

國立政治大學社會科學學院

行政管理碩士學程第二十三屆碩士論文

台灣人口年齡結構對不同型態消費的影響

The Influence of Aged Structure of
Population on Consumption Patterns in
Taiwan

指導教授：黃智聰博士

研究生：鄭瑋瑜撰

中華民國一一二年六月

謝 辭

「讀書欲精不欲博，用心欲專不欲雜」，回想研究所進修前，對量化研究或數據統計專題頗感興趣，自我期許能夠在這塊領域拓展知識，未來在工作上能學有所長。本論文研究過程中，幸蒙指導老師黃智聰教授傳授學生計量經濟理論的專業知識，悉心指導學生多種統計分析方法及操作進階版的計量軟體，甚至犧牲假日時間引導學生研究方向並提供寶貴的修改建議，使我能夠順利完成這項研究並學到不一樣的統計技能，謹致以最深的謝意。

其次，我要感謝口試委員潘俊男教授和佘博文助理教授，細心地審閱論文內容，並提供學生修改論文的寶貴建議，協助學生研究論文更臻完善，也讓學生在研究鑽研領域上產生不一樣的共鳴，著實受益匪淺。

再者，要感謝我的主管沈主任及張處長總是不厭其煩地叮嚀我，不要為了工作及家庭而忘記投資自己，直至鼓起勇氣赴政大在職進修，也仍秉持工作上那股認真的傻勁及放不下的責任感，同時在工作、家庭及課業多頭奔波的過程雖然艱辛，但最後豐富的成果唯有自己經歷才知實屬值得且畢生難忘；同時，也要謝謝我的工作夥伴，在我撰寫論文過程中，多方給予工作上的支援與加油打氣。

最後，我要真摯地感謝我的先生舜浩、爸爸、媽媽、家人們，當我最強又最給力的後援團，在我面臨論文寫作的挫折與壓力時，給予暖心的安慰與鼓勵，在我廢寢忘食作研究的過程無暇顧及的家務及孩子，給予我無限的包容和理解，多虧有你們的陪伴和支持是我堅持不懈的動力，是你們造就了我今日的成就，謝謝你們。在此，也向所有陪伴我修習課程、分組報告及研究過程，提供幫助和支持的朋友及同學們致以誠摯的謝意。

摘要

本研究資料使用行政院主計總處 2010 年至 2021 年家庭收支調查資料庫的橫斷面個體資料，探討人口年齡結構、可支配所得、生育率、性別比例、失業率、人口密度、自有住宅比率、感染新冠肺炎人口等因素對不同型態消費的影響。除了建構固定效果空間自我迴歸模型、OLS 迴歸模型及傳統固定效果模型，觀察各縣市不同型態消費在空間上是否呈現聚集，以及某一個縣市內或相連鄰近縣市是否傾向選擇同一型態之消費，並針對台灣各縣市不同年齡消費對象的改變，在不同型態消費是否會產生選擇結構上的差異。

運用空間計量模型進行迴歸分析，實證結果發現台灣家戶每年消費支出型態，唯有「教育休閒餐旅類」消費模型對固定效果空間之互依性有顯著的正向相關，但其他消費模型計有「消費總額」、「食物類」、「衣著類」、「居住類」、「醫療類」、「運輸通訊類」及「什項類」等 7 種型態，在空間自我相關係數估計結果均不顯著，說明各縣市這些消費型態不受鄰近區域上的空間影響。另外，針對前述 7 類追蹤資料進行傳統固定效果迴歸，利用各模型截距項的估計值探討地區特質固定效果及時間特質固定效果，以了解有哪些縣市具有地區特質會影響不同型態消費，並討論研究期間哪些時間點會影響不同型態之消費趨勢，最後探討其他變數對不同型態消費的影響進行分析與總結。

綜觀本研究結果，隨著家戶平均可支配所得增加，少子化卻導致戶內人口呈現遞減之趨勢下，65 歲以上的高齡人口，對消費總額、食物類及居住類等消費型態具有反向的影響力；相較年齡介於 20 至 44 歲及 45 至 64 歲人口，分別顯著地減少對居住類及衣著類項目之消費，而在醫療類、運輸通訊類及什項類型態之消費需求反而增加，因此，可以發現人口年齡結構改變能夠影響家戶不同型態的消費行為，進一步提供未來高齡少子化消費政策之參考。

關鍵字：不同型態消費、人口年齡結構、空間計量分析、傳統固定效果模型

目 次

第一章 緒論	1
第一節 研究動機.....	1
第二節 研究目的.....	3
第三節 研究架構及流程.....	4
第二章 文獻探討	6
第一節 消費相關理論.....	6
第二節 影響不同型態消費之因素.....	9
第三節 臺灣實證研究.....	16
第三章 台灣人口結構及消費型態現況分析	19
第一節 資料來源.....	19
第二節 臺灣人口年齡結構現況分析.....	20
第三節 臺灣不同型態消費現況分析.....	26
第四章 研究設計	33
第一節 研究方法.....	33
第二節 模型設定.....	38
第三節 變數定義與預期影響.....	42
第五章 實證結果與分析	48
第一節 共線性檢定及空間自我相關性分析.....	48
第二節 空間計量模型實證結果.....	53
第三節 傳統固定效果模型估計結果.....	55

第六章 結論與建議.....	62
第一節 結論.....	62
第二節 建議.....	64
參考文獻.....	65
壹、中文部分.....	65
貳、英文部分.....	68
參、參考網站.....	69



圖 次

圖 1-1：研究流程.....	5
圖 3-1：台灣各縣市 2010 年人口年齡結構占比圖.....	21
圖 3-2：台灣各縣市 2021 年人口年齡結構占比圖.....	21
圖 3-3：北部地區人口年齡結構現況.....	23
圖 3-4：中部地區人口年齡結構現況.....	24
圖 3-5：南部及東部地區人口年齡結構現況.....	25
圖 3-6：2010-2021 年台灣每戶人口及可支配所得趨勢.....	26
圖 3-7：台灣各縣市 2010 年與 2021 年消費支出總額比較.....	28
圖 3-8：台灣各縣市 2010 年與 2021 年食物類消費支出比較.....	29
圖 3-9：台灣各縣市 2010 年與 2021 年衣著類消費支出比較.....	29
圖 3-10：台灣各縣市 2010 年與 2021 年居住類消費支出比較.....	30
圖 3-11：台灣各縣市 2010 年與 2021 年醫療類消費支出比較.....	30
圖 3-12：台灣各縣市 2010 年與 2021 年運輸通訊類消費支出比較.....	31
圖 3-13：台灣各縣市 2010 年與 2021 年教育休閒餐旅類消費支出比較.....	31
圖 3-14：台灣各縣市 2010 年與 2021 年什項類消費支出比較.....	32

表 次

表 2-1：消費支出影響因素相關文獻摘要.....	14
表 2-2：台灣實證相關文獻摘要.....	18
表 3-1：台灣家庭消費支出結構變遷概況.....	27
表 4-1：被解釋變數定義與預期影響.....	44
表 4-2：解釋變數定義與預期影響.....	45
表 4-3：變數敘述統計.....	47
表 5-1：解釋變數之 PEARSON 相關係數矩陣及變異數膨脹係數.....	50
表 5-2：2010 年至 2021 年不同型態消費對數值的 MORAN'S I.....	52
表 5-3：固定效果空間自我迴歸模型實證結果.....	54
表 5-4：固定效果模型估計結果.....	58
表 5-5：時間固定效果之估計結果.....	60
表 5-6：區域固定效果之估計結果.....	61

第一章 緒論

第一節 研究動機

依據國家發展委員會最新人口推估報告，指出台灣具有勞動力資源的「工作年齡人口¹」（15 至 64 歲）處於相對充沛的期間，隨著時間推移，工作年齡人口逐漸減少且勞動力結構趨向高齡化，年齡介於 45 至 64 歲階段的人口與工作年齡人口相對比例由 2022 年 43%，預測至 2070 年 53% 成為占比最高，並推估 2028 年即將結束「人口紅利」優勢²。

同時，隨著醫療水準提升及社福設施進步，國人平均壽命呈現上升趨勢，估計 2070 年台灣人口年齡中位數將來到 59.6 歲，加上扶養比³攀升，平均每 1.1 位工作年齡人口須承擔照顧 1 位高齡長者，此時的中高齡族群可能面臨選擇調整退休年限或就業轉型，以提前應對退休後「收入」與「開支」的逆向成長。因此，台灣選擇不同消費型態是否會隨著各縣市人口年齡板塊的移動而產生變化，加上新冠肺炎疫情⁴改變的新生活運動，是否會影響整體消費選項變動。是以，本研究將運用空間概念探討台灣近 10 年人口年齡結構對不同型態消費之變化，以及不同縣市間的消費行為是否會互相影響。

Laurence J. Kotlikoff and Scott Burns (2005)《世代風暴：人口老化即將引爆新經濟危機》書中分析美國高齡人口結構面臨嬰兒潮⁵世代退休階段，導致社會保險支出增加速度過快，造成嚴重的財政隱憂，進而影響當地的經濟，甚至將未償還的債務留給後代子孫，最終觸發「財政風暴」並導致「經濟蕭條」；同時也指出國家人口結構快速高齡化，消費人口高於生產人口對全球經

¹ 指年齡介於 15 至 64 歲人口數，非指實際有工作（就業）之人數。

² 指工作年齡人口相對其他年齡層較充沛，對經濟發展較為有利之時期；一般以工作年齡人口占總人口比率大於三分之二（約 66.7%）作為衡量標準。

³ 工作年齡人口占總人口比率=100/（扶養比+100）。

⁴ 衛生福利部疾病管制署將嚴重急性呼吸道症候群冠狀病毒 2 型列為第五類法定傳染病，定名為「嚴重特殊傳染性肺炎（COVID-19）」，台灣 2020 年 1 月 21 日首例確診。

⁵ 指某一時期及特定地區出生率大幅提升的現象。

濟的影響。反觀即將邁入超高齡社會⁶的台灣，目前在全民健康保險及勞工保險制度等保護機制下，隨著領取年金的高齡人口快速增加，少子化可能導致負擔保費的年輕人越來越少，國家財政缺口將持續擴大，未來是否也會遇到類似的財務警示，政府是否借鏡美國並提前採取因應之道值得探討。

陳淑敏（2008）在研究高齡社會對經濟發展影響的報告中提到，國際貨幣基金會（IMF）預測截至 2050 年止，當面臨金融風暴時期的先進國家，須以整體歲出預算的 10% 負擔財政支出，而有關高齡結構人口的隱性支出卻占預算 90%，例如退休準備金及醫療照護費用等，在英國《經濟學人》報導也證明這項資訊：「人口結構高齡化從字面意義上看來是緩慢發生的，但是它卻牽動整體產業興衰」。依據經濟學理論，國民所得總合需求支出（Aggregate Expenditure）由家戶消費支出（Household Consumption）、廠商投資支出（Firm Investment）、政府消費支出（Government Consumption）、出口淨額（Net Exports）等四項要素組成，從相對重要性與支出結構角度來看，在社會總需求層面占比最高的支出即為家戶消費支出。

因此，家庭人口消費力之高低會影響社會產業的潛在發展，當台灣整體人口年齡結構快速高齡化，長壽消費正逐漸成為家庭生活開銷主要勢力，相對地，家戶人口年齡結構轉變的消費需求型態更值得重視，進一步可能影響區域性的經濟發展與資源分配政策，因此本研究動機在於整合上述理論觀點，嘗試結合空間計量分析工具，來探討台灣人口年齡結構與選擇消費型態之間的關係，是否會因為鄰近效應（Neighborhood effect）所形成地區性上之差異，以利助於國家在經濟資源分配之政策參考。

⁶ 國際上將 65 歲以上人口占總人口比率達到 7%、14% 及 20%，分別稱為高齡化社會、高齡社會及超高齡社會，台灣推估將於 2025 年邁入超高齡社會。

第二節 研究目的

過去文獻已有研究不同型態消費支出的各種影響因素，但隨著台灣 2023 年國民平均壽命提高至 81.75 歲，勞動工作人口呈現負成長，2025 年更提前邁入超高齡社區，說明台灣各縣市消費對象受到不同年齡人口組成而變動，首先研究目的欲了解年齡對不同型態消費是否會產生選擇結構上的變化，進而影響國內經濟發展，這與以往研究方向大相逕庭，值得深入探討。

透過文獻了解，鄒克萬（2000）為探討北、中、南、東四區域計畫推動成效，曾利用空間自相關的概念，觀察台灣 15 個區域人口的變遷過程及空間分布，發現各縣市的人口結構在空間分布上呈現聚集的現象，尤其計畫實施前就已發展迅速且都市化程度越高之地區，然而實施後並未有顯著之助益。因此，本文目的為探討各縣市聚集不同低、中、高年齡結構人口，在不同地區選擇消費類別之差異是否與其空間分布具有相關性，欲利用空間計量工具進行迴歸分析及驗證。

再者，就臺灣各縣市低、中、高年齡層的人口聚集現況而言，欲進一步研究不同地區人口年齡結構，加入社經變數資料，例如可支配所得高低、失業情形、生育子女人數多寡、人口密集程度或感染新冠肺炎疫情等相關因素，是否會導致各種消費型態的選擇有所變動，各縣市是否會隨著時間演進或受到個別區域特質的影響，亦為本文研究方向。

綜上所述，參考日本配合國家人口老化走向，針對 60 歲以上的「橘世代」提供熟齡消費型態之研究建議，或是新加坡打造人口年齡在 55 歲以上的「樂齡族」社區計畫。最後的實證分析結果，希望讓政府掌握各縣市不同消費型態之發展並提供區域發展政策之建議方向，為本文最重要之研究貢獻。

第三節 研究架構及流程

據上一節研究目的，本文將探討全球老化速度為首的台灣，在人口年齡結構變化與消費型態之間的影响程度，茲就研究架構及流程進行說明。

一、研究架構

本研究共分為六章，各章節架構安排如下：

第一章為緒論，簡略說明人口推估趨勢及帶動影響經濟理論，並說明研究動機、目的及架構與流程。

第二章為文獻探討，整理國內外有關消費支出之相關文獻並分析，歸納可能影响不同型態消費之控制因素及解釋變數兩兩關係，並了解消費支出在空間相關程度上的研究貢獻，藉以進行本文後續研究設計。

第三章描述台灣人口年齡結構及消費型態之概況，可以透過圖表了解各縣市低中高年齡人口變動趨勢，以及台灣不同消費型態比重。

第四章作研究方法概述，並說明實證模型估計之處理，再擇取第二章文獻整理之解釋變數，進行定義及影响方向預期。

第五章為實證模型的推導，包含共線性檢定及空間相關係數檢定分析，結合理論基礎進行最配適模型驗證，並詳細說明迴歸模型的估計結果。

第六章為結論與建議，針對實證結果進行總結並提出政策建議。

二、研究流程

本研究為了解臺灣各縣市不同年齡結構之消費需求，依據上述研究架構，先透過文獻探究可能影响之因素，並利用台灣人口變遷及不同型態消費支出作現況脈絡分析。接著假設台灣各縣市不同型態消費具有空間互依關係，並進行空間相關係數等相關檢定，當檢定結果顯著時即決定各類消費型態適用之迴歸模型；若估計結果不受空間影响，則將針對其餘消費型態進行

追蹤資料分析，最後依據實證結果進行結論與政策建議，相關研究流程如圖 1-1 所示。

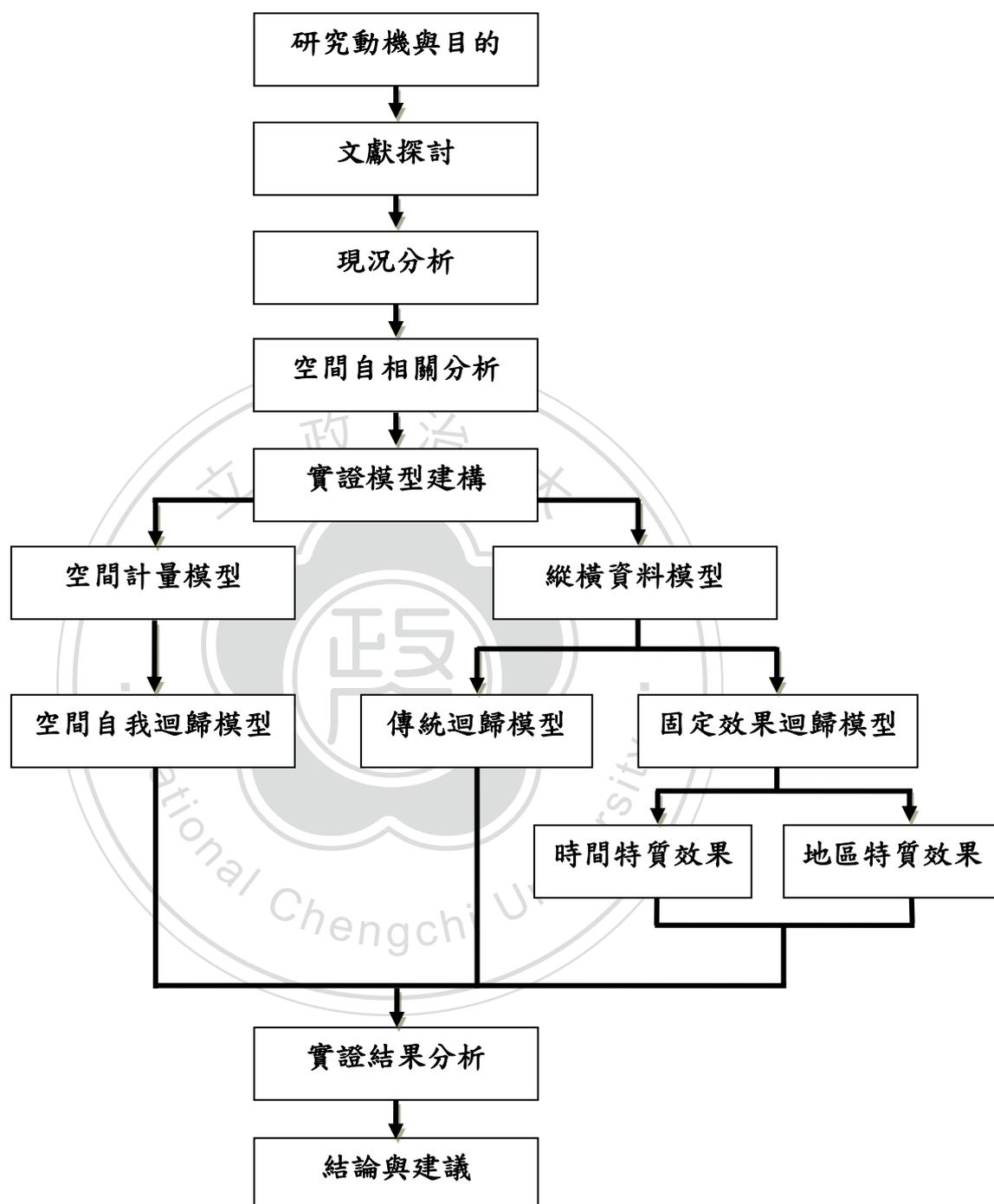


圖 1-1：研究流程

資料來源：依照研究架構繪製

第二章 文獻探討

第一節 消費相關理論

一、生命週期假說

「生命週期假說 (Life-Cycle Hypothesis, 簡稱 LCH)」假設人們的消費決策是具有前瞻性的，且能事先預期未來的收入，並透過預算、支出與儲蓄來規劃一生的消費行為，簡言之，在有限預算，追求個人終生最大效用。根據生命週期假說，消費與所得之間存在高度正向關係，代表所得越高，消費的越多。許多經濟學家探討此假說與現實生活的經濟現象並不完全相符，而 Shefrin and Thaler (1988) 認為在生命週期假說中，可試圖以不同角度將三個平常忽略的行為因素納入修正，更能貼近人類的消費行為。

