



## 逢甲大學學生報告 ePaper

報告題名：一般觀光旅館平均房價

作者：魏鈺紋、張譯仁、史怡璿、許恬馨、宋旻倩、黃子綾

系級：統計三乙

學號：D9789468、D9353221、D9527885、D9561130、D9561109、D9649932

開課老師：陳婉淑老師

課程名稱：統計預測方法

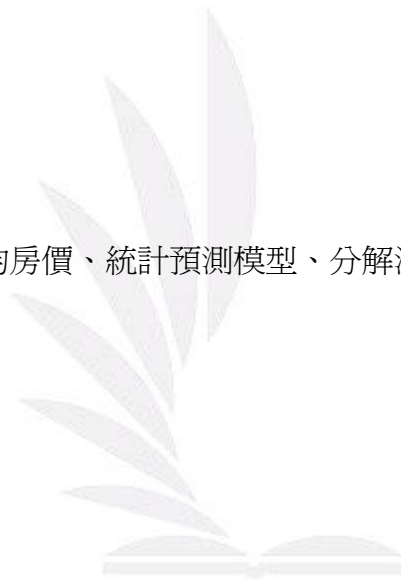
開課系所：統計學系

開課學年：97 學年度 第二學期

## 中文摘要

本報告最主要探討 1990 年到 2008 年間台灣一般觀光旅館平均房價的資料，採用四種預測模型－分解法、時間序列迴歸法、指數平滑法、ARIMA 分析來配適模式，並用平均平方誤差 (MSE)、平均絕對誤差(MAD)、平均絕對比率誤差 (MAPE)、平均比率誤差(MPE)來評估哪一個模型較佳，而選擇最佳的模型。結果顯示分解法是我們預測的最佳模型。

**關鍵字：**觀光旅館、平均房價、統計預測模型、分解法、時間序列迴歸法、指數平滑法、ARIMA 分析



## 目 錄

第一章	緒論.....	3
第一節	研究動機.....	4
第二節	研究目的.....	4
第三節	資料描述.....	4
第四節	研究方法.....	4
第二章	研究主題.....	5
第一節	分解法(Decomposition Methods).....	7
第二節	時間序列迴歸法(Time Series Regression).....	14
第三節	指數平滑法(Exponential Smoothing).....	18
第四節	ARIMA.....	22
第五節	最佳模型.....	28
第三章	結論與建議.....	29
第一節	結論.....	29
第二節	建議.....	29
參考文獻.....		30

# 第一章 緒論

台灣近二、三十年來觀光業蓬勃發展，爲了供應市場需求，旅館和飯店接二連三的以倍數的比率陸續增加，而價位上從一般的一晚千元至五星級的一晚萬元的落差，以滿足不同階層的消費者。在政府大力的推動台灣觀光下，台灣近十年來，更是從只有旅館和飯店中增加了「民宿」供消費者多樣性選擇！加上近年來加上兩岸三通至兩岸包機、直航，陸客來台的龐大商機更是不在話下！

由於台灣觀光業的蓬勃發展，加上開放大陸觀光客來台，觀光旅館隨著這些需求漸漸一間一間的興起，所以也面臨了市場的競爭。這兩年全球金融風暴的來臨，民眾的荷包縮水。觀光旅館的業者在考慮經濟效益最大的同時，也需要正視民眾負擔旅遊的價格爲何。

## 第一節 研究動機

美麗的福爾摩沙「台灣」是個呈南北狹長型的海島，面積約有3.6萬平方公里(14,400平方英哩)，位於亞洲大陸東南方、太平洋西岸東亞島弧間，北臨日本、琉球群島，南接菲律賓群島，是往來亞洲各地的樞紐；航空網路四通八達，爲非常便利的旅遊地之一，而觀光也正因台灣如此的優越條件，於近二、三十年來持續蓬勃發展中。

由於台灣近二、三十年來觀光業蓬勃發展，爲了供應市場需求，旅館和飯店接二連三的以倍數的比率陸續增加，而價位上從一般的一晚千元至五星級的一晚萬元的落差，以滿足不同階層的消費者。在政府大力的推動台灣觀光下，台灣近十年來，更是從只有旅館和飯店中增加了「民宿」供消費者多樣性選擇！加上近年來加上兩岸三通至兩岸包機、直航，陸客來台的龐大商機更是不在話下！

因此，我們想知道近幾年(1990年~2008年)一般觀光旅館的平均房價，我們收集了各旅館的房價資訊，進行研究分析及探討與季節是否具有相關性存在。

## 第二節 研究目的

由於台灣觀光業的蓬勃發展，加上開放大陸觀光客來台，觀光旅館隨著這些需求漸漸一間一間的興起，所以也面臨了市場的競爭。觀光旅館的業者如何把房價定為合理，又合乎民眾的需求，似乎也是個重要的課題。因此我們希望利用適當的分析，並做未來一年內台灣觀光率館的平均價格，讓大家能之預先知道未來的房價為何，以便大家在旅遊前做個金錢上的預算。

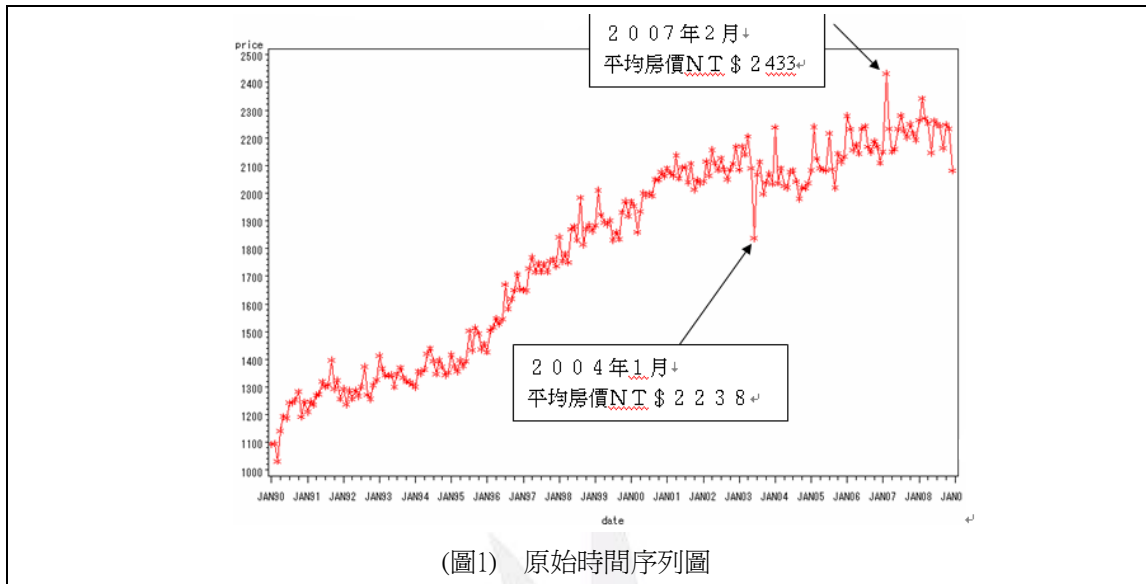
## 第三節 資料描述

此資料主要是記錄國內一般觀光旅館的平均房價，分析時間為1990年1月至2008年12月的月資料，我們保留2008年的12筆做預測。資料來源為AREMOS資料庫。

## 第四節 研究方法

- 1、時間序列迴歸方法(Time Series Regression)
- 2、分解法(Decomposition Methods)
- 3、指數平滑法(Exponential Smoothing)
- 4、ARIMA分析

