

# 台灣與中國大陸旅遊市場之替代性分析

呂瓊瑜

環球技術學院休閒事業管理系講師

胥愛琦

雲林科技大學財務金融系助理教授

## 一、前言

近年來，由於資訊的快速流通以及國際整合漸趨密切，不論是工作或是休閒目的，國際旅遊愈來愈頻繁。而旅遊產業涵蓋的範圍很廣，包括風景名勝、交通運輸、旅行社、旅館業、餐飲業、休閒業、觀光宣傳推廣媒介以及其他工商企業等，其影響一國之經濟至鉅，且亦為許多國家賺取外匯的主要來源(Gonzalez & Moral, 1996)。正如同世界觀光組織(World Tourism Organization, 2002)所指出，旅遊是二十一世紀最快速成長的產業，並且此成長速度也沒有跡象會減緩。國際旅遊在許多國家的國際收支帳中扮演很重要的角色，其所創造就業機會的速度亦較其他產業更為快速。從 1989 年至 1998 年十年間，全球國際旅遊人數成長 49%，國際旅遊收入成長了 98%。並且觀光產業佔全球生產總額的 11%，產業潛力頗大。而根據世界觀光旅遊委員會(World Travel and Tourism Council)之預測，至 2005 年，全球旅遊人數將成長至十億人次，收益將達一兆美元。

世界觀光組織將全球之觀光區域分為六個地區，分別為非洲地區、美洲地區、亞太地區、歐洲地區、中東地區以及南亞地區。其對全球六大區域國際觀光客人數預測見表 1。由表 1 可知，在未來的 20 年間，全球三大觀光地區依次將為歐洲地區、亞太地區、美洲地區。亞太地區的觀光旅遊人數將以平均 6.5% 成長，超越美洲地區成為全球第二大旅遊目的地。臺灣與中國大陸均位於亞太地區，可配合此趨勢，有效開發與管理各自的觀光資源。

表 1 全球六大區域國際觀光客人數預測 單位：百萬人

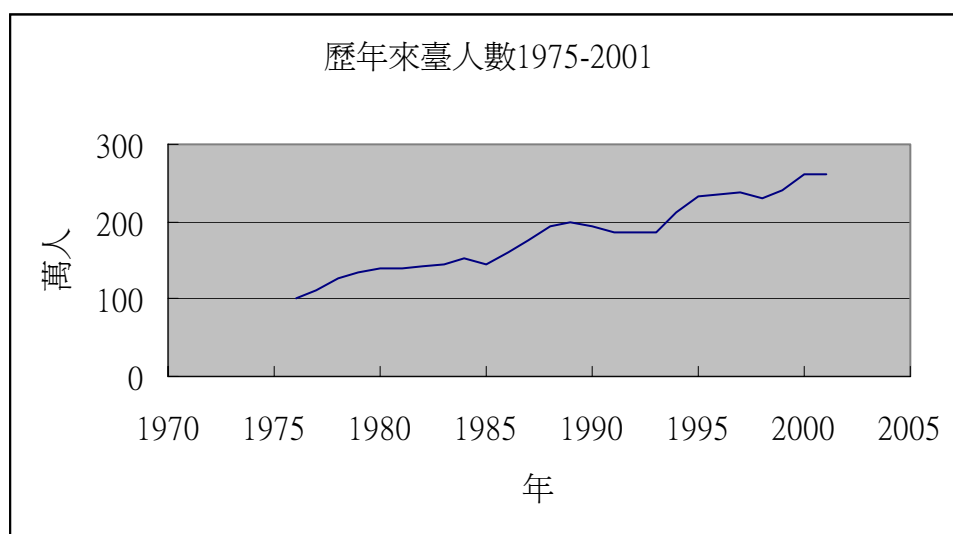
	基準年度	預測年度		平均成長率
	1995	2010	2020	(%)
總額	505.4	1006.4	1561.1	4.1
非洲地區	20.2	47.0	77.3	5.5
美洲地區	108.9	190.4	282.3	3.9
亞太地區	81.4	195.2	397.2	6.5
歐洲地區	338.4	527.3	717.0	3.0
中東地區	12.4	35.9	68.6	7.1
南亞地區	4.2	10.6	18.8	6.2

資料來源：世界觀光組織(2000)

臺灣為一海島，自然景觀豐富，產業活動頻繁，發展旅遊產業是很自然的選擇，近年來政府乃至於民間均大力宣傳和促銷以吸引外籍人士來臺。然而與大陸市場相比，近年來臺灣的觀光消費價格偏高，遊憩環境品質不良，與其他國家相比也有類似的情況，以致來臺的外國旅遊人數成長減緩，而國人則大量湧向國外觀光(陳世圻、涂維穗，2001)。因此，為了促進臺灣的觀光發展，交通部觀光局以「觀光政策白皮書」為基礎，建構「觀光客倍增計畫」，希望透過整合國內觀光資源，以及宣傳推廣國際觀光、發展會議展覽產業為策略，期使來臺旅客人數在西元 2008 年能達到 500 萬人次。

根據觀光局的歷年來台旅客統計，1971 年來台旅客只有 53 萬 9755 人。然而來台人數不斷成長，到了 1976 年來台人數已突破百萬人次。此成長趨勢一直持續，到 2001 年來台旅客人數為 261 萬 7037 人。圖 1 為民國 65 年(1976)至民國 90 年(2001)年歷年來臺旅客人數之趨勢圖，從圖中可看出來臺旅客人數之成長快速。但近年來則有成長趨緩的現象。

