

109cbc-經1 (委託研究報告)

建構中大型 DSGE-VAR 模型 — 台灣中長期經濟成長率預測

受委託單位：國立臺灣大學

計劃主持人：蔡宜展 副教授 (國立臺灣大學經濟系)

協同主持人：姚 睿 教授 (國立中央大學經濟系)

秦國軒 副教授 (逢甲大學經濟系)

研究助理： 林世揚 (國立臺灣大學經濟系)

中央銀行 委託研究

中華民國 110 年 5 月

(此報告內容純係作者之觀點，不應引申為本機關之意見)

建構中大型 DSGE-VAR 模型 — 台灣中長期經濟成長率預測

受委託單位：國立臺灣大學

計劃主持人：蔡宜展 副教授 (國立臺灣大學經濟系)

協同主持人：姚 睿 教授 (國立中央大學經濟系)

秦國軒 副教授 (逢甲大學經濟系)

研究助理： 林世揚 (國立臺灣大學經濟系)

研究期程：中華民國 109 年 4 月至 110 年 5 月

研究經費：新臺幣 600,000 元

中央銀行 委託研究

中華民國 110 年 5 月

(此報告內容純係作者之觀點，不應引申為本機關之意見)

目錄

1 研究主旨與目的	1
2 模型設定	5
2.1 最終財	5
2.2 本國商品製造商	6
2.3 出口商	7
2.4 中間財製造商	8
2.5 進口商	10
2.6 進口代理商	10
2.7 企業家	11
2.8 第一類家計單位	15
2.9 第二類家計單位	17
2.10 勞工工會	18
2.11 政府部門	19
2.12 市場結清條件	20
2.13 外生衝擊	24
3 實證 DSGE 模型估計	24
3.1 資料變數與處理	25
3.2 參數校準	29
3.3 先驗分配	29

3.4	後驗分配	30
3.5	衝擊反應函數	32
3.5.1	技術衝擊	32
3.5.2	貨幣衝擊	34
3.5.3	房屋偏好衝擊	36
3.5.4	外國利率衝擊	38
4	DSGE-VAR 模型之估計與預測	39
4.1	模型估計與預測的相關設定	40
4.2	不同模型的比較與評估	41
4.3	不同模型間預測結果的比較	44
4.4	計算季成長率與年成長率的預測值	55
5	結論	58
	附錄	67
1	修正版 Diebold and Mariano 檢定	67
2	估計參數的先驗分配與後驗分配、MCMC 的收斂情況 (Convergence Diagnostics for MCMC)	68
3	期中報告意見回覆	72
4	期末報告意見回覆	87

表目錄

1	符號說明 1	21
2	符號說明 2	22
3	符號說明 3	23
4	預測資料敘述	28
5	模型校準之參數設定 (Calibrated Parameters)	30
6	估計參數之先驗分配與後驗估計結果	32
7	估計參數之先驗分配與後驗估計結果 (續)	34
8	預測執行的操作細節	43
9	預測誤差平方之均方根 (RMSFE)	50
10	預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果	51
11	預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果	52
12	預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果	53
13	預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果	54
14	預測不偏性檢定 p 值	55
15	不同計算經濟成長率的數值比較	57
16	2016 – 2018 GDP 年成長率預測值	58
17	2019 – 2022 GDP 年成長率預測值	58
18	不同模型的 GDP 成長率預測比較	85

圖目錄

1	資料的時間序列圖	26
2	技術衝擊反應函數	33
3	貨幣衝擊反應函數	35
4	房屋偏好衝擊反應函數	36
5	房屋偏好衝擊對消費影響	37
6	外國利率衝擊反應函數	38
7	DSGE-VAR Forecast	45
8	DSGE Forecast	46
9	Bayesian VAR Forecast	47
10	Conventional VAR Forecast	48
11	估計參數之先驗與後驗分配	68
12	估計參數之先驗與後驗分配	69
13	估計參數之先驗與後驗分配	69
14	估計參數之先驗與後驗分配	70
15	MCMC 的收斂情況	71
16	不同貸款成數下消費受到不同外生衝擊的影響	77

一、研究主旨與目的

各國央行在制定貨幣政策時，需要研判當前的經濟狀況，並針對未來的經濟狀況進行預測。其中國內生產毛額是衡量一國經濟活動的重要變數，其成長率也是各國央行所關心的變數之一。過去央行在預測經濟成長率時，多是使用大型的總體計量模型，該模型中存在許多外生設定的行為方程式，雖然變數間的關係是依據經濟理論及實證結果，但不同的經濟理論間可能有所矛盾與衝突，且該模型並未將經濟個體對未來的預測納入考量，故會受到盧卡斯批判 (Lucas Critique) 的詬病，並不適合作為政策效果的評估與經濟的預測。

近年來，在經濟預測與政策分析上，動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium Model, 簡稱 DSGE) 逐漸成為一般大型總體計量模型的替代選項。在 DSGE 模型中，刻畫個體行為的動態方程式，具有個體基礎，彼此間具有一致性，並沒有任意且武斷設定的關係，且因個體的決策過程已經將預期的效果納入考慮，故該模型可免於盧卡斯批判的詬病。此外，DSGE 模型近年來在參數估計及量化分析上都有了長足的進步，尤其是結合貝氏估計 (Bayesian Estimation) 與 DSGE 模型的實證 DSGE 模型，一方面可有效提升模型與資料的配適度，另一方面也大幅改善模型在樣本外的預測表現¹，更加深學界與各國央行對 DSGE 模型的信心，認為在可預見的未來，DSGE 模型將可取代大型總體經濟計量模型，成為主要政策評估與經濟預測的工具。

¹Smets and Wouters (2003, 2007) 發現實證 DSGE 模型的預測表現並不輸給一般向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression, 簡稱 VAR) 或是貝氏向量自我迴歸 (Bayesian Vector Autoregression, 簡稱 Bayesian VAR 或 BVAR) 模型，

雖然結合貝氏估計的實證 DSGE 模型，在近年來取得了很大的突破，但該方法並非完全沒有缺點，尤其當 DSGE 模型規模變大，因為模型中需要估計的參數隨之增加，模型估計往往需要大量的電腦運算能力，及耗費相當長的時間。此外，隨著模型附加的限制式增多，有些不符實際狀況的限制條件，可能會降低模型與資料的配適度並使預測表現變差。故適度地縮減模型規模，可增進模型與資料的配適度，並提升模型在樣本外的預測表現。

最近研究也發現將結構式 DSGE 模型所隱含的先驗資訊與縮減式貝氏 VAR(Bayesian VAR, BVAR) 相結合，形成所謂半結構式的 DSGE-VAR 模型，除了可以克服縮減式 VAR 模型缺乏結構式意涵的缺點，也可有效提高模型在樣本外的預測能力。Ingram and Whiteman (1994) 是最早將 DSGE-VAR 模型用於總體經濟預測的文章，他們使用來自於一簡單的古典成長模型的先驗訊息。之後，Del Negro and Schorfheide (2004) 以及 Del Negro et al. (2007) 將 Ingram and Whiteman (1994) 文中所採用的模型延伸成包含名目價格僵固性的小型新興凱因斯模型。上述文章發現，DSGE-VAR 模型在樣本外預測表現，並不輸給縮減式的貝氏向量自我迴歸 (Bayesian VAR) 模型，替實證 DSGE 模型在預測上指引出一具體可行的發展方向。

2008 年全球金融危機後，大量文獻開始關注房屋市場在總體經濟中所扮演的角色，房價可能透過財富效果影響消費，透過擔保品借貸限制影響投資，或作為貨幣政策傳導機制媒介。例如，Iacoviello and Neri (2010) 延伸 Davis and Heathcote (2005) 與 Iacoviello (2005)，建構一實證大型封閉經濟新興凱因斯 DSGE 模型，探討美國房市波動的成因，該文發現房屋部門的技術進步為美國過去 40 年來實質房價成長的主要原因；景氣循環方面，

房屋偏好與新成屋技術衝擊約可解釋 25% 的房屋投資與房價波動。另外，Mian et al. (2013) 利用美國不同地區房價的變化，來檢驗不同地區消費受到的衝擊，他們發現房價下跌較大的地區，消費也受到較大的影響。

根據民國 103 年之國富統計報告，如從資產分配結構觀察，其中有 46.15% 為土地持有，其次則為房屋持有約占 20.43%。如改以家庭部門資產各類別占比觀察，房地產所占比率(按市價計算)最高，約為 40.25%，此調查結果突顯房地產在國人資產配置中的重要性。因此，為更透徹地瞭解台灣房市景氣循環之波動，進一步分析台灣房屋市場與總體經濟之關聯性實屬必要。

回顧現有文獻，針對台灣所建構的小型開放經濟體系的 DSGE 模型並不多，既有文獻大多沒有利用模型進行樣本外的預測，就算有也多集中在短期(一年或一年以內)的預測，較具代表性的包含管中閔(2010a)，張永隆(2010b)，黃俞寧(2013)及Wang(2021)等論文。考量央行在制定政策時，除須研判經濟成長率在樣本外的短期表現，也須預測經濟成長率在中長期的表現。本計畫希望建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系 DSGE-VAR 模型，並運用於台灣的中長期經濟成長率預測。

為了達到上述目標，我們考慮一小型開放的 DSGE 模型，模型內包含國內外的經濟個體，這些經濟個體的最適決策受到不同程度的名目與實質摩擦性因素以及各式各樣的隨機衝擊所影響。同時，透過貝氏方法(Bayesian Method)與台灣資料的使用，我們去估計 DSGE 模型參數，給定估計的結果，我們將實證 DSGE 模型所隱含的經濟結構投射在 Bayesian VAR 模型的先驗訊息上，並利用 DSGE-VAR 模型去預測台灣的經濟成長率。此外，我們並比較 DSGE-VAR 模型與 DSGE，Bayesian VAR，Conventional VAR

(CVAR)，等三種常見模型的預測表現，為了比較不同模型的預測表現，我們首先利用上述模型，計算不同模型的預測誤差平方之均方根 (Root Mean Squared Forecast Error，簡稱 RMSFE)，根據預測誤差平方之均方根的比較，我們發現 DSGE-VAR 模型在往前一季與往前四季關於台灣經濟成長率的預測上，表現優於其他三個模型；不過，其他大多情形的預測反而是 DSGE 的表現較佳。由於上述統計量只能比較數值大小，而無法進行統計顯著性檢定，故本研究亦採 Diebold and Mariano (1995) 所提出的 DM 檢定，作為模型比較的評估準則。但當我們進一步檢驗上述發現是否具有統計上的顯著差異時，我們發現在往前一季時 DSGE-VAR 預測表現顯著優於 CVAR 和 DSGE 模型，但與 BVAR 無顯著差異。在往前四季 DSGE-VAR 預測表現僅顯著優於 CVAR 模型，但與 BVAR 和 DSGE 則無顯著差異。在中長期時預測表現最佳的 DSGE 模型，則僅在往前七季時會顯著優於 CVAR，其他情況時則沒有顯著勝於其他模型。最後，我們也結合了往前一到八季的預測結果，進行往前一年與兩年的經濟成長率預測。我們發現，DSGE-VAR 模型，較其他三種模型平均而言預測偏誤較小。

本報告共分五個部分，第一部分為研究主旨與目的，第二部分為模型設定，第三部分為實證 DSGE 模型的估計方法及估計結果，第四部分為 DSGE-VAR 模型的設定，與該模型相較於其他模型在預測台灣中長期經濟活動的表現，第五部分為結論。

二、模型設定

本文以Iacoviello (2005); Wang (2021) 為基礎架構，將房屋市場引入模型並探討融資限制對經濟的影響，我們參照Kollmann (2001, 2002) 與Dib (2011) 的方式，引入國外部門，經濟體系中包含企業家，兩類時間偏好不同的家計單位，多種商品的製造商，兩類勞動工會，兩類勞動承包商及政府，上述個體面對了包括消費慣性，價格僵固性，工資僵固性，投資調整成本，債券持有調整成本及擔保品借貸限制等數種市場摩擦，此外，模型中考慮數種外生衝擊以補捉總體變數在景氣波動所具有的特性。以下，我們分別探討各別經濟個體所面對的最適選擇問題。

2.1 最終財

假設經濟體系存在一代表性的最終財製造商，該廠商將本國財 $y_{d,t}$ 與進口財 $y_{m,t}$ 轉換成同質的最終財 y_t 供國內消費及投資使用，其生產函數可表示如下

$$y_t = \left[(1 - \omega_m) \frac{1}{\kappa_z} y_{d,t}^{\frac{\kappa_z - 1}{\kappa_z}} + \omega_m \frac{1}{\kappa_z} y_{m,t}^{\frac{\kappa_z - 1}{\kappa_z}} \right]^{\frac{\kappa_z}{\kappa_z - 1}}, \quad (1)$$

其中， κ_z 代表本國財與進口財的價格替代彈性，至於 $1 - \omega_m$ 與 ω_m 則分別代表兩種商品在生產函數中的權重。在給定最終財價格， P_t ，本國財價格， $P_{d,t}$ ，進口財價格， $P_{m,t}$ ，最終財廠商面對下列利潤極大化問題

$$\max_{y_{d,t}, y_{m,t}} P_t y_t - P_{d,t} y_{d,t} - P_{m,t} y_{m,t}$$

求解最終財廠商利潤極大化問題，我們可得最終財廠商對本國財與進口財的需求如下

$$y_{d,t} = (1 - \omega_m) \left(\frac{P_{d,t}}{P_t} \right)^{-\kappa_z} y_t, \quad (2)$$

$$y_{m,t} = \omega_m \left(\frac{P_{m,t}}{P_t} \right)^{-\kappa_z} y_t. \quad (3)$$

此外，最終財的價格可表示為本國財與進口財價格的加權如下，

$$P_t = \left[(1 - \omega_m) P_{d,t}^{1-\kappa_z} + \omega_m P_{m,t}^{1-\kappa_z} \right]^{\frac{1}{1-\kappa_z}}. \quad (4)$$

在購買力平價 (Purchasing Power Parity) 假設下，本國財的恆定價格 P_d 與進口財的恆定價格 P_m 相等，由上式可得到最終財的恆定價格 P 具有以下關係

$$P = P_d = P_m.$$

2.2 本國商品製造商

經濟體系中存在一代表性本國財製造商，該廠商向眾多的本國中間財廠商購買異質性商品，並將之以 Dixit-Stiglitz 形式結合成一同質性的本國財。令 $s \in [0, 1]$ 代表第 s 個中間財廠商，則代表性本國財製造商的生產函數可表示如下：

$$y_{d,t} = \left[\int_0^1 y_{d,t}(s)^{\frac{\xi_d-1}{\xi_d}} \mathbf{d}s \right]^{\frac{\xi_d}{\xi_d-1}}, \quad (5)$$

其中， ξ_d 為不同商品間的價格替代彈性。在給定本國財商品價格， $P_{d,t}$ 與個別中間財商品價格， $P_{d,t}(s)$ ，代表性本國財廠商利潤極大化問題可表示如下

$$\max_{y_{d,t}(s)} P_{d,t} y_{d,t} - \int_0^1 P_{d,t}(s) y_{d,t}(s) \mathbf{d}s$$

求解上述利潤極大化問題，可得到以下代表性本國財製造商對個別中間財的需求式

$$y_{d,t}(s) = \left[\frac{P_{d,t}(s)}{P_{d,t}} \right]^{-\xi_d} y_{d,t} \quad (6)$$

此外，給定不同中間財的商品價格，我們可以計算相對應的本國財價格為

$$P_{d,t} = \left[\int_0^1 P_{d,t}(s)^{1-\xi_d} \mathbf{d}s \right]^{\frac{1}{1-\xi_d}}. \quad (7)$$

2.3 出口商

經濟體系中存在一代表性出口財製造商，其商品生產設定與代表性本國財製造商類似，都是向本國眾多的中間財廠商購買異質性商品，再將這些異質性中間財以 Dixit-Stiglitz 形式結合成出口財。此代表性出口財製造商的生產函數可表示如下，

$$y_{x,t} = \left[\int_0^1 y_{x,t}(s)^{\frac{\xi_x-1}{\xi_x}} \mathbf{d}s \right]^{\frac{\xi_x}{\xi_x-1}}, \quad (8)$$

其中， ξ_x ，為不同中間財的替代彈性，至於外國對本國出口財商品的需求，我們參照McCallum and Nelson (1999)，Teo (2009a)，與Dib (2011) 的方式，將其設定如下

$$y_{x,t} = \bar{\omega} \left(\frac{P_{d,t}}{S_t P_t^*} \right)^{-\kappa_x} ex_t, \quad (9)$$

其中， S_t 代表名目匯率， P_t^* 代表外國當地物價， κ_x 代表外國對其「本國財」與「進口財」的替代彈性， ex_t 則代表國外需求衝擊，至於 $\bar{\omega} = \omega_x (SP^*/P_d)^{-\kappa_x} y_a > 0$ ，反映外國對本國商品偏好的權重。其中， ω_x 代表恆定狀態下出口佔 GDP 比重， S, P^*, P_d 與 y_a 則分別為 $S_t, P_t^*, P_{d,t}$ 與企業家所生產的同質性商品， $y_{a,t}$ 的恆定值。

2.4 中間財製造商

經濟體系中存在眾多獨佔性競爭的中間財製造商，我們以 s 代表個別廠商，其中 $s \in [0, 1]$ ，他們以批發價 (Wholesale Price)， P_t^w ，向企業家購買同質性商品 $y_{a,t}$ ，並可在不費任何成本的情形下，將該商品轉換成差異性商品， $y_t(s)$ ，供本國財製造商及出口財製造商使用，亦即

$$y_{a,t}(s) = y_{d,t}(s) + y_{x,t}(s). \quad (10)$$

因商品差異化，故中間財廠商有訂價能力，我們依照Calvo (1983) 設定，假設每期只有 $1 - \theta_d$ 比例的廠商可重新選取最適價格，剩餘廠商不能重新選取其價格，故他們的價格與前期相同。我們假設中間財廠商為較有耐心的第一類家計單位所擁有，其時間偏好為 β^s 。求解廠商最適訂價問題，我們可

以得到廠商 s 的最適訂價 $\bar{P}_{d,t}(s)$ 須滿足下列條件

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta_d^k \mathbf{E}_t \left\{ \Lambda_{t,k} \left[\frac{\bar{P}_{d,t}(s)}{P_{d,t+k}} - \frac{X_d}{X_{d,t+k}} \right] \bar{y}_{a,t+k}(s) \right\} = 0, \quad (11)$$

其中 $\Lambda_{t,k}$ 為第一類家計單位的隨機折現因子， $X_{d,t} = P_{d,t}/P_t^w$ 為廠商的價格加成，而 $X_d = \xi_d/(\xi_d - 1)$ 則為恆定狀態下的價格加成。值得注意的是，當期可調整價格的廠商都會選擇相同的訂價， $\bar{P}_{d,t}(s) = \bar{P}_{d,t}$ ，故本國財的價格可表示如下

$$P_{d,t} = \left[\theta_d P_{d,t-1}^{1-\xi_d} + (1 - \theta_d) (\bar{P}_{d,t})^{1-\xi_d} \right]^{\frac{1}{1-\xi_d}}. \quad (12)$$

定義 $\Pi_{d,t} = P_{d,t}/P_{d,t-1}$ 為本國財價格的通貨膨脹率， Π_d ，為恆定狀態下的通貨膨脹率。(12)式結合中間財廠商最適訂價與本國財價格指數，我們可推得本國財價格的菲利普曲線

$$\ln \left(\frac{\Pi_{d,t}}{\Pi_d} \right) = \beta^s \mathbf{E}_t \ln \left(\frac{\Pi_{d,t+1}}{\Pi_d} \right) - \frac{(1 - \theta_d)(1 - \beta^s \theta_d)}{\theta_d} \ln \left(\frac{X_{d,t}}{X_d} \right) \quad (13)$$

Bernanke et al. (1999) 指出由於價格加成 $X_{d,t}$ 與商品需求具有反向的關係，此式可用以刻畫通貨膨脹率與產出缺口 (Output Gap) 之間的關係。當商品需求下降時，中間財製造商對企業家所生產的同質性商品需求下降，導致進貨成本 p_t^w 下降。在批發價僵固的情況下，價格加成 $X_{d,t}$ 提高，導致通貨膨脹下降。

2.5 進口商

市場上有一代表性的進口財製造商，該廠商向眾多進口代理商購買異質性商品，並將之以 Dixit-Stiglitz 形式結合成進口財，其生產函數可表示如下，

$$y_{m,t} = \left[\int_0^1 y_{m,t}(s)^{\frac{\xi_m-1}{\xi_m}} \mathbf{d}s \right]^{\frac{\xi_m}{\xi_m-1}}, \quad (14)$$

其中， ξ_m ，為不同進口中間財商品間的價格替代彈性，在給定進口財價格， $P_{m,t}$ 與個別異質性進口中間財價格， $P_{m,t}(s)$ ，進口財廠商利潤極大化問題可表示如下

$$\max_{y_{m,t}(s)} P_{m,t} y_{m,t} - \int_0^1 P_{m,t}(s) y_{m,t}(s) \mathbf{d}s$$

求解上述利潤極大化問題，可得進口財製造商對進口代理商 s 的商品需求如下

$$y_{m,t}(s) = \left[\frac{P_{m,t}(s)}{P_{m,t}} \right]^{-\xi_m} y_{m,t} \quad (15)$$

此外，我們可求得相對應的進口財價格為

$$P_{m,t} = \left[\int_0^1 P_{m,t}(s)^{1-\xi_m} \mathbf{d}s \right]^{\frac{1}{1-\xi_m}}. \quad (16)$$

2.6 進口代理商

市場上存在眾多獨佔性競爭的進口財代理商， $s \in [0, 1]$ ，他們以 $S_t P_t^*$ 的當地價格向外國購買同質性的商品，並可在不費任何成本的情形下，將該商品

轉換成差異性商品 $y_{m,t}(s)$ ，供進口財製造商使用。與本國中間財廠商的設定類似，因商品差異化，故進口財代理商有訂價能力，我們依照 Calvo (1983) 的設定，假設每期都有 $1 - \theta_m$ 比例的代理商可以重新選取最適價格，在給定進口財廠商對進口財代理商的商品需求，當期可以調整價格的進口財代理商，都會選擇相同的最適價格， $\bar{P}_{m,t}(s) = \bar{P}_{m,t}$ ，其中最適價格須滿足下列條件

$$\sum_{k=0}^{\infty} \theta_m^k \mathbf{E}_t \left\{ \Lambda_{t,k} \left[\frac{\bar{P}_{m,t}(s)}{P_{m,t+k}} - \frac{X_m}{X_{m,t+k}} \right] \bar{y}_{m,t+k}(s) \right\} = 0, \quad (17)$$

上式中， $X_{m,t} = P_{m,t}/(S_t P_t^*)$ 為代理商的價格加成，而 X_m 為恆定狀態下的價格加成。均衡時，我們可把進口財的價格表示如下

$$P_{m,t} = \left[\theta_m P_{m,t-1}^{1-\xi_m} + (1 - \theta_m) (\bar{P}_{m,t})^{1-\xi_m} \right]^{\frac{1}{1-\xi_m}}. \quad (18)$$

此外，我們也可求得進口財價格的菲利普曲線

$$\ln \left(\frac{\Pi_{m,t}}{\Pi_m} \right) = \beta^s \mathbf{E}_t \ln \left(\frac{\Pi_{m,t+1}}{\Pi_m} \right) - \frac{(1 - \theta_m)(1 - \beta^s \theta_m)}{\theta_m} \ln \left(\frac{X_{m,t}}{X_m} \right), \quad (19)$$

其中 $\Pi_{m,t} = P_{m,t}/P_{m,t-1}$ 為進口財的通貨膨脹率，而 Π_m 為進口財在恆定狀態下的通貨膨脹率。

2.7 企業家

經濟體系同質性商品的生產主要由企業家負責，其 Cobb-Douglas 生產函數可表示如下

$$y_{a,t} = A_t k_{t-1}^\mu (h_{t-1}^e)^\nu n_t^{1-\mu-\nu}, \quad (20)$$

其中， A_t 代表技術衝擊， k_{t-1} ， h_{t-1}^e ， n_t 分別代表資本，房屋及勞動三種要素，三種要素所對應的所得份額，分別為 μ ， ν ，與 $1 - \mu - \nu$ ，此外 $n_t = (n_t^s)^\alpha (n_t^b)^{1-\alpha}$ 是由兩類勞動服務， n_t^s 與 n_t^b ，所組成的勞動要素。兩種勞務的所得份額分別為 α 與 $1 - \alpha$ 。

除了生產外，企業家並選擇消費，資本累積、勞動雇用量、房屋數量及借款來極大化其終生效用。企業家的效用只取決於其消費水準， c_t^e ，其目標函數如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^e)^t d_t \log(c_t^e - \varepsilon_c c_{t-1}^e), \quad (21)$$

