

行政院及所屬各機關出國報告書
(出國類別：其他)

東南亞國家中央銀行(SEACEN)研訓中心
「央行計量模型」課程出國報告

服務機關：中央銀行

姓名職稱：徐婉容/經濟研究處副研究員

派赴國家：馬來西亞/吉隆坡

出國期間：113年7月14日至7月20日

報告日期：113年10月

目 錄

壹、前言	2
貳、相關性、因果關係與總體模型	3
參、結構式衝擊的認定與衝擊反應估計	4
(一) CHOLESKY SVAR 模型與衝擊反應估計	4
(二) 外生工具變數	6
(三) PROXY SVAR	8
(四) 局部投影法	10
(五) 結合工具變數與局部投影法 (LOCAL PROJECTION-INSTRUMENT VARIABLES, LP-IV)	16
肆、台灣資料實證分析	17
(一) CHOLESKY SVAR 模型	19
(二) 混合 SVAR 模型	20
(三) 局部投影模型	21
伍、日本央行的大型總體模型	23
陸、心得與建議	27
參考文獻	29
附錄	32

壹、前言

職奉准於民國 113 年 7 月 14 日至 7 月 20 日參加東南亞國家中央銀行(SEACEN)研訓中心「央行計量模型」課程。本次課程為期 5 天，共 26 位學員參與，除本行外，另包含馬來西亞、柬埔寨、印度、印尼、寮國、緬甸、尼泊爾、斯里蘭卡、泰國、馬爾地夫等 11 國中央銀行之代表。

課程講師除包含有 SEACEN 研訓中心的研究人員外，另邀請土耳其 Atılım University 的 Saygili 教授、Asia School of Business (ASB) 的 Karagedikli 教授以及日本央行(BoJ)的專家授課，課程內容包含狀態空間模型與 Kalman filter、結構式模型的認定、panel data 之固定效果與隨機效果、局部投射模型 (Local Projection, LP)、機器學習與高頻事件研究等多計量模型，涵蓋範圍甚廣。本報告將選取課程中重要內容部分，做較詳細的介紹說明。

本報告架構如下，除第壹章為前言外，第貳章從因果關係與內生性介紹如何於總體模型中評估各結構衝擊的影響。第參章先從短期限制法說明縮減式 VAR 與結構式 SVAR 模型間的關係，再介紹如何搭配外生工具變數於 SVAR 模型中來認定貨幣政策外生衝擊並估計其衝擊反應。此外，除了 VAR 模型外，此章節另介紹如何以局部投影法，並結合工具變數來直接估計衝擊反應。第肆章以台灣資料為例，檢視以不同的 SVAR 模型以及局部投影法下的貨幣政策效果。第伍章介紹日本央行的大型總體預測模型。第六章為課程心得與建議。

貳、相關性、因果關係與總體模型

講師Meltem Chadwick說明相關性未必代表因果關係，而經濟學家多數時間較關心變數間的因果關係。相較於自然科學，社會科學(經濟學)較難以完全隨機實驗方式或隔離其他可能的干擾因素，而相較於個體經濟學，在總體經濟中認定結構性衝擊又更加困難。內生性與選擇性偏誤是在推論因果關係時主要面臨的挑戰。內生性的成因包含遺漏重要解釋變數、衡量誤差、反向因果關係與同時性。在衡量干預有效性上，隨機控制試驗(Randomized Control Trials, RCTs)是最標準的作法，經常被使用在醫療評估試驗中。然而在經濟議題上，RCTs除了成本較高(時間與金錢)外，亦可能有外部有效性與道德疑慮，因此較難施行。

總體經濟學通常關心的結構性衝擊包含貨幣政策衝擊、財政政策衝擊、技術進步衝擊、(對未來政策或技術的)消息衝擊或是油價、不確定性、偏好等。在VAR模型下，認定結構性衝擊的方法中，最常用的是使用Cholesky分解法 (Sims (1980))，即在模型中限制變數於同期間前後發生的順序動態。此外，亦可搭配符號限制與長期限限制(即限制一變數是否會對另一變數有恆久性效果)來認定結構性衝擊。此外，若要在模型中包含多個變數資訊，則可利用因子擴增VAR (Factor Augmented VARs, FAVARs)模型，並搭配短(長)期符號限制，維持模型變數簡約性(parsimony)並同時確保模型包含夠多的條件資訊(conditional information set)。例如，貨幣政策的決策可能需要考慮多個面向的經濟變數，或欲探討整體經濟各部門間交互動態影響，則VAR模型中須納入足夠多的經濟變數資訊，以避免模型設定錯誤造成估計偏誤。

參、結構式衝擊的認定與衝擊反應估計

為了衡量總體經濟中各種結構性衝擊的影響，如何有效率且正確地估計衝擊反應一直是經濟學家相當關心的議題。SVAR 模型與局部投影法是學界目前最常使用的估計方法。

(一) Cholesky SVAR 模型與衝擊反應估計

假設一個包含 n 個變數之 SVAR 模型。為了估計結構式衝擊的影響，必須對描述變數同期間相互關係之矩陣(或稱同期參數矩陣) B^0 做假設或限制:

$$\begin{pmatrix} B_{11}^0 & \cdots & B_{1n}^0 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{n1}^0 & \cdots & B_{nn}^0 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}_t = \begin{pmatrix} B_{11}^1 & \cdots & B_{1n}^1 \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{n1}^1 & \cdots & B_{nn}^1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}_{t-1} + \dots + \begin{pmatrix} B_{11}^p & \cdots & B_{1n}^p \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ B_{n1}^p & \cdots & B_{nn}^p \end{pmatrix} \begin{pmatrix} y_1 \\ \vdots \\ y_n \end{pmatrix}_{t-p} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{pmatrix}_t, \quad (1)$$

式(1)可表示為縮減式模型如下:

$$Y_t = C(L)Y_t + u_t \quad (2)$$

$$E[u_t, u_t'] = \begin{pmatrix} \sigma_1^2 & \cdots & \sigma_{1,n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ \sigma_{n,1} & \cdots & \sigma_n^2 \end{pmatrix}$$

$$u_t = B_0^{-1}\varepsilon_t \quad E[u_t, u_t'] = \Sigma_u = B_0^{-1}B_0^{-1'}$$

其中 $C(L)=B_0^{-1}B(L)$ 為縮減式之係數矩陣，為同期參數矩陣 B^0 與結構參數矩陣 $B(L)$ 之非線性函數。根據 Wold 定理，任何共變量為定態的時間序列均可以表示為現在與過去殘差項的總和，也就是可表示為無

窮期之移動平均向量(Vector Moving-Average ,VMA(∞))。因此，為了還原結構性衝擊的反應，標準的作法是將估計的 VAR 模型係數對應到移動平均向量係數。因此 VAR 模型中， n 個變數對第 i 個結構性衝擊在 t 期的衝擊反應函數可表示如下：

$$\text{IRF}(t,h,b_i) = M_h b_i \quad (3)$$

其中， M_h 代表移動平均(MA)係數，而 b_i 代表影響矩陣 B_0^{-1} 的第 i 個欄向量。 M_h 與縮減式 VAR 係數的關係如下：

$$\begin{aligned} M_0 &= I & h &= 0 \\ M_1 &= C_1 & h &= 1 \\ M_2 &= C_1^2 + C_2 & h &= 2 \\ M_3 &= C_1^3 + C_2 C_1 + C_1 C_2 + C_3 & h &= 3 \end{aligned} \quad (4)$$

因此藉由 OLS 對式(2)做估計可得到 $C(L)$ 係數，再藉由短期、長期或符號限制，我們可以估計出影響矩陣 B_0^{-1} ，則可得到結構性衝擊對各變數的衝擊反應函數。

雖然採用 Cholesky 遞迴限制方式所建構的 SVAR 模型雖然計算較容易，但其假設可能不符合實際經濟環境情況。例如，若 SVAR 模型要納入金融變數，如股市或匯率，並排序為最後一個變數，代表股市或匯率會受到同時期的貨幣政策影響，為符合經濟直覺的假設。然而，此排序同時也代表貨幣政策並未考慮同時期的金融市場狀況，可能與現實情況較不符合，尤其現今許多央行相當重視金融穩定議題。因此，另一種認定結構性衝擊的方法是使用外部資訊，也就是利用 VAR 線性方程式以外的資訊(或稱為工具變數)來認定結構性衝擊。然而，工具變數須具備兩個要件：(1)關聯性(relevance):工具變數需與欲

認定的結構性衝擊有關聯性。(2)外部性(exogeneity):工具變數需與其他結構性衝擊無關。工具變數為 VAR 模型以外的資訊，通常是從敘事證據(narrative evidence)法、DSGE 模型所估計得到的衝擊或是由高頻資料而得。

(二) 外生工具變數

1.敘事證據(narrative evidence)法

此方法最早被 Friedman and Schwartz (1963)提出，他們藉由歷史資料證明貨幣存量的重要變化不僅發生在實際經濟活動之前，且亦不能解釋為是對實際活動的內生性反應。Romer and Romer (2004)以敘事法來建構 1969-1996 年間的貨幣政策衝擊。首先，他們利用聯邦資金有效利率(Effective Federal Funds Rate, EFR)與每次 FOMC 會議上 Fed 的敘述說明建構 Fed 擬定(intended)的聯邦資金利率變化。其次，將擬定的聯邦資金利率變化對 Fed 內部預測的通膨率、失業率預測數(即綠皮書(Greenbook)中的預測數)做迴歸。由於綠皮書的預測數已包含 Fed 決策當下對未來經濟情勢的資訊，因此迴歸式的殘差項較不受內生性與預期性行為影響，可作為貨幣政策衝擊的替代變數。除了貨幣政策外衝擊，敘事法也用建構其他結構性衝擊。例如，Hamilton (2003)利用敘事法，採用 1947Q2-2004Q2 間 5 場不同軍事衝突造成的原油供給縮減，建構原油價格衝擊的替代指標。Ramey and Shapiro (1998) 與 Ramey's (2011)以商業週刊(Business Week)文章為基礎，建構國防支出衝擊變數。

