

國立政治大學 社會科學學院

行政管理碩士學程第二十一屆碩士論文



臺灣各縣市住宅負擔能力對其生育率之影響
**Influence of Housing Affordability on Fertility Rate
of Counties and Cities in Taiwan**

指導教授 黃智聰 博士

研究生 蔡善明 撰

中華民國一一〇年五月



謝辭

某天，突然一股衝動，覺得自己該有所長進，應該要跳離舒適圈，給個機會再重回校園，享受當學生的生活吧！就這樣開始我的求學之旅。

首先要誠摯感謝的是把我引領進門的淑惠學姊，熱心的您從帶我報名學分班，介紹政大環境，鼓勵要善加利用政大豐厚的學習資源，還引薦認識永保赤子之心的蕭武桐老師。謝謝嘉穗，在做人做事的態度上，妳永遠是我的學習標竿，還經常關心我的論文進度及學習狀況，有妳真好。

謝謝稅捐處瑛主任，您是最大器的長官，打從跟您報告我晚上還要念書，可能沒辦法常常加班，您只有告訴我一定要完成學業，其餘別想太多，去做就對了，退休後還繼續幫我加油打氣。感恩貴人倪處長和慧貞主任給予工作上的鼓勵和支持，讓我得以兼顧。

再來要感謝父親大人，您在得知乖女兒考上政大行管碩時，難掩心中喜悅，立馬二話不說，掏錢買了台性能絕佳的筆電，還超級大方預先支付所有學費，我知道這是您殷切的期待。我從不做長期計畫，只覺得時間到了就會找些事情做做，不讓自己閒著，所以起步有點晚，抱歉讓您久等了。雖然蔡老爸您失約，但我確實信守承諾，相信老天爺總會做最好的安排。當然還有感恩疼愛我的老媽和小妹婷婷，在爸爸走後的日子裡，邀我與妳們同住，專心撰寫論文，也讓我陪伴母親善盡孝道。謝謝寶貝恩宥與芝嫻，當時再來進修，就是要陪伴你們考大學，為你們樹立榜樣，謝謝你們獨立自主，沒讓我操煩。也要對最強而有力的後盾阿雄說聲抱歉和我愛你，這三年來在學分班及政大上課的每個夜晚，都是你不辭辛勞的接送，讓我省去許多候車時間，家中大小生活雜事都是你在打理，讓我無後顧之憂安心完成學業，所以我知道若是半途而廢，你一定會第一個跳出來反對。也同樣謝謝允文哥哥、表嫂和小涵，多謝在精神層面給予極大的鼓勵和協助。

不得不提的是同為聰聰聰家族夥伴的文玲、恩璇、王琦、玉玲和容安，每次要討論或交報告，你們總是七早八早就完成，然後貼心的分享經驗，若沒有你們這幾位神隊友扶持和掌握進度，我這個慢半拍的可能撐不下去，在每個熬夜寫論文的

日子裡，總會想起你們的督促聲，要大家牽著手咬緊牙一關度過一關。謝謝好姊妹們孟芬、孟錕、翎宜、惠玲、書軒，和妳們同組，報告都能迅速完成且言之有物。感謝好哥兒們令洋、國銘、亦信、浩原和宥鈞，常向你們討教論文的疑難雜症。你們都是讓我見賢思齊而內自省的好同學。謝謝心靈導師丸子學姊在我挫折低潮時的勉勵及補充正能量。

也由衷感謝在社科院的師長們，主要謝謝院長，因為您的好人脈，能為我們邀請到各界學術界、實務界首屈一指的講座，也感謝黃副座、黃明聖執行長、建綱老師、國榮老師、乃沂老師、琬惠老師、貓空論壇敦源教授、小紅教授的用心備課，以及威寶助教、佳欣助教及嘉玲助教給予的種種協助。還有論文口試委員胡均立院長及賴慧文教授提供諸多研究建議及方向，讓善明的研究內容更臻完整。最終要感謝敬愛的恩師智聰教授，會選擇您擔任指導教授，是因為我覺得我們必定會是默契良好的「聰明二人組」！您在經濟財政專業領域具有話語權，做學問的嚴謹精神深植我心，對於成為聰聰聰家族的一員，我深感驕傲，在您積極且按部就班的帶領下，推著我們一點一滴朝向進步之路邁進，還要謝謝您的仔細審查，幫我們節省不少走冤枉路的時間，師生情誼永常存喔！

曾經說好一定要在50歲的時候送自己一個最大的生日禮物，如果說論文是我的研究成果，但在政大行管碩獲得更多的是無形的價值—廣結善緣和充實自我，離開這兒，希望繼續發揮利他精神回饋行管碩。

總之，憑著一股傻勁兒，我畢業了！

最後，謹以此論文獻給家人和關懷、照顧我的師長朋友們!感恩!!

摘要

本研究旨在探討住宅負擔能力（房價所得比）對一般生育率之影響，並採用過去研究文獻中較少考慮到的空間計量模型進行估計空間自相關程度。

透過臺灣地區20個縣市於2006年至2019年間共280筆之追蹤資料，藉由Hausman及Wald 檢定結果，採用固定效果空間杜賓模型。在考量生育率落後一期之情況下，經實證結果顯示，上開期間各地區生育率於空間分布有聚集情形，確實存在空間相依關係。其次是各地區內房價所得比、平均家戶可支配所得與粗結婚率對一般生育率具有顯著的正向影響，其中並以家戶可支配所得影響生育率之結果最為明顯；自有住宅率對於生育率雖為正向影響，但效果並不顯著。另外，女性勞動力參與率、人口密度及扶老比，對一般生育率呈現顯著的負向影響。研究結果發現，因政府近年來推出多項超低利率的青年成家住宅優惠貸款，使得購置自住使用之房屋成本降低，且貸出的款項可做投資並供作生育基金，而擁有房屋的穩定感及房價上漲增值所帶來之財富累積利益，均可能會促使提高生育意願，導致房價所得比對生育率為正向影響。

最後，根據研究結果，政府倘要鼓勵青年成家及催生育兒，宜從根本緩解育齡民眾的經濟壓力及購屋負擔，建議可與企業聯手提供育兒家庭經濟支持及強化家庭照顧能力作為生育政策的首要目標，並推行協助青年家庭適合居住之住宅政策。

關鍵詞：住宅負擔能力、房價所得比、一般生育率、空間自相關、空間杜賓模型

Abstract

This study aims to investigate the impact of housing affordability (house-price-to-income ratio) on the general fertility rate(GFR), and uses spatial measurement models that have been less considered in the past research literature to estimate the degree of spatial self-correlation.

Based on a total of 280 panel data from 20 counties and cities in Taiwan during 2006 to 2019, using the results of Hausman test and Wald test showed that the spatial Durbin model with fixed effects. The empirical results showed that the lag GFR in each region during the period of time has aggregated in the spatial distribution, and there is a spatial dependence relationship. Secondly, house-price-to-income ratio, average household disposable income, and crude marriage rate had significant positive effect on the general fertility rate. Among them, the household disposable income has the most obvious effect on the fertility rate, while the homeownership rate had positive effect on the lag GFR, but not significantly. The female labor force participation rate, population density, and old dependency ratio had significant negative effect on the lag GFR. The results might imply that the government has launched several preferential loans for young family in recent years. The ultra-low loan interest rate has reduced the cost of buying houses for self-occupation, and the loaned money can be used for investment and used as a fertility fund. The sense of stability for owning a house and the wealth accumulation benefits brought about by the rising of house price may promote the willingness to bear children.

Finally, according to the research results, if the government wants to encourage young people to start a family and give birth to children, it should alleviate the financial pressure and housing burden of the people of childbearing age. It is recommended that the government cooperates with enterprises to provide financial support for families with children and strengthen family's care capabilities as the primary goal of the fertility policy, as well as implement to assist young families with a livable housing policy.

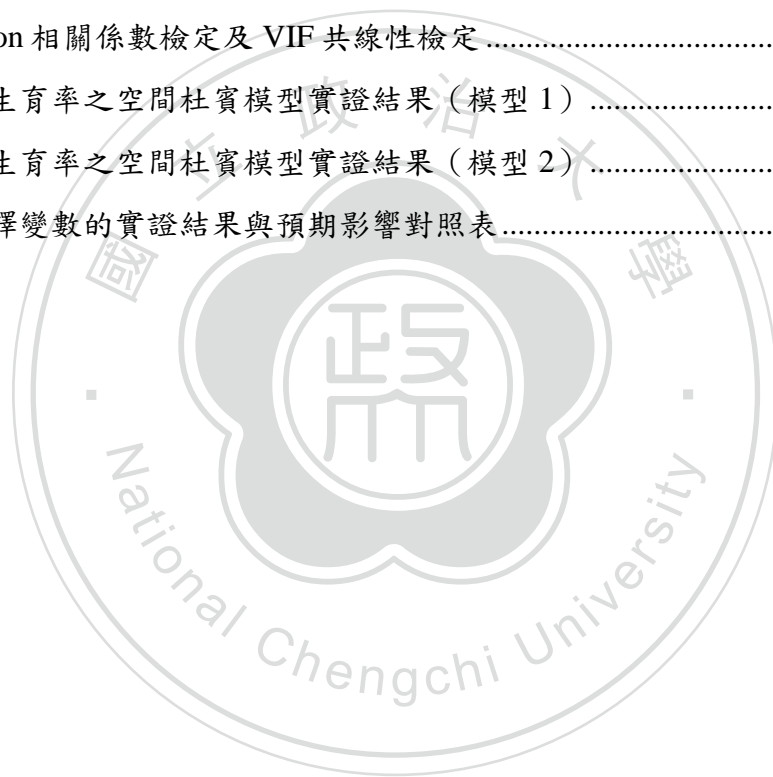
Keywords: housing affordability, house-price-to-income ratio, general fertility rate, spatial self-correlation, spatial Durbin model

目次

第一章	緒論	1
第一節	研究背景與目的	1
第二節	研究架構與流程	5
第二章	文獻探討	7
第一節	生育相關理論	7
第二節	住宅負擔能力對生育率之影響	9
第三節	其他影響生育率之因素	12
第三章	現況分析	15
第一節	臺灣生育率現況分析	15
第二節	臺灣住宅負擔能力發展現況	22
第四章	研究方法	27
第一節	空間相關性檢定	27
第二節	單根與共線性檢定	30
第三節	空間計量模型設定	32
第四節	實證模型設定與變數選取	36
第五章	實證分析	44
第一節	空間相關性之檢定結果	44
第二節	單根及共線性檢定結果	48
第三節	實證模型結果分析	50
第四節	研究限制	57
第六章	結論與政策建議	58
第一節	結論	58
第二節	政策建議	61
參考文獻		63

表次

表 3-1 2006 年至 2019 年期間臺灣各縣市一般生育率 (%)	18
表 3-2 2020 年第 4 季房價負擔能力指標	23
表 4-1 Moran 散布圖之定義	29
表 4-2 實證模型變數之定義、基本統計量及預期影響	43
表 5-1 2006 年至 2019 年每年一般生育率之 Moran's I	44
表 5-2 LLC 單根檢定結果	49
表 5-3 Pearson 相關係數檢定及 VIF 共線性檢定	49
表 5-4 一般生育率之空間杜賓模型實證結果 (模型 1)	51
表 5-5 一般生育率之空間杜賓模型實證結果 (模型 2)	56
表 6-1 各解釋變數的實證結果與預期影響對照表	58



圖次

圖 1-1 臺灣地區 2002 至 2020 年貸款負擔率、房價所得比與總生育率趨勢圖	3
圖 1-2 研究流程架構圖	6
圖 3-1 2006 年至 2019 年一般生育率空間散布圖	19
圖 3-2 2006 年至 2019 年臺灣各縣市房價所得比趨勢圖	25
圖 4-1 回饋效果走勢方向圖	33
圖 4-2 本研究方法流程圖	35
圖 4-3 全臺灣歷年女性勞動力參與率趨勢圖	38
圖 4-4 全臺灣歷年自有住宅比率趨勢圖	39
圖 4-5 全臺灣歷年平減後平均家戶可支配所得趨勢圖	40
圖 4-6 全臺灣歷年粗結婚率趨勢圖	41
圖 4-7 全臺灣歷年人口密度趨勢圖	41
圖 4-8 全臺灣歷年扶老比趨勢圖	42
圖 5-1 2006 年至 2019 年一般生育率 Moran 散布圖	46

第一章 緒論

第一節 研究背景與目的

壹、研究背景

依內政部2021年初公布之統計數據，臺灣2020年只有16.5萬個新生兒，創下歷史新低，而2021年第一季的新生兒出生人數僅有3.5萬人，比去年同一時期減少13.6%，數字持續探底。隨後，美國中央情報局（Central Intelligence Agency）也公布2021年全球227個國家或地區的生育率預測報告¹，前10名都是非洲國家，而亞洲國家普遍呈現低生育率情形，包辦最後5名，臺灣是吊車尾。觀察數據顯示，臺灣每名15至45歲具生育能力的女性將僅會生育1.07個孩子，遠低於人口替代水準2.1人²的目標值。

近年來，臺灣生育率節節下降，政府確實已不斷在加強力道催生，企圖扭轉少子化趨勢，可惜未獲明顯改善。內政部前於2013年7月核定修正「人口政策白皮書」內容，有關少子女化問題之政策制定，希望能達成10年內使5歲幼兒入園率自94%提升至99%，減輕育兒家庭托育之經濟負擔，以提高生育意願，並使平均每年出生嬰兒數達18萬人等目標。但到了2020年，不僅進入超低生育率階段，粗出生率與粗死亡率曲線已呈現生死交叉，人口首度出現負成長。依據國家發展委員會（2020）人口推估報告指出，預計臺灣將於2025年邁入65歲以上人口占比達20%的「超高齡社會」，2070年臺灣人口數將降為1,449萬人至1,716萬人，約為2020年的61%至73%，也會轉變為以老年人口為主的人口倒金字塔，這意味著此時臺灣人口正迅速老化。

少子女化對國家各層面影響廣泛，再加上人口老化，將加速人口結構比例失衡、家庭規模變小，連帶影響適齡工作人口大幅減少、勞動力短缺，使得經濟成長率

¹CIA 2021年預測全球生育率最高的前5名國家依序為位於非洲的尼日、安哥拉、剛果、馬利和查德，預估生育率為5.57人至6.91人；倒數5名為亞洲的臺灣、南韓、新加坡、澳門及香港，介於1.07至1.22人之間，至於日本（排名218名）之預估生育率則為1.38人；其他先進國家，例如美國和加拿大，預估生育率也僅有1.84和1.57人。2021年4月24日，取自網址：<https://www.cia.gov/the-world-factbook/field/total-fertility-rate/country-comparison>

²人口替代水準的生育率2.1人，主要是因為每對夫妻應生育兩名子女來替代父母輩，世代人口結構才得以維持不變，多出的0.1人是考量並非所有出生的小孩都能存活到生育年紀。

長期持續降低，家庭及社會扶養負擔加重，甚至造成國安問題。毋庸置疑，臺灣面臨著應如何長期穩定生育水準，並積極改善出生數下降所衍生的社會問題。

由主計處人口概況統計資料觀之，15歲至49歲的育齡婦女人數自2001年起即開始持續減少，育齡婦女年紀亦有逐漸增長趨勢，2019年生育第一胎的媽媽平均年齡是31歲，相較於1976年的23歲，明顯攀升。究竟是怎樣的癥結點導致家庭猶豫不生下一代呢？根據今周刊³針對臺灣各縣市15至49歲一般民眾所做的「2021臺灣生育意願大調查」結果，1,068位之受試者中，未來打算生（再生）小孩者僅占全部的三分之一，其中有51.3%因買房而晚婚、41.9%因買房而考慮不生或少生；在不打算生小孩的民眾當中，有五成以上將「經濟壓力」視為最大阻礙，而高房價，是年輕世代經濟壓力的重要來源。

若從人口政策的觀點出發，房屋為養育子女及家戶形成之必需品，住宅價格可視為養兒育女的影子價格，政府若能有效地採行使房價下降到合理水準的抑制房價政策，勢必可以減輕生養小孩的成本，進而提高生育率（Yi and Zhang, 2010），此與臺灣先買房再成家的社會價值十分貼合。林佩萱（2015）就曾指出在生育前已購屋家戶相較於未購屋家戶，結婚後生小孩之期限會遞延。主要原因是在高房價時代買房，會占據大部分家庭資源，產生互相排擠效果，導致買了房子卻不敢生孩子。因此，依上述論點，房價上漲有可能成為少子化的因素之一。

內政部營建署就曾針對六都自2002年至2017年間，以房價負擔能力⁴中的「貸款負擔率」為指標與生育率的長期趨勢進行委外研究⁵。簡單來說，貸款負擔率為每月應繳房貸占家庭月收入之百分比，房價負擔能力則是衡量家戶對房價可負擔的程度，根據世界銀行定義，貸款負擔率在30%以下較為合理。研究發現，排除政府推出生育獎勵政策及龍年生子潮可能影響生育率之效果外，貸款負擔率與總生育率呈現負向關係（可參考圖1-1），表示貸款負擔率越高，房價負擔能力越低，同時間總生育率就越低，得出試圖提升房價負擔能力的同時，也可能提升總生育率之結論。然

³ 今周刊（2021年4月14日）。有孩子，更幸福！今周刊調查：女性生育意願27.3%，「經濟壓力」是最大阻力，逾4成曾因「房事」卻步。2021年5月21日，取自網址：
<https://www.businesstoday.com.tw/article/category/183027/post/202104140022/>

⁴ 房價負擔能力即購屋負擔能力，亦常稱作住宅負擔能力。

⁵ 內政部營建署2017年8月15日發布於官網：主題報導/專題報導/六都房價負擔能力與生育率長期趨勢探討。

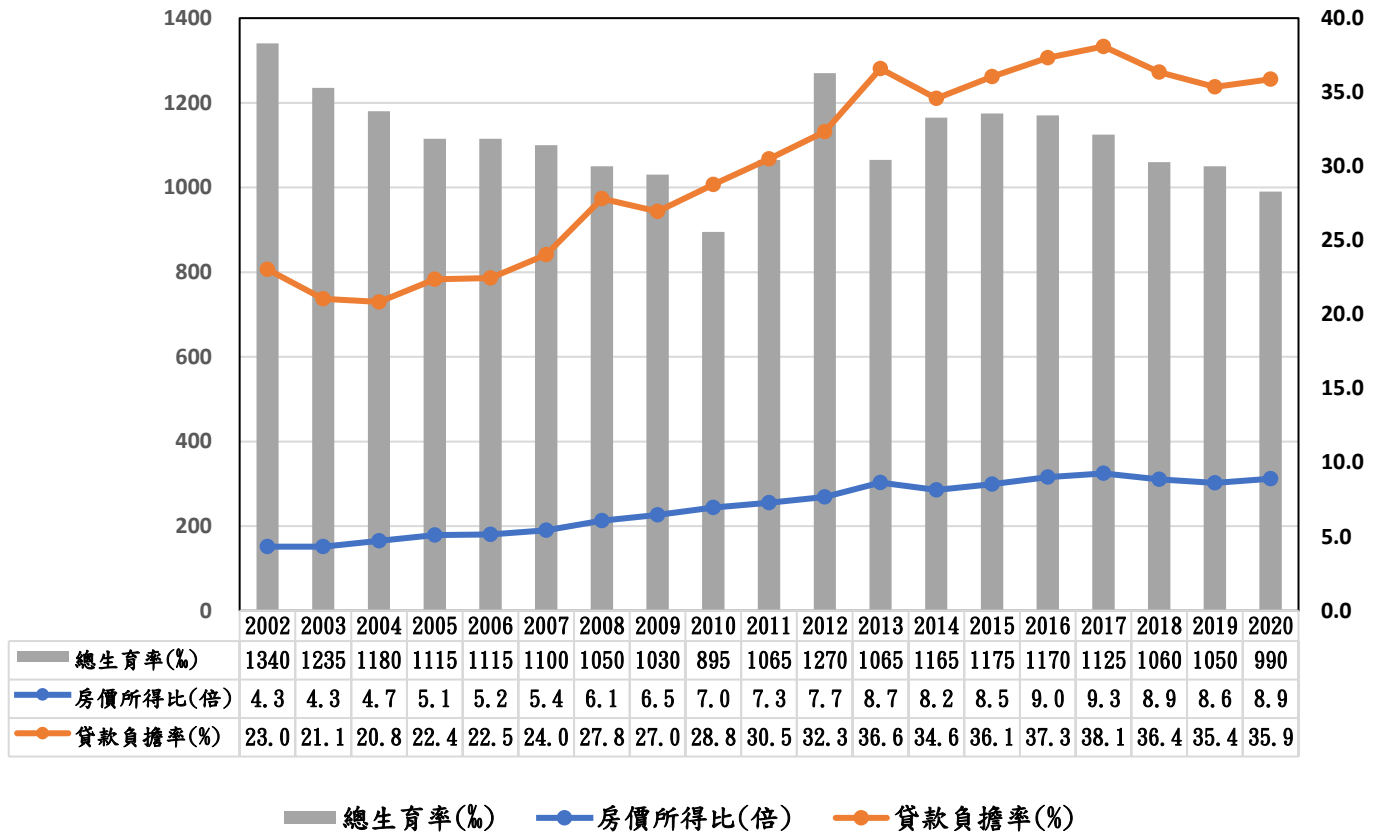


圖 1- 1 臺灣地區 2002 至 2020 年貸款負擔率、房價所得比與總生育率趨勢圖

資料來源：依中華民國統計資訊網及內政部不動產資訊平台統計資料繪製

而，「房價所得比」（房價與所得的比值）亦為衡量房價負擔能力的重要指標之一，同樣會造成購屋家庭之經濟負擔。由圖 1-1 來看，房價所得比及貸款負擔率這兩項指標的趨勢均是逐年向上攀升，媒體報導多將其歸因於經濟壓力與住宅負擔問題，環環相扣影響著結婚及生育，甚至演變為晚婚、不婚、遲育或不育。但弔詭的是，有實證研究指出房價所得比對於生育率為正向影響（劉志宏、張卉婷，2014；陳彥竹，2015；張聖昊，2017）。因此房價所得比的高低對於生育率之影響，並無一致的論證，值得探討。

