

# 當期景氣衰退指標可否作為門檻變數？ 樣本外預測檢定之應用

李源明、黃柏農、王冠閔\*

## 摘 要

本文修改當期景氣衰退指標 (current depth of recession, CDR), 重建 CDR 在景氣擴張期的資料, 再由門檻模型 (threshold model) 的估計, 調整正、負值範圍, 消除景氣區分由外生決定的缺點。本文以 7 大工業國、香港、馬來西亞、菲律賓、南韓以及台灣等國家, 自 1959 年至 2005 年的季資料為樣本, 分別建構以 CDR、修正 CDR (modified CDR, MCDR) 為門檻變數的門檻模型, 進行樣本外預測效能的比較, 評估 2 種門檻模型樣本外預測的效能。實證結果發現, MCDR 的預測效能比 CDR 為佳, 適合納入門檻模型作為門檻變數。

關鍵詞：當期景氣衰退指標、景氣循環、樣本外預測、門檻模型  
JEL 分類代號：E32, C22, C53

---

\* 三位作者分別為南台科技大學財務金融系助理教授、中正大學經濟系含國際經濟研究所教授與僑光科技大學財務金融系副教授。

聯絡作者：王冠閔，E-mail：[wkminn@ocu.edu.tw](mailto:wkminn@ocu.edu.tw)。

投稿日期：民國 96 年 10 月 5 日；修訂日期：民國 97 年 4 月 22 日；

接受日期：民國 98 年 3 月 23 日。

經濟研究 (Taipei Economic Inquiry), 45:2 (2009), 189-235。

臺北大學經濟學系出版

## 1. 前言

景氣循環的強弱可以用來表現經濟成長的狀態，從另一種角度來看，景氣循環就是一種經濟波動的現象。例如 Delong and Summers (1986)、Hamilton (1989)、Hussey (1992)、Beaudry and Koop (1993)、Pedersen and Elmer (2003) 以及 Henry et al. (2004) 等均認為在不同的景氣條件下，產出或經濟成長顯現出非對稱反應，而 Öcal (2006) 也發現景氣循環體制存在不對稱的特性。因此，若是忽略經濟成長存在非線性的特性，直接採用線性模型進行實證研究，可能得到平均的 (average) 或是偏誤 (bias) 的結論。另外，國內有許多學者也都曾先後探討與景氣波動相關的議題，如林向愷等 (1998)、Chen and Lin (2000a, 2000b)、徐士勛與管中閔 (2001)、以及陳仕偉與沈中華 (2003) 等，也都認同景氣循環存在不對稱的特性。

為了避免上述的缺失，常見作法是將實證模型由線性改為非線性模型。文獻上，學者所提出的非線性模型不少，以估計方法區分，大致可分為有母數 (parametric) 與無母數 (no parametric) 等二大類。有母數方法的估計模式，通常藉由某些事件發生的機率或狀態進行體制轉換 (regime switching)，如馬可夫轉換模型 (Markov switching model)，以及依照某一特定門檻變數 (threshold variable) 進行體制轉換的門檻模型等兩種非線性模型。馬可夫轉換模型是由 Hamilton (1989) 首先提出，Hamilton (1989) 透過此一模型來捕捉景氣循環的不對稱性，後續有不少學者改良或運用馬可夫轉換模型進行各種議題的研究分析。例如 Filardo (1994)、Hamilton and Lin (1996)、Filardo and Gordon (1998) 以及 Layton and Katsuura (2001) 等，運用馬可夫轉換模型進行與景氣循環相關議題的實證探討。另外，Tong (1978) 以及 Tong and Lim (1980) 發展的門檻自我迴歸模型 (threshold autoregressive model, TAR)，利用具有經濟或財務意義的定態 (stationary) 變數作為模型的門檻變數，再透過門檻變數

大於（或小於）某一門檻值，建構成不同體制（regime）的模型。另外，當模型是多變量時，則採用門檻向量自我迴歸（threshold vector autoregressive Model, TVAR）進行估計，透過 TVAR 模型的架構，將所有變數與門檻變數均視為內生，可以彰顯出變數之間的相互影響程度。

由於門檻模型在經濟財務涵義的解釋相較於馬可夫轉換模型來得容易與明確，因為門檻模型除了探討各個體制內模型估計的結果之外，並且也可以就門檻變數與門檻值之間所隱含的經濟意義進行討論與說明，可運用的範圍極廣，因此也有許多學者與針對相關的議題建構門檻模型進行實證探討，例如 Tsay (1989, 1998)、Hansen (1996, 1999)、Weise (1999)、Chen et al. (2003)、Huang and Yang (2004) 以及 Huang et al. (2005) 等，其中運用單變量或多變量模型架構，內容涵蓋財務金融、產出、物價衝擊等許多種議題。因此，本文研究方法主要建構門檻模型作為後續探討的架構。另外，由於門檻模型的估計過程，是以內生化方式找出最適的門檻值，異於以外生決定的門檻值，所建構之模型較具效率性，是本文建構門檻模型進行後續探討的另一項原因。

門檻模型是否能充分地展現出議題的核心，除了須視各子體制內的模型建構是否正確之外，並且也要考量到門檻變數本身是否具有足夠的經濟或財務意義，才足以透過此一變數進行區分不同體制的程序。如果想要發揮門檻模型的效能，當然就需要具備良好特性的門檻變數加入模型之中。因此，若能將景氣循環作為門檻變數，將使得門檻模型在經濟或財務金融議題的探討上顯現其優勢。然而「景氣循環」是一種無實體的經濟概念，所以必須透過某一變數來代替，有某些文獻採用經濟成長（率）或是股價報酬作為「景氣循環」的替代變數（如 Huang et al., 2005）。Henry et al. (2004) 將當期衰退指標（current depth of recession, CDR）運用在實證研究中，該文將 CDR 作為不同景氣體制的轉換因子，以建構非線性轉換模型（switching regression），探討在不同的景氣條件下，股價報酬對

經濟成長是否具有顯著的因果關係，實證結果發現股價報酬在景氣衰退時期具有領先經濟成長的特性，但是在景氣擴張期間此項特性則不復存在。從 Henry et al. (2004) 的結論發現，不但確認 *CDR* 的確具有替代「景氣循環」的能力，更具備了轉換體制的條件。

*CDR* 是 Beaudry and Koop (1993) 所提出景氣指標，主要目的在探討景氣循環的不對稱性，區分  $CDR=0$  及  $CDR>0$  等兩種，其中  $CDR=0$  代表景氣擴張（非衰退）期間，而  $CDR>0$  表示景氣處於衰退期間，表示方式如下：

$$CDR_{i,t} = \max \{Y_{i,t-s}\}_{s \geq 0}^t - Y_{i,t}, \quad (1)$$

$Y_{i,t}$  為第  $t$  期產出，*CDR* 代表在第  $t$  至前  $s$  期之最大產出與當期產出之間的差距。

*CDR* 如何衡量景氣的衰退與擴張，其概念是基於一般國家實質產出在擴張期間都具有時間趨勢，一旦實質產出出現減少的情況，隱含該經濟體系已邁入衰退期間，*CDR* 即透過上述特性來捕捉景氣衰退期間。*CDR* 的運作機制，首先選擇過去各期至當期之中最大的實質產出作為景氣優劣的判定基礎，並以此基礎減去當期的實質產出水準，所以一旦 *CDR* 出現正值，表示當期實質產出較過去各期中最大的實質產出為小，經濟體系脫離原來的成長趨勢，顯示景氣正處於衰退期間；同理，當該國仍處於擴張的期間，實質產出將依照成長趨勢再創新高，因此判定基礎與當期產出將會相等，因此 *CDR* 值就會等於零。

就操作面而言，取得一個國家的實質產出資料，不但相較其他的總體變數簡單，而且所能涵蓋的期間也較長。由於大多數國家常透過實質產出的變化判斷景氣的走向，利用 *CDR* 所建構出實質產出的全距（range），藉以區分不同的景氣條件，此模式操作的過程不但簡單，並且可避免實質產出水準值（level）可能存在非定態（non-stationary）的缺點，這是本文重視 *CDR* 的原因之一，也是我

們為何一定要將 *CDR* 改良成爲一個既能替代景氣循環、又能作為門檻變數的理由。

*CDR* 對於捕捉衰退期間具有十分敏銳的特性，可以扮演替代景氣循環的角色。但是 *CDR* 受限於本身原始設定，存在統計與應用的缺失，例如只有歸屬於景氣衰退的期間才有數值，若是歸屬於景氣擴張期間則  $CDR = 0$ （詳見圖 1），相對而言，其可供用於檢視線性與否的觀察值就相對短少，因此難以運用在常見的線性檢定程序上，這是 *CDR* 的缺點之一。另外，對於 *CDR* 區分經濟體制歸屬於景氣擴張或衰退的期間，其判定標準是外生給定，不具有微調的機制，不但難以完全適用於每一個國家使用之外，而且還無法進行多國模型的比較，因為外生標準判定景氣優劣，很可能會造成某些國家的 *CDR* 大多數為 0 或是正數，造成景氣擴張與衰退等 2 種體制內，會有 1 個體制內的觀察值太少，因而無法順利建構非線性模型，這也是 *CDR* 有待改善的缺點。而這樣的缺點恰好可透過門檻模型的估計過程－門檻值內生化決定，來補強 *CDR* 外生認定景氣優劣的弱點。<sup>1</sup>

本文主要研究目的，在於將 *CDR* 導入門檻模型之中，不但仍維持 *CDR* 為景氣循環的良好替代變數之外，更是一個具有普遍適用性與簡易運用的門檻變數。另外，我們針對 *CDR* 原始公式進行修改，修改後的 *CDR*（modified *CDR*, *MCDR*）除仍保有 *CDR* 原先的基本特性之外，並可擴張 *CDR* 的運用領域。因為 *MCDR* 可以展現景氣擴張期間的數值，這一點是 *CDR* 所無法表現出來的，換言之，*MCDR* 同時擁有景氣衰退與擴張期間的數值，透過此一修改模式，不但使得 *MCDR* 的數值範圍涵蓋正、負值，不僅僅只有正值與 0 而已，因此可以在建構門檻模型之前，先進行模型的線性檢定，

---

<sup>1</sup> 過去文獻，如 Pesaran and Potter (1997)、Altissimo and Violant (2001) 都曾經對 *CDR* 進行修正，並將修正後的 *CDR* 作為門檻模型之門檻變數。附錄 1 中我們針對 Altissimo and Violant (2001)  $CDR=0$  與本文改善 *CDR* 的方法，比較理論和實證上之異同，提供讀者參考。

以確認模型是否適用於非線性的架構。當線性檢定的結果可以拒絕虛無假設時，就可以將 *MCDR* 導入門檻模型架構內，如此一來，在統計的程序上就更為嚴謹周全。<sup>2</sup>

透過門檻模型與 *MCDR* 相互搭配之下，不但可以讓門檻模型在不同景氣條件下發揮最佳的估計效能，而且能夠充分運用 *CDR* 的特性。由上述的說明，我們可以清楚了解 *MCDR* 在實際操作上的便利與優勢，但是由於尚未將 *MCDR* 與 *CDR* 進行嚴謹的模型效能比較，難以就此宣告 *MCDR* 的適用性，因此本文以美國等 7 大工業國、菲律賓、香港、南韓與台灣等 12 個國家（或地區）為研究對象，研究期間（最長）自 1959 年第 1 季至 2005 年第 4 季。我們分別建構以 *CDR*、*MCDR* 為門檻變數的門檻模型，先利用慣用的均方差（root mean square error, RMSE）進行兩類模型樣本外預測效能的比較，再進一步以 DM（Diebold and Mariano, 1995）檢定法，檢定兩類門檻模型樣本外預測效能的優劣。由多項實證結果發現，*MCDR* 的預測效能較傳統的 *CDR* 為佳，適合導入門檻模型之中作為區分景氣優劣體制的門檻變數。

本文的研究架構共分為 4 節，第 1 節為前言，第 2 節為說明資料來源與研究方法，第 3 節為實證結果，最後一節為結論，後續則為本文的參考文獻與附錄。

## 2. 資料來源與研究方法

### 2.1 資料來源

本文研究的樣本國家，包括 7 大工業國、香港、馬來西亞、南

---

<sup>2</sup> 若直接使用 *CDR* 區分景氣衰退與擴張期間，以建構非線性模型，則在事前必須先假設變數之間是適用於非線性架構，或是另外再進行線性模型的驗證程序，以便確定模型是否具有非線性的架構，實證過程相對複雜，而且所使用的驗證程序是否可靠也有待釐清。

韓、菲律賓以及台灣等 12 個國家（或地區），研究期間（最長）自 1959 年第 1 季至 2005 年第 4 季，本文使用的變數有 3 種；包括各國的國內生產毛額 GDP、GDP 平減指數以及人口等，其中義大利因 GDP 平減指數的樣本期間較短，因此改採用消費者物價指數 CPI。使用這些資料的主要目的在於建構出探討經濟成長相關議題時經常使用的實質每人 GDP 變數，方便進行多國估計結果的比較。各國資料來源，除台灣的資料取自行政院主計處之統計資訊網外，<sup>3</sup>其餘 10 國的資料來源為國際貨幣基金會（IMF）的 IFS（International Financial Statistics）統計資料庫，各國相關資料的詳細內容可參考本文的附表 1。另外，因為國家之間的差異，各國資料起始時間不同，研究期間：加拿大、日本、英國、以及美國等 4 國樣本期間由 1959 年第 1 季至 2005 年第 4 季；德國與南韓等 2 國由 1960 年第 1 季至 2005 年第 4 季；義大利由 1961 年第 3 季至 2005 年第 4 季；法國由 1970 年第 1 季至 2005 年第 4 季；香港 1973 年第 1 季至 2005 年第 4 季；菲律賓由 1981 年第 1 季至 2005 年第 4 季；馬來西亞由 1991 年第 1 季至 2005 年第 4 季；台灣由 1961 年第 1 季至 2005 年第 4 季。

## 2.2 研究方法

傳統 *CDR* 認定景氣衰退期間相當嚴格，且以 0 作為景氣優劣的區分點，*CDR* 認定景氣擴張或衰退並不具有微調的機制，對景氣優劣難免有過度判定的現象產生。另外，在實證應用上，將 *CDR* 直接套用在工業化國家景氣循環的區分上，由於資料存續的期間較長，較不容易產生某一個體制內有觀察值過少而無法進行模型估計的問題。但若將 *CDR* 應用於新興工業化國家的資料，用以區分景氣循環是歸屬於擴張或衰退，以便建構非線性的門檻模型，就容易

