瞭家庭計畫的潛在角色與意義。類似的研究將有助於決策者，於特定的家庭限制行為轉型階段，釐定具體方案以推行或強調家庭計畫的功能。

雖然自第二次世界大戰結束以來，針對開發中國家所做的人口研究已不可枚舉，但其中能澈底探討開發中國家中已完成家庭限制行為（family limitation practice）轉型者，却如鳳毛麟角。臺灣地區不僅屬於少數已完成此一轉型過程的國家、地區，也擁有豐富的人口資料，因此提供了相當特殊的研究機會。臺灣地區家庭限制行為增加趨勢的人口資料，應為收集最完備，而且是學術研究最佳的目標。人口學家在以往就臺灣地區生育率變遷，已由各種不同角度著眼，作過許多經驗性研究，譬如密西根大學（The University of Michigan）傅利曼氏（Ronald Freedman）及其同僚，即會就歷年的臺灣地區生育力調查的資料，從個人層次（individual-level）探討與人口趨勢相關的因素。他們的研究成果，無疑有助於吾人瞭解臺灣地區人口變遷中最重要的方向（Freedman et al. 1971, 1977, 1980, 1981）。又賀門林（Albert Hermelin）氏近十餘年來有關臺灣的區域性（areal-unit）分析（1970, 1971, 1973, 1975, 1978），或賀氏與雷偉立（A. Hermelin and W. Lavely, 1979）的研究，以及舒茲（Schultz 1971a, 1971b, 1973）等人針對避孕及生育行為所發展出來的基本模型，主要是討論生育率變遷過程中巨視階層（macro-level）的相關因素。賀氏等人的區域性研究，多為短期的變遷分析。例如賀門林即以一九六六至一九七一年生育率變遷為研究目標，討論家庭計畫對生育率降低所產生的效果，結果發現家庭計畫確曾顯著地影響生育率的降低（1978）。上述研究不幸缺乏就區域變異性所做的長期分析。安德森（John E. Anderson）一九七四年的研究雖然討論了一九五二至一九七〇年臺灣地區生育率的區域變異性，但他的研究乃基於「縣」級行政區域的資料，對於可能存在於較小區域單位（如區、鎮及鄉），更豐碩、更詳細的資料，却未能做進一步的探討。「縣」在臺灣是相當高層的大行政單位，通常包括廿至卅五個鎮及鄉，有時山地鄉甚至也可能被涵蓋於縣之下。這些鄉與鎮，在社會經濟發展的程度上相距可能十分遙遠。以「縣」為分析單位的區域性研究，因而往往忽略了以鄉及鎮為單位時才可觀察到的重要資料。同時鄉與鎮通常是臺灣地區居民，重要社會、政治及經濟活動的中心。

有關臺灣地區家庭限制行為轉型的重要問題，仍有待於更深入的研究解答。譬如，吾人是否能歸納出一組足以解釋家庭限制行為增加的因素？是否相鄰區域在時間及方向上，經歷了相類似的過程？或者說由都市朝向鄉村擴散的趨勢是否存在。此外，省籍及都市化程度，又會如何影響家庭限制行為？臺灣地區家庭限制行為的增加，究竟可歸因於地方上社會經濟發展者有多

少？又有多少可類歸為推行家庭計畫所產生的擴散作用？以鄉、鎮及區為單位，而包含整個轉型過程的人文區位分析，似乎正是上述臺灣地區生育率研究中所缺少的。本研究將探討由一九六一至一九八〇年間臺灣地區家庭限制行為的趨勢，也就是以市、鄉、鎮及區為單位的橫斷面（cross-sectional）及合併時間序列分析（pooled time series analysis）。

本研究所需的區域人口資料，由於涵蓋全省各市、鄉、鎮及區，同時時間上也長達廿年之久，因此資料取得必得借助於臺灣地區人口統計（一九六一至一九八〇）及臺灣地區人口普查（一九五六及一九六六）等已出版之政府統計資料。應用多變項區域分析方法（multivariate area analyses），藉家庭計畫投入量（family planning program inputs）及距都會區距離（distance to urban center）等指標，用來檢試新發明——擴散及調適等假說，在家庭限制行為轉型過程中，所扮演的相對角色。同時，在轉型期的不同階段中，吾人亦可憑藉統計分析，評估影響家庭限制行為增加的區域性決定因素。此外，本研究亦將分析臺灣地區家庭限制行為增加的區域特型，由於全省各地並非經歷一致的社會經濟發展過程，因此家庭限制行為增加速率的區域間差異是預期中的結果。本研究因此基本上是以多變項分析方法，探討家庭限制行為，在區域及時間（一九六一至八〇）等因素影響下的變遷。至於本研究的兩大目標則為：第一、探索人口轉型過程各階段中，促進家庭限制行為的決定因素；第二、評估臺灣地區家庭限制行為的轉型過程，以進一步瞭解新發明——擴散及調適在過程中的相對角色。

貳、家庭限制行為的分析架構

在本節中，我們將要建構本研究的分析架構與模型，以作為評估臺灣地區家庭限制行為轉型過程中，「調適」及「新發明——擴散」二者所扮演角色的分析依據。在此，我們將家庭限制行為當作一種新發明，且經過傳播擴散的事物。至於，在特定時間內，每一個地區實施家庭限制行為的程度，則以 Coale-Trussell's m （亦稱為小 m 值；本文以下即簡稱為小 m 值）測量之。小 m 值乃是考慮有偶婦女生育率的年齡分配結構，所建構成的一種對家庭限制行為測量指數，因此獨立於生育率水準之外（Coale & Trussell 1974 及 1978）。小 m 值愈大，則愈偏離標準自然生育（“standard” natural fertility）狀況下的有偶生育時間模式（marital fertility schedule），也就表示實際較多的生育控制措施。對於小 m 值的測量與計算，請參考

Coale & Trussell 1974 及 1978 之文章。首先，我們將從供應和需求面來探討「新發明——傳播」的理論架構。然後考慮將這個理論應用到臺灣個案之可行性；在此，我們將特別重視自一九六四年開始推行的家庭計畫方案。其次，我們將針對臺灣家庭限制行爲變遷過程中，「調適」與「新發明——擴散」及其它因素，來建構本文的研究假設。同時，也將對研究臺灣人口轉型的相關文獻作一回顧。本節最後，將建構一個理論模型，以利進行經驗研究時，檢定家庭限制行爲變遷過程中，有關「調適」與「新發明——擴散」的假設。

(一) 新發明——擴散

所謂「新發明」乃是指人們所引介或創造的新產品、新觀念、新技術、新措施或新現象。羅傑斯等人 (Rogers and Shoemaker 1971:19) 定義「新發明」的概念為：

「從我們強調人類行爲研究重心的立場來說，所謂新發明是指那些被人們『認為』是『新的』觀念和事物；縱使它已經被發現或發明使用了，即在客觀時間測量下並不能稱為是新的，但只要個人主觀上認定它是『新的』觀念或事物，那麼它就是新發明。」

是以，對一特定人羣來說，可能有些觀念被部分人認為是新發明；但是其它人老早已經把它具體表現在思考和行為之上了。

當新發明引進一羣人之內時，其中一個非常值得探討的面向，就是此新發明傳播擴散的動態過程。新發明——擴散的概念，乃指將新現象、新觀念或新技術擴展到整個人羣或地區的過程；這個概念同時也考慮到一些基本的地理要素，包括距離、方向及空間差異等 (Brown 1977:2)。學者們在研究這個過程時，曾經發展了各種分析途徑，其中最重要的有二個：一是需求面 (demand perspective) 另一則為供應面 (supply perspective) 的探討。

需求面的探討，首由賀哲斯坦氏 (Hagerstrand 1967 & 1968) 提出。賀氏所用的術語是「採借」(adoption)，他所強調的是採借或需求發生時的空間過程 (spatial process)，亦即視對新發明事物的需求，乃學習、溝通及傳播過程的結果。故新發明——擴散過程中，需求面所謂的空間特性，是指對新事物與行爲的採借，乃是經由社會傳播網將資訊散播後，所刺激產

生的結果與模式，至於社會傳播網則包括大眾傳播媒介及人際之間的互動接觸等。在這個過程中，最值得研究探討的部分，就是空間架構的問題。因此，在本研究中，分析擴散過程的第一步，即認定資訊流程的空間特質，是最重要的工作。

供應面的探討則由布朗氏提出（Brown 1975, 1977, 及 1981）。布朗認為對新發明事物的接受與否，必須視那些潛在的可能接受者而定。他提出二個要素來區別供應面與需求面的差異，這兩個要素是：擴散新發明事物之機構的建立，以及執行新發明事物擴散的市場建立策略。由於在臺灣的家庭計畫方案中，擴散新發明事物的機構之建立與執行工作之間的關係非常密切（就一九六四年開始的全島性家庭計畫方案而言，其涵蓋範圍，僅不含三〇個山地鄉而已），我們可將供應面的這二個要素歸為一組，統稱為「擴散機構的市場及基礎結構」（*market and infrastructure context of diffusion agencies*）。

從上文的分析，我們可以了解到，有關新發明——擴散過程之假設的二個面向，研究者都必須同時考慮。即供應面所涉及的，對於新發明事物存在而可被傳播對象所接受的可能性，與需求面所需求的，即接受新發明事物的可能性，以及有效的散播資訊的傳播網。本研究探討新發明——擴散過程，即分別從這個面向出發，深入分析其扮演角色及重要性（註一）。

二 調適理論

除了新發明——擴散理論外，另一個探討生育轉型的途徑是調適理論（*adjustment theory*）。卡爾森（Carlsson 1966: 150）歸納調適理論與新發明——擴散理論的差異如下：

「對人類社會來說，節育（尤其是避孕）並非最近才有的新事物。事實上，有部分的人早已實施節育；甚至在高生育率的地區，節育措施也存在。因此，生育率的降低，應該被視作——為了達到一個『現代』或『控制』均衡生育水準，對某些社會力所作的調適結果。所以，動機的角色，以及有關人類慾望和價值的結構因素，其重要意義甚於避孕知識。也就是說，調適理論並不重視『擴展的延滯和溢出效果』（*lags or trickle down pattern of spread*）。」

當一個社會從傳統進步到現代時，通常它會經歷發展過程中各個社會經濟變遷階段。邁向現代化的發展過程中，經濟發展之所以最受重視，乃是因為經濟發展的結果，使得一個社會得以進步到另一階段。經濟發展也可能影響個人的行為取向，尤其

較高社會地位的人，更可能因而改變其對子女的價值和期望的看法與認識。因此，如果家庭限制行為對社會成員來說，並不是一項新發明事物，而且，目前採行它的原因，乃是社會發展的結果；那麼，調適理論就可以解釋家庭限制行為變遷過程中的區域間變異。自二次大戰後，經濟發展的突飛猛進和迅速的社會變遷，已使臺灣步入現代化社會的階段。我們相信，這些社會經濟變遷，將會對家庭限制行為產生一定程度的影響。當然，如果我們接受「調適」為主要的支配力，亦即否定擴散模式在生育轉型過程中是主要的支配力，或至少認定極少擴散模式的存在。這是非常武斷和不可能的事。

本研究將發展因素視為調適變數，以和新發明——擴散模型相互比較。只要調適為臺灣生育率變遷的主要原因，那社會變數和家庭限制行為之間就應密切相關。相反地，如果新發明——擴散是生育變遷的支配模式，我們將可發現空間模式是影響變遷的重要因素；此一空間模式會使家庭限制行為和家庭計畫投入量之間，呈現地理上的延滯（lags）現象。

（三）家庭限制行為變遷分析之研究假設

上文討論中，我們考慮了二組假設作為分析臺灣地區家庭限制行為變遷的模式。第一是擴散模型，強調與都會中心距離及當地家庭計畫投入量，皆是影響施行家庭限制行為增加速度的重要因素。另外一個調適模型，認為社會發展（或稱為結構變遷），將會決定家庭限制行為的時間及空間模式。除了上述二個模型外，在此我們要再討論另外一個假設，以涵蓋一些其它因素（兒童死亡率、時間階段、及區域等），以期補足上述二個模型在分析臺灣地區家庭限制行為轉型時，所無法解釋的部分。本文所建構的模型和假設，乃是根據安德森（Anderson 1974）所提出研究臺灣生育行為的理論架構，修正增補而來。

