

東海大學高階經營管理碩士在職專班(研究所)

碩士學位論文

馬祖地區空氣污染監測與減量模擬  
—ARIMAX 模型之應用

Air Pollution Monitoring and Abatement Simulation in Mazu  
Area - An Application of ARIMAX Model

指導教授：林灼榮 博士

研究生：林浚騰 撰

中華民國 108 年 06 月

論文名稱：馬祖地區空氣污染監測與減量模擬—ARIMAX 模型之應用

校所名稱：東海大學高階經營管理碩士在職專班(研究所)

畢業時間：108 年 06 月

研究生：林浚騰

指導教授：林灼榮 博士

## 摘要

臺灣的空氣品質一直是近幾年很重要的議題，而影響空氣品質最為人知曉的莫過於細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)。造成空氣污染，還包含了懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)、二氧化硫(SO<sub>2</sub>)、二氧化氮(NO<sub>2</sub>)及一氧化碳(CO)等衍生性氣膠(Secondary Aerosol)；另外風速、氣溫及相對濕度等氣象因素左右原生性氣膠(Primary Aerosol)高低，亦會影響 PM<sub>2.5</sub> 之濃度。本文旨在推估與預測馬祖監測站 PM<sub>2.5</sub> 濃度，並據以進行減量模擬；由於使用環保署空氣品質每小時監測資料時，存在很多遺漏值，故首先利用機器學習的倒傳遞類神經網路插補法(Back Propagation Neural Network)，填補遺漏值；其次，以多變量自我迴歸整合移平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average with Explanatory Variable Model, 簡稱 ARIMAX)，進行迴歸參數之推估與樣本外預測；最後，以平均 18 ug/m<sup>3</sup> 為減量目標，進行污染減量模擬。實證結果顯示：(1)ARIMAX 模型之預測績效，優於自我迴歸整合移動平均法(Autoregressive Integrated Moving Average Model, 簡稱 ARIMA)模型。(2)落遲一期之 PM<sub>2.5</sub>；當期之 PM<sub>10</sub>、NO<sub>2</sub> 及 CO，會惡化 PM<sub>2.5</sub>。(3)每年 10~12 月及隔年 3 月之東北季風期間，PM<sub>2.5</sub> 平均值達 23.824 ug/m<sup>3</sup>；顯著高於其他月份之平均值 17.839 ug/m<sup>3</sup>，且白天又多了 2.098 ug/m<sup>3</sup>；若以樣本平均值 20.823 ug/m<sup>3</sup> 推估，發現馬祖地區境外污染約占 20%~29%。(4)根據估計結果，發現平均每小時 PM<sub>2.5</sub> 要由 20.823 減至 18 之減量目標，主要仰賴原生性氣膠之改善(約占 98%)，其次依序為 CO、NO<sub>2</sub> 及 SO<sub>2</sub>。

【關鍵字】細懸浮微粒、預測評價、遺漏值、多變量自我迴歸、減量模擬。

Title of Thesis : Air Pollution Monitoring and Abatement Simulation in Mazu Area - An  
Application of ARIMAX Model

Name of Institute : Tunghai University Executive Master of Business Administration

Graduation Time : 06/2019

Student Name : Lin Chun-Teng

Advisor Name:Dr. Lin, Jwu-Rong

## **Abstract**

Taiwan's air quality has been an important issue in recent years, and the most important factor affecting air quality is fine particulate matters( $PM_{2.5}$ ). Air pollution, including aerosols( $PM_{10}$ ), sulfur dioxide( $SO_2$ ), nitrogen dioxide ( $NO_2$ ) and carbon monoxide (CO)and Secondary Aerosol. In addition, meteorological factors such as wind speed, temperature and relative humidity are related to the level of primary aerosol, which will also affect the concentration of  $PM_{2.5}$ . The purpose of this paper is to estimate and predict the  $PM_{2.5}$  concentration at the Mazu monitoring station. There are many missing values when using the EPA air quality hourly monitoring data. First, use the Back Propagation Neural Network to fill in the missing values; Secondly, the Autoregressive Integrated Moving Average with Explanatory Variable Model(ARIMAX)is used to estimate the regression parameters and the out-of-sample prediction. Finally, the pollution reduction simulation was carried out with an average reduction target of  $18 \text{ ug/m}^3$ . The empirical results show that: (1) the predicted performance of the ARIMAX model, Better than the Autoregressive Integrated Moving Average Model (ARIMA). (2)  $PM_{2.5}$ ,  $PM_{10}$ ,  $NO_2$ , and CO in the first phase will deteriorate  $PM_{2.5}$ . (3) During the northeast monsoon period from October to December and March of each year, the average value of  $PM_{2.5}$  reached  $23.824 \text{ ug/m}^3$ ; it was significantly higher than the average of other months by  $17.839 \text{ ug/m}^3$ , and there was an additional  $2.098 \text{ ug/m}^3$  during the day. If the sample average is  $20.823 \text{ ug/m}^3$ , it is found that the foreign pollution in Mazu area is between 20% and 29%. (4) According to the estimation results, we find, on average, the reduction of  $PM_{2.5}$  from 20.823 to 18 per hour mainly depends on the improvement of primary aerosol (about 98%), and followed by CO,  $NO_2$  and  $SO_2$ .

**Keywords:** Fine particulate matters 、 Predictive evaluation 、 Missing values 、 ARIMAX model 、 Abatement simulation

# 目錄

摘要 .....	I
ABSTRACT.....	II
目錄 .....	III
表目錄 .....	IV
圖目錄 .....	V
第一章 緒論 .....	1
第一節 研究背景與動機 .....	1
第二節 研究目的 .....	6
第三節 研究流程 .....	7
第二章 文獻探討 .....	8
第一節 空氣污染之相關文獻 .....	8
第二節 ARIMA 模型之相關文獻 .....	8
第三章 研究方法 .....	10
第一節 監測站資料型態 .....	10
第二節 遺漏值處理與填補方法 .....	10
第三節 資料特性分析 .....	13
第四節 推估方法介紹 .....	15
第四章 研究結果與討論 .....	17
第一節 資料分析 .....	17
第二節 迴歸參數推估結果 .....	22
第三節 預測績效評比 .....	27
第四節 減量模擬 .....	29
第五章 結論與建議 .....	31
第一節 結論 .....	31
第二節 環境管理意涵 .....	31
第三節 研究限制 .....	32
參考文獻 .....	33

## 表目錄

表 1-1 行政院救空污管制措施與經費.....	2
表 1-2 空氣品質監測站.....	4
表 3-1 單根檢定表.....	14
表 4-1 敘述統計表.....	17
表 4-2 環境因素差異分析表.....	18
表 4-3 相關係數矩陣.....	21
表 4-4 模型選擇比較表.....	22
表 4-5 迴歸實證結果.....	25
表 4-6 馬祖站 24 小時預測評價.....	27
表 4-7 2018 年馬祖測站排放量資料(噸/年).....	29
表 4-8 馬祖每小時 PM <sub>2.5</sub> 時目標減量表(ug/m <sup>3</sup> ).....	30
表 4-9 馬祖每小時 PM <sub>2.5</sub> 年目標減量表(噸/年).....	30

## 圖目錄

圖 1-1 空污防制行動方案強化推動重點.....	3
圖 1-2 臺灣空氣品質劃分區域.....	3
圖 1-3 大氣懸浮微粒來源.....	6
圖 1-4 研究架構圖.....	7
圖 3-1 馬祖監測站 PM <sub>2.5</sub> 每小時資料.....	10
圖 3-2 馬祖監測站數據缺漏圖.....	11
圖 3-3 正向傳遞與反向傳遞示意圖.....	12
圖 3-4 自我相關函數與偏自我相關函數圖.....	15
圖 4-1 PM <sub>2.5</sub> 月平均值比較與檢定.....	19
圖 4-2 PM <sub>2.5</sub> 日平均值比較與檢定.....	19
圖 4-3 PM <sub>2.5</sub> 每小時平均值比較與檢定.....	20
圖 4-4(a)(b) MA 可逆條件及 AR 定態條件 .....	22
圖 4-5(a)(b) 殘差項白噪音 $\chi^2$ 檢定結果 .....	23
圖 4-6(a)(b) 衝擊反應分析 .....	26
圖 4-7 預測結果比較圖.....	28

# 第一章 緒論

本章節旨在介紹臺灣空氣品質，細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)所關注議題，政府對空氣污染防治之執行概況，所設置監測站類型，從監控資料來建立監測模型分析，並以多變量自我迴歸整合移平均模型(ARIMAX)，來進行預測。茲依背景與動機、研究目的及研究架構，共分述三節於後。

## 第一節 研究背景與動機

近年來臺灣的藍天與新鮮空氣對人民是一種難得的奢侈，尤其國內各媒體更是每日充斥著空氣污染的相關報導。其中以細懸浮微粒 (PM<sub>2.5</sub>)，更是空氣品質衡量的代表名詞。細懸浮微粒(Fine Particulate Matters)，主要係指懸浮在空氣中，氣動粒徑小於 2.5 $\mu$ m 以下的粒子 (簡稱 PM<sub>2.5</sub>)，亦稱可入肺顆粒物。然而在大氣中的懸浮微粒，主要生成的來源非常複雜，可能是來自直接排放、各種形成機制，以及許多種化學物質所組合而成的微粒<sup>1</sup>。

然而在空氣品質的議題，讓臺灣的民眾越來越不可輕乎，民眾也都從國內外的報導、研究裡，越來越了解空氣中的懸浮微粒對人體可能造成的影響。目前世界也有許多國家針對空氣污染訂定出處理解決的政策，許多醫學文獻也都證實 PM<sub>2.5</sub>，對人體的呼吸道及心肺功能產生了傷害。鄰近的北京政府在 2017~2018 年還因此而實施了停工令，雖然臺灣還未因此而發生停工事件，但也足以證實空氣污染所造成的影響，除了身體的危害之外，也直接影響了國家、影響了經濟。所以，空氣品質是我們這個世代不得不重視的議題之一。

國內行政院在 2017 年 4 月 13 日提出「空氣汙染防治策略」，預期 PM<sub>2.5</sub> 年平均濃度，從目前的 22 $\mu$ g/m<sup>3</sup>，在 2019 年底降至 18  $\mu$ g/m<sup>3</sup>，如表 1-1 所示，改善比率達 18.2%。政府、台電及民間，至少要投資 2,150 億元救空污計畫<sup>2</sup>。

---

<sup>1</sup> 102 年度環保署國科會空污防制科研合作計畫

<sup>2</sup> 行政院空氣汙染防制策略。資料來源: <https://www.ey.gov.tw/Page/448DE008087A1971/7ec0b298-d6ae-469a-8960-d5414e55db74>

表1-1 行政院救空污管制措施與經費

單位：億元

管制措施		政府投入金額		民間投入金額	台電 (106~108年)
		基金預算	公務預算		
固定 汙 染 源	電力設施管制	-	-	46.2	101.19
	鍋爐管制	4.874	24.004	90	-
	餐飲油煙管制	2.4	-	7	-
	改變風俗習慣燃燒排煙	2.1	-	-	-
	營建及堆置揚塵管制	7.05	-	139.25	-
	農業廢棄物燃燒排煙管制	2.34	-	1.125	-
	河川揚塵管制	3.1	2.7	-	-
移動 汙 染 源	汰換一、二期柴油車	137.5	-	1,078~1,725	-
	三期柴油車加裝濾煙器	26	-	68.4	-
	汰除二行程機車	11.5	-	244~390	-
	港區運輸管制	-	1.08	0.75	-
	推動電動蔬果運輸車	3.46	-	3.592	-
	提升公共運輸使用人次	-	140.9	5.3	-
	提升軌道貨運運能	-	0.1	0.26	-
合計		200.324	164.784	1,684~2,477	101.19

註：台電公司109年以後將再投資221.56億元。

行政院於同年12月21日，在空污防制行動方案的記者會上也訂定出明確的政策目標，包括2019年要達到空污紅害減半、2030年新購公務車輛及公共運輸大巴士全面電動化、2035年新售機車全面電動化、2040年新售汽車全面電動化等政策<sup>3</sup>。如圖1-1列示2019年至2040年，政府空污防制行動方案強化推動重點。

