DOI: 10.6277/TER.202203_50(1).0003

油價、通膨預期與貨幣政策: 台灣個案研究

徐婉容*

以向量自我迴歸模型 (VAR), 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, 長期的低通膨環境與貨幣政策的改善, 包含對總體經濟情勢較系統性的反應, 以及自 1990 年代開始持續加強的政策溝通與透明化, 爲可能的解釋因素。

關鍵詞: 通膨預期, 油價, 通膨, 貨幣政策
JEL 分類代號: D84, E31, E58

1 引言

對各國央行來說, 維持穩定的通膨環境是他們重要的任務。在通膨形成過程中, 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,

*作者爲中央銀行經濟研究處副研究員 (wjh5@mail.cbc.gov.tw)。本文係將東南亞國家中央銀行聯合會 (South East Asian Central Banks, SEACEN) 所屬研訓中心 2018 年度研究計畫「SEACEN 經濟體之定價行爲與通膨動態及其對通膨之影響」(Price-Setting Behavior and Inflation Dynamics in SEACEN Member Economies and their Implications for Inflation) 研究報告做進一步擴充。作者感謝兩位匿名審稿人的寶貴意見。此外, 中央銀行陳副總裁南光、林處長宗耀、蔡處長炯民、林參事淑華、吳參事懿娟、葉研究員盛、廖研究員俊男等長官與經濟研究處同仁對本文初稿的建議, 在此併予感謝。本文觀點爲作者個人意見, 與服務機關無關, 若有任何疏漏, 概由作者負責。

經濟論文叢刊 (*Taiwan Economic Review*), 50:1 (2022), 87–133。
國立台灣大學經濟學系出版

臺灣大學學術期刊資料庫

廠商會隨著通膨預期而調整商品價格, 而新凱因斯菲利浦曲線隱含, 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, 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 (干擾) 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) 認爲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。García and Poon (2019) 也衡量亞洲 12 個國家的通膨趨勢, 分析其定錨通膨預期的情況以評估各國貨幣政策的有效性。

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, Beechey and Wright (2009)、Gurkaynak, Swanson, and Levin (2010)、Beechey, Johannsen, and Levin (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。他們也認爲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。International Monetary Fund (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。他們認爲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

臺灣大學學術期刊資料庫

年代, 改善其定錨長期通膨預期的能力。García and Poon (2019) 分析亞洲12國之通膨趨勢,[1] 發現整體而言通膨趨勢可分爲3階段, 其中1995至2002年之間, 通膨趨勢顯著下降; 2003至2013之間, 通膨趨勢呈穩定狀態; 最後, 2014年至2018年間, 通膨趨勢稍微下降。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, 並與大衆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。[2]

台灣央行在1990年代初期起即採行彈性的貨幣目標化機制,[3] 以貨幣總計數 M2 爲中間目標, 每年年底設定次年貨幣目標區,[4] 藉由 M2 與物價及經濟活動的長期關係, 來達成金融穩定、健全銀行業務、維護對內及對外幣值之穩定 (意即國內物價與匯率之穩定), 並於上列目標範圍內, 協助經濟之發展。鑑於長期以來政府均將國內通膨 (CPI 年增率) 的經建目標 (或國家發展目標) 定在2%以下, 央行因此中期監控物價穩定採行 CPI 年增率介於0%–2%的區間定義。[5] 因此, 穩定國內物價乃央行重要使命之一, 有必要檢驗台灣長期通膨預期定錨的程度。從相關文獻中, 亞洲地區自2000年代初期以來, 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爲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爲檢視其對總體經濟衝擊 (消息) 的敏感度。如果大衆清楚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 Coibion and Gorodnichenko (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

[1]包含澳洲、紐西蘭、香港、中國、台灣、日本、南韓、印度、印尼、馬來西亞、菲律賓與泰國, 其中香港、中國、台灣與馬來西亞皆非採通膨目標機制國家。

[2]Walsh (2009) 也提出類似的建議。

[3]參考楊金龍 (2019)。

[4]央行自2020年起將 M2 年成長目標區調整爲成長參考區間, 且不再逐年設定, 詳細原因請參見中央銀行 (2019)。

[5]參考中央銀行網站 — 貨幣政策簡介 https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-2174-106395-b88e5-1.html (2020年9月22日)。

臺灣大學學術期刊資料庫

爲第1階段與第2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, 2013)。Choi et al. (2018) 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, 並認爲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. (2018) 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, Choi et al. (2018) 一文並未實際檢視通膨預期的行爲, 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爲是否如文獻中許多國家一樣, 對總體經濟衝擊的敏感度出現變化。尤其, 若長期通膨預期的行爲出現變化, 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行爲的轉變, 是否能與實際的貨幣政策改善歷程相互對應。

爲了分析長期通膨預期於油價衝擊傳遞機制中的角色, 吾採用向量自我迴歸模型 (VAR) 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 VAR 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。

本文後續章節安排如下: 第2節討論相關的文獻, 並說明本文對此系列文獻的貢獻。第3節呈現使用的資料與 VAR 模型設定。由於台灣爲小型開放經濟體, 國際油價應外生於台灣經濟變數, 本文使用貝氏估計法控制模型內其他變數對油價的影響力, 並同時改善估計的效率。第4節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5節採用反事實模擬分析之方式, 探討長期通膨

臺灣大學學術期刊資料庫

預期於油價衝擊傳遞機制中的角色。另外, 從反事實模擬下的結果, 進一步探討是否意含貨幣政策態度或施行方式有任何改變。第6節以不同變數代表貨幣政策, 或是不同排序下的VAR 模型來認定結構性衝擊以檢視本文結果的穩健性。第7節結論。

2 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爲相關。文獻上衡量通膨預期定錨程度的方法大約可分爲兩類。一類是以事件研究法 (event-study), 或單一迴歸式的方式 (即迴歸式左邊爲長期通膨預期, 右邊爲總體衝擊變數) 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 VAR 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 (2014a)、張志揚 (2014) 與 Sims and Zha (1999) 是與本文較接近的文獻。Davis (2014a) 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 VAR 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年爲樣本時間分割點, 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、公信力與民衆建立較好的溝通, 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,[6] 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 VAR 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

[6]如本文第1節所言, 央行爲了維持通膨趨勢穩定, 主要應是定錨長期通膨預期, 而短期通膨預期本質上較容易受外在短暫衝擊影響, 對於衡量定錨通膨預期程度所能提供的資訊較有限。

臺灣大學學術期刊資料庫

納入長期通膨預期外, 與 Davis (2014a) 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 (第 2 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 年代初期, 因此缺乏 2000 年代初期以前的資料, 可能使得模型無法檢測出長期通膨預期的行爲變化。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 個變數納入 VAR 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 VAR 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 VAR 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爲, 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。

3 資料與模型設定

3.1 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)[7] 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。[8] 圖 1 上半部顯示整體通膨 (headline inflation)、核心通膨 (去除蔬果與能源) 與通膨趨勢 (trend inflation);[9]

[7] 本文亦嘗試以西德州 (WTI) 原油與杜拜 (Dubai) 原油作爲國際油價變數, 惟實證結果與本文非常接近。

[8] 雖然 Consensus Forecasts 的調查對象多數爲專業國外機構, 可能無法代表台灣一般民衆對通膨的感受, 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。

[9] 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通膨趨勢, Chan, Clark, and Koop (2018) 將長期通膨預期與通膨趨勢的關係也納入模型估計中, 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)

臺灣大學學術期刊資料庫

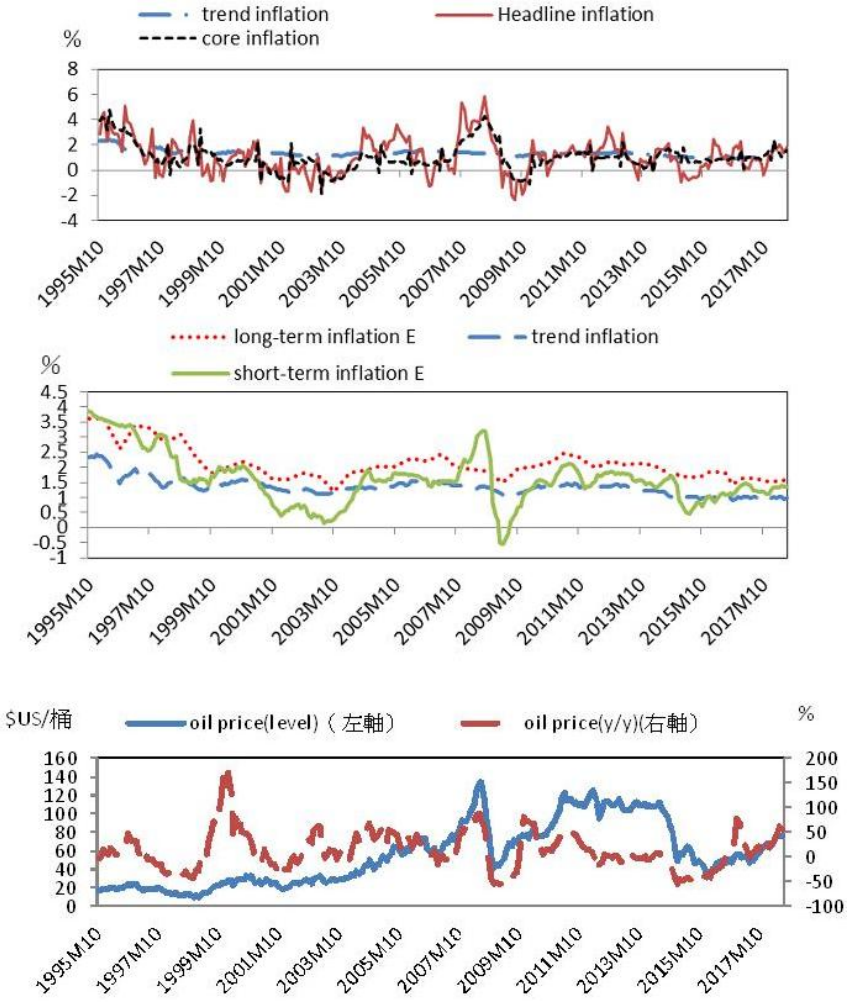


圖 1: 通膨與油價

中間圖示顯示長期通膨預期 (未來 10 年的平均通膨預期)、[10] 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, 但核心通膨

原文。

[10]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 Consensus Forecasts 只提供未來 10 年通膨預期於 Datastream 資料庫 (本文資料來源)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 1: 通膨預期與通膨趨勢

相關係數	long-term inflation E	short-term inflation E	trend inflation
long-term inflation E			
short-term inflation E	0.800		
trend inflation	0.872	0.7420	
樣本平均	2.098	1.5863	1.3439
樣本標準差	0.514	0.8430	0.2720

的波動其實也不低。通膨趨勢走勢則較爲平緩, 其動態大約可分爲2階段, 從1995年約爲2.3%之後就持續降低, 至2003年下跌至1.5%, 之後就在1.5%與1%之間微幅波動。此現象與 García and Poon (2019) 的發現相同。雖然他們還發現2014年之後, 多數亞洲國家的通膨趨勢呈現下滑, 惟台灣的通膨趨勢在此時期並沒有顯著向下偏離現象。由圖1可見, 長期通膨預期與通膨趨勢的走勢相當接近, 而短期通膨預期則出現較多的偏離。表1計算通膨預期與通膨趨勢的相關係數、平均值與標準差。可看出長期通膨預期與短期通膨預期有不小的關聯性, 但其與通膨趨勢的相關性更高, 此外, 長期通膨預期的平均水準比短期通膨預期及通膨趨勢都高。另外, 從油價水準值及其年增率的歷史走勢來看, 油價雖然在2003年以前價格均在美金40塊以內, 惟其年增率於1998年底至2001年底出現劇烈波動; 而2007年至2010年間, 因爲全球金融危機, 油價水準值與年增率均出現暴漲與暴跌現象。

爲了進一步了解通膨趨勢改變的來源, 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) 之水準參數 (λ_n) 並表示於圖2。[11] 由圖2可知, 通膨趨勢的水準值與變異數從1995年至2003年均處於下滑趨勢, 2003年之後則維持平穩。因此, 基於通膨趨勢與長期通膨預期之間的緊密關係, 可推測長期通膨預期的平均值與變異數可能於2003年之後變得較低且較穩定。然而, 台灣央行在2000

[11]附錄1說明 Chan, Clark, and Koop (2018) 之估計模型。控制通膨趨勢之隨機波動 (stochastic volatility) 水準參數 (λ_n) 爲式 (A7)。

