

以菲利普曲線評估台灣通膨風險 (IaR) *

蔡釗旻**

摘 要

本文參考Adrian et al. (2019)提出的分量迴歸模型，並設定偏斜 (skewed-t) 分配，再依循Prasad et al. (2019)的架構擴充應用至評估台灣未來短期的通膨風險 (Inflation at risk, IaR)。實證結果說明如下：

- 一、相較於通膨預期，因價格制定存在僵固性，對未來6個月內而言，通膨落後期對通膨的影響較大，顯示後顧型 (backward-looking) 通膨的主導地位；惟隨時間經過 (6個月以後)，該效果轉弱，轉由通膨預期驅動著未來通膨，隱含前瞻性 (forward-looking) 通膨的重要性。
- 二、基本工資與國際油價均對未來通膨具顯著的正向影響，短期內，二者增加將造成成本推動型通膨。特別的是，相較於低通膨期間，在高通膨期間，基本工資的影響較大，惟國際油價反而在高通膨期間的影響較小，主因當國際油價高漲時，政府會實施緩和油價措施 (如調降油品之貨物稅) 或中油會啟動油價平穩機制。
- 三、情境分析結果指出，當基本工資與國際油價發生正向衝擊時，會明顯推升通膨的上行風險。此外，通膨落後期 (後顧型通膨) 發生會使得通膨壓力持續，惟通膨預期 (前瞻性通膨) 則有助於減緩通膨壓力。

關鍵詞：通膨風險 (IaR)、菲利普曲線、通膨落後期、通膨預期

JEL分類代號：C12、E27、E31

* 本文初稿完成於民國113年11月，114年10月修正完稿。本文承蒙嚴副總裁宗大、朱副總裁美麗、吳局長懿娟、曹處長體仁、陳副處長裴紋、葉副處長盛、蕭助理研究員宇翔之悉心審閱，以及處內其他同仁與行外評論人給予寶貴意見，特致衷心謝忱。惟本文觀點純屬個人意見，與服務單位無關，若有任何疏漏或錯誤，概由作者負責。

** 作者為中央銀行經濟研究處三等專員。

壹、前言

物價穩定一直係各國央行重要的政策目標，為確保市場價格機制順利運作，對央行而言，如何預測短期通膨風險與分析潛在驅動因素係相當重要的課題。

2020年初，COVID-19疫情全球大流行，各國啟動防疫管制措施，衝擊全球經濟及供應鏈運作，並阻礙貿易活動。該年4月IMF的世界經濟展望（World Economic Outlook, WEO）報告指出，先進國家2020年全年通膨預測值自2019年之1.4%下調至0.5%，而新興國家則自5.0%下調至4.6%；此外，部分研究亦示警，嚴格的防疫管制措施將造成全球經濟活動停滯以及需求大幅減少，進而導致國際油價大幅下跌，引發市場擔憂未來經濟陷入通縮的疑慮。

嗣後，經濟活動逐漸復甦，惟供應鏈問題仍存，以及勞動力短缺造成供給限制（塞港問題）與物流運輸量能匱乏，加以俄烏戰爭引發輸入性通膨等因素，推升能源、大宗商品等價格，加劇通膨壓力，進而增加民眾在能源與糧食上的支出。

回顧COVID-19疫情全球大流行當下，部分研究者對未來通膨情況存在誤判，主因疫情干擾與防疫管制措施等影響，加以必須同時考慮供應鏈斷鏈、塞港、物流延誤等問題，惟此等因素均難以量化。

然而，在COVID-19疫情全球大流行之

後，需求恢復速度快於預期，且實際的通膨壓力亦比多數央行預測得更高、更持久（IMF, 2022），此意味著多數央行低估通膨的上行風險，有鑑於此，在此一不確定的環境下，重新認定影響通膨的關鍵因素變得至關重要，此不僅有利評估未來的通膨風險（inflation rate at risk, 以下簡稱IaR），並可即時制定因應對策，進而降低通膨偏離政策目標的可能性。

近期，多數國外文獻參考Adrian et al. (2019)提出的分量迴歸模型，並設定偏斜t分配，再依循Prasad et al. (2019)的架構，擴充應用評估未來的通膨風險（Banerjee et al., 2020; 2024; López-Salido and Loria, 2020; Makabe and Norimasa, 2022; Queyranne et al., 2022），因其涵蓋整個通膨分配，有助於分析驅動通膨上、下行風險（upside risk and downside risk）的潛在因素，以及可能的影響效果，此可作為貨幣政策的補充資訊。

本文的主要貢獻係將該架構應用至通膨上，評估台灣未來短期的通膨風險，實證結果能提供相關單位參考，亦有助於央行掌握經濟情勢與即時制定因應政策，提高央行政策可信度。其餘章節內容依序為：第貳章針對相關文獻做回顧，第參章為研究方法與變數說明，第肆章為敘述統計與實證結果，第伍章為結論與建議。

貳、文獻回顧

一、與影響通膨因素有關的文獻

有關通膨的文獻，大多採用總體經濟變數或菲利浦曲線來估計，其中，影響因素包括：產出缺口或失業率缺口、薪資（或單位勞動成本）、匯率、進口物價（或國際油價）、通膨預期、金融情勢等。

Mehra (2000)擷取1952年第1季至1999年第2季美國的薪資資料，驗證較高的薪資成長是否會推升未來通膨。結果發現，在1966年第1季至1983年第4季的高通膨期間下，薪資成長確實會推升美國通膨率；惟在部分樣本期間下則否，如1953年第1季至1965年第4季與1984年第1季至1999年第2季的低通膨期間，該結果意味著，此期間的薪資成長並非影響美國通膨的主要因素。

不同於Mehra (2000)，Heise et al. (2022)亦探討美國薪資對通膨的影響，結果指出，在大溫和（The Great Moderation）期間，對中國進口的比重上升與國內市場集中度增加均會削減薪資對價格的傳遞效果，以致薪資成長對通膨率的影響較小。此外，該文亦指出，當高通膨期間時，單位勞動成本的影響較大。

Gilchrist and Mojon (2016)利用銀行與非金融機構發行的次級債券市場價格計算2種不同的貸款利差，作為歐元區金融情勢的代理變數。FAVAR模型的估計結果指出，就

預測績效而言，採用銀行端的債券資料所建構之貸款利差優於非金融機構；再者，金融情勢緊縮會導致歐元區的產出與通膨率大幅下降，此意味著歐洲的債券市場對整個歐元區及其成員國的經濟活動存在有用的預測資訊。

Gilchrist et al. (2017)旨在觀察通膨動態與經濟活動間之關係，透過顧客市場理論（customer markets theory），自理論與實證的角度，分析金融危機期間的通膨動態。實證發現，2008年全球金融危機造成金融市場動盪，致多數企業的財務狀況急遽緊縮，內部流動性受限且財務槓桿較高的企業（即最容易受流動性衝擊者）大幅提高價格，主因企業傾向維持內部流動性，並減少昂貴的外部融資，以因應驟減的需求或財務衝擊。相較之下，流動性不受限制的企業則在此期間降價，推升其市場占有率，進而造成財務緊張的企業流動性惡化，以致總產出減少。

Dany-Knedlik and Garcia (2018)闡述東協5國（新加坡、馬來西亞、泰國、印尼、菲律賓）改善貨幣政策架構的經驗，以及觀察其總體經濟融入全球經貿體系後對其通膨的影響。主要著重4個關鍵因素，即通膨預期、產出缺口、進口物價（不含石油）與油價，並觀察該等因素對通膨的影響效果隨時間經過之變動情形。結果發現，通膨預期係

最重要的因素，此隱含著貨幣政策的重要性。此外，自全球金融危機以來，樣本國家的菲利普曲線明顯變平坦，主因經濟全球化可能減緩進口物價與油價對樣本國家通膨的影響。

Hasenzagl et al. (2022)建構通膨模型，並著重觀察3個主要驅動通膨的因素：通膨預期、產出缺口、油價。該文發現菲利普曲線仍能良好地運作，惟在油價大幅波動下，油價對物價的影響則居於主導地位，且其可能藉由影響產出缺口來影響物價，以致偏離菲利普曲線的預期結果。在面對持續大幅波動的油價下，民眾的預期可能偏離原本穩定的物價水準，進而影響未來的通膨動態，因此，如何引導民眾預期回歸正常係各國央行目前面臨的難題。

在國內文獻方面，侯德潛與徐千婷（2002）採用貨幣交易方程式與短期菲利普曲線為基礎，建構通膨率的縮減式模型，探討貨幣流通速度、產出缺口、進口物價、勞動成本對通膨率的預測能力。結果發現，該模型的預測能力優於ARIMA模型，意味著在預測通膨率上，模型宜以菲利普曲線為基礎。

葉盛與田慧琦（2004）為預測通膨率，建構多種模型，如成本加成模型、以菲利普曲線為基礎的迴歸模型、ARIMA模型、隨機漫步模型等，針對2002年第2季至2004年第1季的通膨率進行樣本外預測。結果顯

示，以菲利普曲線為基礎的模型之預測誤差普遍較小；再者，該文指出，貸款、股價、產出缺口、超額貨幣與成本加成為預測通膨率的重要因素。

黃朝熙（2007）採用貝氏向量自我迴歸模型，並認定各解釋變數的衝擊來預測核心通膨率。結果發現，該模型的預測能力佳且實質產出與進口物價對核心通膨率的影響最顯著，顯示此等變數蘊含未來核心通膨的預測資訊。

朱浩榜（2023）探討台灣失業率、失業率缺口與未來通膨間之關係是否穩定，並驗證對通膨的預測能力。結果發現，於2000年以前，失業率、失業率缺口與未來通膨間呈顯著的負向關係；惟於2001年以後，關係減弱且係數未達統計顯著性，顯示其對通膨預測能力漸趨消失。然而，該文進一步檢驗2001年後菲利普曲線在不同條件下的預測能力發現，菲利普曲線仍對未來1年的通膨率蘊含預測資訊。

二、與IaR有關的文獻

以往文獻大多著重於評估通膨平均值，惟部分文獻認為僅依賴條件平均值的模型無法提供在不同的通膨情況下，其與影響因素間之關係，似宜更全面針對整個通膨分配進行評估，如同英格蘭銀行（BoE）對外公布的扇形圖，此代表其對未來通膨分配的主觀預測。

Santos et al. (2011)指出，高且不穩定的通膨率會使得通膨預測變得相當困難，進而損害央行的可信度。IaR能夠評估整個通膨分配，並觀察不同時間下的通膨分配情形，雖然IaR無法給予政策利率調整幅度的建議，惟其結果可提高央行利率政策的可信度。

Manzan and Zerom (2013)探討總體經濟變數是否有助於預測通膨分配，以擴大通膨的可預測範圍。其模型納入6種常用的總體指標（如失業率、工業生產指數、個人實質消費支出、非農就業的薪資、新屋開工率、長短期利差），結果發現，失業率、新屋開工率與長短期利差有助於預測未來核心通膨率的分配。

近期，多數國外文獻參考Adrian et al. (2019)提出分量迴歸模型，並設定偏斜t分配，擴充應用評估未來的通膨風險。

Banerjee et al. (2024)使用固定效果的追蹤資料分量迴歸（quantile regression for panel data with fixed effect），並以開放經濟的菲利浦曲線為基礎，估計先進與新興國家未來4季的通膨率。結果指出，隨時間經過，樣本國家的通膨上行風險大抵下降，此反映著成功平抑通膨的過程（disinflationary processes）與通膨目標機制的採用。此外，該文亦發現新興國家存在顯著的非線性情形，當匯率大幅上升（即貨幣貶值）會增加通膨的上行風險，而金融情勢緊縮則會同時

增加通膨風險。

López-Salido and Loria (2020)建構擴充型的菲利浦曲線，並藉由分量迴歸估計1970年美國與歐元區的通膨風險，其中，模型納入5個解釋變數（落後期的通膨率、長期的通膨預期、失業缺口、進口價格的季增率、貸款利差），分別捕捉價格持續性、具前瞻性的價格制定、勞動市場就業、相對價格變動、金融情勢。實證結果發現，在樣本期間內，通膨的條件分配存在相當大的變異性，惟近期的通膨條件平均值對經濟情況的反應較為遲緩，無法充分反應通膨動態。此外，在控制勞動市場情況與通膨預期後，緊縮的金融情勢（即貸款利差）會明顯增加通膨的下行風險。

Korobilis et al. (2021)參考López-Salido and Loria (2020)，開發具時變參數（TVP）的貝氏分量迴歸模型，用以預測1990年至2019年歐元區的通膨風險。結果發現，納入時變參數後，私部門貸款、家計部門貸款與狹義貨幣（M1貨幣總計數）均會顯著地增加短、中期的通膨風險。

Makabe and Norimasa (2022)建構由美國、加拿大、日本、英國與8個歐盟成員國組成的追蹤資料，^{註1} 樣本期間為1965年第1季（大通膨期間）至2016年第4季，並採用分量迴歸模型，分析通膨風險的影響因素。結果指出，單位勞動成本與實質政府支出對通膨的上行風險具有顯著的影響。此外，進

口價格對通膨風險僅具有短期效果，而實質政府支出與單位勞動成本的影響則會持續到中期，可見不同的因素對通膨風險之影響存續期間存在異質性。

Queyranne et al. (2022)採用分量迴歸來估計12個中東與中亞國家的通膨風險。模型包含通膨的動態特徵，如後顧與前瞻驅動因素、非線性、匯率傳遞管道等。結果發現，後顧型通膨（當期的核心通膨率）與匯率（貨幣貶值）對未來核心通膨的上行風險具有顯著的影響效果。再者，若過去的核心通膨率處於較高水準時，會存在明顯的上行風險。在當前環境充滿高度不確定性下，實證結果對新興國家的貨幣政策與央行對外溝通上均具有重要的意義。

Muduli and Shekhar (2023)使用分量迴歸

估計2009年9月至2019年12月印度的通膨風險，並分析國內外總體經濟因素的影響。結果指出，經濟成長率增加、通膨預期上升、寬鬆的金融情勢、國際油價與全球大宗商品價格上漲均會推升通膨的上行風險。該文指出，此等因素能夠良好地捕捉到印度的通膨風險，使其落入2%至6%通膨目標區間，降低偏離通膨目標的可能性。

