

後疫情時代全球貨櫃裝卸量之預測:機器學習法之應用

Forecast of global container handled in the post-epidemic era

:Application of Machine Learning

李政峯¹

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@kuas.edu.tw

連春紅²

崑山科技大學 全球商務與行銷系 副教授

chlien@mail.kuas.edu.tw

謝鈺翎³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士班 研究生

F109157111@nkust.edu.tw

摘要

近年來，隨著世界貿易趨勢改變，碼頭作業設備更新及新興國家的深水碼頭一一落成，新港口逐漸受歡迎，舊港口漸漸淘汰，各國港埠也因地理位置或發展背景，若國際發生重大金融事件，首當其衝影響必是進出口貿易，在 2019 年新冠肺炎的發生，造成港口人員負載不足以及碼頭嚴重塞港，甚至嚴重擾亂全球貿易秩序，影響全球經濟。

本研究利用預測機器學習，樣本期間為 1995 年 1 月至 2021 年 10 月，分別用 OLS/FM-OLS、ARIMA 以及 SVR 三種方法進行預測並做比較。五國(美國、日本、新加坡、臺灣及中國)實證結果顯示，整體而言使用 SVR 來訓練經濟結構模型及時間數列模型，在五國匯率預測績效上，表現皆優於 OLS/FM-OL 及 ARIMA 方法。首先，在經濟結構模型預測表現上，OLS/FM-OLS 平均 MAPE 為 237.269%、平均 RMSE 為 0.787；SVR 平均 MAPE 為 118.181%、平均 RMSE 為 0.7142。最後，在時間數列模型預測表現上，ARIMA 平均 MAPE 為 156.033%、平均 RMSE 為 0.811；SVR 平均 MAPE 為 118.181%、平均 RMSE 為 0.7142。

關鍵字：機器學習、預測、貨櫃裝卸量、單根檢定、共整合檢定、完全修正普通最小平方、經濟復甦

壹、緒論

本章利用不同預測方法做比較，以經濟結構模型與時間數列模型做預測績效。本研究架構如下：第一章為緒論，先瞭解研究背景，再探討研究動機與目的，並闡述相關研究方法及構想。第二章為文獻探討，列舉出關於本研究的相關研究成果資料並做整理，在研究時可以做比較。第三章為研究方法，敘述本研究預測模型的建立、實證的步驟及資料型態的處理。第四章為實證結果與分析，呈現各模型的貨櫃量預測績效表現及全球貿易經濟。第五章為結論與建議。

一、研究背景與動機

全球商品貿易約 80-90% 的商品，需仰賴海運及空運，其中海運佔了 80%，比如 3C 產品、汽車、服飾、水果、玩具、木材及加工食品等，皆以貨櫃航運來運輸，貨櫃航運與全球總體經濟活動環環相扣。根據 2017 年 Alphaliner100 的海運貨櫃量評比指出，臺灣排名全世界前 20 大貨櫃的三間海運公司有：長榮海運（遠洋）、陽明海運、萬海航運（近洋），其中又以高雄港為轉運中心，並在 2020 年推動高雄港舊港區轉型開發，來因應當前貨櫃需求。

面對此次疫情，則凸顯出預測貨櫃量的重要性。首先，提前知道未來貨櫃量趨勢，可協助做港口硬體設備的規劃與建設，降低港口負載量不足的風險。其次，在疫情時代，貨物移動取代人員移動，貨櫃成為重要的運輸工具，因此需要預測貨櫃的未來走勢。最後，因為貨櫃未來的趨勢有助於瞭解全球貿易的趨勢，而全球貿易量則會影響全球經濟成長，因此利用預測貨櫃未來裝卸量來瞭解後疫情時代經濟的復甦步伐。

預測貨櫃裝卸量最早始於 1980 年代，有些學者嘗試從經濟結構變數來預測。Seabrooke et al. (2003) 以迴歸分析預測香港貨物輸送量，蒐集 1983-1999 年影響香港貨物輸送量變動的因素，包括總體經濟環境(進出口貨量、轉運服務需求)、區域競爭力、中國加入 WTO、兩岸三地貿易自由化、香港經濟重建及主要經營者市場力量等。實證結果顯示，經濟指標與貨物輸送量變動具高度正相關，經濟變數會影響貨物運量，且 GDP 與貿易量的組合比日常用品的組合更具有解釋力。Cullinane (1995)指出若能依據油價的走向進一步來預測未來的趨勢，對航運業者在營運規劃、資產配置與風險管理有極大的效益。Marko et al. (2015) 利用加入 GDP、購買力平價、進出口、貿易差額(BOT)和失業率變數的 ARIMAX 模型來預測亞得裡亞海貨櫃裝卸量，實證結果證明經濟結構變數是可提高預測能力且可更好瞭解貨櫃裝卸量動態情況。有些學者則使用指數平滑法、ARIMA、季節性 ARIMA(SARIMA)、灰色預測法等進行貨櫃裝卸量預測。

由於貨櫃裝卸量資料性質具有線性與非線性趨勢特性，近期學者們嘗試以混合預測或機器學習方法來預測貨櫃裝卸量。Niu et al. (2018) 使用新混合集成學習法來分解貨運運輸量資料成高頻率及低頻率部分，並使用移動平均法及 SVR 來處理高頻及低頻資料，最終生成貨櫃裝卸量之預測。Xie et al. (2013) 使用混合預測法：SARIMA-LSSVR、SD-LSSVR 和 CD-LSSVR 來預測貨櫃裝卸量，結果表明資料季節性及非線性特性對於預測貨櫃裝卸量是重要的。Hing et al. (2019) 以寧波港資料，比較移動平均法、多變量適應性迴歸法、ARIMA、灰色預測法、ANN 和 SVR 在貨櫃裝卸量預測表現，結果發現在樣本數據較少時，SVR 的預測表現是優於其他機器學習方法，而傳統迴歸預測方法中 ARIMA 仍是在預測短期中最好的方法(Sheldon and Var 1985; Witt and Witt 1992)。

根據過往預測貨櫃裝卸量文獻可發現，加入經濟結構變數的預測模型比純以時間數列資料所作之預測表現更良好，在預測方法上因為資料含線性及非線性，機器學習方法在預測表現上也較好，所以本研究擬以含有經濟結構變數(進出口)模型及時間數列法，並選以最近熱門的機器學習演算法中的 SVR 做貨櫃裝卸量預測績效比較，在預測評估上，選擇以較常見的均方根誤差(root mean square error, RMSE)及平均絕對誤差百分比(mean absolute percentage error, MAPE)做評估方式。

綜合上述，本研究使用機器學習方法並結合經濟變數來預測後疫情時代的貨櫃裝卸量，有助於全球經濟復甦的步伐，或能提供有價值的政策涵義(例如：港口設備自動化提升作業速度、減少人力成本)；此外，在方法論的涵義上，本研究透過比較機器學習(SVR)、時間數列模型(ARMA 模型)的預測績效，可以更豐富於人工智慧方法在經濟領域的應用。利用 SVR 挑選最適參數及關鍵特徵值，將訓練好的貨櫃裝卸量基要 SVR 模型作為預測模型，獲得樣本外的預測值，並與其他模型(如 OLS/FM-OLS、ARIMA)做預測績效比較，此為本研究主要研究目的。

