



逢甲大學學生報告 ePaper

報告題名：台北地區臭氧總量預測分析

作者：康勤儒、吳懿捷、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢

系級：統計學系 三年乙班

學號：D9645405、D9659802、D9639229、D9789692、D9639471

開課老師：陳婉淑 教授

課程名稱：統計預測方法

開課系所：統計學系

開課學年：九十八學年度 第二學期

簽署文件

本期末報告是由 康勤儒、吳懿健、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢 共 5 人所共同撰寫。

我們充分瞭解如果違反以下三點事項；稱之違反學術倫理。

1. 剽竊網路上的結果或報告。
2. 捏造或篡改數據。
3. 重覆使用其他課程提交的報告。

我們願意緊守學術倫理，若經檢舉有發現以上事項；我們願意接受一切後果，包括最後成績評量為不及格。

成員親筆簽名：

中文摘要

臭氧層(Ozone Layer)為地球的保護膜，可以保護地球上的生命體不受紫外線的傷害。而臭氧的減少不只會對人體造成損傷，更會破壞自然生態的平衡，所以，臭氧洞的出現及臭氧層日漸稀薄的問題不再只是科學家的研究對象，更是與我們有切身相關的環保議題！管制氟氯碳化物使用之國際公約「蒙特婁破壞臭氧層物質管制議定書」規定在 1996 年前完全停止生產氟氯碳化物，全球非第五條約國(包括台灣)均不得生產、進口此類物質。因此我們想藉由此報告了解禁用氟氯碳化物後對於台北上空臭氧量有無影響，並且應用所學的統計預測方法加以適當分析，預測未來一年的臭氧量，可做為之後因應對策的參考。

本研究報告所使用的資料為月資料，並保留最後 12 筆做預測。首先，判斷原始時間序列圖之變異數及平均數是否平穩，再運用時間序列迴歸、ARIMA、指數平滑法及分解法四種方法配適模型，最後將配適模型之預測值及先前保留的 12 筆資料做比較，依據 MAE、MSE、MPE 及 MAPE 四個準則選出最佳模型。我們的最佳模型為時間序列迴歸。

本研究報告的預測期間在西元 1999 年 1 月至 2009 年 12 月，此時臭氧層破壞速度已減慢，在加上台灣的地理位置在北半球，而不是在北極或南極，原本的影響就很小，故台北上空臭氧總量並無太大變化。

關鍵字：

ARIMA、分解法、臭氧總量、統計預測、指數平滑法、時間序列迴歸

目 次

第一章 緒

論..... 08

第一節 研究動

機..... 08

第二節 研究目

的..... 08

第三節 研究背

景..... 08

第四節 資料敘

述..... 09

第五節 研究方

法..... 09

第二章 預測與分

析..... 10

第一節 時間序列迴歸 (Time Series Regression) 11

第二節

ARIMA..... 14

第三節 指數平滑法 (Exponential Smoothing) 19

第四節 分解法 (Decomposition Methods)	24
第五節 最佳模型	31
第三章 結論與建議	32
第一節 結論	32
第二節 建議	32
參考文獻	33
會議紀錄	34

圖目錄

【圖 1】原始資料的時間序列圖	10
【圖 2】Seasonal Dummy + AR(1) 的預測圖	14
【圖 3】ARIMA(0, 1, 0) _s 的 ACF 及 PACF	17
【圖 4】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0) _s NOINT 的 ACF 及 PACF	18

【圖 5】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0) _s NOINT 的 White Noise 及 Unit Root.....	18
【圖 6】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0) _s NOINT 的預測圖.....	20
【圖 7】Additive Holt-Winters model 的預測圖.....	23
【圖 8】Trend-Cycle 因素及原始資料的時間序列圖.....	25
【圖 9】Seasonal 因素的時間序列預測圖.....	25
【圖 10】Irregular 因素的時間序列圖.....	26
【圖 11】Deseasonalized 因素及原始資料的時間序列圖.....	26
【圖 12】Trend-Cycle 因素及其預測值的时间序列圖.....	27
【圖 13】Additive Model 的實際值及預測圖的时间序列圖.....	27
【圖 14】Additive Model + AR(2)的預測圖.....	30

表目錄

【表 1】Time Series Regression 的 DW 檢定表.....	12
【表 2】Time Series Regression 原始的自我相關表.....	12
【表 3】Time Series Regression 修正的自我相關表.....	13
【表 4】Seasonal Dummy + AR(1) 的參數估計表.....	14

【表 5】 Seasonal Dummy + AR(1) 的預測表現.....	15
【表 6】 ARIMA(4, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的參數估計表.....	17
【表 7】Ljung-Box 檢定.....	19
【表 8】 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的參數估計表.....	19
【表 9】 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的預測表現.....	20
【表 10】 Additive Holt-Winters model 的參數估計表.....	22
【表 11】 Additive Holt-Winters model 的預測表現.....	23
【表 12】 Additive Model 的 DW 檢定表.....	28
【表 13】 Additive Model 原始的自我相關表.....	28
【表 14】 Additive Model 修正的自我相關表.....	28
【表 15】 Additive Model 最終的自我相關表.....	28
【表 16】 Additive Model 的參數估計表.....	29
【表 17】 Additive Model 自我相關的參數估計表.....	29
【表 18】 Additive Model + AR(2)的預測表現.....	30
【表 19】 預測表現比較表.....	31



第一章 緒論

第一節 研究動機

臭氧層(Ozone Layer)可以吸收波長 230 至 350 Å (埃)的紫外線，成為地球上的一層保護膜，保護地球上生命體不受到紫外線的傷害。

臭氧的減少對於居住在地球上的生命體有著重大影響，失去臭氧層的保護，將使地球生物圈暴露於更多的輻射線下，這可能會造成破壞包括 DNA 在內的生物分子，增加人類罹患皮膚癌、白內障的機率，

動物免疫系統受抑制，植物生長遲滯，農作物減產，破壞自然生態的平衡，由兩極所照進來的紫外線變多，造成溫度上升，冰山融化，使得地球的海平面上升等不良影響。

雖然臭氧洞出現的地方是在遙遠的南極，但其實世界各地大氣中的臭氧都已日漸稀薄。從皮膚癌到汽車冷媒，臭氧洞不再只是科學家的研究對象，或是報紙上的新聞事件，而是與每個人都有切身關係的環保議題！

第二節 研究目的

1987年9月16日，由全世界二十六個國家共同簽署「蒙特婁破壞臭氧層物質管制議定書(Montreal Protocol on Substances that Deplete the Ozone Layer)」，管制氟氯碳化物使用之國際公約，於1989年1月起正式生效。蒙特婁議定書規定在1996年前完全停止生產氟氯碳化物，全球非第五條約國(包括台灣)均不得生產、進口此類物質。

我們想藉由此報告了解禁用氟氯碳化物對於台北上空臭氧量有無影響，並且應用所學的統計預測方法加以適當分析，預測未來一年的臭氧量，可做為之後因應對策的參考。

第三節 研究背景

1973年，美國化學家馬里奧·莫利納(José Mario Molina-Pasquel Henríquez)首次警告地球上的臭氧層已受到損害，但此說法並未得到各國政府重視。1974年，莫利納和其他科學家宣布使用氟氯碳化物(CFCs)對臭氧層有不良影響，他們號召全面禁止繼續排放氟氯碳化物到大氣中，但許多科學家和生產廠商都懷疑他們的說法，因而一直無法達成共識以開始行動。直到1976年美國國家科學院出版了一個有關這個問題的評論報告，管制氟氯碳化物行動才得以開始。

根據調查顯示，自1978年開始的十年內，全球各緯度平流層的臭氧含量降低約1.2%至10%不等，南極上空則是臭氧被破壞最嚴重的地區，甚至在春季期間更會出現所謂的「臭氧洞」。

基於繼續使用氟氯碳化物等化學物質，將導致地球臭氧層被破壞之共識，1987年9月16日於加拿大蒙特婁市舉行國際會議，由全世界二十六個國家共同簽署「蒙特婁破壞臭氧層物質管制議定書(Montreal Protocol on Substances that Deplete the Ozone Layer)」，管制氟氯碳化物使用之國際公約，於1989年1月起正式生效。

1990年6月在倫敦召開之蒙特婁議定書締約國第二次會議，對議

定書內容作了大幅之修正，其中最為重要者即為擴大列管物質，增加氟氯碳化物-13 等 10 種，四氯化碳及三氯乙烷，計 12 種化學物質，並加速管制時程，提前於 2000 年完全禁用氟氯碳化物、海龍及四氯化碳。

