

不同勞動市場摩擦下之動態隨機一般均衡模型的總體預測分析*

余軒**

摘要

維持長期的物價穩定及協助經濟成長是中央銀行的政策目標，而經濟成長和勞動市場是否充分就業關係密切，因此就業、失業與實質薪資的動態調整應可作為景氣評估與經濟預測的參考資訊。本文嘗試以台灣資料估計一包含就業市場的DSGE模型，參考國外的文獻設定並納入尋職摩擦或名目薪資僵固性設定，使用台灣的總體資料與國外資料，以貝氏估計方法估計參數，檢視模型的衝擊反應函數，並在不同模型設定下(是否納入尋職摩擦、央行採用貨幣數量法則或利率法則)產生各觀測變數向前1季與向前多季預測，以評估動態隨機一般均衡模型相較VAR模型的預測表現。本文發現採用尋職摩擦設定可能改善DSGE模型對失業率與產出的預測。VAR模型較難以捕捉長期M2成長率與失業率的變動，預測誤差隨預測期數拉長而增大，而涵蓋尋職摩擦和貨幣數量法則的DSGE模型可彌補此缺陷。比較各模型的對未來預測路徑顯示DSGE模型可能產生較VAR模型更合理的預測結果，可提供縮減式模型預測以外的參考。

* 本文初稿完成於110年1月，111年2月修正完稿。本文感謝三位匿名審稿人與中央銀行嚴副總裁宗大、林前處長宗耀、蔡局長焜民、吳處長懿娟、彭研究員德明、許科長碧純、俞助理研究員欣榮及其他經濟研究處同仁給予之寶貴意見。本文觀點為作者個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 中央銀行經濟研究處助理研究員。

壹、緒論

本文探討涵蓋尋職摩擦與失業率的小型開放經濟體動態隨機一般均衡(DSGE)模型。本文的模型建構是奠基於Adolfson et al. (2007)，並仿照Sheen and Wang (2016)與Albertini et al. (2012)，在模型加入類似於Blanchard and Gali (2010)的尋職摩擦，嘗試以台灣資料估計一包含就業市場尋職摩擦的動態隨機一般均衡模型(DSGE)，使用貝氏估計方法估計參數，並產生各觀測變數(包括GDP、民間消費、固定投資、輸出、M2、CPI通膨、實質匯率、實質薪資、失業率等)向前1季與向前多季預測，以評估動態隨機一般均衡模型相較VAR模型的預測表現。

依據陳旭昇與湯茹茵(2012)，DSGE模型有三大特徵，使其在總體經濟分析中較縮減式模型具有優勢。其一是模型考量個體(家計部門、廠商、政府部門等)的跨期選擇，因此可探究總體變數隨時間和不同衝擊而產生跨期替代的動態性質。其二是模型納入來自供給面或需求面的外生隨機衝擊，推動經濟體系變數的變化，因此可用模型推衍不同來源的隨機衝擊如何造成總體變數間的連動，並據此反推造成經濟波動的主要衝擊來源為何。第三項特徵是模型為「一般均衡」之求解，亦即經濟體系中的家計部門(消費及提供勞動)、廠商與政府(包括財政部

門與中央銀行)依各自行為方程式與理性預期做選擇，且模型中所有商品與勞務市場同時結清。此三項特徵意味DSGE模型相較傳統總體計量模型更具備個體基礎，不須任意且武斷的設定或純粹透過計量估計經濟體系各部門行為方程式之係數，因此應用在財政政策與貨幣政策之效果模擬評估時較能避免盧卡斯批判(Lucas Critique)。

然而，DSGE模型包含了決定各部門偏好、預期、及各隨機衝擊變異程度與持續性的結構參數(structural parameter或deep parameter)，這些結構參數決定跨期替代效果的大小，勞動供給彈性，廠商的價格調整幅度等，設定不同的參數值將改變消費、投資、產出與通膨之間的連動性，同時也影響財政政策與貨幣政策的效果評估。因此，DSGE模型之良窳除了模型本身效用函數、市場競爭結構等的假設是否合理外，亦決定於結構參數設定值是否使DSGE模型良好配適實際資料，如此方能產生有意義的政策評估與預測。

相較於張永隆(2010)與黃俞寧(2013)，本文並未涵蓋存貨投資或金融信用摩擦等設定，但本文在模型中納入勞動市場尋職摩擦性與勞資雙方的議價，以期可更好地模擬失業率和實質薪資的變化。台灣貝弗里奇曲線亦隨景氣循環移動，可推論勞動

市場媒合的效率會受到經濟衝擊的影響。準此，較實際的勞動市場設定可能會改善模型對資料的配適和預測表現。

本文發現一般而言，DSGE模型長期預測的表現則相對較VAR為佳，考量尋職摩擦模型下對失業率、GDP與M2季增率的表現最為突出。而捨棄尋職摩擦改採名目薪資僵固設定下，模型對失業率的預測表現明顯變差。本文主要貢獻在於確認採用較符合實際的勞動市場設定能改善DSGE模型對失業率與產出的預測，並且於第六章比較各模型的未來預測路徑，顯示DSGE模型可有較VAR模型更合理的預測。

除第一章為緒論外，本文結構安排如下，第二章回顧應用小型開放經濟體DSGE模型於政策分析與經濟預測的相關文獻。第三章介紹本文的一般均衡模型設定。第四章說明模型估計所使用的資料來源，部分模型參數的校準設定與其他參數的估計結果。第五章呈現有尋職摩擦下DSGE模型的衝擊反應函數，並討論驅動經濟成長率、民間消費與固定投資變動的結構衝擊來源。第六章比較各模型對主要總體變數的樣本外預測表現，及其對未來的預測路徑。第七章為結論。

貳、文獻回顧

本節回顧和本文相關的文獻，包括小型開放經濟體動態隨機一般均衡（DSGE）模型，涵蓋尋職摩擦與失業率的動態模型，以及文獻中小型開放經濟體DSGE模型和縮減式（reduced-form）模型(如VAR模型)的預測績效比較。

一、小型開放經濟體DSGE模型

將物價與名目薪資僵固性等新凱因斯模型設定引入開放經濟體DSGE模型的文獻始於Kollman（2001），該文發現貨幣供給增加時除了會讓產出增加，在浮動匯率下也會使名目匯率和實質利率下跌。該文只考慮四

種隨機衝擊來源，分別是本國貨幣供給、本國勞動生產力、國外物價水準與國外利率，並發現本國貨幣供給衝擊是造成匯率波動的主要衝擊來源。然而，該文模型的貨幣供給變動純粹由外生衝擊決定，貨幣政策機構並無內生調整的空間。Gali and Monacelli（2005）進一步使用具有物價僵固性的小型開放經濟模型進行不同貨幣政策在本國生產力衝擊下的福利分析(welfare analysis)。他們比較三種貨幣政策，包括對國內產品物價通膨做出反應的利率法則，對CPI通膨做出反應的利率法則，與簡單的釘住名目匯率。該文發現國內生產力增加時會帶來實質匯率

貶值，使進口價格相對出口價格提高，並使本國消費和出口增加與造成CPI通膨上升。穩定國內產品物價通膨的利率法則較穩定CPI通膨能達到較小的產出缺口與較高的福利水準，這是因為穩定CPI通膨必須透過減輕實質匯率與貿易條件的變動達成，因此穩定CPI之政策同時也壓抑了出口擴張與產出增加。Lubik and Schorfheide (2007) 以Gali and Monacelli (2005) 的模型為基礎並使用貝氏方法估計模型參數，並以英國、加拿大、澳洲、紐西蘭資料衡量各國中央銀行的利率法則是否會對匯率變動做出反應，為將貝氏估計引入小型開放經濟體結構式模型的起點。

Gali and Monacelli (2005) 與Lubik and Schorfheide (2007) 均屬較簡化的架構，雖使用簡化的模型有利於特定議題研究(如貨幣政策福利分析)，但模型中均未如Smets and Wouters (2003, 2007) 涵蓋資本財，也未納入如薪資僵固性、消費習慣、投資調整成本、產能利用率等文獻中有助封閉經濟結構模型衝擊反應函數符合實際資料的新凱因斯特色，要進行完整的結構式模型與實際資料的結合仍有困難，因此Adolfson et al. (2007) 發展出了更完整的小型開放經濟體DSGE，除了納入資本財與前述新凱因斯特色外，還加入了如Christiano et al. (2005) 的營運資金管道(即廠商需在期初借入如薪金、租金等)，與如Altig et al. (2011) 的永

久性生產力衝擊，讓模型中主要總體變數有共同的長期趨勢，讓模型在估計時可直接使用未去除趨勢化(non-detrended)的資料，以避免去除趨勢化可能衍生的問題。再者，模型涵蓋了許多供給面與需求面的隨機衝擊，並且讓進出口價格具有僵固性，不會立即反映匯率變動。

Adolfson et al. (2007) 模型的勞動市場設定為如同Erceg et al. (2000) 的名目薪資僵固性，並未涵蓋勞動搜尋過程；然而，實際勞動市場的勞動雇用與薪資決定應是經過勞工應徵職缺與勞資雙方議價的過程^{註1}，因此DSGE文獻中亦有嘗試將Mortensen and Pissarides (1994) 的尋職摩擦設定納入模型並從事貨幣政策分析，如Walsh (2005)、Krause and Lubik (2007)、Thomas (2008)、Blanchard and Gali (2010) 等。其中Blanchard and Gali (2010) 使用簡化的尋職模型使其易於與其他新凱因斯模型設定結合，在小型開放經濟體DSGE應用上，Albertini et al. (2012) 將Mortensen and Pissarides (1994) 的尋職摩擦設定融合於小型開放經濟體模型，以紐西蘭資料探討驅動該國總體變數的主要結構衝擊。該文發現來自勞動市場本身的結構衝擊幾乎完全解釋失業率與職缺率的變化，但卻只能解釋少部分的GDP成長率變化。亦即，GDP成長率波動與勞動市場變數(失業率、職缺率)的變動脫鉤(disconnect)。Sheen and Wang (2016) 結

合尋職摩擦與Adolfson et al. (2007) 以澳洲資料進行估計，發現驅動澳洲失業率變動的是暫時性生產力衝擊與勞動供給偏好衝擊，驅動GDP成長率波動的在短期是需求面衝擊，但在長期則是供給面的生產力衝擊。

二、開放經濟體DSGE與縮減式模型之預測績效

Adolfson, Linde, and Villani (2007) 評估使用Adolfson et al. (2007) 對歐元區總體變數的預測表現，樣本外預測期為1994年第一季至2002年第四季，將DSGE模型產生的經濟預測和VAR、BVAR與隨機漫步模型比較，發現若允許國內成本加成變動為序列相關時模型會估計得較低的物價與名目薪資僵固性並且可以改善DSGE模型的預測績效，DSGE在預測實質匯率、出口與進口等開放經濟總體變數表現良好，預測消費亦較縮減式模型準確，預測國內通膨、投資、GDP等可達到和BVAR模型一樣的準確度，但預測實質薪資與就業時則仍不及BVAR模型。該文顯示不同的隨機衝擊設定會影響結構參數的估計與DSGE模型的預測表現。Lees et al. (2011) 使用Lubik and Schorfheide (2007) 的模型，比較DSGE、DSGE-VAR與BVAR在樣本外預測期間(1999年第一季至2005年第二季)的向前1季與向前多季預測表現。雖然整體而言表現最好的是BVAR模型，但DSGE模型產生之GDP、利率、與貿易條件等預測仍

較紐西蘭準備銀行每季公布的預測要準確。Guerra-Salas et al. (2020) 研究議題和本文相似，使用智利的總體資料衡量不同勞動市場設定(尋職摩擦與名目薪資僵固)，發現尋職摩擦設定較單純的名目薪資僵固設定及BVAR模型的預測表現皆更加準確，與本文表3預測績效比較的結果相符。

自從Smets and Wouters (2003, 2007) 顯示使用貝氏方法估計DSGE模型參數能使模型有效地配適歐洲與美國的景氣循環，各國貨幣政策制定當局投入人力與資源建構適合的DSGE模型幫助政策分析，如歐洲中央銀行(ECB)的NAWM模型、瑞典中央銀行(Sveriges Riksbank)的Ramses模型。而由於模型估計方法與電腦運算能力的進步，DSGE模型亦被用以進行預測，且研究顯示其預測績效不遜於Structural VAR或Bayesian VAR模型，如Adolfson, Linde, and Villani (2007)、Christoffel et al. (2010) 與Del Negro and Schorfheide (2013)。

國內文獻部分，Teo (2009) 以台灣的資料，依貝氏估計方法估計模型參數。張永隆 (2010) 進一步在模型中加入存貨投資，並比較貨幣目標(monetary targeting)、利率法則與固定匯率制度的經濟福利。黃俞寧 (2013) 加入銀行中介之金融摩擦性的DSGE模型進行參數估計與政策分析。其結果顯示除了CPI通膨、M2等名目變數以外，DSGE模型對其他總體變數如GDP、消費、

投資、輸出入、匯率的短期與長期預測大抵皆較VAR模型的預測表現差，若限縮預測樣本為全球金融風暴發生前，則DSGE模型的向前多季預測表現有些許改善。姚睿與洪嘉陽 (2016)結合Gali and Monacelli (2005)的DSGE模型與Aruoba et al. (2009)的混合頻率架構，建立台灣的混合頻率DSGE模型，對

2012年第1季至2015年第4季的GDP季增率資料進行一個月前(one-month-ahead)與兩個月前(two-month-ahead)預測，與縮減式混頻模型與縮減式季模型(AR(1)與VAR(1))之向前1季預測表現比較，結果顯示混合頻率DSGE的預測表現優於縮減式季模型，但不及縮減式混合頻率模型。

參、小型開放經濟體DSGE模型設定

本文參照Sheen and Wang (2016)的設定，在Adolfson et al. (2007)的模型基礎上加入Blanchard and Gali (2010)的勞動市場尋職摩擦。經濟體中包含生產部門、家計部門、及政府(中央銀行)。生產部門中存在四種廠商，分別為本國產品製造商(包含中間產品製造商及最終產品商)、消費財進口商、投資財進口商、出口商。家計部門購買消費財、提供勞動、累積實體資本並出租予中間產品製造商。中央銀行控制貨幣供給(或名目利率)。各部門的決策環境及目標函數分述如後。

一、生產部門

(一) 本國產品製造商

模型假設本國中間產品由無數中間財製造商生產具異質性的產品，再由最終產品商包裹一系列異質性中間財為同質性的最終產品。將第 i 種中間財產出標示為 $Y_{i,t}$ ，

$i \in [0,1]$ 最終產品市場為完全競爭，最終財可出售給國內家計部門作為消費與固定投資，或由出口商購買作為出口之用。模型假設最終產品商以CES函數將異質中間財包裹為同質最終財(如下)：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\lambda_t^d} di \right]^{\frac{1}{\lambda_t^d}}, \quad 1 \leq \lambda_t^d < \infty \quad (1)$$

其中， λ_t^d 決定各種中間財之間的替代彈性，並依下列隨機過程變動：

$$\lambda_t^d = (1 - \rho_{\lambda^d})\bar{\lambda}^d + \rho_{\lambda^d} \lambda_{t-1}^d + \epsilon_{\lambda^d,t}$$

其中 $\bar{\lambda}^d$ 為 λ_t^d 的穩定狀態值(steady state value)， ρ_{λ^d} 衡量 λ_t^d 變動的持續性， $\epsilon_{\lambda^d,t}$ 為 λ_t^d 的隨機衝擊(i.i.d. shock)。