圖 1. 歷年來臺旅客人數之趨勢圖



資料來源: 交通部觀光局

再進一步將來臺旅客以來源國細分，將歷年各國來臺人數較大且具有地理位置代表性的國家選出，再扣除我國外籍勞工主要輸入國，分別為日本、美國、新加坡、英國、加拿大、澳洲等國家。詳細數據整理於表 2。由表 2 中可以看出，日本歷年來均是臺灣國外旅客的最大來源國，美國居次，再其次才為新加坡、加拿大、英國、澳洲等。值得注意的是，各國來臺旅客人數這二二年來成長似有趨緩的現象，究竟是我國旅遊市場在沒有新的投資建設的前提下已到成熟期，或是由於中國大陸旅遊市場的興起，而致使各國來臺旅客人數成長減緩，則是本文所欲探究的。另外，雖然香港在統計數字上很高，但由於可能包含大陸來臺旅客，

因此本文並未放入香港。以免作出錯誤解讀。

臺灣和中國大陸由於地理位置相當接近，並且文化和生活習慣亦大體相同，為因應未來 20 年內到亞太地區之國際旅客人數大增的趨勢與巨大商機，瞭解對國際旅遊客而言，究竟此二地區在他們眼中為相互替代或是互補此問題的答案對臺灣和中國大陸之旅遊主管機關和相關業者在擬定旅遊促銷策略時均有很高的參考價值。並且中國大陸由於 2008 年將主辦奧運，其所能帶動的旅遊人潮十分可觀。因此站在臺灣的角度，瞭解究竟 2008 年中國大陸主辦奧運是否亦能帶動國際旅客來臺旅遊，或是導致國際旅客來臺人數減少之結果是值得先作深入探討，並據以擬定相關策略的。

表 2 歷年各國來臺人數

	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002
日本	816665	907338	911777	900714	822817	823799	914884	970741	985564
美國	266115	273606	277236	293681	300753	311995	356535	338548	353411
新加坡	69259	69665	77642	81356	86695	85569	94691	96645	107069
英國	26929	28796	30426	32737	33505	33136	35471	33569	34082
加拿大	23308	25944	29580	31762	33360	34568	38016	40176	42815
澳洲	23134	26112	26844	28674	28737	29731	31711	29978	31477

資料來源：交通部觀光局

單位：人

要深入探討臺灣與大陸二地旅遊市場之替代性，除了就二地整體旅遊環境、價格以及個別觀光產業加以作敘述性比較之外，為得出精確性之結果以便產業與行政部門作決策時有所依據，數量分析是絕對有必要的。概括而言，量化模型的設立可分為二種類別，一種是根據相關理論或經驗，找出對主要分析變數有影響力的相關變數，再據以設立計量模型，如多變量分析、多元迴歸分析均屬此等類別，這類模型由於變數間有理論和經驗上的關連性，因此若研究目的在解釋變數間之關係時是良好的選擇，然而若研究目的在預測主要分析變數，則由於不容易找出極具影響力的因素而使預測不容易準確；另外一種則是不透過相關理論與經驗來設定模型，而直接由資料之中去找尋資訊。如 ARIMA、指數平滑法、狀態空間法、重力法、類神經網路等都屬此類。這種模式雖無法解釋某因素對主要分析變數的影響力(透過某些簡單設定有時也可以解釋，如干擾分析或轉換函數)，但在預測能力上卻有良好的表現。如同陳石麟(2003)指出，從管理的角度而言，企業的焦點已從以往的資料整理與蒐集，轉向為如何有效的利用資料庫來進行資訊的獲取，也就是透過資料採礦(data mining)技術，從資料庫中再發掘出不同的資訊與知識出來，作為決策支援之用，以增加企業的競爭優勢。將此一概念應用至觀光產業，本研究首先蒐集歷年各國來臺旅遊人數以及歷年各國至中國大陸旅遊人數，將原始資料經過分類、整理及歸納等程序處理，再進而利用時間序列之計量模型以挖掘出有意義和價值的資訊及知識。透過此完整的資料採礦過

程，期能提供政府及相關產業有用資訊，並進而作出正確決策。

## 二、研究目的

要探討某國至臺灣旅遊人數與至中國大陸旅遊人數間之關係，應瞭解到二者除了同期的關係之外，尚可能有領先/落後的關係。因此究竟某國至兩岸旅遊人數間是否存在某些因果關係(causality relationship)？以及該因果關係是否能提供旅遊主管機關和業者一項參考之依據，而使得其在進行旅遊政策規劃上更有助益呢？

因此本文首先確定某國至兩岸旅遊人數是否有單根及共整合關係。同時以 Granger 因果關係檢定檢視二者間是否具有因果關係，再透過向量自我迴歸模型 (VAR) 針對該二者進行相互關係之探討，期望能得出此二變數間影響方向與影響程度等相關的訊息。

本研究之主要探討目的如下：

1. 透過計量分析方法來了解某國至海峽兩岸旅遊人數此二時間序列的性質，並探討兩者之間是否具有長期的均衡關係。
2. 確認二時間序列間之互動因果關係，並了解各變數變動衝擊(impulse)後對本身及其他變數間之動態影響結構。

## 三、文獻回顧

國內外有關海峽兩岸旅遊人數互動影響的文獻幾乎沒有，有關觀光需求的文獻以觀光旅遊人次的研究為最多。

國內最早針對觀光預測之研究可追溯至張軍堂(1971)，其對國際觀光旅遊人數作出預測。之後預測來臺旅遊人數用時間序列的模式作預測的有許德範(1978)以 ARIMA 與 T.S.GI.時間序列分析法，對來臺旅遊人數作預測。劉錚錚(1980)曾對 1979 至 1993 年之來台觀光旅遊人次加以預測。趙義隆(1991)曾經針對外籍觀光客來台意願作一調查與分析，以了解影響來台觀光之幾個重要因素。陳紹福(1984)、陳敦基(1991)以及陳淑貞(1992)均應用時間序列模型來預測來臺旅客人數。吳柏林、賴家瑞、劉勇彬(1992)則運用單變量時間序列(ARIMA)、狀態空間法及類神經網路模式來預測來臺旅客人數。呂瓊瑜、胥愛琦(2002)以單變量時間序列(ARIMA)模型預測來臺旅客人數。學者中亦有以各相關影響因素建立經濟模型來預測的，如劉明得(1990)利用觀光客人數、觀光局宣導費、匯率等變數建立一多變量模式以探討觀光客人數和其他變數間之關係。時巧煒(1994)則利用時間序列模式與計量經濟模式等建立來臺旅客之長短期需求模式。江麗文(1995)則針對日本、韓國、美國、德國、英國以計量模型分別建立其來臺旅客之預測模式。另外，曹勝雄、江麗文、蔡倩文(1996)亦利用類似模式預測日本來臺旅客之需求量。