臺灣大學學術期刊資料庫

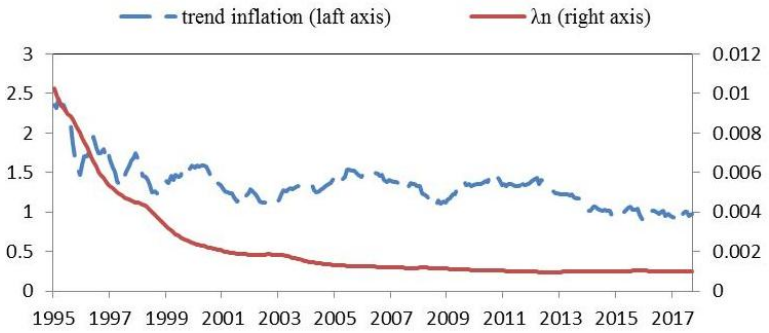


圖 2: 通膨趨勢走勢及變異水準

年代並未宣示任何貨幣政策架構性改變, 但從 1990 年代開始在貨幣政策溝通與透明化上持續改善。[12] 貨幣政策的改善可能是通膨趨勢與長期通膨預期在 2003 年之後變得較低且平穩的原因。[13] García and Poon (2019) 也認爲貨幣政策的改善是亞洲 12 國 (包含台灣) 之通膨趨勢於 2003 年後呈較低且穩定現象的主要原因。下一節, 本文以 2003 年 1 月爲分界點,[14] 探討長期通膨預期被定錨的程度是否有所改變。

3.2 VAR 模型

3.2.1 資料

吾參考 Clark and Davig (2011) 與 Sousa and Yetman (2016), 以 6 個變數 (包含油價變動、長期通膨預期、整體通膨、產出變動、[15] 名目有效匯率變動,

[12] Yellen (2015) 認爲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, 通膨預期的行爲才可能改變, 以美國爲例, 此一過程可能花費了數年的時間。

[13] 第 5 節將簡短描述央行從 1990 年代初期以來在貨幣政策溝通與透明化上的改善歷程。

[14] 吾亦以 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、名目有效匯率變動, 以及長期通膨預期等落後項) 爲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爲, 並使用 CUSUM 做結構性變動檢定。該檢定在 5%顯著水準下, 於 2003 年 1 月及 2004 年 1 月均顯著拒絕無結構性變化之虛無假設。若改以 2004 年 1 月爲樣本切分點, 不影響本文實證結果。

[15] 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

臺灣大學學術期刊資料庫

以及重貼現率)[16] 估計一個 VAR 模型以描述通膨預期與其他總體變數動態關係。雖然央行採彈性貨幣目標化機制, 以 M2 爲中間目標,[17] 但過去探討台灣貨幣政策的反應函數文獻中, 例如陳旭昇與吳聰敏 (2010)、[18]、姚睿, 朱俊虹, 與吳俊毅 (2010)、吳致寧等 (2011)、林依伶, 張志揚, 與陳佩玕 (2012)、吳若瑋與吳致寧 (2014) 與周國偉與曹添旺 (2018) 等文獻, 都採用重貼現率或是隔拆利率當作爲政策利率。[19] 此外, 央行有多種貨幣政策操作策略, 其中包含透過調整重貼現率向市場傳達貨幣政策立場, 引導市場利率走向, 加上 2002 年央行推動銀行放款利率制度改革,[20] 可能強化利率操作之傳遞效果。因此, 本文基準模型中以重貼現率作爲政策利率加入模型中。實證中所有資料均爲月頻率, 而全樣本期間從 1995 年 10 月至 2018 年 7 月, 並以 2003 年 1 月爲分隔點區分爲兩樣本期間 (即 1995 年 10 月至 2002 年 12 月爲第 1 段樣本期間; 2003 年 1 月至 2018 年 7 月爲第 2 段樣本期間)。資料來源與資料處理方式列於附錄表 2。各變數單根檢定結果列於附錄表 3。圖 3 爲所有變數的歷史走勢圖。

3.2.2 模型設定

本文的 VAR 模型設定如下:

$$y_t = \Sigma_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + C + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma), \quad t = 1, 2, \cdots, T \qquad (1)$$

y_t 爲一個 $n \times 1$ 向量, $A_1, A_2, \cdots, A_p$ 爲 p 個 $n \times n$ 矩陣, C 爲 $n \times 1$ 向量代表常數項, 而 ε_t 假設爲非自我相關, 即 $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = \Sigma$ if $t = s$; $E(\varepsilon_t \varepsilon_s') = 0$

可減少資料修正對估計結果的影響。去除趨勢之同時指標爲主計處決定台灣景氣循環狀態的重要參考變數之一。

[16] 雖然短期通膨預期可能影響長期通膨預期, 但若兩通膨預期同時加入模型中, 將難以清楚認定通膨預期在油價衝擊中的傳導角色 (因爲反事實模擬中只控制一個變數的反應)。因此, 只選擇將長期通膨預期加入作爲基準模型。Wong (2015) 同樣只選擇單一通膨預期加入模型之中。

[17] 同註釋 4。

[18] 該文指出台灣央行的貨幣政策在 1998 年以前, 可用貨幣成長法則來刻化, 但 1998 年之後, 以利率法則較能說明台灣貨幣政策。

[19] 第 6 節穩健性檢定中, 另以 M2 成長率爲貨幣政策變數 (模型 VAR4), 重新估算, 其結果不影響本文結論。

[20] 參考「109 年 3 月 19 日央行理監事會後記者會參考資料」http://www.cbc.gov.tw/dl-142014-73654e2315e344ec92a05d0ae829261f.html (2020 年 9 月 22 日)。

臺灣大學學術期刊資料庫

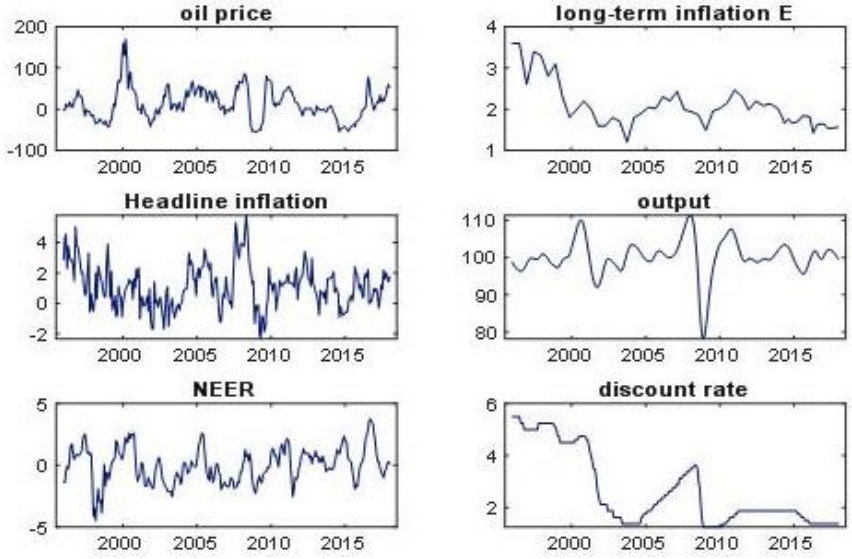


圖 3: VAR 模型中各變數歷史走勢

if $t \neq s$。由於本文欲分析長期通膨預期對模型中各經濟變數結構性衝擊的反應, 因此使用短期遞迴限制 (short-term recursive restrictions) 來認定 VAR 模型中的結構性衝擊。參考 Clark and Davig (2011) 的設定, 加上台灣爲仰賴石油進口之小型開放經濟體, y_t 包含 6 個內生變數 (即 $n = 6$), 依序爲含油價變動、長期通膨預期、整體通膨、產出變動、名目有效匯率變動以及重貼現率。由於此 VAR 模型中, 內生變數多達 6 個, 加上油價變動應外生於台灣之經濟變數, 在 VAR 模型中油價變動方程式應爲一個 AR(p) 模型。因此, 爲了得到較有效率的估計結果, 並同時控制油價之外生性, 本文使用貝氏法來估計此模型。式 (1) 可表示如下:

$$\begin{pmatrix} y_1' \\ y_2' \\ \vdots \\ y_T' \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} y_0' & y_{-1}' & \cdots & y_{1-p}' & 1 \\ y_1' & y_0' & \cdots & y_{2-p}' & 1 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots & \vdots \\ y_{T-1}' & y_{T-2}' & \cdots & y_{T-p}' & 1 \end{pmatrix} \begin{pmatrix} A_1' \\ A_2' \\ \vdots \\ A_p' \\ C' \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_1' \\ \varepsilon_2' \\ \vdots \\ \varepsilon_T' \end{pmatrix}$$

臺灣大學學術期刊資料庫

或爲

$$Y = XB + \varepsilon。 \tag{2}$$

在傳統 OLS 估計下, 估計數 $\hat{B}$ 計算如下:

$$\hat{B} = (X'X)^{-1}X'Y。 \tag{3}$$

爲方便進行貝氏估計, 式 (2) 可進一步改寫爲:

$$y = \bar{X}\beta + \varepsilon, \tag{4}$$

其中, $y = vec(Y)$, $\bar{X} = I_6 \otimes X$, $\beta = vec(B)$, $\varepsilon = vec(\varepsilon)$, $\varepsilon \sim N(0, \bar{\Sigma})$, 而 $\bar{\Sigma} = \Sigma \otimes I_T$。在傳統 OLS 估計下, 估計數 $\hat{\beta}$ 計算如下:

$$\hat{\beta} = \left(\bar{X}'\bar{X}\right)^{-1}\bar{X}'y。 \tag{5}$$

3.2.3 估計

爲了控制模型複雜度, 模型落後期數 (p), 先以傳統最大概似法估計並計算 BIC (Bayesian Information Criteria) 得到落後期數設定爲 2 期。[21]。模型參數可分爲兩區塊, 分別爲 β 與 Σ。由於 Σ 未知, 且爲控制油價外生於其他變數, 但又不影響其他內生變數之係數估計, 本文設定 β 與 Σ 之事前分配爲獨立 Normal-Wishart, β 事前分配設定如下:

$$\beta \sim N\left(\beta_0, \Omega_0\right),$$

其中 β_0 設定爲各內生變數對自己的一期落後項係數爲 1, 其他項設定爲 0。[22] 而 Ω_0 設定包含 3 種情況: (1) 各內生變數對自己落後項係數之變異爲 $\sigma_{aii}^2 = (\lambda_1/l\lambda_3)^2$, 其中 λ_1 爲控制總緊度 (tightness) 參數, l 爲落後項係

[21]本文 VAR 模型不論是在第 1 段或第 2 段樣本估計下, 每個特徵多項式的根均符合穩定條件。

[22]此係數設定常見於使用 Minnesota 事前分配之 VAR 模型文獻, 該模型設定與獨立 Normal-Wishart 事前分配相似, 但假設 VAR 之殘差變異數 Σ 爲已知, 限制較嚴。因此, 在無先驗資訊下, 本文使用與 Minnesota 事前分配常用之 β_0 設定, 此設定也符合油價變動外生於其他內生變數之要求。此外, 吾亦嘗試改設定各內生變數對自己的一期落後項係數爲 0.8, 其他項設定維持爲 0, 惟此設定對估計結果沒有顯著的影響。

臺灣大學學術期刊資料庫

數, 而 λ_3 爲控制落後項大於一期之係數趨近於0的速度。(2) 對於變數間 (cross-variable) 落後項係數, 其變異數設定爲 $\sigma_{aij}^2 = (\sigma_i^2/\sigma_j^2)(\lambda_1\lambda_2/l\lambda_3)^2$, 其中 σ_i^2 與 σ_j^2 爲變數 i 與變數 j 自我迴歸 OLS 估計下的殘差項變異數, 而 λ_2 則控制變數間落後項係數之變異。(3) 外生變數 (含常數項) 係數之變異數爲 $\sigma_{ci}^2 = \sigma_i^2(\lambda_1\lambda_4)^2$, 其中 λ_4 通常設定爲一個很大的數值。最後, 爲了控制油價外生於其他內生變數, 在控制油價方程式係數設定上, 對變數間 (cross-variable) 落後項係數之變異數另外加了一個控制參數 λ_5, 也就是 $\sigma_{a1j}^2 = (\sigma_1^2/\sigma_j^2)(\lambda_1\lambda_2\lambda_5/l\lambda_3)^2$, $j \neq 1$。設定 λ_5 爲一個很小的數值 (本文設定爲0.001), 加上 β_0 設定變數間落後項係數設定爲0, 則可在事前分配中大幅限縮其他內生變數對油價變動的影響力。

給定 β_0 與 Ω_0, 則 β 之事前機率爲:

$$\pi(\beta) \propto \exp\left[-\frac{1}{2}(\beta-\beta_0)'\,\Omega_0^{-1}\,(\beta-\beta_0)\right]。$$

Σ 事前分配設定如下:

$$\Sigma \sim IW\,(S_0, \alpha_0)。$$

根據 Karlsson (2013), S_0 設定爲:

$$S_0 = (\alpha_0 - n - 1)\begin{pmatrix} \sigma_1^2 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & \sigma_2^2 & 0 & 0 \\ 0 & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & 0 & 0 & \sigma_n^2 \end{pmatrix},$$

而 $\alpha_0 = n + 2$。

給定 S_0, α_0, Σ 之事前機率爲:

$$\pi(\Sigma) \propto |\Sigma|^{-\frac{\alpha_0+n+1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}tr\left\{\Sigma^{-1}S_0\right\}\right]。$$