最終產品商以 $P_{i,t}^d$ 購買中間財 $Y_{i,t}$ ， $i \in [0,1]$ ，並且包裹後以 P_t^d 售出最終財 Y_t ，由於最終商品為完全競爭市場，最終產品商視 $P_{i,t}^d$ 與 P_t^d 為給定，在限制式(1)下選擇購買各種中間財數量以極大化利潤。其利潤極大化決策可推導出對各種中間財需求(以第

種表示)：

$$Y_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}^d}{P_t^d} \right]^{\frac{-\lambda_t^d}{\lambda_t^d - 1}} Y_t \quad (2)$$

再由限制式(1)可推得本國生產最終財物價為中間財物價的幾何平均：

$$P_t^d = \left[\int_0^1 (P_{i,t}^d)^{\frac{1}{1-\lambda_t^d}} di \right]^{1-\lambda_t^d} \quad (3)$$

中間財製造商為獨占性競爭，使用資本 ($K_{i,t}$) 及雇用勞動 ($N_{i,t}$) 生產異質性中間財，其生產函數如下(以第 i 種表示)：

$$Y_{i,t} = z_t^{1-\alpha} \epsilon_t K_{i,t}^\alpha N_{i,t}^{1-\alpha} \quad (4)$$

其中 z_t 是要素生產力的長期項， ϵ_t 是生產力暫時隨機衝擊。 $\mu_{t+1}^z \equiv z_{t+1}/z_t$ 為生產力成長率。本文假設生產力成長率受隨機衝擊影響(稱為永久性生產力衝擊)，而在恆定狀態下生產力成長率為 μ^z 。有關勞動力雇用，本文仿照Blanchard and Gali (2010)的設定，假設勞動市場上的總勞動力供給為1，每期初廠商既有 $N_{i,t-1}$ 的勞工有固定比例 δ 會與廠商分離(離職)而進入失業人口，而廠商每期都會雇用新員工。廠商每增雇一位勞工需支付實質雇用成本 G_t ：

$$G_t = z_t \epsilon_t B_L x_t^\vartheta \quad (5)$$

其中 $B_L > 0$ 是固定常數，影響恆常狀態下實質雇用成本的大小， ϑ 是勞動雇用成本對勞動市場緊俏程度的彈性， x_t 為當期勞動市場的緊俏程度，定義為當期所有廠商的總新增雇用量除以期初的總失業人口：

$$x_t = \frac{H_t}{U_{t-1} + \delta N_{t-1}} \quad (6)$$

其中 $H_t \equiv \int_0^1 H_{i,t} di$ 是廠商當期的總新增雇用量， $N_{t-1} \equiv \int_0^1 N_{i,t-1} di$ 是前期的總就業量， $U_{t-1} = 1 - N_{t-1}$ 則是在前期期末的總失業量，而本期初的新增失業量是 δN_{t-1} 。因此，第 t 期期初勞動市場可被雇用的人力為 $U_{t-1} + \delta N_{t-1}$ ，即是上式勞動市場緊俏程度的分母。每期初勞動市場可被雇用的人力愈少，愈高，則廠商需支付的新增雇用成本愈高^{註2}。 x_t 同時也反映失業勞工當期找到工作的機率。第 t 期總就業量等於期初(部分勞動力離職後)就業量加上新增雇用量：

$$N_t = (1 - \delta)N_{t-1} + H_t \quad (7)$$

同理可推出第 t 期失業人數為期初可被雇用人數減去本期總新增雇用：

$$U_t = U_{t-1} + \delta N_{t-1} - H_t \quad (8)$$

中間財製造商有如同Calvo (1983) 的價格僵固性，在每期只有 $(1 - \xi_d)$ 的製造商可以自由調整價格，其餘廠商的調價幅度只能釘住前期本國通膨 $\pi_{t-1}^d \equiv P_{t-1}^d/P_{t-2}^d$ 。因此，當某中間財廠商在當期可以調整價格時，它會考量未來數期無法自由調價的可能性及未來各期的實質邊際生產成本(第 t 期實質邊際成本以 mc_t^d 表示)而決定最適定價^{註3}，使得廠商的最適定價決策是跨期且具有前瞻性(forward looking)。由此可推導國內產品價格的菲利浦曲線^{註4}：

$$\hat{\pi}_t^d = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^d] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^d + \frac{(1-\xi_d)(1-\beta\xi_d)}{\xi_d(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^d + \widehat{m}c_t^d] \quad (9)$$

而本國生產最終財物價可改寫為：

$$P_t^d = \left[\xi_d (P_{t-1}^d \pi_{t-1}^d)^{1-\lambda_t^d} + (1-\xi_d) (P_{t,new}^d)^{1-\lambda_t^d} \right]^{1-\lambda_t^d} \quad (10)$$

其中 $P_{t,new}^d$ 為當期被允許調價的中間財廠商的最適定價^{註5}。

(二) 進口商

進口商分為兩類，分別進口消費財及投資財，他們從國外以外幣價格 P_t^* 購買同質性的外國商品，再將商品差異化後售出，差異化後的商品以指標 i 表示，總進口消費財及投資財以如下CES函數結合：

$$C_t^m = \left[\int_0^1 (C_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,cm}}} di \right]^{\lambda_t^{m,cm}}, \quad 1 \leq \lambda_t^{m,cm} < \infty$$

$$I_t^m = \left[\int_0^1 (I_{i,t}^m)^{\frac{1}{\lambda_t^{m,im}}} di \right]^{\lambda_t^{m,im}}, \quad 1 \leq \lambda_t^{m,im} < \infty$$

其中， $\lambda_t^{m,cm}$ 與 $\lambda_t^{m,im}$ 分別決定各種差異化後的進口消費財及投資財之間的替代彈性，並依下列隨機過程變動：

$$\lambda_t^{m,cm} = (1 - \rho_{\lambda^{m,cm}}) \bar{\lambda}^{m,cm} + \rho_{\lambda^{m,cm}} \lambda_{t-1}^{m,cm} + \epsilon_{\lambda^{m,cm},t}$$

$$\lambda_t^{m,im} = (1 - \rho_{\lambda^{m,im}}) \bar{\lambda}^{m,im} + \rho_{\lambda^{m,im}} \lambda_{t-1}^{m,im} + \epsilon_{\lambda^{m,im},t}$$

其中 $\bar{\lambda}^{m,cm}$ 、 $\bar{\lambda}^{m,im}$ 分別為 $\lambda_t^{m,cm}$ 、 $\lambda_t^{m,im}$ 的

恆定狀態值， $\rho_{\lambda^{m,cm}}$ 、 $\rho_{\lambda^{m,im}}$ 分別衡量 $\lambda_t^{m,cm}$ 、 $\lambda_t^{m,im}$ 變動的持續性， $\epsilon_{\lambda^{m,cm},t}$ 、 $\epsilon_{\lambda^{m,im},t}$ 分別為 $\lambda_t^{m,cm}$ 、 $\lambda_t^{m,im}$ 的隨機衝擊。可推得對差異化後的進口消費財及投資財需求如下：

$$C_{i,t}^m = \left[\frac{P_{i,t}^{m,c}}{P_t^{m,c}} \right]^{\frac{-\lambda_t^{m,cm}}{\lambda_t^{m,cm}-1}} C_t^m \quad (11)$$

$$I_{i,t}^m = \left[\frac{P_{i,t}^{m,i}}{P_t^{m,i}} \right]^{\frac{-\lambda_t^{m,im}}{\lambda_t^{m,im}-1}} I_t^m \quad (12)$$

進口消費財及進口投資財廠商皆存在價格僵固性，在每期只有 $(1 - \xi_{m,mc})$ 及 $(1 - \xi_{m,mi})$ 的進口消費財廠商與進口投資財廠商可以自由調整價格，其餘廠商的調價幅度只能釘住前期通膨，由此可推導出進口消費財價格及進口投資財價格分別的菲利浦曲線^{註6}：

$$\hat{\pi}_t^{m,a} = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^{m,a}] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^{m,a} + \frac{(1-\xi_{m,a})(1-\beta\xi_{m,a})}{\xi_{m,a}(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^{m,a} + \widehat{m}c_t^{m,a}] \quad (13)$$

其中 $\widehat{m}c_t^{m,a} = \hat{p}_t^* + \hat{S}_t^n - \hat{p}_t^{m,a}$ ， $a = \{cm, im\}$ 。

(三) 出口商

出口商以本國價格 P_t^d 購買同質性的本國商品，再將商品差異化後出口，差異化後的商品以指標 i 表示。出口商的產品需求設定和進口商類似，可以推導出如下對第 i 種出口品的需求

$$X_{i,t} = \left[\frac{P_{i,t}^x}{P_t^x} \right]^{\frac{-\lambda_t^x}{\lambda_t^x-1}} X_t \quad (14)$$

其中 $P_{i,t}^x$ 是第 i 種出口財的外幣價格， P_t^x 是出口財的總合價格(以外幣表示)， X_t 是總合出口財。 λ_t^x 決定產品差異化後各種出口財之間的替代彈性，並依下列隨機過程變動：

$$\lambda_t^x = (1 - \rho_{\lambda^x})\bar{\lambda}^x + \rho_{\lambda^x} \lambda_{t-1}^x + \epsilon_{\lambda^x,t}$$

其中 $\bar{\lambda}^x$ 為 λ_t^x 的恆定狀態值， ρ_{λ^x} 衡量 λ_t^x 隨機變動的持續性， $\epsilon_{\lambda^x,t}$ 為 λ_t^x 的隨機衝擊(i.i.d. shock)。

因為本國為小型開放經濟體，國外對本國出口財的總合需求 X_t 受到出口財的總合價格 P_t^x 影響：

$$X_t = \left[\frac{P_t^x}{P_t^*} \right]^{-\eta_f} Y_t^* \quad (15)$$

其中 $\eta_f > 1$ 是出口財在國際市場的替代彈性。

出口商亦存在價格僵固性，在每期只有 $(1 - \xi_x)$ 的出口商可以自由調整價格，其餘廠商的調價幅度只能釘住前期出口財價格通膨 π_{t-1}^x ，由此可推導出口財價格的菲利浦曲線^{註7}：

$$\hat{\pi}_t^x = \frac{\beta}{1+\beta} E_t[\hat{\pi}_{t+1}^x] + \frac{1}{1+\beta} \hat{\pi}_{t-1}^x + \frac{(1-\xi_x)(1-\beta\xi_x)}{\xi_x(1+\beta)} [\hat{\lambda}_t^x + \widehat{mc}_t^x] \quad (16)$$

其中 $\widehat{mc}_t^x = \hat{p}_t^d - \hat{S}_t^* - \hat{p}_t^*$ 。

二、家計部門

(一) 效用函數及預算限制式

家計部門(以指標 j 表示)各期效用受當期及前期消費，當期勞動供給，以及持有的

實質貨幣餘額影響。他們透過選擇當期消費 $C_{j,t}$ ，勞動供給 $N_{j,t}$ ，以及名目通貨餘額 $Q_{j,t}$ 來極大化終身效用函數：

$$\sum_{j=0}^{\infty} \beta^j E_0 \left[\zeta_t^c \ln(C_{j,t} - hC_{t-1}) - \zeta_t^N A_L \frac{(N_{j,t})^{1+\sigma_L}}{1+\sigma_L} + \zeta_t^q A_q \frac{(q_{j,t})^{1-\sigma_q}}{1-\sigma_q} \right] \quad (17)$$

其中 β 是跨期效用的折現因子， $q_{j,t} \equiv Q_{j,t}/(z_t P_t^d)$ 是經過總合生產力調整的實質通貨餘額， ζ_t^c 、 ζ_t^N 與 ζ_t^q 分別是消費偏好、勞動供給偏好與貨幣需求偏好的隨機衝擊， $h < 1$ 是外生消費習慣(exogenous consumption habit)之係數， $A_L > 0$ 與 $A_q > 0$ 分別為控制勞動負效用與實質貨幣餘額效用的係數， σ_L 是勞動供給對實質薪資的彈性的倒數， σ_q 是通貨需求對名目利率的彈性的倒數，亦即較高的 σ_L 與 σ_q 代表勞動供給彈性與通貨需求彈性較低。假設家計部門間有風險分擔(risk sharing)機制消弭其就業或失業狀態的異質性，則家計部門每期的預算限制式如下^{註8}：

$$\begin{aligned} & R_{t-1}(M_t - Q_t) + Q_t + W_t N_t + R_t^k u_t \bar{K}_t \\ & + R_{t-1}^* \Phi \left(\frac{A_{t-1}}{z_{t-1}}, \tilde{\phi}_{t-1} \right) S_t^n B_t^* + \Pi_t \\ & = M_{t+1} + S_t^n B_{t+1}^* + P_t^c C_t + P_t^l I_t \\ & + P_t^d \tilde{a}(u_t) \bar{K}_t \end{aligned}$$

預算限制式左邊是家計單位在第 t 期可用的資金，右邊是資金的支持或配置。其中 R_{t-1} 是國內名目利率， M_t 是家計單位持有之國內資產總額(假設可對應到貨幣供應量

M2之定義，即通貨淨額、活期存款等與準貨幣的加總)， W_t 是名目工資， R_t^k 是家計單位出租實體部門予國內中間財廠商的租金， \tilde{K}_t 是家計單位持有之實體資本總額而 u_t 是資本利用率 ($0 < u_t \leq 1$)， B_t^* 是以外幣計價的國外債券金額， S_t^n 為名目匯率(一單位外國貨幣可兌換多少單位本國貨幣)， R_{t-1}^* 是國外名目利率， $\Phi(\cdot)$ 是國外債券報酬的風險調整因子，受到國外債券的當期實質金額 $A_{t-1} \equiv (S_{t-1}^n B_t^*)/P_t^d$ 影響，持有國外債券金額愈高，其報酬率愈低， $\tilde{\phi}_{t-1}$ 是影響風險溢酬的隨機衝擊。 Π_t 是廠商部門的利潤(因假設廠商是由家計部門持有股份)。家計單位的資金運用在購買國內資產 M_{t+1} 、國外債券 B_{t+1}^* 、消費 C_t 、固定投資 I_t ，以及資本利用率的調整成本 $\tilde{a}(u_t) \tilde{K}_t$ 。我們假設 $\tilde{a}(1)=0$ ，亦即當資本完全利用時不會有調整成本，且當經濟在恆常狀態(steady state)時資本完全被利用($\bar{u} = 1$)。有關家計部門最適選擇的均衡條件列於附錄A.2。

(二) 消費及投資

商品市場的總合消費財 C_t 設定如下：

$$C_t = \left[(1 - \omega_c) \frac{1}{\eta_c} (C_t^d)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} + \omega_c \frac{1}{\eta_c} (C_t^m)^{\frac{\eta_c - 1}{\eta_c}} \right]^{\frac{\eta_c}{\eta_c - 1}}$$

其中 C_t^d 是本國生產的消費財， C_t^m 是進口的消費財， ω_c 是進口消費財佔總合消費財的比例， $\eta_c > 1$ 是本國生產和進口消費財之間的替代彈性。可推得以下最適消費財配置：

$$C_t^d = (1 - \omega_c) \left[\frac{P_t^d}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t \quad (18)$$

$$C_t^m = \omega_c \left[\frac{P_t^{m,c}}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} C_t \quad (19)$$

其中， P_t^c 是總合消費財的價格(即是CPI)，由本國產品價格 P_t^d 及進口消費財價格 $P_t^{m,c}$ 組成：

$$P_t^c = \left[(1 - \omega_c) (P_t^d)^{1 - \eta_c} + \omega_c (P_t^{m,c})^{1 - \eta_c} \right]^{\frac{1}{1 - \eta_c}}$$