至於預測國民旅遊的有林繼國(1986)預測旅遊區之運輸需求，尙和生(1992)以 ARIMA 之轉換函數(transfer function)法預測全臺旅遊人數之成長。觀光局

(1987)則以多元迴歸模式預測全省旅遊量，林晏州和侯錦雄(1987)以多元迴歸、重力模式等四個模式預測玉山國家公園的遊客人數。觀光局(1990)並以 ARIMA 模型預測國民旅遊需求量。黃昭通(1994)以重力模式預測南投之遊客人數，陳敦基(1993)利用 ARIMA 等模式設立來臺與出國人數預測。李佳叡(2000)則運用 ARIMA 及相關的介入分析法預測森林遊樂區之遊客人數。

在國外文獻方面，Fritz、Brandon and Xonder(1984)以 ARIMA 模型和計量經濟模型組成一預測觀光需求的模式。Uysal and Crompton(1984)探討影響觀光需求之因素而建立一計量模型，Witt(1992)使用指數平滑法(exponential smoothing)預測到美國拉斯維加斯的旅遊人數，顯示有良好的預測能力。Dharmarathe(1995)以 ARIMA 模型預測 Barbados 的旅遊人數，Chu(1998)則以 ARIMA 搭配 sine wave 非線性時間序列預測新加坡旅遊人數。Law and Au(1999)運用類神經網路預測日本人至香港旅遊人數，並認為類神經網路之預測力良好。Law(2000)之後再以類神經網路預測香港觀光需求。Lim and McAleer(2002)利用 ARIMA 建立香港、馬來西亞和新加坡到澳洲的旅遊預測模型，並比較其優劣。

#### 四、研究方法

本研究採用的向量自我迴歸法(之後簡稱 VAR)基本上可視為是一種多變量 ARIMA，其保有 ARIMA 的基本架構，又加多個變量相互影響的動態關係架構，在解釋兩個時間序列相互作用關係上是很適合的模型。

傳統的計量經濟模型建立於先驗的理論架構上，但實証結果卻取決於模型變數選取的好壞。Sims(1980)於 1980 年提出 VAR 分析模型，將一組變數架構為一組迴歸模式，以每個變數均作為內生變數，並且由於時間序列分析中變數的落差項包含了所有訊息，因此也在分析中將每一個迴歸式各變數之遞延項加入作為解釋變數。由於 VAR 模型不須知道變數間的因果關係，也不需要先驗的理論基礎，故在進行多項變數間關係探討時可運用此模型來作研究。

以 VAR 來解釋變數間關係雖較使用單一方程式的方法好，然而在多變量時間序列分析過程中，系統內各方程式本身是否符合定態的假設是一個重要的先決條件(見 Engle and Granger(1987)、Said(1991))。如未以適當的統計方法來檢定變數是否呈現定態，而直接以一階差分進行分析，可能產生過度差分(over-difference)而得到低效度與錯誤設定，變數間某些長期關係也可能遭不當刪除。因此本文先將變數作趨勢移除，再採用 Dickey and Fuller(1979)所提出之 Augmented Dickey-Fuller(ADF)檢定法與 Dickey-Fuller GLS(DF-GLS)統計量進行單根檢定，以確定一時間序列是否為定態。

另外，在進行時間序列分析中一個很重要的課題便是關於最適遞延期數的選定。Schwert(1987)指出，在進行 VAR 模型設定時，需要決定一最適落後期數，以修正殘差項自我相關的問題，使殘差呈現一白噪音過程(white noise process)。但若使用之遞延期數過長，則會產生太多參數(over-parameterization)的現象，降低估計效率。若使用遞延期數過短則參數太少，又可能使模型殘差產生序列相

關。本研究使用 Akaike Information Criterion(AIC)準則來選擇最佳遞延期數。

本文向量自我迴歸(VAR)模型的一般形態可以下列方程式表示：

$$y_t = A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中  $y_t$  為  $(n \times 1)$  之內生變數矩陣， $A_1 \dots A_p$  為係數矩陣， $\varepsilon_t$  則為誤差向量。

由於等式右邊只有內生變數遞延項，故最小平方估計式(OLS)可產生具有一致性的估計。在 VAR 模型的研究中，我們可透過直交化過程(orthogonal procedure)來分解預測誤差變異數(forecast error variance)，藉由變異數分解值的大小來判定各變數間的相互關係。另外可藉由衝擊反應函數來研究當某變數產生一個標準差大小之自發性干擾時，會引起本身和其他變數對此衝擊的動態反應情形。藉由觀察衝擊反應之正負和大小，可瞭解模式中各變數對自發性干擾的反應持續期間長短、持續或跳動、以及反應速度等。故衝擊反應函數可觀察某變數衝擊對模型內所有內生變數當期與未來之影響。

## 五、實証分析

本研究所使用的資料取自交通部觀光局出版之觀光統計年報之各國來臺歷年人數及中國旅遊出版社出版之中國旅遊五十年之各國至中國大陸旅客人數。所謂來臺旅客的定義，根據交通部觀光局每月編印的觀光資料對觀光旅客或稱來臺旅客之定義為：指以業務(business)、觀光(pleasure)、探親(visit relatives)、會議(conference)、求學(study)及其他目的之所有入境外籍旅客與華僑旅客而言。因此本研究中亦採用此定義。

