

行政院及所屬各機關出國報告書
(出國類別：實習)

參加瑞士央行基金會舉辦之「貨幣經濟課題(Topics in Monetary Economics)」出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：余軒/經濟研究處助理研究員

派赴國家/地區：瑞士/伯恩

出國期間：114 年 8 月 16 日至 8 月 31 日

報告日期：114 年 11 月

瑞士央行基金會”貨幣經濟課題 (Topics in Monetary Economics)”進階研習課程出國報告

余軒

經濟研究處

2025 年 11 月 24 日

目錄

1	前言	1
2	美國貨幣政策的外溢效果	1
2.1	研究動機	1
2.2	實證模型: 美國與跨國追蹤資料 VAR 模型	2
2.3	DSGE 模型	5
2.4	模擬結果	14
3	房價、理性預期的偏離與零利率底限	18
3.1	研究動機	18
3.2	美國民眾的房價預期性質	18
3.3	考慮主觀房價預期的簡單模型	21
3.4	房價主觀預期與房產投資的完整模型	25
4	心得與建議	31
4.1	研習心得	31
4.2	建議	31

1 前言

職奉派於民國 114 年 8 月 18 日至 8 月 30 日參加瑞士央行基金會舉辦之「貨幣經濟課題 (Topics in Monetary Economics)」研習課程。本次研習參加學員共 26 人，除職外，其餘來自歐、亞、非、美洲等 25 個國家。課程講師為美國西北大學經濟系 Lawrence J. Christiano 教授、瑞士洛桑大學經濟學系 Gianluca Benigno 教授，與英國倫敦大學學院 (UCL) Klaus Adam 教授。課程內容主要係以新凱因斯 DSGE 總體經濟理論模型為基礎，針對美國貨幣政策對新興國家的外溢效果、財政與貨幣政策搭配、最適通膨目標、理性預期之偏離與零利率底限等議題建立模型，對當前實證研究結果提供理論說明，並以 Dynare 程式模擬評估各類衝擊對總體變數產生的影響。此外，本課程亦邀請瑞士央行的經濟學家介紹該行貨幣政策架構、政策工具及 DSGE 模型。

2 美國貨幣政策的外溢效果

本章介紹Camara et al. (2024) 有關美國貨幣政策衝擊外溢效果的研究。

2.1 研究動機

Caldara et al. (2022) 指出美國貨幣政策外溢有三個管道，分別是匯率管道、國內需求管道與金融管道。以美國升息衝擊為例，匯率管道指美元相對新興市場貨幣走強，使美國商品與服務的相對價格上升，有利於新興國家的淨出口與產出增加，同時因新興國家匯率相對貶值，使其 CPI 通膨短暫上升；國內需求管道指美國升息衝擊降低美國國內的有效需求，使其進口需求下降，連帶使新興國家經濟活動緊縮，產出與通膨下降；金融管道指美國升息使國外投資人調整資金配置，資金回流美國金融市場，使新興國家金融情勢緊縮，導致產出與通膨下降。

在傳統 Mundell-Fleming 模型中，大國利率上升使其貨幣升值，他國產品相對變得較便宜，帶來支出移轉 (expenditure switching) 的效果，使大國對他國進口上升，同時因為大國產品相對價格上升而令大國出口下降。故對他國而言，應發生匯率貶值，出口增加與進口下降，帶來產出擴張的效果，亦即匯率管道。然

而，近期有關美國貨幣政策外溢效果的研究指出美國的緊縮性貨幣政策衝擊使他國出口與進口下降，且他國產出亦下降。換言之，美國緊縮性貨幣政策衝擊帶來美國與外國景氣同向連動，並無支出移轉效果的證據，明顯違背 Mundell-Fleming 的推論。某些文獻(如Miranda-Agrippino and Rey (2020)) 提出的解釋是美國貨幣政策透過金融摩擦帶來國際連動，強調金融管道的重要性。Camara et al. (2024) 則透過其建構的 DSGE 模型推論認為，美國的國內需求管道透過國際貿易傳遞，應為決定美國貨幣政策外溢效果的最重要管道；而金融管道對外溢效果的影響，會隨一國企業部門的負債中外幣計價之比例的提高，因匯率變動而放大其影響，故一般而言新興國家會較先進國家面臨更大的外溢效果。

2.2 實證模型：美國與跨國追蹤資料 VAR 模型

1. 美國實證結果

為了估計聯準會貨幣政策衝擊對美國本身總體變數的影響，Camara et al. (2024) 首先建立落後期數為 p 期的 VAR 模型如下：

$$Y_t = A(L)Y_{t-1} + C\varepsilon_t^{mp} + u_t \quad (2.1)$$

其中 u_t 為殘差項而 $E(u_t u_t')$ 為其變異數矩陣， ε_t^{mp} 為外生的聯準會貨幣政策衝擊，由Bauer and Swanson (2023) 的高頻率資料估計取得，且假設與 u_t 無關。 L 為落後運算元，設定

$$A(L) = A_1 + A_2 L + \dots A_p L^{p-1}$$

此模型的 $A_i, i = 1, \dots, p, V, C$ 等矩陣是以貝氏方法估計(採用 Minnesota 先驗分配)，模型採月頻率，樣本期間為 2006 年至 2019 年，資料向量 Y_t 包含 9 項美國總體變數：經過調整違約風險溢酬的私人企業借貸利率 $R_{d,t}^*$ ¹、Gilchrist and Zakrajsek (2012) 建構的超額債券溢酬 (Excess Bond Premium, EBP)²、名目美元指

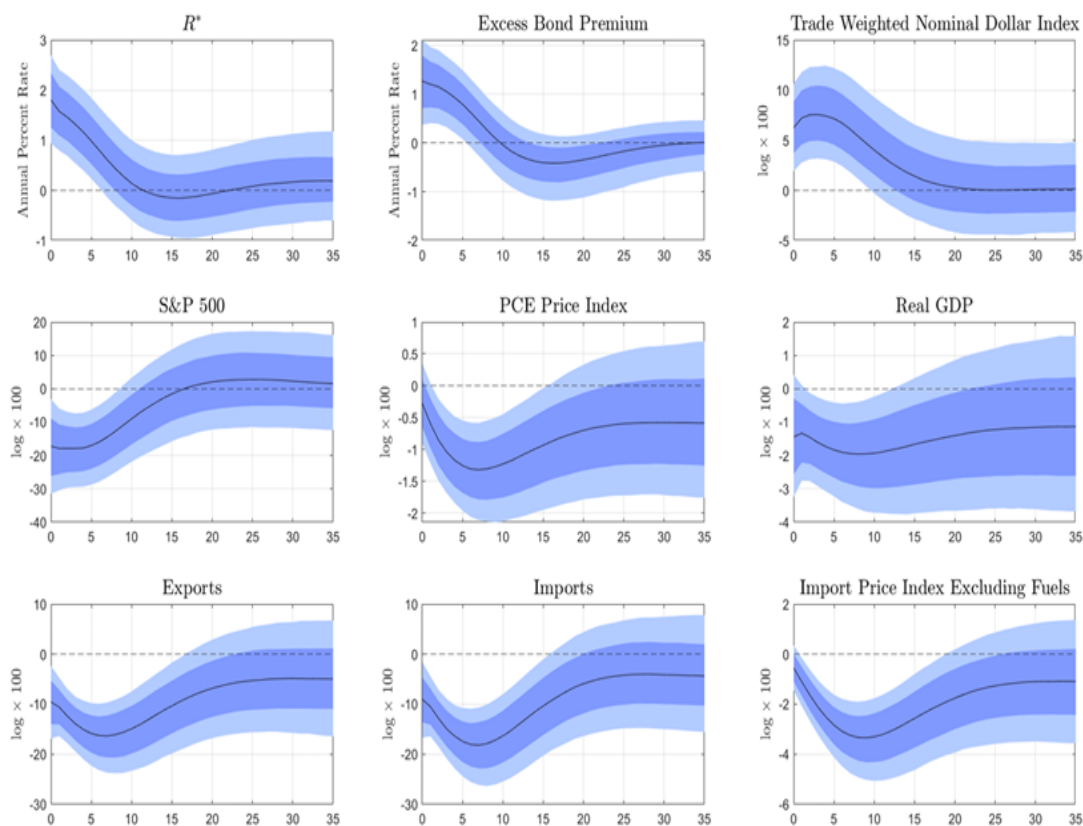
¹ $R_{d,t}^*$ 即為美國兩年期公債殖利率加上 EBP。

²EBP 亦可被視為安全收益 (convenience yield)。

數、S&P 500 股價指數、PCE 物價指數、實質 GDP³、出口、進口、剔除能源的進口物價 (import price index excluding fuels)。

圖1顯示，在利率上升衝擊後，實質 GDP、PCE 物價指數與股價指數下降，而因為利率上升使流動性緊縮，EBP 上升；名目美元指數先上升數月，之後緩慢下跌。美元升值使美國出口下降，而因利率上升壓抑需求，美國進口亦下降，且出口與進口的下降幅度遠超過 GDP 的降幅。此外，剔除能源的進口物價指數亦下降，反映進口需求下降的效果，並可推論美國進口下降並非源自美國以外國家供給的緊縮。

圖 1: 美國總體變數對 Fed 貨幣政策衝擊之反應



說明: 本圖為以式(2.1)估計貝氏 VAR 模型，落後期數為 9 期，資料為月頻率，圖中顯示各總體變數面對 Bauer and Swanson (2023) 衝擊後的衝擊反應，黑色實線為後驗分配之平均衝擊反應，深色區域為 68% 信賴區間，深色區域與淺色區域合併為 90% 信賴區間。

資料來源: Camara et al. (2024)

³實質 GDP 季資料經 Stock and Watson (2010) 多變量內插法轉為月頻率。

2. 跨國追蹤資料 VAR 模型

Camara et al. (2024) 繼而建立跨國追蹤資料 (panel) VAR 模型。設定追蹤資料中有 N_1 、 N_2 兩組國家 (分別對應小型開放先進國家與新興國家)，以先進國家第 i 國為例，其 VAR 模型設定為：

$$Y_{i,t} = A_1 Y_{i,t-1} + A_2 Y_{i,t-2} + C \varepsilon_t^{mp} + \varepsilon_{i,t} \quad (2.2)$$

其中：

$$Y_{i,t} = \begin{bmatrix} \tilde{Y}_t \\ Y_t^i \end{bmatrix} \quad (2.3)$$

其中 \tilde{Y}_t 是 3×1 的美國總體變數向量，包括美國取對數之實質 GDP， $R_{d,t}^*$ ，及取對數之 PCE 通膨率⁴。 \tilde{Y}_t^i 則是 8×1 的向量，包含第 i 國 8 項總體變數：GDP、名目匯率 (1 美元兌換的本國貨幣數)、央行政策利率、CPI、國內民間投資、出口、進口、以及央行外匯干預金額的衡量變數⁵ (取自 Adler et al. (2010))，除了央行政策利率與最後一項，其餘變數皆取對數值且去除樣本期間平均值，因此式(2.2)中沒有常數項。對所有 $i = 1, \dots, N_1$ 的追蹤資料，VAR 模型式可寫為：

$$\begin{bmatrix} Y_{1,t} \\ Y_{2,t} \\ \vdots \\ Y_{N_1,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} A_1 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_1 & \dots & \dots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & A_1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-1} \\ Y_{2,t-1} \\ \vdots \\ Y_{N_1,t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} A_2 & 0 & \dots & 0 \\ 0 & A_2 & \dots & \dots \\ \vdots & & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & \dots & A_2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} Y_{1,t-2} \\ Y_{2,t-2} \\ \vdots \\ Y_{N_1,t-2} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} C \\ C \\ \vdots \\ C \end{bmatrix} \varepsilon_t^{mp} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t} \\ \varepsilon_{2,t} \\ \vdots \\ \varepsilon_{N_1,t} \end{bmatrix} \quad (2.4)$$

