臺大管理論叢 2005/12
第16卷第1期 1-20

區間測試法探討總體經濟與出國旅遊之影響關係

Bounds Testing Approach to Investigate the Relationship between Macroeconomics and Outbound Tourism

周明智／世新大學觀光學系助理教授
Ming-Che Chou, Assistant Professor, Department of Tourism, Shih Hsin University

聶建中／淡江大學財務金融系所副教授
Chien-Chung Nieh, Associate Professor, Department of Banking & Finance, Tamkang University

Received 2004/9, Final revision received 2005/5

摘要

本文旨在探討旅遊模型中，工業生產指數、物價指數及匯率對於出國旅遊人次之長、短期影響。由 Johansen 共整法及 ARDL 區間測試法，分別得到各變數間之長期均衡，存在及不存在之相反結果。由於各項單根測試發現各變數之整合齊次不盡相同，因此採用了 ARDL 法所得變數間不存有長期共移的結果較具說服力，ARDL 法之短期分析，發現於一段固定期間內之出國旅遊總人次應是某個固定數值，若於前些月份之出國旅遊人次過高，則會衝擊當月之出國旅遊意願，使出國旅遊人次降低。本研究又以一般化衝擊反應函數進行變數間之動態跨期衝擊影響做分析，發現對出國旅遊人次之影響，除了出國旅遊人次之自身短期顯著影響之短暫性衝擊外，工業生產指數於短期間對出國旅遊人次亦有負向之短暫性衝擊。

【關鍵字】出國旅遊人次、區間測試法、一般化衝擊反應函數

Abstract

This articles aims to discuss the long-term and short-term influence on number of overseas visitors, price index, and exchange rate. Using Johansen Cointegration Method and ARDL Bounds testing, the long-term balance of different variants and the opposite results of existing and non-existing are reached. The short-term analysis by ARDL finds that the number of outbound visitors during a fixed term should be a fixed figure, and if the number is excessively high during earlier months, then the willingness for outbound tourism of that month will be affected, and consequently, the number of outbound visitors will reduce. This study also uses generalized impact to reflect function and carries out analysis on dynamic impact of different phases among variants. It finds that industrial production index also has a brief negative impact on the number of outbound visitors within short time, other than the brief impact by outbound visitors' own short-time significant influence, concerning the influence on outbound visitors.

【Keywords】outbound visitors, ARDL, bounding test, G-IRF

臺灣大學學術期刊資料庫

壹、前言

我國自 1979 年開放國人出國觀光旅遊以來，出國人數逐年快速成長，根據觀光局資料統計，出國統計人數從 1980 年的 484,901 人次，到 2002 年已達 7,507,247 人次，總計成長了近 16 倍，其中又在 1988 年的成長率高達 51.4%。事實上在 1980 年的時候，台灣出國人數相較於同年來華旅客人數 1,393,254 人，幾乎少了整整 90 萬人次。同樣的，1980 年的外匯收入與出國旅行支出相比，觀光盈餘達到近 3.9 億美元，但是到了 2002 年時，出國人次比來台旅客卻足足多了 480 萬人，出國旅遊支出 103.27 億美元也是同年外匯收入 41.97 億美元的 2.5 倍，為什麼在這短短的 22 年間有如此巨大的轉變？追究其因眾說紛紜，政府及觀光業者大都將之歸究於國內總體經濟變數的影響，其中包括了台幣匯率的波動、消費者物價指數過高等因素。歷年來由於工業生產指數的成長、台幣的升值及物價指數等因素的影響，使得每年出國觀光人數快速的成長？而在 1987 年開放國人赴大陸探親之後，出國觀光人數更呈直線上升，這對於提昇國家知名度以及展示國家整體經濟實力也成為明顯的指標。出國觀光旅客人數的多寡直接或間接影響本地觀光業者及政府相關單位對觀光業軟、硬體設施的投資以及整體策略的規劃。事實上出國旅遊市場研究之目的，對於行政院目前正積極推動來台觀光客的倍增計劃非常重要，因為有大量出國旅客的學習體驗，方能提升助長本國觀光的品質，藉以吸引世界各國的旅客，並能順利達成觀光客的倍增計劃。

隨著台灣經濟的快速成長，出國旅遊人次大幅成長，這其中當然與台灣總體經濟變數的變化有著密切的關係。總體經濟因素中，包括各項景氣指標，如：工業生產指數、物價指數、匯率、股價指數等，皆可能對於出國人數之變化，產生決定性之重要影響。因此本文旨在探討那些總體經濟變數，顯著的影響著台灣過去二十多年出國旅遊人次的增減。

在總體經濟變數中，我們要尋求最有效之經濟指標，以預測出國觀光旅遊趨勢之消長。總體經濟依學者對經濟社會的觀察，直接設定行為模式，例如凱因斯理論中認定所得增加會誘使消費增加、且消費增量低於所得增量。這個「基本心理法則」的行為模式，同樣可適用於觀光產業。近年來總體經濟的因素對於出國旅遊的趨勢有著極大的影響，觀光事業在現代經濟結構中，已列為多目標的新興綜合企業，不但可顯示一個社會經濟結構的進步與達到現代化的程度，觀光事業的發展亦是經濟發展非常重要的一環，當今世界的經濟強國同時也都是出國旅遊人次較多的國家，如：美國、德國、日本等，由此可知出國旅遊人數的茁壯，同時也是國家經濟力的展現。此外，國人出國觀光對國內社會所造成的許多正面效益亦不容忽視。

本文主要目的想要探討發現那些總體經濟因素與國人出國觀光旅遊之相關性較高，俾能作為預測未來出國旅遊人潮增減的經濟指標，並進而發展出一套旅遊分析模式 (Travel Analysis Model)，使之足以解釋國民出國旅遊人次，以利於將來作為預測未

臺灣大學學術期刊資料庫

來台灣人民出國旅遊趨勢。雖然影響出國觀光旅遊意願的總體經濟因素有許多，其中匯率為一重要之影響因數。大體而言，在本國貨幣對外國貨幣呈現貶值的情況下，外國觀光客來台人次將會增加；相對的，台幣的相對升值，將使國人出國的旅遊成本降低，促使國人出國旅遊的意願增加，因此，兩國貨幣之交換率 (匯率)，為影響觀光旅遊之重要影響變數。除匯率外，觀光旅遊之影響因素，尚可能包括台灣的貨幣供給額及利率等其他因素，然貨幣供給額與物價呈現正向關係，物價的膨脹，來自超額的貨幣追逐過少的商品，因此，物價的變化將可能影響觀光旅遊行為與模式。此外，當貨幣供給多過需求時，利率會降低，而利率的高低又將會左右投資及消費，進而刺激經濟的成長及增加國內生產毛額 (國民所得)，因此推論國民所得亦能反映旅遊業之興衰。綜合上述，總體環境中，匯率、物價指數、及所得三項總體因素，對出國旅客人數較可能產生明顯之影響。

