國立政治大學經濟學系
碩士論文

在未知損失函數下
探討台灣經濟預測的最適性

研究生: 劉耿明 撰
指導教授: 徐士勛 博士
中華民國 104 年 6 月

目錄

1 緒論 **2**

1.1 研究動機與目的 2

2 文獻回顧 **3**

2.1 國外預測評測相關文獻探討 3

2.2 國內預測評測相關文獻探討 3

3 研究方法 **5**

3.1 條件動態平均方程式 5

3.2 條件動態均數與變異數方程式 7

3.3 分量檢定(Quantile Tests) 9

4 實證結果 **10**

4.1 實質國內生產毛額 GDP 12

4.2 消費者物價指數 CPI 19

5 結論 **26**

參考文獻 **28**

6 附錄 **31**

6.1 PACF圖 31

國立政治大學 National Chengchi University

摘要

本論文依據 Patton and Timmermann (2007) 之模型架構, 透過最適預測檢定探討台灣主計總處公佈之經濟預測最適問題。研究結果發現, 主計總處 GDP 之預測違反較多本文所假設的最適預測推論, 因而 GDP 預測爲非最適預測。主計總處 CPI 之預測在本文的最適預測推論架構下, 雖相較於 GDP 預測符合較多推論, 但仍然違反了其中一條最適推論, 因而 CPI 預測仍爲非最適預測。

國立政治大學 National Chengchi University

1 緒論

1.1 研究動機與目的

預測是非常廣泛被用來幫助決策者進行決策判斷的工具, 總體經濟預測更是政府部門、民間部門與學術界所關注的焦點。行政院主計總處 (以下簡稱主計總處) 於每年的 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之經濟 (年) 成長率等總體經濟變數預測值。主計總處內部以「總供需估測模型」進行計量分析, 且根據「行政院主計總處國民所得統計評審委員會設置辦法」所規定, 國民經濟會計及全國總體供需估計結果, 惟經由「國民所得統計評審委員會」審查決定。最終公佈的預測值爲權衡客觀的統計分析與主觀的專家判斷這兩類資訊所得而出。主計總處作爲官方經濟預測單位, 其所公佈的預測結果具有相當程度之影響力, 亦代表政府對未來經濟局勢之看法。這些預測不僅可做爲政府經濟政策決策的依據, 也可以做爲企業與民衆對未來景氣的判斷。而主計總處所掌握的內部官方統計資料, 在發佈前無論是其他研究機構或是民間部門皆無法取得, 因此非主計總處的政府部門、民間部門與學術界等部門在使用這些數據時, 並無法得知主計總處的用於產生預測所根據的訊息集合, 即資料生成函數 (Data-Generatting Process, DGPs) 與損失函數 (Loss Function) 亦無法得知, 因而無法確認主計總處所公佈之預測值是否已將有可能影響到預測結果的資訊都考慮進去; 簡而言之, 即是無法得知主計總處之預測最適性。在損失函數爲均方差損失函數 (Mean Squared Error Loss Function, MSE) 的最適預測特性已有衆多的分析與討論, 然而, 國內文獻除了梁國源 (1995) 、徐士勛等 (2005) 、陳宜廷等 (2011) 及謝子雄與徐士勛 (2012) 外, 少有直接探討主計總處之經濟預測表現的研究。在上述情況實務上並無法得知損失函數與 DGPs, 且損失函數在實務上大多爲非對稱的情況, 在 MSE 架構下所得之最適條件並不適用。因此, 本篇文章根據 Patton and Timmermann (2007) 之研究架構, 在未知預測機構之損失函數的情況, 假設損失函數爲更一般化的非對稱型式, 進而探討主計總處所發佈經濟預測之最適性。

2 文獻回顧

2.1 國外預測評測相關文獻探討

關於國外最適預測條件的相關研究, 最被廣泛應用的損失函數架構即是均方差損失函數, Diebold and Lopez (1996) 提出最適預測誤差條件期望值應爲 0 , 即具有不偏姓 (Unbias), 未來一期 (One-step-ahead forecast) 之最適預測誤差應爲白噪音, 未來 k 期最適預測誤差之變異數應爲非遞減函數等條件。

Mincer and Zarnowitz (1969)、Figlewski and Wachtel (1981)、Zarnowitz (1985)、Keane and Runkle (1990)、Fildes and Stekler (2002) 及 Döpke and Fritsche (2006) 等研究皆採用條件動差檢定判斷預測誤差是否具有最適預測下之「不可再預測性」, 如果預測誤差可以被訊息集合中的重要解釋變數所影響, 則表示原先的預測值仍有修正的空間, 並使修正後的預測值更貼近實際值。

在大多數狀況下預測者之損失函數形式是無法得知的, 因此 Granger (1969)、Varian (1974)、Granger and Newbold (1986)、Zellner (1986)、Weiss (1996)、West, Edison and Cho (1993) 和 Christoffersen and Diebold (1997) 皆在討論損失函數爲非對稱的狀況下最適預測可能具備的數學性質及各種條件, 即是探討損失函數在正預測誤差與負預測誤差損失程度的差異。Patton and Timmermann (2006) 認爲在實務上損失函數多半都不是 MSE 的形式, 因此根據 MSE 架構下的最適預測性質事實上是不適用的, 所以並不能根據那些性質來做最適檢測。

2.2 國內預測評測相關文獻探討

關於國內最適預測條件的相關研究, 梁國源 (1995) 提出以成長率實際值對常數項與主計總處預測值做簡單線性迴歸 (Simple Regression) 所得之配適值做爲偏差修正 (Bias Correction) 後的預測值, 並發現修正後的預測值相較主計總處所公布之預測值明顯有更佳的樣本內 (In-Sample) 配適程度表現, 但此評估方式僅限於樣本內配適程度比較而非樣本外 (Out-Sample) 之預測能力比較, 且並未考量主計總處所公布之預測值以外的解釋變數, 可能仍具有相當的資訊可供增遞預

測績效。

徐士勛、管中閔與羅雅惠 (2005) 延續 Stock and Watson (1998) 的作法外, 另外將變數區分爲三個變數, 分別爲商品市場變數、貨幣市場變數及勞動市場變數, 再分別針對此三市場變數進行擴散指標之估計, 並採用均方根誤、絕對誤差平均值 (Mean Sbsolute Error, MAE) 與絕對誤差均率 (Mean Ratio of Absolute Error, MRAE) 檢視且相互比較國內各大主要經濟預測單位所公布之預測結果。與梁國源 (1995) 相反, 此擴散指標模型僅包含由衆多總體經濟變數所構成, 並未包含主計總處之預測值。

陳宜廷、徐士勛、劉瑞文與莊額嘉 (2011) 以不同類型的誤設指標檢定主計總處「一季前的」預測值 (One-step-ahead Predictor) 是否達到預測均方差極小化點預測 (Point Forecast) 最適性, 先檢定主計總處之經濟預測表現是否已達點預測最適性標準, 再找出主計總處所根據之預測機制可能存在的「模型誤設」, 並更新可能的預測模型。作法方面爲考量兩類重要變數, 第一類爲預測誤差歷史資料之線性與非線性轉換, 第二類爲經過維度轉化 (Dimension Reduction) 後的總體時間序列資料所組合成的擴散指標做爲模型誤設指標。第一類重要變數檢定的結果顯示, 主計總處之預測誤差具有相當顯著的一階自我相關, 並可利用此結果針對預測結果做改善。第二類重要變數檢定的結果顯示, 主計總處之預測誤差與部分擴散指標的落後項有顯著相關性, 此擴散指標所呈現之資訊有助更新主計總處之預測結果。

謝子雄與徐士勛 (2012) 在均方差對稱損失函數的設定下, 探討台灣官方與民間預測機構在「景氣循環」中可能的「行爲偏誤」現象　並分析其是否因此導致預測機構過度高估或低估未來的經濟成長率。作法方面爲採用 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 所提之方法, 將預測行爲偏誤區分爲兩類, 第一類爲意圖性的樂觀或悲觀的預測態度所導致而成的行爲偏誤, 第二類爲對新進訊息非意圖性的反應不及 (Under-react) 或反應過度 (Over-react) 所造成的行爲偏誤。將景氣循環因素納入進而擴充 Amir and Ganzach (1998) 及 Ashiya (2003) 之模型, 並更加細分景氣循環波動的不同階段, 使得我們可以更了解預測機構的預測行爲偏誤之動態變化情形。最後, 依據「行爲偏誤修正模型 (Behavioral-bias-corrected Model)」所認定出的預測機構在景氣波動中不同的行爲偏誤, 進而提出行爲偏誤修正後的經濟成長率預測值, 不論是從樣本內的配適程度或樣本

