

國立政治大學地政學系

碩士論文

私立中國地政研究所

工業用地地價對於製造業產值影響之探討

**The Influence of the Industrial Land Price on the Output of
Manufacturing.**

指導教授：林左裕 博士

研究生：李健瑋 撰

中華民國 一 百 一 十 年 一 月



謝辭

當年輔踏入碩士大門時，傍身的除大學時期的求學經歷外，實為一身孑然，對論文撰寫幾無概念，何為論文？何以論文？四顧茫茫。直到今日能完成論文，心裡懷揣著滿滿感謝。

雖說自求者多福，心不退則行不退，這些道理支持著我在論文撰寫的路上持續頂風前行，但論文能完成，首先必須感謝親愛的左裕老師，謝謝老師每次討論時精闢的觀點，加深了本篇論文的廣度與深度，甚為有幸在老師的指導下學會用各種角度嚴謹看待社會問題，並進一步明白身為知識分子的責任，是必須當仁不讓的提出問題的解決方法，以讓明天的世界好過今天，讓明天的自己好過今天。

再來我必須感謝我的父母李源益及林惠麗，因為有他們的栽培與支持，我才能全心投入完成這本論文。另外，我也要感謝堂哥承哲，實是因有他那年在中秋節烤肉聚會聊天時提出的工業用地地價問題，本篇論文方能正式下筆，進而完篇。還要感謝研究室一起奮鬥的夥伴們，竺珊、芷均、昱辰、家伶、芷涵、基一、劉敏，有幸跟大家聚在一起共同分享了那兩年的甘與苦，回首都是回憶。

最後謝謝自己，終於寫完論文，過程中學到的可能並不僅是傍身的一技之長，更是兩年來水磨石穿的學問功夫。明白何謂立志者苦，寫論文時一次次的資料重新整理、模型重建，都是在與自己較勁，過程中漸漸的知道如何在諸多待解問題，和求不得解決方法的煩惱中站穩腳步，再把路越走越穩、越走越寬。期待未來面對問題時，我能做到的是比今天再從容些，並再有能力些。

健瑋

110年2月7號

摘要

本文藉由研究經濟活動指標(工業用地土地價格、製造業產值、消費者物價指數、製造業採購經理人指數)之間的動態交互關係，以研究工業用地土地價格的變動是如何實際地影響製造業產值。實證結果顯示，在台灣，工業用地土地價格負向影響製造業產值，影響效果至少遞延半年；反之，製造業產值變化並不會導致工業用地土地價格波動。而消費者物價指數、製造業採購經理人指數能部分解釋製造業產值，且影響方向為正；然此二者均無法解釋工業用地土地價格之變動。

關鍵字：向量自我迴歸模型、時間序列資料、工業用地土地價格、製造業產值



Abstract

This paper studies the dynamic interactions among indicators such as Industrial land price, output of manufactory, consumer price index, and manufacturing purchasing managers index. Aim to analysis that how the movement of industrial land price affects the output of manufactory.

The empirical evidence suggests that Industrial land price certainly affects the output of manufactory in a negative way. On the contrary, the movement of industrial land price won't affect the performance of the output of the manufacturing. The changes of the consumer price index and manufacturing purchasing managers index positively explain only part of the output of manufacturing movement. But these two indicators can neither explain the movement of industrial land price.

Keywords: vector autoregression model, time series, industrial land price, output of manufacturing.

目錄

第一章 緒論.....	1
第一節 研究動機與目的.....	1
第二節 研究架構.....	5
第三節 實證研究流程.....	7
第二章 文獻回顧.....	9
第一節 工業用地地價相關文獻.....	9
第二節 製造業產值相關文獻.....	14
第三節 小結.....	16
第三章 研究方法.....	17
第一節 時間序列資料處理.....	17
第二節 時間序列資料分析模型.....	22
第四章 實證分析.....	29
第一節 資料來源與變數說明.....	29
第二節 單根檢定.....	42
第三節 向量自我迴歸模型.....	44
第四節 衝擊反應函數.....	49
第五節 預測誤差變異數分解.....	51
第五章 結論與建議.....	54
參考文獻.....	59

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖	6
圖 1-2 實證研究流程圖	7
圖 2-1 Alonso Model	12
圖 4-1 工業用地交易統計圖	35
圖 4-2 都市地價指數比較圖	35
圖 4-3 台灣製造業實質 GDP 年成長率統計圖	38
圖 4-4 台灣消費者物價指數統計圖	39
圖 4-5 製造業採購經理人指數統計圖	40
圖 4-6 VAR(4)之衝擊反應函數圖	50
圖 4-7 製造業產值之預測誤差變異分解 VAR(4).....	52
圖 4-8 工業用地土地價格之預測誤差變異分解 VAR(4).....	53
圖 5-1 變數相互影響關係圖	54

表目錄

表 4-1 台灣工業用地分類	30
表 4-2 工業用地地價篩選原則	32
表 4-3 工業用地分佈簡表	33
表 4-4 研究變數資料基本統計	41
表 4-5 單根檢定	43
表 4-6 VAR 模型最適落後選取	45
表 4-7 Johanson 共整合檢定 Trace test.....	45
表 4-8 Johanson 共整合檢定 Max-eigenvalue test.....	45
表 4-9 Granger 因果關係分析	46
表 4-10 VAR(4)之迴歸係數與 T 值	48
表 4-11 VAR(4)之衝擊反應函數表.....	50
表 4-12 製造業產值之預測誤差變異分解 VAR(4).....	52
表 4-13 工業用地土地價格之預測誤差變異分解 VAR(4).....	53



第一章 緒論

第一節 研究動機與目的

一、研究動機

美國總統川普(Donald John Trump)於 2018 年 3 月 22 日簽屬 301 條款，宣示美國對於中國製造的商品開徵 600 億美元的進口關稅；中國並隨即於同日亦宣布對於中國原先自美國進口的 127 項商品課徵關稅後，「中美貿易戰」這一本年度影響國際經濟層面最廣的事件正式揭開序幕。此次兩國關稅攻防戰火熱開戰，從美國於 2018 年中第一階段駁火時，加徵 25% 關稅於美國進口自中國價值近 2500 億美元的商品開始。第二階段始於 2018 年 9 月，美國進一步加深戰線，實施第二階段關稅政策，逐步增加需加徵關稅之中國商品種類，於近 2000 億美元之中國製造貨物再多課徵 10% 進口關稅，並於隔年亦將第 2 階段商品之稅率升至和第一階段商品同樣之 25%。世界前兩大經濟體全面開始進行政策攻防的同時，全國經濟活動因此動盪，在此一局面下，台灣作為依賴國際貿易甚深的全球貿易分工一員，無論是產業或是經濟，均無可避免地被捲入風暴之中。

進一步來說，台灣在貿易戰中面臨的問題在於，過去 30 年來眾多台商為降低勞動成本，將工廠移轉至中國，以求在全球化貿易中取得競爭優勢，並亦取得相當成效。據經濟部工業局統計，台灣製造業負責的外銷訂單在 2003 年約有 24% 在海外生產，2017 年接近 50%，而中國作為台商主要之海外生產基地設廠位置，2017 年九成以上的海外台商設廠於中國，遂形成台灣製造業對中國工廠的高度依賴關係。2017 年製造業主要三類接單貨品中，電子產品、資訊與通信類商品、精密儀器於中國生產的比率分別有 64%、87% 及 61% 之多。

但由於中美貿易戰緣故，中國出口美國的貨物被課徵高額關稅，中國股市從 2019 年 1 月至 7 月跌幅已經達 20%¹，蒸發逾台幣 55 兆的資產，中國經濟於 2018 年處於向下波動的局勢。多數在中國設廠的台商，對外主要貿易夥伴就是美國，隨著中美貿易爭端狀況日益加劇，在中國設廠的台商益發受到影響。

因此，為避開美國對於中國為產地之商品的報復性關稅政策，避免商品被貼上「中國製造」的標籤而受到美國狙擊，台商設廠在中國的相關產業紛紛開始移轉供應鏈，遷出中國後的目的地除了前往東南亞諸如印尼、越南等勞動成本更低的地區外²，基於地緣及人緣等因素，移廠回台也是產業界首選。

在中美貿易戰中，美國川普政府對於中國出口銷往美國貨物提高關稅的品項以製造業產品為主³，造成以成本優勢帶動銷貨端為名的「中國工廠」的地位遭受嚴重打擊，因而從中國回流台灣的台商產業類型多是製造業。然而，今若在中國設廠的製造業台商要移廠返台，根據經濟部工業局新聞稿(工業局，2018)及產業趨勢中心資料，工業用地之取得將會是企業首要面對之問題。用地取得問題不外乎區位及價錢，根據內政部地政司都市地價指數數據，自 2014 年至 2017 年，都市內工業區地價飆漲情形嚴重，甚至於上漲幅度近一成之前幾名城市，諸如桃園市、新北市、台南市，市內工業區之漲幅不時凌駕商業區及住宅區之漲幅⁴，和中國一直以來以低工業用地價格機制吸引產業進駐的政策傾向相比，土地取得成本上的差異，是回流台商最直接的成本增加。

¹ 檢索分析自新浪財經—大陸股市(<http://finance.sina.com.cn/realstock/>)

² 此種轉移很難快速達成，除非企業、供應商、工廠和當地政府已經有關係，否則很難直接跳到一個新的地方，特別是這些開發中地區的投資法規常常模糊不明，勞工和環境標準也並不足夠嚴格(Michael Mc-Namara, 2014)

³ 第一波清單針對包括機械設備、電機設備、醫療器材、汽車整車等約 340 億美元的產品加徵 25% 關稅；第二波清單針對半導體、電子電機產品、塑膠及製品等約 160 億美元的重要產品加徵 25% 關稅；第三波清單則擬針對動植物產品、礦產、化學、紡織、金屬、汽車零組件、自行車等約 2 千億美元之產品課徵 10% 關稅，且可能再提升至 25%。檢所自美國貿易代表署(301: China's Acts, Policies, and Practices Related to Technology Transfer, Intellectual, United States Trade Representative, 2018/10)

⁴ 檢所自—內政部，都市地價指數

加上根據經濟部工業局 105 年度工業區開發與管理年報研究顯示，過去三十年，台灣工業區土地主要面臨的問題主要有三項：1.工業用地地價上漲問題。2.工業用地供需區位失衡問題。3.工業用地閒置問題⁵，研究並進一步分析造成此三個問題的成因後進而提出，此三問題有可能進而導致的情形是：近年來台灣在面對產業結構變遷、台商鮭魚返鄉回流，對於工業用地的需求有增加的趨勢，而工業用地的供給卻不一定能符合需求，以致於媒合率低，造成欲回流之製造業返台成本增加。

由於過去十數年台商設廠於中國之考量，本就是看上中國較低廉的土地成本及勞動成本，今因中美貿易戰之故，台商得回台設廠造成本身生產成本增加，也只是回到十數年前的平衡，此種外在環境變動造成製造業成本增加之情形，並不難以理解。較值得令人深究的問題在於，此次台商回流遇到之土地成本過高問題，是否已經因為存在已久，只是在此次衝擊下益發嚴重，而此土地成本過高問題會對製造業造成何種影響？此影響對台灣是否重要？

根據行政院主計處 2018 資料顯示，2017 年工業用地上之製造業生產總額達 18.3 兆元，約占全國總額之 48.8%，貢獻生產毛額(GDP)約 5.44 兆元，佔台灣總 GDP 之 31.02%⁶(行政院主計處，2018)，雖不及服務業之高，但製造業乃國家經濟基石，產品製造中間投入率高，過程具分層經濟效應，向後關聯係數較服務業高出不少，故製造業產值之波動，對台灣經濟狀況之影響不可謂不重要。而今若土地價格過高之現象，不僅是在產業前端土地取得時造成問題，更影響到最終產出，則政府勢必需要對於工業用地地價過高之情形做出對策，俾利台灣之產業經濟發展。

⁵ 現存的工業用地地價上漲問題、工業用地供需區位失衡、工業用地閒置的問題(105 年度工業區開發與管理年報，經濟部工業局，2016)

⁶ 製造業生產毛額(GDP)係指生產總額減去中間成本後之淨收益

二、研究目的

根據以上討論，加上政府對於工業用地面臨問題分析多在其原因，以及約略提到此問題將提高產業的成本，較缺乏進一步對於產業產值、生產力等影響之討論，但過高的工業用地取得成本實可能對於製造業產值之造成影響，基於前述原因，本研究之研究目的分述如下：

- (1) 透過相關資料蒐集，研究工業用地土地價格及相關總體經濟變數是否對台灣製造業產值存在影響。實證分析以多變量自迴歸模型進行，續以衝擊反應函數及預測誤差變異數分解分析其影響方向、程度及持續時間。
- (2) 探討台灣製造業產值及相關總體經濟變數是否對工業用地土地價格產生影響。實證分析亦以多變量自迴歸模型進行，續以衝擊反應函數及預測誤差變異數分解分析其影響方向、程度及持續時間。
- (3) 分析實證結果於實際經濟活動中之經濟意涵，歸納出符合實際經濟活動之研究結論，以期能對工業用地高漲與製造業產值波動間連帶關係提出量化數據支持。

第二節 研究架構

本研究內容流程架構如下：

先以第一章緒論敘明研究工業用地地價對於製造業產值影響之動機與目的，以及研究架構與實證流程。續以第二章文獻回顧，整理工業用地地價之相關文獻，其中分別探討工業用地地價形成因素，以及工業用地地價影響相關文獻，接著回顧有製造業產值相關文獻，找出相關領域文獻所據之理論來處，及對本研究主題有關之可能研究缺口。再進行第三章研究方法與研究設計，解釋本研究資料屬於之時間序列資料形式，及研究時間序列資料該進行的各式檢定法及分析過程。而第四章實證分析，先就實證分析模型內所選擇之變數進行介紹，解釋選擇理由及概述基本性質，再將變數投入第三章之一系列研究方法分析，以得出本研究實證分析結果。末章結論與建議，分析實證結果於實際經濟活動中之經濟意涵，歸納出符合實際經濟活動之研究結論，提出對於政策以及後續研究之建議，以期能對實際政策法規等提出建議，並對後續可能之研究項進行建議。研究流程如下圖 1-1 所示：

