

行政院所屬各機關因公出國人員出國報告書
(出國類別:其他)

參加東南亞國家中央銀行研訓中心
舉辦之「SEACEN 經濟體之定價行為
與通膨動態及其對通膨之影響」研討
會出國報告—油價、通膨預期與貨幣
政策

服務機關：中央銀行

姓名職稱：徐婉容/副研究員

派赴國家：馬來西亞吉隆坡

出國期間：107 年 11 月 12 日至 11 月 15 日

報告日期：108 年 1 月

摘 要

以結構式向量自我迴歸模型 (SVAR)，並使用 Consensus Forecasts 對台灣通膨預期的調查資料做分析，本文發現長期通膨預期自 2000 年代初期開始，對短暫的總體經濟干擾（例如：國際油價衝擊）變得較不敏感。進一步探討國際油價衝擊的傳遞管道發現，自 2000 年代初期後被較穩固定錨的長期通膨預期，於油價衝擊傳遞機制中的影響力已大幅減弱。探究其原因，長期的低通膨環境、較積極對抗通膨的貨幣政策，以及貨幣政策對總體經濟情勢較系統性的反應，為模型支持的可能解釋因素。

目錄

壹、前言.....	1
貳、研究背景.....	2
參、文獻回顧.....	4
肆、資料與模型設定.....	5
(一) 通膨、通膨預期與國際油價.....	5
(二) 結構性變動檢定.....	7
(三) SVAR 模型.....	9
伍、實證結果.....	10
(一) 衝擊反應.....	10
(二) 變異數分解.....	13
陸、油價衝擊與貨幣政策.....	14
(一) 油價衝擊之反事實模擬分析.....	14
(二) 貨幣政策之意涵.....	17
柒、穩健性檢定.....	21
捌、結論與建議.....	22
附錄 1.....	24
附錄 2.....	25
附錄 3.....	26
參考文獻.....	37

壹、前言

職奉准於 2018 年 11 月 12 日至 11 月 15 日參加東南亞國家中央銀行研訓中心(SEACEN Centre)於馬來西亞吉隆坡舉辦之「SEACEN 經濟體之定價行為與通膨動態及其對通膨之影響」研討會(Price-Setting Behavior and Inflation Dynamics in SEACEN Member Economies and Their Implications for Inflation)。本研討會為 SEACEN 年度合作研究計畫，目的係研究 SEACEN 會員國家通膨情況。此次係第二次研討會¹，計畫主持人與各國研究人員簡報研究結果，並由評論人提出評論並給予建議。

計畫主持人暨評論人為 Dr. Peter Tillmann，現職德國基森大學經濟系教授；另一評論人為 Dr. Ole Rummel，為 SEACEN 總體經濟及貨幣政策管理部門主任；參與計畫學員來自 10 國²。本研討會計畫主持人與台灣的研究結果為：1)全球因素為影響亞洲通膨動態的重要因素，尤其是在全球金融危機期間。對大部分的國家而言，飛利浦曲線仍然存在，且斜率變得較陡，而通膨與經濟成長之間的取捨關係，取決於衝擊的來源。2)探討台灣通膨預期與國際油價的關係發現，自 2000 年代初期後被較穩固定錨的長期通膨預期，於油價衝擊傳遞機制中的影響力已大幅減弱。探究其原因，台灣長期的低通膨環境、較積極對抗通膨的貨幣政策，以及貨幣政策對總體經濟情勢較系統性的反應，為可能解釋因素。

職奉派代表本行參與此項研究計畫，於本次研討會中簡報，回國後依計畫時程完成「OIL PRICE SHOCKS, INFLATION EXPECTATIONS, AND MONETARY POLICY: EVIDENCE FROM CHINESE, TAIPEI」報告，並送 SEACEN 彙整出刊。茲以該報告中文版「油價、通膨預期與貨幣政策」提交報告，全文共分捌節，以下第貳節為研究背景，第參章討論相關的文獻，並說明本文對此系列文獻的貢獻。第肆章呈現使用的資料與 SVAR 模型設定，此處，本文將先檢視長期通膨預期是否出現結構性變化。第伍章估計長期通膨預期對其他變數的衝擊反應及其預測誤差變異數分解，以了解定錨長期通膨預期的程度。第陸章採用反事

¹ 第一次已於 2018 年 6 月 28 日舉行線上會議，說明作業時程。

² 包含文萊、印度、印尼、蒙古、緬甸、巴布亞紐幾內亞、斯里蘭卡、台灣、泰國與越南。

實模擬分析之方式，探討長期通膨預期於油價衝擊傳遞機制中的角色。此外，藉由不同時間樣本下的反事實模擬分析結果，更進一步探討反事實模擬分析的結果是否意含貨幣政策態度有任何改變。第柒章以不同的貨幣政策代表變數或是不同的排序來估計不同的 SVAR 模型，以檢視本文結果的穩健性。第捌章為結論與建議。

貳、研究背景

對各國央行來說，維持穩定的通膨環境是他們重要的任務。在通膨形成中，通膨預期扮演重要的角色。理論上，通膨預期影響廠商商品定價與勞工薪資，也影響消費者對支出與儲蓄的決定。例如，在新凱因斯模型中，廠商會隨著通膨預期而調整商品價格，而在新凱因斯飛利浦曲線則隱含，通膨預期衝擊對通膨的影響呈接近一比一的關係。因此，央行要控制通膨，定錨通膨預期相當重要，而文獻上有相當多的研究以定錨通膨預期的程度，來衡量該國貨幣政策的效力。

由於整體通膨 (headline inflation) 是由多個部門的物價所集合而成，容易受到短暫衝擊 (噪音) 的影響。對央行來說，其最終目的是穩定基礎通膨率 (underlying inflation)，即穩定通膨趨勢 (trend inflation) 於適當的水準。因此，貨幣政策若對短暫的通膨壓力過度反應，反而會對經濟體造成不必要的波動。根據 Bryan and Cecchetti (1994)，長期下，當短期衝擊 (干擾) 逐漸消失後，整體通膨會收斂至通膨趨勢水準。因此，要控制通膨趨勢，定錨長期通膨預期比定錨短期通膨預期更重要。Yellen (2015) 認為通膨趨勢穩定與否與長期通膨預期的動態有密切關係。能夠良好定錨長期通膨預期反應的是貨幣政策的改善。

目前已有許多文獻檢驗定錨長期通膨預期來衡量貨幣政策的有效性。針對已開發經濟體，Bomdirm and Rudebusch (2000)、Beechey and Wright (2009)、Gurkaynak et al. (2010a)、Beechey et al. (2011) 與 Buono and Formai (2018) 檢視長期通膨預期，對實際通膨、短期通膨預期與總體經濟消息的反應，以衡量定錨長期通膨預期的程度。針對開發中經濟體，Mehrotra and Yetman (2014) 檢視 10 個亞洲國家 1995 年至 2012 年的長期通膨預期，而其中有 4 個國家在 2000

年左右改行通膨目標機制。他們發現，雖然改行通膨目標機制的國家，其長期通膨預期自改制後即逐漸下降，但其他未改採通膨目標機制的國家，其長期通膨預期自 2000 年後也呈下滑且被定錨的更穩固。他們發現採行通膨目標機制與未採行通膨目標機制的國家，其定錨長期通膨預期的效果是相似的。Filardo and Genberg (2010) 檢視 1990 年至 2009 年，亞太地區 12 個國家的通膨與通膨預期，發現通膨呈現一較低且穩定的普遍趨勢。他們也認為正式改行通膨目標機制並非達成穩定通膨的唯一貨幣政策架構。IMF (2018) 發現新興暨發展中經濟體，自 2000 年代中期以來，平均而言，通膨呈現低且穩定狀態。他們認為長期通膨預期是造成此現象的主要因素，也發現許多國家在 2000 年代，改善其定錨長期通膨預期的能力。基於上述文獻結果，通膨目標機制應該不是穩定通膨唯一的方法。貨幣政策若能強調穩定通膨的重要性，並與大眾建立清楚有公信力的溝通管道，則能較有效定錨通膨預期、維持穩定的通膨環境。雖然台灣央行未採行通膨目標機制，但穩定國內物價乃其使命之一，因此有必要檢驗台灣長期通膨預期定錨的程度。尤其，基於從通膨相關文獻中，亞洲地區自 2000 年代以來，通膨普遍較低較穩定的發現，本文欲檢視台灣長期通膨預期的行為是否在這段期間也出現變化。

參考過去文獻，檢驗定錨長期通膨預期程度的其中一種方法為檢視其對總體經濟衝擊（消息）的敏感度。如果大眾清楚了解央行的通膨目標（不論是官方明定或是隱性的目標）且相信央行會致力於達成目標，則雖然短期通膨預期基於本身性質較容易受外在干擾影響外，長期通膨預期不應受短暫經濟體衝擊影響。總體經濟衝擊中，油價變動一直是學術研究及政策決策者關注的焦點之一。許多文獻指出通膨預期容易受油價衝擊影響（如：Harris et al., 2009 與 Coibon and Gurodnichenko, 2015）。概念上，分析油價對通膨的影響時，多數研究會將影響效果區分為第一階段與第二階段效果，前者指的是油價透過提高產品的投入生產成本，直接影響通膨；後者指的是油價藉由影響通膨預期，而間接影響通膨（Blinder and Rudd, 2012）。Choi et al. (2017) 檢驗從 1970 年至 2015 年，全球油價對 72 個已開發或開發中國家的影響。他們發現通膨目標與央行管理指標等因素，顯著影響油價衝擊傳遞至通膨的程度，並認為貨幣政策的改善是該段期間油價衝擊影響變小的主因之一。Choi et al. (2017) 提到，影響貨幣政策效果的

其中一重要管道是透過定錨通膨預期—藉由增加貨幣政策的公信力，短暫衝擊（如：油價）不會顯著改變通膨預期。然而，Chio et al. (2017) 一文並未實際檢視通膨預期的行為，因此未能清楚證明貨幣政策究竟透過何種機制來減少油價對通膨的影響，而本文即在填補此缺漏。進一步來說，本文首先檢視台灣長期通膨預期行為，是否如文獻中許多國家一樣，出現結構性的改變，並且檢視長期通膨預期對總體經濟衝擊的敏感度是否出現變化。尤其，若長期通膨預期的行為出現變化，則欲進一步探討其在油價衝擊傳遞機制中的角色是否也出現變化。更重要的是，本文欲探討上述這些改變是否又意含貨幣政策態度的轉變。

為了分析長期通膨預期於油價衝擊傳遞機制中的角色，吾採用結構式向量自我迴歸模型 (SVAR) 來分析長期通膨預期與其他總體變數 (包含油價) 相互的動態關係。使用 SVAR 模型的優點在於，藉由關閉長期通膨預期的反應，吾可採用反事實模擬分析之方式，了解長期通膨預期在油價衝擊下所扮演的角色。若長期通膨預期確實是油價衝擊影響的重要管道，則在反事實模擬下，各變數的反應應與原實際下的結果應有明顯不同。Wong (2015) 指出，出現油價衝擊時，即使通膨與通膨預期朝同方向變動，並不能代表通膨預期就是油價衝擊的傳遞管道，因此，反事實模擬分析可幫助我們更清楚了解其中的傳遞機制。

參、文獻回顧

本文與衡量通膨預期定錨程度及貨幣政策架構對定錨程度影響之系列文獻最為相關。文獻上衡量通膨預期定錨程度的方法大約可分為兩類。一類是以事件研究法 (event-study)，或單一迴歸式的方式 (即迴歸式左邊為長期通膨預期，右邊為總體衝擊變數) 來分析通膨預期對總體短暫衝擊的敏感度。然而此類方法忽略長期通膨預期與其他變數在多期間的相互動態關係，可能造成偏誤的結論。因此，本文採用另一類分析方式，即以 SVAR 模型納入通膨預期與其他相關經濟變數，探討通膨預期與其他總體經濟變數的相互動態，以彌補上述缺點。

Davis (2014)、張志揚 (2014) 與 Wong (2015) 是與本文較接近的文獻。Davis (2014) 使用 1990 年至 2011 年，Consensus Forecasts 對 36 個已開發與開發中國家的短期 (對未來 1 年) 通膨預期調查資料，並用 SVAR 模型來檢驗通膨

目標機制是否有助於定錨通膨預期。作者以 2000 年為樣本時間分割點，並顯示採行通膨目標機制的國家，其短期通膨預期在 2000 年後被定錨的程度獲得相當的改善；但未採行通膨目標機制的國家，其短期通膨預期則無太大的變化。他提出採行通膨目標機制的央行可以增加其透明度、公信力與民眾建立較好的溝通，因此能夠較穩固的定錨通膨預期。然而，該作者並未將長期通膨預期納入分析中，因此無法有效衡量央行貨幣政策對定錨通膨預期的影響，此外該文也未將油價納入模型之中，因此沒有油價傳遞機制相關的討論。張志揚（2014）同樣採用 SVAR 模型，使用 Consensus Forecasts 對台灣短期（未來一年）通膨預期的調查資料與其他總體經濟變數，來分析變數間彼此的動態相互關係。除了該文模型中未納入長期通膨預期外，與 Davis（2014）不同的是，張志揚（2014）採用的樣本時間是從 2003 年 1 月至 2013 年 5 月，因此缺乏 2000 年初期的資料。但從其他文獻的發現（本文第 3 頁），亞太地區多數國家通膨預期定錨程度的改善多發生在 2000 年左右，因此缺乏 2000 初期以前的資料，可能使得模型無法檢測出長期通膨預期的行為變化。另外，張志揚（2014）一文強調的是模型中所有內生變數的相互動態關係，未針對定錨通膨預期此議題做探討，因此也未討論貨幣政策對定錨通膨預期的影響。Wong（2015）只將油價、通膨預期（長期或短期）與整體通膨等³變數納入其 SVAR 模型中，分析通膨預期對油價傳遞的影響。但如同 Banbura, Giannone and Reichlin（2010）所言，VAR 模型中應該要盡量包含相關的重要變數，包含太少變數可能造成遺漏重要變數，造成後續分析的偏誤。而 Wong（2015）的 SAVR 模型中未包含政策利率以及相關的變數（如：產出），因此無法直接分析貨幣政策的變化。因此，本文除了在 SVAR 模型中包含較多關鍵變數（如：政策利率）及回溯到更早的樣本時間外，更重要的是分析政策利率在油價衝擊下的行為，以了解通膨預期於油價傳遞機制中的角色變化是否與央行貨幣政策態度的轉變有關。