綜上所述，受2020年初COVID-19疫情全球大流行，主要先進國家採用史無前例的寬鬆貨幣政策與大規模的擴張性財政政策因應，充沛的國際資金外溢，以及供應鏈與塞港問題、俄烏戰爭等影響，均不斷推升能源與大宗商品價格。在當前不確定的環境下，重新認定國內通膨的主要驅動因素與估計通膨的上、下行風險係一重要課題。

參、IaR定義、估計步驟與選取變數說明

一、IaR定義

在給定某一範圍內，通膨率小於等於某一風險值的機率（如5%），對應著機率分配的第 τ 個分量（如第5個分量），表示成 $\Pr(\tilde{Y}_{t+h,\tau} \leq IaR_h(\tau|X_t)) = \tau$ ，即下行風險；相反地，通膨率大於等於某一風險值的機率（如95%），對應著機率分配的第 τ 個分量（如第95個分量），表示成 $\Pr(\tilde{Y}_{t+h,\tau} \geq IaR_h(\tau|X_t)) = 1 - \tau$ ，即上行風險。

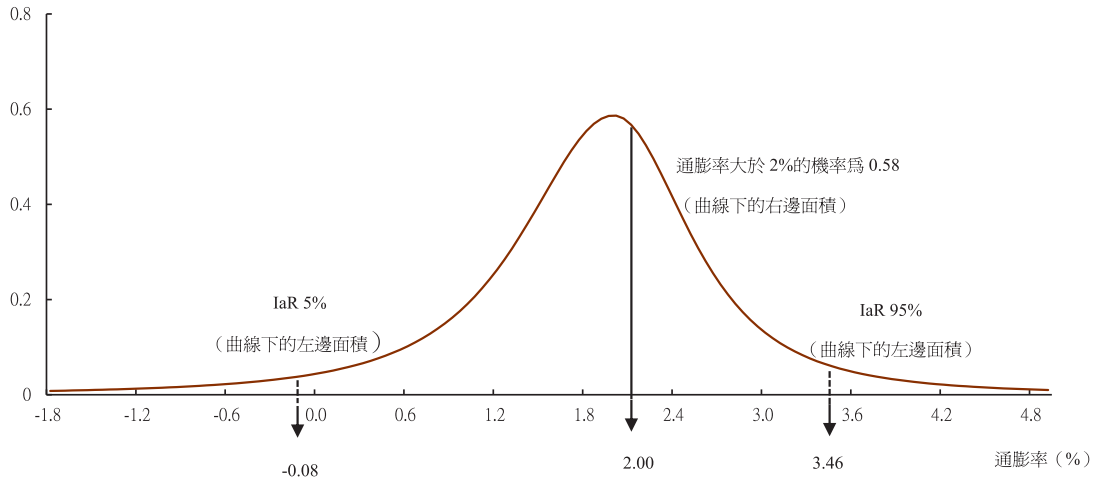
其中， h 代表未來期數（如未來1年，

則 $h = 12$ ）； τ 為分量； X_t 為 t 期下的解釋變數（如產出缺口、通膨預期等）； $\tilde{Y}_{t+h,\tau}$ 為未來 h 期、第 τ 分量下的通膨率配適值； $IaR_h(\tau|X_t)$ 係指在給定 t 期解釋變數的資訊下，未來 h 期、第 τ 分量下的通膨風險值。

以圖1為例，就給定分量或機率的角度的而言，5%IaR係指未來通膨率有5%的機率小於等於-0.08%；95%IaR則意味著未來通膨率有5%的機率大於等於3.46%；再者，就通膨率在某一範圍內而言，例如，未來通膨率大於2%的機率為58%（即曲線下的右邊面積）。

圖1 IaR示意圖

機率密度 (probability density)



資料來源：作者繪製。

二、估計步驟

參考Adrian et al. (2019)提出的分量迴歸模型，並設定偏斜t分配，且遵循Prasad et al. (2019)的架構，以非線性方式估計未來通膨分配。估計步驟如下：

(一) 選擇變數

在預測通膨率上，多數文獻以菲利浦曲線為基礎，主因預測績效較佳，因此，本文以開放經濟的菲利浦曲線為基礎。（侯德潛與徐千婷, 2002; 葉盛與田慧琦, 2004; Dany–Knedlik and Garcia, 2018; Banerjee et al., 2024; López–Salido and Loria, 2020; Hasenzagl et al., 2022; Queyranne et al., 2022; 朱浩榜, 2023; Muduli and Shekhar, 2023）

主要選取6個與通膨相關的總體經濟變數，包含通膨落後期、通膨預期、產出缺

口、基本工資、國際油價、金融情勢，此等變數係文獻上發現的重要影響因素。

特別的是，上述6個變數除金融情勢外，均為單一解釋變數；對金融情勢而言，本文以金融情勢指數（financial condition index, 以下簡稱FCI，包含實質有效匯率指數），並採用主成分分析（principal components analysis, PCA）萃取「第1個主成分」作為代理變數。雖部分文獻會萃取數個主成分，惟難以個別賦予其經濟意義；相反地，萃取第一個主成分能夠保有直接的經濟意涵。

此外，模型亦納入11個控制變數，主因考量通膨存在季節性，且各月份的影響因子不同，如農曆春節（1、2月）、颱風豪雨的天候影響（5、6月梅雨季；7、8、9月颱風季）、^{註2} 夏季（6~9月）調漲電費等，因

此，納入1~11月的虛擬變數作為控制變數。

另外，由於COVID-19疫情全球大流行衝擊經濟活動，本文設定虛擬變數來捕捉疫情期間的衝擊效果。將2019年12月（全球首位確診病例）至2023年5月（台灣疫情指揮中心正式解編）設定為1，其餘為0。

(二) 採用分量迴歸^{註3}

採用Koenker and Bassett (1978)提出的分量迴歸，模型設定為：

$$y_{t+h}^{\tau} = \alpha^{\tau} + \sum_{i=1}^6 \beta_i^{\tau} x_{i,t} + \sum_{i=1}^{11} \gamma_i^{\tau} \delta_{i,t} + \varepsilon_{t+h}^{\tau} \quad (1)$$

y_{t+h}^{τ} 為在分量 τ 下，未來 h 期的通膨率， $\tau \in \{0.1, 0.2, 0.3, 0.4, 0.5, 0.6, 0.7, 0.8, 0.9\}$ ； $x_{1,t} \sim x_{6,t}$ 分別代表當期（ t 期）下的通膨率（即通膨落後期）、通膨預期、產出缺口、基本工資、國際油價、金融情勢，對應估計係數 $\beta_1^{\tau} \sim \beta_6^{\tau}$ 。以 β_1^{τ} 為例，此表示在不同分量下，當期通膨率（ $x_{1,t}$ ）與未來 h 期通膨率間之關係，以此類推，而 $\delta_{1,t} \sim \delta_{11,t}$ 為1~11月控制變數、 α^{τ} 為常數項、 ε_{t+h}^{τ} 為殘差項。

(三) 估計未來通膨率的條件分配

參考Adrian et al. (2019)，在給定解釋變數（ $x_{i,t}$ ）下，被解釋變數的配適值（ \hat{y}_{t+h}^{τ} ）為 $\hat{\alpha}^{\tau} + \sum_{i=1}^6 \hat{\beta}_i^{\tau} x_{i,t} + \sum_{i=1}^{11} \hat{\gamma}_i^{\tau} \delta_{i,t}$ 。分量迴歸提供分量函數（即 $Q_{y_t|x_t, \delta_t}(\tau) = \beta_{\tau} x_t + \gamma_{\tau} \delta_t$ ）的估計值，該文採用偏斜t分配來配適模型，以平滑化分量函數，進而推導出機率密度函數（probability density function,

PDF），如下所示：

$$f(y; \mu, \sigma, \alpha, \nu) = \frac{2}{\sigma} \cdot t\left(\frac{y - \mu}{\sigma}; \nu\right) \cdot T\left(\alpha \frac{y - \mu}{\sigma} \sqrt{\frac{\nu + 1}{\nu + \frac{y - \mu}{\sigma}}}; \nu + 1\right) \quad (2)$$

其中， $t(\cdot)$ 、 $T(\cdot)$ 分別代表偏斜t分配的機率密度函數（PDF）與累積分配函數（cumulative distribution function, CDF）。該分配取決於4個參數（位置（ μ , location）規模（ σ , scale）、型態（ α , shape）、與偏態（ ν , skew））。

根據基礎的機率分配（ $t(y - \mu/\sigma; \nu)$ ）來推導，其由累積分配函數（即 $T(\cdot)$ ）與型態參數（ α ）塑型。偏斜t分配的顯著特例為 $\alpha = 0$ 的t分配。再者，當 $\alpha = 0$ 且 $\nu = \infty$ 時，分配將縮減成平均數為 μ 、標準差為 σ 的高斯分配（Gaussian distribution）。

在不同時間點下，選取該4個參數 $\{\mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t\}$ ，並極小化分量函數（ $Q_{y_t|x_t, \delta_t}(\tau)$ ）與偏斜t分配的分量函數（ $Q_f(\tau; \mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t)$ ）間之差異平方數，如等式（3）所示：

$$\{\hat{\mu}_t, \hat{\sigma}_t, \hat{\alpha}_t, \hat{\nu}_t\} = \underset{\mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t}{\operatorname{argmin}} \sum_{\tau} \left(\hat{Q}_{y_t|x_t, \delta_t}(\tau) - Q_f(\tau; \mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t) \right)^2 \quad (3)$$

其中， $\mu_t \in \mathbb{R}$, $\sigma_t \in \mathbb{R}^+$, $\alpha_t \in \mathbb{R}$, $\nu_t \in \mathbb{Z}^+$ 。該等式可視為在不同分量下，分量函數（ $Q_{y_t|x_t, \delta_t}(\tau)$ ）對偏斜t分配分量函數（ $Q_f(\tau; \mu_t, \sigma_t, \alpha_t, \nu_t)$ ）的非線性橫斷面迴歸

(nonlinear cross sectional regression)。

三、變數說明

如前所述，除1~11月與COVID-19疫情期間的虛擬變數外，本文主要選擇6個總體經濟變數（通膨落後期、通膨預期、產出缺口、基本工資、國際油價、金融情勢）作為通膨的解釋變數，說明如下：

(一) 通膨落後期

此為菲利普曲線的典型變數，用以控制通膨的自我相關。事實上，該變數隱含著價格持續性或慣性，而部分文獻則用來作為適應性預期的代理變數。將該變數納入模型得以觀察台灣通膨是否存在後顧性特徵（Queyranne et al., 2022）。由於被解釋變數係未來 h 期的通膨率，因此，本文以當期（ t 期）的通膨率作為代理變數。

(二) 通膨預期

不同於通膨落後期，通膨預期係新凱因斯菲利普曲線的重要解釋變數，其能夠捕捉前瞻性的通膨特徵。參考張志揚（2014），本文以Asia Pacific Consensus Forecasts對台灣的調查資料計算各月的通膨預期。^{註4}

(三) 產出缺口

此為菲利普曲線的典型變數，主要用來衡量經濟活動與通膨間關係的強度，惟國內生產毛額為季資料，因此，本文以工業生產指數代替。產出缺口計算方式如下所示：

$$y_t^{gap} = 100 * (y_t - \bar{y}_t) / \bar{y}_t \quad (4)$$

其中， y_t 為工業生產指數； \bar{y}_t 為中長期趨勢水準。參考蕭宇翔與陳佩玗（2016），以及考慮到本文的 y_t 係工業生產指數（月資料）似不適用生產函數法，因而採用納入景氣同時指標的動態HP過濾法來估計產出缺口。^{註5} 特別的是，部分文獻發現，菲利普曲線存在平坦化現象，意味著經濟活動與通膨間之關係逐漸脫鉤。有鑑於此，本文藉由觀察該係數是否達統計顯著性來驗證。

(四) 基本工資^{註6}

自COVID-19疫情全球大流行以來，薪資與物價間之關係再度受到重視，主因勞動成本上升將引發成本推動的通膨衝擊，進而推升通膨的上行風險。此外，Ari et al. (2023)亦提及，名目薪資上漲會增加通膨的持續性，因此，參考蕭宇翔與繆維正（2021），本文以每月基本工資時薪的年增率作為代理變數。

(五) 國際油價

自COVID-19疫情全球大流行以來，國際油價波動幅度大，惟油價波動往往牽動台灣物價變動，如同Banerjee et al. (2024)所述，對小型開放國家而言，油價係通膨的重要驅動因素。為捕捉國際油價對國內通膨的影響，本文以杜拜與布蘭特原油價格之加權平均年增率（即7D3B）作為代理變數。

(六) 金融情勢^{註7}

本文以開放經濟的菲利普曲線為基礎，匯率係重要的解釋變數，惟將之納入金融情

勢中。在建構FCI上，主要參考Prasad et al. (2019)，惟該文僅以風險價格為基礎，本文除納入與風險價格相關的金融變數（即長短期利差、存放款利差、股價年增率及其波動度、實質有效匯率指數之年升貶值幅度及其

波動度）外，額外加入股票平均交易金額，其屬於量的金融變數。^{註8}如前所述，本文以主成分分析法萃取出第1個主成分作為代理變數。

肆、敘述統計與實證結果

一、敘述統計

樣本期間為2003年1月至2024年12月，主因通膨預期的資料最早僅能追溯至2003年1月。變數說明彙總於表1。首先，根據ADF與PP單根檢定結果指出，在多數情況下，所有變數均為定態。

表2敘述統計結果指出，通膨率平均約1.27%，最小值為-2.34%，最大值達5.81%；通膨預期平均為1.40%，最小值為-0.58%，最大值為3.20%。接著，觀察圖2發現，領先3期的通膨率與通膨預期走勢大抵一致。以相關係數而言，領先1~3期的通膨率與t期通膨預期的相關係數分別為0.70、0.65、0.59；此外，Granger因果檢定結果指出，通膨預期對落後1~3期之通膨率具有顯著的影響力。^{註9}由此可知，當通膨預期上升時，

則未來通膨亦會上升，意味著通膨預期領先實際的通膨率，同時，亦顯示出對通膨制約（anchor）的重要性。

在國際油價方面，年增率平均為12.14%、標準差為37.25%，顯示國際油價較為波動。（見表2）再者，領先3期的通膨率與國際油價年增率之走勢大抵一致。以相關係數而言，領先1~3期的通膨率與國際油價年增率的相關係數分別為0.50、0.49、0.46；此外，Granger因果檢定結果指出，國際油價對落後1~3期之通膨率具有顯著的影響力。^{註10}