<sup>3</sup> 行政院空氣污染防制行動方案，資料來源：<https://www.ey.gov.tw/Goals/81689F916EB5D550>



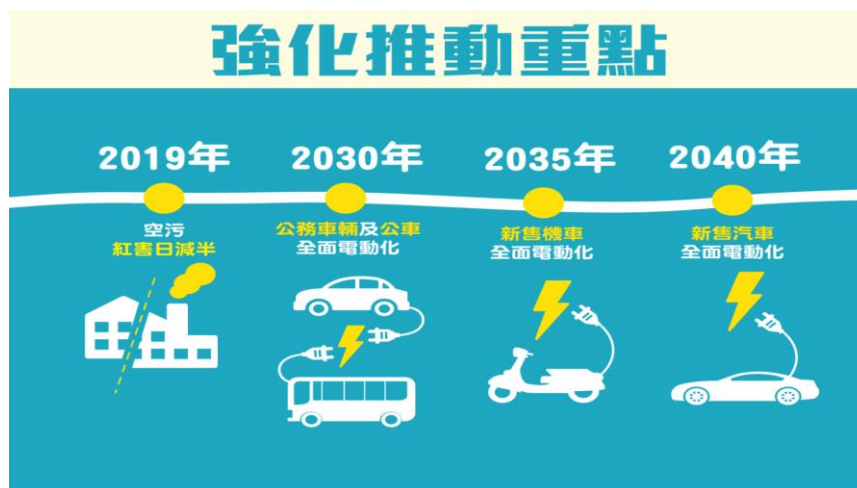


圖 1-1 空污防制行動方案強化推動重點

資料來源：行政院空污防制行動方案

先不論方案是否可行，是否真能因此而改善國內空氣污染。國內各政黨已於選舉時更將空氣品質列為候選人的重要證見之一。行政院環境保護署自 98 年 3 月 1 日起也針對空氣品質建構了即時監測系統，更將臺灣劃分了幾個主要的區域，臺灣空氣品質劃分區域，如圖 1-2 所示。

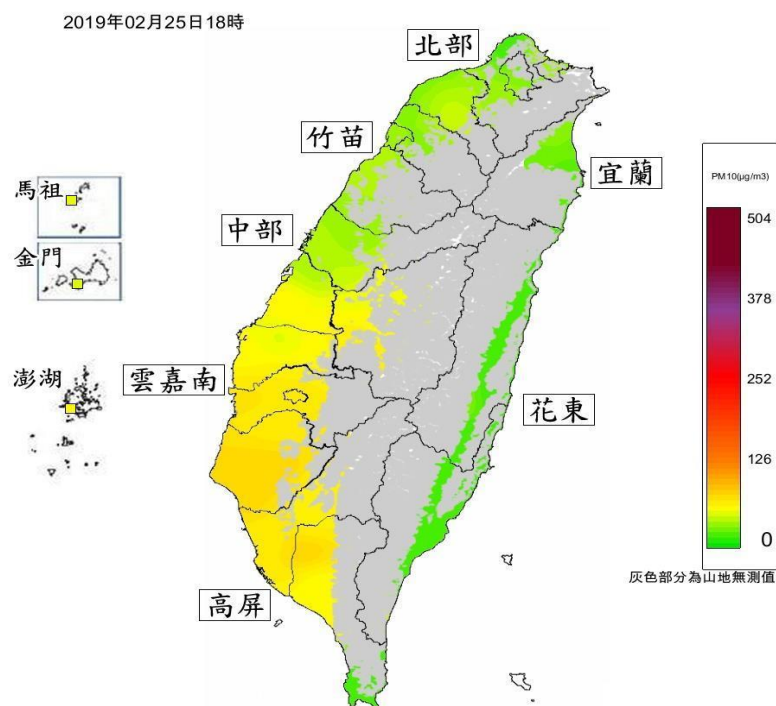


圖 1-2 臺灣空氣品質劃分區域

資料來源：行政院環境保護署空氣品質監測網

然而國內研究指出，除了臺灣境內的空氣污染之外，有約 34% 的空氣污染來自於境外。由於臺灣位於東亞大陸空氣污染物傳輸路徑上，當東北季風（每年 10

月至隔年3月)盛行時,常夾帶上游的空氣污染物,透過長程傳輸經過臺灣地區,進而影響臺灣的空氣品質。若是以懸浮微粒為主的境外污染,其發源地則是蒙古高原、黃土高原來的;若是在境外污染時期,其他的污染物濃度也有上升的趨勢(如二氧化硫、臭氧等等),這些污染物為人為活動所產生的,透過上述污染源關連分析,34%的境外污染,其中佔30%是來自中國。經過中國沿岸的大都市,將都市的排放污染物隨著東北季風帶至台灣地區<sup>4</sup>。其次為日本、韓國分別貢獻0.14%及0.24%,其他國家及海鹽影響則為2%<sup>5</sup>。根據行政院環境保護署空氣品質監測網<sup>6</sup>,整理出《表1-2》空氣品質監測站,共可分為六個類別。

表 1-2 空氣品質監測站

監測站類別	監測站類別說明	監測站數量	監測站所在位置
一般監測站	於人口密集、可能發生高污染或能反映較大區域空氣品質分布狀況之地區,以表示一般民眾生活環境之空氣品質。	60	二林、三義、土城、士林、大里、大園、大寮、小港、中山、仁武、斗六、冬山、古亭、左營、平鎮、安南、朴子、汐止、竹山、竹東、西屯、沙鹿、宜蘭、忠明、松山、板橋、林口、林園、花蓮、金門、前金、南投、屏東、恆春、美濃、苗栗、桃園、馬公、馬祖、基隆、崙背、淡水、善化、湖口、菜寮、新竹、新店、新莊、新港、新營、楠梓、萬里、萬華、嘉義、彰化、臺東、臺南、湖州、龍潭、豐原
工業監測站	於工業區之盛行風下風區,以了解工業污染之影響。	5	頭份、線西、麥寮、臺西、前鎮
交通監測站	於交通流量頻繁之地區,以反映行人曝露狀態之空氣品質。	6	鳳山、三重、中壢、永和、復興、大同
國家公園監測站	於國家公園內之適當地點,以了解此保護區內空氣品質現況及未來變化趨勢。	2	恆春、陽明 (恆春兼一般測站)

<sup>4</sup> 行政院環境保護署空氣品質監測網(試行版)。

[https://airtw.epa.gov.tw/CHT/Encyclopedia/pedia03/pedia3\\_1.aspx](https://airtw.epa.gov.tw/CHT/Encyclopedia/pedia03/pedia3_1.aspx)

<sup>5</sup> 資源來源：行政院環境保護署專案計劃，強化空氣品質模式制度建立計劃(第二年)期末報告。

<sup>6</sup> 行政院環境保護署空氣品質監測網。資料來源：<https://taqm.epa.gov.tw/taqm/tw/b0101.aspx>

表 1-2 空氣品質監測站(續)

監測站類別	監測站類別說明	監測站數量	監測站所在位置
背景監測站	於較少人為污染地區或總量管制區之盛行風上風區，以監測其上風所挾帶之污染量。	5	萬里、觀音、三義、橋頭、富貴角 (萬里、三義兼一般測站)
其他監測站	其他較為特殊空品監測站包括：移動式監測車、研究型監測站等	2	埔里、關山及其他特殊監測目的所設之空氣品質監測站。

一般空氣品質監測站所監測的項目，又可分為：(1)應測定之項目及(2)得測定之項目。本文針對應測定項目進行數據分析。所測定項目包括：(1)細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)；(2)懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)；(3)硫氧化物(SO<sub>2</sub>)；(4)一氧化碳(CO)；(5)氮氧化物(NO、NO<sub>2</sub>)；(6)臭氧(O<sub>3</sub>)；(7)風向(WD)；風速(WS)及相對濕度(RH)。從《表 1-2》中可知，其中離島地區的監測站有三個站，馬祖空氣品質監測站、金門空氣品質監測站及馬公空氣品質監測站，均為一般空氣品質監測站。而本文考量境外污染源因素，參考從北到南地型，故選擇馬祖監測站作為研究對象。

PM<sub>2.5</sub> 可被區分為原生性氣膠(Primary Aerosol)與衍生性氣膠(Secondary Aerosol)兩大類。原生性氣膠，定義為物理破碎或者一次污染排放產生，可能發生原因有海鹽飛沫、揚塵、營建工程排放、汽機車燃燒及工廠鍋爐燃燒等等；而另一類根據衍生性氣膠之研究(吳義林, 2001)，衍生性氣膠將由原生性氣膠經大氣化學的作用後產生，包含光化學反應、異相及同相反應等等複雜機制。根據 Seinfeld and Pandis (1998)，書中整理的懸浮微粒來源，如圖 1-3 所示，原生性氣膠來源還可分為無機及有機氣膠，無機氣膠如飛灰、揚塵，有機氣膠則為有機碳等；衍生性氣膠則由 H<sub>2</sub>SO<sub>4</sub>、SO<sub>2</sub>、NH<sub>3</sub> 及其他有機氣體經大氣反應後生成。

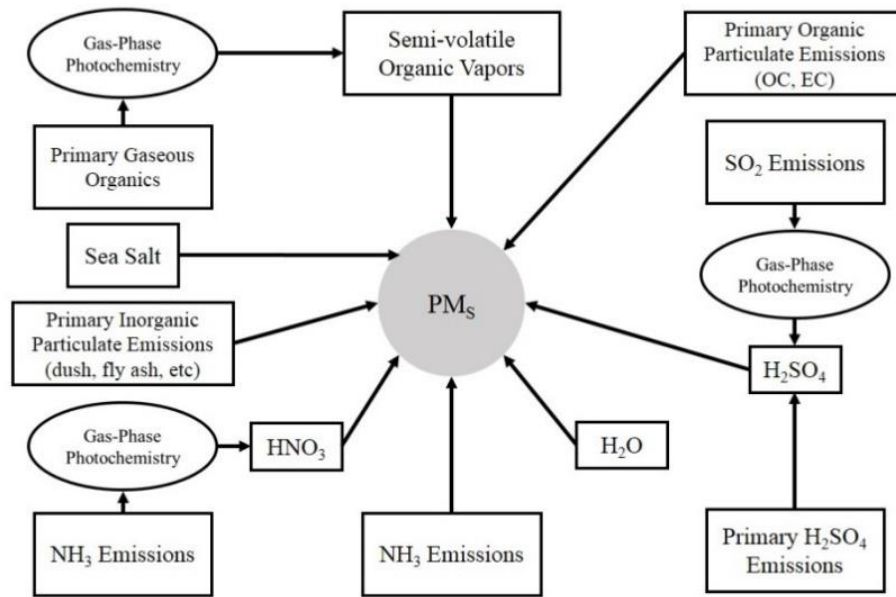


圖1-3 大氣懸浮微粒來源 (摘自 Seinfeld and Pandis, 1998)

具體而言，本文所關注議題，包括：(1)選定馬祖監測站，主要考量理由可排除工業固定污染源，而可關注在境外污染與移動污染（如汽機車、住宅及商業）；(2)在實證模型上，本文結合環保署發佈每小時監測資訊，建構多變量自我迴歸整合移動平均模型(Autoregressive Integrated Moving Average with Explanatory Variable Model, 簡稱 ARIMAX)，進行迴歸參數之推估及解析；(3)進行 24 小時之樣本外預測，並以自我迴歸整合移動平均法(Autoregressive Integrated Moving Average Model, 簡稱 ARIMA)模型與 ARIMAX 模型，進行預測績效評比；(4)進行 PM<sub>2.5</sub> 減量模擬。在章節安排上，擬在第二章文獻探討，第三章研究方法，第四章研究結果與討論，第五章歸納重要結論，並提出對應建議。

## 第二節 研究目的

在現今的趨勢裡，大數據資料一直被廣泛的運用，用統計分析或模型來對歷史資料進行分析，本文將以 2018 年，馬祖監測站空氣污染的歷史數據資料進行分析，並將分析後的資料，進行相關預測，並建立減量模擬。現今對於空氣品質的監控越趨嚴謹，然而監控是一種已經發生的事實，希望透過預測模型的建立，讓民眾能事先知道空氣品質的變化，並預先做好防範，採取必要的措施，以降低因空氣污染的關係，產生對身體的危害。