本研究欲透過追蹤資料進行實證分析，來瞭解臺灣近10幾年來是否因為房地產價格飆漲，家戶所得並無等比例調高，導致年輕家庭因房貸支出增加而抑制生育意願，或者是因為房價上漲讓持有房屋的財富效果及所得效果增加而提升生育意願，進一步以房價所得比的調整來解釋對於生育率之影響，故將住宅負擔能力指標之「房價所得比」作為本研究之核心變數。

貳、研究目的

經回顧國內外文獻，研究如何提高生育率者眾多，且就經濟壓力方面，諸多是討論房地產價格上漲對於生育率之影響，但探討家庭因購屋負擔併予考量鄰近縣市間空間因素所造成生育率變動之主題則較少著墨。為彌補以往類此議題文獻之不足，本研究主要目的即採用樣本期間涵蓋2006年至2019年的追蹤資料，探討臺灣地區20個縣市的家庭在考量住宅負擔能力的前提下，房價所得比的變化與該地區一般生育率之關聯性，並試圖瞭解目前生育率持續下降之其他關鍵因素。

另為避免各地區之解釋變數與被解釋變數間之互動關係被忽略，特別加入空間相關性，運用空間計量方法進行實證分析。以此種角度探討生育率，可觀察到不同地理區域所呈現的人口現象不一樣，往往會造成鄰近地區行為的模仿，有著群聚效應與鄰近效應的優點，若能對此議題有更深入之理解及反思，並從生育政策及住宅政策兩方面提供政府建議，俾有助於減緩生育率低迷之衝擊。綜上所述，本論文之研究目的如下：

- 一、梳理相關生育理論以及國內外房價所得比對生育率影響之文獻。
- 二、瞭解臺灣地區住宅負擔能力之發展現況，與政府對於生育政策之方向。
- 三、建立影響一般生育率之實證模型，驗證在考量空間相關性之情形下，房價所得比與其他因素對於生育率有無顯著的空間相依性及其影響程度及方向。
- 四、綜整實證分析結果，提出具體可行的政策建議以因應未來少子女化趨勢，期能供施政單位或後續研究作為參考。

第二節 研究架構與流程

壹、研究架構

以往文獻之實證分析，多半係採用傳統迴歸模型分析影響生育率之相關因素，本研究有別於過去文獻，希透過「空間計量模型」來探討住宅負擔能力指標之一的「房價所得比」對其生育率之影響，在被解釋變數中加入空間因素，藉由Moran散布圖觀察臺灣各地區生育率間是否有聚集效果，並和早期文獻進行比較，檢視差異性。本文共分為六章，規劃各章節內容摘要如下：

第一章為緒論，首先敘述本文之研究背景、研究目的及研究架構與流程。第二章為文獻探討，彙整歸納對生育相關理論發展之相關文獻，並就住宅負擔與生育率間以及其他影響生育率因素之國內外文獻進行探討，以利本研究對相關解釋變數之選取。第三章為現況分析，首先介紹臺灣整體生育率之概況，分析臺灣生育率的趨勢及政府已提出的因應政策，並闡述臺灣近年來經濟環境造成家戶住宅負擔之情形。第四章為研究方法之說明及實證模型之介紹，說明本文所採用之研究方法與進行步驟，包括實證模型設定、變數說明及資料來源，以及各解釋變數對臺灣生育率之預期影響方向。第五章為實證結果分析，就模型之空間相關性進行檢定，陸續完成臺灣地區20個縣市2006年至2019年各變數之單根檢定及共線性檢定，再利用相關檢定方式擇定合適之空間計量模型，分析解釋變數及被解釋變數間是否存在影響，並說明實證分析結果。最後，第六章為結論與政策建議，期望本研究實證結果能提供政府制定提振生育政策之參考。

貳、研究流程

本文之研究流程架構圖如圖1-2，茲略述如下：將對生育率相關理論先行論述，彙整影響生育率因素之文獻後，回顧臺灣面臨住宅負擔之現況，與生育率狀況之空間相依程度，並檢驗相關變數後建立實證模型及檢定該模型正確性，以增加信度與效度。同時加入其他相關變數對生育率之影響程度，以實證結果分析影響效果，並給予結論及建議。

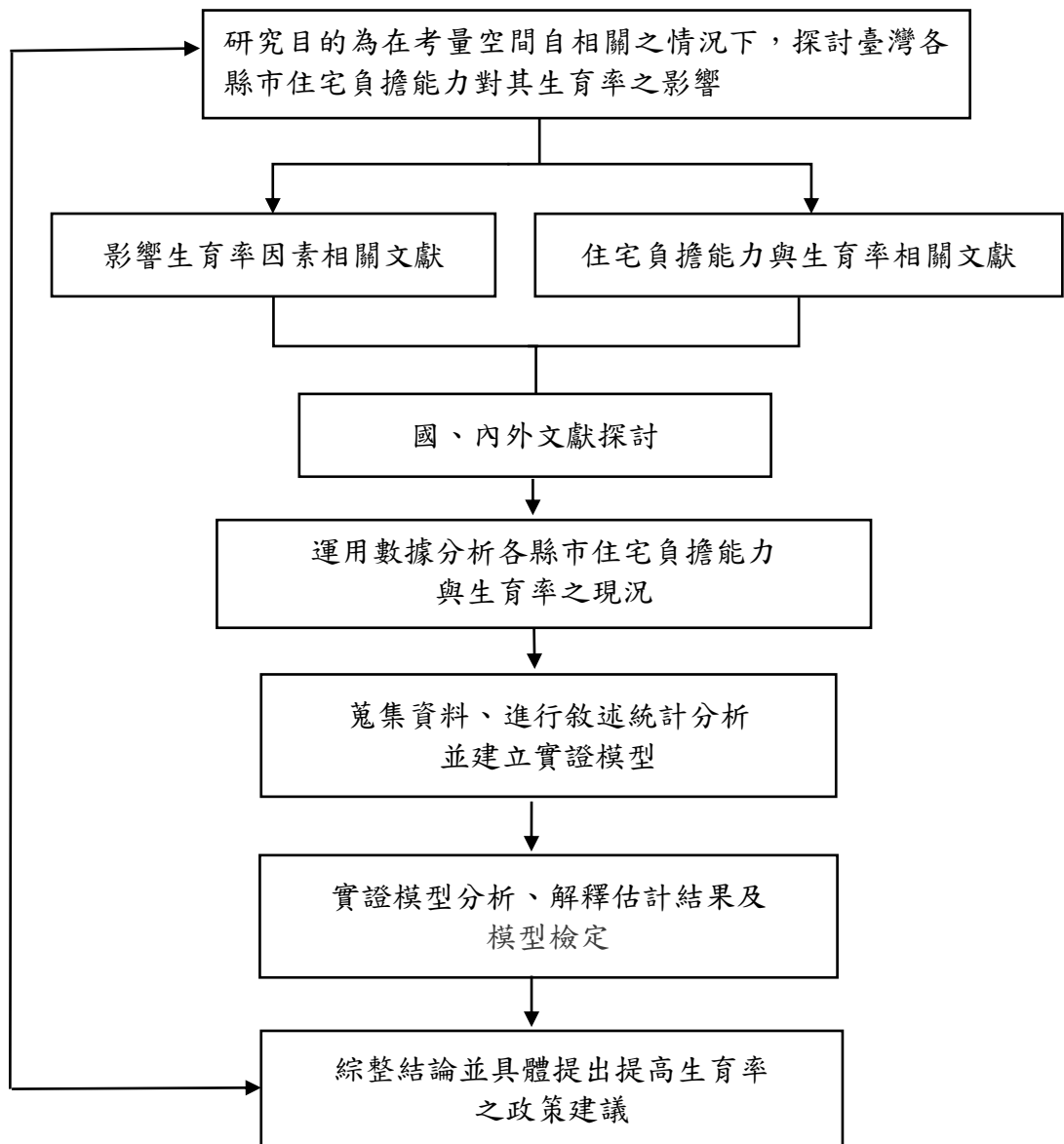


圖 1- 2 研究流程架構圖

資料來源：根據本文內容整理

第二章 文獻探討

本章主要回顧國內外相關學者所發表之文獻，首先探討過去影響家戶生育決策行為之相關理論，其次檢視住宅負擔能力與生育率之關聯性研究，最後從實證文獻中找出影響生育率之變數。

第一節 生育相關理論

對於影響生育子女需求之理論，Leibenstein (1957) 認為父母對於生育下一代的數量，會取決於預期未來子女會花費的成本與其可帶來的效益。考量從懷孕到撫養小孩長大獨立，家庭中所花費的直接性金錢支出及在無形中所失去的間接成本（例如母親因照顧下一代而損失受教育、獲得升遷及任何可能增加收入的機會成本）。因此，父母的生育動機，會對成本與效益實施評估，經由理性計算後做出最適生育抉擇。

Becker (1960) 運用消費者行為理論來解釋家戶生育行為，從經濟學的視角將孩子視同商品，而生育動機則源自於對孩子此一商品的需求。在財貨相對價格與家庭所得考量下，生育行為係家戶選擇家庭規模大小（即生育孩子數）以滿足需求極大化的決策過程。在預算限制下，若小孩為正常財，當家戶所得越高時對孩子的需求量更大，而生育較多孩子來滿足需求。然而，現實情形卻是高所得家庭的小孩個數普遍較低所得家庭少。

Becker (1960)、Becker and Lewis (1973) 與 Willis (1973) 以個體理論解釋上述矛盾，提出修正小孩為耐久性消費財，父母會同時考量小孩的質與量。若女性工資率提高，養育子女的機會成本愈高，該家庭生育數就會變少，轉而增加對小孩投資，從提高孩子的素質獲得效用，即質量抵換理論（quality-quantity trade off theory），用以解釋所得越高的家庭傾向栽培較高素質的小孩，而非生育較多小孩。

新家庭經濟理論是從家戶養育子女所需機會成本的觀點，討論生育率與擁有孩子的動機、孩子的品質及總體經濟市場等因素間的關係。Willis (1973) 假設家庭是依據比較利益原則來分配家庭成員的工作，傳統上男性為主要家計所得來源者，負責對外的勞動供給，有相對優勢，而女性因勞動報酬較低，養育子女的機會成本

也較低，故負責對內的家事照料工作，以使家庭達成最大產出。因此工業社會中夫妻家務分工不均，且女性婚育後經常終止有酬勞動之情形。

根據生育經濟理論，男、女工資上漲時對生育率有不同的影響。正因為大部分家庭的生育與養育工作會落在婦女身上，當女性工資上漲時對生育行為有正的所得效果及負的替代效果，而男性只有所得效果。當女性工資的替代效果抵銷所得效果，則預期母親養育子女的機會成本與小孩數量為負相關，因此當女性工資越高時，生育率會下降，但是男性工資越高，生育率會上升 (Becker, 1960; Mincer, 1963; Becker and Lewis, 1973)。

此外，Butz and Ward (1979) 也利用個體生育模型，實證出男性所得與生育率為正相關，女性所得與生育率為負相關；當以失業率作為養育子女的機會成本時，暫時性失業會降低女性時間的機會成本，但不致影響長期所得，因此當暫時性所得減少時，替代效果仍大於所得效果，在景氣蕭條時，因機會成本降低反而有助提升生育率。同樣地，Jones, Schoonbroodt, and Tertilt (2008) 探討了在絕大多數國家，基於高收入者的時間機會成本，使得生育率在多半情況下與收入呈現負向相關。或許是生育願望有所不同，因此有些人投資更多在孩子身上，較少投資於特定市場的人力資本，因此收入較低。

Easterlin (1978) 則是融合經濟與社會領域來分析家庭對生育的需求理論，其認為隨著現代化的發展，除了重視經濟因素的影響外，也要注重公共衛生、醫療、家庭計畫等社會因素，因此對生育子女的供給與需求層面產生正面與負面兩種不同效應之影響。

綜上，討論生育行為之理論有經濟、社會及心理各層面，個體經濟學的生育理論強調父母的所得與養育子女的機會成本對生育率的影響，之後的經濟學者加入其他總體經濟變數以探討對人口變動趨勢之影響，讓生育的相關研究更加完善。

第二節 住宅負擔能力對生育率之影響

現今高房價與低生育率情形，使家戶購屋及生育行為決策受到關注。本研究主要在探討購屋之住宅負擔能力的變化對生育率是否造成影響。衡量住宅負擔能力（又稱房價負擔能力）的兩項指標為「房價所得比」及「房貸負擔率」，也是目前全球用來評估家庭購屋能力的指標。主要概念是家戶所得能力是否足夠支付住宅價格，若住宅價格超過家戶所得可負擔能力，則存在購屋負擔風險。內政部營建署會定期於不動產資訊平台中公告每一季臺灣各縣市房價所得比及房貸負擔率統計數據。

誠如前章節論述的研究背景，生育率高低變化的情形是否真的受到房地產價格和所得比值之影響，是本文所欲探究的方向。有關房價所得比如何切入生育行為的研究，Dettling and Kearney（2014）以美國都會地區的擁屋者與無自有房屋者兩大族群為研究對象，研究顯示房價上漲10%，會替擁屋者增加4.5%的生育率，因擁屋者可享受到房價上漲所帶來的財富效果；但會讓無自有房屋者降低約1%的生育率，因為尚未購買房屋者，可能因而錯失財富效果，若再加上所得成長的速度低於房價上漲的速度時，更會讓個人有所得衰退效果。因此，房價上漲對個人的生育行為會有兩種相反方向影響。之後在彭建文及蔡怡純（2012）的研究中也獲得印證，針對臺灣住宅負擔能力與住宅自有率之長期關係研究中指出，高房價雖降低家戶購屋負擔能力，但對住宅自有率有正向顯著影響，原因為家戶預期房子增值所致。

至於要如何認定家戶具備一定的購屋能力？國外學者Bourassa（1996）曾指出，當一個家戶單位減去住宅成本所剩餘之所得，必須能符合生活上之基本需要，否則會有負擔能力之問題產生，其中住宅成本包括銀行貸款、稅負及房屋相關維護費用。換言之，購屋負擔能力是家戶起初能負擔得起購買住宅時所支付的自備款，在往後償還貸款時也不致影響原來的生活水準。

由此可知，當家戶為了得到適合的住宅，支出超逾其所得的一定百分比後，該家戶就會面臨經濟負擔能力可能會有問題之狀況，而且當住宅支出占所得比較高時，必然會排擠到其他生活支出。陳文意、周美伶、林玉惠、陳明吉（2013）及劉志宏、張卉婷（2014）的研究中均認為以房價所得比作為指標，相較於先前研究所使

用的住宅區平均每坪房價、各縣市平均地價（廖珮郁，2010）及自有住宅比率等，更能夠去反映臺灣房地產市場的變化及對於後續民眾所得所產生的影響。

陳文意等人（2013）將臺北都會區少子化與高房價兩個議題連結，並於研究中指出，房價所得比嘗試探討人民以現時的收入所能購買一般房子的壓力。當此比值愈大時，代表此地區的房價走升，該地區的人民越無法去負擔購買房子的成本；經由實證結果，確認房價所得比為預測總生育率的重要變數，短期間會因為所得效果使得房價所得比對總生育率產生正向影響，但就長期來說，當房價所得比增加1%，使得總生育率下降0.141%，應是價格效果使得兩者間產生負向影響。

劉志宏等人（2014）採用臺灣19個縣市2002年至2013年的觀察樣本，並以房價所得比作為對生育率之主要影響自變項，運用固定效果迴歸模型實證房地產價格上漲與生育率呈現正向影響關係，研究推論與臺灣高度的自有住宅比率相關，因房價上揚帶動財富效果，讓人民更加積極進行生育行為。

陳彥竹（2015）則利用普通最小平方法與固定效果模型，經實證發現2003年至2014年間臺灣20個縣市的不分縣市效果之房價所得比對於總生育率有顯著正向影響，成因可能為房價負擔向來是全臺前三重的臺北市、新北市、桃園市之人口數即占總人口數的37%，而其房價所得比對總生育率亦有顯著正向影響的房屋財富效果存在，其餘城市卻無此房屋財富效果存在或不顯著。

不過，在高房價、低薪資的時代，應該先擁有房子還是要先孕育孩子，著實是一道人生難題。林佩萱（2015）的研究指出，家戶購屋及生育皆為家庭重要支出項目，造成資源排擠效果，但過去研究卻忽略此兩項為對於提高家庭穩定性的貢獻，可能刺激家戶擁有孩子或房子之動機。實證結果發現，生育後家戶之購屋機率呈遞減方式增加，購屋後之生育機率會隨時間遞減，說明資源排擠與動機刺激將隨時間改變作用，於高房價時期之作用力亦不相同。林佩萱及張金鶚（2016）抽樣調查統計出整體家戶平均生育時間約為1.86年，未購屋家戶平均婚後約1.71年生初胎，買屋家戶約於婚後2.66年才生初胎。因此，在生育前已購屋家戶相較於未購屋家戶，結婚後生小孩之期限會後延。主要原因是在高房價時代買房，將使包含購屋成本在內的生育成本激增，占據了大部分家庭資源，產生互相排擠效果，導致陷入買了房子卻不敢生孩子的窘境。

張聖昊（2017）運用最小平方法、固定效果模型及隨機效果模型，針對2002年至2015年臺灣地區20個縣市的追蹤資料進行迴歸分析，研究結果發現，在考慮生育率落後一期之情況下，房價所得比與總生育率呈現顯著正相關，部分房價高漲帶來之經濟資源排擠效果應被其他生活成本偏低的實質所得效果所抵銷，研判房價所得比上漲對於生育的衝擊可能未如想像中嚴重，少子化問題應有其他成因。

值得一提的是，林佑儒（2021）之實證研究結果顯示，臺灣七大都市地區（新竹縣市併六都討論），低房價地區（高雄市）反比高房價地區（臺北市）住宅負擔重；因房價與所得不均等問題，利用總體房價所得比推算地區住宅負擔時，可能低估個體家戶實際承受的住宅負擔，且高房價地區因購屋門檻較高，能購屋者也為高所得者，整體房價所得配適情形可能較佳，因此建議政府於制定相關住宅政策，擁屋數應列入評估，因高房價低所得背後隱含著資產確實為購屋重要資金來源（以屋換屋、以屋買屋），更能夠反映出購屋者之實際住宅負擔情況，以避免產生偏誤。

綜上所述，房子除了具有消費自住的特性，也兼具使家戶預期未來增值的投資特性，往往會出現擔心房價持續飆漲，若現在不買未來更買不起的心理，使家戶於高房價時期仍進場買房，若未考量自身負擔能力而勉強購屋，將使排擠效果更為強烈，使得低生育率成為高房價產生的社會問題之一。此外，高漲的房價對於家戶的經濟資源或多或少產生排擠效果，但隨時間推移，房價所帶來之財富及所得效果都將更加明顯，尤其持有房產也較會對生育需求產生刺激動機，若以成本效益分析考量生育之數量，房價對於生育的影響是有不同面向的。

第三節 其他影響生育率之因素

在前節已針對住宅負擔對生育率所造成影響之相關文獻予以探討，以下就其他可能影響生育率議題之文獻進行整理。

Brewster and Rindfuss (2000) 在探討歐美工業化國家近年來生育與女性勞動參與間的關係中歸納出下列概念：(一) 女性勞動參與會影響生育，也會被生育所影響。(二) 應探討是否決定要生育、預期孩子數量、生育時間與間隔等更多面向。(三) 國家政策需提升性別平等，降低性別角色間的不協調等結構與制度面的考量。Andersson (2008) 認為瑞典的家庭政策是不直接鼓勵生育，而是以加強女性的勞動市場投入程度為目標，因此除了提升婦女勞動參與外，應促進兩性平等，使婦女有能力追求家庭及職業生涯，避免淪於依靠他人生活，形成雙薪家庭模式。

當女性擁有越強的自主意識，生育意願通常會隨之降低，而參與工作有助於培養獨立自主意識，提高婦女對進行生育以外事務的機會，取代生育子女的動機，而女性的時間機會成本是決定是否生育的重大因素。為瞭解女性勞動參與的程度對生育率之影響層面，先是楊靜利 (2007) 以1965年到1991年的資料，使用普通最小平方方法OLS與廣義最小平方方法GLS進行迴歸分析，研究指出婦女勞動參與率的提高對於晚近生育率的下跌確實有顯著影響，尤其在生育力高峰點的年齡組上影響力差異更大。再來，陳文意等人 (2013) 的實證結果也顯示，長期而言，當女性勞動參與率增加1%，將使得總生育率下降0.473%，有顯著的負向影響。