由於台灣是石油進口國，國內油價變動往往受到國際油價波動的影響，加以商品類CPI的組成項目之一為油料費，可知，國際油價的變動效果會反映在商品類CPI上，進而影響通膨。（見圖3）

表1 模型變數與資料來源

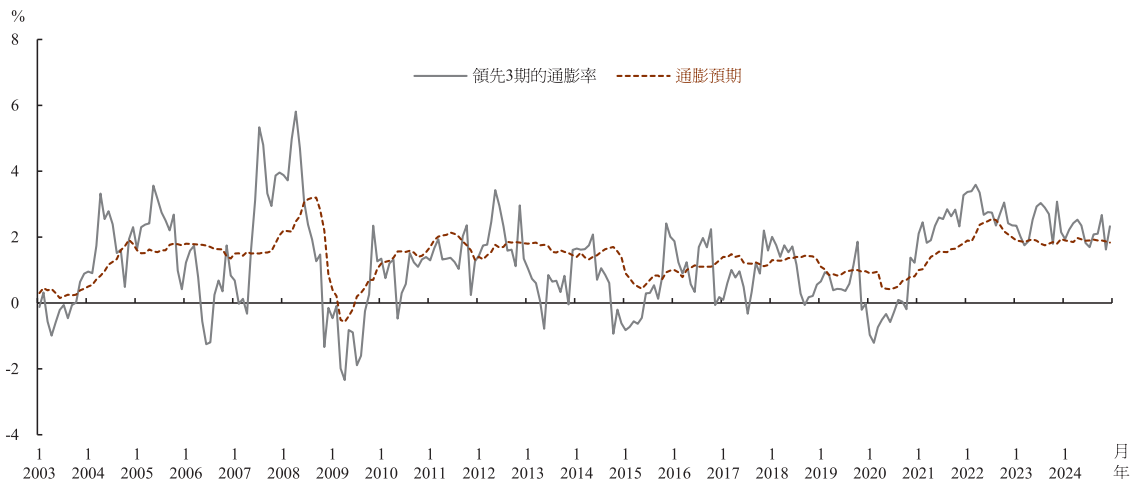
定義	計算方法	資料來源	
通膨落後期	t期的通膨率(消費者物價指數年增率)	主計總處	
通膨預期	見註解4	APCF、作者計算	
產出缺口	$100 * (y_t - \bar{y}_t) / \bar{y}_t$, y_t 為工業生產指數 \bar{y}_t 為中長期趨勢水準(見蕭宇翔與陳佩玗(2016))	經濟部、作者計算	
基本工資	基本工資時薪年增率	勞動部	
國際油價	杜拜與布蘭特原油價格加權平均後之年增率	經濟部能源署	
金融情勢	長短期利差	10年期公債殖利率與31~90天期商業本票利率之利差	中央銀行、作者計算
	存放款利差	五大銀行之1年期存款牌告利率與基準放款利率之差距	中央銀行、作者計算
	股價年報酬率	加權股價指數年增率	臺灣證券交易所
	股價年報酬率之波動度	以GARCH(1,1)配適股價年報酬率後,取其標準差	作者計算
	匯率升貶值幅度	(廣義)實質有效匯率指數的年升貶值幅度	BIS
	匯率升貶值幅度之波動度	以GARCH(1,1)配適匯率升貶值幅度後,取其標準差	作者計算
	股票成交金額	股票日平均成交值之年增率	臺灣證券交易所
1~11月	1~11月的虛擬變數	作者設定	
COVID-19疫情衝擊	2019年12月~2023年5月設定為1,其餘為0	作者設定	

表2 敘述統計

變數	平均數	標準差	最小值	最大值	樣本數
通膨率(%)	1.27	1.36	-2.34	5.81	264
通膨預期(%)	1.40	0.61	-0.58	3.20	264
產出缺口(值)	-0.04	5.65	-21.82	12.76	264
基本工資(%)	5.06	8.96	0	43.94	264
國際油價(%)	12.14	37.25	-66.31	165.64	264
金融情勢(值)	$-1.01 \times e^{-16}$	1.00	-1.55	4.18	264

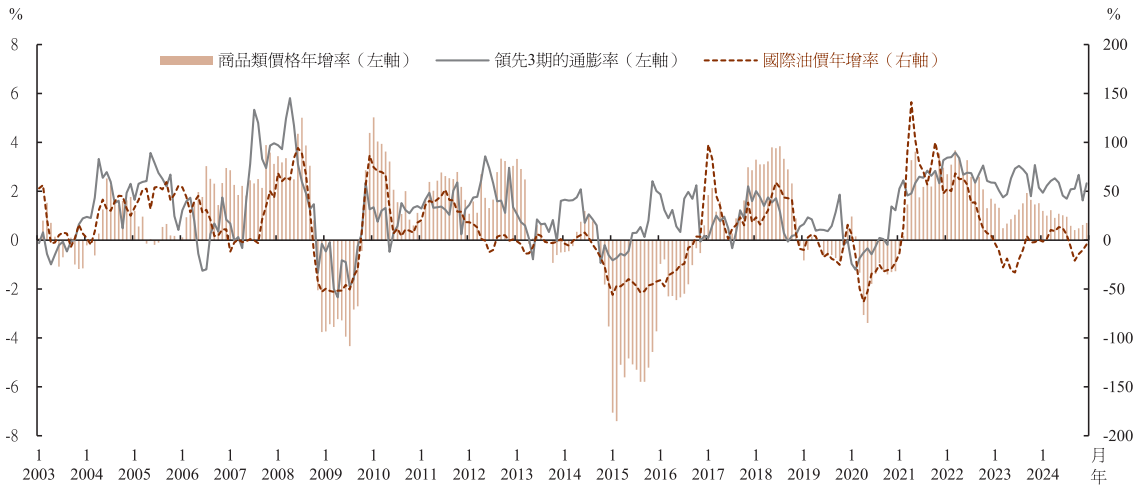
資料來源：主計總處、APCF、經濟部、勞動部、經濟部能源署、作者計算。

圖2 領先3期的通膨率與通膨預期走勢圖



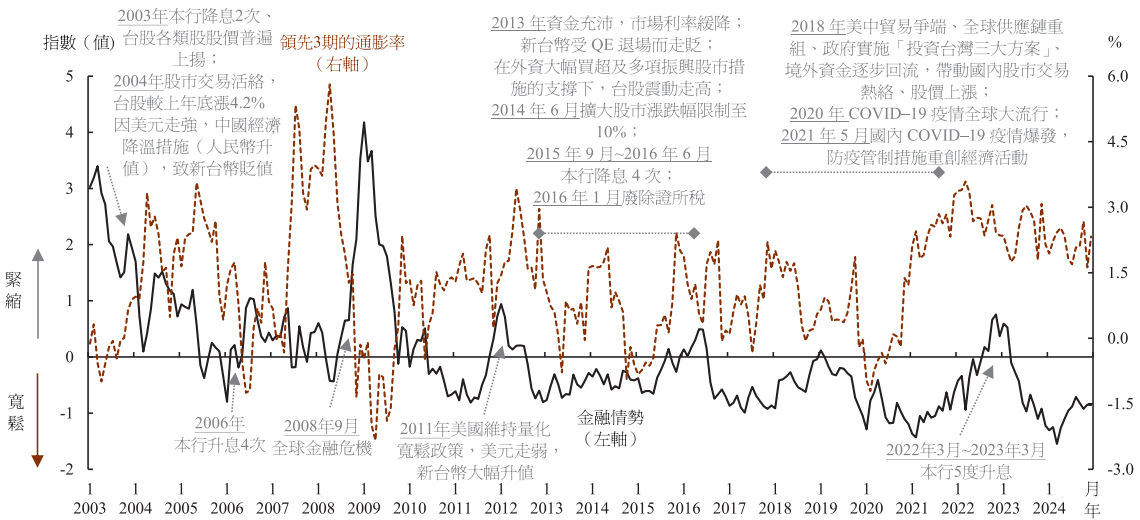
資料來源：主計總處、APCF。

圖3 領先3期的通膨率、商品類價格與國際油價年增率之走勢圖



資料來源：主計總處。

圖4 領先3期的通膨率與金融情勢走勢圖



註：小於0代表金融情勢寬鬆，大於0則代表金融情勢緊縮。

資料來源：主計總處、作者估計。

在金融情勢方面，平均數為 $-1.01 \times e^{-16}$ ，雖呈負值，惟數值相當小，顯示在樣本期間，平均而言，金融情勢的緊縮程度與寬鬆程度接近。（見表2）以相關係數而言，領先1~3期的通膨率與t期通膨預期的相關係數

分別為-0.24、-0.25、-0.27；此外，Granger因果檢定結果指出，金融情勢對落後1期通膨率具有顯著的影響力，惟對落後2~3期的通膨率影響不顯著。^{註11}

接著，圖4指出，金融情勢與領先3期的

通膨率大抵呈負向關係，可見金融情勢所蘊含的資訊應有助於預測通膨。於2003年，金融情勢的緊縮情形持續下降，可能與本行降息2次、台股股價上漲以及新台幣貶值有關。

全球金融危機爆發後，國際經濟金融情勢惡化，先進國家經濟疲弱，衝擊新興國家，全球景氣明顯衰退；惟嗣後，主要央行均大幅調降利率，本行亦於2008年9月至2009年2月間降息7次，以營造寬鬆的金融情勢。

2013年起，金融情勢大抵呈現寬鬆情形，可能與2013年市場資金充沛，致市場利率緩降，加以新台幣受美國量化寬鬆政策退場而走貶，復以台股在多項振興股市措施支撐下，震盪走高、2014年6月起擴大股市漲跌幅限制、2015年9月至2016年6月本行降息4次、2016年1月起廢除證所稅有關。

2018年起，由於美中貿易爭端、全球供應鏈重組、政府實施「投資台灣三大方案」、境外資金回流等因素，帶動國內股市交易熱絡，進而推升股價，致金融情勢持續寬鬆。然而，於2020年初，COVID-19疫情

全球大流行，金融情勢寬鬆程度下滑，於2021年5月下旬國內COVID-19疫情復燃，實施三級警戒管控措施，部分商業活動受到限制，致金融情勢轉趨緊縮。嗣後，隨疫情緩解，管控措施逐步鬆綁，致金融情勢漸趨寬鬆。

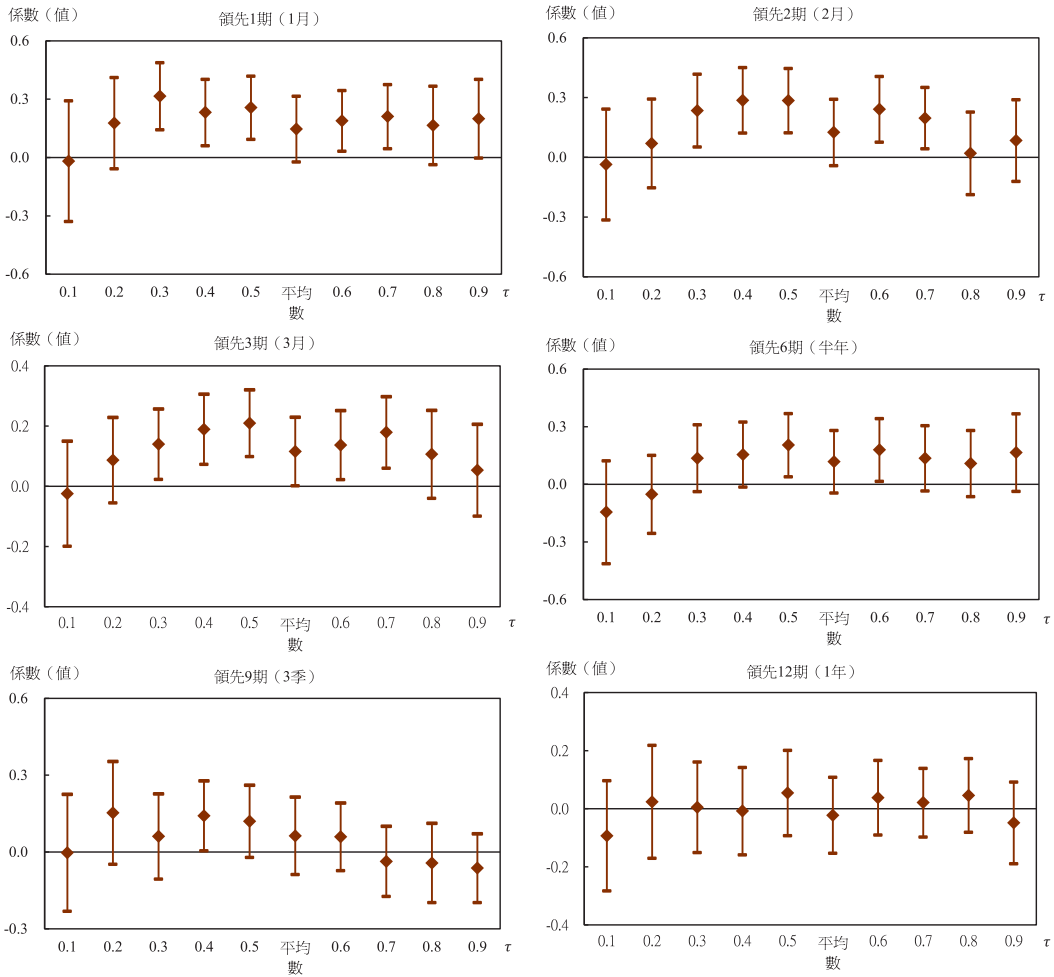
二、分量迴歸之實證結果

概念上，分量0.1~0.4的迴歸結果係指低通膨期間，解釋變數與通膨率間之關係；而分量0.6~0.9則為高通膨期間的估計結果。另外，設定不同的預測期間（領先1~3、6、9、12期）來觀察各解釋變數對未來短期通膨的影響變動情形。

(一) 通膨落後期

觀察圖5發現，對通膨落後期而言，無論在低或高通膨期間，其與未來1~3期的通膨率間大抵為正向關係，且在分量0.3~0.7（通膨溫和上升）下，該正向關係達統計顯著性，可見在當通膨溫和上升時，通膨存在較高的持續性，可能係因價格制定過程存在慣性，抑或係物價處於較為穩定的狀態。