實證文獻也運用生命週期理論，研究家庭消費及儲蓄行為。Modigliani and Brumberg (1954) 透過個體經濟學的邊際消費理論，探討個人生命週期消費與所得之間的關係。蔡昶涓 (2016) 研究主張個人的邊際消費函數會受到年齡結構影響，而非所得高低來決定，姑且不論後續研究生命週期模型是否有考量到遺產贈與 (Hurd, 1989)、不確定性 (Davies, 1981; Carroll, 1994, 1997; De Nardi et al., 2010)、流動性限制 (Deaton, 1991) 或個人對消費與休閒偏好的不可分割性 (Kiley, 2010) 等影響因素，所有模型結果皆能推測，凡富有理性和遠見的個人應該制定跨期消費計畫，以確保每個時期的消費邊際效益能夠保持在固定水準之上 (Browning and Lusardi, 1996; Browning and Crossley, 2001)。

研究文獻普遍發現「家庭單位生命週期的非耐久財消費在戶長退休時點上呈現驟降的現象」與生命週期理論所預期「一個理性且具前瞻性的個人其生命週期的消費軌跡不應該在事前預知的退休時點上產生急遽的變化」兩者並不相同，此差異情形稱為「退休-消費難題 (retirement consumption puzzle)」。黃婉嘉 (2009) 為了研究在老年人口退休的時點對消費支出所產生

的影響，利用「兩期內發生退休的事件、持續就業以及維持休息狀態」三種類型將老年人口進行樣本分組，並透過雙重差分法（difference-in-differences method），藉以驗證高齡人口確實存在「退休-消費」驟降的情形。

Ameriks et al. (2007) 研究美國 2000 年的金融調查 (Survey of Participant Finances) 與 2001 年的金融態度與行為調查 (Survey of Financial Attitudes and Behavior) 數據，發現標準的美國家庭在退休前去推測在戶長退休的時點，消費水準將會產生 20% 的降幅，同時也符合退休家庭實際觀察的消費降幅。因此，建議後續的文獻應在生命週期理論的基礎上，研究「退休-消費難題」可能的經濟解釋 (蔡炆涓，2016)。

接下來進行實證模型的比較，Blau (2008) 結合「退休時間的不確定性」及「退休視為一間斷事件」兩個因素，納入生命週期模型進行模擬，同時比較與美國 1992 至 2004 年健康與退休研究資料之間的差異。而蔡炆涓 (2016) 發現兩者的消費軌跡型態相近，但「退休-消費」模擬結果預測降幅 (1-2%) 相較資料所顯示的平均降幅 (12%) 來得更低，並針對這兩種差異，試圖尋找在生命週期理論框架下其他經濟解釋之可能性，包括個人對於消費與休閒偏好的不可分割性、家務生產或個人有限的理性 (bounded rationality) 等。其實也有文獻認為，「個人對於消費與休閒偏好的不可分割性」在實證研究可以廣泛發現存在「退休-消費」驟降的現象 (Laitner and Silverman, 2005; Battistin et al., 2009)。

根據上述學者文獻，說明會發生「退休-消費難題」情形主要是從「支出等同消費」的理論角度解釋之，且根據家庭經濟理論，認為消費是家戶利用市場支出與時間做為投入之家務生產的統計結果，以此推論退休家庭與非退休家庭對食物消費並無顯著的差異。綜上所述，家計單位的消費行為若能正確地衡量，可將個人生命週期的消費軌跡視為家務生產的生命週期理論的預期範圍。

二、恆常所得假說 (Permanent Income Hypothesis, 簡稱 PIH)

研究文獻指出 Hall (1978) 最早使用估計尤拉方程式的方法來檢驗生命循環/恆常所得假說，主要研究人們在不同年齡階段的消費行為。過去的相關研究多聚焦於生命循環消費的前半段，並假設年老化不會影響個人的生命循環消費模式。因此，許多研究發現生命循環消費呈現隆起狀 (hump-shaped) 的模式，顯示在年輕時消費呈現上升趨勢，而在年老時則呈現下降趨勢，這種模式與台灣的研究結果一致。

然而，Attanasio et al. (1999) 的研究發現，將簡單的生命循環/恆常所得假說結合家庭人口特性變數，可以解釋生命循環消費隆起狀的現象。詹維玲 (2009) 也指出多國研究數據顯示，人們退休後便會降低消費支出，歸納退休與生命循環消費隆起狀的現象息息相關。根據前述理論的觀點，如果一個社會面臨人口老齡化趨勢，那麼消費占當期收入的比例將會增加。

在此理論架構下，學者利用台灣 1976 年至 2006 年家庭收支調查資料，分析生命循環消費結構，研究戶長退休之後對家庭消費支出成長率的影響。實證結果指出戶長離開勞動市場只會影響與工作有關之食品類及衣著類的消費結構，且後半階段的生命循環娛樂消遣非耐久財消費支出和食品消費支出都大幅下跌。另外，觀察 9 歲以下及 15 歲以上人口變動的估計值，反映出家庭人口規模與組成的變動並不影響消費結構成長率。同時也解釋高齡戶長在健康狀況良好情形下，退休在家生產時間增加且外出消費彈性更大，可能就是導致生命循環消費歷經退休後的下降，便會再次回穩上升的原因。綜言之，台灣人口快速老化，是否會造成消費之負面影響，引起近年來的生命循環消費相關研究特別關注退休後的消費模式 (詹維玲, 2009)。

第二節 影響不同型態消費之因素

一、人口年齡結構與不同型態消費之關係

高齡化趨勢是指某地區於某段時間內之總人口中，老年人口占比增加的現象。根據世界衛生組織（World Health Organization，WHO）定義：「一個國家內 65 歲以上的人口，占總人口比例達 7% 以上，稱為高齡化社會（aging society）、達 14% 稱為高齡社會（aged society）、達 20% 即稱之為超高齡社會（Super-aged society）」，根據台灣勞動部中高齡者及高齡者就業促進法規範，中高齡者指年滿 45 歲至 65 歲人口。

台灣已於 1993 年成為高齡化社會，2018 年轉為高齡社會，推估將於 2025 年邁入超高齡社會。根據國家發展委員會（2022）的總人口變動趨勢推估，老年人口已於 2017 年超越幼年人口，預估 2028 年將翻為 2 倍，2065 年更高達幼年人口 5 倍之多。整體老年人口占比不斷提高，預估至 2070 年可能突破 2039 年 30%，來到 43.6% 將近整體人口的一半。相較美國、日本、德國、英國、瑞典、法國與台灣到達 65 歲以上人口比例的年度發現，臺灣是這些國家中最慢進入高齡化社會的國家。然而臺灣 65 歲以上人口占總人口比例從 7% 至 15% 僅需 26 年時間，與日本相當，但卻較歐美先進國家的 50-130 年快速。因此，按照目前台灣人口結構趨勢變化速度，不同年齡結構人口的消費情形對各縣市產業經濟的影響值得本研究深入探討（文獻整理如表 2-1 及表 2-2）。

彭素玲、郭迺鋒、周濟及方文秀（2009）採取分量迴歸模型（quantile regression model，QR 模型）針對 1994 至 2005 年台灣 12 類消費型態之追蹤資料，以年齡結構、所得分配以及產業結構等多項變數，衡量哪些因素會對不同型態消費產生影響。分析結果指出「台灣人口變化趨勢對民間消費結構有顯著影響，同時收入水平也會對家庭的不同型態消費產生影響」。

根據 Hurd（1993）研究結論，指出高齡人口的主要消費型態，醫療服務支出傾向會增加，相對減少個人在運輸上的花費，致影響社會儲蓄率下降。

另外，美國研究資料顯示，以 1995 年物價指數為基期，高齡長者個人花費在健康照護支出，預測至 2020 年將高達 25 萬美元，約占國內生產總值 10%。高額的消費支出並非年邁身體狀況惡化，實際上與 1975、1985 年代相比，高齡長者健康狀態反而越來越好，探討高額消費主因除了對健康和營養需求增加外，還有生命結束前長期久病纏身的人數變多所導致 (Fuchs, 1998)。前述文獻也指出，Luhmann (2005) 曾探討 2040 年的西德老年人口對消費需求結構的影響，說明住房和休閒財的支出比例顯著增加，對食品和服飾等必需品的支出比例反而呈現下降趨勢 (彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀，2009)。

依照台灣前進超高齡社會之速度，分析高齡人口所得來源與消費型態更顯得重要，陳世能、曾昭玲 (2015) 利用 1994 年至 2012 年七大所得來源、再區分八組高齡人口及消費支出進行交叉分析，實證結果發現，年齡 45 歲以上不同收入來源相對消費支出的百分比呈現上升趨勢，成長項目主要在休閒文化教育與餐飲旅遊類、醫療保健、運輸與通訊類，而在 45 歲以下各年齡組別則是反向成長，說明高齡化社會更應妥善規劃老年人口所得配置與消費發展政策；另外在文獻探討也指出 Atkinson and Hayes (2010) 透過統計繪圖分析英國人口的老化現象以及不同年齡層的收入和消費模式，研究結果顯示，不同年齡層在資產分配上存在一個高峰期 (55 至 64 歲的人口)。無論是財富的平均值還是中位數，都呈現左偏的分布情況，這意味著隨著年齡增長，財富將逐漸減少；換言之，代表家庭的財富往往更集中在中高年齡人口階層。

二、社會經濟變數與不同型態消費之關係

根據 McDowell, D. R., J. E. Allen-Smith, and P. E. McLean-Meynsse (1997) 研究，主要探討 1994 年美國消費者支出，以 Tobit 模型分析不同收入階層對食品總消費支出、在家食品支出和外出食支出的影響。報告指出不同所得的戶長年齡與食品總消費支出呈現顯著的正向關係，同時也顯示收入越低的家庭在這三個食品支出類別上有顯著差異，高收入階層則對外出食需求偏高，而教育程度對食品支出類型卻沒有顯著影響。

因此，陳英哲（2009）分析行政院主計總處（以下簡稱主計總處）2006年家庭收支調查 6063 戶樣本資料，探討所得分配不均對家戶消費支出之影響程度，結果顯示當所得不均度差異越大時，會導致消費能力越高的家庭之消費支出相對增加，同時也指出家庭人口結構對不同型態消費有顯著的影響。

隨著都市化及女性主義潮流改變，強調自主生育及墮胎合法化，女性投身職場已有穩定的經濟能力自足，最後不一定會選擇走入婚育生活，而男性也不想負擔小孩這個持續性需求的固定成本，如此一來，當「新經濟」不斷發展下去，造成工作不穩定性及收入不可靠性，就會直接影響女性選擇延後婚育。沒有足夠經濟能力的年輕人更徒增危機感，因此，新加坡前總理李光耀甚至為改變「社會上最聰明的女性沒結婚」觀念，從大學鼓勵男女生應主動參加社交活動並以租稅政策推動多胎生育補貼，以改善女性晚婚育趨勢，避免造成新加坡經濟發展的重大危機（鍾俊文，2004）。

從台灣家庭人口結構來看，年輕族群在教育方面會花費較高，年邁的老人會為維持身體康健，願意支出更多的醫療服務費用，而育兒家庭的經常性開支（即衣食、教育、醫療保健、交通通訊）相較無子女家庭比重更高。因此，家戶消費模式也會因單人或多人家庭組成不同產生變化，婦女生育率成為影響家庭人口組成很重要的因素。

為了探討生育率是否會在消費結構上影響台灣家庭的消費行為，Huang et al. (2019) 透過面板數據的分析方法，以台灣 20 個縣市 1995 至 2014 年育齡婦女的一般生育率作為解釋變數，將家庭可支配所得、失業率、人口老齡化及人口密度等其他變數納入探討，分析生育率與台灣消費行為的關係，結果顯示生育率越低導致家庭總消費、以及食物、醫療保健、教育、運輸及通訊類之消費結構對可支配所得占比會越高，呈現顯著的負向趨勢。同時也推測出少子的高齡人口試圖補償自己，故提高醫療保健及旅遊休閒的交通支出等兩項開銷；相反地，低生育率及人口高齡化卻降低了服裝類的消費比例，符合恩格爾定律（Engel's law）越富裕對應必需品支出的消費將隨之遞減。

前述研究也證明高失業率無法維持食物及房租的消費開銷，甚至認為消費活動主要集中在人口密度高的地區，結合消費理論的需求概念，以人口密度的解釋變數表示都市化水平，實證假設都市化程度越高的地區可能會帶來更多消費。研究結果說明人口密度對整體家庭消費以及食物、醫療保健、教育、交通和通訊類之消費結構具有顯著且正向的效果，對衣著類的消費支出反而呈現負向效果（Huang et al., 2019）。

另外，除了探討家庭人口組成文獻，不同型態消費是不是也會隨著人口特性而有所差異，Astar（2012）使用土耳其統計局（TurkStat）2009年家庭社會經濟變數進行分位數迴歸模型估計，並透過地理特性區分農村及城市，來觀察土耳其家庭消費支出的城鄉差異，研究結果指出家戶消費支出會隨著家庭收入增加而增加，城市家庭的收入對其消費支出的影響更大。而年齡顯著與城市地區的消費具有正向影響，相較在鄉村地區消費卻呈現反向效果。當不考慮城鄉差異，從性別變數可知男性的消費開支低於女性消費支出，而租屋者的消費支出遠低於持有房屋者。

再者，影響消費取捨還是在於家庭就業收入的多寡，如果家庭經濟戶長失業造成經濟來源損失，不同收入階層的家庭面對失業率影響消費支出的程度也會不一樣。Stephens Jr.（2004），利用美國家庭調查數據，實證個人面對未來失業有預期能力時，在失去工作後的反應會對家庭消費行為產生顯著性的變化。研究指出當失業率高於個人預期水平時，對未來收入減少的期望相對增加，導致家庭的消費支出會下降更多，而當失業率低於預期時，消費支出可能會增加，顯示失業狀況會對家庭消費行為存在關聯性影響。而影響台灣民間消費的總體經濟變數中，研究結果顯示財富原因（GDP）、出口（EX）、貨幣政策指標（M1B、M2）、通貨膨脹因素（CPI）及失業率（UR）與民間消費呈現雙向因果關係，其中失業率對民間消費具有顯著的負向影響，若改善失業問題則有助於提高消費支出（陳啟超，2010）。

然而，在台灣房價居高不下之情形，年輕結構人口為了承擔新購屋之經

濟壓力，會擲節生活消費開銷；相較之下，持屋時間長的中年結構人口房貸負擔小，傾向生活消費支出反而會變多，而高齡結構人口不受購屋因素影響，不同型態消費主要在於所得與生活型態不同所致。另外，持有自有住宅者較在外租屋者生活更為穩定，為了增進家庭生活品質，會願意調整可支配所得配置下的不同型態消費，與租屋者著重在個人性的消費型態明顯不同。因此，選擇持有房屋者對不同消費型態確有影響，各項消費支出的所得彈性與消費傾向均有顯著的差異（薛立敏、陳綉里，1998）。

而彭建文、王佳于（2005）卻認為家戶所得在維持不變之條件下，民眾對環境適應力會隨著年齡的增加而降低，因此高齡人口結構為追求安定的環境，相較年輕結構人口更願意購買自有住宅，說明人口年齡結構與持有自有住宅存在正向關係。

2020 年嚴重特殊傳染性肺炎（COVID-19）疫情肆虐世界，為阻斷疫情傳播途徑，甚至採取閉城封境等管制措施，造成全球供應鏈重組，更衝擊各國經濟，同時也改變人類新生活模式，利用網路消費取代外出購物的比例增加，因此，接續探討新冠肺炎疫情與不同型態消費之關係。

台灣在面臨 COVID-19 疫情期間，政府為降低疫情及社區傳播風險，及加強人口聚集場域管理，制定實聯制度並提供社交距離 APP 等防疫作為，要求民眾盡量減少外出與人接觸，進而改變台灣不同型態消費模式。徐藝榕（2022）研究 COVID-19 疫情前後對購物行為的影響，指出台灣原本在實體店面的消費人口超過 60% 已轉移至網購平台，代表消費者為了減少人群接觸，選擇透過網路型態方式進行消費，甚至提高購物意願。此外，當確診人數越高，不同人口特質（年齡、性別、學歷等）的消費者高度依賴網路購物的認知享受行為，顯示疫情對網購人口不同型態消費產生顯著的影響。

表 2-1：消費支出影響因素相關文獻摘要

研究作者	研究方法	研究對象	主要結論
彭建文、 王佳于 (2005)	二階段最小平 方法、三階段 最小平方法	1980 年 至 2001 年台灣 22 縣市	人口遷移率越高，住宅自有 率越低；老年人口比率及人 口有偶率越高，住宅自有率 越高。
詹維玲 (2009)	家計單位效用 函數（尤拉方 程式）、一般 化動差法 （GMM）	1976 年 至 2006 年家庭 收支調查	主要研究戶長退休對家庭消 費支出成長率的影響。實證 結果指出戶長離開勞動市場 只影響與工作有關之食品類 及衣著類的消費結構；另後 半階段的生命循環娛樂消遣 非耐久財消費支出和食品消 費支出都大幅下跌；另外家 庭人口結構-家庭規模與組成 的變動並不影響消費結構成 長率。
彭素玲、 郭迺鋒、 周濟、 方文秀 (2009)	分量迴歸模型	1994 年 至 2005 年台灣 12 類消費支 出	老齡化人口比重增加有正向 影響、高可支配所得為正向 影響，低所得者則為負向影 響。
陳英哲 (2009)	最小平方法、 Tobit 模型、 分量迴歸模型	2006 年台灣 地區 6063 戶 家庭收支訪 問調查	核心家庭在食品消費、酒精 飲料消費與旅遊消費部分， 所得不均度差異對核心家庭 平均消費支出及高消費分量 家庭均呈現正向影響。
Astar Melek (2012)	分位數迴歸	2009 年土耳 其 5658 戶家 庭消費支出	家戶消費支出會隨著家庭收 入正向成長，城市家庭的收 入對其消費支出的影響更 大。而年齡顯著與城市地區 的消費具有正向影響，相較 在鄉村地區消費卻呈現反向 效果。當不考慮城鄉差異， 從性別變數可知男性的消費 開支低於女性消費支出，而 租屋者的消費支出遠低於持 有房屋者。