本文擬達成之研究目的為：

- 一、 研究以 2018 年臺灣馬祖監測站（境外污染）為例，預測細懸浮微粒（PM<sub>2.5</sub>）監測模型之建構與預測評價。而在遺漏值的填補，實證方法上，則運用倒傳遞類神經網路法(Back Propagation Neural Network)填補遺漏值。
- 二、 預測細懸浮微粒（PM<sub>2.5</sub>）監測模型之建構與預測評價；在實證模型上，本文結合環保署發佈每小時監測資訊，建構 ARIMA 模型及 ARIMAX 模型，進行迴歸參數之推估及解析；並將 ARIMA 模型與 ARIMAX 模型，進行預測績效評比。
- 三、 進行馬祖地區 PM<sub>2.5</sub> 的減量模擬。藉由本文結果，希望能提供馬祖地區在防治空污上更好的建議。

### 第三節 研究流程

本文內容共分為五章，第一章為緒論，說明研究背景與動機、研究目的、研究流程；第二章為文獻探討，包括空氣污染研究之相關文獻、ARIMA 模型研究之相關文獻探討；第三章為研究方法，包括監測站資料型態、遺漏值問題處理與填補方法、資料特性分析及推估方法之介紹；第四章為研究結果與討論分析，包括資料分析、迴歸參數推估結果與預測、預測績效評價及減量模擬；第五章為結論與建議。本文之研究架構，如圖 1-4 所示。

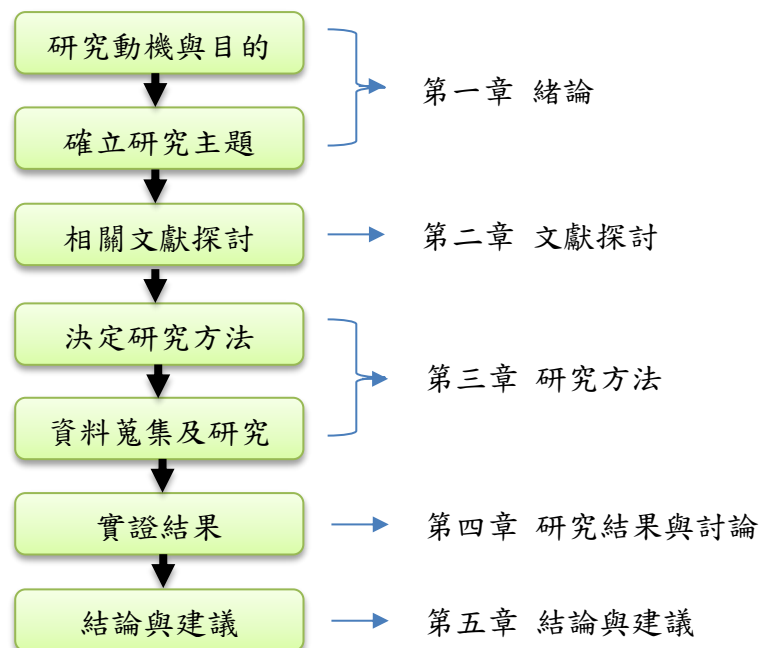


圖 1-4 研究架構圖

## 第二章 文獻探討

本章分為二部分論述，第一節為空氣污染相關文獻；第二節為 ARIMA 模型之相關文獻。

### 第一節 空氣污染之相關文獻

1. 葉惠中(2014)近年來細懸浮微粒(fine particulate matters, PM<sub>2.5</sub>)已成為歐美日等先進國家重視之指標性污染物，我國亦於 2012 年修法增列 PM<sub>2.5</sub> 為第 8 項空氣污染物指標。然而，PM<sub>2.5</sub> 的成因有自然釋放與人為排放，且來源含境外輸入與境內產生，實難管制，須針對 PM<sub>2.5</sub> 濃度變化與產生來源有所瞭解，才得以監控。
2. 楊軒(2018)近年來，空氣汙染在世界各地已經形成了嚴環境問題。例如臺灣自 2016 年 12 月開始實施空氣品質新指標後到 2017 年 2 月的期間，臺灣南部地區沒有一天的空氣品質達到「良好」的情況，這些「不良好」的空氣造成了社會資源以及經濟上的損失也危害了人民健康，其實不只在臺灣，全球各地很多國家都正飽受空氣汙染所帶來的危害，而這些危害也引起了全球政府和多方的關注。
3. 朱容慧(2018)空氣污染議題受到越來越多的重視，因空氣污染所造成的影響也越來越多，環境受到空氣污染的影響使動植物的生長變緩慢、發生基因變異、人體出現疾病等，本研究藉由找出不同地區空氣污染物適合的預測模型，提高預測的精準度，當預測出異常資料時可提早警示，增加防範的時間。
4. 吳義林(2001)PM<sub>2.5</sub> 可被區分為原生性氣膠(Primary Aerosol)與衍生性氣膠(Secondary Aerosol)兩大類。一類為原生性氣膠，定義為物理破碎或者一次污染排放產生，可能發生原因有海鹽飛沫、揚塵、營建工程排放、汽機車燃燒及工廠鍋爐燃燒等等，而另一類根據衍生性氣膠之研究，衍生性氣膠將由原生性氣膠經大氣化學的作用後產生，包含光化學反應、異相及同相反應等等複雜機制。
5. 蔡鴻德，楊鐸行與黃星富(2017)經濟發展改善了民眾物質生活的同時，卻也伴隨產生空氣污染。空氣污染不僅影響生活品質，對人體健康產生的不利因素，如誘發呼吸道疾病、心血管疾病，甚至增加罹癌率及死亡率等，對生命安全造成了威脅。

### 第二節 ARIMA 模型之相關文獻

1. 曹耀鈞與薛舜仁(2011)自我迴歸整合移動平均法在臺灣 50 指數股票型基金的週

資料研究，得出最適配為 ARIMA(3,1,1)，其漲跌準確度為 58.82%。從預測結果的數據上來看，研究期間每月實際收盤價的漲跌比每週數據資料還要不平穩，以致 ARIMA 無法準確的預測每月之漲跌情形。我們亦可以得知 ARIMA 利用在相對較穩定的數據上預測率較能準確預測，但若是數據較不平穩甚至有跳躍的飄移，則無法發揮 ARIMA 所建構的預測模式功效。

2. 楊雯寧(2002)以基本面之經濟因素與技術面之各項指標為依據，以台灣股票市場發行量加權股價指數為分析對象，利用逐步迴歸法篩選與股價指數變動有顯著關係之變數，再依此建立多元迴歸分析、倒傳遞類神經網路、以及自我迴歸移動平均整合模式 (ARIMA)，將三種預測模型所得到之結果作為模式合併之根據，並透過一動態權重值  $\alpha$ ，結合分別以基本指標與技術指標為考量，所得到的月股價指數與日股價指數之預測值，以建立混合式預測模型，以期更準確的預測每日股價指數。
3. 陳執中(2006)以總體經濟、國際股市、技術指標及台股資訊作為預測變數來預測台股加權指數，其研究結果和 Wood & Dasgupta (1996)相同，其預測方法的比較皆以 ARIMA 為佳。其模式可能配適情形為 ARIMA(0,1,2)、ARIMA(2,1,1)及 ARIMA(2,1,0)。
4. 林定遠(1994)發現採單變量自我迴歸移動平均模型(ARIMA)所進行美元對新台幣短期匯率預測，不論是週、日或日間資料皆具可預測性。

國內外針對空污的研究文獻，很多都在探討指標、形成的原因及空污的類別。而在監測上，仍以環保署監測站的資料為主要研究對象，研究區域也著重於主要城市或是污染源(工業、交通)等。在預測方法論上，楊軒(2018)使用布建在臺灣地區大量的 PM<sub>2.5</sub> 感測器的資料。運用線性迴歸、正規化、時間序列方式預測未來五小時內的 PM<sub>2.5</sub> 數值。使用的方法多為傳統預測模型。從文獻探討預測的方法來看，ARIMA 預測模型，可以精確的使用在匯率、利率及股票預測上，並有相當精準的配適效果。

整合上述文獻，本文擬以離島地區馬祖，做為研究目標，並主要考量境外污染源。結合經常被用於預測於經濟、股價之預測模型，在空污預測模型上使用 ARIMA 模型與 ARIMAX 模型進行參數之推估與預測績效評比。藉由最佳預測結果進行減量模擬，希望能因此預防境外污染及尋求改善空氣品質之環境政策。

## 第三章 研究方法

本章共分為四部分，於第一節監測站資料型態介紹；第二節為遺漏值問題與填補方法之介紹；第三節為進行資料特性分析；第四節為推估方法介紹。

### 第一節 監測站資料型態

本文測站資料來源為行政院環境保護署空氣品質監測網。其中境外測站有馬祖、金門、馬公等三站，而本文資料設定馬祖測站為研究測站。預測對象為細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)。資料時間自 2018 年 01 月 01 日 0 時 0 分至 2018 年 12 月 31 日 23 時 50 分，考量變數，包括：細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)、懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)、二氧化硫(SO<sub>2</sub>)、二氧化氮(NO<sub>2</sub>)、一氧化碳(CO)及季節虛擬變數(EN) 等每小時資料，共 8760 個樣本。以 2018/12/31 為例，PM<sub>2.5</sub> 每小時趨勢圖，如圖 3-1 所示，我們發現有別於其他監測站，離島地區凌晨 0~8 時 PM<sub>2.5</sub> 之濃度反而相對高。

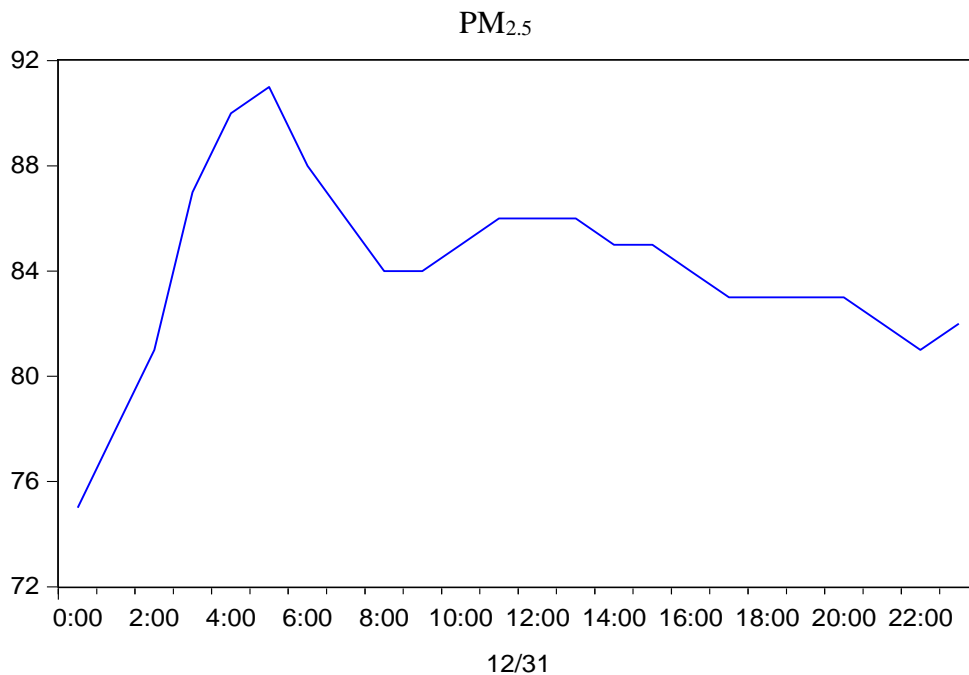


圖 3-1 馬祖監測站 PM<sub>2.5</sub> 每小時資料

### 第二節 遺漏值處理與填補方法

在資料整理的過程中發現，資料內容有部份的數值是有遺漏的。經分析比對，馬祖監測站有遺漏數值的情況。如圖 3-2 顯示，監測站在資料收集時，會有缺漏，無法顯示數據的完整性。