外的配適能力, 修正後之預測值皆顯著優於主計總處所公布之預測值。

3 研究方法

在以下分析中, 我們令 Y_t 表示第 t 季的實現值 (例如: 經濟成長率), 而 $\hat{Y}_{t+h,t}$ 則表示主計處在第 t 季對第 $t+h$ 季的 Y_{t+h} 所做的預測值, 並定義與之所對應的預測誤差 (Forecast Error) $e_{t+h,t} = Y_{t+h} - \hat{Y}_{t+h,t}$ 。此外, 我們以 $\mathcal{F}_t$ 表示由 $\hat{Y}_{t+h,t}$ 與其它在第 t 季可觀測之總體經濟變數及其歷史資訊所展開而成的訊息集合。我們以將損失函數 (Loss function) $L(Y_{t+h}, \hat{Y}_{t+h,t})$ 極小化爲目標, 作爲預測最適化的判斷標準。在給定訊息集合 $\mathcal{F}_t$ 與上述將損失函數極小化爲標準下, 最適的預測 (Optimal Forecast) 將是真實而爲未知的條件期望值:

$$\hat{Y}^*_{t+h,t} \equiv arg \min_{\hat{y} \in \mathcal{Y}} \ \mathrm{E}[L(Y_{t+h}, \hat{Y}_{t+h,t}) \mid \mathcal{F}_t]. \tag{1}$$

由於在主計總處公布 $\hat{Y}_{t+h,t}$ 時, 並未說明它產生這個預測值實際所使用的損失函數以及資料產生過程。因此, 我們將主計總處用於產生 $\hat{Y}_{t+h,t}$ 的 DGPs, 分爲條件動態平均 (Conditonal Mean Dynamics) 與條件動態變異數 (Conditional Variance Dynamics) 兩種狀況, 此兩種狀況即包含了許多形式, 例如我們常用的 ARMA 模型以及一些非線性迴歸等。

3.1 條件動態平均方程式

我們根據 Patton and Timmermann (2007) 文中所使用的分析架構 , 首先, 假設資料產生過程的形式滿足條件同質變異數 (Conditional Homoscedasticity) 的條件:

Assumption D 1. 將資料產生過程假設爲*:*

$$Y_{t+h} = \mu_{t+h,t} + \varepsilon_{t+h}, \tag{2}$$

其中 $\varepsilon_{t+h}|\mathcal{F}_t \sim F_{\varepsilon,h}(0, \sigma^2_{\varepsilon,h})$, $F_{\varepsilon,h}(0, \sigma^2_{\varepsilon,h})$ 爲未知且均數爲 *0,* 變異數爲 $\sigma^2_{\varepsilon,h}$ 且與 $\mathcal{F}_t$ 獨立的任意分配, 而 $\mu_{t+h,t} \equiv E_t[Y_{t+h}]$ 爲實現值 Y_{t+h} 之條件均數方程式。

此假設單獨僅對條件均數做動態限制, 表示 ε_{t+h} 爲由 $F_{\varepsilon,h}$ 隨機分配所產生, $F_{\varepsilon,h}$ 此分配與預測範圍相關, 但和預測者所知的訊息集合 $\mathcal{F}_t$ 相獨立。

Assumption L 1. 假設損失函數爲預測誤差的唯一函數*:*

$$L(y, \hat{y}) = L(y - \hat{y}) = L(e), \forall (y, \hat{y}) \in \mathcal{R} \times \mathcal{Y}, \tag{3}$$

L1 的假設排除掉我們一般常見的損失函數, 例如: MSE(Mean Squared Error)、MAE(Mean Absolute Error)、Lin-Lin 和 Linear-Exponentail 等損失函數。我們即是假設主計處用於產生 $\hat{Y}_{t+h,t}$ 的模型爲最基本的型式。

根據以上 D1 和 L1 這兩個假設, 我們可以得到以下可檢定最適預測的應用

Proposition 1. 假設 *DGPs* 僅在平均方程式做條件動態假設 *(Assumption D1),* 以及損失函數爲預測誤差的唯一函數 *(Assumption L1),* 根據以上兩個假設可以得到以下結果*:*

1. 預測誤差應爲條件同質變異。

2. 最適預測的形式應爲:

$$\hat{Y}^*_{t+h,t} = \mu_{t+h,t} + \alpha^*_h, \tag{4}$$

   其中 α^*_h 定義爲根據 $F_{\varepsilon,h}$ 之分配以及損失函數而定的常數。

3. 達成最適預測的預測誤差 $e^*_{t+h,t} \equiv Y_{t+h} - \hat{Y}_{t+h,t}$ 應與所有 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 獨立, 特別是 $cov(e^*_{t+h,t}, e^*_{t+h-j,t-j}) = 0$, $\forall j \geq h$ 和任意 $h > 0$ 。其中$\mathcal{Z}_t$定義爲任何有可能干擾預測或是影響預測的干擾參數集合。

4. 達成最適預測的預測誤差變異數 $\mathrm{Var}(e^*_{t+h,t})$ 在預測範圍 h 內爲非遞減函數 (nondecreasing function)。

此推論表示, 我們在僅對 DGPs 作可檢定的假設 (D1) 以及對損失函數所設定 (L1) 的假設下, 預測誤差若要達成最適預測, 預測誤差的落後期在預測範圍內或是大於預測範圍皆應爲序列不相關, 因此在擁有實現值與預測值的序列時,

我們即使沒有任何主計處所使用損失函數的資訊下, 仍可以直接進行最適預測檢定。

另一方面, 若對預測誤差進行 Engle's(1982) heteroscedasticity test 後, 認定預測誤差爲條件同質變異 (Conditional homoscedasticity), 即資料符合在 Assumption D1 和 Assumption L1 的假設, 我們便可採用以下迴歸做最適檢定, 其對應的虛無假說爲 $\beta = 0$:

$$e_{t+h,t} = \alpha + \beta \mathcal{Z}_t + \mu_{t+h} \tag{5}$$

在上述關係於 DGPs 以及損失函數的假設下, 即使 μ_{t+h} 未知, 我們也不須對 Y_{t+h} 的條件均數方程式進行估計以及檢定。而僅需將重點集中在檢定 $e_{t+h,t}$ 和任何 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 是否相關, 即可判斷其預測是否爲最適。

3.2 條件動態均數與變異數方程式

在上一小節所採用的假設並沒有處理到動態變異數的狀況, 因此在此一小節我們將 DGPs 加入動態變異數的假設, 使 DGPs 變得更爲一般化:

Assumption D 2. 將 *DGPs* 假設爲

$$Y_{t+h} = \mu_{t+h,t} + \sigma_{t+h,t}\eta_{t+h}, \tag{6}$$

其中 $\eta_{t+h}|\mathcal{F}_t \sim F_{\eta,h}(0,1)$, $F_{\eta,h}(0,1)$ 爲未知且平均數爲 0 , 變異數爲 1 且和 $\mathcal{F}_t$ 獨立的任意分配。

此 DGPs 的形式已包含到相當廣泛的計量模型, 例如在財務分析上常用的 ARCH (Autoregressive Condtional Heteroscedasticity) 和 GARCH(Generalized Autoregressive Conditional Heteroscedasticity) 等模型。

Assumption L 2. 假設損失函數爲預測誤差的唯一且齊次 *(homogeneous)* 的函數

$$L(ae) = g(a)L(e) \tag{7}$$

其中 g 假設爲任意正函數。

此形式與 Assumption L1 不同, L2 包含了一般經濟分析和財務分析常用的損失函數, 例如: MSE 、MAE 、Lin-Lin 以及非對稱損失函數 (Asymmetric Loss Function) 等皆是此形式的變化。此損失函數的限制是爲了確保預測在做單位調整前不會影響到預測結果。

根據以上 Assumption D2 和 Assumption L2 兩個假設, 我們可以得到以下可檢定最適預測的應用:

Proposition 2. 假設損失函數爲預測誤差的唯一齊次函數 *(Assumption D2)* 和 *DGPs* 同時具有動態均數和動態變異數方程式 *(Assumption L2),* 可定義最適預測下的標準預測誤差爲 $d^*_{t+h,t} = e^*_{t+h,t}/\sigma_{t+h,t}$, 我們可以得到以下結果*:*

1. 最適預測的形式爲:

$$\hat{Y}^*_{t+h,t} = \mu_{t+h,t} + \sigma_{t+h,t}\gamma^*_h, \tag{8}$$

其中 γ^*_h 爲視分配 $F_{t+h,t}$ 與損失函數所得之常數。

2. $d^*_{t+h,t}$ 和任何 $\mathcal{F}_t$ 中變數 $\mathcal{Z}_t$ 獨立, 特別是 $cov(d^{*r}_{t+h,t}, d^{*s}_{t+h-j,t-j}) = 0$, $\forall j \geq h$, $h > 0$, 其中所有的 r 和 s 的共變異數皆應存在。表示 $d^*_{t+h,t}$ 和 $d^*_{t+h-j,t-j}$ 之間的任何次方皆應不相關。

在此假設下, 最適預測的預測誤差一般而言將會是偏誤 (Bias)、序列相關 (Serial Correlation) 或是異質變異 (Heteroscedisticity), 但是在預測誤差用標準差標準化後, 其與任何預測訊息集合裡的變數將互相獨立, 此隱含預測誤差 $d^*_{t+h,t}$ 預測範圍內皆是序列不相關, 因此我們可以用條件均數與變異數的無參數或彈性參數模型來檢定是否達成最適:

$$\hat{d}_{t+h} = \alpha_0 + g_1(\mathcal{Z}_t; \theta_1) + \mu_{t+h}, \tag{9}$$

$$\mu_{t+h} = \sigma_{\mu,t+h} v_{t+h}, v_{t+h} \sim (0, 1), \tag{10}$$

$$\sigma^2_{\mu,t+h} = \omega_0 + g_2(\mathcal{Z}_t; \theta_2). \tag{11}$$

其中 $g_1(z; 0) = g_2(z; 0) = 0$, $\forall z$ 。根據以上結果, 我們可以透過虛無假說 H_0 : $\{\omega_0 = 1\} \cap \{\theta_1 = \theta_2 = 0\}$ 來檢定預測是否爲最適。

上述方法可以很容易的操作且不需要任何均數方程式的資訊, 但需要變異數確切存在且可估計。一般而言, 變異數我們將採用 ARCH(GARCH) 模型進行估計。由於 ARCH-in-mean(GARCH-in-mean) 模型在經濟、財務領域的應用也相當廣泛, 因此我們針對 DGPs 再做更進一步的假設:

Assumption D 3. 將 *DGPs* 假設爲*:*

$$Y_{t+h} = \beta\sigma_{t+h,t} + \sigma_{t+h,t}\eta_{t+h}, \tag{12}$$

其中 $\eta_{t+h} \mid \mathcal{F}_t \sim F_{\eta,h}(0,1)$, $F_{\eta,h}$ 爲未知且平均數爲 0 , 變異數爲 1 且視預測期間 h 而定的任意分配。此形式即是我們在財務上常使用的 ARCH-in-mean 模型。根據此假設我們可以得到以下結果:

Proposition 3. 假設 *DGPs* 爲 *ARCH-in-mean* 模型 *(Assumption D3),* 且 $\beta \neq -\gamma_h^*$, 以及損失函數爲預測誤差的齊次函數*(Assumption L2)*。我們可以定義*:*

$$\hat{d}^*_{t+h,t} \equiv (Y_{t+h} - \hat{Y}^*_{t+h,t})/\hat{Y}^*_{t+h,t}, \tag{13}$$

則 $\hat{d}^*_{t+h,t}$ 將與任意 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 獨立。特別是 $cov(\hat{d}^{*r}_{t+h,t}, \hat{d}^{*s}_{t+h-j,t-j}) = 0$, $\forall j \geq h$ 和任意 $h \geq 0$, 其中所有的 r 和 s 的共變異數皆應存在。表示 $\hat{d}^*_{t+h,t}$ 和 $\hat{d}^*_{t+h-j,t-j}$ 之間的任何次方皆應不相關。

根據以上 Propostion 3 所述條件, 我們可以在沒有任何預測者損失函數以及均數、變異數方程式的資訊下, 透過檢定 $\hat{d}_{t+h,t}$ 是否序列相關及 $\hat{d}_{t+h,t}$ 在任意 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 下是否同質變異, 來判斷預測是否達成最適。

3.3 分量檢定(Quantile Tests)

根據 Patton and Timmermann (2007) 文中所使用的分析架構, 在上兩節所述條件 Propositions 1 或 Propostion 2 下, 我們皆可以將最適預測轉換爲分量變數。使用分量檢定的好處在於, 即使分量會隨著預測範圍 h 的改變而變動且爲未知數, 最適預測在同個時段內的任何時點皆爲同個分量。即是我們在不同的 t 年份對某一未來年份進行預測, 只要所取的預測範圍 h 相同, 則最適預測皆會在同

樣的分量。因此我們可以在不須知道 $\mu_{t+h,t}$ 的資訊, 以及避免估計 $\sigma_{t+h,t}$ 的情況下, 便可以檢定預測是否爲最適。

Proposition 4. 假設不論是 *DGPs* 爲條件動態均數方程式 *(D1)* 和損失函數爲預測誤差的唯一函數 *(L1)* , 或是, *DGPs* 爲條件動態均數、變異數方程式 *(D2)* 和損失函數爲預測誤差的齊次函數 *(L2)* , 皆可以得到下列結果*:*

1. 最適預測的形式爲:

$$\mathcal{F}_{t+h,t}(\hat{Y}^*_{t+h,t}) = q^*_h, \forall t, \tag{14}$$

其中 $q^*_h \in (0,1)$ 視 $F_{\eta,h}$ 之分配與損失函數而定。假設 $F_{t+h,t}$ 爲連續 (Continuous) 且嚴格遞增 (Strictly increasing) 函數, 我們可以將上述公式反函數成:

$$\hat{Y}^*_{t+h,t} = F^{-1}_{t+h,t}(q^*_h) \tag{15}$$

2. 我們令指標函數爲

$$I^*_{t+h,t} \equiv \mathbf{1}(Y_{t+h} \leq \hat{Y}^*_{t+h,t}), \tag{16}$$

其中 $\mathbf{1}(\mathcal{S})$ 定義 $\mathcal{S}$ 爲當 $\mathcal{S}$ 成立時爲 1 , 否則爲 0 。因 $I^*_{t+h,t}$ 爲 0 或 1 的二元隨機變數, $Pr[I^*_{t+h,t} = 1 \mid \mathcal{F}_t] = Pr[Y_{t+h} \leq \hat{Y}_{t+h,t} \mid \mathcal{F}_t] = q^* \forall t$, 因此可得 $I^*_{t+h,t}$ 與任意 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 獨立。

根據以上推論, 當 q^*_h 未知的情況下, 我們可以透過以下迴歸作最適檢定, 其虛無假說爲 $\beta = 0$,

$$I_{t+h,t} = \alpha + \beta' \mathcal{Z}_t + \mu_{t+h}. \tag{17}$$

而 $I_{t+h,t}$ 爲二進制 (Binary) 之變數, 因此我們採用 Logit model 估計以上迴歸模型, 並檢測係數是否顯著進而判斷 $I_{t+h,t}$ 是否與任意 $\mathcal{Z}_t \in \mathcal{F}_t$ 獨立。

4 實證結果

在本文中我們所採用的經濟成長率與消費者物價指數爲由行政院主計總處(以下簡稱主計總處) 於每年的 2、5、8 及 11 月定期公佈之新聞稿所得。本文中所定

義之經濟成長率爲實質國內生產毛額 (Gross Domestic Product,GDP) 之年增長率。我們將預測範圍 h 設定爲 1 即一季前之預測, 如第二季 (5月) 之預測值爲由主計總處於第一季 (2月) 所公布之新聞稿而得並以此類推。並以 y_{t+1} 代表第 $t+1$ 季經濟成長率之實際值, 並以 $\hat{Y}_{t+1,t}$ 表示主計總處在第 t 季對 y_{t+1} 之預測值。樣本期間設定爲 2004 年第 4 季至 2014 年第 3 季, 樣本數爲 $T = 40$。

