

國立政治大學 社會科學學院

行政管理碩士學程第十九屆碩士論文

指導教授 黃智聰博士

臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響

**The Impact of House Price on the Labor Force
Participation Rate—Evidence from Counties and
Cities in Taiwan.**

研究生 張以姍撰

中華民國一〇八年五月



中文摘要

本論文主要研究目的，在於研究臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響。本論文利用臺灣 20 縣市 2003 至 2017 年共 15 年的追蹤資料進行研究。在研究方法上，勞動參與率的變數設定方面，分別採用男性勞動參與率（模型一）與女性勞動參與率（模型二）作為被解釋變數進行實證估計。經過多個檢定方法的結果顯示，模型一採隨機效果模型是最適的實證模型，模型二採雙因子固定效果模型是最適的實證模型。並在建立實證模型之前，先利用成對解釋變數的相關係數與 VIF 的估計，所使用的解釋變數之間未有共線性問題，因此可以確認本論文的估計應有一定的準確性。

本論文主要研究發現，房價及離婚率在統計上確實對臺灣各縣市的男性勞動參與率具有正向的影響。此外，房價在統計上雖然對臺灣各縣市的女性勞動參與率無影響，但是人口增加率、社會福利支出、離婚率、女性高等教育程度及女性失業率在統計上對其則具顯著性。

關鍵詞：房價、勞動參與率、隨機效果模型、雙因子固定效果模型

目次

第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景與其目的.....	1
第二節 研究架構與其流程.....	5
第二章 文獻回顧與整理.....	8
第一節 勞動力的分類.....	8
第二節 影響勞動參與率的相關文獻.....	10
第三節 房價與勞動參與率的關係.....	16
第三章 勞動參與率與房價現況分析.....	18
第一節 臺灣各縣市當前的勞動參與率.....	18
第二節 臺灣各縣市當前的房價.....	23
第四章 研究設計.....	27
第一節 實證模型介紹.....	27
第二節 實證變數與資料說明.....	34
第五章 實證結果分析.....	39
第一節 共線性檢定.....	39
第二節 實證結果分析.....	42
第六章 結論與建議.....	50
第一節 研究結論.....	50
第二節 政策建議.....	52
參考文獻.....	54

表次

表 1-1：臺灣各縣市勞動參與率.....	2
表 2-1：影響勞動參與率相關之研究文獻.....	14
表 3-1：2017 年主要國家勞動參與率.....	18
表 3-2：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年男性勞動參與率.....	21
表 3-3：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年女性勞動參與率.....	22
表 3-4：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年房價所得比.....	25
表 4-1：實證模型變數之定義、資料基本統計量及預期影響.....	38
表 5-1：模型一男性勞參率：成對解釋變數的相關係數.....	40
表 5-2：模型二女性勞參率：成對解釋變數的相關係數.....	40
表 5-3：變異數膨脹因素 VIF 估計.....	41
表 5-4：男性勞動參與率迴歸模型的估計結果.....	45
表 5-5：女性勞動參與率迴歸模型的估計結果.....	49

圖次

圖 1-1：信義房價指數：臺灣地區.....	3
圖 1-2：研究進行流程圖.....	7
圖 2-1：總人口及勞動人口結構圖.....	8
圖 2-2：影響勞動參與率之路徑.....	17
圖 3-1：全國及直轄市貸款負擔率（%）.....	26
圖 3-1：全國及直轄市房價所得比（倍）.....	26



第一章 緒論

第一節 研究背景與其目的

勞動參與率對於一個地區的經濟發展佔扮演很重要的角色，經濟成長決定於四項因素：人力資源、自然資源、技術以及資本，這即是薩繆森所稱經濟成長的「四個輪子」，普遍認為，這四種因素與經濟成長之間均是呈現正相關的關係。就人力資源而言，勞動參與率此項指標便是評估勞動力與民間人口間的相對比值，關注經濟成長絕對不能忽略勞動參與率的數據。

由於眾多原因使勞動參與率在各縣市間有所波動，對於該地的發展產生影響。臺灣於 2010 年將行政區域重新劃分，致行政區域由原本的 23 縣市減少為 20 個縣市。亦即在 2010 年以前，臺灣共有臺北市與高雄市兩個直轄市，臺北縣、桃園縣、新竹縣、苗栗縣、臺中縣、南投縣、彰化縣、雲林縣、嘉義縣、臺南縣、高雄縣、屏東縣、澎湖縣、宜蘭縣、花蓮縣、臺東縣等 16 個縣，以及基隆市、新竹市、臺中市、嘉義市、臺南市五個省轄市。但自 2011 年起，臺灣的行政區域重新劃分，將臺中縣與臺中市合併成臺中市、臺南縣與臺南市合併成臺南市、高雄縣與高雄市合併成高雄市，並將臺北縣升格成直轄市，改稱為新北市，且將桃園縣、臺中市、臺南市全升格成直轄市。爰臺灣便由原本的 23 個行政區（2 個直轄市、16 個縣及 5 個省轄市）改為 20 個行政區（6 個直轄市、11 個縣及 3 個省轄市）。

表 1-1 將呈現臺灣各縣市在 2003 年至 2017 年期間的勞動參與率，惟囿於頁面有限，故僅呈現 2005、2010、2015、2017 四年的數據。表 1-1 中，底色呈現淺灰色的縣市表示為勞動參與率名列前五名者，在此四年期間，臺南市及新竹市穩居前五名，直轄市中，桃園市及臺中市分別在 2005 年、2015 年及 2005 年及 2010 年榜上有名。其餘縣市包含宜蘭縣、

新竹縣、彰化縣、南投縣、嘉義縣及臺東縣等，勞動參與率偶有消長，輪流擠進前五名以內。

表 1-1：臺灣各縣市勞動參與率（特定年份%）

	2005	2010	2015	2017
新北市	58.4	58.3	59.2	59
臺北市	55.5	56.3	57.3	57.4
桃園市	59.4	58.7	59.6	58.6
臺中市	59.1	59.6	59	58.1
臺南市	59.5	59.4	61	61.5
高雄市	57.9	57.3	57.4	57.9
宜蘭縣	56.5	57.8	58	60.2
新竹縣	58.7	57.9	58.1	59.5
苗栗縣	56.8	57.8	57.9	58.8
彰化縣	57.1	59	59.6	59.4
南投縣	57	60.1	59.5	61.7
雲林縣	57.5	57.5	58.5	59.7
嘉義縣	58.3	58.2	59.1	60.8
屏東縣	55.5	56	57.5	59.3
臺東縣	57.2	59.6	57.7	58.7
花蓮縣	56.7	56	55.7	56
澎湖縣	48.9	49.4	52.7	52
基隆市	56.1	55.6	56.2	56.5
新竹市	60.7	60.8	60.3	60.4
嘉義市	54.7	56.6	57.1	59

資料來源：中華民國統計資訊網

臺灣 20 個行政區的勞動參與率各有不同，說明臺灣的勞動參與率在行政區中的差異是存在的。

由圖 1-1 信義房價指數：臺灣地區¹顯示，自 2001 年起，臺灣房價日益增高，尤其至 2014 年達到最高峰，指數為 297.78，而後雖有下降但幅度不大。如此高的房價造成民不聊生，對於無殼蝸牛是極大壓力，買房難如登天，高房價將可能導致背負房貸者的生活水準下降，民眾為此單身更不敢生小孩，也因為將畢生積蓄投入買房，難以安享晚年生活，買不起房子的人，更面臨到處租屋漂泊不定的命運。

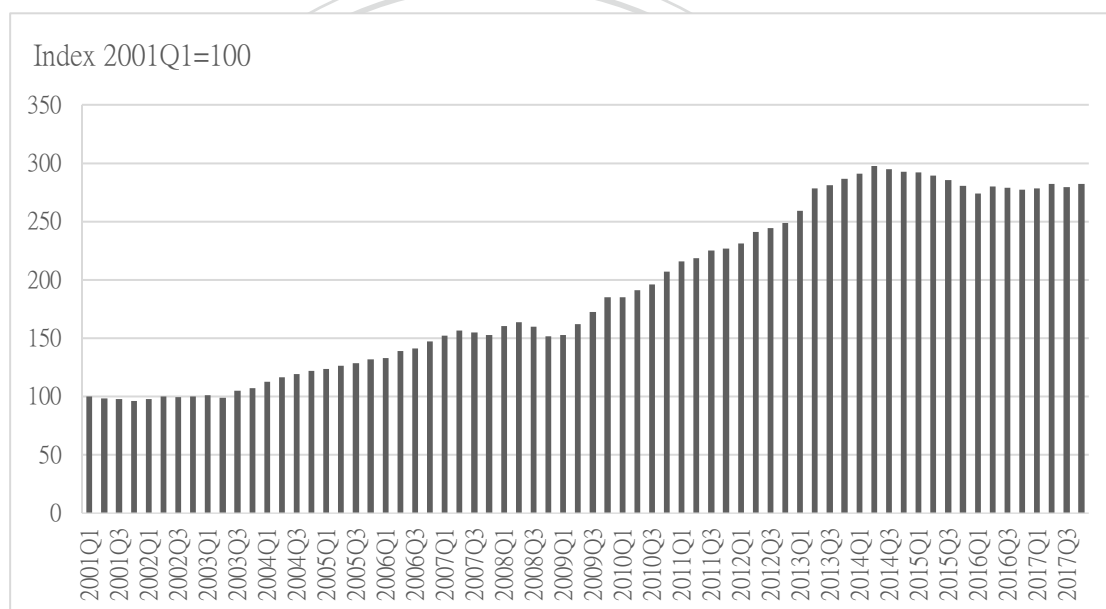


圖 1-1：信義房價指數：臺灣地區

資料來源: 信義房屋不動產企劃研究室

近十幾年來，臺灣房價飆漲，而無論是投資抑或自用住宅需求，購屋者皆需用所得去支付房價。如將償還房屋貸款來源分為非勞動收入及勞動收入兩類，若是支付房屋貸款係來自勞動收入，勞動參與率便會因此產生變化。至房價對於勞動參與率在統計上是否具實際影響性，則有

¹信義房屋與國立政治大學商學院共同合作，利用特徵價格函數理論（Hedonic Price Method）及拉氏指數公式（Laspeyres）編製信義房價指數，並將基期調整到 2001 年第 1 季，使其能精準且立即反映臺灣房產價格的變化情況。

賴實證模型的估計。

以目前文獻而言，研究臺灣各縣市勞動參與率的文獻並不多，而針對臺灣各縣市間房價對於其勞動參與率的影響，更是幾乎沒有任何文獻提及。近年來臺灣房價急速暴漲，尤其是雙北市及部分縣市地區，於是在全國各縣市之間便有所差異。而此一差異究竟是否會對勞動參與率產生影響，是一個值得探討的議題。是故，本論文主要目的在探討臺灣各縣市房價對於其勞動參與率是否有所影響。

本論文的研究期間自 2003 年起至 2017 年止，為了要追求每年研究樣本的一致性，故排除福建省連江縣及金門縣²。因此，本論文以臺灣 20 個縣市 2003 年至 2017 年期間的追蹤資料（panel data）進行研究。在實證模型的選擇上，利用 Hausman 檢定，以確認被解釋變數為男性勞動參與率時應使用隨機效果模型；被解釋變數為女性勞動參與率時應使用固定效果模型。此外，是否應該在實證模型上考量時間特質效果（time-specific effect），則必須以特定的檢定加以確認究竟是採用單因子固定效果（one-way fixed-effect model）抑或是雙因子固定效果模型（two-way fixed-effect model）。

相信本論文利用多種統計量方法對實證模型進行檢定正確性後，即可以進一步確定本論文研究結果的可信度與準確性。最後，將提供相關的政策建議以供政府作為施政之參考。

²本論文未將金門縣與連江縣納入考量，主要是基於以下原因：1.連江縣與金門縣在行政區域方面隸屬於福建省。2.內政部不動產資訊平台統計房價所得比資料不含該兩縣，且中央政府所辦理的例行調查，也大多未將該兩縣納入調查範圍中。

第二節 研究架構與其流程

本論文主要研究目的，在於探究臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響。為達到此研究目的，本論文將深入回顧並整理與勞動參與率理論的相關文獻，並探究房價與勞動參與率之間的關係。本論文也將分析臺灣與其他主要國家的勞動參與率，以及各縣市間勞動參與率的差異，並說明臺灣當前的房價情況。而在本論文中將以男性勞動參與率與女性勞動參與率作為被解釋變數，利用此兩個勞動參與率的指標進行研究，更可以確認房價對於勞動參與率的影響。以下詳細述明本論文的研究架構與其進行流程。

一、研究架構

關於本論文的研究架構詳述如下。本論文共分為六章，第一章為本論文的緒論，說明研究背景與其目的以及研究架構與其流程；第二章為勞動參與率相關的文獻回顧，首先介紹勞動力之分類，再針對與勞動參與率相關的文獻進行整理與探討，最後探究房價與勞動參與率的初步關係。第三章，描述臺灣各縣市勞動參與率與房價的當前情況；第四章針對本論文研究設計實證模型，並提出變數設定與資料說明；第五章先進行相關的模型檢定，針對本論文在實證研究中獲得的結果並加以分析；第六章總結本論文的研究結論，提出具體的政策建議。

以下將本論文各章中各節的詳細內容概要做更進一步的說明。第一章為本論文之緒論，第一節係研究背景與其目的、第二節係研究架構與其流程。本論文第二章為文獻回顧與整理，第一節係勞動力的分類、第二節係影響勞動參與率的相關文獻、第三節係房價與勞動參與率的關係。本論文第三章為勞動參與率與房價現況分析，第一節係臺灣各縣市當前的勞動參與率、第二節係臺灣各縣市當前的房價。本論文第四章為研究設計，第一節係實證模型介紹、第二節係實證變數與資料說明。本

