

國立政治大學經濟學系  
碩士論文



台灣景氣轉折點預測：  
Probit 模型與組合預測的應用

研究生：李勁宏 撰

指導教授：徐士勛 博士

中華民國 104 年 6 月

## 摘要

本文使用具有事前訊息的領先指標與期間利差作為預測變數，根據不同利差與落後期選擇的 Probit 模型，利用遞迴的方式預測景氣轉折點發生機率，並進一步將個別預測結果進行組合，試圖找出能降低不確定性且優於個別預測結果的方法。實證結果發現，使用 Diebold and Mariano 檢定的預測包容法為其中最優的組合方法，無論是轉折點訊號或預測誤差都能優於半數以上的個別預測。此外，本文亦估計即期景氣轉折點的發生機率，根據模型的估計結果推斷，自 2012 年 2 月至 2015 年 3 月為止，景氣仍處於擴張階段。



# 目錄

<b>1</b>	<b>前言</b>	<b>1</b>
<b>2</b>	<b>文獻回顧</b>	<b>3</b>
2.1	景氣循環預測相關文獻 . . . . .	3
2.2	組合預測相關文獻 . . . . .	4
<b>3</b>	<b>研究方法與模型</b>	<b>5</b>
3.1	Probit 模型 . . . . .	5
3.2	組合預測方法 . . . . .	6
3.2.1	簡單平均加權法 . . . . .	7
3.2.2	Theobald 兩階段加權法 . . . . .	8
3.2.3	最小平方加權法 . . . . .	9
3.2.4	預測包容加權法 . . . . .	9
<b>4</b>	<b>實證模型結果</b>	<b>12</b>
4.1	資料來源與分析 . . . . .	12
4.2	樣本內個別預測評估 . . . . .	13
4.3	樣本外組合預測評估 . . . . .	14
4.4	不同模型結果比較與預測表現檢定 . . . . .	16
4.5	轉折點機率預測 . . . . .	16
<b>5</b>	<b>結論</b>	<b>17</b>

圖目錄

1	古典循環與成長循環示意圖 . . . . .	21
2	樣本內個別向前預測 1、2、3 個月衰退機率 . . . . .	26
3	樣本外衰退機率組合預測 . . . . .	29
4	樣本外衰退機率組合預測 . . . . .	30
5	第 14 次景氣循環轉折點預測 . . . . .	33

表目錄

1	已認定之台灣景氣循環基準日期 . . . . .	21
2	領先指標與同時指標高峰谷底比較 . . . . .	22
3	向前預測 1 個月樣本內 Probit 模型配適結果 . . . . .	23
4	向前預測 2 個月樣本內 Probit 模型配適結果 . . . . .	24
5	向前預測 3 個月樣本內 Probit 模型配適結果 . . . . .	25
6	樣本內個別預測評估 . . . . .	27
7	樣本外組合結果評估 . . . . .	28
8	樣本外評估與結果比較 . . . . .	31
9	Diebold-Mariano 檢定統計量 . . . . .	32

# 1 前言

景氣轉折點預測是其中一個最與政府決策相關的總體經濟預測，轉折點何時發生？衰退或擴張會持續多久？這些對於政府、企業甚至投資者都是很重要的課題。因此，景氣轉折點預測的即時性與準確性一直是經濟學者們關注的焦點，然而受到轉折點附近潛在經濟活動與模型誤設的影響，使預測過程充滿不確定。為了增加預測的準確度與降低隨機性，本文以組合方式將不同模型的資訊結合，其分別為簡單平均加權法、Theobald 兩階段加權法、最小平方加權法、預測包容法與使用 Diebold and Mariano 檢定的預測包容法。

傳統經濟理論認為經濟的運行存在週期性，解釋這種週期現象的學說也不斷被提出。根據中華民國國家發展委員會（國發會）的定義，景氣指的是一國在某一時間經濟活動的頻率，也可以代表當時經濟盛衰的情況，景氣循環則是指該國總體經濟變數間共同波動的現象，這一連串的波動會週而復始但不定期的發生。簡而言之，景氣循環即是指景氣從谷底復甦，而後擴張達到高峰，接著再衰退跌至谷底不斷反覆的一個過程。由測度方式的不同，景氣循環可分為古典循環（classic cycle）與成長循環（growth cycle）兩種概念，差別在於古典循環是衡量經濟活動絕對數值的上下變動，適用於經濟成長不穩定的國家，例如：美國；成長循環則衡量經濟成長率的相對高低，也就是將成長率去除時間趨勢後的變化情形，適用於經濟總是正成長而罕見負成長的工業國家，例如：台灣與 OECD 各國等（示意如圖 1）。

為研究景氣循環，一般而言會選取一個或多個高頻且與經濟週期波動方向相同的總體經濟變數作為景氣變化的參考指標，並稱之為基準循環數列，至於應採用何種變數方面各國並無統一的標準，例如：OECD 各國目前以月 GDP 作為基準循環數列；台灣則是以實質 GDP、工業生產指數、製造業銷量指數、商業營業額、非農業部門就業人數、實質海關出口值等 6 項指標分別進行季節調整、去除趨勢等等，最後再以相同權數將上述數列綜合成為基準循環數列，接著即可利用該數列進行轉折點之認定。目前各國對於轉折點的認定多是依照 Bry and Boschan (1971) 的方法，其基本原則如下：

1. 轉折點不得出現於該數列的起始與結束前的 6 個月內。

2. 全循環週期不得少於 15 個月。
3. 擴張期與收縮期皆不得少於 5 個月。
4. 若於轉折區間出現直線或相近的轉折點出現雙高峰 (谷底), 則取最近之時間值為轉折點。
5. 須剔除極端值, 不列入轉折點。

依此法, 台灣在 1954 年至 2012 年間一共認定了 13 次的景氣循環。其中擴張期平均持續 38 個月, 收縮期平均持續 15 個月, 列於表 1。可以發現, 受到市場開放與全球化的影響, 近年景氣循環週期比以往動輒 5 年以上的週期縮短許多。為了即時掌握景氣變動, 行政院經濟建設委員會 (現國發會) 於 1977 年參考美國國家經濟研究局 (NBER) 的方法, 開始編制並對外發佈領先、同時及落後三項指標。隨著經濟結構的變遷, 景氣指標分別於 1978 年、1987 年、2007 年及 2013 年進行 4 次修訂。目前的台灣領先指標由具有領先景氣波動性質的外銷訂單指數、實質貨幣總計數、股價指數、工業及服務業受僱員工淨進入率、核發建照面積、SEMI 半導體接單出貨比、製造業營業氣候測驗點等 7 個項目組成; 同時指標則由具有與景氣波動性質同步之工業生產指數、電力 (企業) 總用電量、製造業銷售量指數、商業營業額、非農業部門就業人數、實質海關出口值、實質機械及電機設備進口值等 7 個項目組成, 兩指標皆由國發會每月編製及發佈。

國內外有許多領先指標對景氣循環預測能力的研究, 如徐之強與黃裕烈 (2005) 的實證結果指出, 在模型設定正確的情況下, 領先指標於樣本內外皆具有預測能力。因此, 本文以事前預測的角度出發, 將 (1) 領先指標 (2) 考量當期狀況的同時指標 (3) 具領先轉折點性質的期間利差作為預測變數, 再以 Probit 模型進行由繁到簡 (general-to-specific) 與由簡到繁 (specific-to-general) 模型診斷, 找出最佳的樣本內配適模型, 接著將個別預測模型利用遞迴 (recursive) 的方式預測樣本外景氣轉折點發生機率, 並將預測結果組合, 再使用 Diebold and Mariano 檢定比較組合預測與個別預測的預測表現。此外, 由於 2012 年 1 月以後的景氣循環基準日期尚未認定, 因此本文最後嘗試預測即期轉折點發生機率, 首先利用 1987 年 5 月至 2012 年 1 月的資料估計個別預測模型, 再以估計結果對 2012 年 2 月至 2015 年 3 月進行向前 1 期衰退機率預測, 並根據使用 Diebold and



Mariano 檢定的預測包容法將預測結果組合，結果發現，若以機率 0.5 作為訊號門檻，則至 2015 年 3 月為止，模型認定景氣仍處於擴張階段。

## 2 文獻回顧

### 2.1 景氣循環預測相關文獻

在國外的文獻中，Probit 模型和利差變數被廣泛的運用在預測景氣轉折點的研究，如 Estrella and Hardouvelis(1991), Estrella and Mishkin(1998), Wright (2006), Kauppi and Saikkonen(2008), Rudebusch and Williams(2009), Nyberg (2010)。其中 Nyberg (2010) 認為殖利率曲線 (yield curve) 為預測景氣轉折點的良好領先指標，而 Wright(2006) 發現十年期政府公債 (treasury bonds) 與三個月短期公債 (treasury bills) 的利率差額搭配聯邦基金利率 (federal fund rate) 的 Probit 模型結果較僅考慮利差的結果好。Atta-Mensah and Tkacz(1998) 與 Ulrich and Vladimir (2005) 分別利用 Estrella and Mishkin (1998) 的 Probit 模型對加拿大與德國進行景氣轉折點預測，前者發現長期公債利率和 90 天期商業本票利率的差額最具有預測力，後者發現將實質匯率和貨幣指標加入模型能夠增加預測能力。此外，Nyberg(2008) 利用不同設定的 Probit 模型對美國和德國進行轉折點的預測，發現除了本國的利差之外，股票報酬率和國外利差 (德國利差對於美國或美國利差對於德國) 於兩國皆有預測力，加入當期狀態與自我迴歸結構的動態 Probit 模型則較原本的靜態模型表現為佳。<sup>1</sup>

在國內的相關文獻研究中，何棟欽 (2011) 認為長短期利差中存在以下資訊：  
(1) 可預知未來經濟活動與通膨：多數實證研究指出經濟活動與殖利率曲線兩者存在雙向關係，且一般而言，經濟衰退前 2-6 季時殖利率曲線常呈現負斜率。(2) 與失業率成反向變動關係：根據 Adrian and Estrella(2008)，當期限利差小於某一門檻值時，失業率就會在貨幣緊縮循環結束後增加，反之失業率則會降低。(3) 為銀行獲利的指標及經濟表現的參考：當期限利差為正時，銀行放款邊際利潤就會增加，進而促進信用供給提高，金融機構利潤表現成長，進一步帶動經濟成長。(4)