A、擴散假設

臺灣地區家庭限制行為的擴展，呈現空間擴散模式。每個地區，在整個變遷轉型過程中，施行家庭限制行為的程度皆有差異。都市——鄉村的擴展以及家庭計畫投入量，乃是決定增加家庭限制的空間模式之支配力量。

a、預期在家庭限制的擴展過程中，從都會中心到鄰近地區，呈現明顯的地理延滯現象。空間模式，表現從一地區到另一地區，家庭限制逐步增加的趨勢。

b、當地的家庭計畫投入量，為支配家庭限制之擴展的重要決定因素。施行家庭限制行為程度的差異，與家庭計畫投入量密切相關。

B、調適假設

該地區的社會經濟發展程度，可以解釋家庭限制的空間模式上之差異現象，具體地說：

a、生育轉型過程中，我們可以發現，社會經濟發展與家庭限制的實施程度，存在顯著相關。在多變數分析中，這些相關與區域性變數及該地家庭計畫投入量無關。

b、地區之間存在差異的家庭限制增加趨勢，其原因是社會經濟發展過程中的空間模式所導致。

C、有關其它因素的假設

除了擴散和社會經濟變數外，應該還有其它一些因素，影響全面性的家庭限制行為程度之增加。如果這個命題成立，那麼各地區的家庭限制行為，在時間和變遷模式上，就應不存在差異的現象。我們預期它的關係應該是這樣的：

a、施行家庭限制的趨勢，不受地理上距離變數的影響。

b、社會變數與家庭限制行為之間，無相關存在。

c、家庭限制行為的變遷是受下列因素影響：兒童死亡率、省籍、和時間階段，或是其它無法測知的變數。

我們必須強調，上述三個假設，彼此之間並不意味相互排斥；相反地，可能在家庭限制行為轉型過程中，調適與擴散現象同時存在。如果研究結果顯示，家庭限制行為的時間和空間模式，可解釋為是受到區域性的變數（距離都會區距離、或是擴展過程中的地理延滯模式）及家庭計畫投入量所導致，而其變異與社會結構變遷無關，那麼，我們可以總結臺灣地區施行家庭限制，乃是一擴散過程。其理由是：擴散假設認為，有關家庭限制的觀念、資訊與方法之擴展，在地理和時間上呈現延滯現象；公共的擴散宣導機構也會提升家庭限制的施行程度；這二種影響力與社會經濟發展無關。如果研究結果恰好相反，即顯示社會經濟發展，可以解釋家庭限制行為變遷過程的地理延滯現象，也就是拒絕了擴散假設（無論是需要面向或是供應面向），則預期

的都市——鄉村擴散效應重要性應不顯著；同時，我們也可以把家庭計畫當作一種替代效果。換言之，它的功能只是加速施行家庭限制的速度。

除了檢定擴散和調適假設外，本文也將探討時間在變遷過程中，所扮演的不同階段角色和其重要性；具體地說，我們預期在一九六〇年代和一九七〇年代，施行家庭限制將會呈現不同的模式。初期（一九六一至七〇）擴散的機能應大於調適，但到了後期（一九七一至八〇）其角色則相反。這個假設的推論基礎是，一九六〇年代是臺灣剛步入現代化的早期階段，因此主要的都會中心比較起鄉村地區，有更多的機會接觸現代知識與避孕技術。所以城鄉差異，使得家庭限制呈現出都市——鄉村的擴散效果。在此狀況下，由於家計機構能提供大多數人較為價廉的避孕器材，使得家庭計畫在當時可能扮演一個有效的擴散角色。可是到了一九七〇年代，臺灣的社經發展已邁入另外一個階段，家庭限制行為的變遷模式可能也會改變。一個現代化的社會，當社會經濟條件提昇後，並不一定再需要有家庭計畫方案的刺激，人們通常也會具有一些新的動機和期望以追求縮小家庭規模。（這並不是說，只有高度發展的社會才有這種現象。事實上，有些落後地區，社經變數的影響力往往更為重要。）

一旦人羣中各個角落，都有機會獲得實施家庭限制的訊息和方法，擴散現象對於施行節育的影響力就不再那麼重要了。在此狀況下，社會發展使得所有的人羣都能接觸到家庭限制的資訊，施行節育程度的差異受到調適因素的支配也就應大於擴散因素了。當社經因素為主要支配家庭限制施行程度的因素時，一個更重要的問題是——在這過程中，新發明——擴散的影響程度，和在各個時間階段中所扮演的角色重要性如何？

上述這些問題和假設關係，正就是本研究探討之主題。以下我們就根據這些假設，以及相關的文獻和實證研究結果，建構臺灣地區家庭限制行為變遷的分析模型。

四 家庭限制行為變遷之區域分析模型

戴維斯等人（Davis and Blake 1956）曾經使用「中介變數」（intermediate variable）一詞，指稱那些可以連結文化條件與生育之間因果關係的因素。這些因素包括：有關性生活的行為與概念、懷孕及生產（gestation and parturition）、開

始進入異性社交之年齡及節育措施之實施；雖然這些因素會影響生育行為，不過他們也受文化條件的影響。所以我們可以確定的說，透過這些中介變數，文化條件會影響生育行為。至於本研究中，由於採用家庭限制行為的施行程度作為應變數（dependent variable），所以在研究分析模型中將排除其他的中介變數。而特定時間內每個地區實施家庭限制措施的程度，則以克爾——崔素指數（Coale-Trussell's m，或稱小m值）測量。這個指數是設計用來反映家庭限制行為的實施程度，所以小m值愈大，代表實施家庭限制行為的程度愈高。

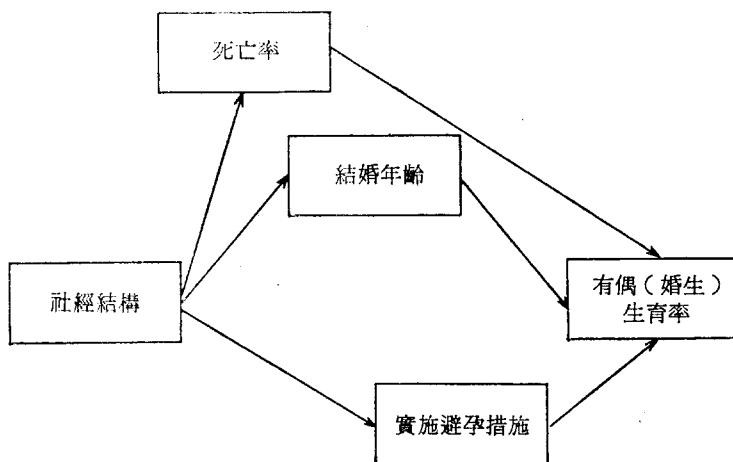
此外，傅利曼氏（Freedman 1975）建議說，社會結構及社會規範乃是生育率的決定因素（determinants），不過，他強調這些因素對於生育率的影響，唯有透過上文所討論的中介變數才會展現。社會結構形成了特定的社會規範，然後經由社會報酬與處罰手段（reward and punishment）強化執行這些社會規範。在傅利曼的模型中，同時也考慮了死亡率的水準，他認為死亡率水準同時會影響社會規範與中介變數。雖然我們可以接受這些因果關係模型，但是區域性層次上的社會規範之測量（如：理想家庭規模及子女性別偏好），在臺灣現有資料缺乏下，似乎是不可能的。本研究所參考的生育率因果關係簡化模型，則載於圖貳—一。

在探討家庭限制行為變遷的橫剖面分析模型中，我們使用三組自變數（independent variables）（參見圖貳—一）。第一組是測量在家庭限制行為變遷過程中，新發明——擴散所扮演的角色意義，第二組則測量調適的影響程度（這組變數與社會條件同義）；至於第三組變數則包括人口特質及省籍變數（嬰兒死亡率及省籍變數）。

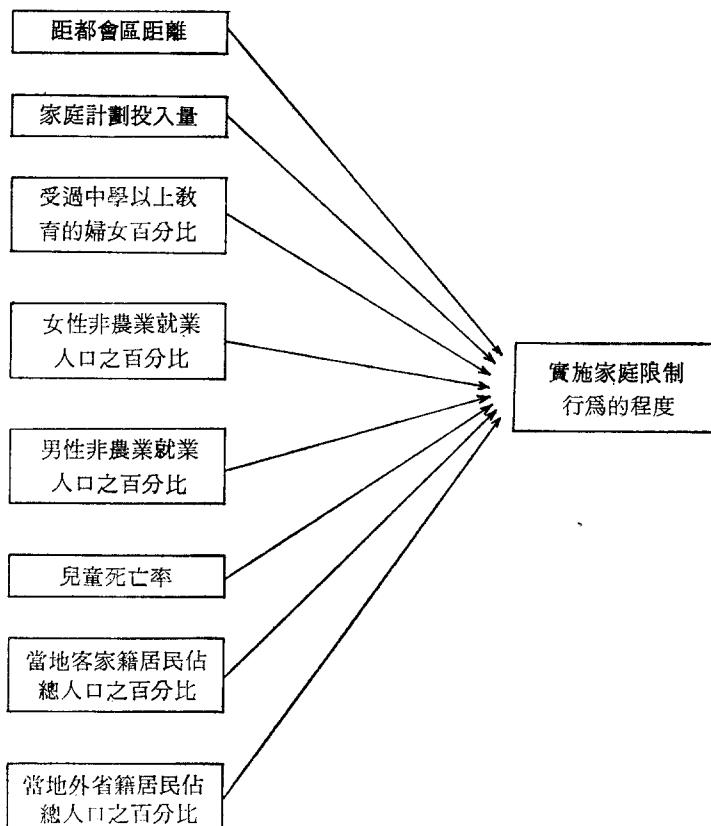
考慮上文有關新發明——擴散研究的分析架構後，我們所要選取的變數有：(1) 距都會中心距離（以距人口在五萬人以上的城市之距離測量）；(2) 布朗的擴散機構概念，以該地區家庭計畫累積投入量測量。社會變數包括：女性教育程度及男性和女性在非農業部門就業人口總就業人口之比例測量。省籍之所以被視為自變數的理由，是我們將它考慮為文化差異與結構限制的代表變數，因此我們以使用方言（閩南話、客家話及外省方言）的人，比例測量之。此外，我們使用兒童死亡率，作為測量人口特質變數，對臺灣地區家庭限制行為的影響程度。

在下節中，我們即以多變數迴歸分析（multivariate regression analyses）實證探討時間變遷中，「新發明——擴散」

圖貳一 1：有偶（婚生）生育率與社經結構及生育控制的關係架構



圖貳一 2：家庭限制行為的多變項分析架構



* 註：實施家庭限制行為程度以 Coale-Trussell's m values 測量之。

及「調適」對於家庭限制行爲變遷的影響。在迴歸分析中，我們同時使用B係數及標準化係數（metric and standardized coefficients），作橫斷面（cross-sectional）的比較。至於，對擴散或（和）調適假設的拒絕或接受，則視受檢定變數之迴歸係數的顯著性（significance）來決定。

卷一 模型檢證——多變項迴歸分析之應用

本節之主旨是藉迴歸統計方法，分析區域性資料，依其所得之實證結果，評估臺灣地區家庭限制行爲的變遷。具體而言，我們將以橫斷面迴歸分析方法，檢定前文所建構有關臺灣地區家庭限制行爲轉型過程中，相互消長的一個模型（擴散及調適模型）。使用橫斷面迴歸分析可以同時提供以下一個功能：首先，藉由未標準化迴歸係數（*B, unstandardized regression coefficients or metric coefficients*）比較跨時性的變遷（over-time changes）；再者，可以使用標準化迴歸係數（*standardized coefficients*）比較特定時間下，各自變數在迴歸方程式中相對影響力的大小。

橫斷面分析，通常用來描述某些時間點上，生育水準（fertility measures）與解釋變數（explanatory variables）之間的關係。在本研究中，我們即採用橫斷面分析，作為臺灣地區家庭限制行爲實施程度（小m值）變遷的分析工具。我們所提出的橫斷面分析迴歸方程式，是這樣的：

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_3 X_{3i} + \beta_4 X_{4i} + \beta_5 X_{5i} + \beta_6 X_{6i} + \beta_7 X_{7i} + \beta_8 X_{8i} + ui \quad (\text{迴歸方程式一})$$
$$i = 1, \dots, N.$$