論文第五章為實證結果檢定與分析，第一節係共線性檢定、第二節係實證結果分析。本論文第六章為結論與政策建議，第一節係研究結論，第二節係政策建議。

二、研究流程

本論文研究進行流程詳述如下，並呈現在圖 1-2 中。同前所述，本論文最主要的研究目的，乃在於探究臺灣各縣市房價對於其勞動參與率的影響，並且利用男性勞動參與率及女性勞動參與率作為被解釋變數，以瞭解各縣市房價對其勞動參與率的影響程度為何。

在對於研究背景與其目的及研究架構進行說明後，本研究將針對與勞動參與率有關之相關文獻進行回顧，以瞭解現有文獻中對於勞動參與率的研究情況。接著，利用所蒐集到全臺灣共 20 個縣市自 2003 年至 2017 年的 300 個樣本，分析勞動參與率的發展與現況進行比較。然後，針對本研究所要探究的主要議題建立一個實證模型，並說明此實證模型的實質意涵。針對所蒐集到的相關變數進行說明，再進行實證估計。說明各項必要的檢定結果後，針對實證結果進行說明與分析。最後，本研究將整篇論文的研究發現做成結論，並根據這些結論提供政策建議。本論文預計進行研究的流程可以由圖 1-2 明確表示。

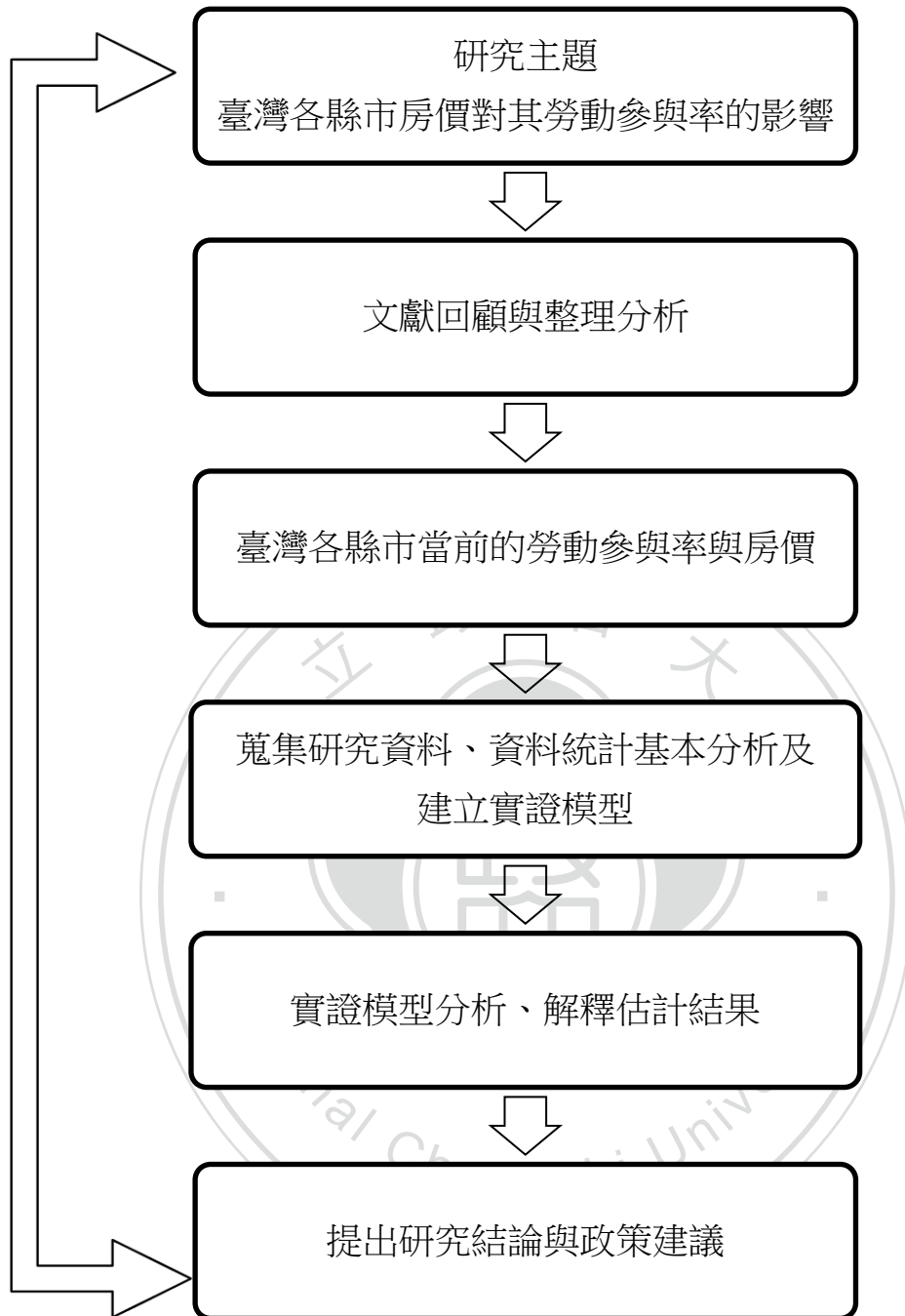


圖 1-2：研究進行流程圖

第二章 文獻回顧與整理

如前所述，本論文主要之研究目的，係為探究臺灣各縣市的房價是否會影響其勞動參與率，因此有必要先回顧現有的相關文獻。首先，第一節介紹勞動力之分類，接著針對影響勞動參與率的相關文獻進行回顧並整理於第二節，而在第三節，擬將房價因素納入勞動參與率的變項中，探究房價與勞動參與率之間的關係。

第一節 勞動力的分類

國際勞工組織（International Labor Organization）第 138 號公約《准予就業最低年齡公約》規定，就業的最低年齡不能小於義務教育完成的年齡。而臺灣勞動基準法界定工作年齡人口是以 15 歲為分界。

依據主計總處定義，總人口及勞動人口結構圖及定義整理如圖 2-1。勞動力（labor force）指在資料標準週中，年滿 15 歲，具有工作能力及工作意願在工作或正在找工作的人口，可分為具有現役軍人身份的武裝勞動力及不具軍人身份的民間勞動力，包括就業者及失業者。

資料標準週指各月含 15 日之一週。

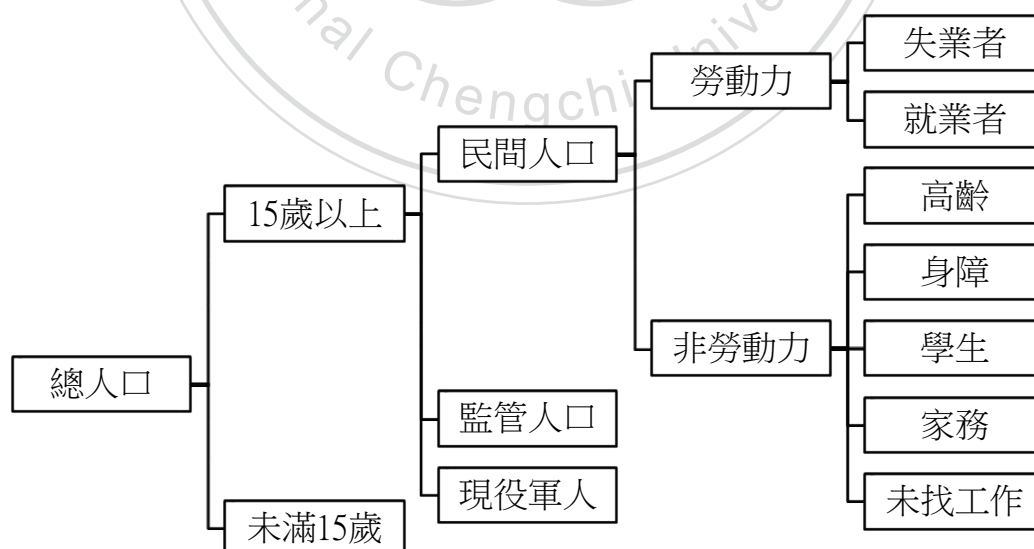


圖 2-1：總人口及勞動人口結構圖

資料來源：主計總處《人力資源調查統計編製方法概述與名詞定義》

- 一、民間勞動力：指在資料標準週中年滿 15 歲可工作的民間人口，包含失業者及就業者。
- 二、就業者：指在資料標準週中年滿 15 歲從事有酬工作者，或從事 15 小時以上無酬家屬工作者。
- 三、失業者：指在資料標準週中年滿 15 歲且同時具備以下要件者：沒有工作；隨時能夠工作；在尋找工作或已找工作正等待結果。另外，包含等待恢復工作以及找到職業而尚未開始工作也尚無報酬者。
- 四、非勞動力：指在資料標準週中年滿 15 歲非屬勞動力的民間人口，包含高齡、身心障礙、就學、料理家務、想工作卻未找工作以及其他原因而未工作亦未找工作者。
- 五、失業率：指失業者占勞動力之比率。
- 六、勞動參與率（**Labor Force Participation Rate**）：指勞動力占 15 歲以上民間人口的比率。其計算公式為： $\text{勞動參與率}(\%) = \frac{\text{勞動力}(\text{剔除監管人口及現役軍人})}{15 \text{ 歲以上民間人口}} \times 100\%$ 。

第二節 影響勞動參與率的相關文獻

影響勞動參與率的原因眾多，參酌國內、外過去探討相關文獻大致可歸納為人口結構、社會福利、婚姻狀況、教育程度及總體經濟等五項因素：

一、人口結構

全球化發展的今日，世界先進國家都面臨少子化及人口老化的問題，所伴隨而來的是勞動市場供需問題日益嚴重，未來將發生勞動力短缺問題，也會成為日後經濟發展的隱憂。

Börsch-Supan (2003) 利用德國人口資料分析人口老化對於勞動市場的影響，並討論以財政和社會政策減輕人口老化可能造成的潛在問題。研究發現勞動力平均年齡逐漸上升，勞動供給因人口老化日漸減少，勞動參與率隨之下降，將會造成產出不振。

McMullin, Cooke, and Downie (2004) 分析加拿大和安大略省的勞動力老化可能影響技術短缺的情形。與其他工業化國家一樣，加拿大和安大略省的勞動力正面臨老化，原因是生育率降低、預期壽命延長及嬰兒潮的老齡化。文中指出人口結構已經發生三個重大轉變：首先，年輕人需要更長的時間才能完成學業並開始從事工作。其次，許多人 60 歲前結束其職業生涯。最後，由於人口老齡化，預計未來幾十年可工作人口的比例將會減少。此研究雖沒有全球技術短缺的顯著實證，但勞動力老化與其他因素互相影響，極具地方色彩。

鍾俊文、蔡旭明 (2009) 探討經濟合作發展組織 (Organization for Economic Cooperation and Development, 簡稱為 OECD) 中的 30 個會員國，高齡及少子化對其勞動參與率及經濟成長的影響。實證結果分析，人口結構轉變的確會對經濟成長造成莫大影響，人口成長率越高，對經濟成長的貢獻度頗大。扶老比例越高將拖累經濟成長；育幼比例越高則

有益於經濟成長，但會使總合勞動參與率及老年勞動參與率下降。

二、社會福利

Leonard (1979) 使用美國 1957 年至 1975 年的資料，研究社會安全保障制度中，殘障補助 (disability program) 對 45 歲至 54 男性勞動參與率的影響。實證結果顯示，男性勞動參與率隨著收到的殘障補助提高而降低；而每月平均所得愈高，勞動參與率愈高；景氣愈好，愈多人選擇提早退休。

Haveman, De Jong, and Wolfe (1991) 使用美國於 1978 年對 2163 位 45 歲至 62 歲殘疾 (disability) 和非殘疾 (nondisability) 成年男性社會安全調查的資料，搭配他們自社會安全得到的收入進行分析，其中約三分之二是社會保障殘障保險 (Social Security Disability Insurance, 簡稱為 SSDI) 的受益人。實證結果顯示：首先，預期所得在勞動參與決策中係數為正且顯著，亦即預期所得愈高，則愈傾向留在勞動市場。其次，預期社會福利所得在勞動參與決策中，係數為負的但不顯著。

三、婚姻情況

高月霞、陳仕偉 (1994) 利用時間數列資料的特性，建立向量自我迴歸模型，再運用 Granger 因果關係的概念，探討臺灣婦女勞動參與、婚姻、生育行為與勞動市場狀況等相關變數的因果關係。總體來說，婦女勞參率、嬰兒出生率和離婚率三個變數間，互相為回饋關係，婦女勞參率提高使嬰兒出生率下降，而嬰兒出生率下降亦使婦女勞參率上升；再者婦女勞參率與離婚率為正向回饋關係；而嬰兒出生率與離婚率為負向回饋關係；顯示出社會現象層層相扣緊密相連。

Van der Klaauw (1996) 使用 1985 年密西根州收入動態研究 (Panel Study of Income Dynamics, 簡稱為 PSID) 的女性數據進行估算。分析女性生命週期婚姻狀況和勞動參與決策之間的依賴性和決定因素。每個時

