

國立臺灣師範大學文學院地理學系

碩士論文

Department of Geography

College of Liberal Arts

National Taiwan Normal University

Master's Thesis

臺灣男女初婚率之空間分析

Spatial Analysis of First Marriage Rates Among
Men and Women in Taiwan

蔡含喬

Tsai, Han-Chiao

指導教授：陳哲銘 博士

Advisor : Chen, Che-Ming, Ph.D.

中華民國 114 年 7 月

July 2025

摘要

本研究以「社會經濟結構調整」與「創新擴散理論」為理論基礎，並結合空間自相關分析，探討臺灣地區男女初婚率的空間聚集分布特徵。過去二十年，熱區主要集中在經濟發展快速區域，如新竹、桃園及臺中，而南部科學園區近年也成為男性初婚率之熱區，顯示區域經濟發展與婚姻行為密切相關。反觀西南部平原則因人口外移與經濟落後，導致初婚率偏低，呈現男性初婚率冷區。東部地區則由於性別比高，使男性初婚率呈現冷區，女性出現熱區。空間自相關結果顯示初婚率具空間相依性，婚姻行為易受鄰近地區影響，符合「創新擴散理論」的觀點。

進一步運用空間遲滯模型（SLM）與多尺度地理加權迴歸（MGWR）分析影響因素，性別結構（特別是 25-44 歲女性比例）對男女初婚率的正向影響最為強烈，顯示在多數地區性別比大於 100 的情況下，適婚女性的選擇對於男女初婚率具顯著的影響力。而未婚性別比對男女初婚率具不同影響方向，未婚性別比提高將造成男性競爭激烈，使男性初婚率降低；女性則擁有更多擇偶機會，使踏入婚姻意願提高。傳統性別角色影響逐漸弱化，女性就業率從負向轉為正向影響，顯示時代觀念的改變；平均所得則持續正向影響初婚率，但影響力逐漸減弱。部分變項的影響方向與預期相異：房價上升對男性初婚率呈正向關聯，可能因高房價區域多屬經濟與就業機會集中的發展地帶，間接活絡婚姻市場。外籍配偶比例偏高則與較低初婚率相關，推測因此類地區多為婚配條件不佳的鄉鎮，當地婚姻市場不活絡所致。

本研究建議提升初婚率策略應包括：增加兩性互動機會、強化區域經濟發展、改善就業環境及居住條件等。此外需考量各地區特性，例如北部需紓解經濟壓力，中部強化就業穩定，南部提升居住品質，東部與原住民區及都市邊緣與鄉村地區則應著重提升就業環境。整體而言，初婚行為乃區域結構與社會條件共同作用的結果，需多元政策協同推動方能有效改善。

關鍵字：空間分析、空間自相關、SLM、MGWR、初婚率、性別差異

Spatial Analysis of First Marriage Rates Among Men and Women in Taiwan

Abstract

This study applies the frameworks of socioeconomic structural adjustment and innovation diffusion theory to analyze gendered spatial patterns in Taiwan's first marriage rates. Using spatial autocorrelation analysis, marriage hot spots were identified in economically developed areas such as Hsinchu and Taoyuan, while cold spots emerged in less developed or demographically imbalanced regions like the southwest and east. These patterns reveal significant spatial dependence, suggesting regional influence on marriage behavior.

Through Spatial Lag Model (SLM) and Multiscale Geographically Weighted Regression (MGWR), the study finds that a higher proportion of women aged 25–44 strongly increases marriage rates for both genders. High sex ratios intensify male competition and lower their marriage rates, while increasing women's options and likelihood of marriage. The influence of traditional gender roles is weakening, as female employment now has a positive effect. Average income remains a positive but diminishing factor.

Contrary to expectations, higher housing prices are positively associated with male marriage rates, likely reflecting labor concentration in high-cost areas. Additionally, a high proportion of foreign spouses correlates with lower marriage rates, potentially indicating weak local marriage markets rather than successful cross-border matching.

Keywords: Spatial analysis, spatial autocorrelation, SLM, MGWR, first marriage rate, gender differences

目錄

第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	3
第二章 文獻回顧	5
第一節 影響男女結婚因素之文獻	5
一、社會經濟結構調整	5
二、創新擴散理論	11
第二節 臺灣結婚行為相關研究	13
第三章 研究設計	15
第一節 研究架構	15
第二節 研究方法	17
一、空間自相關	17
(一) 全域空間自相關 (Global Moran's I)	18
(二) 區域空間自相關 (LISA)	18
二、傳統迴歸模型	19
三、空間迴歸模型	20
(一) 空間遲滯模型	20
(二) 空間誤差模型	21
(三) 多尺度地理加權迴歸	22
四、使用軟體與設定	24
第三節 研究範圍	25
第四節 研究資料與變數	26
一、依變數	26

二、自變數	27
第五節 預期結果	32
第六節 研究限制	37
第四章 研究結果與分析	39
第一節 非空間模型分析	39
第二節 初婚率的空間分布	40
第三節 傳統迴歸分析	45
第四節 空間迴歸分析	51
一、空間遲滯模型 (SLM)	51
二、多尺度地理加權迴歸 (MGWR)	57
(一) 薪資所得平均	57
(二) 男性就業率	59
(三) 女性就業率	60
(四) 女性高等教育比例	62
(五) 男女高等教育程度比	63
(六) 未婚性別比	65
(七) 25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	69
(八) 25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	71
(九) 社會增加率	72
(十) 農業人口比	74
(十一) 各區域小結	77
第五節 深入分析 2019 年之影響因素	83
一、空間遲滯模型 (SLM) - 12 變數	83
二、多尺度地理加權迴歸 (MGWR) - 12 變數	86
(一) 薪資所得平均	87

(二) 女性就業率	87
(三) 房價平均	88
(四) 外籍配偶比例	89
第五章 結論與建議	91
第一節 結論	91
第二節 建議	94
參考資料	95
附錄	103

表目錄

表 3-1 依變數	26
表 3-2 自變數	31
表 3-3 預期成果	34
表 4-1 2000 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率	45
表 4-2 2010 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率	47
表 4-3 2019 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率	49
表 4-4 SLM 三年模型分析結果比較-男性初婚率	52
表 4-5 SLM 三年模型分析結果比較-女性初婚率	53
表 4-6 SLM 三年模型解釋力	56
表 4-7 MGWR 三年模型解釋力	57
表 4-8 2019 年 (12 變數) SLM 模型分析結果-男女初婚率比較	83

圖目錄

圖 3-1 研究架構圖	16
圖 4-1 1999-2023 年男女初婚率變化表	39
圖 4-2 各鄉鎮男性初婚率 (‰)	41
圖 4-3 各鄉鎮女性初婚率 (‰)	41
圖 4-4 男性初婚率 Moran's I 散佈圖 (Moran's I Scatterplot)	42
圖 4-5 女性初婚率 Moran's I 散佈圖 (Moran's I Scatterplot)	42
圖 4-6 男性初婚率冷熱區圖	43
圖 4-7 女性初婚率冷熱區圖	43
圖 4-8 2000 男性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數.....	58
圖 4-9 2000 女性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數.....	58
圖 4-10 2010 男性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數.....	58
圖 4-11 2010 女性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數.....	58
圖 4-12 2000 男性初婚率-男性就業率偏迴歸係數.....	59
圖 4-13 2000 女性初婚率-男性就業率偏迴歸係數.....	59
圖 4-14 2019 男性初婚率-男性就業率偏迴歸係數.....	60
圖 4-15 2000 男性初婚率-女性就業率偏迴歸係數.....	61
圖 4-16 2000 女性初婚率-女性就業率偏迴歸係數.....	61
圖 4-17 2010 男性初婚率-女性就業率偏迴歸係數.....	62
圖 4-18 2010 女性初婚率-女性就業率偏迴歸係數.....	62
圖 4-19 2010 男性初婚率-女性高等教育比偏迴歸係數.....	63
圖 4-20 2019 男性初婚率-女性高等教育比偏迴歸係數.....	63
圖 4-21 2010 女性初婚率-男女高等教育比偏迴歸係數.....	64
圖 4-22 2019 男性初婚率-男女高等教育比偏迴歸係數.....	65
圖 4-23 2019 女性初婚率-男女高等教育比偏迴歸係數.....	65

圖 4-24 2000 男性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	67
圖 4-25 2000 女性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	67
圖 4-26 2010 男性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	67
圖 4-27 2010 女性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	67
圖 4-28 2019 男性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	68
圖 4-29 2019 女性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數.....	68
圖 4-30 2000 年未婚性別比.....	68
圖 4-31 2010 年未婚性別比.....	68
圖 4-32 2019 年未婚性別比.....	68
圖 4-33 2000 男性初婚率-25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）偏迴歸係數	70
圖 4-34 2000 女性初婚率-25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）偏迴歸係數	70
圖 4-35 2010 女性初婚率-25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）偏迴歸係數	70
圖 4-36 2019 男性初婚率-25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）偏迴歸係數	71
圖 4-37 2019 女性初婚率-25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）偏迴歸係數	71
圖 4-38 2010 男性初婚率-25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）偏迴歸係數	72
圖 4-39 2010 女性初婚率-25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）偏迴歸係數	72
圖 4-40 2000 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數.....	73
圖 4-41 2010 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數.....	74

圖 4-42 2010 女性初婚率-社會增加率偏迴歸係數.....	74
圖 4-43 2019 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數.....	74
圖 4-44 2019 女性初婚率-社會增加率偏迴歸係數.....	74
圖 4-45 2000 男性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	75
圖 4-46 2000 女性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	75
圖 4-47 2010 男性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	76
圖 4-48 2010 女性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	76
圖 4-49 2019 男性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	76
圖 4-50 2019 女性初婚率-農業人口比偏迴歸係數.....	76
圖 4-51 2019 男性初婚率（12）-薪資所得平均偏迴歸係數.....	87
圖 4-52 2019 男性初婚率（12）-女性就業率偏迴歸係數.....	88
圖 4-53 2019 男性初婚率（12）-房價平均偏迴歸係數.....	88
圖 4-54 2019 男性初婚率（12）-外籍配偶比例偏迴歸係數.....	89
圖 4-55 2019 女性初婚率（12）-外籍配偶比例偏迴歸係數.....	89

附錄

附錄 一 2000 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率.....	103
附錄 二 2000 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率.....	104
附錄 三 2010 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率.....	105
附錄 四 2010 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率.....	106
附錄 五 2019 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率.....	107
附錄 六 2019 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率.....	108
附錄 七 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區薪資所得平均（元）	110
附錄 八 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男性就業率（%）...	110

附錄 九 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區女性就業率（%） ...	111
附錄 十 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男性高等教育比例（%）	111
附錄 十一 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區女性高等教育比例（%）	112
附錄 十二 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男女高等教育比例（%）	112
附錄 十三 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區 25-44 歲年齡層女性比 例（25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）（%）)	113
附錄 十四 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區 25-54 年齡層男性比例 （25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）（%）)	113
附錄 十五 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區社會增加率（‰）	114
附錄 十六 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區農業人口比（%）	114
附錄 十八 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區房價平均（萬元／坪）	115
附錄 十九 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區外籍配偶比例	115
附錄 二十 2019 年 MGWR（12）模型分析結果	116

第一章 緒論

第一節 研究動機

臺灣近年來面臨少子化、高齡化與人口結構失衡等挑戰，而「結婚率」正反映了現代家庭結構的變遷，更深層地與生育率的下降息息相關。育齡婦女之有偶率下降是生育率降低的重要原因之一，根據內政部戶政司統計（2025a），育齡婦女即具有生育能力之年齡層，定義為 15 至 49 歲之女性，其中 20-24 歲女性的有偶比例，從 1974 年的 43.6%，下降至 1995 年的 20.6%，並進一步降至 2023 年的 3.9%；25-29 歲亦從 1974 年的 83.6%下降至 2023 年的 17.7%；30-34 歲則由 93.3%降至 41.4%，50 年內婦女有偶率急遽下降，在臺灣仍普遍重視「婚後生育」的社會文化脈絡下，有偶率下降勢必影響整體生育率。如駱明慶（2007）所指出，臺灣生育率低落的主要原因並非已婚者選擇不生育，而是「結婚率降低」所致。因此，在探討少子化之前，應優先關注結婚率下滑的成因，了解影響育齡人口進入婚姻市場的因素，以作為未來政策設計之參考依據。

事實上，西歐多數國家早於 1970 年代即面臨結婚率下降所導致的生育率下滑，同為東亞文化圈的日本與南韓，亦經歷初婚年齡逐漸延後，進而逐漸由「晚婚」轉向「不婚」，造成整體結婚率持續下滑（Weimin & Xiaoqing, 2020）。臺灣在社會結構與婚姻觀念上與日、韓相近，可合理推估將步上相似的趨勢。以初婚年齡為例，臺灣男性自 1975 年的 26.6 歲延後至 2023 年的 32.9 歲，女性則從 22.3 歲提高至 31 歲。這一變化除與整體教育程度上升有關，亦與教育觀念與生涯選擇改變相關，導致結婚年齡推遲、生育期縮短、生育風險增加，自然影響生育總數（葉明叡、劉豐伶，2020）。臺灣結婚率自 1999 年的 7.99‰降至 2023 年的 5.32‰，顯示結婚行為明顯下滑的趨勢（內政部戶政司，2025b）。

此外，結婚率於各縣市間亦存在顯著差異，例如新竹縣、新竹市與桃園市結婚率相對較高，而基隆市、花蓮縣與臺東縣則較低，然而僅依靠縣市層級的統計數據或是傳統迴歸分析，難以探究此一現象背後的社會與經濟脈絡。因此，本研究選擇以鄉鎮市區層級為分析單位，應用空間迴歸模型探討初婚人口的空間分布型態與其影響因素。空間迴歸模型與傳統迴歸模型的差異在於，傳統的迴歸模型假設各觀察值彼此獨立，然而在地理空間中，相鄰地區往往因交通便利、生活圈相近或資訊流通等因素，彼此之間具有互動與影響關係，形成所謂的空間相依性（spatial dependence）。此外，不同地區的社會結構、文化背景與經濟條件也可能存在異質性，使得相同變數在不同地區對結婚率的影響不盡相同，即所謂空間異質性（spatial heterogeneity），兩者皆可能導致傳統迴歸分析結果失真。

因此，本研究採用空間迴歸模型，如空間遲滯模型（SLM）與多尺度地理加權迴歸模型（MGWR），以考量鄰近區域間的結婚行為影響與解釋變數在空間上影響的差異。此一方法不僅能更精確地呈現地區差異，亦有助於提升分析結果的政策應用價值。

結婚率的下降影響臺灣未來的勞動力供給，為當前重要的人口與社會議題之一。因此，本研究將進一步探討影響臺灣男女進入婚姻的異質性因素，並透過地區層級分析，試圖釐清不同地區中男性與女性初婚率的影響因子，進而揭示人口結構變動之潛在成因與未來挑戰，期能為政策制定提供更具針對性與實效性的參考依據。

第二節 研究目的

鑒於臺灣結婚率持續下降對人口結構與生育率所帶來的深遠影響，探討結婚行為背後的影响因素已成為重要的研究課題。本研究擬以鄉鎮市區為分析單位，使用空間分析，深入探討臺灣男女初婚率的地理分布特性與影响因素，進而釐清性別間婚姻行為的區域差異，並提供政策制定之實證基礎。本研究具體目的如下：

1. 瞭解男女初婚率之空間聚集分布型態
2. 分析不同性別初婚率之影响因素差異
3. 探討男女初婚率之空間分布的影响因素



第二章 文獻回顧

在深入探討臺灣適婚者之初婚率空間分布與性別差異之前，須先回顧相關理論與實證研究，以掌握影響婚姻行為的主要因素，作為本研究分析架構與變項設計之依據。本章將整理國內外關於結婚率與婚姻行為之相關研究，重點聚焦於兩大面向：其一為影響個體進入婚姻的社會經濟與文化因素；其二則為新型觀念在地區的擴散對婚姻行為的影響。透過系統性之文獻回顧，奠定本研究空間分析與性別差異探討之理論基礎。

第一節 影響男女結婚因素之文獻

解釋適婚者「結婚率下降」的理論主要分為兩個大方向，分別為「社會經濟結構調整」與「創新擴散理論（Diffusion of Innovations）」，「社會經濟結構調整」泛指社會結構或經濟體系的變化對人決策的影響，常用於經濟學、社會學與人類學，主要以收入、教育程度、勞動市場、性別比等，探討其對於適婚者在婚姻決策上的影響。

「創新擴散理論」則以新觀念影響個人，使個人改變原本的婚姻型態，解釋各地區、背景的人婚姻型態的差異。

以下就這兩個主要的面向，整理有關婚姻影響因素的文獻：

一、社會經濟結構調整

（一）收入

Oppenheimer（1988）指出，男女在進入婚姻前，傾向先確保自身具備足夠的經濟基礎，因此在資本尚未累積完成前，結婚決策往往被延後，形成晚婚

現象。在其理論架構下，收入被視為影響婚姻行為的重要因素，對男性與女性皆具關鍵影響。

在臺灣傳統社會中，男性長期被期待擔負家庭主要經濟支柱的角色，因而社會對男性經濟能力具有較高要求，男性往往在累積一定經濟條件後才願意踏入婚姻（袁詠蓁、孔祥明，2022；Nemoto, 2008）。國外相關研究亦支持此一觀點，例如 Sassler 與 Schoen（1999）發現，男性的經濟能力越高，其結婚率亦隨之提升，顯示男性收入與男性初婚率之間存在顯著的正向關係。

相較之下，女性收入對婚姻行為的影響則較具爭議性。Becker（1981）從理性選擇角度出發，認為個體會基於效用最大化進行婚姻決策。隨著女性收入提升、與男性收入的差距縮小，婚姻所帶來的經濟效益相對降低，致使女性結婚意願下降，進而影響整體結婚率。然而，Sweeney（2002）針對美國資料的研究則顯示，女性收入增加有助於提升其結婚率。

為解釋上述差異，Ono（2003）進一步以日本、瑞典與美國為比較對象，指出在性別角色分工較為明確的社會（如日本），女性高收入反而會成為婚姻的阻礙；而在性別較為平等的國家（如瑞典、美國），女性若具備穩定全職工作與經濟能力，反而會增加其進入婚姻的可能性。此結果顯示，女性收入對婚姻的影響，會因不同國家之性別制度與文化背景而產生異質性效應。

（二）就業率

Wilson（1987）指出，美國非裔男性的就業情況與該族群的已婚比例呈正向關係。當非裔男性失業率升高，導致婚姻市場中「適合結婚」的男性數量不足，使女性傾向延遲或放棄婚姻，進而造成當地非裔族群的結婚率下降。此結果顯示，男性就業率與結婚率間存在正相關，即「男性就業率越高，結婚率越高」。

郭祐誠與林佳慧（2012）在臺灣所做的研究則呈現相反結果，指出「女性就業率越高，結婚率越低」，顯示女性勞動參與可能對婚姻決策產生抑制作用。

整體而言，多數研究顯示，就業率對男性與女性婚姻行為的影響呈現明顯差異性：男性就業穩定往往有助於提升結婚率，而女性就業增加則可能降低其結婚意願，反映性別在家庭所扮演之角色仍存在不對稱現象。

（三）教育程度

教育程度為影響結婚行為的重要因素，且在性別之間呈現出明顯差異。Sassler 與 Schoen（1999）指出，男性教育程度越高，結婚率亦越高；反之，女性教育程度越低，結婚率反而較高。Nemoto（2008）則進一步說明，低教育程度的男性往往因擔心無法履行傳統上維持家庭的責任角色，而延遲甚至排斥進入婚姻。

至於女性方面，Oppenheimer（1988）主張，隨著教育程度的提升，女性傾向於更理性地選擇婚姻時機與對象，導致結婚年齡上升，晚婚成為主要趨勢而非不婚。高學歷女性亦較常投入職場，追求職涯發展，進一步延後婚姻決策。近年研究發現，高教育程度女性在婚姻市場上較難找到教育程度或經濟條件相當的配偶，形成「匹配困難」的現象，進而抑制其結婚率（Lichter, Price, & Swigert, 2020; Nemoto, 2008）。

在臺灣之研究結果亦與國外研究相符，即低教育程度男性的結婚率較低，而高教育程度男性之結婚率則較高。上述結果均支持「男性教育程度越高，結婚率越高」的結論（楊靜利等，2006；袁詠蓁、孔祥明，2022；郭祐誠、林佳慧，2012）。

綜合而言，現有研究多支持「男性教育程度越高，結婚率越高」與「女性教育程度越高，結婚率越低」兩種趨勢，顯示教育程度對結婚行為的影響，存在明顯的性別差異。

(四) 性別比

性別比例失衡會導致某一性別的適婚人口在婚姻市場中面臨潛在配偶短缺，進而使結婚率下降，此現象可由「婚姻擠壓理論」(Marriage Squeeze Theory) 加以解釋 (Muhsam, 1974)，該理論認為，當某一性別在人口結構中佔比過高時，競爭壓力將造成婚姻機會下降，特別是對處於相對過剩地位的一方。

Angrist (2002) 以移民導致性別比變動為自然實驗，探討其對結婚率的影響，研究結果顯示，性別比升高與結婚率呈顯著正相關。在高性別比地區，女性結婚率上升、就業率下降，並伴隨較高的丈夫或家庭總收入，顯示女性在此種人口結構下擁有較高的婚姻議價能力 (bargaining power)，亦較容易進入婚姻。此結果驗證 Freiden (1974) 提出之「性別比越高，結婚率越高」的理論預期。

然而，相關研究亦指出，性別比對結婚率的影響可能因地區特性而有所差異。例如 Wang 與 Sun (2016) 針對中國重慶市進行未婚率空間分析時發現，性別比與未婚率呈正相關，亦即性別比越高，未婚率越高。該結果與婚姻擠壓理論預期相反，可能原因為農村地區女性大量外移至都市，導致當地婚姻市場中女性短缺，男性適婚者難以找到配偶。

雖多數實證研究支持性別比升高有助於提高結婚率，但其實際影響仍可能受到地區性因素、人口流動與性別角色文化等多重變項交互作用，顯示性別比對婚姻行為的影響存在區域異質性。

(五) 擇偶偏好

在婚姻市場中，適婚男女往往傾向選擇與自身具備相似社會與經濟條件的對象，如收入、教育程度、年齡、種族等，此現象被稱為「同質婚姻」(assortative mating) (Schwartz, 2013)。然而，隨著女性教育程度與經濟地位的逐步提升，婚姻市場中條件相匹配之男性供給卻未同步增長，導致部分女性雖具結婚意

願，卻因「缺乏適婚男性」而延遲或放棄結婚。此種匹配困難使得女性需花費更多時間尋覓合適對象，進而提高晚婚與單身的比例，或使部分女性選擇與不完全符合其期望條件的對象結婚（Lichter et al., 2020）。

在年齡擇偶偏好方面，儘管男女多傾向選擇年齡相近的對象，但研究普遍指出男女間仍存在性別差異。Buss（1989）認為，男性在擇偶時更重視配偶之生殖能力，因此偏好年齡較輕之女性；而女性則較受對方的經濟資源與社會地位所吸引，隨年齡增長對配偶年齡的接受度亦較為彈性。

臺灣的實證研究亦顯示類似趨勢。張榮富與唐玉蟬（2009a, 2009b）指出，30 至 49 歲之臺灣男性在擇偶時偏好 21 至 44 歲之女性；而同年齡層女性則偏好年齡介於 30 至 58 歲之男性，反映男性較重視配偶年齡與生育潛能，而女性則相對重視經濟穩定與社會地位等因素。

性別在擇偶偏好上的差異與教育、經濟地位之間的落差，皆可能對婚姻市場的配對效率造成影響，進而影響整體結婚率的區域分布。

（六）勞動市場

社會增加率較高的地區，通常為適婚年齡人口聚集的都市地區，亦往往伴隨較活絡的勞動市場需求。在此情況下，結婚年齡往往反映勞動市場中男女所面臨的經濟壓力程度：若地區薪資較高、就業機會充足，則適婚者的經濟壓力相對較小，進而可能促使其較早進入婚姻。

然而，社會增加率的提升雖可能增加當地潛在的婚配人口，卻未必對結婚率產生正向影響，在都市化程度較高的地區，由於房價與生活成本相對較高，反而可能使年輕族群延後結婚時機，或降低其進入婚姻的意願（Wrenn, Yi, & Zhang, 2019）。因此，社會增加率對結婚行為的影響具有雙面性，其效果需視區域內的居住條件與經濟結構而定。

（七）產業

Araki、Uchida 與 Murata (1990) 發現，男性的結婚率與居住於農村地區呈正相關，但女性並無相同趨勢。相較之下，Wang 等人 (2016) 則指出，在農業人口比例較高的地區，女性未婚率反而較高，顯示農業結構可能對不同性別的婚姻行為產生異質性影響。

在臺灣，傳統婚姻價值觀深植於早期農業社會，當時普遍期望適婚男女應進入婚姻、組成家庭。然而，隨著社會結構轉型與性別觀念變遷，現代適婚男女對傳統婚姻角色的期待產生排斥，袁詠蓁與孔祥明 (2022) 指出，部分男性對「應擔負家庭經濟責任」的社會期待感到壓力，而部分女性則拒絕接受傳統婚姻對女性「婚育角色」的定位，進而選擇不婚。Nemoto (2008) 亦指出，現代男女皆可能因婚姻對個人自主造成限制而避免結婚。

此一現象反映，不同世代適婚者對婚姻的理解與態度產生顯著轉變。現代社會中，自主性與個人自由的價值日益受到重視，對傳統性別角色與婚姻義務的質疑，成為部分人選擇不婚或延後婚姻的重要原因之一。

（八）住宅成本

傳統社會普遍認為男性在結婚前應先擁有自有住宅，以展現其經濟能力與家庭責任感，隨著性別角色觀念的轉變，現代社會中女性亦開始期望在婚前購屋，因此房價變動對男性與女性的婚姻行為均可能產生影響。Wrenn 等人 (2019) 以中國為例發現，房價每上漲 1%，結婚率平均下降 0.31%，顯示房價上升對結婚意願具有抑制作用。其他國家的研究亦得出相似結論，如 Gholipour 與 Farzanegan (2015) 在伊朗的研究、以及 González-Val (2022) 對西班牙的研究皆指出，房價上升與結婚率下降及結婚年齡延後具有顯著關聯。

鑑於臺灣與中國在文化結構與婚姻觀念上具有高度相似性，且臺灣近年亦面臨住宅價格大幅上漲的情況，房價對適婚者婚姻決策的影響不容忽視。Chu、Lin 與 Tsay (2020) 針對臺灣的研究顯示，在房價上漲的環境下，已擁有房地產之男性在婚姻市場上相對具備優勢，其結婚率明顯提高。此結果驗證住宅價格對臺灣男性婚姻行為的影響。

(九) 跨國婚姻

紀玉臨、周孟嫻與謝雨生(2009)針對臺灣外籍配偶之空間分布進行分析，發現跨國婚姻具有明顯的空間鄰近效應，且多集中於農村地區。由於農村地區相對於都市發展較為落後，當地女性常因教育或就業機會而遷移至都市，導致當地性別比失衡。在此情況下，部分因社經條件不佳而在當地婚姻市場中處於劣勢的男性，轉而尋求與外籍女性通婚，作為進入婚姻的替代性選擇。

伊慶春與章英華(2006)指出，當個人親友中已有與外籍人士通婚之經驗，將有助於降低對該族群的距離感與文化隔閡，進而提升對跨國婚姻的接納態度。由此可見，親友圈中外籍配偶的存在，可能透過社會傳播與模仿效應，提升當地跨國婚姻的發生率，間接影響地方整體的初婚率結構。

因此，在性別比失衡與社經條件不均的地區，跨國婚姻不僅可視為婚姻市場失衡的因應策略，亦可能透過社會網絡擴散，進一步改變地區婚姻型態與初婚率分布。

二、創新擴散理論

除了經濟條件與社會結構等因素外，婚姻觀念的轉變亦是解釋不婚與晚婚現象的重要面向。現代社會逐漸由傳統的「男大當婚、女大當嫁」觀念，轉向強調個人發展與自主規劃的個人主義價值，適婚者傾向先完成學業、建立職涯，進而延後結婚或降低結婚意願。此種新興生活型態被概念化為「第二次人口轉型」(Second

Demographic Transition, SDT) (Van De Kaa, 1987)，強調價值觀念、婚姻與家庭行為的深層變化。

當「晚婚」、「不婚」的現象仍罕見時，這些到了適婚年齡仍不結婚的人，即為創新擴散理論中的「創新者」，此類人具有較強的個人特色，而他們的行為可能難以被周遭人所接受，承受較高的社會壓力。但當晚婚、不婚的適婚者比例逐漸提高，他們將不再被視為創新者，而是社會中正常的現象(Nazio & Saraceno, 2010)。

Rogers (1962) 的創新擴散理論 (Diffusion of Innovations Theory) 指出，創新觀念會透過社會網絡與傳播媒體向外擴散，人際溝通亦傾向於發生在地理距離接近者之間，進而在特定地區內形成新的生活共識，改變原有的婚姻模式。除地理距離外，創新觀念的擴散亦常透過同儕團體進行，例如具有相同年齡、職業或家鄉背景的群體。當「同儕」中的部分成員率先採用新觀念時，潛在採用者會在觀察到該創新的實用性與社會意義後，因模仿效應 (imitative effect) 而更傾向接受新婚姻觀念 (Dearing & Cox, 2018)。經歷「同儕效應」 (peer effects) 後，採用變得更加普遍，創新的知識意識就會透過與老一輩的交流而傳播，稱為「前世代效應」 (pre-cohort effects)，在某些受家庭主義強烈影響的文化下，由於社會規範壓力及父母的態度與認同對婚姻決策具有重要影響，前世代效應對婚姻行為的影響可能甚至超越同儕效應 (Rosina & Fraboni, 2004)。臺灣的家庭文化可能也會使適婚者的新婚姻觀念與老一輩的觀念產生衝突，影響適婚者的婚姻行為。

在創新擴散理論的基礎下，Guetto 等人 (2016) 以義大利為例，指出新婚姻型態的擴散多由高等教育程度的女性適婚者主導，且在義大利呈現南北差異，顯示婚姻行為的變遷不僅為個人選擇，亦受到地區社會文化結構與創新觀念傳播之影響。

創新婚姻觀念的空間擴散可能造成地區間初婚率與性別差異的產生，亦為解釋婚姻地理不均現象的重要理論基礎。

第二節 臺灣結婚行為相關研究

臺灣過去針對男女結婚行為的研究，多以全國性的大樣本資料進行量化分析，透過計量模型與統計資料呈現結婚率變動趨勢及其背後反映的社會結構因素。其中，個人的條件一直被視為影響結婚行為的重要解釋變數，尤其是經濟能力、教育背景及生理特徵如外貌等因素。

在社會經濟條件方面，教育程度被許多學者視為影響婚姻行為的重要變數之一。楊靜利、李大正與陳寬政（2006）的研究指出，隨著教育水準的提升，男女的結婚率呈現出截然不同的變化方向。高等教育的普及，使女性的教育水準大幅提高，女性在尋找配偶時通常偏好具有同等或更高教育程度的男性，然而隨著女性教育水準的普遍提升，具備相應教育條件的男性卻相對有限，導致高學歷女性的結婚率呈現下降趨勢。與此同時，低學歷男性因為缺乏經濟和社會資本，在婚姻市場中競爭力減弱，婚姻機會亦隨之下降。相反地，高學歷男性則因具備較佳的經濟條件與較高社會地位，反而更受女性青睞，更容易找到婚配對象。此現象也呼應了 Wilson（1987）所提出的婚姻市場作為社會篩選機制的觀點，即具備良好經濟與教育條件的男性，更能在婚姻市場取得競爭優勢。

此外，生理外貌因素亦顯著影響個體在婚姻市場上的吸引力與競爭力。張榮富（2006）的研究指出，身高、體重與年齡皆與婚姻行為有顯著相關性。男性通常偏好年齡較小的女性，女性則傾向選擇年齡較大的男性，且男女雙方普遍偏好較高的伴侶，反映出社會中長期存在的審美與性別角色刻板印象（張榮富、唐玉蟬，2009a, 2009b）。另有研究發現，體重較重者在婚配市場中，可能在初期階段即遭排除，反映外貌偏見在婚姻市場中的實際影響（張峰彬，2019）。

與量化研究方法相對，部分學者採用質性訪談方法深入探討個體婚姻決策背後的動機與考量因素。袁詠蓁與孔祥明（2022）的研究發現，適婚年齡男女在結婚考量上存在明顯差異，女性更關注婚後的生活品質、家庭內分工與自我實現空間，

而男性則多集中於經濟穩定性與回應社會對於婚姻角色的期望。傳統婚配觀念如「男高女低」的匹配標準仍根深蒂固，即便今日教育和收入的性別差距已逐步縮小，這類觀念依然影響著婚姻市場的配對選擇，並導致潛在婚姻候選對象的減少，進而影響整體的結婚率（陳雅茹、鄭如意、吳語融、楊少頤，2019）。

從地區層面來看，學者們也積極關注城鄉差異與區域特性如何影響婚姻行為。張榮富等（2015）透過比較都市與鄉村地區男女擇偶機會的差異，指出都市地區因工作機會較多、社交網絡廣泛，使結婚年齡普遍較晚；鄉村地區則因人口外流與性別比失衡，導致結婚市場更加嚴峻。郭祐誠與林佳慧（2012）從勞動市場的觀點分析 25 至 34 歲女性的婚姻行為，發現教育程度和就業率較高的女性，結婚率往往較低，顯示女性經濟自主性提高後，對婚姻的需求可能相對降低。男性則呈現相反趨勢，即擁有穩定工作和較高教育程度的男性更容易結婚，這反映了傳統社會性別角色觀念仍對婚姻角色定位產生重要影響。

然而，雖已有研究以縣市層級資料探討臺灣區域婚姻行為差異，這些研究多數仍侷限於以平均值進行比較分析，缺乏對空間資料內生性及鄰近效應的有效處理，亦難以呈現地區間結婚率的空間異質性。然而區域間經濟發展程度、性別比、教育資源分布與勞動市場特性等因素皆可能透過鄰近效應產生連帶影響，導致特定地區呈現出顯著的結婚率差異。

綜觀既有文獻，多數研究著重於以全國整體或個體層級分析婚姻行為，尚未深入從空間分析角度系統性探討婚姻行為的區域特性與差異。有鑑於此，本研究擬透過空間分析的視角，探討影響臺灣各地區初婚率之社會經濟因素，並進一步比較不同區域與性別間之婚姻行為特徵。透過此研究途徑，本研究不僅可補足現有文獻在空間維度上的不足，更可提供政策制定者在面對婚姻率下降議題時，更適合區域特性之具體政策參考，為婚姻與人口相關的地理研究提出貢獻。

第三章 研究設計

根據前章文獻回顧之理論探討與實證發現，歸納出影響男女初婚率之潛在因素與空間特性，據以建構本研究之研究架構與方法，並進行研究範圍與資料規劃。

本章內容共分為六節。第一節說明本研究之整體研究架構與邏輯思維流程。第二節介紹為達成研究目的所採用之研究方法，包括空間統計與迴歸模型之應用。第三節界定本研究之空間分析範圍與分析單位。第四節詳述所蒐集之資料來源、變數設計及其操作定義。第五節提出本研究預期可獲得之初步結果方向與推論。第六節則針對研究過程中可能面臨之限制進行說明。

