

國立政治大學地政學系

碩士論文

私立中國地政研究所

電子商務對美國 REITs 市場的影響

The impact of e-commerce on the US REITs market

指導教授:林左裕 博士

研究生:張芯菱 撰

中華民國 一 一 一 年 六 月



摘要

自網際網路越發普及及科技逐漸進步以來，人們的交易型態已有所改變，逐漸習慣利用電子商務進行購物，電子商務已形成一股趨勢，自從新冠肺炎於2019年底爆發以來，加速電子商務的成長，也影響不動產市場的不同行業。因此，本研究欲探討電子商務對於美國 REITs 市場的影響。首先本研究進行文獻回顧整理，並對於不同的 REITs 市場分別建立自我迴歸時間落差分配模型 (ARDL Model)。

本研究之研究範圍為美國，採用的應變數包括工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場的報酬率；自變數則包括通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、S&P 500 股價指數報酬率、國內生產毛額、電商銷售額占整體零售總額之比率及疫情虛擬變數

實證結果顯示同樣面臨 COVID-19 的風險，不同的不動產行業影響有所差異，疫情對於工業 REITs 市場為正向成長，對於基礎設施 REITs 市場未造成顯著影響，而對購物中心 REITs 市場則為負向影響。而逐漸興起的電子商務趨勢，引發對於倉儲物流、配送中心及電信塔等不動產需求上升，因此，工業、基礎設施 REITs 市場報酬率皆有所成長，而電子商務趨勢對於購物中心 REITs 市場則未如預期造成負面影響，顯示實體購物仍有其需求，並未完全為電子商務所取代。而美國聯準會(Fed)實施無限 QE 政策以來，市場資金充沛，因而 M1 貨幣供給額、S&P 500 股價指數、國內生產毛額對於 REITs 市場造成正向顯著影響。然而，美國聯準會(Fed)長期實施貨幣寬鬆政策後也擠兌消費，因而發生「通貨膨脹的異象」，致使通貨膨脹率對於 REITs 市場皆未造成顯著影響。而美國聯邦基金利率對於 REITs 市場皆未造成顯著影響，顯示長期低利率政策的實施，亦未達到刺激經濟的作用。因而，未來政府制定相關政策，包括疫情、貨幣及財政等政策時，必須謹慎了解政策實施後之效果，並對於不同產業適時給予不同的補助，以因應衝擊。

關鍵字：電子商務、新冠肺炎、不動產投資信託、自我迴歸時間落差分配模型



ABSTRACT

The widespread use of Internet and the advancement of technology have brought changes to the transaction patterns of consumers. That is, people have grown accustomed to online shopping, making E-commerce gradually become the norm. Moreover, the outbreak of COVID-19 in late December 2019 has further fueled consumer E-commerce activity, which in turn has exerted influence on various sectors of the real estate market.

In response to this trend, this study aims at exploring the impacts brought by E-commerce on the REITs market in the U.S. Therefore, the literature review will be conducted first, followed by the ARDL models established for different REITs markets. In this study, the area of sampling is the U.S. Besides, reflecting the situations of the REITs market in the U.S, the dependent variables include the REITs market return from industries, infrastructure, and shopping malls. On the other hand, to indicate the economic impacts from E-commerce, the independent variables involve the inflation rate, M1 money supply, federal funds rate, S&P 500 index rate of return, gross domestic product, share of E-commerce to overall retail sales, and a pandemic dummy variable.

The empirical results suggest that even though faced with the same risk from the pandemic, different sectors of the real estate industry have bore dissimilar consequences. Firstly, the development of COVID-19 has been positively correlated to the industrial REITs market return, while that has been negatively correlated to the REITs market return from shopping mall. By contrast, no significant influence is found in the REITs market return from infrastructure. Secondly, in terms of the emerging E-commerce, it has boosted the demand for real estate establishment, such as warehousing and logistics, distribution centers, and telecommunications towers. The resulting development is the growth of the REITs market return from industries and infrastructure. However, inconsistent with our hypothesis, E-commerce has not yielded negative impacts on the REITs market return from shopping malls, which suggests that physical stores are still essential for retail.

In addition, due to the implementation of the unlimited QE policy by the U.S. Federal Reserve (Fed), the funds for market have proved to be abundant. Therefore, the M1 money supply, S&P 500 index rate of return, and gross domestic product have been positively correlated to the REITs market return. Nevertheless, the long-term monetary easing policy adopted by Fed has made the actual consumption of goods and services decline, which results in the “inflation anomaly”. Hence, no significant impact is found from the inflation rate on the REITs market return. Lastly, the federal funds rate also has not made any significant influence on the REITs market return, indicating that the monetary policy in a lower long-term interest rate environment did not stimulate the economy as expected.

Therefore, this study concludes that policymakers in the future should take the potential results of implementation into consideration when formulating relevant policies, such as those responding to the pandemic, or monetary and fiscal changes. Additionally, it is also required for the government to provide timely financial subsidy to different industries, in order to cushion the blow from future crises or emergencies.

Key words: e-commerce, COVID-19, REITs, ARDL model



致謝

回首研究所的兩年生活，時光匆匆，一眨眼也到了告別碩士班生涯的時刻。兩年的求學生涯裡，感謝指導教授林左裕教授在學術上以及待人處事上的許多教導，使我受益良多，在此獻上最真摯的感謝及敬意。此外，感謝彭建文教授及林哲群教授在口試期間給予的諸多寶貴建議，使本論文能更完善。

非常感謝翰輝學長總是細心幫我檢視論文，給予我許多研究上的建議，在此致上真誠的感謝；非常感謝同為左家的林預、宜庭，謝謝你們總是陪我商量研究方向、設計等，給予了我許多幫助，我才能一路走到這；感謝研究室的雅晴、俞璇、佑君、智妍、慈薇、岳凌、于倩、連益、偉任及明傑的鼓勵及幫助，從大家的身上我也學習到許多；感謝公司的蕭佑、楊佑、TC 大哥、偉芬學姊、建築師、丁總、林律師、湘鈞及偉琦，謝謝你們的支持與體諒，我才能順利完成學業，十分感謝！另外，感謝好庭給予我許多研究上的建議和方向，也感謝我的朋友們，有你們的陪伴，我才有勇氣一步步走到今天。

最後，感謝我的爸爸、媽媽及妹妹，有你們的栽培及付出，才有今日的我，感謝你們為我做的一切！也感謝我的男友，總是在我心情低落時給予我鼓勵與溫暖，使我能順利完成碩士學位，衷心感謝你們的付出！

張芯菱 謹誌

目錄

目錄.....	VII
圖目錄.....	II
表目錄.....	III
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景、動機與目的.....	1
第二節 研究範圍、方法與限制.....	4
第三節 研究架構與流程.....	7
第二章 文獻回顧.....	9
第一節 電子商務市場介紹.....	9
第二節 影響 REITs 市場的總體經濟因素.....	15
第三節 小結.....	18
第三章 研究設計與資料處理.....	19
第一節 研究設計.....	19
第二節 實證模型建立.....	21
第三節 資料說明與變數選取.....	28
第四節 敘述性統計.....	39
第四章 實證分析.....	45
第一節 結構性轉變檢定結果.....	45
第二節 單根檢定結果.....	47
第三節 自我迴歸時間落差分配模型(ARDL Model)結果.....	54
第四節 殘差檢定結果.....	66
第五章 結論與後續研究建議.....	69
第一節 結論.....	69
第二節 後續研究建議.....	72
參考文獻.....	75



圖目錄

圖 1-1	研究流程圖.....	8
圖 2-1	電子商務模式.....	10
圖 3-1	實證分析流程圖.....	20
圖 3-4	工業 REITs 報酬率時間序列趨勢圖.....	28
圖 3-5	基礎設施 REITs 報酬率時間序列趨勢圖.....	29
圖 3-6	購物中心 REITs 報酬率時間序列趨勢圖.....	30
圖 3-7	通貨膨脹率時間序列趨勢圖.....	31
圖 3-8	M1 貨幣供給額時間序列趨勢圖.....	32
圖 3-9	美國聯邦基金利率時間序列趨勢圖.....	33
圖 3-10	S&P 500 股價指數報酬率時間序列趨勢圖.....	34
圖 3-11	國內生產毛額時間序列趨勢圖.....	35
圖 3-12	電商銷售額占整體零售總額之比率時間序列趨勢圖.....	36
圖 4-1	模型一 CUSUM 檢定結果.....	45
圖 4-2	模型二 CUSUM 檢定結果.....	46
圖 4-3	模型三 CUSUM 檢定結果.....	46
圖 4-4	模型一通貨膨脹率之時間序列趨勢圖.....	55
圖 4-5	模型一利率之時間序列趨勢圖.....	56
圖 4-6	模型二通貨膨脹率之時間序列趨勢圖.....	59
圖 4-7	模型二利率之時間序列趨勢圖.....	60
圖 4-8	模型三通貨膨脹率之時間序列趨勢圖.....	63
圖 4-9	模型三利率之時間序列趨勢圖.....	64
圖 4-10	模型一之 Q 檢定結果.....	66
圖 4-11	模型一之 ARCH-LM 檢定結果.....	66
圖 4-12	模型二之 Q 檢定結果.....	67
圖 4-13	模型二之 ARCH-LM 檢定結果.....	67
圖 4-14	模型三之 Q 檢定結果.....	68
圖 4-15	模型三之 ARCH-LM 檢定結果.....	68

表目錄

表 2-1	電子商務發展歷程.....	14
表 3-1	變數名稱表.....	38
表 3-2	模型一敘述性統計結果表.....	41
表 3-3	模型二敘述性統計結果表.....	42
表 3-4	模型三敘述性統計結果表.....	43
表 4-1	模型一單根檢定結果表.....	47
表 4-2	模型二單根檢定結果表.....	48
表 4-3	模型三單根檢定結果表.....	49
表 4-4	模型一相關係數檢定結果表.....	51
表 4-5	模型二相關係數檢定結果表.....	52
表 4-6	模型三相關係數檢定結果表.....	53
表 4-7	模型一 ARDL 實證結果表.....	57
表 4-8	模型二 ARDL 實證結果表.....	61
表 4-9	模型三 ARDL 實證結果表.....	65



第一章 緒論

第一節 研究背景、動機與目的

一、研究背景與動機

隨著科技愈發進步及網際網路使用越發普及，人類的生活型態也有許多變化，從古至今，人類的交易模式因應時代的變遷，也不斷地改變，從前我們習慣於實體商店消費，如今有越來越多的消費者利用電子商務進行消費，在家上網瀏覽、訂購商品，商品即可宅配到府，不必出門貨比三家，即可訂購到自己喜愛的商品，這樣的便利性，使得電子商務購物已成為許多人的日常生活習慣，而全球的商人更把握商機，推出各式各樣的購物節熱潮，如中國大陸的「雙 11 全球網購狂歡節」、美國的「黑色星期五 Black Friday」等，所謂的「宅經濟正夯」、「宅經濟發燒」皆是形容現今時代的未來購物趨勢。

美國作為最早發展電子商務的國家，亦為現今全世界第二大的電子商務國家，根據 Digital Commerce 360 網站的分析，截至 2021 年底，美國消費者在線上消費的金額為 8,707.8 億美元，較去年增長 14.2%，雖然成長速度僅有 2020 年的一半，但與 2019 年(即新冠肺炎爆發前)相比，電子商務的消費支出增長 50.5%。電子商務銷售額佔零售總額的比率自 2012 年以來，一直持續穩定地上升，而 2020 年電子商務銷售額佔零售總額的比率更成長至 19.1%，與去年相比成長了 23%，這是因為疫情大流行而促使電子商務市場銷售額激增。截至 2020 年 3 月 9 日，美國疫情升溫，此時全美確診數超過 500 例，死亡數突破 20 例，疫情蔓延全美 30 多州，華盛頓州、紐約州、加州和俄勒岡州等 8 州相繼宣布進入緊急狀態。世界衛生組織(WHO)更是於 2020 年 3 月 11 日宣布新冠肺炎為全球大流行疾病 (Pandemic)。美國總統川普則於 2 天後(即 2020 年 3 月 13 日)宣布全美進入「國家緊急狀態」。各國政府紛紛採取措施來降低疾病傳播的風險，美國在疫情逐漸嚴峻的情況下也不例外，加州為全美境內第一個發布居家隔離(Stay-at-Home Order)的州，其內容強制所有居民必須待在家裡，除非從事必要的工作或購物以滿足基本需求。隨後美國各州也陸續發布居家隔離或封城等政策。在減少面對面接觸，降低病毒傳播的防疫政策下，人們在家工作、學

習、娛樂等，逐漸習慣與疫情共存的生活型態，因此，電子商務市場的需求也愈發熱絡。相對地，由於限制面對面接觸以降低疫情擴散，使得大部分傳統實體店的營運幾乎停擺，2020 年 2 月至 4 月的零售和餐飲服務銷售額與去年同期相比下降了 7.7%。而電子商務市場的興起也逐漸帶動了相關產業，如物流倉儲、電信塔及數據中心等行業(Akinsomi, 2020)。

而為了減緩新冠肺炎重挫經濟，美國聯準會(Fed)首先在 2020 年 3 月 3 日宣布將聯邦基金利率目標區間降到 1%至 1.25%，而後 3 月 15 日宣布再次緊急降息至接近零利率，並於 3 月 23 日宣布實施無限 QE 政策，大量購入美國公債與不動產抵押權擔保證券(MBS)，在這樣的低利率及大量印鈔的經濟環境下，投資成本低廉，市場資金充沛，因此如股市、不動產市場皆湧入大量熱錢，與不動產市場相關的 REITs 市場的前景也再度看好。

如同前述提及，因疫情而造成電子商務市場需求上升，加之聯準會(Fed)實施無限 QE 政策，使得大量資金投入股市、房市。因此本研究將以 2009 年 1 月至 2021 年 12 月作為研究期間，以電子商務銷售額佔整體銷售額的比率做為美國電子商務市場發展的指標，另設置疫情的虛擬變數，並綜合各項將影響 REITs 市場的總體經濟因素，進而去探討是否對 REITs 市場中的不同行業產生影響差異。

二、研究目的

基於前述之研究動機，本研究將採用時間序列方法中之自我迴歸時間落差分配模型(以下簡稱 ARDL Model)，去探討下列問題，陳述如下。

本研究擬探討以下問題：

- (一)本研究將以電子商務銷售額佔整體銷售額的比率作為美國電子商務市場的指標，檢視是否對不同的不動產行業，即工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場產生影響差異。
- (二)本研究將以 2020 年 3 月作為疫情發生的時間點，以此設定疫情虛擬變數，以檢視新冠肺炎是否對不同的不動產行業，即工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場產生影響差異
- (三)本研究同時納入其他總體經濟指標，包括通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、S&P 500 股價指數報酬率以及國內生產毛額，進而去探討這些時間序列相關變數將對工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場產生之變化。

第二節 研究範圍、方法與限制

一、研究範圍

本研究將研究範圍分為空間範圍以及時間範圍，說明如下：

(一)空間範圍

美國為 REITs 市場中發展較為成熟且多元的國家，投資項目眾多且單一化，因此本研究將選擇以美國 REITs 市場作為研究之空間範圍。

(二)時間範圍

本研究將以 2009 年 1 月至 2021 年 12 月底作為研究之時間範圍，採計之資料型態為月資料，共計 156 個月。

二、研究方法

實證分析：

本研究欲探討逐漸興起之電子商務趨勢將對美國不同的 REITs 市場的影響差異，因美國 REITs 市場發展早，較為成熟且多元，有著許多不同的行業，使本研究能更精準選擇欲探討的研究標的。因此，本研究將以美國的 REITs 市場作為研究目標，分別針對工業、基礎設施及購物中心等不同行業的 REITs 建立實證模型。

本研究採用時間序列中之自我迴歸時間落差分配模型(ARDL Model)，並以 E-Views 作為統計軟體，以電商銷售額占整體零售總額之比率作為美國電子商務市場的發展程度，實證對美國的工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場是否有顯著影響，另外，本研究將設定疫情虛擬變數並納入其他重要之總體經濟變數，並進一步實證這些相關的時間序列變數將如何對不同行業之 REITs 市場產生影響差異。

三、研究限制

研究資料限制：

本研究之研究期間設定為 2009 年 1 月至 2021 年 12 月底，共計 156 筆月資料，惟本研究實證模型二之基礎設施 REITs 報酬率之數據，因基礎設施 REITs 市場發展較晚，數據僅從 2012 年 1 月開始發布，因此，模型二之基礎設施 REITs 報酬率受限於資料取得限制，僅有 120 筆月資料。



