

臺灣低生育率之空間分析

劉君雅* 鄧志松** 唐代彪***

* 臺灣大學國家發展研究所碩士

** 臺灣大學國家發展研究所助理教授

*** 臺灣大學國家發展研究所副教授

中文摘要

人口轉型導致生育率下降的原因分別有「社經結構調適過程」與「(創新)傳播擴散過程」兩種解釋途徑，前者認為生育率的下降是社會邁向現代化過程中對於結構轉變的調適結果，強調社經結構對於行為者的生育態度及決策的影響，而後者則認為社會網絡與人際互動等因素，形塑大眾減少或延後生育的觀念，以及對避孕知識與方法的認識並採納，是促使生育率普遍下降的主要原因。本研究透過空間迴歸模型，以臺灣 358 個鄉鎮為研究範圍，同時考慮社經結構，以及空間傳播擴散因素，檢驗社經結構、族群以及鄰近效應對生育率的空間變異可能造成的影響。綜合而論，從 1980、1990、2001 三個觀測年度的迴歸分析結果發現，社經結構始終維持在百分之五十的解釋力，族群與鄰近效應的解釋力則有增加的趨勢，尤其是鄰近效應的解釋力增加尤其明顯。基本上，鄰近效应有補強功能，提高模型的解釋力，但不影響原有變數的解釋力，證實的確有鄰近效應存在，間接支持傳播擴散理論，使社經結構調適理論在解釋生育率上更為完整。

關鍵詞：總生育率、鄰近效應、空間自相關、空間分析、空間計量

壹、文獻回顧

一、社經結構與傳播擴散

對於生育率下降的原因，主要有兩種解釋途徑，包括社經結構調適過程（adjustment process）與創新擴散過程（innovation-diffusion process）（Sun and Ting 1988）。社經結構調適過程認為社會型態的轉變（傳統的農業社會轉型到以工商業及服務業為主的現代社會）、教育程度的提升、所得的增加、婦女勞動參與率的提高及嬰幼兒死亡率的下降等各種社經結構的轉變是導致生育率下降的主要原因。簡而言之，社經結構調適過程認為生育率下降與社會朝現代化發展有極密切的關係。Mincer（1963）首先提出子女機會成本的概念，指出有工作能力的婦女若因為生育子女而失去工作機會，則其為生育所付出的代價大於無工作能力者，為了避免這種機會成本則部份有工作能力的婦女會因而減少生育子女的數目；Becker（1976, 1981）進一步透過實證檢驗結果得出夫妻為了提升子女的質量，進而選擇減少生育、維持較低的子女數量，盡可能使每個子女獲得最高的資源總量，如此原因造成生育率的下降；Merrigan and St.-Pierre（1998）觀察 1950-1990 年間加拿大婦女的生育時點及生育間隔，研究指出在給定所得效果的強度後，不同世代的女性期望生育的個數減少，年輕世代中有許多婦女傾向不生育，並非是在生育與其他財貨上的偏好改變，而是在於所得提高，間接使得養育子女的機會成本提高；此外 Blake（1974）的研究亦指出勞動婦女偏好改變是生育率下降的因素之一，由於參與工作可能會提高婦女對家庭以外事務的興趣，取代生育子女的欲望（方新惟 2006），是影響生育率下降的因素之一。

另一方面，創新擴散過程認為低生育現象成為普遍趨勢並如同風潮不斷蔓延很大的原因來自於生育「觀念」轉變的結果，也就是行為

者從過去的「多子多孫、多福氣」的多生育觀念轉變「兩個孩子恰恰好」的少生育觀念（Sun 2001），更甚者更有追求「個人自由、兩人世界」的不生育想法等，進一步而言，如今普遍存在的婦女延遲生育現象（tempo effect）同樣是一種生育「觀念」轉變的結果。這些觀念的形成首先由某一處或某一群人開始意識到，透過各種擴散傳播方式將減少生育與避孕措施等創新觀念推廣出去，當接納（adopt）的人數不斷增加後，則此創新觀念將會逐漸形成共識，並進一步成為社會的普遍價值，最終導致整體生育率的下降。

透過創新擴散理論應用在減緩生育率研究的大型跨國計畫起源於1960年代，開發中國家為了緩和人口過剩問題所推動的「KAP 研究計畫」，即所謂的家庭計畫（family planning programs）。此計畫是一個由政府主導，透過對知識（knowledge, K）、態度（attitude, A）及實踐（practice, P）三方面宣導有關減少生育與避孕措施（新知）的政策。Lapham and Parker（1985）在比較各國施行家庭計畫的研究結果顯示，臺灣是所有國家中唯一成功的個案，不僅在家庭計畫效力得分上高達 94.3 分，婦女採用避孕措施的比例也高達 70 分，顯示家庭計畫對於促進臺灣生育率的下降有實質的效果。

在傳播效果的研究上，Sun and Ting（1988）藉由橫剖面與時間序列結合的多層次分析（multiple classification analysis, MCA）探討有偶婦女在 1965-1980 年之間的生育態度的轉變，其研究結果除了證實創新擴散理論在臺灣的生育轉型中扮演非常重要的角色外，並得出生育控制行為是由都會中心逐漸擴散到外圍鄉村地區；Montgomery and Casterline（1993）以跨區域整合時間序列分析探討臺灣家庭計畫政策的擴散效應，採用臺灣 361 個鄉鎮為單位，並以 1961-1981 年的總生育率、嬰兒死亡率、家庭計畫服務傳達及其他社經因素做為測量變數，在控制異質性的條件下，結果顯示有極高的鄉鎮內擴散現象，且家庭計畫有從城市擴散至鄉鎮的現象。

由上述文獻回顧可發現，生育率的空間聚集現象（生育率具有空

間相似性，如低生育率現象大多聚集在都會區、高生育率現象普遍反映在山地鄉等）可能源自於各樣社經變數的影響所形成的地區結構相似性，也就是所謂社經結構調適對於生育率的影響結果，此外也可能源於空間擴散所形成的鄰近效應。由於過去多數研究傾向探討各種社經結構變數對於生育率的影響，而較無創新擴散過程的研究，主要原因在於對於觀念傳播過程當中的空間擴散效果難以驗證及測量，是故本文期望藉由空間分析方法，進一步觀察生育率的空間聚集現象，並驗證臺灣生育率下降之成因。

二、空間變異的解釋

Weeks (2004) 認為人口學就是一種空間科學 (spatial science)，因為人口總是分佈在既定的地理區域內，而所謂人口即空間 (demography is spatial) 意指人口學研究經常「察覺」 ("awareness") 空間因素的存在，也就是不同地理區域，人口現象不一樣，例如都市與鄉村在人口特徵及轉變的不同、東亞國家與南亞國家有不同的生育轉型經歷、生育率具有地區差異等，但「空間察覺」並不完全等同於「空間分析」。空間分析必須是在有理論基礎及假設前提下，探討、驗證社會現象的空間分布模式 (Weeks 2004)，進而解釋空間變異的緣由。藉由 Star and Estes (1990) 的分類我們可以將空間分析區分成兩個重要成份 (圖 1)：(1)地區間的連結關係 (傳播擴散)；(2)地區本身的屬性特徵 (社經結構)。

圖 1 生育率研究的空間分析框架，以傳播擴散為主軸的空間分析主要在探討人際網絡連結的時機 (timing) 及方向，並探求傳播擴散¹發生的原因及造成的結果，其內涵關注在家庭規模的大小及生育控制方法的擴散上，強調社會網絡與人際互動對於行為者的觀念及行為的

1 Weeks 在此使用 diffusion 及 dispersal，分別說明觀念的擴散 (the spread of ideas) 及人口的地理重分佈 (the geographic redistribution of people)。

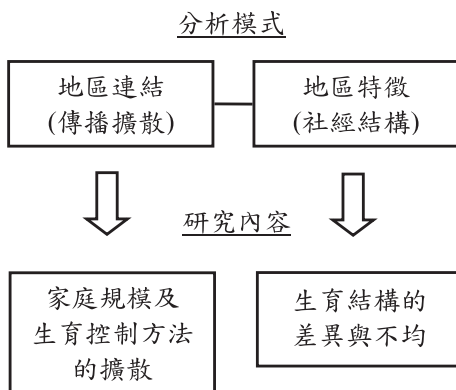


圖 1 生育率研究的空間分析框架

資料來源：Weeks (2001)，作者參考後修訂繪製。

影響，可稱之為生育率的空間擴散研究；而以地區屬性特徵為主軸的空間分析所探討的是各樣社經結構變數對其他有同樣相似地區之行為者的影響效果，探討生育結構的地區差異與不均衡的現象，行為者身處的地區特徵會實際影響行為者的決策並之後的行為反應，因此整體生育率變化是由當地（如鄉鎮）層級（local level）影響區域及國家層級（regional and national levels）而來。舉例而言，生育率的地區差異與當地的醫療及死亡水準、年齡結構、普遍的家戶結構等地區特徵有關，進而形成各地不同的生育決策及行為，使生育率存在地區差異（Weeks 2001），可稱之為生育率的空間變異研究。