<sup>1</sup>考量當期狀態為了解釋變數部分加入表示景氣狀態之二元變數，在該二元變數中，1 表示當期為衰退，0 表示當期為擴張；自我迴歸模型為了解釋變數中加入被解釋變數的落後期設定；靜態模型為僅考慮過去已發生的資訊之模型，即不考慮當期以及自我回歸的設定。

與貨幣循環同樣能預測經濟衰退：實證結果顯示當長短期利差縮小時，可預見未來邊際淨利潤下降，未來資產成長更慢，未來 GDP 成長也會更低。(5) 貨幣政策的傳遞管道：當貨幣政策緊縮，銀行邊際淨利潤降低，因而減少放款量，此時長短期利差越平坦則放款量會減少得越多。反之陡峭的殖利率曲線使銀行獲利性提高而增加放款，將有助於經濟復甦。

此外，徐之強與黃裕烈 (2005) 利用 Probit 模型、Markov switching vector autoregression 模型和考慮領先狀態性質的 Markov switching 模型等等，探討領先指標在各模型中對景氣循環的預測力。將每期估計的景氣衰退機率與基準日期比較後，發現 Probit 模型和考慮領先狀態性質的 Markov switching 模型在樣本內外皆優於其他模型。

## 2.2 組合預測相關文獻

自 Bates and Granger (1969) 第一次提出組合預測方法後，組合預測的理論與實證便開始廣泛運用於國內外文獻中 (Genest and Zidek ,1986; Wallsten ,1997; Clemen and Winkler ,1999 ; Primo, 2008)。Armstrong(2001) 比較過去三十篇文獻，發現等權組合預測平均而言可以降低 12.5 % 的事前誤差，在最好的情況下 (高度預測不確定性與個別預測分別具有有效資訊)，組合預測將有機會優於最佳的單一預測，且至少不比預測平均差，並認為在 (1) 無法選擇最準確預測模型 (2) 對預測情勢的不確定 (3) 高成本的預測誤差下，組合預測最為有效。Timmermann (2006) 認為組合預測的好處有：(1) 多樣性 (2) 結構性改變 (3) 個別預測模型設定錯誤 (4) 個別損失函數的系統差異。Ranjan and Gneiting(2008) 探討組合機率預測的方法，認為傳統線性權重 linear opinion pool(LOP) 缺乏校準性和敏銳度，因此使用可重新校準的非線性 beta-transformed linear opinion pool(BLP)，得到優於傳統線性機率預測的結果。Billio , Casarin , Ravazzolo and Dijk(2011) 以自我回歸模型和 Markov-Switching 自我回歸模型預測景氣轉折點，並利用貝氏模型平均 (Bayesian model averaging) 過程進行組合預測。Theobald(2012) 利用簡單平均、兩階段加權平均和基於預測誤差相關性的 Bayesian average 對景氣轉折點預測組合。Baba and Kışınbay(2011) 以領先指標預測景氣衰退，並將 Clements and Harvey(2010) 檢定作為檢定預測包容 (forecast encompassing) 的準則，將預測數列進行組合，得到較平均預測更



準確的預測結果。

在國內的相關文獻研究中, 劉瑞文、管中閔與陳思寬 (2014) 先以卡門過濾法 (Kalman Filtering) 分別從生產面及支出面估計台灣的真實 GDP 成長率, 再利用極小化組合誤差變異數的方式將兩者進行加權, 得到低於個別測量誤差變異數的結果。

### 3 研究方法與模型

#### 3.1 Probit 模型

過去文獻常用 Probit 模型預測景氣轉折點 (Kauppi and Saikkonen, 2008; Estrella and Hardouvelis, 1991), 其模型架構如下: 假設二元反應變數  $b_t$  表示景氣循環於  $t$  期的經濟狀態, 且

$$b_t = \begin{cases} 1, & t \text{ 期為經濟衰退} \\ 0, & t \text{ 期為經濟擴張} \end{cases}$$

令  $\Omega_{t-h}$  表示為  $t-h$  期的訊息集合,  $h$  表示預測期間 (forecast horizon), 則在訊息集合  $\Omega_{t-1}$  的條件下,  $b_t$  服從 Bernoulli 分配, 期望值為  $p_t$ :

$$b_t | \Omega_{t-1} \sim B(p_t)$$

$b_t$  取值為1時的條件機率可以表示為:

$$P_{t-1}(b_t = 1) = p_t = E_{t-1}(b_t) = \Phi(E_{t-1}(\varphi_t)), \quad (1)$$

其中潛伏變數  $\varphi_t$  設定為解釋變數於訊息集合  $\Omega_{t-1}$  下的線性組合,<sup>2</sup>  $\Phi$  為  $\varphi_t$  和  $P_{t-1}(b_t = 1)$  間的鏈結函數。<sup>3</sup> 根據  $\varphi_t$  的不同設定可以產生不同的 Probit 模型, 本文採用 Proano(2010) 的設定:

$$\varphi_t = \sum_{j=h+A_y}^p \alpha_j y_{t-j} + \sum_{j=h+A_x}^q \beta_j' x_{t-j} + u_t, \quad (2)$$

$$u_t \sim N(0, 1), \forall t$$

<sup>2</sup>潛伏變數(latent variable) 為某無法直接觀察到之隨機變數, 在此為決定經濟於  $t$  期是否為衰退的指標。

<sup>3</sup>鏈結函數(link function) 為將實際值與模型中被估計值鏈結的函數, 在 Probit 模型中為累積常態分配函數。

其中  $A_x$  和  $A_y$  為可取得之資料範圍，根據原文設定， $y$  為代表當期狀態的基準循環數列，本文以同時指標數列代替， $x$  為總體及金融指標的向量， $u_t$  為殘差。為避免模型產生共線性問題，本文以一次只放入一個利差變數的設定，<sup>4</sup> 將模型解釋變數向量改表示為  $z_t^i$ ，因此往前  $h$  步的第  $i$  個 Probit 模型即可表示為：

$$\begin{aligned} \varphi_{t+h}^i &= \beta' z_t^i + u_{t+h}^i, \quad u_{t+h}^i \sim N(0, 1), \\ i \in I; b_{t+h}^i &= \begin{cases} 1, & \varphi_{t+h}^i \geq 0 \\ 0, & \varphi_{t+h}^i \leq 0. \end{cases} \end{aligned} \quad (3)$$

由此可以看出  $\varphi_{t+h}^i$  為決定  $b_{t+h}^i$  為 1 或 0 的指標，其中  $I$  為模型組合之維度（落後項選擇過程與不同到期日利差之組合數），例如：若有 5 種不同到期日的政府公債利差與 2 種不同變數落後期的選擇方法，則可以產生 10 種不同的模型變數設定。此時以當期資訊預測未來機率值可以表示為：

$$E(b_{t+h}^i | z_t^i) = \mu_{t+h|t} = P(b_{t+h}^i = 1 | z_t^i) = \Phi(b_{t+h}^i), \quad (4)$$

模型的概似函數為：

$$L(\beta) = \prod_{b_{t+h}^i=1} \Phi(\beta' z_t^i) \prod_{b_{t+h}^i=0} (1 - \Phi(\beta' z_t^i)). \quad (5)$$

再利用最大概似法即可得到  $\beta$  的估計值。對於各種不同落後期的模型設定，本文使用由繁到簡（general-to-specific "G"）與由簡到繁（specific-to-general "S"）逐步對每一數列進行顯著性檢定，<sup>5</sup>以得到各種模型參數估計結果。

### 3.2 組合預測方法

組合預測是指若將同一預測問題的多種預測方法，以適當權數進行組合，則能夠得到優於任何單一預測結果的方法。其理論表明，無論單一預測方法的好壞，只

<sup>4</sup>共線性問題為當模型解釋變數之間存在相關所導致迴歸結果不合理的問題，本文的解決方式為將具相關的解釋變數輪流放入模型中進行估計，例如：第一個模型的利差變數中只放入 3 年期政府公債利差，第二個模型的利差變數中只放入 5 年期政府公債利差等等。

<sup>5</sup>假設有 5 個變數要決定是否加入模型中，由繁到簡 (G) 為從最完整模型開始估計，先剔除最不顯著的解釋變數，接著估計包含 4 個解釋變數的模型，再一次剔除掉最不顯著的解釋變數，直到所有解釋變數都顯著為止的過程。由簡到繁 (S) 為將被解釋變數分別對 5 個解釋變數跑迴歸，依顯著性將解釋變數排序，再從最小的模型開始，將其從最顯著的變數開始逐次加入模型，直到新加入的解釋變數不再顯著為止的過程。

要擁有獨立於其他預測方法的有效訊息，經過組合後即可改善整體預測表現。在總體資料的不確定性與模型設定錯誤 (misspecified) 的風險下，要選出一個最好的模型是有難度的，因此本文選擇以組合的方法將各個預測結果的訊息結合。一般而言組合預測的步驟如下：

1. 根據要組合的預測模型產生預測值 ( $\mu_{t+h|t}$ ) 和預測誤差 ( $e_{t+h|t} = b_{t+h} - \mu_{t+h|t}$ )。
2. 選擇組合的形式，例如：線性組合與非線性組合。<sup>6</sup>
3. 決定目標損失函數 (Loss Function)，例如： $L(e, w) = (\sum_{i=1}^I w_i (b_{t+h} - \mu_{t+h|t}))^2 = (\sum_{i=1}^I w_i e_{t+h|t}^i)^2$ 。
4. 極小化損失函數計算權數  $w$ ，例如： $\min(\sum_{i=1}^I w_i e_{t+h|t}^i)^2$ 。
5. 進行加權分析結果。