1992 年 11 月在丹麥哥本哈根召開之第四次締約國大會，決議將氟氯碳化物禁產時程提前於 1996 年 1 月起實施，而消費量除必要用途外應減為零。

目前全球臭氧層削減率正以每年 2%至 3%的速度在進行，如果任其發展，在二十一世紀末，平流層臭氧含量將降至目前的一半以上。

第四節 資料敘述

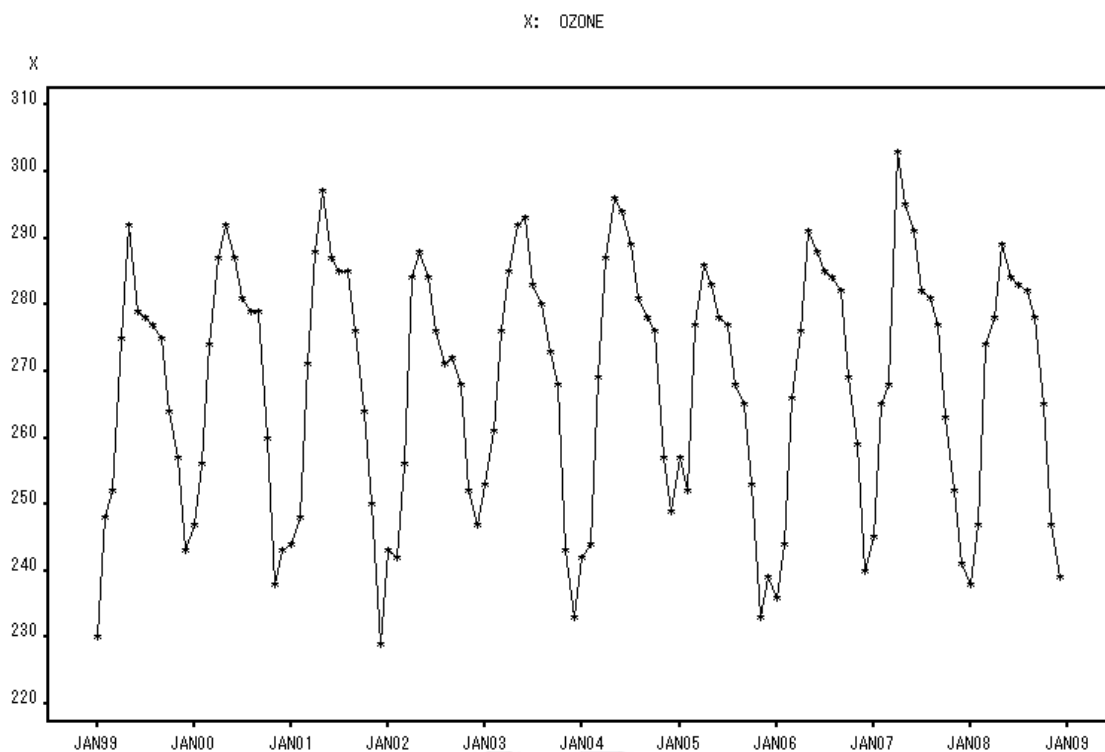
此筆資料記錄每月台北上空臭氧總量，單位為 D. U. (Dobson Unit)。分析時間為西元 1999 年 1 月至 2009 年 12 月，共 132 筆觀察值，保留最後 12 筆做預測。資料來源為中央氣象局，若想獲得更詳細之相關資料，可參考中央氣象局統計資料專區
http://www.cwb.gov.tw/V6/statistics/oZone/oZone_01.htm。

第五節 研究方法

在此報中我們用了四種方法分析台北上空臭氧總量，分別為時間序列迴歸 (Time Series Regression)、ARIMA、指數平滑法 (Exponential Smoothing) 及分解法 (Decomposition Methods)。

第二章 預測與分析

本章先就原始資料的時間序列圖作判斷，看其變異數 (波動) 和平均數 (趨勢) 是否為平穩，再分別利用時間序列迴歸、ARIMA、指數平滑法及分解法等方法做預測分析，最後依據其分析結果的 MAE、MSE、MPE 及 MAPE 選擇出最佳模型。



【圖 1】原始資料的時間序列圖

由【圖 1】可以看出台北上空臭氧總量的變異數（波動）及平均數（趨勢）大致為平穩。而高峰期約在四月到六月，十一月至一月則是台北上空臭氧總量較低的時期，故可以知道此數據具有季節性變化。

第一節 時間序列迴歸 (Time Series Regression)

一、方法說明

時間序列迴歸與線性迴歸類似，都是以解釋變數解釋預測變數。其模型包含水準（截距項）、趨勢（斜率項）以及季節因子（虛擬變數）。

在配適模型前需先判斷變異數是否為平穩，若變異數不平穩則需對原始資料做轉換以達變異數平穩，變異數平穩後即配適模型。

配適模型時判斷原始資料的時間序列圖，若有趨勢（平均數不平穩）則配適 Linear Trend。而資料若是季節性的則要使用 Seasonal Dummies。

在配適模型後需以 Durbin-Watson (DW) 檢定是否有自我相關，若存在自我相關則以 AR 模型作修正。

DW檢定與自我相關($\hat{\rho}$)

$$\begin{cases} \hat{\rho} = 1, \text{ if } DW=0 \\ \hat{\rho} = 0, \text{ if } DW=2 \\ \hat{\rho} = -1, \text{ if } DW=4 \end{cases} \quad \text{or} \quad \begin{cases} \text{正自我相關, if } Pr < DW < \alpha \\ \text{負自我相關, if } Pr > DW < \alpha \end{cases}$$

二、預設模型

由【圖 1】可以看出台北上空臭氧總量的變異數為平穩，故不需做轉換。而其資料為季節性且平均數大致平穩，故配適 Seasonal Dummies 模型，其預設模型為：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 M_1 + \beta_2 M_2 + \beta_3 M_3 + \beta_4 M_4 + \beta_5 M_5 + \beta_6 M_6 + \beta_7 M_7 + \beta_8 M_8 + \beta_9 M_9 + \beta_{10} M_{10} + \beta_{11} M_{11} + \varepsilon_t$$

$$M_1 = \begin{cases} 1, & \text{if January} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_7 = \begin{cases} 1, & \text{if July} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_2 = \begin{cases} 1, & \text{if February} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_8 = \begin{cases} 1, & \text{if August} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_3 = \begin{cases} 1, & \text{if March} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_9 = \begin{cases} 1, & \text{if September} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_4 = \begin{cases} 1, & \text{if April} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{10} = \begin{cases} 1, & \text{if October} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_5 = \begin{cases} 1, & \text{if May} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{11} = \begin{cases} 1, & \text{if November} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_6 = \begin{cases} 1, & \text{if June} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

三、診斷分析

我們以 DW 檢定是否存在自我相關。

The SAS System
 The REG Procedure
 Model: MODEL1
 Dependent Variable: x OZONE

Durbin-Watson D 0.972
 Number of Observations 120
 1st Order Autocorrelation 0.494

【表 1】Time Series Regression 的 DW 檢定表

Ordinary Least Squares Estimates

SSE	4639.3	DFE	108
MSE	42.95648	Root MSE	6.55412
SBC	836.574392	AIC	803.124491
Regress R-Square	0.8856	Total R-Square	0.8856
Durbin-Watson	0.9720	Pr < DW	<.0001
Pr > DW	1.0000		

【表 2】Time Series Regression 原始的自我相關表

由【表 1】及【表 2】都可以看出有正自我相關，因此要以 AR(1)模型做修正。

四、修正模型

DW 檢定發現有正自我相關，所以將模型修正為 Seasonal Dummies + AR(1)模型，其模型為：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 M_1 + \beta_2 M_2 + \beta_3 M_3 + \beta_4 M_4 + \beta_5 M_5 + \beta_6 M_6 + \beta_7 M_7 + \beta_8 M_8 + \beta_9 M_9 + \beta_{10} M_{10} + \beta_{11} M_{11} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + a_t$$

$$M_1 = \begin{cases} 1, & \text{if January} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_7 = \begin{cases} 1, & \text{if July} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_2 = \begin{cases} 1, & \text{if February} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_8 = \begin{cases} 1, & \text{if August} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_3 = \begin{cases} 1, & \text{if March} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_9 = \begin{cases} 1, & \text{if September} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_4 = \begin{cases} 1, & \text{if April} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{10} = \begin{cases} 1, & \text{if October} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_5 = \begin{cases} 1, & \text{if May} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{11} = \begin{cases} 1, & \text{if November} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_6 = \begin{cases} 1, & \text{if June} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

五、修正後診斷

經過 AR(1)修正後，由【表 3】可以看出已無自我相關存在。

Yule-Walker Estimates

SSE	3457.35417	DFE	107
MSE	32.31172	Root MSE	5.68434
SBC	806.354667	AIC	770.117274
Regress R-Square	0.8194	Total R-Square	0.9147
Durbin-Watson	2.2730	Pr < DW	0.9354
Pr > DW	0.0646		

【表 3】Time Series Regression 修正的自我相關表

六、參數估計

模型修正後，將【表 4】的參數估計值帶入 Seasonal Dummies + AR(1) 模型，其估計式為：

$$y_t = 239.61023 + 3.85809M_1 + 11.07292M_2 + 28.67992M_3 + 45.28232M_4 + 51.88127M_5 + 46.87625M_6 + 42.26495M_7 + 39.14210M_8 + 35.79707M_9 + 25.20891M_{10} + 8.83661M_{11} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = 0.51197\varepsilon_{t-1} + a_t$$

$$\hat{\sigma}^2 = 32.29191$$

$$M_1 = \begin{cases} 1, & \text{if January} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_7 = \begin{cases} 1, & \text{if July} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_2 = \begin{cases} 1, & \text{if February} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_8 = \begin{cases} 1, & \text{if August} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_3 = \begin{cases} 1, & \text{if March} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_9 = \begin{cases} 1, & \text{if September} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_4 = \begin{cases} 1, & \text{if April} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{10} = \begin{cases} 1, & \text{if October} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_5 = \begin{cases} 1, & \text{if May} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{11} = \begin{cases} 1, & \text{if November} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_6 = \begin{cases} 1, & \text{if June} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