肆、資料與模型設定

（一）通膨、通膨預期與國際油價

圖 1 顯示通膨、通膨預期與國際油價（布蘭特原油）從 1995 年 10 月到 2018

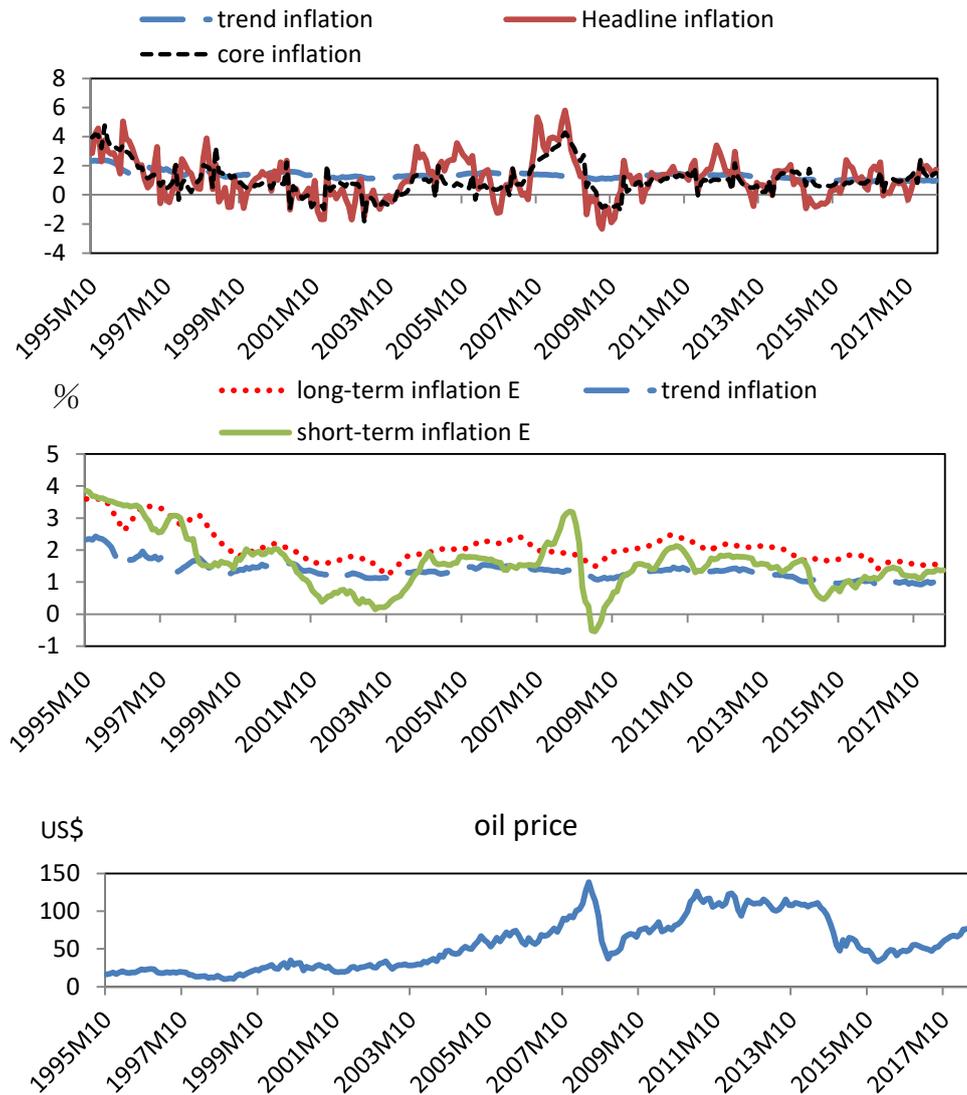
年 7 月的歷史走勢。通膨預期資料皆來自於 Consensus Forecasts，是目前唯一提供台灣長期通膨預期的資料來源³。圖 1 上半部顯示整體通膨、核心通膨（去除蔬果與能源）與通膨趨勢⁴（trend inflation）；中間圖示顯示長期通膨預期（未來 10 年的平均通膨預期⁵）、短期通膨預期（未來 1 年的通膨預期）的歷史走勢；下半部圖顯示每桶國際原油價格（美金計價）。從圖 1 可知，整體通膨雖然如預期波動幅度較大，而核心通膨的波動其實也不低。通膨趨勢走勢則較為平緩，從 1995 年接近 2.3%，到 2000 年左右下跌至 1.5%，之後就在 1.5%與 1%之間微幅波動。圖中可見，長期通膨預期通常會隨通膨趨勢一起移動，而短期通膨預期則出現較多的偏離。

³ 雖然 Consensus Forecasts 的調查對象多數為專業國外機構，可能無法代表台灣一般民眾對通膨的感受，惟此指標仍常被用於通膨預期相關文獻與多國家比較的議題上。

⁴ 通膨趨勢是以 Chan, Clark, and Koop (2018) 的方法所估計而得。不同於過去一些文獻，直接將長期通膨預期等同於趨勢通膨，Chan, Clark, and Koop (2018) 的模型可以將長期通膨預期與趨勢通膨的關係也納入模型估計，使得模型可達到更好配適度，也能提高預測通膨的表現。該文的模型設定列於附錄 1，而詳細的解釋說明請見 Chan, Clark, and Koop (2018) 原文。

⁵ 文獻上通常以未來 5 年至 10 年的通膨率平均當作長期通膨預期，惟本文的資料來源 (Datastream 資料庫) 只提供未來 10 年通膨預期的平均。

圖 1 通膨與油價



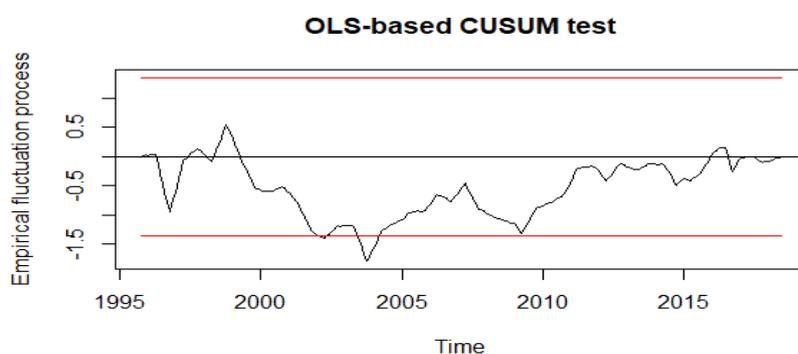
(二) 結構性變動檢定

許多文獻均發現亞太地區的通膨與長期通膨預期自 2000 年代初期後呈走低趨勢，且不限於採通膨目標的國家。整體看來，台灣的趨勢通膨自 1995 年至 2000 年代初期也呈下降，而後維持穩定趨勢，表示台灣的長期通膨預期在 2000 年代初期發生行為改變。因此，不依照多數文獻直接以 2000 年為分界點做比較分析，本文首先檢驗長期通膨預期是否發生結構性變化，以作為後續分析的根據。由於台灣央行官方的貨幣政策架構於本文樣本時間內並沒有變化，因此這

裡的結構性檢定並不代表長期通膨預期的行為在某一時點可能有突然的轉變⁶。

為了檢驗長期通膨預期是否有結構性改變的可能性，吾參考 Clark and Davig (2011) 與 Sousa and Yetman (2016)，以 7 個變數（包含通膨趨勢、整體通膨、短期通膨預期、油價變動、產出變動⁷、名目有效匯率變動，以及長期通膨預期的落後項）為解釋變數做單一方程式迴歸估計，來解釋長期通膨預期的行為。使用 CUSUM 結構性變動檢定⁸，而結果顯示無結構性變化之虛無假設被顯著拒絕。該檢定估計出的結構性變動點為 2003 年 10 月。圖 2 顯示 CUSUM 結構性變動檢定之統計量及對應的 5% 顯著水準邊界。

圖 2 結構性變動檢定



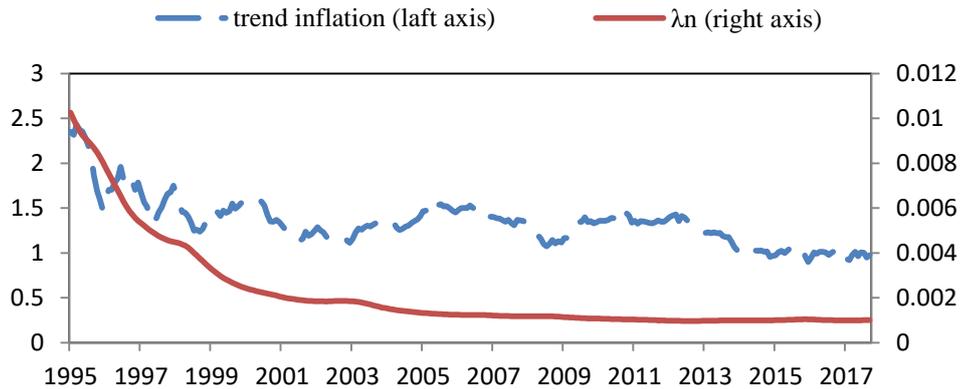
為了進一步了解此結構性變動的統計性質的來源，吾根據 Chan, Clark, and Koop (2018) 估計出的通膨趨勢與控制其隨機波動 (stochastic volatility) 水準參數 (λ_n) 並表示於圖 3。由圖 3 可知，通膨趨勢的水準值與變異數從 1995 年至 2000 年代初期均處於下滑趨勢，2000 年代初期之後則維持平穩。因此，基於通膨趨勢與長期通膨預期之間的緊密關係，上述結構性變動檢定的結果，可能代表長期通膨預期的平均值與變異數可能於 2003 年 10 月後變得較低且較穩定。

⁶ Yellen (2015) 也認為，即使央行改變他們的貨幣政策架構或是公開表明一個通膨目標，唯有在央行以足夠的時間證明其會致力達成該目標的情況下，通膨預期的行為才可能改變。以美國為例，此一過程可能花費了數年的時間。

⁷ 本文使用去除趨勢之同時指標代表產出。Clark and Davig (2011) 使用芝加哥活動指數 (Chicago Fed Activity Index, CFNAI) 代替產出，以衡量更廣範圍的總體經濟情勢，並可減少資料修正對估計結果的影響。去除趨勢之同時指標為主計處決定台灣景氣循環狀態的重要參考變數之一。

⁸ CUSUM 檢定是衡量迴歸式 $y=X\beta+\varepsilon$ 中， β 係數的穩定性。統計推論是根據迴歸式殘差項的遞迴加總 (CUSUM) 形成的序列值。若該序列值超出某一範圍，則可能表示模型出現結構性改變。

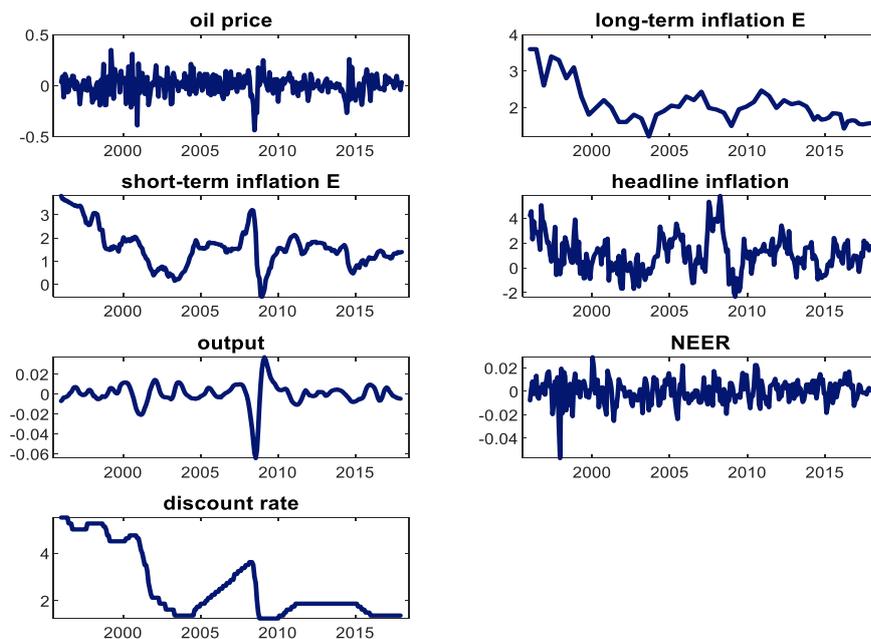
圖 3 通膨趨勢



(三) SVAR 模型

使用上節的資料並加入重貼現率作為政策利率，吾估計一個 SVAR 模型以描述通膨預期與其他總體變數動態關係。所有資料為月頻率，而全樣本期間從 1995 年 10 月至 2018 年 7 月，並以 2003 年 10 月為分隔點，區分為兩樣本期間（即 1995 年 10 月至 2003 年 10 月為第 1 段樣本期間；2003 年 11 月至 2018 年 7 月為第 2 段樣本期間）。資料來源與資料處理方式列於附錄表 A1。各變數單根檢定結果列於附錄表 A2。圖 4 為所有變數的歷史走勢圖。

圖 4 SVAR 模型中各變數歷史資料



本文使用短期遞迴限制 (short-term recursive restrictions) 來認定 SVAR 模型中的結構衝擊，參考 Clark and Davig (2011) 的設定，加上台灣為仰賴石油進口之小型開放經濟體，本文 SVAR 模型設定如下：

$$A_0 y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t, \text{Var}(\varepsilon_t) = I_7 \quad (1)$$