我們以上標 e 代表企業家相關的選擇變數，其中 β^e 代表企業家的時間折現因子， ε_c 代表企業家消費慣性，至於 d_t 則是跨期偏好的衝擊。

企業家預算限制式如下：

$$\begin{aligned} \frac{P_t}{P_{d,t}}(c_t^e + i_t) + q_t(h_t^e - h_{t-1}^e) + w_t^s n_t^s + w_t^b n_t^b &= \frac{y_{a,t}}{X_{d,t}} \\ &+ \left(b_t^e - \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^e \right) + \frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} \left(b_t^{e*} - \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{e*} - \Phi_t^{e*} \right) \end{aligned} \quad (22)$$

i_t 代表投資， w_t^s 與 w_t^b 分別代表企業付給兩類勞動的實質工資， q_t 是房屋的實質價格， b_t^e 跟 b_t^{e*} 分別代表企業家向國內與國外的借貸（以本國財計價，in units of $y_{d,t}$ ）。我們假設企業家向國外借貸需要付出調整成本 $\Phi_t^{e*} = \frac{\phi^*}{2}(b_t^{e*} - b^{e*})^2$ ，其中 b^{e*} 為恆定狀態下的借貸， ϕ^* 刻畫此調整成本的大小。 R_t 是國內的名目利率，最後， Π_t^* 與 R_t^* 分別代表國外通膨與國外利率。

企業家資本累積方程式可表示如下：

$$k_t = a_t^i i_t + (1 - \delta)k_{t-1} - \Phi_t, \quad (23)$$

其中 a_t^i 是資本投資的技術衝擊， δ 是資本折舊率， $\Phi_t = \frac{\phi}{2} \left(\frac{k_t}{k_{t-1}} - 1 \right)^2 k_{t-1}$ 是資本調整成本。

我們假設企業家對未來效用的折現率較第一類家計單位低，亦即 $\beta^e < \beta^s$ ，故企業家會向第一類家計單位借款來因應其支出。此外，我們也允許企業家向國外借款。為避免訊息不對稱所造成的道德風險，企業家向國內外借款，都必須以房屋作為抵押擔保品，我們假設企業家將 α_t^e 比例的房屋價值做為國內借款的擔保品， $(1 - \alpha_t^e)$ 比例的房屋價值做為國外借款的擔保品。國內外的抵押貸款成數分別為 m^e 與 m^{e*} 。此外，我們參照Iacoviello and Minetti (2006) 之設定，假設國外借貸須負擔額外的交易成本，

$$E_t \left[(1 - m^{e*}) \frac{(q_{t+1} h_t^e)^2}{q h^e} \right],$$

其中 q 與 h^e 分別是 q_t 與 h_t^e 的恆定狀態值。面對這樣的交易成本，國外貸款者 (Foreign Lender) 的預期可回收價值 (Expected Recovery Value) 為

$$E_t \left[q_{t+1} h_t^e - (1 - m^{e*}) \frac{(q_{t+1} h_t^e)^2}{q h^e} \right]. \quad (24)$$

故企業家面臨的借貸限制分別為：

$$R_t b_t^e \leq E_t [m^e \alpha_t^e \Pi_{d,t+1} q_{t+1} h_t^e], \quad (25)$$

$$\frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} R_t^* b_t^{e*} \leq E_t \left\{ \Pi_{d,t+1} (1 - \alpha_t^e) q_{t+1} h_t^e \left[1 - \frac{1 - m^{e*}}{q h^e} (1 - \alpha_t^e) q_{t+1} h_t^e \right] \right\} \quad (26)$$

此處不等式(26)右邊為(24)式以 $(1 - \alpha_t^e)$ 比例的資產價值代入，並考慮本國財貨通貨膨脹率 $\Pi_{d,t+1}$ 的結果。

企業家的最適化條件可表示如下

$$\lambda_t^e p_t = uc_t^e, \quad (27)$$

$$\begin{aligned} \lambda_t^e q_t = \mathbf{E}_t & \left[\beta^e \lambda_{t+1}^e \left(\frac{\nu y_{t+1}}{X_{d,t+1} h_t^e} + q_{t+1} \right) \right. \\ & \left. + m^e \mu_t^e \alpha_t^e q_{t+1} \Pi_{d,t+1} \right. \\ & \left. + \mu_t^{e*} (1 - \alpha_t^e) \Pi_{d,t+1} q_{t+1} \left(1 - \frac{2(1 - m^{e*})(1 - \alpha_t^e)}{qh^e} q_{t+1} h_t^e \right) \right], \end{aligned} \quad (28)$$

$$\lambda_t^e = \mathbf{E}_t \left[\beta^e \lambda_{t+1}^e \frac{R_t}{\pi_{d,t+1}} + \mu_t^e R_t \right], \quad (29)$$

$$[1 - \phi^*(b_t^{e*} - b^{e*})] \lambda_t^e e_t = \mathbf{E}_t \left[\beta^e \lambda_{t+1}^e e_{t+1} \frac{R_t^*}{\pi_{t+1}^*} + \mu_t^{e*} e_t R_t^* \right], \quad (30)$$

$$w_t^s = \frac{\alpha(1 - \mu - \nu)y_t}{X_{d,t} n_t^s}, \quad (31)$$

$$w_t^b = \frac{(1 - \alpha)(1 - \mu - \nu)y_t}{X_{d,t} n_t^b}, \quad (32)$$

$$\begin{aligned} p_t \lambda_t^e & \left[\frac{1}{a_t^i} - \phi \left(1 - \frac{k_t}{k_{t-1}} \right) \right] \\ & = \beta^e \mathbf{E}_t \left\{ \lambda_{t+1}^e \left[\frac{\mu y_{t+1}}{X_{d,t+1} k_t} + p_{t+1} \left(\frac{1 - \delta}{a_{t+1}^i} - \frac{\phi}{2} \left(1 - \frac{k_{t+1}^2}{k_t^2} \right) \right) \right] \right\}, \end{aligned} \quad (33)$$

$$\mathbf{E}_t [\mu_t^e m^e \Pi_{d,t+1} q_{t+1}] = \mathbf{E}_t \left\{ \mu_t^{e*} \Pi_{d,t+1} q_{t+1} \left[1 - \frac{2(1 - m^{e*})(1 - \alpha_t^e)}{qh^e} q_{t+1} h_t^e \right] \right\}, \quad (34)$$

其中 $p_t \equiv P_t/P_{d,t}$ 為最終財實質價格，以及 $e_t \equiv S_t P_t^*/P_{d,t}$ 為實質匯率，也就是一單位外國商品能夠換到多少單位的本國商品。 λ_t^e , μ_t^e , 及 μ_t^{e*} 分別為預算限制式，及國內外借貸限制的 Lagrange 乘數。 uc_t^e 代表企業家消費的邊際效用：

$$uc_t^e \equiv \mathbf{E}_t \left(\frac{d_t}{c_t^e - \varepsilon_c c_{t-1}^e} - \frac{\beta^e d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^e - \varepsilon_c c_t^e} \right). \quad (35)$$

2.8 第一類家計單位

有別於企業家只由商品消費水準得到效用，經濟體中的家計單位也會由房屋服務以及休閒中得到效用。模型中共有兩類型的家計部門，第一類家計單位有較高的未來折現率，故有較高的儲蓄傾向，我們以上標 s 代表第一類家計單位相關的選擇變數。令 c_t^s 為最終財消費， h_t^s 為房屋服務消費， n_t^s 為第一類家計單位所提供的勞務，則其目標函數可表示如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^s)^t d_t \left[\ln(c_t^s - \varepsilon_c c_{t-1}^s) + j_t \ln(h_t^s - \varepsilon_h h_{t-1}^s) - \frac{\tau_t}{1 + \eta} (n_t^s)^{1+\eta} \right] \quad (36)$$

其中， β^s 為第一類家計單位對未來效用的折現率， ε_c 與 ε_h 分別為商品消費與房屋消費慣性的參數， η 為控制勞動供給彈性的參數。此外 j_t 與 τ_t 分別為房屋偏好及勞動供給的外生衝擊。第一類家計單位的預算限制式如下：

$$\begin{aligned} \frac{P_t}{P_{d,t}} c_t^s + q_t (h_t^s - h_{t-1}^s) + b_t^s + \frac{S_t P_t^*}{P_{d,t}} \left(b_t^{s*} - \frac{R_{t-1}^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{s*} + \Phi_t^{s*} \right) \\ + tax_t = \frac{w_t^s n_t^s}{X_{w^s,t}} + \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^s + div_t^s, \end{aligned} \quad (37)$$

其中 q_t 為房屋價格， w_t^s 為名目工資， R_t 為本國名目利率， R_t^* 為外國名目利率， div_t^s 為零售商及勞動工會所分配的股利。 b_t^s 及 b_t^{s*} 分別代表貸放給國內借款者與國外借款者的數量， $\Phi_t^{s*} = \frac{\phi^*}{2} (b_t^{s*} - b_{s^*}^*)^2$ 為國外貸款的調整成本，用以捕捉資本在國際間流動所面對的摩擦， tax_t 為政府定額稅， $X_{w^s,t}$ 為勞動工會所要求的薪資加成。這裡我們採用類似 2.4 節所述的中間財製造商來引入工資僵固性。相對於商品部門，勞動部門中有一勞動工會可將同質性的勞動服務差異化，再提供給企業家從事生產。我們將企業家所面對的勞

動價格 w_t^s 除以工會要求的薪資加成 $X_{w^s,t}$ 則代表第一類家計單位所面對的工資率。關於勞動工會的設定，我們會再於 2.10 節詳細說明。

令 uc_t^s 與 uh_t^s 代表第一類家計單位對消費與房屋的邊際效用：

$$uc_t^s \equiv \mathbf{E}_t \left(\frac{d_t}{c_t^s - \varepsilon_c c_{t-1}^s} - \frac{\beta^s d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^s - \varepsilon_c c_t^s} \right) \quad (38)$$

$$uh_t^s \equiv \mathbf{E}_t \left(\frac{j_t d_t}{h_t^s - \varepsilon_h h_{t-1}^s} - \frac{\beta^s j_{t+1} d_{t+1} \varepsilon_h}{h_{t+1}^s - \varepsilon_h h_t^s} \right) \quad (39)$$

第一類的家計單位最適化條件為

$$\lambda_t^s p_t = uc_t^s, \quad (40)$$

$$\lambda_t^s q_t = \mathbf{E}_t(\beta^s \lambda_{t+1}^s q_{t+1}) + uh_t^s, \quad (41)$$

$$d_t \tau_t (n_t^s)^\eta = \lambda_t^s \frac{w_t^s}{X_{w^s,t}}, \quad (42)$$

$$\lambda_t^s = \beta^s \mathbf{E}_t \left(\lambda_{t+1}^s \frac{R_t}{\Pi_{d,t+1}} \right), \quad (43)$$

$$[1 + \phi^*(b_t^{s*} - b^{s*})] \lambda_t^s e_t = \beta^s \mathbf{E}_t \left(\lambda_{t+1}^s e_{t+1} \frac{R_t^*}{\Pi_{t+1}^*} \right), \quad (44)$$

其中 λ_t^s 為預算限制式的 Lagrange 乘數。我們可結合(43)式以及(44)式，並將其對數線性化，即可得到無拋補利率平價 (Uncovered Interest Rate Parity) 條件：

$$\mathbf{E}_t \left[\ln \left(\frac{S_{t+1}}{S_t} \right) \right] = \ln \left(\frac{R_t}{R} \right) - \ln \left(\frac{R_t^*}{R^*} \right) + \phi^* b^{s*} \ln \left(\frac{b_t^{s*}}{b^{s*}} \right), \quad (45)$$

其中 R 與 R^* 分別代表 R_t 與 R_t^* 的恆定值。

2.9 第二類家計單位

我們以上標 b 代表第二類的家計單位，與第一類家計單位相似，他們提供勞務來換取消費及購屋。令 c_t^b 與 h_t^b 分別代表第二類家計單位的最終商品消費以及房屋服務消費，其終生效用極大化問題可表示如下：

$$\max E_0 \sum_{t=0}^{\infty} (\beta^b)^t d_t \left[\ln(c_t^b - \varepsilon_c c_{t-1}^b) + j_t \ln(h_t^b - \varepsilon_h h_{t-1}^b) - \frac{\tau_t}{1+\eta} (n_t^b)^{1-\eta} \right], \quad (46)$$

第二類家計單位所面臨的預算限制式為

$$p_t c_t^b + q_t (h_t^b - h_{t-1}^b) = \frac{w_t^b n_t^b}{X_{w^b,t}} + \left(b_t^b - \frac{R_{t-1}}{\Pi_{d,t}} b_{t-1}^b \right) + div_t^b \quad (47)$$

其中 b_t^b 代表第二類家計單位的借貸、 div_t^b 代表勞動工會所分配的股利。此外，相較於第一類家計單位，第二類家計單位對未來效用的折現率較低，亦即 $\beta^b < \beta^s$ 。故第二類家計單位並不儲蓄，而是透過以房屋作為抵押擔保品的借款來融通其消費與購屋的相關支出。其借貸限制如下

$$b_t^b \leq m^b E_t \left(\frac{q_{t+1} \Pi_{d,t+1} h_t^b}{R_t} \right) \quad (48)$$

第二類的家計單位最適化條件為

$$\lambda_t^b p_t = u c_t^b, \quad (49)$$

$$\lambda_t^b q_t = E_t [\beta^b \lambda_{t+1}^b q_{t+1} + \mu_t^b m^b q_{t+1} \Pi_{d,t+1}] + u h_t^b, \quad (50)$$

$$\tau_t (n_t^b)^\eta = \lambda_t^b \frac{w_t^b}{X_{w^b,t}^b}, \quad (51)$$

$$\lambda_t^b = E_t \left(\beta^b \lambda_{t+1}^b \frac{R_t}{\Pi_{d,t+1}} + \mu_t^b R_t \right), \quad (52)$$

其中 λ_t^b 與 μ_t^b 分別為預算限制式與借貸限制式的 Lagrange 乘數。 $u c_t^b$ 與 $u h_t^b$ 分別代表第二類家計單位對消費財與房屋的邊際效用：

$$u c_t^b \equiv E_t \left(\frac{d_t}{c_t^b - \varepsilon_c c_{t-1}^b} - \frac{\beta^b d_{t+1} \varepsilon_c}{c_{t+1}^b - \varepsilon_c c_t^b} \right), \quad (53)$$

$$u h_t^b \equiv E_t \left(\frac{j_t d_t}{h_t^b - \varepsilon_h h_{t-1}^b} - \frac{\beta^b j_{t+1} d_{t+1} \varepsilon_h}{h_{t+1}^b - \varepsilon_h h_t^b} \right) \quad (54)$$

2.10 勞工工會

本模型進一步假設，上述二類家計單位分屬不同的勞動工會。工會雇用同質性的勞工並安排他們從事不同的工作，這些工作的差異，讓差異性勞務可以訂定不同的工資。此外，勞動市場中存在兩類的勞工承包商，將兩種家計單位所提供的異質性勞動服務打包為同質性的勞動服務， n_t^s 與 n_t^b ，並提供給企業家從事生產用。令 $X_{w^i,t}$ 與 X_{w^i} 分別代表第 $i \in \{s, b\}$ 種勞動承包商的工資加成及其恆定值。我們假設每期中，勞動承包商在組合不同勞務時，面對可調整工資比例的勞工分別為 $(1 - \theta_w^s)$ 與 $(1 - \theta_w^b)$ ，參照 Calvo (1983) 物價僵固性的設定，我們可推得兩類工資的動態方程式如下：

$$\ln\left(\frac{W_t^s}{\Pi_d}\right) = \beta^s \mathbf{E}_t \ln\left(\frac{W_{t+1}^s}{\Pi_d}\right) - \varepsilon_{w^d} \ln\left(\frac{X_{w^s,t}}{X_{w^s}}\right) \quad (55)$$

$$\ln\left(\frac{W_t^b}{\Pi_d}\right) = \beta^b \mathbf{E}_t \ln\left(\frac{W_{t+1}^b}{\Pi_d}\right) - \varepsilon_{w^b} \ln\left(\frac{X_{w^b,t}}{X_{w^b}}\right) \quad (56)$$

上式中， $W_t^i = w_t^i \Pi_{d,t} / w_{t-1}^i$ 代表第 i 種勞動承包商的工資成長率， ε_{w^i} 係數等於 $(1 - \theta_w)(1 - \beta_i \theta_w) / \theta_w$ 。

2.11 政府部門

貨幣政策會透過利率的調整因應物價，產出及匯率的變化，假設其調整是依據泰勒法則 (Taylor-rule-type Monetary Policy)，

$$R_t = R_{t-1}^{r_R} \left[\left(\frac{\Pi_t}{\Pi} \right)^{r_\Pi} \left(\frac{y_t}{y_{t-1}} \right)^{r_y} \left(\frac{S_t}{S_{t-1}} \right)^{r_S} \right]^{1-r_R} R^{1-r_R} \exp(u_{R,t}), \quad (57)$$

其中參數 r_Π ， r_y ，及 r_S 分別為貨幣政策因應物價膨脹，產出成長率，以及匯率變化的因應係數。此外，參數 r_R ，表示利率法則的持續程度， r_R 越大，前期利率對當期利率的影響程度越高，而 $\exp(u_{R,t})$ 為貨幣政策衝擊。

政府的預算限制式為

$$g_t y_t = tax_t \quad (58)$$

其中 g_t 代表政府支出的衝擊。

2.12 市場結清條件

模型中包含商品市場，房屋市場，及國內借貸市場，他們的市場結清條件可分別表示如下

$$p_t y_t = p_t (c_t + i_t) + e_t (\Phi_t^{e^*} + \Phi_t^{s^*}) + p_t g_t y_t \quad (59)$$

$$1 = h_t^s + h_t^b + h_t^e \quad (60)$$

$$b_t^s = b_t^b + b_t^e \quad (61)$$

其中 $c_t = c_t^s + c_t^b + c_t^e$ 代表總合消費。 e_t 為實質匯率。最後，國際收支平衡要求經常帳與金融帳符合下列條件

$$e_t \left[\left(b_t^{s^*} - \frac{R_t^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{s^*} \right) - \left(b_t^{e^*} - \frac{R_t^*}{\Pi_t^*} b_{t-1}^{e^*} \right) \right] = y_{x,t} - e_t y_{m,t}, \quad (62)$$

其中 $y_{x,t} - e_t y_{m,t}$ 代表貿易餘額。

符號	說明
廠商生產商品數量	
y_t	最終財，由本國財 $y_{d,t}$ 及外國財 $y_{m,t}$ 組合而成
$y_{a,t}$	企業家所生產的同質性商品
$y_{d,t}$	本國財，由中間財 $y_{d,t}(s)$ 組合而成
$y_{x,t}$	出口財，由中間財 $y_{x,t}(s)$ 組合而成
$y_{m,t}$	外國財，由進口代理財 $y_{m,t}(s)$ 組合而成
$y_{a,t}(s)$	第 s 種中間財，可用於生產本國財 $y_{d,t}$ 或出口財 $y_{x,t}$
$y_{d,t}(s)$	用於生產本國財的第 s 種中間財數量
$y_{x,t}(s)$	用於生產出口財的第 s 種中間財數量
$y_{m,t}(s)$	進口商使用的第 s 個進口代理財數量
廠商生產函數參數	
κ_z	本國財與進口財的價格替代彈性
κ_x	外國對其「本國財」與「進口財」的價格替代彈性
ω_m, ω_x	恆定狀態下進、出口佔 GDP 比重
$\bar{\omega}$	$\bar{\omega} = \omega_x (SP^*/P_d)^{-\kappa_x} y_a$, S, P^*, P_d 與 y_a 均為恆定值
ξ_d	本國中中間財價格替代彈性
ξ_m	進口中間財價格替代彈性
商品價格	
P_t	最終財價格
$P_{d,t}, P_{m,t}$	本國財、進口財價格
$P_{d,t}(s)$	第 s 個本國中中間財價格
$P_{m,t}(s)$	第 s 個進口中間財價格
P_t^*	外國當地物價
P_t^w	企業家同質性商品批發價
廠商訂價	
$\bar{P}_{d,t}(s), \bar{P}_{d,t}$	中間財廠商的最適訂價
$\bar{P}_{m,t}(s), \bar{P}_{m,t}$	進口財廠商的最適訂價
θ_d	每一期中間財廠商不可重新選取最適價格的機率
θ_m	每一期進口代理商不可重新選取最適價格的機率
θ_w^s, θ_w^b	每一期第一、二類勞動工會不可重新選取最適價格的機率
$\Lambda_{t,k}$	第 t 期到 $t+k$ 期的隨機折現因子 stochastic discount factor
$X_{d,t}, X_d$	本國財廠商的價格加成及其恆定值
$X_{m,t}, X_m$	進口財廠商的價格加成及其恆定值
$X_{w^s,t}, X_{w^b,t}$	第一、二類家計單位薪資加成

表 1: 符號說明 1

符號	說明
企業家與家計單位相關參數	
β^s, β^b	第一、二類家計單位的時間折現率
β^e	企業家的時間折現率
$\mu, \nu, 1 - \mu - \nu$	資本、房屋、勞動在資本家生產函數中的所得份額
$\alpha, 1 - \alpha$	第一類及第二類家計單位的勞動份額
$\varepsilon_c, \varepsilon_h$	商品消費與房屋消費慣性參數
η	勞動供給彈性參數
δ	資本折舊率
$\alpha_t^e, 1 - \alpha_t^e$	企業家以房屋價值作為擔保品向國內外借款的比例
m^e, m^{e^*}	國內外抵押貸款成數
通貨膨脹率	
$\Pi_{d,t}, \Pi_d$	本國財價格的通貨膨脹率及其恆定值
$\Pi_{m,t}, \Pi_m$	進口財價格的通貨膨脹率及其恆定值
Π_t^*	外國通貨膨脹率
W_t^s, W_t^b	第一、二類勞動工資成長率
名目與實質價格	
R_t, R	國內名目利率以及其恆定值
R_t^*, R^*	外國名目利率及其恆定值
S_t, e_t	名目匯率、實質匯率
p_t	最終財實質價格
w_t^s, w_t^b	第一類及第二類家計單位的實質工資
q_t, q	房屋的實質價格及其恆定值
借貸與投資調整成本	
$\Phi_t^{e^*}$	企業家向國外借貸所面對的調整成本
$\Phi_t^{s^*}$	第一類家計單位貸放給國外款項的調整成本
Φ_t	企業家資本調整成本
ϕ^*	向國外借貸的調整成本參數
ϕ	企業家資本調整成本參數

表 2: 符號說明 2

符號	說明
企業家與家計單位選擇變數	
c_t^e	企業家的最終財消費
c_t^s, c_t^b	第一、二類家計單位的最終財消費
k_t, i_t	資本與投資
h_t^e, h_t^s, h_t^b	企業家所持有的房屋以及恆定狀態下企業家所持有的房屋 第一、二類家計單位的房屋消費
n_t	企業家的勞動投入, 由第一、二類家計單位的勞動組成
n_t^s, n_t^b	第一類及第二類家計單位的勞動服務供給
b_t^e, b_t^{e*}	企業家向國內與國外的借貸
b^{e*}	企業家在恆定狀態下與國外的借貸
b_t^s, b_t^{s*}	第一類家計單位貸放給國內借款者與國外借款者的數量
b_t^b	第二類家計單位借款的數量
定額稅與股利	
div_t^s	零售商及第一類勞動工會所分配的股利
div_t^b	第二類勞動工會所分配的股利
tax_t	政府定額稅
Lagrange 乘數與邊際效用	
$\lambda_t^e, \mu_t^e, \mu_t^{e*}$	企業家預算限制式、國內外借貸限制的 Lagrange 乘數
λ_t^s	第一類家計單位預算限制式的 Lagrange 乘數
λ_t^b, μ_t^b	第二類家計單位預算限制式與借貸限制式的 Lagrange 乘數
uc_t^e	企業家消費的邊際效用
uc_t^s, uh_t^s	第一類家計單位對於商品消費與房屋的邊際效用
uc_t^b, uh_t^b	第二類家計單位對於商品消費與房屋的邊際效用
外生衝擊	
a_t^i	企業家資本投資的技術衝擊
τ_t	勞動供給外生衝擊
j_t	房屋偏好外生衝擊
d_t	跨期偏好衝擊
ex_t	外國需求衝擊