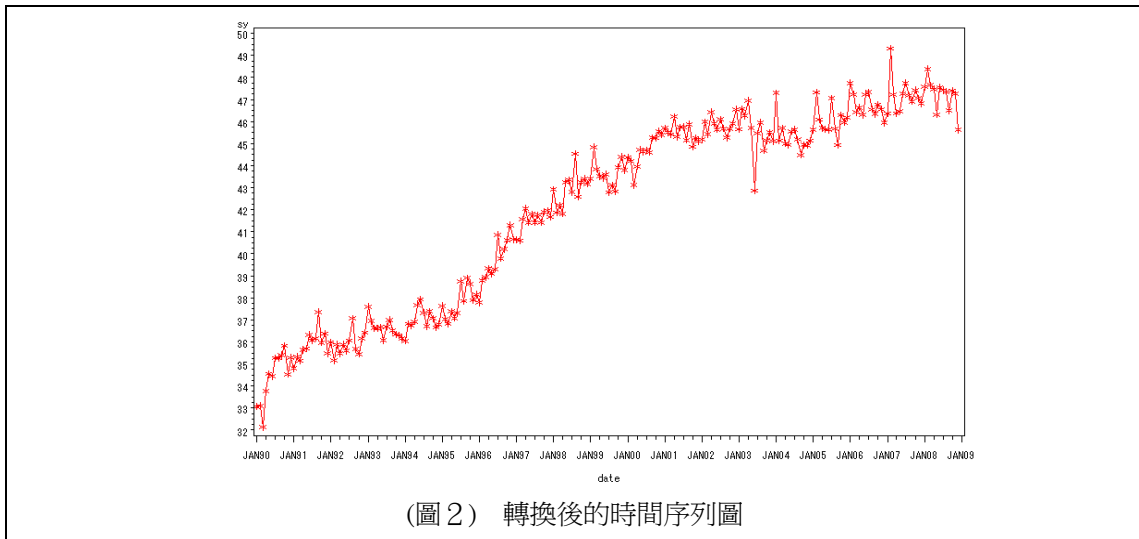
## 第二章 研究主題



由(圖1)可以看出一般觀光旅館平均房價變異數變化不大,但因為2004年1月以及2007年2月這兩筆平均房價有比較大的變異,所以還有些微變異數不平穩的情況,所以決定對資料做開根號轉換以取得較平穩的變異數。

根據歷史資料顯示,2000年9月因為921大地震,南投很多旅館都倒塌,加上2001年桃姿颱風又重創南投地區,直到2004年左右才又恢復營業,因此2004年很有可能是飯店恢復營業再做促銷,所以平均的房價就因此在最低點;而2007年2月則是來台旅客人數最多的月份,許多業者可能趁勢大撈一筆。