第三節 研究架構與流程

一、研究架構

本研究架構將分為五個章節，各章節敘述如下：

第一章 緒論

說明研究背景與動機、研究目的、研究範圍、研究方法與限制、研究架構及研究流程。

第二章 文獻回顧

蒐集電子商務的演變歷史、電子商務對不動產市場的影響以及影響 REITs 市場的總體經濟因素的相關研究進行彙整，並做出小結。

第三章 研究設計與資料說明

敘述本研究之資料與闡述實證模型設計過程。

第四章 實證結果與分析

根據本研究之實證模型結果進行分析與解釋。

第五章 結論與建議

根據實證模型結果進行總結，並對後續研究提出相關建議。

二、研究流程

本研究流程圖如下所示(圖 1-1)。

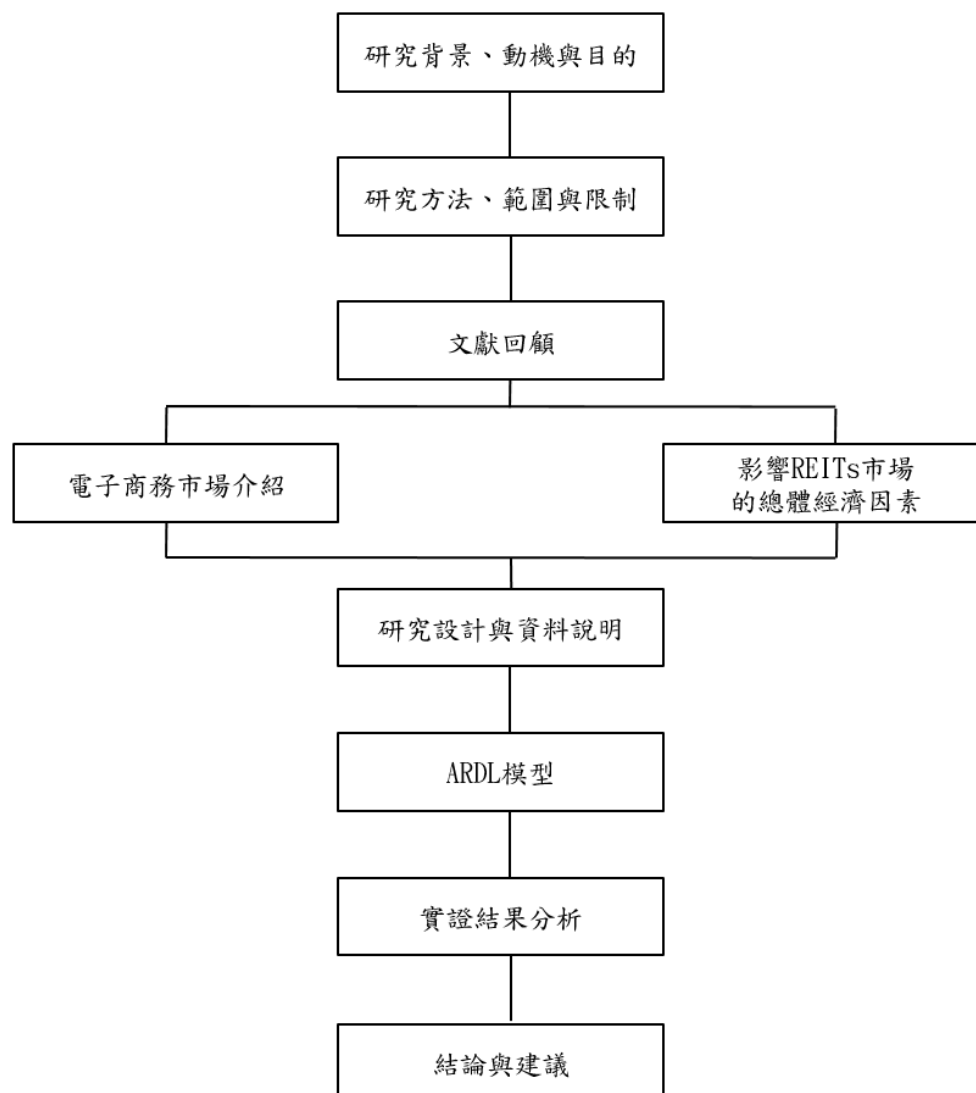


圖 1-1 研究流程圖

第二章 文獻回顧

本研究欲探討電子商務對美國 REITs 市場的影響。本章節共涵蓋三節，第一節為電子商務市場介紹，其內容將整理包括電子商務的基本背景介紹、發展歷程，以及電子商務對不動產市場的影響，第二節將整理影響 REITs 市場的總體經濟因素的相關研究。第三節則統整、歸納前述兩節內容，進而提出本研究欲探討之方向及其價值。

第一節 電子商務市場介紹

自網路愈發蓬勃發展，電子商務(Ecommerce)亦逐漸興起。電子商務根據世界貿易組織(WTO)的定義，是指透過電子方式生產、分銷、營銷或銷售商品和服務，它可以涵蓋所有透過線上平台購買和銷售商品和服務的行為，更甚之，通過電子方式促進任何的商品或服務亦為電子商務市場的範疇(Government of Canada, 2020)。電子商務的優勢除了可以降低買家進行購物時的搜尋成本，包括時間成本、交通成本等，亦可以協助賣家以有效的方式向潛在買家傳達產品訊息，進而降低其成本(Bakos, 2001)。且因為電子商務不受時間、地域的限制，使消費者可以隨時隨地購買商品，從而打開了無限的新市場。(Kumar, 2018)。根據 Dixon and Marston(2002)指出電子商務可細分為四種模式，若以銷售對象做區分的話，分為B2B、B2C、C2B、C2C幾種模式。其中最大的貿易額發生在B2B (Business to Business) 模式，即企業與企業之間的交易平台；B2C (Business to Customer) 模式指企業對消費者，包括網絡上的零售活動，這亦是消費者最為熟知的模式，著名的 B2C 電子商務平台如美國的 AMAZON 網站；C2B(Customer to Business)模式指消費者對企業，即消費者對商品和服務的出價讓公司決定接受，或者以消費者的定價為主，廠商生產消費者所需要的商品；C2C(Customer to Customer)模式指消費者對消費者之間的交易，而電商平台則主要負責管理，著名的 C2C 電子商務平台如美國的 Ebay 網站。

The E-Commerce Matrix		
	Business	Consumer
Business	B2B GM/Ford EDI networks	B2C Amazon.com Dell
Consumer	C2B Priceline.com	C2C eBay QXL

圖 2-1 電子商務模式

美國目前為世界第二大電子商務國家，其電子商務市場發展歷史可追溯至 1969 年 CompuServe 公司於俄亥俄州哥倫布市成立，此公司為第一家電子商務公司，因此，這亦是世界電子商務的起源地。1979 年，英國發明家 Michael Aldrich 透過電話線將改裝的電視連接到交易處理計算機，開創了被稱為「電子商務」的領域。1982 年，波士頓計算機交易所推出線上交易市場，為有興趣出售二手電腦的人們提供交易平台。1992 年 Charles M. Stack 創立「Book Stacks Unlimited」，它是第一個圖書的電子商務平台，這亦是最早的購物網站。1995 年，Jeff Bezos 設立美國最大的電子商務平台—Amazon 網站，Amazon 網站最早是以圖書電子商務平台推出，而至今 Amazon 網站已拓展到提供各式各樣的產品和服務，同年，著名的拍賣網站 eBay 也設立。1998 年，創始人 Max Levchin 推出「PayPal」，為第一個電子商務支付系統，以安全的匯款工具讓消費者於線上購物時付款，這徹底改變了電子商務的歷史。2004 年，美國成立支付卡行業安全標準委員會(PCI)，以確保企業遵守各種安全要求(Bigcommerce, 2013)。從前由於科技的限制使得電子商務市場的發展也受有影響，而自 2007 年 APPLE 公司推出首款 iPhone 以來，美國使用智慧手機的比率已超過 70%，這進一步推動了電子商務市場的成長(Chao, Ping & Wang, 2019)。2011 年，Google 公司推出「Google Wallet」，是一種數字支付方式，它透過將數位錢包連接到金融卡或銀行帳戶，用戶即可進行付費。2014 年，APPLE 公司也仿效推出「APPLE PAY」。2017 年，電子商務市場更是創造了一項新紀錄，網絡星期一¹ (Cyber

¹ 「網絡星期一」指美國感恩節假期後的常年促銷項目。

Monday) 的線上銷售額突破 65 億美元，相比去年同期成長了 17%。而美國電子商務銷售額佔整體零售總銷售額之比率一直穩定上升，根據 Digital Commerce 360 網站的統計，電子商務銷售額佔整體銷售額的比率從 2012 年僅佔 8%，自 2015 年起突破 10%，並因新冠肺炎大流行將電子商務市場的發展推向了另一個水平，2020 年電子商務銷售額佔整體銷售額的比率成長至 19.1%。雖然 2021 年電子商務銷售額佔整體銷售額的比率仍維持 19.1%，但 2021 年美國消費者在網上總共花費了 8707.8 億美元，相比去年 7626.8 億美元增長 14.2%。

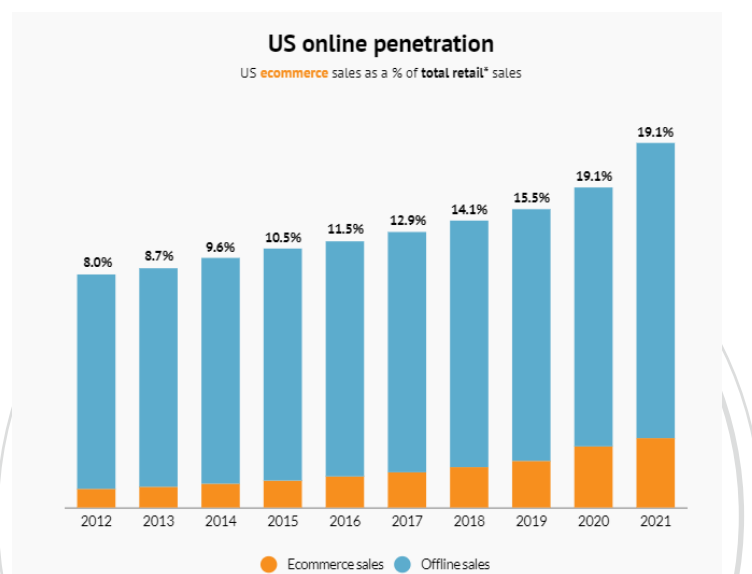


圖 2-2 電子商務銷售額佔整體銷售額之比率

如同前述提及，因新冠肺炎的爆發，電子商務市場的發展邁向了另一個水平。自 2019 年 12 月於中國武漢爆發新冠肺炎以來，疫情迅速肆虐全球，由於新冠肺炎被認為主要是藉由呼吸道傳染，並因人與人之間的密切接觸而傳播，因此，專家學者認為可以通過限制或禁止人與人之間的接觸的「社區減緩策略」來降低疫情傳播的風險 (Moreland, JD et al, 2020)。於是各國紛紛實施封鎖 (Lockdown)、居家辦公 (Work From Home)、居家隔離 (Stay-at-Home Order)、社交距離 (Social Distance) 等防疫政策來抑制疫情的蔓延。Alfano & Ercolano (2020) 研究結果指出，與那些沒有實施封鎖政策的國家相比，執行封鎖政策的國家或地區能有效的減少確診數增加。透過相關疫情政策確實可以減緩疫情蔓延，但同時也重挫了傳統實體零售業，並進而對全球電子商務市場產生了重大的影響。在新冠肺炎大流行期間以及各國政府實施封城和居家隔離等的情況下，新冠肺炎確實改變了消費者的行為，由於電子商務提供消費者在足不出戶的情況下，

依舊能購物的便利性，因此，許多消費者變得更加依賴線上購物和透過電子支付方式來付費(Hashem, 2020)。Rathi & Bora (2020)的研究也指出了相同的觀點，由於居家隔離的政策，人們正將其注意力轉向線上購物、娛樂等，這已成為新冠肺炎期間的一種不斷增長的現象，從而為電子商務市場增加了更多價值和成功，但不斷成長的電子商務市場，也為網路供應商及電信公司造成壓力，許多業者自新冠肺炎危機以來，已不斷擴大提供其網路容量。Kim(2020)研究更是認為新冠肺炎大流行是促使消費結構產生變化和市場數字化轉型的加速器。過往消費者習慣在實體商店購買商品，不僅是因為能滿足他們立即擁有商品、享受商品的慾望，也因為對部分消費者來說，他們不願意花時間學習線上購物。因此，疫情大流行是一個催化劑，促使這些不願意採用新穎購物方式的消費者，最終不得不採用線上購物。OECD(2020)研究報告指出，儘管全球的電子商務市場之間存在著差異，但新冠肺炎大流行確實增長了各國電子商務市場的成長，消費商品也產生變化，例如許多國家的電子商務交易已部分地從奢侈品和服務轉向與大量個人相關的日常必需品。電子商務市場的需求變化可能變成一種長期趨勢，根據 CBRE(2021)的研究報告指出，由於新冠肺炎的影響，大多數市場的網路銷售額在 2020 年迅速增長，並產生了持久的影響，同時 CBRE 預估未來五年全球將因電子商務的成長，進而需要額外的 1.38 億平方公尺的電子商務專用物流空間。雖然 Prologis(2021)報告指出，可能隨著疫苗廣泛地施打並且消費者更喜歡親自購物，電子商務市場的增長趨勢可能會暫緩。然而，Prologis 的報告也同時指出早在 COVID-19 發生之前，零售業已產生結構性轉變。

而這些變化也對不動產市場產生很大的衝擊。根據 Abay,Tafere & Woldemichael(2020)研究指出，在疫情影響之下，可以遠端執行服務或可減少面對面接觸的服務產業需求顯著增加，相比之下那些需要面對面接觸的產業的需求則大幅減少。而疫情影響傳統實體店的需求下降，從而造成租金水平的變化，Hamzah,Yazid & Shamsudin(2020)指出，自從馬來西亞爆發新冠肺炎以來，由於消費者更喜歡使用電子商務購物，實體店的來客量下降，這已經影響到許多實體零售業的銷售額下降。如果新冠肺炎之後仍維持這種趨勢，將造成新的潛在租戶的需求下降，投資者對零售業的空間需求可能會減少，傳統實體零售業的租金水平可能有下降的趨勢。但 Nanda, Xu & Zhang(2021)研究則指出，雖

然為減緩疫情而實施的封鎖和社交距離政策，對傳統零售業行業產生了毀滅性影響，但不一定會導致實體零售店的終結，而是可能會對零售不動產市場產生重大影響。例如：可能會加速多渠道零售的演變過程以及電子商務和實體零售業的整合過程，從而為城市帶來零售業格局的轉變，因此對實體店來說，最重要的是重新定位自己的方向及拓展多渠道銷售。這與 Zhang, Zhu & Ye(2016)先前提出，由於線上購物和實體購物各有其利弊，因此實體店並不會完全被電子商務所取代的觀點相呼應。



表 2-1 電子商務發展歷程

日期	事件
1969 年	CompuServe 公司於俄亥俄州哥倫布市成立，為第一家電子商務公司。
1979 年	英國發明家 Michael Aldrich 通過電話線將改裝的電視連接到交易處理計算機，開創了被稱為電子商務的領域。
1982 年	波士頓計算機交易所成立，提供二手電腦的線上市場。
1992 年	Charles M. Stack 創立「Book Stacks Unlimited」，是最早的購物網站。
1995 年	Jeff Bezos 設立美國最大的電子商務平台-Amazon 網站。
1995 年	拍賣網站 eBay 成立。
1998 年	PayPal 推出，為第一個電子商務支付系統。
2004 年	美國成立支付卡行業安全標準委員會(PCI)，以確保企業遵守各種安全要求。
2007 年	APPLE 公司推出 iphone，帶動電子商務成長。
2011 年	Google 公司推出「Google Wallet」。
2014 年	APPLE 公司推出「APPLE PAY」。
2017 年	網絡星期一的線上銷售額突破 65 億美元
2020 年	新冠肺炎推動電子商務市場成長
2021 年	電子商務銷售額達到 8707.8 億美元，增長 14.2%。

資料來源：本研究自行整理

第二節 影響 REITs 市場的總體經濟因素

不動產投資信託(Real Estate Investment Trusts)，以下簡稱 REITs，最早於 1960 年於美國發展。REITs 屬金錢信託，其運作型態類似共同基金，由信託業者發行受益憑證向社會大眾募集資金。在專業經理人之管理之下，將多數資金投入到不動產相關資產，其收益包括不動產租金收入、經營績效收益及處分不動產的資本利得等，類似股票型基金（林左裕，2015）。REITs 市場在美國總共擁有超過 3.5 萬億美元的資產，公共 REITs 擁有大約 2.5 萬億美元的資產，持有超過 500,000 處房產。而美國上市的 REITs 的股票市值超過 1.35 萬億美元。美國 REITs 市場的投資廣泛，多元且單一化，大多數 REITs 市場專注於投資特定的不動產類型，如辦公室 REITs、住宅 REITs、工業 REITs、零售 REITs、基礎設施 REITs、醫療機構 REITs、數據中心 REITs、和酒店 REITs 等不同的行業，但少數 REITs 市場在其投資組合中則持有多種類型的不動產，如多樣化 REITs (Nareit)。

關於不動產市場率與 REITs 市場的相關研究，根據邱逸芬(2012)實證結果發現，美國 REITs 市場與直接不動產市場之間存在共整合關係及 Granger 因果關係檢定。前者代表長期而言，兩者可能具有相似的風險分散效益，而後者則代表美國 REITs 是領先於直接不動產，其原因可能是因為 REITs 市場相較直接不動產市場更具效率。另外，根據 Gholipour, Tajaddini, Farzanegan & Yam(2021)利用 VAR 模型分析指出，經濟的不確定性增加會顯著影響 REITs 指數和商業不動產的價格下降，且相較於商業不動產，REITs 指數對於經濟不確定性的反應更為迅速。

