

行政院及所屬各機關出國報告書
(出國類別：其他)

參加 Dynare 舉辦之「2016 年 Dynare 暑期學校」
出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：李宗憲/經濟研究處辦事員

派赴國家：法國

出國期間：105 年 6 月 4 日至 6 月 12 日

報告日期：105 年 8 月

目 錄

壹、前言.....	1
貳、基準模型	3
一、An and Schorfheide (2007)	3
二、均衡條件、恆定狀態與對數線性化	7
參、線性化 DSGE 模型之貝氏估計	11
一、貝氏估計之原理	11
二、台灣實證分析	15
肆、最適政策	20
一、承諾最適法則與權衡式法則均衡	20
二、最適簡單法則	21
伍、心得與建議	23
參考文獻.....	24
附錄 1 眾數檢驗圖	26
附錄 2 收斂性診斷圖 (整體、各參數)	27
附錄 3 先驗與後驗分配圖	30
附錄 4 最適簡單法則之最適政策參數與穩定性結果	31

壹、前言

職奉准於民國 105 年 6 月 4 日至 6 月 12 日參加 Dynare 舉辦之「2016 年 Dynare 暑期學校」(Dynare Summer School 2016)。本次研習課程為期 5 天，參加成員除本行外，包括葡萄牙、哥倫比亞、俄羅斯、法國、哥斯大黎加、菲律賓、巴西、土耳其、英國、南非、德國、日本、韓國、美國、馬來西亞、伊朗、智利與挪威等 18 國，共 31 位學員參加。

Dynare 係一套用以處理經濟模型之免費軟體，尤其是動態隨機一般均衡 (Dynamic Stochastic General Equilibrium, DSGE) 模型與交疊世代 (Overlapping Generations, OLG) 模型。因 Dynare 提供使用者友善與直覺化的操作介面，使其已成為學界與實務界最普遍用以處理 DSGE 模型之軟體。

本次課程由 Dynare 開發小組之專家擔任講師，其成員來自法國緬因大學 (Université du Maine)、法國央行 (Banque de France)、德國曼海姆大學 (University of Mannheim)、歐盟委員會聯合研究中心 (Joint Research Centre, European Commission) 與法國經濟狀況觀測所 (L'Observatoire français des conjonctures économiques, OFCE)。除講師授課外，課程當中亦安排學員們操作 Dynare 軟體，並提供 mod 檔案進行實作練習，以增進學員對課程之了解。

主要課程內容為：(一) Dynare 介紹與求解局部近似解 (local approximation)；(二) 確定性模擬 (deterministic simulation) 與總體處理器 (macro-processor)；(三) 最適政策 (optimal policy)；(四) 動態隨機一般均衡模型之估計；(五) 非線性估計 (nonlinear estimation)；(六) 認定與敏感性分析 (identification and sensitivity analysis)；(七) 可複製的總體經濟學 (reproducible macroeconomics)。

本次課程內容相當豐富，惟本報告之篇幅有限。在深度、廣度與

實用性之考量下，本報告內容主要包括：(1) 說明貝氏估計 (Bayesian estimation) 之理論基礎，並介紹如何利用 Dynare 以貝氏方法估計線性化 DSGE 模型，並以台灣資料進行實證分析；(2) 說明承諾最適法則 (optimal policy under commitment)、權衡式法則均衡 (discretionary policy equilibrium) 與最適簡單法則 (optimal simple rule)，並根據前揭所得之實證結果，以最適簡單法則討論台灣最適政策之設計¹。

據此，本報告共分為五個部分。第壹部分為前言。第貳部分說明 An and Schorfheide (2007) 的小型新興凱因斯 (small-scale New Keynesian) DSGE 模型，以作為本報告後續分析之基準模型。第參部分介紹線性化 DSGE 模型貝氏估計之原理、方法與相關工具，並以台灣資料進行實證分析。第肆部分介紹三種 Dynare 提供求解最適政策的方法，並根據前揭之實證結果，進行台灣最適簡單法則的相關分析。第伍部分為心得與建議。

¹ 如果是不熟悉 Dynare 的讀者，國外文獻可參考 Adjemian et al. (2014) 與 Griffoli (2013)，國內文獻可參考廖俊男 (2013) 與陳旭昇 (2013)，皆有提供 Dynare 的基本介紹。

貳、基準模型

一、An and Schorfheide (2007)

An and Schorfheide (2007) 為小型新興凱因斯 DSGE 模型，其特點為：(1) 採 Rotemberg (1982) 的方式引入物價僵固性，薪資採自由調整；(2) 政府可透過舉債、稅收與鑄幣融通政府支出，中央銀行係採泰勒法則調整名目利率。本節將依序說明其模型設定與推導，此模型亦將作為本報告後續貝氏估計與最適政策分析之基準模型。

(一) 最終財廠商

假設此經濟體系中，存在一家完全競爭的最終財廠商，其利用合併所有中間財廠商所製造出來的中間財 ($Y_t(j)$ ，其中 $j \in [0,1]$) 的方式，製造最終財 (Y_t)，其所採用之生產技術如下：

$$Y_t = \left(\int_0^1 Y_t(j)^{1-\nu} dj \right)^{1/(1-\nu)}, \quad (2-1)$$

其中， $1/\nu$ 為中間財的價格替代彈性。據此，最終財廠商的利潤函數 (Π_t) 可以寫成以下型式：

$$\Pi_t = P_t \left(\int_0^1 Y_t(j)^{1-\nu} dj \right)^{1/1-\nu} - \int_0^1 P_t(j) Y_t(j) dj, \quad (2-2)$$

其中， P_t 為最終財價格， $P_t(j)$ 為第 j 家中間財廠商生產之中間財價格。第 (2-2) 式右項之前半部表示賣出最終財之收益，後半部表示使用中間財投入之成本，兩者相減即為最終財廠商之利潤。

將第 (2-2) 式對 $Y_t(j)$ 微分可得到最終財廠商對第 j 家中間財廠商中間財之需求函數：

$$Y_t(j) = \left(\frac{P_t(j)}{P_t} \right)^{-1/\nu} Y_t, \quad j \in [0,1], \quad (2-3)$$

再者，根據完全競爭的設定（如存在利潤或虧損，廠商將自由進或出），可進一步推導出最終財之價格組合：

$$P_t = \left(\int_0^1 P_t(j)^{(v-1)/v} dj \right)^{v/(v-1)}. \quad (2-4)$$

(二) 中間財廠商

為簡化後續理論分析之討論，假設勞動 ($N_t(j)$ ，其中 $j \in [0,1]$) 為唯一的生產投入要素，中間財廠商之生產技術如下：

$$Y_t(j) = A_t N_t(j), \quad j \in [0,1], \quad (2-5)$$

其中， A_t 為總要素生產力 (Total Factor Productivity, TFP) 衝擊。根據成本極小化問題，可求得邊際成本 (MC_t) 為：

$$MC_t = \frac{W_t}{A_t}, \quad (2-6)$$

其中， W_t 為實質工資。

為引入名目物價僵固性，本文採用 Rotemberg (1982) 的方式，假設中間財廠商面對如下的調整成本 ($AC_t(j)$ ，其中 $j \in [0,1]$)：

$$AC_t(j) = \frac{\phi}{2} \left(\frac{P_t(j)}{P_{t-1}(j)} - \pi \right)^2 Y_t(j), \quad j \in [0,1], \quad (2-7)$$

其中， ϕ 為控制調整成本之參數， π 為通貨膨脹率 (以下簡稱為通膨率) 的恆定狀態。據此，第 j 家中間財廠商的利潤極大化問題如下：

$$\mathbf{E}_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s Q_{t+s|t} \left(\left(\frac{P_{t+s}(j)}{P_{t+s}} - MC_{t+s} \right) Y_{t+s}(j) - AC_{t+s}(j) \right) \right],$$

其中， β 為折現因子， $Q_{t+s|t}$ 代表中間財廠商之定價核心 (pricing kernel)，為第 $t+s$ 期與第 t 期消費邊際效用之比。將上式中之 $Y_t(j)$ 以第 (2-3) 式替換，再對 $P_{t+s}(j)$ 微分可得一階條件。在中間財廠商決策為對稱之情形下，並將時間調整至第 t 期，可將其簡化成：

$$\begin{aligned} & Y_t - \frac{1}{v}(1 - MC_t)Y_t \\ & - \phi(\pi_t - \pi)\pi_t Y_t + \frac{\phi}{2v}(\pi_t - \pi)^2 Y_t, \quad (2-8) \\ & + \beta \phi \mathbf{E}_t [Q_{t+1|t}(\pi_{t+1} - \pi)\pi_{t+1} Y_{t+1}] = 0 \end{aligned}$$

其中， $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 為通膨率。

(三) 代表性家戶

代表性家戶的效用函數包含消費 (C_t)、貨幣持有 (M_t) 與勞動供給 (H_t)，其終身效用極大化問題如下：

$$\mathbf{E}_t \left[\sum_{s=0}^{\infty} \beta^s \left(\frac{(C_{t+s}/A_{t+s})^{1-\tau}-1}{1-\tau} + \chi_M \ln \left(\frac{M_{t+s}}{P_{t+s}} \right) - \chi_H H_{t+s} \right) \right],$$

其中， $1/\tau$ 為跨期替代彈性， χ_M 與 χ_H 分別為調整貨幣持有與勞動供給恆定值之參數，並假設 $\chi_H = 1$ ；且受制於如下預算限制式：

$$\begin{aligned} P_t C_t + B_t + M_t + T_t \\ = P_t W_t H_t + R_{t-1} B_{t-1} + M_{t-1} + P_t D_t, \end{aligned} \quad (2-9)$$