轉換後時間序列如(圖 2)所示。

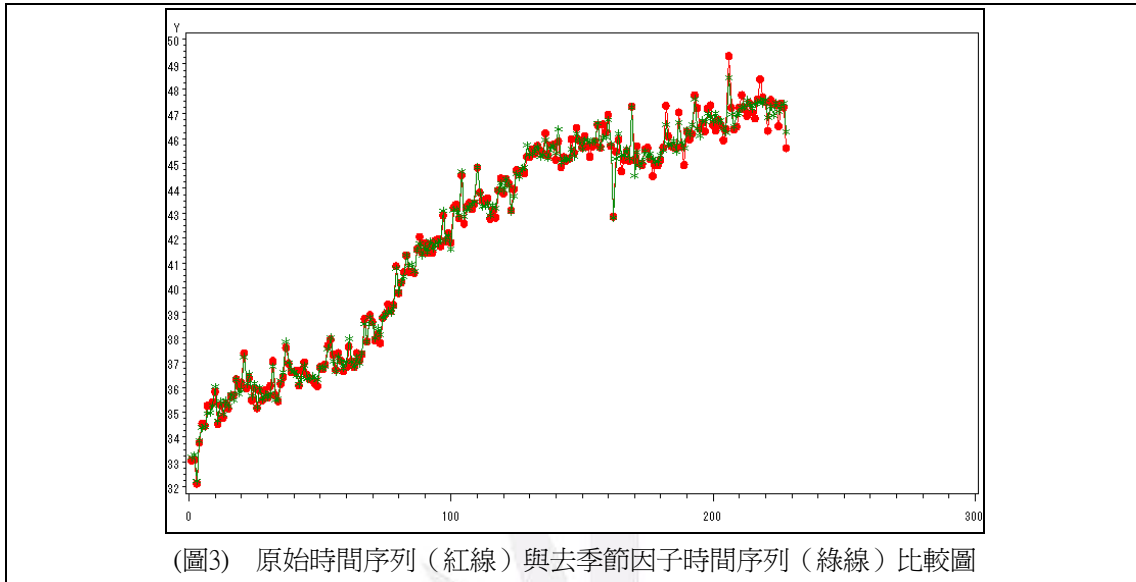


我們可以發現其波動已趨於一致，表示此時變異數已達到平穩。然而其資料有上升趨勢，表示其平均數不平穩，需對資料再做差分，差分過程將於 ARIMA 分析詳細說明。

## 第一節 分解法(Decomposition Methods)

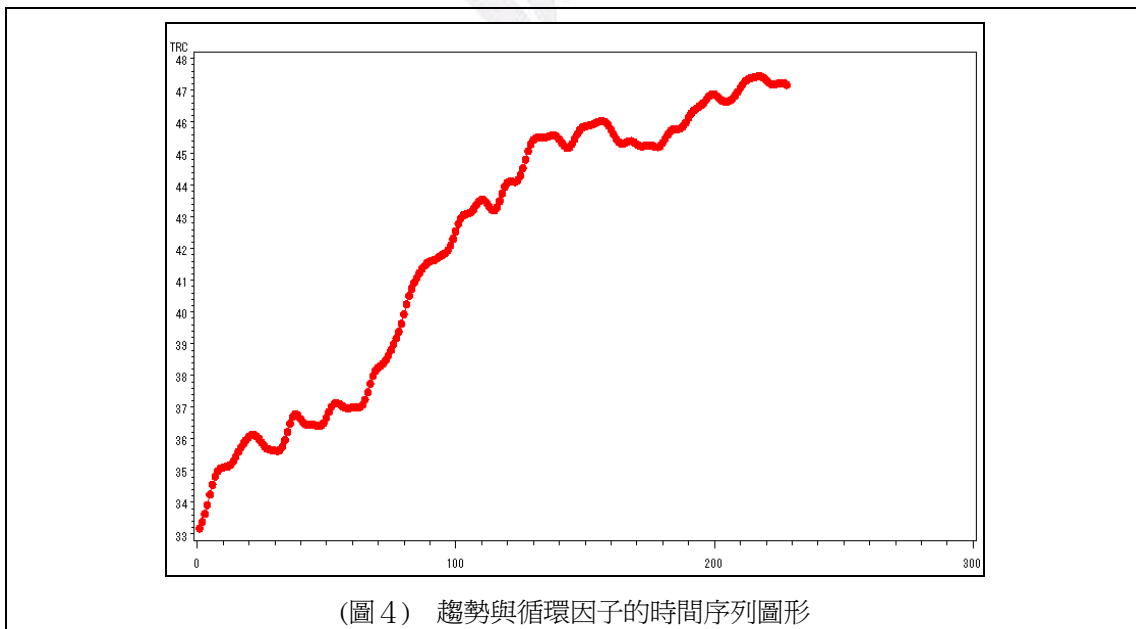
### (一)圖形分析

將原始時間序列與去季節因子時間序列做比較，如(圖3)所示。



由(圖3)可發現原始時間序列與去季節因子序列幾乎重疊，且有上升趨勢。

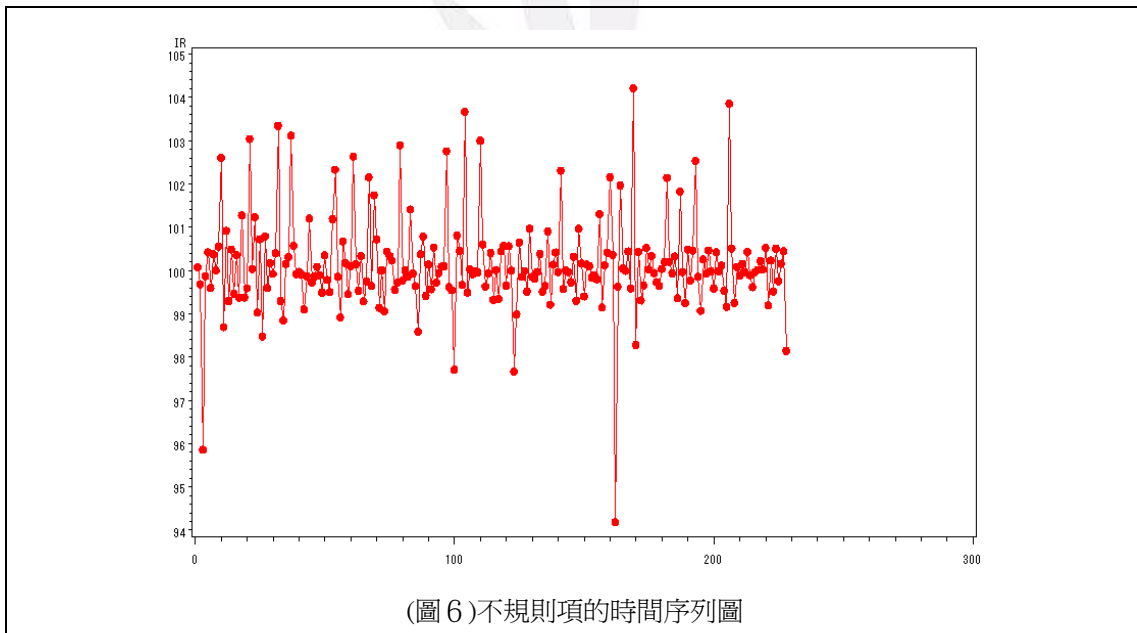
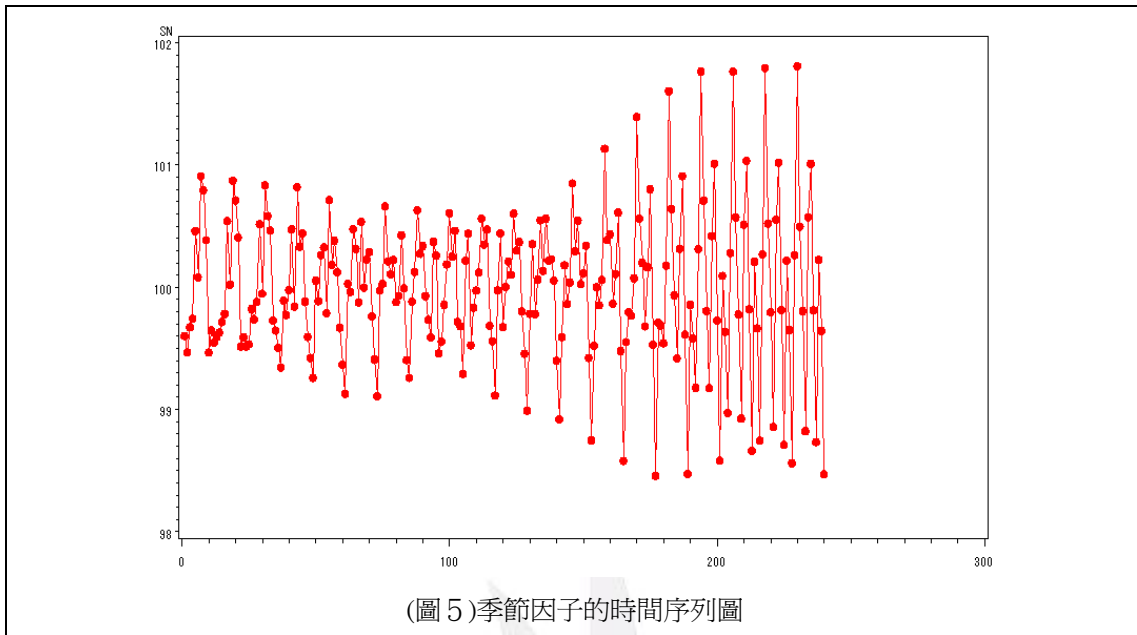
將原始時間序列中的趨勢與循環因子保留做討論，如(圖4)所示。



由圖4可看出圖形並沒有明顯的循環規則，但趨勢明顯上升，表示旅館平均房價逐年增加。這可能與物價及國民收入增加有關。



將季節因子的時間序列與不規則項的時間序列拉出做說明，如(圖5)與(圖6)所示。



(圖 5)及(圖 6)顯示季節因子及不規則項存在的影響；然而圖 5 顯示的季節變異在後期有變大的現象。

綜合以上，因為資料轉換後已取得平穩的變異數，所以我們使用乘法模式的分解法模型，對國內一般旅館的平均房價做預測分析。

## (二) 預設模型與診斷分析

### 分解法乘法模型

因資料變異數不平穩，有季節的變異，所以分解模式採乘法分解。預設模式為：

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

$$d_t = \frac{y_t^*}{SN_t} = \beta_0 + \beta_1 t + \varepsilon_t$$

_Parameter Estimates_					
DY					
Linear Trend					
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
Intercept	1	1183	13.5519	87.32	<.0001
t	1	5.3014	0.1026	51.66	<.0001

(表 1) 原始去季節因子模型參數表

從表1，可得原始的去季節因子估計式為

$$\hat{d}_t = 1183 + 5.3014t$$

### 殘差自我相關檢定

◎正自我相關檢定的虛無假設：

$$\begin{cases} H_0: \rho = 0 \\ H_1: \rho > 0 \end{cases}, \text{Reject } H_0 \text{ if } \alpha < 0.05, \text{ 有正自我相關}$$

◎負自我相關檢定的虛無假設：

$$\begin{cases} H_0: \rho = 0 \\ H_1: \rho < 0 \end{cases}, \text{Reject } H_0 \text{ if } \alpha < 0.05, \text{ 有負自我相關}$$

◎DW 檢定統計量：

$$d = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^T e_t^2}$$

檢測其自我相關:

The AUTOREG Procedure			
Dependent Variable DY			
Ordinary Least Squares Estimates			
SSE	2350313.32	DFE	226
MSE	10400	Root MSE	101.97851
SBC	2764.77736	AIC	2757.91867
Regress R-Square	0.9219	Total R-Square	0.9219
Durbin-Watson	0.3496	Pr < DW	<.0001
Pr > DW	1.0000		

(表2) 原始殘差項自我相關檢定

由(表 2)得知  $Pr < DW$  是用來檢定正自我相關，而其  $P$  值  $< \alpha = 0.05$ ，表示顯著，故需要配適一階自我相關再做分析，如(表 3)所示。

Lag	Coefficient	Standard Error	t Value
1	-0.810512	0.039048	-20.76

Yule-Walker Estimates			
SSE	760407.851	DFE	225
MSE	3380	Root MSE	58.13425
SBC	2513.99015	AIC	2503.70212
Regress R-Square	0.5873	Total R-Square	0.9747
Durbin-Watson	2.5217	Pr < DW	1.0000
Pr > DW	<.0001		

(表 3) 配適一階自我相關後的檢定

由(表 3)經過一階自我相關的配適後其  $P$  值  $< \alpha = 0.05$ ，表顯著，故有負自我相關，所以需要再配適二階自我相關後再做分析，如(表 4)所示。

Estimates of Autoregressive Parameters					
	Lag	Coefficient	Standard Error	t Value	
	1	-0.512730	0.062142	-8.25	
	2	-0.367400	0.062142	-5.91	
Yule-Walker Estimates					
SSE		650007.71	DFE		224
MSE		2902	Root MSE		53.86854
SBC		2483.94299	AIC		2470.22561
Regress R-Square		0.4311	Total R-Square		0.9784
Durbin-Watson		2.1375	Pr < DW		0.8348
Pr > DW		0.1652			
Variable	DF	Estimate	Standard Error	t Value	Approx Pr >  t
Intercept	1	1186	53.6264	22.11	<.0001
t	1	5.1697	0.3968	13.03	<.0001

(表 4) 配適二階自我相關後的檢定參數

由(表 4)得知經過二階自我相關後的 P 值皆>0.05，表示不顯著，故沒有正(負)自我相關存在，決定配適二階自我相關的去季節因子模型。

最後決定的分解法預測模型為:

$$\hat{d}_t = 1186 + 5.1697t + \varepsilon_t$$

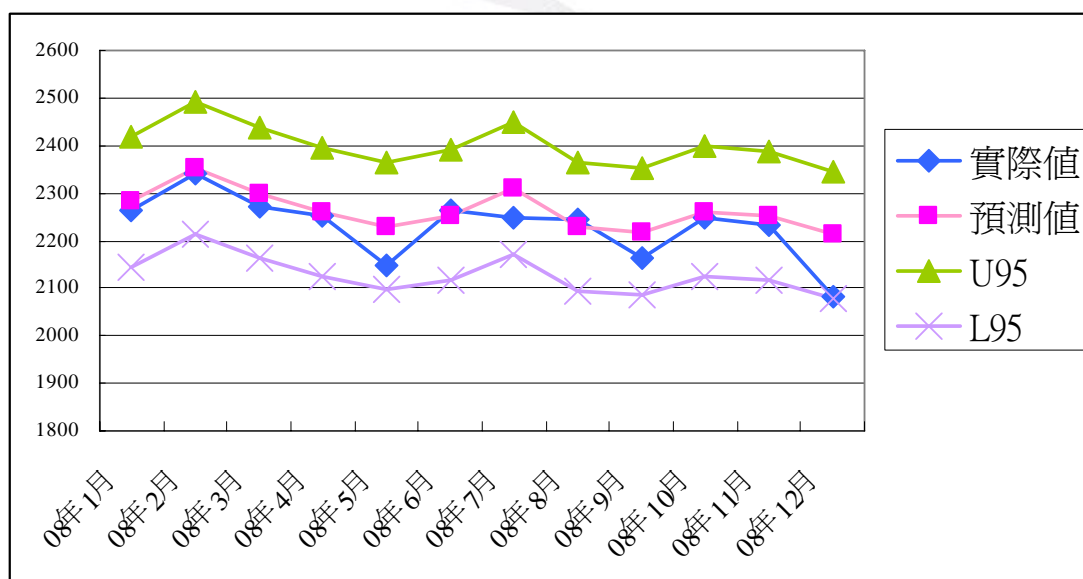
$$, \varepsilon_t = 0.51273\varepsilon_{t-1} + 0.3674\varepsilon_{t-2} + a_t, \sigma^2 = 53.86854$$