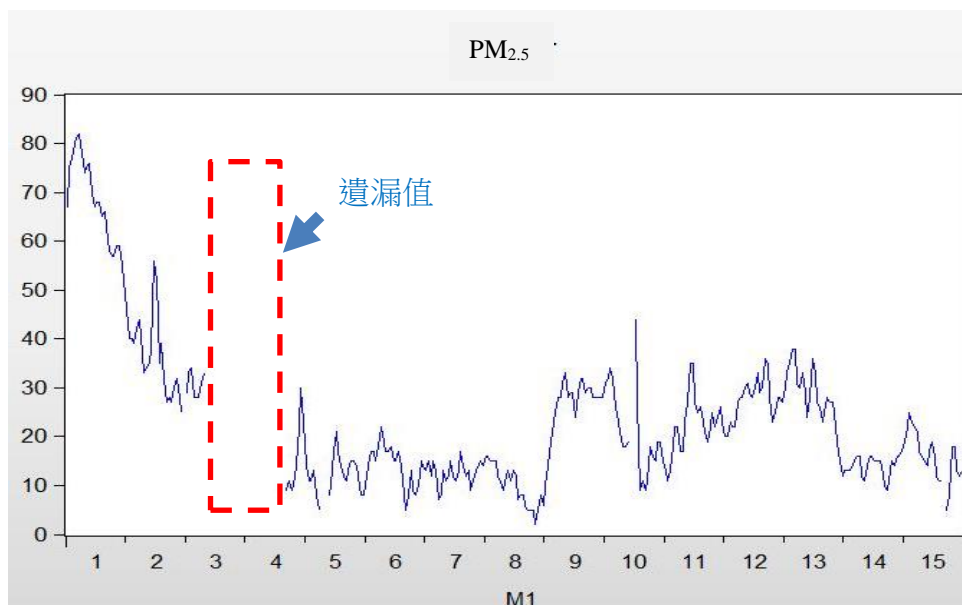


圖 3-2 馬祖監測站數據缺漏圖

資料來源：馬祖-空氣品質監測站

為了使預測結果更為精準，數據的完整性就不能有空缺遺漏，而需遺漏值進行了填補。本文使用相對嚴謹之倒傳遞類神經網路模式，進行遺漏數據之插補。傳統的倒傳遞類神經網路(Back Propagation Neural Network)，是利用 Sutton 與 Barto 於 1981 年提出的 Widrow-Hoff 法則，與梯度下降(Gradient Descent)演算法，沿著能量函數(誤差函數)，負梯度方向調整網路中連結加權值，以降低網路推算輸出值與目標輸出值的誤差(蘇昭安，2003)。應用已知的訓練範例的輸入值向量，與目標輸出向量，加上足夠的隱藏層神經原數目，則可使網路能逼近於有限個不連續點的任何函數，經適當訓練後之網路，在給定訓練範例外之新輸入向量，網路會計算一合理的答案，此過程是利用網路廣義化特性，使得只需利用具代表性的範例對數據集來訓練網路，就能夠對於不是訓練數據集內的輸入得到滿意的輸出結果。

倒傳遞演算法的網路學習過程，分成兩個部份為：正向傳遞與反向傳遞之演算，但在同一時間網路上僅會有一個方向傳遞之演算發生。正向傳遞是信號由輸入層，經過隱藏層最後達到輸出層，產生輸出值之過程，當正向傳遞至輸出層無法得到期望的輸出時，將推算之輸出值與目標輸出值，代入能量函數透過最陡坡降法得到加權值修正量，此過程稱為反向傳遞。藉由反向傳遞所得之加權值修正量，用於各層間連接加權值之修正，如此不斷重複正向與反向傳遞演算以產生一組最佳之加權值，如圖 3-3，而網路的回想過程僅透過正向傳遞，以最佳加權值產生輸出值。

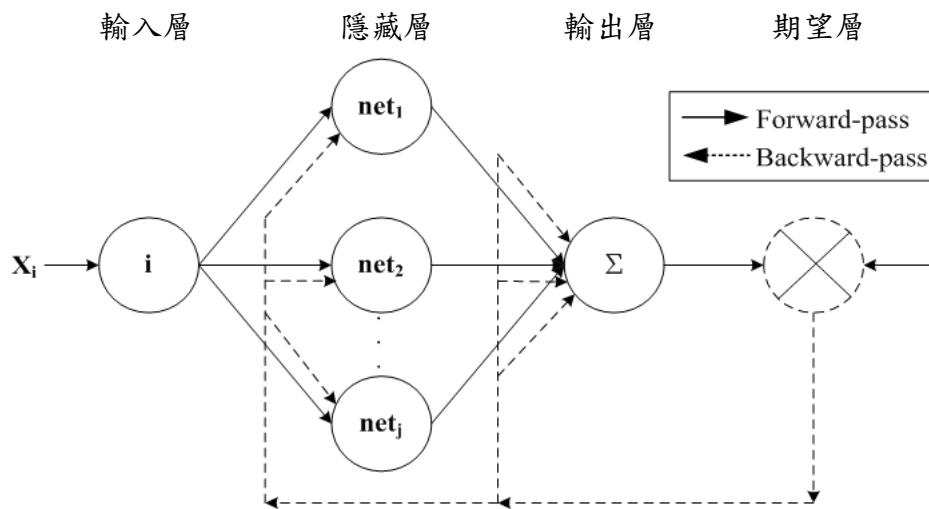


圖 3-3 正向傳遞與反向傳遞示意圖

以一個具有單層隱藏層的網路為例，用 Delta 說明倒傳遞網路數學演算過程：倒傳遞類神經網路是由輸入層(Input Layer)、隱藏層(Hidden Layer)與輸出層(Output Layer)，一般假設每一個連結上有一個數值的加權值為  $W_{ji}$ ，用以表示第  $i$  處理單元對第  $j$  個處理單元之影響強度，每一個處理單元的輸出以扇狀送出，成為其他單元的輸入，處理單元輸出值與輸入值之關係式如下：

$$Y_j = f(\text{net}_j) = f\left(\sum_i W_{ji} X_i - \theta_j\right) \quad \begin{array}{l} i = 1, \Lambda, M \\ j = 1, \Lambda, N \end{array} \quad (1)$$

其中，

$Y_j$ ：第  $j$  個處理單元的輸出值，模仿生物神經元模型的輸出訊號；

$f$ ：模仿生物神經元模型的轉換函數(transfer function)，可將從其他處理單元輸入的輸入值之加權乘積和，轉換成處理單元輸出值的數學公式；

$X_i$ ：第  $i$  個輸入，模仿生物神經元模型的輸入訊號；

$W_{ji}$ ：第  $i$  個輸入與第  $j$  個處理單元之連結加權值，模仿生物神經元模型的突觸強度功能；

$\theta_j$ ：第  $j$  個處理單元的偏權值，模仿體細胞閾值功能的門限值；

$M$ ：輸入變數之個數；

$N$ ：處理單元之個數。

### 第三節 資料特性分析

#### 一、變數考量

一般空氣品質監測站所監測的項目可分為：(1)應測定之項目及(2)得測定之項目。本研究針對應測定項目進行數據分析。所測定項目包括：(1)細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)；(2)懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)；(3)硫氧化物(SO<sub>2</sub>)；(4)一氧化碳(CO)；(5)氮氧化物(NO、NO<sub>2</sub>)；(6)臭氧(O<sub>3</sub>)；(7)風向(WD)；風速(WS)及相對濕度(RH)。依據應測定項目內容，本文選定之變數有，(1)化學因子：細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)、懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)、二氧化硫(SO<sub>2</sub>)、二氧化氮(NO<sub>2</sub>)、一氧化碳(CO)及季節虛擬變數(EN)；(2)氣象因子：風速(WS)、溫度(AT)及相對溼度(RH)等，進行本文之研究內容。

#### 二、單根檢定

由於本文使用時間序列時頻資料，故在建立迴歸模型前，需先判定資料為定態(Stationary State)或非定態(Non-Stationary State)，以決定 ARIMA 與 ARIMAX 之整合階次(Integer Order)。定態與非定態資料差別，在於定態的時間序列，在長期預測會收斂至無條件的平均數及數列具未隨時間變動之條件變異數；而非定態的時間序列的平均數，及變異數會隨著時間的更迭而變動，該資料具有隨機漫步(Random Walk)性質，稱為非定態時間序列。檢測變數是定態或非定態的時間序列資料，最常使用的方法是單根檢定(Unit Root Test)。Random walk 係指，未來會是隨機漫步因為無法預測下一期的變化，其模型如下：

$$Y_t = \rho Y_{t-1} + \varepsilon_t, \varepsilon_t \text{ 是一個白噪音(White Noise)} \quad (2)$$

設定虛無假設： $H_0: \rho = 1$ (非定態，具單根)，對立假設： $H_1: \rho < 1$ (定態，不具單根)，將式(2)重組為：

$$Y_t - Y_{t-1} = \rho Y_{t-1} - Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3)$$

式(3)可簡寫為：

$$\Delta y = r y_{t-1} + \varepsilon_t \quad r = \rho - 1 \quad (4)$$

設定： $H_0: \rho = 0$ (非定態，具單根)； $H_1: \rho < 0$ (定態，不具單根)，來判斷 $Y_t$ 是否為定態序列，此法為 Dickey-Fuller(DF)檢定。

然而式(4)，之 DF 檢定， $\varepsilon_t$ 往往不服從白噪音特性，故引入 $\Delta Y$ 之滯留(落遲)期數。而期數常用單根檢定有分成：Augmented-Dickey Fuller(ADF)檢定及 Phillips &

Perron(PP)檢定，其中 ADF 檢定比之 DF 檢定更強也更具穩定性。Schwart(1987)以 Monte Carlo 法模擬結果顯示，ADF 及 PP 皆可修正因移動平均項所造成的白噪音問題。本文在進行單根檢定時，採用 ADF，來驗證時間序列資料是否呈現定態的狀態。

ADF 檢定的形式是，將非定態的變數經過差分後，對變數本身滯延一期之序列，變數一階差分的滯延項進行迴歸分析；ADF 檢定可分為三種，檢定統計量如下：

1. 沒有截距項和時間趨勢項( $\tau$ 檢定):

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

2. 有截距項，無時間趨勢項( $\tau_\mu$ 檢定):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (6)$$

3. 有截距項和時間趨勢項( $\tau_\tau$ 檢定):

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma Y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{j=1}^p \beta_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (7)$$

由表 3-1 所示，經過檢定後所有的變數，除溫度(AT)與濕度(RH)，這兩個變數外都會拒絕虛無假設，代表每個變數都不存在單根，為定態的時間序列。而溫度(AT)與濕度(RH)變數，只有在進行有截距項和時間趨勢項的 ADF 檢定時，沒有存在單根，為非定態的時間序列。換言之，我們在 ARIMA 及 ARIMAX 之整合階次為 0，即 ARIMA(p,0,q)與 ARIMAX(p,0,q)

表 3-1 單根檢定表

變數	$\tau$	$\tau_\mu$	$\tau_\tau$
PM <sub>2.5</sub>	-4.290***	-9.821***	-10.204***
PM <sub>10</sub>	-3.102***	-9.666***	-10.372***
SO <sub>2</sub>	-3.191***	-12.578***	-12.587***
NO <sub>2</sub>	-5.099***	-10.740***	-10.904***
CO	-3.155***	-7.600***	-7.667***
WS	-4.399***	-17.560***	-17.566***
AT	-0.777	-2.939**	-2.710
RH	-1.020	-10.003***	-10.005***

表 3-1 單根檢定表(續)

變數	$\tau$	$\tau_{\mu}$	$\tau_{\tau}$
DWS	-19.492***	-19.491***	-19.489***
DAT	-16.893***	-16.893***	-16.967***
DRH	-18.609***	-18.608***	-18.606***

註：\*、\*\*及\*\*\*分別代表  $\alpha$  在 10%、5%及 1%顯著。

## 第四節 推估方法介紹

### 一、PM<sub>2.5</sub>之 ACF 與 PACF 分析

ARIMA 模型由移動平均過程(Moving Average processes,簡稱 MA)、自我迴歸過程(Autoregressive processes,簡稱 AR)及定態整合過程(Integrated)三個部分組成。而從《圖 3-4》可以解析出,選定之變數均為定態之數列,故不需進行差分(Difference)即  $I=0$ 。在模型建構,透過自我相關函數(Autocorrelation Function,ACF)及偏自我相關函數(Partial Coefficient Function,PCF),可據以選擇 AR(p)及 MA(q)。由圖 3-4 中可約略判定,在 ARIMA 模型及 ARIMAX 模型判定之階數為:ARIMA(1,0,3)及 ARIMAX(1,0,3)<sup>7</sup>,為最佳配適。