其中， B_t 為名目政府債券， T_t 為定額稅 (lump-sum tax)， R_t 為名目利率， D_t 為中間財廠商之利潤移轉。據此，消費的一階條件為：

$$\left(\frac{C_t}{A_t} \right)^{1-\tau} \frac{1}{C_t} = \lambda_t P_t; \quad (2-10)$$

貨幣持有的一階條件為²：

$$\chi_M \left(\frac{1}{M_t} \right) + \beta \mathbf{E}_t(\lambda_{t+1}) = \lambda_t; \quad (2-11)$$

勞動供給的一階條件為：

$$\lambda_t P_t W_t = 1; \quad (2-12)$$

債券持有的一階條件為：

$$\beta R_t \mathbf{E}_t(\lambda_{t+1}) = \lambda_t. \quad (2-13)$$

據此，中間財廠商之定價核心可表示為：

$$Q_{t+1|t} = \left(\frac{C_{t+1}}{C_t} \right)^{-\tau} \left(\frac{A_t}{A_{t+1}} \right)^{1-\tau}. \quad (2-14)$$

(四) 政府與中央銀行

² 如將第 (2-10) 式與第 (2-11) 式合併，可發現實質貨幣持有係由通膨率、消費以及總要素生產力衝擊所決定；據此，為簡化分析，以下實質貨幣持有將不納入討論。

假設每期政府可透過舉債、稅收與鑄幣融通政府支出，並設定其為最終財的部分比例 ($G_t = \zeta_t Y_t$)，其中 $\zeta_t \in [0,1]$ 為外生過程。據此，政府的預算限制式為：

$$P_t G_t = T_t + (B_t - R_{t-1} B_{t-1}) + (M_t - M_{t-1}). \quad (2-15)$$

中央銀行依照下列之泰勒法則調整名目利率：

$$R_t = R_t^*{}^{1-\rho_R} R_{t-1}^{\rho_R} e^{\epsilon_{R,t}}, \quad (2-16)$$

其中， ρ_R 為平滑參數， $\epsilon_{R,t}$ 為貨幣政策衝擊， R_t^* 為利率目標，其數值由下式決定：

$$R_t^* = r\pi^* \left(\frac{\pi_t}{\pi^*}\right)^{\psi_1} \left(\frac{Y_t}{Y_t^*}\right)^{\psi_2}, \quad (2-17)$$

其中， r 為實質利率恆定值， π^* 為通膨目標³， $Y_t^* = (1-\nu)^{1/\tau} A_t g_t$ 代表物價自由調整下 ($\phi = 0$) 最終財之產出水準， ψ_1 與 ψ_2 分別為通膨缺口與產出缺口之參數。

(五) 外生衝擊

總要素生產力衝擊服從以下具有飄移項之隨機漫步過程：

$$\ln A_t = \ln \gamma + \ln A_{t-1} + \ln z_t, \quad (2-18)$$

其中， γ 為技術成長率， z_t 用以捕捉技術成長率之波動，且服從以下 AR(1) 過程：

$$\ln z_t = \rho_z \ln z_{t-1} + \epsilon_{z,t}, \quad (2-19)$$

其中， ρ_z 為 AR(1) 係數， $\epsilon_{z,t}$ 技術成長率波動之外生衝擊。令 $g_t = 1/(1-\zeta_t)$ 代表政府支出的比率參數，且服從如下均數為 g 之 AR(1) 過程：

$$\ln g_t = (1-\rho_g) \ln g + \rho_g \ln g_{t-1} + \epsilon_{g,t}, \quad (2-20)$$

³ 以下為簡化分析，進一步假設通膨目標等於通膨率之恆定狀態，即 $\pi^* = \pi$ 。

其中， ρ_g 為 AR(1) 係數， $\epsilon_{g,t}$ 為政府消費占比之外生衝擊。最後，假設 $\epsilon_{R,t}$ 、 $\epsilon_{z,t}$ 與 $\epsilon_{g,t}$ 同期與跨期皆互相獨立，且分別服從均數為 0 以及標準差為 σ_R 、 σ_z 與 σ_g 之常態分配。

(六) 市場結清條件

商品市場之結清條件為：

$$Y_t = C_t + G_t + AC_t, \quad (2-21)$$

表示最終財用於消費、政府消費與調整成本。勞動市場之結清條件為：

$$H_t = N_t, \quad (2-22)$$

表示勞動需求等於勞動供給。

二、均衡條件、恆定狀態與對數線性化

首先，第 (2-10) 式與第 (2-12) 式合併可得到：

$$\left(\frac{C_t}{A_t}\right)^\tau = \frac{W_t}{A_t}, \quad (2-24)$$

將第 (2-10) 式與第 (2-13) 式合併可得到：

$$1 = \beta \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{C_{t+1}/A_{t+1}}{C_t/A_t} \right)^{-\tau} \frac{A_t}{A_{t+1}} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right]; \quad (2-25)$$

將第 (2-8) 式、第 (2-14) 式與第 (2-24) 式合併可得到：

$$1 = \frac{1}{v} \left[1 - \left(\frac{C_t}{A_t} \right)^\tau \right] + \phi (\pi_t - \pi) \left[\left(1 - \frac{1}{2v} \right) \pi_t + \frac{\pi}{2v} \right] - \beta \phi \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{C_{t+1}/A_{t+1}}{C_t/A_t} \right)^{-\tau} \left(\frac{Y_{t+1}/A_{t+1}}{Y_t/A_t} \right) (\pi_{t+1} - \pi) \pi_{t+1} \right]. \quad (2-26)$$

其次，商品市場之結清條件可改寫為：

$$\frac{Y_t}{g_t} = C_t + \frac{\phi}{2} (\pi_t - \pi)^2 Y_t. \quad (2-27)$$

因為總要素生產力衝擊為具有飄移項之隨機漫步過程，須將消費與產出去除該衝擊之趨勢影響以進行去趨勢化，並以小寫的符號表

示，即 $c_t = C_t/A_t$ 與 $y_t = Y_t/A_t$ 。據此，可將第 (2-25) 式改寫為：

$$1 = \beta \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\tau} \frac{1}{\gamma z_{t+1}} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right]; \quad (2-28)$$

進一步第 (2-26) 式可改寫為：

$$1 = \frac{1}{\nu} [1 - c_t^\tau] + \phi (\pi_t - \pi) \left[\left(1 - \frac{1}{2\nu} \right) \pi_t + \frac{\pi}{2\nu} \right] - \beta \phi \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\tau} \left(\frac{y_{t+1}}{y_t} \right) (\pi_{t+1} - \pi) \pi_{t+1} \right]; \quad (2-29)$$

另第 (2-27) 式可改寫為：

$$\frac{y_t}{g_t} = c_t + \frac{\phi}{2} (\pi_t - \pi)^2 y_t. \quad (2-30)$$

同樣地，中央銀行的泰勒法則可改寫為：

$$R_t = \left[r \pi \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\psi_1} \left(\frac{y_t}{(1-\nu)^{1/\tau} g_t} \right)^{\psi_2} \right]^{1-\rho_R} R_{t-1}^{\rho_R} e^{\epsilon_{R,t}}. \quad (2-31)$$

綜合上述條件，可以整理出消費 (c_t)、產出 (y_t)、通膨率 (π_t)、名目利率 (R_t)、政府支出比率參數 (g_t) 以及技術成長率波動 (z_t) 的均衡條件如下：

$$1 = \beta \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\tau} \frac{1}{\gamma z_{t+1}} \frac{R_t}{\pi_{t+1}} \right], \quad (2-32)$$

$$1 = \frac{1}{\nu} [1 - c_t^\tau] + \phi (\pi_t - \pi) \left[\left(1 - \frac{1}{2\nu} \right) \pi_t + \frac{\pi}{2\nu} \right] - \beta \phi \mathbf{E}_t \left[\left(\frac{c_{t+1}}{c_t} \right)^{-\tau} \left(\frac{y_{t+1}}{y_t} \right) (\pi_{t+1} - \pi) \pi_{t+1} \right], \quad (2-33)$$

$$\frac{y_t}{g_t} = c_t + \frac{\phi}{2} (\pi_t - \pi)^2 y_t, \quad (2-34)$$

$$R_t = \left[r \pi \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right)^{\psi_1} \left(\frac{y_t}{(1-\nu)^{1/\tau} g_t} \right)^{\psi_2} \right]^{1-\rho_R} R_{t-1}^{\rho_R} e^{\epsilon_{R,t}}, \quad (2-35)$$

$$\ln z_t = \rho_z \ln z_{t-1} + \epsilon_{z,t}, \quad (2-36)$$

$$\ln g_t = (1 - \rho_g) \ln g + \rho_g \ln g_{t-1} + \epsilon_{g,t}; \quad (2-37)$$

據此，消費、產出與名目利率之恆定狀態分別為：

$$y = gc, \quad c = (1 - \nu)^{1/\tau}, \quad R = \frac{\gamma \pi}{\beta}.$$

最後，本文為利於後續討論之清楚性與便利性，將第 (2-32) 式至第 (2-37) 式進行對數線性化。值得注意的是，對於大型的經濟模型，線性化的過程通常十分複雜，非常容易計算錯誤，而使用 Dynare 的好處是有提供線性化的功能；因此，建議使用者如無必要，千萬不要自行計算線性化。令 $\hat{x} = \ln(x_t/x)$ 代表 x 變數偏離恆定狀態的百分比⁴。據此，可將第 (2-32) 式可改寫為：

$$0 = \mathbf{E}_t[\hat{R}_t - \hat{\pi}_{t+1} - \hat{z}_{t+1} - \tau(\hat{c}_{t+1} - \hat{c}_t)]; \quad (2-38)$$

第 (2-33) 式可改寫為：

$$0 = -\kappa\hat{c}_t + \hat{\pi}_t - \beta\mathbf{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}), \quad (2-39)$$