### (三)預測

做預測時我們保留最後 12 筆資料與預測的值做比較，下表為 2008 年 1 月~12 月的實際值、預測值和預測區間，我們可以利用 Excel 繪圖工具繪製折線圖。

日期	實際值	預測值	U95	L95
08年1月	2264	2281.36	2416.93	2145.79
08年2月	2342	2351.99	2491.94	2212.04
08年3月	2271	2299.68	2436.28	2163.07
08年4月	2254	2260.45	2395.42	2125.47
08年5月	2146	2229.93	2362.60	2097.26
08年6月	2262	2253.11	2390.62	2115.60
08年7月	2250	2309.43	2448.48	2170.37
08年8月	2243	2229.43	2365.45	2093.41
08年9月	2163	2218.14	2351.42	2084.85
08年10月	2248	2261.77	2399.43	2124.12
08年11月	2234	2251.99	2388.36	2115.62
08年12月	2082	2212.77	2346.42	2079.12

(表 5) 12 筆真實值、預測值與預測區間



(圖7) 真實值、預測值與預測區間圖

從(圖 7)，實際值都在 95% 的預測區間內，除了有某幾個月差異較大外，其他的預測與實際值相差不遠，故此分解法模型預測能力表現佳。

而影響預測誤差加大，可能是因為當月的特殊外界因素影響，導致真實質變異增大，例如：5 月份因暑假旅遊旺季來臨，飯店可能實施折扣促銷的手法，壓低住宿房價，吸引旅客訂房;到了 12 月旅遊淡季則壓低房價，刺激訂房率回升。



## 第二節 時間序列迴歸法(Time Series Regression)

### (一)時間序列迴歸分析

模型： $y_t^* = \sqrt{y_t}$

$$y_t^* = \beta_0 + \beta_1 t + \beta_2 d_1 + \dots + \beta_{12} d_{11} + \varepsilon_t$$

$$d_1 = \begin{cases} 1, & \text{when Jan} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, d_2 = \begin{cases} 1, & \text{when Feb} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, d_3 = \begin{cases} 1, & \text{when March} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}, \dots, d_{11} = \begin{cases} 1, & \text{when Nov} \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases}$$

$\varepsilon_t$  = 誤差項

檢測其自我相關:

The AUTOREG Procedure			
Dependent Variable		sy	
Ordinary Least Squares Estimates			
SSE	347.710308	DFE	203
MSE	1.71286	Root MSE	1.30876
SBC	785.695782	AIC	741.817162
Regress R-Square	0.9156	Total R-Square	0.9156
Durbin-Watson	0.3493	Pr < DW	<.0001
Pr > DW	1.0000		

NOTE: Pr<DW is the p-value for testing positive autocorrelation,  
and Pr>DW is the p-value for testing negative autocorrelation.

(表6) 原始時間序列最小平方估計表

由(表6)得知 Pr<DW 是用來檢定正自我相關，而其 P 值 $< \alpha = 0.05$ ，表示顯著，故需要配適一階自我相關再做分析。

Estimates of Autoregressive Parameters			
Lag	Coefficient	Standard Error	t Value
1	-0.816247	0.040647	-20.08

Yule-Walker Estimates			
SSE	111.780724	DFE	202
MSE	0.55337	Root MSE	0.74389
SBC	547.04505	AIC	499.791152
Regress R-Square	0.5758	Total R-Square	0.9729
Durbin-Watson	2.4727	Pr < DW	0.9997
Pr > DW	0.0003		

NOTE: Pr<DW is the p-value for testing positive autocorrelation,  
and Pr>DW is the p-value for testing negative autocorrelation.

(表7) 配適一階自我相關後

由(表 7)經過一階自我相關的配適後其 P 值 $< \alpha = 0.05$ ，表顯著，故有負自我相關，所以需要再配適二階自我相關後再做分析。

Estimates of Autoregressive Parameters			
Lag	Coefficient	Standard Error	t Value
1	-0.584379	0.067187	-8.70
2	-0.304407	0.067187	-4.53

Yule-Walker Estimates			
SSE	0.22621857	DFE	201
MSE	0.00113	Root MSE	0.03355
SBC	-787.06233	AIC	-837.6915
Regress R-Square	0.4253	Total R-Square	0.9772
Durbin-Watson	2.0798	Pr < DW	0.7142
Pr > DW	0.2858		

NOTE: Pr<DW is the p-value for testing positive autocorrelation,  
and Pr>DW is the p-value for testing negative autocorrelation.

(表8) 配適二階自我相關後的檢定參數

由(表 8)得知經過二階自我相關後的 P 值皆 $> 0.05$ ，表示不顯著，故沒有正(負)自我相關存在，所以此模型合適，無須再做配適。



Estimates of Autoregressive Parameters				
	Lag	Coefficient	Standard Error	t Value
	1	-0.567653	0.067184	-8.45
	2	-0.304557	0.067184	-4.53

Parameter Estimates						
Variable	DF	Parameter Estimate	Standard Error	t Value	Pr >  t	Variance Inflation
Intercept	1	34.24490	0.34892	98.14	<.0001	0
t	1	0.06704	0.00143	46.87	<.0001	1.00307
d1	1	0.40351	0.43654	0.92	0.3564	1.83572
d2	1	0.55665	0.43649	1.28	0.2037	1.83530
d3	1	0.14328	0.43644	0.33	0.7430	1.83493
d4	1	0.31508	0.43640	0.72	0.4711	1.83459
d5	1	0.24405	0.43637	0.56	0.5766	1.83430
d6	1	0.20671	0.43634	0.47	0.6362	1.83404
d7	1	0.55779	0.43631	1.28	0.2026	1.83383
d8	1	0.34747	0.43629	0.80	0.4267	1.83365
d9	1	0.10354	0.43628	0.24	0.8126	1.83351
d10	1	0.21923	0.43626	0.50	0.6158	1.83341
d11	1	0.17045	0.43626	0.39	0.6964	1.83335

(表 9) 時間序列迴歸的參數估計

由(表 9)的參數估計表寫出配適 AR(2)後的最終模型:

$$y_t^* = \sqrt{y_t}$$

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

$$y_t^* = 34.24490 + 0.06704t + 0.40351d_1 + 0.55665d_2 + 0.14328d_3 + 0.31508d_4 + 0.24405d_5 + 0.20671d_6 + 0.55779d_7 + 0.34747d_8 + 0.10354d_9 + 0.21923d_{10} + 0.17045d_{11} + \varepsilon_t$$

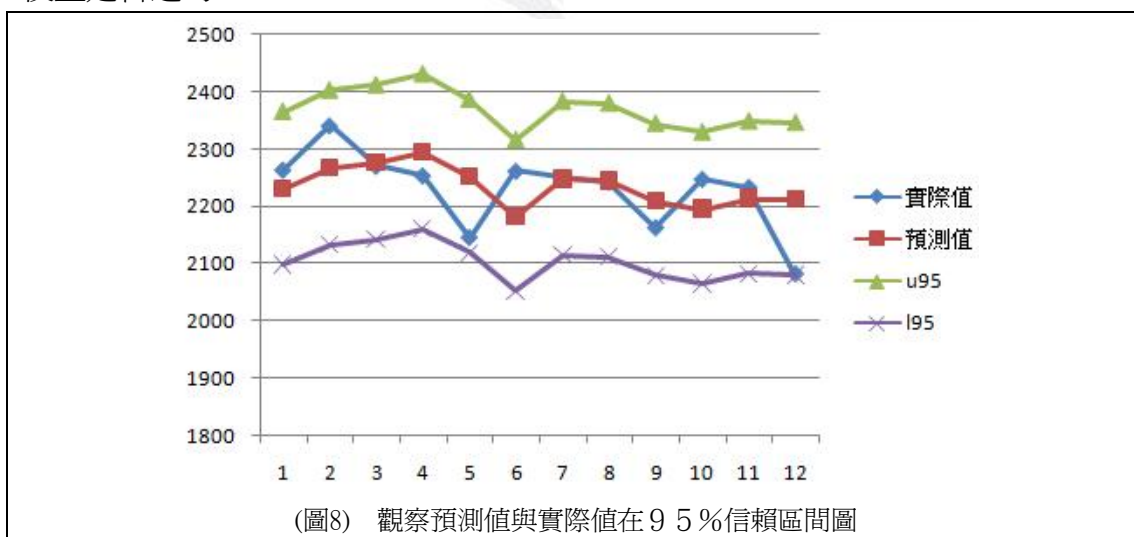
## (二) 預測

做預測時我們保留最後 12 筆資料與預測的值做比較，下表為 2008 年 1 月~12 月的實際值、預測值和預測區間，我們可以利用 Excel 繪圖工具繪製折線圖。

