經濟成長率預測之評估與更新

陳宜廷・徐士勛・劉瑞文・莊額嘉*

本研究由設定檢驗的觀點, 評估行政院主計處的一季前經濟成長率預測表現, 並提供可能的預測更新模型。實證顯示前述預測的誤差項具有顯著的一階自我相關結構, 並與部分總體擴散指標之落後項相關。亦即, 此預測誤差具有可再預測性, 故主計處的預測表現未臻預測均方差極小化之最適結果。依據檢定所得出的訊息, 我們設計出數個預測更新模型。其中最簡單的模型, 僅需主計處上一期的預測誤差, 即可對其當期預測值進行即時的更新。預測更新模型的樣本內、外表現, 皆優於主計處原有的一季前預測, 亦明顯優於未納入主計處預測的擴散指標模型。

關鍵詞: 經濟成長率, 條件動差檢定, 擴散指標, 預測誤差, 預測更新
JEL 分類代號: C120, C520, C530

1 前言

行政院主計處 (以下簡稱主計處) 於每一年的 2、5、8 及 11 月定期公佈國民所得統計、國內經濟情勢展望與當季至隔年同季的經濟 (年) 成長率預測值。主計處內部以「總供需估測模型」進行計量分析, 依據「行政院主計處國民所得統計評審委員會設置辦法」規定, 國民經濟會計及全國總供需估測結果, 係經由「國民所得統計評審委員會」審議決定。最終公佈的預測

*作者分別爲中央研究院經濟研究所研究員、國立政治大學經濟學系助理教授、監察院統計主任暨國立臺灣大學國際企業研究所博士候選人、國立臺灣大學財務金融研究所博士候選人。陳宜廷爲通訊作者。作者感謝姚睿教授、管中閔院士以及兩位匿名評審對此文所提供的評論與建議, 並感謝管怡雯與陳靜怡小姐協助蒐集主計處的預測資料。本文的內容與觀點純屬作者個人研究的結果, 不代表其服務機關之意見。

期刊資料庫

值是權衡過客觀的統計分析和主觀的專家判斷這兩類資訊所得出的。主計處作爲官方的經濟預測單位, 其所公佈的預測結果具有相當大的社會影響力, 也代表政府對未來經濟情勢的看法, 並可能影響經濟政策的決定。此外, 主計處所掌握的內部官方統計資料, 在發佈之前亦是其它研究機構所無法取得的, 故其用以進行經濟預測的訊息集合相對上亦更爲齊備。這些獨特的性質都使得主計處的經濟預測具有難以替代的地位, 而研究其預測績效表現也因此格外具有意義。然而在國內文獻中除了梁國源 (1995) 以及徐士勛等 (2005) 之外, 卻少有直接討論到主計處之經濟成長率預測表現的研究。

梁國源 (1995) 曾提出以成長率實際值對常數項及主計處預測值作簡單迴歸 (simple regression) 所得出的配適值, 作爲偏差修正 (bias correction) 後的預測值。他發現在1988年第3季至1991年第4季的樣本期間, 修正後的預測值明顯較主計處的預測值具有更佳的「樣本內」配適程度表現。徐士勛等 (2005) 則曾在1998年第2季至2003年第2季的樣本期間, 比較 Stock and Watson (1998, 2002, 2006) 的擴散指標 (diffusion index) 模型與主計處等機構的經濟預測相對表現, 他們的實證結果支持擴散指標模型平均而言具有不遜於主計處的「樣本外」預測能力。綜合來說, 這兩篇文章都反映出, 我們可以藉由合適的計量分析改善主計處對經濟成長率的預測表現。但梁國源 (1995) 用以評估預測表現的樣本期間迄今已久, 評估方式僅限於樣本內配適程度的比較而未進行樣本外的預測能力比較, 且其用以偏差修正的迴歸模型並未包含主計處預測值之外的其它經濟變數。相反地, 徐士勛等 (2005) 所採用的擴散指標模型, 則只包含由衆多總體經濟變數所構成的擴散指標, 而未將主計處預測值納爲解釋變數。由於主計處用以預測的訊息集合與擴散指標所展開的訊息集合未必相同, 前述第一篇 (第二篇) 文章用以修正 (替代) 主計處預測的模型, 有可能遺漏重要的客觀 (主觀) 資訊。因此, 我們可能可以更完整的計量設定與分析, 得出更進一步的預測改善方式。

本文延續上述兩篇文章, 討論主計處「近期的」經濟預測表現, 並提出不同於前者的預測更新模型。本文嘗試先由模型設定檢驗的觀點, 以不同類型的誤設指標檢定主計處「一季前的」預測值 (one-step-ahead predic-

臺灣大學學術期刊資料庫

tor), 是否已達到預測均方差 (mean squared error, MSE) 極小化的點預測 (point forecast) 最適性, 再進一步利用檢定的結果發展出可用於增進預測表現的計量模型。具體而言, 我們所研究的對象是加權過客觀統計分析和主觀專家判斷的主計處「模型」, 這個抽象的模型 (或說預測機制) 並無實際的設定方式與解釋變數選取規則, 研究者所能觀察者僅有主計處預測值的歷史資訊。但我們仍可藉由研究經濟成長率的實際值序列與預測值序列的差異, 判斷主計處的經濟預測表現是否已臻點預測最適性標準, 並找出主計處預測機制潛在的「模型誤設」問題, 進而提供可能的預測更新方式。這個「先檢定再設模型」的研究方法, 是前述文獻所未使用的, 但有助於我們在樣本數小的實證環境中, 得出較爲精簡的計量模型進行分析。

在作法上, 我們以條件動差檢定 (conditional moment test) 判斷主計處的預測誤差, 是否已具有最適預測下的「不可再預測性」。這個檢定的精神相當於經濟預測文獻中的預測強理性 (strong rationality) 檢定; Mincer and Zarnowitz (1969), Figlewski and Wachtel (1981), Zarnowitz (1985), Keane and Runkle (1990), Fildes and Stekler (2002) 及 Döpke and Fritsche (2006) 等總體實證研究皆使用過類似的檢定。其基本想法是, 如果預測誤差可以被訊息集合中的重要變數所解釋, 則表示我們可以對應地修正原先的預測值, 使更新過的預測值更加貼近實際值。這些重要變數一方面可以當作條件動差檢定的模型誤設指標, 另一方面亦可在檢定結果顯著的情況之下, 用於更新主計處的預測結果。我們考慮以下兩類重要變數。第一類是預測誤差歷史值的線型與非線型轉換, 其所對應出的檢定在想法上相當接近時間序列分析中常見的 Ljung and Box (1978) 檢定與 Ramsey (1969) 的 RESET 檢定。此外, 爲了減少出現遺漏重要的變數的可能性, 我們蒐集了包含商品、勞動、貨幣與國外四個部門中共計232 個總體時間序列資料, 用以展開出更爲完整的訊息集合並藉以進行檢定。這顯然是一個相當重要的檢定, 但卻因變數個數遠較樣本數爲多而有實際操作的困難。爲了解決這個問題, 我們先利用 Stock and Watson (1998, 2002, 2006) 所推廣的方法進行維度簡化 (dimension reduction) 的工作, 從這組龐大的總體時間序列資料中, 組合出重要的擴散指標, 再以這些擴散指標做爲第二類模型誤設指標, 進行條件動差檢定。這是前述文獻所未考慮過的檢定方法。

臺灣大學學術期刊資料庫

第一類檢定的結果顯示, 主計處的預測誤差具有相當顯著的一階自我相關結構, 可利用於改善其預測結果。第二類檢定的結果顯示, 主計處的預測誤差與部分擴散指標的落後項也有顯著的關係; 亦即, 這些擴散指標所反映出的資訊亦可能有助於更新主計處的預測結果。這些檢定的結果說明, 主計處所發佈的一季前預測, 在計量上可能不是預測均方差極小化下的最適點預測, 其預測誤差仍具有某些程度的「可再預測性」。換言之, 我們可以藉由研究主計處的預測誤差結構, 尋找出能更貼近實際經濟成長率的計量機制, 用於更新並改善主計處的預測表現。

據此, 我們考慮一族以預測誤差作爲應變數的「預測更新模型」。在比較過以預測誤差落後項作爲解釋變數的各種設定後, 我們發現與上述的檢定一致的結果; 亦即, 主計處的預測誤差具有相當顯著的一階自我相關的結構。在給定參數估計值之下, 這個結構對應出一個僅需要當期的預測值與上一期的預測值誤差, 即可以進行即時預測更新的機制。不同於梁國源 (1995) 的偏差修正模型, 這個預測更新模型在主計處的預測值之外, 亦加入預測誤差的落後項作爲重要的解釋變數。此外, 我們亦考慮以各部門的擴散指標落後項爲解釋變數的預測更新模型。不同於徐士勛等 (2005) 的「擴散指標模型」, 這些預測更新模型相當於在擴散指標落後項之外同時加入主計處的預測值作爲重要解釋變數。最終選出的預測更新模型顯示, 除預測誤差落後項之外, 仍有特定的商品、貨幣或國外部門擴散指標落後項包含可用於更新主計處預測的重要訊息。在這些預測更新模型之外, 我們也考慮一般未納入主計處預測值的擴散指標模型。實證結果顯示, 無論是從樣本內的配適程度或樣本外的預測能力來看, 預測更新模型皆明顯優於單純的擴散指標模型。這表示主計處的經濟預測, 含有一般擴散指標模型所無法取代的重要訊息與貢獻。更重要地, 預測更新模型的樣本內、外表現, 皆明顯地優於主計處預測值的表現。這表示在本文的研究期間內, 我們所提出的預測更新機制可用於改善主計處對經濟成長率之一季前預測的表現。

眞實經濟世界是複雜且未知, 任何一個計量模型都只是研究者對於未知的資料產生過程 (data generating process) 所做的一種設定。如同 George E. P. Box 所言: “Essentially, all models are wrong but some are useful”, 見

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

Box and Draper (1987, p. 424)。一個務實的計量分析, 重點在於爲其研究對象找出一些有用的方法, 而非追求在實證環境中無法再被改善之「全面最適的」模型。本文的預測更新機制亦不例外於這個基本觀念。我們的實證結果支持, 這個預測更新機制對於改善主計處的一季前經濟成長率預測是「有用的」; 顯然地, 我們無意宣稱這個方法是全面最適的。有趣的是, 指引這篇論文的核心想法, 僅是計量理論所強調的, 研究者必須對其模型進行檢定與修正已知的誤設問題。這個研究再次傳遞出這項基本計量觀念在實證分析上的重要性。

本文其餘部分安排如下: 在第2節, 我們討論這個實證研究所採用的計量方法。在第3節, 我們介紹本文所使用的資料, 並檢定主計處預測的最適性。在第4節, 我們比較各種預測更新模型與擴散指標預測模型, 相對於主計處預測結果在樣本內配適程度與樣本外預測能力的差異; 此外, 亦將研究對象延升至對經濟成長率的「二季前」預測。第5節爲結論。最後, 我們在附表中列出所有用於建構擴散指標的總體變數及其相關資訊。

2 計量方法

在以下的分析中, 我們令 y_t 表示第 t 季的經濟成長率, 而 $y^f_{t|t-1}$ 則表主計處在第 $t-1$ 季對 y_t 所做的預測值, 並定義與之對應的預測誤差 $e_t := y_t - y^f_{t|t-1}$。此外, 我們以 $\mathcal{W}_{t-1}$ 表示由 $y^f_{t|t-1}$ 與其它在第 $t-1$ 季可觀測之總體經濟變數及其歷史資訊, 展開而成的訊息集合。由於主計處在公佈 $y^f_{t|t-1}$ 時, 並未說明產生這個預測值的實際過程。因此, 我們只能將主計處用於產生 $y^f_{t|t-1}$ 的「模型」, 視爲一個綜合過客觀統計資訊與主觀專家意見後無法被參數化之預測機制, 並簡化假設 $y^f_{t|t-1}$ 爲不含估計誤差的隨機變數。我們並以常見的預測誤差均方極小化目標, 作爲預測最適化的判斷標準。在給定訊息集合 $\mathcal{W}_{t-1}$ 與上述的最適化標準下, 最適的點預測無疑是眞實而未知的條件期望值 $y^*_{t|t-1} := \mathbb{E}[y_t|\mathcal{W}_{t-1}]$。換言之, 最適的預測要求 $y^*_{t|t-1} = y^f_{t|t-1}$; 亦即, 預測誤差必須具有不可再預測性:

$$H_0: \ \mathbb{E}\left[e_t|\mathcal{W}_{t-1}\right] = 0.$$

倘若此虛無假設不成立, 則我們可將此預測誤差改寫成 $e_t = g(w_t) + v_t$;

臺灣大學學術期刊資料庫

其中, g 表示一個未知的函數, w_t 表示 $\mathcal{W}_{t-1}$ 中未知的重要變數, 而 v_t 爲具有不可再預測性 $\mathbb{E}[v_t|\mathcal{W}_{t-1}] = 0$ 的誤差項。理論上, 我們可藉由以下預測更新方式:

$$y^*_{t|t-1} = y^f_{t|t-1} + g\left(w_t\right), \tag{1}$$

達到誤差均方極小化的最適預測。但實際上, $g(w_t)$ 是抽象未知的, 故我們必須以條件動差檢定, 判斷預測最適性; 並藉此檢定所提供的資訊, 在拒絕 H_0 的情況下, 找出可用於合理近似 (1) 式的預測更新機制。

令 z_t 表示一個處在 $\mathcal{W}_{t-1}$ 中的 $q \times 1$ 向量, 亦即 $z_t = \mathbb{E}[z_t|\mathcal{W}_{t-1}]$, 我們並允許 z_t 可能包含某些干擾參數 (nuisance parameters) 的估計值。在給定 z_t 作爲條件動差檢定之模型誤設指標的前提與 e_t 不具估計誤差的假設下, 我們可將檢定統計量寫成:

$$M_T := \left[\sum_{t=1}^{T} e_t z_t\right]' \left[\sum_{t=1}^{T} \left(e_t z_t\right)\left(e_t z_t\right)'\right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^{T} e_t z_t\right]; \tag{2}$$

其中, T 表示樣本數。依據中央極限定理 (與其它適當的技術條件), 此統計量在 H_0 之下的極限分配爲 $M_T \xrightarrow{\text{d}} \chi^2(q)$。這個檢定之所以適用於這個實證研究, 係因爲重複期望值定理:

$$\mathbb{E}\left[e_t z_t\right] = \mathbb{E}\left[\mathbb{E}\left[e_t|\mathcal{W}_{t-1}\right] z_t\right]$$

要求當達到最適預測時 (亦即, 在 H_0 之下), $\mathbb{E}[e_t z_t] = 0$。反之, 在預測未達最適化的情況下, $\mathbb{E}[e_t z_t] = \mathbb{E}[g(w_t) z_t]$; 只要 z_t 與 $g(w_t)$ 二者非正交, 則 $\mathbb{E}[e_t z_t] \neq 0$, 故 z_t 可能具有解釋 e_t 與更新 $y^f_{t|t-1}$ 的能力。因此, 我們可以藉由 M_T 的顯著性, 判斷 $y^f_{t|t-1}$ 是否達到最適化的要求, 並在動差檢定拒絕 H_0 的情況下, 利用以下的計量模型:

$$\hat{y}^*_{t|t-1} = y^f_{t|t-1} + \boldsymbol{\beta}' z_t, \tag{3}$$

其中, $\boldsymbol{\beta}$ 爲 $q \times 1$ 的待估參數向量, 更新主計處的預測值。在 $g(w_t) = \boldsymbol{\beta}' z_t$ 的理想情況下, (1) 式與 (3) 式二者等價; 亦即, $\hat{y}^*_{t|t-1}$ 爲最適的點預測。但在實際的情況中, $g(w_t)$ 是未知的; 此外, 由於 w_t 無法事先給定, 無母數方法並不適合用於估計 $g(w_t)$。基於這些理由, 我們無從判斷 $g(w_t)$ 與 $\boldsymbol{\beta}' z_t$