Parameter Estimates

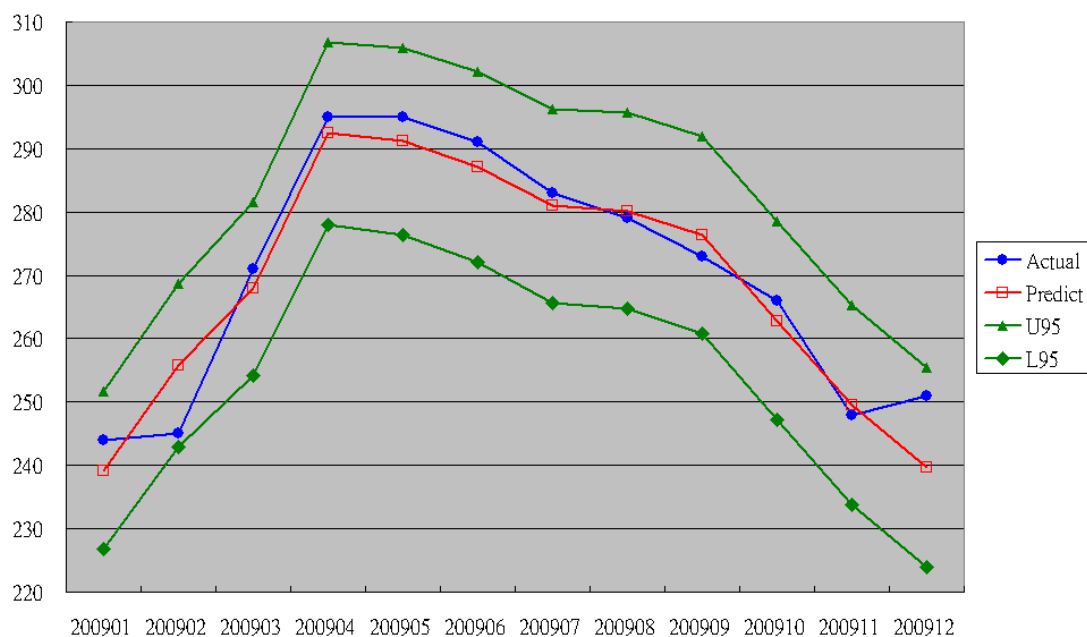
X: OZONE
Seasonal Dummy + AR(1)

Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
Intercept	239.61023	2.0650	116.0314	<.0001
Autoregressive, Lag 1	0.51197	0.0827	6.1908	<.0001
Seasonal Dummy 1	3.85809	2.1188	1.8209	0.0714
Seasonal Dummy 2	11.07292	2.5552	4.3335	<.0001
Seasonal Dummy 3	28.67992	2.7472	10.4397	<.0001
Seasonal Dummy 4	45.28232	2.8370	15.9612	<.0001
Seasonal Dummy 5	51.88127	2.8768	18.0345	<.0001
Seasonal Dummy 6	46.87625	2.8873	16.2353	<.0001
Seasonal Dummy 7	42.26495	2.8739	14.7064	<.0001
Seasonal Dummy 8	39.14210	2.8300	13.8313	<.0001
Seasonal Dummy 9	35.79707	2.7326	13.1000	<.0001
Seasonal Dummy 10	25.20891	2.5260	9.9799	<.0001
Seasonal Dummy 11	8.83661	2.0579	4.2940	<.0001
Model Variance (sigma squared)	32.29191	.	.	.

【表 4】 Seasonal Dummy + AR(1) 的參數估計表

六、預測表現

我們用修正後模型 Seasonal Dummy + AR(1)的預測值、95%信賴區間的上下限和保留的最後十二筆觀測值畫出預測圖，並計算出其 MAE、MSE、MPE 以及 MAPE，以看其預測表現，分別為【圖 2】及【表 5】。



【圖 2】 Seasonal Dummy + AR(1) 的預測圖

DATE	Actual	Predict	U95	L95	Act-Pre	MAE	MSE	MPE	MAPE
200901	244	243.1559	254.2936	232.0182	0.8441	0.8441	0.7125	0.3459	0.3459
200902	245	250.5232	263.0357	238.0107	-5.5232	5.5232	30.5057	-2.2544	2.2544
200903	271	268.2083	281.0568	255.3597	2.7917	2.7917	7.7936	1.0301	1.0301
200904	295	284.8506	297.7858	271.9154	10.1494	10.1494	103.0103	3.4405	3.4405
200905	295	291.4700	304.4278	278.5122	3.5300	3.5300	12.4609	1.1966	1.1966
200906	291	286.4755	299.4392	273.5118	4.5245	4.5245	20.4711	1.5548	1.5548
200907	283	281.8696	294.8348	268.9043	1.1304	1.1304	1.2778	0.3994	0.3994
200908	279	278.7494	291.7151	265.7838	0.2506	0.2506	0.0628	0.0898	0.0898
200909	273	275.4058	288.3716	262.4400	-2.4058	2.4058	5.7879	-0.8812	0.8812
200910	266	264.8184	277.7842	251.8526	1.1816	1.1816	1.3962	0.4442	0.4442
200911	248	248.4464	261.4123	235.4806	-0.4464	0.4464	0.1993	-0.1800	0.1800
200912	251	239.6100	252.5759	226.6442	11.3900	11.3900	129.7321	4.5378	4.5378
					Sum	44.1677	313.4102	9.7237	16.3549
					Average	3.6806	26.1175	0.8103	1.3629

【表 5】 Seasonal Dummy + AR(1) 的預測表現



第二節 ARIMA

一、方法說明

使用 ARIMA 之前必須先判斷變異數是否為平穩，如果變異數不平穩，需先對資料做轉換，若是平穩則不需轉換。

再來是判斷平均數是否為平穩。可由原始資料的時間序列圖做判斷。如果原始的時間序列圖有一趨勢，表示平均數不平穩，則要做一次差分。若資料有季節性，也就是 ACF 圖會呈現波浪狀，則作季節差分。

然後判斷 ACF 及 PACF。若 ACF 為 cuts off after lag q 則配適 MA(q)，PACF 為 cuts off after lag p 則配適 AR(p)。

模型配適後檢查 ACF 及 PACF 圖，皆需在兩倍配標準差之內，代表資料之間已無自我相關。而 White Noise Tests 需為不顯著，表示殘差是 white noise。Unit Root Tests 需為顯著，代表模式已達平穩。Ljung-Box 檢定需為不顯著，代表殘差項沒有自我關係存自在。參數估計檢定也需顯著，這樣才代表模型合適。

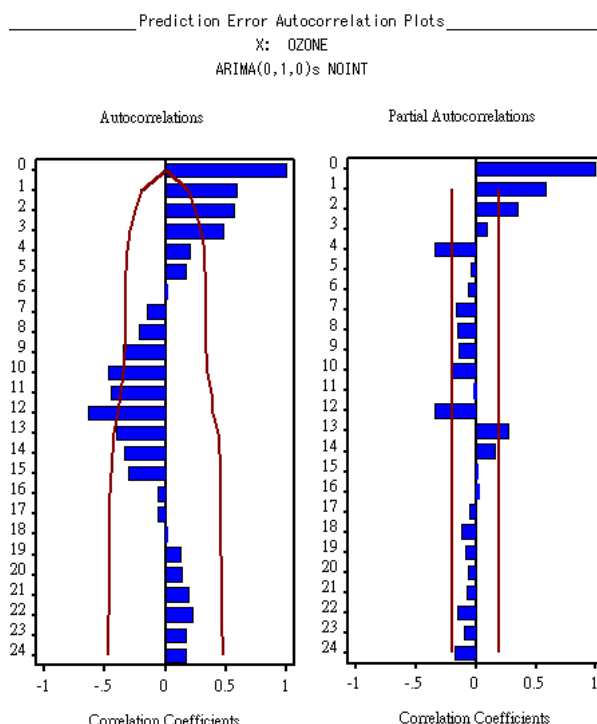
$$\begin{array}{ll} \text{White Noise Tests} & \text{Unit Root Tests} \\ \left\{ \begin{array}{l} H_0: \varepsilon_i \text{ is white noise} \\ H_1: \varepsilon_i \text{ is not white noise} \end{array} \right. & \left\{ \begin{array}{l} H_0: \text{nonstationary} \\ H_1: \text{stationary} \end{array} \right. \end{array}$$

$$\begin{array}{l} \text{Ljung-Box Test} \\ \left\{ \begin{array}{l} H_0: \rho_1 = \rho_2 = \dots = \rho_h = 0 \\ H_1: \text{at least one } \rho_i \neq 0 \end{array} \right. \end{array}$$

最後，要檢查模型的平穩及可逆條件皆須符合規定。另外，要注意的是在配適模型時不要過度配適，也就是模型的參數要越少越好，才符合精簡原則。

二、預設模型

由【圖 1】可看出變異數平穩，而平均數大致平穩且資料為季節性的，故不需做轉換及一次差分，但要做季節差分。



【圖 3】ARIMA(0, 1, 0)s 的 ACF 及 PACF

【圖 3】為季節差分後的 ACF 及 PACF，可看出 PACF 為 cuts off after lag 4，且 lag 12 突出，故配適模型 AR(4)(12)模型。其模型為：
 $(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3 - \phi_4 B^4)(1 - \phi_{12} B^{12})(1 - B^{12})y_t = a_t$