日期	實際值	預測值	U95	L95
08 年 1 月	2264	2230	2366	2099
08 年 2 月	2342	2266	2403	2134
08 年 3 月	2271	2275	2412	2142
08 年 4 月	2254	2294	2431	2160
08 年 5 月	2146	2251	2387	2119
08 年 6 月	2262	2182	2316	2052
08 年 7 月	2250	2247	2383	2115
08 年 8 月	2243	2244	2380	2112
08 年 9 月	2163	2210	2344	2079
08 年 10 月	2248	2195	2330	2065
08 年 11 月	2234	2214	2349	2083
08 年 12 月	2082	2211	2346	2080

(表 10) 12 筆真實值、預測值與預測區間

殘差項假設為建立模型的基本假設，由上述三種檢定法則可知我們所配適的模型是合適的。



由上圖得知真實值與預測值很相似，皆在 95% 信賴區間內，因此可判斷此項預測方法是合適的。

### 第三節 指數平滑法(Exponential Smoothing)

由原始圖(圖 1)可看出有季節以及趨勢，所以在指數平滑法中，我們選擇使用乘法模式 Winter Method—Multiplicative。

#### (一)預設模型

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

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

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

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

$L_t$ : the level     $b_t$ : the growth rate

$s_t$ : the seasonal factor of the time series in period  $t$

#### (二)模型配適值

配適 Winter Method—Multiplicative 之後的參數估計值表如(表 11)所示。

Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
LEVEL Smoothing Weight	0.29040	0.0317	9.1659	<.0001
TREND Smoothing Weight	0.00100	0.0103	0.0974	0.9225
SEASONAL Smoothing Weight	0.20227	0.0382	5.2885	<.0001
Residual Variance (sigma squared)	3459	.	.	.
Smoothed Level	2237	.	.	.
Smoothed Trend	5.38581	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 1	1.01698	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 2	1.03215	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 3	0.99405	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 4	0.99328	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 5	0.98754	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 6	0.99184	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 7	1.01287	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 8	0.99483	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 9	0.98218	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 10	1.00045	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 11	0.99772	.	.	.
Smoothed Seasonal Factor 12	0.99079	.	.	.

(表 11):參數估計值表

由表可知:

$$\hat{\alpha} = 0.29040, \quad \hat{\gamma} = 0.00100, \quad \hat{\delta} = 0.20227, \quad \hat{\sigma}^2 = 3459$$

配適後之模型：

$$\text{Level: } L_t = 0.29040 \frac{Y_t}{S_{t-s}} + 0.70960(L_{t-1} + b_{t-1})$$

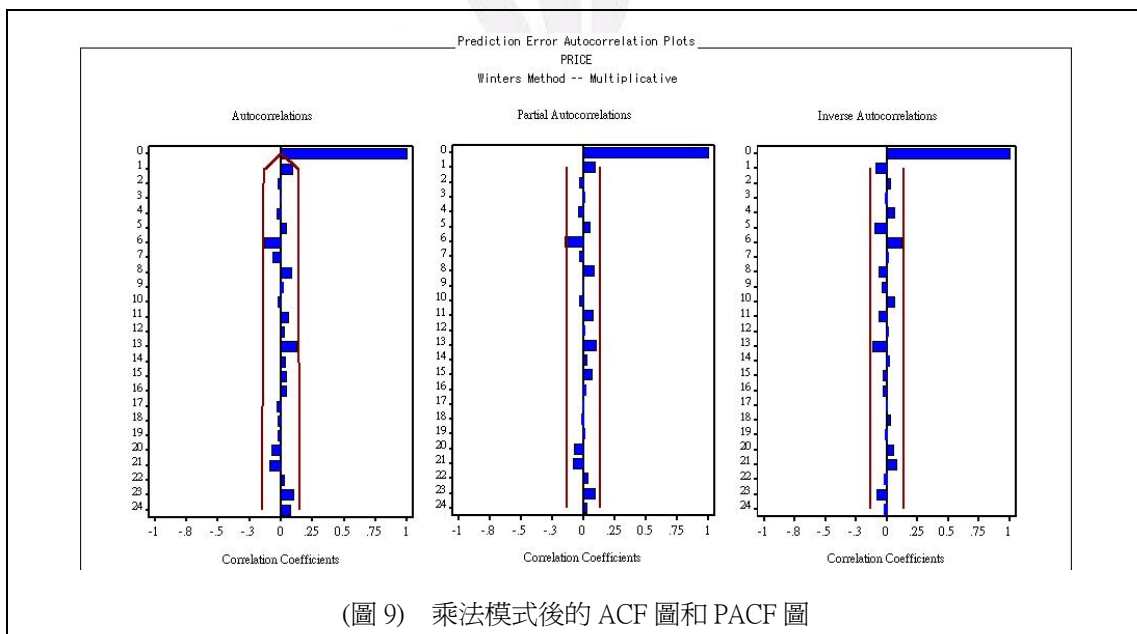
$$\text{Trend: } b_t = 0.00100(L_t - L_{t-1}) + 0.99900b_{t-1}$$

$$\text{Seasonal: } S_t = 0.20227 \frac{Y_t}{L_t} + 0.79773 S_{t-s}$$

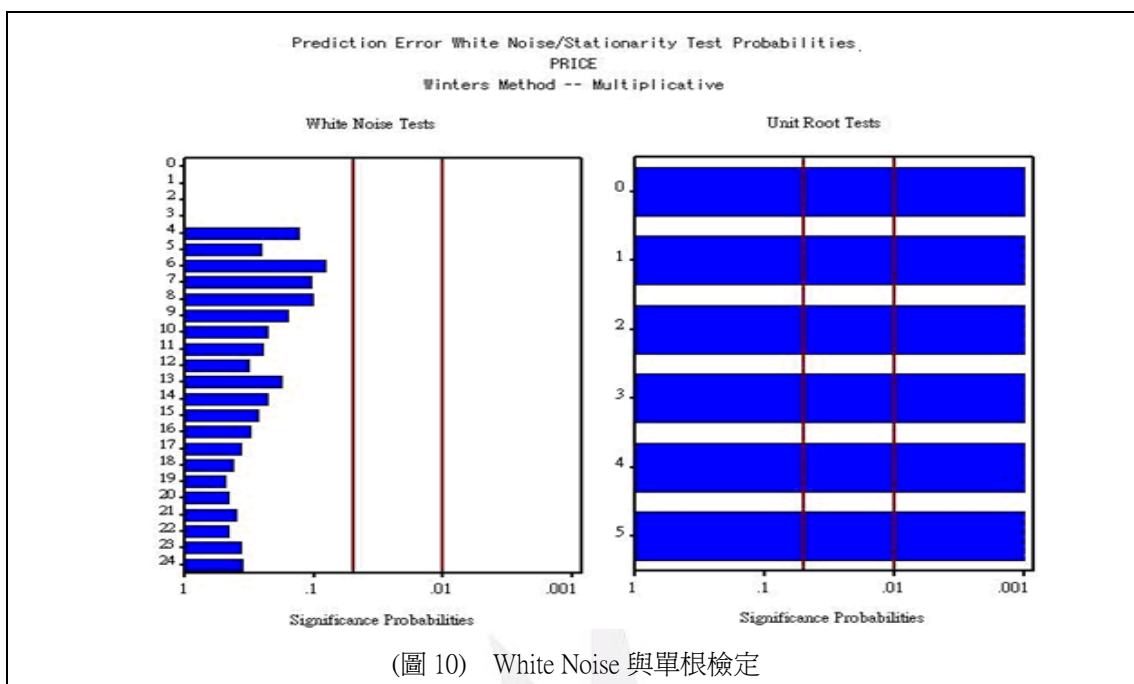
$$\text{Forecast: } F_{t+m} = (L_t + b_t m) S_{t-s+m}$$