以下介紹本文使用的組合預測方法，前兩種可以直接由預測數列進行權重的計算，後三種則需要以預測誤差為基礎計算權重。

### 3.2.1 簡單平均加權法

此方法的特色為對所有預測一視同仁，用相同權數進行組合，若以

$$\mu_{t+h|t} = (\mu_{t+h|t}^1, \dots, \mu_{t+h|t}^I)$$

表示單一預測之向量，則

$$\theta_h = \frac{1}{I} \sum_{i=1}^I \mu_{t+h|t}^i \quad (6)$$

為簡單平均加權法的結果；其中  $I$  為單一預測期間中，預測模型之數量，例如：若有 10 個單一預測模型則權數  $w = \frac{1}{10}$  即

$$\theta_h = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} \mu_{t+h|t}^i.$$

<sup>6</sup>線性組合預測方法是指以線性函數的形式將單一預測進行組合；常用的有最小誤差平方方法和最小誤差絕對值法；非線性組合預測方法是指以非線性函數的形式將單一預測進行組合。

### 3.2.2 Theobald 兩階段加權法

Theobald(2014) 利用個別預測結果與中位數的差和不同預測期間，做出兩階段的組合：

$$\begin{aligned}\theta_h^* &= \sum_{i=1}^{I^*} w_{t+h|t}^i \mu_{t+h|t}^{i,h} \\ &= \sum_{i=1}^{I^*} \frac{(\sum_{j=1}^{I^*} |\mu_{t+h|t}^{j,h} - \mu_{t+h|t}^{med}|) - |\mu_{t+h|t}^{i,h} - \mu_{t+h|t}^{med}|}{(I^*-1)(\sum_{j=1}^{I^*} |\mu_{t+h|t}^{j,h} - \mu_{t+h|t}^{med}|)} \mu_{t+h|t}^{i,h},\end{aligned}\quad (7)$$

$$i \in I^* \subset I, h \in I/I^*,$$

$$\theta_h = \sum_{i=1}^{\#\{\text{horizon}\}} \frac{2^{h-1}}{\sum_{j=0}^{\#\{\text{horizon}\}-1} 2^j} \theta_h^*, h \in I/I^*,\quad (8)$$

其中  $med$  為預測向量的中位數； $I$  為不同到期日利差數  $\times$  落後期設定方法數  $\times$  預測期間數，本文之不同到期日利差數為 5 種；落後期設定方法為 2 種；預測期間為 3 期，故  $I$  為 30。(7) 式的組合概念是以中位數當標準，按照個別預測與中位數差佔所有預測與中位數差的比率作為組合權數，當個別預測與中位數差

$$(|\mu_{t+h|t}^{i,h} - \mu_{t+h|t}^{med}|)$$

越大時，組合權數會越低。因此本法較不會受到離群值的影響，可以預期將產生較簡單平均加權法更低的誤差。(8) 式是按照 3 個預測期間計算權重，例如：當對預測期間 1 和 2 期做加權時組合結果為

$$\theta_1 = \frac{2^{(1-1)}\theta_1^*}{2^0} = \theta_1^*; \theta_2 = \frac{2^{(1-1)}\theta_1^* + 2^{(2-1)}\theta_2^*}{2^0 + 2^1} = \frac{1}{3}\theta_1^* + \frac{2}{3}\theta_2^*.$$

### 3.2.3 最小平方加權法

此方法為根據個別預測值與實際值，以最小平方迴歸模型計算每一期的組合權數

$w_{t+h|t}^i$ ：

$$\begin{aligned} b_{t+h} &= \sum_{i=1}^I w_{t+h|t}^i \mu_{t+h|t}^i + \varepsilon_{t+h|t}^i, \\ \text{s.t. } \sum_{i=1}^I w_{t+h|t}^i &= 1; \\ \forall w_{t+h|t}^i &\geq 0. \end{aligned} \tag{9}$$

這裡將產生兩個問題，第一：若按照一般最小平方模式，估計出的權數  $w$  值將有正有負，然而權數的大小代表該方法的重要性程度，負權數在經濟涵義上往往無法得到合理的解釋，因此本文於迴歸中加入限制條件，考慮較符合常理，非負且總合為 1 的權數。第二：此法應於每期預測時根據前一期估計值與被解釋變數估計出該期的權數，但由於迴歸的被解釋變數  $b$  屬於事後認定性質的變數，在做遞迴時無法即時更新權數，因此在論文的後續分析中將暫時採固定權數，直到國發會公布基準日期時再改變權數，<sup>7</sup> 例如：2005 年 6 月至 2009 年 2 月的預測權數以 1987 年 5 月至 2001 年 9 月之基準日期變數對個別預測進行回歸取得，2009 年 3 月至 2011 年 8 月的預測權數以 1987 年 5 月至 2005 年 2 月之基準日期變數對個別預測進行回歸取得，以此類推。

### 3.2.4 預測包容加權法

預測包容檢定 (forecast encompassing tests) 是指評估某一預測是否包含其他預測中絕大部分有用訊息的檢定。若檢定結果為某一預測包容所有其他預測的訊息時，組合預測是無效的，反之，當任一預測皆不能包容其他預測時，代表所有個別預測皆有設定錯誤的問題，即可考慮組合預測。一般檢定方法為將個別預測兩兩分別跑迴歸，若有其一迴歸係數為零，則代表該預測被另一預測包容，例如：個別

<sup>7</sup>國發會於 2004 年 12 月公佈第 10 次景氣高峰谷底日期，衰退期間為 2000 年 9 月至 2001 年 9 月；於 2009 年 3 月公佈第 11 次景氣高峰谷底日期，衰退期間為 2004 年 3 月至 2005 年 2 月；於 2011 年 9 月公佈第 12 次景氣高峰谷底日期，衰退期間為 2008 年 3 月至 2009 年 2 月；於 2014 年 11 月公佈第 13 次氣高峰谷底日期，衰退期間為 2011 年 2 月至 2012 年 1 月。

預測結果為  $\mu_t^1$  和  $\mu_t^2$ , 將兩者與  $b_t$  跑迴歸如下

$$b_t = \beta_1 \mu_t^1 + \beta_2 \mu_t^2 + \varepsilon_t,$$

若  $(\beta_1, \beta_2) = (1, 0)$  則稱模型 1 預測包含模型 2; 若  $(\beta_1, \beta_2) = (0, 1)$  則稱模型 2 預測包含模型 1, 若為其他值則兩模型不互相包容。此方法的概念是先去除被包容的預測, 再將剩下未被包容的預測進行組合, 步驟為:

1. 計算個別預測模型的預測值和預測誤差, 並根據其預測誤差表現進行排序。
2. 選擇最佳預測誤差模型 (即最低誤差), 對其他模型進行預測包容檢定, 檢驗其是否包容其他模型。假如檢定結果為包容則將該模型去除。
3. 選擇次佳預測誤差模型, 並重複步驟 2, 接著再選擇第三佳的預測誤差模型, 並重複步驟 2, 以此類推, 直到被包容的模型皆已去除。
4. 對剩餘未被包容的模型進行簡單平均加權組合。

按照以上步驟即可計算出第一種預測包容加權, 本文後續以預測包容法 1 表示。另外, 本文參考 Baba and Kişinbay(2011), 將 Diebold and Mariano (1995) 建構出之檢定作為預測包容檢定的準則:

假設欲比較模型 1 是否包容模型 2, 首先計算出模型之預測值與預測誤差

$$e_t^1 = b_t - P_t^1 \quad ; \quad e_t^2 = b_t - P_t^2,$$

其中  $P_t^i$  為第  $i$  個 Probit 模型於  $t$  期的衰退機率, 再選擇損失函數

$$L(e_t^1) = |e_t^1| \quad ; \quad L(e_t^2) = |e_t^2|,$$

即可進行預測包容的檢定:

$H_0$ : 模型 1 不包容模型 2

$H_a$ : 模型 1 包容模型 2

令樣本損失函數差、損失函數樣本平均與損失函數母體平均為

$$d_t = L(e_{1t}) - L(e_{2t}) \quad , \quad \bar{d} = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T d_t, \quad \mu = E(d_t),$$



則有

$$T^{\frac{1}{2}}(\bar{d} - \mu) \rightarrow N(0, 2\pi f_d(0)),$$

其中

$$f_d(0) = \frac{1}{2\pi} \left( \sum_{k=-\infty}^{\infty} \gamma_d(k) \right),$$

$$\gamma_d(k) = \text{cov}(d_t, d_{t-k})$$

爲  $d_t$  於落後  $k$  期之自我共變異數, 再以

$$\hat{\gamma}_d(k) = \frac{1}{T} \sum_{t=k+1}^T (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d})$$

爲  $\gamma_d(k)$  的一致性估計式, 以及

$$\hat{f}_d(0) = \frac{1}{2\pi} \left( \sum_{k=-(T-1)}^{T-1} \eta\left(\frac{k}{h-1}\right) \hat{\gamma}_d(k) \right)$$

爲  $f_d(0)$  的一致性估計式,

其中

$$\eta\left(\frac{k}{h-1}\right) = \begin{cases} 1, & \left| \frac{k}{h-1} \right| \leq 1 \\ 0, & \text{other} \end{cases}.$$

則 Diebold-Mariano 檢定統計量爲

$$DM = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\frac{2\pi \hat{f}_d(0)}{T}}} \rightarrow N(0, 1).$$

Diebold and Mariano(1995) 證明當  $T \rightarrow \infty$  時,  $DM$  將趨近標準常態分配。同樣地, 將 Diebold and Mariano 檢定按照前述步驟, 即可計算出第二種預測包容加權, 本文後續以預測包容加權法 2 表示。然而, Diebold and Mariano 檢定原先是用來比較模型間預測表現的能力, 即檢定兩模型之預測誤差是否存再顯著差異:

$$H_0 : E[L(e_{1t})] = E[L(e_{2t})]$$

$$H_a : E[L(e_{1t})] \neq E[L(e_{2t})], \quad \forall t$$

其在概念上與原先的預測包容檢定不同。值得一提的是, 這裡同樣會遇到最小平方方法的第二個問題, 無法即時以每期的預測誤差進行預測包容檢定, 因此在此論

文的後續分析中將暫時採用固定權數，直到國發會公布正確基準日期時再改變權數，例如：2005 年 6 月至 2009 年 2 月的預測權數以 1987 年 5 月至 2001 年 9 月之預測誤差按照步驟 1-4 進行組合，2009 年 3 月至 2011 年 8 月的預測權數以 1987 年 5 月至 2005 年 2 月之預測誤差按照步驟 1-4 進行組合以此類推。

