

台灣經濟成長率預測在景氣循環中的 不對稱行為偏誤現象

謝子雄

國立政治大學金融學系

徐士勛*

國立政治大學經濟學系

關鍵詞: 經濟成長率、景氣循環、預測誤差、預測行為偏誤、偏誤修正預測
JEL 分類代號: C51, C53, E37

* 聯繫作者: 徐士勳, 國立政治大學經濟學系, 台北市 116 文山區指南路二段 64 號。電話: (02) 2939-3091 分機 51667; 傳真: (02) 2939-0344; E-mail: shhsu@nccu.edu.tw。作者感謝兩位編輯與三位匿名評審所提供的諸多評論與建議, 使本文更臻完善。

摘 要

本研究建立了一個新的分析架構，藉由預測誤差來認定預測機構在「景氣循環」波動中的兩種可能「行為偏誤」現象—意圖性的樂觀或悲觀的預測態度而造成的行為偏誤與非意圖性地對新進訊息反應不及或反應過度而造成的行為偏誤，並透過此架構分析台灣經濟成長率的預測表現。我們的實證結果顯示，台灣的官方機構（行政院主計處）除了對景氣循環波動中的訊息反應不及而產生預測誤差外，在景氣擴張時期還會因過度悲觀而低估經濟成長率；而民間機構（中華經濟研究院）的預測則因為滲入更多意圖性的行為偏誤而導致其預測值較不準確，其於擴張期低估成長率的原因主要來自於過度悲觀及對訊息反應過度，而於衰退期高估的原因則來自過度樂觀和反應不及兩種行為偏誤。除此之外，我們還發現，行政院主計處的預測在 2001 年前後期有相當大的轉變，2001 年之後預測行為偏誤現象更為顯著且伴隨較大的預測誤差波動。最後，我們建立相對應的「行為偏誤修正模型」，修正所認定出行政院主計處的行為偏誤並進而提出修正後的經濟成長率預測值。其中，修正了景氣循環過程中每一階段可能產生的行為偏誤。修正後的預測值明顯優於行政院主計處的預測值及文獻上利用大量訊息而建立的更新預測值。由於我們的分析架構僅需預測機構的預測值序列即可操作，因此我們認為，本文所提出的分析架構除了在相關研究上有所貢獻外，應可作為研究者於進行經濟預測時的另一項新選擇。

1. 前言

近年來,由於經濟體間互動行為的複雜度與不確定性驟增,使得總體經濟與財務相關變數的預測在現代的景氣循環波動中顯得格外重要。其中,經濟成長率預測的良窳,不論在國際上或是國內,民間亦或是政府部門,幾乎都是大家定期關注的主要項目之一。在台灣,行政院主計處(以下簡稱主計處)於每年的每一季中定期公佈當季至隔年同季的經濟(年)成長率預測值。由於主計處為官方的經濟資料蒐集及預測機構,其所公佈的經濟成長率預測顯然具有一定的公信力,並且相當程度能代表政府對未來經濟情勢的看法。然而,當我們仔細檢視過去台灣主計處的預測表現時可發現,主計處似乎無法掌握未來景氣較大幅度的波動及其走向;如在2008年全球金融海嘯之後,主計處顯然在經濟衰退時過度高估成長率,但卻又於景氣擴張時大幅低估了成長率。除了主計處外,國內其他民間研究機構,如中華經濟研究院(簡稱中經院)與台灣經濟研究院(簡稱台經院),所發佈的預測值也在景氣循環波動中存在類似的問題。另一方面,國外諸多學者,如Döpke and Langfeldt (1995)、Granger (1996)、Loungani (2001)、Gavin (2003)與Sinclair et al. (2010)等,也都觀察到許多的預測機構在景氣衰退時期高估而擴張期低估經濟成長率的「不對稱」情形。顯而易見的,這些伴隨景氣波動過程而被過度高估或低估的經濟成長率必然會影響政府與民間對未來經濟情勢的研判。然而,就我們所知,目前文獻上甚少文章仔細探討景氣循環如何影響預測機構的經濟預測表現。

在台灣,學者專文研究經濟成長率預測表現的文章已然不多,僅梁國源(1995)、徐士勛等(2005)及陳宜廷等(2011)等文章。其中,只有陳宜廷等(2011)明確指出藉由充份利用可取得的訊息可以增進主計處的預測能力,如考慮消費、貨幣及國外等部門的歷史訊息,但該文的分析架構並無法解釋為何主計處在不同的景氣循環狀態下存在不對稱的預測結果。在國際上,Döpke (2001)嘗試將預測機構對經濟成長率的高低估現象與造成景氣波動的總供給需求衝擊(aggregate demand and supply shocks)相連結。然而,此種將預測誤差(forecast error)歸咎於外生衝擊的方式,仍無法解釋預測者在景氣波動

中所呈現的不同預測表現。另一方面,一些學者也觀察到預測者因應不同的經濟情勢或目的,可能會宣告一個過度高估或低估的預測結果。舉例而言, Grunberg and Modigliani (1954) 指出官方預測機構可能會故意高估經濟成長率以利政府的政策推行; Ashiya (2007) 發現日本政府在 90 年代不景氣時期為了刺激民間消費而故意高估未來的經濟成長率; Chauvet and Guo (2003) 及 Swanson and van Dijk (2006) 也發現,在景氣擴張末期時,官方預測機構大多不願意調降下一季的經濟成長率預測,而於景氣衰張末期時則不願調高。綜合上述文獻中的發現和討論,我們認為預測機構在「不同景氣循環狀態」中的意圖性 (intentional) 或非意圖性 (un-intentional) 的「行為偏誤 (behavioral bias)」現象應是影響經濟成長率預測的關鍵因素。然而,就我們所知,相關的系統性分析研究在文獻上付之闕如。

本文旨在透過一個新的分析架構,在均方差 (mean square error, MSE) 對稱損失函數設定下,探討及認定台灣官方與民間預測機構在「景氣循環」中的可能「行為偏誤」現象,並分析其是否因而導致預測機構過度高估或低估未來經濟成長率。為了分析預測機構的預測行為偏誤現象,我們首先採用 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 所提的方法,透過檢視預測誤差的方式將預測行為偏誤區分兩種:一為意圖性的樂觀或悲觀的預測態度而造成的行為偏誤,另一則為對新進訊息非意圖性的反應不及 (under-react) 或反應過度 (over-react) 而造成的行為偏誤。換言之,意圖性的預測行為係指預測者在進行經濟預測時的主觀性態度,而非意圖性則是指因預測者對於新進訊息反應程度不同而產生的預測行為。同時,為了進一步分析預測者的行為偏誤在景氣循環波動中的變化,我們擴充 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 的模型而將景氣循環的因素納入。除此之外,我們更細分景氣循環波動的不同階段,進而讓我們可以更清楚理解在景氣循環的過程中,預測機構的預測行為偏誤的動態變化情形。這樣結合預測者的「預測行為偏誤」與「景氣循環」的分析架構在文獻上是一個全新嘗試,並且在此架構下,我們可輕易地建立所相對應的「行為偏誤修正模型 (behavioral-bias-corrected model)」,而在實證分析也證實若能修正這樣的預測行為偏誤,我們可以得到一個更為精確的預測結果。

根據所提出的分析架構,我們仔細地檢視了台灣主計處及中經院的經濟成長率預測表現。首先,我們發現主計處和中經院對於經濟成長率預測所使

用的訊息集合具有「不對稱」現象，即相較於中經院，主計處所引用的資訊集合較能幫助預測未來的經濟成長率。再者，我們的實證結果認定出，台灣預測機構在景氣擴張與衰退時期呈現「不對稱」的行為偏誤現象。主計處在景氣擴張期會因為過度悲觀及對訊息反應不及而低估經濟成長率，但是在景氣衰退期時高估成長率的原因則幾乎完全來自對訊息反應不及，而非來自過度樂觀的因素。相較於主計處預測，中經院因預測行為偏誤而導致的預測誤差現象就明顯許多。總體來說，中經院於景氣循環內各個階段，大多呈現擴張期較悲觀且可能對新訊息過度反應的現象，而於衰退期則較為樂觀且與主計處一樣對訊息反應不及。除此之外，我們進一步發現，主計處的預測行為偏誤在 2001 年前後期有相當大的差別，2001 年以後因預測行為偏誤而造成的預測誤差顯著地比 2001 年以前為大。最後，我們依據模型所認定出的預測機構在景氣波動中不同的行為偏誤，進而提出行為誤差修正後的經濟成長率預測值。無論是從樣本內的配適程度或樣本外的預測能力來看，該修正後預測值不僅明顯優於主計處發佈的預測值，而且勝過陳宜廷等（2011）中表現最佳的「預測更新模型」預測值—以擴散指標（diffusion index）與預測誤差落後期混合後的更新預測。綜合這些實證結果，再加上我們的方法在操作分析上僅需預測機構的預測值序列而不需要仰賴大量資料，因此我們認為，本文所提出的分析架構除了是文獻上的新嘗試外，應可作為研究者於進行經濟預測時的另一項新選擇。

本文其餘部份安排如下：在第二節中，我們介紹本文實證研究所採用的分析架構及計量方法。我們在第三節敘述本文所使用的資料，並於第四節透過文獻上常用的統計方法檢測國內預測機構在不同景氣循環波動下的預測表現。在第五節中，我們利用所建構的計量模型分析國內預測機構的預測行為偏誤及討論可能的結構性轉變。我們於第六節則進一步檢視行為偏誤修正模型與其他模型的配適與預測表現，並於第七節中總結本文的研究並提出相關討論。

2. 研究方法

在以下的分析中，我們令 y_t 為第 t 季經濟成長率的實際值，而 $y_{t|t-h}^f$ 則表示預

測機構在第 $t - h$ 季對 y_t 所做的預測值。據此，我們定義（一季前）預測誤差為 $e_t := y_{t|t-1}^f - y_t$ ，當 $e_t > 0$ ($e_t < 0$) 則代表預測機構在 $t - 1$ 期時高估（低估）下一期的經濟成長率。另外，我們定義預測機構在 $t - 1$ 季時對 $t - 2$ 季時所做的 y_t 預測值的預測修正（forecast revision）為 $FR_{t-1} := y_{t|t-1}^f - y_{t|t-2}^f$ 。若 $FR_{t-1} > 0$ ($FR_{t-1} < 0$)，則隱含預測機構在 $t - 2$ 季到 $t - 1$ 季這段時期內接收到關於景氣波動的好（壞）消息，因而在 $t - 1$ 季的預測時點上（下）調於 $t - 2$ 季時對 y_t 的預測。值得注意的是，如同文獻上常用的架構，本文後續所有關於預測的良莠、模型估計與推論等分析探討，皆建立在均方差對稱損失函數的設定之下。¹

一般而言，當研究者欲透過預測誤差來檢視預測機構的預測表現時，往往將（平均）預測誤差的正負值直接解讀為預測機構所呈現過度樂觀或過度悲觀的預測行為偏誤，如：Eames et al. (2002) 及 Krause and Corder (2007) 等。然而，這樣推論機構樂觀或悲觀的行為偏誤可能過於簡化。文獻上的一些研究結果已顯示，預測誤差的正負除了由樂觀或悲觀的因素決定外，還可能會受到預測機構對訊息反應過度或反應不及的程度所影響；見 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003)。例如，當預測機構接受到景氣好轉的好消息的情況下，若預測者對此訊息反應不及而僅少量上調 $y_{t|t-1}^f$ ，最終仍會使得預測誤差 $e_t (= y_{t|t-1}^f - y_t)$ 為負（此時 FR_{t-1} 將與 e_t 呈現負相關）；若反應過度而過度上調 $y_{t|t-1}^f$ ，則將使得 e_t 為正（此時的 FR_{t-1} 將與 e_t 呈現正相關）。同理，當預測機構接受到壞消息時， e_t 也會因為對此訊息的反應過度或反應不及而有正負的不同。因此，若當預測機構接受到好消息而過度樂觀，卻因為對訊息反應嚴重不足，最終仍可能導致 e_t 為負值而非所預期的正數。由於預測誤差的正負乃由這兩個因素所共同決定，所以當我們想要藉由預測誤差來探討預測機構的行為偏誤時，我們就必須將這兩因素清楚地分離討論。據此，我們採用 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 的迴歸模型，其模型設定如下：

$$M1 : e_t = \alpha + \beta FR_{t-1} + \varepsilon_t. \quad (1)$$

¹ 針對這樣的分析方式與架構，我們認為可以解讀為：當研究者（或閱聽人）看到了預測者提供的預測值時間序列資料時，研究者（或閱聽人）在均方差對稱損失函數下，如何評斷該預測，並且是否能進一步改善該預測。

式中迴歸係數 α 代表樂觀或悲觀的行為偏誤, α 為正(負), 則代表預測機構的預測態度過於樂(悲)觀; β 則代表預測機構對新訊息反應的程度, 當 β 為正(負), 係指預測機構對新訊息反應過度(不足)。文獻上, 一般將前者視為預測機構意圖性的預測行為偏誤, 而後者為非意圖性的預測行為偏誤; 相關模型變數解釋及推論可參見 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003)。²

根據迴歸模型 (1), 我們已經可以藉由預測誤差來分析預測者的不同預測行為偏誤表現。然而, 如同前言所述, 預測者在預測時點當下所感受的景氣狀態也存在可用的訊息集合中, 因此我們更有興趣探討的是, 預測機構是否會因應當下不同的經濟情勢而存在不同的預測行為偏誤現象。由於文獻上一般用以描繪不同經濟情勢的景氣循環波動乃屬事後認定,³ 因此, 我們必須利用過去「可觀察到的」經濟走勢來重新描述預測者所處當下所感受到的景氣波動狀態。依循 Ang et al. (2007) 及 Kishor (2010) 的方式, 我們定義預測者所察覺之景氣擴張期 (D_t^+) 與景氣衰退期 (D_t^-) 如下:

$$D_t^+ = \begin{cases} 1, & \text{若 } \tilde{y}_t > 0, \\ 0, & \text{若 } \tilde{y}_t \leq 0; \end{cases} \quad D_t^- = \begin{cases} 0, & \text{若 } \tilde{y}_t > 0, \\ 1, & \text{若 } \tilde{y}_t \leq 0; \end{cases} \quad (2)$$