表 3: 符號說明 3

2.13 外生衝擊

模型中共考慮包含技術衝擊，房屋偏好衝擊，跨期偏好衝擊，勞動偏好衝擊，資本投資的技術衝擊，政府支出衝擊，貨幣政策衝擊，國外通膨衝擊，國外利率衝擊，國外需求衝擊等十種外生衝擊，除了貨幣政策衝擊， $u_{R,t}$ ，為暫時性的 i.i.d. 衝擊外，我們假設其餘衝擊都具有持續性並遵循一階自我相關 (First-order Autoregressive, AR(1) Process) 的隨機過程：

$$\ln A_t = \rho_a \ln A_{t-1} + \epsilon_{a,t} \quad (63)$$

$$\ln j_t = (1 - \rho_j) \ln J + \rho_j \ln j_{t-1} + \epsilon_{j,t} \quad (64)$$

$$\ln d_t = \rho_d \ln d_{t-1} + \epsilon_{d,t} \quad (65)$$

$$\ln \tau_t = \rho_\tau \ln \tau_{t-1} + \epsilon_{\tau,t} \quad (66)$$

$$\ln a_t^i = \rho_{a^i} \ln a_{t-1}^i + \epsilon_{i,t} \quad (67)$$

$$\ln g_t = (1 - \rho_g) \ln g + \rho_g \ln g_{t-1} + \epsilon_{g,t} \quad (68)$$

$$\ln \pi_t^* = (1 - \rho_{\Pi^*}) \ln \Pi^* + \rho_{\Pi^*} \ln \pi_{t-1}^* + \epsilon_{\Pi^*,t} \quad (69)$$

$$\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln R^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \epsilon_{R^*,t} \quad (70)$$

$$\ln ex_t = (1 - \rho_{ex}) \ln ex_{t-1} + \epsilon_{ex,t} \quad (71)$$

三、實證 DSGE 模型估計

本文先討論如何使用貝氏方法去估計 DSGE 模型參數，所謂的貝氏估計法與傳統估計法最大的差異是，傳統的估計法是將模型參數視為未知但固定

的數值，但貝氏估計法將模型參數視為一未知的分配，故其需根據過去的資料或主觀的看法，先假設模型參數的先驗機率分配 (Prior Distribution)，再配合實證資料以貝氏方法修正，並得到參數的後驗機率分配 (Posterior Distribution)，針對其中部分難以估計的參數，我們使用參數校準的方法。以下我們分別討論，DSGE 模型參數估計所使用的資料變數，參數校準的方法，並討論要估計參數的先驗分配及估計得到的後驗機率分配，最後我們利用估計得到的參數去探討模型對不同衝擊的衝擊反應函數。

3.1 資料變數與處理

本文使用台灣與美國的總體經濟資料估計模型參數，受限於房屋價格指數資料期間，始自 2001 年第 1 季，本文使用的資料期間為 2001 年第 1 季至 2020 年第 4 季。台灣的資料有實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP 平減指數、實質薪資、房屋價格指數，以及金融業隔夜拆款利率。美國的資料則有美國 GDP 平減指數以及聯邦資金市場利率 (Effective Federal Funds Rate)。

台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP 平減指數皆取自行政院主計總處的「總體統計資料庫」中「國內生產毛額依支出分-季 (1981 以後)」這項資料。它們分別對應其中「GDP」、「民間消費」、「資本形成: 3.1 – 3.2 合計」、「商品及服務輸出: 4.1 – 4.2 合計」這四個項目的連鎖實質值以及「GDP」這個項目的平減指數；消費者物價指數則使用此資料庫中的「消費者物價基本分類指數」總指數原始值；實質薪資取自此資料庫中工業與服務業部門「每人每月總薪資」除以消費者物

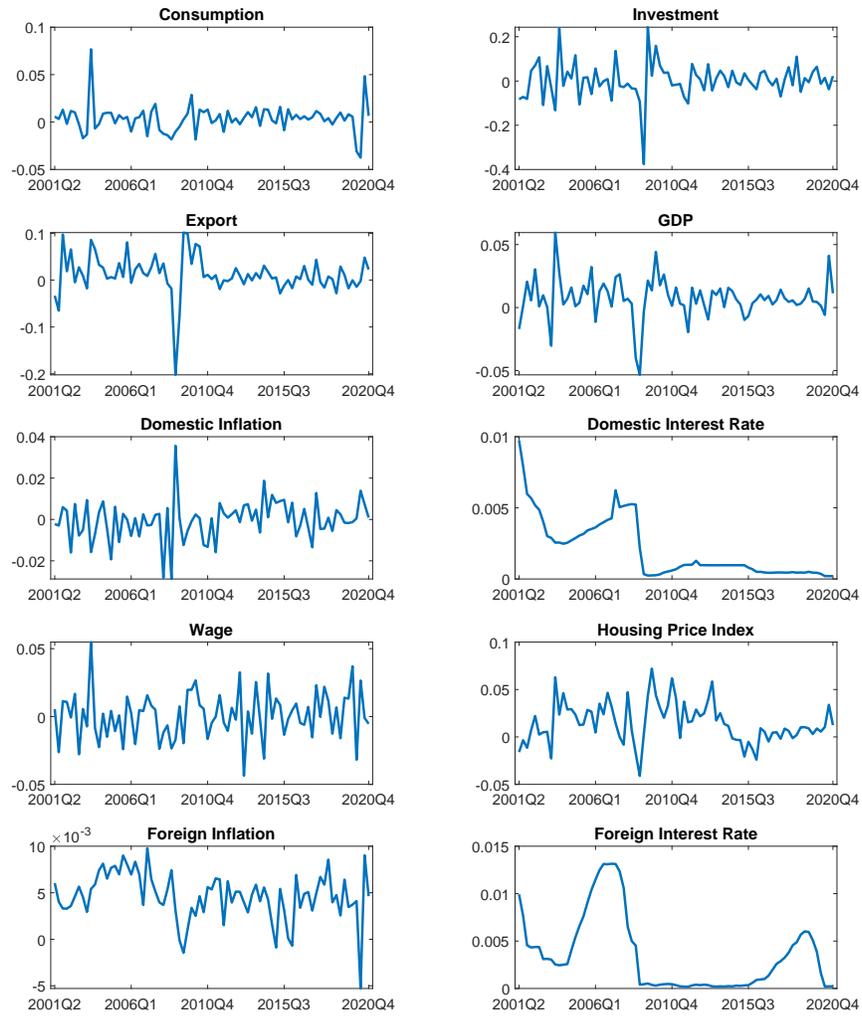


圖 1: 資料的時間序列圖

價指數而得；房屋價格指數使用信義房屋的「歷年來全台都會區季指數」台灣地區；金融業隔夜拆款利率的資料來源為中央銀行的「中央銀行統計資料庫」；美國的 GDP 平減指數及聯邦資金市場利率皆來自 St. Louis 聯邦準備銀行的統計資料庫。它們分別是「GDP Implicit Price Deflator in United States (USAGDPDEFQISMEI)」與「Interest Rates and Price Indexes; Effective Federal Funds Rate (Percent), Level (BOGZ1FL072052006Q)」這兩筆資料。

除了台灣的金融業隔夜拆款利率與美國的聯邦資金市場利率外，所有的資料皆參照 Smets and Wouters (2007) 與黃俞寧 (2013) 之作法以美國普查局 (United States Census Bureau) 的 X-13ARIMA-SEATS 程式進行季節性調整²。台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資及實質輸出再以當年的人口指數進行調整。³人口數的資料來自內政部戶政司的「內政統計年報」。台灣的實質薪資、金融業隔夜拆款利率以及美國的聯邦資金市場利率僅能取得月資料。我們分別以當年的 3 月、6 月、9 月及 12 月的資料作為當年第一季、第二季、第三季及第四季資料。本文所使用的變數資料除了利率之外，皆取對數後再差分；利率則除以 400 以得到季利率。我們將原始資料的出處整理於表 4，另外，我們所使用資料的時間趨勢圖呈現於圖 1。

最後，我們將實質消費、實質投資、實質輸出、實質 GDP、GDP 平減指數、金融業隔夜拆款利率、房屋價格指數、實質薪資、美國 GDP 平減指數、聯邦資金市場利率分別以 c_t^{obs} , i_t^{obs} , $y_{x,t}^{obs}$, y_t^{obs} , $\Pi_{d,t}^{obs}$, R_t^{obs} , q_t^{obs} , w_t^{obs} , Π_t^{*obs} , R_t^{*obs}

²美國的 GDP 平減指數資料已有季節性調整，因此未再以 X-13 程式處理。

³參照 Smets and Wouters (2007) 之作法，將 2000 年的指數訂為 1，其他年的人口指數則為該年人口數相對於 2000 年的人口數比值。我們使用 15 歲以上的人口數作為台灣的人口數。

表示。則連結這些資料與模型變數的觀測方程式 (measurement equation) 設定如下:

$$c_t^{obs} = \Delta \ln c_t$$

$$i_t^{obs} = \Delta \ln i_t$$

$$y_{x,t}^{obs} = \Delta \ln y_{x,t}$$

$$y_t^{obs} = \Delta \ln y_t$$

$$\Pi_{d,t}^{obs} = \ln \Pi_{d,t} - \ln \Pi_d$$

$$R_t^{obs} = \ln R_t - \ln R$$

$$q_t^{obs} = \Delta \ln q_t$$

$$w_t^{obs} = \Delta \ln [\alpha w_t^s + (1 - \alpha)w_t^b]$$

$$\Pi_t^{*obs} = \ln \Pi_t^* - \Pi^*$$

$$R_t^{*obs} = \ln R_t^* - \ln R^*$$

資料變數	資料頻率	資料來源	變數符號
實質消費	季	總體統計資料庫	c_t^{obs}
實質投資	季	總體統計資料庫	i_t^{obs}
實質輸出	季	總體統計資料庫	$y_{x,t}^{obs}$
實質 GDP	季	總體統計資料庫	y_t^{obs}
GDP 平減指數	季	總體統計資料庫	$\Pi_{d,t}^{obs}$
實質薪資	月	總體統計資料庫	R_t^{obs}
房屋價格指數	季	信義房屋	q_t^{obs}
金融業隔夜拆款利率	月	中央銀行	w_t^{obs}
美國 GDP 平減指數	季	FRED	Π_t^{*obs}
聯邦資金市場利率	月	FRED	R_t^{*obs}

註: 資料範圍介於 2001 年第 1 季與 2020 年第 4 季之間。

表 4: 預測資料敘述

3.2 參數校準

針對不估計的參數，我們依據資料特性或既有文獻來校準他們的數值。模型中的一期對應到資料中的一季，我們利用資料中的平均 GDP 平減指數成長率的數值將恆定狀態的國內通貨膨脹率 Π_d 設為 1.00。此外，我們利用資料中的平均(季)名目利率 0.8675% 將第一類的家計單位的主觀貼現率設為 $\beta^s = 1.008675^{-1/4} = 0.9978$ ；至於， ω_x 、 ω_m 以及 g 則分別按資料中平均出口佔 GDP 比率 (0.6364)、平均進口佔 GDP 比率 (0.5485) 以及政府支出佔 GDP 比率 (0.1530) 分別設定為 0.6014、0.6582 和 0.1530。⁴

β^b 與 β^e 在文獻中設定範圍在 0.94 到 0.99 之間，本文設為 0.97 以確保第二類的家計單位和企業家有貸款誘因。 ε_h 參照 Iacoviello and Neri (2010) 設為 0。資本財折舊率 δ 設為 0.025，也就是年折舊率 10%。 μ 參照 Teo (2009b) 與 陳南光與鄭漢亮 (2012) 設為 0.3。 ν 依照 Iacoviello (2005) 設為 0.03。 m^b 與 m^e 依照 Chen and Wang (2007) 設為 0.85。為使 α^e 為 85%， m^{e*} 設為 0.5。最後 X_d 、 X_{w^*} 、 X_{w^b} 與 X_m 依照 Guerrieri and Iacoviello (2017) 與 Teo (2009b) 設為 1.2。我們將模型變數整理於表 1 – 表 3，模型使用的資料與校準的參數設定則分別整理於表 4 以及表 5 以便查找。

3.3 先驗分配

除了上述校準的參數值，我們利用貝氏方法估計剩餘的模型參數。關於估計參數的先驗分配，我們參照既有文獻如 Adolfson et al. (2007), Justiniano

⁴恆定狀態下， $y_x/y = \omega_x(1 - \omega_m)/(1 - \omega_x)$ 且 $\frac{SP_d^* y_m}{P_d y} = \frac{1}{X_m} \frac{y_m \omega_m}{y 1.2}$ 。我們用資料中的平均出口佔 GDP 比率對應 $\frac{y_x}{y}$ 、用平均進口佔 GDP 比率對應 $\frac{SP_d^* y_m}{P_d y}$ 以計算 ω_x 及 ω_m 。

參數	設定值
主觀貼現率	$\beta^s = 0.9978, \beta^b = \beta^e = 0.97$
房屋的消費慣性	$\varepsilon_h = 0.0$
恆定狀態下的通貨膨脹率	$\Pi_d = 1.0000$
進出口占 GDP 比重	$\omega_x = 0.6014, \omega_m = 0.6582$
恆定狀態下政府支出佔 GDP 比重	$g = 0.1530$
資本財的折舊率	$\delta = 0.025$
房屋與資本財佔產出比重	$\nu = 0.03, \mu = 0.3$
國內貸款價值比 (LTV ratio)	$m^b = 0.85, m^e = 0.85$
國外貸款價值比 (LTV ratio)	$m^{e^*} = 0.5$
恆定狀態下的加成 (markups)	$X_d = X_m = X_{w^s} = X_{w^b} = 1.2$

表 5: 模型校準之參數設定 (Calibrated Parameters)

and Preston (2010), 黃俞寧 (2013), Teo (2009b), He et al. (2017), 與 Guerrieri and Iacoviello (2017) 的參數設定選擇先驗分配。這些參數的先驗機率 (prior) 設定列於表6以及表7的前三欄。其中，關於外生衝擊 AR(1) 的係數，我們皆假設其為 Beta 分配，他們的平均值與標準差分別設定為 0.750，與 0.1000，至於外在衝擊標準差的先驗分配，因為標準差皆為正值，所以假設它們服從 Inverse Gamma 分配，並將其平均值設定為 0.001，標準差設定為 0.2000。

3.4 後驗分配

使用前述之樣本資料以及先驗分配設定，本文應用 Adjemian et al. (2021) 開發的 Dynare 5.7 版程式進行貝氏估計。文章大部分的估計結果都與既有文獻的估計結果相似，我們將估計結果呈現於表6以及表7的後三欄。

在與偏好有關的後驗分配中，後驗平均房屋偏好 j 為 0.1848，介於 Iacoviello and Neri (2010) 所估計之美國 0.12 與 He et al. (2017) 所估計之中國 0.307 之間。第一類的家計單位其勞動所得份額 α 為 0.7926，與美國

0.79 相近，較中國 0.688 來得高。但消費者的消費慣性僅為 0.4216，此估計值不僅低於文獻上慣設的 0.8，亦低於張永隆 (2009) 的估計值 0.74 與黃俞寧 (2013) 的估計值 0.64。出口與進口的價格彈性分別為 $\kappa_x = 4.4975$ 及 $\kappa_z = 4.5018$ ，顯示此兩者相當。

價格僵固性參數的估計值為 $\theta_d = 0.4742$ 、 $\theta_m = 0.5367$ 、 $\theta_w = 0.5057$ ，分別對應本國財貨、進口財貨與勞動工資的價格僵固性。根據我們的估計結果，價格平均約每兩季得以重設一次。相較於既有文獻的發現，本國財貨與進口財貨的價格僵固性低於美國普遍的估計值 0.75；勞動工資的價格僵固性的估計值與張永隆 (2009)、黃俞寧 (2013) 的估計結果相當接近。

與貨幣政策相關參數的估計值為 $r_R = 0.9151$ 、 $r_\Pi = 1.1955$ 、 $r_y = 0.1707$ 、 $r_S = -0.0968$ ，分別對應央行平滑利率、通貨膨脹率、產出成長率以及匯率變動率的反應程度。這樣的結果顯示台灣央行貨幣政策較重視通貨膨脹率的穩定，與張永隆 (2009)、黃俞寧 (2013) 的結果吻合。

根據外生衝擊的估計結果，房屋偏好衝擊的持續性最高，其 AR(1) 係數為 0.9933，政府支出衝擊的 AR(1) 係數為 0.9233、投資技術衝擊的 AR(1) 係數為 0.9019、勞動供給衝擊的 AR(1) 係數為 0.8809、跨期消費偏好衝擊的 AR(1) 係數為 0.8712、總和要素生產力衝擊的 AR(1) 係數為 0.8301。國外物價衝擊、國外利率衝擊、國外需求衝擊的持續性分別為 0.4099、0.8085 及 0.8551。此外，由後驗參數估計的信賴區間可看出，這些外生衝擊的波動性皆不大。

結構參數	先驗分配 (Prior Distribution)			後驗分配 (Posterior Distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90% 信賴區間	
j	beta	0.200	0.050	0.1848	0.1112	0.2560
η	invg	5.000	2.000	2.6352	1.9120	3.3164
α	beta	0.750	0.050	0.7926	0.7231	0.8636
ε_c	beta	0.700	0.100	0.4216	0.3071	0.5388
ϕ	gamm	10.000	2.500	18.4387	14.9287	21.9339
ϕ_b	invg	7.000×10^{-5}	0.0001	4.1898×10^{-5}	1.9449×10^{-5}	6.4040×10^{-5}
θ_d	beta	0.500	0.020	0.4742	0.4437	0.5051
θ_m	beta	0.500	0.020	0.5367	0.5041	0.5705
θ_w	beta	0.500	0.020	0.5057	0.4745	0.5372
κ_x	invg	1.500	2.000	3.4054	2.4804	4.3026
κ_z	invg	1.500	2.000	1.6220	0.4986	2.7797
r_R	beta	0.750	0.100	0.9151	0.9005	0.9301
r_Π	norm	1.500	0.250	1.1955	1.0607	1.3265
r_y	beta	0.125	0.025	0.1707	0.1363	0.2050
r_S	norm	0.000	0.050	-0.0968	-0.1719	-0.0174

表 6: 估計參數之先驗分配與後驗估計結果

3.5 衝擊反應函數

接下來，我們探討經濟體系受到各種不同的外生隨機衝擊的影響。我們考慮技術性衝擊、貨幣政策衝擊、房屋偏好衝擊與國外利率衝擊對於經濟體系的影響。

3.5.1 技術衝擊

首先，我們考慮一個正向技術衝擊，正向的技術衝擊會造成產出，消費，投資的上升，此外，正向的技術衝擊會降低生產成本，反應至物價，故通貨膨脹率下降，而政策利率因應通貨膨脹率的變動而下降，本國利率下降，造成本國資金流到外國，故由國際收支平衡得知易會出現順差，最後，由於企業投資需求上升，造成作為抵押品房屋的價格上升。

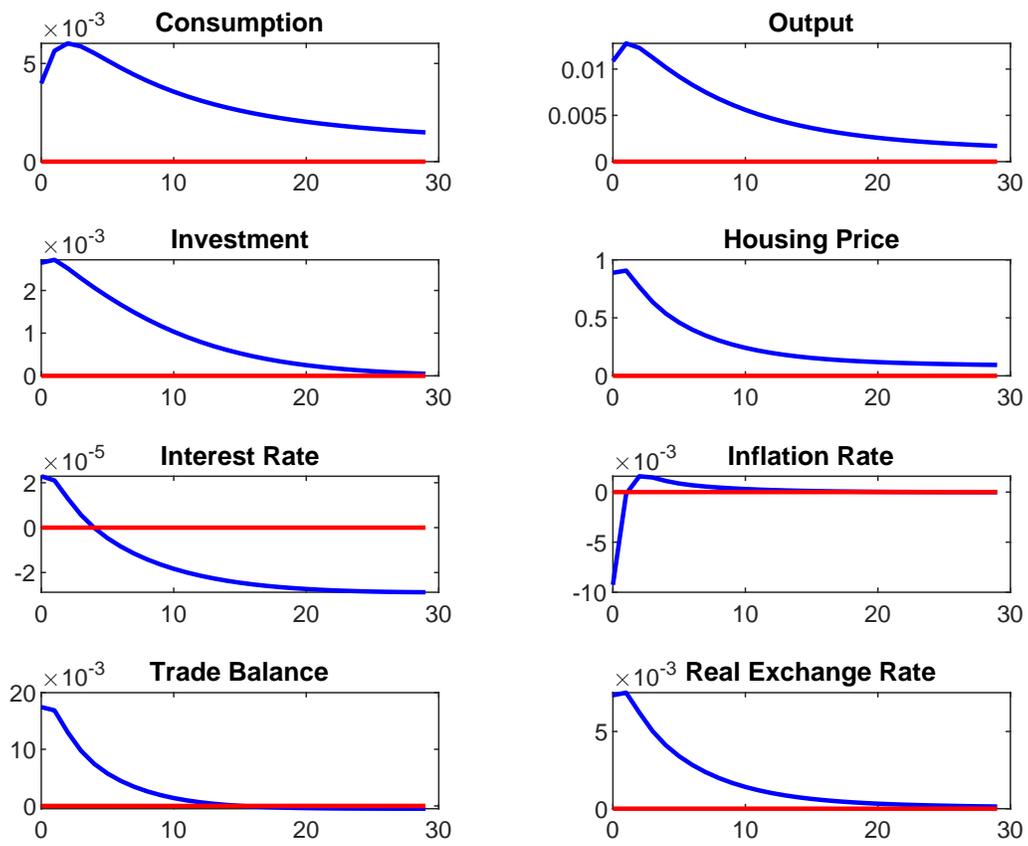


圖 2: 技術衝擊反應函數

結構參數	先驗分配 (Prior Distribution)			後驗分配 (Posterior Distribution)		
	分配	平均	標準差	平均	90% 信賴區間	
外生衝擊持續性						
ρ_a	beta	0.750	0.1000	0.8301	0.7341	0.9301
ρ_j	beta	0.750	0.1000	0.9933	0.9879	0.9989
ρ_d	beta	0.750	0.1000	0.8712	0.8065	0.9372
ρ_{a^i}	beta	0.750	0.1000	0.9019	0.8649	0.9393
ρ_τ	beta	0.750	0.1000	0.8809	0.8225	0.9401
ρ_g	beta	0.750	0.1000	0.9233	0.8626	0.9855
ρ_{Π^*}	beta	0.750	0.1000	0.4099	0.3074	0.5112
ρ_{R^*}	beta	0.750	0.1000	0.8085	0.7654	0.8438
ρ_{ex}	beta	0.750	0.1000	0.8551	0.7856	0.9267
外生衝擊波動性						
σ_{uR}	invg	0.001	0.2000	0.0008	0.0007	0.0010
σ_a	invg	0.001	0.2000	0.0260	0.0218	0.0302
σ_j	invg	0.001	0.2000	0.0795	0.0308	0.1281
σ_d	invg	0.001	0.2000	0.0321	0.0240	0.0400
σ_{a^i}	invg	0.001	0.2000	0.1483	0.1084	0.1882
σ_τ	invg	0.001	0.2000	0.1264	0.0975	0.1543
σ_g	invg	0.001	0.2000	0.0847	0.0733	0.0959
σ_{Π^*}	invg	0.001	0.2000	0.0025	0.0022	0.0029
σ_{R^*}	invg	0.001	0.2000	0.0012	0.0010	0.0013
σ_{ex}	invg	0.001	0.2000	0.0370	0.0295	0.0443

註: beta 代表貝他分配 (Beta Distribution) ; gamm 代表伽瑪分配 (Gamma Distribution) ; invg 代表逆伽瑪分配 (Inverse Gamma Distribution) ; norm 代表常態分配 (Normal Distribution) 。

表 7: 估計參數之先驗分配與後驗估計結果 (續)

3.5.2 貨幣衝擊

接下來，我們考慮一個負向貨幣衝擊。在此衝擊下，本國利率隨著央行採取緊縮性貨幣政策而上升，但外國利率不會隨著本國利率調升而有所變動。本國利率上升造成消費、投資、商品進口與產出都隨之下降。由於貿易餘額等於出口扣除進口，商品進口下降的情形下，便使貿易餘額增加。接著，產出下降造成對要素的衍生需求下降，因而導致生產成本下降，生產成本的下降進一步造成通貨膨脹率隨之下降。最後，因投資需求不振，作為抵押品的房屋價格因而下降。

