

以截尾平均法衡量台灣核心通膨之合宜性評估

經濟研究處

計量分析科

林谷忻

113年8月

摘要

本文採用 1981 年 1 月至 2023 年 12 月我國 CPI 62 項價格分類資料，透過截去不同比例之上尾及下尾，尋找與整體通膨潛在趨勢最接近之非對稱截尾平均通膨。實證結果發現，上尾 19%與下尾 34%之非對稱截尾平均通膨最貼近我國整體通膨長期趨勢。本文並以波動度、不偏性、菲利浦曲線配適度及對整體通膨的預測能力等 4 項評比指標衡量截尾平均法通膨的表現，並與加權百中位數通膨、P*通膨、16%截尾平均數通膨與不含蔬果及能源 CPI 通膨共同比較。

本文發現，非對稱截尾平均通膨的波動度明顯低於整體通膨，與 P*通膨及不含蔬果及能源 CPI 通膨相比亦較低；不偏性方面，非對稱截尾平均通膨之樣本平均數接近整體通膨，偏誤程度接近不含蔬果及能源 CPI 通膨，並較加權中位數與 16%截尾平均通膨低；菲利浦曲線配適能力方面，非對稱截尾平均數表現接近 16%截尾平均數，並在總體經濟波動劇烈時有較好的表現；預測整體通膨的能力方面，非對稱截尾平均通膨樣本外預測表現，在小於 12 月的預測期間內，略遜於不含蔬果及能源 CPI 及 16%截尾平均數通膨，而在大於 12 個月的預測期間則所有核心通膨預測表現相近。

整體而言，非對稱截尾平均通膨貼近整體通膨走勢，波動度較整體通膨低，在經濟遭到嚴重衝擊時有較好的菲利浦曲線配適度；而 16%截尾平均數通膨則擁有較大的偏誤與較低的波動度，菲利浦曲線配適度與非對稱截尾平均數表現相當，並且擁有較佳的短期整體通膨預測能力。

目 錄

一、前言.....	1
二、文獻回顧.....	4
三、資料與研究方法	6
(一) 研究資料.....	6
(二) 研究方法.....	11
四、實證結果.....	14
(一) 菲利浦曲線配適度.....	14
(二) 對整體通膨的預測能力.....	17
五、結論.....	22
參考文獻.....	24
附錄一：非對稱截尾平均通膨之建構	27
附錄二：CPI 62 項與 40 項價格分類項目及權數	29
附錄三：採用 CPI 40 項價格分類項目之實證結果	34
附錄四：樣本外預測模型納入核心通膨落後項之穩健性測試.....	37

一、前言

近年由於 COVID-19 疫情帶來的供應鏈瓶頸、俄烏戰爭與以哈戰爭，供給面的衝擊已經對全球通膨造成明顯的影響，生活成本的快速上升及生產活動的混亂成為潛在的社會問題，通膨成為央行、政府部門與民間的關注重點。

通膨長期在貨幣政策中扮演核心角色，央行執行貨幣政策的主要目標之一便是達成物價穩定。通膨一般採用物價指數的變動率來衡量，消費者物價指數(Consumer Price Index, CPI)係衡量一般家庭購買消費性產品及服務的價格水準，為一常用的指標。惟 CPI 中許多組成項目存在短期的波動性，這些波動性可能來自暫時性的衝擊(如地緣政治因素及天災等)或季節性原因，因而造成整體通膨的波動。若貨幣政策對這些短期的波動都做出反應，恐造成利率或匯率的過度波動，使社會負擔額外的成本。因此本文專注在核心通膨(core inflation)，核心通膨的精神在於剔除通膨的短期波動，有助於觀察通膨的中長期趨勢，亦為貨幣政策之重要參考指標。

文獻上認為，良好的核心通膨應具有低變異(low volatility)、不偏性(unbiased)、良好的菲利浦曲線(Phillips curve)的配適度以及具有對未來通膨的預測能力等 4 種特質(Roger, 1997；Clark, 2001；Ball and Mazumder, 2019；Dolmas and Koenig, 2019；Ball et al., 2023)。

核心通膨剔除波動較大的組成項目，其變異數理應低於整體通膨；不偏性則表示，核心通膨的樣本平均數不應偏離整體通膨，若核心通膨系統性偏離整體通膨的走勢，則可能缺乏代表性，在政策解釋上易欠缺說服力；考量菲利浦曲線的配適度原因為，各國央行在制定貨幣政策時，除了考量物價的穩定外，同時也考量失業率或產出缺口

(output gap)，如美國 Fed 的貨幣政策目標包含最大化就業與穩定通膨率，故良好的核心通膨應該與產出缺口或就業率具有明顯的關係，而菲利普曲線即是描述通膨與產出缺口或失業率的關係，若核心通膨對菲利普曲線具有良好的配適度，則適合成為貨幣政策的參考指標；而考量對未來通膨預測能力的原因為，核心通膨剔除短期波動的項目，可視為整體通膨的長期趨勢，當整體通膨遭受短期衝擊而偏離趨勢後，衝擊消失時應會自動調節往趨勢靠攏，故良好的核心通膨對整體通膨具有預測能力。

文獻與實務上常見的核心 CPI 建構方法有剔除法(exclusion)、加權中位數法(weighted median)與截尾平均數法(trimmed mean)。剔除法將 CPI 價格分類項目中，波動較大的固定項目予以剔除，最為直觀且易於解釋，我國主計總處目前公布之核心 CPI 亦以此法編製。加權中位數法將 CPI 價格分類項目，依據其變動率高低排列，並依其編製權數加權後，取其中位數。本文另外參考 Ball et al. (2023)建構 P*通膨率，其方法為尋找一百分位數之 CPI 價格分類項目，其樣本平均數最接近整體通膨，本文將加權中位數法與 P*通膨率建構方式合稱為加權百分位數法。截尾平均數法則是將 CPI 價格分類項目變動率依據高低排列並加權後，剔除頭尾兩端一定百分比之組成項目，已排除波動度過高及過低之成分。本文考量文獻最常使用之 16%截尾平均通膨，並參考 Dolmas(2005)之做法建構非對稱截尾平均通膨，通過尋找合適之上尾及下尾截尾比率，使截尾平均通膨之走勢最接近整體通膨之長期趨勢¹，本文實證發現上尾 19%及下尾 34%之非對稱截尾平均通膨最能貼近我國整體通膨之長期趨勢。