其中

$$\tilde{y}_t := y_t - \frac{1}{4} \sum_{i=1}^4 y_{t-i}.$$

意即, 若現在的經濟成長率高於前四季的平均, 則代表現在景氣屬於擴張期 $D_t^+ = 1$; 反之, 則代表衰退期 $D_t^- = 1$ 。這樣的定義方式除了操作方便外, 也能適度反應經濟個體在所處當下對於景氣動向的感覺。我們將此景氣循環的因子納入至迴歸式 (1) 後, 模型則可設定如下:

² 此處對於預測誤差迴歸係數的詮釋乃依循 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 的研究, 由於行為偏誤只是預測誤差出現系統性偏誤的可能解釋之一, 我們並沒有排除其他可能造成系統性預測誤差的原因。根據一匿名評審的建議, 較客觀之說法應該是, 行為偏誤只是預測誤差出現系統性偏誤的可能解釋之一。我們將於 2.1 節中仔細探討預測誤差的可能成因與本文分析架構的連結。

³ 台灣每一波景氣循環的高峰、谷底、擴張及衰退時期皆由行政院經濟建設委員會事後認定之, 如該委員會於 2008 年 4 月份的新聞稿中才認定出台灣第 11 波景氣循環的高峰為 2004 年 3 月。因此預測者在進行預測當下並無法知道官方所認定的景氣循環狀態為何。

$$M2 : e_t = D_{t-1}^+ \times [\alpha^+ + \beta^+ FR_{t-1}] + D_{t-1}^- \times [\alpha^- + \beta^- FR_{t-1}] + \varepsilon_t, \quad (3)$$

其中, α^+ (α^-) 則表示當預測機構在景氣擴張(衰退)期時之意圖性樂觀或悲觀的預測行為偏誤; 而 β^+ (β^-) 則表示當預測機構在景氣擴張(衰退)期時之非意圖性的反應過度或反應不足。值得注意的是, 由於模型描述的是預測機構在 $t-1$ 季時對第 t 季的經濟成長進行預測, 模型中景氣循環波動變數乃是由 $t-1$ 季時所衡量。

藉由式 (3) 所估計的係數, 我們可以得知預測者於景氣擴張期或衰退期「平均」的預測行為偏誤狀況。然而, 此模型卻並無法捕捉到預測機構可能在景氣擴張期或衰退期內的不同預測動態行為偏誤表現。因此, 我們更進一步將景氣循環分成數個階段, 其定義如下:

$$D_t^{d+} = \begin{cases} 1, & \text{若 } D_{t-d}^+ = 0, D_{t-d+1}^+ = D_{t-d+2}^+ = \dots = D_{t-1}^+ = D_t^+ = 1, \\ 0, & \text{其它;} \end{cases}$$

$$D_t^{d-} = \begin{cases} 1, & \text{若 } D_{t-d}^- = 0, D_{t-d+1}^- = D_{t-d+2}^- = \dots = D_{t-1}^- = D_t^- = 1, \\ 0, & \text{其它,} \end{cases}$$

d 代表某景氣狀態的持續期(duration)。因此, $D_t^{1+} = 1$ 代表景氣擴張期開始的第一季, $D_t^{2+} = 1$ 則代表景氣擴張期已進行了兩個季度, 其餘以此類推。由於台灣景氣擴張及衰退期大多各維持 4 到 5 季左右, 且受限於本文研究對象的樣本數, 因此我們假設 $d = \{1, 2, 3, > 3\}$ 。在此設定下, $D_t^{>3+} = 1$ ($D_t^{>3-} = 1$) 表示景氣擴張期(景氣衰退期)已進行了超過 3 個季度。綜合這些設定與分析, 我們以下列模型來進一步探討預測機構在不同景氣循環階段中其預測行為偏誤的變化情形:

$$M3 : e_t = D_{t-1}^{1+} \times [\alpha_1^+ + \beta_1^+ FR_{t-1}] + D_{t-1}^{1-} \times [\alpha_1^- + \beta_1^- FR_{t-1}]$$

$$+ D_{t-1}^{2+} \times [\alpha_2^+ + \beta_2^+ FR_{t-1}] + D_{t-1}^{2-} \times [\alpha_2^- + \beta_2^- FR_{t-1}]$$

$$+ D_{t-1}^{3+} \times [\alpha_3^+ + \beta_3^+ FR_{t-1}] + D_{t-1}^{3-} \times [\alpha_3^- + \beta_3^- FR_{t-1}]$$

$$+ D_{t-1}^{>3+} \times [\alpha_4^+ + \beta_4^+ FR_{t-1}] + D_{t-1}^{>3-} \times [\alpha_4^- + \beta_4^- FR_{t-1}] + \varepsilon_t. \quad (4)$$

根據此模型設定, 係數 α_i^+ (α_i^-), $i = 1, \dots, 4$, 則表示當預測機構在景氣擴張 (衰退) 期第 i 階段時的意圖性樂觀或悲觀的預測行為偏誤; 而 β_i^+ (β_i^-) 則表示當預測機構在景氣擴張 (衰退) 期第 i 階段時之非意圖性的反應過度或反應不足。

值得一提的是, 除了模型 M1 (1) 為 Amir and Ganzach (1998) 以及 Ashiya (2003) 所提出外, 納入景氣波動的模型 M2 (3) 及進一步考慮景氣狀態持續期的模型 M3 (4) 在文獻上都是全新的實證模型。我們在後文的實證分析中也將證實, 如果預測者在預測當下存在可能的行為偏誤, 這樣的模型設計確實更能將預測者系統性的預測行為偏誤捕捉出來。

2.1 預測誤差與行為偏誤修正後的預測

在相關文獻研究中, 學者們將預測誤差的可能來源大致分成以下幾類: (i) 預測機構估測模型不精確 (model misspecification); (ii) 訊息來源可能出現問題 (data error); (iii) 估計係數可能出現的偏誤 (estimation bias); (iv) 未充份利用訊息來源或漏失重要訊息模型變數; (v) 人為調整的因素; (vi) 純粹的隨機誤差 (random error); 可參閱 Wallis and Whitley (1991)、Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003)。針對上述可能的預測誤差成因, 文獻上一般所採取的分析架構為: 先建構可供認定的模型 (或方法), 然後透過消除此誤差成因後的樣本外實證分析表現來進一步確認此預測誤差成因的合理性。由於我們通常無法直接了解預測提供者所掌握的完整資訊、所使用的估測模型與估計方法等, 上述的 (i)、(ii) 與 (iii) 的預測誤差來源將相對不容易被認定與釐清。一般而言, 研究者只能透過預測提供者的預測資料之時間序列值找出「可能」形成誤差的可能原因。其中, 針對台灣的主計處預測, 若從上述第 (iv) 點「未充份利用訊息來源或漏失重要訊息模型變數」的角度切入, 陳宜廷等 (2011) 研究已經發現主計處的預測誤差除了具有一階自我相關結構外, 還「可能」來自於漏失商品、貨幣及國外部門等重要的歷史訊息, 一旦消弭此可能形成誤差的成因, 所得到的預測結果遠優於主計處的所提供的原始預測。藉由這樣的認定與樣本外的實證結果, 我們可以推論主計處的預測誤差的可能性之一為「未充份利用訊息來源或漏失重要訊息模型變數」。

相類似地, 本研究則是透過預測機構的「預測行為偏誤」的角度, 分析

造成誤差的可能原因。預測機構的「預測行為偏誤」可與上述第(i)點「預測機構估測模型不精確」與第(v)點「人為調整的因素」兩種可能預測誤差相連結。⁴若預測機構在進行預測時確實存在系統性的行為偏誤—不論是意圖性樂觀或悲觀的預測行為或是非意圖性的反應過度或反應不足,我們皆可從上述 M1、M2 及 M3 的模型設計中顯著地估計出預測行為的規律性,並可藉此估計出來的規律來修正預測機構系統性的行為偏誤而進一步得到更為準確的預測值。舉例來說,當我們發現預測機構習慣性在景氣擴張時期會因為過度樂觀而平均高估經濟成長率 1%,則我們只要在預測機構於景氣好轉發佈經濟預測值時扣除 1% 即可修正此一行為偏誤而造成的預測不準確。令行為誤差修正後的預測值為 $y_{t|t-1}^*$, \hat{e}_t 為根據前述模型估計出的系統性的預測誤差,則實際可操作的「行為偏誤修正模型」可以下式表示:⁵

$$y_{t|t-1}^* = y_{t|t-1}^f - \hat{e}_t. \quad (5)$$

將預測機構發佈的經濟預測值 $y_{t|t-1}^f$ 扣除所估計造成誤差的原因 \hat{e}_t 後即可得到修正後的預測值 $y_{t|t-1}^*$ 。

在台灣經濟成長率預測的相關文獻上,陳宜廷等(2011)也藉由檢視主計處經濟成長率的預測表現,並透過一連串計量檢定來篩選仍可增進預測能力的訊息(\mathbf{z}_{t-1})後,再將主計處的預測予以更新,他們稱之為「預測更新」模型,其表現式如下:

$$y_{t|t-1}^* = y_{t|t-1}^f + \hat{\beta}' \mathbf{z}_{t-1}, \quad (6)$$

⁴ 如此連結的合理性在於,根據「行政院主計處國民所得統計評審委員會設置辦法」第 5 條指出,由政府官方人員及專家學者所組成的主計處國民所得統計評審委員的任務,除了評議估測模型的設計外,還包括了估測結果的最後審視。因此,主計處每季所發佈的經濟成長率的預測值的預測誤差除了可能來自於估測模型設計外(第(i)點),也可能來自於評審委員會的微調結果(第(v)點)。

⁵ 我們推論此預測機構的「預測行為偏誤」是可能的預測誤差來源,但並沒有否認其他導致誤差出現的可能性。當模型(不論是 M1、M2 或 M3)估計係數顯著時,我們在解讀上將為「預測機構可能在預測上存在行為偏誤現象」。若要建立一個「完整」且排除所有其他因素的「行為偏誤模型」設定,則伴隨大量參數的複雜模型將無可避免。然而,大型模型在預測與操作上將遇到更多估計與認定的問題需要克服。

式中的 $\hat{\beta}$ 為相對應訊息 \mathbf{z}_{t-1} 的估計參數。在他們的研究中, \mathbf{z}_{t-1} 涵蓋了預測誤差的落後項及藉由大量訊息集合所估計出的若干「擴散指標」,其目的是要彌補主計處預測時所可能缺漏的有用資訊。值得注意的是,在本文架構下所提出的「行為偏誤修正」模型(5)與陳宜廷等(2011)的「預測更新」模型(6)不論在建構精神上及實際執行上都有著極大的不同。在模型建構精神上,我們的分析著重在修正預測者於提出預測時所可能出現的系統性行為偏誤,而陳宜廷等(2011)的精神則在於透過計量方法檢定可用資訊並利用其更新主計處的預測。在實際執行上,我們僅需主計處過往的預測資料,而陳宜廷等(2011)中表現最佳的「擴散指標」模型,除了預測誤差落後項外,還額外需要 232 個國內外變數資訊。可以想見,在陳宜廷等(2011)提出各類的「預測更新」模型中,除了最簡便僅利用預測誤差落後項的更新模型外,表現最佳的擴散指標模型在資料的取得及處理方面必定相對耗時。在第六節中,我們將會針對本文的「行為偏誤修正」模型及陳宜廷等(2011)的「擴散指標預測更新」模型的實證結果作進一步的比較說明。

3. 資料說明

本文所定義的經濟成長率為實質國內生產毛額(gross domestic product, GDP)之年增率,其實際值由行政院主計處於每季中定期發佈。至於經濟成長率預測機構的選取,我們以行政院主計處及中經院分別代表台灣政府官方及民間的預測機構。⁶我們在後文中將進一步仔細比較兩者的預測表現及預測行為的異同。主計處預測資料取自該處於每年 2、5、8 及 11 月出版之《中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報》,樣本期間為 1986 年第 4 季至 2009 年第 1 季。⁷而中經院預測資料取自該院於 1995 年後每年 4、7、10 及 12 月份發行期刊《台灣經濟預測》與 1998 至 2009 年各年之《全球經濟展望》,其樣本

⁶ 在國內,民間的預測機構除了中經院外,台經院亦定期發佈當季至隔年同季的經濟(年)成長率預測值。但由於台經院經濟成長率預測值的樣本存在過多缺漏值(missing value)且樣本期間較短,因此本文在權衡下只能選擇中經院做為民間預測機構的代表。

⁷ 主計處的國民所得帳是根據聯合國的國民經濟會計制度(System of National Accounts, 簡稱 SNA)所編佈,我們依循陳宜廷等(2011)的處理方式,2005 年前所使用的經濟成長率序列為 1968 年 SNA 版的 GDP 年增率,而 2005 年之後的次樣本則使用 1993 年 SNA 版的 GDP 年增率。