---

<sup>3</sup> 中華民國統計資訊網（[www.stat.gov.tw](http://www.stat.gov.tw)），選取「國民所得及經濟成長」之「統計表」項下之「國民所得常用資料」。

產生某一個體制內觀察值過少的現象，例如因為某些新興工業國家的實質 GDP 往往突飛猛進，衰退期間的觀察值相對較少（例如，中國大陸自 1990 年來，每年的實質 GDP 均高速成長）；而有些國家之實質 GDP 才剛從谷底調升，復甦的速度較慢，因此 *CDR* 認定為這些國家在擴張期間的樣本數相對較少（例如，菲律賓多數期間的實質 GDP，就被 *CDR* 歸類為景氣衰退）。如此一來，將造成門檻模型無法完成估計的程序，若要將 *CDR* 套用在門檻模型中作為門檻變數，更存在實際操作上的難題。

關於景氣擴張期間與衰退期間的認定，世界各國認定景氣循環期間是屬於景氣衰退或是擴張，往往都需要經過許多資料的比較才能做出認定。例如，美國經濟研究局（National Bureau Economic Research）目前的作法，即藉由美國的所得、生產、銷售、就業等 4 項經濟指標，再經過專家學者的討論，才能決定出景氣的轉折點（turning point）是否存在，以及區分出景氣優劣的期間。又如台灣過去的經濟發展，若按單一標準下的看法（如 Economic Cycle Research Institute, ECRI），<sup>4</sup> 台灣近二、三十年都完全處於景氣擴張的期間，但若是依照我國行政院經建會的認定，恐怕兩者之間有很大的出入。

舉上述例子，目的只是想藉此說明 *CDR* 所認定的景氣衰退期與擴張期仍有再進行調整的必要。雖然傳統 *CDR* 對於補捉衰退期間十分敏銳，具有景氣循環替代變數的特性，但是在認定景氣優劣的劃分點（ $CDR = 0$ ）是外生決定的，因此透過傳統 *CDR* 為門檻變數所建構的門檻模型，不但可能造成模型的估計效率偏低，在另一方面，由於世界各國經濟發展的過程並不相同，各個經濟體對於景氣擴張或是衰退的認知上也會有所差異；例如，歐美等先進工業化

---

<sup>4</sup> ECRI 是一個獨立研究機構，專門觀察並研究世界各地區主要經濟體的經濟發展情況以及景氣循環的轉折，提供給專業機構與個人進行相關的研究。ECRI 認為台灣自西元 1975 年 1 月達到谷底之後，直到 2000 年 8 月才到達景氣的高峰。

國家的年經濟成長率若是達到 2%，就會被認定為景氣擴張期，但若是將相同的成長率，用於新興工業化國家，例如台灣的年經濟成長率達 2%，則都會列為景氣衰退期間。因此只採用單一指標（實質產出）變化所計算出來的數值，並直接以主觀標準認定景氣的優劣，可能過於牽強，因此，若要適用於世界各國的經濟情況，更顯滯礙難行。因此本文認為傳統 *CDR* 雖具有景氣循環替代變數的特性，但所認定的景氣循環優劣期間有調整或修正的必要。

本文對 *CDR* 進行修改的方式，即是讓修正後的 *CDR* 在景氣衰退與擴張期間都有數據，如此一來，不但重建景氣擴張期間的負向數值，更可以讓涵蓋的範圍加大，即將原本為 0 的數值恢復為負向數值，則整體可供運用的觀察值數量就能增加，可以套用模型線性檢定的模式，並可進一步確認非線性模型的適用性和正確性（這一點是 *CDR* 所缺乏的嚴謹的統計程序）。另一方面，藉由門檻模型的估計過程，以內生化決定的模式決定出最適的門檻值，也同時調整 *MCDR* 的正負值範圍，由模型本身決定出最適的門檻值，藉以改善門檻值由外生決定的缺點。如此一來，*MCDR* 不但保有 *CDR* 原來的特點，並可以補強計量程序上的弱點。

雖然 Bradley and Jansen (1997) 也針對 *CDR* 的缺點進行補強與修正，<sup>5</sup> 但只限於 *CDR* 正值（景氣衰退期）的這一部份進行改良，對於 *CDR* = 0（景氣擴張期）的部份未加以更改。因此以外生架構決定景氣擴張與衰退的模式仍然沒有改變，*NCDR* 的數值仍然只有

---

<sup>5</sup> 由於 Bradley and Jansen (1997)，認為 *CDR* 所展現的衰退期間是一種混合的、不純粹的衰退期間，因此針對這樣的缺點，對 *CDR* 進行部分修正，提出一個新 *CDR* (New *CDR*, *NCDR*) 的構想，來補強 *CDR* 僅能用不純粹的衰退期間進行研究分析的缺點。而 *NCDR* 共有三部份，其中與 *CDR* 相同的是，歸屬於景氣擴張的部份，*NCDR* = 0，另外兩部份就是將原來 *CDR* 正值的部份再加以區隔開來，增加產出成長率的正、負為條件，再區分景氣屬於衰退（朝向景氣谷底）的期間或是在復甦（朝向下一個景氣高峰）的兩種期間。Bradley and Jansen (1997) 將此兩部份的 *NCDR* 命名為 *CDR1*（衰退期間內的純衰退階段）與 *CDR2*（衰退期間的復甦階段），其他設定可參閱 Bradley and Jansen (1997) 的內文。

部份觀察值，採用 *NCDR* 依然無法套用線性檢定的程序。換言之，而本文提出有待改進的缺點，Bradley and Jansen (1997) 仍然沒有加以修正。

由於 Bradley and Jansen (1997) 已命名 *CDR1* (衰退期間內的純衰退階段) 與 *CDR2* (衰退期間的復甦階段)，爲了能與 Bradley and Jansen (1997) 的修改模式有所區別。本文將修改後但尚未進行標準化前的 *CDR*，稱爲 *CDR3*，以避免命名重複因而產生混淆，*CDR3* 的公式設定如下：

$$CDR3_{i,t} = \max \{Y_{i,t-s}\}_{s>0}^t - Y_{i,t} , \quad (2)$$

其中， $Y_{i,t}$  爲第  $t$  期產出，*CDR3* 代表在第  $t$  期至前  $s$  期之最大產出與當期產出之間的差距。<sup>6</sup> (2)式的 *CDR3* 本身不但保有傳統 *CDR* 景氣衰退期間的數值，而且進一步將代表景氣擴張期間原先數值爲 0 的部分，予以重建。

基本上，*CDR3* 與 *CDR* 的架構相同，主要差別在於  $s$  值是否大於或等於 0。從另外一個角度來看，*CDR3* 其實是 *CDR* 的正負向數值的擴大模式，但 *CDR3* 不但保有 *CDR* 原來的特性，也同時擁有 *CDR* 所不具有的景氣擴張期間的數值。<sup>7</sup> 另外，爲了使 *CDR3* 的正負向數值可以符合景氣循環的觀點，以及方便在多國資料下進行比較，因此我們將 *CDR3* 予以標準化。將 *CDR3* 除以 *CDR3* 本身的標準差，此爲本文所謂的 *MCDR*：

<sup>6</sup> 爲了將前期的實質 GDP 與當期的實質 GDP 予以區隔開來，本文內設條件  $s = 1$ ，如此一來，不但可以保持 *CDR* 原來的景氣衰退期間的（正向）數值不變之外，而且還可以進一步將景氣非衰退（或稱擴張）期間的數值加以重建，達成修改 *CDR* 爲正負雙向數值範疇的目標。

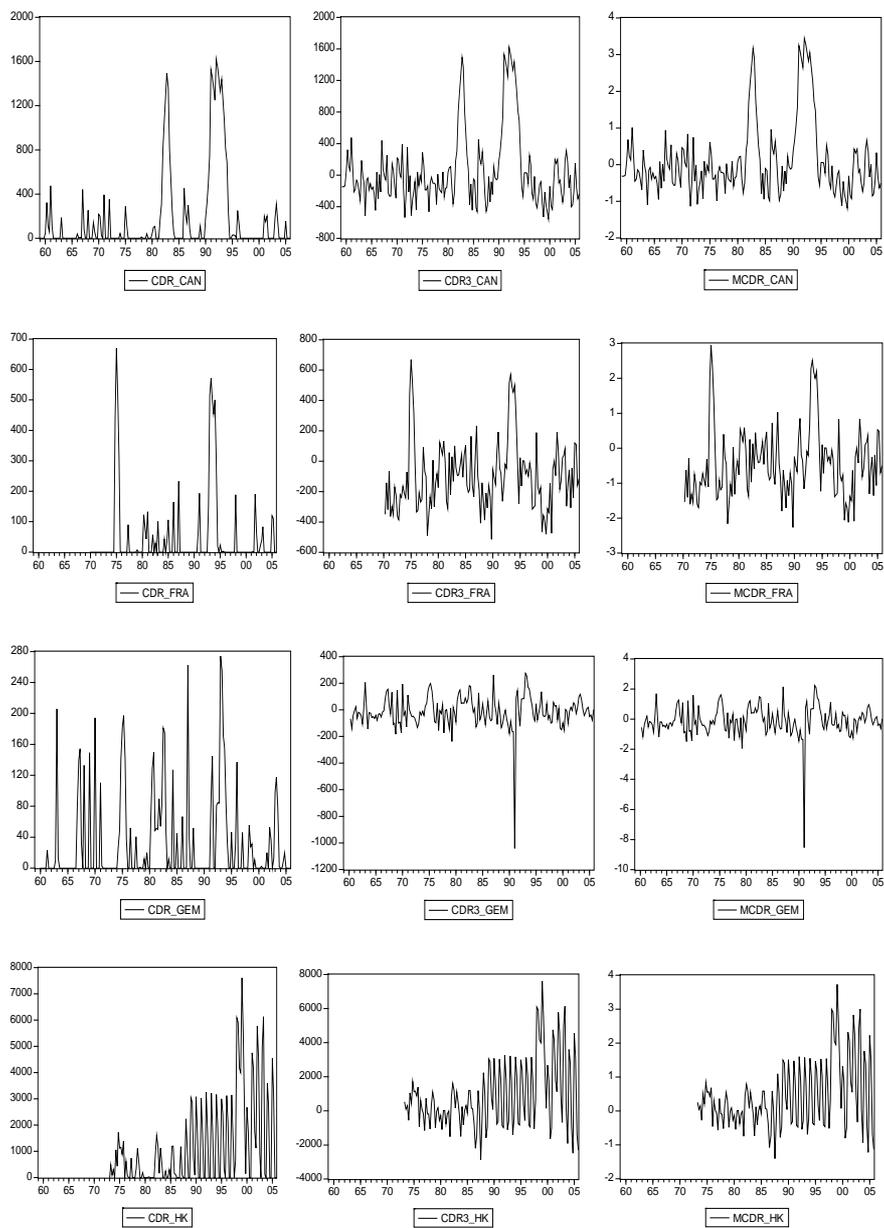
<sup>7</sup> 此時 *CDR* 亦可寫成 *CDR3* 的函數，此一關聯性，可參考本文附錄 1 的推導過程與相關說明。

$$\begin{aligned}
 MCDR_{i,t} &= \frac{CDR3_{i,t}}{STD_{i,CDR3}} & (3) \\
 &= \frac{CDR3_{i,t}}{\sqrt{\frac{\sum (CDR3_{i,t} - \mu_{i,CDR3})^2}{N_i - 1}}},
 \end{aligned}$$

其中， $STD_{i,CDR3}$  代表  $CDR3$  的標準差， $\mu_{i,CDR3}$  代表  $CDR3$  的平均數， $N_i$  為第  $i$  國的樣本數。

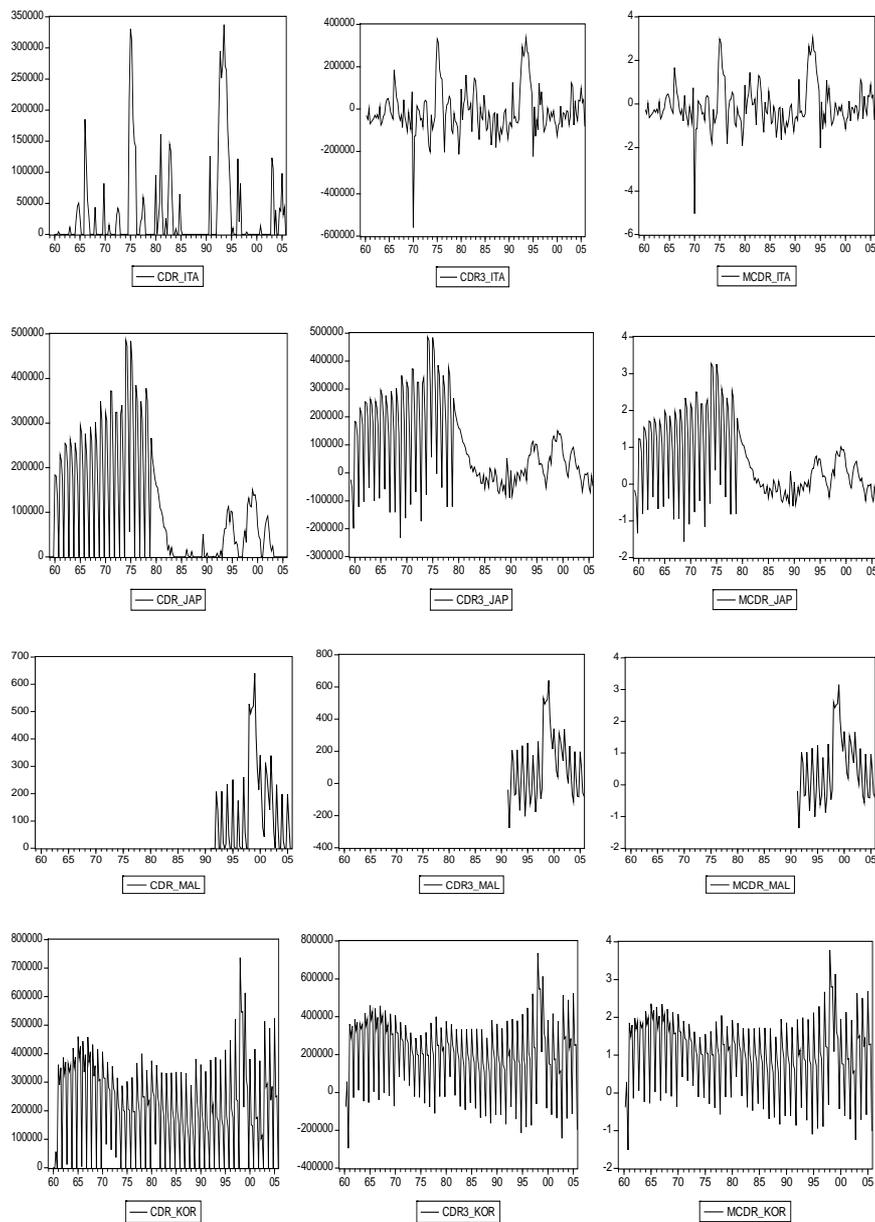
根據(3)式， $MCDR$  值分佈將會被限縮在一定的正、負區間之內，透過這些的數值，可以顯現經濟體系所處在的景氣階段。例如  $MCDR > 0$ ，正號代表景氣衰退期間，其數值越大則代表景氣衰退的幅度越強；同理，若是  $MCDR$  某一期間出現負號，則代表正處於景氣擴張期間，其數值越大則代表景氣擴張的幅度越強。如此一來，就可以很簡單地了解  $MCDR$  數值所代表的景氣循環狀態以及強弱度。