表 2-1：消費支出影響因素相關文獻摘要

研究作者	研究方法	研究對象	主要結論
Huang Jr-Tsung、 Pan Jiun-Nan、 Chang Ming-Lai、 You Shih-Yi (2019)	面板數據分析	1995 年 至 2014 年台灣 20 個縣市	生育率越低導致家庭總消費、以及食物、醫療保健、教育、交通和通訊類之消費結構對可支配所得占比會越高，呈現顯著的負面影響，相反地，降低了衣著類的消費支出之比例；人口密度對整體家庭消費以及食物、醫療保健、教育、交通和通訊類之消費結構具有顯著且正向的效果，對衣著類的消費支出反而呈現負向效果。



第三節 臺灣實證研究

在臺灣的消費實證研究文獻，林益生（2003）運用線性漸趨近似理想需求體系（LA/AIDS）實證模型，並結合反覆似乎無相關迴歸（Iterative Seemingly Unrelated Regression, ISUR）方法，針對 2001 年臺灣家庭收支調查資料，研究家戶所得和都市化程度對各類消費支出的影響，實證結果發現食品、居住及醫療均為必要性消費，而衣服、運輸通訊、教育休閒娛樂及雜項則為奢侈性消費，對不同型態消費的支出彈性與所得多寡呈現反向變化。不論家戶的收入階層，對財貨需求的差異性不大，僅在財貨價格變動時才會有所不同（陳英哲，2009）。

吳中書、郭迺鋒（2006）同時利用 1976 至 2005 時間序列與 2005 年橫斷面家庭收支調查資料，探討台灣近 30 年人口結構趨勢變化與民間消費型態的相關程度，時間序列資料實證結果顯示，不同低中高年齡群體與整體家庭消費對可支配所得比值具有正向關聯性，此結果推論與生命週期假說理論相符。隨著人口高齡化趨勢，民間提升消費的現象會較低中齡對象更為顯著；因此，整理實證之分析結果，指出不同型態之消費組成會因人口結構、教育程度及從業身分與所在地區的差異而有顯著性之影響。

不同世代消費也有所差異，范芝萍（2009）使用 1976 年至 2006 年家庭收支調查資料分析「少子化」與「高齡化」對家庭消費結構的影響，經過彷彿無相關迴歸模型（seemingly unrelated regression model, SURE 模型）實證結果，排除總消費、飲料、房屋租金及水費等支出項目，14 歲以下幼年人口及 65 歲以上高齡人口與其餘消費結構項目表現出顯著的依賴關係，說明年齡結構及世代效果均對家庭的消費型態確實存在顯著性影響。

考量「少子化」與「高齡化」人口趨勢，文獻研究 QR 模型針對人口年齡結構與消費支出等變數進行實證，結果顯示除菸草、運輸與通訊及其他消費項目外，少子化對總消費支出及 12 類消費支出分量估計無顯著關係，對水費

及房屋租金則具有負向影響；相較於高齡化部分，高、低分量估計結果略顯差異，低分量說明老年人口占家庭人口比例越高，會減少水費及房屋租金消費支出，則對高分量有正面影響（彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀，2009）。

羅光達、葉佳宜（2015）採用 GDP 作為景氣波動的估計指標，以最小平方方法對 1979 年至 2011 年家計單位消費資料進行探討，實證得知高所得家庭較低所得家庭不易隨著總體景氣波動而影響消費支出消長幅度，從整體家庭消費影響程度來看，景氣繁榮時期對消費支出的影響遠遠大於景氣衰退時期。

至於有關空間自相關分析之實證研究，謝純瑩、周國屏（2002）針對 1980 年至 2000 年期間台灣中部地區的 106 個鄉鎮街區，進行高齡化人口的空間分布型態變遷研究。研究結果顯示，中部地區的高齡及年輕人口結構呈現空間聚攏現象，聚集區構成核心特徵並顯示向外擴散效應。隨著老齡化聚集區域範圍增加，其強度卻趨緩，說明高齡化的人口空間分佈逐步轉向均勻且隨機的狀態。

壽邇琪（2015）同樣也利用空間自我相關檢定，分析台灣 22 個縣市的追蹤資料，將不同型態消費區為食品、衣著、居住、家庭設備、醫療保健、交通通訊、教育娛樂等七大類，實證結果指出 1987 年至 2006 年鄰近縣市間之消費支出成長率具有顯著的負向空間關係，並進一步分析追蹤資料，在固定效果模型加入空間誤差與空間自相關變數探討不同縣市消費行為的外溢效果，研究結果顯示縣市之間存在消費外部性及消費收斂現象。

表 2-2：台灣實證相關文獻摘要

研究作者	研究方法	研究對象	主要結論
謝純瑩、 周國屏 (2002)	空間自相關分析(包含全域空間自相關、空間自相關圖及區域空間自相關)	1980 年至 2000 年台灣 中部地區 106 鄉鎮街區	中部地區的高齡及年輕人口結構呈現空間聚攏現象，隨著老齡化聚集區域範圍增加，其強度卻趨緩，說明高齡化的人口空間分佈逐步轉向均勻且隨機的狀態。
林益生 (2003)	反覆似乎無相關迴方法	2001 年臺灣 家庭收支調 查資料	食品、居住及醫療均為必要性消費，而衣服、運輸通訊、教育休閒娛樂及雜項則為奢侈性消費，對不同型態消費的支出彈性與所得多寡呈現反向變化。不論家戶的收入階層，對財貨需求的差異性不大，僅在財貨價格變動時才會有所不同。
范芝萍 (2009)	彷彿無相關迴歸模型	1976 年至 2006 年家庭 收支調查資 料	排除總消費、飲料、房屋租金及水費等支出項目，14 歲以下幼年人口及 65 歲以上高齡人口與其餘消費結構項目表現出顯著的依賴關係，說明年齡結構及世代效果均對家庭的消費型態確實存在顯著性影響。
壽邇琪 (2015)	空間自相關分析、追蹤資料分析	1987 年至 2006 年台灣 22 個縣市	總消費支出與食品、衣著、居住、家庭設備、醫療保健、交通通訊、教育娛樂等七項財貨未受到空間相關性而加快收斂速度；但除了教育娛樂支出類別外，其他消費支出之空間係數均呈現顯著的正向相關，且 Moran's I 檢定為負相關，顯見台灣各縣市的消費支出外溢現象，主因是受到台灣平均消費水準提升而帶動低消費縣市。

第三章 台灣人口結構及消費型態現況分析

第一節 資料來源

本研究資料主要被解釋變數為臺灣各縣市地區不同型態之消費支出，研究期間取自 2010 年五都改制（縣市合併）後為蒐集基礎，現制縣市始有一致性基準之統計資料，源自主計總處 2010 年至 2021 年家庭收支調查資料庫調查結果，抽樣方法係以分層二階段隨機抽樣並進行實地訪查，逐年蒐整臺灣地區家庭收支調查狀況，每戶家庭平均收支數據係按經濟戶長之可支配所得及實際消費情形進行統計，作為研究家庭所得分配與消費型態之參據。

其次，本研究應變數參考台灣民間消費者物價指數（Consumer Price Index, CPI）劃分基準，將主計總處調查統計各縣市 12 大項家庭消費性支出，除了消費支出總額外，依研究需求按消費選擇型態進行整併，區分為食物類、衣著類、居住類、醫療保健類、運輸通訊類、教育休閒餐旅類以及什項類等 7 大類。

另外，期望分析各年齡層收支概況，依內政部戶政司人口統計資料，將家戶內人口年齡結構劃分 3 組別為 20 至 44 歲、45 至 64 歲及 65 歲以上，以各組年齡層占全體人口之相對百分比作為自變數，同時再歸納出其他可能影響不同區域消費選擇之相關研究變數（包含可支配所得及生育率等經濟變數與社會指標）。

第二節 臺灣人口年齡結構現況分析

人口是構成國家和社會基本的必要條件，因此人口結構不但反映了一個國家在政治、社會、經濟和文化等方面的變化，同時也影響人口數量消長、勞動力參與情形、經濟發展和社會穩定等面向。徐茂炫、陳建亨及黃彥豪（2011）研究指出「人口之分布，最主要的現象即為人口集中或分散」，隨著台灣各縣市人口成長趨勢的不同，每一地區人口分布狀況會因為人口自然成長或外移人口密集的縣市而呈現地理區域的集中或分散現象，由此可見不同縣市人口結構變化可能會造成不同地區產生消費型態之轉變。

根據台灣 2023 年各縣市人口數統計，長期的人口遷移及都市化演變，由南而中、由中而北，導致人口多集中於直轄市（由高至低分別為新北市、高雄市、臺中市、台北市、桃園市及台南市），因此在不同人口密度的都市，隨著人口高齡化與少子化速度攀升，目前低中高年齡人口組合亦重新調整，同時是否也會對選擇消費之型態產生差異，也值得本研究深入探討。

首先，針對本研究期間 2010 年與 2021 年人口年齡結構資料進行趨勢對照分析，可以從圖 3-1 觀察 2010 年人口年齡結構狀況，青壯年人口年齡 20 至 44 歲是總人口占比最高，論縣市占比，以新北 41.58% 居冠、其次為桃園 41.07%，第三則是台中市 40.74%；而 65 歲以上高齡人口相對總人口平均占比約 11.89%，其中以嘉義縣老化程度最高，次之為雲林縣，第三為澎湖縣；至於列居總人口占比第二順位為 45 至 64 歲中年人口，觀察各縣市差異幅度不大，又以台北市 29.86% 比例最高，次之為基隆市，再者為新北市；有關 20 歲以下青少年與各縣市人口百分比平均約為 22.65%，青少年人口比例最高分別為新竹市及新竹縣兩處，次之為桃園市。

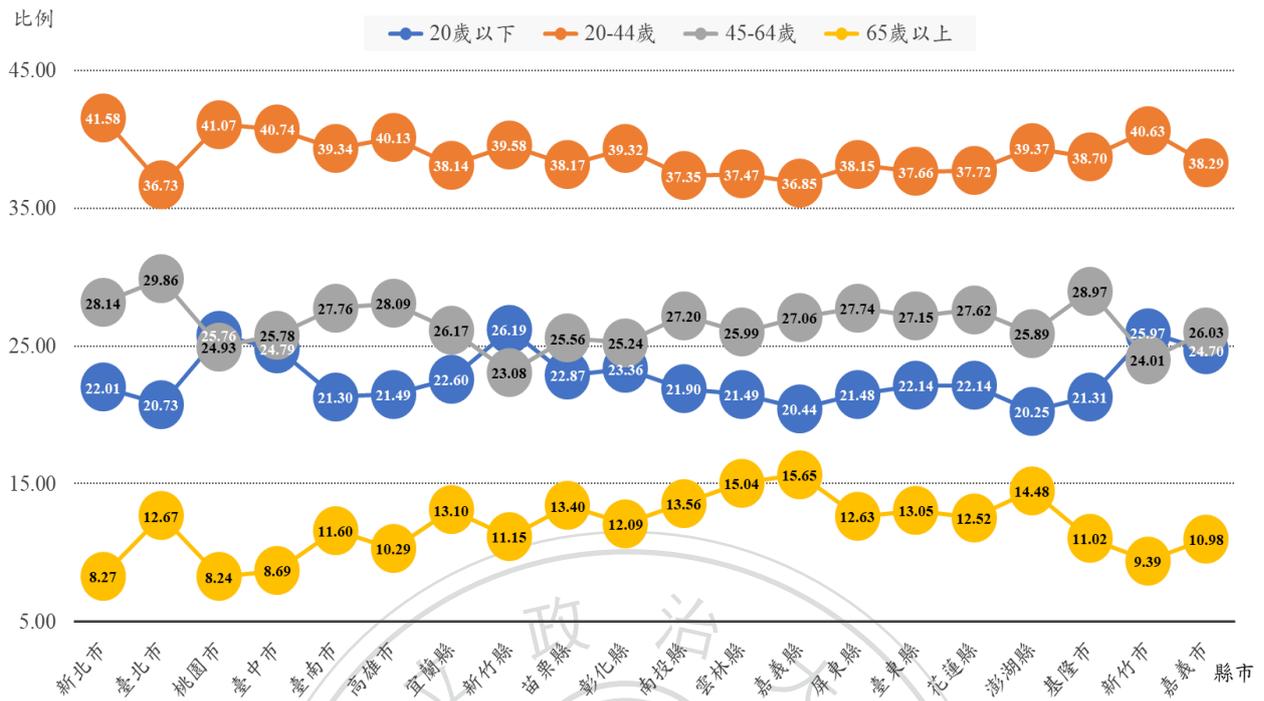


圖 3-1：台灣各縣市 2010 年人口年齡結構占比圖

資料來源：內政部戶政司全球資訊網

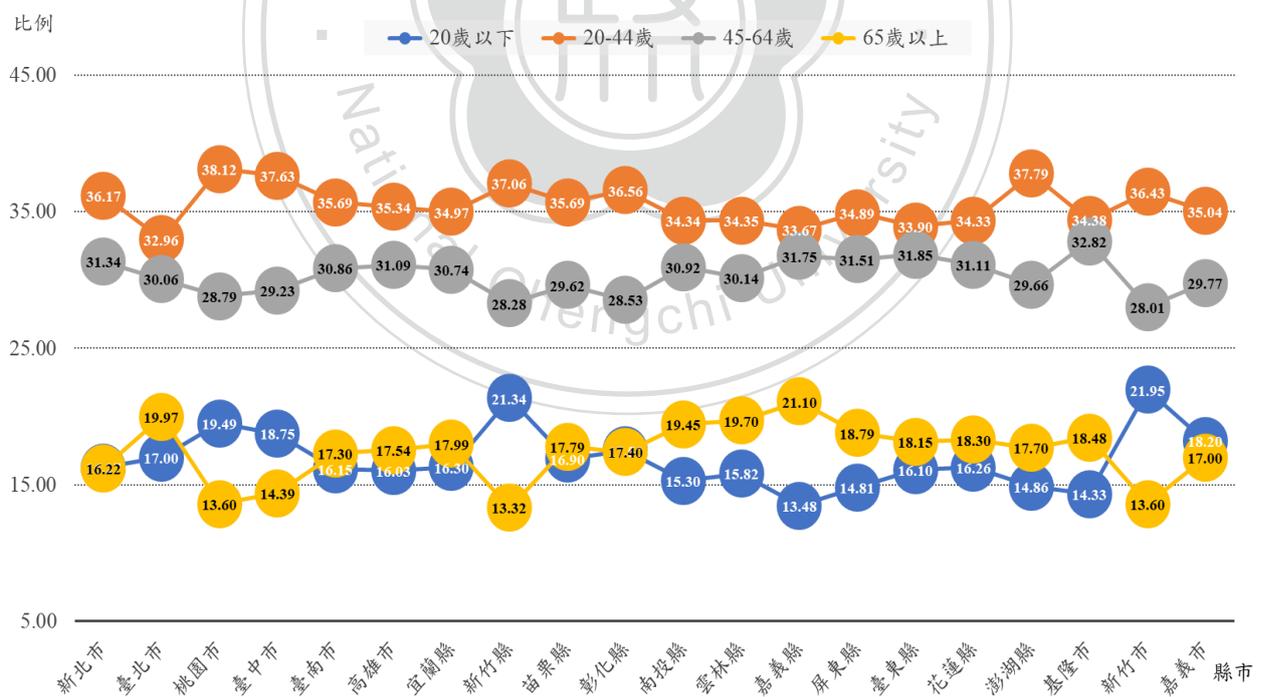


圖 3-2：台灣各縣市 2021 年人口年齡結構占比圖

資料來源：內政部戶政司全球資訊網

接續觀察 2021 年人口年齡結構（如上圖 3-2），發現人口年齡 20 至 44 歲青壯年階層占比相較 2010 年呈現下降趨勢，且以桃園 38.12%居冠、澎湖 37.79%躍升第二，第三仍是台中市 37.63%；而 65 歲以上高齡人口與總人口相對百分比與 2010 年對照，平均占比由 11.89%上升至 17.39%，且同時超越 20 歲以下人口結構，就人口老化程度仍以嘉義縣情形最嚴重，次之為台北市，第三則為雲林縣；又以 45 至 64 歲中齡階段人口占比微幅增加，已占整體人口比例達三成左右，從 2010 年比例最高之台北市 29.86%躍升為基隆市 32.82%；至於各縣市 20 歲以下青少年人口百分比平均已下降為 16.84%，惟依舊由新竹市、新竹縣及桃園市維持台灣青少年人口比例最高地區。

另外，將台灣人口年齡結構區分北部地區、中部地區及南部地區（含東部花蓮縣及台東縣），藉以觀察不同區域發展之人口年齡分布現況，由圖 3-3 觀察北部地區 2010 年至 2021 年人口趨勢變化，了解台北市等 7 個縣市 45 至 64 歲及 65 歲以上中高齡人口趨勢明顯快速上升，與中部地區計台中市等 5 個縣市，及南部與東部地區計高雄市等 8 個縣市之中高齡人口成長情況亦同（如下圖 3-4 及圖 3-5）；其次，除桃園市 20 至 44 歲人口呈現成長趨勢外，其餘不同區域縣市人口在 20 歲以下及 20 至 44 歲這兩條曲線脈絡，均顯示同等比例向下趨勢。