迴歸方程式中各變數說明如下：

N 表示選擇作為橫斷面分析之市鄉鎮區數目。

Y_1 表示在各鄉鎮市區中，家庭限制行爲實施程度（以小m值測量之）。

X_{1i} 表示該鄉鎮市區距離最鄰近之五萬人口以上之都會中心的距離，以公里為單位（本變數之英文簡稱是 DISURB）。

X_{2i} 表示從一九六四年開始計算，三年之內各鄉鎮市區之家計工作人員累積投入量，測量方式則參見本書第四章中變數定

義部分（本變數之英文簡稱是 FPPINP）。

X_{81} 表示該鄉鎮市區男性之非農業部門就業人口百分比（英文簡稱是 M% NONA）。

X_{41} 表示該鄉鎮市區女性之非農業部門就業人口百分比（英文簡稱是 F% NONA）。

X_{51} 表示該鄉鎮市區女性受過國中以上教育者所佔百分比（英文簡稱是 F% JUN）。

X_{61} 表示該鄉鎮市區之兒童死亡率（英文簡稱是 CHILDM），本變數以小數數值表示。

X_{71} 表示一九六六年外省人佔該鄉鎮市區居民的百分比。（英文簡稱是 MAIN%）。

X_{81} 表示一九六六年客家人佔該鄉鎮市區居民的百分比。（英文簡稱是 HAKKA%）。

u_i 表示迴歸方程式的誤差值或干擾項（error or disturbance term），即其他未被測量到却又影響家庭限制行爲實施的因素。

橫斷面分析中每一個迴歸方程式，目的都是以多變項區域迴歸分析方法，來檢定前文所建構的模型。是以，我們將分別就七個時間點上計算標準化係數以及未標準化係數（以最小平方法計算，OLS Method），進一步比較迴歸係數的變化模式。未標準化迴歸法所取得的 B 係數，可以作為跨時性變遷的比較（Blalock 1967, Hermelin 1975, Casterline 1980）。在統計意義上，未標準化迴歸係數表示自變數一個單位的變化，所導致應變數的變化量。標準化迴歸係數則表示自變數一個單位標準差的變化，所導致的應變數標準單位的變化量。Blalock (1967) 認為標準化係數，較適合於測量特定母體中，每一自變數對於其他變數的實際影響量；而未標準化係數則較能勝任於描述因果過程。標準化迴歸係數，同時受自變數和應變數之變異量差異所影響，此外也受變數彼此之間所產生的相互反應效果（responsiveness）之差異量所左右。職是之故，第一步我們首先將比較七個時間點上未標準化迴歸係數，以提供我們評估每一橫斷面上，各自變數在迴歸方程式中相對影響力的大小。

克爾——崔素指數（即小 m 值）是橫斷面迴歸分析的自變數，我們將分別以七個時間點測量它，這些時間點是：一九六一、一九六四、一九六七、一九七〇、一九七三、一九七六及一九八〇。距都會中心距離變數，也是分別以這七個時間點來測量。家庭計畫投入量的測量，則在時序上差距一年，而且前五年由於資料缺乏，故在一九六一及一九六四年均不列入方程式中；

它們的測量方法，則是以該時間點及前兩年的家計工作人員累積工作投入量為準。舉例來說，一九六六年的家庭計畫投入量，將包括一九六六、一九六五及一九六四年的家計工作人員之工作累積投入量。至於社經變數（男性非農業就業人口百分比、女性非農業就業人口百分比及女性受過國中以上教育人口百分比）和人口特質變數（兒童死亡率）的測量時間則是這樣的：在一九六七、一九七〇、一九七三、一九七六及一九八〇年的測量時間提前四年；一九六一年提前五年測量；一九六四年則提前三年測之。這些測量時間的差異，是由於臺灣地區從一九六一年才開始正式公佈經常性的區域統計資料，在此之前僅有一九五六年戶口普查報告資料性質上適用於本研究分析。自變數與應變數的測量時間差距，是因為在理論上，我們假設人們在實施家庭限制行為以反應社會經濟變遷之前，這些自變數會經過一段調適時間，產生延滯效應。最後，有關省籍的兩個變數（客家居民及外省居民百分比），只有一九六六年的資料適用。因此，測量上僅能以此一時間點的數據為限。

表參一顯示三百二十三個鄉鎮市區的橫斷面分析結果。在七個時間點上，每個自變數皆有兩個數據，其一為未標準化係數（B coefficients），另一則為標準化迴歸係數（Beta coefficients）。

首先，我們發現兩個擴散變數（距都會中心距離及家庭計畫投入量）在前後兩個時期內，呈現相當不同的變遷模式（見表參一）。距離變數，其B係數的估計值，皆為負向且統計檢定顯著，而且在一九六〇年代，其顯著程度隨著時間延伸而增加。到了一九七〇年，距都會中心距離變數的B係數，仍呈負向顯著，不過比較起一九六〇年代來，其顯著程度已稍微降低了。尤有進者，一九七三、一九七六及一九八〇等三個年度的B係數值逐漸趨於一致，不僅變化不大，且影響力也較小。距離變數的迴歸係數變遷趨勢顯示出，在一九六〇年代取自都會中心之家庭限制行為的需求面新發明——擴散效果，對於鄉村地區的淨影響隨時間逐漸增加。距離變數迴歸係數值呈負向的意義，是愈接近都會中心的鄉鎮地區，其家庭限制行為實施程度愈高，也就是小m值愈大。到了一九七〇年代，此一新發明——擴散的功能，似乎仍扮演相當重要的角色。不過，從係數值漸次減弱的趨勢，我們了解到，從都市到鄉村的擴散功能已經逐漸消滅了。此一事實正就是先前我們所預期的一——一九六〇年代需求面擴散功能所運作的效果，逐漸縮減了都會中心與鄰近鄉村地區之間，實施家庭限制行為程度的差距，所以到了一九七〇年代，需求面擴散功能也就稍微消滅了。

表卷一：橫斷迴歸分析之淨迴歸係數與判定係數（迴歸方程式一）（N=323）

	家庭限制行爲實施程度(小, m值)之測量時間						
	1961		1964		1967		
	B	Beta	B	Beta	B	Beta	
DISURB	-.0033* (.0017)	-.1121* (.0018)	-.0049* (.0018)	-.1504* (.0021)	-.0105* (.0021)	-.2759* (.0026)	-.0101* (.0026)
FPPINP	—	—	—	—	.0006 (.0005)	.0602 (.0008)	.0019* (.0008)
M%NONA	.2894* (.1402)	.2170* (.1434)	.0756 (.1434)	.0503 (.1654)	-.0349 (.1654)	-.0199 (.2000)	-.0710 (.2000)
F%NONA	-.1223 (.7736)	-.0125 (.7283)	.2456* (.7283)	.2107* (.7672)	2.5052* (.7672)	.2094* (.8025)	3.0773* (.8025)
F%JUN	.2.6436* (.6012)	.3911* (.6248)	2.1598* (.6248)	.3142* (.6762)	1.4076* (.6762)	1853* (.8382)	1.5836 (.8382)
CHILDMM	-.4.2016 (3.7035)	-.12.6360* (5.0550)	-.1429* (6.9364)	-.26.0010* (6.9364)	-.2184* (10.5720)	-.42.5010* (10.5720)	-.2332* (10.5720)
HAKKA%	.0057 (.0672)	-.0.0652 (.0720)	-.2837* (.0824)	-.1945* (.0824)	-.3709* (.0824)	-.2194* (.0991)	-.6221* (.0991)
MAIN%	-.5095* (.2088)	-.1638* (.2399)	-.9533* (.2399)	-.2810* (.2738)	-.1.4732* (.2738)	-.3746* (.3389)	-.1.8678* (.3389)
CONST	.3722	.7742	1.5290	1.8238	.3374	.3374	-.3910*
R ²		.3111	.3125	.3394	.3374	.3374	

* t 檢定值>1.960

括弧中數據，是各迴歸數據之標準誤 (standard error)。

表卷—1（續一）

自 變 數	家庭限制行爲實施程度（小m值）之測量時間					
	1973 B	Beta	1976 B	Beta		
DISURB	-.0087* (.0029)	-.1825*	-.0083* (.0027)	-.1736*	-.0078* (.0030)	-.1533*
FPPINP	-.0001 (.0006)	.0087	-.0016* (.0005)	-.1893*	-.0018* (.0004)	-.2654*
M%NONA	-.5033* (.2264)	-.2180*	-.2107 (.2136)	-.0866	.1682 (.2352)	.0066
F%NONA	-.2017 (.6754)	-.0193	-.3650 (.3098)	-.0620	-.6200* (.2981)	-.1192*
F%JUN	2.9246* (.7426)	.3825*	1.8459* (.6168)	.2587*	1.0038* (.5042)	.1575*
CHILD M	-.63.2800* (15.5840)	-.2534*	-.74.1420* (16.1050)	-.2618*	-.53.2630* (20.3920)	-.1554*
HAKKA%	-.5726* (.1113)	-.2698*	-.6151* (.1092)	.2868*	-.6629* (.1180)	-.3030*
MAIN%	-.1.7939* (.3686)	-.3635*	-.2.0279* (.3478)	-.4066*	-.2.0731* (.3556)	-.4074*
CONST	2.8260	3.3138	3.6119			
R ²	.2727	.3547	.3395			

* t 檢定值 > 1.960

括弧中數據是各迴歸係數之標準誤 (standard error)。

第二個擴散變數家庭計畫投入量，乃是一供應面的擴散效果變數，而非地理功能。此乃家庭計畫方案擴散機構所提供的投入服務，為一供應性的擴散功能。是以，家庭計畫投入量變數之迴歸係數所展現出的兩種明顯差異趨勢，可能代表了不同階段的政策意義。以一九六七及一九七〇兩個年代來說，在控制其他條件下（包括社會發展、距都會中心距離、省籍及兒童死亡率等），所得到的迴歸係數是正向的，顯示一九六〇年代（為實施家庭計畫方案之早期階段）由家計方案所投入任一地區之資源愈多，則該地區施行家庭限制行為的程度也愈高。不過，到了一九七三、一九七六、一九八〇年等三個時間點時，家庭計畫投入量與小m值之間的關係，則出現負向的迴歸係數。甚至，一九七六和一九八〇兩年的係數是負向且顯著的。此一現象，違反了我們先前所預期家庭計畫投入量與小m值之間的關連關係（associations）。因為，一九七〇年代的分析結果代表家庭計畫投入量愈多，卻相反地導致更低的小m值。

由表參十一所觀察到的，有關家庭計畫投入量與家庭限制行為施行程度兩者之間的不尋常關係，相當難予解釋。我們所認為一個可能解釋是，在一九七〇年代中，家庭計畫推行當局有意將更多的方案資源，投入到那些高生育率地區。所以，在此一政策下，產生了家庭計畫投入量的非隨機處置現象（non-random placements of family planning program inputs）——此一看法，在一九八三年四月由筆者提出與臺灣省家庭計畫研究所所長孫得雄博士討論時，孫博士亦贊同此一看法。事實上，一九七〇年代的臺灣高生育率地區，通常是社會經濟較為落後地區，也因此較為反對節育措施。在本研究的多變數分析模型中，我們使用了家庭計畫三年內的累積投入量來測量方案效果，以避免單一年度的誤差效果。可是，分析結果仍然呈現負向關連，因而，無法提供證據支持原來預期的，家庭計畫投入量與家庭限制行為實施程度兩者之間的假設正方向關係。

雖然，要以目前的區域資料，分析當地居民對方案的支持或抗拒程度是很困難的。不過，現在已經發展出一種統計技術，可以用來分析方案投入的非隨機處置現象（Rosenzweig 1982）。為了深入探討臺灣地區家庭計畫方案投入量的非隨機處置問題，我們採用了 Rosenzweig 的觀念估計一個迴歸方程式，將家庭計畫方案投入量當作應變數，然後探討其他二個可能對一地區之方案投入程度多寡，產生影響效果的自變數（人口總數及生育率）。我們所估計的迴歸方程式如下：

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_{11} + \beta_2 X_{21} + u_1 \quad (\text{迴歸方程式}[1])$$

$i = 1, \dots, N$

迴歸方程式中各變數說明如下：

Y_i 表示選擇作爲橫斷面迴歸分析之鄉鎮市區數目。
 X_{i1} 表示在各鄉鎮市區中，家庭計畫方案三年內工作累積投入量；以每萬名二十到四十四歲已婚婦女相對之家計工作人員每日工作投入時間測之。