同理，總合投資財 I_t 設定如下：

$$I_t = \left[(1 - \omega_i) \frac{1}{\eta_i} (I_t^d)^{\frac{\eta_i - 1}{\eta_i}} + \omega_i \frac{1}{\eta_i} (I_t^m)^{\frac{\eta_i - 1}{\eta_i}} \right]^{\frac{\eta_i}{\eta_i - 1}}$$

其中 I_t^d 是本國生產的投資財， I_t^m 是進口的投資財， ω_i 是進口投資財佔總合投資財的比例， $\eta_i > 1$ 是本國生產和進口投資財之間的替代彈性。可推得以下最適投資財配置：

$$I_t^d = (1 - \omega_i) \left[\frac{P_t^d}{P_t^i} \right]^{-\eta_i} I_t \quad (20)$$

$$I_t^m = \omega_i \left[\frac{P_t^{m,i}}{P_t^i} \right]^{-\eta_i} I_t \quad (21)$$

其中， P_t^i 是總合投資財的價格(即是CPI)，由本國產品價格 P_t^d 及進口投資財價格 $P_t^{m,i}$ 組成：

$$P_t^i = \left[(1 - \omega_i) (P_t^d)^{1 - \eta_i} + \omega_i (P_t^{m,i})^{1 - \eta_i} \right]^{\frac{1}{1 - \eta_i}}$$

總進口量是進口消費財及進口投資財的加總：

$$IM_t = C_t^m + I_t^m \quad (22)$$

家計單位實體資本累積是由前期持有經折舊的資本及新增投資而來：

$$\tilde{K}_{t+1} = (1 - \delta_k)\tilde{K}_t + \gamma_t \left[1 - \tilde{S}\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right] I_t \quad (23)$$

模型假設投資具有調整成本，新增投資 I_t 不一定能等額的轉換為下期的資本， $\tilde{S}(\cdot)$ 是調整成本函數， $\tilde{S}(\mu^z) = \tilde{S}'(\mu^z) = 0$ ， $\tilde{S}''(\mu^z) > 0$ 。 γ_t 是影響固定投資效率的隨機衝擊， μ^z 是恆定狀態下的生產力成長率。將經過平穩化後的資本存量與投資分別標示為 $\tilde{k}_{t+1} \equiv \tilde{K}_{t+1}/z_t$ 、 $\tilde{i}_t \equiv I_t/z_t$ ，將上式左右同除以 z_t 可得平穩化後的資本累積方程式：

$$\tilde{k}_{t+1} = (1 - \delta_k) \frac{\tilde{k}_t}{\mu_t^z} + \gamma_t \left[1 - \tilde{S}\left(\frac{\tilde{i}_t}{\tilde{i}_{t-1}} \mu_t^z\right) \right] \tilde{i}_t \quad (24)$$

三、勞動市場

本文探討兩種不同的勞動市場設定對模型預測表現的影響，分別造成實質薪資僵固及名目薪資僵固，以下分別討論其設定差異。

(一) 尋職摩擦與實質薪資僵固性

市場存在尋職摩擦下，市場均衡薪資是按廠商最高願付工資(以 w_t^{ub} 表示)與勞工最低願接受工資(以 w_t^{lb} 表示)經勞資雙方議價決定。本文假設勞資議價方式為奈許議價(Nash Bargaining)^{註9}，並假設雇主(中間財廠商)和勞工每期重新議定工資，奈許議價特色為雇主和勞工按其議價能力比例分配勞動雇用關係的總剩餘(價值)，由此決定均衡薪資；本文假設勞工與雇主議價能力相等，因此均衡薪資將使兩者平分雇用關係之總剩餘

(價值)。因為廠商在支付雇用成本後可以在市場上雇用新員工，維持每個既有的雇用關係對廠商的剩餘價值即是須支付的(經平穩化後)雇用成本 $S_t^F \equiv \epsilon_t B_L x_t^\theta$ ，因此若市場均衡(經平穩化後)實質薪資是 w_t ，廠商最高願付的實質工資是：

$$w_t^{ub} = w_t + z_t \epsilon_t B_L x_t^\theta$$

對勞工而言，維持既有雇用關係的剩餘價值(以 S_t^H 表示)是處於就業狀態的實質價值(V_t^N)與處於失業狀態的實質價值(V_t^U)之差額。而勞工最低願接受的薪資為^{註10}：

$$w_t^{lb} = w_t - (V_t^N - V_t^U) = \frac{\zeta_t^h A_L (N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z}$$

$$-\beta(1 - \delta) E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} (1 - x_{t+1}) S_{t+1}^H \right)$$

假設廠商與勞工有相同的談判議價能力，則每期奈許議價下的均衡工資 w_t^* 應使兩者剩餘價值相等($S_t^F = S_t^H$)。可得：

$$w_t^* = \frac{w_t^{ub} + w_t^{lb}}{2} = \epsilon_t B_L x_t^\theta + \frac{\zeta_t^h A_L (N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z} - \beta(1 - \delta) E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} \epsilon_{t+1} B_L x_{t+1}^\theta \right) \quad (25)$$

然而，Shimer (2005)以美國平均薪資與失業歷史資料顯示模型中奈許議價下的均衡工資波動性遠較平均薪資實際資料的波動性來的高，這是因為在模型中當隨機衝擊發生時， w_t^{ub} 與 w_t^{lb} 因衝擊而變動，使得均衡工資跟著改變，而均衡工資的變動緩和了就業與失業率的變動，使得模型中就業與失業率的波動性遠低於歷史資料中失業率跟隨景氣

循環的變動程度。基於此，本文在奈許議價的基礎上加入實質工資的僵固性，以降低模型中實質工資跟隨景氣循環的波動程度。假設實質工資 w_t 是受到前一期實質工資 w_{t-1} 及當期奈許議價(且廠商與勞工議價能力相等)的均衡工資 w_t^* 決定：

$$w_t = f_w w_{t-1} + (1 - f_w) w_t^* \quad (26)$$

其中 $f_w \geq 0$ 是決定實質工資僵固程度的係數，當 $f_w = 0$ 時實質工資純粹為當期勞資雙方議價決定，不受前期影響，因而較不僵固。

(二) 名目薪資僵固性

為了探討涵蓋勞動市場尋職摩擦與勞資議價是否影響模型的預測能力，本文亦考慮另一版本的勞動市場設定。在此版本中，勞動市場沒有尋職摩擦與勞資議價過程，取而代之的是仿照Erceg et al. (2000) 使名目薪資具有僵固性的設定^{註11}。假設每一家計部門(指標 j)之勞動供給為 N_j ，家計部門供給之勞動力具有差異性，因此勞動供給面為獨占性競爭，家計部門 j 對每一單位勞動收取的名目薪資是 $W_{j,t}$ ，最終勞動供給係由終端勞動廠商將不同種類勞動以下列CES函數結合：

$$N_t = \left[\int_0^1 N_{j,t}^{\frac{1}{\lambda^w}} dj \right]^{\lambda^w}, \quad 1 \leq \lambda^w < \infty$$

其中 λ^w 為薪資的成本加成(wage markup)。終端勞動廠商供給單位勞動之名

目報酬為 W_t 。類似產品市場的推導過程可得對每一家計部門之勞動需求為：

$$N_{j,t} = \left[\frac{W_{j,t}}{W_t} \right]^{\frac{-\lambda^w}{\lambda^w - 1}} N_t \quad (27)$$

如同產品市場，每一家計部門在每期只有 $(1 - \xi_w)$ 的機率可以自由調整名目薪資，其餘 ξ_w 家計部門的調薪幅度只能釘住前期CPI通膨 π_{t-1}^c 。 $\xi_w < 1$ 是控制名目薪資僵固程度的係數，可推導出名目薪資的菲利浦曲線^{註12}。

四、貨幣政策

本文考慮兩種不同貨幣政策之影響效果，其一為文獻中常見且為主要國家央行採用的利率法則(見Smets and Wouters, 2007)：

$$\hat{R}_t = \rho_R \hat{R}_{t-1} + (1 - \rho_R) [\phi_\pi \hat{\pi}_{t-1}^c + \phi_y \hat{y}_{t-1} + \phi_s \hat{s}_t^n] + \phi_\Delta \Delta \hat{\pi}_t^c + \phi_\Delta^y \Delta \hat{y}_t + \epsilon_t^R \quad (28)$$

其中， ρ_R 是利率法則中的持續性， ϕ_π 、 ϕ_y 與 ϕ_s 分別是利率法則中對前期通膨率、經濟成長率與名目匯率變動的調整程度， ϕ_Δ 與 ϕ_Δ^y 分別是政策利率對本期通膨變動與經濟成長率變動的調整程度， ϵ_t^R 是利率的隨機衝擊。

考量台灣央行自1992年宣告其貨幣政策採行貨幣總量法則(monetary aggregate rule)^{註13}，亦即釘住貨幣總計數M2成長目標來施行。由於本文模型中(見第三章第(二)節)進入家計部門效用函數的通貨餘額 $Q_{j,t}$ 並不計

息，但M2所包含的準貨幣的部分是有計息的，為使實際觀測變數與模型變數一致，假設貨幣總計數M2對應到模型中家計單位持有之國內資產總額(通貨淨額、活期存款等與準貨幣的加總) M_t 。仿照張永隆(2009)的設定，假設央行的貨幣政策依循以下法則：

$$\hat{m}_t = \rho_m \hat{m}_{t-1} + (1 - \rho_m) [\phi_\pi^m \hat{\pi}_{t-1}^c + \phi_y^m \hat{y}_{t-1} + \phi_s^m \Delta \hat{s}_t^n] + \phi_\Delta^m \Delta \hat{\pi}_t^c + \phi_\Delta^y \Delta \hat{y}_t + \epsilon_t^m \quad (29)$$

其中， $m_t \equiv M_t / (z_t P_t^d)$ 是經過總合生產力調整(平穩化)的實質本國資產餘額， ρ_m 是貨幣數量法則中的持續性， ϕ_π^m 、 ϕ_y^m 與 ϕ_s^m 分別是貨幣數量法則中對CPI通膨率、經濟成長率與名目匯率變動的調整程度， ϵ_t^m 是貨幣供給的隨機衝擊。

五、市場結清

(一) 商品市場結清

商品市場結清條件(資源限制式)為：

$$C_t^d + I_t^d + X_t = Y_t - \tilde{a}(u_t) \tilde{K}_t - G_t H_t \quad (30)$$

其中， $\tilde{a}(u_t) \tilde{K}_t$ 是調整實體資本利用率的成本， $G_t H_t$ 是廠商的雇用成本。亦即，經濟體每期的總產出扣除資本利用率調整成本與廠商雇用成本後，可以提供國內消費財、國內投資財與出口財的支出。將出口商與家計部門消費和投資的行為方程式帶入上式，再兩邊同除以可以導出經平穩化的資源限制式：

$$(1 - \omega_c) \left[\frac{P_t^d}{P_t^c} \right]^{-\eta_c} c_t + (1 - \omega_i) \left[\frac{P_t^d}{P_t^i} \right]^{-\eta_i} i_t$$

$$+ \left[\frac{P_t^x}{P_t^*} \right]^{-\eta_f} y_t^* \frac{z_t^*}{z_t} = y_t - \tilde{a}(u_t) \frac{\tilde{k}_t}{\mu_t^z} - g_t H_t \quad (31)$$

因為生產面的中間財製造商皆為同質，經濟體總產出可表示為：

$$Y_t = z_t^{1-\alpha} \epsilon_t K_t^\alpha N_t^{1-\alpha}$$

其中如前所述， K_t 為總有效資本而 N_t 為總勞動力。因此，經平穩化後的總產出為：

$$y_t = \epsilon_t \left(\frac{k_t}{\mu_t^z} \right)^\alpha N_t^{1-\alpha} \quad (32)$$

(二) 借貸市場結清

借貸市場的結清條件如下：

$$W_t N_t = M_{t+1} - Q_t$$

亦即，中間財廠商的借款總額(等於當期須支付的薪水)等於家計部門本期持有的存款(通貨以外的本國資產)總額。借貸結清條件可進一步改寫為：

$$W_t N_t = \mu_t^m M_t - Q_t$$

將上式等號兩邊同除以 $P_t^d z_t$ 以將變數平穩化，可得：

$$w_t N_t = \frac{\mu_t^m m_t}{\pi_t^d \mu_t^z} - q_t \quad (33)$$

(三) 國外債券部位

結合商品市場結清條件(式(30))與家計部門預算限制式可得：

$$S_t^n B_{t+1}^* = S_t^n P_t^x X_t - S_t^n P_t^* (C_t^m + I_t^m) + R_{t-1}^* \Phi(a_{t-1}, \tilde{\Phi}_{t-1}) S_t^n B_t^* \quad (34)$$

其中 $a_{t-1} = S_t^n B_t^* / (P_{t-1}^d z_{t-1})$ 為經平穩化的實質國外債券部位(本幣計價)，而 $\Phi(a_{t-1}, \tilde{\Phi}_{t-1})$ 如前述是國外債券報酬的風險

調整因子， $\tilde{\phi}_{t-1}$ 是風險溢酬的隨機衝擊^{註14}。由式(34)可知本期國外債券部位為對外貿易盈餘加上持有前期國外債券的本息，代表本國經常帳順差(國外收入大於支出)會使本國對外淨債權增加。另外，若結合家計部門貨幣持有的最適選擇條件(式(A2-2))與國外債券最適選擇條件(式(A2-7))經對數線性化後可得到非拋補利率平價式。

六、外生衝擊

影響本國經濟外的外生衝擊整理如下：

永久性生產力衝擊： $\hat{\mu}_t^z = \rho_{\mu^z} \hat{\mu}_{t-1}^z + \epsilon_t^z$ (35)

暫時性生產力衝擊： $\hat{\epsilon}_t = \rho_{\epsilon} \hat{\epsilon}_{t-1} + \epsilon_t^{\epsilon}$ (36)

成本加成衝擊：

(1) 國內

$$\lambda_t^d = (1 - \rho_{\lambda^d}) \bar{\lambda}^d + \rho_{\lambda^d} \lambda_{t-1}^d + \epsilon_{\lambda^d,t} \quad (37)$$

(2) 進口消費

$$\lambda_t^{m,cm} = (1 - \rho_{\lambda^{m,c}}) \bar{\lambda}^{m,cm}$$

$$+ \rho_{\lambda^{m,c}} \lambda_{t-1}^{m,cm} + \epsilon_{\lambda^{m,c},t} \quad (38)$$

(3) 進口投資

$$\lambda_t^{m,im} = (1 - \rho_{\lambda^{m,i}}) \bar{\lambda}^{m,im} + \rho_{\lambda^{m,i}} \lambda_{t-1}^{m,im} + \epsilon_{\lambda^{m,i},t} \quad (39)$$

(4) 出口財

$$\lambda_t^x = (1 - \rho_{\lambda^x}) \bar{\lambda}^x + \rho_{\lambda^x} \lambda_{t-1}^x + \epsilon_{\lambda^x,t} \quad (40)$$

$$\text{投資效率衝擊: } \hat{\gamma}_t = \rho_{\gamma} \hat{\gamma}_{t-1} + \epsilon_{\gamma,t} \quad (41)$$

$$\text{消費偏好衝擊: } \hat{\zeta}_t^c = \rho_{\zeta^c} \hat{\zeta}_{t-1}^c + \epsilon_{\zeta^c,t} \quad (42)$$

$$\text{勞動供給偏好衝擊: } \hat{\zeta}_t^n = \rho_{\zeta^n} \hat{\zeta}_{t-1}^n + \epsilon_{\zeta^n,t} \quad (43)$$

$$\text{貨幣需求偏好衝擊: } \hat{\zeta}_t^q = \rho_{\zeta^q} \hat{\zeta}_{t-1}^q + \epsilon_{\zeta^q,t} \quad (44)$$

$$\text{風險溢酬衝擊: } \hat{\phi}_t = \rho_{\tilde{\phi}} \hat{\phi}_t + \epsilon_{\tilde{\phi},t} \quad (45)$$

$$\text{國外生產力衝擊: } \hat{z}_t^* = \rho_{z^*} \hat{z}_{t-1}^* + \epsilon_{z^*,t} \quad (46)$$