本文之研究目的為，透過前述 4 項標準衡量非對稱截尾平均及 16%截尾平均通膨之表現，並與不含蔬果及能源 CPI 通膨(此即我國

¹ 有關非對稱截尾平均通膨之建構，詳見附錄一。

主計總處定義之核心 CPI)、加權中位數通膨與 P*通膨比較，評估其是否適合作為我國核心通膨之參考指標。

本文採用我國 1981 年 1 月至 2023 年 12 月之 CPI 的 62 項價格分類資料，發現 16%截尾平均及加權中位數通膨波動度最低，而非對稱截尾平均通膨波動度次之，而不含蔬果及能源 CPI 及 P*通膨較高，惟仍顯著低於整體通膨之波動。而不偏性方面，非對稱截尾平均通膨之樣本平均略低於整體通膨，與不含蔬果及能源 CPI 通膨接近，加權中位數通膨及 16%截尾平均通膨則明顯低於整體通膨。菲利浦曲線配適度方面，非對稱截尾平均數與 16%截尾平均數表現接近，且在總體經濟波動劇烈期間配適度表現名列前茅。預測能力方面，非對稱截尾平均通膨表現接近加權中位數通膨，在樣本內模型配適度良好；樣本外在小於 12 個月的預測期間內，非對稱截尾平均通膨預測表現居中，而大於 12 個月的預測期間所有核心通膨表現相似。

本文主要貢獻如下：(1)過去我國探討截尾平均核心通膨相關文獻，並未有透過與整體通膨之長期趨勢比較，建構最佳截尾比率之非對稱截尾平均核心通膨之做法，本文為我國首篇使用此方法之文獻。(2)過去我國探討核心通膨相關文獻，並未同時以菲利浦曲線配適度及對整體通膨之預測能力評估核心通膨；本文則同時透過波動度、不偏性、菲利浦曲線配適度及對整體通膨的預測能力等 4 項標準全面性檢視不同核心通膨之表現。

本文除前言外，其餘章節安排如下：第二節為文獻回顧；第三節為資料說明及研究方法介紹；第四節說明實證結果；最後一節則為結論。

二、文獻回顧

核心通膨旨在剔除整體通膨組成項目中短期干擾的部分，以得到通膨的長期趨勢。文獻上建構核心通膨的方法眾多，最直觀的做法為剔除法，從通膨組成項目中選擇若干波動較大的項目，並予以剔除，如 Gordon (1975)根據 1970 年代石油危機造成供給面衝擊的經驗，首先提出不含食物及能源通膨。然而，通膨的短期干擾並非總是來自固定項目，且難以預測干擾會出現在哪些項目，故許多文獻提出從統計方法剔除極端值的建構方式，預先設定通膨門檻，並將變動率高於及低於門檻的項目剔除，Bryan and Pike (1991)提出的加權中位數通膨、Bryan and Cecchetti (1994)提出的截尾平均數通膨及 Ball et al. (2023)提出的 P*通膨均屬之。此外尚有使用因子模型(factor model)提取通膨組成項目的共同走勢(Camba-Méndez and Kapetanios, 2004 ; Khan et al., 2013 ; 徐士勛等, 2019)、運用經濟理論及向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型估計核心通膨(Quah and Vahey, 1995)、變異數加權法(variance weighted)給予變異較大的項目較低權重(Diewert, 1995)以及使用指數平滑法(exponentially smoothing)從通膨走勢過濾雜訊(Cogley, 2002 ; Detmeister, 2011)等方式。

過往的研究發現以截尾平均法估計之核心通膨具有某些特性。例如，Dolmas (2005)建構最適截尾平均通膨，透過截去不同之上尾及下尾比率，尋找最接近整體通膨長期趨勢之截尾比率，該文發現美國之最適截尾比率為上尾 25.4%及下尾 19.4%，且最適截尾平均通膨之波動度及不偏性表現均較不含食物及能源通膨佳。Detmeister (2011)比較剔除法、截尾平均法、變異數加權法、指數平滑法等核心通膨建構方式，發現截尾平均數及變異數加權法核心通膨，在追蹤整體通膨長期走勢及預測未來整體通膨的能力，都較剔除法核心通膨佳。Dolmas and Koenig (2019)發現截尾平均法通膨偏誤程度較不含食物及能源通

膨低，對菲利浦曲線的配適能力亦較佳，惟對未來整體通膨的預測能力並未優於不含食物及能源通膨。Luciani and Trezzi (2019)測試達拉斯 Fed 公布的截尾平均數通膨，發現其偏誤較剔除食物及能源通膨大，對未來通膨的預測能力則與剔除食物及能源通膨差異不大。Ball et al. (2021)測試包含了 2020 年後 COVID-19 疫情期間的數據，發現加權中位數及截尾平均法通膨波動程度較不含食物及能源通膨低，並且對菲利浦曲線配適能力較佳。

其他國家的文獻如，Du Plessis et al. (2015)使用南非的資料，比較不含食物及能源項目、截尾平均法、因子模型法等多種核心通膨表現，發現截尾平均數通膨存在較大偏誤，預測能力方面，多數核心通膨在小於 9 個月的預測期間內，預測未來整體通膨的能力不如整體通膨本身。Sharma and Bicchal (2015)發現印度的物價具有右偏性質，因此提出截去上尾 20.5%及下尾 29.5%的非對稱截尾平均數通膨，其最能貼合整體通膨趨勢。Carlomagno et al. (2023)比較多種不同核心通膨在智利、哥倫比亞、秘魯、歐盟及美國等 5 個地區的資料，發現截尾平均數通膨在波動度及不偏性方面表現都比不含食物及能源通膨佳，預測未來整體通膨的能力方面則無穩定一致的結果，顯示不同核心通膨在不同國家預測能力互有領先。

國內文獻方面，鄭麗玲(2001)運用我國 1982 年 1 月至 2000 年 5 月的資料，比較不含食物及能源 CPI、不含蔬果水產及能源 CPI、加權中位數及 20%截尾平均數 4 種核心通膨的表現，發現所有核心通膨皆與整體通膨具有長期穩定的關係，且截尾平均數及加權中位數通膨與整體通膨的長期關係更密切，而偏離趨勢後以不含蔬果水產及能源 CPI 調整速度最快。朱浩榜(2024)運用我國 2000 年 1 月至 2020 年 12 月的資料，比較不含蔬果及能源 CPI、不含食物及能源 CPI、加權中位數、截尾平均數及因子模型法等 5 種核心通膨對未來整體通膨的

預測能力，發現樣本內配適度以不含蔬果及能源 CPI 通膨表現最佳，加權中位數與不含食物及能源 CPI 通膨次之，截尾平均數及因子模型法通膨最差；而測試樣本外預測能力表現，該研究發現 12 月以內之預測期間，任一種核心通膨無法顯著較整體通膨本身具有預測優勢；12 個月以上之預測期間，則以加權中位數及不含食物及能源 CPI 通膨表現最佳。