### (三) 模型診斷

檢測模型是否合適：



由(圖 9)可看出大致上皆有在兩倍標準差內，只有 lag6 稍微凸出，所以配適完的模式是良好的。



### (1) White noise 檢定

White noise 是用來檢定殘差是否符合常態分配  $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$  <sup>iid</sup>

設虛無假設與對立假設為：
$$\begin{cases} H_0: \text{White noise} \\ H_1: \text{Not white noise} \end{cases}$$

設顯著水準  $\alpha$  為 0.05，若 P 值小於  $\alpha$  則拒絕  $H_0$ ，表示不符合殘差假設。由(圖 10)可發現 P 值皆大於  $\alpha$ ，不拒絕  $H_0$  表示此模式符合殘差假設。

### (2) 單根檢定

設虛無假設與對立假設為：
$$\begin{cases} H_0: \text{時間序列不平穩(有單根)} \\ H_1: \text{時間序列平穩(無單根)} \end{cases}$$

設顯著水準  $\alpha$  為 0.05，若 P 值小於  $\alpha$  則拒絕  $H_0$ ，表示此模型序列是平穩的。由(圖 10)可發現 P 值皆小於  $\alpha$ ，拒絕  $H_0$  表示模式符合殘差假設。

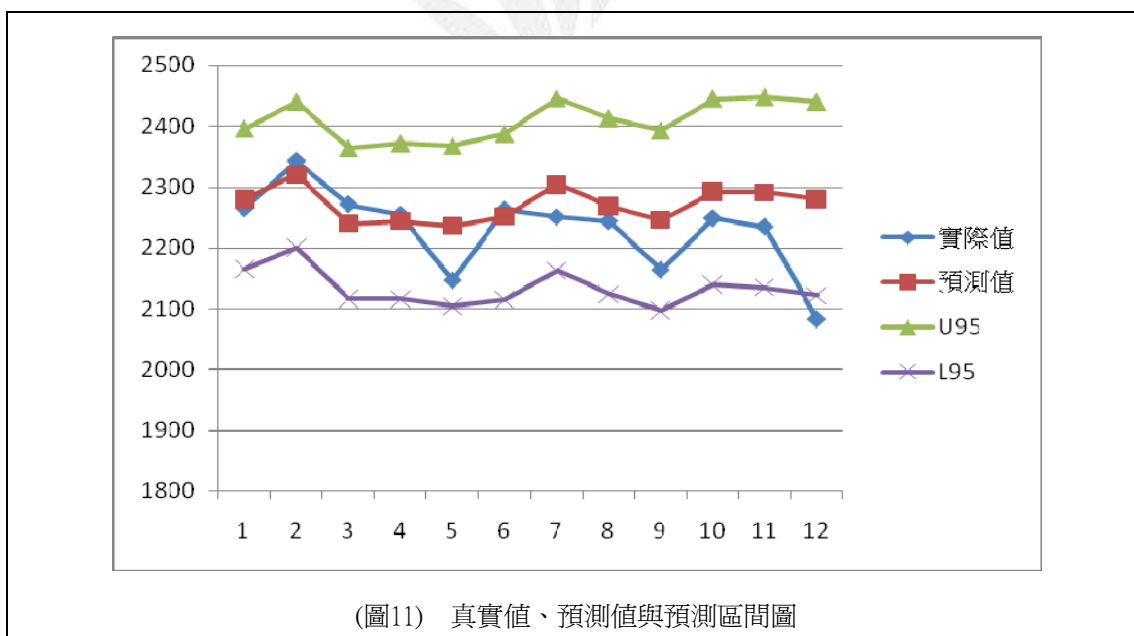
殘差項假設為建立模型的基本假設，由上述三種檢定法則可知我們所配適的模型是合適的。

### (四) 預測

做預測時我們保留最後 12 筆資料與預測的值做比較，下表為 2008 年 1 月~12 月的實際值、預測值和預測區間，我們可以利用 Excel 繪圖工具繪製折線圖。

日期	實際值	預測值	U95	L95
08 年 1 月	2264	2280	2396	2165
08 年 2 月	2342	2320	2440	2200
08 年 3 月	2271	2240	2364	2116
08 年 4 月	2254	2243	2372	2115
08 年 5 月	2146	2236	2368	2103
08 年 6 月	2262	2251	2388	2114
08 年 7 月	2250	2304	2446	2162
08 年 8 月	2243	2268	2413	2123
08 年 9 月	2163	2245	2393	2096
08 年 10 月	2248	2292	2445	2139
08 年 11 月	2234	2291	2448	2134
08 年 12 月	2082	2280	2440	2121

(表 12) 12 筆真實值、預測值與預測區間



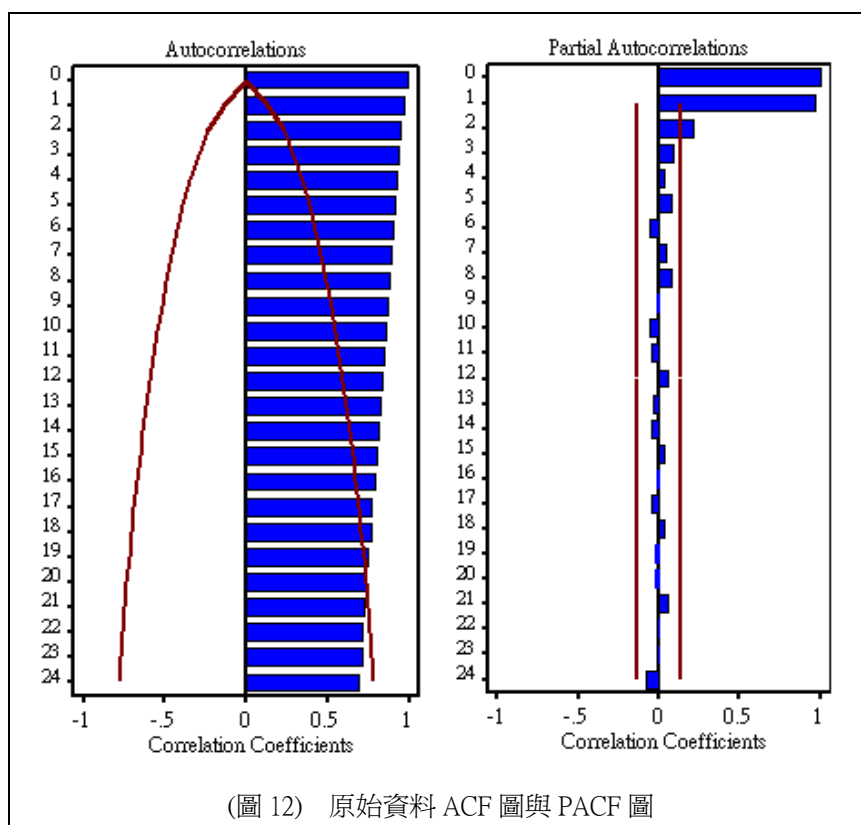
由(圖 11)可看出，大部分的預測值與真實值都在 95%信賴水準之內，只有 1 筆觀測值是落在 95%信賴區間的邊界之外，為 2008 年 12 月，所以我們可以判斷此預測是合適的。