是否必然具有等價的關係。但如同前言所強調者, 本文的研究目的並不在於找出正確的 $g(w_t)$, 重點僅在於利用適當的 z_t 找出並修正相關的設定問題, 藉此提升 $\hat{y}^*_{t|t-1}$ 對 $y^*_{t|t-1}$ 的近似能力, 以期能更新與改善 $y^f_{t|t-1}$。

這個研究考慮以下兩類 z_t。第一類 z_t 係依循時間序列分析的精神所設計的, 涵蓋 e_t 的部分歷史資訊: e_{t-k} 與 e^n_{t-k}, 其中 $k \geq 1$ 與 $n \geq 2$。當 $z_t = e_{t-k}$ 時, 條件動差檢定相當於序列相關 (serial correlation) 檢定; 當 $z_t = e^n_{t-k}$ 時, 條件動差檢定在設計精神上相當於 RESET-type 檢定, 可用以檢驗其它型式的動態結構。第二類 z_t 則建立在大量與經濟預測潛在相關的總體經濟變數, 以期減少遺漏重要經濟變數的可能性。在建構此類 z_t 的過程中, 我們蒐集到 $N \gg T$ 個經濟變數 $\boldsymbol{x}_t := (x_{1t}, \ldots, x_{Nt})'$; 其中, x_{it} 表示第 i 個變數在第 t 季的實現值。但實際操作上, 由於 M_T 中的反矩陣會因 $q = N \gg T$ 而無法定義, 且 (3) 式中的模型也會因 $q = N \gg T$ 而無法估計, 故我們無法直接定義 $z_t = \boldsymbol{x}_t$。因此, 我們先利用高維度資料分析中常見的主成分分析 (principal component analysis) 對 $\boldsymbol{x}_t$ 進行維度簡化, 再定義 z_t; 而這也是 Stock and Watson (1998, 2002, 2006) 的擴散指標模型所依賴的統計方法。

這個方法的基本假設如下所示:

$$\boldsymbol{x}_t = \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{f}_t + \boldsymbol{\epsilon}_t; \tag{4}$$

其中, $\boldsymbol{f}_t := (f_{1t}, \ldots, f_{qt})'$ 是由 $q \ll N$ 個擴散指標 (或稱共同因子) 所組成的 $q \times 1$ 向量, f_{it} 表示第 i 個因子在第 t 季的實現值, $\boldsymbol{\lambda} := (\lambda_1, \ldots, \lambda_N)'$ 表示 $N \times q$ 的因子負載 (factor loadings) 矩陣, λ_i 爲 $q \times 1$ 的向量用以表示 $\boldsymbol{f}_t$ 對 x_{it} 的影響效果, $\boldsymbol{\epsilon}_t := (\epsilon_{1t}, \ldots, \epsilon_{Nt})'$ 表示 $N \times 1$ 的誤差項向量, $\{\epsilon_{it}\}$ 爲獨立且等同分配的 (IID) 常態隨機變數序列, 且 ϵ_{it} 與 ϵ_{jt} 在 $i \neq j$ 時彼此獨立。Stock and Watson (1998) 證明在上述假設之下, 我們可以藉由條件常態分配下的最大概似法, 進行 $\boldsymbol{\lambda}$ 與 $\boldsymbol{f}_t$ 的一致性估計。這組一致估計式可表示成

$$\left(\hat{\boldsymbol{f}}_t, \hat{\boldsymbol{\lambda}}\right) := \underset{\boldsymbol{f}_t, \boldsymbol{\lambda}}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{NT} \sum_{i=1}^{N} \sum_{t=1}^{T} \left(x_{it} - \lambda_i' \boldsymbol{f}_t\right)^2$$

臺灣大學學術期刊資料庫

$$= \underset{\boldsymbol{f}_t, \boldsymbol{\lambda}}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\boldsymbol{x}_t - \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{f}_t\right)' \left(\boldsymbol{x}_t - \boldsymbol{\lambda} \boldsymbol{f}_t\right)。 \tag{5}$$

在固定 $\boldsymbol{\lambda}$ 之下, 我們可以由 (5) 的一階條件整理出

$$\boldsymbol{f}_t(\boldsymbol{\lambda}) = (\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{\lambda})^{-1}\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{x}_t, \tag{6}$$

並據此將 (5) 改寫成求解 $\boldsymbol{\lambda}$ 的問題:

$$\begin{aligned}\hat{\boldsymbol{\lambda}} &= \underset{\boldsymbol{\lambda}}{\operatorname{argmin}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \left(\boldsymbol{x}_t'\boldsymbol{x}_t - \boldsymbol{x}_t'\boldsymbol{\lambda}(\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{\lambda})^{-1}\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{x}_t\right) \\ &= \underset{\boldsymbol{\lambda}}{\operatorname{argmax}} \frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \boldsymbol{x}_t'\boldsymbol{\lambda}(\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{\lambda})^{-1}\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{x}_t。\end{aligned}$$

再進一步利用 $\boldsymbol{\lambda}$ 的標準化條件: $\boldsymbol{\lambda}'\boldsymbol{\lambda} = I_q$, 重寫上式如下:

$$\hat{\boldsymbol{\lambda}} = \underset{\boldsymbol{\lambda}}{\operatorname{argmax}} \operatorname{trace} \left(\boldsymbol{\lambda}' \left(\frac{1}{T} \sum_{t=1}^{T} \boldsymbol{x}_t \boldsymbol{x}_t'\right) \boldsymbol{\lambda}\right)。$$

這個表現式說明 $\hat{\boldsymbol{\lambda}}$ 爲樣本共變異數矩陣 $T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{x}_t\boldsymbol{x}_t'$ 中, 與前 q 個最大的特徵值 (eigenvalues) 所對應的 q 個特徵向量 (eigenvectors) 組合而成的 $N \times q$ 矩陣。再利用 (6) 式與 $\boldsymbol{\lambda}$ 的標準化條件, 我們可以得出擴散指標的估計式 $\hat{\boldsymbol{f}}_t = \hat{\boldsymbol{\lambda}}'\boldsymbol{x}_t$; 亦即, $\boldsymbol{x}_t$ 的前 q 個最重要的主成分。這說明每一個擴散指標皆爲 $\boldsymbol{x}_t$ 的線性組合; 其中, $\hat{f}_{1t}$ 對應到 $T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{x}_t\boldsymbol{x}_t'$ 中最大的特徵值, 故能解釋 $\boldsymbol{x}_t$ 最大的共變異; $\hat{f}_{2t}$ 能解釋 $\boldsymbol{x}_t$ 次大的共變異; 其餘, 依此類推。

藉由以 q 維的擴散指標 $\hat{\boldsymbol{f}}_t$ 反映 N 維向量 $\boldsymbol{x}_t$ 中前 q 個「最重要的」統計訊息, 我們達到維度簡化的目的, 並依此定義出第二類誤設指標: $z_t = \hat{\boldsymbol{f}}_{t-1}$。將此類 z_t 帶入 (3), 可得出與之對應的預測更新方式:

$$\hat{y}^{*}_{t|t-1} = y^{f}_{t|t-1} + \boldsymbol{\beta}'\hat{\boldsymbol{f}}_{t-1}。 \tag{7}$$

不同於徐士勛等 (2005) 用於經濟預測的擴散指標模型:

$$\hat{y}^{**}_{t|t-1} = \boldsymbol{\beta}'\hat{\boldsymbol{f}}_{t-1}; \tag{8}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

(7) 式中的預測更新方式, 不僅考慮過擴散指標所反映的統計訊息, 亦同時涵蓋了主計處預測值所隱含的主、客觀資訊。尤其, 主計處模型中所隱含的專家意見非常可能是 (8) 中的擴散指標所代表之客觀訊息所難以替代的。此外, 不同於 (7) 式的更新模式, (8) 式的擴散指標模型中並不具預測「更新」的意義。再者, 我們還可以藉由比較 $\boldsymbol{\beta}$ 估計值在 (7) 式與 (8) 式中的差異, 以擴散指標描繪出近似於主計處預測所使用過的訊息。在第4節中, 我們會進一步依實證結果說明這些論點。

3 資料與檢定

本文所定義的經濟成長率爲實質國內生產毛額 (gross domestic product, GDP) 之年增率。我們以 y_t 代表第 t 季經濟成長率之實際值, 並以 $y^f_{t|t-1}$ 表示主計處在第 $t-1$ 季對 y_t 之預測值。這兩個變數的樣本期間設定爲1995年第1季至2009年第1季, 樣本數爲 $T = 57$。此二項資料均取自該處例年於3、6、9及12月出版之《中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報》, 並已更新至目前最新的修正數據。在此研究中, 我們將每年2月主計處公佈的第1季預測值, 視爲使用至前一年第4季的資訊所做的一季前預測; 5月所公佈的第2季預測, 則視爲使用至當年第1季的資料所做的一季前預測; 其餘, 依此類推。主計處之國民所得帳係依循聯合國的國民經濟會計制度 (System of National Accounts, 簡稱 SNA) 編佈; 爲了考慮經濟情勢的變遷及各國統計資料的一致性, SNA 計有1953年版 (簡稱 53SNA)、1968年版 (68SNA) 與目前最新的1993年版 (93SNA)。主計處於1988年至2005年之前, 係採用 68SNA 版編製國民所得統計。自2005年起則改依 93SNA 編製, 並陸續修正之前依據 68SNA 爲藍本編製的資料; 見主計處之「我國國民所得統計改依 93SNA 編布」。[1] 爲了能與主計處定期公佈的預測值相互比較, 我們所使用的經濟成長率序列 $\{y_t\}$ 在2005年前採用 68SNA 版下的 GDP 年增率, 而2005年起的次樣本則採用 93SNA 版下的 GDP 年增率。

我們在圖1中繪出 $\{y_t\}$ 與 $\{y^f_{t|t-1}\}$ 這兩個時間序列, 以及隨之產生的預測誤差序列 $\{e_t\}$。此圖顯示, 成長率的實際值與預測值序列二者有相似

[1] 該文網址爲 http://www.dgbas.gov.tw/public/Attachment/741017382171.doc。

臺灣大學學術期刊資料庫

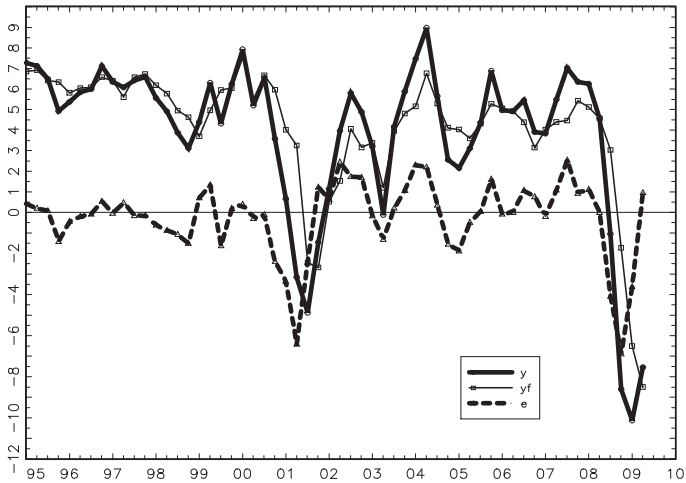


圖 1: 經濟成長率實際值、主計預測值與預測誤差

的走勢, 但預測值序列基本上落後於實際值序列; 這意謂著主計處的經濟預測似乎被動地反映實際的經濟態勢。此外, 預測誤差序列與實際值序列有著相當類似的走勢; 這反映出主計處傾向於在經濟衰退 (擴張) 的過程中高估 (低估) 經濟成長率。以下, 我們進一步以計量檢定確認主計處的預測誤差具有可再預測性, 藉此說明其預測表現存在改善的空間。

如同前節所述的, 我們以兩類的 z_t 進行預測最適性檢定。第一類的 z_t 包含 e_{t-k} 與 e^n_{t-k}, 用以探究預測誤差序列在動態結構上的可再預測性。第二類的 z_t 則包含由高維度的總體經濟時間序列資料所建構出的擴散指標, 藉以判斷能否由這些客觀的訊息改善主計處的預測結果。具體而言, 我們以類似 Shintani (2005)、徐士勛等 (2005) 的方式, 由附表所示之232個國內、外經濟變數組成各種擴散指標。其中國內變數均爲政府機構定期編佈之統計資訊, 涵蓋國民所得、生產與訂單、物價指數、就業與薪資、貨幣與金融等。在這些資料中, 除 OPEC 原油價格資料須從其網站下載外, 所有國內相關資料以及主要貿易對手國的經濟成長率等國外變數皆已收錄在 AREMOS 資料庫系統。[2] 我們統一以 AREMOS 資料庫作爲資料擷取來

[2]其中, OPEC 原油價格資料之網址爲 http://www.opec.org/home/basketDayArchives.aspx; AREMOS 資料庫系統網址爲 http://140.111.1.22/moecc/rs/pkg/tedc.htm。

臺灣大學學術期刊資料庫

源, 有助於後續研究所需的資料更新與維護。受限於其中勞動資料僅能回溯至 1988 年 1 月, 附表所列之變數係以 1988 年 1 月做爲資料轉錄的起始點, 終止時點則定在 2009 年 3 月。

在資料處理的程序上, 由於經濟成長率與預測值序列均爲季資料, 我們先依據各變數之定義將其中的月資料頻率轉換爲季資料頻率, 再以 AREMOS 軟體內含的 X12ARIMA 程式進行季節調整, 去除季節性因素 (seasonality)。[3] 在完成季節調整之後, 我們再以 Stock and Watson (2002, p. 149) 的方式, 去除非定態數列的單根 (unit root)。更具體來說, 我們對金額、人數、工時、指數這一類的非負數列, 先取對數後再進行單根檢定, 並以適當差分階次轉換爲不具單根的數列; 並對失業率、存貨率、利率、成長率這一類的比率數列, 直接進行單根檢定, 再以適當差分階次轉換排除單根。由於部分的變數必須經過二次差分才能去除單根, 故實際上用於建構擴散指標之資料樣本期間, 爲1988 年第 3 季至 2009 年第 1 季, 共計 83 季。此外, 爲確保經過轉換的資料不具時間趨勢, 我們另以簡單線性迴歸的方式對所有資料去除潛在的線性時間趨勢。爲避免因衡量單位不同對主成分分析的影響, 我們最後對所有處理過的變數, 進行資料的標準化 (standardization); 最終變數之樣本平均數爲 0, 樣本變異數爲 1。細節請見附表之資料轉換代碼與附註說明。

在擴散指標的建構上, 我們除了依循徐士勛等 (2005) 的分類將變數依照其特性及定義的分類成商品 (C)、勞動 (L)、貨幣 (M) 等三個部門外, 另考慮可能與經濟成長率有關的國外部門 (X) 變數。其中商品部門包含86個變數, 主要爲生產、銷售、存貨指數、以及貿易、消費與投資等相關資料; 貨幣部門包含 47 個變數, 主要爲貨幣總計數、存款、放款、利率與物價指數等相關資料; 勞動部門包含 80 個變數, 涵蓋就業、失業、受雇人數、工時、薪資、勞動生產力與成本指數等資料; 國外部門則包含 19 個變數, 主要爲貿易對手國之經濟成長率與匯率資料。這些變數的歸類方式主要參考主計處「總供需估測模型」中的變數分類; 見高志祥・蘇文瑩 (2002)。在給定各部門的 $\boldsymbol{x}_t$ 之後, 我們以第2節介紹的維度簡化方法, 依序估計出這四個

[3] 主計處在2009 年 8 月中發佈 2009 年第 2 季國民所得統計時, 首度併同發佈國內生產毛額支出面大分類之季節調整資料。本文使用的季節調整程式與主計處相同, 係由美國商務部普查局 (the Census Bureau, U.S.) 所發展。