二、研究目的

由於全球貿易商品皆由海運達成，港埠發展對各國經濟佔了極為重要的地位，而國與國港埠之間的發展會互相影響。在疫情時期，人力資源不足導致貨櫃裝卸作業延誤、港區堆場貨櫃呈現飽和狀態，造成停止收出口貨櫃，並影響國家經濟。本研究為了更加準確預測全球貨櫃裝卸量，並得知全球經濟復甦的步伐，來提供有價值的政策涵義。想要達成以下目標：

1. 利用機器學習精準預測貨櫃裝卸量，來提升碼頭作業及港埠發展，促使後疫情國家經濟復甦，並將本研究預測結果，提供給政府與企業決策之參考。
2. 本研究作法尚未見於貨櫃裝卸量的文獻中，其預期的研究結果將可豐富當前文獻中，關於全球主要港口貨櫃裝卸量預測的廣度與深度，有其重要性與實用性。

貳、文獻探討

一、新冠肺炎對海運的影響

自 Covid-19 以來，世界貿易幾乎停止，各國關閉邊境或嚴格控制邊境，世界似乎進入了封鎖的新時代。在 2019 年下半年受新冠肺炎影響，世界各國的航空運輸行業幾乎已經停運。根據國際航空運輸協會 (IATA) 數據資料顯示，2020 年 1 月至 7 月中，全球約有 750 萬個航班因疫情影響取消或停飛，導致航空業損失約 840 億美元。

陳正成(2010)臺灣物流業經過半個世紀的發展，已形成系統化、立體化的完整體系。簡單來說，航運業歸類為服務業的一種，包括空運、海運及陸運這三大類。由此可知，對於一個國家來說，貨櫃航運業佔經濟發展極為重要地位。而臺灣貨櫃運輸業之核心資源、經營績效與資源配置策略之間的關係尚未進一步討論。

高毓蔚(2013)高雄港位於東亞區域樞紐、港闊水深、常年不凍不霧。在 1990 年高雄港曾是全球第三大貨櫃港，近年來排名卻跌至前十，反觀所屬四小龍(台灣、韓國、新加坡、香港)除了臺灣，其他三國港口仍名列前茅。由於當時臺灣朝向短小輕薄發展，進出口貨櫃量之成長受限，即有高雄港對經濟腹地發展潛力相關的措施。由於受船公司租賃、地理(如離貨港太遠)以及政治等影響因素，導致無法將“港口腹地區域化”發揮最大效益。換句話說，高雄港未來要大幅提升集裝箱吞吐量並非易事。

張晏嘉(2009)近年來中國經濟快速成長，帶動了中國港口之整體發展，甚至連帶影響了亞太地區港埠的競爭。不僅造成亞太地區競爭激烈，就連歐洲、北美洲等地區，皆有重要港口吸引船商和貨源。因此，高效的港口作業受到船商與貨主的青睞，並具有與其他港口競爭的優勢。

二、海運裝卸量

近年來，港口績效受到全球關注，其中以貨櫃裝卸量的作業效率較為重要。Talley et al.，(2014)透過港口服務鏈的概念，評估港口服務的有效性，而港口的硬體設備都會間接影響到貨櫃的裝卸作業效率。如今面對全球性 COVID-19 的災情發生，也凸顯了港口急需迫切改善。諸如：硬體設備老舊、貨櫃裝卸量大、港口容量有限等航運問題，擠滿的貨櫃造成庫存爆增及交貨延遲，運價抬高反映到物價，影響到國家經濟發展切深。

在 Marko et al.(2015)研究表明經濟結構變數是可提高預測能力，且可更好了解貨櫃裝卸量動態情況。Leeper(1988)實現生產率和減少投資的成本，先進的自動化是控制技術必要條件，改善因運價增加而減少運量。呂學樺(2018)實證結果顯示，全球的經濟成長率對散裝船運市場之運價影響並不顯著，但是原物料的需求量會推動海運需求。而港口擁擠導致船期延誤，才會讓運價上漲。

根據劉智惠(2019)貨櫃裝卸量、GDP 及原油價格長期關係，對景氣循環影響之實證分析結果表示：1. 總貨櫃量、進出港櫃、港口櫃與 GDP 發現存在共整合向量及長期共整合關係；2. GDP 跟原油價格兩者之間的相關性最強；3. 在景氣循環影響下，擴張期及衰退期的結果顯示共整合係數，不符合預期的正相關。

三、海運產業文獻相關性

現今海運中可簡單區分為定期船業務、不定期船業務及專用船業務等三種。依據服務對象、貨物種類、船舶類型及運送人之關係而有所區隔。其中以定期船運市場興起至今已有四十年，並成為海運市場上的主流，且競爭非常激烈的成熟產業。近年來，中國海運興起，使全球海運市場產生了新的變化。隨著歐盟的成立，成員國也漸漸增加，使經濟貿易發展也對貨櫃海運價格造成明顯衝擊。由此可知，歐盟會員國經濟發展的情況、進出口貿易金額等總體經濟變數對定期船運價變動趨勢有一定程度的影響。因此為了提供最佳的服務品質與合理運價，才能在海運市場占有優勢。整體海運經營產業六大特性：1. 資本具有密集性 2. 全球性產業航運密切 3. 受景氣循環影響 4. 具有淡旺季節性 5. 服務業不具可儲存性 6. 去回載不具滿載情況

綜合上述，這些特性表明了海運經營環境有高度同值性競爭、高度財務風險、航次收益不穩、深受全球經濟景氣影響、航運成本的不易控制、空櫃調度不易控制、貨櫃船供給彈性小(林光、張志清，2004)。而企業因貨櫃短缺問題，需要花數週時間等待集裝箱，同時還需支付高額價格來取得貨櫃，導致運輸成本高漲。根據《彭博》報導，預估全球貨櫃缺口數量，相當於超過五十萬個 20 呎貨櫃或 25 艘世界最大的裝載量貨櫃船，使運費飆漲，也讓業者面臨到有貨出不得情況，在 2019 年疫情爆發後，逐漸成為今年全球經濟前景的威脅。

四、航空運輸量

在李俊勳(1999)提到以經濟理論考量，貨主會根據需求方面，例如：貨物特性、價值、運量、托運時間等，選擇他的航線規劃。研究結果顯示，運輸成本跟航線規劃相關，貨主選擇起迄點距離差最小的運輸路線，來降低成本的負擔；隨著貨物時間價值的增加，貨主通常選擇直運路線，來節省存貨成本。

周建張(2002)提出託運人會根據進出口貨物的本身因素，來選擇運輸方式，像是空運、海運或者海空聯運。倘若進出口貨物量小，需要運送到較多目的地，海上運輸會較合適，以便降低運輸成本。

S. V. Gudmundsson et al. (2021) 研究結果顯示，根據不同國家 COVID-19 傳染速度不同以及國家採取防疫措施不同。在航空運輸方面，北美復甦較快，而亞洲和歐洲地區則是其次。儘管各國封鎖之後，衝擊了航空產業的輸出，但不會對需求造成永久性影響。這樣的發現得到了航空運輸業和整體經濟的研究支持 (Balke 和 Fomby, 1991 ; Wynne 和 Balke, 1993)