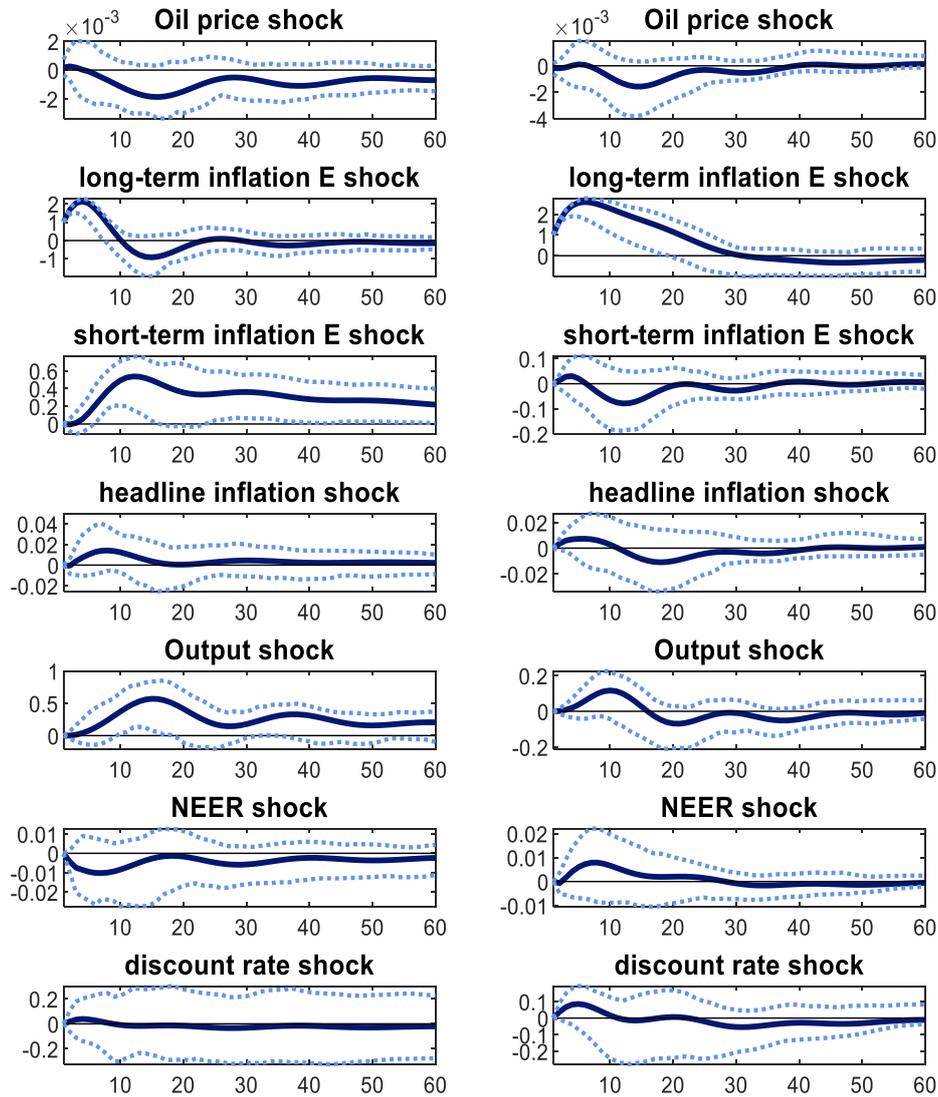
其中 $y_t = [P_t, \pi_{t,l}^e, \pi_{t,s}^e, \pi_t, a_t, EX_t, R_t]'$ ，包含油價變動 (P_t)、長期通膨預期 ($\pi_{t,l}^e$)、短期通膨預期 ($\pi_{t,s}^e$)、整體通膨 (π_t)、產出變動 (a_t)、名目有效匯率變動 (EX_t) 以及重貼現率 (R_t)，並以 BIC (Bayesian Information Criteria) 來選擇落後期數。依此設定，本文第 1 段與第 2 段樣本均選擇落後 2 項於估計模型中。

伍、實證結果

(一) 衝擊反應

為了檢視長期通膨預期被定錨的程度，吾估計長期通膨預期對其他變數的衝擊反應，以了解長期通膨預期對非央行通膨目標改變等短暫經濟衝擊之敏感度，於兩段樣本期間下是否有任何變化。學理上，如果大眾清楚央行的通膨目標 (不論是官方明示或是隱性目標)，而且相信央行會盡力達成該目標，則長期通膨預期應該可以被穩固的定錨，對短暫經濟衝擊不敏感。此外，衝擊反應的持續性也與大眾是否清楚或是相信央行能否達成通膨目標有關。Moreno and Villar (2010) 提到，給定一短暫總體經濟衝擊 (例如：整體通膨意外上升)，若大眾清楚了解央行的通膨目標，則會較容易區分此衝擊是代表央行目標的改變或是單純的短暫經濟干擾。因此，透明且具公信力的貨幣政策應該較能穩健定錨長期通膨預期，使得經濟體短暫的衝擊 (或消息) 對長期通膨預期不應有持續性的影響。本文估計長期通膨預期對模型中各種結構性衝擊為 1% 下的衝擊反應，其中反應時間達 60 期，並以拔靴法 (bootstrapping) 計算 90% 信賴區間。圖 5 為估計結果，左半部與右半部分別為第 1 段 (1995 年 10 月至 2003 年 10 月) 與第 2 段樣本 (2003 年 11 月至 2018 年 7 月) 下的估計結果。

圖 5 長期通膨預期對各種結構性衝擊之衝擊反應



註：黑色實線為長期通膨預期對各種 1% 結構性衝擊之反應，藍色虛線為 90% 信賴區間。左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

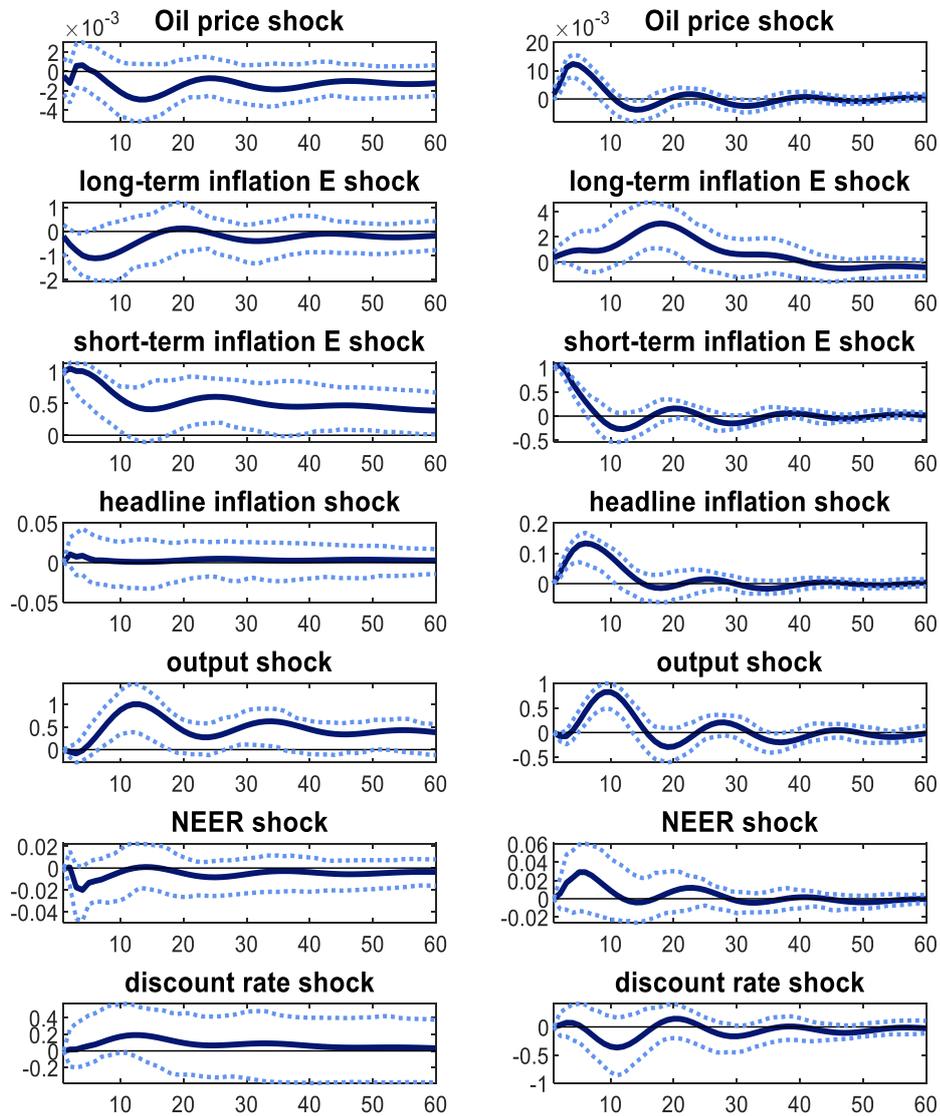
在第 1 段樣本下，長期通膨預期對短期通膨預期衝擊呈顯著反應，且效果持續很久。此結果顯示在第 1 段樣本下，短期通膨預期的變化會外溢 (spillover) 至長期通膨預期，是影響長期通膨預期無法穩固定錨的重要因素 (Jochmann et al., 2010)。然而，此外溢效果在第 2 樣本期間下變得較小且不顯著。第 1 段樣本下，長期通膨預期也對產出衝擊相當敏感且效果持久。由於長期通膨預期可被視為民眾感知的央行通膨目標 (Yellen, 2015)，此結果可解讀為民眾認為央行會因產出的意外衝擊而容納 (accommodate) 改變其目標，顯示民眾不確定央行是否會

致力於達成其目標。然而，在第 2 段樣本下，產出衝擊的效果除了變得不顯著外，持續性也大幅下降。除了短期通膨預期衝擊與產出衝擊外，長期通膨預期對自身的結構性衝擊也顯著敏感，尤其影響效果在第 2 段樣本下變得較持久，顯示民眾感知的央行通膨目標變化，對長期通膨預期的影響程度變得較顯著且持久。此外，油價衝擊與整體通膨衝擊，雖然在兩段樣本下對長期通膨預期影響皆不顯著，但其效果在第 2 段樣本下的持續性變得較短。由上述結果顯示，相較於第 1 期樣本，第 2 段樣本下長期通膨預期被更穩固的定錨。

另一方面，雖然短期通膨預期本質上較容易受短暫經濟干擾所影響，其受影響的持續時間也與大眾是否清楚了解央行的通膨目標有關。圖 6 顯示短期通膨預期對模型中所有結構性衝擊的反應，左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。第 1 段樣本下，短期通膨預期只對油價、產出與短期通膨預期自身的結構性衝擊有較長的持續反應，然而在第 2 段樣本下，短期通膨預期對這些變數的結構性衝擊反應，持續性均明顯下降。值得注意的是，短期通膨預期對長期通膨預期的衝擊反應在第 2 段樣本下變得較敏感。雖然其反應一直到衝擊發生後 1 年才變得較顯著，且持續期間大約只有 3 年，然而，此結果仍可解釋短期通膨預期在第 2 段樣本下，對感知的央行通膨目標變化變得較為敏感。

總結來看，長期通膨預期在第 2 段樣本下，對感知的央行通膨目標變化變得較敏感，但對其他的總體變數的敏感度則降低。而短期通膨預期，雖然本質上較容易受短暫總體干擾所影響，但其影響力之持續性在第 2 段樣本下也大多下降，且對感知的央行通膨目標變化變得較敏感。這些衝擊反應結果，皆可支持長期通膨預期在第 2 段樣本期間下被較穩固地定錨。

圖 6 短期通膨預期對各種結構性衝擊之衝擊反應



註：黑色實線為長期通膨預期對各種 1% 結構性衝擊之反應，藍色虛線為 90% 信賴區間。左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

(二) 變異數分解

除了衝擊反應外，吾也分析長期通膨預期之預測誤差變異數分解，藉以了解 7 個結構性衝擊在平均下，各自解釋長期通膨預期變動的能力。表 1 為估計結果，其中上半部與下半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。比較兩段樣本下的結果，可發現主要的差異在於長期通膨預期自身的結構性衝擊、短期通膨預期衝擊與產出衝擊，對長期通膨預期變動的解釋能力。第 1 段樣本下，在第 1 年超過 60% 的長期通膨預期的預測誤差是由自身的結構性衝擊所驅動，

然而，此比例逐年下降，至第 3 年時只剩約 30%的解釋力。相反地，短期通膨預期衝擊在第 1 年時只解釋約 20%，但此比例逐漸增加，至第 3 年時達 35%。產出衝擊在第 1 年的解釋比例達 10%，之後逐漸上升，至第 3 年達約 25%後維持穩定比例。然而，在第 2 段樣本下，超過 90%的長期通膨預期預測誤差變異數是由自身的解構性衝擊所驅動。此比例維持相當穩定水準，而其他結構性衝擊的解釋比例則非常小，不具解釋力。此結果與上節衝擊反應的分析結果一致，均顯示長期通膨預期在第 2 段樣本下，只顯著受本身結構性衝擊影響，支持其被定錨的程度有改善。而第 1 段樣本下，產出衝擊可相當程度的解釋長期通膨預期的變動，也與衝擊反應的結果相符合。Davis（2014）提出一模型以民眾不確定央行是否會致力於達成其通膨目標之概念，來解釋美國 1980 年代初期，長期通膨預期出現較高波動的情況。圖 3 中，台灣通膨趨勢在第 1 段樣本下出現較高的波動，可同樣支持 Davis（2014）的論點。

表 1 長期通膨預期預測誤差變異數分解（%）

first subsample							
horizon	oil price	long-term inflation E	short-term inflation E	Headline inflation	output	NEER	discount rate
12	1.39	63.17	21.44	1.64	10.72	1.57	0.07
24	3.68	40.22	29.75	0.94	24.42	0.94	0.06
36	3.64	34.24	35.77	0.9	24.29	1.06	0.1
60	4.01	28.55	39.28	0.81	26.18	1.02	0.14
second subsample							
horizon	oil price	long-term inflation E	short-term inflation E	Headline inflation	output	NEER	discount rate
12	0.61	95.46	0.6	0.38	2.19	0.47	0.29
24	1.99	93.23	0.81	1.02	2.35	0.39	0.21
36	2.18	92.53	0.88	1.13	2.52	0.4	0.35
60	2.14	92.19	0.87	1.13	2.8	0.42	0.44

陸、油價衝擊與貨幣政策

（一）油價衝擊之反事實模擬分析

第五章中，長期通膨預期之衝擊反應與預測誤差變異數分解結果，均顯示長期通膨預期在第 2 段樣本期間被較穩固地定錨，而本文第壹章也指出通膨預期是油價影響整體通膨的重要管道。因此，承接上個章節的發現，本章節欲探討長期通膨預期在兩段樣本期間下的定錨程度行為改變，是否對油價衝擊傳遞至實際通膨有影響。為了釐清油價衝擊的傳遞管道，吾採用反事實模擬法之分析方式，亦即關閉長期通膨預期在發生油價衝擊時的反應，探討此情境下是否會對短期通膨預期與整體通膨有影響。倘若長期通膨預期確實於油價衝擊傳遞機制中扮演重要管道，則反事實模擬下的衝擊反應結果，應該與實際的衝擊反應結果有明顯不同。參考 Wong (2015) 與 Kilian and Lewis (2011)，為了限制長期通膨預期的反應，模型估計時，需要產生一序列長期通膨預期衝擊剛好將原本長期通膨預期對油價衝擊的反應抵銷掉。詳細的計算方式列於附錄 2。