此追蹤資料 VAR 模型亦採貝氏方法估計，其對 ε_t^{mp} 衝擊之反應將與下一節 DSGE 模型之模擬一併呈現並比較。

⁴Camara et al. (2024) 以計量方法將式(2.1)的完整美國 VAR 縮減為此 3 個變數對 ε_t^{mp} 的反應之 VAR，對取對數之 GDP， $R_{d,t}^*$ ，及取對數之 PCE 通膨率可以得到非常近似的結果。

⁵考慮資料中可能有內生性問題，將 Adler et al. (2010) 資料中各國央行外匯干預金額除以該國 GDP 的 3 年移動平均。

2.3 DSGE 模型

Camara et al. (2024) 建構一小型開放經濟模型，家計單位可持有國外資產，本國央行可進行外匯干預，外國則假想為美國。

1. 家計部門

代表性家計單位的效用函數為：

$$E_0 \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \left[u(C_t) - \frac{l_t^{1+\psi}}{1+\psi} - h_t(\Theta_t) \right] \quad (2.5)$$

其中 C_t 為消費、 l_t 為工時，參數 $\psi > 0$ 是勞動供給彈性的倒數， Θ_t 為持有的海外(美元)金融資產占其總投資組合之比例。另外， $h_t(\Theta_t)$ 是 Θ_t 偏離目標比例 γ_t 的成本(負效用)。模型有以下定義與設定：

$$\begin{aligned} \Theta_t &\equiv \frac{S_t D_{t+1}^*}{S_t D_{t+1}^* + D_{t+1}}, \quad h_t(\Theta_t) = \frac{\gamma}{2} (\Theta_t - \gamma_t)^2 \\ \gamma_t &= \gamma + \gamma_{R^*} (R_{d,t+1}^* - R_*) + e_t^\gamma \end{aligned} \quad (2.6)$$

其中 S_t 是名目匯率(1美元的本國貨幣價值)， γ 是 γ_t 的恆定狀態值， D_{t+1}^* 是第 t 期期末家計單位持有外國債券的美元金額(D_{t+1} 是持有本國債券的金額)，在第 $t+1$ 期時的報酬為外國名目利率 $R_{d,t+1}^*$ (R^* 是其恆定狀態值)，係數 $\gamma_{R^*} > 0$ 捕捉當美國名目利率較高時，家計單位欲配置更高比例於美元債券。 e_t^γ 為隨機白噪音(white noise)衝擊。家計單位每期以本幣表達的預算限制式為：

$$S_t D_{t+1}^* + D_{t+1} + P_t^c C_t + E_t Q_{t,t+1} a_{t,t+1} = S_t R_{d,t}^* D_t^* + R_{d,t} D_t + W_t l_t + \Pi_t - T_t + a_{t-1,t} \quad (2.7)$$

等式的左側與右側分別是家計單位支用與收入，其中 P_t^c 是消費財價格(即CPI)， W_t 是名目薪資， Π_t 是來自廠商部門的利潤， T_t 是政府課徵的定額稅(或補貼)，在第 t 期時，家計單位可以購買 $a_{t,t+1}$ 單位的 Arrow-Debreu 證券(在第 $t+1$ 期支付 $a_{t,t+1}$ 單位本國貨幣， $Q_{t,t+1}$ 為 Arrow-Debreu 證券的價格)，假設 Arrow-Debreu 證券由本國銀行出售(詳後述)。家計單位選擇 $\{D_{t+1}, D_{t+1}^*, C_t, a_{t,t+1}, l_t, \Theta_t\}$ 以極

大化其效用。 C_t 與 $a_{t,t+1}$ 的最適選擇可以得到其名目折現因子為：

$$v_{t+1} \equiv \frac{\beta u'(C_{t+1})}{\pi_{t+1}^c u'(C_t)} = Q_{t,t+1} \quad (2.8)$$

而由最適 D_t 與 D_t^* 決策 (經取自然對數線性化) 可得：

$$E_t \log(S_{t+1}) - \log(S_t) + \log(R_{d,t+1}^*) + \Lambda_t = \log(R_{d,t+1}) \quad (2.9)$$

其中， Λ_t 為對應式(2.6)中 Θ_t 的 Lagrange 乘數，並可推得 $\Lambda_t = \gamma(\gamma_t - \Theta_t)$ (故其恆定狀態為 0)。注意只有當 $\gamma = 0$ 時，式(2.9)會符合未拋補的利率平價 (UIP) 假說，若 $\gamma > 0$ (Θ_t 偏離目標 γ_t 帶來負效用)，當 Θ_t 大於目標比例，則本國名目利率 $R_{d,t+1}$ 會低於 UIP 所隱含的本國利率水準。在後續模擬終將聚焦於此情況⁶。此外，只有在 UIP 不成立下，央行可以有獨立於利率政策以外的匯率政策，存在匯市干預的空間，詳後述。

2. 廠商部門與價格僵固性

本國非貿易 (non-tradeable) 財貨 Y_t 是由具異質性的中間財 $Y_{i,t}$ 透過以下 Dixit-Stiglitz 函數組成：

$$Y_t = \left[\int_0^1 Y_{i,t}^{\frac{\varepsilon-1}{\varepsilon}} \right]^{\frac{\varepsilon}{\varepsilon-1}}, \quad \varepsilon > 1 \quad (2.10)$$

獨占性競爭廠商 $i \in [0, 1]$ 以資本財 $\tilde{K}_{i,t}$ 與勞動雇用 $l_{i,t}$ ，經如下生產函數生產中間財 $Y_{i,t}$ ：

$$Y_{i,t} = \tilde{K}_{i,t}^\alpha (A_t l_{i,t})^{1-\alpha}, \quad 0 < \alpha < 1 \quad (2.11)$$

其中 A_t 是廠商生產力。[Camara et al. \(2024\)](#) 聚焦於美國的貨幣政策外溢效果與金融摩擦的關係，假設 A_t 不具隨機性，而是以固定的成長率 Δa 上升 ($\log(A_t/A_{t-1}) = \Delta a > 0$)。所有中間財廠商第 t 期所租用的資本財數量加總為本

⁶美國與跨國 VAR 模型之衝擊反應呈現 UIP 不成立的證據 (不論對先進國家或新興國家皆然，見下圖2至圖4)，當美國發生貨幣緊縮衝擊時，實證模型顯示非美國貨幣在 $t+1$ 期會相對貶值，且同時美國與他國之利差 $R_{d,t+1}^* - R_{d,t+1}$ 上升，故 $\Lambda_t < 0$ 。

國資本存量: $\int_0^1 \tilde{K}_{i,t} di = K_t$ 。中間財廠商面臨 Calvo 定價摩擦，每期有 (隨機選取) $1 - \theta$ 比例的廠商可以調整價格為最適價格 \tilde{P}_t ，其餘 θ 比例廠商維持前期價格 $P_{i,t} = P_{i,t-1}$ ，中間財廠商在要素市場為完全競爭，給定 r_t 與 W_t ，決定固定產量下的勞動與資本財雇用，在產品市場為獨占性競爭，在給定的產品需求曲線下，當可以調價時決定最適價格 (與產量)。

本國最終財為透過 CES 函數結合本國財貨與外國進口財貨組成，有投資財、消費財、出口財等三種最終財。投資財與消費財的生產函數分別為：

$$I_t = \left[\gamma_I^{\frac{1}{\nu_I}} (I_{d,t})^{\frac{\nu_I-1}{\nu_I}} + (1 - \gamma_I)^{\frac{1}{\nu_I}} (I_{m,t})^{\frac{\nu_I-1}{\nu_I}} \right]^{\frac{\nu_I}{\nu_I-1}}$$

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

其中 $0 < \gamma_I < 1$ 與 $0 < (1 - \omega_c) < 1$ 分別決定恆定狀態本國財貨在投資與消費組合中的比例， ν_I 與 η_c 則為本國與美國財貨分別在消費與投資組合中的替代彈性，最終消費財與資本財的本國幣 (LCU) 價格分別為 P_t^c 與 P_t^I ，根據消費與投資組合 CES 函數， P_t^c 與 P_t^I 由本國財貨價格 P_t 與美國財貨本幣價格 $S_t P_t^f$ 決定。

影響出口需求的最大因素為美國 GDP，標記為 Y_t^f ，假設 $Y_t^f = y_t^f Z_t$ ，其中 Z_t 為 Y_t^f 的恆常項 (按恆定狀態成長率 Δa 上升)， y_t^f 為暫時項，且假設美國貨幣政策衝擊只會影響 y_t^f 。假設本國出口需求為：

$$X_t = \left(\frac{P_t^X}{P_t^f} \right)^{-\eta_f} \left[\left(\frac{y_t^f}{y^f} \right)^{\gamma_f} Z_t \right] \quad (2.12)$$

其中 P_t^X 為本國出口財的美元價格 ($\frac{P_t^X}{P_t^f}$ 即為貿易條件)， $\eta_f > 0$ 為本國出口需求對貿易條件的彈性， $\gamma_f > 0$ 為本國出口需求對 y_t^f 之彈性，出口財亦是由本國財貨與外國財貨透過 CES 函數組成：

$$X_t = \left[\gamma_x^{\frac{1}{\eta_x}} (X_{d,t})^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} + (1 - \gamma_x)^{\frac{1}{\eta_x}} (X_{m,t})^{\frac{\eta_x-1}{\eta_x}} \right]^{\frac{\eta_x}{\eta_x-1}} \quad (2.13)$$

其中 $X_{d,t}$ 為本國財貨而 $X_{m,t}$ 為外國財貨，而其美元價格分別為 $P_t^{d,X}$ 與 P_t^f 。假設出口商為完全競爭，由此 CES 函數可知 P_t^X 由 $P_t^{d,X}$ 與 P_t^f 所決定。Camara et al. (2024) 進一步假設 $P_t^{d,X}$ 具有價格僵固性。 $X_{d,t}$ 由以下 Dixit-Stiglitz 函數所組

成：

$$X_{d,t} = \left[\int_0^1 X_{i,t}^{\frac{\varepsilon_x - 1}{\varepsilon_x}} \right]^{\frac{\varepsilon_x}{\varepsilon_x - 1}}, \quad \varepsilon_x > 1 \quad (2.14)$$

其中 $X_{d,t}$ 是由獨占性競爭廠商以 $X_{i,t}$ 單位的同質性非貿易財轉換而來，這些獨占性競爭廠商亦有 Calvo 定價摩擦，每期有 $0 < \theta^X < 1$ 比例的廠商不能調價而將美元價格設定為 $P_{i,t}^{d,X} = P_{i,t-1}^{d,X}$ ，而可以調價的廠商則將其 (美元) 價格設為其邊際成本 P_t/S_t ⁷。

3. 資本財製造商

資本財製造商為完全競爭，每期在中間財廠商完生產後，從企業家部門以 P_t^k 的價格買入經折舊的資本財 x_t ，從投資財包裹商以 P_t^I 的價格買入投資財，並結合成新的資本財 K_{t+1} ，假設存在投資調整成本：

$$K_{t+1} = x_t + \left(1 - S\left(\frac{I_t}{I_{t-1}}\right) \right) I_t \quad (2.15)$$