其中， $\kappa = \tau(1 - \nu)/\nu\pi^2\phi$ ；第 (2-34) 式可改寫為：

$$\hat{y}_t - \hat{g}_t = \hat{c}_t. \quad (2-40)$$

同樣地，可將中央銀行的貨幣政策，即第 (2-35) 式，進一步改寫為：

$$\begin{aligned} \hat{R}_t = \rho_R\hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R)\psi_1\hat{\pi}_t \\ + (1 - \rho_R)\psi_2(\hat{y}_t - \hat{g}_t) + \epsilon_{R,t}; \end{aligned} \quad (2-41)$$

第 (2-36) 式改寫為：

$$\hat{z}_t = \rho_z\hat{z}_{t-1} + \epsilon_{z,t}; \quad (2-42)$$

第 (2-37) 式則改寫為：

$$\hat{g}_t = \rho_g\hat{g}_{t-1} + \epsilon_{g,t}. \quad (2-43)$$

接著，將第 (2-38) 式與第 (2-40) 式合併可得到：

$$\begin{aligned} \hat{y}_t = \mathbf{E}_t(\hat{y}_{t+1}) - \frac{1}{\tau}[\hat{R}_t - \mathbf{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) - \mathbf{E}_t(\hat{z}_{t+1})] \\ + \hat{g}_t - \mathbf{E}_t(\hat{g}_{t+1}) \end{aligned} \quad (2-44)$$

此式係由消費之歐拉方程式 (Euler equation) 改成而得，如將此式往

⁴為論述方便起見，以下在段落中仍以 x 變數代表其偏離恆定狀態的百分比。

前疊代，可發現產出為未來各期預期實質利率與技術成長率波動加總之函數。將第 (2-39) 式與第 (2-40) 式合併可得到：

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbf{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \kappa(\hat{y}_t - \hat{g}_t), \quad (2-45)$$

此式為新凱因斯菲利普曲線 (New Keynesian Phillips Curve, NKPC)，如將此式往前疊代，可發現通膨率為未來各期預期產出缺口之折現加總。

綜合上述條件，可以定義出產出 (\hat{y}_t)、通膨率 ($\hat{\pi}_t$)、名目利率 (\hat{R}_t)、政府支出比率參數 (\hat{g}_t) 以及技術成長率波動 (\hat{z}_t) 的線性理性預期系統⁵：

(1) 消費歐拉方程式：

$$\hat{y}_t = \mathbf{E}_t(\hat{y}_{t+1}) - \frac{1}{\tau} [\hat{R}_t - \mathbf{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) - \mathbf{E}_t(\hat{z}_{t+1})] + \hat{g}_t - \mathbf{E}_t(\hat{g}_{t+1}), \quad (2-46)$$

(2) 新凱因斯菲利普曲線：

$$\hat{\pi}_t = \beta \mathbf{E}_t(\hat{\pi}_{t+1}) + \kappa(\hat{y}_t - \hat{g}_t); \quad (2-47)$$

(3) 中央銀行貨幣政策：

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) \psi_1 \hat{\pi}_t + (1 - \rho_R) \psi_2 (\hat{y}_t - \hat{g}_t) + \epsilon_{R,t}; \quad (2-48)$$

(4) 技術成長率波動外生過程：

$$\hat{z}_t = \rho_z \hat{z}_{t-1} + \epsilon_{z,t}; \quad (2-49)$$

(5) 政府支出比率參數外生過程：

$$\hat{g}_t = \rho_g \hat{g}_{t-1} + \epsilon_{g,t}. \quad (2-50)$$

⁵ 根據這些條件，即可利用 Dynare 求解該系統之政策函數 (policy function) 與轉換函數 (transition function)。對於求解線性或非線性隨機系統有興趣之讀者，可進一步參考 Uhlig (1999)、Sims (2002) 與 Schmitt-Grohé and Uribe (2004)。

參、線性化 DSGE 模型之貝氏估計

本章將依序說明線性化 DSGE 模型貝氏估計之原理與方法，包含：(1) 卡爾曼濾波 (Kalman filter)：用以建構概似函數 (likelihood function)；(2) 先驗分配 (prior distribution)：研究者對於模型參數的先驗知識；(3) Metropolis-Hastings 演算法：為一種蒙地卡羅馬可夫鏈 (Markov Chain Monte Carlo, MCMC) 方法，可用以模擬出後驗分配 (posterior distribution)。最後，根據第貳章中之基準模型，利用本章介紹之方法以台灣資料進行實證分析。

一、貝氏估計之原理

根據貝氏原理 (Bayesian theorem)，後驗分配 ($\mathcal{P}(\theta|\mathbf{y}^T)$) 可以改寫成以下形式：

$$\mathcal{P}(\theta|\mathbf{y}^T) = \frac{\mathcal{P}(\mathbf{y}^T|\theta)\mathcal{P}(\theta)}{\mathcal{P}(\mathbf{y}^T)} \propto \mathcal{P}(\mathbf{y}^T|\theta)\mathcal{P}(\theta), \quad (3-1)$$

其中， θ 表示模型參數， \mathbf{y}^T 表示截至 T 期可觀察變數之資訊集合， $\mathcal{P}(\mathbf{y}^T|\theta)$ 為概似函數， $\mathcal{P}(\theta)$ 為先驗分配， $\mathcal{P}(\mathbf{y}^T)$ 為標準化因子 (normalizing factor)。貝氏估計之精神在於透過可觀察變數所蘊含之資訊更新我們對於原有模型參數之信念 (belief)。

根據第 (3-1) 式，可發現貝氏估計最重要的三個元素分別為：概似函數、先驗分配與後驗分配。將第貳章之近似結果以狀態空間模型表示，即可利用卡爾曼濾波遞迴地建構出概似函數；先驗分配則取決研究者對於模型參數的先驗知識，常用的分配包含常態分配、貝塔分配 (Beta distribution)、伽瑪分配 (Gamma distribution)、反伽瑪分配與均勻分配；後驗分配可利用 Metropolis-Hastings 演算法模擬得到，且通常會以後驗分配之眾數作為模擬起始值。

Griffoli (2013) 指出貝氏估計有下列五項優點：(1) 有別於一般化動差法 (General Method of Moments, GMM) 係估計某些特定均衡

條件，貝氏估計則是估計完整的均衡模型；(2) 有別於最大概似法 (method of maximum likelihood)，先驗分配的引入可以避免不合理的結果產生；(3) 先驗分配有助於認定參數；(4) 藉由引入衝擊以減輕模型錯誤設定 (model misspecification) 帶來的影響；(5) 可根據配適結果進行不同模型間之比較。

(一) 概似函數—卡爾曼濾波

本小節依照 DeJong and Dave (2011) 中的符號設定，簡短說明卡爾曼濾波之原理與公式推導⁶。假設我們面臨下列狀態轉移方程式 (state-transition equation)：

$$x_t = Fx_{t-1} + e_t, \mathbf{E}(e_t e_t') = Q, \quad (3-2)$$

其中， x_t 為無法觀察的狀態變數， F 為轉移矩陣， e_t 為外生衝擊；與下列衡量方程式 (measurement equation)：

$$X_t = H'x_{t-1} + u_t, \mathbf{E}(u_t u_t') = \Sigma_u, \quad (3-3)$$

其中， X_t 為可觀察變數， H 用以連結狀態變數與可觀察變數， u_t 為衡量誤差⁷。因為卡爾曼濾波具有運算簡單且直覺的優點，在各領域中均有廣泛的應用。而在 DSGE 模型的應用中，第 (3-2) 式通常對應到模型求解得到的政策函數，第 (3-3) 式則是用於連接模型條件與實際資料。

為方便後續公式之推導，必須先分別定義出狀態變數與可觀察變數在給定各期資訊集合下之條件期望值與條件變異數。 $x_{t|t-1} \equiv \mathbf{E}(x_t | \Gamma^{t-1})$ 與 $P_{t|t-1} \equiv \mathbf{E}(x_t - x_{t|t-1})(x_t - x_{t|t-1})'$ 分別代表給定截至 $t-1$ 期資訊集合下， x_t 的條件期望值與條件變異數，其中 Γ^{t-1} 代表

⁶ 對於狀態空間模型有興趣的讀者，可進一步參考 Harvey (1989)、Hamilton (1994) 與 DeJong and Dave (2011)。

⁷ 值得注意的是， F 、 Q 、 H 與 Σ_u 通常係由模型參數所組成，但在不失一般性下，本文為利於後續討論並未將其明確寫出。

截至 $t-1$ 期之資訊集合；同樣地， $X_{t|t-1}$ 與 $\Omega_{t|t-1}$ 分別代表給定截至 $t-1$ 期資訊集合下， X_t 的條件期望值與條件變異數。

卡爾曼濾波大致可區分為預測與更新。首先，處理預測的部分，在給定 $t-1$ 期之資訊集合下（即給定 $x_{t-1|t-1}$ 與 $P_{t-1|t-1}$ ），將第 (3-2) 式等號左右兩邊皆取 $t-1$ 期資訊集合下之條件期望值，即可求得 $x_{t|t-1} = Fx_{t-1|t-1}$ 。接著，將第 (3-2) 式等號左右兩邊皆減去 $x_{t|t-1}$ ，可得到 $x_t - x_{t|t-1} = F(x_{t-1} - x_{t-1|t-1}) + e_t$ ，再利用條件變異數之定義即可求得 $P_{t|t-1}$ ，簡單推導如下：

$$\begin{aligned} P_{t|t-1} &= \mathbf{E}(x_t - x_{t|t-1})(x_t - x_{t|t-1})' \\ &= F\mathbf{E}(x_{t-1} - x_{t-1|t-1})(x_{t-1} - x_{t-1|t-1})'F' + \mathbf{E}(e_t e_t'); \\ &= FP_{t-1|t-1}F' + Q \end{aligned}$$