總結國內外文獻對於截尾平均法通膨的發現，首先，作為一種去除極端值的核心通膨衡量方式，其波動較整體通膨小。不偏性的部分，較近期的研究均顯示，由於 CPI 價格分類項目的價格分布具有偏態，截尾平均法通膨的走勢傾向低於整體通膨。與產出缺口的關係方面，多數文獻顯示，截尾平均法通膨對菲利浦曲線的配適度較傳統剔除法通膨佳。預測未來整體通膨的能力，文獻多顯示核心通膨在較長的預測期間表現較佳，至於何種核心通膨具有優勢，則較無一致的結論。

三、資料與研究方法

(一) 研究資料

本文目的在衡量截尾平均法核心通膨率的表現，並與剔除法與加權百分位數法核心通膨進行比較。剔除法直接將 CPI 價格分類項目中變動較大的項目剔除，較直觀且利於解釋，故最廣為使用。加權百分位數及截尾平均法則是考量物價波動並非總是來自特定項目，剔除的項目應隨時間調整。

本文使用主計總處 CPI 62 項價格分類，樣本期間自 1981 年 1 月至 2023 年 12 月之月資料²，建構我國之非對稱及 16%截尾平均數通

² 為避免計算核心通膨時，季節性因素導致某些商品固定被排除在外，CPI 62 項價格分類之月資料經 X13 季節調整。

膨，並以不含蔬果及能源 CPI、加權中位數及 P*通膨做為比較基準，詳述如下：

1. 截尾平均數通膨³：依據前節之做法，實證發現最貼近我國通膨長期趨勢之截尾比率為上尾 19%及下尾 34%。另本文參考克里夫蘭 FED 之做法建構截去上下尾各 8%之 16%截尾平均數通膨⁴，其廣泛被納入截尾平均通膨相關文獻討論，本文亦探討其應用於我國資料上之表現。
2. 不含蔬果及能源 CPI 通膨：此為目前我國主計總處對核心物價的定義，將蔬果及能源價格(燃氣、電費及油料費)視為易受短期因素影響，波動較大的項目，並予以剔除。以 2021 年為基期之蔬菜及水果權數分別為 1.56%及，2.11%；而能源類別的項目，燃氣、電費及油料費權數分別為 0.40%、1.29%及 2.72%，總共剔除項目權數約為 8.07%。
3. 加權中位數通膨：Bryan and Pike (1991)發現整體通膨變化的來源並非總是來自食物及能源等特定項目，並且存在明顯偏態，故提出加權中位數通膨，計算方式如下：將各個 CPI 價格分類項目的年增率由低至高排列，並計算累積權數，以第 50 百分位項目(或高於第 50 百分位但最接近的項目)的變化率作為核心通膨，藉此排除暫時性價格變動的影響。由於歷史權重資料難以取得，本文

³ 從過去文獻中發現，適合各國之截尾比率並不相同。影響截尾比率較大的因素為物價組成項目通膨率分布之偏度(skewness)與峰度(kurtosis)。若物價組成項目通膨分布為右偏，則需要較高的上尾截尾比率以剔除極端值；若物價資料分布呈左偏則需要較高的下尾截尾比率；而分布為對稱時則適合使用對稱之截尾比率。若物價組成項目通膨分布之峰度較高，代表物價資料分布之尾端較厚，因此需要較高截尾比率以排除極端值；反之則宜採用較低之截尾比率。

影響通膨之因素繁多，如天然災害、戰爭、疾病、國際原物料及能源價格、總體經濟情況、消費者偏好及政策等，區域性因素(如天然災害、戰爭及政策等)更容易造成各國物價組成項目通膨分布之偏度與峰度差異，導致各國適合之截尾比率不同。

⁴ Bryan and Cecchetti(1994)原文採用 15%截尾比率，結果與現行 16%截尾比率相近。

將 2021 年後的資料以主計總處 2021 年公布之權數進行加權，2021 年以前的資料均以 2016 年之權數進行加權。

4. P*通膨：Ball et al. (2023)提出，計算方式與加權中位數通膨相似，將各個 CPI 價格分類項目的年增率由低至高排列，並計算累積權重，並尋找一百分位數之組成項目，其通膨率之樣本平均數最接近整體通膨。該文發現，多數國家的 P*位於第 50 百分位至第 60 百分位。本文採用其做法，發現我國最適的 P*位於第 59 百分位。

本文以年增率方式計算通膨率：

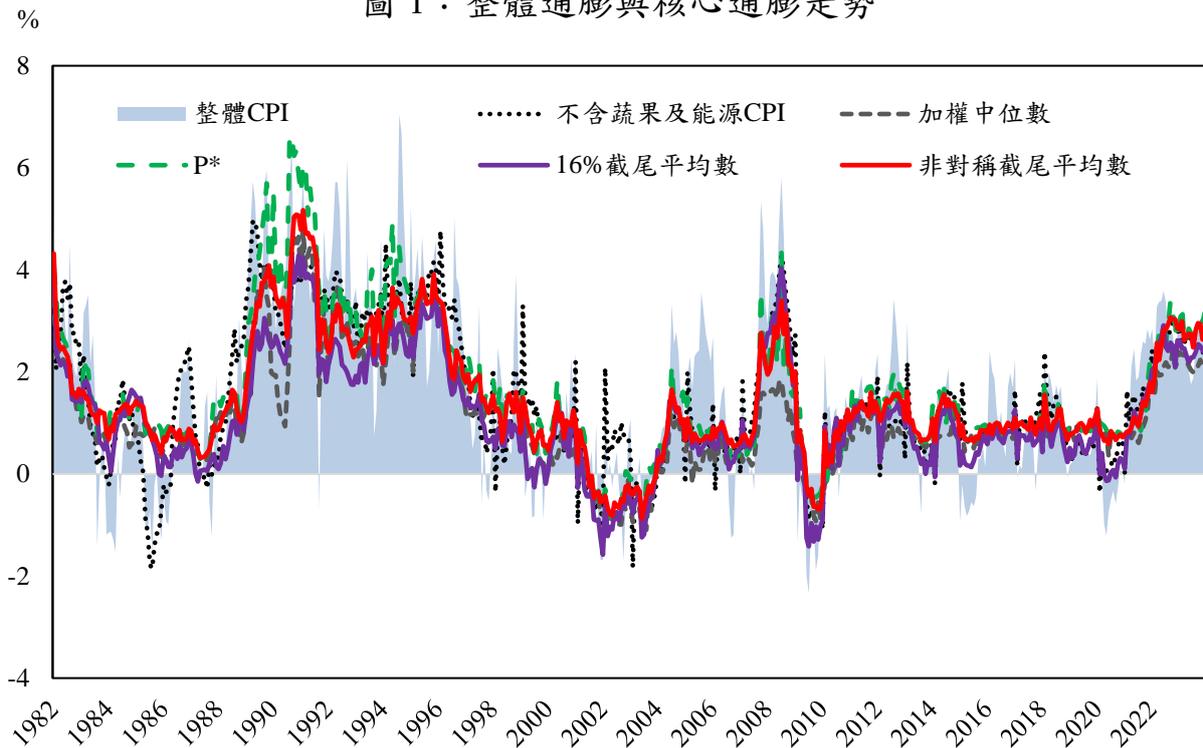
$$\pi_t = \frac{P_t}{P_{t-12}} - 1 \quad (1)$$