雖然空間擴散與地區屬性分析兩者所關注的焦點不同，然而往往也會有重疊之處（Weeks 2001），是故將兩者結合應是較為完整的生育率空間分析研究，行為者的生育決策除了受到不同的地區特徵影響外，地區之間的人際網絡與連結也會產生作用，因此，本文試圖結合傳播擴散與社經結構兩者的空間意涵，探討 1980 至 2001 年臺灣生育率的空間變化，並經由空間迴歸建立解釋模型。

貳、研究設計

一、分析架構

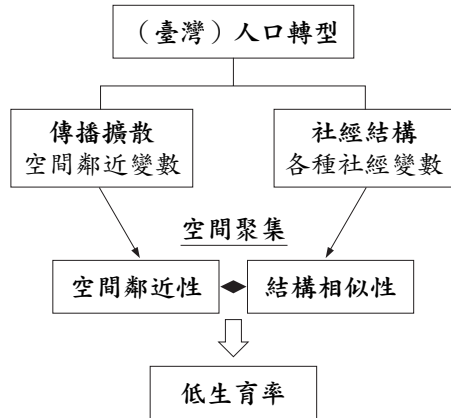


圖 2 分析架構

本文者關心的是三十年來臺灣生育率的空間差異，分析架構如圖 2 所示，人口轉型所帶來的生育率下降，基於過去研究主要有兩個解釋的途徑，分別為社經結構的調適過程及觀念傳播擴散的影響力。如前述所言，從空間的角度觀察臺灣生育率的變化，可發現生育率存在地區差異，甚至是空間聚集現象，因此本文之研究目的在於藉由迴歸分析，同時加入鄰近關係變數檢驗，探討生育率空間變異的背後成因。

社經結構變數方面，彙整相關文獻後，本研究依自變數的性質分為經濟條件與資源、社會控制因素、個人價值觀念、族群文化等幾個類別。經濟條件與資源方面，經濟條件愈好、資源愈充沛，生兒育女的誘因應該愈強，與此相關的變數有所得、都市化程度、結婚與同居率、扶養比等。社會控制因素主要來自於文化傳統的影響，農業人口

比愈高，生育率應愈高。個人價值觀念方面，女性自主意識愈強，生育的意願會降低，而教育程度愈高的地區，應有助於女性獨立自主意識的培養，而女性的勞動參與，對生育的意願亦有影響，一般認為，參與工作可能會提高婦女對家庭以外事務的興趣，取代生育子女的欲望，但實際情況如何，猶待驗證；嬰幼兒死亡率愈高則會產生彌補心態，以提高生育來因應。

族群文化因素是綜合性的指標，不同的族群代表不同的生活方式、價值觀，生兒育女的觀念自然也會有所不同。不過，族群的影響有多大，事實上亦頗有爭議，尤其在控制以上的社經背景變數之後，是否仍有解釋力須進一步觀察，因此本研究將其列入，期能找出真正的關係。

最後是鄰近效應，亦即控制了以上所有的社經結構變數之後，鄰近效應是否仍然存在，如果仍在的話，表示擴散效應有發揮功效。

二、空間分析方法

本研究運用地理資訊系統（Geographic Information System, GIS）及相關分析軟體（Geoda, ArcView），探討臺灣 1980 至 2000 年總生育率變化的過程及其空間意涵。主要的討論分為兩部分：第一部分「探索式空間分析」（Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA），以臺灣鄉鎮區為分析單位，透過主題圖繪製，呈現各鄉鎮的生育率差異，並以空間自相關指標 Moran's I 來檢驗生育率的空間自相關程度，藉以瞭解生育率的空間分布模型與空間特性；第二部分「空間迴歸分析」，藉由迴歸分析，建構解釋模型，探討生育率存在空間差異的成因。空間迴歸與傳統迴歸最大的差異在加入空間變數，藉以衡量在控制社經結構與族群文化變數之後，空間擴散效應是否存在，作為創新擴散效果的檢證。空間擴散效應的強弱一般用 Moran's I 來量度，略述如下：

(一) 空間自相關 (spatial autocorrelation)

對於空間自相關 Cliff and Ord (1973) 下了簡短定義：「如果一個地區的表現與其鄰近地區的表現更相似或更不相似，就存在空間自相關的現象。」換言之，空間自相關包含兩種不同的情況：若與鄰近地區的差異小，與非鄰近地區的差異大，則屬正的空間自相關；若與鄰近地區的差異大，與非鄰近地區的差異小，則是負的空間自相關。簡言之，空間自相關就是用來說明自己與鄰近地區相似性的概念。當自己與鄰近地區相似度高，很有可能就是擴散效果的影響。

Moran' I 是計算空間自相關程度最常用的指標。具體而言，它透過空間鄰近矩陣 (W_{ij}) 來計算，Moran's I 是由統計學的共變數概念發展而來，其定義如下 (Cliff and Ord 1973, 1981)：

$$I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}, i \neq j$$

當觀察變數為生育率 (式中以 x 表示) 時， n 為觀察樣本數； x_i 為 i 空間單元之總生育率； x_j 為 i 以空間單元除外之其他空間單元之總生育率，而 W_{ij} 是一個由 0 與 1 所組成的 n 階對稱矩陣，用來呈現各區域間空間單元的相鄰情形。如果 i 與 j 兩空間單元具有鄰近關係，則相應的 W_{ij} 值為 1，否則 W_{ij} 值為 0，而自己與自己 (例如 W_{ii} 或 W_{jj}) 設為 0。

以行政區的樣本為例，假設以邊界有接壤作為是否有鄰近關係的定義，則 W_{ij} 矩陣如下所示， $i=1\dots n$ ， $j=1\dots n$ 代表不同的空間單元，本研究臺灣有 358 個鄉鎮， $n=358$ 。當 $i=j$ 時， $W_{ij}=0$ (鄰近矩陣的對角線)，非對角線代表地區 i 與地區 j 的關係，不是 0 就是 1。如果是一階鄰近關係 (order = 1)，代表邊界有直接接壤方屬鄰近，如果

是兩階（order=2）則表示與一階鄰近有接壤者亦屬鄰近，其他高階則類推。

$$W_{ij} = \begin{pmatrix} 0 & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & \ddots & & \vdots \\ \vdots & & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & \cdots & \cdots & 0 \end{pmatrix}$$

Moran's I 的係數值界於 $-1 \sim 1$ 之間其正負主要由 $(x_i - \bar{x})$ 與 $(x_j - \bar{x})$ 兩組離均差的關係所決定，當兩組均為正或均為負時，則 $(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})$ 必為正，代表鄰近區域為正自相關；若 $(x_i - \bar{x})$ 與 $(x_j - \bar{x})$ 分別為一正一負時，則 $(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})$ 必為負，代表鄰近區域為負自相關。換言之，Moran's I 值越大表示鄰近區域的正相關性越強，具空間聚集；接近 0 表示鄰近區域獨立無相關，呈現隨機的分布；若小於 0，則表示鄰近區域為負相關，呈現對比的關係。（Anselin 1995）

（二）空間迴歸（spatial regression）

空間迴歸是將空間鄰近的概念帶入傳統計量模型中，藉以了解社會現象的空間意涵，主要可以合併成二種測量模型，第一種是加上空間延遲依變數的空間延遲模型（spatial lag model, SLM）；第二種是處理誤差項問題的空間誤差模型（spatial error model, SEM）²（Anselin 1988）。而這兩種方法都是為了補充傳統計量模型在處理空間議題上的不足。傳統計量模型有什麼問題呢？

傳統的迴歸〈Ordinary Least Square, OLS〉矩陣表示如下：

$$Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

式中 Y 為依變數（ $n \times 1$ 矩陣）， β 表示迴歸係數（ $k \times 1$ 矩陣），

2 空間誤差模型其公式為 $Y = X\beta + \varepsilon$ ，其中誤差項之公式為 $\varepsilon = \rho W\varepsilon + \mu$ 。

X 為自變數 ($n \times k$ 矩陣), ε 代表隨機誤差項 ($n \times 1$ 矩陣)。如果以最小平方方法估計上式, 估計值不偏、有效的前提是: 誤差的期望值為零、誤差間彼此獨立、變異數齊一, 亦即所謂的 i.i.d. 假設 (identical independent distribution)。不過這個假設就空間資料而言, 經常無法遵守。如果在控制了自變數之後, 地區與地區間的關係, 仍有空間自相關現象, 即破壞了 i.i.d. 的假設, 而這在以地理單元 (例如本研究是鄉鎮) 為分析單位的迴歸中是極為可能的。而迴歸的誤差有空間自相關, 會造成顯著性檢定過度樂觀, 因此喪失有效性; 而且忽略鄰近效應的影響, 也會因為遺漏重要變數而喪失不偏性。這是傳統 OLS 迴歸在處理空間議題上的不足, 為彌補此缺陷, 就必須藉助空間迴歸。本文中作者考慮了 SLM 與 SEM 兩個迴歸模型, 略述如下:

空間延遲模型 (Spatial Lag Regression, SLM) 矩陣表示如下:

$$Y = \rho WY + X\beta + \varepsilon, \varepsilon \sim N(0, \sigma^2 I)$$

Y 為被解釋變數, 依變數 ($n \times 1$ 矩陣); X 為自變數 ($n \times k$ 矩陣); β 為自變數之迴歸係數 ($k \times 1$ 矩陣); 此時的誤差 ε 預期為空間隨機。與傳統 OLS 迴歸的差別是增加解釋變數 WY , 稱為空間延遲變數, 代表鄰近地區的影響。 W 即為前文提及的空間鄰近矩陣, 經過列標準化 (每個橫列其和為 1), 為 $n \times n$ 矩陣, 因此 WY 為 $n \times 1$ 矩陣。 ρ 為空間自迴歸係數 (Spatial Autoregressive Coefficient), 若 ρ 達到統計顯著的水準, 表示在控制了社經因素之後, 鄰近地區的表現具有影響力, 得以證明鄰近效應的存在。也就是說, SLM 多控制了一個自變數: 鄰近地區的影響 (鄰近效應), 使得誤差彼此不再空間自相關。不過, 正因為多了這個自變數, 產生內生變數的問題, 以傳統最小平方方法估計, 會喪失有效性及不偏性, 一般用最大概似法估計或工具變數估計 (Anselin 1988), 會得到較可靠的結果, 本研究則使用 GeoDa 軟體以最大概似法估計。(Anselin 2005)

空間誤差模型 (Spatial Error Regression, SEM) 矩陣表示如下:

$$Y = X\beta + \varepsilon \quad \varepsilon = \lambda W\varepsilon + u, \quad u \sim N(0, \sigma^2 I)$$

與 SLM 模型相較，SEM 的鄰近效應出現在誤差項，加了空間變數 $W\varepsilon$ 之後，誤差 μ 為空間隨機。可知，SEM 進行誤差的空間校正，經過校正後，誤差 i.i.d.，如此可獲得較正確的係數估計。不過，SEM 模型雖然可以改善模型的妥適性，卻無法得知是什麼社會因素產生影響，無法增加我們對社會議題的瞭解，只能說，有某個隱藏的變數存在，如果不予考慮，會使得誤差不是空間隨機。值得注意的是 SEM 模型亦是以最大概似法估計，否則 SEM 模型會喪失有效性。（Anselin 1988）

另外在迴歸模型配適度的比較上，OLS 迴歸一般以 R 平方為依據，R 平方愈小配適度愈佳，然而最大概似法的 R 平方值，只作為參考用。一般用 Akaike info criterion 及 Schwarz criterion 值作為模型比較的依據，其值越小越佳。（Anselin 2005）

三、資料與變數

本文所探討的空間範圍為臺灣地區（未包含金門、馬祖）358 個鄉鎮，之所以選擇鄉鎮做為分析單位的原因在於，考量到在統計檢定上採用縣市過於粗糙；而採用村里又面臨邊界年年變動的問題，在此情況下，鄉鎮乃臺灣最小的穩定地理單位，也是最適合做為空間分析的單位。（葉高華 2006）

在樣本年份的選擇上，選取 1980 年、1990 年及 2001 年，三個年份的橫剖面資料進行實證分析，原因有二，(1)此三個年份分別代表臺灣低生育時代（1980 年後）在替代水準之上的生育率時期、低度穩定的生育率時期以及極低生育率時期。而選取 2001 年而非 2000 年，主要的原因是，2000 年是龍年，國人的習慣，龍年生育率會偏高，而偏高的程度又非一致，依不同情況（自變數）、地區而異，為避免龍年效應造成的估計偏誤，因此選 2001 年作為分析對象，便於和 1980 年

及 1990 年比較；(2)另一方面人口普查每十年進行一次（1980 年、1990 年及 2000 年）。人口普查是本研究最重要的資料來源，因此配合人口普查作為年度選擇的依據，實所必須。

本研究的依變數為三個年度（1980 年、1990 年及 2001 年）的生育率。常用的生育率衡量有幾種方式，(1)育齡婦女年齡別生育率（age specific birth rate, ASBR）：特定年齡組的出生數對同一年齡組年中育齡婦女數的比率；(2)一般生育率（general fertility rate, GFR）：係指當年出生數與年中育齡婦女數的比率；(3)育齡婦女總生育率（total fertility rate, TFR）：係指一個假設世代的育齡婦女按照目前的年齡別生育水準，在無死亡的情況下，渡過其生育年齡期間以後，一生所生育的嬰兒數或生育率；為單一年齡別生育率之總和或為育齡婦女五歲年齡組別生育率加總後乘五而得；(4)有偶婦女生育率（marital fertility）：特定年齡組的出生數對同一年齡組年中有偶育齡婦女數的比率。³ 本文以總生育率做為衡量生育水準的指標（下文簡稱生育率），主要原因在於總生育率同時包含了「年齡別」與「生育率」，為一綜合性的生育指數，雖然屬於假設性的測量⁴，但由於總生育率針對目前女性生育狀況去除人口年齡組成的影響，同時易與其他方法比較、解釋，因而最常被引用（劉一龍、王德睦 2004）。

自變數方面，與經濟條件與資源有關者，最重要的首推所得或財富，然而鄉鎮的所得與財富資料無法取得，最後只能以人口密度替代。就臺灣而言，城鄉差距明顯，人口密度代表都市化程度高低，也代表社會資源豐富程度，都會地區人們的所得一般也較高，因此以「人口密度」作為替代變數，應可接受。

結婚率代表兩性或家庭關係的穩定程度，結婚率越高，生育率理應越高，未婚生子或非婚生子女的情況到底還是少數。

3 內政部，生命統計資料背景說明，<http://www.ris.gov.tw/ch4/static/st20-0.html>。

4 相關論述請參照照明慶（2007）"總生育率下降的表象與實際"。

扶養人口意指 15 歲以下人口加上 65 歲以上人口，除以青壯人口即為扶養比，扶養比愈高意味青壯年人口的負擔會越重，照理說，負擔重會降低生育的意願，因此預期方向為負相關。

社會控制因素方面主要來自於環境或文化傳統的影響，考慮的變數有：農業人口比愈高，基於人力需求以及傳統多子多孫的觀念，生育率應會愈高。個人價值觀念方面：

教育程度愈高的地區，對未來無論是就業或所得的期望也會升高，生育的機會成本隨之升高，進而降低生育的意願。

女性的勞動參與，對生育的意願亦有影響，一般認為，參與工作可能會提高婦女對家庭以外事務的興趣，取代生育子女的欲望。

嬰幼兒死亡率越高，則生育率也會越高。主要是補償效果與保險效果的雙重影響，行為者會藉由多生育的方式以避免子女夭折的損失。不過隨著醫療水準與生活品質的提升，這方面的影響應該會下降。

族群因素方面，變數是客家人口比、外省籍人口比、原住民人口比，另外福佬人人口比則列為參考組。每個族群由於歷史環境背景的不同，通常有其獨特的生活方式與風俗習慣，因此對於生育的看法也將不盡相同，一般認為原住民有較高之生育率，然而對於其他族群則較無相關文獻研究。本研究試探性地加入族群變數，看看族群的影響為何。不過資料上最大的問題是，人口普查的族群變項極為有限，最後還是決定用 2004 年的客家人口調查，假設各地區族群比例變動不大。

量度鄰近效應的鄰近地區定義以 queen 方式界定，亦即以行政邊界有接壤者視為鄰近。不過，這會使得六個地區沒有鄰居，為避免這些地區影響計算（如果無鄰居，GeoDa 計算時鄰居表現值會視為 0），高雄旗津區的鄰居指定為小港區、前鎮區，臺東蘭嶼的鄰居為綠島，綠島的鄰居為臺東市與蘭嶼，澎湖七美的鄰居為望安，望安的鄰居為七美與馬公。變數定義如表 1 所示。