期女性工作和婚姻狀況在很大程度上決定於個人的收入、種族、教育和孩子的存在等。婚姻利益與工作收益之間的強烈依賴性，意味著較高的薪資收入增加了女性工作的可能性，同時也降低了婚姻利益，導致高薪女性的結婚率降低和離婚率上升。較高預期的丈夫收入使收益增加，從而保有結婚和維持結婚狀態的可能性以及降低已婚婦女工作意願。對於有孩子的女性，婚姻利益要大得多且工作收益越小，結果就提高結婚率和降低離婚率。

四、教育程度

Cheng (1999) 使用臺灣 1952 年至 1994 年期間生育率、女性勞動參與和教育的數據，研究發現臺灣的生育率跟女性勞動參與率之間沒有因果關係，表示臺灣職業婦女不一定有較少的孩子，小孩數目並不會阻礙母親在臺灣的就業。然而，教育程度對臺灣女性勞動參與產生很大影響，對生育率則不然。

Aaronson, Park, and Sullivan (2006) 分析美國 1948 年以來 16 歲至 19 歲的青少年勞動參與率，並比較其他年齡層勞動參與率。實證結果發現，青少年會考慮分配在當期工作、休閒和投入人力資本的時間，教育報酬與教育程度呈顯著正相關性，而教育程度與勞動參與率呈顯著負相關性。自 2000 年以來，青少年增加了人力資本累積的時間，將更少的時間用於當前的市場工作。雖然青少年對投資人力資本的時間上升，會對勞動市場有所影響，但樂觀地想，未來的生產力可能因此提高。

五、總體經濟

景氣循環會藉由勞動沮喪效果 (discouraged worker) 和勞動附加效果 (add worker effect) 將同時間影響勞動市場中的勞動參與者與潛在參與者。前者指勞動 (潛在) 參與者因總體經濟環境不佳，認為尋求合適工作機會低，而退出 (不願意投入) 勞動市場；後者指因原有工作者失

業，誘使其進入勞動市場。然失業不變假說（unemployment uncertainty）則指出失業的長期走勢與勞動力變化無關。

Clark and Summers（1982）使用 1951 年至 1981 年美國的資料，以本期薪資、預期未來薪資、預期未來物價、失業率、時間趨勢、過去工作經驗等為解釋變數來分析就業人口比的變化。研究結果發現，本期薪資及預期未來薪資估計結果為負值，即工資上升的所得效果將大於替代效果；過去工作經驗累積愈豐富與預期未來物價上漲，則愈會就業投入勞動市場；失業率多寡代表總體經濟景氣蕭條或繁榮，失業率升高時，即景氣衰退，就業人口便會減少。

Cebula and Coombs（2008）利用美國各州數據探討女性勞動參與率之影響因素，發現女性失業率越高，越阻礙女性之勞動參與意願。

高崇瑋、萬哲鈺（2018）以臺灣勞動參與率及失業率為對象，討論勞動參與及失業兩者的互動，透過時間數列與縱橫資料進行的實證指出，整體而言臺灣勞動市場存在怯志工作者效果，但若以性別，教育程度，年齡及地理位置進行區分後，男性勞動力、國中及以下教育程度者、青年期與中年期勞動者等具怯志工作者效果；而女性勞動力、高中職教育程度者及壯年期勞動者則為附加工作者效果，至於大專及以上教育程度者則符合失業不變假說觀點。

茲將前述影響勞動參與率的相關文獻回顧整理彙整於表 2-1 中。

表 2-1：研究影響勞動參與率之相關文獻

作者	資料	方法	研究內容
Börsch-Supan (2003)	德國	data analysis	勞動供給因人口老化日漸減少，勞動參與率下降，造成產出不振。
McMullin, Cooke, and Downie (2004)	加拿大及 安大略省	data analysis	年輕人需要更長的時間才能完成學業並開始從事工作；許多人六十歲前結束其職業生涯；由於人口老齡化，預計未來幾十年可工作人口的比例將會減少。
鍾俊文、蔡旭 明 (2009)	OECD 中 30 個會員 國 1971-2005	panel data regressions	人口成長率越高，對經濟成長的貢獻度頗大。育幼比例越高有助於經濟成長，但會使總合勞動參與率及老年勞動參與率下降。
Leonard (1979)	美國 1957-1975	time series regressions	男性勞動參與率隨收到殘障補助提高而降低。
Haveman, De Jong, and Wolfe (1991)	美國 1978	probit model	預期所得在勞動決策係數為正且顯著；預期社會福利所得在勞動決策係數為負但不顯著。
高月霞、陳仕 偉 (1994)	臺灣 1978-1991	vector autoregression model	婦女勞參率提高使嬰兒出生率下降，嬰兒出生率下降使婦女勞參率上升；婦女勞參率和離婚率為正向回饋關係。
Van der Klaauw (1996)	美國 1985	a life-cycle model	高薪女性的離婚率上升；較高預期的丈夫收入保有結婚和維持結婚狀態可能性以及降低已婚婦女工作意願。

作者	資料	方法	研究內容
Cheng (1999)	臺灣 1952-1994	multivariate regressions	臺灣的生育率與女性勞動參與率間沒有因果關係，教育程度對臺灣女性勞動參與產生很大影響，對生育率則不然。
Aaronson, Park, and Sullivan (2006)	美國 1948-2005	multivariate regressions	青少年傾向延長教育時間，教育程度與勞動參與率呈顯著負相關。
Clark and Summers (1982)	美國 1951-1981	time series regressions	本期薪資及預期未來薪資估計結果為負值；過去工作經驗累積愈豐富與預期未來物價上漲，則愈會就業投入勞動市場；失業率升高時，即景氣衰退，就業人口便會減少。
Cebula and Coombs (2008)	美國 2004	state-level data regressions	女性失業率越高，越阻礙女性之勞動參與意願。
高崇璋、萬哲 鈺 (2018)	臺灣 1982-2015	time series data and panel data regressions	男性勞動力、國中及以下教育程度者、青年期與中年期勞動者等具怯志工作者效果；而女性勞動力、高中職教育程度者及壯年期勞動者則為附加工作者效果。

資料來源：作者自行整理，依文章引用先後排列順序。

第三節 房價與勞動參與率的關係

張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元（2009）認為房屋跟土地等不動產，兼具投資及消費的功能，以投資而言，購屋者利用長期投資出租或營業使用亦或短期買賣利用價差獲得利潤；而以消費來說，購屋目的則以自用住宅為主。無論係投資或者自用住宅需求，購屋者皆需用所得去支付房價。

劉展宏、張金鶚（2001）以 Logit 模型使用臺灣土地銀行的資料進行實證分析，研究購屋貸款提前清償行為。結果發現，年收入對提前清償的估計參數為正（表示年收入愈高，則有愈高機率選擇提前清償）但不顯著，原因可能是因為購屋貸款除了家戶收入外，也以其他收入為償還來源，且借款人於申請貸款填寫相關表格的時候，所填寫之年收入大多非常保守，怕銀行把所填資料提供予稅捐稽徵機關作為課稅依據。

陳明吉、蔡怡純、張金鶚（2003）利用 Engle & Smith 在 1999 年所提出的 STOPBREAK 模型來檢定，說明家庭所得與住宅價格雖然受到衝擊影響時，會有短暫背離的情形，但彼此間仍然存在有相依變動之均衡關係。

中信房屋委託創市際市場研究顧問公司利用 IX Survey 專業網路調查機制，針對直轄市加上新竹的受訪者在 2018 年 2 月 12 日至 2 月 22 日，進行問卷調查，總共回收 1,187 份有效樣本，結果顯示，欲購屋者高達 92.9% 需要藉由貸款，每個月房貸支出占家庭總收入比率超過 3 成者高達 47.6%，其中 4 成以上、不到 5 成者則有 14.2%。以往每個月繳納房屋貸款比例以不超過家庭總收入 3 成較為適宜，反觀現今，房屋貸款負擔率突破 3 成已漸成市場主流，甚至亦有超過 4 成以上，負擔高達 5 成者。

財團法人金融聯合徵信中心房貸統計資料顯示，2018 第 2 季貸款買房的人中，37.43% 年收入未滿 60 萬元，37.42% 在 60 至 120 萬元間，合計

達 74.85%，然而這僅是指申請貸款人的個人年收入，若是雙薪家庭，收入會再高許多。不過資料也顯示，年收入未滿 60 萬的購屋者，2009 年占比為 50.4%，如今僅剩 37.43%，亦即近十幾年來房價飆漲，讓許多年收入不高的民眾購屋壓力持續攀升，開始出現買不起房屋的情況。

本研究假設工作人口的可支配所得中，因購屋需求產生的房屋貸款負擔，償還房屋貸款來源可分為非勞動收入及勞動收入兩類，勞動參與率自會因此發生變化，影響路徑如圖 2-2 所示。是本論文擬將房價因素納入勞動參與率的變項，探究兩者之間的相關性，期望提供一些建議，作為政府未來在訂定政策之參考。

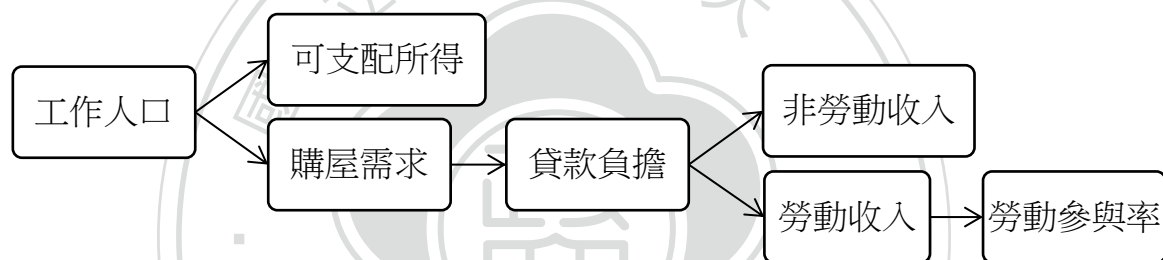


圖 2-2：影響勞動參與率之路徑

第三章 勞動參與率與房價現況分析

在本章中將針對最重要的兩個變數：勞動參與率及房價進行現況分析。在第一節中，先分析臺灣與其他主要國家的勞動參與率之差異，再說明臺灣各縣市的男性及女性勞動參與率在 2003 年至 2017 年之間的變化情形，而在第二節中，再針對臺灣各縣市的房價分析於同一時期的變化情況。

第一節 臺灣各縣市當前的勞動參與率

國家發展委員會整理 2017 年主要國家勞動參與率，如表 3-1，勞動參與率前三名國家分別係新加坡為 67.7%、韓國為 63.2%及美國為 62.9%，最低的國家係臺灣為 58.8%。探究其原因，隨著高等教育日漸發展，青年勞動力因就學年限延長而延緩投入勞動市場，15 歲至 24 歲的青年勞動參與率明顯較其他國家低。另由於中高齡者提早退出職場，以致 45 歲以上中高齡者勞動參與率亦相對低於其他國家。惟通常肩負著負擔房貸壓力者，大多落於 25 歲至 44 歲之間，臺灣明顯較高於其他國家。

表 3-1：2017 年主要國家勞動參與率（%）

項目別	臺灣	韓國	新加坡	香港	日本	美國	德國	
總計	58.8	63.2	67.7	61.1	60.5	62.9 ³	61.2	
年齡別	15-19 歲	8.8	9.2	14.2	10.8	16.8	35.2 ⁴	29.3
	20-24 歲	54.6	50.6	62.2	60.5	71.5	71.3	68.8
	25-29 歲	92.4	75.9	90.2	89.3	88.1	81.9	82.3
	30-34 歲	91.1	77.9	91.8	87.5	85.5	82.3	86.3
	35-39 歲	85.9	77.8	89.8	84.6	85.0	82.5	87.5
	40-44 歲	84.8	79.4	87.7	83.4	86.6	82.9	89.0

³16 歲以上之勞動參與率。

⁴16 歲至 19 歲之勞動參與率。

45-49 歲	82.7	82.7	86.8	81.8	87.7	81.9	90.2
50-54 歲	72.5	79.8	82.8	77.9	86.5	78.8	88.1
55-59 歲	55.7	74.2	74.9	67.5	83.0	71.9	82.6
60-64 歲	36.7	62.5	63.6	45.5	68.1	56.5	60.8
65 歲以上	8.6	31.5	26.8	11.0	23.5	19.3	7.0

資料來源：國家發展委員會整理

臺灣勞動參與率由男性勞動參與率及女性勞動參與率所組成，根據勞動部公布的 2017 年性別勞動統計，2017 年男性勞動參與率為 67.13%，女性勞動參與率為 50.92%。女性意識日漸抬頭，願意投入職場的女性也越來越多，兩性勞動參與率差距由 2003 年的 20.54 個百分點縮小至 16.21 個百分點。全國男性之勞動力為 656.8 萬人，女性則為 522.7 萬人，兩性勞動力的教育程度皆以大專及以上占多數，分別占 45.01%和 57.07%。全國男性之非勞動力為 321.6 萬人，未參與勞動原因係以身心障礙、高齡占 40.44%最高，其次為求學、準備升學占 31.60%；全國女性之非勞動力計 503.8 萬人，以料理家務占 50.17%最高，其次為高齡、身心障礙占 23.57%，求學及準備升學占 20.07%位居第三。

臺灣各縣市 2003 年至 2017 年男性勞動參與率列於表 3-2，由表 3-2 顯示，臺灣各縣市男性勞動參與率每年在介於 59%至 71.3%之間起伏。在表 3-1 中，底色呈現淺灰色的縣市表示為男性勞動參與率名列前五名者，在 2003 年前五名分別為：嘉義縣、臺南市、雲林縣、臺東縣及臺中市。在 2017 年前五名分別為：南投縣、宜蘭縣、嘉義縣、臺南市及彰化縣；2017 年與 2003 年相較之下，成長率前五名，分別為：南投縣、宜蘭縣、澎湖縣、嘉義市及苗栗縣。