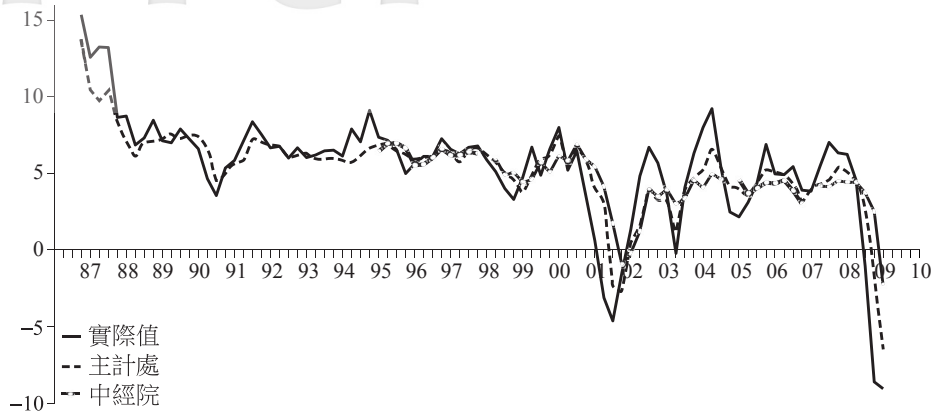
期間為 1995 年第 1 季至 2009 年第 1 季。上述主計處與中經院所發佈的每季經濟成長率預測值均為年成長率。在此研究中,我們將每年 2 月主計處公佈的第 1 季預測值,視為使用至前一年第 4 季的資訊所做的一季前預測;5 月所公佈的第 2 季預測,則視為使用至當年第 1 季的資料所做的一季前預測;其餘,依此類推。而中經院公佈預測的時點為每年的 4、7、10 及 12 月份,則依次紀錄為當年第 1 季至第 4 季的預測。⁸

我們在圖 1(a) 及圖 1(b) 分別為繪出經濟成長率的實際值、主計處及中經院的一季前預測及所對應的預測誤差 $\{e_t\}$ 之時間序列圖型。其中,圖 1(b) 中陰影區域代表經濟情況處於景氣衰退期,其判定準則乃根據式 (2) 中 $D_t^- = 1$ (或 $D_t^+ = 0$) 的情況下。由圖 1(a) 的實際值與兩個預測值序列顯示,經濟預測值序列基本上皆稍微落後於實際值序列,這反映了主計處及中經院在接收市場訊息後可能被動地反應當時的經濟型態。此外,透過檢視圖 1(b) 的預測誤差,我們發現國內兩家預測機構的預測表現很明顯地受到景氣循環所影響,而預測結果也會因為當時經濟態勢不同而南轅北轍。舉例而言,這兩家預測機構似乎傾向在經濟衰退(擴張)的過程中高估(低估)經濟成長率,但高估及低估的情況會隨著經濟態勢逐漸明朗而漸漸消失。另外,值得注意的是,2000 年之後的預測誤差波動明顯增加,這顯示衰退時期的高估與擴張時期的低估情形相較於 2000 年以前更為嚴重。此現象隱約表示預測機構的預測行為可能在 2000 年左右有了相當的改變。

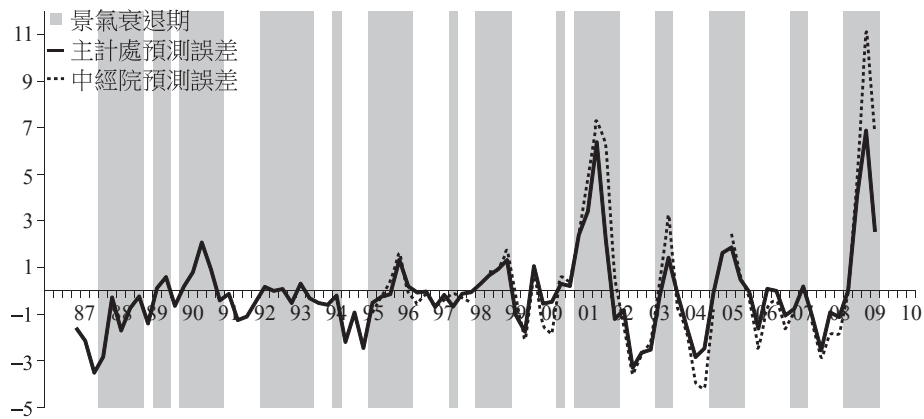
表 1 列出兩間預測機構在不同的景氣循環階段下的預測值及經濟成長率的實際值,其中 $y_{t|t-1}^{f,D}$ 、 $y_{t|t-2}^{f,D}$ 與 e_t^D 分別表示主計處的一季前、兩季前預測值及(一季前)預測誤差; $y_{t|t-1}^{f,C}$ 、 $y_{t|t-2}^{f,C}$ 與 e_t^C 分別表示中經院的一季前、兩季前預測值及(一季前)預測誤差。若我們不區分景氣循環階段(即全期)時,主計處與中經院的預測誤差平均而言都不大。主計處僅低估 0.160%,而中經院則只高估 0.234% 左右。然而,我們如果將經濟成長率區分為擴張和衰退兩個時期,則主計處與中經院的預測誤差將會明顯增大,而且預測結果也會因不同的經濟情勢而有所不同。當市場處於景氣擴張期時,主計處與中經院分別平均低估了 1.097% 及 1.412%;相反的,當市場處於景氣衰退期時,則

⁸ 雖然中研院和中經院發佈預測的時間不盡相同,且中經院的間隔期間也不若主計處規律,但為了能進行相互比較,我們仍採用文獻上所使用的紀錄方式。其中,主計處預測值的紀錄方式與徐士勳等(2005)與陳宜廷等(2011)相同,而中經院預測值紀錄方式則與徐士勳等(2005)相同。

台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行為偏誤現象 (謝子雄 徐士勛)



(a) 經濟成長率實際值、主計處預測值及中經院預測值



(b) 主計處及中經院預測誤差

註: 灰色陰影處則代表當時經濟情況處於景氣衰退期, 其判定準則乃根據式 (2) 中 $D_t^- = 1$ (或 $D_t^+ = 0$) 的情況。當預測誤差為正 (負) 時, 表示預測機構高估 (低估) 未來的經濟成長率。

圖 1 經濟成長率實際值、主計處與中經院預測值及其對應之預測誤差

反而會過度高估 0.697% 及 2.144% 左右。此外, 我們觀察到衰退期時預測誤差的標準差 (standard deviation) 較擴張期時來得大, 這表示預測機構在面對市場經濟處於衰退時無法做出較為精確的市場預測。最後, 我們也發現, 主計處無論在哪一個時期的平均預測誤差絕對值及標準差都比中經院小, 此顯示

表 1 敘述統計量

| | 樣本數 | 平均值 (%) | 標準差 (%) | 最小值 (%) | 最大值 (%) |
|---|-----|---------|---------|---------|---------|
| (A) 全期 ($D_t^+ = 1$ and $D_t^- = 1$) | | | | | |
| 實際值 | | | | | |
| y_t | 90 | 5.511 | 3.711 | -9.060 | 15.370 |
| 主計處 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,D}$ | 90 | 5.350 | 2.687 | -6.510 | 13.770 |
| $y_{t t-2}^{f,D}$ | 90 | 5.598 | 1.680 | -0.310 | 9.510 |
| e_t^D | 90 | -0.160 | 1.724 | -3.510 | 6.880 |
| 中經院 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,C}$ | 54 | 4.481 | 1.897 | -2.310 | 6.980 |
| $y_{t t-2}^{f,C}$ | 40 | 4.884 | 1.326 | 0.810 | 7.030 |
| e_t^C | 54 | 0.234 | 2.888 | -4.240 | 11.130 |
| (B) 景氣擴張期 ($D_t^+ = 1$ and $D_t^- = 0$) | | | | | |
| 實際值 | | | | | |
| y_t | 43 | 6.941 | 2.391 | 1.340 | 15.370 |
| 主計處 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,D}$ | 43 | 5.844 | 2.141 | 0.520 | 13.770 |
| $y_{t t-2}^{f,D}$ | 43 | 5.477 | 1.677 | 0.790 | 9.510 |
| e_t^D | 43 | -1.097 | 1.054 | -3.510 | 1.060 |
| 中經院 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,C}$ | 29 | 4.620 | 1.518 | -0.210 | 6.930 |
| $y_{t t-2}^{f,C}$ | 21 | 4.790 | 1.461 | 0.810 | 7.030 |
| e_t^C | 29 | -1.412 | 1.274 | -4.240 | 0.850 |
| (C) 景氣衰退期 ($D_t^+ = 0$ and $D_t^- = 1$) | | | | | |
| 實際值 | | | | | |
| y_t | 47 | 4.202 | 4.214 | -9.060 | 13.220 |
| 主計處 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,D}$ | 47 | 4.899 | 3.057 | -6.510 | 10.390 |
| $y_{t t-2}^{f,D}$ | 47 | 5.709 | 1.692 | -0.310 | 8.580 |
| e_t^D | 47 | 0.697 | 1.779 | -2.830 | 6.880 |
| 中經院 | | | | | |
| $y_{t t-1}^{f,C}$ | 25 | 4.319 | 2.282 | -2.310 | 6.980 |
| $y_{t t-2}^{f,C}$ | 19 | 4.988 | 1.189 | 3.090 | 7.010 |
| e_t^C | 25 | 2.144 | 3.074 | -0.940 | 11.130 |

註: y_t 為經濟成長率實際值; $y_{t|t-1}^{f,D}$ 為主計處在第 $t-1$ 季對 y_t 所做的預測值; $y_{t|t-2}^{f,D}$ 為主計處在第 $t-2$ 季對 y_t 所做的預測值; $e_t^D := y_{t|t-1}^{f,D} - y_t$ 為主計處一季前預測誤差; $y_{t|t-1}^{f,C}$ 為中經院在第 $t-1$ 季對 y_t 所做的預測值; $y_{t|t-2}^{f,C}$ 為中經院在第 $t-2$ 季對 y_t 所做的預測值; $e_t^C := y_{t|t-1}^{f,C} - y_t$ 為中經院一季前預測誤差; $D_t^+ = 1$ 及 $D_t^- = 1$ 分別代表景氣擴張期及景氣衰退期。

主計處的預測表現平均而言可能較中經院為佳。⁹我們認為可能的原因之一是，主計處為官方機構，其所掌握的訊息集合較民間機構來得大，因此其預測結果應較為準確。

4. 精確度分析

根據第三節所列圖表顯示，主計處及中經院在做經濟成長率預測時，有很大的程度會受到進行預測當下經濟形勢的影響。因此，本節將利用文獻上一般常用的統計及迴歸模型探討並比較在不同景氣循環階段下預測機構的預測表現。

我們首先比較國內預測機構在面對景氣擴張期及衰退期下的預測能力是否有所不同。我們以文獻上常用的 R^2 作為預測能力的衡量標準，若 R^2 值愈高，則表示預測機構的預測愈能捕捉到未來經濟走向的變異（variation）；見Campbell（2004）及Tulip（2005）。 R^2 的公式表示如下：

$$R^2 = 1 - \left[\frac{\sum_{t=1}^T e_t^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \right],$$

其計算結果列於表2。此表顯示，中經院的預測能力不論是全期或是區分景氣擴張及衰退期，都遠比主計處低10%左右。然而，就算是代表官方的主計處預測，以全期而言最多也只能掌握未來經濟走向76.8%的變異。換句話說，有高達23.2%的變異仍是無法被解釋預測的。若再考慮上景氣循環的效果（business-cycle effect）後，未來經濟走向的可預測性（predictability）將更為下降，尤以景氣衰退期時為烈，僅剩七成左右。

⁹ 值得注意的是，此處比較兩者的資料筆數因為起始時間不同而有所不同。因此，為了能有更為公平的比較結果，我們也試著比較和中經院一樣樣本期間的主計處預測資料，其結果仍顯示主計處具有較小的平均預測誤差絕對值及標準差。

表 2 預測配適與可預測性

| | 全期 | 景氣擴張期 | 景氣衰退期 |
|-----|-------|-------|-------|
| 主計處 | 0.768 | 0.753 | 0.718 |
| 中經院 | 0.660 | 0.637 | 0.612 |

註: R^2 計算公式如下

$$R^2 = 1 - \left[\frac{\sum_{t=1}^T e_t^2}{\sum_{t=1}^T (y_t - \bar{y})^2} \right].$$

其中 y_t 為經濟成長率實際值; $y_{t|t-1}^f$ 為主計處在第 $t-1$ 季對 y_t 所做的預測值; $e_t := y_{t|t-1}^f - y_t$ 為一季前預測誤差; \bar{y} 為經濟成長率實際值的平均。

4.1 不偏性與效率性檢定

根據上述的分析結果,我們已經可以清楚看到景氣循環效果確實會影響預測機構的預測能力。我們將進一步分析了解景氣循環效果是否會影響預測的精確性(accuracy)。首先,我們藉由 Holden and Peel (1990) 提出一簡單的迴歸方程式檢定主計處及中經院的經濟成長率之預測值是否存在偏誤(bias)。其迴歸方程式為:

$$e_t = \gamma + \varepsilon_t. \quad (7)$$

若估計係數 γ 在統計上顯著異於零,則表示該預測值為偏誤。我們以普通最小平方法估計模型中的參數,並以 Newey and West (1987) 的異質性及自我相關一致性的估計式(heteroskedasticity and autocorrelation consistent covariance matrix estimator)計算迴歸係數估計值的 t 統計量,用以判斷迴歸係數在 1%、5% 及 10% 水準值下的顯著性。我們將估計結果及迴歸模型殘差項的 Ljung-Box Q 統計量檢測結果整理於表 3 中。

表 3 的結果顯示,在不考慮景氣循環下(即全期),主計處及中經院的預測並無呈現顯著偏誤的現象,但迴歸的殘差項卻存在序列相關。這表示主計處及中經院經濟成長率的預測在計量上仍存在改善空間(陳宜廷等, 2010)。

表 3 不偏性檢定

模型: $e_t = \gamma + \varepsilon_t$.