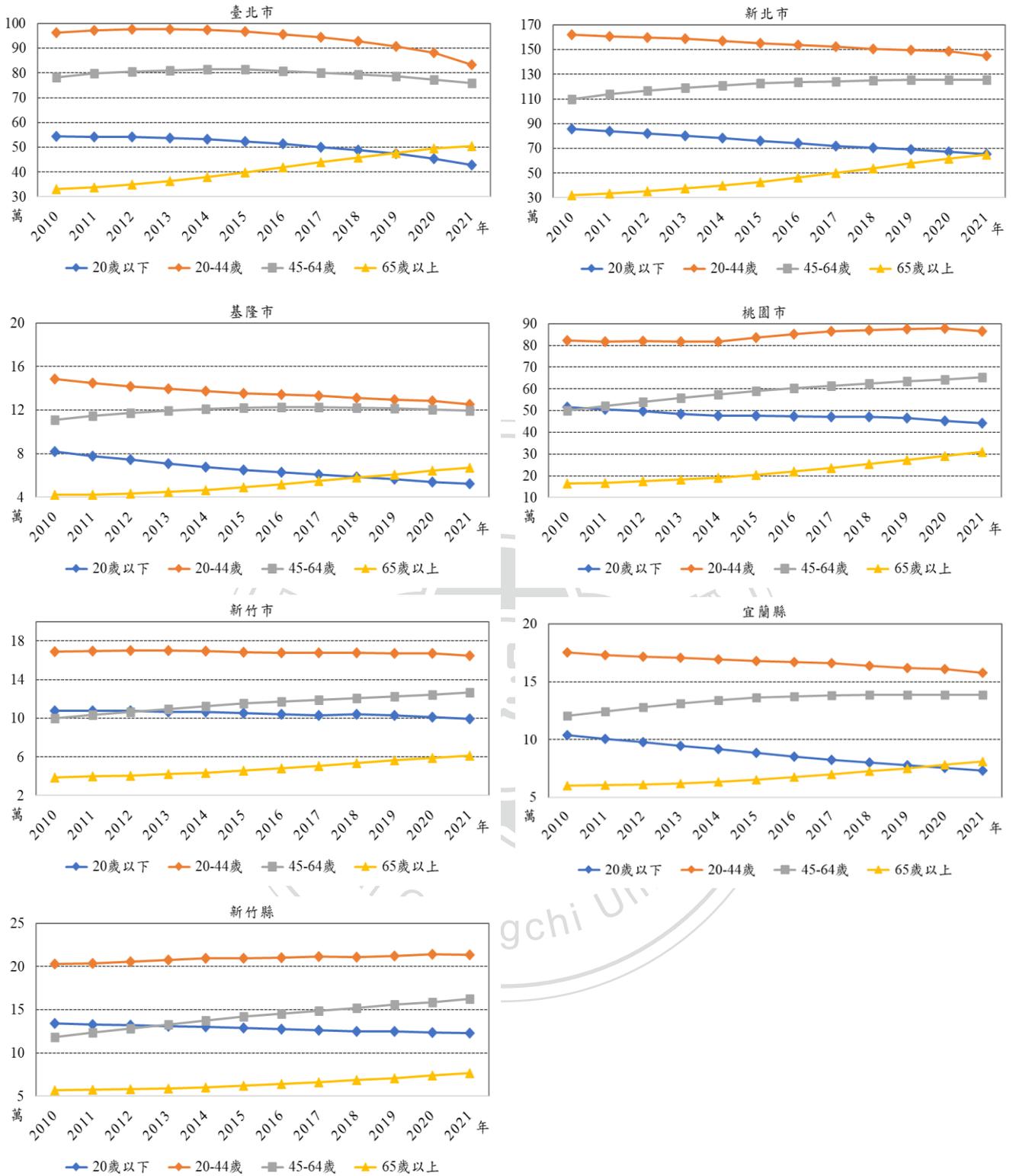


圖 3-3：北部地區人口年齡結構現況

資料來源：內政部戶政司全球資訊網

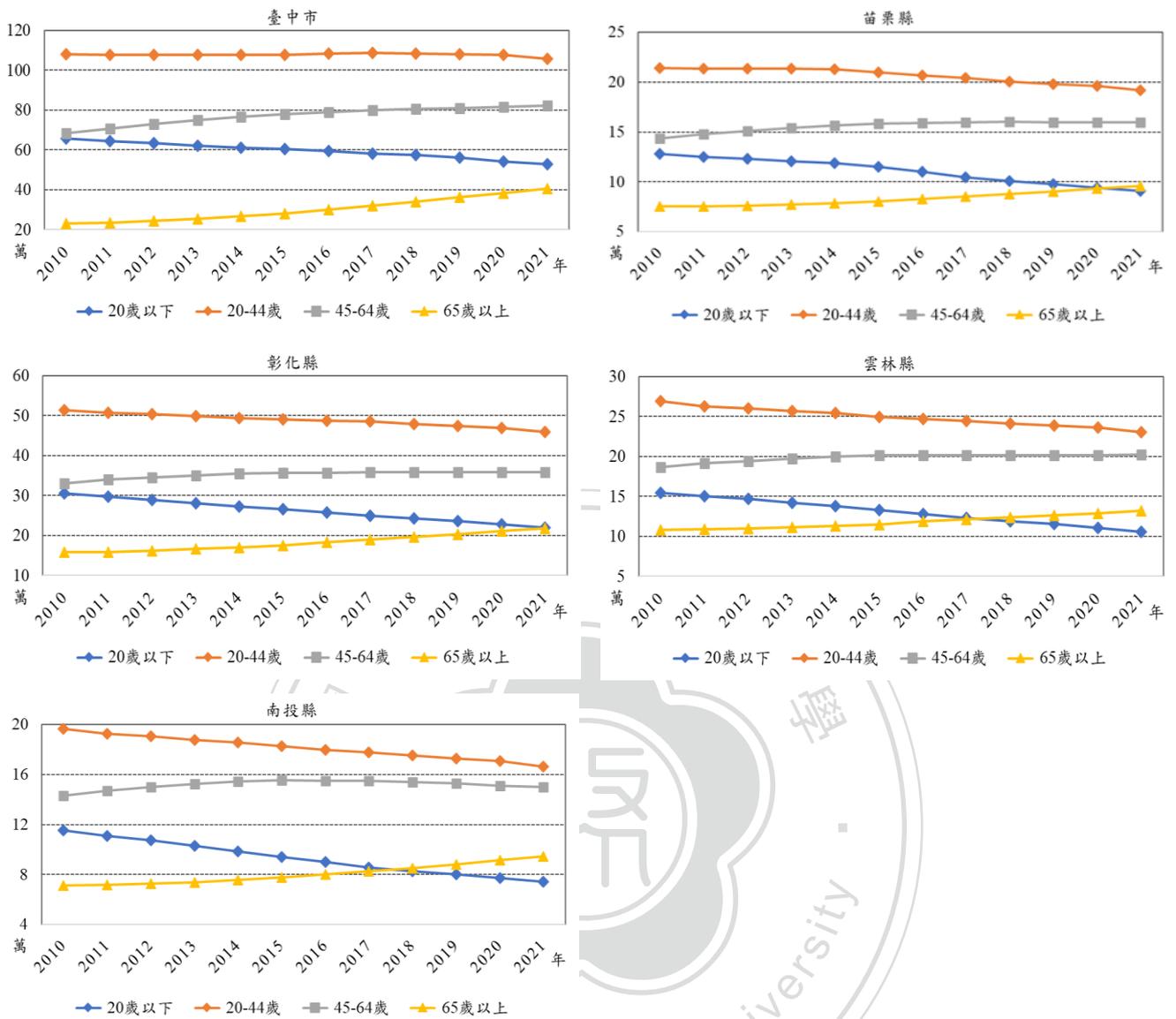


圖 3-4：中部地區人口年齡結構現況

資料來源：內政部戶政司全球資訊網

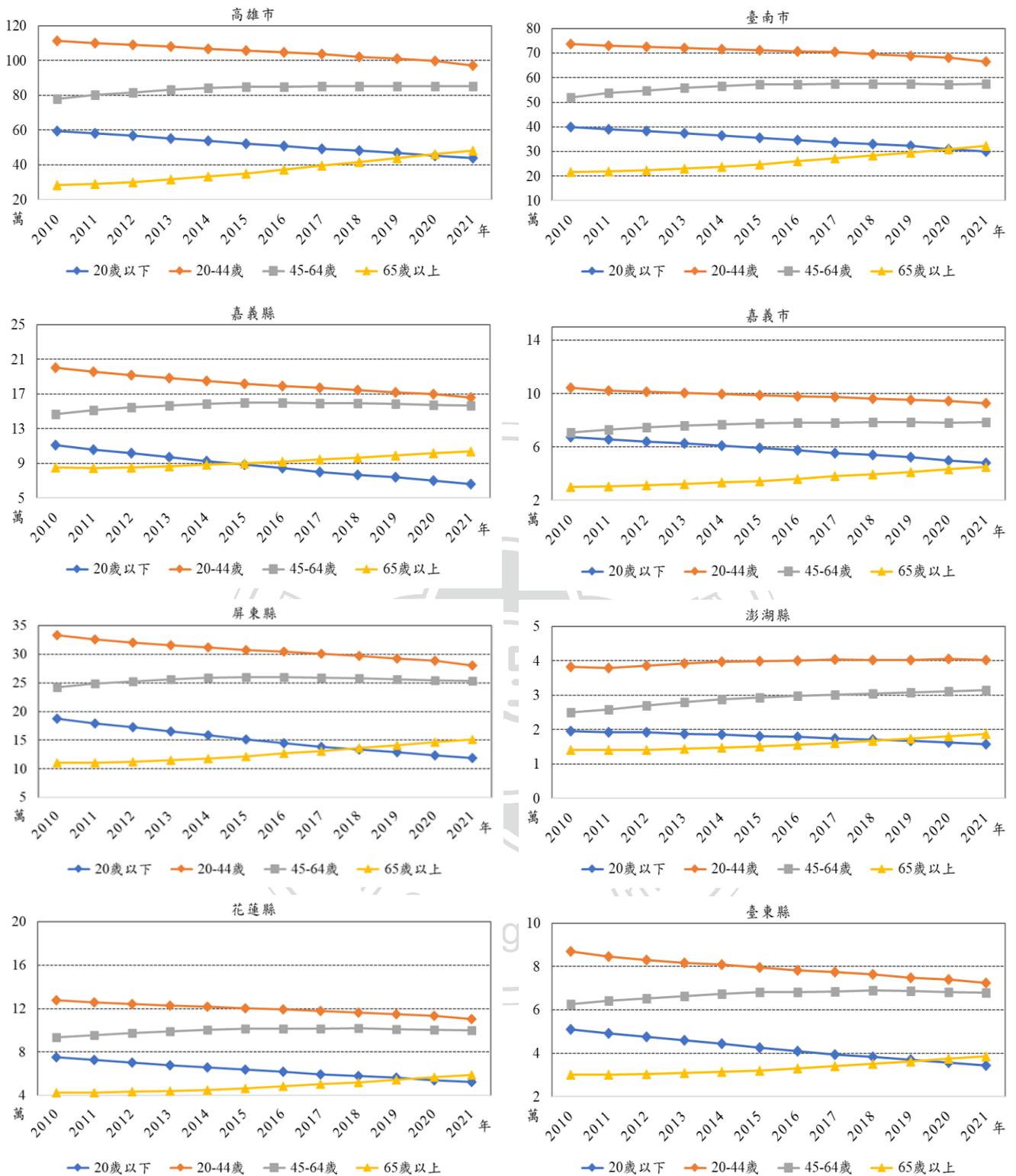


圖 3-5：南部及東部地區人口年齡結構現況

資料來源：內政部戶政司全球資訊網

第三節 臺灣不同型態消費現況分析

根據主計總處「家庭收支調查」結果，2021年平均每戶可支配所得為109萬元，較2020年增加0.92%，歷年所得收入呈現平穩成長趨勢。隨著社經環境變化及可支配收入增加，台灣家庭消費型態也呈現消長現象。

由圖3-6觀察2010年至2021年每戶平均人口數及可支配所得變化趨勢，可以發現可支配所得逐年遞增，增加幅度達22.62%，但戶內人口數卻呈現反向遞減，平均每戶人口自2010年3.25人下降至2021年2.89人，說明台灣正處於少子化危機，而中高齡人口卻須面對二度就業謀生或延後退休之現象。



圖 3-6：2010 年-2021 年台灣每戶人口及可支配所得趨勢

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

觀察台灣 2021 年不同型態消費現況（如下表 3-1），消費食品類支出占比雖穩居歷年首位，但隨著國人飲食習慣改變，其中「食品、飲料及菸草」較 70 年卻減少 22.8%，「餐廳及旅館」較 70 年上升 10.3%，值得深入研究期間變化原因。另外，「住宅服務、水電瓦斯及其他燃料」可見民眾對居住需求，多年也穩定維持平均值 24.3%，惟「醫療保健」成長幅度卻較 70 年 13.3%，可以進一步了解是否因為不同人口年齡結構變化趨勢，導致消費環境受到健康服務品質的期待而影響。

表 3-1：台灣家庭消費支出結構變遷概況

年別	平均每戶可支配所得(萬元)	消費支出結構按消費型態分(%)									
		合計	食品飲料及菸草	衣著鞋類	住宅服務、水電瓦斯及其他燃料	家具設備及家務服務	醫療保健	運輸及通訊	休閒文化及教育	餐廳及旅館	什項消費
70	26.6	100.0	38.6	6.8	24.3	3.9	4.5	7.2	7.5	2.5	4.8
75	34.2	100.0	33.1	5.9	23.4	3.6	5.4	8.5	9.2	5.8	5.1
80	58.7	100.0	25.4	6.0	25.8	3.2	5.4	9.4	11.3	7.6	5.9
85	82.6	100.0	19.7	4.5	25.6	3.3	9.8	10.7	11.5	8.4	6.5
90	86.9	100.0	17.3	3.7	25.1	2.6	11.4	12.1	12.0	9.0	6.8
95	91.3	100.0	16.1	3.4	23.7	2.4	13.8	12.8	11.5	9.3	7.0
100	90.8	100.0	16.2	3.1	24.4	2.5	14.6	13.0	10.4	10.2	5.6
105	99.3	100.0	15.8	3.0	24.2	2.4	15.3	12.7	9.4	11.8	5.5
106	101.9	100.0	15.6	2.9	23.9	2.6	15.3	12.9	9.6	12.0	5.4
107	103.6	100.0	15.6	2.8	24.0	2.5	15.9	12.5	9.3	12.3	5.3
108	106.0	100.0	15.2	2.8	23.6	2.6	16.0	12.2	9.5	12.8	5.2
109	108.0	100.0	15.6	2.8	24.3	2.8	17.1	11.8	7.5	13.1	5.1
110	109.0	100.0	15.8	2.7	24.6	2.9	17.8	12.0	6.3	12.8	5.1
110 較 70 年變動百分點	-	-	-22.8	-4.1	0.3	-0.9	13.3	4.8	-1.1	10.3	0.3

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

利用圖 3-7 比較台灣各縣市 2010 年與 2021 年消費支出總額占可支配所得消長趨勢，顯見 2021 年消費支出總額出現下滑情形，僅高雄市、台東縣及澎湖縣呈現消費正向成長。

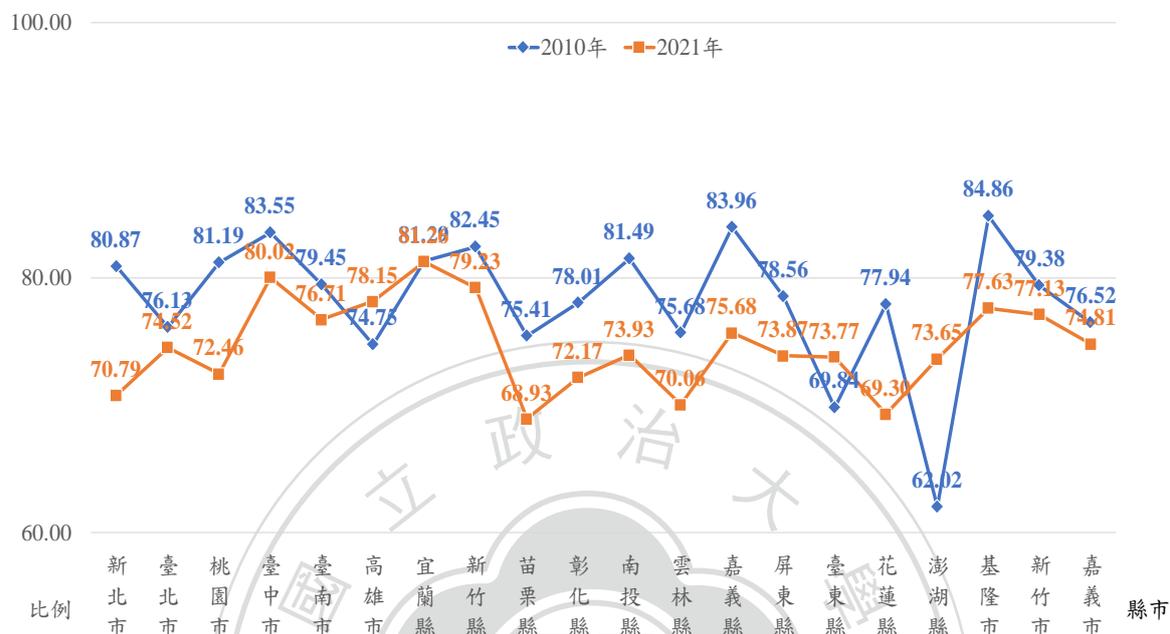


圖 3-7：台灣各縣市 2010 年與 2021 年消費支出總額比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

以下分別針對各縣市 2010 年與 2021 年不同型態消費占可支配所得之情形進行分析說明（如下圖 3-8 至圖 3-14），其中 2021 年食物類、衣著類、居住類、運輸通訊類、教育休閒餐旅類及什項類等 5 項消費支出占所得比例，相較 2010 年下降很多，僅醫療類消費支出呈現成長傾向，主因係為爆發 COVID-19 疫情導致家庭人口就醫開銷增加所致。

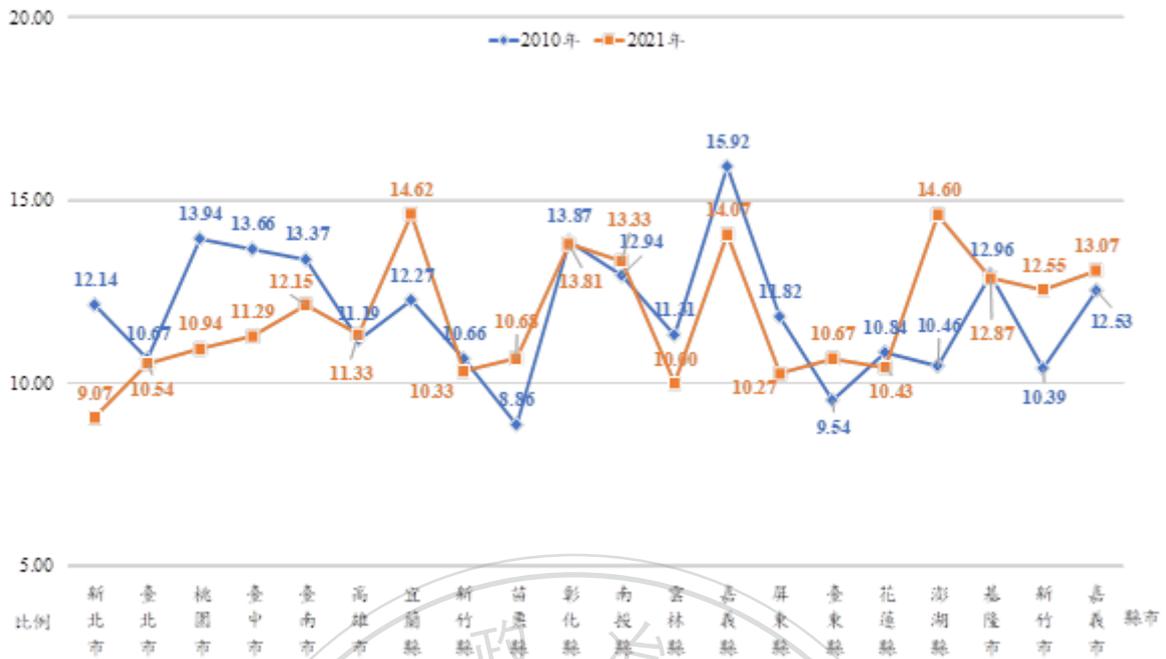


圖 3-8：台灣各縣市 2010 年與 2021 年食物類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

