

南 華 大 學
旅 遊 管 理 研 究 所
碩 士 論 文

以時間序列分析台灣開放大陸遊客
對日本遊客的排擠效應

**A Time Series Analysis With The Squeezing Effect On
Tourist Arrivals From Japan After Making Open To
Mainland China Tourists**

研 究 生：林雅文

GRADUATE STUDENT : YA-WEN LIN

指 導 教 授：丁誌紋 博士

ADVISOR : CHIH-WEN TING Ph.D

中 華 民 國 一 百 零 一 年 五 月

南 華 大 學
旅 遊 事 業 管 理 研 究 所
碩 士 學 位 論 文

以時間序列分析台灣開放大陸遊客
對日本遊客的排擠效應

研究生：林雅文

經考試合格特此證明

口試委員：林俊昇

陳貞吟

丁慧敏

指導教授：丁慧敏

系主任(所長)：丁慧敏

口試日期：中華民國 101 年 5 月 18 日

謝 誌

兩年的碩士專班研究生身分，隨著論文的付梓即將告一段落。此時此刻心中充滿了感恩的心，因一路走來，要感謝的人很多。

本論文得以順利完成，首先最要感謝我的指導教授丁誌紋博士，老師一路上沉穩內斂的關懷與建議，在我論文寫作遇到挫折與瓶頸時，總能適時引導與協助，使我豁然開朗，並且不時修正論文中的盲點與不足之處，使我能夠一步一腳印地將論文完成。老師學識豐富、滿腹經綸、能近取譬；為人極富愛心、耐心，讓我衷心感佩、春風化雨點滴在心田。同時也要感謝口試委員林俊昇校長及陳貞吟老師給予精闢的指導與建議，您們所提供的寶貴意見，讓本論文更臻嚴謹與完整。

感謝同窗好友兼同事漢平、美綸、亮好，在求學及論文撰寫期間所給予的鼓勵與支援，沒有你們的提醒，依我慢郎中的處事步調，許多事情恐怕會在原地打轉許久；感謝小何學長及韋辰學長在研究軟體、資料的提供與協助；感謝同事雅慧，在我工作與學業兩頭忙時，適時給予關懷與協助。回首來時路，發現要感謝的人與事如此不勝其數，一併在此獻上我心中最誠摯的謝意。

最後要感謝我的家人，因為你們無條件的支持，用心的疼愛，和溫暖的鼓勵，才有今天的我；尤其是外子，在這段期間承擔家中一切事務，幫我照顧兩個年幼的兒子，讓我可以心無旁騖，專心完成學業與論文。

一路支持的家人、一路提攜的師長、以及一路相挺的夥伴們，謝謝您們！

林雅文

謹誌於2012年5月

南華大學旅遊管理研究所一百學年度第二學期碩士論文摘要
論文題目：以時間序列分析台灣開放大陸遊客對日本遊客的排擠效應

研究生：林雅文

指導教授：丁誌紋 博士

論文摘要內容：

本文研究自1991年1月至2011年9月期間，每月來台日本觀光客人數，其目的在探討台灣開放大陸遊客觀光後，對日本來台觀光客是否產生排擠效應。

本研究使用時間序列模型預測日本來台觀光客人數，其研究結果為：使用相乘季節性ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂模式及離群值偵測可以預測及解釋日本來台觀光客人數變化趨勢。我們發現開放大陸遊客來台觀光之後，日本來台觀光客人數受到明顯衝擊。除了探討排擠效應的原因外，並且關注未來當環境承載量無法負荷，更可能讓排擠效應更加明顯與擴大。最後提出大陸遊客來台觀光的建議及未來自由行的影響。並且指出來台觀光客人數模式建構的課題方面，依然具有探討之空間與價值存在。

關鍵詞：時間序列模式、相乘季節性 ARIMA $(p,d,q)(P,D,Q)_s$ 模式、預測、大陸遊客。

Title of Thesis : A Time Series Analysis with the squeezing effect on
tourist arrivals from Japan after making open to Mainland
China tourists

Name of Institute: Department of Tourism Management, Nan Hua
University

Graduate date: June 2011 **Degree Conferred:** M.B.A.

Name of student: Ya-Wen Lin **Advisor:** Chih-Wen Ting Ph.D.

Abstract

In this paper, we examine monthly tourist arrivals from Japan between January 1991 and September 2011. Our purpose is to find that whether the squeezing effect occurred on tourist arrivals from Japan after making open to Mainland China tourists.

To do this, we use time series analysis model to forecast tourist arrivals from Japan. The result shows the $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ model with outlier detection could explain and forecast the trend about the change of tourist arrivals from Japan. We find that tourist arrivals from Japan have been impacted after making open to Mainland China tourists. In addition to explore the reasons for the squeezing effect on tourist arrivals from Japan, we also pay attention to the expansion of the squeezing effect as the environmental carrying capacity cannot support in the future. This study finally concluded some suggestions and the effect of mainland individual tourism tourists to Taiwan. Furthermore, it also reveals that the topic of model construction and practices for tourist arrivals still need to do some research for its excellence.

Keywords : Time Series Models, $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ model, forecast
, Mainland China tourist.

目錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
目錄	iii
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論	1
1.1 研究背景與動機	1
1.2 研究目的	5
1.3 論文架構	6
第二章 文獻探討與回顧	7
2.1 觀光需求預測文獻	7
2.2 以時間序列模式應用在旅遊需求面分析	8
2.3 季節性和干擾項及離群值	10
2.3.1 季節性	10
2.3.2 干擾項和離群值	11
2.4 時間序列預測模式實證結果回顧	12
2.5 陸客來臺現況	15
第三章 研究方法	19
3.1 資料樣本範圍	19
3.2 研究流程	19
3.3 時間序列簡介	21
3.4 資料檢定	23
3.4.1 單根檢定	23
3.4.2 非定態資料之處理	25
3.5 建構ARIMA模型	26
3.5.1 Ljung-Box (Q統計量)檢定及Jarque-Bera (JB) 統計量檢定	27
3.5.2 ARIMA模型	28
3.5.3 相乘季節性ARIMA(p, d, q)(P, D, Q) _s 模式	29
3.5.4 干擾項及離群值偵測	30
3.5.5 模型的配適度準則	32
3.6 模型預測能力的評估準則	33
第四章 研究結果	34
4.1 資料檢定	34
4.2 模型建構	38
4.2.1 季節性檢定	38

4.2.2 模型選取與配適	41
4.3 模型預測（樣本外預測）及分析	51
第五章 結論與建議	58
5.1 結論與討論	58
5.1.1 形成排擠效應的原因	59
5.1.2 業者以包容的態度、市場區隔策略因應	60
5.1.3 排擠效應減弱	62
5.1.4 開放陸客自由行及陸資來台，排擠效應再現之疑慮	63
5.1.5 建議	64
5.2 後續研究建議	66
參考文獻	67

表目錄

表 3.1 MAPE 值之標準.....	33
表 4.1 日本來台觀光人數數列 Z_t 之 ADF 單根檢定分析表.....	35
表 4.2 日本來台觀光人數取對數後數列 Y_t 之 ADF 單根檢定分析表.....	37
表 4.3 日本來台觀光人數數列 Z_t 之季節因子.....	39
表 4.4 日本來台觀光人數取對數之數列 Y_t 季節週期單根檢定分析表.....	40
表 4.5 各 ARMA(p, q) 之 SBC 值.....	46
表 4.6 各模型配適度準則一覽表.....	47
表 4.7 各模型之參數估計值及 MAPE 值對照表.....	48
表 4.8 ARIMA(0,0,5)(0,1,1) ₁₂ 模型之離群值分析結果.....	49
表 4.9 日本來台觀光實際人數和預測人數一覽表.....	52
表 4.10 實際人數和預測人數成對樣本檢定分析表.....	56
表 5.1 2010 年全體、日本及大陸觀光團體旅客之平均每人每日消費支出.....	61

圖目錄

圖 1.1 世界各國或地區的國際觀光客人數成長變化圖	2
圖 1.2 歷年日本來台觀光人數及陸客來台觀光人數比較圖	4
圖 2.1 2008 至 2011 年來台陸客人數比例圖	16
圖 3.1 研究流程圖	20
圖 4.1 歷年日本來台觀光人數序列圖	36
圖 4.2 歷年日本來台觀光人數取自然對數之序列圖	38
圖 4.3 歷年日本來台觀光人數之月平均數長條圖	39
圖 4.4(a) 數列 Y_t 之 ACF 和 PACF	42
圖 4.4(b) 數列 $(1-B)Y_t$ 之 ACF 和 PACF	43
圖 4.4(c) 數列 $(1-B^{12})Y_t$ 之 ACF 和 PACF	44
圖 4.4(d) 數列 $(1-B)(1-B^{12})Y_t$ 之 ACF 和 PACF	45
圖 4.5 ARIMA(0,0,5)(0,1,1) ₁₂ 模型殘差項之 ACF 及 PACF	50
圖 4.6 ARIMA(0,0,5)(0,1,1) ₁₂ 模型殘差常態性診斷判斷圖	50
圖 4.7 日本來台觀光實際人數和 ARIMA(0,0,5)(0,1,1) ₁₂ 模型配適人數比較圖	51
圖 4.8(a) 日本來台觀光實際人數和預測人數比較圖(預測 1~12 期)	54
圖 4.8(b) 日本來台觀光實際人數和預測人數比較圖(預測 13~24 期)	54
圖 4.8(c) 日本來台觀光實際人數和預測人數比較圖(預測 25~36 期)	55
圖 4.8(d) 日本來台觀光實際人數和預測人數比較圖(預測 37~51 期)	55

第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

「觀光」帶來的商機，給民眾帶來更多的財富，已成為許多國家賺取外匯的首要來源，根據世界觀光組織(World Tourism Organization，簡稱WTO)2000年版的分析報告指出，在全球各國的外匯收入中約有8%來自觀光收益，總收益亦超過所有其他國際貿易種類，高居第一。

就區域的觀點而言，半個世紀以來，西歐和北美一直為國際觀光客集中的地區，占全球觀光人口70%，但是自1999年起，隨著許多新興觀光據點的興起，赴歐美的國際觀光客人次成長已呈現逐漸趨緩的現象。東南亞區域乃此一觀光市場版圖移轉的最大贏家，在1999年的國際觀光客人次創下有史以來的新高，占全球總觀光人次的14.7%，並逐年增加，並且在2001年美國遭受911事件後，國際觀光客轉進東南亞地區日趨明顯(見圖1.1)。台灣正位居東亞及太平洋區域的中心地帶，面對如此全球觀光主流市場轉變的時機，積極推動台灣觀光產業的創新與發展實為政府當務之急。

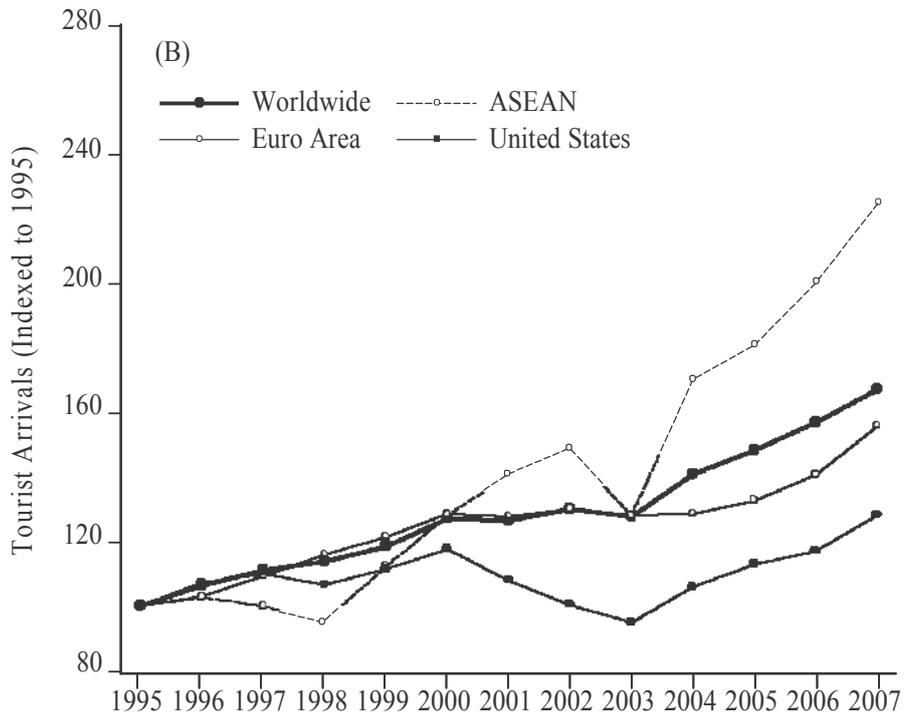
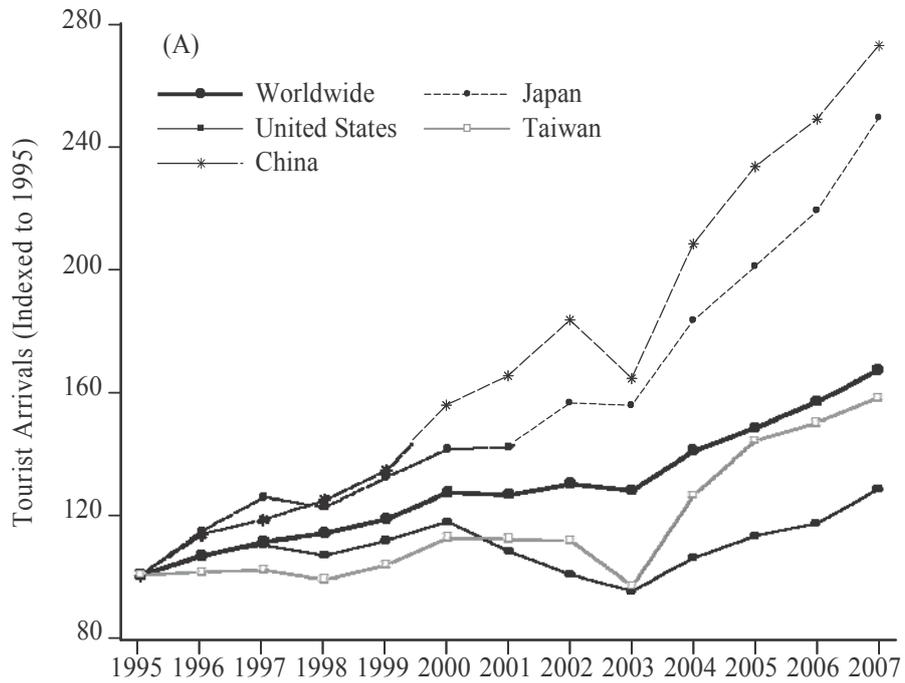


圖 1.1 世界各國或地區的國際觀光客人數成長變化圖
(各以 1995 年為基準並設定為 100)

註: ASEAN, Association of Southeast Asian Nations.

資料來源: Lin 和 Liu(2010)

根據世界經濟論壇(WEF)2009 年的觀光旅遊競爭力報告中所分析的觀光旅遊競爭力指數(Travel & Tourism Competitiveness Index, 簡稱 TTCI), 其中東亞地區排名: 香港排名世界第 12, 日本第 25、韓國第 31、台灣排名第 43、中國大陸第 47。TTCI 的分數愈高, 其國際觀光客人數與國際觀光收益愈高, 由此報告中顯示台灣尚有很多指標需要著手加強、改善。例如: 國內的公共與私人部門結構, 包括公共建設、住宿旅館、交通運輸、本土特色的吸引力及促銷活動等, 這些因素和觀光人數是否增加密切相關(Sarames, 1973); 台灣的觀光資源有限, 必須準確地預測來台觀光旅客需求, 才得以掌握觀光市場狀況與發展, 以進一步規劃各種軟硬體設施的投資, 例如: 大規模飯店興建、遊覽車購置、導遊培訓...等, 以減少觀光資源不敷使用或閒置浪費。

依觀光局 2007 年之「觀光年報」資料顯示, 2007 年來台觀光旅客中, 亞洲地區因地緣及文化關係, 佔有率為 80.3%, 其中日本旅客最多, 佔 39.1%, 日本一直都是台灣在觀光市場中最重要且穩定的客源, 透過正確的分析 and 完善的規劃與管理才能使觀光市場的供需達到均衡。然自從 2008 年 7 月中國大陸觀光客(簡稱陸客)首發團正式開放後, 中國成為來台觀光客國家中成長速度最快者, 至 2010 年上半年已累積超過 122 萬人次, 當年來台旅客人數首度超越日本而成為我國最大客源國(圖 1.2)。