2.高頻資料法

利用高頻資料(例如 FOMC 發布日期前後公布的資訊)和聯邦資金期貨的變動可以辨認未預料的 Fed 行為。此方法是基於高頻(日頻

或更高頻率)資料所建構的外生性假設比使用月資料更可信，而使用金融期貨資料較能確保建構的衝擊是非預期性的部分。該方法的原理是：

聯邦資金利率非預期部分(Z)=實際利率(A) - 預期利率(E)。

我們從期貨價格可推算市場的預期利率(E)。由於 FOMC 一年開 8 次會議，假如下個月沒有召開 FOMC 會議，則市場對聯邦資金利率的預期等於下個月的期貨利率；假如下個月有召開 FOMC 會議，則市場對聯邦資金的預期計算如下：

若 FOMC 會議是在該月第 D(Meet)天，而該月有 D(Month)天，則本月期貨價格(Futures)如下：

$$\text{Futures} = \frac{D(\text{Meet})}{D(\text{Month})} * O + \left(\frac{D(\text{Month}) - D(\text{Meet})}{D(\text{Month})} \right) * E \quad (5)$$

，其中 O 與 E 分別代表舊的聯邦資金利率與預期利率。

則從式(5)可知預期利率(E)的計算為：

$$E = \frac{D(\text{Month}) * \text{Futures} - D(\text{Meet}) * O}{D(\text{Month}) - D(\text{Meet})}$$

此方最早由 Kuttner (2001)提出，Gertler and Karadi (2015)改用期貨報價(futures quote)來建構，並以 FOMC 會議極短的 30 分鐘視窗，來建構意料外的聯邦資金利率衝擊。然而 Miranda-Agrippino and Ricco (2021)發現 Gertler and Karadi (2015)建構的非預期性聯邦資金利率衝擊能被其他經濟變數預測並且高度自我相關。因此，他們將 Gertler and Karadi (2015)建構的非預期性利率對其自身落後項與綠皮書之預測數做迴歸，再取其殘差項為政策利率衝擊之代理變數。

(三) Proxy SVAR

雖然不少文獻以敘事法或高頻資料法來建構外生的衝擊，但多數研究是將這些變數作為工具變數，而非直接當作欲探討的結構性衝擊(例如，將 Romer and Romer (2004)建構的外生衝擊做為工具變數，而非直接當作貨幣政策的結構性衝擊)。Stock and Watson (2018)以外部資訊做為工具變數應用在 VAR 模型中，稱為 Rroxy SVAR，其估計方式簡述如下：

假設一縮減式 VAR 模型，並設定 p 期落後項。

$$Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + e_t \quad (6)$$

其中， Y_t 為包含總體變數之向量，而貨幣政策變數排序為第 1 位，其餘為其他總體變數與金融變數。設定 $e_t = S\varepsilon_t$ ，而 $S = B_0^{-1}$ ，其中 ε_t 為結構式衝擊，而 B_0 為各變數在同期間的相互影響關係。在此設定下，貨幣政策的衝擊反應需要估計下列方程式：

$$Y_t = C + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + \dots + A_p Y_{t-p} + s\varepsilon_t^{MP} \quad (7)$$

其中 s 為矩陣 S 中，結構性貨幣政策衝擊 ε_t^{MP} 對縮減式誤差項 e_t 影響的欄位。以下說明 Stock and Watson (2018) 如何利用工具變數來估計 s ，得到結構性貨幣政策衝擊的影響：

首先，估計縮減式 VAR，式(7)，得到估計殘差項 \hat{e}_t 。第二，設定 \hat{e}_t^{mp} 為上步驟所估計 \hat{e}_t 中，縮減式貨幣政策方程式的殘差，而 \hat{e}_t^o 為 VAR 模型中其餘變數的縮減式殘差。第三，使用工具變數 Z_t ，以式(8)來萃取縮減式殘差中由結構性衝擊引起的變動部分：

$$\hat{e}_t^{mp} = \alpha + \beta Z_t + \xi_t \quad (8)$$

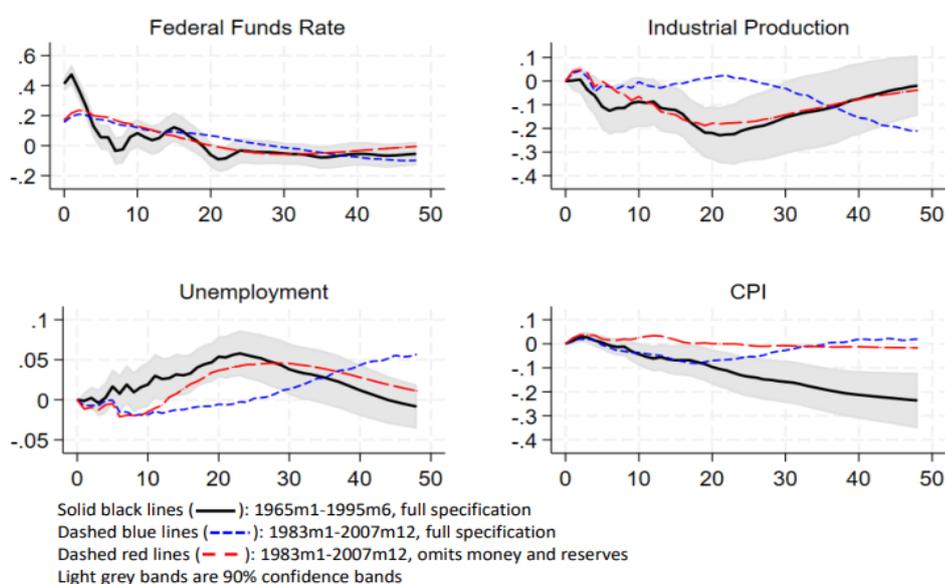
接著，以式(8)得到的 \hat{e}_t^{mp} 估計式(9)，

$$\hat{e}_t^o = \frac{s^o}{s^{mp}} \hat{e}_t^{mp} + \eta_t \quad (9)$$

則可得到係數 $\frac{s^0}{s_{mp}}$ 。此係數為貨幣政策衝擊對其他變數影響，相較於對政策利率變數影響之比率。最後，將政策衝擊對政策利率變數的影響調整(scale)至 1，則可計算貨幣政策結構性衝擊對其他變數的影響。

圖 1 為 Ramey(2016)以 Cholesky 分解法建構的 SVAR 模型所估計的各總體變數對貨幣政策的衝擊反應¹。其中，黑色實線與紅色虛線是以不同樣本期間得到的結果，而藍色虛線是去除模型中的貨幣相關變數。圖 2 是 Ramey(2016)使用 Romer and Romer (2004)貨幣政策衝擊為工具變數，以 Proxy SVAR 模型所估計的衝擊反應。

圖 1 貨幣政策衝擊反應(Cholesky SVAR)



比較圖 1 與圖 2，可發現利用外生工具變數可較有效認定貨幣政策結構性衝擊。以樣本期間較相近的衝擊反應來看(圖 1、圖 2 中的黑色實線)，圖 1 中緊縮性貨幣政策衝擊的持續期較短，約 8 個月後政策利率即回落至零。其對產出(以工業生產指數替代)與失業率的影響雖然在衝擊初期較不顯著，但分別在 5 與 6 個月後開始呈顯著下跌與

¹ 該 SVAR 模型納入變數包含三大類：第一類為工業生產指數之自然對數、失業率、CPI 指數之自然對數、大宗商品物價指數之自然對數；第二類為聯邦資金利率；第三類為準備貨幣與 M1 貨幣數量。模型為月頻率模型，並設定兩期落後項。

上升的反應走勢。然而，產出與失業率的反應皆約在政策衝擊 2 年後開始消退，至第四年(h=48)皆已回降至零。CPI 方面，其衝擊反應為顯著下跌，並未出現文獻上常見的物價謎團(price puzzle)。另一方面，圖 2 中緊縮性貨幣政策的持續性較長，一直至衝擊 4 年後政策利率仍高於零。產出與失業率的衝擊反應也較快、較顯著，持續性也較長，30 個月後其衝擊反應才開始消退，而 4 年後受影響的幅度仍大於零。CPI 方面，其反應為顯著上升，出現顯著的 price puzzle 現象。

圖 2 Fed 貨幣政策衝擊(Rroxy SVAR, Romer and Romer(2004))

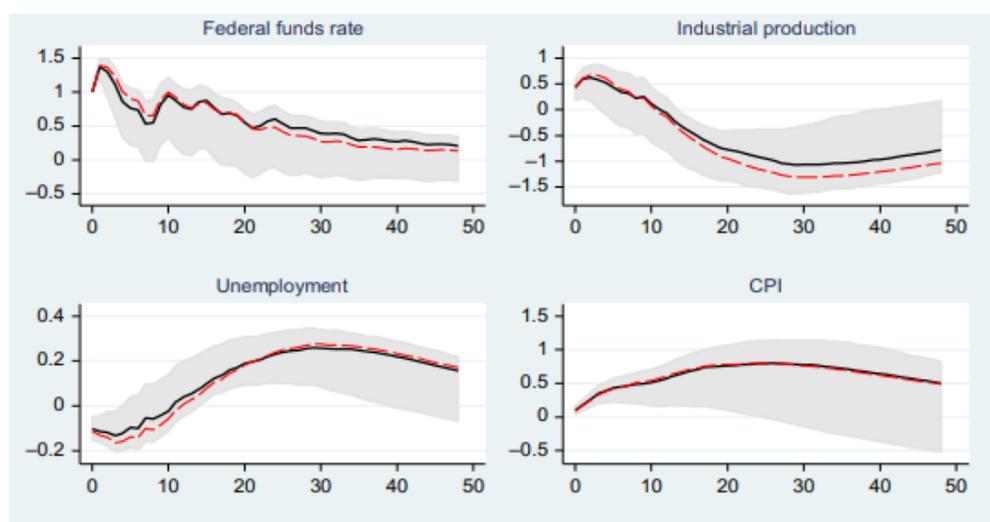


Fig. 2—Cont'd (C) Proxy SVAR, 1969m3–1996m12: solid black lines; 1969m3–2007m12: long-dashed red (gray in the print version) lines.