取樣期間為 1981 年至 2002 年，計 22 年。分別對日本、美國、新加坡、英國、加拿大、澳洲等國來臺人數與至大陸人數作 VAR 模式與因果關係檢定。

### (一)單根檢定

表 3a 及表 3b 列出在時間趨勢移除後，日、美、新、英、加、澳到臺灣與大陸人數之時間序列的單根檢定結果，由此檢定結果我們可發現，所有 12 變數序列均拒絕虛無假設，而表示經過時間趨勢移除後之所有變數序列均已達定態的情形。

表 3a 時間趨勢移除後各國至臺灣人數之單根檢定

檢定值	變數					
	日本	美國	新加坡	英國	加拿大	澳洲
ADF	-3.244*	-3.172*	-5.067*	-3.695*	-3.589*	-2.740*
DF-GLS	-3.260*	-3.174*	-4.729*	-3.587*	-2.104*	-2.183*

註：\*表 10%水準下為顯著

$H_0$ ：存在單根(非定態序列)

表 3b 時間趨勢移除後各國至中國大陸人數之單根檢定

檢定值	變數					
	日本	美國	新加坡	英國	加拿大	澳洲
ADF	-2.746*	-3.000*	-3.729*	-3.035*	-3.846*	-2.801*
DF-GLS	-2.762*	-1.983*	-3.857*	-3.066*	-3.670*	-2.126*

註：\*表 10%水準下為顯著  $H_0$ ：存在單根(非定態序列)

## (二)Granger 因果關係檢定

將各國來臺旅客人數與至大陸旅客人數二變數序列兩兩作 Granger 因果關係檢定，此檢定乃檢測在控制了自身變數的遞延項之後，其他變數的遞延項對當期自身變數是否具有解釋能力。因此乃以某變數之當期為應變數，該變數之遞延項以及其他變數之遞延項為自變數作多元迴歸分析，若其他變數之遞延項在此迴歸中為統計顯著，則拒絕其他變數對某變數有因果關係之虛無假設。檢定結果見表 4。由表 4 的變數因果關係檢定結果，可以發現美國來臺旅客人數對到中國大陸人數不具因果關係。新加坡、加拿大、澳洲則來臺旅客人數與至中國大陸旅客人數則雙向均不具因果關係，其餘皆具有因果關係現象。在因果關係的顯著性方面，以英國來臺旅客人數對到中國大陸旅客人數最具統計顯著性(F=7.40)，而到中國大陸旅客人數對來臺旅客人數亦頗顯著(F=6.57)。另外，日本到中國大陸旅客人數對來臺旅客人數也很顯著(F=6.17)，至於來臺旅客人數對到中國大陸旅客人數則較不顯著(F=3.06)。美國則是到中國大陸旅客人數對來臺旅客人數有顯著因果關係(F=3.12)，反向則不顯著。

表 4 變數間因果關係檢定結果

	變數間因果關係	F 統計量	結果
日本	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	3.06*	存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	6.17**	存在
美國	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	0.17	不存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	3.12*	存在
新加坡	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	2.33	不存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	0.15	不存在
英國	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	7.40**	存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	6.57**	存在
加拿大	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	0.24	不存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	0.60	不存在
澳洲	來臺旅客人數 → 到中國大陸旅遊人數	0.13	不存在
	到中國大陸旅遊人數 → 來臺旅客人數	0.18	不存在

註：\*表示 10%水準下拒絕虛無假設 \*\*表示 5%水準下拒絕虛無假設

### (三)殘差相關矩陣

進一步對因果關係檢定達到顯著的國家作 VAR 模型分析，首先衡量殘差相關，其表示個別變數殘差項間之同期相關係數(contemporaneous correlation)，藉此可了解不同變數殘差項間同期互動程度的高低。結果見表 5a、5b、5c。由此可知在同一年中，日本和美國來臺及到中國大陸旅客人數是具有較顯著的同向變動關係，英國之二變數雖是同向，但相關係數很小，故效果不明顯。日本、美國及英國的結果和一般認為國際旅客到大陸去導致臺灣國際旅客人數減少的印象顯然並不相同。

表 5a 日本來臺人數與到中國大陸人數殘差相關矩陣

	日本來臺人數	日本到中國大陸人數
日本來臺人數	1.000	0.210
日本到中國大陸人數	0.210	1.000

表 5b 美國來臺人數與到中國大陸人數殘差相關矩陣

	美國來臺人數	美國到中國大陸人數
美國來臺人數	1.000	0.573
美國到中國大陸人數	0.573	1.000

表 5c 英國來臺人數與到中國大陸人數殘差相關矩陣

	英國來臺人數	英國到中國大陸人數
英國來臺人數	1.000	0.036
英國到中國大陸人數	0.036	1.000

### (四)預測誤差變異數分解

由於 VAR 可將模式中不同變數間之相互關係轉化為變數殘差項的移動平均，並可藉由直交突發變動矩陣來了解個別變數受本身與其他變數衝擊的相對程度，藉由預測誤差分解值的大小來分析二變數間之相互關係。表 6a、6b、6c 顯示各變數之預測誤差變異數分解之結果。表 6 的三個子表中分別列出各變數變動衝擊後第一、三、六、九期的預測誤差變異數分解值。由表 6 中可看出預測誤差變異數分解值在第 9 期已趨於穩定，故以第 9 期之值作分析。以表 6a 來看，日本至中國大陸人數可被其本身解釋的比率為 85.56%，而被日本來臺人數所解釋的部份為 14.44%。日本來臺人數可被其本身所解釋的部份為 54.17%，被日本至中國大陸人數所解釋的比率則為 45.83%。由此可以了解日本來臺人數受到日本至中國大陸人數的影響很大，相對地日本至中國大陸人數受日本來臺人數的影響相對較小。