計算不含蔬果及能源 CPI 通膨時， P_t 為不含蔬果及能源 CPI；計算加權百分位數通膨率及截尾平均數通膨時， P_t 為 CPI 價格分類項目之物價指數，再依據前述方法建構出 6 種核心通膨(見圖 1)。

從圖 1 可知，從 1982 年 1 月至 2023 年 12 月，以各種方式衡量的核心通膨走勢相近，波動均低於整體通膨，但仍有些許不同。首先可以看出，大部分時間裡，不含蔬果及能源 CPI 通膨的波動較加權百分位數通膨及截尾平均數通膨大。而 1988 年至 1996 年 P*通膨有普遍較其他核心通膨衡量方法高的趨勢；2008 至 2010 年，加權中位數通膨則普遍較截尾平均數通膨低，顯示當時 CPI 價格分類項目價格變動分布呈現左偏。

良好的核心通膨指標應具有低變異及不偏性。由於剔除 CPI 價格分類項目中變異較大的部分，核心通膨的樣本標準差應比整體通膨低；而不偏性則表示，核心通膨的樣本平均數，不應偏離整體通膨太遠，若核心通膨系統性偏離整體通膨的走勢，則可能缺乏代表性。

圖 1：整體通膨與核心通膨走勢



說明：1. 資料來源為主計總處，本研究整理。

2. P*使用我國 1981 年 1 月至 2023 年 12 月物價資料，計算為第 59 百分位數。

2. 非對稱截尾平均數之截尾比率為上尾 19%及下尾 34%

表 1 整理出整體通膨及各種方式衡量之核心通膨之敘述統計量。首先，整體通膨之樣本標準差明顯高於各種核心通膨之樣本標準差，最大值及最小值亦較極端。使用剔除法之不含蔬果及能源 CPI 通膨，其樣本平均數略低於整體通膨，樣本標準差及最大、最小值均小於整體通膨，顯示蔬果及能源類項目確實為重要的通膨波動來源。使用加權百分位數法建構之加權中位數通膨及 P*通膨表現則不太相同，加權中位數通膨的樣本平均數明顯低於整體通膨，樣本標準差與極大極小值均小於整體通膨及不含蔬果及能源 CPI 通膨；而 P*通膨建構精神即是使其平均值儘量接近整體通膨，故其樣本平均值與整體通膨差異非常小，且其樣本標準差與極大、極小值均接近不含蔬果及能源 CPI 通膨。截尾平均法方面，16%截尾平均數之樣本平均明顯較整體通膨低，樣本標準差亦低，與加權中位數通膨類似，而非對稱截尾平均通

膨之樣本平均數略低於整體通膨，與不含蔬果及能源 CPI 通膨類似，而波動度表現亦佳，僅略高於 16% 截尾平均數通膨。

綜上所述，P* 通膨在不偏性表現最佳，惟其波動度最大；而加權中位數及 16% 截尾平均數在波動度表現最佳，惟其走勢明顯低於整體通膨；而非對稱截尾平均數在不偏性及波動度的表現均良好，其樣本平均接近整體通膨，波動度亦接近最低水準。

與過去文獻比較，波動度方面與過去文獻發現一致，截尾平均通膨波動度皆小於整體通膨；不偏性方面較有分歧，本文的發現與 Luciani and Trezzi (2019) 及 Carlomagno et al. (2023) 一致，均顯示截尾平均數偏誤較剔除法核心通膨大，而 Dolmas and Koenig (2019) 則發現截尾平均法通膨偏誤程度較剔除法核心通膨低。

表 1：整體通膨及核心通膨之敘述統計量

	樣本平均數	最大值	最小值	中位數	樣本標準差
整體 CPI	1.591	7.043	-2.340	1.445	3.021
非對稱截尾平均數	1.461	5.169	-0.877	1.151	1.337
16% 截尾平均數	1.137	4.278	-1.582	0.927	1.267
不含蔬果及能源 CPI	1.481	4.958	-1.852	1.103	1.881
加權中位數	1.132	4.805	-1.095	0.855	1.179
P*	1.607	6.626	-1.017	1.139	1.868

單位：%

說明：1. 資料來源為主計總處，本研究整理。

2. P* 使用我國 1981 年 1 月至 2023 年 12 月物價資料，計算為第 59 百分位數。

3. 非對稱截尾平均數之截尾比率為上尾 19% 及下尾 34%

本文亦將通膨率轉化為季頻率，搭配主計總處的實質 GDP 季資料⁵ 檢驗菲利浦曲線配適度。整體通膨與不含蔬果及能源 CPI 通膨透過簡單平均法將月資料轉換為季資料；而加權百分位數法及截尾平均法通膨，則是將各 CPI 價格分類項目通膨透過簡單平均法轉換為季資

⁵ 實質 GDP 季資料及 CPI 價格分類項目季資料均經 X13 季節調整。

料後，再透過前述方法重新建構。

(二) 研究方法

本文接下來將介紹透過菲利浦曲線配適度及對整體通膨的預測能力兩種方式，衡量前一節建構出的各種核心通膨之表現。

1. 單根檢定

本文先對整體通膨，以及非對稱截尾平均數、16%截尾平均數、不含蔬果及能源 CPI、加權中位數及 P*通膨等 5 種核心通膨進行單根檢定。單根檢定旨在確認所有數列均為定態，否則可能須將變數進行一階差分再進行分析。

本文使用 ADF、PP 及 KPSS 等三種常見的單根檢定方式，ADF 檢定及 PP 檢定之虛無假設均為數列「具有單根」，而 KPSS 檢定的虛無假設則為「數列為定態」。觀察圖 1，所有通膨序列均不具備明顯時間趨勢，故本文在單根檢定設定上，僅包含截距項。由表 2 可知，幾乎所有通膨指標在三種檢定都過關，僅 P*通膨在 ADF 檢定未達到顯著標準，但 PP 檢定及 KPSS 檢定均顯示其為定態數列，故我們有理由認為所有通膨序列均為定態，後續分析逕使用原始變數即可。

表 2：單根檢定結果

	ADF 統計量	PP 統計量	KPSS 統計量
整體 CPI	-3.359**	-6.836***	0.271
非對稱截尾平均數	-2.578*	-3.425**	0.181
16%截尾平均數	-2.781*	-4.293***	0.167
不含蔬果及能源 CPI	-2.653*	-4.878***	0.248
加權中位數	-2.844*	-3.561***	0.203
P*	-2.433	-3.305**	0.227