X_{i2} 表示該地區之人口數，測量時間提前二年。

u_i 表示迴歸方程式所無法測知的誤差值或干擾項。

此一迴歸方程式，將分別以一九六六、一九六九、一九七一、一九七五、及一九七九年作橫斷面分析。迴歸分析結果則刊於表參一二。建構本迴歸方程式的目的，乃檢驗當決策當局處置地區的方案投入量之分配時，是否有其他因素會影響決策考慮。孫得雄等人（Sun et al. 1979:204）即曾經指出，雖然每一鄉鎮家計機構的人事建制受方案預算限制，該地之人口量大小仍爲決定機構建制的重要依據。至於該地三十歲以上已婚婦女的總生育率之所以被納入本方程式作爲自變數，理由是總生育率水準，亦應爲當局決定該地區方案投入量的主要依據之一。

表參一二的分析結果顯示，人口總數之迴歸係數呈現相當一致的負向關係，表示說一地之人口總數愈多，則相反的接受愈少的方案投入。三十歲以上已婚婦女的總生育率，在一九六六及一九六九兩年，與家庭計畫投入量的關連微弱，但到了一九七〇年代，其迴歸係數呈正向且統計檢定顯著。此一事實說明，一九七〇年代高生育率地區可能接獲較多的方案投入量。此一高低生產率地區之間，差別待遇導向的方案投入量的非隨機處置現象，特別是一九七〇年代對高生育率地區投入更多的方案資源，可能會影響到表參一一的橫斷面的分析，家庭計畫投入量迴歸係數的估計結果，因而導致非預期的負向統計關係效果。

臺灣地區家庭計畫方案的執行當局，之所以會對家計方案投入量，採用上述非隨機處置措施，其決策考慮乃是可以理解的。由於在一九六〇年代中，臺灣大部分地區的生育率已顯著地降低，所以到了一九七〇年代時，仍處於高生育率狀態的區域，

表三—2：家庭計劃方案投入量之迴歸分析（迴歸方程式二）淨回歸係數與判定係數（N=323）

自變數	家庭計劃投入量測量時間			
	1966	1969	1969	1972
B	Beta	B	Beta	Beta
POPSIZE	-.0005* (.0001)	-.3062*	-.0004* (.0001)	-.3640* (.0001)
TFR30+	.0019 (.0036)	.0290	-.0034 (.0039)	-.0481 (.0260) .1818*
CONST	70.3080	101.8800	115.5200	
R ²	.0986	.1247	.3005	

自變數	家庭計劃投入量測量時間			
	1975	1979	1979	1979
B	Beta	B	Beta	Beta
POPSIZE	-.0008* (.0001)	-.4690*	-.0008* (.0001)	-.4481*
TFR30+	.0387* (.0096)	.1929*	.0763* (.0168)	.2182*
CONST	115.2900	101.1800		
R ²	.2921	.2729		

* t 檢定值>1.960

括弧中數據是各迴歸係數之標準誤。

自然成為家計方案當局的主要工作目標。因而，較多的方案投入量，就可能分配到那些高生育率地區。這些高生育率地區，在一九六〇年代的相對低度實施家庭限制行為，也表示該地區居民比較不能接受節育措施的推動。上述這個結論，事實上孫得雄博士也甚表贊同。

接下來，我們將特別進行比較分析表參一中，迴歸方程式內其他社會經濟變數的未標準化係數，因為它們在本研究代表的是調適模型。本研究使用的社經變數，包括：男性非農業就業人口百分比，女性非農業就業人口百分比，及受過國中以上教育之女性人口百分比。男性非農業就業人口百分比，從一九六一年開始即出現正向顯著的迴歸係數，但是一九六七年後迅速降為負向係數，且一直持續到一九八〇年未再改變。女性非農業人口變數，在一九六一年是負向係數，統計檢定不顯著，表示對家庭限制行為實施程度的影響力微弱。不過，一九六四、一九六七及一九七〇年的未標準化迴歸係數，就成為正向且顯著，而係數值更隨時間遞增，從一九六七年的 2.2456 增加到一九七〇年的 3.0733 。一九七〇年後，女性非農業就業人口百分比變數的B係數，則轉為負向，至一九八〇年時其係數甚而為負向且顯著。第三個社會經濟變數，即受過國中以上女性人口百分比，在一九六一至一九六四年之間，是正向且顯著的迴歸係數，在稍後的時段中，這一變數的重要性逐漸減低，至一九七〇年時則成為不顯著了。然而，一九七〇年代中，女性受過國中以上教育人口百分比變數，則變成為橫斷面迴歸方程式中非常有效的預測變數，對小m值呈正向且顯著的影響。最後到了一九八〇年，此一係數的解釋力則略有降低。

前述兩個社經變數（男性非農業就業人口百分比及女性非農業就業人口百分比），在整個分析時段中表現出迥異的趨勢。第三章中，我們假設自一九七〇年代開始，臺灣全面性的社會經濟發展，將會促進全省各地實施家庭限制行為程度的提升。這兩個非農業就業變數，我們視為社會經濟發展的指標，而在一九七〇年代的橫斷面分析結果中，其係數却未呈現正向且顯著的現象。表參一的負向迴歸係數值，表示任一市鄉鎮區無論男性抑或女性非農業就業人口百分比愈高，則小m值水準就愈低。上述所預測到的關係，似乎很難予以解釋。因為一個受農業生計支配的傳統社會，在發展到工業社會過程中，通常會隨伴著家庭限制行為水準由低變遷到高水準的轉型現象；而我們的分析結果却未能支持此一預期的事實。

此一問題可能涉及臺灣地區戶籍登記制中，職業資料的正確與有效程度。我們發現，若以家戶普查資料檢驗戶籍登記資料

，則大部分市鄉鎮區的女性勞動力登記資料均出現可觀的訛誤現象。這個問題，可能是因下述三個原因所導致：第一、缺乏誘因鼓勵一般民衆在職業變動時，前往戶政機構重新登記，因而勞動力資料顯得殘缺不全。第二個原因是，戶籍登記資料無法正確判斷其職業究竟是專職（full-time）或兼差（part-time），至於普查問卷則定義較為明確精細。此外，戶籍登記和普查兩者，對於職業（尤其是女性勞動力）的定義，常呈混淆抵觸現象（見附錄四）。因此在部分鄉村地區的戶籍登記資料中，女性非農業部門就業人數，似乎遠超過實際人數。第三個原因是，從鄉村到都市地區就業的年輕女工，可能認為目前的工作只是暫時性的，所以仍然保留原有的職業登記而未予更正，因而造成戶籍登記資料中，勞動參與率的扭曲不實。雖然，我們所討論的重點主要在女性職業資料，男性勞動力資料也出現相同的問題。

其實，戶籍登記與普查資料的不一致問題，只要比較表參一中的迴歸係數，即可查明其原委。以男性非農業就業變數而言，在一九六一年的迴歸方程式中，我們使用普查資料，因此，係數呈現正向且顯著。其它時間點迴歸方程式中的資料，則因為使用戶籍登記資料，所以係數表現出完全不同的模式，而從強烈正面關係一變為微弱，甚至成為負面。至於女性非農業就業變數，一九六一和一九七〇年的資料，分別取自一九五六及一九六六年普查報告；一九六四及一九六七年的方程式所使的資料，則從上兩次普查資料估計而得。除了一九六一年的迴歸方程式外（此一年度出現負向顯著係數），其它三個方程式（一九六四，一九六七，及一九七〇年），皆為正向且顯著的迴歸係數。這些迴歸係數，與一九七三、一九七六、及一九八〇年所預測的負向係數，完全不同。

上述有關前兩個社會變數（男性及女性非農業就業人口百分比）的討論，說明了戶口普查與登記資料二者之間的不一致問題。當然，如果這兩個變數的負向係數，並非導因於戶籍登記資料的不正確，那麼另外一個可能的解釋是，一九七〇年代就業於非農業部門人口較多的地區，其結婚時間與胎次間隔，可能與農業地區的模式不同。由於各地區的小m值，乃是以有偶婦女生育模式為測量基準，因此受胎次間隔的差異影響。不管理由如何，事實上，我們所觀測到的分析結果，推翻了第三章所作的假設。各市鄉鎮區女性非農業就業人口百分比之平均數，在一九五六至一九七六年間，由五%增加到二三%，反映了女性非農業部門就業的人口顯著增加。同時，男性非農業就業人口百分比，也由三七%增至五七%顯示一九七〇年代後期，台灣地區已

有半數以上男性就業於製造業、商業及服務業部門。只要人們就業於非農業部門，就應該愈有機會接觸到現代節育觀念。而近二十年來，台灣地區非農業部門就業人口的顯著增加，使我們有理由相信和預期這兩個變數，對於家庭限制行為施行程度，必然產生正向的影響。然而，一九七〇年代中，這兩個非農業就業變數的實證分析結果，皆顯示在控制了迴歸方程式中其它自變數後，它們對小m值都產生負向的淨效果。

第三個社會經濟變數是受過國中以上教育的女性人口百分比，我們估計它對家庭限制行為應有正向的淨效應。此一變數的B係數，在一九六一、一九六四及一九六七年的迴歸方程式中，不但是正方向，而且統計檢定顯著。一九七〇年女性教育程度在解釋小m值變異時，其重要性則降低，且變成不顯著。一九七三年的方程式中，女性教育程度在所有自變數中最具預測和解釋力，係數值為正向且顯著。一九七六及一九八〇年，其解釋力雖略減弱，仍是正向且顯著。一九七〇年代，女性教育程度之所以對小m值變異的淨效果影響力顯著地增加，可能是一九六八年延長九年國民義務教育的結果。此一制度性變遷所帶來的影響，僅見於一九七三年之後，其緣故是因在橫斷面分析中，我們使用自變數測量時間差距為三年，即以提前三年的資料測量之。

兒童死亡率為橫斷面迴歸方程式中，唯一的人口特質變數，此一變數是人們理性考慮是否實施家庭限制行為時，重要的參考依據。因為，低水準的兒童死亡率，可以使每一對夫妻放棄額外的生育。表參一的分析結果，使我們發現在本研究中，二十年內兒童死亡率都是一樣非常具有預測和解釋力的變數。除了一九六一年外，其它六個時間點上的橫斷面迴歸係數，都是負向且顯著的。從一九六一到一九七六年間，跨越區域之間所增加的迴歸係數的強度，也是非常驚人的。分析發現顯示，兒童死亡率對家庭限制行為施行程度所產生的淨效果，一直持續具有強烈影響力，僅有一九八〇年稍許減弱。通常，人口學家們認為兒童死亡率可以視為社會經濟發展的總結測量 (summary measure of socioeconomic developments)，因為兒童死亡率的降低，主要是社會環境改善的結果。所以，兒童死亡率之迴歸係數，可以被接受為反映社會經濟因素，對於家庭限制行為的影響力逐漸變為重要。故兒童死亡率變數的統計分析結果，支持了調適模型。不過，我們並不能完全肯定兒童死亡率就是社會經濟發展的最佳測量與指標，所以，我們仍然需要更多的證據來支持調適模式。

在前文的假設中，我們預測迴歸方程式內的兩個省籍變數（客家人口百分比與外省籍人口百分比）的影響力是相反的。除一九六一年外，客籍人口百分比對小m值大小呈負向且顯著影響力，而且迴歸係數值的強度直到一九八〇年一直呈逐漸加強的趨度，其間僅一九七三年稍有波動。顯示客家人口百分比乃是一有力的預測變數，其對於小m值水準的負向影響，在一九七〇年代更形強化。過去二十年中，台灣全島出現全面性的社會經濟突飛猛進現象，因此，客籍人士所持的保守態度，以及因方言（客語）所產生的語言隔閡，對家庭限制行為施行程度可能產生的反面效果，應該到了一九七〇年代時會減少。然而，從橫斷面實證分析所得的結果，却證明客家地區仍比閩南地區呈現較低水準的家庭限制行為施行程度。所以說，在客家和閩南這兩個漢族次團體之間，依然存在著文化與語言上的差異特性。