三、參數估計

Parameter Estimates
X: OZONE
ARIMA(4,0,0)(1,1,0)s NOINT

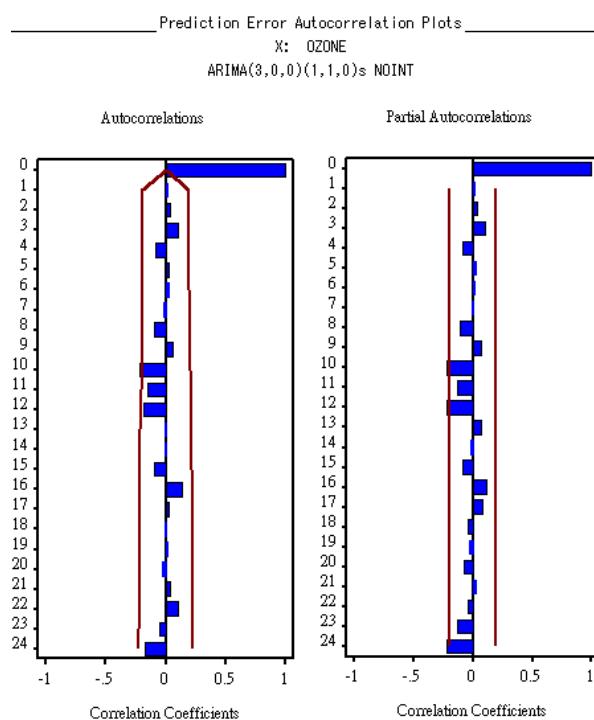
Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
Autoregressive, Lag 1	0.30192	0.0928	3.2522	0.0015
Autoregressive, Lag 2	0.32513	0.1000	3.2509	0.0016
Autoregressive, Lag 3	0.23470	0.0988	2.3745	0.0194
Autoregressive, Lag 4	-0.15911	0.0945	-1.6837	0.0953
Seasonal Autoregressive, Lag 12	-0.63638	0.0793	-8.0298	<.0001
Model Variance (sigma squared)	39.89790	.	.	.

【表 6】ARIMA(4, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的參數估計表

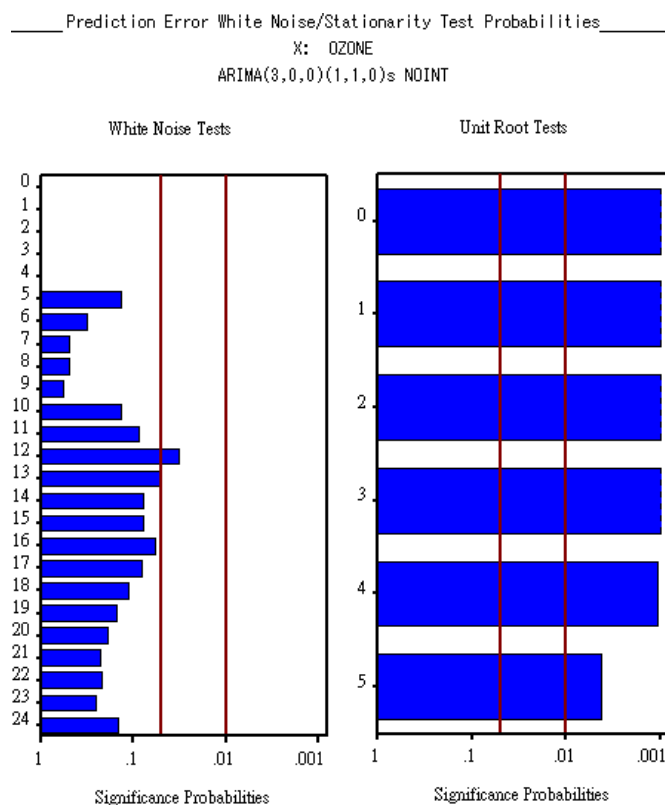
【表 6】為 ARIMA(4, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的參數估計表，其中 Lag 4 不顯著，故將模型修正為 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT：
 $(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \phi_3 B^3)(1 - \phi_{12} B^{12})(1 - B^{12})y_t = a_t$

四、診斷分析

模型修正為 $ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)_s$ NOINT 後檢查其 ACF 及 PACF、White Noise 及 Unit Root 和 Ljung-Box，分別為【圖 4】、【圖 5】及【表 7】。



【圖 4】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)_s NOINT 的 ACF 及 PACF



【圖 5】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的 White Noise 及 Unit Root

Autocorrelation Check of Residuals

To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	2.03	2	0.3621	0.017	0.044	0.103	-0.063	0.035	0.001
12	19.28	8	0.0134	-0.014	-0.077	0.066	-0.219	-0.173	-0.229
18	23.53	14	0.0521	-0.019	-0.017	-0.116	0.134	0.032	0.000
24	29.24	20	0.0831	0.012	-0.018	0.048	0.097	-0.021	-0.168

【表 7】Ljung-Box 檢定

由【圖 4】、【圖 5】及【表 7】可以知道模型 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 大致上是合適的，但不夠完美。

五、最終模型

雖然模型 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 不夠完美，卻是其他所配適過的 ARIMA 模型中最合適的，故參照【表 8】將最終模型寫出為：

$$(1 - 0.27293B^1 - 0.28396B^2 - 0.19468B^3)(1 + 0.66334B^{12})(1 - B^{12})y_t = a_t$$

$$\hat{\sigma}^2 = 40.24901$$

Parameter Estimates

X: OZONE
ARIMA(3,0,0)(1,1,0)s NOINT

Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
Autoregressive, Lag 1	0.27293	0.0915	2.9836	0.0036
Autoregressive, Lag 2	0.28396	0.0965	2.9432	0.0040
Autoregressive, Lag 3	0.19468	0.0967	2.0137	0.0466
Seasonal Autoregressive, Lag 12	-0.66334	0.0751	-8.8365	<.0001
Model Variance (sigma squared)	40.24901	.	.	.

【表 8】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的參數估計表

六、平穩及可逆條件

{Stationarity conditions : $|\phi_1 + \phi_2 + \phi_3 + \phi_{12}| < 1$
 {Invertibility conditions : none

$0.27293 + 0.28396 + 0.19468 - 0.66334 = 0.088223 < 1 \rightarrow$ stationarity

七、預測表現

利用 ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 模型的預測值、95%信賴區間的上
 下限以及保留的最後十二筆觀測值畫出預測圖，並計算其 MAE、MSE、
 MPE 及 MAEP，以觀測期預測表現。分別為【圖 6】及【表 9】。



【圖 6】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的預測圖

DATE	Actual	Predict	U95	L95	Act-Pre	MAE	MSE	MPE	MAPE
200901	244	239.1548	251.5892	226.7204	4.8452	4.8452	23.4760	1.9857	1.9857
200902	245	255.7311	268.6204	242.8419	-10.7311	10.7311	115.1565	-4.3800	4.3800
200903	271	267.8933	281.5314	254.2552	3.1067	3.1067	9.6516	1.1464	1.1464
200904	295	292.4128	306.8060	278.0195	2.5872	2.5872	6.6936	0.8770	0.8770
200905	295	291.1590	305.8997	276.4182	3.8410	3.8410	14.7533	1.3020	1.3020
200906	291	287.1159	302.1674	272.0645	3.8841	3.8841	15.0862	1.3347	1.3347
200907	283	280.9801	296.2595	265.7006	2.0199	2.0199	4.0800	0.7137	0.7137
200908	279	280.1782	295.6154	264.7410	-1.1782	1.1782	1.3882	-0.4223	0.4223
200909	273	276.3379	291.8965	260.7793	-3.3379	3.3379	11.1416	-1.2227	1.2227
200910	266	262.8077	278.4552	247.1601	3.1923	3.1923	10.1908	1.2001	1.2001
200911	248	249.5713	265.2845	233.8582	-1.5713	1.5713	2.4690	-0.6336	0.6336
200912	251	239.6830	255.4452	223.9208	11.3170	11.3170	128.0745	4.5088	4.5088
					Sum	51.6119	342.1612	6.4099	19.7271
					Average	4.3010	28.5134	0.5342	1.6439

【表 9】ARIMA(3, 0, 0)(1, 1, 0)s NOINT 的預測表現

第三節 指數平滑法 (Exponential Smoothing)

一、方法說明

指數平滑法是由 Brown 和 Holt 獨立發展而成，是一種很直覺的方法並

沒有依據任何正式的統計模型。此種方法的概念為對時間序列作加權平均，權數的多寡則取決於時間點的遠近，越接近現在的時間點其權數越重，時間點越遠則權數越輕。按照原始資料的時間序列圖可判斷其所需使用的模型，大致可分為：

1. Simple exponential smoothing (no trend, but the level of the time series may change over time) .
2. Holt' s model (with trend) .
3. Additive Holt-Winters model (with trend and constant seasonal variation) .
4. Multiplicative Holt-Winters model (with trend and increasing seasonal variation)

而實務上我們大多使用第三種及第四種模型，其判斷方法為變異數，若是變異數平穩使用第三種，不平穩則使用第四種模型。

二、預設模型

由【圖 1】可以看出台北上空臭氧總量為季節性資料，而其變異數為一常數（亦即變異數平穩），故預設模型為 Additive Holt-Winters model。

$$\text{Level: } L_t = \alpha(Y_t - S_{t-s}) + (1-\alpha)(L_{t-1} + b_{t-1})$$

$$\text{Trend: } b_t = \gamma(L_t - L_{t-1}) + (1-\gamma)b_{t-1}$$

$$\text{Seasonal: } S_t = \delta(Y_t - L_t) + (1-\delta)S_{t-s}$$

$$\text{Forecast: } F_{t+m} = (L_t + b_t m)S_{t-s+m},$$

三、參數估計

Parameter Estimates

X: OZONE
Winters Method -- Additive

Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
LEVEL Smoothing Weight	0.47905	0.0559	8.5724	<.0001
TREND Smoothing Weight	0.00100	0.0243	0.0412	0.9672
SEASONAL Smoothing Weight	0.00100	0.0731	0.0137	0.9891
Residual Variance (sigma squared)	28.28329	.	.	.
Smoothed Level	267.26438	.	.	.
Smoothed Trend	0.01254	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 1	-24.34761	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 2	-17.17212	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 3	0.40414	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 4	16.98082	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 5	23.55780	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 6	18.53495	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 7	13.91223	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 8	10.78974	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 9	7.46763	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 10	-3.05378	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 11	-19.27387	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 12	-27.79143	.	.	.