直轄市中，新北市、臺中市及臺南市男性勞動參與率在各年前五名中輪流榜上有名。餘下縣市裡，由彰化縣、南投縣、雲林縣及新竹市於各年前五名各有消長；宜蘭縣則是逐步上升，至 2017 年時擠進前五名。

臺灣各縣市 2003 年至 2017 年女性勞動參與率列於表 3-3，由表 3-3 顯示，臺灣各縣市女性勞動參與率每年在介於 35.9%至 54%之間變動，相較於男性勞動參與率，其波動幅度較大，在表 3-2 中，底色呈現淺灰色的縣市表示為女性勞動參與率名列前五名者，在 2003 年前五名分別為：新竹市、新竹縣、臺南市、桃園市及新北市。在 2017 年前五名分別為：臺南市、嘉義市、新竹市、南投縣及嘉義縣。2017 年與 2003 年相較之下，成長率前五名，分別為：嘉義市、南投縣、澎湖縣、彰化縣及宜蘭縣。

自 2003 年至 2017 年，臺南市及新竹市的女性勞動參與率，穩居前五名，新北市、桃園市、臺中市、新竹縣及南投縣則是輪流擠進前五名以內，而嘉義市急起直追，近兩年躋身前五名之列。



表 3-2：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年男性勞動參與率（%）

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
新北市	67.9	68.6	68.4	68.8	68.5	68.9	68.1	67	67.6	67.8	67.9	67.9	67.8	67.8	67.3
臺北市	63.9	63.9	63.8	63.5	63.4	63.5	63.2	63.1	63.3	63.9	64.5	64.5	64.9	64.8	63.9
桃園市	67.3	67.4	68	68.3	67.9	67.6	65.8	66.2	67	67.1	67.5	67.9	67.3	67.3	66.3
臺中市	69.1	69.6	68.7	68.1	68.4	68.4	67.6	68.3	68.5	68.7	68.1	67.3	67.3	67	66.4
臺南市	69.9	69.9	69	68.5	68.6	68.3	67.3	67.5	67.9	68.5	67.8	68.1	69	69.4	69.2
高雄市	67.7	67.9	67.7	67.2	66.7	66.5	65.8	65.7	65.6	65.8	65.2	65.7	65.8	65.8	66.7
宜蘭縣	67.4	67.3	67.2	67.3	67.6	67	65.7	66.4	66.3	66.9	67.1	67	66.3	68	70.4
新竹縣	68.5	67.5	66.3	65.9	66.2	65	63.7	65.6	65.5	64.7	65	65	63.6	64.6	67.3
苗栗縣	66.7	66.4	66.5	66.9	66.4	65.4	65	66.1	65.8	65.3	65.1	65	65.9	67.1	67.9
彰化縣	68.3	68.5	69.2	67.8	67.5	67.5	67.4	68.2	68	68.1	68.4	67.8	68.4	68.8	69.2
南投縣	67.9	68	67.4	67.8	67.3	66.4	66.3	68.3	67.6	68.2	68.7	68.7	68.3	68.1	71
雲林縣	69.9	68.3	70.4	68.5	69	68.5	69.4	68	68.3	67.8	66.8	66.5	68.2	68.1	68.7
嘉義縣	71.3	69.9	69.5	68.4	68.8	69.2	68.5	68.7	69.8	68.9	67.3	67.5	68.2	68.3	69.4
屏東縣	67.9	68.2	67.6	66.2	67.3	67.3	66.4	66.2	65.3	66.2	66.2	66.8	66.9	67.7	68.8
臺東縣	69.3	67.6	68.4	66.9	67.1	67.6	66.3	67.5	65.3	65.6	65.6	65.2	65.3	66.5	67.3
花蓮縣	65.7	65.4	65.2	67.3	66.1	63.1	63.4	64.3	63.6	62.3	62.7	62.7	62.9	64	64.3
澎湖縣	59.6	60.2	61.6	61.8	61.3	59	59.5	59.1	59.3	58.5	61.2	63.2	63.4	61.8	61.6
基隆市	67.1	67.3	66	65.6	65.4	65.9	65.1	65.7	64.3	63.9	64.5	65.6	65.2	66	65.4
新竹市	67.9	67.4	68.1	68.9	68.5	67.9	67.5	69	68.4	68.5	69	69.2	68.3	67.9	68.2
嘉義市	63.2	63.4	64.7	64.9	63.9	63.4	63.5	64.4	65.9	63.8	63.7	63.4	64.1	64.4	65.1

資料來源：中華民國統計資訊網

表 3-3：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年女性勞動參與率（%）

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
新北市	48.4	48.5	48.8	49.1	50.2	50	50.3	50.1	50.4	51.1	51	51	51.3	51	51.3
臺北市	47.8	48.3	48	47.7	48.8	49.9	50.5	50.2	50.4	49.7	50	50.7	50.6	51.1	51.6
桃園市	49	49.4	50.9	51.9	51.8	52	51	51.4	51.8	51.8	51.9	52.1	52.2	52	51.2
臺中市	48.2	49.4	49.9	50.4	50.4	51.6	51.8	51.4	50.9	51.3	51.4	51.5	51.2	50.8	50.3
臺南市	49.2	49.5	50.1	50.8	51.9	51.9	51.3	51.4	51	51.6	52.9	53.1	53.3	53.5	54
高雄市	47.9	48.2	48.4	49.1	48.4	48.5	48.7	49.2	48.9	49	49.6	48.8	49.5	49.5	49.6
宜蘭縣	43.8	44.9	45.7	48.2	48.9	46.5	47.4	49.3	48.8	48.9	48.9	48.7	49.6	48.6	50.1
新竹縣	49.6	51.1	50.7	48.4	49.6	50.2	48	49.9	51.2	51.1	50.5	50.8	52.4	51.9	51.5
苗栗縣	44.7	44.1	46.4	47.6	48.6	49.6	49.1	49.2	49.7	50.6	49.5	50.4	49.7	49.6	49.4
彰化縣	41.9	42.9	44.8	46	48.2	48.1	47.7	49.7	49.7	49.8	50.1	50.7	50.7	50.6	49.6
南投縣	44	47.1	46.1	47.8	50.2	50.3	50.7	51.8	49.7	51.1	51	50.5	50.4	51.1	52.4
雲林縣	44.5	43.6	43.7	44	47.9	47.6	47.2	46.3	47.4	47	48.1	49.8	48.3	49.9	50.2
嘉義縣	45.1	46.4	46.3	45.5	45.8	46.5	45.8	47	47.6	47.3	48.1	48.9	49.4	50.3	51.7
屏東縣	44	43.4	43.2	45.5	46.6	46.2	44.8	45.7	46.7	47.4	48.9	48.7	48.1	48.9	49.8
臺東縣	46.3	47.1	45.1	46.6	50.3	50.2	50.7	51.3	49.1	48.3	50	49.5	50	50	50
花蓮縣	45.7	46.2	47.8	48.9	46.8	46.1	47.8	47.6	47.8	48.3	47.5	48.2	48.6	47.1	47.9
澎湖縣	35.9	36.7	36.5	36.7	37.5	39.6	40.2	39.8	40.7	42.4	43.4	43.5	42.3	43.3	42.6
基隆市	45.5	47	46.4	46.4	47.1	45.1	44.4	45.6	46.2	47.4	47.6	47.6	47.4	48.2	47.8
新竹市	51.4	52.5	53.6	53	52.9	53.1	53.3	53.1	53.9	52.3	51.6	51.8	52.8	53.1	53.1
嘉義市	42.3	45	45.3	44.6	46.9	47.1	47.5	49.4	49.6	49.9	48.9	50.5	50.7	51.8	53.5

資料來源：中華民國統計資訊網

第二節 臺灣各縣市當前的房價

臺灣自 2002 年因受資金氾濫及人為炒作的影響，房價顯見被墊高，其中又以臺北市及新北市最為明顯，除了 2003 年 SARS 風暴、2008 年全球金融風暴，雖房價下跌力度很大，但皆是反應半年就又持續回升，一直到 2014 年過後才趨緩。

臺灣各縣市 2003 年至 2017 年房價所得比整理如表 3-4，由表 3-4 顯示，臺灣各縣市房價所得比每年在介於 4.0125 至 15.91 倍之間變動，波動幅度極大。在表 3-4 中，底色呈現淺灰色的縣市表示為房價所得比名列前五名者，在 2003 年前五名分別為：新北市、澎湖縣、臺北市、苗栗縣及桃園市。在 2017 年前五名分別為：臺北市、新北市、臺中市、彰化縣及新竹縣。2017 年與 2003 年相較之下，成長率前五名，分別為：臺北市、新竹縣、新北市、臺中市及宜蘭縣。

根據行政院不動產資訊平台統計數據，近十幾年的房價呈現上揚態勢，其中直轄市平均購屋總價，以臺中市從 2009 年第 1 季大約 570 萬元增加至 2018 年第 1 季的 1,057.9 萬元，成長 85.6% 最多；其次是新北市 83.1% 與臺北市 70.1%。

除此之外，2018 年第 1 季臺北市平均購屋總價高達 2,071.9 萬元，新北市也要 1,190.2 萬元，如此高房價與行政院主計總處薪情平台公布 2017 年工業及服務業每人每月總薪資僅 49,989 元相比，要負擔起目前房價顯有困難。

許多學者認為，央行長期實施低利率政策，是支撐房價的重要因素，因為賣方資金壓力小，甚至可以獲利，因此價格上有所堅持，房價才得以繼續硬撐。惟央行認為影響房價原因極多，包括需求面、供給面及制度面等因素，近十幾年來臺灣房價飛漲的主要因素，包含炒作預售屋、偏低的不動產稅負、世界金融危機以後導致海外標的投資不佳，適

逢大幅調降遺贈稅，使國人的資金回流且投進房地產市場；另捷運越發便利也使房地產需求上升，與維持低利率無必然關聯。央行強調，不當的金融創新管理、投機的房價預期心態、人為的炒作跟相關不動產的制度與供給面因素，亦為重要成因。央行亦舉出國際研究實證，顯示房價暴漲與低利率並無必然的關聯性，於 2001 年至 2006 年期間，英國、紐西蘭及澳洲的利率皆較美國來得高，房價上漲幅度仍比美國還高，反觀日本採取低利率政策，房價卻還是下跌。

根據國際貨幣基金（IMF）及經濟合作暨發展組織（OECD）的研究表示，不動產的金融制度和稅制、土地的使用管制以及社會住宅的政策等實行不佳，也會不利於住宅市場跟金融穩定；而供給面限制亦是邇來全球一線大城市房價飛漲的主要原因。