上式中， $S(\cdot)$ 函數刻劃投資調整成本，此函數形式的性質為 $S(\cdot) = S'(\cdot) = 0$ ，而 $S''(x) = \kappa$ 為模型參數之一。資本財製造商透過式(2.15)演進過程產生新資本財 K_{t+1} 後，再將新本財以 P_t^k 價格賣回給企業家。資本財製造商選擇每期 I_{t+j} 以極大化其利潤 (帶給家計單位的效用)：

$$E_t v_{t+j} \left\{ P_{t+j}^k \left(1 - S\left(\frac{I_{t+j}}{I_{t+j-1}}\right) \right) I_{t+j} - P_{t+j}^I I_{t+j} \right\} \quad (2.16)$$

4. 企業家、銀行與金融摩擦

企業家部門與金融摩擦的設定源自 [Bernake et al. \(1999\)](#) (亦見 [Christiano et al. \(2014\)](#))。企業家的功能是向資本財製造商購入資本財，並租借資本財予中間財廠商並收取租金。第 t 期期初企業家之淨值被標記為 N_t ，在第 t 期末，仍留存在市

⁷可看出 $P_t^{d,X}$ 具有兩層價格僵固性，第一層為本國財貨價格 P_t 不會完全反應本國中間財廠商邊際生產成本 (由 r_t 及 W_t 決定) 的變動，第二層為美元價格 $P_t^{d,X}$ 不會完全反應 P_t/S_t 的變化。會採用此設定的原因是 [Gopinath et al. \(2020\)](#) 發現國際貿易不僅多採美元定價，且出口品美元價格具僵固性，不會完全反應生產國兌美元匯率之變動。

場的企業家由銀行部門取得借款 \overline{B}_{t+1}^e ，並結合其(名目)淨值 N_{t+1} 從資本財製造商以 P_t^k 價格購買資本財 K_{t+1}^e ，亦即， $P_t^k K_{t+1}^e = N_{t+1} + \overline{B}_{t+1}^e$ 。

在下一期 $t+1$ 期初，每一企業家隨機抽取資本財衝擊 ω_{t+1} ，使其淨資本財成為 $\omega_{t+1} K_{t+1}^e$ 。假設 ω_{t+1} 的機率分配為 $\omega_{t+1} \sim N(-\frac{\sigma_\omega^2}{2}, \sigma_\omega^2)$ ，使 $E(\omega_{t+1}) = 1$ 。將 ω_{t+1} 的累積分配函數 (CDF) 標示為 $F(\omega)$ ， $F(\omega)$ 須在每期為企業家與銀行的共同資訊 (common knowledge)。企業家在觀察到 ω_{t+1} 後，將有效資本財 $\omega_{t+1} K_{t+1}^e$ 出租給中間財廠商，每單位淨有效資本財賺取(名目 LCU) 租金 r_{t+1} ，再以 P_{t+1}^k 價格出售給資本財製造商，故企業家在第 $t+1$ 期，考慮資本財折舊的名目 LCU 淨收入為：

$$\begin{aligned} \omega_{t+1} (K_{t+1}^e r_{t+1} + (1 - \delta) K_{t+1}^e P_{t+1}^k) &= \omega_{t+1} K_{t+1}^e P_t^k \left[\frac{r_{t+1} + (1 - \delta) P_{t+1}^k}{P_t^k} \right] \\ &= \omega_{t+1} K_{t+1}^e P_t^k R_{t+1}^k \end{aligned} \quad (2.17)$$

其中 R_{t+1}^k 是每單位有效資本財的名目 LCU 報酬率。企業家視 R_{t+1}^k 為外生，且每位企業家有相同的 R_{t+1}^k 。企業家在第 t 期末與銀行的貸款合約可被刻畫為 $(\overline{B}_{t+1}^e, Z_{t+1}, \overline{\omega}_{t+1})$ ，其中 \overline{B}_{t+1}^e 是貸款金額(取決於企業家淨值 N_{t+1})， Z_{t+1} 是貸款名目利率， $\overline{\omega}_{t+1}$ 是一門檻，其意義為若該企業家在 $t+1$ 期 ω_{t+1} 的實現值低於 $\overline{\omega}_{t+1}$ ，將無法償還貸款而決定違約，亦即：

$$\overline{\omega}_{t+1} = \frac{Z_{t+1} \overline{B}_{t+1}^e}{R_{t+1}^k P_t^k K_{t+1}^e} \quad (2.18)$$

當企業家在 $t+1$ 期抽取 $\omega_{t+1} < \overline{\omega}_{t+1}$ 下即因無法償還貸款而宣布破產違約，而此時銀行可攫取企業家之專案價值(扣除 μ_e 比例的監控成本後)。因為企業家亦從屬於家計部門⁸，因此企業家的經營目標是極大化其每期利潤對代表性家計單位的終身效用：

$$E_t v_{t+1} \int_{\overline{\omega}_{t+1}}^{\infty} [P_{t+1}^k K_{t+1}^e \omega R_{t+1}^k - Z_{t+1} \overline{B}_{t+1}^e] dF(\omega) \quad (2.19)$$

為了貸款 \overline{B}_{t+1}^e 予企業家，銀行部門需吸收存款，假設銀行存款中有固定

⁸假設每一家計單位有數量眾多的企業家，其淨值分配與整個經濟體企業家淨值分配相同。

$0 < \phi < 1$ 比例是本幣存款 B_{t+1}^{lcu} ，其餘為外幣存款 (外幣金額為 $B_{t+1}^{\$}$)，亦即：

$$B_{t+1}^{lcu} = \phi \bar{B}_{t+1}^e, \quad S_t B_{t+1}^{\$} = (1 - \phi) \bar{B}_{t+1}^e \quad (2.20)$$

B_{t+1}^{lcu} 支付本國無風險名目利率 $R_{d,t+1}$ ， $B_{t+1}^{\$}$ 支付美元無風險名目利率 $R_{d,t+1}^*$ 。將 $A_{t,t+1}$ 標記為銀行部門從企業家收回貸款 (扣除破產違約部分與監控成本) 並償付存款本利和的淨額：

$$\begin{aligned} A_{t,t+1} = & [1 - F(\bar{\omega}_{t+1})] \bar{B}_t^e Z_{t+1} + (1 - \mu_e) G(\bar{\omega}_{t+1}) P_{t+1}^k K_{t+1} R_{t+1}^k \\ & - R_{d,t+1} \phi \bar{B}_t^e - s_{t+1} (1 - \phi) R_{d,t+1}^* \end{aligned} \quad (2.21)$$

其中 $s_{t+1} \equiv S_{t+1}/S_t$ 是本幣貶值率，上式等號右邊第 1 項是未違約的企業家償付的貸款本利和，第 2 項為銀行從違約的企業家收回的金額 (扣除監控成本)，其中 $G(\bar{\omega}_{t+1}) = \int_0^{\bar{\omega}_{t+1}} \omega dF(\omega_{t+1})$ 。因為假設銀行部門可自由進入，銀行的預期利潤須為零，即下式必須成立：

$$E_t v_{t+1} A_{t,t+1} = 0 \quad (2.22)$$

然而，第 $t+1$ 期 $A_{t,t+1}$ 之實現值可能為正或負 (取決於 s_{t+1} 與 $R_{d,t+1}^*$ 之實現值)，而此正或負的利潤則由家計單位購買的 Arrow-Debreu 證券所吸收，亦即，在 $t+1$ 期， $A_{t,t+1} + a_{t,t+1} = 0$ 。

銀行與企業家之間的合約 $(\bar{B}_{t+1}^e, \bar{\omega}_{t+1}, \{Z_{t+1}\})$ 只要能符合銀行的零期望利潤條件 (式(2.22)) 皆可被銀行接受，因此企業家是在式(2.22)的限制下，選擇合約條款 $(\bar{B}_{t+1}^e, \bar{\omega}_{t+1}, \{Z_{t+1}\})$ 以極大化其目標函數 (式(2.19))。在均衡下，企業家選擇的 $\{Z_{t+1}\}$ 有較強的狀態相依性 (state dependency)，使銀行的實現利潤接近 0 ($A_{t,t+1} \simeq 0$)，即 Arrow-Debreu 證券甚少被使用。這會使 Z_{t+1} 容易受外生衝擊影響，例如，當本國貨幣貶值時， Z_{t+1} 較高 (銀行償還外幣借款的 LCU 金額增加)，企業家的整體淨值下降，且違約破產之比例上升 (由式(2.18)知， Z_{t+1} 上升會使違約門檻值 $\bar{\omega}_{t+1}$ 相應上升，故有更多企業家不能償付貸款而違約)。

在第 t 期期末，有隨機選取的 $1 - \gamma^e$ 企業家離開市場 (回歸家計部門)，而剩

餘比例的企業家則繼續留在市場，從事風險投資並累積淨值⁹。若企業家離開市場，其業主權益則移轉支付給家計部門¹⁰；在企業家離開的同時，有 $1 - \gamma^e$ 的家計單位成員轉為企業家進入市場，而所有（新進或存活的）企業家都會收到家計單位 W_t^e 淨值的贈與（假設此贈與金額微小¹¹）。因此，企業家的下期期初總淨值 N_{t+1} 為存活的企業家業主權益與淨值贈與加總：

$$N_{t+1} = \gamma^e [1 - \Gamma(\bar{\omega}_t)] P_{t-1}^k K_t R_t^k + W_t^e \quad (2.23)$$

其中 $\Gamma(\bar{\omega}_t)$ 是企業家部門總收益中償付給銀行的比例：

$$\Gamma(\bar{\omega}_t) = [1 - F(\bar{\omega}_t)] \bar{\omega}_t + G(\bar{\omega}_t), \quad G(\bar{\omega}_t) = \int_0^{\bar{\omega}_t} \omega dF(\omega_t)$$

5. 政府部門

假設政府消費 G_t 完全為本國同質性非貿易財，且為 Z_t (GDP 的恆常項) 的固定比例：

$$G_t = g Z_t \quad (2.24)$$

假設央行採用政策利率法則如下：

$$\log \frac{R_{d,t+1}}{R_d} = \rho_R \log \frac{R_{d,t}}{R_d} + (1 - \rho_R) \left[r_\pi \log \left(\frac{\pi_t}{\pi} \right) + r_y \log \left(\frac{y_t}{y} \right) \right] + \frac{1}{400} \epsilon_{R,t} \quad (2.25)$$

其中 $0 < \rho_R < 1$ 控制利率政策的持續性， $r_\pi > 1$ 與 $r_y > 0$ 為央行利率政策對通膨率與 GDP 的反應係數， $\pi_t = P_t/P_{t-1}$ 為本國通膨率， $y_t \equiv Y_t/A_t$ 為本國經平穩化的 GDP， R_d 、 π 、 y 分別為政策利率、通膨率、經平穩化 GDP 的恆定狀態值。 $\epsilon_{R,t} \sim N(0, \sigma_R^2)$ 為（年化）名目政策利率隨機衝擊。

⁹模型假設企業家隨機離開市場的機率分配與企業家是否已違約無關，即使企業家前期已違約，本期仍可繼續留在市場，並從事風險投資累積淨值。

¹⁰在 Bernake et al. (1999) 的設定中，離開市場的企業家會消費一微小比例 $\Theta_e > 0$ 的淨值，其餘淨值則移轉給家計單位，由於企業家的消費不影響模型動態，Camara et al. (2024) 設定 $\Theta_e = 0$ 。