【表 10】Additive Holt-Winters model 的參數估計表

由【表 10】可以知道模型中的權重分別為：

水準：0.47905

趨勢：0.00100

季節：0.00100

因此我們可將估計值代入模型為：

$$\text{Level: } L_t = 0.47905(Y_t - S_{t-s}) + 0.52095(L_{t-1} + b_{t-1})$$

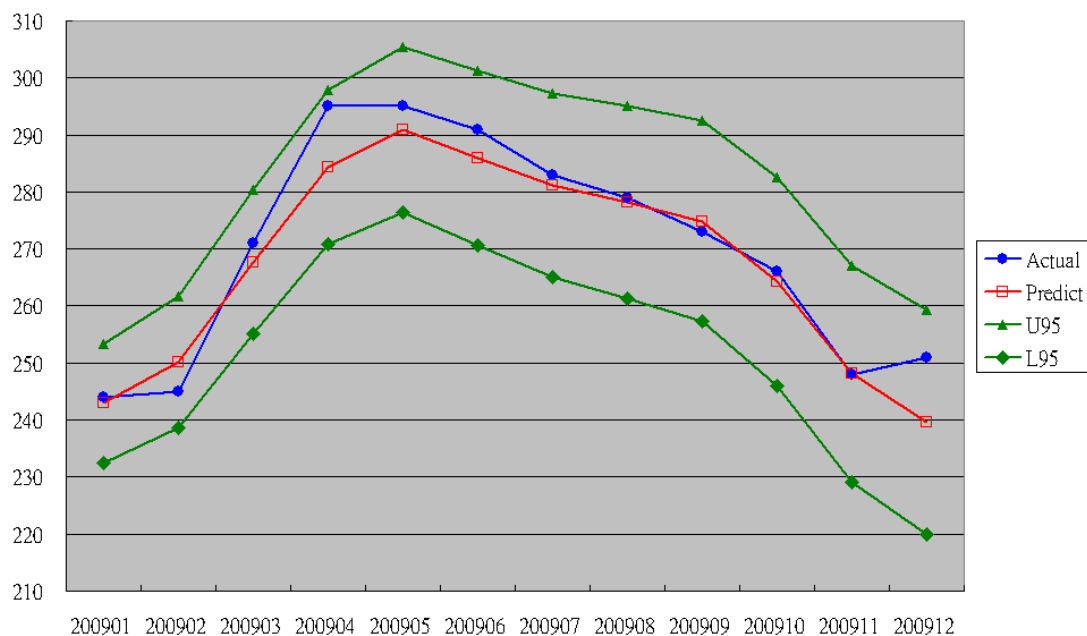
$$\text{Trend: } b_t = 0.00100(L_t - L_{t-1}) + 0.99900b_{t-1}$$

$$\text{Seasonal: } S_t = 0.00100(Y_t - L_t) + 0.99900S_{t-s}$$

$$\text{Forecast: } F_{t+m} = (L_t + b_t m)S_{t-s+m}$$

四、預測表現

我們把用指數平滑法所預測出來的預測值、95%預測區間的上下限，以及所保留的最後十二筆資料畫成預測圖，並計算出 MAE、MSE、MPE 及 MAPE，分別為【圖 7】及【表 11】



【圖 7】 Additive Holt-Winters model 的預測圖

DATE	Actual	Predict	U95	L95	Act-Pre	MAE	MSE	MPE	MAPE
200901	244	242.9293	253.3528	232.5058	1.0707	1.0707	1.1464	0.4388	0.4388
200902	245	250.1173	261.6773	238.5574	-5.1173	5.1173	26.1868	-2.0887	2.0887
200903	271	267.7061	280.3025	255.1098	3.2939	3.2939	10.8498	1.2155	1.2155
200904	295	284.2954	297.8508	270.7399	10.7046	10.7046	114.5885	3.6287	3.6287
200905	295	290.8849	305.3377	276.4320	4.1151	4.1151	16.9340	1.3949	1.3949
200906	291	285.8746	301.1739	270.5753	5.1254	5.1254	26.2697	1.7613	1.7613
200907	283	281.2644	297.3673	265.1615	1.7356	1.7356	3.0123	0.6133	0.6133
200908	279	278.1545	295.0242	261.2847	0.8455	0.8455	0.7149	0.3030	0.3030
200909	273	274.8449	292.4495	257.2403	-1.8449	1.8449	3.4037	-0.6758	0.6758
200910	266	264.3360	282.6474	246.0246	1.6640	1.6640	2.7689	0.6256	0.6256
200911	248	248.1285	267.1217	229.1353	-0.1285	0.1285	0.0165	-0.0518	0.0518
200912	251	239.6235	259.2762	219.9708	11.3765	11.3765	129.4248	4.5325	4.5325
					Sum	47.0220	335.3162	11.6973	17.3299
					Average	3.9185	27.9430	0.9748	1.4442

【表 11】 Additive Holt-Winters model 的預測表現

第四節 分解法 (Decomposition Methods)

一、方法說明

分解法將資料分解成趨勢(Trend)、季節(Seasonal)、循環(Cycle)以及非規律的變化(Irregular)來分析。由於這四個因素之間大致上為獨立，故其模型可說是這四種因素的相加或相乘。

而判斷相加或相乘的關鍵就在於變異數。如果變異數平穩則使用加法模型，如果變異數不平穩則使用乘法模型。模型分別如下：

Additive Model:

$$y_t = TR_t + SN_t + CL_t + IR_t$$

Multiplicative Model:

$$y_t = TR_t \times SN_t \times CL_t \times IR_t$$

二、預設模型

由【圖 1】可以看出台北上空臭氧總量的變異數平穩，故我們使用加法模型。其中因為平均數平穩，所以趨勢項中沒有斜率項。預設模型為：

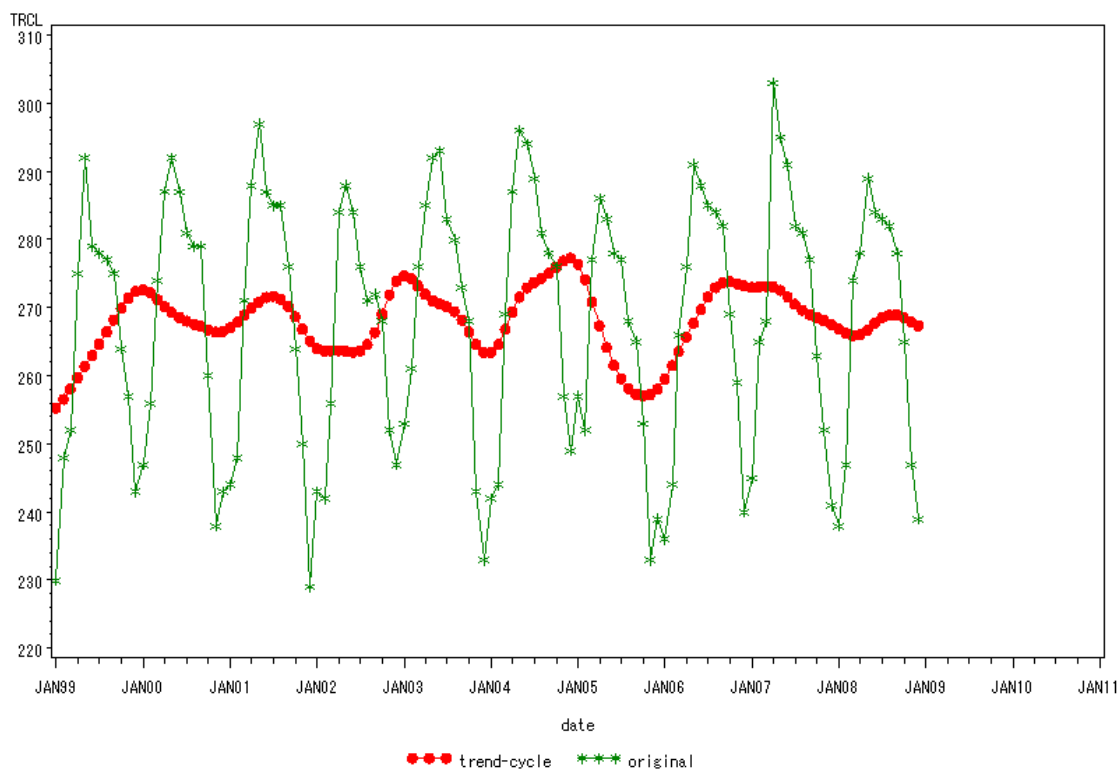
$$y_t = TR_t + SN_t + CL_t + IR_t$$

$$TR_t = \beta_0$$

$$d_t = \beta_0 + \varepsilon_t$$

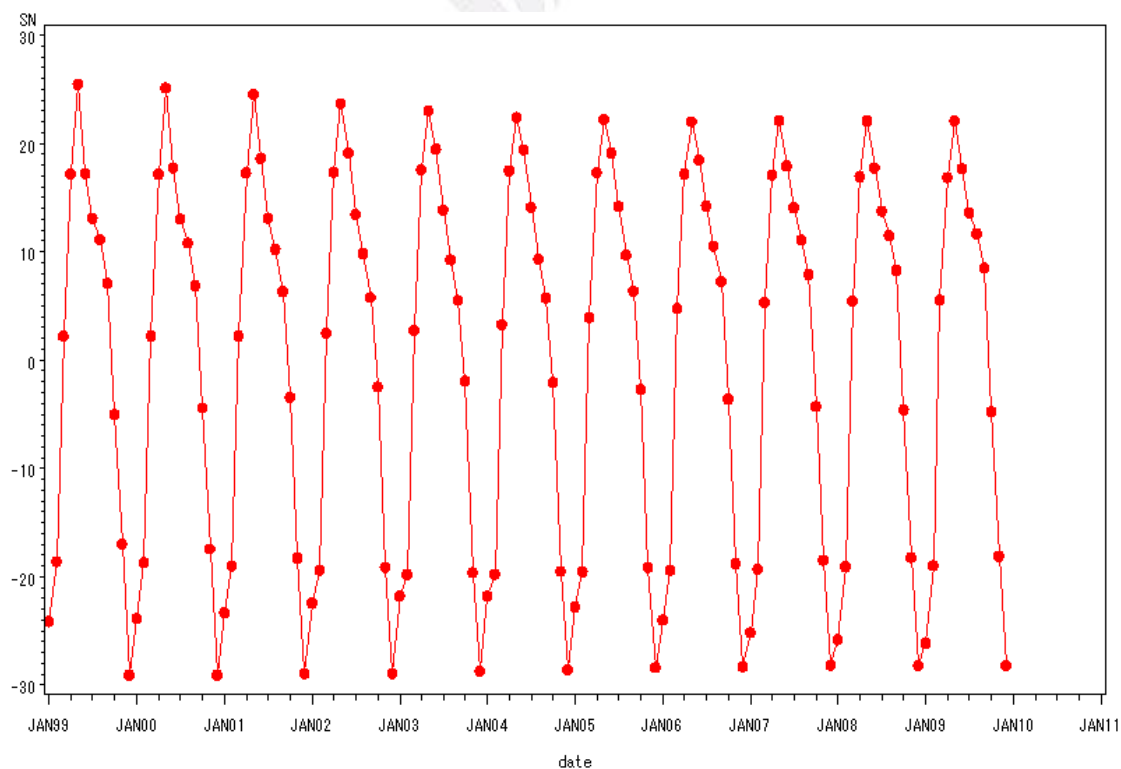
三、預測分析

首先利用 Centred 12 MA (Moving Average) 計算出趨勢-循環因素，圖形為【圖 8】。由【圖 8】我們可以發現台北上空臭氧總量的趨勢不明顯，循環因素明顯。