表 1 變數操作定義、資料來源及預期方向

變數名稱	操作定義	資料來源	預期關係	
解釋變數				
生育率	15~49 歲有偶婦女總生育率	1974-2005 年臺閩地區人口統計		
被解釋變數				
社 經 結 構	人口密度	總人口數/面積 (平方公里)*10000	1980、1990、2000 年 人口普查	-
	扶養比	(總人口-15~65 歲人口)/15~65 歲人口*100	1980、1990、2000 年 人口普查	-
	結婚與同居率	有配偶或同居人口/總人口*100	1980、1990、2000 年 人口普查	+
	農業人口比	農業人口/總人口*100	1980、1990、2000 年 人口普查	-
	高等教育比	大專以上教育程度人口/總人口*100	1980、1990、2000 年 人口普查	-
	嬰幼兒死亡率	當年嬰幼兒死亡數/當年嬰兒出生數及幼兒年底人口 嬰兒意指未滿 1 歲之人口； 幼兒意指 0~4 歲之人口	(1)臺閩地區人口統計 (2)臺閩人口統計季刊	+
	婦女有工作比	15~65 歲有工作之女性/ 15~65 歲女性人口*100	1980、1990、2000 年 人口普查	-
客家人	臺灣客家人口/總人口*100	2004 年全國客家人口 基礎資料調查研究	+	
族 群	原住民	原住民人口/總人口*100	2004 年全國客家人口 基礎資料調查研究	+
	外省人	外省人口/總人口*100	2004 年全國客家人口 基礎資料調查研究	-
空間	鄰近效應	使用 Geoda 軟體，以 queen 界定鄰近關係（行政邊界有接壤者視為鄰近）。無鄰居的孤島則以距離最近的地區指定為鄰居。	+	

四、研究假設

綜上所述，本研究以 1980、1990、2001 年生育率為依變數，分別建構迴歸模型，藉以探究三十年來臺灣生育率的結構變遷。基本假設為：

- 一、人口密度愈高，生育率愈低。
- 二、扶養比愈高生育率愈低。
- 三、結婚率愈高，生育率愈高。
- 四、農業人口比愈高，生育率愈高。
- 五、教育程度愈高的地區，生育率愈低。
- 六、嬰幼兒死亡率愈高，生育率愈高。
- 七、女性有工作比例愈高，生育率愈低。
- 八、鄰近效應（鄰近地區的影響）代表擴散效應，預期有正向影響。

然而以上的預期關係，極可能因為年代的不同而有變化，而這是後文將探討的重點。

參、空間探索分析

臺灣的低生育率現象，是近年來十分受到關注的議題，也是影響臺灣人口結構一項極重要的因素。回顧臺灣總生育率的變化，1960 年到 1980 年短短的二十年間，生育率從 5.0 降到 2.4，下降 50% 之多，而生育率的快速下降是造成臺灣人口轉移的決定性因素，就西方國家的人口變遷來看，它們大多數花了一、二百年的時間才下降了如此多的生育率，但臺灣卻在極短時間內就完由高生育率轉移至低生育率的人口轉型過程（謝高橋 1983）。如圖 3 所示，自 1980 年以後，臺灣的總生育率持續地下降，逐漸引起國人注意。1984 年首度跌破了 2.1 的人口替代水準，1985-1997 這十幾年的生育率呈現低度穩定狀態，

維持在 1.68~1.88 的生育水準間；隨後 1998 年生育率突然急速下滑至 1.46，之後又逐漸回升；至 2000 年，適逢「千禧年」與「龍年」雙重效應，生育率回升至 1.68，但以後年生育率又快速下滑，甚至比起之前的低度穩定生育水準更低，形成極低生育率（lowest-low fertility）的現象。

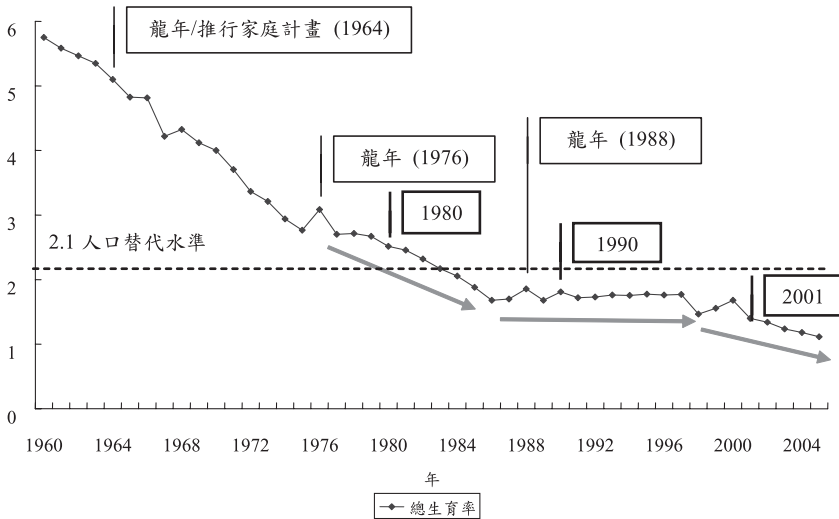


圖 3 臺灣總生育率變化 (1960-2005)

資料來源：內政部戶政司，歷年育齡婦女一般生育率、年齡別生育率及總生育率，作者自製。

以上的說明僅針對臺灣整體的狀況說明，並不涉及臺灣內部的地區性差異，而地區差異正是空間分析關心的重點。圖 4 是以鄉鎮為單位（共有 358 個），繪製的生育率主題圖，從左至右，依序為 1980、1990 及 2001 年。小於替代水準（2.1）為點狀系，生育率愈低顏色愈黑；大於替代水準者以格狀系表示，距離替代水準愈遠，顏色愈黑。比較此三張圖，可清楚地得知，生育率下降的整體趨勢。1980 年絕大多數均在替代水準以上，而且超過一半的鄉鎮大於 3；1990 已有結構性的變化，除了極少數大於 3，其他均在替代水準上下振盪；2001 年

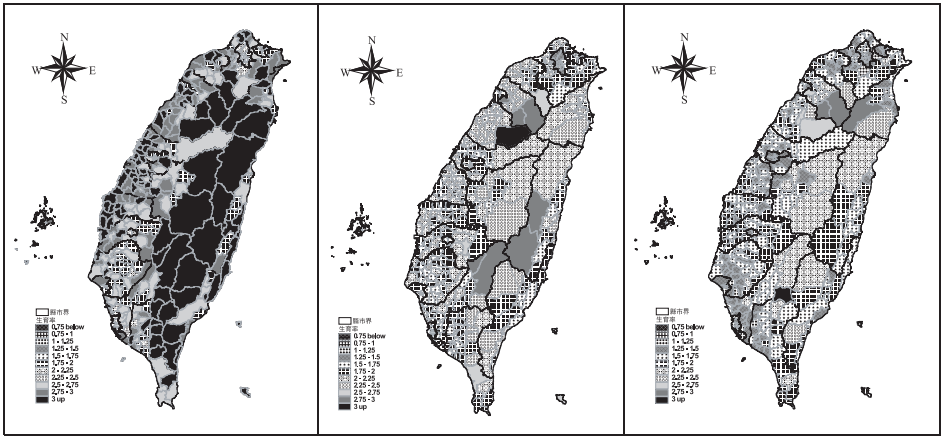


圖 4 1980、1990、2001 年臺灣總生育率主題圖

資料來源：臺閩地區人口統計，作者自行繪製。

大部分地區已降低至替代水準以下。藉由主題圖得以觀察生育率的地區差異，就這三個年度而言，都會地區相對比較低，山區一般偏高，桃竹苗山區鄉鎮尤其特殊，是少數幾個仍維持較高生育率的地區。

我們可以進行一個簡單的檢定，說明地區性差異的重要性。依各行政區的命名方式，大致可區分都市化層級為四個等級，由高至低，依序為「區（直轄、省轄市）」、「市（縣轄市）」、「鎮」與「鄉」。進行單因子變異數分析（one-way ANOVA）結果，如表 2 所示。發現三個年度全都拒絕虛無假設，亦即這三個層級的生育率不全相等。Scheffe 差別檢定，發現 1981 年與 1991 年情況一樣，除了「市」與「鎮」間無差異外，「鄉 > 鎮 > 區」，同時「鄉 > 市 > 區」。2001 年除了「市」與「區」間無差異外，「鄉 > 鎮 > 市」，且「鄉 > 鎮 > 區」。顯示生育率的差異，與圖 4 顯示的一致，基本上有城鄉之別。