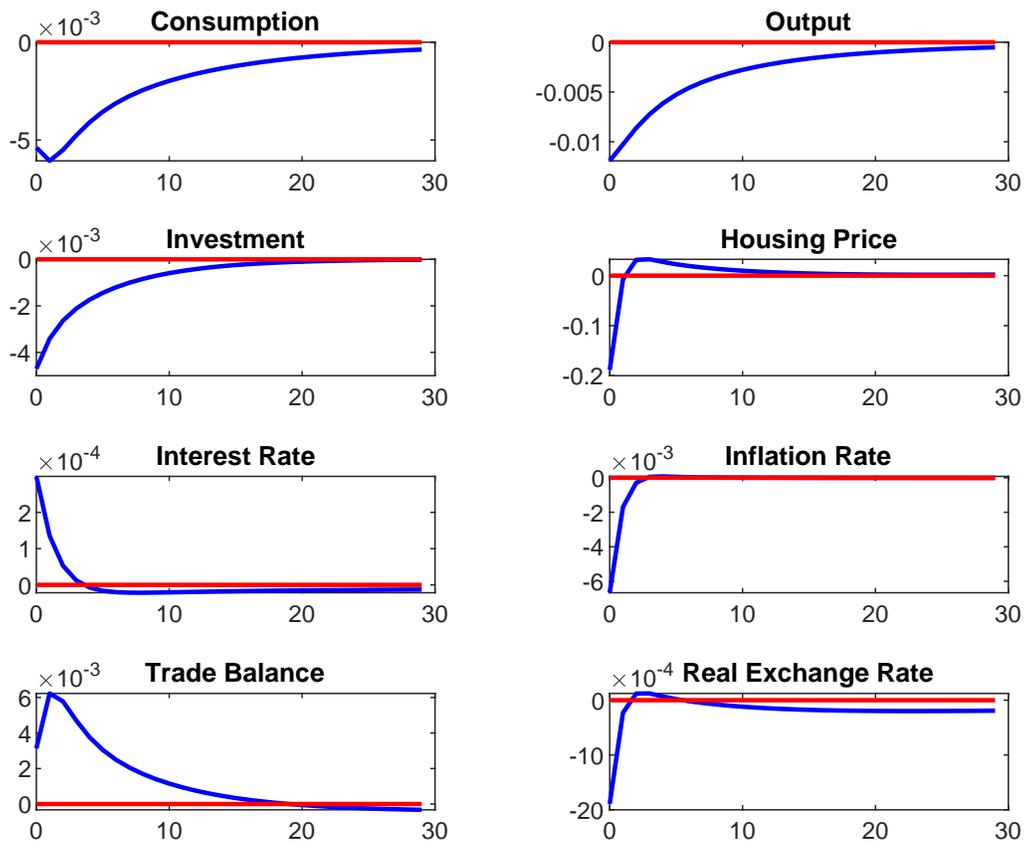


圖 3: 貨幣衝擊反應函數

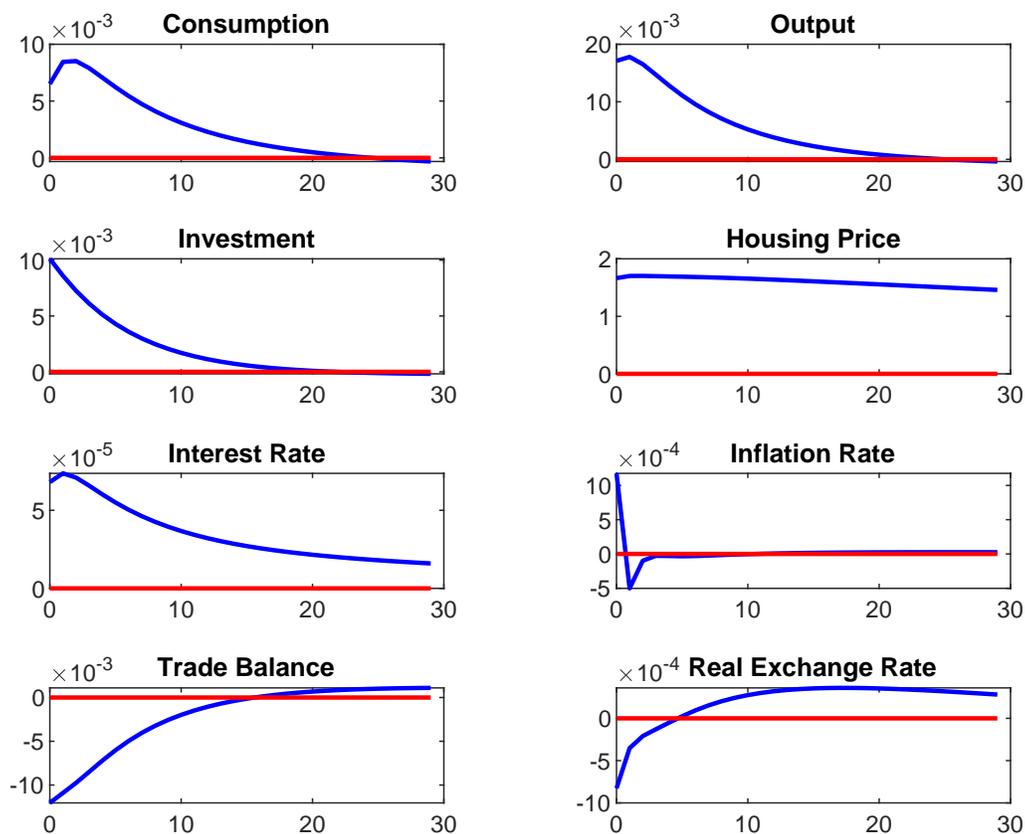


圖 4: 房屋偏好衝擊反應函數

3.5.3 房屋偏好衝擊

接下來，我們考慮一個正向房屋偏好衝擊。如圖 5 所示面對正向房屋偏好衝擊，房屋價格上升，造成抵押擔保品價值上升，進而造成企業家與第二類家計單位可貸資金增加，促成投資及消費上升。第一類家計單位面對這樣的借款需求，則減少消費。接著商品需求的增加造成生產的上升，連帶也造成對要素需求的增加，進而推升生產成本及通貨膨脹，而利率因應通貨膨脹率的變動而上升，最後，本國利率上升，造成外國資金流入，由國際收支平衡我們可得貿易餘額會下降。值得注意的是給定估計出的房屋偏好衝擊的持久性 (Persistence), ρ_j , 高達 0.9933，所以房價在衝擊後不會立即下降。

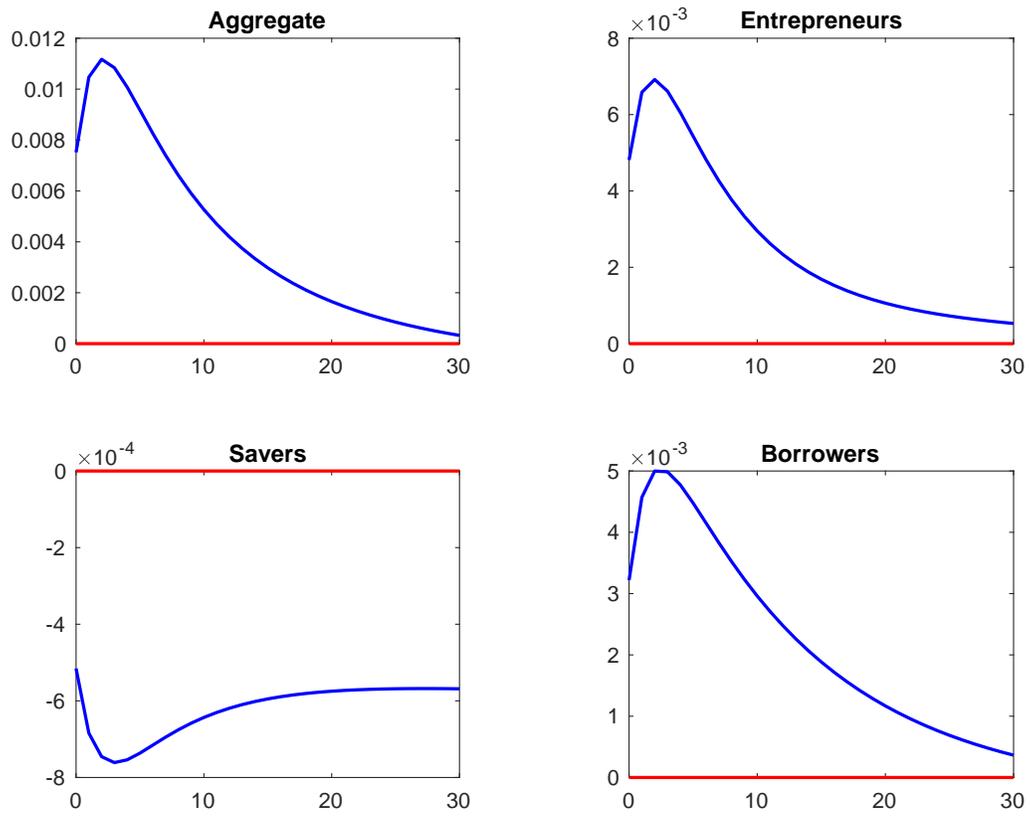


圖 5: 房屋偏好衝擊對消費影響

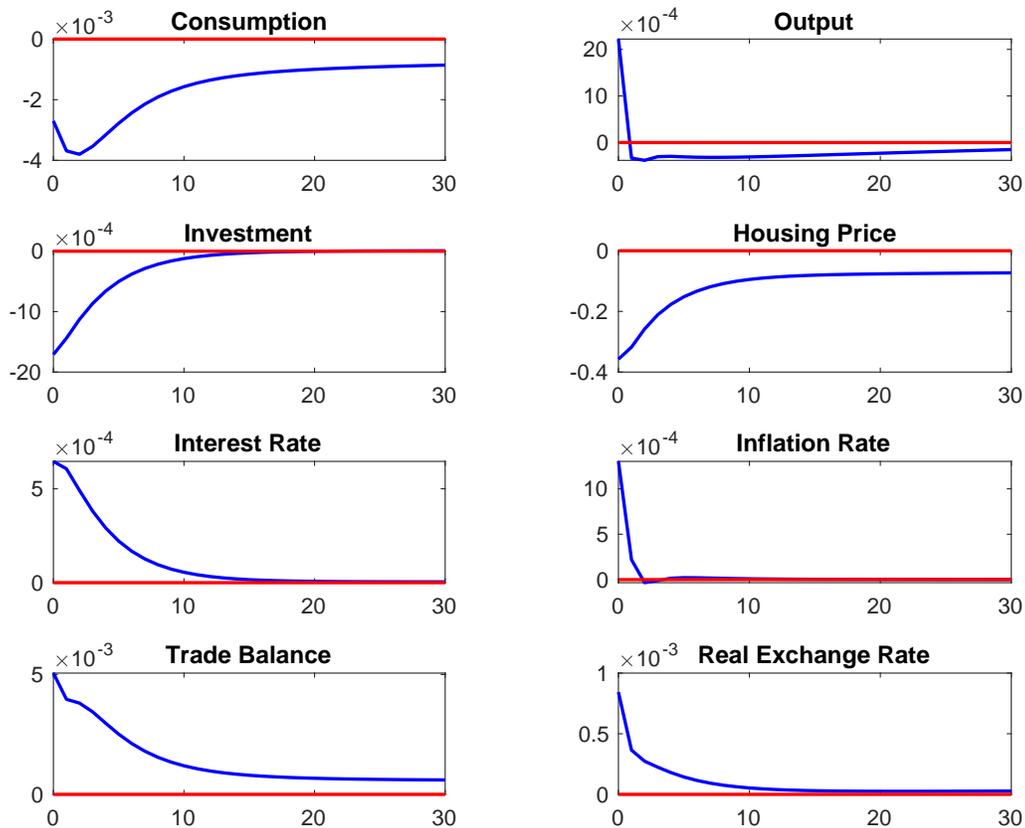


圖 6: 外國利率衝擊反應函數

3.5.4 外國利率衝擊

最後，我們考慮一個負向外國利率衝擊。首先，外國利率上升，造成本國資金外移，由國際收支平衡，我們知道貿易餘額會出現順差。再由(62)式可看出，此時實質匯率會隨之上升。此外，由企業家的借貸限制式(26)可知外國利率上升會使其可向外國借貸的金額減少，進而造成企業家消費與投資下降。投資下降造成作為抵押品的房屋價格下降。但是由於出口增加超過消費與投資下降的金額，故產出仍呈現上升的現象。產出上升推動要素需求及相對應的生產成本，進而造成通膨的上升，最後，央行為因應通貨膨脹率變動而提高本國利率。

四、DSGE-VAR 模型之估計與預測

除了利用結構式 DSGE 模型進行經濟變數的預測外，文獻上常見的幾種預測模型，包含「傳統的」縮減式向量自我迴歸 (Conventional Vector Autoregression, 簡稱 CVAR), 縮減式貝氏向量自我迴歸 (Bayesian Vector Autoregression, 簡稱 Bayesian VAR), 與半結構式 DSGE-VAR。本文所謂傳統的縮減式 VAR 模型是由 Sims (1980) 所提出的多變量時間序列模型，縮減式 VAR 模型估計不同經濟變數彼此間的關係，通常有良好則預測績效。但縮減式 VAR 模型最大的缺點在於，當變數落後期數太多，需估計之參數過多，易導致自由度不足的問題。因此，文獻上提出縮減式 Bayesian VAR 模型進行預測，相較於傳統方法在沒有事前情報的情況下，完全以資料配適得到參數估計，縮減式 Bayesian VAR 在事前對係數設定一主觀的先驗分配 (Prior Distribution)，再加入資料的訊息，共同決定後驗的係數估計值。在縮減式 Bayesian VAR 中，「Minnesota 先驗」(Minnesota prior) 是常見的先驗資訊，係由 Litterman (1986) 提出。因其認為，總體經濟變數多具有隨機漫步 (Random Walk) 的性質。

本計畫以半結構式 DSGE-VAR 模型為基礎，進行中長期台灣經濟成長率的樣本外預測 (Out-of-Sample Forecasting)。所謂的半結構式 DSGE-VAR 模型是透過貝氏方法 (Bayesian Method)，將具有經濟結構的先驗訊息 (Prior Information) 用於縮減式的 Bayesian VAR 模型的參數估計，其中，貝氏 VAR 的先驗訊息是來自於本文所建構的小型開放經濟體系之動態隨機一般均衡 (DSGE) 模型。換言之，文中透過貝氏方法的使用，將一縮減式的 Bayesian VAR 模型與結構式的 DSGE 模型連接在一起，形成所謂的半結構

式 DSGE-VAR 模型，並利用該模型進行中長期台灣經濟成長率的預測。以下說明 DSGE-VAR 模型在進行估計與預測時的相關設定，及不同模型間的比較方法。

4.1 模型估計與預測的相關設定

在進行 DSGE-VAR 模型的估計與預測時，我們採用與估計 DSGE 模型相同的資料涵蓋期間，從 2001 年第 1 季開始，到 2020 年第 4 季結束。我們依據傳統的做法將整體資料切割成兩部分，第一部分約佔整體樣本的三分之二 (2001 年第 1 季到 2014 年第 4 季)，為樣本內資料範圍，用於參數估計，第二部分為樣本外資料範圍，用於預測，約佔整體樣本的三分之一 (2015 年第 1 季到 2020 年第 4 季)。

我們採用與 DSGE 模型估計時相同的變數估計在樣本內的參數，使用的資料變數包含：台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質投資、實質輸出、GDP 平減指數、實質薪資、房屋價格指數，以及金融業隔夜拆款利率。再加上美國的 GDP 平減指數以及聯邦資金市場利率。由於我們的模型是小型開放經濟體，本國變數不會影響到外國變數，我們在估計傳統的縮減式 VAR 時，僅使用八個本國變數。

在樣本外預測的執行層面上，我們將變數的落後期數設定為 4 期，並進行往前 1 期 (一季) 到 8 期 (兩年) 的樣本外預測。值得注意的是，在 DSGE-VAR 的執行上，我們假設國外的外生衝擊不會受到本國變數的影響；我們使用滾動樣本式估計 (Rolling Sample Estimation)，因為透過滾動式估計值所進行的滾動式預測有助於捕捉因時而變的結構 (縮減式) 參數或

是極小化經濟結構不穩定所帶來在參數估計上的負面效果。⁵並將所得出的估計係數與該係數的變異數為起點，往前進行 1 到 8 期的預測計算，包括點預測數值以及預測區間。⁶

上述操作邏輯同樣地運用於傳統的縮減式 VAR, 與縮減式的 Bayesian VAR with Minnesota Prior (BVAR) 以及結構式的 DSGE 模型。換句話說，四組來自半結構式 (DSGE-VAR) (Benchmark Model)、結構式 (DSGE) 以及兩組縮減式 (CVAR; BVAR) 模型所創造出來的樣本外預測數值將進行比較與評估，決定孰優孰劣。

4.2 不同模型的比較與評估

為了比較不同模型的預測表現，我們首先利用上述模型，進行不同模型的樣本外預測，並比較個別模型預測值與實際值的差異，根據資料，我們將預測誤差定義為預測值跟實際值的差異。在預測能力的檢定中，我們考慮文獻上常用的統計量：預測誤差平方之均方根 (Root Mean Squared Forecast Error, 簡稱 RMSFE)，來比較樣本外期間模型預測能力，由於上述統計量只能比較數值大小，而無法進行統計顯著性檢定，故本研究亦採用 Mincer and Zarnowitz (1969) 所提出的不偏性檢定及 Diebold and Mariano (1995) 所提出

⁵請見 Ghent (2009) 一文中的第 872 頁；其中，該文章比較多個 DSGE-VAR (來自不同 DSGE 模型的先驗訊息) 以及貝氏 VAR 模型的預測能力。另外，Bekiros and Paccagnini (2014) 一文也使用滾動樣本式估計來比較眾多縮減式、結構式與半結構式模型的預測能力，包含傳統的縮減式的 VAR 與貝氏 VAR 模型、結構式的 DSGE 模型以及半結構式的 DSGE-VAR 以及 DSGE-FAVAR 模型 (附註：FAVAR 稱為要素擴充 VAR)。Gürkaynak et al. (2014) 一文中的第 33 頁比較眾多模型的樣本外預測能力，包含 DSGE、傳統的 VAR、貝氏 VAR、AR 模型以及隨機漫步模型。West (2006) 一文中的第 107 頁或是 Inoue et al. (2017) 文中的第 55 頁。這些文章皆使用滾動樣本式估計。

⁶本計畫使用 Dynare 來進行 DSGE-VAR 以及 DSGE 模型的貝氏估計，而該套裝元件可以在 Matlab 中運行。其中，Dynare 可以得出 DSGE 模型中結構參數的後驗平均值 (Posterior Mean) 與眾數 (Posterior Mode)，並幫助預測數值的計算；但是，Dynare 僅可以得出 DSGE-VAR 模型中縮減式係數的後驗眾數，且無法幫助預測數值的計算。至於 DSGE-VAR 模型中的預測數值計算，我們另外透過程式的撰寫來完成。

的 DM 檢定，作為模型比較的評估準則。

首先，預測誤差平方之均方根，是求取預測誤差平方的平均，並將前述數值開根號，預測誤差平方之均方根數值越小，隱含模型預測能力越好。雖然在評斷模型的點預測表現，RMSFE 是一個參考基準，但它並不是一般文獻在做結論所仰賴的準則，畢竟它無法告訴我們模型間的預測誤差大小是否有著統計上顯著的差異。因此，本文使用 Diebold and Mariano (1995) 所提出的檢定方法，針對兩模型間所計算出的預測誤差，進行單尾檢定，進而決定出預測能力相對較好的模型。

我們進行下列 3 種模型間的比較 (BVAR vs. DSGE-VAR ; BVAR vs. DSGE ; DSGE-VAR vs. DSGE)。其中 DM 檢定中的假說為

H_0 : 兩模型預測表現無差異

H_1 : 兩模型預測表現有差異

此外，任何良好的預測誤差都不應該與進行預測時任何可用的訊息有關聯，故預測誤差的期望值應為零。利用預測誤差的定義，預測誤差期望值為零隱含預測值跟真實值的差異平均而言應為零，換言之，預測數值應該具有不偏性，為瞭解各個模型中所創造出的預測數值是否具有不偏性 (Unbiased Forecast)，我們利用 Mincer and Zarnowitz (1969) 所提出的不偏性檢定，進行一簡單迴歸估計，將實際數值當作應變數而預測數值為自變數，並進行截距項 (截距項為零) 與斜率項 (斜率項為一) 的聯合 F 檢定。倘若該檢定統計數值所計算出之 p 值大於 0.01 (顯著水準)，我們宣稱該預測數值具有不偏性。我們將上述執行預測的操作細節整理於表 8 中。

	DSGE-VAR		DSGE		Bayesian VAR		Conventional VAR	
模型	小型開放經濟	DSGE	小型開放經濟	DSGE	隨機漫步			
先驗訊息	10		10		10		8	
資料變數數目	4		—		4.		4	
落後期數	1-8		1-8		1-8		1-8	
向前預測期間	2001Q1-2014Q4		2001Q1-2014Q4		2001Q1-2014Q4		2001Q1-2014Q4	
樣本內資料期間	2015Q1-2020Q4		2015Q1-2020Q4		2015Q1-2020Q4		2015Q1-2020Q4	
樣本外資料期間	滾動式樣本		滾動式樣本		滾動式樣本		滾動式樣本	
預測方法設計	MCMC		MCMC		Monte Carlo Integration		—	
貝氏方法	縮減式係數之後驗		結構式係數之後驗		縮減式係數之後驗		估計的縮減式係數	
計算起點	眾數及其變異數		平均數及其變異數		平均數及其變異數		及其變異數	
計算結果	點預測值及預測區間		點預測值及預測區間		點預測值及預測區間		點預測值及預測區間	
預測的評估 I	不偏性檢定		不偏性檢定		不偏性檢定		不偏性檢定	
預測的評估 II	RMSFE		RMSFE		RMSFE		RMSFE	
預測的評估 III	預測誤差的差異檢定		預測誤差的差異檢定		預測誤差的差異檢定		預測誤差的差異檢定	
軟體使用	MATLAB		Dynare/MATLAB		MATLAB		GAUSS	

註: MCMC 代表 Markov Chain Monte Carlo。2001Q1-2014Q4 為 2001 年第 1 季到 2014 年第 4 季。

表 8: 預測執行的操作細節

4.3 不同模型間預測結果的比較

本節中我們呈現並比較四組來自半結構式 (DSGE-VAR)、結構式 (DSGE) 以及縮減式 (CVAR; BVAR) 模型的表現於預測台灣的經濟成長率，並決定孰優孰劣。

首先，圖 7 到圖 10 呈現出上述各個模型的往前 1 期到 8 期樣本外預測數值與真實值的時間序列走勢，而兩者的差距則是反應出其對應的預測誤差。根據樣本外的預測誤差以及各模型的相關預測值，我們可以計算出預測誤差的平方之均方根、進行預測不偏性檢定或相對預測表現之檢定。我們將相關計算與檢定結果置於表 9 到表 14。

表 9 呈現所有模型的 RMSFE 數值。其中，DSGE-VAR 在 $h = 1, 4$ 為四組模型中 RMSFE 最小的；DSGE 與 CVAR 則分別在 $h = 2, 3, 5, 6, 7$ 與 $h = 8$ 時表現最好。但由於比較 RMSFE 無法分辨模型的預測表現是否顯著不同，我們接著使用 Harvey et al. (1997) 所提出的修正版 Diebold and Mariano (1995) 檢定 (DM test)，來檢定模型的相對誤差表現，並將結果置於表 10 及表 11。此檢定改善 DM test 在向前預測期數 $h > 1$ 時過度膨脹的問題，檢定統計量請看附錄 A。技術上，我們透過 Hyndman et al. (2021) 與 Hyndman and Khandakar (2008) 開發的 R 軟體 forecast 套件進行雙尾檢定，為了消除預測誤差的正負號影響，我們將兩模型的表現差距函數設為其個別預測誤差的平方差 (亦即設定 $\text{power} = 2$)。

DM 檢定的虛無假設為兩模型的預測表現相同，雙尾檢定下，如拒絕虛無假設則表示其中一個模型預測表現顯著較差。首先我們比較往前一季 (亦即 $h = 1$) 的預測，此時 DSGE-VAR 有最小的 RMSFE。根據 DM 檢