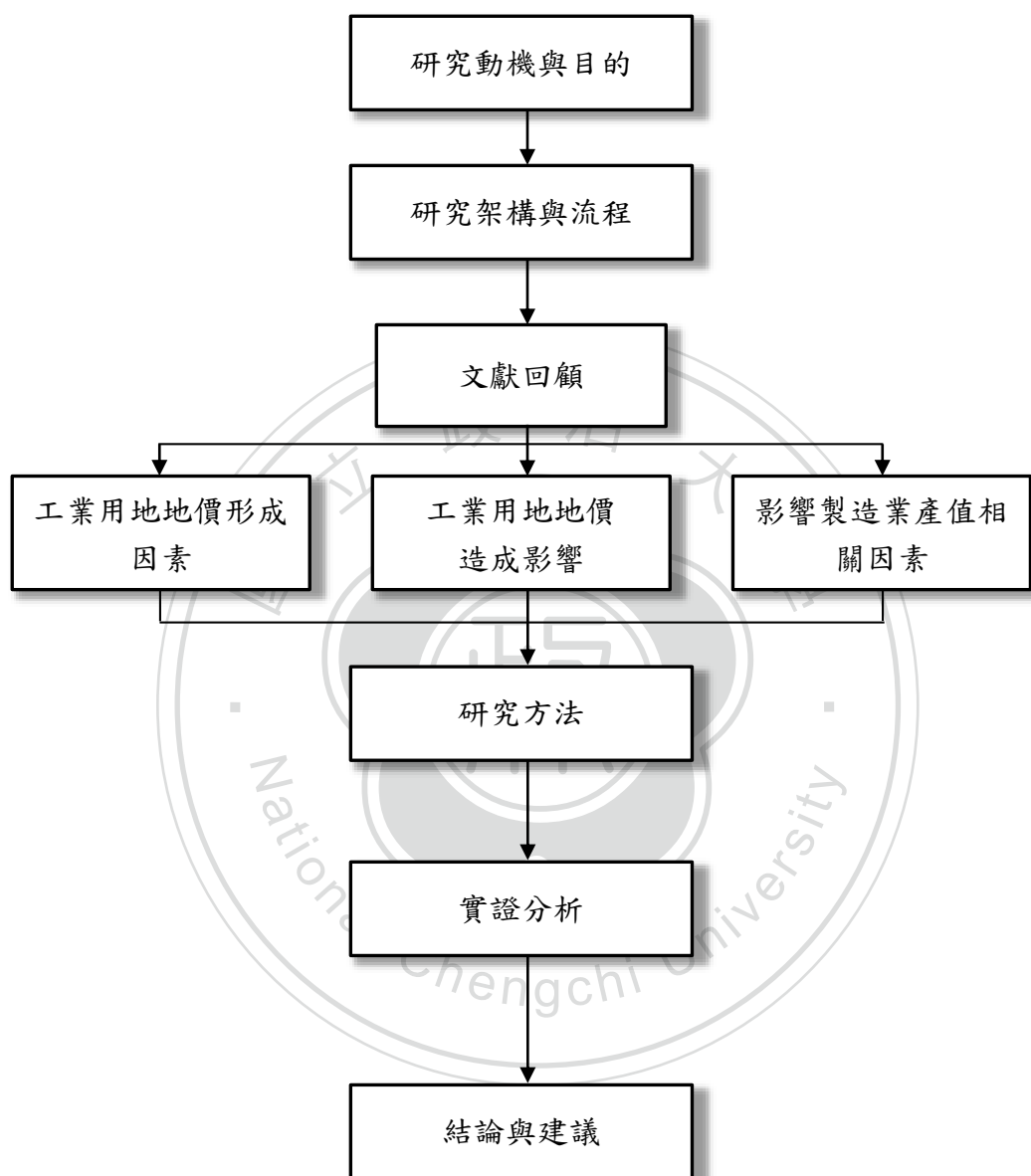


圖 1-1 研究流程圖

第三節 實證研究流程

本研究之實證研究流程參考 Hondroyannis and Papapetrou (2001)對於時間序列資料分析之流程如下圖 1-2：

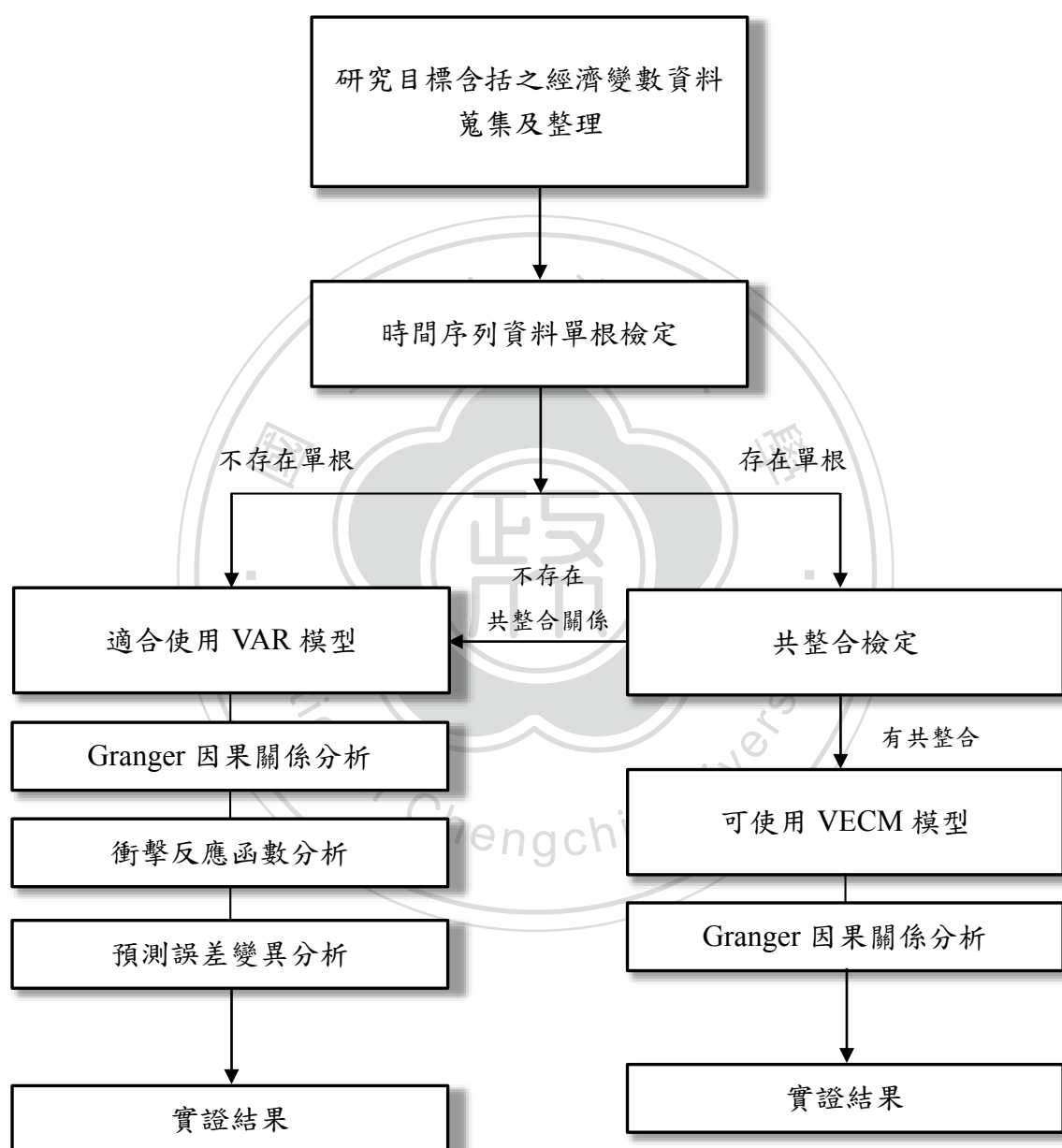


圖 1-2 實證研究流程圖



第二章 文獻回顧

依序回顧工業用地地價與製造業產值相關文獻，首先回顧工業用地地價相關文獻，形成因素與影響對象相關實證研究；第二部分回顧製造業產值相關文獻，同樣為形成因素與影響對象相關實證研究；第三節小結。

第一節 工業用地地價相關文獻

一、工業用地地價形成因素之研究

過去已經有許多關於工業用地價格的實證研究。主流的方法是通過數據模型分析都市工業用地價格之形成機制：諸如加拿大經濟學家 Capozz and Helsley (1989)已提出一早期都市土地價格動態模型，用以確定工業用地價格變化驅動力來源，結果有四項，分別為工業用地相對於農業用地的租金溢價、農業使用轉工業使用的轉換成本、交通可及性、未來租金增值。Goldberg and Chinloy (1990)對工業類型土地以及城市土地供應和價格的需求進行一系列的系統分析，他們也開發了一個土地市場價格均衡模型，包括市場供給量、地區勞動力等。同樣，Brueckner and Rabenau (1981)建立了一個地價模型來檢驗空間分佈相關性和不同投資條件對不同都市工業用地價格的影響，顯著變數包含交通條件、經濟發展程度、人口數。Zhu (2000)則以新加坡為實證資料發現，新加坡勞動力和房地產價格的變化，因會對工業生產成本產生影響，間接地導致新加坡在製造業改革期間的工業用地價格的變化。此外，Chang and Sigman (2009)對於美國棕地的潛在成本之研究顯示，汙染程度將導致工業用地土地價格下降及閒置土地的增加。

在台灣相關文獻中，有關工業用地價格的討論，也多在影響價格的因素之研究。麻匡復 (2007)以政策面進行分析，研究國內編定工業區及都市計畫內工業

區因政策目的不同而造成的地價差異。沈育民 (2002)將各製造業之各種個體因素視為變數進行分析，個體因素囊括了該地區工業用地供給量、勞力水準、服務業水準等項目，將資料以縣市層級進行分析，實證結果顯示各宗地區域條件、地區環境水準，確實為工業區地價組成之重要影響因素。而連婉淳 (2001)則以經濟學角度將土地混合使用及聚集經濟因素加入討論，研究結果顯示國內因土地混合使用住宅入侵工業區，工業區價格無法與其競爭進而下跌；以及工業區因過度聚集產生的外部成本而不經濟，使得工業區地價下跌。而後林淑雯 (2005)則綜合外部一般環境因素、區域環境因素、個別實質環境因素及個別非實質環境因素，以特徵價格法建構一較綜合性的工業用地價格模型。張文玉 (2007)則以桃園工業區為例進行影響工業用地土地價格因素之實證研究，實證結果顯示交通、勞動力及管理模式均對土地價格有正向影響。

中國學術界有關工業用地土地價格的研究，始於 2002 年中國引進土地市場導致全國土地價格上漲，工業地價機制方才獲得各方學術興趣。但經過多年的高價，工業用地近年來價格呈下降趨勢，Feng, Wu and Han (2010)研究顯示中國部分城市工業用地價格出現負成長，例如南京和杭州的工業用地轉讓價格穩步下降、江蘇省工業用地土地供應不足和工業用地價格下降，以及許多工業用地以低於成本的價格出售。

因 2002 至 2018 工業用地價格變動幅度很大，中國十幾年來對於影響工業用地價格變化的因素相關研究實多。和台灣相同，對於一般外在環境因素、區域環境因素、個別實質環境因素及個別非實質環境因素均有討論。Rooij (2009)研究顯示，就一般外在環境而言，政策面的影響在於，因中國工業用地的供給和價格多由地方政府決定，而各地方政府之間因近年來致力於提升 GDP 而產生的競爭加劇了此一變數的影響程度。Rong and Wang (2009)研究顯示工業用地價格的下降歸因於土地供應的方式及地方政府主要採取的政策態度，其中各個都市在產業競爭中，採取以降低土地價格的方式以吸引更多的外國投資是為地價下降主因。

Shu and Xiong (2019)也有相似研究發現，面對來自中國其他地區的競爭，長江三角洲地區的工業用土地轉讓價格一段時間以來一直維持低檔，這是由於地方政府欲發展該地經濟，對工業用地提供財政補貼和稅收減免導致。

Chen, Shen and Wang (2018)研究發現經濟方面的因素諸如產業聚集程度也對工業用地地價具有影響力，且在中國東部地區比中西部地區更為重要，並於同年 2018 另以著重於研究區域環境因素之研究，發現諸如經濟發展水平、人口密度、交通設施均是對於工業用地地價的重要影響因素。Chen (2010)以上海土地區位及管理模式為研究重點，實證結果顯示區為交通因素及管理模式均對土地價格有正向影響。Dai and Cheng (2019)則以產權作為研究地價之因素，研究結果顯示，集體土地產權不完整將導致工業用地價格低。

綜觀中國學術界關於工業用地價的討論，對於一般外在環境因素、區域環境因素、個別實質環境因素及個別非實質環境因素均有討論，但和台灣研究相比，更多對於工業用地價格機制的研究，特別集中在政府對工業用地採低定價策略的起源和問題上，主要討論地方政府為吸引產業投資所採取的低價工業用地定價模式，是為中國工業用地地價過低之主因。

二、工業用地地價造成影響之研究

前段文獻主要討論以工業用地價格為果，對於其形成原因之討論，本處則回顧那些以工業用地價格為因，討論其如何對於產業造成影響之文獻進行討論。首先，探討工業用地價格如何對產業產生的影響時，經典的地租模型 Alonso (1964) 提供了一個單一市中心模型，根據經典的單一中心的城市經濟學理論，就業中心通常位於市中心，通過使用不同類型的土地租金曲線分析，建立了 Alonso Model (如圖 2-1 所示)。工業用地價格被認為是都市擴張背後的決定性推動力，不同形式的租金曲線(商業用地、工業用地、住宅用地等)會影響城市空間結構和城市規模。假設商業用地和住宅用地的投標租金曲線保持不變，很明顯工業用地租金曲線的斜率變化將產生重大影響。當工業用地價格相對較高時，租金曲線的斜率較大，工業用地的空間分佈位於商業用地和住宅用地之間。另一方面，當工業用地價格相對較低時，租金曲線斜率持平，工業用地的空間分佈位於住宅用地之外。在這種情況下，城市邊界內的土地結構由工業用地的租金曲線的斜率決定。也就是說，從理論上講，低工業用地價格將成為城市擴張現象的原因。

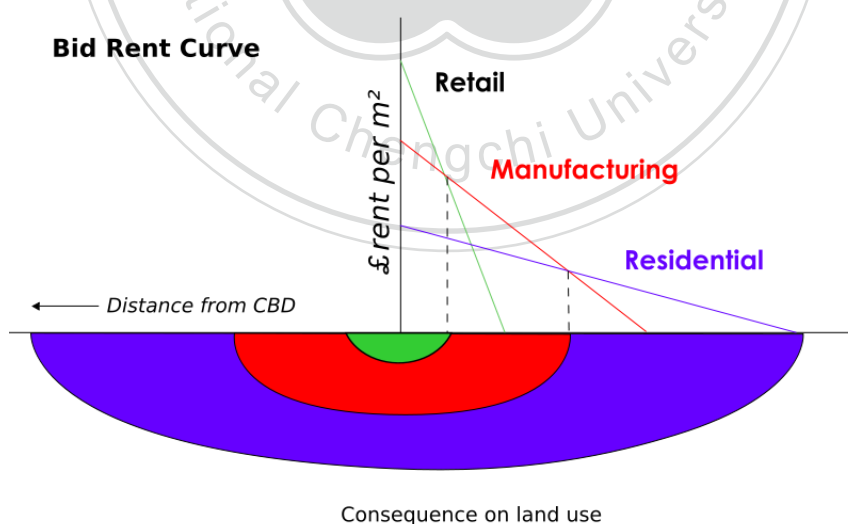


圖 2-1 Alonso Model

圖片來源：由 SyntaxError55 at the English Wikipedia⁷

⁷ <https://commons.wikimedia.org/w/index.php?curid=6281937>

基於 Alonso Model，工業用地地價對於擴張及產業擴散的現象普遍受到學術界的重視，但此處僅回顧有關工業用地地價相關文獻。He, Huang and Wang (2014) 以中國為研究對象，研究結果顯示，工業擴散受工業土地價格和勞動力等因素的影響，若一個地區具有成本優勢，如降低地價或降低勞動力，使產業需支付的成本低於其他地區，企業將擁有轉移傾向。Du, Thill and Peiser (2016) 以 1992 年至 2012 的北京工業擴展資料為研究對象，研究結果顯示，政府透過工業用地土地價格機制的建立，將可影響包括土地使用強度及方式等土地生產力。Li, Fan and Xiao (2009) 以問卷方式分析企業經營者，發現過去十年的工業土地管理，人們已經意識到工業土地價格機制存在的問題，這些問題包括低工業用地訂價策略導致的企業建設投資水平低。Cao, Feng and Tao (2008) 發現低價策略還可能導致工業用地浪費和土地使用效率低下因為地方政府以過低的土地訂價出售過量的工業用地，最後，這可能導致工業用地被、廢棄和閒置。

一般而言，工業用地價格被視為產業擴散背後的主要推動力。因此，研究工業用地價格對產業的影響至關重要，這對於改善工業用地市場，以合理的地價在不同地區進行產業活動有著顯著的作用。