## 4 實證模型結果

### 4.1 資料來源與分析

本文的資料分為總體經濟指標與金融指標兩部分，前者來自國發會，後者在自中央銀行與台灣經濟新報資料庫。總體經濟指標以具領先景氣波動性質的領先指標（不含趨勢）與具有與景氣波動同步性質的同時指標（不含趨勢）為代表；金融指標則以 3、5、7、10 和 15 年期政府公債利率與 31-90 天期商業本票市場利率的差額（期間利差）為代表，樣本期間為 1987 年 5 月至 2015 年 2 月共 334 組觀察值。再來，將各變數以存在常數之迴歸模式進行 ADF(Augmented Dickey Fuller) 單根檢定，在顯著水準 0.05 下結果為拒絕存在單根，因此本文將以原始數列進行後續分析。

模型內的被解釋變數  $b_t$  以基準循環日期的高峰至谷底來設定，在本文之樣本期間內總共發生 7 段衰退期。<sup>8</sup> 若將國發會對同時、領先指標數列進行轉折點之認定與基準循環日期做比較如表 2，可以看出領先指標除了第七與第十一次谷底較基準循環晚發生外，其餘皆有領先或同時基準日期的性質。再比較平均領先落後月數的部分可以看出，領先指標對基準循環高峰的平均預測能力（5.9 個月）優於對谷底的平均預測能力（0.7 個月），代表領先指標具有不對稱的領先性質。而同時指標整體平均上則約與基準循環同步（0.1 個月）。

<sup>8</sup>本文樣本期間內的 7 段衰退期，分別是 1989 年 5 月至 1990 年 8 月，1995 年 2 月至 1996 年 3 月，1997 年 12 月至 1998 年 12 月，2000 年 9 月至 2001 年 9 月，2004 年 3 月至 2005 年 2 月，2008 年 3 月至 2009 年 2 月及 2011 年 2 月至 2012 年 1 月。

## 4.2 樣本內個別預測評估

在評估預測表現上有三種常用的衡量方法，分別為絕對誤差平均 ( Mean Absolute Error ):

$$MAE(i, h) = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T |P_{t|t-h}^i - b_t|,$$

方根誤差平均( Root Mean Squared Error ):

$$RMSE(i, h) = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (P_{t|t-h}^i - b_t)^2},$$

與錫爾不等係數( Theil inequality coefficient ):

$$Theil = \frac{\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} (P_{t|t-h}^i - b_t)^2}{h}}}{\sqrt{\frac{\sum_{t=T+1}^{T+h} ((P_{t|t-h}^i)^2)}{h} + \sqrt{\sum_{t=T+1}^{T+h} \frac{b_t^2}{h}}}},$$

其中  $h$  為預測期間,  $P_{t|t-h}^i$  為第  $i$  個 probit 模型於  $t-h$  期估計  $t$  期的衰退機率。從定義來看, 計算出來的 MAE、RMSE 與 Theil 皆會落於 0 到 1 之間, 越接近 0 表示預測準確度越高, 越接近 1 表示越不具準確度。根據本文建構的模型如式 (3), 以由繁到簡 (G) 及由簡到繁 (S) 兩種方法分別選擇向前預測 1、2、3 個月 Probit 模型變數的落後期, 將模型配適結果列於表 3-5, 樣本內期間為 1987 年 5 月至 2010 年 5 月。從表 3 可以看出, 在向前預測 1 個月模型內同時指標的落後期只在其中兩種設定中 (EQ.3YG 和 EQ.3YS) 具有顯著性, 反觀領先指標的落後 1、2、10 期在所有設定中皆具有顯著性, 若以 MAE 為衡量標準則以 EQ.5YG 和 EQ.5YS 表現最佳 (0.15)。

而從表 4 可以看出, 同時指標的落後期在向前預測 2 個月模型內的解釋能力不佳, 在所有模型中皆不具有顯著性, 領先指標的落後 1、2、3、10 期在所有設定中皆具有顯著性, 若以 MAE 為衡量標準則以 EQ.5YG 和 EQ.5YS 表現最佳 (0.16)。表 5 的結果則與表 1 類似, 在向前預測 1 個月模型內同時指標的落後期只在 (EQ.3YS 和 EQ.5YG) 具有顯著性, 領先指標的落後 1、2、3 期在所有設定中皆具有顯著性, 若以 MAE 為衡量標準則以 EQ.10YG 表現最佳 (0.17)。

值得一提的是，期間利差與領先指標的落後期變數在所有預測期間下皆具有顯著性，充分表現出兩者對於景氣衰退的預測能力。

爲了評估個別模型的衰退訊息，以 0.5 爲臨界值的準則，機率大於 0.5 即代表模型認定當期爲景氣衰退 ( $b=1$ )，機率小於 0.5 即代表模型認定當期爲景氣擴張 ( $b=0$ )，將認定正確與失敗結果列於表 6。與基準循環日期比較後，可以看出個別模型的正確率，在向前預測 1 個月的模型中以 EQ.3YG、EQ.3YS、EQ.5YG、EQ.5YS、EQ.15YG 和 EQ.15YS 正確率 (80.00%) 表現最佳，在向前預測 2 個月的模型中以 EQ.3YS、EQ.5YG、EQ.5YS、EQ.10YG、EQ.10YS、EQ.15YG 及 EQ.15YS 正確率 (75.00%) 表現最佳，在向前預測 3 個月的模型中則以 EQ.5YS 正確率 (76.25%) 表現最佳，平均預測準確度則隨著預測期間加長而遞減。

最後將樣本內的向前預測 1、2、3 個月於不同模型所配適出的衰退機率數列呈現於圖 2，灰色區域爲國發會認定的衰退日期，可以看出幾乎所有預測數列都以類似的型態波動。總結來說，除了無法在樣本內找出一個準確度與正確率皆爲最佳的模型外，隨著經濟環境改變也意味著模型配適將出現變化，種種因素皆凸顯了同時考慮多個模型的價值。

### 4.3 樣本外組合預測評估

爲評估模型對於即時資料的表現，本文使用遞迴的方法進行樣本外的預測，步驟如下：先將不同的模型對 1987 年 5 月至 2005 年 5 月的資料進行估計，得到一組參數估計值，再以這組估計值對 2005 年 6 月的衰退機率進行預測並紀錄下來，接著將最初的估計期間增加 1 個月爲 1987 年 5 月至 2005 年 6 月，並對 2005 年 7 月的衰退機率進行預測，如此不斷重複直到預測機率數列涵蓋 2005 年 6 月至 2015 年 3 月爲止。組合預測評估結果與訊號出現時間列於表 7，<sup>9</sup>其中訊號時間設定爲預測數列從低於 0.5 上升至高於 0.5 (模型認定爲高峰) 與預測數列從高於 0.5 下降至低於 0.5 (模型認定爲谷底) 的時間。爲防止短暫的景氣誤判，本文同樣以 Bry and Boschan(1971) 的法則預測景氣轉折點，即衰退 (擴張) 訊號

<sup>9</sup>由於 2012 年 1 月以後的基準日期尚未認定，故此處爲預測機率數列從 2005 年 6 月至 2012 年 1 月之表現評估。

需至少持續 5 個月才能進行認定，換言之，訊號時間只產生於數列高或低於 0.5 且持續 5 個月以上的時間中，例如：簡單平均加權法於向前預測 1 期的 2012 年 6 月至 2012 年 7 月出現連續 2 個月機率高於 0.5 的景氣高峰訊號，然而 2012 年 8 月即下降至低於 0.5，訊號持續時間低於 5 個月，因此為短暫的誤判。

接著，以下將分成兩部分進行組合預測方法的比較，第一部分為簡單平均加權法與 Theobald 加權平均法，此部分的優點是可以直接從預測數列進行組合加權，沒有權術延遲的問題。可以發現兩種方法的預測誤差表現高度相似，然而 Theobald 加權法於 3 個預測期間中預測誤差表現皆稍微優於簡單平均加權法。第二部分為最小平方加權法與兩種預測包容加權法，此部分的優點是其根據誤差大小改變模型配適的權數，缺點則是由於事後認定性質的基準日期造成最適權重延遲。可以發現兩種預測包容加權法於預測期間 1 期和 2 期中預測誤差表現皆優於最小平方加權法。

在轉折點訊號方面，基於機率 0.5 的準則下，Theobald 加權法與簡單加權法表現完全一致（絕對誤差平均皆為 1.17 個月）；兩種預測包容加權法則擁有較最小平方加權法更小的絕對誤差。接著將五種平均預測數列呈現於圖 3，可以看出五種組合法皆提前（同時）對第 12 次景氣循環出現機率高於 0.5 的訊號，其中又以最小平方法提前最多，在第 13 次景氣循環預測中，五種組合法的向前 3 期預測則出現不同長度的提前訊號。總結來說，五種方法產生之數列表現出相似的走勢，但對於機率的波動卻有不同大小的幅度，例如：Theobald 加權法與簡單加權法兩者數列走勢雖幾乎一致，但 Theobald 加權法於波動的幅度表現較為平緩，因此不容易有誤判或是誤差偏高的現象產生，表現出之誤差表現即優於簡單加權法，相反的，最小平方加權法對於波動幅度表現較為劇烈，因此較容易有誤判（向前預測 1 期的 2012 年 5 月至 8 月）或誤差較另外三者高的現象。

值得一提的是，五種方法對 12 與 13 次景氣循環的高峰訊號誤差平均（1.13 個月），優於對景氣循環的谷底訊號誤差平均（0.1 個月），驗證本章一開始所提到的，領先指標對基準循環高峰的平均預測能力優於對谷底的平均預測能力。



