

台灣外籍新娘之空間分析

紀玉臨* 周孟嫻** 謝雨生***

* 國立臺灣大學地理環境資源研究所碩士

** 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展研究所碩士生

*** 國立臺灣大學生物產業傳播暨發展學系教授。通訊作者：ysh@ntu.edu.tw

收稿日期：2009.02.12；接受刊登：2009.6.25

中文摘要

1990年代起，有越來越多的台灣農村男性開始前往中國大陸、越南、印尼、菲律賓等地，尋求人生的另一半，而此可能正反映著臺灣發展過程下的城鄉不平等，所導致的當地適婚男女比例與婚配對象失衡現象。因此，本研究從空間分析的角度，探討地方脈絡結構性因素對台灣男性娶外籍配偶的影響。本文研究目的有三：(1)瞭解台灣外籍新娘的空間分佈型態，(2)分析台灣外籍配偶的空間分佈，是否受當地婚姻市場條件和地區社會經濟環境，如當地可婚配對象性別比、男性平均教育程度、人均所得等之影響，(3)探討台灣外籍新娘的空間分佈是否具有鄰近效應，且瞭解此鄰近效應是否會因外籍新娘國籍與該鄉鎮市人口密度而有所差異。本研究使用內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查的資料及內政部婚姻登記匯總資料，採用探索式空間資料分析與空間計量經濟方法進行分析。研究分析發現台灣外籍新娘的空間分佈有聚集現象，且集中於平地農村地區。當地婚姻市場可婚配性別比（男／女）越高，則娶中國大陸籍與東南亞籍新娘的比例越高；且新郎居住地鄉鎮市區之婚姻市場的社經條件越不利，如男性平均教育程度愈低或人均所得愈低，則娶中國大陸籍與東南亞籍新娘的比例也愈高。另外，娶中國大陸籍與東南亞籍新娘有正向的空間鄰近效應，娶其他國籍新娘則無空間鄰近效應。當同時考量異國籍與同國籍的空間鄰近效應時，對東南亞籍新娘而言，僅有同國籍的具有正向空間鄰近效應，異國籍則無此作用；對中國大陸籍新娘而言，同國籍具有正向的空間鄰近效應，而異國籍的卻具有負向的空間鄰近效應。最後，不同區域的外籍新娘之空間鄰近效果亦有差異，人口愈密集的地方，外籍新娘的空間鄰近效應愈強，其中，都會區空間鄰近效應最強，平地鄉鎮次之，山地鄉則無顯著的空間鄰近效應。

關鍵詞：外籍新娘、空間聚集、鄰近效應、空間分析、時間延遲之空間模型

壹、前言

1990年代起，大量的台灣農、工階級男性開始前往中國大陸、越南、印尼、菲律賓等地，尋求人生的另一半。他們之中有人為自由戀愛，有人則透過親戚、朋友介紹，而更多的人則是藉由婚姻仲介、相親完成他們的跨國姻緣（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鵬 2000）。根據內政部戶政司統計，至 2008 年 11 月，在台的中國大陸籍女性配偶已約有 24.5 萬人，而其他國籍女性配偶則約為 12.7 萬人，其中以越南籍配偶為最多，佔 61.2%，其次分別為印尼、泰國與菲律賓，分別佔 20.3%、4.9%與 4.5%。

當越來越多的大陸、越南、印尼、菲律賓新娘¹開始出現在台灣社會當中，引發台灣媒體與輿論的廣泛注意與討論，也受到學界的重視與關懷。台灣的相關研究，有從跨國婚姻的政治經濟學脈絡探討外籍新娘現象之社會意涵（Hsia 2007; 王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鵬 2000, 2001; 趙彥寧 2004），另有些研究則分別關注外籍配偶的生活適應（Yang and Wang 2003; 王永慈 2005; 王明輝 2006; 黎雅如等 2006）；社會接觸對族群通婚態度之影響（伊慶春、章英華 2006）；外籍配偶政策之探討（陳小紅 2005; 陳志柔、于德林 2005）。

然而，回顧這些研究論文，可發現大部分的文獻多以外籍配偶女性為主角，探討她們的生命故事、處境與所遭遇的問題；除了少數文獻外（田晶瑩、王宏仁 2006; 駱明慶 2006），台灣男性為何跨海到中國大陸、越南、印尼、菲律賓等地尋婚的議題卻較少觸及。儘管台灣

1 儘管「外籍新娘」的稱呼，在語意上凸顯了某種偏見與歧視，故近期均多改稱「外籍配偶」或「新住民」。但由於本研究旨在瞭解 2001 年至 2003 年 8 月底登記結婚的外籍配偶，於台灣本島 350 個鄉鎮市區的空間分佈，有鑑於這些結婚未滿三年的新婚女性，台灣民眾皆習慣使用「新娘」的稱呼，因此為了和一般女性配偶的概念做區別，本文皆沿用「大陸新娘」及「東南亞新娘」的稱呼。

至 2007 年底大陸及其他國籍女性配偶已超過 37 萬人，但是對娶外籍配偶的台灣新郎的相關探討卻付之闕如。換言之，以往的相關研究多從小規模的訪談與觀察方式，而較少使用大規模的調查統計資料，系統性地探討這些台灣男性向亞洲鄰近各國，特別是東南亞國家和中國大陸尋婚的背後因素。

以往的相關研究均認為台灣農村男性在婚姻市場中區居弱勢，而被臺灣婚姻市場排除，故轉向國外婚姻市場尋求婚配機會（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鶯 2000）。然而，上述的過程，可能正反映著臺灣發展過程下的城鄉不平等，所導致的當地適婚男女比例與婚配對象失衡現象。因此，我們想要瞭解的是，究竟是怎樣的脈絡結構性因素，如地區當地婚姻市場條件不利於他們的婚姻對象的尋求，才使得這些台灣男性必須跨海向他國尋婚。當大量的跨國婚姻家庭已成為台灣社會的成員，我們應嘗試去解讀此跨國婚姻現象背後的脈絡結構性因素。

過去，台灣發展城鄉失衡，造成大量的鄉村到都市之移民，特別是農漁村的女性遷移到都會、城鎮區去發展，導致農漁村地區適婚年齡的男女性別失衡；另外，留在農漁村的未婚和失婚的男性可能社會經濟條件相對較低，在台灣本土的婚配市場較不具吸引力，甚至為本土婚姻市場所排除，因此，他們不得已只好轉向國外婚姻市場尋找婚配的對象。因此，一個人所居住的鄉鎮市區的婚姻市場和社會經濟環境等地區結構性因素（local structural factors）到底是如何影響其區內男性娶外籍配偶的議題是值得進一步解析的。

另一方面，娶外籍配偶，特別是東南亞籍和中國大陸省籍者，是 1990 年以後台灣婚姻市場的特殊現象。娶外籍配偶的現象可能會對人們的婚配選擇行為具有媒介作用、網絡作用或示範作用，特別是在社區人際互動頻繁的地區。台灣男性與中國大陸籍或東南亞籍新娘聯姻，多以婚姻仲介或親友介紹為婚姻管道的大宗（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鶯 2000）。當跨國婚姻管道為婚姻仲介時，台

灣男性多依賴口耳相傳與跨國婚姻仲介者接觸，而婚姻仲介的人際關係網絡亦依賴地理鄰近關係向外擴張（王宏仁、張書銘 2003），故社會網絡與地域關係便在婚姻仲介的過程中扮演著重要媒介角色，而形成地理鄰近性的媒介作用。

另一方面，當跨國婚姻管道為親友介紹時，由於親友互動的親密性與地理鄰近性間，具有高度的關聯性（Wellman 1996; Connerly 1985; Hunter and Janowitz 1974; Guest and Lee 1983）；因此，地理鄰近性會對社會網絡的形成與資訊的流通造成影響，而形成地理鄰近性的網絡作用。換言之，由於社會網絡互動與媒介資訊流通的差異，無論跨國婚姻係藉由婚姻仲介或親友介紹而形成，地理鄰近性均可能會對婚姻相關訊息取得與接觸造成影響，而可能形成外籍新娘空間分佈的聚集性。

當鄰近地區有越多的外籍新娘家庭時，台灣男性對外籍新娘家庭的觀察或與之互動、接觸增加，可能產生迎娶外籍新娘的示範作用，而使人們能削減或放棄原有對外籍新娘的刻板印象與歧視態度，降低與她們的社會距離或促進親近感（伊慶春、章英華 2006），並進而提高台灣男性與中國大陸籍與東南亞籍女性結婚的意願。

在空間資料與地理資訊系統（Geographical Information System）的興起與蓬勃發展下，空間分析方法開始被廣泛應用於各學術研究領域（Anselin 1998），如人口學（Tolnay 1995; Voss and Guangqing 2006）、社會學（Baller and Richardson 2002; Land et al. 1991; Tolnay et al. 1996; Tolnay 1995）、政治學（Lin et al. 2006; O'Loughlin and Anselin 1994; Shin and Agnew 2002）、經濟學（Carrington 2003; Case 1991）等。尤其在人口學領域，由於空間本身就是人口現象的重要組成，Voss（2007）更提出「人口學作為一種空間社會科學（Demography as a Spatial Social Science）」的想法，提倡應從空間的角度探討人口現象；另一方面，藉由空間人口學（spatial demography）我們將能更精確的掌握外籍配偶的空間分佈型態與特徵，而有助相關政策擬定與施

行之參考 (de Castro 2007)，如照顧外籍新娘之地區資源分配或改善地區婚配影響的結構因素。

空間分析的主要目的之一為探索現象的空間鄰近效應 (neighborhood effects)，並探討產生空間鄰近效應的可能影響機制 (Anselin 2003b; Goodchild et al. 2000; Morenoff and Sampson 1997)。由於社會現象具有擴散 (diffusion)、模仿 (copy-cutting)、外溢 (spillovers)、外部性 (externality) 等效果，而致使空間鄰近效應產生，並令現象產生空間自相關 (spatial autocorrelation)，且越鄰近空間的現象彼此的相似性越大 (Cliff and Ord 1981; Anselin 2002; Anselin 2003a; Ward and Gleditsch 2008)。Loftin and Ward (1983) 即發現生育率具有空間自相關的現象，且一地區之鄰近地區的生育率越高，該地區的生育率亦越高；反之，鄰近地區的生育率越低，該地區的生育率也越低。Tolnay (1995) 同樣使用空間計量經濟模型驗證生育率的空間擴散效果。Montgomery and Casterline (1993) 則發現台灣生育率的下降趨勢具有空間擴散效果。在婚配研究中，Saardchom and Lemaire (2005) 使用 156 國的資料探討全世界的婚姻趨勢，亦發現結婚年齡的空間自相關現象。承上所言，由於娶外籍配偶的媒介作用、網絡作用或示範作用，可能會使得台灣外籍配偶的現象具有空間鄰近效應，亦即一地區之鄰近地區的娶外籍配偶的比例越高，則該地區娶外籍配偶的比例亦會越高，反之亦然。因此，從空間分析的角度來看，娶外籍配偶的現象是否具有地區的空間鄰近效應，是臺灣社會一個重要且值得探究的研究議題，也是本研究的分析焦點。

基於此，本研究使用內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查和內政部戶政司的婚姻登記匯總資料，以鄉鎮市區為分析單位，並採用探索式空間資料分析 (exploratory spatial data analysis) 中的區域型空間自相關指標 (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 與空間計量經濟方法 (spatial econometrics) 中的時間延遲之空間模型 (spatial-temporal lag model)，透過實證的空間分析以達成下列三個

研究目的：(1)瞭解台灣外籍新娘的空間分佈型態，(2)分析台灣外籍配偶的空間分佈，是否受當地婚姻市場與社經條件之影響，(3)探討台灣外籍新娘的空間分佈是否具有鄰近效應。

以下本文將先回顧相關文獻，進而提出研究假設；接著，介紹分析方法、資料來源與變項測量；在實證分析部份，本文先以探索式空間資料分析中的區域型空間自相關指標，探索台灣之各國籍外籍新娘的空間型態，續以空間計量經濟模型中的時間延遲之空間模型，檢驗本文的研究假設；最後，提出討論與結論。