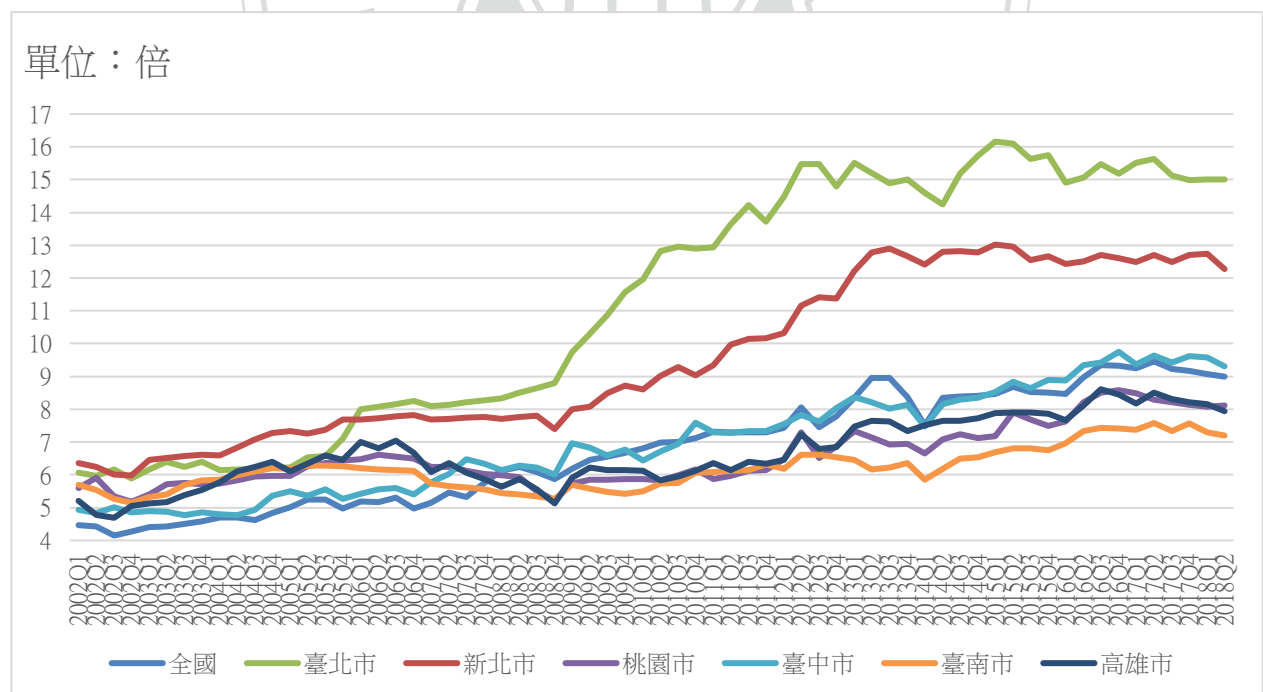
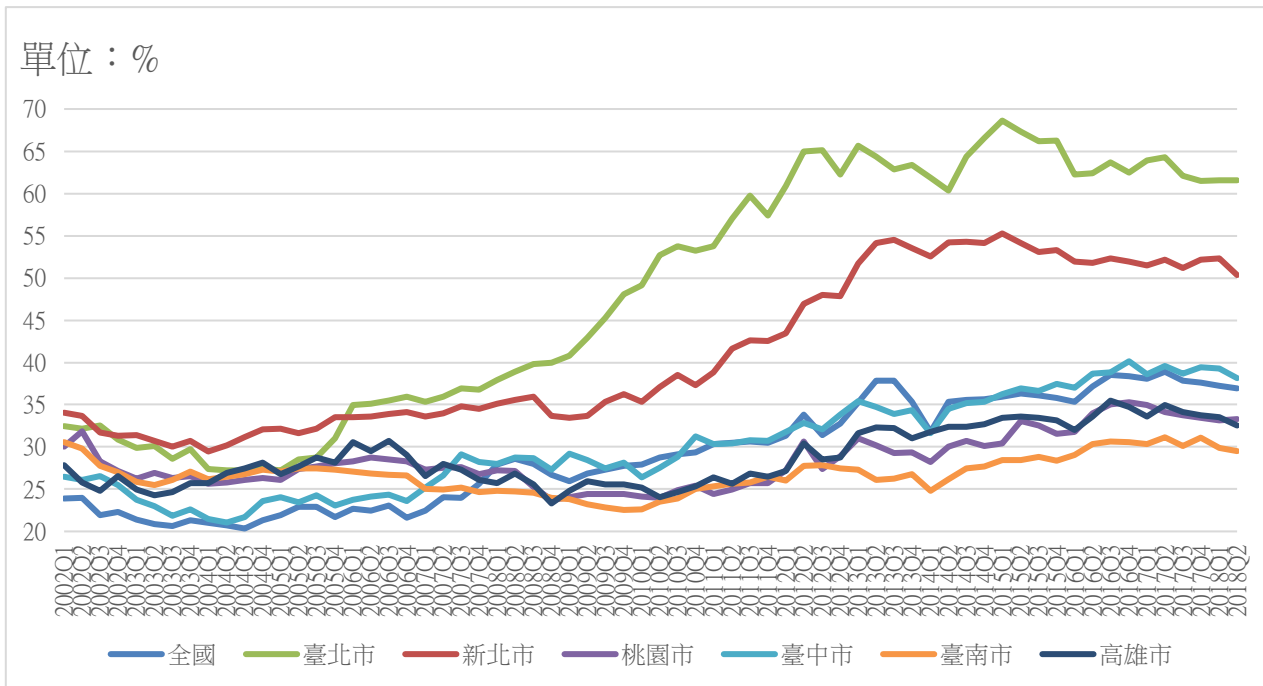
全國與直轄市貸款負擔率整理於圖 3-1，顯示截至 2018 年第 2 季止，全國貸款負擔率為 36.9%。其中又以臺北市 61.56% 最高，較 2002 年第 1 季（32.45%）成長率為 89.71%，為全臺之首，其次是新北市為 50.32%，較 2002 年第 1 季（34.04%）成長率為 47.83%。

全國與直轄市房價所得比整理於圖 3-2，顯示截至 2018 年第 2 季止，全國房價所得比為 9 倍。其中又以臺北市 15.01 倍最高，較 2002 年第 1 季（6.06 倍）成長率為 147.69%，冠居全臺，其次是新北市 12.27 倍次之，較 2002 年第 1 季（6.36 倍）成長率為 92.92%。亦即必須花費約 12 至 15 年的時間不吃不喝不消費，始能於雙北市買到一間房子。

表 3-4：臺灣各縣市 2003 年至 2017 年房價所得比（倍）

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
新北市	6.54	6.9475	7.41	7.7575	7.7225	7.6725	8.3175	8.99	9.9	11.07	12.645	12.695	12.792	12.562	12.595
臺北市	6.3	6.18	6.61	8.1225	8.18	8.5675	10.62	12.66	13.627	15.052	15.155	14.942	15.91	15.155	15.317
桃園市	5.6475	5.8725	6.255	6.5325	6.1625	5.655	5.8325	5.965	6.0275	6.785	7.09	7.025	7.565	8.2275	8.2875
臺中市	4.85	4.9675	5.42	5.5	6.155	6.1675	6.785	6.9125	7.3075	7.7575	8.185	8.0675	8.7275	9.345	9.51
臺南市	5.5675	6.0375	6.255	6.1575	5.635	5.365	5.54	5.76	6.17	6.4875	6.2975	6.2675	6.7575	7.2875	7.465
高雄市	5.305	6.1275	6.3725	6.8825	6.095	5.55	6.105	6.01	6.3025	6.8275	7.5175	7.6275	7.89	8.2075	8.3025
宜蘭縣	4.3375	4.9675	5.595	5.7975	5.3075	5.245	5.4125	6.1175	6.045	6.55	6.5925	6.8375	7.4525	8.0025	8.2825
新竹縣	4.3225	4.665	5.17	4.83	5.725	5.53	6.0375	6.175	6.6	6.945	8.0625	7.455	8.1725	8.37	8.6475
苗栗縣	5.685	5.765	6.3325	6.405	6.02	5.5825	5.965	5.595	5.6725	5.9875	6.3575	5.9775	7.03	7.15	7.89
彰化縣	4.535	4.6075	5.3	5.3375	5.5675	5.2425	5.4025	5.5875	5.79	6.005	6.7375	7.0675	7.7475	8.4125	8.74
南投縣	5.6125	5.5725	5.905	5.8625	6.2925	6.1425	6.08	6.1	6.6325	6.5925	6.41	6.1175	6.38	7.3225	7.765
雲林縣	5.5525	5.9	6.1175	5.745	4.865	4.27	4.5975	4.8525	5.375	6.1525	6.3275	6.1	6.5725	6.85	7.2825
嘉義縣	5.28	5.4425	5.575	5.785	5.7225	5.7225	5.84	5.99	5.95	5.8975	6.19	5.6975	5.61	5.6675	5.5775
屏東縣	4.5875	4.705	4.905	5.1425	5.1075	4.8525	4.6875	4.4975	4.3575	4.4525	4.5925	4.71	5.18	5.6575	5.66
臺東縣	5.185	5.495	6.17	6.04	6.0675	5.4225	5.2975	5.705	6.1225	6.3875	6.475	6.2425	6.5075	6.7	7.1175
花蓮縣	5.3075	5.9825	6.6675	6.74	6.7475	6.1525	6.1625	6.185	6.05	6.4125	6.6925	6.6425	7.1175	7.87	7.8925
澎湖縣	6.4225	6.7825	7.145	6.6975	5.9625	6.1475	7.24	8.325	8.0125	8.04	8.2925	7.76	7.865	7.64	7.86
基隆市	4.0125	4.24	4.3825	3.99	4.06	4.215	4.3875	4.2925	4.2325	4.4675	4.8175	5.1225	5.3475	5.485	5.7825
新竹市	5.5625	5.7025	5.4425	5.41	6.0875	5.76	6.04	6.5475	6.6625	6.9	7.4175	6.9975	7.8325	7.92	8.4725
嘉義市	4.5825	4.5575	4.4325	4.985	5.4925	5.22	4.7875	4.7725	5.32	5.7475	5.71	5.8225	5.705	5.58	5.8325

資料來源：內政部不動產資訊平台



第四章 研究設計

為探究臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響，在本章中將針對本論文的研究設計進行介紹。在本章的論述中主要分作兩節，第一節說明本論文之實證模型，而在第二節將說明實證變數的資料來源、變數定義與其對勞動參與率的影響方向。

第一節 實證模型介紹

本論文使用的資料為自 2003 年至 2017 年，臺灣各縣市的追蹤資料 (panel data)，主要因為資料的可利用性，所以採用此一期間的資料。

追蹤資料係結合時間序列 (time-series) 與橫斷面資料 (cross-section data) 之一種資料型態，也就是某一群個體樣本持續一段期間的資料，因此具備時間序列資料跟橫斷面資料的雙重優點，雖然追蹤資料的迴歸模型較為複雜，但可以避免時間序列資料或橫斷面資料的自由度過低與樣本數不足，擁有更多的自由度及效率，並降低共線性的問題。除此之外，能夠考量個別特質因素 (individual-specific effect)，亦可控制時間特質因素 (time-specific effect)，這兩變數本質上即虛擬變數 (dummy variable)。總而言之，相較於時間序列資料與橫斷面資料，使用追蹤資料進行研究更能獲得嚴謹且正確的估計結果。

本論文資料型態為追蹤資料，在模型的選擇上，選擇古典模型 (classical model) 或是追蹤效果模型？倘應採用追蹤效果模型，則應該使用固定效果模型 (fixed-effect model) 或是隨機效果模型 (random-effect model)？假若固定效果模型較隨機效果模型適合本論文的資料，則應採用單因子固定效果模型 (one-way fixed-effect model) 亦或雙因子固定效果模型 (two-way fixed-effect model)？類此問題，皆有賴若干計量檢定方法來判定。本論文將利用相關計量檢定方法獲取最適當模型進行估計，以得到最佳估計結果。

一、實證模型說明

假設本論文所採用的資料為 N 個橫斷面個體在 T 年期間的平衡追蹤資料 (balance panel data)，總樣本數為 $N \times T$ 。如以古典模型進行估計，則單一解釋變數的簡單傳統實證模型可以用 (4.1) 式表示。

$$Y_{i,t} = \alpha_0 + \beta \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.1)$$

其中 $Y_{i,t}$ 為被解釋變數 (dependent variable)， $X_{i,t}$ 為解釋變數 (explanatory variable)，下標 i 代表第 i 個樣本個體， $i=1, 2, \dots, N$ ； t 代表第 t 期時間， $t=1, 2, \dots, T$ 。 α_0 為截距項 (intercept term)， ε 為隨機誤差項 (random error term)，其平均值 $E(\varepsilon_{i,t})=0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{i,t}^2)=\delta\varepsilon^2$ 。倘若將每一個誤差項加總後為零，便可以使用一般最小平方法 (ordinary least squared, OLS) 進行估計。若所有年度個別橫斷面資料都受到干擾因子影響，將使各年度之間的誤差項 $\varepsilon_{i,t}$ 與 $\varepsilon_{i,s}$ 具有高度相關性 ($t \neq s$)。倘僅有某年度的所有橫斷面資料會受到干擾因子的影響，將使得各地區間的 $\varepsilon_{i,t}$ 與 $\varepsilon_{j,t}$ 具有高度相關性 ($i \neq j$)。在此情況之下，若利用上述 OLS 模型對追蹤資料進行估計，因為忽略資料彼此之間的差異，將可能造成遺漏變數的偏誤，進而導致錯誤的分析，那麼便應該利用追蹤資料實證模型進行分析。

追蹤資料模型分為固定效果模型與隨機效果模型兩種，差別在於固定效果模型採固定截距表示不同的模型結構，其截距項和解釋變數存在相關性，意即 $\text{cov}(X_{i,t}, \alpha_i) \neq 0$ ，又稱為共變數模型 (covariance model)；隨機效果模型採隨機型態的截距表示不同的模型結構，其截距項與解釋變數並不存在相關性，意即 $\text{cov}(X_{i,t}, \alpha_i) = 0$ ，又稱為誤差成分模型 (error component model)，兩者於分析上各有其優劣。

首先介紹固定效果模型，根據該模型的設定，個體各自的個別特質效果來解釋不同個體所具有不隨時間 (time-invariant) 而改變的差異。各

時間的時間特質效果來則解釋不同時間所具有不隨個體（individual-invariant）而改變的差異。此個別特質效果與時間特質效果就是每一個樣本個體的截距項，係待估計的未知常數。(4.1) 式改寫為 (4.2) 式可以表示單一解釋變數的雙因子固定效果模型迴歸式。

$$Y_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta \times X_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.2)$$

(4.2) 式中，截距項為 α_i 與 θ_t ，分別代表個別特質效果與時間特質效果，表示截距項會隨著 i 與 t 不同有所差別。當 $i=1, 2, \dots, N$ 與 $t=1, 2, \dots, T$ 時，此模型具有 N 個個別特質效果與 T 個時間特質效果，因此具有 $N \times T$ 個截距項。在模型係數估計上，固定效果模型等同在傳統模型中加入代表個體與時間的虛擬變數，因此固定效果模型也被稱為最小平方虛擬變數（least-squares dummy variable, LSDV）模型。本質上，LSDV 模型是屬一種古典模型，如果樣本個體數 N 並不大，則 (4.2) 式可利用 OLS 模型進行估計。惟樣本個體數 N 很大時，則應該利用組內與組間估計法消去固定效果，估計解釋變數 X 的係數，再估計固定效果參數 α_i 與 θ_t 。

如何選擇採用古典模型、單因子固定效果模型或雙因子固定效果模型？就需要倚賴 F 統計量進行檢定。當虛無假設 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_N$ 且 $\theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_T$ ，對立假設 H_A ：其他情況時，倘 F 檢定顯示接受虛無假設，代表 α 不會因為個體差異而改變，且 θ 也不會因時間不同而變動，則古典模型較雙因子固定效果模型為佳；反之，雙因子固定效果模型較古典模型為優。在判斷只有個別特質效果的單因子固定效果模型與包含個別特質效果與時間特質效果的雙因子固定效果何者適合時，亦應以 F 統計量進行檢定。當虛無假設 $H_0: \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_T$ ，對立假設 H_A ：其他情況時，倘 F 檢定顯示接受虛無假設，表示 θ 不會因時間差異而變動，此時單因子固定效果模型較雙因子固定效果模型恰當。反之，雙因子固