| | 主計處 | | | 中經院 | | |
|----------|---------------------------------|------------------------------------|--------------------|------------------|-----------------------|---------------------|
| | 全期 | 景氣擴張期 | 景氣衰退期 | 全期 | 景氣擴張期 | 景氣衰退期 |
| γ | -0.160 (-0.612) ^a | -1.097*** ^b (-5.420) | 0.697** (1.990) | 0.234 (0.415) | -1.412*** (-4.891) | 2.144*** (2.746) |
| $Q(1)$ | 0.000 ^c | 0.050 | 0.000 | 0.000 | 0.115 | 0.011 |
| $Q(2)$ | 0.000 | 0.063 | 0.001 | 0.000 | 0.224 | 0.034 |
| $Q(3)$ | 0.000 | 0.135 | 0.002 | 0.000 | 0.382 | 0.080 |
| $Q(4)$ | 0.000 | 0.214 | 0.005 | 0.000 | 0.440 | 0.149 |
| T | 90 ^d | 47 | 43 | 54 | 29 | 25 |

註: ^a 括號中之數字表示以 Newey-West 計算的 t 檢定統計量; ^b 符號 ***、** 及 * 分別表示檢定統計量在 1%、5% 與 10% 的顯著水準; ^c $Q(r)$ 為 Ljung-Box Q 統計量, 其目的為檢測殘差項 ε_t 是否為 r 階序列相關。表格所列 $Q(r)$ 的值为 p 值 (p -value)。 ^d T 為樣本數。

若進一步將全期樣本區分為景氣擴張及衰退期時, 主計處及中經院的預測偏誤就相當明顯。具體來說, 主計處及中經院在景氣擴張期(衰退期)時, 其經濟成長率的預測值顯著地過度低估(高估), 而且迴歸的殘差項除擴張期外多存在顯著的序列相關。很明顯的, 當我們在探討台灣預測機構的預測表現時, 景氣循環在此所扮演的角色似乎不能被忽略。

除不偏性檢定外, 我們進一步依據 Mincer and Zarnowitz (1969) 提出的迴歸方法檢測預測機構的預測效率性。其模型設定為:

$$y_t = \gamma + \delta y_{t-1}^f + \varepsilon_t. \quad (8)$$

在此模型設定下, 係數 $\gamma > 0$ ($\gamma < 0$), 表示該預測序列偏誤且過度低估(高估); 若預測序列 $\{y_{t-1}^f\}$ 具效率性, 則聯合檢定 $H_0: \gamma = 0, \delta = 1$ 將不被推翻。¹⁰ 此外, 為了能進一步了解預測機構在景氣循環各個階段中的預測效率, 我們更將景氣擴張期及衰退期分別切割成四個子階段加以分析。表 4 為式 (8) 在全期、景氣擴張及衰退期與景氣波動各階段中的估計以及其相關的聯

¹⁰ Mincer and Zarnowitz (1969) 指出, 由於 γ 與 δ 在迴歸中互為相關 (correlated), 因此, 我們不適合以個別的 t 值進行效率性檢定。

表 4 效率性檢定

模型: $y_t = \gamma + \delta y_{t-1}^f + \varepsilon_t$.

| | 主計處 | | | 中經院 | | | | | | |
|--|--|----------------------------------|-------------------------------|-------------|-----------------|------------------------------------|----------------------------------|-------------------------------|-------------|-----|
| | γ | δ | $H_0: \gamma = 0, \delta = 1$ | \bar{R}^2 | T | γ | δ | $H_0: \gamma = 0, \delta = 1$ | \bar{R}^2 | T |
| (A) 全期 | -1.166 ^a (-1.683) ^b | 1.248 ^{***} (12.473) | 0.002 ^{***c} | 0.814 | 90 ^d | -1.762 (-0.991) | 1.341 ^{***} (4.331) | 0.518 | 0.439 | 54 |
| (B) 景氣擴張期 (\mathcal{D}_t^+) 與景氣衰退期 (\mathcal{D}_t^-) | | | | | | | | | | |
| \mathcal{D}_t^+ | 1.083 (1.610) | 1.002 ^{***} (9.022) | 0.000 ^{***} | 0.801 | 43 | 3.193 ^{***} (5.703) | 0.615 ^{***} (5.542) | 0.000 ^{***} | 0.624 | 25 |
| \mathcal{D}_t^- | -2.072 ^{***} (-3.510) | 1.281 ^{***} (13.327) | 0.002 ^{***} | 0.860 | 47 | -4.756 ^{***} (-3.568) | 1.605 ^{***} (6.850) | 0.000 ^{***} | 0.383 | 29 |
| (C) 景氣擴張期持續階段 (\mathcal{D}_t^{d+}) 與景氣衰退期持續階段 (\mathcal{D}_t^{d-}) | | | | | | | | | | |
| \mathcal{D}_t^{d+} | 0.779 ^{***} (2.829) | 0.969 ^{***} (15.856) | 0.000 ^{***} | 0.862 | 13 | 1.584 ^{***} (9.759) | 0.768 ^{***} (19.720) | 0.000 ^{***} | 0.948 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{d-} | 4.686 ^{***} (9.126) | 0.358 ^{***} (3.806) | 0.000 ^{***} | 0.533 | 10 | 4.982 ^{***} (7.975) | 0.314 ^{**} (2.410) | 0.000 ^{***} | 0.367 | 7 |
| \mathcal{D}_t^{3+} | 2.924 (1.399) | 0.699 ^{**} (2.037) | 0.026 ^{**} | 0.099 | 8 | 6.889 ^{***} (2.914) | -0.107 (-0.223) | 0.000 ^{***} | -0.240 | 6 |
| $\mathcal{D}_t^{>3+}$ | 0.556 (0.739) | 1.110 ^{***} (12.154) | 0.000 ^{***} | 0.896 | 12 | 2.827 ^{**} (2.342) | 0.777 ^{***} (3.034) | 0.000 ^{***} | 0.172 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{1-} | -1.195 (-0.990) | 1.219 ^{***} (5.916) | 0.552 | 0.813 | 14 | 1.394 (1.179) | 0.712 ^{**} (2.524) | 0.394 | 0.320 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{2-} | -3.301 ^{***} (-2.860) | 1.406 ^{***} (8.511) | 0.002 ^{***} | 0.876 | 11 | -7.497 ^{***} (-3.761) | 1.958 ^{***} (5.130) | 0.000 ^{***} | 0.704 | 5 |
| \mathcal{D}_t^{3-} | -6.198 ^{***} (-6.693) | 1.902 ^{***} (12.230) | 0.000 ^{***} | 0.906 | 8 | -16.044 ^{***} (-6.554) | 3.510 ^{***} (6.576) | 0.000 ^{***} | 0.813 | 5 |
| $\mathcal{D}_t^{>3-}$ | -0.870 ^{**} (-2.283) | 1.126 ^{***} (16.838) | 0.073 [*] | 0.956 | 14 | -3.780 ^{***} (-3.578) | 1.460 ^{***} (6.527) | 0.000 ^{***} | 0.778 | 7 |

註: ^a 符號 ^{***}、^{**} 及 ^{*} 分別表示檢定統計量在 1%、5% 與 10% 的顯著水準; ^b 括號中之數字表示以 Newey-West 計算的 t 檢定統計量; ^c 其數字為 p 值 (p -value); ^d T 為樣本數。

合檢定結果。表列結果顯示, 不論主計處或是中經院預測, 除景氣衰退初期 (\mathcal{D}_t^1) 外, 景氣循環其它所有階段都拒絕預測具有效率性的虛無假設。此外, 與採用 Holden and Peel (1990) 迴歸式的分析結果一致, 當處於景氣衰退 (擴張) 期時, 經濟成長率預測會被過度高估 (低估), 且中經院高估 (低估) 的程度遠大於主計處。其中, 值得注意的是, 若根據係數 γ 的估計值大小來看, 兩家預測機構高估 (低估) 的現象在景氣衰退 (擴張) 中期最為明顯。其可能的原因是因為台灣過去經歷的幾波景氣循環持續期間都不長, 因此當經濟體處於衰退 (擴張) 中時, 預測機構傾向認為會繼續衰退 (成長) 的機率將較低而高估 (低估) 未來的經濟成長率。

4.2 資訊引用不對稱性檢定

在上述不偏性及效率性檢定中, 我們發現主計處的預測誤差在大多數情況之下似乎都比中經院還要小。然而, 誤差大小並無法全然代表預測表現的優劣。據此, 我們將利用預測涵蓋檢定 (encompassing test) 來判斷兩家預測機構之預測表現的優劣。¹¹ 此方法是透過訊息集合的角度檢定主計處 (中經院) 所引用的訊息集合是否涵蓋中經院 (主計處) 所引用的訊息集合。其迴歸設定可寫成:

$$y_t = \gamma + \delta_D y_{t|t-1}^{f,D} + \delta_C y_{t|t-1}^{f,C} + \varepsilon_t, \quad (9)$$

其中 $y_{t|t-1}^{f,D}$ 及 $y_{t|t-1}^{f,C}$ 分別為主計處及中經院的經濟成長預測值。若迴歸係數 (δ_D 或 δ_C) 數值愈靠近數字 1, 則代表該預測機構運用愈多關於預測標的 y_t 的資訊。此外, 若 δ_D 與 δ_C 之間的差距愈大, 則表示主計處與中經院引用訊息集合之間的差距則愈大; 這些模型係數的詳細解讀可參見 Romer and Romer (2000) 與 Kishor (2010)。若主計處與中經院預測之間所引用的訊息集合並無顯著差異, 則應無法拒絕虛無假設 $H_0: \delta_D - \delta_C = 0$ 。

表 5 整理出依據不同景氣循環的階段所估計式 (9) 的結果。根據迴歸係

¹¹ 雖然在文獻上仍有許多其他衡量預測表現的指標, 例如均方差或平均絕對差 (mean absolute error, MAE) 等, 但梁國源 (1995) 建議利用預測涵蓋檢定來比較預測機構之間的預測表現。Romer and Romer (2000) 與 Kishor (2010) 也利用此資訊引用不對稱性檢定方法檢定美國聯準會所擁有的訊息集合是否比民間機構具有優勢。

表 5 資訊引用不對稱性檢定

$$\text{模型: } y_t = \gamma + \delta_D y_{t-1}^{f,D} + \delta_C y_{t-1}^{f,C} + \varepsilon_t.$$

| | γ | δ_D | δ_C | $H_0 : \delta_D - \delta_C = 0$ | \overline{R}^2 | T |
|--|-----------------------------------|----------------------|-----------------------|-----------------------------------|------------------|-----------------|
| (A) 全期 | 1.610**** (3.857) ^b | 2.272*** (11.256) | -1.606*** (-6.164) | 3.878**** [0.000] ^d | 0.849 | 54 ^e |
| (B) 景氣擴張期 (\mathcal{D}_t^+) 與景氣衰退期 (\mathcal{D}_t^-) | | | | | | |
| \mathcal{D}_t^+ | 2.479*** (3.346) | 1.195*** (2.753) | -0.540 (-1.268) | 1.735** [0.041] | 0.544 | 29 |
| \mathcal{D}_t^- | 1.036 (1.261) | 2.148*** (8.054) | -1.467*** (-3.707) | 3.615*** [0.000] | 0.851 | 25 |
| (C) 景氣擴張期持續階段 (\mathcal{D}_t^{d+}) 與景氣衰退期持續階段 (\mathcal{D}_t^{d-}) | | | | | | |
| \mathcal{D}_t^{1+} | 1.356*** (9.326) | 0.343*** (3.297) | 0.463*** (4.122) | -0.120 [0.576] | 0.946 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{2+} | 4.405*** (8.515) | 1.369*** (3.581) | -1.041*** (-2.713) | 2.409*** [0.002] | 0.518 | 7 |
| \mathcal{D}_t^{3+} | 6.102*** (2.787) | 0.427 (0.465) | -0.416 (-0.434) | 0.843 [0.644] | -0.624 | 6 |
| $\mathcal{D}_t^{>3+}$ | 4.099*** (3.230) | 1.580*** (3.155) | -1.296** (-2.221) | 2.877*** [0.007] | 0.611 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{1-} | 1.270 (1.268) | 0.834* (1.694) | -0.097 (-0.196) | 0.931 [0.329] | 0.295 | 8 |
| \mathcal{D}_t^{2-} | -3.794 (-0.817) | 1.443 (1.009) | 0.014 (0.007) | 1.428 [0.678] | 0.643 | 5 |
| \mathcal{D}_t^{3-} | -9.303*** (-2.734) | 1.382*** (2.788) | 1.043 (1.088) | 0.339 [0.815] | 0.860 | 5 |
| $\mathcal{D}_t^{>3-}$ | 1.333 (1.509) | 1.868*** (7.252) | -1.227*** (-3.131) | 3.096*** [0.000] | 0.974 | 7 |

註: ^a 符號 ***, ** 及 * 分別表示檢定統計量在 1%、5% 與 10% 的顯著水準; ^b 括號中之數字表示以 Newey-West 計算的 t 檢定統計量; ^c 數字由 $(\delta_D - \delta_C)$ 計算而得; ^d 中括弧內數字為 p 值 (p -value); ^e T 為樣本數。

數結果來看, δ_D 的係數值均為正數, 而 δ_C 係數值大多為負數。此結果顯示, 相對於中經院, 主計處所引用的訊息集合較能預測未來的經濟成長率。而透過 δ_D 與 δ_C 的差距可知, 若僅考慮全期的比較, 主計處較中經院具資訊優勢; 若進一步區分為景氣擴張及衰退時期, 則平均而言, 主計處在景氣衰退