¹¹企業家隨機離開市場為金融摩擦機制常見的設定，避免企業部門不會因持續累積至足夠淨值而脫離金融摩擦的限制。

在利率政策之外，Camara et al. (2024) 假設本國央行亦可能執行外匯干預，設定央行每期有一類似泰勒法則的干預政策：

$$\frac{F_t^*}{\bar{F}_t^*} = \left(\frac{F_{t-1}^*}{\bar{F}_{t-1}^*} \right)^{\rho_{fx}} \left(\frac{R_{d,t}^* - 1}{R_d^* - 1} \right)^{-\theta_{R^*}} \quad (2.26)$$

其中 F_t^* 是央行於第 t 期持有的外幣， \bar{F}_t^* 是央行外匯存底的目標值， $0 < \rho_{fx} < 1$ 是央行匯率政策的持續性， $\theta_{R^*} > 0$ 則捕捉本國央行持有的外幣資產數量對美國利率 $R_{d,t}^*$ 的反應，經濟意涵為當美元利率 $R_{d,t}^*$ 相較其恆定狀態值 R_d^* 高(低)時，本國貨幣傾向貶值(升值)，央行的外匯干預因此傾向賣出(買入)美元資產以減緩本幣幣值的變動¹²。至於央行外匯存底的目標值則假設為本國期初銀行部門美元負債價值與本期進口投資財與消費財美元價值總和的一定比例：

$$\bar{F}_t^* = (\nu^{cb})^{1-\theta} \left[R_{d,t}^* B_t^\$ + P_t^f (I_{m,t} + C_{m,t}) \right] \left(\bar{F}_{t-1}^* \right)^\theta \quad (2.27)$$

此外，假設央行的外匯干預採完全沖銷，當央行外匯資產增加時，央行發行的 LCU 債券也會相應增加：

$$S_t (F_t^* - F_{t-1}^*) = B_t - B_{t-1} \quad (2.28)$$

央行持有的外匯資產會因為匯率與利率 ($R_{d,t}^*$ 與 $R_{d,t}$) 的變動產生利得或損失，假設這些利得(損失)會以定額補貼(稅)的方式回饋給家計部門。若式(2.6)中的 $\gamma = 0$ ，則央行的買入或賣出外幣資產的動作完全被家計部門吸收，不會對 UIP 條件有影響 (UIP 成立，故沒有 UIP 偏離)。若 $\gamma > 0$ ，則央行賣出外幣資產時家計部門將持有更多外幣資產，家計部門面臨的匯率風險上升，式(2.9)中 Λ_t 下降，因為 $R_{d,t+1}^*$ 為外生，由式(2.9)可看出，干預的結果或使 $\log(S_t)$ 下降，或使 $E_t \log(S_{t+1})$ 上升，即持有外幣資產的預期報酬應上升，以補償家計部門額外增加的匯率風險¹³。

¹² 因樣本中先進國家幾乎不進行外匯干預，因此對先進國家，Camara et al. (2024) 估計之 $\theta_{R^*} = 0$ 。

¹³ $\gamma > 0$ 亦隱含家計部門只關注本身面臨的匯率風險，而不將外匯存底的匯率風險內部化 (internalize)。

6. 市場結清

本幣可貸資金市場結清條件為：

$$D_t = B_t^{lcu} + B_t \quad (2.29)$$

上式右邊為來自銀行部門與央行的本幣資金需求，左邊為家計部門的本幣資金供給。如前所述，本國 Arrow-Debreu 證券結清條件為：

$$A_{t,t+1} + a_{t,t+1} = 0 \quad (2.30)$$

本國生產的同質性產品 Y_t 市場結清條件為：

$$Y_t = I_{d,t} + C_{d,t} + X_{d,t}^* + gZ_t + \frac{\mu_e G(\bar{\omega}_t) P_t^k K_t R_t^k}{P_t} \quad (2.31)$$

其中 $X_{d,t}^* = \int_0^1 X_{i,t} di$ 為出口品中由本國生產的部分。

結合家計部門與政府部門預算限制是可以得到國際收支平衡式 (以美元金額表示)：

$$P_t^X X_t - P_t^f (C_{m,t} + I_{m,t} + X_{m,t}) = F_{t+1}^* - R_{d,t}^* F_t^* + D_{t+1}^* - R_{d,t}^* D_t^* - B_{t+1}^{\$} + R_{d,t}^* B_t^{\$} \quad (2.32)$$

而本國以美元表示的經常帳盈餘為：

$$CA_t = P_t^X X_t - P_t^f (C_{m,t} + I_{m,t} + X_{m,t}) + r_{d,t}^* (F_t^* + D_t^*) \quad (2.33)$$

其中 $r_{d,t}^* \equiv R_{d,t}^* - 1$ 。本國經常帳盈餘為貿易順差加上海外資產的淨孳息。

本國 GDP 是以消費財的單位來衡量，由支出面的 GDP 定義 ($GDP = C + I + G + (X - IM)$) 可以得到：

$$GDP_t = \frac{P_t Y_t - \mu_e G(\bar{\omega}_t) P_t^l K_t R_t^k}{P_t^c} \quad (2.34)$$

其中，銀行的監控成本會耗用本國最終產出，但不會計入 GDP 的衡量中。

2.4 模擬結果

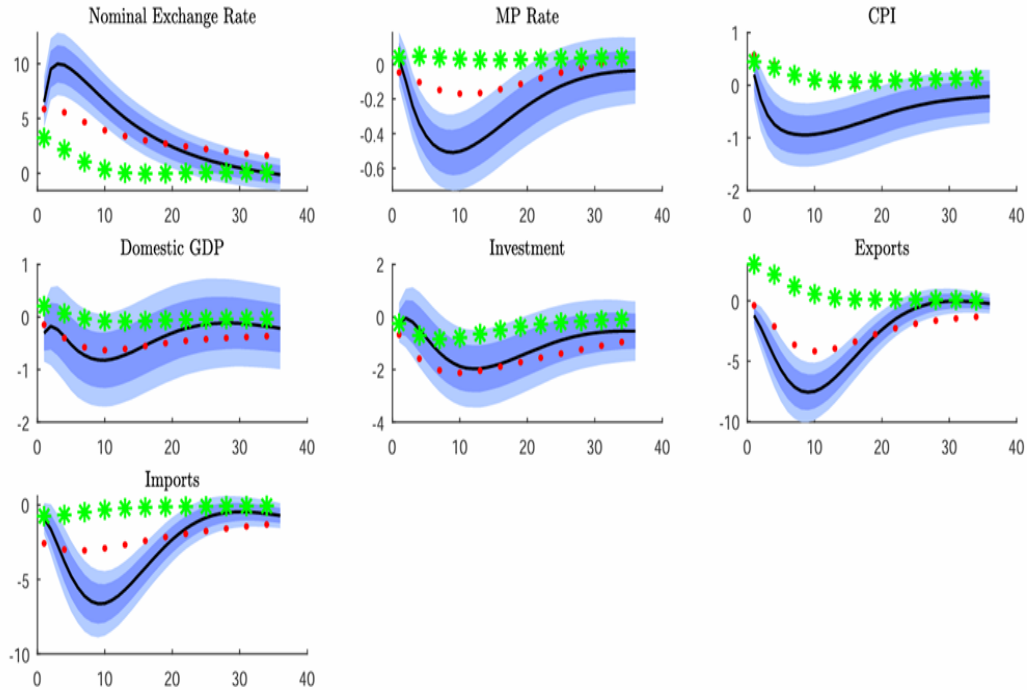
下圖2比較 DSGE 模型 (紅色點狀線) 及以式(2.4)估計之小型開放先進國家追蹤資料模型 (黑色實線及其信賴區間)，面對美國貨幣緊縮的衝擊反應，大致上，DSGE 模型的衝擊反應符合實證模型的性質，面對美國貨幣政策緊縮衝擊，先進國家貨幣貶值，而 GDP、投資、進口、出口皆下降。DSGE 模型之模擬很符合 VAR 模型下先進國家的 GDP 與民間投資的降幅，模擬出口的下降幅度亦堪稱符合實證模型，唯一的例外是 CPI 通膨率，VAR 模型的衝擊反應顯示隨著本國經濟活動緊縮，CPI 通膨率顯著下降，然而 DSGE 模型之衝擊反應卻是 CPI 通膨率上升 (圖中紅色點與綠色點幾乎重合)，這是因為在 DSGE 模型下，本國貨幣貶值使進口品的本幣價格上升，傳導至 CPI 通膨率的上升。為了凸顯美國貨幣政策衝擊的外溢效果是因美國進口需求下降帶來全球貿易活動的萎縮，圖2中的綠色星狀線同為 DSGE 模型的衝擊反應，但只考慮純粹美國利率上升的效果，而假設美國的 GDP 的暫時項 (決定美國進口需求) 以及美國物價不受貨幣緊縮衝擊影響¹⁴，在此反事實設定下，DSGE 模型的衝擊反應函數才呈現 Mundell-Flemming 的支出移轉效果，因為本國名目匯率貶值，出口增加，因為出口擴張，本國 GDP 在衝擊當下甚至略上升，而投資與進口只有小幅下降。在此設定下，本國央行的政策利率 (MP rate) 幾乎沒有改變，整體衝擊反應型態較實證模型偏離較大，因此可推論美國進口需求下降是決定其貨幣政策外溢效果的重要因素。

圖3的綠色星狀點為對小型開放先進國家進行另一項反事實模擬，因為先進經濟體的銀行部門幾乎沒有外幣負債，式(2.20)中的參數 ϕ 估計值為 0.99，圖3的綠色星狀點為改設定 $\phi = 0.7$ 下的衝擊反應 (而黑色實線、信賴區間與紅色點狀線與圖2完全相同)。可以看出若小型開放先進國家銀行部門外幣負債比例較高，面臨的外溢效果使 GDP 降幅放大為近 3 倍，GDP 的下降主要是來自民間投資大幅下降，若銀行外幣負債較高，本國名目匯率貶值將使企業家部門清償借款的難

¹⁴如附註 4 提及，式(2.1)的完整美國 VAR 縮減為 $\log \text{GDP}$ ， $R_{d,t}^*$ ，及 $\log \text{PCE}$ 通膨率 3 個變數對 ε_t^{mp} 的反應之 VAR，對 $\log \text{GDP}$ ， $R_{d,t}^*$ ，及 $\log \text{PCE}$ 通膨率可以得到非常近似的結果。在 DSGE 模型下，對他國而言，此 3 個美國總體變數為外生，而純粹的利率上升衝擊，即是設定 $\log \text{GDP}$ 與 $\log \text{PCE}$ 通膨率不對 ε_t^{mp} 作反應，只保留 $R_{d,t}^*$ 的反應。