據此，依照相同的方式，可再藉由第 (3-3) 式求得 $X_{t|t-1} = H'x_{t|t-1}$ 與 $\Omega_{t|t-1} = H'P_{t|t-1}H + \Sigma_u$ 。

其次，在觀察到 X_t 後，可藉由下列方程式更新 $x_{t|t}$ 與 $P_{t|t}$ ：

$$x_{t|t} = x_{t|t-1} + \mathbf{E}[(x_t - x_{t|t-1})|(X_t - X_{t|t-1})].$$

令 $y \equiv x_t - x_{t|t-1}$ 與 $x \equiv X_t - X_{t|t-1}$ ，根據線性投影公式，右項之條件期望值可改寫成：

$$\begin{aligned} \mathbf{E}(y|x) &= \mathbf{E}(yx')[\mathbf{E}(xx')]^{-1}x \\ &= \mathbf{E}\left[(x_t - x_{t|t-1})(H'(x_t - x_{t|t-1}) + u_t)'\right]\Omega_{t|t-1}^{-1}x; \\ &= K(X_t - X_{t|t-1}) \end{aligned}$$

其中， $K \equiv P_{t|t-1}H\Omega_{t|t-1}^{-1}$ 為卡爾曼增幅 (Kalman gain)。接著，先將上式改寫為： $x_t - x_{t|t} = x_t - x_{t|t-1} - KH'(x_t - x_{t|t-1}) - Ku_t$ ，再利用條件變異數之定義即可求得 $P_{t|t} = P_{t|t-1} - K\Omega_{t|t-1}K'$ 。

最後，根據 Harvey (1989)，卡爾曼濾波遞迴計算之起始條件可設定為 $x_{0|0}$ 與 $P_{0|0}$ （或 $x_{1|0}$ 與 $P_{1|0}$ ），且其值通常設定為不變分配

(invariant distribution) 之均數與變異數。根據第 (3-2) 式，可求得 $x_{0|0} = 0$ 與 $\text{vec}(P_{0|0}) = (I - F \otimes F)^{-1} \text{vec}(Q)$ ，其中 vec 代表向量化符號， \otimes 代表 Kronecker 乘積 (Kronecker product)。據此，即可利用上述之遞迴結果，建構出可觀察變數之概似函數⁸：

$$\mathcal{L}(\Gamma^T) = \prod_{t=1}^T f(X_t | \Gamma^{t-1}), \quad (3-4)$$

其中， $X_t | \Gamma^{t-1}$ 服從均數為 $X_{t|t-1}$ 、變異數為 $\Omega_{t|t-1}$ 之常態分配， f 代表前揭之機率密度函數。

(二) 先驗函數

先驗分配的選擇取決於研究者對於模型參數的先驗知識，常用分配的名稱、表示與定義域彙整於表 1。首先，如果參數之合理數值介於 0 與 1 之間，例如 AR(1) 係數與貨幣政策之平滑參數，其先驗分配即可考慮採用貝塔分配或均勻分配，並將 p_3 與 p_4 分別設定成 0 與 1。其次，如果參數之合理數值為正值，例如調整成本與外生衝擊之標準差，其先驗分配即可考慮採用伽瑪分配與反伽瑪分配。最後，如果參數之合理數值有正有負，其先驗分配或可考慮採用常態分配。

表 1 常用先驗分配之名稱、表示與定義域

分配名稱	分配表示	定義域
常態分配	$\mathcal{N}(\mu, \sigma)$	\mathbb{R}
貝塔分配	$\mathcal{B}(\mu, \sigma, p_3, p_4)$	$[p_3, p_4]$
伽瑪分配	$\mathcal{G}(\mu, \sigma, p_3)$	$[p_3, +\infty)$
反伽瑪分配	$\mathcal{JG}(\mu, \sigma)$	\mathbb{R}^+
均勻分配	$\mathcal{U}(p_3, p_4)$	$[p_3, p_4]$

資料來源：Griffoli (2013)。

⁸ $\mathcal{L}(\Gamma^T)$ 即為第 (3-1) 式中之 $\mathcal{P}(y^T | \theta)$ 。

(四) 後驗分配—Metropolis-Hastings 演算法

本小節依循 Griffoli (2013) 的脈絡，簡短說明 Dynare 如何利用 Metropolis-Hastings 演算法模擬出後驗分配。首先，將第 (3-1) 式等號兩邊取對數可改寫成：

$$\ln \mathcal{P}(\theta | \mathbf{y}^T) \propto \ln \mathcal{P}(\mathbf{y}^T | \theta) + \ln \mathcal{P}(\theta) \equiv \ln \mathcal{K}(\theta | \mathbf{y}^T), \quad (3-5)$$

其中， $\mathcal{K}(\theta | \mathbf{y}^T)$ 為對數後驗核心 (log posterior kernel)。據此，模擬的步驟如下：

- (1) 給定起始值 θ_0 ，通常設定為後驗分配之眾數。
- (2) 對於某個 i ，令跳躍分配 (jumping distribution) 服從 $\mathcal{N}(\theta_{i-1}, c\hat{\Sigma})$ ，其中 c 為調整因子， $\hat{\Sigma}$ 為在後驗分配眾數之海森反矩陣 (the inverse of Hessian matrix)，再從跳躍分配抽出 θ^* 。
- (3) 依照下列公式計算接受比率 (acceptance ratio)：
$$r = \mathcal{K}(\theta^* | \mathbf{y}^T) / \mathcal{K}(\theta_{i-1} | \mathbf{y}^T).$$
- (4) 令 u 為從 $\mathcal{U}(0,1)$ 抽出之隨機值，如果 $r \geq u$ ，則 $\theta_i = \theta^*$ ，反之則 $\theta_i = \theta_{i-1}$ 。
- (5) 重複步驟 (2) 至步驟 (4) 直到 $i = N$ ，即可利用 $\{\theta_i\}_{i=1}^N$ 模擬出後驗分配，其中 N 為模擬總次數。

二、台灣實證分析

本節將利用第貳章推導所得之小型新興凱因斯 DSGE 模型，並利用前節所介紹之線性化 DSGE 模型貝氏估計方法，以台灣資料進行實證分析。以下將依序說明資料來源、衡量與狀態轉移方程式以及先驗與後驗分配。

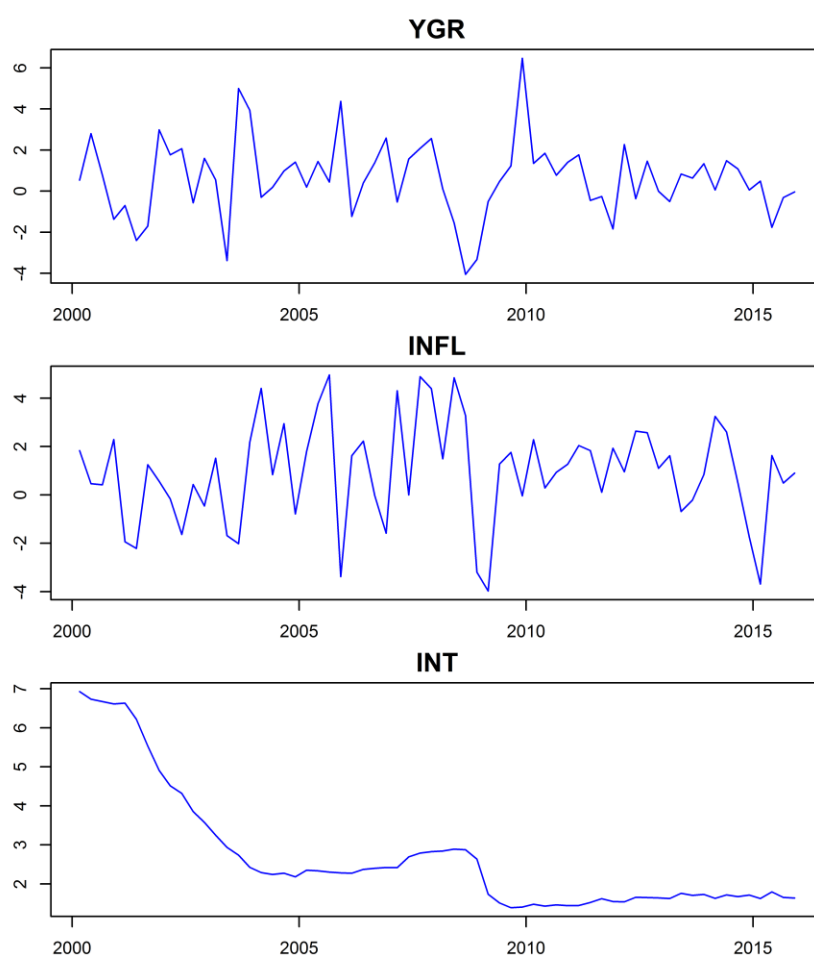
(一) 資料來源

依循 An and Schorfheide (2007) 的作法，本文選擇以人均實質

GDP 成長率 (YGR_t)、通膨率 ($INFL_t$) 與名目利率 (INT_t) 進行貝氏估計。首先，人均實質 GDP 成長率係先將經季節調整之 GDP 連鎖實質值除以 15 歲以上民間人口後，再計算季對季成長率。其次，通膨率係將經季節調整之消費者物價指數轉換成季頻率後，再計算年化季對季通膨率。最後，名目利率係採五大銀行新承做放款利率，並將其轉換成季頻率。

經季節調整之 GDP 連鎖實質值與核心消費者物價指數的資料來源為主計總處，五大銀行新承做放款利率的資料來源為中央銀行，資料期間則統一設定為 2000 年第 1 季至 2015 年第 4 季。圖 1 畫出人均實質 GDP 成長率、通膨率與名目利率的時間序列，以供讀者參考。