期刊資料庫

部門前三個最重要的擴散指標: $\hat{f}_{1t}$, $\hat{f}_{2t}$, 與 $\hat{f}_{3t}(q = 3)$。這些指標分別對應到樣本共變異數矩陣 $T^{-1}\sum_{t=1}^{T}\boldsymbol{x}_t\boldsymbol{x}_t'$ 中前三個最大的特徵值; 亦即, 最能解釋各部門所有變數之共同變異的前三個因子。以下, 我們分別以 C_{it}, L_{it}, M_{it} 與 X_{it}, 表示這四個部門中在第 t 季的第 i 個擴散指標 $\hat{f}_{it}$; 其中, $i = 1, 2, 3$。如同徐士勛等 (2005) 中所強調, 相較於 Stock and Watson (1998, 2002) 直接以所有的總體經濟時間序列建構擴散指標的方式, 這種依變數屬性分類而產生的擴散指標, 有助於我們瞭解不同部門中的重要訊息在經濟預測中的角色。此外, 我們也依照評審的建議, 同時考慮 Stock and Watson (1998, 2002) 不分部門的擴散指標建構方式。在後續的討論中, 我們以 $A_{it}, i = 1, 2, 3$, 表示全部232個變數 (即不分部門) 在第 t 季的前三個擴散指標。這些擴散指標的時間序列如圖2所示。

以下, 我們定義由上述擴散指標之落後項所組成的可選集合:

$$\mathcal{S}_{t-1} := \left\{C_{i,t-k}, L_{i,t-k}, M_{i,t-k}, X_{i,t-k}, A_{i,t-k},\ i, k = 1, 2, 3\right\},$$

並以第一類誤設指標: $z_t = e_{t-k}, e_{t-k}^2$, 或 $e_{t-k}^3, k = 1, 2, 3$, 與第二類誤設指標: $z_t \in \mathcal{S}_{t-1}$, 對主計處的預測值進行如第2節所述之最適性檢定。與這兩類指標對應的檢定統計量 M_T, 分別列於表1與表2中; 這些統計量在預測最適的虛無假設之下的極限分配均爲 $\chi^2(1)$。由表1可知, 在5%的顯著水準下, 依據 $z_t = e_{t-1}$ 所產生的檢定統計量顯著地拒絕最適預測的虛無假設。相反地, 以預測誤差其它落後項或高次方項所建構的誤設指標, 皆無法在5%的顯著水準下拒絕這個虛無假設。這個檢定的結果顯示主計處的預測誤差序列, 可能有相當簡單但強烈的一階自我相關結構。另外, 我們亦可由表2觀察出, 主計處的預測誤差亦可能爲部分擴散指標的歷史資訊所解釋。在5%的顯著水準下, 由 $z_t = C_{1,t-1}$, $C_{1,t-2}$, $C_{3,t-3}$, $L_{1,t-1}$, $L_{2,t-1}$, $L_{1,t-2}$, $L_{2,t-2}$, $M_{1,t-1}$, $M_{2,t-1}$, $M_{2,t-2}$, $M_{3,t-2}$, $M_{3,t-3}$, $X_{1,t-1}$, $X_{1,t-2}$, $A_{1,t-1}$, $A_{2,t-1}$, $A_{1,t-2}$ 與 $A_{2,t-2}$ 所計算出的檢定統計量, 皆能顯著地拒絕虛無假設。這些檢定結果與圖1所顯示的訊息, 一致地反映出主計處的預測誤差具有可再預測性, 並支持我們更進一步地研究以預測誤差作爲應變數的預測更新模型。

臺灣大學學術期刊資料庫

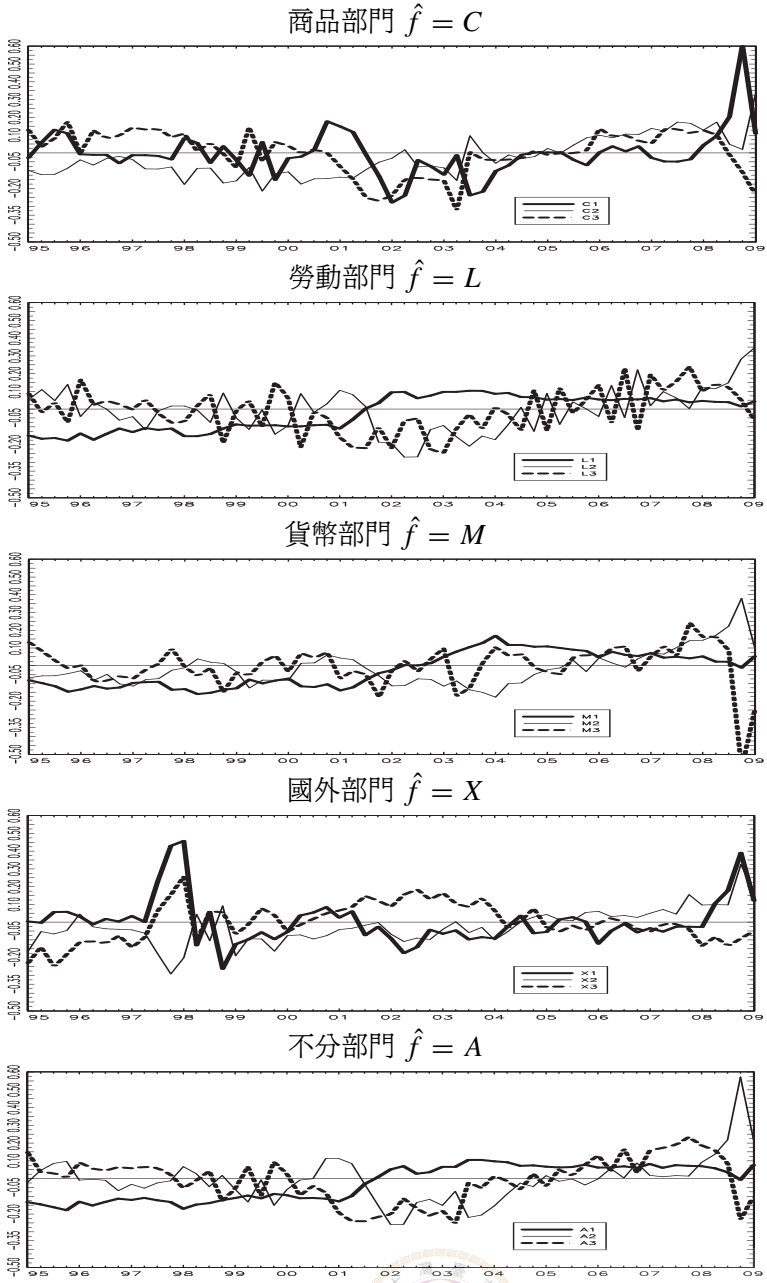


圖 2: 擴散指標的時間序列

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 第一類預測最適性檢定

z_t	$k=1$	$k=2$	$k=3$
e_{t-k}	6.7311^b	1.4127	2.2469
e^2_{t-k}	3.2599	0.3673	0.3256
e^3_{t-k}	3.3868	0.0716	2.2567

說明: 檢定統計量 M_T 在虛無假設下之極限分配爲 $\chi^2(1)$。其 95% 與 99% 之臨界值分別爲 3.8415 與 6.6349。上標 ^{b} 代表檢定統計量在 1% 的水準下顯著。

表 2: 第二類預測最適性檢定

z_t	$k=1$	$k=2$	$k=3$
$C_{1,t-k}$	7.2979^b	7.8970^b	3.6107
$C_{2,t-k}$	2.0109	0.6818	0.2234
$C_{3,t-k}$	0.2148	2.9844	6.3708^a
$L_{1,t-k}$	6.1224^a	5.2409^a	3.6533
$L_{2,t-k}$	6.3224^a	6.1971^a	1.0953
$L_{3,t-k}$	0.0051	0.3028	1.8539
$M_{1,t-k}$	5.0178^a	3.6617	1.3842
$M_{2,t-k}$	4.0257^a	3.8954^a	2.0965
$M_{3,t-k}$	0.4281	5.8357^a	6.6085^a
$X_{1,t-k}$	8.4570^b	8.9161^b	3.6789
$X_{2,t-k}$	0.7074	0.2328	0.2901
$X_{3,t-k}$	1.7286	3.6981	2.1430
$A_{1,t-k}$	6.1591^a	3.9230^a	1.9579
$A_{2,t-k}$	6.5950^a	7.2289^b	2.7965
$A_{3,t-k}$	0.4992	0.6166	2.9893

說明: 檢定統計量 M_T 在虛無假設下之極限分配爲 $\chi^2(1)$。其 95% 與 99% 之臨界值分別爲 3.8415 與 6.6349。上標 ^{a} 與 ^{b} 代表檢定統計量在 5% 與 1% 的水準下顯著。

臺灣大學學術期刊資料庫

4 預測更新模型與比較

預測最適性檢定的結果顯示, 我們可以預測誤差的落後項 e_{t-1} 及部分擴散指標的歷史資訊, 進一步解釋 e_t 的行爲。在這一節中, 我們更完整地利用這些變數建構不同的預測更新模型, 並比較這些預測更新模型、一般擴散指標模型與主計處之預測結果, 在樣本內、外的實證表現。在以下的討論中, 我們以普通最小平方法估計模型中的參數, 並以 White (1980) 的異質性一致共變異矩陣估計式 (heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator, HCCME), 計算迴歸係數估計值的 t 統計量, 以判斷迴歸係數估計值在5%水準值下的顯著性。

4.1 模型與估計結果

我們考慮的第一類預測更新模型, 係由預測誤差落後項所建構的時間序列模型:

$$e_t = \begin{cases} \alpha_1 e_{t-1} + u_t, \\ \alpha_0 + \alpha_k e_{t-k} + u_t, \quad k = 1, 2, 3, \\ \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \alpha_3 e_{t-3} + u_t, \\ \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-1}^2 + \alpha_3 e_{t-1}^3 + u_t; \end{cases} \tag{9}$$

其中, u_t 表示模型的誤差項。此類模型的估計結果列於表3。

由此表可知, 模型2至模型6的截距項係數皆不顯著異於0, 表示主計處的一季前預測具有不偏性。再者, 在這些時間序列模型中, e_{t-1} 是唯一顯著的解釋變數, 其迴歸係數估計值在該表的模型1、模型2、模型5及模型6中皆顯著異於0, 其餘的誤差落後項: e_{t-2} 與 e_{t-3} 以及 e_{t-1} 的高次方轉換: e_{t-1}^2 與 e_{t-1}^3 的迴歸係數皆不顯著, 無法用以解釋預測誤差。這個估計結果與表1中的檢定結果一致地顯示, e_{t-1} 可用於改善主計處的預測。但不同於表1, 表3的模型1與模型2清楚地顯示, e_{t-1} 對 e_t 的迴歸係數估計值皆約爲0.65。這說明主計處的預測誤差具有穩定的正向序列相關; 據此, 我們可以預測誤差的落後項解釋當期預測誤差, 進而改善當期的預測。在下一節的討論中, 我們將表3中的預測更新模型1稱爲模型 **M1**, 並將 **M1** 重列於表7中以供與其它模型後續比較之用。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 時間序列預測更新模型

模型	α_0 估計值	α_0 t 統計量	α_1 估計值	α_1 t 統計量	α_2 估計值	α_2 t 統計量	α_3 估計值	α_3 t 統計量
1			0.6596^c	(4.4143)				
2	−0.1502	(−0.8303)	0.6497^c	(4.4916)				
3	−0.2826	(−1.1509)			0.2088	(1.0835)		
4	−0.3164	(−1.2326)					−0.1976	(−1.6269)
5	−0.1496	(−0.8443)	0.8158^c	(4.9664)	−0.2937	(−1.5625)	−0.1338	(−0.7955)
6	0.0475	(0.2237)	0.8510^c	(3.5573)	−0.1501	(−1.4301)	−0.0295	(−1.5208)

說明: 模型1爲 $e_t = \alpha_1 e_{t-1} + u_t$; 模型2爲 $e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + u_t$; 模型3爲 $e_t = \alpha_0 + \alpha_2 e_{t-2} + u_t$; 模型4爲 $e_t = \alpha_0 + \alpha_3 e_{t-3} + u_t$; 模型5爲 $e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-2} + \alpha_3 e_{t-3} + u_t$; 模型6爲 $e_t = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t-1} + \alpha_2 e_{t-1}^2 + \alpha_3 e_{t-1}^3 + u_t$。括號中之數字表示以 HCCME 計算之 t 檢定統計量。其 95%, 99% 與 99.9% 之臨界值分別爲 ±1.96, ±2.576 與 ±3.291。上標 ^{c} 表示檢定統計量在 0.1% 的水準下顯著。

此外, 我們亦考慮由擴散指標所建立的單因子預測更新模型:

$$e_t = \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t, \quad \hat{f}_{i,t-k} \in \mathcal{S}_{t-1}。 \tag{10}$$

這一族模型的估計結果, 列於表 4。由表中的 t 檢定統計量可知, 主計處的預測誤差也可以顯著地被相當多擴散指標的落後項所解釋, 其中區分部門共 19 個, 而不分部門則有 5 個。

爲了瞭解以上兩類訊息在預測更新上的相對表現, 我們另外建構了同時包含 e_{t-1} 與單一擴散指標落後項作爲解釋變數的「單因子」預測更新模型:

$$e_t = \alpha e_{t-1} + \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t, \quad \hat{f}_{i,t-k} \in \mathcal{S}_{t-1}。 \tag{11}$$

此類模型的估計結果列於表 5。

此表顯示所有模型中 e_{t-1} 的迴歸係數估計值皆爲顯著, 此估計值介於 0.54 到 0.74 之間。相反地, 在控制過 e_{t-1} 之後, 區分部門的擴散指標落後項僅存 8 個顯著, 其分別爲 $C_{1,t-1}$、$C_{1,t-2}$、$C_{3,t-1}$、$C_{3,t-3}$、$M_{3,t-2}$、$M_{3,t-3}$、$X_{1,t-1}$ 與 $X_{1,t-2}$; 而不分部門則有 2 個顯著, 爲 $A_{2,t-1}$ 及 $A_{3,t-3}$。這個實證結果顯示, e_{t-1} 已涵蓋表 4 中多數擴散指標落後項的資訊。此外, 爲了建構涵蓋更多有用資訊的模型, 我們在給定 e_{t-1} 之下, 以這 8 個區分部門的擴

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: 未加入被解釋變數落後項的單因子預測更新模型

$$(e_t = \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t)$$

	$k=1$		$k=2$		$k=3$	
$\hat{f}_{i,t-k}$	估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量
$C_{1,t-k}$	-9.2386^{c}	(-4.3050)	-10.0398^{c}	(-4.2150)	-4.1848^{a}	(-2.3453)
$C_{2,t-k}$	3.4443	(1.4473)	2.5373	(0.8282)	1.4573	(0.4732)
$C_{3,t-k}$	-0.7872	(-0.4756)	-3.1675^{a}	(-2.0372)	-5.6217^{c}	(-3.5014)
$L_{1,t-k}$	5.1227^{c}	(2.6585)	4.6146^{a}	(2.4340)	3.8709^{a}	(1.9701)
$L_{2,t-k}$	-6.6445^{c}	(-3.3329)	-5.7104^{b}	(-2.7909)	-2.3874	(-1.0235)
$L_{3,t-k}$	-0.1548	(-0.0711)	-1.0935	(-0.5494)	-2.9883	(-1.4189)
$M_{1,t-k}$	5.4242^{b}	(2.5275)	4.2519^{a}	(2.0379)	2.7282	(1.1825)
$M_{2,t-k}$	-8.4913^{b}	(-3.1722)	-8.3921^{a}	(-2.5328)	-5.8986	(-1.5975)
$M_{3,t-k}$	2.1451	(0.8731)	-9.8233^{b}	(-2.8516)	-11.9641^{c}	(-3.8604)
$X_{1,t-k}$	-6.6538^{b}	(-3.1766)	-5.6401^{b}	(-2.9491)	-3.1916^{b}	(-2.3416)
$X_{2,t-k}$	-2.3851	(-0.9157)	1.2759	(0.4946)	1.6287	(0.5491)
$X_{3,t-k}$	2.9229	(1.3518)	3.8599	(1.9043)	3.1733	(1.4459)
$A_{1,t-k}$	5.5179^{b}	(2.7445)	4.4727^{a}	(2.1180)	3.1747	(1.4416)
$A_{2,t-k}$	-8.6986^{c}	(-4.4705)	-9.0005^{c}	(-3.7823)	-4.1243	(-1.8467)
$A_{3,t-k}$	1.6901	(0.7259)	-1.7878	(-0.8099)	-4.4718^{a}	(-2.0604)