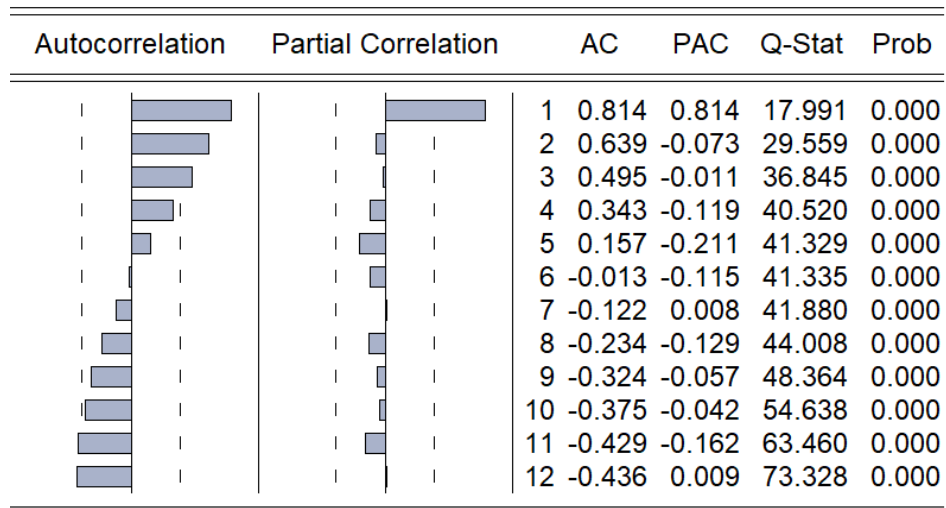


圖 3-4 自我相關函數與偏自我相關函數圖

<sup>7</sup> ARIMA 及 ARIMAX 之殘差項,尚需通過白噪音條件(White Noise)Q 檢定;本文在實證結果時,再加以呈現。

## 二、ARIMA(1,0,3)配適

本研究迴歸模型共分為兩種，ARIMA 及 ARIMAX，依《圖 3-4》資料特性分析出最適特性為:ARIMA(1,0,3)及 ARIMAX(1,0,3)，其迴歸式為:

ARIMA(1,0,3)迴歸式:

$$PM_{2.5} = \beta_1 PM_{2.5}(-1) + \beta_2 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_3 \hat{\varepsilon}_{t-2} + \beta_4 \hat{\varepsilon}_{t-3} + \beta_0 + \varepsilon_t \quad (8)$$

## 三、ARIMAX(1,0,3)配適

ARIMAX(1,0,3)迴歸式:

$$PM_{2.5} = \beta_1 SO_2 + \beta_2 NO_2 + \beta_3 CO + \beta_4 WD1 + \beta_5 DWS + \beta_6 DAT + \beta_7 DRH + \beta_8 EN \\ + \beta_9 ENDAY + \beta_{10} PM_{2.5}(-1) + \beta_{11} \hat{\varepsilon}_{t-1} + \beta_{12} \hat{\varepsilon}_{t-2} + \beta_{13} \hat{\varepsilon}_{t-3} + \beta_0 + \varepsilon_t \quad (9)$$

## 第四章 研究結果與討論

### 第一節 資料分析

#### 一、敘述統計

馬祖空氣品質測站 2018 年 01 月 01 日 0 時 0 分起至 2018 年 12 月 31 日 23 時 50 分止的細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)、懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)、二氧化硫(SO<sub>2</sub>)、二氧化氮(NO<sub>2</sub>)、一氧化碳(CO)、季節虛擬變數(EN)、風速(WS)、溫度(AT)、相對溼度(RH)等每小時資料敘述性統計量，彙總於表 4-1 中。

表 4-1 敘述統計表

變數(衡量單位)	平均數	中位數	最大值	最小值	標準差
PM <sub>2.5</sub> (ug/m <sup>3</sup> )	20.823	19	158	1	11.496
PM <sub>10</sub> (ug/m <sup>3</sup> )	44.720	40	273	9	23.329
SO <sub>2</sub> (ppb)	2.603	2.5	21	0	1.065
NO <sub>2</sub> (ppb)	4.656	3.8	35	0	3.674
CO(ppm)	0.228	0.21	1.72	0	0.133
EN(10 月~3 月)	0.499	0	1	0	0.500
WS(m/sec)	2.285	2.1	22	0	1.514
AT(°C)	21.600	23	32	3.7	6.425
RH(%)	82.580	84	96	37	10.355

馬祖測站所搜集資料中，以 PM<sub>2.5</sub> 為例，由表中可得知在 365 天裡平均數落於 20.823，與中位數 19 僅差 1.823，顯示資料結果相去不遠。而最大值為 158 與最小值 1 則相差甚鉅，標準差則落於 11.496。而資料中顯示，最大值與最小值差異最大者為懸浮微粒(PM<sub>10</sub>)。在東北季風月份之季節虛擬變數(EN)平均數 0.499，代表年資料中 49.9% 落在秋冬季節(10 月~3 月)。

#### 二、環境因素差異性檢定

本文因馬祖監測站的地理因素，新增時間虛擬變數:(1)季節虛擬變數 EN 為東北季風時期；(2)東北季風且為白天時段 DEN(08:00~17:00)；(3)交通上下班時段 DTR(07:00~09:00 及 17:00~19:00)；(4)夜間時段 DIN(02:00~08:00)；及(5)在風向的設定上為 WD1 為風向為東北風之虛擬數數。各變數與時間虛擬變數的關係，如下表 4-2 所示，

表 4-2 環境因素差異分析表

時段 變數	EN		ENDAY		DTR		DIN		WD1	
	1	0	1	0	1	0	1	0	1	0
PM <sub>2.5</sub>	23.824	17.839	22.047	19.949	20.854	20.813	20.299	21.039	23.453	20.669
	(25.219 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(25.219 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(8.412 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-2.802 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(4.809 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
PM <sub>10</sub>	51.358	38.118	44.993	44.525	45.183	44.565	43.310	45.300	48.214	44.515
	(27.650 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(27.650 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(0.934) <sup>a</sup>		(-3.615 <sup>***</sup> )		(3.881 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
SO <sub>2</sub>	2.482	2.723	2.738	2.506	2.687	2.574	2.549	2.625	3.052	2.576
	(-10.648 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-10.648 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(9.899 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-3.071 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-92.638 <sup>***</sup> )	
NO <sub>2</sub>	5.613	3.703	5.069	4.360	4.772	4.617	4.753	4.616	6.870	4.526
	(25.177 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(25.177 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(8.756 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-2.517)		(11.369 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
CO	0.295	0.160	0.244	0.215	0.236	0.225	0.220	0.231	0.210	0.229
	(55.240 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(55.240 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(9.850 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-10.848 <sup>***</sup> )		(-3.232 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
WS	1.972	2.597	2.318	2.262	2.292	2.283	2.077	2.371	2.586	2.268
	(-19.770 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-19.770 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(1.734 <sup>*</sup> ) <sup>a</sup>		(-8.411 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(4.247 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
AT	16.365	26.806	21.543	21.640	21.643	21.585	21.023	21.838	24.534	21.427
	(1130.302 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(1130.302 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-0.486)		(-5.494 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(13.973 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	
RH	80.096	85.050	82.418	82.696	82.247	82.691	85.078	81.551	87.031	82.319
	(-23.039 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-23.039 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(-1.222) <sup>a</sup>		(15.540 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>		(11.899 <sup>***</sup> ) <sup>a</sup>	

註: a 採變異數不等 Satterthwaite-welch t-test。

由表 4-2 所示，(1)在東北季風(EN)與 PM<sub>2.5</sub> 來數值分析，EN=1 時為 23.824 顯著大於 EN=0 時的 17.839；白天時段的東北季風 DEN=1 時為 22.047，同樣也顯著高於 DEN=0 時的 19.949；若以全年平均值 20.823 推估，馬祖境外污染(東北季風期間)對 PM<sub>2.5</sub> 之貢獻度高達 28.747%[(23.824-17.839)\*100/22.047 + (22.047-19.949)\*100/22.047]。(2)若以 PM<sub>10</sub> 來解析，EN=1 時 PM<sub>10</sub> 為 51.358 大於 EN=0 時的 38.118，差異更為顯著；而 DEN=1 時 PM<sub>10</sub> 為 44.993，同樣也是高於 DEN=0 時的 44.525，都有明顯的差異。(3)以氣象因子差異來解析，則呈現相反之情況。

### 三、時空差異檢定

馬祖空氣品質監測站 2018 年 01 月 01 日起至 2018 年 12 月 31 日止的細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)時空資料、如圖 4-1、圖 4-2 及圖 4-3 顯示，分別說明如下：



馬祖站 PM<sub>2.5</sub> 的月平均值，可以看出 2018 年細懸浮微粒的濃度變化呈現，東北季風月份(10 月~3 月)，PM<sub>2.5</sub> 濃度較非東北季風平均來得高。圖 4-1 中顯示，雖然 4 月份 PM<sub>2.5</sub> 濃度比起一般來的高，但圖中顯示平均濃度有逐漸下降；至 9 月份才又呈現逐漸上升。