#### 4.4 不同模型結果比較與預測表現檢定

本小節要比較組合方法、個別預測和徐之強與黃裕烈 (2005) 中的 PROBIT-LAG5 之間樣本外預測表現。為方便比較，預測期間一律為向前預測 1 期，組合預測由 Theobald 加權法與預測包容法 2 為代表，個別預測為由樣本內配適出的七個模型為代表 (原本為十個模型，去除三個配適結果相同的模型)，PROBIT-LAG5 模型則仿照徐之強與黃裕烈 (2005) 中的做法，以領先指標取自然對數再差分作為解釋變數建構而成。將結果列於表 8，在預測誤差的比較上，預測包容加權法 2 雖然無法優於最佳的單一預測 (EQ.10YG)，卻優於個別預測中的六個 (EQ.3YG、EQ.3YS、EQ.5YG、EQ.5YS、EQ.15YG、EQ.15YS)，在訊號時間表現上，預測包容加權法 2 為最佳 (絕對誤差平均為 0.75 個月)，再來則是 Theobald 加權法、EQ.10YG 與 EQ.15YG (絕對誤差平均為 1 個月)。

若單純以誤差大小或訊號時間來判斷模型表現，不僅缺乏統計上的支持，也會受到個人主觀的容忍程度而影響分析結果，因此本文最後再以 Diebold and Mariano (1995) 提出的檢定作為模型優劣的評估。表 9 為檢定結果，可以看出在預測期間同為 1 期時，Diebold-Mariano 檢定無法拒絕 EQ.3YG、EQ.3YS、EQ.5YG、EQ.7YG、EQ.10YS、EQ.15YG 與 P-LAG5 具有相同預測表現的虛無假說。而 Theobald 加權法、預測包容加權法 2、EQ.10YG 則有顯著優於其他模型的結果，其中可以看出預測包容加權法 2 優於其他模型的數目最多，甚至優於同為組合預測的 Theobald 加權法。因此連同前述轉折點的預測表現來看，預測包容加權法 2 為本文之最佳組合方法。

#### 4.5 轉折點機率預測

由樣本內外結果可以看出，若已知當期總體經濟指標與金融指標，即可利用配適出的個別預測模型估計向前 1、2、3 個月景氣發生轉折的機率，再經過加權得到表現較優也較為穩健的組合預測。由於 2012 年 1 月以後的基準日期尚未認定，因此本文利用 1987 年 5 月至 2012 年 1 月的資料估計個別預測模型，再以估計結果對 2012 年 2 月至 2015 年 3 月進行向前 1 期衰退機率預測，並根據預測包容加權法 2 將預測結果組合，如圖 4。若以 Bry and Boschan (1971) 的法則進行景氣轉折點認定，則可以發現除了在 2012 年 6 月至 2012 年 7 月出現 2 個



月短暫的景氣誤判以外,其餘結果皆顯示景氣轉折點於 2012 年 2 月至 2015 年 3 月發生的機率不高,也就是說,至 2015 年 3 月為止,模型認定景氣仍處於擴張階段。

## 5 結論

本文從事前預測的角度,透過組合個別預測模型,試圖找出能夠充份利用所有訊息的方式,對台灣景氣轉折點進行預測。首先利用 Probit 模型,透過不同長度的利差變數及落後期選擇方法,建立個別預測模型,再分別以五種方式決定最適權重進行組合。我們發現 Theobald 加權法有較簡單加權法更低誤差的預測表現,而 Diebold-Mariano 檢定結果顯示,預測包容加權法 2 顯著優於包含 Theobald 加權法的其餘五個預測模型,為本文表現最佳的方法。值得一提的是,受到基準日期事後認定性質的影響,最小平方加權與兩種預測包容加權皆無法即時計算最適權數,為本文的一個限制。在即時轉折點預測方面,按照 Bry and Boschan 的法則,若以機率 0.5 作為門檻值,衰退(擴張)訊號需至少持續 5 個月才能認定為轉折點,因此根據模型的估計結果推斷,第 14 次景氣轉折點(景氣高峰)不會發生於 2012 年 2 月至 2015 年 3 月,亦即於 2015 年 3 月時景氣仍處於擴張階段,此結果可供執政者參考。

## 參考文獻

- 何棟欽 (2011), 影響景氣循環的因素, 台灣經濟論衡,9,55-82。
- 徐之強、黃裕烈 (2005), 運用領先指標預測景氣變化之研究, 行政院經濟建設委員會委託研究報告。
- 徐志宏、周大森 (2010), 近期台灣景氣循環峰谷之認定, 經濟研究,10,1-35。
- 劉瑞文、管中閔、陳思寬 (2014), 台灣真實經濟成長率的估計: 卡門過濾法之應用, 應用經濟論叢,95,1-33。
- Bry and Boschan(1971). Cyclical analysis of times series: selected procedures and computer programs. NBER.
- Chikako and Turgut (2011).Predicting Recessions: A New Approach for Identifying Leading Indicators and Forecast Combinations
- C. Primo, C. A. T. Ferro , I. T. Jolliffe and D. B. Stephenson (2008).Combination and Calibration Methods for Probabilistic Forecasts of Binary Events. Working Paper.
- Christian R. Proano and Thomas Theobald(2014). Predicting recessions with a composite real-time dynamic probit model. International Journal of Forecasting ,30,898-917.
- C. Genest , Zidek and J. V. (1986). Combining probability distributions: A critique and an annotated bibliography. Statistical Science, 1, 114-148.
- Estrella, A. and Hardouvelis, G. A. (1991). The term structure as a predictor of real economic activity. Journal of Finance, 46, 555-576.
- Estrella, A. and Mishkin, F. S. (1998). Predicting US recessions: financial variables as leading indicators. Review of Economics and Statistics,80, 45-61.
- Henri Nyberg (2010). Dynamic probit models and financial variables in

- recession forecasting. *Journal of Forecasting*
- H. Nyberg (2010). Dynamic probit models and financial variables in recession forecasting. *Journal of Forecasting*, 29, 215-230.
- J. Scott Armstrong(2001).Combining forecasts *Principles of forecasting*. 417-439
- Joseph Atta-Mensah and Greg Tkacz(1998). Predicting Canadian Recessions Using Financial Variables: A Probit Approach. Working Papers 98-5, Bank of Canada.
- Kauppi, H. and Saikkonen, P. (2008). Predicting US recessions with dynamic binary response models. *The Review of Economics and Statistics*, 90,777 - 791.
- Monica Billio , Roberto Casarin, Francesco Ravazzolo and Herman K. van Dijk(2011).Econometrics and Tinbergen Institutes
- R. T. Clemen and R. L. Winkler(1987). Calibrating and combining precipitation probability forecasts.*Probability and Bayesian Statistics* ,97-110.
- Rudebusch, G. D. and Williams, J. C. (2009). Forecasting recessions: the puzzle of the enduring power of the yield curve. *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(4), 492-503.
- Roopesh Ranjan and Tilmann Gneiting(2008).Combining Probability Forecasts,Technical Report, 543
- Thomas Theobald(2012).Combining Recession Probability Forecasts from a Dynamic Probit Indicator.Macroeconomic Policy Institute.
- T. S. Wallsten , D. V. Budescu , I. Erev and A. Diederich (1997): Evaluating and Combining Subjective Probability Estimates. *Journal of Behavioral Decision Making*, 10, 243-268.
- Rudebusch, G. D. and Williams, J. C. (2009). Forecasting recessions: the puzzle of the enduring power of the yield curve. *Journal of Business*

and Economic Statistics, 27(4), 492-503.

Roopesh Ranjan and Tilmann Gneiting(2008).Combining Probability Forecasts,Technical Report, 543

Timmermann, A. (2006). Forecast combinations. In Handbook of economic forecasting ,135-196.

Ulrich Fritsche and Vladimir Kuzin, (2005). Prediction of Business Cycle Turning Points in Germany,Journal of Economics and Statistics 225(1), 22-43.

Wright, J.H. (2006). The yield curve and predicting recessions. Technical report, Division of Monetary Affairs, Federal Reserve Board.

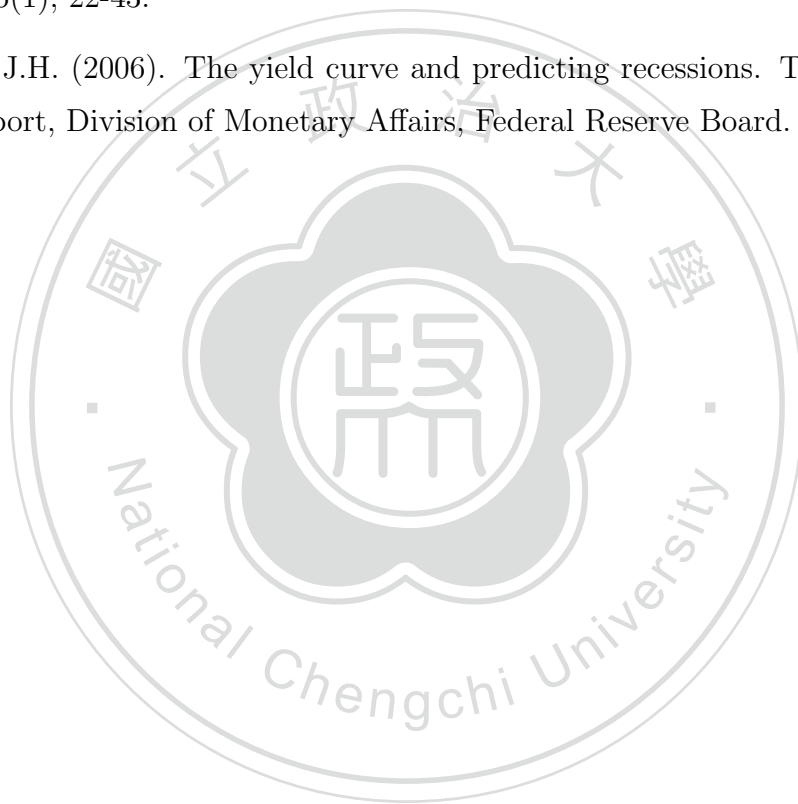
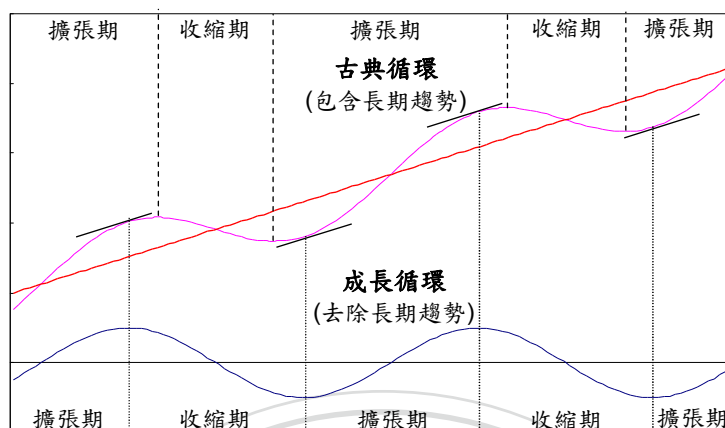