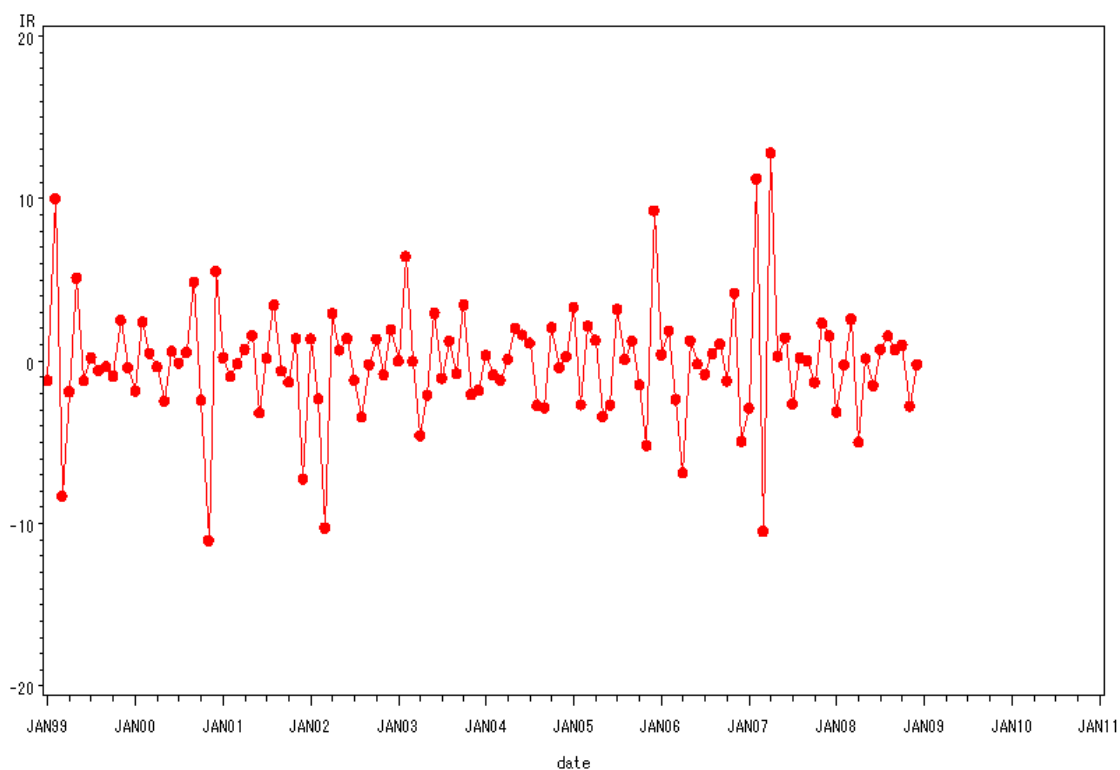


【圖 8】Trend-Cycle 因素及原始資料的時間序列圖

接著將原始資料中的趨勢-循環因素去除後，剩下季節及非規律變化，其圖型分別為【圖 9】及【圖 10】。

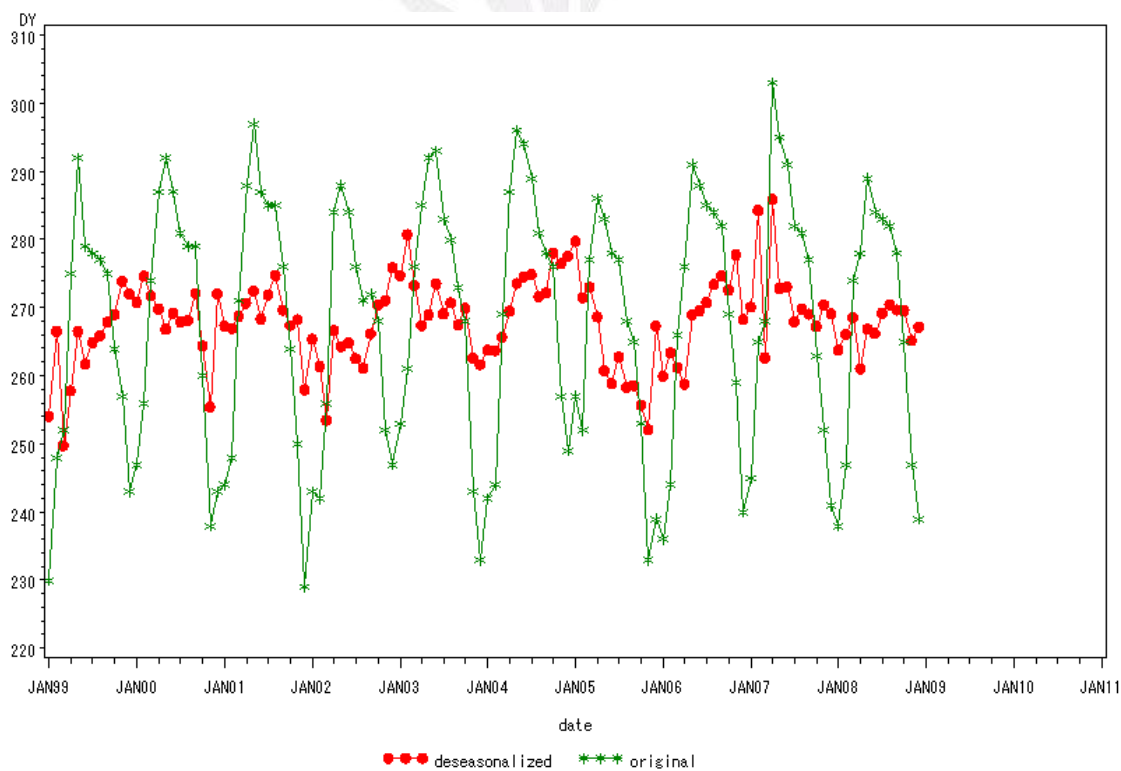


【圖 9】Seasonal 因素的時間序列預測圖



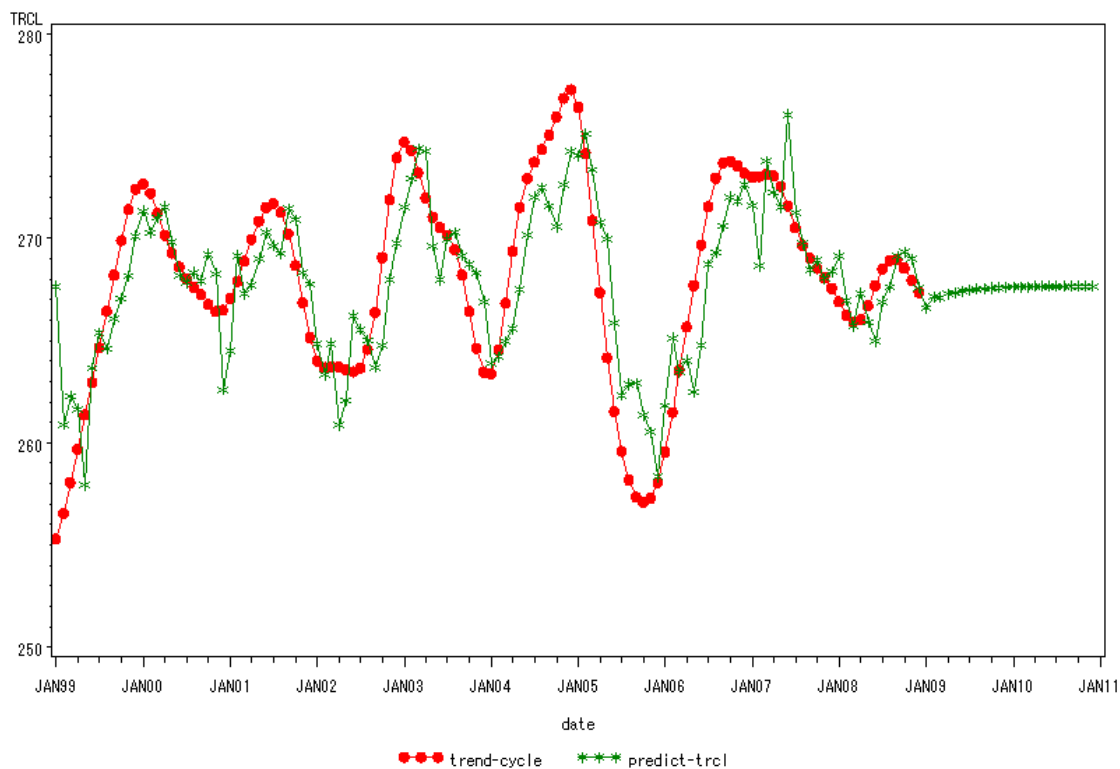
【圖 10】Irregular 因素的時間序列圖

然後將原始資料中的季節因素去除後，就可得到去季節因素，其圖形為【圖 11】。



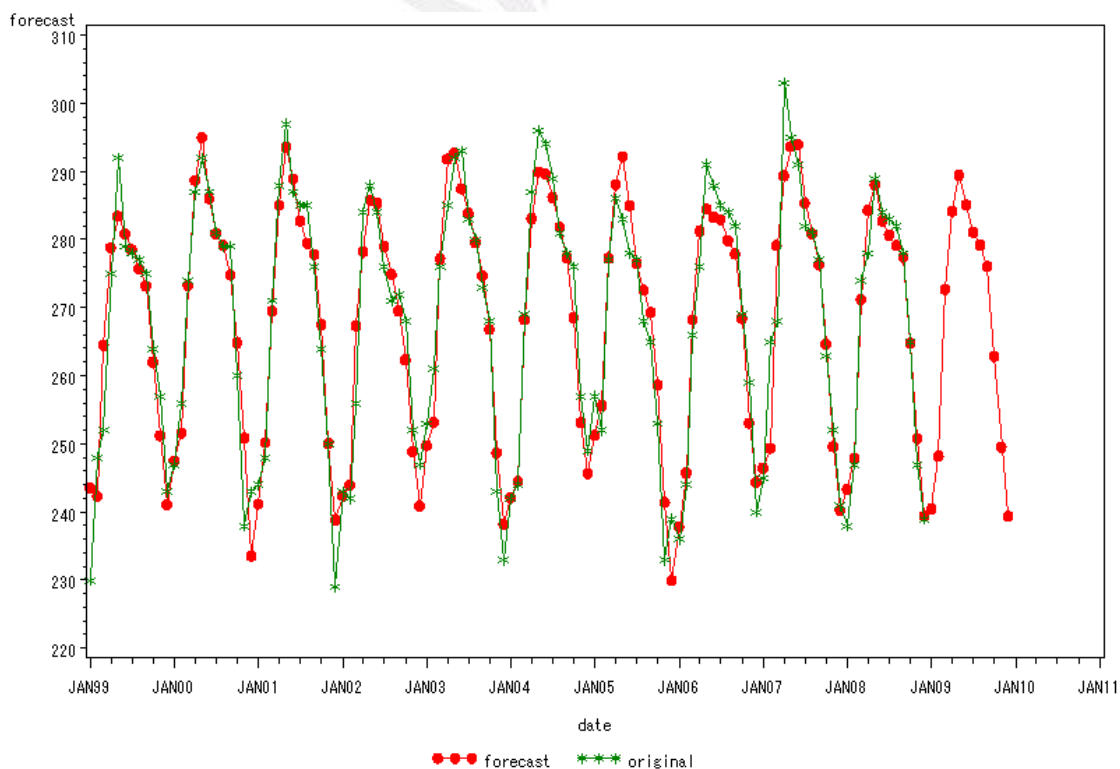
【圖 11】Deseasonalized 因素及原始資料的時間序列圖

再利用去季節因素作時間序列迴歸模型，其預測值就是趨勢-循環因素的預測值，其圖形為【圖 12】。



【圖 12】Trend-Cycle 因素及其預測值的時間序列圖

最後把趨勢-循環因素加上季節因素，就會是此模式的預測了。【圖 13】為實際值及預測值的時間序列圖。



【圖 13】 Additive Model 的實際值及預測圖的時間序列圖

四、診斷分析

在利用去季節因素作迴歸模型時，我們利用 DW 檢定其自我相關，檢定結果為【表 12】及【表 13】。

```

The SAS System

The REG Procedure
Model: MODEL1
Dependent Variable: DY

Durbin-Watson D           0.960
Number of Observations    120
1st Order Autocorrelation  0.499
    
```

【表 12】 Additive Model 的 DW 檢定表

```

Ordinary Least Squares Estimates

SSE           4585.29884   DFE           119
MSE           38.53192   Root MSE      6.20741
SBC           782.506998  AIC           779.719506
Regress R-Square  0.0000   Total R-Square  0.0000
Durbin-Watson  0.9598   Pr < DW       <.0001
Pr > DW       1.0000
    
```

【表 13】 Additive Model 原始的自我相關表

其結果都顯示有自我相關，故以 AR(1)修正，修正後為【表 14】。

```

Yule-Walker Estimates

SSE           3394.6718   DFE           118
MSE           28.76841   Root MSE      5.36362
SBC           751.50318  AIC           745.928197
Regress R-Square  0.0000   Total R-Square  0.2597
Durbin-Watson  2.3144   Pr < DW       0.9588
Pr > DW       0.0412
    
```

【表 14】 Additive Model 修正的自我相關表

修正後顯示還有自我相關存在，故以 AR(2)再在修正，修正後為【表 15】。

```

Yule-Walker Estimates

SSE           2917.13364   DFE           117
MSE           24.93277   Root MSE      4.99327
SBC           738.393607  AIC           730.031132
Regress R-Square  0.0000   Total R-Square  0.3638
Durbin-Watson  2.0351   Pr < DW       0.5765
Pr > DW       0.4235
    
```

【表 15】 Additive Model 最終的自我相關表

【表 15】顯示已無自我相關存在，故模型為合適了。模型修正為：

$$y_t = TR_t + SN_t + CL_t + IR_t$$

$$TR_t = \beta_0$$

$$d_t = \beta_0 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \phi_2 \varepsilon_{t-2} + a_t$$

五、參數估計

DW 檢定後將參數帶入模型，根據【表 16】及【表 17】，其模型為 Additive Model + AR(2)：

$$y_t = TR_t + SN_t + CL_t + IR_t$$

$$TR_t = 267.6784$$

$$d_t = 267.6784 + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = 0.314093 \varepsilon_{t-1} + 0.370673 \varepsilon_{t-2} + a_t$$

Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr > t
Intercept	1	267.6784	1.4072	190.21	<.0001