圖5 通膨落後期估計係數的變動情形



資料來源：作者估計。

然而，在分量0.1~0.2、0.8~0.9（通膨偏低、偏高（較為極端的情況）下，此一正向關係未達統計顯著性，該結果可能與央行穩定物價的立場有關。舉例而言，當通膨偏高時，央行可能採行升息政策，以使通膨降溫；而當通膨偏低時，則可能採行降息政策，以避免通縮發生。該結果與López-Salido and Loria (2020)發現持續的低通膨並不會對未來通膨造成大幅度的下行風險一致。

如上所述，當通膨溫和上升時，通膨存在較高的持續性，主因價格制定過程存在慣性，此隱含著後顧型通膨的主導地位。

再者，隨時間推移，通膨落後期的估計係數變小，甚至轉呈不顯著，此意味著此一慣性主導未來短期通膨的正向效果逐漸減弱，甚至不再具有影響力，可能係因該價格慣性隨時間經過而逐漸褪去，該結果與López-Salido and Loria (2020)、Makabe and

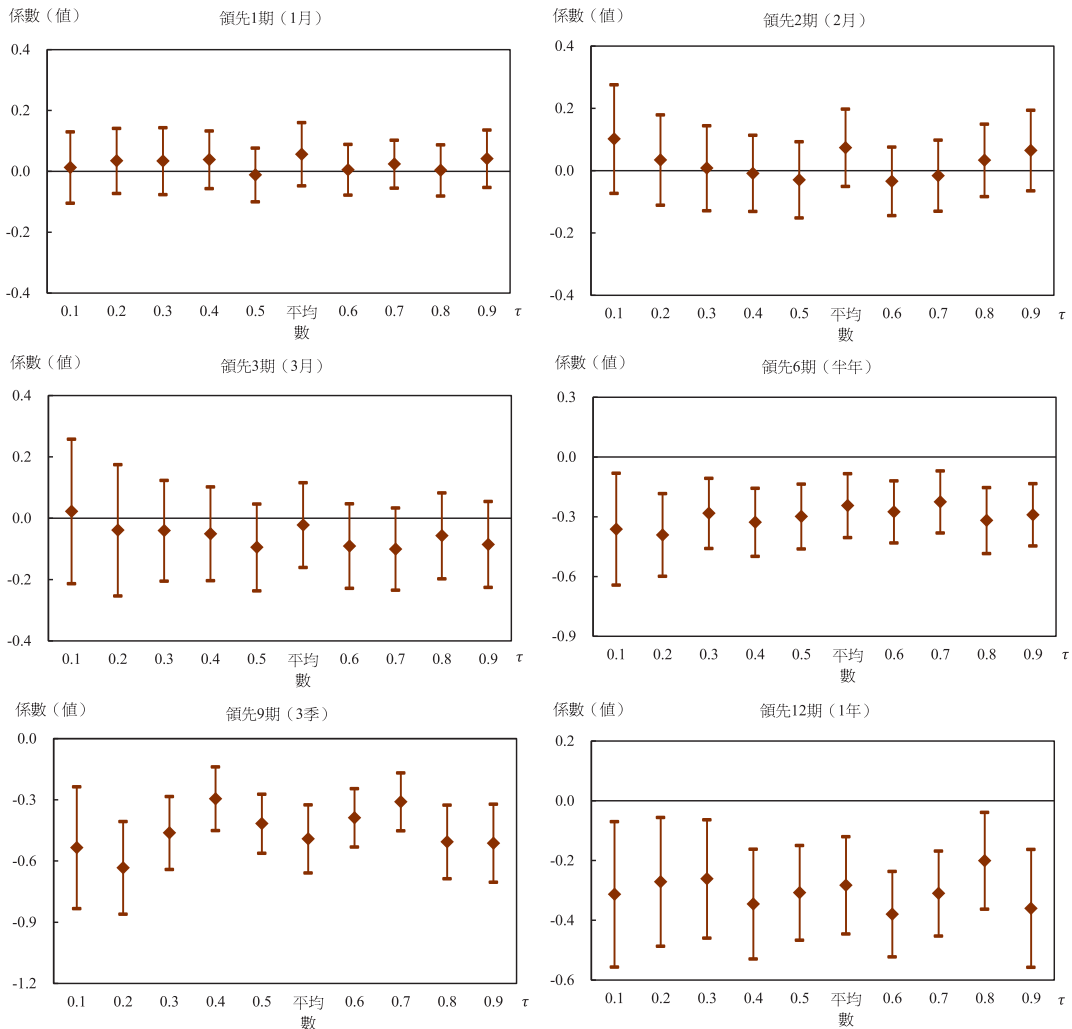
Norimasa (2022)、Queyranne et al. (2022)一致。

(二) 通膨預期

觀察圖6發現，對通膨預期而言，無論在低或高通膨期間，其對未來1~3期的通膨率之影響均未達統計顯著性，可能係因通膨預期主要影響較長時間的通膨，對短時間的通膨而言，則由通膨落後期主導，該結果與Queyranne et al. (2022)一致。

再者，不同於通膨落後期，在領先1~3期下，通膨預期對未來通膨並不具有影響力，惟在領先6期下，其對未來通膨具顯著的負向效果。然而，該結果與理論不符，一種可能的解釋係當預期通膨上升時，央行面對通膨或通縮壓力可能適時採行因應政策，以抑制通膨或減緩通縮壓力，以致通膨預期對當期通膨呈現負向效果。^{註12}

圖6 通膨預期估計係數的變動情形



資料來源：作者估計。

然而，該結果亦可能反映通膨預期資料存在預測誤差，或遺漏關鍵變數所致。部分文獻指出，在不同時間與情況下，通膨預期對通膨分配具異質性，例如，Queyranne et al. (2022)的實證結果指出，對不同國家而言，通膨預期對通膨率的影響方向不同。有鑑於此，通膨預期對通膨率的影響結果宜審慎解讀。

此外，隨時間經過，通膨預期對未來短期通膨的影響效果增加，該結果顯示出前瞻性通膨的重要性。該結果與López-Salido and Loria (2020)、Queyranne et al. (2022)一致。

(三) 產出缺口

觀察圖7發現，對產出缺口而言，無論在低或高通膨期間，其與未來1~3期的通膨率間多為顯著的正向關係，此意味著就短期而言，經濟活動與通膨間之關係仍存，菲利普曲線仍對通膨具有預測能力，該結果與朱浩榜（2023）結論一致。

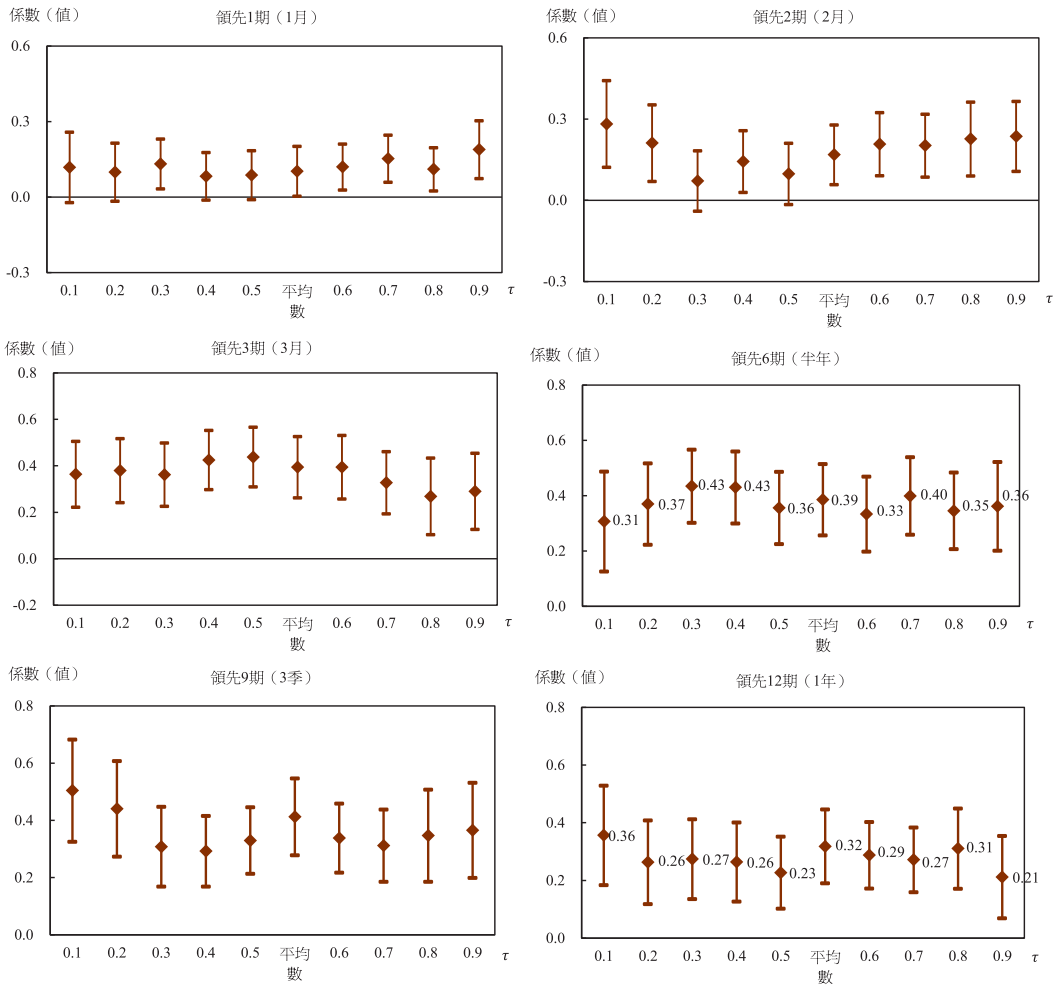
大致而言，相較於高通膨期間，產出

缺口在低通膨期間的影響較大，該結果與Banerjee et al. (2020)一致，該文發現，對先進國家而言，由於COVID-19疫情全球大流行造成產出驟降，因而推升短期內通膨的下行風險。

再者，比較領先6期與12期的估計係數之結果發現，隨時間推移，除分量0.1之外，其餘分量下的效果明顯減弱，甚至轉呈不顯著，顯示就短期而言，菲利浦曲線仍具預測通膨的能力，產出與通膨間之關係依舊存在，惟該正向效果將隨時間而逐漸消退。

另外，相較於高通膨期間，該正向效果大抵上在低通膨期間較大，顯示失業率與通膨率間的抵換關係較明顯。如同Banerjee et al. (2020; 2024)指出在正常期間，廠商傾向維持價格不變，而在需求疲弱時，可能會調降價格刺激買氣。該文發現對已開發國家與新興國家而言，產出缺口對未來通膨下行風險的影響大於上行風險。

圖7 產出缺口估計係數的變動情形



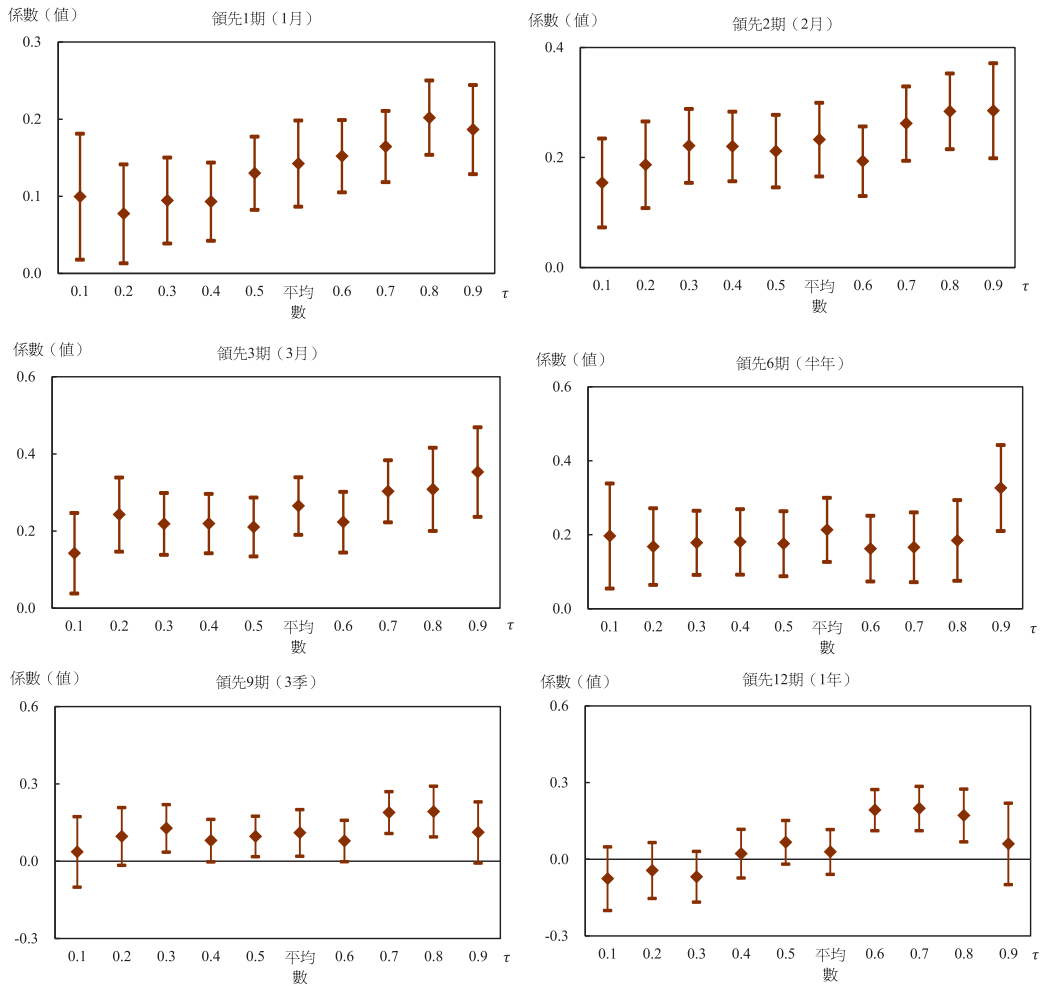
資料來源：作者估計。

(四) 基本工資

觀察圖8發現，對基本工資而言，無論在低或高通膨期間，其對未來1~3期的通膨率均為顯著的正向效果，此意味著基本工

資增加會推升通膨風險，此即成本推升的通膨，該結果與Mehra (2000)、Heise et al. (2021)、Makabe and Norimasa (2022)結果一致。