為了進一步檢視傳統  $CDR$ 、 $CDR3$  以及  $MCDR$  之間的差異，我們將此 3 種指標呈現在圖 1。由圖 1 可以發現，12 個樣本國家利用(2)式所估計之  $CDR3$  數列以及(3)式所估計之  $MCDR$  數列的趨勢，所有國家景氣衰退與景氣擴張期間的數值，均可被予以重建。 $MCDR$  與  $CDR3$  產生的過程十分雷同，只是衡量的尺規大小不同。經由標準化的  $MCDR$ ，可以檢視不同國家之間景氣區分點數值的大小，有利於進行多國比較與歸納。由於門檻變數是將門檻值做為分水嶺，用來區分不同的景氣體制，所以門檻變數的所有數值進行同幅度的縮小或是放大，並不會影響到景氣體制劃分的正確性，因此從這點來看，在本質上  $MCDR$  與  $CDR$  並無差異， $MCDR$  可視為是  $CDR$  的正負值雙向模式的展現。



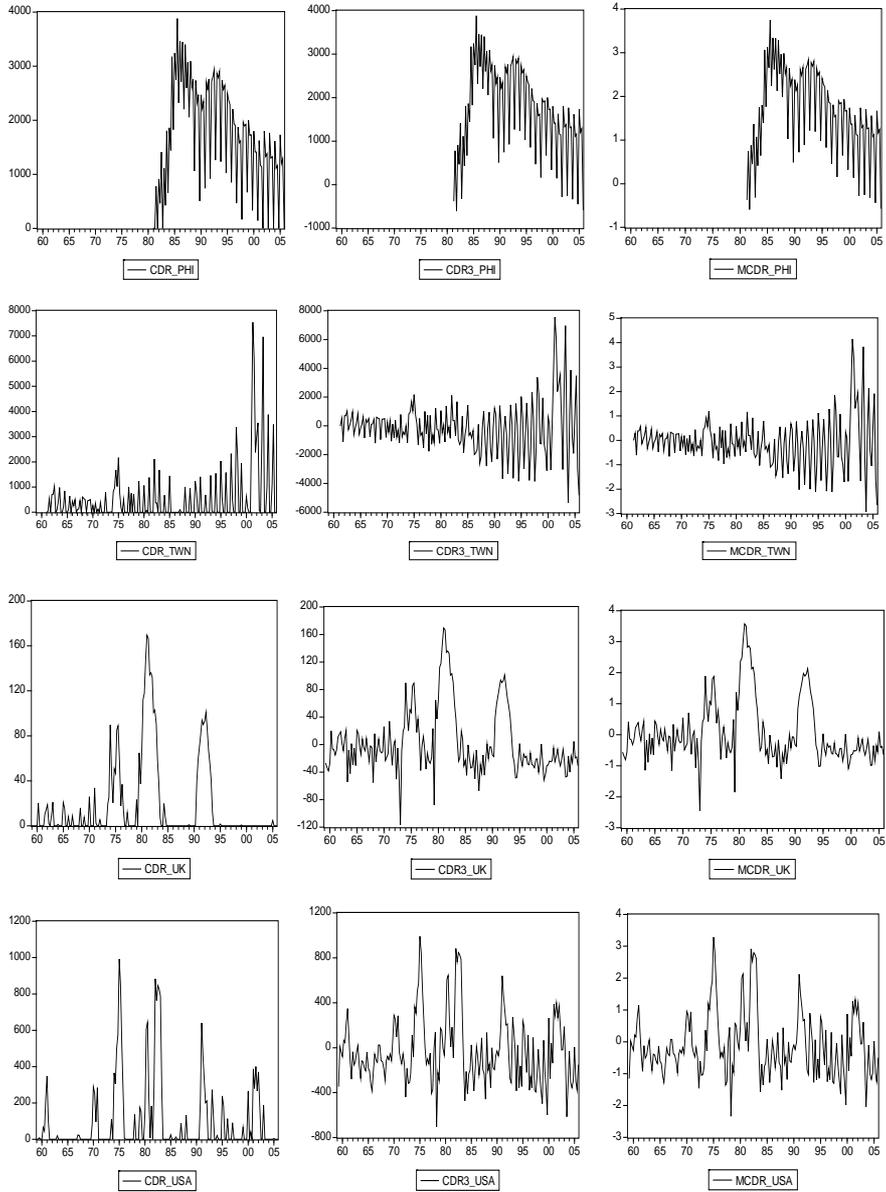
註：圖形由上而下分別為加拿大（CAN）、法國（FRA）、德國（GEM）、香港（HK）之 *CDR*、*CDR3* 以及 *MCDR* 之趨勢。

圖 1 *CDR*、*CDR3*、與 *MCDR* 時間趨勢圖



註：圖形由上而下分別為義大利(ITA)、日本(JAP)、馬來西亞(MAL)、南韓(KOR)之  $CDR$ 、 $CDR3$  以及  $MCDR$  之趨勢。

圖 1  $CDR$ 、 $CDR3$ 、與  $MCDR$  時間趨勢 (續前頁)



資料來源：本研究整理。

註：圖形由上而下分別為菲律賓（PHI）、臺灣（TWN）、英國（UK）、美國（USA）之  $CDR$ 、 $CDR3$  以及  $MCDR$  之趨勢。

圖 1  $CDR$ 、 $CDR3$ 、與  $MCDR$  時間趨勢圖（續前頁）

本文修改 *CDR* 的主要著眼點，還是在於將 *CDR* 導入門檻模型的架構中，使 *MCDR* 成為門檻模型的門檻變數。其原因：若是不能透過門檻模型內生決定的過程，以獲得最適的門檻值，藉由門檻值來區分不同的景氣期間（體制），意即將 *MCDR* 所認定的景氣衰退期與擴張期再進行一次調整。否則無論是 *CDR3* 或是 *MCDR* 均將無法產生改善傳統 *CDR* 缺點的效用。

### 2.3 模型效能的評估方法

根據上述的推論與說明，可以認知以內生決定門檻值所建構的 *MCDR* 門檻模型，應該會比以外生決定門檻值所建構的 *CDR* 門檻模型，具有較佳的估計效率以及採用非線性模型的正當性。但要真正瞭解 *CDR* 與 *MCDR* 在運作上是否具有顯著的差異性，我們透過實證估計與模型預測加以驗證。本文驗證過程中所建構 2 種模型如下：

$$\Delta Y_t = \phi'_1 x_t I(CDR_{t-d} > 0) + \phi'_2 x_t I(CDR_{t-d} \leq 0) + \varepsilon_{CDR,t} \quad , \quad (4)$$

$$\Delta Y_t = \phi'_1 x_t I(MCDR_{t-d} > \gamma) + \phi'_2 x_t I(MCDR_{t-d} \leq \gamma) + \varepsilon_{MCDR,t} \quad , \quad (5)$$

其中， $\Delta Y$  代表實質每人 GDP 成長率， $\phi_j = (\phi_{0,j}, \phi_{1,j}, \dots, \phi_{p,j})'$  為估計參數， $j = 1, 2$ ， $x_t = (1, \Delta Y_{t-1}, \dots, \Delta Y_{t-p})'$ ， $I(\bullet)$  為體制之指標函數，當體制成立時  $I(\bullet) = 1$ ，*MCDR*、*CDR* 為門檻變數、 $\gamma$  為內生門檻值、 $d$  是門檻變數的遲延期數， $\varepsilon$  為殘差項。

(4)式是以 *CDR* 為門檻變數的 TAR 模型，(5)式則是以 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型。我們先利用一般常見的 *RMSE* 指標，評估樣本外預測效能，指標設定的公式如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{i=1}^k (Y_{t+i}^f - Y_{t+i}^a)^2}{K}} \quad , \quad (6)$$

(6)式中， $Y_{t+i}^f, Y_{t+i}^a$  分別為  $t+i$  期的預測值以及真實值。 $K$  為樣本外預測期數。透過模型均方差的大小，可以判斷模型預測能力的精確程度， $RMSE$  越小越具優勢。

上述的衡量指標，只是利用數值的絕對大小來區分模型效能的優劣，無法分辨數值之間是否存在顯著的差異性。因此，本文更進一步地採用第 2 種的評估指標— $DM$  統計量， $DM$  檢定法由 Diebold and Mariano (1995) 所提出，主要用來檢定 2 模型之中，那一個模型的預測能力較具優勢，其定義如下：

$$DM = \frac{\bar{l}}{\sqrt{\frac{2\pi\hat{f}(0)}{T}}} \quad (7)$$

其中， $\bar{l}$  代表一般化損失函數 (a general loss function) 的均數， $T$  為觀察值個數， $\hat{f}(0)$  代表損失函數在頻率等於 0 時光譜密度的一致性估計式 (consistent estimate of the spectral density)，根據 Diebold and Mariano (1995)， $DM$  統計量具有標準常態分配的特性。

另外，由於本文所檢測的 TAR 模型屬於非線性的結構，與 Diebold and Mariano (1995) 所假設的條件不同，無法確保所應用的  $DM$  統計量仍保有標準常態分配的特性，因此我們依循 Chung (2006) 的模式，透過拔靴法 (bootstraps method) 取得  $DM$  統計量的臨界值，檢驗模型樣本外預測能力。另外，進行  $DM$  檢定過程中，我們利用  $CDR$  與  $MCDR$  門檻模型所估計出預測誤差平方項的差距，建構損失函數進行  $DM$  檢定，即  $f_i = u(CDR)_{t+i}^2 - u(MCDR)_{t+i}^2$ 。 $DM$  檢定的虛無假設為 2 模型預測效能無差異，而對立假設為有  $MCDR$  比  $CDR$  預測效能為佳。<sup>8</sup>

<sup>8</sup> 拔靴法計算臨界值的計算步驟如下：(1)先建構  $DM$  模型下的方程式；(2)取得  $DM$  統計量；(3)將步驟(1)的模型估計後的殘差進行亂數抽樣；(4)使用步驟(3)抽樣後殘差項，建構虛無假設下的模型；(5)自虛無假設下的模型估計結果中取得一個  $DM$  統計量；(6)將步驟(5)的統計量加以儲存；(7)將步

### 3. 實證結果與分析

本文依照(1)式和(3)式，透過實質每人 GDP 獲得各國的 *CDR* 以及 *MCDR* 數列進行實證探討。模型估計時必須先確認變數是否具有定性的特徵，以避免虛假迴歸的估計，<sup>9</sup> 因此先對各國實質每人 GDP 進行單根檢定。由於 Said and Dickey (1984) 提出傳統 ADF (augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法，假設殘差服從同質與白噪音 (white noise)，而 PP (Phillips and Perron, 1988) 單根檢定法則允許殘差項存在異質性 (heteroskedasticity) 與弱相關性 (weakly dependence)，因其結果較具穩健性與一般性，故本文選擇採用 PP 檢定方法進行各變數之單根檢定。表 1 報告 12 個國家實質每人 GDP 的單根檢定，我們利用包含常數項、以及常數項加上時間趨勢變數等 2 種模型進行檢驗，結果顯示所有國家實質每人 GDP 的一階差分項均符合定性的要求，而 *CDR* 與 *MCDR* 數列單根檢定結果也同樣具恆定性特徵，符合門檻變數的要求。另外，圖 1 中部份國家的 *CDR* 與 *MCDR* 序列可能存在結構改變，因此我們進一步採用 Perron (1997) 單根檢定法，<sup>10</sup> 以強化單根檢定結果的可信度，檢定結果亦顯示考量結構改變的影響，多數結果仍證明 *MCDR* 數列與 *CDR* 數列仍具恆定性特徵。<sup>11</sup> 為了進行模型的比較與預測檢定，模型估計

---

驟(3)至步驟(6)，重覆 5,000 次；(8)將 5,000 次的 *DM* 統計量進行排序；(9)取得步驟(8)排序後統計量中的四種統計的分位值，分別是 97.5%、95%、5% 以及 2.5%；(10)合併步驟(2)與步驟(9)的結果，進行檢定，以瞭解是否能顯著地拒絕虛無假設。

<sup>9</sup> 若使用非定性資料將會造成虛假迴歸 (spurious regress) 的問題，詳見 Granger and Newbold (1974)。

<sup>10</sup> Perron (1997) 的單根檢定法，是允許數列本身存在一次結構性改變下所進行的單根檢定方法。

<sup>11</sup> 從本文圖一雖然可以看到類似離群值 (outlier) 或季節性 (seasonality) 或斷裂趨勢 (trend break) 的現象，但從 Perron (1997) 的驗證過程，可以確認 *MCDR* 數列 (包括 *CDR* 數列) 仍具有恆定特性，基本上已符合統計理論的要求。一般來說，當假設模型中的任一變數具有離群值或季節性或斷

的樣本期間自 1959 年第 1 季至 2001 年第 4 季，2002 年第 1 季至 2005 年第 4 季的資料進行樣本外預測。

實證過程中，我們分別利用 *CDR* 與 *MCDR* 為門檻變數，建構實質每人 GDP 成長率的 TAR 模型，再進行 2 種模型樣本外預測能力的比較，藉以驗證 *MCDR* 比 *CDR* 更能作為通用的門檻變數。<sup>12</sup> 以 *CDR* 為門檻變數的 TAR 模型，其門檻值是依據 Beaudry and Koop (1993) 的設定，以外生決定的，直接以 0 作為其門檻值區分景氣好壞，所以估計門檻模型前不須進行線性檢定；而以 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型，以內生方式決定其最適的門檻值，需先進行模型的線性檢定，確認是否具有非線性的特性。<sup>13</sup> 模型遞延期數之決定，我們參考 AIC (Akaike's information criterion) 準則選取最適遞延期數，<sup>14</sup> 結果發現除法國與義大利等 2 國採用遞延 3 期之外，其他 9 國的模型均採用遞延 4 期，透過遞延模型的設定，可消除殘差序列相關的問題。