這表明經濟體和航空運輸業在遭受重大衝擊後，以一種相當可預測的方式反彈至類似水平。儘管情況仍在不斷變化並且可能會出現新的情況，但 COVID-19 衰退將對先前的增長水平進行時間修正，因此對航空運輸業來說是暫時的，而不是永久性的。

在上述討論的背景下，世界航空運輸增長如何在全球範圍內復甦。首先，航空運輸的經濟衝擊是暫時性的還是永久性的，對成長趨勢的影響以及反彈效應將在多大程度上發生。其次，COVID-19 之後在李俊勳(1999)提到以經濟理論考量，貨主會根據需求方面，例如：貨物特性、價值、運量、托運時間等，選擇他的航線規劃。研究結果顯示，運輸成本跟航線規劃相關，貨主選擇起迄點距離差最小的運輸路線，來降低成本的負擔；隨著貨物時間價值的增加，貨主通常選擇直運路線，來節省存貨成本。

五、機器學習法

支持向量迴歸學者 Drucker et al. (1997) 表明由支持向量機(SVM)技術擴展的迴歸模型，可應用於金融、氣象、觀光、經濟、醫學及交通運輸等各個領域。

在金融市場方面，Georgios Sermpinis et al. (2014) 對於經濟學家及金融機構來說，通貨膨脹及失業率是不容忽視的問題，因這兩者會受到許多不同宏觀經濟指標的影響，且潛在關係可能會發生變化，取決於經濟狀況，故失業和通貨膨脹對大多數貨幣和決策過程都發揮著至關重要的作用。實證分析結果顯示，GA-SVR 模型是所有模型中最佳的基準模型，此模型能夠在遺傳上適應少數相關變數，並同時進行優異的預測，這種表現在經濟動盪時期也是一致的，足以證明預測遺傳 SVR 的變數，在算法及統計上都是有效的。

在工作流體的熱導率方面因此，Nabavi, M., et al. (2021) 研究使用最小二乘支持向量機 (LS-SVM) 模擬水-氧化鋁納米懸浮液的熱傳導係數。這種範式的最佳結構是使用試錯法和統計分析的組合來確定的。LS-SVM 範式預測了 15 個參考文獻中的 282 個實驗數據樣本，絕對平均相對偏差 (AARD) 為 1.24%，均方誤差 (MSE) 為 0.0007，均方根誤差 (RMSE) 為 0.026，回歸係數 (R²) 為 0.9586。設計的模擬器表明溫度和氧化鋁濃度對納米流體的熱導率有積極影響，氧化鋁尺寸降低了水-氧化鋁納米懸浮液的熱行為。

da Silva Santos, C. E., et al. (2021) 在參數選擇問題 (PSP) 上是支持向量模型(SVM)和支持向量迴歸 (SVR) 中的一個相關且複雜的優化問題，旨在尋求獲得一組最佳超參數。優化問題是為了獲得最小化支持向

量數量和最大化泛化能力的模型。然而，為了獲得準確和低複雜度的解決方案，定義一個合適的核函數和 SVM/SVR 的超參數是必要的，這是目前相關的研究課題。

Han, H., Shi, B. & Zhang, L. (2021) 水庫滑坡位移—時間曲線多呈階梯式增長特徵。位移的急劇增加在階梯狀滑坡的演化過程中起著重要的作用，因此準確預測滑坡突變的位移就顯得尤為重要。針對目前滑坡突變位移監測方法和預測模型存在的不足，提出了一種基於支持向量機的混合機器學習位移預測模型，包括支持向量分類 (SVC) 和支持向量回歸 (SVR)，通過粒子群優化 (SVC-PSO-SVR) 優化並考慮地下水位變化的滯。根據馬家溝滑坡 2016 年 1 月至 2017 年 12 月深部位移數據，滑坡變形模式可分為穩定和加速兩種狀態。首先，採用 SVC 模型預測加速狀態的時間範圍。基於 SVC 模型，利用 PSO-SVR 模型預測了滑坡急劇增加的位移。所提出的 SVC-PSO-SVR 模型產生了 0.08827 毫米的均方根誤差 (RMSE) 和 0.02105 毫米的平均絕對百分比誤差 (MAPE)。結果表明，該模型能夠準確預測馬家溝滑坡加速變形段的時間範圍和位移。該模型對滑坡預測預警具有重要意義。

參、研究設計與方法

一、資料來源與處理

本研究旨在找出影響全球貨櫃集裝箱數量變化趨勢的變量。由於全球覆蓋範圍廣，本研究基於航線經過港口的四個國家經濟體 (美國、日本、新加坡、臺灣) 的經濟發展情況，形勢加上全球第四大經濟體中國的整體變數。數據則採用國際貨幣基金組織 (IMF) 以及聯邦儲備經濟數據資料庫 (FRED) 統計數據庫提供。本研究採用的資料頻率為月資料，數據資料為 1995 年 01 月至 2021 年 10 月，接著將資料做初步的平滑處理，將研究各變數取自然對數 (Ln)，以減少異質變異所產生的影響，以進行實證分析。

本文利用單根、共整合、OLS 等演算法建立預測模型，並計算落後值，接著從上述的預測模型中找出哪些經濟指標對於貨櫃營運的影響較大。最後將整理出重要指標以及歸結其之所以對於港口發展影響較大的原因。

此外變數設定是以公開經濟指標：出口值、進口值、工業生產指數、國民生產毛額、消費者物價指數、航空貨物運輸量以及匯率等 7 項做為自變數，來進行應變數全球貨櫃吞吐量之預測。

二、研究變數定義

(一) 應變數

本研究主要探討全球集裝箱數量的波動與航線途經港口的四個國家經濟體 (美國、日本、新加坡、臺灣) 加中國整體經濟變量，此外，應變數則以 20 英尺集裝箱的數量為單位，並配合新冠疫情數據觀察時間至 2021 年 10 月。

(二) 自變數

1. 出口貿易: 本旨因出口貿易與進口貿易一起組成國際貿易，並探討貨櫃量，是指跨越國境的貨品和服務交易，因此也可稱之為進出口貿易。國際貿易對很多國家來說是國民生產總值一個重要部分，進出口貿易可以調節國內生產要素的利用率，可以國際間的供需關係，調整經濟結構，增加財政收入等。

2. 進口貿易: 進口貿易是指任何貨品或消費品，從外地 (生產地) 用船運或其他運輸方式運到本地，主要用作貿易和銷售用途。由上述提到出口貿易與進口貿易共同組成國際貿易，而進口貿易不僅影響國際間需求亦可調整經濟結構，同時進口和出口是國家政府進行經濟介入 (比如關稅、宏觀調控) 的重要手段。

3. 工業指數: 工業是製造業企業的統稱從原料生產製造成貨品，特別是在工廠裡製造。與原材料的製造、提取和加工或建築有關的經濟活動或與特定產品或服務的輸出有關的商業活動，如鋼鐵工業等。