說明: 括號中數字係以 HCCME 計算之 t 檢定統計量。其 95%, 99% 與 99.9% 之臨界值分別爲 ±1.96, ±2.576 與 ±3.291。上標 ^{a}, ^{b}, 與 ^{c} 分別表示檢定統計量在 5%, 1%, 與 0.1% 的水準下顯著。

散指標組合出 28 種可能的「雙因子」預測更新模型,

$$e_t = \alpha e_{t-1} + \beta_1 \hat{f}_{1,t-k} + \beta_2 \hat{f}_{2,t-k} + u_t。$$

在這一類模型中, 所有迴歸係數皆顯著的組合有 $(\hat{f}_{1,t-k}, \hat{f}_{2,t-k}) = (X_{1,t-1}, M_{3,t-3})$、$(C_{1,t-2}, M_{3,t-2})$ 與 $(C_{3,t-3}, M_{3,t-3})$。這 3 個雙因子模型 (分別命名爲模型 **M2**、**M3** 與 **M4**) 的估計係數及 t 統計量列於表 7 中。至於不分部門的雙因子模型, 除 e_{t-1} 之外, 其餘兩個變數的迴歸係數皆不顯著。

藉由這些預測更新模型的比較, 我們觀察到隱含在主計處預測誤差序列中的一階自我相關結構, 是可用於改善主計處經濟成長率預測之最重要的資訊。此外, 商品部門的擴散指標落後項 $C_{1,t-2}$ 與 $C_{3,t-3}$, 國外部門的擴散指標落後項 $X_{1,t-1}$ 或貨幣部門的擴散指標落後項 $M_{3,t-2}$ 及 $M_{3,t-3}$ 也

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 5: 加入被解釋變數落後項的單因子預測更新模型

$$(e_t = \alpha e_{t-1} + \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t)$$

		$k=1$		$k=2$		$k=3$	
$\hat{f}_{i,t-k}$		估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量
$C_{1,t-k}$	α	0.4140^{a}	(2.5271)	0.5342^{c}	(3.3906)	0.7231^{c}	(4.2920)
	β	-4.9791^{a}	(−2.4194)	-3.8538^{a}	(−2.1118)	2.5987	(1.3069)
$C_{2,t-k}$	α	0.6593^{c}	(4.2282)	0.6574^{c}	(4.1758)	0.6638^{c}	(4.3590)
	β	0.0160	(0.0074)	0.1993	(0.0810)	−0.4229	(−0.1794)
$C_{3,t-k}$	α	0.6967^{c}	(4.8575)	0.6477^{c}	(4.5563)	0.6134^{c}	(4.2970)
	β	-2.9622^{a}	(−2.0550)	−2.3075	(−1.6627)	-3.6422^{b}	(−2.9247)
$L_{1,t-k}$	α	0.6307^{c}	(4.0990)	0.6408^{c}	(4.1048)	0.6502^{c}	(4.2041)
	β	2.1084	(1.2884)	1.2638	(0.7626)	0.6884	(0.3943)
$L_{2,t-k}$	α	0.5936^{c}	(3.8592)	0.6155^{c}	(4.0241)	0.6788^{c}	(4.3492)
	β	−2.1623	(−1.5040)	−2.0659	(−1.2180)	1.0663	(0.6628)
$L_{3,t-k}$	α	0.6887^{c}	(4.6878)	0.6601^{c}	(4.5181)	0.6532^{c}	(4.4191)
	β	−2.1802	(−1.1829)	−1.1343	(−0.7141)	−2.6152	(−1.4797)
$M_{1,t-k}$	α	0.6306^{c}	(4.1124)	0.6476^{c}	(4.2359)	0.6622^{c}	(4.3663)
	β	1.7070	(0.9666)	0.7889	(0.4274)	−0.1892	(−0.0961)
$M_{2,t-k}$	α	0.5701^{c}	(3.8293)	0.5974^{c}	(4.2562)	0.6431^{c}	(4.3591)
	β	−3.4372	(−1.3932)	−3.5364	(−1.4620)	−1.2013	(−0.4379)
$M_{3,t-k}$	α	0.7725^{c}	(4.0683)	0.6335^{c}	(5.2551)	0.5233^{c}	(3.7122)
	β	−3.6842	(−1.7893)	-8.9427^{c}	(−4.0459)	-7.1449^{a}	(−2.4798)
$X_{1,t-k}$	α	0.5623^{c}	(3.6680)	0.6119^{c}	(4.1048)	0.6624^{c}	(4.1189)
	β	-3.4786^{a}	(−2.5285)	-1.8817^{a}	(−2.2627)	0.1309	(0.0859)
$X_{2,t-k}$	α	0.6711^{c}	(4.2835)	0.6613^{c}	(4.3995)	0.6585^{c}	(4.3621)
	β	0.7985	(0.4880)	1.5373	(0.7654)	0.2595	(0.1090)
$X_{3,t-k}$	α	0.6537^{c}	(4.5221)	0.6409^{c}	(4.2712)	0.6483^{c}	(4.3983)
	β	2.4641	(1.5206)	2.2950	(1.3847)	1.1131	(0.7042)
$A_{1,t-k}$	α	0.6268^{c}	(4.0118)	0.6444^{c}	(4.0964)	0.6588^{c}	(4.2551)
	β	1.9310	(1.1127)	0.9455	(0.5033)	0.0707	(0.0368)
$A_{2,t-k}$	α	0.4751^{b}	(2.9342)	0.5624^{c}	(3.7123)	0.6957^{c}	(4.2904)
	β	-4.1783^{a}	(−2.0871)	−3.3110	(−1.8791)	1.6335	(0.9146)
$A_{3,t-k}$	α	0.7283^{c}	(4.7788)	0.6676^{c}	(4.6760)	0.6379^{c}	(4.5006)
	β	−2.5358	(−1.2925)	−2.3077	(−1.3200)	-3.5678^{a}	(−2.0733)

說明: 括號中數字係以 HCCME 計算之 t 檢定統計量。其 95%, 99% 與 99.9% 之臨界值分別爲 ±1.96, ±2.576 與±3.291。上標 ^{a}, ^{b}, 與 ^{c} 分別表示檢定統計量在 5%, 1% 與 0.1% 的水準下顯著。

含有可用於預測更新的訊息。根據附表所示之擴散指標與其背後組成變數的 R^2, 我們可以更進一步觀察看到多數工業生產指數、製造業銷售量指數與製造業存貨率爲組成 C_1 與 C_3 的重要變數; 亞洲各國匯率則是組成 X_1 的重要變數, 而與躉售物價指數相關的變數及原油價格則爲構成 M_3 的主要變數。

在我們所定義的預測更新模型中, 被解釋變數皆爲 e_t。這些模型均可以改寫成以 y_t 作爲被解釋變數, 並以主計處預測值 $y^f_{t|t-1}$ 與其它變數作爲解釋變數的迴歸模型; 其中, $y^f_{t|t-1}$ 之迴歸係數限制爲 1。故 (11) 式所示之單因子預測更新模型可以重新表示成

$$y_t = y^f_{t|t-1} + \alpha e_{t-1} + \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t, \quad \hat{f}_{i,t-k} \in \mathcal{S}_{t-1}。 \tag{12}$$

爲了進一步說明考慮主計處預測值 $y^f_{t|t-1}$ 的重要性, 我們另外依照徐士勛等 (2005) 的方式, 估計以下未包含 $y^f_{t|t-1}$ 的單因子擴散指標模型:

$$y_t = \alpha + \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t, \quad \hat{f}_{i,t-k} \in \mathcal{S}_{t-1}。 \tag{13}$$

此類模型的估計結果列於表6。此表顯示共有 12 個區分部門的擴散指標落後項能顯著地解釋 y_t, 其中以商品及貨幣部門類的擴散指標爲大宗。此外, 能夠顯著地解釋 y_t 的不分部門擴散指標落後項包含 $A_{2,t-1}$、$A_{2,t-2}$、$A_{2,t-3}$ 與 $A_{3,t-1}$ 這四項變數。由附表所列之 R^2 可以判斷 A_2 主要是由商品、勞動部門變數所組成, 其中尤以商品部門之變數最爲重要; A_3 則主要由勞動部門變數所構成。這表示在未考慮主計處預測的情況下, 上述擴散指標含有可用於解釋或預測經濟成長率的重要訊息。

爲建立更完整的擴散指標模型供作後續比較, 我們進一步利用表 6 中具顯著性的解釋變數, 組合出以下的雙因子擴散指標模型:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \hat{f}_{1,t-k} + \beta_2 \hat{f}_{2,t-k} + u_t;$$

其中, 分部門擴散指標落後項的 66 種可能組合中共有 29 個雙因子模型的係數估計皆在 5% 的水準下顯著, 而不分部門的 6 種模型中則有 3 種組合顯著。爲了方便後續的比較, 我們進一步以修正過之判定係數 $\bar{R}^2$ 大於 0.5 爲

臺灣大學學術期刊資料庫

表 6: 單因子擴散指標模型

$$(y_t = \alpha + \beta \hat{f}_{i,t-k} + u_t)$$

		$k=1$		$k=2$		$k=3$	
$\hat{f}_{i,t-k}$		估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量	估計係數	t 統計量
$C_{1,t-k}$	α	3.8824^{c}	(10.0461)	3.5785^{c}	(7.2560)	3.5559^{c}	(6.5468)
	β	-18.6051^{c}	(-4.9170)	-20.7157^{c}	(-3.3259)	-15.8017^{b}	(-2.7740)
$C_{2,t-k}$	α	4.0061^{c}	(7.4751)	3.8768^{c}	(6.3743)	3.7614^{c}	(5.6793)
	β	-0.1485	(-0.0339)	-2.2683	(-0.3612)	-4.0822	(-0.5542)
$C_{3,t-k}$	α	3.9134^{c}	(8.2397)	3.9030^{c}	(7.8653)	3.9188^{c}	(7.9998)
	β	12.2683^{b}	(3.2348)	5.1141	(1.4811)	-1.0668	(-0.2879)
$L_{1,t-k}$	α	3.8894^{c}	(7.4156)	3.8676^{c}	(7.2160)	3.8321^{c}	(6.9980)
	β	-5.3163	(-1.4312)	-3.6860	(-0.8760)	-3.0503	(-0.7183)
$L_{2,t-k}$	α	3.8357^{c}	(7.5411)	3.7306^{c}	(6.8668)	3.7176^{c}	(6.5715)
	β	-12.2489^{a}	(-2.1647)	-11.3665^{b}	(-2.1819)	-8.3284	(-1.4782)
$L_{3,t-k}$	α	4.0582^{c}	(8.2102)	3.9718^{c}	(7.7055)	3.8919^{c}	(7.2830)
	β	5.0953	(1.2727)	1.6716	(0.3807)	-1.2183	(-0.2932)
$M_{1,t-k}$	α	4.0444^{c}	(8.0728)	3.9823^{c}	(7.6900)	3.9038^{c}	(7.2741)
	β	1.3826	(0.3369)	1.1397	(0.2684)	-0.1505	(-0.0345)
$M_{2,t-k}$	α	3.6065^{c}	(7.9621)	3.2807^{c}	(6.0877)	3.0858^{c}	(5.2216)
	β	-23.0424^{a}	(-3.9157)	-27.1820^{c}	(-3.5504)	-27.9788^{b}	(-3.2550)
$M_{3,t-k}$	α	3.9769^{c}	(8.7635)	4.1225^{c}	(9.1844)	4.1701^{c}	(10.2805)
	β	12.6936^{a}	(2.1731)	-12.2153	(-1.8691)	-21.1543^{b}	(-3.1067)
$X_{1,t-k}$	α	4.0245^{c}	(8.7798)	3.9062^{c}	(7.8145)	3.8569^{c}	(7.5337)
	β	-9.9158	(-1.5653)	-8.4384	(-1.6381)	-5.5399	(-1.6146)
$X_{2,t-k}$	α	3.5577^{c}	(6.4510)	3.6561^{c}	(5.7528)	3.6362^{c}	(5.5115)
	β	-16.9914^{a}	(-2.5258)	-9.0224	(-1.4004)	-7.6448	(-1.0921)
$X_{3,t-k}$	α	4.0082^{c}	(8.1577)	3.9546^{c}	(7.9043)	3.9106^{c}	(7.6368)
	β	-2.1733	(-0.4786)	-0.3364	(-0.0741)	-1.0757	(-0.2509)
$A_{1,t-k}$	α	3.9528^{c}	(7.6448)	3.8980^{c}	(7.2015)	3.8302^{c}	(6.7899)
	β	-2.2414	(-0.5815)	-2.1486	(-0.4703)	-2.8192	(-0.5760)
$A_{2,t-k}$	α	3.7599^{c}	(9.1312)	3.4601^{c}	(6.5455)	3.4366^{c}	(5.7944)
	β	-17.9522^{c}	(-4.2581)	-20.0626^{b}	(-3.0652)	-16.1674^{a}	(-2.3767)
$A_{3,t-k}$	α	4.0921^{c}	(9.2704)	3.9633^{c}	(7.9459)	3.9021^{c}	(7.5704)
	β	12.5313^{b}	(2.8173)	3.7444	(0.8257)	-1.3666	(-0.2737)

說明: 括號中數字係以 HCCME 計算之 t 檢定統計量。其 95%, 99% 與 99.9% 之臨界值分別爲 ±1.96, ±2.576 與 ±3.291。上標 ^{a}, ^{b}, 與 ^{c} 分別表示檢定統計量在 5%, 1% 與 0.1% 的水準下顯著。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

表 7: 預測更新模型與擴散指標模型

	估計式	$\bar{R}^2$
M1	$y_t = y^f_{t\|t-1} + \underset{(4.4143)}{0.6596}\ e_{t-1} + u_t$	0.8458
M2	$y_t = y^f_{t\|t-1} + \underset{(3.1596)}{0.4567}\ e_{t-1} \underset{(2.8083)}{-2.8443}\ X_{1,t-1} \underset{(2.4092)}{-6.4641}\ M_{3,t-3} + u_t$	0.8669
M3	$y_t = y^f_{t\|t-1} + \underset{(4.1767)}{0.5276}\ e_{t-1} \underset{(2.1705)}{-3.2687}\ C_{1,t-2} \underset{(4.0442)}{-8.7611}\ M_{3,t-2} + u_t$	0.8855
M4	$y_t = y^f_{t\|t-1} + \underset{(3.7022)}{0.5157}\ e_{t-1} \underset{(2.0115)}{-2.3030}\ C_{3,t-3} \underset{(2.0477)}{-6.0078}\ M_{3,t-3} + u_t$	0.8625
M5	$y_t = \underset{(11.5928)}{3.7548} \underset{(7.7713)}{-20.1033}\ C_{1,t-1} + \underset{(4.7971)}{14.7200}\ C_{3,t-1} + u_t$	0.6024
M6	$y_t = \underset{(9.6018)}{3.4442} + \underset{(5.1972)}{15.1257}\ C_{3,t-1} \underset{(5.8696)}{-25.4266}\ M_{2,t-1} + u_t$	0.5765
M7	$y_t = \underset{(7.2739)}{3.1272} + \underset{(5.2041)}{14.8270}\ C_{3,t-1} \underset{(4.9255)}{-29.9390}\ M_{2,t-2} + u_t$	0.5599
M8	$y_t = \underset{(11.3027)}{3.8347} \underset{(6.3466)}{-19.1109}\ A_{2,t-1} + \underset{(5.8490)}{14.0798}\ A_{3,t-1} + u_t$	0.5730
M9	$y_t = \underset{(8.7307)}{3.4902} + \underset{(7.1442)}{16.9415}\ A_{3,t-1} \underset{(5.4810)}{-25.2209}\ A_{2,t-2} + u_t$	0.5626
M10	$y_t = \underset{(1.9626)}{0.9874} \underset{(7.0567)}{-19.8301}\ C_{1,t-1} + \underset{(7.0807)}{0.6227}\ y_{t-2} + u_t$	0.5978
M11	$y_t = \underset{(2.0151)}{1.3931} \underset{(7.3221)}{-23.4331}\ C_{1,t-1} + \underset{(3.8760)}{0.5007}\ y_{t-3} + u_t$	0.5019