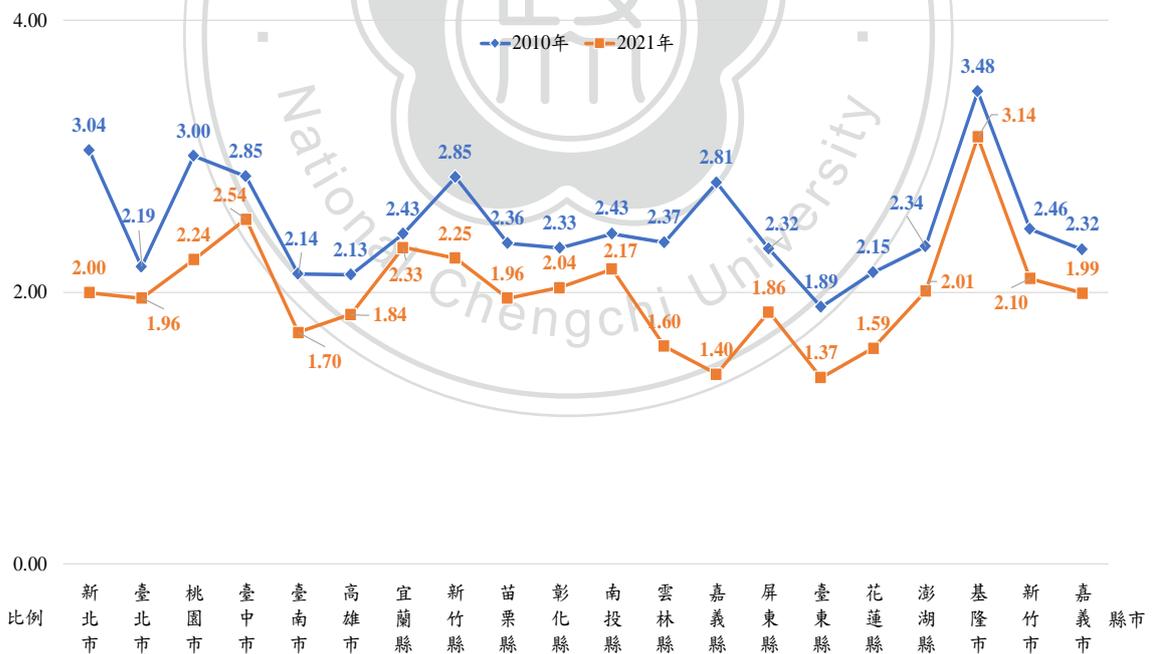


圖 3-9：台灣各縣市 2010 年與 2021 年衣著類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

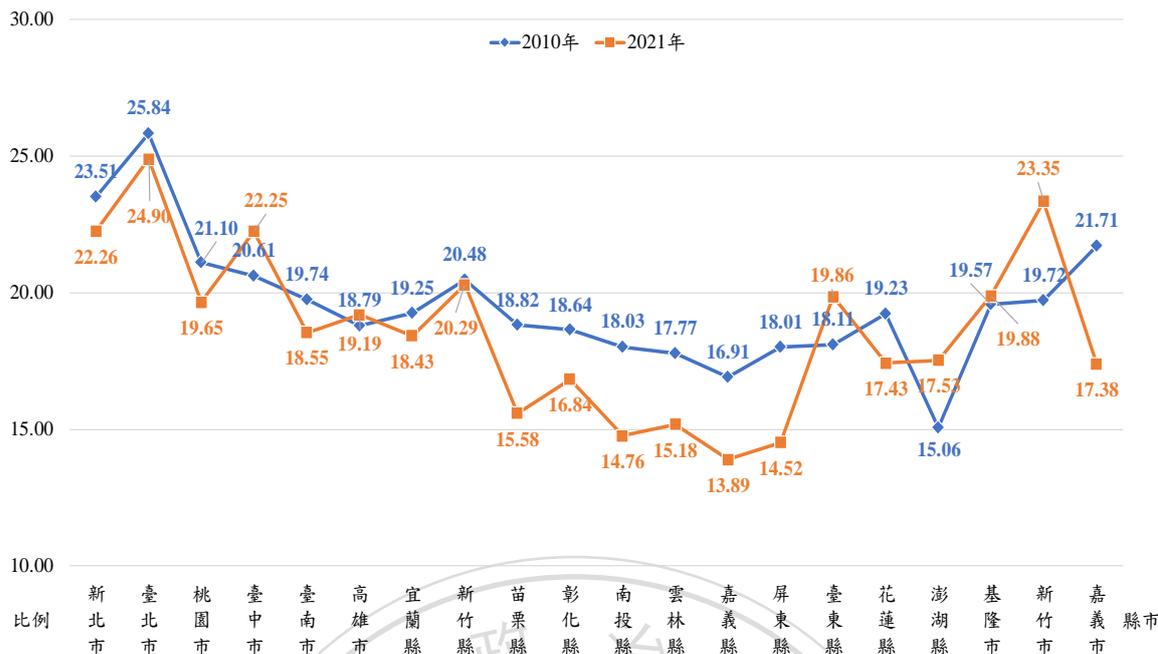


圖 3-10：台灣各縣市 2010 年與 2021 年居住類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

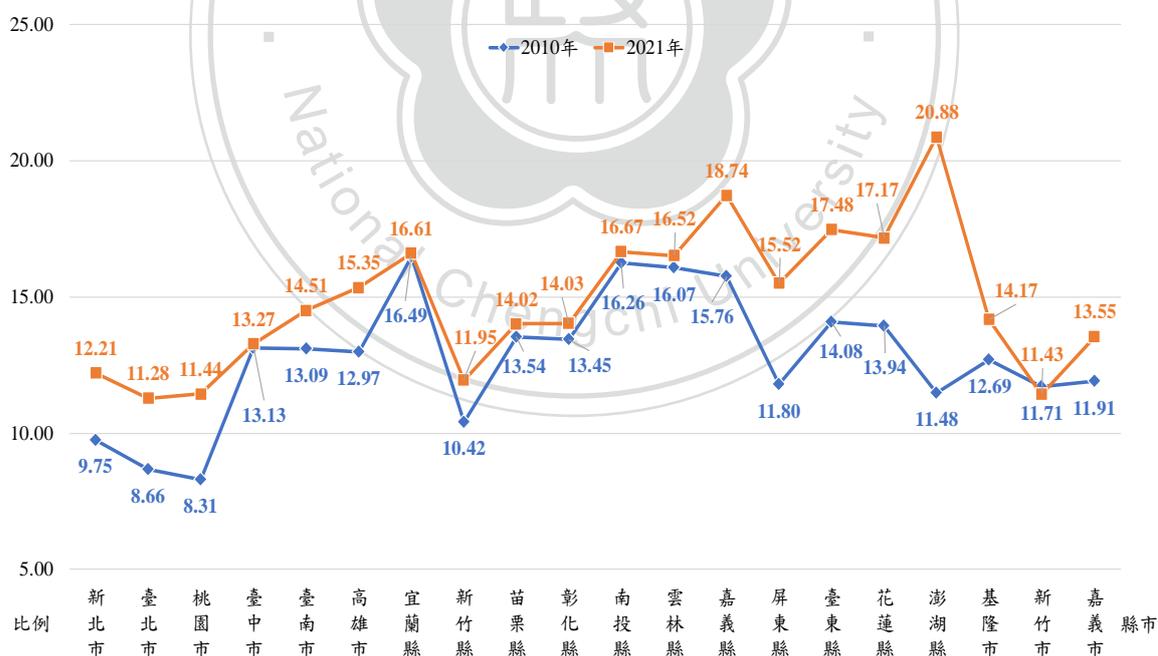


圖 3-11：台灣各縣市 2010 年與 2021 年醫療類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

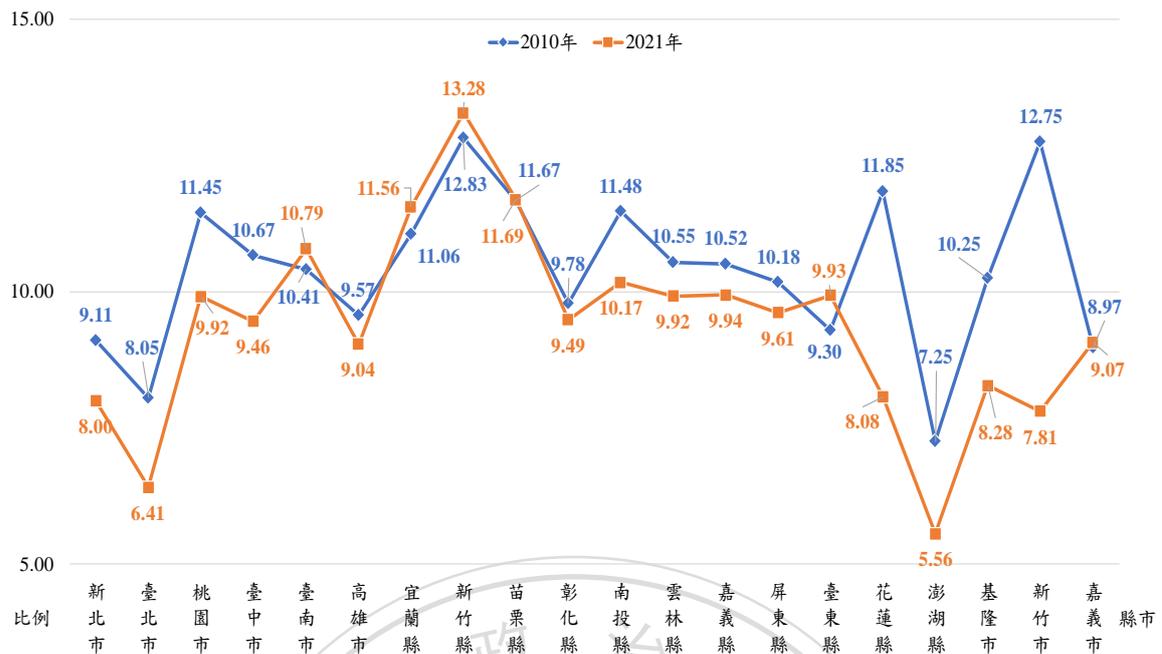


圖 3-12：台灣各縣市 2010 年與 2021 年運輸通訊類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

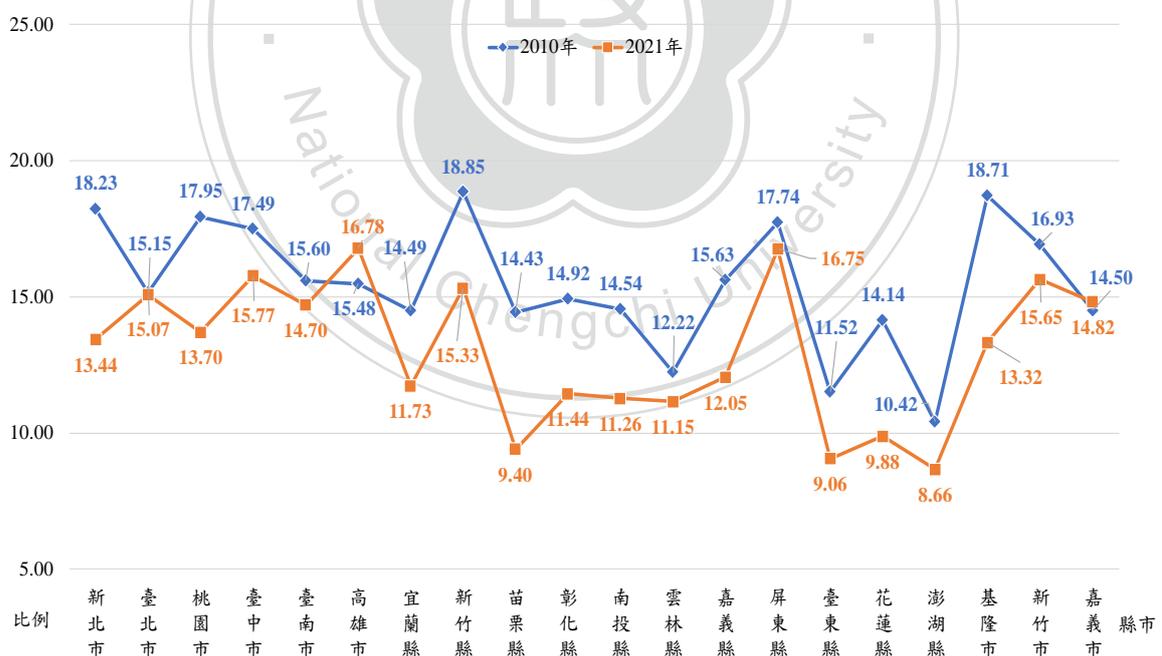


圖 3-13：台灣各縣市 2010 年與 2021 年教育休閒餐旅類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

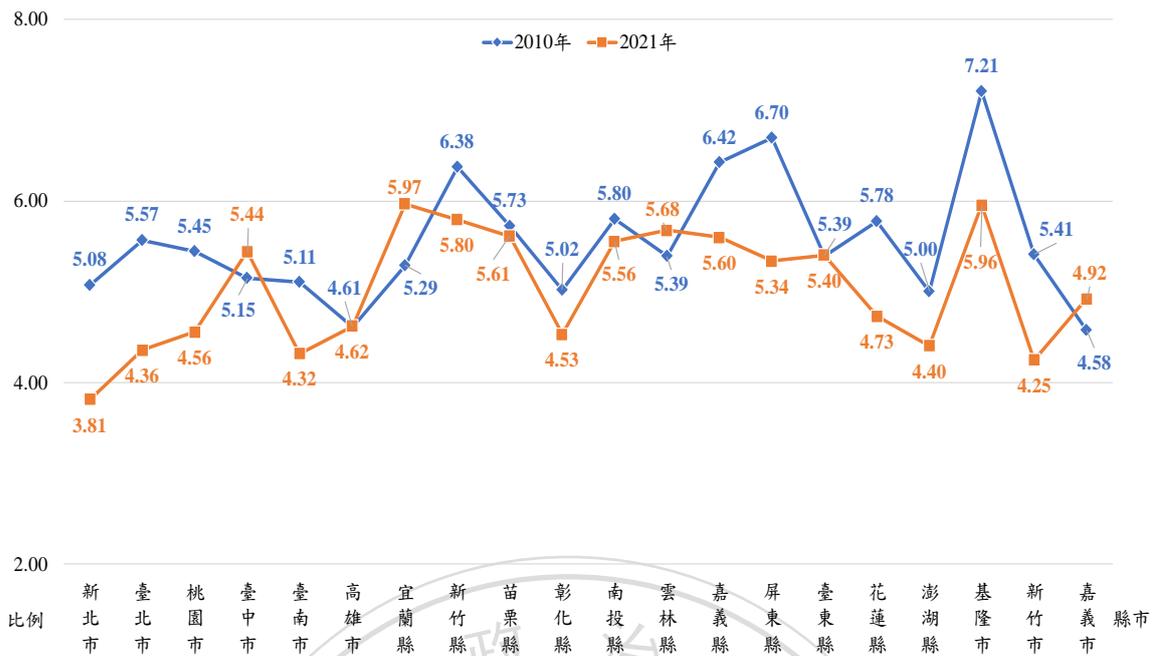


圖 3-14：台灣各縣市 2010 年與 2021 年什項類消費支出比較

資料來源：行政院主計總處家庭收支調查

第四章 研究設計

經過現況資料分析後，本章首先以 Stata 軟體工具透過空間統計分析方法探討台灣地區不同的人口年齡與消費類別的相互關係與空間分布現象，估計不同型態的消費資料是否存有空間變化的特性，並利用可支配所得、失業率、染疫人口及生育率等控制研究變數進行分析，比較鄰近的地理位置是否會因而對不同型態的消費造成影響，並以空間自相關指標 Moran's I 指標衡量不同型態之消費空間自相關程度，試圖以空間迴歸探討各縣市影響不同型態消費之原因，最後，藉由呈現縣市不同型態消費的差異，推論不同的地理位置與距離對區域性的消費選擇之分布模型與空間特性。

在配適空間迴歸模型後，如相關檢定結果顯示消費支出資料不具空間相關性，將進一步應用 Limdep 之統計軟體分析追蹤資料 (Panel Data)，建立傳統迴歸模型 (普通最小平方法 Ordinary Least Squares，簡稱 OLS)、固定效果模型 (Fixed Effect Model) 和隨機效果模型 (Random Effect Model) 估計，以 F 檢定 (F-test) 及 LM 檢定 (Lagrange Multiplier test，簡稱 LM test) 方法選擇最適模式比較，衡量不同觀察值是否會受到每個地區的特質以及時間消長的因素影響，如此一來，更能清楚了解台灣各縣市人口年齡結構對不同型態消費之實證結果。

第一節 研究方法

一、空間計量分析 (Spatial Econometric Analysis)

Berry, B. J. L. (1964) 透過「地理資料矩陣」(Geographical Data-Matrix) 概念，創造地理資料可採用時間排列的矩陣格式，以橫資料代表空間地區，縱資料代表人文及環境因素，選擇某一區域特性及每個因素互相比較，即可研究此矩陣的空間關聯 (Areal Association) 或相鄰近的空間差異性及其伴隨的交互作用 (Interaction) 之區域特性 (Regional Characteristics)。因此，利用隨著時間演變的縱橫資料作地理學研究，可以推論出通論性的歷史地理

(Historical geography) (研究某些因素在各地區的歷史演變)，及區域性的歷史地理 (研究某些區域各種因素的歷史演變) (梁蕪善，1991)。

從地理學角度來看，人口、經濟或環境等多項數據都與空間位置有關，Tobler (1970)「地理學第一定律」也認為「每一個事件的發生，與所在地區有絕對的關聯性，且這種關聯性會隨著距離的增加而遞減」。因此，空間計量分析方法可以說是結合空間統計 (Spatial statistic)、計量經濟和地理資訊等方法為基礎，探討與地理位置相關的因素會表現出空間異質性 (Spatial Heterogeneity) 或空間自相關 (Spatial Autocorrelation) 等空間分布現象。

依據空間資料型態分析，可區分為格點空間資料型態 (Lattice Data)，地理統計資料型態 (Geostatistical Data) 及空間點分布型態 (Spatial Point Patterns) 三種型態。本研究為觀察每個縣市不同型態的消費是否受到其空間鄰區影響的強弱，將邊界相互鄰近的兩個縣市定義為相連鄰區，或者是兩個縣市之距離在一定範圍者稱為距離鄰區。接著透過檢驗相連鄰區的縣市對自身影響的高低程度以及分布現象，當相互鄰近的空間相關性越強，表示存在顯著性的空間聚集現象，反之，空間自相關係數越低，顯示鄰近空間不存在空間效應或屬隨機效果。

因此，為衡量實證模型是否加入空間效果條件或是採用傳統的最小平方法進行迴歸統計，首先，本研究使用具有經典統計的分析工具「空間權重矩陣」測量不同型態消費在空間上是否呈現聚集，以及某一個縣市內或相連鄰近縣市是否傾向選擇同一型態消費。徐建華 (2006) 提出一個二元對稱空間權重矩陣 W ，可以說明 n 個區域在空間的鄰近或距離關係，其中 w_{ij} 代表區域 i 與區域 j 的鄰近關係，並以矩陣公式 (1) 表達如下：

$$W = \begin{bmatrix} w_{11} & w_{12} & \cdots & w_{1n} \\ w_{21} & w_{22} & \cdots & w_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ w_{n1} & w_{n2} & \cdots & w_{nn} \end{bmatrix} \quad (1)$$