圖8 基本工資估計係數的變動情形



資料來源：作者估計。

相較於低通膨期間，基本工資在高通膨期間的影響較大，尤其在分量0.8~0.9下更為明顯，顯示在高通膨期間，基本工資調整會進一步推升通膨的上行風險，該結果與Heise et al. (2021)、Makabe and Norimasa (2022)結果一致。該文亦指出，根據菜單成本模型，在高通膨期間，廠商傾向調整價格，因此，該影響在高分量上應該會比較大。

再者，如前所述，基本工資調漲會造成

成本推動的通膨衝擊，且圖8的結果指出，隨時間經過，基本工資對未來短期通膨的正向效果逐漸減弱，其係數值逐漸縮小或未達統計顯著性。此外，就存續期間而言，相較於低通膨期間，基本工資在高通膨期間的影響較持久，顯示在高通膨期間，基本工資調整會增加短期通膨的持續性，如同Ari et al. (2023)所述。

(五) 國際油價

觀察圖9發現，對國際油價而言，無論在低通膨或高通膨期間，其對未來1~3期的通膨率大抵為顯著的正向效果，可見國際油價增加會推升通膨風險，此亦屬於成本推升的通膨，該結果與López-Salido and Loria (2020)、Banerjee et al. (2024)、Makabe and Norimasa (2022)、Muduli and Shekhar (2023) 結果一致。

然而，特別的是，在分量0.9下，國際油價對未來3期通膨的正向影響並不顯著，可能係因當國際油價高漲時，政府會實施緩和油價措施（如調降油品之貨物稅），或中油會啟動雙重油價平穩機制，即「亞鄰最低價」以及「油價平穩措施」。^{註13}

舉例而言，2005年金磚四國經濟起飛，原油需求擴增，國際油價快速上漲，我國政府為穩定經濟，實施緩和油價措施。於2007年9月至2008年10月，國際油價與各項原物料價格大漲，政府為穩定國內物價，政策性實施緩和油價措施，並實施「一次漲價多元吸收方案」。^{註14}

於2018年，因美國退出伊朗核協議，重新對伊朗啟動全面制裁，加以中東地區地緣

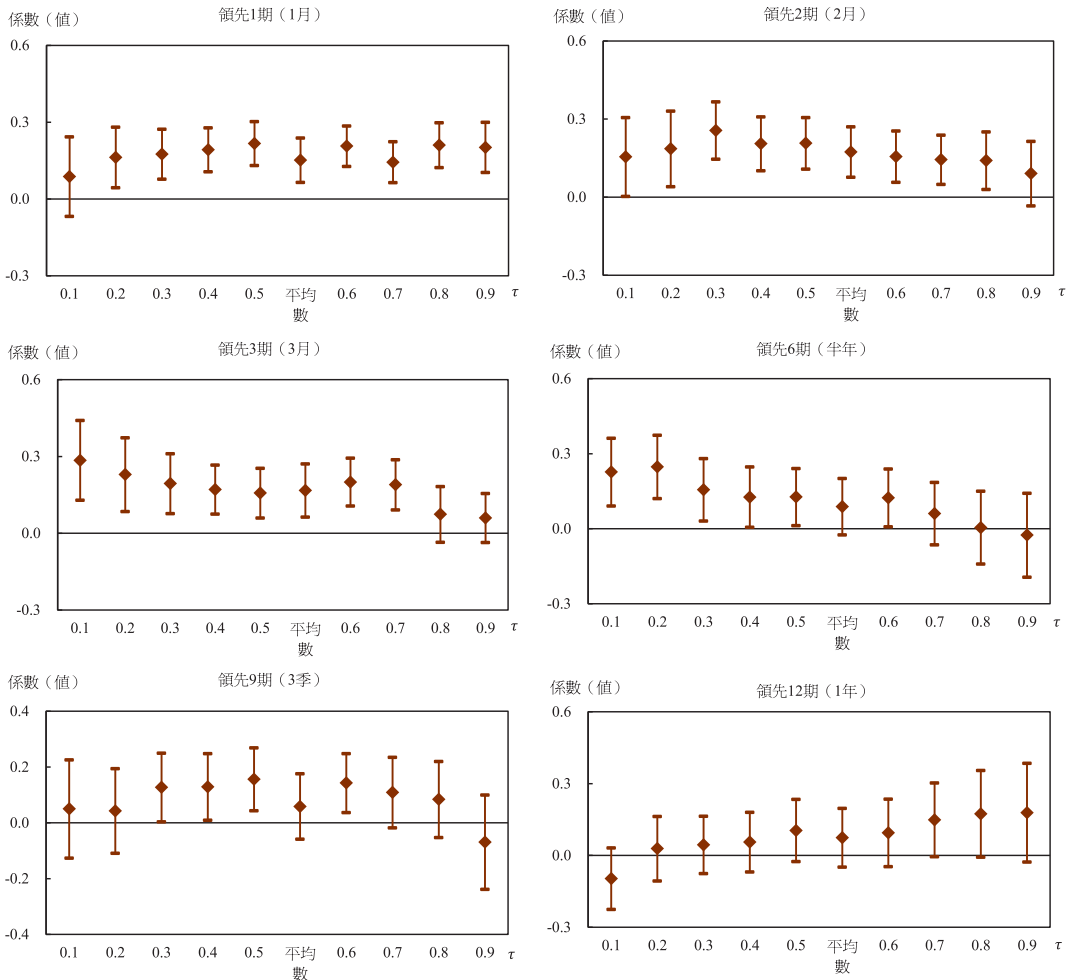
政治干擾，國際油價持續上漲，國內95汽油價格逼近每公升30元關卡，為因應油價高漲，中油推出「油價平穩措施」。^{註13}

於2021年，因COVID-19疫情引發的供應鏈問題，造成供需失衡，倉儲與運輸成本走高，進而推升國際原物料及大宗商品的價格；嗣後，隨疫情緩解與經濟活動逐步復甦後，需求增溫，加以俄烏戰爭爆發，加劇供應鏈問題，均導致能源、穀物及基本金屬等原物料價格急遽走高。面對全球通膨壓力加重的情況下，中油則啟動雙重平穩機制以因應。

接著，就領先6期的結果而言，相較於低通膨期間，國際油價在高通膨期間對未來短期通膨的影響較小，主因當國際油價高漲，政府會實施緩漲油價措施或中油會啟動油價平穩機制。

再者，隨時間推移，國際油價對未來短期通膨的影響逐漸減弱，於領先12期下，該影響均不顯著，存續期間約9個月。該結果與Makabe and Norimasa (2022)發現進口價格（以國際油價作為代理變數）對未來通膨風險僅具有短期的效果一致。

圖9 國際油價估計係數的變動情形



資料來源：作者估計。

(六) 金融情勢

一般而言，緊縮的金融情勢會造成需求減少，致投資與消費減少，進而導致經濟成長下降，並降低通膨，例如，為抑制景氣過熱，央行會採行升息政策，以致通膨下降。可知，二者為負向關係。

然而，緊縮的金融情勢亦可能造成成本衝擊，進而推升通膨，主因廠商可能試圖將與金融情勢緊縮有關的成本轉嫁給消費者，

而對貸款受限的廠商而言，其可能試圖透過提高價格來維護營運現金流，致二者呈正向關係。(Gilchrist et al., 2017; Banerjee et al., 2020; 2024)

觀察圖10發現，對金融情勢而言，無論在低或高通膨期間，其對未來1~3期的通膨率均不具顯著的效果，可能係因金融情勢對通膨的傳遞效果需要時間發酵，抑或係因緊縮的金融情勢對通膨存在不同方向的力量，

二者相互抵銷所致。

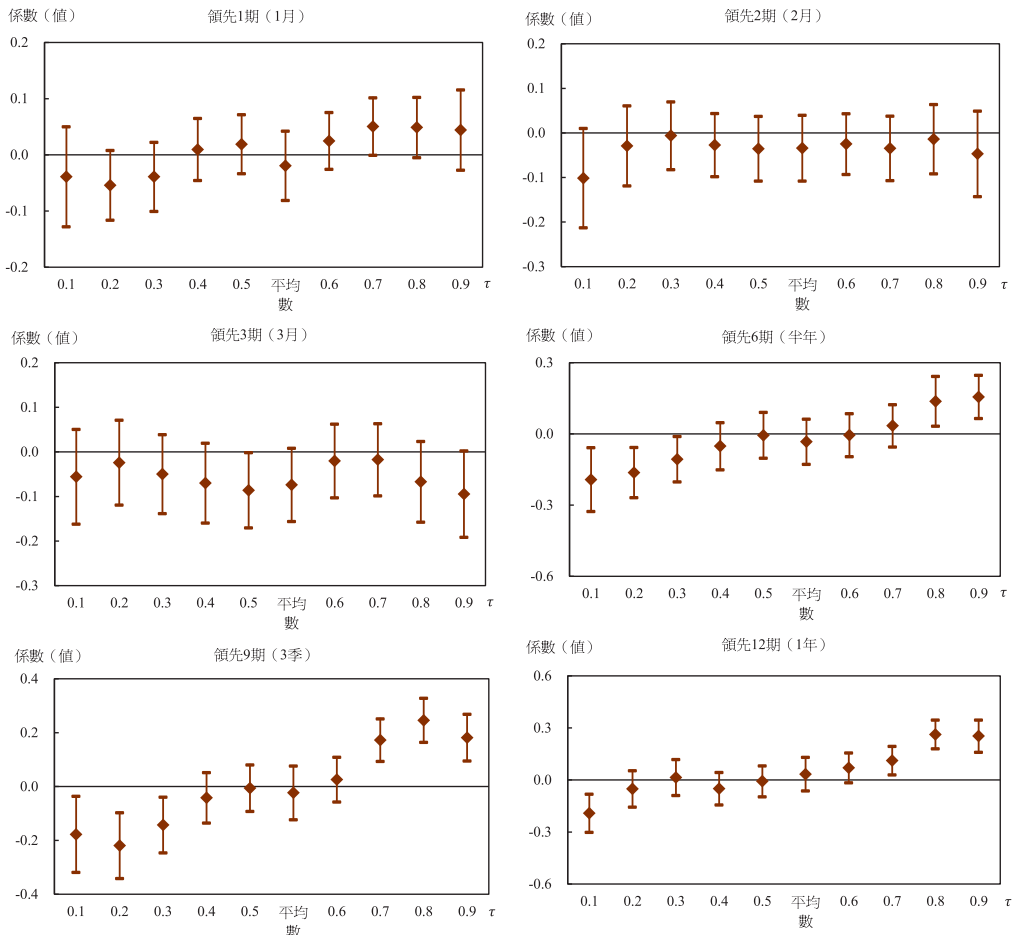
然而，於領先6、9、12期，當通膨偏低與偏高（分量0.1~0.2、0.8~0.9）時，金融情勢對未來短期通膨的影響達統計顯著性，且存在不對稱的效果，即在低通膨期間，緊縮的金融情勢對未來短期通膨呈顯著的負向效果；惟在高通膨期間，則呈顯著的正向效果。

由上述結果可知，緊縮的金融情勢會增加通膨的下行風險，主因需求減少，致經濟

成長與通膨下降；然而，特別的是，緊縮的金融情勢亦會增加通膨的上行風險，意味著緊縮的金融情勢對價格制定存在異質性效果，此與Banerjee et al. (2020; 2024)一致。

如前所述，該結果可能係因在嚴格的金融限制或貸款條件下，廠商可能試圖將與金融情勢緊縮有關的成本轉嫁給消費者，而對貸款受限的廠商而言，其可能試圖透過提高價格來維護營運現金流以因應。（Gilchrist et al., 2017; Banerjee et al., 2020; 2024）

圖10 金融情勢估計係數的變動情形



資料來源：作者估計。

三、強韌性檢定 (robust test)

為確保實證結果具強韌性，本節透過2種方式進行檢定：(1) 更換部分解釋變數：產出缺口改以Hamilton (2018)估計、^{註15} 將國際油價年增率改用進口物價年增率（美元計價）代替；(2) 縮短樣本期間：2013年1月至2019年12月（即COVID-19疫情前），並刪除COVID-19疫情期間的虛擬變數。惟為節省篇幅，結果略。

(一) 更換部分解釋變數

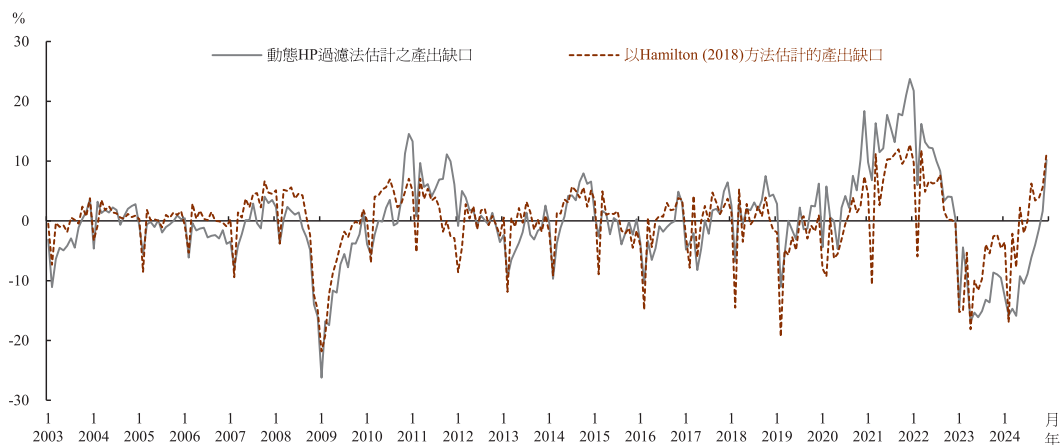
為確保實證結果具強韌性，本文進行變數替代的強韌性檢定。具體作法為：(1) 考慮其它產出缺口的衡量方式，參考Hamilton (2018)提出的方法重新估計產出缺口取代動態HP過濾法的估計方式。(2) 考

慮到大宗商品價格對國內通膨具有明顯的影響，且進口物價亦包含國際油價，蘊含油價資訊，加以本文的金融情勢已納入匯率資訊，因此，使用進口物價（美元計價）年增率取代國際油價，作為更廣義的外部成本代理變數。

觀察圖11與圖12發現，在產出缺口方面，以動態HP過濾法估計的產出缺口與Hamilton (2018)的方法估計的產出缺口，二者的變動情況大抵相似；另外，在樣本期間，國際油價年增率與進口物價年增率的走勢亦大抵一致。