表 6a 日本來臺人數與至中國大陸人數預測誤差變異數分解 單位：%

變異	期數	變異來源	
		日本至中國大陸人數	日本來臺人數
日本至中國大陸人數	1	100	0
	3	89.30	10.70
	6	85.54	14.46
	9	85.56	14.44
日本來臺人數	1	4.42	95.58
	3	39.02	60.98
	6	45.86	54.14
	9	45.83	54.17

再由表 6b 來看，美國至中國大陸人數可被其本身解釋的比率為 98.98%，而被美國來臺人數所解釋的部份只佔 1.02%。這顯示美國至中國大陸人數幾乎不可被美國來臺人數所解釋。再看反方向，美國來臺人數可被其本身所解釋的部份為 50.89%，被美國至中國大陸人數所解釋的比率則為 49.11%。表示美國來臺人數受到美國至中國大陸人數的影響很大。

表 6c 顯示，英國至中國大陸人數可被其本身解釋的比率為 70.99%，而被英國來臺人數所解釋的部份佔 29.01%。英國來臺人數可被其本身所解釋的部份為 74.36%，被英國至中國大陸人數所解釋的比率則為 25.64%。就英國而言，來臺人數與到中國大陸人數被自身所解釋的比率差不多。

表 6b 美國來臺人數與至中國大陸人數預測誤差變異數分解 單位：%

變異	期數	變異來源	
		美國至中國大陸人數	美國來臺人數
美國至中國大陸人數	1	100	0
	3	99.07	0.93
	6	98.98	1.02
	9	98.98	1.02
美國來臺人數	1	32.87	67.13
	3	47.51	52.49
	6	49.04	50.96
	9	49.11	50.89

表 6c 英國來臺人數與至中國大陸人數預測誤差變異數分解 單位：%

變異	期數	變異來源	
		英國至中國大陸人數	英國來臺人數
英國至中國大陸人數	1	99.87	0.13
	3	73.23	26.77
	6	71.48	28.52
	9	70.99	29.01
英國來臺人數	1	0	100
	3	23.01	76.99
	6	25.21	74.79
	9	25.64	74.36

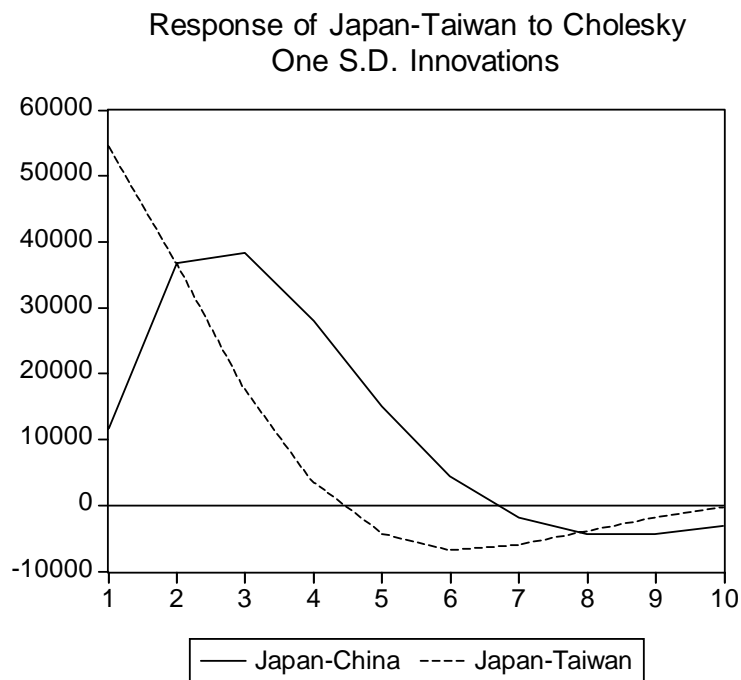
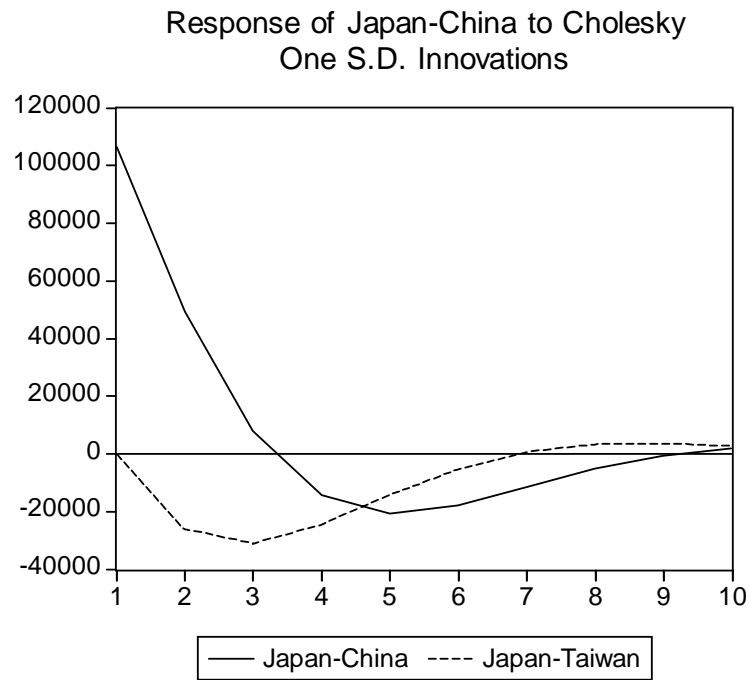
#### (五)動態衝擊反應形態

圖 2a、2b、2c 為根據 VAR 模式所得到之各國個別變數發生自發性干擾變動時，對自身與其他變數所造成的衝擊影響動態圖。亦即由個別變數發生一正的標準化衝擊(normalized impulse)時，對變數本身及其他變數往後各期的影響情形。以下分各國敘述之。