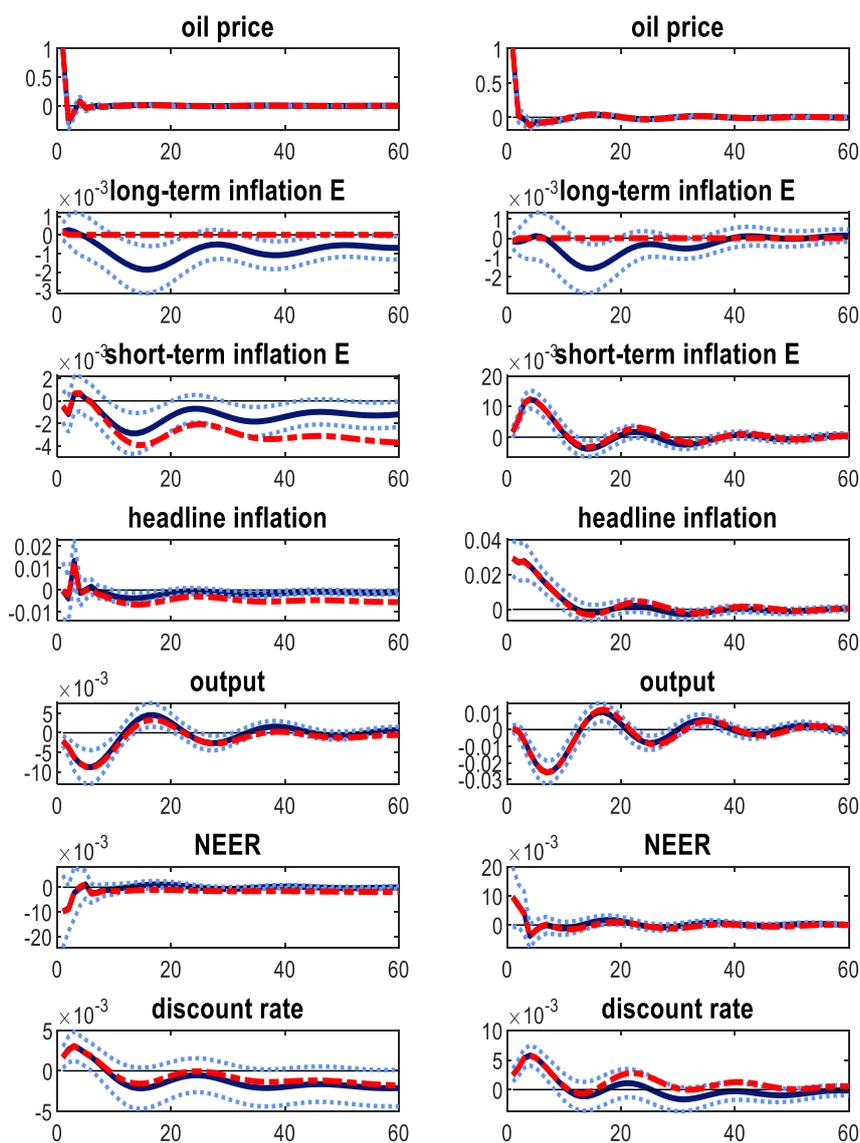
圖 7 為發生 1% 油價衝擊時，實際與反事實模擬下的衝擊反應，其中左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。圖中，紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬下的衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。第 1 段樣本期間下，關閉長期通膨預期對 1% 油價衝擊的反應（長期通膨預期的反應為 0），使得短期通膨預期下降幅度增加，其中衝擊發生後第 3 年，下降幅度從原本 -0.002% 降為 -0.003%。然而，短期通膨預期的下降，與重貼現率及產出在反事實模擬下分別稍微上升與微幅下降較相關，因此短期通膨預期是間接受到長期通膨預期的影響。對應短期通膨預期的反應，整體通膨在反事實模擬下的反應從原本 -0.002% 下降至 -0.005%。顯示油價衝擊具有相當程度的第二階段效果，且主要由短期通膨預期所驅動。總括來說，在第 1 段樣本下，關閉長期通膨預期對油價衝擊的反應，會間接影響短期通膨預期，因此減緩了得油價衝擊的第二階段效果⁹。

在第 2 段樣本期間下，值得注意的是，相較於第 1 段樣本，長期通膨預期

⁹ 油價衝擊對整體通膨的第二階段效果，多是經由短期通膨預期管道，而非長期通膨預期，此與多數文獻（Fuher, 2011; Fuher et. al, 2012; Wong, 2015）發現短期通膨預期對整體通膨較有影響力的結果一致。張志揚（2014）也發現，藉由短期通膨預期管道，油價有顯著的第二階段效果。

於油價衝擊中的實際反應幅度變小且較不顯著。因此，縱然在反事實模擬中關閉長期通膨預期反應，但對於其他變數的影響卻很輕微，尤其短期通膨預期與整體通膨，在反事實模擬下與實際下的反應之間幾乎沒有差異。此結果顯示，長期通膨預期對短期通膨預期與整體通膨的影響變得較弱，而此與長期通膨預期在第 2 段樣本期間下對油價衝擊變得較不敏感相關。

圖 7 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應



註：紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。左半部與右半部分別為在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

（二）貨幣政策之意涵

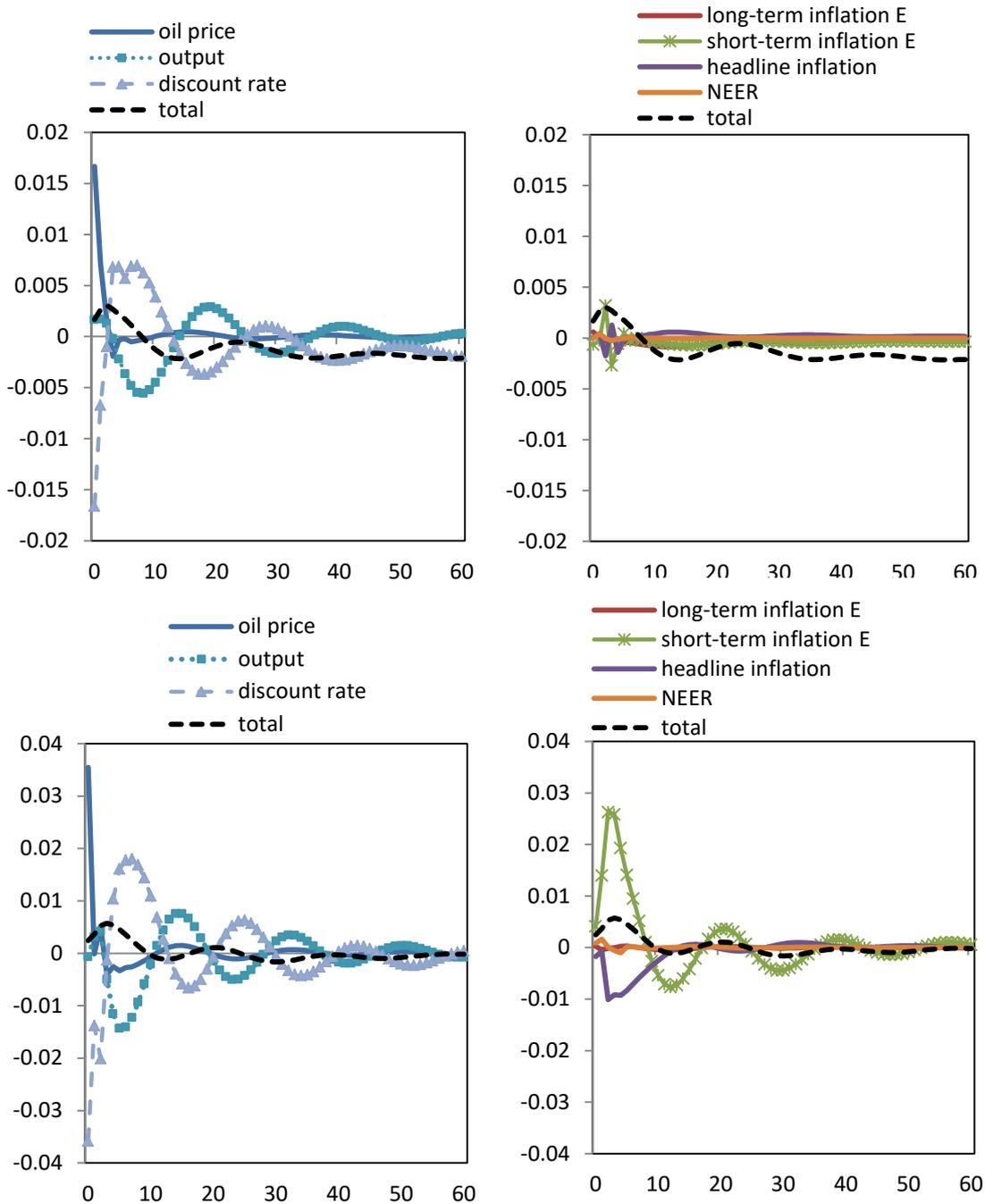
Wong (2015) 同樣發現，美國在 1990 年代後，通膨預期喪失影響整體通膨之傳遞管道。該作者提出兩個可能解釋因素，其中之一是從產品與工資定價的角度來解釋。理由是當經濟體處於低且穩定的通膨環境時，改變定價會造成較高的成本 (Ball, Mankiw, and Romer, 1998; Akerlof, Dickens, and Perry; 2000)，因此使得通膨預期對實際通膨的影響減弱。從圖 3 可知，台灣通膨趨勢自 2003 年後變得較低且平穩，可視為低通膨的環境，因此或許可解釋台灣長期通膨預期傳遞機制減弱的原因。Wong (2015) 提出的第 2 個解釋原因則與貨幣政策相關。作者認為貨幣政策如果較關注於穩定通膨，在施行貨幣政策時給予通膨目標較大的權重，則有助於定錨通膨預期。另外，也有大量的研究 (Blanchard and Gali, 2007; Leduc, Sill and Stark, 2007; Mehra and Herrington, 2009; Blanchard and Riggi, 2009; Evans and Fisher, 2011) 發現油價衝擊的影響已逐漸降低，而其中一主要原因即為貨幣政策的改善。有鑑於此，為了分析貨幣政策對油價衝擊的影響，吾分解重貼現率 (央行政策利率) 對 1% 油價衝擊下的反應，以了解 7 個結構性衝擊各自對重貼現率反應的貢獻¹⁰。圖 8 顯示結果，其中上半部與下半部圖分別為第 1 段與第 2 段樣本期間下的估計結果。因變數繁多，為了增加可讀性，吾將 7 個結構性衝擊的貢獻分為左右兩個圖示，而其中黑色虛線代表加總全部變數貢獻下的重貼現率衝擊反應。

在兩段樣本下，在衝擊發生初期，面對油價的上升，重貼現率在前 3 個月大幅提高，但是面對油價衝擊所引起的產出下滑，重貼現率在發生衝擊後的 12 個月內的反應為下降。第 1 段樣本下，重貼現率幾乎只對產出及重貼現率自身的動態做反應，對油價的反應在衝擊發生 3 個月之後幾乎就消逝了，而面對其他變數 (如：整體通膨、長期通膨預期、短期通膨預期與名目有效匯率) 的動態，重貼現率幾乎不做反應。第 2 段樣本下，雖然產出與重貼現率自身的動態仍解釋大多數的反應，但與第 1 段樣本不同的是，重貼現率對短期通膨預期與整體通膨的動態有反應。尤其，相較於對整體通膨反應，重貼現率對短期通膨預期動態的反應方向與經濟意涵一致且反應幅度較大，可支持貨幣政策在第 2

¹⁰ 詳細估計方式說明於附錄 3

段樣本期間下變得較積極對抗通膨，也較具前瞻性。

圖 8 重貼現率對 1%油價衝擊反應之分解



註：上半與下半圖分別為第 1 段與第 2 段樣本期間下的估計結果，黑色虛為代表加總全部變數貢獻下的重貼現率衝擊反應。

有鑑於上述貨幣政策對短期通膨預期的反應，吾欲利用反事實模擬分析之方式，探討短期通膨預期對貨幣政策的角色以及對其他變數的影響。反事實模擬分析的方式為，當 1%油價衝擊發生時，吾關閉重貼現率對油價引起的

