國立東華大學管理學院 高階經營管理碩士在職專班 碩士論文

指導教授:褚志鵬 博士

旅館需求預測之研究-以花蓮C飯店為例

A Study of Demand Forecasting

-The Case of C Company in Hualien



研究生: 李台亮 撰

中華民國一〇二年六月

學位考試委員會審定書

國立東華大學 管理學院高階經營管理碩士在職專班

Certificate of Approval of Examination Committee

研究生	李台亮	
	g Hwa University raduate Student Proposed	
(題目) Thesis Title	旅館需求預測之研究-以花蓮C飯店為係 A Study of Demand Forecasting -The Case of C Company in Hualien	•
經本委員	會審查並舉行口試,認為符合	碩士 學位標準。
	on and the oral examination by the committee	e members, the student
學位=	the master (PhD) degree サ W 考試委員會召集人	分章
The Conver	mer of Examination Committee で なり なり ない ない は ない ない ない は ない は ない は ない は	簽章
	Sommittee Member 委員 港。老. M	簽章
	Committee Member 委員	簽章
	指導教授 一 花 之 湖	多 章
	Advising Professor 系主任 (所長) The Director of Department	
中華民國 ROC	/ox 年 月 Year Mon	

謝誌

記得二年前在我工作事業上最受挫折乏力的時候,看到東華大學管理學院學有招收學分班供在職人士進修的好機會,一股衝勁決然到學校修讀自己喜歡的課程,原本是想開拓視野建立敞開的人生觀,想不到愈進修充電感覺愈學習愈滿足,其間雖歷經雙親先後離去及自我身體狀況不佳,仍祈福能勇敢的走下去,實現多年夢求的願景。

首先,要感謝褚志鵬指導老師兩年來的悉心教導與關心,不論在論文進度的指導 督促或是學習管理專業領域的研究均獲益良多,並於論文撰寫期間遇到瓶頸停滯時, 樂意付出時間精力主動耐心施予援助來指正教導學生缺失及錯誤,使得本論文得以順 利完成,在此由衷地感謝並獻上最誠摯的敬意與尊崇。

論文口試時承蒙國立東華大學陳筱華教授及臺灣觀光學院莊筱敏教授對於本論 文之細心審閱並詳細標示指正,並惠賜許多寶貴之意見,使本論文更加充實;對於諸 位老師的關注與勉勵,學生在此致上最忠誠的感謝。

論文研究期間也感謝學長國勇、麗珍、薇文、順益將求學經驗傳承及精神鼓勵, 同學永富、宏修、宏名於論文撰寫期間給予的相挺相助,讓我有信心堅持衝刺下去; 以及感謝在撰寫論文過程中支持我的同仁珍珠、采婕在各方面的熱心協助,讓我能在 工作之餘完成碩士學位,在此均一併感謝,讓我渡過堅辛困頓的研究生涯。

最後,感謝任何在生活及精神上支持與鼓勵我的人,讓我能奮勇堅持專心於研修 學業,以及在事業上的衝刺,願將此份成果獻給曾經幫助過我的所有人。

李台亮謹誌于東華大學中華民國 102 年 6 月

中文摘要

觀光產業是世界各國普遍重視的無煙囪工業,與科技產業共同被視為是 21 世紀的明星產業,在創造就業機會及賺取外匯的功能上具有重要的效益,隨著國內旅遊人數的增加與國際觀光客來台旅遊人數的逐年成長,觀光旅館為因應市場競爭的激烈變化,必須正確有效做好客源市場預測。

準確的客源市場預測及營收管理預測不但可以提供行銷、企劃、業務、公關及訂 房人員做為市場行銷策略及業務拓展方向的依據,亦可做為旅館管理、人力運用、資 源調度及旅館軟硬體設施及設備改善等各類作業計畫之參考,因此如何正確預測旅館 各類客源的使用房間數需求,以掌握市場狀況,即為旅館經營之重要課題。

為使業者能確實掌握各種客源未來的成長趨勢、對公司營運的影響以及未來整體營收的各種情況,作為旅館經營決策的重要參考。本研究利用時間序列ARIMA預測模式與迴歸分析模式,建構一個國際觀光旅館通用的住房需求與整體住房營收的預測模型,以供旅館業者作為預測住宿需求及營運決策分析之參考。

同時本研究也以一家國際觀光旅館為研究對象,說明本研究預測模式建構的方法 與流程,預測該旅館未來各種客源的住房數與住房總營收,並進行各種客源對該旅館 住房總營收的影響分析,以提供業者作為擬定有效的行銷與經營策略的參考。

關鍵詞:需求預測、時間數列、ARIMA 模式、迴歸分析

Abstract

The tourism industry is widely regarded around the world as an important non-manufacturing industry. It together with high technology industries has been considered as the "star industries" of the 21st century in creating employment opportunities and foreign exchange inflow. With the increasing number of tourists from mainland China and other countries visiting Taiwan, hotels must be able to effectively forecast customer flow and demand, in order to meet growing competition from other market players.

Accurate forecasts of customers and revenue not only can provide a basis for sound marketing strategy and business development by the marketing, planning, business, public relations and reservations departments; but is also a reference point, in considering upgrades to a hotel's management, manpower allocation, resource utilization, services, infrastructure and facilities. As such, a hotel's ability to accurately forecast the source, volume and demands of its customers has become an important topic in hotel management.

A good understanding of the growth trends in customer source and its impact on current operations and future income is vital to decision-making in hotel management. This paper uses time series ARIMA forecasting model and regression analysis model to construct a forecasting model of occupancy rate and the resultant income generated by an international tourist hotel, with the objective of helping an industrial player to better predict occupancy demand in operational decision-making.

This paper uses a case study on an international tourist hotel to illustrate the methodology and process involved in constructing the aforesaid forecasting model; how it can help to predict the occupancy rate and resultant income of the hotel; and how a hotel's overall occupancy income is influenced by its customer source and traffic. Its ultimate aim is to provide guidance to a hotel operator in formulating effective marketing and operational strategies.

Keywords: Demand forecasting, Time series, ARIMA models, Regression analysis

目 錄

謝誌	I
中文摘	要II
ABSTR	RACT I
目 錄	
圖目錄	VI
表目錄	I
第一章	緒論
第一節	研究背景與動機
第二節	研究目的
第三節	研究範圍
第四節	研究流程1
第二章	文獻探討1
第一節	旅館業現況1
第二節	收益管理相關文獻1
第三節	飯店收益管理1
第四節	預測概論2
第五節	時間序列分析理論2
第五節	預測相關研究2
第三章	研究方法3
第一節	研究流程圖3
第二節	資料來源與變數選取
第三節	旅館客源住房數預測模式建構3
第四節	旅館收益需求預測模式建構3

第四章	實證結果與比較分析 4	41
第一節	研究資料初步分析	41
第二節	住房數預測實證	47
第三節	住房營收預測實證	76
第四節	預測結果與分析	80
第五章	結論與建議	35
第一節	結論	85
第二節	研究限制	86
第三節	未來研究建議	87
參考文局	款	39
附錦		41

圖目錄

圖 1-1: C 公司訂房需求預估、庫存管理、訂房接單流程圖	6
圖 1-2: 研究流程圖	10
圖 1-3: 傳統訂房流程圖	13
圖 1-4:線上訂房程序圖	13
圖 3-1:住房總營收迴歸預測圖	31
圖 3-2:住房數預測時間數列模型圖	35
圖 3-3:總營收迴歸預測模型建構流程	40
圖 4-1: 合約公司每月住房數趨勢圖	42
圖 4-2: 國旅團每月住房數趨勢圖	42
圖 4-3:日本團每月住房數趨勢圖	43
圖 4-4:大陸團每月住房數趨勢圖	43
圖 4-5: 東南亞團每月住房數趨勢圖	44
圖 4-6:歐美其他每月住房數趨勢圖	44
圖 4-7:網路訂房每月住房數趨勢圖	45
圖 4-8:套裝專案每月住房數趨勢圖	45
圖 4-9: W/K 每月住房數趨勢圖	46
圖 4-10:公務出差每月住房數趨勢圖	46
圖 4-11: 合約公司住房數未經差分之 ACF、PACF 圖	48
圖 4-12: 合約公司住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖	49
圖 4-13: 合約公司模型殘差之 ACF、PACF 圖	51
圖 4-14: 國旅團住房數未經差分之 ACF、PACF 圖	52
圖 4-15: 國旅團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖	53
圖 4-16: 國旅團模型殘差之 ACF、PACF 圖	54

圖 4-17:日本團住房數未經差分之 ACF、PACF 圖	55
圖 4-18:日本團模型殘差之 ACF、PACF 圖	56
圖 4-19:大陸團住房數平穩性測試	57
圖 4-20: 大陸團模型殘差之 ACF、PACF 圖	58
圖 4-21:東南亞團住房數平穩性測試	59
圖 4-22: 東南亞團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖	60
圖 4-23: 東南亞團模型殘差之 ACF、PACF 圖	61
圖 4-24:歐美其他團住房數平穩性測試	62
圖 4-25:歐美其他團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖	63
圖 4-26:歐美其他團模型殘差之 ACF、PACF 圖	64
圖 4-27:網路訂房住房數平穩性測試	65
圖 4-28:網路訂房模型殘差之 ACF、PACF 圖	66
圖 4-29:套裝專案住房數平穩性測試	67
圖 4-30:套裝專案模型殘差之 ACF、PACF 圖	68
圖 4-31:為 W/K 住房數平穩性測試	69
圖 4-32: W/K 模型殘差之 ACF、PACF 圖	70
圖 4-33:公務出差住房數平穩性測試	71
圖 4-34:公務出差住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖	72
圖 4-35: 公務出差模型殘差之 ACF、PACF 圖	73
圖 4-36:迴歸標準化殘差直方圖	77
圖 4-37:標準化殘差之常態機率分配圖	78
圖 4-38:T 標準化殘差與原始預測值交叉之散布圖	78

表目錄

表 1-1:2012 年花蓮地區國際觀光旅館營運統計表
表 3-1: 七種 ARMA 模式特徵
表 3-2: MAPE 評估預測準確度之準則
表 4-1: 合約公司住房數之 ADF 檢定
表 4-2: 合約公司住房數一次差分後之 ADF 檢定50
表 4-3: 合約公司住房數可能模式50
表 4-4: 國旅團住房數之 ADF 檢定 52
表 4-5: 國旅團住房數一次差分後之 ADF 檢定53
表 4-6: 國旅團住房數表可能模式54
表 4-7: 日本團住房數之 ADF 檢定
表 4-8:日本團住房數表可能模式56
表 4-9: 大陸團住房數之 ADF 檢定 57
表 4-10: 大陸團住房數表可能模式58
表 4-11: 東南亞團住房數之 ADF 檢定55
表 4-12: 東南亞團住房數經一次差分之之 ADF 檢定60
表 4-13: 東南亞住房數表可能模式61
表 4-14:歐美其他團住房數之 ADF 檢定62
表 4-15:歐美其他團住房數經一次差分之之 ADF 檢定63
表 4-16:歐美其他團住房數表可能模式64
表 4-17:網路訂房住房數之 ADF 檢定65
表 4-18:網路訂房住房數表可能模式66
表 4-19: 套裝專案住房數之 ADF 檢定67
表 4-20: 套裝專案住房數表可能模式

表	4-21:W/K 住房數之 ADF 檢定	69
表	4-22:W/K 住房數表可能模式	70
表	4-23:公務出差住房數之 ADF 檢定	71
表	4-24:公務出差住房數經一次差分之之 ADF 檢定	72
表	4-25:公務出差住房數表可能模式	73
表	4-26:預測能力之績效評估準則	74
表	4-27:個案旅館十類客源住房數模式預測結果	74
表	4-28:預測目標(2012)年 1月 至 12月各種客源預測值	75
表	4-29:殘差統計量	77
表	4-30:預測目標(2012)年1月至12月總營收預測值	81
表	4-31:2012 年實際值與預測值誤差百分比	82

第一章 緒論

第一節 研究背景與動機

觀光產業是世界各國普遍重視的無煙囪工業,與科技產業共同被視為是21 世紀的明星產業,在創造就業機會及賺取外匯的功能上具有明顯效益。台灣經濟發展軌跡由第一級傳統農林漁牧業發展至今日以科技產業及觀光休閒服務業為主的第三級產業,科技發展及觀光休閒產業已成為國家發展重要策略性產業。

觀光產業係結合自然資源、文化資產、城市旅遊、交通運輸業、旅館業、餐飲業、購物中心、遊樂場所、觀光推廣宣傳及其他工商企業組合之綜合性服務產業,而旅館在休閒產業中,扮演提供住宿、餐飲、社交、會議場所、健康、娛樂、購物等多方面功能,其服務品質、營運管理等,為國家發展重要策略性產業之一環,對於整體觀光產業發展,具有指標性功能。

根據聯合國世界觀光組織發布資料,全球觀光外匯收入(International Tourism Receipts Worldwide)在2012年創下新的紀錄,達到1兆75億美元,較2011年成長4.0%,國際入境旅客數達10.35億人次。為搶食觀光大餅,世界各國無不摩拳擦掌迎接觀光客所帶來的可觀效益。而世界觀光組織(UNWTO)也預估到國際入境旅客在2010年和2020年之間,平均每年以3%至4%的速度成長,至2020年全世界的觀光客總數將到達16億人次,全球觀光收益亦將達到二兆美元,意指未來8年中,每年將平均增加約7500萬人次的觀光客,顯示未來的觀光市場不容小覷。

觀光外匯收入與國際旅客數同時創歷史新高,就旅遊觀光消費國家加以排行,2013 年歐美仍為世界觀光消費的主要來源,聯合國世界觀光組織資料顯示,去年(2012)觀光外匯收入排名前十的目的地大致維持不變,美國,西班牙, 法國,中國和意大利領先,其次是澳門(中國),德國,英國,香港(中國) 和澳大利亞。除中國大陸列第 4 名為亞洲國家外,其他均為歐美國家。就台灣市場而言,已從 2009 年的新台幣 2,114.6 億元,大幅成長至 2011 年的新台幣 3,260 億元,2012 年可望上看新台幣 3,300 億元,年成長 1.2%。主要客源市場人次及與 2011 年同期比較之成長率分別為:日本 143 萬 2,315 人次(10.62%)、港澳 101 萬 6,356 人次(24.26%)、韓國 25 萬 9,089 人次(6.66%)、中國大陸 258 萬 6,428 人次(44.96%)、美國 41 萬 1,416 人次(-0.29%)、新加坡 32 萬 7,253 人次(9.23%)、馬來西亞 34 萬 1,032 人次(10.76%)、歐洲 21 萬 8,045 人次(2.78%)、紐澳 7 萬 4,331 人次(6.95%)。

由於臺灣觀光「多元布局·放眼全球」策略明顯奏效,在靈活觀光行銷手法下,繼建國百年突破 600 萬,2012 年更突破 700 萬人次,全年來臺旅客總數上衝 731 萬 1,470 人次新高,較 2011 年成長 20.11%,且 2012 年港澳旅客也成為來臺旅遊百萬俱樂部,全年來臺達 101 萬 6,356 人次,為臺灣觀光里程展現全新格局。從整體的觀光收入來看,從原先比例較高的國民旅遊收入,在 2008 年被國外旅客所帶來的收入所超越,當然一方面受益於開放中國大陸觀光客的原因,另一方面則是來自國內國民旅遊收入上有些微的下滑。

從產業策略佈局來講,國內住宿服務業市場區隔益趨明顯,主打自助旅行 或低預算觀光客的平價旅館逐漸興盛於市場,而主打商務層級或高價位的國際 觀光旅館也陸續進駐台灣。

未來定位為平價市場的旅館需致力於提高住房數以提升整體獲利,因為對 於尋求平價旅館住宿的觀光客而言,旅館僅是繁忙行程的中繼站,預算為他們 入住平價旅館的重要考量;而主打國際觀光旅館的大型飯店或連鎖品牌旅館, 關注的是提高顧客忠誠度,並將焦點置於飯店本身特色,讓入住旅客能有豐富 的體驗。相對於連鎖國際品牌的旅館,本土旅館除了突顯自家旅館的特色,更 需加強與資訊科技結合,包含會員制度、多功能的網站建置等。

住宿服務業除了提供一般所需的食、宿以外,包含旅遊諮詢、觀光導覽、

交通運輸等,都是附屬於住宿服務業的服務項目,因此服務上需要更細膩、更全面,才能符合大多數旅客需求。而未來的住宿服務業雖然隨著台灣旅遊觀光市場的消費者增加而有更多獲利空間,但伴隨愈來愈多的競爭者進入市場,經營者更需倚賴嚴謹的市場策略才能從競爭的市場中尋求穩定獲利。

隨著台灣經濟持續的發展,人們除了基本的生活花費外,更加努力去追求 休閒生活並越來越重視其品質。到國內外旅遊的人次不斷激增,也改變國人的 消費習慣與觀念,至今休閒旅遊已成為國人生活的一部分,為解除平日的工作 壓力,積極投入大自然環境的休閒活動,使身、心、靈獲得完全舒展,已為共 識。而觀光旅遊活動日趨頻繁,更引發國人對休閒遊憩多元的需求熱潮。

而政府於民國 2001 年全面實施公務人員週休二日與國民旅遊卡等政策實行,交通部觀光局推動台灣十二大節慶活動,開放大陸人士來台觀光,開放友善國家人士來台觀光免簽證,推出國際新形象廣告宣傳,與產業界合作,赴日本、新加坡、香港等目標市場強力行銷宣傳,推動觀光客倍增計畫,更於西元2011 年國際觀光客達 608 萬人次,接著,觀光局計畫 2012~2013 年將宣傳主軸定為「Time for Taiwan 旅行臺灣就是現在」,因而在西元 2012 年觀光客衝達 660 萬人次,預期西元 2013 年觀光客將高達 730 萬人次,休閒觀光產業的發展,已成為台灣整體經濟發展中不可或缺的一環。

從交通部觀光局(2010)調查統計資料顯示,民國2009年國人國內旅遊狀況,旅遊率為91%較2008年增加1.3%,2009年國人以利用週末、星期日從事國內旅遊者(占58%)最多,利用平常日旅遊者(占26%)次之,與2008年比較,以利用國定假日從事旅遊者增加8個百分點為最多。另以旅遊目的觀察,民眾出遊大多以「觀光、休憩、度假」(占71%)為目的,其中因「純觀光旅遊」(占56%)目的出遊者最多。在2012年國人國內旅遊達1.3億人次,預期2013年國人國內旅遊將達1.35億人次,由此觀之,隨著週休二日之實施國內旅遊已走向定點式的旅遊,同時也為國內旅館業帶來無限商機。

由於觀光產業的商機龐大且是無煙囪工業,對環境的影響遠較其他產業為低,而且對就業的創造以及外匯的賺取扮演重要的角色。加上來台旅客以及國民旅遊人數的持續成長所引發強烈的觀光渡假及住宿的需求,使得各觀光旅館業者竭盡所能的搶食這塊龐大市場。花蓮地區2012年國際觀光旅館在觀光局註冊者有6家會員(亞士都飯店、統帥大飯店、花蓮輸品酒店、美侖大飯店、太魯閣晶英酒店、遠雄悅來大飯店),另外(理想渡假村、福容飯店、煙波飯店)也有意願申請加入國際觀光旅館,在未來看好觀光市場及兩岸旅遊,花蓮地區新增、新建、改建的飯店如兩後春筍般陸續增加中,估計在2013年將增加約3,000間客房。在此競爭強烈的環境下,觀光旅館業者除了積極推動各種促銷活動藉以吸引顧客,並進行有效的成本控制、研究如何透過管理作為提高生產力以有效地運用資源,創造更高的營收效益外,方能使企業在這種競爭激烈的環境中能永續經營發展。