4. 國內生產毛額: 國內生產毛額 (GDP) 被定義為一個國家在一定時期 (通常為一年) 內生產的所有產品和商品的總價值。而不同國家之間的 GDP 比較需要各國貨幣的換算。主要有兩種轉換方法: 1. 使用各國貨幣的國際匯率換算。2. 基於本國貨幣和選定標準 (通常為美元) 的購買力平價 (PPP)。本研究的研究範圍跨越 5 個國家，為了使數據一致，IMF 提供的各國名義 GDP 均以百萬美元為單位，並調整 GDP 平減指數以包含各國的物價水平。在過

去美國的經濟文獻中，大多使用國民生產總值（GNP），近幾年來美國也轉向作為指標，而其他國家大多數使用 GDP 做指標。

5. 消費者物價指數：以消費者的立場來衡量民生消費必需品，而財貨與勞務等的價格所形成的數據稱為消費者物價指數，若 CPI 指數上揚，代表物價上揚；也代表民眾的購買力下降；也表示有可能的通貨膨脹，簡單來講若在國民所得未提升的前提下，CPI 指數上揚，代表東西變貴了，相對的錢也變薄了，它是公部門以年、季、月的方式進行公佈。

6. 航空運輸量：航空運輸量是指一定時間內航空運輸企業使用航空器承運的旅客、行李、郵件、貨物的數量，是反映航空運輸企業運輸生產的任務量和航空運輸企業生產規模的主要指標之一。

7. 匯率：將個人、企業或中央銀行將一種貨幣轉換成另一種貨幣，可以將其理解為一個將買方和賣方聯繫起來，以商定的價格進行貨幣兌換的市場。匯率市場交易中心是在全球銀行網路之間運行，分佈於倫敦、紐約、悉尼和東京等不同時區的各大場外交易市場。由於匯率交易無需通過一個中心地點，因此可以全天 24 小時進行交易。

肆、實證結果

一、樣本資料敘述統計分析

表 1. 為各國總貨櫃量敘述統計結果表。就平均值而言，以日本總貨櫃量最多為 1,739,278 其次為台灣總貨櫃量 1,131,737、美國總貨櫃量 585,376.6、新加坡總貨櫃量 2,214.81、中國總貨櫃量 1,360.38。就數量離散程度而言，美國總貨櫃量之標準差為 198,912.7、日本總貨櫃量之標準差為 156,993.6、台灣總貨櫃量之標準差為 132,000.8、新加坡總貨櫃量之標準差為 650.42、中國總貨櫃量之標準差為 636.79。

由總貨櫃量偏態係數可看出，美國總貨櫃量偏態係數-0.454、日本總貨櫃量偏態係數-0.442、新加坡總貨櫃量偏態係數-0.206、臺灣總貨櫃量偏態係數-0.553、中國總貨櫃量偏態係數-0.035。各國總貨櫃量偏態係數皆 <0 ，不存在各國總貨櫃量偏態係數 >0 ，其資料分佈型態不存在右偏型態分配；各國總貨櫃量偏態係數 <0 ，變數均為負數（ <0 ），呈左偏型態分配。

另由峰態係數可看出，美國峰態係數 1.69、日本峰態係數 2.17、新加坡峰態係數 4.18、臺灣峰態係數 2.66、中國峰態係數 1.97，除新加坡峰態係數 4.18(>3)為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.000、日本 P-值=0.008、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.002、中國 P-值=0.001，Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數全部拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 1. 各國總貨櫃量敘述統計(原始資料)

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	585376.6	1739278	2214.81	1131737	1360.38
中位數	633164.3	1749613	2352.62	1138703	1383.14
最大值	1012048	2108583	3270.58	134565	2478
最小值	186318.7	1159092	963.32	736999.5	264.4
標準差	198912.7	156993.6	650.42	132000.8	636.79
偏態係數	-0.454	-0.442	-0.206	-0.553	-0.035
峰態係數	2.33	3.64	1.73	2.93	1.84
Jarque-Bera	17.043	9.62	22.10	12.81	13.27
P-值	0.000	0.008	0.000	0.002	0.001
觀察值	322	194	298	250	237

表 2. 為各國出口值敘述統計結果表。就平均值而言美國出口值 103.32，日本出口值為 58.22、新加坡出口值 24.18、台灣出口值 21.73、中國出口值 24.18。就數量離散程度而言，美國出口值之標準差為 47.80、日本出口值之標準差為 6.77、新加坡出口值之標準差為 10.53、台灣出口值之標準差為 6.62、中國出口值之標準差為 67.27。

由出口值偏態係數可看出，美國出口值偏態係數 1.02、日本出口值偏態係數-0.132、新加坡出口值偏態係數-0.349、臺灣出口值偏態係數-0.052、中國出口值偏態係數-0.124。出口值偏態係數 >0 ，其資料分佈型態存在右偏型態分配；出口值偏態係數 <0 ，變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國峰態係數 3.51、日本峰態係數 3.01、新加坡峰態係數 1.46、臺灣峰態係數 2.74、中國峰態係數 2.13，除美、日峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。

Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.000、日本 P-值=0.754、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.660、中國 P-值=0.018，Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 2. 各國出口值敘述統計(原始資料)

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	103.32	58.22	24.18	21.73	142.46
中位數	95.09	58.47	28.67	22.92	160.13
最大值	241.16	74.16	41.95	40.12	319.54
最小值	46.26	39.11	5.01	8.03	24.29
標準差	47.80	6.77	10.53	6.62	67.27
偏態係數	1.02	-0.132	-0.349	-0.052	-0.124
峰態係數	3.51	3.01	1.46	2.74	2.13
Jarque-Bera	59.32	0.566	35.489	0.828	8.027
P-值	0.000	0.754	0.000	0.660	0.018
觀察值	322	194	298	250	237

表 3. 為各國進口值敘述統計結果表。就平均值而言美國進口值 137.81，日本進口值為 58.06、新加坡進口值 29.59、台灣進口值 19.27、中國進口值 118.63。就數量離散程度而言，美國進口值之標準差為 45.69、日本進口值之標準差為 9.56、新加坡進口值之標準差為 17.82、台灣進口值之標準差為 5.78、中國進口值之標準差為 54.050。

由進口值偏態係數可看出，美國進口值偏態係數-0.086、日本進口值偏態係數 0.178、新加坡進口值偏態係數 1.10、臺灣進口值偏態係數-0.193、中國進口值偏態係數-0.194。進口值偏態係數 >0 ，其資料分佈型態存在右偏型態分配；進口值偏態係數 <0 ，變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國峰態係數 1.69、日本峰態係數 2.17、新加坡峰態係數 4.18、臺灣峰態係數 2.66、中國峰態係數 2.66。峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。

Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.000、日本 P-值=0.035、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.25、中國 P-值=0.002。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 3. 各國進口值敘述統計(原始資料)

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	137.81	58.06	29.59	19.27	118.63
中位數	134.45	57.48	28.59	20.70	133.46
最大值	216.71	81.07	92.01	30.05	238.73
最小值	59.84	39.59	7.06	6.53	20.14
標準差	45.69	9.56	17.82	5.78	54.050
偏態係數	-0.086	0.178	1.10	-0.193	-0.194
峰態係數	1.69	2.17	4.18	2.66	2.66
Jarque-Bera	23.12	6.67	77.53	2.75	12.02
P-值	0.000	0.035	0.000	0.25	0.002
觀察值	322	194	298	250	237