從歷史發展觀之，客家人在台灣地區可稱為少數團體（minority group）。在地理分佈上，與主要的漢族次團體閩南人之間，相當隔離。過去二十年中，由於交通運輸和傳播管道的改善，這兩個漢族次團體之間的互動接觸機會不斷地增加，是以，彼此之間早期存在的刻板印象和忌諱可望會減少。在特殊的少數團體地位和歷史傳統限制下，客家人通常分佈於較為落後貧窮的山區。事實上，台灣地區的五大都市中，沒有任何一個是以客家人口佔主要多數。由於地理因素上的不利，使得他們更不容易接觸到有關現代家庭限制行為的訊息。因此，相對而言，客家人自然比閩南和外省人更居於較不利的地位。再加上傳統價值根深蒂固，更使客人趨於保守態度，所以客人可能較為反對節育措施。

外省籍人口百分比的迴歸係數，歷年都很顯著，增加趨勢也很穩定。從一九六一年的負・五〇九五增加到一九八〇年的負二・〇七三一，顯示此一省籍變數，對家庭限制行為施行程度的淨影響力非常大。不過，此一變數相當一致的負向係數值，却推翻了前文假設的外省籍人口變數所應展現的正向影響力。在此甚難推論外省籍人口變數，是否事實上就是與低水準的家庭限制行為密切關連，抑或可以假設此一負向關係，實係外省籍人口在台灣地區不正常的分配所導致的。

可能在部分地區，外省籍人士確實比本省籍人士更少實施家庭限制行為措施。事實上，有很大比例的外省籍人士，在一九六〇年代或一九七〇年代初期從軍中退伍，然後結婚定居於非都市地區。這些人因已經相當遲婚，所以可能在婚後即渴望生育大量子女。至於定居於都市地區又不是榮民的外省籍人士，由於民國三十八年赤禍蔓延所導致的政局不安與社會動亂因素，

再加上外省籍人口不平衡的性比例與外來者的身份（outsider-status），似乎不易找到適合的結婚對象，因而其婚姻市場（marriage market）較為困難（亦請參考見 Casterline 1980：171-178）。此外，他們在台灣的特殊身份地位，也可能促使無論從事各行各業的外省籍人士，均較傾向於支持大家庭。當初他們自大陸來台時，大部分外省人士均未曾攜帶眷屬或親屬，為了將來終老設想，他們在婚後可能對子女特別地關愛，而希望能夠擴展脆弱的親屬網絡，建立一緊密可靠的家庭連帶關係（family ties）。除了上述這些心理因素外，大部分外省籍人士是從事軍職或擔任公職，所以可以依照其子女數（以往未限制個數）向公家領取食物和津貼代金。雖然，在今天看來，這些子女補助津貼僅占薪水中極小比例，但是在早期，對於那些特別需要此一津貼補助的家庭來說，津貼和代金應為其家庭所得重要來源之一。因此，津貼政策所形成的誘因功能（incentive function），事實上可能鼓勵了公務員遂行大家庭願望。

總括來說，上述外省籍人士的普遍心理因素，加上政府的福利津貼政策，可能就是造成我們在表參一一中所觀察到，外省籍人口變數出現負向關連的原因。實際上，大多數的外省籍人士不外是榮民或公職人員，因此，他們比起本省籍人士，可能更少施行家庭限制行為。

現在，我們提出另外的可能解釋來澄清表參一一的區域資料分析結果中，外省籍人口百分比變數的迴歸係數問題。此一問題或許可能是外省籍人口在台灣地區的分佈不均衡所導致。以一九六六年而言，台灣地區三百二十三個鄉鎮市區中，一百五十八個鄉鎮市區中的外省籍人口比例低於五%，另有八十三個鄉鎮市區有五一五%的外省人，僅只有二十個鄉鎮市區的居民超過三〇%是外省人，而且這二十個鄉鎮市區大多是屬於五大城市，或分佈在其鄰近地區。

一九六〇年代，政府政策傾向於安排榮民定居於較落後地區，特別是在東部和南部的鄉村。所以，我們假設就是這些地區的外省人，其高生育率和低水準的家庭限制行為，影響到橫斷面迴歸方程式中外省籍人口百分比變數，導致負向關連的出現。外省籍人口所佔百分比低於十五的地區，他們大多數可能只是中小學教員、基層公務員或退除役官兵（榮民）。事實上，我們很難正確獲悉這些外省人口的社會背景組合狀況，所以，不易預估這些外省籍人士社會地位（social status）混合後所產生的效果，對於當地家庭限制行為有所影響。在本研究稍後的時間序列分析時，我們將儘可能地進一步深入探討外省籍人口百分比

和居住地區特質之間的互動關係。

另外一個可能影響一九五〇年代，居住於都市的外省籍人口生育行爲的因素，是政策上大量興建眷村，而這些眷村一般來說都與本省籍民衆住宅區較隔離。政策實行的結果，使得很多都市地區集中了大量的外省籍人口定居，我們估計，外省籍人口所佔百分比超過三十的二十個鄉鎮市區，半數以上是屬於這一性質，所以，這些地區的外省人，大半是軍職人員或是軍眷。雖然，在經驗觀察上我們能够發現這些現象，但是在分析技術上，依然我們還是無法區分那些地區是以軍職人員為主，又那些地區是以公務員為主。

以上我們曾經分別以心理、社會及政治層面，來探討外省籍人口獨特的生育行爲模式。同時，我們亦討論到有關外省籍人口在台灣各地之不均衡分佈的現象。這些論證和事實，似乎無法提供解釋和證據，以支持外省籍人口對家庭限制行爲所呈現之負向顯著影響效果。基於上述這些事實，對表參一—橫斷面分析結果中，所出現外省籍人口百分比變數的負向顯著係數，我們似乎仍不能提出令人滿意的解釋。

截至目前，我們只是分別以未標準化迴歸係數，來探討自變數對應變數的影響力。接下來，我們則將進一步區分自變數在迴歸方程式中相對影響力的大小以及分析其變化趨勢，以期瞭解台灣地區家庭限制行爲轉型過程之時序模式。

在一九六一年方程式中，比較自變數的標準化係數(Beta)則可發現，以「女性受過國中以上教育人口百分比」、「男性非農業就業人口百分比」、「外省籍人口百分比」、及「距都會中心距離」等變數最具有解釋力。一九六四年，則男性非農業就業人口百分比已不顯著，另外三個變數開始出現顯著的係數值，分別是：「兒童死亡率」、「客家人口百分比」、及「女性非農業就業人口百分比」。至於就整個方程式來看，則以「女性非農業就業人口百分比」和「外省籍人口百分比」兩個變數影響力最大。在稍後的時間點中(一九六七及一九七〇年)，兩個省籍變數、兒童死亡率、女性受過國中以上教育人口百分比及距都會中心距離等變數，仍然保有最顯著而最大解釋力的係數值。同時，一九七〇年的方程式也顯示「家庭計劃投入量」漸成非常重要的自變數。其它幾個方程式(一九七三、一九七六與一九八〇年)的自變數中，兒童死亡率、女性受過國中以上教育人口百分比及省籍變數(客家和外省籍人口百分比)，對於小m值的變異具有非常驚人的解釋力。至於「距離都會中心距離變數」

，到了一九七〇年代後期，係數值逐漸在降低中。

本節乃是以討論橫斷面迴歸分析為主，從分析結果我們證實了前節分析模型中的幾個假設。首先，在一九六〇年代中，擴散模型似乎非常勝任解釋家庭限制行為的變遷——此時，從需求面（距都會中心距離變數）和供應面（家庭計劃投入量變數）的變數，皆得顯著的係數值（僅在一九六七年時，家庭計劃投入量之係數值，統計檢定不顯著）。又從比較這兩個變數的係數變遷模式，我們也觀測到模型中，所預期擴散功能重要性之增加趨勢。然而，到了一九七〇年代，距都會中心距離變數的係數值開始下降，甚至漸趨一致而未再上升——顯示此時從都會中心播散到鄰近地區的需求擴散功能，已經較不重要了。相對地，這種功能在一九六〇年代的重要性却非常顯著。此一現象乃是我們可以預期得到的，因為，一九六〇年代中，都市到鄉村的擴散效果，將會縮減城鄉之間家庭限制行為施行程度的差距，所以到了稍後時間，這種需求面擴散功能的影響力自然會減少了。至於家庭計劃投入量，在一九七〇年代出現負向係數值，究其原因在前文中我們證實係受方案投入量的非隨機處置所致。

另一方面，分析結果顯示，調適模型變數的係數值，却不能完全地描繪出家庭限制行為之變遷和轉型。男性和女性非農業就業人口變數，皆出現不顯著的負向係數值，其所代表的意義與第三章所作的假設抵觸。三個社會變數，女性受過國中以上教育人口之百分比，則呈正向係數值，統計檢定顯著，且係數值與日俱增，表示說每一地區女性接受過國中以上教育人口的百分比，對於該地區小m值的水準具有重要影響。

兒童死亡率，正如我們所預期一般，對人們決定是否實施家庭限制行為具重要的淨影響力，所以其係數出現逐漸遞增的負向顯著數值。省籍變數中，無論客家或外省籍人口百分比，皆對小m值呈現強烈淨影響力，惟外省籍人口變數之影響方向與原先預期相反。

橫斷面分析，僅能分析單一年度的橫斷面資料，故只能藉著初步比較未標準化係數，來瞭解台灣地區家庭限制行為轉型的時間變化過程。對於家庭限制行為變遷，在時序上縱向的動態模式，橫斷面分析則無法顯示和證實其事實。因此，在下一節中，我們將以合併時間序列分析方法，探討台灣地區家庭限制行為變遷的時間動態過程。

肆、橫斷面之合併時間序列分析

本節主要將考慮時間因素問題，我們藉着另外一種多變項分析技術，來探討臺灣地區家庭限制行為變遷過程中，新事物——擴散及調適模型的決定因素與相對重要性。上節中我們使用的多變項分析方法，主要是分析單一的橫斷面。而本節我們所將應用的統計技術是「橫斷面之合併時間序列分析」(Richards 1977; Casterline 1980 及 Kintner 1982)，在此我們將側重時間因素之考慮，以瞭解臺灣地區家庭限制行為之動態變遷過程。使用此一方法時，將聯結所有時間點上從橫斷面所觀測而得之資料，以產生時間上的變異 (temporal variation)。合併後的資料組，將包括七個時間點（一九六一、一九六四、一九六七、一九七〇、一九七三、一九七六及一九八〇）上，全部的區域資料。因此，我們將產生一一六一個分析個案（每個時間點上之橫斷面有三一二三個鄉鎮市區，而時間點一共有七個，故合計 $323 \times 7 = 2261$ 個區域個案）。基本上，此一迴歸方法要求全部的自變數，皆具有每一時間點上完備的資料。不過，雖然模型中的兩個省籍自變數（客家及外省）不符合此一要求，從先前橫斷面分析結果，使我們瞭解到它們在預測小m值變異時，具有重要地位。因而，我們仍將這兩個變數納入時間序列分析模型。至於家庭計畫投入量變數，則因其方案投入之非隨機處置效應，使我們不得不將之排除在模型之外。此外，男性和女性非農業就業人口變數。亦因戶籍登記制所產生的資料疑慮，也不把它們放入模型中分析。因此，省籍變數在合併時間序列的方程式中，將只有一九六六年戶口普查資料適用之。

理論上，除了必須討論模型中的自變數關連外，我們也須要將時間變異 (temporal variations) 予以陳述列舉。這種變異，乃是一般迴歸模型排除時間因素時，所產生無法解釋的殘餘變異 (unexplained residual variance) 之一部分。時間因素即為此一時間性變異的效應，而時間性變異存在於整個的研究對象之時段，也影響所有的地區。時間因素在本研究中顯得特別重要，原因是臺灣地區家庭限制行為變遷過程中，擴散或調適功能的相對影響力，乃是介於時序和空間上之變異 (Nerlove 1971; Maddala 1971; Richards 1977; Casterline 1980)。