- 說明：1. ADF 及 PP 檢定之虛無假設為數列具有單根，KPSS 檢定虛無假設為數列為定態。
 2. 模型設定均包含截距項。ADF 檢定落後期數在最大為 12 的限制下以 SIC 選定。PP 檢定之 Bandwidth 以 Newey-West 方式選定。KPSS 檢定之 Bandwidth 以 Andrews 方式選定。
 3.***、**及*分別代表在 1%、5%及 10%水準下顯著

2. 菲利浦曲線配適度

菲利浦曲線描述通膨率與實質產出的抵換關係，在執行貨幣政策上扮演關鍵的角色，文獻上亦經常以菲利浦曲線配適度來衡量核心通膨的表現(Bañbura and Bobeica, 2023；Ball et al., 2023)。本文參考 Bañbura and Bobeica (2023)的做法，使用以下迴歸式：

$$\pi_t - \mu_\pi = \alpha + \beta ygap_t + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中 π_t 為第 t 期之整體通膨率或核心通膨率， μ_π 為通膨率或核心通膨率的平均值， $ygap_t$ 為第 t 期之產出缺口，為第 t 期季節調整後實質 GDP 減去經過 HP 濾波器($\lambda=1600$)過濾出之實質 GDP 趨勢。Bañbura and Bobeica (2023)使用滾動窗(rolling window)法，設定滾動窗大小為 60 季($w=60$)，並以 OLS 估計(2)式。此方法允許 μ_π 隨時間變動，較符合現實長期通膨預期。本研究測試 w 設定為 40 及 w 設定為 60 兩種窗格大小，並採 OLS 估計(2)式。

3. 對整體通膨的預測能力

由於核心通膨剔除了變異較大的通膨項目，較接近整體通膨的長期趨勢，而當整體通膨遭受短期衝擊偏離趨勢之後，衝擊消失後將會自動調節再度往趨勢靠攏，因此核心通膨應對整體通膨具有預測能力。本文參考 Clark (2001)的做法，使用以下迴歸式檢驗核心通膨對整體通膨的預測能力：

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^c) + \varepsilon_{t+h} \quad (3)$$

其中 π_t 、 π_{t+h} 及 π_t^c 分別代表第 t 期的整體通膨、h 期後的未來整體通膨以及第 t 期的核心通膨， β_h 衡量核心通膨與未來整體通膨之間的關係，若核心通膨能完全代表整體通膨之長期趨勢，假設整體通膨在 t 期受到暫時性干擾，待未來 h 期干擾消失後，應自動向核心通膨水準靠攏，即 $\beta_h = -1$ 。本文將測試 h=1 至 h=24，即各種核心通膨在對未來 1 個月至 2 年的整體通膨進行預測時，在樣本內的模型配適度，及樣本外預測表現。

樣本內模型配適度本文以迴歸模型的 R^2 衡量。惟預測模型中，單純以 R^2 衡量模型優劣恐有不足，故本文將測試各核心通膨的樣本外預測表現。本文參考朱浩榜 (2024)的做法，以使用以下迴歸式評估樣本外預測表現：

$$\pi_{t+h} = \alpha + \beta\pi_t^c + \varepsilon_{t+h} \quad (4)$$

其中 π_{t+h} 與 π_t^c 之定義與(3)式相同。並將樣本資料切出 20%作為樣本外資料，前 80%的資料作為模型估計之用，並以估計好之模型，預測後 20%之樣本外資料，並與實際未來 h 期通膨率做比較⁶。

⁶ 本文樣本外預測資料起點在每個預測期間皆不相同，以 h=1 為例，全樣本期間為 1982 年 1 月至 2023 年 11 月共 503 個月，則樣本內資料為 1982 年 1 月至 2015 年 6 月，共 402 個月；樣本外資料則為 2015 年 7 月至 2023 年 11 月，共 101 個月。

樣本外表現以預測值與實際值之 RMSE 衡量，並以隨機漫步 (random walk) 模型作為比較基準，該模型假設未來通膨率的期望值即為目前的通膨率，亦即：

$$E(\pi_{t+h}) = \pi_t \quad (5)$$

並以單邊 Diebold-Mariano 檢定(簡稱單邊 DM 檢定)，衡量預測模型表現是否在統計上優於隨機漫步模型。

四、實證結果

(一) 菲利浦曲線配適度

本文使用各種核心通膨的季資料，搭配 GDP 季資料，以(2)式衡量菲利浦曲線的配適度。配適度以 R^2 值衡量，越高的 R^2 值代表對模型有越好的解釋能力，也代表該核心通膨越適合用來衡量與產出缺口之間的關係。本文設定滾動窗大小為 40 季($w=40$)及 60 季($w=60$)估計(2)式。