第二節 製造業產值相關文獻

有關影響製造業產值的相關文獻，本文章將其分為兩部分進行回顧，分別為總體經濟因素相關文獻、產業特性因素相關文獻。

一、總體經濟因素相關文獻

雖然既有文獻中，多有對於製造業產值的討論，然而大部分的研究多是針對企業本身經營績效或財務結構或市場資訊進行分析，對於外在環境，例如總體經濟、景氣循環或產業狀況的分析則是不多見，然而 Chaganti, Mahajan and Sharma (1985) 等學者認為：外在環境的變化對於工業產值狀況的影響亦扮演著相當重要的角色，總體經濟變數於 Panel Data 模型中確實會影響工業產值。黃博怡、張大成和江欣怡 (2006) 在分析產業狀況時，將總體經濟因素也一併納入模型，因素細分為六項

- (1) 景氣領先指標綜合指數：由製造業新接訂單指數變動率、製造業員工平均每月工作時數、海關出口值變動率、貨幣供給 M1B 變動率、躉售物價指數變動率、股價指數變動率及臺灣地區房屋建築申請面積等等七項指標構成，具領先景氣變動之性質，可用以預測未來景氣之變動。
- (2) 景氣同時指標綜合指數：由工業生產指數變動率、製造業生產指數變動率、製造業銷售值、製造業員工平均每月薪資變動率、票據交換金額變動率以及國內貨運量等六項指標構成，代表當時的景氣狀況，可以衡量當時景氣之變動。
- (3) 失業率：失業者占勞動力的比率稱為失業率，失業率的高低往往也和總體經濟環境有關，故本研究亦將失業率納入變數之一。
- (4) 景氣領先指標綜合指數變動率：為 (當期景氣領先指標綜合指數－前期景氣領先指標綜合指數) / 前期景氣領先指標綜合指數，此一變數可作為了解景

氣領先指標綜合指數的變動程度。

(5) 景氣同時指標綜合指數變動率： $(\text{當期景氣同時指標綜合指數} - \text{前期景氣同時指標綜合指數}) / \text{前期景氣同時指標綜合指數}$ ，據以藉以了解景氣同時指標綜合指數的變動程度。

(6) 景氣對策信號綜合判斷分數變動率： $(\text{當期景氣對策信號綜合判斷分數} - \text{前期景氣對策信號綜合判斷分數}) / \text{前期景氣對策信號綜合判斷分數}$ ，藉以了解景氣同時指標綜合指數的變動程度。

二、產業特性因素相關文獻

個別產業特性部分文獻，首先是資本或勞動密集度的過去實證文獻：Jebuni, Love and Forsyth (1988)利用固定資產帳面價值與雇用員工人數比，以及扣除薪資後附加價值與雇用員工人數比，作為衡量製造業產值之變數，實證結果為正相關。Audretsch and Yamawaki (1988)則用資產與雇用員工人數比，發現其與製造業生產力有正向關係。Clark, Kaserman and Melese (1992)利用固定資產總額與非工資所創造的附加價值占產業員工人數比衡量，實證結果其與製造業出口值成正相關。

第三節 小結

透過上述文獻回顧，較多的文獻集中在討論工業用地價格的形成因素，對於工業用地價格的改變所導致產業方面的影響並不多見，惟中國僅幾年較廣泛的在討論各地政府因需吸引產業進駐所採的低工業用地定價政策，使得低地價之工業用地上的產業普遍產品附加價值不高。而觀近年台灣工業用地地價過高之現象，帶來了的一系列問題，例如對於製造業產值產生的影響，實為重要。故本研究擬以時間序列方式，檢測台灣工業用地地價與製造業產值是否存在長期均衡關係，或是否存在短期衝擊修正關係，及自變數與應變數間是否存在「領先-落後」之關係。



第三章 研究方法

時間序列資料在能使用於迴歸分析前，需進行之各式資料預處理方式、統計模型進行細節與相關檢定概念，於本章詳述，以利後續實證分析進行，內容包括第一節時間序列資料處理所需之概念及單根檢定，第二節時間序列資料之各式分析模型。

第一節 時間序列資料處理

從資料本身屬性結構觀之，一般而言統計資料可分為四種，分別為時間序列資料(Time series data)、橫斷面資料(Cross-section data)、跨時橫斷面資料(Pooled cross-section data)、面板資料(Panel data)。本研究欲探究台灣工業用地地價是否與台灣製造業產值存在相關性，並檢驗兩者是否有領先-落後之關係，使用資料為 2012 年至 2019 年之工業用地地價資料、台灣製造業產值資料及其他時間序列資料。本節將對時間序列資料進行介紹，並對檢定時間序列資料所需之穩定狀態及單根檢定使用方法，並介紹最適落後期數挑選準則，辟利於後續使用進一步的時間序列模型分析。

一、定態時間序列

若以一定頻率於各個時間點逐一記錄同一資料之實際數值，遂可得出一時間序列資料，此一定頻率一般來說有多種選擇，如年、季、月、日等。故此大部分總體經濟資料均為時間序列資料，例如 GDP、匯率、貨幣供給額、股價指數等常見資料。由於時間序列資料紀錄的是同一資料於不同時間點之數值，和在同一時間點從母體抽樣之橫斷面資料極為不同，使用時間序列資料時，我們將預期

從資料內分析出的隱含訊息諸如：前期資料對後期資料之影響；抑或是某一事件發生對於整體資料的反應程度及可能發生的遞延效果。

但是，由於大部分總體經濟時間序列資料大多存在非定態現象，有違各式時間序列分析模型均存在的假設前提—資料屬性為定態，遂衍生一系列關於定態與否之認定、各式檢定方法判定結果選擇之討論，以將時間序列資料正確分析。

解釋何為定態時間序列資料時，可將其認識為在以一定頻率紀錄的資料中，各時間點之資料型態均成穩定之機率分配。今若存在一筆已確認定態之資料，我們期待當某時間點發生某一事件，且該事件對資料序列產生一個衝擊，該衝擊產生之影響程度將會隨著時間經過而遞減；然若該衝擊作用於一非定態時間序列資料序上，則衝擊之影響程度並不會隨時間經過而遞減，而是會持續保持存在，進而造成該時間序列資料難以達成長期均衡狀態。

依據 Granger and Newbold(1974)提出之假性迴歸理論，若一時間序列資料並未達成長期均衡狀態，而處於非定態中，使用該資料進行統計分析時將導致模型具有良好解釋力及配適度，亦可說是擁有相當高之 R^2 或 Adjusted R^2 ，變數之係數並顯著異於 0，一般而言會將其視為一良好迴歸模型，但可能因進行迴歸分析前疏於考慮殘差自相關問題，迴歸係數之變異數可能過大，抑或是係數之 T 值不達顯著標準，歸納出錯誤的因果關係，進而使得模型預測功能失準。

因此，為避免出現假性迴歸問題，一般而言在進行時間序列資料分析之前，必須判斷所使用之資料是否為定態，而判斷方法以單根檢定(Unit root Test)較為廣泛之使用。若資料經檢定後可確認為定態即可進行後續分析，若為非定態，一般會將其進行差分使其穩定後方進行後續分析使用。

二、Augment Dickey-Fuller 單根檢定

經濟分析相關文獻中較常使用之單根檢定方式為 Dickey-Fuller 單根檢定 (DF 檢定)，以及根據 DF 檢定，以及考量其迴歸式中殘差自相關之缺陷，發展出的 Augment Dickey-Fuller 單根檢定法(後以 ADF 檢定法表示)，兩者間最大的差異在於，ADF 檢定在檢定式中加入自變數落後期數的差分項，辟使迴歸式中殘差能符合獨立性要求，以解決 DF 法之缺陷。

鑑於 ADF 檢定方法由 DF 法而來，而 Dickey and Fuller (1979)提出 DF 檢定法時，模型使用之估計法最小平方法(OLS)，並可分為於檢定模型中加入截距項、時間趨勢項或否的三種模型，各自適用於不同資料屬性之變數：

- (1) 迴歸式加入截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

- (2) 迴歸式加入截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

- (3) 迴歸式不加入截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

上式 Δy_t 為變數各期的差分項， a_0 為模型自行加入截之距項， γ 與 a_2 為迴歸係數， ε_t 則是屬於白噪音之殘差，DF 檢定式之虛無假設為變數存在單根，也就是 $H_0: \gamma=0$ ，如果原假設不能被拒絕，則意味著該變量具有單根並且數據類型為不穩定序列。另外，在不同的驗證模式下，驗證的臨界值將不同。一般而言，在相同數量的樣本和相同的顯著性水準下，DF 檢定式中要估計的參數越多，驗證臨界值的絕對值就越大。

由於 DF 檢定使用 OLS 方式進行檢定，若檢定到非定態數列而使迴歸結果之 ε_t 不符合白噪音之特性時， ε_t 將因此內含未估計到之殘差自我相關關係。而若

殘差出現一階自我相關的情況，會進一步導致不正確之 DF 值，以致產生無法拒絕錯誤的虛無假設，使得 DF 檢定的檢定力不足。因此 Said and Dickey (1984) 提出 Augment Dickey-Fuller 單根檢定(ADF 檢定)，在迴歸式中加入自變數差分的落後項，以排除可能出現的殘差自我相關之情形。與 DF 檢定相同，ADF 檢定包含三種模式之檢定模型，分述如下：

(1) 迴歸式加入截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

(2) 迴歸式加入截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

(3) 迴歸式不加入截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

相比 DF 檢定，ADF 檢定式增加自變數差分的落後項 $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ ，以處可能出現之殘差自我相關情形。其虛無假設與 DF 檢定維持一致，為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，資料型態為一非定態數列。

三、最適落後期選取

由於 ADF 檢定在檢定式中，會加入自變數差分的落後項以消除殘差自我相關之情形，因此而衍生的問題是加入之落後項的期數為何。若於迴歸式中加入過多期落後項，迴歸模型容易產生過度參數(over-parameterization)之問題，將使自由度減少，造成估計之無效率。反之，若於迴歸式中加入過少期落後項，迴歸模型容易產生減化參數(parsimonious-parameterization)之問題，也將使得估計結果產生偏誤。故於進行單根檢定前，必須先判定所加入之落後項的期數，而較為廣泛使用於最適落後期判定的方法有二，分別為 AIC 準則、SIC 準則，判斷準則及使用情境介紹如下：

(一) AIC (Akaike Information Criterion)赤池信息量準則

Akaike (1973)提出 AIC 落後期數選取準則，作為單根檢定中選取落後期的依據，其選取標準是以 AIC 值之最小期數作為適當落後期數，使用之計算公式如下：

$$AIC = 2k + n \ln(RSS/n) \quad (3.7)$$

式中，k 為待估參數之數量，n 為變數資料之樣本數，RSS 為殘差之平方和，以待估參數總量與資料樣本屬與殘差項之關係進行綜合計算。

(二) SIC (Schwartz Bayesian Information Criterion)貝葉斯信息量準則

Schwartz (1978)提出 SIC 落後期數選取準則，選取標準也是以 SIC 值最小之期數作為適當落後期數。與 AIC 準則相比，SIC 準則偏向選擇落後期數較短的模型，因此較 AIC 準則不易出現過度配適問題。另當樣本資料數越大時，SIC 準則的準確程度會較 AIC 準則高，也較有一致性。SIC 使用之計算公式如下列：

$$SIC = k \ln(n) + n \ln(RSS) \quad (3.8)$$

式中，k 為待估參數之數量，n 為變數資料之樣本數，RSS 為殘差之平方和， $\ln(n)$ 為樣本總數取自然對數。

第二節 時間序列資料分析模型

一、向量自我迴歸模型(Vector Autoregression Model)

時間序列資料若以一般線性迴歸模型進行分析，隱含的前提假設會是自變數與因變數間的因果關係，即迴歸式中因變數是受到自變數影響，而不考慮自變數會不會受到因變數影響。然此等假設並不符合現實狀況，現實世界之經濟體中各種總體經濟變數間往往互相影響，要區分各者間之因果關係原本殊為不易，且各變數間亦可能有交互影響的情形存在；甚或各者間本就無因果關係存在。

因此，Sim (1980)提出向量自我迴歸模型(VAR)，在不確定研究所使用之變數間因果關係為何之時，將所有變數均視為內生變數(endogenous)進行分析，每一個變數都可以自身的落後期與其他變數的落後期來表示。如此一來使得模型解釋涵蓋範圍擴大，進而能探討變數間之互動關係，避免模型認定(identification)問題產生。此方法可以分析任一變數變動時對於其他變數之影響，以此解決分析時資料時對於變數之經濟因果關係的假設問題。

因此，向量自我迴歸模型是以一組多變數多迴歸式組成的方程式矩陣，各變數均會做為應變數及自變數進行估計，一個具有 n 個變數之一期自我相關迴歸模型如下所示：

$$\begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{n0} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} x_{1t-1} \\ x_{2t-1} \\ \vdots \\ x_{nt-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}$$

$$\text{再令 } Y_t = \begin{bmatrix} x_{1t} \\ x_{2t} \\ \vdots \\ x_{nt} \end{bmatrix}, A_0 = \begin{bmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ \vdots \\ a_{n0} \end{bmatrix}, A_1 = \begin{bmatrix} a_{11} & a_{12} & \cdots & a_{1n} \\ a_{21} & a_{22} & \cdots & a_{2n} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ a_{n1} & a_{n2} & \cdots & a_{nn} \end{bmatrix}, \varepsilon_t = \begin{bmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{nt} \end{bmatrix}, \text{則 VAR}$$

矩陣將可轉寫成：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

若再將公式擴增至 q 期自我相關，則可寫為：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_q Y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

式中 Y_t 為第 t 期之 $n \times 1$ 變數向量， A_0 為 $n \times 1$ 截距項之向量， A_i 為 $n \times n$ 多期變數之係數矩陣， ε_t 為 $n \times 1$ 殘差之向量。而 q 期落後期的選定，可使用上述 AIC、SIC 準則進行挑選。

二、衝擊反應函數(Impulse Response)

使用向量自我迴歸模型讓我們可以檢測單一變數變動對於其他變數的影響程度，而若欲進一步檢測所要研究變數是如何受其他變數自發性衝擊影響時，Sim (1980)將向量自我迴歸模型藉由 Herman Wold 提出的數學方式(Wold-von Neumann decomposition)，轉換為移動平均表示方式，以觀察模型內變數的隨機誤差項若產生一個標準差的變動時，是如何對自身或其他變數當期或多期之影響。而當 VAR 模型經移動平均方式轉換後，每個變數都可以由模型中所有變數的當期和滯後期的隨機誤差比例組成，因此觀察隨機變數的變動及是觀察變數的變動對其他變數的影響，該比例說明了變數間的相互影響關係。其將向量自我迴歸模型轉換的結果如下：

向量自我迴歸模型：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

將變數以隨機誤差項表示可得：

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.12)$$

其中 λ 仍為 $n \times 1$ 的常數項向量， C_i 為 $n \times n$ 的常數矩陣，且 C_0 為一單位矩陣， ε_{t-i} 為無自我相關之隨機誤差項。

轉換後即可以觀察隨機誤差項代替觀察變數，藉由此一方式得知解釋變數間的動態關係，並藉此測試變數間對彼此產生的衝擊反應的函數大小。可觀察的訊息包括：該衝擊導致的反應為持續性亦或間斷性；反應方向為和；反應期間維持是長或短；以及反應劇烈程度多寡。

三、預測誤差變異數分解(Variance Decomposition)