說明: 1. 模型 **M1** 至 **M4** 爲預測更新模型; 模型 **M5** 至 **M11** 爲擴散指標模型。

2. 資料期間爲 1991 年第 1 季至 2009 年第 1 季。

3. 括號 ( ) 中之數值表示爲參數估計值相對應之 t 統計量。

準則, 從這些係數皆顯著的模型中挑選出 5 個模型 (分別稱爲模型 **M5** 至模型 **M9**), 並將其模型設定與估計結果列於表 7 中。

此外, 我們亦藉由表 6 中具顯著性之解釋變數與 $y_{t-k'}$, 共同組合出同時包含擴散指標落後項與經濟成長率落後項的模型:

$$y_t = \alpha + \beta_1 \hat{f}_{i,t-k} + \beta_2 y_{t-k'} + u_t, \quad k = 1, 2, 3, \quad k' = 1, 2, 3, 4。$$

此種設定較接近 Stock and Watson (2002) 所使用的擴散指標模型。在此類模型的估計中, 共有17種組合的估計係數在5%的水準下顯著, 我們仍然依據修正過之判定係數 $\bar{R}^2$ 大於 0.5 的準則挑選了其中的兩個組合, 並

臺灣大學學術期刊資料庫

將其設定與估計結果列於表7的模型 **M10** 與模型 **M11**中。由這兩模型顯示, 當模型中納入 $C_{1,t-1}$ 的訊息時, y_t 的落後項仍能提供新訊息以解釋經濟成長率。

4.2 配適與預測能力比較

爲了進一步比較預測更新模型、擴散指標模型與主計處預測值, 在樣本內配適程度與樣本外預測能力的相對表現。我們將前述分析所挑選顯著的11個模型並列於表7中; 其中, **M1** 至 **M4** 爲預測更新模型, 而 **M5** 至 **M11** 則爲擴散指標模型。在以下的討論中, 我們以 $\bar{R}^2$ 作爲模型樣本內配適度的衡量標準。

由此表的 $\bar{R}^2$ 可以觀察出, 預測更新模型與擴散指標模型有著截然不同的樣本內配適度表現。不同的預測更新模型 (**M1** 至 **M4**) 彼此間的 $\bar{R}^2$ 差異並不大, 其中最低爲模型 **M1**, 但其 $\bar{R}^2$ 也高達0.84以上。另一方面, 相較於模型 **M1**, 模型 **M2** 至 **M4** 具有較高的 $\bar{R}^2$ 充分顯示在給定經濟成長率預測誤差的落後項訊息後, 這些擴散指標落後項仍能有效地提供關於預測經濟成長率的訊息。相反地, 不同的擴散指標模型 (**M4** 至 **M11**) 彼此間的 $\bar{R}^2$ 差異較大, 且均低於 0.61。在這兩類模型中, 表現最佳的預測更新模型與擴散指標模型分別爲 **M3** 與 **M5**, 其 $\bar{R}^2$ 分別爲0.8855與0.6024。換言之, 本文所提出的預測更新模型明顯較一般的擴散指標模型, 更能解釋台灣經濟成長率的樣本內行爲。爲了進一步比較不同模型的樣本內配適度, 我們在圖3中繪出經濟成長率實際值、主計處預測值以及 **M3** 與 **M5** 之配適值的時間序列。此圖顯示, 預測更新模型 **M3** 所產生的配適值, 一般而言較主計處的預測值以及擴散指標模型 **M5** 之配適值更接近經濟成長率的實際值。

由於 **M3** 與 **M5** 在計量設定上最大的差異在於, 不同於後者, 前者已加入主計處之預測值作爲重要的解釋變數。因此, 二者在實證表現上的差異, 也反映出主計處在經濟預測上的貢獻, 可能是一般未加入主計處預測結果的計量模型所難以替代的。此外, 表現最佳的預測更新模型 **M3** 與擴散指標模型 **M5**, 均是涵蓋區分部門的擴散指標落後項。這也反映出以區分部門的擴散指標較不分部門的擴散指標, 更可能有助於詮釋經濟成長率。

臺灣大學學術期刊資料庫

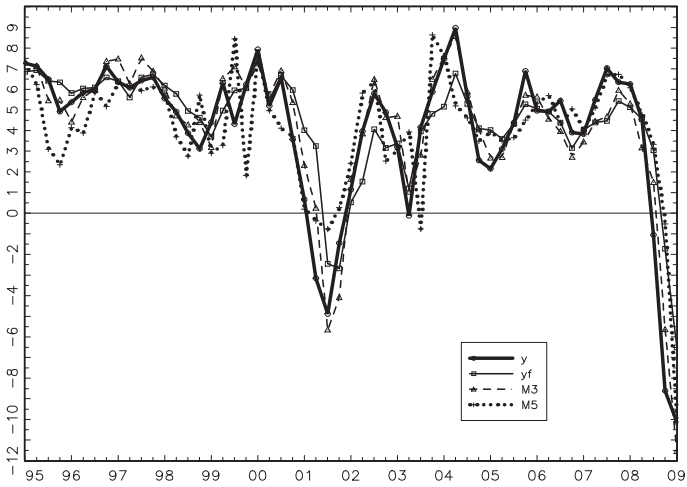


圖 3: 經濟成長率實際值、主計預測值與模型 **M3** 及 **M5** 配適值

最後, 我們比較主計處與模型 **M1** 至 **M11** 對經濟成長率的樣本外預測表現。該預測表現之評估期間爲2006年第1季到2009年第2季。在實際的作法上, 我們係以1995年第1季至2005年第4季 (2006年第1季) 的原始樣本, 進行如第3節所述之的季節性調整及資料轉換程序, 得出估計這11個模型所需的樣本, 據以重新估計並產生這些模型在2005第4季 (2006年第1季) 對2006年第1季 (2006年第2季) 經濟成長率的一季前預測值。依此步驟, 最後我們以1995年第1季至2009年第1季的資料, 遞回估計並產生這11個模型在2009年第1季對2009年第2季的一季前預測值。在表8中, 我們列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上述方法所產生的11個模型預測值; 同時, 我們以預測值相對於實際值所定義之均方差根 (root MSE; RMSE) 與平均絕對差 (mean absolute error; MAE), 作爲預測績效的衡量指標。

此表顯示, 本文所提出的預測更新模型: **M1**、**M2**、**M3** 與 **M4** 在評估期間內的預測表現, 一致且明顯地優於主計處的預測表現。主計處預測值所產生的 RMSE (MAE) 爲 2.5302 (1.6671), 而這4個模型的 RMSE (MAE) 分別爲 2.0507、2.0411、1.7800與2.0739 (1.5054、1.5378、1.2420與1.5486)。其中, 尤其以 **M3** 的預測表現最佳。這個模型明顯優於主計處

臺灣大學學術期刊資料庫

的預測表現。相反地, 擴散指標模型: **M5** 至 **M11** 的樣本外預測表現, 則一致且明顯地遜於主計處的預測表現。這個樣本外預測能力表現的比較結果, 基本上與之前介紹的樣本內配適表現的比較結果一致; 並再次顯示出主計處預測具有一般擴散指標模型所無法直接取代的角色, 更突顯出本文的預測更新模型對於改善主計處的經濟成長率預測的應用價值。

依照一位評審的建議, 我們進一步計算文獻中常用之以二次方損失函數 (loss function) 與絕對值損失函數所建立的 Diebold and Mariano (1995) 檢定統計量, 用以評估主計處與前述模型之預測值差異的統計顯著性。該檢定之虛無假設爲主計處與計量模型有相同的預測值表現, 對立假設則爲計量模型有優於主計處的預測表現。我們於表8中列出, 不同配對下的 Diebold-Mariano 檢定統計量及其對應之 p 值 (p-value), 並於該表附註說明此統計量的定義與其極限分配。檢定的結果顯示, 擴散指標模型 (**M5**-**M11**) 皆無法提供優於主計處的預測。相反地, 預測更新模型 (**M1**-**M4**) 之 p 值, 皆一致且大幅度地小於擴散指標模型之 p 值。其中, 以絕對值 (二次方) 損失函數之檢定統計量顯示, 預測更新模型 **M3** 可以在 5% (10%) 的顯著水準之下, 提供較主計處預測值更佳的樣本外表現。實際上, 我們也可以由表 8 觀察到, 在以 **M3** 更新主計處的預測後, 我們能更正確地反應出台灣經濟成長率在 2008 年第 4 季與 2009 年第 1 季的巨幅下挫及 2009 年第 2 季的向上爬升, 且 2009 年第 1 季與第 2 季的預測值相當接近主計處事後公佈之實際值。這個實證表現, 係 Diebold-Mariano 檢定所未能直接呈現的。

從計量模型設定的觀點來看, 預測更新模型之所以能夠改善主計處預測值的樣本內、外表現, 理由在於前者修正了後者重要的預測誤差動態結構, 並以特定的擴散指標落後項彌補後者可能遺漏之重要變數。在實際操作上, 在給定預測更新模型的參數估計值後, 我們僅需要主計處的預測值 $y^f_{t+1|t}$ 與其上一期的預測值誤差 $e_t = y_t - y^f_{t|t-1}$ 以及適當的擴散指標落後項, 即可得出更新過的預測值: $\hat{y}^*_{t+1|t}$。故此預測機制亦具有使用成本低與「即時更新」的特色, 可供實務上參考之用。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 8: 不同預測模型對經濟成長率之樣本外預測

		主計處	預測更新模型				擴散指標模型						
時點	實際值	預測	**M1**	**M2**	**M3**	**M4**	**M5**	**M6**	**M7**	**M8**	**M9**	**M10**	**M11**
06Q1	4.97	5.06	6.01	5.93	5.30	6.29	4.96	1.31	0.49	5.62	4.21	4.92	4.50
06Q2	4.92	4.92	4.87	4.84	4.36	4.85	6.22	0.88	2.22	6.15	4.79	5.79	4.58
06Q3	5.45	4.39	4.39	4.38	4.93	4.17	5.62	3.29	1.09	4.86	5.45	4.46	4.95
06Q4	3.91	3.15	3.76	3.91	2.15	3.86	5.75	3.31	3.46	7.00	3.87	4.68	4.58
07Q1	3.84	4.03	4.47	4.12	3.59	4.10	3.39	1.15	3.26	2.98	5.92	2.93	2.36
07Q2	5.49	4.40	4.29	4.17	4.28	4.33	4.88	1.81	0.74	6.44	2.49	4.51	5.09
07Q3	7.02	4.47	5.09	5.36	5.08	5.35	7.69	1.84	1.82	6.82	5.57	5.97	6.22
07Q4	6.35	5.43	6.92	6.77	5.95	6.89	5.66	0.88	1.30	6.81	6.17	6.39	5.85
08Q1	6.25	5.13	5.66	5.40	6.09	5.51	6.12	0.75	1.47	6.83	7.14	6.55	5.80
08Q2	4.56	4.57	5.22	5.39	4.65	5.59	4.27	2.60	−0.21	5.51	6.63	5.00	4.89
08Q3	−1.05	3.04	3.03	2.68	2.58	3.22	3.79	3.37	2.47	5.18	5.18	4.92	4.66
08Q4	−8.61	−1.73	−4.07	−4.67	−4.31	−4.27	3.38	5.73	3.60	2.09	4.43	0.65	0.72
09Q1	−10.13	−6.51	−11.36	−13.01	−11.93	−11.77	−8.51	−5.34	−2.56	−11.34	−2.74	−12.75	−9.85
09Q2	−7.54	−8.50	−10.89	−11.05	−7.10	−10.86	−1.88	−2.70	−11.75	−1.70	−12.61	−6.52	−1.66
RMSE		2.5302	2.0507	2.0411	1.7800	2.0739	3.8610	5.4639	5.3716	3.8164	4.7092	3.1030	3.368
MAE		1.6671	1.5054	1.5378	1.2420	1.5486	2.1635	4.5241	4.6161	2.3963	3.0247	1.8052	1.938
DM_1			1.0258	0.9351	1.5869	0.9374	−1.2233	−2.2804	−3.3554	−1.5496	−1.8312	−1.0768	−1.301
(p-value)			(0.1525)	(0.1749)	(0.0563)	(0.1743)	(0.8894)	(0.9887)	(0.9996)	(0.9394)	(0.9665)	(0.8592)	(0.903
DM_2			0.5165	0.4176	1.7806	0.3711	−0.9128	−5.5579	−6.2041	−1.3618	−2.3895	−0.4967	−0.541
(p-value)			(0.3027)	(0.3381)	(0.0375)	(0.3553)	(0.8193)	(1.0000)	(1.0000)	(0.9134)	(0.9916)	(0.6903)	(0.705

說明: 樣本外檢視期間爲2006年第 1 季至 2009 年第 2 季。此表所使用之 Diebold-Mariano 檢定統計量之定義爲

$$DM = \bar{d}/\sqrt{\widehat{\text{avar}}(\bar{d})}, \qquad \bar{d} = \frac{1}{T}\sum_{t=1}^{T} d_t, \; d_t := g(e_t) - g(\tilde{e}_t), \qquad \widehat{\text{avar}}(\bar{d}) = \frac{1}{T}\left(T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(d_t - \bar{d})^2\right)。$$

該檢定之虛無假設爲 H_0: 主計處與預測更新 (或擴散指標) 模型之預測表現相同, 對立假設則爲 H_1: 預測更新 (或擴散指標) 模型優於主計處之預測表現。檢定統計量 DM 在虛無假設下之極限分配爲 $N(0,1)$。表中 DM_1 係二次方損失函數 $g(e_t) = e_t^2$ 下的 DM 值, DM_2 則爲絕對值損失函數 $g(e_t) = |e_t|$ 下之 DM 值; e_t 表示主計處之預測誤差, $\tilde{e}_t$ 表示預測更新 (或擴散指標) 模型之預測誤差。

臺灣大學學術期刊資料庫

4.3 二季前預測表現

雖然本文的討論對象爲一季前的經濟成長率預測, 我們的實證方法在「理論上」亦可以延伸應用於多季前預測的更新。但在1995年第1季至2009年第1季的全樣本期間內, 我們僅能由《中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報》中, 取得主計處完整的一季前與二季前預測值之時間序列, 三季或四季前之預測值的時間序列資料皆不完備。舉例而言, 主計處早期在5月及8月所公佈的預測, 並不提供隔年度第1季與第2季的經濟成長率預測, 故其四季前預測值的時間序列在我們的樣本期間會出現資料缺漏的問題。由於資料取得的限制, 實際上我們最多僅能將本文的研究方法應用於二季前的預測更新。以下, 我們將之前介紹過的研究步驟與實證方法, 延伸應用於評估與更新主計處對經濟成長率的二季前預測。