近年來有關探討旅遊與總體經濟變數互動之文獻，以匯率與旅遊關係之互動研究為主的，包括有：Lorde (1995) 針對加勒比海地區的旅遊進行需求預測時發現，平均加權匯率指數是影響國外旅客至該地區從事觀光活動的主要因素；Kanta (1998) 以加拿大地區為研究對象，檢視加幣與美元、英鎊及日圓三個雙邊之間的匯率波動對觀光產業的影響，其研究發現：英鎊及日圓的影響較大，而美元部分則影響不顯著；另外，Shachmurove (1999) 分析黑市與官方匯率對旅遊業的不同影響層面；Matteo (1999) 探討加拿大汽車旅客旅遊美國受實質匯率變化的影響；Coshall (2000) 則以時間序列方法探討英鎊兌美元及法郎匯率之變化，所可能造成旅客遊英國消費支出的影響。有關消費物價與旅遊互動關係之研究，可發現於 Martin 與 Cooper (1999) 分析紐西蘭機票價格對航空業的衝擊，Lindberg 與 Aylward (1999) 研究哥斯達尼加三大國家公園旅客參觀數的物價彈性，物價與旅遊之探討，另可發現於 (Papatheodorou, 1999; Kashyap & Bojanic 2000; Goodrich, 2001)。另以所得為主進行與旅遊影響關係之研究，包括 (Agarwal & Yochum 1999; Crompton; Lee & Shuster 2001) 以美國旅遊景點與 Baaijens 與 Nijkamp (2000) 針對希臘小島之區域性觀點出發者 (註[1])。而以國度進行所得與旅遊影響關係之探討，有 Victurine (2000) 針對烏干達 (Uganda)，Goldstein (2001) 以非洲沙哈拉 (Saharan)、Strizzi 與 Meis (2001)以拉丁美洲國家及加勒比海 (Latin American & Caribbean; LAC) 為主要研究對象。另外，結合各總體經濟變數對觀光旅遊業之影響進行分析者，可發現於：Quayson 與 Var (1985) 利用觀光需求模式估計紐約市的觀光需求時提到，紐約市當地旅客對於所得彈性較與敏感性，而加拿大地區的

1 Agarwal 與 Yochum (1999) 以美國維吉尼亞海灘 (Virginia Beach)、Crompton, Lee & Shuster (2001) 以美國馬里蘭州的海洋城市 (Ocean City) 為主要旅遊景點研究對象；Baaijens & Nijkamp (2000) 則研究以希臘小島-雷詩沃斯 (Lesvos)為主。

臺灣大學學術期刊資料庫

遊客，則對於美加匯率之間的極小變動深具敏感性；結合兩總體經濟變數者，另有 Toh、Khan 與 Koh (2001) 結合所得與物價及 Webber (2001) 以物價及匯率波動。而更進一步綜合所得、物價、以及匯率三大總體經濟變數進行影響旅遊觀光之研究探討者，Qiu 與 Zhang (1995) 以時間序列方法，探討 1975-1990 年間，影響遊客前往加拿大消費的決定因素。發現所得、匯率、旅遊物價指數皆顯著影響旅客前往加拿大從事觀光之消費。Lee (1995) 針對八個國家觀光客前往南韓消費的研究指出 (註[2])，除匯率變數之對於英國方面不顯著外，所得、物價及匯率三個變數對於外國人前往韓國從事觀光消費皆具有顯著之影響效果；Kointarangkul (1990) 另探討影響英國、美國、西德及日本四個國家的觀光客前往泰國觀光的經濟因素，研究發現四個不同國家間的觀光客對於有關旅遊服務成本 (物價)、匯率以及可支配所得的知覺，具有顯著的差異性；Lim 與 McAleer (2001) 則綜合所得、物價、以及匯率波動等三大總體經濟變數，以共整合 (cointegration) 方法探討其與旅遊澳洲的香港與新加坡旅客間之長期互動關係。(註[3])

針對總體變數影響旅遊觀光之研究探討者，國內文獻則少有所著墨，茲以近十年來所有相關研究發現討論如下：甘承洲 (1991) 利用 TRAM (Travel Analysis Model) 模型，發現經濟因素確實足以解釋國民之國際旅遊行為，其中包括：目的地國家的物價指數對旅遊成本的增加會有直接影響；國內生產毛額反映出目的地國家的財富及經濟狀況，而此因素會影響國外人士來台意願；而匯率變動會影響旅遊成本，也會對國內的物價變動造成影響，對美元貶值的地區將刺激美國人旅遊，相反的，對美元升值的地區將大大降低美國人的旅遊意願。江麗文 (1995) 則認為所得、價格及匯率會影響來台旅客需求，因為隨著經濟發展及所得之增加，人們對觀光需求有增加的現象，一般以國民生產毛額、平均每人國民所得來衡量；價格方面，若台灣的物價水準過高，自然會降低他國來台觀光的意願，觀光客轉而會選擇其他物價較低又相類似的地區觀光；而在匯率的解釋上，當出國旅客增加且平均消費都增加時，可以說是受到匯率影響所致，因匯率的變動較通貨膨脹指數來得快，觀光客更能在短期上獲得匯率差額之利益。陳美秀 (1988) 利用投入產出分析法來探討觀光部門與其他產業及整體經濟關聯性，以深入了解觀光部門之經濟特性及經濟地位，證明了投入產出分析對觀光事業與整體各經濟體系間的各種複雜問題，有極佳解釋能力。錢思敏與李元和 (1998) 發現開放大陸探親 (1989) 前，出國人次對國內生產毛額及匯率的衝擊反應較大，股價指數及貨幣供給額對出國人次的衝擊呈現較大的正負向衝擊；而開放大陸探親後，出國人次對消費者物價指數的衝擊反應較為明顯。另外，由於事業經營之獲利能力會影響公司

2 八個國家包括：日本、美國、台灣、香港、英國、德國、菲律賓、及加拿大。

3 對於更早期有關國際旅遊業與總體經濟變數間關係之研究文獻，可參見 Lim (1999) 的文獻整理。

臺灣大學學術期刊資料庫

股票之價格，且公司盈餘之多寡與經濟景氣密切相關，因此，劉雪華 (1998) 以台灣觀光旅館股價報酬率作為代理變數 (proxy)，探討經濟變數對觀光旅遊業的影響程度，發現利率之高低會影響觀光旅館業之高額投資成本，國民所得則會影響消費能力，進而影響旅遊人數。

上述國內之相關研究，都運用傳統共整法，其中包括 Engle 與 Granger (1987) 及 Johansen (1988) 進行各項時間序列之長期均衡關係之探討與測試，而本研究與上述國內相關之研究的最大不同之處，在於本研究突破了傳統時間序列的研究方法，而採用了 ARDL 方法，傳統時間序列法有許多的限制，例如針對各變數穩定性需要先作單根檢定測試，再之各項單根測試發現各變數之整合齊次如不盡相同，也無法採用。而採用 ARDL 方法可以突破了上述的限制，並且能克服變數之整合齊次不相同的結果，亦即變數間不存有長期共移的結果，因此研究發現也較具說服力及可靠性。

本研究以台灣出國旅遊為主要研究對象，突破單一變數的影響，探討歷年台灣的國民所得、消費者物價指數、以及匯率等三大總體經濟因素對歷年出國觀光人數之影響模式，所得結果，俾作觀光旅遊業及觀光決策單位的參考指標。為探討各變數間的長、短期互動行為，本研究完整結合新近發展的多項時間序列方法，有別於一般傳統共整法，本文應用最近發展出之 ARDL 模型 (Autoregressive Distributed Lag model) 區間測試法，檢測國民所得、消費者物價指數、以及匯率對出國觀光人數所造成之長、短期影響；另外，本文將以克服事先排序問題的「一般化衝擊反應函數」(Impulse Response Function) 評估四變數間的跨期動態效果。結合各項時序研究方法，目的乃為深入探究各變數間的長、短期互動行為，進行有關變數間短期因果、長期均衡、以及衝擊發生時之互動研究。