註：使用 Romer and Romer (2004)貨幣政策衝擊為工具變數之 Proxy SVAR。

(四) 局部投影法

在 SVAR 衝擊反應的推導中，式(4)衝擊反應函數的一般式可表示如下：

$$M_h = C_1^h + f(C_1, \dots, C_h) \quad (10)$$

這顯示 M_h 是隨著估計期間 h 增加來疊加 VAR 係數。任何 AR 係數的估計偏誤，會隨著 h 期間增加而被疊代納入未來的衝擊反應(VAR 模型的疊代性質)。因此，當 VAR 模型有設定錯誤(misspecification)時，

VAR 模型係數的估計會產生偏誤，而此偏誤對衝擊反應的影響，會隨反應期間 h 增加而累加，造成期間越久偏差越大的情況。

Jordà (2005) 提出局部投影法，為目前另一種常用來估計衝擊反應之方法。此方法是針對衝擊反應的每個預測區間(直接)做迴歸得到(局部)估計係數:

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_t + \dots + B_p^h y_{t-p} + u_{t+h}^h \quad \text{for } h = 1, \dots, H \quad (11)$$

其中， B_1^h 係數為變數 y 在 h 期時對 t 期縮減式衝擊的反應，而由於殘差項 u_{t+h}^h 呈序列相關，Jordà (2005) 以 Newey and West (1987) 估計標準差。從式(11)，局部投影法下的結構性衝擊反應函數可表示如下:

$$\text{LPIRF}(t, h, b_i) = B_1^h b_i \quad (12)$$

然而，局部投影法並未設定 b_i 該如何認定。舉例來說，Jordà (2005) 是以 Cholesky 分解法來認定 b_i 。

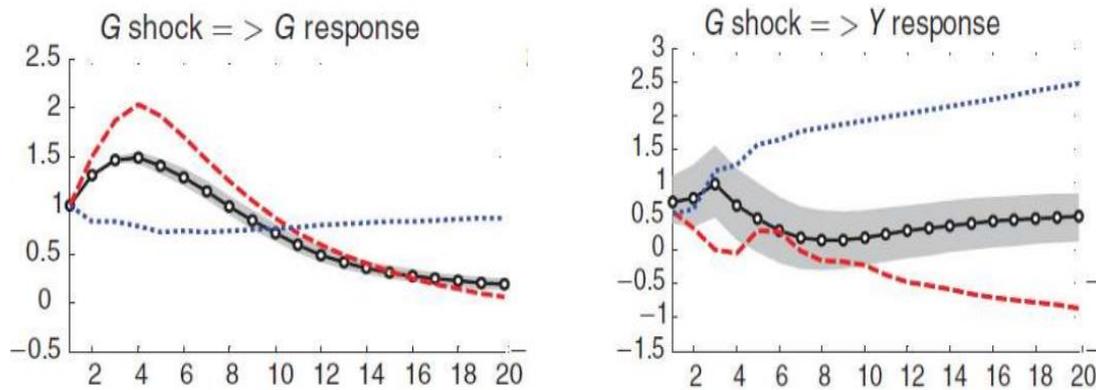
相較於傳統以 VAR 模型為基礎的方法，局部投影法的設定較具彈性，較容易納入非線性的設定。更重要的是，局部投影法對於模型設定較具穩健性，較不易受到模型設定錯誤(misspecification)的影響。

局部投影法的另一個優點是可結合外部衝擊，例如使用 SVAR 建構的外生衝擊資訊，來估計衝擊反應，其估計式如下:

$$y_{t+h} = \alpha^h + B_h \text{shock}_t + \phi x_t + u_{t+h}^h \quad \text{for } h = 1, \dots, H \quad (13)$$

其中， α^h 為截具項， x_t 為控制變數向量，而 shock_t 為外部認定的結構式衝擊。變數 y_t 對 shock_t 的 h 期的衝擊反應即為 B_h 。應用此類方法的研究包含 Auerbach and Gorodnichenko (2012)。該文作者以局部投影估計財政支出影響效果，並以 Blanchard and Perotti (2002) 認定的政府支出衝擊為結構性衝擊，其線性模型的衝擊反應結果為圖 3 中的黑色虛線。

圖 3 Auerbach and Gorodnichenko (2012)財政支出衝擊反應



貨幣政策衝擊的應用上，Ramey (2016)使用 Gertler and Karadi (2015)高頻資料所建構的貨幣政策衝擊，以局部投影法檢驗貨幣政策衝擊反應之穩健性，其結果為圖 4。圖 5 顯示同樣使用 Gertler and Karadi (2015)建構之貨幣政策衝擊(作為工具變數)，但以 Proxy SVAR 來估計貨幣政策之衝擊反應。比較圖 4 與圖 5 可看出局部投影分析的結果與 Proxy SVAR 有相當不一樣的表現。局部投影法下，緊縮性貨幣政策對利率在衝擊初期的反應較小，但之後維持在較高檔的水準；產出在衝擊初期亦沒有顯著反應，但一年後卻顯著上升，與經濟理論相悖；物價則是在衝擊過後 30 個月才開始顯著下降。反觀 Proxy SVAR 模型，緊縮性的貨幣政策衝擊對利率的影響雖然較快，但經 15 個月後效果幾乎消失。產出反應快速下跌，且效果相當持久。CPI 雖然在衝擊初期反應雖不明顯，但未出現 price puzzle，並在 30 個月後呈顯著下跌。

圖 4 貨幣政策衝擊反應(LP, Gertler and Karadi (2015))

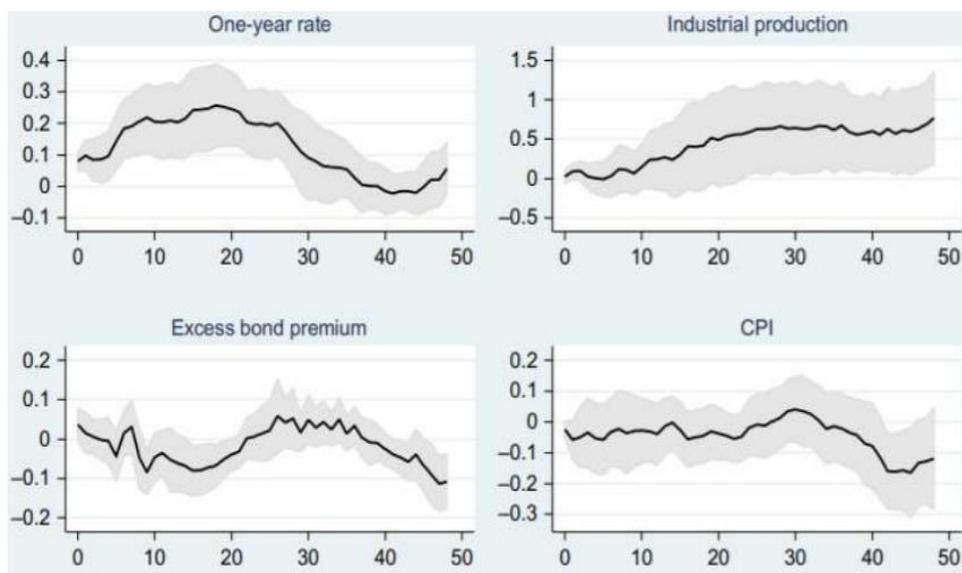
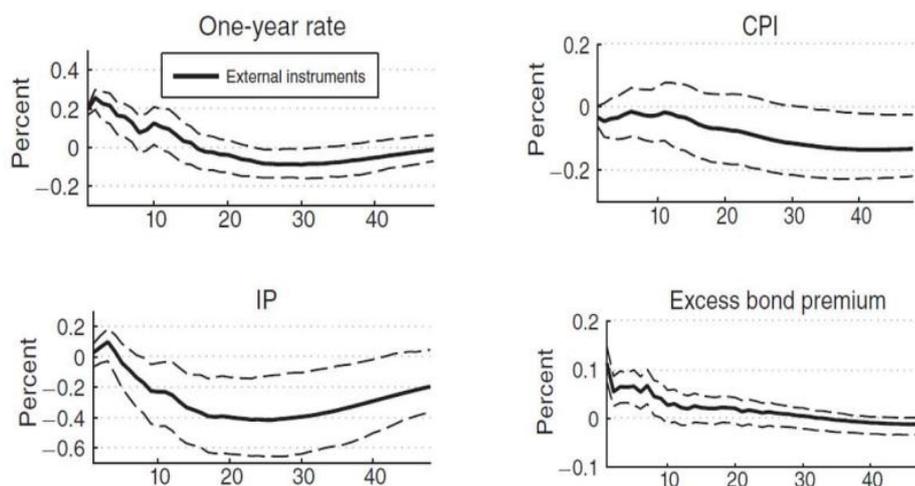