另外，最常用來度量的方式其一為簡單二進制鄰接矩陣，將空間權重矩

陣的 w_{ij} 以 1 表示 i 與 j 兩個空間相鄰，0 則代表彼此不相鄰；其次為考慮空間距離的相對大小，採用基於距離的二進制空間權重矩陣，當區域 i 和 j 的距離 d 越近， w_{ij} 為 1 時可解釋鄰近地區的空間相關性越大，反之，距離越遠於或等於 d 時， w_{ij} 為 0 則表示影響彼此空間程度就越小。因此，空間權重矩陣區分為相鄰矩陣（contiguity-based matrix）及距離矩陣（distance-based matrix）等 2 種形式。

因此在建立迴歸模型前，必須先利用測量空間自相關的全局性指標作為資料有存在空間效應的佐證，由 Moran (1950) 提出的空間相關指數 Moran's I 值，反應區域鄰接或鄰近的空間屬性值的相似程度，如果 x_i 是空間單位 i 的觀測值， n 為區域內空間單位的個數，則 Moran's I 的計算式 (2) 如下 (徐建華，2006)：

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

Moran's I 值會介於 -1 至 1 之間，當 I 值大於 0 表示觀測值有空間正相關，代表研究的空間區域具有相似屬性的聚集現象；反之，當 I 值小於 0 則為空間負相關，顯示相異屬性的空間聚集。而當 I 值等於 0 時表示空間屬性為隨機分布，或是不存在空間相關性。

二、追蹤資料分析

追蹤資料（縱橫資料）是針對橫斷面（Cross Section）個體（縣市或國家）進行一段時間觀察所組成的資料型態，本研究為分析各縣市隨著時間推移的消費情形，如果使用橫斷面資料分析法時，需考慮觀察個體是否存在異質變異性（hetero-skedasticity）並降低參數估計上的誤差（measurement error）與忽略變量偏誤（omitted variable bias）情形；除了異質變異性的影響因素，進行時間序列分析方法時，也可能遇到缺乏自由度及高度共線性（multicollinearity）的問題（林吉琳、翁嘉禧，2011）。

為解決上述問題，本研究將採用具有橫向剖面和時間序列雙重特性的縱橫資料分析法，包括固定效果模型和隨機效果模型，可以有效地控制個體的固定效應與變數之間長期趨勢和動態關係。在下一章節設定實證模型時，為獲得較佳的研究結果，除了同時考慮個別效果（Individual Effect）與時間效果的影響外，再透過 F 檢定與 LM 假設檢定，比較使用傳統迴歸模型、固定效果模型和隨機效果模型三種方式對台灣縣市不同型態消費進行分析時，判斷何者較能提高模型估計的準確性和最適性。

(一) F 檢定 OLS 模型與固定效果模型

固定效果模型在控制其他解釋變數下，每一區域會因其自身擁有的個別特質，不隨時間變化而長期固定影響地區內的被解釋變數，表示此模型存在無法忽略掉的「地區特質固定效果」(region-specific fixed effect)；另外，因某一年度發生的特殊性，不論區域差別而固定影響當年度地區內的被解釋變數，這時顯示模型的「時間特質固定效果」(time-specific fixed effect)。

而固定效果模型也可稱為最小平方虛擬變數模型 (Least Square Dummy Variable Model, LSDV)，主要因為包含傳統模型 OLS 通常變異數與共變異數之估計，可以檢定每一個體所有 NT 個指標變數未觀察到的異質性，因此當虛無假設 $\beta_{11} = \beta_{12} = \beta_{13} = \dots = \beta_{1N} = \beta_1$ ，以 β_1 為共同值，且不存在個體差異與可能遺漏的異質性，同時假設為 $J = N - 1$ 個單一方程式，則 $\beta_{11} = \beta_{12}$ ， $\beta_{12} = \beta_{13}$ ，其餘同理推論，如下列公式 (3)「受限制的模型」虛無假設成立時，再經過具有「頑強性」而不受異質變異與序列相關的 F 檢定後，當 $F \geq F(1 - \alpha, N - 1, NT - N - KS)$ ，說明 F 統計值大於或等於 F 分配的 $1 - \alpha$ 百分位，使用 α 達顯著水準時，統計結果代表拒絕虛無假設 (公式 4) (Hill, R. Carter, William E. Griffiths, and Guay C. Lim, 2009/2022)。

$$y_{it} = \beta_1 + \beta_2 x_{2it} + \dots + \beta_k x_{kit} + e_{it} \quad i = 1, \dots, N, \quad t = 1, \dots, T \quad (3)$$

在 OLS 標準模型的假設下，F 檢定的統計公式如下：

$$H_0 : \beta_{11} = \beta_{12}, \beta_{12} = \beta_{13}, \dots, \beta_{1,N-1} = \beta_{1N}$$

$H_1 : \beta_{1i}$ 不完全相等

$$F = \frac{(SSE_R - SSE_U)/(N-1)}{SSE_U/(NT - N - K_S)} \quad (4)$$

上式 SSE_R 代表 OLS 模型迴歸結果之誤差平方和， SSE_U 係從固定效果模型結果所得之殘差平方和，橫斷面資料有 N 個樣本數， $NT - N - K_S$ 則指 F 分配的自由度。判斷迴歸檢定結果，若結果不拒絕 H_0 ，表示樣本截距均相同，此時採取 OLS 傳統模型較適宜；結果若拒絕 H_0 ，則採取固定效果模型較佳。

(二) LM 檢定 OLS 模型與隨機（固定）效果模型

Breusch and Pagan (1980) 使用 Lagrange 乘數原理建構 LM 檢定統計方法，可檢定估計模型的整體顯著性，此方法在統計檢定虛無假設（公式 5）係自由度為 1 的卡方分配，當 LM 統計值檢定結果大於自由度為 1 的卡方檢定結果時，則應拒絕虛無假設，顯示縱橫資料使用隨機或固定效果模型會優於 OLS 傳統模型。

在 OLS 標準模型的假設下，LM 檢定的統計公式如下：

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0$$

$$LM = \sqrt{\frac{NT}{2(T-1)}} \left\{ \frac{\sum_{i=1}^N (\sum_{t=1}^T \hat{e}_{it})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{e}_{it}^2} - 1 \right\} \quad (5)$$

在上式 N 個研究樣本數， T 為時間長短， e 則代表最小平方殘差。藉由判斷迴歸檢定結果，當結果不拒絕 H_0 ，說明截距項不具隨機或固定效果，採取 OLS 傳統模型較佳；結果若拒絕 H_0 ，代表截距項存在隨機或固定效果，選擇隨機或固定效果模型較適當。此外，由於本研究樣本並非隨機抽樣取得，當上述 LM 檢定結果拒絕 H_0 時，即代表固定效果模型優於 OLS 傳統模型。

第二節 模型設定

一、空間計量模型設定

本研究目的係以實證方法探討 2010 年至 2021 年人口年齡結構對各種型態消費的空間效果，設定各縣市家庭不同型態消費占可支配所得比例以區分 8 項被解釋變數，並將人口年齡結構分層列作主要解釋變數，再歸納出其他可能影響不同區域消費之相關變數（包含可支配所得及生育率等），經過空間相關性檢定後再決定是否採用空間迴歸模型。

首先，為測試消費支出是否於實證資料存在空間相關性，將相連鄰近縣市對本地不同型態消費的影響變數納入空間迴歸估計，研究上最常使用空間計量模型列舉三種分析方式，空間自我迴歸模型（Spatial Autoregressive Model, SAR）、空間杜賓模型（Spatial Durbin Model, SDM）及空間誤差模型（Spatial Error Model, SEM），其中空間迴歸模式主要作為空間互動關係的分析工具，且研究之縣市非抽樣取得，因此推估本研究空間實證模型適用固定效果模型，以精確描述研究變數間的動態關係。

空間自我迴歸模型或稱空間落遲模型（Spatial Lag Model, SLM），常用於評估「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」，主要研究相連鄰近地區被解釋變數受到空間上「延遲」的影響程度，當空間自我迴歸係數（Spatial Autoregressive Coefficient） ρ 值達到統計顯著水準時，表示在控制其他變數影響後，足以證明某一地區不同型態消費具有鄰近效應。

SAR 模型的統計公式（6）如下：

$$y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + x_{it} \beta + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

上式定義 ρ 為空間自我迴歸係數（空間落遲係數）， w 為空間權重矩陣， $w_{ij} y_{jt}$ 作為其他相連鄰近區域的被解釋變數對自身被解釋變數之交叉效果， χ

代表解釋變數，分別以 μ_i 及 λ_t 說明特定的空間效果及時間效果， ε_{it} 則為殘差項。在進行迴歸檢定後，如果 ρ 值顯著，代表鄰近區域具有空間關係；若 ρ 值不顯著，代表鄰近區域不具任何空間效應。

考量本研究樣本非屬抽樣取得，故推估適用固定效果模型，設定實證模型公式 (7) 之函數，各項變數下節將詳細說明 (如表 4-1 及表 4-2)：

$$\begin{aligned} \text{CONSUM} = f(\text{AGE20} - 44, \text{AGE45} - 64, \text{AGE65}+, \text{InINCOME}, \text{GFR}, \text{MFR}, \\ \text{UNEMPLOY}, \text{DENSITY}, \text{HOUSE}, \text{COVID20} - 44, \text{COVID45} \\ - 64, \text{COVID65}+) \end{aligned} \quad (7)$$

並將上式之模型設定如公式 (8)：

$$\begin{aligned} \text{CONSUM}_{i,t} = & \alpha + \rho \sum_{j=1}^n w_{i,j} \text{CONSUM}_{j,t} + \beta_1 \text{AGE20} - 44_{i,t} + \beta_2 \text{AGE45} - 64_{i,t} \\ & + \beta_3 \text{AGE65} +_{i,t} + \beta_4 \text{InINCOME}_{i,t} + \beta_5 \text{GFR}_{i,t} + \beta_6 \text{MFR}_{i,t} \\ & + \beta_7 \text{UNEMPLOY}_{i,t} + \beta_8 \text{DENSITY}_{i,t} + \beta_9 \text{HOUSE}_{i,t} \\ & + \beta_{10} \text{COVID20} - 44_{i,t} + \beta_{11} \text{COVID45} - 64_{i,t} + \beta_{12} \text{COVID65} +_{i,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_1 w_{i,j} \text{AGE20} - 44_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_2 w_{i,j} \text{AGE45} - 64_{j,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_3 w_{i,j} \text{AGE65} +_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_4 w_{i,j} \text{InINCOME}_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_5 w_{i,j} \text{GFR}_{j,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_6 w_{i,j} \text{MFR}_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_7 w_{i,j} \text{UNEMPLOY}_{j,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_8 w_{i,j} \text{DENSITY}_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_9 w_{i,j} \text{HOUSE}_{j,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_{10} w_{i,j} \text{COVID20} - 44_{j,t} + \sum_{j=1}^n \theta_{11} w_{i,j} \text{COVID45} - 64_{j,t} \\ & + \sum_{j=1}^n \theta_{12} w_{i,j} \text{COVID65} +_{j,t} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (8)$$

其中， α 為截距項， ρ 與 θ 分別為被解釋變數與解釋變數的空間係數， μ_i 代表 i 區的區域特定效果， λ_t 為 t 期的時間特定效果， i 與 j 代表台灣各縣市， $i = 1, 2, 3, \dots, 20$ ， $j = 1, 2, 3, \dots, 20$ ， $t = 2010, 2011, \dots, 2021$ ， ε 為誤差項。

二、傳統固定效果模型設定

由於本研究追蹤資料之區域樣本非母體隨機抽樣取得，只須對資料個體進行推論，以下建構實證模型將選擇普通最小平方法及固定效果模型作為主要假設模型之比較，後續將透過檢定結果驗證假設推論。OLS 基本迴歸係對樣本具有相同特性之截距項進行估計，而固定效果模型是先假設截距項為固定特性，再將虛擬變數 (Dummy Variable) 加入模型中並透過截距項觀察「地區特質」及「時間特質」分別對模型在固定效果下的影響，模型如下：

(一) 單因子固定效果模型 (One-Way Fixed Effect Model)

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^N \alpha_j D_{jt} + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(二) 雙因子固定效果模型 (Two-Way Fixed Effect Model)

$$Y_{it} = \alpha_0 + \sum_{j=1}^N \alpha_j D_{jt} + \sum_{r=1}^{T-1} \gamma_r E_{ri} + \sum_{k=1}^k \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

上列單因子模型 (公式 9) 只考慮消費地區特質之一元固定效果，截距項 α_i 代表縣市地區特質之常數項 (region-specific constant term)，不隨時間變動， D_{jt} 為虛擬變數，假設 $i=j$ ，則 $D_{jt}=1$ ；假設 $i \neq j$ ，則 $D_{jt}=0$ 。如果同時考慮地區與時間二元特質之雙因子固定效果 (公式 10)，在假設截距項 α_0 固定之情形下，當 $\sum_{j=1}^N \alpha_j D_{jt}$ 為地區特質之常數項， D_{jt} 為虛擬變數，假設 $i=j$ ，則 $D_{jt}=1$ ；假設 $i \neq j$ ，則 $D_{jt}=0$ ；當 $\sum_{r=1}^{T-1} \gamma_r E_{ri}$ 為時間特質之常數項 (time-specific constant term)，其中 E_{ri} 為虛擬變數，假設 $r=t$ ，則 $E_{ri}=1$ ；假設 $r \neq t$ ，則 $E_{ri}=0$ 。

綜上，分別以 8 項消費類別建構本研究實證模型的被解釋變數，並歸納其他解釋變數後，為觀察各個縣市是否具有潛在的「地區特質」，再加入區域特定固定效果 α_i ，設定本研究實證模型公式 (11)：

$$\begin{aligned}
\text{CONSUM}_{it}^k = & \alpha_i + \beta_0 \text{AGE}20 - 44_{it} + \beta_1 \text{AGE}45 - 64_{it} + \beta_2 \text{AGE}65 +_{it} \\
& + \beta_3 \ln \text{INCOME}_{it} + \beta_4 \text{GFR}_{it} + \beta_5 \text{MFR}_{it} + \beta_6 \text{UNEMPLOY}_{it} \\
& + \beta_7 \text{DENSITY}_{it} + \beta_8 \text{HOUSE}_{it} + \beta_9 \text{COVID}20 - 44_{it} \\
& + \beta_{10} \text{COVID}45 - 64_{it} + \beta_{11} \text{COVID}65 +_{it} + \varepsilon_{it} \quad (11)
\end{aligned}$$

其中，k 代表 8 種不同型態消費，i 代表第 i 縣市， $i = 1, 2, 3, \dots, 20$ ，t 代表第 t 年， $t = 2010, 2011, \dots, 2021$ ，最後 ε_{it} 為殘差項。



第三節 變數定義與預期影響

本研究欲了解影響消費類別的因素，在平均每戶家庭可支配所得下選擇不同型態消費支出之相對比例作為被解釋變數，分別為消費總額、以及各項之食物類、衣著類、居住類、醫療保健類、運輸及通訊類、教育休閒餐旅類及什項類共 8 項變數。另外將主要解釋變數區分低中高年齡結構人口等 3 項，並依據第二章文獻選擇控制變數包括總體經濟變數、社經變數及不同年齡結構感染 COVID-19 情形等 9 項，以下針對研究變數定義及預期影響（如下表 4-1 及表 4-2）暨基本統計量（如下表 4-3）進行說明：

一、應變數定義

主要被解釋變數為不同型態消費支出，統計來源係主計總處家庭調查報告，分別以家戶消費總額及不同型態消費支出占可支配所得之比值作為本變項指標，分為家戶消費總額（THC）、以及食物類消費總額（FOOD）、衣著類消費總額（CLOTHING）、居住類消費總額（RENT）、醫療保健類消費總額（HEALTH）、運輸交通及通訊類消費總額（TRANSCOM）、教育休閒餐旅類消費總額（ECTH）及其他什項類（含菸酒及檳榔）（ELSE）8 項依變數。

二、自變數定義

本研究解釋變數為人口年齡結構，採舊制（2022 年以前）法定成年年齡 20 歲為劃分基準，代表研究之對象年齡多數已具備社會就業機會，預期可支配收入增加，透過進一步了解在臺灣逐年減少之工作年齡人口中，有關低齡人口結構之消費變化；另外配合台灣高齡化人口趨向，再區分中、高齡人口結構，觀察各縣市人口邁向超高齡社會之前，不同年齡人口比重調整是否會影響地區消費型態轉變，期能提供政府制定未來民間消費政策之建議方向，本項資料來自內政部戶政司人口統計，以下針對 3 項獨立變數進行說明：

（一）低齡人口結構（AGE20-44）：20 至 44 歲人口數占總人口數之比例。

(二) 中齡人口結構 (AGE45-64)：45 至 64 歲人口數占總人口數之比例。

(三) 高齡人口結構 (AGE65+)：65 歲以上人口數占總人口數之比例。

三、控制變數定義

(一) 可支配所得收入 (INCOME)：平均每個家庭可支配所得總額，並以 2021 年價格為基期做指數平減 (單位：元)。

(二) 一般生育率 (GFR)：每千個育齡婦女平均每一年生育的子女數 (單位：‰)。

(三) 性別比例 (MFR)：男性人口對女性人口的比例 (單位：女=100)。

(四) 失業率 (UNEMPLOY)：失業人口占勞動力之比值 (單位：%)。

(五) 人口密度 (DENSITY)：平均每平方公里之人口數 (單位：人/平方公里)。

(六) 自有住宅比率 (HOUSE)：擁有自有住宅數占總戶數之比值 (單位：%)。

(七) 感染新冠肺炎低齡人口 (COVID20-44)：20 至 44 歲確診人口數占確診總人口數之比值 (單位：%)。

(八) 感染新冠肺炎中齡人口 (COVID45-64)：46 至 64 歲確診人口數占確診總人口數之比值 (單位：%)。

(九) 感染新冠肺炎高齡人口 (COVID65+)：65 歲以上確診人口數占確診總人口數之比值 (單位：%)。

表 4-1：被解釋變數定義與預期影響

變數符號	變數說明
被解釋變數	
THC	家戶消費總額，平均每戶家庭每年所有消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
FOOD	家戶食物類消費總額，平均每戶家庭每年食物類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
CLOTHING	家戶衣著類消費總額，平均每戶家庭每年衣著類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
RENT	家戶居住類消費總額，平均每戶家庭每年住宅服務及家具類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
HEALTH	家戶醫療類消費總額，平均每戶家庭每年醫療保健類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
TRANSCOM	家戶運輸通訊類消費總額，平均每戶家庭每年運輸交通及通訊類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
ECTH	家戶教育休閒餐旅類消費總額，平均每戶家庭每年教育、休閒、文化及餐廳及旅館類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。
ELSE	家戶什項類消費總額，平均每戶家庭每年什項類消費支出總額占可支配所得之比值（%）。

資料來源：行政院主計總處

表 4-2：解釋變數定義與預期影響

變數符號	變數說明	預期影響
解釋變數		
AGE20-44	低齡人口結構，20-44 歲人口數占總人口數之比值（%）。	?
AGE45-64	中齡人口結構，45-64 歲人口數占總人口數之比值（%）。	?
AGE65+	高齡人口結構，65 歲以上人口數占總人口數之比值（%）。	?
控制變數		
INCOME	平均每個家庭可支配所得，以 2021 年價格為基期做指數平減（元）。	+
GFR	一般生育率，每千個育齡婦女平均每年生育的子女數（‰）。	+
MFR	性別比例，男性人口對女性人口的比例（女=100）。	-
UNEMPLOY	失業率，失業人口占勞動力之比值（%）。	-
DENSITY	人口密度，平均每平方公里之人口數（人/平方公里）。	+
HOUSE	自有住宅比率，自有住宅數占總戶數之比值（%）。	+
COVID20-44	感染新冠肺炎低齡人口，20-44 歲確診人口數占確診總人口數之比值（%）。	?
COVID45-64	感染新冠肺炎中齡人口，45-64 歲確診人口數占確診總人口數之比值（%）。	?
COVID65+	感染新冠肺炎高齡人口，65 歲以上確診人口數占確診總人口數之比值（%）。	?