正如理論架構一節所討論一般，我們希望能够在臺灣地區的家庭限制行為轉型過程中，發現其變遷的模式。首先我們假設

在一九六〇年代時，支配家庭限制行爲的決定因素中，擴散的功能仍大於結構變遷（structural change）——我們所持的理由是基於，此時臺灣大部分的鄉村地區仍處於低度發展，而都會中心相對現代化程度較高，有較佳途徑可以獲得現代節育知識與工具，因此形成一個從都市到鄉村的擴散（需求面）環境。不過，到了一九七〇年代，擴散功能已經普及，而全島的全面現代化發展縮短了城鄉差距。因此，結構變遷過程支配家庭限制行爲水準的影響力，也就大於擴散功能。在此時，大部分人都有最基本的機會和條件，可以獲取現代化知識和接觸節育措施。不過，因為社會經濟背景和身份地位的差異，使其所持理想家庭規模的觀念出入頗大。這些事實顯示，可能時間及擴散、調適變數之間存在有互動關係。橫斷面分析時，我們發現，需求面擴散功能（距都會中心距離）於一九六〇年代中，隨着時序而增加其重要性，至一九七〇年代後，影響力稍為減低。如果說這個事實暗示說，「距都會中心距離」和「時間階段」兩個變數之間具有互動關係，那麼表示距離變數，會因時間差異而表現不同的運作功能。具體地說，我們預期距離變數受時間因素的制約，其意義乃是在稍後時期裏，距離變數相對地對小m值水準，會呈現較微弱的負向或正向淨影響力。另一面，調適變數中的女性教育程度，我們也預期它會與時間因素互動，而在一九七〇年代會具有較強烈的影響力。至於省籍變數，無論外省籍或客家籍人口百分比，橫斷面分析時皆發現負影響的遞增趨勢。在此，我們也預期它們在前後時期中，將會呈現不同的關連。是以合併時間序列分析中，我們預期將發現這兩個省籍變數，於一九七〇年代應具有較強烈的影響力。另外一個特別值得探討的互動關係，是究竟客家人口百分比對小m值的影響力，是否會因都會中心距離遠近，而呈現不同的影響趨勢和程度呢？即客家變數在橫斷面分析時所發現的獨特效果，是否受其距都會中心遠近而影響呢？接下來的合併時間序列分析中，我們將以更動態的觀點，來設定客家地區與距都會中心距離的互動項分析，以嘗試解答此一疑慮。

所謂「時間虛擬變數」(time dummy variables)，具體而言包括 T_1 、 T_2 及 T_3 ，分別代表一九六一——一九六四，一九六七——一九七〇，及一九七三——一九八〇三個時期。第一個時期 (T_1)，代表家庭限制行爲轉型的最早階段；第二個時期 (T_2)，則為變遷加速階段，此期亦為臺灣地區全面迅速社會經濟發展的開端。至於第三個時期 (T_3)，則涵蓋家庭限制行為轉型的最後階段，亦為臺灣社會經濟發展的最重要年代。

距都會中心距離變數，區分為三類：(1)為距離○公里者，本身即為都會中心；(2)是○到十公里者，為最接近都會中心的地區，受都會中心影響程度最大；(3)是十公里以上者，乃是距都會中心最遠地區，因此受其影響較微弱。我們之所以區分這三種距離虛擬變數，大致上是基於考慮地理分佈位置，以及交通運輸和傳播的相互關係程度。此外，在省籍變數中，客家及外省籍人口變數二者，也都建構成虛擬變數，以期瞭解臺灣地區客家、閩南和外省籍地區的差異。

合併時間序列迴歸分析模式，則如下：

$$Y_{1t} = \beta_0 + \beta_1 X_{11t} + \beta_2 X_{21t} + \beta_3 X_{31t} + \beta_4 X_{41t} + \beta_5 X_{51t} + \beta_6 X_{61t} + T_t + \beta_x T_t + \beta_s \xi_s + \xi_{1t} \quad (\text{迴歸方程式六})$$

$$i=1, \dots, N$$

其中各變數說明，列舉如下：

N 為每一橫斷面分析中，所選定分析的鄉鎮市區個數。

t 為時間點之數值，即 T_1, T_2 及 T_3 之足標。

d 是距離虛擬變數的數值。

Y_{1t} 表該地區在 t 時間點上，家庭限制行為實施程度（即小 m 值）。

X_{11t} 表 t 時間點上，距離五萬人口以上的都會中心遠近，而其距離在○—十公里之虛擬變數。

X_{21t} 表 t 時間點上，距離五萬人口以上的都會中心遠近，而其距離在十公里以上者之虛擬變數。

X_{31t} 表 t 時間點上，女性受過國中以上教育人口百分比之測量。

X_{41t} 表 t 時間點之兒童死亡率。

X_{51t} 表 t 時間點上，客家人口佔當地居民百分之四十以上的虛擬變數。

X_{61t} 表 t 時間點上，外省籍人口佔當地居民百分之十五以上的虛擬變數。

T_t 表時間虛擬變數之時間階段效果。

T_t 乃是距離、女性教育程度、客家、和外省籍等變數，與時間之互動項 (interaction terms)。

$B_{\alpha\beta}$ 表客家與距離變數之互動項。

t 表時間點之迴歸方程式的誤差值或干擾項，即其它未被測量到，却會影響家庭限制行為實施程度的因素。

在此合併時間序列模型中，如果可解釋部分的變異量（explained variance）增加，乃是導因於時間變數的解釋力，那麼其互動項將呈現顯著；也就是說，在原始模型（即跨時性和橫斷面多變項分析模型）所無法解釋的變異量（unexplained variance）中，有部分可以被時間效果所解釋。此外，我們假設，臺灣地區家庭限制行為轉型過程中，從都市到鄉村的需求面擴散以及調適功能，皆與時間具有互動關係。

表肆—一一是合併時間序列分析結果的迴歸係數估計值，其應變數為小m值。在這個模型中，我們使用 .95 顯著水準的 F 檢定，來評估互動項的統計顯著性。距離變數的主要效果（main effect）變成不顯著，不過大多數與距離變數的互動項，則呈統計檢定顯著。表肆—一中，我們也對交叉時期階段及客家虛擬變數，分別列載了距離對小m值的影響。這些條件係數的估計值，將同時考慮距離變數的主要效果，以及其與時間和客家地區的互動效果。例如， T_1 時期（一九六七——一九七〇）中，非客家地區的 $DISURB_2$ （距離為○至十公里者）之條件效果或影響力（conditional effect），即為主要效果（-.0744）， T_2 與 $DISURB_2$ 之互動效果（-.1004）之總和；也就是說，一九六七——一九七〇階段中，非客家地區的 $DISURB_2$ 之條件效果為 -.1743，此估計值則包括了主要效果和互動項二者。

表肆—一中，距離的條件效果顯示，一九六〇年代初期(T_1)，非客家地區距離，對小m值的影響非常小。因為 $DISURB_2$ 及 $DISURB_3$ ，與表中未出現的另一虛擬變數的 $DISURB_1$ ，其差異很小。這種現象表示，在家庭計畫限制行為轉型初期，都會中心與鄰近的鄉村地區之間，其施行家庭限制行為程度之差別不大，此一事實也正符合與支持我們在第三章所作的假設。這種差異不顯著現象，到了一九六〇年代後期(T_2)，則趨向顯著。以 $DISURB_3$ 的條件效果而言，其估計值是 -.2578 即遠大於 $DISURB_2$ 的 -.1748。顯示一九六〇年代晚期，非客家地區距離都會中心愈遠者，比都會中心鄰近地區或都會中心本身，呈現更低程度的小m值。在此家庭限制行為轉型的第二個階段中，我們若控制表肆—一中其它變數，那麼就會發現都會中心與其鄰近地區，已經出現了差異與變化。也就是兩者之間小m值的差異，可能在遞增。再以一九七〇年代的距離之條件效果來比

表肆—1：一九六一一九八〇，合併時間序列分析之淨迴歸係數與判定係數(N=2261)

自變數	應變數：Coale-Trussell's m	
	B	β
DISURB ₂	-.0744	.0655
DISURB ₃	-.0470	.0678
F%JUN	1.3337*	.5086
CHILDM	-49.1920*	3.2995
T ₂	.8593*	.0991
T ₃	1.0882*	.0958
HAKKAAREA	-.0114	.0945
MAINAREA	-.1168*	.0527
T ₂ DISURB ₂ **	-.1004	.0899
T ₂ DISURB ₃ **	-.2108*	.0944
T ₃ DISURB ₂ **	.1914*	.0813
T ₃ DISURB ₃ **	.1477	.0843
T ₂ F%JUN**	-1.1667	.6741
T ₃ F%JUN**	1.2653*	.5522
HAKKADISURB ₂ **	-.2516*	.0894
HAKKADISURB ₃ **	-.1951*	.0911
HAKKAT ₂ **	-.0814	.0781
HAKKAT ₃ **	-.2091*	.0731
MAINT ₂ **	-.1241	.0746
MAINT ₃ **	-.2612*	.0678

* t統計檢定值>1.960

** F統計檢定之顯著水準為0.95。

表肆—2：距離對小m值的影響，按時期及客家地區分

	非客家區	客家區
T ₁ 0*	--	--
0-10	-.0744	-.3260
10+	-.0470	-.2421
T ₂ 0	--	--
0-10	-.1748	-.4264
10+	-.2578	-.4529
T ₃ 0	--	--
0-10	.1170	-.1346
10+	.1007	-.0944

* 表距都會中心之距離，單位為公里。

--表都會中心的距離效果。

較一九六〇年代，我們可以發現，實際上非客家地區遠離都會中心者，其小m值水準已經高於都會中心本身了。這個關係，我們可以從檢驗 T_3 的 $DISURB_2$ 和 $DISURB_3$ 之正係數值得知，它們分別是 .1170 及 .1007。 T_3 中的距離條件效果，或許反映出家庭限制行爲變遷後期，與都會中心距離反而成爲資訊、服務及供需傳播的障礙和限制，因爲，早期階段所發生的擴散功能已經縮減了城鄉之間小m值的差距。

以上以時間階段及非客家地區條件，所討論有關距都會中心遠近對小m值的影響顯示，一九六〇年代早期，城鄉之間實施家庭限制行爲程度差異很小。甚至，有些鄉村地區的小m值還高於都會中心。此一城鄉間小m值差異狀況，到了一九六〇年代晚期開始改變，遠離都會中心者，其小m值明顯地低於都會中心。這種城鄉間小m值差距的增大，可以視爲擴散效果的結果。都會中心及鄰近地區，在擴散過程中可能較偏遠地區更早，也更易實施家庭限制行爲，因此而擴大小m值的差距。一九七〇年代後，此一差距則又縮短，甚至，距離都會中心較遠者，竟出現較都會中心爲高的小m值。

表肆—一的第一部分，是在時間階段及客家地區等條件下，對距離效果所作的分析結果。 T_1 時 $DISURB_2$ 的係數值 $- .4264$ ， $DISURB_3$ 為 $- .2421$ ，而 T_2 時， $DISURB_2$ 之係數值 $- .4264$ ， $DISURB_3$ 則爲 $- .4529$ ，顯示說，一九六〇年代 (T_1 及 T_2) 時，客家地區遠離都會中心者，比客都會中心，相當明顯地呈現更低水準的小m值。這些非都會中心的客家地區，所表現出來的較低程度的小m值，並不受距都會中心遠近距離的影響。換句話說，在一九六〇年代時，即使是距都會中心較近 (○至十公里) 的客家地區，其小m值與那些距離較遠者 (十公里以上)，並無明顯差別，同樣表現出相當低的水準。再以 T_3 的 $DISURB_2$ 和 $DISURB_3$ 係數值 (分別是 $- .1346$ 及 $- .0944$)，來比較 T_2 和 T_1 階段，則我們也可以發現，在客家地區中，距離對小m值的影響力也在減低當中。

合併時間序列分析模型中，唯一的社會變數，即女性受過國中以上教育人口百分比，表現出正向顯著的主要效果 (見表肆—一)，此一事實與橫斷面分析結果相同，至於女性教育程度與時間階段的互動項，分析結果表現得較爲混淆， $T_2 F\% JUN$ 出現負係數值 (-1.1667) ，而 $T_3 F\% JUN$ 則爲正係數值 (1.2653) 。按時間階段區分的女性教育程度之條件效果，則載於表肆—三。表中分析結果所顯示的影響趨勢是，一九六〇年代晚期 (T_2)，其影響力減弱，至一九七〇年代 (T_3)，則影響