期 (D_t^-) 的資訊優勢更為明顯；當我們更仔細比較景氣循環各個階段時，主計處在景氣衰退期中的前三期 (D_t^{1-} 、 D_t^{2-} 及 D_t^{3-}) 的資訊優勢將不再，但在 D_t^{2+} 、 D_t^{3+} 及 D_t^{3-} 仍具有顯著優勢。整體而言，相對於中經院，主計處所引用的資訊集合較能幫助預測未來的經濟成長率。

5. 景氣循環與預測行為偏誤分析

藉由文獻上常用的統計及迴歸模型分析，我們已有足夠統計上的證據指出，主計處與中經院在面對不同的經濟形勢時可能有截然不同的預測結果。本節我們將進一步分析主計處與中經院在不同經濟狀況下所呈現不同的預測行為偏誤情形。透過第二節所介紹的模型，我們將從預測誤差的時間序列資料中檢視及認定兩種預測者的行為偏誤，即意圖性的樂觀與悲觀的預測行為和非意圖性的過度反應與反應不及的預測行為。以下討論，我們將會分別估計三種模型：第一個模型是 Ashiya (2003) 所採用的 M1 模型設定，該模型並無考慮預測者在不同景氣循環下的預測行為偏誤；第二個模型 (M2) 則是修改 Ashiya (2003) 的方法，進一步區分為景氣擴張期及景氣衰退期，以了解預測者跨景氣循環時的預測行為偏誤；第三個模型 (M3) 則更進一區分景氣擴張衰退期各階段內的預測行為偏誤，此模型更能顯現預測者的動態預測行為。

我們於表 6 整理出 M1、M2 及 M3 的估計結果。全期 (M1) 結果顯示 FR_{t-1} 所對應的參數估計顯著為負，表示主計處及中經院對於新進訊息反應不及而只能被動地反映當時的經濟態勢。另外，我們發現主計處的預測態度比較悲觀，因而在每次發佈下一季經濟預測時平均而言將低估 0.301%。若將預測期間區分為景氣擴張期及景氣衰退期 (M2)，則兩家預測機構在面對景氣擴張期與衰退期時的預測態度將截然不同。在衰退期時，主計處會因過度樂觀而高估了 0.917% 的成長率；相反的，在擴張期時，則會因過度悲觀進而低估了 0.75%。此外，相較於主計處在景氣衰退及擴張時期的樂悲觀程度，中經院樂觀與悲觀的態度更為明顯。由於 M2 模型僅能解釋在景氣擴張與衰退期間中「平均」的預測行為偏誤。因此，我們進一步透過 M3 的估計結果仔細地檢視預測機構在景氣波動當下的預測行為及其動態變化。首先，我們發現 M3 的模型設定在解釋預測誤差的表現上較 M1 與 M2 來得好，其結果反應在模

表 6 主計處與中經院預測行為偏誤比較

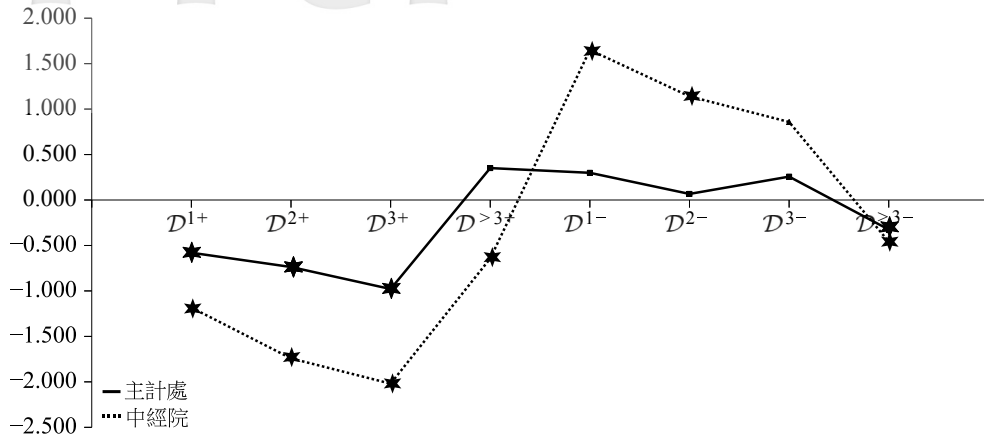
| 解釋變數 | 主計處 | | | 中經院 | | |
|--|---|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------|------------------------|
| | 1986:Q4~2009:Q1 | | | 1995:Q1~2009:Q1 | | |
| | M1 | M2 | M3 | M1 | M2 | M3 |
| 1 | -0.301* ^a (-1.675) ^b | | | -0.063 (-0.140) | | |
| FR _{t-1} | -0.568*** (-3.850) | | | -1.029** (-2.243) | | |
| D _{t-1} ⁺ | | -0.750*** (-3.319) | | -1.215*** (-3.286) | | |
| D _{t-1} ⁻ | | 0.917*** (3.077) | | 2.918*** (3.294) | | |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ⁺ | | -0.423** (-2.389) | | 0.134 (0.235) | | |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ⁻ | | -0.459** (-2.301) | | -0.615 (-1.220) | | |
| D _{t-1} ¹⁺ | | | -0.580* (-1.729) | | | -1.183** (-2.330) |
| D _{t-1} ²⁺ | | | -0.737** (-2.057) | | | -1.742*** (-3.954) |
| D _{t-1} ³⁺ | | | -0.979*** (-2.907) | | | -2.020* (-1.841) |
| D _{t-1} ^{>3+} | | | -0.351 (-1.587) | | | -0.643*** (-2.876) |
| D _{t-1} ¹⁻ | | | 0.299 (0.999) | | | 1.651** (2.060) |
| D _{t-1} ²⁻ | | | 0.067 (0.118) | | | 1.140** (2.276) |
| D _{t-1} ³⁻ | | | 0.257 (0.684) | | | 0.858 (1.163) |
| D _{t-1} ^{>3-} | | | -0.325** (-2.324) | | | -0.458*** (-5.022) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ¹⁺ | | | -1.961*** (-2.717) | | | -3.049** (-2.096) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ²⁺ | | | -0.488 (-0.947) | | | 3.506*** (6.064) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ³⁺ | | | -0.096 (-0.866) | | | 0.160 (0.155) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ^{>3+} | | | -1.033*** (-5.967) | | | 3.270*** (7.372) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ¹⁻ | | | -1.293*** (-3.045) | | | -2.088** (-2.204) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ²⁻ | | | -1.312*** (-9.898) | | | -3.666** (-2.351) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ³⁻ | | | -0.301*** (-4.136) | | | -1.835*** (-4.719) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ^{>3-} | | | 0.192*** (5.362) | | | -0.180*** (-10.611) |
| \bar{R}^2 | 0.272 | 0.316 | 0.505 | 0.117 | 0.308 | 0.483 |

註：被解釋變數為預測誤差 (e_t)；^a 符號 ***、** 及 * 分別表示檢定統計量在 1%、5% 與 10% 的顯著水準；^b 括號中之數字表示以 Newey-West 計算的 t 檢定統計量。

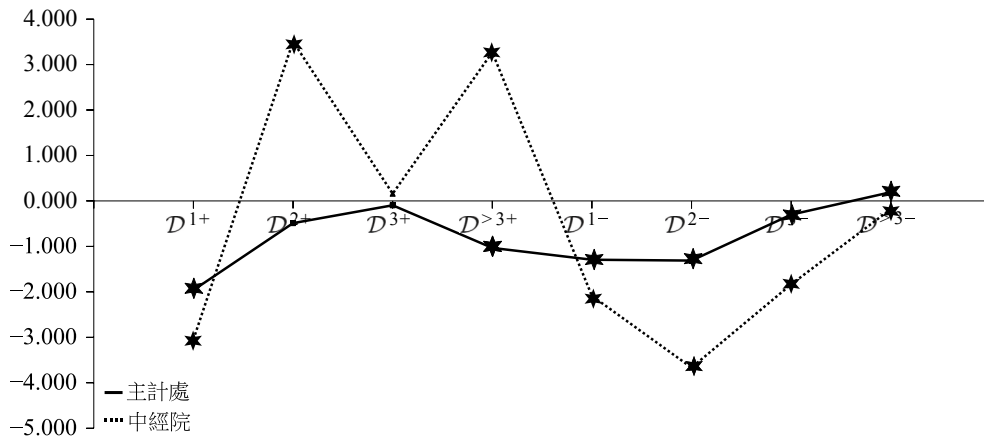
型相對應的配適度 \bar{R}^2 上。以主計處為例，即使 M3 因為使用較多的解釋變數而在計算 \bar{R}^2 時引入較大的懲罰值，M3 的 \bar{R}^2 仍分別較 M1 及 M2 大幅提升了 86% 及 60% 左右。再者，根據 M3 的估計結果 \mathcal{D}_{t-1}^{1-} 、 \mathcal{D}_{t-1}^{2-} 及 \mathcal{D}_{t-1}^{3-} 的係數估計皆不顯著異於零而 $\mathcal{D}_{t-1}^{>3-}$ 顯著為負，我們發現主計處在景氣衰退期的每一個階段並不存在過度樂觀的現象，因此我們可以推論景氣衰退期內會出現過度高估的經濟成長率預測主要是主計處對新訊息反應不及所致。也就是說，即使主計處在 $t-2$ 季至 $t-1$ 季這段期間中接收到景氣持續轉弱的壞消息，它在 $t-1$ 季時下修 $t-2$ 季的預測幅度過小，最終將產生高估的預測結果。換言之，主計處的預測修正 $(y_{t|t-1}^{f,D} - y_{t|t-2}^{f,D})$ 因過於保守 (conservative) 而調整幅度不足。¹² 相反的，在景氣擴張期間內的每一個階段，我們發現主計處主觀的預測態度反而呈現較為顯著地悲觀，然而反應不及的情況依舊存在。相較於主計處預測，中經院因預測行為偏誤而導致的預測誤差現象就明顯許多。總體來說，中經院於景氣循環內各個階段，大多呈現擴張期較悲觀而衰退期較樂觀的現象。而對於新訊息反應狀況來看，我們發現中經院在擴張期時反而會呈現過度反應的現象，至於衰退期則與主計處一樣對訊息反應不及。

另一方面，為了能更清楚瞭解預測機構的預測行為偏誤隨著景氣循環變化的動態情況，我們將表 6 所列 M3 係數值並依照景氣循環各個階段繪製至圖 2。圖 2(a) 繪出解釋變數 \mathcal{D}_{t-1}^{d+} 與 \mathcal{D}_{t-1}^{d-} 的係數估計值；圖 2(b) 則繪出解釋變數 $\text{FR}_{t-1} \times \mathcal{D}_{t-1}^{d+}$ 與 $\text{FR}_{t-1} \times \mathcal{D}_{t-1}^{d-}$ 的係數估計值，其中 $d = \{1, 2, 3, > 3\}$ 。圖中的實線與虛線分別代表主計處及中經院的係數估計趨勢圖，當估計係數在 10% 顯著水準下顯著異於零時，我們將該估計值以星號表示。圖 2(a) 的結果清楚顯示，主計處在景氣擴張期時一般呈現悲觀的預測行為偏誤，但在擴張末期 ($\mathcal{D}^{>3+}$) 之後此悲觀的態度則轉趨中性 (neutral)；至於衰退時期則都呈現中性的預測態度，直到後期 (\mathcal{D}^{3-}) 才又趨於悲觀。相對的，中經院的樂悲觀的預測行為偏誤幾乎在各個階段都嚴重受到景氣循環過程的影響。此外，值得注意的是，兩預測機構悲觀的預測行為偏誤會隨景氣逐漸擴張而愈加的明顯。以主計處為例，從擴張初期 (\mathcal{D}^{1+}) 會低估 0.58%，而到擴張後期 (\mathcal{D}^{3+}) 則低估達 0.979% 之多。若從曲線的變化幅度來看，中經院比主計處摻雜了更多的主觀

¹² 「保守」一詞在此處係指，主計處即使已收到壞（好）消息，但仍不敢大幅度向下（上）修正至應有的預測值。也因為對壞（好）消息反應不足，而使得 $y_{t|t-1}^{f,D}$ 與 $y_{t|t-2}^{f,D}$ 的差距太小。



(a) 意圖性的樂觀與悲觀預測行為偏誤



(b) 非意圖性的反應過度與反應不及預測行為偏誤

圖 2 主計處與中經院在景氣循環過程中的預測行為偏誤動態趨勢

意圖性意識於其所宣告的經濟預測值中。而圖 2(b) 則表示在景氣循環的過程中，預測機構對新進訊息的反應程度。我們首先明顯看到，主計處對於訊息的反應幾乎在任何階段均比中經院來得好。再者，在比較主計處在景氣擴張期及衰退期對訊息的反應程度時，我們發現主計處在擴張初期 (D^{1+}) 往往反應不及，但隨著景氣持續擴張 (D^{2+} 及 D^{3+})，其能馬上因應所接收到的訊息而適當地調整其預測值；反觀在景氣衰退期，直到 D^{3-} 時主計處對訊息反應不及的狀況才稍為改善。因此，我們可以說，當景氣狀況愈發看好時，主計處

表 7 意圖性與非意圖性預測行為不對稱檢定 (1986:Q4~2009:Q1)

| | 聯合檢定 | |
|---------------------|-----------------------|---|
| | $H_0^{M2} :$ | $H_0^{M3} :$ |
| | $\alpha^+ = \alpha^-$ | $\alpha^{1+} = \alpha^{2+} = \alpha^{3+} = \alpha^{>3+} = \alpha^{1-} = \alpha^{2-} = \alpha^{3-} = \alpha^{>3-}$ |
| | 且 | 且 |
| | $\beta^+ = \beta^-$ | $\beta^{1+} = \beta^{2+} = \beta^{3+} = \beta^{>3+} = \beta^{1-} = \beta^{2-} = \beta^{3-} = \beta^{>3-}$ |
| 主計處 | | |
| <i>F</i> -statistic | 6.338*** ^a | 7.199*** |
| (<i>p</i> -value) | (0.002) ^b | (0.001) |
| 中經院 | | |
| <i>F</i> -statistic | 8.862*** | 9.343*** |
| (<i>p</i> -value) | (0.000) | (0.000) |