另一個有趣的差異是漢人與原住民地區的差異，本文將臺灣地區依原住民比例劃分為「山地鄉」與「非山地鄉」⁵兩個群組，進行 t 檢

表 2 1980、1990 及 2001 年臺灣生育率變異數分析（依行政區分）

依行政區分		1980 年	1990 年	2001 年
Levene Statistic		3.694**	5.932***	7.002***
F-value		40.374***	62.454***	68.427***
Scheffe 檢定	區 市	-337.733**	-179.842*	-111.805
		(93.243)	(56.201)	(61.040)
	鎮	-477.485***	-304.525***	-351.466***
		(78.837)	(47.518)	(51.609)
	鄉	-679.799***	-489.939***	-534.497***
		(64.183)	(38.685)	(42.016)
	市 區	337.733**	179.842*	111.805
		(93.243)	(56.201)	(61.040)
	鎮	-139.753	-124.683	-239.661***
		(90.396)	(54.485)	(59.176)
鄉	-342.066***	-310.097***	-422.692***	
	(77.946)	(46.981)	(51.026)	
鎮 區	477.485***	304.525***	351.466***	
	(78.837)	(47.518)	(51.609)	
市	139.753	124.683	239.661***	
	(90.396)	(54.485)	(59.176)	
鄉	-202.313**	-185.414***	-183.031***	
	(59.972)	(36.147)	(39.259)	
鄉 區	679.799***	489.939***	534.497***	
	(64.183)	(38.685)	(42.016)	
市	342.066***	310.097***	422.692***	
	(77.946)	(46.981)	(51.026)	
鎮	202.313**	185.414***	183.031***	
	(59.972)	(36.147)	(39.259)	

註：*為 0.05 的顯著水準；**為 0.01 的顯著水準；***為 0.001 的顯著水準

- 5 行政院原住民委員會公佈的山地鄉定義：原住民、山地原住民人口均有 1,500 人以上（30%以上），且原住民保留地面積均有 2,000 頃以上（6%以上），符合上述兩項條件之地區，則為山地鄉。依據內政部的劃分，全國共有 30 個山地鄉，分別為：烏來鄉、復興鄉、尖石鄉、五峰鄉、大同鄉、南澳鄉、泰安鄉、和平鄉、信義鄉、仁愛鄉、阿里山鄉、茂林鄉、桃源鄉、三民鄉、三地門鄉、霧臺鄉、瑪家鄉、泰武鄉、來義鄉、春日鄉、獅子鄉、牡丹鄉、秀林鄉、萬榮鄉、卓溪鄉、延平鄉、海端鄉、達仁鄉、金峰鄉、蘭嶼鄉（趙怡惠 2003）。

定。由於山地鄉等同於原住民比例較高之地區，因此為了方便說明，本文以「非原住民鄉」及「原住民鄉」替代。如表 3 所示，非原住民鄉三個年度的生育率分別為 2.61、1.85、1.57；原住民鄉分別為：3.39、2.42、2.13。檢定結果顯示，三個年度皆達統計上的顯著水準，「原住民鄉」的生育率顯著大於「非原住民鄉」。

表 3 1980、1990 及 2001 年臺灣生育率 t 檢定（依原住民比例分）

依原住民比例分		1980 年	1990 年	2001 年
Mean	非原住民鄉	2616.46	1851.48	1574.43
	原住民鄉	3396.00	2419.17	2128.50
Levene Statistic		18.566***	2.026	5.166*
Equal variances (t-values)				
assumed		-9.814***	-11.557***	-9.824***
not assumed		-5.846***	-9.824***	-7.444***

註：*為 0.05 的顯著水準；**為 0.01 的顯著水準；***為 0.001 的顯著水準

由以上說明可知，臺灣的生育率除了城鄉差異明顯外，「原住民鄉」與「非原住民鄉」也有顯著差異。為顯示此種「差異」的歷年變化，作者以「鄉」的生育率減「區」的生育率得「城市鄉村生育率差距」；另以「原住民地區減非原住民地區的生育率」得「平地與山區生育率差距」。如圖五所示，橫軸為時間，縱軸為生育率差距。黑色線代表「城市鄉村生育率差距」，灰色線代表「原住民地區減非原住民地區的生育率」，如圖 5 所示。

1988 年是個分界點，在 1988 年以前原住民與非原住民間的差距，以及城鄉之間的差距，都逐年下降，1988 年以後，則維持穩定的差距。值得注意的是，1988 年原住民與非原住民間的差距大於城鄉之間的差距，1988 年之後，這兩邊的差距看起來差不多。不過，2000 年以後，城鄉生育率差距縮小，有同質化的傾向，原住民與非原住民間的差距卻微幅上揚，顯示地區間的差異也不是恆定的，值得我們進一步探究。

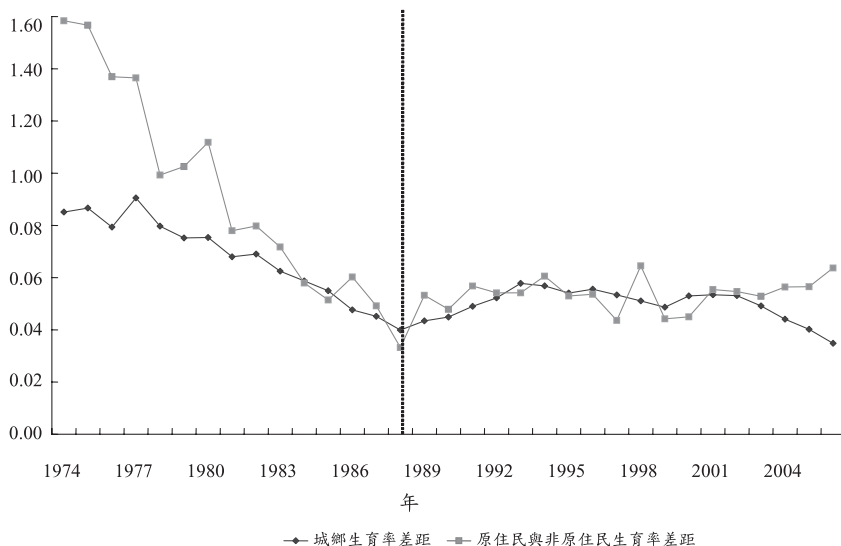


圖 5 臺灣生育率地區差異歷年變化圖
(城鄉差距 vs. 原住民與非原住民差距)

資料來源：臺閩地區人口統計，作者自行繪製。

到目前為止，作者探討的地區差異，僅為「類型」的差異，例如不同的都市化程度、平地或山區，都是指不同的地區類型，尚未觸及相對地理位置可能造成的影響。圖 6 的 Moran's I 散佈圖與 Moran's I 指數用以衡量各地區與其周圍地區的相關程度，1980、1990 及 2001 年 Moran's I 之數值從 0.37 提升至 0.46，再提升至 0.56。Moran's I 值逐年上升，代表空間聚集的現象愈來愈明顯。亦即生育率的高低有明顯的地區區塊化現象，亦即高的地區，其周圍也有高的趨勢，低的地方其周遭也有低的趨勢。由於這個現象相當明顯，經過 Z 檢定 (GeoDa 提供的 randomized-permutation experiment)，都達到顯著水準。(Anselin 1995, 2005)

以上的 Moran's I 稱為 Global Moran's I，因為它關心的是整體的空間趨勢：整體而言，各地區間是有空間聚集的傾向的，而且達到統計上的顯著水準。若是欲了解個別鄉鎮與其鄰近的關係，則必須進一步

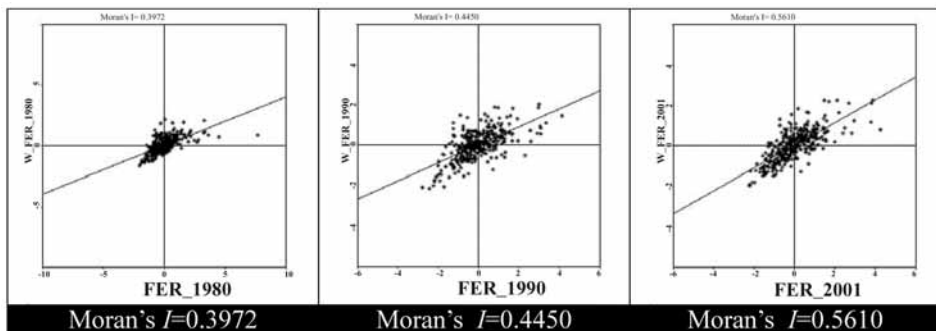


圖 6 1980、1990、2001 年臺灣總生育率 Moran's I 圖

資料來源：臺閩地區人口統計，作者自行繪製。

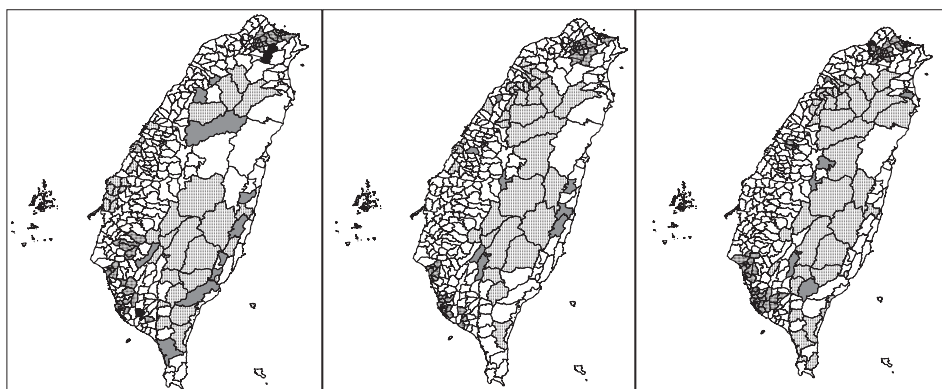


圖 7 1980、1990、2001 年臺灣總生育率 Moran's I 圖

觀察 Local Moran's I。(Anselin 1995, 2005)。圖 7 為 Local Moran's I 的 Cluster 圖，1980 年的比較獨特，1990 年與 2001 年頗為相近。圖中有四個色塊，黑色方格狀區域表示地區與其鄰近均大於平均值、正相關、且達顯著水準，也就是相對而言的生育率「熱區」，其範圍集中在山區，且愈來愈集中。黑色表示地區與其鄰近也是正相關、達顯著水準，且生育率低於平均值，此即所謂的「冷區」（自己低，鄰近亦低），由圖可知「冷區」往都會區發展的趨勢相當明顯。另外，黑