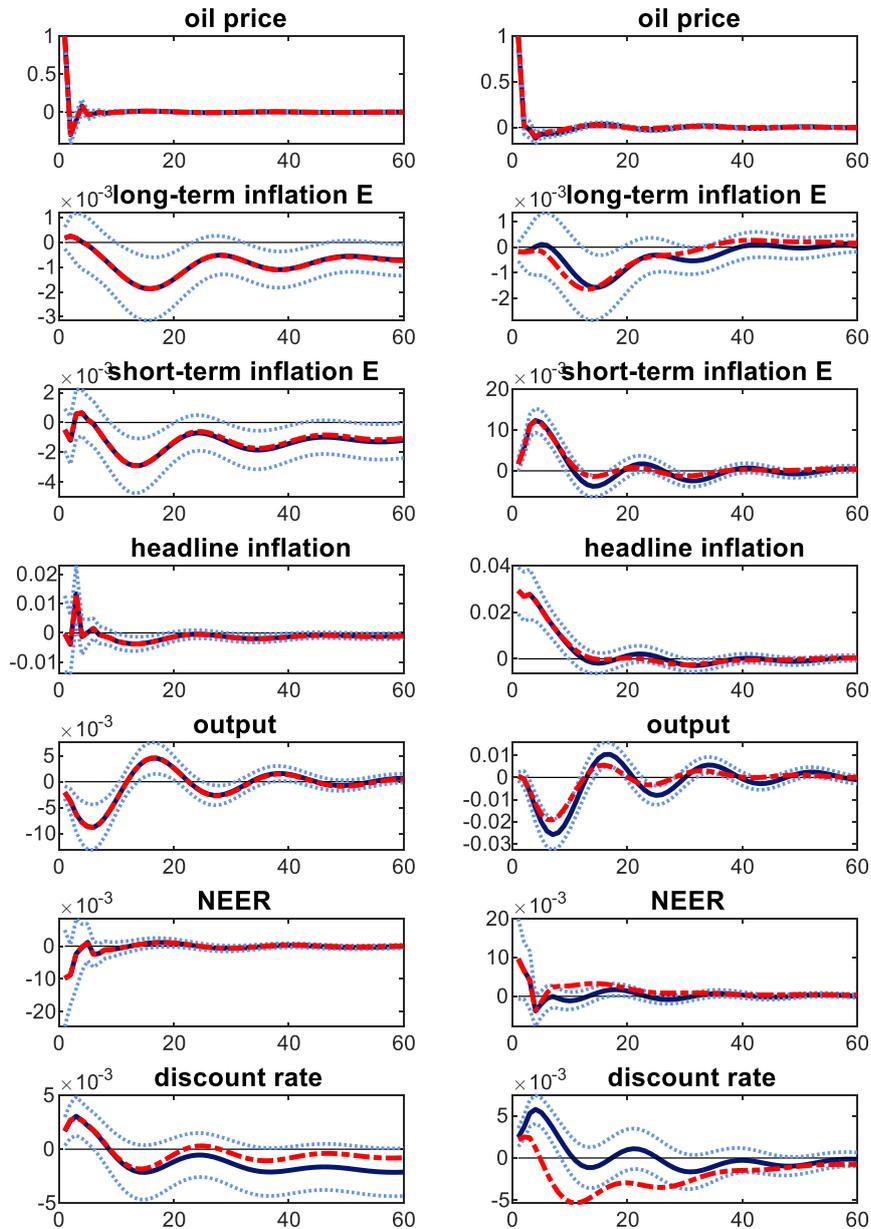
短期通膨預期反應的管道，亦即重貼現率不直接對短期通膨預期變動做反應，並比較各變數在反事實模擬下的衝擊反應是否產生變化。圖 9 為實際與反事實模擬下的衝擊反應結果，其中左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本期間下的分析結果。在第 1 段樣本下，儘管短期通膨預期在衝擊發生初期反應為顯著下降，關閉重貼現率直接對短期通膨預期的反應，雖然使重貼現率在衝擊發生 2 年後稍微上升¹¹，但影響程度不顯著。此外，其他變數的反事實模擬反應，幾乎均與實際下的反應無差異。然而，在第 2 段樣本期間下，短期通膨預期在衝擊發生初期反應為顯著上升，關閉重貼現率直接對短期通膨預期的反應，使得重貼現率原本上升之衝擊反應在初期顯著減少。因應重貼現率提高的幅度降低，產出受影響的程度也下降（雖然可能不顯著），其中產出在衝擊初期下滑的幅度降低，而在整個反應期間產出的反應波動度也下降。其他變數在反事實模擬下與實際下的反應差異非常微小。整體來說，比較反事實模擬與實際的反應結果，對通膨持不同的態度之貨幣政策¹²對其他總體經濟變數或許無法有顯著影響，但在第 2 段樣本下，重貼現率在反事實模擬下的反應確實支持貨幣政策變得較積極且較前瞻性地對抗通膨。此發現也支持貨幣政策的改善有助於定錨長期通膨預期¹³。另外，從反事實模擬下第 2 段樣本的結果可知，通膨預期如果被穩固的定錨，則央行不需要對短暫的通膨干擾（例如：短期通膨預期）做回應，使得經濟體除了達成通膨穩定外，也有助於穩定產出。

¹¹ 第 1 段樣本期間下，短期通膨預期對油價衝擊的實際反應為下降，因此，關閉重貼現率直接對短期通膨預期對的反應，會使得重貼現率上升。

¹² 重貼現率是否直接對短期通膨預期做反應。

¹³ 當大眾預期央行會積極對抗通膨時，會假設外在的短暫衝擊干擾將很快消逝，因此通膨預期較不易受短暫干擾影響。

圖 9 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應



註：紅色虛線代表當發生 1%油價衝擊時，關閉重貼現率對短期通膨預期回應之反事實模擬衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差的信賴區間。左半部與右半部分別為在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

除了上述方法外，另一種檢視貨幣政策施行態度的方式是分析何種因素影響（驅動）重貼現率的變動。表 2 為重貼現率之預測誤差變異數分解，其中上半部與下半部分別為第 1 段樣本與第 2 段樣本下的估計結果。第 1 段樣本期間下，重貼現率的變動大多由產出與重貼現率自身的結構衝擊所驅動，而其他變

數能解釋的比例非常少。然而，第 2 段樣本下，通膨相關變數，尤其是長期通膨預期，解釋重貼現率變動比率大幅提高，此外，重貼現率自身結構性衝擊解釋比例大幅降低，也支持貨幣政策的施行在第 2 段樣本下有所改善。Clark and Davig (2011) 提到，貨幣政策如果能更系統性地對總體經濟的情勢做反應而不只是對過去重貼現率的動態做變動，則有助於定錨長期通膨預期。理由是，貨幣政策對總體經濟情勢系統性的反應，有助於民眾清楚了解政策與經濟變數間的對應關係，此有助於大眾對長期通膨預期的理解。

表 2 重貼現率預測誤差變異數分解

the first subsample							
horizon	oil price	long-term inflation E	short-term inflation E	Headline inflation	output	NEER	discount rate
12	3.07	2.26	1.96	0.7	30.19	0.27	61.55
24	2.4	1.21	4.86	0.54	42.93	0.41	47.66
36	2.21	0.93	10.89	0.38	45.21	0.28	40.1
60	2.58	0.73	20.1	0.24	47.05	0.2	29.1
the second subsample							
horizon	oil price	long-term inflation E	short-term inflation E	Headline inflation	output	NEER	discount rate
12	9.63	16.23	4.03	1.29	38.9	1.8	28.12
24	4.18	54.73	1.84	0.73	20.31	1.48	16.74
36	3.31	63.39	1.49	0.71	16.9	1.31	12.89
60	3.11	66.26	1.39	0.8	15.36	1.27	11.81

柒、穩健性檢定

為了解上述 SVAR 模型下的估計結果是否具穩健性，本文嘗試多種不同的變數排序的 SVAR 模型。首先，吾將通膨預期與整體通膨的順序交換，即整體通膨排在 SVAR 變數中的第 2 順位，而長期通膨預期與短期通膨預期分別排在第 3、4 順位¹⁴，作為本文考慮的第 2 種 SVAR 模型。另外，由於多數的文獻認為外匯市場是最有效率的金融市場之一，任何總體經濟消息應該馬上會反應於外匯市場上。因此，第 3 種 SVAR 模型的變數排序方式是將名目有效匯率排序於最後，即將重貼現率與名目有效匯率的順序調換。第 4 種與第 5 種 SVAR 模型

¹⁴ 依多數文獻的設定方式，長期與短期通膨預期修正的頻率及長期通膨預期在文獻上經常被引為民眾感知的央行通膨目標等理由，長期通膨預期仍應排序在短期通膨預期之前。

是考慮以不同變數代表央行政策變數。由於台灣央行貨幣的中間目標為 M2 成長率，而陳旭昇與吳聰敏（2010）發現台灣央行 1998 年以前以 M2 為中間目標，但 1998 年之後則改以隔拆利率為目標¹⁵，因此本文的第 4 個與第 5 個 SVAR 模型則分別改以 M2 成長率與隔拆利率為央行政策目標¹⁶。表 3 列出本文所討論的所有不同 SVAR 模型及其設定方式。穩健性檢定中估計各 SVAR 模型下長、短期通膨預期對各種結構性變數之衝擊反應，也估計 1%油價衝擊下關閉長期通膨預期傳遞管道的反事實模擬分析¹⁷。整體而言，所有其他 SVAR 模型下的估計結果皆與前面章節的結果高度相似，支持本文實證之穩健性。

表 3 SVAR 模型設定

Model	SAVR 模型設定
SVAR 1	本文主要 SVAR 模型設定
SVAR 2	交換通膨預期與整體通膨順序（即排序為整體通膨、長期通膨預期、短期通膨預期）
SVAR 3	將名目有效匯率排序於最後（即交換名目有效匯率與重貼現率之排序）
SVAR 4	以 M2 成長率取代重貼現率 ¹⁸
SVAR 5	以隔拆利率取代重貼現率

捌、結論與建議

雖然台灣央行的貨幣政策架構並非通膨目標機制，台灣長期通膨預期仍與新興暨開發中經濟體，尤其是亞洲地區的趨勢一致，即從 1990 年代後期起呈現下滑趨勢。本文利用 SVAR 模型，檢驗長期通膨預期對各種總體結構性衝擊的敏感度，發現長期通膨預期被定錨的程度在 2000 年代初期後獲得改善。尤其，針對油價衝擊，利用反事實模擬分析的結果顯示，雖然在 2000 年代初期以前油

¹⁵ 國內亦有多個討論利率反應函數之文獻是以隔拆利率為央行政策利率。

¹⁶ 由於陳旭昇與吳聰敏（2010）認為 M2 為央行中間目標的時間為 1998 年以前，因此第陸章穩健性檢定中對第 4 種 SVAR 模型的檢驗只對第 1 段樣本期間做估計，並與原本的 SVAR 模型（即 SVAR1）在第 1 段樣本時間下的情況比較。

¹⁷ 附錄圖 A1.1.1-2、A1.2.1-2、A1.3.1-2 與 A1.4.1-2 分別為 SVAR2、SVAR3、SVAR4 與 SVAR5 模型下的長期與短期通膨預期對 1%結構性衝擊之反應。附錄圖 A2.1、A2.2、A2.3 與 A2.4 則分別為 SVAR2、SVAR3、SVAR4 與 SVAR5 模型下，發生 1%油價衝擊時，關閉長期通膨預期反應下的反事實模擬分析。

¹⁸ 由於文獻上認為 M2 成長率只有在 1998 年以前較能代表台灣貨幣政策反應，因此模型只針對第 1 段樣本期間做估計。

價有顯著的第 2 階段效果，並間接受長期通膨預期的影響，但在 2000 年代初期後，較穩固定錨的長期通膨預期於油價傳遞機制中的角色則變得較弱且不明顯。此現象與 Wong（2015）的結果相似，而較低的通膨環境以及貨幣政策的改善等原因也為模型所支持。

由理論及實證文獻的發現可知，2000 年代初期後，較積極地對抗通膨以及對總體經濟情勢較系統性反應的貨幣政策，皆為促成長期通膨預期定錨程度改善的原因。從理論以及 IMF（2018）研究顯示，被良好定錨的長期通膨預期能有效增加經濟體對抗外在衝擊（例如：油價或貨幣貶值衝擊）的能力，而這些外在衝擊對開發中經濟體也更具挑戰。藉由增加央行的公信力與透明度，改善通膨預期定錨程度，將不僅有助於央行維持通膨穩定，也有利於穩定產出波動。台灣為小型開放經濟體並倚賴國際原油與大宗原物料進口，改善通膨預期的定錨程度對央行而言是重要的課題。

附錄 1

Chan, Clark, and Koop (2018) 以包含通膨與長期通膨預期調查資料的二元模型，來估計通膨趨勢，而其中通膨趨勢與長期通膨預期的關係也能被估計。以下是該文基礎模型（M1）的架構：

$$\pi_t - \pi_t^* = b_t(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*) + v_t, \quad (\text{A1})$$

$$z_t = d_{0t} + d_{1t}\pi_t^* + \varepsilon_{z,t} + \varphi\varepsilon_{z,t-1}, \quad \varepsilon_{z,t} \sim N(0, \sigma_z^2) \quad (\text{A2})$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + n_t, \quad (\text{A3})$$

$$b_t = b_{t-1} + \varepsilon_{b,t} \quad (\text{A4})$$

$$d_{it} - \mu_{di} = \rho_{di}(d_{i,t-1} - \mu_{di}) + \varepsilon_{di,t}, \quad \varepsilon_{b,t} \sim N(0, \sigma_{di}^2), i = 0, 1, \quad (\text{A5})$$

$$v_t = \lambda_{v,t}^{0.5} \varepsilon_{v,t}, \quad \varepsilon_{v,t} \sim N(0, 1), \quad (\text{A6})$$

$$n_t = \lambda_{n,t}^{0.5} \varepsilon_{n,t}, \quad \varepsilon_{n,t} \sim N(0, 1), \quad (\text{A7})$$

$$\log(\lambda_{i,t}) = \log(\lambda_{i,t-1}) + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim N(0, \phi_i), i = v, n \quad (\text{A8})$$

其中 π_t 是整體通膨率， π_t^* 是通膨趨勢，而 z_t 是長期通膨預期。通膨缺口與通膨趨勢的隨機變異是由式（A6）與式（A7）所控制。

附錄 2

根據 Wong (2015)，本文關閉長期通膨預期的反應管道，建構反事實模擬分析架構。首先，吾將式 (1) 轉換為下列形式：

$$A_0 y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$y_t = \sum_{i=1}^p A_0^{-1} A_i y_{t-i} + A_0^{-1} \varepsilon_t,$$

$$X_t = \Lambda X_{t-1} + v_t,$$

其中

$$X_t = \begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ \vdots \\ y_{t-p+1} \end{pmatrix}, \Lambda = \begin{pmatrix} A_0^{-1} A_1 & \cdots & A_0^{-1} A_p \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & \cdots & 0 \end{pmatrix}, v_t = \begin{pmatrix} A_0^{-1} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}. \quad (A9)$$

使 $EE(v_t v_t') = \Omega$ 。定義 $\tilde{A}_0^{-1} = chol(\Omega)$ ，而 e_j 為一列向量，其中第 j 項為 1，而其他項為 0。變數 j 對 1% 油價衝擊反應在第 k 期為 Ψ_j^k ，計算如下：

$$\Psi_j^k = e_j \Lambda^k \zeta,$$

其中

$$\zeta = \tilde{A}_0^{-1} e_1'. \quad (A10)$$

要建構一序列的長期通膨預期衝擊， $\hat{\varepsilon}_k^{\pi^e}$ ，以抵消其對 1% 油價衝擊的反應，代表必須使 $\Psi_2^k = 0, k \in N$ ，亦即須計算下式：

$$e_2 \zeta + e_2 \tilde{A}_0^{-1} e_2' \hat{\varepsilon}_0^{\pi^e} = 0,$$

而此表示在第 0 期 $\hat{\varepsilon}_0^{\pi^e} = -\frac{e_2 \zeta}{e_2 \tilde{A}_0^{-1} e_2'}$ ，而其他期數的衝擊則遞迴計算如下：

$$\hat{\varepsilon}_0^{\pi^e} = \frac{-\Psi_2^k - \sum_{n=0}^{k-1} e_2 \Lambda^n \tilde{A}_0^{-1} e_2' \hat{\varepsilon}_n^{\pi^e}}{e_2 \tilde{A}_0^{-1} e_2'}, k \in N.$$