最後, 因 β 與 Σ 之聯合事後機率分配無法推導出 β 與 Σ 的 analytical 邊際分配 (marginal distribution), 因此採用 Gibbs sampling 程序估計參數, 爲使參數結果收斂, 吾共抽樣50,000次, 再抽樣捨棄前30,000次樣本。附

臺灣大學學術期刊資料庫

錄4提供 Gibbs sampling 的抽樣結果, 並計算 Geweke (1992) 收斂檢定 (CD test)。結果顯示本文各參數的抽樣結果呈現收斂, 且樣本相關性均低, 混合程度良好, 與 i.i.d 分配抽樣的行爲類似。

4 實證結果

4.1 衝擊反應

爲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。[23] 學理上, 如果大衆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衆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), 若大衆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爲1%下的衝擊反應, 其中反應時間達60期, 並計算68%信賴區間。[24] 圖4爲估計結果, 左半部與右半部分別爲第1段 (1995年10月至2002年12月) 與第2段樣本 (2003年1月至2018年7月) 下的估計結果。

在第1段樣本下, 長期通膨預期對1%的油價衝擊反應顯著, 雖然幅度較小, 在衝擊發生12個月後, 長期通膨預期上升0.002%, 且效果持續至30個月仍顯著大於0。但在第2段樣本下, 長期通膨預期對油價衝擊的反應轉爲不顯著。另外, 第1段樣本下, 長期通膨預期也對產出衝擊有顯著反應。此現象可解讀爲民衆認爲央行會因產出的意外衝擊而容納 (accommodate) 改變其目標, 顯示民衆不確定央行是否會致力於達成其目標, 而在第2段樣

[23] 從各變數的經濟特質可知, 長期通膨預期自身的結構性衝擊通常看做是長久性的衝擊, 而油價、整體通膨與產出之衝擊爲短暫的經濟衝擊。

[24] 根據 Sims and Zha (1999), 本文選取68%而非95%信賴區間的原因在於前者較能闡述衝擊反應的可能結果 (the "shape" of the results)。

臺灣大學學術期刊資料庫

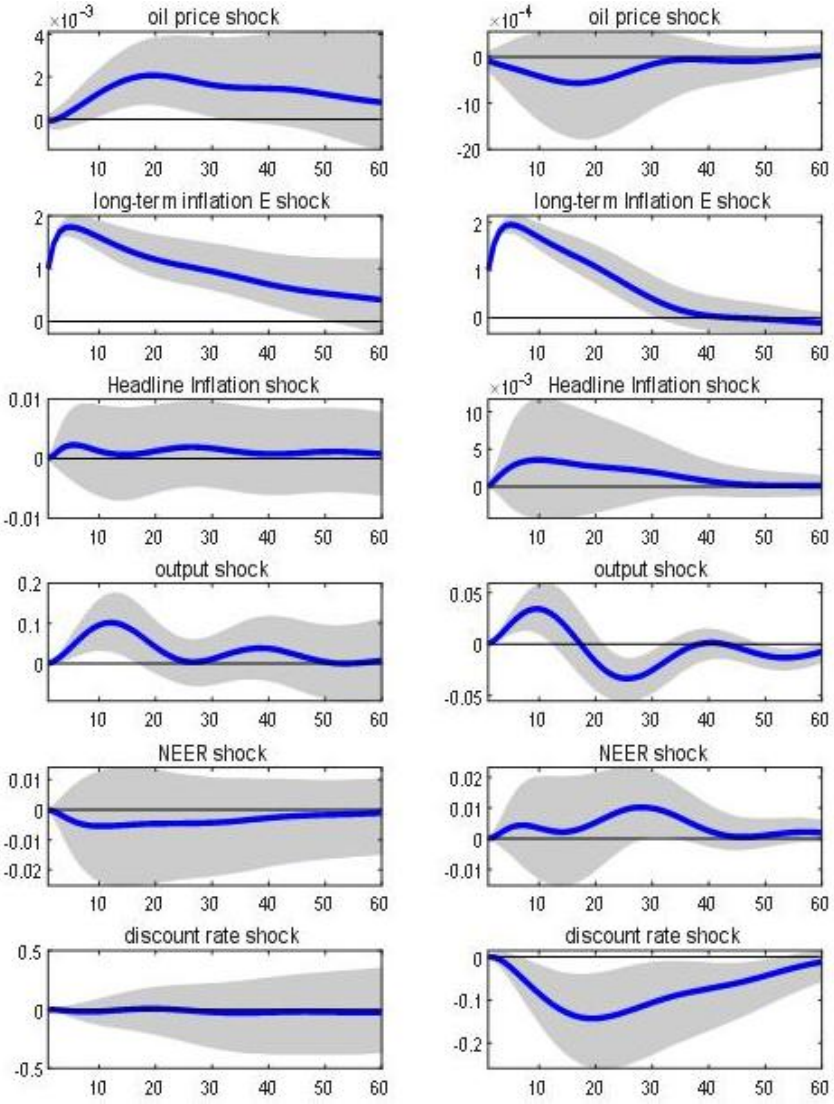


圖 4: 長期通膨預期對各種結構性衝擊之衝擊反應

註: 籃色實線爲長期通膨預期對各種 1%結構性衝擊之反應, 灰色陰影爲 68%信賴區間。左半部與右半部分別爲第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

本下, 產出衝擊的效果雖然仍顯著, 但反應幅度大減。除了油價衝擊與產出衝擊外, 長期通膨預期對自身的結構性衝擊在兩段樣本下皆相當敏感, 效

臺灣大學學術期刊資料庫

表 2: 長期通膨預期預測誤差變異數分解 (%)

Horizon	Oil	Long-term inflation E	Headline inflation	Output	NEER	Discount rate
	第1段樣本					
12	4.55	89.98	0.33	1.16	0.83	0.28
24	13.58	77.16	0.44	1.35	1.24	0.99
36	16.78	70.54	0.52	1.35	1.34	1.99
48	19.31	64.31	0.58	1.49	1.39	3.09
60	21.89	59.55	0.63	1.65	1.41	4.14
	第2段樣本					
12	1.46	93.66	0.42	1.11	0.56	0.59
24	3.06	87.02	0.58	1.84	1.04	2.33
36	3.75	83.18	0.67	2.48	1.58	3.33
48	3.97	82.02	0.70	2.57	1.67	3.89
60	4.07	81.52	0.71	2.73	1.73	4.09

果顯著。從上述結果顯示,[25] 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。

4.2 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6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2爲估計結果, 其中上半部與下半部分別代表第1段與第2段樣本, 此處只顯示估計的中位數值。[26] 比較兩段樣本下的結果, 可發現主要的差異在於油價與長期通膨預期自身的結構性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, 油價變動解釋了約5%的變動, 此比例逐漸上升, 到了

[25]長期通膨預期對名目有效匯率的衝擊反應在兩段樣本下均不顯著; 對重貼現率的衝擊反應只在第2段樣本下呈顯著, 但在第1段樣本下無明顯變化。附錄圖5顯示, 若改以 M2 成長率爲政策利率估計第1段樣本下的衝擊反應, 則長期通膨預期的反應變得較敏感, 但仍不顯著。

[26]因本文以貝氏方法估計, 變異數分解爲多次抽樣下的結果, 呈分配形式, 在只計算中位數下, 全部變數的貢獻加總可能不等於100%。

臺灣大學學術期刊資料庫

第5年解釋了約22%的長期通膨預期變動; 反觀長期通膨預期自身的結構性衝擊, 在第一年解釋了90%的變動, 但此比例逐年下降, 到了第5年只剩約60%。然而, 在第2段樣本下, 油價對長期通膨預期變動的貢獻大幅減少, 至第5年也只解釋約4%的變動, 而長期通膨預期對自身的解釋能力雖然仍逐年下降, 但幅度緩慢, 至第5年仍達82%的解釋比例。其他總體結構性衝擊, 對長期通膨預期變動的貢獻均很小, 且在兩段樣本下無顯著差異。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, 受本身結構性衝擊的影響較大, 其他短暫總體衝擊均不顯著或持續性很短, 支持長期通膨預期被定錨的程度有改善。

5 油價衝擊與貨幣政策

5.1 油價衝擊之反事實模擬分析

第4節中, 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1節文獻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, 本節欲探討長期通膨預期在兩段樣本期間下的定錨程度改變, 是否對油價衝擊傳遞至整體通膨有影響。爲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), 爲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5爲發生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爲第1段與第2段樣本下的估計結果。圖中, 黑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, 藍色實線代表原本實際的衝擊反應, 而灰色陰影代表實際衝擊反應68%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爲0), 使得整體通膨上升幅度下降, 衝擊發生後的第30個月, 整體通膨從原本

臺灣大學學術期刊資料庫

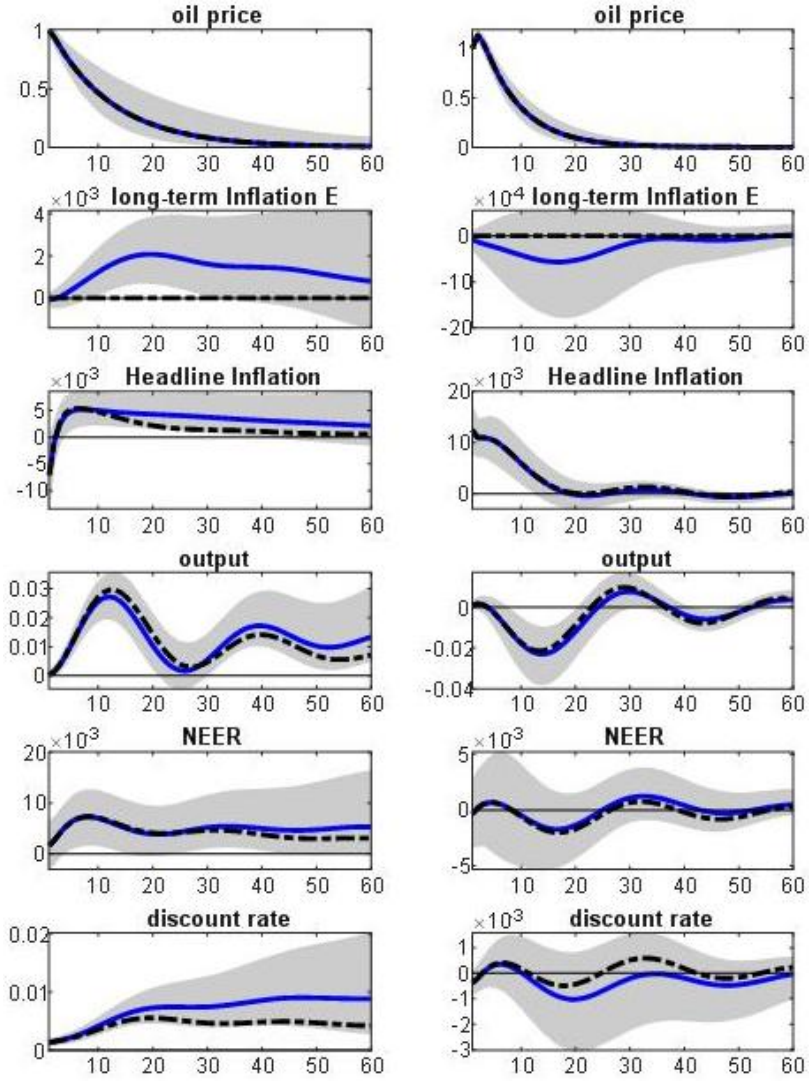


圖 5: 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應

註: 黑色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應, 藍色實線代表原本實際的衝擊反應, 而灰色虛線代表實際衝擊反應 68%信賴區間。左半部與右半部分別爲在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

0.004%降爲 0.001%。[27] 顯示油價衝擊透過長期通膨預期的變化而對整體

[27]在不考慮反事實的模擬分析下 (即只看藍色實線), 相較於第 2 段樣本, 整體通膨對

臺灣大學學術期刊資料庫

通膨有顯著的影響 (即油價衝擊的第2階段效果)。

在第2段樣本期間下, 值得注意的是, 相較於第1段樣本, 長期通膨預期於油價衝擊中的實際反應幅度變小且不顯著。因此, 縱然在反事實模擬中關閉長期通膨預期反應, 但對於其他變數幾乎沒有影響, 反事實模擬下的結果與實際的反應之間幾乎沒有差異。此結果與上節的結論一致, 顯示長期通膨預期在第2段樣本下被定錨的程度較好, 不易受外在油價衝擊影響, 因此在傳遞油價至整體通膨中扮演的角色也式微。