表 4. 為各國工業指數敘述統計結果表。就平均值而言美國工業指數 93.66，日本工業指數為 102.65、新加坡工業指數 89.35、台灣工業指數 92.74、中國工業指數 110.99。就數量離散程度而言，美國工業指數之標準差為 8.07、日本工業指數之標準差為 7.87、新加坡工業指數之標準差為 32.85、台灣工業指數之標準差為 27.79、中國工業指數之標準差為 5.08。

由各國工業指數偏態係數可看出，美國工業指數偏態係數-1.06、日本工業指數偏態係數-0.132、新加坡工業指數偏態係數 0.21、臺灣工業指數偏態係數 0.052、中國工業指數偏態係數-0.35。各國工業指數偏態係數 >0 ，其資料分佈型態存在右偏型態分配；各國工業指數偏態係數 <0 ，變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國峰態係數 3.54、日本峰態係數 3.72、新加坡峰態係數 2.03、臺灣峰態係數 1.95、中國峰態係數 4.03。峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。

Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.000、日本 P-值=0.091、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.003、中國 P-值=0.000。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 4. 各國工業指數敘述統計

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	93.66	102.65	89.35	92.74	110.99
中位數	95.56	101.91	86.80	96.50	110.30
最大值	104.17	119.47	166.35	165.18	123.20
最小值	71.48	78.29	31.70	44.62	86.50
標準差	8.07	7.87	32.85	27.79	5.08
偏態係數	-1.06	-0.132	0.21	0.052	-0.35
峰態係數	3.54	3.72	2.03	1.95	4.03
Jarque-Bera	63.98	4.79	13.83	11.54	15.14
P-值	0.00	0.091	0.00	0.003	0.00
觀察值	322	194	298	250	237

表 5. 為各國 GDP 敘述統計結果表。就平均值而言美國 GDP 15,254.49，日本 GDP 528,257.1、新加坡 GDP 79.98、台灣 GDP 3,711,257、中國 GDP 99.96。就數量離散程度而言，美國 GDP 之標準差為 2441.87、日本 GDP 之標準差為 21176.28、新加坡 GDP 之標準差為 27.48、台灣 GDP 之標準差為 790851.5、中國 GDP 之標準差為 1.24。

由各國 GDP 偏態係數可看出，美國 GDP 偏態係數-0.017、日本 GDP 偏態係數-0.20、新加坡 GDP 偏態係數 0.07、臺灣 GDP 偏態係數 0.34、中國 GDP 偏態係數-6.47。各國 GDP 偏態係數 >0 ，其資料分佈型態存在右偏型態分配；各國 GDP 偏態係數 <0 ，變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國峰態係數 2.11、日本峰態係數 1.75、新加坡峰態係數 1.52、臺灣峰態係數 2.13、中國峰態係數 74.47。峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。

Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.002、日本 P-值=0.000、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.002、中國 P-值=0.000。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 5. 各國 GDP 敘述統計

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	15254.49	528257.1	79.98	3711257	99.96
中位數	15456.06	534487.0	75.98	3573234	100.07
最大值	19805.96	562037.5	1218	5683424	101.71
最小值	10550.25	490873.1	41.58	2440228	85.69
標準差	2441.87	21176.28	27.48	790851.5	1.24
偏態係數	-0.017	-0.20	0.07	0.34	-6.47
峰態係數	2.11	1.75	1.52	2.13	74.47
Jarque-Bera	12.11	13.84	27.39	12.65	52096.62
P-值	0.002	0.00	0.00	0.002	0.00
觀察值	322	194	298	250	237

表 6. 為各國 CPI 敘述統計結果表。以平均值而言，美 CPI 87.893、日本 CPI 98.603、新加坡 CPI 99.248、台灣 CPI 94.669、中國 CPI 91.208。；數量離散程度而言，美國 CPI 之標準差為 14.471、日本 CPI 之標準差為 2.061、新加坡 CPI 之標準差 12.566、台灣 CPI 之標準差為 6.220、中國 CPI 之標準差為 13.427。由各國 CPI 偏態係數可看出，美國 CPI 偏態係數-0.041、日本 CPI 偏態係數 0.322、新加坡 CPI 偏態係數 0.080、臺灣 CPI 偏態係數-0.209、中國 CPI 偏態係數-0.058。美國、臺灣以及中國 CPI 偏態係數 <0 ，其資料分佈型態存在左偏型態分配；日本、新加坡 CPI 偏態係數 >0 ，變數均為正數(>0)，呈右偏型態分配。

另由峰態係數可看出，美國峰態係數 1.767、日本峰態係數 1.603、新加坡峰態係數 1.249、臺灣峰態係數 1.709、中國峰態係數 1.705。峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值 <0.001 、日本 P-值 <0.001 、新加坡 P-值 <0.001 、臺灣 P-值 <0.001 、中國 P-值 <0.001 。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0, 1))之虛無假設。

表 6. 各國 CPI 敘述統計

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	87.893	98.603	99.248	94.669	91.208
中位數	89.575	97.735	97.738	95.210	92.798
最大值	116.696	102.316	117.781	105.360	113.700
最小值	63.413	95.699	83.394	84.410	69.361
標準差	14.471	2.061	12.566	6.220	13.427
偏態係數	-0.041	0.322	0.080	-0.209	-0.058
峰態係數	1.767	1.603	1.249	1.709	1.705
Jarque-Bera	20.47	19.13	38.38	19.18	16.70
P-值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000
觀察值	322	194	298	250	237

表 7. 為各國航空運輸量敘述統計結果表。以平均值而言，日本航空運輸量 1,058,597、新加坡航空運輸量 69,449.06、台灣航空運輸量 149,005.0、中國航空運輸量 34.93。以數量離散程度而言，日本航空運輸量之標準差為 635,419.1、新加坡航空運輸量之標準差 25,150.68、台灣航空運輸量之標準差為 58,400.67、中國航空運輸量之標準差為 41.32。

由各國航空運輸量偏態係數可看出，日本航空運輸量偏態係數-0.74、新加坡航空運輸量偏態係數-1.79、臺灣航空運輸量偏態係數-1.26、中國航空運輸量偏態係數 0.50。日本、新加坡以及臺灣航空運輸量偏態係數 <0 ，其資料分佈型態為左偏型態分配；中國航空運輸量偏態係數 >0 ，變數均為正數(>0)，呈右偏型態分配。

另由峰態係數可看出，日本峰態係數 2.18、新加坡峰態係數 5.73、臺灣峰態係數 4.64、中國峰態係數 1.55。峰態係數 >3 為高狹峰型態外，其餘變數皆 <3 ，則呈低闊峰的型態。Jarque-Bera 常態檢定下，日本 P-值 <0.001 、新加坡 P-值 <0.001 、臺灣 P-值 <0.001 、中國 P-值 <0.001 。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0, 1))之虛無假設。