貳、資料來源

本文針對台灣出國旅遊為研究對象，以出國旅遊人數作為出國旅遊業興盛之指標，樣本選取以最可能影響出國旅遊業榮枯之工業生產指數 (國內生產毛額之月資料代理變數)、物價 (取以消費者物價) 及匯率等三個總體經濟變數為主，實證探討其與歷年出國觀光人數之互動影響。樣本選取期間自 1980 年 1 月至 2002 年 12 月，四項變數各包含 276 筆月資料。台灣總體經濟變數資料的工業生產指數，來自於「台灣經濟新報資料庫」之 IPI，消費者物價及匯率資料則取自於「教育部學術網路 (AREMOS) 系統」。而歷年出國觀光人數，則取自於交通部觀光局歷年觀光年報。為瞭解各變數之變動特性，茲繪製各變數於資料選取期間之走勢圖，以利捕捉各變數於資料選取期間之走勢行為 (參見圖 1)。

臺灣大學學術期刊資料庫

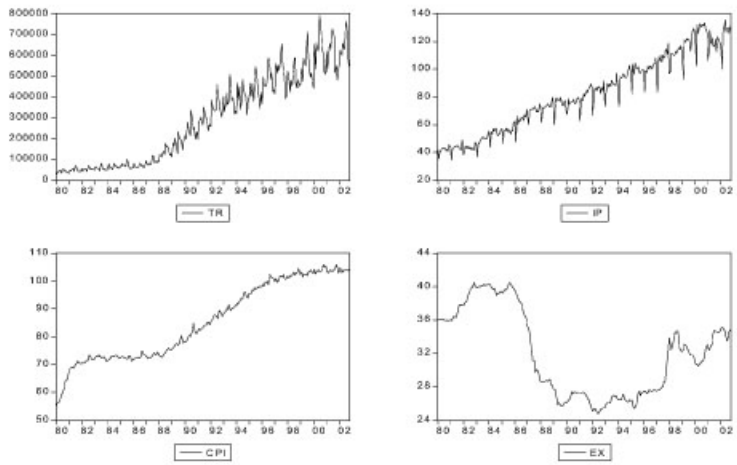


圖1 出國旅遊人次、工業生產指數、物價指數、及匯率四變數之走勢圖 (1980. 01~2002.12)

參、研究方法與實證結果

本文首先運用近年來多項突破的單根檢定法，對各變數作穩定性 (stationarity) 測試，進而進行變數間之長期均衡共整測試。共整測試法，則分別以 Johansen (1988, 1990, & 1994) 最大概似估計法 (Maximum Likelihood Estimation) 與 Pesaran, Shin 與 Smith (2001) 自我迴歸遞延落差 (AutoRegressive Distributed Lag; ARDL) 模型之區間測試 (Bound Test) 法，檢測總體經濟與出國旅遊之長期均衡關係，並進一步檢測分析，於短期間，各總體經濟對出國旅遊之影響效果。

一、 單根檢定 (Unit-root test)

由於在過去對變數進行穩定性測試中，多可能於方法運用之不周全而產生結果之偏誤，(例如：較早發展的 ADF 法，極易得到水準項無法拒絕單根之 I (1) 序列結果) (註[4])，於是在檢定所有序列是否為共整之前，本研究同時以六種單根測試方法來檢定各變數序列之整合級次 (order of integration)，其分別為 Dickey 與 Fuller (1981, ADF), Phillips 與 Perron (1988, PP), Elliott, Rothenberg 與 Stock (1996, DFGLS), Elliott, Rothenberg 與 Stock (1996, ERS), Ng 與 Perron (2001, NP) 和 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt 與 Shin (1992, KPSS) 等六種單根測試法。按虛無假設的不同，進而將單根檢

4 Dickey 與 Fuller (1981)的 ADF 單根測試法，有學者戲稱其為 "yes man" (即水準項不易拒絕單根)。

臺灣大學學術期刊資料庫

定分成「序列有單根」和「序列沒有單根」兩類 (註[5])，來判定各變數序列是否具有穩定性，如此可以避免過去文獻單純只檢定虛無假設為序列具有單根，而產生過度差分的缺點。

於各項單根檢定法中，選擇最適落後期數 (lag length) 與最適帶寬長度 (bandwidth) 為影響結果之重要步驟。本文於 ADF、DF-GLS、ERS 與 NP 之單根檢定，採 Ng 與 Perron (2001) 修正的 (Modified Akaike information criterion, Modified AIC 或 MAIC) 準則，選取最適落後期數；而 PP 與 KPSS 單根檢定帶寬長度的選取，則依 Newey 與 West (1994) 的科諾基礎 (kernel based) 進行研究估計。

六種單根檢定的結果？整於 (表 1)。由表中所觀察之測試結果發現，各變數運用不同之單根測試，除了ADF 法所得結果為各變數皆呈現為 I (1) 序列外，其餘五種單根測試產生顯著不一致之現象。這其中，新台幣兌美元之名目即期匯率 (EX) 及物價指數 (CPI) 較傾向於 I (1) 序列之發現，其餘兩變數 (工業生產指數 IP 及出國旅遊人次 TR) 則呈現序列型態無法確立之結果。由此，本文判定各變數於各項測試所得結果為明顯 I (1) 及 I (0) 不一致之現象。

二、 Johansen共整合檢定 (Cointegration test)

雖得到各變數於各項測試結果為明顯 I (1) 及 I (0) 不一致之現象，本文為比較傳統與創新共整測試法所得結果之異同，仍先以 Johansen (1988, 1990 & 1994) 最大概似估計法檢定變數間之共整合關係。

Johansen 誤差修正之多變量 Gaussian 向量自我迴歸模型 (Vector AutoRegressive; VAR) 與假設檢定，依 VAR 與共整合方程式 (Cointegration Equation; CE) 中截距項與時間趨勢項之存在與否，共分為以下五個：

(模型1) VAR 與 CE 中皆無截距項與時間趨勢項，表示變數共整關係無趨勢共移：

$$H_0 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

(模型2) VAR 中無截距項，CE 中有截距項，表示變數共整關係無趨勢共移：

$$H_1^* : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\left(\beta', \beta_0\right)\left(Y_{t-1}', 1\right)' + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

(模型3) VAR 與 CE 中有截距項，表示變數共整關係為線性趨勢共移：

$$H_1 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (3)$$

5 虛無假設為「序列沒有單根」之單根測試法為 KPSS 單根檢定；其餘五種單根檢定皆為「序列有單根」之虛無假設。

臺灣大學學術期刊資料庫

表1 各種單根檢定 Based on MAIC (NP, 2001)

		TR		IP		EX		CPI	
ADF	Level	-2.4727	(14)	-2.2952	(11)	-1.2954	(7)	-1.9645	(3)
	Difference	-22.0430***	(0)	-26.9032***	(0)	-3.5318**	(7)	-18.3420***	(0)
DF-GLS	Level	-1.9446	(2)	-2.6382*	(13)	-1.4709	(7)	-0.7593	(3)
	Difference	-1.1833	(13)	-1.6370	(13)	-3.4588**	(7)	-1.1296	(14)
ERS	Level	1.6633***	(0)	37.6965	(11)	37.2039	(9)	29.3299	(6)
	Difference	6.7499*	(52)	1.0073***	(0)	0.8345***	(1)	0.9577***	(2)
PP	Level	-7.6469***	(0)	-14.3386	(11)	-0.6322	(9)	2.4028	(6)
	Difference	-44.5589***	(52)	-123.5264***	(91)	-11.0336**	(1)	-18.5991***	(2)
NP	Level	-5.3715***	(2)	-9.5702***	(11)	-0.8275	(9)	-1.0565	(6)
	Difference	-2.5932	(0)	-1.0607	(91)	-7.4645***	(1)	-7.1057***	(2)
KPSS	Level	0.3173	(11)	0.0901	(11)	0.3748***	(14)	0.1912**	(14)
	Difference	0.1599**	(82)	0.0130	(4)	0.1516**	(9)	0.1306*	(2)