##### 1. 日本

圖 2a 上圖之時間趨勢圖為觀察日本到中國大陸旅客人數以及日本來臺旅客人數發生一個正的標準差之變動時，對日本到中國大陸旅客人數往後各年的影響情形。這裏所謂一個正的標準差變動，可以視為由於中國大陸某一正面消息，如促銷或奧運會等，導致當期到中國大陸旅遊人數的增加。由圖 2a 上圖可以看出，當日本到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(106380 人)時，對日本到中國大陸旅客人數有一正的完全當期效果(以實線表示)，之後此效果逐年遞減，約第九年效果消失。

圖 2a 日本到中國大陸人數與來臺人數之衝擊反應圖



若日本來臺旅客人數產生正的一個標準差增量(55710 人)時，對日本到中國大陸旅客人數沒有當期效果(以虛線表示)，但之後則產生負效果，至第三年達到高峰，往後則逐年遞減，約六七年後消失。

再由圖 2a 下圖來看，若日本來臺旅客人數產生正的一個標準差增量(55710 人)時，對日本來臺旅客人數產生正的完全當期效果(以虛線表示)，此

效果逐年遞減，到第四年之後影響效果已在正負數仟人之內。另一方面，當日本到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(106380 人)時，對日本來臺旅客人數產生正的當期效果(以實線表示，約 11000 人)，之後此效果逐年遞增，至第三年達到高峰，約為 40000 人。之後此效果逐年降低，至第五六年後效果已在正負數仟人左右。

## 2. 美國

圖 2b 上圖顯示當美國到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(40146 人)時，對美國到中國大陸旅客人數有一正的完全當期效果(以實線表示)，之後此效果逐年遞減，至第四年後此效果已在數仟人以內，約第九年效果消失。若美國來臺旅客人數產生正的一個標準差增量(9500 人)時，對美國到中國大陸旅客人數沒有當期效果(以虛線表示)，之後則產生負效果，但效果很小，僅約二三仟人，往後則逐年遞減，約六七年後消失。

圖 2b 下圖顯示當美國來臺旅客人數產生正的一個標準差增量(9500 人)時，對美國來臺旅客人數有正的完全當期效果(以虛線表示)，然而此效果收斂的速度非常快，至第二年幾乎就已經消失了。顯示美國來臺旅客人數增加的持續效果很低，在當期幾乎就已反應完畢。至於當美國到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(40146 人)時，對美國來臺旅客人數則產生正的當期效果(以實線表示，約 5500 人)，此效果逐年遞減，第五六年後此效果已在幾百人之內。

## 3. 英國

圖 2c 上圖顯示當英國到臺灣旅客人數產生正的一個標準差增量(1163 人)時，對英國到臺灣旅客人數有一正的完全當期效果(以實線表示)，之後此效果逐年遞減，約第三年之後、效果在正負 200 人以內。若英國到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(8133 人)時，對英國到臺灣旅客人數沒有當期效果(以虛線表示)，之後年度此效果為正，到第三年達到高峰(約 550 人)，之後效果逐年遞減。

圖 2c 下圖顯示當英國到中國大陸旅客人數產生正的一個標準差增量(8133 人)時，對英國到中國大陸旅客人數有正的完全當期效果(以虛線表示)，之後各年效果遞減，第三年之後為負效果，然亦為效果遞減之趨勢。若英國到臺灣旅客人數產生正的一個標準差增量(1163 人)時，英國到中國大陸旅客人數沒有當期效果(以實線表示)，但之後年度產生負效果，至第三年約減少四仟人。之後其效果逐年遞減，第五年後約在仟人之內。