圖 5 貨幣政策衝擊反應(Proxy SVAR, Gertler and Karadi (2015))

Gertler-Karadi (2015) Used a Proxy SVAR



另一方面，局投影法較容易納入非線性的設定。假設資料的動態過程含有二次與三次項：

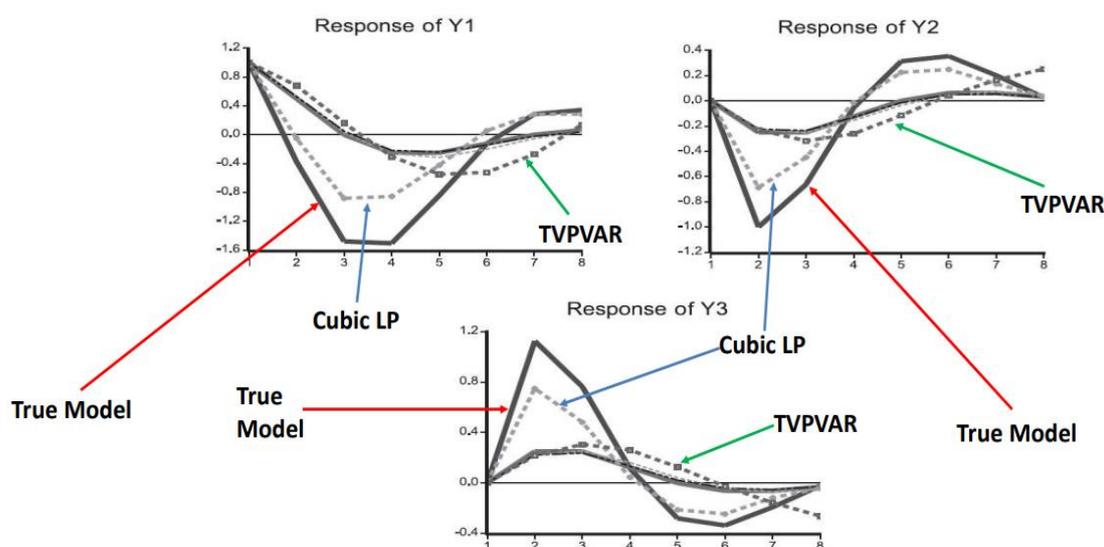
$$y_{t+h} = \alpha^h + B_1^h y_t + C^h y_t^2 + D^h y_t^3 + \dots + B_p^h y_{t-p} + u_{t+h}^h$$

則局部投影的衝擊反應可設定如下:

$$B_1^h b_i + C^h(2y_t b_i + b_i^2) + D^h(3y_t^2 b_i + 3y_t b_i^2 + b_i^3)$$

Jordà (2005) 假設真實的模型為 SVAR-GARCH，並以時變參數自我迴歸向量模型(Time Varying Parameters VAR, TVPVAR)與三次項局部投影做衝擊反應分析，其結果為圖 6。

圖 6 三次項局部投影之衝擊反應分析



註:黑色粗實線為真實模型的衝擊反應；灰色虛線為三次項局部投影的估計結果；虛線-方塊-虛線為 TVPVAR 模型下衝擊反應。

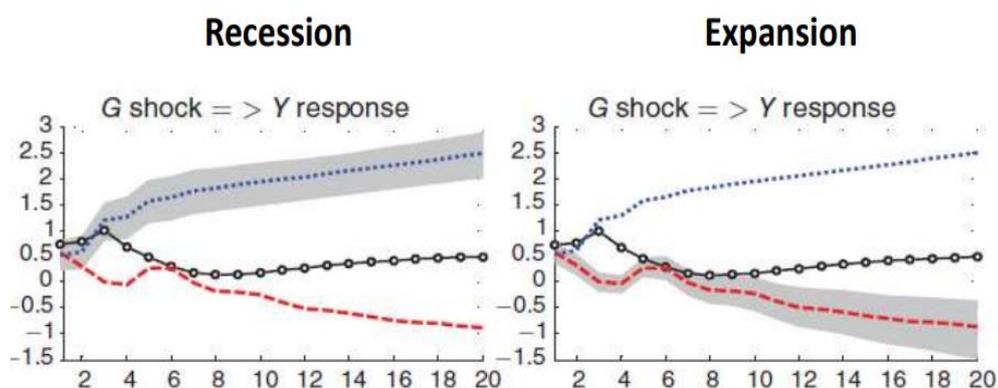
從圖 6 可知當真實資料為非線性動態時，局部投影模型可輕鬆適用非線性設定(Cubic LP)，與計算複雜的 TVPVAR 模型對比，局部投影模型的估計結果較接近真實模型的衝擊反應，顯示局部投影模型較具穩健性。

此外，局部投影模型也可納入依狀態而定(state dependence)的非線性設定。模型的設定方式如式(14):

$$\begin{aligned} IRF^{R1}(t,h,b_i) &= B_{1,R1}^h b_i & \text{for } h = 1, \dots, H \\ IRF^{R2}(t,h,b_i) &= B_{1,R2}^h b_i & \text{for } h = 1, \dots, H \end{aligned} \quad (14)$$

其中，R1 與 R2 分別代表兩種不同狀態。Auerbach and Gorodnichenko (2012)以平滑轉換的 VAR 模型，檢驗財政政策在景氣擴張與衰退時，是否有非線性效果，圖 7 為他們的實證結果。該文發現財政政策對景氣有非線性反應：景氣擴張時，提高財政支出會造成產出減少；景氣衰退時，提高財政支出會刺激產出增加，且增加幅度比景氣擴張時要大。

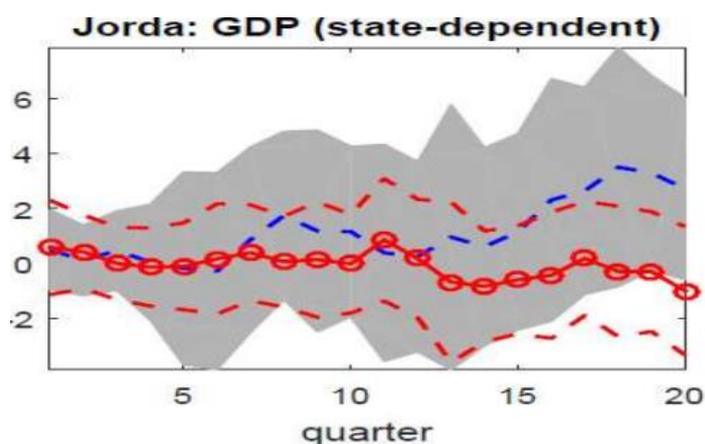
圖 7 Auerbach and Gorodnichenko (2012) 產出對財政支出的非線性衝擊反應



註:藍色(紅色)虛線利用依狀態而定之 VAR 模型，對景氣衰退(擴張)下產出對財政支出的衝擊反應。

Ramey and Zubairy (2018)以依狀態而定的局部投影法，對 Auerbach and Gorodnichenko (2012)的實證結果作穩健性檢驗，其估計的財政支出效果為圖 8。Ramey and Zubairy (2018)發現財政支出在景氣衰退狀態(藍色虛線)與景氣擴張狀態(紅色虛線)之間並沒有顯著差異。

圖 8 Ramey and Zubairy (2018) 產出對財政支出的非線性衝擊反應



註:藍色(紅色)虛線利用依狀態而定的局部投影模型，對景氣衰退(擴張)下產出對財政支出的衝擊反應。

(五)結合工具變數與局部投影法(Local Projection-Instrument Variables, LP-IV)

類似 Proxy VAR 模型，局部投影法也可以結合外部資訊作為工具變數，以兩階段迴歸(Two-Stage Least Squares, TSLS)做衝擊反應分析。其迴歸式設定如式(13)，但使用外部資訊(Z_t)作為貨幣政策利率(x_t)的工具變數。估計步驟如下:

第一階段:以貨幣政策利率對工具變數做迴歸，得到配適值 \hat{x}_t :

$$x_t = \alpha_{FS} + B_{FS}Z_t + \xi_t \quad (15)$$

第二階段:將 \hat{x}_t 帶入式(11)中，以未來 h 期 y_{t+h} 作迴歸:

$$y_{t+h} = \alpha^h + \rho_1^h \hat{x}_t + \dots + \rho_p^h \hat{x}_{t-p} + B_1^h y_t + \dots + B_p^h y_{t-p} + u_{t+h}^h \quad \text{for } h = 1, \dots, H \quad (16)$$

得到的估計係數 ρ_1^h 則為 y_{t+h} 之衝擊反應。需注意的是，根據 Stock and Watson (2018)，式(16)的控制變數需納入 y_t 與 \hat{x}_t 的落後項，其好處是有助於工具變數之外生性，同時可增加估計的效率與降低迴歸誤差變異。

肆、台灣資料實證分析

使用上章節所介紹的計量方法，本章節以台灣資料估計不同計量模型下的貨幣政策衝擊反應。參考 Ramey (2016) 我們考慮的方法包含 (1) 傳統 Cholesky 分解法之 SVAR 模型。(2) 使用 Cholesky SVAR 但以蕭宇翔(2021)的貨幣政策衝擊取代原 VAR 模型中的政策利率之混合 SVAR 模型(hybrid SVAR)。(3) 直接以蕭宇翔(2021)建構之貨幣政策衝擊做局部投影之衝擊反應分析(LP)。