色斜格狀區塊表示自己低，鄰居高，橫條狀區塊表示自己高鄰居低，且達顯著水準者，這些地方表示空間關係的歧異值，因為有違整體的趨勢。最後，白色的地區代表沒有達統計上顯著水準的地區，表示與鄰近地區的關係不夠明確。自己與鄰近地區的關係是空間分析的重點，因為空間分析學者發現，鄰近地區間常存在著某種互動，或相互影響的關係，而傳統的社會科學量化研究則較忽略。

經由以上的分析，基本上我們可以得知臺灣各鄉鎮的生育率存在著差異，而此種差異有明顯的空間模式，亦即某些地區比較高，某些地區比較低，而且不是隨機造成的。接下來的一個問題是：何以是如此？要如何解釋？本文將進一步透過空間迴歸的方法加以檢驗。

肆、空間迴歸分析

生育率空間差異的解釋，有幾個可能，第一，是自變數的影響，亦即地區的屬性變數（經社自變數）造成生育率的地區性差異與空間聚集現象，一般我們稱此種情況為「結構的相似性」。第二種可能，我們稱之為「空間異質」，也就是說控制了各種地區屬性變數之後，還是有某些區域誤差特別大（迴歸模型低估了這些區域），或者某些地區誤差特別小（迴歸模型高估了這些區域），這極有可能是遺漏某些重要變數使然，只是這些遺漏的變數無法或難以量度，此即所謂的「空間異質」。第三種可能為「鄰近效應」，亦即控制了所有的經社背景變數之後，鄰近地區仍會相互影響。針對不同的議題，有不同的理論脈絡可以解釋此種現象，例如遷徙（物種）、散佈（疾病）、外部性（經濟發展）、互動網絡及本文關心的觀念傳播等。以下文空間迴歸分析，考慮的變數包括社經結構變數、族群文化變數，以及空間鄰近變數。

分別針對 1980 年、1990 年及 2001 年生育率進行迴歸分析，每個年度有四個模型。第一個模型（OLS1）只放經社背景變數，第二個模

型 (OLS2) 除了經社背景再加上族群因素，第三個模型 (SLM) 是空間落遲模型，亦即考慮「鄰近效應」的影響，第四個模型 (SEM) 是空間誤差模型，進行誤差的校正。

表 4 顯示 1980 年生育率的迴歸分析結果。OLS1 只放經社背景變數，達顯著水準的變數有三個：農業人口比、高等教育及嬰兒死亡率，R 平方達 0.54。符合預期的有：農業人口比愈高，生育率愈高；教育程度愈高，生育率愈低；嬰兒死亡率愈高的地區，生育率愈高。未達顯著水準者有人口密度、扶養比、結婚率與婦女有工作比。

加入族群變數之後 (OLS2)，R 平方些微增加變成 0.56，原住民呈正向顯著，表示原住民比例愈高的地區生育的意願愈強，客家族群與外省族群則傾向不明顯，其他經社變數的顯著性則維持不變。

由於 OLS 迴歸的誤差有空間自相關現象，本文嘗試兩種空間迴歸模型。SLM 模型檢測鄰近效應的影響，結果顯著，表示在控制其他經社解釋變數之後，鄰近地區的生育率仍然會影響標的區的生育率，這是空間擴散效應的證據。不過，SEM 模型的空間變數也同樣顯著，表示 OLS 迴歸的殘差空間自相關，有可能是某個隱藏的變數造成，這個變數並未納入我們的模型中。

為了比較這四個模型的妥適性，作者用 Akaike info criterion 或 Schwarz criterion 指標，其值愈小表示模型的配適度愈佳。結果發現空間模型優於 OLS 模型，而 SEM 又優於 SLM 模型。

表 5 顯示 1990 年生育率的迴歸結果。OLS1 只放經社背景變數，達顯著水準的變數有四個：人口密度、扶養比、農業人口比及高等教育，R 平方達 0.47。符合預期的有：人口密度愈高，生育率愈低；農業人口比愈高，生育率愈高；教育程度愈高的地區，生育率愈低。比較意外的是扶養比愈高的地區生育率也愈高，表示生小孩的意願會因為家裡老人與小孩數目多而增強，這與預期相反，也就是說，在此一時期，扶養負擔不是問題。未達顯著水準者有結婚率、嬰幼兒死亡率與婦女有工作比。

表 4 1980 年生育率的迴歸分析

解釋變數	傳統迴歸		空間迴歸		
	OLS1	OLS2	SLM	SEM	
常數項	2.452*** (10.653)	2.753*** (11.177)	1.807*** (6.352)	2.346*** (9.267)	
社經結構					
經濟	人口密度 (1980)	7.883e-006 (0.412)	3.026e-006 (0.157)	1.409e-005 (0.764)	-1.591e-005 (-0.817)
資源	扶養比 (1980)	0.000 (0.151)	0.000 (0.357)	0.000 (0.576)	0.000 (0.366)
社會	結婚與同居率 (1980)	0.562 (0.685)	-0.359 (-0.405)	0.058 (0.069)	0.192 (0.228)
控制	農業人口比 (1980)	1.242*** (5.598)	1.046*** (4.495)	0.818*** (3.596)	1.214*** (5.008)
個人 價值	高等教育比 (1980)	-2.202*** (-4.359)	-2.114*** (-4.138)	-1.780*** (-3.669)	-1.565** (-3.062)
	嬰幼兒死亡率 (1980)	0.704*** (6.370)	0.548*** (4.382)	0.537*** (4.531)	0.547*** (5.395)
	婦女有工作比 (1980)	-0.530 (-1.866)	-0.450 (-1.561)	-0.380 (-1.393)	-0.139 (-0.496)
族群文化(福佬人為參考組)					
	客家人 (2004)		0.000 (0.703)	-7.993e-005* (-0.090)	-0.000 (-0.735)
	原住民 (2004)		0.004** (3.045)	0.003* (2.321)	0.006*** (4.616)
	外省人 (2004)		-0.007 (-1.433)	-0.006 (-1.297)	-0.003 (-0.609)
鄰近效應					
	Pho			0.297*** (5.253)	
	Lamda				0.609*** (11.694)
Moran'sI(error)	72.067***	80.442***	-	-	
F-statistic	60.834***	44.515***	-	-	
Log-likelihood	-153.389	-148.124	-136.965	-108.170	
Akaikeinfocriterion	322.779	318.248	297.93	238.341	
Scharzriterion	353.823	360.934	344.497	281.026	
R-squared	0.548	0.561	0.595	0.679	
樣本數	358	358	358	358	