表 7. 各國航空運輸量敘述統計

	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	1058597	69449.06	149005.0	34.93
中位數	1289336	75405.50	152088.8	0.00
最大值	2111711	104094.0	259933.5	115.30
最小值	0.00	0.00	0.00	0.00
標準差	635419.1	25150.68	58400.67	41.32
偏態係數	-0.74	-1.79	-1.26	0.50
峰態係數	2.18	5.73	4.64	1.55
Jarque-Bera	23.16	251.82	93.94	30.54
P-值	0.00	0.00	0.00	0.00
觀察值	194	298	250	237

表 8. 為各國匯率敘述統計結果表。就平均值而言美國匯率 110.37，日本匯率 103.83、新加坡匯率 1.49、台灣匯率 31.57、中國匯率 7.04。就數量離散程度而言，美國匯率之標準差為 10.04、日本匯率之標準差為 12.85、新加坡匯率之標準差為 0.18、台灣匯率之標準差為 1.84、中國匯率之標準差為 0.75。

由各國匯率偏態係數可看出，美國匯率偏態係數-0.06、日本匯率偏態係數 2.40、新加坡匯率偏態係數 0.34、臺灣匯率偏態係數 0.07、中國匯率偏態係數 1.90。各國匯率偏態係數>0，其資料分佈型態存在右偏型態分配；各國匯率偏態係數<0，變數均為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國峰態係數 1.71、日本峰態係數 2.40、新加坡峰態係數 1.71、臺灣峰態係數 2.12、中國峰態係數 1.90。峰態係數>3 為高狹峰型態外，其餘變數皆< 3，則呈低闊峰的型態。

Jarque-Bera 常態檢定下，美國 P-值=0.000、日本 P-值=0.000、新加坡 P-值=0.000、臺灣 P-值=0.02、中國 P-值=0.000。Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設。

表 8. 各國匯率敘述統計

	美國	日本	新加坡	臺灣	中國
平均值	110.37	103.83	1.49	31.57	7.04
中位數	110.96	106.86	1.42	31.53	6.83
最大值	129.43	123.97	1.85	35.11	8.28
最小值	91.95	76.36	1.20	27.66	6.10
標準差	10.04	12.85	0.18	1.84	0.75
偏態係數	-0.06	-0.64	0.34	0.07	0.61
峰態係數	1.71	2.40	1.71	2.12	1.90
Jarque-Bera	22.44	16.36	26.59	8.35	26.54
P-值	0.00	0.00	0.00	0.02	0.00
觀察值	322	194	298	250	237

二、單根檢定

由 prob(p-value)來判斷是否拒絕虛無假設，虛無假設：有單根；對立假設：沒有單根。因原始資料 p-value 大於 0.1，無法拒絕虛無假設，也就是原始值存在單根非恆定。p-value 大於 0.10 的顯著水準，表示不為恆定，因此取一階差分再進行單根檢定，得出 p-value 均小於 0.001。因此後續時間序列的分析，均採用一階差分後的資料來進行模式之建立與驗證。

各國總貨櫃量、出口值、進口值、國民生產毛額、消費者物價指數、工業生產指數、航空貨物運輸量以及匯率變數，作為輸入變數，原始數據皆存有單根狀況，經過一階差分後，皆具顯著水準，拒絕虛無假設。ADF 單根檢定，如表 9、表 10、表 11、表 12 及表 13。此外，最適落後期數採參數精簡原則及有效的檢定力，以 ADF 單根檢定之 AIC 來選取最適落後期數。

表 9. 美國各變數水準值之 ADF 單根檢定表 (一階差分)

單根檢定	變數	最適落後期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	總貨櫃量	13	-4.944***	-4.000	-3.430	-3.139
	出口值	0	-17.488***	-3.987	-3.424	-3.135
	進口值	2	-8.526***	-3.987	-3.424	-3.135
	工業指數	1	-13.987***	-3.987	-3.424	-3.135
	GDP	0	-18.846***	-3.987	-3.424	-3.135
	CPI	10	-4.483**	-3.988	-3.424	-3.135
	匯率	1	-11.681***	-3.987	-3.424	-3.135

表 10. 日本各變數水準值之 ADF 單根檢定表(一階差分)

單根檢定	變數	最適落後期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	總貨櫃量	5	-7.993***	-4.008	-3.434	-3.141
	出口值	3	-6.984***	-4.007	-3.434	-3.141
	進口值	6	-6.934***	-4.008	-3.434	-3.141
	工業指數	0	-10.928***	-4.007	-3.433	-3.141
	GDP	2	-9.343***	-4.007	-3.434	-3.141
	CPI	4	-6.102***	-4.008	-3.434	-3.141
	航空運輸量	4	-4.984***	-4.019	-3.439	-3.144
	匯率	0	-12.541***	-4.007	-3.433	-3.141

表 11. 新加坡各變數水準值之 ADF 單根檢定表 (一階差分)

單根檢定	變數	最適落後期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	總貨櫃量	15	-4.784***	-3.991	-3.426	-3.136
	出口值	12	-6.984*	-3.991	-3.426	-3.136
	進口值	11	-4.393***	-3.991	-3.426	-3.136
	工業指數	11	-5.788***	-3.991	-3.426	-3.136
	GDP	0	-18.146***	-3.989	-3.425	-3.136
	CPI	4	-6.014***	-3.990	-3.425	-3.136
	航空運輸量	15	-5.138***	-3.995	-3.428	-3.137
	匯率	5	-6.735***	-3.990	-3.425	-3.136

表 12. 臺灣各變數水準值之 ADF 單根檢定表 (一階差分)

單根檢定	變數	最適落後期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	總貨櫃量	12	-4.234**	-3.997	-3.429	-3.138
	出口值	15	-4.650**	-3.998	-3.429	-3.138
	進口值	11	-5.402***	-3.997	-3.429	-3.138
	工業指數	11	-5.184***	-3.997	-3.429	-3.138
	GDP	14	-3.940**	-3.998	-3.429	-3.138
	CPI	11	-5.227***	-3.997	-3.429	-3.138
	航空運輸量	14	-4.453**	-4.002	-3.431	-3.139
	匯率	0	13.140***	-3.995	-3.428	-3.137

表 13. 中國各變數水準值之 ADF 單根檢定表(一階差分)

單根檢定	變數	最適 落後 期數	t-值	1%	5%	10%
				臨界值	臨界值	臨界值
ADF	總貨櫃量	13	-4.944***	-3.400	-3.430	-3.139
	出口值	1	-17.072***	-3.998	-3.429	-3.138
	進口值	11	-5.016***	-4.000	-3.430	-3.139
	工業指數	13	-6.135***	-3.998	-3.429	-3.138
	GDP	3	-11.382***	-3.987	-3.424	-3.135
	CPI	14	-3.755***	-4.000	-3.430	-3.139
	航空運輸量	12	-3.571**	-4.062	-3.460	-3.156
	匯率	9	-3.702**	-3.400	-3.430	-3.139

三、共整合檢定

由前一節單根檢定結果得知，總貨櫃量、出口值、進口值、國民生產毛額、消費者物價指數、工業生產指數、航空貨物運輸量以及匯率變數皆為 $I(1)$ 數列，為瞭解上述變數間是否存有長期均衡關係，故需進行共整合檢定。