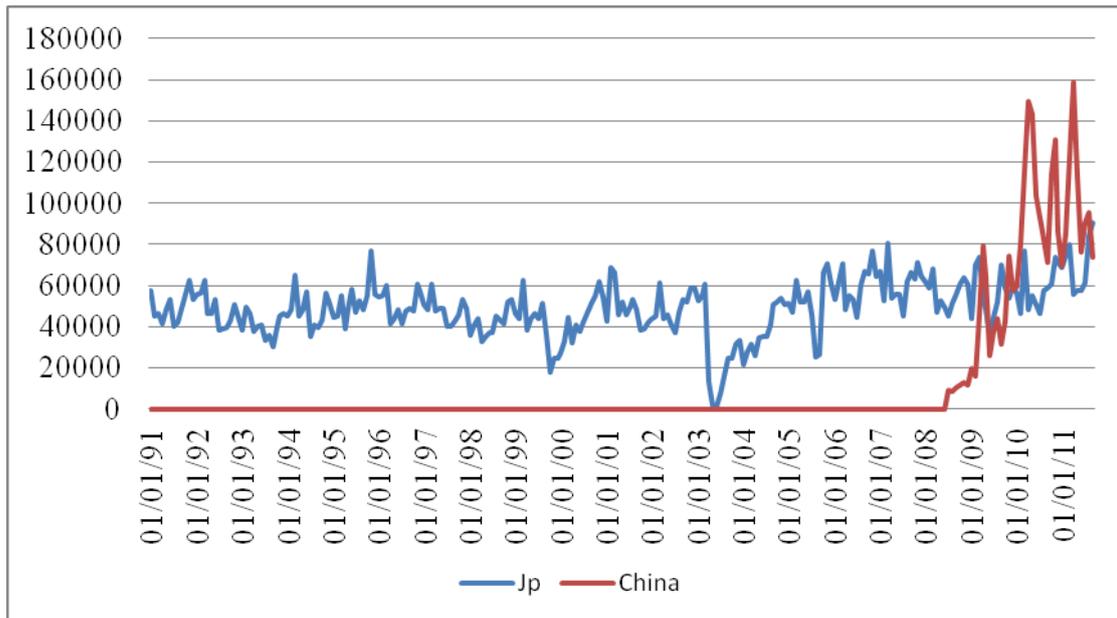


圖 1.2 歷年日本來台觀光人數及陸客來台觀光人數比較圖

資料來源：觀光局觀光年報（1991~2011）

觀光商品具有「生產與消費的不可分割性」特色，這和一般出口的商品不一樣，在同一個觀光景點內，同一個飯店內，同一個泡湯池內，業者無法去隔離使用者。因此，團體間若心有成見，或是團體間的行為不能相容時，必然會有一方退出。如果其他觀光客的旅遊習性與中國觀光客不能相容時，台灣整體觀光承載量勢必受到衝擊，尤其當中國觀光客旅遊行為排擠其他觀光客群時，最終觀光業者將很可能面臨選擇客群的議題。此時一加一可能是小於二，反而牴觸了原本政府「把餅做大」的期待。

觀光客之多寡直接影響台灣觀光業者及政府對整體觀光環境之政策

與投資，不正確的評估或是不準確的預測，將衝擊原有觀光市場並且增加外部成本，由於日本一直都是台灣在觀光市場中最重要客源，因此對未來來台日本旅客人數，建立一個適當的預測模型，實為了解台灣觀光市場變化的工具之一。目前大多數預測旅遊人數的研究，所採用的方法以時間序列分析居多，時間序列分析法乃純粹以變數間的實際資料來解釋其行為，並透過資料特性的行為發展能更確切的捕捉到研究變數的隱含特徵，而避免了傳統計量經濟過度依賴經濟理論，以至於忽略了資料本身訊息的缺點，並且改進了傳統模式殘差項的不當假設與處理。故本研究將以時間序列分析法探討日本國際觀光客來台旅遊的市場狀況，同時預測日本國際觀光客來台人數。

1.2 研究目的

根據動機背景之敘述，本研究目的如下：

- 一、 來台日本觀光客人數及陸客來台現況分析
- 二、 以時間序列模式預測來台日本觀光客人數
- 三、 分析開放中國觀光客來台對日本觀光客人數的排擠效應

1.3 論文架構

本論文共有五章，其架構摘要如下所示：

第一章為緒論，主要是敘述本文的研究背景與動機、研究目的及研究架構。

第二章為文獻探討，針對本研究所欲探討議題之國內外相關文獻整理與回顧及陸客來台現況。

第三章為研究方法，介紹研究理論架構與方法，包含資料來源、時間序列簡介、資料檢定、離群值的類型、模型配適度準則、預測能力評估準則。

第四章為研究結果與分析，說明本研究模型的建構，並且以模型所呈現實證結果，藉由表格的整理及文字的敘述進行分析。

第五章為結論與建議，歸納本文的重要結論及對後續研究者的建議。

第二章文獻探討與回顧

2.1 觀光需求預測文獻

不正確的評估或是不準確的預測，將會造成觀光資源的浪費或是不敷所需，為了提供較佳的供需平衡，必須透過需求分析加以確認。過去的相關研究通常將旅遊人數視為需求面的代表 (Uysal, 1984)，因此顯示旅遊人數預測模式建構的必要性。

Sheldon 和 Var(1985)將觀光需求預測的文獻分為三類：時間序列模式(Time Series Model)、計量經濟因果模式(Econometric Causal Model)及專家意見法(Expert-opinion Method)；而 Calantone, Di Benedetto, 和 Bojanic(1987)將觀光預測方法分為四類：探究預測(Exploratory Forecasting)、理論預測(Speculative Forecasting)、規範預測(Normative Forecasting)及整合預測(Integrative Forecasting)，其中探究預測方法，包含時間序列模式、重力模式(Gravity Model)及迴歸模式(Regression Model)，而理論預測方法則考量專家意見，因此這兩類方法即涵蓋了 Sheldon 和 Var(1985)所提到的三種模式，也是最常使用的方法。

2.2 以時間序列模式應用在旅遊需求面分析

若以需求面分析為前提，相關之時間序列模式建構方向，可主要歸納區分為三大類：

(1) 需求分析方法的應用：例如以整合預測方法(Integrated Forecasting Approach)分析旅館需求(Yüksel, 2007)、以三次多項式方法(Cubic Polynomial Approach)進行旅遊人數需求預測(Fong-Lin Chu, 2004)、使用多重迴歸模式的預測方法應用在觀光需求上(Gray, 1966)、單變量與多變量及類神經網路模式預測結果比較(吳柏林等人，1994)。

(2) 領先指標確認與不同方法之間的分析成果比較：例如 Carey Goh 和 Rob Law(2002)、鄭天澤與時巧煒(1995)、張家瑄(2005)。

(3) 旅遊需求案例分析：例如以澳洲、南非、土耳其等國家為實例的旅遊需求分析(Lim 和 McAleer, 2002; Burger,Dohnal,Kathrada 和 Law, 2001; Koc 和 Altinay, 2007)等。

整體觀察上述不同之模式類別發現，計量經濟模式在旅遊需求應用上頗為普遍，但是 Witt, C.A. 和 Witt, S.F. (1990) 針對計量經濟預測模式的研究發現，其預測能力並不佳，但是分析各自變數對旅遊需求的影響，卻可以顯示國際觀光客的旅客特性以及其經濟意涵。亦即其經濟意涵大於預測意涵。而整合自我迴歸移動平均模式(Autoregressive

Integration Moving Average Model, ARIMA)被多數研究採用作為主要或相互比較的時間序列分析方法，該項模式受到相關研究較為一致性的重視。根據 Box 和 Jenkins(1976)的觀點，認為時間序列資料變動的主要因素可分為兩種：

(1) 序列符合自我迴歸過程 (Autoregressive Process : AR Process) : 藉由序列中的歷史資料來推估未來的趨勢。

(2) 序列符合移動平均過程 (Moving Average Process : MA Process) : 現期的不規則變異可以藉由過去的不規則變異來估計。

所以時間序列是由過去實際值和隨機變動的資料所組成，稱為自我迴歸移動平均模式 (Autoregressive Moving Average Model : ARMA)。如此則能強化依據以往資料隨時間變動的歷史型態，進而預測未來可能變動趨勢之能力；為了解決時間序列不平穩的狀態，Box 和 Jenkins 於 1970 年代初期發展了 ARIMA 模型，目的是將不穩定數列透過差分轉為平穩型數列，之後許多文獻，ARIMA 模型更是普遍在經濟、工程、與社會科學等領域上。

近年來時間序列分析法有長足之進步，在應用上也有日趨普及的現象，故本研究亦將以時間序列 ARIMA 模式探討日本來台觀光客人數變化。

2.3 季節性和干擾項及離群值

在亞洲各國預測觀光需求的文獻中，預測模型變數包含季節性和干擾項較少見。Chan(1993)和 Lim(2001)使用非季節性 ARIMA 預測模型，並調整季節性變數作為模型推估，然而調整季節性會造成某些資訊的流失。雖然 Chu (1998)定義季節性在時間序列的不穩定，並利用隨機季節性的型態推估模型，然該文並未研究干擾項的分析。茲將季節性與干擾項意義與重要性，分述如下：

2.3.1 季節性

一種季節事件之發生，具有一種規則之週期，例如每年的寒暑假國人出國旅遊人數會增加。季節事件可認為在一正常情況下的干擾現象，但因具有規則性，所以可以事先預知。

季節性變動應用在觀光研究上，通常是調整或忽視或是在迴歸等式中放入季節虛擬變數。忽視季節性變數也許會造成錯誤的資訊評估，Bell 和 Hillmer (1984)認為季節性調整是透過簡化資料而達成統計上簡易的解釋，使用者也不會遺失重要資訊。

在迴歸等式放入季節虛擬變數也是處理季節性變數的方法之一，但是參數的描述表示，是在季節性變數是早已決定的假設之下。Abeyasinghe (1994)表示使用季節性虛擬變數有可能產生出迴歸不正確性。因此，在

決定預測模式之前，定義季節性並且處理季節性變數是相當重要的。

2.3.2 干擾項和離群值

時間序列觀測值有時會受干擾事件之影響，例如政策改變、經濟危機、恐怖攻擊事件、廣告促銷、天然災害、甚至紀錄或鍵入之錯誤等等。這些對時間序列最重要的影響是不會重複發生，但卻是會劇烈影響時間序列模式的事件，這些顯著的事件稱之為干擾項(interventions)，而受干擾項影響在時間序列觀察值中所呈現異常之值稱之為離群值(outlier)。多數情況下，干擾項會劇烈影響時間序列，若是不瞭解干擾項或是它的影響，則對於時間序列的分析可能就不正確。Fox首先於1972年提出時間序列離群值的偵測研究，將離群值分為四種(1)Type I (2)Type II (3)綜合Type I 和Type II (4)其他，其後陸續有許多國外學者已針對外部異常事件的衝擊並加以預測(Box 和Tiao, 1975 ; Izenman 和 Zabell, 1981)。對觀光產業而言，各國政經狀況或是自然災害、金融危機等都會影響旅客觀光意願。因此，在預測模型加入離群值分析可以改善模型預測能力。

2.4 時間序列預測模式實證結果回顧

鄭天澤和李旭煌(1995)針對台灣地區出國觀光旅客整體及各主要市場需求，分別建立預測模式。以六種預測方法：簡算法、單變量時間序列模式、轉移函數模式、時間趨勢模式、指數平滑法以及計量經濟模式，除利用各類模式選取準則如 AIC、SBC 等來選取最適模式外，並以平均絕對百分誤差 (MAPE)、根均方百分誤差 (RMSPE)、方向變化誤差 (Direction of Change Error) 以及趨勢變化誤差 (Trend Change Error) 來評估各方法預測能力，從中選出最佳模式並進行預測整合分析。

Carey Goh 和 Rob Law(2002)比較十種時間序列預測模式，預測十個國家到香港觀光的人數，結果顯示具有隨機不穩定季節性及干擾項變數的 ARIMA 分析模式較具預測能力。

丁崇德和蕭景楷(2002)建構 1992-2001 年來台旅客人數預測模式，應用十種預測模式並比較其結果。選取年平均佔總來台旅客人數 3% 以上的國家，依次為日本、美國、香港、泰國、韓國、菲律賓、新加坡。進行預測國外來台旅客人數趨勢。實證結果顯示，日本、香港、菲律賓、泰國及美國最佳預測模式為 SARIMA 干擾模式，韓國最佳預測模式為 $ARIMA(p,d,q)$ 模式，新加坡最佳預測模式為相乘季節性 $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ 模式。在模式的準確性方面，預測模式準確性最佳的為 SARIMA

干擾模式，其次為相乘季節性 $ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s$ 模式。

張家瑄(2005)分別以亞洲主要來華的國家—日本、韓國、港澳、東南亞以及亞洲整體為研究主體，建立這五個地區之來華旅客人數之時間序列，並擬以各地區之 1971 年 1 月至 2000 年 12 月共 360 筆月資料，各建立簡算法 I、簡算法 II、簡單線性迴歸模型、二次曲線預測模型、指數曲線非線性預測模型、波動性時間序列非線性迴歸模型、自我相關落後模型 (AR)、移動平均模型 (MA)、自我相關整合移動平均模型 (ARIMA)、季節性與非季節性自我相關整合移動平均模型 (SARIMA) 以及 Holt-Winters 預測模型之十一種預測模型，並分別以各不同模型進行預測，以得到 2001 年至 2002 年共 24 筆預測值，最後利用預測值與樣本之實際值來檢驗預測模型之預測能力，而所採用的檢測方法為平均絕對百分比誤差 (MAPE) 和泰勒不等係數 (Theil's U) 來判定預測模型之優劣，藉以得出一個各地區的最佳預測模型，最後再進行未來四年 (2005-2008) 之預測值。

邱思涵(2010)選取來台人數最多的五個地區或國家來台觀光客人數，進行時間序列方法之分析。蒐集 1991 年 1 月至 2009 年 11 月港澳、日本、韓國、東南亞及美國來台觀光旅遊人數資料，分別以月資料及季資料進行 4 種模型模擬分析，包括：(1)未調整 ARIMA 模型、(2) X-12

季節性調整 ARIMA 模型、(3) 虛擬變數調整模型及(4) SARIMA 模型。首先以 1991 年 1 月至 2004 年 12 月五個主要來台地區或國家之資料模擬以上 4 個模型，用平均絕對百分比誤差(MAPE)、平方根誤差(RMSE)和泰勒不等係數 (Theil's U) 等方法，比較 2005 年 1 月至 2009 年 11 月實際來台人數與 4 個模型之預測人數，結果發現，無論以季資料或月資料進行分析，4 種模型預測能力皆為良好。其中，月資料分析以 SARIMA 為最佳模型。

Lin 和 Liu(2010)研究影響台灣國際觀光的因素或是事件(可分為重複出現和非重複出現)，採用 ARIMA 模型和轉換函數時間序列模型，使上述的影響因素或事件均考量在模型內，而一次性事件則是以自動離群值偵測與模型估計來處理之。利用聯合估計法偵測離群值和估計參數，不僅改善模型參數估計的品質，同時也揭示了可能被忽略的重要事件，除了可以了解這些事件的影響力之外，更可以未雨綢繆為將來做準備。

本研究亦將採用時間序列分析法之相乘季節性 ARIMA (p,d,q) $(P,D,Q)_s$ 模式(SARIMA 模式)，並且加入離群值的偵測調整，以 1991 年 1 月至 2007 年 6 月來台日本觀光客人數建構預測模型，得到 2007 年 7 月至 2008 年 6 月共 12 筆預測值，利用預測值與樣本之實際值來檢驗預測模型之預測能力，藉以得出一個最佳預測模型，再進行開放陸客來台觀

光後（2008 年 7 月至 2011 年 9 月）之預測值與實際人數比較，分析開放中國觀光客來台對日本觀光客人數的排擠效應。

2.5 陸客來臺現況

中國大陸自從改革開放後，人民生活水平與經濟能力大幅提升，2008 年中國人民出境的人數已達 4,600 萬人次，較 2007 年成長約 12%，出境人口數排名為全亞洲第一（大陸國家旅遊局，2009）。而台灣推動陸客來台觀光始於 2002 年，初期開放對象有嚴格限制，當年 5 月 10 日放寬到開放赴國外旅遊或商務考察轉來台灣地區觀光，以及旅居國外包括港澳地區四年以上，且領有工作證明之大陸地區人民，以及其隨行之配偶與直系親屬來台觀光。2008 年 5 月新政府上任後，兩岸關係改善，在兩岸觀光和包機直航的議題上，採取先透過海基會、海協會協商，討論開放內容以及問題處理原則，達成協議後，兩岸修法讓行政單位有執行的法源依據。2008 年 6 月兩岸簽署旅遊協議後，來臺日額由原 1,000 人次提昇至 3,000 人次，初期首發團之啟動加上高消費能力引起各界矚目，不過，統計初期至同年 10 月間之入境陸客僅 31,342 人次，平均每日 261 人次，與原預期每日 3,000 人次仍有相當大之差距。一直到平日空運定期航班、海運直航於 2008 年 12 月 15 日正式實施，因為交通環境大幅

改善，省卻耗費時間、成本，也開始促使更多大陸地區人民來臺旅遊，根據觀光局統計，2009年每日平均團進團出陸客為1,661人，2010年上半年更達平均每日3,440人，從圖2-1顯示，實施平日兩岸包機直航後，來臺陸客人數成長速度極為迅速，2009年上半年陸客人數已達251,273人，約為2008年7至12月總人數的3.9倍，顯現出此政策對促進臺灣旅遊業及觀光產業發展之影響。至2010年總人數已達1,228,086人，當年來台旅客人數首度超越日本而成為我國最大客源國。