貳、文獻與研究假設

長期以來，台灣媒體對於迎娶東南亞籍或中國大陸籍新娘的台灣男性，多將其描繪為身心殘障、社經地位低落等「社會所不欲者」（Hsia 2007; 夏曉鵬 2001）。以往研究也指出外籍新娘較為盛行的縣市，主要是發展較為落後的農業或偏遠地區（駱明慶 2006），迎娶外籍新娘的台灣男性多是為低社經地位的農村地區工農階級男性，由於這些男性在台灣婚姻市場中居弱勢，因而受到臺灣婚姻市場的排除，而轉向國外婚姻市場尋求婚配機會（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鵬 2000）。田晶瑩與王宏仁（2006）則從性別文化因素切入，認為迎娶外籍新娘的台灣男性於社會經濟地位的弱勢，其不僅指相對於其他男性的經濟弱勢，更是相對於台灣女性的地位弱化，因此在傳統男尊女卑的觀念下，讓這些台灣新郎只有跨海追尋自己心中的理想新娘。

回顧上述文獻，可發現相關研究多以外籍新娘為核心，迎娶外籍新娘的台灣男性則為附帶的研究對象。少數以台灣男性為研究對象者，則採用訪談、觀察或小規模調查等方式進行研究（田晶瑩、王宏仁 2006），因而無法系統性驗證台灣男性向他國尋婚的背後結構性因素。駱明慶（2006）的相關研究雖使用大規模的調查統計資料，但其

一方面並未將不同國籍的外籍新娘進行區分，而忽略不同國籍外籍新娘的婚姻形成管道、文化、價值觀與社經背景之差異；另一方面，駱明慶（2006）與黎雅如等人（2006）之研究均忽略了婚姻市場的高度地方性，因此僅從縣市層級的空間單位探討外籍新娘空間分布，由於空間尺度太大，而無法確實的掌控其空間分布型態，其研究也未考慮空間結構因素對地區內男性娶外籍新娘的可能影響。

在傳統的婚配研究中，多從個體層次著手，認為婚姻配對受到教育成就、社經地位與家庭價值取向所影響（Marini 1978; Oppenheimer et al. 1997; Wilcox and Wolfinger 2007）。然而，地區的空間脈絡結構因素，例如當地婚姻市場條件，亦可能對人們的行為與態度造成限制與影響。Wilson（1987）認為地區的社經條件與不利性將對該地區個體的家庭組成造成影響，而此理論亦得到後續研究之驗證，例如婚前性行為（Brewster 1994; Hogan and Kitagawa 1985; Upchurch et al. 1999）、未婚懷孕（Crane 1991; Harding 2003; Ku et al. 1993; Sucoff and Upchurch 1998）、初婚時間（South and Crowder 1999）、婚姻解組（South 2001）等。尤其，當地婚姻市場的條件，如可婚配對象性別比、當地社會經濟條件與社會文化狀態，不但影響、也限制了個人的結婚意願與行為（Lichter et al. 1991; Lichter et al. 1992; South 1996; South and Lloyd 1992）。因此，在進行台灣男性為何迎娶外籍新娘的相關研究時，有必要將地區的空間脈絡結構因素納入考量，尤其是當地婚姻市場條件對當地男性婚配行為之影響。

在台灣城鄉流動的過程中，由於工業化、都市化及服務業興起的影響，再加上長期城鄉發展不平等的情況，使得農村地區女性往都會區遷移，導致農村地區適婚男女比例失衡。在可婚配對象性別比失衡的情況下，再加上當地社會經濟條件相較其他區域弱勢，位於農村地區的適婚男性，不但所面對的競爭大，也更難找到合適的婚配對象。若本身的社經條件又較低時，極有可能被臺灣婚姻市場所排除，而必須向外國婚姻市場尋求婚配機會。因此，我們預期，鄉鎮市區之可婚

配對象性別比（男／女）愈高，則該地區娶中國大陸籍與東南亞籍等外籍新娘之比例愈高，此為本文的第一個研究假設。

在台灣的發展過程中，男女教育程度差異逐漸縮小，再加上傳統婚姻斜坡（marriage gradient）的觀念，導致本國婚姻市場出現供需失衡，使得國中以下男性及大學以上女性更難尋求適合的婚配對象，造成婚姻市場中這些低教育程度男性與高教育程度女性未婚比例上升，進而導致台灣男性必須轉而迎娶東南亞籍或中國大陸籍新娘（駱明慶 2006）。另外，婦女勞動參與率的增加與教育程度的提昇，也使得台灣男女所得水準的差異縮小，造成經濟弱勢的台灣男性，難以在台灣的婚姻市場中找到可以與之匹配的台灣女性，因而產生國際通婚的需求。一方面，教育程度與所得偏低可能為促使台灣男性迎娶外籍新娘的因素之一，因此，一個地區男性平均教育程度越低，或人均所得越低，我們預期該地區會有越多的外籍新娘；另一方面，男性平均教育程度與人均所得代表當地婚姻市場之社經條件，當男性平均教育程度越低或人均所得越低，表示該地區的婚姻市場之社經條件越不利，並降低該區域女性與當地男性結婚的意願（Gould and Paserman 2003; Lichter et al. 1992），而使得當地適婚男性更不容易在當地婚姻市場找到合適且有意願的婚配對象，而必須轉向國外的婚姻市場尋求婚配機會。基於以上原因，我們預期，在台灣，一個地區之男性平均教育程度愈低，娶中國大陸籍與東南亞籍之外籍新娘比例會愈高，此為本文的第二個研究假設；此外，我們也預期，一個地區人均所得愈低，娶中國大陸籍與東南亞籍之外籍新娘比例也會愈高，此為第三個研究假設。

跨國婚姻的管道包含雙方自由戀愛、親友介紹及婚姻仲介等方式，台灣男性與中國大陸籍或東南亞籍新娘聯姻，多以婚姻仲介或親友介紹為其婚姻管道的大宗（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鵬 2000）。儘管，台灣男性與中國大陸籍新娘聯姻的管道與婚姻仲介方式雖與東南亞籍跨國婚姻略有不同，而還可經由兩岸經貿往來、

海外旅遊等方式形成，但基本上婚姻仲介及親友介紹仍然是雙方認識與結縭的重要管道（王明輝 2006; 趙彥寧 2004）。當跨國婚姻管道為婚姻仲介時，無論其為專業婚姻仲介業者，或為跨國婚姻當事者的散戶婚姻仲介工作者（夏曉鶻 2000），台灣男性多依賴口耳相傳與跨國婚姻仲介者接觸與聯絡，且婚姻仲介的人際關係網絡亦依賴地理鄰近關係向外擴張（王宏仁、張書銘 2003），故社會網絡與地域關係便在婚姻仲介的過程中扮演著重要媒介角色，而形成地理鄰近性的媒介作用。當跨國婚姻管道為親友介紹時，親友互動的親密性與地理鄰近性間，更具有高度的關聯性。Wellman（1996）即發現，64%受訪者表示具有親密互動之親友，多居住於 5 英里之內；Connerly（1985）則發現，對所有的受訪者而言，至少有 1/3 的親友居住於 1 英里之內；Hunter and Janowitz（1974）更發現，49%的受訪者表示，他們多數的親朋好友多居住於同一社區之中，Guest and Lee（1983）在西雅圖的研究也有類似的發現。1997 年的台灣社會變遷調查也顯示，經常交談連絡的親朋好友八成都在一小時車程之內（瞿海源 1998）。因此，地理鄰近性會對社會網絡的形成與資訊的流通造成影響，而形成地理鄰近性的網絡作用。由於社會網絡互動與資訊流通的差異，以及娶外籍配偶現象的媒介作用與網絡作用，無論跨國婚姻係藉由婚姻仲介或親友介紹而形成，地理鄰近性均可能會對婚姻相關訊息取得與接觸造成影響，而可能形成外籍新娘空間分佈的聚集性。

當前期鄰近地區有越多的中國大陸籍與東南亞籍等外籍新娘時，人們將因為口耳相傳、現身說法、親身觀察與社會接觸，而對與中國大陸籍與東南亞籍新娘家庭有了新的印象。儘管，台灣的媒體論述與一般社會大眾認知，均可能對中國大陸籍與東南亞籍新娘充滿刻板印象與歧視，甚至將其視為「社會問題的根源」（Hsia 2007; 夏曉鶻 2001; 趙彥寧 2004）。但當與中國大陸籍與東南亞籍新娘家庭觀察或互動、接觸增加時，對有意願迎娶外籍新娘的台灣男性或是該地區的人們而言，將能削減或放棄原有對外籍新娘的刻板印象與歧視（伊慶

春、章英華 2006)。此外，因為刻板印象的消除，以及已有先例存在可降低被評價的風險，因此可以讓有意願迎娶外籍新娘的台灣男性能不畏他人的負面評價，提高與中國大陸籍與東南亞籍女性結婚的意願。換言之，當台灣男性與中國大陸籍與東南亞籍等外籍新娘家庭觀察或互動、接觸增加時，將產生迎娶外籍新娘的示範作用，則更加瞭解與認識這些外籍新娘的特性，減低對她們的社會距離或促進親近感，進而願意與中國大陸籍或東南亞籍的女性結婚。

我們預期當前期周遭區域娶中國大陸籍新娘比例愈高時，一方面，由於人們將較容易取得迎娶中國大陸籍新娘婚姻管道的相關訊息；另一方面，由於人們與中國大陸籍新娘家庭的社會觀察與接觸機會增加，因此該地區娶中國大陸籍新娘比例亦愈高。另外，與中國大陸籍新娘類似，我們也預期，當前期鄰近地區娶東南亞籍新娘比例愈高時，該地區娶東南亞籍新娘比例亦會愈高。不過，因為其他國籍新娘（港澳與其他國家）比較依賴自由戀愛的方式形成婚配，也較不受婚姻仲介與親友介紹等媒介的影響，且台灣社會對港、澳、日、韓、歐、美等地的新娘也較沒有負面的刻板印象與歧視（Hsia 2007; 李瑞金、張美智 2004; 夏曉鵬 2001），再加上台灣各地之其他國籍新娘的比例均未超過 1%，故人們與其他國籍新娘家庭之社會觀察與接觸的機會也可能都偏低，同時，各個國籍新娘家庭屬性差異甚大。因此，我們預期前一時期鄰近地區娶其他國籍新娘比例愈高時，可能並不會影響該地區娶其他國籍新娘的比例。換言之，本研究的第四個研究假設為娶中國大陸籍與東南亞籍新娘有正向的地區鄰近效應，而娶其他國籍新娘則無地區鄰近效應。

不同國籍外籍新娘其婚姻管道、文化、價值觀與社經特性皆不同，因而導致不同國籍外籍新娘被接受或受喜好程度的差異，並藉由口耳相傳、現身說法、親身觀察與社會接觸等因素造成的地區鄰近效應，也可能有著國籍上的差異，無法具有跨國籍的地區鄰近效應。因此，由於中國大陸籍新娘與東南亞籍新娘在文化、價值觀與形象的差

異，當人們接觸到中國大陸籍新娘時，並不會促進與東南亞籍新娘結婚的意願，反之亦然。因此，我們預期同國籍的外籍婚配具有正向之時間延遲的空間鄰近效應，異國籍則無此作用，此為本研究的第五個研究假設。換言之，前時鄰近地區娶中國大陸籍新娘比例愈高，則該鄉鎮娶中國大陸籍新娘比例愈高，但前時鄰近地區娶東南亞籍新娘比例，則對其地區娶大陸籍新娘比例無影響。相似地，前時鄰近地區娶東南亞籍新娘比例愈高，該鄉鎮市區娶東南亞籍新娘比例會愈高，但前時期鄰近地區內娶中國大陸籍新娘比例之高低，對該地區本身娶東南亞籍新娘比例並不會有影響。

最後，當地婚姻市場與其鄰近地區人口越密集時，人與人之間資訊交流與接觸機會也會越大，因此將有比較高的機率觀察和接觸到較多的中國大陸籍與東南亞籍新娘時，其地區內男性娶外籍新娘的空間鄰近效應將會越強。2000年時，台灣的都會區每平方公里有2605人，平地鄉鎮每平方公里則有463人，山地鄉每平方公里則僅12人；再加上，山地鄉外籍新娘的比例，均較都會區與平地鄉鎮為低（見表1與表2），更加稀釋了與中國大陸籍與東南亞籍新娘家庭接觸的機會。因此，我們預期人口愈密集的鄉鎮市區，其地區內男性娶外籍新娘之空間鄰近效應愈強；細言之，都會區的空間鄰近效應最強，平地鄉鎮次之，山地鄉最弱，此為本文的第六個研究假設。