定效果模型較單因子固定效果模型適當。

隨機效果模型適合樣本從大母體中取出，較看重母體的整體聯系，並非個別單位間的差別，爰假設母體裡相似性較高，允許個體與時間差別存在，差異截距項是隨機產生。該模型假設上述個別特質效果與時間特質效果皆具隨機性，N 個體與 T 期間係由一個母體所隨機抽出的隨機樣本，不同的隨機樣本會產生一組個別特質效果與時間特質效果。若以數學表示， $\alpha_i = \alpha^* + u_i$ ， $\theta_t = \theta^* + \gamma_t$ ， α^* 與 θ^* 為常數， u_i 與 γ_t 為隨機誤差項； u_i 是隨機變數，屬於第 i 觀察個體，非隨著時間變動， γ_t 亦是隨機變數，屬第 t 觀察期間，不隨著個體變動。因此將 (4.2) 式改寫為 (4.3) 式可以表示單一解釋變數的隨機效果模型迴歸式。⁵

$$Y_{i,t} = \mu^* + \beta \times X_{i,t} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4.3)$$

其中， $\mu^* = \alpha_0 + \alpha^* + \theta^*$ 為一常數項，誤差項為 u_i 、 γ_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 加總。假若 $\sigma\gamma^2$ 、 $\sigma\varepsilon^2$ 、 σu^2 已知，則 (4.3) 式可利用一般化最小平方法 (Generalized Least Squares, GLS) 進行估計。事實上必須先針對 $\sigma\gamma^2$ 、 $\sigma\varepsilon^2$ 、 σu^2 進行估計，再針對參數 β 進行估計跟檢定，此過程為可行的一般化最小平方法

(feasible generalized least squares, FGLS)。至於隨機效果是否存在之檢定，以 θ_t 不存在，即時間特質效果不存在，可檢定虛無假設 $H_0: \sigma u^2 = 0$ ，對立假設 $H_A: \sigma u^2 \neq 0$ 。如果 LM 統計量 (Lagrange multiplier test) 拒絕虛無假設，代表隨機效果存在。

究竟應該採用固定效果模型或是隨機效果模型呢？其實兩者各有優缺，固定效果模型使用虛擬變數進行估計，可能會使自由度大為縮減；而隨機效果雖然無該項劣勢，但須符合截距項跟自變數之間不相關。通常最簡易的分辨方法就是視樣本是否通過抽樣過程加以判斷，若樣本並無通過抽樣選取或是樣本等同母體時，即使用固定效果模型，反之則採

⁵ 此模型通常有以下假設：1. $E(u_i) = E(\gamma_t) = E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ 。2. $E(u_i^2) = \sigma u^2$ ， $E(\gamma_t^2) = \sigma\gamma^2$ ， $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \sigma\varepsilon^2$ 。3. u_i 、 γ_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 兩兩間無相關，且 u_i 、 γ_t 、 $\varepsilon_{i,t}$ 皆無自我相關。

用隨機效果模型。

若要藉由正式檢定方式，計量判定方法是採用 Hausman (1978) 提出的 Hausman Test 檢定方法。以單因子固定效果而言，此檢定方法主要是檢定 (4.3) 式的虛無假設 $H_0: E(u_i, X_{i,t}) = 0$ ，對立假設 $H_A: E(u_i, X_{i,t}) \neq 0$ 。若是拒絕虛無假設 H_0 時，應使用固定效果模型，因該模型的估計結果較具一致性及有效性，而隨機效果模型則否。倘若無法拒絕虛無假設 H_0 ，應該採用隨機效果模型，因該模型的估計結果才具一致性及有效性，而固定效果模型則不然。Hausman 的檢定統計量 H 可表示如 (4.4) 式：

$$H = (b_{fix} - b_{ran})'(M_{fix} - M_{ran})^{-1}(b_{fix} - b_{ran}) \sim \chi_K^2 \quad (4.4)$$

其中， H 統計量呈現 χ^2 分配， K 係其自由度。 b_{fix} 和 M_{fix} 係以固定效果模型估計的係數估計值跟共變異矩陣， b_{ran} 與 M_{ran} 係以隨機效果模型估計的係數估計值跟共變異矩陣。當 $H < \chi_K^2$ 時，代表檢定結果無法拒絕虛無假設 H_0 ，因兩者的估計結果並無差別，抑或 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間不具有相關性，應選擇隨機效果模型。反之，當檢定結果拒絕虛無假設 H_0 ，表示兩個模型的估計結果具有差別性，抑或 u_i 與解釋變數 $X_{i,t}$ 之間具有相關性，應選擇固定效果模型。

二、實證模型設定

本研究旨在探討臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響，勞動參與率由男性及女性所組成，因此被解釋變數分別為男性勞動參與率 (MLFPR) 及女性勞動參與率 (FLFPR)，解釋變數為中位數房價 (LHP)，再依據第二章文獻回顧中，本論文可以將影響一地區勞動參與率的因素依人口結構、社會福利、婚姻狀況、教育程度及總體經濟等五項因素，整理為以下幾項變數：扶養比 (DR)、人口增加率 (POP)、社會福利支出 (SW)、離婚率 (DIVO)、男性高等教育程度 (MEDU)、女

性高等教育程度 (FEDU)、男性失業率 (MUR)、女性失業率 (FUR) 等。根據前述的變數，本論文可以分別將男性勞動參與率及女性勞動參與率設定為這些變數的函數，其函數形式如 (4.5) 式及 (4.6) 式所示：

$$MLFPR_{i,t} = f(LHP_{i,t-1}, DR_{i,t}, POP_{i,t}, SW_{i,t}, DIVO_{i,t}, MEDU_{i,t}, MUR_{i,t}) \quad (4.5)$$

$$FLFPR_{i,t} = f(LHP_{i,t-1}, DR_{i,t}, POP_{i,t}, SW_{i,t}, DIVO_{i,t}, FEDU_{i,t}, FUR_{i,t}) \quad (4.6)$$

(4.5) 式及 (4.6) 式中， i 代表臺灣各縣市， $i=1, 2, 3, \dots, 20$ ； t 代表年份， $t=2003, 2004, 2005, \dots, 2017$ 。

由於各縣市可能存在個別特質，為了考量這些個別特質對勞動參與率之影響，故在實證模型估計上，加入區域特質的個別效果 (region-specific effect) α_i 。另為考量隨著時間經過對被解釋變數產生影響的時間效果 θ_t 。依據前述說明，將 (4.5) 式及 (4.6) 以 (4.2) 式的雙因子固定效果模型來表示，可以改寫為 (4.7) 式及 (4.8) 式如下：

$$MLFPR_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 \times LHP_{i,t-1} + \beta_2 \times DR_{i,t} + \beta_3 \times POP_{i,t} + \beta_4 \times SW_{i,t} + \beta_6 \times DIVO_{i,t} + \beta_7 \times MEDU_{i,t} + \beta_8 \times MUR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.7)$$

$$FLFPR_{i,t} = \alpha_i + \theta_t + \beta_1 \times LHP_{i,t-1} + \beta_2 \times DR_{i,t} + \beta_3 \times POP_{i,t} + \beta_4 \times SW_{i,t} + \beta_6 \times DIVO_{i,t} + \beta_7 \times FEDU_{i,t} + \beta_8 \times FUR_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (4.8)$$

其中， α_i 與 θ_t 分別代表個別特質效果與時間特質效果，表示截距項會隨著 i 與 t 的不同而有所不同。 ε 為隨機誤差項 (random error term)，其平均值 $E(\varepsilon_{i,t}) = 0$ ，變異數 $E(\varepsilon_{i,t}^2) = \delta\varepsilon^2$ 。

為避免被解釋變數勞動參與率與解釋變數中位數房價，兩者間潛藏內生性問題 (endogeneity)，以前一期中位數房價，其他變數則為當期，進行模型估計。(4.7) 式及 (4.8) 式的實證估計模型係雙因子固定效果模型。假使個別特質效果，以隨機變動的形式影響各縣市的勞動參與率，

以數學表示為 $\alpha_i = \alpha^* + u_i$, $\theta_t = \theta^* + \gamma_t$, α^* 與 θ^* 為常數 , u_i 與 γ_t 為隨機誤差項 , 則實證模型將改採隨機效果模型 , 依前所述 , 以 Hausman (1978) 所提出的檢定方法加以檢定。



第二節 實證變數與資料說明

本論文排除福建省金門縣及連江縣，因其文化地理環境特殊，內政部不動產資訊平台統計房價所得比資料不含該兩縣，且中央政府辦理例行統計調查時，也大多未將該兩縣納入調查範圍。因此，本論文將研究的範圍侷限在臺灣地區，包括臺北市、新北市等 20 縣市。至於所採用的變數主要是根據相關文獻，而這些變數的資料來源將分別敘述如下。

一、被解釋變數

臺灣勞動參與率由男性勞動參與率及女性勞動參與率所組成，爰本論文的模型設定有兩個，模型一以男性勞動參與率作為被解釋變數，模型二以女性勞動參與率作為被解釋變數。

(一) 男性勞動參與率 (MLFPR)

男性勞動力占 15 歲以上男性民間人口之百分比。

(二) 女性勞動參與率 (FLFPR)

女性勞動力占 15 歲以上女性民間人口之百分比。

二、解釋變數

依據第二章所言，影響勞動參與率的因素包含：人口結構、社會福利、婚姻狀況、教育程度及總體經濟等，本研究所設定的解釋變數除了中位數房價 (LHP) 以外，人口結構部分選擇扶養比 (DR) 及人口增加率 (POP)；社會福利部分選擇社會福利支出 (SW)；婚姻狀況部分選擇離婚率 (DIVO)；教育程度部分選擇男性高等教育程度 (MEDU) 及女性高等教育程度 (FEDU)；總體經濟部分選擇男性失業率 (MUR) 及女性失業率 (FUR)。以下分別加以討論：

(一) 中位數房價 (LHP)

本研究利用中位數房價作為房價因素的變項資料。房價所得比係指

房屋總價（中位數）除以家戶月可支配所得（中位數）所獲得的倍數，一般用來衡量民眾購屋所必須賺取所得的倍數或是年數，也就是說房價所得比愈高，購屋人的購屋負擔將愈大，反之則愈小。

為求出各縣市房價由小到大排序後之中位數，將每季房價所得比利用算術平均數算出當年房價所得比後，乘以家戶年可支配所得中位數得出中位數房價，再利用 2016 年為基期的消費者物價指數（CPI）加以平減，避免物價波動可能產生的影響，最後考慮解釋單位一致，對其取對數。

若房價愈高，代表該區域的房貸負擔較為沉重，如以勞動收入負擔房貸，將使購屋者有較強的誘因投入勞動市場，將使勞動市場的供給增加，致使勞動參與率提升。因此，本研究預期中位數房價（LHP）對勞動參與率有正向的影響。

（二）扶養比（DR）

其定義為依賴人口占工作年齡人口之百分比，通常用來判斷扶養負擔的簡略測度，其中，依賴人口指 0 至 14 歲及 65 歲以上人口，工作年齡人口指 15 至 64 歲人口。

若扶養比愈大，代表該區域的依賴人口愈高於工作人口，將使勞動市場的供給減少，致使勞動參與率因而下降。因此，本研究預期扶養比（DR）對勞動參與率有負向的影響。

（三）人口增加率（POP）

其定義為某一特定期間人口增加數對前期人口數之百分比，又稱為人口成長率。

若人口增加率愈高，代表該區域的人口數較前期人口數增加，將使勞動市場的供給上升，致使勞動參與率因而上升。因此，本研究預期人口增加率（POP）對勞動參與率有正向的影響。

(四) 社會福利支出 (SW)

其定義為社會福利支出占各縣市歲出之百分比。

若各縣市社會福利支出占歲出比例愈高，代表該區域的社會福利較為優渥，較高的社會福利支出比例將降低該區域的人民投入勞動市場的誘因，致使勞動參與率下降。因此，本研究預期社會福利支出 (SW) 對勞動參與率有負向的影響。

(五) 離婚率 (DIVO)

其定義為某一特定期間之離婚對數對同一期間期中總人口數之千分比。

若離婚率愈高，沒有婚姻生活的牽絆，勞動者將愈可能將重心投入職場，提高投入勞動市場的誘因，使勞動市場的供給升高，致使勞動參與率上升。因此，本研究預期離婚率 (DIVO) 對勞動參與率有正向的影響。

(六) 男性高等教育程度 (MEDU) 及女性高等教育程度 (FEDU)

其定義分別為 15 歲以上男性民間人口受大專及以上教育者占 15 歲以上男性民間人口之百分比，及 15 歲以上女性民間人口受大專及以上教育者占 15 歲以上女性民間人口之百分比。

依照 McMullin, Cooke, and Downie (2004) 研究，年輕人需要更長的時間才能完成學業並開始從事工作，加上臺灣高等教育日漸高漲，青年勞動力因就學年限延長而延遲進入勞動市場，致使勞動參與率下降。因此，本研究預期男性高等教育程度 (MEDU) 及女性高等教育程度 (FEDU) 對勞動參與率有負向的影響。

(七) 男性失業率 (MUR) 及女性失業率 (FUR)

其定義分別為男性失業人口占男性勞動力之百分比，及女性失業人口占女性勞動力之百分比。

因為景氣循環會藉由勞動沮喪效果（discouraged worker）和勞動附加效果（add worker effect）同時影響勞動市場中的勞參與者與潛在參與者。所以無法預測失業率對於勞動參與率有何影響，端視兩者的效果何者為大。

關於上述各項實證變數之定義與資料基本統計量及預期影響，彙整列於表 4-1 之中。



表 4-1：實證模型變數之定義、資料基本統計量及預期影響

變數	符號	定義	平均數	標準差	預期影響
男性勞動參與率	$MLFPR_t$	各縣市男性勞動力占 15 歲以上男性民間人口之比率。(%)	66.5687	2.2327	
女性勞動參與率	$FLFPR_t$	各縣市女性勞動力占 15 歲以上女性民間人口之比率。(%)	48.6093	3.1299	
中位數房價	LHP_{t-1}	前一期各縣市房價由小到大排序後之中位數經消費者物價總指數調整後取對數。(%)	15.3710	0.3644	+
扶養比	DR_t	各縣市依賴人口占工作年齡人口之比率。(%)	39.2226	4.0136	-
人口增加率	POP_t	各縣市當期人口增加數對前期人口數之比率。(%)	1.0357	7.3126	+
社會福利支出	SW_t	各縣市社會福利支出占歲出之比率。(%)	12.4680	3.1146	-
離婚率	$DIVO_t$	各縣市離婚率。(‰)	2.4689	0.3889	+
男性高等教育程度	$MEDU_t$	各縣市男性高等教育程度。(%)	35.4221	9.4865	-
女性高等教育程度	$FEDU_t$	各縣市女性高等教育程度。(%)	32.0878	8.1327	-
男性失業率	MUR_t	各縣市男性失業率。(%)	4.6313	0.8165	?
女性失業率	FUR_t	各縣市女性失業率。(%)	3.8907	0.5935	?