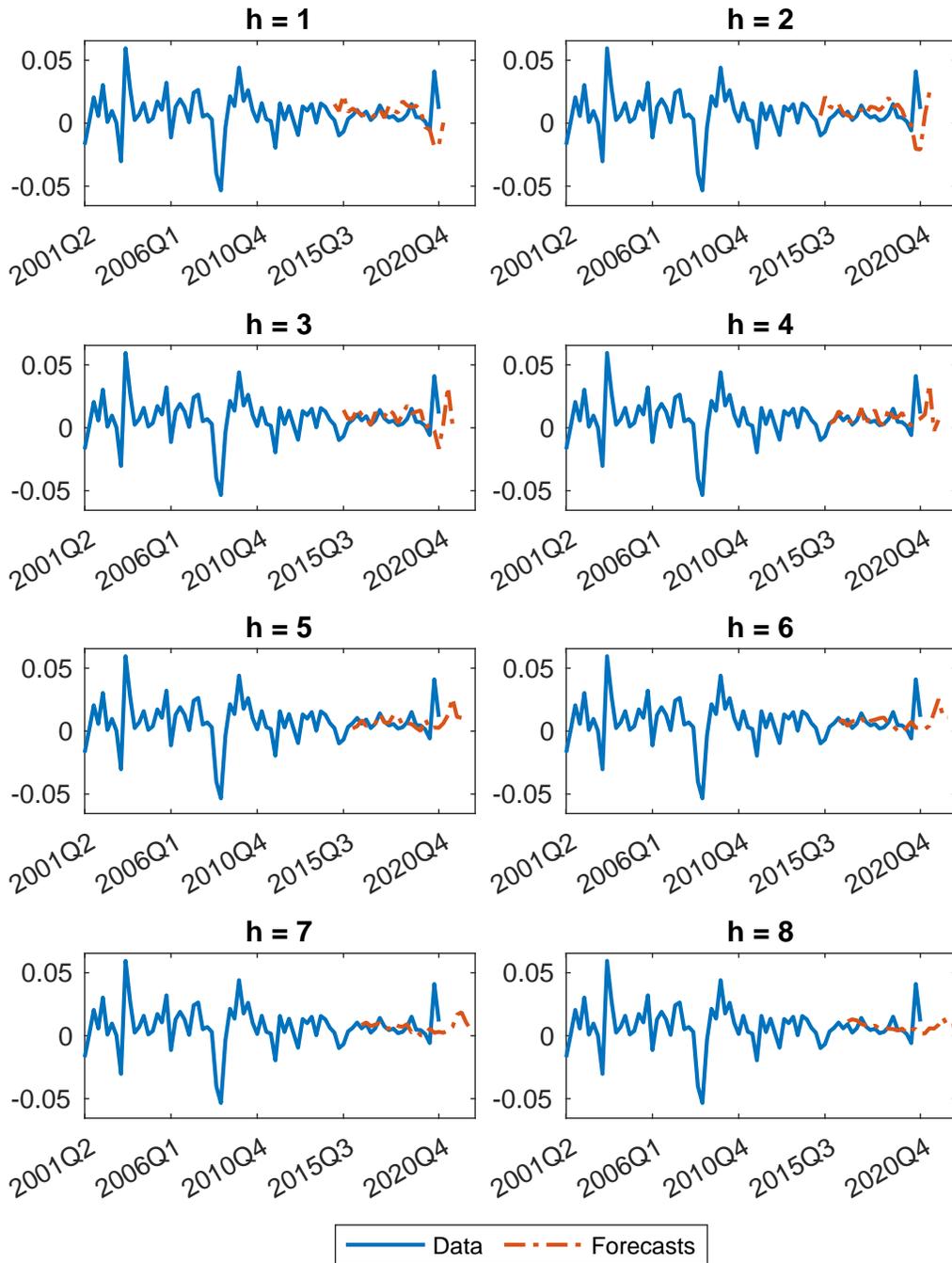


圖 7: DSGE-VAR Forecast

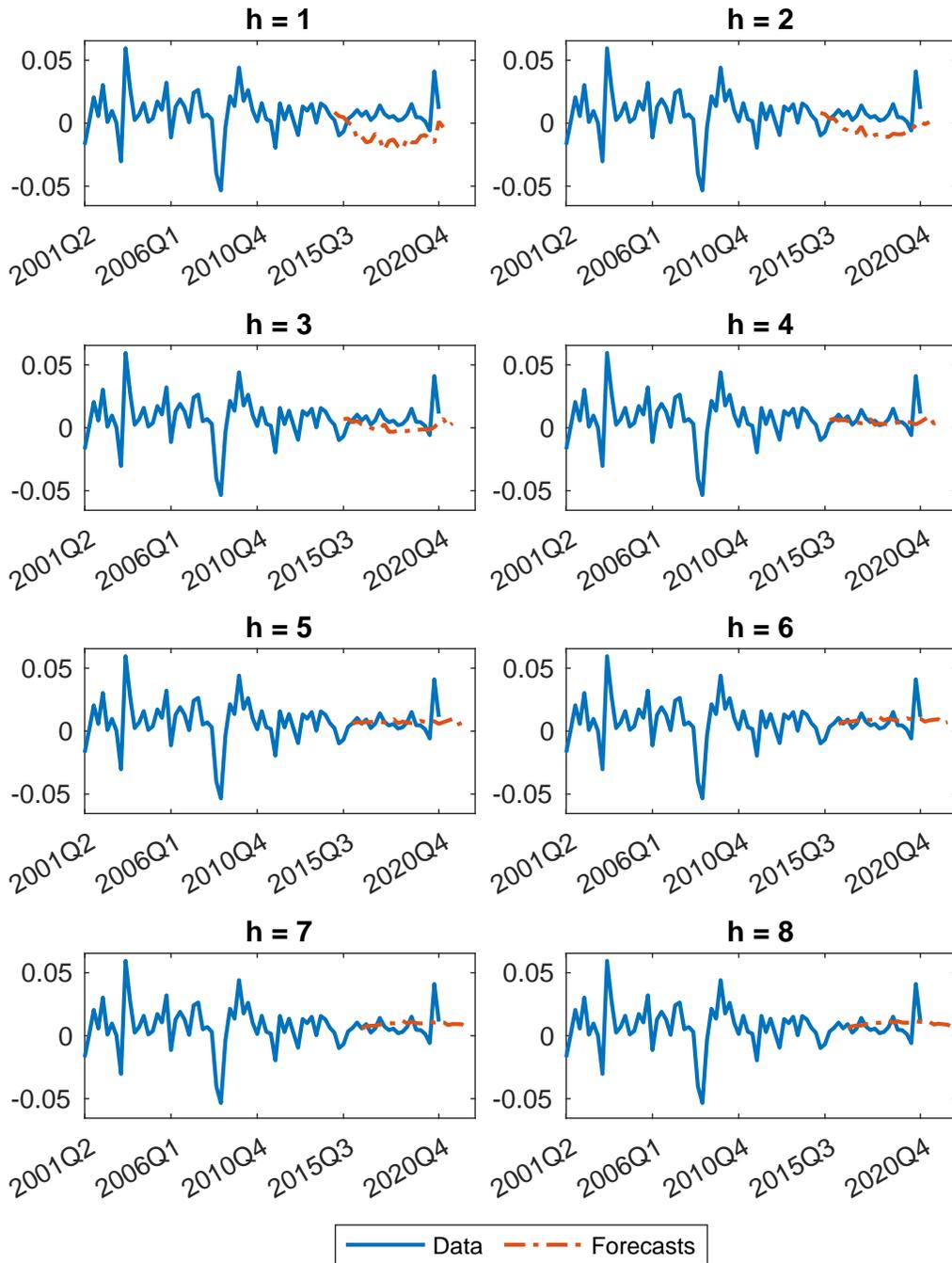


圖 8: DSGE Forecast

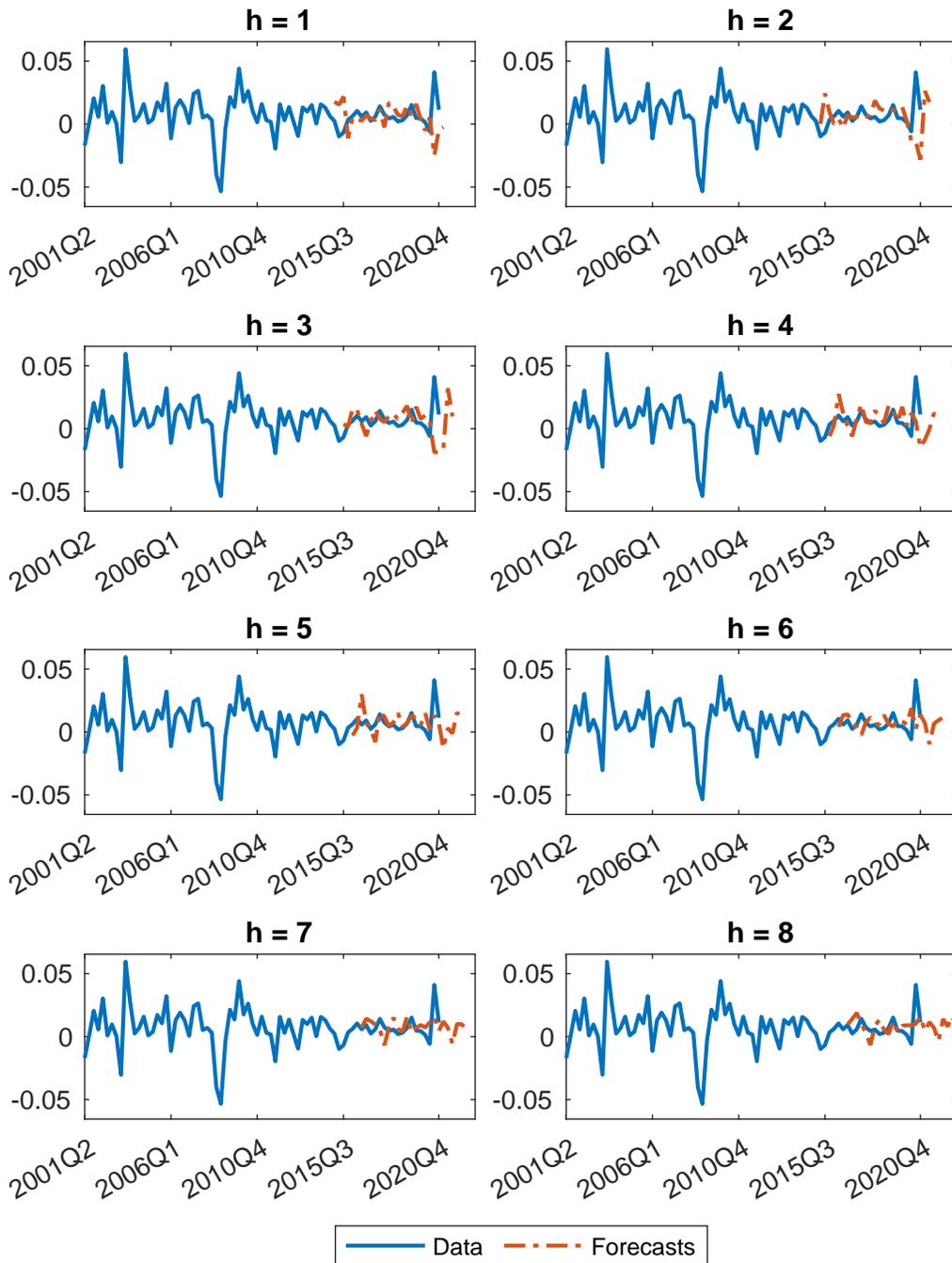


圖 9: Bayesian VAR Forecast

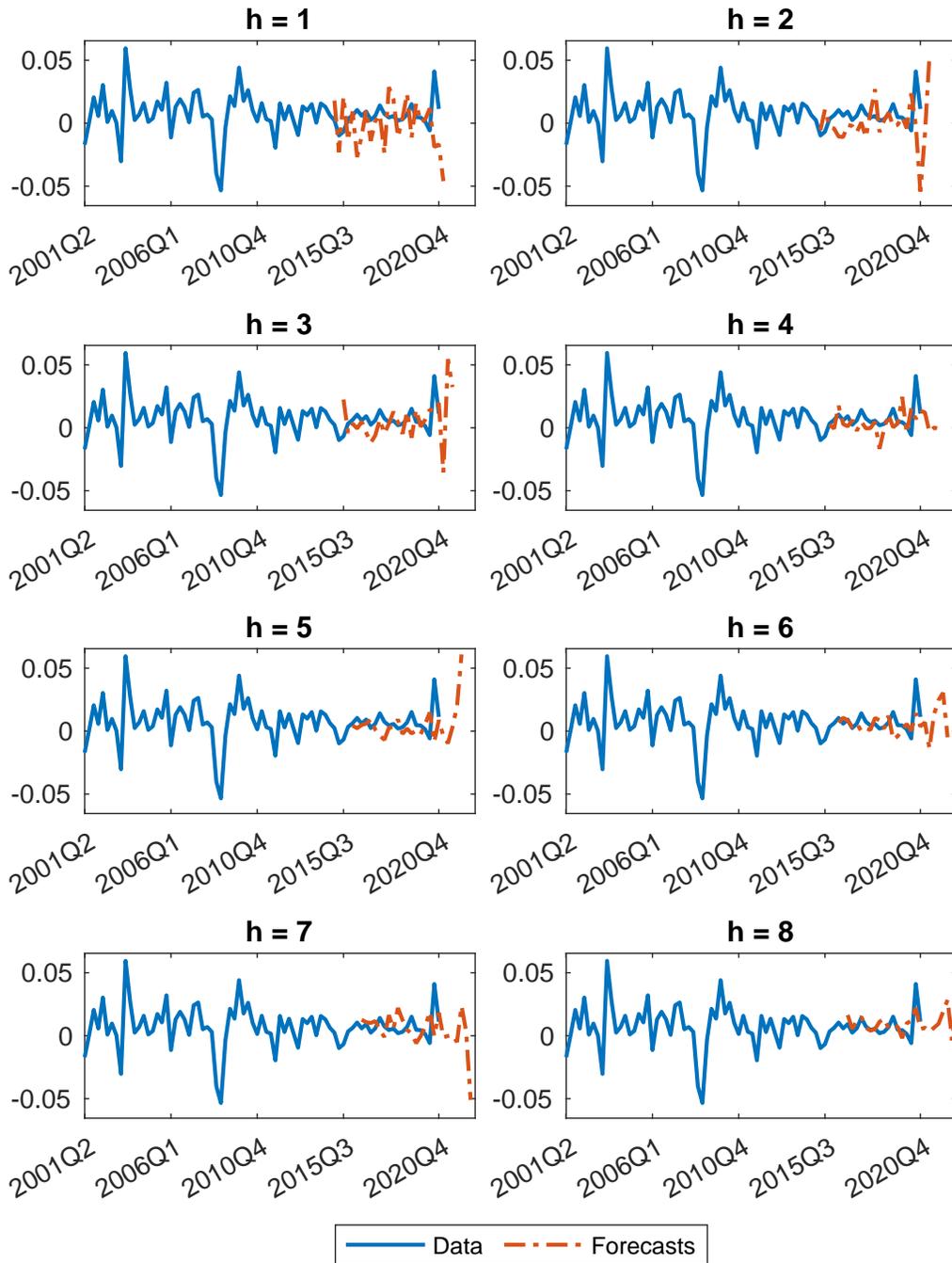


圖 10: Conventional VAR Forecast

定，相較於 BVAR，CVAR 與 DSGE，其 p 值分別為 0.3780，0.0148 與 0.0359，代表在 5% 的信心水準下，DSGE-VAR 往前預測一期的預測表現顯著優於 CVAR 與 DSGE，但和 BVAR 則無統計上顯著的差異。在往前兩季與三季（亦即 $h = 2, 3$ ）的預測，雖然 DSGE 有最小的 RMSFE，但根據 DM 檢定，在 5% 的信心水準下，DSGE 並無統計上顯著優於其他模型。在往前四季（亦即 $h = 4$ ）的預測，DSGE-VAR 有最小的 RMSFE 時，根據 DM 檢定，在 5% 的信心水準下，DSGE-VAR 的預測表現只顯著優於 CVAR，但和 BVAR 與 DSGE 則無統計上顯著的差異。在往前五季與六季（亦即 $h = 5, 6$ ）的預測，雖 DSGE 有最小的 RMSFE，但根據 DM 檢定，在 5% 的信心水準下，DSGE 的預測表現，並無顯著優於其他模型。在往前七季（亦即 $h = 7$ ）的預測，DSGE 有最小的 RMSFE。根據 DM 檢定，在 5% 的信心水準下，DSGE 往前預測七期的預測表現只顯著優於 CVAR，但和 BVAR 與 DSGE-VAR 則無統計上顯著的差異，最後，在往前八季（亦即 $h = 8$ ）的預測，CVAR 雖有最小的 RMSFE 時，但根據 DM 檢定的結果，並無統計上顯著的優於其他模型。

總而言之，DSGE 模型在大多情形下雖具有最小的 RMSFE，但根據 DM 檢定，其預測表現與另外三個模型大致上沒有顯著差異。此發現與Gürkaynak et al. (2014) 的結論一致，亦即 DSGE 樣本外預測表現並無法在所有情況下完敗 DSGE-VAR、BVAR 與 CVAR 模型。此外，如Gupta and Steinbach (2013) 所述，當 DSGE 模型的設定已足夠完整時，半縮減式 DSGE-VAR 不會帶來額外好處。我們也額外做了Giacomini and White (2006) 檢驗，並將結果呈現於表 12及表 13。其結果與 DM test 相似，沒有模型在所有情況下能擊敗其他模型。

最後我們以Mincer and Zarnowitz (1969) 的不偏性檢定來檢視各模型樣本外點預測的絕對預測表現，如拒絕虛無假設則表示此模型的樣本外預測存在顯著偏誤。表 14 呈現出預測數值的不偏性檢定結果。我們可發現 DSGE 模型在中長期 $h = 4, \dots, 8$ 時無法拒絕不偏性，是四個模型中表現最佳的。而在所有模型中，DSGE-VAR 為表現最差的，在所有情況下皆拒絕不偏性。

	BVAR	CVAR	DSGE	DVAR
$h = 1$	0.0175	0.0216	0.0214	0.0164
$h = 2$	0.0168	0.0208	0.0160	0.0171
$h = 3$	0.0164	0.0131	0.0116	0.0131
$h = 4$	0.0125	0.0121	0.0097	0.0091
$h = 5$	0.0105	0.0143	0.0090	0.0101
$h = 6$	0.0123	0.0097	0.0092	0.0106
$h = 7$	0.0100	0.0143	0.0096	0.0106
$h = 8$	0.0106	0.0083	0.0098	0.0103

註：黑體的數字為四組模型中 RMSFE 最小者。
DVAR 代表 DSGE-VAR 模型。

表 9: 預測誤差平方之均方根 (RMSFE)

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 1 期, $h = 1$			
CVAR	0.0692	–	–
DSGE	0.1315	0.8857	–
DVAR	0.3780	0.0148	0.0359
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 2 期, $h = 2$			
CVAR	0.0266	–	–
DSGE	0.8681	0.3860	–
DVAR	0.2687	2.053e-06	0.8229
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 3 期, $h = 3$			
CVAR	0.5971	–	–
DSGE	0.3592	0.4119	–
DVAR	0.3053	0.9952	0.5046
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 4 期, $h = 4$			
CVAR	0.8666	–	–
DSGE	0.0686	0.0046	–
DVAR	0.1242	0.0033	0.3117

註: 表中為修正的 DM 檢定之 p 值, 虛無假設為兩模型預測表現相同。

表 10: 預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 5 期, $h = 5$			
CVAR	0.4158	–	–
DSGE	0.5666	0.0973	–
DVAR	0.9122	0.0843	0.1535
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 6 期, $h = 6$			
CVAR	0.2601	–	–
DSGE	0.1425	<i>0.7787</i>	–
DVAR	1.128e-4	0.6069	0.4086
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 7 期, $h = 7$			
CVAR	0.2117	–	–
DSGE	0.8034	0.0412	–
DVAR	0.8574	<i>0.0110</i>	0.6545
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 8 期, $h = 8$			
CVAR	<i>0.2700</i>	–	–
DSGE	0.5118	0.4445	–
DVAR	0.9000	0.5586	0.7263

註: 表中為修正的 DM 檢定之 p 值, 虛無假設為兩模型預測表現相同。斜體字代表修正的 DM test 無法計算, 改使用 $h = 1$ 的公式。

表 11: 預測經濟成長率相對表現檢定 (DM test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 1 期, $h = 1$			
CVAR	0.0011	–	–
DSGE	0.2462	0.8803	–
DVAR	0.0036	0.0011	0.1139
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 2 期, $h = 2$			
CVAR	0.0521	–	–
DSGE	0.8310	0.2919	–
DVAR	0.4878	0.0288	0.7873
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 3 期, $h = 3$			
CVAR	0.5304	–	–
DSGE	0.2645	0.3375	–
DVAR	0.2164	0.9941	0.3905
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 4 期, $h = 4$			
CVAR	0.8020	–	–
DSGE	0.0114	0.0001	–
DVAR	0.0210	0.0000	0.2382

註: 表中為 GW 檢定之 p 值, 虛無假設為兩模型預測表現相同。

表 12: 預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 5 期, $h = 5$			
CVAR	0.2933	–	–
DSGE	0.4879	0.0173	–
DVAR	0.8905	0.0057	0.0573
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 6 期, $h = 6$			
CVAR	0.1588	–	–
DSGE	0.0284	0.6385	–
DVAR	0.0003	0.5901	0.2385
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 7 期, $h = 7$			
CVAR	0.0618	–	–
DSGE	0.7257	0.0007	–
DVAR	0.7785	0.0000	0.4136
	BVAR	CVAR	DSGE
向前預測 8 期, $h = 8$			
CVAR	0.0347	–	–
DSGE	0.2292	0.1601	–
DVAR	0.8190	0.2844	0.5232

註: 表中為修正的 GW 檢定之 p 值, 虛無假設為兩模型預測表現相同。斜體字代表修正的 DM test 無法計算, 改使用 $h = 1$ 的公式。

表 13: 預測經濟成長率相對表現檢定 (GW test) 結果

	BVAR	CVAR	DSGE	DVAR
$h = 1$	0.0000***	0.0000***	0.0000***	0.0000***
$h = 2$	0.0000***	0.0000***	0.0087***	0.0000***
$h = 3$	0.0000***	0.0002***	0.0573*	0.0000***
$h = 4$	0.0000***	0.0000***	0.0879*	0.0007***
$h = 5$	0.0041***	0.0001***	0.3463	0.0037***
$h = 6$	0.0003***	0.5257	0.7161	0.0150***
$h = 7$	0.1386	0.0000***	0.3253	0.0235***
$h = 8$	0.0005***	0.8702	0.8844	0.0041***

註: *、**、*** 分別代表在 10%、5%、1% 的信心水準下顯著，拒絕預測結果具不偏性的虛無假設。

表 14: 預測不偏性檢定 p 值

4.4 計算季成長率與年成長率的預測值

本節最後說明如何將模型的預測結果轉換為經濟年成長率 (yoy)，並提供台灣未來兩年的經濟預測結果。首先，令 $Y_{obs,t} = S_s y_t$ ，其中 $Y_{obs,t}$ 代表我們觀察到的 GDP，它可拆解為與季節相關的部分 S_s 以及和季節無關的部分 y_t 。我們假設與季節相關的部分， S_s 僅隨季節 $s \in \{spring, summer, fall, winter\}$ 改變而不隨時間 t 變化。

按定義可知，第 t 期經季節調整後的實質 GDP 對上季增率 (seasonal adjusted quarterly growth rate, saqr) 為

$$saqr_t = \left[\frac{Y_{obs,t}}{Y_{obs,t-1}} - 1 \right] \approx \ln \left(\frac{Y_{obs,t}}{Y_{obs,t-1}} \right)$$

由於我們資料中 GDP 處理的方式就是取自然對數後一階差分，我們模型所預測的經濟成長率即為 saqr。又因為我們的資料有對人口調整，以此方法算出的第一季 saqr 有包含人口成長率的影響。

接著，我們證明 GDP 的季成長率 (yoy) 為連續四期的 saqr 相加，也就是

$$\begin{aligned}
 qg_t &= \sum_{j=0}^3 saqr_{t-j} \\
 &= \ln Y_{obs,t} - \ln Y_{obs,t-4} \\
 &= \ln y_t + \ln S_s - \ln y_{t-4} - \ln S_s \\
 &= \ln y_t - \ln y_{t-4}
 \end{aligned}$$

可發現這樣計算與拿季節調整後 (除去季節效果 S_s) 的資料計算結果相同。

得到每季的季成長率 (yoy) 之後，我們便可結合前一年各季的 GDP 資料進一步計算年成長率 (yoy)。計算方式為加總前一年各季的 GDP 與該季今年 saqr 加 1 的乘積，也就是今年整年的 GDP，接著再除以前一年整年的 GDP，也就是前一年四季的 GDP 總和。舉例來說，2020 的年成長率可由以下算式計算

$$\begin{aligned}
 &\Delta GDP_{2020} \% \\
 &= \left[\frac{Y_{obs,2019Q1} \cdot (1 + qg_{2020Q1}) + Y_{obs,2019Q2} \cdot (1 + qg_{2020Q2})}{Y_{obs,2019Q1} + Y_{obs,2019Q2} + Y_{obs,2019Q3} + Y_{obs,2019Q4}} \right. \\
 &\quad \left. + \frac{Y_{obs,2019Q3} \cdot (1 + qg_{2020Q3}) + Y_{obs,2019Q4} \cdot (1 + qg_{2020Q4})}{Y_{obs,2019Q1} + Y_{obs,2019Q2} + Y_{obs,2019Q3} + Y_{obs,2019Q4}} - 1 \right] \times 100\%
 \end{aligned}$$