度增加，使其對資本財需求較大幅度降低，帶來民間投資大幅萎縮與 GDP 下降，放大美國貨幣緊縮衝擊的外溢效果。

圖 2: 小型開放先進國家衝擊反應–DSGE 與 VAR 模型比較 1

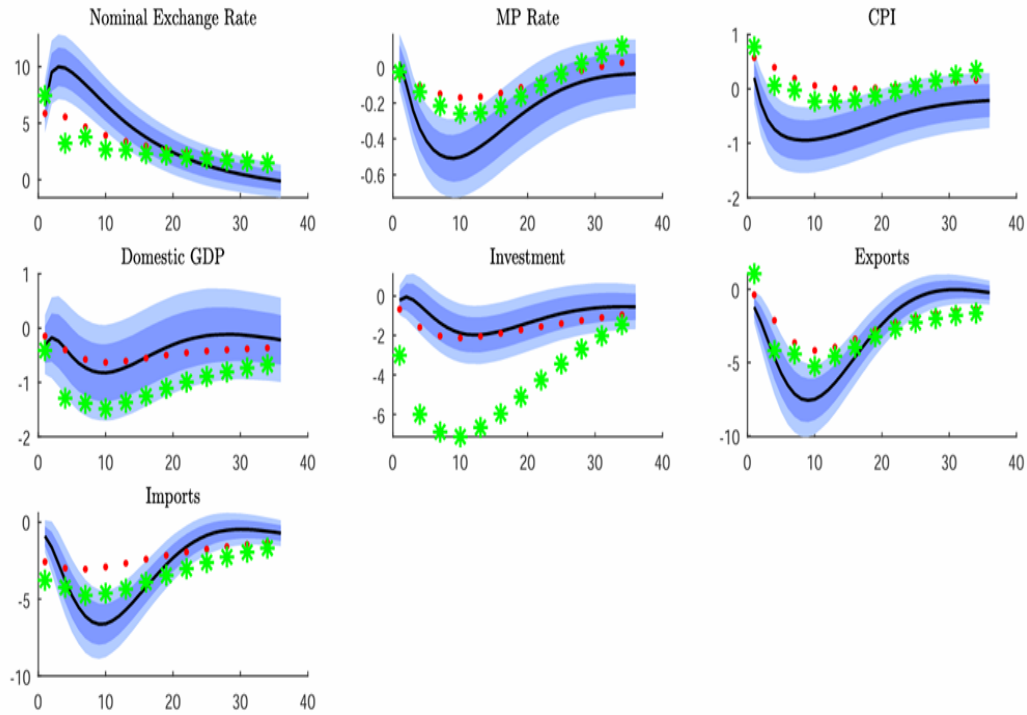


說明: 圖中黑色實線與藍色區域為先進國家之追蹤資料 VAR 模型 (式(2.4)) 產生的美國貨幣政策緊縮衝擊的反應平均值及其信賴區間。橫軸為衝擊後期數 (月)。紅色點為 2.3 節小型開放經濟 DSGE 模型產生的衝擊反應 (設定 $\phi \simeq 1$)；綠色星狀點為純粹美國利率上升衝擊下，小型開放經濟 DSGE 模型產生的衝擊反應。DSGE 為季模型，圖中繪示的點為對應 3, 6, 9, 12... 等月數。於 CPI 的衝擊反應中紅色與綠色點幾乎重合。因為先進國家估計出的 $\rho_{fx} = 0$ 、 $\theta_{R*} = 0$ (幾乎不進行外匯干預)，本圖未顯示其外匯存底的衝擊反應。

資料來源: Camara et al. (2024)

圖4比較 DSGE 模型 (紅色點狀線) 及以式(2.4)估計之新興國家追蹤資料模型 (黑色實線及其信賴區間)，面對美國貨幣緊縮的衝擊反應。可看出個總體變數的紅色點狀線大致上符合 VAR 模型衝擊反應的性質 (除了 GDP 的降幅未及追蹤資料 VAR 模型的降幅)，即美國貨幣緊縮的外溢效果使新興國家經濟活動顯著緊縮，名目匯率大幅貶值，而 GDP、民間投資、出口與進口皆下降。為了阻貶，新興國家央行賣出外幣資產，使其外匯存底減少。比較圖4與圖2(先進國家的衝擊反應) 之紅色點狀線，新興國家 GDP 與民間投資的降幅皆大約是先進國家的 3 倍，這是因為新興國家銀行部門有高比例的外幣負債 (估計得 ϕ 為 0.55，表示銀

圖 3: 小型開放先進國家衝擊反應-DSGE 與 VAR 模型比較 2

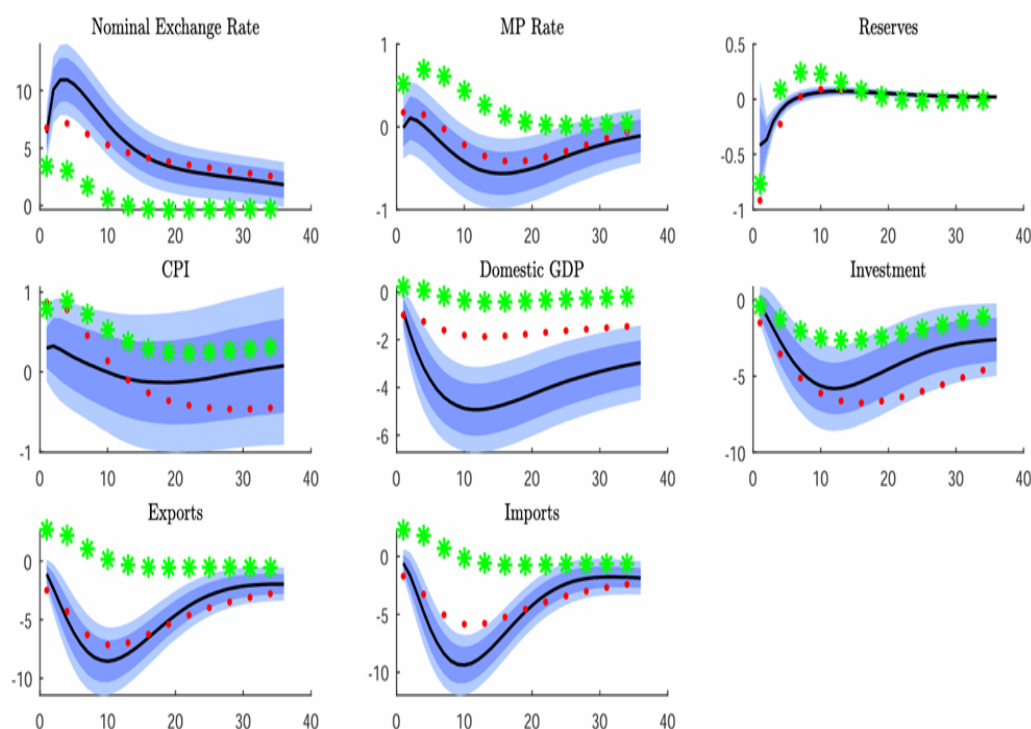


說明: 圖中黑色實線與藍色區域為先進國家之追蹤資料 VAR 模型 (式(2.4)) 產生的美國貨幣政策緊縮衝擊的反應平均值及其信賴區間。橫軸為衝擊後期數 (月)。紅色點為 2.3 節小型開放經濟 DSGE 模型產生的衝擊反應 (與圖2相同, 設定 $\phi \simeq 1$), 綠色星狀點為設定 $\phi = 0.7$ 下, 小型開放經濟先進國家 DSGE 模型的衝擊反應。

資料來源: Camara et al. (2024)

行有 45% 比例的負債為外幣計價，名目貨幣貶值放大了對 GDP 與民間投資的負面效果 (如前所述)。圖4中的綠色星狀線同為 DSGE 模型的衝擊反應，但只考慮純粹美國利率上升的效果，可以看出若不考慮美國進口需求下降的因素，衝擊反應呈現 Mundell-Flemming 的支出移轉效果，但會和實證模型的衝擊反應有很大偏離。

圖 4: 小型開放新興國家衝擊反應–DSGE 與 VAR 模型比較



說明: 圖中黑色實線與藍色區域為新興國家之追蹤資料 VAR 模型 (式(2.4)) 產生的美國貨幣政策緊縮衝擊的反應平均值及其信賴區間。橫軸為衝擊後期數 (月)。紅色點為 2.3 節小型開放經濟 DSGE 模型產生的衝擊反應 (設定 $\phi = 0.55$)，綠色星狀點為純粹美國利率上升衝擊下，小型開放經濟 DSGE 模型產生的衝擊反應。

資料來源: Camara et al. (2024)

3 房價、理性預期的偏離與零利率底限

本章概述Adam et al. (2025) 有關房價與最適通膨目標及零利率底線 (zero lower bound, ZLB) 的研究成果。

3.1 研究動機

Adam et al. (2025) 主要探討美國民眾對未來房價看法偏離理性預期的實證證據，以及民眾採漸進式調整房價預期時，房價預期與房價缺口動態如何影響產出缺口、菲利普曲線與自然利率（中性實質利率）、房價波動與低利率環境下利率波動的交互作用，及零利率底限如何影響最適通膨目標與最適貨幣政策制定。該文先使用密西根大學家庭調查（Michigan Household Survey）的民眾對未來房價預期資料，以及 S&P/ Case-Shiller 美國房價指數建立迴歸式，提供民眾房價預期偏離理性預期的實證證據，並以一個簡單的理論模型顯示，假設民眾採漸進式地調整房價預期，可以配適民眾房價預期的資料。最後，該文建立包含房產投資、價格僵固性、與零利率底限的完整新凱因斯模型，探討民眾對房價採主觀預期時，房價（與房價預期）變動對產出缺口、菲利普曲線的影響，以及最適貨幣政策。

3.2 美國民眾的房價預期性質

Adam et al. (2025) 以 S&P/ Case Shiller U.S. National Home Price Index 為美國房價指數，房價預期資料為密西根大學家庭調查中，民眾對一年後房價變化幅度預期 ($E_t^p[q_{t+4}/q_t]$) 的調查資料，樣本期間為 2007 年至 2021 年。該文提供美國民眾房價預期偏離理性預期的三項實證證據。第一項是民眾房價預期的遲滯調整，建立迴歸式如下 (此迴歸式來自 Coibon and Gorodnichenko (2015)):

$$q_{t+4} - E_t^p[q_{t+4}] = a^{CG} + b^{CG} (E_t^p[q_{t+4}] - E_{t-1}^p[q_{t+3}]) + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

亦即將一年後的房價預測誤差，對本期相對上期民眾對 4 季以後的房價預期變動作迴歸，由於 $E_t^p[q_{t+4}] - E_{t-1}^p[q_{t+3}]$ 是本期已知的資訊，若民眾對房價的預期符合

理性預期，此項不應該對一年後的房價預測誤差有解釋能力，因此迴歸係數 b^{CG} 應為 0，然而，迴歸結果顯示，不論是以中位數預期、平均預期，或是採用實質房價衡量， b^{CG} 皆在 2 以上，且顯著異於 0。表示本期民眾預期 $E_t^p[q(t+4)]$ 若相對上期上升（或下降），其調整幅度並不夠，使本期相對上期預期的變動可以正向解釋對一年後房價指數的預測誤差，顯示民眾房價預期有遲滯調整的性質。

第二項是實際房價及民眾房價預期對房價租金比的連動不同；建立迴歸式如下：

$$\begin{aligned} E_t^p \left[\frac{q_{t+4}}{q_t} \right] &= a + cPR_{t-1} + u_t \\ \frac{q_{t+4}}{q_t} &= \tilde{a} + \tilde{c}PR_{t-1} + \tilde{u}_t \end{aligned} \quad (3.2)$$