綜合言之，本研究的六個研究假設為：

假設一：鄉鎮市區之可婚配對象性別比（男／女）愈高，則該地區娶中國大陸籍與東南亞籍等外籍新娘之比例愈高。

假設二：一個地區之男性平均教育程度愈低，娶中國大陸籍與東南亞籍之外籍新娘比例會愈高。

假設三：一個地區人均所得愈低，娶中國大陸籍與東南亞籍之外籍新娘比例也會愈高。

假設四：娶中國大陸籍與東南亞籍新娘有正向的地區鄰近效應，而娶其他國籍新娘則無地區鄰近效應。

假設五：同國籍的外籍婚配具有正向之時間延遲的空間鄰近效應，異國籍則無此作用。

假設六：人口愈密集的鄉鎮市區，其地區內男性娶外籍新娘之空間鄰近效應愈強；細言之，都會區的空間鄰近效應最強，平地鄉鎮次之，山地鄉最弱。

表 1 1998-2000 年不同地區登記結婚之外籍新娘佔總結婚對數之比例

分區	中國大陸籍新娘	東南亞籍新娘	其他國籍新娘	所有外籍新娘
都會區	5.39%	4.17%	0.12%	9.68%
平地鄉鎮	5.32	7.09	0.04	12.45
山地鄉	1.63	1.89	0.00	3.52
所有區域	5.33	5.03	0.09	10.45

表 2 2001-2003 年不同地區登記結婚之外籍新娘佔總結婚對數之比例

分區	中國大陸籍新娘	東南亞籍新娘	其他國籍新娘	所有外籍新娘
都會區	8.53%	6.25%	0.12%	14.90%
平地鄉鎮	8.62	11.08	0.04	19.74
山地鄉	4.13	3.52	0.04	7.68
所有區域	8.51	7.64	0.09	16.24

參、分析方法

本研究的六個研究假設之驗證，使用內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查和內政部戶政司的婚姻登記匯總資料，以台灣 350 個鄉鎮市區為空間分析單位，同時，以每個空間單元在特定時間內結婚者，娶外籍新娘的比例為依變項，採用探索式空間資料分析與空間計量經濟方法等空間分析方法，加以分析並進行檢驗。

Tobler (1970) 提出地理學第一定律指出「任何事物都有相關性，但是鄰近的事物比遠的事物相關程度更大」，這種現象稱為空間相依性 (spatial dependence) 或空間自相關。然而，空間相依性或空間自

相關的存在，卻會使得傳統計量方法失效。因此針對上述空間資料特性，運用空間計量經濟方法，研究者可以更清晰地剖析各空間地物間的關係，並避免統計推論上的偏誤。

在進行空間計量分析前，往往會先進行探索式空間資料分析，以瞭解空間資料之分佈型態。探索式空間資料分析為一組可以描述與視覺化空間分布型態、辨識異常區位或空間例外（spatial outliers）、偵測空間關聯型態與聚集、暗示空間體制（spatial regimes）或其他形式空間異質性（spatial heterogeneity）的分析技術（Anselin 1988; Anselin 1998; Haining 1990）。區域型空間自相關指標（Local Indicators of Spatial Association, LISA）為最常見的探索式空間資料分析方法（Anselin 1995），它可確切地指出分析現象的聚集區域。其定義如下：

$$I_i = \frac{n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}$$

其中 x 和 \bar{x} 分別為空間單元的某一個變項及其平均數， i 和 j 分別代表第 i 和第 j 個空間單元； w_{ij} 表示兩個不同空間單元在特定的鄰近定義下所產生的關連矩陣，又稱之為空間權重矩陣（spatial weight matrix）， n 為空間單元總數。當 $Z(I_i) \geq Z_{\alpha/2}$ ，表示該現象具有顯著的正向地區空間自相關，代表此空間單元的觀察值與鄰近空間的觀察值有正向關係，表示這個現象具有空間聚集區（spatial clusters）的現象；空間聚集區又可區分為熱區（hot spot）與冷區（cold spot），前者為空間單元的觀察值與其鄰近空間的觀察值都很高的區域，後者為此空間單元與周遭的觀察值都很低的區域，其中 $Z(I_i)$ 為標準化後的區域型空間自相關指標，其遵從標準常態分配， α 則為顯著水準。如果 $Z(I_i) \leq -Z_{\alpha/2}$ ，表示該現象具有顯著的負向地區空間自相關，表示此空間單元的觀察值與鄰近空間的觀察值相異性很大，又稱之為空間例外（spatial outliers）。

本研究所使用的空間計量經濟模型則為時間延遲的空間模型 (spatial-temporal lag model)² (Shin and Agnew 2002; Perdomo 2004)，其以向量型式表示如下：

$$y_t = \rho W y_{t-1} + X\beta + \varepsilon$$

其中， y_t 為 $n \times 1$ 的依變項向量， ρ 為時間延遲的空間鄰近效應係數， W 為 $n \times n$ 的空間單元鄰近權重矩陣， $W y_{t-1}$ 為 $n \times 1$ 的鄰近空間單元前一個時期依變項的加權平均向量， X 為 $n \times k$ 的自變項矩陣， β 為 $k \times 1$ 自變項的迴歸係數向量， ε 為 $n \times 1$ 的獨立且均等分布誤差項向量。時間延遲的空間模型一方面移除空間自相關造成的干擾，取得較為精確的估計結果與統計推論；另一方面可以檢驗空間交互作用的影響。

使用探索性空間分析或空間計量方法進行分析時，必須設定空間權重矩陣以表達空間單元間的位置鄰近性 (location proximity)。空間權重矩陣記為 C ，表示如下：

$$C = [c_{ij}]_{n \times n}$$

其中， n 為空間單元數， $i = 1, 2, \dots, n$ ， $j = 1, 2, \dots, n$ 。當 $c_{ij} > 0$ ，表示空間單元 j 為空間單元 i 的鄰域；而 $c_{ij} = 0$ 時，則表示空間 j 單元不為空間單元的鄰域；慣例上，對角線元素皆設定為 0，亦即任一空間單元不為其本身之鄰域。

在空間計量經濟中，為了達到固定各空間單元鄰近效應的影響，使列元素總合為 1，通常對 C 進行列標準化 (row standardization) (Anselin 1988; Anselin and Bera 1998)。列標準化後的空間權重矩陣記為，表示如下：

$$W = [w_{ij}]_{n \times n}$$

$$w_{ij} = \frac{c_{ij}}{\sum_{j=1}^n c_{ij}}$$

2 時間延遲的空間模型又稱為純空間遞迴模型 (pure space recursive model) (Anselin et al. 2007)，可使用普通最小平方方法進行估計。相關應用與討論請參考 Upton and Fingleton (1985), Dubin (1995), Tolnay et al. (1996), Ward and Gleditsch (2008)。

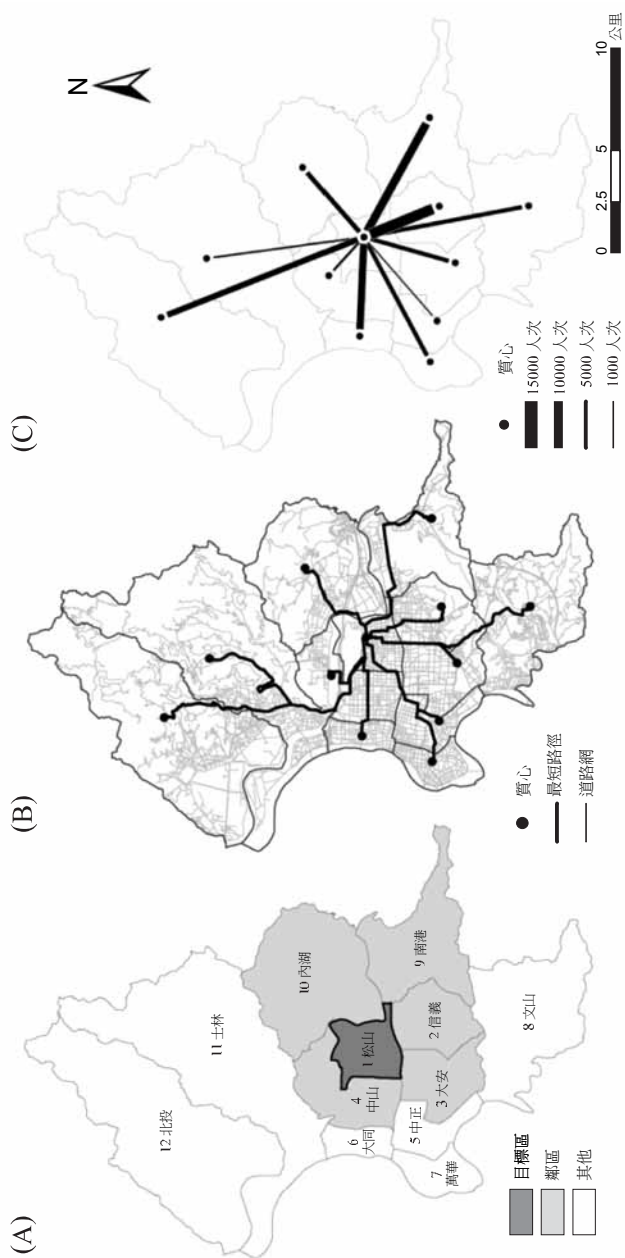


圖 1 空間權重矩陣示意圖——以松山區為例
(A)鄰接鄰域(B)路網鄰域(C)通勤鄰域

其中， n 為空間單元數， $i=1, 2, \dots, n, j=1, 2, \dots, n$ 。 w_{ij} 值愈大代表空間單元 j 對空間單元 i 的鄰近性愈強， w_{ij} 值愈小代表空間單元 j 對空間單元 i 的鄰近性愈弱，至 $w_{ij}=0$ 時，則表示空間單元 j 不是空間單元 i 的鄰近空間。

本研究使用三種空間權重矩陣設定方式。第一種為鄰接鄰域矩陣，係當一空間單元與目標空間單元邊界相鄰接時，則該空間單元為目標空間單元之鄰域。以台北市松山區為例，圖 1a 為其示意圖，從中可以看出松山區分別與信義區、大安區、中山區、南港區、內湖區有邊界相鄰情形，故上述 5 區為松山區之鄰域，其他區域則為非鄰域。

儘管已有不少研究使用空間計量經濟模型，但多數的研究對於空間關係的界定大多十分粗糙，仍然使用最簡單的地理關係來定義空間權重矩陣，如上述的地理鄰接鄰近關係（如 Tolnay 1995; Voss and Guangqing 2006; Baller and Richardson 2002; Case 1991; Land et al. 1991; Tolnay et al. 1996）。Beck et al. (2006) 即認為學者不應侷限在傳統的空間權重矩陣設定方式，而應該超越傳統地理空間的鄰接鄰域之界定，而應該使用更細緻、更符合現實的方法定義空間鄰域關係。由於社會互動的主體是人，但人多依賴交通網路活動，因此，儘管兩區域直線距離很近或邊界相鄰，但兩者間卻沒有交通網路連結時，兩者顯然是不會有強烈的空間直接互動關係。基此，測量兩地區質心間的最短道路距離，顯然比鄰接關係更能表現兩空間單元間的鄰近性。

因此，本研究使用台灣地區的各級道路網資料，以 ArcGIS 的 Network Analysis 模組進行分析，取得區域間的最短路徑距離，設定路網鄰域矩陣，為本研究的第二種空間權重設定方式。同樣以台北市松山區為例，如圖 1b 所示，松山區與中山區間的道路距離最短，為 5 公里；而與北投區間的道路距離最長，為 14.5 公里。因此進行距離倒數平方與列標準化計算後，中山區對松山區有最大的鄰近性，而北投區的鄰近性則為最小。