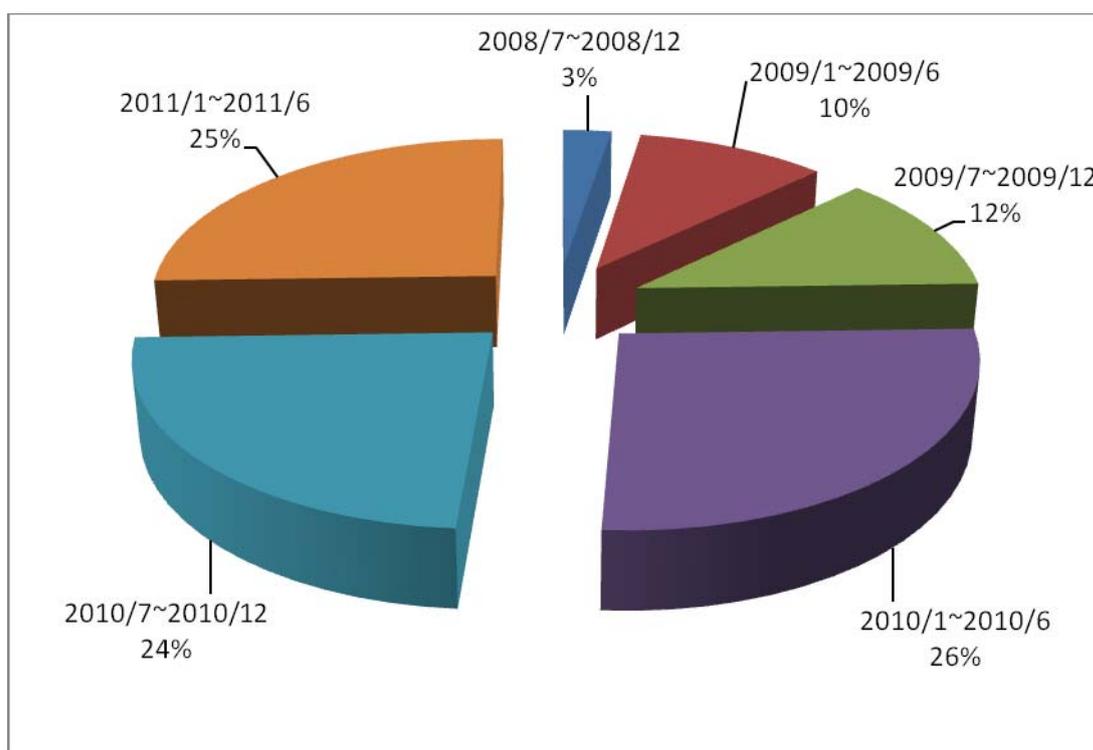


圖2-1 2008至2011年來臺陸客人數比例圖(每半年為單位)

資料來源：觀光局統計月報及本研究整理

當初正式開放大陸人民搭乘包機來台觀光，兩岸協議每日配額是 3,000 人，理論上一年可接待 109 萬陸客，但是中國各地的旅行社業者並非都可以提供赴台旅遊的服務，端視中國官方開放哪些省分、哪幾家旅行社可以經營赴台旅遊的組團業務。2008 年 7 月開辦包機直航，第一波開放 13 個省市共 33 家組團社，2009 年 4 月開放第二波 25 個省市共 113 家組團社，至此人口較多的各省市都已經開放，這些省市符合出境資格的民眾都可以赴台旅遊。

至於陸客在台灣的活動則是由台灣的旅行社包辦，也就是所謂的地接社。台灣符合接待陸客觀光業務資格的旅行社家數較多，到 2010 年 3 月為止，台灣有 303 家旅行社可以承接陸客旅遊業務。以每家旅行社每日最高承接 200 名陸客的能量，台灣地接社的接待能量遠超過目前每日 3,000 人配額。但是由於陸客來台是採取團體旅遊，所有消費都在與旅行社有合作關係的商家，其他業者無法受惠於此一外部利益；加上陸客多集中在固定縣市之景點，許多縣市並無陸客蒞臨，因此政府積極協調對岸開放自由行。

到 2011 年 12 月為止，台灣在開放陸客觀光政策中，最為重要的是於 6 月 28 日起開放大陸觀光客自由行，以及於 12 月 28 日審議通過針對陸客來台進行醫療美容觀光。當 2011 年陸客自由行首發團來到台灣

後，便直接點名受惠五大產業之一的醫學美容。業者評估，因為國內(微)整型價格僅為鄰近香港的五成，與大陸當地相當，但水準領先大陸許多，而兩岸基於語言文化相似的優勢，這便是外界認為醫美將是陸客自由行直接受惠產業的原因。因此在陸客自由行商機挹注下，未來有機會與南韓首爾並駕齊驅，成為亞洲醫美的重鎮。

第三章 研究方法

本研究目的以時間序列模式預測日本觀光客來台人數，本章將針對研究之流程及研究方法加以說明。本章分為五小節：第一小節資料樣本範圍；第二小節時間序列簡介；第三小節資料檢定；第四小節配適SARIMA模型；第五小節預測能力評估。

3.1 資料樣本範圍

本研究採用 EViews 5.0 和 SPSS 18.0 軟體為分析工具，以 1991 年 1 月至 2011 年 9 月的日本來台觀光旅遊人數為研究對象，共 249 筆資料，取 1991 年 1 月至 2007 年 6 月共 198 筆資料來建構預測模型，得到 2007 年 7 月至 2008 年 6 月共 12 筆預測值，利用預測值與樣本之實際值來檢驗預測模型之預測能力，藉以得出一個最佳預測模型，再進行開放陸客來台觀光後（2008 年 7 月至 2011 年 9 月）之預測值與實際人數之分析。

3.2 研究流程

圖 3.1 為本研究建立預測模型之流程圖。為了解日本觀光客來台旅遊人數變化，本研究採用時間序列模型來進行探討，首先使用單根檢定來評估數列是否為定態，由於時間數列可能具有季節性循環現象，故本研究繼續做季節性檢定，爾後再配適 ARIMA 模型，當殘差通過序列相關檢定及

常態性檢定後，則進行模型預測力評估，得出研究結果並加以分析。

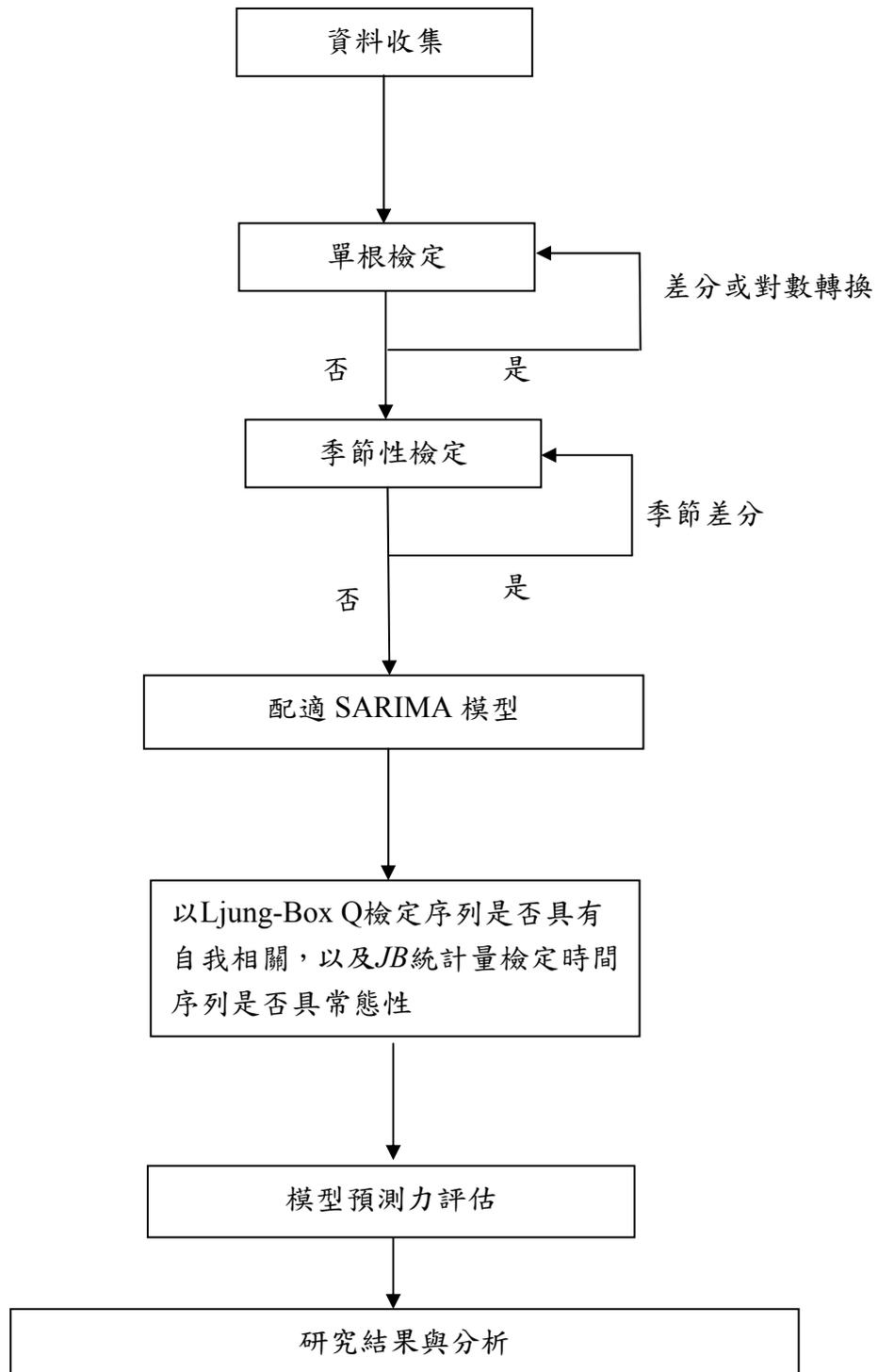


圖 3.1 研究流程圖

資料來源:本研究整理

3.3 時間序列簡介

針對時間序列的意義、特性、分析法與目的簡述如下：

一、時間序列的意義：時間序列 (Time Series) 係指以時間順序型態出現之一連串觀測值的集合，或更確切地說，對某動態系統 (Dynamic System) 隨時間連續觀察所產生有順序的觀測值之集合。

二、時間序列的特性：時間序列一般均呈隨機 (Random) 之現象，對數列未來結果無法確定，故以機率分配方式來表示者，稱之為未確定或隨機性時間序列 (Non-deterministic or Stochastic Time Series) (林茂文，1996)。若一時間序列，它是依據數學定律而變化，其預測未來之結果是被確定的，稱為確定性時間序列 (Deterministic Time Series)。(林茂文，1996)。

三、時間序列的分析法與目的：時間序列分析法可分為兩大類：

第一類為時間定義域分析法 (Analysis in Time Domain)：利用自我相關函數 (Autocorrelation Function，簡稱ACF) 做為建立模式的依據。第二類為頻率定義域分析法 (Analysis in Frequency Domain)：以光譜 (Spectrum) 作為分析之工具，一般又稱為譜系分析 (Spectral Analysis)。

研究時間序列模型的目的，就是希望發掘時間序列變數現在和過去的關係，以預測此變數未來的趨勢值為何，進而事先做決策；在1976年Box 和

Jankins提出進階的建模技術，並且以遞迴的方式對時間序列資料建構模型，稱為ARMA模型，和後來延伸的ARIMA相關系統。

本研究以隨機性時間序列，透過時間定義域分析法來建構模型，模型的建構是以下列二個重要觀念為基礎：

一、時間序列的資料所轉換成的變數需符合白噪音(white noise)過程：白噪音視為隨機過程的特性，又因它是在討論不同時間的變化，所以又可定義它為隨機變數討論之。簡單的說，如果有一個時間序列變數(以符號 ε_t 來表示)，須符合以下三個定義：

1. 期望值為0，亦即 $E(\varepsilon_t)=0, \forall t$ ，符合不偏性。
2. 變異數為固定常數， $\text{var}(\varepsilon_t)=\sigma^2, \forall t$ ，符合齊一性。
3. $\text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \text{cov}(\varepsilon_{t-j}, \varepsilon_{t-j-k}) = 0, \forall j, k, j \neq k$ ，符合獨立性。

二、殘差的假設：若以OLS法估計時間序列模型時，其中最重要的假設都是殘差(以符號 e_t 來表示)必須滿足以下之假設，則所估計的係數將具有BLUE(Best Linear Unbiased Estimate)的特性，亦即估計值具有最佳(Best)、線性(Linear)及不偏(Unbiased)的特性：

1. 殘差為常態性(normality)。
2. 殘差期望值為零(zero mean)： $E(e_t)=0, \forall t$ 。
3. 殘差具同質變異(homoskedasticity)： $\text{var}(e_t)=\sigma^2, \forall t$ 。

4. 殘差無自我相關(non-autocorrelation)： $\text{cov}(e_t, e_{t-s})=0$ ， $s \neq 0$ 。
5. 變數與殘差無相關(orthogonality)： $\text{cov}(x_{it}, e_t)=0$ ， $\forall i$ 。
6. 變數與變數間無相關(independence)： $\text{cov}(x_{it}, x_{jt})=0$ ， $\forall i \neq j$ 。

3.4 資料檢定

3.4.1 單根檢定(Unit Root Test)

Granger 和 Newbold(1974)指出若迴歸式的自變數是非定態，則以傳統OLS方法進行迴歸分析，將產生假性迴歸(spurious regression)的現象，如此得到的估計式和檢定結果都將不具意義。定態即一時間序列長期變動有固定之水準或固定之平均值、序列的變異不隨時間遞延而放大或縮小，且序列的波動速度，維持固定，不會越來越快或越慢(恆常自我相關)。而進行單根檢定最主要的目的在於確定變數之時間序列的整合級次(integrated order)，藉以檢定時間序列是否為定態(stationary)。

任一簡單的AR(1) (不管截距項) 可以表示為：

$$y_t = a_1 y_{t-1} + e_t \quad e_t \sim \text{white noise} \quad (1)$$

兩邊同減 y_{t-1} ，並且令 $\gamma = a_1 - 1$ ，可得

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + e_t \quad (2)$$

當數列 y_t 的特性根方程式有單根 ($H_0: \gamma=0$ ，即 $a_1=1$)，則該數列就不符合定態的統計定義。

若一個變數是定態，則其「所有的特性根必需落在單位圓內」；若是非定態，則其「所有的特性根將落在單位圓上或單位圓外」。

Dickey與Fuller (1979) 考慮一時間序列 (y_t) 是否存有單根現象，其檢定模型考慮到截距項 (drift term) 和線性時間趨勢 (linear time trend) 完成三個基本的檢定模型，形成DF檢定，但是因為DF檢定是用最小平方法 (OLS) 來進行，迴歸估計後的殘差項是否符合白噪音的性質，反而會影響到估計出來的迴歸係數。特別是當非定態變數之DGP不一定是像AR(1)的模式時，原先的DF檢定就可能會有問題，所以Dickey與Fuller而後將DF檢定法之三個檢定模型重置加入應變數 (y_t) 之落後期 (lagged term)，考慮了變數 (Δy_t) 之自我相關的問題來對時間序列資料 (y_t) 進行單根檢定。其檢定模型為：

(1)純粹隨機漫步模型(RW)，無截距項與時間趨勢項：

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (3)$$

(2)含截距項 (a_0) 但無時間趨勢項：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (4)$$

(3)含截距項 (a_0) 及時間趨勢項 (t)：

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_1 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + e_t \quad (5)$$

上面所列的方程式，正是所謂的「擴充的DF檢定」，簡稱ADF 檢定 (Augmented Dickey-Fuller test)。虛無假設(H_0)為假設時間序列具有單根亦即為不穩定數列，對立假設為假設時間序列不具單根亦即為穩定的數列，因此進行迴歸分析後，檢定的基礎為估計參數之ADF值與Dickey-Fuller所列出的單根檢定表比較。若ADF值之絕對值大於Dickey-Fuller單根檢定值，則拒絕有單根存在的虛無假設，表示為穩定的時間序列；若ADF值之絕對值小於Dickey-Fuller單根檢定值，則無法拒絕有單根存在的虛無假設，表示為隨機不穩定的時間序列。

3.4.2 非定態資料之處理

當時間數列的走勢具有向上遞增或向下遞減的現象時，可能是直線成長或指數成長，對於有趨勢(Trend)的時間數列，期望值隨時間而變動，因此需使用差分，使期望值穩定以符合定態條件的假設。

時間序列除了趨勢的變化外，許多經濟與商業活動資料常都具有季節性的循環，這些相隔固定時間的觀察值具有高度相關性，因此期望值也是不穩定的，也需使用季節差分達到基本時間序列條件假設。

除此之外，許多時間序列呈現不穩定的變異趨勢，通常變異數隨著資料值大小而增或減，經由轉換可以將數列的變異穩定，一般而言透過自然對數轉換，能將原資料漸增或減的不穩定變異轉為符合穩定條件假設的固定變異(constant variance)。

本文資料需基於兩個假設條件，首先，台灣的氣候相較於緯度較高的日本國家來得優渥，四季的氣候宜人是吸引日本旅客觀光的條件之一，因此，日本季節性的變動會影響來台旅客意願。其次，台灣經濟波動與世界同步，因此，當外部事件的發生時(如金融風暴、SARS等)，也會影響日本來台旅客意願。

3.5 建構ARIMA模型

對於已呈定態的時間序列而言，在模型鑑定階段的首要工作，即判定ARMA(p,q)的落後期數。本研究以SAS軟體撰寫迴圈，依SBC準則作為依據，利用自我相關函數(ACF)和偏自我相關函數(PACF)判斷落後期數p和q來建立模式，再經過離群值的偵測調整；模型建立之後，仍必須

通過Q統計量檢定、Jarque-Bera (*JB*) 統計量檢定。分別敘述如下：

3.5.1 Ljung-Box Q統計量檢定及Jarque-Bera (*JB*) 統計量檢定

為檢測時間序列殘差是否存在自我相關，大多使用Q統計量檢定，本研究採用Ljung-Box(1978)提出之Q統計量來檢測序列殘差是否存在自我相關，屬於自由度 p 的 χ^2 分配。虛無假設為：

H_0 ：此變數從1到 p 階都沒有自我相關

Ljung-Box Q統計量公式如下：

$$Q(p) = T(T+2) \sum_{j=1}^p \left(\frac{\rho_{(j)}^2}{T-j} \right) \quad p=1, 2, 3, \dots \quad (6)$$

ρ_j 為殘差第 j 階自我相關係數； T 為樣本數；若統計量 Q 的 P 值大於0.05的顯著水準，則無法拒絕序列無自我相關的虛無假設，若序列通過 Q 檢定後，顯示具有無自我相關存在。