加上貨幣供給衝擊 ϵ_t^m (或 ϵ_t^R)，與國外產出、國外通膨、國外名目利率的衝擊，合計有16項外生衝擊來源，所有皆為常態分配的白噪音。

肆、參數校準與貝氏估計

一、資料來源說明

本文的全樣本期間為1992年第1季至2020年第1季(資料長度為113季)為全樣本期間，前84季(至2012年第4季止)為樣本內估計期間，後29季為測試並計算樣本外預測績效期間。本文使用13項台灣與七大工業國(G7)的總體經濟資料作為觀測變數來進行

估計，所使用的資料皆為季頻率(若價格或存量資料本身為月頻率，則使用3月、6月、9月及12月的月底數作為季資料，惟消費者物價指數是使用當季各月平均為季資料)。台灣的資料有10項，包含實質國內生產毛額(GDP)、實質民間消費、實質固定投資、實質(商品與服務)輸出、實質(商品與服務)輸入、M2貨幣總量、實質經常性薪資、消費

者物價指數、失業率與新台幣的實質有效匯率指數(REER)。除實質有效匯率指數來自國際清算銀行(BIS)之資料庫與M2貨幣總量來自「中央銀行統計資料庫」外，其餘台灣資料皆來自行政院主計總處之「總體統計資料庫」。

國外的3項資料來自OECD資料庫，包括經季節調整的七大工業國(G7)GDP季成長率、消費者物價指數季增率、以G7國家各期名目GDP為權重加權平均計算之G7短期名目利率，此3項資料代表國外經濟成長率、通膨率與短期名目利率。台灣的實質國內生產毛額、實質民間消費、實質固定投資、實質輸出、實質輸入、M2貨幣總量等皆先經過Eviews之X13程式季節調整後^{註15}，再除以15歲以上民間人口以得到人均數值^{註16}。實質經常性薪資、消費者物價指數、失業率等變數亦經過X13程式季節調整^{註17}。本文所使用的變數除失業率與短期名目利率外，皆取自然對數再取差分以得到季增率^{註18}，年化短期名目利率則是除以4以得到季利率。

二、校準參數設定

本文模型之參數眾多，為使模型符合台灣總體經濟的性質，部分模型參數值不進行估計而是進行模擬校準(calibration)。校準參

數值之設定主要是依據台灣總體變數相對規模的長期性質，或是參考國內外文獻上普遍接受的參數值。其中，跨季效用折現率 β 設定為0.997^{註19}；勞工每季離職率 δ 設定為0.04，以符合近10年工業及服務業部門勞工離職率。為校準恆定狀態下勞動雇用成本佔產出之比例^{註20}，雇用成本對勞動市場緊俏程度的彈性 ϑ 設定為3.5。資本財折舊率 δ_k 設定為0.023，亦即年折舊率為9.2%。資本財佔產出之比例 α 設定為0.33，符合近10年營業盈餘佔要素面國內生產毛額的比例；實質貨幣餘額效用係數 A_q 設定為0.13^{註21}。

恆定狀態通膨率設定為1.003，亦即通膨年增率約為1.2%，與樣本內期間結束時點(2012年第4季)前10年CPI年增率平均值相當。恆定狀態每人產出成長率設定為1.0052，亦即每人產出成長率年增率約為2.08%。恆定狀態資本財租金對資本利用率的彈性參照Sheen and Wang (2016)設定為0.062。進口消費財佔總消費支出之比例 ω_c 設為0.27，進口投資財佔總投資支出之比例 ω_i 設為0.48，以符合主計總處產業關聯統計表中民間消費與投資的輸入需求係數。三項成本加成恆定值($\bar{\lambda}^d$ 、 $\bar{\lambda}^{m,cm}$ 與 $\bar{\lambda}^{m,im}$)設定為1.2，係參考文獻常用設定值^{註22}。

表1 校準參數設定(calibrated parameters)

參數	參數說明	設定值
β	跨期效用折現率	0.997
δ	勞工每季離職率	0.04
ϑ	雇用成本對勞動市場之彈性	3.5
\bar{U}	恆定狀態失業率	3.40%
δ_k	資本財折舊率	0.023
α	資本財佔產出之比例	0.33
A_q	實質貨幣餘額效用係數	0.13
$\pi_d - 1$	恆定狀態通膨率	0.3%
$\mu_z - 1$	恆定狀態每人產出成長率	0.52%
$\tilde{a}''(1)/\tilde{a}'(1)$	資本財租金對資本利用率之彈性	0.062
ω_c	進口消費財佔總消費支出比例	0.27
ω_i	進口投資財佔總投資支出比例	0.48
h	外生消費習慣	0.5
$\bar{\lambda}^d$	國內產品成本加成恆定值	1.2
$\bar{\lambda}^{m,cm}$	進口消費財成本加成恆定值	1.2
$\bar{\lambda}^{m,im}$	進口投資財成本加成恆定值	1.2

三、參數估計結果

本文以1992年Q1至2012年Q4(資料長度為84季)為估計樣本期間對DSGE模型進行貝

氏估計(詳細的狀態空間模型的貝氏估計方法請見An and Schorfheide,2007)，參數的先驗分配設定與後驗分配估計結果列示於表2。

表2 待估計參數之先驗分配與後驗分配

結構參數(說明)	先驗分配			後驗分配		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
$\bar{\zeta}''$ (投資調整成本)	N	7.7	1.0	6.02	4.17	7.65
η_c (消費財替代彈性)	N	2.0	1.0	4.35	5.02	5.95
η_i (投資財替代彈性)	N	2.0	1.0	3.09	2.24	4.08
η_f (外銷需求彈性)	N	2.0	1.0	3.08	2.59	3.66
ξ_d (本國價格僵固性)	B	0.5	0.1	0.31	0.29	0.33
$\xi_{m,cm}$ (進口消費價格僵固性)	B	0.68	0.1	0.27	0.22	0.33
$\xi_{m,im}$ (進口投資價格僵固性)	B	0.68	0.1	0.85	0.80	0.90
ξ_x (出口財價格僵固性)	B	0.5	0.1	0.62	0.51	0.69
f_w (實質薪資僵固性)	B	0.6	0.1	0.23	0.15	0.32
B_L (勞動雇用成本係數)	B	0.7	0.1	0.30	0.23	0.36
σ_L (勞動供給彈性倒數)	N	4.0	1.0	8.91	7.51	10.0
隨機外生衝擊參數						
ρ_{ζ^c}	B	0.7	0.15	0.91	.87	0.95
ρ_{ζ^n}	B	0.5	0.15	0.45	0.21	0.69
ρ_{ζ^q}	B	0.8	0.1	0.78	0.68	0.93
ρ_{μ^z}	B	0.5	0.15	0.44	0.26	0.65
ρ_ϵ	B	0.5	0.15	0.70	0.59	0.77
ρ_{λ^d}	B	0.2	0.1	0.26	0.08	0.49
$\rho_{\lambda^{m,c}}$	B	0.5	0.15	0.98	0.98	0.99
$\rho_{\lambda^{m,i}}$	B	0.5	0.15	0.52	0.31	0.75
ρ_{λ^x}	B	0.3	0.15	0.09	0.03	0.24
ρ_γ	B	0.8	0.1	0.85	0.79	0.89
$100 * \sigma_{\zeta^c}$	IG	0.5	0.27	3.15	2.74	3.64
$100 * \sigma_{\zeta^n}$	IG	0.3	0.14	0.20	0.14	0.28
$100 * \sigma_{\zeta^q}$	IG	0.5	0.27	0.59	0.46	0.79
$100 * \sigma_{\mu^z}$	IG	0.24	0.13	0.12	0.09	0.18
$100 * \sigma_\epsilon$	IG	0.58	0.30	3.34	2.95	3.69
$100 * \sigma_{\lambda^d}$	IG	0.28	0.14	0.18	0.12	0.27
$100 * \sigma_{\lambda^{m,c}}$	IG	0.39	0.20	2.05	1.75	2.40
$100 * \sigma_{\lambda^{m,i}}$	IG	0.39	0.20	0.43	0.25	0.85
$100 * \sigma_{\lambda^x}$	IG	0.66	0.24	10.23	6.35	14.15
$100 * \sigma_{\epsilon^m}$	IG	0.59	0.31	0.41	0.33	0.53
$100 * \sigma_\gamma$	IG	0.28	0.14	7.13	5.25	9.39

表2 待估計參數之先驗分配與後驗分配(續)

	先驗分配			後驗分配		
	分配	平均	標準差	平均	90%信賴區間	
貨幣政策參數-貨幣數量法則						
ρ_m (貨幣增長AR(1)係數)	B	0.6	0.2	0.63	0.48	0.75
ϕ_π^m (對前期CPI通膨反應係數)	N	-0.33	0.1	-0.47	-0.62	-0.32
ϕ_y^m (對前期GDP反應係數)	N	-0.20	0.05	-0.22	-0.29	-0.14
ϕ_s^m (對匯率貶值反應係數)	N	0.0	0.1	-0.17	-0.27	-0.07
ϕ_Δ^π (對本期通膨變化反應係數)	N	0.0	0.3	-0.07	-0.13	-0.0
ϕ_Δ^y (對本期GDP變化反應係數)	N	0.0	0.05	-0.12	-0.18	-0.06
貨幣政策參數-利率法則						
ρ_R (政策利率AR(1)係數)	B	0.7	0.2	0.88	0.87	0.91
ϕ_π (對前期CPI通膨反應係數)	N	1.5	0.1	1.73	1.59	1.87
ϕ_y (對前期GDP反應係數)	B	0.2	0.1	0.03	0.01	0.05
ϕ_s (對匯率貶值反應係數)	N	0.1	0.1	0.29	0.19	0.38
ϕ_Δ^π (對本期通膨變化反應係數)	N	0.1	0.1	0.11	0.10	0.13
ϕ_Δ^y (對本期GDP變化反應係數)	N	0.0	0.05	-0.01	-0.03	0.02

註：在第二欄中，N表示常態分配，B表示貝它分配(Beta Distribution)，IG表示逆伽馬分配(Inverse Gamma Distribution)。受限於篇幅，本表並未列出所有被估計的外生衝擊參數。

表2前半列出結構參數與隨機外生衝擊AR(1)係數與標準差的估計結果。本文估計得本國產品與進口消費財的替代彈性 η_c 平均數為4.35，本國產品與進口投資財的替代彈性 η_i 平均數為3.09，兩數值均較黃俞寧（2013）估計得到的數字(分別為3.40與1.85)為高，亦即外國產品在本國民間消費與固定投資對本國產品的替代性較高。本國出口品在國際市場之替代彈性為 η_f 平均數為3.08，亦高於黃俞寧（2013）估得之1.68。這些差異的原因是本文與黃俞寧（2013）估計樣本期間不同^{註23}，進口與出口市場的改變也可能造成估計得到的彈性較高。再者，本文使用2019年經主計處回溯修正之國民所得資料，

檢視經修正後的固定投資、輸出、輸入歷史資料皆較黃俞寧（2013）之資料有較大波動，可能造成本文估計之進口替代彈性與出口替代彈性皆較高。

有關本國產品物價僵固性的參數 ξ_a ，本文估得的平均數為0.31(表示廠商平均約每1.5季調整一次價格)則接近黃俞寧（2013）估得之0.38。本文估得之進口消費品物價僵固性 $\xi_{m,cm}$ 為0.27低於本國產品物價僵固性，進口投資品物價僵固性 $\xi_{m,im}$ 為0.85則遠較 ξ_a 為高，隱含資本財進口商傾向吸收短期成本波動，進口價格傳遞程度低，但消費品進口商則較積極反映成本波動。

有關勞動市場的參數，本文估得實

質工資受前一期影響的程度 f_w (實質工資僵固性)平均為0.23，低於Sheen and Wang (2016) 使用澳洲資料估計之數字0.44，但仍隱含台灣的實質工資具有一定程度的僵固性。廠商雇用成本係數 B_L 平均數為0.30，使恆定狀態下廠商雇用成本約佔GDP的0.4%，接近附註20所提及的人力仲介業員工數占工業及服務業總受雇員工數的比例。

外生衝擊的參數估計部分，本文估得消費偏好衝擊 ζ^c 的AR(1)係數 ρ_{ζ^c} 為0.91，具有高持續性，暫時性生產力衝擊的AR(1)係數 ρ_ϵ 為0.70，高於永久性生產力衝擊 ρ_{μ^z} 的0.44，此結果和Adolfson et al. (2007) 與Sheen and Wang (2016) 一致。本國產品成本加成衝擊的持續性低(ρ_{λ^d} 約為0.26)，表示本國產品的成本加成變動多屬短暫波動。出口商品的成本加成衝擊同樣屬較短暫(ρ_{λ^x} 為

0.09)。

表2後半分列貨幣總量法則與利率法則的參數估計結果。貨幣政策(貨幣數量法則)的參數中，M2貨幣總量變動的持續性 ρ_m 為0.63，顯示台灣的貨幣政策具有持續性。貨幣數量變動對於通貨膨脹率、GDP成長率與名目匯率貶值率之反應參數 ϕ_π^m 、 ϕ_y^m 與 ϕ_s^m 則分別為-0.47、-0.22與-0.17，此估計結果顯示台灣央行貨幣政策的施行較重視通膨率的穩定，與黃俞寧(2013)、Teo(2009)的估計結果一致，另外，貨幣總量法則對名目匯率貶值有顯著的反應，這可能來自央行在匯市直接干預後未完全沖銷準備貨幣的變動導致。而對利率政策參數估計顯示利率主要是對前期通膨率有較大反應，利率變動同樣具有高持續性(ρ_R 為0.88)，而利率法則對名目匯率變動的反應係數 ϕ_s 同為顯著^{註24}。

伍、DSGE模型的衝擊反應函數

本節探討模型的總體變數的衝擊反應函數(Impulse Response Function, IRF)。圖1與圖2虛線為以參數抽樣得到後驗分配的平均值產生的衝擊反應函數，陰影部分為考慮參數不確定性下的90%信賴區間。圖1呈現考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M)模型)，與考量貨幣法則但去除尋職摩擦的模型(標示為DSGE(M)模型)之各變數對暫時性生產力增加1%的反應。產

出、消費、固定投資皆上升，失業率短暫上升後下降，勞工實質薪資亦因為勞動邊際產出增加而上升；淨出口上升並帶動本國所持有國外債券的增加。比較DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型的衝擊反應，可發現DSGE(LS,M)模型下民間消費、固定投資與產出的衝擊反應皆較DSGE(M)為小，這是因為尋職摩擦下，雖暫時性生產力上升會使廠商增加勞動需求，但雇用成本卻對廠商增雇