在向量自迴歸模型中，若正確建置模型，可期望獲得自變數對於應變數之反應係數，但由於變數使用單位不盡相同，無法直接用於說明係數的絕對值大小代表之意義。而預測誤差變異數分解(Variance decomposition)則是應此為題而生，藉由分析自迴歸模型中某一個變數之標準化殘差變異數中，存在多少由其他變數之殘差變異數所貢獻之比例，此貢獻比例能使用於分析變數間的互動關係。

概釋此方法即是：以 Y_t 向前推算 s 期，可得一 Y_{t+s} 的向量，並將 Y_{t+s} 取期望值可得 $E(Y_{t+s})$ 的向量，進而可擴展至 S 期之預測誤差將是：

$$Y_{t+s} - E(Y_{t+s}) \quad (3.13)$$

將上式代入衝擊反應函數模型(X.XX)可成算式：

$$Y_{t+s} - E(Y_{t+s}) = \sum_{i=0}^{s-1} C_i \varepsilon_{t+s-i} \quad (3.14)$$

$$Var_{\gamma} = MSE(E_t(Y_{t+s}))$$

$$= \sum_{j=1}^n Var(\varepsilon_{jt})(a_j a_j' + c_1 a_j a_j' c_1' + c_2 a_j a_j' c_2' + \dots + c_{s-1} a_j a_j' c_{s-1}')'$$

換言之，從 t 向前推算 s 期所得到對於 Y_{t+s} 的預測誤差變異，來自第 j 個變數所帶來的預測誤差變異數為：

$$Var_j = Var(\varepsilon_{jt})(a_j a_j' + c_1 a_j a_j' c_1' + c_2 a_j a_j' c_2' + \dots + c_{s-1} a_j a_j' c_{s-1}')'$$

而變數 j 對於變數 γ 之 Y_t 之預估誤差變異的占比/貢獻度則是： Var_j/Var_{γ}

以此推知，每個變數之預測誤差變異數，均可由所有變數之預測誤差變異數乘上某一比率後，加總而得。故透過預測誤差變異數分解，可藉由 Var_j/Var_{γ} 的大小進而分析變數之間的互動關係。若有較高之 Var_j/Var_{γ} ，表示變數 j 對變數 γ 較具有解釋能力；若一變數之預測誤差變異數可被於模型之其他變數解釋之比例小，該變數可能受模型外之外生性影響較強。

四、共整合檢定及向量誤差修正模型

前述時間序列資料分析方法，建立基礎在於預先透過單根檢定檢驗資料序列之穩定狀態，並在進行後續分析前，藉由對非定態資料差分進而得到定態數列，方進一步對數個定態數列予以分析。除此分析結構之外，R. Engle & C. Granger (1987) 提出另一套分析時間序列資料之方法，即為共整合檢定及向量誤差修正模型。此套方法用於檢驗非定態時間序列資料間，仍可能存在之長期均衡情形，以及短期變動關係。

(一) 共整合檢定(Cointegration Test)

由於 Granger(1981)發現在現實經濟體中，各式總體經濟變數大多是非定態時間序列資料，但仍會隨時間同時出現往相同方向波動之情形，推測可能起因於如市場機制等外生性因素之影響，方有如此現象。而此現象亦應有其經濟意涵存在，亦即這些會隨時間經過而一同波動的變數間，可能存在一長期均衡關係，而變數間的共整合關係就是這些變數的長期均衡關係，當兩經濟變數存在共整合關係時，他們將會以相同的方向變動，雖短期受到一些因素的影響可能會偏離，但長期仍會趨於均衡。

故分析序列的第一步驟即是檢定該數列是否有共整合情形，若將一群整合階次相同的變數(例：皆為 I(1)序列)做線性組合後變成一個新序列，此新序列成為 I(0)序列：例如， X_t 和 Y_t 。此兩變數皆為 I(1)序列，存在一常數 k ，使得其線性組合的變數 Z_t ， $Z_t = Y_t - kX_t$ 成為 I(0)時，則 X_t 和 Y_t 有共整合關係， k 為共整合係數， Z_t 為均衡誤差(Equilibrium error)，以落後 q 期的 VAR(q)可以表示如下：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \cdots + A_q Y_{t-q} + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

式中 Y_t 為第 t 期之 $n \times 1$ 變數向量， A_0 為 $n \times 1$ 截距項之向量， A_i 為 $n \times n$ 多期變數之係數矩陣， ε_t 為 $n \times 1$ 殘差之向量且服從白噪音。

將上式差分後可以表示成為：

$$\Delta Y_t = A_0 + \Pi Y_{t-1} + \Pi_1 \Delta Y_{t-1} + \Pi_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \Pi_{t-q} Y_{t-q+1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

式中 $\Pi = \sum_{i=1}^q A_i - I$ ， $\Pi_i = \sum_{j=1}^i A_j - I$ ，而 ΠY_{t-1} 是誤差修正項。 Π 的階級(rank)則表示了 Y_t 的共整合程度， (Π) 之可能值會落在三個區間：

- (1) $\text{rank}(\Pi) = 0$: 表示 Π 為零矩陣，亦即 Y_t 之間不存在任何共整合向量，變數之間不存在任何長期均衡關係。

- (2) $\text{rank}(\Pi) = n$ ：表示 Π 為一 full rank 矩陣， Y_t 均為穩定數列，不符合變數同為 $I(1)$ 的要求。
- (3) $0 < \text{rank}(\Pi) = r < p$ ：表示 Π 存在 r 個共整合向量，亦即變數間存在一個或數個常情均衡情形。

後續以對角元素和檢定 (Trace test) 及最大特性根檢定 (Maximum eigenvalue test) 得出 $\text{rank}(\Pi)$ 的值，以確定變數間存在多少共整合向量，概列二檢定式如下：

對角元素和檢定：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -2 \ln(\theta) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.16)$$

最大特性根檢定：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -2 \ln(\theta, r|r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.17)$$

以上兩種檢定若能拒絕虛無假設，則表示變數間具有至少 $r+1$ 個長期均衡情形。

(二) 向量誤差修正模型 (Variance Error Correction Model)

經共整合檢定後若發現變數間存在共整合關係，此時若使用 VAR 模型進行分析，分析結果即有可能缺失變數間之長期均衡關係。此時較宜使用有將共整合關係加入檢定中的向量誤差修正模型 (VECM)，以捕捉變數間之短期動態關係是如何修正成長期均衡關係。今若有二數列今若有二數列間存在共整合關係，並於以使用誤差修正模型進行分析，其模型可表示如下：

$$\Delta Y_t = a_0 + bEC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

$$\Delta X_t = a_1 + bEC_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.19)$$

式中 p 及 q 為最適落後期數， EC_{t-1} 為誤差修正項， b 為誤差修正係數代表長期誤差修正項的調整速度， β_i 及 β_j 為短期動態調整速率之係數， ε_t 服從白噪音。

五、格蘭傑因果關係檢定

格蘭傑因果關係檢定係由 Granger(1969)提出，係以變數間的預測能力來探討變數間的領先-落後關係及相互影響的程度。使用概念在於檢定一變數之時間序列資料擁有多少對於另一變數的解釋機率，而解釋機率尚包含解釋能力及預測誤差。需注意此處雖使用因果關係作為檢定名稱，唯此檢定乃僅具統計上之估計意涵，並不意味其中存有經濟意義上的因果關係。但列使用 2 變數 VAR 模型之格蘭傑因果關係檢定式如下：

$$Y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.20)$$

$$X_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.21)$$

式中 a_0 為截距項， a_i 為變數之落後期資訊對其本身之影響係數， β_j 為另一變數落後期資訊對該變數之影響係數， ε_t 為其誤差項。而上兩式之假設檢定均為：

$$H_0 : \beta_j = 0$$

$$H_1 : \text{not all } \beta_j = 0$$

若檢定結果可拒絕虛無假設，代表使用一變數於另一變數之式中，可以增加該變數之解釋力，亦即一變數對另一變數領先-落後關係。此領先落後關係可能為單向因果關係亦可能為雙向回饋之關係。

第四章 實證分析

本研究之實證分析將分為五部分進行討論，第一部分對研究使用之變數進行說明，續按第三章所列之時間序列資料分析方法進行各式檢定分析，分別為第二部分之單根檢定；第三部分之向量自我迴歸檢定、格蘭傑因果關係檢定；第四部分衝擊反應函數；第五部分預測誤差變異數分解模型。

第一節 資料來源與變數說明

本研究主要討論台灣工業用地地價與製造業產值間是否存在相互影響關係，將採用實價登錄所提供之工業用地價格季資料與台灣製造業 GDP 季資料及其他季資料變數進行分析，研究兩者間的短期動態關係及長期均衡關係，故於下文先就各變數之資料型態進行說明。

一、模型變數說明

(一) 台灣工業用地地價

台灣工業用地種類繁多，欲進行地價分析就勢必得將其分類理清，免於資料和研究目標出現擬合度問題。根據經濟部工業局統計資料顯示，台灣工業用地在不同時期因為不同開發目的，以各式政策為背景催生出數種工業區，各工業區內容產業各自不同，唯本處探討工業用地類別的目的在於提升研究數據的擬合程度，以更精確的對應製造業產值及用地價格的相互關係。故此，理清並挑選出對實際貢獻製造業產值的用工業區類別，實為必要。

1. 工業區概述

工業用地依區域計畫法進行都市及非都市土地分類，可分為都市計畫區之工業區，及非都市計畫範圍編定的丁種建地。都市土地之工業區，是為因應都市密

集發展所採取之分區管制規範，為供應足夠的工業用地，以滿足都市的工業發展需求。另依非都市土地使用管制規則，對於位在都市計畫區範圍外的土地進行管制，依現況使用進行土地使用類別編定。非都市土地中可作為工業用地使用之類別，為依法編定之丁種建築用地。都市土地中劃設之工業區，及非都市土地範圍編定之丁種建築用地，遂成為台灣工業用地供給之兩重要來源依據。

在都市及非都市土地二者之範圍下，尚有因應各不同經濟發展需求衍生各自不同之子分區，諸如都市計畫範圍內之工業區可細分為：特種工業區、甲種工業區、乙種工業區、零星工業區；非都市土地內編定工業區雖僅有丁種建築用地一劃分，但仍存在依產業創新條例成立之歸經濟部管理產業園區及其他之區別。

依各法令所設置之產業園區之工業用地尚包括：編定工業區、加工出口區、科學工業園區、環保科技園區、農業科技園區、自由貿易港區。各自有其設立之法令依據，並歸屬於不同政府單位所管轄，為詳細說明，但列下表 4-1：

表 4-1 台灣工業用地分類

依據法規		工業用地	研究使用	
工業用地 土地供給	區域計畫法	都市計畫法	工業區(特種、甲種、乙種、零星) 土地交易資料來源	
		非都市土地使用管制規則	丁種建築用地 土地交易資料來源	
	其他法規	原獎勵投資條例(1990年廢除)、原促進產業升級條例(2010年廢除)、產業創新條例	產業園區	土地交易資料來源
		加工出口設置管理條例	加工出口區	只租不售
		科學工業園區設置管理條例	科學工業園區	只租不售
		自由貿易港區設置管理條例	自由貿易港區	港滬用地 倉儲用地
		環保科技園區推動計畫作業與管理要點	環保科技園區	非以製造
農業科技園區設置管理條例	農業科技園區	業為主		

2. 工業用地地價資料選擇

上列共八種主要工業用地供給來源，唯加工出口區及科學工業園區之土地只租不售，不存在土地交易資料；而自由貿易港區、環保科技園區及農業科技園區並不以製造業為主要產業，於資料挑選時必須檢出並剔除，故本研究資料選擇來源僅使用都市計畫法規應之工業區土地交易資料、非都市土地使用管制規則編定之丁種建地土地交易資料、產業創新條例編定之產業園區內工業用地，以確切對應製造業使用土地。

確定工業用地供給來源後，續考量共工業用地土地交易資料來源，可能來源有四：都市地價指數、土地公告現值、實價登錄公開交易資料、私人企業蒐集之交易資料。四種來源之資料屬性各有不同，說明如下以利研究之資料選擇進行：

(1) 都市地價指數

民國 99 年始建置，資料範圍為六都之都市土地，但貢獻製造業產值之產業，並不僅設廠於都市計畫範圍，尚有非都市土地範圍內編定的的丁種建地跟諸多產業園區，以此指數分析製造業產值可能存在合適性問題。

(2) 土地公告現值

公告土地現值作為土地移轉時課徵土地增值稅之依據，根據內政部公告，2018 年調整後的公告土地現值大約占市值的 91.31%，具代表性，但一年調整一次，資料時間單位為年，不僅資料期數較少，且資料週期過長，內涵訊息龐大，無法進行較好的拆分使用。

(3) 實價登錄資料

民國 101 年開始建置，資料範圍為全國，囊括都市及非都市土地交易資料，包含能完整對應製造業產值之地價資料。

(4) 私人企業資料

以台灣第一太平戴維斯建置之工業區市場行情資料為例，內有各區交易實例及行情，但僅作為公司內部資料用於商業用途，研究取得較為困難。

故此，鑑於資料持續期間、資料完整性、取得途徑，本研究選擇實價登錄公開資料為工業用地土地價格來源。來源為內政部實價登錄資訊平台所提供之開放資料，資料內容為時間內各筆不動產買賣資料，包含各自之詳細屬性，如交易時間、交易面積價格、鄉鎮市區、區段門牌、土地使用分區等欄位，唯並無一欄位標明該資料為製造業用地與否，須以其他欄位進行間接挑選出製造業使用之工業用地，挑選原則如下表 4-2：

表 4-2 工業用地地價篩選原則

步驟	篩選欄位	篩選原則
一	交易標的	土地
二	都市土地/非都市土地編定	都市土地為工或非都市土地編定為丁種建地
三	鄉鎮市區/土地區段位置	剔除屬於表 4-1 所列之自由貿易港區、環保科技園區、農業科技園區資料
四	交易面積	> 100 平方公尺
五	備註欄	空白
六	交易單價	剔除異常值
七	N	剔除重複登記資料

另須特別說明的是表 4-2 之三，需自資料中揀出屬於自由貿易港區、環保科技園區、農業科技園區之資料，唯並無一欄位標明該資料為此三種工業區與否，須自交易之鄉鎮市區及區段門牌屬性資料進行挑選。遂在進行挑選前需先找出此三種工業區分布位置，以利研究進行，查內政部工業局統計資料，建置下表 4-3，說明預剔除之三種工業區分布位址：

表 4-3 工業用地分佈簡表

工業用地土地供給							
區域計畫法		其他法規					
都市計畫法	非都市土地 使用管制規則	產業創新條例	加工出口區 設置管理條例	科學工業園區設置管理條例	自由貿易港區 設置管理條例	環保科技園區推動 計畫作業管理要點	農業科技園區 設置管理條例
工業區	丁種建築用地	產業園區	加工出口區	科學工業園區	自由貿易港區	環保科技園區	農業科技園區
南港軟體工業區	八里工業區	觀音工業區	中港加工出口區	中部科學工業園區台中園區	高雄港自由貿易港區	桃園環保科技園區	高雄生物園區
台中工業區	八里龍形工業區	大里工業區	台中加工出口區	中部科學工業園區台中園區	台中港自由貿易港區	花蓮環保科技園區	屏東農業生物科技園區
台中港關連工業區	大彎南段工業區	新營工業區	高雄加工出口區	南部科學工業園區台南園區	桃園空港自由貿易港區	台南環保科技園區	
大武崙工業區	永康科技工業區	永安工業區	楠梓加工出口區	南部科學工業園區高雄園區	台北港自由貿易港區		
安平工業區	太乙工業區	瑞芳工業區	臨廣加工出口區	新竹科學工業園區城南園區	安平港自由貿易港區		
台南科技工業區	保安工業區	龍德工業區	高雄軟體科技園區	新竹科學園區中興園區	基隆港自由貿易港區		
永康工業區	岡山本洲工業區	大園工業區	屏東加工出口區	新竹科學工業園區龍潭園區	蘇澳港自由貿易港區		
官田工業區	北四工業區	新竹工業區	台中軟體園區	新竹科學工業園區生醫園區			
高雄臨海工業區	三和工業區	銅鑼工業區		新竹科學園區			
大發工業區	光武工業區	南崗工業區		新竹科學工業園區竹南園區			
仁武工業區	光興工業區	田中工業區		新竹科學工業園區銅鑼園區			
鳳山工業區	鶯歌工業區	竹南工業區		中部科學工業園區二林園區			
林園工業區	桃園科技工業區	彰濱工業區		中部科學工業園區虎尾園區			