其中， PR_{t-1} 是前期的房價租金比，為房價基本面指標，若民眾對房價採理性預期，則迴歸係數 c 與 \tilde{c} 應該相等，即已知的基本面數據不該對未來一年後房價漲幅的預測誤差有解釋能力。然而迴歸結果（表 1）與此相悖。表 1 顯示 \hat{c} 顯著為正值，表示房價租金比愈高，對未來一年房價預期變動愈高；相反地， $\hat{\tilde{c}}$ 顯著為負值，房價租金比愈高，表示愈偏離基本面，實際房價變動將呈反向（往基本面修正）。此結果顯示房價租金比升高將使民眾的未來房價預期呈現過度樂觀（過度調整）的現象。若使用實質房價，仍然得到與表 1 相同的結果（不另列出）。

表 1: 實際房價、預期房價與基本面連動關係

	迴歸係數 \hat{c}	迴歸係數 $\hat{\tilde{c}}$	p 值 ($H_0 : c = \tilde{c}$)
名目房價			
平均預期	0.033 (0.008)	-0.102 (0.007)	0.000
R^2	0.015	0.288	
中位數預期	0.014 (0.001)	-0.102 (0.007)	0.000
R^2	0.034	0.288	

說明：單位為百分點。

資料來源：Adam et al. (2025)

第三項是房價預期先遲滯調整，後過度調整。採局部投影 (local projection)

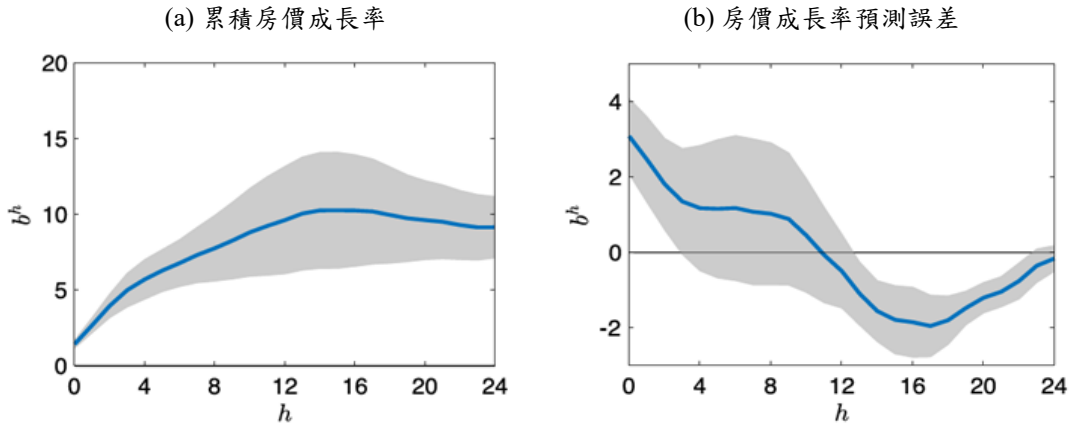
模型如下：

$$X_{t+h} = a^h + b^h \frac{q_{t-1}}{q_{t-2}} + u_t^h \quad (3.3)$$

估計不同的投影期數 (horizon) $h = 0, 1, \dots, 24$ 之 a^h 與 b^h 係數，其中 X_{t+h} 可以是累積房價成長率 q_{t+h+4}/q_t 或是未來一年期預測誤差 $q_{t+h+4}/q_{t+h} - E_t^p[q_{t+h+4}/q_{t+h}]$ ， u_t^h 是可能有自我相關與異質性的殘差項。

估計結果圖5(a) 顯示在 1 個標準差的房價衝擊下，累積房價成長率的 b^h 估計值，可看出在房價上升衝擊下，房價成長持續性強，在約第 12 季後房價累積增長達到高點，而後略為收斂。圖5(b) 則為各投影期數下房價成長率預測誤差的 b^h 估計值，可見在房價上升衝擊發生後，未來一年期預測誤差先上升，表示民眾的房價預期調整不足，而在累積房價成長率達高點後， b^h 轉為負值，表示即使房價已停止上升，民眾的房價預期仍維持偏高（達 12 季），圖5(b) 顯示當房價上升時，美國民眾房價預期呈現先遲滯調整（不夠樂觀），後過度調整（過度樂觀）現象，美國民眾對房價成長率持續性地偏離理性預期，且具統計顯著性。

圖 5: 實際房價與預期房價對基本面連動



說明: 圖 (a) 顯示當式(3.3)之 X_{t+h} 為累積房價成長率時的 b^h 估計值，圖 (b) 顯示當式(3.3)之 X_{t+h} 為房價成長率預測誤差時的 b^h 估計值，陰影區域表示 90% 信賴區間。

資料來源: Adam et al. (2025)

3.3 考慮主觀房價預期的簡單模型

1. 模型設定

Adam et al. (2025) 建立有主觀房價預期的簡單模型（作為完整模型的基本模型），模型中家計部門的效用函數為：

$$E_t^p \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [C_t + \xi_t^d (D_t + D_t^R)] \right] \quad (3.4)$$

而每期預算限制式為：

$$C_t + B_t + [D_t - (1 - \delta)D_{t-1}]q_t + R_t D_t^R = Y_t + (1 + r_t)B_t \quad (3.5)$$

其中 C_t 是消費， D_t 是持有的房地產數量（ q_t 是房地產相對消費財的實質價格， $\delta > 0$ 是持有房地產的折舊率）， D_t^R 是租房數量（ R_t 是房屋實質租金）， B_t 是持有的債券數量（ r_t 是實質利率）， Y_t 是家計單位每期所得（為外生的稟賦），消費者由消費、持有房地產與租房取得正效用， ξ_t^d 是影響房地產的外生偏好衝擊（preference shock），為 AR(1) 隨機過程：

$$\log \xi_t^d = \rho_{\xi} \log \xi_{t-1}^d + \varepsilon_t^d \quad (3.6)$$

此簡單模型中，家計部門對 D_t 、 D_t^R 的最適選擇可推得：

$$q_t = \xi_t^d + \beta(1 - \delta)E_t^p(q_{t+1}) \quad (3.7)$$

$$R_t = \xi_t^d \quad (3.8)$$

由式(3.7)與(3.8)可知房地產的實質價格與租金皆可由外生的偏好衝擊 ξ_t^d 所決定。透過家計部門效用函數與預算限制式，其對 B_t 的最適選擇可推得：

$$1 = \beta(1 + r_t) \quad (3.9)$$

因此均衡實質利率應為常數，由參數 $0 < \beta < 1$ （時間偏好率）決定， β 愈接近

1，實質利率愈低。

假設家計部門對房地產價格的預期 $E_t^p(q_{t+1})$ 並非根據外生的 ξ_t^d 隨機過程，而是採取如下的主觀認知：

$$\frac{q_{t+1}}{q_t} = b_{t+1} + \varepsilon_{t+1} \quad (3.10)$$

其中 $\varepsilon_{t+1} \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 是暫時性隨機衝擊， b_{t+1} 是隨機漫步項， $b_{t+1} = b_t + v_{t+1}$ ， $v_{t+1} \sim N(0, \sigma_v^2)$ 。家計部門觀察每期的房價漲（跌）幅 q_t/q_{t-1} ，以 Kalman Filter 演算法推估隨機漫步項（即為下期房價漲幅），標示：

$$\gamma_t \equiv E_t^p \left[\frac{q_{t+1}}{q_t} \right] \quad (3.11)$$

為對下期房價變動幅度的主觀預期，以 Kalman Filter 推導條件預期得：

$$\gamma_t = \min \left\{ \gamma_{t-1} + \frac{1}{\alpha} \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} - \gamma_{t-1} \right), \bar{\gamma} \right\} \quad (3.12)$$

其中 $1/\alpha > 0$ 為 Kalman gain 係數，係數大小決定當期房價主觀預測誤差影響對下期房價主觀預期的強度， $\bar{\gamma}$ 為設定家計部門房價漲幅預期的上限（為確保其預期效用不會發散到無限大）。從第(3.7)式可知，在主觀預期下的均衡房價為：

$$q_t = \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t} \xi_t^d \quad (3.13)$$

再由第(3.8)式知，均衡房價租金比為：

$$PR_t \equiv \frac{q_t}{R_t} = \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t} \quad (3.14)$$

第(3.12)、(3.13)、(3.14)式即為房價、主觀預期及房價租金比的均衡動態。

模型的參數校準如下。 β 值設定為使年化的均衡實質利率為 0.75%，為 Holston et al. (2017) 對美國 2007-2021 年中性實質利率估計的平均值， $\bar{\gamma} =$

1.0031、 $\delta = 3\%$ ， $1/\alpha$ 則是透過下列迴歸式估計：

$$\gamma_t - \gamma_{t-1} = \beta_0 + \beta_1 \left(\frac{q_t}{q_{t-1}} - \gamma_{t-1} \right) + \varepsilon_t \quad (3.15)$$

以 2007 至 2021 年資料估計迴歸係數 β_1 為 0.007，故設定 $1/\alpha = 0.007$ ，此值隱含民眾認為絕大部分預測誤差是因為暫時性衝擊造成的。有關偏好衝擊的參數， ρ_ξ 設為 0.99（因資料中房價租金比有很高的持續性）， σ_ξ 設為 0.67% 或 2.24%（只對理性預期模型，見表2）。

2. 模型動態與實證結果比較

表2上半部列出主觀預期與理性預期簡單模型下，以及資料中房價變數相關的統計量，並與 2007 年至 2021 年的資料比較，注意其中只有第一列房價租金比的標準差是參數校準時的目標統計量。因為 ρ_ξ 設定接近 1，主觀預期及理性預期模型皆符合房價租金比資料的高度持續性，惟理性預期模型只有在提高 σ_ξ 為 2.24% 後方能提高房價變動率的標準差（已接近資料數字），且理性預期模型不能符合資料中房價變動的高自我相關性（高持續性），而主觀預期模型可以在較低的 σ_ξ 值下很接近資料的性質。表2下半部則比較主觀預期設定下模擬式(3.1)及式(3.2)的迴歸係數，並與實際資料的迴歸係數對比，可看出主觀預期設定可捕捉資料中房價預期遲滯調整，及實際房價跟預期房價和房價租金比連動之偏離，且 \hat{b}^{CG} 及 \hat{c} 迴歸係數與實際資料非常接近。然而，理性預期設定下無法符合實際資料的性質。

圖6顯示主觀預期簡單模型的模擬性質；圖6(a) 為模型房價預測誤差的衝擊反應（與式(3.3)的估計結果比較），顯示在房價上升衝擊後，主觀預期設定模型的房價預測誤差衝擊反應符合資料之性質，即由式(3.3)局部投影模型，房價預期先遲滯調整，後過度調整（過度樂觀）。圖6(b) 為簡單模型設定不同實質利率恆定狀態值（橫軸）下，對應的房價租金比波動度。由式(3.14)均衡房價租金比可知，當係數 β 愈接近 1（實質利率愈接近 0），房價租金比有愈高的波動性，如同圖6(b) 所示，均衡利率愈低時，房價租金比（年化）波動性非線性地上升。