圖 1 人均實質 GDP 成長率、通膨率與名目利率 (2000Q1-2015Q4)



資料來源：主計總處、中央銀行。

(二) 衡量與狀態轉移方程式

參考 An and Schorfheide (2007)，本報告設定下列衡量方程式：

$$YGR_t = \gamma^{(Q)} + 100(\hat{y}_t - \hat{y}_{t-1} + \hat{z}_t) + u_t^y, \quad (3-6)$$

$$INFL_t = \pi^{(A)} + 400\hat{\pi}_t + u_t^\pi, \quad (3-7)$$

$$INT_t = \pi^{(A)} + r^{(A)} + 4\gamma^{(Q)} + 400\hat{R}_t + u_t^R, \quad (3-8)$$

其中， $\gamma^{(Q)}$ 、 $\pi^{(A)}$ 與 $r^{(A)}$ 跟模型之恆定狀態有關，其關係分別如下：

$$\gamma = 1 + \frac{\gamma^{(Q)}}{100}, \quad \beta = \frac{1}{1+r^{(A)}/400}, \quad \pi = 1 + \frac{\pi^{(A)}}{400};$$

u_t^y 、 u_t^π 與 u_t^R 為衡量誤差，其分別服從均數為 0 以及標準差為 σ_y^u 、 σ_π^u 與 σ_R^u 之常態分配。據此，即可利用第 (3-6) 式至第 (3-8) 式建構出如第 (3-3) 式之衡量方程式，至於第 (3-2) 式之狀態轉移方程式，則可由第 (2-46) 式至第 (2-50) 式之解求得。

(三) 先驗與後驗分配

根據實際資料， $\gamma^{(Q)}$ 、 $\pi^{(A)}$ 與 $r^{(A)}$ 直接分別校準為 0.6192、0.9388 與 2.6922。 τ 設定為平均數為 2、標準差為 1 之伽瑪分配， ψ_1 與 ψ_2 則分別設定為平均數為 1.5 與 0.5、標準差同為 0.25 之伽瑪分配。 κ 、 ρ_R 、 ρ_g 與 ρ_z 則統一設定為平均數為 0.8、標準差為 0.1、下界為 0、上界為 1 之貝塔分配。 $100\sigma_R$ 與 $100\sigma_z$ 設定為平均數為 1、標準差為 2 之反伽瑪分配， $100\sigma_g$ 設定為平均數為 1.5、標準差為 3 之反伽瑪分配。衡量誤差則統一設定為平均數為 2、標準差為 4 之反伽瑪分配。各參數之名稱、先驗分配與參數設定彙整於表 2。

本文設定 Metropolis-Hastings 演算法總共進行 500,000 次模擬 (mh_replic=500000)⁹，進行 2 組抽樣 (mh_nblocks=2)，捨棄率設定為 0.5 (mh_drop=0.5)，調整參數設定為 0.62 (mh_jscale=0.62) 使

⁹ 括號內為 Dynare 相應的指令。

表 2 模型參數之先驗分配與其參數設定

參數名稱	先驗分配	先驗分配參數設定			
		μ	σ	p_3	p_4
τ	伽瑪分配	2.00	1.00	-	-
κ	貝塔分配	0.80	0.10	0.00	1.00
ψ_1	伽瑪分配	1.50	0.25	-	-
ψ_2	伽瑪分配	0.50	0.25	-	-
ρ_R	貝塔分配	0.80	0.10	0.00	1.00
ρ_g	貝塔分配	0.80	0.10	0.00	1.00
ρ_z	貝塔分配	0.80	0.10	0.00	1.00
$100\sigma_R$	反伽瑪分配	1.00	2.00	-	-
$100\sigma_g$	反伽瑪分配	1.50	3.00	-	-
$100\sigma_z$	反伽瑪分配	1.00	2.00	-	-
σ_π^u	反伽瑪分配	2.00	4.00	-	-
σ_R^u	反伽瑪分配	2.00	4.00	-	-
σ_y^u	反伽瑪分配	2.00	4.00	-	-

得接受率大約為 25%。以下將分別說明眾數檢驗圖、收斂性診斷圖、先驗與後驗分配圖，以及後驗分配眾數與最高後驗分配（Highest Posterior Density, HPD）區間之結果。

首先，本文利用 Chris Sims 提出之最佳化方法計算後驗分配之眾數¹⁰，並將眾數檢驗圖置於附錄 1。圖中縱軸代表概似值，橫軸代表參數值，水藍色垂直線代表該參數之眾數，紅線代表該參數之邊際概似函數，藍線代表該參數之邊際後驗核心（marginal posterior kernel）。由附錄 1 可明顯發現各參數之眾數皆通過後驗核心之頂點，表示在此後驗參數之眾數處，後驗核心的確存在（局部）極大值。

其次，附錄 2 畫出整體與各變數之收斂性診斷圖，圖中縱軸代表

¹⁰ 請參考：<http://sims.princeton.edu/yftp/optimize/>

參數值，橫軸代表模擬次數，紅線代表組內與組間之變異，藍線代表組內變異，interval 代表 80% 區間，m2 與 m3 則分別代表二級與三級中央動差。可明顯發現不管從整體或各參數之收斂性診斷圖觀察，紅線皆非常靠近藍線，且後半部之變異均相對平穩，表示各參數之模擬結果皆十分穩定。

再者，附錄 3 為各參數之先驗與後驗分配圖，圖中縱軸代表機率值，橫軸代表參數值，綠線為眾數，灰線代表先驗分配，黑線代表後驗分配。理論上各變數之後驗分配應為漸進常態分配，由附錄 3 可發現大部分參數均滿足這樣的結果，惟有少部分參數出現略微不對稱之情形（亦可由表 3 中各參數眾數與平均數之差異觀察）。最後，表 3 列出各參數後驗分配之眾數、平均數與 90% HPD 區間。

表 3 模型參數後驗分配之眾數、平均數與 90% HPD 區間

參數名稱	眾數	平均數	90% HPD 區間	
τ	2.0437	2.4111	0.8614	3.9189
κ	0.8390	0.7908	0.6293	0.9557
ψ_1	1.7036	1.7195	1.3029	2.1428
ψ_2	0.5461	0.6720	0.1722	1.1512
ρ_R	0.8695	0.8585	0.8087	0.9072
ρ_g	0.8571	0.8322	0.7054	0.9661
ρ_z	0.8527	0.8445	0.7951	0.8947
$100\sigma_R$	0.1800	0.1909	0.1470	0.2313
$100\sigma_g$	0.8048	1.1094	0.4803	1.7329
$100\sigma_z$	0.2373	0.2614	0.1834	0.3366
σ_π^u	1.2711	1.3999	0.8720	1.9066
σ_R^u	0.3525	0.3729	0.2947	0.4474
σ_y^u	1.7590	1.5540	0.8953	2.1207

肆、最適政策

理論上，給定不同的目標與行為，央行的最適政策將有所不同。Dynare 總共提供三種方法計算最適政策，分別為承諾最適法則、權衡式法則均衡與最適簡單法則。首先，本章將說明承諾最適法則與權衡式法則均衡。其次，利用第貳章之結果當作基準模型，並依照第參章實證所得之後驗眾數設定模型參數值，進行台灣最適簡單法則的相關分析¹¹。

一、承諾最適法則與權衡式法則均衡

承諾最適法則係指給定政策制定者承諾未來不會改變政策，以社會福利極大化為目標，並且受限於模型最適一階條件下，利用政策工具的操作以找出的各變數之最適路徑，亦稱為拉姆齊政策（Ramsey policy）。舉例來說，央行可將名目利率作為政策操作工具，藉由名目利率之調整以找出模型中各變數之最適路徑。

根據 Juillard（2011），承諾最適法則的受限制極大化問題如下：

$$\begin{aligned} \max_{\{y_\tau\}_{\tau=0}^{\infty}} \mathbf{E}_t \sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} U(y_\tau), \\ \text{s.t. } \mathbf{E}_\tau f(y_{\tau+1}, y_\tau, y_{\tau-1}, \varepsilon_\tau) = 0, \end{aligned}$$

其中， y_τ 為模型內生變數； β 為政策制定者之折現因子； U 為政策制定者之目標函數，通常為代表性家戶之效用函數； ε_τ 為外生衝擊； f 為模型的最適一階條件。

相較於承諾最適法則，權衡式法則均衡係指在給定模型最適一階條件下，政策制定者每期將權衡地制定最適政策，以極大化社會福利，並且利用政策工具的操作以找出的各變數之最適路徑。在此情形下，代表性家戶與廠商亦將政策制定者之預期行為納入考慮，並據此

¹¹ 相較於承諾最適法則與權衡式法則均衡，最適簡單法則較具有可操作性，故本文僅以最適簡單法則進行後續分析。

預先反應，使得問題變得相對複雜¹²。

二、最適簡單法則

最適簡單法則係給定模型最適一階條件下，透過選擇最適的參數以極小化特定內生變數間之共變異數。舉例來說，央行可透過選擇最適的泰勒法則政策參數，以極小化產出缺口或通膨缺口的變異數。根據 Juillard (2011)，最適簡單法則的受限制極小化問題如下：

$$\begin{aligned} \min_{\gamma} \mathbf{E}(y_t' W y_t), \\ \text{s.t. } A_1 \mathbf{E}_t(y_{t+1}) + A_2 y_t + A_3 y_{t-1} + C e_t = 0, \end{aligned}$$

其中， γ 為欲選擇之參數； y_t 為模型內生變數； W 為半正定之選擇加權矩陣，用以選擇欲極小化之變數； e_t 為外生衝擊； A_1 、 A_2 、 A_3 與 C 為模型最適一階線性化條件所對應之參數矩陣。