圖 2b 美國到中國大陸人數與來臺人數之衝擊反應圖

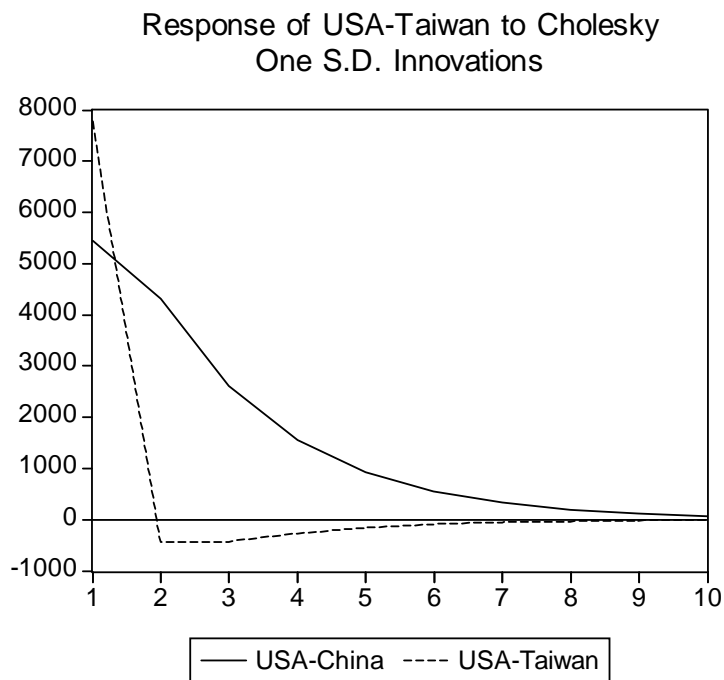
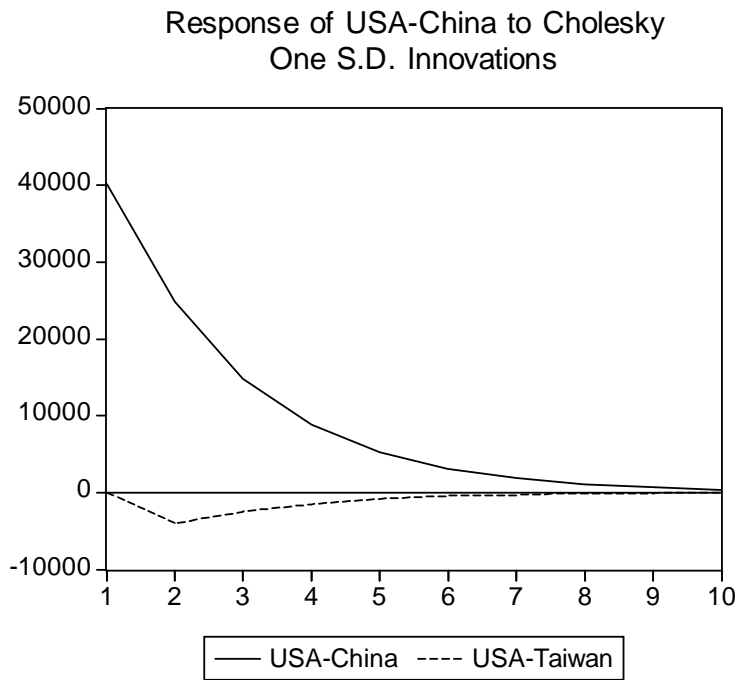
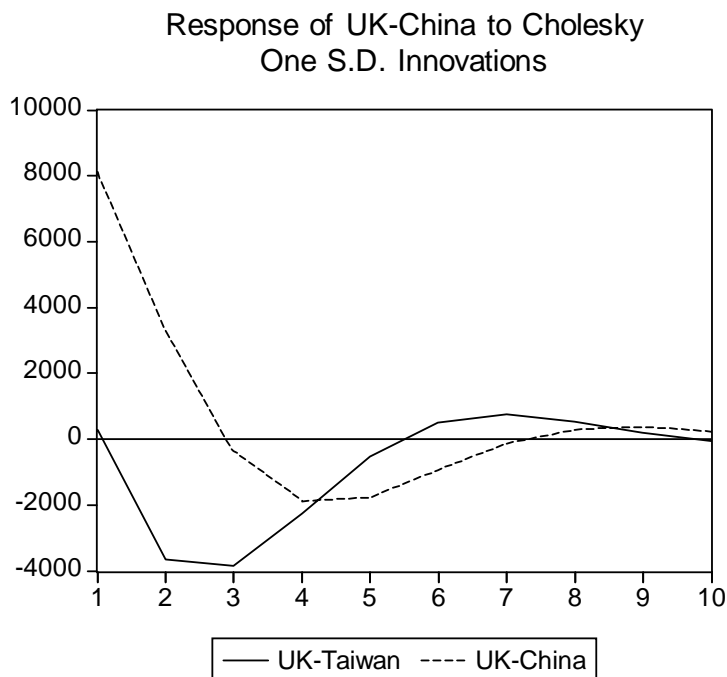
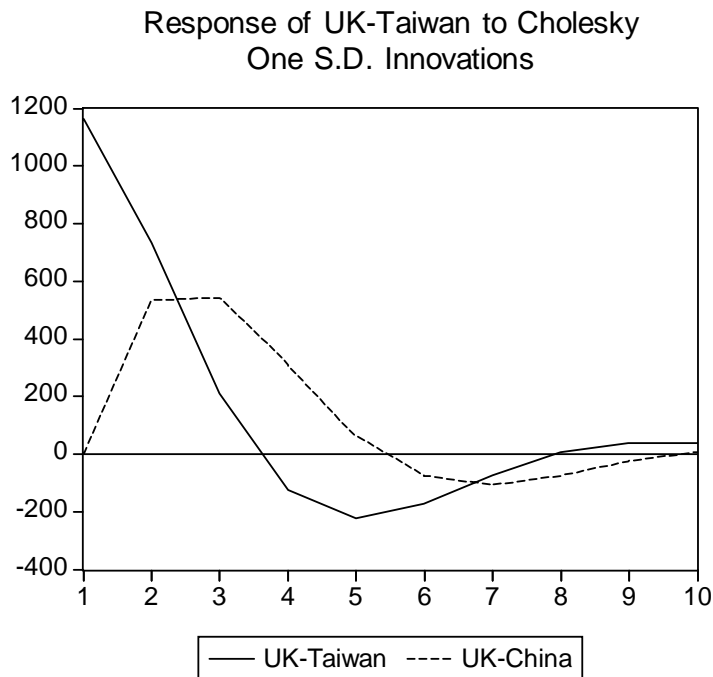


圖 2c 英國到中國大陸人數與來臺人數之衝擊反應圖



若以程度而言，日本來臺旅客人數對日本到中國大陸旅客人數增加的反應速度很快，第二年已有原增量三分之一左右的效果。其次是美國，美國來臺旅客人數對美國到中國大陸旅客人數增加的反應速度，第二年約為原增量八分之一左右。至於英國，則對衝擊的反應速度較慢，英國來臺旅客人數對英國到中國大陸旅客人數增加的反應速度，第二年約為原增量十五分之一左右。

## 五、結論與建議

綜合以上，本研究發現以下結論：

根據 Granger 因果關係檢定，日本、美國、英國、新加坡、加拿大、澳洲六國中，只有前三國的來臺旅客人數與到中國大陸的旅客人數間具有互動關係，後三國則關係不明顯。

由預測誤差變異數分解可以看到，日本來臺人數受到日本至中國大陸人數的影響很大，相對地日本至中國大陸人數受日本來臺人數的影響相對較小；美國至中國大陸人數幾乎不可被美國來臺人數所解釋，美國來臺人數則受到美國至中國大陸人數的影響很大；就英國而言，來臺人數與到中國大陸人數被自身所解釋的比率差不多。