臺灣女性的平均薪資低於男性，在傳統社會家庭制度仍是維持男性養家模式，往往會要求女性負擔絕大部分家務及照顧小孩，以致無法兼顧工作與家庭，產生衝突，因而降低理想子女數與實際生育數。Butz and Ward (1979) 以實證模型得出女性所得與生育率為負向影響，男性所得與生育率為正向影響。Huang, Kao, and Hung (2006)、吳閔鈺 (2006) 均提出家庭可支配所得與生育率成正比的實證結果。因此，個人無意願生孩子，有可能是因為經濟環境充滿不確定性，當年輕男女缺乏工作保障及薪資保護，知覺到生育的社會環境處於劣勢時，會延後組成家庭及生育 (McDonald, 2006)。由此可知，理性的夫妻決定是否孕育下一代，通常取決於有無足夠的經濟能力。

在住宅的擁有與生育決策的關連性研究中，Mulder and Wagner (2001) 曾指出自有住宅對婦女生育行為的決定是兩方在拉扯，因為住宅為穩定的家庭環境之表徵，有助於提高生育率，另一方則是家庭在面對有限的預算資源下，一旦購屋後可能會排擠生育行為之決定，因為擁有住宅與養育小孩均是花費極大的一項支出，彼此可能存在競爭關係。其他研究發現，自有住宅會影響生育決定的時間，擁有住宅的夫婦比未擁有住宅的夫婦初育時間會更早 (Yi and Zhang, 2010)。

為探討自有住宅率對生育率之影響，吳閔鈺 (2006) 以臺灣23個縣市1994年至2005年間之追蹤資料，使用固定效果模型實證分析，當生育率遞延一期時，自有住宅率與生育率間存在負向關係，顯示自有住宅於購買初期會延後生育決策的形成，兩者間存在資源排擠效果，當生育率遞延兩期時，將產生更大的資源排擠效果。另經參考張聖昊 (2017) 運用傳統最小平方法、固定效果及隨機效果模型，針對2002年至2015年臺灣20個縣市共280筆追蹤資料進行迴歸分析，結果顯示在考慮生育率落後一期之情形下，同時控制時間及區域效果，自有住宅率雖與總生育率為正相關，但未達顯著水準。彭建文與蔡怡純 (2012) 利用1982年至2009年臺灣資料，發現長期之住宅自有率與生育率間具有正向關係，短期則因正負向關係相互抵銷而不顯著。因此，綜合上述研究結果，住宅的擁有與生育行為間尚無明確關係。

根據內政部統計出生人數也與結婚人數有關，隨著臺灣每年結婚的人數下降，出生人數越少。雖然近年來社會開放程度漸增，家庭價值觀更趨多元，也開始有多元成家的法律保障，然而臺灣傳統主流價值觀念，對大多數人而言，婚姻和生育決策是一體的，且生育決策通常在結婚決策之後，傳統「男大當婚，女大當嫁」的觀念已逐漸式微。劉君雅、鄧志松、唐代彪 (2009) 認為，結婚率代表兩性或家庭關係之穩定程度，結婚率越高，生育率理應越高，未婚生子或非婚生子女的情況到底還是少數。余清祥、許添容 (2004) 也實證出結婚率對臺灣地區婦女生育率為正向影響。根據學者研究指出，婦女有偶比例的減少為臺灣總生育率快速下降的真正原因，特別是20到29歲婦女有偶比例下降的影響最大，經比較不同世代婦女的生育史，顯示晚近年輕世代教育程度較高的女性，有偶比例持續下降 (駱明慶，2007)。陳彥竹 (2015) 利用普通最小平方法與固定效果模型，分析2003年到2014年間臺灣地區20個縣市，實證出粗結婚率無論是當期或遞延一期，對總生育率皆有顯著正向

影響，且當期粗結婚率之係數值相對較大，推測可能現代人奉子成婚之狀況已多過先結婚後生子的傳統情形。

另外，在本文一開始的研究背景中曾提及，美國中情局2021年預測生育率最高的國家均位於非洲，而預測生育率倒數5名的國家全部在亞洲，讓人不禁聯想是否與人口密度（人/平方公里）相關。Lutz, Testa, and Penn (2006)曾使用145個國家時間序列的固定效果模型，並控制社會和經濟變數，實證研究發現人類生育率和人口密度之間存在顯著負向關係。這同樣在de la Croix and Gobbi (2017)的研究裡得到驗證，其透過測試44個發展中國家，實證出人口密度從每平方公里10人增加到1,000人，生育率下降約0.7名兒童。

余清祥等人（2004）探討1991年、1992年及2001年及2002年間以臺灣鄉鎮市區為單位，利用群集模型及空間迴歸模型分析方法，實證得到的結果為出生率較高或較低的地區確實有空間聚集現象，育齡婦女生育率偏低的群集最顯著地區為臺北市，推測是都市化程度較高，生育行為明顯延後；另也發現人口密度對生育率呈現負相關，顯示生存的地域空間與人口成長彼此具有競爭關係。而郭俊東（2017）也採用多年期縱橫資料分析方法及多層次存活分析模型，實證結果發現，臺灣總生育率在1998年以後快速跌落，主要受到30歲以下生育率快速下降之影響，且生育率下降之過程是由主要都市擴散到周圍地區；在2000年時，地區人口密度和總生育率為負向關係，但在生育率下降到極低水準的過程中，不同人口密度地區之生育率差距縮小，負向關係逐漸消失；該研究亦發現在控制其他社會經濟因素後，扶老比和總生育率並無顯著關係，但對於25到29歲的生育率為顯著負向關係，到了30歲以上生育率開始轉變為重要的正向影響因素，在35到39歲生育率部分，扶老比甚至成為解釋生育率的最重要因素。依據國家發展委員會（2020）人口推估，2030年的扶老比可能上升至36.8%，也就是平均每2.7位工作人口就要扶養一名長者，長照醫療費用不容小覷，擔心自己都養不好還有長輩要照顧，實無能為力再負擔生養孩子的費用，因此三明治族群的負擔恐有增無減。

經由上述文獻回顧及歸納整理，可初步瞭解影響臺灣地區生育率下降及個人生育行為之因素，除了前節所探討的房價所得比為主要變數外，大致還有家庭可支配所得、自有住宅率、女性之勞動參與率、結婚率、人口密度、扶老比等變數。

第三章 現況分析

第一節 臺灣生育率現況分析

育齡婦女總生育率是一般實證文獻 (Yi and Zhang, 2010) 衡量一個地區生育水準最常採用的變數，指的是平均每位育齡婦女一生中所生育的子女數或生育率。以下使用總生育率的變動來說明歷年來臺灣生育狀況。

臺灣育齡婦女總生育率自1946年起即呈現滑落趨勢，1946年至1964年間是農業社會，屬高生育率時期，總生育率在5至7人之間，此為戰後嬰兒潮，每年平均出生約40萬名嬰兒。之後工業社會轉型，步入後工業社會，自1984年起總生育率已低於人口替代水準的2.1人，直接進入低生育率國家（1.68人），嗣後雖有回升到1.7人以上，但已對臺灣未來的人口衰退發出警訊。於1986年到1997年間，總生育率即維持在1.75人左右，雖未達人口替代水準，但尚在可接受之限度內。從1998年起，總生育率又開始明顯降低（低於1.7人），並一路來到2001年的1.4人，至2003年直接落入「極低生育率門檻」（生育率為1.3人），被聯合國列入最低十個國家之列，依歐洲國家經驗，總生育率低於此數據，已非屬人口結構平衡的狀態。

至2010年為生肖虎年，僅有16.7萬名嬰兒出生，生育率降至0.895，2012年因逢龍年，生育率始有升高到1.265，除2014年至2016年出生數維持20萬人外，近10餘年來都在1.10至1.20間徘徊，甚至到了2017年底，出生嬰兒數又降至20萬人以下，總生育率為1.13，2018年僅出生18.1萬餘名嬰兒，總生育率再掉到1.06人，至今，臺灣大部分時間的生育率比南韓還要低。⁶

另一方面，臺灣老年人口年齡結構快速高齡化，國家發展委員會（2020）公布2020年85歲以上超高齡人口占老年人口為10.7%，推估2070年將增長至27.4%。若低生育率的現象持續存在，對於臺灣少子且高齡化的結構，恐將造成相當多衝擊的面向：（1）勞動市場人力萎縮，產生供給短缺，因整體需求不足降低總體經濟發展潛能，再加上政府欠缺較完善的家庭照顧政策，使得臺灣女性在年輕時中斷職涯發展，失去在職場累積專業的機會，無法繼續貢獻勞動力，等到小孩成長，再企圖重回

⁶ 在世界銀行 180 多個成員中，南韓的生育率普遍最低，2020 年總生育率只有 0.84，遠低於美國的 1.73 和日本的 1.42，在經合組織 37 個成員國中，僅南韓低於 1。

職場時，只剩低薪的勞力工作；（2）學校面臨招生不足、師資員額配置及教育資源過剩，甚至發生併校、廢校等問題；（3）家庭養老功能減弱，平均每個勞動力人口必須供養更多的老年人口，兩者比例嚴重失衡，照護負擔沉重；（4）目前正在繳費的勞動力人口可能會考量目前國家的財務負擔和人口結構的變遷，擔心未來無法領取年金給付，因此考慮不繳保費及納稅，破壞年金體系建立的世代契約，進而引發未來國家財政收入大幅縮減，需承擔的財務成本增加，社福資源入不敷出。以上對於人口、經濟和社會之日後發展均有深遠的負面影響（教育部、衛生福利部、勞動部、內政部、財政部、經濟部、科技部、交通部、行政院人事行政總處與國家發展委員會，2021）。

內政部也正視到少子化日益嚴重的問題可能對國家安全造成危機，於2013年公布的人口政策白皮書內容，希望以宏觀角度解決當前人口問題及未來人口結構趨勢。目前臺灣需要將人口替代水準出生率維持在2.1人，才足以維持現在的人口數，政府正努力在2030年將生育率提高到1.4人，並提供生育補貼、降低教育費用、擴大育兒補助等福利，以鼓勵年輕夫婦生育。然而家庭規模與子女數都趨於減少，人口及扶養結構失衡，結婚與生育時間後延，子女的托養教育以及親子關係等，都隨著社會變遷，造成不同程度的影響（內政部戶政司，2013；國家發展委員會，2020）。

表3-1為2006年至2019年間臺灣各縣市一般生育率之統計數據，經檢視該表，期間內有幾處明顯的轉折，像是因2009年金融海嘯之故引發結婚人數銳減，以致2010年的生育率呈現下滑，至2012年龍年時，大部分縣市的生育率又較前1年大致增加4至7個百分點，到了2017年之後即呈現急速減少的趨勢。另外基隆市的生育率始終敬陪末座，而新竹縣及新竹市在期間許多年度的生育率高於40%，新竹市算是最會生的縣市，但在2016年以後，也逐漸呈現下滑現象。

讓人憂心的是，2020年因新冠肺炎疫情蔓延境內，對臺灣影響較明顯的是結婚對數較2019年少了1萬兩千對，將衝擊到2021年的生育；若2021年結婚對數持續下降，又會影響到次年的生育，況且還是虎年，對生育率的推估更不樂觀。

但若僅以上述各縣市的追蹤數據高低對其自身影響做觀察，並不具深深刻意義。回顧以往的文獻中少有連帶探討臺灣各縣市的鄰近地區對其是否產生外溢效果之影

響，因此本研究為凸顯空間概念因素的重要性，會一併將具有空間相依性或異質性的空間屬性資料加以分析。

圖 3-1 為利用 stata 軟體繪製出臺灣 20 個縣市從 2006 年至 2019 年一般生育率的空間散布圖，將臺灣地區生育率分成 5 個級距，若一地區在空間散布圖所繪製的顏色越深，表示該地區在當年度生育率所處的聚集層次愈高；反之，若一地區在空間散布圖所繪製的顏色越淺，表示該地區在當年度生育率所處的聚集層次愈低。經由觀察各年的空間分布，大致可看出各地區的聚集效果，在西北部地區生育率的空間聚集現象比東南部較為明顯。但為了真正判斷出空間聚集程度，通常會透過 Moran's I 值觀察是否顯著及其正、負方向作為參考依據，在第四章中將予以詳細說明。



表 3-1 2006 年至 2019 年期間臺灣各縣市一般生育率 (‰)

縣市	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
新北市	29	29	29	29	25	31	38	32	36	34	33	31	28	28
臺北市	29	30	28	28	27	36	43	37	42	42	41	37	35	33
桃園市	35	36	34	33	28	32	36	29	31	40	41	40	39	38
臺中市	32	33	31	30	26	32	38	32	35	35	34	33	31	29
臺南市	30	30	29	28	23	29	36	29	32	33	31	30	26	26
高雄市	30	30	29	28	25	29	34	29	31	31	30	29	29	28
宜蘭縣	33	31	30	31	29	30	34	30	30	30	31	30	28	28
新竹縣	47	48	47	45	36	40	46	38	42	39	39	35	31	31
苗栗縣	38	37	35	33	30	36	45	38	43	41	35	29	25	24
彰化縣	38	36	35	36	31	35	42	34	37	41	43	41	39	40
南投縣	35	34	31	29	25	27	32	26	29	29	30	28	28	28
雲林縣	39	37	36	34	30	32	37	30	32	30	29	28	26	27
嘉義縣	39	36	35	32	26	28	31	24	25	25	25	24	22	26
屏東縣	33	31	30	28	23	24	29	23	26	26	25	24	24	25
臺東縣	40	38	36	34	30	32	34	30	33	30	29	29	30	29
花蓮縣	35	34	32	30	27	30	34	32	32	34	33	31	31	32
澎湖縣	37	34	31	32	27	33	40	34	36	35	39	40	34	38
基隆市	28	28	26	25	21	19	25	22	22	26	27	25	25	24
新竹市	45	45	46	47	41	47	54	43	47	43	39	37	34	34
嘉義市	29	29	28	27	24	26	29	26	30	31	31	28	27	25

註：該年度縣市生育率第一名以灰塊標註，最後一名以字下線標註。

資料來源：中華民國統計資訊網縣市重要統計指標

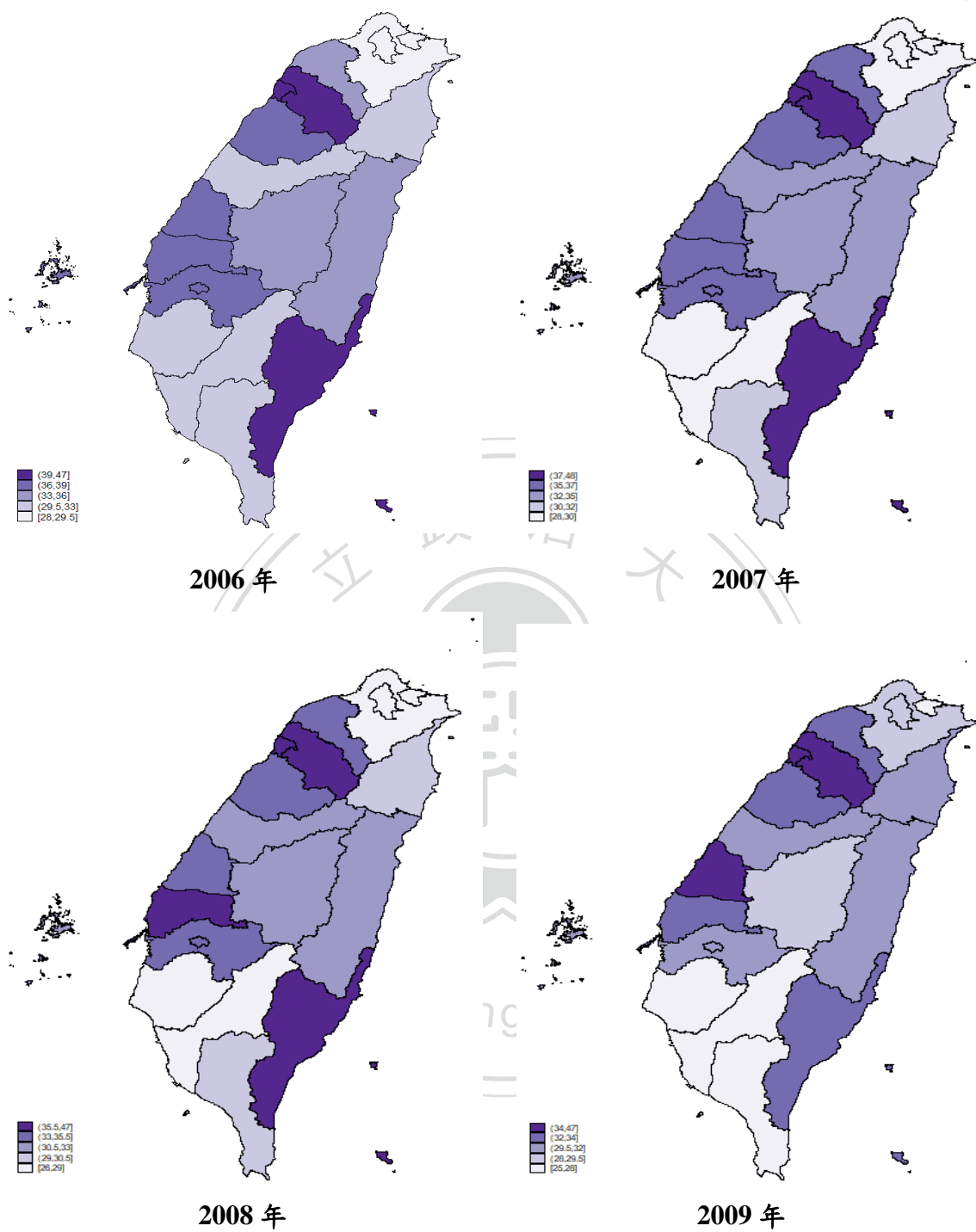


圖 3- 1 2006 年至 2019 年一般生育率空間散布圖

註：顏色越深，表示該縣市在當年度生育率所處的層次愈高。

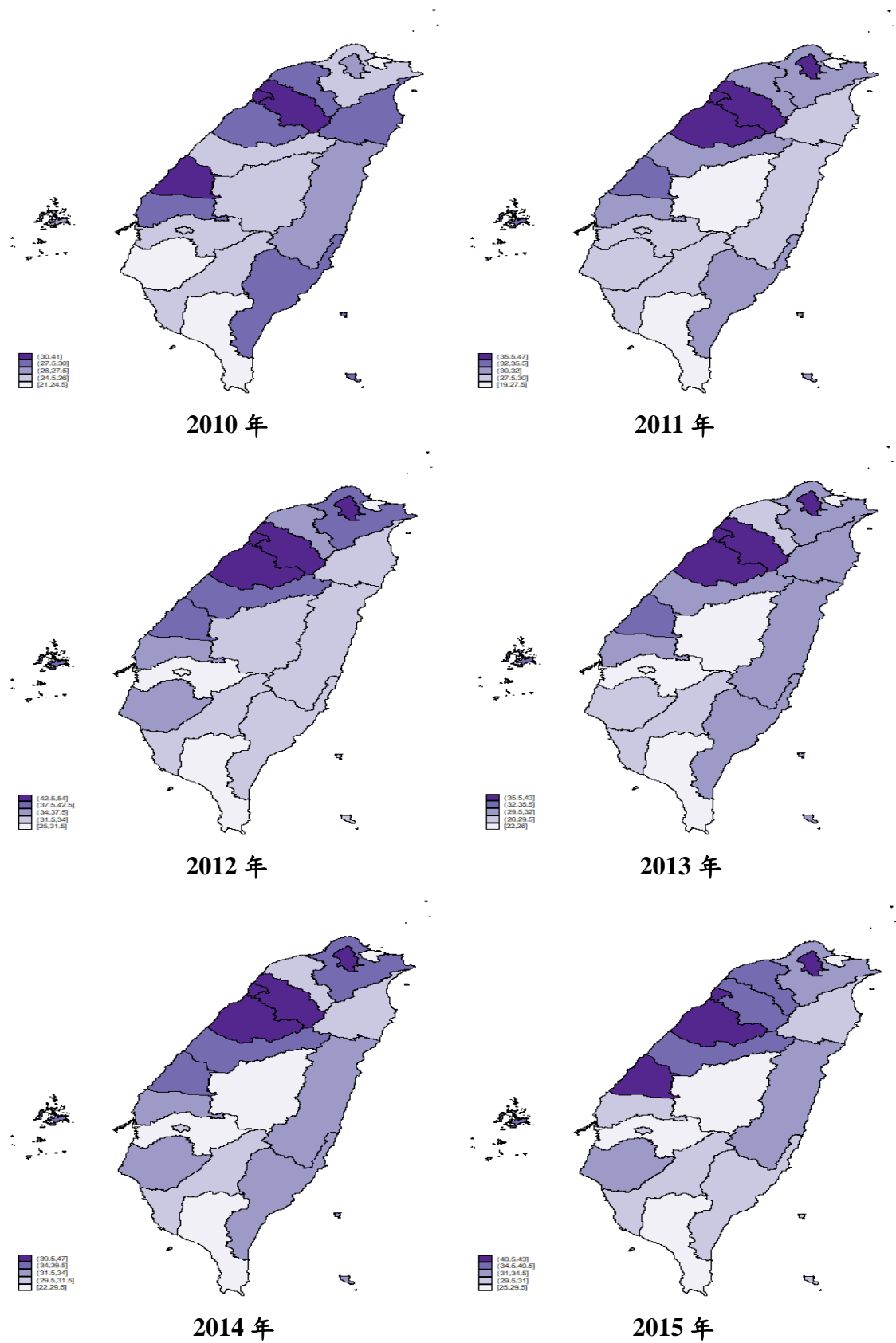


圖 3-1 (續)