表 1-1:2012 年花蓮地區國際觀光旅館營運統計表

單位:間、%、新台幣(元)、人

國際觀光旅館營運統計月報(Monthly Report on International Tourist Hotel Operations in Taiwan)								
花蓮縣		資料期間: 2012 年 1 月至 2012 年 12 月(Data for 2012/1~2012/12)						
旅館名稱	客房數	年度 住房數	住房率	平均 房價	房租收入	餐飲收入	總營業收入	員工 合計
花蓮亞士都飯店	167	47,958	78.46%	1387	66,539,439	15,347,659	82,325,491	517
統帥大飯店	270	63,439	64.20%	1560	98,975,578	71,751,195	173,634,674	1637
花蓮翰品酒店	208	45,439	59.40%	1813	86,174,382	121,226,439	207,400,821	1814
美侖大飯店	343	91,812	73.13%	2370	217,636,582	153,744,151	390,139,109	3427
太魯閣晶英酒店	160	33,953	57.98%	3328	112,990,309	73,843,777	217,733,589	1774
遠雄悅來大飯店	391	71,363	49.87%	3786	270,164,945	158,815,920	529,058,851	4457
總計	18,480	353,964	62.80%	2398	852,481,235	594,729,141	1,606,497,726	13626

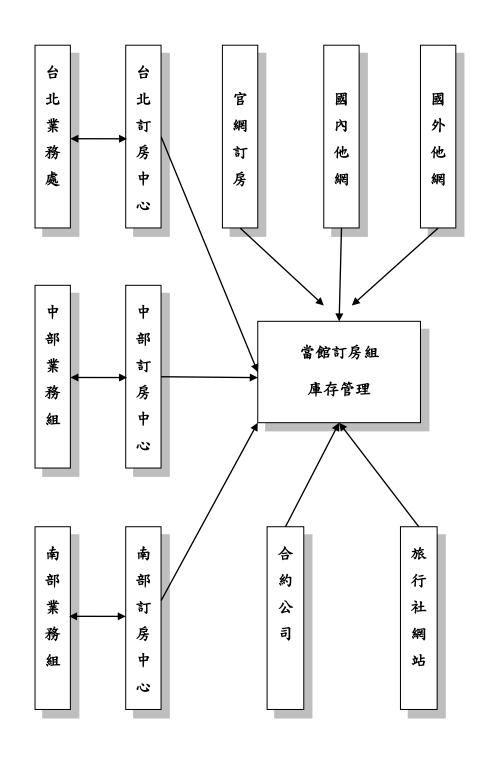
資料來源:交通部觀光局資訊網站

再者,目前國內有關觀光業住宿方面之研究偏重於經營及供給面問題的分析,探討遊客對住宿設施的需求及注重面為何(姜惠娟,1997; 黃詩弦,2002),

或是有關住宿服務品質及滿意度的探討(吳昌宏,1990;吳勉勤,2000),故在遊客選擇住宿時,所重視之住宿屬性、遊客滿意度及旅館服務品質上之研究有豐富的成果,然而對目前現階段較為經營管理者所重視的營收管理的預測決策研究,旅館業者都憑藉經驗法則推論預測,然而觀光產業的客層來源甚為多元,且易受季節因素影響甚為明顯,產業淡旺季波動甚大,如何建構一個有系統的預測機制以提供決策者作為經營分析之參考依法甚為緊要。更重要的是觀光旅館之整體營收為業者所最關切者,如何經由客源分析所掌握商情進而推估企業的整體營收,遂成為觀光旅館者所迫切瞭解者。

有鑑於此,本研究以台灣地區中小型國際觀光旅館為個案研究對象,針對觀光旅館業提出一個有系統的客源與營收的整體分析預測模式,期能提供未來之台灣地區中小型國際觀光旅館業者作為進行旅館需求預測分析與營收預估之重要參考。

C公司目前的訂房供應鏈的需求預測流程(如圖 1-1),各訂房接訂點先至當館(花蓮)訂房組查詢房間庫存狀況後下訂單,當館訂房組即時彙整在店房間數量後供各業務單位及各訂房點查詢未來訂房數量預估用,且飯店會固定保留適當的房間比例以供(官網/他網/合約)等保留房銷售,另為因應超額訂房或緊急應用也保留適宜的空房現場彈性運用,若有NO-SHOW(訂房不到)者櫃台現場會銷售高單價 W/K(隨機住宿)的客源來創造客房較好的營收。另業務單位會依(近、中、遠)期的預估「需求量」保留房,經當館訂房組彙整並做適度調整後核撥給各業務單位留房做為接訂房單之依據。為因應市場變化,業務銷售單位於需求量預估後仍可提出增加訂房、縮減訂房之申請,以供訂房組調整房間庫存接訂單計書之參考。



資料來源:本研究整理

圖 1-1: C 公司訂房需求預估、庫存管理、訂房接單流程圖

第二節 研究目的

現今許多旅館產業視營收管理為一門藝術,由於旅館客房產品與其他消費 品不同,其中最主要就是客房的銷售和消費有很強的時間性,其所提供的服務 不可被儲存,需在對的時機銷售給正確的顧客。過去在航空業運用收益管理來 提高營收的策略及執行運用上,已獲得相當好的成效。可將其轉移運用在同屬 性且不可移動及儲存的客房產品上,驗證其理論及作法是否真的有效及可行。

營收管理是一門科學技術,結合經營研究、統計及顧客關係管理(CRM), 並且將顧客依據各式各樣的服務分類於價格帶,相同的房間對於不同的顧客會 有不同的收費標準,旅館產業就是利用這樣的價格差異化來獲得最大營收和利 潤,而如何建立適當的價格帶和需求預測有賴於精確的統計資料分析,這已變 成了最重要的策略,也可使用於擬定預算營收及銷售預測;對業界可評估企業 的營收合理性,比之傳統預測方法以經濟法來擬定預算更具理論價值。

收益管理的模式可以應用的範圍包括旅客訂房需求預測、差別訂價規劃、房間庫存管理與超額訂房控制,而超額訂房及超賣房間是為避免旅客臨時取消或因故未到造成飯店損失所採取的因應措施,而超額訂房及超賣房間策略是否是最好的訂房收益模式也很值得探討研究的。

花蓮地區國際觀光旅館因座落位置及附屬設施完備與否影響其銷售對象 和目標市場客源的經營形態,各旅館經營客源的形態概分三類:

- 1. 渡假性旅館-理想渡假村、遠雄悅來飯店及太魯閣晶英酒店因位處市郊 且飯店附屬各種娛樂休閒設施規模樣式齊全完備,鎖定高檔消費者,也較為國 人喜歡渡假旅遊的好去處,客源以本國客為大宗,國外高消費的觀光客為次。
- 2. 商務性旅館-美侖大飯店、花蓮福容飯店、花蓮翰品酒店及統帥大飯店 因位於市區適中,外觀講究、內部設施豪華、服務水準高、設施齊全,客源分 散以本國客、日本客、東南亞、大陸客及外國觀光客均勻分配。
 - 3. 商務性旅館之煙波飯店、亞士都飯店也位於市區適中,有客房餐廳設施

趨向高級,市場目標以大陸客為主,次為東南亞、日本、及本國客為輔。

C公司花蓮館屬第2類,客源形態多元且行銷通路廣泛且業務據點多,為 因應市場競爭的激烈變化,必須正確有效做好客源預測,一方面可以使管理者 節省時間及成本,另一方面可以調整高單價消費群的客源增加銷售,提高營收 及擴展利潤。所以有效的訂房庫存管理系統始於預測。本研究針對觀光旅館特 性進行觀光旅館客源歸類分析,作為客源分析之主要基礎。首先,依客源類別 分為:本國、日本、亞洲、大陸、歐美及其他,旅館業者依市場區隔及行銷通 路依類別訂定其房價產品,C公司接單的來源有:公司合約、旅行社、網路、 路客、公務出差等,依通路性質區分的需求有:合約價(服務品質要求高)、 團體價(系列批購)、網路價(便利性)、套裝價(產品多元豐富)、散客價(不隱 定型)、出差價(特許價)等,依產品生命周期(product life cycle)為發展期、 成長期、成熟期、衰退期、不穩定期等型態,建構一個有系統的預測機制,即 是如何運用各類住宿客源通路之預測模式進行相關時段各類住宿客源住房數 之預測後,再利用觀光旅館總營收之廻歸預測模式進行預測年度各月之總營收 預測,作為國際旅館總營收預估之重要參考依據,以提供決策者作為經營分析 之參考依據甚為重要。

第三節 研究範圍

本研究確立研究動機、研究目的後,本節將說明本研究範圍為花蓮某國際 觀光飯店客源通路銷售商品之需求預測,選擇特定通路客源為分析預測對象。 預測的客源有成長型的-1.網路訂房、2.合約商務客、3.專案旅遊、4.公務出 差;成熟型的-5.日本團、6.東南亞團;衰退型的-7.國旅團、8.W/K(未事先 訂房)及新開發的-9.大陸團、10.歐美其他團之各類客源之需求量。 但在參考有關觀光需求的文獻研究中大多數集中在西方國家,亞洲地區直到 1990 年代才加以重視。目前國內的文獻中,針對來台旅客人口數預測的並不多,鄭天澤和時巧煒(1995)除採時間序列模式外,更進一步使用計量模式加以預測。雖然在時間序列的研究中,季節性和干擾變數已被廣泛應用,但是卻鮮少延伸至觀光需求預測的文獻上,而亞洲地區甚是罕見。Carey Goh & 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。

本研究亦將採用這些方法建構研究旅館收益管理需求預測之預測模式,預測各類客源能擴展的容量限度,建立預測模型,探討這預測模式結果的準確性。 最後做一結論與建議,提供業界參考。研究流程如圖 1.4

第四節 研究流程

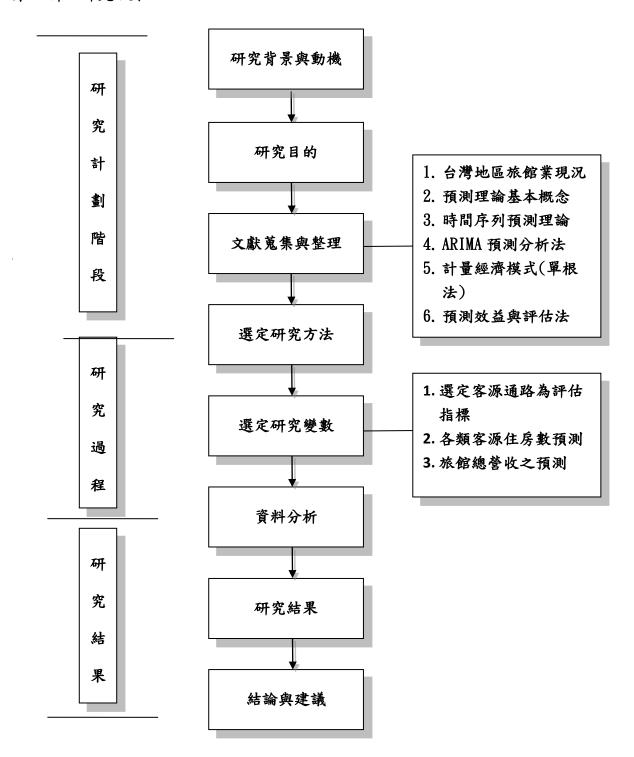


圖 1-2: 研究流程圖

第二章 文獻探討

本章根據研究目的,依循序漸進方式探討過去的相關文獻,航空公司的收益管理係針對公司資源,依市場特性及競爭趨勢情況,結合經營及行銷策略,做最有效的調整,以達成公司整體收益最大化為目標。本研究主要探討旅館業的收益管理需求預測管理內涵,係在有限的庫存房間數以預測市場需求,進而謀求達到公司利潤最大化,並對過去文獻中關於收益管理需求預測之研究方法,能有一完整的認識。

第一節 旅館業現況

台灣地區國際觀光旅館自光復後,旅館業的發展大致可分為以下階段加以 說明(吳勉勤,2000;張宮熊,2002;詹益政,2002)。

一、傳統式旅社時期(1945-1955年)

台灣光復後,政府為接待國際貴賓,成立「中國之友社」、「自由之家」, 當時的旅遊活動只限學生「遠足」程度,溫泉旅館是當時唯一「遠足渡假」的 目的設施,最有名的是草山、北投的溫泉旅社。此時全省有旅社 483 家。

二、觀光旅館發韌時期(1956-1963年)

台灣觀光協會於 1956 年 11 月 29 日成立,為政府與民間重視觀光事業之開始,同年四月民間經營的紐約飯店開幕,為第一家在房內有衛浴設備的旅館,繼而有綠園、華府、國際、台中鐵路飯店及高雄圓山飯店等接踵而來,掀起興建觀光旅館的熱潮,共興建 26 家觀光旅館。

三、國際觀光旅館時期(1964-1973年)

1964 年國賓及統一大飯店相繼開幕,使我國旅館經營堂堂邁入國際化的 新紀元。1973 年由菲律賓華僑投資興建,與美國「希爾頓國際旅館公司集團」 合作經營管理的臺北希爾頓飯店開幕,對台灣本地注入一股國際性制式管理系統的觀念,逐漸影響國內的旅館管理生態。

四、大型國際觀光旅館時期(1974-1989 年)

1976 年經濟復甦,來華旅客突破一百萬人,此時發生了嚴重的旅館荒, 政府於 1977 年 2 月與 5 月公布「都市住宅區內興建際觀旅館處理原則」及 「興建國際觀光旅館申請貸款要點」,四年內共增加四十五家,房間數約一萬 多間,其中包括來來香格里拉、高雄國賓、臺北財神與花蓮中信等大飯店。另 一方面業者也與國外知名度較高的國際性連鎖旅館簽約,對內改善管理,對外 參加國際性會議及推廣活動。

五、國際連鎖旅館時期(1990-2008年)

1990、1991 年麗晶(現晶華)酒店、凱悅(現君悅)大飯店等國際知名連鎖旅館引進歐美旅館的管理技術與人才相繼在台開幕,提供一千多間的客房及多樣式餐飲,此時台灣旅館經營,已堂堂邁入國際化連鎖時期。

六、國際精品旅館時期(2010年迄今)

隨著國際大型旅館品牌不斷進駐台灣,2010年起預計有20多家投資金額達新台幣10億元以上的觀光旅館在醞釀中,而加入國內或國際連鎖品牌,也是旅館強化競爭力的營運方向,從2009年開幕的5家國際連鎖品牌的觀光旅館新竹喜來登大飯店、高雄義大皇冠假日飯店、日月潭的日月行館、台北寒舍艾美酒店及日勝生加賀屋國際溫泉飯店,到2011年開幕的「台北 W 飯店」,可以發現加入國際連鎖品牌,透過全球行銷系統,與國際接軌,吸引國際旅客來台,已成國內業者投資經營旅館的趨勢。

旅館的訂房流程:

C公司現有的訂房方式有傳統訂房流程及線上訂房流程,吳勤勉(2000) 說明了傳統飯店訂房程序,此訂房流程是經由電話、傳真、或電子郵件與飯店 進行下單動作,經由飯店確認之後,再與顧客進行聯繫進行後續動作,如訂立 合約、付款等。

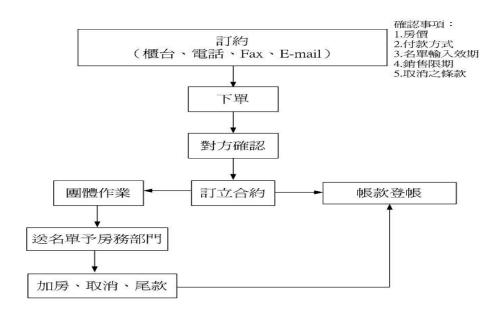


圖 1-3: 傳統訂房流程圖,資料來源: 吳勉勤 (2000)

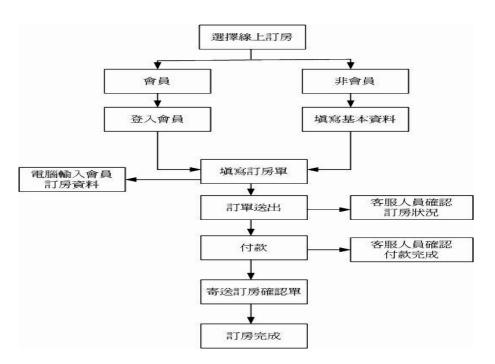


圖 1-4:線上訂房程序圖,資料來源:吳勉勤 (2000)

第二節 收益管理相關文獻

收益管理(Revenue management)在於管理一定量非耐久性庫存的短期需求,以提升組織的潛在收益。早期美國國內航空票價都是統一的,票價依飛行的距離來決定航空業的平均成本,所有航空公司的航班只要是飛行距離相同,航空票價都必須是相同。直到1978年解除航空公司管制法之後,航空定價的管制解除,航空公司可自由進出市場並對航班機票可彈性定價,乃開啟了收益管理的概念。大型航空公司為了避免客源流失且能增加營收及市場競爭力,藉由市場區隔及定價策略的營收管理的技術,達到總營收最大化。

美國航空運用收益管理技術在航空業中獲得了非常大的成功,在 1989-1992 年間,收益管理為美國航空業增加了 14 億美元的收入,比同期的 淨利潤 8.92 億美元高出將近 50%.《華爾街雜誌》認為在目前出現的商業策略中,收益管理是最受關注的,並稱收益管理為一種有待探索、前途光明的實踐。在歐美發達國家,收益管理已經被廣泛地應用於航空業、旅館業、交通鐵路、球賽門票、汽車出租業、航運業、影劇院業、廣播電視業和公用事業等行業。 這麼多年來,國際上關於收益管理理論的研究從沒有停止過。在世界範圍內,尤其是歐美等一些發達國家,對收益管理的研究無論在深度上或是廣度上都已經達到了相當的高度。

營收管理的基本概念就是藉由產能的重新分配、整合行銷、生產流程及財務將產能發揮到極限過程。Weatherford,L.R.and Bodily,S.E.(1992)定義營收管理就是藉由產能的重新分配、過量預定控制,以及定價決策得到最佳營收。旅館業在銷售房間不可儲存性的產品或服務經常會遭遇到房間數量及時效性的限制問題,不同的客戶群可能以不同的價格購買到相同的產品,利用價格區隔對不同目的的客源收取差異化的價格。相同的產品,旅館會為了要銷售更高的價格而提供更高品質的服務水準或服務的差異。為了收益最大化,時間與價格的決策、房間對於各種價格等級的數量分配就相當重要。收益管理給合了差

異化的定價及前置性的產能規劃資訊去管理需求,提高服務水準,以追求收益 最大化。

另外美國康奈爾大學飯店管理學院教授卡爾莫斯(Sheryl E. Kimes)曾提到,具有以下特徵的資本密集型企業都可以運用收益管理的理論和方法:

- (1) 不同的細分市場具有不同的需求特點。
- (2) 服務設施無法儲存。
- (3) 可以通過預訂工作提前銷售產品或服務。
- (4)接待能力比較固定。
- (5) 市場需求量波動很大。
- (6) 增量銷售成本很低,而增量擴展成本很高。

隨著國內經濟和旅遊飯店業的蓬勃發展和市場競爭的國際化,引進收益管 理這類世界先進的管理理念和方法會更加迫切。

一、收益管理定義

所謂「收益管理」,在 Weatherford & Bodily(1992)之文獻中指出,美國航空公司(America Airline)將收益管理之目的定義為:「在適當時間(Right time),以適當的價格(Right price),將適當的座位(Right seat)銷售給適當的顧客(Right customer),以提升航空公司潛在的利益」。Orkin(1989)將收益管理定義為:「控制平均收益與承載率使收益最大」。Belobaba(1987)定義收益管理為單位理程之旅客收益,其主要內容包括訂價及預測需求之庫存控制。收益管理最先起源於 20 世紀 80 年代初美國的航空業。再次之前,美國的航空業實施統一管理、航班和票價都有統一的規定,航空公司之間基本上不存在競爭。進入80 年代後,美國廢除了航空管制,開放市場,允許航空公司根據市場的情况安排航班,自行定價,從此拉開了航空公司之間自由競爭的序幕。由於飛機的座位有限,而且座位的使用有很強的時間性和不可儲存性,航空公司要盈利,