需於實價登錄交易資料中剔除之項目，為表中顯示以高雄港為首的七處自由貿易港區；桃園、花蓮、台南三處環保技園區；高雄、屏東兩處農業科技園區。另表列之加工出口區、科學工業園區由於只租不售，故並不於實價登錄資料內出現，篩選資料時不予以考慮。

另花蓮縣內主要三個工業區，分別為和平工業區、光華工業區、美崙工業區，主要為配合臺灣西部水泥業東移政策，開闢鄰近礦區之水泥生產專區，主要產業為水泥業、電力供應業、砂石及黏土採取業及其他礦業等石化相關產業，屬於礦業及土石採取業和電力及燃氣供應業範圍，而非屬製造業範圍，故於統計時亦將位於花蓮縣之工業區資料予以剔除。

本文使用資料期間為 2012 年第 3 季至 2019 年第 4 季之實價登錄資料，共 30 筆季資料。由於內政部實價登錄系統係自 2012 年第 3 季方開始實施，不動產研究得以有較為完整的資料來源，唯因 2020 年初開始世界肺炎疫情衝擊所有產業，使用 2020 年資料求得之分析結果將不具一般性，故本研究之研究料選取期間將限制於 2019 年第 4 季止。

內政部實價登錄資訊平台所提供之開放資料以季為單位之 excel 格式資料，但鑑於檔案內當季之實價登錄資料不僅限於當季交易資料，為此本研究將其依交易日期重新篩選為 90 期月資料，再重組為季資料，並續依各欄為提供之訊息進行資料挑選及異常值剔除，經篩選後 30 季共有 10,051 筆工業用地土地交易資料，本研究使用各筆工業土地交易資料總價之總和除以交易面積之總和，得到交易之平均單價，各期之交易單價如下圖 4-1：

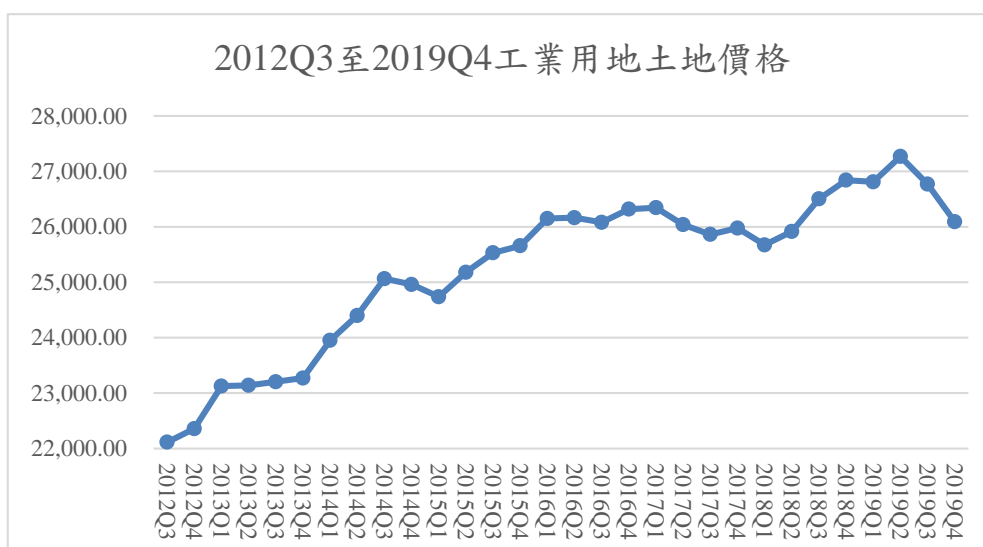


圖 4-1 工業用地交易統計圖

此工業用地土地價格資料，因未經標準化及指數化，可能存在因土地交易資料個體因素產生之價格偏誤，唯慮此問題，但就本研究整理之價格資料，與內政部公地政司都市地價指數進行擬合，雖其資料範圍僅含六都，但因其已指數化，仍具參考性。依 2019 第 1 季都市地價指數研究報告之資料，將其 2014 第 1 季至 2019 第 1 季之工業區地價指數資料，和本研究使用之單位地價進行皮爾森相關係數分析，結果為 0.81，已逾高度相關之門檻值 0.7，兩資料為高度相關，本研究整理之單位地價應具有代表性，兩者比較如下圖 4-2 所示：

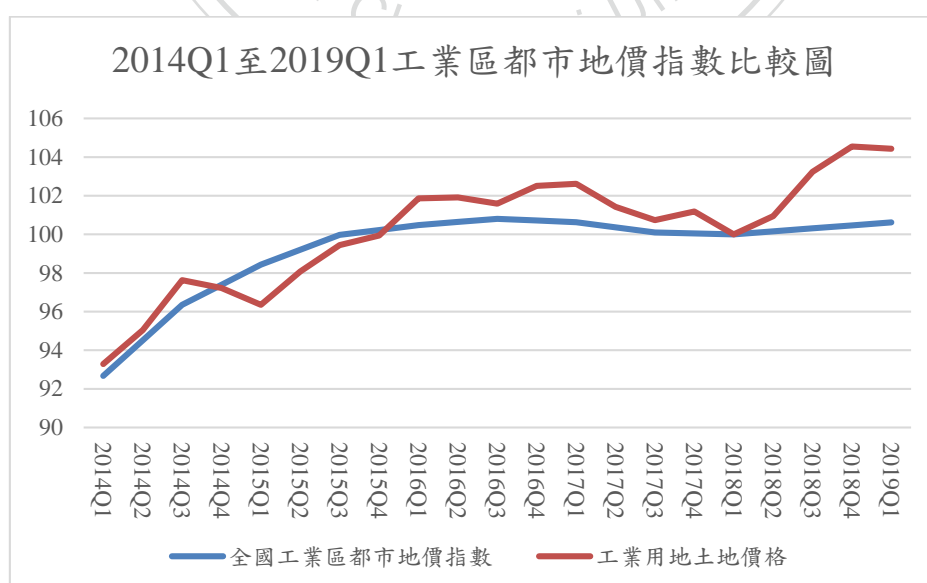


圖 4-2 都市地價指數比較圖

(二) 台灣製造業產值

一、製造業產值定義說明

(1) 製造業定義

按中華民國行業標準分類，製造業大分類下，包含電子零組件製造業、金屬製品製造業、食品製造業等 27 個中分類，該 27 個中分類依經濟部之定義，可續分為 4 類，分別為：

- (1) 民生工業：包括食品、飲料、菸草、紡織、成衣及服飾品、木竹製品、非金屬礦物製品、家具及其他製造業。
- (2) 化學工業：包括皮革、毛皮及其製品；紙漿、紙及紙製品；印刷及資料儲存媒體複製；石油及煤製品；化學材料；化學製品；藥品；橡膠製品；塑膠製品製造業。
- (3) 金屬機械工業：包括基本金屬、金屬製品、機械設備、汽車及其零件、其他運輸工具、產業用機械設備維修及安裝業。
- (4) 資訊電子工業：包括電子零組件；電腦、電子產品及光學製品；電力設備製造業。

本研究所稱製造業，其涵括範圍即為此 27 中分類，查內政部工業局提供之製造業產值資料，此 27 分類所續分之 4 分類，均有其個別產製之產值資料庫，唯因較難區分各分類之產值實際上直接連結至何塊土地之實際使用，為求研究資料間之配適合理，本研究選擇使用 27 中分類之產值總合，以良好對應台灣製造業使用之工業用地地價資料。

(2) 製造業產值定義

按中華民國主計處製造業統計主要項目計算方法，製造業產值可分為生產總額、生產毛額、生產淨額三項：

- (1) **生產總額** = 營業收入 + 製成品及在製品年底存貨 - 製成品及在製品年初存貨 - 全年進貨成本 - 出售原材物燃料及兼銷商品銷售成本 + 其他非營業收入 (不包括投資收益、出售資產盈餘)。
- (2) **生產毛額** = 生產總額 - 中間消費⁸。
- (3) **生產淨額** (按市價計算) = 生產毛額 - 各項折舊

三種製造業產值計算方式均有其不同之經濟意涵，查主計處統計資料編算方法，製造業產值多使用生產毛額進行資料建置，原因有二：一為生產毛額之上一層生產總額因尚未扣除成本支出，無法代表透過產業活動所實際增加之價值；二為生產淨額計算過程中，各項折舊價值僅為設算項目，並無實際值，可能產生估算偏誤，遂多以製造業生產毛額代表製造業產值。

生產毛額尚能分為國內及國外生產毛額，由於本研究預探討台灣土地與製造業產值之關係，土地僅在國內，故生產毛額僅能採計國內。而國內生產毛額即為已被廣泛認識的 GDP(Gross domestic product)，故台灣製造業 GDP 資料即為本研究所重視之台灣製造業產值。

二、製造業 GDP 資料選擇

台灣內政部工業局對於製造業 GDP 提供四種統計資料，分別是當期 GDP、當期 GDP 年成長率、實質 GDP、實質 GDP 年成長率。當期 GDP 和實質 GDP 差別在於是否有經過通膨調整，依工業局提供之資料所示，實質 GDP 調整基期為 2016 年，實質 GDP 年增率調整基期為 2011 年。本文選擇則實質 GDP 年成長率作為變數，原因在於實質 GDP 已將通膨作為外生因子處理完畢，利於後續 VAR 模型中將消費者物價指數做為內生變數分析；又選擇年成長率而非原始值之原因在於，年成長率已屏除季節因素干擾，數據不需再經季節處理即可使用，利於後續分析進行。

⁸ 中間消費 = 原材物料及燃料耗用總值 + 水電瓦斯費 + 託外加工費 + 其他營業費用。

台灣製造業實質 GDP 年成長率在模型中以 MGD_P 表示，資料期間為 2012 年第 3 季至 2019 年第 4 季，共 30 筆季資料。資料取自台灣經濟新報(TEJ)，其原始資料來源自內政部工業局工業統計季報。各期之製造業實質 GDP 年成長率如下圖 4-3。

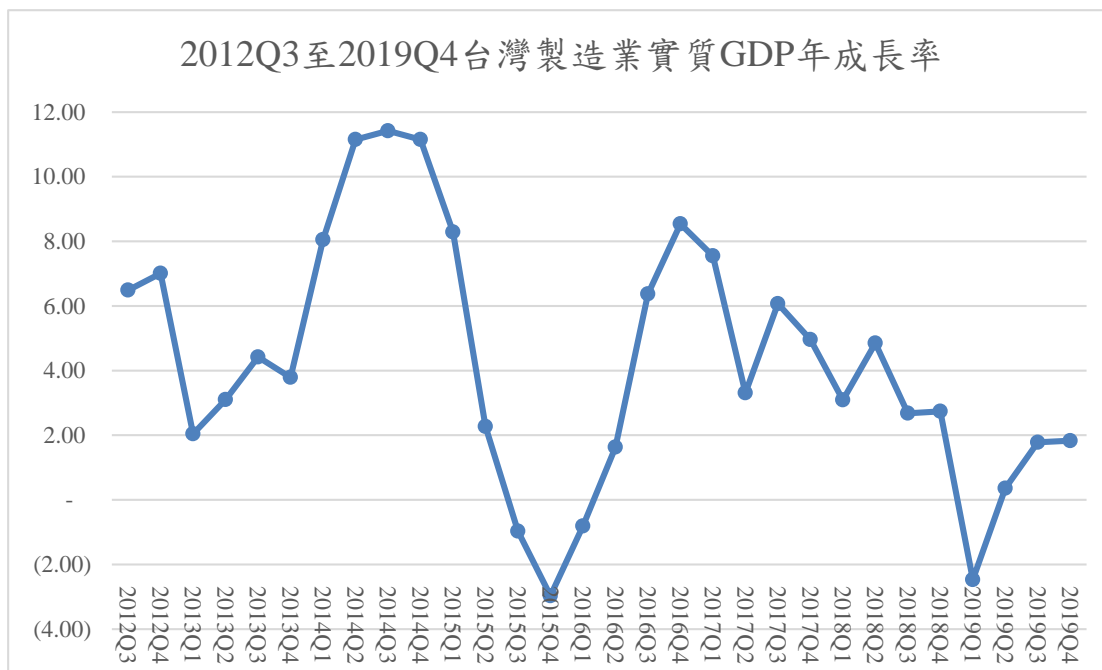


圖 4-3 台灣製造業實質 GDP 年成長率統計圖

三、變數選取

由於模型中主要變數中台灣製造業實質 GDP 年成長率資料型態僅有季資料，遂將另一變數：實價登錄工業用地土地價格資料整理為季資料，又因實價登錄資料始於 2012 年第 3 季，至 2019 年第 4 季總共僅有 30 季，30 期資料用於多變量向量自迴歸模型分析時，自由度雖足夠，但仍須避免在模型中放入過多變量，造成自由度不足之問題。

模型內除主要兩變數製造業實質 GDP 年成長率、工業用地土地價格外，尚需納入能反映經濟市場活動狀況之總體經濟變數，以及反應製造業市場活動狀態之製造業產業經濟變數。因 30 期資料在差分後自由度更有限，模型中僅允許再

增加 2 變數，以確保模型之解釋力之水準，避免本來有相互影響的變數因自由度不足而造成係數不顯著。

故於在考量變數內含之經濟意涵後於模型中放入四變數，包含製造業實質 GDP 年成長率、工業用地地價，及一反應經濟市場狀態之總體經濟變數消費者物價指數(CPI)；一反應製造業產業市場狀態之製造業經濟變數製造業採購經理人指數(MPMI)。

(三) 消費者物價指數

資料期間為 2012 年第 3 季至 2019 年第 4 季，共 30 筆資料。資料取自台灣經濟新報(TEJ)，其原始資料來源自行政院主計總處物價統計月報。消費者物價指數在模型中以 CPI 表示。