我們在表 15 呈現不同計算 GDP 成長率方式所得到的數值，以說明我們計算方法的正確性。首先，表 15 的第一橫列為直接以當年的實質 GDP 除以去年的實質 GDP 減 1 後，再乘以 100 所計算得出的經濟成長率；第二個橫列的計算方式，則是將實質 GDP 取自然對數後相減，再乘以 100。我們可以發現第一個橫列與第二個橫列的數值，存在些微差距，這是因為第二

個橫列的計算方式所得的結果為第一個橫列的近似。由於我們使用的資料也是取自然對數處理，因此會和第二個橫列的結果較為接近。

表 15 第三個橫列使用我們用來估計各模型的資料，再用本小節所述的方法計算的結果。和第二個橫列相比，可以發現 2016 到 2019 的結果皆存在不小的差距。這是因為我們的資料處理上，有去除 15 歲以上人口變動率的影響。第四個橫列呈現將人口變動率加回之後的數值，則所有的結果皆與第二個橫列相當接近。也就是說，雖然我們估計的資料有經過季節調整，用本節所述的方式計算後，這樣的調整對計算經濟成長率的影響極其微小。

最後，按照上述的公式我們計算出個別模型向前一年以及二年的預測值，並將結果統整於表 16 及表 17。我們發現進行全年度經濟成長率預測時，DSGE-VAR 在 2016, 2018, 2019 的往前一年預測誤差均最小、2017 與 2020 則是次佳。往前二年的預測比較中，沒有特定模型表現特別突出。此節與上一節的差異在於，進行向前一年與二年的預測時，須結合 $h = 1 \sim 4$ 與 $h = 5 \sim 8$ 的預測結果，而 RMSFE 與不偏性檢定，比較的是固定預測期數，也就是 $h = 1, \dots, 8$ 的結果。

	2016	2017	2018	2019	2020
實質 GDP	2.1651	3.3114	2.7868	2.9644	3.1085
$\Delta \ln$ 實質 GDP	2.1312	3.2569	2.7469	2.9192	3.0454
季調 GDP	1.6468	2.8370	2.4401	2.6734	3.0458
季調 + 人口成長率	2.1079	3.2362	2.7397	2.9269	3.0595

表 15: 不同計算經濟成長率的數值比較

	2016		2017		2018	
	1y	2y	1y	2y	1y	2y
BVAR	0.7697	0.3915	2.6454	1.2858	5.0273	2.3289
CVAR	0.0955	3.1847	-0.4137	1.8846	6.4896	2.6680
DSGE	-0.2735	2.4432	-0.7209	2.5848	-0.7901	2.3779
DSGE-VAR	2.6922	2.6564	2.5466	3.3576	3.9300	2.6114

註: 1y 代表向前一年的預測值，2y 則代表向前二年的預測值。黑體字代表預測誤差最小的模型。

表 16: 2016 – 2018 GDP 年成長率預測值

	2019		2020		2021		2022	
	1y	2y	1y	2y	1y	2y	1y	2y
BVAR	4.1180	2.7878	-2.0037	6.5475	4.4733	-4.7637	–	3.6274
CVAR	4.0103	0.1253	4.1169	3.1617	3.7956	1.0568	–	6.6596
DSGE	-1.3967	2.0249	-0.2086	2.2057	2.7272	2.3547	–	2.3952
DSGE-VAR	3.7710	1.9623	0.6145	3.4787	4.8980	1.9459	–	3.5646

註: 1y 代表向前一年的預測值，2y 則代表向前二年的預測值。黑體字代表預測誤差最小的模型。

表 17: 2019 – 2022 GDP 年成長率預測值

五、結論

預測經濟成長率，不論是對政策研擬，或是對民間機構的投資等經濟活動之決策，皆扮演舉足輕重的角色。考量央行在制定政策時，除須研判經濟成長率在樣本外的短期表現，也須預測經濟成長率在中長期的表現。本計畫希望建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系 DSGE-VAR 模型，並運用於台灣的中長期經濟成長率預測。

為了達到上述目的，我們首先建構一符合台灣現況的小型開放經濟體系 DSGE 模型，並透過貝氏方法 (Bayesian Method) 與台灣資料估計 DSGE 模型中的參數。在給定實證 DSGE 模型的估計結果，我們進一步利用貝氏方法，將來自於實證 DSGE 模型的先驗訊息，運用於貝氏向量自我迴歸模型的參數估計上，換言之，我們將實證 DSGE 模型所隱含的經濟結構投射在 BVAR 模型的先驗訊息上，形成所謂的 DSGE-VAR 模型，並利

用 DSGE-VAR 模型去預測台灣的經濟成長率。此外，我們也比較不同模型對台灣經濟成長率的樣本外預測表現，包括屬半結構式的 DSGE-VAR 模型、結構式的 DSGE 模型、以及縮減式的 Bayesian VAR 與 Conventional VAR 共 4 種模型。整體而言，在往前一、四季的預期上，DSGE-VAR 的預測表現較佳，而在往前五季至八季的預測上，以 DSGE 表現較佳，惟其與 DSGE-VAR 的預測表現並無統計上顯著的差異。此外，以結合往前一季到往前八季所產生的一年或兩年的預測來看，平均而言 DSGE-VAR 的預測偏誤較其他三種模型為小。然而，當景氣劇烈波動時(如 2020 年第 2 季因 COVID-19 疫情影響，使台灣經濟成長率劇降)，可能會影響 DSGE-VAR 或 DSGE 模型的預測表現。

我們認為未來的研究可考慮增加預測的變數，如通貨膨脹率或房價指數，以及其他的預測方法，如增加模型變數 (Large VAR 或 Factor Augmented VAR)、混頻模型，或非線性模型。

參考文獻

印永翔, 姚睿, 黃朝熙, 徐之強, 陳宜廷, 管中閔, “台灣隨機一般均衡模型 (DSGE) 建立與政策評估,” Technical Report, 行政院經建會 2010.

張永隆, “最適貨幣政策之制定—考量存貨投資的小型開放經濟新興凱因斯 DSGE 模型,” 中央銀行季刊, 2010, 32 (1), 3–24.

黃俞寧, “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, 2013, 35 (1), 3–24.

Adjemian, Stéphane, Houtan Bastani, Michel Juillard, Frédéric Karamé, Junior Maih, Ferhat Mihoubi, Willi Mutschler, George Perendia, Johannes Pfeifer, Marco Ratto, and Sébastien Villemot, “Dynare: Reference Manual Version 4,” Dynare Working Papers, CEPREMAP 2021.

Adolfson, Malin, Stefan Laséen, Jesper Lindé, and Mattias Villani, “Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-through,” *Journal of International Economics*, 2007, 72 (2), 481–511.

Bekiros, Stelios D. and Alessia Paccagnini, “Bayesian Forecasting with Small and Medium Scale Factor-Augmented Vector Autoregressive DSGE Models,” *Computational Statistics & Data Analysis*, 2014, 71 (1), 298–323.

Bernanke, Ben S., Mark Gertler, and Simon Gilchrist, “The Financial Accelerator in a Quantitative Business Cycle Framework,” in “Handbook of Macroeconomics,” Elsevier Science, North-Holland, 1999.

- Calvo, Guillermo A.**, “Staggered Prices in a Utility-maximizing Framework,” *Journal of Monetary Economics*, 1983, 12 (3), 383–398.
- Chan, Joshua C., Gary Koop, and Simon M. Potter**, “A New Model of Trend Inflation,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2013, 31 (1), 94–106.
- Chen, Nan Kuang and Hung Jen Wang**, “The Procyclical Leverage Effect of Collateral Value on Bank Loans-Evidence from the Transaction Data of Taiwan,” *Economic Inquiry*, 2007, 45 (2), 395–406.
- Davis, Morris A. and Jonathan Heathcote**, “Housing and the Business Cycle,” *International Economic Review*, 2005, 46 (3), 751–784.
- Del Negro, Marco and Frank Schorfheide**, “Priors from General Equilibrium Models for VARs,” *International Economic Review*, 2004, 45 (2), 643–673.
- , – , **Frank Smets, and Rafael Wouters**, “On the Fit of New Keynesian Models,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2007, 25 (2), 123–143.
- Dib, Ali**, “Monetary Policy in Estimated Models of Small Open and Closed Economies,” *Open Economies Review*, 2011, 22 (5), 769–796.
- Diebold, Francis and Roberto Mariano**, “Comparing Predictive Accuracy,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 1995, 13 (3), 253–263.
- Edge, Rochelle M. and Refet S. Gürkaynak**, “How Useful Are Estimated DSGE Model Forecasts for Central Bankers?,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2010, 24 (3), 209–244.

Elliott, Graham and Allan Timmermann, “Economic Forecasting,” *Journal of Economic Literature*, 2008, 46 (1), 3–56.

Ghent, Andra C., “Comparing DSGE-VAR Forecasting Models: How Big are the Differences?,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 2009, 33 (4), 864–882.

Giacomini, Raffaella and Halbert White, “Test of Conditional Predictive Ability,” *Econometrica*, 2006, 74 (6), 1545–1578.

Gürkaynak, Refet S., Burçin Kısacıköğlü, and Barbara Rossi, “Do DSGE Models Forecast More Accurately Out-Of-Sample than VAR Models?,” in “VAR Models in Macroeconomics – New Developments and Applications: Essays in Honor of Christopher A. Sims (Advances in Econometrics, Vol. 32),” Emerald Group Publishing Limited, 2014.

Guerrieri, Luca and Matteo Iacoviello, “Collateral Constraints and Macroeconomic Asymmetries,” *Journal of Monetary Economics*, 2017, 90, 28–49.

Gupta, Rangan and Rudi Steinbach, “A DSGE-VAR Model for Forecasting Key South African Macroeconomic Variables,” *Economic Modelling*, 2013, 33 (1), 19–33.

Harvey, David, Stephen Leybourne, and Pual Newbold, “Testing the Equality of Prediction Mean Squared Errors,” *International Journal of Forecasting*, 1997, 13 (2), 281–291.

He, Qing, Fangge Liu, Zongxin Qian, and Terence Tai Leung Chong, “Housing Prices and Business Cycle in China: A DSGE Analysis,” *International Review of Economic & Finance*, 2017, 52, 246–256.

Hyndman, Rob, George Athanasopoulos, Christoph Bergmeir, Gabriel Caceres, Leanne Chhay, Mitchell O’Hara-Wild, Fotios Petropoulos, Slava Razbash, Earo Wang, and Farah Yasmeen, *forecast: Forecasting functions for time series and linear models* 2021.

Hyndman, Rob J. and Yeasmin Khandakar, “Automatic time series forecasting: the forecast package for R,” *Journal of Statistical Software*, 2008, 26 (3), 1–22.

Iacoviello, Matteo, “House Prices, Borrowing Constraints, and Monetary Policy in the Business Cycle,” *American Economic Review*, 2005, 95 (3), 739–764.

– **and Raoul Minetti**, “International Business Cycles with Domestic and Foreign Lenders,” *Journal of Monetary Economics*, 2006, 53 (8), 2267–2282.

– **and Stefano Neri**, “Housing Market Spillovers: Evidence from an Estimated DSGE Model,” *American Economic Review*, 2010, 2 (2), 125–164.

Ingram, Beth F. and Charles H. Whiteman, “Supplanting the ‘Minnesota’ Prior: Forecasting Macroeconomic Time Series Using Real Business Cycle Model Priors,” *Journal of Monetary Economics*, 1994, 34 (3), 497–510.

Inoue, Atsushi, Lu Jin, and Barbara Rossi, “Rolling Window Selection for Out-of-Sample Forecasting with Time-Varying Parameters,” *Journal of Econometrics*, 2017, 196 (1), 55–67.

Justiniano, Alejandro and Bruce Preston, “Can Structural Small Open-economy Models Account for the Influence of Foreign Disturbances?,” *Journal of International Economics*, 2010, 81 (1), 61–74.

Kollmann, Robert, “The Exchange Rate in a Dynamic-optimizing Business Cycle Model with Nominal Rigidities: A Quantitative Investigation,” *Journal of International Economics*, 2001, 55 (2), 243–262.

– , “Monetary Policy Rules in the Open Economy: Effects on Welfare and Business Cycles,” *Journal of Monetary Economics*, 2002, 49 (5), 989–1015.

Litterman, Robert B., “Forecasting with Bayesian Vector Autoregressions: Five Years of Experience,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 1986, 4 (1), 25–38.

McCallum, Bennett T. and Edward Nelson, “Nominal Income Targeting in an Open-economy Optimizing Model,” *Journal of Monetary Economics*, 1999, 43 (3), 553–578.

Mian, Atif, Kamalesh Rao, and Amir Sufi, “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump,” *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (4), 1687–1726.

Mincer, Jacob and Victor Zarnowitz, “The Evaluation of Economic Forecasts,” in “Economic Forecasts and Expectations: Analysis of Forecasting Behavior and Performance,” National Bureau of Economic Research, Inc., 1969, pp. 3–46.

Rossi, Barbara and Atsushi Inoue, “Out-of-Sample Forecast Tests Robust to the Choice of Window Size,” *Journal of Business & Economic Statistics*, 2012, 30 (3), 432–453.

Rubaszek, Michał and Paweł Skrzypczyński, “On the Forecasting Performance of a Small-Scale DSGE Model,” *International Journal of Forecasting*, 2008, 24 (3), 498–512.

Sims, Christopher A., “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 1980, 48 (1), 1–48.

Smets, Frank and Raf Wouters, “An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area,” *Journal of the European Economic Association*, 2003, 1 (5), 1123–1175.

– **and** –, “Shocks and Frictions in US Business Cycles: A Bayesian DSGE Approach,” *American Economic Review*, 2007, 97 (3), 586–606.

Teo, Wing Leong, “Can Exchange Rate Rules be Better than Interest Rate Rules?,” *Japan and the World Economy*, 2009, 21 (3), 301–311.

– , “Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy,” *Pacific Economic Review*, 2009, 14 (2), 194–231.

Wang, Po-Yuan, “Does Taiwan Need a Macro-Prudential Policy? How to Do It? How to Coordinate with Monetary Policy?,” *Academia Economic Papers*, 2021, 49 (1), 1–40.

West, Kenneth D., “Forecast Evaluation,” in “Handbook of Economic Forecasting,” Elsevier, 2006.

附錄

一、修正版 Diebold and Mariano 檢定

令 (e_{1t}, e_{2t}) 代表分別來自模型 1 與模型 2 的成對預測誤差，其下標 t 代表預測的時間。不失一般性，我們假設 $t = 1, 2, \dots, n$ 。Diebold and Mariano 檢定的虛無假設為

$$\mathbf{E}[g(e_{1t}) - g(e_{2t})] = 0,$$

而 $g(\cdot)$ 函數為一用以評估預測品質的函數。我們選用 $g(e) = e^2$ 以消除誤差正負號的影響，同時懲罰誤差較大的期間。

定義 $d_t = g(e_{1t}) - g(e_{2t})$ 為兩模型表現差距、 h 為向前預測期數，則 Diebold and Mariano 檢定統計量為

$$S = \frac{\bar{d}}{\sqrt{\hat{V}(\bar{d})}},$$

其中

$$\begin{aligned}\bar{d} &= \frac{\sum_{t=1}^n d_t}{n}, \\ \hat{V}(\bar{d}) &= \frac{\hat{\gamma}_0 + 2 \sum_{k=1}^{h-1} \hat{\gamma}_k}{n}, \\ \hat{\gamma}_k &= \frac{\sum_{t=k+1}^n (d_t - \bar{d})(d_{t-k} - \bar{d})}{n}.\end{aligned}$$

由於 Diebold and Mariano 檢定統計量隨向前預測期數 h 增加而膨脹，

Harvey et al. (1997) 提出以下列統計量修正此問題

$$S^* = \left[\frac{n + 1 - 2h + n^{-1}h(h - 1)}{n} \right]^{1/2} S.$$

本文即使用此修正版的 Diebold and Mariano 檢定統計量，用以比較兩模型的預測表現。

二、估計參數的先驗分配與後驗分配、MCMC 的收斂情況 (Convergence Diagnostics for MCMC)

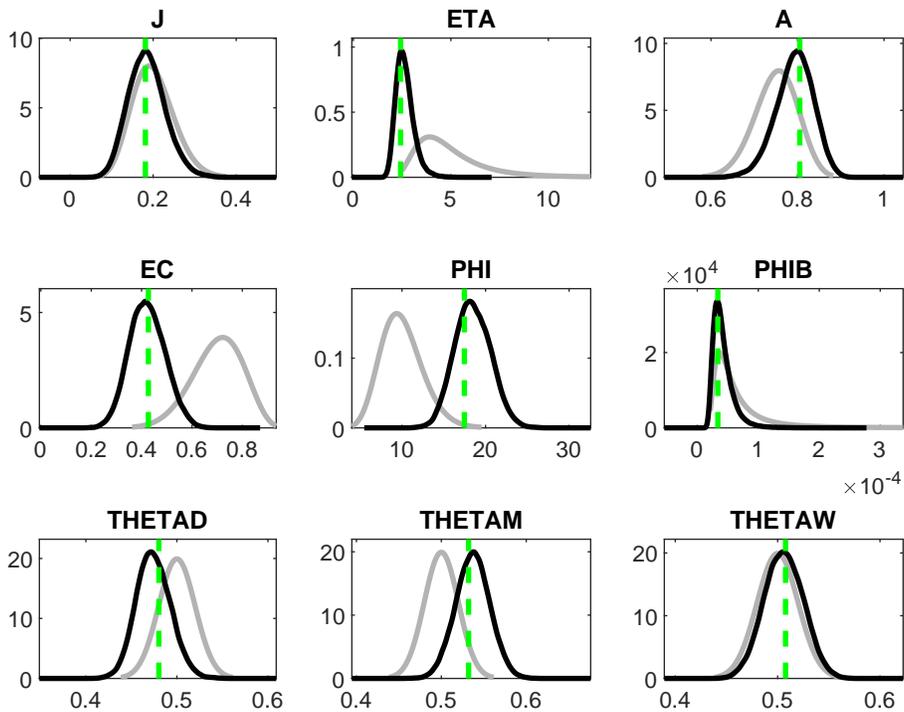


圖 11: 估計參數之先驗與後驗分配

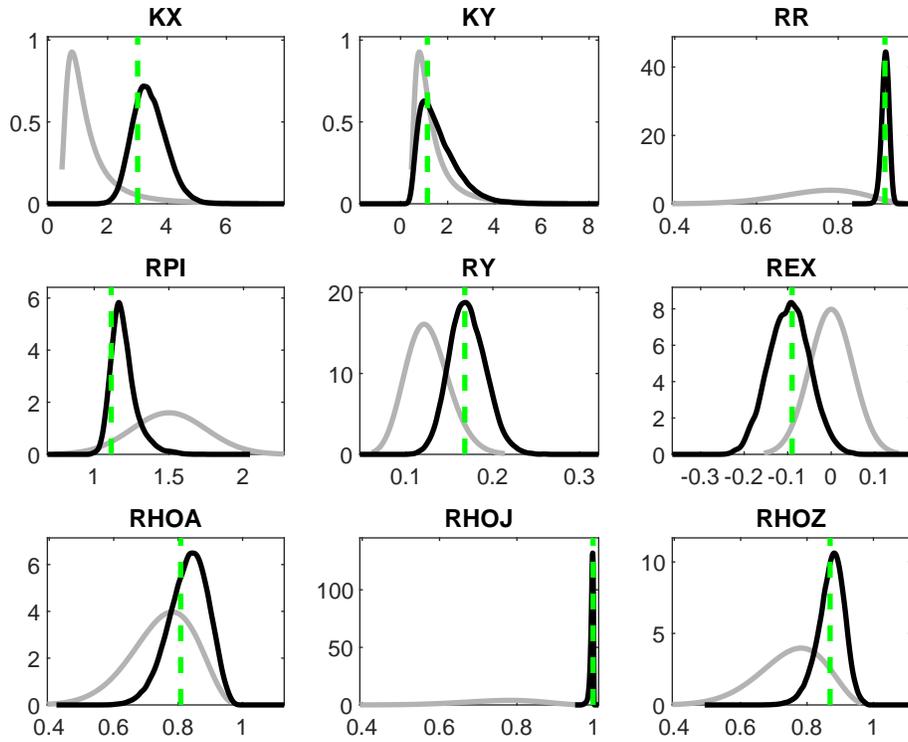


圖 12: 估計參數之先驗與後驗分配

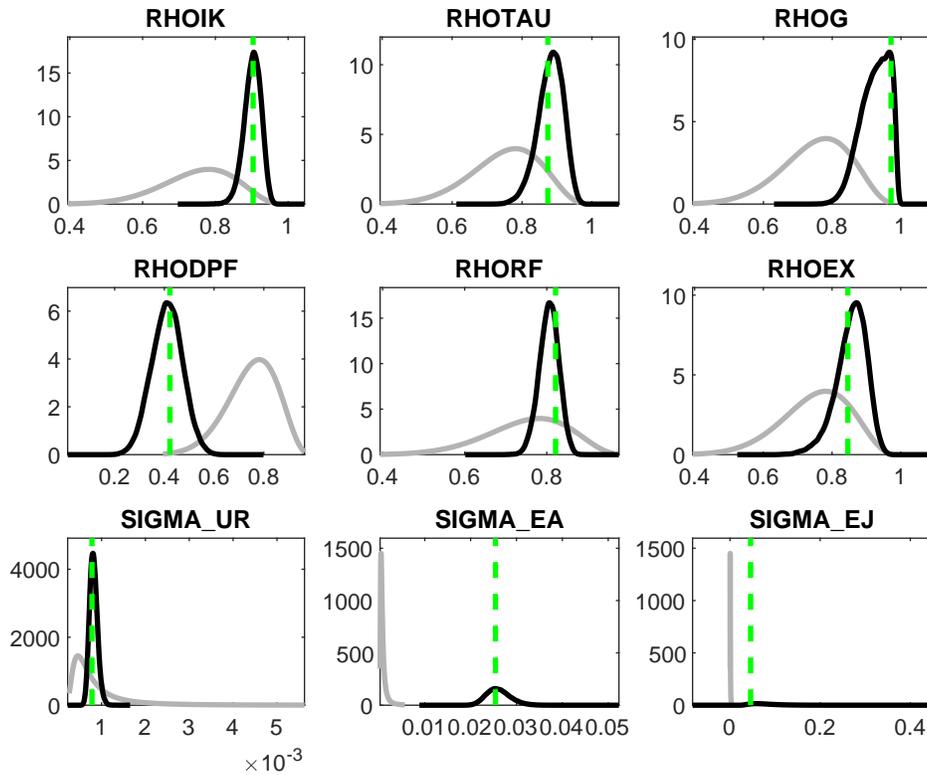


圖 13: 估計參數之先驗與後驗分配

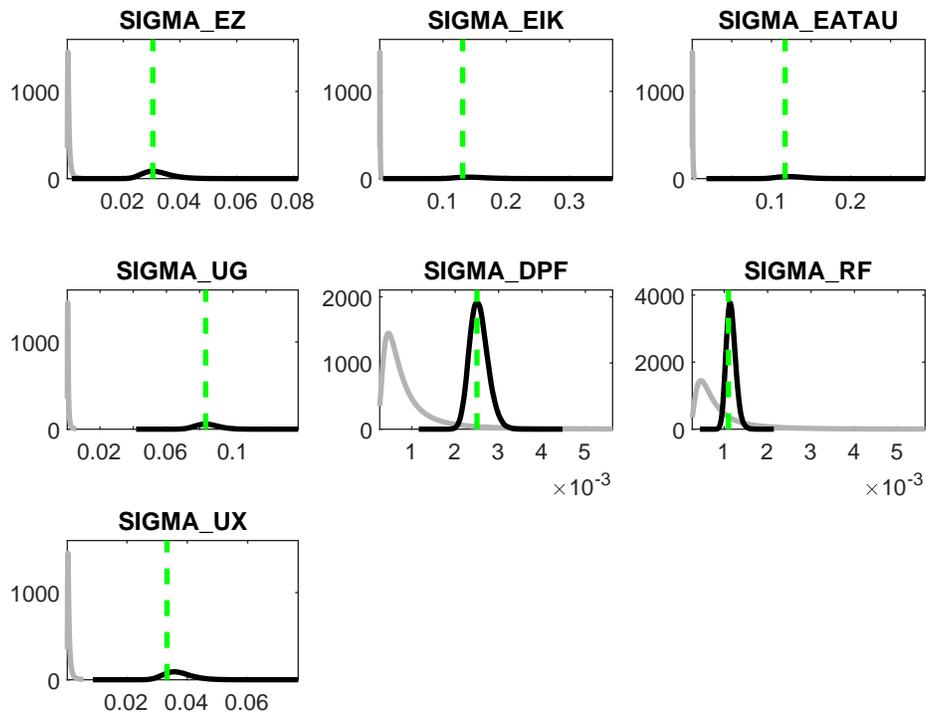


圖 14: 估計參數之先驗與後驗分配

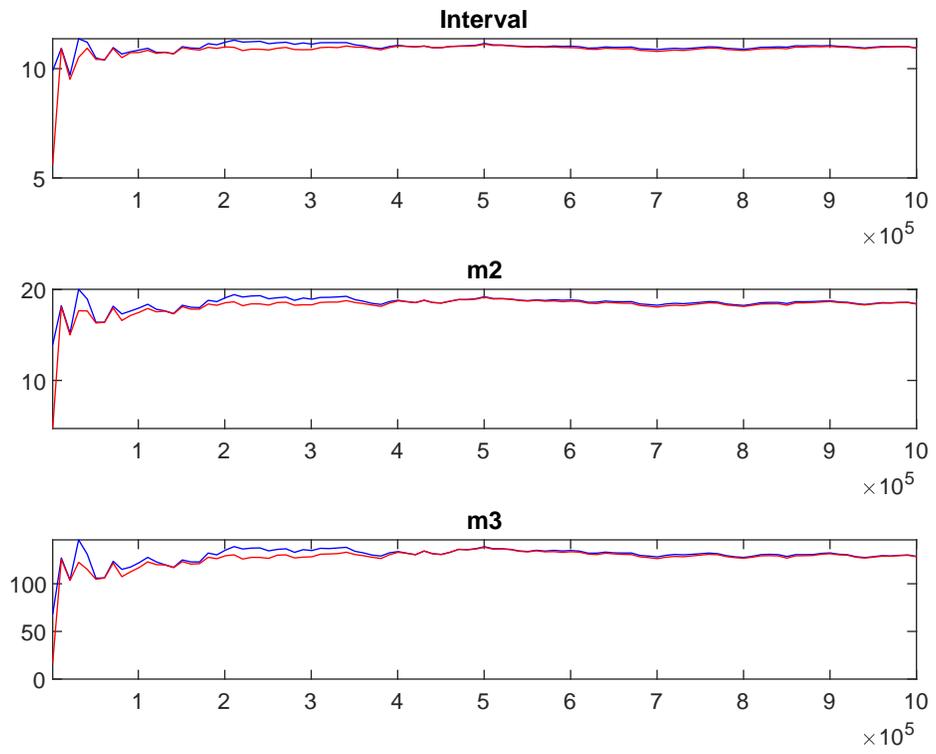


圖 15: MCMC 的收斂情況

三、期中報告意見回覆

台灣大學經濟系陳旭昇教授之評論意見

一、DSGE 模型

(一) 本報告中 DSGE 模型的架構與 Wang (2020) 相當接近, 建議應引用該文。

回覆: 已於正文第八頁引用此文。

二、資料與估計

(一) Page 27: 可否說明已人口指數而非人口數調整之理由。既然所有變數皆取對數後差分, 計算人口指數的目的何在?