資料來源：中華民國統計資訊網、內政部不動產資訊平台、內政部統計查詢網。

第五章 實證結果分析

為研究臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響，利用前一章所設定的實證模型與相關變數進行迴歸估計，本章中先針對實證模型中所有的解釋變數之間是否具有共線性進行檢定與說明，再針對該迴歸模型估計結果進行分析。

第一節 共線性檢定

在進行實證模型估計之前，需要確定解釋變數間並沒有存在共線性（collinear）的關係。共線性係指多個解釋變數以某一種規律的方式同時變動。如果其中涉及有數個變數時，稱為線性重合（multicollinearity）。線性重合（或共線性）會使最小平方估計式無法正確定義，資料內未充分提供有關個別解釋變數影響的資訊，而無法精準地估計所有參數。近似線性重合（near multicollinearity）會使得最小平方估計式膨脹，而容易產生偏誤，也因估計式的變異數變大，降低估計結果的可靠性，縱使估計的迴歸係數具不偏性，但其有效性卻偏低。

本論文檢定共線性的方法是採用成對解釋變數間的樣本相關係數與變異數膨脹因子（variance inflation factor, VIF）。變異數膨脹因子也是判斷共線性的一個統計指標，其計算方式為將所有解釋變數之間進行迴歸估計，將其中之一作為被解釋變數，其餘當作解釋變數。假設一個具有 3 個解釋變數（ X_1 、 X_2 、 X_3 ）的迴歸模型，就需估計 3 條以每一個解釋變數作為被解釋變數對其他解釋變數進行估計的迴歸式，例如以 X_1 為被解釋變數，對 X_2 、 X_3 進行迴歸估計，計算配適值（ R_1^2 ）。

VIF_1 即 $1 / (1 - R_1^2)$ ，當 $VIF \geq 10$ 才有線性重合的問題。

模型一以男性勞動參與率作為被解釋變數，而模型二以女性勞動參與率作為被解釋變數，所使用的解釋變數中有些許不同。模型一及模型二成對解釋變數的相關變數估計值分別列於表 5-1 及表 5-2，由表 5-1 及

表 5-2 可知，成對解釋變數之間的相關係數都低於 0.8，這意味著成對的解釋變數中並不具有共線性的關係。

表 5-1：模型一男性勞參率：成對解釋變數的相關係數

	LHP_{t-1}	DR_t	POP_t	SW_t	$DIVO_t$	$MEDU_t$	MUR_t
LHP_{t-1}	1.000						
DR_t	-0.292	1.000					
POP_t	0.456	-0.031	1.000				
SW_t	0.375	-0.167	0.053	1.000			
$DIVO_t$	-0.046	-0.051	0.168	-0.209	1.000		
$MEDU_t$	0.795	-0.457	0.393	0.321	-0.089	1.000	
MUR_t	-0.153	0.053	-0.003	-0.156	0.171	-0.088	1.000

表 5-2：模型二女性勞參率：成對解釋變數的相關係數

	LHP_{t-1}	DR_t	POP_t	SW_t	$DIVO_t$	$FEDU_t$	FUR_t
LHP_{t-1}	1.000						
DR_t	-0.292	1.000					
POP_t	0.456	-0.031	1.000				
SW_t	0.375	-0.167	0.053	1.000			
$DIVO_t$	-0.046	-0.051	0.168	-0.209	1.000		
$FEDU_t$	0.793	-0.495	0.334	0.344	-0.134	1.000	
FUR_t	-0.191	0.064	0.102	-0.075	0.071	-0.278	1.000

模型一與模型二各自有 7 個解釋變數，分別估計出 7 個 VIF 值，以表 5-3 表示。模型一估計出的 7 個 VIF 值都非常小，皆在 3 以下，最高僅有 2.27。而模型二所估計的 7 個 VIF 值也都相當小，最大值只有 2.81。由 VIF 值可知，沒有任何 VIF 值超過 10，因此可以判斷本論文所使用的解釋變數，無論在模型一或模型二，其解釋變數之間都不具線性重合關係。

表 5-3：變異數膨脹因素 VIF 估計

	模型一	模型二
1	0.21	0.29
2	1.34	1.46
3	1.25	1.21
4	1.21	1.20
5	1.14	1.15
6	2.27	2.81
7	1.03	1.13

第二節 實證結果分析

本研究採用全國 20 個縣市（不含金門縣及連江縣）在 2003 至 2017 年共 300 個樣本的追蹤資料，分別估計古典模型、單因子固定效果模型、雙因子固定效果模型及隨機效果模型四個模型，而被解釋變數分別為男性勞動參與率（MLFPR）及女性勞動參與率（FLFPR）。

由於本研究利用追蹤資料，因此先以 F 檢定來確認應採用古典模型、單因子固定效果模型或雙因子固定效果模型，較適合本研究的資料特性，再利用 Hausman（1978）的方法檢定本研究的實證模型，要利用固定效果模型，亦或是隨機效果模型。以下先就以男性勞動參與率估計出的迴歸結果（模型一）進行分析，爾後再針對女性勞動參與率估計出的迴歸結果（模型二）進行分析。所有的檢定結果將分別呈現在表 5-4 及表 5-5 當中。

一、男性勞動參與率的實證分析

以男性勞動參與率為解釋變數之估計結果列於表 5-4。檢定虛無假設為古典模型的 F 檢定中，對立假設為單因子固定效果模型，其 F 統計值為 86.276，在顯著水準為 1% 之下拒絕採用古典模型的虛無假設。因此在模型一的選擇上，單因子固定效果模型較古典模型為優。倘若對立假設為雙因子固定效果模型，其 F 統計值為 49.847，也在 1% 的顯著水準下拒絕採用古典模型的虛無假設。因此在模型一的選擇上，雙因子固定效果模型也較古典模型為優。

由於單因子固定效果模型與雙因子固定效果模型皆較古典模型為優，所以必須針對虛無假設為單因子固定效果模型，而對立假設為雙因子固定效果模型再次進行檢定。由表 5-4 可知，此一檢定之 F 統計值為 1.424，無法拒絕採用單因子固定效果模型的虛無假設。因此，在模型一的選擇上，單因子固定效果模型又比雙因子固定效果模型為佳。

最後利用 Hausman test 針對虛無假設為隨機效果模型，而對立假設為單因子固定效果模型進行檢定。由表 5-4 可知，Hausman 檢定的統計值為 10.71，無法拒絕採用隨機效果模型的虛無假設。經由上述的檢定得知，模型一最適的實證模型為隨機效果模型。以下先針對隨機效果模型的估計結果進行分析，之後再討論若是利用錯誤的模型，將可能產生的估計錯誤。

由表 5-4 可知，依隨機效果模型的估計結果，在統計上顯著影響臺灣各縣市男性勞動參與率的解釋變數為：中位數房價（LHP）以及離婚率（DIVO）。

（一）中位數房價（LHP）

房價對於男性勞動參與率的影響係數估計值為正，且在 5% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，臺灣各縣市的房價在統計上確實對男性勞動率具有負向的影響。亦即一個縣市的房價愈高，該縣市的男性勞動參與率就會增加。在臺灣傳統社會觀念中，男性通常肩負養家的壓力，因此房價愈高，將促使男性投入勞動市場，該結果與先前的預期結果相同。

（二）離婚率（DIVO）

離婚率對於男性勞動參與率的影響係數估計值為正，且在 1% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。意味著離婚率此解釋變數對各縣市男性勞動參與率在統計具有顯著的正向影響。也就是說，一個縣市離婚率愈高，該縣市男性勞動參與率也提升，沒有婚姻生活的牽絆，男性的確會更投入勞動市場。該結果與先前的預期結果相同。

其餘變數包含扶養比（DR）、人口增加率（POP）、社會福利支出（SW）、男性高等教育程度（MEDU）及男性失業率（MUR）等解釋變數對於男性勞動參與率在統計上並沒有顯著的影響，應跟男性勞動參與

率較無彈性有關係。

由許多統計檢定得知，模型一最適當的實證模型為隨機效果模型，所估計的結果應是最好、最正確的。但是，倘若沒有進行這些檢定而採用其他模型的估計，會產生什麼後果呢？事實上，選擇錯誤模型所可能導致的錯誤結論。

由表 5-5 可知，隨機效果模型和雙因子固定效果模型所獲得的結論不完全相同，雖兩者的離婚率皆對男性勞動參與率有影響，但雙因子固定效果模型中，中位數房價便對男性勞動參與率無影響，反倒是男性失業率對其有正向顯著性。倘若採用的模型是單因子固定效果模型，離婚率仍對男性勞動參與率有影響，但中位數房價對男性勞動參與率卻無顯著性，且扶養比及男性失業率也對男性勞動參與率具影響性。若採用古典模型，其研究結果與隨機效果模型的估計結果就有更多差異，除了中位數房價仍對男性勞動參與率有顯著性外，離婚率對於男性勞動參與率的正向影響已不復見，且社會福利支出及男性高等教育程度對男性勞動參與率具負向顯著性。選擇錯誤的模型將會導致錯誤的結論出現。

表 5-4：男性勞動參與率迴歸模型的估計結果

變數	古典模型			單因子固定效果		雙因子固定效果		隨機效果模型				
	估計係數	標準誤		估計係數	標準誤	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤			
<i>LHP</i>	1.7616	0.6155	***	0.6138	0.4572	0.7874	0.4888	0.9136	0.4449	**		
<i>DR</i>	-0.0410	0.0365		0.1141	0.0402	***	-0.0084	0.0552	-0.0244	0.0469		
<i>POP</i>	-0.0287	0.0203		-0.0154	0.0141		-0.0140	0.0150	-0.0151	0.0144		
<i>SW</i>	-0.1025	0.0450	**	0.0058	0.0227		0.0266	0.0253	0.0207	0.0243		
<i>DIVO</i>	-0.3504	0.3469		1.7547	0.2942	***	1.2743	0.3714	***	1.0847	0.3360	***
<i>MEDU</i>	-0.0848	0.0243	***	0.0470	0.0305		0.0120	0.0932	-0.0608	0.0373		
<i>MUR</i>	0.0706	0.1593		-0.2152	0.0706	***	-0.2893	0.1720	*	-0.2308	0.1601	
Constant	45.9499	8.9250	***				52.2445	6.4596	***	53.7828	6.1986	
樣本數		300			300			300			300	
調整後 R ²		0.0498			0.8549			0.8580				
F 值		3.24	***		68.76	***		46.16	***			
F 檢定 (H ₀ :古典模型)					86.276	***		49.847	***			
F 檢定 (H ₀ :單因子)								1.424				
Hausman 檢定 (H ₀ :隨機)								10.71				

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下拒絕估計係數為零的虛無假設。

二、女性勞動參與率的實證分析

以女性勞動參與率為解釋變數之估計結果列於表 5-5。檢定虛無假設為古典模型的 F 檢定中，對立假設為單因子固定效果模型，其 F 統計值為 52.091，在顯著水準為 1% 之下拒絕採用古典模型的虛無假設。因此在模型二的選擇上，單因子固定效果模型較古典模型為優。倘若對立假設為雙因子固定效果模型，其 F 統計值為 40.287，也在 1% 的顯著水準下拒絕採用古典模型的虛無假設。因此在模型二的選擇上，雙因子固定效果模型也較古典模型為優。

由於單因子固定效果模型跟雙因子固定效果模型皆較古典模型為優，必須針對虛無假設為單因子固定效果模型，而對立假設為雙因子固定效果模型再進行檢定。由表 5-5 可知，此檢定之 F 統計值為 6.653，在 1% 的顯著水準下拒絕採用單因子固定模型的虛無假設。因此，在模型二的選擇上，雙因子固定效果模型又比單因子固定效果模型為佳。