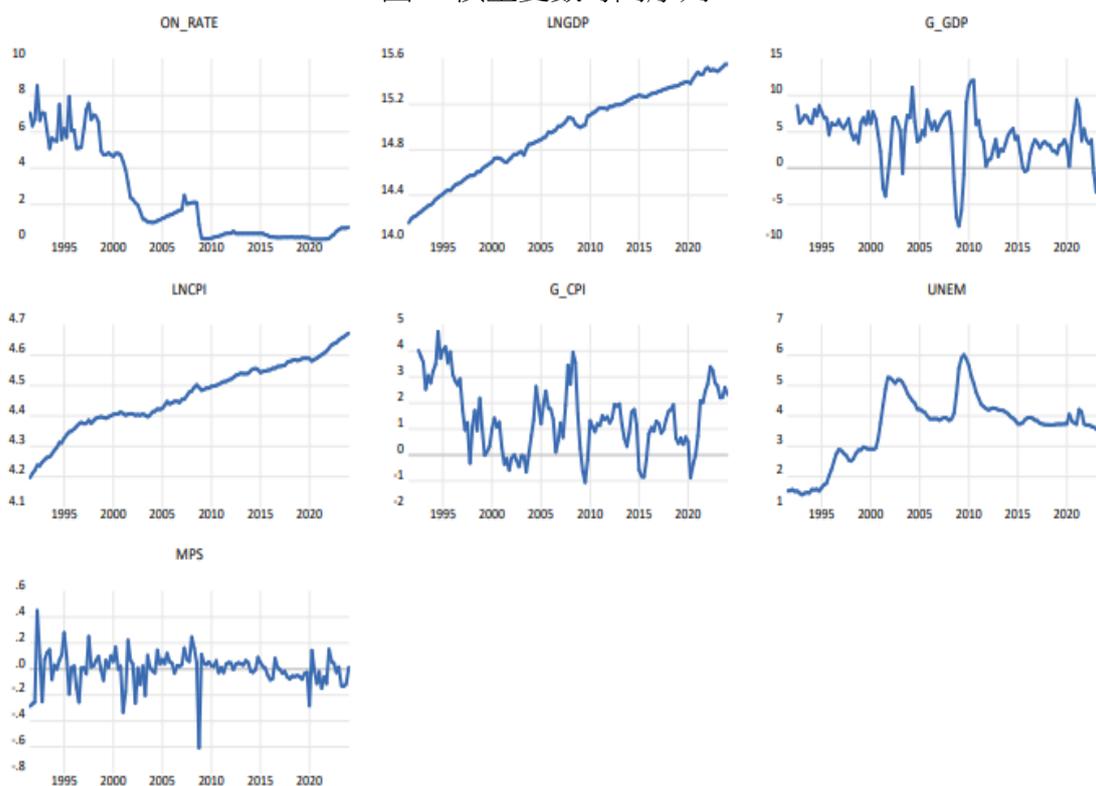
我們使用 1991Q3-2024Q1 的季資料²，模型變數包含金融隔拆利率(作為政策利率之代理變數)、實質 GDP、失業率與 CPI 物價。在工具變數選擇上，採用蕭宇翔(2021)所建構的貨幣政策衝擊。此貨幣政策衝擊是參考 Romer and Romer (2004) 與 Cloyne and Hürtgen (2016) 敘事法所建構。其建構方式可分為兩步驟:(1) 利用央行理監事會議決議的新聞稿來決定每次央行意圖調整政策利率的幅度。(2) 以主計總處國民所得統計對未來經濟成長率與 CPI 通膨率的預測數，作為衡量央行決策當下所擁有的資訊，並以迴歸模型估計央行的反應函數，以排除利率變動幅度中貨幣當局對未來經濟情勢系統性反應的成分，得到外生貨幣政策衝擊。資料來源與資料處理過程可見附錄表 1。圖 9 為各變數之時間序列圖。

從圖 9 可知台灣經濟成長率(G_GDP)在幾個時期有較大的變化，包含 2001 年科技泡沫時期、2003Q2 SARS 期間、全球金融危機期間與 COVID-19 爆發後(2023Q1)有較大幅度的衰退。通膨率(G_CPI)方面，2000 年代初期以前通膨率普遍較高、變動幅度較大；2000 年代

² 蕭宇翔(2021)所建構的貨幣政策衝擊資料最早可追溯至 1991Q3，因此為本章節實證資料的起點。

初期之後，通膨率普遍控制在 2%以下，呈平穩走勢，惟在全球金融危機期間以及 COVID-19 期間出現較高的通膨現象。失業率(UNEM)同樣在科技泡沫與金融危機期間有較高的現象。從金融隔拆利率(ON_RATE)可知，央行政策利率在 2001 年以前較高，變動幅度較大，之後一路下滑，2005 年雖一度上升，惟在全球金融危機後又下滑至低於 0.1%，至 2022 前均維持相當低且平穩的利率。若比較金融隔夜拆款利率與蕭宇翔(2021)貨幣政策衝擊(MPS)，可發現去除央行對未來經濟情勢的系統性的反應後，貨幣政策衝擊在 2003 年以前有較大的波動，之後波動的幅度縮小，只有在全球金融危機期間與 COVID-19 爆發後有較大的變動。

圖 9 模型變數時間序列

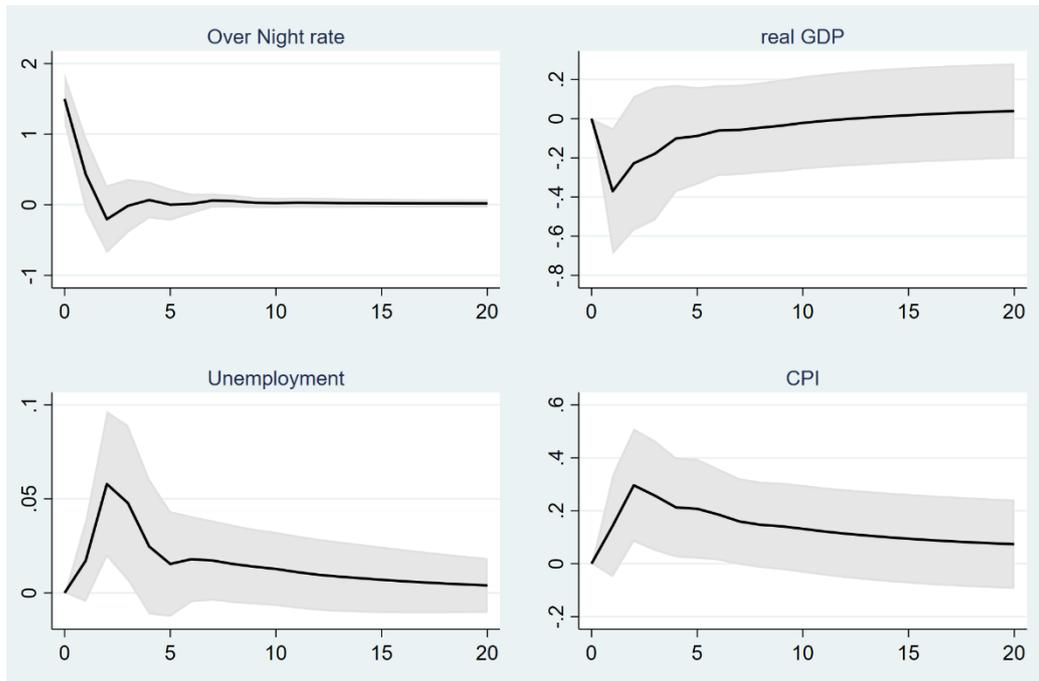


註:ON_RATE 為金融隔拆利率、LNGDP 為實質 GDP 取自然對數、G_GDP 為實質 GDP 之年增率(yoy)、LNCPI 為 CPI 指數取自然對數、G_CPI 為 CPI 指數之年增率(yoy)、unem 為失業率、mps 為蕭宇翔(2021)建構之貨幣政策衝擊。參考 Ramey(2016)，本文實證資料中的實質 GDP 與 CPI 皆為水準值直採自然對數，而此處另增加年增率之時間數列，以方便讀者更清楚其動態走勢。

(一) Cholesky SVAR 模型

參考 Ramey (2016)，Cholesky SVAR 模型中包含的變數依序為：取自然對數之實質 GDP、失業率、取自然對數之 CPI 指數與金融業隔夜拆款利率。此排序方式代表 GDP、失業率與 CPI 會影響同期的貨幣政策決策，但貨幣政策無法影響同期的經濟變數，須至下期後才產生影響力。參考蕭宇翔(2021)，我們設定此 SVAR 模型具 2 期落後項，並估計貨幣政策衝擊對未來 5 年(衝擊期間 $h=20$)經濟變數的影響。圖 10 顯示 Cholesky SVAR 的衝擊反應估計結果。可發現，在傳統 Cholesky 分解法下，政策利率的持續期間很短，大約衝擊半年後即呈不顯著，並在 1 年半後($h=6$)回到原來的水準。CPI 在政策衝擊初期反而顯著增加，半年後($h=3$)才反轉下跌，但效果持續期間不長，約衝擊 1 年半後($h=7$)轉為不顯著，顯示在 Cholesky 短期限制法估計下，物價在衝擊初期有些微 price puzzle 現象。對 GDP 的影響則是衝擊初期即下跌，但經 1 期後即緩慢回升並轉為不顯著。失業率的衝擊反應則是衝擊初期即提高，但持續 2 期後開始下降並轉為不顯著。整體而言，在 Cholesky SVAR 模型下，貨幣政策衝擊的對總體經濟變數的影響力與持續性都較小、較短暫。