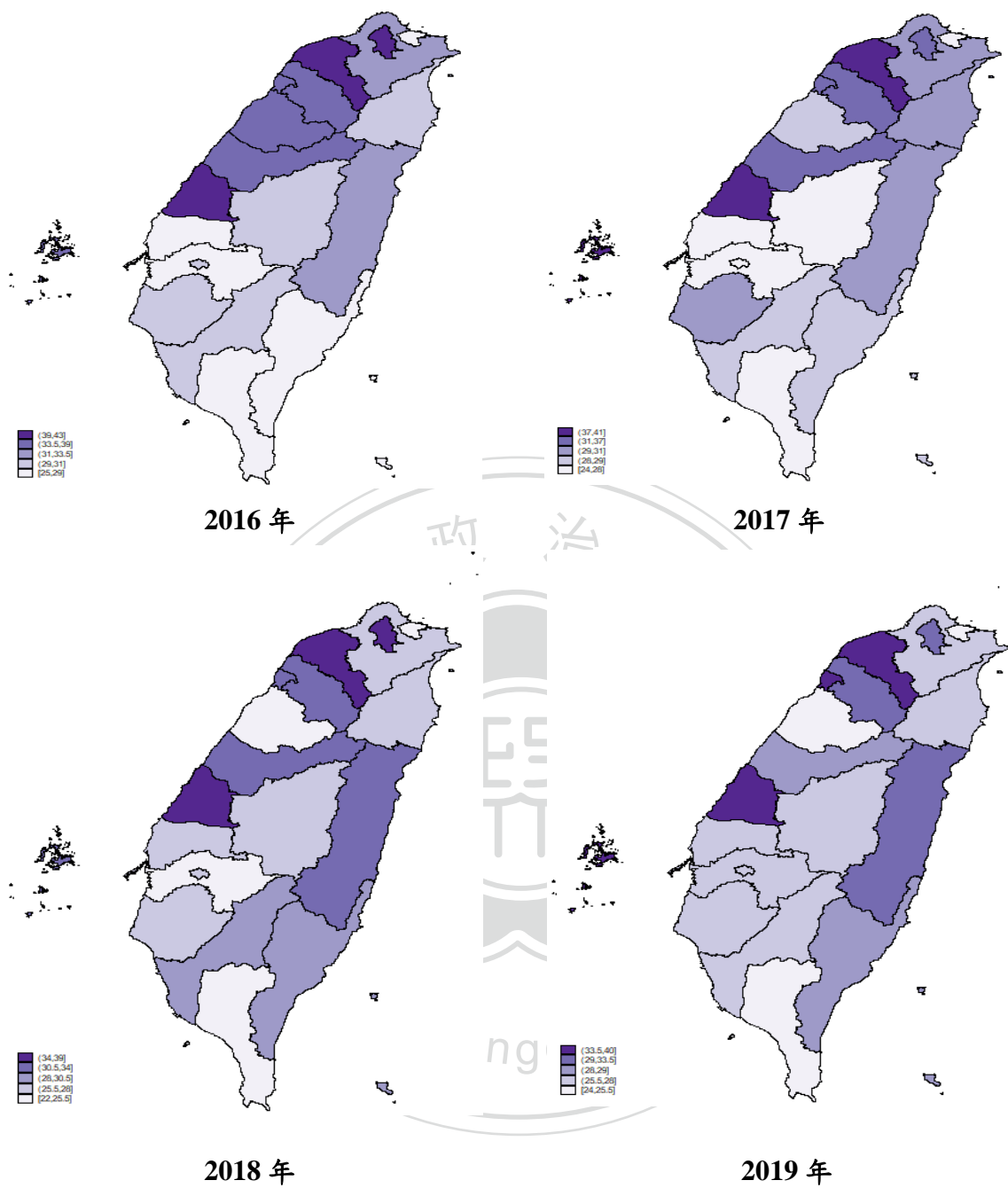


圖3-1 (續)

資料來源：依中華民國統計資訊網提供一般生育率數據以 stata 軟體繪製

第二節 臺灣住宅負擔能力發展現況

住宅負擔能力（又稱房價負擔能力）是參考「房價所得比」及「房貸負擔率」兩項指標，以衡量對房價可負擔之程度，數值越低表示負擔能力越高，也是目前全球用來評估家庭購屋能力的指標。內政部營建署會定期於不動產資訊平台中公告每一季臺灣各縣市房價所得比及房貸負擔率的統計數據。⁷

「房價所得比」是以該地區的中位數住宅價格占該地區的中位數家戶可支配所得所估算出，簡言之，就是代表需要花多少年的可支配所得才能買到1戶中位數價格的住宅，此比值亦可作為養育子女影子價格的指標。為了瞭解並比較臺灣房價所得比是否合理，按照美國國際公共政策顧問機構 Demographia 2021年所給的標準表⁸，認為只要房價所得比超過 5.1倍，就算達到極度嚴重無法負擔的房價。另外參照世界銀行的統計，其認為已開發國家正常的房價所得比一般介於1.8到5.5倍之間，開發中國家合理的房價收入比則在3到6倍之間，因此，依國際衡量房價所得比的標準約3到5倍較為合理。

而另一個住宅負擔能力的指標—「房貸負擔率」，則是依照七成的貸款成數，以20年期本利均等攤還，算出每月應繳本利，再除以中位數月家戶可支配所得計算出，代表著中位數住宅價格之每月應償還本利和占中位數月家戶可支配所得的比例狀況。買房除了自備款之外，購屋族更在意的是每個月是否有能力負擔起房貸，房貸負擔率的比例越大，則房價負擔能力越低，一般來說，小於30%尚屬於「可合理負擔」，介於30%至40%間表示房價負擔能力「略低」，40%至50%間表示「偏低」，大於50%以上則表示「過低」。

以臺北市為例，根據2002年的歷史統計資料，臺灣房價所得比的平均值為4.4倍，臺北市為5.8倍，另檢視內政部2021年4月公布最新一期（2020年第4季）的房價負擔能力指標，大部分縣市的房價所得比多半落在6至8倍之間，大致還在可接受的範

⁷現行內政部不動產資訊平台公布之房價所得比：中位數成交價除以家戶可支配所得中位數（即總體房價所得比）與 2013 年第 4 季以前公布於該平台住宅需求動向調查之房價所得比：個體家戶實際購買房價除以所得（即個體房價所得比）不同。

⁸2021年提出之「2020全球住房可負擔性調查報告」，將中等收入住房的可負擔性區分為4個等級：3倍以下為可負擔（affordable）；3.1到4倍為略超過負擔（moderately unaffordable）；4.1到5倍為嚴重無法負擔（seriously unaffordable）；超過5.1倍為極度嚴重無法負擔（severely unaffordable），惟該調查未將臺灣納入其中。<http://demographia.com/dhi.pdf>

圍內。經擷取以六都為主及後三名縣市的數據依高低順序排列如下表3-2所示，可看出全臺灣房價所得比平均值為9.2倍、房貸負擔率為36.81%，而臺北市、新北市及臺中市的房價所得比，均大於10倍，且超過平均值甚多，其中臺北市的房價所得比已漲到15.78倍居冠，意謂著房價負擔能力屬於過低等級，這表示平均年所得約160萬元的雙薪家庭，需拿出其中63.12%來支付房屋貸款，至少得連續15年不吃不喝才有可能以薪水存款買入臺北市30坪、每坪80萬元的新屋，背負房貸壓力明顯較其他縣市沈重許多。新北市的房價負擔能力則屬偏低。至於後三名的嘉義市、嘉義縣及屏東縣，其房價所得比約5.6倍，相距甚遠。

另從次頁圖3-2的房價所得比趨勢圖觀察數據，自2006年以來，臺北市和新北市的房價所得比即呈現居高不下，究其原因，除了雙北位居臺灣的政經中心以外，城市的商業機能發達而創造大量就業機會，再加上提供較好的社會福利，磁吸效應使得人口一直往北部集中，出現「北漂青年」，也造成房地產市場供給、需求嚴重失衡。其他縣市雖不像雙北的房價所得比如此高不可攀，但是近幾年來，也同樣出現逐步上揚走勢。依據中央銀行所統計的五大銀行（台銀、合庫銀、土銀、華銀及一銀）新承做放款金額與利率資料顯示，2020年第4季的購屋貸款利率平均為1.36%，持續的低利率水平確實有助於購屋需求的推升。

表 3-2 2020 年第 4 季房價負擔能力指標

縣市	房價所得比（倍）		房貸負擔率（%）	
	（倍）	年變動值	（%）	年變動值
臺北市	15.78	1.84	63.12	6.01
新北市	12.09	0.37	48.36	0.35
臺中市	10.02	0.22	40.08	-0.08
高雄市	7.78	0.67	31.12	1.98
臺南市	7.74	0.55	30.94	1.47
桃園市	7.65	0.39	30.59	0.86
嘉義市	5.69	0.67	22.78	2.2
嘉義縣	5.65	0.24	22.58	0.42
屏東縣	5.62	0.33	22.50	0.85
臺灣地區	9.20	0.62	36.81	1.66

資料來源：內政部不動產資訊平台

臺灣各地的房地產均受惠於寬鬆的貨幣政策所創造出的資金行情，除了在2008年，由於美國的次貸風暴所造成的金融危機曾出現短暫房市回檔，2011年上半年又因實施ECFA（海峽兩岸經濟合作架構協議）效應、開放陸客來臺自由行、熱錢大量湧入亞洲，造成臺灣的房市熱絡，價量齊揚，但利多出盡後，因同年下半年財政部實施「奢侈稅」打房政策，主要針對短期進行房地產交易的行為來課稅，使得2012年房價所得比的指標稍微下跌。接著，地方政府也對房地產持有稅—地價稅及房屋稅之公告地價及房屋現值上進行大幅度調漲，也讓2014年7月1日以後的新建築房屋稅平均增加為1.6倍，更有些豪宅的房屋稅增加幅度為原來的數十倍。加上財政部於2016年1月起開始實施「房地合一稅」新制，對於房地產的買賣，會針對其持有年份的長短及獲利金額的多寡，課以不同等級稅率，以及面對房貸升息之利空因素，買方抱以觀望心態，才較為成功地抑制飆漲的房價。

由於經由後續第五章的相關性檢定得知「房價所得比」與「房貸負擔率」兩項變數間存在高度相關，為避免共線性問題，在本研究中僅選取解釋能力較佳的「房價所得比」作為評估家庭住宅負擔能力之解釋變數代表。

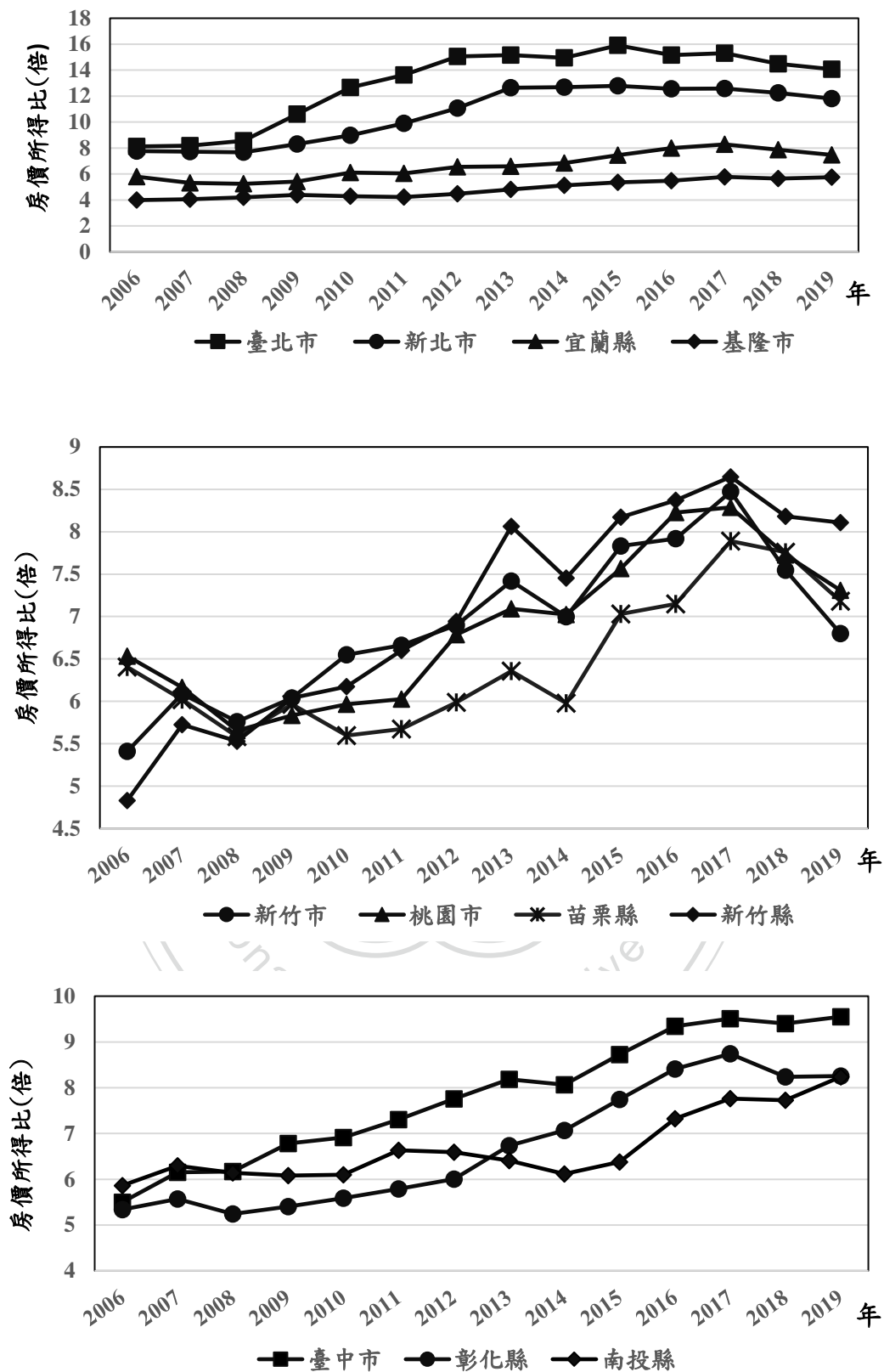


圖 3- 2 2006 年至 2019 年臺灣各縣市房價所得比趨勢圖

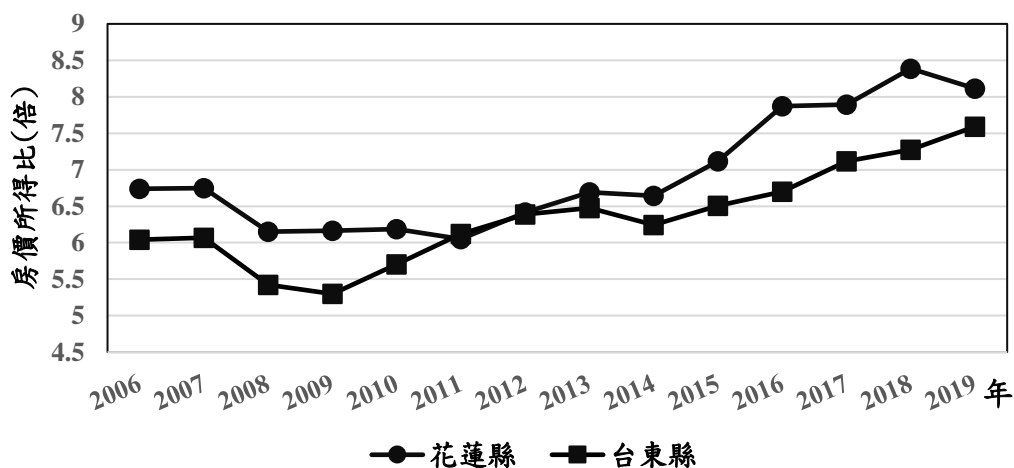
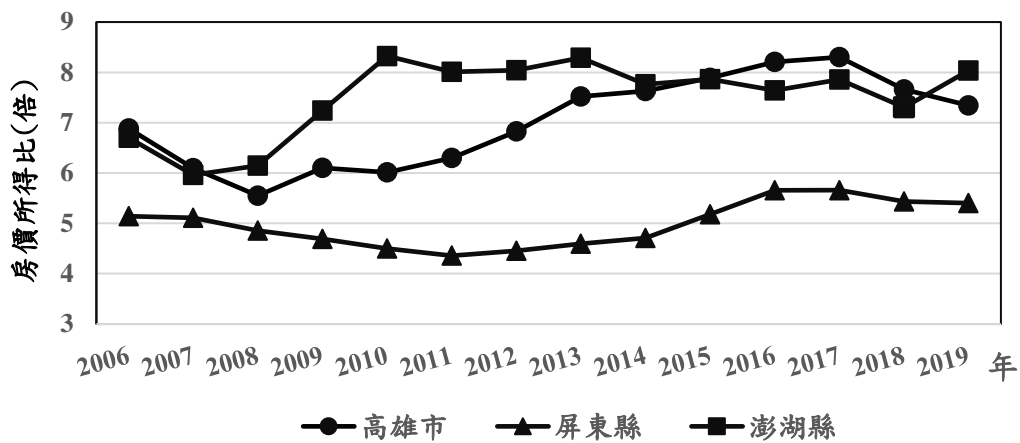
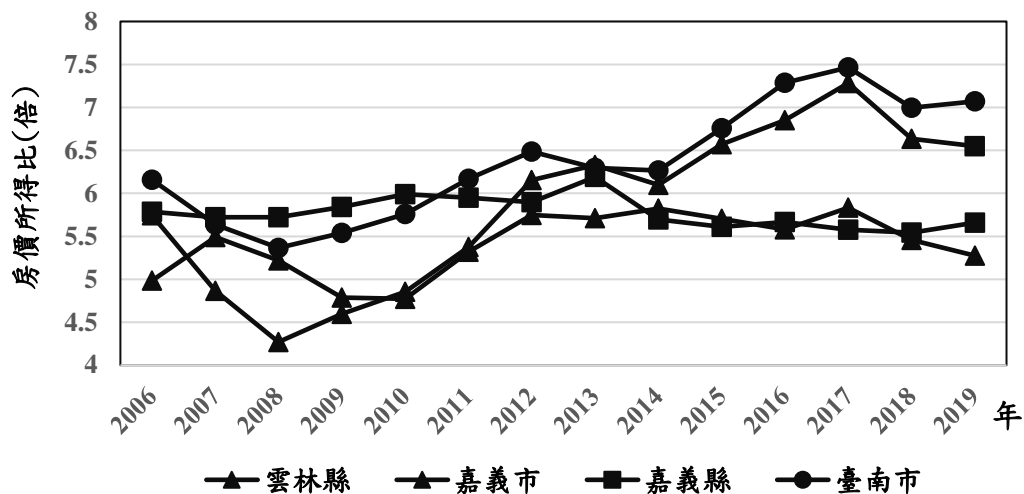


圖 3-2 (續)

資料來源：內政部不動產資訊平台

第四章 研究方法

本研究主要在考量空間自相關下，臺灣各縣市住宅負擔能力（房價所得比）變化對生育率之影響，並探討何者為決定生育率之有關因素。由於參考現有研究生育率決定因素之相關文獻中，鮮有考量各縣市房價所得比的變化可能受到鄰近縣市影響而具有空間相依性，傳統計量模型也往往忽略因空間效應造成的結果有所偏誤，因此本文特將空間自相關因素加入實證模型中以利分析。

在資料的選取上，採用臺灣2006年至2019年20個縣市之追蹤資料（panel data）⁹，因受限於臺灣地區各鄉鎮市區層級的年度資料不易取得，僅能就內政部統計處及行政院主計處現有的各縣市資料中，挑選可能對生育率有關之變數來建立迴歸模型，再加入空間自相關因素完成生育率空間迴歸模型設定。另為消除總體經濟之短期季節性波動，推估出長期趨勢線，及避免各解釋變數間存在高度相關而使估計不準確，需先對所有變數進行單根及共線性檢定。若具有顯著的空間相關性，再透過相關檢定去擇取宜使用何種空間模型，以求出正確驗證估計結果。

各項檢定步驟及空間計量模型、實證模型設定，以及變數選取、資料來源，將於本章節內容詳細介紹。

第一節 空間相關性檢定

本文所要論述的重點為「空間自相關」，通常用來研究的空間統計資料有兩部分：一部分是測量值（或觀測值，即我們有興趣的變數），另一部分是該測量值的發生位置。廣泛的空間定義包含觀察對象所處的地貌、風俗、文化、制度、經濟發展等，鄰近地區也屬於空間分析之觀察對象，而空間自相關係指鄰近周邊地區對自身影響的大小，探討目標空間和周圍鄰近空間的單元間，依據特定特徵值藉由統計方式進行空間相關性程度上的估計，經由該估計結果來分析空間單元在空間上分布現象的特性（鄧志松、唐代彪、杜震華，2007）。

⁹ 追蹤資料（panel data）為縱斷面資料，包含不同個體在不同時間點內的資訊資料，結合橫斷面資料（某特定時間點內不同個體的資訊資料）及時間序料資料（單一個體在不同時間點的資訊資料），在估計時除了可控制時間的動態因素，也一併考量不同個體間的特性差異因素。