關於通貨膨脹率與 REITs 市場的相關研究，Striwe(2016)一書指出，總體經濟環境在很大程度上決定了投資機構對 REITs 的偏好，當預計未來消費者價格會上漲時，即通貨膨脹率將上升時，投資者偏好投資 REITs，因為 REITs 被視為對抗通貨膨脹的良好投資標的，換言之，由於預期心理的影響。投資者預期未來將會發生通貨膨脹，於是先購買 REITs 用以規避通貨膨脹之風險，因 REITs

價格將因需求上升而上漲。但持相反觀點如 Karakuş & Öksüz(2021)透過 ARDL 模型分析指出，房價指數、房貸利率、通貨膨脹率和 BIST 不動產投資信託基金指數之間存在共整合關係；房價指數對於 BIST 不動產投資信託基金指數具有正向顯著影響；房貸利率、通貨膨脹率對於 BIST 不動產投資信託基金指數具有負面顯著影響；長期來看，房價指數上升會導致 BIST 不動產投資信託基金指數上升，但利率和通貨膨脹率上升會導致 BIST 不動產投資信託基金指數下降。

關於貨幣政策與 REITs 市場的相關研究，陳佑瑄(2019)研究定義量化寬鬆政策為「非傳統貨幣政策」，原因在於傳統貨幣政策主要是透過「利率」來達成經濟目標，包括調整重貼現率和公開市場操作等，而量化寬鬆政策因貨幣政策操作的利率已接近零，降息幅度有限，因此，美國聯準會(Fed)藉由增加銀行資金購買其他證券或擴大放款，藉以降低市場利率來達成經濟目的，因此量化寬鬆政策稱為非傳統貨幣政策。陳廷之、莊季錡(2015)利用多元迴歸模型，採用 2007 年 7 月至 2011 年 6 月的總體經濟資料檢視對於台灣不動產投資信託的影響，研究發現 CPI、M1B、CCI 等指標對於 REITs 市場具正向顯著關係。Gupta & Marfatia (2018)利用 Qual VAR 模型。以 2007 年 8 月至 2013 年 3 月作為研究期間，來分析美國聯準會(Fed)實施非傳統貨幣政策(即量化寬鬆政策)對於新興 REITs 市場報酬的影響，研究發現聯準會(Fed)實施量化寬鬆政策將大幅增加新興 REITs 市場報酬，但其影響為短暫的。

關於利率與 REITs 市場的相關研究，Conover, Jensen & Johnson (1999)研究指出，美國聯邦基金利率的變化可能會影響貨幣政策，聯邦基金利率上升代表著緊縮的貨幣政策，相反地，聯邦利率下降代表寬鬆的貨幣政策，貨幣政策寬鬆與否，將進而影響不動產市場的收益。緊縮的貨幣政策，將會隨著借貸成本上升和房地產需求下降，進而降低 REITs 市場收益。若 REITs 市場收益將降低，可預期投資者的投資意願將降低。Striwe(2016)也指出相同觀點，預期利率變化與投資機構投資 REITs 市場的偏好呈現負相關，當預期未來利率下降時，將會提高投資者投資 REITs 市場的可能性。相反地，若預期未來利率將上升，則會降低投資者投資 REITs 市場的可能性。但 S&P Global(2017)研究報告指出，人們普遍認為，當利率上升時，REITs 市場報酬表現必定不佳，但 S&P Global 報

告則提出相反觀點，認為利率確實會影響不動產的價值，因此，也會連帶影響 REITs 市場的表現，但利率上升不一定會導致低收益，如果利率上升是由於經濟成長和通貨膨脹上升而調整，在 REITs 市場基本面更強勁的情況下，可能遠遠超過利率上升帶來的負面影響。

關於股價指數與 REITs 市場的相關研究，詹健宗(2008)透過 ARJI 模型實證美、加兩國的股價指數報酬與 REITs 報酬皆呈現正向顯著關係。Li & Lei(2011)依向量自我迴歸模型(VAR Model)實證指出，S&P 500 股價指數和 REITs 市場收益之間存在強烈的同期依賴性，並依 Granger 因果檢定進一步分析兩者之關聯，研究發現 REITs 市場收益將導致 S&P 500 指數收益，但相反方向則不具因果關係。陳佑瑄(2019)研究指出，S&P 500 股價指數對房價指數之同期影響為正向顯著關係，原因可能是當市場景氣循環熱絡時，股價會先上升，而在分散風險的觀念下，投資者會將股票市場中獲利的資金投資於不動產市場，造成房價也跟著上升，即為所謂的「財富效果」(Wealth Effect)。

關於國內生產毛額(以下簡稱 GDP)與 REITs 市場的相關研究，Li & Lei(2011)以 GDP 代表美國經濟市場實證其與 REITs 市場之間的長期關係，研究結果發現 REITs 收益與下一季度的 GDP 成長率具正相關，且 REITs 收益能至少預測兩季的 GDP 成長率。Maina(2021)實證馬來西亞、台灣和土耳其三個國家的總體經濟因素對 REITs 市場的影響，研究結果發現國內生產毛額對於 REITs 市場為負向顯著關係，代表若 GDP 增加，那麼投資 REITs 市場的報酬將減少，這意味著儘管 GDP 成長獲得了更多資金，但這三個國家(馬來西亞、台灣和土耳其)大多數投資者，並未將資金投入 REITs 市場，而是選擇將資金投入到其他的投資項目。

第三節 小結

前述文獻回顧，本研究彙整近來電子商務市場的相關研究，並整理影響 REITs 市場的總體經濟因素研究。

從上述文獻可發現，電子商務市場發展 50 餘年以來，最初受限於科技因素，因而並未十分發達，而後由於網際網路普及、資訊科技的進步等因素，電子商務已逐漸成為人們生活習慣的一部分，形成一股流行，而在 2020 年更是因為新冠肺炎大流行，促使各國政府實施各項疫情政策阻止疫情擴散，在這樣的背景下，電子商務的需求激增，因而大幅成長。因此，如物流倉儲、電信網等相關產業在疫情期間迅速崛起，但如實體零售業、餐飲業等產業卻遭受重大波及。

由於現有文獻尚缺乏討論因新冠肺炎興起之電子商務趨勢將對不動產市場造成的影響，因此本研究擬探討電子商務對美國 REITs 的影響。下一節將說明本研究預計實證之模型及相關檢定方法，並介紹採用之各項變數。

第三章 研究設計與資料處理

本章涵蓋四節，第一節為研究設計，將說明後續研究實證流程；第二節為實證模型建立，將逐一詳述各檢定之方法與概念及時間序列資料分析模型；第三節為資料說明與變數選取，將說明本研究預計採納之變數及其經濟意涵與其資料來源，第四節為敘述性統計。

第一節 研究設計

本研究以 2009 年 1 月至 2021 年 12 月作為研究期間，擬對美國不同行業的 REITs 市場與電子商務指標及總體經濟相關變數之時間動態趨勢變化進行分析，故採取時間序列(Time Series)作為本研究之研究方法。在進行實證分析前，本研究將以 CUSUM 檢定確認模型有無結構性轉變問題；若檢定結果具結構性轉變問題，將以結構轉變時間點，將資料分段分別進行 ARDL 模型實證分析，若檢定結果無結構性轉變問題，將直接進行 ARDL 模型實證分析。接著本研究將以 ADF 單根檢定確認變數是否符合定態(Stationarity)，避免後續估計結果產生偏誤，若變數具單根問題將進行差分，在確認變數為定態後，本研究將以皮爾森相關檢定，確認變數之間有無共線性問題。進行前述檢定後，本研究將以自我迴歸時間落差分配模型 (ARDL Model) 進行實證分析。最後，並利用殘差檢定 (Residual Test)，以確保模型無自我相關及異質變異的問題，使分析結果具有經濟意涵。

本研究之實證分析流程如下圖 3-1 所示：

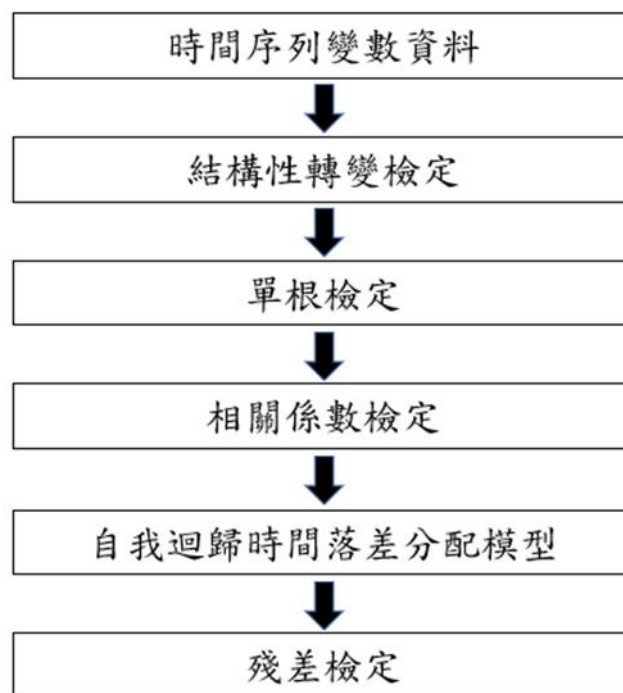


圖 3-1 實證分析流程圖

第二節 實證模型建立

一、結構性轉變檢定(Structural Change)

因時間序列之變數，可能存在研究期間發生重大經濟或政策事件，如新冠肺炎對經濟環境產生重大衝擊、美國實施量化寬鬆政策等，而可能存在結構性轉變的問題。進行迴歸估計時，倘若樣本期間存在結構性轉變的問題，直接估計將導致後續的估計產生嚴重的偏誤(楊浩彥、郭迺鋒及林政勳，2013)。因此，本研究將以 CUSUM 檢定(Cumulative Sum of the Recursive Test)確認本研究採用之變數是否存在結構性轉變的問題。

CUSUM 檢定是利用「逐次迴歸殘差」(Recursive Residuals)來進行檢定，逐次迴歸殘差係指實際值與預測值之間的誤差。

假設不存在結構轉變的問題，「向前一期預測誤差」應有限；反之，若存在結構性轉變的問題，「向前一期預測誤差」將提高(楊奕農，2009)。

「向前一期預測誤差」公式表示如下：

$$\hat{e}_t = y_t - \hat{y}_t, t = n + 1, n + 2, \dots, T \quad (3.1)$$

CUSUM 檢定之虛無假設為不存在結構性轉變，表示如下：

$$H_0 : E(\hat{e}_t) = 0 \text{ 且 } \hat{e}_t \sim (0, \sigma^2) \quad (3.2)$$

$$\sigma_{r,t} = \text{Var}(\hat{e}_t \mid y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1) \quad (3.3)$$

其中 $\sigma_{r,t}$ 為逐次迴歸殘差期望值之變異數，將殘差標準化後可得新變數 W_t ：

$$W_t = \frac{\hat{e}_t}{\sigma_{r,t}}, t = n + 1, n + 2, \dots, T \quad (3.4)$$

在總樣本數為 T 之情形下， W_t 被表示為第 n 期至第 t 期之 W_t 總和，在虛無假設成立時，且當 $t=n$ 時， W_t 的值應介於

$$-\theta\sqrt{T-n} < W_t < \theta\sqrt{T-n} \quad (3.5)$$

而當 $t=T$ 時， W_t 的值應介於

$$-3\theta\sqrt{T-n} < W_t < 3\theta\sqrt{T-n} \quad (3.6)$$

其中， θ 為臨界係數，當 $\alpha=0.05$ 時， $\theta=0.948$ ；而當 $\alpha=0.01$ 時， $\theta=1.143$ ，當 W_t 超出臨界值時，則代表變數之間存在結構性轉變的可能(楊奕農，2009)。

二、單根檢定(Unit Root Test)

由於總體經濟變數多為時間序列資料(Time Series Data)，自 Nelson & Plosser(1982)研究指出，大多數總體經濟變數具隨機趨勢，亦即為非定態的特性，當變數為非定態時，若直接進行迴歸分析，將可能產生「虛假迴歸」(Spurious Regression)的問題(Granger & Newbold, 1974)。所謂「虛假迴歸」，指的是因為估計模型時所採用的時間序列資料為非定態，則迴歸的結果 R^2 將高估且 t 值非常大(或 p 值極小)，讓原本毫無「因果關係」的變數之間，反而產生「假的因果關係」，但這樣的結果將不具任何經濟上的意義(楊浩彥、郭迺鋒及林政勳，2013)。

因此，在估計時間序列模型時，必須先確認變數是定態還是非定態，以避免估計錯誤之問題。一般而言，均以「單根檢定」來確認變數是否具有定態性質，常見的單根檢定方法有 Dicky-Fuller 單根檢定(簡稱 DF 檢定)、Phillips-Perron 單根檢定(簡稱 PP 檢定)以及 KPSS 單根檢定。由於 DF 檢定存在殘差項存在自我相關(Autocorrelation)的問題，因此，Said & Dickey(1984)進一步發展出 Augmented Dicky-Fuller 單根檢定(以下簡稱 ADF 單根檢定)。

為避免單根情形造成的偏誤，本研究將採用 ADF 單根檢定進行測試，其檢定模式介紹如下：

1、Augmented Dicky-Fuller 單根檢定

ADF 單根檢定加入了自變數差分的落後期，使單根檢定估計式的殘差符合白噪音(White Noise)的性質(楊奕農, 2017)。ADF 單根檢定包括三種不同的迴歸方程式來檢定時間序列是否存在單根：

(一) 無截距項與時間趨勢項之迴歸式：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

(二) 含截距項但無時間趨勢項之迴歸式：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

(三) 含截距項與時間趨勢項：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{\rho} \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

ADF 單根檢定之虛無假設為 $H_0: \gamma = 0$ ，若無法拒絕虛無假設，則表示具有單根情形，該時間序列為非定態，需進一步進行差分(Difference)，並再次檢定差分後之變數是否為定態；反之，若拒絕虛無假設，則表示此時間序列為定態。



三、模型選取準則

在時間序列的模型中，常見的衡量指標為 AIC(Akaike Information Criterion) 及 SBC(Schwartz Bayesian Information Criterion)兩項準則，以下簡稱 AIC 及 SBC 準則。

AIC 準則是由日本統計學家 Akaike 於 1973 年提出的，SBC 準則是 Schwartz 在 1978 年根據 Bayes 理論提出的判別準則，也稱 BIC 準則。

AIC 及 SBC 準則的公式分別如下：

(一)AIC 準則(Akaike Information Criterion)

$$AIC=T \ln (SSE)+2k \quad (3.10)$$

(二)SBC 準則(Schwartz Bayesian Information Criterion)

$$SBC=T \ln (SSE)+k \ln (T) \quad (3.11)$$

T 為樣本總數， $\ln(SSE)$ 是 SSE(殘差平方和)取自然對數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數，k 是待估參數總數。

當 AIC 與 SBC 準則所計算出來的值越小，則代表模型的配適度(goodness-of-fit)越佳，AIC 準則適用於小樣本數，而 SBC 準則適用於大樣本數(楊奕農，2009)。本研究採用之樣本數共計 156 筆，因此，本研究將以 AIC 準則，作為本研究模型配適度的衡量。

四、自我迴歸時間落差分配模型(ARDL Model)

自我迴歸時間落差分配模型(以下簡稱 ARDL 模型)係由 Pesaran et.al.(2001)提出，是一種基於最小平方法(OLS)的模型，其優點在於適用於及變數間整合級次不完全相同的時間序列，即變數可能為 I(0)或 I(1)，且 ARDL 模型可改善小樣本時檢定力不足的問題，其公式如下：

$$\Delta y_t = a_0 + \sum_{t=1}^{k_1} \beta_i \Delta y_{t-1} + \sum_{j=0}^{k_2} \theta_j \Delta x_{t-j} + \delta_1 y_{t-1} + \delta_2 x_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

因本研究變數間整合級次不完全相同，意即本研究變數為 I(0)、I(1)，因此，本研究將採用 ARDL 模型作為建立實證方程式之模型。

本研究將以 ARDL 模型，對於工業、基礎設施及購物中心 REITs 不同的不動產行業報酬率的關係，分別建立三個模型，如公式 3.17、3.18、3.19 所示：

(一)工業 REITs 報酬率-INDUSTRIAL：

$$\begin{aligned} \Delta \text{INDUSTRIAL}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{INDUSTRIAL}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \text{INF}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \text{M1}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta \text{RATE}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \eta_i \Delta \text{STOCK}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \kappa_i \Delta \text{GDP}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \text{ECOM}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \xi_i \Delta \text{COVID}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.17) \end{aligned}$$

(二)基礎設施 REITs 報酬率-INFRASTRUCTURE：

$$\begin{aligned} \Delta \text{INFRASTRUCTURE}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{INFRASTRUCTURE}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \text{INF}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \text{M1}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta \text{RATE}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \eta_i \Delta \text{STOCK}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \kappa_i \Delta \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \text{ECOM}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \xi_i \Delta \text{COVID}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.18) \end{aligned}$$

(三)購物中心 REITs 報酬率-SHOPPINGCENTER：

$$\begin{aligned} \Delta \text{SHOPPINGCENTER}_t = & \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta \text{SHOPPINGCENTER}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \gamma_i \Delta \text{INF}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \delta_i \Delta \text{M1}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \zeta_i \Delta \text{RATE}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \eta_i \Delta \text{STOCK}_{t-i} + \\ & \sum_{i=0}^p \kappa_i \Delta \text{GDP}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta \text{ECOM}_{t-i} + \sum_{i=0}^p \xi_i \Delta \text{COVID}_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.19) \end{aligned}$$