如以本文採用的基準模型為例，根據第 (2-48) 式，中央銀行的泰勒法則中有 3 個政策參數，分別為 ρ_R 、 ψ_1 與 ψ_2 ；其中， ρ_R 為控制名目利率平滑效果之參數， ψ_1 為通膨缺口之調整係數， ψ_2 為產出缺口之調整係數。以下分別就這些參數，在給定中央銀行欲極小化產出缺口與通膨缺口波動之目標下，討論不同最適政策參數組合相對於基準模型對各變數穩定性所造成之影響。

除基準模型外，本文另分別討論五種不同的情況，分別為情況 1 (ψ_1)、情況 2 (ψ_2)、情況 3 (ρ_R)、情況 4 (ψ_1 、 ψ_2) 與情況 5 (ρ_R 、 ψ_1 、 ψ_2)，括號內之參數為中央銀行在該情況下可調整操作的政策參數。從情況 1 逐漸放寬中央銀行可操作的政策參數數量，情況 5 為最一般化的情形，基準模型與各種情況下之穩定性結果彙整於附錄 4。

¹² Dynare 用以求解權衡式法則均衡的演算法為完美馬可夫斯塔克爾伯格奈許均衡 (Markov-perfect Stackelberg-Nash equilibrium)，即本期最適化之政策制定者為斯塔克爾伯格領先者 (Stackelberg leader)，而下一期最適化之私部門與政策制定者為斯塔克爾伯格跟隨者 (Stackelberg follower)，再進行遞迴計算直至收斂。

從附錄 4 可明顯發現，各情況下之目標函數值皆低於基準模型；其中，情況 5 的表現最佳，相較於基準模型，其目標函數值約下降 13.54%。然而，如從穩定性結果觀察可發現：(1) 各情況下名目利率之標準差發生大幅提高的情形，尤其情況 3 增加的幅度最高，其值約為基準模型的 2 倍；(2) 各情況下產出缺口標準差下降的幅度並不明顯；(3) 各情況下通膨缺口標準差下降的幅度相當明顯，尤其情況 5 下降的幅度最高，相較於基準模型，其值約下降 92.16%。

此外，如從最適政策參數觀察可發現：(1) 情況 1、2 與 4 之最適政策參數值皆為搜尋區間之上限；(2) 在情況 3 下，中央銀行並沒有將平滑參數設定為零，而只是僅選擇較低的平滑參數 ($\rho_R = 0.4260$)，以降低產出缺口與通膨缺口之波動；(3) 在情況 5 下，中央銀行可藉由自由選擇平滑參數與調整係數的方式調整名目利率，此時只有通膨缺口之調整係數為搜尋區間之上限，並且平滑參數為零。此意涵為，針對名目利率的調整，中央銀行將不考量前期利率水準，而是完全透過通膨與產出缺口的反循環調整，以達成產出缺口與通膨缺口波動極小化之目的。

直觀而言，央行透過頻繁地改變名目利率之水準（犧牲名目利率之穩定性），以達成極小化產出缺口與通膨缺口波動之目標。換句話說，在此情形下，我們應該預期會得到 ρ_R 較低，但 ψ_1 與 ψ_2 較高之結果，其與附錄 4 所得之結果一致。綜上所述，中央銀行應可透過適當的政策工具操作，達成產出缺口與通膨缺口波動極小化之目標。

然而，雖然極小化特定內生變數間之共變異數與極大化代表性家戶終身效用函數間頗有相關，但彼此間仍存在近似上之誤差。為更精確地衡量政策改變帶來的效果，未來或可進一步以「非條件與條件福利 (unconditional and conditional welfare)」為極大化目標求解可操作的最適政策，以作為本行未來相關政策研擬之參據。

伍、心得與建議

本次參加 Dynare 所舉辦之課程，除得以了解 DSGE 模型的理論與實證應用外，課程講師更提供模型程式碼並分享建模與實證上的經驗。此外，亦與各國學員針對 DSGE 模型相關議題，進行意見交流與分享，獲益良多。茲提出建議事項如下：

- 一、過去國內 DSGE 實證模型（如管中閔等（2009）、Teo（2009）與黃俞寧（2013）等）皆採線性方式估計模型參數（如同本文第參章介紹之方法）。相較於線性估計，非線性估計雖有收斂不易、估計耗時與技術門檻較高等問題，惟仍能增進參數估計的穩健性與準確性。未來或可嘗試採非線性估計模型參數，建構本行 DSGE 模型，以作為現行政策與經濟預測之輔助分析工具，前者可考慮以「非條件與條件福利」為極大化目標求解可操作的最適政策，後者可參考 Del Negro et al.（2013），嘗試利用 DSGE 模型進行經濟預測。
- 二、本次參與訓練課程，除 Dynare 開發小組之專家之授課，使學員能增進 DSGE 模型之建構、模擬與估計，以及提升貨幣政策相關問題之瞭解與分析能力外，實作及討論課程，更使各國學員間能深入進行交流，以了解各國 DSGE 模型的發展現況，有助於相關工作能力之提升。平心而論，相較於傳統時間序列模型，DSGE 模型的開發需投入更多的人力與物力，且開發人員除需具備經濟理論的知識外，更得具備數學推導、數值分析與程式撰寫的能力，建議可多鼓勵本行同仁參與相關課程。

參考文獻

- 陳旭昇 (2013), 「時間序列分析－總體經濟與財務金融之應用」, 台北市: 東華書局, 第二版。
- 黃俞寧 (2013), 「動態隨機一般均衡架構在台灣貨幣政策制定上之應用」, 《中央銀行季刊》, 第 35 卷第 1 期。
- 廖俊男 (2013), 「參加 SEACEN 研訓中心與英格蘭銀行研訓中心聯合舉辦之動態隨機一般均衡模型之建置與發展出國報告」, 公務出國報告資訊網。
- 管中閔、印永翔、姚睿、黃朝熙、徐之強與陳宜廷 (2010), 「台灣動態隨機一般均衡模型 (DSGE) 建立與政策評估」, 行政院經濟建設委員會委託研究報告, 行政院經濟建設委員會, 編號: (99)008.104。
- Adjemian, S., H. Bastani, M. Juillard, F. Karamé, F. Mihoubi, G. Perendia, J. Pfeifer, M. Ratto and S. Villemot (2013), “Dynare: Reference Manual, Version 4.4.3,” *Dynare Working Papers*, 1, CEPREMAP.
- An, S. and F. Schorfheide (2007), “Bayesian Analysis of DSGE Model,” *Econometric Reviews*, Vol. 26, pp. 113-172.
- DeJong, D. N. and C. Dave (2011), “Structural Macroeconometrics,” Princeton University Press, Princeton, NJ, Second Edition.
- Del Negro, M., S. Eusepi, M. Giannoni, A. Sbordone, A. Tambalotti, M. Cocci, R. Hasegawa and M. H. Linder (2013), “The FRBNY DSGE Model,” *Federal Reserve Bank of New York Staff Reports*, No. 647.
- Griffoli, T. M. (2013), “DYNARE User Guide,” CEPREMAP mimeo.
- Hamilton, J. D. (1994), “Time Series Analysis,” Princeton University

Press, Princeton, NJ.

Harvey, A.C. (1989), “Forecasting, Structural Time Series Models and the Kalman Filter,” Cambridge: Cambridge University Press.

Juillard, M. (2011), “User manual for optimal policy package,” MONFISPOL FP7 project SSH-225149.

Rotemberg, J. J. (1982), “Sticky prices in the united states,” *Journal of Political Economy*, Vol. 90, pp. 1187-1211.

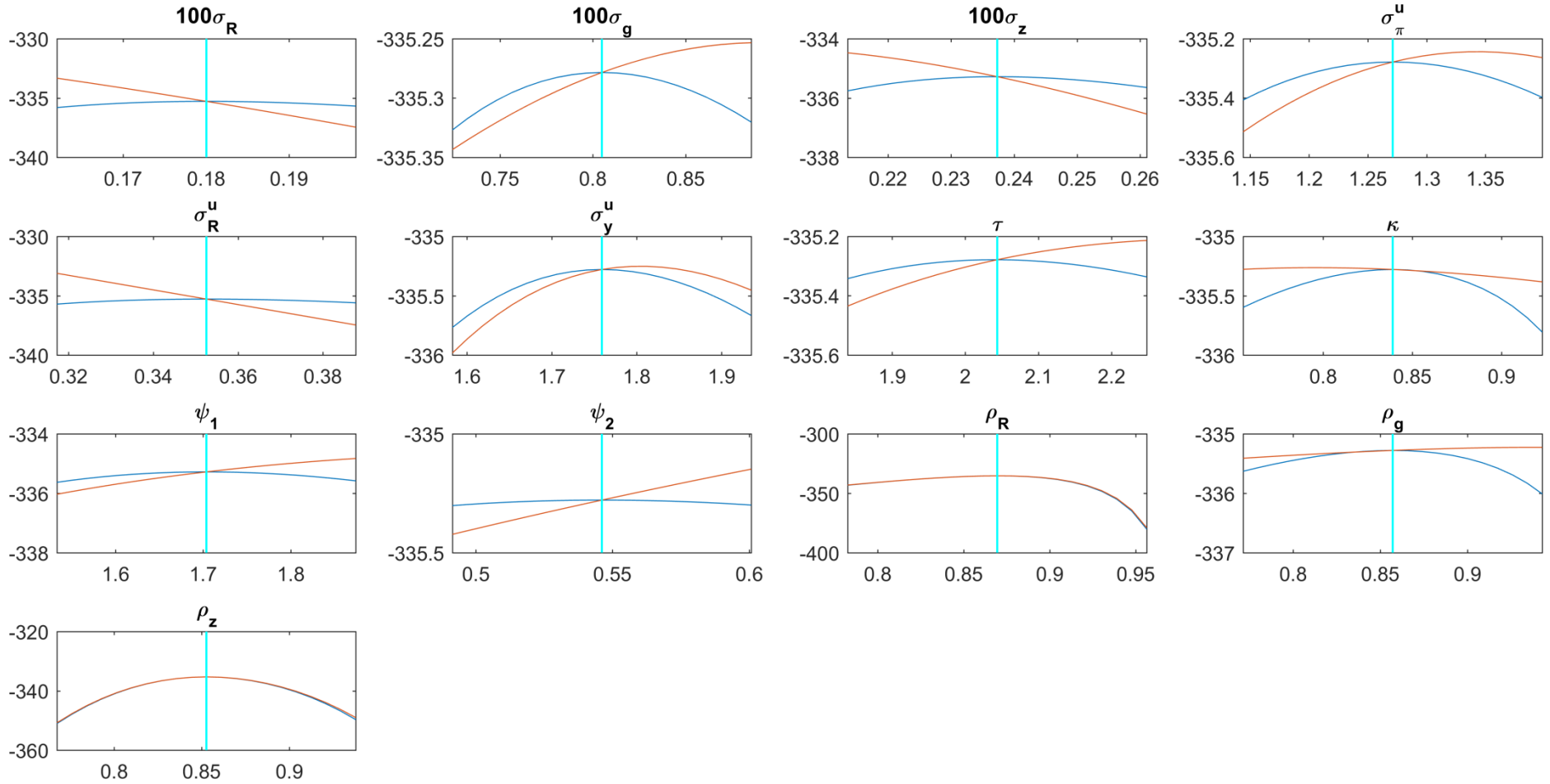
Schmitt-Grohe, S. and M. Uribe (2004), “Solving dynamic general equilibrium models using a second-order approximation to the policy function,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 28 (4), pp. 755-775.