回覆: 我們依循 Smets and Wouters (2007) 的作法, 對人口資料進行標準化處理。誠如委員所述, 此舉與直接使用人口數調整所得的結果一致。

(二) 建議提供估計所用資料的時間序列圖。

回覆: 已於正文第二十七頁呈現估計所用資料的時間序列圖。

(三) 建議提供附錄, 畫出參數的先驗分配與後驗分配。

回覆: 已於附錄中提供參數的先驗分配與後驗分配圖。

(四) 建議提供 MCMC 的收斂情況。(Convergence Diagnostics for MCMC)

回覆: 已於附錄中供 MCMC 的收斂情況圖。

三、行文與符號

(一) Page 5: “近年來, 動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium model, DSGE) 逐漸取代一般大型總體計量模型。
”

* “近年來, 在學術研究上, 動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium model, DSGE) 逐漸取代一般大型總體計量模型。”

* “近年來, 在經濟預測與政策分析上, 動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium model, DSGE) 逐漸成為一般大型總體計量模型的重要替代選項。”

回覆: 已依照委員建議將第五頁原句修改為“近年來, 在經濟預測與政策分析上, 動態隨機一般均衡模型 (Dynamic Stochastic General Equilibrium model, DSGE) 逐漸成為一般大型總體計量模型的重要替代選項。”

(二) 出現的數學符號都應定義清楚, 舉例來說,

* Page 11 (第 (9) 式): κ_x (出口替代彈性) 未定義。

* Page 12 (第 (11) 式): 應說明「恆定狀態下的價格加成」為:

$$X_d = \frac{\xi_d}{\xi_d - 1}$$

* Page 17 (第 (25) 式): $\exp(u_{i,t})$ 所指為何?

諸如此類, 在此不贅述, 請自行檢查。

回覆: 已定義所有的符號, 並將其定義表附於附錄。

四、實證結果

(一) 衝擊反應函數 — Page 35: 本國利率會隨外國利率上升而增加, 其背後的傳導機制為何?

回覆: 已在第三十八頁修正原先傳導機制的解釋。

五、DSGE 模型

(一) 目前所採用的 DSGE 模型 (Wang (2020)) 為現存台灣經濟體 DSGE 模型中相對完整的模型, 由於本研究計畫的目的為預測的改進與比較, 建議在 DSGE 模型方面不要再多時間在模型的修改上, 其中報告後應致力於預測表現之探討。

回覆: 謝謝委員的建議, 我們會將主要時間運用於比較不同模型的預測表現。

六、樣本外預測

(一) DSGE-VAR 落後期數選取: 為何不用 information criteria?

回覆: 給定時間限制下, 我們僅能完成一組估計與預測的結果。由於文獻中最常使用的落後期數為四期, 我們在估計及預測時便選用四期。

(二) 美國 GDP 平減指數以及聯邦資金市場利率均為外生變數:

* 預測外生變數的意義為何?

* DSGE-VAR/VAR 中若要考慮美國 GDP 平減指數以及聯邦資金市場利率, 估計時要考慮 block exogeneity restriction, 參見 Cushman and Zha (1997, JME)。

回覆: 我們同意模型並無法解釋外生變數, 因此預測外生變數並無太大的經濟意義。我們已根據委員建議限制內生變數對外生變數的影響, 產生目前的預測結果。

(三) 除了 DSGE-VAR, DSGE 與 Bayesian VAR 三個模型外, 可加入一般的 reduced form VAR 做比較。

回覆: 已於第四節加入 reduced form VAR 模型與 DSGE-VAR、DSGE、Bayesian VAR 這三個模型的比較。

中央研究院紀鈞哲助研究員之評論意見

一、模型中企業家及第二類家計單位抵押房屋融通借款時, 若觸及借貸上限則必須減少借貸, 使投資下降, 進而導致下期資本及供給下降。資本下降減弱房屋需求, 從而壓低房價, 迫使企業家更加縮減本期借貸 (deleveraging spiral)。此現象不適合以一階或二階近似求解, 因為可能會出現多重解。建議採用分段線性解 (piecewise linear), 如 Occbin, 具體應用請參照 Aruoba et al. (2020)。

回覆: 考量目前模型求解均在定態均衡附近, 這組參數能保證模型觸及借貸上限。根據估計結果, 外生衝擊不大, 並不會偏離定態均衡附近, 所以一階近似不至於有嚴重影響。

二、信義房價指數不包含屋齡小於一年及預售屋等價格較浮動的物件, 可納入地政司 (101 年 Q3 前) 及實價登錄 (101 年 Q3 後) 估計指數。

回覆: 因為我們模型設定中房屋供給量為固定, 使用不考慮新屋的房

價指數資料較為合適。我們亦使用了國泰房地產指數重新估計模型，得出的結論並無太大差異。

三、房價變動也可能來自借貸市場之寬裕程度，考慮抵押成數 (m^e) 的衝擊更適合概括借貸市場的變動。

(一) 可自央行之個體貸款資料(王泓仁、陳南光、林姿妤, 2017) 估計。

(二) 模型亦可探討政府若緊縮抵押成數後之衝擊反應。

回覆: 我們依循委員的建議，考慮了不同大小的貸款成數設定下，技術、貨幣、房屋偏好以及外國貨幣衝擊對消費的影響。其衝擊反應函數如圖 16 所示。我們發現當貸款成數越高時，各項衝擊對於消費的影響也越強。

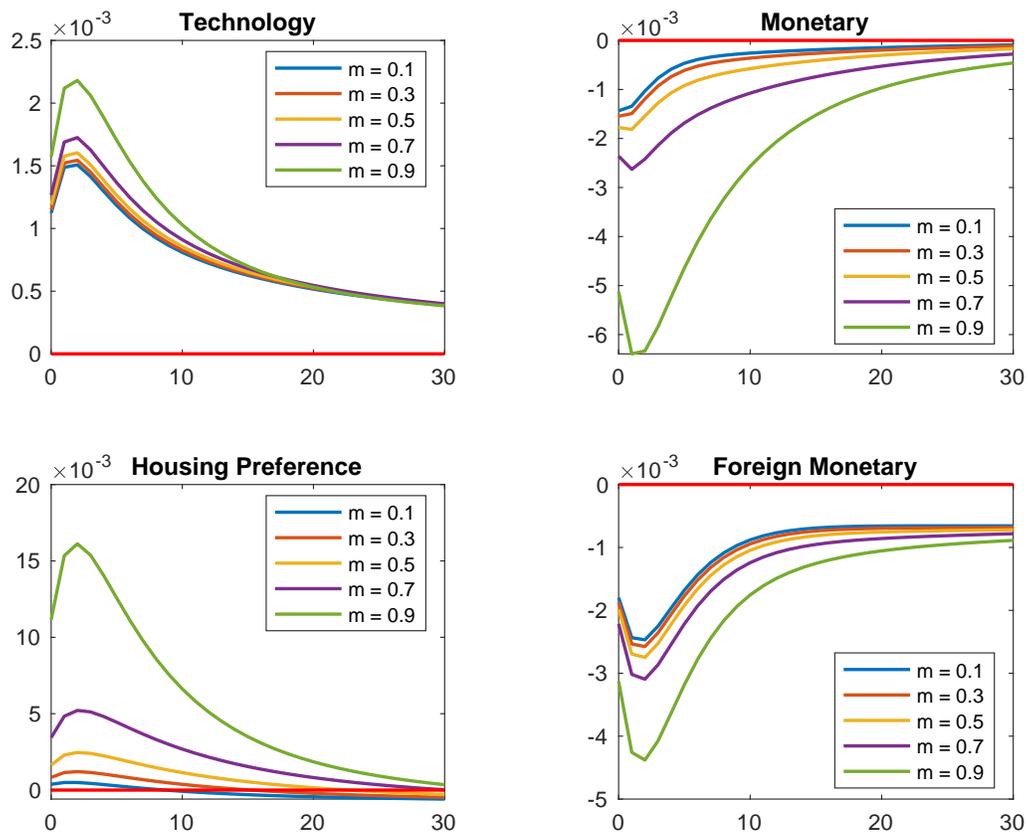


圖 16: 不同貸款成數下消費受到不同外生衝擊的影響

中央銀行計量分析科之評論意見

一、文章內容相關意見

(一) 模型設定與架構

1. 本文特色之一為，在 DSGE 模型納入房地產角色，惟作者並未說明為何要加入房地產市場及相關的抵押融資借款限制，以及其與經濟成長之關係，故建議增加說明房地產與經濟成長關係之文獻，以強化文章理論設定與題目之關聯性。

回覆：我們會在最後的報告中加入房地產及抵押融資借款限制與經濟成長關係的文獻。

2. P.23 的 (58) 式為政府預算限制式，放在貨幣政策似不適合，建議可另立「財政部門(政策)」，或將 2.11 改為政府部門(故可涵蓋貨幣與財政政策)。

回覆：已參照委員建議將 2.11 節改為政府部門。

3. P.23 作者直接設定貨幣政策係依循泰勒法則，似可一併考慮貨幣數量法則(如 M2 成長率，其過去為央行目標區間，現為參考區間)，並比較其估計得到的參數合理性。

回覆：由貨幣市場均衡的角度而言，給定貨幣需求下，央行控制貨幣供給的數量與控制利率並無分別。如欲考慮貨幣數量法則，則模型設定尚需額外調整。由於本研究的重點在比較不同方法的預測表現，給定時間限制下，我們會專注於預測表現。

- (二) 變數符號與估計式說明: 本文模型設定部分，估計式多達 72 式且所使用的變數符號亦多，且部分變數符號說明似有所缺漏或不一

致，故建議考慮在附錄做一張中英文符號意義的說明對照表。此外，文內對重要變數(如物價)或估計式設定或可多加解釋，如：

1. P.8 未說明 (1) 式 y_d 、 y_m 為何、P.24 (59) 式未說明 Φ_b^* 、P.27 之 ω_x 在前文似乎並未出現，是否即為 P.11 的 $\bar{\omega}$?

回覆：均已加入定義或解釋，並附上符號意義對照表供參考。

2. 相關物價變數之說明與處理待釐清：在估計式很多價格變數多以最終財價格 p 表示，例如 P.24 市場結清條件的 (59) 式，消費、投資與政府支出價格皆為 p ，是否代表作者假設消費、投資、政府支出、GDP 的平減指數皆相同？在 P.26 資料變數與處理中，國內物價變數部分，作者僅採用 GDP 平減指數，是否係指紋內估計式所有價格變數 p 皆採用 GDP 平減指數？衝擊反應函數中 P.31、33、34 所指的通貨膨脹率，是否亦是根據 GDP 平減指數計算？

回覆：消費、投資以及政府支出皆是使用最終財，因此它們的實質價格皆相同。我們便統一使用 GDP 平減指數連結模型中的通貨膨脹率，請參見相關觀測方程式及模型資料之描述。

3. 本文將 (13)、(19) 式稱為本國財或進口財價格的菲利普曲線，而理論上，菲利普曲線係探討通膨率與通膨預期、失業率或經濟情勢的關係，惟作者似乎是以「價格加成 X_d 」來衡量經濟情勢，建議可補充說明價格加成與經濟情勢的關係。

回覆：已加入解說與參考文獻。

(三) 模型估計與衝擊反應函數結果

1. 模型參數較準與估計結果

- (1) 作者可考慮補充 DSGE 模型恆定狀態之求解, 與貝式估計之觀測方程式 (measurement equation) 如何設定 (如何連結觀察資料與模型變數)。

回覆: 我們恆定狀態是使用 Dynare 與 Matlab 程式求解。至於如何連結觀察資料與模型變數, 我們已加入貝式估計之觀測方程式 (measurement equation) 說明。

- (2) 國外名目利率與國外通膨之變動過程不應受到國內經濟變數的影響, 惟本文將國外利率衝擊與國外通膨衝擊的參數與本國參數一起估計, 是否會使國外衝擊參數的認定受到國內資料的影響? 可能的檢查方法是將此兩項隨機過程以國外資料獨立估計, 看是否與合併估計的後驗分配平均數有顯著差異。

回覆: 謝謝您的建議, 我們同意模型並無法解釋外生變數的波動, 相關的調整請參照我們回覆陳旭昇委員的第六點、第(二)項建議。

- (3) P.27 美國 GDP 資料是否亦有除以人口總值, 以與台灣資料作相等的調整?

回覆: 我們並無使用美國的 GDP 資料, 僅使用美國的 GDP 平減指數及利率資料。

- (4) P.28 表 1 為參數設定, 其中 m^b 與 m^e 皆設定為 0.85, 但企業與家計單位以房屋擔保借款的貸款成數可能不盡相同。例

如：王泓仁、陳南光、林姿妤 (2017) 或林姿妤 (2018)。

回覆：我們有嘗試不同的參數值，並比較結果。請參見我們對紀鈞哲委員的第三點回覆。

(5) P.28 表 1 進出口輔助參數似可直接改寫成「進出口占 GDP 比重」？

回覆：已依照建議修改。

(6) P.29 第 5 段貨幣政策參數估計結果中， $\gamma_s = 0.0499$ 為匯率貶值率的反應程度，但 P.23 方程式 (57) 中央行貨幣政策設定則為匯率變化，請作者確認是匯率變動或是貶值率？

回覆：已修改為匯率變化率。

(7) P.29 針對消費者的消費慣性相對偏低 (與其他文獻比較)，文中並未進一步說明妥適性？或說明可能的原因。

回覆：張永隆 (2009) 使用參數校準的方法，並未估計消費慣性的參數。而黃俞寧 (2013) 雖與我們同樣使用貝氏估計方法，但因資料期間及模型設定的差異，因此得到的參數值不盡相同。至於造成估計值偏低的原因，留待未來研究，進一步探討。

2. 衝擊反應函數

(1) 各類衝擊反應函數圖 1 圖 4 上的變數符號 (如 cagg、ya、ik、dpd)，不易瞭解各自代表什麼變數，故建議改為易懂的名稱，或應與前面變數敘述一致。

回覆：已修正圖形，改呈現易懂的說明。

(2) 補充說明部分衝擊反應函數結果: P.33 發生一個負向貨幣衝擊後, 文中似乎並未說明貿易餘額的變化、P.34 圖 3 房價 q 在房屋偏好衝擊後跳升, 然後維持不動, 應如何解釋?

回覆: 我們在文中已加入相關討論。

(3) P.30-35 的衝擊反應函數分析是建立在 DSGE 模型之下? 是否可畫出信賴區間, 了解是否統計顯著?

回覆: 我們所呈現的是結構性動態隨機均衡模型的衝擊反應函數 (structural DSGE model based IRF) 而非縮減式向量自我迴歸 (reduced form VAR) 的衝擊反應函數。故並不適合直接用來判斷特定衝擊對於不同變數的反應是否顯著異於零。

(4) P.24 說明模型考慮十種外生衝擊, 惟探討外生衝擊對經濟體系的影響, 僅列出技術性、貨幣政策、房屋偏好與國外利率衝擊, 是否有其原因? 亦或其他外生衝擊並不重要?

回覆: 我們僅列出技術性、貨幣政策、房屋偏好與國外利率衝擊是想聚焦在這些較重要的外生衝擊影響。

(5) P.34 衝擊反應函數結果為, 房屋偏好上升造成房價上升, 使得企業可貸資金增加, 投資及消費上升, 其中消費上升是否可進一步區分第一類、第二類家計單位及企業家消費的變化?

回覆: 我們已附上房屋偏好衝擊對第一類、第二類家計單位及企業家消費的變化。

二、其他意見

(一) 期末報告發展

1. 本模型對 GDP 變數採 X-13 ARMIMA-SAEAT 季調再取差分, 因此未來再對 GDP 年增率的預測時, 除了可得到季調後的 GDP 年增率, 能否再回推得到季調前的 GDP 年增率 (此係央行較為關心的變數)?

回覆: 如關心的變數為 GDP 年增率, 則季節調整前後並無影響。舉例而言, 令 $Y_{obs,t} = S_s y_t$, 其中 $Y_{obs,t}$ 代表我們觀察到的 GDP。它可拆解為與季節相關的部分 S_s 以及和季節無關的部分 y_t 。我們定義取對數後差分的變數為

$$\mathbb{Y}_{obs,t} = \ln Y_{obs,t} - \ln Y_{obs,t-1}$$

由上式可定義 GDP 的季成長率為

$$\begin{aligned} g_t &= \sum_{j=0}^3 \mathbb{Y}_{obs,t-j} \\ &= \ln Y_{obs,t} - \ln Y_{obs,t-4} \\ &= \ln y_t + \ln S_s - \ln y_{t-4} - \ln S_s \\ &= \ln y_t - \ln y_{t-4} \end{aligned}$$

可發現與拿季節調整後 (除去季節效果 S_s) 的資料計算結果相同。得到每季的季成長率之後, 則可進一步計算年成長率。舉

例而言 2020 的年成長率可由以下算式計算

$$\begin{aligned} \Delta GDP_{2020} \% &= \frac{Y_{obs,2019Q1} \cdot (1 + g_{2020Q1}) + Y_{obs,2019Q2} \cdot (1 + g_{2020Q2})}{Y_{obs,2019Q1} + Y_{obs,2019Q2} + Y_{obs,2019Q3} + Y_{obs,2019Q4}} \\ &+ \frac{Y_{obs,2019Q3} \cdot (1 + g_{2020Q3}) + Y_{obs,2019Q4} \cdot (1 + g_{2020Q4})}{Y_{obs,2019Q1} + Y_{obs,2019Q2} + Y_{obs,2019Q3} + Y_{obs,2019Q4}} \end{aligned}$$

2. 為了實務上的運用，期盼此模型未來能呈現中長期（如 2021-2022 年）經濟的年成長率 (yoy) 預測結果供委託單位參考。

回覆：謝謝建議，我們會在最後的報告呈現中長期的經濟成長率。2020 年的成長率為-1.20%、2021 年的成長率為-6.39%。

3. 接上述，本文後續規劃比較 DSGE-VAR (benchmark 模型)、DSGE、Bayesian VAR 三種模型的預測表現，不知是否可考慮將模型與預測機構（如主計總處）過去的預測表現進行比較？本計畫主要目標係在中長期經濟成長率的表現，主計總處預測期間較短（通常 3 至 6 季），IMF World Economic Outlook (WEO) 有較長期的預測，或許亦可嘗試與 IMF WEO 過去的預測進行比較。

回覆：我們將不同模型的一、二年期預測呈現於表 18 供參考

4. P.37 提及本文將以滾動迴歸的方式進行 DSGE-VAR 的模型預測，建議可稍加說明為何使用滾動式迴歸，而非一般常見的遞迴式 (recursive)？

回覆：我們已於文中補充使用滾動式估計的優點。

5. P.38 提及 DM 檢定，然而，在以縮減式模型進行預測時，傳統的

	2015	2016	2017	2018	2019
實際	1.47	2.17	3.31	2.79	2.96
往前一年預測值					
BVAR	0.99	1.88	4.96	3.35	3.01
DSGE	4.17	3.15	5.14	5.29	2.91
DSGE-VAR	1.29	0.53	1.68	0.39	0.23
IMF	3.81	1.46	1.72	1.85	2.51
往前二年預測值					
BVAR	–	4.02	1.90	3.63	1.92
DSGE	–	3.18	1.45	3.53	3.74
DSGE-VAR	–	-3.37	-6.67	-2.82	0.24
IMF	4.07	4.07	2.17	1.86	2.02

表 18: 不同模型的 GDP 成長率預測比較

DM 檢定似無法適用於滾動迴歸的情形。

回覆: 關於上述問題，可以參見Chan et al. (2013) 文中第 104 頁附註 5 中的一段話。

The asymptotics of Giacomini and White (2006) justify use of this test when using rolling samples,

其中，” this test” 指的是用來檢定模型相對預測表現的 Diebold and Mariano (DM) 檢定。另外，底下也附加上幾篇使用“縮減式模型預測、DM 檢定以及滾動式估計”的相關文獻來輔助說明：

- * Bekiros and Paccagnini (2014)
- * Edge and Gürkaynak (2010)
- * Gürkaynak et al. (2014)
- * Inoue et al. (2017)

* Rubaszek and Skrzypczyński (2008)

(二) 勘誤

1. P.22 勞工公會 → 勞工工會。

2. P.25 (71) 式有誤, 似應為 $\ln R_t^* = (1 - \rho_{R^*}) \ln R^* + \rho_{R^*} \ln R_{t-1}^* + \varepsilon_{R^*,t}$ 。

回覆: 均已修正。

四、期末報告意見回覆

台灣大學經濟系陳旭昇教授之評論意見

一、本研究計畫的主要任務為預測模型之建立，建議應在預測的分析上多一點著墨。

(一) 目前樣本外語樣本內資料比率 (P/R ratio) 約為 1/2。建議作者應考慮不同的 P/R ratio 以做為穩健度測試 (e.g., $P/R = 1$ 以及 $P/R > 1$)。

回覆: 由於我們的資料期間為 2001Q1 - 2020Q4 僅 80 個樣本點，如欲測試 $P/R = 1$ 以及 $P/R > 1$ 則樣本內的資料筆數勢必降為 40 筆以下，有樣本過低的問題。

(二) 由於作者採用 rolling method，一般來說，rolling window 之設定會影響預測績效檢定結果。作者應考慮不受 window size 影響的檢定方式 (如 Inoue and Rossi (2012) 的 sup-statistics)。

回覆: 謝謝委員的指教，根據委員之建議，我們另外做了 Rossi and Inoue (2012) 中提到適用於 window size 較小情況的 Giacomini and White (2006) 檢定，作為 DM 檢定之外的其他參考。

二、在 Mincer and Zarnowitz 預測不偏性檢定中，自變數為預測變數，恐怕有 generated regressor bias problem，作者應處理之。

回覆: 謝謝委員的指教，雖然 Mincer and Zarnowitz (1969) 的方法可能存在問題，卻是文獻中常見的標準做法，例如 Elliott and Timmermann (2008) 提到

The most popular form of these tests is the Mincer and Zarnowitz (1969) regression...。

三、 DSGE 模型的預測表現極佳 ($h = 3$ to 8)，值得進一步探討，預測能力的來源。模型中有那些設定或是 channel 關掉後，會使預測能力改變？

回覆：謝謝委員的建議，模型樣本內的表現，與樣本外的預測能力並不存在一定的對應關係。例如，我們嘗試取消抵押融資限制並重新估計模型，發現無抵押融資限制的模型，DSGE 的預測能力較有抵押融資限制的模型優秀；但樣本內的表現卻不如有抵押融資限制的模型優秀。此外，此兩種模型所對應的 DSGE-VAR 預測能力則無顯著差異。

四、 NY Fed 研究部門每一季都會在網站上公布 NY Fed DSGE model forecast 的結果，包括經濟成長率預測，通貨膨脹率預測與利率預測，建議作者

(一) 增加通貨膨脹率預測。

回覆：雖然預測通貨膨脹率也是央行關心的目標，但由於此計畫主要的任務為經濟成長率預測，我們建議通貨膨脹率以及其他變數的預測留待未來研究。

(二) 將研究相關資訊技轉經研處同仁，之後可由本行研究人員維護，以供決策參考。

回覆：我們已彙整研究相關的程式以及說明檔案等轉移給經研處使用。

五、 表 9 RMSFE 與表 12 的 DM 檢定結果不一致，例如 $h = 3 \sim 8$ 時 DSGE

的 RMSFE 都最小，但為何在表 13 大都是 DSGE-VAR Win?