α 為常數項； Δ 為變動率之轉換； β_i 、 γ_i 、 δ_i 、 ζ_i 、 η_i 、 κ_i 、 θ_i 、 ξ_i 為各項變數之係數； ε_t 為殘差項；t 為期數；i 為最大項之落後期。

五、殘差檢定

殘差檢定是建立實證模型中模型檢定最重要的部分，迴歸模型中殘差之基本假設為殘差具有白噪音(White Noise)的統計性質，白噪音(White Noise)的假設需滿足以下三個條件：

$$\text{平均數為零：} E(\varepsilon_t)=0$$

$$\text{變異數為固定常數：} \text{Var}(\varepsilon_t)=\sigma^2$$

$$\text{沒有自我相關：} \text{Cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_s)=0, \text{ 且 } t \neq s$$

本研究將使用下列檢定，以檢視本研究估計模型之殘差是否符合上述假設，說明如下：

(1) 殘差自我相關檢定-Q 檢定

Q 檢定常用於檢定殘差是否存在自我相關(Autocorrelation)，假定迴歸之殘差項為 ε_t ，樣本數共 T 個，則須先算出殘差的第 i 階自我相關係數，再帶入 Q 統計量的計算式。Q 統計量的虛無假設為「此變數從 1 到 p 階都不存在自我相關」，若 Q 統計量顯著異於 0，則表示殘差存在自我相關的問題。

(2) 殘差具同質性(Homoskedasticity)檢定- ARCH-LM 檢定

若殘差變質不齊一，則所估計出的係數將不具有有效性，因此檢定模型是否具有異質變異，是實證分析當中一個必要步驟，ARCH-LM 檢定(Lagrange Multiplier Test)即是文獻上常見檢驗異質變異的檢定。

ARCH-LM 檢定假設一個實證模型如下：

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a \quad (3.12)$$

$$\varepsilon_t = v_t \sigma_t^2 \quad (3.13)$$

其中， $v_t \sim N(0,1)$ 。如果有 ARCH(q) 存在，這個模型的變異數方程式表示如下：

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \cdots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3.14)$$

若沒有 ARCH(q) 存在，則變異數就是一個常數，不會變動。因此，ARCH-LM 檢定的虛無假設表示如下：

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \cdots = \alpha_q = 0 \quad (3.15)$$

第三節 資料說明與變數選取

本研究研究之國家為美國，時間研究範圍設定為 2009 年 1 月至 2021 年 12 月，資料型態為月資料，共計 156 筆月資料。

本研究採取之應變數包括工業 REITs 之報酬率、基礎設施 REITs 之報酬率及購物中心 REITs 之報酬率；採取之自變數包括通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、S&P 500 股價指數報酬率、國內生產毛額、電商銷售額占整體零售總額之比率及疫情之虛擬變數，以下將逐一說明各項變數：

一、應變數

本研究採用之應變數為工業 REITs 之報酬率、基礎設施 REITs 之報酬率及購物中心 REITs 之報酬率，資料型態皆為月資料，其資料來源為 Nareit 網站，分別說明如下：

(一) 工業不動產投資信託 (Industrial REITs) 報酬率

根據 Nareit 網站介紹，工業 REITs 擁有和管理工業設施，並將這些物業中的空間出租給租戶。工業 REITs 投資項目包括倉庫和配送中心，因此常被稱作物流 REITs，此行業在電子商務市場中發揮著重要作用，其有助於滿足電子商務市場中快速到貨的需求。目前工業 REITs 的相關公司包括 Prologis, Inc.(PLD) Corporation(DRE)、Duke Realty Corporation (DRE)、Americold Realty Trust (COLD)等。

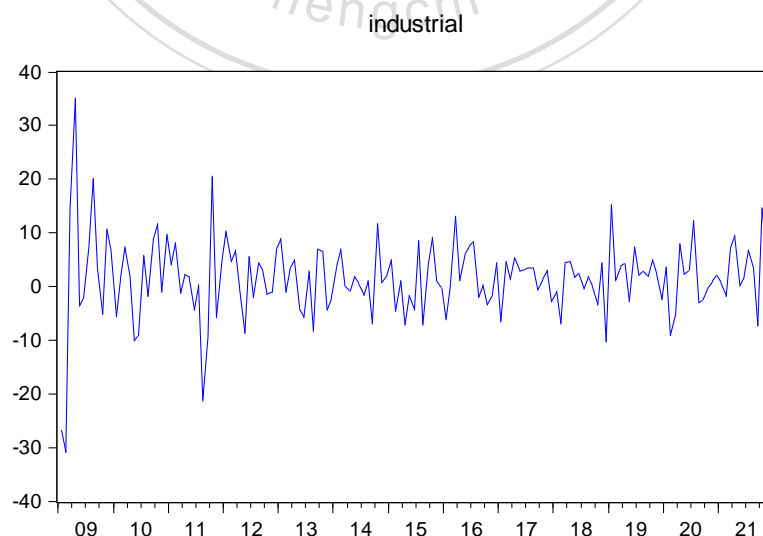


圖 3-4 工業 REITs 報酬率時間序列趨勢圖

(二) 基礎設施不動產投資信託(Infrastructure REITs)報酬率

根據 Nareit 網站介紹，基礎設施 REITs 是擁有和管理基礎設施的不動產，並從使用該不動產的租戶那裡收取租金。基礎設施 REITs 的投資項目包括光纖電纜、電信塔等。目前基礎設施 REITs 的相關公司包括，American Tower Corporation(AMT)、Crown Castle International Corp (CCI)、CorEnergy Infrastructure Trust(CORR)等。

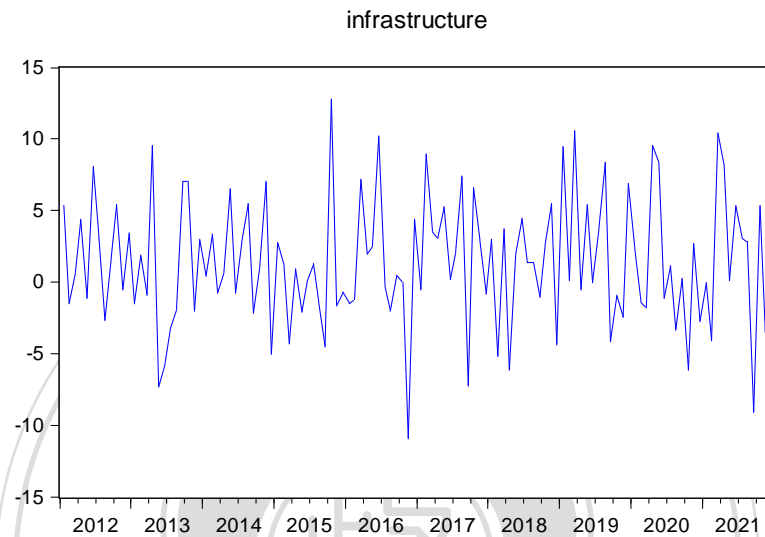


圖 3-5 基礎設施 REITs 報酬率時間序列趨勢圖

(三) 購物中心不動產投資信託(Shopping Centers REITs)

根據 Nareit 網站介紹，購物中心 REITs 為零售 REITs 的其中一類。顧名思義，購物中心 REITs 擁有並經營購物中心，這些購物中心可以是室內或室外的商場，有些則結合兩者。目前購物中心 REITs 的相關公司包括 Kimco Realty Corporation(KIM)、Brixmor Property Group Inc.(BRX)、Regency Centers Corporation(REG)等。

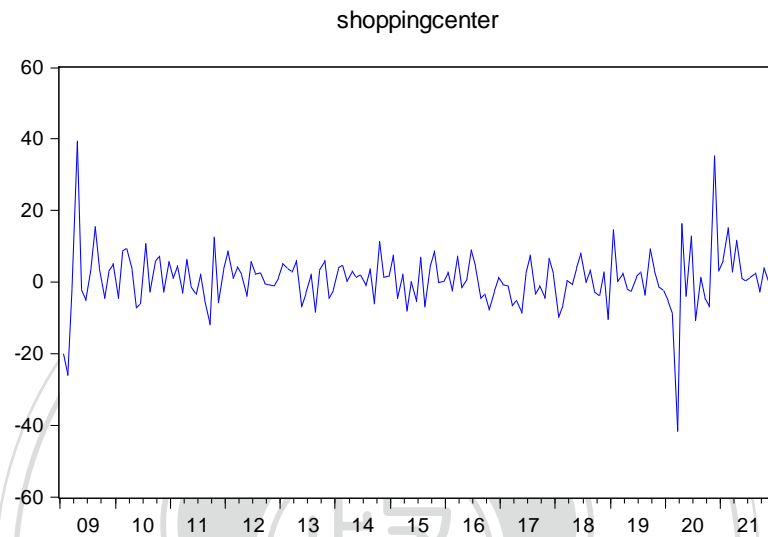


圖 3-6 購物中心 REITs 報酬率時間序列趨勢圖

二、自變數

本研究採取之自變數包括總體經濟變數，如通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額(GDP)。此外，本研究將以電商銷售額占整體零售總額之比率，代表美國電子商務市場的發展程度，以及設定疫情虛擬變數，以下逐一說明各項變數：

(一) 通貨膨脹率(Inflation Rate)

通貨膨脹率是指一段時間內物價水平的變化，該期間的物價水平變化以百分比為表示。當物價水平上升時，每單位貨幣購買的商品和服務將減少，因此，通貨膨脹率也被視為衡量生活成本的指標。因不動產被視為對抗通貨膨脹的良好投資標的(StriweN, 2016)，因此，預期其對於 REITs 報酬率為正向影響。

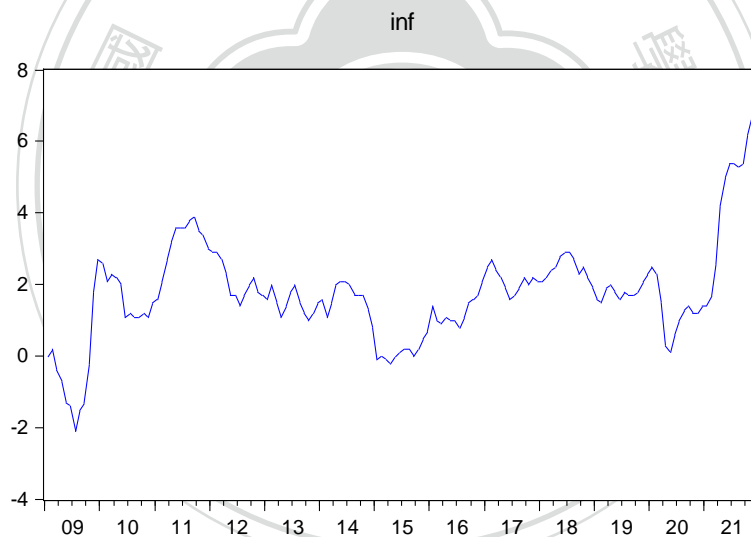


圖 3-7 通貨膨脹率時間序列趨勢圖

(二) M1 貨幣供給額

M1 貨幣屬於狹義貨幣 (Narrow Money)，反映的是市場的購買力，其式子為：
 $M1 = \text{通貨淨額} + \text{支票存款} + \text{活期存款} + \text{活期儲蓄存款}$ ²。貨幣為市場運作的基礎，若市場資金充沛，預期其對於 REITs 報酬率為正向影響。

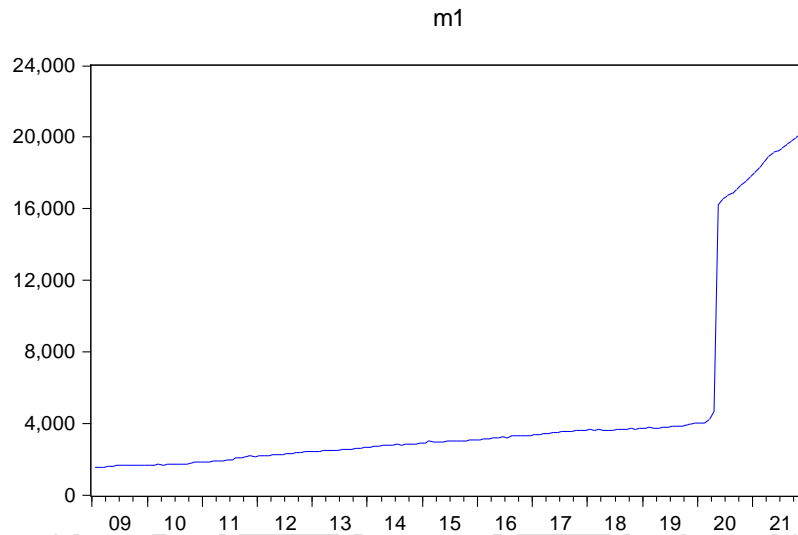


圖 3-8 M1 貨幣供給額時間序列趨勢圖

² 「通貨淨額」指中央銀行通貨發行額扣除銀行及郵局的庫存現金；而「活期存款」指一般營利法人所開立之帳戶；而「活期儲蓄存款」指自然人及非營利法人所開立之帳戶。

(三) 美國聯邦基金利率(Federal Funds Rate)

美國聯邦基金利率是指聯邦公開市場委員會 (FOMC) 設定的目標利率，為商業銀行隔夜相互借入和借出超額準備金的利率。FOMC 是聯邦儲備系統的製定機構，每年召開八次會議來設定目標聯邦基金利率，這是其貨幣政策的一部分。若聯邦基金利率上升，代表緊縮的貨幣政策，將使投資成本提升(Johnson et,al, 1999)，因此，預期其對於 REITs 報酬率為負向影響。

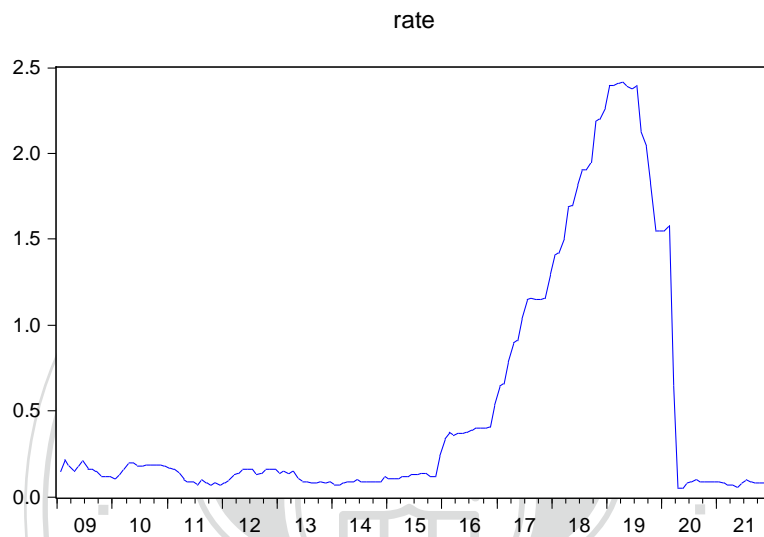


圖 3-9 美國聯邦基金利率時間序列趨勢圖

(四) S&P 500 股價指數報酬率

即標準普爾 500 指數(Standard & Poor's)，係以美國 500 家大型企業股價所計算的加權股價指數，S&P 500 股價指數所選取的成分股數目較多，風險更為分散，相較道瓊工業股價指數僅選取 30 支股票，採樣數目較少，那斯達克綜合股價指數選取較多科技類股，S&P 500 股價指數更能代表美國股市，能更廣泛、精確地觀察市場變化(韓千山，2020)。若股價指數上升，代表整體景氣佳，預期其對於 REITs 報酬率為正向影響。

此項變數的資料來源為 YAHOO 財經網站，本研究將以 Eviews 統計軟體對此項變數取對數(log)並進行差分(difference)的動作，使變數轉換為連續型報酬率，目的在使此項變數經濟意涵與本研究採用的應變數 REITs 報酬率一致。

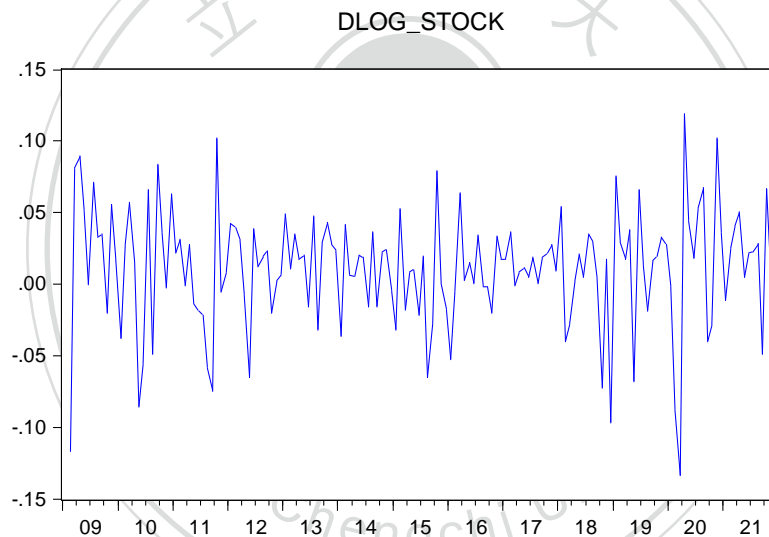


圖 3-10 S&P 500 股價指數報酬率時間序列趨勢圖

(五) 國內生產毛額(Gross domestic product, GDP)