第一節 研究架構

本研究以「社會經濟結構調整」與「創新擴散理論」兩種方向作為研究主要分析基礎，從社會經濟方面探討臺灣各地的收入、教育程度、男女教育程度比、就業率、勞動市場、人口密度與農業人口比例，分析社會經濟條件、環境對結婚的影響，再以空間分析研究區域間社會觀念的互相影響造成的地區差異（圖 3-1）。

本研究想探討的主要議題為結婚率中的「初婚率」，「初婚」意即初次結婚，排除「再婚」的目的為區分影響因素不同的結婚形式，以專注於初次結婚的男女。已有研究指出，不同性別對婚姻的考量存在差異，因而將初婚率區分男女以「各鄉鎮市區的男性初婚率」與「各鄉鎮市區的女性初婚率」作為依變數，以期能了解「影響臺灣不同地區男性與女性初次結婚的主要因素」。

針對 2000 年、2010 年和 2019 年各鄉鎮市區的「男性初婚率」與「女性初婚率」，首先進行探索式空間資料分析（Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA），以檢視初婚率是否具有空間聚集現象。本研究以臺灣本島各鄉（鎮、市、區）為單位，使用全域空間自相關 Moran's I 檢視空間自相關程度，並透過局部空間自相關

(Local Indicators of Spatial Association, LISA) 呈現男性與女性初婚率的空間聚集分布與空間特性。

接著，使用「傳統迴歸分析 (Ordinary Least Squares, OLS)」進行初步分析。基於創新概念擴散理論，假設適婚者的新型婚姻觀念會向鄰近地區擴散，因此在空間迴歸分析中，使用「空間遲滯模型 (Spatial Lag Model, SLM)」來考量初婚率的空間自相關影響。SLM 模型中加入了空間加權矩陣，空間加權矩陣以 Queen 定義鄰居關係，即以共邊與共點定義相鄰鄉鎮市區之關係，探討造成空間差異的成因。

最後，鑒於臺灣各地區的特性不同、影響因素可能存在區域差異，本研究使用「多尺度地理加權迴歸 (Multiscale Geographically Weighted Regression, MGWR)」進一步探討各地區初婚率影響因素的空間變異。

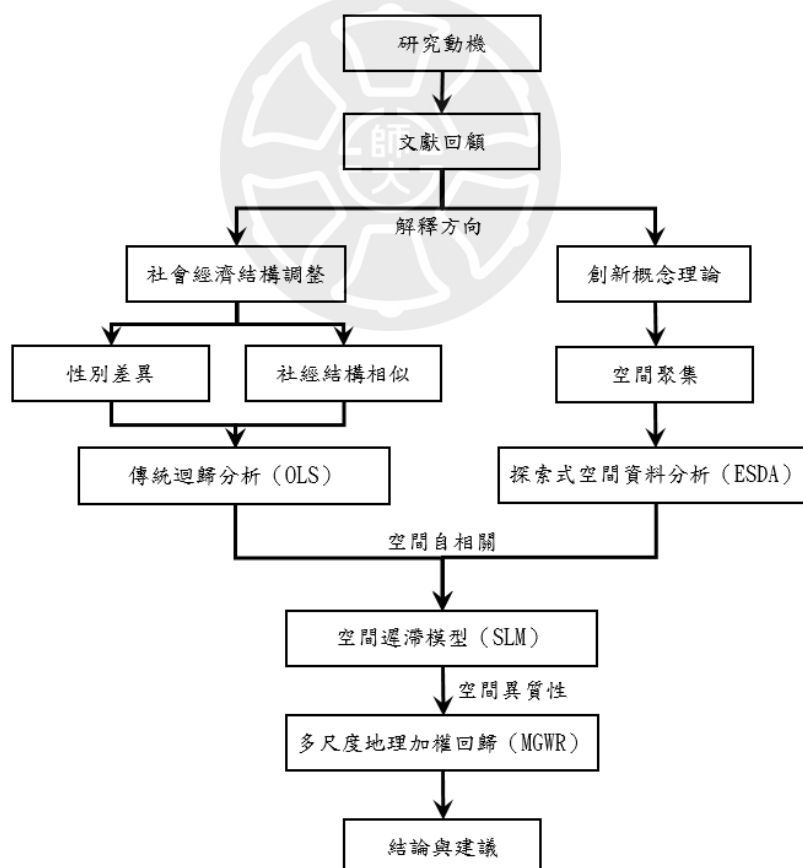


圖 3-1 研究架構圖

第二節 研究方法

本節根據本研究之研究目的，分為三個分析層面進行說明。首先，為掌握男女初婚率之空間分布特性，第一部分將運用空間自相關指標，以探討各鄉鎮市區初婚率是否存在空間聚集現象。第二部分則針對影響初婚率的社會經濟因素進行分析，採用普通最小平方法建構傳統迴歸模型，以評估各解釋變數對男女初婚率的影響。

然而若初婚率資料呈現空間自相關，則違反傳統迴歸模型誤差項獨立性的假設，可能導致估計結果偏誤。因此，第三部分進一步採用空間計量模型，包括空間遲滯模型、空間誤差模型以及多尺度地理加權迴歸模型，以修正空間相依性對模型估計之影響，並深入探討不同變數在空間中的異質性作用。

以下將依序說明本研究所採用之空間自相關分析方法、傳統迴歸模型，以及各項空間迴歸模型之理論基礎與適用情境。

一、空間自相關

根據地理學者 Tobler(1970)所提出的第一地理定律：「所有事物皆彼此相關，但鄰近的事物關聯性更強」，此觀點為空間分析奠定了基本理論基礎。空間自相關 (spatial autocorrelation) 可被視為一種描述性指標，用以衡量某一現象在空間上的分布是否具聚集性；亦可視為潛在的空間過程，用以評估一地現象對鄰近地區的影響程度 (Goodchild, 1986)。

空間自相關的檢測依分析範圍可區分為「全域空間自相關」 (global spatial autocorrelation) 與「區域空間自相關」 (local spatial autocorrelation) 兩類。前者著重檢視整體研究區域內變數分布的空間模式，常見指標包括 Moran's I、Geary's C 與 Getis-Ord General G 等；後者則聚焦於局部地區與其鄰近區域之間的異質性關係，最常使用 Local Moran's I (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 進行局部聚集與離群值的辨識。

(一) 全域空間自相關 (Global Moran's I)

Global Moran's I 是計算空間自相關最常使用的指標，由 Moran 於 1948 年提出，並由 Cliff 和 Ord 發揚光大，它可用於檢視一空間整體的資料分布情形，能顯示出某地理現象是否呈現集中、隨機或分散的特性。Global Moran's I 的公式如下：

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

n ：空間單元數量

W ：空間加權矩陣

x_i ：空間第 i 個觀察值

x_j ：空間第 j 個觀察值

$\bar{x}$ ： x 的平均數

Moran's I 類似皮爾森積差相關係數，差別在於 Moran's I 加入了空間權重矩陣 W ，可以用來測量鄰近地區的觀測值是否傾向於相似（正自相關）或相異（負自相關）（Getis, 2010）。Moran's I 為介於 1 至 -1 之間的值，受 $(x_i - \bar{x}) (x_j - \bar{x})$ 之關係所決定，若 Moran's I 值趨近於 0，即表示該現象與鄰近區域彼此獨立，呈現隨機分布。若 Moran's I 值為正值且趨近於 1，即表示該現象呈現集中的特性；若 Moran's I 為負值且接近 -1，則表示該現象具有分散的特性。

(二) 區域空間自相關 (local indicators of spatial association, LISA)

全域空間自相關假設整個空間為均質，然而空間經常存在空間異質性，全域空間自相關，忽略空間差異。因此 Anselin 於 1995 年以 Moran's I 公式為基礎，提出可以呈現現象在空間上的分布特性的區域空間自相關（local indicators of spatial association，簡稱 LISA），其公式如下（Anselin, 1995）：

$$I_i = \frac{x_i - \bar{x}}{\delta} W_{ij} \frac{x_j - \bar{x}}{\delta}$$

δ ：x 的標準差

W_{ij} ：空間加權矩陣（若區域 i 與區域 j 相鄰，空間權重為 1，反之為 0）

x_i ：空間第 i 個觀察值

x_j ：空間第 j 個觀察值

$\bar{x}$ ：x 的平均數

當透過全域空間自相關確定現象存在空間自相關，可以透過區域空間自相關進一步了解區域現象的具體空間分布，當該地區與其相鄰地區之數值皆高於平均值，則該區為熱區（hot spot），軟體一般以 High-High 表示；相反的，若該地區與其相鄰地區之數值皆低於平均值，則該區為冷區（cold spot），軟體一般以 Low-Low 表示。另外，若地區與相鄰地區數值出現高低不一致的情形，如該地區數值偏低，周圍數值偏高的 Low-High，或該地區數值偏高，周圍數值偏低的 High-Low，這些情況則被稱為空間離群值（spatial outlier）。

二、傳統迴歸模型

空間自相關指標僅能說明地理現象是否在空間上呈現聚集或分散趨勢，無法進一步說明其成因。傳統迴歸模型中，普通最小平方法（Ordinary Least Squares, OLS）可用於檢驗解釋變數對依變數之線性影響關係，因此本研究先使用 OLS 模型，作為初步分析各項變數與初婚率關聯性的基礎。

普通最小平方法 OLS 公式如下（Rüttenauer, 2024）：

$$Y = X\beta + \varepsilon$$

Y：迴歸模型的依變數

X：自變數

β ：迴歸係數

ε ：迴歸模型的誤差項

普通最小平方法的假設前提包括：誤差間彼此獨立、誤差符合常態分配、誤差項期望值為 0，且具有相同的變異數，這些條件通常稱為 i.i.d. 假設（independent and identically distributed）。

三、空間迴歸模型

地理資料常呈現空間相依性與異質性，違反 OLS 模型中變數獨立性的假設。一旦依變數或誤差項存在空間自相關，將可能導致參數估計產生偏誤，進而影響模型的解釋力與推論效度。因此，在進行空間資料分析時，有必要進一步採用空間迴歸模型，以有效納入地理鄰近效應與區域間差異，補足 OLS 模型的侷限。以下將介紹本研究所使用的三種空間迴歸模型：SLM、SEM 與 MGWR。

（一）空間遲滯模型（spatial lag model, SLM）

空間遲滯模型（SLM）的假設前提為「依變數在某個地區的值會受到鄰近地區依變數的值所影響」，依據創新概念擴散理論，新興婚姻觀念可能透過人際網絡與地理鄰近關係在空間中擴散，因此本研究假設「一地區的初婚率，可能會受到鄰近地區初婚率高低的影響」，據此選擇 SLM 作為主要空間迴歸模型之一。其公式如下（Anselin & Bera, 1998）：

$$Y = \rho W_Y + X\beta + \varepsilon$$

Y ：依變數矩陣（ $n \times 1$ ）

ρ ：空間自迴歸係數

W_Y ：空間加權矩陣

X ：自變數矩陣（ $n \times k$ ）

β ：自變數空間迴歸係數

ε ：迴歸模型的誤差項

空間遲滯模型是社會與空間交互作用達到均衡結果的形式化表現，其核心在於將依變數的空間遲滯效應（spatial lag effect）納入解釋架構，亦即考量

某地區的依變數值可能受到鄰近地區依變數值的影響。在此模型中，空間加權矩陣 W_Y 中的每一個觀測值不僅與其自身的誤差項有關，也與其他地點的誤差項相關。空間自迴歸係數 ρ 的顯著性與解釋，可依情境區分為兩種情況：第一種情況是當 W_Y 顯著時，代表存在實質性的空間相依性，亦即模型反映出空間溢出效應（spatial spillover effect），此現象可視為模仿行為或創新概念擴散的結果。第二種情況則是模型被用作處理資料中存在的空間自相關問題。這類自相關並非來自真實的互動機制，而是因研究現象的空間尺度與實際操作尺度不符，例如使用以行政區劃（如人口普查區塊）為單位的統計資料時，可能未能準確反映現象實際作用的空間邊界與範圍（Anselin & Bera, 1998）。

由於空間遲滯模型觀察是針對單一時間點，因此無法觀察個體之間的實際互動型態，如同儕效應、鄰近效應等，但當社會互動現象出現群體或區域均衡時，所產生的相關結構可以被建模（Anselin, 2009; Brock & Durlauf, 2001）。因此適用於解釋創新觀念、社會行為等具有擴散特性的現象（Anselin, 1988; Anselin & Bera, 1998）。文獻支持 SLM 模型作為探討創新擴散對男女初婚率影響的適當分析工具。

（二）空間誤差模型（spatial error model, SEM）

空間誤差模型（SEM）主要適用於迴歸模型的殘差項存在空間自相關的情形。亦即，若某些影響因子未被納入模型中，且這些因子的影響具地理空間上的關聯性，將可能導致誤差項呈現空間相依性，進而違反 OLS 模型之獨立性假設。

與空間遲滯模型（SLM）直接在依變數中引入空間自相關不同，SEM 模型假設空間效應隱含在誤差項之中，並將空間相依性納入模型架構中。

其基本公式如下（Anselin & Bera, 1998）：

$$Y = X\beta + \varepsilon, \varepsilon = \lambda W_{\varepsilon} + u$$

Y ：迴歸模型的依變數

X ：自變數

β ：空間迴歸係數

ε ：迴歸模型的誤差項

λ ：偏迴歸係數

W_ε ：空間加權矩陣

u ：純粹隨機誤差項

SEM 模型視空間相依性維應納入考慮的干擾，假設依變數的變動並非來自鄰近區域的交互作用，而是與鄰近地區有相近因子的影響，因此考慮誤差項的空間相依性，避免傳統 OLS 模型的偏誤，使模型分析結果更為精準（胡立諄、賴進貴，2006）。SEM 模型常用於社會經濟領域，如評估教育程度與控制影響房價中未被納入的影響因素。

（三）多尺度地理加權迴歸（Multiscale Geographically Weighted Regression，MGWR）

鑒於臺灣地區發展高度不均，各地區在人口、社經條件與文化背景上皆存在顯著差異，傳統空間迴歸模型如 SLM 與 SEM 僅提供全域迴歸估計，無法充分考量空間異質性（spatial heterogeneity）。然而在實際情境中，各地區自變數對依變數的影響可能有所不同，若忽略此種空間異質性，將限制模型的解釋力與推論效度。

為解決此問題，Brunsdon 等人（1996）提出地理加權迴歸（Geographically Weighted Regression, GWR）模型，使偏迴歸係數可隨地理位置變動，進而呈現局部關係，適合描述地區特性與檢視空間異質性。GWR 雖能處理空間異質性，但其一項主要限制在於所有變數共用單一固定的空間尺度（bandwidth），不利於解釋跨變數空間作用範圍的差異。

為改善上述問題，Fotheringham 等人於 2017 年提出多尺度地理加權迴歸（Multiscale Geographically Weighted Regression, MGWR）。MGWR 允許每個自變數與應變數間的關係擁有獨立的最佳化環寬（bandwidth），能更準確地反映變數在不同空間尺度上作用的範圍與強度，進而提升模型的局部參數估計精度（Fotheringham, Yang, & Kang, 2017）。本研究據此採用 MGWR 模型，以更深入地探討臺灣不同地區初婚率的空間分布特性與影響因子。

MGWR 模型的基本形式如下：

$$y_i = \beta_0(u_i, v_i) + \sum_{k=1} \beta_k(u_i, v_i; b_k) x_{ik} + \varepsilon_i$$

y_i ：第 i 個觀測點的因變數

$\beta_0(u_i, v_i)$ ：第 i 個觀測點的截距

$\beta_k(u_i, v_i; b_k)$ ：第 k 個自變數在位置 (u_i, v_i) 處的迴歸係數，不同自變數可以有不同的環寬 b_k

x_{ik} ：第 i 個觀測點的第 k 個自變數

ε_i ：第 i 個觀測點的誤差項

有眾多的既有文獻，探討「尺度」在不同地理脈絡中扮演的角色，而 MGWR 不僅允許迴歸係數在空間上變化，還進一步允許不同解釋變數具有不同的空間尺度，MGWR 透過為每個解釋變數分別設定鄰域範圍，以反映各解釋變數與依變數之間關係所作用的空間尺度差異，讓研究者能夠同時納入作用尺度差異較大的解釋變數不僅允許係數隨空間變化，使 MGWR 的參數結果比 GWR 更準確，也更少出現多元共線性的問題。缺點是 MGWR 處理的時間約是 GWR 時間的 8 倍，隨著數據大小的增加，運行時間與記憶體用量也會顯著增加（ESRI, 2025; Fotheringham et al., 2017）。

本研究最後以 Akaike Information Criterion corrected (簡稱 AICc) 作為評估與比較空間遲滯模型 (SLM) 與多尺度地理加權迴歸模型 (MGWR) 模型配適度與解釋能力的依據，AICc 數值越低代表模型越適配。

四、使用軟體與設定

本研究使用 ArcGIS Pro 3.4.2 版本進行「空間自相關」、「普通最小平方法」與「多尺度地理加權迴歸」，ArcGIS Pro 是由 Esri 公司研發的專業 GIS 應用程式，內建各種地理工具，包含 Spatial Analyst、3D Analyst 以及 Geostatistical Analyst 工具，ArcGIS Pro 可以結合不同來源的數據，並以 2D、3D 與 4D 形式視覺化數據，幫助理解與應對氣候變化、供應鏈彈性、公共衛生和社會公平等社會環境挑戰 (Pucha-Cofrep & Fries, 2025)。

另外，本研究使用 GeoDa 1.22 版本進行「空間遲滯模型」與「空間誤差模型」分析，GeoDa 是由 Luc Anselin 研發之初始版本重新設計後的軟體，提供探索式空間資料分析 (exploratory spatial data analysis, ESDA) 的工具，GeoDa 的主要功能包括空間自相關的計算、不同類型的空間迴歸模型，如空間延遲模型、空間誤差模型，將空間數據的特徵以視覺化方式呈現，以幫助用戶直觀閱讀，GeoDa 的應用領域包含公共衛生、犯罪分析、社會經濟問題等，因其取得的方便性、操作的簡易性與多元的功能而受到廣泛歡迎，是空間分析領域的重要工具 (Anselin, Syabri, & Kho, 2006)。

在進行迴歸分析前，為避免多元共線性造成估計結果不穩定或偏誤，本研究使用變異數膨脹因子 (Variance Inflation Factor, VIF) 進行變數診斷。根據 Cohen 等人 (2003) 的研究，當變數的 VIF 值超過 10 時，可能存在嚴重共線性問題，不宜納入模型中。因此，本研究僅保留 VIF 值低於 10 之變數進行後續的 OLS、SLM、SEM 與 MGWR 模型分析。

考量臺灣鄉鎮市區的行政區劃與實際互動模式，本研究以 Queen contiguity 鄰接方式建構空間權重矩陣定義地理鄰近關係，即若兩地區具有共同邊界或頂點，則視為鄰接，形成一階鄰接矩陣，此方法較 Rook 鄰接更能反映實際社會互動與地理擴散現象，適用於本研究所探討之初婚率擴散機制。

而 MGWR 在鄰里設定方面，鄰里類型選擇「Number of Neighbors」，意即針對每個觀察單位納入距離最近的若干鄰近地區，以提供穩定的迴歸估計樣本數；鄰里選擇方法則採用「Golden Search」，反覆運算並使用先前值的結果來選擇要測試的每個新組合，尋找最佳的鄰里數，使最終結果的 AICc 值最小化 (ESRI, 2025)。

第三節 研究範圍

本研究以臺灣本島 349 個鄉（鎮、市、區）作為研究單位，原始全國共計 368 個行政區，扣除離島地區（澎湖縣、金門縣、連江縣、臺東縣綠島鄉、蘭嶼鄉與屏東縣琉球鄉）共 19 個鄉（鎮、市）後，聚焦於臺灣本島的空間分布特性與結婚率的區域擴散現象。

選擇鄉（鎮、市、區）為研究尺度的另一考量，在於其為臺灣目前行政區中界線最穩定、且最常作為統計分析之最小空間單元。相較之下，村里界變動頻繁，且人口活動常跨越村里範圍，較不適合作為空間分析的基本單位。

本研究所使用之各年度鄉鎮市區邊界資料，取自「社會經濟資料服務平臺」。由於該平臺最早自 2005 年起提供完整空間資料，故本研究將其作為基準圖層，並於 ArcGIS Pro 中進行分割、行政區名稱與界線校正，以回溯建置 2000 年之鄉鎮市區邊界資料。

第四節 研究資料與變數

本研究選取 2000 年（民國 89 年）、2010 年（民國 99 年）與 2019 年（民國 108 年）之政府統計資料，作為分析樣本，以比較不同年代結婚率之空間分布與其影響因素。選擇此三個年份的理由有二：其一，旨在探討近二十年來臺灣結婚率下降的趨勢，並檢視各年代影響結婚行為的關鍵因素是否有所轉變；其二，配合我國每十年一次之人口普查，確保資料的一致性與代表性。

鑒於 2020 年初 COVID-19 疫情爆發，政府實施居家上班、隔離等防疫措施，導致當年結婚率異常偏低。為避免疫情造成的統計偏誤，故選擇 2019 年作為代表年份。然而，2019 年非人口普查年度，就業相關變數無法取得，故本研究中 2019 年所使用之就業變數，包含農業人口比、男性就業率與女性就業率，採用 2020 年之資料作為替代，藉以保留分析所需之關鍵解釋變數，並維持時序資料的完整性與可比性。

一、依變數

本研究之依變數為「男性初婚率」與「女性初婚率」，資料來源為全國人口資料庫（行政院主計總處, 2025）。如表 3-1 所示，「男性初婚率」定義為「當年度初婚男性人數／當年度期中可婚未婚男性人數」；「女性初婚率」定義為「當年度初婚女性人數／當年度期中可婚未婚女性人數」。初婚者指在此次婚姻前從未有婚姻紀錄者，研究中區分男性與女性，並排除再婚等非初婚狀況，以避免不同婚姻經驗所可能帶來的干擾與誤差。

表 3-1 依變數

依變數	定義	資料來源
男性初婚率	該年初婚男性/該年可婚未婚的期中男性人數（‰）	全國人口資料庫 統計平台-2000、 2010、2019 年
女性初婚率	該年初婚女性/該年可婚未婚的期中女性人數（‰）	

二、自變數

本研究依據既有文獻，選取與社會經濟結構相關之變數作為自變項。考量各變數量尺不同，為避免影響模型估計結果，所有自變項均經 Z 分數標準化（z-score standardization）處理後納入模型分析。

下列為本研究所選擇之自變數，變數定義如表 3-2 所示：

（一）薪資所得平均

收入會影響男女婚姻行為，以財政部公布之《綜合所得稅申報核定統計專冊》中的鄉鎮市區薪資所得平均作為收入的代表變數，薪資所得指職務上或工作上所取得的各種收入減去特別扣除額或必要費用金額（財政部財政資訊中心, 2025）。受限於資料來源，無法區分男女，本研究僅能利用鄉鎮市區薪資所得平均，分析收入對男女初婚率的影響。

本研究預期，收入提高可強化男性的經濟基礎與婚姻吸引力，進而提升男性初婚率；然而對女性而言，收入增加可能使其經濟獨立，降低進入婚姻的動機，故可能使女性初婚率下降。

（二）男性與女性 15 歲以上常住人口就業率

就業率為評估適婚人口勞動參與程度的重要指標。本研究以人口普查中記載之 15 歲以上常住人口中從事工作的比例，作為男性與女性的就業率指標。由於資料限制，因無法取得完整勞動力人口統計資料，故以此指標衡量各地就業情形。

此外，因行政區調整影響，臺南市中區與西區在 2014 年後合併為中西區，故本研究以民國 2000 年兩區之人口比例，推估各區之就業率資料。

預期男性就業率提高代表其具備較佳經濟能力與婚姻穩定性，將對男女初婚率產生正向影響；而女性就業率提高，則可能反映其經濟自主性提升，對婚姻依賴程度下降，進而使初婚率降低。

（三）男性與女性高等教育程度比例、男女教育程度比

教育程度為影響婚姻行為之關鍵社會變數。本研究分別納入「男性高等教育程度比例」與「女性高等教育程度比例」兩變數，分別指該地區具有高等教育程度之男性／女性占該性別總人口之比例。

預期男性高等教育程度比例愈高，代表具備優勢婚配條件之男性相對較多，將提升男性自身及女性進入婚姻的機會與意願，故「男性高等教育比例愈高，男性與女性初婚率愈高」；反之，女性高等教育比例愈高，可能因匹配難度提升，或因排斥傳統婚姻角色期待而降低進入婚姻的意願，故「女性高等教育比例愈高，初婚率愈低」。

此外，考量婚姻中對同質婚姻的偏好，本研究亦納入「男女高等教育人數比」作為衡量適婚對象是否短缺的指標，定義為：男性高等教育人數／女性高等教育人數。當此比值愈高，代表高教育程度男性相對充足，可能降低女性尋偶壓力，提高雙方進入婚姻的可能性，預期「男女教育程度比愈高，初婚率愈高」。惟在教育落差過大的地區，亦可能出現男性難以找到匹配女性的情形，反而抑制結婚行為。

（四）未婚男女性別比

本研究以「未婚性別比」衡量地區婚姻市場的性別結構，定義為：未婚男性人數／未婚女性人數。性別比為社會結構中影響婚姻行為的重要因素，其失衡會改變婚配市場的競爭結構。

當地區未婚性別比偏低（女性多於男性），女性擇偶競爭加劇，男性在婚姻市場中具較高優勢，預期男性初婚率上升、女性初婚率下降；反之，當性別比偏高（男性多於女性），則男性婚配競爭加劇、婚姻機會下降，而女性則處於相對有利地位，婚配意願及機會可能提高。

本研究假設：「未婚性別比愈高，男性初婚率愈低，女性初婚率愈高」。

（五）男女擇偶偏好

為納入擇偶偏好對婚姻行為之影響，本研究參考張榮富等人（2006）關於臺灣男性與女性的年齡擇偶偏好，指出男性傾向選擇年齡介於 20 至 45 歲的女性，女性則偏好年齡介於 30 至 58 歲的男性。惟考量 2000 年人口普查資料採十歲一級之年齡分組，且 20-24 歲女性的有偶率偏低，僅約 14.6%（內政部戶政司，2025），故本研究進行調整如下：「男性擇偶偏好」以「25-44 歲女性占 15 歲以上女性人口之比例」作為變數，作為地區內男性偏好的選擇對象的代表。「女性擇偶偏好」以「25-54 歲男性占 15 歲以上男性人口之比例」作為變數，表示地區內女性可選擇對象的比例。

擇偶對象比例愈高，代表該地區婚配機會較多，婚姻市場較活絡，預期可提升當地的初婚率。故本研究假設：「擇偶偏好比例愈高，男女初婚率愈高」。

（六）勞動市場

本研究透過「社會增加率」反映勞動市場，社會增加率是衡量一個地區經濟繁榮與人口流動的重要指標，反映地區因遷入與遷出人口差異所產生之淨變動。高社會增加率的地區多表示當地勞動市場活絡、就業機會較多，吸引適婚年齡人口移入，有助於提高初婚率。然而另一方面，高社會增加率地區往往亦伴隨生活成本上升（如房價、租金），可能抑制年輕人結婚意願。

故社會增加率對初婚率之影響可能呈現不同結果，需透過實證資料加以驗證。本研究假設為：「社會增加率愈高，男女初婚率愈高」，惟實際效果仍有待模型驗證。

（七）人口密度

判斷地區屬於鄉村或都市，常以農業人口比與人口密度作為標準指標。為探討都市化程度對初婚率的影響，本研究選用全國人口資料庫統計平台所公布之「人口密度」作為代表變數。傳統觀點認為鄉村地區保有較濃厚的婚姻價

值觀與社會期望，初婚率應相對較高；都市地區則因生活節奏緊湊、婚姻觀念多元化，可能導致初婚率較低。

另一方面，從創新擴散理論的角度出發，人口密度高的地區中，社會網絡與資訊交流頻繁，新型婚姻觀念易於擴散，可能促使人們延後或避開婚姻。綜上所述，本研究假設：「人口密度越高的地區，男女初婚率越低」。

（八）農業人口比

為進一步區分鄉村與都市地區，本研究以人口普查資料中「第一級產業就業人口占 15 歲以上常住就業人口之比例」作為農業人口比變數。惟民國 89 年之農業人口比資料中，將臺南市中區與西區資料合併為中西區，故本研究以中西區與西區之農業人口比，代替中區與西區之個別數值，以維持資料完整性。

農業人口比越高，代表地區越具鄉村特性，依照傳統觀念，此類地區婚姻價值觀較為保守，婚齡較早、初婚率應較高。然而，亦有研究指出，女性在傳統性別角色期待下，可能因抗拒而選擇延遲或拒婚。故本研究提出差異化假設：「農業人口比越高，男性初婚率越高，女性初婚率則可能越低」。

（九）平均房價

政府自 2012 年起實施不動產實價登錄制度，公開各地區實際交易價格資訊。本研究以內政部「不動產交易實價查詢服務網」所公布之 2019 年資料，篩選用途為「住家用」之房地，並剔除「親友、員工、共有人或其他特殊關係間之交易」等可能低於市價的特殊交易，以提高資料代表性。計算各筆交易的每坪價格，再以鄉鎮市區為單位計算平均房價，作為各地居住成本的指標。

房價為衡量區域生活成本的重要經濟變數，居住成本越高，適婚男女可運用於婚姻生活的可支配資源相對越少，可能因此延後結婚時點或降低婚姻意願。綜上所述，本研究假設：「平均房價越高，男女初婚率越低」。

（十）外籍配偶比例

本研究以全國人口資料庫統計平台提供之各鄉鎮「外籍配偶結婚人數占總結婚人數之比例」作為跨國婚姻的代表變數。相關研究指出，當親友中有跨國婚姻案例時，能提升對跨國婚姻的接受度（伊慶春、章英華，2006）。在臺灣，外籍配偶中女性比例顯著高於男性，約占外籍配偶中的 72%，顯示臺灣跨國婚姻多以本國男性與外籍女性結合為主。

因此，跨國婚姻的增加對男性初婚率可能具有正向提升效果，而對女性初婚率則可能因婚姻市場競爭加劇而產生負向影響。故本研究假設：「外籍配偶比例越高，男性初婚率越高；女性初婚率越低」

（十一）鄰近效應

為探討地理位置對婚姻行為的影響，本研究納入空間鄰近效應，驗證結婚行為是否符合創新擴散理論所預測的「鄰近傳播」機制。創新擴散理論認為，新的婚姻觀念會透過與地理距離接近的個體或地區進行擴散（Rogers, 1962），導致相鄰區域形成相似的婚姻模式。

若地區初婚率存在空間聚集現象，則可視為新型婚姻觀念的擴散結果，說明結婚率不僅受個別社經因素影響，也會受鄰近區域之婚姻行為所影響。因此，本研究藉由空間分析技術觀察是否存在顯著的鄰近效應，以支持或檢驗創新擴散理論在臺灣婚姻行為的適用性。

表 3-2 自變數

	自變數	定義	資料來源
經濟能力	薪資所得平均	各鄉鎮市區年薪資所得總額/ 人口數	綜合所得稅申報核定統計專冊-2000、2010、2019 年
	男性就業率	15 歲以上男性常住就業人口 /15 歲以上男性常住人口	行政院主計總處三大普查統計資料平台-2000、2010、2020 年
	女性就業率	15 歲以上女性常住就業人口 /15 歲以上女性常住人口	

教 育 程 度	男性高等教育比例	男性高等教育程度人口/男性 總人口	行政院主計總處三大普查統 計資料平台-2000、2010 年， 社會經濟資料服務平台-2019 年
	高等女性教育比例	女性高等教育程度人口/女性 總人口	
	男女高等教育比例	男性高等教育人口/女性高等 教育人口	
擇 偶 機 會	未婚性別比	15 歲以上從未結婚之男性人 口數/15 歲以上從未結婚之 女性人口數 X 100	行政院主計總處三大普查統 計資料平台-2000、2010 年 社會經濟資料服務平台-2019 年
	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	25~44 歲女性人口/15 歲以 上女性人口	行政院主計總處三大普查統 計資料平台-2000、2010 年 社會經濟資料服務平台-2019 年
	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	25~54 歲男性人口/15 歲以 上男性人口	行政院主計總處三大普查統 計資料平台-2000、2010 年 社會經濟資料服務平台-2019 年
地 區 狀 況	社會增加率	移入率－移出率	全國人口資料庫統計平台－ 2000、2010、2019 年
	人口密度	平均每平方公里之人口數	社會經濟資料服務平台－ 2000、2010、2019 年
	農業人口比	第一級產業就業人口/總人口	行政院主計總處三大普查統 計資料平台-2000、2010、2020 年
	平均房價	鄉鎮市區住宅用房地每坪價 格總和/筆數	內政部不動產交易實價查詢 服務網-2019 年
	外籍配偶比例	外籍配偶人數/總結婚人數	全國人口資料庫統計平台－ 2019 年
鄰近效應		鄰近區域互相影響	

註：2019 年之男性就業率、女性就業率與農業人口比，皆使用 2020 年之人口普查資料。

第五節 預期結果

依據創新概念擴散理論，新婚姻觀念將透過人際關係網絡，向鄰近地區傳播不婚與晚婚的理念，進而使周圍區域逐漸接受此類新婚姻觀念，形成低初婚率區域之聚集現象，據此推論，「初婚率的空間分布將呈現區域性聚集」。

此外，接受新觀念者多為收入與教育程度較高者，而都市地區整體而言具備較高之收入與教育水平，對新婚姻觀念的接受度亦相對較高。故可進一步推論：「初婚率偏低之區域，應主要分布於都市地區及其周邊鄰近地區」。

針對變數對「不同性別」初婚率的影響，本研究的預期結果如下（表 3-3）：

1. 「薪資所得稅平均」越高，男性初婚率越高，女性初婚率越低。
2. 「男性就業率」越高，男性初婚率、女性初婚率越高。
3. 「女性就業率」越高，男性初婚率、女性初婚率越低。
4. 「男性高等教育比例」越高，男性初婚率、女性初婚率越高。
5. 「女性高等教育比例」越高，男性初婚率、女性初婚率越低。
6. 「男女高等教育人數比」越高，男性初婚率、女性初婚率越高。
7. 「未婚性別比」越高，男性初婚率越低，女性初婚率越高。
8. 「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」越高，男性初婚率越高，女性初婚率越低。
9. 「25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）」越高，男性初婚率越低，女性初婚率越高。
10. 「社會增加率」越高，男性初婚率、女性初婚率越高。
11. 「農業人口比」越高，男性初婚率越高，女性初婚率越低。
12. 「人口密度」越高，男性初婚率、女性初婚率越低。
13. 「平均房價」越高，男性初婚率、女性初婚率越低。
14. 「外籍配偶比例」越高，男性初婚率越高，女性初婚率越低。

表 3-3 預期成果

	自變數	男性初婚率	女性初婚率
經濟能力	薪資所得平均	+	-
	男性就業率	+	+
	女性就業率	-	-
教育程度	男性高等教育程度比例	+	+
	高等女性教育程度比例	-	-
	男女高等教育程度比例	+	+
擇偶機會	未婚性別比	-	+
	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	+	-
	25-54 歲男性比例(女性 擇偶偏好)	-	+
地區狀況	社會增加率	+	+
	人口密度	+	-
	農業人口比	+	-
	平均房價	-	-
	跨國婚姻比例	+	-