---

裂趨勢的現象，可能使得估計結果產生偏誤或是檢定推論結果不正確。本文採用門檻模型進行實證研究，利用 *MCDR* (或 *CDR*) 作為區分景氣優劣體制的因子，*MCDR* 透過「變數」的結構改變來展現特定條件下的估計結果，事實上已將序列中斷裂趨勢現象的影響予以考慮。另一方面，資料若具有季節性會產生固定的資料形態，但無法干擾景氣好壞的判定，即使 *MCDR* 具有季節性，同樣也不會影響到本文的估計結果，而且在搜尋最適門檻值的過程，會事先去除最大與最小值的前 10%~15% 資料，即使 *MCDR* (或 *CDR*) 本身有離群值，也會被排除。

<sup>12</sup> 由於大多數國家之實質每人 GDP 均為非定態，因此本文後續模型將以實質 GDP 成長率作為被解釋變數，以避免產生虛假迴歸的問題。

<sup>13</sup> Beaudry and Koop (1993) 的設定，以 0 作為其門檻值區分景氣好壞，建構 *CDR* 為指標變數，進行資料整理，形成兩種體制進行線性迴歸分析，不同於 *MCDR* 為門檻變數的非線性模型。因此 *CDR* 門檻模型的估計過程，在本質上仍是線性的估計方式，*CDR* 區分不同的體制是公式中早已固定，是外生決定，無法再變動，故在估計程序上跳過模型線性檢定的程序。另外，由於 *CDR* 本身僅在景氣衰退時才具有數值，觀察值數量大幅降低，因此無法進行常見的線性檢定。

<sup>14</sup> 請參考 Akaike (1973)。

表 1 單根檢定結果彙總表

	實質每人 GDP 水準值		實質每人 GDP 一階差分		
	常數項	常數項+時間趨勢	常數項	常數項+時間趨勢	
加拿大	0.46	-1.93	-13.39**	-13.43**	
法國	-1.17	-2.82	-9.11**	-9.40**	
德國	-0.29	-2.47	-15.31**	-15.62*	
香港	0.77	-6.08	-17.06**	-17.74**	
義大利	-0.52	-2.63	-12.88**	-13.38**	
日本	-1.53	-5.62	-27.80**	-42.56**	
馬來西亞	-1.42	-3.78*	-10.51**	-9.89**	
南韓	0.75	-7.12	-96.79**	-98.01**	
菲律賓	-5.25**	-6.49**	-32.98**	-47.98**	
臺灣	4.28	-0.84	-24.91**	-28.06**	
英國	1.79	-0.63	-14.40**	-14.37*	
美國	1.20	-1.70	-11.73**	-11.71**	
		CDR 水準值		MCDR 水準值	
	常數項	常數項+時間趨勢	常數項	常數項+時間趨勢	
加拿大	-3.35**	-3.36	-4.18**	-4.17**	
法國	-4.78**	-4.76**	-5.99**	-5.97**	
德國	-8.25**	-8.23**	-10.77**	-10.74**	
香港	-7.74**	-8.13**	-7.98**	-8.03*	
義大利	-4.93**	-4.92**	-7.32**	-7.32**	
日本	-10.39**	-11.63**	-12.50**	-12.93**	
馬來西亞	-3.89**	-3.84*	-4.11**	-4.09**	
南韓	-15.98*	-15.96**	-16.30**	-16.41**	
菲律賓	-6.79**	-7.07**	-6.76**	-7.58**	
臺灣	-9.36**	-9.57**	-9.97**	-9.94**	
英國	-3.37**	-3.36	-4.71**	-4.74**	
美國	-5.09**	-5.08**	-6.54**	-6.55**	

表 1 單根檢定結果彙總表（續前頁）

Perron 單根檢定結果彙總表							
		CDR 水準值			MCDR 水準值		
中文名稱		IO1	IO2	AO	IO1	IO2	AO
加拿大	$t_{\alpha}^*$	-4.84*	-5.25**	-4.13	-4.83*	-5.06*	-4.01
法國	$t_{\alpha}^*$	-5.90***	-5.79**	-5.05**	-6.44***	-6.38***	-6.15***
德國	$t_{\alpha}^*$	-6.13***	-5.93**	-5.81***	-7.53***	-7.22***	-4.91**
香港	$t_{\alpha}^*$	-4.76	-6.53***	-3.52	-4.02	-5.92**	-3.40
義大利	$t_{\alpha}^*$	-5.36**	-5.57**	-4.91**	-7.62***	-7.60***	-5.48***
日本	$t_{\alpha}^*$	-6.31***	-5.96**	-3.13	-5.34**	-5.60**	-2.36
馬來西亞	$t_{\alpha}^*$	-6.42***	-9.35***	-2.68	-6.45***	-6.83***	-2.58
南韓	$t_{\alpha}^*$	-5.15**	-5.34*	-4.54*	-5.09*	-5.41*	-3.91
菲律賓	$t_{\alpha}^*$	-6.16***	-6.12**	-6.03***	-6.02***	-5.99**	-6.02***
臺灣	$t_{\alpha}^*$	-8.33***	-7.29***	-3.75	-5.77***	-5.58**	-3.10
英國	$t_{\alpha}^*$	-5.81***	-6.31***	-3.59	-5.83***	-6.04**	-5.23**
美國	$t_{\alpha}^*$	-6.12***	-6.36***	-4.62	-5.87***	-5.61**	-5.22**

資料來源：實質每人 GDP 資料來源為國際貨幣基金會的 IFS 統計資料庫與中華民國統計資訊網，CDR 和 MCDR 由本文計算所得。

- 註：1. Perron (1997) 單根檢定允許模型存在一次結構改變，所有模型中除均存在截距項與時間趨勢項之外，並再區分為 IO1 模型：設定截距項存在結構改變，IO2 模型：設定截距項與斜率項均存在結構變動，以及 AO 模型：設定斜率項存在結構改變，且兩區段的時間趨勢是連接在結構改變點等三種模型。其中 3 種模型是否存在結構改變之 1%、5% 與 10% 的臨界值分別為（觀察值個數，T=60: -5.92、-5.23、-4.92; T=100: -5.70、-5.10、-4.82; T=∞: -5.41、-4.80、-4.58）; (T=70: -6.32、-5.59、-5.29; T=100: -6.21、-5.55、-5.25; T=∞: -5.57、-5.08、-4.82）; (T=100: -5.45、-4.83、-4.48; T=150: -5.28、-4.65、-4.38; T=∞: -4.91、-4.36、-4.07)。以上的結果是使用 RATS 套裝軟體所獲得。
2. 本文所運用的資料頻率為季資料，在某種程度上仍具有較高的序列相關，PP 單根檢定法則允許殘差項存在異質性與弱相關性，因其結果較具穩健性與一般性，本文選擇採用 PP 檢定方法進行各變數之單根檢定。PP 單根檢定的虛無假設為存在單根，若統計量在 1%、5%、10% 的顯著水準下拒絕單根的虛無假設，則分別以\*\*\*、\*\* 及 \* 來加以表示。

表 2 報告線性檢定結果，本文是採用 Hansen (1996) 的模式進行線性檢定，因此不存擾嚷參數 (nuisance parameter) 的問題。由實證結果顯示 12 個國家模型 *MCDR* 的估計都拒絕線性的虛無假設。另外，TAR 模型門檻變數的遲延期數  $d$  的選取，我們利用線性檢定  $F$  統計量的最大者為依據。日本的結果，模型遲延期數由 2 期改為 4 期，原因是當遲延期數設定為 2 期時，體制一的估計結果無法收斂，因此我們改以次高  $F$  統計量下的 4 期為遲延期數，而馬來西亞也有相似的情況，也改採用次高  $F$  統計量下的 1 期為遲延期數。<sup>15</sup>

表 3 報告各國 TAR 模型估計結果。表 3 顯示，菲律賓 *CDR* 門檻變數 TAR 模型的估計結果，因景氣擴張體制內的觀察值數量不夠而無法估計，此證明本文的論點，即 *CDR* 雖然可以作為景氣循環的替代變數，但卻無法適用於所有國家。比較 *CDR* 與 *MCDR* 等 TAR 模型的估計結果，發現法國與南韓 2 種 TAR 模型的門檻值相當接近 (差距在 0.15 個標準差之內)，可見將某些國家的 TAR 模型，直接以  $CDR = 0$  作為區分景氣好壞體制的分水嶺，這樣的作法其背後具有一定程度的準確性。會有這樣的說法，是因為外生決定 (*CDR*) 的門檻值其實就是內生決定 (*MCDR*) 門檻值過程中的一個特殊例子，其門檻值剛好為 0。

若僅從模型的估計結果來判斷 *CDR* 與 *MCDR* 的優劣，發現都是傾向以 *MCDR* 作為門檻變數的 TAR 模型最具優勢，無論是以調整後  $R^2$  ( $\bar{R}^2$ )、殘差平方和、或是 AIC 值等指標評估，結果均相同。產生這樣的結果並不意外，因為 *MCDR* 相對於 *CDR*，具有全範圍的數值，而 *CDR* 卻只有正值的部份，加上以模型內生方式而取得

---

<sup>15</sup> 門檻模型之線性檢定過程與一般的檢定過程不同，不同處在於在無門檻效果的虛無假設下，由於門檻變數無法認定，因此，標準的檢定的統計量，如 LM、Wald 統計量，其大樣本已非卡方分配，而是受到擾嚷參數影響的非標準 (non-standard) 和非相似 (non-similar) 分配，在此情況下難以求出大樣本下的臨界值，目前已有 Hansen (1996) 與 Tsay (1989, 1998) 等兩類的作法可以解決這樣的問題。本文採用 Hansen (1996) 的模式，因此不存擾嚷參數的問題。

表 2 線性檢定結果彙總表

		D=1	D=2	D=3	D=4
加拿大 AR(4)	F-test	3.29	4.90*	2.49	2.66
	TRV	0.5095 (0.10)	0.1415 (0.01)	-0.1464 (0.32)	-0.4788 (0.25)
法國 AR(3)	F-test	3.73	2.25	5.18*	2.60
	TRV	0.3712 (0.08)	-0.0885 (0.46)	-0.7563 (0.01)	-1.1612 (0.34)
德國 AR(4)	F-test	3.81*	2.99	3.22	2.31
	TRV	0.9041 (0.04)	0.393 (0.12)	-0.464 (0.09)	0.7338 (0.35)
香港 AR(4)	F-test	1.38	3.86*	2.47	3.04
	TRV	-0.0677 (0.89)	-0.3815 (0.05)	0.5448 (0.33)	-0.0677 (0.15)
義大利 AR(3)	F-test	3.44	7.18*	2.13	2.94
	TRV	0.5857 (0.08)	-0.8717 (0.00)	-0.547 (0.47)	-0.2068 (0.21)
日本 AR(4)	F-test	4.42	5.29	3.86	4.96*
	TRV	1.1742 (0.01)	1.4543 (0.00)	0.7837 (0.04)	0.378 (0.01)
馬來西亞 AR(4)	F-test	7.04*	5.31	3.89	7.25
	TRV	1.2819 (0.00)	1.4363 (0.01)	-0.1772 (0.05)	1.2370 (0.01)
南韓 AR(4)	F-test	8.06*	4.12	4.78	6.53
	TRV	-0.119 (0.00)	0.0206 (0.02)	1.5668 (0.01)	1.7218 (0.00)
菲律賓 AR(4)	F-test	4.85	3.27	7.94*	5.25
	TRV	2.269 (0.02)	2.7738 (0.12)	1.7458 (0.00)	1.8106 (0.01)
臺灣 AR(4)	F-test	2.96	4.31*	3.00	2.57
	TRV	0.5624 (0.19)	0.3838 (0.02)	0.5377 (0.17)	0.0559 (0.32)
英國 AR(4)	F-test	4.61*	2.90	3.28	3.40
	TRV	0.4914 (0.01)	0.3938 (0.16)	0.5463 (0.11)	-0.494 (0.08)
美國 AR(4)	F-test	3.11	2.48	3.84*	1.93
	TRV	0.2839 (0.12)	-0.7268 (0.29)	-0.7665 (0.04)	0.0642 (0.57)

資料來源：本研究整理。

註：AR(N)代表模型所設定的(N)遞延期數，期數最長為4期，基本上以AIC為遞延期數的選取準則，D代表門檻變數的遞延期數。F-test為模型線性檢定F分配的統計量，TRV代表TAR模型的最適門檻值，括號( )為F分配統計量的p值。\*代表該國模型所選擇的遞延期數的設定。

表 3 TAR 模型估計結果彙總表

	加拿大		法 國		德 國		香 港	
門檻變數	$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$	$CDR_{t-3}$	$MCDR_{t-3}$	$CDR_{t-1}$	$MCDR_{t-1}$	$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$
門檻值	0.00	0.1415	0.00	-0.7563	0.00	0.9041	0.00	-0.3815
體制一								
常數項	0.25 (0.07)	0.20 (0.21)	0.29 (0.07)	0.16 (0.07)	0.53 (0.01)	1.00 (0.02)	1.42 (0.00)	1.37 (0.00)
$\Delta Y_{t-1}$	0.22 (0.05)	0.47 (0.00)	0.53 (0.03)	0.49 (0.00)	-0.22 (0.16)	-0.41 (0.14)	-0.20 (0.05)	-0.18 (0.03)
$\Delta Y_{t-2}$	-0.02 (0.84)	0.01 (0.96)	0.08 (0.68)	0.15 (0.24)	-0.14 (0.20)	0.50 (0.10)	-0.13 (0.23)	-0.12 (0.18)
$\Delta Y_{t-3}$	0.06 (0.62)	0.11 (0.40)	-0.07 (0.75)	-0.25 (0.06)	0.10 (0.38)	0.07 (0.59)	-0.05 (0.62)	-0.05 (0.55)
$\Delta Y_{t-4}$	0.08 (0.54)	0.00 (1.00)			0.37 (0.01)	0.09 (0.74)	0.59 (0.00)	0.59 (0.00)
體制二								
常數項	0.55 (0.05)	0.48 (0.03)	0.05 (0.67)	0.31 (0.23)	0.33 (0.28)	0.36 (0.08)	0.53 (0.71)	-8.71 (0.01)
$\Delta Y_{t-1}$	-0.12 (0.26)	-0.21 (0.02)	0.15 (0.13)	-0.19 (0.18)	-0.03 (0.80)	0.04 (0.65)	-0.12 (0.39)	-0.35 (0.14)
$\Delta Y_{t-2}$	0.04 (0.79)	0.11 (0.37)	0.21 (0.05)	0.27 (0.03)	0.07 (0.61)	-0.03 (0.75)	-0.23 (0.28)	0.75 (0.04)
$\Delta Y_{t-3}$	-0.11 (0.38)	-0.10 (0.38)	0.29 (0.06)	0.28 (0.28)	-0.09 (0.46)	-0.11 (0.25)	-0.08 (0.71)	0.60 (0.11)
$\Delta Y_{t-4}$	0.31 (0.00)	0.31 (0.00)			0.32 (0.00)	0.30 (0.00)	0.76 (0.00)	0.83 (0.00)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.09	0.17	0.13	0.21	0.13	0.20	0.58	0.63
殘差平方和	171.28	156.44	37.77	34.07	318.42	292.92	1,002.47	882.55
概似比率	-239.07	-231.51	-102.25	-95.86	-285.86	-279.06	-279.64	-272.57
AIC 值	2.98	2.89	1.78	1.68	3.63	3.55	5.22	5.09
Q 統計量								
Q(4)	2.15 (0.71)	1.35 (0.85)	1.22 (0.87)	1.18 (0.88)	0.40 (0.98)	0.43 (0.98)	13.07 (0.01)	12.98 (0.01)
Q(8)	10.66 (0.22)	8.75 (0.36)	3.37 (0.91)	5.12 (0.74)	6.87 (0.55)	4.46 (0.81)	35.45 (0.00)	33.09 (0.00)