根據林左裕(2015)一書指出，國內生產毛額係指一年中全國境內所生產出的產品及勞務之總價值，其變動率即為經濟成長率，因此 GDP 可做為衡量一個國家經濟健康狀況的指標。若經濟成長則代表經濟狀況愈發熱絡，因此，預期其對於 REITs 報酬率為正向影響

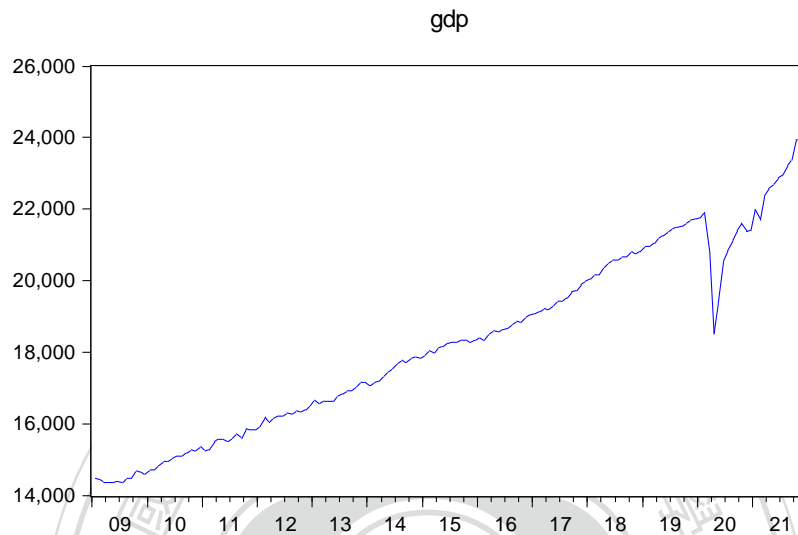


圖 3-11 國內生產毛額時間序列趨勢圖

(六) 電商銷售額占整體零售總額之比率

其資料來源為美國商務部普查局(U.S. Census)，其計算公式為：電商銷售額除以整體零售總額，當百分比越高時，代表該國的電子商務市場愈蓬勃發展。若電子商務市場越蓬勃發展，預計將對工業、基礎設施 REITs 市場產生正向影響，購物中心 REITs 市場產生負向影響。

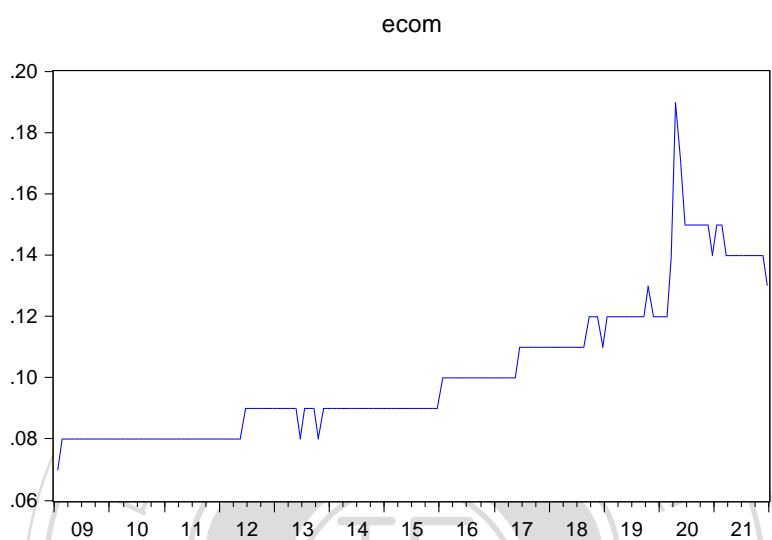


圖 3-12 電商銷售額占整體零售總額之比率時間序列趨勢圖

(七)疫情虛擬變數

新冠肺炎於 2019 年年底自武漢散播至全球各地，重挫全世界的經濟，因美國於 2020 年 3 月開始疫情升溫，且美國總統川普於同月宣布全美進入「國家緊急狀態」，因此，本研究擬設定疫情虛擬變數，探討新冠肺炎對於不同 REITs 市場之影響程度，並以 2020 年 3 月(即全美進入國家緊急狀態之時間點)作為時間之分界點，無受到疫情影響設定為 0，受到疫情影響則設定為 1。



表 3-1 變數名稱表

	類別	變數名稱	資料頻率	預期符號	資料來源
應變數	工業 REITs 報酬率	INDUSTRIAL	月	X	Nareit
	基礎設施 REITs 報酬率	INFRASTRUCTURE	月	X	
	購物中心 REITs 報酬率	SHOPPING CENTER	月	X	
自變數	通貨膨脹率	INF	月	+	美國商務部 普查局 (U.S. Census Bureau)
	M1 貨幣供給額	M1	月	+	聯邦準備系統
	美國聯邦基金利率	RATE	月	-	聯邦準備系統
	S&P 500 股價指數報酬率	DLOG_STOCK	月	+	Yahoo Finance
	國內生產毛額	GDP	月	+	IHS Markit
	電商銷售額占整體零售總額之比率	ECOMMERCE	月	+	美國商務部 普查局 (U.S. Census Bureau)
	疫情虛擬變數	COVID	月	-	本研究自行整理

第四節 敘述性統計

一、敘述性統計

為判別後續實證資料之特性，本研究將所有變數進行敘述性統計，其結果彙整如下表 3-2、3-3 及 3-4，模型一共計 156 筆月資料；模型二共計 120 筆月資料；模型三共計 156 筆月資料。

如下表所示，觀察研究期間三種不同行業之 REITs 之報酬率。以平均值而言，顯示三個不同行業之 REITs 之報酬率，由大至小，依序為：工業、基礎設施、購物中心；以最大值和最小值而言，三個行業的 REITs 報酬率最大值及最小值相差最多者為購物中心 REITs 報酬率，原因可能來自於自 2020 年 3 月開始，新冠肺炎肆虐全美，封城、居家辦公等政策陸續實施，使得購物中心被迫暫時停止營業，營運受有影響，因此動盪幅度頗大；以標準差而言，購物中心 REITs 報酬率之標準差約為 8.24，亦是三個行業中最大者，其次則是工業 REITs 報酬率，原因可能來自於疫情帶動電子商務市場發展，進而引起對於工業 REITs 行業當中之物流倉庫、配送中心需求上升。

以通貨膨脹率而言，研究期間之通貨膨脹率最大值為 7.00，出現在 2021 年 12 月，此數值已創下美國自 1982 年 6 月以來的新高，原因可能如林左裕(2021)研究指出，新冠肺炎所造成的供給短缺，加之聯準會(Fed)自 2009 年起數度的量化寬鬆政策，因此釀成了通膨的「完美風暴」；最小值為-2.10，出現在 2009 年 9 月，原因可能是次貸危機(Subprime mortgage crisis)所引發的經濟衰退。

以 M1 貨幣供給額而言，研究期間之 M1 貨幣供給額最大值為 20484.30，出現在 2021 年 12 月，原因可能是聯準會(Fed)自新冠肺炎爆發以來實施無限 QE 政策，大量印鈔，以減緩疫情重挫經濟；最小值為 1567.20，出現在 2009 年 2 月，原因可能是當時美國經歷次貸危機(Subprime mortgage crisis)，而聯準會(Fed)還尚未實施第一波 QE 政策，自 2009 年 3 月實施第一波 QE 政策後，M1 貨幣供給額逐漸上升。

以美國聯邦基金利率而言，研究期間之美國聯邦基金利率平均值最大值為

2.42，出現在 2019 年 4 月，原因可能是當時美國景氣已進入佳境，這可與聯準會(Fed)當時醞釀 QE 政策退場相互對照；最小值為 0.05，出現在 2020 年 4-5 月，原因可能是新冠肺炎重挫經濟，聯準會(Fed)於 2020 年 3 月開始兩度「緊急降息」至接近零利率，期望透過低利率來振興市場。

以 S&P 500 股價指數報酬率而言，研究期間之 S&P 500 股價指數報酬率最大值為 0.12，出現在 2020 年 4 月；最小值為 -0.13，出現在 2020 年 2 月，原因可能是新冠肺炎於 2020 年 3 月大流行，先重創美國經濟，同月聯準會(Fed)兩度緊急降息加無限 QE 政策影響，大力度刺激經濟，因而大量熱錢湧入股市，股市交易熱絡，大盤指數飆升，報酬率由負轉虧。

以國內生產毛額而言，研究期間之國內生產毛額最大值為 24092.77，出現在 2021 年 12 月，原因可能是疫情爆發後，聯準會(Fed)實施無限 QE 政策及低利率政策，因貨幣政策具遞延效果，因此貨幣政策實施數月後，經濟熱絡；最小值為 14360.24，出現在 2009 年 4 月，原因可能是當時美國正經歷次貸危機 (Subprime Mortgage Crisis)，因而經濟衰弱，

以電商銷售額占整體零售總額之比率而言，研究期間之電商銷售額占整體零售總額之比率最大值為 0.19，出現在 2020 年 4 月，原因可能是當時美國新冠肺炎疫情嚴重，加之全美各州陸續實施封城等防疫政策，因此，使得人民使用電子商務購物的需求大幅上升；最小值為 0.07，出現在 2009 年 1 月，原因可能是當時電子商務市場尚未如此發達，應用電子商務進行購物的消費習慣尚未如此普及。

表 3-2 模型一敘述性統計結果表

	INDUSTRIAL	INF	M1	RATE	DLOG_STOCK	GDP	ECOM
Mean	1.71	1.80	4810.87	0.52	0.01	18303.45	0.10
Median	1.99	1.70	3018.75	0.15	0.02	18264.79	0.09
Maximum	35.26	7.00	20484.30	2.42	0.12	24092.77	0.19
Minimum	-30.88	-2.10	1567.20	0.05	-0.13	14360.24	0.07
Std.Dev	7.47	1.43	5312.32	0.71	0.04	2581.47	0.02
Skewness	-0.25	0.75	2.17	1.58	-0.60	0.24	1.15
Kurtosis	8.18	5.49	5.96	4.05	4.15	2.04	3.83
Jarque-Brea	176.01	54.94	179.81	72.42	17.64	7.55	39.15
Observations	156	156	156	156	156	156	156

表 3-3 模型二敘述性統計結果表

	INFRASTRUCTURE	INF	M1	RATE	DLOG_STOCK	GDP	ECOM
Mean	1.51	1.88	5744.59	0.64	0.01	19309.89	0.11
Median	1.14	1.70	3398.20	0.15	0.02	19060.78	0.10
Maximum	13.37	7.00	20484.30	2.42	0.12	24092.78	0.19
Minimum	-10.91	-0.20	2209.80	0.05	-0.13	16057.19	0.08
Std.Dev	4.64	1.31	5775.11	0.77	0.04	2089.71	0.02
Skewness	0.17	1.73	1.78	1.17	-0.69	0.29	1.03
Kurtosis	2.94	7.16	4.28	2.86	5.00	2.14	3.59
Jarque-Brea	0.58	145.53	70.84	27.29	29.29	5.40	22.67
Observations	120	120	120	120	120	120	120

表 3-4 模型三敘述性統計結果表

	SHOPPINCENTER	INF	M1	RATE	DLOG_STOCK	GDP	ECOM
Mean	0.98	1.80	4810.87	0.52	0.01	18303.45	0.10
Median	1.30	1.70	3018.75	0.15	0.02	18264.79	0.09
Maximum	39.57	7.00	20484.30	2.42	0.12	24092.77	0.19
Minimum	-41.62	-2.10	1567.20	0.05	-0.13	14360.24	0.07
Std.Dev	8.24	1.43	5312.32	0.71	0.04	2581.47	0.02
Skewness	0.02	0.75	2.17	1.58	-0.60	0.24	1.15
Kurtosis	11.40	5.49	5.96	4.05	4.15	2.04	3.83
Jarque-Brea	458.90	54.94	179.81	72.42	17.64	7.55	39.15
Observations	156	156	156	156	156	156	156



第四章 實證分析

第一節 結構性轉變檢定結果

進行 ARDL 模型分析時，需同時檢定模型是否具有結構性轉變的問題，若模型有結構性轉變的問題，可能使後續的估計結果產生偏誤，因此，本研究利用 CUSUM 檢定進行結構性轉變分析，分析結果如下圖 4-1、4-2、4-3 所示，顯示模型一、模型二及模型三皆未超過臨界值，代表無結構性轉變的問題。

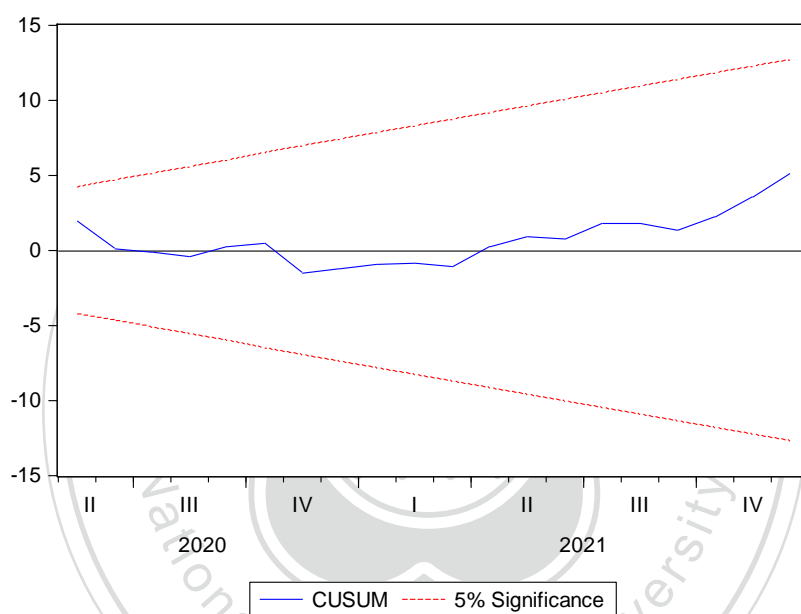


圖 4-1 模型一 CUSUM 檢定結果

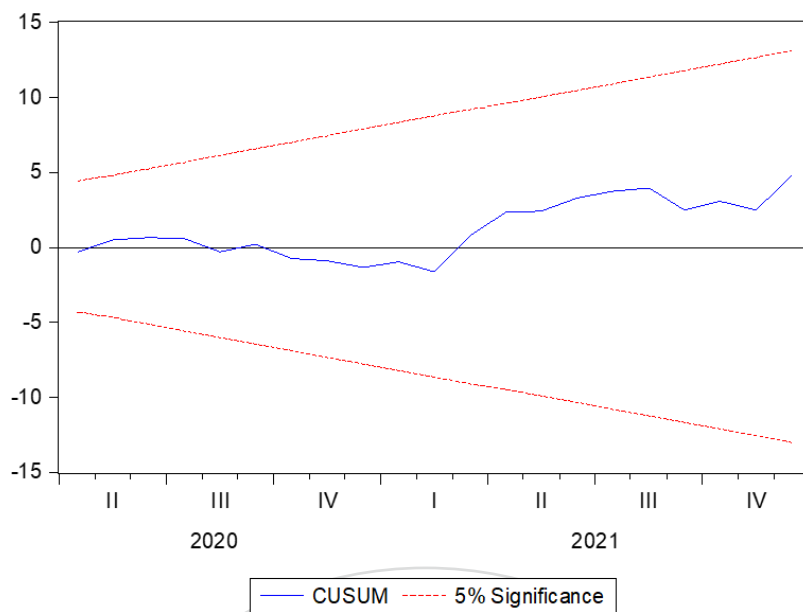


圖 4-2 模型二 CUSUM 檢定結果

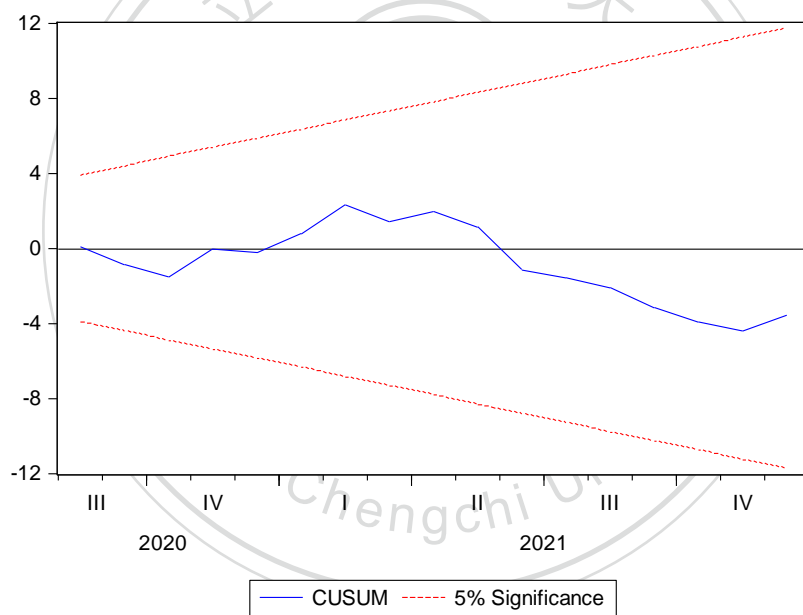


圖 4-3 模型三 CUSUM 檢定結果

第二節 單根檢定結果

一、單根檢定結果

本研究利用 ADF 單根檢定，確認模型採用之變數是否為定態，檢驗結果彙整如下表 4-1、4-2 及 4-3。

(一)模型一單根檢定結果

根據表 4-1 可發現，本研究模型一所採用之數據，其中工業 REITs 報酬率、S&P 500 股價指數報酬率原始值拒絕存在單根的虛無假設，是為 I(0)；而通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、國內生產毛額及電子商務銷售額占整體零售總額之比率原始值皆存在單根問題，因此，需進一步進行一階差分，在經過差分處理後，變數皆通過單根檢定，是為 I(1)。