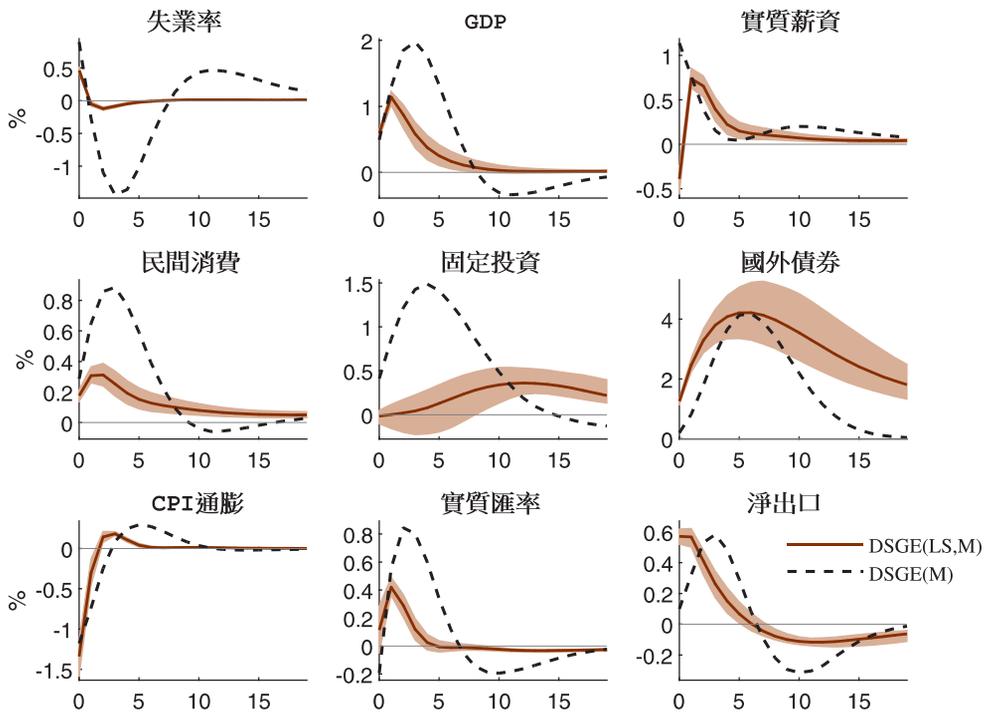
勞工產生了抑制的效果，使實質薪資與消費受到壓抑，連帶影響固定投資與產出。

圖2呈現DSGE(LS,M) 與DSGE(M)模型各變數對貨幣供給增加1%的衝擊反應，產出、消費、固定投資皆上升，失業率下降。貨幣供給增加造成實質匯率貶值與本國產品物價上升。比較DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型可見兩者除實質薪資、國外債券與淨出口

以外的衝擊反應方向一致，惟DSGE(LS,M)模型下模型變數有較大波動。

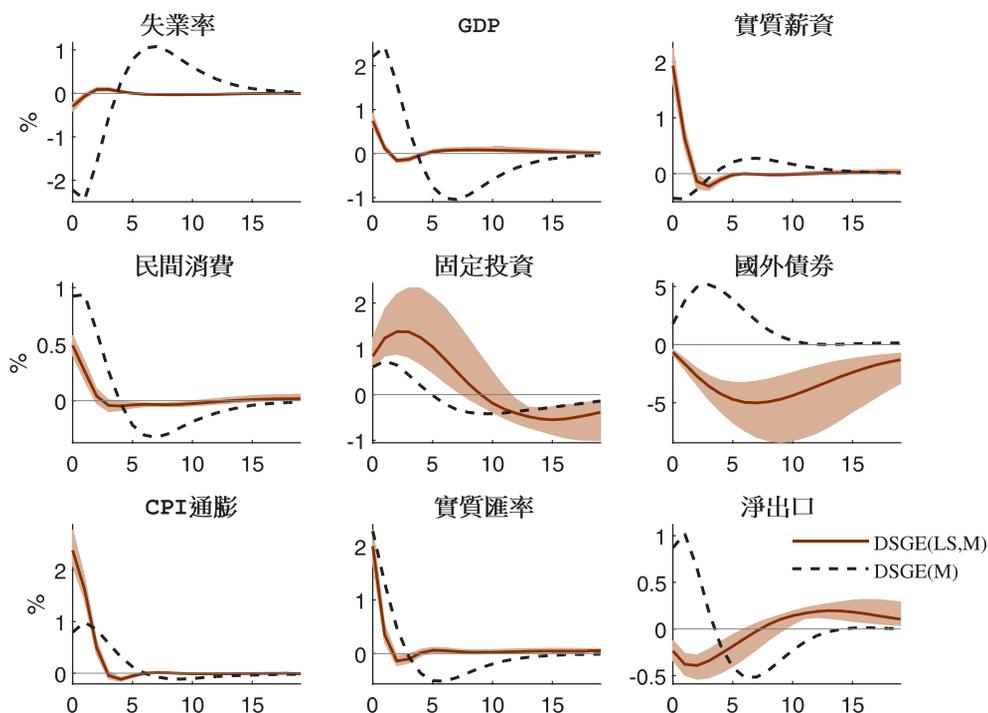
綜合上述DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型的比較，可知尋職摩擦及雇用成本的存在會抑制勞動需求的變動，並因此降低模型變數的衝擊反應，而名目薪資僵固性則可能會增強模型變數的變動規模與持續性^{註25}。

圖1 DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型對暫時性生產力衝擊之反應函數



註：本圖呈現暫時性生產力增加1%的反應，各變數除淨出口外為相對其恆定狀態值的變化。淨出口為其相對GDP恆定狀態值的變化。實線為DSGE(LS,M)模型衝擊反應之中位數，陰影為其90%信賴區間；虛線為DSGE(M)模型衝擊反應之中位數。

圖2 DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型對貨幣供給衝擊之反應函數



註：本圖呈現貨幣供給增加1%的反應，各變數除淨出口外為相對其恆定狀態值的變化。淨出口為其相對GDP恆定狀態值的變化。實線為DSGE(LS,M)模型衝擊反應之中位數，陰影為其90%信賴區間；虛線為DSGE(M)模型衝擊反應之中位數。

陸、預測結果

一、樣本外預測結果評估

本章首先以VAR模型為基準，比較DSGE模型對各觀測變數向前1季與向前多季的預測表現。本文的VAR(2)模型是採用遞迴(recursive)式，台灣變數依排序為失業率、CPI季增率、實質薪資季增率、實質GDP季增率、實質民間消費季增率、實質固定資本形成季增率、實質商品與服務輸出季增率、實質商品與服務輸入季增率、新台幣實質有效匯率指數季增率、M2季增率；

另外有三項國外變數為VAR外生變數，分別為G7國GDP季增率、G7國加權平均名目利率、G7國加權平均CPI季增率，國外變數是以區塊外生性(block exogeneity)的設定加入VAR模型中。VAR模型的隨機衝擊是先估計迴歸殘差的共變數矩陣，再透過Cholesky分解使其正交化。

樣本外的預測評估採遞迴估計方法(recursive approach)，首先以1992年第1季至2012年第4季為樣本內期間，先以最大概似估計法得到待估計參數抽樣之起始值，以

RWMH法進行抽樣15,000組參數並捨棄最初的6,000組參數(捨棄比例為40%)得到抽樣分配收斂後的抽取值,而每組抽取之參數皆可與表1之校準參數結合產生基於2012年第4季(含)以前資訊的向前1季及多季預測。若目前為第 t 期且參數組合為 θ ,則以DSGE模型預測第 $t+j$ 期的觀測變數點預測值計算方式為:

$$E(X_{t+j}|X^t, \theta) = A(\theta) + B\Phi_1^j(\theta)E(S_t|X^t, \theta) \quad (48)$$

其中 $\Phi_1^j(\theta)$ 是 $\Phi_1(\theta)$ 矩陣的 j 次方, $X^t \equiv \{X_1, X_2, \dots, X_t\}$ 為至第 t 期為止的觀測變數, $E(S_t|X^t, \theta)$ 為對第 t 期模型變數 S_t 的推測值^{註26},可經由Kalman Filter求得。取抽樣並保留之9,000組參數產生之向前1季及向前多季預測值之中位數做為基於第 t 期資訊之向前1季及多季點預測。再增加一觀測時點,使用1992年第1季至2013年第1季資料重複上述過程之產生基於2013年第1季(含)以前資訊的向前1季及多季點預測,重複此過程直到向前1季預測樣本內期間為1992年第1季至2020年第1季為止(若為向前2季預測,最後一筆預測樣本內期間為1992年第1季至2020年第1季,對2020年第3季之觀測變數做預測,以此類推)。

VAR模型依AIC落後期篩選結果,以落後2期的向量自我迴歸模型(標示為VAR(2))之樣本外預測RMSE為評估預測表現的基準,並將各DSGE模型的預測表現以其樣本

外預測RMSE相對VAR(2)之比率表示,若數值大於1表示其RMSE大於VAR(2)模型。本文比較三種不同設定的DSGE模型,其一為如前述考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M)),其二為利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R)),其三為貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。VAR模型涵蓋和DSGE模型相同的13項觀測變數,其認定條件為國外產出成長、通膨率與名目利率不受當期及落後期國內變數影響。

檢視表3預測結果,可發現DSGE(LS,M)模型短期預測的準確度除對CPI通膨與商品服務輸出外,其餘皆可能打敗VAR(2)模型(或至少與其相當),其中,以輸出的短期預測表現最差。然而對實質工資、GDP、民間消費、失業率與M2季增率向前多季預測的表現則相對較VAR(2)為佳,可能是因DSGE模型相較縮減式實證模型更能捕捉總體變數連動的經濟結構意涵,進而影響中長期的預測績效。其中,對M2季成長率與失業率的長期預測表現甚佳,可以彌補VAR(2)模型之缺陷。

比較DSGE(LS,M)與DSGE(M)模型,可知去除尋職摩擦設定後DSGE模型對中長期實質薪資與民間消費的預測準確度稍降低,而對失業率各預測長度都是DSGE(LS,M)表現較佳,隱含尋職摩擦設定可較有效捕捉失業率變動,但對CPI通膨率的預測表現則以

DSGE(M)較佳。再比較更改貨幣政策為利率法則但保留尋職摩擦設定的DSGE(LS,R)模型，顯示DSGE(LS,R)如同DSGE(LS,M)模型對中長期實質薪資與失業率的預測表現不錯，且對短期GDP與民間消費季增率的預測表現良好，對CPI通膨的預測表現亦不遜於VAR(2)模型。

綜合上述結果，尋職摩擦設定有利捕捉失業率與GDP的變動，對CPI通膨的預測似較無明顯幫助。然而，DSGE(M)與DSGE(LS,R)模型對CPI通膨的預測準確度可

能並不遜於VAR(2)模型。VAR模型在短期預測的相對優勢主要來自於其迴歸係數通常不受限制(本文VAR模型只有給定變數排序下的同期限制，並未有其他長期限制或符號限制)，而DSGE模型則因結構方程式牽制了模型變數間的連動關係。然而，VAR模型因其迴歸係數不受限制，在估計上可能會有過度配適(overfitting)的問題，在較長期的預測可能存在劣勢，需要額外考慮長期限制或符號限制^{註27}。

表3 樣本外預測相對VAR(2)之RMSE

	CPI通膨	實質工資	GDP	民間消費	固定投資	輸出	失業率	M2	實質匯率
VAR(2)									
1q	0.629	0.906	0.959	1.137	3.892	2.509	0.088	0.452	1.684
2q	0.588	0.887	0.960	1.167	3.558	2.494	0.167	0.427	1.733
3q	0.498	0.858	0.701	1.076	2.879	1.893	0.222	0.475	1.562
4q	0.522	0.905	0.720	1.060	3.001	1.908	0.267	0.546	1.592
6q	0.529	0.947	0.689	1.090	3.136	1.969	0.327	0.642	1.543
8q	0.557	0.901	0.685	1.174	3.165	2.017	0.405	0.758	1.622
10q	0.465	0.884	0.731	1.241	3.287	2.066	0.499	0.894	1.633
DSGE(LS,M)									
1q	1.16	1.39	0.80**	0.85**	1.03	1.26	1.54	1.11	1.01
2q	1.25	0.94	0.80**	0.87**	0.84*	1.55	0.74**	0.81**	0.82**
3q	1.47	0.95	0.95	0.93	1.04	1.87	0.64**	0.70**	0.94
4q	1.49	0.91	0.88*	0.98	1.09	1.46	0.55***	0.70**	1.00
6q	1.65	0.88**	0.91*	0.99	1.02	0.97	0.53***	0.76**	1.01
8q	1.53	0.90*	0.93	0.92*	1.00	0.94	0.52***	0.66***	0.99
10q	1.46	0.85**	0.92*	0.91*	0.99	0.94	0.52***	0.52***	0.98
DSGE(M)									
1q	0.80**	1.03	0.75**	0.93	0.93	1.44	6.45	1.43	0.95
2q	0.88*	0.97	0.70**	0.90*	0.94	1.79	4.97	1.32	0.87*
3q	1.14	1.02	0.85*	0.94	1.20	2.12	4.04	0.98	0.94
4q	1.17	0.98	0.86*	0.97	1.09	1.54	3.04	0.75**	0.97
6q	1.13	0.94	0.99	1.02	0.96	0.96	1.93	0.53***	1.01
8q	1.11	0.93	0.91*	0.93	0.95	0.99	1.57	0.48***	1.00
10q	1.01	0.87*	0.91*	0.92*	0.97	1.00	1.09	0.27***	0.98
DSGE(LS,R)									
1q	0.90*	1.07	0.73**	0.88*	1.01	1.52	0.98	--	0.97
2q	0.95	1.08	0.72**	0.88*	0.95	1.85	0.63**	--	0.87*
3q	1.03	1.10	0.97	0.96	1.21	2.08	0.55***	--	0.96
4q	0.92	0.98	0.94	1.00	1.15	1.61	0.46***	--	0.99
6q	0.97	0.86**	0.98	1.03	1.06	1.09	0.42***	--	1.01
8q	0.94	0.88**	0.98	0.94*	1.01	0.97	0.48***	--	0.97
10q	0.93	0.83**	0.96	0.92*	1.00	0.91*	0.57**	--	0.96

註：本表顯示VAR(2)樣本外預測之RMSE，與三種DSGE模型樣本外預測RMSE相對VAR(2)之數值，若數值大於1，則其RMSE相對VAR(2)為大，表示預測較不準確。DSGE(LS,M)為貨幣法則及尋職摩擦下的模型，DSGE(M)為貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型，DSGE(LS,R)為利率法則及尋職摩擦下的模型。DM雙尾檢定在10%、5%、1%信賴水準下顯著(優於VAR(2))分別以*/**/**標示。