不同於一季前預測之更新模型, 二季前預測之更新模型係以主計處之二季前預測誤差 $e'_t := y_t - y^f_{t|t-2}$ 作爲被解釋變數; 其中, $y^f_{t|t-2}$ 表示主計處在 $t-2$ 時對 y_t 所做的預測。爲節省論文篇幅, 我們省略預測最適性檢定與排除不顯著估計結果的模型篩選過程, 直接討論最終選取的4個預測更新模型: **M1**′ 至 **M4**′ 以及3個擴散指標模型: **M5**′ 至 **M7**′。不同於後者, 前者加入後者所未考慮的 $y^f_{t|t-2}$ 作爲重要解釋變數, 並限制其迴歸係數爲1。這兩類模型的設定方式及其估計式與 $\bar{R}^2$ 均列於表9中。

預測更新模型 **M1**′ 至 **M4**′ 的估計結果顯示, 截距項估計係數已顯著地異於0。這表示主計處的二季前預測已不具不偏性。再者, 這些預測更新模型一致地顯示, 主計處的二季前預測誤差與一年以前的二季前預測誤差 e'_{t-4} 具有顯著的負相關, 故其二季前預測誤差的動態結構亦與一季前預測誤差的結構不同。

表9顯示, 不同的預測更新模型與不同的擴散指標模型有不同的樣本內配適度表現。但表現最佳的預測更新模型 **M2**′ 之 $\bar{R}^2$: 0.4976, 仍高於最佳的擴散指標模型 **M7**′ 之 $\bar{R}^2$: 0.4095。故類似於一季前預測的情況, 預測更新模型的樣本內表現傾向優於擴散指標模型。但二者的差異已不若在一季前預測時明顯。這亦顯示主計處之二季前預測值所含的相對有效訊息, 已較一季前預測時爲弱。此外, **M2**′ 之 $\bar{R}^2$, 亦遠低於一季前預測中的最佳預測更新模型 **M3** 的 $\bar{R}^2$: 0.8855。這些結果共同反映出多期預測遠較單

臺灣大學學術期刊資料庫

表 9: 預測更新模型與擴散指標模型 (二季前預測)

模型	估計式	$\bar{R}^2$
M1′	$y_t = y^f_{t\|t-2} \underset{(2.2091)}{-0.9733} \underset{(3.5410)}{-0.4128}\ e'_{t-4} + u_t$	0.3187
M2′	$y_t = y^f_{t\|t-2} + \underset{(4.4539)}{2.7691} \underset{(2.7489)}{-0.4421}\ e'_{t-4} \underset{(2.1981)}{-7.4347}\ X_{1,t-2} \underset{(3.3169)}{-27.9243}\ M_{2,t-4} + u_t$	0.4976
M3′	$y_t = y^f_{t\|t-2} + \underset{(4.2734)}{2.6915} \underset{(3.4079)}{-0.4473}\ e'_{t-4} \underset{(3.7952)}{-33.8107}\ M_{2,t-3} + \underset{(3.1012)}{8.8155}\ C_{3,t-4} + u_t$	0.3804
M4′	$y_t = y^f_{t\|t-2} \underset{(2.7014)}{-1.3475} \underset{(2.9989)}{-0.3603}\ e'_{t-4} \underset{(2.6901)}{-13.3822}\ A_{2,t-3} + u_t$	0.4167
M5′	$y_t = \underset{(6.5908)}{3.2709} \underset{(2.0350)}{-10.6443}\ C_{1,t-2} \underset{(2.4638)}{-19.7811}\ M_{2,t-2} + u_t$	0.3929
M6′	$y_t = \underset{(5.9691)}{3.0692} \underset{(3.0896)}{-13.6352}\ C_{1,t-2} \underset{(2.7330)}{-20.1998}\ M_{2,t-3} + u_t$	0.4051
M7′	$y_t = \underset{(2.2762)}{1.7019} \underset{(3.4902)}{-24.5108}\ M_{2,t-2} + \underset{(2.8261)}{0.3610}\ y_{t-2} + u_t$	0.4095

說明: 1. 模型 **M1′** 至 **M4′** 爲預測更新模型; 模型 **M5′** 至 **M7′** 爲擴散指標模型。

2. 資料期間爲 1991 年第 1 季至 2009 年第 1 季。

3. 括號 ( ) 中之數值表示爲參數估計值相對應之 t 統計量。

期預測更難以「準確地」進行。

至於樣本外的預測能力表現, 我們仍依循前一小節所介紹的評估期間與資料處理步驟, 針對表 9 中的 7 個模型進行遞迴估計並依序產生其樣本外的二季前預測值。我們在表 10 列出, 主計處所公佈的與這些模型所產生的二季前預測值, 以及與之對應的經濟成長率實際值以及相關的 RMSE 與 MAE。此表顯示, 預測更新模型: **M1′** 至 **M4′** 的 RMSE 皆一致地小於主計處的 RMSE; 此外, 所有擴散指標模型的 RMSE 皆一致地大於主計處的 RMSE。這部分的結果與一季前預測能力的結果在方向上相同; 但實際的差距已不若一季前預測時明顯。另外, 若以 MAE 作爲衡量標準, 則主計處的二季前預測的樣本外表現略佳於預測更新模型, 但差異亦不明顯。

5 結論

本文嘗試由模型設定檢驗的觀點, 探討主計處的經濟預測表現在計量上是否存在值得改善的空間, 並且進一步利用此檢定的結果提供可能增進預測表現的計量方法。類似於梁國源 (1995) 早期的研究, 我們發現主計處對經

臺灣大學學術期刊資料庫

表 10: 不同預測模型對經濟成長率之樣本外預測 (二季前預測)

時點	實際值	主計處預測	預測更新模型				擴散指標模型		
			M1′	**M2′**	**M3′**	**M4′**	**M5′**	**M6′**	**M7′**
06Q1	4.97	4.48	4.48	2.51	4.04	4.33	−1.42	−0.49	5.18
06Q2	4.92	4.56	4.05	3.29	4.28	3.78	−0.34	−0.04	5.62
06Q3	5.45	4.26	3.33	2.76	2.85	3.17	−1.32	−0.47	5.56
06Q4	3.91	3.31	1.79	0.86	0.48	1.75	−0.85	−0.36	5.18
07Q1	3.84	4.07	3.21	1.92	5.12	2.40	−0.84	−0.57	5.41
07Q2	5.49	4.47	3.67	3.74	4.06	3.63	−2.38	−1.99	5.58
07Q3	7.02	4.28	3.27	2.66	2.13	1.81	−0.26	0.58	5.28
07Q4	6.35	4.60	3.88	3.64	3.25	3.82	1.28	2.03	5.89
08Q1	6.25	5.53	5.09	4.55	4.56	5.19	0.44	1.33	6.36
08Q2	4.56	4.71	3.96	3.36	2.79	4.07	−0.68	0.70	6.77
08Q3	−1.05	4.01	2.81	2.19	1.03	2.64	−1.64	−1.18	6.26
08Q4	−8.61	3.75	2.66	−0.82	0.58	2.12	−3.17	−2.33	5.98
09Q1	−10.13	−0.31	−1.38	−6.04	−4.46	−3.21	−5.86	−5.71	4.59
09Q2	−7.54	−6.85	−7.76	−15.58	−12.75	−11.06	−14.66	−14.12	2.05
RMSE		4.5484	4.2596	3.9212	3.8821	4.1498	5.7301	5.2405	6.478
MAE		2.6557	2.8664	3.3312	3.1364	3.1187	5.4680	4.9597	3.904
DM_1 (p-value)			0.6883 (0.2456)	0.4688 (0.3196)	0.5968 (0.2753)	0.5578 (0.2885)	−0.6374 (0.7381)	−0.3940 (0.6532)	−1.315 (0.905
DM_2 (p-value)			−0.6201 (0.7324)	−0.7883 (0.7847)	−0.6731 (0.7495)	−0.9761 (0.8355)	−1.6407 (0.9496)	−1.4607 (0.9280)	−1.216 (0.888

說明: 樣本外檢視期間爲2006年第1季至2009年第2季。Diebold-Mariano 檢定統計量請見表8附註; 其中, e_t 需重新定義爲二季預測誤差; 此外, $\widehat{\text{avar}}(\bar{d}) = \frac{1}{T}(T^{-1}\sum_{t=1}^{T}(d_t-\bar{d})^2 + 2T^{-1}\sum_{t=2}^{T}(d_t-\bar{d})(d_{t-1}-\bar{d}))$。

臺灣大學學術期刊資料庫

濟成長率所發佈的一季前預測具有可再預測性, 故未達預測最適性。有趣的是, 這兩個研究所採用的樣本期間並未重複, 顯示出此項實證結果在長期間的穩健性。但不同於前者, 我們係透過兩類條件動差檢定, 發現主計處的預測誤差序列具有簡單但相當顯著的一階自我相關結構, 並且與部份擴散指標的落後項相關; 故我們強調以這些變數作爲預測更新模型所需的重要解釋變數。其中, 最簡單的模型 **M1** 在估計過參數後, 僅需要主計處的當期預測值以及上一期的預測誤差, 即可運作; 此模型可以在主計處公佈預測值之後, 提供即時的預測更新。而樣本內、外表現最佳的模型 **M3** 所提供的預測更新機制, 除了修正過主計處預測誤差中最重要的動態結構外, 還納入了與工業生產指數、製造業銷售量指數、製造業存貨率、躉售物價指數及原油價格相關的訊息。此研究亦顯示, 無論是從樣本內的配適程度或樣本外的預測能力來看, 預測更新模型皆明顯優於一般未納入主計處預測值的擴散指標模型。這表示主計處的經濟預測, 具有傳統擴散指標模型所無法直接取代的重要性。其中, 一個可能的解釋是, 主計處在每年的 2、5、8 及 11 月進行經濟成長率預測時, 已經掌握了諸如工業生產指數等重要變數前一個月的初步統計值, 故其預測值可能已反映出其中的「領先」訊息; 相形之下, 直接以季資料所建構的擴散指標模型所使用之訊息則出現相對「落差」; 因此, 預測更新模型能提供較擴散指標模型爲佳的預測表現。更重要地, 在修正過預測誤差結構後, 預測更新模型的樣本內、外表現, 皆明顯地優於主計處預測值原先的表現。這表示我們的預測更新機制, 有助於改進主計處對經濟成長率一季前預測的表現。

最後, 我們必須再次強調, 本文的研究目的僅止於利用設定檢驗與其所延伸出的預測更新模型, 說明這些簡單的計量方法能夠用於評估與改善主計處近期的一季前經濟成長率預測表現。我們無意在資料產生過程未知的眞實世界中, 追求全面最適的或永恆不變的經濟預測方法。事實上, 預測更新模型未來能否繼續保持相對優勢, 本身也應該是一個實證問題。如同一位評審所言,「如果」預測單位也開始 (以類似於本文的方式) 進行預測紀錄的評估, 並據以修正與改善其表現, 則本文的預測更新模型可能在長期間逐漸失去現有的相對優勢。但這個過程正是本文所強調的預測評估與更新過程。我們對於任何有益於提升現有預測表現的結果, 皆樂觀其成。

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

附表: 擴散指標之組成變數與資料處理方式

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
商品部門 (C)									
JSINDX1_s	IND	6	工業生產指數 — 總指數 (不含土石採取業)	0.654	0.005	0.095	0.006	0.552	0.019
J05_s	IND	6	工業生產指數 — 石油及天然氣礦業	0.164	0.028	0.236	0.112	0.228	0.201
J06_s	IND	5	工業生產指數 — 砂、石及黏土採取業	0.012	0.004	0.029	0.001	0.015	0.001
J07_s	IND	5	工業生產指數 — 其它礦業及土石採取業	0.037	0.006	0.002	0.003	0.029	0.000
JC_s	IND	6	工業生產指數 — 製造業	0.653	0.002	0.046	0.006	0.571	0.008
J08_s	IND	5	工業生產指數 — 食品業	0.004	0.000	0.003	0.000	0.002	0.001
J09_s	IND	5	工業生產指數 — 飲料業	0.034	0.009	0.010	0.000	0.023	0.021
J11_s	IND	5	工業生產指數 — 紡織業中類指數	0.491	0.016	0.138	0.000	0.356	0.159
J12_s	IND	5	工業生產指數 — 成衣及服飾品業中類指數	0.090	0.003	0.082	0.000	0.064	0.050
J13_s	IND	5	工業生產指數 — 皮革、毛皮及其製品業中類指數	0.461	0.001	0.001	0.006	0.380	0.004
J14_s	IND	6	工業生產指數 — 木竹製品業中類指數	0.047	0.315	0.084	0.485	0.099	0.001
J15_s	IND	5	工業生產指數 — 紙漿、紙及紙製品業中類指數	0.374	0.001	0.001	0.016	0.334	0.026
J16_s	IND	5	工業生產指數 — 印刷及資料儲存媒體複製業中類指數	0.050	0.002	0.000	0.014	0.042	0.001
J17_s	IND	5	工業生產指數 — 石油及煤製品業中類指數	0.017	0.016	0.014	0.000	0.027	0.012
J18_s	IND	5	工業生產指數 — 化學材料業中類指數	0.301	0.033	0.005	0.000	0.207	0.026
J19_s	IND	6	工業生產指數 — 化學製品業中類指數	0.009	0.706	0.148	0.614	0.012	0.001
J20_s	IND	5	工業生產指數 — 藥品業中類指數	0.002	0.000	0.002	0.002	0.001	0.004
J21_s	IND	5	工業生產指數 — 其它橡膠製品業	0.237	0.005	0.030	0.010	0.158	0.039

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
J22_*s*	IND	5	工業生產指數 — 塑膠製品業中類指數	0.491	0.016	0.015	0.017	0.370	0.05
J23_*s*	IND	6	工業生產指數 — 非金屬礦物製品業中類指數	0.028	0.425	0.200	0.601	0.001	0.01
J24_*s*	IND	6	工業生產指數 — 基本金屬業中類指數	0.003	0.696	0.020	0.372	0.016	0.05
J25_*s*	IND	6	工業生產指數 — 金屬製品業中類指數	0.075	0.627	0.075	0.620	0.005	0.01
J26_*s*	IND	6	工業生產指數 — 電子零組件業中類指數	0.563	0.136	0.091	0.023	0.652	0.08
J27_*s*	IND	6	工業生產指數 — 電腦、電子產品及光學製品業中類指數	0.004	0.197	0.214	0.001	0.010	0.42
J28_*s*	IND	5	工業生產指數 — 電力設備業	0.480	0.000	0.010	0.009	0.440	0.05
J29_*s*	IND	6	工業生產指數 — 機械設備業中類指數	0.409	0.009	0.261	0.105	0.357	0.11
J30_*s*	IND	5	工業生產指數 — 汽車及其零件業中類指數	0.278	0.010	0.020	0.064	0.251	0.00
J31_*s*	IND	6	工業生產指數 — 其它運輸工具業中類指數	0.349	0.062	0.226	0.033	0.468	0.18
J32_*s*	IND	6	工業生產指數 — 家具業中類指數	0.272	0.013	0.005	0.074	0.279	0.00
J33_*s*	IND	5	工業生產指數 — 其它製造業	0.379	0.000	0.033	0.006	0.325	0.08
JD_*s*	IND	5	工業生產指數 — 電力及燃氣供應業	0.169	0.000	0.025	0.013	0.153	0.05
J36_*s*	IND	5	工業生產指數 — 用水供應業	0.000	0.012	0.040	0.005	0.000	0.00
J41_*s*	IND	6	工業生產指數 — 建築工程業	0.008	0.143	0.329	0.482	0.004	0.14
STOCKPAR_*s*	FSM	6	上市股票 — 總面值 (新台幣百萬元)	0.173	0.677	0.021	0.284	0.372	0.19
STOCKMAR_*s*	FSM	5	上市股票 — 總市值 (新台幣百萬元)	0.125	0.020	0.062	0.018	0.097	0.04
STOCKTRADE_*s*	FSM	4	上市股票 — 總成交值 (新台幣百萬元)	0.024	0.006	0.021	0.000	0.014	0.00
EXO$_*s*	BCI	6	外銷訂單金額 — 合計 (百萬美元)	0.465	0.172	0.235	0.003	0.614	0.23