因此，變數 j 在關閉長期通膨預期反應之反事實模擬下對 1% 油價衝擊反應， $\hat{\Psi}_j^k$ ，則計算如下：

$$\hat{\Psi}_j^k = \Psi_j^k + \sum_{n=0}^{k-1} e_j \Lambda^n \tilde{A}_0^{-1} e_2' \hat{\varepsilon}_n^{\pi^e}, j = \{1, 2, \dots, 7\}.$$

附錄 3

欲分解重貼現率對 1% 油價衝擊的反應，以了解各結構性衝擊的貢獻，吾先將式

(1) 改寫為以下形式：

$$A_0 y_t = \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t,$$

$$y_t = C y_t + A_1 y_{t-1} + \dots + A_p y_{t-p} + \varepsilon_t,$$

其中 C 是一個 $F \times F$ 維度，對角線為 0 的下三角矩陣，而 F 代表結構性變數的數目。定義

$$B \equiv [C \ A_1 \ \dots \ A_p].$$

變數 i 對重貼現率在第 k 期反應的貢獻計算如下：

$$d_{discount\ rate, i, k} = \sum_{m=0}^{\min(p, k)} B_{7, mF+i} \theta_{i, 1, k-m}, \quad k = 0, 1, \dots; i = 1, \dots, F,$$

其中 $\theta_{i, 1, k-m}$ 指的是由 Lutkepohl (2005) 定義，在第 $k-m$ 期， $F \times F$ 維度衝擊反應係數矩陣 Θ_{k-m} 中，位於 $(i, 2)$ 元素。

表 A1 變數解釋

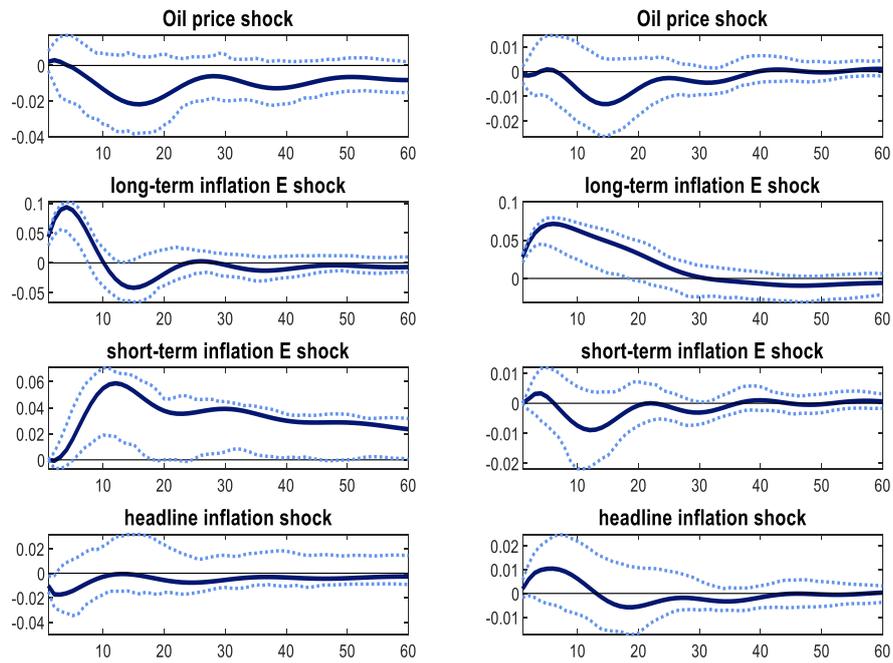
名稱	解釋	來源	資料處理
oil price	布蘭特原油(\$/桶)	datastream	1
long-term inflaiton E	未來 10 年整體通膨率預期之平均	datastream (由 Consensus Forecasts 提供)	3
short-term inflation E	未來 1 年的整體通膨率預期	datastream (由 Consensus Forecasts 提供)	2
headline inflaiton	CPI 年增率	行政院主計處	0
core inflation	核心 CPI (去除蔬果與能源) 年增率	行政院主計處	0
output	去除趨勢同時指標	行政院主計處	1
NEER	名目有效匯率 (廣義指數, 其中 2010 年 =100)	BIS	1
discount rate	重貼現率	中央銀行	0
M2	貨幣總計數 (中間目標)	中央銀行	1
overnight rate	隔拆利率	中央銀行	0
資料處理代號	解釋		
0	不處理		
1	取自然對數後一階差分		
2	參照 Davis(2014), 以每個月對今年與對明年的通膨預期值做加權簡單平均計算。		
3	$\pi_{t,l}^e = \frac{1}{10} \sum_{i=1}^{10} \pi_{t+i}^e$, 其中 $\pi_{t,l}^e$ 為長期通膨預期, 而 π_{t+i}^e 是對 $t+i$ 年的通膨預期。 該資料在 2014 年以前為每半年發布一次, 之後則為每季發布。本文以線性推估方式將資料轉為月頻率。		

表 A2 單根檢定

variable	ADF test statistics
oil price	-16.87***
long-term inflaiton E	-2.79***
short-term inflation E	-2.21**
headline inflaiton	-4.4***
output	-3.02***
NEER	-13.47***
discount rate	-3.84***
M2	-8***
overnight rate	-2.53**

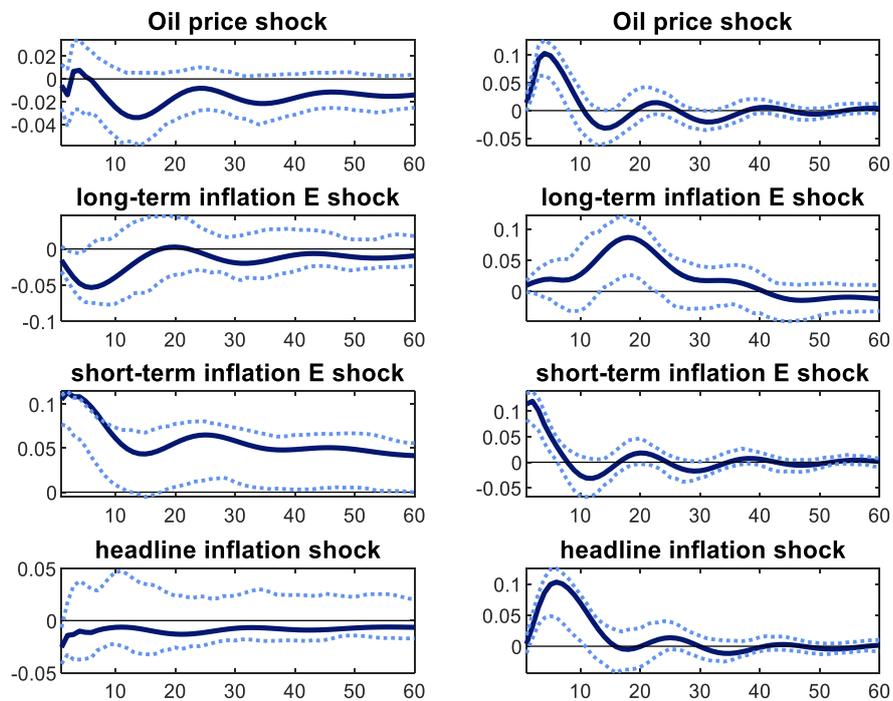
註：ADF test 的虛無假設為時間序列具有單根。“*”、“**”與“***”分別代表 p-value<0.1、p-value<0.05 與 p-value<0.01。

圖 A1.1.1 長期通膨預期對 1% 結構性衝擊反應 (SVAR 2 設定下)



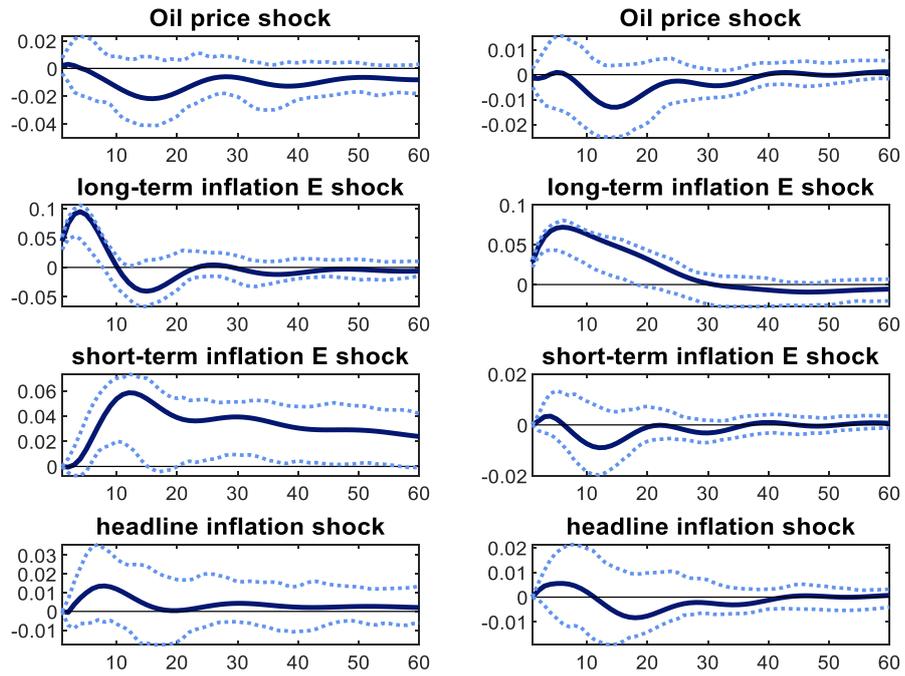
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A1.1.1 短期通膨預期對 1% 結構性衝擊反應 (SVAR 2 設定下)



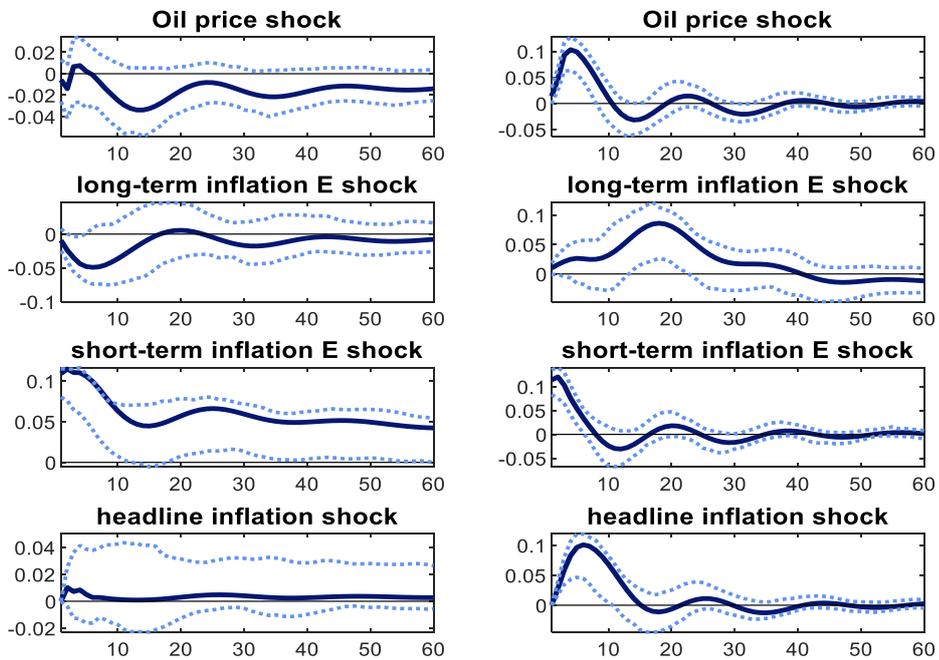
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A1.2.1 長期通膨預期對1%結構性衝擊反應 (SVAR 3 設定下)



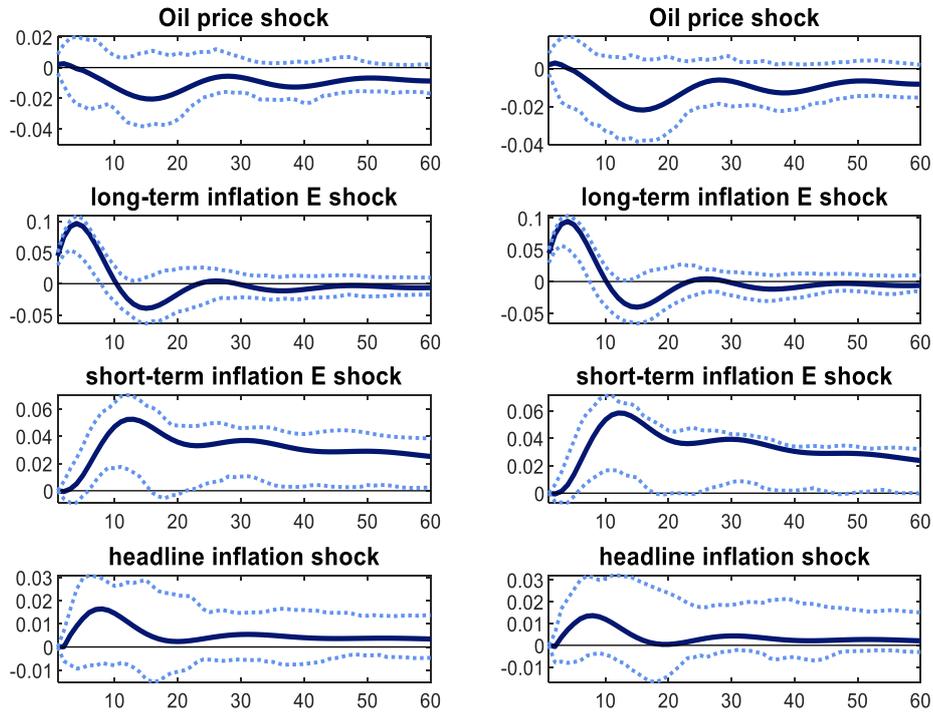
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A1.2.2 短期通膨預期對1%結構性衝擊反應 (SVAR 3 設定下)