表 3 TAR 模型估計結果彙總表 (續前頁)

	義大利		日 本		馬來西亞		南 韓	
門檻變數	$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$	$CDR_{t-3}$	$MCDR_{t-3}$	$CDR_{t-1}$	$MCDR_{t-1}$	$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$
門檻值	0.00	-0.8717	0.00	0.378	0.00	-1.2819	0.00	-0.119
體制一								
常數項	0.84 (0.00)	0.73 (0.00)	0.62 (0.01)	0.43 (0.18)	1.44 (0.16)	2.54 (0.02)	3.20 (0.00)	3.19 (0.00)
$\Delta Y_{t-1}$	0.19 (0.07)	0.15 (0.06)	-0.26 (0.00)	-0.33 (0.00)	-0.10 (0.92)	1.21 (0.23)	-0.46 (0.00)	-0.47 (0.00)
$\Delta Y_{t-2}$	0.02 (0.89)	0.02 (0.89)	-0.22 (0.00)	-0.28 (0.00)	-0.24 (0.81)	1.56 (0.13)	-0.46 (0.00)	-0.46 (0.00)
$\Delta Y_{t-3}$	-0.03 (0.86)	-0.06 (0.55)	-0.14 (0.00)	-0.14 (0.00)	0.09 (0.93)	1.09 (0.28)	-0.45 (0.00)	-0.45 (0.00)
$\Delta Y_{t-4}$			0.67 (0.00)	0.57 (0.00)	4.65 (0.00)	2.34 (0.03)	0.49 (0.00)	0.49 (0.00)
體制二								
常數項	0.69 (0.02)	1.09 (0.05)	-0.77 (0.08)	-0.21 (0.50)	-1.33 (0.19)	0.21 (0.83)	-6.76 (0.01)	-7.79 (0.00)
$\Delta Y_{t-1}$	-0.27 (0.04)	-1.33 (0.00)	0.20 (0.20)	0.14 (0.28)	1.10 (0.28)	-0.95 (0.35)	-0.38 (0.15)	0.06 (0.88)
$\Delta Y_{t-2}$	0.25 (0.02)	0.38 (0.00)	0.04 (0.75)	0.00 (0.97)	0.70 (0.49)	-0.36 (0.72)	0.11 (0.69)	0.45 (0.19)
$\Delta Y_{t-3}$	-0.02 (0.80)	0.07 (0.52)	0.02 (0.82)	-0.04 (0.67)	0.30 (0.77)	-0.69 (0.49)	0.51 (0.15)	0.92 (0.03)
$\Delta Y_{t-4}$			0.93 (0.00)	0.86 (0.00)	1.19 (0.24)	4.07 (0.00)	0.70 (0.02)	1.18 (0.00)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.03	0.13	0.96	0.96	0.68	0.78	0.99	0.99
殘差平方和	550.86	497.24	531.79	519.60	255.63	178.94	2,085.07	2,079.31
概似比率	-332.06	-323.66	-333.68	-331.74	-92.00	-85.05	-439.01	-438.79
AIC 值	4.15	4.04	4.12	4.09	5.23	4.87	5.51	5.51
Q 統計量								
Q(4)	0.29 (0.99)	3.21 (0.52)	1.62 (0.81)	2.51 (0.64)	9.22 (0.06)	1.17 (0.88)	6.86 (0.14)	5.81 (0.21)
Q(8)	0.81 (1.00)	4.82 (0.78)	4.42 (0.82)	4.62 (0.80)	13.01 (0.11)	2.02 (0.98)	9.61 (0.29)	8.65 (0.37)

表 3 TAR 模型估計結果彙總表（續前頁）

		菲律賓		臺灣		英國		美國	
門檻變數		$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$	$CDR_{t-3}$	$MCDR_{t-3}$	$CDR_{t-1}$	$MCDR_{t-1}$	$CDR_{t-2}$	$MCDR_{t-2}$
門檻值		0.00	1.7458	0.00	0.3838	0.00	0.4914	0.00	-0.7665
體制一									
常數項	Na		0.98 (0.01)	1.38 (0.00)	1.92 (0.00)	0.45 (0.00)	0.31 (0.06)	0.41 (0.01)	0.31 (0.00)
$\Delta Y_{t-1}$	Na		-0.27 (0.00)	-0.14 (0.05)	0.08 (0.38)	0.00 (0.08)	0.10 (0.06)	0.29 (0.02)	0.25 (0.00)
$\Delta Y_{t-2}$	Na		-0.32 (0.00)	-0.07 (0.52)	0.33 (0.05)	0.16 (0.17)	0.29 (0.55)	0.05 (0.65)	0.11 (0.19)
$\Delta Y_{t-3}$	Na		-0.17 (0.02)	-0.14 (0.05)	-0.14 (0.20)	0.19 (0.06)	0.00 (1.00)	-0.06 (0.62)	-0.08 (0.38)
$\Delta Y_{t-4}$	Na		0.77 (0.00)	0.66 (0.00)	0.55 (0.00)	-0.04 (0.72)	-0.27 (0.02)	0.04 (0.72)	0.10 (0.23)
體制二									
常數項	Na		-0.81 (0.06)	0.77 (0.22)	1.02 (0.03)	0.61 (0.02)	0.73 (0.00)	0.08 (0.68)	0.23 (0.65)
$\Delta Y_{t-1}$	Na		0.14 (0.23)	-0.14 (0.13)	-0.20 (0.00)	-0.21 (0.13)	-0.28 (0.00)	0.08 (0.43)	-0.36 (0.14)
$\Delta Y_{t-2}$	Na		0.17 (0.12)	-0.09 (0.34)	-0.13 (0.08)	-0.04 (0.75)	-0.13 (0.20)	0.09 (0.45)	-0.21 (0.30)
$\Delta Y_{t-3}$	Na		0.21 (0.06)	-0.14 (0.16)	-0.13 (0.07)	0.04 (0.77)	0.03 (0.71)	0.01 (0.93)	0.03 (0.94)
$\Delta Y_{t-4}$	Na		1.24 (0.00)	0.74 (0.00)	0.73 (0.00)	0.15 (0.29)	0.21 (0.04)	0.42 (0.00)	0.76 (0.00)
Adjusted R <sup>2</sup>	Na		0.97	0.76	0.79	0.00	0.10	0.08	0.13
殘差平方和	Na		257.70	573.93	509.02	165.90	148.80	132.63	125.44
概似比率	Na		-158.80	-327.66	-318.12	-236.41	-227.33	-217.72	-213.07
AIC 值	Na		4.27	4.25	4.13	2.95	2.84	2.73	2.67
Q 統計量									
Q(4)	Na		2.77 (0.60)	11.63 (0.02)	10.90 (0.03)	0.33 (0.99)	1.24 (0.87)	1.03 (0.91)	0.79 (0.94)
Q(8)	Na		6.79 (0.56)	20.04 (0.01)	16.12 (0.04)	10.17 (0.25)	12.34 (0.14)	8.05 (0.43)	10.42 (0.24)

資料來源：本研究整理。

註：1. 註： $\Delta$ 為差分一次的符號， $Y$ 代表實質每人產出。Q 統計量是 Ljung and Box (1979) 所提出的檢定統計量，Q(K)代表殘差之序列相關檢定 Q 統計量，K 則代表遞延期數，括號 ( ) 為係數的 p 值。

2. 菲律賓以  $CDR$  為門檻變數 TAR 模型，因為是外生決定門檻值 ( $CDR=0$ )，單一體制內觀察值個數太少，因此無法估計雙體制 TAR 模型。

的門檻值，當然會使得 *MCDR* 的 TAR 模型整體效能優於 *CDR*，這樣的結果相當符合本文的預期。但是，僅依據模型的估計結果，無法完全論斷那一種模型較具有優勢。爲了更進一步驗證 2 個門檻模型的優劣，我們將觀察值最後 4 年（2002 年至 2005 年）共 16 季，進行模型樣本外預測檢定。

我們採用的樣本外預測檢定共分成 4 種預測期，以驗證模型整體的預測能力，分別是向外預測 1 期、2 期、3 期與 4 期。預測方式採用滾動預測（rolling forecasting）模式，以取得樣本外的預測值。因爲各國資料起始點有所差異，而各國樣本外預測期間是一致的，預測期間從 2002 年第 1 季開始到 2005 年第 4 季爲止，因此各國 TAR 模型的滾動區間（window）大小有所不同，但各國模型在樣本外預測的過程中，其滾動預測的區間均保持不變。

表 4 報告樣本外預測的比較結果；發現在 *RMSE* 值的比較上，如德國、馬來西亞、英國、以及美國等 4 國，採用 *MCDR* 爲門檻變數之模型具有絕對的預測優勢，即 4 種期數的向外預測值均優於採用 *CDR* 爲門檻變數之模型的表現。其次爲香港、義大利以及日本等 3 國，4 種期數的向外預測值有其中 3 期優於採用 *CDR* 爲門檻變數之模型的表現。而其他 4 國的比較結果則較不突出。換言之，在 11 國當中有 7 國具有預測上的優勢，*MCDR* 的表現相當顯著。菲律賓因 *CDR* 的門檻模型無法估計，因此也無法進行樣本外預測的比較，所以在樣本外預測效能的比較過程中予以去除。以整體向外預測 4 期的效能來考量，*MCDR* 確實優於 *CDR*，此可由 2 方面來觀察，一是表現在國家資料的適用性，例如菲律賓無法採用 *CDR* 爲門檻變數，順利地完成 TAR 模型的估計作業。若是改採用 *MCDR* 爲門檻變數則能滿足實證上的需求；二是表現在樣本外預測能力的效能，本文的實證結果顯示，相對於 *CDR*，以 *MCDR* 爲門檻變數，所建構的 TAR 模型，有六成以上的國家預測能力是顯著增加的。另外，我們亦將 *CDR* 的 *RMSE* 除以 *MCDR* 的 *RMSE* 再乘以 100%，此時大於 100% 表示 *MCDR* 較優，反之則 *MCDR* 較差，結果亦同意

*MCDR* 預測能力較 *CDR* 為佳。

表 4 樣本外預測效能之比較彙總表

<i>RMSE</i> 統計值 (門檻變數為 <i>CDR</i> 的 TAR 模型)											
期數	加拿大	法國	德國	香港	義大利	日本	南韓	菲律賓	臺灣	英國	美國
1	0.53#	0.42	0.55	2.76	0.92	0.83#	2.00#		1.90#	0.36	0.54
2	0.54#	0.42#	0.44	2.74	0.88#	0.91	1.87#		1.91#	0.32	0.55
3	0.55	0.38#	0.45	2.98	0.92	1.04	1.95		1.99	0.32	0.55
4	0.56	0.40	0.46	2.96#	0.95	1.09	1.63		2.14	0.33	0.57
<i>RMSE</i> 統計值 (門檻變數為 <i>MCDR</i> 的 TAR 模型)											
1	0.57	0.41#	0.46#	2.70#	0.88#	0.86	2.09	1.32	2.09	0.35#	0.50#
2	0.55	0.44	0.39#	2.60#	0.91	0.87#	1.90	1.37	2.00	0.31#	0.53#
3	0.50#	0.38	0.43#	2.91#	0.91#	0.81#	1.93#	1.43	1.82#	0.31#	0.50#
4	0.52#	0.39#	0.45#	3.02	0.94#	0.84#	1.57#	1.39	1.99#	0.32#	0.51#
兩模型 <i>RMSE</i> 比率 ( <i>CDR</i> 之 <i>RMSE</i> 除以 <i>MCDR</i> 之 <i>RMSE</i> )											
1	94.3%	101.9%	120.3%	102.2%	105.2%	96.2%	207.4%	NA	95.4%	91.0%	101.9%
2	98.4%	95.7%	112.2%	105.4%	96.0%	105.3%	251.1%	NA	98.1%	95.6%	103.9%
3	109.7%	98.8%	104.2%	102.4%	100.1%	128.1%	634.6%	NA	101.4%	109.5%	103.1%
4	107.6%	100.5%	101.0%	98.0%	98.1%	130.4%	270.9%	NA	104.1%	107.2%	104.7%

資料來源：本研究整理。

註：#代表數值相對較小，用來區分模型樣本外預測優劣的參考。兩模型 *RMSE* 比率，是將 *CDR* 的 *RMSE* 除以 *MCDR* 的 *RMSE* 再乘以 100%，如此大於 100% 表示 *MCDR* 較優，反之則 *MCDR* 較差。

然而，本文的主張是否真的可以透過表 4 效能評估指標 *RMSE* 統計量的大小就可以確立？這樣的問題在嚴謹的統計概念下，答案是否定的，其主要的缺點在於表 4 判斷優劣的標準在於數值的大與小，而大小之間的差異，到底多少才是夠大，才具有統計上的顯著水準，無明確的說明。因此，本文進一步地採用評估指標 DM 檢定統計量，檢定模型之間的預測能力何者較具優勢，或是無差異。由於 Diebold and Mariano (1995) 的 DM 檢定法僅限於在線性模型下，