5.2 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 (Akerlof, Dickens, and Perry, 2000; Ball, Mankiw, and Romer, 1988), 因此使得通膨預期對實際通膨的影響減弱。從圖1可知, 台灣通膨趨勢自2003年後變得較低且平穩, 可視爲低通膨的環境, 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。作者認爲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。另外有大量的研究 (Blanchard and Galí, 2007; Blanchard and Riggi, 2013; Evans and Fisher, 2011; Leduc, Sill, and Stark, 2007; Mehra and Herrington, 2008) 發現油價衝擊的影響已逐漸降低, 而其中一主要原因即爲貨幣政策的改善。有鑑於此, 爲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6個結構性衝擊各自對重貼現率反應的貢獻。圖6的上半部與下半部圖分別爲第1段與第2段樣本期間下的估計結果, 而除了6個結構性衝擊各自的貢獻外,

1%油價衝擊在第1段樣本下的反應幅度相對較小, 其可能原因爲: (1) 自2001年通過「石油管理法」之後, 國內油品價格才改由市場機制決定。(2) 根據 Forbes (2019), 國際因素 (包含國際油價) 顯著影響過去10年的通膨動態, 尤其於通膨的週期性成份 (cyclical component) 影響較大。由上述因素可推測, 第1段樣本下, 國際油價雖會影響長期通膨預期 (第2階段效果), 但直接影響整體通膨的效果可能較低且延遲 (第1階段效果); 第2段樣本下, 國際油價不顯著影響長期通膨預期, 但對整體通膨的直接效果相對較強。

臺灣大學學術期刊資料庫

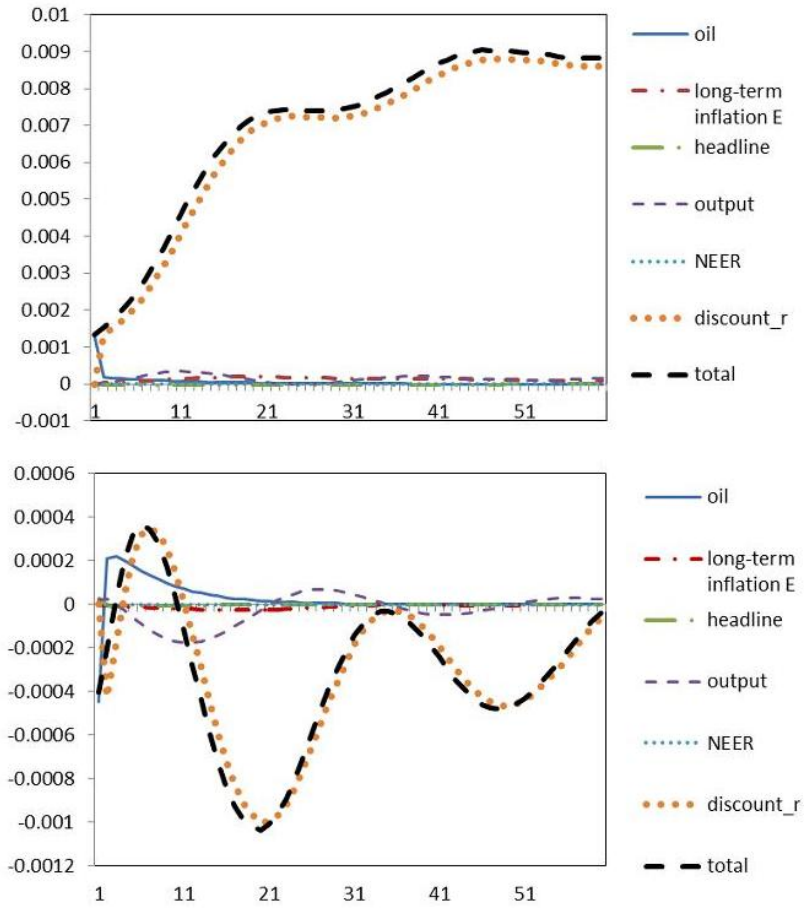


圖 6: 重貼現率對 1%油價衝擊反應之分解

註: 上半部與下半部分別爲在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果, 黑色粗虛線代表加總全部變數貢獻下的重貼現率衝擊反應。

黑色虛線代表加總全部變數貢獻下的重貼現率反應。

在第 1 段樣本下, 油價衝擊使得重貼現率在第 1 個月上升, 但之後重貼現率幾乎只對自身動態做反應, 對其他變數 (如: 油價、長期通膨預期、整體通膨與名目有效匯率) 的動態, 重貼現率幾乎不做反應。第 2 段樣本下, 與第 1 段樣本不同的是, 在衝擊發生後的兩年間, 油價與產出對重貼現率反應的貢獻明顯增加, 顯示貨幣政策在第 2 段樣本下對總體經濟情勢有較系

臺灣大學學術期刊資料庫

統性的反應, 而非只對過去利率的動態做變動。

除了上述方法外, 吾也分析何種因素影響 (驅動) 重貼現率的變動。表 3 爲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爲第 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油價、長期通膨預期與重貼現率自身的結構衝擊所驅動。產出的解釋貢獻雖然在第一年達 10%, 但此比重逐年下跌, 至第 5 年只剩 3%, 而其他變數能解釋的比例非常少。然而, 在第 2 段樣本下, 油價解釋的比例大幅下降, 而長期通膨預期、產出的解釋比重則增加。此結果顯示, 貨幣政策的施行在第 2 段樣本下, 有較積極對抗通膨與產出衰退等反景氣循環行爲。另外, 在探討貨幣政策反應函數的文獻上, 例如陳旭昇與吳聰敏 (2010)、周國偉與曹添旺 (2018), 其實證結果中均有相似的現象,[28,29] 顯示貨幣政策的改善。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, 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做系統性的反應, 有助於民衆清楚了解政策與經濟變數間的對應關係, 也有助於大衆對長期通膨預期的理解。

另一方面, 加強貨幣政策的溝通與透明化同樣有助穩定長期通膨預期。Davis (2014b) 發現貨幣政策透明化程度與通膨預期定錨的程度呈正相關。International Monetary Fund (2018) 發現貨幣政策的透明化, 有助降低未來政策不確定性, 改善通膨預期定錨程度。然而, 貨幣政策的改善及其效果是隨時間逐漸顯現, 而非一次性的結構性變化, 以下吾簡短描述台灣貨幣政策透明化歷程:[30] (1) 在操作策略溝通上, 從 1992 年起, 央行便對外公布次年貨幣總計數 M2 之成長目標區, 且於 1997 年起每年第 4 季季刊

[28]陳旭昇與吳聰敏 (2010) 實證結果中 (表 4), 以 1981Q1 ～ 1997Q4 爲樣本期間, 在貨幣 (M2) 法則估計下, 通膨項的反應係數呈不顯著, 而產出項呈顯著; 若以利率 (隔拆利率) 法則估計, 則通膨項與產出項之反應係數均不顯著。然而在 1998Q1 ～ 2008Q2 樣本下, 利率法則估計下的通膨與產出項反應係數均轉爲顯著。

[29]周國偉與曹添旺 (2018) 實證結果中 (表 3), 以 1988Q1 ～ 1997Q4 爲樣本期間, 利率 (重貼現率) 法則估計下, 通膨項與產出項之反應係數均不顯著。但在 1998Q1 ～ 2015Q4 樣本下, 通膨項與產出項係數均轉爲顯著。

[30]參考中央銀行網站 — 貨幣政策簡介 https://www.cbc.gov.tw/tw/cp-2175-106399-30f83-1.html (2020 年 9 月 22 日) 及「106 年 6 月中央銀行理監事會後記者會參考資料」https://www.cbc.gov.tw/tw/public/Attachment/7122716523971.pdf (2020 年 9 月 22 日)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 3: 重貼現率預測誤差變異數分解

Horizon	Oil	Long-term inflation E	Headline inflation	Output	NEER	Discount rate
	第1段樣本					
12	23.93	15.45	2.19	9.53	0.93	42.71
24	40.28	19.19	1.31	6.25	0.96	24.85
36	41.75	25.71	0.93	4.20	0.99	17.43
48	43.14	28.13	0.79	3.58	1.02	13.48
60	43.41	30.04	0.72	3.03	1.04	11.65
	第2段樣本					
12	1.34	8.87	0.68	27.49	2.55	55.28
24	2.95	38.29	0.80	18.93	3.42	30.33
36	3.83	47.04	0.91	15.23	3.58	24.09
48	4.33	48.73	0.93	14.51	3.53	22.39
60	4.55	49.28	0.95	14.16	3.57	21.74

公布貨幣成長目標區之設定說明。[31] 2017年第1季起, 按季公布央行通膨率預測數, 同年第3季起, 按季公布經濟成長率預測數。(2) 在決策過程溝通上, 自1991年起, 央行每季召開理監事會後記者會, 由總裁接受記者直接提問。此外, 貨幣政策決策會議召開次數具彈性, 除了1年召開4次例行會議之外, 必要時得召開臨時理事會及常務理事會。例如, 在2000年12月至2001年12月 (網路泡沫破滅期間), 央行增開臨時理事會6次與常務理事會4次。2008年9月至2009年2月 (全球金融危機期間), 增開常務理事會6次。2014年6月起, 提供「央行理監事會後記者會參考資料」, 說明決策背景資料, 並對國內外經濟金融重大議題提出說明及因應。2017年6月起, 公布議事錄摘要, 包含會議之議程、決議內容、成員名單及具名表決結果等。2018年6月起, 理監事會議後舉行之記者會進一步透過網路直播, 加強與民眾溝通貨幣政策。從上述歷程可知, 央行從1990年代開始就已持續

[31] 過去20年, 除了2002年下半年、2004年與全球金融危機期間, M2 實際成長率超出目標區, 其餘時間皆落於目標區之內, 達成率相當高。2020年起將 M2 年成長目標區調整爲成長參考區間, 詳細原因請參考中央銀行 (2019)。

臺灣大學學術期刊資料庫

表 4: VAR 模型設定

Model	VAR 模型設定
VAR 1	本文主要 VAR 模型設定
VAR 2	交換通膨預期與整體通膨順序 (即排序爲: 油價變動、整體通膨、長期通膨預期、產出變動、名目有效匯率變動以及重貼現率)。
VAR 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)。
VAR 4	以 M2 成長率取代重貼現率
VAR 5	以隔拆利率取代重貼現率

註: 同註釋 34。

加強溝通與透明化, 惟其實際效果應爲逐漸顯現。

6 穩健性檢定

由於模型中變數的排序會影響結構性衝擊的認定, 爲了解上述 VAR 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 VAR 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 VAR 變數中的第 2 順位, 而長期通膨預期分別排在第 3 位, 作爲本文考慮的第 2 種 VAR 模型。另外, 由於多數的文獻認爲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 VAR 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 VAR 模型是考慮以不同變數代表央行政策變數。由於央行以多種策略影響資金借貸成本與數量等金融情勢, 進而影響實質經濟體, 而陳旭昇與吳聰敏 (2010) 指出台灣央行的貨幣政策在 1998 年以前, 可用貨幣成長法則來刻化, 但 1998 年之後利率法則較能說明台灣貨幣政策。[32] 因此本文的第 4 種與第 5 種 VAR 模型則分別改以 M2 成長率與隔拆利率爲央行政策目標。[33] 表 4 列出本文所討論的所有不同 VAR 模型及其設定方式。穩健性檢定中估計各 VAR 模型下, 長期通膨預期對各

[32] 國內亦有多個討論利率反應函數的文獻是以隔拆利率爲央行政策利率。

[33] 第 4 種 VAR 模型的檢驗只對第 1 段樣本期間做估計, 並與原本的 VAR 模型 (即 VAR1) 在第 1 段樣本時間下的情況做比較。

臺灣大學學術期刊資料庫

變數1%的結構性衝擊反應, 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。[34] 整體而言, 所有其他 VAR 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。

7 結論

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 VAR 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年代初期以前油價有顯著的第2階段效果, 長期通膨預期爲傳遞油價衝擊至整體通膨之顯著管道, 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爲不顯著。此現象與 Wong (2015) 的結果相似, 而較低的通膨環境及貨幣政策的改善等原因爲模型及歷史背景所支持。

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, 強化政策溝通與透明化, 皆爲促使長期通膨預期定錨程度改善的原因。從理論及 International Monetary Fund (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, 而這些外在衝擊相對於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, 不僅有助於央行維持通膨穩定, 也有利於穩定產出波動。台灣爲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。

[34]附錄圖3、附錄圖4、附錄圖5與附錄圖6分別爲 VAR2、VAR3、VAR4 與 VAR5 模型下的長期通膨預期對1%結構性衝擊之反應。附錄圖7、附錄圖8、附錄圖9與附錄圖10則分別爲 VAR2、VAR3、VAR4 與 VAR5 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。

臺灣大學學術期刊資料庫

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, 並估計通膨趨勢與長期通膨預期的關係。以下爲該文基礎模型的架構:

$$\pi_t - \pi_t^* = b_t\left(\pi_{t-1} - \pi_{t-1}^*\right) + v_t, \tag{A1}$$

$$z_t = d_{0t} + d_{1t}\pi_t^* + \varepsilon_{z,t} + \psi\epsilon_{z,t-1}, \quad \varepsilon_{z,t} \sim N\left(0, \sigma_z^2\right), \tag{A2}$$

$$\pi_t^* = \pi_{t-1}^* + n_t, \tag{A32}$$

$$b_t = b_{t-1} + \varepsilon_{b,t}, \quad \varepsilon_{b,t} \sim TN\left(0, \sigma_b^2\right), \tag{A4}$$