針對「不同年代」解釋變數的變化，本研究的預期結果如下：

2000 年：

傳統婚姻觀念盛行，推測影響 2000 年男女初婚率最大的因素為「男性就業率」與「女性就業率」，「男主外，女主內」使傳統社會期待男性擔任經濟支柱，男性就業率與男女初婚率成正比；女性就業率與男女初婚率成反比，女性不願為婚姻放棄事業，因而選擇暫緩踏入婚姻。

2010 年：

2010 年為傳統與現代婚姻觀念過渡的重要時期，適婚者逐漸重視個人發展與婚姻對象之匹配度。在此階段，預期女性高等教育比例將成為影響初婚率的重要變數。具高等教育背景之女性在婚姻市場中尋找對象較為謹慎，延後結婚時間，導致女性初婚率下降，但也因高教育女性更受男性青睞，進而提高男性初婚率，因此預期此變數與男性初婚率呈正相關、與女性初婚率呈負相關。

2019 年：

2019 年進入現代社會結構明顯轉變的時期，傳統婚姻觀念進一步式微。過去農村地區的婚姻結構多仰賴農業勞動與傳統性別角色分工，但隨時代變遷，此結構對女性可能轉變為壓力來源，尤其在農業地區，女性可能因排斥傳統婚姻期待而延後結婚，故預期農業人口比與女性初婚率，由過去的正相關轉為負相關。

此外，現代社會中雙薪家庭已成常態，經濟基礎對婚姻的影響更加明顯，因此預期男性就業率與女性就業率皆對初婚率產生正向影響。另一方面，社會增加率作為人口流動與就業機會的綜合指標，可反映地區經濟壓力與生活吸引力，其對初婚率的影響亦日益重要，預期其對男女初婚率皆呈正相關，成為影響現代婚姻行為的關鍵變數之一。推測現代適婚者應會受此三變數影響較大。

針對「不同地區」解釋變數的變化，本研究的預期結果如下：

本研究亦關注不同地區在空間與社會結構上的異質性，推測各地區初婚率之影響因素應具有顯著差異。除了將臺灣劃分為北、中、南、東四大區域外，並進一步區分為「發展較先進的都市」與「相對邊陲的鄉村地區」，以呈現空間發展不均所造成的婚姻行為差異。以下依區域別說明各地可能的主要影響因子：

北部都市（臺北市、新北市、桃園市、新竹市、新竹縣、基隆市、苗栗縣北部）：

北部為臺灣經濟發展最成熟、生活成本最高的地區，婚姻往往需考量經濟穩定性，適婚者傾向尋求具穩定工作與收入之伴侶。因此，預期男性就業率與

女性就業率對於男女初婚率皆具顯著正向影響，且在北部的影響力可能高於其他地區。

中部都市（臺中市）：

中部地區位於北部與南部的交界帶，不若南部區域觀念較傳統，也不如北部區域生活開銷大，經濟發展良好，交通便利，人口流動頻繁，吸引壯年人口移入，因此預期影響中部初婚率的主要因素為當地「社會增加率」，且影響較其他地區強。

南部都市（嘉義市、臺南市、高雄市、屏東縣市區）：

南部地區過往為臺灣農業主要生產區，雖現多以經歷都市化，農業傳統觀念在當地應該還有一定的影響力，仍認為男性須成家立業，男性擔任較多的經濟負擔，而累積足夠經濟能力的人較易投入婚姻，因此預期影響南部初婚率的主要因素為「男性就業率」與「綜合所得稅平均」，兩者均與初婚率呈正相關，且影響較其他地區強。

東部與原住民區（宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣、原住民分布區）：

臺灣的東部地區與山區為臺灣原住民主要分布區，原住民族具有各自的文化、聚落，部落間通婚可能較不頻繁，本研究預期影響東部地區初婚率的主要因素為地區的「未婚性別比」，同文化聚落的未婚男女比例才是影響東部初婚率因素，且影響較其他地區強。

都市邊緣與鄉村（苗栗縣南部、彰化縣、雲林縣、南投縣、嘉義縣、屏東縣）：

都市邊緣與鄉村的農業就業人口大多較高，交通相對不便，發展與都市差異大，農業背後的傳統價值觀的「男大當婚、女大當嫁」，對當地的影響應更為明顯，預期「農業人口比」對初婚率的影響成正比，「男主外，女主內」，預期「女性就業率」對初婚率的影響在鄉村成反比，且影響較其他地區強。

第六節 研究限制

基於使用的方法以及資料取得，本研究有以下幾點限制：

1. 研究結果的詮釋可能帶有研究者主觀解讀的成分，對真實社會情境的反映可能有所偏差。
2. 研究僅選擇三個年度進行分析，無法呈現初婚率變化的完整時間序列與動態趨勢。
3. 受限於統計資料可得性，高等教育比例並未細分為大學與碩博士等層級，可能影響變數之解釋精度。
4. 鑑於同性婚姻於 2018 年始合法，至 2019 年比例仍偏低，故本研究未將同性婚姻納入分析範疇。



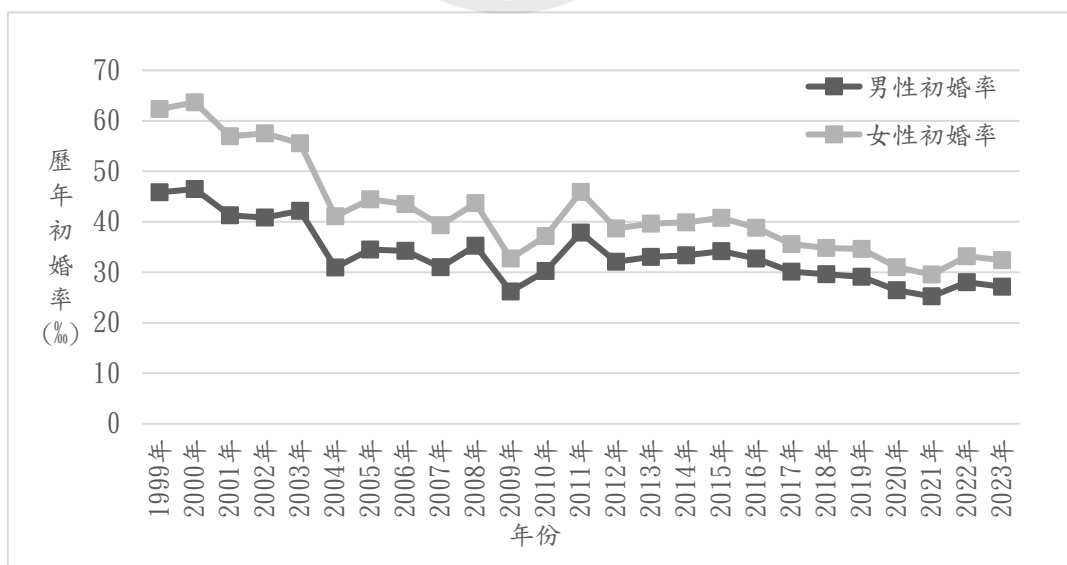


第四章 研究結果與分析

本章針對 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區之「男性初婚率」與「女性初婚率」進行探索式空間資料分析（Exploratory Spatial Data Analysis, ESDA），以比較其在近二十年間的空間分布特性。接著透過空間迴歸分析，以文獻中整理出的自變數，包含經濟能力、教育程度、擇偶機會與地區狀況等變數，探討影響適婚男女婚姻行為之因素，並進一步運用多尺度地理加權迴歸（Multiscale Geographically Weighted Regression, MGWR）模型，分析各項自變數在不同年代與地區對男女初婚率的影響程度。以 MGWR 結果分析臺灣北部、中部、南部、東部與都市邊緣與鄉村，各區域特性，據以提出提升區域男女初婚率的方向。

本章最後納入房價與外籍配偶比例作為補充變項，結合前述的自變數，期能更完整掌握影響婚姻行為之社會經濟條件，作為未來政策規劃之參考依據。

第一節 非空間模型分析



資料來源：內政部戶政司-全國人口資料庫統計地圖（2025b）

圖 4-1 1999-2023 年男女初婚率變化表

圖 4-1 為歷年男女初婚率的變化圖，2000 年適逢「千禧年」，當年臺灣初婚率達到近年高峰，男性為 46‰，女性為 63‰。然而，自此之後初婚率便逐漸下降。2004 年初婚率急遽下滑至男性 30‰、女性 41‰，並於 2004 至 2008 年間維持相對穩定。2008 年 9 月全球金融危機爆發後，初婚率再度下降，男性為 26‰、女性為 32‰。儘管 2010 至 2011 年間稍有回升，但自 2012 年起初婚率穩定下滑，到 2020 年世界爆發 COVID-19 疫情，隔離政策使初婚率降低，而臺灣疫情在 2021 年最為嚴峻也使初婚率在 2021 年達紀錄以來最低。

整體而言，自 1999 年至 2023 年間，雖各年份初婚率有所波動，但整體趨勢呈現明顯下滑。男性與女性的初婚率在 20 年間近乎減半，反映出越來越多達到適婚年齡的未婚者未選擇進入婚姻。同時，男性與女性之間的初婚率差距亦從 1999 年約 15‰，逐步縮小至 2023 年的約 5‰，顯示兩性在婚姻行為上的差異正在趨於一致。

上述說明僅針對臺灣 1999 年至 2023 年的男性與女性初婚率變化，尚未考量地區差異，然而根據創新擴散理論的概念，初婚率的降低可能是由於鄰近地區的新型婚姻觀念影響，因此不能忽視鄰近效應的影響。為驗證此假設，接下來將透過 Moran's I 指標進行探索性空間資料分析，以檢驗資料是否存在空間自相關，作為後續空間分析模型應用之依據。

第二節 初婚率的空間分布

圖 4-2 與圖 4-3 以鄉鎮市區為單位，呈現各鄉鎮 2000 年、2010 年及 2019 年之男女初婚率的面量圖，從面量圖判斷，男女初婚率較高之地區多集中於中北部山區，而男性初婚率偏低地區主要位於東部之花東縱谷地帶，女性初婚率偏低地區則多分布於西南部平原地區。

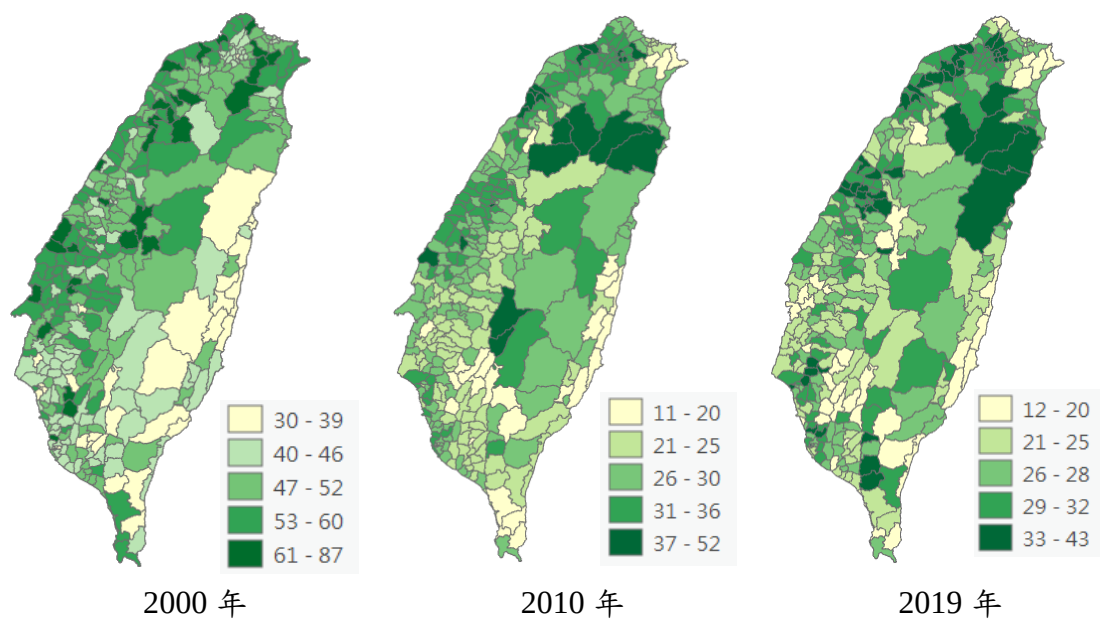


圖 4-2 各鄉鎮男性初婚率（‰）

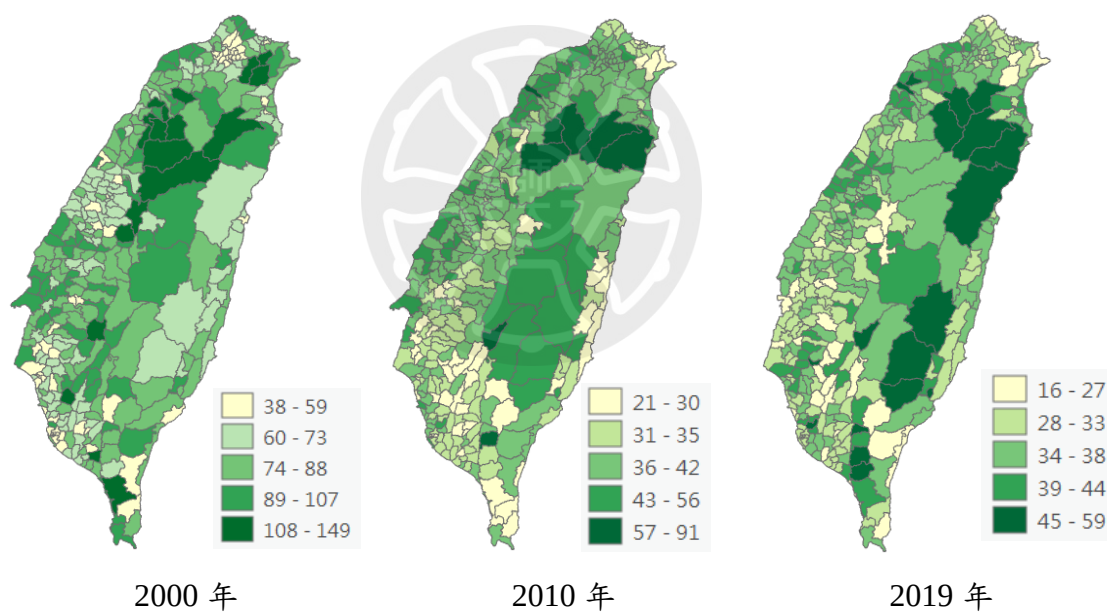


圖 4-3 各鄉鎮女性初婚率（‰）

然而面量圖無法瞭解男女初婚率之空間分布型態，為探討男女初婚率在空間上的集中或分散情形，首先透過全域空間自相關指標(Global Moran's I)進行檢定。結果顯示，2000 年、2010 年與 2019 年各年度之男女初婚率皆呈現正向空間自相關，且達顯著水準（ $p < 0.001$ ），說明臺灣初婚率具有空間群聚的特性。

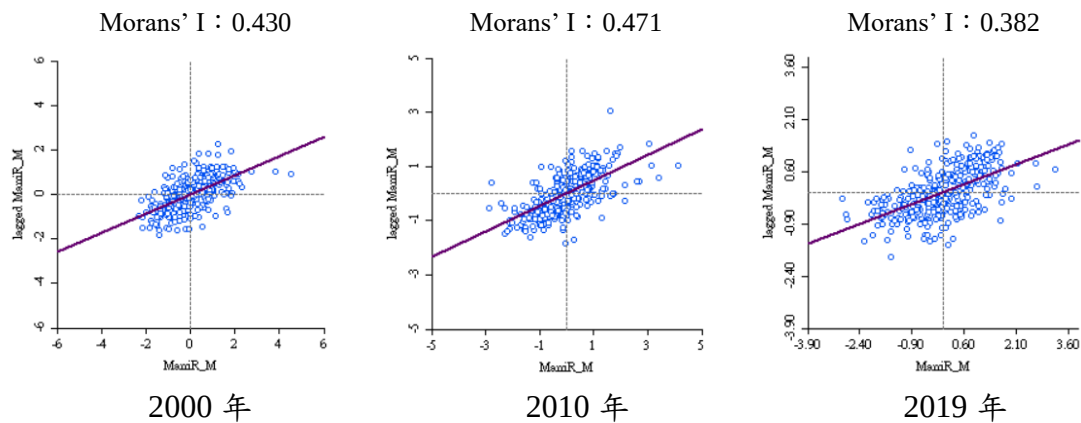


圖 4-4 男性初婚率 Moran's I 散佈圖 (Moran's I Scatterplot)

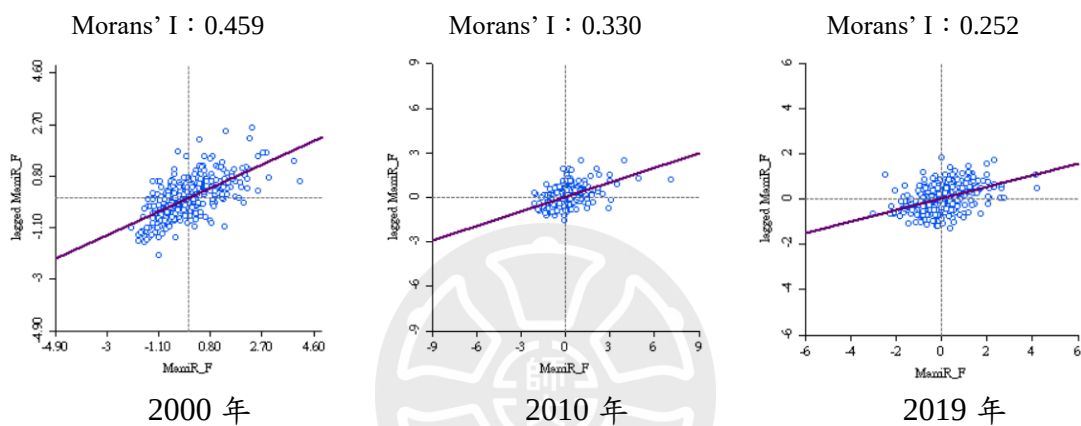


圖 4-5 女性初婚率 Moran's I 散佈圖 (Moran's I Scatterplot)

Moran's I 散佈圖用以檢視變數的空間自相關，其 X 軸為變數的標準化值，Y 軸為初婚率的空間滯後值（即鄰近地區的加權平均）。圖中斜率即為 Moran's I 值，可判斷空間自相關的強度與方向。若斜率為正，表示高值與高值、低值與低值易聚集；若斜率為負，則代表高值與低值交錯分布，呈現負向空間自相關。

如圖 4-4，在三個樣本年度中，男性初婚率於 2010 年的空間集中趨勢最為明顯，Moran's I 值由 2000 年的 0.43 上升至 2010 年的 0.47，2019 年則略降至 0.38，顯示空間群聚現象雖持續存在，但強度有所變動。圖 4-5 中，女性初婚率的 Moran's I 值則呈現逐年下降趨勢，由 2000 年的 0.45 下降至 2010 年的 0.33，再降至 2019 年的 0.25，表示女性初婚率的空間集中程度逐步減弱。

除 2000 年外，2010 年與 2019 年男性初婚率的 Moran's I 值皆高於女性，說明近十年間男性初婚率的群聚現象相對更為顯著，亦顯現出空間分布上的性別差異。

為進一步觀察初婚率於各地區的空間分布狀況，本文接續採用區域空間自相關（Local Indicators of Spatial Association, LISA）進行分析。紅色表示初婚率在空間與鄰近區域顯著高於平均值，稱「熱區」；藍色表示初婚率在空間與鄰近區域顯著低於平均值，稱「冷區」。分析結果顯示：

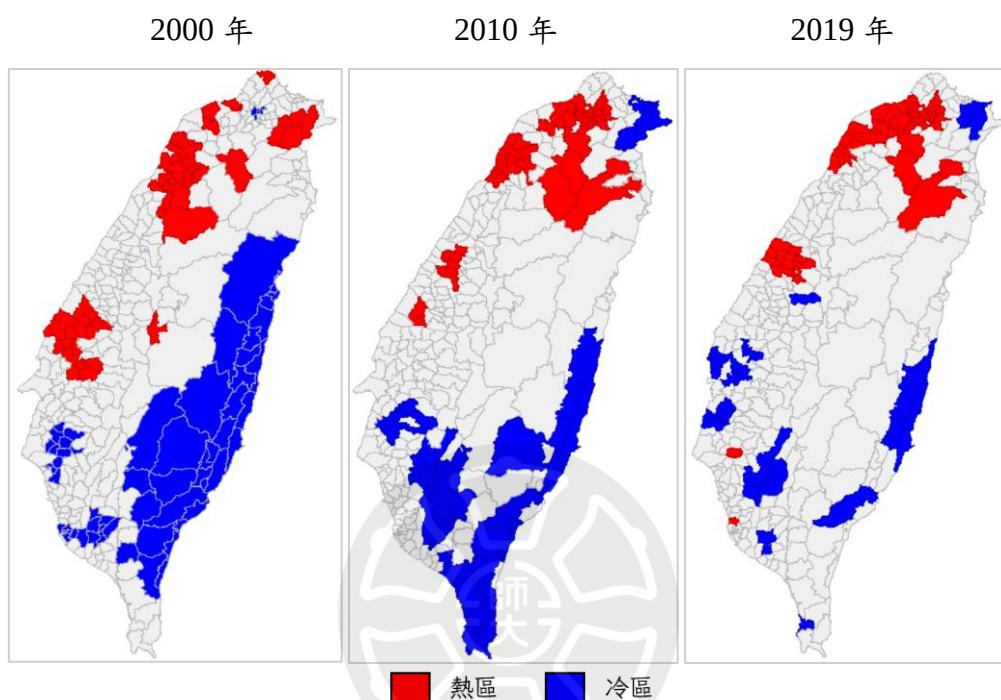


圖 4-6 男性初婚率冷熱區圖

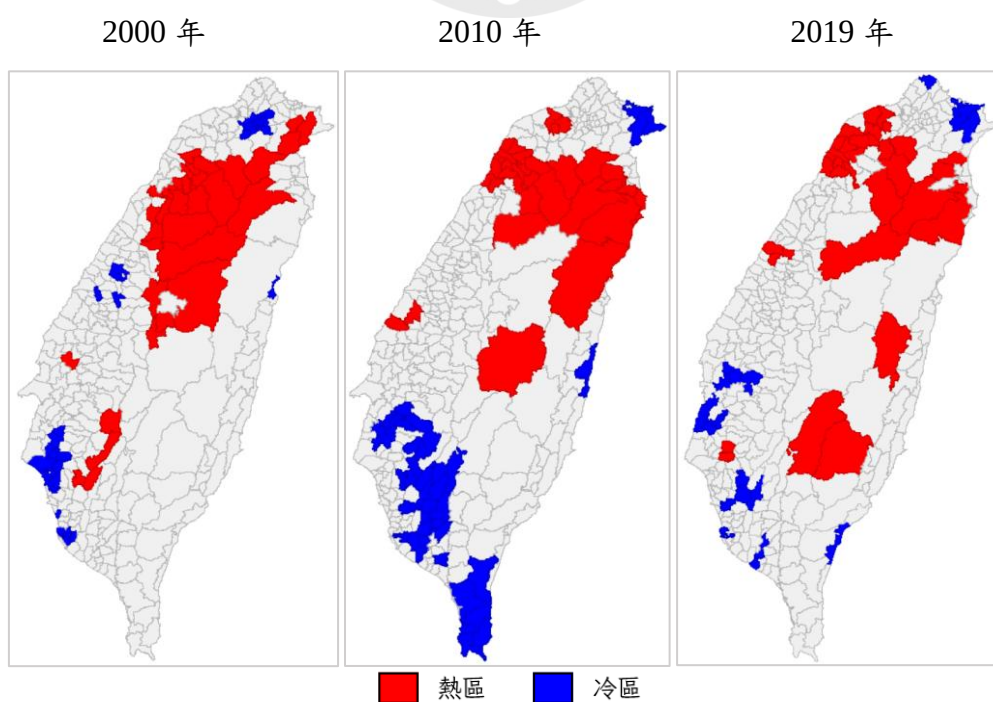


圖 4-7 女性初婚率冷熱區圖

過去近 20 年來，如圖 4-6 與圖 4-7，男女初婚率的熱區均出現在新竹科學園區周邊，並逐漸轉向新竹北部與桃園市。在中部地區，熱區則以雲林縣麥寮鄉為代表；而自 2010 年起，臺中市區也逐步成為男女性初婚率的熱區。近年來，隨著南部科學園區的快速發展，自 2019 年此區域亦成為一個新興的男性初婚率熱區。

推測這些熱區的形成原因主要在於該地區發展迅速，吸引大量年輕勞動人口，勞動需求旺盛，經濟壓力相對較低，使得該區適婚男女更有意願組成家庭，從而使男性初婚率提高。

另一男女初婚率熱區出現於中北部山區，原因推測為此地區之性別比偏高，約落在 150，使當地女性由於擇偶機會多，結婚意願較高，促進當地之婚姻市場，使男女初婚率在此地區呈現熱區。

冷區方面，如圖 4-6，男性初婚率「冷區」集中於東部，尤其以 2000 年的冷區集中最為明顯，冷區涵蓋花蓮縣、臺東縣全區，原因推測與未婚性別比高有關，此地區性別比極高，使男性在婚姻市場競爭激烈，使多數男性難以找到婚配對象，造成當地男性初婚率低。

女性初婚率的「冷區」多出現於西南部平原區，如圖 4-7，原因推測為此地區經濟發展多較為落後，人口外移，使地區缺乏適婚對象，造成男女初婚率在中南部平原出現低值聚集現象。

男女初婚率的熱區與冷區出現的地區大致差異不大，未見男女冷熱區相反的地區，但男性初婚率在冷區的群聚較明顯，女性初婚率則是在熱區的群聚上較為明顯，顯現出性別的差異。

經由 Moran's I 的檢測我們可以得出結婚率具有明顯的空間差異而非隨機分布所造成，為了解釋男女初婚率的空間分布的原因，下一節將進一步了解影響初婚率的因素。

為探討不同地區初婚率的成因，接下來將進行不考慮地理鄰近效應的迴歸分析。首先透過普通最小平方法（Ordinary Least Squares, OLS）進行模型估計，以了

解各鄉鎮市區的社會經濟因素對初婚率的影響，並做為空間模型建構與變數篩選的前提，避免多元共線性造成模型偏誤。2019 年缺乏第一級產業人口比例、就業率相關的變數，以 2020 年代替，為保持三年份模型變數的一致性，因此模型比較中將取用三個樣本年份皆有的變數，並排除多元共線性過高（ $VIF > 10$ ）的「男性高等教育比例」變數，只保留女性高等教育比例與男女高等教育比例進行模型比較，11 個變數分別為薪資所得平均、男性就業率、女性就業率、女性高等教育比例、男女高等教育比例、未婚性別比、25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）、25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）、社會增加率、人口密度與農業人口比。

第三節 傳統迴歸分析

2000 年

表 4-1 2000 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率

		2000 OLS			
依變數		男性初婚率		女性初婚率	
常數項		49.00 ***		76.08 ***	
		(135.07)		(112.11)	
解釋變項					
經濟能力	薪資所得平均	2.99 ***		6.52 ***	
		(4.39)		(5.13)	
	男性就業率	4.91 ***		7.91 ***	
		(7.81)		(6.74)	
	女性就業率	-2.47 ***		-5.26 ***	
		(-4.17)		(-4.76)	
教育程度	女性高等教育比例	-1.55		-3.70 *	
		(-1.66)		(-2.12)	
	男女高等教育比例	-0.21		-0.15	
		(-0.44)		(-0.15)	
擇偶機會	未婚性別比	-2.02 **		5.45 ***	
		(-3.20)		(4.60)	

	25-44 歲女性比例	-5.86	***	-6.87	***
	(男性擇偶偏好)	(-6.96)		(-4.36)	
	25-54 歲男性比例	1.30	*	0.78	
	(女性擇偶偏好)	(2.31)		(0.73)	
地區狀況	社會增加率	3.43	***	3.84	**
		(5.37)		(3.21)	
	人口密度	-1.58	**	-2.33	*
		(-3.09)		(-2.43)	
	農業人口比	-0.24		2.56	
		(-0.29)		(1.70)	
Adjusted R ²		0.33		0.50	
Akaike info criterion (AICc)		2345		2783	
Log likelihood		-1160		-1379	
Schwarz criterion		2392		2830	
Koenker(BP) Statistic		36.12	***	56.82	***
Moran'sI(error)		0.24	***	0.26	***

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

如表 4-1 分析結果顯示，2000 年與預期一致且同時顯著影響男女初婚率的變數包括：「男性就業率」、「女性就業率」、「未婚性別比」、「社會增加率」與「人口密度」。其中：男性就業率與男女初婚率呈正相關，顯示男性就業情況愈佳，愈有助於推動結婚行為；相對地，女性就業率則與男女初婚率呈負相關，符合「女性經濟自主性提高，延遲婚姻」的預期；未婚性別比對不同性別具有相反的影響：未婚性別比愈高，男性初婚率降低（負相關），女性初婚率提高（正相關）；社會增加率與男女初婚率皆呈正向關係，顯示人口流入及區域活力有助提升婚姻市場活絡；人口密度則與初婚率呈負相關，代表都市化程度高的地區，其結婚意願或行為可能較弱。另外「女性高等教育比例」僅影響女性，與預測結果同樣為負相關，顯示女性教育程度提升，將使女性排斥進入婚姻。

另一方面，有些變數雖同時對兩性有顯著影響，但方向與預測相異：薪資所得平均與男女初婚率皆呈正相關，顯示收入增加不僅未降低女性初婚率，反而與其正向變化，與原先預期「女性收入提高可能抑制婚姻意願」不同；25-44 歲女性比例

（男性擇偶偏好）變數亦呈負相關，意即即使適齡女性比例增加，男性初婚率仍下降。

「男女高等教育比例」與「農業人口比」三個變數，在本年度對男女初婚率的影響均未達統計顯著水準，顯示其在 2000 年對婚姻行為的影響可能尚未顯現或作用較微弱。

從模型解釋力觀察，同樣的 11 個解釋變數在男女初婚率模型中的解釋程度存在明顯差異。女性初婚率模型的校正後 R^2 值為 0.50，表示模型能解釋約五成的變異；相較之下，男性初婚率模型的校正後 R^2 值僅 0.33，顯示所納入的社會經濟結構變數在解釋男性初婚行為上效果較弱，男性結婚率可能尚受其他未納入之因素所影響。

2010 年

表 4-2 2010 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率

		2010 OLS	
依變數		男性初婚率	女性初婚率
常數項		27.57 *** (123.50)	36.89 *** (105.38)
解釋變項			
經濟能力	薪資所得平均	1.25 *** (3.35)	1.92 ** (3.28)
	男性就業率	0.33 (0.90)	0.45 (0.79)
	女性就業率	0.34 (0.95)	-0.10 (-0.18)
教育程度	女性高等教育比例	0.60 (1.08)	-0.59 (-0.68)
	男女高等教育比例	0.08 (0.29)	-0.08 (-0.20)
擇偶機會	未婚性別比	-1.05 * (-2.33)	0.78 (1.11)
	25-44 歲女性比例	2.11 ***	2.93 **
	（男性擇偶偏好）	(3.43)	(3.04)

	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	0.77 (1.53)	1.43 (1.82)
地區狀況	社會增加率	0.14 (0.51)	0.05 (0.11)
	人口密度	0.11 (0.40)	-0.27 (-0.62)
	農業人口比	1.25 *** (3.55)	2.28 *** (4.12)
Adjusted R ²		0.49	0.27
Akaike info criterion (AICc)		2001	2315
Log likelihood		-987	-1144
Schwarz criterion		2044	2358
Koenker(BP) Statistic		43.81 ***	41.31 ***
Moran'sI(error)		0.30 ***	0.32 ***

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

表 4-2 之 2010 年 OLS 迴歸結果顯示，與原先預期一致且同時對男女初婚率具有顯著正向影響的變數僅有「農業人口比」，表示農業人口比例愈高的地區，傳統婚姻觀念可能仍具影響力，促進兩性婚姻行為。

然而，多數變數之結果與預期不符。首先，「薪資所得平均」延續 2000 年的結果，與男女初婚率皆呈正相關，顯示收入提高無論對男性或女性，皆有促進婚姻的效果，與原先預期女性因收入提高而延遲婚姻的假設相悖；「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」亦與男女初婚率皆呈正相關，與原先假設該變數會降低女性初婚率的推測不符。

在僅對單一性別具顯著影響的變數中，「未婚性別比」對男性初婚率呈負向影響，符合預測，表示當未婚性別比偏高（即男性相對較多）時，婚姻市場競爭加劇，男性較難進入婚姻，初婚率下降；但對女性初婚率則無顯著關係。

其餘變數如「男性就業率」、「女性就業率」、「女性高等教育比例」、「男女高等教育比例」、「25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）」、「社會增加率」與「人口密度」，在本年度均未對兩性初婚率產生顯著影響，顯示這些社經因素在 2010 年婚姻行為中的解釋力相對薄弱。

從模型的解釋力觀察，男性初婚率模型的校正 R^2 值為 0.49，而女性僅為 0.27，顯示相較於 2000 年，解釋力此時出現性別翻轉：男性初婚率受模型變數的解釋力較高，反映該年度男性初婚行為較受所納入社經結構因素的影響，女性則可能受其他未納入模型的因素所驅動。

2019 年

「就業率」、「第一級產業就業人口比例」資料之鄉鎮市區資料僅於 2020 年人口普查報告中出現，樣本資料選擇為 2019 年，為了補齊重要的就業率與農業人口比資訊，因此在 2019 年的分析中使用 2020 年的「就業率」與「農業人口比」資料。

表 4-3 2019 年 OLS 模型分析結果-男女初婚率

2019 OLS			
依變數		男性初婚率	女性初婚率
常數項		26.38 *** (144.27)	34.01 *** (128.82)
解釋變項			
經濟能力	薪資所得平均	0.61 (1.83)	0.85 (1.76)
	男性就業率	0.46 (1.36)	0.38 (0.76)
	女性就業率	-0.33 (-0.97)	-0.10 (-0.20)
教育程度	女性高等教育比例	1.19 (1.85)	0.34 (0.37)
	男女高等教育比例	-0.03 (-0.13)	0.27 (0.82)
擇偶機會	未婚性別比	0.12 (0.31)	2.63 *** (4.59)
	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	3.09 *** (6.17)	3.87 *** (5.35)
	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	-0.68 (-1.40)	-0.47 (-0.68)

地區狀況	社會增加率	0.31 (1.37)	0.73 * (2.20)
	人口密度	-0.03 (-0.10)	-0.24 (-0.64)
	農業人口比	-0.05 (-0.15)	0.00 (-0.00)
Adjusted R ²		0.56	0.36
Akaike info criterion (AICc)		1860	2117
Log likelihood		-918	-1045
Schwarz criterion		1906	2114
Koenker(BP) Statistic		43.73 ***	51.63 ***
Moran'sI(error)		0.08 **	0.11 ***

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

表 4-3 之 2019 年 OLS 模型結果顯示，與原先預期結果不一致，但對男女初婚率皆具顯著影響的變數為「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」。模型結果指出，25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）比例愈高，男女初婚率皆呈現正向關係，顯示在可擇偶對象較多的地區，男性與女性皆較有機會進入婚姻，然而此結果與預期中女性因競爭壓力降低結婚率的假設相反。

另外一項未如預期、但僅影響男性初婚率的變數為「女性高等教育比例」。結果顯示，當地女性接受高等教育的比例愈高，男性初婚率也愈高。此可能意涵較高教育水準的女性族群雖可能延遲婚姻，但反而為男性創造更多婚配機會或激勵其進入婚姻。