## 第四節 ARIMA分析

### (一)配適模型

資料為何要經過開根號做轉換已於“研究主題”說明，資料轉換後要繼續檢測平均數是否平穩。

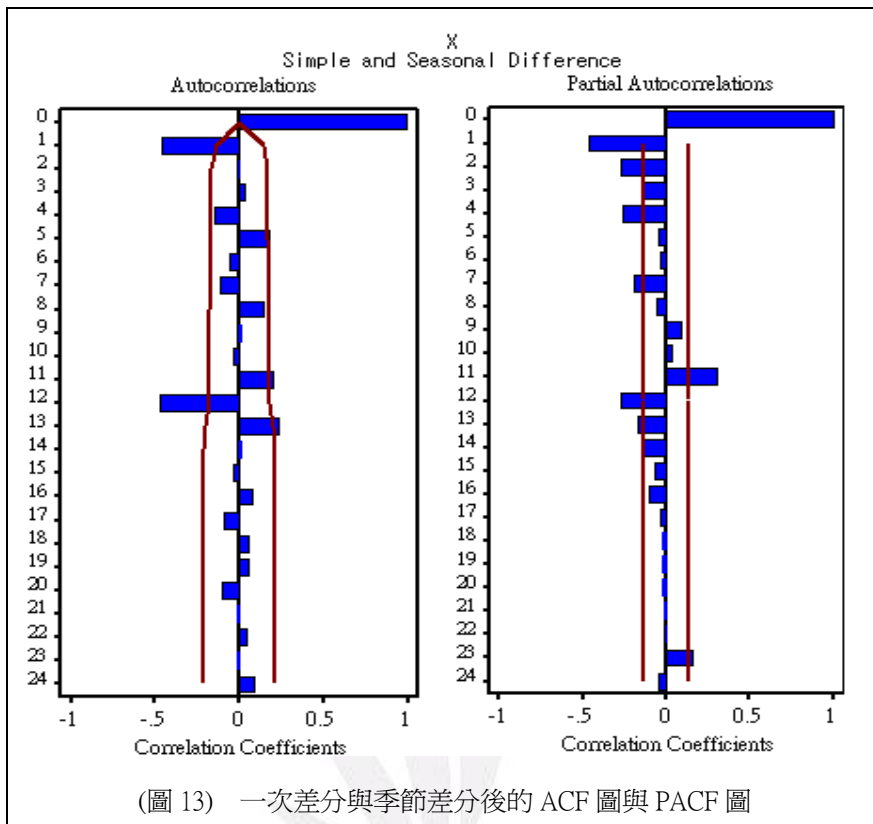
檢測平均數是否平穩可由 ACF 圖與 PACF 圖判斷，如(圖 12)所示。



(圖 12) 原始資料 ACF 圖與 PACF 圖

由(圖 12)可看出 ACF 圖呈現 dies down slowly，表示平均數不平穩。當平均數不平穩時須對資料做差分，差分的方式有簡單差分、季節差分與同時做簡單差分及季節差分三種。

因爲此份資料具有季節性，同時做簡單差分及季節差分後的 ACF 圖及 PACF 圖，如(圖 13)所示。



由(圖 13)可發現，ACF 圖有明顯的 cut off，且 PACF 圖 dies down quickly。而 ACF 圖中的 lag1 和 lag12 明顯凸出兩倍標準差，所以我們決定要配適：ARIMA(0,1,1)(0,1,1)<sub>s</sub> 模式。

預設模型： $Z_t = sy_t$

$$(1 - B)(1 - B^{12})Z_t = (1 - \theta B)(1 - \Theta B^{12})a_t$$

預測方程式： $(1 - B)(1 - B^{12})sy_t = (1 - 0.65421B)(1 - 0.80290B^{12})a_t$

$$\hat{\sigma}^2 = 0.49222$$

Sqrt IMA d=(1, 12) q=(1)(12) NOINT				
Model Parameter	Estimate	Std. Error	T	Prob> T
MA factor 1 lag 1	0.65421	0.0523	12.5016	<.0001
MA factor 2 lag 12	0.80290	0.0608	13.2072	<.0001
Model Variance (sigma squared)	0.49222	.	.	.

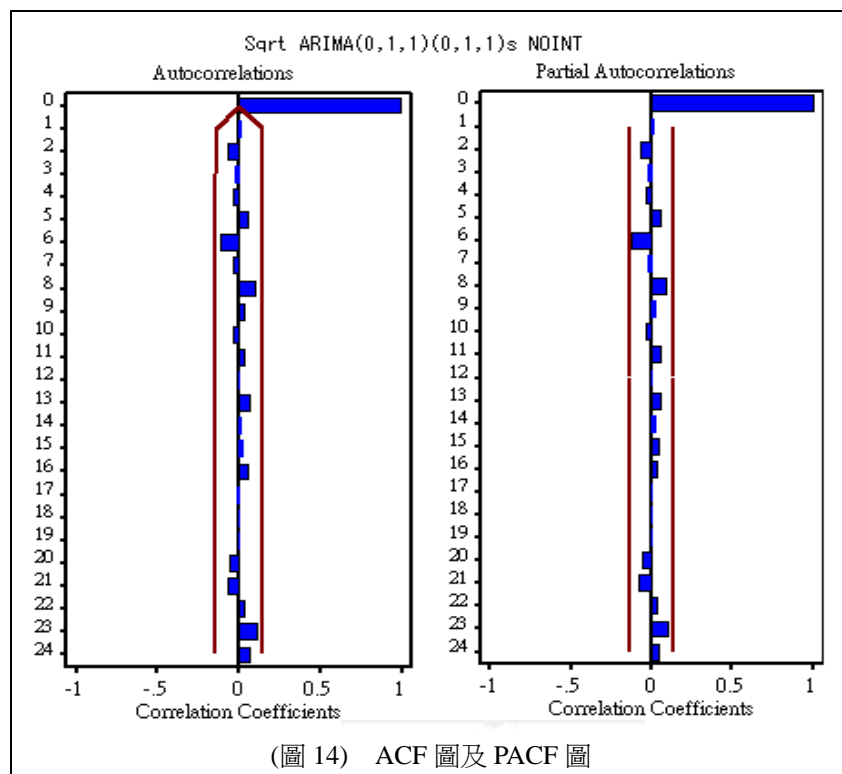
(表 13) 參數估計表



## (二) 診斷模型

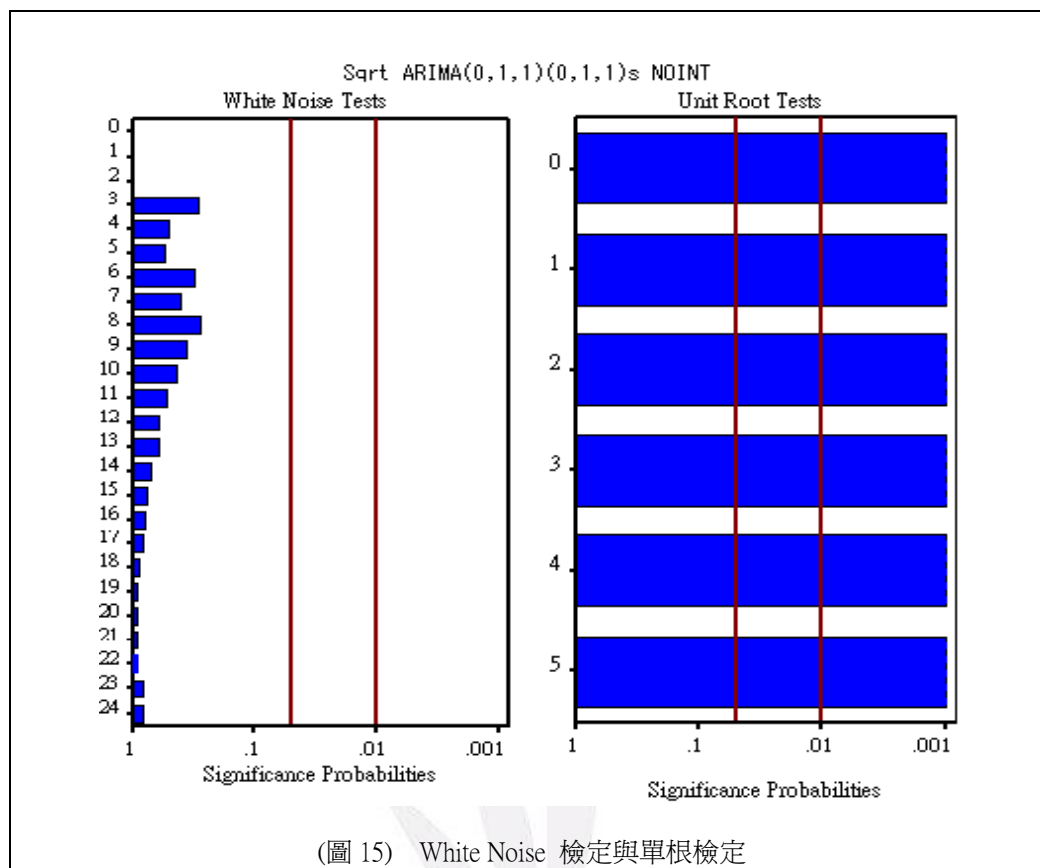
診斷模型可利用 ACF 圖及 PACF 圖、White Noise 檢定、單根檢定與 Ljung-Box 檢定四種方式來診斷所配適的模型是否合適。