同時，為了符合迴歸方程式之殘差項必須符合常態分配之假設，本研究採用Jarque-Bera (*JB*) 統計量檢定，要計算 JB 統計量檢定需要先計算出迴歸之殘差的偏態係數 (skewness)，以 S 符號表示，以及峰態係數 (kurtosis)，以 K 表示。如果迴歸模式中待估的參數個數為 n ，而殘差的樣本數為 T ，則 JB 統計量的計算式為：

$$JB = \frac{T-n}{6} \left(S^2 + \frac{1}{4}(K-3)^2 \right) \quad (7)$$

JB 統計量的分配是屬於自由度2的 χ^2 分配，其虛無假設是「被檢定的變數為常態分配」。若 JB 統計量的 P 值大於0.05的顯著水準，則無法拒絕被檢定的變數為常態分配的虛無假設。

3.5.2 ARIMA模型

ARMA是由兩種DGP，即AR和MA結合而成。所謂AR(autoregressive)模式是指AR(p)，簡單而言：現在的 y 變數和過去幾個 p 期的 y 變數都有關係。AR(p)的一般化模型可以下式表示：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^p a_i y_{t-i} + e_t \quad (8)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， p 代表落後期數(lag)， a_i 代表 y_{t-i} 的係數， e_t 符合白噪音。

而MA(moving average)模式是指MA(q)，簡單來說：現在的 y_t 和過去幾個 q 期的隨機項 e_{t-q} 有關係，MA模型隱含經濟行為體系的結構中，含有誤差修正的特性。MA(q)的一般化模型可寫成：

$$y_t = a_0 + \sum_{i=1}^q b_i e_{t-i} + e_t \quad (9)$$

其中 a_0 表示常數的截距項， q 代表落後期數， b_i 代表 e_{t-i} 的係數， e_t 符合白噪音。

結合前兩個模式而成為 (p, q) 階的自我迴歸移動平均模式，可表示為 ARMA (p, q) ，若因資料的定態性問題以致無法配適時，可利用取差分 (take difference) 的方式，進行配適，此稱為 ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average) 模式。若取 d 次差分後，可用 ARMA (p, q) 配適的話，則可稱此模型為 ARIMA (p, d, q) 。

3.5.3 相乘季節性 ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ 模式

(Multiplicative SARIMA)

除了上述一般 ARIMA (p, d, q) 外，時間序列有季節性循環的模式，以季節性差分運算方式將其趨勢消除後，再配適成 ARIMA 模式，即稱為相乘季節性 ARIMA $(p, d, q)(P, D, Q)_s$ 模式 (Multiplicative SARIMA)。SARIMA 模式包含了季節性和非季節性的因素，表示在連續期間之諸個觀測值彼此之間有相依性，模式可表示為：

$$\phi_p(B)\Phi_P(B^s)\nabla^d\nabla_s^D y_t = C + \theta_q(B)\Theta_Q(B^s)e_t \quad (10)$$

其中， s 為季節循環期數； $\phi_p(B)$ 為非季節性AR多項式； $\theta_q(B)$ 為非季節性MA多項式； $\Phi_p(B^s)$ 為季節性AR多項式； $\Theta_q(B^s)$ 為季節性MA多項式； B 為後移運算式； ∇^d 為非季節性 d 階差分； ∇_s^D 為季節性 D 階差分； y_t 為第 t 期預測值； s 等於12個月； p 表示非季節性自我迴歸階數； P 表示季節性自我迴歸階數； q 表示非季節性移動平均階數； Q 表示季節性移動平均階數； d 表示非季節性整合差分級數； D 表示季節性整合差分級數。

本研究之時間序列變數具有季節性循環特性，故採用相乘季節性ARIMA(p,d,q)(P,D,Q) $_s$ 模式來配適最佳模型。

3.5.4 干擾項及離群值偵測

已知數列 Y_t 受若干已知數列 $X_{1t}, X_{2t}, \dots, X_{kt}$ 之影響，而 N_t 是根據ARIMA 模式之干擾數列與投入數列 X_{jt} 無關。 $v_j(B) = \sum_{m=0}^{\infty} v_{jm} B^m$ 為 B (後移運算式)之多項式，其與其他投入數列同時存在的情況下，用來反映 X_{jt} 與 Y_t 間之動態關係。假設在時間 t_1 時出現離群值或干擾，則可用下列模式來描述對時間數列 Y_t 所造成的影響：

$$Y_t = C + \sum_{j=1}^k v_j(B) X_{jt} + \omega L(B) I_t(t_1) + N_t \quad (11)$$

$I_t(t_1)$ 代表時間 t_1 之指標變數，即當 $t=t_1$ 時， $I_t(t_1)=1$ ，否則 $I_t=0$ ，參數 ω 及

$L(B)$ 分別表示此一種離群值或干擾項對 Y_t 之初步影響及動態效應。茲將四種離群值之形式表示如下：

$$\text{IO(創新性): } L(B) = \frac{\theta(B)}{(1-B)^d \phi(B)} \quad (12)$$

$$\text{AO(相加性): } L(B) = 1 \quad (13)$$

$$\text{LS(水準移動): } L(B) = \frac{1}{(1-B)} \quad (14)$$

$$\text{TC(暫時性變動): } L(B) = \frac{1}{(1-\delta B)}, \quad 0 < \delta < 1 \quad (15)$$

對 AO 而言，離群值會給數列帶來即時的單期效應，反之 LS 則會對數列產生突變及永久的階段式改變，而 TC 對數列有起始的影響，然後漸漸消失其影響，至於 IO 則自當期起，根據時間序列模式結構之 Ψ 權數影響到所有觀察值 Y_t 。

文獻上(Lin 和 Liu, 2011；Liu, Bhattacharyya, Sclove 和 Chen, 2001；Fildes, Hibon, Makridakis 和 Meade, 1998)對於離群值之認定可以分成兩個方向，第一個方向為在模式構建之前利用偵測的方式將離群值篩選出來，之後再利用剩餘之資料來構建模式。第二個方向為利用不受離群值影響之方法結構來進行模式構建，之後再利用模式的輸出結果來判定離群值的位置。本研究採用第二個方向進行離群值偵測與模型的參數估計。

3.5.5 模型的配適度準則

在選取模式中，運用判定係數(R^2)或調整後判定係數($\overline{R^2}$)來當做模型配適度指標的情形並不多見，因為(R^2)會有隨自變數個數增加而變大的現象。反而是利用AIC (Akaike Information Criterion) 或是SBC (Schwartz Bayesian Information Criterion, 也被稱為SBIC或SC) 準則。根據Enders (2004) 指出，AIC和SBC的不同有以下兩點：

- 用SBC當作選擇模型的準則時，會傾向對較精簡（待估參數較少）的模型有利。
- 用SBC當作選擇模型的準則時，樣本數越大時表現越好，即有一致性。

樣本資料越大時，SBC能選出正確的模型；而同樣情況下AIC會傾向選出落後期數較長的模型 (Enders,2004.)。本研究在估計模式時，一共採用198筆資料，因此本研究將利用SBC準則求出最適的落後期數。SBC的計算式為：

$$SBC = T \ln(SSE) + k \ln(T) \quad (16)$$

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

由於 $SST=SSR+SSE$ ， SSR 「愈大」代表模型樣本資料的解釋能力愈好，在 SST 固定的情況下，即表示 SSE 「愈小」代表模型樣本資料的解釋能力愈好。

因此，SBC所計算出來的值愈小，則代表模型的配適度愈佳。

3.6 模型預測能力的評估準則

一般而言，這些準則大多以殘差為基礎，大多採用Theil's U、平均絕對百分比誤差(Mean Absolute Percentage Error；簡稱MAPE)、均方誤差(Mean-Squared Error；MSE)、均方根誤差(Root-Mean-Squared Error；簡稱RMSE)、均方根絕對百分比誤差(Root-Mean-Percentage-Squared Error；簡稱RMPSE)準則，其值愈小，表示模式的預測能力愈佳，本研究利用樣本外預測誤差作為預測績效評估的基礎，將採用平均絕對百分比誤差(MAPE)，其值越小，表示預測能力越好。其定義如下：

$$\text{MAPE} = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|e_t|}{Y_t} \times 100 \quad (17)$$

$$e_t = Y_t - \hat{Y}_t \quad (18)$$

其中， Y_t 代表實際值， \hat{Y}_t 代表預測值， n 為預測期數。MAPE值評估預測能力標準如下：

表3.1 MAPE值之標準

MAPE (%)	顯示涵義
<10	預測能力極佳
10~20	預測能力不錯
20~50	預測能力合理
>50	預測不正確

資料來源：Martin 和 Witt(1989)

第四章 研究結果

本章將依據前一章節的研究方法進行研究分析，共分為四節。第一節為樣本資料檢定。第二節是進行樣本內配適度檢定，並完成模式的建構。第三節，選取若干組配適較佳模式，預測開放陸客觀光前之日本來台觀光人數，並採用 MAPE 值來進行樣本外預測力評估。第四節，選出最佳模式來預測開放陸客觀光後之日本觀光客人數，評估其 MAPE 值的變化情形。

4.1 資料檢定

Granger 和 Newbold (1974) 指出若迴歸式的自變數為非定態，以傳統 OLS 方法進行迴歸分析，將會產生假性迴歸關係。一般而言，時間數列的資料常存在著趨勢的特性，通常將變數進行對數轉換或差分時，變數會隨時間改變而呈現穩定的狀態。但是，黃柏農 (2004) 研究指出，若一開始即將資料做差分來分析，則將形成過度差分，過度差分的結果將導致低效率，因此在進行時間序列模式建構之前，應將變數做單根檢定，以確保變數不致於過度差分，檢定時間序列是否為定態。本文採用 ADF 單根檢定來檢驗變數的穩定性。

首先，將 1991 年 1 月至 2007 年 6 月之日本來台觀光客人數的月

統計資料分布圖列於圖 4.1，該資料總計 198 個月觀察值(計為 Z_t ， $t=1, 2, \dots, 198$)。接著利用 Eviews 統計分析系統軟體來進行分析，將其三種型態的單根檢定值呈現如表 4.1，由結果可知，在 1%的顯著水準之下，無法拒絕單根存在的虛無假設，亦即其不為定態的時間序列。

表 4.1 日本來台觀光人數數列 Z_t 原始資料 ADF 單根檢定分析表

含截距項和時間趨勢	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.255140	0.0772
Test critical values: 1% level	-4.008428	
5% level	-3.434299	
10% level	-3.141079	
含截距項但不含時間趨勢	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-3.296226	0.0164
Test critical values: 1% level	-3.465780	
5% level	-2.877012	
10% level	-2.575097	
不含截距項和時間趨勢	t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic	-0.373459	0.5488
Test critical values: 1% level	-2.577522	
5% level	-1.942555	
10% level	-1.615559	

資料來源:本研究整理

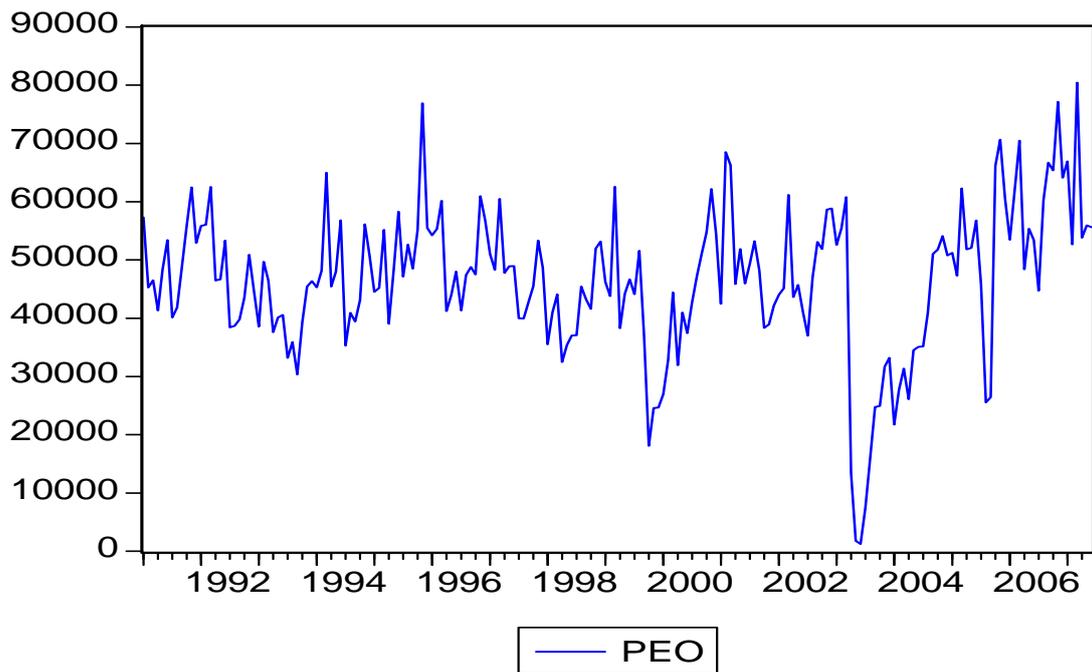


圖4.1 歷年日本來台觀光人數序列圖($peo=Z_t$)

資料來源：觀光局觀光年報（1991~2007）

接著觀察圖4.1，可判斷出資料呈現變異性增大情形，為了使其達到同質變異性，需對數列 Z_t 進行對數轉換，方能使變異數轉為穩定狀態。於是將數列 Z_t 取自然對數轉換為數列 $Y_t(Y_t=\ln Z_t)$ ，再進行一次單根檢定，結果如表4.2所示：

表4.2 日本來台觀光人數取對數後數列 Y_t 之ADF單根檢定分析表

含截距項和時間趨勢		t-Statistic	Prob.	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.289344	0.0000	
Test critical values:	1% level	-4.005562		
	5% level	-3.432917		
	10% level	-3.140265		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPEO(-1)	-0.293413	0.046652	-6.289344	0.0000
D(LNPEO(-1))	0.291290	0.069019	4.220413	0.0000
C	3.150660	0.502902	6.264957	0.0000
@TREND(1991M01)	-0.000154	0.000353	-0.435365	0.6638

含截距項但不含時間趨勢		t-Statistic	Prob.	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-6.288138	0.0000	
Test critical values:	1% level	-3.463749		
	5% level	-2.876123		
	10% level	-2.574622		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPEO(-1)	-0.291713	0.046391	-6.288138	0.0000
D(LNPEO(-1))	0.290013	0.068812	4.214565	0.0000
C	3.117224	0.495959	6.285249	0.0000

不含截距項和時間趨勢		t-Statistic	Prob.
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-0.143879	0.6329
Test critical values:	1% level	-2.576875	
	5% level	-1.942465	
	10% level	-1.615617	

資料來源:本研究整理

由表 4.2 可知，在 1% 的顯著水準之下，拒絕單根存在之虛無假設，數列 Y_t 為一含截距項但無時間趨勢之定態數列(stationary time series)。數列 Y_t 之時間序列圖如圖 4.2 所示，由圖可知，該數列除了部分離群值外，大致已呈穩定態。因此本研究將配合離群值的偵測與調整來進行模型的建構。

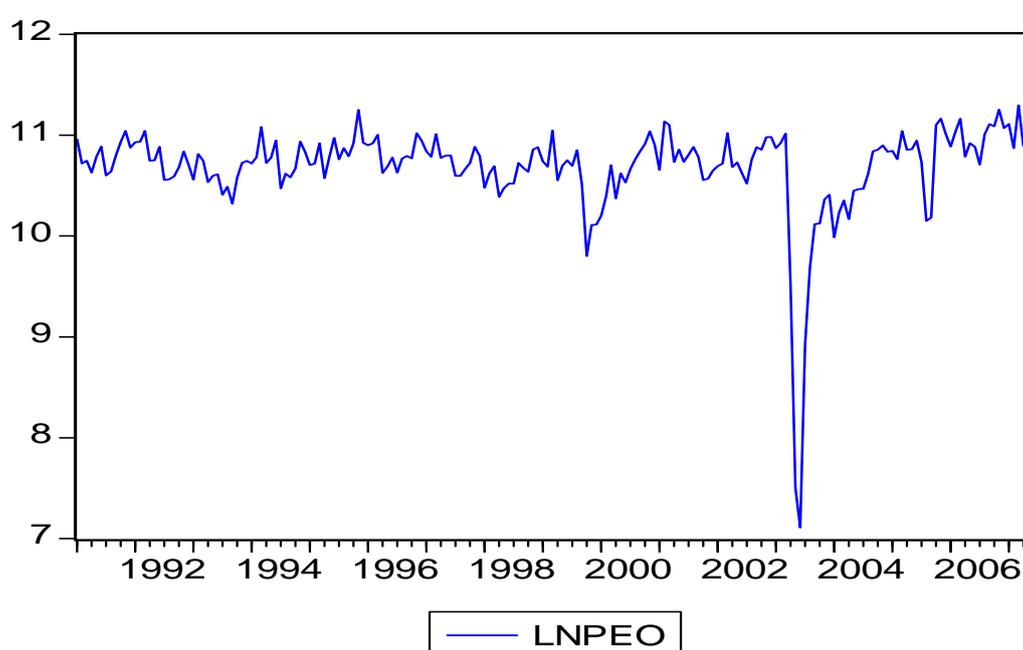


圖 4.2 歷年日本台觀光人數取自然對數之序列圖($LNPEO=Y_t$)