圖 10 貨幣政策之衝擊反應 (SVAR 模型)



(二) 混合 SVAR 模型

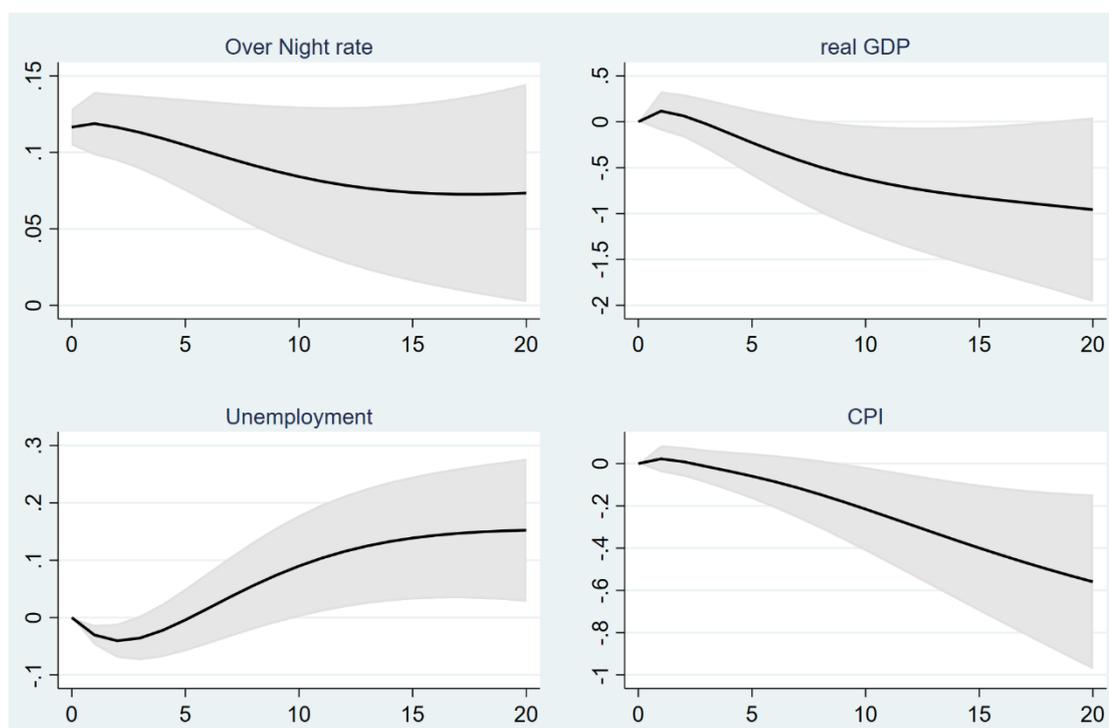
接著，我們將 VAR 模型中的金融隔夜利率替換為以蕭宇翔(2021)計算之累加貨幣政策衝擊³，但仍套用 Cholesky 短期限制法之混合模型。圖 11 為貨幣政策之衝擊反應估計結果⁴。從圖 11 可知，改用敘事法建構之貨幣政策利率後，得到的衝擊反應相當不同。首先，政策利率的持續時間較長，雖然政策利率會隨著時間遞減，但從衝擊初期一直至到衝擊 5 年後仍然呈顯著異於零。從 CPI 的衝擊反應來看，貨幣政策緊縮的影響雖然在期初較不顯著，但並未出現 price puzzle 現象，且在衝擊約 1 年半後(h=8)即呈顯著下跌，並至未來 5 都持續受到影響。GDP 方面，其反應同樣在初期不顯著，但在衝擊 1 年半後呈顯著下跌並持續至未來 5 年。失業率的反應雖然一開始微幅下跌，但至第

³ 蕭宇翔(2021)建構貨幣政策衝擊(mps)，本文累加該貨幣政策衝擊之時間序列(cummps)，以得到和金融隔夜拆款利率相似的經濟意涵。

⁴ 由於蕭宇翔(2021)建構貨幣政策衝擊(mps)累加之時間序列(cummps)整體水準值小於隔夜拆款利率水準值(scale 不同)，因此不適合與圖 10 做絕對數值的比較。

5 期(衝擊後約 1 年)即轉為增加，並在 2 年半後(h=10)呈顯著上升走勢。整體而言，混合 Cholesky SVAR 與外生建構之貨幣政策衝擊除了可消除 price puzzle 現象外，還大幅提高貨幣政策衝擊的影響力與持續性。從上述現象，可驗證同期遞迴限制的貨幣政策衝擊認定方式，除了無法納入央行對未來經濟走勢的資訊之外，也無法有效排除貨幣政策對未來經濟的系統性反應，使得傳統 Cholesky SVAR 認定出的貨幣政策衝擊參雜了內生性部分，因此對總體經濟變數的影響力較小或出現 price puzzle。

圖 11 貨幣政策之衝擊反應 (混合 SVAR 模型)



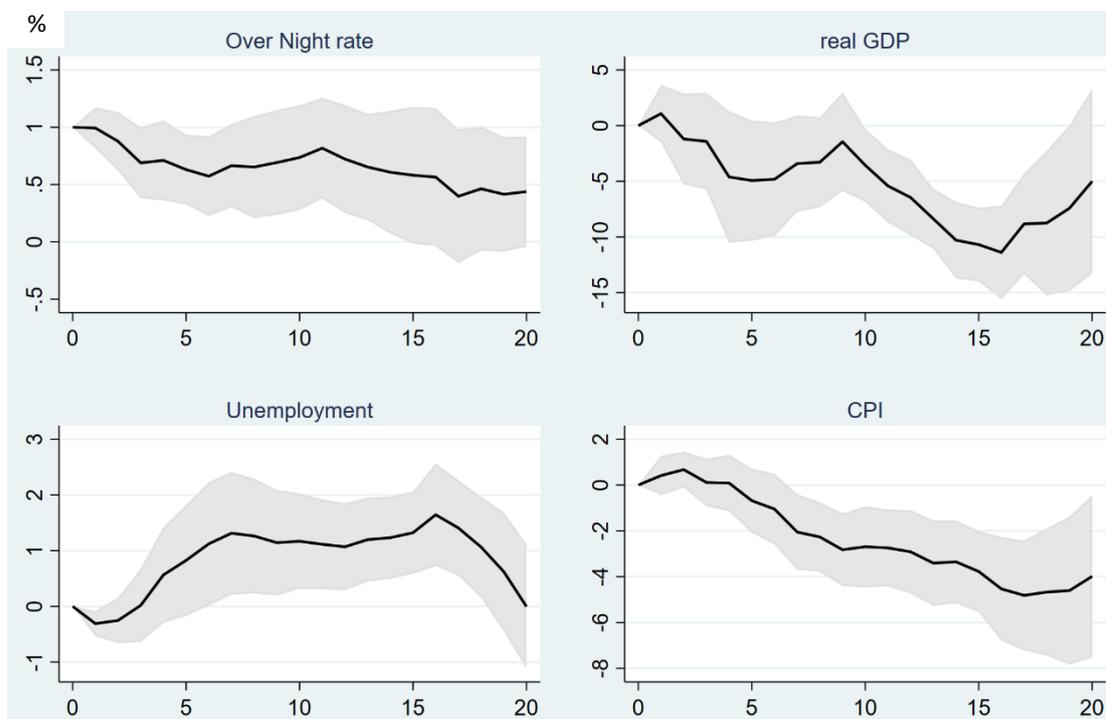
註:圖中的 over night rate 實際上是以蕭宇翔(2021)建構貨幣政策衝擊(mps)累加之時間序列(cummps)，惟在模型中代表貨幣政策利率。

(三) 局部投影模型

上述兩個模型均為以 VAR 模型為基礎，估計貨幣政策衝擊來衡量貨幣政策有效性之分析。然而文獻上，VAR 模型較容易受到模型錯誤設定的影響，因此我們另採用局部投影法，並同樣以蕭宇翔(2021)

建構之貨幣政策衝擊來估計個總體變數的衝擊反應。對於局部投影迴歸式的設定(見式(13))，我們以蕭宇翔(2021)之貨幣政策衝擊為 $shock_t$ ，控制變數向量 x_t 包含當期與落後 1-2 期的實質 GDP、CPI、失業率，以及落後兩期的金融隔拆利率。圖 12 為各總體變數對 1%貨幣政策利率上升的衝擊反應估計結果。首先，對比以 VAR 模型為基礎的衝擊反應，可發現局部投影法下的衝擊反應較有上下起伏等不穩定的現象。整體而言，局部投影法下的衝擊反應與混合 SVAR 模型(圖 11)的結果相似，即金融隔拆利率顯著上升，且效果相當持久；GDP、CPI 在衝擊初期的反應雖然較不顯著，但之後則分別呈顯著下降與上升走勢(未出現 price puzzle)，且效果均相當持久。失業率方面，局部投影法下，其衝擊反應雖然亦呈顯著增加，惟其影響效果在衝擊第 4 年後(h=16)開始消退，至第 5 年後幾乎已無效果。

圖 12 貨幣政策之衝擊反應 (局部投影模型)