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
EXO$US_s	BCI	6	外銷訂單金額 — 來自美國 (百萬美元)	0.335	0.190	0.056	0.070	0.446	0.094
EXO$PRC_s	BCI	5	外銷訂單金額 — 來自香港 (含中國大陸) (百萬美元)	0.354	0.023	0.000	0.029	0.286	0.032
EXO$EU_s	BCI	6	外銷訂單金額 — 來自歐洲 (百萬美元)	0.378	0.186	0.112	0.007	0.542	0.132
EXO$JAP_s	BCI	6	外銷訂單金額 — 來自日本 (百萬美元)	0.260	0.293	0.102	0.034	0.416	0.135
TTX@LANDVI_s	MFIN	5	全國賦稅實徵淨額 — 土地增值稅 (新台幣百萬元)	0.131	0.046	0.003	0.075	0.116	0.007
STOCKPRICE_s	FSM	5	股價指數 (基期: 民國 55 年 = 100)	0.135	0.030	0.059	0.028	0.098	0.053
Vis@Total_s	TRANS	5	來華旅客人數 — 總計 (人次)	0.024	0.030	0.068	0.000	0.009	0.028
M_s	TRADE	5	進口總值 (進口 + 復進口) (百萬新台幣)	0.433	0.015	0.079	0.000	0.426	0.155
MCONS_s	TRADE	5	進口值 (百萬元新台幣) — 消費品	0.003	0.002	0.000	0.002	0.004	0.005
MCAP_s	TRADE	5	進口值 (百萬元新台幣) — 資本設備	0.135	0.019	0.091	0.005	0.137	0.060
MCCCSEC17_s	TRADE	5	進口值 (百萬元新台幣) – 運輸設備	0.001	0.001	0.005	0.003	0.000	0.003
MRAW_s	TRADE	6	進口值 (百萬元新台幣) — 農工原料	0.573	0.036	0.133	0.007	0.621	0.061
CPFL@TOTAL_s	BCI	6	核發建築物建造執照 — 總樓地板面積 (平方公尺)	0.007	0.008	0.292	0.093	0.023	0.194
ODN@TOTAL_s	TRANS	5	國人出國人數 — 總計 (人次)	0.026	0.045	0.049	0.008	0.011	0.027
JS@FOOD&_s	IND	5	製造業銷售量指數 — 民生工業	0.397	0.050	0.121	0.016	0.287	0.182
JSC_s	IND	5	製造業銷售量指數 — 製造業類指數	0.816	0.014	0.064	0.014	0.634	0.158
JS@MET_s	IND	6	製造業銷售量指數 — 金屬機械工業	0.085	0.487	0.306	0.645	0.017	0.031
JS@INF_s	IND	5	製造業銷售量指數 — 資訊電子工業	0.655	0.000	0.092	0.001	0.549	0.194
JS@CHEM_s	IND	5	製造業銷售量指數 — 化學工業	0.401	0.058	0.005	0.011	0.238	0.015

臺灣大學圖書期刊資料庫

續接下頁

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
INV%C_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 製造業總計 (%)	0.703	0.041	0.006	0.024	0.524	0.056
INV%08_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 食品業 (%)	0.000	0.085	0.074	0.205	0.002	0.000
INV%09_*s*	IND	3	製造業存貨率 — 飲料業 (%)	0.001	0.094	0.031	0.080	0.001	0.041
INV%10_*s*	IND	1	製造業存貨率 — 菸草業 (%)	0.037	0.040	0.061	0.009	0.045	0.044
INV%11_*s*	IND	1	製造業存貨率 — 紡織業 (%)	0.291	0.000	0.240	0.001	0.261	0.197
INV%12_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 成衣及服飾品業 (%)	0.010	0.015	0.001	0.005	0.009	0.003
INV%13_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 皮革、毛皮及其製品業 (%)	0.083	0.000	0.002	0.017	0.054	0.000
INV%14_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 木竹製品業 (%)	0.008	0.004	0.031	0.005	0.009	0.002
INV%15_*s*	IND	1	製造業存貨率 — 紙漿、紙及紙製品業 (%)	0.210	0.015	0.027	0.119	0.171	0.097
INV%17_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 石油及煤製品業 (%)	0.109	0.072	0.013	0.049	0.074	0.042
INV%18_*s*	IND	1	製造業存貨率 — 化學材料業 (%)	0.224	0.067	0.036	0.084	0.170	0.150
INV%19_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 化學製品業 (%)	0.187	0.040	0.003	0.010	0.120	0.031
INV%20_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 藥品業 (%)	0.001	0.002	0.019	0.002	0.002	0.000
INV%21_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 橡膠製品業 (%)	0.157	0.015	0.005	0.001	0.132	0.002
INV%22_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 塑膠製品業 (%)	0.056	0.000	0.049	0.016	0.054	0.033
INV%23_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 非金屬礦物製品業 (%)	0.336	0.004	0.006	0.041	0.301	0.035
INV%24_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 基本金屬業 (%)	0.570	0.018	0.007	0.006	0.457	0.064
INV%25_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 金屬製品業 (%)	0.489	0.001	0.017	0.000	0.463	0.051
INV%26_*s*	IND	2	製造業存貨率 — 電子零組件業 (%)	0.484	0.001	0.000	0.004	0.382	0.028

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
INV%27_s	IND	2	製造業存貨率 — 電腦、電子產品及光學製品業 (%)	0.036	0.073	0.050	0.062	0.037	0.00
INV%28_s	IND	2	製造業存貨率 — 電力設備業 (%)	0.284	0.000	0.000	0.001	0.227	0.00
INV%29_s	IND	3	製造業存貨率 — 機械設備業 (%)	0.148	0.007	0.213	0.001	0.167	0.07
INV%30_s	IND	2	製造業存貨率 — 汽車及其零件業 (%)	0.026	0.042	0.047	0.010	0.007	0.01
INV%31_s	IND	2	製造業存貨率 — 其它運輸工具業 (%)	0.007	0.018	0.057	0.000	0.033	0.01
INV%32_s	IND	2	製造業存貨率 — 家具業 (%)	0.000	0.000	0.016	0.000	0.000	0.01
INV%33_s	IND	2	製造業存貨率 — 其它製造業 (%)	0.090	0.004	0.052	0.013	0.074	0.02
CP01_s	NIAQ	5	實質民間消費 (百萬元新台幣)	0.018	0.031	0.062	0.007	0.010	0.04
CPFOOD01_s	NIAQ	6	實質民間消費 — 食品 (百萬元新台幣)	0.126	0.694	0.002	0.338	0.300	0.11
IFIXP01_s	QNET	5	實質固定資本形成毛額 — 民間	0.287	0.001	0.080	0.000	0.280	0.09
IFIXCONST01_s	NIAQ	5	實質固定資本形成毛額 — 營建工程 (百萬新台幣)	0.224	0.101	0.043	0.035	0.148	0.10
貨幣部門 (M)									
RMCBC@RDISC@	FSM	1	中央銀行利率 — 重貼現率 (%)	0.341	0.370	0.045	0.201	0.216	0.10
RMCBC@LOAN@	FSM	1	中央銀行利率 – 擔保放款融通利率 (%)	0.229	0.481	0.048	0.103	0.248	0.09
DEPMFI_s	FSM	5	主要金融機構存款 (新台幣億元)	0.212	0.000	0.066	0.095	0.050	0.04
DEPMFI@E&I@DD_s	FSM	4	主要金融機構存款 — 企業及個人存款 — 活期性存款 (新台幣億元)	0.284	0.358	0.006	0.100	0.153	0.06
DEPMFI@E&I@TD_s	FSM	4	主要金融機構存款 — 企業及個人存款 — 定期性存款 (新台幣億元)	0.730	0.220	0.003	0.868	0.098	0.01
DEPMFI@E&I@FD_s	FSM	5	主要金融機構存款 — 企業及個人存款 — 外匯存款 (新台幣億元)	0.003	0.021	0.001	0.004	0.043	0.00
DEPMFI@PSS_s	FSM	6	主要金融機構存款 — 郵政儲金 (新台幣億元)	0.340	0.422	0.008	0.548	0.135	0.00
L&IMFI_s	FSM	6	主要金融機構放款與投資 (性質別) — 合計 (新台幣億元)	0.754	0.217	0.001	0.900	0.081	0.00
L&IMFI@LOAN_s	FSM	5	主要金融機構放款與投資 (性質別) — 放款 (新台幣億元)	0.540	0.000	0.001	0.317	0.015	0.12

續接下頁

臺灣大學學術研究資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
L&IMFI@PI_s	FSM	5	主要金融機構放款與投資 (性質別) — 證券投資 (新台幣億元)	0.011	0.017	0.006	0.002	0.022	0.00
L&IMFI@CG_s	FSM	5	主要金融機構放款與投資 (對象別) — 對政府債權 (新台幣億元)	0.170	0.000	0.025	0.117	0.023	0.01
L&IMFI@CGENT_s	FSM	5	主要金融機構放款與投資 (對象別) — 對公營事業債權 (新台幣億元)	0.013	0.247	0.004	0.051	0.074	0.00
L&IMFI@CPENT_s	FSM	6	主要金融機構放款與投資 (對象別) — 對民營企業債權 (新台幣億元)	0.762	0.186	0.001	0.923	0.049	0.00
RX$	FSM	5	每日美元即期匯率 — 銀行間收盤匯率 — 平均 (新台幣元)	0.111	0.013	0.006	0.094	0.055	0.04
ADMB_s	FSM	5	存款貨幣機構資產淨額 (新台幣百萬元)	0.253	0.000	0.017	0.162	0.011	0.04
ADMB@CASH_s	FSM	5	存款貨幣機構資產 — 庫存現金 (新台幣百萬元)	0.039	0.000	0.038	0.019	0.002	0.00
ADMB@FOR_s	FSM	5	存款貨幣機構資產 — 國外資產 (新台幣百萬元)	0.023	0.067	0.000	0.008	0.082	0.01
ADMB@L&D_s	FSM	5	存款貨幣機構資產 — 放款 — 計 (新台幣百萬元)	0.541	0.001	0.001	0.319	0.016	0.12
ADMB@PI_s	FSM	5	存款貨幣機構資產 — 證券投資 — 計 (新台幣百萬元)	0.040	0.004	0.004	0.032	0.007	0.00
DP&_s	FSM	4	存款貨幣 — 計 (月底數) (新台幣百萬元)	0.284	0.358	0.006	0.100	0.153	0.06
DCHE_s	FSM	5	存款貨幣 — 支票存款 (月底數) (新台幣百萬元)	0.034	0.074	0.040	0.014	0.041	0.02
DPS_s	FSM	5	存款貨幣 — 活期存款 (月底數) (新台幣百萬元)	0.177	0.204	0.206	0.077	0.047	0.00
DPSS_s	FSM	5	存款貨幣 — 活期儲蓄存款 (月底數) (新台幣百萬元)	0.000	0.188	0.145	0.007	0.050	0.02
RDEP@DB	FSM	1	存款加權平均利率 — 本國一般銀行 (年息百分比)	0.841	0.046	0.000	0.704	0.037	0.00
RLOAN@DB	FSM	1	放款加權平均利率 — 本國一般銀行 (年息百分比)	0.911	0.007	0.001	0.743	0.000	0.00
RMIBON@	FSM	1	金融業拆款市場 — 隔夜拆款加權平均利率 (%)	0.440	0.226	0.055	0.277	0.080	0.02
CPI_s	PRICE	6	消費者物價指數 — 總指數	0.730	0.162	0.024	0.846	0.031	0.00
CPI@FOOD_s	PRICE	5	消費者物價指數 — 食物類	0.030	0.017	0.001	0.009	0.028	0.00
CPI@RENT_s	PRICE	6	消費者物價指數 — 房租	0.648	0.296	0.007	0.806	0.133	0.01
M1A@_s	FSM	5	貨幣供給額 — M1A (期底) (新台幣億元)	0.236	0.224	0.110	0.114	0.058	0.00

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
M1B@_s	FSM	5	貨幣供給額 — M1B (期底) (新台幣億元)	0.052	0.279	0.203	0.009	0.072	0.022
M2@_s	FSM	6	貨幣供給額 — M2 (期底) (新台幣億元)	0.634	0.318	0.000	0.793	0.151	0.009
DISHRATION	FSM	2	淨退票張數比率 (%)	0.004	0.013	0.003	0.008	0.043	0.013
RMTD1@	FSM	1	銀行業利率 — 一個月期存款牌告利率 (%)	0.459	0.290	0.034	0.270	0.138	0.023
RMTD1Y@	FSM	1	銀行業利率 — 一年期存款牌告利率 (%)	0.455	0.282	0.027	0.315	0.170	0.089
RM1@	FSM	1	銀行業利率 — 基本放款利率 (%)	0.515	0.119	0.001	0.252	0.008	0.072
QM_s	FSM	4	準貨幣 — 計 (月底數) (新台幣百萬元)	0.715	0.239	0.004	0.860	0.103	0.013
DT&S_s	FSM	4	準貨幣 — 定期及定期儲蓄存款 (月底數) (新台幣百萬元)	0.730	0.219	0.004	0.868	0.096	0.013
DFC_s	FSM	5	準貨幣 — 外幣存款 (月底數) (新台幣百萬元)	0.003	0.021	0.001	0.004	0.043	0.000
Rtaxcum	MFIN	2	關稅稅率	0.030	0.026	0.044	0.024	0.025	0.000
WPI_s	PRICE	5	躉售物價指數 — 總指數	0.019	0.104	0.764	0.008	0.193	0.177
WPIIMP_s	PRICE	5	躉售物價指數 — 進口品	0.001	0.087	0.731	0.000	0.179	0.140
WPIDS@EM_s	PRICE	5	躉售物價指數 — 國產內銷品	0.055	0.121	0.678	0.034	0.265	0.192
WPI@RAW_s	PRICE	5	躉售物價指數 (加工階段別) — 原材料	0.015	0.094	0.656	0.014	0.321	0.165
WPI@INT_s	PRICE	5	躉售物價指數 (加工階段別) — 中間產品	0.037	0.134	0.591	0.018	0.188	0.146
WPI@FIN_s	PRICE	6	躉售物價指數 (加工階段別) — 最終產品	0.356	0.022	0.058	0.414	0.018	0.020
Poil	—	2	OPEC 原油價格	0.006	0.075	0.568	0.008	0.264	0.154
勞動部門 (L)									
RU_s	MAN	3	失業率 — 計 (%)	0.284	0.430	0.178	0.202	0.429	0.236

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2				
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}
RUM_s	MAN	3	失業率 — 男 (%)	0.227	0.437	0.229	0.146	0.442
RUF_s	MAN	3	失業率 — 女 (%)	0.392	0.320	0.053	0.336	0.312
LNON_s	MAN	5	非勞動力 — 計 (千人)	0.059	0.059	0.010	0.058	0.057
LNONM_s	MAN	5	非勞動力 — 男 (千人)	0.082	0.025	0.015	0.086	0.040
LNONF_s	MAN	5	非勞動力 — 女 (千人)	0.012	0.032	0.001	0.010	0.026
AE@IND&SV_s	WAGE	6	受雇員工每人每月平均薪資 — 工業及服務業 (新台幣元)	0.747	0.096	0.059	0.777	0.103
AE@IND_s	WAGE	6	受雇員工每人每月平均薪資 — 工業 (新台幣元)	0.822	0.059	0.037	0.831	0.063
AE@MI&Q_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 礦業及土石採取業 (新台幣元)	0.501	0.142	0.026	0.537	0.086
AE@MFG_s	WAGE	6	受雇員工每人每月平均薪資 — 製造業 (新台幣元)	0.816	0.049	0.044	0.824	0.057
AE@EGAS_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 電力及燃氣供應業 (新台幣元)	0.001	0.003	0.001	0.002	0.001
AE@WATER_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 用水供應及污染整治業 (新台幣元)	0.000	0.008	0.025	0.000	0.001
AE@CON_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 營造業 (新台幣元)	0.875	0.057	0.009	0.866	0.037
AE@SV_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 服務業 (新台幣元)	0.730	0.177	0.053	0.792	0.138
AE@TRA_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 批發及零售業 (新台幣元)	0.717	0.172	0.062	0.780	0.141
AE@TST_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 運輸及倉儲業 (新台幣元)	0.764	0.136	0.040	0.805	0.118
AE@EAT_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 住宿及餐飲業 (新台幣元)	0.001	0.000	0.057	0.001	0.003
AE@INF_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 資訊及通訊傳播業 (新台幣元)	0.793	0.092	0.022	0.827	0.057
AE@FI_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 金融及保險業 (新台幣元)	0.012	0.027	0.018	0.015	0.004
AE@REAL_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 不動產業 (新台幣元)	0.602	0.125	0.027	0.628	0.061