空間計量分析最早是由Anselin (1988) 所提出之空間計量經濟學估計方式，其將計量模型與地理科學相結合，把具有空間相依性的地理空間屬性資料加以分析。空間計量有空間相依性 (spatial dependence) 及空間異質性 (spatial heterogeneity) 等兩大特點，外部性與外溢效果即屬於空間相依性。Tobler (1979) 曾在地理學第一定律中提出，每件事情的發生都會與所在區域有相關聯，且越鄰近區域的事情關聯性會比較遠的區域更高。空間自相關就是用來說明自己與鄰近地區相似性的概念，當自己與鄰近地區相似度高，極有可能是擴散效果之影響。

計算空間自相關的方法主要分「全域型」和「區域型」，全域型的空間自相關要先建立「區位相鄰矩陣」，用以判定當區位相鄰的情況發生時，研究對象間是否會互相影響，再界定影響範圍，最後透過Moran (1950) 所提出之全域型空間相關指數Moran's I ，來測定一區域與該鄰近區域間的空間相關程度。而Anselin (1988) 也提到，在使用空間計量時，為固定各單位空間鄰近效應之影響，會對空間權重矩陣執行列標準化，使列元素總合為1。Moran's I 公式如式 (1)。

$$\text{Moran's } I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j}} \times \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{i,j} (y_i - \bar{y}) (y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (1)$$

註： y_i 表示空間單位 i 的變數（被觀察值）； n 表示區域內空間單位的個數； $w_{i,j}$ 表示空間加權矩陣元素。

經由進行Moran's I 測定，設定虛無假設 H_0 ：無空間相關存在，殘差項為白噪音 (white noise)，不同的鄰近定義其所計算出來的 I 值大小也會不同。當測定結果為拒絕虛無假設時，表示區域分布具有空間相關性。而Moran's I 的係數值通常介於-1到1之間，其正負主要由 $(y_i - \bar{y})$ 與 $(y_j - \bar{y})$ 兩組離均差的關係所決定，當 I 值大於0，越大表示與鄰近區域的正相關性越強，具有空間相似屬性會聚集在一起； I 值等於0，表示鄰近區域獨立無相關，呈現隨機分布。

另一種經常使用在區域型空間自相關 (Local Indicators of Spatial Association, LISA) 的研究方法，則是Anselin (1995) 提出的Moran散布圖 (Moran scatter plot)，此以四象限圖呈現所欲研究範圍的觀察值及鄰近區域觀察值的群聚屬性，易於瞭解是否存在空間聚集現象。散布圖之橫軸為標準化之後的變數 Y ，縱軸為相應的鄰

近變數WY，每個點代表一個地區，趨勢線斜率即Moran's *I* 值。第一、三象限表示觀察值與鄰近地區變數具有正向空間自相關，空間具有相似屬性聚集之現象；第二、四象限則代表觀察值與鄰近地區變數呈現負向關係，空間具有相異屬性聚集現象。以本研究為例之 Moran 散布圖各象限定義說明如表4-1。

表 4-1 Moran 散布圖之定義

象限	類型	空間相關性	空間聚集性
一	所在地區生育率高、 鄰近地區生育率也高。	正相關	相似屬性聚集
二	所在地區生育率低、 鄰近地區生育率高。	負相關	相異屬性聚集
三	所在地區生育率低、 鄰近地區生育率也低。	正相關	相似屬性聚集
四	所在地區生育率高、 鄰近地區生育率低。	負相關	相異屬性聚集

資料來源：整理自 Anselin (1995)。

第二節 單根與共線性檢定

壹、單根檢定

本研究採用追蹤資料，除了橫斷面，也同時結合時間序列資料。時間序列資料可分為非定態（non-stationary）與定態，大部分的統計分析方法，在於變數應為定態假定下進行分析，因此在計量分析前，必須先驗證資料是否符合定態，當違反定態假定時，應將變數做自然對數 $\ln(x)$ 之變換。在進行時間序列變數計量分析時，若外生衝擊對時間序列資料造成影響，隨著時間經過而減少或消失，使時間序列重新回到長期平均水準，則為定態時間序列；非定態時間序列資料對於外來衝擊會帶來長期影響，使其在時間變動中逐漸偏離平均值，於估計實證模型時易造成研究結果發生嚴重錯誤。

一般總體變數大部分是非定態時間序列，會使計量模型出現誤差，因此在進行實證前先做單根檢定。若檢定結果出現單根，為消除時間序列資料的單根及趨勢問題，則將變數資料做差分處理，可將總體經濟資料去除短期的季節性波動，推估出長期趨勢線。當 $P > .1$ ，無法拒絕虛無假設 H_0 ：有單根現象，表示時間序列非定態。

本研究係以Eviews軟體進行Panel單根檢定（panel unit root test），該檢定法是綜合時間序列及橫斷面資料為樣本，尤其是針對時間序列不長，卻擁有橫斷面資料時，檢定序列變數是否符合定態之檢驗方法，改善小樣本單根檢定力不足之問題，驗證結果可更加精確推斷數列是否存在單根。因此採用 Levin, Lin, and Chu（2002）提出之追蹤資料檢定法，簡稱 LLC 單根檢定（Levin-Lin-Chu unit-root test），此為 ADF（Augmented Dickey-Fuller）test 加以延伸的追蹤資料單根檢定法，可以讓檢定的變數充分考量時間趨勢、截距項及橫斷面的資料影響，以提高檢定力。假設模型為式（2）：

$$\Delta X_{i,t} = \alpha_i + \rho_i x_{i,t-1} + y_t t + \sum_{j=1}^P \theta_{i,j} \Delta y_{i,t-j} + \varepsilon_{i,t}, \quad i = 1, \dots, N, t = 1, \dots, T \quad (2)$$

其中 P 為各橫斷面個體的遞延期數， $\theta_{i,j}$ 為自相關係數， $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項，使用 LLC 單根檢定，虛無假設為所有數列均為具有單根之非定態數列，式（3）為虛無假設與對立假設檢定式：

- $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \beta = 0$ ，資料為非定態數列（時間序列具單根）
- $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \beta < 0$ ，資料為定態數列（時間序列不具單根）（3）

單根檢定統計量如式（4）：

$$t_p = \frac{\hat{\beta}_i}{S_e(\hat{\beta}_i)} \quad (4)$$

其中， $\hat{\beta}$ 代表 LLC 方程式的最小平方估計量， $S_e(\beta)$ 則為 $\hat{\beta}$ 的標準差，如接受前述 $H_0 = \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_n = \beta = 0$ ，即表示所有序列具有單根，必須進行差分，但會損失一期樣本數；若拒絕假設時，則表示檢驗之數列已為定態序列。

貳、共線性檢定

接下來所要做的共線性檢定，係為了在進行實證分析前先探討變數間是否存在的「線性」關係，將採用 Pearson 相關係數（correlation coefficient）來檢測兩個解釋變數間的關聯強度與關係之方向，其值介於+1與-1之間；正（負）值表示兩個變數間具有順（逆）向變化之關聯性，即為正（負）相關；而係數值為零，則表示兩個變數間具有不規則變化的關聯性，為零相關。當 Pearson 係數值大於 0.8，則代表兩個解釋變數具有高度相關之共線性，將會影響被解釋變數之估計值，導致解釋變數對被解釋變數的解釋能力因而降低。該項係數公式為 x 和 y 的共變異數除以 x 和 y 各自標準差的乘積，得出相對之係數，如式（5）：

$$\rho = \frac{\sum_{n=1}^n (x_i - \mu_x)(y_i - \mu_y)}{\sqrt{\sum_{n=1}^n (x_i - \mu_x)^2 \sum_{n=1}^n (y_i - \mu_y)^2}} \quad (5)$$

另一種判斷共線性的方法，則是透過變異數膨脹因素(variance inflation factor，簡稱VIF)檢定，當VIF越大，解釋變數相關越高，顯示存在共線性問題就越嚴重，當VIF值大於 10，代表共線性影響參數估計之穩定性甚鉅。

第三節 空間計量模型設定

傳統上最常使用普通最小平方法 (ordinary least square, OLS) 進行迴歸分析，但因空間數據並非隨機抽出，常會違背傳統計量經濟中的樣本獨立性與誤差項變異等重要假定。在使用空間資料分析方面，常伴隨「空間自相關」與「空間異質性」而增加分析的困難度，不適合採用傳統計量分析方式。因此學者們發展出一套利用「空間變數」的方式來消除誤差的自相關 (鄧志松等人, 2007)，即本研究設計採用之空間計量模型，分別為空間落遲模型、空間誤差模型及空間杜賓模型，依次介紹如下。

壹、空間落遲模型 (Spatial Lag Model, SLM)

空間落遲模型又稱空間自我迴歸模型 (Spatial Autoregressive Model, SAR)，與傳統模型相比，在解釋變數中多加入「延遲」的被解釋變數，有別於一般傳統模型，主要在討論解釋變數是否會影響到鄰近地區，常用於「一地區的某活動同時影響鄰近地區某活動，也受鄰近地區某活動的影響」，利用模型中的延遲項來研究被解釋變數間的空間自相關。而此延遲項的概念類似於時間序列模型中是因時間先後引起當期受到前期產生延遲影響，但延遲項是空間上同時影響，非時間先後所引起。空間落遲模型設定如式 (6)：

$$y_{i,t} = \rho \sum_{j=1}^N w_{i,j} y_{j,t} + \alpha + x_{i,t} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}, i \neq j \quad (6)$$

其中 $w_{i,j}$ 及 $y_{j,t}$ 表示其他鄰近地區被解釋變數對自身被解釋之交叉效果； ρ 表示空間延遲係數； μ_i 表示空間特質效果； λ_t 為時間特質效果； $\varepsilon_{i,t}$ 為誤差項。經由檢定得出空間延遲係數 ρ 若顯著不為零，表示模型有鄰近區域上的空間關係。

貳、空間誤差模型 (Spatial Error Model, SEM)

空間誤差模型為在誤差項中乘上空間權重矩陣，適合用於修正因空間自相關的存在使原來的模型產生誤差。當在誤差項中考慮其他干擾因子之後，代表誤差項中有空間自相關存在，當誤差項不為零，是因為存在空間自相關導致原本模型產生誤

此外，LeSage and Pace (2009) 也對空間杜賓模型提出直接效果（本地區解釋變數對本地區被解釋變數之影響）、間接效果（本地區被解釋變數對其他地區被解釋變數之影響）和總效果（解釋變數對所有地區的被解釋變數所造成之平均影響）之概念。相關回饋效果走勢方向，如前頁圖4-1所示，依照步驟 1至4 及 5至8 依序進行。

上述空間杜賓模型估計，先使用 Hausman (1978) 所提出的 Hausman test 來檢定實證模型應為固定效果或隨機效果模型。若拒絕隨機效果優於固定效果的虛無假設情況下，則採用固定效果模型，反之，則採用隨機效果模型。選定後，再以 Elhorst (2014) 提出的 Wald test 來評估宜適用空間杜賓模型、空間落遲模型或空間誤差模型。Wald test 分為兩種，第一種為 Wald spatial lag 檢定，用來檢測是否拒絕虛無假設 $H_0^1: \theta=0$ ，第二種為 Wald spatial error 檢定，用來檢定是否拒絕 $H_0^2: \rho\beta+\theta=0$ ，利用 Wald test 即可從上述三種模型中做出適當選擇。圖4-2為本文研究方法之流程圖，說明如下：

- 無法拒絕上述兩種虛無假設時，僅能使用一般迴歸模型。
- $H_0^1: \theta=0$ 無法拒絕，但 $H_0^2: \rho\beta+\theta=0$ 被拒絕，則採空間落遲模型。
- $H_0^2: \rho\beta+\theta=0$ 無法拒絕，但 $H_0^1: \theta=0$ 被拒絕，則採空間誤差模型。
- $H_0^1: \theta=0$ 與 $H_0^2: \rho\beta+\theta=0$ 均被拒絕，應採用空間杜賓模型。

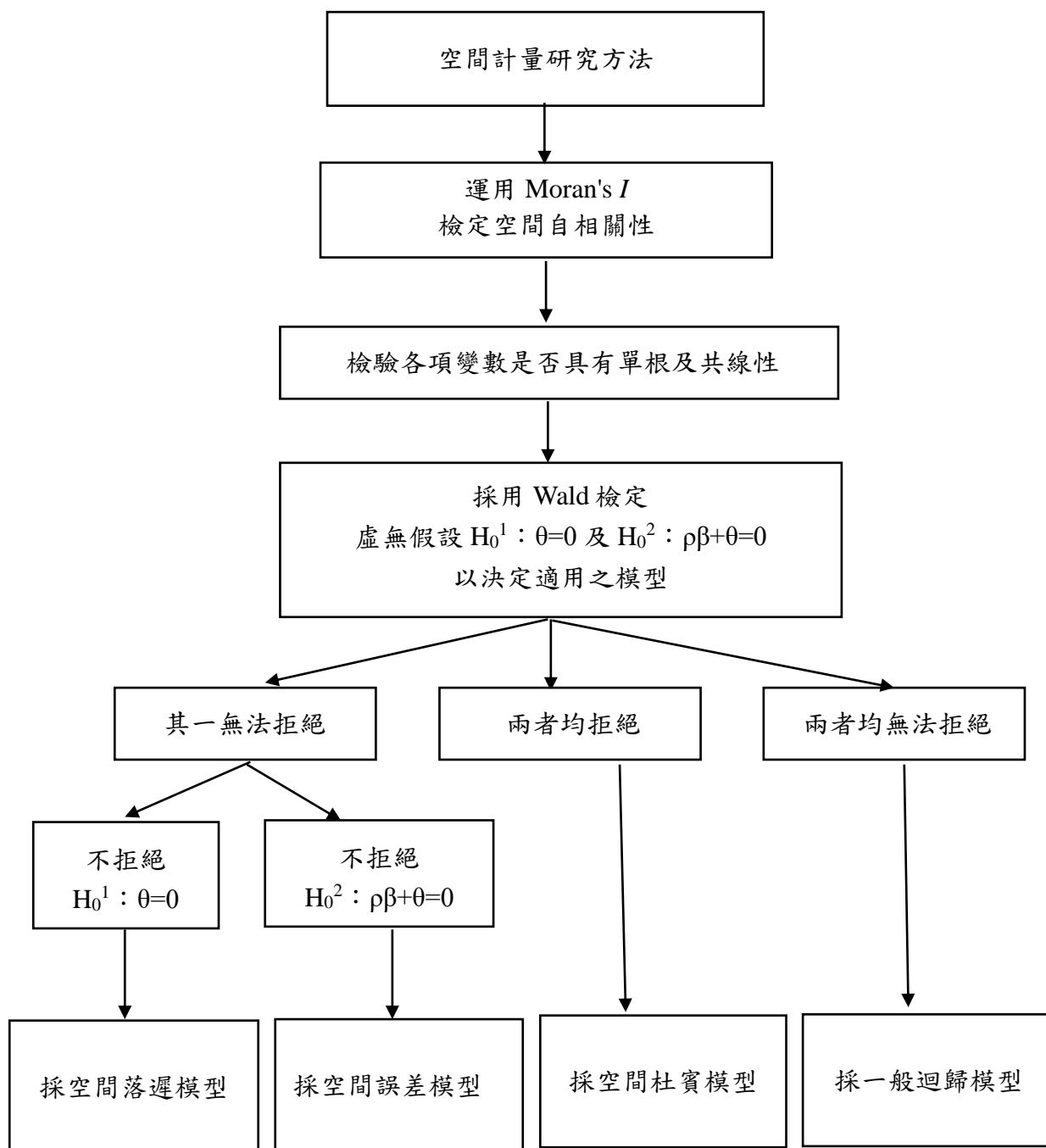


圖 4- 2 本研究方法流程圖

資料來源：依前述內容繪製

第四節 實證模型設定與變數選取

本研究主要目的是在考量在空間相依之因素下，臺灣各地區的住宅負擔能力高低是否影響生育率，並使用2006年至2019年臺灣20個縣市共計280筆樣本之追蹤資料進行實證分析。有關被解釋變數與解釋變數之定義和預測方向以及數據資料來源將於本節說明。

壹、實證模型設定

被解釋變數為一般生育率（*GFR*），並依據過去文獻採用解釋變數分別為：房價所得比（*HPIR*）、女性勞動力參與率（*FLR*）、自有住宅比率（*HOR*）、平均家戶可支配所得（*LHI*）、粗結婚率（*MR*）、人口密度（*PD*）及扶老比（*DODR*）。透過上述解釋變數以及被解釋變數可得到式（9）之函數式：

$$GFR=f(HPIR, FLR, HOR, LHI, MR, PD, DODR) \quad (9)$$

以空間杜賓模型為例，設定迴歸方程式如式（10）：

$$\begin{aligned} GFR_{i,t} = & \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} GFR_{j,t} + \alpha + \beta_1 HPIR_{i,t-1} + \beta_2 FLR_{i,t-2} + \beta_3 HOR_{i,t-1} \\ & + \beta_4 LHI_{i,t-1} + \beta_5 MR_{i,t-1} + \beta_6 PD_{i,t-1} + \beta_7 DODR_{i,t-1} \\ & + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{i,j} HPIR_{i,j,t-1} + \theta_2 \sum_{j=1}^n w_{i,j} FLR_{i,j,t-2} \\ & + \theta_3 \sum_{j=1}^n w_{i,j} HOR_{i,j,t-1} + \theta_4 \sum_{j=1}^n w_{i,j} LHI_{i,j,t-1} \\ & + \theta_5 \sum_{j=1}^n w_{i,j} MR_{i,j,t-1} + \theta_6 \sum_{j=1}^n w_{i,j} PD_{i,j,t-1} \\ & + \theta_7 \sum_{j=1}^n w_{i,j} DODR_{i,j,t-1} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (10)$$

註：下標 *i* 與 *j* 代表臺灣 20 個縣市，而 *t* 代表時間， $\varepsilon_{i,t}$ 為殘差項； α 為截距項； μ_i 為第 *i* 個縣市的個別特質效果； λ_t 為第 *t* 期的時間特質效果。

解釋變數中因考量時間落差（從決定生育、順利受孕到實際生產之間存有十個月以上將近1年），如 *t* 年的生育率可能受到 *t-1* 年也就是前一期房價所得比高低之影響，因此本研究將房價所得比、自有住宅比率、平均家戶可支配所得、粗結婚率、

人口密度及扶老比等解釋變數均採用遞延一期數據，女性勞動力參與率因與一般生育率互為內生變數，則採遞延兩期數據。

貳、變數選取及資料來源

一、被解釋變數—一般生育率（GFR）

一般生育率（general fertility rate）是指某年每千名15歲至49歲婦女中生產的活產嬰兒數，樣本取自行政院主計處「縣市重要統計指標查詢系統」/人口概況/一般生育率項下，計算公式如式（11）。

$$\text{一般生育率} = \frac{\text{一年內活產總數}}{\text{15 - 49歲育齡婦女年中人口數}} \times 1000\% \quad (11)$$

本研究未採用總生育率（total fertility rate）或粗出生率（crude birth rate）¹⁰，係因一般生育率是將有機會進行生育之特定年齡的女性人口聯繫起來，藉以排除因為年齡結構不同所引起的偏差，因而一般生育率往往比出生率更能完整顯示區域內生育水準的變化。¹¹

二、解釋變數

（一）房價所得比（ $HPIR_{t-1}$ ）

房價所得比（house-price-to-income ratio）之定義為：一戶中位數住宅總價對於中位數家戶一年可支配所得之比值，數據取自於內政部不動產資訊平台之住宅統計/政府機關資訊/價格指標之房價所得比統計項下。因房價所得比為一個相對比值，非為單一價格數據，相較於其他房價指標，於物價波動時，能較為客觀評估房市價格變動及對於該地區住戶之實際經濟負擔能力。

¹⁰(1)「總生育率」為一個假設世代的育齡婦女按照目前的年齡別生育水準，在無死亡的情況之下，度過其生育年齡期間以後，一生所生育的嬰兒數或生育率，為探討生育時常用來分析之工具。劉一龍、王德睦（2005）研究指出，總生育率為模擬數值，雖可反映生育水準，卻易受人口年輪（cohort）的生育數量與生育步調影響，造成結果偏誤。

(2)「粗出生率」係指當年內出生之活產數占年中人口數的千分比，是較為概略的資料。樓玉梅（2017）認為粗出生率係以人口總數來表示人口的生育力水準，缺點是僅能顯示整個人口出生事件的頻度，而各縣市粗出生率之大小會受該縣市性別及年齡結構差異所影響，不適於做跨縣市生育水準比較之指標。

¹¹事實上，不同年齡層可能會有不同生育率情況。如果被解釋變數的範圍以年齡層區分，則解釋變數也要以年齡分，資料無法取得。

$$\text{房價所得比} = \frac{\text{中位數住宅價格}}{\text{中位數家戶可支配所得}} \quad (12)$$

劉志宏等人（2014）、陳彥竹（2015）及張聖昊（2017）均實證出房價所得比對生育率呈現正向影響，但在陳文意等人（2013）的研究指出，短期的房價所得比因所得效果機制使得對總生育率之影響為正向，長期卻因為價格效果機制，對生育率之影響呈現負向。因此本研究在考量生育率空間相依之情況下，對前一期房價所得比的影響預期未定。

（二）女性勞動力參與率（ $FLR_{t,2}$ ）

女性勞動力參與率（female labor force participation rate）為臺灣各縣市某年度女性勞動人口數占該縣市15歲以上女性總民間人口（包括就業及失業者）之百分比，樣本取自中華民國統計資訊網「縣市就業失業重要統計指標」。

陳文意等人（2013）研究均顯示婦女勞動參與率的提高對於生育率的下跌確實有顯著影響，也呼應了Becker（1960）等經濟學者將生育率的下降歸因於當女性投入勞動市場，因工資率與女性勞動參與率的上升，導致生育的機會成本增加，故婦女勞動參與率明顯為生育機會成本的指標。