【表 16】 Additive Model 的參數估計表

Estimates of Autoregressive Parameters

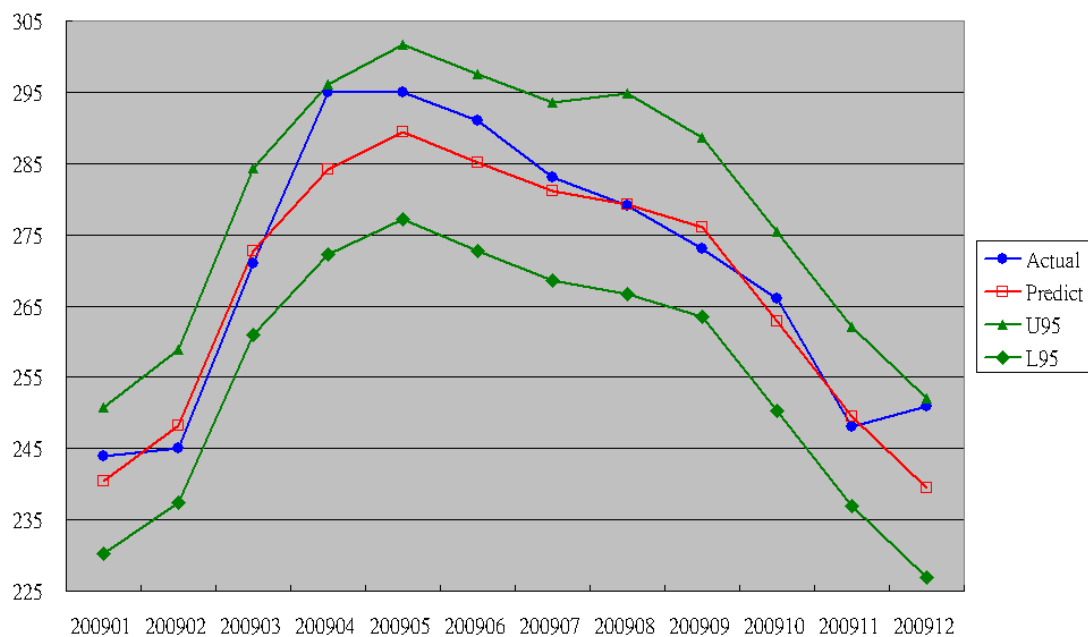
Lag	Coefficient	Standard Error	t Value
1	-0.314093	0.085864	-3.66
2	-0.370673	0.085864	-4.32

【表 17】 Additive Model 的自我相關參數估計表

六、預測表現

我們用加法模型所預測出來的預測值、95%預測區間的上下限，以及所保留的最後十二筆資料畫成預測圖，並計算出 MAE、MSE、MPE 及 MAPE，分別為【圖 14】及【表 18】

台北地區臭氧總量預測分析



【圖 14】 Additive Model + AR(2)的預測圖

DATE	Actual	Predict	U95	L95	Act-Pre	MAE	MSE	MPE	MAPE
200901	244	240.491	250.765	230.217	3.5090	3.5090	12.3131	1.4381	1.4381
200902	245	248.216	258.950	237.483	-3.2160	3.2160	10.3427	-1.3127	1.3127
200903	271	272.687	284.381	260.993	-1.6870	1.6870	2.8460	-0.6225	0.6225
200904	295	284.178	296.159	272.196	10.8220	10.8220	117.1157	3.6685	3.6685
200905	295	289.456	301.703	277.208	5.5440	5.5440	30.7359	1.8793	1.8793
200906	291	285.130	297.504	272.756	5.8700	5.8700	34.4569	2.0172	2.0172
200907	283	281.105	293.569	268.641	1.8950	1.8950	3.5910	0.6696	0.6696
200908	279	279.228	294.742	266.713	-0.2280	0.2280	0.0520	-0.0817	0.0817
200909	273	276.073	288.621	263.525	-3.0730	3.0730	9.4433	-1.1256	1.1256
200910	266	262.852	275.420	250.285	3.1480	3.1480	9.9099	1.1835	1.1835
200911	248	249.526	262.105	236.946	-1.5260	1.5260	2.3287	-0.6153	0.6153
200912	251	239.427	252.014	226.840	11.5730	11.5730	133.9343	4.6108	4.6108
					Sum	52.0910	367.0695	11.7091	19.2248
					Average	4.3409	30.5891	0.9758	1.6021

【表 18】 Additive Model + AR(2)的預測表現

第五節 最佳模型

MAE、MSE、MPE 及 MAPE 的值要越小越好。其中 MAPE 的值在五以內代表模型配適佳，十以內代表模型配適不錯，十以上則代表模式配適不好。

	MAE	MSE	MPE	MAPE
時間序列迴歸	3.6806	26.1175	0.8103	1.3629
ARIMA	4.3010	28.5134	0.5342	1.6439
指數平滑法	3.9185	27.9430	0.9748	1.4442
分解法	4.3409	30.5891	0.9758	1.6021

【表 19】預測表現比較表

在研究中，我們使用時間序列迴歸、ARIMA、指數平滑法及分解法四種方法分析台北地區臭氧總量。依照四種分析法的分析結果【表 19】顯示，時間序列迴歸分析所做出來的 MAE、MSE 及 MAPE 效果較好，而 MPE 則是 ARIMA 方法所配適的模型效果較佳，於是選擇時間序列迴歸作為最佳配適模型。其模型為：

Seasonal Dummies + AR(1)

$$y_t = 239.61023 + 3.85809M_1 + 11.07292M_2 + 28.67992M_3 + 45.28232M_4 + 51.88127M_5 + 46.87625M_6 + 42.26495M_7 + 39.14210M_8 + 35.79707M_9 + 25.20891M_{10} + 8.83661M_{11} + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t = 0.51197\varepsilon_{t-1} + a_t$$

$$\hat{\sigma}^2 = 32.29191$$

$$M_1 = \begin{cases} 1, & \text{if January} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_7 = \begin{cases} 1, & \text{if July} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_2 = \begin{cases} 1, & \text{if February} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_8 = \begin{cases} 1, & \text{if August} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_3 = \begin{cases} 1, & \text{if March} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_9 = \begin{cases} 1, & \text{if September} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_4 = \begin{cases} 1, & \text{if April} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{10} = \begin{cases} 1, & \text{if October} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_5 = \begin{cases} 1, & \text{if May} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_{11} = \begin{cases} 1, & \text{if November} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$$M_6 = \begin{cases} 1, & \text{if June} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

第三章 結論與建議

第一節 結論

由原始時間序列圖可知，台北地區臭氧總量並沒有隨著時間增加而變化(趨勢平穩)，只有季節變化。

根據科學家研究報告可知，地球各地臭氧層密度大不相同，在赤道附近最厚，兩極最薄，且臭氧的減少對於地球南北極影響最劇烈，所以地球各地出現臭氧洞的地方都在南、北極。

在西元 2003 年 8 月 3 日，科學家宣佈停止生產氟氯碳化物(CFC)生效，三顆衛星和三個地面測試站都認為臭氧層破壞速度在近十年(西元 1993 年至 2003 年)減慢很多。

本研究報告的預測期間在西元 1999 年 1 月至 2009 年 12 月，此時臭氧層破壞速度已減慢，再加上台灣的地理位置在北半球，而不是在北極或南極，原本的影響就很小，故臭氧層的減少在台灣並無太大改變。

第二節 建議

雖然臭氧層的減少對於南北極的影響較台灣大，而氟氯碳化物的禁用對台灣的影響也不明顯，但是我們不能因此而否定禁用氟氯碳化物的行動所帶來的效用。

所以為了愛護地球，我們仍要繼續遵守禁用氟氯碳化物的規定，讓臭氧層總量維持在一定的程度，否則，失去臭氧層的保護，將使地球生物圈暴露於更多的輻射線下。

參考文獻

Forecasting, Time Series, and Regression, 4th edition, 2005, by Bowerman, O' Connell, and Koehler.

蒙特婁議定書-維基百科

<http://zh.wikipedia.org/zh-tw/%E8%92%99%E7%89%B9%E5%88%A9%E7%88%BE%E8%AD%B0%E5%AE%9A%E6%9B%B8>

臭氧層-維基百科

<http://zh.wikipedia.org/zh/%E8%87%AD%E6%B0%A7%E5%B1%A4>

馬里奧·莫利納-維基百科

<http://zh.wikipedia.org/zh-tw/%E9%A9%AC%E9%87%8C%E5%A5%A5%C2%B7%E8%8E%AB%E5%88%A9%E7%BA%B3>

彰化縣北斗國小網頁教材-環境保護(作者陳文瑛)

http://www.bdes.chc.edu.tw/bdes/sahwe/new_page_10.htm

會議紀錄

第一次會議紀錄

時間：5/25(二) 20:00

地點：福星女宿學習中心

出席組員：康勤儒、吳懿捷、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢

主旨：決定初次報告繳交所用的數據及模型配適

內容：在開會前由組長康勤儒決定，各個組員在開會時須繳交一份數據並配適其模型，再由大家票選出我們初次報告要用的數據及所配適的模型。大家所找的數據分別為：

康勤儒是分析中央氣象局南區服務氣後統計

吳懿捷是分析能源部門自用的統計

蔡苓筠是分析能源總需要-國內消費

林子婷是分析中央氣象局臭氧總量觀測資料

曾譯賢是分析電力消費

最後決定以林子婷的中央氣象局臭氧總量觀測資料數據做分析，分析方法為 Exponential Smoothing。

第二次會議紀錄

時間：6/1(二) 19:30

地點：福星女宿學習中心

出席組員：康勤儒、吳懿捷、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢

主旨：配適二次報告所要求的三個模型

內容：組長康勤儒要求大家在開會前先對 Time Series Regression 及 ARIMA 做配適，在開會時比較大家所配適的模型有無不同，並選出最好的模型加以整理及修改。

第三次會議紀錄

時間：6/6(日) 21:00

地點：福星女宿學習中心

出席組員：康勤儒、吳懿捷、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢

主旨：配適分解法及整理報告的其他內容

內容：討論分解法的配適方法及過程，並將大家對報告其他內容所做的資料收集做整理。

第三次會議紀錄

時間：6/9(三) 22:00

地點：福星女宿學習中心

出席組員：康勤儒、吳懿捷、蔡苓筠、林子婷、曾譯賢

主旨：上台報告前的演練及熟析

內容：將報告的所有內容再做檢視以便修改，以及討論還有問題或不熟析之處，最後確認沒問題後印下 WORD 及 PPT 檔。