圖3 DSGE(LS,M)模型GDP季增率預測

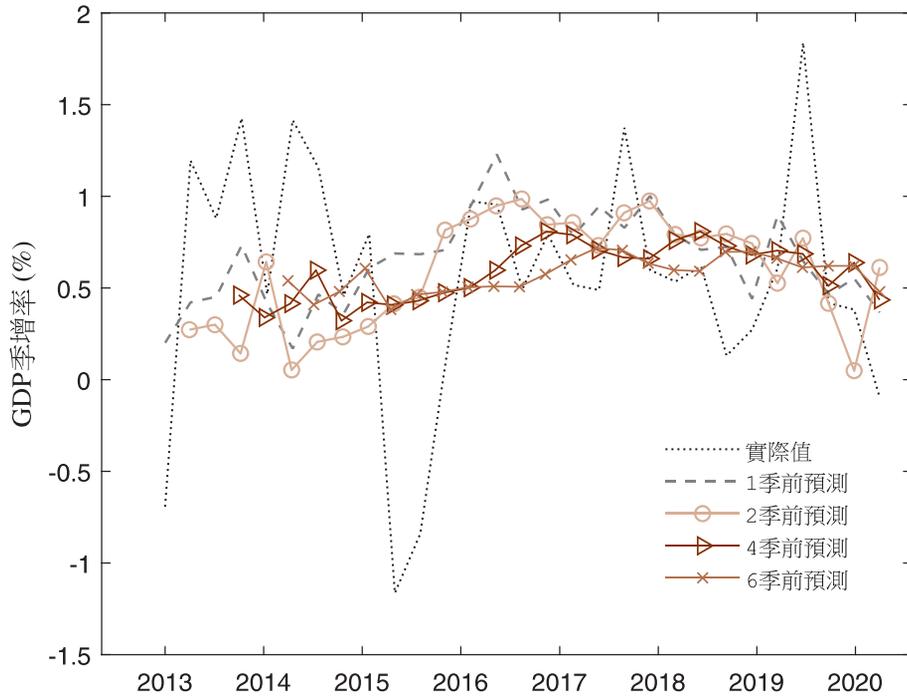
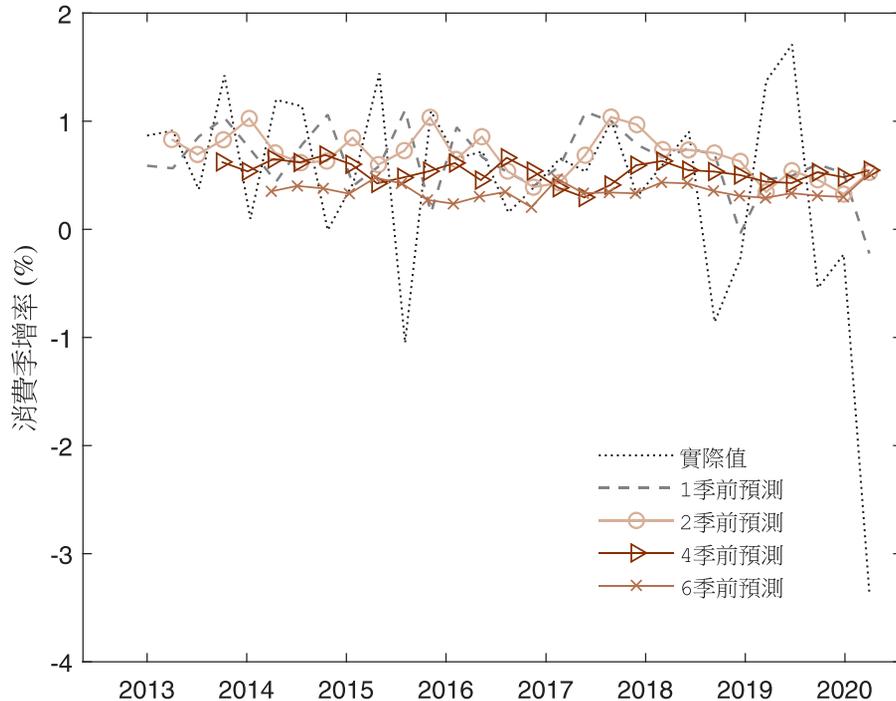
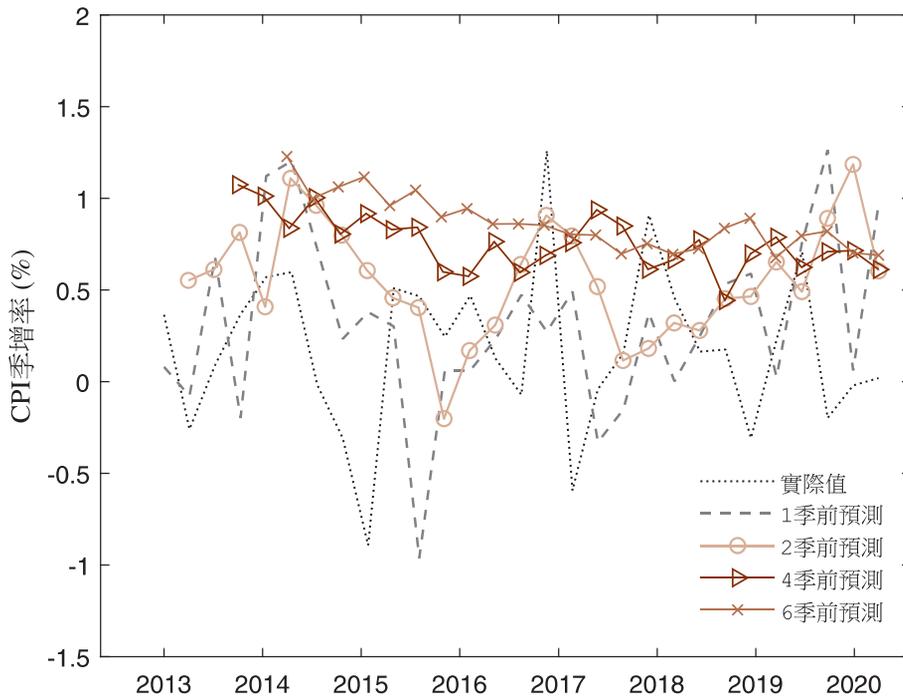


圖4 DSGE(LS,M)模型民間消費季增率預測



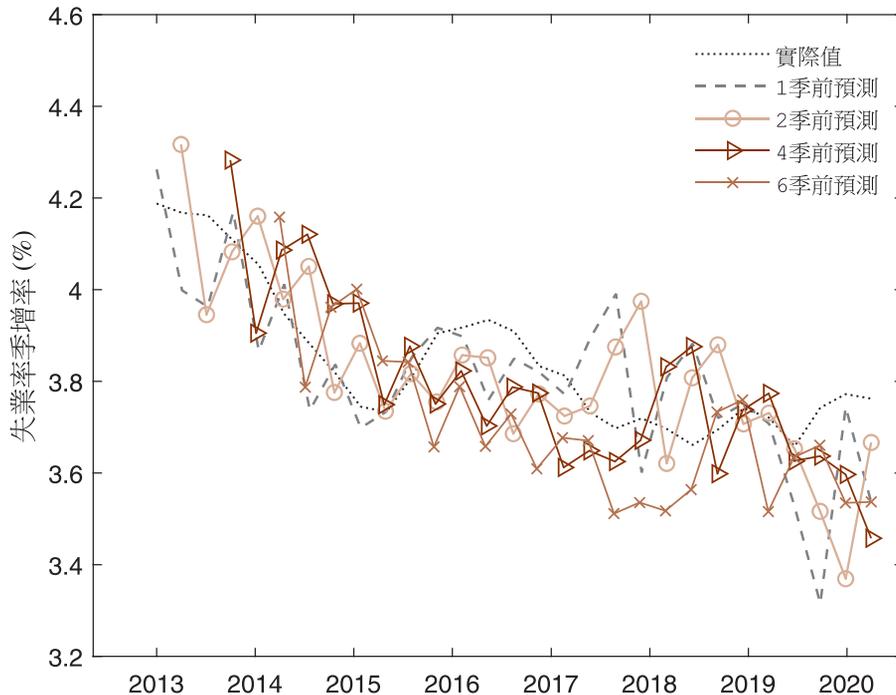
資料來源：主計總處、作者自行估計

圖5 DSGE(LS,M)模型CPI季增率預測



資料來源：主計總處、作者自行估計

圖6 DSGE(LS,M)模型失業率預測



資料來源：勞動部、作者自行估計

圖3為DSGE(LS,M)模型對GDP季增率的1、2、4、6季前預測與實際值的比較。模型並未預測到2015年因為中國景氣降速、商品價格下滑，進一步帶來全球投資放緩、我國出口減弱的經濟衰退，但除此較大波動的期間外，對GDP季增率的預測的準確度尚可。圖3亦顯示愈長期的預測其軌跡愈平緩(波動愈低)。圖4為DSGE(LS,M)模型對民間消費季增率的預測，同樣有愈長期的預測愈顯平緩的情形。

圖5為模型對CPI通膨率的1、2、4、6季前預測與實際CPI通膨的比較。可見1季前的預測與實際值相較已有落後的情形，2季前預測之峰谷較1季前預測約落後一季，4季前與6季前預測則顯得平緩且預測之通膨率較高。圖6模型對失業率的預測，長期預測亦呈現落後反應，使模型的6季前預測有持續高估與低估實際失業率的情形。另外觀察台灣的失業率走勢甚為平緩，但DSGE模型產生的失業率預測較實際有較大震盪。

二、對未來的預測

本文用以估計的是季增率資料，第一節呈現DSGE(LS,M)模型對各變數季增率的樣本外預測績效，由於台灣通常以總體變數年增率衡量，本節呈現各模型對未來10季總體變數的預測值。本節是以直到2020年第一季的資料來產生預測，而2020年第二季部分資料已公布，可以和各模型預測值相互對

照。以GDP預測為例，在2020年Q1預測2020年Q2的GDP年增率，可將2019年Q2至Q4季增率的實際值與2020年Q1季增率預測值加總，得到2020年Q1年增率的(向前一季)預測值；同理將2019年Q3與Q4季增率的實際值與2020年Q1與Q2季增率的預測值加總可得2020年Q2的GDP年增率(向前兩季)預測值，由此可得到未來數季的年增率預測。

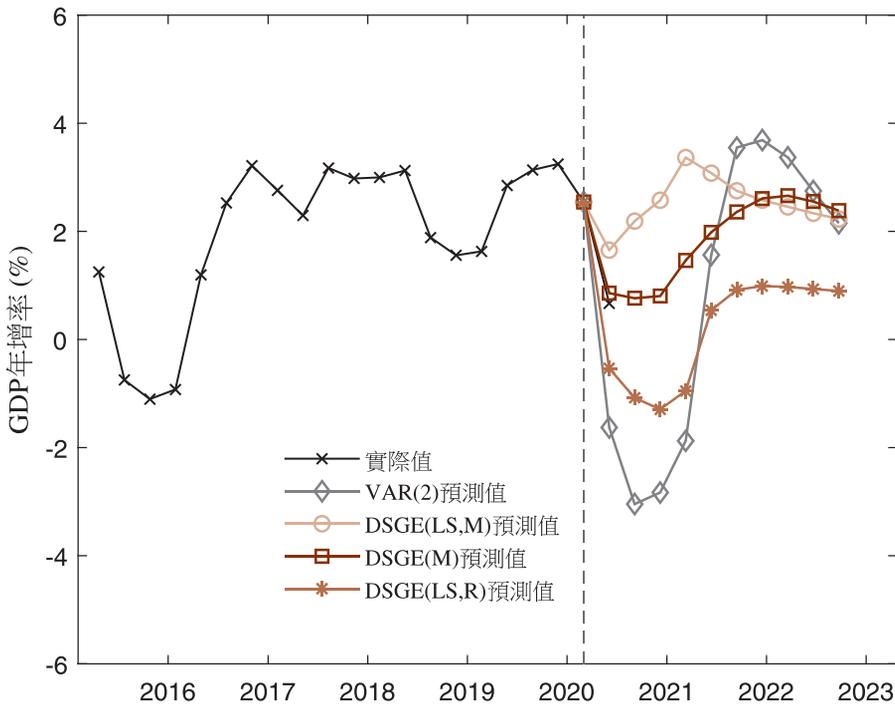
圖7圖8別顯示各模型對GDP年增率與民間消費年增率的預測^{註28}，可知DSGE(LS,M)模型與DSGE(M)模型的預測較接近，皆預測2020年第二季GDP年增率較第一季下降，之後持平或逐季上升。而DSGE(LS,R)與VAR(2)模型則預測GDP年增率會有4季為負值。短期預測以VAR(2)模型最為悲觀，預測2021年第二季才恢復正成長。圖8顯示各模型對民間消費之預測路徑甚為一致，皆預測在2021年民間消費會走出負成長，且在2021年第一季有大幅彈升。綜合而言，短期預測仍以VAR(2)模型最為悲觀，惟各模型皆捕捉到2020第二季受疫情影響使民間消費大幅下降的情形。另外，觀察圖7圖8知DSGE模型採不同勞動市場摩擦與貨幣政策法則的設定會影響其對變數走勢的預測。圖9現對未來固定投資的預測，可看出各模型皆預測2020年第二季固定投資成長下滑，且在2020年第四季陷入負成長，各模型對未來3季的預測差距不大，觀察2020年實際固定投資年增率仍維持正成長，顯然模型未完全捕捉到供應

鏈重組與台商回台帶來的投資動能。

圖10與圖11分別呈現對未來CPI通膨率與失業率的預測，對CPI通膨率預測DSGE(LS,R)模型與VAR(2)模型相近，預測未來4季CPI通膨率為負值但不會低於-1%；而DSGE(LS,M)短期預測最為悲觀，預測CPI通膨率到2020年第二季谷底時接近-1%，但預測2021年下半年以後通膨率明顯上升；相較之下，DSGE(M)模型預測CPI通膨率

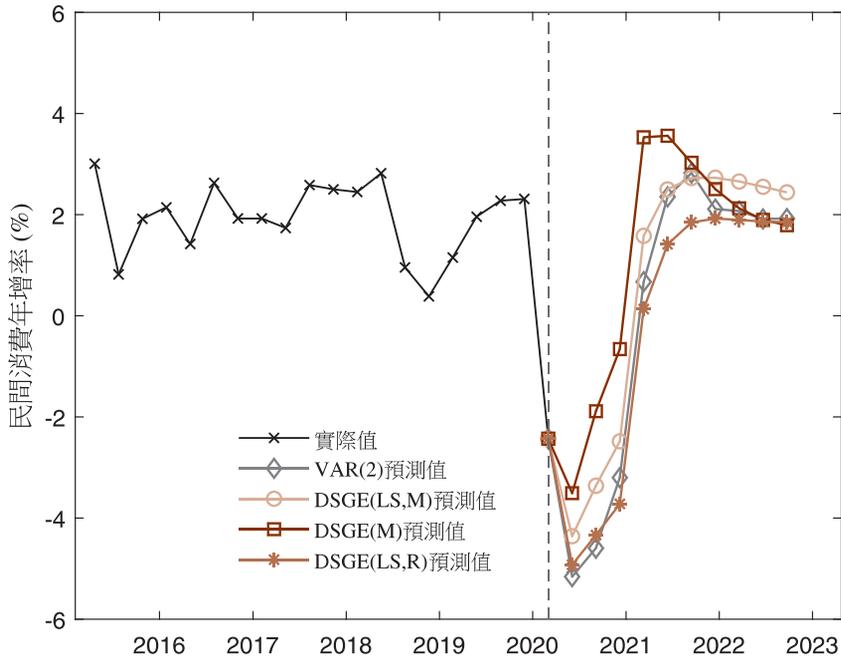
微幅下降，但預測通膨率隨後上升並始終維持正值。再觀察模型對失業率的預測，DSGE(LS,M)與DSGE(LS,R)模型皆預測失業率在2020年微幅上升，之後失業率逐季下降；而DSGE(M)與VAR(2)模型則是預測失業率逐季上升，直到2021年才達到高點(約4.3%)。考量2020年下半年勞動市場已有回溫，應以考慮尋職摩擦模型之DSGE模型的短期預測走勢較為準確。