【說明】

1. 表中符號： IP 為工業生產指數 (Industrial Production Index)、CP 為物價指數 (Consumer Price Index)、EX為名目即期匯率 (Exchange Rate)、TR為出國旅遊人次 (Outbound Tourist)。
2. 各測試法的 1%, 5% 和 10% 之臨界值分別為：Augmented Dickey-Fuller Test (1981, ADF) (-3.9935; -3.4271; -3.1368); Dickey-Fuller Test with GLS detrending (1996, DF-GLS) (-3.4660; -2.9180; -2.6190); Elliot、Rothenberg 與 Stock Point Optimal Test (1996, ERS) (4.0172; 5.6454; 6.8710); Philips 與 Perron Test (1988, PP) (-3.9920; -3.4264; -3.1364); Ng 與 Perron Test (2001, NP) (MZt：-3.42; -2.91; -2.62); Kwiatkowski、Philips、Schmidt 與 Shin Test (1992, KPSS) (0.216; 0.146; 0.119。其中， ADF、DF-GLS 及 PP 之臨界值取自 MacKinnon (1996)。
3. ADF、ADF-GLS、ERS 與 NP 之括號中的數字為落階期數 (lag)，係採 Ng 與 Perron (2001) 修正的 MAIC (Modified Akaike information criterion) 準則選取；PP 與 KPSS 之括號中的數字表 bandwidth，採 Newey 與 West (1994) 的 Bartlett kernel 準則選取。
4 *,**,*** 分別表示 t 值在 10%, 5% 和1% 下的顯著水準下顯著。
5. 僅有 KPSS 的虛無假設為穩定；其餘五種測試法的虛無假設均為存在單根之不穩定序列。
6. 本文採用兼具常數項及趨勢項的模型。

(模型4) VAR 中有截距項，CE 中有截距項與時間趨勢項，表示變數共整關係為線性趨勢共移：

$$H_2^*: \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\left(\beta', \beta_1\right)\left(Y_{t-1}', t\right)' + \mu_0 + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (4)$$

臺灣大學學術期刊資料庫

(模型5) VAR 與 CE 中有截距項與時間趨勢項，表示變數共整關係為二次趨勢共移：

$$H_2 : \Delta Y_t = \Gamma_1 \Delta Y_{t-1} + \cdots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k+1} + \alpha\beta' Y_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \Phi D_t + \varepsilon_t \quad (5)$$

最適模型依 Nieh & Lee (2001) 之決定法則 (註 6)，由第一至第五模型，再由低矩至高矩，順序檢測，直到找到不拒絕虛無假設之模型設定為止。

Johansen 共整測試所得結果由 (表 2) 觀察得知，運用傳統共整法進行總體經濟變數與出國旅遊人次間之長期均衡關係測試時，發現代表總體經濟之工業生產指數、物價指數、及匯率、與出國旅遊人次等四變數間存在著長期均衡之共整關係。由 (表 3) 可得，五變數共整互動所得結果為一不含常數項及時間趨勢項之 Johansen 第一共整模型，而其共整向量共有兩個。

表2 變數的 Johansen 共整合檢定結果表

模型假設 / 虛無假設	Model 1 H_0 (R) (1)		Model 2 H_1^* (R) (1)		Model 3 H_1 (R) (17)		Model 4 H_2^* (R) (17)		Model 5 H_2 (R) (17)	
Rank	檢定統計量	臨界值(5%)	檢定統計量	臨界值(5%)	檢定統計量	臨界值(5%)	檢定統計量	臨界值(5%)	檢定統計量	臨界值(5%)
R≦0	100.19	39.9	156.27	53.1	138.18	47.2	186.37	63.0	182.81	54.6
R≦1	27.28	24.3	53.28	34.9	40.35	29.7	81.99	42.4	78.53	34.6
R≦2	9.48	12.5	19.54	20.0	8.44	15.4	21.58	25.3	18.34	18.2
R≦3	2.28	3.8	2.33	9.2	2.12	3.8	3.81	12.3	3.81	3.7

【說明】

1. 粗體字，表示依 Nieh & Lee (2001) 之模型擇取法則，選取在 5% 顯著水準下，從第一模型至第五模型，再由低矩而高矩，所選出之最佳能詮釋長期趨勢的 Johansen共整合模型。
2. 臨界值資料，取自 Osterwald-Lenum (1992)。
3. 各模型旁之括號內之數字為 SBC 最適落後期數，(本研究實證所得皆為1)。

三、 區間測試法（Bound test）

由 Pesaran 與 Shin (1995a、1995b) 及 Pesaran (Pesaran et al., 1996、2001) 的一系

6 Nieh 與 Lee (2001) 其模型決定之順序為：$H_0(0) \rightarrow H_1^*(0) \rightarrow H_1(0) \rightarrow H_2^*(0) \rightarrow H_2(0) \rightarrow H_0(1) \rightarrow H_1^*(1) \rightarrow H_1(1) \rightarrow H_2^*(1) \rightarrow H_2(1) \rightarrow \cdots \rightarrow \cdots \rightarrow H_0(p-1) \rightarrow H_1^*(p-1) \rightarrow H_1(p-1) \rightarrow H_2^*(p-1) \rightarrow H_2(p-1)$。

臺灣大學學術期刊資料庫

列研究發展，得知當模型中同時存在 I (1) 與 I (0) 序列時，進行長期均衡關係之共整測試，依傳統共整法之推論 (註[7])，將使變數間長期互動結果產生偏誤。為解決模型中同時出現 I (1) 與 I (0) 序列變數所導致之不實結果，Pesaran (Pesaran et al., 2001) 推導出 ARDL 的完整模型，以區間測試法，採用臨界區間來檢測是否存在長期均衡關係，不僅可解決序列不齊次問題，亦可處理小樣本資料。且由於在共整合檢定前不需預做單根的前置測試，避免當各變數序列整合級次不同所產生之共整偏誤結果 (註[8])，近兩年來，此方法已被廣泛應用於不同的研究議題上 (註[9])。

另外，ARDL 更在模型中考量了前期誤差修正因子，由誤差修正項及自我落階項進行分析，兼顧測試變數間之長短期關係。由於 ARDL 中之前期誤差修正因子為不存在限制式之誤差修正項，故 ARDL 模型為一非限制誤差修正模型 (Unrestricted Error Correction Model; UECM)。

Pesaran (Pesaran et al., 2001) 的區間測試模型，依 Johansen 五個誤差修正多變量 Gaussian VAR 模型之基本精髓，按常數項與時間趨勢項之有無及限制條件之存在與否，亦有五個模型：

(模型1) 無常數項，亦無趨勢項：

$$\Delta y_t = \alpha' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j' \Delta Z_{t-j} + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yX.X} X_{t-1} + e_t \tag{6}$$

(模型2) 常數項受限制，無趨勢項：

$$\Delta y_t = \alpha' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j' \Delta Z_{t-j} + \pi_{yy} (y_{t-1} - \mu_y) + \pi_{yX.X} (X_{t-1} - \mu_X) + e_t \tag{7}$$

(模型3) 常數項無受限制，無趨勢項：

$$\Delta y_t = c_0 + \alpha' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j' \Delta Z_{t-j} + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yX.X} X_{t-1} + e_t \tag{8}$$

(模型4) 常數項無受限制，趨勢項受限制：

$$\Delta y_t = c_0 + \alpha' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j' \Delta Z_{t-j} + \pi_{yy} (y_{t-1} - \gamma_y t) + \pi_{yX.X} (X_{t-1} - \gamma_X t) + e_t \tag{9}$$