得想辦法在飛機起飛前儘量賣掉所有的機票,將所有座位填滿。於是很多專家學者開始研究市場的供求關係和價格對需求與消費者行為的影響,以尋找幫助航空公司適時將機票賣出去的方法,由此產生了收益管理的概念和理論。20世紀90年代初,美國飯店業開始借鑒航空業的經驗,研究收益管理在飯店管理中的應用,逐步發展出相關理論,也研製出適合飯店行業的收益管理系統。隨著實務上的運用和理論的發展,現今收益管理的應用範圍進一步地擴展且已廣泛應用於會議展覽、汽車租賃、碼頭貨位、豪華郵輪座位、餐廳餐位、高爾夫球和保齡球時段、電視廣告時段的定價、出租等各行各業。因為這些產品和服務都具有時間性和不可儲存性,而且提前預定,需求的變化通常有一定規律,並且可以預測;(經營者都要回答四個問題?賣什麼?賣給誰?什麼時候賣?賣什麼價格?收益管理的理論和方法能幫助經營管理者找到最滿意的答案)。目前,飯店和航空領域的收益管理的運用和研究處於最先進水準。

收益管理在旅館業中的定義,國際上說法不一。Horgan,R.W. (1990) 認為收益管理是一種控制房價與出租率以實現收入最大化的方法。Salomon(1990)認為收益管理是一種通過把現有客房以最合適的價格,分配給已確定的各通路市場,使利潤和銷售額實現最大化的技巧。Sieburgh(1988)定義收益管理是對價格和出租率實行控制的一系列步驟。Rebhan(1989)指出收益管理是經濟學原則在房價制定與客房供應量管理方面的應用。Kevin Donaghy (1995)則界定收益管理為一種利潤最大化策略,根據各細分市場的不同特點,將數量固定的客房有針對性地制定不同價格。汪純孝(1996)認為收益管理是指旅遊企業管理人員根據市場需求量,為各個細分市場合理地安排服務設施,制定合理的價格,在適當的時間,按適當的價格向適當的市場銷售適當數量的產品和服務,以便最大限度地提高企業的營業收入。各家定義雖然不盡相同,但有一點是一致的,即收益管理可以提高客房銷售額。直觀地說收益管理即是通過對出租率及房價的管理,以實現收益最大化的旅館管理方法。收管理即是通過對出租率及房價的管理,以實現收益最大化的旅館管理方法。收

益管理要求提供高品質的產品和服務,力圖獲得最大的長期收益。收益管理是一種系統化的方法,在這個系統裡飯店發現其可以採取一種與以往不同的方式銷售產品並獲得更多的收益。飯店收益管理利用顧客的購買行為和產品的銷售等資訊,向顧客提供最適合客人需要的產品並獲得最大的收益。它是資訊系統技術、預測技術、統計學、管理理論和商業經驗的大融合。

二、收益管理特性

收益管理理論的行業應用特徵 Van Westering (1994)和 Kames(1998)等學者對航空、旅館餐飲等也應用收益管理理論進行長期研究。認為通用該理論的行業具有7個重要特徵。

1. 企業具備相對固定產能:

以航空、旅館等行業為例,它們存在前期投資規模大(如購買新的飛機、 修建新的旅館、開設新的營業網點等),最大生產或服務能力在相當長一段時 間內固定不變,短期內不可能改變其生產或服務能力來滿足需求變化。

2. 具有需求可預測性:

航空、旅館、銀行等服務性企業的資源可分為有形資源(如飛機座位、旅館客房、銀行服務櫃檯)和無形資源(如旅館入住時間、銀行櫃檯排隊時間等), 其顧客可分為預約顧客和隨機顧客,其銷售可分為旺季和淡季。通過對電腦或人工預訂系統收集的顧客資訊進行分析和預測,管理者能夠瞭解不同顧客需求變化的規律·據此制定出合理的資源存量和價格控制機制,在正確的時間和地點以正確的價格向正確的顧客提供正確的產品或服務,實現企業收益最大化。

3. 產品或服務具有易失性:

航空、旅館、銀行等企業的產品或服務都具有易失性。易失性他稱為時效性。即其產品或服務的價值隨著時間遞減,不能通過存量來滿足顧客未來的需要,如果在一定時間內銷售不出去,企業將永久性地損失這些資源潛在的收益。

4. 市場具有可細分性:

航空、旅館、銀行等行業面臨以顧客為中心、競爭激烈和需求多元化的市場。不同顧客對企業產品或服務的感知和敏感度各不相同,採用單一價格策略將會造成顧客流失或潛在收入流失。如航空市場上存在兩類顧客,一類是對價格不敏感,但對時間和服務敏感的商務顧客。另一類是對價格敏感,而對時間服務不敏感的休閒顧客。如果採用高價策略。休閒顧客可能選擇低成本的航空公司或其他交通工具,造成航空公司座位資源閒置。反之,如果採用低價策略,商務顧客選擇低價或因對服務品質不滿而流失,造成航空公司潛在收益下降。對市場進行有效細分,為不同需求層次的顧客制定不同價格和分配不同資源,是解決企業資源閒置或潛在收益流失的重要途徑。

5. 具有隨機波動性需求:

如果顧客的需求確定且無波動,企業可通過調整生產和服務能力來滿足顧客需求。然而,航空、旅館、銀行等行業面臨顧客需求不確定,呈季節性或時段性波動。企業採用收益管理,在需求旺盛時提高價格,增加企業的獲利能力;在需求淡季時通過折扣等策略來提高資源利用率,減少資源閒置。

6. 其有高固定成本和低邊際成本的特點:

航空、旅館、銀行等行業的經營屬於前期投資較大的行業,短期內改變生 產或服務能力比較困難。

第三節 飯店收益管理

旅館業收益管理的運用是由四個構面所組成:需求預測(Forecasting)、產品規劃(Pricing)、庫存控制(Rooms Inventory Control)、超額訂房(Overbooking),為能使旅館業獲取收益最大化的同時又為未來鎖定客人,更應做好需求預測、產品規劃、庫存管理、及超額訂房。需求預測一直被認為是收益管理中最重要的組成部份而且得到了深入細緻的研究,通過多次的反覆驗

證,其預測分佈模型的準確性以及符合旅館需求的離散性而被廣泛採用。由於本研究主要係探討收益管理之需求預測部分,故在產品規劃、庫存管理與超額訂房之相關文獻部分,本研究將簡述之,而需求預測之相關文獻,本研究會有會有進一步之探討。

1. 產品規劃

產品規劃包括:訂價管理(price management)與產品區隔(product differentiation)。Lawrence 提出易毀壞資產營收管理(perishable-asset revenue management)之名詞,定義其為「藉由差別訂價管理獲得易毀壞資產之最佳營收」之過程,擴大收益管理應用行業與產品類別。在建構票價產品規劃數學模式上,有 Botimer 將降級成本整合入票價產品模式,考量旅客轉移與訂位限額之效應,提出一般化成本模式之聯合價格水準最佳化模式,航空公司善用各航班中飛機座位資源,分配及控制開放訂位期間各個不同票價產品間之銷售數,使航空公司能獲得最大之收益。Littlewood 以期望邊際報酬觀念,用各航段座位潛在銷售機率與其費率之乘積,決定接受或拒絕航段訂位要求,而後續相關的銷售座位之期望報酬,處理需求不確定性問題。

BelobabaI 將 Littlewood 所提兩費率等級下之最佳化決策條件拓展到多重費率的情況,稱之為「期望邊際艙位收益」(expected marginal seat revenue,EMSR)模式。探討航空班次多站停靠的艙位規劃之研究中,對於不同行程間艙位數量的分配多採「固定配置」(full-assignment)方式,加總後即為各區段之訂位容量限制。考量不同行程間需求的不確定性,Wong 提出「彈性配置」(flexible-assignment)方式,其方法是對同一區段下之可供定位的容量,除分別配置給各行程外,另有一部分容量劃歸為「開放席次」,待某一行程之固定配額銷售完畢,該行程即可取用這些開放席次以供應訂位。其研究更將其推廣至飛行多重區段與空運中心經營型態之航班的艙位規劃問題上。

2. 庫存管理

定義為經由外在環境趨勢評估與歷史資料之統計分析,準確預測航空網路 各航班,在各開放訂位時段之特定票價旅客需求數及可能之變動。Lee 研究顯 示在高需求航班中,收益管理系統之需求預測能力增加10%,將改善

3. 超額訂房

運輸行業商品皆是屬於一種不可儲存的服務,當服務一旦被提供出去時,未使用的空座位立即變得毫無價值。服務的供給是固定,需求是隨著尖離峰而有所變化,尖峰時段運輸需求大於供給,離峰時段是供給大於需求。航空公司若以實際座位去販賣機票則常會有旅客購票後未出現機場 (no-show) 或臨時取消訂位(cancellation) 而造成「空位起飛」。對於想訂位而不可得的旅客亦是航空公司的變相損失。為填補不必要的空位浪費,增加航空公司營收,超額訂位策略將會是重要因素。Enz and Withian(2001)提出4C策略(Calendar、Clock、Capacity、Cost),其與收益管理兩大層次是緊密結合的, Calendar 指服務被預定的時間,即是需求預測; Clock 指服務被傳遞的時間; Capacity 指容量,目標為讓容量最大化並緩和尖離峰需求的程度; Cost 指服務的價格,能夠配合顧客需求來擬定價格,藉此緩和尖離峰需求程度,達到利潤最大,是收益管理的目標。

4. 需求預測

定義為經由外在環境趨勢評估與歷史資料之統計分析,準確預測航空網路各航班,在各開放訂位時段之特定票價旅客需求數及可能之變動。Lee 研究顯示在高需求航班中,收益管理系統之需求預測能力增加10%,將改善0.5%至3.0%之期望營收,因此旅客需求預測亦是收益管理成功關鍵之一。Littlewood曾以單一航班不同起飛時間之歷史資料,建立簡單預測總訂位數之模式。Lee運用隨機過程建立訂位需求累計量與旅客出現訂位或取消訂位之關係式,並利用時間序列迴歸分析預測任何時點的訂位需求,過程中除考慮訂位容量對需求

之影響,並整合前期及歷史資料。Kanafani 討論以旅客目的、起迄、旅程長度等服務型態等特性,分階層量測各種航空活動,如:乘客量、航機運轉及乘客哩程營收數之總計量,並簡單說明運用票價型態進行預測之可能性。Morrision、Winston 以旅行時間、轉機延滯、票價、服務頻次、航機型式及旅程型態等向量,定義特定航空公司在特定路線所提供之服務特性,且假設旅客在起迄市場,選擇航空公司特定路線之機率為羅吉特模式。

收益管理兩大層級,需求預測是收益管理的基礎。需求預測的要項非常多,預測的基準須仰賴龐大的電腦系統儲存歷史訂票資料與目前的實際資料,再加以預測。Talluri and Ryzin(2004)指出需求預測的好壞影響到收益管理的運作。 減少 20%的預測誤差可以增加 1%的總收益。Polt(2002)認為需求預測系統是收益管理的核心,提出需求預測在收益管理系統是處於核心位置。需求預測的結果能夠作為費率結構最佳化與超額訂位的決策。

第四節 預測概論

「預測」係指為了所關切的未來而預先進行的估計或計算(Martino, 1994)。預測是人們想要瞭解未來之不確定事件(Makridakis, 1986)。所有的正式預測方法,都是運用已存在的資料,來推估不確定的未來(John, Arthur, 1989)。對預測所作的解釋是向前所作的測度,意即對未來現象作若干推論(余序江、許志義、陳澤義, 1998)。預測本身具有下列三個特質:不確定性、誤差可能性、持續性。

預測方法基本上可分為兩種基本型態:定性預測方法(qualitative analysis):通常以專家的意見為主依據過去的經驗或特殊感官功能對未來的事件做本質特性的預測,定量方法(quantitative analysis)是歷史事件轉化成時間數列趨勢圖,並判別初期特徵以數理方法模式化後再做量的預測,實務上兩種分析方式組合搭配運用效果更好。

一、質性預測概觀 (Heizer, et, 2011)

- 1. 德菲法(Delphi method):主要有三個參與者:決策者、員工及回應者。 決策者通常由 5~10 名組成專家小組,他們是實際的預測者;員工準備、發放、 收集以及統整一系列之問卷及調查結果,以協助決策者,回應者通常由一群位 於不同地區的人所組成,他們做出的判斷相當受到重視,這群人的意見綜合處 理後成為決策者做預測前的參考或輸入項。
- 2. 市場調查法(Market survey):針對市場消費者設計問卷,作抽樣調查、 蒐集資料,分析其預測假設,得到預測結果。市場調查法的優點為它能直接獲 得潛在顧客的第一手消費情報,缺點則為成本較高與專業性較高。
- 3. 銷售小組混合分析法(Sales force composite): 蒐集組織中直接預測產品的人員,運用他銷售地區內的銷售需求,所提供的資料來做預測,然後整合每一個銷售點的資料以做到公司整體的銷售。
- 4. 群體意見討論法(Jury of Executive Opinion):本法基於群體的共同預測 比個人產生更好的預測,鼓勵幾位專家採公開方式彼此交談達到預測結果的共 識。因此,可能會受到社會因素而無法反映真正的意見。

二、定量預測法

錢炳全 等(2003)指出,預測方法一般分為主觀意見預測與依據過去資料之時間序列數學方法兩大類。常用數學方式的預測方法有:移動平均法、指數平滑法、預備庫存法。

- **移動平均法:**是利用平均的技巧(Averaging techniques)對於時間數列中的某些 大變動使之平滑,而最常見移動平均法的有下列三種方法:
 - 1. 簡易移動平均法:是將期數T內所有的觀察值加總後再除以期數。亦即 算出最近某一期間的時間數列平均值,並把該平均值視為即將來 臨的期間之預測值。
 - 2. 二次移動平均法:是將簡易移動平均法所得的值,再做第二次的移動

平均運算。

3. 加權平均(Weighted Average):是期數內的每一個觀察值,給與不同的權數α(權數總合為1),最後再求其總合。由於有選擇權數的考慮,它可達到反應出變化的功能。

移動平均法的優點在於計算簡單,其缺點有:1.預測值在周期性的變動時會有延遲的現象。2.權數的選擇含有人為主觀因素易造成判斷上的錯誤。3. 期數愈多,平滑延遲的長度愈長。

- 指數平滑法: 是每一個新的預測值都是前一個預測值加上前期實際值與前期預測值之差異的百分比。它的長處是在於加權型態能輕易改變,優點是若預測項目多時資料儲存空間很小。指數平滑法也有兩不同運用的方式:
 - 1. 簡單指數平滑法:就是將前期實際值與前期預測值之差異乘上一個平 滑常數(Smooth Constant)(通常介於0.1~0.5之間),然後再加上前 期預測值。若先前沒有預測值而要做指數平滑時,開始時可用最 後幾個期間的資料平均來做預測,權數愈高愈強調最新近資料, 權數愈低夕愈強調歷史資料。
 - 2. 趨勢調整的指數平滑法(Trend-adjusted Smoothing)是利用簡單指數平滑法所得的預測值,再以第二個平滑常數再求得最後的預測值。 此法能指出一個更明顯的趨勢變化。
- 預備庫存法:是標準差(Standard Deviation)的一種運用,它是藉由如何建立有效率的庫存,避免缺料的觀點,來反推未來的需求。方法是利用庫存安全係數(K)與庫存調整期間(LT)兩項調整因子,再乘上某段期間的標準差。所謂庫存安全係數是指允許缺貨率對應於庫存安全係數(任何缺貨率都有一對應的庫存安全係數),用來考慮需求分佈的預測誤差和異常數值的產生等條件。

第五節 預測需求相關文獻探討

時間數列分析理論自Yule與Slutsky兩位教授於1920年代發明以來,直到1970年始由George E.P.Box與Gwilym M.Jenkins兩位教授大力推廣發展而完成自我迴歸移動平均整合模式(ARIMA模式)建構法。

所謂時間數列(Time series)係以時間順序型態出現之一連串觀察值集合,或更確切地說,對某種動態系統(Dynamic System)隨時間連續觀察所產生有順序的觀察值之集合,通常以{yt}表示(林茂文,1992)。時間數列一般呈隨機(Random)之現象,即對數列未來結果無法確定,以機率分配方式來表示者,稱之為隨機性時間數列(Stochastic Time Series),在分析探討時間序列的內在統計規律方法統稱時間序列分析法,對不同型態之數列建立不同之模式,求出一個合適的機率模式來表示這些資料的時間相依關係,當模式建立後,便可推出有效的預測結果。

ARIMA模式即由Box 與Jenkins(1970)所提出的隨時間序列隨機之預測方法,故亦稱為Box-Jenkins 預測模式,是目前最常使用的時間數列模式之一。 其模式主要是利用歷史資料,檢定其自我相關與偏相關等特性,亦是精確度相當高的預測方法,它將時間序列看成許多偶然因素共同作用的隨機型波動,進行分析。隨機過程又分為平穩隨機過程及非平穩隨機過程,平穩時間序列之特徵為不會隨時間的平移而變化,非平穩時間序列可先進行差分運算,然後再建立模式。

ARIMA模式構建之程序為一種試誤遞迴過程(Trial and Error Iterative Process),其四個步驟,依序為1.「認定模式」、2.「參數估計」、3.「檢定模式」、4.「預測與評估」,以下分別將以上四大步驟的細節介紹於下:

一、認定模式

a. 模組形式

Stephen(1998)指出時間序列普遍存在著序列水準和變異數不穩定的現象,所以在做模式配適之前,必須先檢定其序列之穩定性。進行時間序列分析前,必須先確定時間序列是否為定態(stationary)時間序列,若原始序列不是定態序列則要進行消除序列的不穩定性。依據Dickey & Fuller(1976)提出的單根檢定法,對原始序列進行定態測試之單根檢定與對數檢定即是。所謂具有單根(unit root),是指時間序列在經過差分後能夠達到的穩定性。Dickey-Fuller test 是用來檢定時間序列是否具有穩定性或用來決定不穩定序列需要差異化多少時間來達到穩定性,其假說如下:

 $H_0: \gamma=0$ (有單根,亦即數列不穩定)

 $H_0: \gamma \neq 0$ (沒有單根,數列穩定)

若配適的模式為不穩定(Non-Stationary)則進行差分(Take Difference),直到配適出一個穩定的模式為止。認定方法為:樣本自我相關函數 (Autocorrelation Function,簡稱ACF)與偏自我相關函數 (Partial Autocorrelation Function,簡稱PACF),初步分辦模式和確定模式階數,如果自我相關係數是內序次截尾,而且偏自我相關係數呈現指數衰減,具有拖尾性,則MA(q)模式比較適合,如果偏自我相關係數是內序次截尾,且自我相關係數呈現指數衰減,具有拖尾性,則AR(p)模式比較適合,如果自我相關係數、偏自我相關係數皆不截尾,但都收斂到0,則可能是ARMA序列。

b. ARIMA 模式組合

時間數列本身之觀測值或及干擾項之間不同關係,分成三種時間數列模式: 自我迴歸模式(AR 模式)、移動平均模式(MA 模式)與結合AR模式與MA 模式之整合自我迴歸移動平均模式(ARIMA)。

1. 自我迴歸模型(AR(p))

在 P 階的自我迴歸過程中(AR(P))中,假定當期的觀測值 Y_t 是由過去 P 期的觀測值之加權平均及當期的隨機誤差所產生而成。

AR(P)模型可以數學式表示:

 $y_t = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 + y_{t-2} + \dots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$

2. 移動平均模型(MA(q)

在 q 階之移動平均過程中(MA(q)),每個觀測值 Y_t 是由過去 q 期之隨機誤差之加權平均所產生而成。

MA(q)模型可以下列數學式表示:

 $y_t = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots \theta_p \varepsilon_{t-p}$,

3. 混合自我迴歸-移動平均模型(ARMA(p,q))