與預測結果相符、且僅顯著影響女性初婚率的變數為「未婚性別比」與「社會增加率」。兩者皆與女性初婚率呈正向關係，顯示在女性可擇偶對象較多、或地區發展與人口流動較為活絡時，女性較傾向踏入婚姻。

其餘變數，包括「薪資所得平均」、「男性就業率」、「女性就業率」、「男女高等教育比例」、「25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）」、「人口密度」與「農業人口比」，於本年度模型中皆未達顯著水準，顯示其對當年度初婚率影響有限。

在模型解釋力方面，男性初婚率模型的校正 R^2 值高於女性模型，延續 2010 年的趨勢，表示所納入的社會經濟變數對男性婚姻行為的解釋效果較佳，女性初婚行為可能更多其他非結構性因素的影響。

第四節 空間迴歸分析

由於前述 OLS 模型結果顯示其殘差存在空間自相關，違反 OLS 模型對誤差項獨立性的基本假設，因此本研究進一步引入空間迴歸模型加以修正。考量創新婚姻觀念可能由特定地區擴散至鄰近區域，初婚率亦可能受到鄰近地區結婚率的影響，空間相依性應納入模型中加以控制。

本研究採用空間遲滯模型（Spatial Lag Model, SLM）與空間誤差模型（Spatial Error Model, SEM）進行分析，以檢驗鄰近效應對初婚率的影響。依據創新擴散理論，SLM 假設「初婚率具有鄰近效應」，故選擇 SLM 作為探討空間效應對初婚率影響的主要模型。

第三節中 2000 年、2010 年與 2019 年之男女初婚率 OLS 模型的 Koenker(BP) Statistic 呈現自變數的偏迴歸係數有顯著的空間變異，因此，將進一步採用多尺度地理加權迴歸（Multiscale Geographically Weighted Regression, MGWR），以觀察各解釋變數在不同地區的影響差異。

一、空間遲滯模型（SLM）

以 AICc 值作為模型適配性指標，比較 OLS、SLM 與 SEM 模型之適配性，適配性由高至低依序為 SEM、SLM 及 OLS。在 AICc 指標中，SEM 模型的表現優於其他兩種模型，而 SLM 模型則優於 OLS 模型（如附錄一至附錄六），然而，依據本研究所援引的創新擴散理論，仍選擇 SLM 作為後續分析的主要模型，以下為 2000 年、2010 年與 2019 年 SLM 模型結果分析。

表 4-4 SLM 三年模型分析結果比較-男性初婚率

		2000		2010		2019	
依變數		男性初婚率					
常數項		32.58	***	18.64	***	22.33	***
		(12.18)		(6.49)		(12.97)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	2.25	***	0.98	**	0.64	*
		(3.58)		(2.86)		(1.97)	
	男性就業率	4.11	***	0.34		0.41	
		(7.10)		(1.02)		(1.21)	
	女性就業率	-2.33	***	0.25		-0.33	
		(-4.29)		(0.77)		(-0.99)	
教育程度	女性高等教育比例	-1.24		0.60		0.97	
		(-1.44)		(1.18)		(1.55)	
	男女高等教育比例	-0.32		-0.02		-0.12	
		(-0.73)		(-0.07)		(-0.54)	
擇偶機會	未婚性別比	-1.12	*	-0.91	*	0.04	
		(-2.09)		(-2.21)		(0.12)	
	25-44 歲女性比例 （男性擇偶偏好）	-4.45	***	1.31	*	2.88	***
		(-5.67)		(2.31)		(5.83)	
	25-54 歲男性比例 （女性擇偶偏好）	1.00		1.11	*	-0.65	
		(1.93)		(2.43)		(-1.39)	
地區狀況	社會增加率	3.15	***	0.13		0.31	
		(5.35)		(0.55)		(1.37)	
	人口密度	-0.88		-0.02		-0.13	
		(-1.85)		(-0.06)		(-0.52)	
	農業人口比	0.30		1.23	***	0.00	
		(0.41)		(3.79)		(0.00)	
鄰近效應							
	Rho	0.34	***	0.33	***	0.15	*
		(6.21)		(6.49)		(2.37)	
R ²		0.44		0.57		0.57	
Akaike info criterion (AICc)		2308		1957		1856	
Log likelihood		-1141		-965		-915	
Schwarz criterion		2358		2007		1906	

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

表 4-5 SLM 三年模型分析結果比較-女性初婚率

		2000		2010		2019	
依變數		女性初婚率					
常數項		54.94 ***		23.22 ***		26.71 ***	
		(12.47)		(11.37)		(11.39)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	4.82 ***		1.19 *		0.82	
		(3.95)		(2.24)		(1.77)	
	男性就業率	7.11 ***		0.59		0.43	
		(6.44)		(1.12)		(0.89)	
	女性就業率	-4.85 ***		-0.39		-0.18	
		(-4.66)		(-0.76)		(-0.37)	
教育程度	女性高等教育比例	-2.60		0.14		0.13	
		(-1.53)		(0.18)		(0.15)	
	男女高等教育比例	-0.32		-0.20		0.20	
		(-0.38)		(-0.53)		(0.63)	
擇偶機會	未婚性別比	5.30 ***		0.48		2.25 ***	
		(4.72)		(0.75)		(4.04)	
	25-44 歲女性比例	-5.36 ***		1.73		3.51 ***	
	(男性擇偶偏好)	(-3.61)		(1.96)		(4.97)	
	25-54 歲男性比例	0.50		1.92 **		-0.44	
	(女性擇偶偏好)	(0.51)		(2.70)		(-0.66)	
地區狀況	社會增加率	3.82 ***		0.07		0.66 *	
		(3.40)		(0.19)		(2.05)	
	人口密度	-1.02		-0.26		-0.21	
		(-1.11)		(-0.67)		(-0.58)	
	農業人口比	2.49		2.15 ***		0.01	
		(1.74)		(4.24)		(0.03)	
鄰近效應							
	Rho	0.28 ***		0.37 ***		0.21 **	
		(4.86)		(6.77)		(3.13)	
R²		0.56		0.39		0.38	
Akaike info criterion (AICc)		2761		2270		2108	
Log likelihood		-1367		-1122		-1041	

Schwarz criterion	2811	2320	2159
-------------------	------	------	------

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

從表 4-4 與表 4-5 中，2000、2010 與 2019 年三個時間點的 SLM 結果來看，影響臺灣各地男女初婚率的社會經濟變項及其顯著性，隨時間推移出現明顯變化。其中，「薪資所得平均」為少數在三個年份中皆顯著的變項，且對男女皆有正向影響，顯示經濟條件仍是進入婚姻的重要考量，符合過往研究指出適婚者多會在經濟能力允許後才選擇結婚（袁詠蓁等, 2022）。然而，隨時間推移，該變數對初婚率的影響力有逐漸下降的趨勢，可反映出收入在結婚決策中的相對重要性正在減弱。

在 2000 年的模型中，「男性就業率」對男女初婚率皆具有顯著且強烈的正向影響，顯示當時的社會中男性經濟能力仍是婚配的重要指標；相對地，「女性就業率」則呈現顯著負相關，反映傳統「男主外、女主內」觀念下，女性經濟參與反而可能抑制其婚姻行為。然而，這些變數的顯著性僅出現在 2000 年，顯示進入 2010 年以後，隨著生活壓力增加，多數男女皆進入勞動市場，組成雙薪家庭，使男性就業與女性就業對初婚率的影響顯著下降。

關於教育變項，「高等教育比例」相關的變數在近 20 年均為不顯著，臺灣的高等教育普及由 1994 年的教育改革呼籲廣設高中與大學後才逐漸開始，2000 年時擁有高等教育程度的男女約為整體的 22%，2010 年為 58%（主計總處，2025），在 2000 年到 2010 年時期踏入適婚年齡的男女，在教育改革施行時多已超過 20 歲，求學階段可能未經歷教育改革，高等教育比例不高，會考量對象是否擁有高等教育程度學歷可能不多，造成與高等教育有關的「女性高等教育比例」、「男女高等教育比例」，在 2000 年、2010 年的男女初婚率 SLM 模型均為不顯著。到 2019 年時高等教育程度比例約為 88%（內政部，2025），適婚年齡男女多擁有高等教育程度，可能因此使教育程度對男女初婚率影響不顯著。

比較男性與女性初婚率影響因素，影響方向出現明顯差異的影響因素為「未婚性別比」，未婚性別比對男性初婚率的影響為負向，女性初婚率的影響為正向，未

婚性別比代表當地未婚男性與女性的比值，臺灣各地區未婚性別比多超過 100，意味著男性在婚姻市場中競爭者眾多，進而降低其初婚率；反之，女性面對更多潛在對象，提升其進入婚姻的可能性。

25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）在 2000 年對男女初婚率的影響皆為負向，表示當 25-45 歲之女性佔 15 歲以上女性比例越高，男性初婚率越低，推測原因可能為年輕女性比例較高的地區，會使男性有較多的機會與女性建立短期關係，降低年輕男性的結婚率（Xing, Zhang, & Niu, 2012; Kruger & Schlemmer, 2009），而女性初婚率下降原因可能來自於婚姻市場的競爭激烈，導致部分女性難以找到對象。至 2010 年 25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）對男性初婚率的影響轉為正相關，2019 年更同時對兩性初婚率有正向影響，且為當年影響男女初婚率最大的因素，顯示當 25-54 歲的女性佔比較高時，婚姻市場上多為男性偏好年齡層的女性，男性擁有較多選擇，會讓男性增加找到伴侶的機會與意願。除此之外，近 10 年不論男女的擇偶偏好比例對兩性初婚率的影響皆為正向，男性與女性的擇偶偏好比例越高，代表適婚年齡男女佔比越高，在初婚男女多集中在此年齡層的情況下，此年齡層的男女性比例越高，男女初婚率自然越高，因此適婚年齡的比例，也是影響男女初婚率的一大關鍵。

社會增加率對男女初婚率的影響皆為正向，代表勞動市場需求與生活機能，對於臺灣適婚男女的婚姻行為有正面的影響，當社會增加率越高，會對男女初婚率有正面的影響。

農業人口比僅在 2010 年的結果中顯著，在男女初婚率皆佔有重要的角色，顯示在 2010 的臺灣適婚男女，受當地的農業人口比影響大，可能與當時農地買賣法規較寬鬆有關，2000 年《農地發展條例》修法，轉售農地難度降低，2000 年至 2009 年，許多農地轉為建地、農地農用比例下降（李素馨、林敬好、吳治達, 2012; 鄭安廷, 2022），農地價值快速上漲，推測農民可能靠出售農地快速致富，又從事農業者普遍較為傳統，多規劃組成家庭，兩者交互共同作用下，經濟狀況由以往不穩

定的農民，搖身一變成為具有較好的婚配條件的「田僑仔」，使男性與女性初婚率隨農業人口比增加而上升。

創新擴散理論主張創新的理念如與本研究有關的「結婚並非必要」等的新型婚姻概念，會隨人際互動傳遞給他人，而此創新理念的影響可以由「鄰近效應」看出，三年份中的「鄰近效應」指標 Rho 值均為正數，且皆達到統計的顯著水準，男性初婚率與女性初婚率確實存在明顯的空間自相關，鄰近地區的初婚率越高，該區的初婚率也會越高，反之亦然，證實了本研究對於男性初婚率與女性初婚率會受到鄰近區域影響的研究假設。

近 20 年影響男性初婚率最大的因素皆為「25-44 歲女性比例(男性擇偶偏好)」，相較之下，女性初婚率的關鍵影響因子則隨時間而異：2000 年為「男性就業率」、2010 年為「農業人口比」，而至 2019 年，則與男性相同以「25-44 歲女性比例(男性擇偶偏好)」為主。

以上的 SLM、SEM 模型均將臺灣視為一個整體，考量到臺灣區域發展與特性差異大，在三年份中 OLS 的模型報告結果的 Koenker (BP) 值也皆達到顯著水準 ($p < 0.001$)，顯示存在空間異質性 (Spatial heterogeneity) 的現象，變數對男女初婚率的影響可能隨地區而有所不同，下一節將使用「多尺度地理加權迴歸 (Multiscale Geographically Weighted Regression，以下簡稱 MGWR)」將空間異質性的影響納入模型中，MGWR 為模型中的每個自變數與依變數的關係產生單獨的最佳化環寬，以顯示不同的關係如何在不同的空間尺度上運作，並產生更準確的局部參數，表示不同地區中解釋變數與男女初婚率的關係。

表 4-6 SLM 三年模型解釋力

SLM 結果						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000 年	2010 年	2019 年	2000 年	2010 年	2019 年
R²	0.44	0.57	0.57	0.56	0.39	0.38
AICc	2308	1957	1856	2761	2270	2108

表 4-7 MGWR 三年模型解釋力

MGWR 結果						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000 年	2010 年	2019 年	2000 年	2010 年	2019 年
R²	0.66	0.84	0.78	0.76	0.78	0.66
AICc	2228	1825	1803	2637	2081	2062

如表 4-6 與表 4-7 所示，各年代與性別之模型比較結果顯示，MGWR 模型在所有情境下皆呈現較低之 AICc 值，優於空間誤差模型（SLM），顯示 MGWR 模型在解釋臺灣地區男女初婚率上具有更佳之適配性與解釋力。

二、多尺度地理加權迴歸（MGWR）

本研究中 MGWR 模型結果之區域分級，參考過往研究指出，自然間斷點分級法（Natural breaks，亦稱 Jenks），可以最好地將相似的值歸為同類，並最大化分類之間的差異，具有良好的適應性與高度的分類準確性，適用於地理環境單元之劃分（Chen, Yang, Li, Zhang, & Lv, 2013）。因此，本研究於地圖視覺化呈現時，主要採用自然間斷點法（Jenks）將偏迴歸係數分為五個等級。

惟考量部分變數之偏迴歸係數最大值與最小值絕對值低於 1，為提升分類的判別力與解釋清晰度，將依數值範圍進一步調整分級方式：因此，當偏迴歸係數最大值與最小值介於 0.5 至 1 之間時，調整為四類分類；若介於 0.1 至 0.5 之間，則改以三類呈現；當係數絕對值低於 0.1 時，則進一步簡化為兩類。保留自然間斷點法所強調的資料內部差異，也提升地圖的可讀性與比較性，使各變數在空間上的影響程度得以更清晰呈現。

以下僅就 MGWR 報告中 ArcGIS Pro 判斷局部或整體具有顯著空間異質性的變數做討論。

（一）薪資所得平均

薪資所得平均在 2000 年與 2010 年的 MGWR 模型中，皆顯示其對初婚率存在明顯的空間異質性。其中，北部地區不論男性或女性，均呈現較強的正

向影響，顯示該區薪資水準對促進初婚率具有顯著正向作用（圖 4-8、圖 4-9、圖 4-10 與圖 4-11）。北部為臺灣的政治與經濟核心，經濟發展程度高、就業機會多，相對而言，生活與住房成本亦高於其他地區。面對此種高成本的生活環境，北部的適婚人口可能更重視穩定收入與未來生活品質的保障，因此在北部區域，薪資所得越高者越傾向進入婚姻，解釋了其對初婚率的正向影響力顯著大於其他地區。

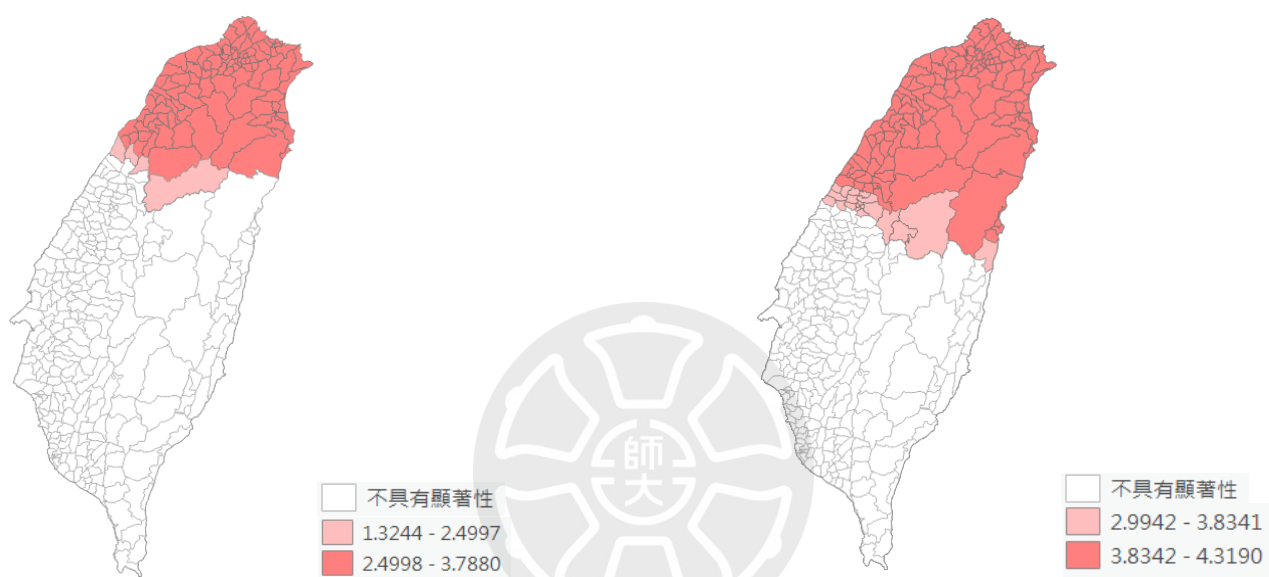


圖 4-8 2000 男性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數 圖 4-9 2000 女性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數

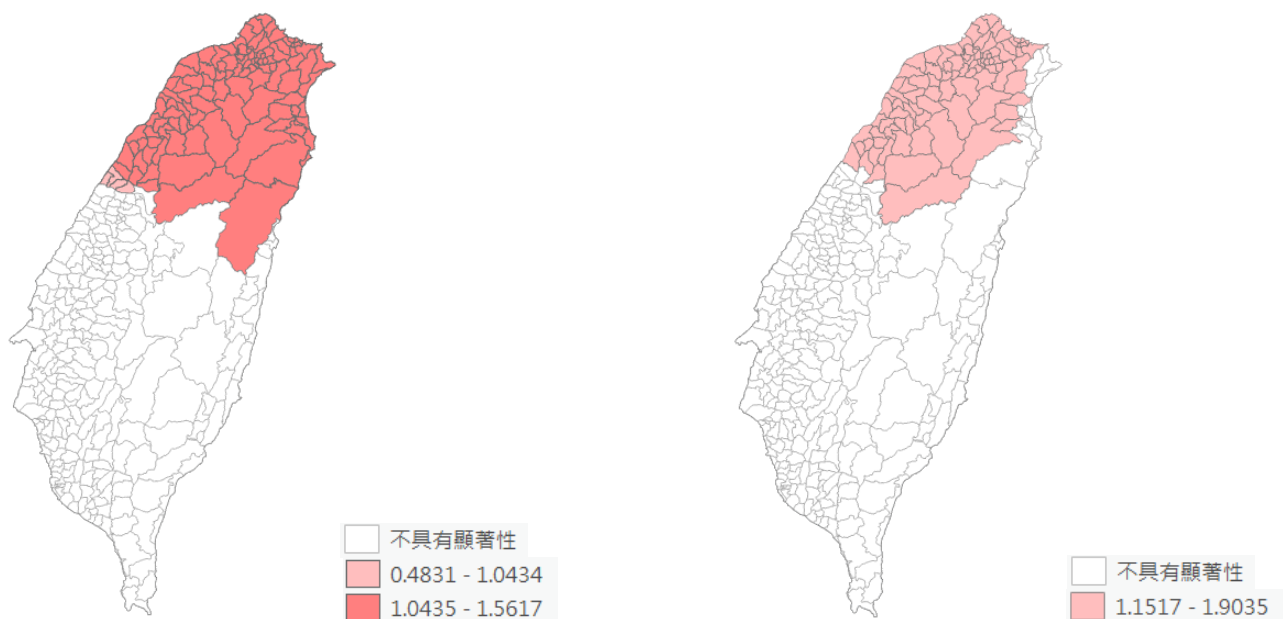


圖 4-10 2010 男性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數 圖 4-11 2010 女性初婚率-薪資所得平均偏迴歸係數

（二）男性就業率

如圖 4-12、圖 4-13 以及圖 4-14 所示，男性就業率在 2000 年與 2019 年對男女初婚率的影響皆呈現明顯的區域差異，且兩年間對婚姻行為的解釋方向具一致性。從 MGWR 分析可見，男性就業率對初婚率的正向影響在臺灣北部較其他地區強烈。此一分布趨勢可能與傳統家庭角色分工觀念有關，根據袁詠蓁與孔祥明（袁詠蓁、孔祥明，2022）之研究指出，傳統觀念認為男性應擔負家庭主要經濟責任，臺灣北部生活成本相對較高，男性若能穩定就業，即代表具備一定經濟能力，有助於建立家庭經濟基礎，從而提高其進入婚姻的可能性。此外，女性在擇偶時亦可能更傾向選擇擁有穩定工作者，進一步促進男女雙方的初婚率上升。

反之在生活壓力較小的南部與東部地區，男性就業率對男性初婚率的正向影響則相對較弱。

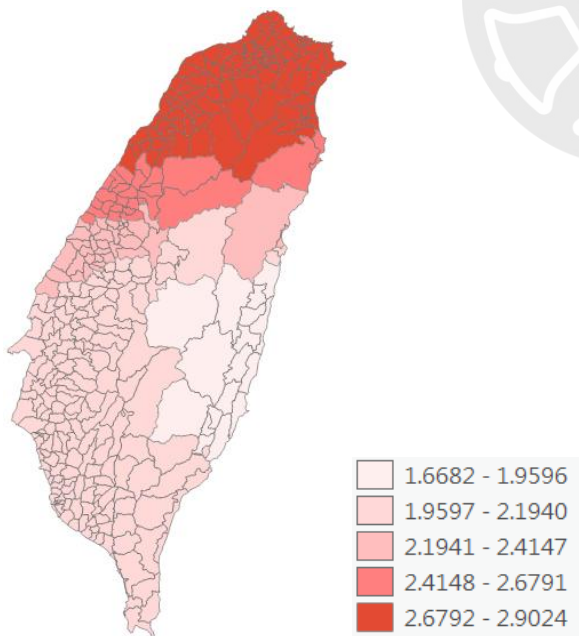


圖 4-12 2000 男性初婚率-男性就業率偏迴歸係數

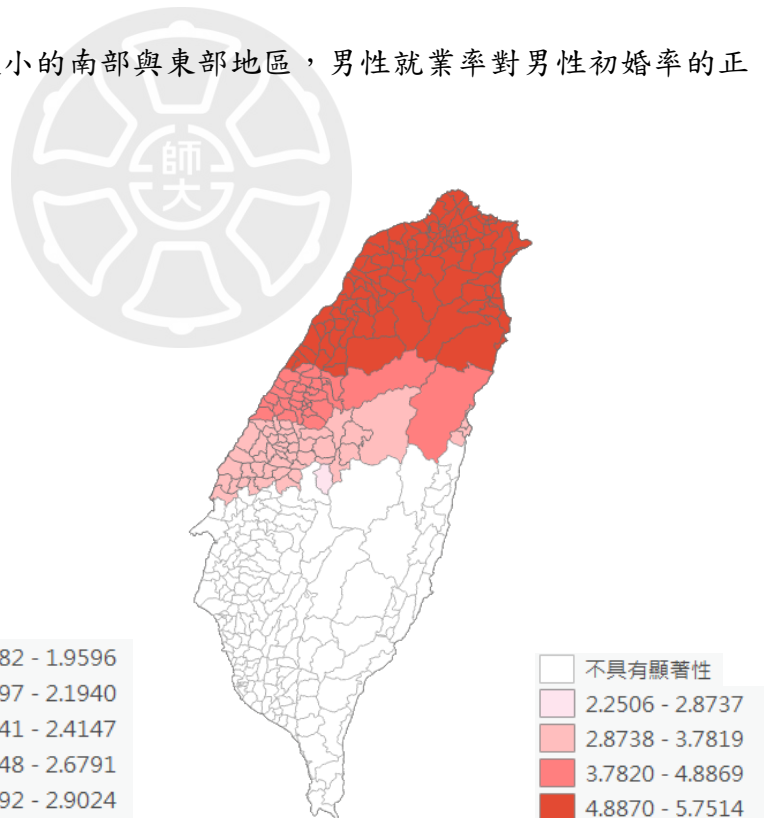


圖 4-13 2000 女性初婚率-男性就業率偏迴歸係數

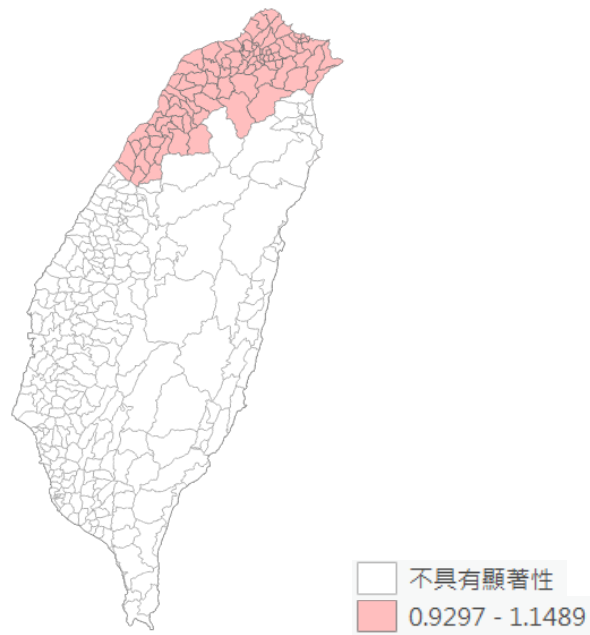


圖 4-14 2019 男性初婚率-男性就業率偏迴歸係數

（三）女性就業率

2000 年時，女性就業率對男女初婚率的影響以負向為主，且在臺灣全區影響力顯著（圖 4-15、圖 4-16）。此一現象可能反映兩種社會現象：其一，隨著女性經濟能力提升與收入穩定，結婚的邊際效益相對下降，女性可能傾向將更多時間投入於職涯發展，或延長擇偶歷程，導致婚齡延後與初婚率下降（Becker, 1981），北部地區女性求職環境較佳，提升女性經濟能力，使北部男性較難以找到對象，負向影響較其他地區強烈。其二，部分女性對傳統婚姻制度持保留態度，擔憂婚後角色轉變對其職涯產生不利影響，因而選擇延遲或放棄婚姻（袁詠蓁、孔祥明，2022），此現象影響南部女性可能更為明顯，使南部女性初婚率負相關較為強烈。上述兩者皆可能解釋女性就業率與初婚率之間的負向關聯。

至 2010 年，北部地區女性就業率的影響轉為正向，顯示女性經濟參與與婚姻行為之間的關係已出現變化（圖 4-17、圖 4-18）。北部地區因快速都市化導致生活成本顯著上升，雙薪家庭成為普遍需求。女性在經濟上不再需依賴

婚姻獲得資源，反而可作為共同負擔家庭開支的重要角色，女性經濟自主性不再成為進入婚姻的阻礙，反而可能促進婚姻形成（Ono，2003）。另一方面，南部的魯凱族分布之高雄市茂林區（圖 4-17），也出現男性初婚率與女性就業率的正相關，原因推測為陳芬苓（2005）研究中曾提到的，魯凱族對女性選擇的尊重，在此族群內的「階級」概念也較「性別」概念重要，因此女性就業可能較不因家庭而受限，推測也反映於女性就業的與男性初婚率正相關。

綜合而言，女性就業率對初婚率的影響隨時間與地區而異。隨著社會性別角色觀念的變遷，女性經濟能力已不必然構成婚姻阻力，反而在特定區域與時期轉化為促進因素。

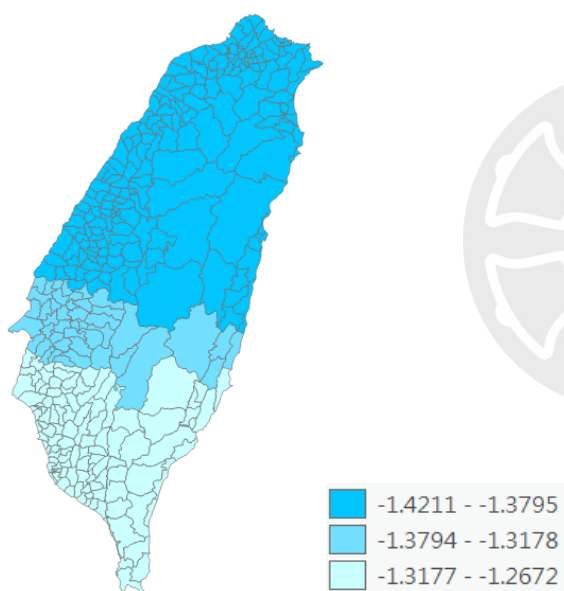


圖 4-15 2000 男性初婚率-女性就業率偏迴歸係數

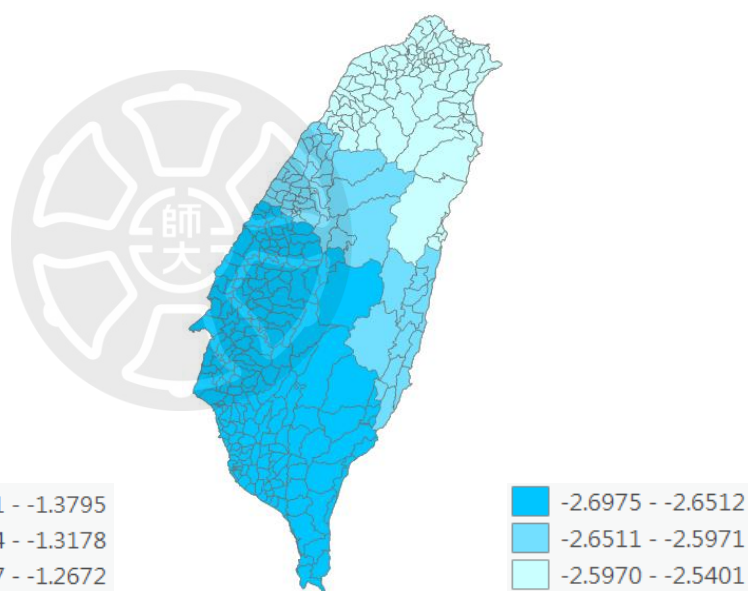


圖 4-16 2000 女性初婚率-女性就業率偏迴歸係數

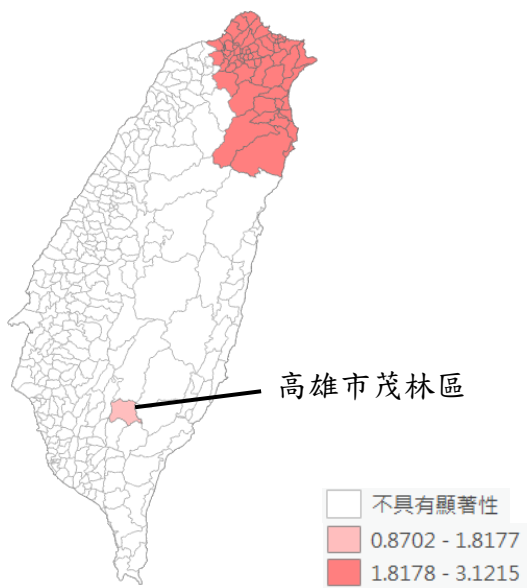


圖 4-17 2010 男性初婚率-女性就業率偏迴
歸係數

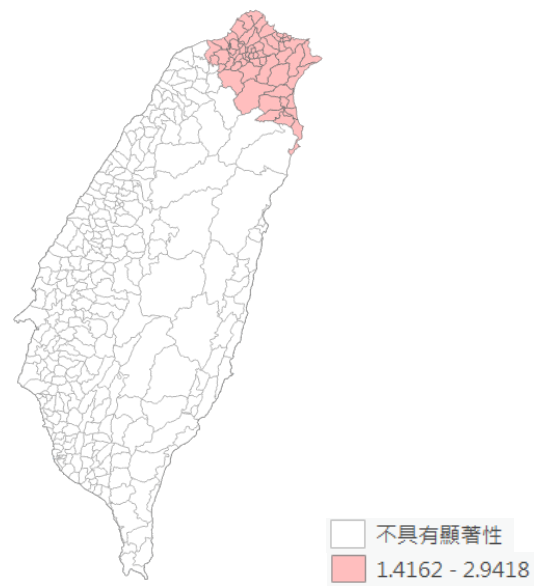


圖 4-18 2010 女性初婚率-女性就業率偏迴
歸係數

(四) 女性高等教育比例

如圖 4-19，在 2010 年，女性高等教育比例對男性初婚率具有正向影響的區域，主要集中於臺灣東南部地區。此區域因設有原住民專班等政策性教育方案，如原住民族護理專班於 1995 年陸續開設，吸引大量女性原住民就讀（教育部統計處，2019）。並在 2008 年統計中顯示，護理學系為大專校院原住民學生就讀人數最多的科系（教育部，2020）。此類課程與就業市場緊密銜接，畢業後就業穩定，失業率低（教育部青年發展署，2022），可能使當地男性在擇偶時傾向選擇具高等教育背景者，因此當地女性高等教育比例提升與男性初婚率呈現正相關。

至 2019 年，高等教育在臺灣已普及，但其影響力仍在地區間有所區分（圖 4-20）。在北部地區，高等教育程度不僅成為生活能力與社會地位的象徵，更可能成為衡量婚配條件的重要指標。女性高等教育比例在北部地區對男性初婚率的正向影響最為顯著，顯示都市男性在考量婚姻對象時，較重視對方的教

育背景。尤其在生活成本高的北部地區，具備高學歷的女性往往代表有穩定工作與經濟貢獻潛力，能與伴侶共同承擔家庭責任，進而提高結婚意願。

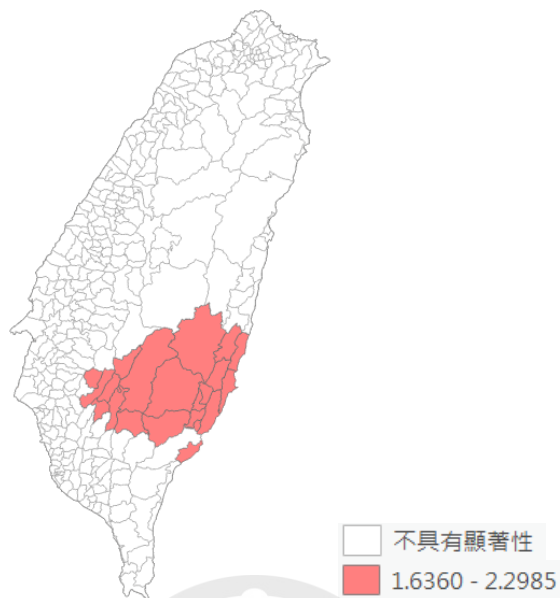


圖 4-19 2010 男性初婚率-女性高等教育比偏迴歸係數

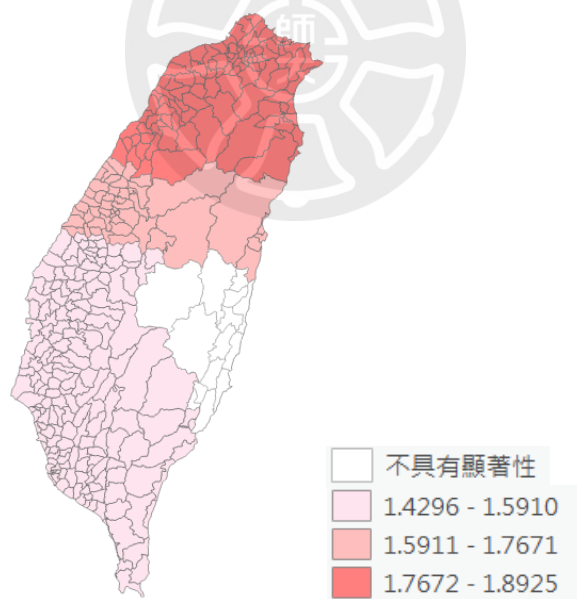


圖 4-20 2019 男性初婚率-女性高等教育比偏迴歸係數

(五) 男女高等教育程度比

如圖 4-21、圖 4-22 與圖 4-23 所示，男女高等教育程度比在空間上對初婚率的影響呈現顯著差異，尤其在東部與南部地區表現出不同的婚配模式與社

會結構特徵。2010 年與 2019 年此變數對臺灣東部男女初婚率影響均為負相關，此現象可由當地原住民族群接受高等教育的性別差異解釋，護理專班政策吸引大量女性原住民升學，進而取得穩定職業，而男性則較少參與此類專業學程，造成東部地區女性高等教育比例顯著高於男性（教育部統計處，2019）。因此，即便男性高等教育比例略有上升，由於並未能轉換為相對應的就業競爭力，對女性來說，學歷的「門當戶對」或經濟能力的匹配仍難以達成，使女性進入婚姻的意願降低，進而導致女性初婚率與男女高等教育比呈負相關。