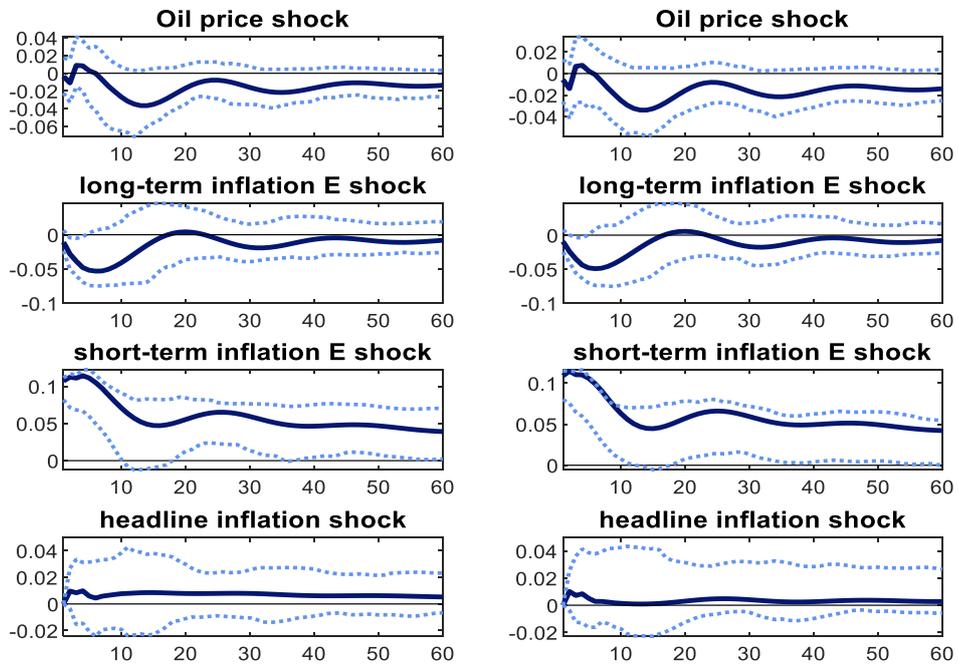
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A1.3.1 長期通膨預期對 1% 結構性衝擊反應 (SVAR 4 與 SVAR1 設定下)



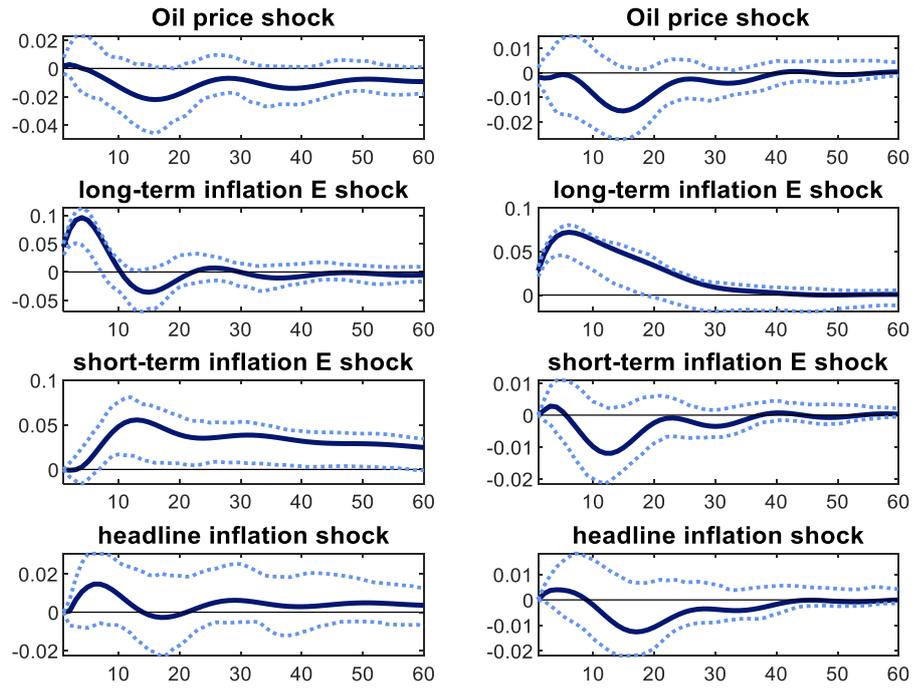
註：左半部與右半部分別代表 SVAR4 與 SVAR1 在第 1 段樣本下的估計結果。

圖 A1.3.2 短期通膨預期對 1% 結構性衝擊反應 (SVAR 4 與 SVAR1 設定下)



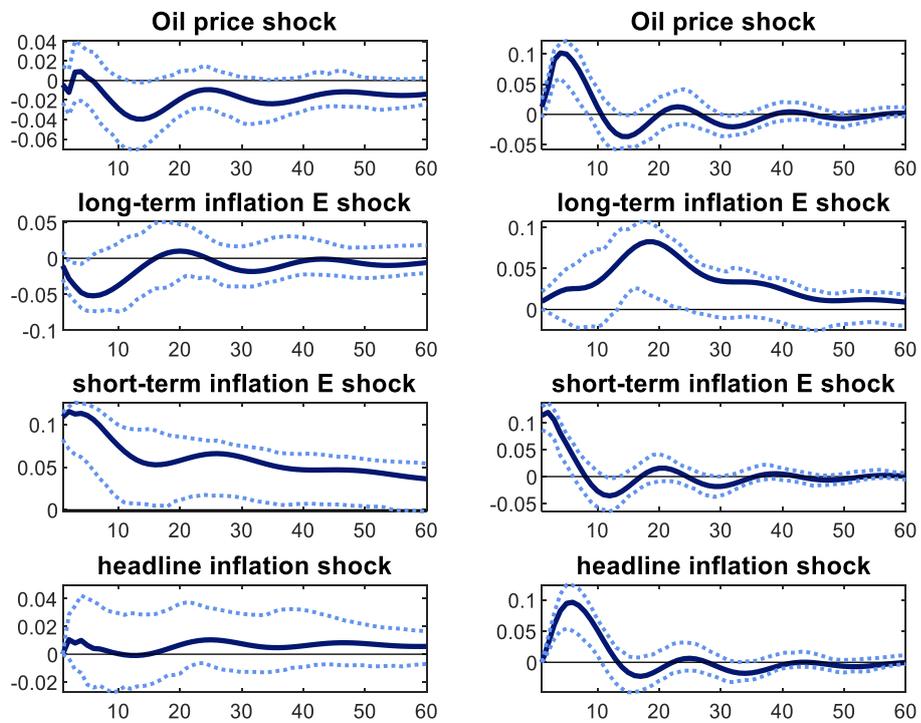
註：左半部與右半部分別代表 SVAR4 與 SVAR1 在第 1 段樣本下的估計結果。

圖 A1.4.1 長期通膨預期對1%結構性衝擊反應 (SVAR 5 設定下)



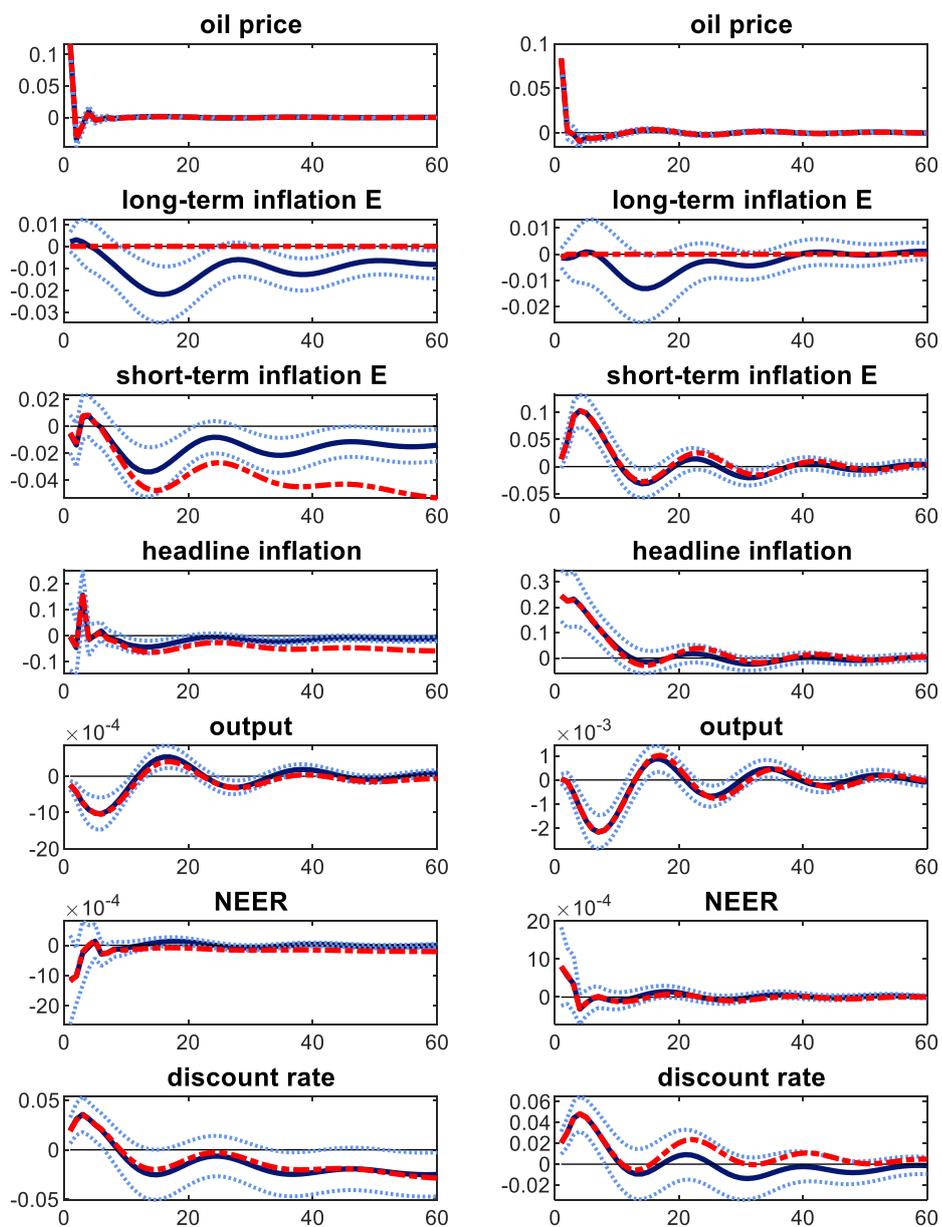
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A1.4.2 短期通膨預期對1%結構性衝擊反應 (SVAR 5 設定下)



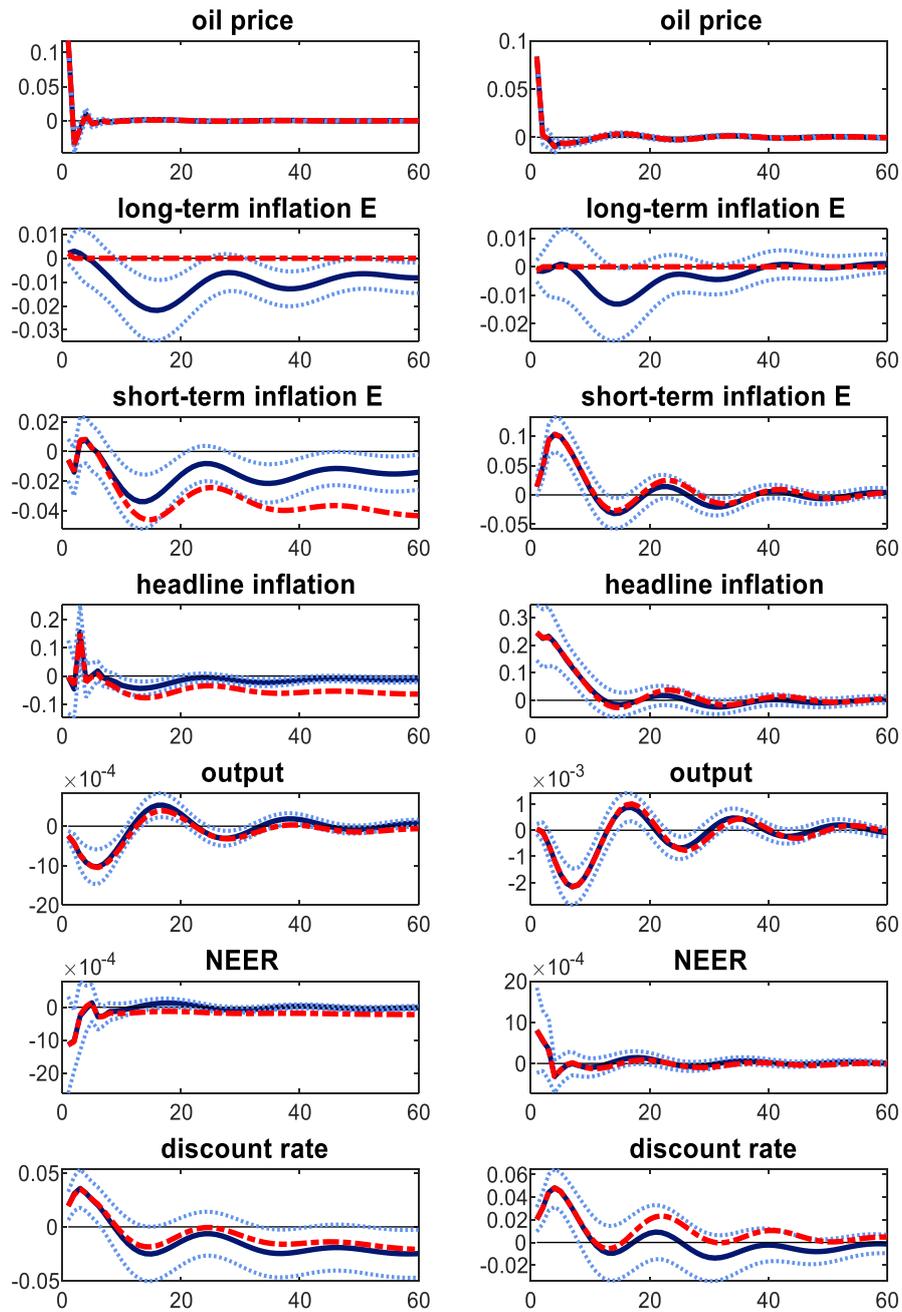
註：左半部與右半部分別代表在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A2.1 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (SVAR 2 設定下)