表 4-1 模型一單根檢定結果表

變數	Level	1 st difference
工業 REITs 報酬率	-6.619107***	-16.93515***
通貨膨脹率	0.545031	-3.275226***
M1 貨幣供給額	-0.536799	-11.43882***
美國聯邦基金利率	-1.622786*	-3.489500***
S&P 500 股價指數 報酬率	-10.38913***	-6.204943***
國內生產毛額	-2.008471	-6.068081***
電子商務銷售額占整體零售總額之比率	-2.514764	-4.167814***

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著，拒絕數列存在單根之虛無假設。

(二)模型二單根檢定結果

根據表 4-2 可發現，本研究模型二所採用之數據，其中基礎設施 REITs 報酬率、S&P 500 股價指數報酬率原始值拒絕存在單根的虛無假設，是為 I(0)；而通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、國內生產毛額、電子商務銷售額占整體零售總額之比率原始值皆存在單根問題，因此，需進一步進行一階差分，在經過差分處理後，變數皆通過單根檢定，是為 I(1)。

表 4-2 模型二單根檢定結果表

變數	Level	1 st difference
基礎設施 REITs 報酬率	-6.669570***	-6.666413***
通貨膨脹率	0.606606	-2.421616**
M1 貨幣供給額	-0.862409	-10.00341***
美國聯邦基金利率	-1.409731	-4.610800***
S&P 500 股價指數 報酬率	-9.474213***	-7.255541***
國內生產毛額	-3.335083	-5.310592***
電子商務銷售額占整體零售總額之比率	-2.967357	-10.20051***

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著，拒絕數列存在單根之虛無假設。

(三)模型三單根檢定結果

根據表 4-3 可發現，本研究模型三所採用之數據，其中購物中心 REITs 報酬率、S&P 500 股價指數報酬率原始值拒絕存在單根的虛無假設，是為 I(0)；而通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、國內生產毛額、電子商務銷售額占整體零售總額之比率原始值皆存在單根問題，因此，需進一步進行一階差分，在經過差分處理後，變數皆通過單根檢定，是為 I(1)。

表 4-3 模型三單根檢定結果表

變數	Level	1 st difference
購物中心 REITs 報酬率	-10.02060***	-5.623149***
通貨膨脹率	0.545031	-3.275226***
M1 貨幣供給額	-0.536799	-11.43882***
美國聯邦基金利率	-1.622786*	-3.489500***
S&P 500 股價指數 報酬率	-10.38913***	-6.204943***
國內生產毛額	-2.008471	-6.068081***
電子商務銷售額占整體零售總額之比率	-2.514764	-4.167814***

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著，拒絕數列存在單根之虛無假設。

二、皮爾森相關檢定結果

皮爾森相關係數檢定用於確認變數之間的線性關係，若兩變數之間的相關係數絕對值較大，則表示兩變數間的關聯程度(degree of association)愈高，其值介於-1 至 1 之間。一般而言，若變數之間之相關係數大於 0.7，則代表兩個變數之間存在高度相關性，可能存在共線性(Multicollinearity)的問題，理論上應避免變數之間之相關係數大於 0.8。

經檢定後本研究之模型變數間之相關係數彙整如下，下表 4-4 為模型一之相關係數檢定結果表，表 4-5 為模型二之相關係數檢定結果，表 4-6 為模型三之相關係數檢定結果表，分析結果如下表所示，所有模型變數間之相關係數皆未超過標準 0.8，顯示本研究採用之變數之間存在共線性問題的可能性較小，因此可進行後續之實證分析。



表 4-4 模型一相關係數檢定結果表

變數	D_ECOM	D_INF	D_M1	D_RATE	DLOG_STOCK	D_GDP	INDUSTRIAL
D_ECOM	1.00	-0.25	-0.26	-0.46	0.02	-0.74	-0.02
D_INF	-0.25	1.00	-0.03	0.22	0.07	0.33	0.04
D_M1	-0.26	-0.03	1.00	-0.03	0.07	0.23	0.009
D_RATE	-0.46	0.22	-0.03	1.00	0.04	0.59	-0.04
DLOG_STOCK	0.02	0.07	0.07	0.04	1.00	0.02	0.70
D_GDP	-0.74	0.33	0.23	0.59	0.02	1.00	0.04
INDUSTRIAL	-0.02	0.04	0.009	-0.04	0.70	0.04	1.00

表 4-5 模型二相關係數檢定結果表

變數	D_ECOM	D_INF	D_M1	D_RATE	DLOG_STOCK	D_GDP	INFRASTRUCTURE
D_ECOM	1.00	-0.33	-0.27	-0.48	0.07	-0.76	0.08
D_INF	-0.33	1.00	-0.05	0.28	0.13	0.42	-0.04
D_M1	-0.27	-0.05	1.00	-0.03	0.09	0.23	0.14
D_RATE	-0.48	0.28	-0.03	1.00	0.07	0.60	-0.02
DLOG_STOCK	0.07	0.13	0.09	0.07	1.00	0.00	0.35
D_GDP	-0.76	0.42	0.23	0.60	0.00	1.00	-0.04
INFRASTRUCTURE	0.08	-0.04	0.14	-0.02	0.35	-0.04	1.00

表 4-6 模型三相關係數檢定結果表

變數	D_ECOM	D_INF	D_M1	D_RATE	DLOG_STOCK	D_GDP	SHOPPINGCENTER
D_ECOM	1.00	-0.25	-0.26	-0.46	0.02	-0.74	-0.04
D_INF	-0.25	1.00	-0.04	0.22	0.07	0.33	0.07
D_M1	-0.26	-0.04	1.00	-0.03	0.07	0.23	-0.04
D_RATE	-0.46	0.22	-0.03	1.00	0.04	0.59	0.20
DLOG_STOCK	0.02	0.07	0.07	0.04	1.00	0.02	0.65
D_GDP	-0.74	0.33	0.23	0.59	0.02	1.00	0.04
SHOPPINGCENTER	-0.04	0.07	-0.04	0.20	0.65	0.04	1.00

第三節 自我迴歸時間落差分配模型(ARDL Model)結果

本研究包括三個模型：工業、基礎設施與購物中心 REITs 等三種不同類型之行業，經前述 CUSUM 檢定確認模型無結構性轉變問題，ADF 單根檢定確認模型變數為定態，並依皮爾森相關檢定確認變數之間無共線性問題後，本研究進行自我迴歸時間落差分配模型(以下簡稱 ARDL 模型)之實證分析，其分析結果彙整分別呈現於下表。

一、模型一之實證分析結果

本研究利用 ARDL 模型，並透過 AIC 最佳配飾篩選後，藉以檢視時間序列變數是否顯著影響工業 REITs 報酬率，模型一之研究結果彙整如表 4-7，根據表 4-7 所示，模型一之最適落後期為(1,0,2,0,2,0,0,0)，其分別代表工業 REITs 報酬率、疫情虛擬變數、電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率、通貨膨脹率變動率、M1 貨幣供給額變動率、美國聯邦基金利率變動率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額變動率(即經濟成長率)。

以疫情虛擬變數而言，疫情在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期工業 REITs 報酬率，實證結果顯示面臨疫情這樣的「系統風險」，工業 REITs 市場並未遭受負面影響，相反地，工業 REITs 市場為正成長，推測原因是因新冠肺炎引發對電子商務需求上升，進而帶動對倉儲物流、配送中心產業的需求增加，因此，即使大環境遭受疫情重挫，大部分類型的 REITs 市場收益狀況不佳，工業 REITs 市場反而因為疫情影響，需求相較其他產業反而更加熱絡，因此，工業 REITs 未遭受疫情的負面影響，相反地，疫情成為工業 REITs 市場的助力，工業 REITs 報酬率為正成長。

以電子商務銷售額占整體零售總額之比率分析而言，前兩期之電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，顯示當電子商務比率成長時，會影響工業 REITs 報酬率一併成長，推測原因是因為工業 REITs 的投資組合項目為倉儲物流及配送中心，此為電子商務系統運作中最重要之一部分，因此，隨著「宅經濟」時代當道，消費

者利用電子商務進行購物的行為越發普及，倉儲物流及配送中心的需求將隨之增加，在看好未來網路購物世代的前景下，投資人對於工業 REITs 市場信心將上升，因而工業 REITs 報酬率也將成長。

以通貨膨脹率而言，當期之通貨膨脹率變動率對前一期之工業 REITs 報酬率並無顯著影響，推測原因可能如林左裕(2014)指出美國實施 QE 政策，並未帶動經濟成長，而是引發不動產價格飆漲。以費雪方程式(Fisher Equation)解釋，其式子為： $MV=PQ$ ，大量印鈔下，期望帶動經濟成長，然卻引發資產價格膨脹，擠兌消費能力，投資者不樂見未來經濟情勢時，因而，未將資金投入工業 REITs 市場。雖研究期間後期，受到來自大量印鈔以及新冠肺炎造成生產面供給短缺的因素，造成通貨膨脹率確實有增長，但因時間仍過於短暫，因此，推測可能尚未對 REITs 市場產生影響。

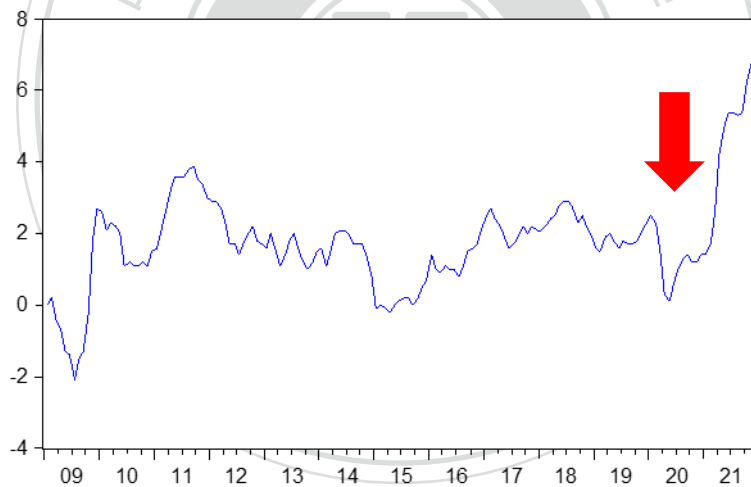


圖 4-4 模型一通貨膨脹率之時間序列趨勢圖

以 M1 貨幣供給額而言，前兩期之 M1 貨幣供給額變動率在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，除了實證貨幣政策的影響具「遞延效果」，也代表聯準會(Fed)實施 QE 政策下，確實如預期資金是市場運作的基礎，大量熱錢湧入市場，有助於活絡整體經濟、刺激投資，投資者會將其資金投入工業 REITs 市場，因此，工業 REITs 的報酬率將有所成長。

以美國聯邦基金利率而言，當期之利率變動率對前一期之工業 REITs 報酬率並無顯著影響，推測原因可能是本研究之研究期間，利率的變動差異並不大，此可由下圖 4-5 得知，美國聯準會(Fed)自 2009 年以來陸續實施三波量化寬鬆政策，雖隨著經濟好轉，逐漸醞釀退場時機，但仍未大幅調升利率，而後因新冠肺炎爆發，為減緩經濟重挫，又再次實施無限 QE 政策，兩度緊急降息接近零利率。對投資者而言，低利率政策或許可短暫地刺激經濟，但從實證結果來看，長期低利率的狀態下，對刺激整體經濟並非良藥，實證結果顯示投資者並未將資金投入工業 REITs 市場。

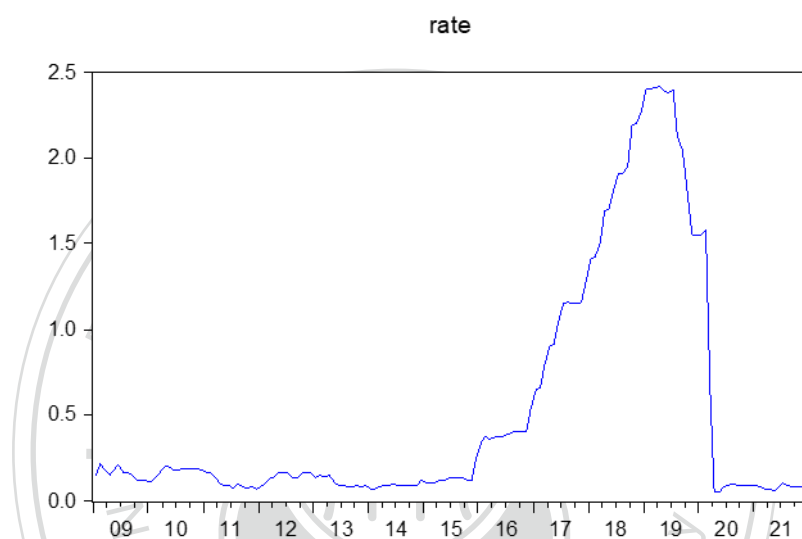


圖 4-5 模型一利率之時間序列趨勢圖

以 S&P 500 股價指數報酬率而言，當期之 S&P 股價 500 指數報酬率在顯著水準 1% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，顯示當股市呈現「牛市」，投資人樂觀看待市場，會連帶增加投入 REITs 市場的資金。此與陳佑瑄(2019)研究提出，投資者於股票市場獲利，在考量分散風險的情勢下，會增加投入不動產市場的資金，具「財富效果」之觀點相呼應。

以國內生產毛額而言，當期之國內生產毛額變動率(即經濟成長率)在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，代表當國內生產毛額變動率(即經濟成長率)增加，意即國內整體景氣漸佳時，投資人對於工業 REITs 的前景有信心，因此，會增加投入工業 REITs 市場的資金，工業 REITs 市場的報酬率也將提升。

表 4-7 模型一 ARDL 實證結果表

變數名稱	係數	標準差	P 值
INDUSTRIAL(-1)	-0.072643	0.053517	0.1769
COVID	14.43691	6.608482	0.0306**
D_ECOM(-2)	245.2775	2.062751	0.0410**
D_INF	0.367056	0.387275	0.6991
D_M1(-2)	0.001011	0.000512	0.05**
D_RATE	-5.401755	5.768678	1.00000
DLOG_STCOCK	0.000321	5.768678	0.0000***
D_GDP	0.004747	0.002477	0.05**
R-squared	0.535023	Mean dependent var	1.810481
Adjusted R-squared	0.491221	S.D dependent var	6.034600
S.E. of regression	4.304405	Akaike info criterion	5.844739
Sum squared resid	2556.850	Schwarz criterion	6.123254
Log likelihood	-430.2001	Hannan-Quinn criter	5.957881

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著。

二、模型二之實證分析結果

本研究利用 AIC 最佳配適，檢視模型二變數之最適落後期，根據表 4-8 所示，模型二之最適落後期為(1,1,2,2,1,1,0,1)，其分別代表基礎設施 REITs 報酬率、疫情虛擬變數、電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率、通貨膨脹率變動率、M1 貨幣供給額變動率、利率變動率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額變動率(即經濟成長率)。

本研究利用 ARDL 模型，並透過 AIC 最佳配飾篩選後，藉以檢視時間序列變數是否顯著影響基礎設施 REITs 報酬率。模型二之研究結果彙整如下表 4-8。

以疫情虛擬變數分析而言，疫情對前一期之基礎設施 REITs 報酬率並無顯著影響，實證結果顯示即使面臨疫情這樣的系統風險，因為基礎設施 REITs 投資項目中包括光纖電纜、電信塔等，當全美陸續實施封城、居家隔離等政策以防堵疫情，人們在家工作、購物、娛樂等，因而對於網路使用量之需求將增加，因而基礎設施 REITs 相較於其他產業仍有一定需求，因而，基礎設施 REITs 報酬率並未遭受疫情的負面影響。

以電子商務銷售額占整體零售總額之比率分析而言，前兩期電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之基礎設施 REITs 報酬率，這代表當越來越多消費者使用電子商務購物，電子商務購物比率上升時，會帶動對網路使用量之需求增加，因為基礎設施 REITs 投資項目中包括光纖電纜、電信塔等，因此，基礎設施 REITs 報酬率將有所成長。

以通貨膨脹率分析而言，前兩期之通貨膨脹率變動率對前一期之基礎設施 REITs 報酬率並無顯著影響，如同模型一之解釋，量化寬鬆政策的效應並未帶動經濟明顯成長，反而擠兌消費，經濟前景並不樂觀，因此，投資者並未將資金投入基礎設施 REITs 市場，因而，基礎設施 REITs 報酬率並無產生正面亦未產生負面的影響。雖研究期間後期，無限 QE 政策及疫情供給短缺的綜合因素，造成通貨膨脹率飆漲，但因時間仍過於短暫，因此，推測可能尚未對基礎設施