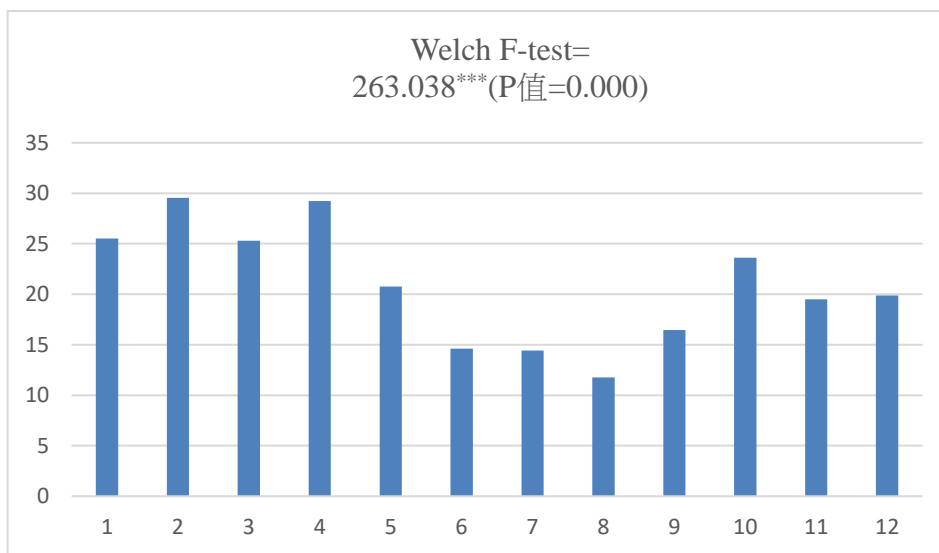


圖 4-1 PM<sub>2.5</sub> 月平均值比較與檢定

而馬祖站 PM<sub>2.5</sub> 的每日平均值可看出 2018 年細懸浮微粒的濃度變化呈現週期性的差異。

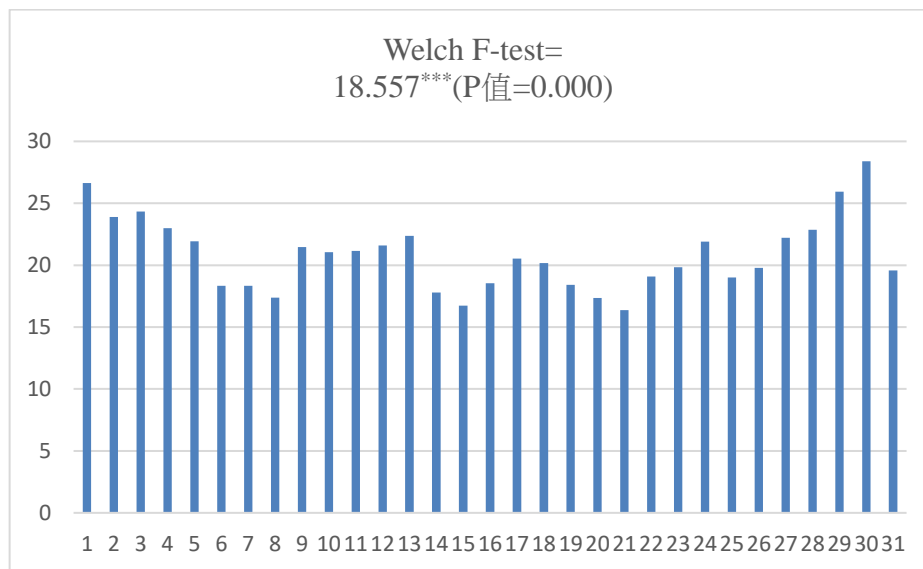


圖 4-2 PM<sub>2.5</sub> 日平均值比較與檢定

而馬祖站 PM<sub>2.5</sub> 的每小時平均值可看出 2018 年細懸浮微粒的濃度變化呈現在零晨時段比白天時段濃度來得相對較低。

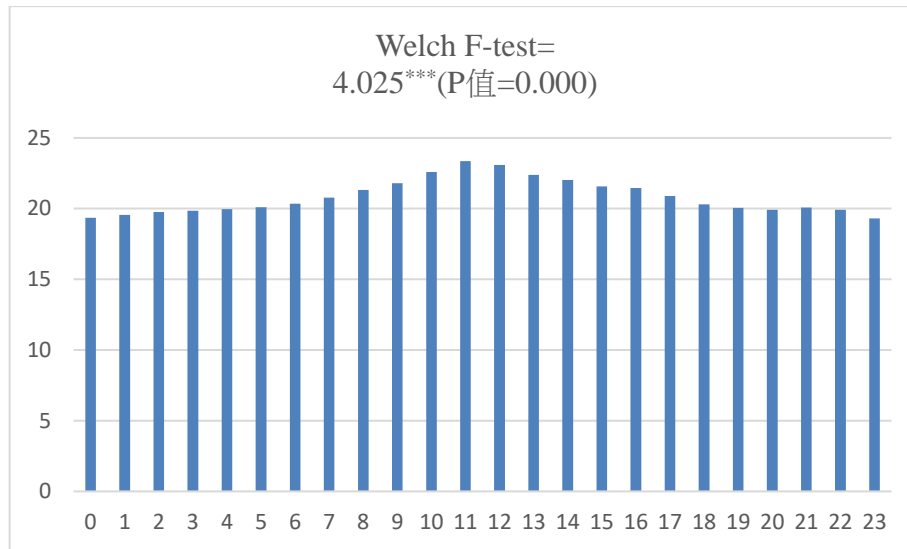


圖 4-3 PM<sub>2.5</sub> 每小時平均值比較與檢定

註 1:馬祖監測站之變異數顯著不相等(Bartlett 檢定)，故採 Welch-F 檢定進行平均數差異性檢定，\*\*\*代表  $\alpha=1\%$  顯著。

2: \*、\*\*及\*\*\*，分別代表  $\alpha=10\%$ 、 $5\%$  與  $1\%$  顯著。

#### 四、相關係數分析

為使實證結果不受各變數間存在高度相關性影響，本研究採用 Pearson 與 Spearman 相關係數分析，分別檢定本研究實證模型各變數間之相關程度。表 4-3 分別列示應變數與自變數之 Pearson 與 Spearman 相關係數。而表 4-3 顯示，一氧化碳(CO)，與季節虛擬變數(EN)，相關係數達 0.509(Pearson)及一氧化碳(CO)，與二氧化氮(NO<sub>2</sub>)，相關係數達 0.529(Spearman)，相對而言屬於高度相關之外，其餘自變數間皆屬於低度相關。

表 4-3 相關係數矩陣

	PM <sub>2.5</sub>	PM <sub>10</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	CO	WD1	DWS	DAT	DRH	EN	ENDAY
PM <sub>2.5</sub>	1	0.449***	0.033***	0.250***	0.347***	0.056***	0.005***	0.031***	-0.011***	0.280***	0.171***
PM <sub>10</sub>	0.323***	1	0.236***	0.393***	0.416***	0.059***	0.006***	0.024**	0.014***	0.274***	0.143***
SO <sub>2</sub>	0.037***	0.210***	1	0.311***	0.068***	0.119***	0.044***	0.118***	-0.048***	-0.178***	-0.024**
NO <sub>2</sub>	0.210***	0.298***	0.353***	1	0.529***	0.139***	0.014***	0.037***	0.004***	0.335***	0.217***
CO	0.269***	0.386***	0.235***	0.471***	1	-0.036***	0.031***	0.062***	-0.097***	0.604***	0.366***
WD1	0.056***	0.036***	0.102***	0.146***	-0.031***	1	-0.043***	0.012***	-0.005***	-0.112***	-0.057***
DWS	-0.004	0.007	0.039***	0.008	0.030***	-0.055***	1	0.080***	-0.097***	0.003***	0.027**
DAT	0.028***	0.038***	0.132***	0.039***	0.090***	0.013	0.046***	1	-0.502***	-0.007***	0.096***
DRH	-0.010	0.010	-0.074***	-0.010***	-0.095***	-0.007	-0.072***	-0.534***	1	-0.011***	-0.098***
EN	0.260***	0.284***	-0.113***	0.260***	0.509***	-0.112***	0.001	0.002	0.001	1	0.514***
ENDAY	0.166***	0.143***	0.018	0.191***	0.334***	-0.057***	0.016	0.085***	-0.091***	0.514***	1

註 1：\*、\*\*及\*\*\*分別代表  $\alpha$  在 10%、5%及 1%顯著。

2：左下半部為 Pearson 相關係數，右上半部為 Spearman 相關係數。

## 第二節 迴歸參數推估結果

### 一、迴歸模型適用性評估

1. 模型優劣比較：在模型選擇上，以 ARIMA(1,0,3)與 ARIMAX (1,0,3)比較，而 Akaike info criterion、Schwarz criterion、Hannan-Quinn criter 數值則是愈小愈好。由表 4-4 顯示，ARIMAX 之模型配適度優於 ARIMA。

表 4-4 模型選擇比較表

	ARIMA(1,0,3)	ARIMAX(1,0,3)
R-squared	0.9018(2)	0.9029(1)
Adjusted R-squared	0.9017(2)	0.9027(1)
Akaike info criterion	5.4051(2)	5.3937(1)
Schwarz criterion	5.4099(2)	5.4067(1)
Hannan-Quinn criter	5.4067(2)	5.3981(1)

2. 可逆及定態條件：而在推估 ARIMA 與 ARIMAX 迴歸參數時，必須滿足特性根之倒數要在單位圓內(即根在單位圓外)，方能保證 PM<sub>2.5</sub> 時間序列滿足 MA 可逆條件(Invertibility Condition)及 AR 定態條件(Stationarity Condition)；茲將 ARIMA(1,0,3)及 ARIMAX (1,0,3)根之倒數，列示在圖 4-4 中。發現三個 MA 及一個 AR 根之倒數，皆落在單位圓內。

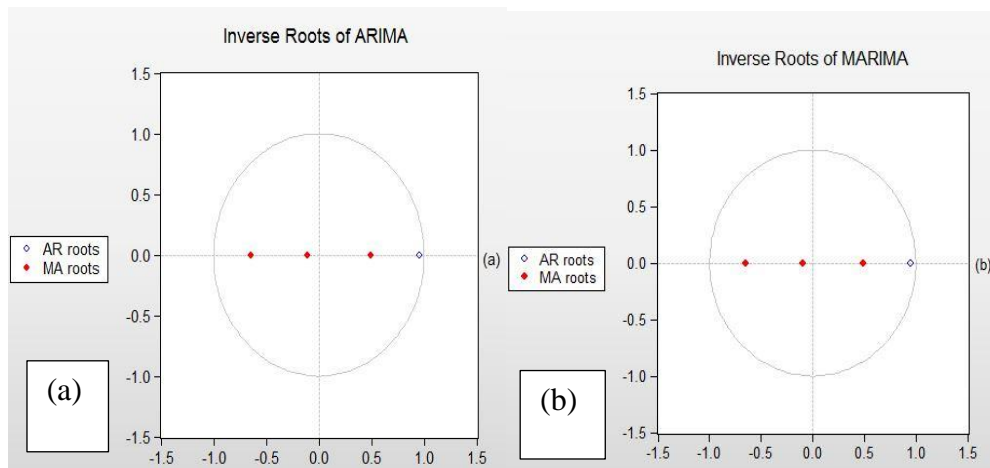


圖 4-4(a)(b) MA 可逆條件及 AR 定態條件

3. 白噪音檢定：式(8)(9)二個模型之殘差項，需通過白噪音(White Noise)條件<sup>8</sup>，茲將二模型殘項值落遲 12 期之 Q 統計圖，列示在圖 4-5(a)(b)中，二者之  $\chi^2$  分別為 14.874 及 12.501，遠低於  $\alpha = 0.01$ 。8 個自由度之臨界值( $\chi^2(8) = 20.009$ )。顯示本文模型設定已通過白噪音條件。

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0024	0.961
		2	0.002	0.002	0.0259	0.987
		3	0.005	0.005	0.2046	0.977
		4	-0.014	-0.014	1.8068	0.771
		5	-0.026	-0.026	7.5040	0.186
		6	-0.008	-0.008	8.0096	0.237
		7	-0.011	-0.010	9.0054	0.252
		8	-0.017	-0.017	11.490	0.175
		9	-0.015	-0.016	13.472	0.142
		10	-0.004	-0.005	13.640	0.190
		11	-0.007	-0.007	14.040	0.231
		12	-0.010	-0.011	14.874	0.248

(a)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob	
		1	-0.001	-0.001	0.0142	0.905
		2	0.002	0.002	0.0406	0.980
		3	0.003	0.003	0.1322	0.988
		4	-0.016	-0.016	2.2485	0.690
		5	-0.025	-0.025	7.6930	0.174
		6	-0.005	-0.005	7.9294	0.243
		7	-0.009	-0.009	8.7145	0.274
		8	-0.013	-0.013	10.243	0.248
		9	-0.013	-0.013	11.656	0.233
		10	-0.001	-0.001	11.659	0.309
		11	-0.006	-0.006	11.944	0.368
		12	-0.008	-0.009	12.501	0.406

(b)

圖 4-5(a)(b) 殘差項白噪音  $\chi^2$  檢定結果

<sup>8</sup> Q 統計檢定量 =  $T \sum_{k=1}^{12} (\hat{\epsilon} \text{之} ACF(k) \sim \chi^2(k-p-q))$ 。

## 二、迴歸參數推估解析

本節中使用兩種迴歸模型執行迴歸參數之估計，實證結果如表 4-5 所示，包括：

1. 對於  $PM_{2.5}$  迴歸式之解釋能力，為兩者之調整後判定係數 ( $\bar{R}^2$ )，ARIMAX(1,0,3) 為 0.903，優於 ARIMA(1,0,3)； $\bar{R}^2=0.901$ 。
2. 化學因子判讀結果， $PM_{2.5}(-1)$ 、(AR1)、懸浮微粒( $PM_{10}$ )、二氧化氮( $NO_2$ ) 及一氧化碳(CO)，皆與  $PM_{2.5}$  濃度成顯著正相關，但  $SO_2$  則呈現不顯著負相關。
3. 氣象因素判讀結果，WD1、DWS、DAT 及 DRH，則沒有顯著影響  $PM_{2.5}$  濃度。
4. 由 EN 之迴歸係數為 3.753 且顯著，而 ENDAY 為 0.114 但不顯著；間接推估  $PM_{2.5}$  境外污染貢獻度約 20%[(3.753+0.114)\*100/20.047]。