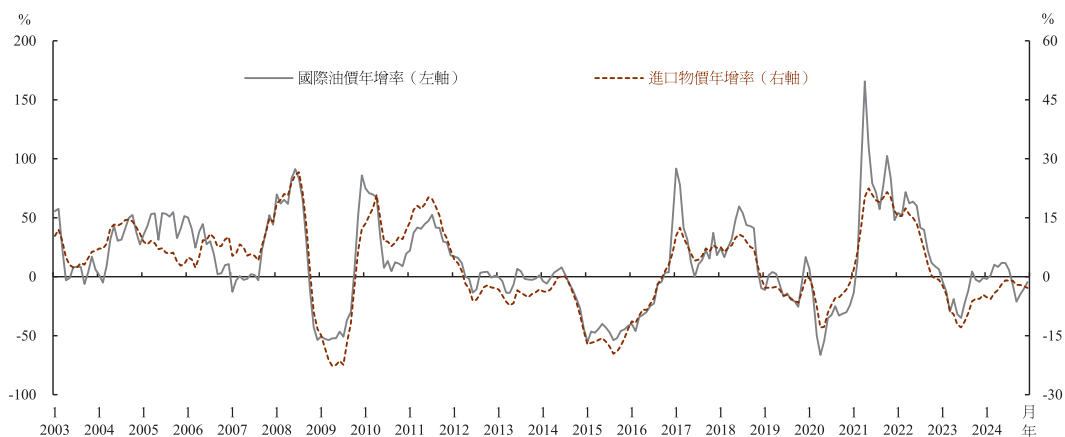
分量迴歸的估計結果顯示，更換2個解釋變數後的估計結果與原模型設定的估計結果類似，意味著本文的實證結果具有強韌性。（結果略）

圖11 不同方法估計出的產出缺口之走勢圖



資料來源：作者估計。

圖12 國際油價年增率與進口物價年增率之走勢圖



資料來源：作者估計。

(二) 縮短樣本期間並刪除COVID-19疫情期間的虛擬變數

本節將樣本期間縮短為2013年1月至2019年12月重新進行實證估計，因樣本排除COVID-19疫情期間對經濟活動造成的干擾，故同時刪除原模型設定之COVID-19疫情期間的虛擬變數，作為額外的強韌性檢定。

相較於原樣本期間（2003年1月至2025年4月）之估計結果，二者大抵相似。整體而言，縮短樣本期間之強韌性檢定結果指出，主要的通膨驅動因素之影響效果並未因排除疫情期間的樣本而產生重大的變異，因此，實證結果具一致性與強韌性。（結果略）

四、預測結果

(一) 預測能力檢驗

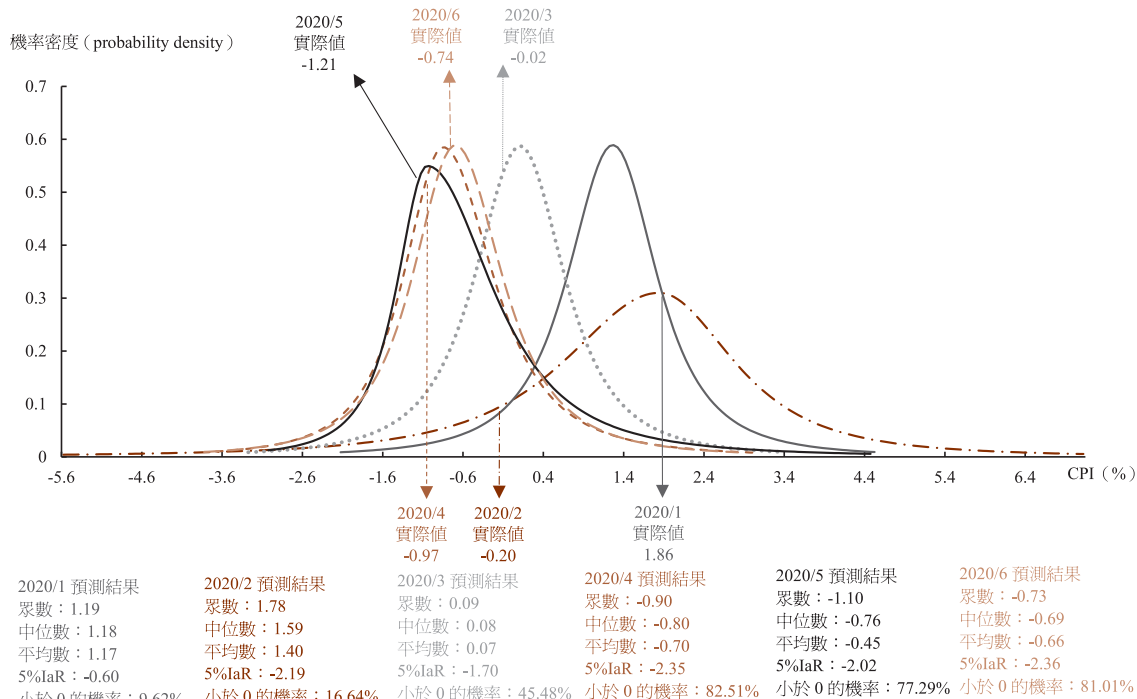
IaR旨在捕捉通膨的上、下行風險，2020年初COVID-19疫情全球大流行，邊境封鎖與防疫管制措施導致經濟活動停擺，造

成通膨率於2020年2~10月呈負值，引發通縮疑慮。為驗證IaR是否能良好捕捉到上述通膨的變動情形，參考Plagborg-Møller et al. (2020)，以2003年1月至2019年12月做樣本內預測（共204筆樣本），^{註16}來預測低通膨期間2020年1~6月的通膨條件分配。

然而，COVID-19疫情過後，經濟活動快速復甦，受到供應鏈斷鏈等問題影響，物價高漲，通膨壓力加重，有鑑於此，另以2003年1月至2021年6月做樣本內預測（共222筆樣本），來預測高通膨期間2021年7~12月的通膨條件分配。

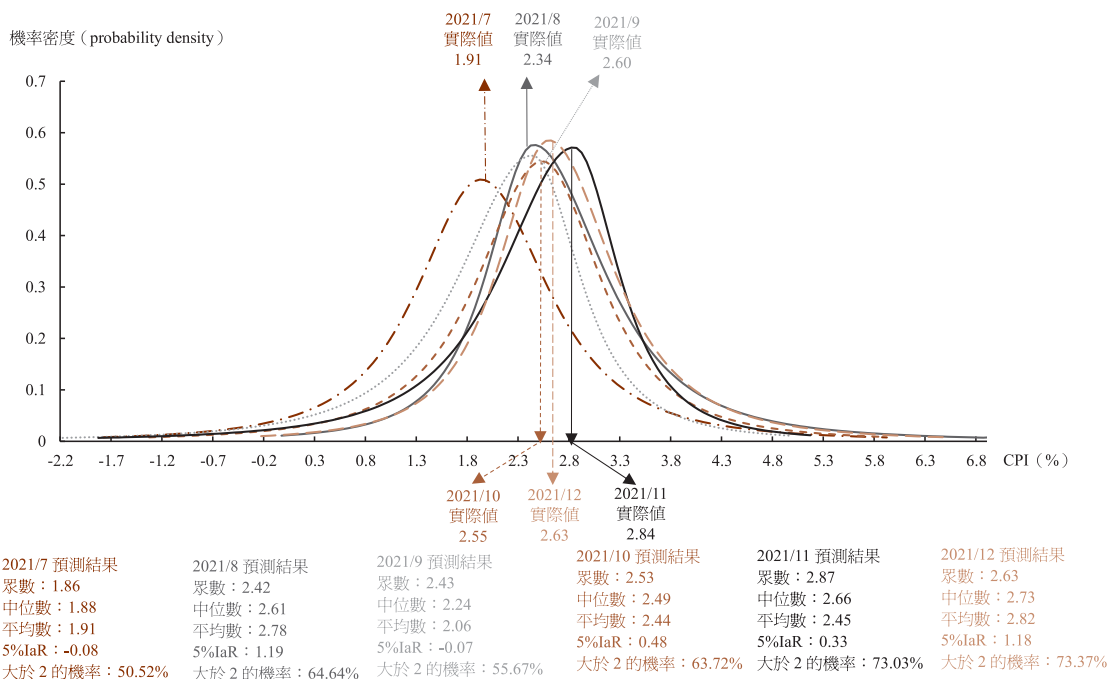
圖13結果指出，在低通膨期間，雖然2020年2月通膨率轉呈負值時，IaR預測通膨率為1.59%（中位數），惟5%IaR指出，2月通膨率有5%機率可能小於等於-2.19%，低於0%的機率亦上升至16.64%，顯示在通膨率突然反轉下，IaR雖未能準確預測通膨率，惟其仍示警通膨率可能出現反轉的情況。

圖13 樣本外預測—2020年1~6月（低通膨期間）



資料來源：作者估計。

圖14 樣本外預測—2021年7~12月（高通膨期間）



資料來源：作者估計。

嗣後，IaR已能夠捕捉到通膨率的變動情況，預測2020年3~6月通膨率的結果相當良好，實際通膨率均在通膨條件分配中，且示警通膨率低於0%的機率高。大幅走高。

接著，觀察IaR在高通膨期間的預測能力，圖14結果指出，IaR預測2021年7~12月通膨率的結果相當良好，實際通膨率均在通膨條件分配中，且IaR的預測數（中位數）均與實際通膨率相近，此外，IaR示警通膨率大於2%的機率高，機率由7月的50.52%明顯增加至12月的73.37%。

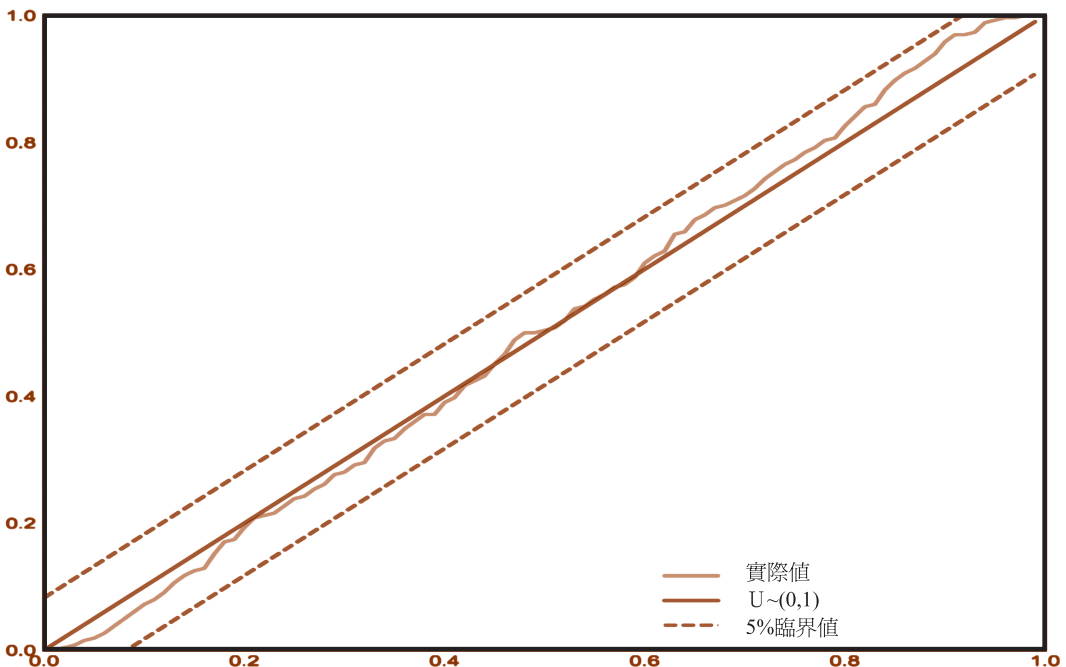
綜上所述，IaR在低通膨與高通膨期間的預測表現良好，能夠捕捉到通膨率的變動情況，且能夠提供通膨率低於0%，高於2%的機率之補充資訊。

(二) 預測準確度檢定

然而，必須注意的是，上述預測能力的檢驗仍屬於「點預測」的方法。不同於點預測，為確保模型的預測能力，本文採用機率逆檢定（probability inversion test）來驗證。^{註17} 該檢定旨在檢驗預測機率密度之最適性（optimality）。任一個連續隨機變數，當已知累積分配函數（CDF）為 $F(X)$ 時，在給定 $Y = F(X)$ 下，透過機率積分轉換（probability integral transformation, PIT）的方式，可轉變成均勻分配（即 $Y \sim U(0,1)$ ）。

倘若模型設定正確，則透過機率積分轉換的時間序列應具獨立且服從共同的均勻分配之性質，即i.i.d $U(0,1)$ ，因此，此舉可用於確認模型是否能夠合理地估計機率分配。^{註18}

圖15 機率逆檢定（probability inversion test）



資料來源：作者估計。

簡言之，實際的累積分配函數愈接近45度線（即均勻分配的累積分配），模型預測便愈準確。^{註19} 檢定結果指出，預測能力佳。（見圖15）

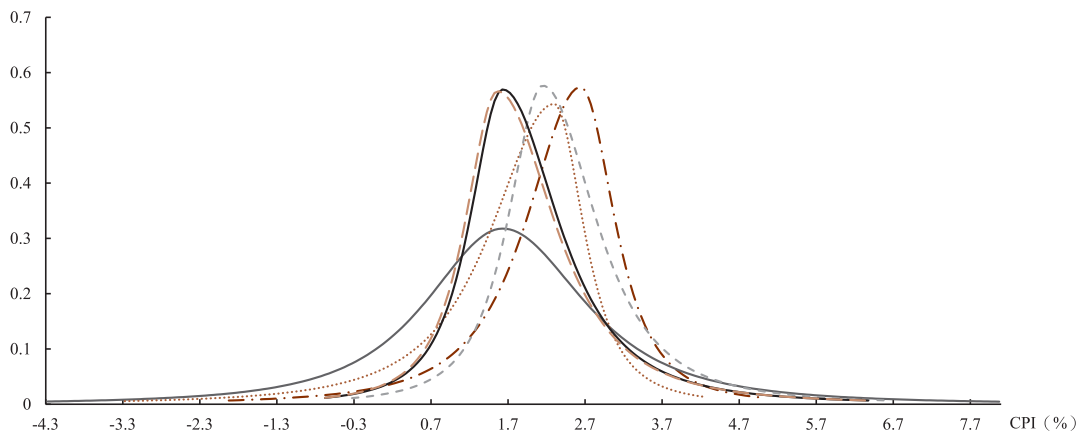
(三) 未來台灣通膨率的條件分配

圖16的預測結果指出，在2024年12月的

時間點下，未來6個月（2025年1月~2025年6月）的通膨率眾數分別為2.89%、1.60%、2.26%、2.11%、1.59%、1.54%，而中位數分別為2.39%、1.65%、1.92%、2.29%、1.82%、1.79%，而平均數則分別為2.19%、1.70%、1.61%、1.70%、2.47%、2.04%、2.03%。