REITs 市場產生影響。

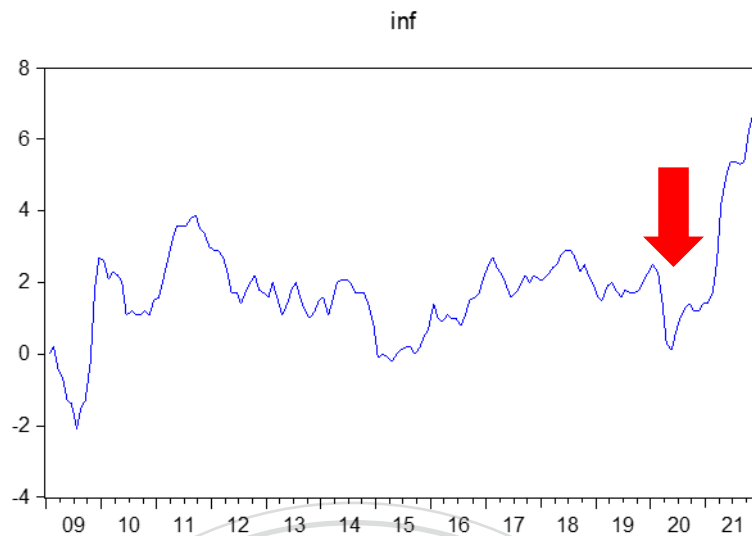


圖 4-6 模型二通貨膨脹率之時間序列趨勢圖

以 M1 貨幣供給額分析而言，前一期之 M1 貨幣供給額變動率在顯著水準 1% 之下，正向影響前一期之基礎設施 REITs 報酬率；前兩期之 M2 貨幣供給額變動率在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之基礎設施 REITs 報酬率，實證結果顯示，除了顯示貨幣政策的實施具「遞延效果」，也代表當聯準會(Fed)實施貨幣寬鬆政策後，市場充沛大量資金，投資人選擇將資金投入基礎設施 REITs，因而基礎設施 REITs 報酬率將成長。

以美國聯邦基金利率而言，前一期之利率變動率對前一期之基礎設施 REITs 報酬率並無顯著影響，推測原因可能是本研究設定之研究期間，利率的變動差異並不大，此可由下圖 4-5 得知，如同前述所言，這代表美國聯準會(Fed)長期實施低利率政策的狀態下，可能僅短暫刺激經濟，但長期而言未能達成其預期效果。

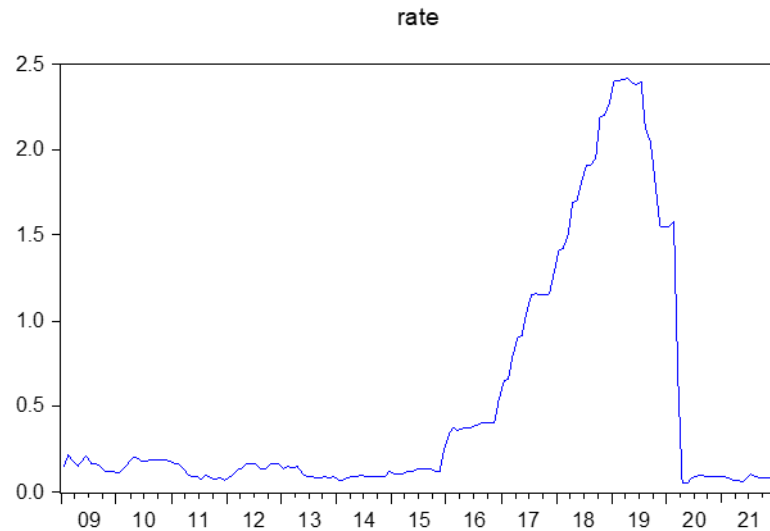


圖 4-7 模型二利率之時間序列趨勢圖

以 S&P 500 股價指數報酬率分析而言，當期之 S&P 500 股價指數報酬率在顯著水準 10% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，代表當股市呈現「多頭情勢」時，投資人對市場持樂觀態度，因此，會連帶增加投入 REITs 市場的資金，使得基礎設施 REITs 報酬率將一併成長，如同前述，此與陳佑瑄 (2019) 研究觀點相呼應。

以國內生產毛額分析而言，前一期之國內生產毛額變動率(即經濟成長率)在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之基礎設施 REITs 報酬率，代表當國內生產毛額變動率(即經濟成長率)增加，意即國內景氣漸佳時，投資人對於基礎設施 REITs 市場並抱持樂觀態度，因此，增加投入基礎設施 REITs 市場的資金，因而，基礎設施 REITs 的報酬率將成長。

表 4-8 模型二 ARDL 實證結果表

變數名稱	係數	標準差	P 值
INFRASTRUCTURE (-1)	-0.4271	0.0974	0.0000***
COVID(-1)	16.7349	19.3529	0.3902
D_ECOM(-2)	300.6908	137.7827	0.0325**
D_INF(-2)	2.5186	1.5982	0.1196
D_M1(-1)	0.0479	0.0153	0.0025***
D_M1(-2)	0.0281	0.0136	0.0431**
D_RATE(-1)	10.9496	6.9731	0.1209
DLOG_STCOCK	35.8264	13.9486	0.01*
D_GDP(-1)	0.01456	0.0067	0.0328**
R-squared	0.604277	Mean dependent var	1.498160
Adjusted R-squared	0.369137	S.D dependent var	4.724712
S.E. of regression	3.752690	Akaike info criterion	5.764156
Sum squared resid	971.7052	Schwarz criterion	6.789384
Log likelihood	-277.9107	Hannan-Quinn criter	6.180061

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著。

三、模型三之實證分析結果

本研究利用 AIC 最佳配適，檢視模型三變數之最適落後期，根據表 4-9 所示，模型一之最適落後期為(1,0,0,1,1,1,0,0)，其分別代表購物中心 REITs 報酬率、疫情虛擬變數、電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率、通貨膨脹率變動率、M1 貨幣供給額變動率、美國聯邦基金利率變動率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額變動率(即經濟成長率)。

本研究利用 ARDL 模型，並透過 AIC 最佳配飾篩選後，藉以檢視時間序列變數是否顯著影響購物中心 REITs 報酬率。模型三之研究結果彙整如下表 4-9。

以疫情虛擬變數分析而言，疫情在顯著水準 1% 之下，負向影響前一期購物中心 REITs 報酬率，原因可能是當新冠肺炎肆虐全美時，全美各州陸續實施封城、居家隔離等防疫政策來阻止疫情擴散，因此，許多購物中心被迫暫時停止營運，消費者無法光顧消費，購物中心的前景不佳，因此，投資人對於購物中心 REITs 之信心會下降，可能轉往投資其他項目，因而，造成購物中心 REITs 報酬率下降。

以電子商務銷售額占整體零售總額之比率分析而言，當期之以電子商務銷售額占整體零售總額之比率變動率並無顯著影響前一期之購物中心 REITs 報酬率，原因如同過往文獻提及，電子商務和實體購物之間各有利弊(Nanda, 2021)，因此，電子商務並不會完全取代實體商店，此外，購物中心 REITs 之投資項目，除了包括實體購物中心，也投資經營發展電子商務化的購物中心，新冠肺炎造成了減少人與人接觸的情形，因而加速了實體店結合電子商務系統經營的趨勢，而透過線上的轉換，確實抵銷了消費者不在實體店消費的損失，因此，即使電子商務市場逐漸成長，對於購物中心仍未造成負面影響。

以通貨膨脹率分析而言，前一期之通貨膨脹率變動率對前一期之購物中心 REITs 報酬率並無顯著影響，如同模型一之解釋，量化寬鬆政策的效應並未帶動經濟明顯成長，反而擠兌消費，當投資者對於未來情勢並不樂觀也不具信心時，投資者並未將增加資金投入購物中心 REITs 市場，因而，購物中心 REITs 報酬率並無產生正面影響。雖美國現今因為無限 QE 政策及因疫情等因素，造成通貨膨脹率飆漲，但因時間仍過於短暫，因此，推測可能尚未對購物中心 REITs 市場產生影響。

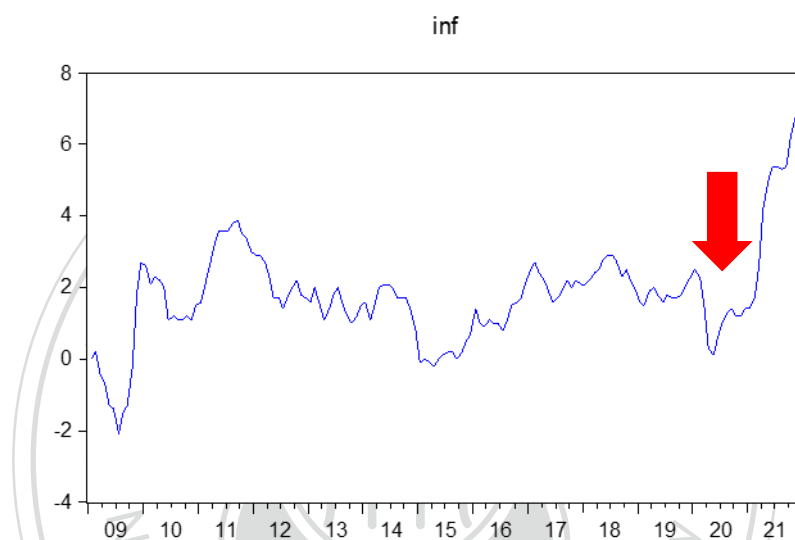


圖 4-8 模型三通貨膨脹率之時間序列趨勢圖

以 M1 貨幣供給額分析而言，前一期之 M1 貨幣供給額變動率在顯著水準 5% 之下，正向影響前一期之工業 REITs 報酬率，而前兩期之 M1 貨幣供給額變動率在顯著水準 1% 之下，負向影響前一期之工業 REITs 報酬率，除了顯示貨幣政策具「遞延效果」，代表聯準會(Fed)實施 QE 政策下，市場資金充沛、經濟熱絡，消費者會增加消費，投資者樂觀看待購物中心未來的發展，投資者會更會將資金投入 REITs 市場，因而購物中心 REITs 報酬率將成長。但當聯準會(Fed)大量印鈔後，因前一期已充分反映貨幣政策的效果，因此，下一期的反應將為未如上期熱絡，因而，下一期之 M1 貨幣供給額變動率是負向影響購物中心 REITs 報酬率。

以美國聯邦基金利率分析而言，前一期之利率變動率對前一期之購物中心 REITs 報酬率並無顯著影響，推測原因可能是本研究設定之研究期間，利率的變動差異並不大，此可由下圖 4-6 得知，如同前述提及，低利率政策對經濟的刺激可能僅是短暫的，長久而言未能達成經濟目的，低利率政策並未刺激投資者增加資金於購物中心 REITs 市場。

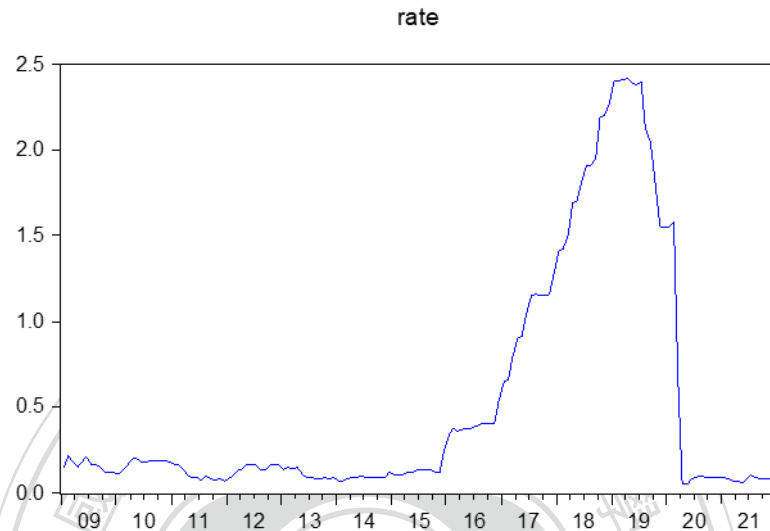


圖 4-9 模型三利率之時間序列趨勢圖

以 S&P 500 股價指數報酬率分析而言，當期之 S&P 股價 500 指數報酬率在顯著水準 1% 之下，正向影響前一期購物中心 REITs 報酬率，代表當股市呈現「牛市」時，投資人樂觀看待投資市場，因此，會選擇將資金投入 REITs 市場，因而購物中心 REITs 報酬率將成長，如同前述提及，此與陳佑瑄(2019)研究觀點相呼應。

以國內生產毛額分析而言，當期之國內生產毛額變動率(即經濟成長率)對前一期之購物中心 REITs 報酬率並無顯著影響，顯示即使國內景氣經濟狀況漸佳，投資人仍未看好購物中心的前景，原因可能是投資人預見電子商務趨勢已逐漸蓬勃發展，因而對實體購物中心不具信心，並未增加投入購物中心 REITs 的資金，因而，即使經濟成長，購物中心 REITs 之報酬率並無成長。

表 4-9 模型三 ARDL 實證結果表

變數名稱	係數	標準差	P 值
SHOPPINGCENTER(-1)	-0.073163	0.065074	0.2630
COVID	-30.59181	9.859577	0.0024***
D_ECOM	118.8858	112.7600	0.2937
D_INF(-1)	-1.422748	1.071844	0.1867
D_M1(-1)	0.024264	0.010733	0.0255**
D_M1(-2)	-0.001671	0.000417	0.0001***
D_RATE(-1)	-10.41658	6.900844	0.1336
DLOG_STCOCK	90.11140	10.56938	0.0000***
D_GDP	-0.005229	0.003293	0.1148
R-squared	0.689259	Mean dependent var	1.098845
Adjusted R-squared	0.643491	S.D dependent var	7.262844
S.E. of regression	4.336526	Akaike criterion	5.896346
Sum squared resid	2425.904	Schwarz criterion	6.299561
Log likelihood	-419.2778	Hannan-Quinn criter	6.060166

註：檢定結果之「*」、「**」、「***」分別表示在 10%、5%、1% 顯著水準下，其值顯著。

第四節 殘差檢定結果

本研究利用 Q 檢定檢測模型是否存在自我相關的問題，以及利用 ARCH-LM Test 檢測模型是否存在異質變異的問題，檢測結果彙整如下：

一、模型一檢定結果

首先，先檢視模型一的殘差檢定結果，由下圖 4-10 可看出 Q 檢定 1 至 12 期的 P 值皆大於 0.05，即 P 值皆不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關的問題。

接著由下圖 4-11 可看出 ARCH-LM Test 的 P 值為 0.5885，大於 0.05，即 P 值不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關異質變異的問題，即估計係數具有效性。

綜上述所言，利用模型一的資料進行 ARDL 模型分析時，並不會有自我相關和異質變異的情況產生，代表此模型具可信度。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.007	0.007	0.0083	0.927
		2	-0.034	-0.034	0.1889	0.910
		3	0.022	0.023	0.2672	0.966
		4	-0.091	-0.093	1.5728	0.814
		5	-0.104	-0.102	3.3101	0.652
		6	-0.109	-0.117	5.2175	0.516
		7	-0.130	-0.139	7.9294	0.339
		8	0.021	0.003	8.0030	0.433
		9	0.124	0.101	10.507	0.311
		10	-0.017	-0.040	10.556	0.393
		11	0.064	0.027	11.237	0.424
		12	0.077	0.037	12.228	0.428

圖 4-10 模型一之 Q 檢定結果

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.293927	Prob. F(1,149)	0.5885
Obs*R-squared	0.297286	Prob. Chi-Square(1)	0.5856

圖 4-11 模型一之 ARCH-LM 檢定結果

二、模型二檢定結果

首先，先檢視模型二的殘差檢定結果，由下圖 4-12 可看出 Q 檢定 1 至 12 期的 P 值皆大於 0.05，亦即 P 值皆不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關的問題。

接著由下圖 4-13 可看出 ARCH-LM Test 的 P 值為 0.8278，大於 0.05，意即 P 值不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關異質變異的問題，即估計係數具有效性。

綜上述所言，利用模型二的資料進行 ARDL 模型分析時，並不會有自我相關和異質變異的情況產生，代表此模型具可信度。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	-0.024	-0.024	0.0677	0.795
		2	-0.009	-0.010	0.0775	0.962
		3	0.066	0.066	0.5874	0.899
		4	0.046	0.049	0.8325	0.934
		5	-0.045	-0.042	1.0705	0.957
		6	-0.086	-0.093	1.9599	0.923
		7	0.049	0.038	2.2463	0.945
		8	0.094	0.102	3.3284	0.912
		9	-0.160	-0.143	6.4864	0.690
		10	-0.025	-0.035	6.5670	0.766
		11	0.028	0.005	6.6640	0.826
		12	0.030	0.043	6.7814	0.872

圖 4-12 模型二之 Q 檢定結果

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.047561	Prob. F(1,108)	0.8278
Obs*R-squared	0.048420	Prob. Chi-Square(1)	0.8258

圖 4-13 模型二之 ARCH-LM 檢定結果

三、模型三檢定結果

首先，先檢視模型三的殘差檢定結果，由下圖 4-14 可看出 Q 檢定各期的 P 值皆大於 0.05，亦即 P 值皆不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關的問題。