檢定各國總貨櫃量、出口值、進口值、國民生產毛額、消費者物價指數、工業生產指數、航空貨物運輸量以及匯率各變數之間是否長期存在 Johansen 共整合關係。結果得知，跡檢定(λ -trace)及最大特性根檢定(λ -max)統計量均大於 5% 臨界值，表示在 5% 的顯著水準下，可拒絕無共整合的虛無假設 $H_0: r=0$ ，而在 5% 顯著水準下，無法拒絕一個共整合的虛無假設 $H_0: r \leq 1$ ，顯示美國、日本及台灣各變數之間存有一個共整合向量，即兩個變數間互相具有長期共整合關係，除了中國各變數之間存有五個共整合向量，即八個變數間互相具有長期共整合關係。新加坡各變數之間存有四個共整合向量，即八個變數間互相具有長期共整合關係。

四、完全修正最小平方法

本研究將綜合分析各國 FM-OLS 的實證結果分為 8 個部分來解釋，依序為總貨櫃量、出口值、進口值、工業指數、GDP、消費者物價指數、航空運輸量、匯率。

首先，當變數為出口值時，只有美國與日本具有顯著性 < 0.05 ，其他新加坡、台灣、中國皆不顯著，因此可知亞洲經濟局勢在出口方面是由美國與日本所掌控。但美日的係數又有正負不同，代表美國參與亞洲的經濟進口是大於出口的具有貿易逆差，須付出代價。而日本是得利的國家，日本才是亞洲經濟的出口主要國家，如表 13。

當變數為進口值時，只有美國、日本、新加坡具有顯著性 < 0.05 ，其他台灣、中國皆不顯著。因此可知亞洲經濟局勢在進口方面是由美國、日本、新加坡所主導。但美、日、新的係數又有正負不同，代表美國參與亞洲的經濟進口大於出口具有貿易逆差，而總貨櫃量增加 1%，日本與新加坡在進口值就會增加 0.334% 與 0.01%，而美國的進口就會減少 0.87%。代表以亞洲經濟而言，日本與新加坡扮演著經濟平衡的關鍵性的角色。

當變數為工業指數時，只有美國、日本、新加坡、台灣具有顯著性 < 0.05 ，其他中國不顯著。因此可知亞洲經濟局勢在工業指數方面是由美國、日本、新加坡、台灣所主導。但美、日、新、臺的係數又有正負不同，代表總貨櫃量增加 1% 日本的工業指數就要減少 0.533%，此代表日本在亞洲工業上具有輔助其他國家的角色。

當變數為 GDP 時，只有新加坡與台灣不具顯著性 >0.05 。在係數方面只有台灣為負數(接近顯著性 0.05)，因此可知亞洲經濟獲利在 GDP 方面是由美國、日本、中國得利，其中得利最高的是中國，也印證了 10 年來中國崛起的成果。而最窮的國家仍屬臺灣，每增加總貨櫃量 1%就要損失 GDP 0.25%。

當變數為 CPI 時，只有中國顯著性 <0.01 。在係數方面只有日本為負數，因此可知亞洲經濟通貨膨脹以大陸最為嚴重，總貨櫃量每增加 1%，大陸 CPI 增加 1.397%。而日本是通貨膨脹最低的國家，總貨櫃量每增加 1%，CPI 減少 0.286%。

當變數為航空運輸量時，只有中國與臺灣顯著性 <0.01 。在係數方面皆為正值。剔除美國的比較，在航空運輸量以臺灣為優先，這與我國的晶片產業鏈有極大的關係。晶片精密度高，只能靠空運而不能用海運，因此當總貨櫃量每增加 1%，臺灣的航空運輸量就會增加 0.376%，代表經濟的熱度目前還是與晶片設計與製造息息相關。

當變數為匯率時，只有日本與新加坡不顯著 <0.05 ，在係數方面美國為負數而中國與臺灣為正數，代表當總貨櫃量每增加 1%，美國的匯率就會下降 0.994%，而臺灣與中國就會上升 0.389 與 0.755，代表著美國大量印鈔票使其幣值貶值以平衡貿易逆差(進口 $>$ 出口)，而臺灣近幾年來的幣值升值由 34 元-29 元左右也因此而生。中國的固定匯率政策顯著性高於臺灣，其僵固性正是美國要極力破釜扭轉的目標。

表 14. FM-OLS 實證結果綜合分析表

國家 變數	美 國	日 本	新 加坡	臺 灣	中 國
出口值	-0.870*** (0.000)	0.334** (0.002)	0.010 (0.800)	-0.097 (0.348)	0.191 (0.087)
進口值	-0.421* (0.034)	0.226*** (0.000)	0.125*** (0.000)	0.170 (0.061)	0.117 (0.168)
工業指 數	1.891* (0.016)	-0.533*** (0.000)	0.279*** (0.001)	0.236*** (0.000)	-0.544 (0.217)
GDP	2.802* (0.020)	1.785*** (0.000)	0.193 (0.135)	-0.250 (0.059)	3.294*** (0.000)
CPI	1.666 (0.237)	-0.286 (0.551)	0.420 (0.146)	0.041 (0.919)	1.397* (0.002)
航空運 輸量		0.001 (0.790)	0.162 (0.080)	0.376*** (0.000)	0.113** (0.002)
匯率	-0.994*** (0.001)	0.114 (0.191)	-0.030 (0.811)	0.389* (0.028)	0.755* (0.011)
常數項	- 19.092*** (0.000)	-8.189*** (0.001)	-2.575 (0.223)	10.432*** (0.000)	- 15.058*** (0.000)

註: 1.) 表內數字為 P-值。

2. *、**和*** 分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下

五、 預測實證結果

依據表 15. 各國預測實證結果表可知：平均以 SVR 模型來說 MAPE 為 118.181%、RMSE 為 0.7142 在接受範圍內，且為 3 個模型中最小，因此平均迴歸模型採用 SVR 最佳。以美國來說，SVR 模型之 MAPE 為 89.338% 模型最優，RMSE 為 0.858 模型最優，因此美國向量迴歸模型採用 SVR 最佳；日本則以 ARIMA(1,1) 模型之 MAPE 為 112.362% 模型最佳，FM-OLS 模型之 RMSE 為 0.725 模型最佳；新加坡以 SVR 模型之 MAPE 為 9.608% 模型最優，RMSE 為 0.168 模型最優，因此新加坡向量迴歸模型採用 SVR 最佳；臺灣以 ARIMA(1,1) 模型之 MAPE 為 107.765% 最佳，RMSE 以 SVR 模型為 0.552 最佳；中國以 SVR 模型之 MAPE 81.265% 最佳，RMSE 以 FM-OLS 模型為 0.430 最佳。