根據動態衝擊反應分析，日本來臺旅客人數對日本到中國大陸旅客人數增加的反應速度很快，第二年已有原增量三分之一左右的效果。其次是美國，美國來臺旅客人數對美國到中國大陸旅客人數增加的反應速度，第二年約為原增量八分之一左右。至於英國，則對衝擊的反應速度較慢，英國來臺旅客人數對英國到中國大陸旅客人數增加的反應速度，第二年約為原增量十五分之一左右。

無論反應速度的快慢如何，就日本、美國、英國三國而言，到中國大陸旅遊人數增加均會在當期或之後反應於到臺灣旅遊人數增加。因此大陸旅遊市場對臺灣而言顯然是有互補作用，而此互補效果顯然日本大於美國大於英國。反觀國際旅客到臺灣旅遊人數增加對到中國大陸則產生反面效果，然而就日本、美國、英國三國而言此效果均不大。

站在臺灣的角度，在國際旅遊推廣行銷策略上，或許不用採取與中國大陸旅遊市場相抗衡的角度，而應改採一種互相搭配的立場。在政府及民間業者致力於改善國內旅遊品質的前提下，如 2008 年中國大陸舉辦奧運，就應鼓勵國際旅客在到中國大陸旅遊的同時也到臺灣一遊，應可順勢帶動國際旅客到臺灣的人潮。在旅遊推廣的優先順序上，根據本文的分析，也是以日本、美國、英國的順序為宜。

由於本文未能取得各國旅客到中國大陸旅遊人數的月資料，也未能取得國際旅客到臺灣及中國大陸相關目的的資料，因此無法進一步作更精細的分析。對後續研究者，若能有相關資料，則可進而探討季節效應等效果。

## 參考文獻

### 中文部分

交通部觀光局委託中華民國區域科學學會，(1990)，p.81－96。

江麗文(1995)，來華旅客需求計量經濟模式之研究，文化大學觀光事業學系碩士論文。

李佳叡(2000)，實施隔週休二日對到訪森林遊樂區人數改變之分析－時間數列介入分析模型之應用，國立臺灣大學森林學研究所碩士論文。

呂瓊瑜、胥愛琦(2002)，台灣來台旅客人數預測之探討，觀光學會，觀光Double研討會。

林晏州、侯錦雄 (1987)，玉山國家公園遊憩承載量及遊憩需求調查研究報告，(南投：內政部營建署玉山國家公園管理處委託計劃，民國76 年6 月)，p.231－262。

林繼國(1986)，遊憩區遊憩需求預測之研究，國立台灣大學土木工程研究所碩士論文。

尚和生(1992)，臺灣地區國民旅遊人次估計及需求預測，淡江大學管理科學研究所碩士論文。

吳柏林、賴家瑞、劉勇杉(1992)，台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，第68 期，p. 267-291。

時巧偉(1994)，來華觀光旅客需求預測模式建立之研究，國立政治大學統計學研究所碩士論文。

許德範(1978)，來華觀光旅客人數之時間序列分析與預測，淡江大學管理研究所碩士論文。

陳敦基(1993)，來華與出國觀光旅客人數預測模式建立之研究，(台北：交通部觀光局委託私立淡江大學管理科學系)，p. 130 - 162。

陳紹福(1984)，數量方法在觀光旅遊業之應用研究，東海大學企業管理研究所碩士論文。



陳敦基(1991)，來華觀光旅客之需求特性與時間序列分析，觀光事業發展學術研討會論文集：台北，1-27。

陳淑貞(1992)，多維時間序列的主成份分析模型在來華觀光客人數預測上之應用，國立中興大學統計學研究所碩士論文。

陳石麟(2003)，資料採礦於預測國人出國觀光需求之應用-以整體、香港和澳門為例，國立台灣大學資訊管理研究所碩士論文。

黃昭通(1994)，外遊憩需求預測之實證研究—以南投縣境內之遊憩區為例，國立中興大學森林學系碩士論文。

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，9(1)，1-29。

張軍堂(1971)，台灣觀光資源開發之研究，國立政治大學地政學系碩士論文。

劉錚錚，(1980)，台灣觀光旅遊人次之預測—民國 68 年至 82 年，輔仁學誌-法商學院之部，12，199-262。

劉明得(1990)，多變量時間數列分析與應用，國立政治大學統計研究所碩士論文。

趙義隆，(1991)，航空公司推廣國際旅遊之策略分析，民國 80 年觀光事業發展學術研討會論文集。

觀光局(1987)，中華民國75 年台灣地區國民旅遊狀況調查報告。(台北：交通部觀光局委託中華徵信所計劃，民國76 年6 月)，p. 65—82。

觀光局(1990)，台灣地區觀光遊憩系統開發計劃—第二期規劃其中報告，(台北：交通部觀光局委託中華民國區域科學學會，民國79 年)，p.81—96。

英文部分

Chu, F.L. (1998b). Forecasting tourist arrivals: Nonlinear sine wave or ARIMA? *Journal of Travel Research*, 36(3), 79-84.

Dharmaratne, G.S. (1995). Forecasting tourist arrivals in Barbados. *Annals of Tourism Research*, 22(4), 804-818.

Fritz, R.G., Brandon, C., & Xonder, J.(1984). Combining time series and econometric forecast of Tourism activity. *Annals of Tourism Research*, 11(1), 171-176.

Law, R. (2000). Back-propagation learning in improving the accuracy of neural network-based tourism demand forecasting. *Tourism Management*, 21(4), 331-340.

Lim, C., & McAleer, M. (2001). Forecasting tourist arrivals. *Annals of Tourism Research*, 28(4), 965-977.

Uysal, M., & Crompton, J.L. (1985). An overview of the approaches used to forecast tourism demand. *Journal of Travel Research*, 23(4), 7-15.

Witt, S.F., Newbould, G.D., & Watkins, A.J. (1992). Forecasting domestic tourism demand: Application to Las Vegas arrivals data. *Journal of Travel Research*, 30(1), 36-40.