註：*0.05 的顯著水準；**0.01 的顯著水準；***0.001 的顯著水準

表 5 1990 年生育率的迴歸分析

解釋變數	傳統迴歸		空間迴歸	
	OLS1	OLS2	SLM	SEM
常數項	1.578*** (7.342)	1.303*** (5.651)	0.855*** (3.468)	1.538*** (6.548)
社經結構				
經濟 人口密度 (1990)	-4.434e-006* (-2.228)	-5.683e-006** (-2.912)	-3.398e-006 (-1.782)	-4.167e-006* (-2.119)
資源 扶養比 (1990)	0.006*** (3.550)	0.005** (3.025)	0.004** (2.755)	0.002 (1.744)
社會 結婚與同居率 (1990)	0.592 (1.421)	1.276** (2.733)	1.093 (2.456)	0.867 (1.860)
控制 農業人口比 (1990)	0.357*** (4.829)	0.295*** (3.803)	0.243** (3.187)	0.429*** (5.144)
個人 高等教育比 (1990)	-2.063*** (-8.960)	-1.265*** (-5.039)	-1.117*** (-4.610)	-1.333*** (-5.104)
價值 嬰幼兒死亡率 (1990)	0.021 (0.295)	-0.048 (-0.693)	-0.086 (-1.283)	-0.055 (-0.893)
婦女有工作比 (1990)	-0.190 (-1.343)	-0.370** (-2.682)	-0.269 (-2.037)	-0.236 (-1.594)
族群文化(福佬人為參考組)				
客家人 (2004)		0.002*** (4.630)	0.001** (2.982)	0.001* (1.904)
原住民 (2004)		0.003*** (5.407)	0.003*** (4.933)	0.004*** (5.930)
外省人 (2004)		-0.004 (-1.319)	-0.003 (-1.148)	-0.002 (-0.808)
鄰近效應				
Pho			0.276*** (4.484)	
Lamda				0.531*** (9.147)
Moran'sI(error)	63.828***	47.459***	-	-
F-statistic	45.153***	39.712***	-	-
Log-likelihood	51.335	72.710	81.909	98.147
Akaikeinfocriterion	-86.671	-123.421	-139.819	-174.296
Scharzriterion	-55.627	-80.735	-93.252	-131.609
R-squared	0.474	0.533	0.564	0.621
樣本數	358	358	358	358

註：*0.05 的顯著水準；**0.01 的顯著水準；***0.001 的顯著水準

加入族群變數之後（OLS2），R平方增加變成 0.53。原住民一樣呈正向顯著，客家人則首度顯著，客家人比例愈高的地區生育的意願愈強，此外結婚率及婦女有工作比轉而變成顯著。

進一步測試兩種空間迴歸模型。SLM 模型檢測鄰近效應的影響，結果顯著，表示在控制其他經社解釋變數之後，鄰近地區的生育率仍然會影響標的區的生育率，證明有空間擴散效應。同時，SEM 模型的空間變數也同樣顯著，表示 OLS 迴歸的殘差空間自相關，還是有某個隱藏的變數存在。

同樣比較這四個模型的妥適性，採用 Akaike info criterion 或 Scharz criterion 指標，結果發現一樣，空間模型優於 OLS 模型，而 SEM 又優於 SLM 模型。

表 6 顯示 2001 年生育率的迴歸結果。OLS1 只放經社背景變數，達顯著水準的變數增加了，共有六個：人口密度、扶養比、結婚率、農業人口比、高等教育及嬰幼兒死亡率，R 平方達 0.57。符合預期的有：人口密度愈高，生育率愈低；農業人口比愈高，生育率愈高；教育程度愈高，生育率愈低。扶養比愈高的地區生育率愈高，和 1990 年狀況相似，與預期相反；此外結婚率愈高之地區，生育率反而愈低，也是與預期相反。婦女有工作比則未達顯著水準。

加入族群變數之後（OLS2），R平方增加變成 0.61，原住民的生育不再顯著，也就是說，此一時期，相較於福佬人（參考組），原住民的生育率並沒有比較高，而客家人及外省人則呈正向顯著，表示客家人及外省人比例愈高的地區生育的意願愈強。而結婚率及嬰幼兒死亡率，在加入族群因素後顯著性消失。

SLM 模型檢測鄰近效應的影響，結果雖為顯著，但剛好在 0.05 顯著水準邊緣，證實確實有空間擴散效應存在，但與 1980 年及 1990 年相較，其效應已大幅下降。同時，SEM 模型的空間變數依然顯著，表示還是有隱藏的變數存在。

比較這四個模型的妥適性，採用 Akaike info criterion 或 Scharz

表 6 2001 年生育率的迴歸分析

解釋變數	傳統迴歸		空間迴歸	
	OLS1	OLS2	SLM	SEM
常數項	1.525*** (7.347)	1.412*** (6.039)	1.246*** (4.935)	1.583*** (7.141)
社經結構				
經濟 人口密度 (2000)	-1.080e-005*** (-4.471)	-1.011e-005*** (-3.837)	-9.285e-006*** (-3.569)	-8.858e-006*** (-3.399)
資源 扶養比 (2000)	1.421*** (6.174)	0.862*** (3.584)	0.817*** (3.465)	0.670** (2.817)
社會 結婚與同居率 (2000)	-1.629*** (-3.863)	-0.606 (-1.164)	-0.541 (-1.059)	-0.591 (-1.206)
控制 農業人口比 (2000)	0.550*** (4.663)	0.485*** (4.075)	0.475*** (4.037)	0.615*** (5.181)
個人 高等教育比 (2000)	-0.637*** (-3.306)	-0.602** (-3.063)	-0.589** (-3.054)	-0.695*** (-3.645)
價值 嬰幼兒死亡率 (2000)	0.163* (2.012)	0.077 (0.958)	0.077 (0.979)	0.105 (1.384)
婦女有工作比 (2000)	0.303 (1.763)	0.101 (0.603)	0.085 (0.521)	-0.064 (-0.393)
族群文化(福佬人為參考組)				
客家人 (2004)		0.002*** (3.686)	0.002*** (3.785)	0.003*** (4.403)
原住民 (2004)		-0.003 (-0.991)	-0.002 (-0.928)	-0.001 (-0.643)
外省人 (2004)		0.002*** (5.206)	0.002*** (4.693)	0.001** (2.897)
鄰近效應				
Pho			0.102* (1.866)	
Lamda				0.374*** (5.504)
Moran'sI(error)	33.368***	15.358***	-	-
F-statistic	66.408***	54.556***	-	-
Log-likelihood	37.549	55.393	57.137	65.023
Akaikeinfocriterion	-59.099	-88.786	-90.275	-108.047
Scharzriterion	-28.054	-46.100	-43.709	-65.361
R-squared	0.570	0.611	0.615	0.642
樣本數	358	358	358	358

註：*0.05 的顯著水準；**0.01 的顯著水準；***0.001 的顯著水準

criterion 指標，結果發現依然是空間模型優於 OLS 模型，而 SEM 又優於 SLM 模型。

伍、1980 至 2000 年生育率變化之因素探討

綜合以上三個迴歸報表，選取 SLM 模型，藉以探討三個不同時期臺灣生育率的結構變遷。本文之所以選取 SLM 模型，主要原因是 SLM 模型有考慮鄰近效應，而鄰近效應正是本文傳播擴散理論的檢證依據。而如前文所述，1980、1990、2001 年三個年度分別代表臺灣生育率在替代水準之上、低度穩定生育率，以及極低生育率時期，各自具有代表性，整理如表 7 所示。

表 7 三個年度 SLM 迴歸模型自變數顯著性變化

項目	解釋變數	1980	1990	2001
經濟資源	人口密度	+	-	- (***)
	扶養比	+	+ (**)	+ (***)
社會控制	結婚與同居率	+	+	-
	農業人口比	+ (***)	+ (**)	+ (***)
個人價值	高等教育比	- (***)	- (***)	- (**)
	嬰幼兒死亡率	+ (***)	-	+
	婦女有工作比	-	-	+
族群文化	客家人	- (*)	+ (**)	+ (***)
	原住民	+ (*)	+ (***)	-
	外省人	-	-	+ (***)
空間效應	Pho	+ (***)	+ (***)	+ (*)

註：*為 0.05 的顯著水準；**為 0.01 的顯著水準；***為 0.001 的顯著水準

三個年代皆顯著且影響方向一致的變數有：農業人口比、高等教育比，及鄰近關係，三者皆符合本文之預期。農業人口比愈高之地區，生育率愈高；高等教育比愈高之地區、生育率愈低。鄰近效應方面，三個時期都顯著，亦即周圍生育率愈高的地區，自己的生育率也

會愈高。不過值得注意的是鄰近效應的解釋力，與 1980 年及 1990 年相較，2001 年有下降的趨勢。可能的解釋是，在極低生育時間，「少生育」已是普遍的觀念，空間擴散及傳播的推波助瀾效果已不再那麼關鍵。

另外，影響力逐漸下降之變數有嬰幼兒死亡率及原住民族群之生育率。隨著醫療技術的精進，嬰幼兒死亡率大幅降低，嬰幼兒死亡率不再成為生育與否的考量，是故 1980 年顯著，1990 年及 2001 年就不顯著。而過去對於臺灣生育率有極大貢獻之原住民生育率，也由 1980 年及 1990 年有顯著正相關，轉變成 2001 年的不顯著負相關，代表在低生育率時代，原住民亦受影響，它已不再具有生育較多的「優勢」。

另外兩個族群的變化亦堪玩味，客家人生育率在 1980 年呈現顯著負相關，表示在較高的生育率時代，客家人生育率較福佬族群低，但是到了低以及極低生育率時期，客家族群相較於福佬族群，就顯得有較高的生育意願。而外省族群，1980 年及 1990 年皆不顯著，至 2001 年呈現顯著正相關，表示到了極低生育率時期，外省族群的生育率雖未提高，但與其他族群（福佬）相較，還是比較高的。