力大大提升，這表示說，調適變數在 T_2 時並不重要，但到 T_3 時則變成非常重要。此一事實正符合調適模型的假設，也和橫斷面分析的發現一致。

橫斷面分析時，外省籍變數所呈現的淨影響效果與客家人口變數的趨勢相同，即外省籍居民百分比愈高，反而小m值愈低。不過，我們並不能就此肯定說，外省籍變數所產生的淨效果，即反映了外省籍居民對該地總體家庭限制行為的影響方向與強度。以實際事實觀之，在本研究所分析的三百二十三個鄉鎮市區中，僅有三十個地區的外省籍居民超過百分之二十，也就是說在其它絕大部分鄉鎮市區中，外省籍人口只是佔該地居民的極小比例。是以，外省籍人口究竟對該地總體家庭限制行為趨勢的實際影響程度如何，仍有待另進行更深入的分析探討之後，始可定論。在此，合併時間序列分析中，我們以時間階段來計算外省籍地區的條件效果，即企圖解答此一疑慮。表肆一四是從表肆一一中，計算出各時期階段下，外省籍地區的條件效果。結果顯示，從 T_1 到 T_2 時期，條件效果從 -1.1168 增加至 -2.2409 ，表示一九六〇年代中，外省籍地區所產生的小m值負影響，正逐期遞增。這種日益增加的負影響，在一九七〇年代更形強化，其係數高達 -3.780 (T_3)。此一事實（外省籍地區與小m值的負關連），再一次推翻了我們先前所估計的假設關係。對於這個無法解釋的意外係數現象，我們所澄清的說明理由，亦與橫斷面分析時所討論的解釋相同。

表肆一五的估計數值，是時間階段和距離條件下，客家地區的條件效果。我們發現，在所有距離類目中，客家地區的條件係數值，皆隨時間而遞增。例如， T_1 到 T_3 時期， $DISURB_1$ 類型的客家地區，條件係數值從 -0.0114 增加至 -0.2205 ，顯示一九七〇年代裏，客家都會中心 ($DISURB_1$)，呈現對小m值水準較強烈的影響力。另兩類型距離 ($DISURB_2$ 和 $DISURB_3$) 的客家地區，亦有相同的發現。至於每一時間階段內，距離都會中心遠近的影響程度如何，我們由比較表肆一五中，同一時期內各類型距離類目的係數值，發現距離遠者 ($DISURB_2$ 及 $DISURB_3$)，呈現的小m值負向影響程度，大於都會中心地區。所以，客家地區距離都會中心愈遠者，條件效果也就愈強烈。以時間序列來看，後期（一九七〇年代）的條件效果，也比前期（一九六〇年代）增加不少。

表肆一一裏，兩個時間階段 (T_3 及 T_2)，所呈現的正係數值，其顯著程度令人甚為驚訝。顯示時間因素能够解釋其它自

表肆—3：女性教育程度對小m值之影響按時期分

女 性 教 育 程 度	
T_1	1.3337
T_2	.1670
T_3	2.5990

表肆—4：外省籍地區對小m值之影響按時期分

外 省 籍 地 區*	
T_1	-.1168
T_2	-.2409
T_3	-.3780

* 外省籍地區的定義是，外省籍人口佔百分之15以上者。

表肆—5：客家區對小m值之影響按時期及距都會中心距離分。

	客 家 區		
	0	0-10	10+
T_1	-.0114	-.2630	-.2065
T_2	-.0928	-.3444	-.2879
T_3	-.2205	-.4721	-.4156

* 客家區定義是，客家人口佔百分之四十以上。

變數所無法解釋的變異比例，竟然是相當大的。更由比較 T_3 和 T_2, T_1 的係數值，所出現的大量增加現象告訴我們，在臺灣地區家庭限制行爲變遷過程中，隨着時間遞增，小m值也大量顯著的增加。在本模型中（合併時間序列分析），我們加入了時間因素後，它可能反映了模型內其它自變數，所無法測量到在過去二十年內，臺灣地區發生的社會經濟、大眾傳播、交通運輸及家庭計畫服務等之變遷和發展。

綜合本節合併時間序列模型的分析結果，我們大致可以說，需求面的擴散功能（以距離都會中心距離測量），似乎相當成功地解釋家庭限制行爲轉型中，小m值的變遷趨勢。一九六〇年代裏，以時間條件來看，家庭限制行爲的需求面擴散，在非客家地區中，將節育行爲從都會中心播散到鄰近鄉村地區的過程裏，扮演非常重要的角色（參見表肆—一）。這個事實，我們可以從都會中心和鄰近鄉村地區之間，小m值差距的擴大現象，明顯得知。實證結果證明，在家庭限制行爲轉型開始階段，都會中心和附近地區，呈現了一個較高水準的小m值，即其它較遠的鄉村地區，大致上小m值相對地略低一點。至於到了一九七〇年代，則距離所造成的差異效果，比較一九六〇年代晚期，其影響程度就不致那麼明顯。而差距的小幅下降，則表示客家變數的影響效果，在轉型的後期階段裏，對於縮減小m值增加速度，仍扮演重要的抑制角色。

女性教育程度，是本模型中用來測量調適功能的指標。它的變遷趨勢是這樣的：一九六〇年代晚期，其影響力仍微弱，惟一九七〇年代時，影響力顯著地上昇；此正符合第三章中，對調適功能變遷模式的假設。一九七〇年代裏，調適功能的重要性大增，證明家庭限制行爲的轉型過程中，初期階段（一九六〇年代）是受需求面擴散功能的支配，到了轉型後期，則調適功能扮演更為重要的角色。

基本上，我們在合併時間序列分析中，所發現的需求面擴散功能和調適功能之變遷模式，與前文橫斷面分析結果大致相同。不過，在合併時間序列分析裏，我們僅使用一個變數來測量調適功能，此變數為女性教育程度。

外省籍變數，在此呈現負向效果，且隨時間階段遞增其淨影響力（參見表肆—四）這，這個趨勢與橫斷面分析結果一致，只是負向淨影響力與我們的假設關係相反。客家變數，亦是隨時間階段和距都會中心距離，而遞增其負向淨影響力。也就是說，在後期階段裏，距都會中心愈遠者，其小m值較低於都會中心，和早期較高水準的地區。是以，本研究的區域分析結果，似

乎暗示在過去二十年裏，臺灣地區的社經發展及省籍次團體之間的互動與溝通，事實上並未縮減各種省籍人口的差別家庭限制行為。雖然如此，我們仍然相信在最近的未來，省籍差異現象必然會日漸消弭。而這個時間，我們樂觀地預期是在一九八〇年代左右。

本節的合併時間序列分析結果，大致上相當成功地證實和支持需求面擴散以及調適功能理論。當然，這種令人滿意的檢證結果，可能要歸功於合併時間序列分析方法。畢竟，合併時間序列分析，乃是估計自變數的各種影響效果之最佳方法。此外，家庭限制行為轉型過程，具有明顯的時間階段，而時間因素又與其它自變數間存有互動關連，使我們能夠應用合併時間序列分析方法進行實證研究，亦為本章除能成功檢證的原因之一。也正因為如此，使我們能够對臺灣地區家庭限制行為變遷過程，獲得一更為動態的實證分析。

五、結論

本研究的主題，乃是探討臺灣地區家庭限制行為轉型過程中，各種競爭模型的影響力。這些模型包括：擴散、調適及其他人口與社會文化因素。我們使用區域資料作為本研究的分析材料，分別藉多變項迴歸分析以及合併時間序列分析之統計方法，進行研究假設與分析模型的檢證。分析結果相當成功地支持我們的研究假設，不過也發現一些複雜現象，有待日後進一步深入分析探討。也因此，我們不敢過於輕易地斷然推論家庭限制行為轉型模式。以下，我們僅將本研究所作臺灣地區家庭限制行為變遷的實證結果，摘要列述之，以提供未來進行家庭限制行為轉型模式研究的參考。

擴散模型

本研究中，我們將擴散模型區分為兩個次面向來看。第一個面向為需求面的擴散，我們假設在家庭限制行為變遷遞增過程中，此一功能將小m值從都會中心播散到鄉村地區，於是形成一空間模式。另外一個擴散面向是供應面的擴散，此一功能將方案資源供應給民眾，藉着組織力量強化家庭限制行為；本研究使用家庭計畫投入量，作為此一功能的測量。

橫斷面分析結果，發現需求面擴散（以距都會中心距離測量）的現象，正與我們的假設一致。我們的擴散假設是：城鄉之間存在了家庭限制行爲的擴散現象，這個從都會中心到鄰近鄉村的需求面擴散功能，其重要性與影響力，在一九六〇年代會逐漸增加，至一九七〇年代後，則會降低擴散效果。合併時間序列分析時，則不僅證實距離對家庭限制行爲的影響和重要性，也使得我們更能以動態觀點來評估家庭限制行爲的變遷過程。無疑地，都會中心在臺灣地區，尤其是一九六〇年代播散家庭限制行爲過程中，其角色至為重要；又從區域之間小m值增長的空間模式，我們更證實了距離和擴散的函數關係存在。

家庭計畫投入量變數，在橫斷面分析中發現，對於一九六〇年代末期家庭限制行爲實施的增加，具有適度影響力。至一九七〇年代，則關連減弱，且呈負向效果。一九六〇年代後期的發現，顯示說除去其它自變數之外，家庭計畫方案確實對家庭限制行爲的施行具有正向影響效果；在家計方案推展初期（一九六〇年代），家計工作者，甚為有效地傳播家庭限制觀念與方法給那些已婚婦女，但是到了七〇年代後，臺灣快速的社會經濟變遷，似乎削弱了此一功能的效果。至於一九七〇年代的橫斷面分析方程式中，本變數之所以出現負係數值，可能導因於政策當局對方案投入採行非隨機處置的結果。在非隨機處置策略下，政策機構立意將較多的方案資源分配到高生育率地區，所以導致負係數值出現。

綜合來說，從橫斷面迴歸分析結果中，明顯地觀測到家庭限制行爲的需求面擴散效果。此一需求面擴散功能，在一九六〇年代中，表現了遞增的影響效果。至一九七〇年代後，則其影響力稍作削減。

至於家庭計畫投入量，研究結果可以確定說，一九六〇年代後期中，擴散家庭限制的過程裏，它乃是重要的決定因素；一九七〇年代裏，則因方案投入的非隨機處置策略，分析結果乃超越原所預期的關連效果。雖然，總體上評估家庭限制行爲的供應面擴散功能是很困難，我們仍可以確定說，臺灣家庭計畫方案推行初期（一九六〇年代後期），方案資源的投入，曾經非常有效地增加了小m值的數值。

調適模型

本研究之分析模型中，一共使用了三個社會變數，來測量臺灣地區家庭限制行爲轉型過程中，調適功能的重要性。其中有

兩個社會變數（男性及女性於非農業部門之就業人口比例），在一九七〇年代的橫斷面分析結果，呈現非所預期的負係數值。我們曾經使用不少篇幅和證據來討論此一問題之原委，認為它們可能係受戶籍登記資料的不精確與不一致所導致。

女性教育程度變數，則無論是橫斷面，抑或合併時間序列分析結果中，皆顯示為最一致且最具解釋力的調適變數。以時序來看，則發現本變數的影響效果在一九六〇年代中，似乎稍嫌薄弱，但一九七〇年代則影響力遞增——此正與橫斷面分析結果中的假設關係，呈現一致趨勢。由女性教育程度變數與小m值水準所呈現的顯著相關事實，我們可以證明說，只要一地區之女性教育程度愈高，則其實施家庭限制行為的程度必然愈高；同時也正如我們先前的預期一般，到了一九七〇年代，則愈顯示出女性教育程度變數的重要影響效果。

大體上，從實證分析結果所呈現的不一致關係，我們似乎不易論斷出，家庭限制行為轉型過程中調適功能的重要性。我們僅能從橫斷面與合併時間序列分析結果，證實女性教育程度乃是一重要影響的自變數，同時本變數也是最能支持調適假設與功能的存在。相反地，男性及女性非農業就業人口變數，則顯示對小m值的增加，僅是只有非常微弱的淨影響力，這種現象尤其以女一九七〇年代的橫斷面分析表現得更為顯著。

其它因素

兒童死亡率、客家人口百分比，及外省籍人口百分比等三個變數，在本研究中將它們分類為其它因素。在所有迴歸分析結果，他們都表現出與家庭限制行為施行程度呈相當穩定的負向關連（唯一例外是一九六一年橫斷面迴歸方程式中，客家人口變數的正係數值）。在合併時間序列中，我們則發現省籍變數的影響力，隨着時序而遞增。外省籍變數所呈現的負關連效果，則非本研究所預期的關係。兒童死亡率，則無論是橫斷面或合併時間序列分析，都顯示其對小m值水準的影響力非常強烈，說明了如果兒童死亡率高昇，人們則會有非常強烈動機要多生育子女，因而施行家庭限制程度也就較低。分析結果中，客家變數正如我們所預期一般，對小m值水準表現出負向影響，由客家人的保守態度與獨特方言所造成隔閡現象，我們不難想像出會呈現負向影響力。