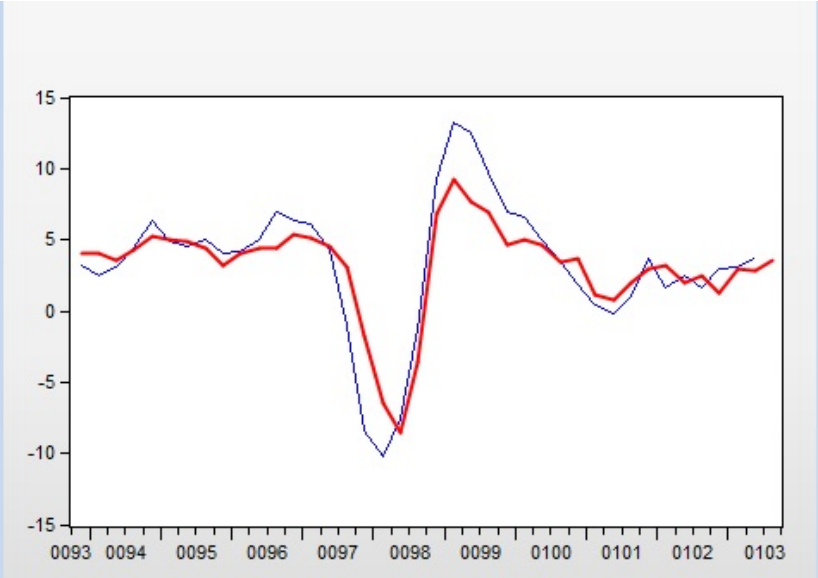


圖 1: GDP 時間序列圖: 台灣主計總處 GDP 成長率實際值 (細線), 預測值 (粗線)

表 1: GDP Summary statistics

	Realization	Forecast	Forecast error
Mean	3.3786	3.1795	0.2053
Median	3.7400	3.8582	0.2487
Maximum	13.2687	9.2374	4.8746
Minimum	-10.2400	-8.5000	-6.6300
Standard deviation	4.7395	3.3567	2.0739
Skewness	-0.8307	-1.6994	-0.7586
Kurtosis	4.7563	6.6978	5.1603
Jarque-Bera statistic	9.4981	42.0417	11.6149
Jarque-Bera p value	0.0086	0.0000	0.0030

4.1 實質國內生產毛額 GDP

首先, 我們將確認若 GDP 在 DGPs 僅在均數方程式做條件動態假設 (Assumption D1), 以及損失函數爲預測誤差的唯一函數 (Assumption L1) 下, 則預測誤差具有條件同質變異的特性 (Proposition 1) 是否成立。我們透過 Engle's (1982) heteroscedasticity test 對預測誤差進行檢測：虛無假說 $\alpha_i = 0$, $\forall i \geq 1$, 模型如下

$$e^2_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 e^2_{t,t-1} + \cdots + \alpha e^2_{t-L+1,t-L} + \mu_{t+1} \tag{18}$$

爲了進行此檢定, 我們先將 GDP 預測誤差做平方處理產生新的序列, 再根據以上迴歸模型針對平方預測誤差進行檢定, 落後期數選擇 4 期, 檢定結果如下表 2:

$$e^2_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 e^2_{t,t-1} + \alpha_2 e^2_{t-1,t-2} + \alpha_3 e^2_{t-2,t-3} + \alpha_4 e^2_{t-3,t-4} + \mu_{t+1} \tag{19}$$

表 2: Engle's heteroscedasticity test

Forecast error square	Coefficient	Prob.
α_1	0.7056	0.0005***
α_2	-0.4039	0.0732*
α_3	0.1674	0.4490
α_4	-0.0197	0.9134

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性,[**]爲信心水準 5 %所得之顯著性,[*]爲信心水準 10 %所得之顯著性。

根據上表結果, 我們可以得知落後 1 期與 2 期係數在信心水準 10 % 下相當顯著 ($p - value$ 分別爲 0.0005 及 0.0732), 落後 3 期與 4期係數則相當不顯著。此結果表示預測誤差顯著具有條件異質變異數, 因此我們可以判斷若此預測爲最適預測, 則 GDP 並不符合在 Assumption D1 和 Assumption L1 的 Proposition 1-1 狀況下。

在違反 Proposition 1-1 的推論下, 我們檢測是否 Assumption D1 或 Assumption L1 不符合假設, 因此, 我們檢測 GDP 的實現值是否符合 Assumption D1。首先, 我們觀察實際值的偏相關係數函數 (Partial Autocorrelation Function , PACF) , PACF 具有振盪的情況 (如附錄圖 3), 因此我們配適

ARMA(1,2) 做爲 GDP 實現值之 DGPs 近似, 配適結果如下表 3:

$$Y_t^{GDP} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^{GDP} + \varepsilon_t + \alpha_2 \varepsilon_{t-1} + \alpha_3 \varepsilon_{t-2} \tag{20}$$

表 3: GDP ARMA(1,2)

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.6070	0.0011***
α_2	0.8508	0.0001***
α_3	0.4758	0.0107**
$Q(4)$		0.0410**
$Q^2(4)$		0.0650*

註:[***]爲信心水準 1 % 所得之顯著性,[**]爲信心水準 5 % 所得之顯著性,[*]爲信心水準 10 % 所得之顯著性。$Q(\cdot)$爲$Q-stat$。

根據表 3 結果, 我們可以得知 AR 項 及 MA 項的係數皆相當顯著 ($p-value$ 分別爲 0.0011、0.0001 及 0.0107)。接著, 我們透過 Q 及 Q^2 檢定來檢視殘差項是否殘留未擷取的資訊, Q $stat$ 及 Q^2 $stat$ 在落後期數 4 期皆相當顯著 ($p-value$ 分別爲 0.041 及 0.065)。以上結果顯示殘差項仍然殘留著可用的預測資訊, 因此我們再根據 Q $stat$ 及 Q^2 $stat$ 檢定的結果修正模型配適爲 ARMA(2,(4)), 配適結果如下表 4:

$$Y_t^{GDP} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^{GDP} + \alpha_2 Y_{t-2}^{GDP} + \varepsilon_t + \alpha_3 \varepsilon_{t-4} \tag{21}$$

表 4: GDP ARMA(2,(4))

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	1.274447	0.0000***
α_2	-0.557449	0.0005***
α_3	-0.872331	0.0000***

註:[***]爲信心水準 1 % 所得之顯著性。

根據以上結果, 我們可知 AR 項及 MA 項的係數皆相當顯著 ($p-value$ 分別爲 0.0000、0.0005 及 0.0000), 且 Q $stat$ 及 Q^2 $stat$ 皆顯示模型殘差項已無自我相關, 結果如下表 5 及表 6:

表 5: ARMA(2,(4)) $Q-stat$

	$Q-stat$	Prob.
$Q(2)$	0.6520	0.4190
$Q(4)$	2.3117	0.5100
$Q(6)$	6.2201	0.2850
$Q(8)$	8.0709	0.3260
$Q(10)$	10.6320	0.3020

註:$Q(\cdot)$爲$Q-stat$

表 6: ARMA(2,(4)) Q^2-stat

	Q^2-stat	Prob.
$Q^2(2)$	0.3904	0.5320
$Q^2(4)$	0.5121	0.9160
$Q^2(6)$	1.0802	0.9560
$Q^2(8)$	1.8146	0.9690
$Q^2(10)$	2.4548	0.9820

註: $Q^2(\cdot)$ 爲 Q^2-stat。

接著, 我們根據已配適完整的 ARMA(2,(4)) 模型產生殘差項序列後, 再將此殘差項序列平方後產生平方殘差項序列, 並檢測平方殘差項是否具有序列相關, 檢測後發現 Q $stat$ 在任何落後期數皆已無自我相關, 結果如下表 7:

表 7: Residual Square Correlogram

	$Q-stat$	Prob.
$Q(2)$	0.3904	0.8230
$Q(4)$	0.5121	0.9720
$Q(6)$	1.0802	0.9820
$Q(8)$	1.8146	0.9860
$Q(10)$	2.4548	0.9920