影響力逐漸增加之經社變數有：人口密度、扶養比。原本在 1980 年及 1990 年皆不顯著之人口密度，至 2001 年呈現顯著負相關，人口密度愈高之地區、生育率愈低，且顯著性極強，顯示生育率的下降，在都會地區尤其明顯。扶養比的影響力在 1980 年不顯著，1990 年及 2001 年顯著，扶養比愈高、生育率愈高，這與預期相反，顯示在臺灣扶養人數的考量不是重點，相反地，扶養比愈高的地區，也許受到某種傳統文化的影響，反而相對地有多生小孩的趨勢。

至於三個時期皆無顯著之因素有婦女有工作比例及結婚率。婦女有工作比例方面，從經濟條件來看，有工作意味著所得提升應有利於生育；然而另一方面，從個人價值來看，生育與工作兩者本身就是機會成本的考量，因此選擇工作的婦女往往就犧牲生育或是延遲生育，

最後綜合的效果並不顯著。結婚率與生育率的關係，亦不顯著，可能的原因是與其他變數有重疊，致使不顯著。

陸、結論

本文從空間分析的角度，探究經社背景變數及傳播擴散效應對於生育率變化之影響；分別比較三個不同時期，探討不同時期解釋因素的變化，以及可能存在的結構性差異。為了比較變遷的過程，選取1980、1990、2001三個年度，代表臺灣生育率在替代水準之上、低度穩定生育率，以及極低生育率三個時期，分別進行迴歸分析。總結而論，社經結構與空間鄰近關係同時影響臺灣生育率變化。都市化程度愈高、人口密度愈高、農業人口比愈低、高等教育比愈高，則生育率愈低，與研究的假設符合，亦即經社結構仍是解釋生育率變化的主要因素。不過，鄰近效應的影響也是三個時期同時顯著，周圍生育率愈高的地區，自己的生育率也會愈高，這證實了本研究的基本假設，傳播擴散理論對生育率的高低具有解釋力。不過值得注意的是，鄰近效應的解釋力，到了極低生育率時期，有下降的趨勢。顯然，當「少生育」已是普遍觀念時，空間擴散及傳播的推波助瀾效果自然會降低。本文同時支持社經結構理論與傳播擴散理論的有效性，兩者結合，對臺灣生育率的解釋將更為完整。

另外，嬰幼兒死亡率及原住民族群對生育率的影響逐漸降低，亦在意料之中。隨著醫療技術的精進，嬰幼兒死亡率大幅降低，不再成為生育與否的考量；同時在低生育率時代，原住民亦受影響，它與福佬族群相較，在控制其他變數之後，生育率已不再比較高。另外，客家人生育率在較高生育率時期比起其他兩個族群有較低之生育率，但是到了低以及極低生育率時期，客家族群相較於福佬族群，生育率就明顯比較高。而外省族群也是到了極低生育時期，就呈現較高的趨勢。

最後研究侷限上，本文使用集體數據資料，然而傳播擴散理論，基本上是探討個體在生育意願上的轉變（多生育觀念→少生育觀念），進而影響整體生育率變化的過程，然而個體的生育意願與行為，受限於資料，不易進行空間與鄰近性的考察，因此作者退而求其次，透過地理空間上生育率的變化，結合區位經社變數，探討鄰近效應的強弱，以間接探究個體在心裡層次上的轉變。再者時間點的選擇亦是缺憾，本文的研究旨趣在探討三個年代生育率的變化，然而為了配合十年一次的人口普查，取捨的結果是三個年代中各選取一年針對該年度進行分析，並依此類推整個年代。最後，在人口社經變數選擇上也遭遇困難。臺灣目前可以取得以鄉鎮為統計單位的資料極為有限，遑論不同時期的資料，這構成研究的困境。期待未來能夠有更多、更豐富的鄉鎮、甚至村里資訊，如此空間分析在社會科學的應用與發展，必然更有貢獻。

參考文獻

中文部分

- Becker, G. S. (1976) 人類行為的經濟分析，王業宇、陳琪譯，上海：三聯書店、上海人民出版社。
- Becker, G. S. (1981) 家庭經濟分析，彭松建譯，北京：華夏出版社。
- 方新惟 (2006) 家庭生育決策之因素分析，國立東華大學國際經濟研究所。
- 葉高華 (2006) 近朱者赤？近墨者黑？臺灣總統選舉藍綠變遷的鄰近效應，1996~2004，臺灣政治學會 2006 年年會暨「再訪民主：理論、制度與經驗」研討會。
- 趙怡惠 (2003) 臺灣地區山地鄉與非山地鄉嬰幼兒死亡率的差異研究，臺灣大學經濟學研究所。
- 劉一龍、王德睦 (2004) 臺灣地區總生育率的分析：完成生育率與生育步調之變化，臺灣人口學會 2004 年年會暨「人口、家庭與國民健康政策回顧與展望」研討會。
- 駱明慶 (2007) 臺灣總生育率下降的表象與實際，研究臺灣，3: 37-60。
- 謝高橋 (1983) 人口現代化：社會經濟發展及人口成長，人口學刊，6: 69-75。

英文部分

- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic publishers.
- Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association - LISA." *Geographical Analysis* 27(2) : 93-115.

- Anselin, L. 2005. *Exploring Spatial Data with DeoDa: A Workbook*. Center for Spatially Integrated Social Science.
- Blake, A. 1974. "The Asset-Disposal Decision." *Management Accounting* 4 : 47-51.
- Cliff, A. and J. K. Ord. 1973. *Spatial Autocorrelation*. London: Pion.
- Cliff, A. and J. K. Ord. 1981. *Spatial Processes: Models and Applications*. London: Pion.
- Lapham, Robert J. and Mauldin, W. Parker. 1985. "Contraceptive prevalence: The Influence of Organized Family Planning Programs." *Studies in Family Planning* 6 (3): 123-124.
- Merrigan, P. and St-Pierre. 1998. "An Econometric and Neoclassical Analysis of the Timing and Spacing of Births in Canada from 1950 to 1990." *Journal of Population Economics* 11 : 29-51.
- Mincer, J. 1963. "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects." *Measurement of Economics* 67-82.
- Montgomery, M. R. and J. B. Casterline. 1993. "The Diffusion of Fertility Control in Taiwan: Evidence from Pooled Cross-Section Time Series Models." *Population Studies* 47(3): 459-479.
- Star, J. and J. Estes. 1990. *Geographic Information Systems: An Introduction*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice-Hall.
- Sun, T. H. 2001. "The Impacts of a Family Planning Program on Contraceptive/Fertility Behavior in Taiwan." *Journal of Population Studies* 23: 49-92.
- Sun, T. H. and T. Y. Ting. 1988. "Innovation-Diffusion or Adjustment: The Case of Taiwanese Fertility Transition." *Journal of Population Studies* 12: 67-89.
- Weeks, J. R. 2004. "The Role of Spatial Analysis in Demographic Research." Pp. 1-31 in *Spatially Integrated Social Science: Examples in*

Best Practice, edited by Goodchild M. F. and D. G. Janelle. New York:
Oxford University Press.

Spatial Analysis of Low Fertility Rate in Taiwan

Chun-Ya Liu* Chih-Sung Teng** De-Piao Tang***

Abstract

In past studies, there are two theories explaining the process of decline in fertility. The first is the socioeconomic adjustment theory, which indicates that change in fertility is related to motivational forces stemming from changes in socioeconomic conditions; the second is the innovation diffusion theory, which admits the importance of motivational forces as well, but argues that social networks and interpersonal connections, rather than socioeconomic factors, are the reasons for making people accept contraception .

In this paper, by using the methods of spatial econometrics, we consider both the factors of socioeconomic structure and spatial diffusion to explain the decline in fertility rates in Taiwan across 358 townships and within three years, 1980, 1990 and 2001. The spatial lag dependent variable, representing neighborhood effects, is used to verify the application of the innovation diffusion theory. The findings suggest that socioeconomic structure factors could explain about half of the variance in fertility rates; in addition, ethnic factors are significant, showing that some cultural reasons played an important role in the process leading to a low fertility rate. Finally, the existence of neighborhood effects in our regression models implies that the innovation diffusion theory has been verified, and its influence has been increasing with time.

* Master, Graduate Institute of National Development, National Taiwan University.

** Assistant Professor, Graduate Institute of National Development, National Taiwan University.

*** Associate Professor, Graduate Institute of National Development, National Taiwan University.

Keywords: fertility rate, neighborhood effect, spatial autocorrelation, spatial analysis, spatial econometrics