續接下

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
AE@PRO_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 專業、科學及技術服務業 (新台幣元)	0.789	0.071	0.005	0.793	0.029	0.004
AE@SUSV_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 支援服務業 (新台幣元)	0.760	0.113	0.044	0.825	0.090	0.009
AE@HEAL_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均薪資 — 醫療保健服務業 (新台幣元)	0.649	0.194	0.106	0.729	0.141	0.053
AE@ART_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 藝術、娛樂及休閒服務業 (新台幣元)	0.015	0.016	0.018	0.016	0.002	0.017
AE@OSV_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均薪資 — 其它服務業 (新台幣元)	0.000	0.001	0.004	0.000	0.002	0.005
JULC@IND_s	WAGE	5	受雇者單位產出勞動成本指數 — 工業 (基期: 90年 = 100)	0.001	0.115	0.000	0.000	0.374	0.057
JULC@MFG_s	WAGE	5	受雇者單位產出勞動成本指數 — 製造業 (基期: 90年 = 100)	0.001	0.119	0.000	0.000	0.394	0.059
JLP@IND_s	WAGE	6	受雇者勞動生產力指數 — 工業 (基期: 95年 = 100)	0.045	0.098	0.000	0.067	0.010	0.027
JLP@MFG_s	WAGE	6	受雇者勞動生產力指數 — 製造業 (基期: 95年 = 100)	0.019	0.050	0.002	0.030	0.040	0.014
AH@IND&SV_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 工業及服務業 (小時)	0.003	0.536	0.377	0.007	0.312	0.199
AH@IND_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 工業 (小時)	0.004	0.526	0.232	0.007	0.441	0.197
AH@MI&Q_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均工作時數 — 礦業及土石採取業 (小時)	0.191	0.181	0.031	0.172	0.076	0.052
AH@MFG_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 製造業 (小時)	0.004	0.513	0.187	0.006	0.466	0.177
AH@EGAS_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 電力及燃氣供應業 (小時)	0.010	0.186	0.344	0.016	0.052	0.089
AH@WATER_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 用水供應及污染整治業 (小時)	0.000	0.142	0.260	0.001	0.037	0.079
AH@CON_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 營造業 (小時)	0.004	0.186	0.286	0.009	0.077	0.164
AH@SV_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 服務業 (小時)	0.000	0.361	0.425	0.001	0.107	0.133
AH@TRA_s	WAGE	4	受雇員工每人每月平均工作時數 — 批發及零售業 (小時)	0.065	0.000	0.265	0.035	0.011	0.275
AH@TST_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 運輸及倉儲業 (小時)	0.003	0.257	0.391	0.009	0.077	0.129
AH@EAT_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 住宿及餐飲業 (小時)	0.004	0.023	0.004	0.005	0.008	0.007
AH@INF_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 資訊及通訊傳播業 (小時)	0.006	0.198	0.342	0.010	0.045	0.081

續接下頁

臺灣大學圖書館 期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3t}
AH@FI_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 金融及保險業 (小時)	0.002	0.229	0.355	0.005	0.042	0.086
AH@REAL_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 不動產業 (小時)	0.030	0.087	0.077	0.035	0.038	0.024
AH@PRO_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 專業、科學及技術服務業 (小時)	0.000	0.282	0.337	0.000	0.073	0.084
AH@SUSV_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 支援服務業 (小時)	0.000	0.209	0.286	0.001	0.057	0.061
AH@HEAL_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 醫療保健服務業 (小時)	0.000	0.189	0.260	0.000	0.044	0.071
AH@ART_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 藝術、娛樂及休閒服務業 (小時)	0.012	0.004	0.012	0.022	0.012	0.021
AH@OSV_s	WAGE	5	受雇員工每人每月平均工作時數 — 其它服務業 (小時)	0.003	0.199	0.198	0.007	0.060	0.061
EP@IND&SV_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 工業及服務業 (人)	0.505	0.213	0.081	0.441	0.150	0.108
EP@IND_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 工業 (人)	0.001	0.634	0.202	0.002	0.512	0.143
EP@MI&Q_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 礦業及土石採取業 (人)	0.398	0.008	0.010	0.409	0.032	0.007
EP@MFG_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 製造業 (人)	0.253	0.492	0.119	0.300	0.424	0.042
EP@EGAS_s	WAGE	5	受雇員工人數 — 電力及燃氣供應業 (人)	0.014	0.022	0.026	0.013	0.061	0.008
EP@WATER_s	WAGE	5	受雇員工人數 — 用水供應及污染整治業 (人)	0.086	0.003	0.091	0.114	0.002	0.193
EP@CON_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 營造業 (人)	0.878	0.012	0.022	0.799	0.005	0.078
EP@SV_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 服務業 (人)	0.897	0.000	0.001	0.880	0.000	0.022
EP@TRA_s	WAGE	5	受雇員工人數 — 批發及零售業 (人)	0.000	0.031	0.019	0.005	0.055	0.096
EP@TST_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 運輸及倉儲業 (人)	0.736	0.028	0.029	0.790	0.034	0.010
EP@EAT_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 住宿及餐飲業 (人)	0.092	0.421	0.344	0.038	0.395	0.437
EP@INF_s	WAGE	5	受雇員工人數 — 資訊及通訊傳播業 (人)	0.072	0.000	0.034	0.062	0.021	0.037
EP@FI_s	WAGE	5	受雇員工人數 — 金融及保險業 (人)	0.066	0.063	0.071	0.082	0.010	0.103
EP@REAL_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 不動產業 (人)	0.937	0.000	0.006	0.891	0.001	0.047
EP@PRO_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 專業、科學及技術服務業 (人)	0.907	0.001	0.010	0.856	0.000	0.063

續接下頁

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	
EP@SUSV_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 支援服務業 (人)	0.118	0.399	0.315	0.055	0.414	0
EP@HEAL_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 醫療保健服務業 (人)	0.469	0.150	0.155	0.375	0.098	0
EP@ART_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 藝術、娛樂及休閒服務業 (人)	0.394	0.156	0.239	0.263	0.135	0
EP@OSV_s	WAGE	6	受雇員工人數 — 其它服務業 (人)	0.452	0.068	0.147	0.347	0.040	0
RUJHIGH_s	MAN	3	教育程度別失業率 — 國中及以下 (%)	0.185	0.476	0.199	0.116	0.432	0
RUSHIGH_s	MAN	3	教育程度別失業率 — 高中 (職) (%)	0.380	0.341	0.143	0.292	0.339	0
RUHIGHER_s	MAN	2	教育程度別失業率 — 大專及以上 (%)	0.021	0.074	0.005	0.030	0.121	0
RPT_s	MAN	2	勞動力參與率 — 計 (%)	0.049	0.045	0.018	0.051	0.046	0
RPTM_s	MAN	2	勞動力參與率 — 男 (%)	0.079	0.022	0.024	0.086	0.032	0
RPTF_s	MAN	2	勞動力參與率 — 女 (%)	0.006	0.025	0.003	0.006	0.023	0
LF_s	MAN	5	勞動力 — 計 (千人)	0.031	0.030	0.035	0.037	0.032	0
LFM_s	MAN	5	勞動力 — 男 (千人)	0.060	0.010	0.051	0.074	0.017	0
LFF_s	MAN	4	勞動力 — 女 (千人)	0.016	0.063	0.220	0.037	0.014	0
E_s	MAN	6	就業勞動力 — 小計 (千人)	0.544	0.225	0.082	0.452	0.198	0
EM_s	MAN	6	就業勞動力 — 男 (千人)	0.791	0.095	0.031	0.708	0.100	0
EF_s	MAN	5	就業勞動力 — 女 (千人)	0.009	0.054	0.017	0.010	0.050	0
TTX@GTOTAL_s	MFIN	5	賦稅實徵淨額 — 總計 (新台幣百萬元)	0.010	0.015	0.006	0.017	0.012	0
ECH@US	QNET	2	經濟成長率 — 美國 (%)	0.116	0.009	0.002	0.000	0.213	0
ECH@JAP	QNET	3	經濟成長率 — 日本 (%)	0.084	0.166	0.038	0.221	0.090	0

續接下

臺灣大學學術期刊資料庫

承接上頁

	資料庫	轉換	變數說明	R^2					
				$\hat{f}_{1t}$	$\hat{f}_{2t}$	$\hat{f}_{3t}$	A_{1t}	A_{2t}	A_{3}
國外部門 (X)									
ECH@GER	QNET	2	經濟成長率 — 德國 (%)	0.003	0.149	0.019	0.002	0.034	0.0
ECH@FRA	QNET	2	經濟成長率 — 法國 (%)	0.134	0.244	0.018	0.000	0.193	0.0
ECH@UK	QNET	3	經濟成長率 — 英國 (%)	0.005	0.257	0.077	0.010	0.000	0.0
ECH@ITA	QNET	2	經濟成長率 — 義大利 (%)	0.027	0.267	0.023	0.001	0.077	0.0
ECH@HK	QNET	2	經濟成長率 — 香港 (%)	0.323	0.027	0.008	0.000	0.240	0.0
CNY	MISC	5	人民幣對美元匯價	0.000	0.211	0.197	0.004	0.006	0.0
JPY	MISC	6	日圓對美元匯價	0.059	0.109	0.448	0.154	0.007	0.0
CAD	MISC	6	加拿大幣對美元匯價	0.091	0.458	0.062	0.167	0.412	0.2
IDR	MISC	5	印尼盾對美元匯價	0.569	0.070	0.026	0.041	0.041	0.0
GBP	MISC	5	英鎊對美元匯價	0.189	0.098	0.144	0.000	0.215	0.0
HKD	MISC	5	港幣對美元匯價	0.045	0.136	0.001	0.003	0.045	0.0
SGD	MISC	6	新加坡元對美元匯價	0.260	0.012	0.320	0.425	0.092	0.1
THB	MISC	5	泰銖對美元匯價	0.571	0.142	0.024	0.043	0.013	0.0
MYR	MISC	5	馬來西亞幣對美元匯價	0.598	0.126	0.058	0.025	0.015	0.0
PHP	MISC	5	菲律賓披索對美元匯價	0.499	0.079	0.163	0.041	0.023	0.0
AUD	MISC	6	澳幣對美元匯價	0.214	0.209	0.185	0.039	0.395	0.3
KRW	MISC	5	韓元對美元匯價	0.665	0.001	0.030	0.037	0.175	0.0

說明: 1. 變數符號大寫英文字母與 AREMOS 命名相同, 尾隨 ~s 代表經過季節調整。

2. 資料庫爲變數所對應之 AREMOS 資料庫名稱。

3. 資料轉換: 1 = 原始數列, 2 = 一階差分, 3 = 二階差分, 4 = 取對數, 5 = 取對數再一階差分, 6 = 取對數再二階差分。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

徐士勛・管中閔・羅雅惠 (2005), “以擴散指標爲基礎之總體經濟預測”, 《臺灣經濟預測與政策》, 36(1), 1–28。

高志祥・蘇文瑩 (2002), “台灣總合供需季模型”, 中華民國台灣地區國民經濟動向統計季報專載。

梁國源 (1995), “臺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。

Box, G. E. P. and Draper, N. R. (1987), *Empirical Model – Building and Response Surfaces*, New York: Wiley.

Diebold, F. X. and Mariano, R. S. (1995), “Comparing predictive accuracy”, *Journal of Business and Economic Statistics*, 13(3), 253–263.

Döpke, J. and Fritsche, U. (2006), “Forecast errors and the macroeconomy – A nonlinear relationship?”, DEP discussion papers, Macroeconomics and Finance Series.

Figlewski, S. and Wachtel, P. (1981), “The formation of inflationary expectations”, *Review of Economics and Statistics*, 63(1), 1–10.

Fildes, R. and Stekler, H. (2002), “The state of macroeconomic forecasting”, *Journal of Macroeconomics*, 24(4), 435–468.

Keane, M. P. and Runkle, D. L. (1990), “Testing the rationality of price forecasts: New evidence from panel data”, *American Economic Review*, 80(4), 714–735.

Ljung, G. M. and Box, G. E. P. (1978), “On a measure of lack of fit in time series models”, *Biometrika*, 65(2), 297–303.

Mincer, J. and Zarnowitz, V. (1969), “The evaluation of economic forecasts”, in J. Mincer (ed.), *Economic Forecasts and Expectations*, New York: National Bureau of Economic Research.

Ramsey, J. B. (1969), “Tests of specification errors in classical linear least squares regression analysis”, *Journal of the Royal Statistical Society*, 31(2), 350–371, series B.

Shintani, M. (2005), “Nonlinear forecasting analysis using diffusion indexes: An application to Japan”, *Journal of Money, Credit, and Banking*, 37(3), 517–538.

Stock, J. H. and Watson, M. W. (1998), “Diffusion indexes”, NBER working paper, no. 6702.

臺灣大學學術期刊資料庫

——— (2002), "Macroeconomic forecasting using diffusion indexes", *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2), 147–162.

——— (2006), "Forecasting with many predictors", in G. Elliott, C. W. J. Granger, and A. Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting, Volume 1*, 515–554, Amsterdam: Elsevier.

White, H. (1980), "A heteroskedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroskedasticity", *Econometrica*, 48(4), 817–838.

Zarnowitz, V. (1985), "Rational expectations and macroeconomic forecasts", *Journal of Business and Economic Statistics*, 3(4), 293–311.

投稿日期: 2009年2月16日, 接受日期: 2009年12月31日

臺灣大學學術期刊資料庫

Evaluating and Updating Economic Growth Rate Forecasts

Yi-Ting Chen

Institute of Economics, Academia Sinica

Shih-Hsun Hsu

Department of Economics, National Chengchi University

Ruey-Wan Liou

Ph.D. student, Department of International Business, National Taiwan University, and Director, Statistic Office, Control Yuan, R.O.C.

O-Chia Chuang

Ph.D. student, Department of Finance, National Taiwan University

In this empirical study, we evaluate the one-quarter-ahead economic-growth-rate forecasting performance of Taiwan's Directorate General of Budget, Accounting and Statistics (DGBAS) and provide certain forecast updating models to improve the forecasting performance. Specifically, the DGBAS forecasting error sequence has significant autocorrelation of order one and is correlated with the macroeconomic diffusion indexes. This motivates us to propose a set of models for updating the DGBAS forecast. Among these models, the simplest one needs only the current DGBAS forecast and the previous DGBAS forecasting error, and the best model extends this simple model by including certain properly selected diffusion indexes as explanatory variables. The updated models considerably outperform the DGBAS forecast and the pure diffusion index models (that do not account for the DGBAS forecast) in both the in-sample and out-of-sample comparisons.

Keywords: economic growth rate, conditional moment test, diffusion index, forecasting error, forecast updating model
JEL classification: C120, C520, C530

臺灣大學學術期刊資料庫