才具有標準常態分配的特性；因此，爲了符合本文非線性的估計，我們依循 Chung (2006) 的模式，透過拔靴法取得臨界值，以作爲顯著與否的判斷標準。DM 檢定過程中，我們利用 *CDR* 門檻模型的預測誤差平方，減去 *MCDR* 爲門檻模型的預測誤差平方，估計損失函數，即  $f_i = u(CDR)_{t+i}^2 - u(MCDR)_{t+i}^2$ ，*i* 表示樣本外預測的期數。

表 5 報告 DM 檢定結果，我們分別列出 97.5%、95.0%、5.0%、以及 2.5% 等 4 種的臨界值，當 *DM* 統計值大於 97.5% 或 95% 的臨界值時，表示 *MCDR* 模型的預測效能優於 *CDR* 模型；同理，若是當 *DM* 統計值小於 5.0% 或 2.5% 的臨界值時，表示 *CDR* 模型的預測效能優於 *MCDR* 模型；若是 *DM* 統計量都不顯著，則代表 2 種模型的預測效能相當，無明顯的差異。由檢定結果顯示，加拿大的  $f_3$ 、 $f_4$ ，德國與馬來西亞的  $f_1$ 、 $f_2$ ，日本的  $f_3$ 、 $f_4$ ，台灣的  $f_3$ ，英國的  $f_4$ ，以及美國的  $f_1$ 、 $f_3$ 、 $f_4$  等，均正向且顯著地拒絕虛無假設，確認採用 *MCDR* 爲門檻變數的 TAR 模型具有較優越的樣本外預測效能。另一方面，表 5 中雖然仍有其他國家的結果中，*DM* 統計量不具有顯著（正向）差異，但由 *DM* 統計值來看，多數 *DM* 值爲正。由上述的結果，我們可以確認當門檻變數採用 *MCDR* 而非 *CDR* 時，門檻模型的預測效能將會相對提升。

由於傳統文獻大多使用前期 GDP 成長率當成衡量景氣波動的替代變數，因此爲了檢驗 *MCDR* 的適用性，附錄 2 與附表 2 至 5，我們比較利用 GDP 成長率與 *MCDR* 爲門檻變數的估計結果及樣本外預測的結果。整體而言，*MCDR* 之結果比 GDP 成長率爲佳。因此，在本文所使用的樣本國家與研究期間內，*MCDR* 的確比 GDP 成長率更適合作爲區分景氣波動的門檻變數。<sup>16</sup>

<sup>16</sup> 本文建構 *MCDR* 衡量景氣狀態的指標，本身就具備某種程度的衡量誤差 (Pagan, 1984)，但不論是利用任何指標變數或多或少存在衡量景氣狀態的誤差。因此，最合適之門檻變數之判斷在於模型預測能力之判斷。由於 *MCDR* 仍比 GDP 成長率爲佳，因此我們傾向接受預測能力較佳的結果，以 *MCDR* 衡量景氣波動。

表 5 DM 檢定結果彙總表

	加拿大	法國	德國	香港	義大利	日本	馬來西亞	南韓	臺灣	英國	美國
$f_1$	$f_1 = u(CDR)_{t+1}^2 - u(MCDR)_{t+1}^2$										
97.5%	0.04	0.04	0.09	2.25	0.12	0.35	7.46	0.35	1.29	0.02	0.07
95%	0.03	0.04	0.06	1.74	0.10	0.27	5.94	0.33	1.12	0.02	0.05
DM 統計值	-0.04	0.01	0.09**	0.33	0.08	-0.06	6.80*	-0.39	-0.75	0.00	0.05*
5.0%	-0.05	-0.04	-0.08	-2.29	-0.11	-0.37	-4.35	-0.48	-1.74	-0.02	-0.07
2.5%	-0.05	-0.06	-0.09	-2.90	-0.14	-0.45	-4.98	-0.58	-2.12	-0.03	-0.07
$f_2$	$f_2 = u(CDR)_{t+2}^2 - u(MCDR)_{t+2}^2$										
97.5%	0.04	0.05	0.05	2.30	0.14	0.46	6.59	0.49	1.01	0.02	0.04
95.0%	0.03	0.04	0.04	1.75	0.10	0.38	5.13	0.38	0.80	0.02	0.03
DM 統計值	-0.01	-0.02	0.04*	0.75	-0.06	0.08	5.77*	-0.13	-0.35	0.01	0.02
5.0%	-0.03	-0.05	-0.04	-2.29	-0.12	-0.49	-4.71	-0.54	-1.04	-0.02	-0.04
2.5%	-0.04	-0.06	-0.05	-2.61	-0.15	-0.57	-4.94	-0.62	-1.35	-0.03	-0.05
$f_3$	$f_3 = u(CDR)_{t+3}^2 - u(MCDR)_{t+3}^2$										
97.5%	0.04	0.05	0.06	2.21	0.15	0.47	69.86	0.51	0.79	0.02	0.04
95.0%	0.04	0.04	0.04	1.72	0.11	0.35	65.85	0.41	0.64	0.02	0.03
DM 統計值	0.05**	0.00	0.02	0.40	0.00	0.42*	38.84	0.10	0.66*	0.01	0.05**
5.0%	-0.04	-0.05	-0.06	-1.99	-0.12	-0.39	-37.13	-0.61	-0.80	-0.02	-0.05
2.5%	-0.05	-0.05	-0.07	-2.26	-0.15	-0.44	-37.62	-0.68	-0.92	-0.03	-0.06
$f_4$	$f_4 = u(CDR)_{t+4}^2 - u(MCDR)_{t+4}^2$										
97.5%	0.04	0.06	0.06	1.40	0.18	0.63	6.97	0.49	1.02	0.02	0.04
95.0%	0.03	0.05	0.05	1.11	0.15	0.47	5.41	0.40	0.75	0.01	0.03
DM 統計值	0.04**	0.00	0.00	-0.35	-0.03	0.49*	5.40	0.20	0.59	0.01*	0.06**
5.0%	-0.04	-0.07	-0.07	-1.52	-0.18	-0.51	-4.13	-0.63	-0.90	-0.01	-0.04
2.5%	-0.05	-0.08	-0.08	-1.77	-0.20	-0.61	-4.49	-0.79	-1.11	-0.02	-0.05

資料來源：本研究整理。

註：表列為 DM (Diebold and Mariano, 1995) 檢定之 DM 統計值、97.5%、95%、5% 以及 2.5%

的臨界值，所有的臨界值是透過拔靴法而取得。損失函數  $f_i = u(CDR)_{t+i}^2 - u(MCDR)_{t+i}^2$ ， $f_i$ ：i=1、2、3 與 4 分別代表樣本外預測 1 期、2 期、3 期以及 4 期的 DM 檢定結果。DM 檢定的虛無假設為函數  $f_i$  之均數為 0，代表兩類型模型之樣本外預測的效能無差異；當統計量拒絕虛無假設，則代表兩類模型之中有預測效能較優者。另外，\*\* 表示 DM 值大於 97.5% 臨界值，\* 表示 DM 值介於 97.5% 與 95% 的臨界值之間。

## 4. 結論

本文研究目的旨在驗證 *MCDR* 相對於傳統 *CDR* 在門檻變數的使用上，是否具有相對上的優勢。以 7 大工業國、香港、南韓、馬來西亞、菲律賓與台灣等 12 國家（或地區）為研究對象，分別建構兩類 TAR 模型，並進行模型估計以及樣本外預測效能的比較。實證過程與所得到的結果都證實本文的論點，在門檻變數的使用上，*MCDR* 比傳統 *CDR* 更具優勢。

本文的實證檢驗過程中發現，若以 *CDR* 為門檻變數，外生決定門檻值，菲律賓的資料無法適用（TAR 模型無法估計）；而以 *MCDR* 為門檻變數，不但先經由線性檢定以確認非線性模型的適用性，而後續所建構雙體制 TAR 模型時，所有的國家（或地區）資料完全可以適用。此一過程顯示 *MCDR* 在統計程序上的嚴謹程度與資料的適用性的確優於 *CDR*。其次，在 TAR 模型的估計結果，*MCDR* 在各項模型效能的表現大多優於 *CDR* 模型。另外，由樣本外預測結果發現，*MCDR* 樣本外預測的效能則明顯地優於 *CDR*，尤以美國的表現最為突出，更證明經過本文 *MCDR* 相當適合作為門檻模型中的門檻變數。

綜合以上，本文的主張獲得實證上的支持，即 *MCDR* 不但是景氣循環的替代變數，而且適用在多國資料，*MCDR* 具備作為門檻變數的特性。我們將本文的貢獻歸納如下：(1) 從模型整體的架構而言，外生架構的 *CDR* 只是內生架構 *MCDR* 在估計結果中的一個特例。本文可驗證 *MCDR* 不但與 *CDR* 一樣，都是景氣循環的良好替代變數，而且適用於門檻模型上擔任門檻變數的角色，可以改善 *CDR* 無法適用持續高度經濟成長或長期間衰退國家的缺點。(2) 研究方法上，我們將 *MCDR* 導入門檻模型中，擴增傳統 *CDR* 的應用領域；另外，修正後的 *CDR* 就可以進行正式的線性檢定，增加使用非線性（門檻）模型進行估計分析的正當性，是以 *MCDR* 作為門檻變數的優點之一。(3) 進行與景氣循環相關議題的研究時，均可以透過

實質（每人）GDP 與簡單的操作程序來獲得 *MCDR*，因為 *MCDR* 本身就是景氣循環的良好替代變數。由於本文只採用單變量 TAR 模型進行實證研究，目的是讓實證過程與結果簡單且易於瞭解。只要門檻模型本身的設定符合計量上的要求，或是符合實證過程上的相關條件，而且是需要以景氣循環作為門檻變數的各類型門檻模型，都可以將 *MCDR* 作為門檻變數。

*CDR* 經過小幅度的修改之後，的確可以導入門檻模型架構之中，不但依然具有景氣循環的特性，而且還能扮演門檻變數的角色。若將 *MCDR* 運用在多變量門檻模型（如 TVAR 模型），或是 2 體制以上的模型架構，只要合乎建構門檻模型的基本條件或架構，*MCDR* 作為門檻變數的適用性當然是無庸置疑。本文僅利用單一變數進行門檻模型的比較，就是希望透過簡易的模型架構直接來展現與進行實證分析，以避免混淆的主要的目的，事實上，將 *MCDR* 導入門檻模型中作為門檻變數，其應用範圍當然不會只侷限於雙體制的 TAR 模型。由於本文僅利用單一變數進行門檻模型的比較，因此，多變量模型的應用與檢驗，將可做為未來進一步研究的方向。

## 附錄 1

### (1) *CDR* 與 *CDR3* 關聯性推導

本文導出 *CDR3* 與 *CDR* 的數學關係如下：

$$CDR_t = \max \{Y_{t-s}\}_{s \geq 0}^t - Y_t, \quad CDR3_t = \max \{Y_{t-s}\}_{s > 0}^t - Y_t,$$

先令 *CDR* 之  $S = 0$ ，*CDR3* 之  $S = 1$ ，以便於推導與說明：

$$CDR_t = \max \{Y_{t-s}\}_{s=0}^t - Y_t = \max \{Y_t, Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1\} - Y_t,$$

$$CDR3_t = \max \{Y_{t-s}\}_{s=1}^t - Y_t = \max \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1\} - Y_t,$$

$$\begin{aligned} CDR_t &= \max \{Y_{t-s}\}_{s=0}^t - Y_t \\ &= \max \{Y_t, \max \{Y_{t-s}\}_{s=1}^t\} - Y_t = \max \{0, CDR3_t\}, \end{aligned}$$

由上半部份的推導，*CDR3* 為 *CDR* 的函數，結論十分簡潔。但無法彰顯兩者在資料數值上的差異。因此，若以資料數值涵蓋程度的觀點來推導，即由 *CDR3* 推導起：

$$CDR = \begin{cases} Y_t - Y_t = 0, & \text{if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_t \\ Y_{t-s} - Y_t > 0, & \text{if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_{t-s}, s \geq 1, t > s \end{cases},$$

$$\begin{aligned} CDR3_t &= \max \{Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots, Y_1\} - Y_t + (Y_t - Y_t = 0) \\ &= \begin{cases} Y_{t-s} - Y_t > 0, & \text{if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_{t-s}, s \geq 1, t > s \\ Y_{t-s} - Y_t < 0, & \text{if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_t, s \geq 1, t > s \end{cases} \\ &\quad + [Y_t - Y_t = 0, \text{ if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_t], \end{aligned}$$

$$CDR3_t = [Y_{t-s} - Y_t < 0 \text{ if } \max \{Y_t, Y_{t-1}, \dots, Y_1\} = Y_t, s \geq 1, t > s] + CDR_t,$$

由下半部的推導結果， $CDR$  為  $CDR3$  的函數，可以顯現出兩者在資料數值上的不同。

## (2) Altissimo and Violant (2001) 與本文修改 $CDR$ 模式的比較

理論上，Altissimo and Violant (2001) 與本文所設立之模型，均以內生化的架構決定門檻值，理念是一致的，在理論上並無太大差異。

依據 Altissimo and Violant (2001) 的作法，可將  $CDR$  改寫如下：

$$\begin{aligned} CDR &= \max \{y_t, y_{t-1} + \gamma, \dots, y_1 + \gamma\} - y_t \\ &= \max \{y_t - \gamma, y_{t-1}, \dots, y_1\} - y_t + \gamma \\ &= \begin{cases} \max \{y_{t-1}, \dots, y_1\} - y_t + \gamma = CDR3 + \gamma & \text{if } \max \{y_{t-1}, \dots, y_1\} > y_t - \gamma, \gamma \neq 0 \\ (y_t - \gamma) - y_t + \gamma = 0 & \text{if } \max \{y_{t-1}, \dots, y_1\} \leq y_t - \gamma, \gamma \neq 0 \end{cases} \end{aligned}$$

根據上述的推導，Altissimo and Violant (2001) 修改後的  $CDR$  仍保持零與非零兩種數值，但資料中零與非零的數量可能與原始  $CDR$  的數量不同。本文的  $CDR3$  則是將  $CDR$  原設定為零的數值加以還原，形成一組完整的數列。因此基本上，Altissimo and Violant (2001) 的作法與本文  $CDR3$  或  $MCDR$  兩種修正模式在概念上是一致的，只是資料處理的方式與修正效果產生的時間點有所不同。