在南部地區，亦觀察到男女高等教育比對男性初婚率具有正向影響。推測可能與南部地區仍普遍存在的「女性上嫁婚配」（hypergamy）婚配文化有關（許嘉珍，2013）。此地區也正位於南部科學園區的臺南市新市區周圍，具有較多高等教育程度男性，在此婚配觀念下，具備較高教育程度的男性相對較受女性青睞，提升男姓初婚率。

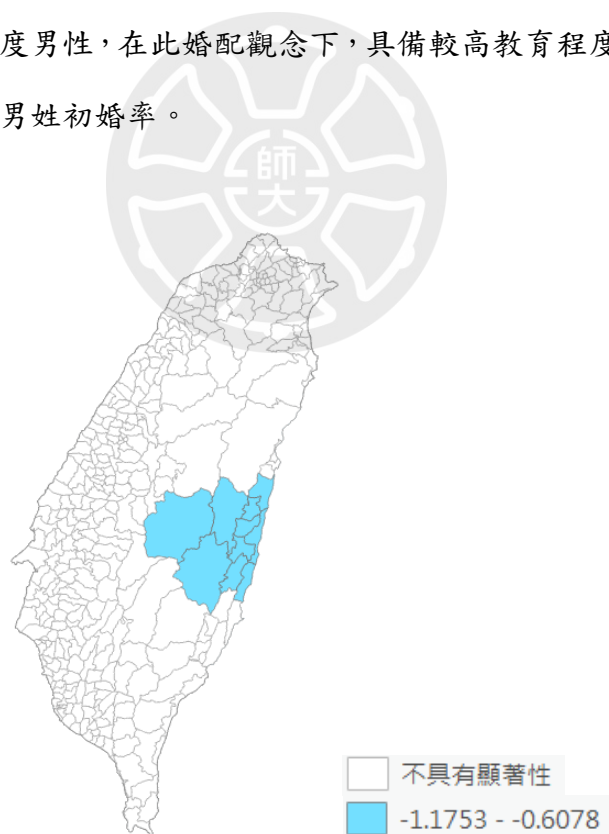


圖 4-21 2010 女性初婚率-男女高等教育比偏迴歸係數

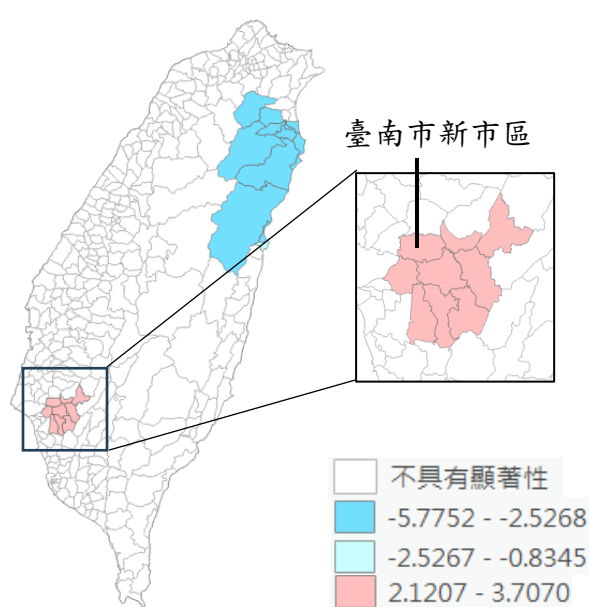


圖 4-22 2019 男性初婚率-男女高等教育比偏迴
歸係數

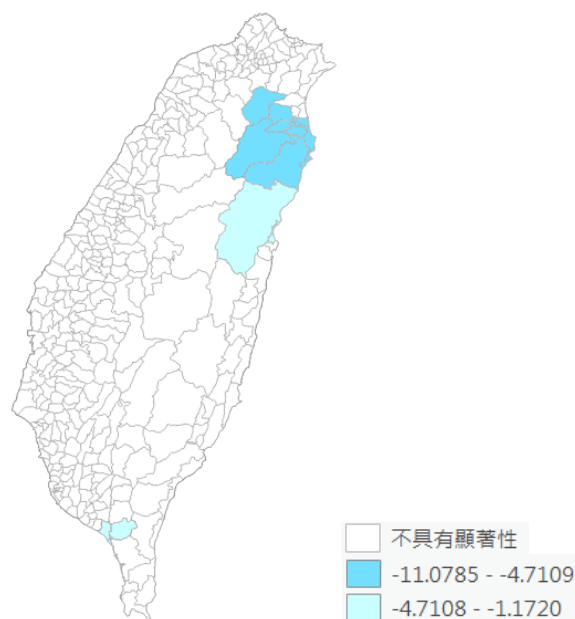


圖 4-23 2019 女性初婚率-男女高等教育比偏迴
歸係數

(六) 未婚性別比

未婚性別比對男女初婚率的影響在 2000 年與 2010 年相似，如圖 4-24 及圖 4-25，未婚性別比對男性初婚率的影響在 2000 年北部為正相關，但東部男性為負相關，推測原因與當地未婚人口的性別比有關（圖 4-30），都市地區性別比低，約落在 120，尤其北部地區更為 110，因此當北部地區性別比提高，女性有更多選擇，更願意踏入婚姻，使男性初婚率率隨未婚性別比提高而增加，使未婚性別比對於都市地區的正向影響大於其他地區；相反的，東部的未婚性別比高，此地區附近未婚性別比多高於 150，臺東縣長濱鄉未婚性別比更高達 187，在婚姻市場競爭激烈的狀況下，性別比升高，會導致男性初婚率下降，因此未婚性別比的升高對此地區的負相關影響較其他地方大。在對女性初婚率的影響方面，均呈現正相關，區域影響力最高的為北部，北部地區的未婚性別比較平衡，多落在 100 至 120 之間（圖 4-30），未婚性別比增加意味著女性的選擇較多，較容易投入婚姻，且未婚性別比在北部的影響力較其他地方強。到未婚性別比極高的花蓮臺東影響力不顯著，原因可能來自這些地區的未婚

性別比偏高，由於此地區未婚男性已明顯比未婚女性多，因此未婚性別比的增加對當地 2000 年、2010 年女性初婚率較無影響（圖 4-26 與圖 4-27），原因同樣與未婚性別比有關（圖 4-31）。

至 2019 年時，男性初婚率在宜蘭縣南澳鄉呈現與未婚性別比的正相關（圖 4-28），原因推測為當地為男性初婚率高，增加當地男性比例，使男性出現同儕效應，男性初婚率受到周圍同儕影響，增加男性人數，將投入婚姻的男性增加，使男性初婚率提高。

女性方面則與 2000 年、2010 年狀況類似，圖 4-29 之 2019 年未婚性別比對女性初婚率影響力較大的地區分布臺灣北部包含宜蘭，其中影響力最大的為臺北市周圍，推測影響力最大的區域與北部的性別比較低有關（圖 4-32），鄉鎮未婚性別比的平均是 133，北部地區的未婚性別比多低於 125，臺北市未婚性別比更低於 110，這些地區由於未婚男性較少，女性可選擇的機會不多，因此增加當地的性別比對女性初婚率的影響較其他地方大。女性初婚率影響力較低的地方為臺灣東部，這些地區未婚性別比多高於 140，未婚男性人數明顯較未婚女性多，因此未婚性別比對當地女性初婚率的影響較小。

未婚性別比主要影響的對象為女性初婚率，且均為正向，顯示增加擇偶機會將鼓勵女性進入婚姻；相反的對男性初婚率的影響多集中在東部地區，未婚性別比增加，男性會因婚姻市場競爭更為激烈，導致男性初婚率下降。

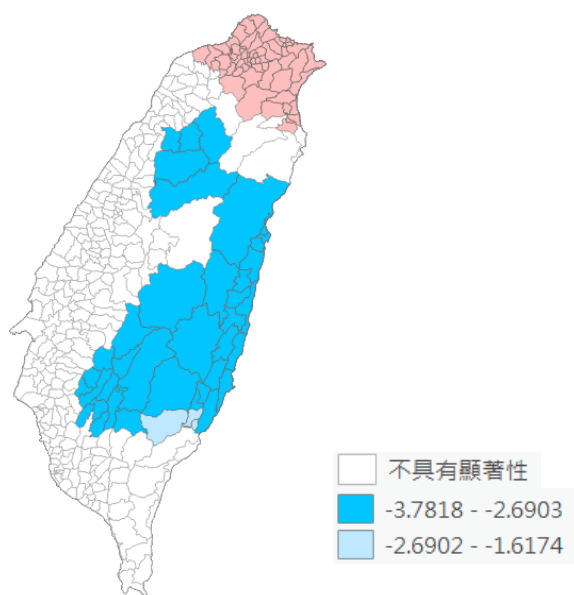


圖 4-24 2000 男性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數

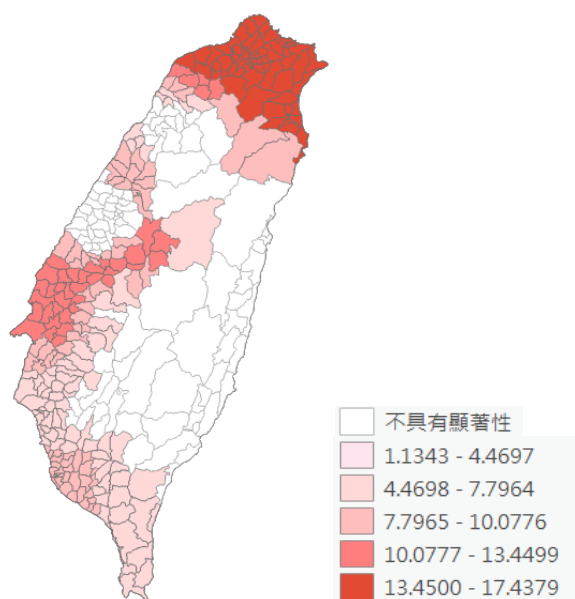


圖 4-25 2000 女性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數

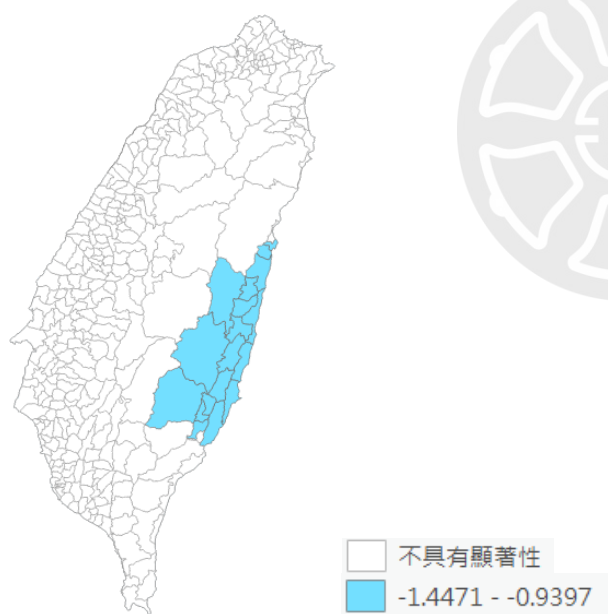


圖 4-26 2010 男性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數

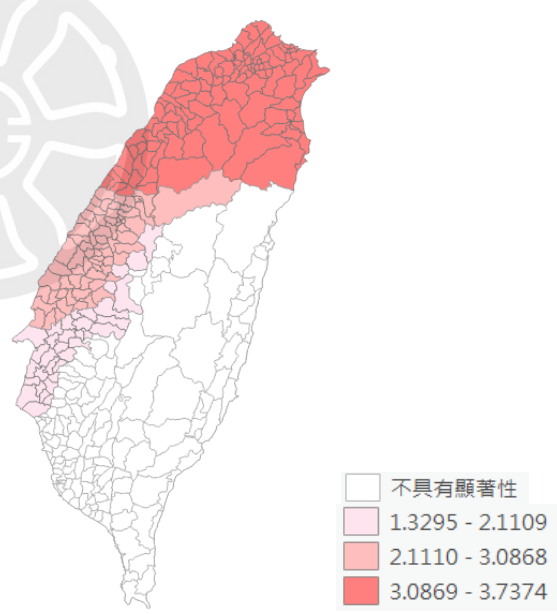


圖 4-27 2010 女性初婚率-未婚性別比偏迴歸係數

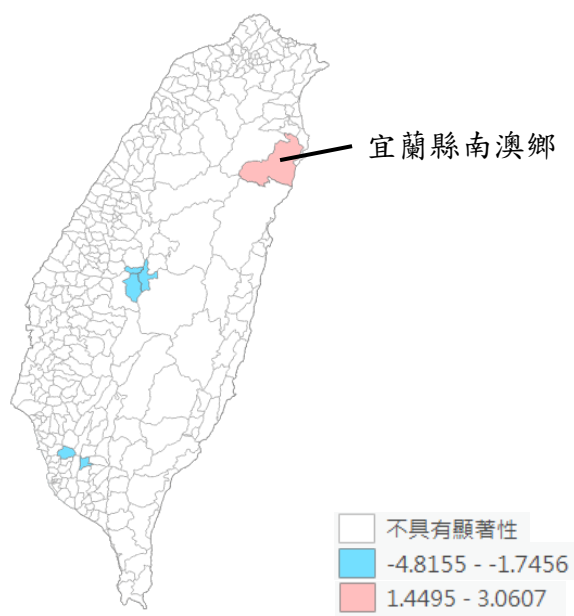


圖 4-28 2019 男性初婚率-未婚性別比偏迴

係數

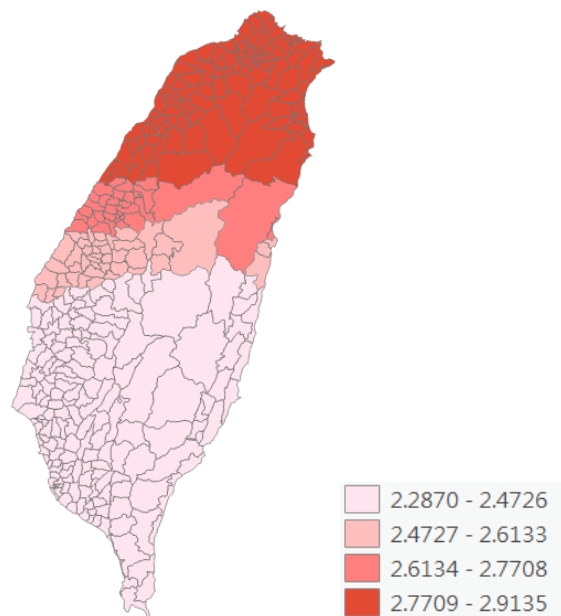


圖 4-29 2019 女性初婚率-未婚性別比偏迴

歸係數

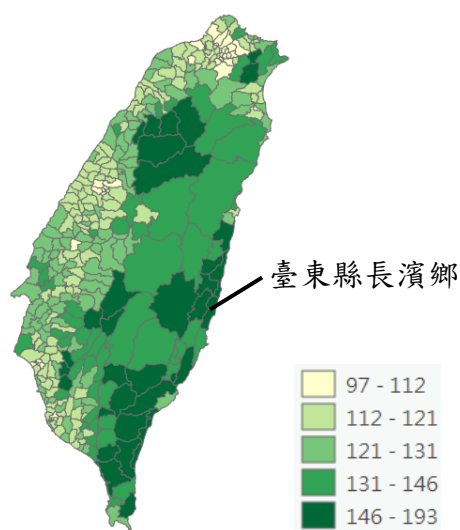


圖 4-30 2000 年未婚性別比

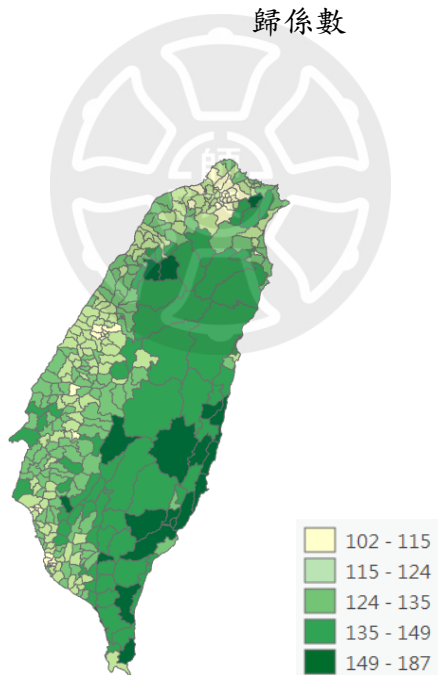


圖 4-31 2010 年未婚性別比

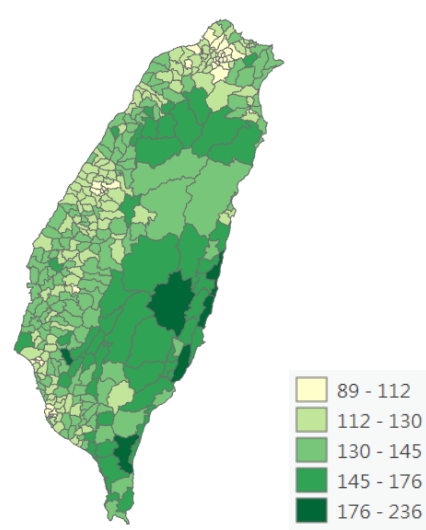


圖 4-32 2019 年未婚性別比

（七）25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）

在 2000 年期間，如圖 4-33 與圖 4-34 所示，「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」對臺灣各地的男女初婚率普遍呈現負向影響，與先前 SLM 模型的整體趨勢一致。MGWR 結果進一步揭示，該負向影響在北部地區特別顯著，顯示此區域的婚姻市場壓力相對較大。推測當時北部地區經濟發展相對成熟、就業機會較多，因而吸引大量年輕人口移入，導致該區年輕女性比例偏高。年輕女性佔比較高雖增加了潛在配偶選擇機會，但亦可能造成婚姻市場競爭激烈，特別是對女性而言，在「男擇女」的婚配狀態中更易面臨選擇壓力，因而導致女性初婚率下降。同時，男性在面對眾多選擇對象時，也可能表現出更為謹慎的婚配行為，延後結婚時點，造成男性初婚率下降（Kruger & Schlemmer, 2009）。

25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）對女性初婚率的影響也展現出時間與區域差異，在 2010 年，該變數對全臺灣女性初婚率呈現正向影響，尤以東部地區為最明顯（圖 4-35）。由於東部地區性別比過高，婚姻市場上男性競爭者數量眾多，使得女性相對擁有較高的配偶選擇優勢。在此背景下，當地年輕女性比例提高時，更能促進女性進入婚姻，解釋了正向影響力的提升。

至 2019 年，如圖 4-36 與圖 4-37，「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」對男女初婚率的影響轉為全面正向，且以北部地區的影響力最為顯著，顯示該變數在近年已不再造成婚姻市場壓力，反而成為促進婚姻的重要因素。此變化可能反映出社會觀念的轉變與性別結構的調整。隨著時代演進與性別比失衡的加劇，北部地區長期處於男性較少、女性較多的性別比例狀況，當地年輕女性比例增加時，反而有助於提升男性找到配偶的機會，進而提高男性初婚率。北部地區影響力較大的現象可能也受到同儕效應的影響，根據 Adamopoulou（2012）之研究，女性在婚姻決策中較容易受到同儕行為影響，當身邊同儕已

婚比例提高時，女性進入婚姻的傾向亦顯著上升。由於北部地區為臺灣女性年輕人口比例較高之區域，此類同儕效應的推動作用更為明顯，因此該變數對女性初婚率的正向影響亦隨之加劇。

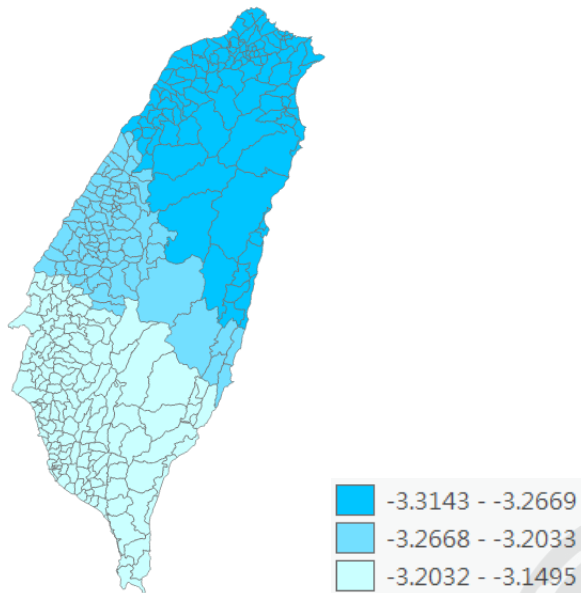


圖 4-33 2000 男性初婚率-25-44 歲女性比例
(男性擇偶偏好) 偏迴歸係數

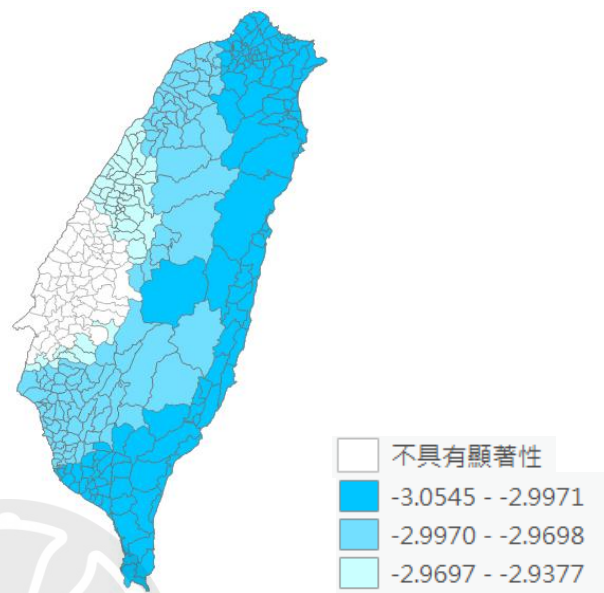


圖 4-34 2000 女性初婚率-25-44 歲女性比例
(男性擇偶偏好) 偏迴歸係數

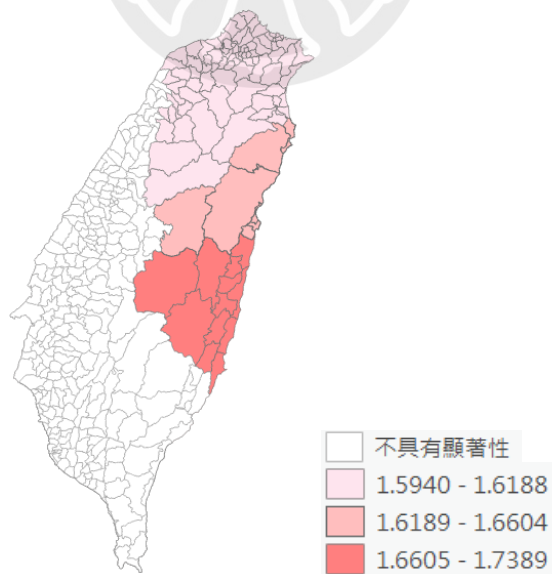


圖 4-35 2010 女性初婚率-25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好) 偏迴歸係數

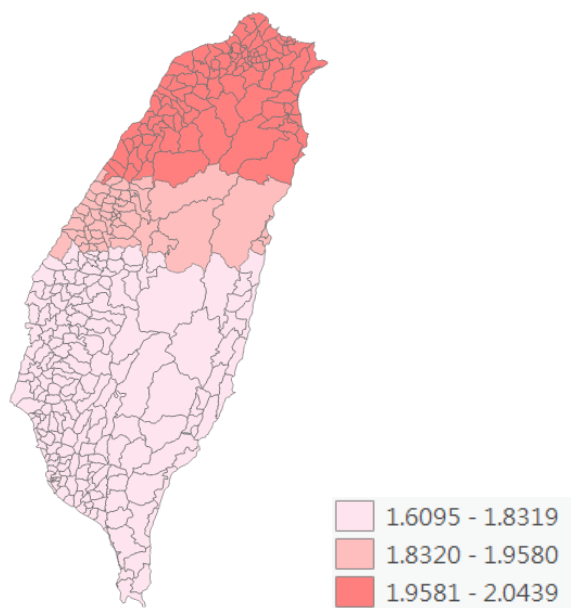


圖 4-36 2019 男性初婚率-25-44 歲女性比例

（男性擇偶偏好）偏迴歸係數

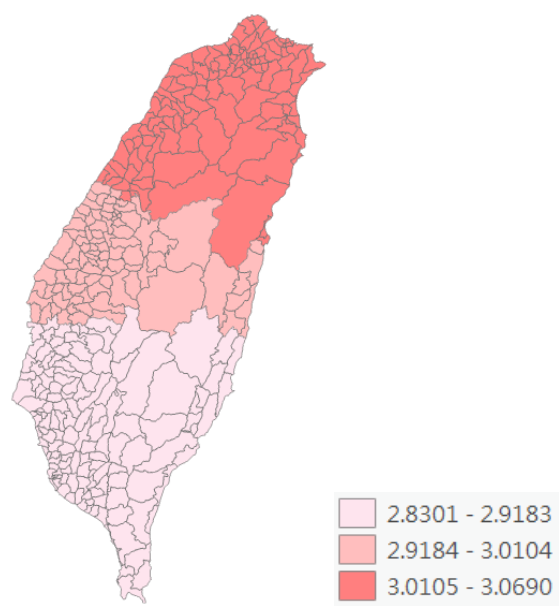


圖 4-37 2019 女性初婚率-25-44 歲女性比例

（男性擇偶偏好）偏迴歸係數

（八）25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）

2010 年之結果如圖 4-38 與圖 4-39，正向影響明顯的地區多位於東部與中央山脈區域，其中對男女初婚率影響力均較其他地區大的為宜蘭縣周圍，原因推測為宜蘭縣之大同鄉、員山鄉、冬山鄉與桃園市復興區皆為男女初婚率之熱區，推測效應與未婚性別比增加相似，此年齡段的男性比例增加，同儕效應將使婚姻市場更為活絡，加上女性有更多選擇，使當地男女初婚率隨 25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）比例上升而增加。

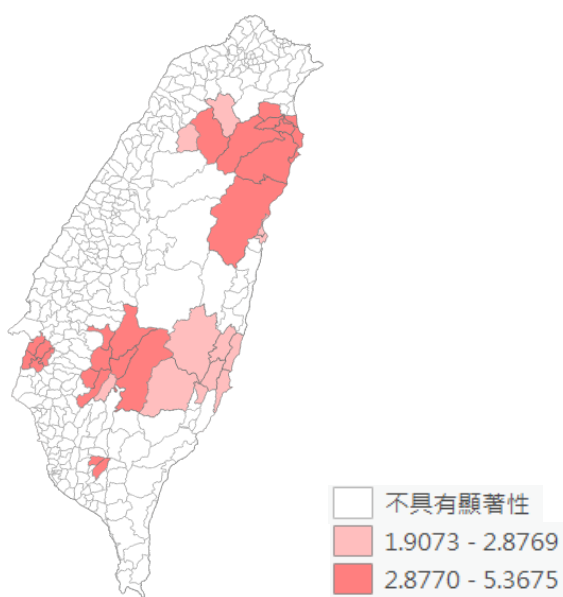


圖 4-38 2010 男性初婚率-25-54 歲男性比例

（女性擇偶偏好）偏迴歸係數

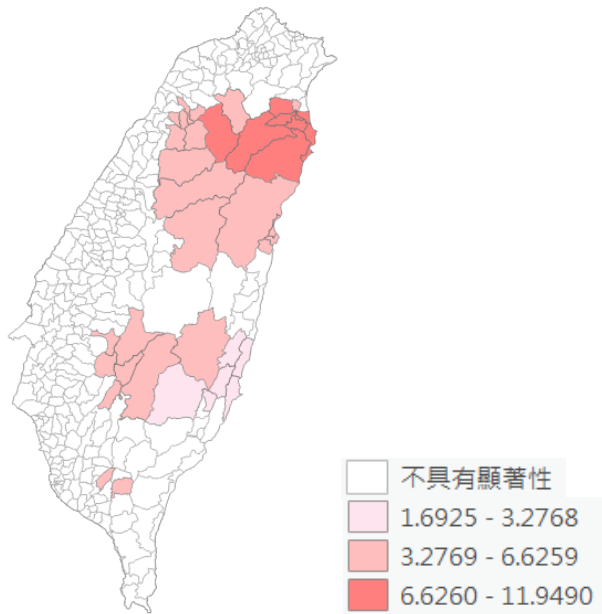


圖 4-39 2010 女性初婚率-25-54 歲男性比例

（女性擇偶偏好）偏迴歸係數

（九）社會增加率

社會增加率對臺灣大部分地區男性初婚率為正向影響，尤其在北部、臺中市區、臺南與高雄市區的影響力最高，反映在圖 4-40，2000 年時期，勞動市場條件較佳的經濟發展程度，較好的勞動市場環境會讓年輕人的婚姻壓力降低，促使適婚者踏入婚姻，傳統觀念中多強調男性應承擔經濟責任，因此在 2000 年，社會增加率所反映的勞動市場環境對男性初婚率的影響特別明顯。宜蘭地區相較於其他東部縣市，經濟發展與生活機能相對完善，吸引更多人口移入，可能降低男性婚姻壓力，因而提升男性初婚率。

至 2010 年，如圖 4-41 與圖 4-42，社會增加率正相關影響力最大的地區在苗栗縣中南部的區域，推測社會增加率與當地發展相關，社會增加率較高的鄉鎮，生活便利性較高，適婚者增加，使男女更願意踏入婚姻，提升男女初婚率。同樣的現象也出現在雲林縣麥寮鄉、臺西鄉與四湖鄉，原因推測為雲林縣麥寮鄉的第六套輕油裂解廠（又稱六輕），六輕的發展提供當地大量就業機會，並帶動周圍地區發展，使 2010 年當地社會增加率高達 52%，吸引大量勞動人口

的情況下，也活絡當地婚姻市場，使此地區社會增加率與女性初婚率呈現正相關。東部地區則出現相反情況的負向影響，推測與外來移民導致的文化衝擊有關，根據創新擴散理論，社會增加率所代表之人口流動可能促使新型婚姻觀念，如不婚、晚婚在當地擴散，進而影響原有較具傳統性的婚姻文化，導致當地初婚率下降。

至 2019 年，如圖 4-43，男性初婚率與社會增加率的正向關聯則多集中於南部，且南部地區影響力高於北部，推測可能因南部生活成本相對較低，勞動市場需求對婚姻行為具有較高影響。女性方面，正相關出現於臺灣最南端的恆春半島地區，社會增加率低，此地區人口外流嚴重，當地婚配機會稀少，降低女性初婚率，使女性初婚率與社會增加率呈現正相關，此地區也為 2010 年的男女初婚率的冷區。同為正相關的高雄市甲仙區，推測原因與恆春半島相同，皆為人口外移使當地婚配市場冷清，降低初婚率。