綜合上述三種模型衝擊反應的結果，可證實以傳統 Cholesky 遞

迴限制的認定方式較無法有效辨認貨幣政策之結構性衝擊。使用敘述法建構的貨幣政策衝擊較能有效認定結構性衝擊，該變數不論是在混合 SVAR 模型或是局部投影法下，都能得到較持久的貨幣政策影響效果，也較能避免 price puzzle 的現象。

伍、日本央行的大型總體模型

日本央行經濟研究處的 Yui Kishaba 介紹日本央行如何使用大型總體模型做經濟預測，其中包含日本央行所使用的模型、模型主要的預測方法以及他們所面臨的挑戰。

日本央行主要有兩套對總體經濟的預測機制，包含(1)專家判斷與(2)以總體模型為基礎的預測。專家判斷是以結合各部門領域的專家預測對未來總體經濟狀況做評估。總體模型的預測則是包含時間序列模型、半結構式模型與結構式模型所做出的經濟預測，其中半結構式模型因具有時間序列模型缺乏的經濟意涵之結構性假設，也比 DSGE 模型有彈性及較好的預測表現，為日本央行主要的總體預測模型。

前述模型為季頻率的半結構式模型(Quarterly Japanese Economic Model, Q-JEM)，用以預測未來經濟成長率或通膨等變數，也應用於風險情境分析，例如評估油價上升或匯率變動對經濟體的影響，以及使用於貨幣政策評估，例如政策利率變動對經濟體的影響。模型有近 900 條迴歸式，包含 GDP 各組成項目、金融市場與描述通膨的動態方程式。模型預測的機制是以誤差修正機制來估計長期均衡值，並預測未來短期的經濟動態。圖 13 以 Q-JEM 模型對民間消費預測做說明。圖中黑色細線為模型的民間消費長期均衡值(以恆常所得理論為基礎)，黑色粗線為模型所估計的短期誤差修正項，也就是實際值與長

期均衡值間的差距，即短期迴歸式中的 \hat{e}_t 。當央行要評估外生事件(例如，稅率調高)對民間消費的影響時，可在迴歸式中增加虛擬變數，來估計該虛擬變數對 \hat{e}_t 的影響。

圖 13 Q-JEM 模型預測:民間消費預測說明

Long-run equilibrium

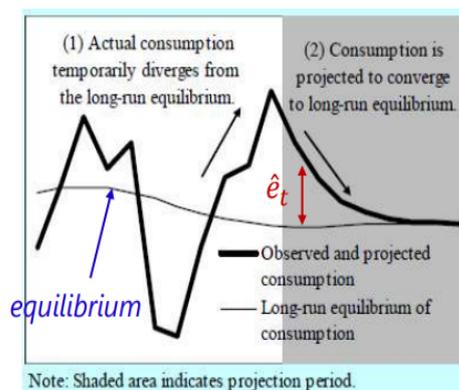
$$y_t = b_1 X_{1t} + \dots + b_k X_{kt} + e_t$$

Short-run dynamics (error correction: $\gamma < 0$)

$$\Delta y_t = d_1 Z_{1t} + \dots + d_k Z_{kt} + \gamma \hat{e}_{t-1} + \varepsilon_k$$

Ex.) Private Consumption

- Long-run equilibrium level
 - ✓ Permanent Income Hypothesis
- Short-run dynamics
 - ✓ Error correction term
 - ✓ Dummy Variables for Tax Hike, etc.

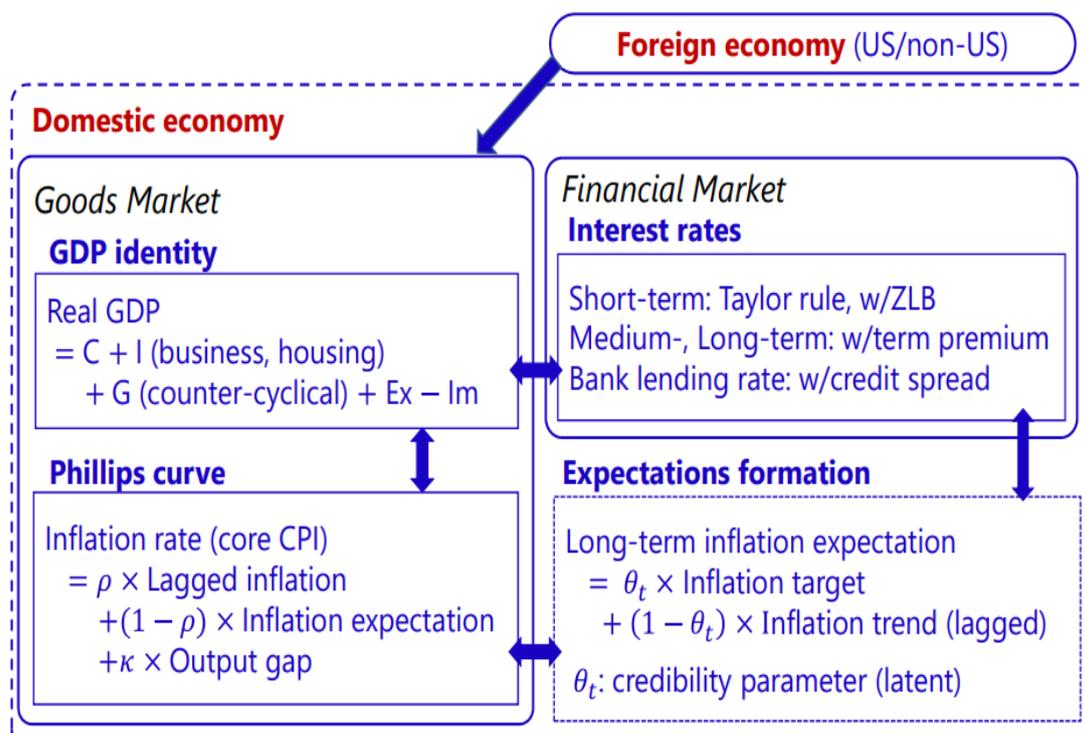


資料來源:SEACEN 研訓中心

Q-JEM 模型的優點在於方便修改較有彈性，與資料配適性高且容易解釋，但缺點是模型估計可能有內生性問題，有 Lucas Critique 疑慮，且維護成本很高。圖 14 為 Q-JEM 模型之核心架構，包含 GDP 組成項目、金融市場利率(包含央行貨幣政策法則)、菲利浦曲線以及通膨預期的形成方程式。以 Q-JEM 模型為基礎，圖 15 說明央行貨幣政策的傳遞機制，其中央行藉由政策利率來改變中、長期利率，並因此影響到實體經濟各組成項目與金融市場，最後影響到產出與通膨。圖 16 說明在 Q-JEM 模型下，提高政策利率 100 個基點的衝擊反應。當短期利率在第 0 期上升 1%，使得實質匯率立刻升值，帶動出口下跌；短期利率上升同時帶動長期利率提高，造成投資與消費衰退，加

上出口下跌，使得產出減少，帶動通膨與核心通膨下跌。

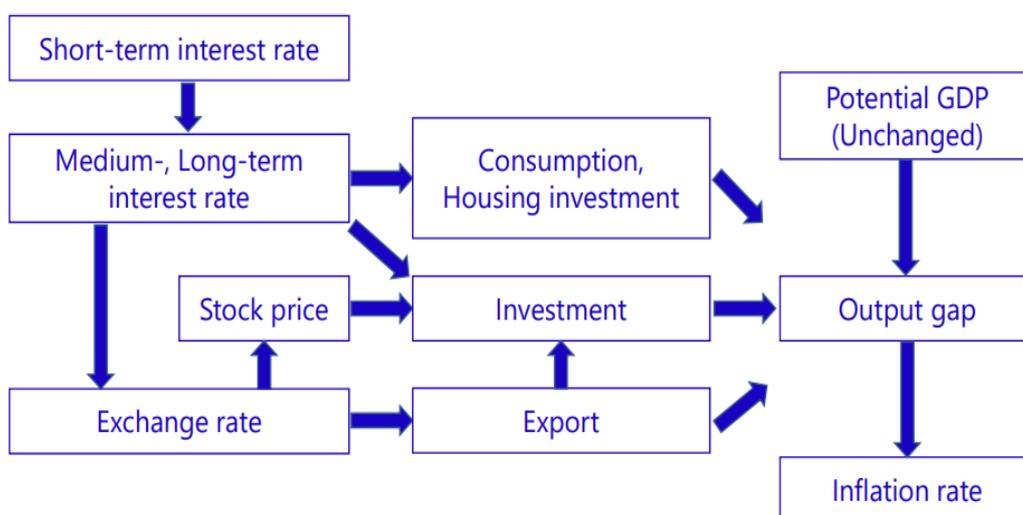
圖 14 Q-JEM 模型之核心架構



資料來源:SEACEN 研訓中心

圖 15 貨幣政策傳遞機制(以 Q-JEM 模型為基礎)