註:$Q(\cdot)$爲$Q-stat$

此結果顯示 GDP 實現值之 DGPs 是爲同質變異, 所以 DGPs 應符合 Assumption D1 之假設。因此, 上段違反 Proposition 1-1 之假設可能的原因爲 Assumption L1 的假設不適合或主計總處 GDP 之預測非爲最適預測。然而我們已經確認 GDP 實際值符合 D1 假設, 表示 Proposition 2 用來標準化 GDP

預測誤差的變異數皆相同, 因此, 根據 Propostion 2 所推論出之最適預測檢定的方式事實上與 Proposition 1 相同, 所以我們在此採用 Proposition 1 所得之最適檢定迴歸針對預測誤差進行檢測。

此外, 由 Proposition 1 推論所得之最適檢定迴歸方程式採用之 $\mathcal{Z}_t$ 根據陳宜廷、徐士勛、劉瑞文與莊額嘉 (2011) 文中所提, 採用 $e_{t,t-1}$ 及 $e^2_{t,t-1}$ 以探討預測誤差序列在動態結構上是否具有可再預測性。GDP 預測值落後期數 1 期 $\hat{Y}^{GDP}_{t,t-1}$ 用以探究前一季之預測值是否影響當季預測, CPI (Consumer Price Index) 預測值 $\hat{Y}^{CPI}_{t+1,t}$ 用以探討主計總處當季對物價的預期是否影響對 GDP 的預測。檢定模型及結果如下表 8:

$$e_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t,t-1} + \alpha_2 e^2_{t,t-1} + \alpha_3 \hat{Y}^{GDP}_{t,t-1} + \alpha_4 \hat{Y}^{CPI}_{t+1,t} + \mu_{t+1} \tag{22}$$

表 8: GDP Forecast Optimal Test

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.6694	0.0000***
α_2	-0.0125	0.6839
α_3	0.0425	0.6642
α_4	-0.6892	0.0092***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

根據上表結果, 動態變數 $e^2_{t,t-1}$ 及 GDP 預測值之 AR 項 $\hat{Y}^{GDP}_{t,t-1}$ 皆相當不顯著, 顯示 GDP 之預測並不會受到此二變數所影響。然而, 動態變數 $e_{t,t-1}$ 及 CPI 當季預測值 $\hat{Y}^{CPI}_{t+1,t}$ 皆相當顯著, 表示主計總處 GDP 之預測將會受到上季預測誤差同向影響, 而當季主計總處對 CPI 成長率之看法將會負向影響 GDP 之預測, 此結果可以得知 GDP 預測違反 Proposition 1-2 的推論。根據以上已知違反兩點推論, 我們可推論主計總處 GDP 之預測並未達成最適預測。

雖然在上段文章我們已經可以判斷 GDP 實際值符合 Assumption D1 且最後檢定爲非最適預測, 但我們在此假設若 GDP 實際值在 Assumption D2 及 L2 所建構而成的 Proposition 2 下進行最適預測檢定結果是否會與上段分析結果相同。經過模型篩選後, 最後配適出能成功收斂的變異數方程式, 均數方程式

設定爲 ARMA(2,(4)) , 變異數方程式爲 ARCH(1) , 配適結果如表 9 及表 10 ,

$$Y_t^{GDP} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^{GDP} + \alpha_2 Y_{t-2}^{GDP} + \varepsilon_t + \alpha_3 \varepsilon_{t-4}, \tag{23}$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2), \tag{24}$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2. \tag{25}$$

表 9: ARMA(2,(4)) Mean Equation

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	1.2694	0.0000***
α_2	-0.5731	0.0000***
α_3	-0.8625	0.0000***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

表 10: ARMA(2,(4)) Variance Equation

Variable	Coefficient	Prob.
β_1	2.4311	0.0067***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

根據上二表結果, 我們可知均數方程式之 AR 項及 MA 項在信心水準 1% 下皆相當顯著 ($p - value$ 皆小於 0.0001), 變異數方程式之 AR 項係數在信心水準 1% 下相當顯著 ($p - value$ 爲 0.0067), Q $stat$ 和 Q^2 $stat$ 皆顯示標準化殘差項已無自我相關, 以上分析結果顯示 ARMA(2,(4))-ARCH(1) 具有較好的配適能力。緊接著, 我們透過 ARMA(2,(4))-ARCH(1) 產生各期數之變異數, 再將 GDP 之預測誤差除以該期所屬之變異數得到標準化預測誤差 $\hat{d}_{t+1,t}$, 根據 Proposition 2 所得之最適預測檢定方式, 將 $\hat{d}_{t+1,t}$ 做 ARCH 模型配適, 均數方程式之 $\mathcal{Z}_t$ 根據上段 Proposition 1 最適檢定所採用之變數, 採用 $\hat{d}_{t,t-1}$ 及 $\hat{d}_{t,t-1}^2$ 以探討標準化預測誤差序列在動態結構上是否具有可再預測性。GDP 預測值落後期數 1 期 $\hat{Y}_{t,t-1}^{GDP}$ 用以探究前一季之預測值是否影響當季預測, CPI 預測值 $\hat{Y}_{t+1,t}^{CPI}$ 用以探討主計總處對物價的預期是否影響對 GDP 的預測。變異數方程式之 $\mathcal{Z}_t$ 除了本身 AR 項, 同樣加入 GDP 及 CPI 之預測值進行估計。估計的結

果如下表 11 及表 12 :

$$\hat{d}_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 \hat{Y}^{GDP}_{t,t-1} + \alpha_2 \hat{Y}^{CPI}_{t+1,t} + \alpha_3 \hat{d}_{t,t-1} + \alpha_4 \hat{d}^2_{t,t-1} + \varepsilon_t + \alpha_5 \varepsilon_{t,t-1}, \quad (26)$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma^2_t), \quad (27)$$

$$\sigma^2_{t+1,t} = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon^2_{t,t-1} + \beta_2 \hat{Y}^{GDP}_{t,t-1} + \beta_3 \hat{Y}^{CPI}_{t+1,t}. \quad (28)$$

表 11: Mean Equation

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	-0.1143	0.5840
α_2	-0.7696	0.1747
α_3	0.5947	0.0028***
α_4	0.0088	0.6037
α_5	0.0335	0.8905

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

表 12: Variance Equation

Variable	Coefficient	Prob.
β_1	0.0862	0.4716
β_2	0.3415	0.4481
β_3	0.8745	0.6213

根據上表結果, 均數方程式之動態結構變數 $\hat{d}^2_{t,t-1}$ 之係數相當不顯著, 顯示標準化預測誤差二次函數型態已經不具有可在預測性。但 $\hat{d}_{t,t-1}$ 之係數在信心水準 10% 下相當顯著, 顯示主計處在當季所做的預測會受到上季標準化後的預測誤差所影響。 GDP 預測值 AR 項之係數相當不顯著, 顯示主計總處在做當季 GDP 之預測時, 並不會受到自身對上一季預測之看法所影響。 CPI 之當季預測值對標準化預測誤差並無顯著影響, 此結果顯示, 主計總處對當季物價的看法並不會影響到當季 GDP 之預測。在變異數方程式中,GDP 標準化預測誤差 AR 項之係數相當顯著 ($p - value$ 爲 0.0002), 顯示主計總處在做 GDP 預測時, 產生預測誤差的風險會受到自身上一季標準化預測誤差所影響, 此即違反 Proposition 2-2 之推論。綜合以上所有分析, 根據 Propostion 2-2 之假設, GDP 之標準化預測誤差並未與 $\mathcal{F}_t$ 中之變數 $\mathcal{Z}_t$ 獨立。因此, 我們在此判斷主計總處 GDP 之預測與上段文章結論相同皆非最適預測。

在資料符合 Proposition1 或 Proposition 2 的情況下, 除了標準化預測誤差最適檢定外, 我們可以另外再採用分量檢定來進行最適預測檢定。因此, 根據 Propostion 4 之架構, 我們將 GDP 預測誤差轉換成 $I_{t+1,t}$ 數值爲 0 或 1 之指標預測誤差序列。$I_{t+1,t}$ 爲數值 0 或 1 之序列, 因此我們採用 Logit 模型來進行迴歸方程式之配適, 均數方程式之 $\mathcal{Z}_t$ 同樣根據標準化預測誤差檢定所採用之變數, 採用 $I_{t,t-1}$ 用以探討指標預測誤差之動態結構是否具有可再預測性, GDP 預測值落後期數 1 期 $\hat{Y}^{GDP}_{t,t-1}$ 用以探究前一季之預測值是否影響當季預測, CPI (Consumer Price Index) 預測值 $\hat{Y}^{CPI}_{t+1,t}$ 用以探討主計總處對物價的預期是否影響對 GDP 的預測。估計結果如下表 13 :

$$I_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 I_{t,t-1} + \alpha_2 \hat{Y}^{GDP}_{t,t-1} + \alpha_3 \hat{Y}^{CPI}_{t+1,t} \tag{29}$$