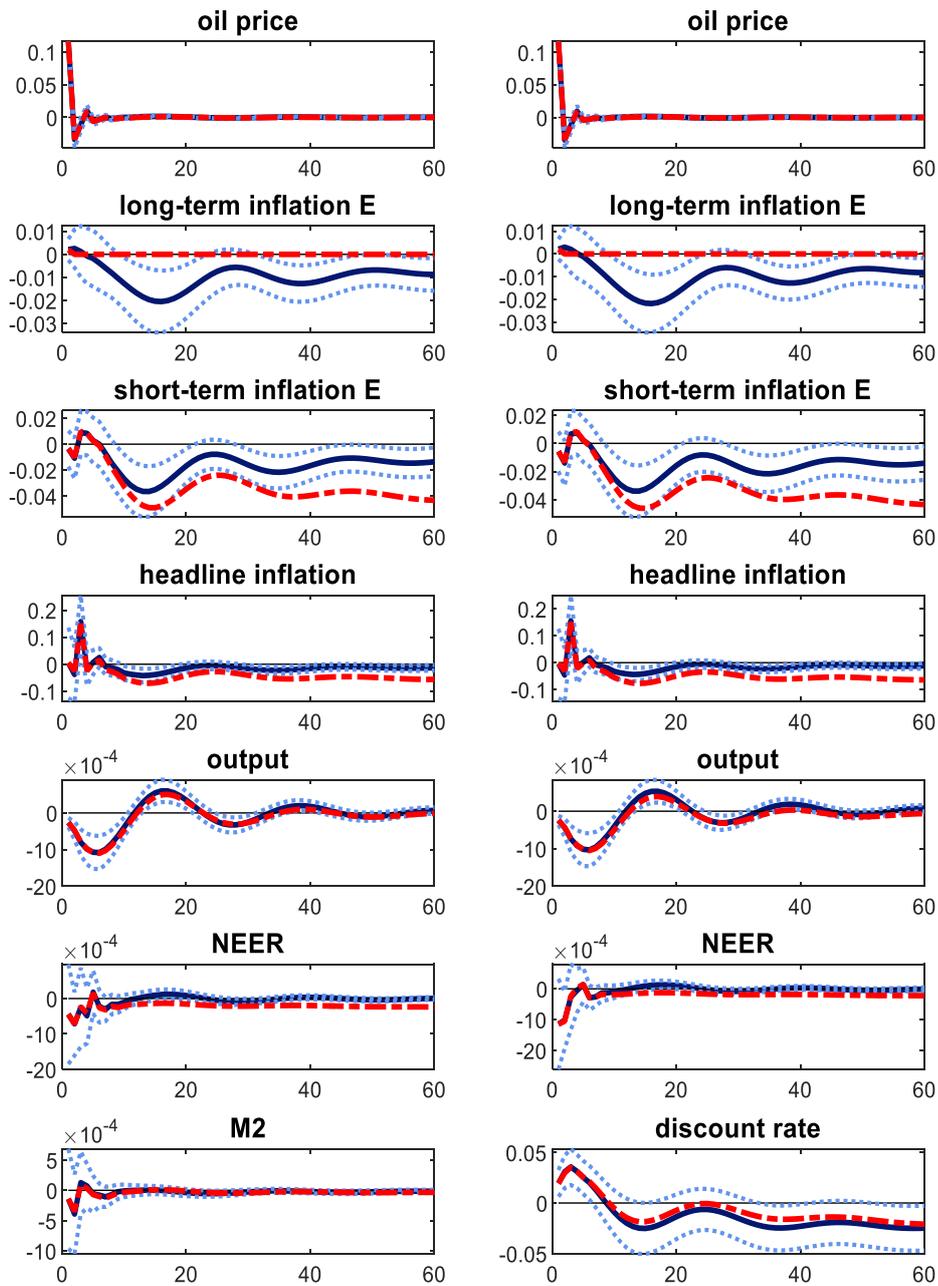
註：紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。左半部與右半部分別為在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A2.2 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (SVAR 3 設定下)



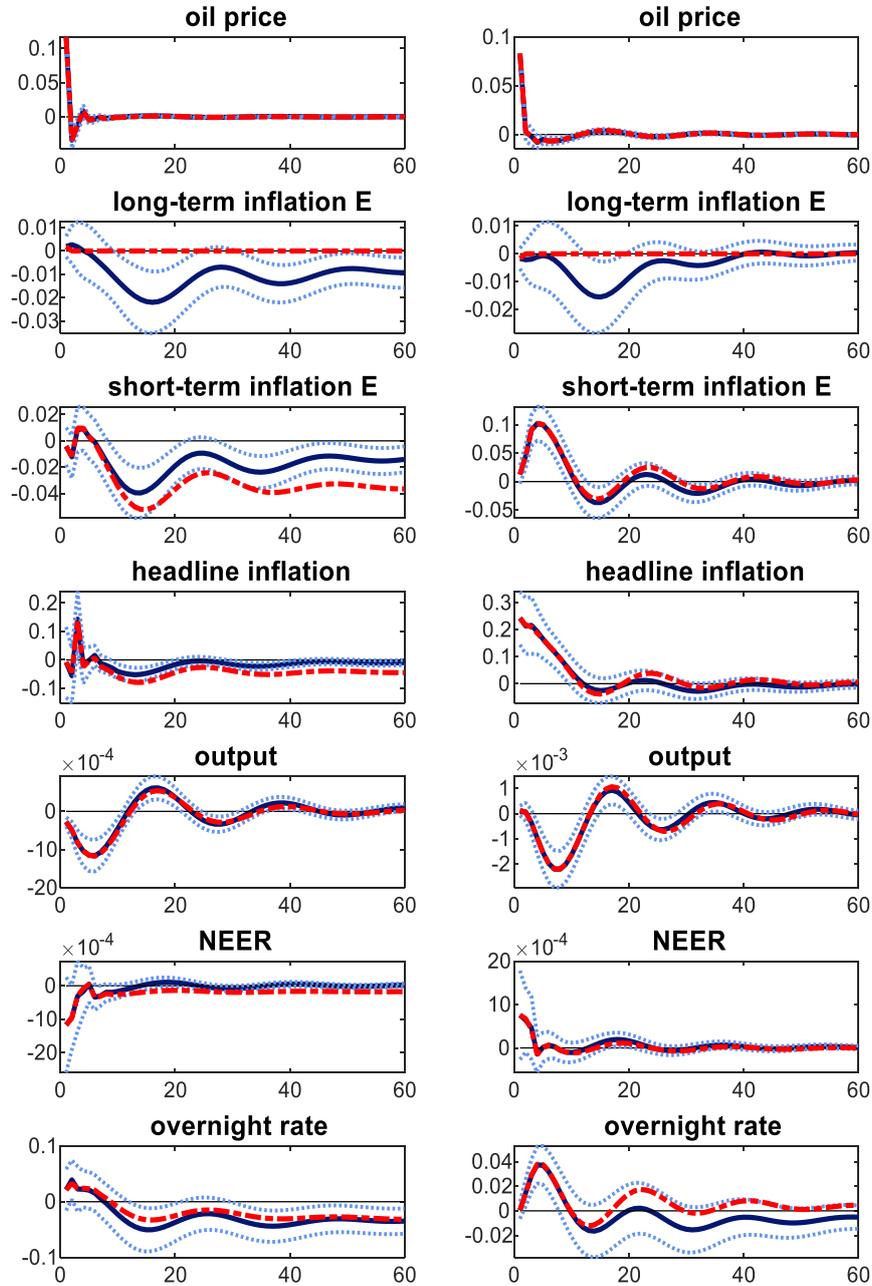
註：紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。左半部與右半部分別為在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

圖 A2.3 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (SVAR 4 與 SVAR1 設定下)



註：紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。左半部與右半部分別為 SVAR4 與 SVAR1 在第 1 段樣本下的估計結果。

圖 A2.4 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (SVAR 5 設定下)



註：紅色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應，黑色實線代表原本實際的衝擊反應，而藍色虛線代表實際衝擊反應上下各 1 個標準差之信賴區間。左半部與右半部分別為第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

參考文獻

- 陳旭昇與吳聰敏(2010),「台灣貨幣政策法則之檢視」,經濟論文, 38(1), 33-59。
- 張志揚(2014),「台灣地區通膨預期與總體變數動態關係之探討」,中央銀行季刊, 36(4), 51-74。
- Akerlof, G. A., T. D. William, and L. P. George (2000), “Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 31, 1 – 60.
- Ball, L. N., N. G. Mankiw, and D. Romer (1988), “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 19, 1 – 82.
- Banbura, M., D. Giannone, and L. Reichlin (2010), “Large Bayesian Vector Auto Regressions,” *Journal of Applied Econometrics*, 25 (1), 71-92.
- Beechey, M. J., B. K. Johansson and A. T. Levin (2011), “Are Long-Run Inflation Expectations Anchored More Firmly in the Euro Area than in the United States?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 3 (2), 104-129.
- Beechey, M. J. and J. H. Wright (2009), “The High-Frequency Impact of News on Long-Term Yields and Forward Rates: Is It Real?” *Journal of Monetary Economics*, 2009, 56 (4), 535-544.
- Blanchard, O. J. and J. Gali (2007), “The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different From the 1970s?” NBER Working Paper No. 13368.
- Blanchard, O. J. and M. Riggi (2009), “Why Are the 2000s So Different From the 1970s? A Structural Interpretation of Changes in the Macroeconomic Effects of Oil Prices,” NBER Working Paper No. 15467.
- Blinder, A. S., and J. B. Rudd (2012), “The Supply-Shock Explanation of the Great Stagflation Revisited,” In: *The Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking* (NBER Conference Report), Michael D. Bordo and Athanasios Orphanides, Chicago: University of Chicago Press, 119-180.
- Bomfim, A. N., and G. D. Rudebusch (2000), “Opportunistic and Deliberate Disinflation Under Imperfect Credibility,” *Journal of Money, credit, and Banking*, 32(4), 707-721.
- Buono, I., and S. Formai (2018), “New Evidence on the Evolution of the Anchoring of

- Inflation Expectations,” *Journal of Macroeconomics*, 57, 39-54.
- Bryan, M. F. and S. G. Cecchetti (1994), “Measuring Core Inflation,” In *Monetary Policy*, N. Gregory Mankiw, University of Chicago Press.
- Chan, J., T. Clark, and G. Koop (2018), “A New Model of Inflation, Trend Inflation, and Long-Run Inflation Expectations,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 50 (1), 5-53.
- Clark, T. and T. Davig (2011), “Decomposing the Declining Volatility of Long-term Inflation Expectations,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35 (7), 981-999.
- Choi, S., D. Furceri, P. Loungani, S. Mishra, and M. Poplawski-Ribeiro (2017), “Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies,” IMF Working Paper, September, 2017.
- Coibon, O., and Y. Gorodnichenko (2015), “Is the Phillips Curve Alive and Well after All? Inflation Expectations and the Missing Disinflation,” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 7 (1), 197-232.
- Davis, J. S. (2014), “Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Cross-country Evidence from Consensus Forecasts,” Federal Reserve Bank of Dallas, Working Paper, No.174.
- Davis, J. S. (2014), “Re-establishing Credibility: The Behavior of Inflation Expectations in the Post-Volcker United States,” Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No.117.
- Davig, T. and Dohn, T. (2014), “Monetary Policy Regime Shifts and Inflation Persistence,” *The Review of Economics and Statistics*, 96 (5), 862-875.
- Evans, C. L., and J. D.M. Fisher (2011), “What Are the Implications of Rising Commodity Prices for Inflation and Monetary Policy?” *Chicago Fed Letter*, No. 286.
- Filardo, A., H. Genberg (2010), “Targeting inflation in Asia and the Pacific: Lessons from the Recent Past,” *BIS Papers*, 52, 251 - 273.
- Fuhrer, J. C. (2011), “The Role of Expectations in U.S. Inflation Dynamics,” Federal Reserve Bank of Boston Working Paper, 11-11.
- Fuhrer, J. C., P. O. Giovanni, and M.B. T. Geoffrey (2012), “Inflation Dynamics When

- Inflation Is Near Zero,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 44, 83 – 122.
- Gurkaynak, R. S., E. Swanson, and A. Levin (2010a), “Does Inflation Targeting Anchor Long-Run Inflation Expectations? Evidence from the U.S., UK, and Sweden,” *Journal of the European Economic Association*, 8 (6), 1208 – 1242.
- Harris, E. S., B. C. Kasman, M. D. Shapiro, and K. D. West (2009), “Oil and the Macroeconomy: Lessons for Monetary Policy,” *Proceedings of the U.S. Monetary Policy Forum*, 3-73.
- Jochmann, M., G. Koop, S. M. Pottor (2010), “Modeling the Dynamics of Inflation Compensation,” *Journal of Empirical Finance*, 17 (1), 157-167.
- Kilian, L. and L. T. Lewis (2011), “Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?” *The Economic Journal*, 121(555), 1047-1072.
- Leduc, S., K. Sill, and T. Stark (2007), “Self-Fulfilling Expectations and the Inflation of the 1970s: Evidence From the Livingston Survey,” *Journal of Monetary Economics*, 54, 433 – 459.
- Lutkepohl, H. (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer.
- Sousa, R. and J. Yetman (2016), “Inflation Expectations and Monetary Policy,” *BIS Paper No. 89d*.
- Mehra, Y. P. and C. Herrington (2008), “On the Sources of Movements in Inflation Expectations: A Few Insights from a VAR Model,” *Federal Reserve Bank of Richmond Economic Quarterly*, 94 (2), 121 – 146.
- Mehrotra, A., and J. Yetman (2014), “How Anchored Are Inflation Expectations in Asia? Evidence from Surveys of Professional Forecasters,” in *Globalisation, Inflation and Monetary Policy in Asia and the Pacific*, Bank for International Settlements, 77, 181-191.
- Moreno, R., and A. Villar (2010), “Inflation Expectations, Persistence and Monetary Policy” *BIS Papers chapters in: Bank for International Settlements (ed.), Monetary policy and the measurement of inflation: prices, wages and expectations*, volume 49, 77-92.
- Wong, B. (2015), “Do Inflation Expectations Propagate the Inflationary Impact of Real Oil

Price Shocks?: Evidence from the Michigan Survey,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 47 (8), 1673-1689.

IMF (2018), “Chapter 3: Challenges for Monetary Policy in Emerging Economies as Global Financial Conditions Normalize,” *World Economic Outlook*, October.

Yellen, J. L. (2015), “Inflation Dynamics and Monetary Policy,” speech at the Philip Gamble Memorial Lecture, University of Massachusetts.