Sims, C. A. (2002), “Solving Linear Rational Expectations Models,” *Computational Economics*, Vol. 20, pp. 1-20.

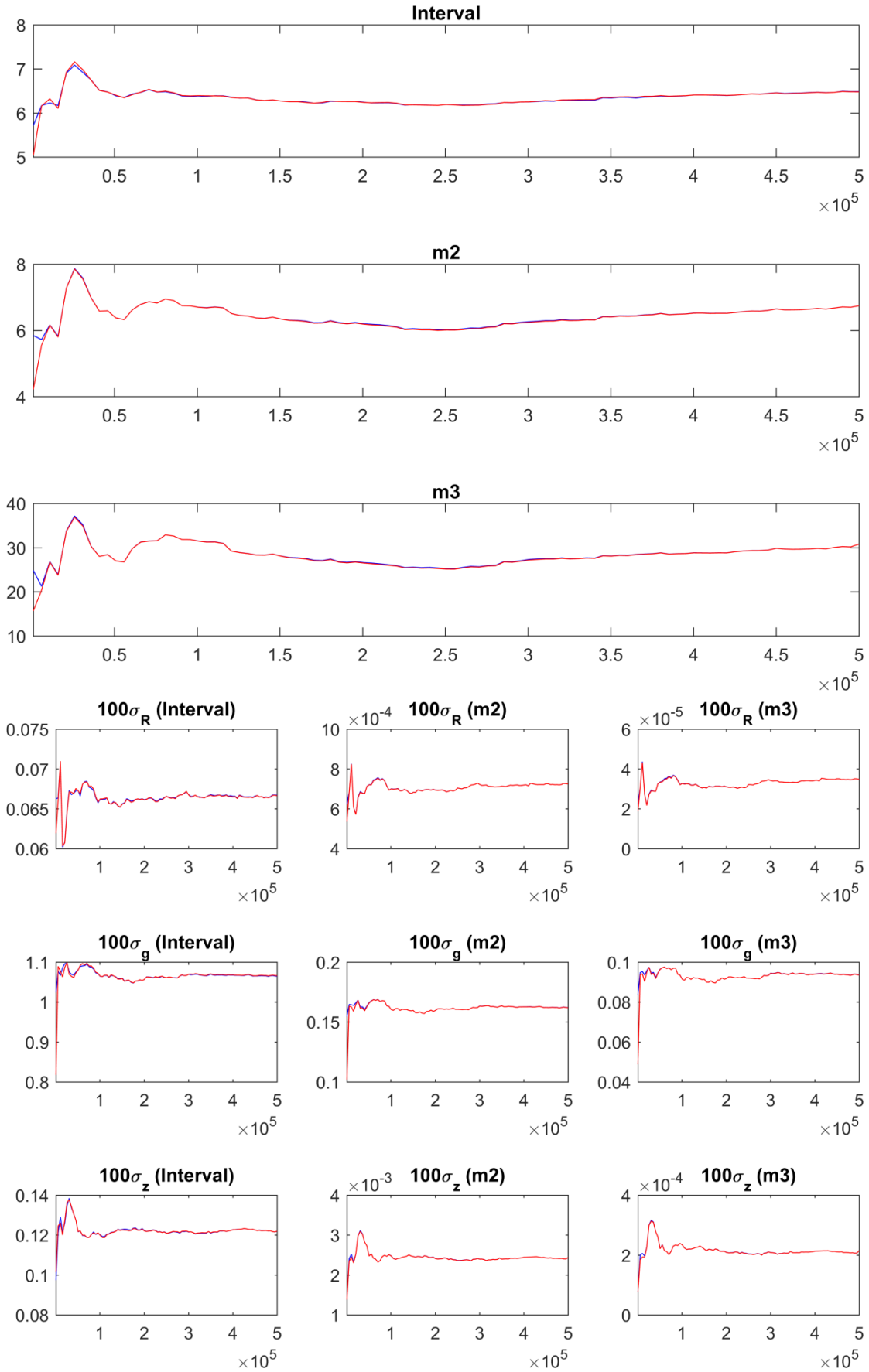
Teo, W. L. (2009), “Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy,” *Pacific Economic Review*, Vol. 14(2), pp. 194-231.

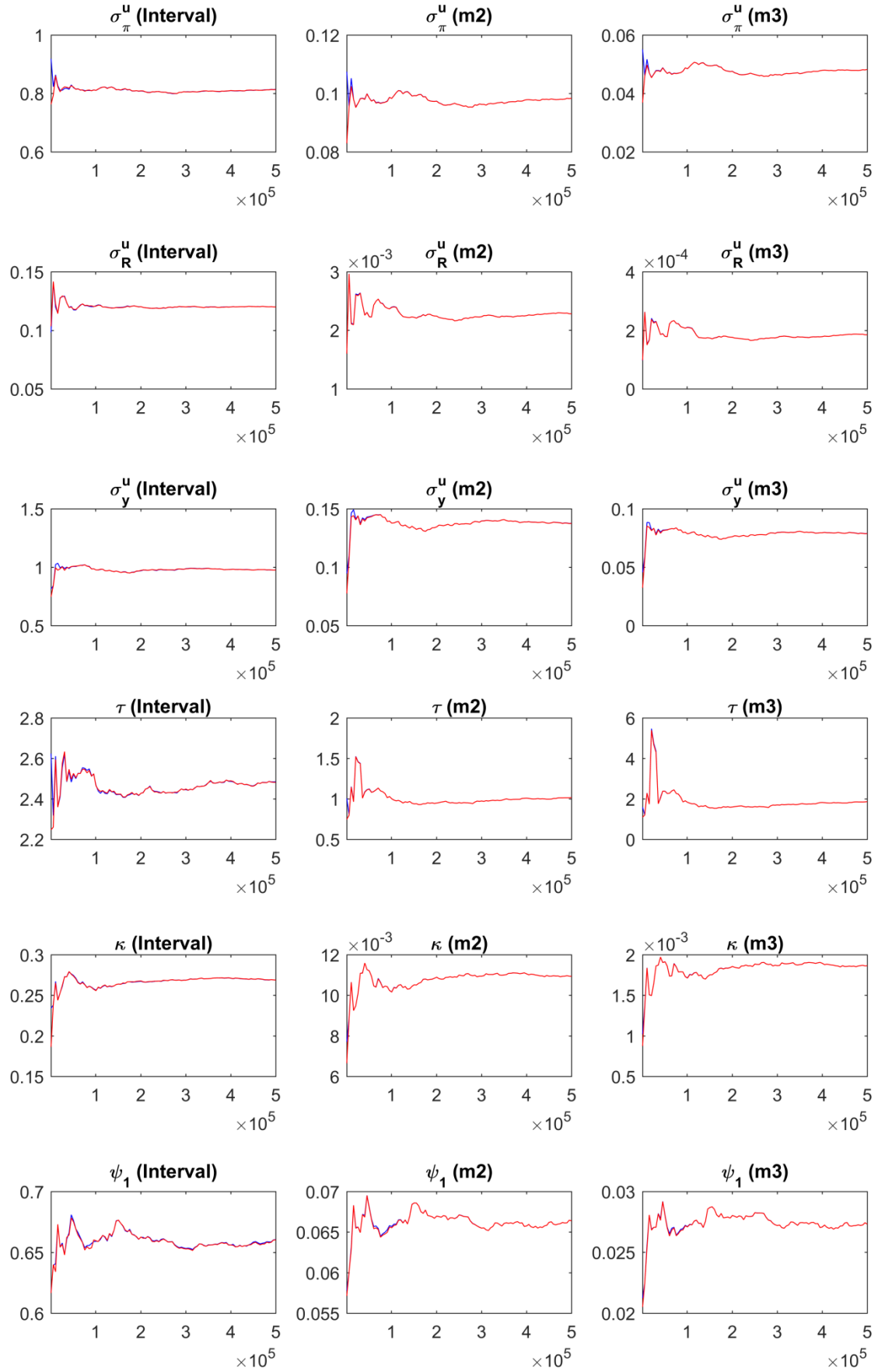
Uhlig, H. (1999), “A toolkit for analyzing non-linear dynamic stochastic models easily,” In: Marimón, R., Scott, A., eds, *Computational Methods for the Study of Dynamic Economies*, Oxford, UK: Oxford University Press, pp. 30-61.