圖 1: 古典循環與成長循環示意圖



資料來源: 徐志宏、周大森(2010)

表 1: 已認定之台灣景氣循環基準日期

循環次序	谷底 (月)	高峰 (月)	谷底 (月)	擴張期	收縮期	全循環
1	1954.11	1955.11	1956.09	12	10	22
2	1956.09	1964.09	1966.01	96	16	112
3	1966.01	1968.08	1969.10	31	14	45
4	1969.10	1974.02	1975.02	52	12	64
5	1975.02	1980.01	1983.02	59	37	96
6	1983.02	1984.05	1985.08	15	15	30
7	1985.08	1989.05	1990.08	45	15	60
8	1990.08	1995.02	1996.03	54	13	67
9	1996.03	1997.12	1998.12	21	12	33
10	1998.12	2000.09	2001.09	21	12	33
11	2001.09	2004.03	2005.02	30	11	41
12	2005.02	2008.03	2009.02	37	11	48
13	2009.02	2011.02	2012.01	24	11	35
平均月數				38	15	53

資料來源: 國家發展委員會

表 2: 領先指標與同時指標高峰谷底比較

循環次序	景氣狀態	基準循環	領先指標	領先月數	同時指標	領先月數
7	高峰	1989.05	1988.08	9	1989.03	2
	谷底	1990.08	1990.10	-2	1990.05	3
8	高峰	1995.02	1994.11	3	1995.02	0
	谷底	1996.03	1996.03	0	1996.05	-2
9	高峰	1997.12	1997.06	6	1997.12	0
	谷底	1998.12	1998.08	4	1998.12	0
10	高峰	2000.09	2000.03	6	2000.07	2
	谷底	2001.09	2001.07	2	2001.09	0
11	高峰	2004.03	2004.03	0	2004.02	1
	谷底	2005.02	2005.04	-2	2005.06	-4
12	高峰	2008.03	2007.09	6	2008.03	0
	谷底	2009.02	2009.01	1	2009.02	0
13	高峰	2011.02	2010.03	11	2011.01	1
	谷底	2012.01	2011.11	2	2012.02	-1
平均高峰領先落後月數				5.9		0.9
平均谷底領先落後月數				0.7		-0.6
整體平均領先落後月數				3.3		0.1

註: 領先以 (+) 表示; 同時以 0 表示; 落後以 (-) 表示  
資料來源: 國家發展委員會



表 3: 向前預測 1 個月樣本內 Probit 模型配適結果

樣本期間1987.5-2010.5												
Variables	EQ.3YG	EQ.3YS	EQ.5YG	EQ.5YS	EQ.7YG	EQ.7YS	EQ.10YG	EQ.10YS	EQ.15YG	EQ.15YS	EQ.15YG	EQ.15YS
CLI	1,2,9,10	1,2,3,10	1,2,9,10	1,2,9,10	1,2,9,10	1,2,9,10	1,2,9,10	1,2,6,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10
CCI	4	4	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
b-sprd3y	1,8	1,8	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd5y	n.a.	n.a.	1,10	1,10	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd7y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	10	10	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd10y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	10	10	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd15y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	1	n.a.	1	1
Goodness Of Fit												
SSR	19.99	19.91	20.14	20.14	22.63	22.63	20.74	20.64	22.32	22.32	22.32	22.32
Log likelihood	-68.81	-68.48	-65.41	-65.41	-76.87	-76.87	-68.72	-68.49	-78.35	-78.35	-78.35	-78.35
AIC	0.57	0.57	0.53	0.53	0.61	0.61	0.55	0.55	0.62	0.62	0.62	0.62
SBC	0.66	0.66	0.62	0.62	0.68	0.68	0.62	0.62	0.69	0.69	0.69	0.69
HQC	0.61	0.60	0.57	0.57	0.64	0.64	0.58	0.58	0.65	0.65	0.65	0.65
MAE	0.16	0.16	0.15	0.15	0.18	0.18	0.16	0.16	0.18	0.18	0.18	0.18
RMSE	0.27	0.27	0.27	0.27	0.29	0.29	0.30	0.30	0.29	0.29	0.29	0.29
Theil	0.27	0.27	0.27	0.27	0.29	0.29	0.27	0.27	0.29	0.29	0.29	0.29

此表分為上下兩部分，上半部為由繁到簡 (G) 與由簡到繁 (S) 模型落後期選擇的結果，並將模型解釋變數置於行，各種模型結果置於列，例如：EQ.3YG 表示將 3 年期政府公債利差加入模型，並以由繁到簡 (G) 選擇落後期。其中“-”表示該變數在 5% 顯著水準下對於衰退週期不具有解釋能力；“1”代表落後一個月的該變數在 5% 顯著水準下對衰退週期具有解釋能力。下半部的 SSR、Log likelihood、AIC、SBC、HQC 為模型的配適度，MAE、RMSE 與 Theil 為樣本內模型預測誤差。

表 4: 向前預測 2 個月樣本內 Probit 模型配適結果

樣本期間1987.5-2010.5												
Variables	EQ.3YG	EQ.3YS	EQ.5YG	EQ.5YS	EQ.7YG	EQ.7YS	EQ.10YG	EQ.10YS	EQ.15YG	EQ.15YS	EQ.15YG	EQ.15YS
CLI	1,2,3,8,9,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10	1,2,3,10
CCI	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-
b-sprd3y	1,7	1,7	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd5y	n.a.	n.a.	1,9	1,9	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd7y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	10	10	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd10y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	10	10	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd15y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	9	9	n.a.	9
Goodness Of Fit												
SSR	23.32	23.49	21.60	21.60	23.47	23.47	21.53	21.53	24.31	24.31	24.31	24.31
Log likelihood	-76.98	-78.88	-69.61	-69.61	-79.38	-79.38	-71.10	-71.10	-82.27	-82.27	-82.27	-82.27
AIC	0.64	0.64	0.57	0.57	0.63	0.63	0.57	0.57	0.65	0.65	0.65	0.65
SBC	0.74	0.72	0.65	0.65	0.70	0.70	0.64	0.64	0.72	0.72	0.72	0.72
HQC	0.68	0.67	0.60	0.60	0.66	0.66	0.60	0.60	0.68	0.68	0.68	0.68
MAE	0.18	0.18	0.16	0.16	0.18	0.18	0.17	0.17	0.19	0.19	0.19	0.19
RMSE	0.30	0.30	0.28	0.28	0.30	0.30	0.28	0.28	0.30	0.30	0.30	0.30
Theil	0.29	0.29	0.28	0.28	0.30	0.30	0.28	0.28	0.30	0.30	0.30	0.30

此表分為上下兩部分，上半部為由繁到簡 (G) 與由簡到繁 (S) 模型落後期選擇的結果，並將模型解釋變數置於行，各種模型結果置於列，例如：EQ.5YG 表示將 5 年期政府公債利率加入模型，並以由繁到簡 (G) 選擇落後期。其中“-”表示該變數在 5% 顯著水準下對於衰退週期不具有解釋能力；“2”代表落後二個月的該變數在 5% 顯著水準下對衰退週期具解釋能力。下半部的 SSR、Log likelihood、AIC、SBC、HQC 為模型的配適度，MAE、RMSE 與 Theil 為樣本內模型預測誤差。

表 5: 向前預測 3 個月樣本內 Probit 模型配適結果

樣本期間1987.5-2010.5											
Variables	EQ.3YG	EQ.3YS	EQ.5YG	EQ.5YS	EQ.7YG	EQ.7YS	EQ.10YG	EQ.10YS	EQ.15YG	EQ.15YS	EQ.15YS
CLI	1,2,3,8,9,10	1,2,3,9	1,2,3,4	1,2,3,9	1,2,3,4,10	1,2,3,9	1,2,3,4,10	1,2,3,9	1,2,3,4,10	1,2,3,9	1,2,3,9
CCI	-	1	2	-	-	-	-	-	-	-	-
b-sprd3y	1,6	1,6	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd5y	n.a.	n.a.	1,8	1,8	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd7y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	10	9	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd10y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	8,10	9	n.a.	n.a.	n.a.
b-sprd15y	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	n.a.	8	8	9
Goodness Of Fit											
SSR	26.35	25.49	24.57	24.89	25.81	25.70	22.73	24.05	26.94	27.36	27.36
Log likelihood	-84.94	-84.48	-75.73	-78.28	-85.87	-85.61	-73.62	-77.96	-88.62	-90.36	-90.36
AIC	0.70	0.68	0.62	0.63	0.69	0.68	0.60	0.62	0.71	0.71	0.71
SBC	0.80	0.78	0.71	0.71	0.77	0.74	0.70	0.69	0.79	0.78	0.78
HQC	0.74	0.72	0.65	0.66	0.72	0.70	0.64	0.65	0.74	0.74	0.74
MAE	0.20	0.20	0.18	0.19	0.20	0.20	0.17	0.18	0.21	0.21	0.21
RMSE	0.31	0.31	0.30	0.30	0.31	0.31	0.29	0.30	0.32	0.32	0.32
Theil	0.32	0.31	0.30	0.30	0.31	0.31	0.29	0.30	0.32	0.32	0.33