---

7 主要為 Engle 與 Granger (1987) 兩階段及 Johansen (1988, 1990 &1994) 最大概似共整法。

8 Abbott、Darnell 與 Evans (2001) 提出所有變數的整合級次需避免高於一，亦即 ARDL 模型較適用於 I (0) 及 I (1) 序列。

9 ARDL 已被廣泛應用，請參酌： Abbott、 Darnell 與 Evans (2001，英國，匯率)、Bentzen 與 Engsted (2001，丹麥，能源需求)、Ghatak 與 Siddiki (2001，印度，匯率)、Atkins 與 Coe (2002，美國和加拿大，費雪效果 (Fisher effect))、Bahmani-Oskooee 與 Ng (2002，HK，貨幣需求)、Fedderke 與 Liu (2002，南非，資本流出與資本逃避)、Tang 與 Nair (2002，馬來西亞，進口需求)、Vita 與 Abbott (2002，美國，儲蓄與投資)、Bahmani-Oskooee 與 Goswami (2003，台灣，J 曲線)。

臺灣大學學術期刊資料庫

(模型 5) 常數項無受限制，趨勢項亦無受限制：

$$\Delta y_t = c_0 + c_1 t + \alpha' \Delta X_t + \sum_{j=1}^{p-1} \beta_j' \Delta Z_{t-j} + \pi_{yy} y_{t-1} + \pi_{yX.X} X_{t-1} + e_t \quad (10)$$

本文旨在檢測總體經濟與出國旅遊人次之長期均衡關係，並進一步測試短期間，各總體經濟對出國旅遊之影響效果。依公式 (1) 之旅遊模型，模型可改寫成為式 (12)：

$$TR_t = \beta_0 + \beta_1 IP_t + \beta_2 CPI_t + \beta_3 EX_t + \mu_t \quad (11)$$

其中，TR 表示出國旅遊人次，而 IP、CPI、及 EX 則分別代表工業生產指數、物價指數、及匯率等總體經濟變數，β_0 為漂浮項，μ_t 則為隨機干擾項。

由 Johansen 共整測試所得之五變數共整互動為一不含常數項及時間趨勢項之 Johansen 第一共整模型結果，本文相對採用 Pesaran (Pesaran et al., 2001) 之第一模型，將公式 (12) 改寫為一般化的 ARDL 模式，其中，除了於自我落階項中檢測匯率貶值的短期現象與過度反應外，並納入前期誤差修正項於式中，藉以描述出出國旅遊人次與總體經濟各變數間的長期均衡關係，此單一方程式之 ARDL-UECM 模型，如公式 (12) 所示：

$$\Delta TR_t = \sum_{j=1}^{n_1} b_j \Delta TR_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_2} c_j \Delta IP_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_3} d_j \Delta CPI_{t-j} + \sum_{j=0}^{n_4} f_j \Delta EX_{t-j} + \phi_1 TR_{t-1} + \phi_2 IP_{t-1} + \phi_3 CPI_{t-1} + \phi_4 EX_{t-1} + \varepsilon_t \quad (12)$$

其中，ε_t 為白噪音，呈常態且獨立的分配 (normally and identically distributed)

ARDL 模型檢定測試中，其檢定之虛無假設為：

H_0：$\varphi_i = 0$, for all i (i=1,2⋯5)

H_1：至少有一等號不成立

假如 F 統計量高於上界值，則拒絕 H_0 之序列間不存在共整合之虛無假設，表示變數間存在長期均衡關係的結論；反之，若 F 統計量低於下界值，則無法拒絕虛無假設，即變數間不存在長期均衡關係；然而，若 F 統計量落於此上、下界區間內，則無法得到一致性的結論。(註[10])

由於選用不同的單根檢定，會得到不同的落後期數，而落後期數之選定對實證結果可信度有其重要性。本文區間測試法中的落後期數，依據 Dickey 與 Fuller (1981)

10 ARDL 區間測試之 F 統計量，其上、下界臨界值表，請參閱 Pesaran (Pesaran et al., 2001) 之 300 至 301 頁之模擬所得。

臺灣大學學術期刊資料庫

之 ADF 單根檢定結果來配適模型 (註[11])，並以 Hannan 與 Quinn's (1979) 之 HQC 準則來選取最適落後期數。(註[12]) ADF 模型有三：

(模型1) 含常數項，以及趨勢項：
$$\Delta y_t = \alpha + \gamma t + \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{13}$$

(模型2) 含常數項，但無趨勢項：
$$\Delta y_t = \alpha + \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{14}$$

(模型3) 無常數項，且無趨勢項：
$$\Delta y_t = \delta y_{t-1} + \sum_{t=1}^{p} \alpha_t \Delta y_{t-1} + \varepsilon_t \tag{15}$$

檢定變數間是否具有共整合，即是驗證變數間是否存在長期穩定的均衡關係。因為單根檢定發現所測試之五變數，同時存在 I (1) 和 I (0) 的序列，如採用 Johansen 的共整合檢定結果會產生偏誤。由於 Pesaran (Pesaran et al., 2001) 之 ARDL 模型正可解決同時存在 I (1) 和 I (0) 序列之整合級次不一致現象的問題，本文遂進而以 ARDL 之區間測試進行出國旅遊人次與總體經濟相關變數間之長期均衡關係測試。落後期數之選取，依 Ng 與 Perron (2001) 所提的 MAIC 準則來選取式 (12) 中 n_1 到 n_4 的落後期數。測試結果，先由 ADF 單根檢定，得到出國旅遊人次及工業生產指數之 ADF 配適模型為第三模型，其餘兩變數(物價指數及匯率)則為第一配適模型；而分別於各配適模型下落後期數之選取，則分別得到落階期數為 14, 11, 14, 及 7 之結果。由此結果，本文進而以 ARDL-UECM-HQC (14, 11, 14, 7) 模型進行式 (12) 之估計，並進而分析模型中的長短期係數關係。

本文 ARDL-UECM-HQC 模型的長期與短期估計結果，分別列表於 (表 3) 及 (表 4)。(註[13]) 先由 (表 3) 發現，應用 Pesaran (Pesaran et al., 2001) 區間測試法所得結果，F

表3　ARDL 區間測試的共整合分析

F統計量為1.6870（落差結構 k=14,11,14,7）
在5%顯著水準下，區間測試值為（下界：2.26；上界：3.48）

【說明】 區間上、下界臨界值，係依據 Pesaran (Pesaran et al., 2001)頁 300 之第一模型表取得，亦即模型中無常數項與趨勢項（no intercept and no trend）。

11　以 ADF 進行單根檢定的檢測順序，本文依據 Dolado、Jenkinson 與 Sosvilla- Rivero (1990) 的建議來決定最適的單根檢定估計模型：模型 (1)→模型 (2)→模型 (3)，即先對同時包含時間趨勢項與常數項 (截距項) 的模型 (1) 做檢定，若時間趨勢項 (t) 或常數項 (α) 係數不顯著時，則依序繼續估計僅含常數項的模型 (2)，如仍不顯著，表示模型 (3) 的純粹隨機漫步模型方為最適模型。

12　$HQC(p) = N * \log\hat{\sigma}^2 + p * \log(\log(N))$，其中 N 為觀察樣本數，p 為所欲選取之落階期數。

13　雖由HQC準則得到出國旅遊人次、工業生產指數、物價指數及匯率落階期數分別為 14, 11, 14, 及 7 之結果，但為顧及篇幅，落期之短期影響係數僅至多表列出十期進行短期效果分析。