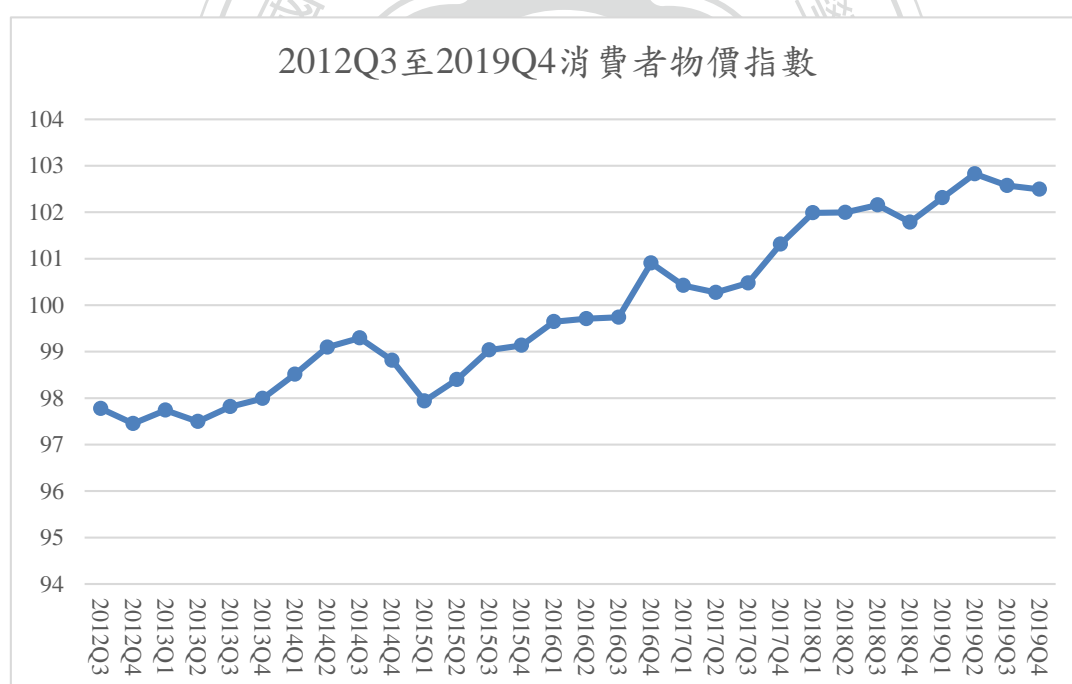


圖 4-4 台灣消費者物價指數統計圖

(四) 製造業採購經理人指數

資料期間為 2012 年第 3 季至 2019 年第 4 季，共 30 筆資料。資料取自台灣經濟新報(TEJ)，其原始資料來源自國發會景氣指標月報。製造業採購經理人指數在模型中以 MPMI 表示。

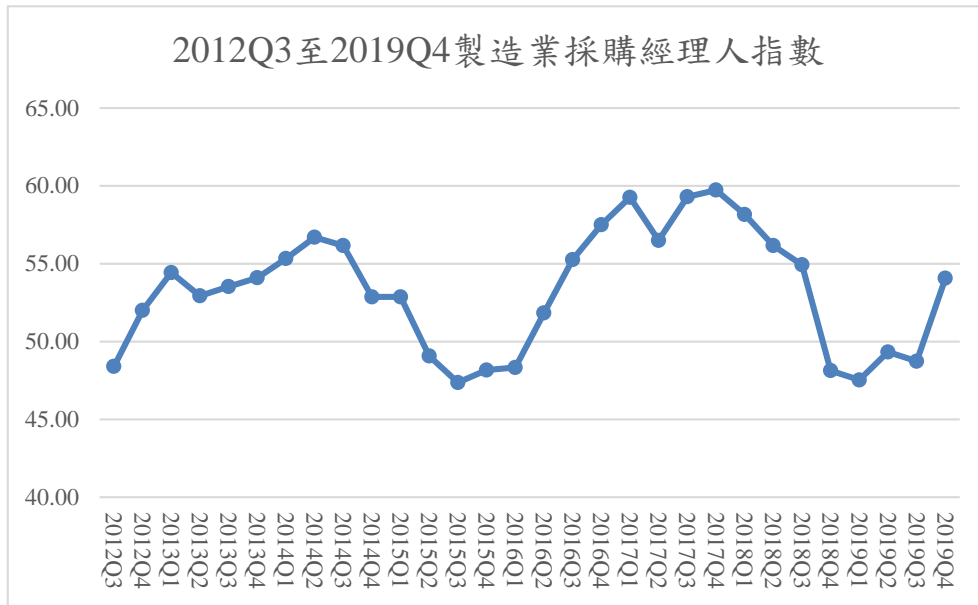


圖 4-5 製造業採購經理人指數統計圖

二、研究資料基本統計

本研究資料以內政部實價登錄資訊平台所提供之開放資料、內政部工業局報告資料、內政部主計處開放資料、國家發展委員會報告資料為主。所稱工業用地土地價格，即為本研究整理實價登錄資料後計算出之各季之工業用地土地單價(僅為不含建物之純土地價格)，資料期間為 2012 年第 3 季至 2019 年第 4 季，交易資料經篩選後共 10,051 筆有效交易樣本。所稱製造業 GDP，即為內政部工業局統計季報內之台灣製造業實質 GDP 年成長率，資料期間與工業用地土地價格相同。所稱消費者物價指數及製造業採購經理人信心指數均為指數之實際值，不另做調整。

查表 4-4 變數資料之敘述統計，就 MLP 而言，平均數為 25,250 元/平方公尺(換算每坪約為 83,471 元)，最大值 27,268，最小值 22,114，標準差為 1,399 元。MGDP 因有正有負，平均年成長率為 4.26%，最大值 11.42%，最小值-2.97%；CPI 平均數 99.90，最大值 102.82，最小值 97.45；MPMI 平均數 53.29，標準差 3.81，最大值 102.82，最小值 97.45。

表 4-4 研究變數資料基本統計

使用變數	MLP	MGDP	CPI	MPMI
單位	元/平方公尺	百分比	標準化指數	標準化指數
平均數	25,250	4.26	99.90	53.29
中位數	25,768	3.55	99.67	53.80
標準差	1,399	3.78	1.73	3.81
最大值	27,268	11.42	102.82	59.73
最小值	22,114	-2.97	97.45	47.37
樣本數	30	30	30	30

第二節 單根檢定

由過去文獻得知，總體經濟指標大多為非定態資料。故於此節將先對本研究所使用變數進行單根檢定，以確定變數資料為定態亦或非定態的形式。並且，由於本研究並未掌握這些資料之 DGP 模式，故對各變數資料均使用 ADF 檢定中三種檢定式進行檢定，以獲得較準確的檢定結果，若依序以三種單根檢定模式(加入截距項、加入截距項與時間趨勢項、不加入截距項與時間趨勢項)檢定後，仍發現變數資料仍呈現非定態之狀態，將透過變數差分並續依三種單根檢定模式予以檢定其穩定與否。但列各變數之檢定結果及一階差分後之檢定結果於下表 4-5：



表 4-5 單根檢定

Variable	ADF Test Statistic		
	τ_u	τ_t	τ
MGDP	-3.21**	-4.01**	-1.56
MLP	-4.51**	-4.76**	-0.48
CPI	-0.42	-3.36*	0.74
MPMI	-1.84	-1.25	1.93
Δ MGDP	-4.26***	-4.17**	-4.32***
Δ MLP	-5.32***	-5.27***	-5.32***
Δ CPI	-4.61***	-4.52***	-4.59***
Δ MPMI	-8.30***	-8.55***	-8.35***

說明：

1. τ_u 代表檢定式中包含截距項， τ_t 代表檢定式中包含截距項及時間趨勢項， τ 代表檢定式不含截距項及時間趨勢項。
2. 變數之差分以 Δ 表示，例如 MGDP 之一階差分以 Δ MGDP 表示。
3. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10%的信心水準下顯著。

藉由三種檢定方式之檢定結果顯示，MLP 及 MGDP 在 5%信心水準下顯著拒絕存有單根之虛無假設，意即 MLP 及 MGDP 之資料為一定態數列；CPI 及 MPMI 則是無法拒絕續列中存在單根之虛無假設，可視為是存有單根之非定態數列。另特說明此處 ADF 檢定中所使用之最適落後期數，係由 EViews11.0 軟體自動選取，選取標準採用 SIC 法。

而若將上述非定態之變數進行一階差分後，再進行三種模式之單根檢定，檢定結果顯示變數在 1%信心水準下顯著拒絕有單根之虛無假設，亦即經過一階差分後變數之資料序均為定態，後續分析中使用變數資料時均使用一階差分後之定態資料進行分析。

第三節 向量自我迴歸模型

欲分析工業用地土地價格的波動是否會對台灣製造業產值造成影響，如前章所述，因不確定變數間之因果關係，故於此處使用 VAR 模型進行迴歸分析。以下為本研究所建構之 VAR 模型，一共有四個變數，四條迴歸式，落後其數則透過 AIC 及 SIC 準則進行挑選，在下列模型迴歸式中以 p 表示：

$$\Delta MGDP_t = A_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MLP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MPMI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.1)$$

$$\Delta MLP_t = A_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MLP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MPMI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.2)$$

$$\Delta CPI_t = A_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta CPI_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MLP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MPMI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.3)$$

$$\Delta MPMI_t = A_0 + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MPMI_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MGDP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta MLP_{t-i} + \sum_{i=1}^p a_i \Delta CPI_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4.4)$$

一、最適落後期選取

為確定 VAR 模型的最適落後期數(p)，Hurvich and Tsai (1989)說明小樣本時，Akaike's information criterion (AIC) 準則的懲罰項 $((p+1)2/T)$ 帶來的懲罰效果，會大於 Schwarz information criterion (SIC)準則的懲罰項 $((p+1)\ln T/T)$ 。由於本研究使用的樣本數屬於小樣本，故在落後期挑選時，若 AIC 準則配適的最佳模型與 SIC 準則配適的模型期數出現衝突，本文將選擇使用 AIC 準則挑選之結果進行模型配適。

表 4-6 VAR 模型最適落後選取

Statistic	VAR Order p			
	$p = 1$	$p = 2$	$p = 3$	$p = 4$
AIC	28.03463	27.64582	27.25401	24.64605*
SIC	29.00973	29.401	29.78927	27.96139*
LR	70.87719	26.70095	20.06173	31.10369*

檢驗結果顯示無論以 AIC 準則或 SIC 準則為準，落後四期之模型配適度均較佳。依此落後期選擇之建議，後續實證模型以 VAR(4)建置。

二、共整合檢定

確定模型之落後期數後，遂進行共整合檢定。檢定結果如表 4-7、4-8 所示，模型內四變數 Δ MGDP、 Δ MPLP、 Δ CPI、 Δ MPMI 之間，不存在共整合關係。

使用 Johanson 共整合檢定方式進行操作，兩種檢測值不論是 Trace test 或是 Max-eigenvalue test，均顯示此四變數間不存在共整合關係。

表 4-7 Johanson 共整合檢定 Trace test

Hypothesized	Trace		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
None *	0.685476	55.04662	57.85613	0.1291
At most 1	0.453987	22.65918	29.79707	0.2632
At most 2	0.170884	5.716044	15.49471	0.7288
At most 3	0.016610	0.468990	3.841465	0.4935

表 4-8 Johanson 共整合檢定 Max-eigenvalue test

Hypothesized	Max-Eigen		0.05	
No. of CE(s)	Eigenvalue	Statistic	Critical Value	Prob.
None *	0.685476	32.38744	37.58434	0.1111
At most 1	0.453987	16.94314	21.13162	0.1747
At most 2	0.170884	5.247053	14.26460	0.7104
At most 3	0.016610	0.468990	3.841465	0.4935

三、格蘭傑因果檢定

確認模型內變數間不存在共整合關係後，遂能進行 Granger causality Wald test statistics 格蘭傑因果檢定，檢定結果如表 4-9 所示，發現台灣製造業 GDP 可被工業用地土地價格、消費者物價指數及製造業採購經理人指數解釋。並與消費者物價指數、製造業採購經理人指數存在互動關係。但與工業用地土地價格僅有單向因果關係。

表 4-9 Granger 因果關係分析

	Dependent Variable			
	Δ MPL	Δ MGDP	Δ CPI	Δ MPMI
Δ MPL	NA	0.0053***	-0.0141**	0.0303**
Δ MGDP	0.9138	NA	0.2067	0.1496
Δ CPI	0.2747	0.0125**	NA	0.5889
Δ MPMI	0.0947	0.0116**	0.1766	NA

1. 「***」、「**」、「*」表示在 1%、5%、10% 的信心水準下顯著。

四、向量自我迴歸模型

下表 4-10 以 1%、5%、10% 信心水準下，T 分配檢定表示。模型中以 Δ MGDP 為應變數之迴歸式中，落後期的 Δ MPL、 Δ CPI、 Δ MPMI 均對 Δ MGDP 存在顯著影響，此結果顯示製造業產值確會在短期內隨著相關總經變數而變動，亦即製造業產值是與全台之經濟活動狀況息息相關。故在本研究期間 2012 年至 2019 年的樣本期間內，總經變數的影響對於製造業產值的影響是顯著的。

其中 Δ MPL 在落後 3 期及 2 期時對 Δ MGDP 之影響在 1% 信心水準下達到顯著，符合研究預期，已過高的工業用地土地價格可能真的存在對製造業產值之負向影響，推測工業用地土地價格之變動對於製造業產值之影響可能至少遞延六個月。原因可能是工業用地土地交易時程長，購地後設廠也須一定時間，加上設備

添購、人力招聘、政策法規審查等作業時間，此影響並無法快速反應於製造業產值。

而本研究於以 ΔMLP 為應變數之迴歸分析顯示，落後期的 $\Delta MGDP$ 、 ΔCPI 、 $\Delta MPMI$ ，均未對 ΔMLP 造成顯著影響，意即實際中可能對工業用地土地價格造成影響之關鍵因素，並非本研究所使用之總經指標，應非傳統理論中認為之，使用土地產業表現及經濟情形，或可能為資本市場火熱程度及脫離生產基本面之土地資本利得投資面考量所致。

在股市波動、貨幣供給額提升時，若工業用地土地價格有隨之波動的情況，可能是投資客的炒作所致；或是著眼於投資工業用地大於實際生產的資本利得而去；和從前理論所云，能得到越高利益者能負擔越高的地租的因果關係不符，台灣工業用地土地價格應已脫離土地利用之市場機制，應該說是工業用地市場已不僅單純跟隨古典經濟地租論，而是受到其他政策及行為經濟理論所影響。

另兩條迴歸結果均顯示，落後 1 期的 ΔMLP 對於當期 ΔCPI 在 5%信心水準下影響顯著，且此影響方向為正，和格蘭傑因果關係分析結果相同。此結果說明短期之工業用地土地價格的波動會對消費者物價指數造成影響，由於消費者物價指數與人民生活息息相關，若實證結果顯示工業用地土地價格對消費者物價指數產生影響，那政府須再再考慮如何管控工業用地土地價格以平穩物價指數。

另落後 1 期的 ΔMLP 對於 $\Delta MPMI$ 在 5%信心水準下影響顯著，且係數為負數，和土地價格對於製造業產值的影響方向一致，可能佐證已過高的工業用地地價對製造業的實業運行，負面影響確實存在。

表 4-10 VAR(4)之迴歸係數與 T 值

	Δ MPLP		Δ MGDP		Δ CPI		Δ MPMI	
	係數	T 值	係數	T 值	係數	T 值	係數	T 值
Δ MPLP(-1)	-0.49554	-1.43	-0.00006	-0.15	0.00019	2.16**	-0.00092	-2.16**
Δ MPLP(-2)	0.20985	0.41	-0.00152	-2.45**	0.00025	1.84	-0.00117	-1.86
Δ MPLP(-3)	-0.46798	-0.96	-0.00207	-3.50***	-0.00015	-1.21	-0.00103	-1.71
Δ MPLP(-4)	-0.81645	-0.76	-0.00058	-1.62	-0.00009	-1.17	-0.00021	-0.57
Δ MGDP(-1)	-107.612	-0.38	0.99846	2.92***	-0.10921	-1.48	0.44533	1.28
Δ MGDP(-2)	335.528	0.92	0.71961	1.64	0.04419	0.47	-0.31507	-0.70
Δ MGDP(-3)	-108.353	-0.42	-0.23381	-0.75	0.03722	0.56	0.05418	0.17
Δ MGDP(-4)	-70.390	-0.34	-0.84043	-0.38	-0.05586	-1.04	-0.48843	-1.93
Δ CPI(-1)	1773.552	1.70	2.86497	0.23	-0.33239	-1.22	1.08655	0.85
Δ CPI(-2)	813.097	0.82	3.27713	2.27**	-0.89341	-3.46***	-1.35966	-1.11
Δ CPI(-3)	2234.945	1.99	4.05982	3.00***	-0.10292	-0.35	0.58713	0.43
Δ CPI(-4)	854.766	0.82	-1.88281	-1.49	-0.64412	-2.37	-0.88038	-0.68
Δ MPMI(-1)	-166.403	-0.45	0.06465	0.24	0.17035	1.78	-0.43857	-0.97
Δ MPMI(-2)	-533.371	-1.34	1.55276	2.41**	-0.01147	-0.11	-0.71863	-1.47
Δ MPMI(-3)	-373.613	-1.37	0.79589	2.00**	0.02627	0.37	-0.17886	-0.53
Δ MPMI(-4)	266.707	1.44	0.44711	0.15	0.03108	0.65	-0.41241	-1.81
R-squared	0.4521		0.8718		0.7356		0.8111	
Adj-R ²	0.3145		0.6356		0.3526		0.4333	
C	-981.982	-0.92	1.26203	0.98	0.91637	3.29	2.14948	1.63