4.2 模型建構

4.2.1 季節性檢定

許多的經濟及商業活動資料常會出現季節性行為，這些資料均有共同特性，就是在相隔固定期間的觀察值，彼此間有高度相關性。為了觀

察日本來台觀光人數時間序列之季節性，茲將 1991 年 1 月至 2007 年 6 月之日本來台觀光客月平均人數統計圖，整理如下圖 4.3。

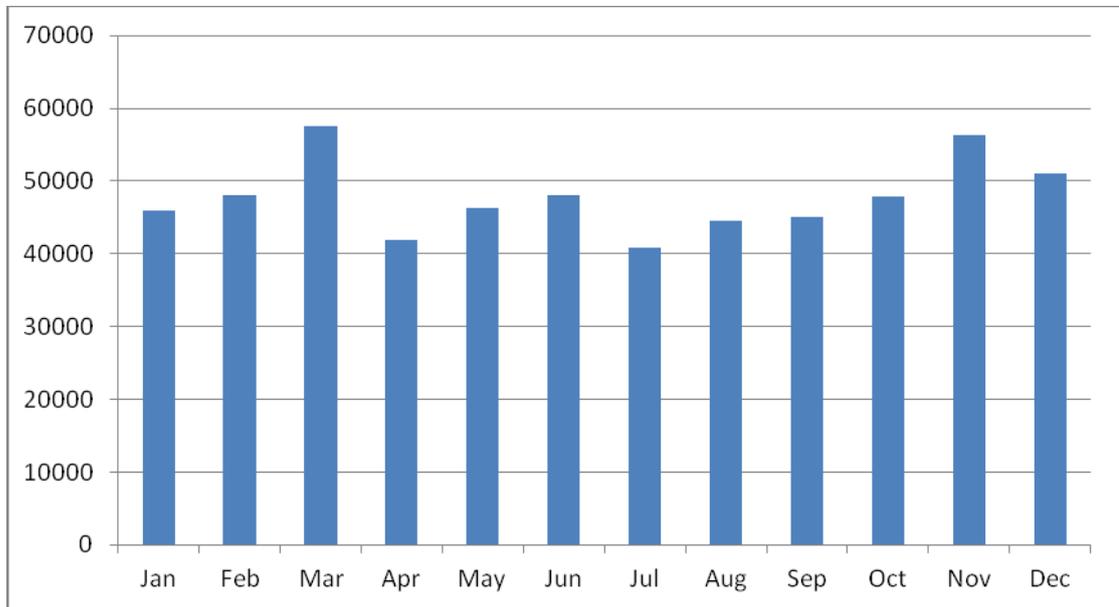


圖 4.3 歷年日本來台觀光人數之月平均數長條圖(1/1991-6/2007)

資料來源:觀光局觀光年報(1991~2007)及本研究整理

由圖 4.3 可知三月平均數最高，七月最低，到了十一月又升高，與利用 SPSS 統計軟體將時間序列作週期性分解之結果相同(如表 4.3 所示)。

表4.3 日本來台觀光人數數列 Z_t 之季節因子

月數	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	11	12
季節性因子	95.8	103.8	122.4	86.2	95.8	97.8	84.2	91.9	96.0	100.7	117.8	107.4

資料來源: 本研究整理

若時間數列屬於季節 AR(1)模式可表示為:

$$(1 - \Phi_1 B^S)Y_t = W_t \quad (19)$$

式中 W_t 可能不是一種白噪音數列，如果數列之季節性關係非常強烈(即 Y_t 與 Y_{t-S} 具高度相關性)，則 Φ_1 參數值很可能非常接近 1 或等於 1，如此情形亦可採用 ADF 檢定方法來判斷數列是否有單根存在。由於本研究採用月資料，故取 $S=12$ ，其 ADF 檢定結果如表 4.4 所示：

表4.4 日本來台觀光人數取對數之數列 Y_t 季節週期單根檢定分析表

含常數項		t-Statistic	Prob.	
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-3.478856	0.0096	
Test critical values:	1% level	-3.465780		
	5% level	-2.877012		
	10% level	-2.575097		
Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LNPEO(-1)	-0.274323	0.078854	-3.478856	0.0006
D(LNPEO(-1))	0.326501	0.096680	3.377142	0.0009
D(LNPEO(-2))	-0.112930	0.096192	-1.174004	0.2420
D(LNPEO(-3))	0.055996	0.096451	0.580570	0.5623
D(LNPEO(-4))	-0.012818	0.094869	-0.135108	0.8927
D(LNPEO(-5))	0.014432	0.094427	0.152839	0.8787
D(LNPEO(-6))	0.025363	0.091850	0.276136	0.7828
D(LNPEO(-7))	0.005363	0.089807	0.059715	0.9525
D(LNPEO(-8))	0.050842	0.087741	0.579455	0.5630
D(LNPEO(-9))	0.046722	0.084434	0.553351	0.5807
D(LNPEO(-10))	0.066406	0.083002	0.800052	0.4248
D(LNPEO(-11))	-0.061882	0.076305	-0.810983	0.4185
D(LNPEO(-12))	0.240045	0.076134	3.152935	0.0019
C	2.928021	0.841538	3.479370	0.0006

資料來源:本研究整理

由表 4.4 可知，當延長落後期數時，數列並非完全定態，落後 12 期之單根檢定值在 1% 的顯著水準下，可以拒絕單根存在之虛無假設，故可以再對數列 Y_t 取季節差分處理，使數列呈現穩定態。

4.2.2 模型選取與配適

首先，計算日本來台觀光人數取對數後數列 Y_t 之 ACF 及 PACF，由圖 4.4(a) 知 ACF 呈緩慢遞減形式，且 PACF 在第一個時差值為 0.772，故對數列取一次差分 $(1-B)Y_t$ 。由圖 4.4(b) 看出 ACF 在第 2, 12, 24, 27, 36 個時差顯著，PACF 在第 1, 2, 12, 13, 25 個時差顯著，再者，根據數列 Y_t 季節週期之 ADF 單根檢定結果，因此考慮對數列 Y_t 取季節差分是為 $(1-B^{12})Y_t$ 。茲將 Y_t 、 $(1-B)Y_t$ 、 $(1-B^{12})Y_t$ 與 $(1-B)(1-B^{12})Y_t$ 的 ACF 與 PACF，列於圖 4.4(a)、(b)、(c) 和 (d)。其中 $(1-B)$ 和 $(1-B^{12})$ 分別表示一次差分、季節差分。

(一) 利用圖 4.4(c) 觀察 $(1-B^{12})Y_t$ 數列之 ACF 圖形，自一個季節 ($s=12$) 時差至另一個季節時差呈現漸漸消失形式，且 PACF 在第 1, 2, 11, 13, 14, 23, 25 個時差顯著，故暫定模型為 $ARIMA(2,0,0)(0,1,1)_{12}$ 。

(二) 另外從圖 4.4(d) 觀察數列取一般差分與季節性差分後之 ACF 與 PACF 圖形，ACF 在第 1, 2, 3 個時差顯著，且 PACF 在第 1 個時差顯著，模型可能為 $p=1, q=3$ ；又因為 ACF 在第 12 個時差顯著後切離，且 PACF 季節性逐漸消失，模型可能為 $Q=1$ ，亦可暫定模型為 $ARIMA(1,1,3)(0,1,1)_{12}$ 。

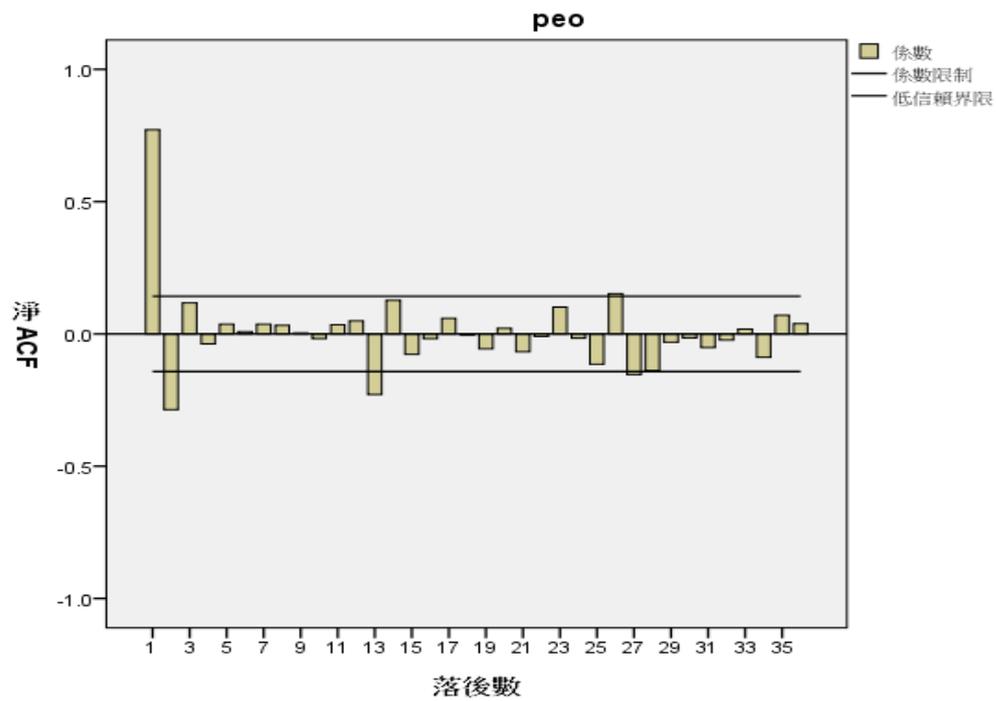
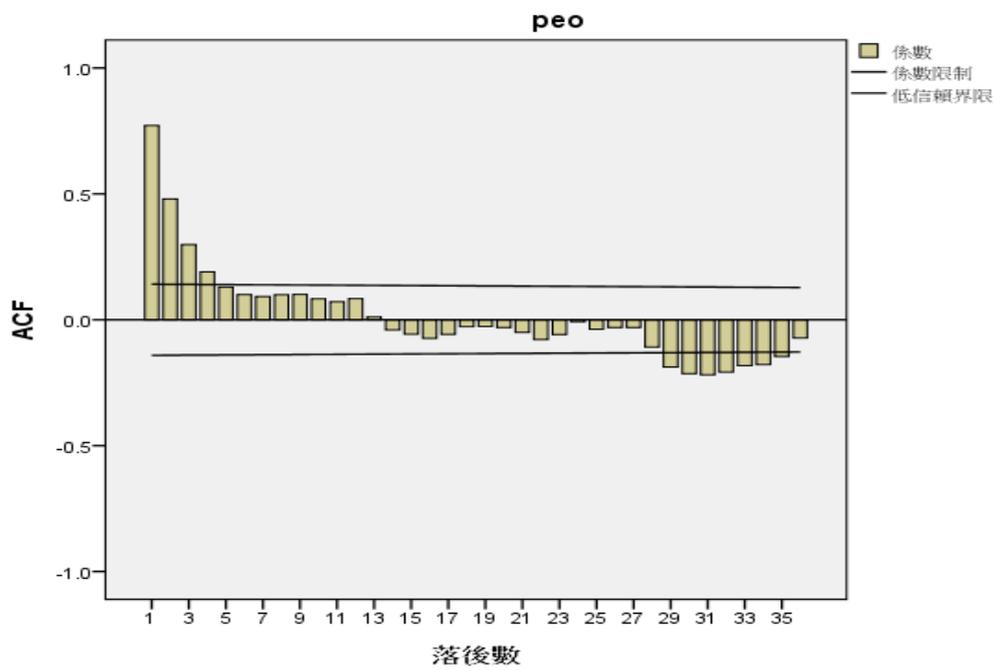


圖4.4(a) 數列 Y_t 之ACF和PACF

資料來源:本研究整理

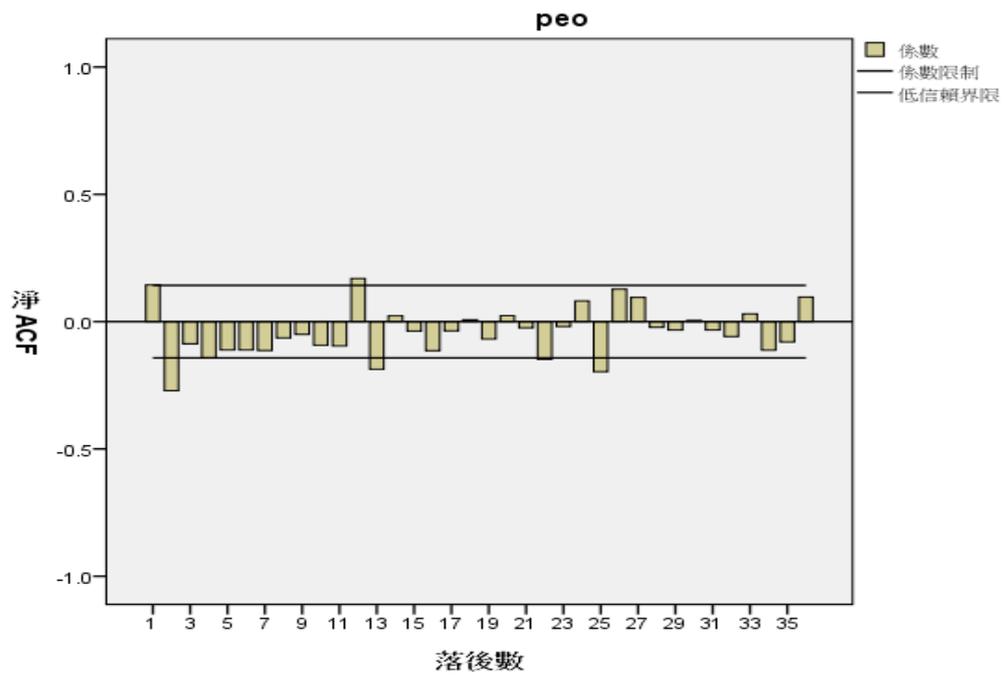
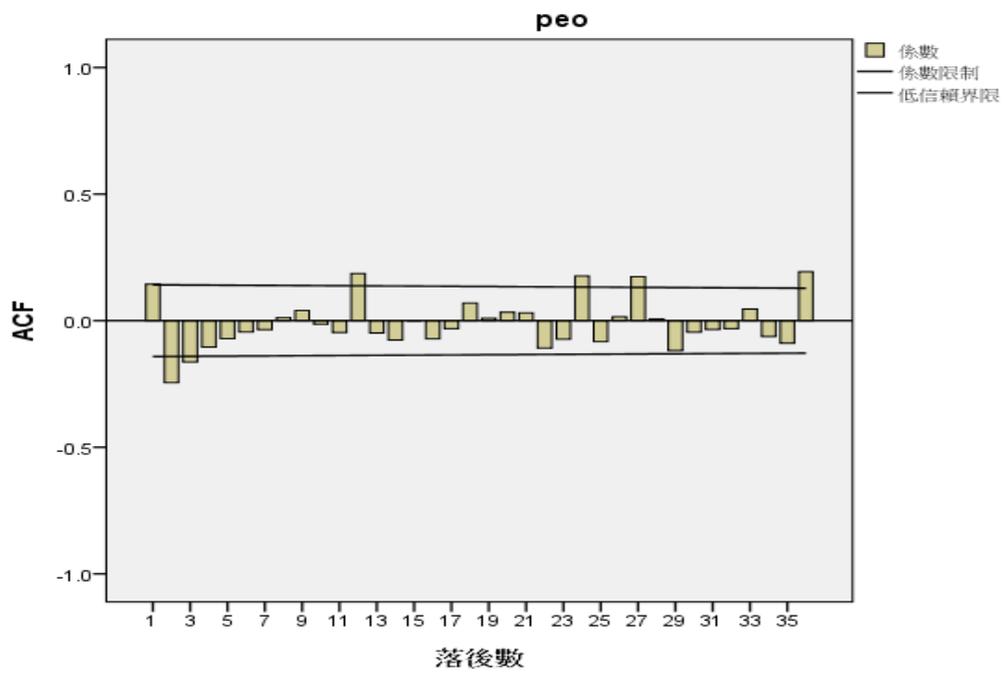


圖4.4(b) 數列(1-B) Y_t 之ACF和PACF

資料來源:本研究整理

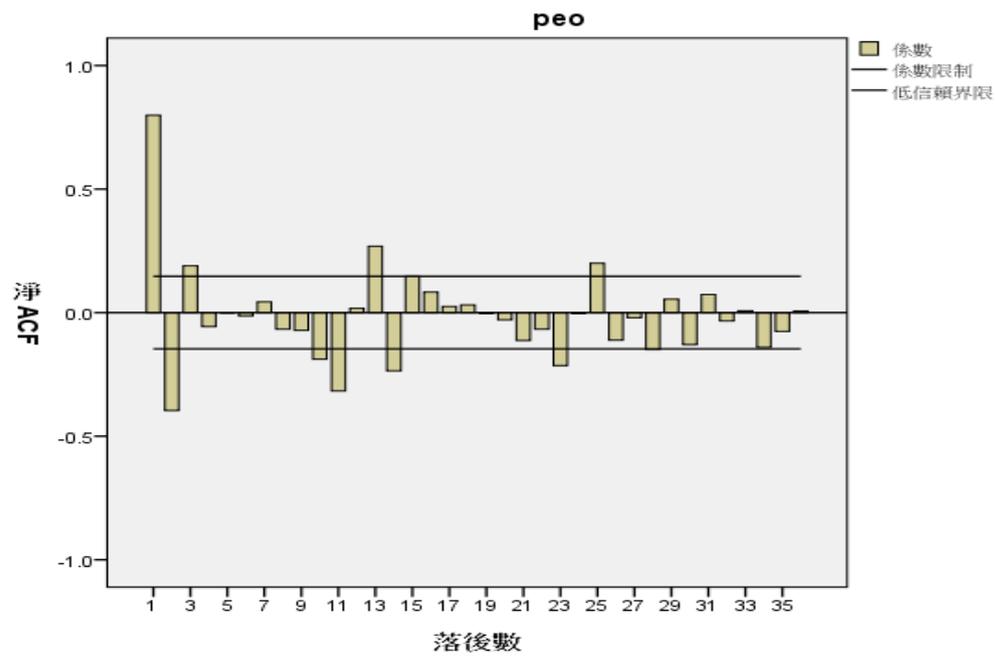
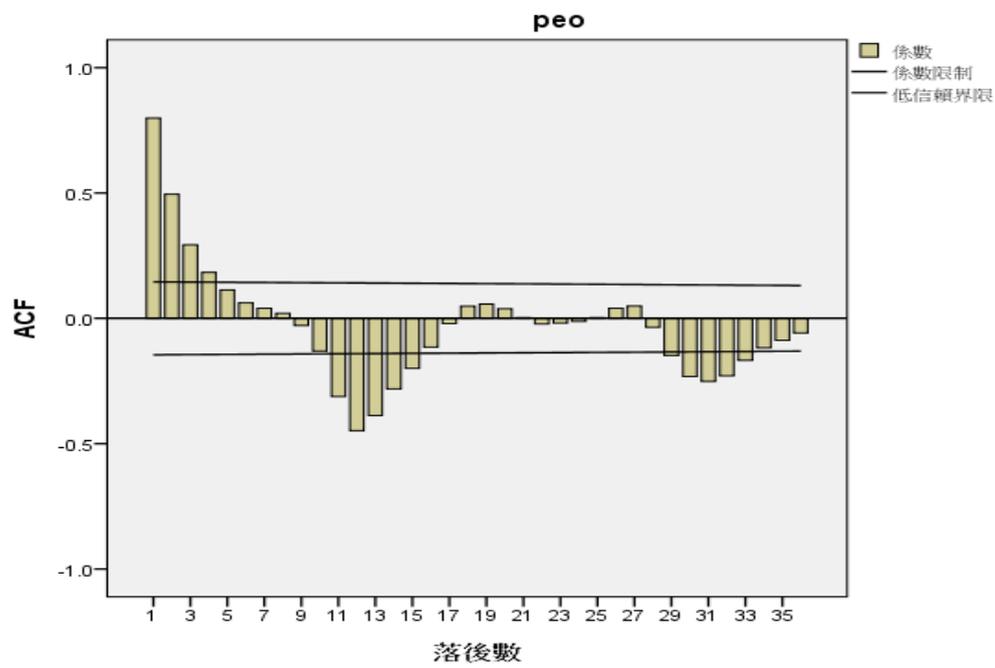