接著由下圖 4-15 可看出 ARCH-LM Test 的 P 值為 0.8888，大於 0.05，意即 P 值不顯著，同時也不拒絕虛無假設，代表此模型不存在自我相關異質變異的問題，即估計係數具有效性。

綜上述所言，利用模型三的資料進行 ARDL 模型分析時，並不會有自我相關和異質變異的情況產生，代表此模型具可信度。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob*	
		1	0.059	0.059	0.5239	0.469
		2	0.052	0.049	0.9377	0.626
		3	0.088	0.083	2.1351	0.545
		4	-0.048	-0.061	2.4933	0.646
		5	-0.044	-0.047	2.7942	0.732
		6	0.174	0.180	7.5486	0.273
		7	-0.006	-0.013	7.5545	0.374
		8	0.048	0.036	7.9217	0.441
		9	0.075	0.038	8.8147	0.455
		10	-0.051	-0.047	9.2434	0.509
		11	0.004	0.015	9.2456	0.599
		12	0.024	-0.008	9.3377	0.674

圖 4-14 模型三之 Q 檢定結果

Heteroskedasticity Test: ARCH

F-statistic	0.019611	Prob. F(1,146)	0.8888
Obs*R-squared	0.019877	Prob. Chi-Square(1)	0.8879

圖 4-15 模型三之 ARCH-LM 檢定結果

第五章 結論與後續研究建議

第一節 結論

電子商務市場至今發展 50 餘年，自 2012 年以來，電子商務銷售額佔整體零售總額之比率持續穩定地上升，而後因新冠肺炎於 2019 年底爆發，隨後疫情擴散至全世界，因新冠肺炎被證實透過人與人之間的接觸而傳染，於是各國紛紛採取各種防疫政策等來防控疫情，美國在疫情逐漸升溫的情況下也不例外，因此，在這樣的政策環境下，人們利用電子商務進行消費的情況越發普及，也對不同的不動產行業產生衝擊，因此本研究採用電子商務銷售額佔整體零售總額之比率作為電子商務指標，並設定疫情虛擬變數，更納入其他重要之總體經濟指標，探討其對不同之行業，即工業、基礎設施及購物中心 REITs 報酬率的影響差異。

本研究的研究時間範圍為 2009 年 1 月至 2021 年 12 月，共計 156 個月，研究空間範圍為美國 REITs 市場，並再細分為三種不同行業，分別為工業、基礎設施及購物中心 REITs，為了實證電子商務對 REITs 市場的影響，本研究採用之應變數為工業、基礎設施及購物中心 REITs 報酬率，採用之自變數包括疫情虛擬變數、電子商務銷售額佔整體零售總額之比率、通貨膨脹率、M1 貨幣供給額、美國聯邦基金利率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額。

根據實證結果顯示，以工業 REITs 市場而言，疫情虛擬變數、電子商務銷售額佔整體零售總額之比率變動率、M1 貨幣供給額變動率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額變動率(即經濟成長率)顯著影響工業 REITs 報酬率；以基礎設施 REITs 市場而言，電子商務銷售額佔整體零售總額之比率變動率、M1 貨幣供給額變動率、S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額變動率(即經濟成長率)顯著影響基礎設施 REITs 報酬率；以購物中心 REITs 市場而言，疫情虛擬變數、M1 貨幣供給額變動率及 S&P 500 股價指數報酬率顯著影響購物中心 REITs 報酬率。

總結來說，面對新冠肺炎這樣系統性風險的衝擊，不同的不動產行業受到的影響有所差異，工業 REITs 市場因為疫情加速成長而有正向影響，而疫情對基礎設施 REITs 未有顯著影響，而購物中心 REITs 市場則受到疫情的負面影響；而面對電子商務的崛起，工業及基礎設施 REITs 市場受到正面影響，但購物中心 REIT 市場則未受影響，另外，實證分析結果的共同點則是 M1 貨幣供給額、S&P 股價 500 指數這兩項變數對於三個不同的不動產行業皆為正向顯著影響，但利率以及通貨膨脹率對於三個不同的不動產行業皆未造成顯著影響。

根據上述之實證結果，證實在疫情的衝擊下，不同的不動產產業受到的影響有所差異，疫情並未對工業 REITs 市場造成負面影響，反而造成正向影響，原因可能是因為疫情逐漸擴散下，美國政府採取防疫政策如封城、社交距離政策等，使得人們被迫與病毒共存，並在家工作、在家學習等，因此，這迫使原本不習慣使用電子商務的消費者，也逐漸開始使用電子商務，這一波因新冠肺炎所崛起的電子商務趨勢，也帶動工業 REITs 市場中的物流倉儲、配送中心需求增加，因此，工業 REITs 加速成長，而受到正面影響；相反地，也因防疫政策的實施，消費者無法上門消費，許多購物中心被迫暫時停止營運，因而疫情對購物中心 REITs 市場造成負面影響；而疫情對基礎設施 REITs 市場並未造成顯著影響，原因可能為基礎設施 REITs 市場投資項目中包括光纖電纜、電信塔等，隨著人們在家生活時間越長，光線電纜、電信塔產業的需求也增加，因此，其投資項目相較於其他產業仍有其需求，因此，疫情對基礎設施 REITs 市場並未造成正向或負向的影響。

而面對電子商務的崛起，如同前述提及，因為工業 REIT 市場中的投資項目為倉儲物流及配送中心，在電子商務系統運作中發揮重要作用，因此，電子商務對工業 REITs 市場為正面影響；而電子商務對基礎設施 REITs 市場亦為正面影響，因基礎設施 REITs 市場投資項目中包括光纖電纜、電信塔等，當消費者利用電子商務進行購物的行為增加時，會帶動對網路使用量之需求增加，因此，電子商務對基礎設施 REITs 市場為正面影響；而電子商務對購物中心 REITs 市場未造成負面亦未造成正面影響，原因除了實體購物仍有其獨特性，電子商務無法完全取代，購物中心 REITs 市場亦開始投資經營發展電子商務化的購物中

心，透過線上的轉換，確實抵銷了消費者不在實體店消費的損失。

另外，關於總體經濟因素對 REITs 市場的影響，其中 M1 貨幣供給額、S&P 500 股價指數報酬率對工業、基礎設施及購物中心 REITs 市場皆為正向顯著影響，國內生產毛額(GDP)對工業、基礎設施 REITs 市場造成正向顯著影響，但對購物中心 REITs 市場未造成顯著影響。M1 貨幣供給額指標代表美國聯準會(Fed)在 2020 年 3 月，為減緩疫情重挫經濟，而實施無限 QE 政策下，大量熱錢湧入市場，確實有助於活絡整體經濟，投資者會將資金投入 REITs 市場。而 S&P 500 股價指數報酬率則顯示當股市呈現「牛市」，投資人樂觀看待市場，因而會連帶增加投入 REITs 市場的資金。而國內生產毛額(GDP)的指標則顯示，當國內生產毛額(GDP)增加，意即國內景氣逐漸好轉時，投資人對於市場有信心，因此會增加投入 REITs 市場的資金。S&P 500 股價指數報酬率及國內生產毛額(GDP)這兩項指標同時顯示當國內景氣樂觀時，大環境前景看好時，投資人對於市場為樂觀有信心時，會連帶增加投入 REITs 市場的資金。

本研究之研究貢獻在於，提供投資者了解新冠肺炎對於不同的不動產行業產生之影響差異，以及了解逐漸興起且因新冠肺炎加速發展之電子商務趨勢，對於不同的行業所造成的衝擊，此外，更實證分析出總體經濟變數對於不同的不動產行業產生之影響差異，提供未來政府機關在制定相關政策，如疫情相關政策或貨幣及財政政策時，必須謹慎了解其背後所可能造成的後果，並適時給予產業援助，以因應帶來的衝擊。

第二節 後續研究建議

一、持續關注疫情發展及各國政府相關政策

自從疫情爆發以來，各國確診數及死亡數不斷攀升，加之變種病毒變化不斷，全世界都無法確知疫情哪天將平息？在無法實現清零的目標下，現今大多數國家致力於提升國民的疫苗施打比率，期望透過疫苗施打來實現對 COVID-19 的群體免疫，以達到與疫情共存，使人民能重返過往的生活型態，因此，持續關注疫情的變化，及未來各國對於疫情的態度走向，更能了解疫情的發展情勢，也更能瞭解疫情發展變化將對經濟及不動產市場造成之影響。

二、持續關注美國通膨問題及聯準會(Fed)動向

自新冠肺炎爆發以來，聯準會(Fed)實施無限 QE 政策刺激經濟，除了大舉收購公債、不動產抵押權擔保證券(MBS)等資產，並兩度緊急降息接近零利率，如林左裕(2022)研究指出，新冠肺炎疫情，促使許多產業停工、經濟活動停擺，遂造成生產面供給短缺，加之聯準會(Fed)為防止疫情重挫經濟，實施無限 QE 政策而大量印鈔，在這樣的因素結合之下，遂釀成了通膨的「完美風暴」，現今美國通貨膨脹問題嚴重，在各界關注壓力下，美國聯準會(Fed)已於 2022 年 3 月 17 日進行升息，並於 5 月 4 日再次宣布升息並啟動縮表，逐漸收緊市場資金，6 月 16 日宣布再次升息，期望抑制通膨問題。因此，未來之研究仍應持續注意美國的通膨問題，並關注美國聯準會(Fed)的貨幣與財政政策動向，以更了解其將對整體經濟環境及不動產市場產生之變化。

三、加入空間區位變數進行分析

自疫情爆發以來，電子商務市場需求逐漸上升，前述實證分析，可以得知電子商務市場對於工業、基礎設施 REITs 市場造成正面影響，雖電子商務對購物中心 REITs 市場未造成負面影響，顯示傳統實體店仍有其獨特性，有其需求存在，但 CBRE(2021)的研究報告預估未來五年全球將因電子商務的成長，進而需要增加電子商務專用物流空間。DAA(2021)研究指出，電子商務的蓬勃發展，促使靠近主要市中心的物流空間需求增加，且因此範圍的物流空間供給有限。

因此，本研究建議未來可加入空間區位變數實證電子商務市場之變化，是否對不動產之區位產生變化，即傳統實體店之空間是否將受到物流空間需求上升而有所變化。





參考文獻

一、中文參考文獻

(一) 專書

林左裕，2015，『不動產投資管理』，臺北：智勝文化。

楊奕農，2009，『時間序列分析 經濟與財務上之應用』第二版，臺北：雙葉書廊有限公司。

楊浩彥、郭迺鋒及林政勳，2013『實用財經計量方法 Eviews 之應用』第二版，臺北：雙葉書廊有限公司。

(二) 期刊論文

陳佑瑄、林以白，2019，「美國貨幣寬鬆政策與資產價格的探討」，『統計與資訊評論』，19：93-112。

陳蕙之、莊季錡，2015，「不動產投資信託基金與總體經濟因素關聯性之研究」，『華人經濟研究』，13(1)：189-206。

(三) 博、碩士論文

邱逸芬，2012，「不動產投資信託與直接不動產投資關係之探討」，國立政治大學地政學系碩士論文：台北。

詹健宗，2008，「不動產投資信託的影響因素—以美加為例」，淡江大學財務金融學系碩士論文：台北。

(四) 報章及網路媒體

林左裕，2014，「加薪刺激消費 通貨緊縮解藥」，聯合報論壇，11月15日。

林左裕，2022，「戰爭是引發惡性通膨的最大風險」，好房網，3月1日。

<https://news.housefun.com.tw/tsoyulin/article/205058326850>

林左裕，2022，「印鈔是過去，升息是未來」，好房網，2月8日。

<https://news.housefun.com.tw/tsoyulin/article/205058324737>

二、英文參考文獻

(一) 專書

Striwe, N. C., 2016, "What Drives Institutions to Invest in ", *Corporate Governance of Real Estate Investment Trusts*, Springer.

(二) 期刊論文

Abay, K.A., Tafere, K., & Woldemichael, A., 2020, "Winners and Losers from COVID-19 Global Evidence from Google Search", *World Bank Policy Research Working Paper* : 1-41.

Akinsomi, O., 2020, "How Resilient Are to a Pandemic ? The COVID-19 Effect", *Journal of Property Investment and Finance*, 39 : 19-24.

Alfano, V., & Ercolano, S., 2020, "The Efficacy of Lockdown Against COVID-19: A Cross-Country Panel Analysis", *Applied Health Economics and Health Policy*, 18(4) : 509-517 .

Bakos, Y., 2001, "The Emerging Landscape for Retail E-Commerce", *Journal of Economic Perspectives*, 15(1) : 69-80.

Chao, C., Ping, Y., & Wang, Y., 2019, "The Smartphone Users Behavior for Mcommerce -An Empirical Study", *International Journal of Business, Humanities and Technology*, 9(2) : 41-47.

Conover, C.M., Jensen, G.R., & Johnson, R.R., 1999, "Monetary Environments and International Stock Returns", *Journal of Banking & Finance*, 23(9) : 1357-1381.

Dixon, T., & Marston, A., 2002, "U.K. Retail Real Estate and the Effects of Online

- Shopping”, *Journal of Urban Technology*, 9(3) : 19-47.
- Gholipour, H.F., Tajaddini, R., Farzanegan, M.R., & Yam, S., 2021, “Responses of Index and Commercial Property Prices to Economic Uncertainties: A VAR analysis”, *Research in International Business and Finance*, 58(5) : 101457.
- Granger, C.W.J., & Newbole, P., 1974 , “Spurious Regressions in Econometrics”, *Journal of Econometrics* , 2(2) : 111-120.
- Gupta, R., & Marfatia, H.A., 2018, “The Impact of Unconventional Monetary Policy Shocks in the U.S. on Emerging Market ”, *Journal of Real Estate Literature*, 26(1) : 175-188.
- Hamzah, A., Yazid, M.F.M., & Shamsudin, M.F., 2020, “Post Covid-19: What Next for Real Estate Industrial Sector in Malaysia?”, *Journal of Postgraduate Current Business Research*, 1(1) : 3-6.
- Hashem, T.N., 2020, “Examining the Influence of COVID-19 Pandemic in Changing Customers' Orientation towards E-Shopping”, *Modern Applied Science*, 14(8) : 59-76.
- Karakuş, R., & Öksüz, S., 2021, “The Relationship between BIST Real Estate Investment Trusts Index and House Price Index, Interest Rate and Inflation: ARDL Bounds Testing Approach”, *Business & Management Studies: An International Journal*, 9(2) : 751-764.
- Kim, R.Y., 2020, “The Impact of COVID-19 on Consumers: Preparing for Digital Sales”, *IEEE Engineering Management Review*, 48(3) : 212-218.
- Kumar, C., 2018, “Study on E-Commerce and It’s Impact on Markets & Retailers : An Overview”, *IJRAR-International Journal of Research and Analytical Reviews (IJRAR)*, 5(2) : 112-116.
- Li, J., & Lei, L., 2011, “Determinants and Information of REIT Pricing”, *Applied Economics Letters*, 18(15) : 1501-1505.
- Nanda, A., Xu, Y., & Zhang, F., 2021, “How would the COVID-19 Pandemic Reshape Retail Real Estate and High Streets through Acceleration of E-commerce and Digitalization ? ”, *Journal of Urban Management*, 10(2) : 110-

124.

Nelson, C.R., & Plosser, C.R., 1982, “Trends and Random Walks in Macroeconomic Time Series: Some Evidence and Implications”, *Journal of Monetary Economics*, 10(2) : 139-162.

Rathi, M.S.R., & Bora, C., 2020, “Challenges Before E-commerce in COVID-19”, *Mukt Shabd Journal*, 34(33) : 103-112.

Said, S.E., & Dickey, D.A., 1984, “Testing for Unit Roots in Autoregressive-Moving Average Models of Unknown Order”, *Biometrika*, 71(3) : 599-607.

Zhang, D., Zhu, P., & Ye, Y., 2016, “The Effects of E-commerce on the Demand for Commercial Real Estate”, *Cities*, 51 : 106-120.

(三) 碩博士論文

Maina, G.k., 2021, “Effect of Macroeconomic Shocks on Returns”, Strathmore University.

Pasman, M., 2018, “What is the Effect of Quantitative Easing Policy on US Returns ?”, University of Amsterdam.

(四) 研究報告

CBRE, 2021, “Global E-commerce Outlook”, Retrieved from CBRE Web :

<https://www.cbre.com/insights/reports/global-e-commerce-outlook-2021>

OECD, 2020, “E-commerce in the times of COVID-19”, Retrieved from OECE

Web : <https://www.oecd.org/coronavirus/policy-responses/e-commerce-in-the-time-of-covid-19-3a2b78e8/>

S&P Global, 2017, “The Impact of Rising Interest Rates on ”, Retrieved from S&P

Global Web : <https://www.spglobal.com/spdji/en/documents/research/the-impact-of-rising-interest-rates-on-.pdf>

(五) 相關網站

Nareit : <https://www.reit.com/what-reit>

Government of Canada : <https://www.international.gc.ca/world->

monde/international_relations-relations_internationales/wto-omc/electronic-commerce-electronique.aspx?lang=eng

Daa : <https://www.daacap.com/supply-struggle-to-meet-demand-for-e-commerce-storage-space/>

Digital Commerce 360 : <https://www.digitalcommerce360.com/article/e-commerce-sales-retail-sales-ten-year-review/>

Prologis : <https://www.prologis.com/news-research/global-insights/forever-altered-future-logistics-real-estate-demand>