註: ^a 符號 ***, ** 及 * 分別表示檢定統計量在 1%、5% 與 10% 的顯著水準; ^b 括號中之數字為 *p* 值 (*p*-value)。

通常較能快速反應所接收到的新訊息於發佈的預測中; 但當景氣較為虛弱且混沌不明時, 主計處反而有些躊躇而無法適度於預測中反應訊息的變化。¹³

另外, 我們可以進一步利用 *F* 聯合檢定, 檢定 M2 及 M3 模型的預測行為係數是否在不同的景氣循環下而有所不同, 據以驗證預測機構是否存在預測行為「不對稱性」。我們所採用檢定的虛無假設如下:

$$H_0^{M2} : \alpha^+ = \alpha^-, \beta^+ = \beta^-;$$

$$H_0^{M3} : \alpha^{1+} = \alpha^{2+} = \alpha^{3+} = \alpha^{>3+} = \alpha^{1-} = \alpha^{2-} = \alpha^{3-} = \alpha^{>3-},$$

$$\beta^{1+} = \beta^{2+} = \beta^{3+} = \beta^{>3+} = \beta^{1-} = \beta^{2-} = \beta^{3-} = \beta^{>3-}.$$

當虛無假設 (H_0^{M2} 或 H_0^{M3}) 成立, 則表示預測機構的預測行為偏誤不隨景氣波動而有所不同, 亦即景氣波動不會影響預測者的預測行為偏誤; 反之, 則代表預測機構的預測行為會因為景氣循環變動而有所不同, 因而存在我們所稱之「不對稱的現象」。表 7 列出式 H_0^{M2} 與 H_0^{M3} 聯合檢定的結果。統計檢定

¹³ 我們也曾經根據其中一位匿名評審建議, 將 D_t^+ / D_t^- 景氣循環指標改為由經建會「事後」認定的擴張及衰退期作為新的景氣循環指標後, 並重新進行上述所有的分析。我們的估計結果發現, 在採用經建會「事後」認定的景氣循環指標並重新估計 M2 及 M3 模型後, 其結果與文中採用 D_t^+ / D_t^- 的結果大同小異。囿於文章篇幅限制, 我們在此就不列出估計結果。有興趣的讀者歡迎來信索取此估計結果。

結果指出, 國內兩家預測機構的資料均顯著拒絕 H_0^{M2} 與 H_0^{M3} 的虛無假設; 換言之, 國內的預測機構意圖與非意圖的預測行為會因為當前的景氣變動而有所不同。藉由此統計檢定結果, 我們進一步確認, 台灣經濟成長率預測在景氣循環中確實可能存在的不對稱行為偏誤現象。

5.1 預測行為偏誤的結構性轉變

在第三節中的圖 1(b) 我們已經觀察到, 不論是主計處或中經院, 他們所公佈的經濟成長率預測似乎在 2000 年之後的預測誤差波動情形遠較於 2000 年以前為大。舉例而言, 在 2000 年之後的三次衰退期—科技泡沫、雙卡風暴及全球金融海嘯, 主計處及中經院預測經濟成長率高估的情形特別嚴重。因此, 此小節我們將進一步透過計量分析仔細探討預測機構在樣本期間的預測行為偏誤是否有大幅度的改變。然而, 受限於中經院可取得的樣本期間太短, 在後續的分析中我們將只討論主計處的預測行為偏誤是否存在結構性轉變 (structure break)。為了能更準確知道可能的結構性轉變時點 (breakpoint), 我們採取 Bai and Perron (1998, 2003) 多重結構性改變之線性模型的認定方法。該方法簡述如下: 首先, 我們令時間為內生的結構轉變變數, 並允許最多 3 個結構轉變的時點。接著, 利用 Bai and Perron (1998, 2003) 的演算方法估計迴歸式 (4), 我們得出可能的結構轉變時點, 最後再分別利用 Yao (1988) 所提之 BIC (Bayesian information criterion) 及 Liu et al. (1997) 的 LWZ 資訊選取準則確認結構轉變次數及其時點。表 8 整理出 Bai and Perron (1998, 2003) 的方法所估計的結構轉變次數及其認定的可能時點。結果顯示, BIC 與 LWZ 兩種選取準則最小值同時決定 2000 年第 4 季為最適結構轉變點。因此, 我們就根據此時點將資料期間切割成兩個子樣本, 並在兩個子樣本中分別重新估計 M1、M2 和 M3 模型, 藉以探討主計處預測行為偏誤的可能轉變。

表 9 列出兩樣本期間的估計結果, 而圖 3 則繪出與之對應的 M3 模型估計係數趨勢圖。圖中實線表示主計處 2001 年以前的預測行為趨勢, 而虛線則是代表 2001 年以後的行為趨勢。根據圖 3(a) 的結果顯示, 主計處在 2001 年以前和以後樂悲觀的預測行為偏誤有著極大的轉變。在 2001 年以前, 除 D^{3+} 略為悲觀 (低估 0.418%) 外, 在其它景氣循環階段都沒有顯著的主觀意

表 8 最適結構轉變點

| 結構性轉變次數 ^a | 結構性轉變時點 ^b | BIC ^c | LWZ ^d |
|----------------------|---------------------------|------------------|------------------|
| 0 | | 0.990 | 1.620 |
| 1 | 2000:Q4 | 0.750* | 1.430* |
| 2 | 2000:Q3, 2005:Q3 | 0.910 | 2.320 |
| 3 | 1997:Q3, 2001:Q3, 2005:Q3 | 1.220 | 3.450 |

註：^a 圖示 * 代表最適的結構性轉換次數；^b 結構性轉變時點乃利用 Bai and Perron (1998, 2003) 演算法得出；^c BIC 資訊選取準則由 Yao (1988) 所提出；^d LWZ 資訊選取準則由 Liu et al. (1997) 所提出。

識存在。相對的，在 2001 年之後，主計處主觀的預測行為偏誤顯然會受到景氣循環的影響，擴張期悲觀及衰退期樂觀的現象都相當明顯，在擴張及衰退的初期分別意圖性低估及高估達 2.199% 和 1.382% 之多。另一方面，我們由圖 3(b) 的結果可以看出，在 2001 年以前，主計處在衰退期對訊息反應速度的表現比在擴張期時來得好；但在 2001 年以後的情況則完全相反，在衰退期時訊息反應速度不足，而在擴張期則皆為適度反應訊息於預測中。

6. 行為偏誤修正模型的配適與預測表現

根據本文所提出 M1、M2 及 M3 模型及前述各節的實證分析結果，我們可以明顯地發現，主計處在景氣循環過程中的預測行為偏誤將導致其最終高估或低估預測經濟成長率的結果。在此節的分析中，我們將進一步探討修正模型所認定的行為偏誤後的「樣本內」及「樣本外」的預測表現。為了分析方便，我們重新將第 2.1 節所介紹「行為偏誤修正模型」式 (5) 表示如下：

$$y_{t|t-1}^* = y_{t|t-1}^f - \hat{\epsilon}_t,$$

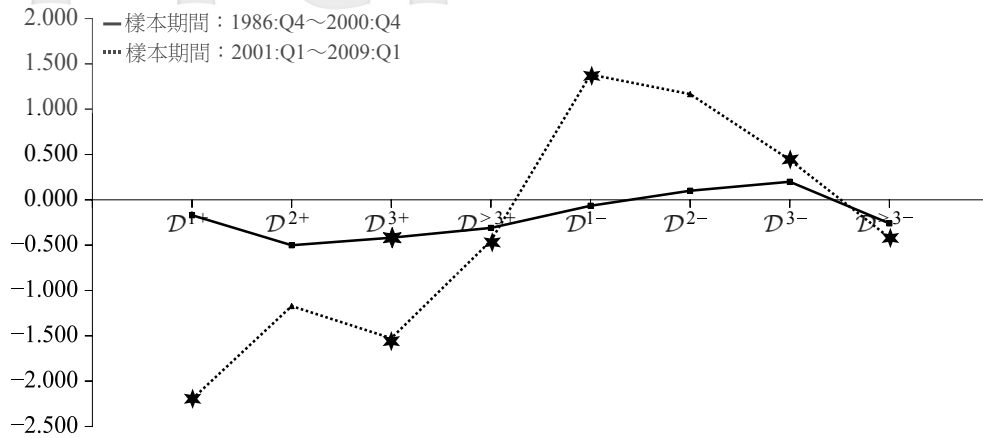
式中的行為偏誤估計 $\hat{\epsilon}_t$ 將分別由 M1、M2 及 M3 模型得出。此外，為了能有更為全面的比較結果，除了依據我們所提出之 M1、M2 及 M3 模型來修正行為偏誤外，我們也提出另一類的預測誤差修正方式，稱之為「預測誤差 AR 修

表 9 預測行為偏誤及結構性轉變

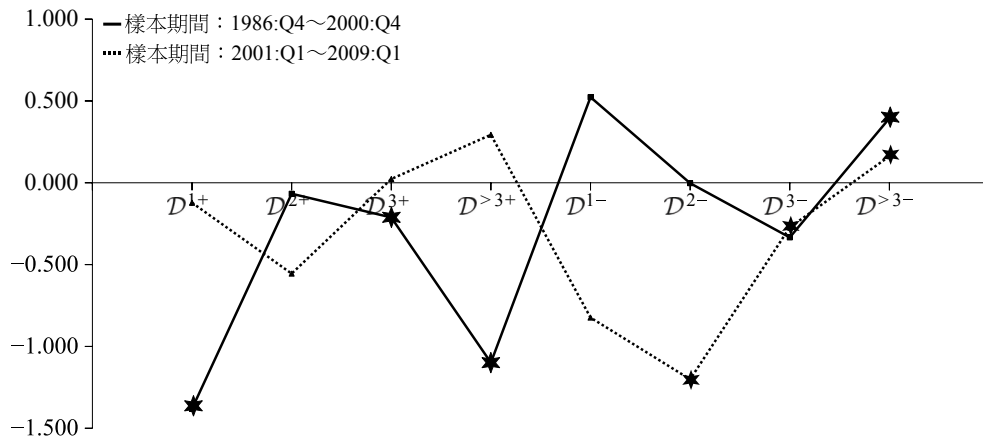
| 解釋變數 | 主計處 | | | | | |
|--|--|----------------------|------------------------|-----------------------|-------|-----------------------|
| | 1986:Q4~2000:Q4 | | | 2001:Q1~2009:Q1 | | |
| | M1 | M2 | M3 | M1 | M2 | M3 |
| 1 | -0.301** ^a (-2.093) ^b | | | -0.339 (-0.858) | | |
| FR _{t-1} | -0.480*** (-3.160) | | | -0.607*** (-2.908) | | |
| D _{t-1} ⁺ | | -0.398* (-1.895) | | -1.311*** (-3.717) | | |
| D _{t-1} ⁻ | | 0.280 (1.123) | | 2.439*** (3.543) | | |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ⁺ | | -0.492** (-2.390) | | -0.236 (-0.559) | | |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ⁻ | | -0.219 (-1.485) | | -0.317 (-1.439) | | |
| D _{t-1} ¹⁺ | | | -0.170 (-0.517) | | | -2.199*** (-3.701) |
| D _{t-1} ²⁺ | | | -0.501 (-1.217) | | | -1.172 (-0.853) |
| D _{t-1} ³⁺ | | | -0.418*** (-4.796) | | | -1.527*** (-2.963) |
| D _{t-1} ^{>3+} | | | -0.310 (-0.863) | | | -0.452** (-2.049) |
| D _{t-1} ¹⁻ | | | -0.066 (-0.238) | | | 1.382** (2.044) |
| D _{t-1} ²⁻ | | | 0.100 (0.071) | | | 1.166 (1.177) |
| D _{t-1} ³⁻ | | | 0.199 (0.379) | | | 0.441*** (4.178) |
| D _{t-1} ^{>3-} | | | -0.260 (-1.563) | | | -0.417* (-1.746) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ¹⁺ | | | -1.381** (-2.313) | | | -0.122 (-0.076) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ²⁺ | | | -0.067 (-0.119) | | | -0.555 (-0.392) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ³⁺ | | | -0.212*** (-14.191) | | | 0.023 (0.048) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ^{>3+} | | | -1.099*** (-6.336) | | | 0.293 (0.865) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ¹⁻ | | | 0.523 (0.548) | | | -0.824 (-1.479) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ²⁻ | | | -0.003 (-0.002) | | | -1.201*** (-6.024) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ³⁻ | | | -0.334 (-1.593) | | | -0.273*** (-6.589) |
| FR _{t-1} × D _{t-1} ^{>3-} | | | 0.394* (1.703) | | | 0.162*** (3.212) |
| \bar{R}^2 | 0.203 | 0.193 | 0.202 | 0.266 | 0.418 | 0.597 |

註: 同表 6。

台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行為偏誤現象 (謝子雄 徐士勛)



(a) 意圖性的樂觀與悲觀預測行為偏誤



(b) 非意圖性的反應過度與反應不及預測行為偏誤

圖 3 主計處在景氣循環過程中的預測行為偏誤動態趨勢及結構性轉變

正模型」，¹⁴來加以比較。在此類修正模型中， $\hat{\epsilon}_t$ 將藉由以下模型估計：¹⁵

¹⁴ 此模型的修正機制是建構在預測誤差的自我相關特性上，類似於陳宜廷等（2011）所提出的其中一種預測更新模型；請參見陳宜廷等（2011）。

¹⁵ 在我們的實證過程中，由於 eAR(1) 與 eAR(2) 模型加入截距項後，其截距項係數估計並不顯著，而且樣本外預測表現也遜於不含截距項的模型，因此我們文中僅以不包含截距項的模型為比較對象。

$$\text{eAR}(1) : e_t = \lambda e_{t-1} + \varepsilon_t;$$

$$\text{eAR}(2) : e_t = \lambda_1 e_{t-1} + \lambda_2 e_{t-2} + \varepsilon_t.$$

除此之外，我們也納入傳統的「Box-Jenkin 時間序列模型」，直接針對經濟成長率 y_t 建立適當 ARMA 模型以供比較，其模型 (yARMA(p, q)) 設定如下：

$$\text{yARMA}(p, q) : y_t = c + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^q \theta_j \varepsilon_{t-j}, \quad (10)$$