$CDR3_t > 0$  的部份，是屬於衰退期間，基本這部份的數值與  $CDR_t$  完全相同，此時  $CDR3_t$  與原始  $CDR$  的功用相同。而  $\gamma > 0$ （或  $\gamma < 0$ ）時，將對於原始  $CDR3_t$  的數值產生「平移  $\gamma$  單位」的效果，若將  $\gamma$  視為類似門檻值的作用，則 Altissimo and Violant (2001) 在這部份就完成  $CDR$  區分體制優劣的微調修正程序。而本文的  $CDR3_t$  或是  $MCDR$  則需要在透過門檻模型的估計與搜尋程序，才能完成  $CDR$  區分體制優劣的微調修正程序。只不過要搜尋到最適的  $\gamma$  值，似乎也需要先經過相當嚴謹的實證程序才有辦法獲得（Altissimo and Violant (2001) 文中附錄之馬可夫表示法有完整的敘述）。

但在實證上的操作過程中，本文推導之 *CDR3* 或 *MCDR* 均為一組完整的數列，優點是可充分納入各種門檻模型的估計程序中，作為門檻變數區分體制，因此無論是進行線性檢定或兩體制以上的多體制模型估計，都可以順利進行，實證操作較為簡單且具彈性。然而 Altissimo and Violant (2001) 的 *CDR* 數列仍存保有零與非零數值，表示區分體制是直接由零與非零數值來決定，由於受到有數值等於 0 的影響，在實證的程序上需自成一個體系或者有所限制；例如模型線性檢定的進行，就不能直接採用 Tsay (1989, 1998) 或 Hansen (1996) 的檢定方法，要解決此一實證操作的問題，可能需要多方面計量方法與程式纂寫之考量。本文則採用在不影響實證結果下，較易克服的估計方式處理。對於 Altissimo and Violant (2001) 的作法中，仍然保存原 *CDR* 非對稱特性以及不需透過門檻模型的估計，即可完成景氣體制微調過程等優點，我們仍十分肯定與贊同。

## 附錄 2

### *MCDR* 扮演景氣循環代理變數之可行性驗證

從正文的實證結果中已經可以驗證，將原始的 *CDR* 經過小幅度的修改之後，的確可以導入門檻模型架構之中，不但依然具有景氣循環的特性，而且還能扮演門檻變數的角色。然而在以往的實證文獻中，用來作為景氣循環的代理變數也不少，例如採用 GDP 成長率、利率或是長短期利率差距，本文為了更進一步瞭解 *MCDR* 的效能是否可與其他景氣循環慣用的代理變數具有相近的特性，因此以（每人實質）GDP 成長率（以下簡稱 *YG*）為門檻變數，再次建構另外的 12 組 TAR 模型，其用意在於與 *MCDR* 的 TAR 模型進行預測效能比較，以確定 *MCDR* 的可行性。

附表 2 是報告線性檢定的結果，所有國家的模型具有非線性的特徵，因此均可以 *YG* 為門檻變數建構 12 組 TAR 模型。<sup>17</sup> 12 組 TAR 模型的估計結果以及相關的參數設定，可以參閱附表 3 之 TAR 模型估計結果彙總表。為進行後續的樣本外預測，因此模型估計之樣本期間均自 1959 年第 1 季至 2001 年第 4 季，其餘期間自 2002 第 1 季至 2005 年第 4 季的資料，共 16 季，則是用來進行樣本外預測。

附表 4 是報告樣本外預測能力（預測效能指標是 *RMSE* 與 *RMSE* 比率），以 *YG* 為門檻變數的 TAR 模型在向外預測 1 期具有優勢，在 7 個國家中預測效能較佳，而以 *MCDR* 為門檻模型的 TAR 模型在向外預測 4 期具有優勢，在 8 個國家中預測效能較佳，而向外預測 2 期與 3 期的表現，兩模型的效能差異不大，但 *MCDR* 在數量上略為領先。透過兩模型的 *RMSE* 比率（*YG* 之 *RMSE* 除以 *MCDR* 之 *RMSE*）來衡量，其中，比率超過 100% 的個數有 27 個，所以雖然兩模型的預測效能平分秋色，但就附表 4 的結果而言，顯示採用 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型在數量上略佔優勢。

<sup>17</sup> 由於採用經濟成長率為門檻變數，因此 TAR 模型在參數上的設定，也會與以 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型有些差異存在。

附表 1 資料來源與期間

中文名稱	英文名稱	資料期間
加拿大	Canada	1959Q1~2005Q4
法國	France	1970Q1~2005Q4
德國	Germany	1960Q1~2005Q4
香港	Hong Kong	1973Q1~2005Q4
義大利	Italy	1961Q3~2005Q4
日本	Japan	1959Q1~2005Q4
馬來西亞	Malaysia	1991Q1~2005Q4
南韓	Korea	1960Q1~2005Q4
菲律賓	Philippines	1981Q1~2005Q4
臺灣	Taiwan	1961Q1~2005Q4
英國	United Kingdom	1959Q1~2005Q4
美國	United States of American	1959Q1~2005Q4

## 資料代碼

國內生產毛額 (gross domestic product, GDP)	99B
國內生產毛額平減指數 (GDP deflator index)	99BIR
消費者物價指數 (CPI)	64 (只有義大利)
人口 (Population)	99Z

資料來源：除台灣資料之外，其他各國之資料來自國際貨幣基金會 (IMF) 所屬的 IFS 統計資料庫。台灣之資料來源為中華民國統計資訊網 ([www.stat.gov.tw](http://www.stat.gov.tw))，選取「國民所得及經濟成長」之「統計表」項下之「國民所得常用資料」。

附表 2 線性檢定結果彙總表

		D=1	D=2	D=3	D=4
加拿大 AR(4)	F-test	7.84*	4.35	4.08	2.00
	TRV	-0.2289% (0.00)	-0.383% (0.01)	0.3729% (0.02)	-0.0412% (0.52)
法國 AR(3)	F-test	4.36*	3.56	4.14	3.19
	TRV	-0.0071% (0.04)	0.2884% (0.11)	0.6125% (0.06)	0.2862% (0.17)
德國 AR(4)	F-test	6.64*	2.61	5.96	3.69
	TRV	1.4584% (0.00)	1.2615% (0.21)	1.5832% (0.00)	1.8584% (0.05)
香港 AR(4)	F-test	2.95	5.50	5.42	13.65*
	TRV	-3.5652% (0.25)	5.1797% (0.01)	0.195% (0.01)	-1.2990% (0.00)
義大利 AR(3)	F-test	4.25	7.43*	1.32	2.83
	TRV	-0.193% (0.03)	2.3353% (0.00)	1.6245% (0.83)	0.4087% (0.22)
日本 AR(4)	F-test	2.71	4.97*	3.54	2.22
	TRV	2.6113 (0.20)	2.3835 0.00	1.2779 (0.06)	1.724 (0.40)
馬來西亞 AR(4)	F-test	4.36	3.60	3.30	6.57*
	TRV	-2.5585 (0.04)	3.0251 (0.10)	3.0251 (0.13)	-2.8875 (0.00)
南韓 AR(4)	F-test	4.75	1.92	5.48	7.71*
	TRV	28.6121% (0.01)	-0.8954% (0.59)	-16.306% (0.00)	-23.9792% (0.00)
菲律賓 AR(4)	F-test	3.50	5.09*	3.16	3.59
	TRV	-1.5668% (0.09)	5.3138% (0.01)	10.329% 90.15)	-7.0813% (0.09)
臺灣 AR(4)	F-test	6.07*	2.61	3.37	4.65
	TRV	5.2053% (0.00)	5.335% (0.26)	-0.1932% (0.09)	-2.4098% (0.01)
英國 AR(4)	F-test	2.25	2.84	4.80*	4.93
	TRV	-0.206% (0.35)	0.2587% (0.16)	0.5326% (0.01)	0.7624% (0.00)
美國 AR(4)	F-test	3.5181	1.6497	3.9958	4.5251*
	TRV	-0.0703% (0.11)	-0.3748% (0.74)	0.7954% (0.05)	0.2605% (0.02)

資料來源：本研究整理。

註：同表2。

附表 3 TAR 模型估計結果彙總表

	加拿大	法國	德國	香港	義大利	日本
門檻變數	$YG_{t-1}$	$YG_{t-1}$	$YG_{t-1}$	$YG_{t-4}$	$YG_{t-2}$	$YG_{t-2}$
門檻值	-0.2289%	-0.0071%	1.4584%	-1.2990%	2.3355%	2.3835%
體制一						
常數項	0.33 (0.04)	0.12 (0.28)	1.37 (0.01)	2.11 (0.00)	2.57 (0.00)	1.31 (0.25)
$\Delta Y_{t-1}$	0.17 (0.13)	0.43 (0.00)	-0.29 (0.05)	-0.15 (0.08)	-0.94 (0.00)	0.04 (0.76)
$\Delta Y_{t-2}$	-0.05 (0.50)	0.28 (0.01)	0.06 (0.66)	-0.24 (0.01)	0.17 (0.20)	0.38 (0.17)
$\Delta Y_{t-3}$	-0.10 (0.18)	-0.11 (0.22)	-0.18 (0.23)	-0.09 (0.33)	-0.05 (0.63)	-0.40 (0.01)
$\Delta Y_{t-4}$	0.33 (0.00)		0.82 (0.00)	0.33 (0.02)		0.09 (0.47)
體制二						
常數項	-1.07 (0.00)	0.35 (0.08)	0.45 (0.01)	0.74 (0.70)	0.72 (0.00)	0.26 (0.10)
$\Delta Y_{t-1}$	-1.01 (0.00)	0.68 (0.02)	-0.41 (0.00)	-0.23 (0.39)	0.12 (0.14)	-0.10 (0.26)
$\Delta Y_{t-2}$	0.52 (0.04)	-0.12 (0.49)	-0.04 (0.66)	-0.25 (0.12)	-0.06 (0.67)	-0.02 (0.85)
$\Delta Y_{t-3}$	0.30 (0.24)	0.88 (0.00)	0.08 (0.31)	-0.08 (0.59)	-0.03 (0.82)	0.28 (0.00)
$\Delta Y_{t-4}$	-0.06 (0.71)		0.23 (0.00)	0.68 (0.01)		0.26 (0.00)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.28	0.20	0.26	0.59	0.10	0.25
殘差平方和	144.38	34.90	271.00	977.26	510.22	362.10
概似比率	-224.81	-97.35	-272.72	-278.23	-325.77	-301.59
AIC 值	2.81	1.70	3.47	5.19	4.07	3.73
Q 統計量						
Q(4)	1.26 (0.87)	1.03 (0.91)	0.36 (0.99)	10.26 (0.06)	1.53 (0.82)	0.34 (0.99)
Q(8)	11.82 (0.16)	6.19 (0.63)	4.39 (0.82)	33.92 (0.07)	2.33 (0.97)	10.31 (0.24)

附表 3 TAR 模型估計結果彙總表（續前頁）

	馬來西亞	南韓	菲律賓	臺灣	英國	美國
門檻變數	$YG_{t-4}$	$YG_{t-4}$	$YG_{t-2}$	$YG_{t-1}$	$YG_{t-3}$	$YG_{t-4}$
門檻值	-2.8875%	-23.9792%	5.3138%	5.2305%	0.5326%	0.2605%
體制一						
常數項	1.53 (0.19)	2.12 (0.00)	3.42 (0.32)	4.21 (0.06)	0.91 (0.00)	0.58 (0.00)
$\Delta Y_{t-1}$	0.11 (0.51)	-0.41 (0.00)	0.04 (0.83)	-0.70 (0.01)	-0.34 (0.00)	0.18 (0.06)
$\Delta Y_{t-2}$	-0.14 (0.38)	-0.40 (0.00)	-0.14 (0.50)	-0.81 (0.00)	-0.14 (0.23)	0.11 (0.26)
$\Delta Y_{t-3}$	0.16 (0.37)	-0.37 (0.00)	-0.20 (0.07)	-0.34 (0.07)	-0.13 (0.35)	0.10 (0.36)
$\Delta Y_{t-4}$	0.32 (0.20)	0.59 (0.00)	0.54 (0.00)	-0.15 (0.44)	0.28 (0.02)	-0.08 (0.59)
體制二						
常數項	-3.13 (0.68)	-6.59 (0.02)	1.48 (0.01)	0.81 (0.01)	0.38 (0.01)	0.26 (0.22)
$\Delta Y_{t-1}$	-0.11 (0.85)	-1.00 (0.00)	-0.26 (0.00)	-0.17 (0.01)	0.05 (0.62)	0.14 (0.33)
$\Delta Y_{t-2}$	0.39 (0.60)	-0.36 (0.02)	0.03 (0.78)	-0.09 (0.09)	0.21 (0.03)	0.11 (0.38)
$\Delta Y_{t-3}$	-0.46 (0.11)	-0.26 (0.16)	-0.04 (0.58)	-0.13 (0.02)	0.30 (0.07)	-0.27 (0.02)
$\Delta Y_{t-4}$	0.47 (0.43)	-0.02 (0.88)	0.83 (0.00)	0.75 (0.00)	-0.15 (0.11)	0.10 (0.60)
Adjusted R <sup>2</sup>	0.50	0.99	0.96	0.80	0.10	0.09
殘差平方和	449.42	2046.80	316.08	489.59	148.03	131.68
概似比率	-103.00	-437.51	-166.86	-315.02	-226.89	-217.12
AIC 值	5.80	5.49	4.48	4.09	2.84	2.72
Q 統計量						
Q(4)	7.04 (0.13)	7.40 (0.12)	8.69 (0.07)	8.68 (0.07)	0.48 (0.98)	0.83 (0.94)
Q(8)	13.53 (0.10)	8.48 (0.39)	11.97 (0.15)	14.90 (0.06)	12.19 (0.14)	10.44 (0.24)