圖16 未來通膨率條件分配預測（horizon forecast）

機率密度（probability density）



2025/1 預測結果	2025/2 預測結果	2025/3 預測結果	2025/4 預測結果	2025/5 預測結果	2025/6 預測結果
眾數：2.89	眾數：1.60	眾數：2.26	眾數：2.11	眾數：1.59	眾數：1.54
中位數：2.39	中位數：1.65	中位數：1.92	中位數：2.29	中位數：1.82	中位數：1.79
平均數：2.19	平均數：1.70	平均數：1.61	平均數：2.47	平均數：2.04	平均數：2.03
5%laR：0.10	5%laR：-1.49	5%laR：-0.80	5%laR：0.87	5%laR：0.46	5%laR：0.45
小於0的機率：0.05%	小於0的機率：0.13%	小於0的機率：0.08%	小於0的機率：0.02%	小於0的機率：0.03%	小於0的機率：0.03%
大於2的機率：61.67%	大於2的機率：70.84%	大於2的機率：49.37%	大於2的機率：44.29%	大於2的機率：53.55%	大於2的機率：55.13%

資料來源：作者估計。

未來6個月通膨率小於0%的機率均相當低，惟大於2%的機率偏高，惟2025年4月通膨率大於2%的機率明顯降至44.29%，似乎顯示IaR捕捉到造成通膨率下降的部分資訊。

整體而言，在上行風險方面，2023年10月~2024年3月通膨率大於2%的機率均逾50%，顯示未來仍存在通膨壓力，而在下行風險方面，未來通膨率小於0%的可能性相當低，機率介於0.01%~0.11%，顯示未來發生通縮可能性低。

(四) 情境分析 (scenario analysis)

為節省篇幅，本節以預測未來2025年6月通膨率的預測結果為基準，IaR預估2025年6月的通膨率（眾數）約為1.54%，大於2%的機率為39.78%。

假設通膨落後期、通膨預期、產出缺口、基本工資、國際油價、金融情勢分別發生正向衝擊（為利觀察而設定變動50%），重新預測台灣2025年6月的通膨分配，藉以觀察上、下行風險的變動情形。

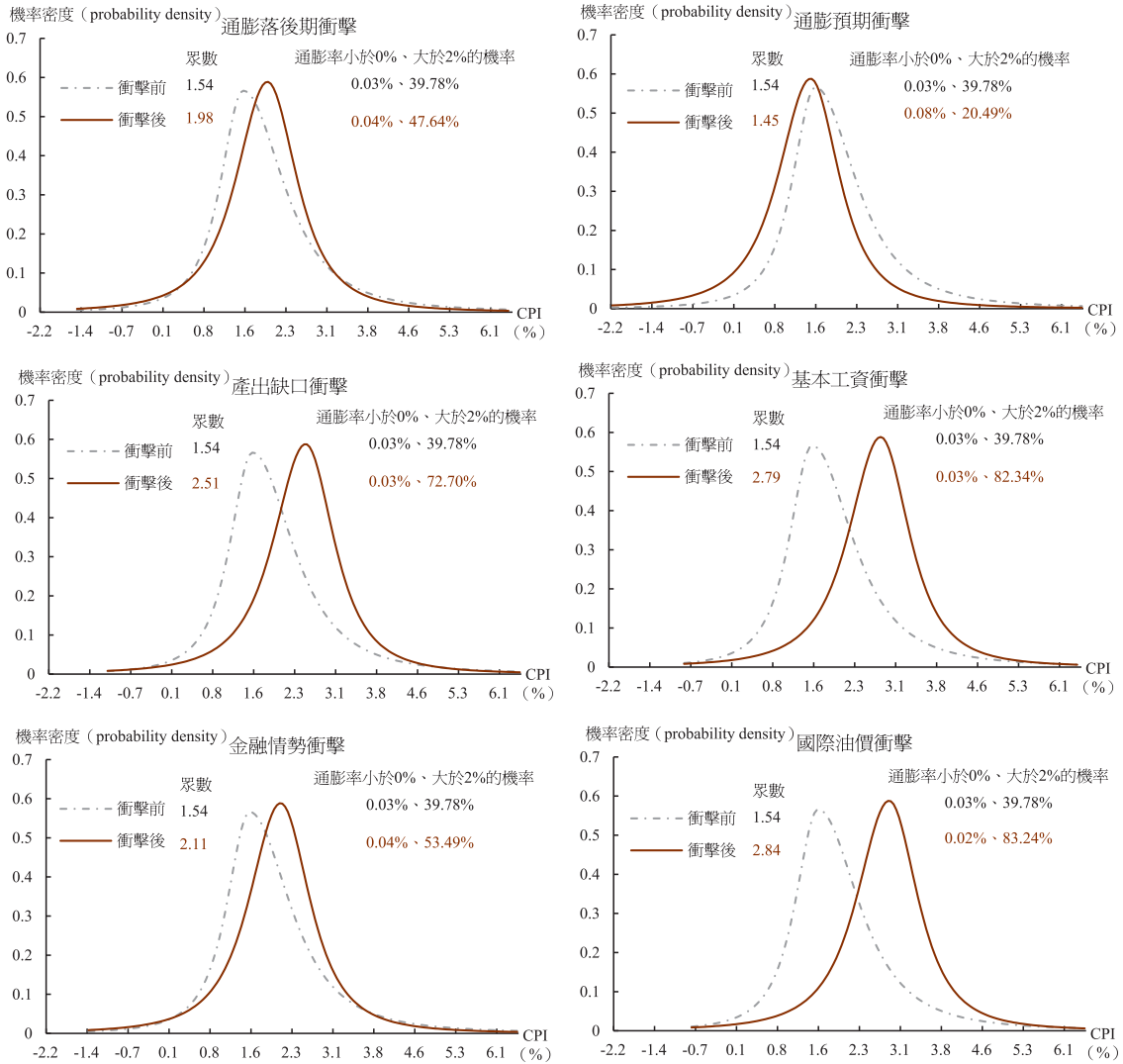
圖17的結果指出，當上述變數發生正

向衝擊時，以成本推動的通膨衝擊影響最大，即基本工資與國際油價，二者造成2025年6月的通膨率由1.54%分別上升至2.79%、2.84%，且通膨率大於2%的機率則由39.78%分別增加至82.34%、83.24%，顯示出供給面衝擊會明顯推升通膨的上行風險。

再者，產出缺口發生正向衝擊時，亦會推升未來通膨的上行風險，2025年6月的通膨率將上升至2.51%，且通膨率大於2%的機率則達72.70%，顯示出需求面衝擊亦會明顯影響通膨的上行風險。

此外，以通膨落後期與通膨預期的結果而言，通膨落後期發生正向衝擊的影響會導致2025年6月的通膨率增加約0.44個百分點，且逾2%的機率上升至47.64%。反觀通膨預期升高，因可能考慮到利率上升的影響，將使2025年6月的通膨率減少約0.09個百分點，且逾2%的機率下降至20.49%。此一結果呼應IMF (2023)觀點，該文指出若當前環境係後顧型通膨占主導地位，則通膨的存續期間將會拉長，通膨壓力將更持久。

圖17 情境分析



資料來源：作者估計。

伍、結論與政策意涵

一、結論

在參考Adrian et al. (2019)的分量迴歸模型且依循Prasad et al. (2019)的架構下，本文擴充應用至評估台灣未來短期的通膨風險，此法涵蓋整個通膨分配，有助於分析驅動通

膨上、下行風險的潛在因素。本研究結果可作為執行貨幣政策的補充資訊，有助於政策擬定的參考基礎與適時採行因應措施。有關結論部分，簡述如下：

- (一) 通膨落後期（後顧型）主導著未來6個月內的通膨趨勢，而通膨預期

(前瞻性) 驅動著6個月後的通膨變動情形

由於價格制定過程存在僵固性，未來6個月內通膨主要受自身落後期的影響；嗣後，該慣性主導通膨的效果逐漸消退，轉由通膨預期驅動著未來通膨的變動情形，此顯示著前瞻指引與通膨定錨的重要性。

(二) 菲利浦曲線對通膨仍具有預測能力，尤其在低通膨期間

產出缺口對未來短期通膨呈顯著的正向效果，顯示產出與通膨間之關係仍然存在，換言之，菲利浦曲線仍對通膨具有預測能力，惟該效果隨時間經過而減弱。特別的是，在低通膨期間，二者的關係較明顯，可能係因在正常期間，廠商傾向維持價格不變，而當需求疲弱時，可能會調降價格來刺激買氣。

(三) 基本工資與國際油價均屬於成本推升的通膨；惟在高通膨期間，受政府與中油啟動油價平穩機制影響，國際油價對未來通膨的影響較小

基本工資與國際油價均對未來通膨具顯著的正向影響，就短期而言，二者增加將會形成成本推動型的通膨。直覺上，高通膨期間的效果應該會大於低通膨期間的效果，惟對國際油價而言，在高通膨期間的效果反而較低，主因當國際油價高漲時，政府會實施緩漲油價措施或中油會啟動油價平穩機制。

(四) 就不同分量而言，金融情勢在價格

制定上存在異質性效果

一般而言，需求減少，通膨會下降，可知緊縮的金融情勢會增加通膨的下行風險；惟特別的是，在高通膨期間，緊縮的金融情勢亦會增加短期通膨的上行風險，可能係因在面對嚴格的金融限制或貸款條件下，廠商可能試圖將與金融情勢緊縮有關的成本轉嫁給消費者，而對貸款受限的廠商而言，則可能試圖透過提高價格來維護營運現金流，以因應緊縮性的金融衝擊。

(五) 供給面的正向衝擊會明顯推升通膨的上行風險；後顧型通膨會導致通膨壓力持續，惟前瞻性預期則有助於減緩通膨壓力

情境分析結果指出，基本工資調漲與國際油價上漲對未來3期通膨率的衝擊幅度較大，顯示供給面正向衝擊會明顯增加通膨的上行風險；此外，通膨落後期因物價慣性會使得通膨壓力持續，惟通膨預期則有助於減緩通膨壓力，如同IMF (2023)指出，若企業與家計部門對通膨的預期多屬於後顧型，則通膨壓力將更持久，因其並未考慮利率上升對未來產出成本的影響。

二、政策意涵

(一) 在當前不確定性居高下，宜建構IaR作為觀察通膨的補充指標，以央行以通膨風險預測結果對外進行更好的溝通

藉由總體經濟變數建構的IaR適用於分析影響通膨的潛在因素，有助於評估各經濟變數對未來通膨的影響效果；在通膨或通縮壓力加深前，即時採行因應對策，降低偏離通膨目標的可能性。

實際上，部分央行，如英國、摩洛哥、巴基斯坦等，前二者會以扇形圖的方式對外說明未來8季消費者物價指數的區間及其發生機率，而後者則會提供通膨範圍預測，此舉均與IaR提供的結果類似（例如，未來通膨率大於2%的機率、介於1~3%的機率等）。

(二) 有效的貨幣政策與良好的對外溝通有助於預期的形成，進而對通膨產生定錨效果

為避免通膨存續期間拉長，宜設法改善各經濟個體（企業、家計部門等）的通膨預期，即降低後顧型通膨與提高前瞻型通膨對經濟的影響，同時，強化對外溝通策略，增加前瞻性預期的比率，進而提高貨幣政策的有效性，此舉對當前通膨的動態似乎更重要。（IMF, 2023）

附 註

- (註1) 包含法國、義大利、挪威、荷蘭、西班牙、瑞士、瑞典、德國。
- (註2) 考量國內物價深受天候因素影響，本文曾試圖納入降雨量作為解釋變數，惟領先12期的估計結果不佳，因此，採用虛擬變數作為控制變數。
- (註3) 使用分量迴歸估計條件分配的優點有：（1）在標準假設下，分量迴歸為條件分量提供最好的不偏線性估計量（BLUE）；（2）分量迴歸對處理異常離群值相當有效，此舉在處理資料覆蓋率較差的國家時相當常見；（3）分量迴歸估計量的漸近特性眾所皆知且容易推導。
- (註4) 舉例而言，於2003年3月，APCF計算各機構對2003年與2004年台灣的全年通膨預測值之平均值（稱為consensus mean），則該月對未來12個月的通膨預測為 $10/12 \times 2003$ 年的預測值 $+2/12 \times 2004$ 年的預測值，以此類推。此外，Banerjee et al. (2024)亦提及，此舉已被廣泛應用，如Dovern et al. (2012)、Siklos (2013)。
Dovern, J., U. Fritsche, J. Slacalek (2012), "Disagreement among Forecasters in G7 Countries," *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 94, No. 4, pp. 1081–1096.
Siklos, P. (2013), "Sources of Disagreement in Inflation Forecasts: An International Empirical Investigation," *Journal of International Economics*, Vol. 90, No. 1, pp. 218–231.
- (註5) 因資料頻率為月，故 λ 採用14,400。蕭宇翔與陳佩玕（2016）發現，納入景氣同時指標的多變量HP過濾法估計出的產出缺口較佳。事實上，本文曾採用狀態空間模型（state space model），並以非利浦曲線與奧肯法則來設定訊號方程式（signal equation），藉以估計潛在產出，惟分量迴歸的估計結果不佳，因此，不採用該法。
- (註6) 本文曾採用單位產出勞動成本指數年增率、勞動生產力指數年增率、每人每月實質總薪資年增率、每人每月實質經常性薪資年增率作為勞動成本的代理變數，惟估計結果均不佳，因此，轉而採用基本工資。
- (註7) 近期評估IaR的文獻多以單一變數（如貸款利差、貸款占名目GDP比率、股票日報酬的標準差）作為金融情勢的代

理變數 (López-Salido and Loria, 2020; Banerjee et al., 2020; 2024; Makabe and Norimasa, 2022)；惟亦有文獻以FCI來衡量 (Muduli and Shekhar, 2023)。