圖4-3為2006年至2019年臺灣地區女性勞動參與率之趨勢圖，由該圖觀之，女性勞動參與的比率呈現逐年上升趨勢，顯示社會對於女性勞動力的接納與需求程度已越來越高。本研究在考量女性參與勞動市場之決策和決定是否生育下一代，可能是共同決定且相互影響，彼此為內生變數的情況下，預期遞延兩期後之女性勞動參與程度愈高，當年生育率則呈現愈低的趨勢。

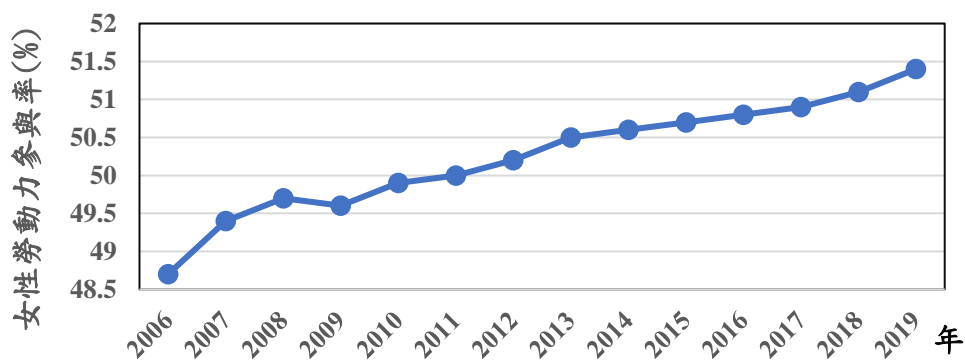


圖 4- 3 全臺灣歷年女性勞動力參與率趨勢圖

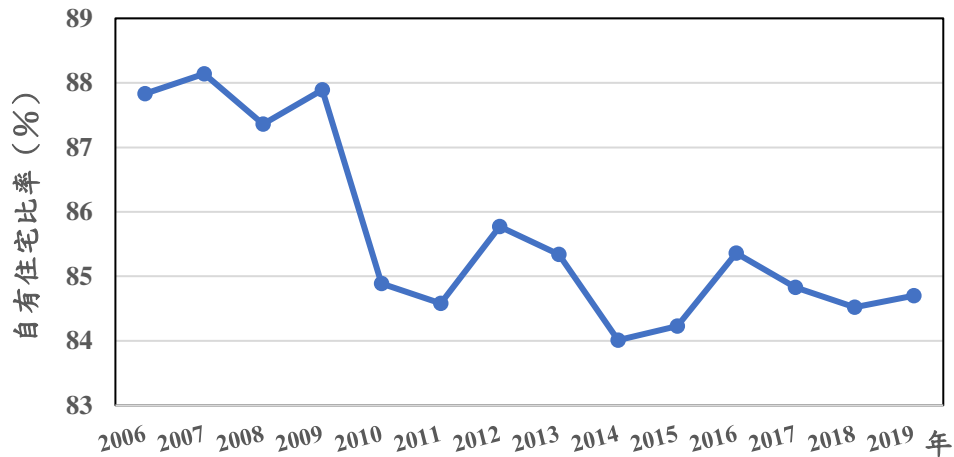


圖 4-4 全臺灣歷年自有住宅比率趨勢圖

(三) 自有住宅比率 (HOR_{t-1})

自有住宅比率 (homeownership rate) 是以該地區自有住宅數占總戶數之百分比，數據取自中華民國統計資訊網「縣市家庭收支重要統計指標」。

Mulder et al. (2001) 認為自有住宅對婦女生育行為的決定，彼此可能存在競爭關係，因為穩定的住宅環境有助於提高生育率，但在面對有限的預算資源下，購屋後可能會產生資源排擠效果，住宅的擁有與生育行為間並無明確關係。之後，吳閔鈺 (2006) 與張聖昊 (2017) 分別實證出持有住宅對於生育行為存在負向與正向影響。在考量生育率空間相依之情況下，持有自有住宅和生育行為會相互拉扯，因此本研究預期對前一年自有住宅率與生育率之關聯並不確定。上圖4-4為2006年至2019年臺灣地區自有住宅比率之趨勢圖。

(四) 平均家戶可支配所得 (LHI_{t-1})

平均家庭可支配所得 (average household disposable income) 係指每戶家庭所得收入總額扣除非消費支出 (如稅賦、利息、捐贈及其他移轉) 後，可自由支配用於消費或儲蓄之平均數。樣本取自中華民國統計資訊網「縣市家庭收支重要統計指標」。因考量物價波動因素，故以2016年為基期之消費者物價指數完成平減，並就平減後之所得取Log (自然對數) 後的值。

¹² 住宅所屬之「自有」，2009年以前指現住房屋所有權屬戶內成員之任何一人或其直系親屬者，2010年起配合人口及住宅普查定義，修改為戶內經常居住成員所擁有。

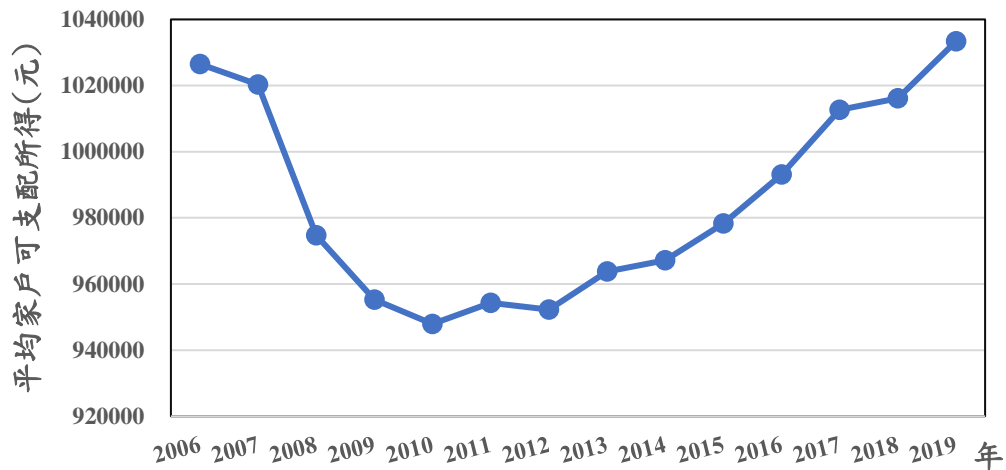


圖 4-5 全臺灣歷年平減後平均家戶可支配所得趨勢圖

在Huang et al. (2006)、吳閔鈺 (2006) 的研究中均提出家庭可支配所得與生育率成正向影響的實證結果。誠如McDonald (2006) 所言，年輕男女無意願生孩子，有可能是缺乏工作保障及薪資保護，對經濟環境充滿不確定性，因而延後生育。由此可知，在經濟能力層面之考量下，本研究預期當前期每戶可支配所得愈高，當年生育率會呈現愈高的趨勢。上圖4-5為2006年至2019年臺灣地區平減後之平均家戶可支配所得趨勢圖。

(五) 粗結婚率 (MR_{t-1})

粗結婚率 (crude marriage rate) 為某一特定期間之結婚登記對數占同期間年中總人口數之千分比，數據取自中華民國統計資訊網「縣市人口概況重要統計指標」。

劉君雅等人 (2009) 認為，結婚率代表兩性或家庭關係之穩定程度，結婚率越高，生育率理應越高，未婚生子或非婚生子女的情況占少數。其他研究皆實證出結婚率對臺灣地區婦女總生育率有顯著正向影響 (余清祥等人，2004；駱明慶，2007；陳彥竹，2015)。

女性教育程度提高且意識抬頭，步入婚姻並非女性優先考量，進而推遲步入婚姻的時間及可能性，將造成結婚率下滑，在先婚後生的主流思維架構下，生育率將下滑。因此，本研究預期前一年粗結婚率會對當年生育率呈現正向影響。圖4-6為2006年至2019年臺灣地區粗結婚率之趨勢圖。

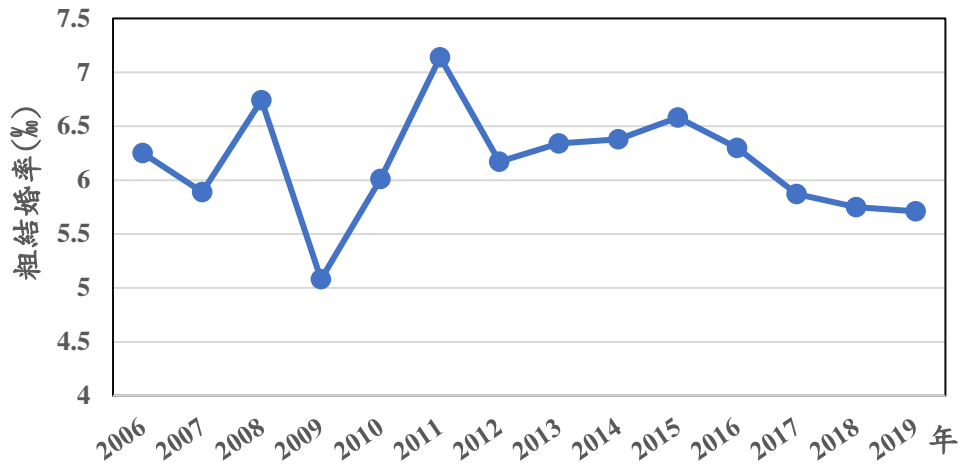


圖 4- 6 全臺灣歷年粗結婚率趨勢圖

(六) 人口密度 (PD_{t-1})

人口密度 (population density) 係指某一地區單位面積上所居住的總人口數，數據資料取自中華民國統計資訊網「縣市人口概況重要統計指標」。

臺灣地區城鄉差距明顯，人口密度代表都市化及社會資源豐富程度之高低，都會區人們的所得一般也較高，生存的地域空間與人口成長彼此具有競爭關係。Lutz et al. (2006)、de la Croix et al. (2017)、余清祥等人 (2004) 及郭俊東 (2017) 均透過實證結果，支持人類生育率和人口密度之間存在負向影響的研究假設。

因此，本研究預期前一年之人口密度會對生育率產生負向影響，也就是在人口稠密程度越高的地區，生育率可能呈現較低的趨勢。圖4-7為2006年至2019年臺灣地區人口密度之趨勢圖。

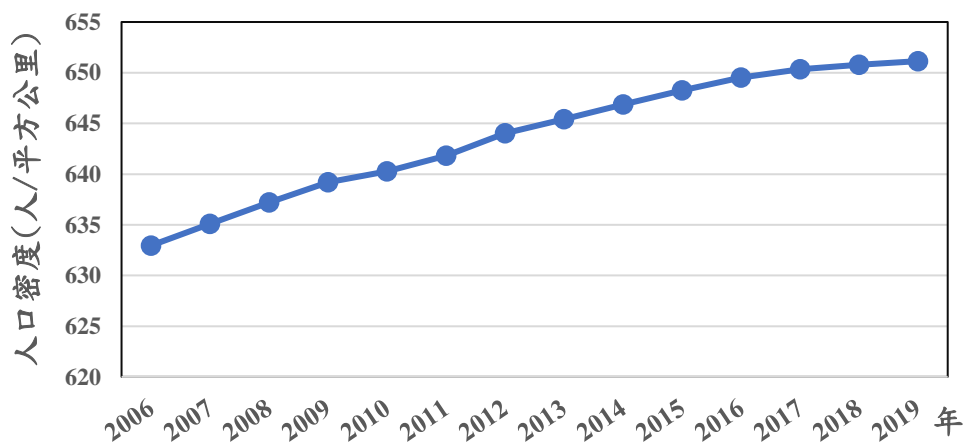


圖 4- 7 全臺灣歷年人口密度趨勢圖

(七) 扶老比 ($DODR_{t-1}$)

扶老比(old dependency ratio)又稱為老年人口依賴比，係以臺灣地區各縣市65歲以上之老年人口占15至64歲人口之百分比，為老年依賴人口對工作年齡人口扶養負擔的一種簡略測度。樣本取自中華民國統計資訊網「縣市人口概況重要統計指標」之「65歲以上人口數」及「15-64歲人口數」項下計算而得。因本研究的原始數據經檢定後有單根存在，故對其進行一階差分使之成為定態序列，並以 $DODR_{t-1}$ 代表，即以下一個年度與前一個年度間之差額作為時間序列資料。

隨著人口老化問題日益嚴重，老年依賴人口增加，郭俊東（2017）實證扶老比與30歲以下生育率為負向關係，與30歲以上生育率轉變為正向關係。因本研究並未就育齡婦女依年齡分組探討，故預期地區內前一年扶老比越高，進而會影響降低該地區內當年生育率。圖4-8為2006年至2019年臺灣地區扶老比之趨勢圖。

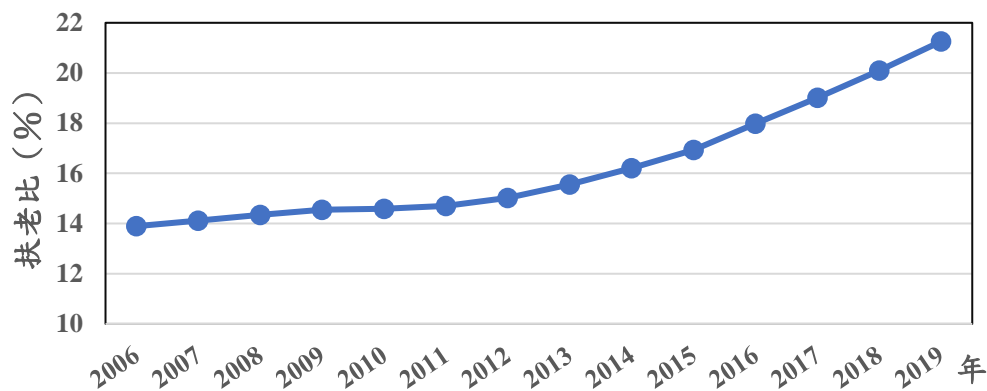


圖 4- 8 全臺灣歷年扶老比趨勢圖

以上為本研究所採用之解釋變數說明，經整合實證模型各項變數定義及基本統計量、預測影響方向以及資料來源整合於表4-2。

表 4-2 實證模型變數之定義、基本統計量及預期影響

變數及代號	定義	平均值	標準差	最小值	最大值	預期影響
當年一般生育率 (GFR)	一年內平均每一千個 15 歲至 49 歲育齡婦女中所生之活產數。(單位：‰)	32.50	5.88	19.00	54.00	
房價所得比 ($HPIR_{t-1}$)	前一年一戶中位數住宅價格對於中位數家戶一年可支配所得之比值。(單位：倍)	6.77	2.04	3.99	15.91	?
女性勞動力參與率 (FLR_{t-2})	前兩年女性勞動人口占 15 歲以上女性民間人口之比率。(單位：%)	48.61	3.13	35.90	54.00	-
自有住宅比率 (HOR_{t-1})	前一年自有住宅數占總戶數之百分比。(單位：%)	86.93	4.10	72.91	95.92	?
平均家戶可支配所得 (LHI_{t-1})	前一年平均家戶可支配所得。(單位：元)	911,581	178,978	605,851	1,422,201	+
粗結婚率 (MR_{t-1})	前一年每一千人當中會結婚之人口數。(單位：‰)	5.88	0.77	4.17	8.51	+
人口密度 (PD_{t-1})	前一年某一地區單位面積上所居住的總人口數。(單位：人/平方公里)	1,600.03	2,253.78	62.28	9,951.48	-
扶老比 ($DODR_{t-1}$)	前一年 65 歲以上之老年人口占 15 至 64 歲人口之比率。(單位：‰)	17.31	3.52	9.26	26.66	-

資料來源：中華民國統計資訊網、內政部不動產資訊平台、內政部戶政司全球資訊網、行政院主計總處。

第五章 實證分析

本研究探討在納入空間因素下，驗證各解釋變數對於一般生育率之影響，模型透過 2006 年至 2019 年臺灣 20 個直轄市、縣（市）共 280 個樣本之追蹤資料進行實證分析，本章節將論述相關模型檢定及實證所得結果。

第一節 空間相關性之檢定結果

如第四章所述，在使用空間計量模型分析前，需先檢定資料是否具有空間自相關性，常用之檢定方式為 Moran's I 。表 5-1 即本研究利用 stata 統計軟體計算出 2006 年至 2019 年一般生育率的 Moran's I 。

表 5-1 2006 年至 2019 年每年一般生育率之 Moran's I

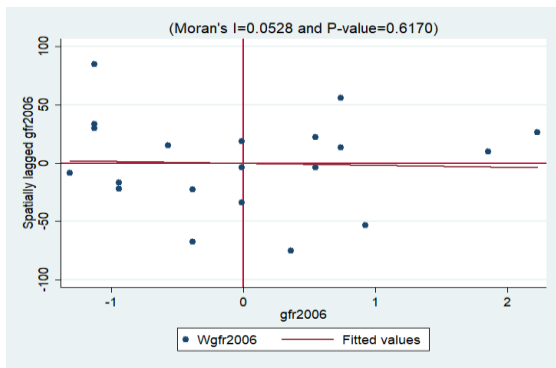
變數	I	E (I)	sd (I)
GFR2006	0.053 *	-0.053	0.073
GFR2007	0.088 **	-0.053	0.070
GFR2008	0.075 **	-0.053	0.069
GFR2009	0.084 **	-0.053	0.068
GFR2010	0.085 **	-0.053	0.068
GFR2011	0.058 *	-0.053	0.069
GFR2012	0.093 **	-0.053	0.071
GFR2013	0.095 **	-0.053	0.073
GFR2014	0.062 *	-0.053	0.073
GFR2015	0.106 **	-0.053	0.074
GFR2016	0.076 **	-0.053	0.074
GFR2017	0.040	-0.053	0.074
GFR2018	-0.001	-0.053	0.073
GFR2019	-0.020	-0.053	0.073

註：符號 **及* 表示在 5% 及 10% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

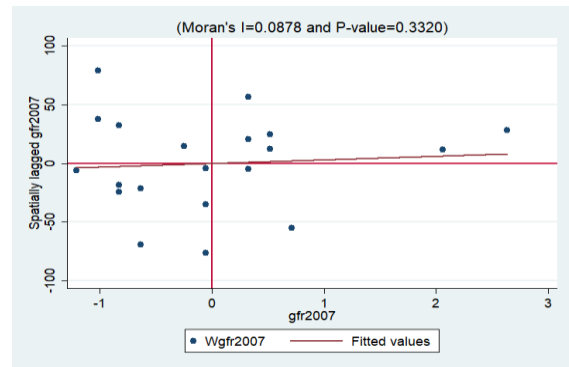
於表 5-1 中， I 表示 Moran's I 值， $E(I)$ 是在沒有空間自相關的虛無假設之下，Moran's I 之期望值， $sd(I)$ 則為 Moran's I 之標準差。若 Moran's I 值比 $E(I)$ 大，則表示被解釋變數一般生育率之整體分布可視為正的空間自相關，反之，則表示被解釋變數一般生育率之整體分布為負的空間自相關。

由表 5-1 可發現除了 2018 年及 2019 年 Moran's I 之數值小於 0，即該 2 年度具有空間負相關，代表一般生育率有相異屬性聚集，其餘年度之數值均呈現正相關，代表有相似屬性聚集，且於 2006 年至 2016 年之一般生育率均在 5% 或 10% 的顯著水準下，拒絕無空間自相關之虛無假設，顯示一般生育率在該期間擁有正向的空間自相關現象。亦即若該地方的一般生育率很高，其鄰近地區的一般生育率也會很高；反之亦然。

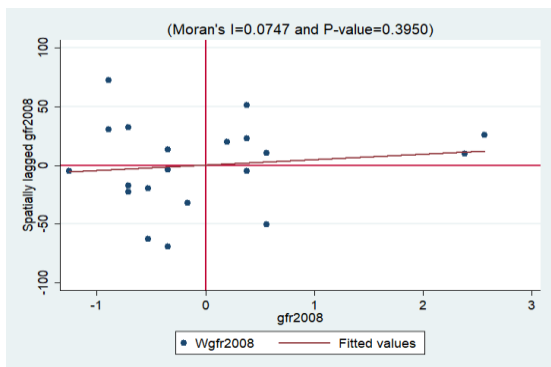
本文同樣以 stata 軟體繪製 2006 年至 2019 年臺灣 20 個縣市一般生育率之 Moran 散布圖如圖 5-1，進一步來解釋空間現象。從第四章表 4-1 中對於 Moran 散布圖之定義及圖 5-1 中的分布情形來看，可以發現較集中在第一、二、三象限，表示所在區域生育率低，鄰近區域生育率也低，所在區域生育率高，鄰近區域生育率同樣也高，均具有顯著的空間聚集情形。