圖4.4(c) 數列 $(1-B^{12})Y_t$ 之ACF和PACF

資料來源:本研究整理

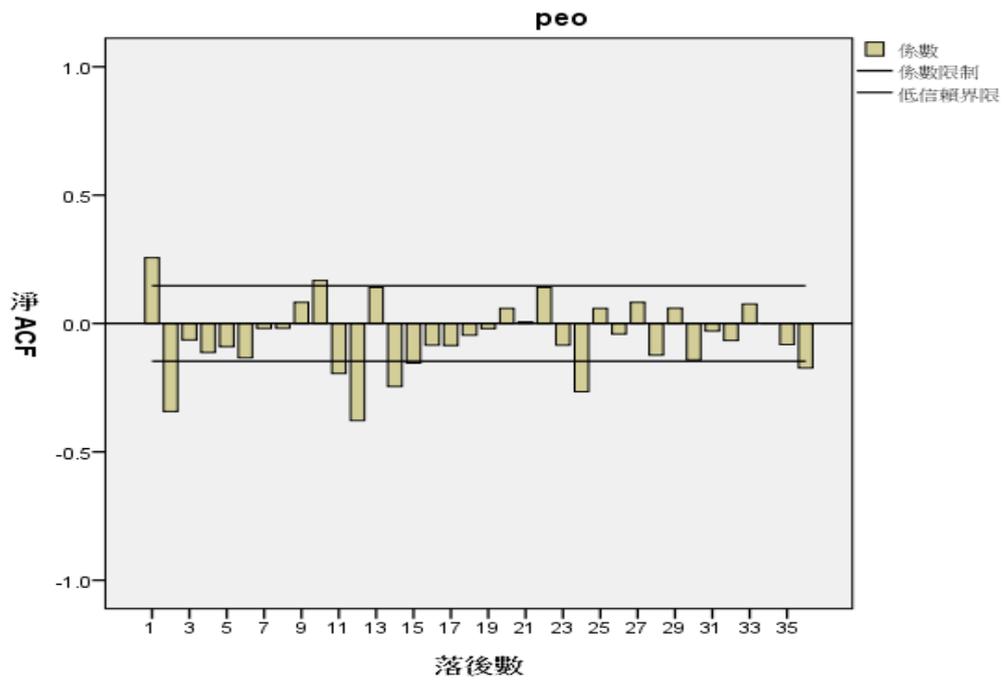
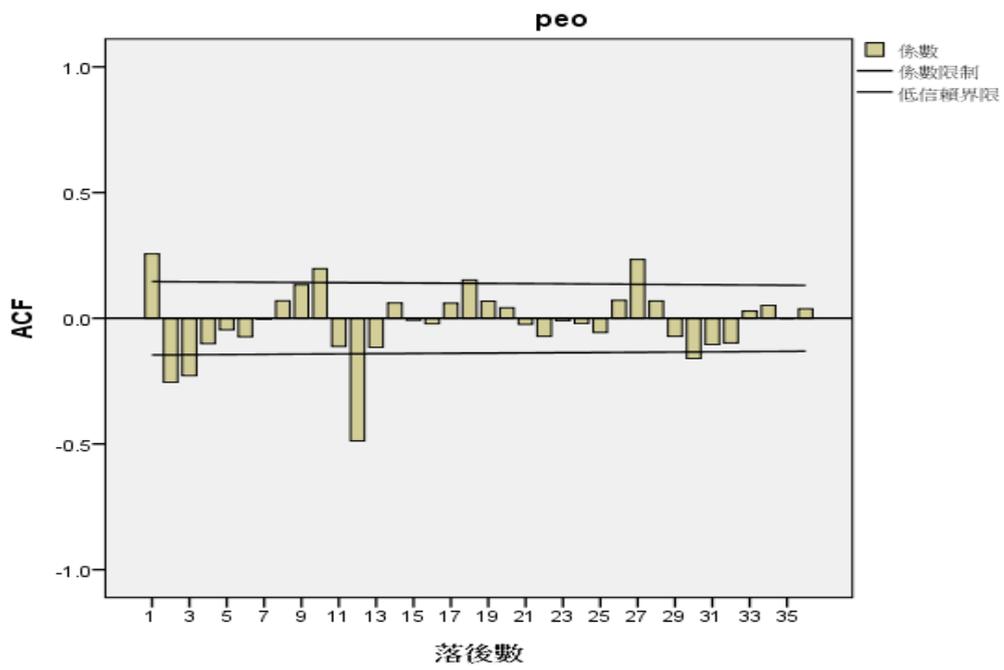


圖4.4(d) 數列 $(1-B)(1-B^{12}) Y_t$ 之ACF和PACF

資料來源:本研究整理

(三) 同時利用統計軟體撰寫迴圈程式，將p和q皆從 0 至假設落後 6 期，可得 $(7 \times 7)49$ 種組合，亦即從ARMA(0, 0)~(6, 6)中，依據SBC準則選取數列 $(1-B^{12})Y_t$ 之可能ARMA(p,q)模式，茲列出SBC值最小之五組分別為：

表 4.5 ARMA(p, q)之SBC值

(p,q)	SBC值
(1,1)	136.4482
(2,1)	140.9391
(3,0)	141.3410
(2,0)	142.8200
(0,5)	142.9154

資料來源:本研究整理

根據前述ACF與PACF圖形之觀察分析，將此五組ARMA(p,q)搭配相乘季節性模型分別表示為ARIMA(1,0,1)(0,1,1)₁₂、ARIMA(2,0,1)(0,1,1)₁、ARIMA(3,0,0)(0,1,1)₁₂、ARIMA(2,0,0)(0,1,1)₁₂、ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂

(四) 由以上所暫定模型共有六組，對於時間序列模型的選擇，必須同時考量樣本內之配適程度與樣本外之預測能力，因此接著進行模型配適度、模型參數估計以及向前預測 12 期的分析，其分析結果如表 4.6 和表 4.7 所示：

表4.6 各模型配適度準則一覽表

SARIMA 模型	R ² (調整後)	SBC ¹		殘差 ² Q-stat		JB 統計量檢定 ³	
	數值	數值	排序	統計量	P 值	Jarqur-Bera 檢定值	P 值
(1,0,1)(0,1,1) ₁₂	0.971	17.632	1	18.707	0.227	1.5756	0.4548
(2,0,1)(0,1,1) ₁₂	0.970	17.653	3	21.743	0.084	0.8306	0.6601
(3,0,0)(0,1,1) ₁₂	0.971	17.664	4	18.373	0.190	1.6233	0.4441
(2,0,0)(0,1,1) ₁₂	0.971	17.637	2	19.968	0.173	1.9596	0.3754
(0,0,5)(0,1,1) ₁₂	0.972	17.708	5	12.984	0.370	0.5153	0.7729
(1,1,3)(0,1,1) ₁₂	0.925	17.725	6	16.483	0.224	2.7694	0.2504

資料來源:本研究整理

說明:

- 1、SBC準則(Schwartz Bayesian information criterion)，數值愈小，模型配適度愈佳。
- 2、殘差自我相關之Q檢定(Ljung-Box Q統計量檢定)。若P值大於0.05，則無法拒絕其虛無假設，亦即殘差數列已無自我相關現象。
- 3、Jarque-Bera 統計量檢定，即針對迴歸殘差之常態性檢定。若P值大於0.05，則無法拒絕其虛無假設，亦即殘差數列已呈常態。

表4.7 各模型之參數估計值及MAPE值對照表

參數 估計值	(1,0,1) (0,1,1) ₁₂	(2,0,1) (0,1,1) ₁₂	(3,0,0) (0,1,1) ₁₂	(2,0,0) (0,1,1) ₁₂	(0,0,5) (0,1,1) ₁₂	(1,1,3) (0,1,1) ₁₂
AR(1)	0.779 ^{***}	1.680 ^{***}	0.559 ^{***}	0.570 ^{***}	---	0.825 ^{***}
AR(2)	---	-0.705 ^{***}	0.127 (P=0.163)	0.141 (P=0.081)	---	---
AR(3)	---	---	0.032 (P=0.689)	---	---	---
MA(1)	0.219 (p=0.07)	0.999 (p=0.436)	---	---	-0.583 ^{***}	1.368 ^{***}
MA(2)	---	---	---	---	-0.484 ^{***}	-0.382 ^{**}
MA(3)	---	---	---	---	-0.325 ^{**}	0.011 (p=0.909)
MA(4)	---	---	---	---	-0.222 [*]	---
MA(5)	---	---	---	---	-0.281 ^{**}	----
SMA(12)	0.689 ^{***}	0.702 ^{***}	0.689 ^{***}	0.688 ^{***}	0.691 ^{***}	0.684 ^{***}
離群值數	8	8	8	8	8	8
樣本內 MAPE	8.478	8.826	8.484	8.517	8.541	8.528
向前預測 12 期之 MAPE	5.45	5.0021	5.9254	5.6088	5.1553	5.8414

資料來源:本研究整理

註:「*」表示P值<0.05 , 「**」表示P值<0.01 , 「***」表示P值<0.001

從表 4.6 可知，各模型之SBC值相差不大，而且均已通過Q檢定，殘差數列已無自我相關現象；Jarque-Bera 統計量檢定顯示，殘差數列均呈常態。再從表 4.7 分析比較，ARIMA(2,0,1)(0,1,1)₁₂ 模型和

ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂ 模型有較佳的向前預測 12 期之MAPE，分別為 5.0021%及 5.1553%，唯ARIMA(2,0,1)(0,1,1)₁₂ 模型的MA(1)參數並不顯著，因此捨棄此模型。

本研究利用 SPSS18.0 軟體進行離群值分析，共偵測到八個值，結果均達顯著水準，如表 4.8 所示。

表4.8 ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂模型的離群值分析結果

	估計	SE	t	顯著性
十月 1999暫時量TC	-.795	.102	-7.796	.000
衰敗因子	.799	.060	13.279	.000
二月 2001相加性A0	.344	.084	4.099	.000
四月 2003相加性A0	-1.170	.102	-11.504	.000
五月 2003暫時量TC	-3.271	.123	-26.607	.000
衰敗因子	.724	.021	34.543	.000
六月 2003相加性A0	-1.253	.088	-14.231	.000
一月 2004暫時量TC	-.493	.102	-4.832	.000
衰敗因子	.813	.095	8.538	.000
八月 2005水準移動LS	-.766	.103	-7.408	.000
十月 2005水準移動LS	.960	.176	5.443	.000

資料來源:本研究整理

因此在輔助離群值調整及參數估計所得之 ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂ 模型，不論在樣本內配適方面與樣本外之預測能力，應屬較佳的模型。而其殘差數列之 ACF、PACF 均落在信賴區間內，顯示已無自我相關(如圖 4.5)，其殘差數列 JB 常態性檢定亦達 5%顯著水準，表示無法拒絕常態的虛無假設(如圖 4.6)。

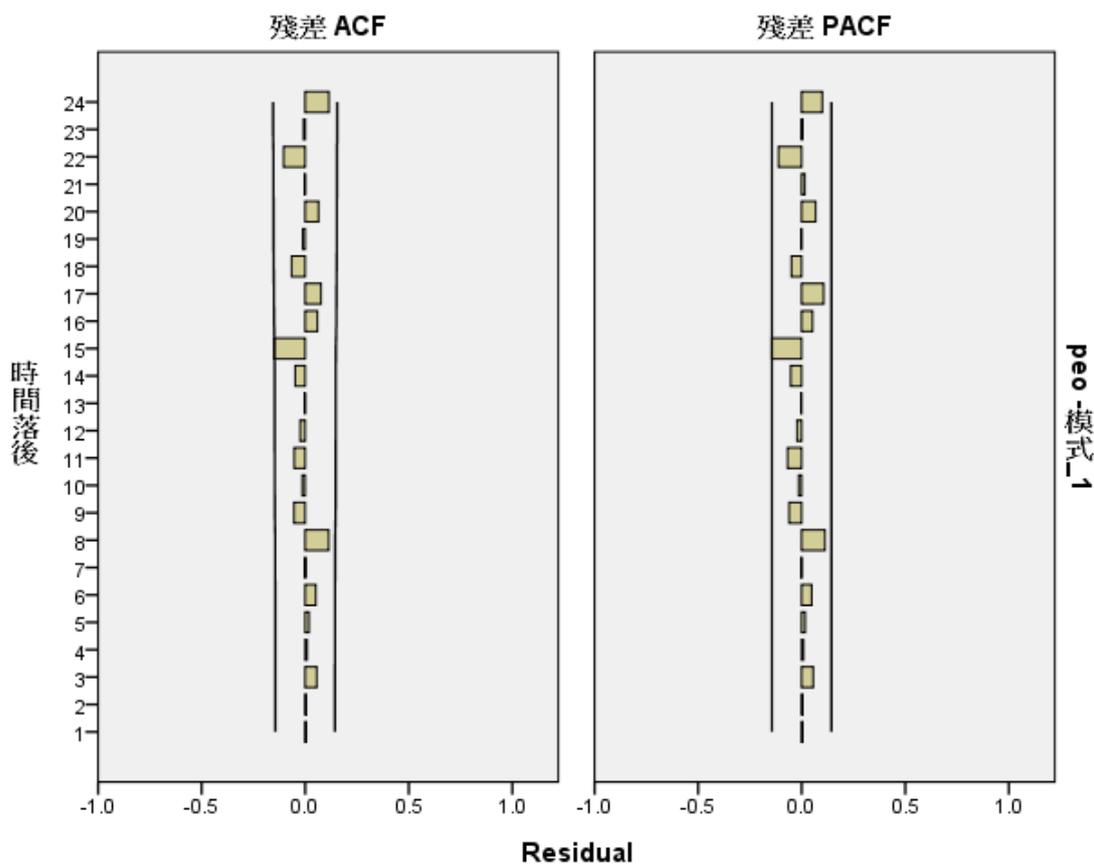


圖 4.5 ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂ 模型殘差之 ACF 及 PACF

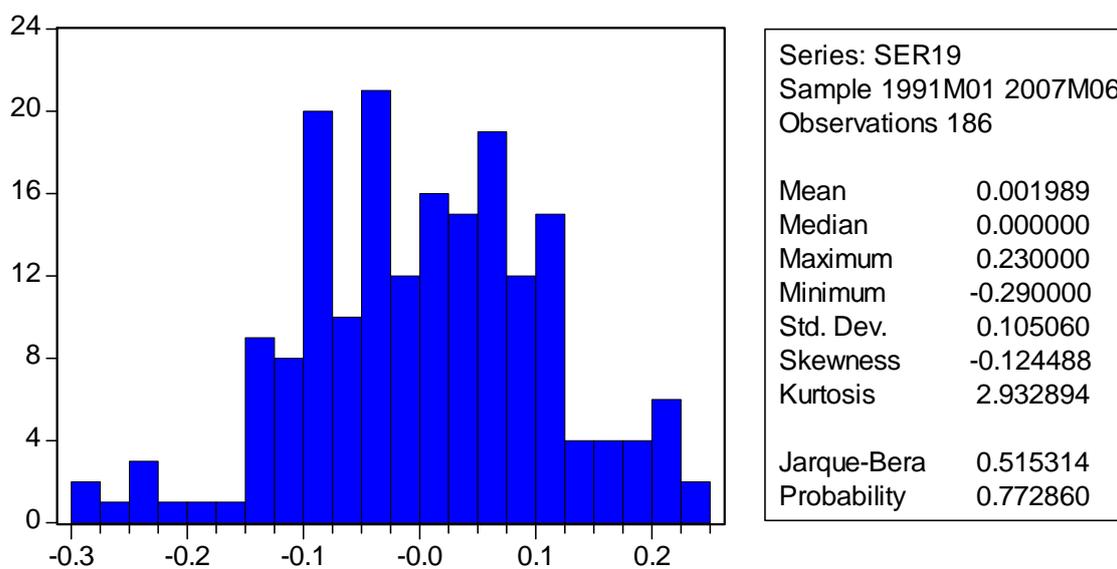


圖 4.6 ARIMA(0,0,5)(0,1,1)₁₂ 模型殘差常態性診斷判斷圖

資料來源:本研究整理

茲將日本來台觀光實際人數和 $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ 模型所配適的人數之時間序列圖，並列於圖 4.7。