圖7 各模型對未來GDP年增率預測



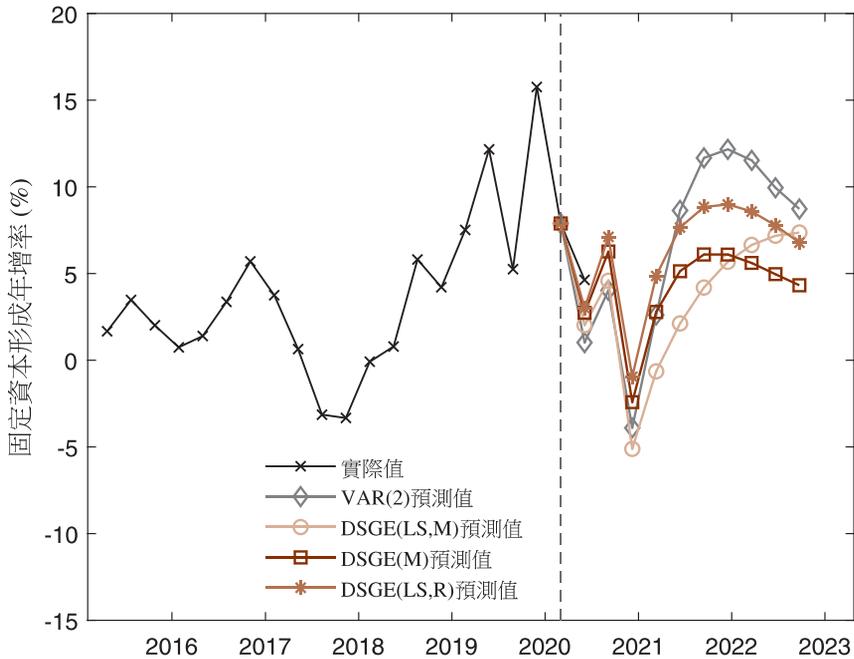
註：三種不同設定的DSGE模型分別為考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M))，考量利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R))，與貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。

圖8 各模型對未來民間消費年增率預測



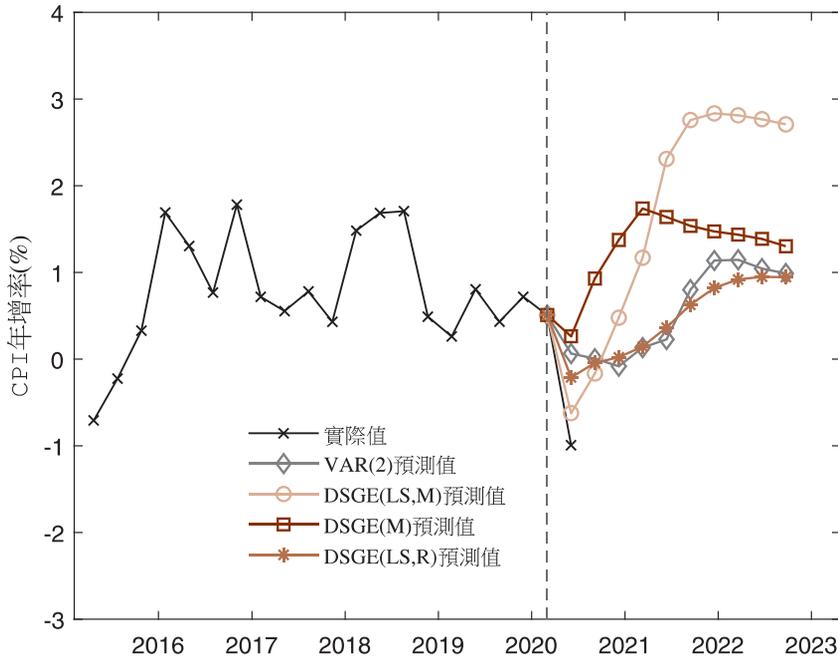
註：三種不同設定的DSGE模型分別為考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M))，考量利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R))，與貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。

圖9 各模型對未來固定投資年增率預測



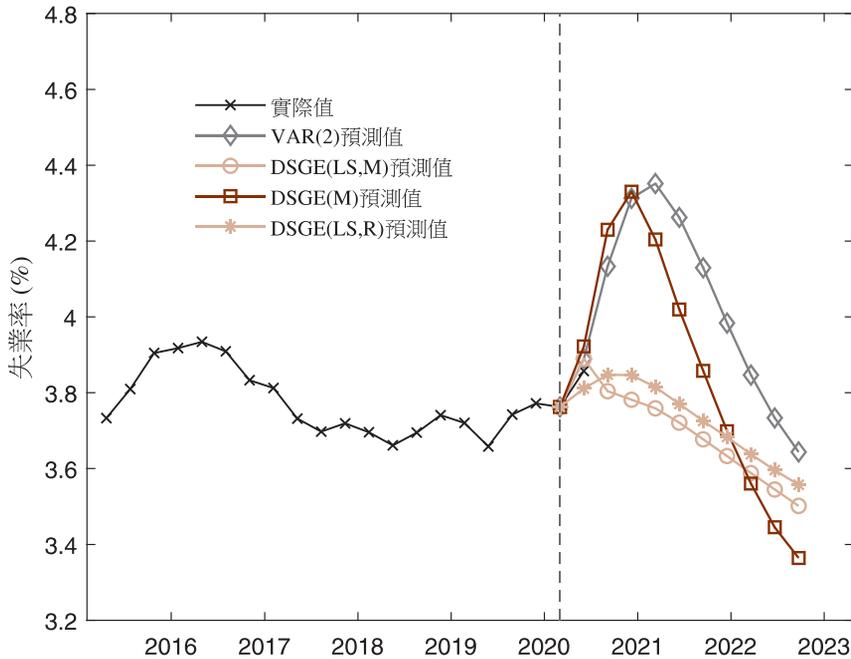
註：三種不同設定的DSGE模型分別為考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M))，考量利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R))，與貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。

圖10 各模型對未來CPI年增率預測



註：三種不同設定的DSGE模型分別為考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M))，考量利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R))，與貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。

圖11 各模型對未來失業率率預測



註：三種不同設定的DSGE模型分別為考量貨幣法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,M))，考量利率法則及尋職摩擦下的模型(標示為DSGE(LS,R))，與貨幣法則及名目薪資僵固(無尋職摩擦)下的模型(標示為DSGE(M))。

柒、結 論

本文以Adolfson et al. (2007) 發展之小型開放經濟體動態隨機一般均衡模型，並加入包含尋職摩擦和失業的勞動市場與實質薪資僵固性，並和無尋職摩擦且名目薪資僵固的模型比較。本文以貝氏方法使用1992年第1季開始之季資料估計參數，結果顯示進口投資財廠商調整本幣計價的進口品價格之頻率較低。隱含本國製品廠商與進口消費商雖較快反應物價壓力而調價，但進口投資財廠商的價格僵固性高，短期內傾向自行吸收國外成本波動與匯率變動。此外，不論是以貨幣總量法則或利率法則作為央行貨幣政策進行估計，皆顯示央行較重視通膨穩定，與台灣DSGE文獻估計結果相符。

本文發現尋職摩擦設定較能捕捉勞動市場波動，可改善模型對GDP成長率與失業率的預測。預測績效比較顯示，納入尋職摩擦和失業設定，且採用M2貨幣總量法則的DSGE模型(DSGE(LS,M)模型)對GDP與民間消費的短期預測能力可勝過落後二期的向量自我迴歸(VAR(2))模型；而中長期預測準確度除CPI通膨、固定投資與商品服務輸出以外則相對較VAR(2)模型為佳，特別是對M2季成長率與失業率的預測表現較為突出，可能是因理論模型相較縮減式實證模型更能捕捉總體變數連動的結構意涵，進而影響較長期的預測績效。與不考慮尋職摩擦的DSGE

模型(DSGE(M))比較，尋職摩擦設定能大幅改善DSGE模型對失業率的預測。

後續可在模型中納入適當的金融中介摩擦(financial friction)，根據Del Negro et al. (2015) 與Cai et al. (2019) 顯示，納入金融摩擦設定與信用利差資料後可顯著改進模型對2008年全球金融危機發生時及其後的GDP成長率與通膨率的預測能力，往後模型可以此方向再改進。另外，亦可採用更精細的勞動市場設定，例如參考Guerra-Salas et al. (2020) 讓廠商的勞動雇用能以增雇勞工或以增加工時兩種邊際(margin)調整，或許可再提高模型對就業與通膨的解釋與預測能力。亦可朝向改進DSGE模型的短期預測績效及對經濟金融危機的預測能力著手，如使用Yau and Hueng (2019) 混合頻率動態結構總體模型的方法，整合與產出或消費者物價連動的高頻月資料進行混頻估計與即時預報。另一方面，本文如同Sheen and Wang (2016) 假設所有進口財均作為最終支用(家計部門的消費與投資)，而廠商使用的生產要素只有勞動與資本財，不包含中間原物料的投入，可能使本文DSGE模型與實際台灣產業生產型態不符。文獻中為了探討如油價等原物料價格波動對小型開放經濟的影響，亦有在DSGE模型廠商的生產函數中加入原物料投入(如An and Kang (2011))，可列入未來研究方向。

附 註

- (註1) 討論尋職與勞資議價摩擦對解釋景氣波動重要性的文獻眾多，參見Shimer(2010)一書。國內文獻部分，吳俊毅(2017)納入勞動市場流動性與勞動尋職摩擦建構的自然失業率，與實際失業率的一致性優於未考量尋職摩擦下建構的自然失業率。
- (註2) 順便一提，雇用成本函數 G_t 與生產力 Z_t 、生產力衝擊 ϵ_t 都呈現正向關係可以從雇用成本的經濟直覺加以解釋。雇用成本可以來自廠商設立人事部門從事潛在員工的諮詢與面談，或者來自委託人力仲介公司執行聘用事務的成本。但無論如何，聘用新員工的過程需要人力(工時)的投入。雇用所需的工時投入隨勞動市場緊俏程度而不同，但生產力上升會讓投入聘僱之工時的機會成本上升，因此雇用成本 G_t 隨著生產力提高而上升。
- (註3) 實質邊際生產成本的推導請參見附錄A.1。
- (註4) 本式是取自然對數線性化的推導結果，變數加上“ $\hat{\cdot}$ ”標示為該變數相對於其恆常狀態值的變動。注意此菲利浦曲線並非直接連結通膨與失業率。在簡化的生產函數(只以勞動生產而無資本財)且沒有薪資僵固情況下，國內產品邊際成本變動 \widehat{mc}_t^d 與產出缺口變動(及就業變動)會有一對一對應關係。因本文模型生產函數納入資本財，並且存在薪資僵固性，因此 \widehat{mc}_t^d 與產出缺口變動不再有一對一對應，但 \widehat{mc}_t^d 受實質薪資變動 \widehat{w}_t 影響(見附錄A.1)，當廠商勞動需求受隨機衝擊變動影響時會帶動就業、薪資與邊際生產成本的同向變動，產出缺口則會因失業率下降而縮小，因此雖模型的物價菲利浦曲線是連結通膨與邊際生產成本，通膨與就業(或產出缺口)仍有間接的連結。
- (註5) 因為中間財廠商面對相同的需求函數及邊際生產成本，所有當期可調價廠商之最適定價相同。
- (註6) 本式是取自然對數線性化的推導結果，變數加上“ $\hat{\cdot}$ ”標示為該變數相對於其恆常狀態值的變動。進口商的實質邊際成本為 $mc_t^{m,a} = (P_t^* S_t^n) / P_t^{m,a}$, $a = \{cm, im\}$ 。
- (註7) 本式是取自然對數線性化的推導結果，變數加上“ $\hat{\cdot}$ ”標示為該變數相對於其恆常狀態值的變動。出口商的實質邊際成本為 $mc_t^x = P_t^d / (S_t^n P_t^*)$ 。
- (註8) 模型中家計單位可能存在的異質性來自每一期家計單位可能分別在就業或失業的狀態，因此若假設家計單位之間有風險分擔機制，讓就業者與失業者有相同的消費與資產配置決策，可以省略預算限制式的下標 j 。
- (註9) 奈許議價假設因其簡便而廣為文獻所採用，如Mortensen and Pissarides (1994)、Shimer (2005)與Blanchard and Gali (2010)；模型亦可假設他種議價方式，甚或勞資間存在資訊不對稱等，但皆會提高模型中均衡薪資決定的複雜程度。
- (註10) 有關勞工最低願接受的薪資的詳細推導請見附錄A.3。
- (註11) 造成名目薪資僵固的因素包括長期勞動合約、最低薪資限制、效率工資(efficiency wage)考量等，另外，低通膨的環境也可能限制廠商調整名目薪資的空間。
- (註12) 受限於篇幅，讀者如欲見完整的取自然對數並線性化之模型方程式，可向作者聯繫取得。
- (註13) 我國央行經常在匯市進行沖銷性干預，即在外匯市場進行買匯或賣匯操作之後，再透過調整央行定存單餘額沖銷。若非完全沖銷(可能係針對國內目標如物價與經濟成長而操作)則會影響準備貨幣數量與最終的貨幣供給。往後模型設定的調整可參考Chang et al. (2015)，納入央行的資產負債表與在匯市的沖銷式干預，更詳細的探討外匯干預政策的影響。
- (註14) 此風險溢酬衝擊會透過利率平價影響本國債券與國外之利差，詳見附錄A.2。
- (註15) 為求各變數季節調整方法之一致性，本文並未使用主計處資料庫所提供經季節調整後的國民所得各項目(如GDP、民間消費、固定投資…等)資料。
- (註16) 變數使用人均數值是文獻慣用的作法(主因是若使用總合數值而非人均數值則難以區分產值的變動是來自長期生產

力變動或人口成長率的影響)，並呼應在模型中總勞動力不會隨時間增加(總勞動力標準化為1)。

- (註17) 本文的季節調整是採用Eviews內建的美國普查局(US Census Bureau)的X-12程式，調整方式為以原序列除以季節因子得到季節調整後的時間序列(即為multiplicative調整法)。若原資料為月頻率，本文均將其轉換為季頻率後再做季節調整。
- (註18) 本文第三章模型的每1期為1季，因此若觀測變數資料為季增率和模型變數可較方便對應(即比較容易建立狀態空間模型之觀測方程式)，故本文以變數季增率為第六章預測標的以計算RMSE，並比較各模型樣本外的預測績效。
- (註19) 黃俞寧(2013)將 β 設為0.99，惟本文為符合近年來實質利率的下降，將跨期效用折現率設定為0.997，這會使模型恆定狀態的實質利率約在3.3%的水準。
- (註20) 文獻上係以人力仲介業產值佔GDP產值為校準參考指標，惟因缺乏台灣人力仲介業產值資料可供衡量雇用成本佔產出之比例，本文校準參考指標是2009年至2017年人力仲介業從業人數占工業及服務業從業人數之比例乘以人力仲介業平均總薪資與工業及服務業平均總薪資之比值調整，調整後此比例符合本文恆定狀態下勞動雇用成本佔GDP比例0.22%。
- (註21) A_q 的設定值不會對本文的參數估計、衝擊反應或預測結果有太大影響。勞工每季離職率 δ 與勞動市場緊俏程度的彈性 ϑ 則會影響表2實質薪資僵固性 f_w 、勞動雇用成本係數 B_L 與勞動供給彈性的估計，並可能改變實質薪資與就業的衝擊反應。
- (註22) 文獻常見設定值在1.1至1.4之間。成本加成恆定值的設定值不會對本文的參數估計、衝擊反應或預測結果有太大影響。
- (註23) 黃俞寧(2013)進行參數估計之樣本期間為1979年第1季至2012年第4季。另外，該文的模型設定與本文略有差異，亦會造成參數估計的不一致。
- (註24) 利率法則對匯率變動的反應顯著亦可能來自央行不完全沖銷的影響外溢至短期利率(見陳旭昇(2016))。
- (註25) 本文亦計算DSGE(LS,M)模型遇出口成本加成衝擊與債券風險溢酬衝擊之衝擊反應函數，因篇幅限制並未呈現，有興趣的讀者可洽作者提供。
- (註26) S_t 是DSGE的模型變數(包含可被觀測與不可被觀測的變數)， $\Phi_1(\Theta)$ 及 $\Phi_e(\Theta)$ 是以Sims(2002)方法求解得到的係數矩陣(係數值取決於模型結構參數)，詳細的狀態空間模型的貝氏估計方法請見An and Schorfheide(2007)。
- (註27) 感謝評審指出此點。
- (註28) 圖7至圖10的變數年增率是季資料經季節調整後計算的年增率，與主計處公布之非季調資料年增率略有不同。圖11失業率亦經過季節調整。