ARMA(p,q)模型可以下列數學式表示:

$$y_{t} = \phi_{1}y_{t-1} + ... + \phi_{p}y_{t-p} + \varepsilon_{t} + \theta_{1}y_{t-1} + ... + \theta_{p}\varepsilon_{t-p}$$
,

4. 差分項(Integrated Term)

時間數列往往非定態性的數列,通常對其採取連續差分後,終可化為定態 性的數列。

經過一次差分後(記作△y_t)

 $\triangle y_t = (1-B)y_t = (\alpha+\beta_t+\varepsilon_t)-(\alpha+\beta(t-1)+\varepsilon_{t-1})=\beta+\varepsilon_t-\varepsilon_{t-1}$

5. 自我迴歸整合移動平均模式(ARIMA(p,d,q)模式)

一個非定態的數列經 d 次差分後,即可產生定態的 ARMA 數列,簡稱 ARIMA(p,d,q)。

若一時間數列 $\{y_t\}$ 為 ARIMA,則對任意 t 可寫成 $\phi_p(B)(1-B)^d y_t = \theta + \theta q(B) \epsilon_t$ 其中 $\epsilon_t \sim WN(0, \sigma^2)$; d 表差分的階次; $\phi_p(B) = (1-\phi_I(B)-...\phi_p(B);$ $\phi_q(B) = (1-\theta_1 B-...\theta_p B^q)$ 。

二、參數估計

- a. 目視法:也就是看自我相關函數(ACF)與偏自我相函數,看圖形是否收斂至零,但是此法比較不精準。在單變量時間數列模式中,常利用自我相關函數(ACF)與偏自我相函數(PACF)之理論圖形,協助判斷該模式的型態及判定模式是否符合恒常生。當自我相關函數值(ACF)不容易很快消失時,表示該數列為一無定向型數列,必須對該數列進行差分處理,直到數列的ACF很快消失為止,故表示該數列已經轉換為平穩型數列,此時的d值即表示數列所需之差分階次。
- b. 單根檢定(Unit-Root Test):利用Dickey & Fuller (1976)提出的DF 單根檢定(Dickey Fuller)衍生擴充單根檢定方法(ADF)來決定原始數列是否是為恆定數列,若單根檢定結果顯著,則表示該數列為恆定數列,反之表示該數列不為恆定數。
- c. 判定p 與q 的數值的方法是由樣本之ACF 與PACF 圖形及其標準誤差,判定數列屬於何種模式。
- 1. AR(p)之理論ACF 呈漸漸消失(Tails Off)型態,當k>p 時,其理論PACF 將切斷於k。
- 2. MA(q)之理論ACF 將切斷於k,當k>p 時,其理論PACF 則呈漸漸消失(Tails Off)型態。
- 3. ARMA(p,q)之理論ACF 及PACF 均呈漸漸消失型態。此類模式之ACF 在時差q 之後,呈現指數衰退消失型態;PACF 是根據ψ(B)=0 與θ
 (B)=0 之根呈漸漸消失型態。

三、檢定模式準則:

當數據被檢定為某一模式及估計出其參數值,然而此仍為是預估的暫定模式,仍舊需要經由一些檢定法加以評估與判斷擬合之參數是否適合此一式,一般常使用適合度準則定準則。

1. Akaike(1973)提出AIC(Akaikes Information Criterion)判斷準則:

 $AIC(M)=-2InL(\beta^{\hat{}})+2M$

其中M:模式參數β 之個數

L:β 之概似函數 (Likelihood function)

βˆ:β 之最大概似估計量

2. Schwartz (1978) 根據Bayesian criterion 建立另外一個選取法則,

SBC (Schwartz's Bayesian Criterion) 判斷準則:

 $SBC(M)=n1n\sigma_{\varepsilon}^{2}+M1nn$ (14)

其中M:模式中參數之個數 (P+p+Q+q+1)

n:有效觀測值個數(N-D-d),與殘差值之個數應相同

σ: 為σ 最大概似估計量

四、預測與評估

預測的精確度與管制對預測來說是相當重要的層面,要精確地預測這些變數幾乎不可能,但指出預測值偏離實際值的程度是相當重要的。

預測誤差(error):觀察預測誤差以確定誤差是否在合理的範圍之內;

誤差=實際值-預測

常見的方法有平均絕對值誤差、平均百分比誤差、平均平方根百分比誤差 及泰勒不等係數:

1. 平均絕對值誤差(Mean Absolute Percentage Error, MAPE)

$$MAPE = \frac{\sum \frac{|\S{R}\ \mathring{q}_{t} - \widetilde{\eta}{\mathbb{R}}\ \mathring{q}_{t}}{\S{R}\ \mathring{q}_{t}} \times 100}{\S{R}\ \mathring{q}_{t}}$$

MAPE 值若越接近 0 表示估計效果越佳,此外,Lewis 認為 MAPE 為最有效之評估指標,並訂定相關評估標準。

2. 平均絕對偏差 (MAD)

$$MAD = \frac{\sum |g \otimes (d_t - \widetilde{\eta})| d_t|}{n}$$

3. 均方誤差 (MSE)

$$MSE = \frac{\sum (\widehat{\mathbf{g}} \hat{\mathbf{M}} \underline{\mathbf{m}}_{t} - \widehat{\mathbf{m}} \underline{\mathbf{m}} \underline{\mathbf{m}}_{t})^{2}}{n-1}$$

4. 泰勒不等係數(Theil Inequality Coefficient)

泰勒不等係數值為 U,U之值介於 0 與 1 之間,如果 U 值接近 0,表示預測值與實際值越接近,若 U 值越接近 1,表示預測值與實際值差異越大,預測精確度越低,故若 U=1,表示預測值與實際值之變化趨勢完全相異。

由於 MAPE 之評估準則沒有明確定義,本研究採用 MAPE 及泰勒不等係數以作為預測效益之評估。

五、預測相關研究

林振松(2001)用類神經網路為啤酒銷量做預測;竇忠先(2007)以策略管理 觀點設計銷售預測輔助系統;胡美真(2005)多種銷售量預測模型之評估比較-以金門高粱酒為例;黃奕綾(2010)商品銷售預測-以中油複合商店及百貨超商通 路為例;陳榮志(2008)預測分析運用於訂購模式之研究;歐陽嘉盈(2007)新商 品銷售預測解決方案之研究;范有寧等(2010)運用資料探勘輔助商品分類之 需求預測方法;陳雲明(2000)台灣地區啤酒市場銷售預測之研究;日效國(2007) 南通某品牌碑酒銷售預測分析;林水順等(2005)以灰色模型為基的園藝栽培產 業銷售預測分析;洪麗珠(2006)灰色預測與計量經濟模式預測比較研究;李順 益(2002)灰色理論於短期銷售預測之適用性探討;錢炳全等(2003)基於灰色理 論之短期銷售預測方法。

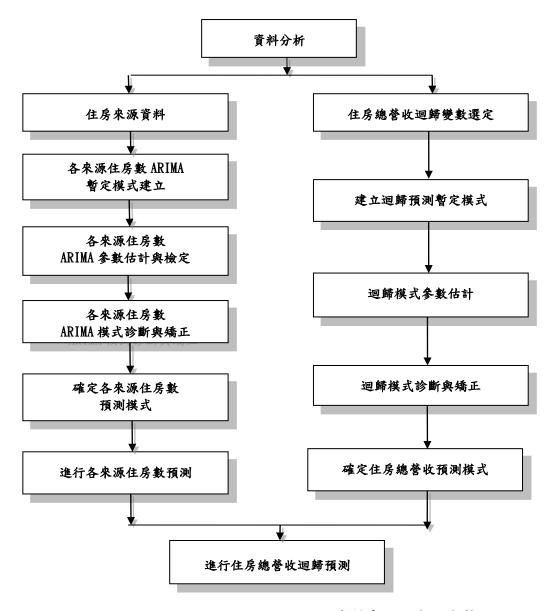
時間序列預測相關研究有:林永鴻(1994)時間序列在預測電信產品需求之應用;柳婉郁(2010)國內國家級風景特定區觀光遊憩人次預測模式之研究;黃黎平(2005)時間序列在銷售量預測中的應用分析;陳彥州(2009)研究零售業最佳預測模式為茶品銷售做預測;張家瑄(2005)亞洲地區對台灣旅遊之需求之預測;林依穎(2003)國外旅客對對中國大陸旅遊業需求預測之分析;陳錦花(2003)應用時間分析法在兩岸進出口貿易值預測之研究等。

綜合上述相關之文獻之探討可瞭解將客源分析及整體營收進行整合預測之研究。因此本研究針對旅館業者商情掌握與經營管理策略擬定之需求,整合時間數列及統計迴歸分析等計量方法。建構整合性客源住房數與住房總營收之預測模式,以供業界作為經營管理規劃之重要參考。

第三章 研究方法

本研究為建構C公司國際觀光旅館業之住房客源及各類別營收預測模式, 首先針對研究變數,蒐集整理住房客源其歷史性的住房數時間序列資料,瞭解 現行各類別客源營收等資料。藉以歸納出具一般化且適用於旅館業之通用模式。 本研究採兩階段方式進行住房總營收預測模式之建構。

第一節 研究流程圖



資料來源:本研究整理

圖 3-1: 住房總營收迴歸預測圖

預測方法發展至今有許多模型,但有兩大困難必須克服:須蒐集大量的歷史樣本資料,及對研究樣本母體分配做許多的嚴格假設。加上多變數預測選取時可能發生主觀及共線性之問題,導致預測結果偏差,為避免偏差發生本研究分別使用目前發展較成熟且廣為利用之單變量ARIMA模型預測方法來預測C公司住房數及總營收。

第二節 資料來源與變數選取

一、研究樣本

個案 C 國際觀光旅館產品市場通路之十種客源:1.合約公司、2.國旅團、3.日本團、4.大陸團、5.東南亞團、6.歐美其他團、7網路訂房、8.套裝專案、9.W/K、10.公務出差等共10類之住房數相關資料,優點為方便與各種不同特性客層之實際銷售量做比較且已反應當時的市場狀況。

二、研究期間

資料建構時間選擇自西元 2006 年 1 月至 2011 年 12 月共 24 季,為預測能力之評估樣本,2012 年 1 月至 2012 年 12 月,為預測能力之預測樣本。

三、資料來源

本研究資料以個案 C 國際觀光旅館統計之資料檔,以月資料進行時間序列分析。

四、變數選取

採用時間序列法 ARIMA 模型(指標變數)之預測方法預測各期客源住房數(data-frame 框架變數)。

研究總營收迴歸預測模式建構部份,以住房總營收為因變數,第一階段各種客源住房數為自變數。

第三節 旅館客源住房數預測模式建構

由於旅館業之客源並非只有單一種客層來源,其通路有:1.合約公司、2. 國旅團、3.日本團、4.大陸團、5.東南亞團、6.歐美其他、7網路訂房、8.套裝專案(含各式各樣促銷券)、9.W/K、10.公務出差兼旅遊房客等共10類。為避免通路客層性質相異使用相同預測,造成預測效果不佳,因此首先依其特性分類做準備,來建立分類規則對旅館之客源進行適當的分類。然後依照分類之客源開始計算各客層在資料搜集期間各期之住房數與平均單價。由於各客層各期之住房數具有時間序列之特性,因此利用時間序列分析方法建構各客層之各期住房數預測模式。各期住房數預測模式採用 ARIMA 模式預測方法進行其簡要步驟如下:

一、ARIMA 建模步驟:

步驟一:辨識模式(Identification):使用圖形、統計量、自相關函數 (Auto-correlation Function, ACF)、偏自相關函數(Partial Auto-correlation Function, PACF)及轉換等方法,先檢測資料的平穩性,對不平穩的序列,差分轉換為平穩序列,選出數個可能模式,再進行模型與模式的確認。

步驟二:估計參數(Estimation):利用最小平方法或最大概似法以估計模式 之係數。以決定各項落差變數對預測序列之影響程度。

步驟三:配適程度測試(Diagnostic Checking):使用殘差值圖形、統計量、ACF與PACF決定模式是否適當。一般AIC及SBC值愈低表示其擬合品質愈佳。而模型適配性之檢定,主要以其殘差項之分配特性加以診斷,評估標準通常以Box and Pietce (1976)提出的Q統計量為判斷標準,其分配為卡方分配,由殘差的自我相關係數來判斷,若Q*<Xa²,則表示模式適配;亦可由其機率檢測模式是否分配,若其機率大於顯著水準,則表示模式適配。如果適配則利用該模型與參數進行預測;否則重新遴選模式與參數的辨認與估計。

步驟四:預測(Forecasting):使用選定之模式進行預測,並追蹤及修正。

本研究各種客源住房數 ARIMA 模式之建立步驟乃依圖 3.1 之流程進行。 首先以各類房客住房數資料繪製時間序列圖,並判定是否呈現定態 (Stationary),若時間數列圖未呈定態,需對數列取適當差分或季節差分,直 到數列之 ACF 很快消失為止,即表示經差分後已轉換為平穩數列了,此時所 代表之 d 值,即表示所需選取差分之次數。然後以繪製該資料之 ACF 及 PACF 圖,並以 ARIMA 之模式判定法則設定暫定模式。

以下針對 ARIMA 預測常用之模式:自我迴歸(AR)、移動平均(MA)、移動迴歸移動平均(ARMA)以及自我迴歸移動平均整合(ARIMA)模式加以說明:

1. 自我迴歸模式(AR(p)模式:

一時間數列 $\{X_t\}$,若可寫成

$$X_{t} = \theta + \phi_{1}X_{t-1} + \phi_{2}X_{t-2+...} + \phi_{p}X_{t-p} + \varepsilon_{t}$$

或

$$\phi_{\rm p}({\rm B})X_{\rm t}=\theta+\varepsilon_{\rm t}$$

其中 θ 為常數 $, \phi_l , \phi_2 , ... , \phi_p$ 為 AR 模式的自我迴歸參數 $, \phi_p(B)=(1-\phi_l B-...-\phi_p B^P)$,B為後移運算子(back-shift operator),即 $BX_t=X_{t-1}$,第 t 期的誤差項 ϵ_t 服從期望值為零,變異數為 ρ^2_ϵ 的白干擾,即 $\epsilon_t\sim WN(0$, ρ^2_ϵ)。則稱此時間數列 X_t 為一個自我迴歸模式,記做 AR(p)。

2. 移動平均模式(MA(q)模式:

一時間數列{Xt},若可寫成

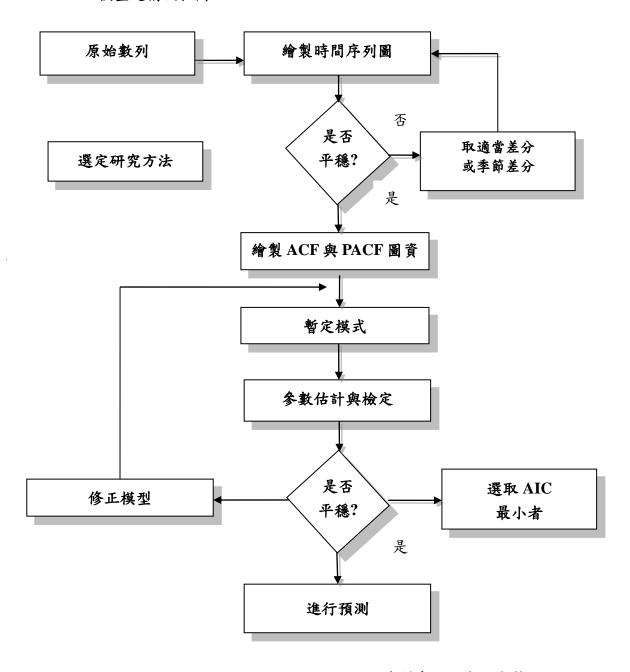
$$X_t = \theta + \phi_I X \varepsilon_{t-1} + \dots \phi_a \varepsilon_{t-q+} \varepsilon_t$$

或

$$X_t = \phi + \theta_q(B) \varepsilon_t$$

其中 ϕ_1 ϕ_2 為 MA 模式的移動平均數, $\theta_{qq}(B)=(1-\phi_1B-...-\phi_PB^q)$, $\epsilon_t\sim WN(0,\rho^2)$ 。則稱此時間數列 X_t 為一個移動平均(Moving Average)模式,記做 MA(q)。

ARIMA 模型建構流程圖:



資料來源:本研究整理

圖 3-2: 住房數預測時間數列模型圖

表 3-1: 七種 ARMA 模式特徵

模式	理論上的 ACF	理論上的 PACF
白干擾	全為零	全為零
AR(1)	漸漸消失	落差一期後消失
AR(2)	漸漸消失	落差二期後消失
MA(1)	落差一期後消失	漸漸消失
MA(2)	落差二期後消失	漸漸消失
ARMA(1,1)	漸漸消失	漸漸消失
ARMA(p ' q)	q-p 期後漸漸消失	p-q 期後漸漸消失

資料來源:本研究整理

3. 自我迴歸移動平均(ARMA(p,q)模式:

一時間數列 X_t ,若可寫成

$$X_{t}=0+\phi_{I}X_{t-1}+...+\phi_{p}X_{t-p}+\varepsilon_{t}-\phi_{I}\varepsilon_{t-1}-...-\phi_{q}\varepsilon_{t-q}$$

或

$$\phi_p(B)X_t=\theta+\theta_q(B)\varepsilon_t$$

此處

$$\phi_p(B) = (1 - \phi_1 B - \dots \phi_p B^P)$$

$$\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \dots \theta_q(B^q))$$

其中 ϕ_1 , ϕ_2 ,, ϕ_p 為 ARMA 模式的自我迴歸參數; θ_1 , θ_2 ,, θ_Q 為 ARMA 模式的移動平均參數,t, ..., t-q 期的誤差項 ϵ_t , ..., ϵ_{t - $q}$ 服從期望值為零,變異數為 ρ^2 _{ϵ} 的白平擾。則稱此時間數列 X_t 為一個 ARMA 模式,記做 ARMA(p, q)。

4. 自我迴歸移動平均整合(ARMA(p,d,q)模式):

一時間數列 X_t ,若可寫成

 $\phi_p(B)(1-B)X_t = \theta + \theta_q(B)\varepsilon_t$

其中 $\varepsilon_t \sim WN(0, \rho^2 \varepsilon)$; d 表示差分的階次; $\phi_p(B) = (1-\phi_1 B - \phi_p B^P)$; $\theta_q(B) = (1-\theta_1 B - - \theta_p(B^q) \circ$ 则稱此時間數列 X_t 為一個自我迴歸整合移動平均模式,即為 ARIMA(p, d, q)。至於 ARIMA(p, d, q)模式的建構,除了第一步先決定差分的階次 d 外,其餘均與 ARMA(p, q)模式的建構程序一樣。

在暫定模式中,若有多個模式適當則選取AIC值最小者作為暫定模式。 然後對暫定模式進行模式之適配分析,若模式不適配則進行模式修正,直 到模式適配為止。適配通常藉由參數係數檢定及殘差值檢定,檢查所建構 的時間數列模式是否合適。參數係數檢定可由 t 比率(t 比率=參數估計值/ 參數估計值標準差)來決定。判定是否拒絕 Ho:參數係數=0 的假設。

殘差值檢定則以殘差值 e_t 來檢定所建構的時間數列模式是否符合以下的假設: $1.e_t$ 為白干擾 $2.e_t$ 近似常態分配 $N(0, \rho^2)$.