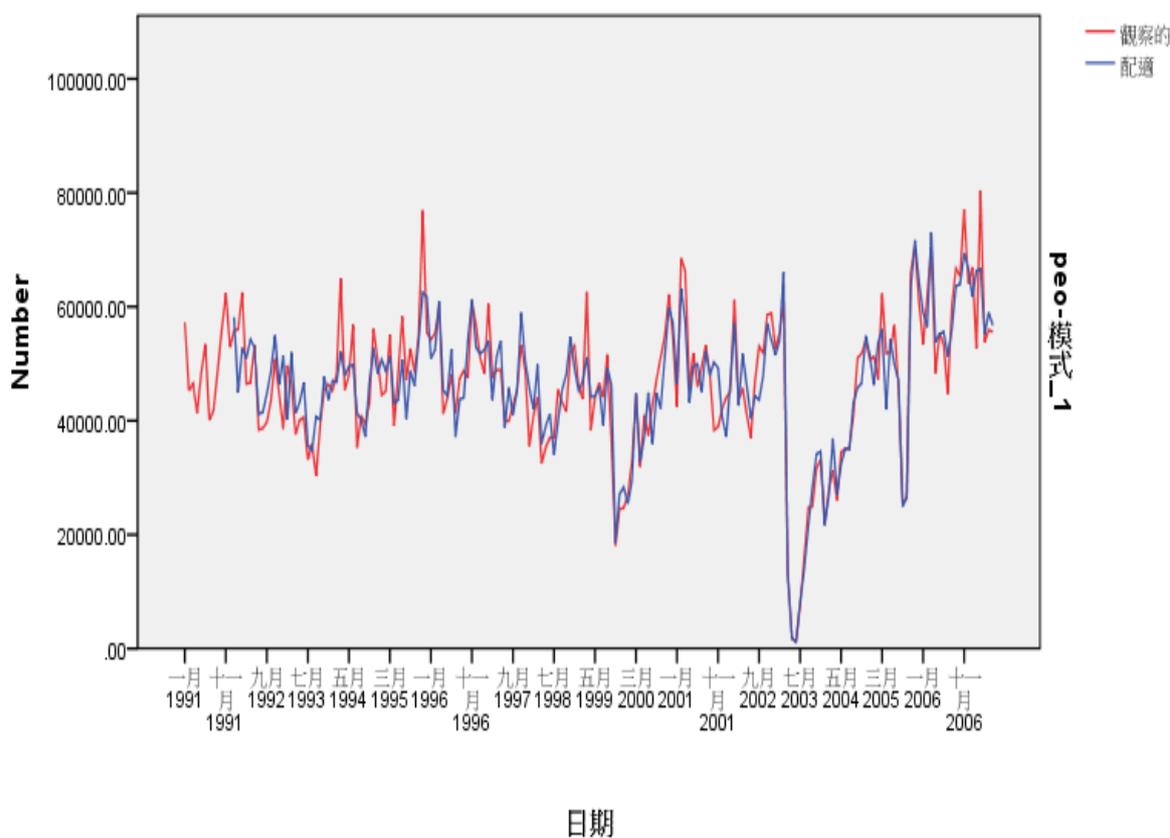


圖 4.7 日本來台觀光實際人數和 $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ 模型配適人數之時間序列比較圖

資料來源:本研究整理

4.3 模型預測（樣本外預測）及分析

利用配適出來的 $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ 模型來進行預測工作，預測期間為2007年7月至2011年9月一共51筆資料，其預測結果如表4.9。

表4.9 日本來台觀光實際人數和預測人數一覽表

期數	時間	預測來客人數	實際來客人數	預測-實際	絕對誤差(%)
1	07/2007	46932.04	44956	1976.04	4.395498
2	08/2007	63674.92	62198	1476.92	2.374546
3	09/2007	65437.23	66019	581.77	0.881216
4	10/2007	62136.38	63401	1264.62	1.994637
5	11/2007	69715.78	71016	1300.22	1.830883
6	12/2007	62262.38	64697	2434.62	3.763111
7	01/2008	59786.72	61677	1890.28	3.064805
8	02/2008	57756.41	59043	1286.59	2.179073
9	03/2008	73677.07	68160	5517.07	8.094293
10	04/2008	52461.91	47266	5195.91	10.992912
11	05/2008	56960.66	52343	4617.66	8.821925
12	06/2008	56121.19	49459	6662.19	13.470127
		未開放陸客		1~12期 MAPE	
				5.155252	
13	07/2008	48568.82	45026	3542.82	7.868387
14	08/2008	62011.75	51107	10904.75	21.337097
15	09/2008	65806.33	55881	9925.33	17.761547
16	10/2008	62272.91	60460	1812.91	2.998528
17	11/2008	69264.06	63719	5545.06	8.702365
18	12/2008	61652.31	60365	1287.31	2.132544
19	01/2009	59201.40	44090	15111.40	34.273985
20	02/2009	57191.47	69950	12758.53	18.239500
21	03/2009	72957.10	73682	724.90	0.983822
22	04/2009	51949.77	52313	363.23	0.694340
23	05/2009	56405.17	48275	8130.17	16.841367
24	06/2009	55574.47	35485	20089.47	56.613978
		07/2008 開放陸客		13~24期 MAPE	
				15.703955	
25	07/2009	48096.19	44630	3466.19	7.766502
26	08/2009	61408.97	51866	9542.97	18.399279
27	09/2009	65167.37	70013	4845.63	6.921043
28	10/2009	61668.94	58647	3021.94	5.152761
29	11/2009	68593.06	54025	14568.06	26.965405
30	12/2009	61055.73	59668	1387.73	2.325752

31	01/2010	58629.20	56587	2042.20	3.608956
32	02/2010	56639.34	46438	10201.34	21.96766
33	03/2010	72253.58	76518	4264.42	5.573094
34	04/2010	51449.40	48300	3149.40	6.520497
35	05/2010	55862.53	55305	557.53	1.008101
36	06/2010	55040.44	50558	4482.44	8.865936
25~36 期 MAPE					9.589582
37	07/2010	47634.56	46249	1385.56	2.995870
38	08/2010	60820.26	57450	3370.26	5.866423
39	09/2010	64543.36	58608	5935.36	10.127218
40	10/2010	61079.13	60672	407.13	0.671034
41	11/2010	67937.79	73477	5539.21	7.538699
42	12/2010	60473.15	71399	10925.85	15.302525
43	01/2011	58070.43	68640	10569.57	15.398558
44	02/2011	56100.17	74385	18284.83	24.581340
45	03/2011	71566.59	80112	8545.41	10.666829
46	04/2011	50960.79	55444	4483.21	8.086015
47	05/2011	55332.64	57500	2167.36	3.769322
48	06/2011	54518.97	57731	3212.03	5.563787
37~48 期 MAPE					9.213968
49	07/2011	47183.79	61458	14274.21	23.225959
50	08/2011	60245.38	84212	23966.62	28.459863
51	09/2011	63934.02	90172	26237.98	29.097702
49~51 期 MAPE					26.927842

資料來源：本研究整理

為了觀察預測人數與實際人數的擬合情形，接著將日本來台觀光人數逐年變化(一年 12 期)整理成圖，如圖 4.8(a)、(b)、(c)及(d)所示。

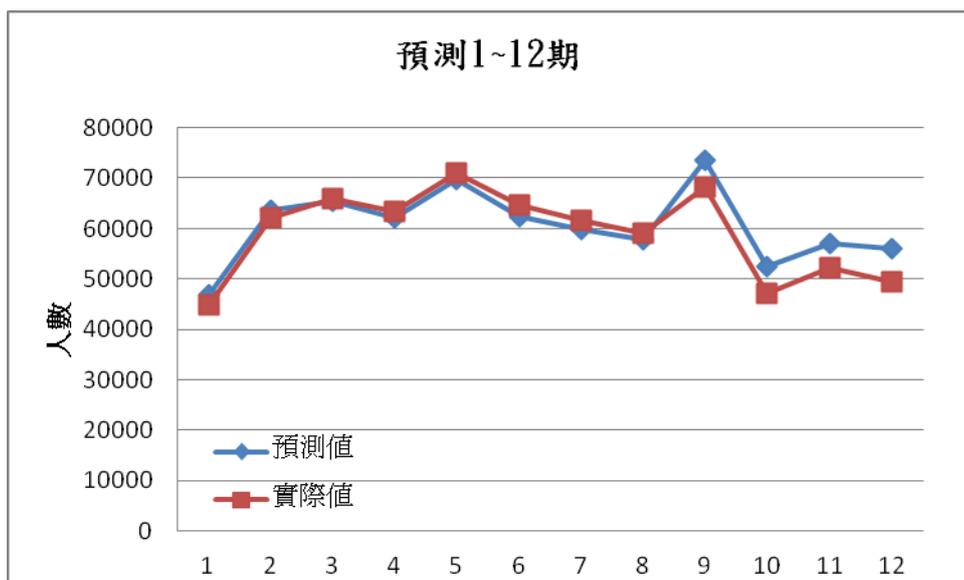


圖 4.8(a)：日本來台旅遊實際人數與預測人數(預測 1~12 期)
資料來源：本研究整理

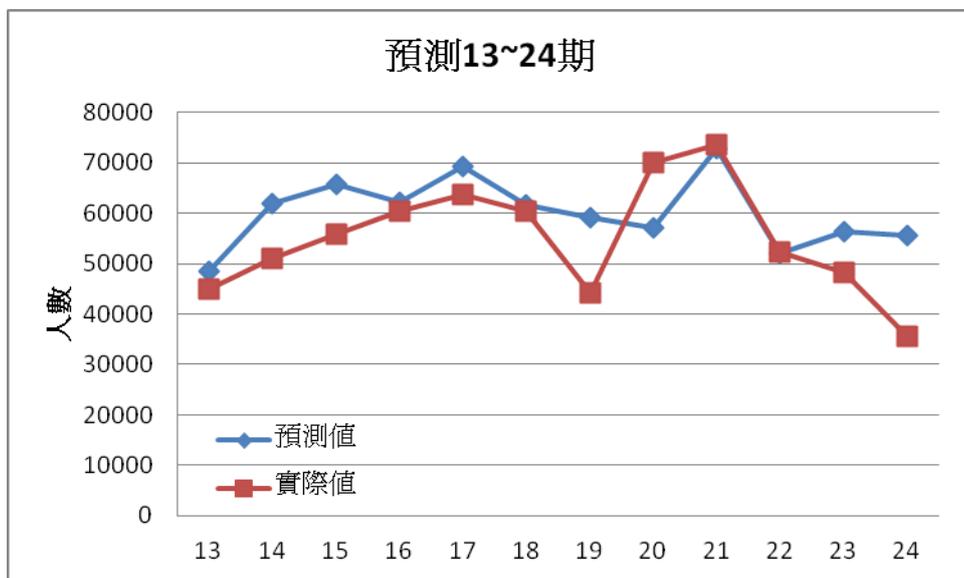


圖 4.8(b)：日本來台旅遊實際人數與預測人數(預測 13~24 期)
資料來源：本研究整理

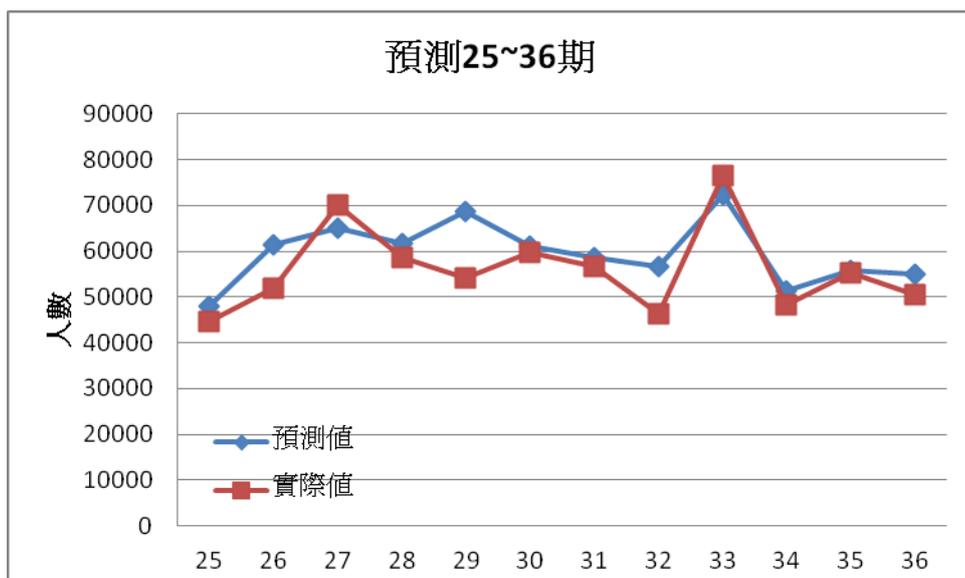


圖 4.8(c)：日本來台旅遊實際人數與預測人數(預測 25~36 期)
資料來源：本研究整理

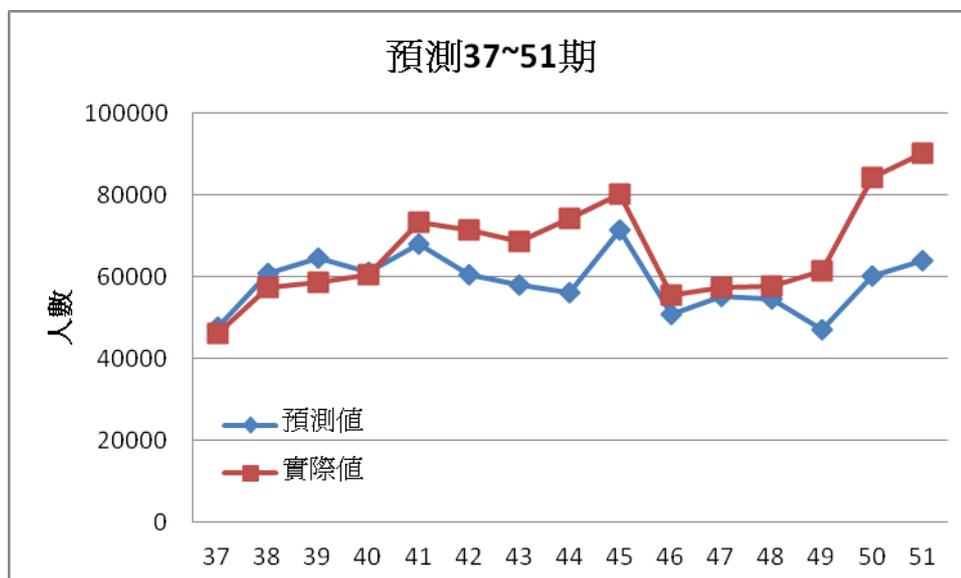


圖 4.8(d)：日本來台旅遊實際人數與預測人數(預測 37~51 期)
資料來源：本研究整理

並且利用 SPSS 軟體進行成對樣本 t 檢定，來檢視預測人數與實際人數兩者是否具有顯著差異，其結果顯示如表 4.10。

表 4.10 預測人數與實際人數成對樣本檢定分析表

	成對變數差異					t	顯著性 (雙尾)
	平均數	標準差	平均數 的標準 誤	差異的 95% 信賴區 間			
				下界	上界		
1~12期	1390.64	3313.98	956.66	-714.96	3496.24	1.454	.174
13~24期	5208.55	8536.55	2464.29	-215.32	10632.41	2.114	.058
25~36期	3609.15	5643.04	1629.01	23.73	7194.56	2.216	.049
37~48期	-4385.76	6889.38	1988.79	-8763.07	-8.46	-2.205	.050
49~51期	-21492.94	6353.92	3668.44	-37276.94	-5708.93	-5.859	.028

資料來源:本研究整理

本研究建構之 $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ 模型向前預測 1~12 期之 MAPE 為 5.15%，比照 Martin (1989) 所提出之標準，MAPE 值小於 10 % 則此模型預測能力極佳，由此可知，本研究所建構出的時間序列模型，具有很好的預測能力。

接著觀察自 2008 年 7 月開放陸客後，仍以本研究建構之 $ARIMA(0,0,5)(0,1,1)_{12}$ 模型向前預測第 13~24 期，發現 MAPE 值大幅增加為 15.70%，亦即模型的預測誤差變大，預測能力下降；同時比對圖 4.8(a) 和圖 4.8(b) 可知，在開放陸客觀光之後，預測人數與實際人數之擬合差異變大，於是採用 SPSS 統計軟體進行成對樣本 t 檢定，由表 4.10 可知，

P 值分別為 0.058、0.049、0.05、0.028，雖部分未達 5%的顯著水準，若在 10%的顯著水準下，向前預測 13~24 期、25~36 期、37~48 期、49~51 期的預測值與實際值之間具有顯著差異存在。

雖然全面開放陸客觀光的第一年(13~24 期)，明顯出現實際人數低於預測人數，但是第二年(25~36 期)後，日本觀光客人數有回升現象，模型預測誤差 MAPE 從第一年(13~24 期)的 15.70%，至第二年(25~36 期)修正為 9.59%。到了開放陸客的第三年(37~48 期)，日本觀光客人數幾乎均大於模型預測值，顯示日本觀光客人數已回升，甚至有創新高的現象(49~51 期)。