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

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

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

$$\log\left(\lambda_{i,t}\right) = \log\left(\lambda_{i,t-1}\right) + v_{i,t}, \quad v_{i,t} \sim N\left(0, \emptyset_i\right), \; i = v, n, \tag{A8}$$

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。由式 (A1) 可知, 通膨缺口 $\pi_t - \pi_t^*$ 依循 AR(1) 過程, 而其衝擊項 v_t 呈隨機波動。其中 b_t 控制通膨缺口之持續性且隨時間變動, 而該係數之衝擊項 $\varepsilon_{b,t}$ 設定爲 $TN(0, \sigma_b^2)$ 分配, 以保證 $0 < b_t < 1$。通膨趨勢 π_t^* 依循隨機漫步過程, 而其衝擊項 n_t 呈隨機波動。式 (A2) 顯示, 長期通膨預期與通膨趨勢呈斜率係數關係, 並相差一截距項, 而截距項及斜率係數均爲時變參數。式 (A6)、(A7)、(A8) 顯示 $\lambda_{v,t}$ 與 $\lambda_{n,t}$ 分別控制通膨缺口與通膨趨勢之衝擊變異水準且隨時間變動。

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) 轉換爲下列形式:

$$Y_t = \Lambda Y_{t-1} + C + \varepsilon_t,$$

臺灣大學學術期刊資料庫

其中

$$Y_t = \begin{pmatrix} y_t \\ y_{t-1} \\ y_{t-p+1} \end{pmatrix},\ \Lambda = \begin{pmatrix} \beta_1 & \cdots & \cdots & \beta_p \\ I & 0 & \ddots & 0 \\ 0 & \ddots & \ddots & \vdots \\ \cdots & \cdots & I & 0 \end{pmatrix},\ c = \begin{pmatrix} C \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix},$$

$$\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{pmatrix}。 \tag{A9}$$

使 $EE(\varepsilon_t'\varepsilon_t) = \Omega$。定義 $\tilde{D}_0^{-1} = chol(\Omega)$, 而 e_j 爲一列向量, 其中第 j 項爲 1, 而其他項爲 0。變數 j 對 1%油價衝擊反應在第 k 期爲 Ψ_j^k, 計算如下:

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

其中

$$\zeta = \tilde{D}_0^{-1} e_1'。 \tag{A10}$$

要建構一序列的長期通膨預期衝擊, $\hat{\eta}_k^{\pi_l^e}$, 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:

$$e_2\zeta + e_2\tilde{D}_0^{-1}e_2'\hat{\eta}_0^{\pi_l^e} = 0,$$

而此表示在第 0 期 $\hat{\eta}_0^{\pi_l^e} = -(e_2\zeta / e_2\tilde{D}_0^{-1}e_2')$, 而其他期數的衝擊則遞迴計算如下:

$$\hat{\eta}_k^{\pi_l^e} = \frac{\Psi_2^k + \Sigma_{n=0}^{k-1} e_2 \Lambda^n \tilde{D}_0^{-1} e_2' \hat{\eta}_n^{\pi^e}}{e_2\tilde{D}_0^{-1}e_2'}, \quad k \in N。$$

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:

$$\hat{\Psi}_j^k = \Psi_j^k + \Sigma_{n=0}^{k-1} e_j \Lambda^n \tilde{D}_0^{-1} e_2' \hat{\eta}_n^{\pi^e}, \quad j = \{1, 2, \cdots, 6\}。$$

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄3

結合資料之概似函數與 β、Σ 之事前機率, β 與 Σ 之聯合事後機率分配如下:

$$\begin{aligned}\pi(\beta, \Sigma|y) &\propto f(y|\beta, \Sigma)\pi(\beta)\pi(\Sigma)\\ &\propto |\Sigma|^{-\frac{T+\alpha_0+n+1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}(\beta-\bar{\beta})'\bar{\Omega}^{-1}(\beta-\bar{\beta})\right]\\ &\times \exp\left[-\frac{1}{2}\hat{\beta}'(\Sigma^{-1}\otimes X'X)\hat{\beta}+\beta_0'\Omega_0^{-1}\beta_0-\bar{\beta}'\bar{\Omega}^{-1}\bar{\beta}\right]\\ &\times \exp\left[-\frac{1}{2}tr\left\{\Sigma^{-1}\left[\left(Y-X\hat{B}\right)'\left(Y-X\hat{B}\right)+S_0\right]\right.\right.。\end{aligned} \tag{A11}$$

其中, $\bar{\Omega}=[\Omega_0^{-1}+\Sigma^{-1}\otimes X'X]^{-1}$, $\bar{\beta}=\bar{\Omega}[\Omega_0^{-1}\beta_0+(\Sigma^{-1}\otimes X')y]$。由於式 (A11) 無法推導出 β 與 Σ 的 analytical 邊際分配 (marginal distribution), 因此採用 Gibbs sampling 程序估計參數。從式 (A11) 可推導出 β 之事後條件機率:

$$\pi(\beta|\Sigma, y) \propto \exp\left[-\frac{1}{2}\left(\beta-\bar{\beta}\right)'\bar{\Omega}^{-1}\left(\beta-\bar{\beta}\right)\right],$$

$$即 \quad \pi(\beta|\Sigma, y) \sim N\left(\bar{\beta}, \bar{\Omega}\right)。$$

式 (A11) 推導出 Σ 之事後條件機率:

$$\pi(\Sigma|\beta, y) \propto |\Sigma|^{-\frac{T+\alpha_0+n+1}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2}tr\{\Sigma^{-1}[(Y-XB)'(Y-XB)+S_0\right],$$

$$即 \quad \pi(\Sigma|\beta, y) \sim IW\left(\hat{S}, \hat{\alpha}\right),$$

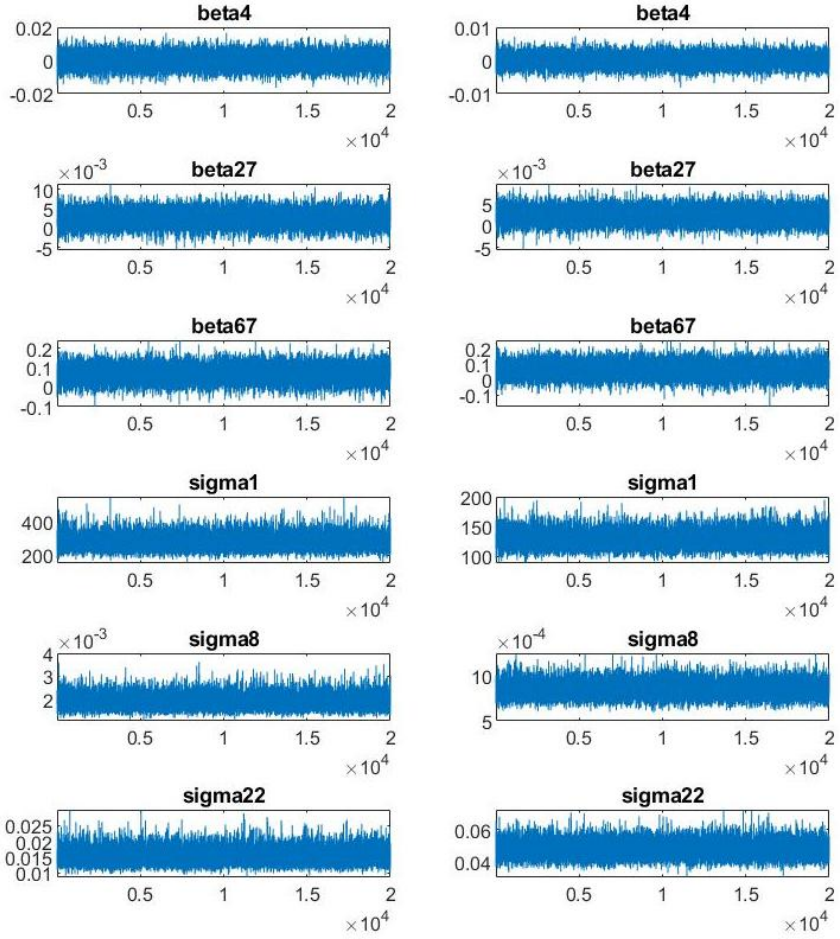
$$其中, \quad \hat{S}=(Y-XB)'(Y-XB)+S_0, \quad \hat{\alpha}=T+\alpha_0。$$

Gibbs sampling 演算法如下:

(a) 給定初始值 $\beta_{(0)}$、$B_{(0)}$。本文以 OLS 估計下之 $\hat{\beta}$ 與 $\hat{B}$ 帶入。

(b) 在第 m 次抽樣中, 從 $\pi(\Sigma|\beta_{(m-1)}, y)$ 中抽取 $\Sigma_{(m)}$。

臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 1: 各區塊參的抽樣結果

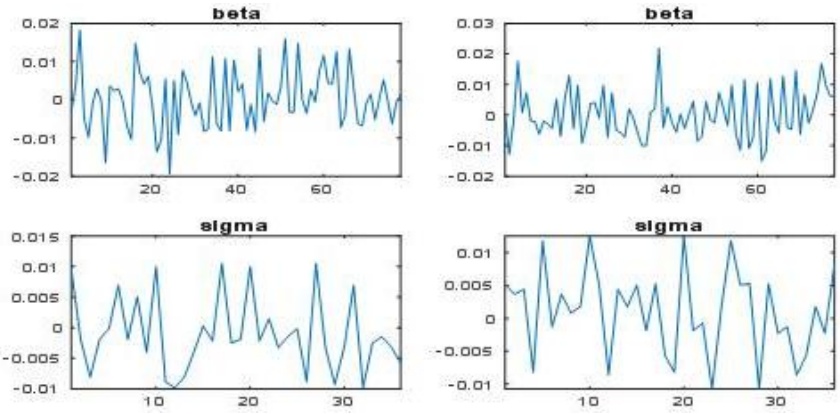
註: 左半與右半圖分別爲第 1 段與第 2 段樣本期間下的抽樣結果。

(c) 在第 m 次抽樣中, 從 $\pi(\beta|\Sigma_{(m)}, y)$ 中抽取 $\beta_{(m)}$。

(d) 重複步驟 (b)、(c), 使得抽樣次數達 M 次, 其中前 bu 次樣本捨棄。

爲求收斂, 吾共抽樣 50,000($M = 50{,}000$) 次, 再抽樣捨棄前 30,000 ($bu = 30{,}000$) 次樣本。圖附錄 1 爲 β 與 Σ 任意選取 3 個參數的抽樣結果, 其中左半部與右半部分爲第一段與第二段樣本下的抽樣結果。圖附錄 2 顯示 β 與 Σ 各參數的第 20 階自我相關係係數。從這兩個圖可以觀察到, 各參數

臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 2: 各區塊參數抽樣相關性

註: 左半與右半圖分別爲第 1 段與第 2 段樣本期間下的抽樣估計結果。

區塊的抽樣相關性均低, 混合程度良好, 與 i.i.d 分配抽樣的行爲類似。

爲了確保上述的抽樣結果呈現收斂, 吾計算 Geweke (1992) 收斂檢定 (CD test)。該檢定是計算保留的樣本中, 前 m_a 個抽樣平均值與後 m_b 個抽樣平均值的差異, 再除以兩平均值差之近似標準差:

$$\bar{g}_a = \frac{1}{m_a}\Sigma_{i=1}^{m_a}\theta^{(i)},$$
$$\bar{g}_b = \frac{1}{m_b}\Sigma_{i=1}^{m_b}\theta^{(i)},$$
$$sd_{\bar{g}_a-\bar{g}_b} = \sqrt{\frac{\sigma_{m_a}^2}{m_a} + \frac{\sigma_{m_b}^2}{m_b}}。$$

依照 Geweke (1992) 的設定 m_a 與 m_b 分別設定爲所有樣本的前 10%與後 50%, 假如抽樣呈現定態, 透過中央極限定理, 此檢定量會收斂至常態方配。附錄表 1 顯示各區塊參數在計算 CD 檢定量的各統計結果。從附錄表 1 的 CD 檢定量 (最後一欄) 可知, 所有參數的檢定量在 5%的顯著水準下, 均不拒絕收斂至事後分配之虛無假設。

值得一提的是, β 區塊參數中的第 1 至第 13 個係數, 代表 VAR 模型中油價變動方程式的參數值。因此, 理想狀態下, 除了第 1、7 與 13 參數外, 其他參數應該要近似 0。從附錄圖 1 與附錄表 1 可知, 本文抽取的 β 區塊中第