回覆: 由於先前的資料有誤，我們修正此問題並重做檢定後，雖然在 $h > 2$ 的情況下，DSGE 模型的 RMSFE 最小，但 DM 檢定的結果僅支持在 $h = 7$ 時，DSGE 模型顯著優於所有其他模型。

六、房屋偏好的結構參數值為 0.9991，信賴區間亦在 0.9991 至 0.9991 之間，此可能有 unit root 問題。

回覆: 貝氏估計的結果同時取決於模型設定以及資料特性，而持續性過高可能是此資料在這段時間的特性。因我們的模型設定中，房屋供給量固定，使用信義房屋這種不考慮新屋的房價指數資料較為合適。我們嘗試延長資料期間，持續性從原本的 0.9991 下降為 0.9933，信賴區間亦放寬為 0.9879 到 0.9989 。

七、表 12 的 DM 檢定與表 13 不偏性檢定亦不一致，如 DSGE 除了在 $H=3$ 拒絕不偏性的虛無假設外，其他預測期間表現都不錯，但為何在表 13 都沒有 Win?

回覆: 由於先前的資料有誤，我們修正此問題並重做檢定後，DM 檢定與 Mincer and Zarnowitz (1969) 檢定呈現一致的結果。需要注意的是，不偏性檢定乃針對各別模型獨自檢定，不牽涉與其他模型的比較。

中央研究院紀鈞哲助研究員之評論意見

一、建議以方均(根)作為 loss differential 跑 DM test。

回覆: 謝謝委員指教，我們 DM test 使用的 loss differential 正是誤差數列的平方差。

二、為何 DM 分析下 DSGE-VAR 與在 BVAR, CVAR 間的 p-value 反而較不顯著？

回覆: 謝謝委員指教，由於先前的資料有誤，我們修正此問題並重做檢定後，雖然在 $h > 2$ 的情況下，DSGE 模型的 RMSFE 最小，但 DM 檢定的結果僅支持在 $h = 7$ 時，DSGE 模型顯著優於所有其他模型。

三、DM test 應用於預測序列間之比較，而非選模 (Diebold 2013)

(一) Loss differential 須為共變異定態，並非所有模型都適用。

(二) 建議使用 SIC 或 AIC 延伸方法比較模型 (Rivers & Vuong (2002))。

回覆: 謝謝委員指教，原先的行文可能用詞不慎造成誤解，我們並未使用 DM test 選模，僅用於比較模型表現。我們修改了結案報告的內容以避免此誤解。

四、文中以 Mincer and Zarnowitz (1969) 評估預測，DSGE-VAR 在多數情況下拒絕不偏性，而 DSGE 下皆無法拒絕不偏性。另可採 Diebold, Gunther, Tay (1998) 評估。

回覆: 謝謝委員指教，不偏性檢定乃針對各別模型獨自檢定，不牽涉與其他模型的比較。此外，Diebold, Gunther, and Tay (1998) 的檢定是用於評估 density forecast 表現，我們是 point forecast，並不適用。

五、由於 DSGE 較具不偏性，且在某些期間較優，亦可考慮 Forecast combination。

回覆：我們於本文中建立了 DSGE 模型並與 CVAR, Bayesian VAR, DSGE-VAR 等模型比較預測表現。雖然 Forecast combination 有可能得到較單一模型更優秀的預測表現，但如何選取不同模型間最適權重的問題尚待研究，我們會著重在改善既有的成果，建議將 forecast combination 的問題留待未來研究。

六、亦可呈現 Giacomini and White (2006) test (用於比較非選模)

回覆：我們已依照建議加入 Giacomini and White (2006) 的檢定。

七、建議納入其他變數的預測與實際值、模型表現及檢定結果

(一) 是否能有效預測房價？

(二) DSGE 及其延伸模型善於預測產出，不擅於預測通膨。

回覆：雖然央行也關心房價及通膨的預測，但由於此計畫主要的任務為經濟成長率預測，我們建議房價、通貨膨脹率以及其他變數的預測留待未來研究。

八、房地產及抵押融資限制是否有改善模型表現？

(一) 有無加入房地產的 encompassing test (Clark and McCracken (2001))。

回覆：謝謝委員的建議，模型樣本內的表現，與樣本外的預測能力並不存在一定的對應關係。例如，我們嘗試取消抵押融資限制並重新估計模型，發現無抵押融資限制的模型，DSGE 的預測能力較有抵押融

資限制的模型優秀;但樣本內的表現卻不如有限抵押融資限制的模型優秀。此外，此兩種模型所對應的 DSGE-VAR 預測能力則無顯著差異。此外 Clark and McCracken (2001) 的檢定主要是針對 $h = 1$ 的情境，當向前預測的期間拉長，則不完全適用。

九、另尚未看到援引有關房產及其機制相關之文獻。

回覆: 委員在結案報告當日發現已有援引房產相關文獻，便取消此評論。我們這次又再補充說明房產影響經濟的機制。

十、使用新成屋估計能使房價的趨勢不會過於持久，建議納入新成屋之趨勢持久程度。

回覆: 模型設定與資料使用必須一致，因我們的模型設定中，房屋供給量固定，使用信義房屋這種不考慮新屋的房價指數資料較為合適。此外，我們嘗試延長資料期間，持續性從原本的 0.9991 下降為 0.9933，信賴區間亦放寬為 0.9879 到 0.9989。

十一、勘誤：表 12 下方註解誤植為表 9 之註解。

回覆: 謝謝委員，我們已修正該表格的說明。

中央銀行計量分析科之評論意見

一、 文章內容相關意見

(一) DSGE 模型設定、估計與衝擊反應函數

1. P.24 貨幣政策 (57) 式關於產出的係數 (r_y) 應為產出成長率的反應係數，並非產出缺口，且 2.11 節「貨幣政策」尚未改為「政府部門」。

回覆: 已依照建議修正。

2. 貝氏估計結果中，很多先驗分配與後驗分配重疊呈現一直線 (p.69 72)，顯示資料沒有提供估計額外有用資訊，這是否是因為先驗分配估計參數的標準差設定太小所致？其他的後驗分配估計結果，分配形狀為不規則狀且不圓滑，是否因為 MCMC 抽樣次數不夠多所造成？若是因要減少預測時間，而降低 MCMC 抽樣次數，也請進一步說明。

回覆: 我們更新了資料並且改動其中一條觀測方程式為， $y_t^{obs} = \Delta \ln y_t$ 。在原先參數的先驗分配設定下，先驗分配與後驗分配重疊的現象便消失了，此外，後驗分配不規則且不圓滑的現象也消失了。原先的問題，應不是 MCMC 抽樣次數不夠多或先驗分配估計參數的標準差設定太小所造成的。

3. Dynare 內建可計算共 3 組 MCMC 多重收斂診斷 (Multivariate convergence diagnostics)。若 MCMC 收斂，每一組的紅色及藍色線條會相互接近並穩定下來。觀察 P.73 圖 15 的 MCMC 收斂情況，紅色及藍色線雖靠攏，但卻呈現上升趨勢，似乎並未

達到收斂標準。此外，雖然作者有做 MCMC 多重收斂診斷但是內文缺少相關說明，建議加以補充。此外，建議應補充說明圖 15 的 interval、m2、m3 的定義，與兩條線分別代表什麼統計值。

回覆: 如上一點所述，在略調整之後 MCMC 多重收斂診斷已呈現正常趨勢。關於 MCMC 的收斂診斷並非本文關注的重點，為避免內文流於細節，我們略去相關討論與解釋。

4. 資料的處理上

(1) 主計總處的「總體統計資料庫」並無實質出口總值，故建議宜說明其計算公式，是將名目輸出或名目出口除以出口物價嗎？還是直接使用國民所得統計中的實質輸出？若是後者的話，建議將實質出口總值改為實質輸出。

回覆: 已依照建議詳細說明資料來源，並且修改名稱為實質輸出。

(2) 本文資料採用至 2020 年第 2 季，在 P.29 為何人口數要使用到 2020 年的 9 月份資料，而非 6 月？

回覆: 人口數乃是年資料而非月資料，為避免誤導已修正內文。

(3) 「總體統計資料庫」亦有公布經季節調整的實質 GDP、消費及投資資料，而文中係採用 X-13ARIMA-SEATS 進行季調，建議補充原因，或直接改採用主計總處公布的季調後數值。

回覆: 我們乃是參照 Smets and Wouters (2007) 以及黃俞寧

(2013) 的方式處理資料，已於文獻中說明。

5. 衝擊反應函數宜清楚說明每個管道的運作:

- (1) P.33 貨幣衝擊與 P.36 外國利率衝擊中，「投資下降造成作為抵押品的房屋價格下降」，通常是房價下降，以房屋作擔保品所能借到的錢減少，致企業投資下降(而非投資下降使房價下降)。請作者再確認其管道。

回覆: 由於這是一般均衡模型，各市場會有交互影響，各變數的影響並不一定有先後順序。

- (2) P.33 貨幣衝擊與 P.36 房屋偏好衝擊：貨幣衝擊中，「本國利率上升造成…商品進口下降，…」，作者雖未繼續說明，但應該是在解釋圖 3 中 trade balance 上升。但房屋偏好衝擊中，「本國利率上升造成外國資金流入，由國際收支平衡我們可得貿易餘額會下降」，兩段皆是說明本國利率上升，但是最後卻讓貿易餘額有不一致的結果，作者宜對每個管道有更多的說明。

回覆: 誠如計量分析科同仁所言，這兩個外生衝擊皆造成利率上升，但是貿易餘額卻有不同的變動方向，我們認為這是進口需求對這兩個外生衝擊的反應不同所導致。其中，當本國名目利率上升時，家計單位消費會下降，包括對外國商品的需求也會下降；反之，房屋偏好衝擊造成房屋價格上升，使得家計單位可以透過借貸增加消費，包含對外國商品的消費。所以因為進口需求不同造成，貿易餘額有

不同的反應。我們亦將此解釋加入本文之中。

- (3) P.33 的 3.5.2 貨幣衝擊的部分，作者提到本國貨幣政策緊縮（負向衝擊）而國外利率不變的情況下，國內消費、投資、商品進口及產出皆會隨之下降。建議作者補充貨幣衝擊對資金移動及匯率的分析，例如，本國利率上升，國外利率不變，造成國外資金流入本國，使本國幣值上升，進而造成貿易餘額下降。

回覆：本國貨幣政策緊縮（負向衝擊）會造成貿易餘額上升而非下降。

- (4) P.39 圖 6 外國利率衝擊反應函數中的實質匯率，係指雙邊或多邊？此外，外國利率上升對實質匯率的影響（升值或貶值）為何？建議宜在文中 3.1 資料變數與處理及 3.5.4 外國利率衝擊補充說明。

回覆：我們的模型是小型開放經濟體，國外的利率可理解為國際市場的均衡利率。由於我們資料上僅使用美國代表整個外國，因此實質匯率可視為雙邊匯率。惟我們進行模型估計時並未使用實質匯率的資料，因此本文 3.1 節未加以討論。此外，我們已依照建議在 3.5.4 節加入外國利率衝擊對實質匯率的影響。

(二) DSGE-VAR 模型之估計與預測:

1. 不同模型的 DM 檢定結果與 RMSFE 及圖 7 – 圖 8 的樣本外預測走勢不一致: 根據 P.59 表 9 的 RMSFE，在 $h = 3 \sim 8$ 時

DSGE-VAR 模型預測誤差均大於 DSGE 模型，且根據 P.53 – P.54 圖 7 – 圖 8， $h = 3 \sim 7$ 時 DSGE-VAR 模型的預測表現明顯不如 DSGE。但是根據 P.60 – P.61 的 DM 檢定 DSGE-VAR 預測表現卻均顯著優於 DSGE。另外，在表 10 當 $h = 1$ 時，DSGE vs. BVAR 的 p 值為 0.0007561，代表 DSGE 優於 BVAR 模型，但在表 9 中，BVAR 的 RMSFE 卻小於 DSGE 模型。可能原因如下：

- (1) 兩者的差異可能係因 DM 檢定係比較預測誤差的大小，而非預測誤差平方。若是如此，建議將 4 種模型在不同預測期間的預測誤差或平均絕對誤差 (MAE) 以表列出。
- (2) 作者似乎將不同模型殘差差額做為損失函數，但也沒有寫得清楚，建議將 DM 檢定的損失函數詳述於文中，才能進一步了解為什麼 RMSFE 與 DM 檢定有如此的差異。
- (3) 請再確認 DM 檢定結果是否有誤。

回覆：我們已依照建議檢查並修正檢定結果，修正後便無這樣不一致的情形。

2. 建議宜再確認表 10-12 的數值與結果：

- (1) 有很多數字一樣，如 $h=2$ 時，DSGE-VAR 對 BVAR 與 CVAR 皆為 0.06499； $h=3$ 時，DSGE-VAR 對 BVAR 與 CVAR 皆為 0.01429... (後面不再贅述)。
- (2) 為何 DSGE-VAR 對 DSGE 的 P 值在不同預測期間均為 2.20E-16；而 DSGE-VAR 對 CVAR 的 P 值均為 1，建議再確

認結果。

- (3) 表 11 中，在 $h=6、7$ 時，DSGE、DSGE-VAR、BVAR 三種模型與 CVAR 皆無顯著差異，為何即顯示 CVAR 檢定結果最佳 (表 12)?

回覆: 承上所述，我們已修正結果，移除表 12，並於內文修正檢定結果解釋。

3. DSGE-VAR 模型的不偏性檢定結果與圖 7 不一致，且可能存在系統性的低估:

回覆: 我們已依照建議檢查並修正檢定結果，修正後便無這樣不一致的情形。

- (1) Mincer and Zarnowitz (1969) 檢定結果顯示，DSGE-VAR 模型多數時候預測具不偏性，但圖 7 的 DSGE-VAR 預測路徑普遍都有低估現象，特別是 $h=5、6、7$ 時，似乎存在系統性的偏誤。不知道這之間的差異從何而來?

回覆: Mincer and Zarnowitz (1969) 檢定的虛無假設為模型具有不偏性，如拒絕虛無假設則代表模型統計上存在顯著的偏誤。由於先前的結論是在信心水準為 1% 下的統計結果，較不易拒絕虛無假設。我們改採用呈現 p 值的方式，並修正內文對於檢定結果的詮釋。

- (2) 依 P.62 表 13 不偏性檢定的結果顯示，在 $h=5、6、7$ 時，DSGE-VAR 模型皆具不偏性，似乎與圖 7 結果不符，且本文又指出「DSGE-VAR 模型在絕大多數的情況下，樣本外

預測數值具不偏性，該結果並未輸給 DSGE 模型很多。」若從圖 7 來看，此段敘述似乎過強，且表 13 的不偏性結果是在 1% 顯著水準下的判斷，若改成 5% 顯著水準，結果不必然如此。

回覆：承上所述，我們考慮不同信心水準下的檢定結果，並修改內文的敘述。

4. DSGE-VAR 模型係 DSGE 模型與 VAR 的組合，其保有 DSGE 結構方程式限制，亦含有 VAR 縮減式的參數資訊。DSGE-VAR 參數後驗分配平均值是 DSGE 參數先驗分配均值及縮減式 VAR 估計值的凸組合 (convex combination)，以 λ 為權重加權。若 λ 趨近於零，事後參數估計會等於未受限制 VAR 估計結果；若 $\lambda = 1$ ，估計結果給予 VAR 及 DSGE 相同之權重；若 λ 越大，DSGE 結構限制越強。但是文中並沒有說明， λ 設定的先驗分配以及估計結果，建議補充說明，才能了解 DSGE 的結構式在預測過程之中提供多少有用資訊。

回覆：我們對於 λ 的先驗分配為 0 到 10 的均勻分配。因我們採用滾動式估計，所以 λ 的 posterior 會隨使用資料期間不同而有改變，所以我們沒有在本文中討論，以免過於瑣碎。在多數情況下，各滾動估計的 posterior mean 大約為 2，顯示 DSGE 模型在先驗分配有一定程度的影響。

二、其他意見

(一) 結案報告內容

1. 請於文中補充說明投影片 P.52 的樣本外預測結果。

回覆: 已於文中補充說明投影片 P.52 的樣本外預測結果。

(1) 就 4 季的季調後 GDP 成長轉成年成長率，可看出 DSGE-VAR 模型對未來 1、2 年期預測並不理想，如此做中長期年成長率預測的參考性是否不高？

回覆: 就使用資料期間來看，結果似乎是如此。

(2) BVAR 與 DSGE 預測表現尚可，惟 DSGE-VAR 模型的往前一年與往前二年預測值表現均最差，似乎看不到 DSGE-VAR 模型為 BVAR 與 DSGE 加權組合的優點，其原因為何？

回覆: DSGE-VAR 的預測結果或估計結果並非 BVAR 與 DSGE 預測或估計的加權組合，正確來說，DSGE-VAR 僅是將實證 DSGE 模型所隱含的經濟結構投射到 BVAR 的先驗訊息上，因此不能將其視為兩模型簡單的線性組合。

2. 可於文中提供 DSGE-VAR 模型對台灣未來中長期的經濟成長率 (yoy)、季調後實質 GDP 對上季增率 (saqr) 預測值，若文中樣本資料至 2020Q2，則可提供 2020Q3 2021 年的預測數值。

回覆: 已新增了一個小節說明並提供 DSGE-VAR 模型對台灣未來中長期的經濟成長率 (yoy)。季調後實質 GDP 對上季增率 (saqr) 預測值，即是我們各模型可直接得到的預測值，由於已在本文中 4.3 小節大幅討論，就不再多作說明。

(1) 請補充說明簡報 P.53 所採用的實際資料係到何時(為 2020q2 或 2019 年?)。

回覆: 我們簡報時使用的資料到 2020Q2。

- (2) 根據簡報 P.53 內容，DSGE-VAR 對 2020、2021 年台灣經濟成長率的預測值為-1.2%、-6.39%，有明顯低估的情況，建議宜再檢測模型相關設定或補充低估原因。

回覆: DSGE-VAR 低估的原因可能是 2020 前兩期的經濟衰退所致，且由實證結果可以發現我們研究的樣本期間 DSGE-VAR 有低估的現象。

3. 請補充有關房地產、抵押融資借款限制與經濟成長關係之文獻。

回覆: 我們已經有在第六頁最後一段及第七頁加入相關文獻討論。

(二) 圖表位置、格式及文中標示之建議:

1. 表 1 表 3、表 5 表 7 與模型的符號說明、參數校準、先驗及後驗估計結果有關，而與第四章模型的估計與預測關係較少，因此建議可放到第三章後面。
2. 將全文圖表的標題位置統一(將表 1 3 的標題在圖表下方，但表 4 7 又在上方)，例如皆將標題置於圖表上方。
3. 應於文中說明表 1、表 3、表 4、表 5(目前僅在 31 頁有引用表 2、表 6 表 7 且說明其意義或結果)。
4. 文中圖表標示有誤:
 - (1) P.52 第二段「圖 6 到圖 9」應為「圖 7 到圖 10」。
 - (2) P.52 第二段指出「我們將相關計算與檢定結果置於表 6 到

表 10。」，應該是「表 9 到表 13」。

(3) P.52 第三段的「表 6」應為「表 9」。

(4) P.57 的第一行「表 7 到 9」，應該是「表 10 到 12」，第 7 行的「表 10」應是「表 13」。

回覆: 已依照建議修正。

(三) 期中報告審查意見回覆 (P.16 的季調說明部分):

1. 表 1 中的數值應為 GDP 成長率，建議在表頭中補充說明。

回覆: 已依照建議修正。

2. P.16 如何由 $g_t = \sum_{j=0}^3 Y_{obs,t-j}$ ，得到 $g_t = \ln Y_{obs,t} - \ln Y_{obs,t-3}$? 且方程式應為 $g_t = \ln y_t - \ln y_{t-4}$ ，請確認。

回覆: 已修正為 $g_t = \ln y_t - \ln y_{t-4}$ 。

3. 此外本文假定 S_s 為不隨時間變動的季調因子，因此各季季調前 GDP 的經濟成長率 (YOY)，會等於季調後 GDP 的經濟成長率 (YOY)，實際上，各季的季節因子仍有不同，以下圖為例，採用主計總處公布之季調後 GDP 的年增率與季調前的年增率仍有些微差距。故建議可在文中補充說明，季調後 GDP 的 YOY 與經濟成長率仍存在些微差距，惟兩者走勢一致。

回覆: 本文假設 S_s 僅隨季節變動而非不隨時間變動，我們亦有試算季節調整前後的 GDP 年增率，僅有些微差距。

(四) 勘誤

1. P.32 第三段第二行與 P.33 倒數第二行，「通貨膨漲率」應為「通貨膨脹率」。

2. P.27 行政院主計處宜改成「行政院主計總處」。
3. P.62 表 12 的註，似乎與表中的內容無關，建議應解釋 WIN 的意思為何。表中的 h-6 應為 h=6。

回覆: 謝謝，我們已依照建議修正並移除表 12 避免誤解。

中央銀行金融業務檢查處之評論意見

1. 本研究對建構我國中長期經濟成長率預測模型具有一定貢獻，未來似可考量就政策及部門別增列不同假設，俾作為後續相關延伸論文之參考如次：
 - (1) 貨幣政策: 似可採用釘住通膨目標 (inflation target regime) 及零利率下限 (Zero Lower Bound)，以符合現行全球主要央行之作法。
 - (2) 工資設定: 本報告採用 Calvo (1983) 物價僵固性假設，似可採用近期興起之 searching and matching 理論，以解釋現實世界失業與職缺並存，以及勞工流動之現象。
 - (3) 股票部門: 除企業部門外，似可增列股票市場，以探討金融市場對我國經濟之影響，反之亦然。
 - (4) 銀行部門: 似可考量景氣循環可能影響銀行授信行為，並分析兩者關係。例如景氣繁榮時，可能推升民間資金需求使銀行授信金額大增，從而使風險性資產升高，促使銀行必須提升自有資本，以

符合最低資本要求。反之，當景氣衰退時，可能使借戶信用評等下滑或違約率升高，影響所及，銀行將調整授信政策或縮減銀根，以為因應。

回覆：謝謝金檢處的建議，本文模型中房屋的供給沒有彈性，因此當房屋需求受到外來衝擊影響時，房屋價格的波動也會較大。此外，依據估計結果，房屋持續性高且房屋偏好衝擊的變異數較大。所以當房價偏離原本均衡時，其效果會特別大、且持續較長期間。

2. 有關各項衝擊反映函數問題如次：

- (1) 技術衝擊、貨幣衝擊、房屋偏好衝擊及外國利率衝擊之反應函數(圖 3、4、5、6)顯示，無論任何衝擊，均以房價受影響最大，可否進一步說明此現象。
- (2) 據悉貨幣政策施行均有緩衝期，經濟變量尚不致形成立即之衝擊影響，圖 5 之貨幣衝擊反映函數顯示經濟變量 (Output、Housing Price、Inflation Rate、Real Exchange Rate、Interest Rate 及 Trade Balance) 之變動幅度均呈現立即上升或下降 (如 Jump 變量)，無緩慢調整之現象，可否進一步說明貨幣政策政策如何對經濟變量產生立即衝擊原因。

回覆：現實生活中許多政策施行前均有宣告期，但我們的模型中並未考慮政策宣告效果，因此經濟變量會立即反應外來衝擊的影響。