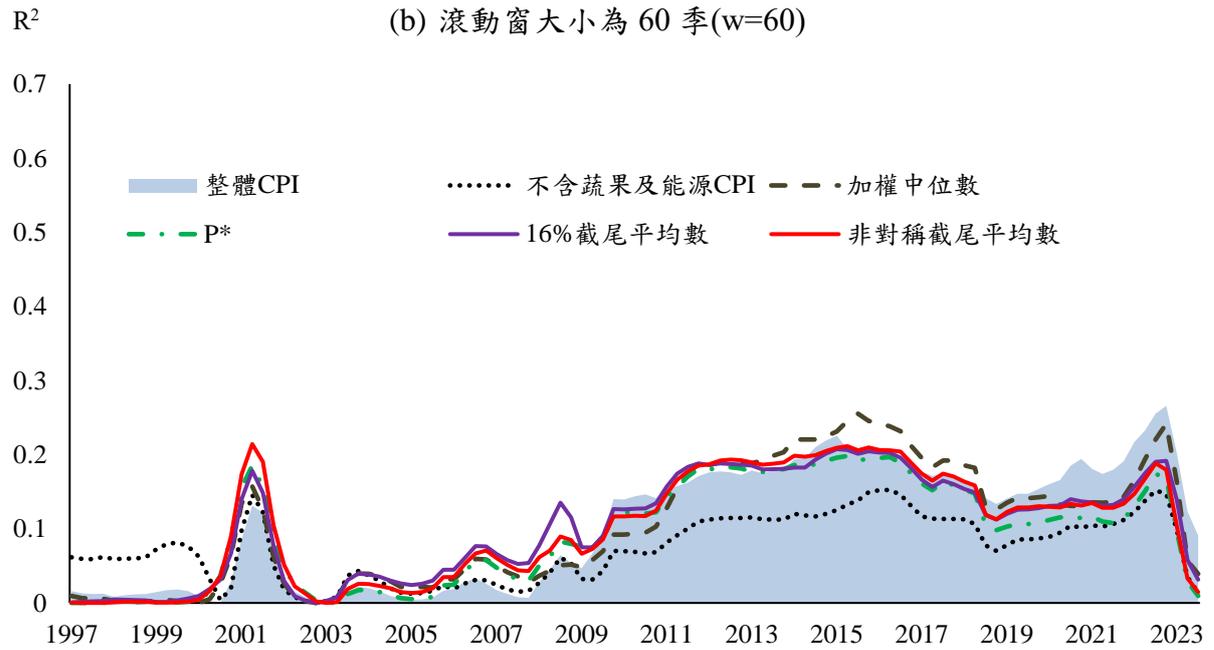
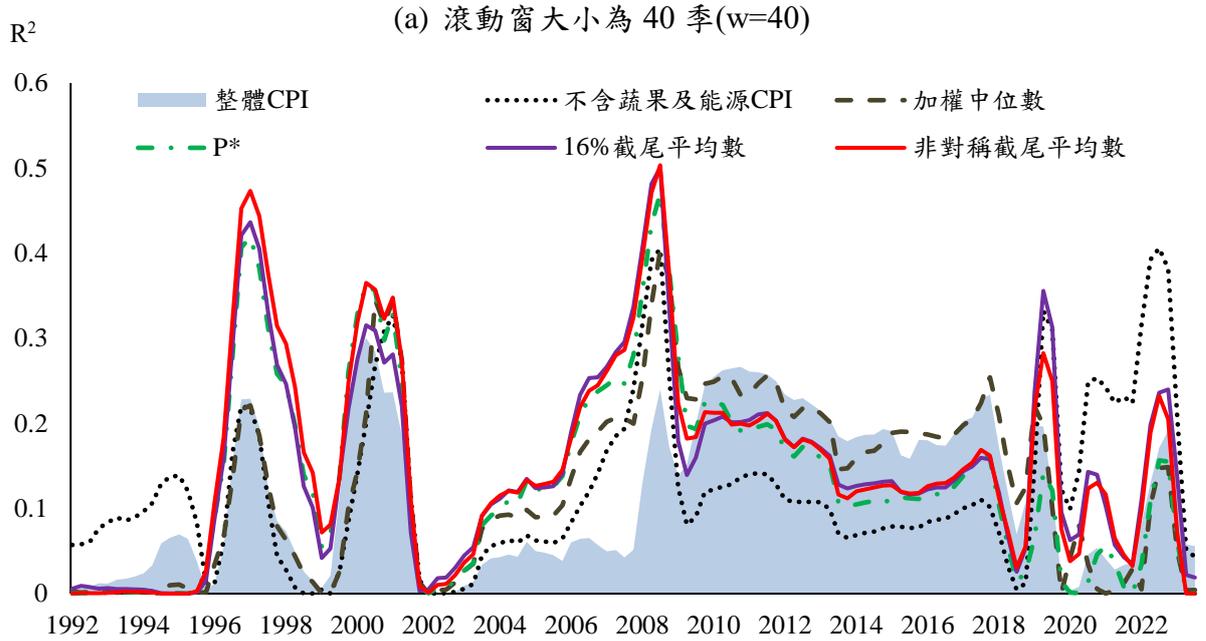
估計結果如圖 3 所示，首先可以發現當 w 設定為 40 時， R^2 值普遍比 w 設定為 60 時高，這代表將 w 設定為 40 時，以期間通膨率或核心通膨率之平均作為長期通膨預期使用，模型配適效果較 w 設定為 60 佳。不過這是否意味著 40 季通膨率的平均值，比 60 季通膨率平均值更接近長期通膨預期，恐怕無法由此直接推論得知。

從圖 3(a)可以觀察到，在 w 設定為 40 時，有數個 R^2 值高峰，分別出現在 1997 年亞洲金融危機、2000 至 2001 年網路泡沫、2008 年金融危機、2020 年的 COVID19 疫情及 2022 年的烏俄戰爭，顯示在經濟環境受到嚴重衝擊時，通膨與產出缺口的關係會越趨明顯。另外

可以發現，在 1996 年之後，非對稱截尾平均及 16% 截尾平均通膨的配適能力在大部分時間都處於領先位置，表現較其他核心通膨及整體通膨優且穩定，尤其是總體經濟變動劇烈的時期。值得注意的是，在 2020 年新冠疫情爆發後，不含蔬果及能源 CPI 通膨的配適能力突然提高，在所有核心通膨中表現最佳，而非對稱截尾平均及 16% 截尾平均通膨的表現亦佳，僅次於不含蔬果及能源 CPI 通膨。

從圖 3(b) 可以觀察到，當 w 設定為 60 時，除了整體 R^2 值較 w 設定為 40 時低外， R^2 值走勢亦有些不同。與 w 設定為 40 時相似，在 2000 年附近、2008 年及 2022 年後， R^2 值都出現峰值，不同之處在於， w 設定為 60 時未能反應出 1997 年的亞洲金融風暴及 2020 年的 COVID-19 疫情所帶來的影響。2010 年後至 2020 年前的低通膨時期，表現亦不太一致， w 設定為 40 時 R^2 值呈現較低且平緩的狀態，而 w 設定為 60 時則呈現類似高原的情形。觀察不同核心通膨的配適度表現，與 w 設定為 40 時相同，在 2002 年以後，非對稱截尾平均數及 16% 截尾平均數通膨在大多數期間都處於領先位置。顯示無論採用 40 季或 60 季滾動窗大小，截尾平均數核心通膨在菲利浦曲線模型都有良好的配適能力。

圖 3：菲利浦曲線配適度



說明：1.通膨率資料起點為 1982 年第 1 季，故 $w=40$ 時，菲利浦曲線模型估計起點為 1992 年第 1 季 $w=60$ 時估計起點為 1997 年第 1 季。

2.變異數採用 Newey-West HAC 估計式。

(二) 對整體通膨的預測能力

1. 樣本內配適度

本文使用(3)式，測試各種核心通膨對未來 1 個月至 2 年($h=1$ 至 $h=24$)整體通膨的預測能力。首先，觀察迴歸模型中，核心通膨之係數 β_h 是否接近理論值，以檢驗核心通膨是否能良好代表整體通膨之長期趨勢，結果如圖 4 所示。

觀察圖 4 可以發現，各種核心通膨的 β_h 係數走勢相似，在 7 個月內，所有核心通膨之 90%信賴區間皆未涵蓋 -1，顯示短期暫時性干擾因素尚未消退，整體通膨仍偏離核心通膨水準。而在 $h = 12$ 時 β_h 皆顯著低於 -1。 $h \geq 12$ 後，多數核心通膨之 β_h 不顯著異於 -1 或信賴區間之邊界相當接近 -1，顯示在過了 1 年以後，整體通膨逐漸調整回到核心通膨的水準。