然而，兩個空間單元邊界相鄰或道路距離很近，不必然代表兩者

有密切互動，兩者間可能存在某種阻礙，減弱兩者的空間互動，自然者如河流、山脈、沙漠，人為者如國界、信仰、政治立場，因此，若僅以地理關係設定空間權重矩陣，則顯得過於粗糙。故可藉由空間單元之間的交流量資料界定空間關係，如貨運量、貿易量、通訊量等物品與訊息流動，或遷徙量與通勤量等人口流動。當兩空間單元間有較大的交流量，則代表兩者互動密切；反之，則兩者互動不密切。一方面，兩地的交流量關係亦反映著兩地間的物理距離；另一方面，交流量關係也反映了兩地間的阻礙效應，因此，地區間的交流量比地理關係更能代表地區間的互動關係。如前述，社會互動的主體為人，本研究使用人口流量定義空間單元關係，故本研究使用 2000 年戶口及住宅普查中通勤量來定義第三種空間權重矩陣：通勤鄰域矩陣。同樣地，以臺北市松山區為例，圖 1c 為松山區通勤總流量，亦即因工作需求，離開居住地松山區移動至其他區以及從其他區移動至松山區之人口流量的總和，其中流量最多者為信義區，次之為南港區，第三為大同區；而流量最少者為中正區。可見，根據地區的通勤總流量所定義的鄰域關係來看，松山區與信義區關係最為密切，而與中正區關係最為薄弱。這與根據邊界相鄰或道路距離所定義的鄰域是有所不同的。

基於上述討論，本研究共使用三種地區空間單元的鄰近矩陣，分別為(A)鄰接鄰域矩陣、(B)路網鄰域矩陣、(C)通勤鄰域矩陣，其中鄰接鄰域矩陣是以邊界相鄰為基礎的鄰接空間權重矩陣，路網鄰域矩陣是以最短路徑距離倒數平方為基礎的路網空間權重矩陣³，而通勤鄰域矩陣則是以通勤人口流量為基礎的通勤空間權重矩陣，三種矩陣大小均為 350x350。因為空間單元的鄰接鄰域、路網鄰域和通勤鄰域三種權重矩陣並不一定相同，本研究為確實探討各鄉鎮市區空間單元內男性娶外籍新娘的空間關係特性，所以分析時三種空間單元的鄰域矩

3 以距離最近的前十個空間單元為鄰域，進行距離倒數平方與列標準化之計算。為了確認分析結果的穩健性，本研究還使用前五、前二十、前三十與所有空間單元的設定方式，分析結果皆十分一致。

陣將分別被使用於分析中，以確保實證結果的穩健性（如 Case et al. 1993; Kalnins 2003; Bode 2004; Mears and Bhati 2006）。

前述空間計量模型均隱含空間鄰近效應具空間均質性（spatial homogeneity）的假定，即空間鄰近效應在每個區域的作用均相同，此種空間權重矩陣稱為全域型空間權重矩陣。然而，空間鄰近效應在不同的區域可能有不同的影響效應，甚至可能有相反的影響效果。由於空間鄰近效應源自於人際互動，而在人口較為密集的区域，人與人之間資訊交流與接觸機會也較大，故人口密集處，可能會有較強的空間鄰近效應，而導致空間鄰近效應異質性的存在。

為了檢驗上述的空間效應異質性，即各地區男性娶外籍新娘的空間鄰近效果，可能在不同的區域間有所不同，本研究進一步採用區域型空間權重矩陣（Garrett et al. 2005, 2007）。我們將研究的地區空間單元範圍分為三個次區域，分別為都會區、平地鄉鎮與山地鄉。將原本全域型空間權重矩陣中，位為都會區的列元素全部保留，而將其他列元素全部設定為 0，產生都會區的空間權重矩陣；另將原本全域型空間權重矩陣中，位為平地鄉鎮市區的列元素全部保留，而將其他列元素全部設定為 0，產生平地鄉鎮市區的空間權重矩陣；最後將原本全域型空間權重矩陣中為山地鄉的列元素全部保留，而將其他列元素全部設定為 0，產生山地鄉的空間權重矩陣。透過這三種區域型空間權重矩陣的使用，可以檢驗外籍新娘的空間鄰近效果在不同的區域間是否有所不同。

另外，為了檢驗外籍新娘分佈型態的空間鄰近效應，我們使用了時間延遲的空間分析模式。其中時間延遲的空間鄰近係將一地區（空間單元）之鄰近地區在前一時期（1998 至 2000 年）的依變項，即外籍新娘對數佔其鄉鎮市區結婚對數之比例，納入分析模式中，作為各空間單元當期（2001 年至 2003 年）娶外籍新娘的比例之解釋因素。基本上，前一時期鄰近地區某一類外籍新娘的比例越高，則可能影響一個地區當期該類外籍新娘的婚配情形，這就是時間延遲的空間鄰近

效應，簡稱時間延遲空間效果。

綜合言之，本研究將先進行探索性空間分析，以瞭解台灣外籍新娘的空間之分佈，續以空間計量經濟模型進行前述六個研究假設之驗證。

肆、研究資料、變項測量

一、資料來源

本研究使用內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查和內政部戶政司的婚姻登記匯總資料，以每一空間單元在特定時間內結婚者中，娶外籍新娘的比例為依變項。外籍與大陸配偶生活狀況調查為目前台灣有關外籍與大陸配偶生活狀況的唯一全國性資料。該項調查對象為自 1987 年 1 月起至 2003 年 8 月 31 日止，持有效外僑居留證、永久居留證及已取得我國國籍的外籍配偶，以及申請入境停留、居留及定居之大陸（含港澳）配偶，訪查對象共計 240,837 人，而實際完成訪問共 175,909 人，其中中國大陸配偶 93,551 人，其他國籍配偶 82,359 人。

本研究的資料分析限定於 2001 年至 2003 年 8 月底登記結婚的外籍新娘，於台灣本島 350 個鄉鎮市區的空間分佈。換言之，本研究分析單位為台灣本島 350 個鄉鎮市區。以鄉鎮市區作為分析單位，係考量到婚姻市場為地方性，而非全國性，亦即一個人所身處的當地婚姻市場將決定與限制其婚姻選擇，因此鄉鎮市區是最合適的空間單元。若以縣市或全國作為分析單位，則將過於粗糙，而掩蓋外籍新娘的真實空間分佈型態，也無法確實捕捉外籍新娘空間分佈型態的空間鄰近效應。然而，若使用村里作為分析單位，則一方面當地婚姻市場範圍太小，而不符合真實情況；另一方面則會因為分析單位中樣本過少，而造成變異不穩定的情形。此外，台灣村里界在不同時期中，經歷多

次的合併、分裂、重劃等變遷，因此若使用村里為空間單元進行分析，則將面臨資料無法整合至同一基準的問題。

再者，本研究將分析的結婚時間限定為 2001 年至 2003 年 8 月底登記結婚的外籍新娘，主要是考量到外籍與大陸配偶生活狀況調查於 2003 年執行，若登記結婚時間點過早，期間可能有人口遷移的情形，這樣我們將無法正確捕捉當地婚姻市場特性對外籍新娘空間分佈型態的影響。換言之，為了避免外籍家庭在婚後因為家庭遷移所可能造成的偏誤，我們限定調查研究時屬於結婚三年內者，亦即採用 2001 年至 2003 年 8 月底登記結婚的外籍新娘資料作為研究的基礎資料。

本研究將研究範圍限定在本島，乃是基於研究方法上的考量。首先，由於台灣各離島有許多自變項數值超出平均值太多⁴，容易造成推論偏誤與缺乏有效性。更重要的是，進行空間分析時，必須先建立空間單元之空間鄰近矩陣；然而，台灣各離島無論是在地理實質相鄰、道路交通路網相鄰、或通勤關係上均和其他地區缺乏連結，因此將造成空間分析上的困難，故去除離島觀察體（如 Rey and Montouri 1999; Baller et al. 2001; Kim et al. 2003）。

各鄉鎮市區不同年度的結婚對數資料則另取得於內政部戶政司。另外，為了瞭解各地區當地婚姻市場之特性，我們也使用 2000 年的戶口及住宅普查資料，並將普查資料彙整到各鄉鎮市區的空間單元中，以蒐集各鄉鎮市區的可婚配對象性別比、男性教育程度、扶老比、農業人口比、以及各鄉鎮市區間的通勤與通學流量。此外，本研究亦使用財政部的 2000 年綜合所得稅申報核定統計專冊，以得到各鄉鎮市區的人均所得資料。以上各部分所使用的資料都有考慮解釋變項的測量時間和依變項的測量時間的順序關係，以符合研究分析的時間邏輯順序。最後，使用行政院客家委員會的 2004 年全國客家人口基礎資料調查研究，以控制各鄉鎮市區的族群分佈情況。只有各族群

4 如烏坵鄉、莒光鄉、東引鄉、北竿鄉與南竿鄉之可婚配對象性別比皆超過 1000，推論可能是特殊軍事情況所造成。

分佈的變項的測量時間稍晚於依變項的測量時間一年，但有鑑於這是所能取得的最新族群資料，而且一年間隔的族群結構變化不大，不會影響分析結果，因此，我們仍然採用了由行政院客家委員會於2004年全國客家人口基礎資料調查研究結果中各鄉鎮市區族群分佈的數據。

二、變項測量⁵

依變項：「空間單元中各國外籍新娘佔該地區該時期總結婚對數之比例」

本研究的主要依變項為各鄉鎮市區空間單元，在2001-2003年登記結婚之各國外籍新娘⁶佔同時期該空間單元的總結婚對數之比例。同時期該空間單元的總結婚對數的資料則取自內政部戶政司婚姻登記的彙整統計資料。在分析當中，我們將各國外籍新娘區分為中國大陸籍新娘、東南亞籍新娘及其他國籍新娘，其中其他國籍新娘還包含港澳籍新娘⁷。並依此分別計算每一個鄉鎮市區空間單元之「大陸籍新娘佔總結婚對數之比例」、「東南亞籍新娘佔總結婚對數之比例」、「其他國籍新娘佔總結婚對數之比例」，其計算方式為其2001-2003年登記結婚之不同國籍外籍新娘數佔該地區（空間單元）2001-2003年總結婚對數之比例。

將中國大陸、東南亞與其他國籍新娘做區分的原因，主要在於不同國家的外籍新娘的婚姻管道有其差異；例如，東南亞籍新娘多數藉由婚姻仲介的管道，中國大陸籍新娘則還可藉由兩岸經貿往來、海外旅遊等方式而形成，而並不僅侷限於婚姻仲介的管道，其他國籍新娘

5 各自變項與依變項之描述性統計資料，及其計算方式請參見附錄。

6 由於92年外籍與大陸配偶生活狀況調查僅調查至2003年8月31日，因此為了求算各鄉鎮市區2003年登記結婚之各國外籍新娘，本研究將該調查資料中各鄉鎮市區2003年1月至8月底登記結婚的外籍新娘總數乘上1.5倍，以約略得到2003年登記結婚之各國外籍新娘總數。

7 本研究認為中國港澳籍新娘與中國大陸籍新娘，無論在婚姻形成管道、文化特性與社經背景上皆有相當程度的差異，因此本研究在後續的研究分析，皆不將中國港澳籍新娘涵蓋於中國大陸籍新娘之中。

則可能更依賴自由戀愛的方式形成婚配。此外，來自不同國家的外籍新娘也具有不同的文化與社經背景特性，因而造成不同國籍外籍新娘在台灣婚姻市場被接受或喜好程度差異。因此，不同地區所偏好的外籍新娘可能略有差異，因而造成外籍新娘分佈型態的差異。

自變項

1. 可婚配對象性別比

各鄉鎮市區可婚配對象性別比和當地婚姻市場中適婚男性可婚配對象的女性之個數有關。當可婚配對象性別比越高，代表適婚男性所面對的競爭越大，也越不容易找到合適的婚配對象。因此，我們預期各鄉鎮市區可婚配對象性別比愈高，則娶外籍新娘（包括中國大陸籍與東南亞籍新娘）的比例愈高。

2. 單身男性平均教育

一方面，男性平均教育程度代表當地婚姻市場之社經條件，當男性平均教育年數越低，代表當地的婚姻市場之社經條件越不利，因而降低當地女性在當地擇偶的意願，使得當地適婚男性不容易在當地婚姻市場找到合適的婚配對象；另一方面，以往研究發現，迎娶東南亞籍或中國大陸籍新娘的台灣男性多是教育程度較低的男性。因此，我們預期鄉鎮市區的男性平均教育年數愈低，娶中國大陸籍與東南亞籍等外籍新娘的比例愈高。