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄表1: 各區塊參數之 Geweke 收斂檢定

	mean(m_a)	sd(m_a)	mean(m_b)	sd(m_b)	CD
beta4	0.000	0.000	0.000	0.000	−0.248
beta27	0.003	0.000	0.003	0.000	0.977
beta67	0.068	0.001	0.069	0.000	0.972
sigma1	276.963	0.934	277.632	0.427	0.994
sigma8	0.002	0.000	0.002	0.000	0.996
sigma22	0.015	0.000	0.015	0.000	0.992
beta4	0.000	0.000	0.000	0.000	0.583
beta27	0.002	0.000	0.002	0.000	1.008
beta67	0.065	0.001	0.065	0.000	0.984
sigma1	129.016	0.303	128.976	0.136	0.998
sigma8	0.001	0.000	0.001	0.000	0.993
sigma22	0.048	0.000	0.048	0.000	1.000

註: 上半與下半圖分別爲第1段與第2段樣本期間下的抽樣統計結果。

4個參數, 其收斂性質良好, 而且抽樣結果均在0上下小幅波動。

附錄4

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) 改寫爲 (A12) 形式:

$$y_t = \Sigma_{i=1}^{p} A_i y_{t-i} + C + \varepsilon_t, \quad \varepsilon_t \sim N(0, \Sigma) \quad t = 1, 2, \cdots, T。 \tag{1}$$

$$D_0 y_t = D_1 y_{t-1} + \cdots + D_p y_{t-p} + F + \eta_t, \tag{A12}$$

其中 $D_i = D_0 A_i$; $i = 1, \cdots, p$; $F = D_0 C$; $\eta_t = D_0 \varepsilon_t$; $\Sigma = D_0^{-1} D_0^{-1'}$。(A12) 可改寫成如下:

$$y_t = H y_t + D_1 y_{t-1} + \cdots + D_p y_{t-p} + F + \eta_t, \tag{A13}$$

其中 H 是一個 $n \times n$ 維度, 對角線爲0的下三角矩陣, 而 n 代表結構性變數的數目。定義 $G \equiv [H D_1 \cdots D_p]$, 則變數 i 對重貼現率在第 k 期反應

臺灣大學學術期刊資料庫

的貢獻計算如下:

$$d_{discount\ rate,i,k} = \sum_{m=0}^{\min(p,k)} G_{6,mn+i}\theta_{i,1,k-m}, \quad k = 0, 1, \cdots; \quad i = 1, \cdots, n。$$

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

臺灣大學學術期刊資料庫

附錄表2: 變數解釋

名稱	解釋	來源	資料處理
oil price	布蘭特原油 ($/桶)	St. Louis Fed	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	0
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	計算年增率
2	參照 Davis (2014a), 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	$\pi^e_{t,l} = \frac{1}{10}\Sigma_{i=1}^{10}\pi^e_{t+i}$, 其中 $\pi^e_{t,l}$ 爲長期通膨預期, 而 $\pi^e_{t,i}$ 是對 $t+i$ 年的通膨預期。 該資料在2014年以前爲每半年發布一次, 之後則爲每季發布。本文以線性推估方式將資料轉爲月頻率。

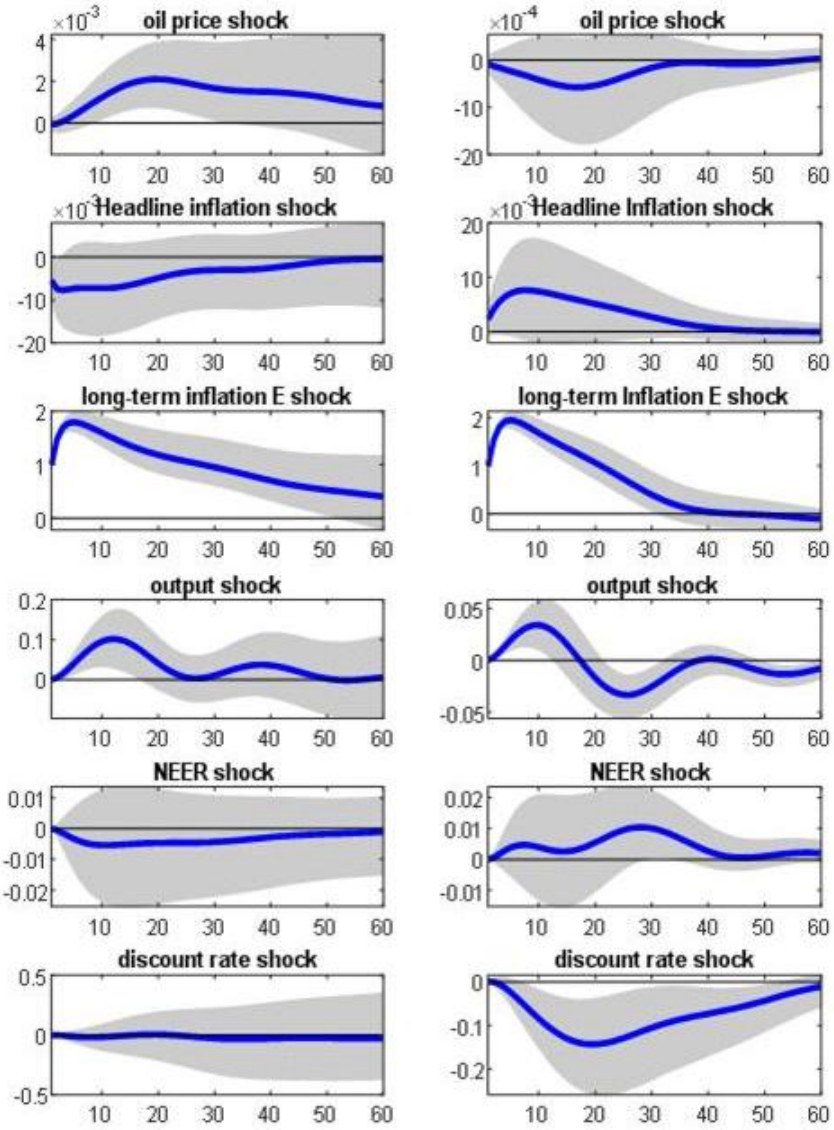
臺灣大學學術期刊資料庫

附錄表3: 單根檢定

variable	ADF test statistics
oil price	−16.87***
long-term inflaiton E	−2.79***
headline inflaiton	−4.40***
output	−3.02***
NEER	−13.47***
discount rate	−3.84***
M2	−8.00***
overnight rate	−2.53**

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

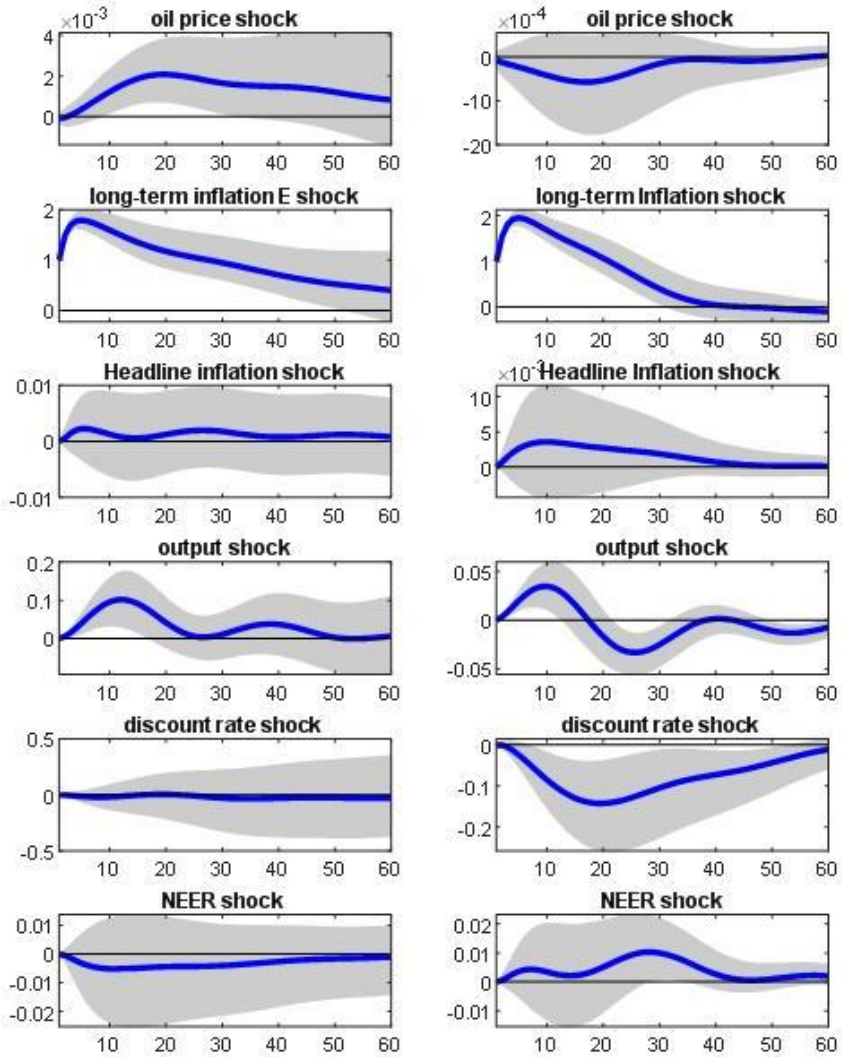
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 3: 長期通膨預期對 1%結構性衝擊反應 (VAR 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。

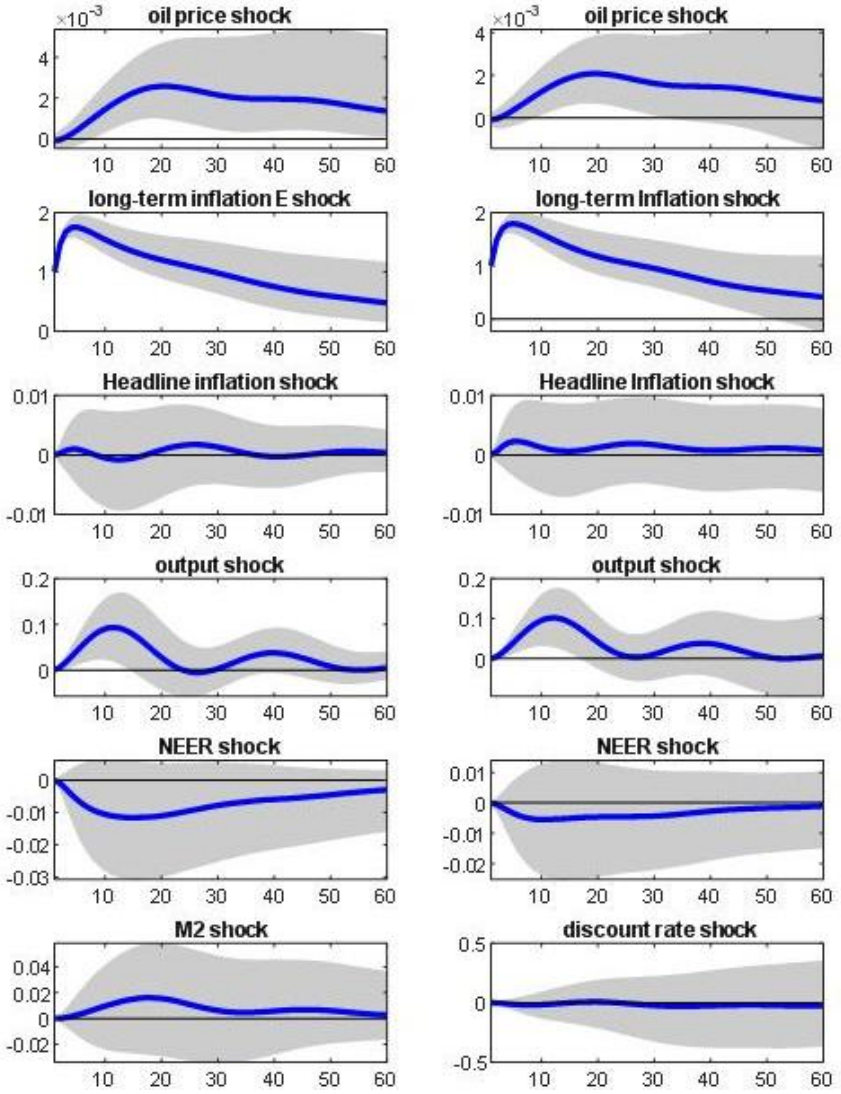
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 4: 長期通膨預期對 1%結構性衝擊反應 (VAR 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。