臺灣大學學術典藏資料庫

值為 1.680，其即使在 10% 之顯著水準下，皆無法超過下界的 I (0) 門檻值 2.26，(註[14]) 表示出國旅遊人次與總體經濟變數間並沒有長期共整合均衡關係之存在，亦即於長期間並無法由總體經濟相關變數來判定出國旅遊人次之增減。

雖然於傳統 Johansen 最大概似共整法得到工業生產指數、物價指數、及匯率、與出國旅遊人次等四變數間存在著長期均衡之共整關係；但由 ARDL 區間測試法，本研究卻得到旅遊模型中之出國旅遊人次與工業生產指數、物價指數及匯率間不存有長期共移 (co-moving) 之相反發現。由於在先前測試之各項單根測試中，發現各變數之整合齊次不盡相同，於是吾人採取克服變數之整合齊次不相同之 ARDL 法所得結果。本研究 ARDL 區間測試所得變數間不存有長期共移的結果，說明了出國旅遊人次之增減並無法由總體經濟相關變數來判定，其隱含著出國旅遊意願的波動，並非完

表 4 ARDL (10,10,10,7) 模型估計結果 (樣本期間為：1980.1~2002.10)

變數	落階期數 (lag order)										
	0	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10
ΔTR		-0.53 (-4.42)***	-0.27 (-2.16)**	-0.10 (-0.78)	-0.10 (-0.76)	-0.33 (-2.59)***	-0.45 (-3.82)***	-0.18 (-1.56)	-0.24 (-2.10)**	-0.27 (-2.44)**	-0.12 (-1.12)
ΔIP	-1791.5 (-3.39)***	67.619 (0.08)	116.243 (0.14)	1186.6 (1.44)	2722.8 (3.24)***	-409.289 (-0.48)	-2292.6 (-2.68)***	-1025.0 (-1.19)	-1201.2 (-1.34)	-49.089 (-0.06)	-100.839 (-0.13)
ΔCPI	4693.6 (1.65)*	-5073.7 (-1.65)	-1188.9 (-0.39)	-2165.7 (-0.74)	1251.4 (0.43)	-3721.0 (-1.30)	1016.5 (0.36)	2569.9 (0.95)	853.077 (0.31)	1809.3 (0.66)	2414.1 (0.89)
ΔEX	4190.4 (0.76)	-395.078 (-0.07)	-2529.9 (-0.45)	-3957.9 (-0.70)	-6519.8 (-1.16)	-4179.2 (-0.74)	-8183.9 (-1.45)	1701.1 (0.30)			
TR_{t-1}		-0.20 (-1.88)*									
IP_{t-1}		-99.97 (-0.13)									
EX_{t-1}		-684.25 (-0.99)									
CIP_{t-1}		1934.40 (1.74)*									

【說明】

括號內的數字為 t 值，而 *,**,及*** 分別表示 t 值在 10%, 5% 和 1% 下的顯著水準下顯著。

最適落後期數，以 ADF 單根法，採 Ng 與 Perron (2001)修正的 MAIC (Modified Akaike information criterion) 準則選取。

本表各變數之落階期，最多以十期表列呈現。

14 於自變數 k 為 4 時，Pesaran (Pesaran et al., 2001) 區間測試之第一模型中，其 I (1) 及 I (0)之上、下界值分別為 3.48 及 2.26。

臺灣大學學術期刊資料庫

全受總體經濟變數之影響，亦可能由個人財富及旅遊偏好等其他因素所左右。

本研究進一步嘗試運用 ARDL 法之落階期影響係數，判別代表總體經濟之工業生產指數、物價指數、及匯率，其分別對出國旅遊人次所可能產生之短期衝擊。由式 (12) 之 ARDL 模型所得 ARDL-UECM-HQC (14, 11, 14, 7) 設定估計結果，可由 (表 4) 進行分析。

各變數對出國旅遊人次之短期影響，由 (表 4) 所列結果不難發現，一段時期之短期間內，出國旅遊人次對自身之短期影響皆為負向，其中分別於落後一、二、五、六、八、及九期 (月) 最為顯著，其對當期之出國旅遊人次會產生 5% 顯著水準下之顯著影響。吾人推論，於此些落階期之影響，皆呈現負向影響之關係，說明著於一段固定期間內 (約為一年) 之出國旅遊總人次應是某個固定數值，若於前些月份之出國旅遊人次過高，則會衝擊當月之出國旅遊意願，使出國旅遊人次降低。而此降低現象於未滿一季之時期內，將會顯的更為明顯。其通常於延遲一季左右，出國旅遊人次之負向影響才會顯得較微弱，但皆仍為負向影響。另外，在分析總體變數對出國旅遊人次之影響上，當月及半年前之工業生產值對出國旅遊人次呈負向影響，而四個月份前之工業生產值則對出國旅遊人次之影響為正向。相反的，物價指數及匯率則於 5% 顯著水準下，對出國旅遊人次之變化，皆不產生任何影響。

四、 一般化衝擊反應函數 (Generalized-Impulse Response Function)

為深入探討工業生產指數、物價指數、匯率，及出國旅遊人次於短期間之互動影響，本研究另運用衝擊反應函數，分析變數間之動態跨期衝擊影響。然而於傳統經由 Cholesky 分解 (Cholesky decomposition) 後之正交衝擊反應函數 (orthogonalized IRF)，需要事先排定各變數之先後排序，King、Plosser、Stock 與 Watson (1991) 及 Zhou (1996) 即提出，正交衝擊反應函數若不將變數群進行妥善之排序，將會有嚴重偏誤結果產生。Cooley 與 LeRoy (1985) 則更認為使用正交衝擊反應函數來判定變數間之動態跨期衝擊影響較無意義。本研究於是採用 Pesaran 與 Shin (1998) 較新發展之一般化衝擊反應函數 (Generalized-Impulse Response Function) 來進行變數間之動態跨期衝擊影響之分析。

由 (圖 2) 之一般化衝擊反應圖，吾人可看出，對出國旅遊人次之影響，除了出國旅遊人次之自身短期顯著影響之短暫性 (transitory) 衝擊外，工業生產指數於短期間對出國旅遊人次亦有負向之短暫性衝擊；長期間，各變數對出國旅遊人次之恆久性 (permanent) 衝擊影響皆顯微弱。(註[15]) 其餘變數間之互動，由 (圖 2) 一般化衝擊反應圖另可發現，物價指數深受著物價指數自身及出國旅遊人次之正向恆久性衝擊影響；