其中，最適落後期數 (p, q) = (3, 2) 乃由 AIC (Akaike information criterion) 及 BIC 決定。值得注意的是，此模型乃直接利用 $\{y_t\}$ 序列值以求最佳配適值及預測值，並不需要仰賴主計處所公佈的預測結果。

6.1 樣本內配適

為了比較「行為偏誤修正模型」、「預測誤差 AR 修正模型」及「Box-Jenkin 時間序列模型」樣本內配適程度，我們以 \bar{R}^2 作為模型樣本內配適度的衡量標準。其中，樣本內評量期間為 1986 年第 4 季至 2009 年第 1 季。¹⁶ 根據表 10 所列出各個模型相對應之 \bar{R}^2 值顯示，所有「預測誤差修正模型」均優於傳統「Box-Jenkin 時間序列模型」。舉例而言，即使是 \bar{R}^2 最低的 M1 模型，其值也高達 84.284%，比 yARMA(3,2) 還高了 7.513%。另一方面，若我們進一步比較「行為偏誤修正模型」及「預測誤差 AR 修正模型」的樣本內配適表現，雖然 eAR 模型都高達 86% 以上，但考慮了景氣狀態持續期的預測行為偏誤之 M3 模型仍技高一籌，其配適程度接近九成，達 89.313%。我們進一步於圖 4 中畫出經濟成率實際值、主計處預測值及 M3 之配適值的時間序列。此圖

¹⁶ 在本文研究進行之初，陳宜廷等 (2011) 所建構的更新模型已經大幅改進了主計處的預測表現。由於陳宜廷等 (2011) 中表現最佳的擴散指標模型由 232 個總體變數建構而成，我們並無法直接取得相關資料的更新數據及對應的預測值，因此為了能將「行為偏誤修正模型」(M1、M2 及 M3) 與陳宜廷等 (2011) 表現最佳的擴散指標模型加以比較，我們權衡之下只好將樣本外預測表現的評估期間設定與陳宜廷等 (2011) 相同，即從 2006 年第 1 季到 2009 年第 2 季。而相對應的樣本內分析期間也與陳宜廷等 (2011) 相同而停留在 2009 年第 1 季。

表 10 預測模型配適程度 (1986:Q4~2009:Q1)

| 模型 | 模型設定 | \bar{R}^2 |
|--------------------------|--|-------------|
| A. 預測誤差修正模型 | | |
| (a) 行為偏誤修正模型 | | |
| M1 | $\hat{y}_{t t-1}^* = y_{t t-1}^f - [-0.301 - 0.568FR_{t-1}]$ | 0.84283 |
| M2 | $\hat{y}_{t t-1}^* = y_{t t-1}^f - [-0.750D_{t-1}^+ + 0.917D_{t-1}^- - 0.423(FR_{t-1} \times D_{t-1}^+) - 0.459(FR_{t-1} \times D_{t-1}^-)]$ | 0.85235 |
| M3 | $\hat{y}_{t t-1}^* = y_{t t-1}^f - [-0.580D_{t-1}^{1+} + 0.299D_{t-1}^{1-} - 0.737D_{t-1}^{2+} + 0.067D_{t-1}^{2-} - 0.979D_{t-1}^{3+} + 0.257D_{t-1}^{3-} - 0.351D_{t-1}^{>3+} - 0.325D_{t-1}^{>3-} - 1.961(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{1+}) - 1.293(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{1-}) - 0.488(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{2+}) - 1.312(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{2-}) - 0.096(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{3+}) - 0.301(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{3-}) - 1.033(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{>3+}) + 0.192(FR_{t-1} \times D_{t-1}^{>3-})]$ | 0.89313 |
| (b) 預測誤差 AR 修正模型 | | |
| eAR(1) | $\hat{y}_{t t-1}^* = y_{t t-1}^f - 0.633e_{t-1}$ | 0.86927 |
| eAR(2) | $\hat{y}_{t t-1}^* = y_{t t-1}^f - [0.774e_{t-1} - 0.242e_{t-2}]$ | 0.87413 |
| B. Box-Jenkin 時間序列模型 | | |
| yARMA(3, 2) ^a | $y_t = c + \sum_{i=1}^3 \phi_i y_{t-i} + \sum_{j=0}^2 \theta_j \epsilon_{t-j}$ | 0.76770 |

註: ^a Box-Jenkin 時間序列模型 yARMA(p, q) 最適落後期數 (p, q) = (3, 2) 乃根據 AIC 及 BIC 最小值共同決定。

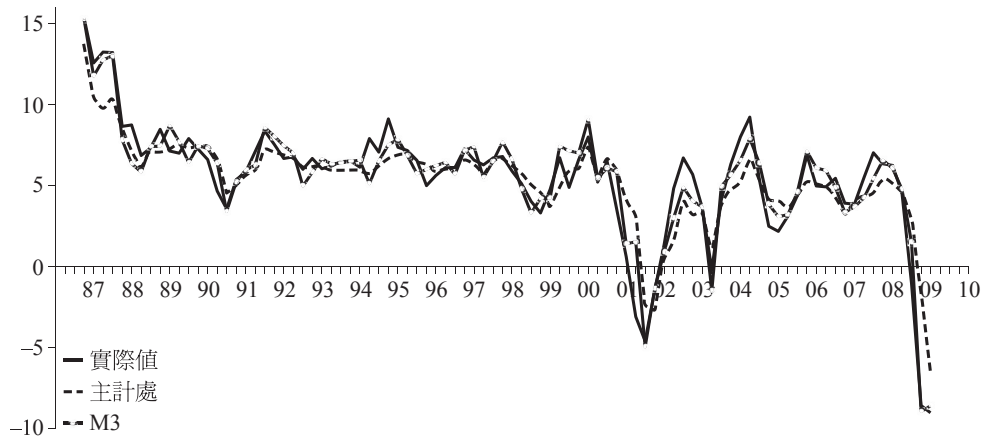


圖 4 經濟成長率實際值、主計處預測值與模型 M3 配適值

清楚的顯示, 當我們能適當地依照景氣波動持續狀況修正主計處可能的預測行為偏誤後, 其修正後的預測配適值幾乎都介於實際值與主計處公佈之預測值之間, 而更為接近經濟成長率的實際值。

6.2 樣本外預測

最後, 我們比較主計處與上述六個模型針對經濟成長率的樣本外預測表現。該樣本外預測表現的評估期間為 2006 年第 1 季到 2009 年第 2 季。我們利用遞迴法 (recursive scheme) 依序估計出每個模型相對應的樣本外一季前預測值, 其中, $yARMA(p, q)$ 的落後期數 (p, q) 也利用遞迴方式依序由 AIC 與 BIC 決定, 因此每個預測時點所選出的最佳模型落後期數可能不同。表 11 上半部整理出評估期間內經濟成長率的實際值、主計處的預測值以及依遞迴方式所依序產生的六個模型的預測值。除此之外, 我們還列出了陳宜廷等 (2011) 文章中最佳的預測誤差更新模型之預測值以供比較。如前所述, 他們最佳「預測更新模型」除了納入預測誤差的落後項之外, 還結合了眾多總體經濟變數所構成的各類擴散指標, 因此該模型的更新預測已盡可能使用了所有可取得的主客觀資訊。表格下半部則列出以預測值相對於實際值所定義的 MSE 與 MAE 作為預測績效的衡量指標, 以及根據 MSE 與 MAE 所建立對應的 Diebold and Mariano (1995) 檢定統計量, DM_S 與 DM_A 。該檢定虛無假說為主計處與候選計量的模型的預測表現一樣好, 而對立假設則為候選的計量模型的預測表現優於主計處。

根據表 11 所整理出的結果, 我們可以發現, 由 MSE 與 MAE 預測績效衡量指標來看, 「Box-Jenkin 時間序列模型」所建構的預測值完全無法打敗主計處的預測值, 此顯示了主計處的預測除了有一定的準確度外, 其所使用的主客觀資訊也遠大於僅利用經濟成長率自身序列所包含的訊息。另一方面, 所有的「預測誤差修正(更新)模型」—包含「行為偏誤修正模型」、「預測誤差 AR 修正模型」及陳宜廷等 (2011) 的「預測誤差更新模型」, 均優於主計處的預測表現, 其中又以「行為偏誤修正模型」中的 M3 模型表現最佳。M3 的樣本外預測值所產生的 MSE (MAE) 為 2.128 (1.105), 而主計處的則為 6.059 (1.640), 其誤差降低了 64.88% (32.62%); 而且, M3 預測值表現還比陳宜廷等 (2011) 的模型提升了 39.49% (15.33%)。另外, 藉由計算 Diebold

表 11 樣本外預測 (2006:Q1~2009:Q2)

| 實際值 | 主計處預測 | 行為偏誤修正模型 | | | | | 預測誤差修正 (更新) 模型 | | | | | Box-Jenkin 時間序列模型 | | | |
|------------------------------|--------|---|--------------------|---------------------|-------------------|-------------------|-------------------|--------------------|--------------------|--------------------|------------------|-------------------|------------------|-------------|--|
| | | MI | | M2 | | M3 | eAR(1) | | eAR(2) | | 陳直廷等 (2011) | | | yARMA(p, q) | |
| | | | | | | | | | | | AIC | BIC | | | |
| 2006:Q1 | 4.970 | 5.060 | 5.647 | 6.065 | 6.270 | 6.270 | 6.057 | 6.211 | 6.211 | 5.300 | 6.747 | 6.747 | 6.747 | | |
| 2006:Q2 | 4.920 | 4.920 | 5.400 | 5.799 | 6.059 | 6.059 | 4.865 | 4.620 | 4.620 | 4.360 | 4.703 | 4.703 | 4.703 | | |
| 2006:Q3 | 5.450 | 4.390 | 4.763 | 5.144 | 4.723 | 4.723 | 4.390 | 4.403 | 4.403 | 4.930 | 4.560 | 4.560 | 4.560 | | |
| 2006:Q4 | 3.910 | 3.150 | 3.405 | 3.786 | 3.272 | 3.272 | 3.796 | 3.892 | 3.892 | 2.150 | 6.051 | 6.051 | 6.051 | | |
| 2007:Q1 | 3.840 | 4.030 | 4.344 | 3.847 | 3.807 | 3.807 | 4.494 | 4.410 | 4.410 | 3.590 | 4.826 | 4.826 | 4.826 | | |
| 2007:Q2 | 5.490 | 4.400 | 4.695 | 4.210 | 4.263 | 4.263 | 4.285 | 4.156 | 4.156 | 4.280 | 3.451 | 3.451 | 3.451 | | |
| 2007:Q3 | 7.020 | 4.470 | 4.888 | 5.263 | 5.286 | 5.286 | 5.131 | 5.251 | 5.251 | 5.080 | 5.426 | 5.426 | 5.426 | | |
| 2007:Q4 | 6.350 | 5.430 | 6.156 | 6.541 | 6.609 | 6.609 | 7.004 | 7.079 | 7.079 | 5.950 | 8.297 | 8.297 | 8.297 | | |
| 2008:Q1 | 6.250 | 5.130 | 5.316 | 5.714 | 6.040 | 6.040 | 5.690 | 5.400 | 5.400 | 6.090 | 7.046 | 7.046 | 7.046 | | |
| 2008:Q2 | 4.560 | 4.570 | 4.882 | 5.282 | 4.809 | 4.809 | 5.255 | 5.226 | 5.226 | 4.650 | 5.113 | 5.113 | 5.113 | | |
| 2008:Q3 | -1.050 | 3.040 | 2.983 | 2.661 | 1.868 | 1.868 | 3.034 | 2.883 | 2.883 | 2.580 | 4.179 | 4.179 | 4.179 | | |
| 2008:Q4 | -8.610 | -1.730 | -3.928 | -3.375 | -11.956 | -11.956 | -4.216 | -4.650 | -4.650 | -4.310 | -1.246 | -1.246 | -0.488 | | |
| 2009:Q1 | -9.060 | -6.510 | -9.865 | -9.655 | -8.382 | -8.382 | -11.258 | -11.234 | -11.234 | -11.930 | -9.354 | -9.354 | -10.717 | | |
| 2009:Q2 | -6.850 | -8.500 | -9.137 | -9.424 | -7.858 | -7.858 | -10.115 | -8.808 | -8.808 | -7.100 | -8.425 | -8.425 | -8.934 | | |
| MSE | | 6.059 | 3.709 | 3.986 | 2.128 | 2.128 | 4.319 | 3.527 | 3.527 | 3.517 | 7.509 | 7.509 | 8.670 | | |
| MAE | | 1.640 | 1.360 | 1.358 | 1.105 | 1.105 | 1.565 | 1.468 | 1.468 | 1.305 | 1.957 | 1.957 | 2.145 | | |
| DM _S (p-value) | | -1.327 ^a (0.092) ^b | -1.423* (0.077) | -1.578* (0.057) | -0.850 (0.198) | -0.850 (0.123) | -1.161 (0.101) | -1.273 (0.101) | -1.273 (0.101) | -1.273 (0.101) | 1.331 (0.959) | 1.331 (0.908) | 1.331 (0.959) | | |
| DM _A (p-value) | | -1.309* (0.095) | -1.178 (0.119) | -1.733** (0.042) | -0.305 (0.380) | -0.305 (0.240) | -0.705 (0.483) | -1.440* (0.075) | -1.440* (0.075) | -1.440* (0.075) | 1.190 (0.883) | 1.190 (0.883) | 2.359 (0.991) | | |