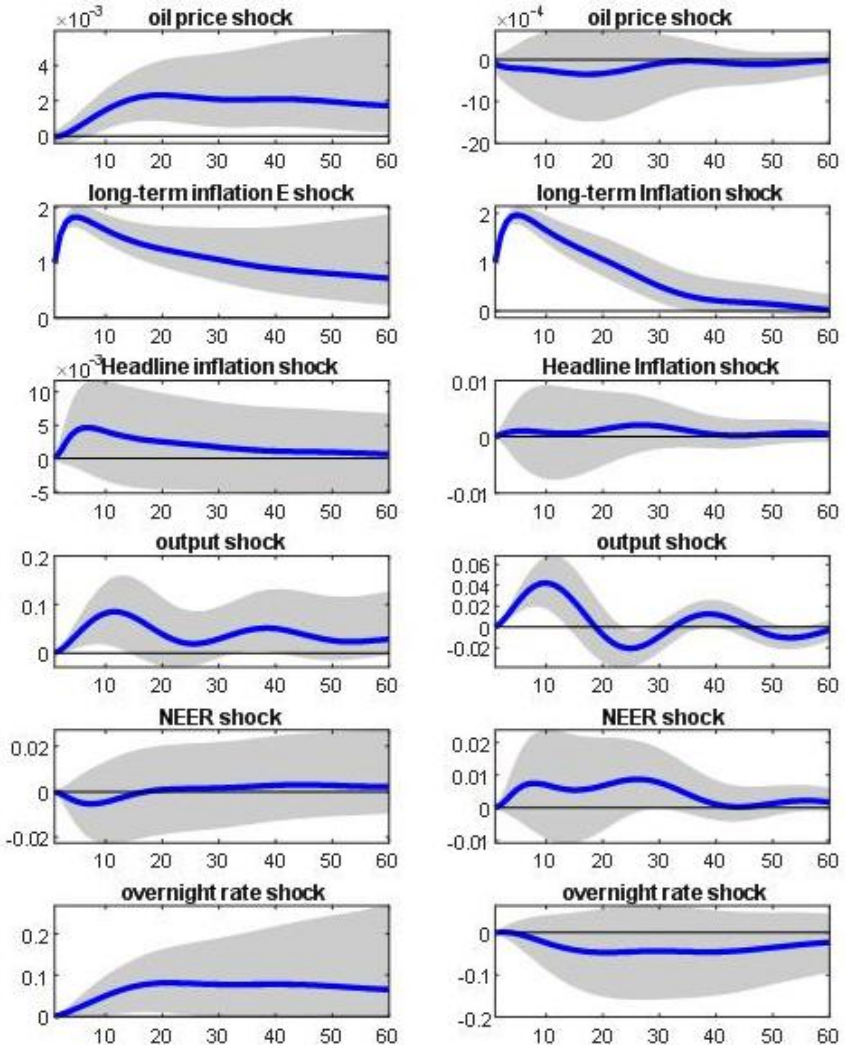
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 5: 長期通膨預期對 1%結構性衝擊反應 (VAR 4 與 VAR1 設定下)

註: 左半部與右半部分別代表 VAR4 與 VAR1 在第 1 段樣本下的估計結果。

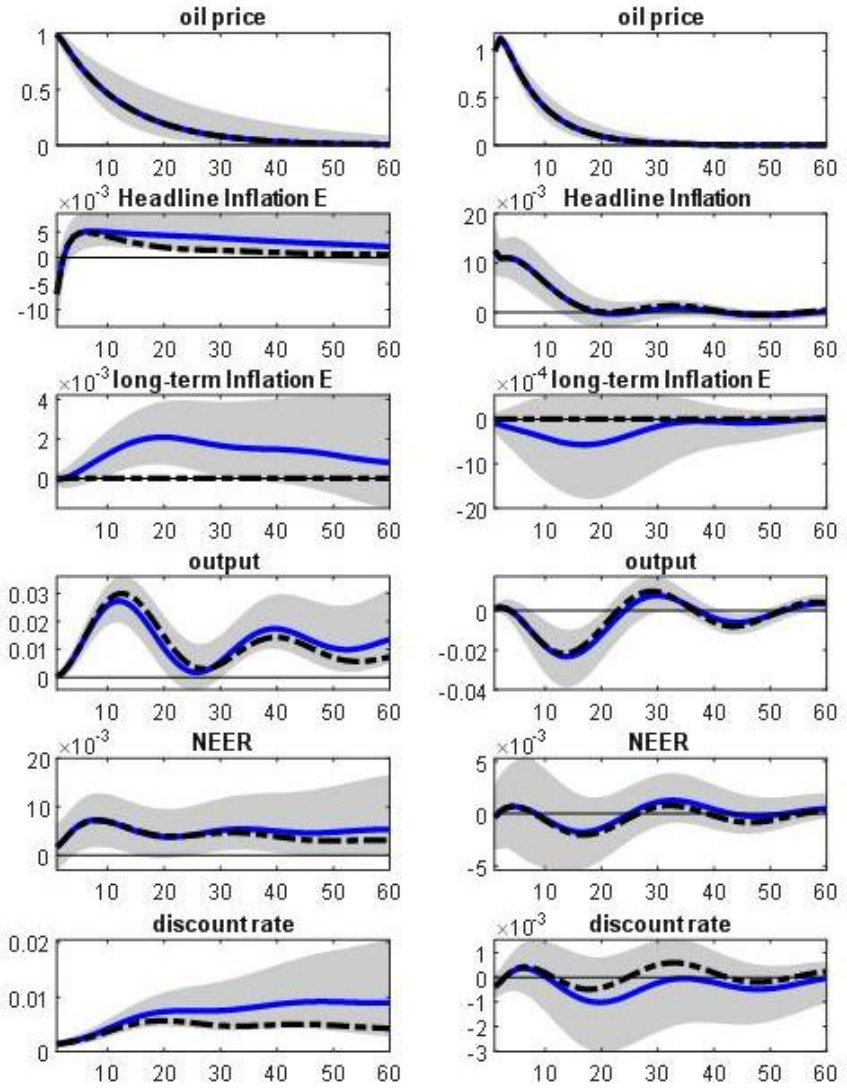
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 6: 長期通膨預期對 1%結構性衝擊反應 (VAR 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。

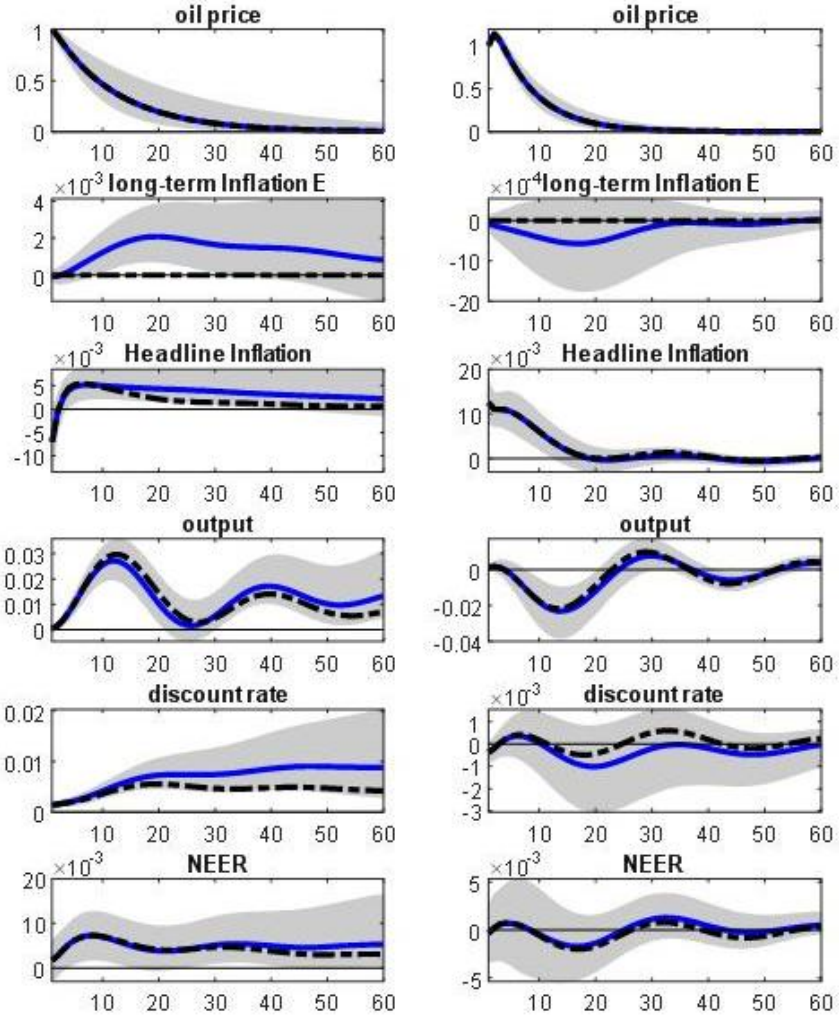
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 7: 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (VAR 2設定下)

註: 黑色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應, 藍色實線代表原本實際的衝擊反應, 而灰色陰影代表實際衝擊的 68%信賴區間。左半部與右半部分別爲在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

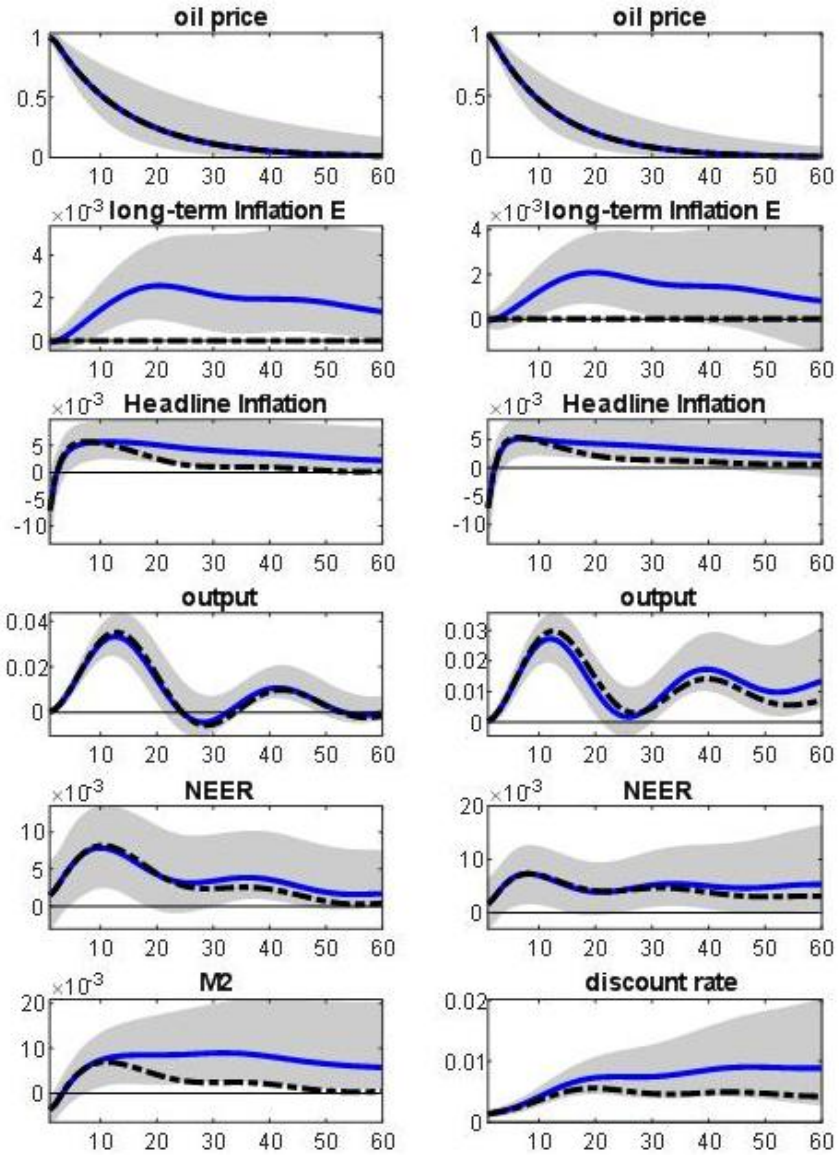
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 8: 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (VAR 3 設定下)

註: 黑色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應, 藍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的 68%信賴區間。左半部與右半部分別爲在第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