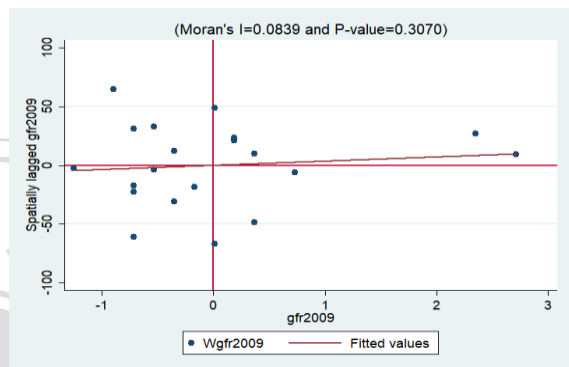
2006 年



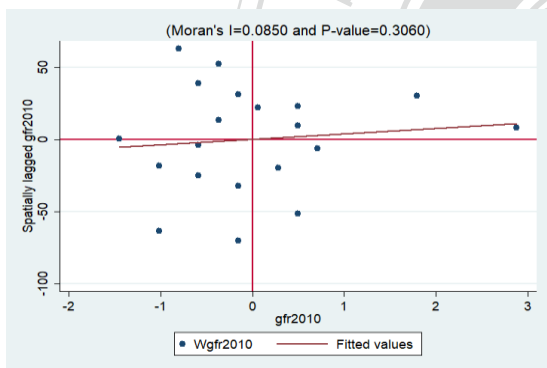
2007 年



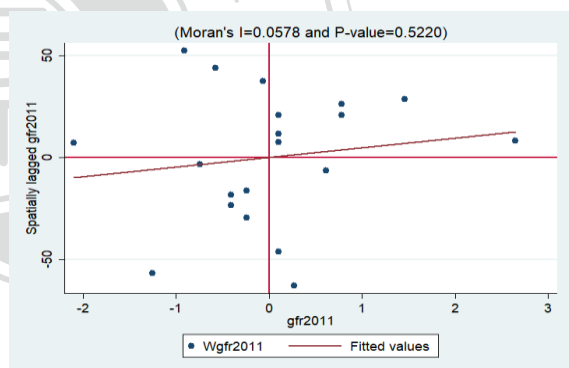
2008 年



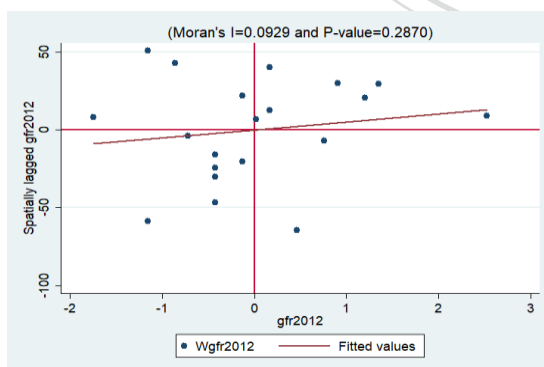
2009 年



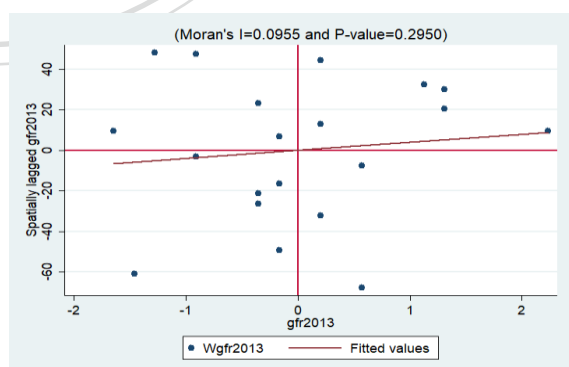
2010 年



2011 年

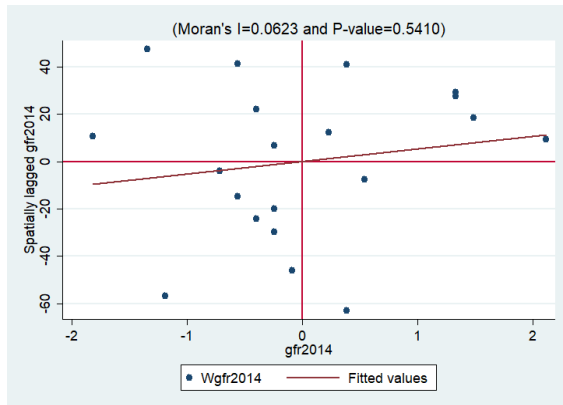


2012 年

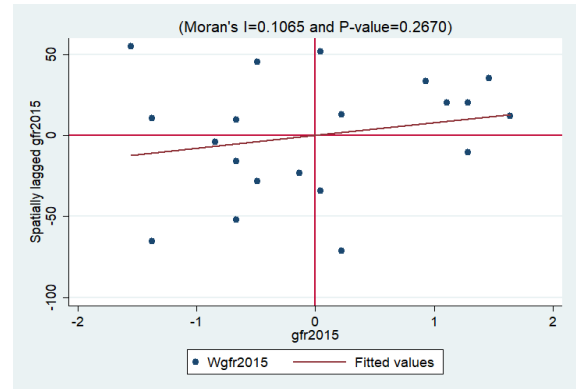


2013 年

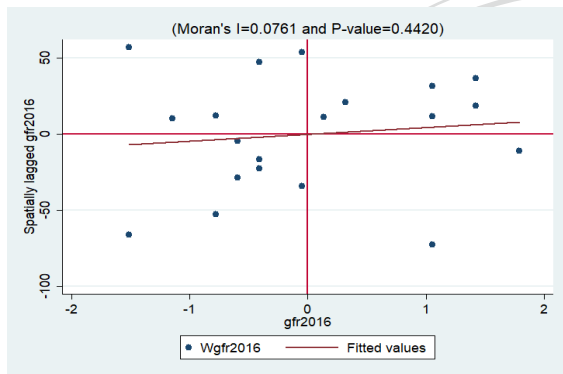
圖 5- 1 2006 年至 2019 年一般生育率 Moran 散布圖



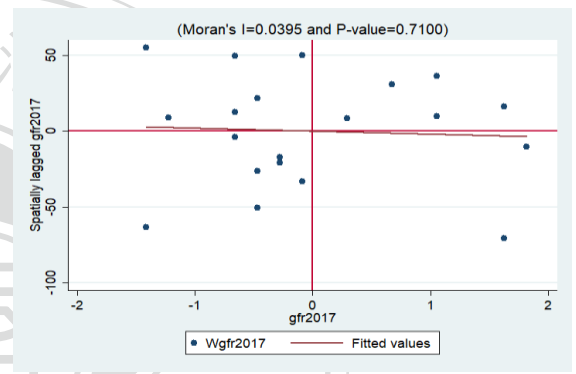
2014 年



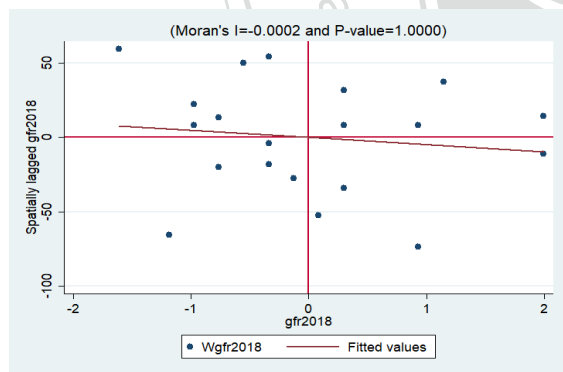
2015 年



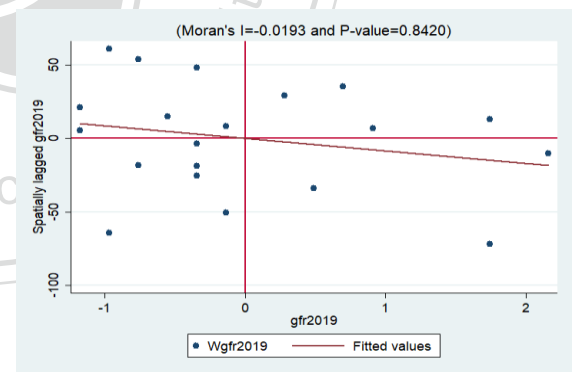
2016 年



2017 年



2018 年



2019 年

圖 5-1 (續)

資料來源：依中華民國統計資訊網提供一般生育率數據繪製

第二節 單根及共線性檢定結果

本研究主要的研究目的為探討住宅負擔能力變化對於臺灣生育率之影響效果，更進一步探討該項變數對生育率的影響程度是否具空間相關性。針對上述兩個研究目的，將利用2006年起歷年來臺灣地區20個直轄市、縣（市）之時間序列資料，以育齡婦女（15歲至49歲）之一般生育率作為被解釋變數，解釋變數則以前一年的房價所得比、自有住宅比率、平均家戶可支配所得、粗結婚率、人口密度及扶老比，以及前兩年的女性勞動力參與率，探討各項變數對生育率的影響程度及方向。以上變數皆需經過Eviews去除單根問題及時間趨勢，並採用空間計量模型進行實證分析並做驗證。

實證一開始先將追蹤資料以LLC 檢定方法進行單根檢定，若檢定結果無法拒絕虛無假設，則判斷該時間數列有單根現象，表示資料為非定態時間序列；反之，則判斷該時間數列無單根現象，資料為定態時間序列。相關檢定結果如表5-2。

在變數基於常態假定進行分析的前提下，先將一般生育率及其他遞延一期後的所有解釋變數之原始時間序列資料檢驗其常態性，在有時間序列狀態下，除扶老比（*ODR*）存在單根現象，經由一階差分後（*DODR*），即拒絕單根之虛無假設。因此本研究的解釋變數房價所得比、女性勞動力參與率、自有住宅比率、平均每戶可支配所得、粗結婚率、人口密度及扶老比等項，追蹤資料皆已為定態時間序列。

其次，為確保迴歸式共線性的問題得到有效控制，使用 Pearson 相關係數檢定。表5-3為各解釋變數間兩兩相關的程度，經檢視後，每個相關係數都沒超過0.8，代表沒有共線性的疑慮。另以變異數膨脹因素VIF（variance inflationary factor）來判斷多元線性迴歸模型的解釋變數間是否獨立，值越小越好，經由檢驗結果，VIF值均小於10，表示解釋變數無重大共線性之虞。檢定結果列於表5-3。

表 5-2 LLC 單根檢定結果

變數	零階		一階差分後	
	統計值	P 值	統計值	P 值
<i>GFR</i>	-6.9508 ***	< .001		
<i>HPIR_{t-1}</i>	-3.4763 ***	< .001		
<i>FLR_{t-2}</i>	-5.2888 ***	< .001		
<i>HOR_{t-1}</i>	-11.1714 ***	< .001		
<i>LHI_{t-1}</i>	-5.3335 ***	< .001		
<i>MR_{t-1}</i>	-11.9961 ***	< .001		
<i>PD_{t-1}</i>	-1.8869 **	.030		
<i>ODR_{t-1}</i>	3.1689	.999	-3.4892 ***	< .001

註：符號***及**表示在 1%及 5%的顯著水準下，拒絕虛無假設。

表 5-3 Pearson 相關係數檢定及 VIF 共線性檢定

A. Pearson 相關係數檢定								
變數	<i>GFR</i>	<i>HPIR_{t-1}</i>	<i>FLR_{t-2}</i>	<i>HOR_{t-1}</i>	<i>LHI_{t-1}</i>	<i>MR_{t-1}</i>	<i>PD_{t-1}</i>	<i>DODR_{t-1}</i>
<i>GFR</i>	1.00							
<i>HPIR_{t-1}</i>	0.24	1.00						
<i>FLR_{t-2}</i>	0.13	0.25	1.00					
<i>HOR_{t-1}</i>	0.15	-0.37	-0.10	1.00				
<i>LHI_{t-1}</i>	0.37	0.48	0.44	-0.15	1.00			
<i>MR_{t-1}</i>	0.63	0.34	0.43	-0.10	0.64	1.00		
<i>PD_{t-1}</i>	0.12	0.51	0.18	-0.40	0.66	0.30	1.00	
<i>DODR_{t-1}</i>	-0.21	0.41	0.31	-0.21	0.11	-0.01	0.18	1.00
B. VIF 共線性檢定								
	1.00	1.80	1.50	1.33	3.33	1.94	2.44	1.40

資料來源：利用 stata 軟體運算結果。

第三節 實證模型結果分析

壹、空間計量模型選擇檢定

本研究運用Hausman 檢定，並依檢定結果選擇該空間計量模型應為隨機效果模型或固定效果模型。經由表5-4之實證結果顯示，經由Hausman檢定結果的卡方值為16.12 ($P = .0240$)，表示在5%的顯著水準下，拒絕隨機效果優於固定效果的虛無假設，因此宜採用固定效果模型。

接著透過Wald 檢定決定適用何種空間計量模型。經檢定結果呈現Wald spatial lag值為93.60 ($P < .001$)，顯示在1%的顯著水準下，拒絕 $H_0^1: \theta=0$ 的虛無假設，表示空間杜賓模型優於空間落遲模型；而 Wald spatial error 值為 43.54 ($P < .001$)，顯示在1%顯著水準下，拒絕 $H_0^2: \rho\beta+\theta=0$ 的虛無假設，表示空間杜賓模型優於空間誤差模型。

經總結上述檢定結果，最適合本研究的模型為固定效果之空間杜賓模型。

貳、實證結果分析

下列表5-4係被解釋變數採用「固定效果空間杜賓模型」之實證結果，分別就考量空間相關因素及各解釋變數等兩方面對於一般生育率之影響說明如下：

一、空間因素對一般生育率之影響

從表5-4中的實證結果可以看出，對臺灣20個縣市一般生育率而言，檢定出的空間係數為0.361 ($P < .001$)，代表在1%的顯著水準下，結果為正，益證上述期間各縣市彼此間的生育率，具有正的空間相關性。故當某一縣市的生育率提高時，鄰近的縣市也會跟著提高；反之，當某一縣市的生育率降低時，鄰近的縣市也會一起降低。由此可知，臺灣某縣市地方政府擴大相關福利規模以提升地區生育率時，可能會間接帶動鄰近縣市亦積極提高其相關福利規模，提升該地區的生育率。

表 5-4 一般生育率之空間杜賓模型實證結果 (模型 1)

解釋變數	Main 係數	Wx 係數	直接效果	間接效果	總效果
$HPIR_{t-1}$	1.060 *** (0.198)	0.686 ** (0.312)	1.184 *** (0.200)	1.452 *** (0.371)	2.636 *** (0.428)
FLR_{t-2}	0.019 (0.108)	-0.530 *** (0.190)	-0.041 (0.101)	-0.690 *** (0.240)	-0.731 *** (0.257)
HOR_{t-1}	0.157 *** (0.060)	-0.055 (0.098)	0.164 *** (0.056)	0.007 (0.124)	0.171 (0.136)
LHI_{t-1}	6.010 (5.744)	15.309 (10.810)	7.765 (5.571)	23.703 * (14.323)	31.467 ** (15.909)
MR_{t-1}	6.088 *** (0.477)	-3.300 *** (0.620)	5.966 *** (0.426)	-1.511 *** (0.536)	4.454 *** (0.449)
PD_{t-1}	-0.001 (0.003)	-0.027 *** (0.007)	-0.003 (0.003)	-0.037 *** (0.010)	-0.040 *** (0.012)
$DODR_{t-1}$	1.445 (1.003)	-4.740 *** (1.292)	1.015 (0.945)	-5.855 *** (1.316)	-4.840 *** (1.209)
ρ	0.361 *** (0.063)				
σ_e^2	4.163 *** (0.357)				
Log-likelihood			-602.26		
Wald spatial lag 檢定			93.60 ***		
Wald spatial error 檢定			43.54 ***		
Hausman 檢定			16.12 **		
樣本數			280		

註：符號***、**及*分別表示在1%、5%及10%之顯著水準下，拒絕虛無假設。括號內之數值為標準誤。

二、各解釋變數對一般生育率之影響

另從上表5-4 模型1的實證結果中亦可以檢視被解釋變數與解釋變數間的關係，以下將透過係數及影響顯著程度進行分析：

(一) 房價所得比 ($HPIR_{t-1}$)

前章節中預期前一期房價所得比對生育率的影響預期未定。經實證結果發現，前一年房價所得比在1%的顯著水準下，本地區解釋變數對被解釋變數影響之直接效果為1.184，本地區被解釋變數對其他地區被解釋變數影響之間接效果為1.452，解釋變數對所有地區的被解釋變數所造成平均影響之總效果為2.636。顯示在考量生育率空間相依的情況下，前一年房價所得比對當年生育率為正向影響，也就是隨著地區前一年房價所得比的提高，同樣對該地區當年生育率造成上升效果之現象。

因此根據實證結果，亦證劉志宏等人(2014)的研究推論：「應是與臺灣高度的自有住宅比率相關，因房價上漲帶來之財富效果是導致房價所得比與生育率呈現正向關係之成因」。此外，購屋支出雖與大部分家庭資源互相排擠，卻提高家庭穩定性之前提下，本研究推測在高房價仍購置房產，可能因預期房價會持續增值，且資金或借貸來源部分，可能有家中長輩資助部分房貸，再加上政府推出多項優惠低利貸款專案，使得購入自住使用的房屋成本降低，貸款壓力相對減輕，且貸出款項可另做投資運用並供作生育基金；另外，近幾年來金融機構配合政府政策，提供逆向房屋抵押貸款(以房養老)¹³，也讓不少家庭提前規劃置產，讓晚年生活能減少負擔。

(二) 女性勞動力參與率 (FLR_{t-2})

實證結果發現，前兩年女性勞動力參與率(因和生育率互為內生變數故遞延兩年)在1%的顯著水準下，總效果為-0.731，對當年生育率為負向影響，與預期研究結果相符。推測原因可能為育齡女性擔心生育後影響未來就業狀況及無法兼顧工作與家庭，或減少家庭所得，進而影響生育意願。

¹³ 自2015年11月起推出的以房養老或逆向房屋抵押貸款專案，是指房屋所有權人將房屋做抵押設定，但並非一次向銀行取得大筆貸款，而是按月分期取得現金，作為每月生活費用，累積欠款會愈來愈多，等到貸款人離世，若繼承人無意留下該房屋，則歸銀行所有。

(三) 平均家戶可支配所得 (LHI_{t-1})

實證結果發現，前一年平均家戶可支配所得在5%的顯著水準下，總效果為31.467，對當年生育率為正向影響，與預期研究結果相符。代表各地區前一年家戶可支配所得每增加一單位，當年生育率即升高31.47個百分點。推測成因為假設小孩為正常財的情況下，家戶總所得越高，在經濟層面也更有能力生育並撫養更多子女，夫妻生育意願確實會因而增加。

(四) 粗結婚率 (MR_{t-1})

經由實證結果，前一年粗結婚率之總效果為4.454，且在1%的顯著水準下，對當年生育率有正向影響，與預期研究結果一致。成因可能為對絕大多數人而言，還是循著先結婚再生孩子，若願意及早走入婚姻組織家庭的單身男女有所增加，女性生育年限較不至受到壓縮，受孕機率及生育數量較容易提高。

(五) 人口密度 (PD_{t-1})

實證結果發現，前一年人口密度之總效果為-0.04，表示在1%的顯著水準下，其對當年生育率有著負向影響，與預期結果相同，表示隨著地區中人口密度的提高，對於該地區生育率造成降低之現象。分析原因有可能是該區域的人口稠密程度越高，生活空間相對較小，因多半是發生在都會地區，代表有較多的工作機會及勞動參與，因而造成生育率下降。

(六) 扶老比 ($DODR_{t-1}$)

實證結果顯示，前一年扶老比之總效果為-4.84，呈現在1%的顯著水準下，對當年生育率為負向影響，與預期研究結果符合。表示隨著地區中需扶養65歲以上老年人口占15至64歲工作人口比提高，對該地區中當年生育率造成降低的現象。推測可能為家庭因考量到需負擔長輩的醫療費用及長期照顧等精神層面問題，夫妻倆在接下來的一年內便未有強烈動機孕育下一代。

(七) 其他—不顯著的解釋變數

在前開章節中論述了因擁有房屋的穩定感有助於提高生育意願，但在面對有限預算資源下，購屋後可能會產生經濟資源排擠效果，使得持有自有住宅與生育行為兩方相互拉扯，因此預期前一年自有住宅比率 (HOR_{t-1}) 對當年生育率之影響未定。經實證結果自有住宅比率之總效果為0.171，雖對當年生育率為正向影響，但未達10%之顯著水準。¹⁴



¹⁴本研究為考量主要解釋變數房價所得比對於生育率之影響，在另一個解釋變數（作為調節變數）的不同水準下會有不同的強弱，因此嘗試建立另一組模型，將自有住宅比率此一變數當作調節者的角色，並以交互作用項（即「房價所得比與自有住宅比率之交乘項」）納入方程式，以其係數反映交互作用效果。由於上述變數間可能存在高度相關的線性關係，為避免多元共線性影響係數之解釋，已先就上開交乘項進行平減（即該二變數各自減去其平均值）。經檢視實證結果，其他原始的解釋變數影響方向均未改變，但交乘項對生育率之影響為負向（總效果係數為-1.13），惟仍不顯著 ($P > .1$)，表示房價所得比與自有住宅比率並無交互作用。因該模型之解釋能力並未提升，故仍維持原模型之設定。

參、穩健性檢定 (robustness test)

本研究為確定實證結果是否具備穩健性，將進行穩健性檢定，以判斷其是否能夠與上述結果產出較一致的結論，故將無顯著影響之解釋變數「自有住宅比率 (HOR_{t-1})」調整為「社會福利支出 ($SWER_{t-1}$)」。

同樣在經由前述所有空間相關性檢定及單根、共線性檢定以及空間計量模型測定後，仍適用「固定效果之空間杜賓模型」，在考量一般生育率空間相依的情況下，預期前一年社會福利支出愈高的地區，當年生育率亦會呈現愈高的趨勢，因而將解釋變數的自有住宅比率改為社會福利支出，估計結果如次頁表5-5。