第四節 衝擊反應函數

於使用 VAR 模型及 Granger 因果關係分析後，若欲進一步探討所欲重點研究變數受到其他變數之自發性衝擊時，將會如何反應，反應的方向是正或負；反應持續時間為何；反應的形態維持續型或間斷型。以下就本研究於上節所建立的 VAR(4)模型，來探討當 Δ MGDP 受到其他變數的一單位的標準差衝擊時，其反映的方向、強弱、持續時間、型態。使用 EViews11.0 繪製衝擊反應函數圖如下圖 4-6 所示。

由下表 4-11 得知，(圖 4-6 左上)當 Δ MGDP 受到 Δ MPLP 一單位標準差衝擊時，產生的反應於第一期為 0.25，第二期-0.37，第三期-1.89，第四期-0.22，第五期-0.3。 Δ MGDP 在第二及第三期顯著下降，第四至第六期穩定下降，第七期後影響減弱。

(圖 4-6 右上)而當製造業 Δ MGDP 受到自身一單位標準差衝擊時，產生的反應於第一期為 1.62，第二期 1.11，第三期 0.41，第四期-0.07，第五期-0.18。 Δ MGDP 在前三期上升，第四期後影響減弱。

(圖 4-6 左下)而當 Δ MGDP 受到 Δ CPI 一單位標準差衝擊時，產生的反應於第一期為 0.00，第二期 0.77，第三 0.31，第四期-0.13，第五期-0.07。 Δ MGDP 在前兩期短暫上升，第三期後就影響減弱。

(圖 4-6 右下)而當 Δ MGDP 受到 Δ MPMI 一單位標準差衝擊時，產生的反應於第一期為 0.00，第二期 1.22，第三期 0.77，第四期 0.57，第五期 0.38。 Δ MGDP 從第二期開始顯著上升，直至第六期後開始影響減弱。

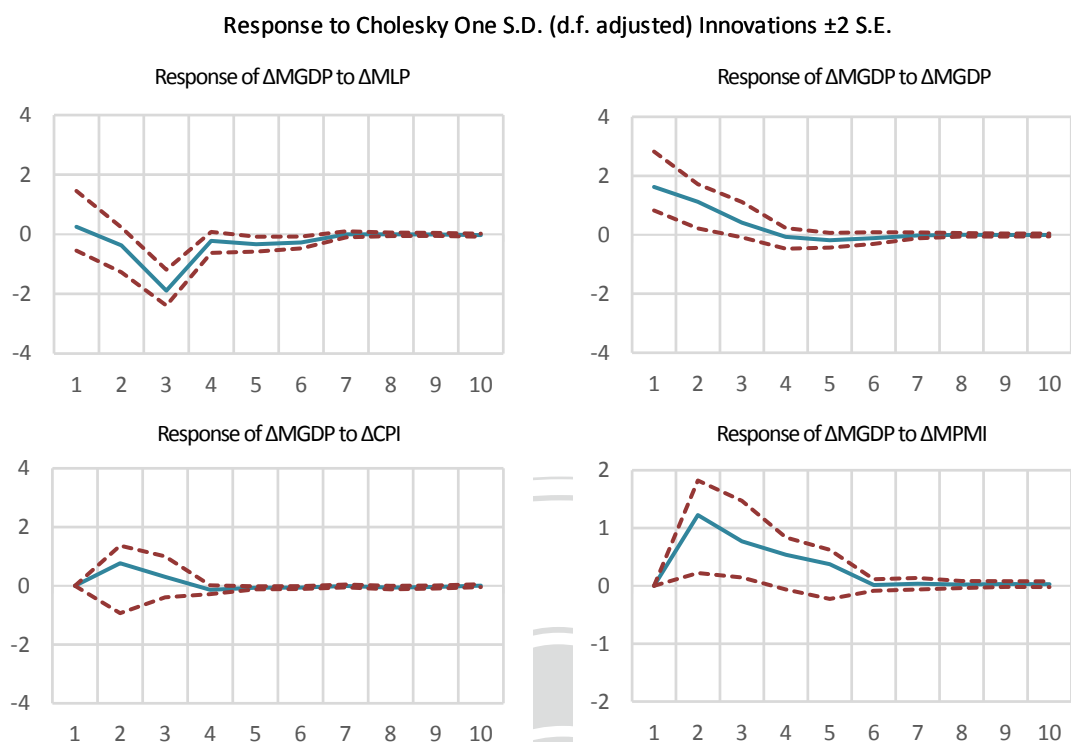


圖 4-6 VAR(4)之衝擊反應函數圖

表 4-11 VAR(4)之衝擊反應函數表

Period	ΔMLP	ΔMGDP	ΔCPI	ΔMPMI
1	0.253105	1.625123	0.000000	0.000000
2	-0.372642	1.116975	0.768432	1.223276
3	-1.890091	0.415041	0.305006	0.770961
4	-0.223332	-0.069686	-0.134483	0.536825
5	-0.332914	-0.182797	-0.068073	0.374964
6	-0.275487	-0.111829	-0.061046	0.014765
7	-0.001557	-0.020639	-0.004112	0.036646
8	-0.001645	-0.000986	-0.058144	0.023229
9	-0.005426	-0.007575	-0.040959	0.032143
10	-0.031124	-0.004706	0.005654	0.028634

第五節 預測誤差變異數分解

上一節衝擊反應函數結果顯示了 VAR 模型內每一個內生變數的衝擊對自身與其他內生變數帶來的影響，及隨著時間經過模型中各內生變數對於衝擊的反應。而預測誤差變異數分解則是進一步評估各內生變量對於預測變異數的貢獻度。

由上一章研究方法可得知，每一個變數皆可以表示成其預測誤差變異數(ε_t)，且其預測誤差變異數則可由其他變數之預測誤差變異數加總而得，藉由分析預測誤差變異數，便可得知該變數被自身及其他變數所解釋的權重比為何，進而推估變數間的影響貢獻度。

下表 4-12 包含六行。第一行是預測期，第二行(S.E.)是變數 Δ MGDP 各期預測值的標準差，後四行均為百分比數，分別是以 Δ MPLP、 Δ MGDP、 Δ CPI、 Δ MPMI 為應變數的迴歸式對 Δ MGDP 各期預測標準差的貢獻度，每列相加總合為 100。

Δ MPLP、 Δ MGDP、 Δ CPI、 Δ MPMI 對應的數字行依次表示對應預測期時，四個變數之誤差項變動對 Δ MGDP 預測值標準差貢獻的百分比。以 $t = 3$ 為例， Δ MGDP 預測值的標準差為 2.74，其中 29.22%由 Δ MPLP 的殘差衝擊所致；54.00%由自身的殘差衝擊所致；7.86%由 Δ CPI 的殘差衝擊所致；8.92%由 Δ MPMI 的衝擊所致，總和為 100%。

自第六期開始，預測誤差變異數分解的結果大致趨於穩定，這與衝擊反應函數的結果基本一致。以第三期來看，來自本身迴歸式的貢獻佔 Δ MGDP 預測標準差的 54%，自身影響最為重要。次重要為來自 Δ MPLP 之貢獻度，達 29%， Δ CPI、 Δ MPMI 對其影響重要性則較低。

表 4-12 製造業產值之預測誤差變異分解 VAR(4)

Variance Decomposition of GDP					
Period	S.E.	Δ MPL	Δ MGDP	Δ CPI	Δ MPMI
1	1.751449	13.90501	86.09499	0	0
2	2.516032	29.20701	61.42816	9.327733	0.037105
3	2.742323	29.21582	53.99919	7.864215	8.920774
4	3.019823	29.06464	44.58413	6.683612	19.66762
5	3.200863	31.11257	40.00958	6.650362	22.22749
6	3.678279	33.77291	30.39006	16.78958	19.04745
7	4.078061	38.07578	26.35362	18.57412	16.99648
8	4.242556	40.55415	24.57407	18.89247	15.97931
9	4.31879	41.48772	24.74073	18.33791	15.43363
10	4.646422	44.63863	24.52503	17.27307	13.56327

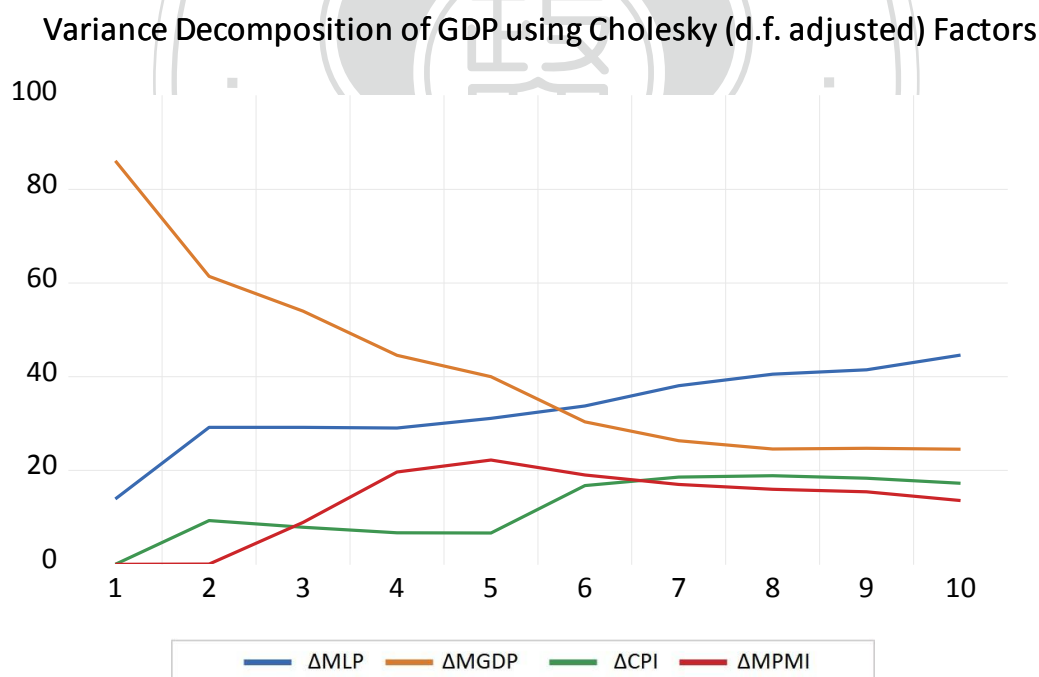


圖 4-7 製造業產值之預測誤差變異分解 VAR(4)

表 4-13 顯示四個變數之誤差項變動對 Δ MLP 預測值標準差貢獻的百分比，自第五期開始，預測誤差變異數分解的結果大致趨於穩定，以第三期來看，來自本身迴歸式的貢獻佔 Δ MLP 預測標準差的 82%，自身影響最為重要。次重要為來自 Δ MGDP 之貢獻度，僅達 10%， Δ CPI、 Δ MPMI 對其影響重要性則更低。

表 4-13 工業用地土地價格之預測誤差變異分解 VAR(4)

Variance Decomposition of MLP:					
Period	S.E.	Δ MLP	Δ MGDP	Δ CPI	Δ MPMI
1	1450.872	100	0	0	0
2	1684.261	77.96192	15.65141	5.838108	0.548561
3	2103.64	82.72472	10.21782	6.645623	0.411833
4	2393.132	64.19985	23.63884	11.56538	0.595921
5	2658.234	53.09926	32.87402	9.374389	4.652329
6	2709.943	52.82296	32.71864	9.234754	5.223643
7	3135.046	62.91954	25.2335	7.263987	4.582972
8	3330.078	56.62	30.53553	8.778438	4.066034
9	3601.245	56.10157	30.36477	9.922369	3.611286
10	3913.332	47.83969	36.39291	12.34363	3.423758

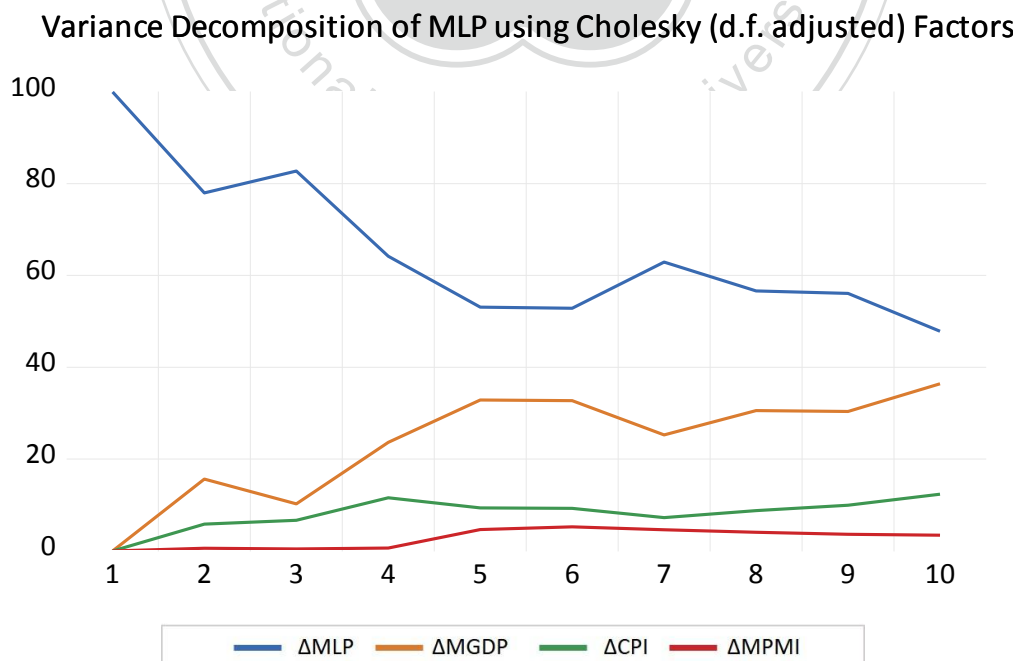


圖 4-8 工業用地土地價格之預測誤差變異分解 VAR(4)

第五章 結論與建議

本研究以生產成本角度，針對製造業產值進行分析，主要經濟意涵在於實證並量化工業用地囤地及炒作所推升之土地取得價格，對製造業產值帶來的實際影響，以及實證相關總體經濟變數之波動是否會對製造業產值產生衝擊。實證結果顯示，工業用地土地價格、消費者物價指數、製造業採購經理人指數之波動均會對我國製造業產值產生影響，而利用 Granger 因果關係檢定顯示此影響僅為單向存在，實際影響方向如下圖 5-1：