資料來源：行政院主計總處、內政部戶政司、衛生福利部

四、變數敘述統計

本研究使用不同型態消費的被解釋變項、人口年齡結構的解釋變項及各項經濟與社會指標之控制變項進行敘述性統計（如表 4-3）。

以不同型態消費而言，2010 年至 2021 年整體家庭消費支出總額占可支配所得平均約 77.29%，標準差為 4.79%，其中各縣市又以居住類消費總額占比最高約 19.12%，其次是教育休閒餐旅類消費總額 15.09%，第三則為醫療類消費總額 13.3%。

就人口年齡結構方面，可看出 20 至 44 歲低齡人口數對總人口數之平均占比 37.19% 最高，看出工作人口年齡結構比例已逐漸萎縮，而壯年人口結構 45 至 64 歲人口數對總人口數之占比提升到整體平均的三分之一約為 29.08%，至於 65 歲以上高齡人口結構平均占比則約為 14.07%。

在控制變數部分，各縣市家戶每年可支配所得平均約為 95 萬 8,001 元，標準差達 18 萬 4,780 元，而男性人口對女性人口的平均比例為 102%，標準差僅 4.67%。再者，失業人數占勞動人力之平均為 4.03%，觀察標準差 0.42% 異動不大，代表 12 年期間之失業率改善幅度有限。另外，由於樣本值統計期間基準的一致性，台灣新冠肺炎疫情確診人數統計自 2020 年迄今，以前年度人口染疫樣本值為 0，造成新冠肺炎疫情染疫人口平均統計值偏低，低齡人口在 20 至 44 歲間遭受感染之平均占比為 4.67%，標準差 15.30%，45 至 64 歲壯年確診人口數平均值 3.72%，標準差 12.03%，而 65 歲以上高齡確診人口平均值 2.61%，下一章將探討上述變數是否會影響人口年齡結構而導致形成不同型態消費。

表 4-3：變數敘述統計

變數	平均值	標準差
THC	77.289	4.798
FOOD	11.849	1.527
CLOTHING	2.259	0.436
RENT	19.127	2.597
HEALTH	13.301	2.239
TRANSCOM	10.273	1.600
ECTH	15.090	2.609
ELSE	5.388	0.683
AGE20-44	37.196	1.721
AGE45-64	29.075	1.912
AGE65+	14.074	2.735
INCOME	958001.45	184780.69
GFR	31.15	5.966
MFR	102.062	4.665
UNEMPLOY	4.033	0.419
DENSITY	1612.322	2261.171
HOUSE	85.775	3.482
COVID20-44	4.669	15.304
COVID45-64	3.719	12.031
COVID65+	2.6123	9.602

第五章 實證結果與分析

本文為探討不同年齡結構人口社會，其所得收入及各項經濟指標對各縣市之消費型態呈現正向或反向關係，對 2010 年至 2021 年臺灣地區家庭收支調查資料進行實證評估，可以觀察台灣 20 個縣市近 12 年低中高齡人口結構之消費選擇變化，「食」、「住」的支出占比居首位，隨著社會高齡化及養生保健的重視，「醫療保健」支出占比持續上升；「餐廳及旅館」支出占比隨所得提高亦有明顯成長；因少子化及學費減免之補助措施，「教育」支出占比略為下降。在不同等級可支配所得方面，低所得家庭消費支出以基本生活開銷為主，高所得家庭較願意消費於基本生活所需以外之教育、餐廳及旅館、休閒文化及交通等類別上。另外，再觀察不同地區因應新冠肺炎疫情、失業率及生育率亦可能會互相影響消費選擇，藉以了解臺灣各縣市不同年齡結構之消費需求，提供政府作為研訂社會發展計畫及規劃超高齡社會就業參與機制，期能藉以改善未來民眾的生活品質，提升整體社會福祉。

第一節 共線性檢定及空間自我相關性分析

在進行空間計量模型實證前，須先診斷變項之間是否存在共線性的問題，評估多個解釋變數在空間或時間上是否規律地變化，如果同時共存數個解釋變數會呈現線性重合（multi-collinearity）問題，可能導致自變數彼此間具有取代性，致使研究結果解釋度降低。

一、自變數共線性及相關係數檢定

首先，以變異數膨脹因子（Variance inflation factor, VIF）判斷解釋變數的 VIF 值，當膨脹係數大於 10，代表研究變數間存在共線性，須對單一變數進行替換調整。因此，由表 5-1 檢定結果顯示 VIF 值均小於 10，說明本研究所有解釋變數均無線性重合問題。

另外，利用皮爾遜相關係數（Pearson's Product Correlation Coefficient）也

可以了解各解釋變數之間的相關程度，係反映彼此密切程度的統計指標，估計結果如表 5-1，可以觀察所有相關係數均未超過 0.8，惟獨「AGE20-44」和「AGE65+」相關係數呈現負相關-0.88（超過 0.8），考量人口年齡結構經過上述變異數膨脹係數檢定後，VIF 值結果均小於 10，且此項變數將所有年齡比例加總亦不等於 1，故可判定文內採用的解釋變數亦無高度共線性問題。



表 5-1：解釋變數之 Pearson 相關係數矩陣及變異數膨脹係數

變數	INCOME	GFR	AGE 20-44	AGE 45-64	AGE 65+	MFR	UNEMPLOY	DENSITY	HOUSE	COVID 20-44	COVID 45-64	COVID 65+
INCOME	1.0000											
GFR	0.3569	1.0000										
AGE20-44	0.2013	0.4535	1.0000									
AGE45-64	-0.2185	-0.5272	-0.6649	1.0000								
AGE65+	-0.3108	-0.3809	-0.8845	0.5733	1.0000							
MFR	-0.7312	-0.0969	-0.1278	-0.1065	0.2857	1.0000						
UNEMPLOY	-0.0734	-0.0757	0.4398	-0.4871	-0.4233	0.1056	1.0000					
DENSITY	0.7017	0.2069	-0.0699	-0.0017	-0.1022	-0.7701	0.0079	1.0000				
HOUSE	-0.1579	0.0637	-0.0598	-0.1780	0.1803	0.4840	0.0402	-0.2974	1.0000			
COVID20-44	0.1492	-0.1879	-0.2413	0.1543	0.2999	-0.1332	-0.1095	0.0275	0.0488	1.0000		
COVID45-64	0.0809	-0.0787	-0.2335	0.1562	0.3364	-0.1199	-0.0865	0.0465	-0.0086	0.4992	1.0000	
COVID65+	0.0761	-0.1709	-0.2743	0.2123	0.3163	-0.0906	-0.0784	0.0419	0.0246	0.3527	0.5711	1.0000
VIF	3.66	2.42	7.59	3.24	6.79	6.75	2.38	5.03	1.51	1.56	1.93	1.59

二、空間自我相關性檢定結果

本研究為了探討不同型態消費是否受到空間互依性影響，在所有變數完成相關係數及共線性檢定後，進一步探討空間因素，故利用空間相關指數 Moran's I 值進行空間相關程度分析，再選擇是否以空間計量模型作為研究各縣市消費之最配適模型。

根據消費總額及七類不同型態消費進行估計，由表 5-2 結果顯示不同型態消費在不同年度呈現部分空間自我相關性，惟本研究期間 2010 年至 2021 年僅有居住類型消費的 Moran's I 值均在 10% 顯著水準下拒絕空間自我相關的虛無假設，其餘不同型態消費只有部分年度以 1%、5% 及 10% 不同顯著水準拒絕虛無假設。消費型態中又以衣著類、居住類及醫療類等空間相關性呈現正向影響，而在消費總額、食物類、運輸通訊類、教育休閒餐旅類及其他類為負向空間自我相關性。綜上，本研究被解釋變數在研究期間利用空間相關指數 Moran's I 值檢定結果並非全般顯著，下面將透過空間迴歸模型再次驗證空間自我相關程度。

表 5-2：2010 年至 2021 年不同型態消費對數值的 Moran's I

年/ I 值	消費 總額	食物類	衣著類	居住類	醫療類	運輸 通訊類	教育 休閒類	什項類
2010	-0.014	-0.032	0.029	0.163 ***	0.131 ***	0.106 **	0.078 **	-0.152 *
2011	0.073 **	0.090 **	0.089 **	0.169 ***	0.045 *	0.124 ***	0.058 *	-0.079
2012	0.095 **	-0.078	0.077 **	0.231 ***	0.100 **	-0.021	-0.041	-0.121
2013	0.013	-0.107	0.055 *	0.300 ***	0.027	0.056 *	-0.029	-0.035
2014	-0.060	-0.093	0.050 *	0.339 ***	0.058 *	0.063 *	-0.049	-0.047
2015	-0.017	-0.039	0.035	0.298 ***	0.121 ***	0.090 **	-0.046	-0.070
2016	-0.063	-0.051	0.056 **	0.239 ***	0.004	0.048 *	-0.064	-0.118
2017	-0.014	0.026	0.182 ***	0.303 ***	0.203 ***	-0.008	-0.039	-0.149 *
2018	0.014	-0.149 *	0.134 ***	0.316 ***	0.058 *	0.020	-0.049	-0.191 **
2019	-0.101	-0.132	0.147 ***	0.265 ***	0.158 ***	0.069 **	-0.035	-0.108
2020	-0.104	-0.088	0.151 ***	0.277 ***	0.177 ***	-0.025	-0.098	-0.101
2021	-0.112	-0.005	0.084 **	0.207 ***	0.146 ***	0.005	-0.064	-0.089

說明：符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%及 10%時，拒絕虛無假設。

第二節 空間計量模型實證結果

經過空間相關程度檢定後，為了驗證不同型態消費確實存在空間現象，假設以固定效果空間自我迴歸模型進行實證分析，並利用 Hausman (1975) 提出的 Hausman test 判斷選取固定效果模型或是隨機效果模型，作為本研究最配適的實證模型。若拒絕虛無假設，則選用固定效果；如不拒絕虛無假設，則改用隨機效果。同時透過 Elhorst (2010) 提出的 Wald test 進行兩階段 Wald Spatial Lag 和 Wald Spatial Error 檢定，設定虛無假設 $H_0 : \theta = 0$ 和 $H_0 : \rho\beta + \theta = 0$ ，當兩者均拒絕虛無假設，則適用空間杜賓模型；若只拒絕 $H_0 : \theta = 0$ ，則採用空間落遲模型；如僅拒絕虛無假設 $H_0 : \rho\beta + \theta = 0$ ，應使用空間誤差模型。

綜整上述觀點，針對某一縣市不同型態消費與鄰近縣市是否相互影響，檢視空間自我迴歸分析結果（如下表 5-3），只有「教育休閒餐旅類」模型的空間自我相關係數 ρ 值 0.149 在 95% 的信賴水準下呈現空間關係，代表鄰近縣市「教育休閒餐旅類」消費型態對自身消費「教育休閒餐旅類」呈現顯著正向關係。另外，此模型 Hausman 值 7.12 顯示拒絕隨機效果優於固定效果的虛無假設，因此說明「教育休閒餐旅類」消費型態最適用空間固定效果自我迴歸模型。由於其他模型空間係數 ρ 值不顯著，代表其他型態消費不存地理區域上的相關性，下一節將針對消費總額及其餘 6 類消費模型進行傳統模型及追蹤資料分析，探討區域性消費是否存在時間或地區特質的其他影響因素。

從上述估計結果得知，以 45 至 65 歲人口年齡結構對教育休閒餐旅類消費之平均效果為 -0.74 且在 99% 的信賴水準下呈現負向關係，表示除某一縣市教育休閒餐旅型態消費會影響鄰近縣市消費教育休閒餐旅類之型態外，當 45 至 65 歲人口年齡結構比例越高，對教育休閒餐旅型態之消費則越低。另外，觀察染疫人口之解釋變數，以 20 至 44 歲及 65 歲以上人口年齡結構 99% 的信賴水準及 45 至 64 歲人口年齡結構 95% 的信賴水準下，均呈現顯著負向相關。研究結果顯示在 COVID-19 疫情期間，不同年齡結構之染疫人口均會因為染疫

人口比例增加，明顯降低他們外出從事休閒活動、或減少至餐廳用餐及旅遊行程等消費次數。

表 5-3：固定效果空間自我迴歸模型實證結果

解釋變數	教育休閒餐旅類	
	平均總效果	
INCOME	1.15×10 ⁻⁶ (1.84×10 ⁻⁶)	
GFR	-0.025 (0.025)	
AGE20-44	-0.149 (0.344)	
AGE45-64	-0.74 (0.19)	***
AGE65+	0.033 (0.163)	
MFR	-0.087 (0.223)	
UNEMPLOY	-1.405 (0.594)	***
DENSITY	-0.002 (0.001)	*
HOUSE	0.011 (0.036)	
COVID20-44	-0.019 (0.006)	***
COVID45-64	-0.019 (0.009)	**
COVID65+	-0.031 (0.011)	***
ρ 值	0.149	**
Hausman 檢定	7.12	***

說明：符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%及 10%時，拒絕虛無假設。

第三節 傳統固定效果模型估計結果

經過前一節空間計量實證模型分析後，除「教育休閒餐旅類」消費型態在空間互依性有顯著效果，其他不具空間相關性的消費模型計有「消費總額」、「食物類」、「衣著類」、「居住類」、「醫療類」、「運輸通訊類」及「什項類」等7種型態，經過空間自我迴歸固定效果分析，這些消費型態在空間自我相關係數 ρ 值在統計結果上均不顯著，說明各縣市有關上述7類型態消費均不受鄰近區域上的空間影響，在此將不再列表贅述。

因此，本節將研究2010年至2021年期間不具空間效果之其他消費型態，利用OLS迴歸式估計台灣20個縣市共240筆樣本的追蹤資料，檢定未觀察到的異質性（unobservable heterogeneity），並採用LM檢定確認配適上述7類消費模型應為追蹤資料迴歸模型-固定效果模型，再透過F檢定分析模型是否具有單因子或雙因子的特性，利用各模型截距項的估計值探討地區特質固定效果及時間特質固定效果，以了解有哪些縣市具有地區特質會影響不同型態消費，並討論研究期間哪些時間點會影響不同型態之消費趨勢。最後分別討論解釋變數對不同型態消費的影響進行總結。

上述不具空間效應其餘7種消費模型，經過追蹤資料迴歸分析，實證結果如下表 5-4，由 Lagrange Multiplier Test 檢定判斷 OLS 與固定及隨機效果模型相對數值，所有模型 P 值均為 0，表示這些模型均顯著拒絕 OLS 線性迴歸模型優於固定效果模型的虛無假設 H_0 ，因此採取固定效果模型較傳統模型為佳。同時，檢視 F 檢定亦與 LM 檢定結果一致，分別在顯著水準 $\alpha=0.01$ 及 0.05 下拒絕 H_0 ，再次說明 7 項不同型態消費採取固定效果模型較傳統模型為最適消費模型，茲將進一步估計其他影響台灣各縣市選擇不同型態消費之因素。

本文主要研究不同型態消費是否會因為人口年齡結構差異而不同，綜觀上述實證模型估計結果，發現各縣市會隨著人口年齡結構而選擇不同型態消費。首先，人口年齡在 65 歲以上者，針對消費總額、食物類及居住類消費型態具有顯著水準 10% 的負向影響力，可以觀察係與戶長離開勞動市場，造成所得來源銳減有關，直接影響到與工作相關之消費總額與食品類的消費支出結構；同樣地，也指出老年人口占家庭人口比例越高，意味他們退休後不須再負擔在外租屋費用，也不願意花費更多再持有新屋，導致居住類消費支出呈現下降趨勢；然而，隨著平均壽命延長及醫療技術新穎，不僅高齡化人口，甚至其他年齡結構人口也越來越重視自身的健康保健，消費正成長的醫療類型態均具有至少 5% 以上的顯著水準。

反觀年齡介於 45 至 64 歲人口的估計結果，在顯著水準 10% 情形下，衣著類消費型態出現非常顯著地減少現象，除了工作穩定因素外，也可能已經結婚，不須像年輕人面臨求職或追求潮流而時常增加服裝添購費用。至於 20 至 44 歲工作年齡人口，對居住類消費型態出現非常顯著地下降趨勢，尤其目前基本工資水平完全跟不上房價漲幅，除了透過長輩的遺產贈與外，多數年輕族群購買房屋資產是需要長期儲蓄抗戰，反而更重視眼前生活享受，因此，在運輸通訊類及什項類消費型態之估計結果，具有顯著水準至少 5% 以上的正向影響。

至於其他解釋變數部分，亦能發現可支配所得除了對衣著類及什項類消費型態不顯著外，消費總額、食物類、居住類、醫療類及運輸通訊類等5項消費型態與收入多寡的關係均顯著的負向成長，與生命週期假說/恆常所得假說「消費變動率應不受當期可預測所得變動的影響」之理論相符。唯獨感染COVID19 低齡人口不對任一消費型態造成影響外，其餘控制變數皆會對其中任一消費類型呈現顯著性變化。