3. 人均所得

與男性平均教育程度相似，人均所得亦代表各鄉鎮市區當地婚姻市場之社經條件，因此人均所得越低代表當地婚姻市場之社經條件越不利；另一方面，以往研究也發現，迎娶東南亞籍或中國大陸籍新娘者多為經濟弱勢的台灣男性。因此，我們預期各鄉鎮市區人均所得愈低，則其娶中國大陸籍與東南亞籍新娘比例就愈高。

控制變項

由於不同的族群其對不同國籍的外籍新娘也會有不同的偏好與喜好程度，例如外省人可能對大陸籍新娘有較高的接受程度，因此我們控制各鄉鎮市區的族群人口比例。族群人口比例包括福佬比、客家比和外省比三個變項，原住民比則省略，以避免模式共線的問題。此外，由於中低階層家庭無法負擔聘請外籍看護、幫傭的方式來維持奉養老人的家務，轉而藉由迎娶外籍新娘來解決奉養老人問題（王宏仁 2001），而一個地區的人口年齡結構，也會影響該地區迎娶外籍新娘的比例，因此本研究亦控制各鄉鎮市區的扶老比。扶老比為各空間單元的 65 歲及以上老人人口數除以 15-64 歲壯年人口的比值*100。最後，由於以往研究認為外籍新娘多集中於農業地區（駱明慶 2006），故我們也控制了當地的農業人口比。農業人口比為該地區農業人口佔總就業人口的比例*100。

綜合言之，本研究是在控制各鄉鎮市區空間單元的族群人口比例、扶老比和農業人口比的影響後，探討該地區可婚配對象性別比、男性平均教育年數和人均所得對外籍新娘的結婚比例的影響及其空間鄰近效應。

伍、分析結果⁸

一、各地區男性娶外籍新娘的空間分佈

圖 2 為各國籍外籍新娘空間分佈型態的面量圖（Choropleth map）。首先，從面量圖可發現中國大陸籍與東南亞籍新娘多集中在

8 實證分析所使用的空間計量經濟軟體為 R 的 spdep 套件，可於下列網址免費下載：
<http://cran.r-project.org/web/packages/spdep/index.html>。

台灣本島的農村地區，其他國籍新娘則集中於都會地區。此外，比較 1998 年至 2000 年的外籍新娘空間分佈面量圖與 2001 年至 2003 年的外籍新娘空間分佈面量圖，則可發現中國大陸籍與東南亞籍新娘不僅數量增加，且有空間分佈擴散的情形。

然而，面量圖並無法讓我們確實客觀地瞭解各國籍外籍新娘之空間聚集位於何處。因此，我們以 LISA 地圖視覺化各國籍外籍新娘空間自相關的分布情形。從圖 3(A)可知，1998 年至 2000 年中國大陸籍新娘熱區集中於台灣本島東北角、桃園與苗栗一帶，且有零星熱區散落於台南縣；1998 年至 2000 年中國大陸籍新娘的冷區則集中於花東一帶。圖 3(A)則顯示 2001 年至 2003 年中國大陸籍新娘分佈型態則略有變化，東北角、苗栗及零星嘉義、台南等地為中國大陸籍新娘熱區，而桃園已不再為中國大陸籍新娘之熱區，冷區除了於花東一帶外尚集中於彰化地區。

東南亞籍新娘部份，1998 年至 2000 年東南亞籍新娘熱區集中於新竹、苗栗與南投一帶，且有零星散落於雲林縣、台南縣與高雄縣，冷區則集中於台北都會區、台中市、台南市、高雄市與東部地區。2001 年至 2003 年台北都會區、台中市、台南市、高雄市與東部地區仍為東南亞籍新娘冷區，但熱區則包含苗栗、南投一帶與雲嘉南平地農村地區。而從圖 3(E)與(F)可以發現，其他國籍新娘則無論 1998 年至 2000 年與 2001 年至 2003 年均集中於台北都會區，小部份集中於高雄都會區與台南都會區。

上述分析結果表示，中國大陸籍與東南亞籍新娘的空間分佈具有聚集性，且多集中在台灣本島的平地農村地區，都會區與山地鄉的分布則較少。尤其對東南亞籍新娘而言，台北都會區、台中市、台南市、高雄市等重要都會區更是其聚集的冷區。然而，究竟是什麼因素造成了外籍新娘空間分佈的差異，尤其是外籍新娘在台灣農村的聚集？換言之，外籍新娘的空間聚集，是否真的受到當地婚姻市場性別比失衡與社經條件不利的影響？而台灣外籍新娘空間分佈又是否具有

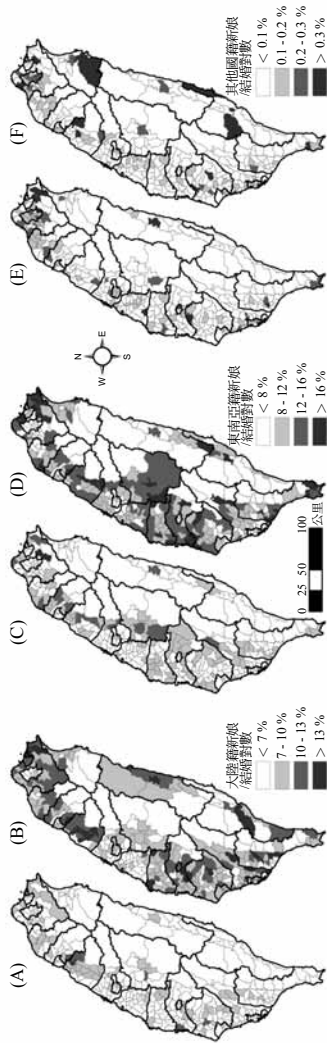


圖 2 外籍配偶百分比面量圖

(A)1998-2000 年中國大陸籍(B)2001-2003 年中國大陸籍(C)1998-2000 年東南亞籍
(D)2001-2003 年東南亞籍(E)1998-2000 年其他國籍(F)2001-2003 年其他國籍

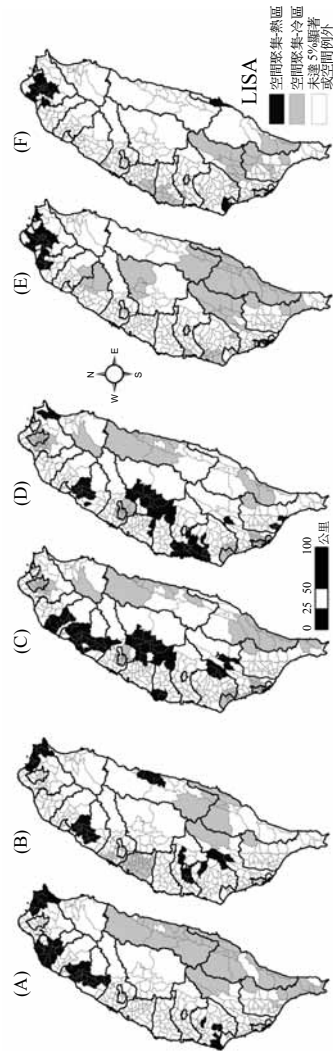


圖 3 外籍配偶百分比 LISA

(A)1998-2000 年中國大陸籍(B)2001-2003 年中國大陸籍(C)1998-2000 年東南亞籍
(D)2001-2003 年東南亞籍(E)1998-2000 年其他國籍(F)2001-2003 年其他國籍

空間鄰近效應？為了瞭解上述問題，接下來則採用空間計量方法進行研究假設驗證。

二、各地區男性娶外籍新娘的鄰近效應—空間延遲鄰近效果

本研究主要針對外籍新娘的空間分佈差異進行分析，表 3 至表 5 為不同國籍外籍新娘時間延遲空間模式的分析結果。由於，本研究認為當前一時期的鄰近區域有越多外籍新娘時，人們將因為親身觀察與社會接觸而與外籍新娘家庭有了連結，促使台灣男性與中國大陸籍與東南亞籍新娘結婚，而通勤矩陣則可代表區域間實際的日常生活工作人口流動關係。又通勤鄰域矩陣的分析結果與路網鄰域矩陣或鄰接鄰域矩陣的分析結果相似，而受限於篇幅的關係，表 3 至表 5 中僅列出通勤鄰域矩陣的分析結果⁹，以下分析結果亦以通勤鄰域矩陣的分析結果為主。此外，由於男性平均教育年數與人均所得之間具有高度相關，故表 3 至表 5 中列出輪流放入男性平均教育年數與人均所得為自變項的分析結果，以避免多元共線問題。表 6 則同時考量了同國籍與異國籍外籍新娘的空間鄰近效應，而為求簡潔，表 6 僅列出同國籍與異國籍外籍新娘的時間延遲空間效果。表 7 則使用區域型空間權重矩陣，以分析外籍新娘空間鄰近效應的異質性，為求簡潔，表 7 亦僅列出不同區域的時間延遲空間效果¹⁰。

表 3 的分析結果顯示：對中國大陸籍新娘而言，當地婚姻市場的可婚配性別比越高時，則中國大陸籍新娘佔總結婚對數之比例越高。故對中國大陸籍新娘而言，此研究發現支持第一個研究假設，亦即當地婚姻市場的可婚配性別比對娶中國大陸籍新娘有顯著的正向效果。而社經結構變項部份，模型 2 顯示當地婚姻市場的男性平均教育年數

9 對路網鄰域矩陣或鄰接鄰域矩陣的相關分析結果有興趣的讀者，請聯絡本文的通訊作者。

10 對於完整分析結果有興趣的讀者，可向本文的通訊作者索取。

越高，則當地中國大陸籍新娘佔總結婚對數之比例則越低，此結果亦支持第二個研究假設。模型 3 同樣表明當地婚姻市場的人均所得越高，則當地中國大陸籍新娘佔總結婚對數之比例則越低，此結果亦與第三個研究假設相符。綜言之，我們發現當地婚姻市場的社經條件愈不利，則娶中國大陸籍新娘的比例愈高。

對東南亞籍新娘而言，根據表 4，分析結果均和中國大陸籍新娘類似，即當地婚姻市場可婚配性別比越高、男性平均教育年數越低、與當人均所得越低，東南亞籍新娘佔當地總結婚對數之比例則越高，此結果亦支持了第一、第二與第三個研究假設。

另一方面，對其他國籍新娘而言，根據表 5 的分析結果，我們發現當地婚姻市場的可婚配性別比並不影響其他國籍新娘佔總結婚對數的比例；而當地婚姻市場的男性平均教育年數與人均所得越高，則其他國籍新娘佔總結婚對數之比例越高；亦即社經條件愈佳的區域，有愈高比例的其他國籍新娘，符合一般預期。

本研究也發現各鄉鎮市區的族群比例以及扶老比，對各國籍外籍新娘佔總結婚對數的比例有顯著的影響。值得注意的是，當地婚姻市場的農業人口比與中國大陸籍新娘佔總結婚對數比例之關係為負向顯著；當地婚姻市場的農業人口比與東南亞籍新娘佔總結婚對數比例之關係則不顯著；上述之分析結果與一般預期不符。以往的相關研究均認為，中國大陸籍新娘與東南亞籍新娘多集中於台灣的農村地區（駱明慶 2006），尤其以工、農為業的農村男性，由於被臺灣婚姻市場排除，故轉向國外婚姻市場尋求婚配機會（王宏仁 2001；王宏仁、張書銘 2003；夏曉鵬 2000），但是在我們考量了各鄉鎮市區的婚姻市場條件後，如性別比、男性平均教育年數以及人均所得，並控制人口族群結構與年齡結構（扶老比）後，農業人口多的鄉鎮市區並不必然擁有較多的中國大陸籍新娘與東南亞籍新娘。可見鄉鎮市區的農業屬性，並不對迎娶中國大陸籍新娘或東南亞籍新娘有獨立的影響力，而是由於該鄉鎮市區當地婚姻市場的不利性與性別比失衡，才促使當地的台