表 4-5 迴歸實證結果

變數	ARIMA(1,0,3) (t-值)	ARIMAX (1,0,3) (t-值)
C	20.956*** (20.715)	15.903*** (13.141)
AR(1)	0.955*** (366.552)	0.950*** (310.764)
MA(1)	0.263*** (93.076)	0.257*** (84.227)
MA(2)	-0.301*** (-71.247)	-0.301*** (-67.635)
MA(3)	-0.035*** (-8.399)	-0.030*** (-7.045)
PM <sub>10</sub>	NA	0.056*** (11.119)
SO <sub>2</sub>	NA	-0.003 (-0.065)
NO <sub>2</sub>	NA	0.035* (1.766)
CO	NA	2.142*** (5.316)
WD1	NA	0.072 (0.403)
DWS	NA	-0.012 (-0.290)
DAT	NA	-0.002 (-0.047)
DRH	NA	0.016 (1.096)
EN	NA	3.753*** (2.615)
ENDAY	NA	0.114 (0.554)
$\bar{R}^2$	0.901	0.903

註 1：括弧數字 t 統計值；\*\*\*、\*\*及\*，分別代表  $\alpha=1\%$ 、 $5\%$ 與  $10\%$ 顯著異於 0。

2： $\bar{R}^2$  為調整後判定係數(迴歸式為 Rw-Squared)。

3： $X^2(12)$ 為服從自由度為 12 之卡方值； $\alpha=5\%$ 之臨界值為 21.026

### 三、 衝擊反應分析(Impulse Response Analysis)：

我們可以進一步評估外生 1 單位衝擊，對 PM<sub>2.5</sub> 之衝擊效應，如圖 4-6(a)(b)所示(虛線為 2 倍標準誤之信賴區間)；顯示 2 模型之衝擊反應函數，皆呈現遞減收斂現象，再次證明滿足可逆及定態特性。

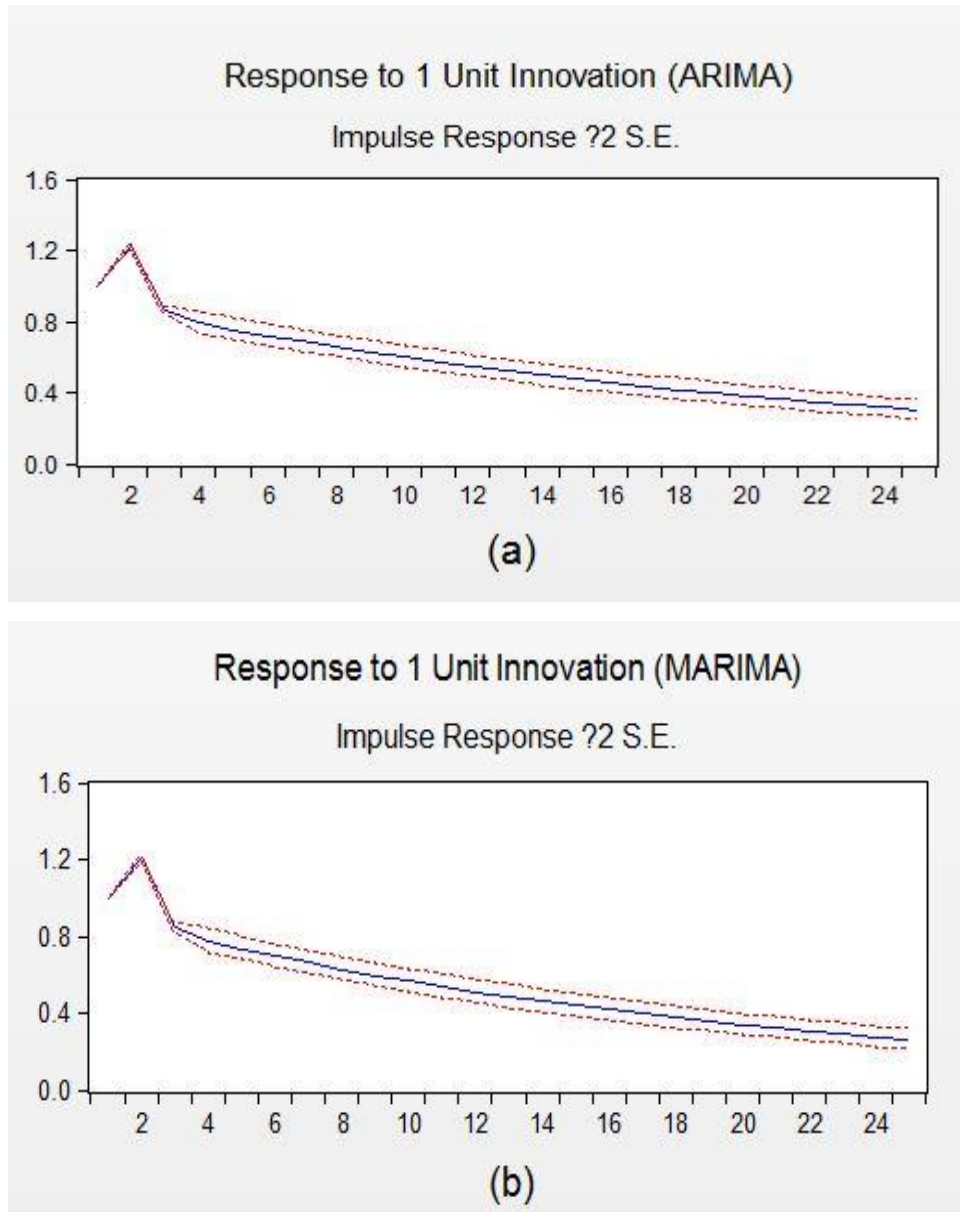


圖 4-6(a)(b) 衝擊反應分析



### 第三節 預測績效評比

在第二節所進行之實證分析，樣本推估時間自 2018/01/01 至 2018/12/30，本節將以 2018/12/31 日執行樣本外 24 小時預測，並與 2018/12/31 的馬祖測站的 PM<sub>2.5</sub> 實際資料進行預測績效評比。實證結果如表 4-6，以均方根誤差(RMES)平均絕對誤差(MAS)及平均絕對誤差百分比(MAPE)，進行預測績效評比。發現二組回歸模型中，ARIMAX 優於 ARIMA，確實可提高預測績效。

表 4-6 馬祖站 24 小時預測評價

日期/時間	PM <sub>2.5</sub>	ARIMA(1,0,3)	ARIMAX (1,0,3)
12/31/2018 00:00	27	24.929	25.049
12/31/2018 01:00	25	26.421	26.295
12/31/2018 02:00	23	23.707	23.580
12/31/2018 03:00	21	23.078	23.022
12/31/2018 04:00	22	20.713	20.523
12/31/2018 05:00	20	22.942	22.567
12/31/2018 06:00	16	18.953	18.648
12/31/2018 07:00	16	16.285	16.323
12/31/2018 08:00	15	17.137	17.141
12/31/2018 09:00	14	14.892	14.953
12/31/2018 10:00	14	14.730	14.713
12/31/2018 11:00	12	14.462	14.439
12/31/2018 12:00	10	12.004	12.105
12/31/2018 13:00	9	10.729	10.709
12/31/2018 14:00	9	9.768	9.705
12/31/2018 15:00	11	9.923	10.173
12/31/2018 16:00	13	12.020	12.216
12/31/2018 17:00	15	13.317	13.543
12/31/2018 18:00	15	15.378	15.784
12/31/2018 19:00	14	14.627	14.876
12/31/2018 20:00	17	14.202	14.404
12/31/2018 21:00	18	18.115	18.435
12/31/2018 22:00	15	17.282	17.325
12/31/2018 23:00	17	14.604	14.607

表 4-6 馬祖站 24 小時預測評價(續)

預測績效評比			
RMSE	NA	1.756(2)	1.852(1)
MAE	NA	1.533(2)	1.563(1)
MAPE	NA	10.134(2)	8.886(1)

註 1.均方根誤差(Root Mean Square Error, RMSE)，其公式為： $RMSE = \sqrt{MSE}$ 。

2.平均絕對誤差(Mean Absolut Error, MAE) 其公式為： $MAE = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |f_i - y_i| = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |e_i|$ 。

3.平均絕對誤差百分比(Mean Absolute Percentage Error, MAPE) 其公式為： $MAPE = \left| \frac{Y_{n_0+t} - \hat{Y}_{n_0+t}}{Y_{n_0+t}} \right|$ 。

從圖 4-7 可以清楚得知，藍色線為實際 PM<sub>2.5</sub> 數值、紅色線為 ARIMA 模型、綠色線為 ARIMAX 模型，而最接近實際數值為綠色線的 ARIMAX 模組。實證結果，充分彰顯 ARIMAX(1,0,3)方法，預測績效為相對優於 ARIMA(1,0,3)之模型。

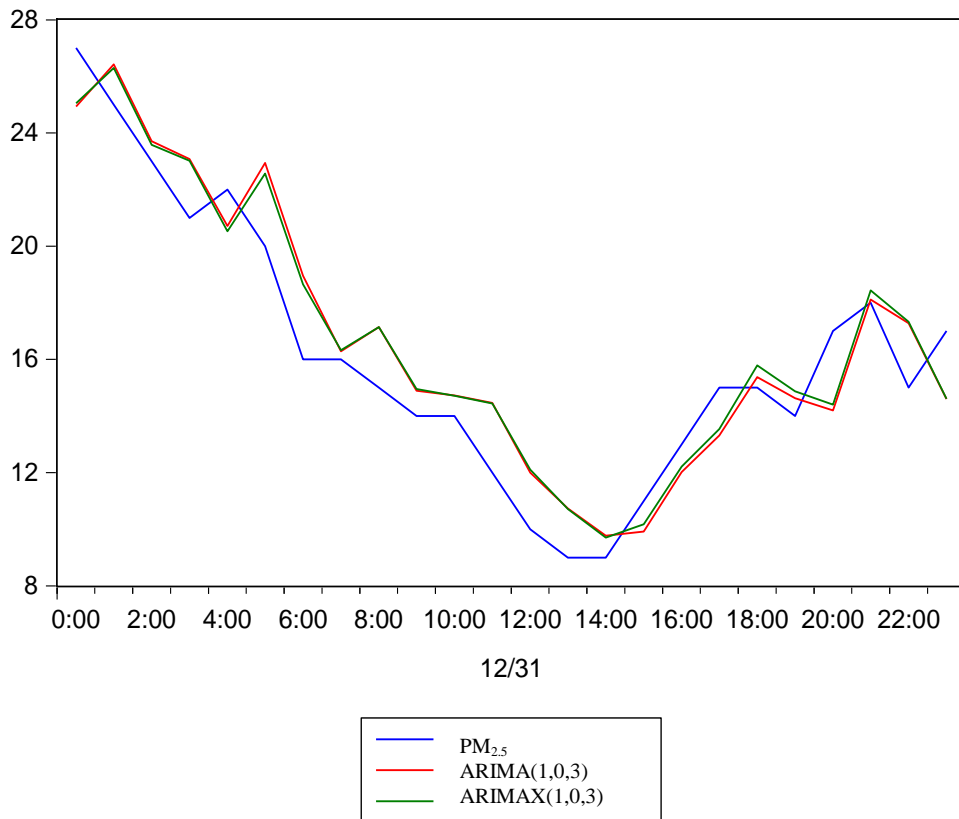


圖 4-7 預測結果比較圖

## 第四節 減量模擬

在進行完分析及預測後，本節擬針對馬祖進行減量模擬，表 4-7 為 2018 年馬祖測站排放量資料，整年度所測 PM<sub>2.5</sub> 為 0.5666(噸/年)，SO<sub>2</sub> 為 0.076(噸/年)，約占 13.41%；NO<sub>2</sub> 為 0.302(噸/年)，約占 53.30%；CO 為 0.174(噸/年)，約占 30.70%與 PA 及其他 SA 為 0.0146(噸/年)，約占 2.57%。本文前面有提及國內行政院，在 2017 年 4 月 13 日提出「空氣汙染防治策略」，預期 PM<sub>2.5</sub> 年平均濃度從目前的 22ug/m<sup>3</sup>，在 2019 年底降至 18 ug/m<sup>3</sup>，改善比率達 18.2%。

2018 年馬祖站 PM<sub>2.5</sub> 年平均排放量，依表 4-1 敘述統計表中所示，PM<sub>2.5</sub> 平均值為 20.823ug/m<sup>3</sup>，若依行政院版計畫所示，需減量 2.823ug/m<sup>3</sup>，減量比例為 13.5%。