- (註8) 原宜納入房價年增率與房價波動度，惟房價為季資料，無法納入。再者，雖然信義大台北房價指數係月資料，惟該資料最早僅能追溯至2005年1月，加以其無法代表全臺灣的房價情況，因此，未採用信義大台北房價指數。
- (註9) 在設定落後1~3期下，統計量為15.05、7.44、7.03，p值均小於0.01，拒絕虛無假設（虛無假設為通膨預期不Granger Cause通膨率）。
- (註10) 在設定落後1~3期下，統計量為8.39、6.42、3.87，p值均小於0.01，均拒絕虛無假設（虛無假設為國際油價不Granger Cause通膨率）。
- (註11) 在設定落後1期下，統計量為5.43，p值小於0.05，拒絕虛無假設（虛無假設為金融情勢不Granger Cause通膨率）；惟在設定落後2~3期下，統計量為1.56、1.29，p值均大於0.1，接受虛無假設。
- (註12) Barrett and Adams (2022)擷取美國1982年1月~2021年12月資料，採用半結構VAR認定法，將「通膨預期衝擊」定義為估計而得的預期與理性條件期望的（偏離）差異。此舉能夠自資料中分解出「偏離理性」的預期成分，並估計其整體效果。結果指出，正向的通膨預期衝擊會導致通膨、產出、利率均下降。該文認為，在被動的貨幣政策體制（相對於通膨的持續性）下，總合需求線可能轉變成向上傾斜且因預期衝擊而下移，導致通膨與經濟景氣的下行風險。此外，該文將衝擊定義成「情緒/偏離理性」，而非訊息（news）或雜音（noise）。當民眾錯誤地上修通膨預期時，惟實際上，金融情勢反而轉趨寬鬆且需求走弱，則通膨會下降。
- 此外，Anderl and Caporale (2024)擷取1998年1月至2023年5月美國、英國與歐元區的資料，以含外生變數的函數型向量自我迴歸（functional VARX）與門檻式函數型局部投影法（threshold functional local projections），把整條通膨預期的期限結構（3~120個月）當作「函數」，估計其函數型衝擊，並研究在不同央行可信度中的整體效果。結果指出，對美國而言，在可信度低的時期中，通膨預期下降會導致通膨上升。對歐元區而言，在可信度高的時期中，當通膨預期上升時，通膨下降；且當通膨預期下降時，通膨上升，顯示二者呈負向關係，與理論不符。該文認為，在可信度高的體制下，市場將「通膨預期上升」解讀為未來貨幣政策將更趨緊縮，致需求走弱，進而造成通膨下降；反之亦然。
- (註13) 「亞鄰最低價」係指，92無鉛汽油、超級柴油的稅前價格不能高於日本、南韓、新加坡與香港。於2007年9月，政府修正浮動油價機制，將油價權重改以70%杜拜原油、30%布蘭特原油計算，並每月調整油價（2008年8月改成每週調整油價），且首度祭出「汽柴油價格不得高於亞洲鄰近國家」的措施。
- 同時，訂定「油價異常波動之緩和機制」，當油價持續上漲累積達15%時，政府得衡酌其對物價與民生之影響，暫時凍結國內油價之浮動（2007年11月上限降為12%）。
- 「油價平穩措施」係指，95無鉛汽油價格每公升（1）低於30元，依油價公式正常漲跌；（2）介於30~32.4元：上漲時，少漲25%；下跌時，少跌25%；（3）介於32.5~34.9元：上漲時，少漲50%；下跌時，少跌50%；（4）高於35元：上漲時，少漲75%；下跌時，少跌75%。
- 有關2008年以來國內油價調整機制沿革詳葉盛（2019）。
- (註14) 漲價成本分別由消費者負擔60%，中油承擔20%，政府則以調降貨物稅方式吸收剩餘的20%。
- (註15) Hamilton (2018)能夠捕捉原始資料生成過程（data generation process）的特徵，以取得估計係數，其使用的迴歸式為 $y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-h} + \beta_2 y_{t-h-1} + \beta_3 y_{t-h-2} + \beta_4 y_{t-h-3} + v_t$ （ $p-1$ 個落後項）。此線性迴歸的配適值與殘差對應於估計的趨勢項與循環項，即 $trend_t = \hat{y}_t$ 、 $cycle_t = \hat{v}_t$ 。Hamilton (2018)建議使用 $h = 8$ （季）、 $p = 4$ （季），惟考量到本文資料頻率為月，因此，採用 $h = 24$ （月）、 $p = 12$ （月）。
- (註16) 為檢驗模型是否能捕捉到COVID-19疫情前後通膨率的變動情況，加以2003年1月至2019年12月虛擬變數的值均設

定為0，模型無法做樣本內預測，因此，刪除COVID-19疫情期間的虛擬變數。此外，必須注意的是，惟有明確區分樣本內、外才能避免過度配適問題（over-fitting），客觀的檢驗模型的準確性。

(註17) 逆機率（inverse probability）係指無法觀察到變數的機率分配。

(註18) (1) 定理：對一個連續且嚴格遞增的函數 (F) 而言，令 $X \sim F$ ，則 $Y \sim U(0,1)$ 。

證明： $\because 0 \leq F(X) \leq 1, y \in [0,1]$ ，則 $P(Y \leq y) = P[F(X) \leq y] = P\{F^{-1}[F(X)] \leq F^{-1}(y)\} = P[X \leq F^{-1}(y)] = F[F^{-1}(y)] = y, \therefore Y \sim U(0,1)$ 。

(2) 定理：假設 F 為嚴格遞增，給定累積分布函數 (F)，給定 $X = F^{-1}(Y)$ ，隨機變數 $Y \sim U(0,1)$ ，且 F^{-1} 為 F 的逆函數，則存在一個隨機變數 $X \sim F$ 。

證明： $\because x \in R, P(X \leq x) = P[F^{-1}(Y) \leq x] = P\{F[F^{-1}(Y)] \leq F(x)\} = P[Y \leq F(x)] = F(x)$ 。

(註19) 將樣本區分為樣本內 (I個樣本) 與樣本外 (J個樣本)，使 $I+J-1+h=T+h$ ，其中， h 為領先期數， T 為全樣本數。程式以滾動區間 (I個樣本) 的方式重新估計每期 ($t=I, \dots, T$) 機率密度函數的參數。對估計的機率密度函數 $\hat{\phi}_{t+h}$ 而言，其對應著 Y_{t+h} 的累積分配函數 (CDF)。就本文而言，全樣本數為268筆 (T)、領先期數為3 (未來1季， h)、 $J=268/3 \cong 89$ (程式以 $\text{len}(\text{dates})$ 計算樣本區間後，再除以 h)，故 I 等於180。

參考文獻

中文文獻

- 朱浩榜 (2023)，「探討台灣的菲利浦曲線及其通膨預測能力」，《台灣經濟預測與政策》，第53卷第2期，頁51-103。
- 侯德潛與徐千婷 (2002)，「我國通貨膨脹預測模型之建立」，《中央銀行季刊》，第24卷第3期，頁9-40。
- 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》，第36卷第4期，頁51-74。
- 黃朝熙 (2007)，「臺灣通貨膨脹預測」，《中央銀行季刊》，第29卷第1期，頁5-30。
- 葉盛 (2019)，「應用官方網站資料預測台灣短期通膨率」，未出版論文，中央銀行經濟研究處。
- 葉盛與田慧琦 (2004)，「臺灣的物價情勢：影響因素探析與計量實證模型應用」，《中央銀行季刊》，第26卷第4期，頁69-116。
- 蕭宇翔與繆維正 (2021)，「以高頻物價數據進行通膨預測」，《經濟論文叢刊》，第49卷第3期，頁371-414。
- 蕭宇翔與陳佩玗 (2016)，「台灣產出缺口估計方法之評估」，《中央銀行季刊》，第38卷第3期，頁3-46。

英文文獻

- Adrian, T., N. Boyarchenko and D. Giannone (2019), "Vulnerable Growth," *American Economic Review*, Vol. 109, No. 4, pp. 1263-1289.
- Anderl, C. and G. M. Caporale (2024), "Functional Shocks to Inflation Expectations and Real Interest Rates and Their Macroeconomic Effects," *Review of World Economics*, Vol. 160, No. 4, pp. 1543-1575.
- Ari, A., C. Mulas-Granados, V. Mylonas, L. Ratnovski and W. Zhao (2023), "One Hundred Inflation Shocks: Seven Stylized Facts," IMF Working Papers, No. WP/23/190, pp.1-64.
- Banerjee, R., A. Mehrotra and F. Zampolli (2020), "Inflation at risk from COVID-19," BIS Bulletin, No. 28, pp.1-9.
- Banerjee, R., J. Contreras, A. Mehrotra and F. Zampolli (2024), "Inflation at Risk in Advanced and Emerging Market Economies," *Journal of International Money and Finance*, Vol. 142, No. 103025, pp. 1-36.

- Barrett, P. and J. J. Adams (2022), “Shocks to Inflation Expectations,” IMF working papers, No. WP/22/72, pp. 1–52.
- Dany–Knedlik, G. and J. A. Garcia (2018), “Monetary Policy and Inflation Dynamics in ASEAN Economies,” IMF working papers, No. WP/18/147, pp. 1–37.
- Gilchrist, S, R. Schoenle, J. Sim and E. Zakrajsek (2017), “Inflation Dynamics during the Financial Crisis,” *American Economic Review*, Vol. 107, No. 3, pp. 785–823.
- Gilchrist, S. and B. Mojon (2016), “Credit Risk in the Euro Area,” *The Economic Journal*, Vol. 128, No. 608, pp. 118–158.
- Hamilton, J., (2018), “Why You Should Never Use the Hodrick–Prescott Filter,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 100, No. 5, pp. 831–843.
- Hasenzagl, T., F. Pellegrino, L. Reichlin and G. Ricco (2022), “A Model of the Fed’s View on Inflation,” *The Review of Economics and Statistics*, Vol. 104, No. 4, pp.686–704.
- Heise, S., F. Karahan and A. Şahin (2022), “The Missing Inflation Puzzle: The Role of the Wage–Price Pass–Through,” *Journal of Money, Credit and Banking*, Vol. 54, No. S1, pp. 7–51.
- IMF (2022), “Rising Caseloads, A Disrupted Recovery, and Higher Inflation,” World Economic Outlook, January, pp. 1–16.
- IMF (2023), “Navigating Global Divergences,” World Economic Outlook, October, pp. 1–182.
- Koenker, R. and G. Bassett, (1978), “Regression Quantiles,” *Econometrica*, Vol. 46, No. 1, pp. 30–50.
- Korobilis, D., B. Landau, A. Musso and A. Phella (2021), “the Time–Varying Evolution of Inflation Risks,” ECB Working Paper Series, No. 2600, pp. 1–55.
- López–Salido, D. and F. Loria (2024), “Inflation at Risk,” *Journal of Monetary Economics*, Vol. 145(S), No. 103570, pp.1–19.
- Makabe, Y. and Y. Norimasa (2022), “The Term Structure of Inflation at Risk: A Panel Quantile Regression Approach,” Bank of Japan Working Paper Series, pp.1–52.
- Manzan, S. and D. Zerom (2013), “Are Macroeconomic Variables Useful for Forecasting the Distribution of U.S. Inflation?” *International Journal of Forecasting*, Vol. 29, No. 3, pp. 469–478.
- Mehra, Y. P. (2000), “Wage–price Dynamics: Are They Consistent with Cost Push?” *Economic Quarterly*, Vol. 86, No. 3, pp. 27–43.
- Muduli, S. and H. Shekhar (2023), “Tail Risks of Inflation in India,” Reserve Bank of India Working Paper Series, No. 02/2023, pp. 1–31.
- Plagborg–Møller, M., L. Reichlin, G. Ricco and T. Hasenzagl (2020), “When is Growth at Risk?” *Brookings Papers on Economic Activity*, Spring 2020, pp. 167–229.
- Prasad, A., S. Elekdag, P. Jeasakul, R. Lafarguette, A. Alter, A. X. Feng and C. Wang (2019), “Growth at Risk: Concept and Application in IMF Country Surveillance,” IMF Working Papers, No. WP/19/36, pp. 1–39.
- Queyranne M., R. Lafarguette and K. Johnson (2022), “Inflation–at–Risk in the Middle East and Central Asia,” IMF Working Papers, WP/22/168, pp.1–56.
- Santos, E. P., D. S. Mapa and E. T. Glindro (2011), “Estimating Inflation–at–Risk (IaR) using Extreme Value Theory (EVT),” MPRA Paper, No. 28266, pp. 1–20.

Constructing Taiwan's Inflation-at-Risk using the Phillips Curve

Tsai, Chao-Min*

Abstract

This paper adopts the component quantile regression framework proposed by Adrian et al. (2019) with a skewed-t distribution and extends the approach of Prasad et al. (2019) to assess Taiwan's short-term inflation risk (Inflation-at-Risk, IaR). The empirical findings provide useful references for policymakers, assist the Central Bank of the Republic of China (Taiwan) in monitoring economic conditions and formulating timely policy responses, and support external communication through inflation risk forecast to enhance policy credibility in a highly uncertain environment.

The main empirical results are summarized as follows. First, owing to price rigidity, lagged inflation exerts a stronger influence on inflation over the next six months than inflation expectations, indicating the dominance of backward-looking inflation in the short run. Beyond six months, this effect diminishes, and inflation expectations become the primary driver of future inflation, highlighting the growing importance of forward-looking inflation.

Second, both the minimum wage and international oil prices exert significant positive effects on future inflation. In the short run, increases in either contribute to cost-push inflation. Compared with low-inflation periods, the impact of the minimum wage on future inflation is stronger during high-inflation periods, whereas the impact of international oil prices is relatively smaller. This is mainly because when international oil prices rise sharply, the government may implement measures to ease oil price pressures (such as reducing fuel commodity taxes) or the CPC Corporation, Taiwan (CPC) may activate its oil price stabilization mechanism.

Finally, the scenario analysis results indicate that positive shocks to the minimum wage and international oil prices significantly increase upside risks to inflation. Moreover, lagged inflation (backward-looking inflation) tends to prolong inflationary pressures, whereas inflation expectations (forward-looking inflation) help to mitigate such pressures.

Keywords: Inflation-at-risk (IaR), Phillips curve, inflation lags, inflation expectation

JEL classification code: C12, E27, E31.

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