註: 同表 7。

and Mariano (1995) 檢定統計量 DM_S 與 DM_A 的結果顯示, 僅「行為偏誤修正模型」的三個模型及陳宜廷等 (2011) 所提的模型能顯著優於主計處的預測表現, 而其中又以 M3 模型統計量的 p 值為最低。除此之外, 為了要進一步檢測「行為偏誤修正模型」預測能力的穩健性 (robustness), 我們分別考慮另外兩種不同樣本期間, 其一為將樣本外預測評估時間以樣本數的三分之一為測試樣本 (2001 年第 3 季至 2009 年第 2 季); 另一則為將測試樣本更新至行文當時最新的資料期間 (2006 年第 1 季至 2011 年第 2 季)。這兩種樣本期間的績效評估結果仍指出, M3 模型樣本外的預測均遠優於主計處的預測: 當樣本外評估期間為前者時, M3 的 MSE (MAE) 誤差值較主計處降低了 43.98% (23.19%); 若樣本外評估期間為後者時, MSE (MAE) 誤差值則較主計處降低了 58.54% (33.56%)。¹⁷

綜合上述的分析比較結果, 顯示我們所提出的預測行為偏誤的修正模型在考慮景氣波動的持續期後, 於實際的樣本外預測也能有極佳的表現。換言之, 我們並不需要收集上百個總體經濟變數資料建構擴散指標以更新主計處預測, 而只需要根據主計處每季記者會所公佈及發行的《中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報》內的一季前與兩季前預測值及其實際值也能建構出較佳的預測值。

7. 結論與後續研究討論

在本文中, 我們結合預測者的預測「行為偏誤」與「景氣循環」建立了一個新的分析架構, 並透過此架構分析台灣的經濟成長率預測表現。我們的實證結果顯示, 主計處除了對景氣循環波動中的訊息反應不及而造成預測誤差外, 在景氣擴張時期還會因過度悲觀而低估經濟成長率; 而中經院於擴張期高估成長率的原因則大多來自於過度悲觀及對訊息反應過度, 但於衰退期高估的原因則來自反應不及和過度樂觀兩個行為偏誤。雖然中經院的預測與主計處的預測大多呈現亦步亦趨的態勢, 但相對於主計處, 中經院的預測因為更多主觀的行為偏誤滲入而導致其預測值較不準確。除此之外, 我們還發現, 主計處的預測在 2001 年前後期有相當大的轉變, 2001 年之後預測行為偏

¹⁷ 囿於文章篇幅限制, 我們在此就不詳列結果。

誤現象更為顯著且伴隨較大的預測誤差波動。最後，我們透過所建立的「行為偏誤修正模型」，修正我們所認定出主計處的行為偏誤並進而提出修正後的經濟成長率預測值。其中，修正了景氣循環過程中每一階段可能行為偏誤的 M3 模型所提供修正後的預測值表現最佳，其結果更明顯優於主計處預測值及陳宜廷等（2011）利用大量訊息而建立的最佳更新預測。由於我們的分析架構僅需預測機構的預測值序列即可操作，因此我們認為，本文所提出的分析架構應可作為研究者於進行經濟預測時的另一項新選擇。

然而，關於經濟預測研究等議題，本文所建構「行為偏誤模型」的研究方法仍有其侷限性。以下我們提供一些想法供後續學者研究討論。首先，本文對於預測誤差的來源，僅側重於可能的人為調整的因素及因估測模型選擇而造成的預測不準確。除上述的預測行為因素外，「漏失重要訊息變數」或「訊息來源可能出現問題」也可能是造成預測誤差變大的原因。由於本文模型建構僅利用預測誤差及其修正兩個變數來刻畫行為偏誤現象，後續研究者或許可以嘗試建立一個更為「完整」且排除所有其他因素的「行為偏誤模型」設定以進行分析，並進一步建立實際可操作的預測模型。當然，這不會是一個唾手可得的延伸。再者，本文所建立的「行為偏誤模型」仍於文獻上常用的對稱型的「MSE 損失函數」設定下進行分析與建立預測模型。若將本文所提的架構建立在「不對稱損失函數」設定下，如 Batchelor and Peel（1998）與 Patton and Timmermann（2007a, 2007b）等，或許有不同於本篇的結論。我們認為，這樣的延伸也值得進一步地分析探討。另外，國內預測機構中經院每季的經濟預測發佈的時點皆晚於主計處的發佈時點，似乎中經院理應會擁有較大的訊息集合，但本文中利用資訊引用不對稱性檢定的結果卻指出，雖然主計處的發佈時點較早，但主計處所引用的訊息集合反而較能預測未來的經濟成長率。這是一個相當有趣的發現。然而，本文所提模型並無法進一步認定出，中經院是否會因為發佈時點晚於主計處而對其預測行為有所影響。此一問題仍需後續研究以求進一步地釐清。最後，近年來的一些關於景氣循環模型研究（如 Eusepi and Preston, 2011）將「移轉的預期（shifting expectations）」也視為景氣波動的一種可能來源，亦即經濟體系參與者的預測誤差將可能進一步導致景氣循環，此時的景氣波動與預測表現將可能具有反向因果關係（reverse causality）。景氣波動與預測表現存在可能的關係或許也是另一個很好的研究方向。

參考文獻

- 徐士勛, 管中閔與羅雅惠 (2005), 「以擴散指標為基礎之總體經濟預測」, 《台灣經濟預測與政策》, 36(1), 1–28. [Hsu, S.-H., C.-M. Kuan, and Y.-H. Lo (2005), “Macroeconomic Forecasting Based on Diffusion Indexes,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 36(1), 1–28.]
- 梁國源 (1995), 「台灣兩個主要總體經濟季模型預測能力之評估」, 《經濟論文叢刊》, 23(1), 43–82. [Liang, K.-Y. (1995), “A Critical Evaluation of Quarterly Macroeconomic Forecasting in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 23(1), 43–82.]
- 陳宜廷, 徐士勛, 劉瑞文與莊額嘉 (2011), 「經濟成長率預測之評估與更新」, 《經濟論文叢刊》, 39(1), 1–44. [Chen, Y.-T., S.-H. Hsu, R.-W. Liou, and O.-C. Chuang (2011), “Evaluating and Updating Economic Growth Rate Forecasts,” *Taiwan Economic Review*, 39(1), 1–44.]
- Amir, E. and Y. Ganzach (1998), “Overreaction and Underreaction in Analysts’ Forecasts,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 37(3), 333–347.
- Ang, A., G. Bekaert, and M. Wei (2007), “Do Macro Variables, Asset Markets, or Surveys Forecast Inflation Better?” *Journal of Monetary Economics*, 54, 1163–1212.
- Ashiya, M. (2003), “Testing the Rationality of Japanese GDP Forecasts: The Sign of Forecast Revision Matters,” *Journal of Economic Behavior & Organization*, 50(2), 263–269.
- Ashiya, M. (2007), “Forecast Accuracy of the Japanese Government: Its Year-Ahead GDP Forecast Is Too Optimistic,” *Japan and the World Economy*, 19(1), 68–85.
- Bai, J. and P. Perron (1998), “Estimating and Testing Linear Models with Multiple Structural Changes,” *Econometrica*, 66(1), 47–78.
- Bai, J. and P. Perron (2003), “Computation and Analysis of Multiple Structural Change Models,” *Journal of Applied Econometrics*, 18(1), 1–22.
- Batchelor, R. and D. A. Peel (1998), “Rationality Testing under Asymmetric Loss,” *Economics Letters*, 61(1), 49–54.
- Campbell, S. (2004), “Macroeconomic Volatility, Predictability and Uncertainty in the Great Moderation: Evidence from the Survey of Professional Forecasters,” *Federal Reserve*

Board Finance and Economics Discussion Series, No. 2004–52.

Chauvet, M. and J. T. Guo (2003), “Sunspots, Animal Spirits, and Economic Fluctuations,” *Macroeconomic Dynamics*, 7, 140–169.

Diebold, F. and R. Mariano (1995), “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 13(3), 253–263.

Döpke, I. and E. Langfeldt (1995), “Zur Qualität von Konjunkturprognosen für Westdeutschland 1976–1994,” *Kiel Discussion Papers*, No. 274.

Döpke, J. (2001), “Macroeconomic Forecasts and the Nature of Economic Shocks in Germany,” *International Journal of Forecasting*, 17(2), 181–201.

Eames, M., S. M. Glover, and J. Kennedy (2002), “The Association between Trading Recommendations and Broker-Analysts’ Earnings Forecasts,” *Journal of Accounting Research*, 40(1), 85–104.

Eusepi, S. and B. Preston (2011), “Expectations, Learning, and Business Cycle Fluctuations,” *American Economic Review*, 101(6), 2844–2872.

Gavin, W. (2003), “FOMC Forecast: Is All the Information in the Central Tendency?” *Federal Reserve Bank of St. Louis Review*, 85(3), 27–46.

Granger, C. (1996), “Can We Improve the Perceived Quality of Economic Forecasts?” *Journal of Applied Econometrics*, 11, 455–473.

Grunberg, E. and F. Modigliani (1954), “The Predictability of Social Events,” *Journal of Political Economy*, 465–478.

Holden, K. and D. A. Peel (1990), “On Testing for Unbiasedness and Efficiency of Forecasts,” *Manchester School*, 58, 120–127.

Kishor, K. (2010), “The Superiority of Greenbook Forecasts and the Role of Recessions,” *National Bank of Poland Working Papers*, No. 74.

Krause, G. A. and J. K. Corder (2007), “Explaining Bureaucratic Optimism Theory and Evidence from U.S. Executive Agency Macroeconomic Forecasts,” *American Political Science Review*, 101(1), 129–142.

Liu, J., S. Wu, and V. Zidek (1997), “On Segmented Multivariate Regressions,” *Statistica Sinica*, 7, 497–525.

Loungani, P. (2001), “How Accurate Are Private Sector Forecasts? Cross-Country Evidence from Consensus Forecasts of Output Growth,” *International Journal of Forecasting*, 17(3),

419–432.

- Mincer, J. and V. Zarnowitz (1969), “The Evaluation of Economic Forecasts,” in J. Mincer (ed.), *Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance*, 1–46, New York: NBER.
- Newey, W. K. and K. D. West (1987), “A Simple, Positive Semi-Definite, Heteroskedasticity and Autocorrelation Consistent Covariance Matrix,” *Econometrica*, 55(3), 703–708.
- Patton, A. J. and A. Timmermann (2007a), “Properties of Optimal Forecasts under Asymmetric Loss and Nonlinearity,” *Journal of Econometrics*, 140(2), 884–918.
- Patton, A. J. and A. Timmermann (2007b), “Testing Forecast Optimality under Unknown Loss,” *Journal of the American Statistical Association*, 102, 1172–1184.
- Romer, C. and D. Romer (2000), “Federal Reserve Information and the Behavior of Interest Rates,” *American Economic Review*, 90, 429–457.
- Sinclair, T., F. Joutz, and H. O. Stekler (2010), “Can the Fed Predict the State of the Economy?” *Economics Letters*, 108(1), 28–32.
- Swanson, N. R. and D. van Dijk (2006), “Are Statistical Reporting Agencies Getting It Right? Data Rationality and Business Cycle Asymmetry,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 24, 24–42.
- Tulip, P. (2005), “Has Output Become More Predictable? Changes in Greenbook Forecast Accuracy,” *Federal Reserve Board Finance and Economics Discussion Series*, No. 2005–31.
- Wallis, K. F. and J. D. Whitley (1991), “Sources of Error in Forecasts and Expectations: U.K. Economic Models, 1984–8,” *Journal of Forecasting*, 10, 231–253.
- Yao, Y. C. (1988), “Estimating the Number of Change-Points via Schwarz’ Criterion,” *Statistics & Probability Letters*, 6, 181–189.

ASYMMETRIC BEHAVIORAL BIAS ON TAIWAN'S ECONOMIC GROWTH RATE FORECASTS

Zixiong Xie

Department of Money and Banking
National Chengchi University

Shih-Hsun Hsu*

Department of Economics
National Chengchi University

Keywords: Economic growth rate, Business cycle, Forecasting error, Behavioral bias,
Bias-corrected forecast

JEL classification: C51, C53, E37

* Correspondence: Shih-Hsun Hsu, Department of Economics, National Chengchi University, Taipei 116, Taiwan. Tel: (02) 2939-3091 ext. 51667; Fax: (02) 2939-0344; E-mail: shhsu@nccu.edu.tw.

ABSTRACT

In this study, we propose a new approach to investigating forecasters' behavioral biases during business cycles via inspecting and analyzing one-step-ahead forecasting errors. For Taiwan's economic growth rate, the effects of optimism/pessimism and over-reaction/under-reaction to the news on forecasts during the expansion and contraction periods of real activity are identified in the proposed framework. Overall, our empirical results discover that Taiwan's government usually under-reacts to the news during business cycles, and tends to be pessimistic, especially in expansions. Besides, these behavioral biases in the post-2001 period are much more significant than those in the pre-2001 period. On the other hand, when comparing the government to the private sector in Taiwan, these behavioral biases affect the private sector's forecasts much more severely. Moreover, in our in-sample and out-of-sample experiments, the forecast performance improves significantly after correcting the identified behavioral biases of the Taiwan government's forecast. Because the proposed approach needs only time series data of forecasts, it is easy to implement, and thus might be a good alternative to the existing approaches of economic forecasts.