最後利用 Hausman test 針對虛無假設為隨機效果模型，而對立假設為雙因子固定效果模型進行檢定。由表 5-5 可知，Hausman 檢定的統計值為 40.07，在 1% 的顯著水準下拒絕採用隨機效果模型的虛無假設。經由上述的檢定得知，模型二最適的實證模型為雙因子固定效果模型。以下先針對雙因子固定效果模型的估計結果進行分析，爾後再討論若利用錯誤模型，將可能產生的估計錯誤。

由表 5-5 可知，依雙因子固定效果模型的估計結果，在統計上顯著影響臺灣各縣市女性勞動參與率的解釋變數為：人口增加率（POP）、社會福利支出（SW）、離婚率（DIVO）、女性高等教育程度（FEDU）及女性失業率（FUR）。

（一）人口增加率（POP）

人口增加率對於女性勞動參與率的影響係數估計值為正，且在 5% 顯

著水準下拒絕其值為零的虛無假設。這樣的結果顯示，臺灣各縣市的人口增加率在統計上對女性勞動率具有正向的影響。較高的人口增加率將提高該區域女性勞動供給。該結果與先前的預期結果相同。

(二) 社會福利支出 (SW)

社會福利支出對於女性勞動參與率的影響係數估計值為負，且在 5% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。表示社會福利支出此解釋變數對各縣市女性勞動參與率在統計具有顯著的負向影響。較高的社會福利支出比例的確將降低該區域的女性投入勞動市場的誘因。該結果與先前的預期結果相同。

(三) 離婚率 (DIVO)

離婚率對於女性勞動參與率的影響係數估計值為正，且在 1% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。意味著離婚率此解釋變數對各縣市女性勞動參與率在統計具有顯著的正向影響。也就是說，離婚率提高將使女性必須在經濟上找尋獨立自主，促使女性投入勞動市場的誘因提升。該結果與先前的預期結果相同。

(四) 女性高等教育程度 (FEDU)

女性高等教育程度對於女性勞動參與率的影響係數估計值為負，且在 1% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。顯示女性高等教育程度在統計上對女性勞動率具有負向的影響。此與 Cheng (1999) 利用臺灣 1952 年至 1994 年期間研究的結果迥異，應是臺灣高等教育日漸興盛，女性勞動力因就學年限延長而延緩進入勞動市場所致。該結果與先前的預期結果相同。

(五) 女性失業率 (FUR)

女性失業率對於女性勞動參與率的影響係數估計值為正，且在 1% 顯著水準下拒絕其值為零的虛無假設。亦即女性失業率對各縣市女性勞動

參與率在統計具有顯著的正向影響。推測原因可能是勞動附加效果（**add worker effect**）大於勞動沮喪效果（**discouraged worker**）所致，由於近來女性勞動市場開拓，致失業率增加使得處於邊際勞動力的女性更有意願加入勞動。

餘下變數包含中位數房價（**LHP**）及扶養比（**DR**）等兩個解釋變數對於女性勞動參與率在統計上並沒有顯著的影響，此兩變數的係數估計值在統計上並無法拒絕其估計係數為零的虛無假設。影響女性勞動參與率的解釋變數較多，可見女性勞動率相較於男性勞動參與率較有彈性。

雖然中位數房價對女性勞動參與率的影響僅存在隨機效果模型中，但我們不能採用，且隨機效果模型裡，人口增加率及社會福利支出的影響不復存在。倘若選擇單因子固定效果模型作為本論文的實證模型，除了人口增加率及社會福利支出的影響已不復見之外，還多了扶養比對女性勞動參與率的負向影響。最後若選擇古典模型，便少了人口增加率及離婚率的正向影響，反倒是扶養比對女性勞動參與率具負向顯著性。由此可知，如果利用錯誤模型，將可能產生估計的錯誤。

表 5-5：女性勞動參與率迴歸模型的估計結果

變數	古典模型		單因子固定效果			雙因子固定效果			隨機效果模型	
	估計係數	標準誤	估計係數	標準誤		估計係數	標準誤		估計係數	標準誤
<i>LHP</i>	-0.5744	0.7112	-0.7675	0.6430		-0.1450	0.6218		-1.1373	0.5685 **
<i>DR</i>	-0.0740	0.0433 *	-0.1473	0.0561 ***		-0.0484	0.0680		-0.0412	0.0587
<i>POP</i>	0.0105	0.0235	0.0182	0.0197		0.0453	0.0189 **		0.0269	0.0179
<i>SW</i>	-0.1152	0.0512 **	-0.0137	0.0317		-0.0750	0.0318 **		-0.0342	0.0300
<i>DIVO</i>	0.4716	0.3956	1.0149	0.4162 **		2.6912	0.4746 ***		1.9715	0.4277 ***
<i>FEDU</i>	0.2319	0.0343 ***	0.2678	0.0425 ***		-0.3856	0.1173 ***		0.1781	0.0543 ***
<i>FUR</i>	-0.6086	0.2601 **	0.2668	0.1470 *		0.5970	0.1766 ***		0.4792	0.1714 ***
Constant	55.5285	10.1433 ***				57.0316	8.1054 ***		55.6593	7.8051 ***
樣本數		300		300			300			300
調整後 R ²		0.3725		0.8549			0.8875			
F 值		26.36 ***		68.76 ***			59.97 ***			
F 檢定 (H ₀ :古典模型)				52.091 ***			40.287 ***			
F 檢定 (H ₀ :單因子)							6.653 ***			
Hausman 檢定 (H ₀ :隨機)							40.07 ***			

註：*、**、***分別代表在 10%、5%、1%的顯著水準下拒絕估計係數為零的虛無假設。

第六章 結論與建議

本研究主要在於探討臺灣各縣市房價對其勞動參與率的影響，利用 2003 至 2017 年共 15 年全臺共 20 個縣市的追蹤資料進行分析。在選擇研究方法上，本研究經過多個檢定方法的檢定結果顯示，模型一以男性勞動參與率為被解釋變數，隨機效果模型為最佳的實證模型；模型二以女性勞動參與率為被解釋變數，雙因子固定效果模型為最佳的實證模型。

因此本研究採用上述實證模型進行估計。根據成對解釋變數的相關係數與 VIF 的估計結果顯示，本研究的實證模型中所採用的解釋變數之間並沒有共線性問題，應該可以確定本研究的估計結果有一定的準確性及可信度。第一節整理本論文的主要研究結論，第二節提供若干政策建議供政府相關單位參考。

第一節 研究結論

房價變數在統計上的確對臺灣男性勞動參與率具有正向的影響，也就是說房價愈高，愈會使男性投入勞動，在傳統社會裡男性確實背負著養家的重大壓力。其次，離婚率在統計上的確對臺灣男性勞動參與率具有正向的影響，也就是離婚率愈高，沒有婚姻的牽絆愈會使男性投入勞動市場，這樣的估計結果與第四章的預測結果一致。其他解釋變數如扶養比、人口增加率、社會福利支出、男性高等教育程度及男性失業率則對男性勞動參與率無具影響力。

雖然房價變數及扶養比在統計上對臺灣女性勞動參與率不具顯著性，但是其他變數包含人口增加率、社會福利支出、離婚率、女性高等教育程度及女性失業率皆對臺灣女性勞動參與率具有影響力。人口增加率、離婚率及女性失業率在統計上的確對臺灣女性勞動參與率具有正向的影響，亦即人口增加率、離婚率及女性失業率愈高的地方，女性為了

維持家庭生計、少了婚姻牽絆、尋求經濟自主或是在生活壓力下，儘管經濟不景氣而預期自己再就業機率不大，也不會輕易退出勞動市場，或選擇再次投入勞動市場。而社會福利支出及女性高等教育程度，在統計上的確對臺灣女性勞動參與率具有負向的影響，也就是說，社會福利支出愈高及女性高等教育程度愈高，會使女性較不願投入勞動市場，亦即較優渥的社會福利使女性較不願進入勞動市場，較高的女性高等教育程度，使女性傾向延長教育時間，延緩投入勞動市場。

綜上所述，影響男性勞動參與率的解釋變數共有房價及離婚率等 2 項，影響女性勞動參與率的解釋變數共有人口增加率、社會福利支出、離婚率、女性高等教育程度及女性失業率等 5 項，由此可知，影響女性勞動參與率的解釋變數較男性多，是因為女性相較於男性而言，並非主要提供勞動力的來源，較具有進出勞動市場的彈性和潛在勞動力的開發性，故可藉由提高女性勞動參與率來提升臺灣勞動參與率。

第二節 政策建議

臺灣各縣市房價著實對其男性勞動參與率具有顯著性的正面影響，傳統社會觀念中，男性肩負著養家餬口的龐大壓力，通常也背負房屋貸款的沉重負擔，近十幾年來，臺灣房價飛快飆漲，房價雖加重民眾生活壓力，但也因此使男性勞動參與率提升，其實無須對其冠以惡名。離婚率對於男性及女性勞動參與率皆存在正向顯著性，顯現兩性在經濟獨立自主的積極程度愈發強烈，已逐漸跳脫「男主外、女主內」的傳統社會觀念。而影響女性勞動參與率的因素，尚包含人口增加率、女性失業率、社會福利支出及女性高等教育程度，本節依據前一節的研究結論，提出若干政策建議供相關單位參考。

一、維持合理的房屋價格

高房價雖然增加民眾生活壓力，但不可否認地也提升男性勞動參與率，水能載舟亦能覆舟，惟長期而言房價需要合理化，房市才會健全，因此建議應該透過價格資訊透明化、房價稅負合理化及買賣交易安全化三大面向進行，經由制度面的完善，讓房市回歸理性。建議房屋價格相關資訊應該透明公開，建立更即時的資訊公開平台；臺灣房屋稅基仍然偏低，且評定過程過於繁複，另自住用房屋標準認定過於模糊，應將評定房屋現值過程化繁為簡，並訂定明確性的自住用房屋條件；買賣交易過程也應予以安全化，可透過政府合法認證的不動產經紀人層層把關，保障民眾購屋權益，建立市場秩序，減少交易雙方爭議。

二、打造完善的就業環境

因人口增加率及女性失業率對女性勞動參與率具正向影響，表示女性會透過各縣市間遷移，選擇勞動條件較佳的縣市，而當總體經濟環境不佳時，廠商常以裁員或減薪作為降低成本的手段，女性為維持家計收

入，將會投入勞動市場就業，意即女性失業率上升，將會提高女性勞動參與率。因此政府應該負起創造就業的責任，積極投入公共建設，提振就業、振興經濟，並打造良善的就業環境，以提升女性勞動參與率。

三、規劃適當的社會福利及技職體系

因社會福利支出及女性高等教育程度對女性勞動參與率具負向影響。各縣市政府為選舉考量，常大量增加社會福利支出，爰產生社會福利向上競逐的現象，使得支出增加，不利其經濟發展及女性勞動參與率的提升，故各縣市政府應該規劃適當的社會福利支出。

另應改善目前臺灣浮濫的大學高等教育，一個完整健全的社會，需要政府提供足夠的高等教育資源，也需要技職教育的輔助，並不是所有人都適合做研究，更不是念技職就是低人一等，兩者應相輔相成，避免造成女性延緩進入勞動市場的困境。

參考文獻

一、中文文獻

- 高月霞、陳仕偉（1994），「臺灣婦女勞動參與行為之因果關係分析」，*婦女與兩性學刊*，5，頁 1-45。
- 高崇璋、萬哲鈺（2018），「台灣勞動市場附加工作者效果與怯志工作者效果之分析」，《*應用經濟論叢*》，103，頁 77-140。
- 張金鶚、陳明吉、鄧筱蓉、楊智元（2009），「台北市房價泡沫知多少？—房價 vs 租金，房價 vs 所得」，*JOURNAL OF HOUSING*，18（2）。
- 陳明吉、蔡怡純、張金鶚（2003），「住宅負擔能力惡化之再檢視—台北市住宅市場分析」，*臺大管理論叢*，14（1），頁 47-78。
- 劉展宏、張金鶚（2001），「購屋貸款提前清償行為之研究」，*JOURNAL OF HOUSING*，10（1）。
- 鍾俊文、蔡旭明（2009），「高齡與少子化對勞動參與及經濟成長的影響」，《*貨幣觀測與信用評等*》，77 期，頁 47-74。

二、英文文獻

- Aaronson, D., Park, K.-H., & Sullivan, D. G.(2006). “The decline in teen labor force participation.” *Economic Perspectives*.
- Börsch-Supan, A.(2003). “Labor market effects of population aging.” *Labour*, 17, 5-44.
- Cebula, R. J., & Coombs, C. K.(2008). “Recent evidence on factors influencing the female labor force participation rate.” *Journal of Labor Research*, 29(3), 272-284.
- Cheng, B. S.(1999). “Cointegration and causality between fertility and female labor participation in Taiwan: A multivariate approach.” *Atlantic*

Economic Journal, 27(4), 422-434.

Clark, K. B., & Summers, L. H.(1982). “ Labour force participation: timing and persistence. ” *The Review of Economic Studies*, 49(5), 825-844.

Haveman, R., De Jong, P., & Wolfe, B.(1991). “Disability transfers and the work decision of older men. ” *The Quarterly Journal of Economics*, 106(3), 939-949.

Leonard, J. S.(1979). “The social security disability program and labor force participation. ” In: National Bureau of Economic Research Cambridge, Mass., USA.

McMullin, J. A., Cooke, M., & Downie, R.(2004). *Labour force ageing and skill shortages in Canada and Ontario: Canadian Policy Research Networks Incorporated (CPRN)*.

Van der Klaauw, W.(1996). “ Female labour supply and marital status decisions: A life-cycle model. ” *The Review of Economic Studies*, 63(2), 199-235.