圖 4：預測模型之 β_h 係數估計值

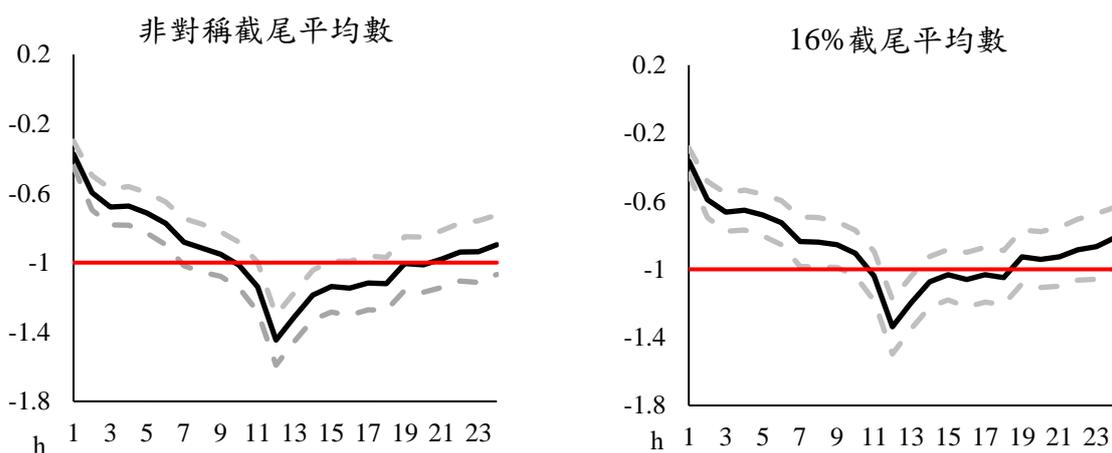
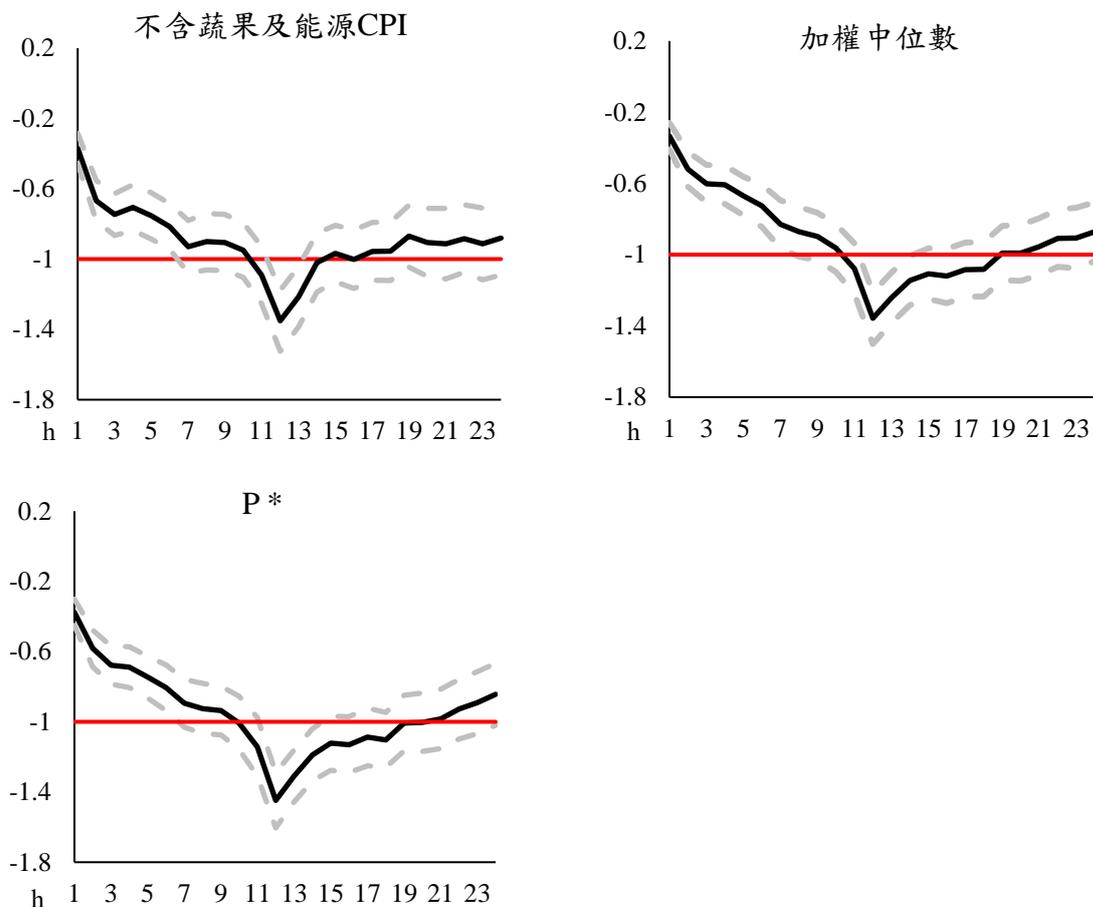