檢查 e_t是否白平擾由 e_t的走勢圖來判斷其自相關程度,若此時間數列模式合適,則其殘差應似白平擾過程。可畫出殘差值 e_t的 ACF與PACF,若兩者之值均不顯著,則可認定殘差值為白干擾過程。

檢定樣本資料是否近似常態分配係利用柯爾莫哥洛夫 Kolmogorov-Smirnov)檢定法。當殘差值 e_t 經驗分配函數與標準常態累積 分配函數相差很大時,則拒絕 H_0 : e_t 近似常態分配 $N(0, \rho_a^2)$ 的假設。

當暫定模式之適配分析完成後,各類客層之 ARIMA 預測模式即可確定。可以利用預測模式進行各客層各預測年、月之住房數預測。

模式預測能力評估的部分有:平均方差(Mean Square Error,MSE)、平均絕對差(Mean Absolute Error,MSE)、平均百分誤差(Mean Percent Error,MPE)、根均方差(Root Mean Square Error,RMSE)及平均絕對百分誤差(Mean Absolute Percentage Error,MAPE)等準則可檢測。一般而言,MAPE 因其分母為實際值,所代表為百分比,因此不會有因數之大小而產生比較基礎不穩固之問題,本研究採用 MAPE 作評估基準。MAPE 值愈越接近 0 表示估計效果愈佳。

Lewis(1982)指出 MAPE 為最有效之評估指標,並根據 MAPE 之大小將模式預測之能力分成四個等級(如表 3-1 所示)。當各類客層住房數預測模式完成後,即可進行下一階段總營收預測模式之建構。

表 3-2: MAPE 評估預測準確度之準則

MAPE 值	準則
MAPE < 10%	預測能力極佳 (愈接近 0 愈好)
10% <mape 20%<="" <="" td=""><td>預測能力優良</td></mape>	預測能力優良
20% <mape 50%<="" <="" td=""><td>預測能力合理</td></mape>	預測能力合理
50% < MAPE	預測能力不正確

資料來源:Lee, So and Tang. (2000)。

第四節 旅館收益需求預測模式建構

在總營收迴歸預測模式建構部份,本研究以住房總營收為因變數,第一階段各種客源之住房數為自變數,進行迴歸模式之參數估計,並進行迴歸預測模式之診斷及矯正,以確定總營收迴歸預測模型。首先,以業者所訂定的時間單位(日或月)為基礎進行旅館歷年的總營收資料搜集,並搭配前一階段各種客房來源之住房數資料進行初步之資料分析。資料初步分析之目的在於將異常之資料剔除,異常資料的發生通常以天災(例如颱風、地震、水患、路坍等)或人祸(國際戰事危險旅遊區、釣魚台爭議)主。其次,本研究以逐步迴歸方法進行模式參數估計。並進行殘差分析四大假設的的診斷與矯正是否符合模式。若模式之「標準化殘差值次數分配直方圖」、「標準化殘差常態機率圖」、「標準化殘差值 VS 預測交叉散佈圖」以及相關分析係數皆滿足殘差四大假設要求。則此模式即為最佳迴歸預測模型。

最後,利用第一階段所建構的各類客層住房數之 ARIMA 預測模式,針對預測規劃年月日各類客源之住房數進行預測。各類客源之住房數預測值取得後,將各類客源之住房數預測值化入第二階段所建構的總營收迴歸預測模型,即可完成相關預測年月日之國際觀光旅館總營收之預測值。為驗證所建立的模型之適配性,本研究利用建模資料集所建構的模式套用驗證資料集的資料,將預測結果與相關預測年月日旅館實際之住房數與總營收進行比較分析,以確認模式之適配性。

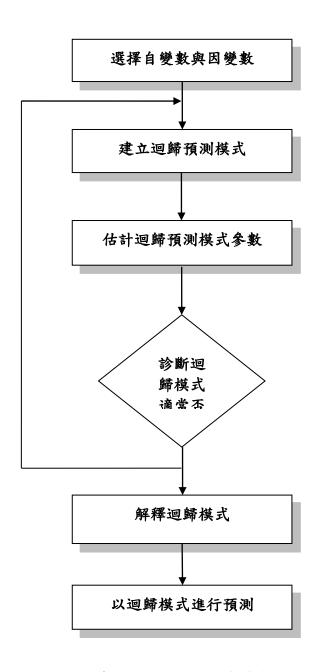


圖 3-3:總營收迴歸預測模型建構流程

第四章 實證結果與比較分析

本研究設計分兩部分進行:第一階段進行住房數預測模型建構:第一步為 定義評估樣本住房數日期及預測樣本住房數日期;第二步利用時間數列預測方 法建立ARIMA(p,d,q)整合自相關迴歸移動平均模式;第三步進行模型驗 證;第四步為預測結果分析。

第二階段將最佳住房數預測結果進行住房總營收迴歸預測模型建構、估計、 診斷及結果分析以求得最佳解。

第一節 研究資料初步分析

本章是以研究及分析個案C國際觀光旅館產品市場通路之十種客源之住房數,研究的客源包括:1.合約公司 2.國旅團 3.日本團 4.大陸團 5.東南亞 6.歐美其他 7.網路訂房 (官網、國內、國外)、8.套裝專案 9.W/K(未事先預約)10.公務出差。研究的時間從自西元2006年1月至2011年12月之月資料,總共72期,以下分別列出各研究對象之每月住房數趨勢圖。

各類客源住房數

圖4-1~圖4-10為C國際觀光旅館2006年1月至2011年12月的十種客源之住 房數趨勢圖,由圖上可看出,住房數呈現不穩定現象,在每年的春節一或二月 份及暑假七、八月期間都有明顯的人數增多現象,且有趨勢性現象。

1. 合約公司

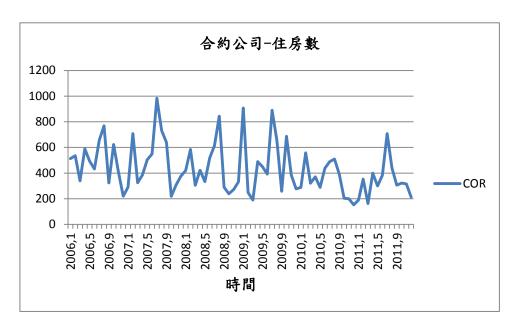


圖 4-1: 合約公司每月住房數趨勢圖

2. 國旅團

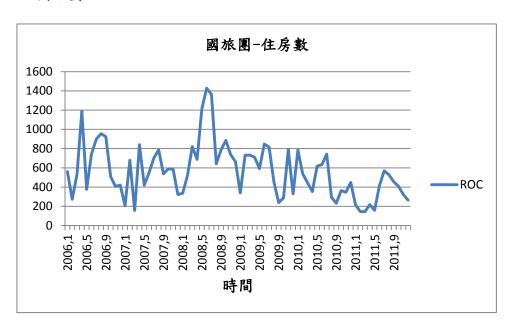


圖 4-2:國旅團每月住房數趨勢圖

3. 日本團

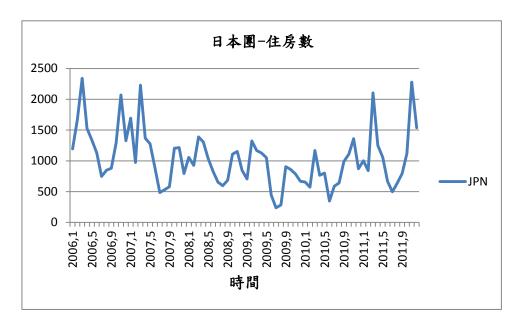


圖 4-3:日本團每月住房數趨勢圖

4. 大陸團



圖 4-4:大陸團每月住房數趨勢圖

5. 東南亞團

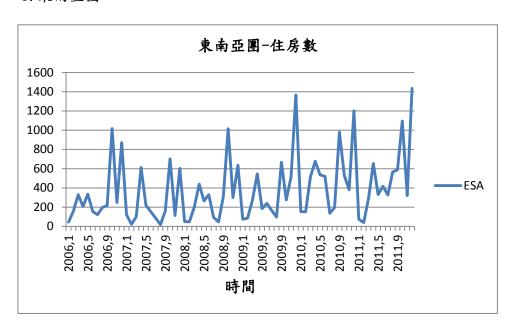


圖 4-5:東南亞團每月住房數趨勢圖

6. 歐美其他

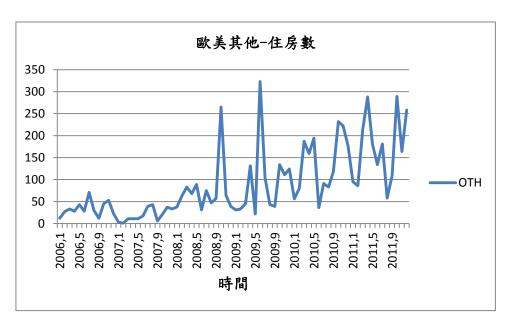


圖 4-6:歐美其他每月住房數趨勢圖

7. 網路訂房

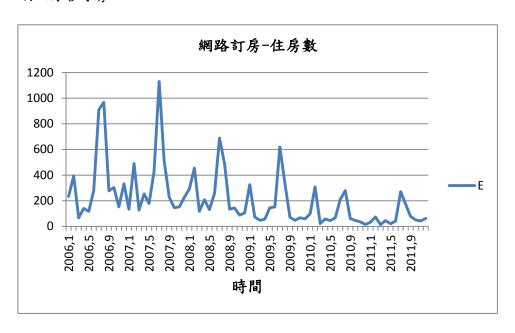


圖 4-7:網路訂房每月住房數趨勢圖

8. 套裝專案



圖 4-8:套裝專案每月住房數趨勢圖

9. W/K

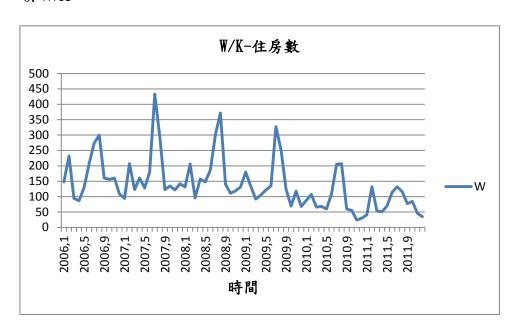


圖 4-9: W/K 每月住房數趨勢圖

10. 公務出差



圖 4-10:公務出差每月住房數趨勢圖

從以上各圖可知,原始時間數列圖形的平均數與變數均呈現不穩定現象, 有趨勢性及季節性走勢如圖 4.1-1 至圖 4.1-10。季節性主要是反映在春節、 暑假的旅遊旺季及連續節日,趨勢性則是近年因花蓮地區擴大發展觀光及兩岸 三通大陸團增加,新增及改建飯店陸續增加,客源對飯店的選擇性也多,因而 各飯店目標鎖定爭取的客源也有所調整,原有的飯店在新競爭者的加入,導致 各類客源的住房數有增有減的波動現象。

為了解決時間序列不平穩的狀態,Box & Jenkins 在 1970 年代初期發展了 ARIMA 模型,目的就是將不穩定數列經過差分處理轉變為定態型數列,之後 許多文獻將 ARIMA 模型普遍應用在經濟、工程、與社會科學等領域上。從上 圖可以發現各月份歷年來的住房數並非呈現穩定趨勢,而是有明顯波動,這可能存在著季節性波動或不規則漂移性的影響。通常季節性波動會呈現規律性的 變動,然而漂移性的影響會使得時間數列呈現突發性減少或增加的不規則變動,因此,為了瞭解這些因素的衝擊,本文在利用 ARIMA 分析法前,將利用單根 檢定以驗證資料是否具有不穩定的特性。

第二節 住房數預測實證

本節研究方法為使用 Eviews 及 SPSS 軟體作為分析工具,分別將 C 國際 觀光旅館各類客源月住房數資料利用 ARIMA 的四個步驟進行實證分析研究,包括「分辨模式」、「參數估計」、「檢定模式」、「預測與評估」,研究時間從自西元 2006 年 1 月至 2011 年 12 月之月資料做為分析對象,再以 2012 年 1 月至 12 月 C 國際觀光旅館各類客源月住房數實際資料作為預測觀察值,檢驗模式之合適性。資料分析流程如下:

各類客源住房數預測

1. 合約公司住房數模式分析

首先在預測住房數時,應先針對原始樣本資料數列 $\{x_t\}$ 進行平穩性測試,若該數列呈現不平穩時,則進行差分,以使該數列 $\{x_t\}$ 呈現穩定狀態。其中平穩性測試,本文主要以 ACF 與 PACF 之圖示判定,且通過 Dickey & Fuller (1976) 提出的單根檢定方法(ADF-TEST),若此數列呈不穩定狀態

時,則進行差分,以使其穩定,作為後續模式預測之依據。

a. 認定 (identification)

圖 4-11 為合約公司住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 未出現漸漸收斂的型態,表示此數列,未達穩定狀態。此外,由表 4-1 單根檢定測試發現,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,該數列有趨勢項和漂移項,代表此數列存在單根且 p 值 = 0.3299,未達顯著水準 (p<0.05),顯見該數列為非穩定狀態,必須進行差分步驟。

Date: 05/17/13 Time: 10:39 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.207	0.207	3.2136	0.073
1 1	'['	2	-0.006	-0.051	3.2167	0.200
ı j ı ı		3	0.031	0.045	3.2906	0.349
' 🗖 '	'['	4	-0.103	-0.126	4.1237	0.390
1 (1		5	-0.034	0.019	4.2153	0.519
· 🗀		6	0.213	0.221	7.8941	0.246
1 1	'['	7	0.001	-0.095	7.8941	0.342
<u> </u>		8	-0.249	-0.257	13.064	0.110
ı j ı ı		9	0.046	0.159	13.241	0.152
ı j ı ı	1 1 1	10	0.028	0.049	13.309	0.207
ı —		11	0.311	0.382	21.734	0.027
ı <u>—</u>		12	0.336	0.093	31.775	0.001
ı 🗀	'	13	0.197	0.139	35.262	0.001
ı (ı		14	-0.026	-0.002	35.324	0.001
' = '	' '	15	-0.138	-0.183	37.094	0.001

圖 4-11: 合約公司住房數未經差分之 ACF、PACF 圖

表 4-1: 合約公司住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: COR has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-0.882068 -2.603423 -1.946253 -1.613346	0.3299

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

本研究進一步以其他轉換方式趨使數列呈現平穩形式,因此便將該數列經由一次差分後,其數列之 ACF 與 PACF 已呈現收歛的型態(詳圖 4-12),表示此數列達穩定狀態,故可判定 d 值=1(一次差分)。

Date: 05/17/13 Time: 10:43 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.366	-0.366	9.9011	0.002
ı = ı	 	2 -0.156	-0.334	11.729	0.003
ı b ı	' '	3 0.103	-0.123	12.545	0.006
' ['	 	4 -0.121	-0.228	13.675	0.008
' [['		5 -0.098	-0.329	14.427	0.013
· 🗀		6 0.272	-0.002	20.314	0.002
1 1 1		7 0.016	0.117	20.337	0.005
<u> </u>		8 -0.334	-0.282	29.516	0.000
ı 🗀 ı	' '	9 0.180	-0.154	32.239	0.000
□ □	l l	10 -0.177	-0.430	34.911	0.000
ı 🗀 ı	' '	11 0.159	-0.155	37.092	0.000
, j a ,	' '	12 0.102	-0.183	38.008	0.000
1 j i 1	[13 0.047	-0.040	38.204	0.000
ı d ı		14 -0.063	0.128	38.569	0.000
<u> </u>	' '	15 -0.082	0.064	39.188	0.001

圖 4-12: 合約公司住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖

再經由 ADF 單根檢定法得知 p 值 = 0 ,其值小於 0.05 ,顯示該數列已呈相當穩定狀態,詳下表。

表 4-2: 合約公司住房數一次差分後之 ADF 檢定

Null Hypothesis: D(COR) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 9 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-6.117067 -2.603423 -1.946253 -1.613346	0.0000

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

本研究參酌相關文獻(陳欣欣,2004、李佳叡,2000、楊文瑋,2004)將採用最大概似法(maximum likelihood)預測模式之參數值(ψ , θ),並利用統計軟體預測各模式之參數值及適合度準則。以下便將住房數之各預測值表示如下:

依在適合度準則中,當數據被檢定為某一模式及估計出其參數值 ARMA(p,d,q)時,然而此仍為是預估的暫定模式,仍舊需要經由一些檢定法加以評估與判斷擬合之參數是否適合此一式。一般常使用為 Akaike(1973)提出 AIC 判斷準則及 Schwartz (1978) 根據 Bayesian criterion 建立 SBC 判斷準則,其判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

表 4-3 為合約公司住房數預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=1、q=1 時,其中的 AIC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(1,1,1) 均有較小之 AIC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-3: 合約公司住房數可能模式

(p , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(0,1,1)	0.7442	0.7367	12.06	12.15	1.5540
(1 , 1 , 1)	0.7572	0.7461	12.04*	12.17*	1.9592

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。 c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定,虛無假設 $H_0=\alpha_1=\alpha_2=...=\alpha_q=0$ 「無變異數不齊一」,統計結果為無法拒絕虛無假設,p 值都不顯著,確定模型為無變異數不齊一的問題。另由 White Noise 檢定的結果來看,殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-13)。

Date: 05/17/13 Time: 11:31 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8 9	-0.057 0.212 0.016 -0.297 0.105	0.069 -0.132	0.0087 0.4303 0.7718 1.9350 2.1843 5.7264 5.7470 12.898 13.811 14.002	0.380 0.380 0.535 0.221 0.332 0.045 0.055

圖 4-13: 合約公司模型殘差之 ACF、PACF 圖

2. 國旅團住房數模式分析

a. 認定(identification)

圖 4-14 為國旅團住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 未出現漸漸收斂的型態,表示此數列,未達穩定狀態。此外,由表 4-4 單根檢定測試發現,該數列有趨勢項和漂移項,代表此數列存在單根且 p 值=0.1808,未達顯著水準 (p<0.05),顯見該數列為非穩定狀態,必須進行差分步驟。

Date: 05/17/13 Time: 17:52 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
-		1	0.480	0.480	17.321	0.000
· 🗀		2	0.365	0.174	27.436	0.000
· 🗀	1 1	3	0.223	-0.007	31.275	0.000
· 🗀	1	4	0.208	0.078	34.662	0.000
· 🗖 ·	' (5	0.101	-0.056	35.473	0.000
1 1 1	'd''	6	0.018	-0.080	35.498	0.000
ı <u>b</u> ı		7	0.073	0.106	35.935	0.000
ı 🗀 ı		8	0.125	0.105	37.246	0.000
ı b ı	1 1	9	0.104	-0.004	38.162	0.000
ı 🗀 ı	1 1 1	10	0.126	0.062	39.518	0.000
· 🗀 ·		11	0.186	0.107	42.542	0.000
· 🗀		12	0.191	0.026	45.785	0.000
· 🗀 ·		13	0.177	0.037	48.618	0.000
· (·		14	-0.040	-0.243	48.764	0.000
<u> </u>	' '	15	-0.069	-0.089	49.210	0.000

圖 4-14: 國旅團住房數未經差分之 ACF、PACF 圖

表 4-4: 國旅團住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: ROC has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-1.287710 -2.598416 -1.945525 -1.613760	0.1808

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

本研究進一步以其他轉換方式趨使數列呈現平穩形式,因此便將該數列經由一次差分後,其數列之 ACF 與 PACF 已呈現收斂的型態(詳圖 4-15),表示此數列達穩定狀態,故可判定 d d=1。

Date: 05/17/13 Time: 17:58 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.392	-0.392	11.373	0.001
ı j ı	' '	2	0.030	-0.146	11.440	0.003
' = '	<u> </u>	3	-0.121	-0.199	12.561	0.006
1 j a 1	'('	4	0.093	-0.045	13.231	0.010
1 1		5	-0.021	-0.021	13.265	0.021
' = '	 	6	-0.144	-0.208	14.918	0.021
1 1	<u> </u>	7	-0.011	-0.201	14.928	0.037
1 j a 1		8	0.075	-0.075	15.389	0.052
1 (1	' '	9	-0.047	-0.139	15.571	0.076
1 (1	' '	10	-0.038	-0.177	15.694	0.109
ı j ı		11	0.058	-0.082	15.982	0.142
ı j ı		12	0.031	-0.080	16.064	0.188
ı 🗀		13	0.193	0.192	19.408	0.111
' 二 '		14	-0.183	0.027	22.464	0.070
		15	0.027	-0.019	22.532	0.095