依該表顯示之實證結果，模型整體 ρ 值為0.385，在1%的顯著水準下，Log-likelihood值為-603.86，表示確實存在空間相依性。此外，雖然前一年社會福利支出的總效果未達10%的顯著水準，但前一年的房價所得比 ($HPIR_{t-1}$)、平均家戶可支配所得 (LHI_{t-1})、粗結婚率 (MR_{t-1})、人口密度 (PD_{t-1}) 及扶老比 ($DODR_{t-1}$)，以及前兩年女性勞動力參與率 (FLR_{t-2}) 等各解釋變數的總效果，依然對當年一般生育率有顯著影響，且影響方向不變，由此可證本研究實證結果具備穩健性。

表 5-5 一般生育率之空間杜賓模型實證結果 (模型 2)

—自有住宅比率 HOR_{t-1} 替換為社會福利支出 $SWER_{t-1}$

解釋變數	Main 係數	Wx 係數	直接效果	間接效果	總效果
$HPIR_{t-1}$	1.065 *** (0.206)	0.489 (0.313)	1.179 *** (0.213)	1.254 *** (0.412)	2.433 *** (0.494)
FLR_{t-2}	0.065 (0.107)	-0.644 *** (0.185)	-0.013 (0.099)	-0.861 *** (0.237)	-0.874 *** (0.251)
$SWER_{t-1}$	0.130 * (0.074)	-0.127 (0.099)	0.127 * (0.072)	-0.108 (0.139)	0.019 (0.167)
LHI_{t-1}	8.353 (5.714)	12.745 (10.959)	10.228 * (5.626)	22.818 (14.466)	33.046 ** (16.116)
MR_{t-1}	5.763 *** (0.518)	-3.060 *** (0.641)	5.646 *** (0.452)	-1.174 ** (0.579)	4.472 *** (0.467)
PD_{t-1}	-0.001 (0.003)	-0.022 *** (0.008)	-0.004 (0.003)	-0.033 *** (0.011)	-0.037 *** (0.013)
$DODR_{t-1}$	1.520 (1.009)	-4.475 *** (1.313)	1.043 (0.954)	-5.479 *** (1.462)	-4.436 *** (1.223)
ρ	0.385 *** (0.062)				
σ_e^2	4.188 *** (0.359)				
Log-likelihood				-603.86	
Wald spatial lag 檢定				103.2 ***	
Wald spatial error 檢定				40.66 ***	
Hausman 檢定				22.62 **	
樣本數				280	

註：符號***、**及*分別表示在 1%、5%及 10%之顯著水準下，拒絕虛無假設。括號內之數值為標準誤。

第四節 研究限制

以下就整個研究過程中不足之處提出說明，此類因資料不全導致研究成果有未盡之處，有待後續學者予以補足，修正後作為進一步研究方向：

壹、研究區域之限制

本研究選擇以臺灣地區各縣市的一般生育率與房價所得比等變數資料為研究範圍，主要是因為該些變數並無相關年度完整之鄉鎮統計資料可供查調，故以縣市為研究單位。另未納入福建省金門縣與連江縣之追蹤數據，係因受限於該兩地區之地理環境因素、生活模式與部分條件與其他20個縣市差異頗大，故未併予列入探討。

貳、研究對象年齡之限制

根據內政部戶政司統計，育齡婦女年紀已有逐漸增長趨勢，2020年生育第一胎的媽媽平均年齡是31.09歲，本研究雖有考量不同年齡層可能會有不同生育率情況，如果被解釋變數的範圍以年齡層分，則解釋變數也要以年齡分，但資料無法全數取得。

參、無從得知自有住宅權屬及資金來源之限制

由於自有住宅比率係依據行政院主計總處家庭收支調查報告對住宅權屬區分，亦有可能為戶內經常居住成員所擁有，若是調查對象只針對核心家庭（由雙親及未婚子女所組成之家庭），則購置住宅對生育行為的關連性會較為清楚；再加上無法從調查資料中獲悉取得自有住宅者之資金來源為自有或貸款購入，甚至其住宅為受贈或繼承取得，因後者之家庭支出負擔較輕，生育決策較不易受到大筆支出而排擠，只能假設自有條件均相同。

第六章 結論與政策建議

第一節 結論

本研究試圖從臺灣各地區住宅負擔能力的角度，以房價所得比為衡量指標，運用空間計量各種方式檢測，探討其對於一般生育率之影響，並分析其他影響生育率之關鍵因素。研究樣本採用20個縣市、14個年度（2006至2019年）共計280筆之一般生育率追蹤資料，藉由Hausman檢定和Wald 檢定結果，透過固定效果空間杜賓模型進行迴歸分析。

經實證研究結果顯示，上開期間臺灣各縣市的一般生育率於空間分布有聚集情形，確實存在空間相依關係，且對各地區生育率有顯著之正向影響，此與Moran's I 檢定所得到具有空間正相關的結果一致，表示當只考慮生育率之空間相依而不考慮其他變數時，與同時考慮其他解釋變數之空間相依性時，均會分析出與鄰近區域有同質屬性的結果。由此可看出臺灣各縣市的生育狀況不宜僅適用於本身區域進行單獨的研究討論與政策推動。

以下就各解釋變數於第四章第四節假設之預期影響中有無得到支持之情形，彙整說明於表6-1，並依次分析結果。

表 6-1 各解釋變數的預期影響與實證結果對照表

變數	代號	預期影響	實證結果(總效果)	得到支持
房價所得比	$HPIR_{t-1}$	未定	2.636 ***	
女性勞動力參與率	FLR_{t-2}	負向	-0.731 ***	✓
自有住宅比率	HOR_{t-1}	未定	0.171	
平均家戶可支配所得	LHI_{t-1}	正向	31.467 **	✓
粗結婚率	MR_{t-1}	正向	4.454 ***	✓
人口密度	PD_{t-1}	負向	-0.040 ***	✓
扶老比	$DODR_{t-1}$	負向	-4.840 ***	✓

註：符號***及**分別表示在1%及5%顯著水準下之影響。

依固定效果空間杜賓模型實證結果，以前一年的房價所得比作為主要解釋變數，對於當年生育率在 1% 的顯著水準下呈現正向影響，當各地區前一年房價所得比每增加一單位，當年生育率即升高 2.636 個百分點，推論成因為在提高家庭居住穩定性之前提下，於高房價時仍購置房產之資金或借貸來源，可能由家中長輩資助購屋自備款或支付部分房貸本息，再加上近年來中央銀行採行寬鬆貨幣政策，及政府不斷推行青年安心成家貸款等多項住宅貸款優惠利率，創造出超低利率的貸款環境，使得購置自住使用之房屋成本降低，讓年輕家庭背負的貸款負擔不至於沉重不堪，同時房屋所借貸出的款項，一方面可另做投資並供作生育基金。因此，除了房價上漲所帶來之財富效果外，與租屋相比，當成了有殼蝸牛後，較可在穩定的居住環境下安心生養寶寶，這樣的論述，也從 Dettling and Kearney (2011) 的文獻中得到印證；另一方面可能是近年來推出以房養老的逆向房屋抵押貸款，刺激家庭提前規劃置產，讓晚年生活能減少負擔。因此，因擁有房屋所產生的安定感及房價上升帶來之財富累積利益，可能會促使提高生育意願。

其次，實證結果也顯示，前一年粗結婚率及前一年平均每戶家庭可支配所得，皆對當年一般生育率呈現正向影響，表示對絕大多數人而言，生育決策通常在結婚決策之後，若願意及早走入婚姻共組家庭的單身男女有所增加，女性生育年限較不至受到壓縮，受孕機率及生育數量自然容易推升。同時也推測家戶總所得越高，也更有經濟能力生育及撫養更多子女，夫妻生育意願較能因此增加。

針對其他解釋變數之實證結果發現，前兩年女性勞動力參與率、前一年之扶老比與人口密度，均對於當年一般生育率呈現負向影響，推測育齡婦女因會擔心生育後無法兼顧工作及家庭，或中斷工作退出勞動力市場而影響期望之職位與薪資，甚至未來的就業狀況，致育兒的機會成本上升；另年輕家庭尚需要照料家中年邁長輩之長期看顧及醫療費用等經濟開銷問題，因而降低生育意願；最後，推論該地區的人口稠密程度越高，生活空間相對較小，因多半是發生在都市地區，代表有較多的

工作機會及勞動參與，使得生存的區域空間與人口成長彼此具有競爭關係，造成生育率下降。

綜上所述，在考慮所有變數遞延一期之空間杜賓固定效果模型中，雖有部分解釋變數顯著程度可能受其他變數牽引而削減，但發現變數在加入空間計量統計的情況下，除自有住宅比率未達顯著水準外，房價所得比、平均家戶可支配所得及粗結婚率等項，均呈現正向影響的關係，並以家戶可支配所得影響的結果最為明顯（即每增加一單位，當年生育率即升高31.467個百分點），至女性勞動力參與率、人口密度及扶老比，則呈現負向影響。以上實證結果均與預期影響結果一致，對生育率之影響扮演重要角色。



第二節 政策建議

由上一節的結論已觀察到，隨著房價所得比的增加，未來對生育率的上升有著正向影響。若想让生育率止跌回穩，宜從根本緩解育齡民眾的經濟壓力及購屋負擔，提供育兒家庭經濟支持、降低養兒育女負擔等作為政策主軸，加上生育補貼獎勵及其他配套措施，以增加生育誘因，預期將收事半功倍之效。本研究實證結果之具體貢獻在於提供生育政策及住宅政策一個新思維。茲就上述研究結論，提出數點建議，供各級政府作為擬定政策時卓參，期對於民眾提高生育意願有潛在的刺激作用。

壹、就住宅政策而言

本研究實證結果發現，在預期房價將上漲時，合理房價管理之住宅政策，將提升民眾住宅負擔能力，減緩生育率下降，同時，在面對房價所得比上漲、所得效果的發揮下，有助於家戶生育行為，因此建議：

一、在住宅政策上尊重市場機能的發揮

政府有關單位較不宜以躁進的政策手段刻意打壓房地產市場，僅需針對以投機為目的之投資客族群課以相對較高的稅負，或提高購屋貸款成本，以降低炒作動機，較不易傷及無辜而間接影響到以實質自住需求為主要目的之眾多家戶，免於因經濟負擔沈重而排擠到生育計畫，並推行協助青年家庭適合居住之住宅政策。

二、考量家庭偏好差異性，研擬制定住宅補貼政策

目前育有未成年子女3人以上者始享有自購住宅貸款利率，建議適當考慮給予再生育家庭住房津貼或優惠貸款利率，以減輕二胎的撫養壓力，並提高生育誘因，讓房價回歸合理，以有效解決高房價、低生育率的社會問題。

貳、就生育政策而言

臺灣人口負成長的警訊除了人口結構老化快速外，人口規模亦急遽萎縮，就生育政策觀點及勞動市場發展來說，過去研究認為女性勞動參與率及經濟壓力因素皆

為生育率下降之主因，因此兼顧生育與女性就業之政策，是值得政府思考及努力的方向，建議如下：

一、降低婦女生育機會成本及強化家庭照顧能力

讓全民體認兒童是公共財的理念，生養子女不單是家庭責任，國家與企業亦有共同義務。建議政府獎勵婚育並支持女性自主選擇，協助提高女性產後就業機會。與企業聯手調整薪資待遇以提升實質家庭可支配所得，維持雙薪家庭穩定收入，讓購屋不再遙不可及。除了既有的生育福利政策外，推出「育子基金」，從出生到念大學共同分攤生養小孩的成本，同時提供充裕的公共托育、托老服務機構及建立友善職場環境等支持系統，應可降低生育與勞動參與間的衝突性及所需之家戶成本。

二、擴大育嬰假期間及補助

建議配合胎次，給予不同的育嬰假及補助金額；若在2年內育有下一胎子女，則延長並擴大父母的育嬰假期間及補助等制度，藉此強化兩性平權並縮短婦女生育期間，以提升第二胎生育率，彌補生育數之不足。

三、生育補助費限額內免予計入綜合所得稅申報

目前各級政府發給之生育補助費屬於政府贈與，若依勞保、農保、公保或國民年金保險等相關規定請領之生育給付屬於保險給付，均可適用所得稅法第4條之免稅規定。但對於工作單位所發給之員工生育補助費卻非屬免稅範圍，需計入薪資或其他所得。因此建議政府併予考量稅式支出之前提下，給予限額內免稅，以減輕有新生兒家庭之經濟負擔。

四、加碼縣市獨有之育兒津貼

本研究已實證出自身與鄰近縣市之生育率具有正向的空間相依關係，建議各地方政府加碼提供該縣市獨有之育兒補助及津貼，吸引想要婚育的夫妻遷徙至該地區並置產，帶動生育率在空間上的聚集效應，並通盤思考結合社會福利政策及推動地方創生等配套措施，在催生育兒之外，也能吸引青年回到家鄉，創造就業人口。

參考文獻

壹、中文部分

- 內政部戶政司 (2013)。人口政策白皮書-少子女化高齡化及移民。臺北市：中華民國內政部。
- 余清祥、許添容 (2004)。台灣地區鄉鎮市區生育率的空間與群集研究。發表於台灣人口學會 2004 年年會暨人口、家庭與國民健康政策回顧與展望研討會，國立政治大學國際會議中心，2004 年 04 月 23~24 日。
- 吳閔鈺 (2006)。自有住宅與生育決策—台灣地區之實證分析。臺北市：國立政治大學財政研究所未出版碩士論文。
- 林佑儒 (2021)。臺灣七大都市地區房價所得比之差異與迷思—購屋者擁屋數與主觀因素分析。住宅學報，30 卷 (1)，27-47。
- 林佩萱 (2015)。家戶購屋與生育行為關係：資源排擠與動機刺激。住宅學報，24 (1)，89-115。
- 林佩萱、張金鶚 (2016)。沒有房子不生孩子？買了房子不敢生孩子？購屋對家戶婚後生育時間影響之研究。臺灣社會學刊，59，93-138。
- 國家發展委員會 (2020)。中華民國人口推估 (2020 至 2070 年)。臺北市：中華民國國家發展委員會。
- 張聖昊 (2017)。台灣住宅價格、住宅負擔能力與生育率之關係。臺北市：國立政治大學行政管理碩士未出版學程論文。
- 教育部、衛生福利部、勞動部、內政部、財政部、經濟部、科技部、交通部、行政院人事行政總處與國家發展委員會 (2021)。臺灣少子女化對策計畫 (107 年—113 年)。臺北市：教育部。
- 郭俊東 (2017)。臺灣生育行為之社會決定因素。臺北市：國立臺灣大學健康政策與管理研究所未出版博士學位論文。

陳文意、周美伶、林玉惠、陳明吉 (2013)。抑制房價以提高生育率：以台北都會區為例。**都市與計畫**，40 (2)，191-216。

陳彥竹 (2015)。房價對生育率的影響-以台灣 20 縣市為例。桃園市：國立中央大學產業經濟研究所在職專班未出版碩士學位論文。

彭建文、蔡怡純 (2012a)。住宅自有率對生育率之長短期影響－追蹤資料共整合分析應用。**人口學刊**，44，57-86。

彭建文、蔡怡純 (2012b)。住宅負擔能力與住宅自有率之長期關係－追蹤資料共整合分析應用。**住宅學報**，21 (2)，1-27。

楊靜利 (2007)。婦女勞動參與對生育率的影響。**臺灣社會學刊**，19，35-56。

廖珮郁 (2010)。臺灣各縣市平均地價對其生育率的影響。臺北市：國立政治大學財政研究所未出版碩士論文。

劉一龍、王德睦 (2005)。台灣地區總生育率的分析：完成生育率與生育步調之變化。**人口學刊**，30，97-123。

劉君雅、鄧志松、唐代彪 (2009)。臺灣低生育率之空間分析。**人口學刊**，39，119-155。

劉志宏、張卉婷 (2014)。房地產價格與生育行為之相關性研究：台灣實證資料之檢視。**公共事務評論**，15 (2)，21-43。

樓玉梅 (2017)。我國縣市別生育率與生養政策差異之研究。**國家發展委員會人力規劃及發展研究報告**，17，1-32。

鄧志松、唐代彪、杜震華 (2007)。中國大陸 GIS 空間資料庫的建置暨空間探索分析。臺北市：國立臺灣大學社會科學院中國大陸研究中心未出版研究計畫。

駱明慶 (2007)。台灣總生育率下降的表象與實際。**研究台灣**，3，37-60。

貳、英文部分

Andersson, G. (2008), "A Review of Policies and Practices Related to the 'Highest-Low' Fertility of Sweden." *Vienna Yearbook of Population Research*, 6, 89-102.

- Anselin, L. (1980), Estimation Methods for Spatial Autoregressive Structures. Regional Science Dissertation and Monograph Series #8. Ithaca: Cornell University.
- Anselin, L. (1988), *Spatial Econometrics: Methods and Models*. Dordrecht, Boston: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (1995), "Local Indicators of Spatial Association-LISA. " *Geographical Analysis*, 27(2), 93-115.
- Becker, G. S. (1960), "An Economic Analysis of Fertility." NBER Chapters, in *Demographic and Economic Change in Developed Countries*, 209-240. Cambridge, MA: National Bureau of Economic Research, Inc.
- Becker, G. S. and H. G. Lewis (1973), "On the Interaction between the Quantity and Quality of Children." *Journal of Political Economy*, 81(2), 279-288.
- Bourassa, S. C. (1996), "Measuring the Affordability of Home-Ownership." *Urban Studies*, 33(10), 1867-1877.
- Brewster, K. L. and R. R. Rindfuss (2000), "Fertility and Women's Employment in Industrialized Nations." *Annual Review of Sociology*, 26, 271-296.
- Butz, W. P. and M. P. Ward (1979), "The Emergence of Countercyclical US Fertility." *The American Economic Review*, 69(3), 318-328.
- de la Croix, D. and P. Gobbi (2017), "Population Density, Fertility, and Demographic Convergence in Developing Countries." *Journal of Development Economics*, 127(3), 13-24.
- Detting, L. J., and M. S. Kearney (2014). "House Prices and Birth Rates: The Impact of the Real Estate Market on the Decision to Have a Baby." *Journal of Public Economics*, 110, 82-100.
- Durbin, J. (1960), "Estimation of Parameters in Time-Series Regression Models." *Journal of the Royal Statistical Society B*, 22, 139-153.

- Easterlin, R. A. (1978), The Economics and Sociology of Fertility: A Synthesis. In C. Tilly (ed.), *Historical Studies of Changing Fertility*, 55-133. New York: Princeton University Press.
- Elhorst, J. P. (2014), "Matlab Software for Spatial Panels." *International Regional Science Review*, 37(3), 389-405.
- Hausman, J. A. (1978), "Specification Tests in Econometrics." *Econometrica*, 46(6), 1251-1271.
- Huang, J. T., A. P. Kao, and W. C. Hung (2006), "The Influence of College Tuition and Fees on Fertility Rate in Taiwan." *Journal of Family and Economic Issues*, 27(4), 626-642.
- Jones, L. E., A. Schoonbroodt, and M. Tertilt (2008), Fertility Theories: Can They Explain the Negative Fertility-Income Relationship? In John B. Shoven (ed.), *Demography and The Economy*, 43-100. New York: University of Chicago Press.
- Leibenstein, H. (1957), *Economic Backwardness and Economic Growth*. New York: John Wiley.
- LeSage, J. and R. K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*. New York: CRC Press Taylor & Francis Group.
- Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu (2002), "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-Sample Properties." *Journal of econometrics*, 108, 1-24.
- Lutz, W., M. R. Testa, and D. J. Penn (2006), "Population Density is a Key Factor in Declining Human Fertility." *Population and Environment*, 28(2), 69-81.
- McDonald, P.(2006), "Low Fertility and the State: The Efficacy of Policy." *Population and Development Review*, 32(3), 485-510.

- Mincer, J. (1963), "Market Prices, Opportunity Costs, and Income Effects." In Carl Christ (ed.), *Measurement in Economics: Studies in Mathematical Economics in Memory of Yehuda Grunfeld*, 67-82. Stanford, CA.: Stanford University Press.
- Moran, P. A. (1950), "Notes on Continuous Stochastic Phenomena." *Biometrika*, 37(1/2), 17-23.
- Mulder, C. H. and M. Wagner (2001), "The Connections between Family Formation and First-Time Home Ownership in the Context of West Germany and the Netherlands." *European Journal of Population*, 17, 137-164.
- Mur, Jesus and Ana Angulo (2006), "The Spatial Durbin Model and the Common Factor Tests." *Spatial Economic Analysis*, 1(2), 207-226.
- Willis, R. J. (1973), "A New Approach to The Economic Theory of Fertility Behavior." *Journal of Political Economy*, 81(2), 14-64.
- Yang, H. (2000), "Education, Married Women's Participation Rate, Fertility and Economic Growth." *Journal of Economic Development*, 25(2), 101-118.
- Yi, J. and J. Zhang (2010), "The Effect of House Price on Fertility: Evidence from Hong Kong." *Economic Inquiry*, 48(3), 635-650.

參、參考網站

中華民國統計資訊網，2021年2月12日，取自網址：

<https://statdb.dgbas.gov.tw/pxweb/dialog/statfile9.asp>

內政部不動產資訊平台，2021年2月12日，取自網址：

<https://pip.moi.gov.tw/V3/e/scre0105.aspx>

內政部戶政司全球資訊網，2021年2月12日，取自網址：

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

行政院主計總處，2021年2月12日，取自網址：

<https://www.stat.gov.tw/np.asp?ctNode=452>