表 13: Logit Regression

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	1.7784	0.0253**
α_2	-0.0571	0.7245
α_3	0.6381	0.1221

註:[**]爲信心水準 5 %所得之顯著性。

根據上表結果, 均數方程式之動態結構變數 $I_{t,t-1}$ 係數在信心水準 5% 下相當顯著, GDP 預測值 AR 項以及 CPI 預測值之係數皆相當不顯著。此結果顯示指標預測誤差之落後期仍有可在預測性, 表示主計總處在當季預測並未將上季可用之資訊擷取完整, 導致自身落後期對自己有顯著的影響效果。

綜合以上分析, 在 Proposition 1 下, 預測誤差應爲條件同質變異, 但經過檢測後 GDP 之預測誤差爲異質變異, 再透過檢測 Assumption D1 後發現實際值之 DGPs 符合此假設, 最後經過推論仍採用 Proposition 1 檢定發現爲非最適預測, 接著, 我們假設 GDP 實際值在更一般化 Proposition 2 的假設進行檢測發現仍爲非最適預測, 透過標準化預測誤差彈性最適檢定以及分量最適檢定, 發現主計總處 GDP 之預測在以上三次檢定下皆並非最適預測。因此, 我們可以認定主計總處 GDP 之預測並非最適預測。

4.2 消費者物價指數 CPI

在本文中我們定義的物價指數爲消費者物價指數 (Consumer Price Index,CPI) 之年增長率。我們將預測範圍 h 設定爲 1 , 以 y_{t+1} 代表第 $t+1$ 季消費者物價指數之實際值, 並以 $\hat{Y}_{t+1,t}$ 表示主計總處在第 t 季對 y_{t+1} 之預測值。此二個變數的樣本期間設定爲 2004 年第 4 季至 2014 年第 3 季, 樣本數爲 $T = 40$。

圖 2: CPI 時間序列圖: 台灣主計總處 CPI 成長率實際值 (細線), 預測值 (粗線)

表 14: CPI Summary statistics

	Realization	Forecast	Forecast error
Mean	1.3948	1.5469	-0.1521
Median	1.3881	1.5021	-0.0666
Maximum	4.5208	4.7395	0.6568
Minimum	-1.3459	-1.3928	-1.9854
Standard deviation	1.3628	1.2301	0.0569
Skewness	0.3598	0.1247	-1.4326
Kurtosis	3.3626	3.7137	6.2799
Jarque-Bera statistic	1.0814	0.9529	31.6116
Jarque-Bera p value	0.5823	0.6209	0.0000

同上小節作法, 首先, 我們同樣將確認若 CPI 在 DGPs 僅在均數方程式做條

件動態假設 (Assumption D1), 以及損失函數爲預測誤差的唯一函數 (Assumption L1) 下, 則預測誤差具有條件同質變異的特性 (Proposition 1) 是否成立。我們先將 CPI 預測誤差做平方處理產生新的平方預測誤差序列, 再根據 Engle's heteroscedasticity test 之迴歸模型針對平方預測誤差進行檢定, 落後期數選擇 4 期, 檢定結果如下表 15 :

$$e^2_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 e^2_{t,t-1} + \alpha_2 e^2_{t-1,t-2} + \alpha_3 e^2_{t-2,t-3} + \alpha_4 e^2_{t-3,t-4} + \mu_{t+1} \quad (30)$$

表 15: Engle's heteroscedasticity test

CPI forecast error square	Coefficient	Prob.
α_1	-0.0671	0.7103
α_2	0.4376	0.0201**
α_3	0.0845	0.6403
α_4	-0.0634	0.7246

註:[**]爲信心水準 5 %所得之顯著性。

根據上表結果, 我們可以得知落後 2 期之係數在信心水準 5 % 下相當顯著 ($p - value$ 爲 0.0201), 落後 1期 、3 期及 4期之係數則相當不顯著。此結果表示預測誤差顯著具有條件異質變異數, 因此我們可以判斷 CPI 並不符合在 Assumption D1 和 Assumption L1 的 Proposition 1 狀況下。

上段文章結果發現 Proposition 1 已不符合, 但無法確定實際值是 D1 或是 L1 不符合假設, 因此, 我們同樣透過檢測 CPI 之實現值是否符合 Assumption D1。首先, 觀測 CPI 實現值之 PACF , 由 PACF (如附錄圖 4) 之振盪的狀況, 我們初步對其配適 ARMA(1,(4)) 做爲 CPI 實現值之 DGPs 近似, 配適結果如下表 16 :

$$Y^{CPI}_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y^{CPI}_{t-1} + \alpha_2 \varepsilon_{t-4} \quad (31)$$

表 16: CPI Forecast ARMA(1,4)

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.6592	0.0004***
α_2	-0.9444	0.0000***
$Q(8)$		0.056***
$Q^2(5)$		0.094*

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性,[*]爲信心水準 10 %所得之顯著性。

根據上表結果, 我們可以得知 AR 項 及 MA 項 的係數在信心水準 1% 下相當顯著 ($p-value$ 皆小於 0.0001)。接著, 我們同樣透過 Q 及 Q^2 檢定來檢視殘差項是否殘留未擷取的資訊, Q $stat$ 在落後期數 8 期開始相當顯著 ($p-value$ 爲 0.056)。而 Q^2 $stat$ 在落後期數 5 期相當顯著 ($p-value$ 爲 0.094), 以上結果顯示殘差項仍然殘留著可用的預測資訊。接著, 我們再根據 Q 及 Q^2 檢測結果修正模型爲 ARMA(1,(4,5)), 配飾結果如下表 17 :

$$Y_t^{CPI} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^{CPI} + \varepsilon_t + \alpha_2 \varepsilon_{t-4} + \alpha_3 \varepsilon_{t-5} \tag{32}$$

表 17: CPI ARMA(1,(4,5))

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.6396	0.0000***
α_2	-0.6218	0.0000***
α_3	-0.3780	0.0017***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

根據上表結果, 我們可知 AR 項及 MA 項的係數皆相當顯著 ($p-value$ 分別爲 0.0000、0.0000 及 0.0017), 且 Q $stat$ 及 Q^2 $stat$ 皆顯示模型殘差項已無自我相關。結果如下表 18及表 19:

表 18: ARMA(1,(4,5)) $Q-stat$

	$Q-stat$	Prob.
$Q(4)$	1.4059	0.4950
$Q(6)$	2.4817	0.6480
$Q(8)$	8.7078	0.1910
$Q(10)$	12.022	0.1500
$Q(12)$	14.992	0.1320

註: $Q(\cdot)$ 爲 $Q-stat$

表 19: ARMA(1,(4,5)) Q^2-stat。

	Q^2-stat	Prob.
$Q^2(4)$	2.5642	0.2770
$Q^2(6)$	5.1632	0.2710
$Q^2(8)$	5.5296	0.4780
$Q^2(10)$	5.9365	0.6540
$Q^2(12)$	7.1353	0.7130

註: $Q^2(\cdot)$ 爲 Q^2-stat。

因此, 我們可以根據已配適完整的 ARMA(1,(4,5)) 模型產生殘差項序列, 再將此殘差序列進行平方處理後產生平方殘差序列, 並檢測平方殘差項是否具有序列相關 , 檢測後發現殘差項在任何落後期數皆已無自我相關, 結果如下表 20:

表 20: Residual square Correlogram

	$Q-stat$	Prob.
$Q(2)$	1.4346	0.4880
$Q(4)$	2.5642	0.6330
$Q(6)$	5.1632	0.5230
$Q(8)$	5.5296	0.7000
$Q(10)$	5.9365	0.8210