表 5-4：固定效果模型估計結果

解釋變數	消費總額		食物類		衣著類		居住類		醫療類		運輸通訊類		什項類	
	係數值		係數值		係數值		係數值		係數值		係數值		係數值	
INCOME	-0.179	***	-0.827	***	-0.387		-0.806	***	-0.556	***	0.217	*	-0.410	
GFR	-0.004		-0.032		0.001		0.084	***	0.009		-0.014		-0.020	
AGE20-44	-0.458		-0.273		0.006		-1.767	***	0.630	**	0.586	*	0.469	***
AGE45-64	-0.963		-0.137		-0.109	***	-0.193		0.306	**	0.215		0.079	
AGE65+	-1.729	**	-0.697	***	-0.033		-1.333	***	0.516	***	0.077		0.127	
MFR	-0.939	*	-0.073		0.037		-0.464	***	-0.085		-0.063		-0.150	*
UNEMPLOY	1.225		0.471		-0.157	**	-0.277		0.256		1.323	*	-0.836	**
DENSITY	-0.008	**	-0.001		-0.0002		-0.0007		-0.803		-0.002	**	0.0001	
HOUSE	0.132		0.006		0.008		0.052	*	0.022		0.015		0.026	*
COVID20-44	-0.009		-0.006		0.0004		0.005		-0.004		-0.003		-0.002	
COVID45-64	0.023		0.001		0.001		0.003		0.028	***	-0.007		-0.002	
COVID65+	-0.061	**	-0.015	**	-0.002		-0.010		-0.003		-0.017	**	-0.002	
樣本數	240		240		240		240		240		240		240	
調整後 R ² 值	0.751		0.774		0.829		0.894		0.849		0.781		0.649	
Log-likelihood 值	-526.529		-239.741		88.369		-276.128		-290.227		-247.726		-99.939	
F 檢定	18.13	***	20.54	***	38.5	***	49.20	***	44.25	***	21.24	***	11.51	***
雙因子 v.s 單因子	1.958	**	1.702	*	1.283		2.908	***	0.68		2.282	**	1.704	*
固定 v.s 傳統效果	259.05	***	594.60	***	380.42	***	112.94	***	195.06	***	62.39	***	94.47	***

說明：符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%及 10%時，拒絕虛無假設。

同上表 5-4，以 F 統計量針對估計雙因子與單因子固定效果做進一步分析，可以觀察被解釋變數分別為衣著類及醫療類等 2 項消費模型，在二元固定效果中無顯著水準，表示這兩種消費型態單因子固定效果模型優於雙因子固定效果模型，縣市自身的區域特質具有會影響衣著類及醫療類消費的潛在因素。相對地，分析消費總額、食物類、居住類、運輸通訊類及什項類等其他不同型態消費，在二元固定效果模型均呈現 90% 以上的信賴水準 ($\alpha \geq 0.1$)，表示這 5 種消費型態雙因子固定效果模型比單因子模型，除了縣市自身的區域特質具備影響不同型態消費的因素外，還有時間特質也會對該縣市不同型態的消費造成影響，以下茲對雙因子固定效果依序說明。

首先，分析時間固定效果估計值，相關基本統計數據詳列下表 5-5，顯示整體消費總額型態會隨著時間趨勢逐年增加，可能與每年基本工資調漲政策有關，導致家戶所得收入增加而導致消費總額占比相對提高，與文獻理論相符，也可能係因為物價波動有關，消費價格基準逐年拉高，導致消費總額占可支配比例較往年增加。至於居住類消費型態，發現自 2012 年起至 2016 年期間，對於住宅服務等支出呈現顯著水準達 10% 的逆向趨勢。適逢金融海嘯風暴後，為維穩國內動盪的不動產市場，政府除了推動「健全房屋市場方案」外，還透過增修不動產相關規定，如限制貸款額度、貸款成數及寬限期等，但仍無法在大家歷經房市泡沫衝擊後，可以快速提升無殼族購屋之信心。

再觀察表 5-6 區域固定效果估計結果，可以發現地區固定效果估計值顯著水準達 10% 的區域有彰化縣、基隆市、新北市、高雄市及澎湖縣，可能因為這些縣市本身具有不隨時間變化的特性，導致該地區對不同型態消費比例較高。其中澎湖對消費總額及運輸通訊類的消費型態影響呈現負向影響，可能係因為位處離島偏遠地區，對外交通不便，針對不同型態消費之需求供給僅能仰賴海運及航運運輸補給，且當地住民主要以老年人口占據半數以上，因此，導致對消費總額及運輸通訊類不同型態消費之需求會下降。

表 5-5：時間固定效果之估計結果

年度	消費總額 係數值	食物類 係數值	居住類 係數值	運輸通訊類 係數值	什項類 係數值
2010	-5.625 * (3.312)	-2.235 ** (1.000)	0.875 (1.166)	-1.713 * (1.037)	0.928 * (0.559)
2011	-2.918 (1.883)	-1.652 *** (0.569)	0.191 (0.663)	-0.095 (0.589)	0.701 ** (0.318)
2012	-4.007 *** (1.552)	1.412 *** (0.469)	-0.933 * (0.546)	-0.241 (0.485)	0.388 (0.262)
2013	-2.339 ** (1.082)	-0.894 *** (0.327)	-0.487 (0.381)	0.266 (0.339)	0.121 (0.182)
2014	-1.213 (0.885)	-0.689 ** (0.268)	-0.927 *** (0.312)	0.415 (0.277)	0.037 (0.149)
2015	0.013 (0.894)	-0.275 (0.270)	-0.922 *** (0.315)	0.417 (0.280)	-0.171 (0.151)
2016	0.770 (0.701)	0.239 (0.212)	-0.768 *** (0.247)	0.160 (0.219)	-0.218 * (0.118)
2017	3.086 *** (0.994)	0.687 ** (0.301)	0.401 (0.350)	0.657 ** (0.311)	-0.234 (0.168)
2018	2.282 * (1.292)	0.577 (0.391)	0.052 (0.455)	0.396 (0.404)	-0.408 * (0.218)
2019	3.463 ** (1.519)	1.179 ** (0.459)	0.274 (0.535)	0.053 (0.475)	-0.343 (0.256)
2020	2.502 (1.850)	1.878 *** (0.560)	1.178 * (0.652)	-0.474 (0.579)	-0.574 * (0.313)
2021	3.984 * (2.367)	2.595 *** (0.717)	1.066 (0.834)	0.158 (0.741)	-0.227 (0.400)

說明：符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%及 10%時，拒絕虛無假設。

表 5-6：區域固定效果之估計結果

縣市	消費總額 係數值	食物類 係數值	居住類 係數值	運輸通訊類 係數值	什項類 係數值
宜蘭縣	-4.67 (4.58)	0.19 (1.39)	-1.08 (1.61)	-2.06 (1.43)	1.12 (0.77)
彰化縣	-7.61 *** (2.04)	0.48 (0.62)	-1.54 ** (0.72)	-0.82 (0.64)	-0.70 ** (0.35)
南投縣	-7.47 (5.09)	-0.56 (1.54)	-2.37 (1.79)	-2.45 (1.59)	1.16 (0.86)
雲林縣	-5.99 (4.72)	-1.88 (1.43)	-0.50 (1.66)	-1.13 (1.48)	1.53 * (0.79)
屏東縣	-7.00 (4.36)	-2.29 * (1.32)	-2.78 * (1.53)	-3.17 ** (1.37)	1.24 * (0.74)
基隆市	15.60 *** (4.60)	2.74 ** (1.39)	0.99 (1.62)	1.94 (1.44)	0.63 (0.78)
新竹市	18.40 ** (8.38)	2.94 (2.53)	2.50 (2.95)	6.63 ** (2.62)	-0.91 (1.42)
臺北市	64.25 ** (27.34)	12.17 (8.28)	9.82 (9.63)	16.98 ** (8.56)	-1.93 (4.62)
新北市	-2.51 (3.47)	-1.74 * (1.05)	2.66 ** (1.22)	-1.90 * (1.09)	-1.97 *** (0.59)
臺中市	-6.26 (3.87)	-2.15 * (1.17)	-0.13 (1.37)	-1.84 (1.21)	-0.95 (0.66)
臺南市	-5.98 ** (2.83)	-0.83 (0.86)	-1.43 (0.99)	-1.62 * (0.89)	-0.77 (0.48)
桃園市	-4.25 (3.04)	-0.35 (0.92)	0.76 (1.07)	-0.37 (0.95)	-0.72 (0.51)
苗栗縣	-9.95 ** (4.79)	-2.40 * (1.44)	0.14 (1.69)	-1.08 (1.49)	0.72 (0.81)
新竹縣	-5.14 (5.60)	-1.88 (1.69)	2.07 (1.97)	-0.18 (1.75)	1.20 (0.95)
嘉義市	13.16 (9.76)	2.36 (2.96)	-2.69 (3.44)	6.34 ** (3.06)	-1.69 (1.65)
嘉義縣	2.08 (5.58)	2.93 * (1.69)	-1.38 (1.97)	-0.94 (1.75)	1.86 ** (0.94)
高雄市	-5.54 * (3.02)	-1.33 (0.91)	-0.99 (1.06)	-2.78 *** (0.94)	-1.20 ** (0.51)
臺東縣	-15.53 ** (6.05)	-4.64 ** (1.83)	-2.33 (2.13)	-3.53 * (1.89)	1.61 (1.02)
花蓮縣	-13.78 ** (5.38)	-3.03 * (1.63)	-2.79 (1.89)	-3.01 * (1.68)	0.46 (0.91)
澎湖縣	-11.82 *** (3.37)	-0.73 (1.02)	1.11 (1.19)	-5.00 *** (1.05)	-0.69 (0.57)

說明：符號***、**、*表示在顯著水準 1%、5%及 10%時，拒絕虛無假設。

第六章 結論與建議

第一節 結論

本文以 2010 年至 2021 年 20 個縣市為研究樣本，主要研究台灣人口年齡結構對不同型態消費的影響，在考慮解釋變數與被解釋變數彼此間可能存在空間自我相關性的假設下，以空間自我迴歸模型對 240 筆追蹤資料進行估計，實證結果只有「教育休閒餐旅類年消費總額」消費模型對固定效果空間互依性有顯著的正向影響，其中又以人口年齡結構 45 至 64 歲階段在 99% 信賴水準下拒絕虛無假設，平均總效果表示對教育休閒餐旅類消費型態之影響方向為負相關，此人口年齡結構正值中年期，可能面臨負擔家庭生計重任或儲蓄退休準備金，並在少子化的趨勢下，因此對教育休閒餐旅類消費比例呈現反向成長。而在 COVID-19 疫情期間，人口年齡結構在 20 至 44 歲及 65 歲以上，與 45 至 64 歲組，分別在 99% 及 95% 信賴水準下拒絕虛無假設，均呈現顯著的負向關係，說明染疫的人口結構比重會影響教育休閒餐旅類消費支出。

當部分不同型態消費非存在空間相關時，以傳統 OLS 模型及固定效果迴歸模型進行追蹤資料分析，綜整本研究實證結果，其中人口年齡結構 20 至 44 歲對不同型態消費需求，以負向的顯著水準 10% 拒絕居住類消費之虛無假設，除了長輩的遺產贈與外，說明這群等房族可能因為房價或利率居高不下，加上基本工資水平無法跟上物價漲幅，多數人無法背負房貸壓力而選擇在外租屋，故居住類消費呈現反向關係。相對地，在運輸通訊類及什項類消費型態之估計結果，卻具有顯著水準至少 5% 以上的正向影響，說明年輕人重視眼前生活享受。

再者，針對人口年齡結構 45 至 64 歲對不同型態消費需求，以負向的顯著水準 10% 拒絕衣著類消費之虛無假設，說明中年期族群工作趨於穩定，或逐漸準備邁向退休生活，對服裝鞋子的治裝消費需求已不同年輕族群或職場青年，故衣著類消費因而下降。

至於 65 歲以上人口年齡結構部分，可以從研究結果發現，不同型態消費支出著重在消費總額、食物類及居住類，分別以 5% 及 10% 的顯著水準拒絕虛無假設，影響方向為負成長，說明高齡者在退休後恐面臨收入銳減，便會直接影響到與工作相關之消費總額與食品類的消費型態；同時也指出家戶老年人口占比越高，退休生活已不需負擔在外工作的租屋費用，也不需儲蓄購屋的預備金，導致對居住類消費型態支出隨之遞減。然而，隨著平均壽命延長及醫療技術提升，不僅高齡人口，甚至其他年齡結構人口也越來越重視自身的健康保健，如果未妥善規劃退休的收入財源或社會保險制度，恐無法負擔退休後各項不同型態的消費支出，尤其高額的醫療費用負擔，最後可能影響老年的生活品質。



第二節 建議

本研究實證結果可知，台灣各縣市不同型態消費僅有「教育休閒餐旅類」呈現地理空間之互依性，其餘消費型態在空間條件下均不具顯著性，因為本文不同型態消費係參考消費者物價指數基準進行分類，為了作更深入的探討與改進，建議可以嘗試調整消費分類型態與人口年齡分層方式，針對消費細項分類、縮小年齡級距或是調整變數定義作進一步鑽研，找出可能真正受到空間影響的消費型態，以提供各地方政府制定消費政策或規劃老人消費傾向之研究參考。

另外，因為人口老化的問題，無論從政策的制定到資源的配給，都應有相當長遠和完善的計畫。如何讓社會不會因為老齡化而產生巨大變動，現行政策多以「安置」為導向，針對行動不易或久病臥床的長者提供養老院或長照中心等設施服務，但隨著平均餘命延長，從本研究結果可以看出，45歲以上人口在消費總額、食物類、衣著類及居住類等消費型態均呈現反向遞減，表示除了無外出工作需求而減少前述消費外，但或許有更多身體仍康健的退休長者，因為頓失收入來源，為了減輕生活開銷負擔，或留儲長期養老資本，僅能改變自己的消費習慣，卻造成國人退休前後生活品質的落差。因此，建議政府能夠提供退休長者二次就業機制，在少子化趨勢下有足夠能力扶養自己，同時也能夠提升政府部門或公司人才永續留用及經驗傳承。

參考文獻

壹、中文部分

- 吳中書、郭迺鋒 (2006)。人口結構變動對消費之影響。行政院經濟建設委員會專題報告。
- 李政峰、藍青玉、連春紅 (2007)。非線性消費行為與生命循環/恆常所得假說。農業與經濟，(38)，1-30。
- 林幸君、李慧琳、許聖民、林國榮 (2015)。少子化與高齡化下的臺灣人口預測與經濟分析。臺灣經濟預測與政策，46(1)，113-156。
- 林吉琳、翁嘉禧 (2011)。外資引進效果與中國大陸之經濟發展：31 個省市的實證分析。全球商業經營管理學報，(3)，79-93。
- 范芝萍 (2009)。少子化和高齡化對家庭消費及其組成的影響。明新學報，35(2)，131-153。
- 徐建華 (2006)。計量地理學。北京市：高等教育出版社，120-126。
- 徐茂炫、陳建亨、黃彥豪 (2011)。逾百年臺灣縣市人口興衰之轉折：1897-2010。人口學刊，43，109-135。
- 徐藝榕 (2022)。新冠肺炎疫情前後消費者行為的變動分析。國立臺中科技大學企業管理系碩士論文。
- 陳淑敏 (2008)。高齡社會對經濟發展影響之研析。立法院議題研析報告 (編號：R00449)。
- 陳英哲 (2009)。所得分配、家庭社經特質與家庭消費行為-臺灣核心家庭消費之實證分析。國立臺灣大學農業經濟學研究所碩士論文。
- 陳啟超 (2010)。影響台灣民間消費總體經濟變數的探討。國立臺灣大學經濟學研究所碩士論文。

- 陳世能、曾昭玲 (2015)。高齡化社會之所得來源與消費型態分析。社區發展季刊，(152)，254-270。
- 梁蕪善 (1991)。地理學計量分析。台北市：中國文化大學出版部，11-16。
- 國家發展委員會 (2022)。中華民國人口推估 (2022 年至 2070 年)。中華民國人口推估報告 (編號：(111)008.0802)。
- 彭建文、王佳于 (2005)。不同縣市住宅自有率差異原因分析。台灣土地研究，8(2)，1-20。
- 彭素玲、郭迺鋒、周濟、方文秀 (2009)。人口年齡結構、所得分配與產業結構轉型臺灣民間消費與總體產出之影響。臺灣經濟預測與政策，39(2)，51-101。
- 黃婉嘉 (2009)。退休後的消費難題-臺灣的實證分析。國立臺灣大學農業經濟學研究所碩士論文。
- 馮惠珊、余惠芳 (2009)。民間消費支出對台灣經濟影響之分析。華人前瞻研究，5(1)，55-65。
- 詹維玲 (2009)。臺灣生命循環消費與退休。臺灣經濟預測與政策，39(2)，129-159。
- 鄒克萬 (2000)。區域人口分布之時空分析。台灣土地科學學報，1，33-50。
- 壽邇琪 (2015)。消費外部性與台灣區域間消費行為之探討-空間計量模型之應用。淡江大學產業經濟學系碩士論文。
- 蔡玟涓 (2016)。老年人口的消費行為-以剛退休人口進行前後配對的實證研究。臺灣經濟預測與政策，46(2)，45-85。
- 薛立敏、陳綉里 (1998)。住宅租擁選擇下家計消費支出之比較。住宅學報，(7)，21-40。
- 鍾俊文 (2004)。少子化、人口老化及人口減少的成因、衝擊與對策。台灣經

濟論衡，2(6)，11-46。

謝純瑩、周國屏（2002）。應用空間自相關分析於人口老化時空變遷之研究。

人口學刊，(25)，91-119。

謝淑芬（2007）。家計單位人口結構對旅遊消費支出影響之研究-分量迴歸模

型之應用。戶外遊憩研究，20(3)，47-72。

羅光達、葉佳宜（2015）。家庭消費支出在景氣循環下的不對稱行為分析。主

計月刊，(709)，54-58。



貳、英文部分

- Astar Melek (2012), "A Microeconometric Analysis of Household Consumption Expenditure Determinants for Both Rural and Urban Areas in Turkey." *American International Journal of Contemporary Research*, 2(2), 27-34.
- Attanasio, Orazio P., James Banks, Costas Meghir, and Guglielmo Weber (1999), "Humps and Bumps in Lifetime Consumption." *Journal of Business and Economic Statistics*, 17(1), 22-35.
- Hall, Robert E. (1978), "Stochastic Implication of the Life Cycle-Permanent Income Hypothesis: Theory and Evidence." *Journal of Political Economy*, 86(6), 971-987.
- Huang Jr-Tsung, Pan Jiun-Nan, Chang Ming-Lei, and You Shih-Yi (2019), "Low Fertility Rate and Consumption Behavior of Households in Taiwan." *The Singapore Economic Review*, 64(1), 175-190.
- Hill, R. Carter, William E. Griffiths, and Guay C. Lim (2022), 計量經濟學 (第二版) (黃智聰、梁儀盈合譯)。臺北：雙葉書廊有限公司。(譯自 Principles of Econometrics 5/E 2009)
- Laurence J. Kotlikoff and Scott Burns (2005), 世代風暴：人口老化即將引爆新經濟危機? (葉家興譯)。臺北：左岸文化。
- Melvin Stephens Jr. (2004), "Job Loss Expectations, Realizations, and Household Consumption Behavior." *The Review of Economics and Statistics*, 86(1), 253-269.

參、參考網站

國家發展委員會人口推估統計分析，112年3月1日，取自網址：

https://www.ndc.gov.tw/Content_List.aspx?n=81ECE65E0F82773F。

立法院，112年3月1日，取自網址：

<https://www.ly.gov.tw/Pages/Detail.aspx?nodeid=6590&pid=170884>