圖 4-15: 國旅團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖

再經由 ADF 單根檢定法得知 p 值 = 0 ,其值小於 0.05 ,顯示該數列已呈相當穩定狀態,詳下表。

表 4-5: 國旅團住房數一次差分後之 ADF 檢定

Null Hypothesis: D(ROC) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	iller test statistic 1% level 5% level 10% level	-12.67421 -2.598416 -1.945525 -1.613760	0.0000

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-6 國旅團住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的的 p=1,q=1 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式 ARIMA(1,1,1) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著(p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-6: 國旅團住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,0,1)	0.2592	0.2374	13.90	13.99	1.9890
(1 , 1 , 1)	0.8116	0.8031	12.56*	12.69*	2.0765

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。

c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-16)。

Date: 05/17/13 Time: 18:12 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8	-0.048 0.136 -0.008 0.123 0.078 -0.119 0.076 0.042 0.040	-0.048 0.134 0.005 0.107 0.091 -0.146 0.046 0.072 0.007	0.1698 1.5361 1.5404 2.6940 3.1646 4.2772 4.7378 4.8798 5.0144	0.215 0.260 0.367 0.370 0.449 0.559 0.658
i (i		10	-0.028		5.0801	0.749

圖 4-16:國旅團模型殘差之 ACF、PACF 圖

3. 日本團住房數模式分析

a. 認定(identification)

圖 4-17 為日本團住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 出現漸漸收斂的型態,表示此數列已為穩定狀態。此外,由表 4-7 單根檢定測試發現,該數列呈現定向模式且 p 值=0.0011,其值小於 0.05,故為顯著狀態。由此可見該數列已呈相當穩定狀態,此時判定表示差分次數的 d 值為 0。

Date: 05/17/13 Time: 12:25 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		4 5 6 7	0.493 0.258 -0.064 -0.057 -0.022 0.048 0.094	0.493 0.019 -0.262 0.093 0.071 -0.003 0.059	18.276 23.328 23.644 23.902 23.940 24.126 24.844	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000
		10 11 12 13 14	0.108 -0.018 0.147 0.242 0.449 0.259 0.056 -0.137	0.050 -0.146 0.306 0.203 0.216 -0.122 -0.141 -0.026	25.822 25.849 27.711 32.819 50.719 56.766 57.052 58.796	0.001 0.002 0.002 0.001 0.000 0.000 0.000

圖 4-17:日本團住房數未經差分之 ACF、PACF 圖

表 4-7: 日本團住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: JPN has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-4.826586	0.0011
Test critical values:	1% level	-4.092547	
	5% level	-3.474363	
	10% level	-3.164499	

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-8 日本團住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的p=1,q=2 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(1,0,2) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-8:日本團住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,0,1)	0.2498	0.2277	14.87	14.96	1.9777
(1 , 0 , 2)	0.2857	0.2647	14.82*	14.92*	1.8824

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。

c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題 (詳圖 4-18)。

Date: 05/17/13 Time: 12:43 Sample: 2006M02 2011M12 Included observations: 71

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.066 2 -0.076 3 -0.223 4 -0.017 5 0.001 6 -0.008 7 0.101 8 0.117 9 -0.236 10 -0.006	0.004 -0.031	0.3195 0.7491 4.5292 4.5521 4.5522 4.5568 5.3860 6.5048 11.168 11.171	0.033 0.103 0.208 0.336 0.371 0.369 0.131 0.192

圖 4-18:日本團模型殘差之 ACF、PACF 圖

4. 大陸團住房數模式分析

a. 認定 (identification)

圖 4-19 為大陸團住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 出現漸漸收斂的型態,表示此數列已為穩定狀態。此外,由表 4-9 單根檢定測試發現,該數列呈現定向模式且 p 值=0.0002,其值小於 0.05,故為顯著狀態。由此可見該數列已呈相當穩定狀態,此時判定表示差分次數的 d 值為 0。

Date: 05/17/13 Time: 12:48 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5	0.696 0.418 0.252 0.315 0.481	0.696 -0.129 0.027 0.315 0.293	36.323 49.602 54.520 62.302 80.665	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000
		6 7 8 9	0.481 0.511 0.553 0.340 0.221	0.293 0.001 0.325 -0.332 0.075	101.71 126.75 136.35 140.50	0.000 0.000 0.000 0.000
		10 11 12 13 14 15	0.181 0.329 0.481 0.335 0.210 0.105	-0.029 0.238 -0.007 -0.275 0.026 0.138	143.31 152.77 173.30 183.44 187.49 188.52	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000

圖 4-19:大陸團住房數平穩性測試

表 4-9:大陸團住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: PRC has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	iller test statistic 1% level 5% level 10% level	-5.344492 -4.094550 -3.475305 -3.165046	0.0002

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-10 大陸團住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=1、q=3 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(1,0,3) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著(p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-10:大陸團住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,0,2)	0.4974	0.4827	14.11	14.20	2.0056
(1,0,3)	0.5537	0.5405	13.99*	14.08*	2.1837

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。

c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題 (詳圖 4-20)

Date: 05/17/13 Time: 13:07 Sample: 2006M02 2011M12 Included observations: 71

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		I –	-0.135 -0.028 -0.058 0.156 0.010 0.344 -0.099 0.043		0.6421 2.0198 2.0775 2.3400 4.2549 4.2624 13.867 14.677 14.834 18.378	0.149 0.310 0.235 0.372 0.016 0.023 0.038 0.019

圖 4-20:大陸團模型殘差之 ACF、PACF 圖

5. 東南亞團住房數模式分析

a. 認定(identification)

圖 4-21 為東南亞團住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 未出現漸漸收歛的型態,表示此數列未達穩定狀態。此外,由表 4-11 單根檢定測試發現,該數列為無定向模式且p 值=0.4682,未達顯著水準(p<0.05),顯見該數列為非穩定狀態,必須進行差分步驟。

Date: 05/17/13 Time: 14:48 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
1 1	1 1	1	0.007	0.007	0.0036	0.952
ı b ı		2	0.078	0.078	0.4636	0.793
1 1 1	1 1 1	3	0.011	0.010	0.4721	0.925
1 1	1 1	4	-0.007	-0.014	0.4763	0.976
1 1	1 1	5	0.004	0.002	0.4773	0.993
· 🗀		6	0.282	0.285	6.8979	0.330
- (-		7	-0.029	-0.035	6.9665	0.432
1 [] 1	' <u> </u> '	8	-0.050	-0.104	7.1741	0.518
1 [] 1	[9	-0.053	-0.056	7.4159	0.594
- (-	1 1	10	-0.033	-0.005	7.5100	0.677
- (-	[11	-0.044	-0.038	7.6823	0.741
·		12	0.588	0.567	38.434	0.000
ı j ı		13	0.033	0.065	38.531	0.000
1 1 1		14	0.017	-0.100	38.557	0.000
· (·	'	15	-0.034	-0.095	38.665	0.001

圖 4-21:東南亞團住房數平穩性測試

表 4-11: 東南亞團住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: ESA has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-2.223342 -4.118444 -3.486509 -3.171541	0.4682

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

本研究進一步以其他轉換方式趨使數列呈現平穩形式,因此便將該數列經由一次差分後,其數列之 ACF 與 PACF 已呈現收斂的型態(詳圖 4-22),表示此數列達穩定狀態,故可判定 d d=1。

Date: 05/17/13 Time: 14:52 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	-0.497	-0.497	18.323	0.000
1 1 1	_ ·	2	0.021	-0.301	18.355	0.000
1 1	<u> </u>	3	0.007	-0.189	18.359	0.000
1 1	' '	4	-0.012	-0.139	18.369	0.001
' ['		5	-0.133	-0.311	19.767	0.001
· 🚞		6	0.315	0.104	27.676	0.000
' 二 '		7	-0.151	0.113	29.524	0.000
ı (ı		8	-0.034	0.027	29.619	0.000
ı j ı		9	0.034	0.025	29.713	0.000
1 1 1		10	0.018	0.076	29.741	0.001
·		11	-0.340	-0.439	39.745	0.000
		12	0.548	0.109	66.122	0.000
<u> </u>		13	-0.238	0.104	71.168	0.000
1 1 1		14	0.009	0.095	71.175	0.000
		15	-0.023	0.010	71.223	0.000

圖 4-22:東南亞團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖

再經由 ADF 單根檢定法得知 p 值 = 0 ,其值小於 0.05 ,顯示該數列已呈相當穩定狀態,詳下表。

表 4-12: 東南亞團住房數經一次差分之之 ADF 檢定

Null Hypothesis: D(ESA) has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 10 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-7.060219 -4.118444 -3.486509 -3.171541	0.0000

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-13 東南亞住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=1、q=2 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA (1,1,2) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著(p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-13: 東南亞住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston	
(1,1,1)	0.7719	0.7615	13.07	13.19	1.8776	
(1 , 1 , 2)	0.790	0.7869	12.98*	13.11*	1.9058	

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。

c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-23)。

Date: 05/17/13 Time: 15:07 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.001 2 -0.119 3 0.009 4 -0.195 5 0.013 6 0.181 7 -0.016 8 -0.218 9 -0.029 10 -0.193	-0.119 0.009 -0.212 0.016 0.136 -0.010 -0.237 -0.033	0.0002 1.0496 1.0554 3.9609 3.9747 6.5643 6.5845 10.443 10.515 13.647	0.304 0.138 0.264 0.161 0.253 0.107 0.161 0.091

圖 4-23:東南亞團模型殘差之 ACF、PACF 圖

6. 歐美其他團住房數模式分析

a. 認定 (identification)

圖 4-24 為歐美其他團住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、

PACF 未出現漸漸收斂的型態,表示此數列未達穩定狀態。此外,由表 4-14 單根檢定測試發現,該數列為無定向模式且 p 值=0.9638,未達顯著水準(p <0.05),顯見該數列為非穩定狀態,必須進行差分步驟。

Date: 05/17/13 Time: 15:09 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5	0.454 0.354 0.251 0.272 0.417 0.492	0.454 0.187 0.047 0.130 0.298 0.275	15.437 24.990 29.870 35.649 49.451 69.023	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000
		7 8 9 10 11 12 13 14	0.396 0.434 0.267	0.275 0.056 0.209 -0.043 -0.175 0.131 -0.017 -0.140 -0.203 -0.086	81.852 97.534 103.55 106.03 115.32 123.67 130.79 133.50 134.38	0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000 0.000

圖 4-24:歐美其他團住房數平穩性測試

表 4-14:歐美其他團住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: OTH has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 7 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	1.470192 -2.601596 -1.945987 -1.613496	0.9638

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

本研究進一步以其他轉換方式趨使數列呈現平穩形式,因此便將該數列經由一次差分後,其數列之 ACF 與 PACF 已呈現收斂的型態(詳圖 4-25),表示此數列達穩定狀態,故可判定 d 值=1。

Date: 05/17/13 Time: 15:24 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 -0.405	-0.405	12.117	0.000
1 (1	 	2 -0.044	-0.248	12.262	0.002
ı (□	3 -0.056	-0.227	12.500	0.006
' [] '		4 -0.102	-0.324	13.302	0.010
1) 1		5 0.019	-0.333	13.329	0.020
ı 🗀		6 0.194	-0.076	16.341	0.012
' 二 '		7 -0.159	-0.239	18.391	0.010
' 	[8 0.158	-0.036	20.436	0.009
1 (1	1 1	9 -0.037	0.054	20.553	0.015
' 二 '	' '	10 -0.202	-0.178	24.004	0.008
ı 🗀 ı		11 0.164	-0.017	26.324	0.006
ı (ı		12 -0.029	-0.023	26.396	0.009
ı j ı		13 0.062	0.103	26.742	0.013
ı (ı		14 -0.038	-0.014	26.871	0.020
<u> </u>	' '	15 -0.075	-0.073	27.397	0.026

圖 4-25:歐美其他團住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖

再經由 ADF 單根檢定法得知 p 值 = 0 ,其值小於 0.05 ,顯示該數列已呈相當穩定狀態,詳下表。

表 4-15:歐美其他團住房數經一次差分之之 ADF 檢定

Null Hypothesis: D(OTH) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 4 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-7.967818 -2.600471 -1.945823 -1.613589	0.0000

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-16 歐美其他團住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=1、 q=2 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(1,1,2) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-16:歐美其他團住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,1,1)	0.8042	0.7953	10.06	10.19	2.1444
(1 , 1 , 2)	0.8577	0.8513	9.74*	9.87*	1.8490

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。 c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題 (詳圖 4-26)。

Date: 05/17/13 Time: 15:34 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8 9	-0.092 0.084 0.058 -0.004 0.184 0.274 0.056 0.247 0.095 -0.111	-0.092 0.076 0.073 0.001 0.177 0.318 0.114 0.249 0.184 -0.136	0.6173 1.1368 1.3880 1.3895 4.0242 9.9334 10.188 15.165 15.910 16.945	0.239 0.499 0.259 0.042 0.070 0.019 0.026 0.031

圖 4-26:歐美其他團模型殘差之 ACF、PACF 圖

7. 網路訂房住房數模式分析

a. 認定 (identification)

圖 4-27 為網路訂房住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 出現漸漸收斂的型態,表示此數列已為穩定狀態。此外,由表 4-17 單根檢定 測試發現,該數列呈現定向模式且 p 值=0.0014,其值小於 0.05,故為顯著 狀態。由此可見該數列已呈相當穩定狀態,此時判定表示差分次數的 d 值為 0。 Date: 05/17/13 Time: 15:39 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
-		1	0.471	0.471	16.642	0.000
ı <u>İ</u> ı ı	' '	2	0.114	-0.138	17.637	0.000
1 (1	I I	3	-0.042	-0.050	17.771	0.000
1 1		4	-0.021	0.048	17.807	0.001
ı 🗀 ı		5	0.180	0.227	20.372	0.001
ı <u>—</u>	<u> </u>	6	0.328	0.183	29.053	0.000
· 🗀		7	0.220	-0.040	33.034	0.000
1 1	' '	8	-0.002	-0.113	33.034	0.000
1 1	<u> </u>	9	0.005	0.145	33.036	0.000
ı j ı ı		10	0.079	0.075	33.576	0.000
ı <u> </u>		11	0.399	0.375	47.497	0.000
		12	0.623	0.365	81.971	0.000
· 🗀		13	0.271	-0.250	88.603	0.000
ı (ı	' '	14	-0.031	-0.114	88.694	0.000
<u>'</u>	1 1 1 1	15	-0.110	0.043	89.825	0.000

圖 4-27:網路訂房住房數平穩性測試

表 4-17:網路訂房住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: E has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-3.282251 -2.604073 -1.946348 -1.613293	0.0014

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-18 網路訂房住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=0、q=1 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(0,0,1)均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著(p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-18:網路訂房住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,0,0)	0.2232	0.2120	13.46	13.53	1.8614
(0,0,1)	0.2177	0.2066	13.45*	13.52*	1.8667

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。 c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-28)。

Date: 05/17/13 Time: 15:46 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Q-statistic probabilities adjusted for 1 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
- 1 - 1		1 2 3 4 5	0.065 0.126 -0.077 -0.035 0.113 0.234		0.3138 1.5221 1.9789 2.0742 3.0859 7.5167	0.217 0.372 0.557 0.544 0.185
		7 8 9 10	0.182 -0.088 0.050 -0.021	0.128 -0.164 0.069 0.058	10.225 10.870 11.078 11.115	0.115 0.144 0.197 0.268

圖 4-28:網路訂房模型殘差之 ACF、PACF 圖

8. 套裝專案住房數模式分析

a. 認定(identification)

圖 4-29 為套裝專案住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 出現漸漸收斂的型態,表示此數列已為穩定狀態。此外,由表 4-19 單根檢定 測試發現,該數列呈現定向模式且 p 值=0.0012,其值小於 0.05,故為顯著 狀態。由此可見該數列已呈相當穩定狀態,此時判定表示差分次數的 d 值為 0。 Date: 05/17/13 Time: 15:56 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	A	С	PAC	Q-Stat	Prob
-		1 0.	493	0.493	18.224	0.000
ı <u>b</u> ı	 	2 0.	073	-0.224	18.631	0.000
' □ '	'['	3 -0.	133	-0.092	19.988	0.000
' 二 '	[4 -0.	159	-0.034	21.977	0.000
-	' = '	5 -0.	217	-0.176	25.717	0.000
' ['		6 -0.	115	0.069	26.783	0.000
□ □		7 -0.	189	-0.270	29.696	0.000
' □ '		8 -0.	149	0.016	31.544	0.000
' □ '	' '	9 -0.	121	-0.115	32.782	0.000
1 [] 1	' '	10 -0.	.091	-0.121	33.488	0.000
ı 🗀 ı		11 0.	174	0.367	36.122	0.000
		12 0.	442	0.149	53.464	0.000
· 🗀		13 0.	206	-0.276	57.286	0.000
' = '		14 -0.	140	-0.195	59.090	0.000
<u> </u>		15 -0.	222	0.001	63.689	0.000

圖 4-29:套裝專案住房數平穩性測試

表 4-19: 套裝專案住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: PKG has a unit root Exogenous: Constant, Linear Trend

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-4.792064 -4.092547 -3.474363 -3.164499	0.0012

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-20 套裝專案住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=1、q = 1 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA (1,0,1) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-20:套裝專案住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC SBC		Durbin-Waston
(1 , 0 , 1)	0.2692	0.2477	12.10*	12.19*	1.9697
(1,0,2)	0.2558	0.2339	12.12	12.21	1.8606

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。

c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-30)。

Date: 05/17/13 Time: 16:09 Sample: 2006M02 2011M12 Included observations: 71

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8 9	0.015 0.001 -0.156 0.016 -0.236 0.102 -0.179 -0.027 -0.039 -0.143	0.095 -0.205 -0.085 -0.017	0.0156 0.0157 1.8656 1.8860 6.2560 7.0901 9.6742 9.7345 9.8623 11.600	0.172 0.389 0.100 0.131 0.085 0.136 0.197

圖 4-30:套裝專案模型殘差之 ACF、PACF 圖

9. W/K 住房數模式分析

a. 認定(identification)

圖 4-31 為 W/K 住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 出現漸漸收斂的型態,表示此數列已為穩定狀態。此外,由表 4-21 單根檢定測試發現,該數列呈現定向模式且 p 值=0.0457,其值小於 0.05,故為顯著狀態。由此可見該數列已呈相當穩定狀態,此時判定表示差分次數的 d 值為 0。

Date: 05/17/13 Time: 16:24 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
-		1	0.528	0.528	20.930	0.000
ı 🗖 ı	<u> </u>	2	0.137	-0.197	22.349	0.000
1 1 1		3	0.018	0.052	22.374	0.000
1 1	1 1	4	0.006	-0.001	22.377	0.000
ı þ i		5	0.101	0.137	23.194	0.000
· 🗀		6	0.228	0.151	27.395	0.000
, j a ,	' = '	7	0.099	-0.159	28.195	0.000
ı j ı		8	0.030	0.092	28.271	0.000
ı j ı	1 1	9	0.035	0.007	28.373	0.001
· 🗖 ·		10	0.096	0.109	29.160	0.001
ı <u>— — </u>		11	0.436	0.488	45.751	0.000
ı		12	0.688	0.377	87.744	0.000
· 🗀	'['	13	0.414	-0.095	103.23	0.000
ı j ı	🗖 '	14	0.025	-0.255	103.28	0.000
<u>' </u>	' '	15	-0.110	-0.076	104.42	0.000

圖 4-31:為 W/K 住房數平穩性測試

表 4-21: W/K 住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: W has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 11 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-1.987000 -2.604073 -1.946348 -1.613293	0.0457

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-22 W/K 住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 p=2,q=1 時, 其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA (2,0,1) 均有較小 之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故 為最佳預測模式。

表 4-22: W/K 住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1,0,1)	0.3220	0.3021	11.31	11.41	1.9916
(2 , 0 , 1)	0.3282	0.3082	11.30*	11.40*	1.8786

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。 c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-32)。