此表分為上下兩部分，上半部為由繁到簡 (G) 與由簡到繁 (S) 模型落後期選擇的結果，並將模型解釋變數置於行，各種模型結果置於列，例如：EQ.7YG 表示將 7 年期政府公債利差加入模型，並以由繁到簡 (G) 選擇落後期。其中“-”表示該變數在 5% 顯著水準下對於衰退週期不具有解釋能力；“3”代表落後三個月的該變數在 5% 顯著水準下對衰退週期具解釋能力。下半部的 SSR、Log likelihood、AIC、SBC、HQC 為模型的配適度，MAE、RMSE 與 Theil 為樣本內模型預測誤差。

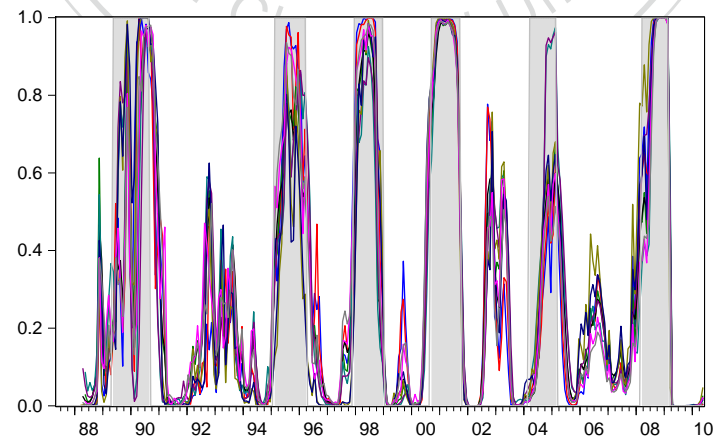
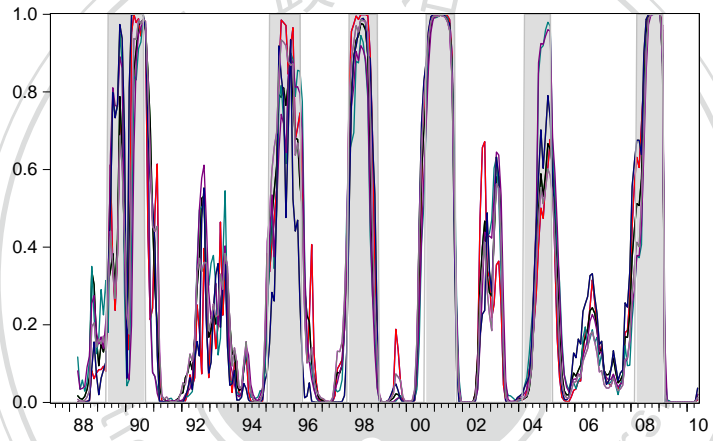
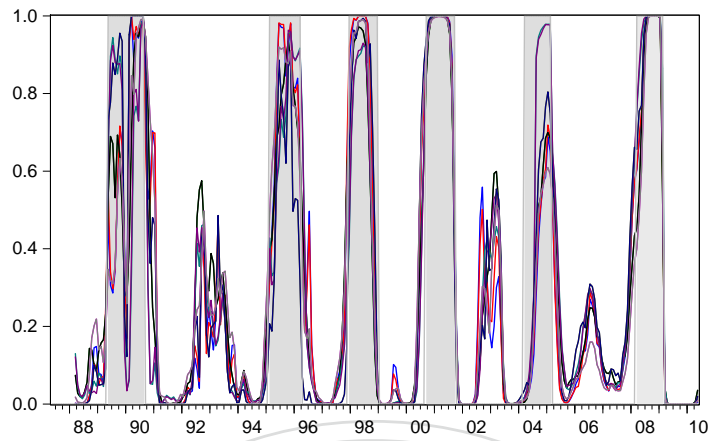


圖 2: 樣本內個別向前預測 1、2、3 個月衰退機率

表 6: 樣本內個別預測評估, 資料期間:1991.1-2010.5

	b=0	正確	正確率%	錯誤率%	b=1	正確	正確率%	錯誤率%
向前預測1個月								
EQ.3YG	187	180	96.26	3.74	80	64	80.00	20.00
EQ.3YS	187	178	95.19	4.81	80	64	80.00	20.00
EQ.5YG	187	179	95.72	4.28	80	64	80.00	20.00
EQ.5YS	187	179	95.72	4.28	80	64	80.00	20.00
EQ.7YG	187	177	94.65	5.35	80	60	75.00	25.00
EQ.7YS	187	177	94.65	5.35	80	60	75.00	25.00
EQ.10YG	187	177	94.65	5.35	80	63	78.75	21.25
EQ.10YS	187	177	94.65	5.35	80	63	78.75	21.25
EQ.15YG	187	177	94.65	5.35	80	64	80.00	20.00
EQ.15YS	187	177	94.65	5.35	80	64	80.00	20.00
Average			95.08	4.92			78.75	21.25
向前預測2個月								
EQ.3YG	187	175	93.58	6.42	80	59	73.75	26.25
EQ.3YS	187	175	93.58	6.42	80	60	75.00	25.00
EQ.5YG	187	175	93.58	6.42	80	60	75.00	25.00
EQ.5YS	187	175	93.58	6.42	80	60	75.00	25.00
EQ.7YG	187	179	95.72	4.28	80	59	73.75	26.25
EQ.7YS	187	179	95.72	4.28	80	59	73.75	26.25
EQ.10YG	187	178	95.19	4.81	80	60	75.00	25.00
EQ.10YS	187	178	95.19	4.81	80	60	75.00	25.00
EQ.15YG	187	176	94.12	5.88	80	60	75.00	25.00
EQ.15YS	187	176	94.12	5.88	80	60	75.00	25.00
Average			94.44	5.56			74.63	25.38
向前預測3個月								
EQ.3YG	187	170	90.91	9.09	80	57	71.25	28.75
EQ.3YS	188	173	92.02	7.98	80	59	73.75	26.25
EQ.5YG	189	176	93.12	6.88	80	59	73.75	26.25
EQ.5YS	188	175	93.09	6.91	80	61	76.25	23.75
EQ.7YG	187	179	95.72	4.28	80	54	67.50	32.50
EQ.7YS	188	179	95.21	4.79	80	54	67.50	32.50
EQ.10YG	187	179	95.72	4.28	80	58	72.50	27.50
EQ.10YS	188	178	94.68	5.32	80	58	72.50	27.50
EQ.15YG	187	175	93.58	6.42	80	56	70.00	30.00
EQ.15YS	188	174	92.55	7.45	80	56	70.00	30.00
Average			93.66	6.34			71.50	28.50

表 7: 樣本外組合結果評估(起始估計期間:1987.5-2005.5, 樣本外期間:2005.6-2015.2)

組合法	MAE	RMSE	Theil	訊號時間		訊號時間	
Simple							
1h	0.181	0.250	0.249	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.03(-1)	2011.12(1)
2h	0.179	0.251	0.268	2008.02(1)	2009.03(-1)	2011.03(-1)	2011.12(1)
3h	0.191	0.261	0.256	2008.02(1)	2009.03(-1)	2011.03(-1)	2011.12(1)
Theobald							
1h	0.180	0.251	0.249	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.03(-1)	2011.12(1)
2h	0.179	0.250	0.249	2008.02(1)	2009.03(-1)	2011.03(-1)	2011.12(1)
3h	0.185	0.254	0.251	2008.02(1)	2009.03(-1)	2011.03(-1)	2011.12(1)
OLS							
1h	0.180	0.253	0.242	2007.12(3)	2009.02(0)	2011.02(0)	2011.12(1)
2h	0.179	0.256	0.247	2008.01(2)	2009.03(-1)	2011.02(0)	2011.12(1)
3h	0.183	0.271	0.253	2007.11(4)	2009.03(-1)	2010.09(5)	2012.01(0)
Encompass1							
1h	0.177	0.248	0.240	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.02(0)	2012.01(0)
2h	0.178	0.254	0.245	2008.01(2)	2009.03(-1)	2011.02(0)	2011.12(1)
3h	0.188	0.263	0.250	2008.01(2)	2009.03(-1)	2010.11(3)	2011.12(1)
Encompass2							
1h	0.176	0.246	0.240	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.02(0)	2011.12(1)
2h	0.177	0.247	0.248	2008.03(0)	2009.03(-1)	2011.02(0)	2011.12(1)
3h	0.192	0.270	0.257	2008.01(2)	2009.03(-1)	2010.09(5)	2011.12(1)

訊號時間分別為對 12 和 13 次景氣循環轉折點之預測, 設定為預測數列從低於 0.5 上升至高於 0.5 (模型認定為高峰) 的時間與預測數列從高於 0.5 下降至低於 0.5 (模型認定為谷底) 的時間, 括弧內為訊號時間與國發會實際認定日期 (分別為 2008 年 3 月至 2009 年 2 月和 2011 年 2 月至 2012 年 1 月) 的差距, 正數表示領先, 負數表示落後。