註: $Q(\cdot)$ 爲 $Q-stat$。

此結果顯示 CPI 實現值之 DGPs 應爲同質變異, 所以 DGPs 應符合 Assumption D1 之假設。因此, 和 GDP 之實證結果相同, CPI 之實際值違反 Proposition 1 之假設可能的原因爲 Assumption L1 的假設不適合或主計總處 CPI 之預測事實上已非爲最適預測, 然而, 我們已經可以確認 CPI 實際值符合 Assumption D1 之假設, 與上小節相同, 因符合 D1 假設所以在 Proposition 2

用來標準化 CPI 預測誤差的變異數事實上皆相同, 因此, 根據 Propostion 2 所推論出之最適預測檢定的方式事實上與 Proposition 1 相同, 所以我們在此小節同樣可以採用 Proposition 1 所得之最適檢定迴歸方程式針對預測誤差進行檢測, 結果如下表 21 :

$$e_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 e_{t,t-1} + \alpha_2 e_{t,t-1}^2 + \alpha_3 \hat{Y}_{t,t-1}^{CPI} + \alpha_4 \hat{Y}_{t+1,t}^{GDP} + \mu_{t+1} \tag{33}$$

表 21: CPI Forecast Optimal Test

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.2472	0.3502
α_2	0.1204	0.5385
α_3	0.0274	0.7029
α_4	-0.0111	0.6620

根據上表結果, 動態結構變數 $e_{t,t-1}$、$e_{t,t-1}^2$、CPI 預測值之 AR 項 $\hat{Y}_{t,t-1}^{CPI}$ 及 GDP 當季預測值 $\hat{Y}_{t+1,t}^{GDP}$ 皆相當不顯著, 顯示主計總處 CPI 之預測並不會受到此些變數所影響。此結果顯示符合 Proposition 1-3 之條件, 但先前 CPI 預測誤差檢測呈現異質變異違反 Propostion 1-1 之條件。因此, 我們判斷 CPI 之預測值相較 GDP 預測值符合較多最適預測條件, 但仍未達成最適預測。

接著, 我們試著與上小節相同, 假設實際值符合 Assumption D2 配適模型, 但即使均數方程式配適到完整, 變異數方程式卻無法收斂, 因此我們無法與上小節相同採用標準化預測誤差最適檢定, 模擬結果爲 ARMA(1,(4))-ARCH(1) 模型 , 如下表 22 及表 23,

$$Y_t^{CPI} = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1}^{CPI} + \varepsilon_t + \alpha_2 \varepsilon_{t-4}, \tag{34}$$

$$\varepsilon_t \sim (0, \sigma_t^2), \tag{35}$$

$$\sigma_t^2 = \beta_0 + \beta_1 \varepsilon_{t-1}^2. \tag{36}$$

表 22: ARCH(1) Mean Equation

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.8223	0.0000***
α_2	-0.9183	0.0000***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

表 23: ARCH(1) Variance Equation

Variable	Coefficient	Prob.
β_1	-0.0903	0.0019***

註:[***]爲信心水準 1 %所得之顯著性。

根據以上結果, 我們由變異數方程式之變數係數爲負數 (β_1 之係數爲 -0.0903) 可得知, 變異數方程式無法收斂, 因此, 我們並無法假設 CPI 實際值符合 Assumption D2 來進行 Proposition 2 的標準化預測誤差迴歸模型。

同樣在資料符合 Proposition1 或 Proposition 2 的情況下, 除了先前幾個預測誤差最適檢定模型外, 我們可以另外再採用分量檢定來進行最適預測檢定。根據 Proposition 4 之架構, 我們在此將 CPI 預測誤差轉換成 $I_{t+1,t}$ 數值爲 0 或 1 之指標預測誤差序列。且 $I_{t+1,t}$ 爲數值 0 或 1 之序列, 因此我們亦採用 Logit 模型來進行迴歸方程式之配適, 均數方程式之 $\mathcal{Z}_t$ 同樣根據上節 GDP 標準化預測誤差檢定所採用之變數, 採用 $I_{t,t-1}$ 用以探討指標預測誤差之動態結構是否具有可再預測性, CPI 預測值落後期數 1 期 $\hat{Y}^{CPI}_{t,t-1}$ 用以探究前一季之預測值是否影響當季預測, GDP 當季預測值 $\hat{Y}^{GDP}_{t+1,t}$ 用以探討主計總處對物價的預期是否影響對 CPI 的預測。估計結果如下表 24:

$$I_{t+1,t} = \alpha_0 + \alpha_1 I_{t,t-1} + \alpha_2 \hat{Y}^{CPI}_{t,t-1} + \alpha_3 \hat{Y}^{GDP}_{t+1,t} \tag{37}$$

表 24: Logit Regression

Variable	Coefficient	Prob.
α_1	0.1384	0.8372
α_2	-0.1996	0.4715
α_3	0.0799	0.4236

根據上表結果, 均數方程式之動態結構變數 $I_{t,t-1}$ 、CPI 預測值 AR 項以及 GDP 預測值之係數皆相當不顯著。此結果顯示指標預測誤差之落後期已不具有可在預測性, 前一季 CPI 之預測的結果以及當季 GDP 預測亦皆不影響當季指標預測誤差, 表示主計總處在當季預測已將上季可用之資訊擷取完整, 當季有關 CPI 預測相關變數之資訊亦已擷取完整, 此結果僅能證明主計總處 CPI 之預測符合較多最適預測推論。

綜合以上分析, 在 Proposition 1 下, CPI 預測誤差應爲條件同質變異, 但經過檢測後 CPI 之預測誤差爲異質變異, 此違反 Proposition 1-1 之推論。再透過檢測 Assumption D1 後發現實際值之 DGPs 符合此假設, 最後採用 Proposition 1 最適預測迴歸模型檢定發現 CPI 預測誤差並不受我們所設定之解釋變數所影響, 此結果符合 Proposition 1-2 之推論。接著, 我們欲假設 CPI 實際值在更一般化的 Proposition 2 進行檢定, 但模擬的結果變異數方程式無法收斂, 因此並無法模擬標準化預測誤差檢定。最後透過分量最適檢定模型檢測後, 發現主計總處 CPI 之預測也不受設定之解釋變數影響。根據以上結果, 可以推論主計總處 CPI 預測相較於 GDP 預測符合較多最適預測之推論, 但因違反最適預測推論其中一項 Proposition 1-1 , 我們即可判定 CPI 預測值並非最適預測。

5 結論

本研究爲針對台灣主計總處所公布之 GDP 年增率與 CPI 年增率進行最適預測檢測, 我們分別將此二變數建構成可看出每期預測以及後面期數對上期修正的形式, 並採用實際值、一季前之預測值以及與之對應之預測誤差來進行實證分析。我們在 Patton and Timmerman (2007) 的架構下, 實證模型依序爲在實際值 DGPs 及損失函數符合特定假設下預測誤差最適預測檢測迴歸、標準化預測誤差最適預測檢測模型以及分量預測誤差最適檢測迴歸。根據以上模型結構, 針對資料範圍由 2004 年第 4 季至 2014 年第 3 季的 GDP 年增率與 CPI 年增率進行檢測。

我們的實證結果顯示, GDP 在預測誤差方面發現具有異質變異數存在, 此即違反 Proposition 1-1 之推論。若 GDP 實際值具有異質變異數之性質, 則先前違反 Proposition 1-1 之推論並無法判斷預測是否爲非最適, 因實際值若在 Assumption 2 之假設下, 事實上是可具備有最適性的性質, 然而 GDP 實際值確定爲同質變異數, 我們已可透過 Proposition 1-1 確認 GDP 預測之非最適性。再者, 經過推論後採用根據 Proposition 1 所得之最適預測檢測迴歸進行檢定, 發現我們採用的解釋變數上季預測誤差及 CPI 當季預測值對 GDP 預測誤差具有顯著影響, 此即違反 Proposition 1-3 之推論。在我們模擬配適 Proposition 2 之標準化預測誤差最適預測檢測模型, 發現違反 Propositttion 2-2 之推論。最後在分量預測誤差最適檢測迴歸發現解釋變數指標預測誤差之落後期對當期指標預測誤差有顯著影響, 此即違反 Proposition 4 之推論。因此, 根據以上違反多點最適預測之推論, 我們可以判定主計總處的 GDP 預測未達最適。