灣男性必須跨海迎娶外籍新娘。

在外籍新娘空間分佈的鄰近效應方面，表 3 至表 5 皆顯示，無論對中國大陸籍新娘或東南亞籍新娘而言，時間延遲空間效果均有顯著的正向效應，然而對其他國籍新娘而言，此時間延遲空間效果則不顯著。此分析結果也支持本文的第四個研究假設，娶中國大陸籍與東南亞籍新娘有正向的空間鄰近效應；而娶其他國籍新娘則無空間鄰近效應。換言之，當前一時期的鄰近地區有越多的中國大陸籍與東南亞籍新娘時，人們因口耳相傳、現身說法、親身觀察與社會接觸，而與中國大陸籍與東南亞籍新娘家庭有了連結，減低對外籍新娘的社會距離或促進親近感，也因為地理鄰近性而較能接觸到以婚姻仲介或親友介紹的跨國婚姻管道，而使得該地區娶中國大陸籍新娘或東南亞籍新娘的比例增加。另一方面，由於娶其他國籍新娘大多經由自由戀愛方式，且其他國籍新娘人數尚十分稀少，因此沒有顯著的鄰近效應作用於其中¹¹。

表 3 中國大陸籍新娘的時間延遲空間效果模型

變數變項	模型 1		模型 2		模型 3	
截距	-5.622 †	(3.254)	0.984	(3.091)	-1.775	(1.527)
可婚配對象性別比	0.019 **	(0.006)	0.029 ***	(0.006)	0.020 ***	(0.006)
男性平均教育年數	0.426	(0.318)	-0.534 *	(0.266)		
人均所得	-0.248 ***	(0.049)			-0.209 ***	(0.039)
福佬比	0.047 ***	(0.009)	0.059 ***	(0.009)	0.054 ***	(0.008)
客家比	0.067 ***	(0.012)	0.076 ***	(0.012)	0.075 ***	(0.010)
外省比	0.255 ***	(0.041)	0.194 ***	(0.040)	0.262 ***	(0.040)
扶老比	0.187 ***	(0.042)	0.110 **	(0.040)	0.154 ***	(0.033)
農業人口比	-0.073 ***	(0.015)	-0.048 **	(0.015)	-0.076 ***	(0.015)
時間延遲空間效果 ^a	0.632 **	(0.211)	0.542 *	(0.218)	0.650 **	(0.211)
Adjusted-R ²	.3733		.3276		.3719	

註 a：1998-2000 年通勤鄰域大陸籍新娘比例

註 b：括號中為標準誤

註 c：*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$; † ≤ 0.10

11 故後續的空間鄰近效應分析（表 6 與表 7），將不包含其他國籍新娘的部份。

表 4 東南亞籍新娘的時間延遲空間效果模型

變數變項	模型 1		模型 2		模型 3	
截距	7.500 *	(3.638)	10.270 **	(3.367)	-5.550 **	(1.690)
可婚配對象性別比	0.019 **	(0.007)	0.023 ***	(0.006)	0.015 *	(0.007)
男性平均教育年數	-1.487 ***	(0.369)	-1.918 ***	(0.298)		
人均所得	-0.109 †	(0.056)			-0.242 ***	(0.046)
福佬比	0.146 ***	(0.011)	0.151 ***	(0.010)	0.124 ***	(0.009)
客家比	0.166 ***	(0.014)	0.169 ***	(0.014)	0.143 ***	(0.013)
外省比	0.017	(0.047)	-0.008	(0.046)	-0.015	(0.048)
扶老比	0.140 **	(0.047)	0.106 *	(0.044)	0.250 ***	(0.040)
農業人口比	0.000	(0.018)	0.011	(0.017)	0.010	(0.018)
時間延遲空間效果 ^a	0.493 **	(0.188)	0.501 **	(0.189)	0.360 †	(0.189)
Adjusted-R ²	.6075		.6042		.5900	

註 a：1998-2000 年通勤鄰域東南亞籍新娘比例

註 b：括號中為標準誤

註 c：*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$; † ≤ 0.10

表 5 其他國籍新娘的時間延遲空間效果模型

變數變項	模型 1		模型 2		模型 3	
截距	0.000	(0.135)	-0.119	(0.121)	0.057	(0.050)
可婚配對象性別比	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)	0.000	(0.000)
男性平均教育年數	0.006	(0.013)	0.023 *	(0.010)		
人均所得	0.004 *	(0.002)			0.005 **	(0.002)
福佬比	-0.001 *	(0.000)	-0.001 **	(0.000)	-0.001 **	(0.000)
客家比	-0.001 **	(0.000)	-0.001 **	(0.000)	-0.001 **	(0.000)
外省比	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)	0.001	(0.002)
扶老比	0.003 *	(0.002)	0.005 **	(0.002)	0.003 *	(0.001)
農業人口比	-0.001	(0.001)	-0.001 *	(0.001)	-0.001	(0.001)
時間延遲空間效果 ^a	0.168	(0.205)	0.305	(0.193)	0.146	(0.198)
Adjusted-R ²	.1130		.1055		.1151	

註 a：1998-2000 年通勤鄰域其他國籍新娘比例

註 b：括號中為標準誤

註 c：*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$; † ≤ 0.10

表 6 則同時考量了同國籍與異國籍外籍新娘的時間延遲空間效果，由於其他自變項估計結果均與表 3 至表 5 十分一致，礙於篇幅關

表 6 不同國籍外籍新娘的時間延遲空間效果（同國籍與異國籍）

時間延遲空間效果	中國大陸籍新娘		東南亞籍新娘	
通勤鄰域				
1998-2000 年中國大陸籍新娘比例	0.727 ***	(0.145)	0.130	(0.168)
1998-2000 年東南亞籍新娘比例	-0.339 **	(0.113)	0.416 **	(0.131)
路網鄰域				
1998-2000 年中國大陸籍新娘比例	0.940 ***	(0.222)	0.074	(0.260)
1998-2000 年東南亞籍新娘比例	-0.662 ***	(0.173)	0.472 *	(0.202)
鄰接鄰域				
1998-2000 年中國大陸籍新娘比例	0.540 ***	(0.135)	0.067	(0.155)
1998-2000 年東南亞籍新娘比例	-0.215 *	(0.097)	0.330 **	(0.111)

註 a：括號中為標準誤

註 b：*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$

係，此處並未列出其他自變項的估計結果。表 6 第一欄顯示，對中國大陸籍新娘而言，當前一時期鄰近地區中有越多比例的中國大陸籍新娘時，將會提昇一個地區當地婚姻市場中國大陸籍新娘佔總結婚對數的比例；然而，當前一時期鄰近地區中有越多比例的東南亞籍新娘時，卻會削減當地婚姻市場中國大陸籍新娘佔總結婚對數的比例。換言之，當人們有機會接觸到較多的東南亞籍新娘家庭時，反而會降低人們與中國大陸籍新娘結婚的意願。因此，對中國大陸籍新娘而言，分析結果與本文第五個研究假設預期不符。

但是，依據表 6 第二欄我們發現，對東南亞籍新娘而言，當前期鄰近地區中有越多的東南亞籍新娘時，將會增加一個地區當地婚姻市場中東南亞籍新娘的結婚比例；但鄰近地區娶中國大陸籍新娘比例對當地婚姻市場娶東南亞籍新娘比例沒有影響。因此，對東南亞籍新娘而言，此研究結果與第五個研究假設相符：僅有東南亞籍新娘的時間延遲空間效果對迎娶東南亞新娘具有正向的時間延遲空間效果，中國大陸籍新娘的時間延遲空間效果則無作用。據此我們可以推論，由於中國大陸籍新娘與東南亞籍新娘，彼此存在文化與形象差異，當人們與東南亞籍新娘接觸越多時，反而會減少與中國大陸籍新娘結婚的意

願；但是，這樣的文化與形象差異，卻不會讓人們接觸到中國大陸籍新娘時，減少其對東南亞籍新娘結婚的意願。

表 7 則使用區域型空間權重矩陣探討外籍新娘鄰近效應的空間異質性，亦即分析外籍新娘的鄰近效應是否在不同地區有不同程度的影響效果。其中表 7 所有非空間自變項控制均與表 3 至表 5 模型 1 相同，且非空間自變項的影響效果亦都與表 3 至表 5 模型 1 相似。研究結果皆顯示，不論是使用鄰接空間權重矩陣、路網空間權重矩陣或通勤空間權重矩陣，對中國大陸籍新娘而言，都會區的時間延遲空間效果最強，其次則為平地鄉鎮，山地鄉的時間延遲空間效果則不顯著；而對東南亞籍新娘而言，分析結果與中國大陸籍新娘類似，亦為都會區的時間延遲空間效果最強，其次則為平地鄉鎮，山地鄉的時間延遲空間效果則也不顯著。因此，上述的分析結果與第六個研究假設預期相符，換言之，對迎娶外籍新娘而言，人口愈密集的地方，空間鄰近效應愈強，而在地廣人稀的山地鄉則無顯著的空間鄰近效應。

表 7 不同國籍外籍新娘的區域型空間權重矩陣效應

時間延遲空間效果	通勤鄰域		路網鄰域		鄰接鄰域	
中國大陸籍新娘						
1998-2000 年—都會區	0.741 ***	(0.150)	0.851 ***	(0.227)	0.533 ***	(0.133)
1998-2000 年—平地鄉鎮	0.662 ***	(0.148)	0.719 **	(0.219)	0.438 **	(0.132)
1998-2000 年—山地鄉	0.089	(0.222)	0.253	(0.276)	-0.095	(0.269)
東南亞籍新娘						
1998-2000 年—都會區	0.549 ***	(0.139)	0.662 **	(0.220)	0.444 ***	(0.116)
1998-2000 年—平地鄉鎮	0.483 ***	(0.123)	0.607 **	(0.196)	0.371 ***	(0.104)
1998-2000 年—山地鄉	0.132	(0.216)	0.125	(0.267)	0.047	(0.202)

註 a：括號中為標準誤

註 b：*** $p \leq 0.001$; ** $p \leq 0.01$; * $p \leq 0.05$

陸、討論與結論

本研究探討台灣外籍新娘的空間分佈型態，並分析當地婚姻市場

性別比與社經條件對外籍新娘空間分佈之影響，以及其鄰近效應。根據圖 2 與圖 3，研究發現外籍新娘的空間分佈有聚集現象，並且集中於台灣農村地區。然而，依據表 3 至表 5 的分析結果，本研究發現此種空間分佈的差異，並非肇因於鄉鎮市區的農業屬性，而是透過台灣農村地區在社經條件的弱勢與可婚配性別比的失衡等當地婚姻市場的不利性，而間接促使台灣農村地區台灣男性必須跨海迎娶外籍新娘。台灣長期的城鄉發展不平等，使得農村地區女性往都會區遷移，導致農村地區適婚男女比例失衡；另一方面，也使得農村地區的居民具有較低的社經條件，而致使其受臺灣婚姻市場的排除，而被迫轉向國外婚姻市場尋求婚配機會。

值得注意的是，內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查中，娶中國大陸籍新娘的榮民者佔全體本國籍配偶的 16.1%。此外，本國籍配偶 65 歲以上者以榮民最多，佔 79.8%，且教育程度為不識字者亦以榮民最多，佔 45%。由於本國籍配偶身分為榮民者，同時具有年齡較高與教育程度較低的雙重特徵，又有較高娶外籍新娘的可能性，因此可能會導致我們得到地區之男性平均教育程度愈低，則娶中國大陸籍與東南亞籍新娘的比例也愈高的研究結論。在這樣的情況下，一地區男性平均教育程度愈低，則其娶中國大陸籍與東南亞籍新娘的比例愈高的原因，並不在於該地區男性的平均教育程度，而可能是因為該地區的人口結構特徵，即該地區榮民的人口比例，以及榮民特有的社會經濟條件特徵與年齡特性所共同導致。對迎娶外籍新娘的榮民者而言，促使其必須跨海求婚的真正不利因子或許是年齡，而非教育程度。然而，若僅單純考量各區域「娶外籍新娘男性榮民之平均年齡」，會發現其與娶外籍新娘比例成正相關，但這樣的結果有可能會由於受資料限制，而無法考慮該地區沒有娶外籍新娘之男性榮民的特性，而產生分析時的選擇性偏誤。換言之，由於本研究受限於資料的特性，我們無法直接回答「地區榮民的年齡特性對娶外籍新娘比例的影響」之研究問題，這個議題值得後續研究去探討。