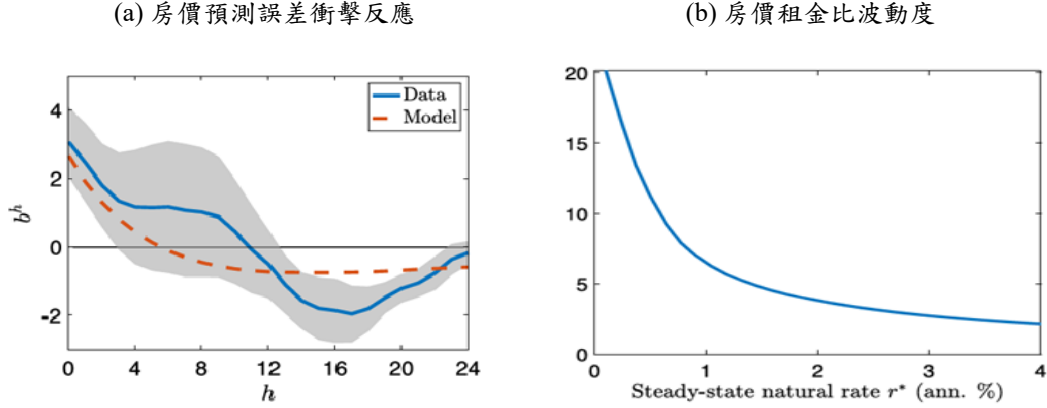
表 2: 主觀預期設定與理性預期設定下對房價相關資料比較

	資料 (2007-2021)	主觀預期 $\sigma_{\xi} = 0.67\%$	理性預期 $\sigma_{\xi} = 0.67\%$	理性預期 $\sigma_{\xi} = 2.24\%$
房價相關統計量				
$\text{Std}(PR_t)$	8.76	8.76	2.67	8.76
$\text{Corr}(PR_t, PR_{t-1})$	0.99	0.99	0.99	0.99
$\text{Std}(\frac{q_t}{q_{t-1}})$	1.8	1.1	0.3	1.1
$\text{Corr}(\frac{q_t}{q_{t-1}}, \frac{q_{t-1}}{q_{t-2}})$	0.79	0.76	-0.01	-0.02
理性預期偏離之迴歸係數				
	資料中 平均房價預期	主觀預期 模型推估		
\hat{b}^{CG}	2.00 (0.332)	2.09		
\hat{c}	0.030 (0.017)	0.030		
$\hat{\bar{c}}$	-0.113 (0.009)	-0.063		

說明: 本表上半部之 Std 為標準差 (數字為百分點), Corr 為相關係數。下半部括號內數字為標準誤。使用中位數房價預期之各迴歸係數與平均房價預期接近, 不另列出。

資料來源: Adam et al. (2025)

圖 6: 主觀預期模型的性質



說明: 圖 (a) 中實線為以式(3.3)估計美國 2007 至 2021 年資料呈現的房價預測誤差數值，紅色虛線為簡單模型下呈現的數字，橫軸 h 為向前投影季數。圖 (b) 為不同實質利率恆定狀態值(橫軸)下，簡單模型的房價租金比波動度。

資料來源: Adam et al. (2025)

3.4 房價主觀預期與房產投資的完整模型

1. 模型設定與均衡條件

Adam et al. (2025) 進一步建構包含房產投資的完整新凱因斯模型，家計部門的效用函數為

$$E_t^p \left[\sum_{t=0}^{\infty} \beta^t [\log(C_t) - \frac{\lambda}{1+\nu} \int_0^1 H_t(j)^{1+\nu} dj + \xi_t^d (D_t + D_t^R)] \right] \quad (3.16)$$

每期預算限制為:

$$C_t + B_t + [D_t - (1 - \delta)D_{t-1}]q_t + R_t D_t^R = \int_0^1 w_t(j)H_t(j)dj + \frac{B_{t-1}(1 + i_{t-1})}{\Pi_t} + \frac{\Sigma_t + \sigma_t^d + T_t}{P_t} \quad (3.17)$$

與簡單模型最大差別是家計部門提供（不同種類）勞務 $H_t(j)$ 予廠商部門，並賺取薪資收入（上式等號右邊第一項）；此外， Σ_t 、 Σ_t^d 分別是持有製造商與房地產開發商的名目股利收入， T_t 是來自政府的名目移轉支付（若 $T_t < 0$ 則為定額稅）。假設家計單位對 $q_t^u \equiv q_t/C_t$ （實質房價除以消費的邊際效用）採主觀預期（如 3.3

節所述)，對其他變數採理性預期，由家計部門最適選擇可推得：

$$\gamma_t^u = \min \left\{ \gamma_{t-1}^u + \frac{1}{\alpha} \left(\frac{q_t^u}{q_{t-1}^u} - \gamma_{t-1}^u \right), \bar{\gamma}^u \right\} \quad (3.18)$$

其中 $\gamma_t^u \equiv E_t^p[q_{t+1}^u/q_t^u]$ 是對下期房價變動率的主觀預期。在生產面，產品的生產函數為：

$$y_{i,t} = A_t h_t(i)^{\frac{1}{\phi}} \quad (3.19)$$

其中 A_t 為總生產力， $h_t(i)$ 為第 i 廠商雇用的勞動， $\phi > 0$ 決定生產之規模報酬；房地產開發商則建造新房產，其生產函數為：

$$\tilde{d}_t = \frac{A_t^d}{\tilde{\alpha}} k_t^{\tilde{\alpha}} \quad (3.20)$$

其中 \tilde{d}_t 為當期新造之房產， A_t^d 為開發商生產力， k_t 為房產投資， $\tilde{\alpha} \in (0, 1)$ 為決定房產生產函數規模報酬的係數。

如同 3.3 節的簡單模型，完整模型下同樣可以推導主觀預期下的均衡房價與房價租金比為：

$$q_t^u = \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t^u} \xi_t^d \quad (3.21)$$

$$PR_t = \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t^u} \quad (3.22)$$

主觀預期 γ_t^u 的改變帶來不具效率性的房價變動，可以推導房價缺口 $\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*}$ ，其中 \hat{q}_t^{u*} 是具效率性的房價變動（相對於恆定狀態的偏離），可被寫為：

$$\hat{q}_t^{u*} = \frac{1}{1 - \beta(1 - \delta)\rho_\xi} \hat{\xi}_t^d \quad (3.23)$$

即 \hat{q}_t^{u*} 只受偏好衝擊 $\hat{\xi}_t^d$ 影響。在理性預期成立下，房價缺口為 0；但在理性預期不成立下，房價缺口的動態為：

$$\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*} = \left(\frac{1 - \beta(1 - \delta)}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t^u} - \frac{1 - \beta(1 - \delta)}{1 - \beta(1 - \delta)\rho_\xi} \right) \hat{\xi}_t^d + \frac{\beta(1 - \delta)(\gamma_t^u - 1)}{1 - \beta(1 - \delta)\gamma_t^u} \quad (3.24)$$

即房價缺口受 $\hat{\xi}_t^d$ 與主觀預期 γ_t^u 影響。房價缺口直接關聯消費與房產投資間資源配置的不效率性，在均衡下可推得：

$$\left((1 - \tilde{\alpha})\hat{k}_t - \hat{c}_t \right) - \left((1 - \tilde{\alpha})\hat{k}_t^* - \hat{c}_t^* \right) = \hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*} \quad (3.25)$$

其中， \hat{k}_t^* 及 \hat{c}_t^* 分別代表具效率性的房產投資與消費，式(3.25)的經濟意義為房價缺口為正下，房產投資相對消費的比例上升（超過最適比例），並帶來總合需求的上升。因此不同於理性預期，主觀預期下，房價缺口的波動將會影響最適貨幣政策。由家計部門跨期最適條件，可以推導代表總合需求面的 IS 曲線為：

$$y_t^{gap} = E_t[y_\infty^{gap}] - E_t \left[\sum_{k=0}^{\infty} (i_{t+k} - \pi_{t+1+k} - \check{r}_{t+k}) \right] + \zeta_q (\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*}) \quad (3.26)$$

其中 \check{r}_t 為影響自然利率的外生衝擊（在此模型中為廠商生產力衝擊）， $E_t[y_\infty^{gap}]$ 為產出缺口的長期預期值。 $\zeta_q > 0$ 捕捉房價缺口上升使總合需求上升，使產出缺口增加的效果。式(3.26)顯示，若房價缺口恆為 0（理性預期），則每期使 $r_t = \check{r}_t$ 可弭平產出缺口的波動，但在主觀預期下，如果設定 $r_t = \check{r}_t$ ，則產出缺口仍隨房價缺口波動。可弭平產出缺口波動的自然利率 r_t^* 應對房價缺口 ($\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*}$) 的變動做反應。可推得：

$$r_t^* = \check{r}_t - \zeta_q [(\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*}) - E_t(\hat{q}_{t+1}^u - \hat{q}_{t+1}^{u*})] \quad (3.27)$$

若預期下一期房價缺口相對本期上升， r_t^* 應高於 \check{r}_t ，反之亦然。此外，由式(3.24)可看出均衡實質利率下降（ β 愈接近 1）使房價缺口波動增加，由式(3.27)房價缺口波動帶來自然利率 r_t^* 的波動，因此在低利率環境下，自然利率與房價缺口波動性有雙向反饋的效果。

由廠商最適定價決策，可推導完整模型的新凱因斯菲利普曲線為：

$$\pi_t = \beta E_t[\pi_{t+1}] + \kappa_y y_t^{gap} + \kappa_q (\hat{q}_t^u - \hat{q}_t^{u*}) \quad (3.28)$$

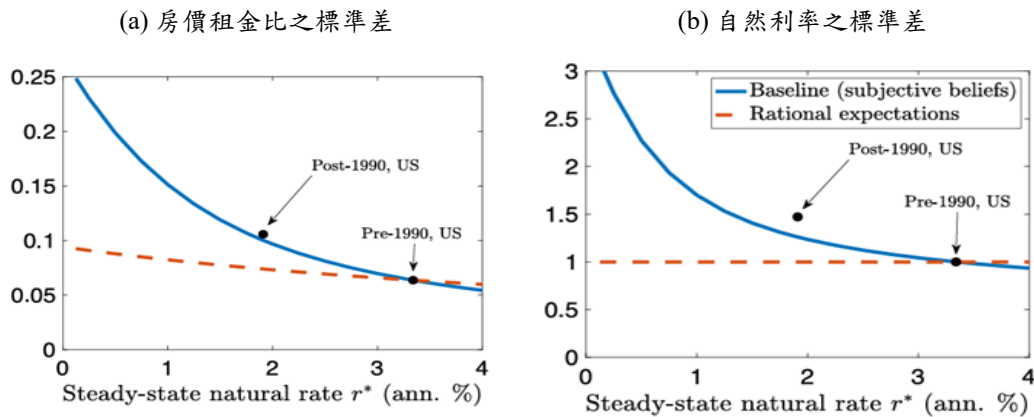
其中係數 $\kappa_y > 0$ ，而 $\kappa_q > 0$ 。 κ_q 為負值是因為當房價缺口上升，家計單位消費受排擠，消費的邊際效用上升，使勞動供給增加，將使實質薪資下降，帶來成本

推動的均衡物價效果。

2. 房價租金比與自然利率模擬結果

圖7呈現（如前所述）均衡利率下降時，主觀預期模型中房價與自然利率波動性間的反饋效果。圖7(a)與圖7(b)分別描繪房價租金比之標準差如何隨著不同恆定狀態之實質利率水準值改變，藍色實線為主觀預期模型的模擬結果，紅色虛線為理性預期假設下的模擬結果，圖中的兩個黑點分別為Holston et al. (2017)對美國在1990年以前與1990年以後對中性實質利率估計的平均值（及相應的波動度）。Holston et al. (2017)估計1990年以前中性實質利率平均為3.34%。1990年以後平均為1.91%，中性實質利率水準值下降也對應到資料中房價租金比及估計之自然利率波動度上升，但理性預期假設下缺少利率與房價缺口波動性的雙向反饋，故不能捕捉此效果。