社會增加率所反映的勞動機會與人口流動，對臺灣各地初婚率的影響，隨性別與區位不同而具明顯差異，亦充分印證了 MGWR 對於區域異質性分析的價值。

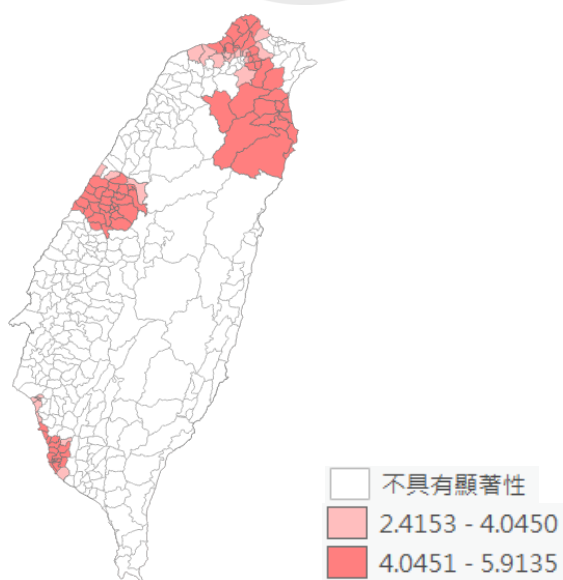


圖 4-40 2000 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數

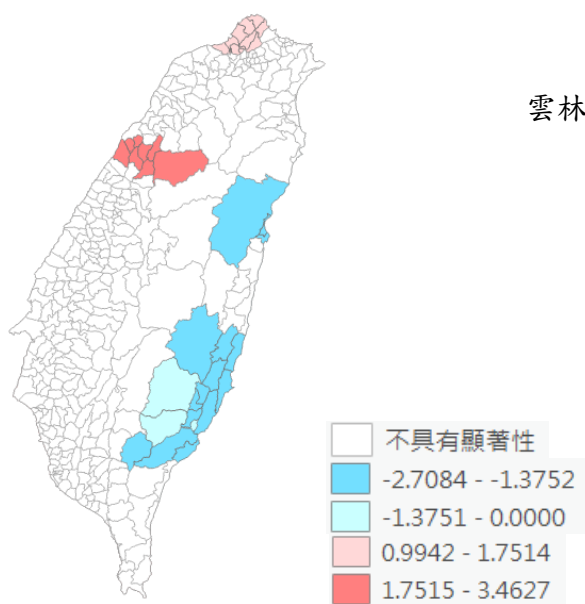


圖 4-41 2010 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數

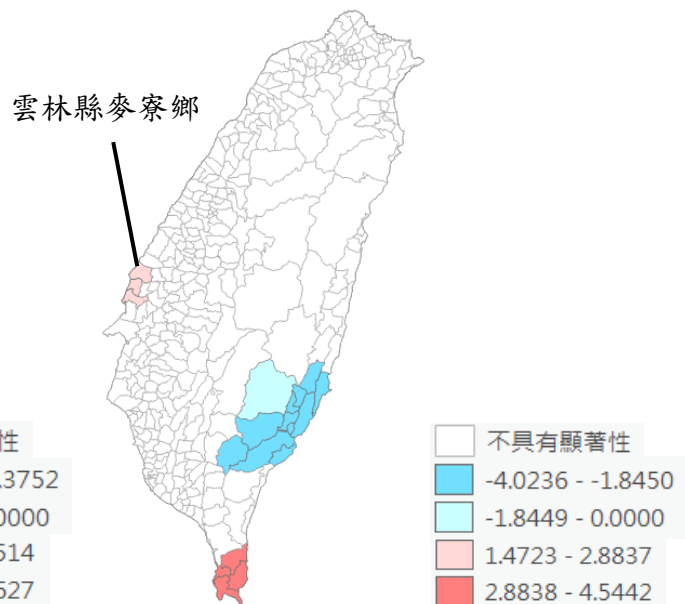


圖 4-42 2010 女性初婚率-社會增加率偏迴歸係數

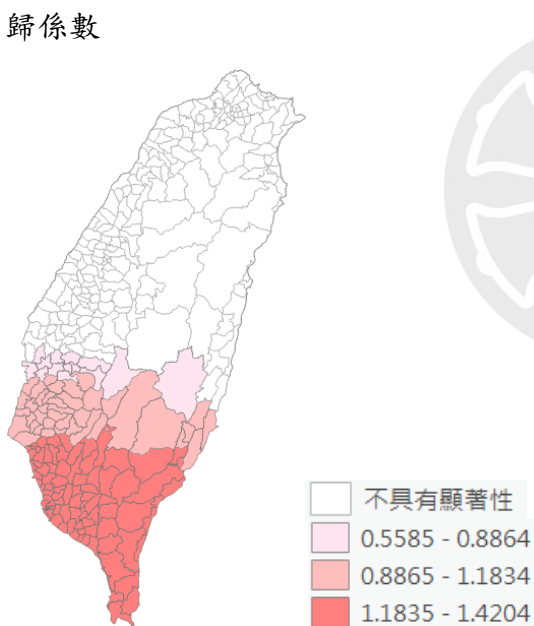


圖 4-43 2019 男性初婚率-社會增加率偏迴歸係數

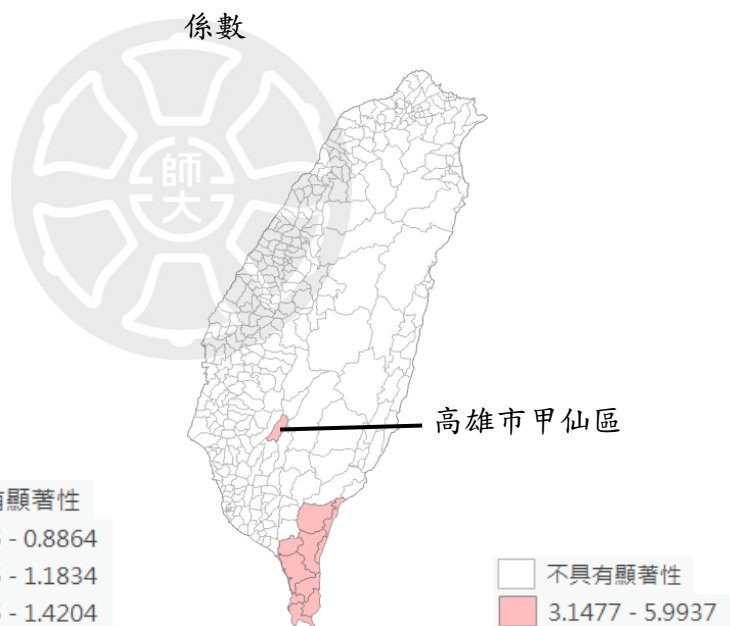


圖 4-44 2019 女性初婚率-社會增加率偏迴歸係數

(十) 農業人口比

如圖 4-45、圖 4-46，2000 年時農業人口比對其初婚率的影響以北部地區較為顯著，至 2010 年農業人口比對男女初婚率的影響重心同樣在北部地區(圖 4-47、圖 4-48)，顯著性明顯高於其他區域。2000 年《農地發展條例》修法，

讓農地轉手變容易，加上 2006 年雪山隧道通車，宜蘭縣農地價值上漲，以上原因提升從事農業的人的吸引力，大臺北地區的地價在臺灣名列前茅，推論農業人口代表在此地區內有極大的可能性擁有土地，而在此地區擁有土地即代表豐富資產，使 2010 年農業人口與男女初婚率在北部地區的正向影響力大於其他地區。東部同樣出現正相關，可能原因為當地發展仍較落後，傳統觀念影響力大，使當地農業人口比對男女初婚率影響較大。

如圖 4-49，至 2019 年時農業人口比對臺灣各地男女初婚率的影響為正向，男性初婚率正相關出現在苗栗南部地區，推測與農地受到不動產市場投資客關注有關，農地開發案使農地價值快速上漲，如苗栗縣後龍鎮農業土地由 2013 年的每坪 1.14 萬，上漲至 2018 年的 1.95 萬，上漲幅度達 170%，苗栗縣西湖鄉上漲幅度也達到約 150%（「內政部不動產交易實價查詢」，2025）。推測區域開發使農業土地價值上升，讓擁有農地的農民資產增值，提升其婚配條件，促進男性初婚率。而女性初婚率持續與農業人口的關係同樣維持正向，原因應與土地價值高有關（圖 4-50）。

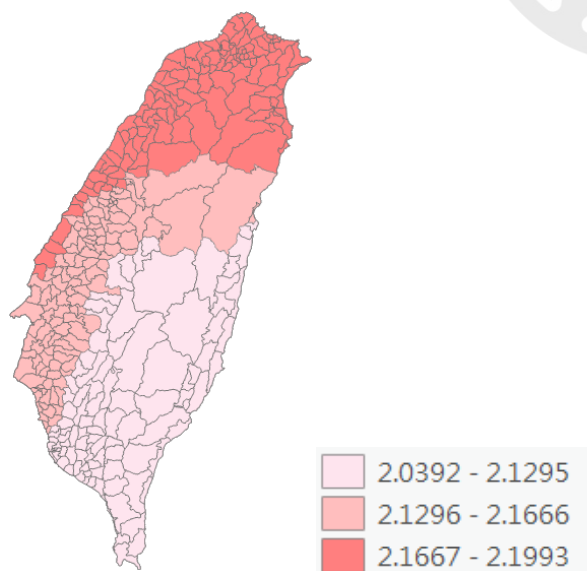


圖 4-45 2000 男性初婚率-農業人口比偏迴歸係數

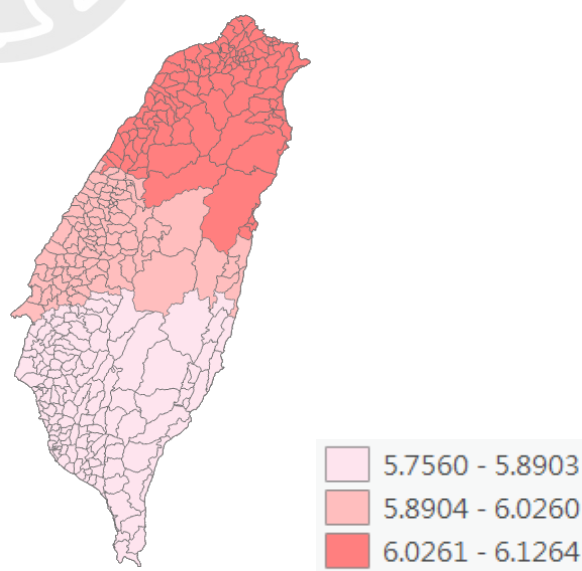


圖 4-46 2000 女性初婚率-農業人口比偏迴歸係數

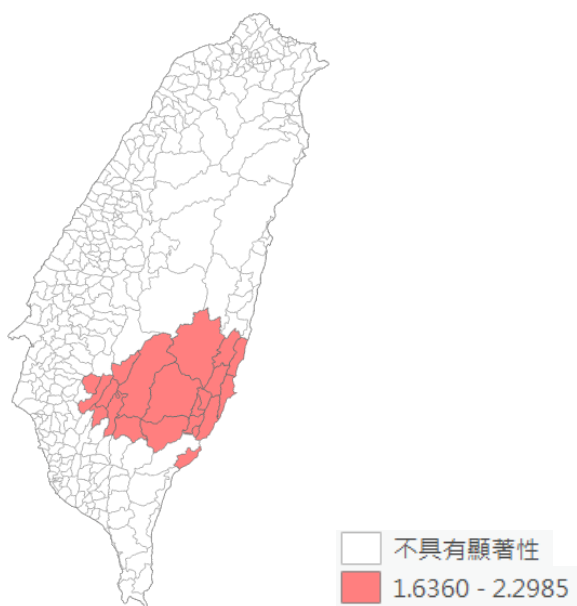


圖 4-47 2010 男性初婚率-農業人口比偏迴歸
係數

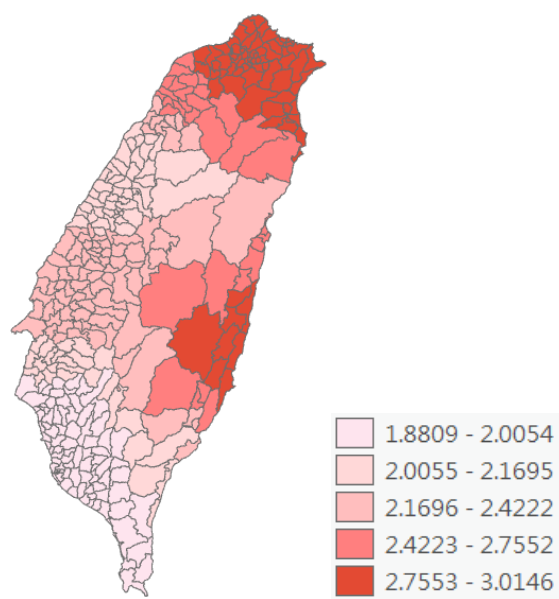


圖 4-48 2010 女性初婚率-農業人口比偏迴歸
係數

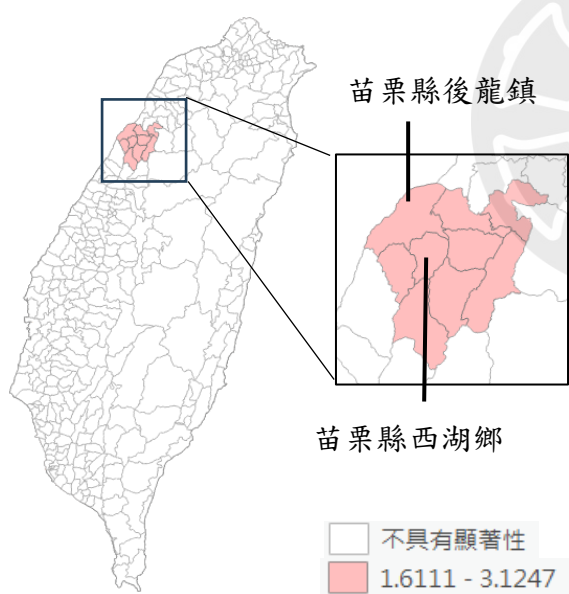


圖 4-49 2019 男性初婚率-農業人口比偏迴歸
係數

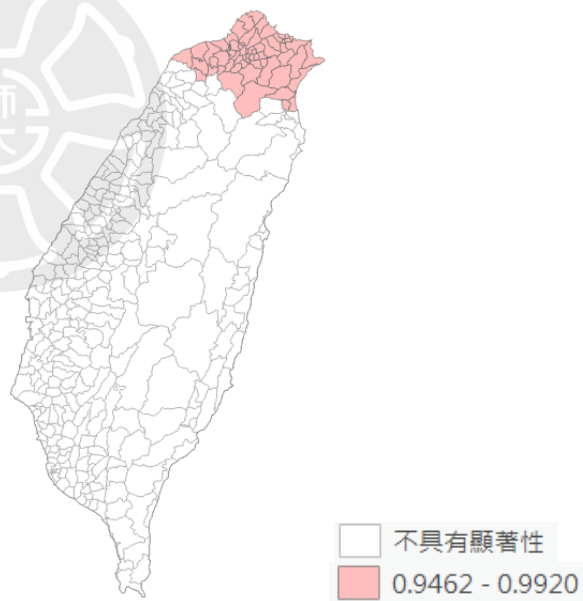


圖 4-50 2019 女性初婚率-農業人口比偏迴歸
係數

（十一）各區域小結

以上為影響初婚率的變數在各年份對不同地區的影響，以下將影響分為五個區域進行分析，以更深入探討這些變數各區域影響分布的原因。

1. 北部都市（臺北市、新北市、桃園市、新竹市、新竹縣、基隆市、苗栗縣北部）

如表 4-8 所示，2000 年時，25-44 歲女性比例與男女初婚率之負相關較其他地區明顯，起因於北部的性別比低，使男性擁有較高的選擇權，在 25-54 歲女性比例（男性擇偶偏好）越高，男性選擇越多的狀況下，男性會增加推遲婚姻的機率（Kruger & Schlemmer, 2009）。在此情況下，增加性別比，也可以讓女性有更多的擇偶機會，提高女性初婚率也帶動男性初婚率。

2010 年在居住壓力逐漸變沉重的情況下，適婚男女組成家庭前，均會考量經濟能力，多數家庭也從男性擔任家庭重任，轉為雙薪家庭，也使「女性就業率」對男女初婚率的影響強度高於其他地區。另外，「農業人口比」對北部男女初婚率的影響在 2010 年時較其他地區強，推測原因來自當時的農地買賣政策相對寬鬆，且北部地區地價高昂，擁有土地即擁有資產，婚配條件較佳，使農業人口比與初婚率呈現正相關。

2019 年北部地區較臺灣其他地區重視學歷，推測原因來自近年職場對教育越加重視，高等教育是提升薪水的必要條件，個人在選擇婚配對象也會更傾向選擇高教育程度的對象。而北部高等教育程度比例也較高，男性適婚者在尋找對象時，也傾向尋找同樣具高等教育程度的對象，使北部地區之女性高等教育比例與男性初婚率的正相關較其他地區明顯。

未婚性別比對女性初婚率的增加，在近 20 年皆為北部最為明顯，北部的性別比較其他地區低，因此在北部活動的女性，擇偶機會較少，透過增加未婚性別比，能提高女性初婚率與結婚意願，進而提升女性初婚率。

北部地區屬臺灣區域發展最先進的地區，在都市化的過程中房價、物價不斷上升，當地生活開銷成本，明顯高於其他地區，為維持生活水準必須具備一定的經濟能力，也使經濟能力相關的影響因素，如男女就業率與薪資所得平均，對北部地區影響較其他地區大。而性別比低也對當地的婚姻市場產生影響，男性擁有較多的擇偶機會，反之也對北部女性挑選對象增添阻礙。

表 4-8 北部都市各變數影響力統整表

北部						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000	2010	2019	2000	2010	2019
薪資所得平均	強+	強+		強+	強+	
男性就業率	強+		強+	強+		
女性就業率	強-	強+		弱-	強+	
女性高等教育比例			強+			
男女高等教育比例						-
未婚性別比	強+			強+	強+	強+
25-44歲女性比例	強-		強+	強-	弱+	強+
25-54歲男性比例						
社會增加率	+					
人口密度						
農業人口比		強+		強+	強+	強+

註：「強」即影響力較其他地區強；「弱」即影響力較其他地區弱。

「+」即影響力為正向；「-」即影響力為負向。

2. 中部都市（臺中市）

如表 4-9 所示，2000 年女性就業率對中部男女初婚率的影響比其他地區強烈，推測原因為臺中市在 1990 年至 2000 年快速發展，吸引大量人口移入，都市女性在就業條件改善，地位提高的情況下，可能正處於排斥傳統觀念、接受新婚姻型態的時期，而此觀念在女性中的傳播較為快速（Cheng & Yang, 2021），使女性初婚率負向影響大於其他地區。在女性不願放棄事業的狀況下，讓男性也難以找到理想中的對象，使男女初婚率皆下降。

臺中市作為近年快速發展的都市，經濟發展程度佳，也不如北部生活壓力大，並未有特別明顯影響當地的社會經濟因素，當年輕女性比例較高時，中部女性受同儕婚姻影響，會有較高的機率進入婚姻，同樣狀況也出現於男性（Adamopoulou, 2012），顯示近年中部地區適婚男女，受到同儕婚姻行為影響較大。

表 4-9 中部都市各變數影響力統整表

中部						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000	2010	2019	2000	2010	2019
薪資所得平均				強+		
男性就業率	+			+		
女性就業率	強-			-		
女性高等教育比例			+			
男女高等教育比例						-
未婚性別比					+	+
25-44歲女性比例	-		+	弱-		強+
25-54歲男性比例						
社會增加率	強+					
人口密度						
農業人口比				+	+	

註：「強」即影響力較其他地區強；「弱」即影響力較其他地區弱。

「+」即影響力為正向；「-」即影響力為負向。

3. 南部都市（嘉義市、臺南市、高雄市、屏東縣市區）

2019 年南部的男性初婚率受到社會增加率的影響皆大於其他地區，一地的社會增加率高，表示當地生活機能較佳，勞動市場活絡，對南部的男性初婚率有較明顯的影響。

農業人口比對南部女性的正向影響較小，推測為南部地區較普遍接受「男婚女嫁」的傳統價值觀，與農業人口佔比關係較小，使農業人口比對女性初婚率影響較小，然而傳統婚後女主內的觀念可能也讓職業女性不願進入婚姻，使女性就業率在南部的負向影響大於其他地區。另外，南部可能較

其他地區不重視女性學歷，女性高等教育比影響較其他地區弱，在 2019 年的 MGWR 結果中顯示，提高男女教育程度差，會提升男女的初婚率，當地可能仍留有傳統男高女低的婚配觀念。

南部地區雖經濟發達，但物價較低生活壓力較小，研究者推測南部適婚男女較重視生活品質，較高的社會增加率代表較高的生活品質、便利度，讓南部男女增加步入紅毯的意願，而非經濟條件有關的薪資或就業率。女性教育程度較不受到重視，南部地區可能仍普遍存在的「女性上嫁婚配」文化(許嘉珍, 2013)，在此背景下，較高教育程度的男性相對較受女性青睞，男性高等教育程度人數的相對提升，擴大了其在婚配市場上的優勢，使得當地的男性初婚率隨男女高等教育比的增加而上升，顯示該地區傳統婚配觀念仍具有影響力。

表 4-10 南部都市各變數影響力統整表

南部						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000	2010	2019	2000	2010	2019
薪資所得平均						
男性就業率	+					
女性就業率	-			強 -		
女性高等教育比例			弱 +			
男女高等教育比例			強 +			強 +
未婚性別比	強 +			+		弱 +
25-44歲女性比例	弱 -		弱 +	-		弱 +
25-54歲男性比例						
社會增加率			強 +			
人口密度						
農業人口比	+			弱 +	弱 +	

註：「強」即影響力較其他地區強；「弱」即影響力較其他地區弱。

「+」即影響力為正向；「-」即影響力為負向。

4. 東部與原住民區（宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣、原住民分布區）

表 4-11 東部與原住民區各變數影響力統整表

東部與原住民區						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000	2010	2019	2000	2010	2019
薪資所得平均						
男性就業率	弱+			+		
女性就業率	-			-		
女性高等教育比例		強+	+			
男女高等教育比例			強-		強-	強-
未婚性別比	強-	強-				+
25-44歲女性比例	-		+	強-	強+	+
25-54歲男性比例		強+			+	
社會增加率		強-	+		強-	
人口密度						
農業人口比		+		+	+	

註：「強」即影響力較其他地區強；「弱」即影響力較其他地區弱。

「+」即影響力為正向；「-」即影響力為負向。

東部地區是臺灣未婚性別比最失衡的地區，對東部的男女初婚率造成了重大的影響，由於男性比例過高，使東部地區的未婚性別比對男性初婚率的負相關影響高於其他地區，顯示當一地區的性別比例過度失衡，會出現擠壓到男性的婚姻市場的「婚姻擠壓」（Muhsam, 1974）。而因男性比例高，男性增加對該地區的女性初婚率沒有影響（表 4-11）。

社會增加率表示較高的外來人口，對東部與原住民區的影響可能有二，其一是許多非當地族群的移入者，帶來不同的婚姻觀念，不同觀念交流下，可能改變原本的婚姻思維，其二是區域發展狀況下，傳統文化的影響逐漸削弱，兩者皆可能使社會增加率較高的地區婚姻觀念開始受到影響。

臺灣的東部地區與山區為臺灣原住民主要分布區，原住民族具有各自的文化、聚落，且其傳統文化仍舊影響著當地的社會期待，但在不同原住民族頻繁的交流與社會觀念改變之下，適婚者行為開始改變，與原本的文化出

現衝突。此區域因男女比失衡，決定婚姻的掌控權似乎多落在女性，女性有較多的選擇可以挑選，使未婚性別比對此地區適婚男性的影響較其他地區大，也反映了男性初婚率冷區、女性初婚率熱區出現在此地區的現象。

5. 都市邊緣與鄉村（苗栗縣南部、彰化縣、雲林縣、南投縣、嘉義縣、屏東縣）

表 4-12 都市邊緣與鄉村各變數影響力統整表

都市邊緣與鄉村						
	男性初婚率			女性初婚率		
	2000	2010	2019	2000	2010	2019
薪資所得平均						
男性就業率	+			+		
女性就業率	-			強-		
女性高等教育比例			+			
男女高等教育比例						
未婚性別比				+	+	+
25-44歲女性比例	-		+	-		+
25-54歲男性比例						
社會增加率			+			
人口密度						
農業人口比	強+			+	+	

註：「強」即影響力較其他地區強；「弱」即影響力較其他地區弱。

「+」即影響力為正向；「-」即影響力為負向。

如表 4-12 顯示，由於都市邊緣與鄉村地區橫跨的範圍較大，較少有均呈現顯著的變數，因此影響此區整體的變數較不明顯。

傳統價值觀對都市邊緣與鄉村地區的影響更為明顯，在 2000 年的 MGWR 結果中顯示，都市邊緣與鄉村之農業人口比與男性初婚率的正向關聯明顯大於其他地區（Araki et al., 1990），顯示傳統價值觀對此地區男性的影響力大，也讓女性就業率與女性初婚率之負相關影響較其他地區強烈，顯示職業女性不願投入婚姻。

研究者推測都市邊緣與鄉村地區的男女因為發展較落後，整體就業環境較差，在鄉村人口大量外移的狀況下，都市邊緣與鄉村可能缺乏有吸引力的對象，使適婚男女缺乏踏入婚姻的動機，多數有較高的外來人口的地區，男性有更多的擇偶機會，傾向與外來人口結婚。

第五節 深入分析 2019 年之影響因素

以上分析主要專注於 2000 年開始近 20 年的男女初婚率影響因素，然而，要進一步擬定促進現代男女提升結婚意願的政策，需先深入了解 2019 年影響臺灣男女進入婚姻最重要的考量因素，因此，本研究將先前由於缺乏資料未能放入的影響因素，如房價、外籍配偶比例，納入 2019 年的模型分析，以利於探究影響現代男女初婚率的主要因素。

放入共 13 個變數後，「女性高等教育比例」出現多元共線性 ($VIF > 10$) 問題，去除變數後，最後以 12 個變數進行分析，包含薪資所得平均、男性就業率、女性就業率、男女高等教育比例、未婚性別比、25-44 歲女性比例(男性擇偶偏好)、25-54 歲男性比例(女性擇偶偏好)、社會增加率、人口密度、農業人口比、房價與外籍配偶比例。

一、空間遲滯模型 (SLM) - 12 變數

表 4-13 2019 年 (12 變數) SLM 模型分析結果-男女初婚率比較

		2019 SLM	
依變數		男性初婚率	女性初婚率
常數項		22.66 *** (13.23)	26.91 *** (11.50)
解釋變項			
社會經濟結構調整			
經濟能力	薪資所得平均	0.67 * (2.56)	0.55 (1.61)
	男性就業率	0.31	0.47

		(0.99)		(1.05)
	女性就業率	-0.25		-0.26
		(-0.82)		(-0.58)
教育程度	男女高等教育比例	0.06		0.40
		(0.28)		(1.20)
擇偶機會	未婚性別比	-0.41		2.16 ***
		(-1.33)		(4.75)
	25-44 歲女性比例	2.88 ***		3.46 ***
	(男性擇偶偏好)	(5.92)		(4.95)
	25-54 歲男性比例	-0.75		-0.55
	(女性擇偶偏好)	(-1.62)		(-0.82)
地區狀況	社會增加率	0.52 *		0.88 **
		(2.28)		(2.67)
	人口密度	-0.20		-0.40
		(-0.79)		(-1.10)
	農業人口比	-0.10		-0.11
		(-0.35)		(-0.28)
	房價平均	0.72 *		0.77
		(2.43)		(1.82)
	外籍配偶比例	-0.72 **		-0.70 *
		(-3.28)		(-2.21)
鄰近效應				
	Rho	0.14 *		0.20 **
		(2.18)		(2.92)
R²		0.59		0.39
Akaike info criterion (AICc)		1845		2103
Log likelihood		-908		-1037
Schwarz criterion		1899		2157

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

比較新變數加入後之 SLM 模型，與未加入的模型（表 4-4 與表 4-5），顯示加入了新變數後的男性初婚率 R^2 由 0.57 提升至 0.59，女性初婚率則由 0.38 提升至 0.39，顯示新變數能使 SLM 模型對於男女初婚率的解釋更加完整。

以表 4-13 之 12 個變數的 SLM 模型結果所示，2019 年男女初婚率均受到「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」、「社會增加率」與「外籍配偶比

例」影響，「房價平均」僅影響男性初婚率，「未婚性別比」則僅影響女性初婚率。

男女初婚率皆受到 25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）影響，由未婚性別比對男性初婚率的影響不顯著可得知，單純增加女性的比例並不會使男性初婚率增加，增加男性偏好的年齡段女性才能實際增加男性初婚率，而年輕女性比例較高的地區，男女初婚率也自然較高；但 25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）對女性的影響不顯著，顯示女性較不重視擇偶偏好的年齡段，真正影響女性初婚率的因素是未婚性別比，增加女性能選擇的未婚男性，才會提高女性初婚率。以上結果也反映了以往研究男性擇偶時較注重女性生育能力，偏好年輕女性；女性在擇偶時則較少著重於年齡（Buss, 1989）。

房價平均越高，男性初婚率越高，與本研究的預期負相關的結果不同，研究者猜測原因有二：其一，房價較高地區多為臺灣發展較為先進之地區，勞動力人口集中，且以年輕族群為主，因而結婚行為在此類地區較為常見，導致房價與男性初婚率呈現正向關係。此論點可由社會增加率增加對男女初婚率都有正面的影響得到支持。其二，當房價上升時，擁有房地產的男性結婚率會隨之提高（Chu, Lin, and Tsay, 2020）。根據內政部統計（2024），2018 年臺灣 30 至 49 歲人口之自有住宅持有率為 21%，這些擁有自有住宅的適婚者，可能使男性初婚率隨房價升高而上升。然而此論點與內政部所公布之報告結果相左，內政部報告結果表示持自有住宅的男女，結婚率較無持有自有住宅的低，顯示臺灣男女的結婚行為可能與是否持有房屋無關。因此推測房價促使男性初婚率的主因應為第一種，即與區域經濟發展有關。

外籍配偶比例越高，會使男女初婚率下降，原因可能來自外籍配偶比例較高的地區，多為發展較落後的地區，這些地區由於社經條件較差，受臺灣婚姻市場排除，男性初婚率較低，只能轉向國外婚姻市場（紀玉臨等，2009），雖外籍配偶比例增加表示部分男性尋得配偶，然多數男性仍無法找到合適的對

象，因此使外籍配偶與男性初婚率呈現反比。在外籍配偶 72%皆為女性的情況下（內政部戶政司，2025b），外籍配偶比例高，也會壓縮到臺灣適婚女性的婚姻市場，使女性初婚率下降，除此之外，外籍配偶比例高的地區，男性婚配條件可能也較差，使女性對婚姻感到卻步。

二、多尺度地理加權迴歸（MGWR）- 12 變數

加入新變數的 MGWR 模型，男性初婚率校正 R^2 值由 0.72 降低至 0.68，女性初婚率校正 R^2 值則由 0.565 微幅提升至 0.568，顯示加入的兩變數會將低男性初婚率的解釋力，但增加對於女性初婚率的解釋。

以 12 個變數進行 MGWR 分析後，篩選出具有統計顯著性的變數，據統計性顯著的變數為「薪資所得平均」、「女性就業率」、「男女高等教育比例」、「未婚性別比」、「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」、「社會增加率」與「外籍配偶比例」多數變數 MGWR 結果與先前 11 個變數時的結果相似（

附錄 十九)，因此只討論先前 MGWR (11 變數) 時不顯著的「薪資所得平均」、「女性就業率」，與新加入的「房價平均」與「外籍配偶比例」。

(一) 薪資所得平均

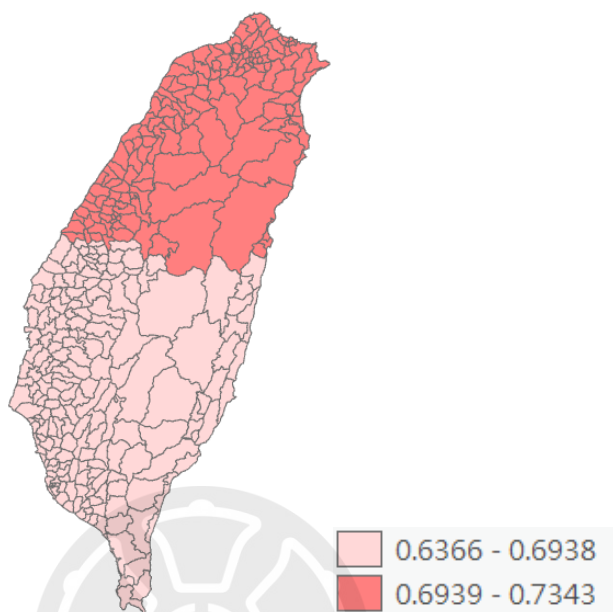


圖 4-51 2019 男性初婚率 (12) -薪資所得平均偏迴歸係數

如圖 4-51 顯示，薪資所得平均對初婚率的影響限於男性初婚率，且北部地區正向影響大於其他地區，反映北部地區生活開銷較大，傳統婚姻對於男性的期待為肩負家庭的經濟責任，當收入提高時，男性有較高的願意進入婚姻，使北部地區的正向影響力較大。

(二) 女性就業率

如圖 4-52 所示，女性就業負向影響較強烈的地區，出現在宜蘭縣南澳鄉與花蓮縣秀林鄉，此地區女性就業率僅 37%，遠低於女性就業率平均的 48%，推測原因為當地傳統文化的影響，宜蘭縣南澳鄉泰雅族人口約占當地人口 8 成以上，花蓮縣秀林鄉的太魯閣族約占當地人口 9 成以上，兩族群原住民傳統文化對女性家庭角色的期待與漢人傳統女性打理家務相似，因此女性就業率的提高，可能使男性因找不到符合傳統期待的女性，使男性初婚率下降。

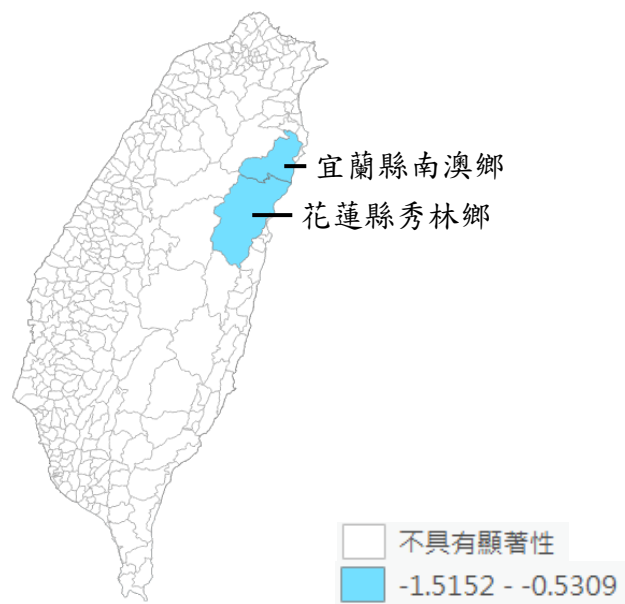


圖 4-52 2019 男性初婚率（12）-女性就業率偏迴歸係數

（三）房價平均

房價平均只影響男性初婚率，原因推測可能與社會多期待男性購買房產有關，而影響的區域在臺灣的中北部，影響較大的地區則位於北部（圖 4-53）。臺灣房價較高地區多為發展較為先進之地區，地區勞動力人口聚集，且以年輕族群為主，因而結婚行為在房價高的地區較為常見，導致房價與男性初婚率呈現正向關係，又以北部地區房價較高的影響力較大。

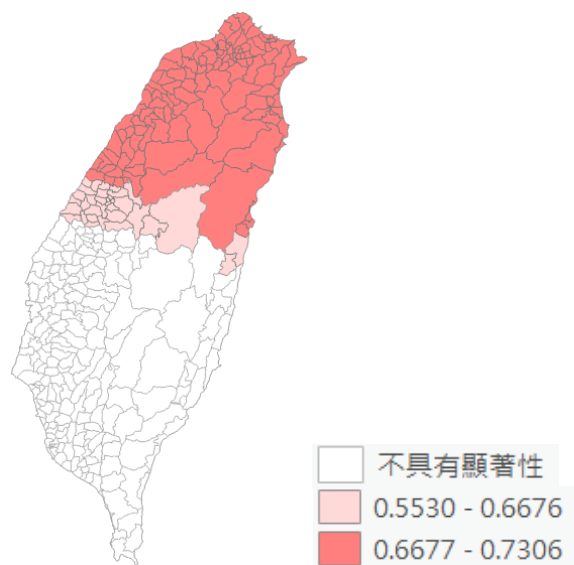


圖 4-53 2019 男性初婚率（12）-房價平均偏迴歸係數

(四) 外籍配偶比例

由圖 4-54 與圖 4-55 所示，外籍配偶負向影響較高的地區為北部地區，原因推測為北部地區經濟壓力大，而外籍配偶比例較高的地區，多為北部地區經濟發展程度相對較差的鄉鎮市區，此地區的男女婚配條件較差，使其轉而尋找外籍配偶，然而外籍配偶可能仍難以解決當地婚姻市場缺乏對象的問題，使男女初婚率下降；相反的，外籍配偶比例較低的地區，顯示當地經濟發展良好，婚姻市場較活絡。而東部地區負向影響大於其他地區的鄉鎮，外籍配偶比例低，鄉鎮內主要族群多為原住民，如臺東縣海端鄉布農族比例佔約 95%（臺東縣海端鄉公所，2025），高雄市桃源區之布農族及拉阿魯哇族約占 93%（高雄市桃源區公所，2025），推測外來人口較不受到婚姻市場歡迎，區域內主要以族群內結婚為主，使負向影響大於其他區域。