合併時間序列分析，主要是用來探討時間的主要效果與互動效果。分析結果發現，時間因素對小m值影響的主要效果，在三個階段（一九六一——一九六四；一九六七——一九七〇；一九七三——一九八〇）都存在差異。在迴歸方程式中，時間因素解釋了大部分的小m值變異量，而且，通常時間虛擬變數的標準化係數，乃是所有自變數中最具有解釋力。大體上，我們可以視時間因素為測量本研究分析模型中，其它自變數所無法涵蓋到過去二十年內，臺灣地區所發生的社會經濟、大眾傳播、交通運輸，以及家庭計畫服務等之變遷效果與影響。

總的來說，本研究結果顯示，臺灣地區家庭限制行為轉型過程中，由都會中心到鄉村地區的需求面擴散功能，在早期階段非常重要，到了後期則略減其功能。家庭計畫投入的供應面擴散功能，同樣地也在早期具有重要的影響力，後期則因方案投入的非隨機處置效果，以致無法從實證分析得到預期結果。至於調適功能，則無法正確肯定地從實證結果中，評估其重要性。社會變數中，僅有女性教育程度在橫斷面分析裏，呈現出與小m值水準高度正相關；而且，合併時間序列分析中，其條件效果也呈現出顯著影響小m值程度，影響力更隨時序遞增。其它變數，包括兒童死亡率、客家人口百分比與外省籍人口百分比，皆發現在整個家庭限制行為轉型過程中，顯著地影響小m值水準。是以，綜合觀之，臺灣地區家庭限制行為轉型過程，絕非由擴散抑或調適之單一模型所支配。雖然，轉型初期，擴散功能似乎較為重要；然而，就整個變遷過程來說，決定因素顯得相當複雜，當一個地區的家庭限制實施程度，由低水準演進到高水準時，它都同時經歷了擴散和調適的過程。此外，我們必須指出，本研究所使用的自變數，寇爾——崔素值，乃是由有偶婦女生育率的年齡結構，測量家庭限制行為實施程度，所以易受母體中已婚婦女的年齡分配影響其估計。在此狀況下，小m值就無法作為家庭限制行為實施程度的最佳指標。由檢查研究中，我們所估計的小m值之平均方差（mean square error），發現有些小m值的平均方差大於〇·〇一，表示有可能並不是最佳測量指標。

最後，經過本研究的分析探討與瞭解，我們認為在將來實有必要進行更深一層的研究，以提供更多的證據來評估臺灣地區家庭限制行為之變遷。本研究乃是使用區域資料進行區域性分析，因此，我們必須承認無法完全避免區位謬誤的可能。所以，我們建議在將來進一步研究分析時，可以同時從個人性資料或是結合個人與區域資料兩個面向來著手。事實上，過去臺灣地區

已經進行過的五次生育力調查，即是個人資料最豐富的來源。此外，生育力調查中，個人居住地區之資料，亦可適用為區域性多變項分析來源。如果將來在個人性層次研究結果中，也能發現本研究結果之自變數與應變數關連模式存在，那麼，我們就可更加證實與支持臺灣地區人口轉型的經驗模式。（筆者目前正與臺灣省家庭計畫研究所進行一項合作計畫，即以生育力調查資料，分析臺灣地區的家庭限制行為變遷模式，希望能從個人資料獲得經驗證據，以支持本研究之發現）此一寶貴經驗證據，更可作為其它仍在人口轉型初期的開發中國家的示範和指引。

** 本文係作者於密西根大學社會學系，所做之博士論文中文部份摘要。在整理及翻譯過程中，研究助理陳信木君、吳柳嬌君協助甚多，特此誌謝。

註釋

1. 具體而言，本研究中，新發明——擴散理論的分析架構，主要參考 Hagerstrand 的觀點，對下列四項因素：成長模式（Growth Patterns）、新事物與擴散中心（Centers of Innovation and Diffusion），擴展的管道（Channels of Spread）以及易接受新思想的因素（Receptivity Factors）等，分別予以深入探討。有關此部分之詳細論述，請參見 Tin-Yu Ting "Innovation-Diffusion: A Geographic Study of the Transition of Family Limitation Practice in Taiwan," 「臺大人口學刊第七期」，頁1至7—121，民國七十一年。
- 參考書三
- Anderson, John Ellis
1974 "Areal Variation in Fertility Trends in Taiwan, 1952-1970: Diffusion or Development Process," Unpublished Ph. D. dissertation, Department of Sociology, University of Michigan.
- Blalock, Herbert M. Jr.
1967 "Path Coefficients Versus Regression Coefficients," American Journal of Sociology, Vol. 72, No. 6, PP. 675-676.
- Brown, Lawrence A.
1975 "The Market and Infrastructure Context of Adoption: A Perspective on the Spatial Diffusion of Innovation," Studies in the Diffusion of Innovation Discussion Paper No. 1. Columbus: Department of Geography, The Ohio State University.
- 1977 "Diffusion Research in Geography, A Thematic Account," Studies in the Diffusion of Innovation Discussion Paper No. 53. Columbus: Department of Geography, The Ohio State University.
- 1981 "Innovation Diffusion: A New Perspective." (New York: Methuen).
- Carlson, Costa
1966 "The Decline of Fertility: Innovation or Adjustment Process," Population Studies, Vol 22, PP.

- 149-174.
- Casterline, John Bernt
1980 "The Determinants of Rising Female Age at Marriage: Taiwan, 1905-1976, Unpublished Ph.D. dissertation, Department of Sociology, University of Michigan.
- Coale, Ansley J. and James Trussell
1974 "Model Fertility Schedules: Variations in the Age Structure of Childbearing in Human Population," *Population Index*, Princeton, N.J., 40(2): 185-258.
- 1978 "Technical Note: Finding the Two Parameters that Specify a Model Schedule of Marital Fertility," *Population Index*, Princeton, N.J., 44(2): 203-212.
- Davis, Kingsley and Judith Blake
1956 "Social Structure and Fertility: An Analytical Framework," *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 4, PP. 211-235.
- Freedman, Ronald
1974 *Community - Level Data in Fertility Surveys*. World Fertility Survey, occasional Paper No. 8, Voorburg: International Statistical Institute.
- Freedman, Ronald
1975 *The Sociology of Human Fertility*. Irvington Publisher, Inc.
- Freedman, R., M.C. Chang, and T.H. Sun
1981 "Trends in Fertility, Family Size Preferences, and Family Planning Practice: Taiwan, 1961-80" *Studies in Family Planning*, Vol. 12, No. 5.
- Freedman, R., T.H. Fan, and S.P. Wei
1977 "Trends in Fertility and in the Effects of Education in Taiwan, 1961-74," *Studies in Family Planning*, Vol. 3, No. 1, PP. 11-18.
- Freedman, R., A. Hermalin, and T.H. Sun
1971 "Fertility Trends in Taiwan: 1961-1970," Taiwan Population Studies, Working Paper No. 15, Ann Arbor: University of Michigan.
- Freedman, R., J.Y. Takeshita, and T.H. Sun
1963 "Fertility Trends in Taiwan: Tradition and Change," *Population Studies*, Vol. 16, PP. 219-236.
- Freedman, R., B. Moots, and S.P. Wei
1979 "Differential Fertility in Taiwan: 1972-1974," Taiwan Population Studies, Working Paper No. 41, Ann Arbor: University of Michigan.
- Freedman, R., and J. Takeshita
1969 *Family Planning in Taiwan*. Princeton: Princeton University Press.
- Freedman, R., T.H. Sun, and K.C. Liu
1980 "Factors Related to Taiwan's Fertility Decline: A Review of the Evidence," Taiwan Population Studies, Working Paper No. 44, Ann Arbor: University of Michigan.
- Hagerstrand, Torsten
1967 *Innovation Diffusion as a Spatial Process*. Allan Pred, Trans. Chicago: University of Chicago Press.
- 1968 "The Diffusion of Innovations," in David Sills, ed., *The International Encyclopedia of the Social Sciences*, Vol 4, PP. 174-178.
- Hermalin, Albert I.
1970 "Taiwan: An Areal Analysis of the Effect of Acceptances on Fertility," in George Cernada ed., *Taiwan Family Planning Reader*, Taichung, Taiwan: The Chinese Center for International Training in Family Planning, PP. 339-351.
- 1971 "Taiwan: Appraising the Effects of a Family Planning Program through an Areal Analysis," Taiwan Population Studies, Working Paper, No.

- 14, Ann Arbor: University of Michigan.
- 1973 "Empirical Research in Taiwan on Factors Underlying Differences in Fertility," Taiwan Population Studies, Working Paper, No. 26, Ann Arbor: University of Michigan.
- 1975 "Regression Analysis of Areal Data," in C. Chandrasekaran and A. Hermalin, eds. *Measuring the Effects of Family Planning Programs on Fertility*, Paris: OECD. PP. 245-299.
- Hermalin, A.I.
- 1978 "Spatial Analysis of Family Planning Program Effects in Taiwan," Papers of the East-West Population Institute, No. 48.
- Hermalin, Albert I. and William R. Lavely
- 1979 "Agricultural Development and Fertility Change in Taiwan," Paper Presented at the Annual Meetings of the Population Association of American, Philadelphia, April 1979.
- Kintner, Hallie Joanne
- 1982 "The Determinants of Infant Mortality in Germany From 1871 to 1933," Ph.D. dissertation, Department of Sociology, University of Michigan.
- Knodel, John E.
- 1974 *The Decline of Fertility in Germany, 1871-1939*. Princeton: Princeton University Press.
- 1977 "Family limitation and Fertility Transition: Evidence from the Age Patterns of Fertility in Europe and Asia," *Population Studies*, Vol 31, No. 3, PP. 481-510.
- 1978 "Natural Fertility in Pre-industrial Germany," *Population Studies*, Vol. 31, No. 3, PP. 481-510.
- Maddala, G.S.
- 1971 "The Use of Variance Components in Pooling Cross-Sections and Time-Series Data," *Econometrica*, Vol. 39, PP. 34-58.
- Nerlove, Marc
- 1971 "Further Evidence on the Estimation of Dynamic Economic Relations from a Time Series of Cross-Sections," *Econometrica*, Vol. 39, No. 2, PP. 359-381.
- Richards, Toni
- 1977 "Fertility Decline in Germany: An Econometric Appraisal," *Population Studies*, Vol. 31, No. 3, PR. 537-553.
- Robinson, W.S.
- 1950 "Ecological Correlations and the Behavior of Individuals," *American Sociological Review*, 15: 351-57.
- Rogers, E.M. and F.F., Shoemaker
- 1971 *Communication of Innovations: A Cross Cultural Approach*. New York, Free Press.
- Rosenzweig, Mark R.
- 1982 "Educational Subsidy, Agricultural Development, and Fertility Change," *The Quarterly Journal of Economics*, February 1982.
- Schultz, T. Raul
- 1971a *Evaluation of Population Policies: A Framework for Analysis and Its Application to Taiwan's Family Planning Program*. (R643-AID), Santa Monica, Rand.
- 1971b *The Effectiveness of Population Policies: Alternative Methods of Statistical Inference*. (P-4663), Santa Monica, Rand.
- 1973 "Explanation of Birth Rate Changes over Space and Time: A Study of Taiwan," *Journal of Political Economy*, Vol. 32, No. 2, PP. s238-s273.
- Ting, Tin-Yu
- 1984 "Innovation-Diffusion: A Geographic Study of

the Family Limitation Practice in Taiwan," 臺大

人口學刊，第七期，頁157至172。

United Nations, Department of Economic and Social Affairs

1973 *The Determinants and Consequences of Population*

Trends. New York: United Nations.

統計資料來源：

內政部

1961 一九六一至一九八〇年，臺灣地區人口統計。
臺灣省政府

1969 臺灣省五十一年來統計摘要。

1956 戶口普查報告。

1966 戶口普查報告。

臺灣省家庭計畫研究所

1964 一九六四至一九八〇年，臺灣地區家庭計畫統計年報。