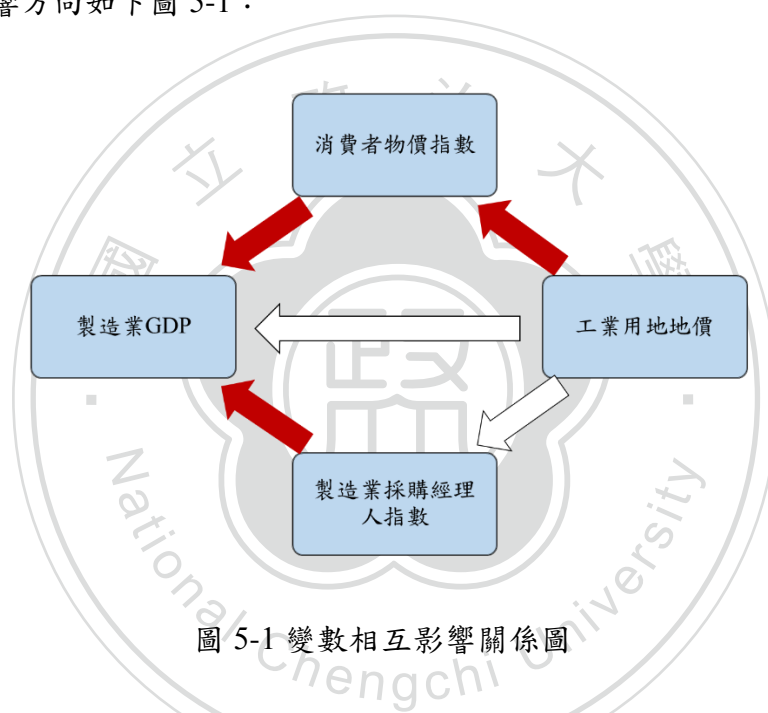


圖 5-1 變數相互影響關係圖

說明：

1. A→B 紅色箭號，表示 VAR 模型中，A 變數顯著且正向影響 B 變數。
2. A→B 白色箭號，表示 VAR 模型中，A 變數顯著且負向影響 B 變數。
3. B→A 無箭號，表示 VAR 模型中，B 變數對 A 之影響並不顯著。

本研究續針對工業用地炒作造成產業成本增加問題進行結論歸納：

一、製造業產值受工業用地土地價格負向影響

於衝擊反應函數結果得知，台灣製造業產值在短期內受到工業用地土地價格波動相當程度之負向影響，於半年後開始，於持續一定期數後影響趨緩，且此衝擊反應方向保持負向，此現象與工業用地價格高漲一定程度對製造業動能產生負向影響之研究假說相符，並延伸原先僅止於前端之台灣工業區因價格過高而產生之用地取得問題，實證結果顯示此問題已實際對製造業產值產生負向影響。

另預測誤差變異數分析結果顯示，工業用地土地價格能解釋製造業產值的程度並不低，雖然台灣製造業產值更高比率是自身所影響，但工業用地土地價格對其影響仍高於消費者物價指數及製造業採購經理人指數。

二、工業用地土地價格上漲並不源於製造業產值增加

另於模型中發現，台灣製造業產值對於工業用地地價的迴歸係數並不顯著，亦即製造業產值的波動短期內並不會對工業用地土地價格產生影響。於 Granger 因果關係分析結果中亦發先製造業產值並未對工業用地土地價格產生領先關係。誤差預測變異分析結果亦顯示，工業用地土地價格被製造業產值解釋的占比不高，製造業產值並不是工業用地土地價格的顯著解釋變數。

顯示如今工業用地之土地價格並不與製造業之實質產出有掛勾，土地價格上漲不是源於產業發展產生之購地擴廠需求，可能更多受到短期土地投資客炒作，亦或近年來中美貿易戰台商回流需求增加等消息影響。

三、消費者物價指數受工業用地土地價格正向影響

亦於 VAR(4)之模型中發現，前一季之工業用地土地價格與當季消費者物價指數正相關，或可間接說明工業用地土地價格已脫離使用於生產之基本面。若工

業用地土地價格僅合理反應工業生產帶來之產業用地需求，當不應與反映貨幣購買力之消費者物價指數存在顯著互動關係。但從結論第二點得知如今工業用地之土地價格上漲現象並非與製造業之實質產出有掛勾，或可能受到市場資金進入影響，而消費者物價指數亦是反映貨幣購買力，本不應該相關的兩變數，因工業用地地價已脫離基本面而產生相關性。前一季之工業用地土地價格與當季消費者物價指數正相關，背後隱含的是市場熱錢過多並可進入工業用地市場推高地價，但熱錢過多的現象亦同時降低貨幣購買力，並此降低程度在下一季才被消費者物價指數所捕捉到。故雖此二變數間本並未存在實際經濟活動上之相互影響關係，但統計上仍有顯著正向之領先落後關係。

四、結論

製造業做為台灣的護國產業，產業發展深刻影響著台灣總體經濟，良好之產業發展過程，當是以科技創新、產品改良等有利於實際產出之方式作為公司獲利來源，而非期待透過工業土地購買之設廠行攫取資本利得，若發生此一現象，遂進一步造成投入本業之預算受到排擠；更可能因為工業用地價格過高，反而造成中小規模製造業公司入場困難，使得台灣有別於日、韓等主要競爭對手之中小企業靈活發展之優勢不復存在，抑制整體製造業發展進行。

據此，近年來我國政府對於工業用地地價相關問題討論熱烈，並在歷經多次修改後內政部於 2019 年 2 月公告「產業用地政策白皮書」，對於未來產業用地發展訂定數個發展原則，可略分為「強化產業用地使用效率」、「避免產業用地流失」、「避免產業用地市場炒作」、「滿足未來產業發展用地需求」、「產業用地管理與相關程序」。政府望以上述原則為基礎，追求更有效率的資源利用，讓台灣產業環境更為穩定及持續成長，唯其中不見對地價問題之量化數據。

自 2012 年第三季實價登錄系統於台灣實施以來，不動產交易的資訊逐漸被揭露令不動產交易市場遂越發透明，住宅、商業用、工業用不動產交易資料均可

於實價登錄平台查詢而得，在此背景下，本研究以量化之統計模型及檢定方法探討我國製造業產值與工業用地土地價格之交互影響，以數據說明因閒置、供需不配合等因素所導致的工業用地地價之波動情形，透過衝擊反應分析結果顯示該波動對製造業終端產值產生之不利影響。數據化此影響後，或可提供政府對於未來產業政策效果分析之用，例如政府若嚴格規定所有工業區土地只租不賣，確實有穩定工業用地土地價格，將可以此預期對製造業產值產生多少正向效果，以此做為政策分析工具。

五、後續研究方之建議

1. 由於本研究受限於資料取得之限制，製造業產值資料並無以縣市為編列單位之資料，無法分析加入區位因素之製造業產值與工業用地土地價格之關聯性分析。後續研究進行時若政府有將製造業產值進行地區劃分資料整理，將可進一步探討各區製造業產值與工業用地土地價格間之關係或有異同及影響因素各為何。
2. 工業用地地價的資料編制亦為後續研究可著手之事項。

本研究使用地價資料為取自實價登錄平台之全國工業用地地價資料，將全國各地工業用地交易資料以月為期進行總價加總，再除以面積加總求得平均價格，並非如國泰、信義房價指數以特徵價格進行指數編製，可能產生因某期之交易標的較集中於高價區或低價區而產生取樣偏誤，進而導致在進行後續分析時有所偏差。因此若要處理工業用地價格問題，較適當的方式會是將各地工業用地交易案例先經過標準化處理，以標準化後之價格作為計算標準，或可解決此問題。



參考文獻

一、中文文獻

- 工業局，「105 年度工業區開發與管理年報」。
- 工業局，「106 年度工業區開發與管理年報」。
- 工業局，「107 年度工業區開發與管理年報」。
- 李文福，1991，「台灣製造業總要素生產力、技術進步與技術效率」，行政院經濟建設委員會研究報告。
- 沈明展、林淑雯、邊泰明，2006，「台灣地區工業園區公共服務價值評估之研究」，『台灣土地研究』，8 (2)：49-72。
- 沈育民，2002，「工業區土地之特徵價格函數」，國立成功大學都市計劃研究所碩士論文。
- 林安樂，2000，「台灣經濟總要素生產力與競爭力分析」，中華經濟研究院報告。
- 林淑雯，2005，「工業區地價組成因素之探討」，『土地問題研究季刊』，4 (1)：47-60。
- 陳奉瑤、楊依蓁，2007，「個別估價與大量估價之準確性分析」，『住宅學報』，16 (2)：67-84。
- 高長、季聲國、吳世英，1995，「台商在大陸投資製造業勞資關係之調查研究」，中華經濟研究院研究報告。
- 連婉淳，2003，「工業區不動產價格影響因素之研究」，國立政治大學地政研究所碩士論文。
- 許瑞堯，2003，「都市發展型態對製造業廠商產值影響之研究」，國立成功大學都市計劃研究所博士論文。
- 張文玉，2007，「工業區管理、產業聚集與土地特徵價格之研究—以桃園縣為例」，國立政治大學地政研究所碩士論文。

- 張金鶚、范垂燼，1993，「房地產真實交易價格之研究」，『住宅學報』，1 (1):75-97。
- 黃博怡、張大成、江欣怡，2006，「考慮總體經濟因素之企業危機預警模型」，『金融風險管理季刊』，2(2)：75-89。
- 楊重信，2003，「台灣都市製造業動態外部之實證」，『都市與計畫』，30 (2)：91-117。
- 麻匡復，2007，「產業群聚、政府與企業— 臺北新竹四個產業園區的比較研究」，國立政治大學地政研究所博士論文。
- 戴婉蓉，2013，「廠商投資大陸對廠商訂價能力的影響-以台灣製造業為例」。清華大學經濟學系碩士論文。

二、英文文獻

- Adams, D., Sousa, C., Tiesdell, S., 2010, “Brownfield development: A Comparison of North American and British Approaches.”, *Urban Studies*, 47 (1): 75-104.
- Alonso, W., 1964, *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*, Cambridge, Mass: Harvard University Press.
- Arthur, O., 2000, *Urban Economics*, New York: McGraw-Hill Companies Inc.
- Audretsch, D.B., Yamawaki, H., 1988, “R&D Rivalry, Industrial Policy, and U.S.-Japanese Trade.”, *The Review of Economics and Statistics*, 70 (3): 438-447.
- Aumann, R., 1998, “On the Centipede Game.” *Games and Economic Behavior*, 23 (1): 97-105.
- Bae, Y., Sellers, J., 2007, “Globalization, the Developmental State and the Politics of Urban Growth in Korea: A Multilevel Analysis.”, *International Journal of Urban and Regional Research*, 31 (3): 543-560.
- Bhatta, B., 2009, “Modelling of Urban Growth Boundary Using Geoinformatics.”, *International Journal of Digital Earth*, 2 (4): 359-381.

- Brueckner, J.K., Rabenau, B., 1981, "Dynamics of Land-use For a Closed City.", *Regional Science and Urban Economics*, 11 (1): 1-17.
- Cao, G., Feng, C., Tao, R., 2008, "Local "Land Finance" in China's Urban Expansion: Challenges and Solutions.", *China & World Economy*, 16 (2): 19-30.
- Capozz, D.R., Helsley, R.W., 1989, "The Fundamentals of Land Prices and Urban Growth.", *Journal of urban economics*, 26 (3): 295-306.
- Chaganti, R.S., Mahajan, V., Sharma, S., 1985, "Corporate Board Size, Composition and Failure in Retailing Industry." *Journal of Management Studies*, 22 (4): 400-417.
- Chang, H.F., Sigman, F., 2009, "The Effect of Joint and Several Liability Under Superfund on Brownfields." *International Review of Law and Economics*, 27 (4): 363-384.
- Chen, W., Shen, Y., Wang, Y., 2018, "How Do Industrial Land Price Variations Affect Industrial Diffusion? Evidence from a Spatial Analysis of China.", *Land Use Policy*, 71: 384-394.
- Chen, J., 2010, "Tentative Suggestion on Developing Countermeasure of Intensive Use of Industry Land in Shanghai.", *Shanghai Geology*, 3: 9-31.
- Chen, W., He, R., Wu, Q., 2017, "A Novel Efficiency Measure Model for Industrial Land Use Based on Subvector Data Envelope Analysis and Spatial Analysis Method.", *Complexity*, 2017 (10): 1-11.
- Chen, W., Shen, Y., Wang, Y., 2018, "Does Industrial Land Price Lead to Industrial Diffusion in China? An Empirical Study from a Spatial Perspective." *Sustainable Cities and Society*, 40: 307-316.

- Clark, D.P., Kaserman, D.J., Melese, F., 1992, "Domestic Market Structure and International Trade in an Open Economy.", *Quarterly Review of Economics and Finance*, 32: 3-15.
- Dai, X., Cheng, L., 2019, "Aggregate Productivity Losses from Factor Misallocation Across Chinese Manufacturing Firms.", *Economic Systems*, 43 (1): 30-41.
- Du, J., Thill, J., Peiser, R.B., 2016, "Land Pricing and Its Impact on Land Use Efficiency in Post-land-reform China: A Case Study of Beijing.", *Cities*, 50: 68-74.
- Feng, K., Wu, C., Han, H., Wu, Y., 2010, "Study on the Implementation Evaluation of Urban Construction Boundary in Land Use Planning: A Case Study of Hangzhou.", *Journal of Natural Resources*, 25 (3): 376-385.
- Goldberg, M.A., Chinloy, P., 1990, "The stochastic city.", *Journal of Urban Economics*, 28 (2): 187-203.
- He, C., Huang, Z., Wang, R., 2014, "Land Use Change and Economic Growth in Urban China: A Structural Equation Analysis.", *Urban Studies*, 51 (13): 2880-2899.
- Hondroyannis, G., Papapetrou, E., 2001, "Macroeconomic Influences on the Stock Market.", *Journal of Economics and Finance*, 25: 33-49.
- Jebuni, C., Love, J., Forsyth, D., 1988, "Market Structure and LDCs' Manufactured Export Performance.", *World Development*, 16(12): 1511-1520.
- Li, F., Fan, Z., Xiao, P., 2009, "Contamination, chemical speciation and vertical distribution of heavy metals in soils of an old and large industrial zone in Northeast China.", *Environmental Geology*, 57 (8): 1815-1823.
- Lockwood, L.J., Rutherford, R.C., 1996, "Determinants of Industrial Property Value.", *Real Estate Economics*, 24 (2): 257-272.

- Miceli, T., Segerson, K., 2007, "Private Property, Public Use, and Just Compensation: The Economics of Eminent Domain.", University of Connecticut Department of Economics Working Paper.
- Rong, X., Wang, W., 2009, "Evaluation on Intensive Use of Rural Residential land: A Case Study of Suining County in Jiangsu Province.", *Resources Science*, 31 (4): 612-618.
- Roo, G.d., Miller, D., 1997, *Urban Environmental Planning: Policies, Instruments, and Methods in an International Perspective*, Aldershot: Ashgate Publishing.
- Rooij, B., 2009, "Land loss and conflict in China: illustrated by cases from Yunnan province.", pp. 435-465 in *Legalising Land Rights*, edited by Ubink, J.M., Hoekema, A.J., Assies, W.J., Leiden, Leiden University Press.
- Shu, H., Xiong, P., 2019, "Reallocation Planning of Urban Industrial Land for Structure Optimization and Emission Reduction: A Practical Analysis of Urban Agglomeration in China's Yangtze River Delta." *Land Use Policy*, 81: 604-623.
- Southey, C., 1974, "Spatial Rents, Spatial competition, and Efficiency.", *The Canadian Journal of Economics*, 7 (2): 260-272.
- Thompson, B., 2001, "Industrial Land Values- A Guide to Future Markets?", *Journal of Real Estate Research*, 21 (1/2): 55-76.
- Zhu, J., 2000, "The Impact of Industrial Land Use Policy on Industrial Change." *Land Use Policy*, 17 (1): 21-28.