表 15. 各國預測實證結果表

國家	預測績效	ARIMA(1,1)	FM-OLS	SVR
美國	MAPE (%)	227.868	144.850	89.338
	RMSE	1.091	0.933	0.858
日本	MAPE (%)	112.362	347.799	282.123
	RMSE	1.098	0.725	1.208
新加坡	MAPE (%)	17.690	23.206	9.608
	RMSE	0.266	0.390	0.168
臺灣	MAPE (%)	107.765	312.628	128.575
	RMSE	0.955	1.459	0.552
中國	MAPE (%)	314.480	357.862	81.265
	RMSE	0.649	0.430	0.785
平均	MAPE (%)	156.033	237.269	118.181
	RMSE	0.811	0.787	0.7142

伍、 結論與建議

一、 研究結論

港埠的發展不僅可以連接國與國之間的貿易發展，同時也緊密著一個國家的經濟成長。在各種行業中，不論是工業生產原料或民生用品，皆需要透過海運來做運輸，而碼頭的硬體設備除舊更新相當重要，智慧化以及科技化可以帶來有效的作業效率，並降低港口負載量不足的風險，由此可知，貨櫃運輸量與全球經濟成長具有高度的重要性，故需預測貨櫃的未來走勢，有助於瞭解後疫情時代經濟的復甦步伐。本研究使用時間數列方法，並探討總貨櫃量、出口值、進口值、工業生產指數、GDP、CPI、航空運輸量及匯率之間的長期關係，以及變數之間的關係是否會因為新冠肺炎發生而有所影響。本研究目的如下：

一、 利用 ADF 單根檢定，總貨櫃量、出口值、進口值、工業生產指數、GDP、CPI、航空運輸量及匯率資料結果顯示皆有單根之非恆定時間序列，且階次都為相同；進一步檢驗總貨櫃量、出口值、進口值、工業生產指數、GDP、CPI、航空運輸量及匯率兩者間的關聯性，透過共整合發現兩兩變數間存有一個共整合向量，且具有長期共整合關係。

二、 探討影響貨櫃裝卸量的因素時，結果顯示總貨櫃量、出口值、進口值、工業生產指數、GDP、CPI、航空運輸量及匯率之間皆具有顯著的相關性。

三、 五國(美國、日本、新加坡、臺灣及中國)實證結果顯示，整體而言使用 SVR 來訓練經濟結構模型及時間數列模型，在五國匯率預測績效上，表現皆優於 OLS/FM-OL 及 ARIMA 方法。首先，在經濟結構模型預測表現上，OLS/FM-OLS 平均 MAPE 為 237.269%、平均 RMSE 為 0.787；SVR 平均 MAPE 為 118.181%、平均 RMSE 為 0.7142。最後，在時間數列模型預測表現上，ARIMA 平均 MAPE 為 156.033%、平均 RMSE 為 0.811；SVR 平均 MAPE 為 118.181%、平均 RMSE 為 0.7142。

二、研究建議

本研究探討後疫情的經濟變化，因資料量有限，故僅探討後疫情之資料頻率至 2021 年 10 月，在未來可以嘗試，針對後續一波接著一波的疫情來探討港口硬體設備不足及人員負載不足是否影響貨櫃裝卸量造成總體經濟復甦受到阻礙。本研究重點建議如下：

一、經濟復甦之總體經濟因素涵蓋範圍甚大，影響貨櫃裝卸量因子甚多，本研究僅採用些許變數，並有可能遺漏重要的解釋變數，故建議後續研究者可採用其他不同變數(例如：國際原油價格、港口腹地大小等)進行探討。

二、本文僅以美國、日本、新加坡、臺灣以及中國來研究總貨櫃量對於後疫情影響之經濟復甦，並以出口值、進口值、工業生產指數、GDP、CPI、航空運輸量及匯率探討關係，若後續研究將全球前十大港口作為主要，再加入該國家的港口腹地大小做進一步探討，可以增加文獻實質性。

參考文獻

一、中文文獻

1. 李俊勳、許巧鶯(1999)，航空公司貨運網路航線頻次與機型規劃之研究 (Doctoral dissertation).
2. 周建張(2002)，新竹科學園區廠商選擇進出口運輸方式之決策模式，海運研究學刊，(13)，39-46。
3. 林光、張志清 (2004)，航業經營與管理，第三版，台北航貿文化事業有限公司。
4. 高毓蔚(2013)，高雄港貨櫃經濟腹地之研究，長榮大學航運管理研究所學位論文，1-55。
5. 張晏嘉(2009)，國際十大貨櫃港埠作業績效之研究-灰關聯分析和乘數限制 DEA 之應用，中央大學土木工程學系碩士論文。
6. 陳正成(2010)，臺灣貨櫃航運業生產效率比較之研究，PhD Thesis，碩士 論文(Master)。
7. 劉智慧 (2019)。貨櫃裝卸量、國內生產毛額及原油價格長期關係之研究：景氣循環重要嗎？。國立高雄科技大學企業管理學系碩士論文。

二、英文文獻

1. Amankwah-Amoah, J. (2020). Stepping up and stepping out of COVID-19: New challenges for environmental sustainability policies in the global airline industry. *Journal of Cleaner Production*, 271, 123000.
2. Balke, N. S., & Fomby, T. B. (1991). Shifting trends, segmented trends, and infrequent permanent shocks. *Journal of Monetary Economics*, 28(1), 61-85.
3. Chen, S. H., & Chen, J. N. (2010). Forecasting container throughputs at ports using genetic programming. *Expert Systems with Applications*, 37(3), 2054-2058.
4. da Silva Santos, C. E., Sampaio, R. C., dos Santos Coelho, L., Bestard, G. A., & Llanos, C. H. (2021). Multi-objective adaptive differential evolution for SVM/SVR hyperparameters
5. Gudmundsson, S. V., Cattaneo, M., & Redondi, R. (2021). Forecasting temporal world recovery in air transport markets in the presence of large economic shocks: The case of COVID-19. *Journal of Air Transport Management*, 91, 102007.
6. Nabavi, M., Nazarpour, V., Alibak, A. H., Bagherzadeh, A., & Alizadeh, S. M. (2021). Smart tracking of the influence of alumina nanoparticles on the thermal coefficient of nanosuspensions: application of LS-SVM methodology. *Applied Nanoscience*, 11(7), 2113-2128.
7. Seabrooke, William, Hui, Eddie C.M., Lam, William H.K., Wong and Gordon K.C., (2003). Forecasting cargo growth and regional role of the port of Hong Kong, *Cities*, Vol.20, No.1, 51-64.
8. Sermpinis, G., Stasinakis, C., Theofilatos, K., & Karathanasopoulos, A. (2014). Inflation and unemployment forecasting with genetic support vector regression. *Journal of Forecasting*, 33(6), 471-487.
9. Sheldon, P. J., & Var, T. (1985). Tourism forecasting: a review of empirical research. *Journal of Forecasting*, 4(2), 183-195.
10. Witt, S. F., & Witt, C. A. (1992). Modeling and forecasting demand in tourism. Academic Press Ltd.
11. Wynne, M. A., & Balke, N. S. (1993). Recessions and recoveries. Federal Reserve Bank of Dallas, *Economic Review*, first quarter, 1-18.
12. Xie, G., Wang, S., Zhao, Y., & Lai, K. K. (2013). Hybrid approaches based on LSSVR model for container throughput forecasting: a comparative study. *Applied Soft Computing*, 13(5), 2232-2241.