15 Lutkepohl 與 Reimers (1992) 將衝擊反應函數分析所得之變數間關係影響，分為短暫性 (transitory) 及恆久性 (permanent) 衝擊兩種影響效果。

臺灣大學學術期刊資料庫

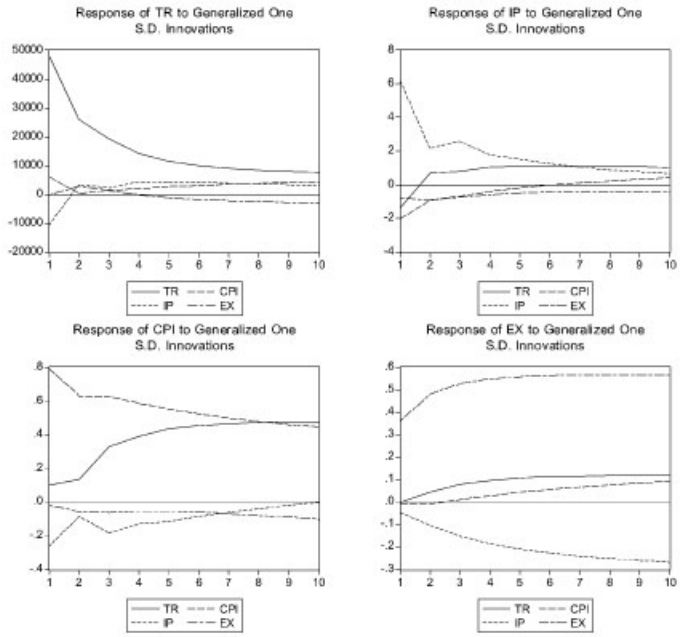


圖2 變數間之一般化衝擊反應函數圖

另一明顯衝擊效果，可發現於匯率方面，除匯率自身之正向恆久性衝擊影響外，工業生產指數對於匯率亦有明顯之恆久性衝擊影響，惟其影響為負向衝擊。

肆、 結語

本文旨在進行旅遊模型中，總體經濟之工業生產指數、物價指數、及匯率對於出國旅遊人次之長、短期影響探討。於變數間之長期共移現象，先採 Johansen 最大概似共整法，再以 Pesaran (Pesaran et al., 2001) 的區間測試法，探究四變數間之長期均衡關係。然而，本研究實證所得結果，發現此兩方法結果不同。雖然於 Johansen 共整法得到四變數間存在著長期均衡之共整關係；但由 ARDL 區間測試法，本研究卻得到旅遊模型中之各變數間並不存有長期共移 (co-moving) 之現象。由於在先前測試之各項單根測試中，發現各變數之整合齊次不盡相同，於是吾人採取克服變數之整合齊次不相同之 ARDL 法所得結果，亦即變數間不存有長期共移的結果，此說明了出國旅遊人次之增減並無法由總體經濟相關變數來判定，其隱含著出國旅遊意願的波動，可能由個人需求及旅遊偏好等許多因素所左右。

本研究進一步運用 ARDL-UECM-HQC (14, 11, 14, 7) 之模型設定，以 ARDL 法之落階期影響係數來判別各總體經濟變數分別對出國旅遊人次所產生之短期影響。估計結果之發現，包括：一段時期之短期間內，出國旅遊人次對自身之短期影響皆為負

臺灣大學學術期刊資料庫

向，其中分別於落後一、二、五、六、八、及九期 (月) 最為顯著，說明著於一段固定期間內 (約為一年) 之出國旅遊總人次應是某個固定數值，若於前些月份之出國旅遊人次過高，則會衝擊當月之出國旅遊意願，使出國旅遊人次降低。而此降低現象於未滿一季之時期內，會顯得更為明顯，其通常於延遲一季左右，出國旅遊人次之負向影響才會顯得較微弱。另外，在分析總體變數對出國旅遊人次之影響上，當月及半年前之工業生產值對出國旅遊人次呈負向影響，而四個月份前之工業生產值則對出國旅遊人次之影響為正向。相反的，物價指數及匯率則對出國旅遊人次之變化，不產生任何影響。本研究另以一般化衝擊反應函數來進行變數間之動態跨期衝擊影響分析，發現對出國旅遊人次之影響，除了出國旅遊人次之自身短期顯著影響之短暫性衝擊外，工業生產指數於短期間對出國旅遊人次亦有負向之短暫性衝擊；長期間，各變數對出國旅遊人次之恆久性衝擊影響皆顯微弱。另外發現，物價指數深受著物價指數自身及出國旅遊人次之正向恆久性衝擊影響；而另一明顯衝擊效果，可發現於匯率方面，除匯率自身之正向恆久性衝擊影響外，工業生產指數對於匯率亦有明顯之恆久性衝擊影響，惟其影響為負向衝擊。

根據觀光局的統計資料，歷年我國出國人次早已超過了 700 萬人次，而出國旅遊支出總金額以 2002 年為例也達到 108.27 億美元，而同年外匯收入金額卻只有 41.97 億美元，一年入超達 66 億美元之多，給我們的經濟帶來沉重的影響，行政院近年來國家發展重點計畫，其中第五項即為全力推展觀光客倍增計畫，期望在 2008 年達到 500 萬人次來台觀光，主要也就是想藉著觀光客倍增計畫之推展，增加來台觀光客之數量，進而帶動國內整體經濟產值及活絡就業市場，因為歷年的觀光赤字，早已是政府的一個經濟難題。

為什麼歷年比較起來出國人次成長速度遠大於來台旅客人次，難道真如許多政府人士及業者所說，是總體經濟因素諸如物價水準太高、匯率等問題，因而造成觀光客裹足不前？相同的國人也因為消費物價水準過高而紛紛選擇出國旅遊嗎？還是出國人次的大幅成長是因為個人需求或旅遊偏好等非經濟因素所造成的呢？根據本研究實証的結果得知，整體而言出國旅遊人次的增減，跟總體經濟相關變數都不顯著，足見上述推論並不存在，同時每年會吸引這麼多的出國人次蔚為風潮，絕對有吸引國人出國的因素，而不能單單的簡化其原因。由此發現也印証了政府部門是否要省思國內的觀光環境、條件及相關的交通基礎設施是否該做改善及突破，俾為 2008 觀光客倍增計畫的實現奠立紮實的基礎。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

甘承洲，1991，影響國人出國觀光旅遊之社會、經濟因素探討，中興大學企業管理研究所未出版之碩士論文。

江麗文，1995，來台旅客需求計量經濟模式之研究，中國文化大學觀光研究所未出版之碩士論文。

陳美秀，1988，台灣觀光事業之整體經濟關聯性研究，成功大學交通管理科學研究所未出版之碩士論文。

劉雪華，1998，台灣觀光旅館股價報酬率與經濟變數關係之研究，中國文化大學觀光研究所未出版之碩士論文。

錢思敏、李元和，1998，「我國出國人次與總體經濟變數關係之研究」，臺灣銀行季刊，49 卷 4 期：頁 143-167。

Abbott, A., Darnell, A., & Evans, L. 2001. The influence of exchange rate variability on UK exports. ***Applied Economics Letters***, 8(1): 47-49.

Agarwal, V. B., & Yochum, G. R. 1999. Tourist spending and race of visitors. ***Journal of Travel Research***, 38(2): 173-176.

Atkins, F. J., & Coe, P. J. 2002. An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States & Canada. ***Journal of Macroeconomics***, 24(2): 255-266.

Baaijens, S., & Nijkamp, P. 2000. Meta-analytic methods for comparative and exploratory policy research: An application to the assessment of regional tourist multipliers. ***Journal of Policy Modeling***, 22(7): 821-858.

Bahmani-Oskooee, M., & Goswami, G. G. 2003. A disaggregated approach to test the J-curve phenomenon: Taiwan versus her major trading partners. ***Journal of Economics and Finance***, 27(1): 102-113.

Bahmani-Oskooee, M., & Ng, R. 2002. Long-run demand for money in Hong Kong: An application of the ARDL model. ***International Journal of Business and Economics***, 1(2): 147-155.

Bentzen, J., & Engsted, T. 2001. A revival of the autoregressive distributed lag model in estimating energy demand relationships. ***Energy***, 26(1): 45-55.

Cooley, T. F., & LeRoy, S. F. 1985. Atheoretical macroeconometrics-A critique. ***Journal of Monetary Economics***, 16(1): 283-308.

Coshall, J. T. 2000. Spectral analysis of overseas tourists' expenditures in the United Kingdom. ***Journal of Travel Research***, 38(3): 292-298.

Crompton, J. L., Lee, S., & Shuster, T. J. 2001. A guide for undertaking economic impact studies: The Springfest example. ***Journal of Travel Research***, 40(1): 79-87.

臺灣大學學術期刊資料庫

Dickey, D. A., & Fuller, W. A. 1981. Likelihood ratio statistics for autoregressive time series with a unit root. ***Econometrica***, 49(4): 1057-1072.