Date: 05/17/13 Time: 16:41 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8 9	-0.030 0.235 -0.016 -0.014 0.007	-0.008 -0.028	0.2153 0.2167 0.6986 0.7205 0.7902 5.1271 5.1482 5.1637 5.1672 6.3845	0.403 0.697 0.852 0.275 0.398 0.523 0.640 0.604

圖 4-32: W/K 模型殘差之 ACF、PACF 圖

10. 公務出差住房數模式分析

a. 認定 (identification)

圖 4-33 為公務出差住房數平穩性測試,在未經差分之狀況下 ACF、PACF 未出現漸漸收斂的型態,表示此數列未達穩定狀態。此外,由表 4-23. 單根檢 定測試發現,該數列為無定向模式且p 值=0.0946,未達顯著水準(p<0.05), 顯見該數列為非穩定狀態,必須進行差分步驟。 Date: 05/17/13 Time: 16:44 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 72

Autocorrelation	Partial Correlation	AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 0.227	0.227	3.8808	0.049
ı j ı		2 0.063	0.012	4.1801	0.124
1 1	(3 -0.011	-0.029	4.1888	0.242
· (·	(4 -0.045	-0.039	4.3446	0.361
т ц т		5 -0.088	-0.072	4.9655	0.420
ı j ı		6 0.032	0.075	5.0494	0.537
ı b ı	1 1	7 0.066	0.052	5.4106	0.610
— '		8 -0.213	-0.265	9.1890	0.327
1 [] 1		9 -0.106	-0.011	10.131	0.340
1 1	1 1 1	10 -0.012	0.045	10.145	0.428
ı 🗀 ı	' ='	11 0.142	0.168	11.898	0.371
ı 🗀 ı	' '	12 0.148	0.083	13.853	0.310
ı þ i	'['	13 0.084	-0.052	14.489	0.340
ı b ı		14 0.081	0.075	15.097	0.372
		15 -0.211	-0.215	19.243	0.203

圖 4-33:公務出差住房數平穩性測試

表 4-23:公務出差住房數之 ADF 檢定

Null Hypothesis: CREW has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 1 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fu Test critical values:	ller test statistic 1% level 5% level 10% level	-1.641861 -2.598416 -1.945525 -1.613760	0.0946

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

本研究進一步以其他轉換方式趨使數列呈現平穩形式,因此便將該數列經由一次差分後,其數列之 ACF 與 PACF 已呈現收斂的型態(詳圖 4-34),表示此數列達穩定狀態,故可判定 d 值=1。

Date: 05/17/13 Time: 16:46 Sample: 2006M01 2011M12 Included observations: 71

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4	-0.069 -0.026 0.012	-0.199 -0.135	11.056 11.415 11.465 11.477	0.001 0.003 0.009 0.022
' ' 		5 6 7 8	0.029 0.239 -0.264	-0.218 -0.182 0.168 -0.123	12.100 12.166 16.792 22.525	0.033 0.058 0.019 0.004
		9 10 11 12	-0.025	-0.158 -0.216 -0.096 0.023	22.527 22.581 23.402 23.473	0.007 0.012 0.016 0.024
	'	13 14 15	-0.050 0.195 -0.247	-0.103 0.157 -0.017	23.697 27.161 32.824	0.034 0.018 0.005

圖 4-34:公務出差住房數經一次差分之 ACF、PACF 圖

再經由 ADF 單根檢定法得知 p 值=0.0000,其值小於 0.05,顯示該數列已呈相當穩定狀態,詳下表。

表 4-24:公務出差住房數經一次差分之之 ADF 檢定

Null Hypothesis: D(CREW) has a unit root

Exogenous: None

Lag Length: 0 (Automatic based on SIC, MAXLAG=11)

		t-Statistic	Prob.*
Augmented Dickey-Fuller test statistic		-12.52412	0.0000
Test critical values:	1% level 5% level	-2.598416 -1.945525	
	10% level	-1.613760	

^{*}MacKinnon (1996) one-sided p-values.

b. 估計 (Estimation)

表 4-25 公務出差住房數表預測模式,當 ARMA(p,q)模式中的 $p=1\cdot q$ = 1 時,其中的 AIC 與 SBC 值為最小,可發現模式為 ARIMA(1,1,1) 均有較小之 AIC 與 SBC,且模式中 AR 與 MA 之參數 p-value 均顯著 (p<0.05),故為最佳預測模式。

表 4-25: 公務出差住房數表可能模式

(b , q , d)	R2	Adjusted R2	AIC	SBC	Durbin-Waston
(1 , 1 , 1)	0.7594	0.7485	11.53*	11.66*	1.9589
(1,0,2)	0.7482	0.7367	11.58	11.71	1.4948

註:判定方法則取 AIC 與 SBC 之最小值,為最佳適合度準則。

若 Durbin-Waston 小於 1.8 或大於 2.2 會被認為序列間具有自我的相關。 c. 偵測(Diagnosis)

利用 Ljung-Box Q^2 統計量檢定 White Noise 的殘差不存在序列相關,各階落後的(ACF)和(PACF)值都接近零,而 Q 統計量的 p-value 大於顯著水準,所以模式之配適度沒有問題(詳圖 4-35)。

Date: 05/17/13 Time: 16:56 Sample: 2006M03 2011M12 Included observations: 70

Q-statistic probabilities adjusted for 2 ARMA term(s)

Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1 2 3 4 5 6 7 8 9	0.012 0.008 -0.033 -0.032 -0.068 0.010 0.160 -0.222 -0.078 -0.004	-0.031 -0.066 0.011 0.160	0.0112 0.0155 0.0966 0.1726 0.5260 0.5341 2.5752 6.5939 7.0956 7.0968	0.756 0.917 0.913 0.970 0.765 0.360 0.419 0.526

圖 4-35:公務出差模型殘差之 ACF、PACF 圖

住房數預測結果

Theil 不等式係數 U 值介於 0 與 1 之間,若 U=0 是該模型預測能力可達 100%;若 U=1 則表示模型之預測能力不好。所以 U 值是愈小愈好。根據 Goh & Law (2001)的說法, MAPE 與 RMSE 預測之能力判別可分成四個等級如表 4-26 所示:

表 4-26:預測能力之績效評估準則

MAPE 與 RMSE	預測能力
<10%	高精確度預測
10%-20%	良好的預測
20%-50%	合理的預測
>50%	不正確的預測

表 4-27 為客源住房數模式預測結果,其中各模式之 MAPE 皆小於 5.8%, THEIL 亦小於 27%,顯見各類型之最佳模式達高精確度。

表 4-27: 個案旅館十類客源住房數模式預測結果

客源類別	最佳模式	Theil	MAE	RMSE	評估結果
合約公司	(1,1,1)	0.1033	0.0113	0.0141	高精確度
國旅團	(1,1,1)	0.0988	0.0113	0.0141	高精確度
日本團	(1,0,2)	0.1743	0.0435	0.0583	高精確度
大陸團	(1,0,3)	0.1750	0.0156	0.0209	高精確度
東南亞團	(1,1,2)	0.1679	0.0171	0.0227	高精確度
歐美其他團	(1,1,2)	0.2608	0.0066	0.0090	高精確度
網路訂房	(0,0,1)	0.1751	0.0103	0.0148	高精確度
套裝專案	(1,0,1)	0.2661	0.0114	0.0149	高精確度
W/K	(2,0,1)	0.2174	0.0074	0.0099	高精確度
公務出差	(1,1,1)	0.1218	0.0078	0.0109	高精確度

表 4-28:預測目標(2012)年 1月 至 12月各種客源預測值

單位:房間數

	合約公司	國旅團	日本團	大陸團	東南亞	歐美	網路訂房	專案旅遊	未事先 訂房	公務出差
1月	517	460	824	525	94	29	179	133	131	154
2月	582	560	862	308	91	44	274	144	175	147
3月	328	511	1282	645	276	76	53	85	95	143
4 月	490	737	962	809	531	82	100	101	114	187
5 月	443	609	875	876	313	79	94	113	115	316
6月	511	793	553	710	277	98	163	169	163	276
7月	776	867	425	919	126	116	507	363	310	252
8月	760	609	454	810	107	81	384	363	288	296
9月	415	507	671	854	436	45	106	143	119	240
10 月	415	499	892	948	796	152	91	116	102	342
11 月	335	559	1025	1087	312	120	70	104	102	365
12 月	291	422	710	1221	954	93	89	111	90	322

第三節 住房營收預測實證

總營收迴歸預測模式建構

完成第一階段各種客源之住房數預測模式建構及預測後,接著繼續進行個案旅館總營收迴歸預測模式之建構。先將各類客源當作自變數,以住房總營收作為因變數,探討各類客源對總營收之影響,首先蒐集個案旅館近6年各月份住房總營收資料,資料期間與第一階段完全相同,以月為單位進行相關之分析,初步模式採用包含截距項之線性迴歸方程式,並以統計套裝軟體 SPSS 進行模式參數估計最佳模式。經執行顯示調整後的判定係數(Adjusted R²)為0.861,Durbin-Watson 檢定為1.952,對客房營收解釋力不是很高,進而再經各種嘗試與轉換,確認改用未包含截距項的線性迴歸方程式之效果較佳,因此改用包含截距項的線性迴歸方程式進行模式建構。

確定後再次以統計套裝軟體 SPSS 進行未包含截距項的線性迴歸方程式的 參數估計,結果發現調整後 R^2 =.991,相當接近 1.0,Durbin-Watson 檢定為 1.939,代表此 10 類客房來源與總營收有密切之關係,10 類客房來源的住房數 對總營收具有極高的解釋力。

接著 1. 進行全模式迴歸預測方程式的模式診斷,利用「殘差統計量」檢定是否違反常態性假設,殘差為觀察值與預測值的差,殘差愈大表示誤差愈大,標準化的殘差絕對值若大於 1. 96 表示偏離值(邱皓政,民 89)如表 4-3-1。 2. 利用「迴歸標準化殘差的直方圖」作為檢定樣本觀察值是否符合常態性的基本假設。圖中的對稱鐘型為常態分配曲線圖,當殘差的直方圖曲線愈接近常態分配曲線圖,則樣本觀察值愈接近常態分配,由圖中可知樣本觀察值大致接近常態分配。 3. 利用樣本殘差累積率分布,剛好成一條 45 度角的率,樣本觀察值接近常態分配。 4. 利用殘差值與預測值的交叉之散佈圖大致隨機分布在 0附近,並且呈水平的散布,表示樣本觀察值為常態分布及殘差變異數具有齊一性(陳正昌等,民 92)。

表 4-29: 殘差統計量

殘差統計量^{a·b}

	最小值	最大值	平均數	標準離差	個數
預測值	3877106.75	13083905.00	7307428.35	1785073.542	72
殘差	-1536824.875	2337815.250	3690.418	652519.458	72
標準預測值	-1.922	3.236	.000	1.000	72
標準殘差	-2.201	3.348	.005	.934	72

直方圖



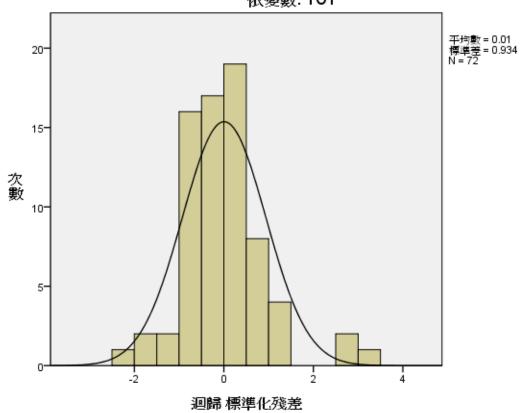


圖 4-36:迴歸標準化殘差直方圖

迴歸 標準化殘差 的常態 P-P 圖

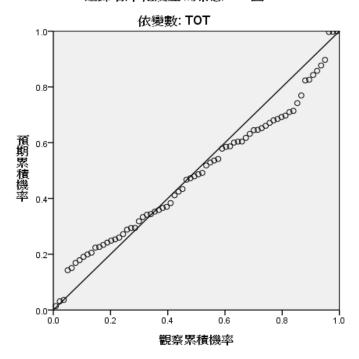


圖 4-37:標準化殘差之常態機率分配圖

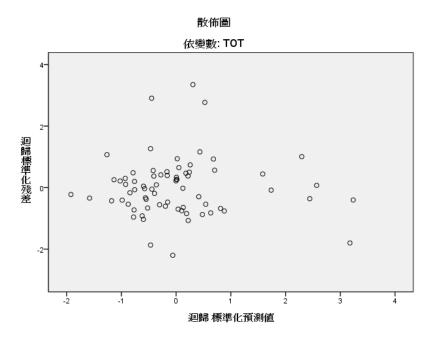


圖 4-38:T標準化殘差與原始預測值交叉之散布圖

綜合上述的檢驗,可以發現本研究所建立的複迴歸模式符合迴歸分析的假設,為一符合「最佳線性不偏估計式」的預測模式,且由於本模式的調整後 R^2 =. 991,因此所建立的模式符合本研究最初的研究目的。

本研究所建立的全模式複迴歸預測方程式為:

總營收=4406.23*COR+1316.92*ROC+1066.06*JPN+1641.24*PRC+1079.46*ESA +2418.46*OTH+4917.58*E+3529.83*PKG-453.13*W+1234.87*CREW+&

從上述模式全模式複迴歸預測方程式可瞭解,各類客源在其他住房數不變 的情況下,對個案旅館的總營收影響比重如下:

- E(網路訂房)客源,每月若增加 1%的住房數,則可使總營收增加 49 萬 1,758 元。
- 其次為 COR(合約公司)客源,每月若增加 1%的住房數,則可使總營收增加 44 萬 623 元。
- 依序為 PKG(套裝旅遊)客源,每月若增加 1%的住房數,則可使總營收增加 35 萬 2,983 元。
- OTH(歐美其他團)客源,每月若增加1%的住房數,則可增加個案旅館的總 營收約24萬1,846元。
- PRC(大陸團)客源,每月若增加1%的住房數,則可增加個案旅館的總營收約16萬4,124元。
- ROC(國旅團)客源,每月若增加1%的住房數,則可增加個案旅館的總營收約13萬1,692元。
- CREW(公務出差)客源,每月若增加1%的住房數,則可增加個案旅館的總 營收約12萬3,487元。
- ESA(東南亞團)客源,每月若增加1%的住房數,則可增加個案旅館的總營收約10萬7,946元。
- JPN(日本團)客源,每月若增加 1%的住房數,則可增加個案旅館的總營收約 10 萬 6,606 元。
- W(未事先訂房),每月若增加1%的住房數,會減少個案旅館的總營收約4 萬5,313元。

值得一提的是 W(未事先訂房)客源對個案旅館的總營收影響是負面的,每增加 1%的住房數會使總營收減少 4 萬 5,313 元(因 Beta 分配不顯著),經資

料比對發現 W 客源已改變旅遊習性且有計劃的會事先選擇欲住宿的旅館,且現今資訊網路發達,客源轉往網路訂房的案例與日俱增,排擠到 W 客源通路的量,因而急速下滑是主因,且現場 W 客源大都以最低價銷售,也有配合其他業者因營業需求所推出的促銷專案,因其貢獻率為負值,所以個案旅館對此種促銷專案的配合應酌量處理,且釋放之空房不宜太多,以免影響住房整體總營收。

另 JPN(日本團)及 ESA(東南亞團)雖然住房數也高,但因單價低影響到客房整體營收,雖住房使用量大但因薄利多銷方式導致客房的營業成本勢必增加,營業淨利也相對減少。對此種低價促銷配合的客源也需設定可接受的最大幅度量,上述重要之經營資訊可供個案旅館作為適當的行銷策略研究之重要參考。

第四節 預測結果與分析

本研究已分別對個案旅館完成其住房數預測模式、總營收迴歸預測之建構。 本研究將表 4-4-1 預測目標年 1 月至 12 月各類客源的住房數預測值分別代入 複迴歸預測方程式中進行各月營收之預測,結果如表 4-1-1 所示。本研究將先 前保留之驗證資料與上述預測數值做比較,以瞭解本研究所提模式之有效性。 個案旅館目標年之預測總營收約為 88,622,700 元,對照目標年之實際住房總 營收約為 86,174,382 元,目標年之預測高估 2,448,318 元,誤差約-2.8%,顯 示本研究所設定數學模式之有效性。而且本研究的所有程序與結果也都經由個 案旅館之高階經營管理者之確認與認同,顯示本研究已達成預擬之研究目的。

表 4-30:預測目標(2012)年1月至12月總營收預測值

單位:新台幣(元)

預測	預測 總營收=4406.23*COR+1316.92*ROC+1066.06*JPN+1641.24*PRC+1079.46*ESA										
模式	模式 +2418.46*OTH+4917.58*E+3529.83*PKG-453.13*W+1234.87*CREW										
2012 年預測值-客源房租									房租		
月份								CREW	收入		
1月	2276942	605892	878455	861607	101257	71339	882532	468489	-59532	190110	6277093
2月	2563824	737521	919426	504837	98263	106733	1346866	509222	-79310	181297	6888678
3 月	1443536	673286	1366368	1058977	297739	183073	262602	300171	-43064	176078	5718765
4月	2157270	971199	1026069	1327464	573553	197621	493569	357289	-51619	230425	7282841
5月	1951256	802302	932537	1436907	337972	190598	464146	398814	-52115	390364	6852782
6 月	2250754	1044106	589031	1165588	299179	236225	801281	596240	-73853	340670	7249221
7月	3420386	1141271	453222	1509005	136339	280419	2491143	1281198	-140266	311037	10883755
8月	3349361	801871	483486	1328820	115141	195521	1887122	1281576	-130376	365401	9677924
9月	1829286	668324	714924	1400955	471025	109881	521802	505722	-53953	296785	6464751
10 月	1829755	657141	950990	1556262	859641	367754	448712	409191	-46236	422858	7456069
11 月	1478279	736045	1092946	1784239	336375	290883	341928	367188	-46121	450525	6832287
12 月	1280290	555675	757127	2003557	1029466	224515	439132	392405	-40706	397077	7038536
總計: 88								88622700			

第五節 預測值與實際值比較結果

表 4-31:2012 年實際值與預測值誤差百分比

單位:%、新台幣(元)

預測月份	實際值	預測值	誤差百分比
1月	8,774,742	6,277,093	39.8%
2月	5,856,737	6,888,678	-15.0%
3月	6,455,949	5,718,765	12.9%
4 月	7,365,616	7,282,841	1.1%
5 月	6,401,867	6,852,782	-6.6%
6月	6,681,552	7,249,221	-7.8%
7月	10,811,556	10,883,755	-0.7%
8月	6,828,661	9,677,924	-29.4%
9月	5,886,900	6,464,751	-8.9%
10 月	6,671,954	7,456,069	-10.5%
11 月	7,877,033	6,832,287	15.3%
12 月	6,561,815	7,038,536	-6.8%
總計:	86,174,382	88,622,700	-2.8%

旅館由於所在地的不同,自然會影響到不同市場的類別,旅客住宿的動機, 市場需求的數量,市場的潛力及變化的趨勢。花蓮觀光旅遊地區住房以休閒兼 觀光的客源為主,通常住宿以一天至三天,其旅遊淡旺季明顯,以春節週、國 定連休假日及寒暑假期間為最高峰,住房小月份集中在春節前後(12月或1月) 及寒暑假結束後開學的3月及9月,因而住房季節性明顯。

上表中1月及2月實際值與預測值有差距,經比對分析原因是:樣本資料中,春節旅遊旺季出現在一月份,分別有二次(2006年及2009年),出現在二月份,分別有四次(2007年、2008年、2010年及2009年)。故二月份的預測值應高於一月份的預測值,但預測年(2012)的春節旅遊旺季是在一月份,故一月份及二月份的預測應合併比較才不會失真,通常旅館業界在編列預算及各月份的檢討報告中也常用此方法,合併比較後的誤差百分比為11.1%。