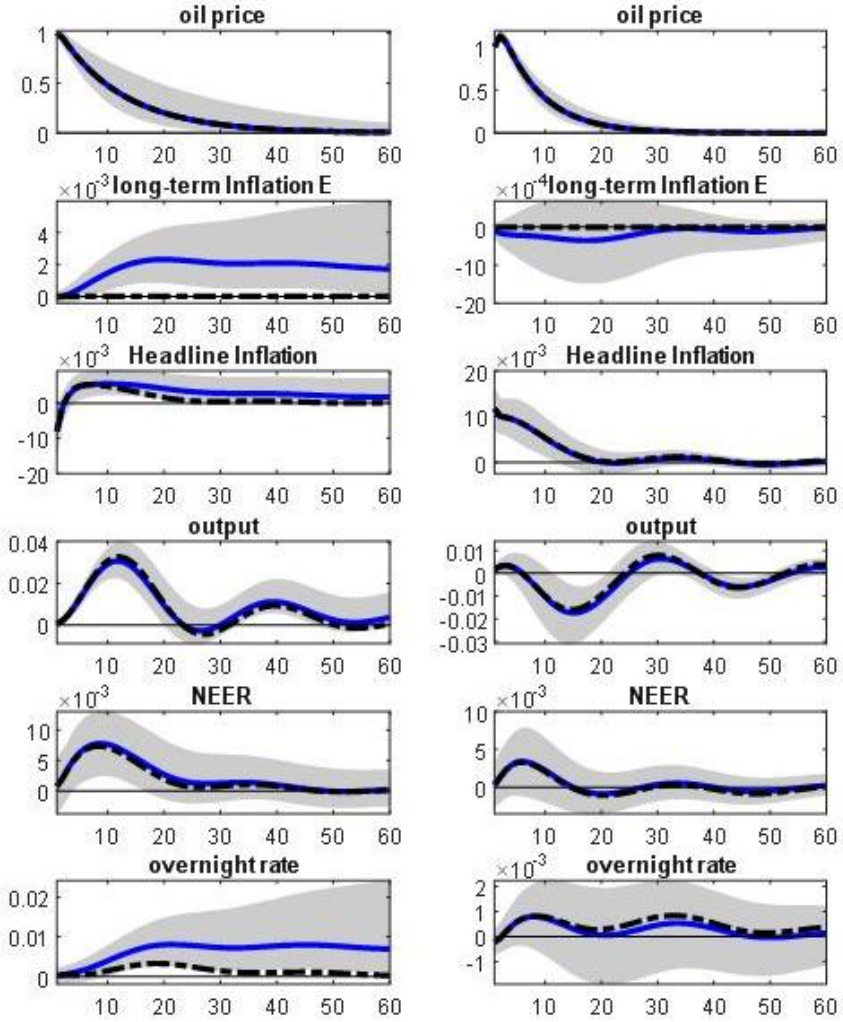
臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 9: 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (VAR 4 與 VAR1 設定下)

註: 黑色虛線代表關閉長期通膨預期之反事實模擬之衝擊反應, 藍色實線代表原本實際的衝擊反應, 而灰色陰影代表實際衝擊的 68%信賴區間。左半部與右半部分別爲 VAR4 與 VAR1 在第 1 段樣本下的估計結果。

臺灣大學學術期刊資料庫



附錄圖 10: 實際與反事實模擬之 1%油價衝擊反應 (VAR 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爲第 1 段與第 2 段樣本下的估計結果。

臺灣大學學術期刊資料庫

參考文獻

中央銀行 (2019), “109年起採 M2 成長參考區間之說明,” 《中央銀行季刊》, 41(4), 7–12。(Central Bank of the Republic of China (Taiwan) (2019), “Adjusting M2 Growth Target Range to a Reference Range from 2020 Onwards,” *Quarterly Review of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 41(4), 7–12.)

吳致寧, 李慶南, 張志揚, 林依伶, 陳佩玕, 與林雅琪 (2011), “再論台灣非線性利率法則,” 《經濟論文》, 39(3), 307–338。(Wu, Jyh-Lin, Ching-Nun Lee, Chih-Yang Chang, Yi-Ling Lin, Pei-Yu Chen, and Ya-Chi Lin (2011), “The Re-Examination of the Non-Liner Interest Rate Rule in Taiwan,” *Economic Research*, 39(3), 307–338.)

吳若瑋與吳致寧 (2014), “台灣利率法則之估計 — 即時資料 vs. 修正資料,” 《經濟論文》, 42(1), 31–78。(Wu, Jo-Wei and Jyh-Lin Wu (2014), “The Interest Rate Rule in Taiwan: Real-Time Data vs. Revised data,” *Economic Research*, 42(1), 31–78.)

周國偉與曹添旺 (2018), “以分量迴歸評估台灣央行的利率反應函數,” 《經濟論文》, 46(3), 367–428。(Chou, Kuo-Wei Chou and Tien-Wang Tsaur (2018), “Estimating Interest Rate Reaction Functions of Taiwan’s Central Bank Using Quantile Regressions,” *Economic Research*, 46(3), 367–428.)

林依伶, 張志揚, 與陳佩玕 (2012), “台灣利率法則之實證估計 — 考慮匯率變動之不對稱性效果,” 《中央銀行季刊》, 34(1), 39–62。(Lin, Yi-Ling, Chih-Yang Chang, and Pei-Yu Chen (2012), “The Interest Rate Rule in Taiwan: Consider the Asymmetric Effect of Exchange Rate,” *Quarterly Review of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 34(1), 39–62.)

姚睿, 朱俊虹, 與吳俊毅 (2010), “台灣泰勒法則估計之資料訊息問題,” 《台灣經濟預測與政策》, 41(1), 85–119。(Yau, Ruey, Chun-Hung Chu, and Jyun-Yi Wu (2010), “The Real-Time Information Problem in Estimating Taiwan’s Taylor Rules,” *Taiwan Economic Forecast and Policy*, 41(1), 85–119.)

臺灣大學學術期刊資料庫

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。(Chang, Chih-Yang (2014), “The Dynamic Relationships between Inflation Expectation and Macroeconomic Variables in Taiwan,” *Quarterly Review of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 36(4), 51–74.)

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。(Chen, Shiu-Sheng and Tsong-Min Wu (2010), “Assessing Monetary Policy in Taiwan,” *Taiwan Economic Review*, 38(1), 33–59.)

楊金龍 (2019), “央行貨幣政策與總體經濟預測,”《中央銀行季刊》, 41(4), 13–22。(Yang, Chin-Long (2019), “Monetary Policy and Macroeconomic Forecasting,” *Quarterly Review of the Central Bank of the Republic of China (Taiwan)*, 41(4), 13–22.)

Akerlof, George A., William T. Dickens, and George L. Perry (2000), “Near-Rational Wage and Price Setting and the Long-Run Phillips Curve,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 31(1), 1–60.

Ball, Laurence, N. Gregory Mankiw, and David Romer (1988), “The New Keynesian Economics and the Output-Inflation Trade-off,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 19(1), 1–82.

Banbura, Marta, Domenico Giannone, and Lucrezia Reichlin (2010), “Large Bayesian Vector Auto Regressions,” *Journal of Applied Econometrics*, 25(1), 71–92.

Beechey, Meredith J., Benjamin K. Johannsen, and Andrew 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, Meredith J. and Jonathan H. Wright (2009), “The High-Frequency Impact of News on Long-Term Yields and Forward Rates: Is It Real?” *Journal of Monetary Economics*, 56(4), 535–544.

Blanchard, Olivier J. and Jordi Galí (2007), “The Macroeconomic Effects of Oil Shocks: Why Are the 2000s So Different From the 1970s?” NBER Working Paper, No. 13368.

Blanchard, Olivier J. and Marianna Riggi (2013), “Why Are the 2000s So Different From the 1970s? A Structural Interpretation of Changes in the Macroeconomic Effects of Oil Prices,” *Journal of the European Economic Association*, 11(5), 1032–1052.

臺灣大學學術期刊資料庫

Blinder, Alan S. and Jeremy B. Rudd (2013), "The Supply-Shock Explanation of the Great Stagflation Revisited," in Michael D. Bordo and Athanasios Orphanides (eds.), *Great Inflation: The Rebirth of Modern Central Banking (NBER Conference Report)*, Chicago: University of Chicago Press, 119–180.

Bryan, Michael F. and Stephen G. Cecchetti (1994), "Measuring Core Inflation," in N. Gregory Mankiw (ed.), *Monetary Policy*, Chicago: University of Chicago Press.

Buono, Ines and Sara Formai (2018), "New Evidence on the Evolution of the Anchoring of Inflation Expectations," *Journal of Macroeconomics*, 57(C), 39–54.

Chan, Joshua C. C., Todd E. Clark, and Gary Koop (2018), "A New Model of Inflation, Trend Inflation, and Long-Run Inflation Expectations," *Journal of Money, Credit and Banking*, 50(1), 5–53.

Choi, Sangyup, Davide Furceri, Prakash Loungani, Saurabh Mishra, and Marcos Poplawski-Ribeiro (2018), "Oil Prices and Inflation Dynamics: Evidence from Advanced and Developing Economies," *Journal of International Money and Finance*, 82, 71–96.

Clark, Todd E. and Troy Davig (2011), "Decomposing the Declining Volatility of Long-term Inflation Expectations," *Journal of Economic Dynamics and Control*, 35(7), 981–999.

Coibion, Olivier and Yuriy 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. Scott (2014a), "Inflation Targeting and the Anchoring of Inflation Expectations: Cross-country Evidence from Consensus Forecasts," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No. 174.

——— (2014b), "Re-establishing Credibility: The Behavior of Inflation Expectations in the Post-Volcker United States," Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper, No. 117.

Evans, Charles and Jonas D. M. Fisher (2011), "What Are the Implications of Rising Commodity Prices for Inflation and Monetary Policy?" *Chicago Fed Letter*, 286.

Filardo, A. and H. Genberg (2010), "Targeting Inflation in Asia and the Pacific: Lessons from the Recent Past," in David Cobham, Øyvind Eitrheim, Stefan Gerlach, and Jan F. Qvigstad (eds.), *Twenty Years of Inflation Targeting: Lessons Learned and Future Prospects*, Cambridge: Cambridge University Press, 144–171.

臺灣大學學術期刊資料庫

Forbes, Kristin J. (2019), "Has Globalization Changed the Inflation Process?" BIS Working Papers, No. 791.

García, Juan Angel and Aubrey Poon (2019), "Inflation Trends in Asia: Implications for Central Banks," ECB Working Papers, No. 2338.

Geweke, John (1992), "Evaluating the Accuracy of Sampling-Based Approaches to the Calculation of Posterior Moments," in J. M. Bernardo, J. O. Berger, A. P. Dawid, and A. F. M. Smith (eds.), *Bayesian Statistics*, vol. 4, Oxford: Clarendon Press, 169–193.

Gurkaynak, Refet S., Eric Swanson, and Andrew Levin (2010), "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, Ethan S., Bruce C. Kasman, Matthew D. Shapiro, and Kenneth D. West (2009), "Oil and the Macroeconomy: Lessons for Monetary Policy," Proceedings of the U.S. Monetary Policy forum 2009, 3–73.

International Monetary Fund (2018), "Challenges for Monetary Policy in Emerging Economies as Global Financial Conditions Normalize," *World Economic Outlook*, Chapter 3, October.

Karlsson, Sune (2013), "Forecasting with Bayesian Vector Autoregression," in Graham Elliott, Clive Granger, and Allan Timmermann (eds.), *Handbook of Economic Forecasting*, vol. 2, Amsterdam: Elsevier, 791–897.

Kilian, Lutz and Logan T. Lewis (2011), "Does the Fed Respond to Oil Price Shocks?" *Economic Journal*, 121(555), 1047–1072.

Leduc, Sylvain, Keith Sill, and Tom Stark (2007), "Self-Fulling Expectations and the Inflation of the 1970s: Evidence from the Livingston Survey," *Journal of Monetary Economics*, 54(2), 433–459.

Lütkepohl, Helmut (2005), *New Introduction to Multiple Time Series Analysis*, Berlin: Springer.

Mehra, Yash P. and Christopher 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, Aaron and James Yetman (2014), "How Anchored are Inflation Expectations in Asia? Evidence from Surveys of Professional Forecasters," in Bank for International Settlements (ed.), *Globalization, inflation and monetary policy in Asia and the Pacific*, vol. 77, Basel: Bank for International Settlements, 181–191.

Moreno, Ramon and Agustin Villar (2010), "Inflation Expectations, Persistence and Monetary Policy," in Bank for International Settlements (ed.),

臺灣大學學術期刊資料庫

Monetary Policy and the Measurement of Inflation: Prices, Wages and Expectations, vol. 49, Basel: Bank for International Settlements, 77–92.

Sims, Christopher A. and Tao Zha (1999), "Error Bands for Impulse Responses," *Econometrica*, 67(5), 1113–1155.

Sousa, Ricardo and James Yetman (2016), "Inflation Expectations and Monetary Policy," BIS Papers, No. 89.

Walsh, Carl E. (2009), "Inflation Targeting: What Have We Learned?" *International Finance*, 12(2), 195–233.

Wong, Benjamin (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.

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

投稿日期: 2019年6月14日, 接受日期: 2020年9月14日

臺灣大學學術期刊資料庫

Oil price shocks, Inflation Expectations and Monetary Policy: Evidence from Taiwan

Wan-Jung Hsu

Central Bank of the Republic of China (Taiwan)

Based on a vector autoregressive (VAR) model with data from Consensus Forecasts, this study investigates inflation expectations in Taiwan and finds that since the beginning of the 2000s, long-term inflation expectations have been less sensitive to temporary macroeconomic shocks, such as oil price shocks. Further analyzing the transmission channels of oil price shocks, the better anchored long-term inflation expectations have seemed to play a minor role in propagating oil price shocks. What may contribute to this result are the low inflation environment and improvements in monetary policy frameworks. These include the more systematic responses to macroeconomic shocks as well as increased transparency and strengthened communication of monetary policy since the 1990s.

Keywords: inflation expectations, oil price shocks, inflation, monetary policy
JEL classification: D84, E31, E58

臺灣大學學術期刊資料庫

臺灣大學學術期刊資料庫