Monetary policy channel

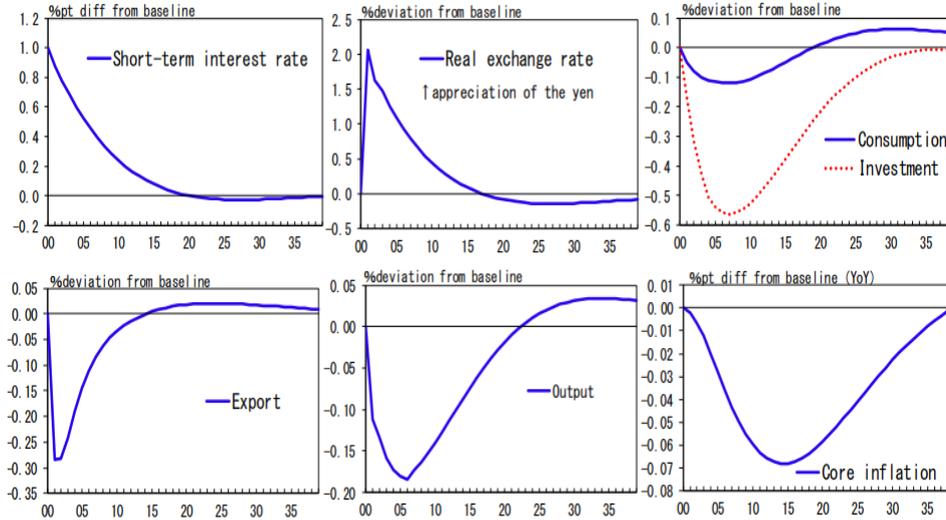


資料來源:SEACEN 研訓中心

圖 16 緊縮貨幣政策之衝擊反應 (Q-JEM)

Impulse response

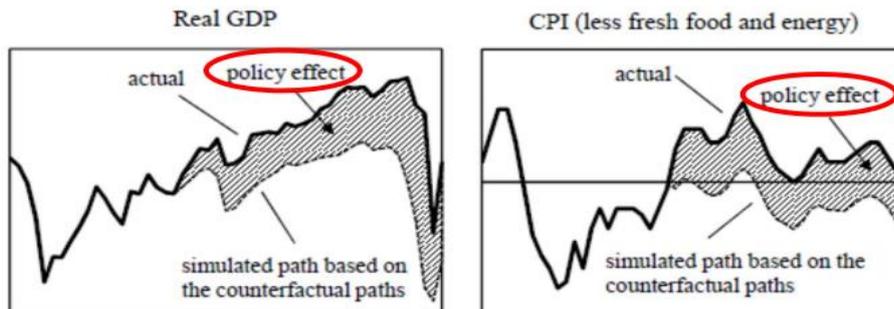
✓ Standard monetary policy shock (+100bps to short rate)



註: 資料來源:SEACEN 研訓中心

Q-JEM 模型也可用於政策評估，例如 Kawamoto et al. (2021)以 Q-JEM 模型為基礎，衡量日本央行在 2013 年實施質量兼備寬鬆政策 (Quantitative and Qualitative Monetary Easing, QQE)的效果。該文以 Q-JEM 模型估計出未施行 QQE 政策下重要總體變數的反事實模擬 (counterfactual)變動途徑，並藉由事實與反事實之間的差異來評估 QQE 政策的效果。圖 17 以實質 GDP 與核心 CPI 的估計結果舉例說明如何以反事實模擬分析政策效果的評估方式。

圖 17 以 Q-JEM 模型為基礎之 QQE 政策評估



資料來源:SEACEN 研訓中心

自 2023 年起，日本央行對通膨的預測持續發生低估現象。其原因是大宗商品轉嫁至進口物價的動態為非線性的，當大宗商品的上漲率高過門檻值時，其轉嫁程度會提高。此外，工資與通膨兩者間的關聯性也會隨時間而變動，而原本的固定係數模型無法捕捉此關係。

陸、心得與建議

本次課程介紹的計量模型繁多，講師從最基礎的概念逐步擴展到較進階的估計方法，並提供 Eviews、R、Stata 等程式供學員練習操作。講師雖未就進階的計量理論提供細部說明，但課程講義有參考來源可供有興趣的學員做更進一步探索。課程所提供的範例雖然相對簡易，但與預測總體經濟變數以及評估貨幣政策有效性高度相關，均為目前文獻常用的方法。此外，藉由比較各種不同方法所認定出來的貨幣政策衝擊，檢視其對總體變數的影響，可讓學員更能掌握各計量模型的優缺點，也對總體資料的特性有更深的認識。

課程中有安排學員間討論就各國過去或目前的財政或社會政策，如何以 RDD (Regression Discontinuity Design)或是 DID (Difference In Difference)來衡量該政策有效性，有助了解各國面臨的不同社會經濟問題。課程最後日本央行提供其預測模型的架構，並說明該模型如何運用在經濟預測與貨幣政策評估，可讓學員更清楚大型的半結構式如何實務應用。針對 COVID-19 爆發後的全球通膨高漲現象，日本央行出現模型預測持續低估的現象，並指出使用 Q-JEM 模型所面臨問題與挑戰。日本央行的預測模型除了提供學員更具體的大型總體模型範例，更提供寶貴的實務經驗，讓學員了解預測模型在實務操作上可能面對的問題。

相較於個體經濟領域，總體經濟變數間往往相互影響，影響途徑

複雜，較難有隨機實驗設計，也較難找到好的工具變數來估計結構性衝擊。文獻上目前大多採 **Romer and Romer** 敘述法與高頻事件法來估計貨幣政策衝擊，惟我國衍生性利率與債券市場尚未成熟，因此無法以高頻事件法應用於國內金融市場。然而，貨幣政策衝擊除了是意料外的政策利率變動外，尚包含央行對外的溝通方式以及對未來的經濟展望。目前有研究指出相較於政策利率的改變，央行對外溝通的方式或情緒對經濟變數及金融市場的影響更大。本處在 2023 年曾經委託國內學者以文字探勘技術來估計台灣貨幣政策衝擊已有初步成果，惟該方法在評估貨幣政策的傳遞機制或有效性仍相當稀少，尚待未來進一步研究討論。

本課程也提供幾個基本的機器學習方法，有助學員了解該如何以機器學習方法做經濟預測。隨著電腦運算能力的增強，越來越多進階的機器學習方法被提出。然而，多數的機器學習方法仍以預測的準確性為演算法背後的基本邏輯，因此在提供經濟因果推論上仍較受侷限。

參考文獻

- 蕭宇翔(2021),「不同景氣狀態下的台灣貨幣政策效果」,經濟論文
49(4),頁 527-568。
- Auerbach, A. J. and Y. Gorodnichenko (2012), “Measuring the Output Responses to Fiscal Policy,” *American Economic Journal: Economic Policy*, 4 (2), pp.1–27.
- Blanchard, O. and R. Perotti (2002), “An Empirical Characterization of the Dynamic Effects of Changes in Government Spending and Taxes on Output,” *The Quarterly Journal of Economics*, 117 (4), pp. 1329–68.
- Cloyne, J., and P. Hürtgen (2016), “The Macroeconomic Effects of Monetary Policy: A New Measure for the United Kingdom,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 8 (4), pp.75–102.
- Friedman, M. and A. J. Schwartz (1963), “A monetary history of the united states, 1867-1960.,” Princeton University Press.
- Gertler, M. and P. Karadi (2015), “Monetary Policy Surprises, Credit Costs, and Economic Activity,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (1), pp.44–76.
- Hamilton, J. D. (2003), “What is an oil shock?,” *Journal of Econometrics*, 113 (2), pp.363-398.
- Jordà, Ò. (2005), “Estimation and Inference of Impulse Responses by Local Projections,” *American Economic Review*, 95 (1), pp.161–182.
- Kawamoto, T., Y. Kishaba, K. Matsumura, J. Nakajima and T. Nakazawa (2021), “Estimating Effects of Expansionary Monetary Policy since the Introduction of Quantitative and Qualitative Monetary Easing

- (QQE) Using the Macroeconomic Model (Q-JEM),” Supplementary Paper Series for the "Assessment" (2), 21-J-7.
- Kuttner, K. N. (2001), “Monetary policy surprises and interest rates: Evidence from the Fed funds futures market,” *Journal of Monetary Economics*, 47 (3), pp.523-544.
- Miranda-Agrippino, S. and G. Ricco (2021), “The Transmission of Monetary Policy Shocks,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 13 (3), pp.74–107.
- Ramey, V. A. and M. D. Shapiro (1998), “Costly capital reallocation and the effects of government spending, *Carnegie-Rochester Conference Series on Public Policy*, 48, pp.145-194.
- Ramey, V. A (2011), “Identifying Government Spending Shocks: It's all in the Timing,” *The Quarterly Journal of Economics*, 126 (1), pp.1–50.
- Ramey, V.A., (2016), “Macroeconomic Shocks and Their Propagation,” *Handbook of Macroeconomics*, in: J. B. Taylor & Harald Uhlig (ed.), edition 1, volume 2, chapter 2, pp. 71-162.
- Ramey, V. A. and S. Zubairy (2018), “Government Spending Multipliers in Good Times and in Bad: Evidence from US Historical Data,” *Journal of Political Economy*, 126 (2), pp. 850-901.
- Romer, C. D. and D. H. Romer (2004), “A New Measure of Monetary Shocks: Derivation and Implications,” *American Economic Review*, 94 (4), pp.1055–1084.
- Sims, C. A. (1980), “Macroeconomics and Reality,” *Econometrica*, 48, 1, pp. 1-48.

Stock, J. H. and M. W. Watson (2018), "Identification and Estimation of Dynamic Causal Effects in Macroeconomics Using External Instruments," *Economic Journal*, 128(610), pp. 917-948.

附錄

附表 1 資料來源與變數處理方式

變數名稱	資料來源	變數處理方式
貨幣政策衝擊	蕭宇翔 (2021)	無季調
CPI	主計總處	採官方季調數字，取自然對數
失業率	主計總處	採官方季調數字
實質 GDP	主計總處	採官方季調數字，取自然對數
金融隔拆利率	中央銀行	無季調