上表中 3 月實際值與預測值有差距,經比對分析原因是:日本市場由於 2011 年發生 311 地震嚴重天災,2012 年加強對日本地區行銷,促使 2012 年 3 月日本來臺旅遊人次創歷年新高,觀光目的旅遊更大幅成長超過 4 成;另一原 因為觀光局於 2012 年 2 月份盛大舉辦「樂活博覽會」,來臺行程熱賣於 2012 年 3 月發酵,緊接後續又推廣臺灣牛肉麵節,使港人 3 月來臺觀光旅遊大幅成長 53.58%。

再者,8月份的誤差百分比差異大的主因是:實際值(2012年)8月份發生四次颱風:月初(蘇拉、海葵)、月中(啟德)、月底(天坪-其特殊路徑二次侵台),暑假旅遊旺季(High Season)最擔心的是天災如颱風、地震等,交通受阻下影響前後一週的住房,災情重創觀光因而波及遊客旅遊的意願,因而影響八月份的誤差百分比。

11 月份實際值比預測值成長的主因是觀光局配合新加坡廉價航空子公司 SCOOT(酷航)開航台北航線有利因素,持續協助旅遊團體來臺觀光及深化自由 行市場宣傳,加強來臺網路行銷平臺,新加坡來臺旅遊人次成長 11.10%,及 馬來西亞市場成長是觀光局持續與旅遊業者合作推廣來臺旅遊優惠,並積極於 媒體雜誌宣傳及推動來臺 4 季好禮活動,來臺觀光旅遊人次成長 9.9%,因而 影響 11 月份的誤差百分比。

綜合整年度的預測值與實際值雖然有些明顯低估,但有些高估,整體誤差 百分比為-2.8%,應屬合理。

第五章 結論與建議

第一節 結論

目前政府持續推動「觀光拔尖領航方案」及落實「優化觀光提升質量」工作,建構質量併進的觀光環境;並以「旅行臺灣 就是現在」為行銷主軸,訴求全球旅客體驗臺灣的美食、美景與美德,以吸引國外來台旅客,若觀光人數趨勢持續成長,不但有效改善花蓮地區旅館市場離峰需求不足之現象,也將會帶動當地觀光相關產業之發展。

因此,國際觀光旅館客源營收預測相關問題是國際觀光旅館經營業者所面 臨的一個非常重要且相當複雜的問題,以往業者大都憑藉著經驗以及對市場的 觀察力等定性法進行下一年度的營收預測,不僅過於主觀而且會導致預測誤差。 況且現行研究也沒有一套系統性的分析方法可提供業者作為應用之參考。因此 本研究整合住房數的預測值再連結旅館的營收額兩大經營分析問題在本研究 中,提出業者能實務應用的系統性預測方法。期望透過本研究提出之預測方法, 能提供經營業者在進行旅館經營管理、行銷規劃、資源調度及業務策略研擬時 之重要參考依據。因此,準確預測旅客來源,將可以幫助決策單位制訂相關規 劃,並能減少旅館在人力、物力、設備及財務等服務資源的浪費,使其能更為 精確地掌控旅館之經營資訊,及增進企業在資源規劃調度之適切性。而選擇適 當的模式,不僅能瞭解理論的意義,也能瞭解時間序列資料背後的特性。 由於學術界提出的研究模式或許過於煩瑣且難以理解與應用,透過本研究 在過程中積極與國際觀光旅館高階管理人員進行相關之溝通與請益,研究方法 的採用能符合業者實務上之應用需求。並以業者現有的實例作為模式驗證資料, 所得結果深具可應用性與精準性,未來相關研究可朝此種模式進行產學合作, 使業界與學術界能長期緊密合作。

最後本研究結合時間數列預測法以及因果關係法所提出的兩階段預測概念可延伸應用於相似的產業,進行相關的客源、人數、產能、業績或營收等之預測,也可作為旅館經營管理者在每年度編列預算時,作為營運管理目標預測有所依據,進一步以提升決策模式與應用的品質。

第二節 研究限制

本研究有下列限制,故應用時必須注意。

- 1. 本研究僅採單一旅館較具代表性的客源住房分類做分析研究,其他旅館分類 方式未必相同,但研究結論可提供類似住房數預測之參考。
- 2. 本研究所採用的預測技術為時間序列模型,然預測方法很多如:簡單指數平滑型、Holt's 指數平滑型、Winter's 指數平滑型、Causal 回歸法、灰色預測法、類神經網絡等預測方法可以使用,所以本研究的最適模式有可能以其他方法再作進一步的改進。
- 3. 本研究採用住房數做為市場需求的評估數據,是因其來源清楚且具正確性; 原因是有的旅館經改建或改裝或翻修或重建,不定期的更新因而有的旅館會

增加可售的房間數,有的旅館會減少可售的房間數,但通常都以住房率為預測對象,選擇住房數預測後尚需轉換一般熟悉的住房率判讀方便與了解。

4.本研究使用單變量ARIMA模式,優點為較不易受到外生因素所影響而產生偏誤,且應用之層面相當廣泛,也皆有文獻支持其預測之成效,主要提供有志於旅館經營管理者做為預測住房及營收的參考,尚有待進一步的實務經營數據分析來驗證。

第三節 未來研究建議

- 1.本研究主要應用單變量 ARIMA 模式預測方法建立各類客源住房數之預測模式,資料來源為 2006-2011 年合約公司、國旅團、日本團、大陸團、東南亞團、歐美其他團、網路訂房、套裝專案、W/K(未事先訂房)及公務出差旅客住房數資料。實證結果顯示,各類客源的可能預測模式不盡相同,需經由估計及偵測以求得最佳適合度的預測模式。
- 2. 預測模式的多樣化,可以從不同的預測模式可以得到不同的資訊,未來可利用 VAR、計量經濟模式、神經網路系統等預測模式加以衡量,以達到預測的完善。
- 3. 本研究針對旅客來源住房數為對象所運用的預測,然預測模式可多方面的運用,可以從不同的對象來作為預測模式的依據,可以得到不同的資訊與情報。

- 4. 如預測客源所使用的住房率/平均單價/來店人數/國籍人數/房型比率/使用 床型/平假日預測/旅遊方式等作為預測模式的標的,那所預測出來的內容會 更充實有趣、豐富又實在。
- 本研究利用單變量數據作分析,目的在於利用多種簡單的預測模式,以判別模式的準確性,進而提供未來相關研究之基礎。

參考文獻

中文部份

- 1. 詹益政(2002)。旅館管理實務。台北:楊智文化事業股份有限公司。
- 2. 吳勉勤(2000)。旅館管理:理論於實務。台北:揚智文化。
- 3. 張宮熊 (2002)。休閒事業概論 (第一版)。臺北:楊志文化事業股份有限公司。
- 4. 林茂文(1992)。時間數列分析與預測。台北:華興。
- 5. 陳耀茂,「時間數列分析的 SPSS 使用手冊」,鼎茂出版社,民國 93 年。
- 6. 鍾惠民、周賓凰、孫而音(2011)。財務計量 E view 的運用。台北:新陸。
- 7. 鄧聚龍(2003)。灰色系統理論與應用。台北:高立。
- 8. 石豐宇、黃瑞財,「以非均質卜桑過程建構多席航空訂位需求預測模式」,運輸計劃季刊,卷25,pp665-680,1996。
- 9. 吳柏林、賴家瑞、劉勇杉,台灣區外籍觀光旅客人數預測模式之探討,國立政治大學學報,68,1994,267-295。
- 李堯賢,張靖,遊覽車需求推估與預測模式之研究,中華管理學報,1(1), 2000,69-87。
- 11. 汪進財、蔡言宏,「航空公司超額訂位控制策略之研究」,運輸計劃季刊,卷 30,pp135-164,2001。
- 12. 柳婉郁,我國國家級風景特定區觀光遊憩人次預測模式之研究,國家公園學報,20(2),2010,53-68。
- 13. 張有恆、蘇建榮、陳昭宏,「航空公司超額訂位模式之研究」,運輸計劃季刊,第27 卷,第2 期,民國八十七年,頁245-278。
- 14. 陳宗玄,國內旅遊對國際觀光旅館國人住宿需求影響之研究,農業經濟半年刊,74,2003,113-145。
- 15. 陳宗玄、施瑞峰,臺灣國際觀光旅館國人住宿率預測之研究,朝陽學報,6, 2001,429-452。
- 16. 陳昭宏、張有恆,「航空公司動態營收管理策略模式之研究」,運輸計劃季刊, 第28 卷,第4 期,民國八十八年,頁593-608。
- 17. 鄭天澤、時巧煒,來華觀光旅客需求預測模式比較分析,管理評論,14(1), 1995,77-116。
- 18. 鄭永祥、郭蕙瑜,探討兩種不可儲存服務商品結合之旅客選擇行為—以高鐵與 飯店服務為例,運輸計劃季刊,39(4),2010,381-412。
- 19. 鄭永祥、楊仕欣、余宗軒,鐵路超額訂位收益模式之構建一以臺灣高鐵為例, 運動計劃季刊,37(4),2008,431-464。
- 20. 胡美真,多種銷售量預測模型之評估比較-以金門高粱酒為例,國立高雄應用 科技大學工業工程與管理研究所未出版碩士論文,2005。

- 21. 黄黎平、樂娟(2005)。時間序列在銷售量預測中的應用分析。商場現代化(445),67-68。
- 22. 吳小俐,台灣保健食品市場需求預測之研究,國立成功大學碩士在職班碩士論文,1999。
- 23. 呂學慶,台灣地區汽車市場銷售預測之探討,國立中央大學碩士班論文,2002。
- 24. 吕效國(2007)。南通某品牌碑酒銷售預測分析。職業時空,2007(2A),78-79。
- 25. 黃詩弦(2002)。國際觀光飯店企業聲譽、顧客知覺風險、期望服務品質及再 住宿意願之研究。未出版碩士論文,國立雲林科技大學,雲林縣。
- 26. 姜惠娟(1997)。休閒農業民宿旅客特性與需求之研究。未出版碩士論文,國立中興大學,台中市。

英文部份

- 1. Belobaba, P. P., "Airline Yield Management an Overview of Seat Inventory Control", Transportation Science, Vol. 21, No. 2, 1987, pp. 63-73.
- 2. Bertsimas, D. and de Boer, S. (2005) 'Simulation-based booking limits for airline revenue management', Operations Research, Vol. 53, No.1, pp.90–106°.
- 3. Box, George E. P.," Time series analysis : forecasting and control"San Franciso:Holden-Day,1976。
- 4. Chan, Y. M.(1993), "Forecasting Tourism: A Sine Wave Time Series Regression Approach", Journal of Travel Research, 32, 58-60.
- 5. Chu, F. L.(1998), "Forecasting Tourism: A Combined Approach", Tourism Management, 19, 515-520.
- 6. Cryer, Jonathan D., Time series analysis, Boston: Duxbury Press, 1986.
- 7. Fong-Lin Chu (1998). Forecasting tourism: a combined approach. Tourism Management. 19(6), 515-520.
- 8. Matthews, "Forecasting Peak passenger Flow at Airports", Transportation Journal 22(1),pp55-72 1995.
- 9. Rothstein, M., "OR and the Airline Overbooking Problem", Operations Research, Vol. 33, 1985, pp. 237-248.
- 10. Smith, B. C., Leimkuhler, J. F., and Darrow, R. M., "Yield management at American Airlines.", Interfaces, Vol. 22, No. 1, 1992, pp.8-31

附錄

各種客源預測圖值與實際值

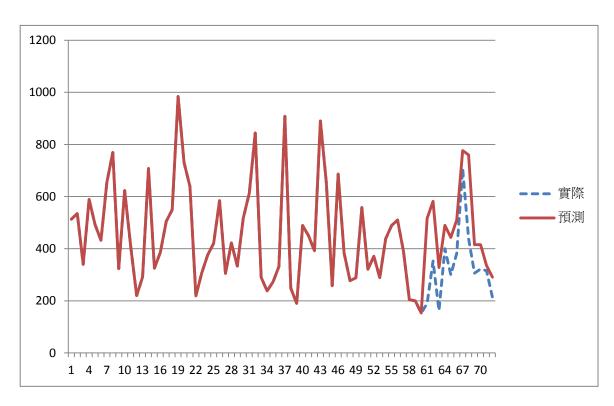


圖 1.合約公司預測值與實際值模擬結果

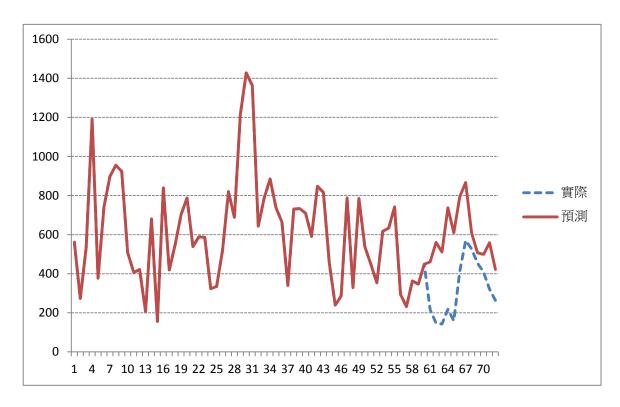


圖 2.國旅團預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

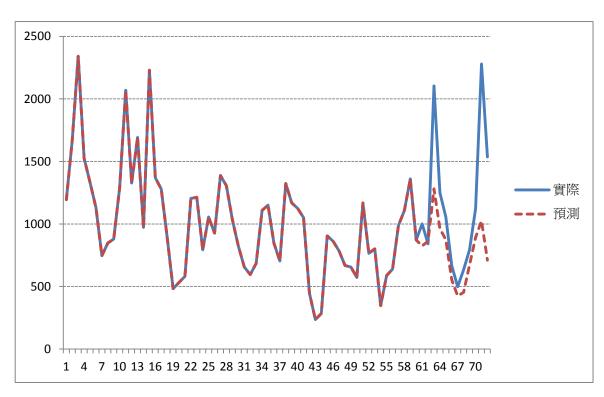


圖 3.日本團預測值與實際值模擬結果

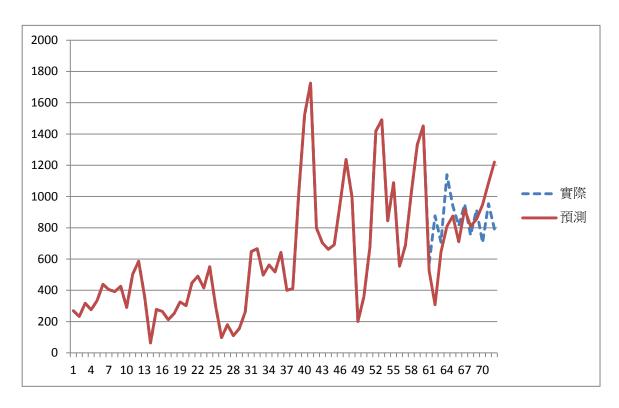


圖 4.大陸團預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

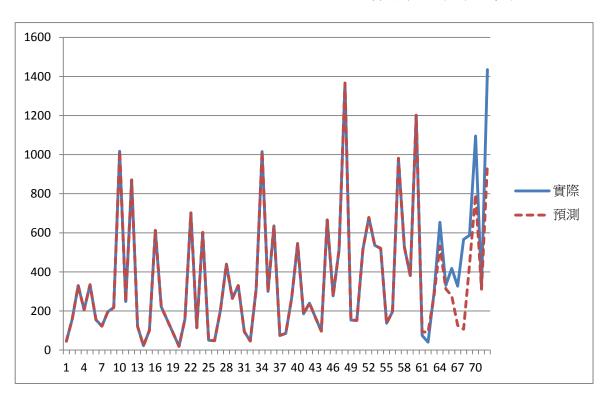


圖 5.東南亞團預測值與實際值模擬結果

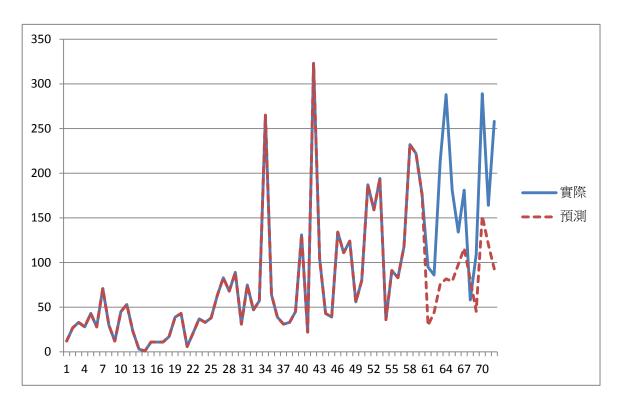


圖 6.歐美其他預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

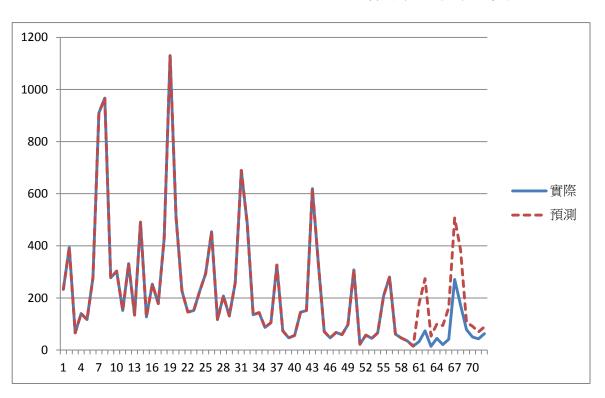


圖 7.網路訂房預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

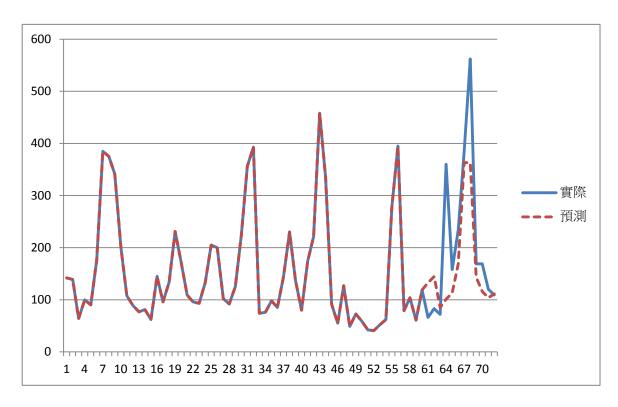


圖 8.套裝專案訂房預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

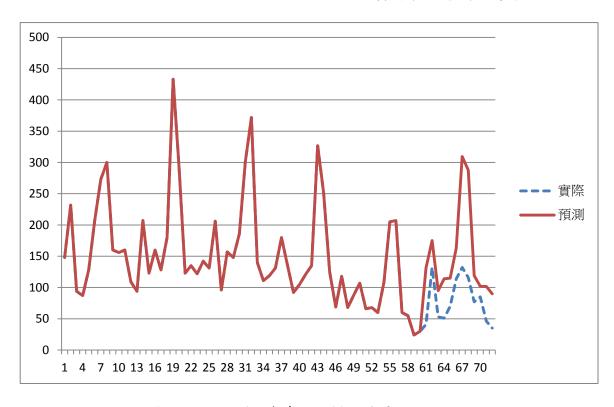


圖 9. W/K 預測值與實際值模擬結果

資料來源:本研究計算

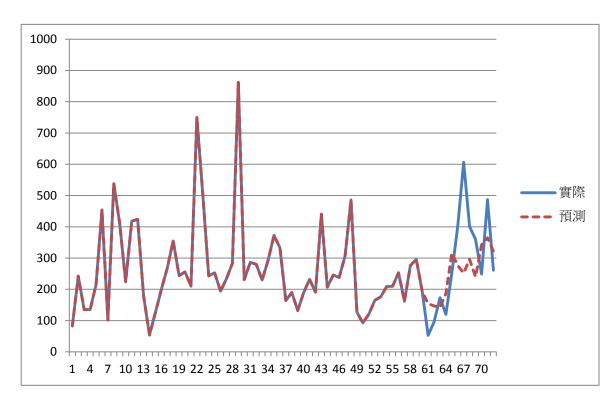


圖 10.公務出差預測值與實際值模擬結果