Dolado, J., Jenkinson, T., & Sosvilla-Rivero, S. 1990. Cointegration and unit roots. ***Journal of Economic Surveys***, 4(3): 249-273.

Elliott, G., Rothenberg, T. J., & Stock, J. H. 1996. Efficient tests for an autoregressive unit root, ***Econometrica***, 64(4): 813-836.

Engle, R. F., & Granger, C. W. J. 1987. Co-integration and error correction representation, estimation and testing. ***Econometrica***, 55(2): 251-276.

Fedderke, J.W., & Liu, W. 2002. Modelling the determinants of capital flows and capital flight: With an application to South African data from 1960 to 1995. ***Economic Modeling***, 19(3): 419-444.

Ghatak, S., & Siddiki, J. 2001. The use of the ARDL approach in estimating virtual exchange rates in India. ***Journal of Applied Statistics***, 28(5): 573-583.

Goldstein, A. 2001. Infrastructure development and regulatory reform in sub-Saharan Africa: The case of air transport. ***The World Economy***, 24(2): 212-248.

Goodrich, J. N. 2001. Tourism and development in mountain regions. ***Journal of Travel Research***, 30(9): 468-469.

Hannan, E. J., & Quinn, B. G. 1979. The determination of the order of an autoregression. ***Journal of the Royal Statistical Society***, 41(2): 190-195.

Johansen, S. 1988. Statistical analysis of cointegration vectors. ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 12(2-3): 231-254.

Johansen, S. 1994. The role of the constant and linear terms in cointegration analysis of nonstationary variables. ***Econometric Reviews***, 13(2): 205-229.

Johansen, S., & Juselius, K. 1990. Maximum likelihood estimation and inference on cointegration with applications to the demand for money. ***Oxford Bulletin of Economics and Statistic***, 52(2): 169-210.

Kanta, A. 1998. ***Bilateral exchange rates and the performance of the tourism industry: Evidence for Canada***. Unpublished MS thesis, Concordia University, Montreal, Quebec, Canada.

Kashyap, R., & Bojanic, D. C. 2000. A structural analysis of value, quality, and price perceptions of business and leisure travelers. ***Journal of Travel Research***, 39(1): 45-51.

King, R., Plosser, C. I., Stock, J. H., & Watson, M. M. 1991. Stochastic trends and economic fluctuations. ***American Economic Review***, 81(4): 819-840.

Kointarangkul, S. 1990. ***The relationships of certain economic factors to tourism demand as***

臺灣大學學術期刊資料庫

observed in touristic interactions between Japan, West Germany, the United Kingdom, and the United States. Unpublished DBA dissertation, United States International University, San Diego, California.

Kwiatkowski, D., Phillips, P., Schmidt, P., & Shin, Y. 1992. Testing the null hypothesis of stationary against the alternative of a unit root. ***Journal of Econometrics***, 54(1-3): 159-178.

Lee, C. K. 1995. Importance of secondary impact of foreign tourism receipts on the South Korea economy. ***Journal of Travel Research***, 34(2): 50-54.

Lim, C., & McAleer, M. 2001. Cointegration analysis of quarterly tourism demand by Hong Kong & Singapore for Australia. ***Applied Economics***, 33(12): 1599-1619.

Lim, C. 1999. A meta-analytic review of international tourism demand. ***Journal of Travel Research***, 37(3): 273-284.

Lindberg, K., & Aylward, B. 1999. Price responsiveness in the developing country nature tourism context: Review and costa rican case study. ***Journal of Leisure Research***, 31(3): 281-299.

Lorde, C. E. 1995. ***International and caribbean tourism management through forecasting techniques***. Unpublished Ph.D. dissertation, Walden University, Minneapolis, MN.

Lutkepohl, H., & Reimers, H. E. 1992. Impulse response analysis of cointegrated systems. ***Journal of Economic Dynamics and Control***, 16(1): 53-78.

Matteo, L. D. 1999. Using alternative methods to estimate the determinants of cross-border trips. ***Applied Economics***, 31(1): 77-88.

Newey, W. K., & West, K. D. 1994. Automatic lag selection in covariance matrix estimation. ***Review of Economic Studies***, 61(4): 631-653.

Ng, S., & Perron, P. 2001. Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. ***Econometrica***, 69(6): 1519-1554.

Nieh, C. C., & Lee, C. F. 2001. Dynamic relationship between stock prices and exchange rates for G-7 countries. ***Quarterly Review of Economics and Finance***, 41(4): 477-490.

Oppermann, M., & Cooper, M. 1999. Outbound travel and quality of life: The effect of airline price wars. ***Journal of Business Research***, 44(3): 179-188.

Osterwald-Lenum, M. 1992. Practitioners, corner - a note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics. ***Oxford Bulletin of Economics and Statistics***, 54(3): 461-472.

Papatheodorou, A. 1999. The demand for international tourism in the Mediterranean region. ***Applied Economics***, 31(5): 619-630.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. 1998. Generalized impulse response analysis in linear

臺灣大學學術期刊資料庫

multivariate models. ***Economic Letters***, 58(1): 17-29.

Pesaran, M. H., & Shin, Y. 1995a. **Long run structural modelling**. Unpublished manuscript, University of Cambridge Department of Applied Economics, Cambridge, UK.

_____1995b. ***An autoregressive distributed lag modelling approach to cointegration analysis***. DAE Working paper no. 9514, University of Cambridge Department of Applied Economics, Cambridge, UK.

Pesaran, M. H., Shin, Y., & Smith, R. J. 1996. ***Testing for the existence of a long-run relationship***. DAE Working paper no.9622, University of Cambridge Department of Applied Economics, Cambridge, UK.

_____. 2001. Bounds testing approaches to the analysis of level relationship, ***Journal of Applied Econometrics***, 16(3): 289-326.

Phillips, P. C. B., & Perron, P. 1988. Testing for a unit root in time series regression. ***Biometrika***, 75(2): 335-346.

Qiu, H., & Zhang, J. 1995. Determinants of tourist arrivals and expenditures in Canada. ***Journal of Travel Research***, 34(2): 43-49.

Quayson, J., & Var, T. 1985. The multiplier impact of tourism in the Okanagan. ***Annals of Tourism Research***, 12(4): 497-514.

Shachmurove, Yochanan. 1999. The premium in black foreign exchange markets: Evidence from developing economies. ***Journal of Policy Modeling***, 21(1): 1-39

Strizzi, N., & Meis, S. 2001. Challenges facing tourism markets in Latin America and the Caribbean region in the new millennium. ***Journal of Travel Research***, 40(2): 183-192.

Tang, T. C., & Nair, M. 2002. A cointegration analysis of Malaysian import demand function: Reassessment from the bounds test. ***Applied Economics Letters***, 9(5): 293-296.

Toh, R. S., Khan, H., & Koh, A. J. 2001. A travel balance approach for examining tourism area life cycles: The case of Singapore. ***Journal of Travel Research***, 39(4): 426-432.

Victurine, R. 2000. Building tourism excellence at the community level: Capacity building for community-based entrepreneurs in Uganda. ***Journal of Travel Research***, 38(3): 221-229.

Vita, G. D., & Abbott, A. 2002. Are saving and investment Cointegratd? An ARDL bounds testing approach. ***Economics Letters***, 77(2): 293-299.

Webber, A. G. 2001. Exchange rate volatility and cointegration in tourism demand. ***Journal of Travel Research***, 39(4): 398-405.

Zhou, S. 1996. The response of real exchange rates of various economic shocks. ***Southern Economic Journal***, 61(4): 936-954.

臺灣大學學術期刊資料庫