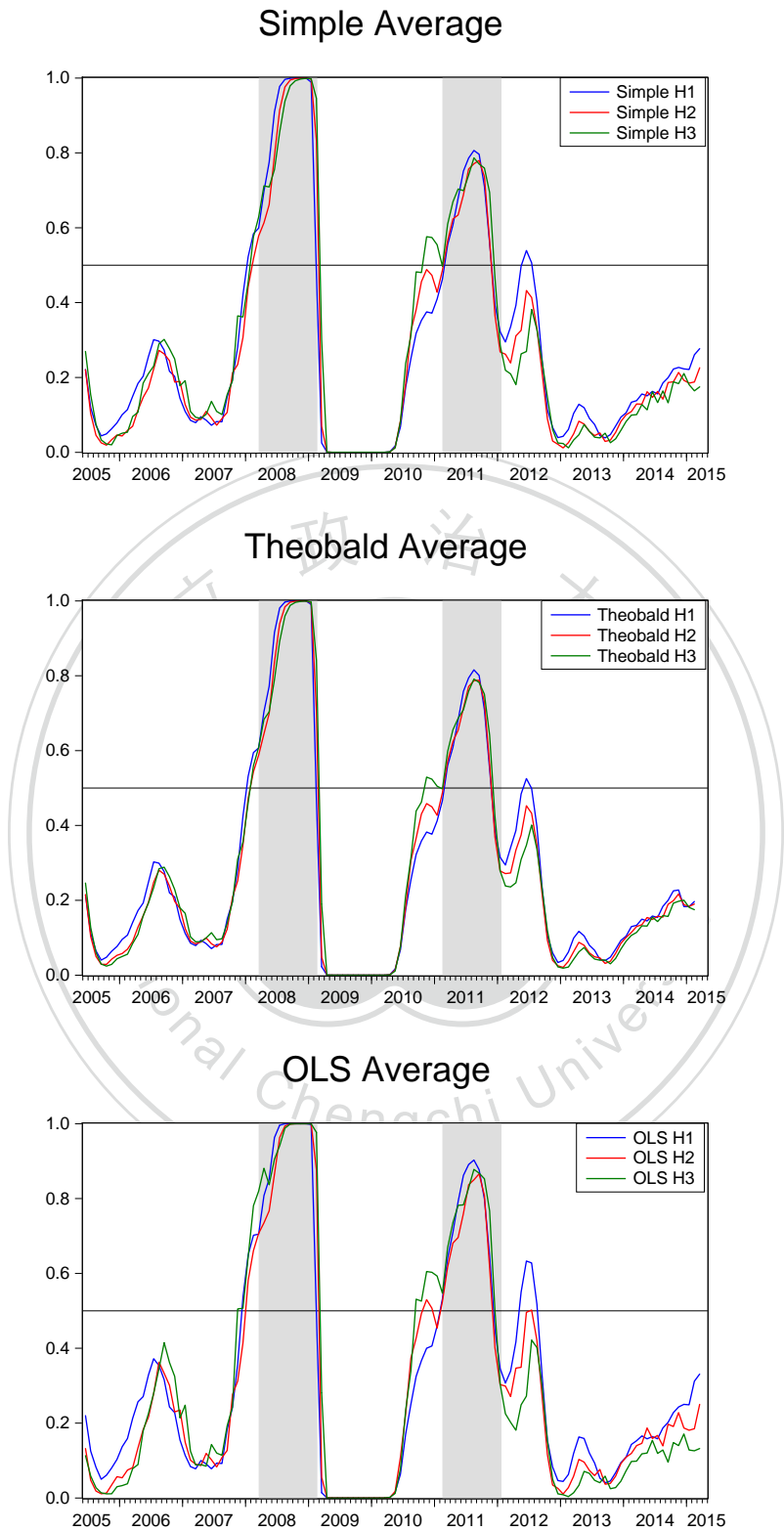
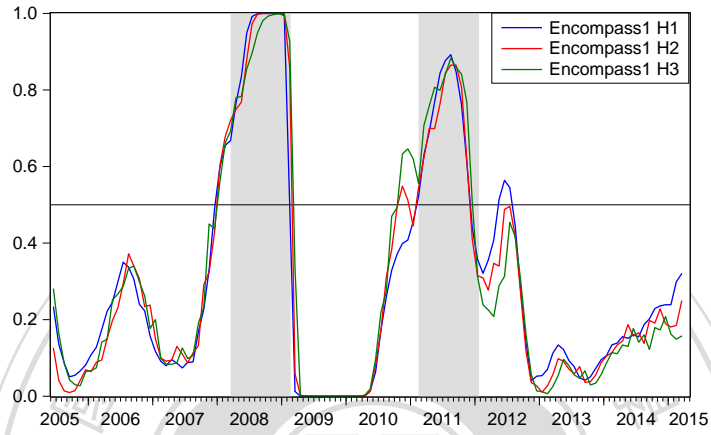


圖 3: 樣本外即時衰退機率組合預測, 灰色區域為國發會實際認定日期(起始估計期間:1987.5-2005.5, 樣本外期間:2005.6-2015.2)

Encompass Average1



Encompass Average2

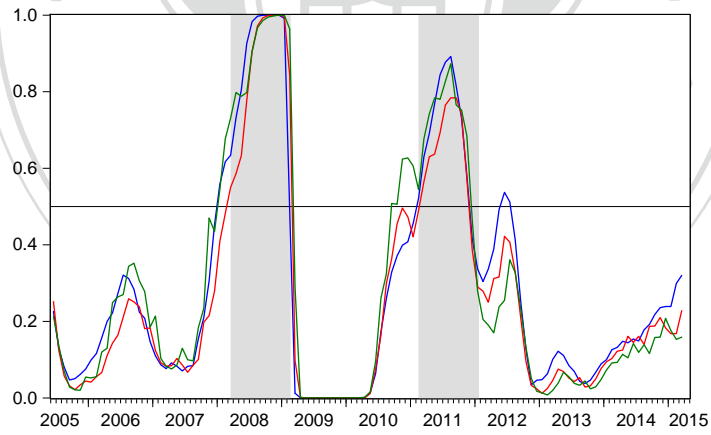


圖 4: 樣本外即時衰退機率組合預測, 灰色區域為國發會實際認定日期(起始估計期間:1987.5-2005.5, 樣本外期間:2005.6-2015.2)

表 8: 樣本外評估與結果比較(起始估計期間:1987.5-2005.5, 樣本外期間:2005.6-2015.2)

預測方法	MAE	RMSE	Theil	訊號時間	訊號時間	訊號時間	訊號時間
Theobald	0.180	0.251	0.249	2008.01(2)	2009.02(0)	2009.03(-1)	2011.12(1)
Encompass2	0.176	0.246	0.240	2008.01(2)	2009.02(0)	2009.02(0)	2011.12(1)
EQ.3YG	0.181	0.257	0.238	2007.12(3)	2009.03(1)	2012.01(0)	2012.01(0)
EQ.3YS	0.185	0.263	0.244	2007.12(3)	2009.03(1)	2012.01(0)	2012.02(-1)
EQ.5YG	0.184	0.258	0.249	2008.01(2)	2009.03(1)	2011.03(1)	2011.12(1)
EQ.7YG	0.173	0.268	0.285	2008.04(-1)	2009.02(0)	2011.05(-3)	2011.11(2)
EQ.10YG	0.168	0.251	0.247	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.03(1)	2011.12(1)
EQ.10YS	0.174	0.260	0.257	2008.01(2)	2009.02(0)	2011.03(1)	2011.11(2)
EQ.15YG	0.192	0.263	0.268	2008.04(-1)	2009.02(0)	2011.03(1)	2011.11(2)
P-LAG5	0.191	0.276	0.294	2008.05(-2)	2009.02(1)	2011.06(4)	2011.11(3)

訊號時間分別為對 12 和 13 次景氣循環轉折點之預測, 設定為預測數列從低於 0.5 上升至高於 0.5 (模型認定為高峰) 的時間與預測數列從高於 0.5 下降至低於 0.5 (模型認定為谷底) 的時間, 括弧內為訊號時間與國發會實際認定日期 (分別為 2008 年 3 月至 2009 年 2 月和 2011 年 2 月至 2012 年 1 月) 的差距, 正數表示領先, 負數表示落後。

表 9: Diebold-Mariano 檢定統計量

DM test	Theobald	Encompass2	EQ.3YG	EQ.3YS	EQ.5YG	EQ.7YG	EQ.10YG	EQ.10YS	EQ.15YG	P-LAG5
Theobald	0									
Encompass2	1.68*	0								
EQ.3YG	-0.40	-0.94	0							
EQ.3YS	-0.87	-1.50	-1.60	0						
EQ.5YG	-1.28	-2.96***	-0.06	0.52	0					
EQ.7YG	-1.26	-1.36	-0.43	-0.17	-0.61	0				
EQ.10YG	-0.01	-1.21	0.38	0.84	1.34	1.11	0			
EQ.10YS	-1.98**	-2.54**	-0.23	0.20	-0.48	0.53	-3.06***	0		
EQ.15YG	-1.61	-1.79*	-0.31	0.04	-0.45	0.57	-1.11	-0.23	0	
P-LAG5	-1.79*	-1.87*	-0.77	-0.53	-1.06	-0.85	-1.54	-1.11	-1.58	0
Number	1	5	0	0	-1	0	1	-3	-1	-2

表內數值為 Diebold-Mariano 檢定統計量，其中\*\*\*代表在顯著水準 0.01 下拒絕兩模型預測表現無差異之虛無假說；\*\*代表 0.05；\*代表 0.1，若統計量為正顯著表示列模型優於行模型，為負顯著表示行模型優於列模型。Number 為行模型優（正數）於或劣（負數）於其他模型的數目。

### Encompass Average2

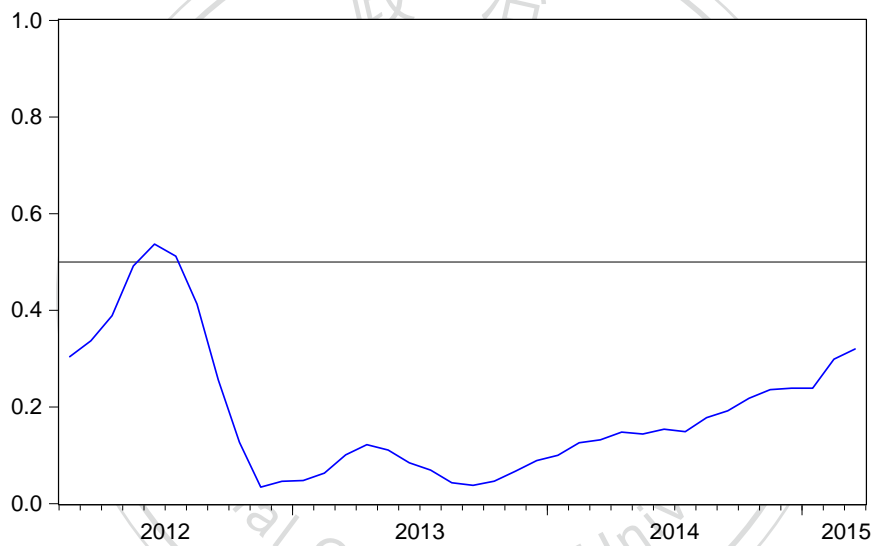


圖 5: 第 14 次景氣循環轉折點預測