參考文獻

中文文獻

- 吳俊毅 (2017), 「應用勞動市場流動率探討台灣自然失業率」, 中央銀行季刊, 第39卷第2期, 頁5-36。
- 姚睿與洪嘉陽 (2016), 「建構台灣的混合頻率動態結構總體模型」, 中央銀行季刊, 第38卷第2期, 頁3-32。
- 張永隆 (2010), 「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, 第32卷第1期, 頁3-24。
- 黃俞寧 (2013), 「動態隨機一般均衡架構在貨幣政策制定上的應用」, 中央銀行季刊, 第35卷第1期, 頁3-33。
- 陳旭昇 (2016), 「央行「阻升不阻貶」?—再探台灣匯率不對稱干預政策」, 經濟論文叢刊, 第44卷第2期, 頁187-213。
- 陳旭昇與湯茹茵 (2012), 「動態隨機一般均衡(DSGE)模型在貨幣政策制定上的應用:一個帶有批判性的回顧與展望」, 經濟論文叢刊, 第40卷第3期, 頁289-323。
- 廖俊男與張志揚 (2012), 「台灣地區無加速通膨失業率(NAIRU)之探討」, 中央銀行季刊, 第34卷第3期, 頁51-82。
- 蕭宇翔 (2017), 「近年台灣經濟成長減緩的結構性因素分析」, 中央銀行季刊, 第40卷第1期, 頁19-56。

英文文獻

- Adolfson, M., S. Laseen, J. Linde and M. Villani (2007), "Bayesian Estimation of an Open Economy DSGE Model with Incomplete Pass-Through," *Journal of International Economics*, 72(2), 481-511.
- Adolfson, M., J. Linde and M. Villani (2007), "Forecasting Performance of an Open Economy DSGE Model," *Econometric Reviews*, 26(2-4), 289-328.
- Albertini, J., G. Kamber, and M. Kirker (2012), "Estimated Small Open Economy Model with Frictional Unemployment," *Pacific Economic Review*, 17(2), 326-353.
- Altig, D., L. J. Christiano, M. Eichenbaum, and J. Linde (2011), "Firm-Specific Capital, Nominal Rigidities, and the Business Cycle" *Review of Economic Dynamics*, 14(2), 225-247.
- Aruoba, B., F. X. Diebold, and C. Scotti (2009), "Real-Time Measurement of Business Conditions" *Journal of Business and Economic Statistics*, 27(4), 417-427.
- An, S. and H. Kang (2011), "Oil Shocks in a DSGE Model for the Korean Economy," NBER chapters in *Commodity Prices and Markets*, 295-321, National Bureau of Economic Research, Inc.
- An, S. and F. Schorfheide (2007), "Bayesian Analysis of DSGE Models," *Econometric Reviews*, 26(2-4), 113-172.
- Blanchard, O. and J. Gali (2010), "Labor Markets and Monetary Policy : A New Keynesian Model with Unemployment," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2(2), 1-30.
- Cai, M., M. Del Negro, M. P. Giannoni, A. Gupta, P. Li, and E. Moszkowski (2019), "DSGE Forecasts of the Lost Recovery," *International Journal of Forecasting*, 35(4), 1770-1789.
- Calvo, G. A. (1983), "Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework," *Journal of Monetary Economics*, 12(3), 383-398.
- Chang, C., Z. Liu, and M. M. Spiegel (2011), "Capital Controls and Optimal Chinese Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 74(4), 1-15.
- Christiano, L. J., M. Eichenbaum, and C. Evans (2005), "Nominal rigidities and the dynamic effects of a shock to monetary policy," *Journal of Political Economy*, 113(1), 1-45.

- Christoffel, K., G. Coenen, and A. Warne (2010), "Forecasting with DSGE Models," ECB Working Paper Series No. 1185.
- Del Negro, M. and F. Schorfheide (2013), "DSGE Model-Based Forecasting," *Handbook of Economic Forecasting*, 2(A), 57-140.
- Del Negro, M., M. P. Giannoni, and F. Schorfheide (2015), "Inflation in the Great Recession and New Keynesian Models," *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7(1), 168-196.
- Erceg, C. J., D. W. Henderson, and A. T. Levin (2000), "Optimal Monetary Policy with Staggered Wage and Price Contracts," *Journal of Monetary Economics*, 46(2), 281-313.
- Faia, E. (2009), "Ramsey Monetary Policy with Labor Market Frictions," *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 570-581.
- Gali, J., and T. Monacelli (2005), "Monetary Policy and Exchange Rate Volatility in a Small Open Economy," *The Review of Economic Studies*, 72(3), 707-734.
- Guerra-Salas, J., M. Kirchner, and R. Tranamil-Vidal (2020), "Search Friction and the Business Cycle in a Small Open Economy DSGE Model," *Review of Economic Dynamics*, forthcoming.
- Kollman, R., (2001), "The Exchange Rate in a Dynamic Optimizing Current Account Model with Nominal Rigidities," *Journal of International Economics*, 55(3), 243-262.
- Krause, M., and T. Lubik (2007), "The (Ir)Relevance of Real Wage Rigidity in the New Keynesian Model with Search Frictions," *Journal of Monetary Economics*, 54(3), 706-727.
- Lees, K., T. Matheson, and C. Smith (2011), "Open Economy Forecasting with a DSGE-VAR : Head to Head with the RBNZ Published Forecasts," *International Journal of Forecasting*, 27(2), 512-528.
- Lubik, T., and F. Schorfheide (2007), "Do Central Banks Respond to Exchange Rate Movements? A Structural Investigation," *Journal of Monetary Economics*, 54(4), 1069-1087.
- Mortensen, D. T., and C. A. Pissarides (1994), "Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment," *Review of Economic Studies*, 61(3), 397-415.
- Shimer, R. (2005), "The Cyclical Behavior of Equilibrium Unemployment and Vacancies Unemployment," *American Economic Review*, 95(1), 25-49.
- Shimer, R. (2010), "Labor Markets and Business Cycles," Princeton University Press.
- Sheen, J. and B. Z. Wang (2016), "Assessing Labor Market Frictions in a Small Open Economy," *Journal of Macroeconomics*, 48(C), 231-251.
- Sims, C. (2002), "Solving Linear Rational Expectation Models," *Computational Economics*, 20, 1-20.
- Smets, F., and R. Wouters (2003), "An Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Euro Area," *Journal of the European Economic Association*, 1(5), 1123-1175.
- (2007), "Shocks and Frictions in US Business Cycles : A Bayesian DSGE Approach," *American Economic Review*, 97(3), 586-606.
- Teo, W. L. (2009), "Estimated Dynamic Stochastic General Equilibrium Model of the Taiwanese Economy," *Pacific Economic Review*, 14(2), 194-231.
- Thomas, C. (2008), "Search and Matching Frictions and Optimal Monetary Policy," *Journal of Monetary Economics*, 55(5), 936-956.
- Walsh, C. E. (2005), "Labor Market Search, Sticky Prices, and Interest Rate Policies," *Review of Economic Dynamics*, 8(4), 829-849.
- Yau, R., and C. J. Hueng (2019), "Nowcasting GDP Growth for Small Open Economies with a Mixed-Frequency Structural Model," *Computational Economics*, 54(1), 177-198.

附錄A. 模型中均衡條件之補充

A.1 中間財廠商實質邊際成本

模型假設中間財廠商需先借入本期支付工資的資金並支付本息。廠商考量成本極小化，以下列跨期總成本決定最適的勞動雇用與資本財租用：

$$\begin{aligned} \min_{K_{i,t}, N_{i,t}} \sum_{s=0}^{\infty} \beta^s (R_{t-1} W_t N_{i,t} + P_t^d G_t H_{i,t} \\ + R_t^k K_{i,t} + \lambda_t P_{i,t}^d [Y_{i,t} - z_t^{1-\alpha} \epsilon_t K_{i,t}^\alpha N_{i,t}^{1-\alpha} \\ + z_t \phi]) \end{aligned} \quad (A1-1)$$

其中 $\lambda_t P_{i,t}^d$ 為廠商當期的名目邊際成本。可由最適決策推導出廠商的實質邊際成本 mc_t^d ：

$$\begin{aligned} mc_t^d \equiv \frac{\lambda_t P_{i,t}^d}{P_t^d} = (1-\alpha)^{-(1-\alpha)} \alpha^{-\alpha} \frac{(r_t^k)^\alpha}{\epsilon_t} \\ \left(R_{t-1} w_t + g_t - \frac{\beta(1-\delta)\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z} g_{t+1} \right)^{1-\alpha} \end{aligned} \quad (A1-2)$$

其中 $r_t^k \equiv R_t^k / P_t^d$ 是實質資本財租金， $w_t \equiv W_t / (P_t^d z_t)$ 是經生產力調整的實質工資， $g_t \equiv G_t / z_t$ 經生產力調整的實質雇用成本， $\mu_{t+1}^z \equiv z_{t+1} / z_t$ 為生產力成長率。本文假設生產力成長率受隨機衝擊影響(稱為永久性生產力衝擊)，而在恆定狀態下生產力成長率為 μ^z 。

A.2 家計部門最適選擇

將經過平穩化後消費者預算限制式的拉格朗日乘數(Lagrange multiplier)標示為 ψ_t^z ，則家計部門的最適選擇可以推導出以下方

程式

$$\text{消費：} \quad \psi_t^z \frac{P_t^c}{P_t^d} = \frac{\zeta_t^c}{c_t - \frac{b}{\mu_t^z} c_{t-1}} - \beta b \frac{\zeta_{t+1}^c}{c_{t+1} \mu_{t+1}^z - b c_t} \quad (A2-1)$$

$$\text{貨幣：} \quad \psi_t^z = \beta E_t \left[\frac{\psi_{t+1}^z}{\mu_{t+1}^z \pi_{t+1}^d} R_t \right] \quad (A2-2)$$

$$\begin{aligned} \text{資本累積：} \quad P_t^{k'} \psi_t^z = \beta E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\mu_{t+1}^z} [(1-\delta_k) P_{t+1}^{k'} \right. \\ \left. + r_{t+1}^k u_{t+1} \tilde{a}(u_{t+1})] \right) \end{aligned} \quad (A2-3)$$

$$+ \beta E_t \left[\psi_{t+1}^z \gamma_{t+1} P_{t+1}^{k'} \tilde{S}' \left(\frac{t_{t+1}}{i_t} \mu_{t+1}^z \right) \left(\frac{t_{t+1}}{i_t} \mu_{t+1}^z \right)^2 \right] \quad (A2-4)$$

$$\text{資本利用率：} \quad \tilde{a}'(u_t) = r_t^k \quad (A2-5)$$

$$\text{實質通貨：} \quad A_q q_t^{-\sigma_q} = \psi_t^z (R_{t-1} - 1) \quad (A2-6)$$

國外債券：

$$\psi_t^z S_t^n = \beta E_t \left[\frac{\psi_{t+1}^z}{\mu_{t+1}^z \pi_{t+1}^d} S_{t+1}^n R_t^* \Phi \left(\frac{A_t}{z_t}, \tilde{\phi}_t \right) \right] \quad (A2-7)$$

$$\text{勞動供給：} \quad \zeta_t^N A_L (N_{j,t})^{\sigma_L} = \psi_t^z w_t \quad (A2-8)$$

其中 $w_t \equiv W_t / (P_t^d z_t)$ 為經平穩化後的均衡實質薪資。

A.3 尋職摩擦下勞工願接受薪資下限

尋職摩擦下，市場均衡薪資是按廠商最高願付工資與勞工最低願接受工資採奈許議價決定。對勞工而言，維持既有雇用關係(即就業)的價值取決於實質薪資 w_t 與提供勞務的邊際機會成本(勞動的負效用)之差額，以及對未來就業狀態的預期，可將在期初勞動分離及廠商新增雇用發生後處於就業狀態

的勞工的價值函數 V_t^N 表示為：

$$V_t^N = w_t - \frac{\zeta_t^h A_L(N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z} + \beta E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} \{ [1 - \delta(1 - x_{t+1})] V_{t+1}^N + \delta(1 - x_{t+1}) V_{t+1}^U \} \right) \quad (\text{A3-1})$$

其中， $\frac{\zeta_t^h A_L(N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z}$ 是將勞動的(負)效用轉換為實質價值， $\beta E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} \right)$ 是實質價值的折現因子， V_{t+1}^U 是下期處於失業狀態的實質價值，由於受雇勞工在下期初有 δ 的機率與雇主分離，且有 $(1 - x_{t+1})$ 的機率無法及時找到工作，因此 $\delta(1 - x_{t+1})$ 是下期轉換為失業狀態的機率。本期處於失業狀態的實質價值 V_t^U 則可表示為：

$$V_t^U = \beta E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} \{ x_{t+1} V_{t+1}^N + (1 - x_{t+1}) V_{t+1}^U \} \right) \quad (\text{A3-2})$$

由於模型中並未假設有失業救濟或補助，處於失業狀態的實質價值純粹是對未來期望價值的折現值。勞工在就業狀態的價值會高於在失業狀態的價值，因而勞工維持既有雇用關係的剩餘價值就是兩者的差額：

$$S_t^H = V_t^N - V_t^U = w_t - \frac{\zeta_t^h A_L(N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z} + \beta(1 - \delta) E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} (1 - x_{t+1}) S_{t+1}^H \right) \quad (\text{A3-3})$$

因此，勞工願意維持就業可接受最低工資是：

$$w_t^{lb} = w_t - S_t^H = \frac{\zeta_t^h A_L(N_t)^{\sigma_L}}{\psi_t^z} - \beta(1 - \delta) E_t \left(\frac{\psi_{t+1}^z}{\psi_t^z \mu_{t+1}^z} (1 - x_{t+1}) S_{t+1}^H \right) \quad (\text{A3-4})$$

Macroeconomic Forecasting under a Small Open Economy DSGE Model with Labor Market Frictions

Yu, Hsuan*

Abstract

It is the Bank's statutory mandate to maintain price stability and promote economic growth. Since economic growth is tightly linked to labor market conditions, the dynamics of employment, unemployment, and real wages may contain relevant information about business conditions and may thus be useful for economic forecasting. This article estimates small open economy DSGE models with labor market frictions using both Taiwan's data and foreign data. The DSGE models incorporate either a search & matching friction or a staggered nominal wage setting, and are estimated with Bayesian methods. Impulse response functions are calculated, as well as the one-step-ahead and multistep-ahead forecasts of key variables under different settings (with/without labor search & matching, the Bank adopting interest rate rule or monetary quantity rule) to compare DSGE models' forecast performances with those of a VAR. This article finds that incorporating labor search & matching friction can improve DSGE models' forecast accuracy of unemployment rate and GDP. The VAR model has difficulty capturing the long-term changes in M2 growth rate and unemployment rate, as the forecast errors increase drastically with forecast horizon, whereas the DSGE model with labor search & matching friction and under a monetary quantity rule does not have such drawbacks. Comparing the projected future paths of key variables, this article demonstrates that DSGE models may generate more reasonable forecasts than a VAR, and can thus serve as an alternative reference for the Bank.

Keywords: labor search & matching, DSGE modelling, economic forecast.

JEL classification code: C51, E27, E47.

* The views expressed in this paper are those of the author(s) and do not necessarily reflect the position of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan). Any errors or omissions are the responsibility of the authors.