地區娶外籍配偶的空間鄰近效應部份，表 3 至表 5 皆表明，娶中國大陸籍與東南亞籍新娘有正向的空間鄰近效應，娶其他國籍新娘則沒有空間鄰近效應。從婚姻管道的觀點而言，台灣男性與中國大陸籍或東南亞籍新娘聯姻，多以婚姻仲介或親友介紹為其婚姻管道為主，無論跨國婚姻係藉由婚姻仲介或親友介紹而形成，在婚姻相關訊息取得上，地理鄰近性扮演相當重要的角色，因而造成外籍新娘空間分佈的聚集性。從社會接觸的觀點而言，當人們與中國大陸籍與東南亞籍新娘家庭有越多的接觸時，將能消除對外籍新娘的刻板印象、減低社會距離或促進親近感，進而願意與中國大陸籍或東南亞籍新娘結婚；因此，當一個地區的周圍鄰近地區娶中國大陸籍或東南亞籍新娘比例愈高，該地區娶中國大陸籍或東南亞籍新娘比例也會愈高，而造成外籍新娘空間分佈的聚集。

值得注意的是，表 6 的分析結果顯示，當同時考量異國籍與同國籍的鄰近效應時，對東南亞籍新娘而言，僅有同國籍的時間延遲空間效果具有正向效應，異國籍則無作用；然而，對中國大陸籍新娘而言，同國籍的時間延遲空間效果具有正向效應，但異國籍（東南亞籍）的婚配對卻具有負向的時間延遲空間效果。從婚姻管道的角度而言，相較於中國大陸籍新娘，東南亞籍新娘較依賴婚姻仲介管道形成跨國婚姻（王宏仁 2001; 王宏仁、張書銘 2003; 夏曉鵬 2000）；因此，當前一時期鄰近地區娶東南亞籍新娘的比例越高時，代表該地區越容易取得跨國婚姻仲介的相關訊息，並較易與跨國婚姻仲介業者接觸。在台灣男性需要跨國婚配機會的情況下，可能轉向較容易接觸或取得訊息的東南亞籍新娘仲介來滿足其婚配需求，而較不容易藉由親友介紹、兩岸經貿往來、海外旅遊等婚姻管道與中國大陸籍新娘進行婚配（王明輝 2006; 趙彥寧 2004）。另外，從社會接觸角度來看，中國大陸籍新娘與東南亞籍新娘在婚姻管道、文化、價值觀與社經特性皆不同，因而導致兩者在台灣婚配市場受歡迎程度的差異。兩者在文化與形象上的差異，使得人們與東南亞籍新娘觀察或接觸越多時，會減少

與中國大陸籍新娘結婚的可能；但是，這樣的影響效果卻不存在於東南亞籍新娘身上。進言之，在傳統男尊女卑的觀念下，地位弱化的台灣男性為了持續男子氣概的維持，而跨海追尋具有「傳統婦德」的新娘（田晶瑩、王宏仁 2006）；然而，中國大陸籍新娘在文化與形象上，卻可能不像東南亞籍新娘，具有台灣男性認知下的所謂「傳統婦德」。因此，當人們增加與東南亞籍新娘家庭的接觸機會時，在中國大陸籍與東南亞籍新娘皆為「商品化的跨國婚姻」時（王宏仁、張書銘 2003），人們反而會傾向與東南亞籍新娘結婚，而降低與中國大陸籍新娘結婚的意願。相對的，由於東南亞籍新娘的形象，較符合父權思想中對於「傳統婦德」的想像，因此與中國大陸籍新娘接觸增加，並不會降低與東南亞籍新娘結婚的意願。

本研究亦分析了不同區域的外籍新娘空間鄰近效應的差異性，依據表 7 的結果發現：人口愈密集的地方，外籍新娘的空間鄰近效應愈強，其中，都會區空間鄰近效應最強，平地鄉鎮次之，山地鄉的鄰近效應則不顯著。換言之，空間鄰近效應源自於人際間的互動，故當地婚姻市場與其鄰近地區人口越密集時，人與人之間資訊交流與接觸機會也會越大，因此空間鄰近效應越強。

本文使用的分析資料，主要來自於內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查的原始資料，該資料完訪率為 73%，未完成訪問的外籍配偶（27%）並未進入本研究的分析之中。進言之，本文的分析對象僅限人在台灣境內的外籍新娘，而不包括嫁給台灣人但人在境外者。嫁給台灣人但人在境外的外籍新娘，與嫁給台灣人且人在境內的外籍新娘，其本人與台灣配偶的社會經濟條件特徵可能有差異，也可能擁有不同的婚姻形成管道，是以本文之研究結果推論僅適用於臺灣本島的範圍。此外，受限於空間分析方法的限制與研究方法的考量，本研究並未將離島觀察體納入分析，因此本文之研究結論並無法推論至離島的外籍新娘現象。事實上，台灣各離島地區的社會經濟與文化背景可能和本島地區有些差異，而離島居民迎娶外籍新娘的成因與背

後故事可能亦和本島居民有所不同，因此對於離島地區的外籍新娘現象，仍需要未來進一步的專案研究。

儘管內政部 2003 年外籍與大陸配偶生活狀況調查為目前唯一的全國性外籍配偶家庭資料，然而此資料僅調查與外籍配偶進行國際通婚者，而沒有與本國籍結婚者的相關資料，故無法使用該資料比較外籍新娘家庭和本國婚姻的差別，並分析個體層次的跨國婚姻決定因素。至於人口普查資料，雖然包含台灣所有人口的資料，且可經由夫妻雙方的國籍資料判斷彼此之國籍，但由於此資料並未記載確切的結婚時間，因此無法瞭解當地婚姻市場之結構因素的影響；使用人口普查資料尚有另一項缺失：某些觀察體並無法經由與戶長的關係而串連出夫妻雙方的資料（駱明慶 2006），亦即以人口普查資料進行外籍新娘的研究，將產生一定比例的觀察體遺失問題。然而，若未來有更適宜的相關資料，則後續研究可藉由多層次分析法，同時考量空間脈絡條件與個體層次因子對跨國婚姻的影響，以更深入地瞭解台灣男性迎娶外籍新娘的背後因素。

綜合而言，不同於以往的外籍配偶研究局限於個體層次，本研究從地區的空間脈絡結構因素著手，並控制了區域的族群、年齡結構和產業結構的影響，探究一個地區當地婚配市場條件和地方的社經條件，對該地區男性娶外籍新娘比例的影響，而更清楚地解析了台灣外籍新娘的空間分佈與台灣外籍新娘的空間鄰近效果，並勾勒出台灣男性跨海娶親之地方環境脈絡的輪廓。

參考文獻

中文部分

- 王永慈（2005）外籍與大陸配偶家庭之貧窮分析，臺灣社會工作學刊，4: 1-32。
- 王宏仁（2001）社會階層化下的婚姻移民與國內勞動市場：以越南新娘為例，台灣社會研究季刊，41: 99-127。
- 王宏仁、張書銘（2003）商品化的跨國婚姻市場：以台越婚姻仲介業運作為例，台灣社會學，6: 177-221。
- 王明輝（2006）跨國婚姻親密關係之探討：以澎湖地區大陸媳婦的婚姻為例，中華心理衛生學刊，19(1): 61-87。
- 田晶瑩、王宏仁（2006）男性氣魄與可「娶」的跨國婚姻：為何台灣男子要與越南女子結婚？，台灣東南亞學刊，3(1): 3-36。
- 伊慶春、章英華（2006）對娶外籍與大陸籍媳婦的態度：社會接觸的重要性，台灣社會學，12: 191-232。
- 李瑞金、張美智（2004）從文化觀點探討東南亞外籍配偶在台灣之生活適應，社區發展季刊，105: 101-109。
- 夏曉鵬（2000）資本國際化下的國際婚姻-以台灣的外籍新娘現象為例，台灣社會研究季刊，39: 45-92。
- 夏曉鵬（2001）「外籍新娘」現象之媒體建構，台灣社會研究季刊，43: 157-196。
- 陳小紅（2005）跨國婚姻中人權問題之探討：來台生活「大陸配偶」案例之檢視，國家政策季刊，4(1): 141-164。
- 陳志柔、于德林（2005）對外來配偶移民政策的態度，台灣社會學，10: 95-148。
- 趙彥寧（2004）現代性想像與國境管理的衝突：以中國婚姻移民女性

- 為研究案例，台灣社會學刊，32: 50-102。
- 瞿海源（1998）台灣社會變遷基本調查計劃：第三期第三次執行報告，台灣地區社會變遷基本調查計畫報告，行政院國家科學委員會。
- 黎雅如、沈佩瑩、廖玫涵、林宜平（2006）台灣婚姻移民的人口學特性與公共衛生需求初探，台灣衛誌，25: 482-493。
- 駱明慶（2006）教育成就的性別差異與國際通婚，經濟論文叢刊，34 (1): 79-115。

英文部分

- Anselin, L. 1988. *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht: Kluwer Academic Pub.
- Anselin, L. 1995. "Local Indicators of Spatial Association-LISA." *Geographical Analysis* 27: 93-115.
- Anselin, L. 1998. "Exploratory Spatial Data Analysis in a Geocomputational Environment." Pp. 77-94 in *Geocomputation, a Primer*, edited by P. A. Longley, S. M. Brooks, R. McDonnell, and B. Macmillan. New York: Wiley.
- Anselin, L. 2002. "Under the Hood Issues in the Specification and Interpretation of Spatial Regression Models." *Agricultural Economics* 27(3): 247-267.
- Anselin, L. 2003a. "Spatial Externalities, Spatial Multipliers, and Spatial Econometrics." *International Regional Science Reviews* 26(2): 153-166.
- Anselin, L. 2003b. "Spatial Econometrics." Pp. 310-330 in *A Companion to Theoretical Econometrics*, edited by B. H. Baltagi. New York: Wiley.
- Anselin, L. and A. Bera. 1998. "Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics." Pp. 237-289 in *Handbook of Applied Economic Statistics*, edited by A. Ullah, and D. E.

- A. Giles. New York: Marcel Dekker.
- Anselin, L., J. L. Gallo, and H. Jayet. 2007. "Spatial Panel Econometrics." Pp.625-660 in *The Econometrics of Panel Data* (3rd ed.), edited by L. Matyas. and P. Sevestre. New York: Springer.
- Baller, R. D., L. Anselin, S. F. Messner, G. Deane, and D. F. Hawkins. 2001. "Structural Covariates of U.S. County Homicide Rates: Incorporating Spatial Effects." *Criminology* 39(3): 561-588.
- Baller, R. D. and K. K. Richardson. 2002. "Social Integration, Imitation, and the Geographic Patterning of Suicide." *American Sociological Review* 67: 873-888.
- Beck, N., K. S. Gleditsch, and K. Beardsley. 2006. "Space Is More than Geography: Using Spatial Econometrics in the Study of Political Economy." *International Studies Quarterly* 50: 27-44.
- Bode, E. 2004. "The Spatial Pattern of Localized R&D Spillovers: an Empirical Investigation for Germany." *Journal of Economic Geography* 4 (1): 43-64.
- Brewster, K. L. 1994. "Race Differences in Sexual Activity Among Adolescent Women: The Role of Neighborhood Characteristics." *American-Sociological Review* 59: 408-24.
- Carrington, A. 2003. "A Divided Europe? Regional Convergence and Neighbourhood Spillover Effects." *Kyklos* 56: 381-393.
- Case, A. C. 1991. "Spatial Patterns in Household Demand." *Econometrica* 59: 953-965.
- Case, A. C., H. S. Rosen, and J. R. Hines. 1993. "Budget Spillovers and Fiscal Policy Interdependence: Evidence from the States." *Journal of Public Economics* 52(3): 285-307.
- Cliff, A. D., and J. K. Ord. 1981. *Spatial Processes: Models & Applications*. London: Pion.