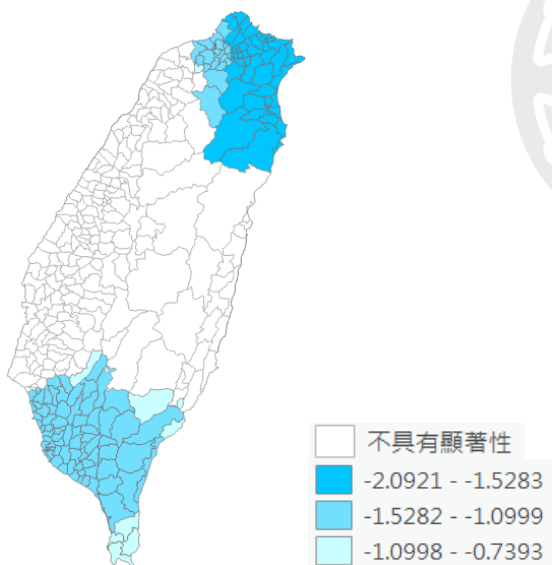


圖 4-54 2019 男性初婚率（12）-外籍配偶比例偏
迴歸係數

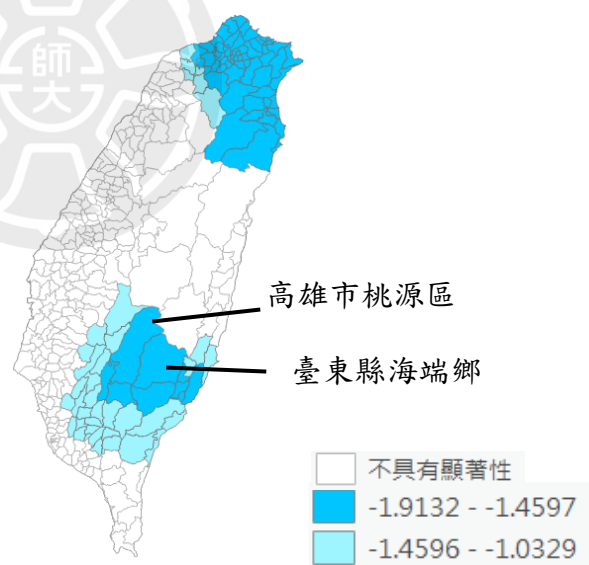


圖 4-55 2019 女性初婚率（12）-外籍配偶比例偏
迴歸係數

綜合比較各區域之 MGWR 結果顯示，男女初婚率均受到「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」的強烈影響，為全區域中最具解釋力的因素，而「未婚性別比」也同樣對女性有強烈影響，顯示女性對擇偶機會的敏感性較高。北

部地區特別受到「薪資所得平均」的正向影響，顯示北部男性對經濟條件的重視程度高於其他區域，亦反映出生活成本壓力對婚姻決策的影響。

中部地區未有較其他地區明顯的影響因素，各因素影響力多介於中間。南部地區則以「社會增加率」為主要正向影響因素，可能與其對生活品質與勞動市場環境的關注有關。

此外，北部與東部地區的「外籍配偶比例」對女性初婚率呈現較顯著的負向影響，推測與本地女性面對外籍女性婚配競爭壓力、以及婚姻市場排擠效應有關，另外東部地區的薪資所得提高能增加男性的初婚率，原因可能與當地男性就業率低有關（

附錄 八），提升收入能提升男性的婚配條件。而都市邊緣與鄉村地區橫跨範圍大，較無出現明顯影響因素。



第五章 結論與建議

第一節 結論

本研究探討臺灣地區男女初婚率之空間聚集分布型態，研究結果顯示，過去二十年來初婚率存在顯著的地理聚集特性，並呈現熱區與冷區的空間分布差異。初婚率熱區主要集中於經濟快速發展的地區，尤以新竹科學園區周邊為核心，逐漸擴展至桃園市及臺中市區，顯示產業發展能吸引年輕勞動人口，進而活絡婚姻市場。2019 年起，南部科學園區亦成為男性初婚率的新興熱區，進一步證實區域經濟發展與婚姻行為之密切關聯。

此外，中北部部分山區亦呈現初婚率熱區，推測與當地性別比偏高有關，使女性擇偶機會增加，提升結婚率。相對地，東部地區因性別比過高導致男性競爭激烈，成為男性初婚率冷區；而西南部平原地區則因經濟發展相對落後及人口外移，呈現男女初婚率同為低值的聚集現象。

分析顯示，男女初婚率具有鄰近效應，亦即相鄰區域的婚姻行為彼此影響，展現出空間相依性，此現象亦可呼應「創新擴散理論」（Rogers, 1962），指出新型婚姻觀念或行為模式易於在地理上相近區域中擴散與模仿，進而形成地區性婚姻行為共識。

就影響因素而言，不論性別皆受到「25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）」的顯著影響，亦即 25-44 歲女性的比例對男女初婚率皆具強烈正向效果，在臺灣性別比普遍偏高（多高於 120）的結構下，年輕女性的佔比成為推升初婚率的關鍵。25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）亦呈現相同傾向，上述結果亦與張榮富等人（2013）針對擇偶偏好的研究相符。「未婚性別比」亦對婚姻行為有重要影響，當性別比偏高，女性擇偶機會增加，有助於提高女性初婚率；但對男性而言，競爭激烈則可能降低其初婚率，顯示此變數對男女影響方向具明顯差異。

由分析結果也可看出影響因素的變遷，2000 年初傳統「男主外、女主內」的觀念仍深植於社會，使得男性就業率成為當時影響婚姻行為的重要因素；而女性就業率則對初婚率呈負向影響，反映出職業女性不願因婚姻放棄事業，亦不符合社會對家庭角色的期待（Ji, 2015）。然而，自 2010 年後此現象逐漸減弱，至 2019 年多數地區已轉為女性就業率對初婚率具正向影響，顯示現代生活壓力的影響，促使雙薪家庭普遍出現，與家庭性別角色認知逐漸轉變。

經濟能力方面，「薪資所得平均」持續對初婚率產生正向影響，證實高收入可減輕婚姻進入障礙（袁詠蓁、孔祥明，2022）。然而，「房價」的影響與預期不符，並未對男性初婚率造成負面效果，推測原因為高房價區域往往為發展成熟地帶，年輕勞動人口集中，婚姻行為因此較為活絡，與社會增加率對初婚率的正向關聯一致。

另一不符預期的變項為「農業人口比」，原先預期其與初婚率呈負相關，然實證結果顯示正向影響，尤其在北部較為明顯，可能原因為北部地區土地價值高，持有土地即為資產象徵，使農業人口成為潛在高價值配偶，進而促進初婚率。惟此解釋尚缺乏直接文獻支持，為研究者推測。

「外籍配偶比例」亦呈現負向影響，與預期相反。推測原因為該比例較高的多為北部經濟發展相對落後之鄉鎮市區，當地男女婚配條件不佳，轉而尋求跨國婚配，但未必能有效改善婚姻市場結構，反導致初婚率下降；反之，外籍配偶比例較低的地區多為婚姻市場活絡、經濟條件良好的區域，初婚率也較高（伊慶春、章英華，2006；紀玉臨等，2009）。

綜上所述，提升初婚率的策略應聚焦於幾個層面：一方面，針對難以直接干預的變項，如 25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）、未婚性別比，可藉由政府主辦聯誼活動、交友平台等方式提升兩性互動機會；另一方面，針對可調整的社會結構變項，如薪資、社會增加率與外籍婚配現象，可透過改善區域發展，促使區域經濟成長，勞動市場需求高，將使適婚男女所得增加，經濟壓力縮小，當個人擁有穩定經

濟來源，一定經濟基礎，在婚配市場上即擁有較佳的條件，將可活絡婚姻市場，促使初婚率上升。

進一步觀察各區域特性，可提供更具針對性的區域政策參考：

北部地區居住者長期面臨物價與房價雙重壓力，經濟壓力使適婚者推遲婚姻，造成男女初婚率下降，此地區男女重視收入與社會增加率，政府可優先擬定政策改善男性就業環境，提高所得，讓適婚者能減輕負擔，從而增加組成家庭的意願。

中部地區，介於南北過渡帶，影響因素較不明顯近年區域發展，較重視男女擇偶機會，未婚性別比對兩性初婚率皆有提升，女性同儕也鼓勵女性初婚行為，政府在當地可以推動聯誼活動，促進當地男女聯誼，增加男女擇偶機會，也增加同儕效應的影響。

南部地區發展先進，但物價與生活成本相對低，因此當地相對較不重視經濟能力，而是注重生活環境的便利，較佳的居住品質與生活便利性是南部適婚者的首要考量，政府在當地的區域建設與發展，能達到提升居住環境與提高男女初婚率的效果。

東部與原住民區男性就業率較低，而收入提升能提高男性初婚率，因此改善當地就業率狀況是政府的首要任務，促使當地男性適婚對象增加，提升當地男性初婚率，改善男性初婚率低的狀況，改善就業環境，也能促使年輕女性願意留在家鄉服務，增加男性婚配機會。

都市邊緣與鄉村地區發展較落後，勞動市場環境差，促使許多壯年人口外移，男女缺乏合適結婚對象，婚姻市場萎縮，應以促進人口回流與區域發展為主軸，較高的社會增加率伴隨較好的發展程度、就業環境與較多的外來人口，這些都會促使當地居民有更高意願投入婚姻，政府可以針對區域輔導改善經濟發展，提升區域發展。

本研究結果顯示，初婚率並非單純的個人選擇結果，而是受限於區域性結構與空間條件之下的行為反映。未來若能從多元政策面進行協同調整，將有助於促進臺灣各區域適婚人口更積極地進入婚姻。

第二節 建議

為比較近二十年間初婚率的影響因素，本研究在資料處理過程中不得不刪除部分變數（如「男性高等教育比例」），同時因早期人口普查資料的分類較為粗略，使得教育程度相關變數無法細分至學士、碩士等層級，進而影響教育程度在模型中對初婚率的解釋效果。未來研究建議可聚焦近十年之人口與婚姻資料，在資料取得與整合上更具可行性，並可進行年間變化的連續性分析，以掌握變數隨時間的影響變化。

此外，因本研究使用相同的解釋變數分別建構男性與女性初婚率模型，結果顯示女性模型的解釋力相對較低，此一現象可能與女性婚後較常隨配偶遷徙至其他居住地有關，亦可能反映女性婚姻決策受其他未納入變數的所影響。未來研究可針對女性初婚率進一步納入婚後遷徙與家庭結構相關的變數，以補足現有模型在女性面向上的解釋局限，進一步釐清性別在婚姻行為背後的社會脈絡差異。

參考資料

中文參考文獻

內政部（2024 年 2 月）。國安危機-少子化浪潮（內政大數據簡析）。內政部。

內政部（2025）。社會經濟資料統計地圖圖台。上網日期：2025 年 5 月 19 日，

檢自：

https://semap.moi.gov.tw/STATViewer/Web/Map/STATViewer_Map.aspx

內政部不動產交易實價查詢（2025）。內政部不動產交易實價查詢服務網。上網

日期：2025 年 5 月 6 日，檢自：<https://lvr.land.moi.gov.tw/>

內政部戶政司（2025）。內政部戶政司全球資訊網[text/html]。內政部戶政司全球

資訊網。中華民國內政部戶政司。上網日期：2025 年 4 月 20 日，檢自：

<https://www.ris.gov.tw/app/portal/346>

內政部戶政司（2025）。全國人口資料庫統計地圖。上網日期：2025 年 1 月 20

日，檢自：<https://gis.ris.gov.tw/index.html>

主計總處（2025）。三大普查動態查詢系統。上網日期：2025 年 2 月 19 日，檢

自：

<https://dtable.dgbas.gov.tw/censuall/webMain.aspx?sys=210&x=2098&funid=advqry>

伊慶春、章英華（2006）。對娶外籍與大陸媳婦的態度：社會接觸的重要性。台

灣社會學，2，191–232。doi：10.6676/TS.2006.12.191

行政院主計總處（2025 年 4 月）。中華民國統計資訊網。中華民國統計資訊網。

上網日期：2025 年 4 月 23 日，檢自：<https://www.stat.gov.tw/default.aspx>

李素馨、林敬妤、吳治達（2012）。都市邊緣農村地景破碎化研究。臺灣土地研

究，15（2），59–85。doi：10.6677/JTLR.201211_15(2).0003

- 紀玉臨、周孟嫻、謝雨生（2009）。台灣外籍新娘之空間分析。人口學刊，無（38）。doi：10.6191/jps.2009.3
- 胡立諄、賴進貴（2006）。臺灣女性癌症的空間分析。臺灣地理資訊學刊，39-55。doi：10.29790/JTGIS.200604.0004
- 袁詠蓁、孔祥明（2022）。結婚不結婚：臺灣適婚年齡者進入婚姻與否的考量因素。人口學刊，4，1-49。doi：10.6191/JPS.202206_(64).0001
- 財政部財政資訊中心（2025 年 4 月）。綜合所得稅申報核定統計專冊。綜合所得稅申報核定統計專冊。上網日期：2025 年 4 月 15 日，檢自：
<https://www.fia.gov.tw/WEB/fia/ias/ISA-index.html>
- 高雄市桃源區公所（2025）。桃源區公所-族群人口資料。高雄市桃源區公所。上網日期：2025 年 6 月 1 日，檢自：
https://tauyuan.kcg.gov.tw/Content_List.aspx?n=DB4716DF5A323917&Create=1
- 張峰彬（2019）。婚姻狀況與體重變化的性別差異。人口學刊，9，1-34。doi：10.6191/JPS.201912_(59).0001
- 張榮富（2006）。年齡對擇偶年齡與身高偏好門檻的影響。中華心理學刊，48（3），275-289。doi：10.6129/CJP.2006.4803.04
- 張榮富（2013）。未婚者與離婚者擇偶年齡偏好的差異：以大學學歷三十歲世代男女為例。高雄師大學報：教育與社會科學類，4，83-102。
- 張榮富、范慧美、許淑娟、王杏玫、韓秀妮（2015）。台灣未婚男女擇偶機會的近期變化及城鄉差異。社會與區域發展學報，4（2），67-104。
- 張榮富、唐玉蟬（2009）。個人結婚年齡與配偶年齡差距的關係。教育與社會研究，9，111-132。doi：10.6429/FES.200912.0111
- 張榮富、唐玉蟬（2009）。逐歲分析男女年齡對擇偶年齡偏好的影響。淡江人文社會學刊，0，115-143。doi：10.29718/TJHSS.200912.0006

教育部 (2020)。柒、原住民族高等教育。在 *中華民國教育部原住民族教育年鑑 (1945-2018)* (頁 241-300)。教育部。

教育部青年發展署 (2022 年 2 月)。大專校院學生職涯發展教材-原住民族學生篇。

教育部統計處 (2019)。108 學年原住民族教育概況-原住民學生就學概況。

許嘉珍 (2013)。臺灣社會婚姻趨勢研究。 *家庭教育雙月刊*, 3, 24-30。

郭祐誠、林佳慧 (2012)。勞動市場條件對結婚率下降之影響。 *人口學刊*, 4, 87-124。doi: 10.6191/jps.2012.3

陳芬苓 (2005)。跨越父權／母權之分－原住民族群兩性關係之初探。 *女學學誌：婦女與性別研究*, 20, 181-225。

陳雅茹、鄭如意、吳語融、楊少頤 (2019)。晚婚原因之初探。 *家庭教育雙月刊*, 7, 43-53。

楊靜利、李大正、陳寬政 (2006)。臺灣傳統婚配空間的變化與婚姻行為之變遷。 *人口學刊*, 33, 1-32。

葉明叡、劉豐伶 (2020)。婚姻、家庭與生育倫理。 *人口學刊*, 1, 141-149。
doi: 10.6191/JPS.202012_(61).0004

臺東縣海端鄉公所 (2025)。認識海端。上網日期：2025 年 6 月 1 日，檢自：
<https://www.haiduau.gov.tw/home/index.php/about>

鄭安廷 (2022)。農地轉用與農地佔用在國土空間的發展與變遷。 *臺灣土地研究*, 25 (2)。doi: 10.6677/JTLR.202211_25(2).0004

駱明慶 (2007)。台灣總生育率下降的表象與實際。 *研究台灣*, 37-60。doi: 10.6456/JTS.200712.0037

Cai, X.、Xi, Z.、Jian-Lin, N.I.U. (2012)。人口性別比例失衡对人类行为的影響。 *心理科学进展*, 20 (10), 1679。doi: 10.3724/SP.J.1042.2012.01679

英文參考文獻

- Adamopoulou, E. (2012). Peer Effects in Young Adults' Marital Decisions. Retrieved from <https://hdl.handle.net/10016/15678>
- Angrist, J. (2002). How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America's Second Generation. *The Quarterly Journal of Economics*, 117(3), 997-1038. doi:10.1162/003355302760193940
- Anselin, L. (1988). *Spatial Econometrics: Methods and Models* (Vol. 4). Dordrecht: Springer Netherlands. doi:10.1007/978-94-015-7799-1
- Anselin, L. (1995). Local Indicators of Spatial Association—LISA. *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115. doi:10.1111/j.1538-4632.1995.tb00338.x
- Anselin, L. (2009). Spatial Regression. In A. Fotheringham & P. Rogerson (Eds.), *The SAGE Handbook of Spatial Analysis* (pp. 255-276).
- Anselin, L., & Bera, A. K. (1998). Spatial Dependence in Linear Regression Models with an Introduction to Spatial Econometrics. In A. Ullah (Ed.), *Handbook of Applied Economic Statistics* (pp. 237-290). CRC Press.
doi:10.1201/9781482269901-36
- Anselin, L., Syabri, I., & Kho, Y. (2006). GeoDa : An Introduction to Spatial Data Analysis. *Geographical Analysis*, 38(1), 5-22. doi:10.1111/j.0016-7363.2005.00671.x
- Araki, S., Uchida, E., & Murata, K. (1990). Social Life Factors Affecting the Mortality, Longevity, and Birth Rate of Total Japanese Population: Effects of Rapid Industrialization and Urbanization. *Journal of Human Ergology*, 19(2), 185-199. doi:10.11183/jhe1972.19.185
- Becker, G. S. (1981). *A Treatise on the Family*. Harvard University Press.

- Brock, W. A., & Durlauf, S. N. (2001). Discrete Choice with Social Interactions. *The Review of Economic Studies*, 68(2), 235-260. doi:10.1111/1467-937X.00168
- Brunsdon, C., Fotheringham, A. S., & Charlton, M. E. (1996). Geographically Weighted Regression: A Method for Exploring Spatial Nonstationarity. *Geographical Analysis*, 28(4), 281-298. doi:10.1111/j.1538-4632.1996.tb00936.x
- Buss, D. M. (1989). Sex differences in human mate preferences: Evolutionary hypotheses tested in 37 cultures. *Behavioral and Brain Sciences*, 12(1), 1-14. doi:10.1017/S0140525X00023992
- Chen, J., Yang, S. T., Li, H. W., Zhang, B., & Lv, J. R. (2013). Research on Geographical Environment Unit Division Based on the Method of Natural Breaks (Jenks). *The International Archives of the Photogrammetry, Remote Sensing and Spatial Information Sciences*, XL-4-W3, 47-50. doi:10.5194/isprsarchives-XL-4-W3-47-2013
- Cheng, Y. hsin A., & Yang, C. lan W. (2021). Continuity and changes in attitudes toward marriage in contemporary Taiwan. *Journal of Population Research*, 38(2), 139-167. doi:10.1007/s12546-021-09259-z
- Chu, C. Y. C., Lin, J. C., & Tsay, W. J. (2020). Males' housing wealth and their marriage market advantage. *Journal of Population Economics*, 33(3), 1005-1023. doi:10.1007/s00148-019-00763-4
- Cohen, J., Cohen, P., West, S. G., & Aiken, L. S. (2003). *Applied multiple regression/correlation analysis for the behavioral sciences, 3rd ed* (pp. xxviii, 703). Mahwah, NJ, US: Lawrence Erlbaum Associates Publishers.
- Dearing, J. W., & Cox, J. G. (2018). Diffusion Of Innovations Theory, Principles, And Practice. *Health Affairs*, 37(2), 183-190. doi:10.1377/hlthaff.2017.1104

- ESRI. (2025). ArcGIS Pro geoprocessing tool reference—ArcGIS Pro | Documentation.
Retrieved from <https://pro.arcgis.com/en/pro-app/latest/tool-reference/main/arcgis-pro-tool-reference.htm>
- Fotheringham, Yang, W., & Kang, W. (2017). Multiscale Geographically Weighted Regression (MGWR). *Annals of the American Association of Geographers*, 107(6), 1247-1265. doi:10.1080/24694452.2017.1352480
- Freiden, A. (1974). The United States Marriage Market. *Journal of Political Economy*, 82(2, Part 2), S34-S53. doi:10.1086/260289
- Getis, A. (2010). Spatial Autocorrelation. In M. M. Fischer & A. Getis (Eds.), *Handbook of Applied Spatial Analysis: Software Tools, Methods and Applications* (pp. 255-278). Berlin, Heidelberg: Springer. doi:10.1007/978-3-642-03647-7_14
- Gholipour, H. F., & Farzanegan, M. R. (2015). Marriage crisis and housing costs: Empirical evidence from provinces of Iran. *Journal of Policy Modeling*, 37(1), 107-123. doi:10.1016/j.jpolmod.2015.01.009
- González-Val, R. (2022). House Prices and Marriage in Spain. *Sustainability*, 14(5), 2848. doi:10.3390/su14052848
- Goodchild, M. F. (1986). *Spatial autocorrelation / Michael F. Goodchild*. Norwich: Geo Books.
- Guetto, R., Mancosu, M., Scherer, S., & Torricelli, G. (2016). The Spreading of Cohabitation as a Diffusion Process: Evidence from Italy. *European Journal of Population = Revue Européenne de Démographie*, 32(5), 661. doi:10.1007/s10680-016-9380-6

- Ji, Y. (2015). Asian Families at the Crossroads: A Meeting of East, West, Tradition, Modernity, and Gender. *Journal of Marriage and Family*, 77(5), 1031-1038.
doi:10.1111/jomf.12223
- Kruger, D. J., & Schlemmer, E. (2009). Male Scarcity is Differentially Related to Male Marital Likelihood across the Life Course. *Evolutionary Psychology*, 7(2), 147470490900700210. doi:10.1177/147470490900700210
- Lichter, D. T., Price, J. P., & Swigert, J. M. (2020). Mismatches in the Marriage Market. *Journal of Marriage and Family*, 82(2), 796-809.
doi:10.1111/jomf.12603
- Muhsam, H. V. (1974). The Marriage Squeeze. *Demography*, 11(2), 291-299.
doi:10.2307/2060564
- Nazio, T., & Saraceno, C. (2010). *The impact of cohabitation without marriage on intergenerational contacts: A test of the diffusion theory* (Working Paper No. SP I 2010-402). WZB Discussion Paper. Retrieved from
<https://www.econstor.eu/handle/10419/57648>
- Nemoto, K. (2008). Postponed Marriage: Exploring Women's Views of Matrimony and Work in Japan. *Gender & Society*, 22(2), 219-237.
doi:10.1177/0891243208315868
- Ono, H. (2003). Women's Economic Standing, Marriage Timing, and Cross-National Contexts of Gender. *Journal of Marriage and Family*, 65(2), 275-286.
doi:10.1111/j.1741-3737.2003.00275.x
- Oppenheimer, V. K. (1988). A Theory of Marriage Timing. *American Journal of Sociology*, 94(3), 563-591.
- Pucha-Cofrep, F., & Fries, A. (2025). *ArcGIS Pro Manual*. Franz Pucha Cofrep.
- Rogers, E. M. (1962). *Diffusion of Innovations*. Free Press of Glencoe.

- Rosina, A., & Fraboni, R. (2004). Is marriage losing its centrality in Italy?
Demographic Research, 11, 149-172. doi:10.4054/DemRes.2004.11.6
- Rüttenauer, T. (2024, July 3). Geodata & Spatial Regression. Retrieved June 8, 2025,
from https://ruettenauer.github.io/Geodata_Spatial_Regression/
- Sassler, S., & Schoen, R. (1999). The Effect of Attitudes and Economic Activity on
Marriage. *Journal of Marriage and Family*, 61(1), 147-159. doi:10.2307/353890
- Sweeney, M. M. (2002). Two Decades of Family Change: The Shifting Economic
Foundations of Marriage. *American Sociological Review*, 67(1), 132-147.
doi:10.2307/3088937
- Tobler, W. R. (1970). A Computer Movie Simulating Urban Growth in the Detroit
Region. *Economic Geography*, 46, 234-240. doi:10.2307/143141
- Van De Kaa, D. J. (1987). Europe's second demographic transition. *Population
Bulletin*, 42(1), 1-59.
- Wang G. you, & Sun K. li. (2016). Analysis of Spatial Variation and Influencing
Factors of Unmarried Female Rate in Chongqing. *Journal of Xihua University
(Philosophy & Social Sciences)*, 35(3), 66-72,78.
- Weimin, C., & Xiaoqing, L. (2020). Marriage Delayed or Marriage Forgone? Marriage
Tradition and Personal Choice. *Population Research*, 44(5), 19.
- Wilson, W. J. (1987). *The Truly Disadvantaged: The Inner City, the Underclass, and
Public Policy*. University of Chicago Press.
- Wrenn, D. H., Yi, J., & Zhang, B. (2019). House prices and marriage entry in China.
Regional Science and Urban Economics, 74, 118-130.
doi:10.1016/j.regsciurbeco.2018.12.001

附錄

附錄 一 2000 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率

		OLS		SLM		SEM	
依變數		2000 男性初婚率					
常數項		76.08	***	32.58	***	49.18	***
		(112.11)		(12.18)		(66.00)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	2.99	***	2.25	***	1.63	*
		(4.39)		(3.58)		(1.63)	
	男性就業率	4.91	***	4.11	***	3.10	***
		(7.81)		(7.10)		(5.47)	
	女性就業率	-2.47	***	-2.33	***	-2.12	***
		(-4.17)		(-4.29)		(-3.80)	
教育程度	女性高等教育比例	-1.55		-1.24		-2.19	*
		(-1.66)		(-1.44)		(-2.35)	
	男女高等教育比例	-0.21		-0.32		-0.59	
		(-0.44)		(-0.73)		(-1.35)	
擇偶機會	未婚性別比	-2.02	**	-1.12	*	-1.05	
		(-3.20)		(-2.09)		(-1.51)	
社會	25-44 歲女性比例	-5.86	***	-4.45	***	-2.88	***
	(男性擇偶偏好)	(-6.96)		(-5.67)		(-3.33)	
	25-54 歲男性比例	1.30	*	1.00		0.59	
	(女性擇偶偏好)	(2.31)		(1.93)		(1.17)	
地區狀況	社會增加率	3.43	***	3.15	***	2.91	***
		(5.37)		(5.35)		(5.16)	
	人口密度	-1.58	**	-0.88		-1.02	
		(-3.09)		(-1.85)		(-1.84)	
	農業人口比	-0.24		0.30		2.08	*
		(-0.29)		(0.41)		(2.47)	
鄰近效應							
Rho				0.34	***		
				(6.21)			
Lambda						0.58	***
						(11.10)	

R ²	0.35	0.44	0.50
Akaike info criterion	2345	2308	2288
Log likelihood	-1160	-1141	-1132
Schwarz criterion	2392	2358	2334

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

附錄 二 2000 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率

		OLS		SLM		SEM	
依變數		2000 女性初婚率					
常數項		76.08	***	54.94	***	76.37	***
		(111.65)		(12.47)		(53.86)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	6.52	***	4.82	***	3.97	*
		(5.13)		(3.95)		(2.82)	
	男性就業率	7.91	***	7.11	***	4.44	***
		(6.74)		(6.44)		(4.26)	
	女性就業率	-5.26	***	-4.85	***	-4.37	***
		(-4.76)		(-4.66)		(4.26)	
教育程度	女性高等教育比例	-3.70	*	-2.60		-4.60	
		(-2.12)		(-1.53)		(-2.67)	
	男女高等教育比例	-0.15		-0.32		-1.11	
		(-0.15)		(-0.38)		(-1.40)	
擇偶機會	未婚性別比	5.45	***	5.30	***	7.68	***
		(4.60)		(4.72)		(6.00)	
社會	25-44 歲女性比例	-6.87	***	-5.36	***	-1.30	
	(男性擇偶偏好)	(-4.36)		(-3.61)		(-0.82)	
	25-54 歲男性比例	0.78		0.50		-0.66	
	(女性擇偶偏好)	(0.73)		(0.51)		(0.72)	
地區狀況	社會增加率	3.84	**	3.82	***	2.53	*
		(3.21)		(3.40)		(2.44)	
	人口密度	-2.33	*	-1.02		-1.22	
		(-2.43)		(-1.11)		(-1.19)	
	農業人口比	2.56		2.49		6.59	***
		(1.70)		(1.74)		(4.22)	

鄰近效應			
Rho		0.28 ***	
		(4.86)	
Lambda			0.59 ***
			(11.62)
R ²	0.52	0.56	0.64
Akaike info criterion	2783	2761	2717
Log likelihood	-1379	-1367	-1346
Schwarz criterion	2830	2811	2763

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

附錄 三 2010 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率

		OLS		SLM		SEM	
依變數		2010 男性初婚率					
常數項		27.57	***	18.64	***	27.55	***
		(123.50)		(6.49)		(64.78)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	1.25	***	0.98	**	0.93	*
		(3.35)		(2.86)		(2.20)	
	男性就業率	0.33		0.34		0.38	
		(0.90)		(1.02)		(1.18)	
	女性就業率	0.34		0.25		0.19	
		(0.95)		(0.77)		(0.59)	
教育程度	女性高等教育比例	0.60		0.60		1.15	*
		(1.08)		(1.18)		(2.12)	
	男女高等教育比例	0.08		-0.02		-0.21	
		(0.29)		(-0.07)		(-0.90)	
擇偶機會	未婚性別比	-1.05	*	-0.91	*	-0.41	
		(-2.33)		(-2.21)		(-0.91)	
社會	25-44 歲女性比例	2.11	***	1.31	*	1.47	*
	(男性擇偶偏好)	(3.43)		(2.31)		(2.48)	
	25-54 歲男性比例	0.77		1.11	*	1.68	***
	(女性擇偶偏好)	(1.53)		(2.43)		(3.62)	

地 區	社會增加率	0.14 (0.51)	0.13 (0.55)	0.08 (0.35)
	人口密度	0.11 (0.40)	-0.02 (-0.06)	0.24 (0.89)
狀 況	農業人口比	1.25 *** (3.55)	1.23 *** (3.79)	1.57 *** (4.29)
鄰近效應				
	Rho		0.33 *** (6.49)	
	Lambda			0.55 *** (10.05)
	R ²	0.50	0.57	0.62
	Akaike info criterion	2001	1957	1931
	Log likelihood	-987	-965	-953
	Schwarz criterion	2044	2007	1977

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

附錄 四 2010 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率

		OLS		SLM		SEM	
依變數		2010 女性初婚率					
常數項		36.89	***	23.22	***	36.80	
		(105.38)		(11.37)		(53.12)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟能力	薪資所得平均	1.92	**	1.19	*	0.93	
		(3.28)		(2.24)		(1.42)	
	男性就業率	0.45		0.59		0.69	
		(0.79)		(1.12)		(1.42)	
	女性就業率	-0.10		-0.39		-0.74	
		(-0.18)		(-0.76)		(-1.49)	
教育程度	女性高等教育比例	-0.59		0.14		0.72	
		(-0.68)		(0.18)		(0.86)	
	男女高等教育比例	-0.08		-0.20		-0.71	*
		(-0.20)		(-0.53)		(-2.02)	

擇偶機會	未婚性別比	0.78 (1.11)		0.48 (0.75)		1.56 (2.25)	*
	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	2.93 (3.04)	**	1.73 (1.96)		2.13 (2.34)	*
	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	1.43 (1.82)		1.92 (2.70)	**	2.67 (3.74)	***
地區狀況	社會增加率	0.05 (0.11)		0.07 (0.19)		-0.03 (-0.09)	
	人口密度	-0.27 (-0.62)		-0.26 (-0.67)		-0.13 (-0.31)	
	農業人口比	2.28 (4.12)	***	2.15 (4.24)	***	3.02 (5.33)	***
鄰近效應							
Rho				0.37 (6.77)	***		
Lambda						0.58 (10.95)	***
R ²		0.29		0.39		0.48	
Akaike info criterion		2315		2270		2233	
Log likelihood		-1144		-1122		-1104	
Schwarz criterion		2358		2320		2279	

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

附錄 五 2019 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-男性初婚率

		OLS		SLM		SEM	
依變數		2019 男性初婚率					
常數項		26.38	***	22.33	***	26.38	***
		(144.27)		(12.97)		(116.52)	
解釋變項							
社會經濟結構調整							
經濟 力	薪資所得平均	0.61		0.64	*	0.69	
		(1.83)		(1.97)		(1.88)	
能 力	男性就業率	0.46		0.41		0.44	
		(1.36)		(1.21)		(1.31)	

	女性就業率	-0.33 (-0.97)	-0.33 (-0.99)	-0.21 (-0.63)
教育程度	女性高等教育比例	1.19 (1.85)	0.97 (1.55)	0.87 (1.29)
	男女高等教育比例	-0.03 (-0.13)	-0.12 (-0.54)	-0.13 (-0.50)
	未婚性別比	0.12 (0.31)	0.04 (0.12)	-0.08 (-0.19)
機會	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	3.09 *** (6.17)	2.88 *** (5.83)	2.92 *** (5.79)
	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	-0.68 (-1.40)	-0.65 (-1.39)	-0.59 (-1.22)
	社會增加率	0.31 (1.37)	0.31 (1.37)	0.29 (1.25)
地區狀況	人口密度	-0.03 (-0.10)	-0.13 (-0.52)	-0.07 (-0.29)
	農業人口比	-0.05 (-0.15)	0.00 (0.00)	-0.20 (-0.59)
鄰近效應				
	Rho		0.15 * (2.37)	
	Lambda			0.22 ** (2.77)
	R ²	0.57	0.57	0.58
	Akaike info criterion	1859	1856	1853
	Log likelihood	-917	-915	-914
	Schwarz criterion	1905	1906	1899

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

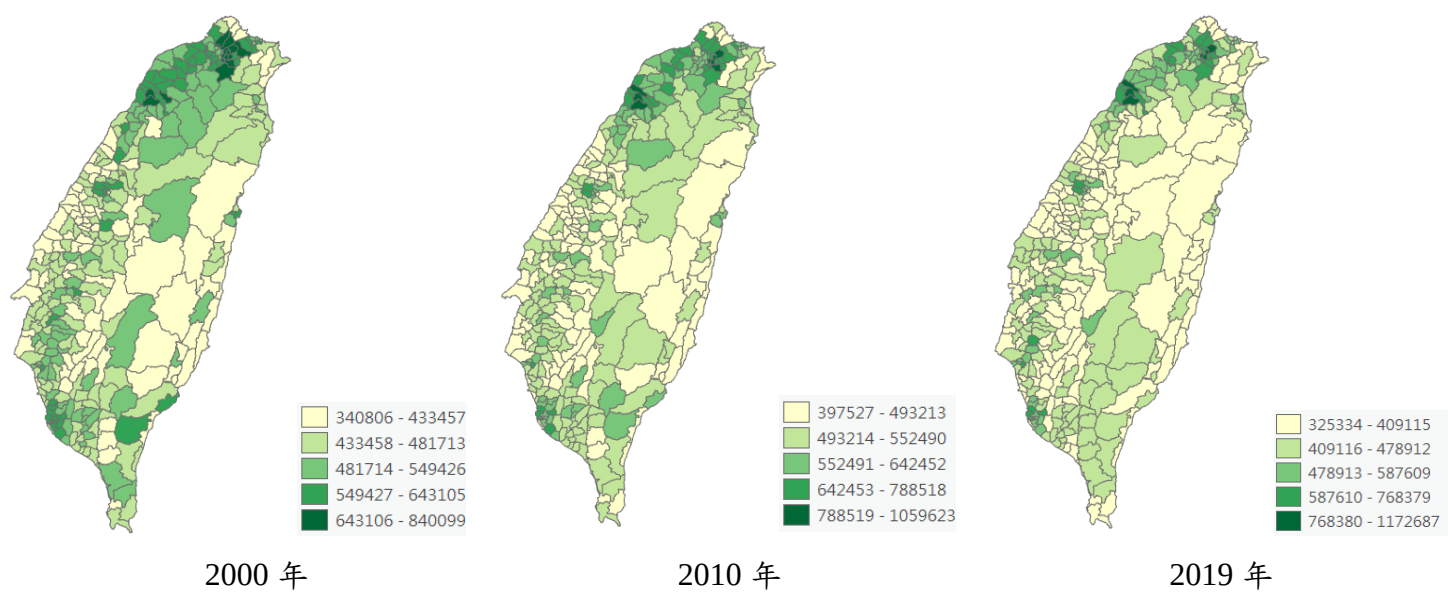
附錄 六 2019 年 OLS、SLM、SEM 模型分析結果-女性初婚率

	OLS		SLM		SEM	
依變數			2019 女性初婚率			
常數項	34.01 (128.82)	***	26.71 (11.39)	***	34.00 (97.82)	***
解釋變項						