圖 7: 實質利率水準與房價租金比波動度



說明: 圖中橫軸為自然利率的恆定狀態值；圖(a)中縱軸數字為房價租金比標準差除以房價租金比平均值，圖(b)中縱軸數字為自然利率標準差相對於當 $r^* = 3.34\%$ 時的比值，圖(a)與圖(b)中的兩個黑點為Holston et al. (2017)模型估計美國於1990年以前與1990年以後的數字。

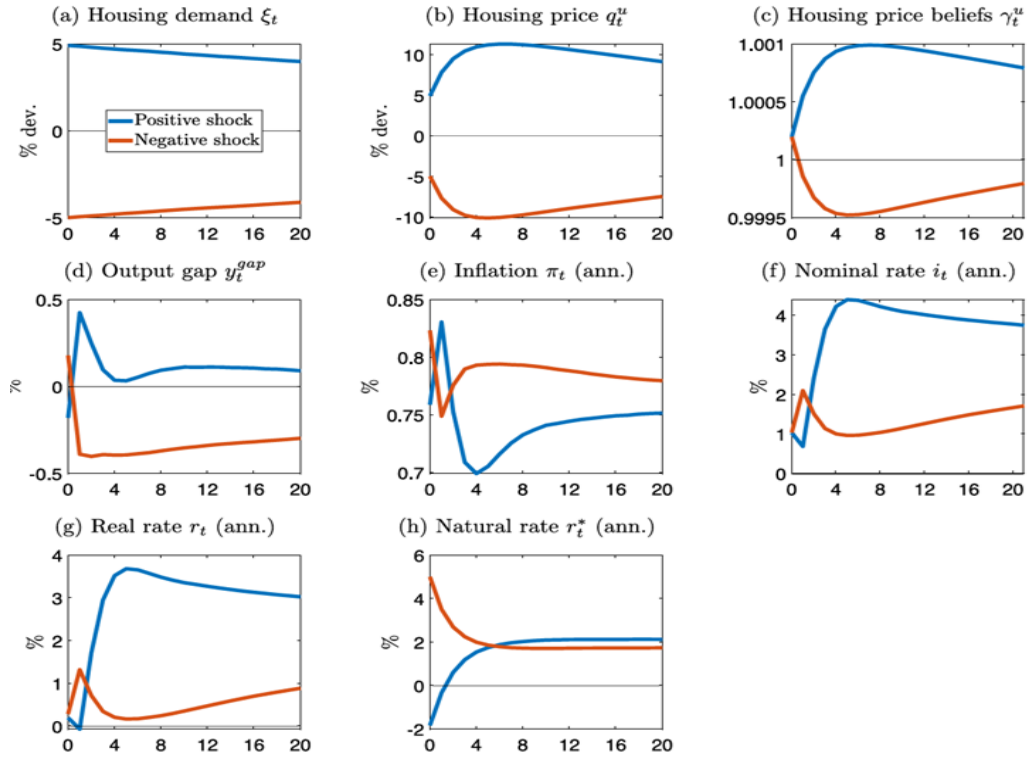
資料來源: Adam et al. (2025)

3. 最適貨幣政策

圖8顯示在Ramsey最適貨幣政策下，主觀預期模型之變數面對正向與負向房產偏好衝擊之反應。圖中之恆定狀態實質利率 r^* 為1.91%，故面對大幅負向

衝擊時，政策利率可能觸及零利率底限。在理性預期下，房價缺口為 0，不會影響產出缺口與菲利普曲線，因此房價需求衝擊不會影響通膨與產出缺口間的權衡。但在主觀預期下，房價缺口的波動影響產出缺口與造成菲利普曲線中額外的成本推動項，改變央行對通膨與產出缺口的權衡，而零利率底限進一步影響最適貨幣政策之動態反應。圖8第 1 列顯示房產需求正向（負向）衝擊發生時，房價先上升（下降）5%，帶動房價預期 γ_t^u 並再額外造成房價上升（下降）約 5%。圖8第 2 列顯示房產需求正向（負向）衝擊帶來房價缺口上升（下降），並使產出缺口上升（下降），如同式(3.26)所示。在面對正向衝擊時，央行大幅增加名目利率（並使實質利率上升），通膨率下降（部分來自正向房價缺口壓抑實質薪資的成本推動效果）。因此，在面對正向房價衝擊下，央行將逆風操作，提高名目利率並使通膨下降，此與Adam and Woodford (2021) 所推導的最適貨幣政策法則相同。然而，面對負向房價衝擊時，央行並不會大幅降低名目利率，因為受限於零利率底限，央行透過設定較高的通膨目標來達到壓抑實質利率的寬鬆效果，而非如面對正向衝擊時透過大幅調整名目利率。雖然貨幣政策仍然具有逆風操作的性質，如圖8第 3 列顯示實質利率保持低於恆定狀態值，但因負向房價缺口已帶來正向的成本推動衝擊，且存在零利率底限之限制，央行不能大幅調降名目利率，故圖8之產出缺口、通膨、名目利率與實質利率呈現不對稱的衝擊反應，此為與Adam and Woodford (2021) 最大不同之處，顯示經濟體可能觸及零利率底限時，造成衝擊反應的非線性效果。

圖 8: 房產偏好衝擊下的最適衝擊反應



說明: 本圖呈現在房產偏好衝擊與最適貨幣政策, 及恆定狀態自然利率 $r^* = 1.91\%$ (Holston et al. (2017) 估計之 1990 年後美國自然利率平均值) 下的衝擊反應。藍色實線代表面對正向衝擊 (房產需求增加) 之反應, 紅色實線為面對負向衝擊之反應。衝擊強度分別為正向與負向 3 個標準差。資料來源: Adam et al. (2025)

4 心得與建議

4.1 研習心得

於課程中，瑞士央行 (SNB) 經濟學家分享近 20 年來維持瑞郎匯率與物價穩定的經驗，因為瑞郎具有避險貨幣的特質，當發生全球性經濟危機時，國際資金通常會流入瑞士，造成瑞郎升值壓力，並使瑞士可能陷入通縮。此時 SNB 即可進行外匯干預阻升瑞郎，解除通縮風險。特別是在 2011 年歐債危機後，SNB 政策利率觸及零，且於 2015 年至 2022 年間採行負利率政策，因政策利率已無下調空間，SNB 更積極採外匯干預以達成物價穩定。而在 2022 年國際油價上漲造成瑞士通膨壓力上升，SNB 除調升政策利率，亦賣匯促升瑞郎，以緩解進口物價上升壓力。然而，採行外匯干預使 SNB 資產規模大為膨脹，相較 2010 年成長 4 倍。由於 SNB 資產多為未避險的外幣部位，其財報的年度匯兌損益波動隨資產規模擴張而放大，讓 SNB 近年面臨公眾質疑與政治壓力。我國與瑞士同為小型開放經濟體，且外匯存底占 GDP 比例高，當匯率波動劇烈時，未來亦可能如 SNB 面臨更高的公眾壓力。

另外，美國因政府債務過高問題，未來可能漸走向財政支配 (Fiscal Dominance)，即貨幣政策深受財政政策影響。在財政支配下，深入了解聯準會與美國財政部之間的政策衝突與協調將更為重要。聯準會與美國財政部之間的關係將影響美國公債價格變化、通膨與貨幣政策走向。

4.2 建議

DSGE 模型是目前各主要央行政策評估分析及總體預測的重要工具，其優點是變數之間的關係有理論模型的支持，也較容易凸顯政策與經濟變數之間的因果關係；另一項重要的優勢是容易進行反事實模擬，分析在採行不同政策下，對總經變數的影響。例如，許多小型開放經濟體央行採取管理的浮動匯率政策，央行於必要時會進場干預進行外幣買賣，由 [Camara et al. \(2024\)](#) 之模擬可知美國貨幣衝擊產生顯著的國際連動效果，特別是若一國之企業資產負債表中有較高比例以外幣計價的負債，將承受更大的美國利率上升負面衝擊效果。我國企業整體外幣計價的負債占比雖甚低，但大型企業之外資持股比例高，匯率預期亦可能導致劇

烈國際資本移動。且因出口企業之產品報價主要為美元，故台幣相對美元升值時反可能對其營業收入及國內清償能力產生負面影響。本處可逐步建立符合台灣金融體系，以及產業與供應鏈特性的小型開放經濟 DSGE 模型，探討如外匯干預效果等政策問題。

另外，理性預期可說是現代總體經濟理論中最重要的一項假設，但由 Adam et al. (2025) 的研究結果可知，民眾對股價、房價等資產價格的預期可能並非採理性預期，而是呈現漸進的主觀預期調整，使資產價格可能出現偏離理性預期的泡沫。特別是在低利率環境下，民眾對經濟衰退的預期易產生非線性效果，加速經濟體陷入零利率底限。因此，當經濟體已接近零利率底限，且短期內可能面臨經濟衰退時，央行可提早採行量化寬鬆貨幣政策，並提高通膨目標，減少零利率底限發生機率。

參考文獻

Adam, K. and M. Woodford, “Robustly Optimal Monetary Policy in a New Keynesian Model with Housing,” *Journal of Economic Theory*, 2021, 198, 105352.

—, O. Pfauti, and T. Reinelt, “Subjective Housing Price Expectations, Falling Natural Rates, and the Optimal Inflation Target,” *Journal of Monetary Economics*, 2025, 149, 103647.

Adler, G., K.S. Chang, R. Mano, and Y. Shao, “Foreign Exchange Intervention: A Dataset of Public Data and Proxies,” *Journal of Money, Credit, and Banking*, 2010, 57 (5), 1231–1273.

Bauer, M.D. and E. Swanson, “An Alternative Explanation for the Ged Information Effect,” *American Economic Review*, 2023, 113 (3), 664–700.

Bernake, B. S., M. Gertle, and S. Gilchrist, “The financial accelerator in a quantitative business cycle framework,” in J. B. Taylor and M. Woodford, eds., *Handbook of Monetary Economics*, Vol. 1, Elsevier, 1999, pp. 1341–1393.

- Caldara, D., F. Ferrante, and A. Queralto**, “International Spillovers of Tighter Monetary Policy,” *Fed Notes*, 2022.
- Camara, S., L. Christiano, and H. Dalgic**, “The International Monetary Transmission Mechanism,” *NBER Macroeconomic Annual* 39, 2024.
- Christiano, L. J., R. Motto, and M. Rostagno**, “Risk Shocks,” *American Economic Review*, 2014, 104 (1), 27–65.
- Coibon, O. and Y. Gorodnichenko**, “Information Rigidity and the Expectations Formation Process: A Simple Framework and New Facts,” *American Economic Review*, 2015, 105 (8), 2644–2678.
- Gilchrist, S. and E. Zakrajsek**, “Credit Spreads and Business Cycle Fluctuations,” *American Economic Review*, 2012, 102 (4), 1692–1720.
- Gopinath, G., E. Boz, C. Casas, F. J. Díez, P. Gourinchas, and M. Plagborg-Møller**, “Dominant Currency Paradigm,” *American Economic Review*, 2020, 110 (33), 677–719.
- Holston, K., T. Laubach, and J.C. Williams**, “Measuring the Natural Rate of Interest: International Trends and Determinants,” *Journal of International Economics*, 2017, 108, S59–S75.
- Miranda-Agrippino, S. and H. Rey**, “US Monetary Policy and the Global Financial Cycle,” *Review of Economic Studies*, 2020, 87 (6), 2754–2776.
- Stock, J. and M. Watson**, “Monthly GDP and GNI-Research Memorandum,” *Manuscript, Princeton University*, 2010.