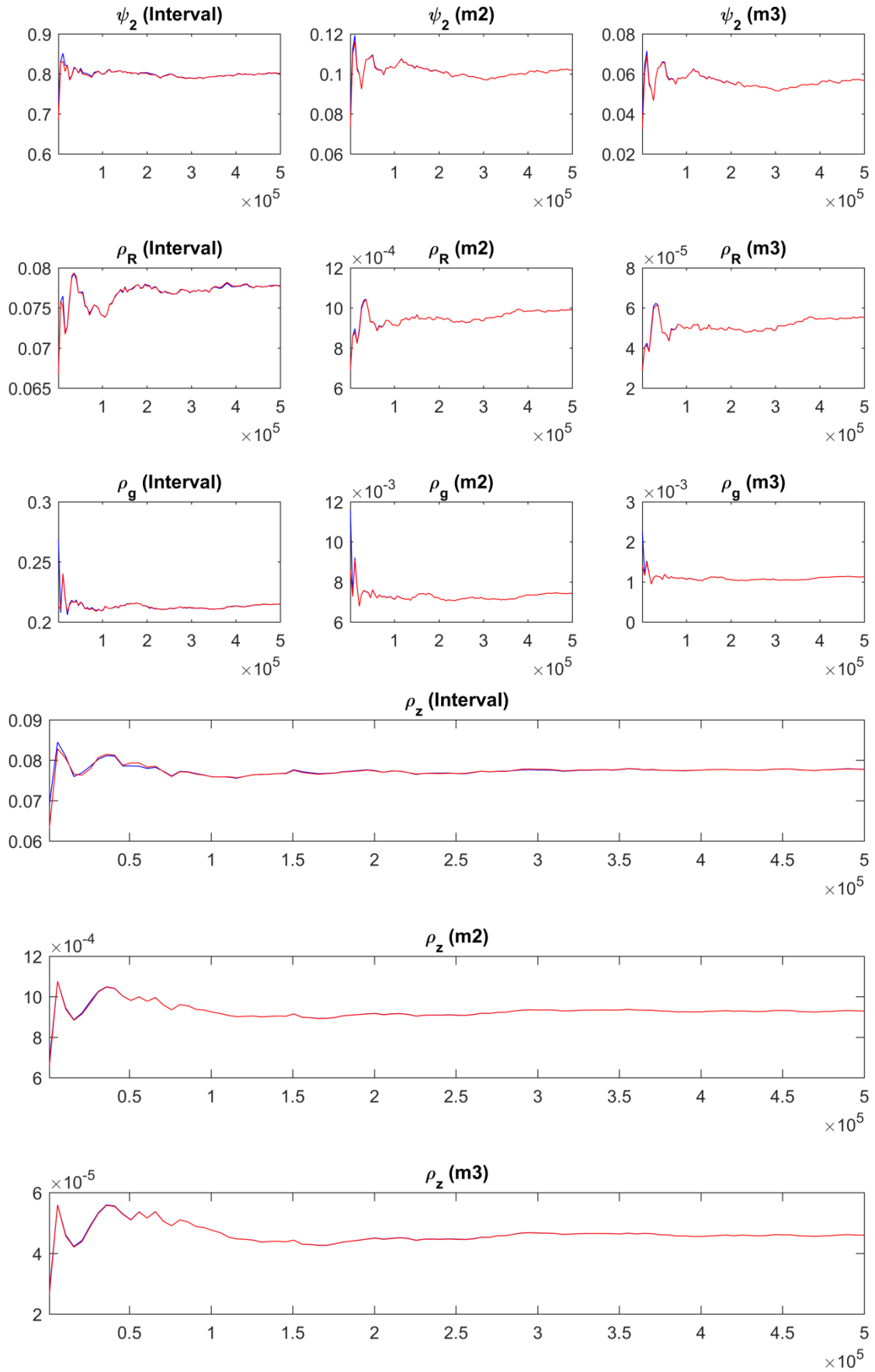
附錄 1 眾數檢驗圖



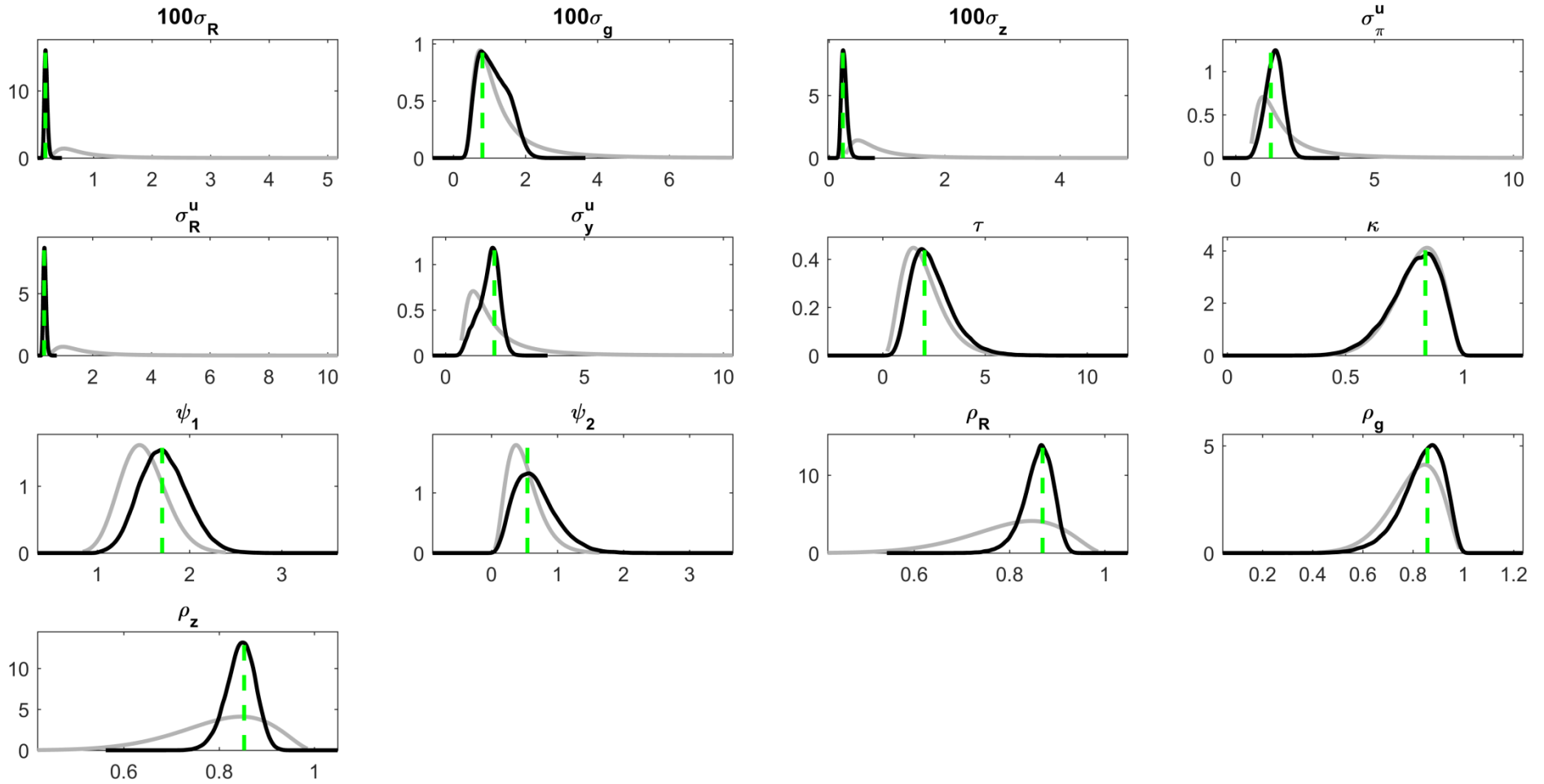
附錄 2 收斂性診斷圖 (整體、各參數)







附錄 3 先驗與後驗分配圖



附錄 4 最適簡單法則之最適政策參數與穩定性結果

	最適政策參數			穩定性效果			目標函數值
	ρ_R	ψ_1	ψ_2	\hat{y}_t	$\hat{\pi}_t$	\hat{R}_t	
基準模型	0.8695	1.7036	0.5461	0.0160	0.0051	0.0031	2.8247×10^{-4}
情況 1	0.8695	10	0.5461	0.0157	0.0013	0.0034	2.4690×10^{-4}
情況 2	0.8695	1.7036	10	0.0157	0.0013	0.0033	2.4703×10^{-4}
情況 3	0.4260	1.7036	0.5461	0.0157	0.0036	0.0059	2.5850×10^{-4}
情況 4	0.8695	10	10	0.0156	0.0008	0.0035	2.4517×10^{-4}
情況 5	0	10	7.0851	0.0156	0.0004	0.0042	2.4423×10^{-4}

備註：

- (1) 灰底表示在該情況下可調整操作的政策參數最適值；
- (2) ρ_R 、 ψ_1 、 ψ_2 的搜尋區間的上下界分別設定為 $[0,1]$ 、 $[0,10]$ 、 $[0,10]$ ；
- (3) 穩定效果代表該變數之標準差；
- (4) 目標函數值為產出缺口與通膨缺口變異數之總和。