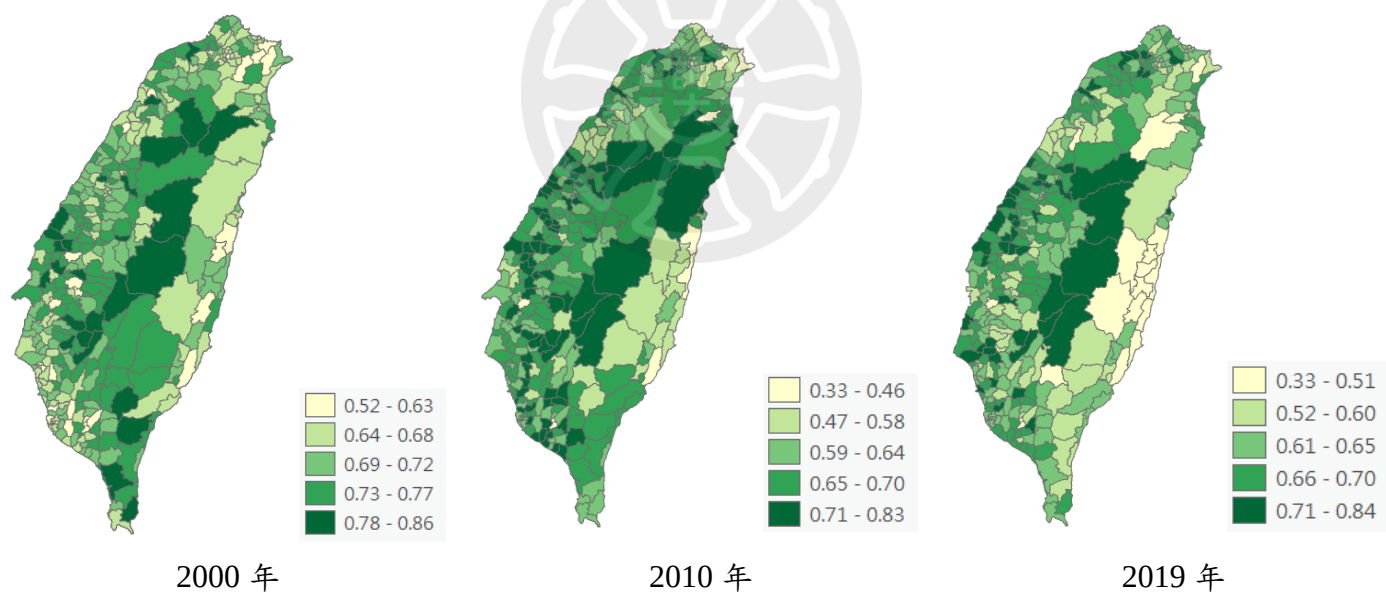
社會經濟結構調整						
經濟能力	薪資所得平均	0.85 (1.76)		0.82 (1.77)		0.99 (1.82)
	男性就業率	0.38 (0.76)		0.43 (0.89)		0.39 (0.82)
	女性就業率	-0.10 (-0.20)		-0.18 (-0.37)		0.07 (0.13)
教育程度	女性高等教育比例	0.34 (0.37)		0.13 (0.15)		-0.38 (-0.38)
	男女高等教育比例	0.27 (0.82)		0.20 (0.63)		0.25 (0.69)
	未婚性別比	2.63 *** (4.59)		2.25 *** (4.04)		2.16 *** (3.69)
社會機會	25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好)	3.87 *** (5.35)		3.51 *** (4.97)		3.71 *** (5.10)
	25-54 歲男性比例 (女性擇偶偏好)	-0.47 (-0.68)		-0.44 (-0.66)		-0.34 (-0.49)
	社會增加率	0.73 * (2.20)		0.66 * (2.05)		0.64 * (1.93)
地區狀況	人口密度	-0.24 (-0.64)		-0.21 (-0.58)		-0.28 (-0.70)
	農業人口比	0.00 (-0.00)		0.01 (0.03)		-0.28 (-0.56)
鄰近效應						
Rho			0.21 ** (3.13)			
Lambda					0.27 *** (3.55)	
Adjusted R ²		0.36		0.38		0.39
Akaike info criterion		2117		2108		2106
Log likelihood		-1045		-1041		-1041
Schwarz criterion		2162		2159		2152

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

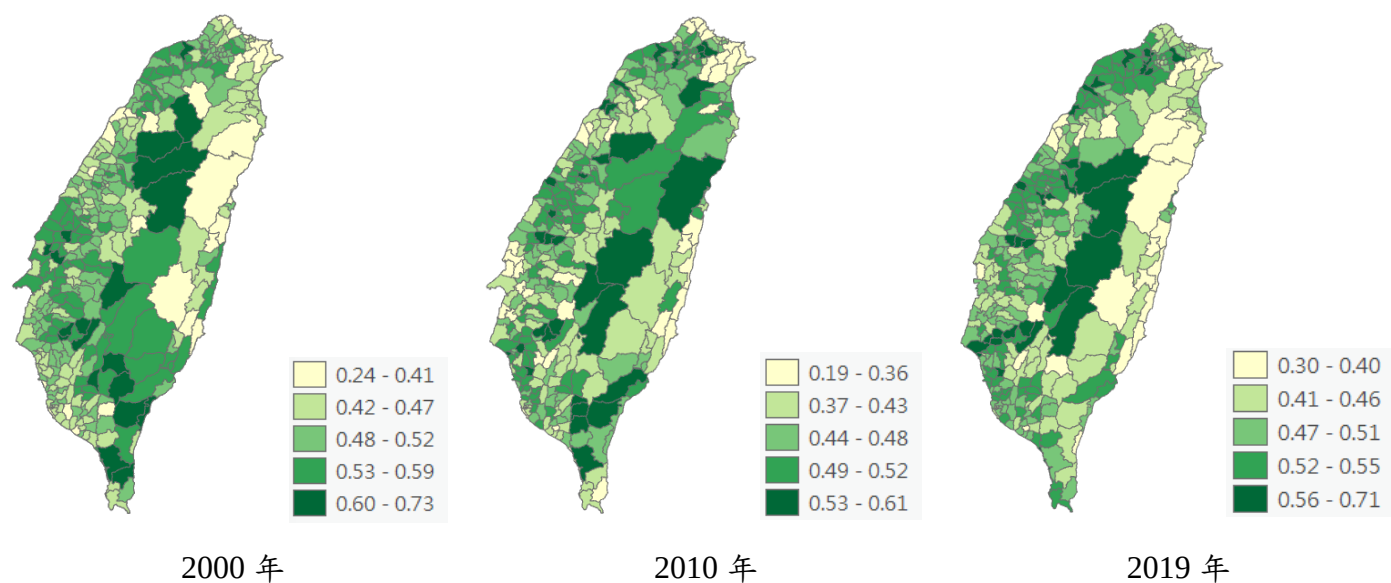
附錄 七 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區薪資所得平均（元）



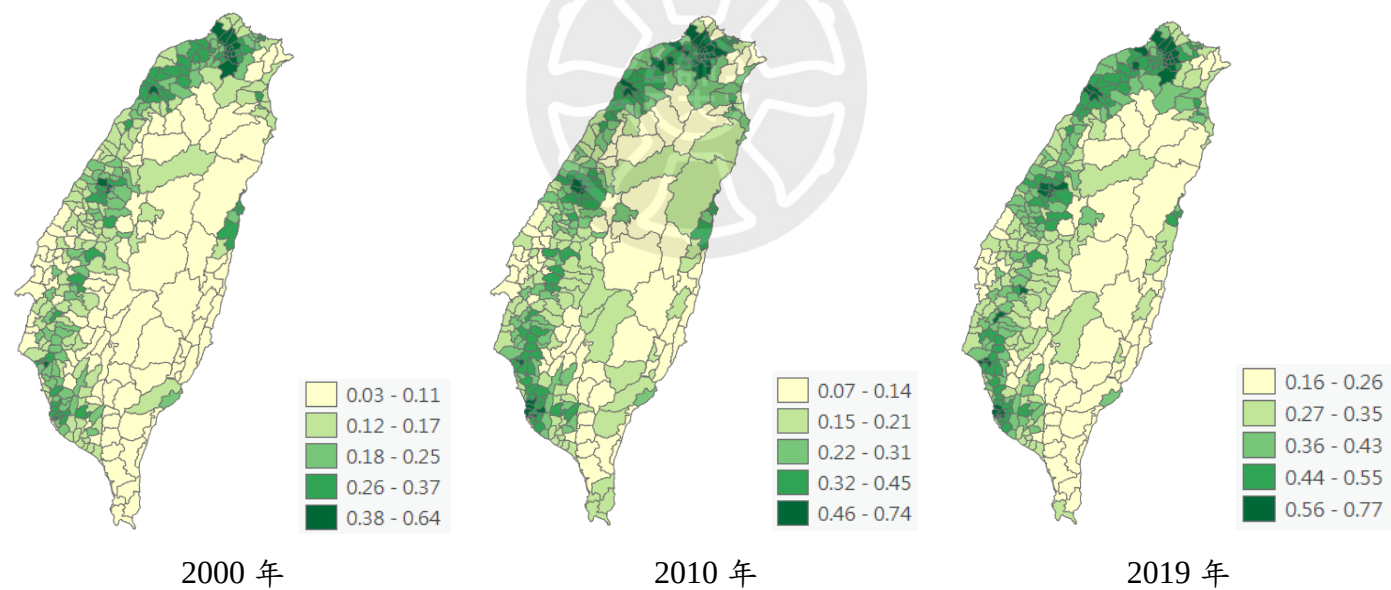
附錄 八 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男性就業率（%）



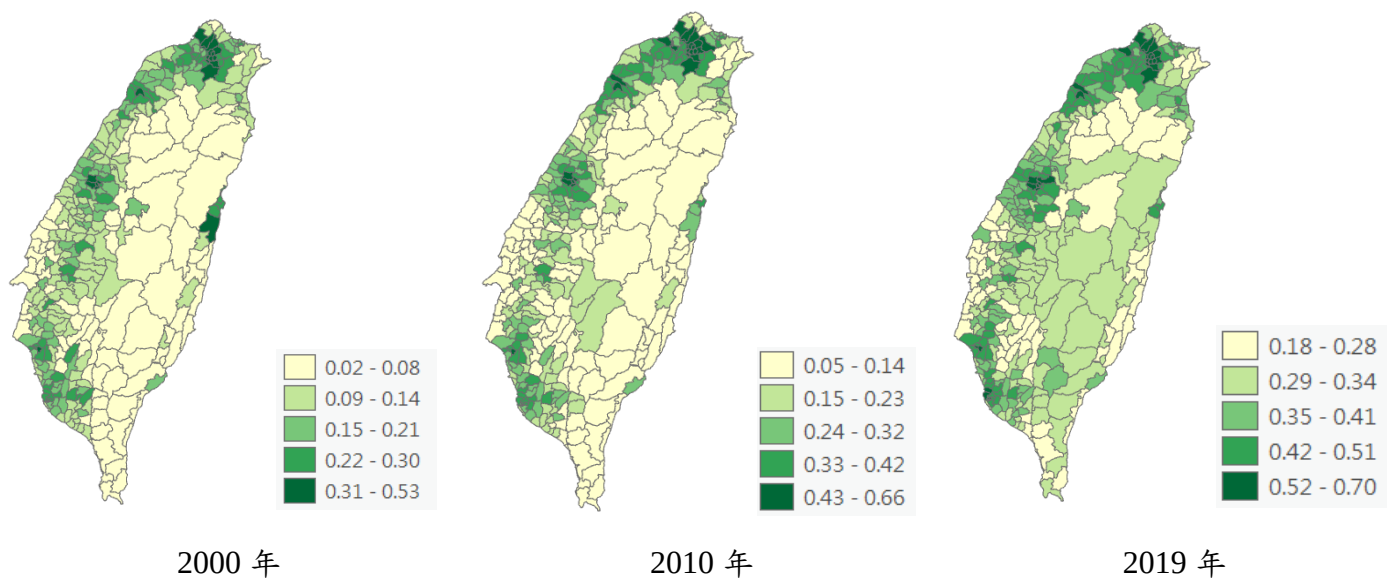
附錄 九 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區女性就業率 (%)



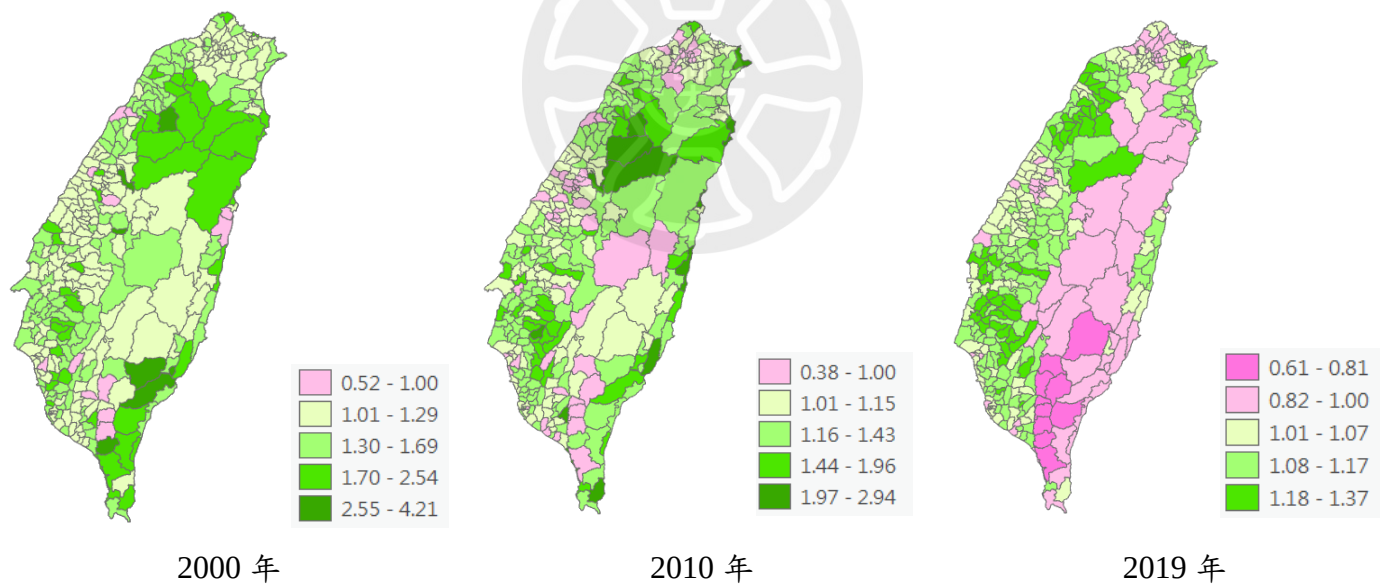
附錄 十 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男性高等教育比例 (%)



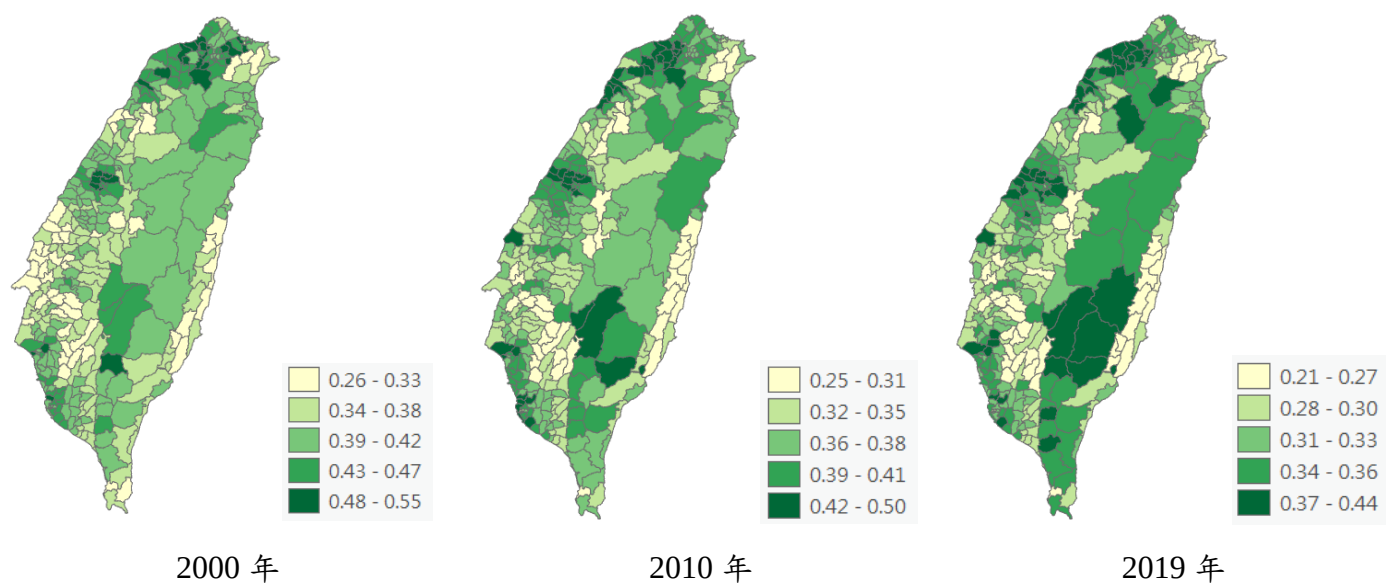
附錄 十一 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區女性高等教育比例 (%)



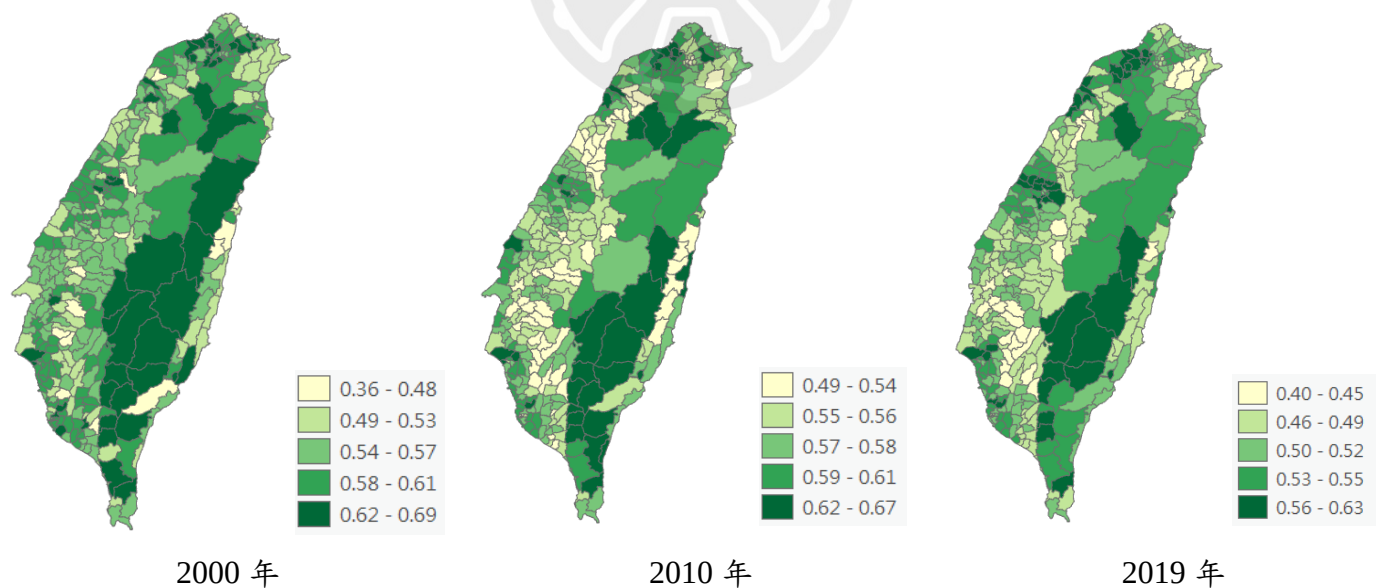
附錄 十二 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區男女高等教育比例 (%)



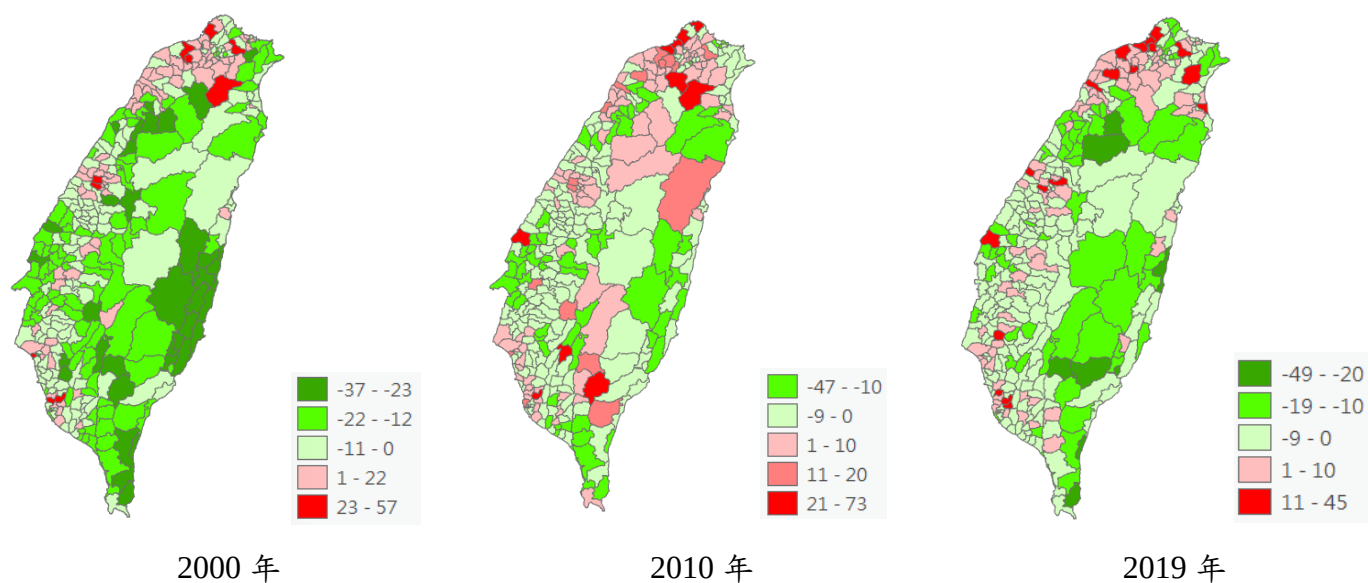
附錄 十三 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區 25-44 歲年齡層女性比例（25-44 歲女性比例（男性擇偶偏好）（%）



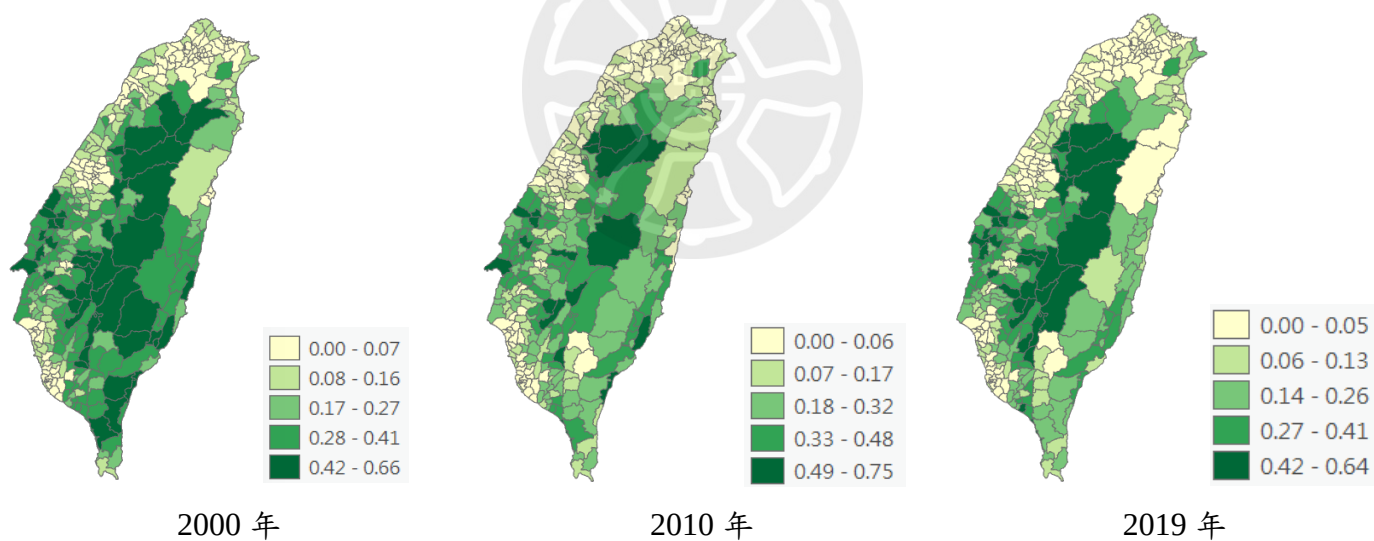
附錄 十四 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區 25-54 年齡層男性比例（25-54 歲男性比例（女性擇偶偏好）（%）



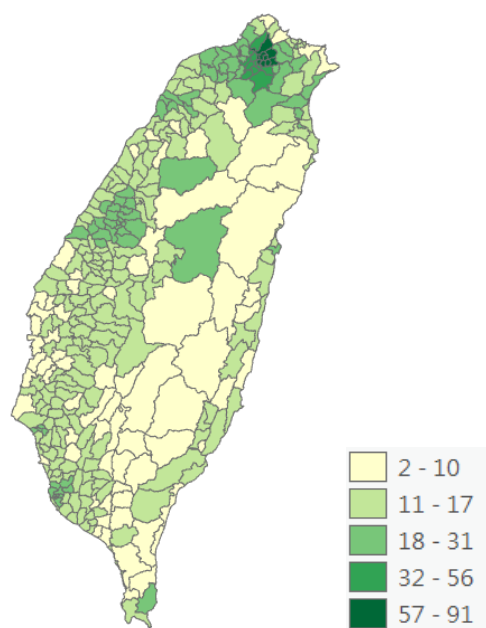
附錄 十五 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區社會增加率（‰）



附錄 十六 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區農業人口比（%）

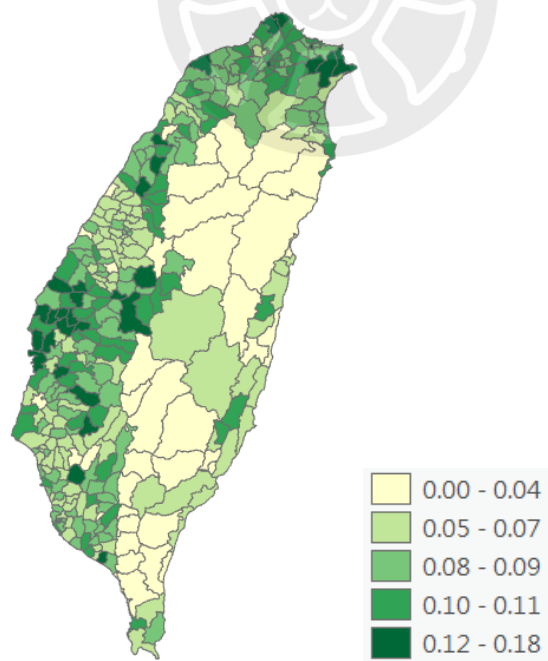


附錄 十七 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區房價平均（萬元／坪）



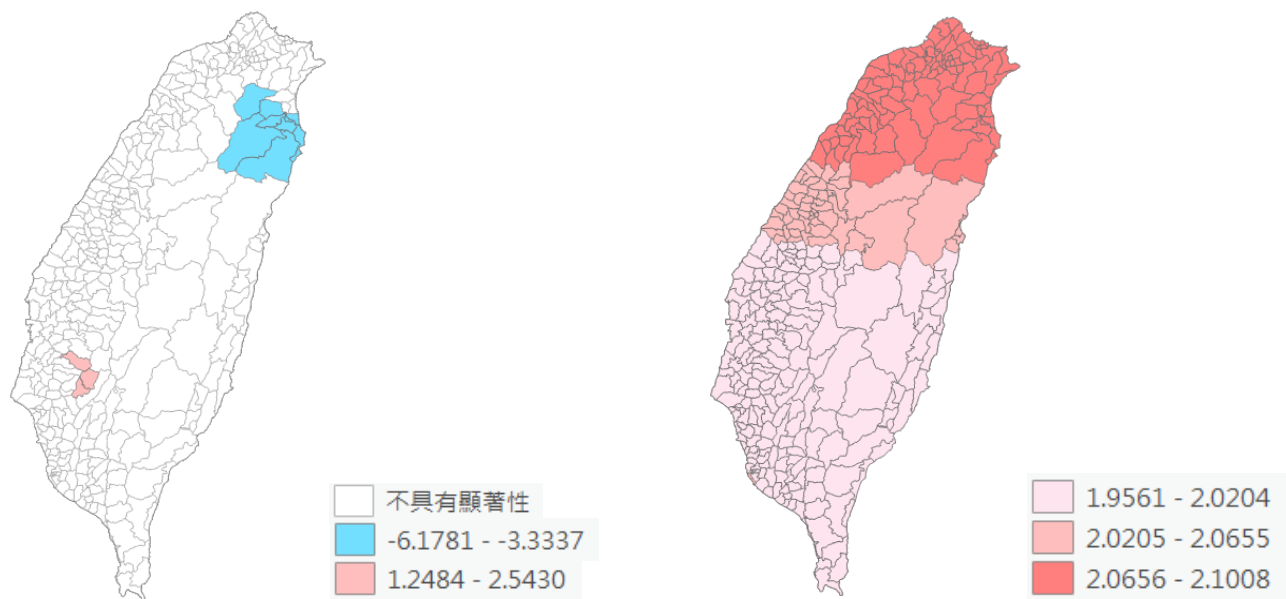
2019 年

附錄 十八 2000 年、2010 年與 2019 年各鄉鎮市區外籍配偶比例



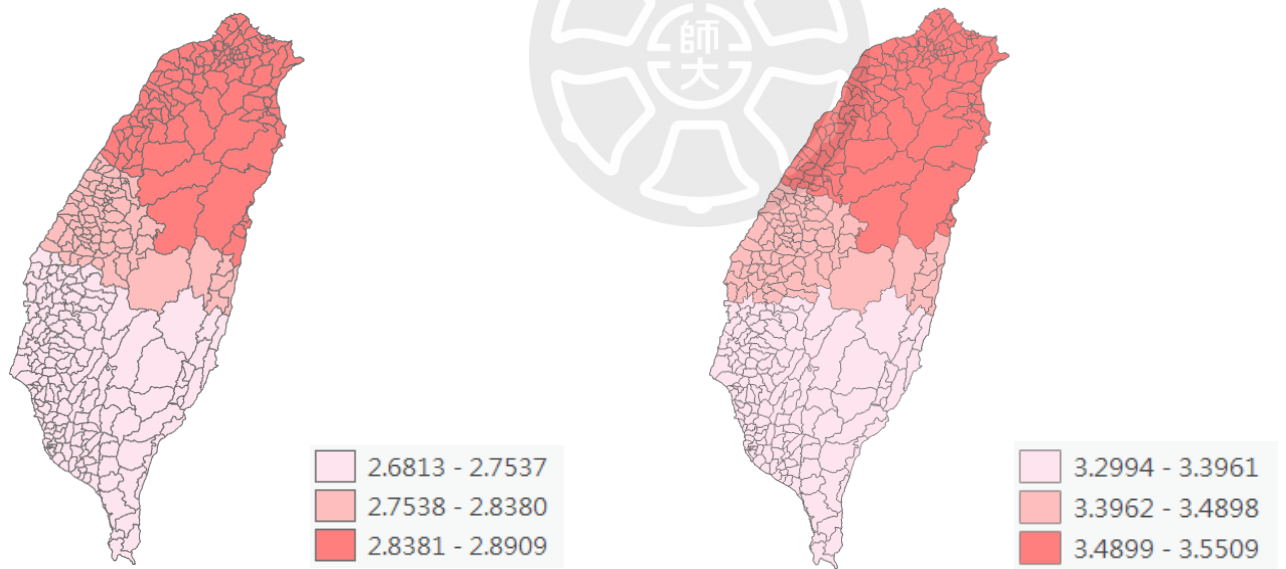
2019 年

附錄 十九 2019 年 MGWR (12) 模型分析結果



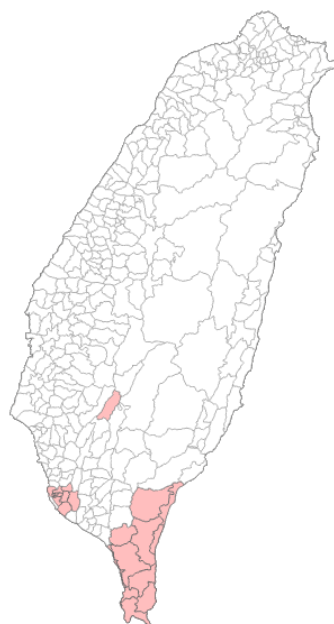
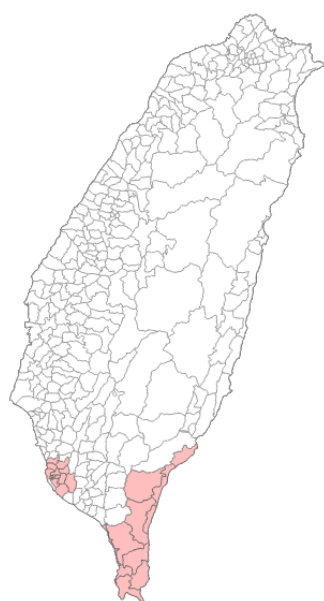
2019 女性初婚率 (12) -男女高等教育比偏迴歸係數

2019 女性初婚率 (12) -未婚性別比偏迴歸係數



2019 男性初婚率 (12) -25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好) 偏迴歸係數

2019 女性初婚率 (12) -25-44 歲女性比例 (男性擇偶偏好) 偏迴歸係數



2019 男性初婚率（12）-社會增加率偏迴歸係數

2019 女性初婚率（12）-社會增加率偏迴歸係數