表 4-7 2018 年馬祖測站排放量資料(噸/年)

來源	PM <sub>2.5</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	CO	PA 及其他 SA
住宅、商業 (含餐飲業)	0.5666 (100%)	0.076 (13.41%)	0.302 (53.30%)	0.174 (30.70)	0.0146 (2.57%)

資料來源:TEDS 9.0

本文旨在分別模擬 SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>、CO 等，衍生性氣膠(SA)，及原生性氣膠(PA)等關鍵變數平均等比例減量後，對 PM<sub>2.5</sub> 改善程度；將模型之減量模擬結果，列示在《表 4-7》：(1)馬祖測站 2018 年之 PM<sub>2.5</sub> 樣本平均值為 20.823ug/m<sup>3</sup>，高於行政院目標的 18ug/m<sup>3</sup>，時排放量須減量 2.823ug/m<sup>3</sup>；(2)由於環境因素，在短期內無法改變氣候及季節性相關的虛擬變數。故本文僅推估，關鍵變數對平均 PM<sub>2.5</sub> 之影響；(3)由於 SO<sub>2</sub> 及 NO<sub>2</sub> 衡量單位為 ppb，而 CO 衡量單位為 ppm，故在計算公式時，已將 SO<sub>2</sub> 及 NO<sub>2</sub> 分別除以 1000，使其衡量單位與 CO(ppm)相同；並在 90%的信賴區間求得減量的上限與下限值。其減量公式如下：

$$PM_{2.5} = \widehat{PM}_{2.5} + \widehat{\varepsilon}$$

$$PM_{2.5} = \widehat{\beta}_0 + \widehat{\beta}_1 PM_{10(t-1)} + \widehat{\beta}_2 PM_{10} + \widehat{\beta}_3 PM_{2.5(t-1)} + \widehat{\beta}_4 SO_2 + \widehat{\beta}_5 NO_2 + \widehat{\beta}_6 CO + \widehat{\beta}_7 WD1 + \widehat{\beta}_8 DWS + \widehat{\beta}_9 DAT + \widehat{\beta}_{10} DRH + \widehat{\beta}_{11} EN + \widehat{\beta}_{12} ENDAY + \varepsilon \quad (10)$$

$$\Delta PM_{2.5} = \Delta \widehat{PM}_{2.5} + \Delta \widehat{\varepsilon}$$

$$= \Delta SA + \Delta PA$$

$$= \widehat{\beta}_4 \Delta SO_2 + \widehat{\beta}_5 \Delta NO_2 + \widehat{\beta}_6 \Delta CO + \Delta PA \quad (11)$$

而減量模擬，90%上限及下限公式如下：

$$\hat{\beta}_k - t_{0.025} \times SE(\hat{\beta}_k) < \hat{\beta}_k < \hat{\beta}_k + t_{0.025} \times SE(\hat{\beta}_k) \quad k = 1, 2, 3 \quad (12)$$

表 4-8 馬祖每小時 PM<sub>2.5</sub> 時目標減量表(ug/m<sup>3</sup>)

PM <sub>2.5</sub>		SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	CO	PA 及其他 SA
減量上限	2.850	2.632E-05	4.396E-05	0.084	2.766
減量目標	2.823	-1.082E-06	2.275E-05	0.066	2.766
減量下限	2.809	-2.849E-05	1.509E-06	0.043	2.766

從表 4-8 可解析出：(1)PM<sub>2.5</sub> 主要仍以原生性氣膠(PA)及衍生性氣膠(SA)為主要污染來源。(2)平均減量目標可計算出，以等比減量，則以 PA 及其他 SA 占比最高，約占 98%，其餘衍生性氣膠(SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>及 CO)，約占 2%。即可達 PM<sub>2.5</sub> 之時減量目標。以年排放量進行減量模擬，依據表 4-7，年平均減量 13.5%，計算後得出表 4-9 之內容，為馬祖地區年排放量應減量之目標。

表 4-9 馬祖 PM<sub>2.5</sub> 年目標減量表(噸/年)

減量模擬	PM <sub>2.5</sub>	SO <sub>2</sub>	NO <sub>2</sub>	CO	PA 及其他 SA
減量上限	0.361	0.250	0.079	0.031	0.002
減量目標	0.076	0.010	0.041	0.023	0.002
減量下限	-0.249	-0.270	0.003	0.016	0.002

依據表 4-9 計算減量模擬，年減量目標為 0.076(噸/年)，而 SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>、CO 及 PA 及其他 SA 等比例減量目標，分別為 0.010 約占 13.413%；0.041 約占 53.300%；0.023 約占 30.709%及 0.002 約占 2.577%

## 第五章 結論與建議

### 第一節 結論

自從民眾愈來愈關切細懸浮微粒(PM<sub>2.5</sub>)對於人體的健康影響的相關議題以來，行政院環境保護署從 101 年 05 月 14 日開始公告 PM<sub>2.5</sub> 空氣品質標準；並且從 105 年 12 月 1 日起，將臺灣現行空氣污染指標(Pollutant Standards Index, 簡稱 PSI)及 PM<sub>2.5</sub> 雙指標進行整合。開始實施空氣品質標(Air Quality Index, 簡稱 AQI)，將空氣品質的指標調整為單一性指標，為了就是要提供民眾在日常生活上的參考建議，並提升對民眾對於空氣品質的健康保障做為預警。

本文以 ARIMAX 預測模型進行預測，為了就是透過歷史資料來對未來 24 小時進行連續性空氣品質預測，並以預測結果進行減量模擬，實證結果歸納如下：

1. 馬祖站為境外監測站，透過歷史數據資料進行未來 24 小時空氣品質預測比較，以 ARIMAX 與 ARIMA 進行預測績效評比，實證結果顯示，(1) ARIMAX 模型在 RMSE 為 1.852，優於 ARIMA 模型的 1.756；(2)在 MAE 為 1.563，也優於 ARIMA 模型的 1.533；(3)MAPE 為 8.886，同樣優於 10.134。預測模型以 ARIMAX 模型為最佳。
2. 以馬祖站資料執行二組迴歸模型，對於 PM<sub>2.5</sub> 的模型解釋能力為 ARIMAX (1,0,3)最佳，ARIMAX 之調整後判定係數( $\bar{R}^2$ )，為 0.903，績效評比為最優；後續為 ARIMA， $\bar{R}^2=0.901$ ，資料解析結果，ARIMA(1,0,3)模型配適度較差。
3. 每年 10 月至隔年東北季風期間之 PM<sub>2.5</sub> 平均濃度為 23.824，顯著高於其他月份之 17.839；而迴歸係數中，EN 及 END(白天)之係數分別為 3.753 與 0.114。換言之，東北季風之 PM<sub>2.5</sub> 濃度比其他季節，約多出 4~6 之間，顯示境外污染約占 20%~29%之間。

### 第二節 環境管理意涵

1. 本文數據資料研究發現，PM<sub>2.5</sub> 的年均平值為 20.823ug/m<sup>3</sup>，與行政院 2019 年減量目標 18 ug/m<sup>3</sup>，相距尚有 2.823 ug/m<sup>3</sup>。馬祖測站平均值，雖然尚低於行政院環保署所提出的年平均値 22 ug/m<sup>3</sup>，而資料顯示，與臺灣本島其他測站相較，PM<sub>2.5</sub> 仍屬偏高的現象。
2. 本文研究指出，馬祖地區 PM<sub>2.5</sub> 並非屬於工業污染、交通污染或是固定污染源。而資料顯示 PM<sub>2.5</sub> 卻是趨近於年平均値，屬於空氣品質較差之地區。解析後得

出，馬祖地區屬於境外污染源影響較大的區域。

3. 馬祖地方政府應著重於，除了依目前行政院環保署所發佈的，空氣品質預測外，未來應可考量，可透過何種方式，預防或降低境外污染的影響。

### **第三節 研究限制**

1. 本文資料來自於行政院環境保護署，在搜集資料時有許多的遺漏值發生，本文藉由大數據分析中之機器學習技術，進行建立填補遺漏值模型。由於本文是針對馬祖地區空品測站作為模型建立之依據，在當地空氣品質較差部分為境外污染，因此需要從個人防範的角度建立空氣污染防治制度，以保護當地民眾。
2. 本文中的減量模擬，係以等比例對原生性氣膠，與衍生性氣膠做為情境減量模擬，與現實的馬祖地區的空污防治存在著落差，這亦是本文的研究限制之一。

## 參考文獻

### 一、中文部份

- 朱容慧 (2018)。應用深度置信網路預測空氣污染濃度(未出版之碩士論文)。龍華科技大學，桃園市。
- 吳義林 (2001)。衍生性氣膠與其前驅物之相關性研究。行政院環境保護署九十年科技研究發展專案。
- 林灼榮、陳鶴文、林師模與莊旻潔 (2019)。PM2.5 監測模型之建構與減量模擬：以台中市監測站為例。生物產業科技管理叢刊，7(1)，1-25。
- 林致平與邱浚祐 (2008)。宜蘭空氣品質區懸浮微粒與臭氧變化相關分析。蘭陽學報，7，23-31。
- 林定遠 (1994)。短期新臺幣即期匯率之預測(未出版之碩士論文)。國立臺灣大學，臺北市。
- 曹耀均與薛舜仁 (2011)。自我迴歸整合移動平均法在指數股票型基金之預測效果研究。臺灣銀行季刊，62(3)，202-217。
- 陳執中 (2006)。台股加權指數隔月收盤價預測之研究(未出版之碩士論文)。國立成功大學，臺南市。
- 葉惠中 (2014)。102年度「環保署/國科會空污防制科研合作計劃」期末報告。
- 楊軒 (2018)。基於時間序列、迴歸和正規化的快速預測PM2.5方法(未出版之碩士論文)。國立臺灣師範大學，臺北市。
- 楊雯寧 (2018)。臺灣股價指數預測模型之探討(未出版之碩士論文)。元智大學，桃園市。
- 溫天雪、王躍思與張凱采 (2007)。暖季北京大氣PM10中硫酸鹽與硫氧化率的觀測研究。中國科學院研究生院學報，23(1)，584-589。
- 鄭挺國與尚玉皇 (2013)。基於金融指標對中國GDP的混頻預測分析，金融研究，2013年第9期，1-11。
- 蔡鴻德與楊鐸行與黃星富 (2017)。空氣污染防制新作為，國土及公共治理季刊，2017年5(3)，108-113。
- 蘇昭安 (2003)。應用倒傳遞類神經網路在颱風波浪預報之研究(未出版之碩士論文)。國立臺灣大學，臺北市。

## 二、英文部份

- Geng, F., Zhang, Q., Tie, X., Huang, M., Ma, X., Deng, Z., Yu, Q., Quan, J. and Zhao, C. (2009). Aircraft measurements of O<sub>3</sub>, NO<sub>x</sub>, CO, VOCs, and SO<sub>2</sub> in the Yangtze River Delta region. *Atmospheric Environment*, 43, 584-593.
- Ghysels, E., P. Santa-Clara and R. Valkanov, (2006). Predicting volatility: getting the most out of return data sampled at different frequencies. *Journal of Economics*, 131, 59-95.
- Hu, X., Zhang, Y., Ding, Z., Wang, T., Lian, H., Sun, Y. and Wu, J. (2012). Bioaccessibility and health risk of arsenic and heavy metals (Cd, Co, Cr, Cu, Ni, Pb, Zn and Mn) in TSP and PM<sub>2.5</sub> in Nanjing. *China Original Research Article Atmospheric Environment*, 57, 146-152.
- Khedairia, S. and Khadir, M. T. (2012). Impact of clustered meteorological parameters on air pollutants concentrations in the region of Annaba, Algeria. *Atmospheric Research*, 113, 89-101.
- Seinfeld, J. H., and Pandis, S. N. (1998). *Atmospheric Chemistry and Physics: From Air Pollution to Climate Change*. Wiley.com.
- Sutton, R. S., & Barto, A. G. (1981). Toward a modern theory of adaptive networks: Expectation and prediction. *Psychological Review*, 88(2), 135-170.
- Spliid, H. (2016). Multivariate time series estimation using marima. *Symposium IAnvendt Statistic*, 108-123.