資料來源：本研究整理。

註：同表3。

附表 4 樣本外預測效能之比較彙總表

RMSE 統計值 (門檻變數為 YG 的 TAR 模型)												
	加拿大	法國	德國	香港	義大利	日本	馬來西亞	南韓	菲律賓	臺灣	英國	美國
1	0.58	0.45	0.54	2.83	0.98	0.84#	1.39#	1.44#	1.11#	1.99#	0.34#	0.45#
2	0.64	0.50	0.41	2.99	1.01	0.85#	1.34	1.39#	0.73#	1.94#	0.34	0.46#
3	0.58	0.41	0.40#	2.84#	0.96	0.82	1.28	1.47#	0.71#	2.00	0.34	0.44#
4	0.61	0.42	0.41#	2.84#	1.02	0.89	1.15	1.60	0.84#	2.17	0.33	0.46#
RMSE 統計值 (門檻變數為 MCDR 的 TAR 模型)												
1	0.57#	0.41#	0.46#	2.70#	0.88#	0.86	1.44	2.09	1.32	2.09	0.35	0.50
2	0.55#	0.44#	0.39#	2.60#	0.91#	0.87	1.04#	1.90	1.37	2.00	0.31#	0.53
3	0.50#	0.38#	0.43	2.91	0.91#	0.81#	0.99#	1.93	1.43	1.82#	0.31#	0.50
4	0.52#	0.39#	0.45	3.02	0.94#	0.83#	0.92#	1.57#	1.39	1.99#	0.32#	0.51
兩模型之 RMSE 比率 (YG/MCDR) (%)												
1	101.8	108.1	116.6	104.8	111.5	97.0	97.2	68.6	84.2	95.1	96.2	90.8
2	116.7	112.3	104.2	115.1	110.8	97.4	128.3	73.1	53.2	97.0	113.1	87.0
3	115.5	108.0	92.7	97.6	104.7	100.9	129.1	76.1	49.9	110.1	108.0	88.5
4	117.1	105.7	91.4	94.3	109.2	107.2	124.9	102.2	60.2	108.9	105.3	89.9

資料來源：本研究整理。

註：同表4。

當然，以由 *RMSE* 或兩模型之 *RMSE* 比率來進行比較，所採用的衡量標準只是統計量的大小。因此，本文仍再採用 *DM* 檢定統計量，檢定兩模型之間的預測能力何者較具優勢，或是無差異。*DM* 檢定過程中，我們利用 *YG* 之門檻模型的預測誤差平方，減去 *MCDR* 之門檻模型的預測誤差平方，估計損失函數，即  $f_i = u(YG)_{t+i}^2 - u(MCDR)_{t+i}^2$ ，*i* 表示樣本外預測的期數。

附表 5 報告 *DM* 檢定結果，無論是那一個向外預期的期數，*DM* 統計量均出現正負相間的現象，從附表 5 中的結果中發現，在樣本外向預測 1 期時，*DM* 統計量顯著為正值、負值各有 1 國，且 *DM* 統計量中有 7 國為負值，因此以 *YG* 為門檻變數的 *TAR* 模型略占優

勢。在樣本外向外預測 2 期時，*DM* 統計量顯著正值有 1 國，在樣本外向外預測 3 與 4 期時，則 *DM* 統計量顯著正值、負值者也各有 1 國，其中多數 *DM* 統計量偏向正值，顯示以 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型在向外預測 2、3 與 4 期略具有優勢。綜合附表 5 的結果而言，基本上兩模型的樣本外預測效能，整體而言 *MCDR* 相較 *YG* 在數量更具有優勢。

本文建構傳統文獻採用的景氣循環代理變數—GDP 成長率(*YG*)為門檻變數的 TAR 模型，與先前以 *MCDR* 為門檻變數的 TAR 模型再次進行樣本外的預測效能，以確認本文對原始 *CDR* 改善是否具有可使用性，從附表 4 與附表 5 的結果中發現，*MCDR* 之 TAR 模型與 (*YG*) 之 TAR 模型的預測效能，*MCDR* 的確在數量上較具有優勢，藉此更進一步驗證出本文的 *MCDR* 可以用來代理景氣循環的指標變數。

附表 5 DM 檢定結果彙總表

	加拿大	法國	德國	香港	義大利	日本	馬來 西亞	南韓	菲律賓	臺灣	英國	美國
$f_1$	$f_1 = u(YG)_{t+1}^2 - u(MCDR)_{t+1}^2$											
97.5%	0.24	0.09	0.10	7.11	0.61	0.25	3.84	2.96	1.66	1.15	0.04	0.09
95%	0.20	0.07	0.08	5.94	0.52	0.21	3.10	2.52	1.37	1.01	0.03	0.08
<i>DM</i> 統計值	0.01	0.03	0.08*	0.71	0.19	-0.04	-0.40	-2.32*	-0.51	-0.42	-0.01	-0.05
5.0%	-0.17	-0.07	-0.08	-5.03	-0.50	-0.22	-2.38	-2.67	-1.43	-1.34	-0.03	-0.07
2.5%	-0.21	-0.08	-0.09	-5.98	-0.60	-0.25	-2.74	-3.19	-1.73	-1.56	-0.04	-0.09
$f_2$	$f_2 = u(YG)_{t+2}^2 - u(MCDR)_{t+2}^2$											
97.5%	0.22	0.12	0.04	7.45	1.17	0.23	2.31	2.80	1.23	0.84	0.02	0.11
95.0%	0.21	0.11	0.04	6.35	0.92	0.20	1.57	2.44	1.14	0.74	0.02	0.09
<i>DM</i> 統計值	0.11	0.05	0.01	2.19	0.19	-0.04	1.10	-1.69	-1.33	-0.24	0.03**	-0.08
5.0%	-0.13	-0.10	-0.04	-4.72	-0.82	-0.21	-2.31	-2.57	-1.39	-0.86	-0.01	-0.11
2.5%	-0.13	-0.12	-0.04	-5.39	-0.94	-0.26	-3.61	-3.13	-1.66	-0.99	-0.02	-0.13
$f_3$	$f_3 = u(YG)_{t+3}^2 - u(MCDR)_{t+3}^2$											
97.5%	0.13	0.07	0.05	3.48	0.96	0.25	3.10	2.74	1.31	1.10	0.01	0.09
95.0%	0.11	0.06	0.05	2.77	0.75	0.22	2.44	2.31	1.20	0.88	0.01	0.07
<i>DM</i> 統計值	0.08	0.02	-0.03	-0.40	0.08	0.01	1.51	-1.56	-1.53*	0.70	0.02**	-0.06
5.0%	-0.08	-0.06	-0.06	-3.33	-0.79	-0.25	-2.42	-2.08	-1.45	-0.97	-0.01	-0.10
2.5%	-0.09	-0.08	-0.07	-4.11	-0.94	-0.30	-3.62	-2.63	-1.76	-1.17	-0.01	-0.12
$f_4$	$f_4 = u(YG)_{t+4}^2 - u(MCDR)_{t+4}^2$											
97.5%	0.19	0.11	0.06	3.05	0.98	0.58	2.22	2.32	1.35	1.24	0.03	0.12
95.0%	0.14	0.09	0.06	2.52	0.80	0.49	1.65	1.97	1.25	1.07	0.02	0.11
<i>DM</i> 統計值	0.10	0.02	-0.03	-1.00	0.17	0.52*	1.01	0.11	-1.25*	0.74	0.01	-0.07
5.0%	-0.14	-0.07	-0.08	-2.97	-0.86	-0.47	-1.92	-1.62	-1.33	-1.15	-0.02	-0.12
2.5%	-0.16	-0.09	-0.10	-3.51	-0.99	-0.57	-2.01	-1.84	-1.65	-1.43	-0.03	-0.15

資料來源：本研究整理。

註：1. 同表5。

2. \*\*表示 *DM* 值小於 2.5% 臨界值，\* 表示 *DM* 值介於 2.5% 與 5.0% 的臨界值之間。

## 參考文獻

中華民國統計資訊網址 <http://www.stat.gov.tw/>。

林向愷、黃裕烈、管中閔（1998），「景氣循環轉折點認定與經濟成長率預測」，經濟論文叢刊，26，431-457。

徐士勛、管中閔（2001），「九〇年代台灣的景氣循環：馬可夫轉換模型與紀卜斯抽樣法的應用」，人文及社會科學集刊，13，515-540。

陳仕偉、沈中華（2003），「金融領先指標與實質領先指標訊息一致嗎？台灣領先指標的實證分析」，人文及社會科學集刊，15，627-660。

Akaike, H. (1973), "Information Theory and the Extension of the Maximum Likelihood Principle," in V. N. Petrov and F. Csaki, eds., *Second International Symposium on Information Theory*, Budapest: Akailseoniai-Kiudo.

Altissimo, F. and G. L. Violant (2001), "The Nonlinear Dynamics of Output and Unemployment in the U.S.," *Journal of Applied Econometrics*, 16, 461-486.

Beaudry, P. and G. Koop (1993), "Do Recessions Permanently Change Output?" *Journal of Monetary Economics*, 31, 149-163.

Bradley, M. D. and D. W. Jansen (1997), "Nonlinear Business Cycle Dynamics: Cross-Country Evidence on the Persistence of Aggregate Shocks," *Economic Inquiry*, 35, 495-509.

Chen, C. W. S., T. C. Chiang and M. K. P. So (2003), "Asymmetrical Reaction to US Stock-return News: Evidence from Major Stock Markets Based on a Double-Threshold Model," *Journal of Economics and Business*, 55, 487-502.

Chen, S. W. and J. L. Lin (2000a), "Modelling Business Cycles in

- Taiwan with Time-Varying Markov-Switching Models,” *Academia Economic Papers*, 28, 17-42.
- Chen, S. W. and J. L. Lin (2000b), “Identifying Turning Points and Business Cycles in Taiwan: A Multivariate Dynamic Markov-Switching Factor Model Approach,” *Academia Economic Papers*, 28, 289-320.
- Chung, S. K. (2006), “The Out-of-sample Forecasts of Nonlinear Long-memory Model of the Real Exchange Rate,” *International Journal of Finance and Economics*, 11, 355-370.
- Delong, J. B. and L. H. Summers (1986), “Are Business Cycles Symmetrical?” in R. J. Gordon, ed., *The American Business Cycle: Continuity and Change*, Chicago: Chicago University Press.
- Diebold, F. X. and R. S. Mariano (1995), “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 13, 253-263.
- Economic Cycle Research Institute Web site <http://www.businesscycle.com>.
- Filardo, A. J. (1994), “Business-cycle Phases and Their Transitional Dynamics,” *Journal of Business and Economic Statistics*, 12, 299-308.
- Filardo, A. J. and S. F. Gordon (1998), “Business Cycle Durations,” *Journal of Econometrics*, 85, 99-123.
- Granger, C. W. J. and P. Newbold (1974), “Spurious Regressions in Economics,” *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
- Hamilton, J. D. (1989), “A New Approach to the Economic Analysis of Nonstationary Time Series and the Business Cycle,” *Econometrica*, 57, 357-384.
- Hamilton, J. D. and G. Lin (1996), “Stock Market Volatility and the Business Cycle,” *Journal of Applied Economics*, 11, 573-593.
- Hansen, B. E. (1996), “Inference When a Nuisance Parameter Is Not

- Identified under the Null Hypothesis,” *Econometrica*, 64, 413-430.
- Hansen, B. E. (1999), “Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing and Inference,” *Journal of Econometrics*, 93, 345-368.
- Henry, O. T., N. Olekalns and J. Thong (2004), “Do Stock Market Returns Predict Changes to Output? Evidence from a Nonlinear Panel Data Model,” *Empirical Economics*, 29, 527-540.
- Huang, B. N., M. J. Hwang and H. P. Peng (2005), “The Asymmetry of the Impact of Oil Price Shocks on Economic Activities: An Application of the Multivariate Threshold Model,” *Energy Economics*, 27, 455-476.
- Huang, B. N. and C. W. Yang (2004), “Industrial Output and Stock Price Revisited: An Application of the Multivariate Indirect Causality Model,” *The Manchester School*, 72, 347-362.
- Hussey, R. (1992), “Nonparametric Evidence on Asymmetry in Business Cycles Using Aggregate Employment Time Series,” *Journal of Econometrics*, 51, 217-231.
- Layton, A. P. and M. Katsuura (2001), “A New Turning Point Signalling System Using the Markov Switching Model with Application to Japan, the USA and Australia,” *Applied Economics*, 33, 59-70.
- Ljung, G. and G. Box (1979), “On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models,” *Biometrika*, 66, 265-270.
- Öcal, N. (2006), “Nonlinear Models Composite Longer Leading Indicator and Forecasts for UK Real GDP,” *Applied Economics*, 38, 1049-1053.
- Pagan, A. (1984), “Econometric Issue in the Analysis of Regression with Generated Regressor,” *International Economic Review*, 25, 221-247.
- Pedersen, T. M. and A. M. Elmer (2003), “International Evidence on the

- Connection between Business Cycles and Economic Growth,” *Journal of Macroeconomics*, 25, 255-275.
- Perron, P. (1997), “Further Evidence on Breaking Trend Functions in Macroeconomic Variables,” *Journal of Econometrics*, 80, 355-385.
- Pesaran, M. H. and S. M. Potter (1997), “A Floor and Ceiling Model of US Output,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 21, 661-695.
- Phillips P. C. B. and P. Perron (1988), “Testing for a Unit Root in Time Series Regressions,” *Biometrika*, 65, 335-346.
- Said, S. E. and D. A. Dickey (1984), “Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order,” *Biometrika*, 71, 599-607.
- Tong, H. (1978), “On a Threshold Model,” in C. H. Chen, ed., *Pattern Recognition and Signal Processing*, Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff.
- Tong, H. and K. S. Lim (1980), “Threshold Autoregression, Limit Cycles and Cyclical Data,” *Journal of the Royal Statistical Society, Series B, Methodological*, 42, 245-292.
- Tsay, R. S. (1989), “Testing and Modeling Threshold Autoregressive Processes,” *Journal of American Statistical Association*, 84, 231-240.
- Tsay, R. S. (1998), “Testing and Modelling Multivariate Threshold Models,” *Journal of the American Statistical Association*, 93, 1188-1202.
- Weise, C. L. (1999), “The Asymmetric Effects of Monetary Policy: A Nonlinear Vector Autoregression Approach,” *Journal of Money, Credit, Banking*, 31, 85-108.

# Whether the Current Depth of Recession Could Be the Threshold Variable? The Out-of-Sample Forecasting Test

Yuan-Ming Lee

*Department of Finance, Southern Taiwan University*

Bwo-Nung Huang

*Department of Economics and Graduate Institute of International  
Economics, National Chung Cheng University*

Kuan-Min Wang

*Department of Finance, Overseas Chinese University*

## ABSTRACT

This study aims to modify the Current Depth of Recession (CDR) for proving that the modified CDR (MCDR) is more suitable to be threshold variable than the CDR. We first rebuild the CDR data in the expansion period, and then adjust the positive and negative range of the CDR based on the estimation of threshold model. The quarterly data of 12 countries including G-7 countries, Hong Kong, Malaysia, Phillip, South Korea and Taiwan over 1959 - 2005 are used to construct two types of TAR models which adopt the CDR and the MCDR as threshold variables. To examine the efficiency of out-of-sample forecast, we find that MCDR is more proper for being the threshold variable than CDR.

Keywords: Current Depth of Recession, Business Cycle, Out-of-Sample Forecasting, Threshold Model

JEL Classification: E32, C22, C53