### (1) ACF 圖及 PACF 圖



(圖 14) ACF 圖及 PACF 圖

由(圖 14)可發現配適完成的 ACF 圖與 PACF 圖的殘差均在兩倍標準差之內，表示所配適的模型是適當的。



## (2) White noise 檢定

White noise 是用來檢定殘差是否符合常態分配  $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$

設虛無假設與對立假設為：
$$\begin{cases} H_0: \text{White noise} \\ H_1: \text{Not white noise} \end{cases}$$

設顯著水準  $\alpha$  為 0.05，若 P 值小於  $\alpha$  則拒絕  $H_0$ ，表示非 White noise。  
由(圖 15)可發現 P 值皆大於  $\alpha$ ，不拒絕  $H_0$  表示此模式是 White noise。

## (3) 單根檢定

設虛無假設與對立假設為：
$$\begin{cases} H_0: \text{時間序列不平穩(有單根)} \\ H_1: \text{時間序列平穩(無單根)} \end{cases}$$

設顯著水準  $\alpha$  為 0.05，若 P 值小於  $\alpha$  則拒絕  $H_0$ ，表示此模型序列是平穩的。  
由(圖 15)可發現 P 值皆小於  $\alpha$ ，拒絕  $H_0$  表示模式無單根。

#### (4) Ljung-Box 檢定

Autocorrelation Check of Residuals									
To Lag	Chi-Square	DF	Pr > ChiSq	-----Autocorrelations-----					
6	4.07	4	0.3964	0.033	-0.040	-0.007	-0.029	0.069	-0.105
12	7.52	10	0.6754	-0.035	0.112	0.035	-0.012	0.030	-0.003
18	9.06	16	0.9110	0.059	0.008	0.020	0.054	-0.010	-0.002
24	14.14	22	0.8966	0.002	-0.047	-0.063	0.039	0.098	0.068
30	15.21	28	0.9761	0.012	-0.034	0.046	0.024	-0.018	-0.013
36	22.77	34	0.9286	-0.052	0.022	-0.099	-0.024	0.038	-0.125

(表 14) Ljung-Box 自我相關檢定表

虛無假設與對立假設為：

$$\begin{cases} H_0: \text{殘差項沒有自我相關} \\ H_1: \text{殘差項有自我相關存在} \end{cases}$$

設顯著水準  $\alpha$  為 0.05，若 P 值小於  $\alpha$  則拒絕  $H_0$ ，表示此模型有自我相關存在。由(表 13)可發現 P 值皆大於  $\alpha$ ，不拒絕  $H_0$  表示殘差項沒有自我相關。

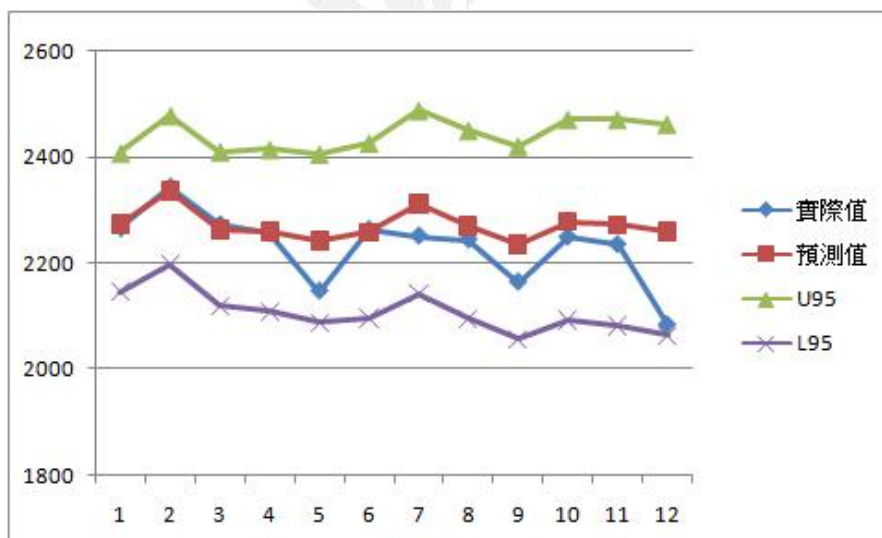
殘差項為建立模型的基本假設，由以上四種檢定法則可知我們所配適符合所有的殘差假設，表示模型是合適的。

### (三) 預測

做預測時我們保留最後 12 筆資料與預測的值做比較，(表 15)為 2008 年 1~12 月的實際值、預測值和預測區間，我們可以利用 Excel 繪圖工具繪製折線圖。

日期	實際值	預測值	U95	L95
08年1月	2264	2274	2406	2144
08年2月	2342	2335	2477	2196
08年3月	2271	2262	2409	2118
08年4月	2254	2259	2413	2108
08年5月	2146	2243	2404	2087
08年6月	2262	2258	2425	2095
08年7月	2250	2311	2487	2141
08年8月	2243	2269	2449	2094
08年9月	2163	2235	2419	2056
08年10月	2248	2278	2470	2092
08年11月	2234	2272	2470	2081
08年12月	2082	2259	2461	2063

(表 15) 12 筆真實值、預測值與預測區間



(圖 16) 真實值、預測值與預測區間圖

由(圖 16)可看出，前四筆預測值皆與真實值幾乎重合，而其他預測值也都落在 95%信賴區間內，表示模型預測的還不錯，所以我們可以判斷出所配適的模型是合適的。

## 第五節 最佳模型

我們將利用四種評估預測的準則來評估預測的表現，使用分解法、時間序列迴歸法、指數平滑法、ARIMA分析來配適模式，並用平均平方誤差 (MSE)、平均絕對誤差(MAD)、平均絕對比率誤差(MAPE)、平均比率誤差(MPE)來評估哪一個模型較佳，而選擇最佳的模型。

### (一)判斷方法

分析方法	公式	判斷準則
MAD	$MAD = \frac{\sum_{t=1}^n  y_t - \hat{y}_t }{n}$	越小越好
MSE	$MSE = \frac{\sum_{t=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2}{n}$	越小越好
MPE	$MPE = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t}}{n} * 100$	越小越好
MAPE	$MAPE = \frac{\sum_{t=1}^n \frac{ y_t - \hat{y}_t }{y_t}}{n} * 100$	越小越好

$y_t$  = 真實值       $\hat{y}_t$  = 預設值

### (二)四個準則

分析方法	MSE	MAD	MPE	MAPE
時間序列迴歸法	3989.36	49.3333	-0.3015	2.2385
指數平滑法	5391.42	53.4167	-1.9122	2.4586
分解法	2729.93	37.1642	-1.5454	1.7117
ARIMA分析	4411.17	44.6667	-1.9206	2.0659
最佳模型	分解法	分解法	指數平滑法	分解法

以 MSE、MAD、MPE 及 MAPE 準則而言，其值愈小表現愈良好，反之則否；而 MAPE 準則其值小於 5 表現良好，其值介於 5 至 10 表現不錯，大於 10 表現稍差。綜合上表之比較，我們可以發現分解法在所有準則之表現都是良好的，因此選擇分解法配適模型為我們的最佳模式。

## 第三章 結論與建議

### 第一節 結論

根據四種方法分析結果顯示，分解法的配適模型，在 MSE、MAE、MPE 及 MAPE 四個準則呈現效果大致良好，於是選擇分解法的配適模型為最佳模型。

從上述結果得知，從一般的角度看來，由於觀光業的發展以及國民所得增高等等的因素，使得整體房價升高成為必然的趨勢，但是隨著旅館一間一間的興起，旅館業者也面臨著市場的競爭，如何在淡季做促銷，或是如何在旺季大撈一筆，也成為旅館業者必須深思的問題。

### 第二節 建議

近年來，由於工商業漸漸發達，人民也隨著社會的變遷，生活步調也越來越緊湊，有時常常沒有時間停下來好好休息，加上幾年前政府週休二日的政策上路後，旅遊更是不可或缺的一環。也因此觀光業也蓬勃發起來，也由於台灣觀光業的蓬勃發展，加上開放大陸觀光客來台，觀光旅館隨著這些需求漸漸一間一間的興起，所以也面臨了市場的競爭。這兩年全球金融風暴的來臨，民眾的荷包縮水。觀光旅館的業者在考慮經濟效益最大的同時，也需要正視民眾負擔旅遊的價格為何。

一般觀光旅館平均房價

## 參考文獻：

AREMOS 資料庫系統

交通部統計處(<http://www.motc.gov.tw/mocwebGIP/wSite/mp?mp=1>)