第五章 結論與建議

本章節將針對研究分析結果，做進一步的推論與探討，並針對未來後續研究有所建議。

5.1 結論與討論

數據分析結果顯示，本研究模型向前預測未來 12 個月的來台人數(1~12 期)能力極佳(MAPE=5.15%<10%)，但是自 2008 年 7 月開放陸客來台觀光後(13~51 期)，整體預測能力下滑。另外進行預測值與實際值之成對樣本 t 檢定發現：開放陸客觀光前(1~12 期)P 值為 0.174，已大於 5% 的顯著水準，表示樣本無顯著差異，亦即預測值與實際值之間的差異不顯著；隨著開放陸客觀光後(13~24 期、25~36 期、37~48 期、49~51 期)，P 值分別為 0.058、0.049、0.05、0.028，雖部分未達 5% 的顯著水準，若在 10% 的顯著水準下，則樣本間有顯著差異，即預測值與實際值間具有顯著性差異。尤其在開放陸客來台觀光的第一年(第 13~24 期)，本研究模型預測能力大幅降低(MAPE=15.70%)，而且預測值減去實際值後幾乎皆為正值，表示日本觀光客人數(實際值)確實顯著減少，陸客對日本來台觀光客明顯產生排擠效應。

在開放陸客觀光後的第三年(2010/7~2011/6)，可從表 4.9 及圖 4.8(d)分析得知，模型預測誤差修正為 MAPE=9.21%，而且預測值減去

實際值後幾乎皆為負值，甚至在第 49~51 期(2011/7~2011/9)的 MAPE 值高達 26.93%，預測誤差變大，而且日本觀光客實際人數幾乎大於預測人數，顯示日本觀光客人數已回升甚至有創新高的現象。茲將上述結果進行以下分析與討論：

5.1.1 形成排擠效應的原因

一、台灣旅遊環境乘載量短期固定不變，以旅館住房為例：

- (一) 可能會因為大量陸客來台(2008/7~2009/6 陸客已累計 315063 人，是同期間日本客人數的近五成)，造成著名景點的旅館訂不到房，而降低來台意願。
- (二) 原本接待日本客的飯店，可能被接待陸客的旅行社先行預訂，造成供不應求，只能以價制量，導致其他旅行社被迫調漲團費，削減了日客來台數量。
- (三) 陸客來台初期的旅遊習慣與日本客迥異，某些日本旅客不習慣與大陸遊客處於同一飯店，這也是產生排擠效應的因素之一。

二、陸客人數大幅攀升，影響整體觀光的品質：

- (一) 就實質環境層面而言，當大批陸客湧入後，出現旅遊景點人滿為患、交通擁塞和公廁、停車位不足等問題，對於景點之遊憩承載量形成壓力。

(二) 旅遊景點充斥著承載陸客的遊覽車與話彙，高分貝的南腔北調，及部分陸客個人之行為，這都會影響不同文化背景的日本客觀感，也會產生衝擊效應。

三、地方政府人力及財力不足又缺乏系統化之規劃，無法提供完善之管理及服務；當遊客人數大量湧入，帶來遊憩據點之環境髒亂，政府卻無法立即妥善處理，使得遊憩品質下降，更影響日本客再遊意願。

5.1.2 業者以包容的態度、市場區隔策略因應

觀光局統計顯示，日本客在台灣平均停留三·九夜，遊覽景點前五大為夜市、故宮、台北一〇一、九份、中正紀念堂；到訪後最喜歡的前五名則是九份、故宮、日月潭、北投、淡水。日本客多半週五來台，週日或週一回去。台北 | 高雄或台北 | 花蓮是最普遍行程，休閒愛逛夜市、按摩、唱歌、到台式美容院洗頭。在購物細項上，喜歡買台灣的茶葉、鳳梨酥、蜜餞、手工藝品、花蓮的貓眼石和大理石雕刻，因日本盛行小乘佛教，日本客也青睞水晶、鈦晶念珠及吊飾等。

至於陸客團最熱門的景點在北部為野柳、故宮。中部為日月潭、太魯閣國家公園及中台禪寺，南部為阿里山、西子灣、墾丁。在台北市的故宮，緊鄰士林商圈，為陸客最愛的第一名。在購物細項上，陸客最愛名產及特產，喜歡買台灣的茶葉、鳳梨酥，其次於珠寶或玉器類(觀光

局, 2010)。

陸客團體人均消費金額為 246 美元／人次，遠低於日本觀光團體人均消費金額 317 美元／人次。比較其消費項目的差異，陸客團的購物金額為 142 美元／人次，高於日本客的購物金額 111 美元／人次，扣掉購物的部分，陸客（103 美元／人次）與日本客（206 美元／人次）的支出差異更大(見表 5.1)，顯示陸客觀光團體的在地體驗，包括：旅館等級、餐飲、娛樂等費用均顯著偏低，意即陸客在臺的體驗享受消費遠不如日本觀光團體。從娛樂支出來看，日客消費金額較高，顯示日客在臺期間從事了更多娛樂活動，如 SPA、觀賞本土娛樂表演等。

表 5.1 2010 年全體、日本及大陸觀光團體旅客之平均每人每日消費支出

單位：美元

居住地別		旅館內 支出費	旅館外 餐飲費	在臺境內 交通費	娛樂費	雜費	購物費	合計
全體	金額	57.26	22.78	20.33	23.09	2.54	129.11	255.11
	結構比	22.45%	8.93%	7.97%	9.05%	0.99%	50.61%	100.00%
日本	金額	97.46	40.22	34.66	30.78	3.74	111.10	317.96
	結構比	30.65%	12.65%	10.90%	9.68%	1.18%	34.94%	100.00%
大陸	金額	47.31	17.05	16.63	21.13	1.74	142.37	246.23
	結構比	19.21%	6.93%	6.75%	8.58%	0.71%	57.82%	100.00%

資料來源：交通部觀光局

因此部分觀光業者會根據消費特性，定位並區隔兩個不同團體(陸客團和日本團)的觀光需求，研擬不同的行銷組合。不論是旅館、餐廳的

安排，或是旅遊景點及名特產店的行程規劃，大多會巧妙地劃分兩個目標市場，避免日本客與陸客住進同一家飯店或在同家餐廳用餐，希望可以舒緩擁擠現象，避免不愉快的正面衝突，甚至可以解除排擠效應。

5.1.3 排擠效應減弱

台灣在日本殖民政府統治下，接受日本長達 51 年的文化移植，不論在經濟、社會文化、流行文化等方面，都深受日本影響，可能就是因為這樣特殊的歷史背景，所以日本一直對台灣抱持著特殊情感，是以類似國民旅遊的性質來台觀光；再加上部分旅遊業者開始進行市場區隔，例如旅館、餐廳、景點路線的區隔，將陸客和日本客分層，並且採取兼容並蓄的策略。日本客感受到台灣觀光業所釋出的善意並將此訊息帶回國內發酵，所以雖然開放陸客觀光第一年明顯出現排擠效應，但是第二年後日本觀光客人數再度回升，到了開放陸客的第三年(2010/7~2011/6)，日本觀光客人數更是創新高，累計超過 76 萬人。

根據觀光局統計，2011 年上半年，日本觀光團每人每日平均在台消費為四三四美元，比前一年同期增加近四成，是總來台旅客團平均值的一·四八倍，還是陸客團的一·六六倍。過去日本觀光團來台著重在住宿與餐飲的消費，但是 2011 年上半年統計顯示，日本觀光團「購物」的消費金額，比前年同期增了一成四，「娛樂」金額更成長二一八%，明

顯倍增，可能是受日幣升值與三一一海嘯後「及時行樂」心理因素等影響。觀光業界觀察，因為日本國內持續報導災情氛圍，日本客希望透過安排唱歌、SPA、小酌等娛樂行程來放鬆身心。再者，觀光局結合業界邀請日本東北災民來台灣進行「台灣希望之旅」，日本客懷抱感恩之心來回饋台灣援助日本的愛心。

綜合以上之可能因素，使得日本來台觀光人數回升且創下歷年新高，排擠效應暫時解除。

5.1.4 開放陸客自由行及陸資來台，排擠效應再現之疑慮

2011年6月28日起開放大陸觀光客自由行，短期來說，由於大陸官方的嚴格控制與篩選，因此負面問題有限。但是我國的觀光建設並未完全準備好迎接陸客自由行的旅遊方式，例如飯店、民宿容納量的問題，交通設施的規劃與安全等；陸客湧入後對於台灣文化、衛生、環境與安全的衝突，也會漸漸浮出檯面，長期來看，這些都可能導致未來台灣觀光的負面形象。當環境承載量無法負荷、區隔功能失效時，未來陸客與日本客的接觸點將會愈來愈頻繁與多元，其影響也將愈來愈深入。

再者，目前國內看好陸客帶來經濟利益，但是在開放中國資金來台投資後，如無完善規劃，放任陸資以各種投資形式搶到經營權，屆時又回到一個問題：國內觀光業者的經濟利益何在？尤其處理陸客來台的地

接社大多掌握在北、高旅行社，當其它旅行社無陸客之利可圖，整個觀光版圖及市場結構跟著改變，屆時，國內觀光業的經濟效益降低時，陸客對日本客的排擠效應是否再度發酵，有待長時間的觀察。

5.1.5 建議

一、多角化經營、做好觀光市場定位；保守評估政策，以達永續經營目的

觀光產業最忌諱的有下列幾項不可測的因素（Cook, R., Yale, L., 和 Marqua, J., 2007）：

- 1、國和國之間的交戰與衝突。
- 2、恐怖分子的行動。
- 3、重大的犯罪行為，危及遊客安全。
- 4、重大天災，損及必要的基礎設施。
- 5、爆發重大的傳染病或疫情。

以台灣要開放陸客的討論之中，第一項是最不可測的因素。如果兩國之間仍存在著政治衝突的可能，觀光應該是風險極大的產業。台灣觀光產業的出口發展不能過度依賴中國的客源，否則可能造成經濟依賴，不利日後兩岸之平等對談。最保險的方式還是採取多角化經營並且做好市場定位，台灣固然在地理位置及兩岸政治演化的過程中不可避免要處理陸客的開放問題，但是程序應該是漸進與謹慎的。觀光產業強調的是

永續經營，即使不特別針對陸客做特殊的考慮，站在「承載量」的觀點，即便對於觀光產業帶來「短多」，然而在服務的軟硬體設施都未就緒之時，仍應保守評估各項政策之實施。

二、維持陸客來台人數限制的制度，保障台灣觀光產業發展的穩定度

目前陸客來台觀光人數已占全體來台觀光人數之一半，龐大的觀光來客數的確可以增加總體經濟效益，但高度依賴中國大陸觀光客所造成觀光榮景，很容易因為兩岸政治情勢的變化而有大幅度的波動，因此現行陸客來台人數限制的制度仍應維持，以保障台灣觀光產業發展的穩定度。其實將陸客與日本客相比，發現日本客的人均消費高於陸客，扣除購物支出後，更能顯示日本客在臺行程的住宿、餐飲及娛樂（多為自費行程）都遠高於陸客，日本客在臺體驗的團體行程的品質都較陸客為優，顯示臺灣觀光業具有提供高品質團體行程的能量。在不大幅擴充來台陸客數量的情況之下，提升陸客食宿消費等級，不但可以提升陸客的來臺旅遊滿意度，也可以實質增加陸客在臺消費金額，提高產業部門的經濟效益。

5.2 後續研究建議

在開放陸客觀光後的第三年(2010/7~2011/6)，每個月日本觀光客實際人數幾乎均大於本研究模型的預測人數，造成預測誤差大幅提升，這可能是因為日幣升值及政府觀光政策釋出的利多等影響，例如：2010年10月31日台北松山與東京羽田機場恢復對飛，串起台北東京的一日生活圈。再者，雖然日本在2011年3月發生地震及福島核災事變，但是觀光局分析，目前日本已經逐漸走出三一一大地震的天災陰霾，加上先前結合業界邀請日本東北災民來台灣進行「台灣希望之旅」，引起不錯的反應，因此9月來台的日本觀光客就超過9萬人次，是日本市場單月來台觀光客最高紀錄。

以上因素都會影響本研究模型的預測能力，因此未來相關研究可利用介入模式(Intervention Model)針對不同干擾項，例如：三一一大地震、觀光政策改變、服務項目增加、軟硬體設施增加、日幣升值、金融風暴等，進行旅客人數變化之敏感度分析，使相關研究成果之面向更為完善。

參考文獻

一、中文部份

1. 吳柏林(1995)。時間數列分析導論。台北：華泰書局。
2. 林茂文(2006)。時間數列分析與預測：管理與財經之應用 三版。台北：華泰文化。
3. 楊奕農(2009)。時間序列分析—經濟與財務上之應用。台北：雙葉書廊。
4. 吳柏林、賴家瑞、劉勇杉(1994)。臺灣地區外籍觀光旅客人數預測模式之探討。國立政治大學學報，267-295。
5. 曹勝雄、江麗文、蔡倩雯(1996)。計量經濟模式在國際觀光需求應用之研究。戶外遊憩研究，第九卷，第一期，1-29頁。
6. 楊踐為、李家豪、類惠貞。應用時間序列分析法建構台灣證券市場之預測交易模型。中華管理評論國際學報，第十卷，第三期。
7. 鄭天澤、李旭煌(1995)。臺灣地區出國觀光旅客需求預測模式之比較分析。國立政治大學學報，71(下) 179-210頁。
8. 鄭天擇、時巧煒(1994)。來台觀光旅客需求預測模式比較分析。管理評論，第十四卷，第一期，77-116頁。
9. 邱思涵(2010)。應用時間序列模型分析外國旅客來台觀光人數。台

北：台北中國文化大學經濟學系碩士論文。

10. 時巧煒(1994)。來華觀光旅客需求預測模式建立之研究。台北：國立政治大學統計研究所碩士論文。
11. 陳韋辰(2008)。日本國際觀光客對台灣旅遊需求之研究。嘉義：南華大學旅遊管理學系碩士論文。
12. 張家瑄(2005)。亞洲地區對台灣旅遊需求之預測，台北：台灣大學國家發展研究所碩士論文。
13. 中華民國(台灣)交通部觀光局觀光年報
<http://admin.taiwan.net.tw/indexc.asp>
14. 大陸國家旅遊局 <http://www.cnta.gov.cn/>

二、英文部份

1. Yaffee, Robert A.& McGee, Monnie. *Introduction to time series analysis and forecasting :with applications in SAS and SPSS.*
2. Cook, R., Yale, L., & Marqua, J. (2007)：觀光學(賴韻如等譯)，台北：華泰書局。
3. Bell, W.R. & S.C.Hillmer(1984), “Issues Involved with the Seasonal Adjustment of Economic Time Series”, *Journal of Business and Economics Statistics*, 2, 291-320.
4. Box, G. E. P., & G. C. Tiao(1975), “Intervention Analysis with Applications to Economic and Environmental Problems”, *Journal of the American Statistical Association*, 70, 70-79.

5. Burger, C. J. S. C., Dohnal, M., Kathrada M., & Law, R. (2001), "A practitioners guide to time-series methods for tourism demand forecasting-a case study of Durban, South Africa", *Tourism Management*, 22, 403-409.
6. Carey Goh & Rob Law(2002), "Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention", *Tourism Management* , 23, 499-510.
7. Chan, Y. M.(1993),"Forecasting Tourism: A Sine Wave Time Series Regression Approach", *Journal of Travel Research*, 32, 58-60.
8. Chu, F. L. (1998b),"Forecasting tourism arrivals: A combined approach", *Tourism Management*, 19(6), 515–520.
9. Chu, F. L.(2004), "Forecasting tourism demand: a cubic polynomial approach", *Tourism Management*, 25,209–218.
10. Fildes,R.,Hibon,M.,Makridakis,S.,&Meade,N.(1998),"Generalising about univariate forecasting methods:further empirical evidence", *International Journal of Forecasting*, 14, 339-358.
11. Gray, H. Peter(1966), "The Demand for International Travel by the United States and Canada", *International Economic Review* , 7(January), 83-92.
12. Hui-Lin Lin., &Lon-Mu Liu(2011), "Taiwan's International Tourism: A Time Series Analysis with Calendar Effects and Joint Outlier Adjustments", *International Journal of Tourism Research* ,13, 1–16.
13. Izenman, A. J., & S. L. Zabell(1981), "Babies and the Blackout: The Genesis of A Misconception", *Social Science Research*, 10, 282-299.
14. Koc, E., & Altinay, G. (2007), "An analysis of seasonality in monthly per

- person tourist spending in Turkish inbound tourism from a market segmentation perspective”, *Tourism Management*, 28, 227-237.
15. Lim, C.(2001), “Monthly Seasonal Variations: Asian Tourism to Australia”, *Annals of Tourism Research*, 28, 68-82.
 16. Lim, C., & McAleer, M. (2002), “Time series forecasts of international travel demand for Australia”, *Tourism Management*, 23, 389-396.
 17. Liu, L. M., Bhattacharyya, S., Sclove, S. L., & Chen, R.(2001), “Data Mining on Time Series: An Illustration Using Fast-food Restaurant Franchise Data”, *Computation Statistics & Data Analysis*, 37, 455-476.
 18. Martin, C.A. & Witt, S.F.(1989), “Forecasting Tourism Demand : A Comparison of the Accuracy of Several Quantitative Methods”, *International journal of Forecasting*, 5, 7-19.
 19. Sarames, George N.(1973), “World Air Demand: 1950-1980”, *Journal of Travel Research* , 11, 8-12.
 20. Sheldon, P.J. & T. Var(1985), “Tourism Forecasting: A Review of Empirical Research”, *Journal of Forecasting*, 4(2), 183-195.
 21. Uysal, M. & Crompton, J.L.(1984), “Determinants of demand for international tourist flows to Turkey”, *Tourism Management* , 5(4), 288-297.
 22. Witt, C.A. & Witt, S.F.(1990). “Appraising An Economic Forecasting Model”, *Journal of Travel Research*, 29(4), 30-34.
 23. Yüksel, S. (2007), “An integrated forecasting approach to hotel demand ”, *Mathematical and computer modeling*, 46, 1063-1070.