- Connerly, C. E. 1985. "The Community Question: An Extension of Wellman and Leighton." *Urban Affairs Quarterly* 20: 537-556.
- Crane, J. 1991. "The Epidemic Theory of Ghettos and Neighborhood Effects on Dropping Out and Teenage Childbearing." *American Journal of Sociology* 96: 1226-1259.
- de Castro, M. 2007. "Spatial Demography: An Opportunity to Improve Policy Making at Diverse Decision Levels." *Population Research and Policy Review* 26: 477-509.
- Dubin, R. 1995. "Estimating Logit Models with Spatial Dependence." Pp. 229-242 in *New Directions in Spatial Econometrics*, edited by L. Anselin and R. Florax. Berlin: Springer-Verlag.
- Garrett, T. A., G. A. Wagner, and D. C. Wheelock. 2005. "A Spatial Analysis of State Banking Regulation." *Papers in Regional Science* 84: 575-595.
- Garrett, T. A., G. A. Wagner, and D. C. Wheelock. 2007. "Regional Disparities in the Spatial Correlation of State Income Growth, 1977-2002." *The Annals of Regional Science* 41: 601-618.
- Gooldchild, M. F., L. Anselin, R. P. Appelbaum, and B. H. Harthorn. 2000. "Toward Spatially Integrated Social Science." *International Regional Science Review* 23(2): 139-159.
- Gould, E. D. and M. D. Paserman. 2003. "Waiting for Mr. Right: Rising Inequality and Declining Marriage Rates." *Journal of Urban Economics* 53: 257-281.
- Guest, A. M. and B. A. Lee. 1983. "The Social Organization of Local Areas." *Urban Affairs Quarterly* 19: 217-240.
- Haining, R. P. 1990. *Spatial Data Analysis in the Social and Environmental Sciences*. New York: Cambridge University Press.
- Harding, D. J. 2003. "Counterfactual Models of Neighborhood Effects: The

- Effect of Neighborhood Poverty on Dropping Out and Teenage Pregnancy." *American Journal of Sociology* 109: 676-719.
- Hogan, D. P. and E. M. Kitagawa. 1985. "The Impact of Social Status, Family Structure, and Neighborhood on the Fertility of Black Adolescents." *American Journal of Sociology* 90: 825-855.
- Hsia, H. C. 2007. "Imaged and Imagined Threat to the Nation: the Media Construction of the 'Foreign Brides' Phenomenon' as Social Problems in Taiwan." *Inter-Asia Cultural Studies* 8: 55-85.
- Hunter, A. and M. Janowitz. 1974. *Symbolic Communities: The Persistence and Change of Chicago's Local Communities*. Chicago: University of Chicago Press.
- Kalnins, A. 2003. "Hamburger Prices and Spatial Econometrics." *Journal of Economics & Management Strategy* 12(4): 591-616.
- Kim, J., E. Elliott, and D. M. Wang. 2003. "A Spatial Analysis of County-Level Outcomes in US Presidential Elections: 1988-2000." *Electoral Studies* 22(4): 741-761.
- Ku, L., F. L. Sonenstein, and J. H. Pleck. 1993. "Neighborhood, Family, and Work: Influences on the Premarital Behaviors of Adolescent Males." *Social Forces* 72: 479-503.
- Land, K. C., G. Deane, and J. R. Blau. 1991. "Religious Pluralism and Church Membership: A Spatial Diffusion Model." *American Sociological Review* 56: 237-249.
- Lichter, D. T., F. B. LeClere, and D. K. McLaughlin. 1991. "Local Marriage Markets and the Marital Behavior of Black and White Women." *American Journal of Sociology* 96: 843-867.
- Lichter, D. T., D. K. McLaughlin, G. Kephart, and D. J. Landry. 1992. "Race and the Retreat from Marriage: A Shortage of Marriageable Men." *American Sociological Review* 57: 781-799.

- Lin, T. M., C. E. Wu, and F. Y. Lee. 2006. "Neighborhood Influence on the Formation of National Identity in Taiwan: Spatial Regression with Dis-joint Neighborhoods." *Political Research Quarterly* 59: 35-46.
- Loftin, C. and S. K. Ward. 1983. "A Spatial Autocorrelation Model of the Effects of Population Density on Fertility." *American Sociological Review* 48(1): 121-128.
- Marini, M. M. 1978. "The Transition to Adulthood: Sex Differences in Educational Attainment and Age at Marriage." *American Sociological Review* 43: 483-507.
- Mears, D. P. and A. S. Bhati. 2006. "No Community Is an Islands: the Effects of Resource Deprivation on Urban Violence in Spatially and Socially Proximate Communities." *Criminology* 44(3): 509-548.
- Morenoff, J. and R. Sampson. 1997. "Violent Crime and the Spatial Dynamics of Neighborhood Transition: Chicago, 1970-1990." *Social Forces* 76(1): 31-64.
- 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.
- O'Loughlin, J., C. Flint, and L. Anselin. 1994. "The Geography of the Nazi Vote: Context, Confession, and Class in the Reichstag Election of 1930." *Annals of the Association of American Geographers* 84(3): 351-380.
- Oppenheimer, V. K., M. Kalmijn, and N. Lim. 1997. "Men's Career Development and Marriage Timing during a Period of Rising Inequality." *Demography* 34: 311-330.
- Perdomo, V. Y. 2004. "The Local Context and the Spatial Diffusion of Multiparty Competition in Urban Mexico, 1994-2000." *Political Geography* 23(4): 403-423.
- Rey, S. J. and B. D. Montouri. 1999. "US Regional Income Convergence: A

- Spatial Econometric Perspective." *Regional Studies* 33(2): 143-156.
- Saardchom N. and J. Lemaire. 2005. "Causes of Increasing Ages at Marriage: An International Regression Study" *Marriage & Family Review* 37(3): 73-97.
- Shin, M. E. and J. Agnew. 2002. "The Geography of Party Replacement in Italy." *Political Geography* 21(2): 221-242.
- South, S. J. 1996. "Mate Availability and the Transition to Unwed Motherhood: A Paradox of Population Structure." *Journal of Marriage and the Family* 58: 265-79.
- South, S. J. 2001. "The Geographic Context of Divorce: Do Neighborhoods Matter?" *Journal of Marriage and Family* 63: 755-766.
- South, S. J. and K. D. Crowder. 1999. "Neighborhood Effects on Family Formation: Concentrated Poverty and Beyond." *American Sociological Review* 64: 113-132.
- South, S. J. and K. M. Lloyd. 1992. "Marriage Opportunities and Family Formation: Further Implications of Imbalanced Sex Ratios." *Journal of Marriage and the Family* 54: 440-51.
- Sucoff, C. A. and D. M. Upchurch. 1998. "Neighborhood Context and the Risk of Childbearing among Metropolitan-Area Black adolescents." *American Sociological Review* 63: 571-585.
- Tobler, W. R. 1970. "A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit Region." *Economic Geography* 46: 234-240.
- Tolnay, S. E. 1995. "The Spatial Diffusion of Fertility: A Cross-Sectional Analysis of Counties in the American South, 1940." *American Sociological Review* 60: 299-308.
- Tolnay, S. E., G. Deane, and E. M. Beck. 1996. "Vicarious Violence: Spatial Effects on Southern Lynchings, 1890-1919." *American Journal of Sociology* 102: 788-815.

- Upchurch, D. M., C. S. Aneshensel, C. A. Sucoff, and L. Levy-Storms. 1999. "Neighborhood and Family Contexts of Adolescent Sexual Activity." *Journal of Marriage and the Family* 61: 920-933.
- Upton, G. J. and B. Fingleton. 1985. *Spatial Data Analysis by Example. Vol. 1: Point Pattern and Quantitative Data*. New York: Wiley.
- Voss, P. R. 2007. "Demography as a Spatial Social Science." *Population Research and Policy Review* 26: 457-476.
- Voss, P. R. and C. Guangqing. 2006. "Highways and Population Change." *Rural Sociology* 71: 33-58.
- Ward, M. D. and K. S. Gleditsch. 2008. *Spatial Regression Models*. Los Angeles: Sage Publications.
- Wellman, B. 1996. "Are Personal Communities Local? A Dumptarian Reconsideration." *Social Networks* 18: 347-354.
- Wilcox, W. B. and N. H. Wolfinger. 2007. "Then Comes Marriage? Religion, Race, and Marriage in Urban America." *Social Science Research* 36: 569-589.
- Wilson, W. J. 1987. *The Truly Disadvantaged*. Chicago: University of Chicago Press.
- Yang, Y. M., and H. H. Wang. 2003. "The Health Concerns of Interracial Marriage Among Indonesian Women in Taiwan." *Journal of Nursing Research* 11: 167-176.

附錄 各自變項與依變項之描述性統計資料

變項	平均值	標準差	極小值	極大值	計算方式
2001-2003年中國大陸籍新娘百分比	8.41	3.38	0.00	19.51	$(2001-2003 \text{ 年登記結婚之中國大陸籍新娘} / 2001-2003 \text{ 登記結婚對數}) \times 100$
2001-2003年東南亞籍新娘百分比	9.73	4.88	0.00	27.72	$(2001-2003 \text{ 年登記結婚之東南亞籍新娘} / 2001-2003 \text{ 登記結婚對數}) \times 100$
2001-2003年其他國籍新娘百分比	0.07	0.12	0.00	0.99	$(2001-2003 \text{ 年登記結婚之其他國籍新娘} / 2001-2003 \text{ 登記結婚對數}) \times 100$
可婚配對象性別比	107.47	27.35	64.17	241.63	$(18 \text{ 歲以上單身男性} / 16 \text{ 歲以上單身女性}) \times 100$
單身男性平均教育(年)	10.82	1.16	7.99	14.28	18 歲以上單身男性平均教育年數
人均所得(萬元)	13.47	6.36	4.50	52.20	綜合所得總額 / 人口數
福佬人百分比	70.88	29.58	1.50	100.00	$(\text{福佬人} / \text{四大族群人口數}) \times 100$
客家人百分比	14.48	22.33	0.00	93.92	$(\text{客家人} / \text{四大族群人口數}) \times 100$
外省人百分比	6.22	4.73	0.00	26.56	$(\text{外省人} / \text{四大族群人口數}) \times 100$
原住民百分比	8.42	21.78	0.00	97.20	$(\text{原住民} / \text{四大族群人口數}) \times 100$
扶老比	15.81	5.78	5.27	35.98	$(65 \text{ 歲以上老年人口} / 15 \text{ 至 } 64 \text{ 歲壯年人口}) \times 100$
農業人口百分比	19.34	16.39	0.11	65.67	$(\text{農業人口} / \text{三級產業總人口數}) \times 100$

Spatial Analysis of Foreign Brides in Taiwan

Yu-Lin Chi* Meng-Sian Jhou** Yeu-Sheng Hsieh***

Abstract

This study investigates the spatial pattern of foreign brides in Taiwan, examines how the local marriage market and socioeconomic conditions shape it, and explores the extent to which neighborhood effects exist in the spatial pattern of foreign brides. Using data from the 2003 Survey of Foreign and Mainland Spouses' Life Status, we employ exploratory spatial data analysis and spatial econometrics to reveal the spatial pattern and test six hypotheses. The results indicate that foreign brides cluster around the rural townships of plain areas. Also, local social-economic conditions and marriage market availability contribute to spatial variation in foreign bride rates in each spatially local area. Further, neighborhood effects do matter for the formation of spatial clusters of the Mainland Chinese brides and Southeast Asian brides in Taiwan. For Southeast Asian brides, only the brides with the same origin show a significantly positive spatial-temporal lag effect. On the contrary, while Mainland Chinese brides show a significantly positive spatial-temporal lag effect in the spatial pattern of marriage in Taiwan, Southeast Asian brides show a significantly negative spatial-temporal lag effect, indicating that proximity to townships that had higher proportions of Southeast Asian brides decreases the likelihood of marrying Mainland Chinese brides. Finally, the strength of neighborhood

* Master, Department of Geography, National Taiwan University.

** Graduate Student, Department of Bioindustry Communication and Development, National Taiwan University.

*** Professor, Department of Bioindustry Communication and Development, National Taiwan University. Corresponding Author: ysh@ntu.edu.tw

effects of foreign brides significantly varies by regions. The neighborhood effects are strongest for townships located in metropolitan areas. However, there is no evidence to support neighborhood effects for those in mountain areas.

Keywords: foreign bride, spatial clusters, neighborhood effects, spatial analysis, spatial-temporal lag model