而 CPI 預測方面, 在預測誤差同樣發現具有異質變異數存在, 即違反 Proposition 1-1 之推論。CPI 實際值也確定爲同質變異數, 同樣經過推論後採用 Proposition 1 所得之最適預測檢測迴歸來作檢定, 結果發現解釋變數對 CPI 預測誤差皆無顯著影響, 此結果顯示符合 Proposition 1-3 之推論。然而, 我們無法成功假設 CPI 實際值符合 Proposition 2 進而配適模型來檢定。最後透過分量預測誤差最適檢測迴歸進行檢定, 發現採用的解釋變數同樣對指標預測誤差無顯著影響, 即並無違反 Proposition 4 之推論。根據以上分析, 雖然符合許多最適預測推論, 但最初 CPI 預測誤差即違反 Proposition 1-1 最適推論, 且確認 CPI 實際

值爲同質變異　因此僅能判定 CPI 預測相較 GDP 預測符合較多最適推論, 但 CPI 之預測仍未達最適。

在得知 GDP 與 CPI 之預測爲非最適的結果後, 未來我們或許可以根據陳宜廷、徐士勛、劉瑞文與莊額嘉 (2011) 或謝子雄與徐士勛 (2012) 等文章所提之預測更新模型, 針對主計總處所公佈之預測值進行更新與修正。

國立政治大學 National Chengchi University

參考文獻

徐士勛, 管中閔與羅雅惠 (2005),「以擴散指標爲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.]

謝子雄, 徐士勛 (2012),「台灣經濟成長率預測在景氣循環中的不對稱行爲偏誤現象」,≪經濟論文叢刊≫,40(3),377　416 [Xie, Z.,S.-H. Hsu, Asymmetric Behavioral Bias On Taiwan's Economic Growth Rate Forecasts,40(3),377-416]

Amir, E. and Y. Ganzach (1998), Overreaction and Underreaction in Analysts Forecasts, Journal of Economic Behavior & Organization, 37(3), 333-347.

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.

Christoffersen, P. F., and Diebold, F. X. (1997), Optimal Prediction Under Asymmetric Loss, Econometric Theory, 13, 808-817.

Diebold, F. X., and Lopez, J. (1996), Forecast Evaluation and Combination, in Handbook of Statistics, eds. G. S. Maddala and C. R. Rao,

Amsterdam: North-Holland, pp. 241-268.

Diebold, F. X., and Rudebusch, G. D. (1991), Forecasting Output With the Composite Leading Index: A Real-Time Analysis, Journal of the American Statistical Association, 86, 603-610.

Engle, R. F. (1982), Autoregressive Conditional Heteroskedasticity With Estimates of the Variance of U.K. Inflation, Econometrica, 50, 987-1008.

Engle, R. F., Lilien, D. M., and Robins, R. P. (1987), Estimating Time-Varying Risk Premia in the Term Structure: The ARCH M Model, Econometrica, 55, 391-407.

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.

Granger, C. W. J. (1969), Prediction With a Generalized Cost Function, OR, 20, 199-207.

Granger, C. W. J., and Newbold, P. (1986), Forecasting Economic Time Series (2nd ed.), New York: Academic Press.

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.

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.

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.

Varian, H. R. (1974), A Bayesian Approach to Real Estate Assessment, in Studies in Bayesian Econometrics and Statistics in Honor of Leonard J. Savage, eds. S. E. Fienberg and A. Zellner, Amsterdam: North-Holland, pp. 195-208.

Weiss, A. A. (1996), Estimating Time Series Models Using the Relevant Cost Function, Journal of Applied Econometrics, 11, 539-560.

Stock, J. H. and M. W.Watson (1998), Diffusion Indexes, NBERWorking Paper No. 6702.

Stock, J. H. and M.W.Watson (2002), Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes, Journal of Business and Economic statistics, 20(2), 147-162.

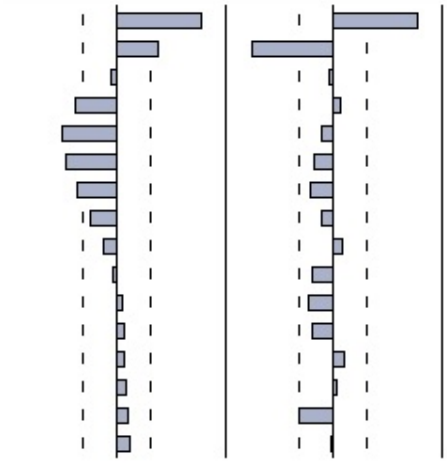
Zellner, A. (1986), Bayesian Estimation and Prediction Using Asymmetric Loss Functions, Journal of the American Statistical Association, 81, 446-451.

國立政治大學 National Chengchi University

6 附錄

6.1 PACF圖

Date: 05/30/15 Time: 16:09
Sample: 0093Q4 0103Q3
Included observations: 39

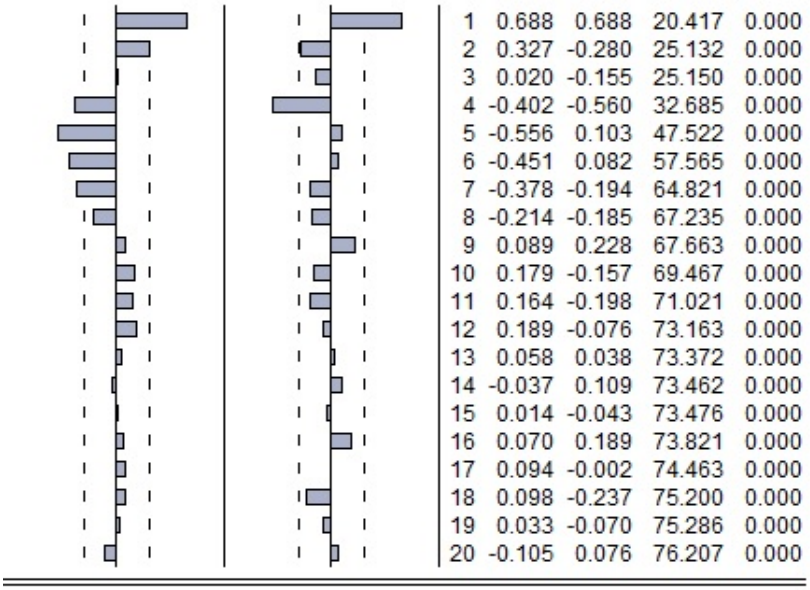


Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.813	0.813	27.785	0.000
		2	0.398	-0.773	34.626	0.000
		3	-0.061	-0.046	34.791	0.000
		4	-0.393	0.077	41.864	0.000
		5	-0.527	-0.102	54.928	0.000
		6	-0.491	-0.188	66.593	0.000
		7	-0.374	-0.218	73.575	0.000
		8	-0.251	-0.106	76.813	0.000
		9	-0.131	0.095	77.733	0.000
		10	-0.029	-0.192	77.781	0.000
		11	0.042	-0.232	77.882	0.000
		12	0.068	-0.190	78.156	0.000
		13	0.074	0.105	78.493	0.000
		14	0.087	0.027	78.976	0.000
		15	0.100	-0.327	79.638	0.000
		16	0.122	-0.024	80.674	0.000

圖 3: GDP PACF 偏相關係數圖

National Chengchi University

Date: 05/30/15 Time: 16:17
Sample: 0093Q4 0103Q3
Included observations: 40



Autocorrelation	Partial Correlation		AC	PAC	Q-Stat	Prob
		1	0.688	0.688	20.417	0.000
		2	0.327	-0.280	25.132	0.000
		3	0.020	-0.155	25.150	0.000
		4	-0.402	-0.560	32.685	0.000
		5	-0.556	0.103	47.522	0.000
		6	-0.451	0.082	57.565	0.000
		7	-0.378	-0.194	64.821	0.000
		8	-0.214	-0.185	67.235	0.000
		9	0.089	0.228	67.663	0.000
		10	0.179	-0.157	69.467	0.000
		11	0.164	-0.198	71.021	0.000
		12	0.189	-0.076	73.163	0.000
		13	0.058	0.038	73.372	0.000
		14	-0.037	0.109	73.462	0.000
		15	0.014	-0.043	73.476	0.000
		16	0.070	0.189	73.821	0.000
		17	0.094	-0.002	74.463	0.000
		18	0.098	-0.237	75.200	0.000
		19	0.033	-0.070	75.286	0.000
		20	-0.105	0.076	76.207	0.000

圖 4: CPI PACF 偏相關係數圖