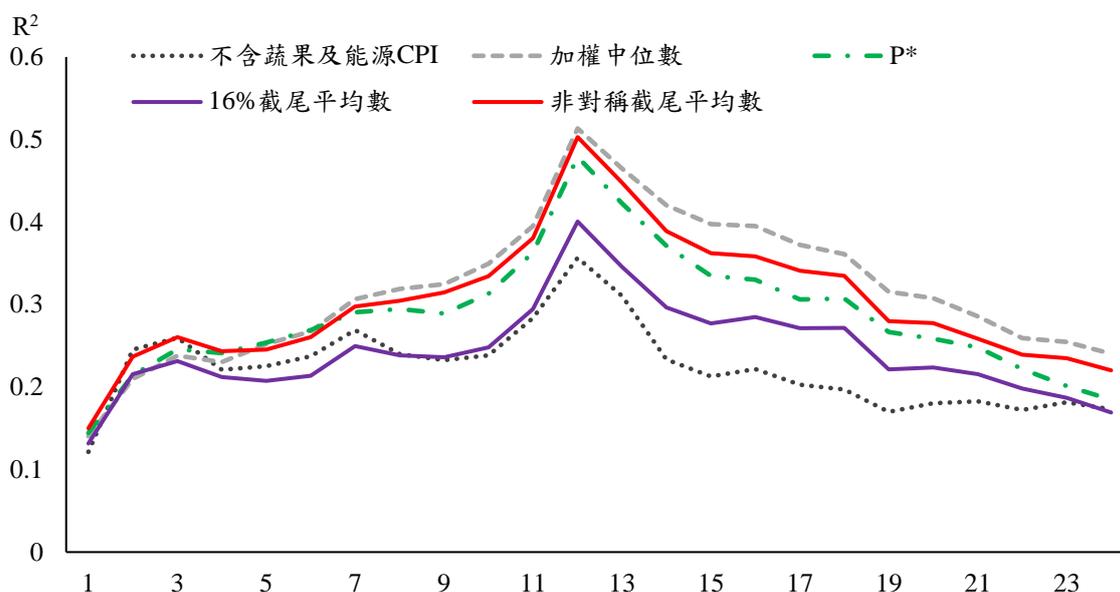
圖 4(續)：預測模型之 β_h 係數估計值



比較不同核心通膨之差異，可以發現非對稱截尾平均、 p^* 及不含蔬果及能源 CPI 通膨之 β_h 較快達到理論水準，在 $h > 7$ 後信賴區間即包含-1。而 $h > 12$ 後 16%截尾平均、加權中位數及不含蔬果及能源 CPI 通膨之信賴區間則較快包含-1。

測試各種核心通膨在樣本內的模型配適度，以迴歸模型的 R^2 值衡量，結果如圖 5 所示。

圖 5：預測模型樣本內 R^2 值



說明：變異數採 Newey-West HAC 估計式。

從圖 5 可以看出，所有核心通膨的 R^2 值走勢大致相同，在 $h < 12$ 時遞增，在 $h = 12$ 時達到峰值，在 $h > 12$ 後遞減。這可以說明核心通膨與整體通膨的差值，對未來 12 個月的整體通膨與現在整體通膨的差值最具有解釋能力。而比較不同的核心通膨可以發現，非對稱截尾平均及加權百分位數法通膨，在預測模型內樣本配適度較好， R^2 值較高。

2. 樣本外預測表現

為了更加貼近真實預測情況，本文將資料切分為樣本內及樣本外資料，樣本內資料佔 80%，用來估計模型係數，樣本外資料佔 20%，以估計得到的係數預測未來整體通膨，並與實際未來通膨比較，評估 (4) 式之樣本外模型預測表現，並以隨機漫步模型作為基準模型⁷。

預測表現以預測值與實際值之 RMSE 衡量，RMSE 越小則預測

⁷ 隨機漫步模型假設未來 h 期通膨的期望值即為現在的通膨，故將 π_{t+h} 設定為與 π_t 相等。

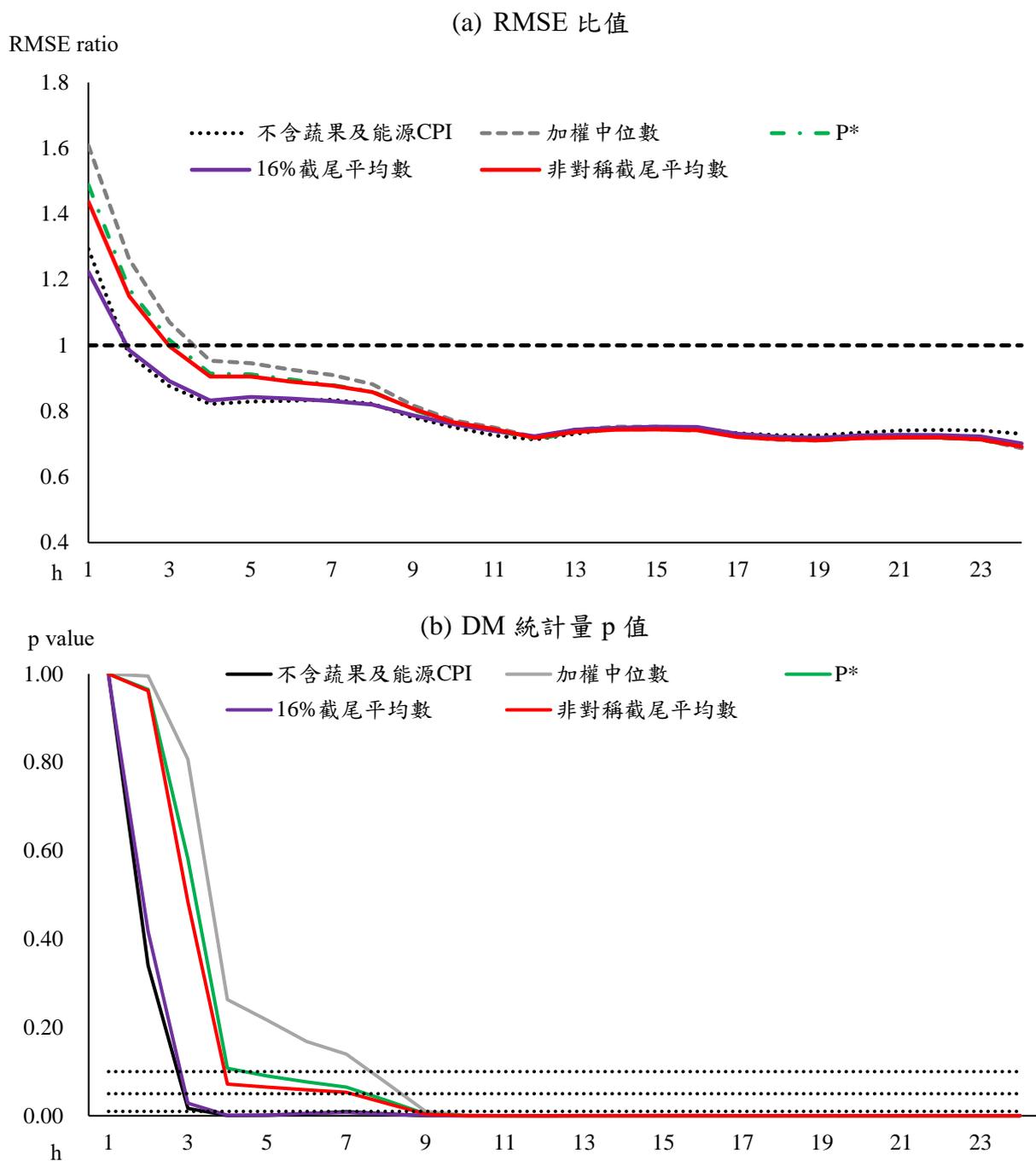
越準確。而為了與基準模型做比較，本文將預測結果以預測模型之 RMSE 與基準模型之 RMSE 以比值方式呈現，若小於 1 則表示預測模型表現優於隨機漫步模型，大於 1 則表示預測模型表現劣於隨機漫步模型。

本文使用單邊 DM 檢定衡量預測模型之表現是否在統計上顯著優於隨機漫步模型。單邊 DM 檢定的虛無假設為隨機漫步模型的表現等於或優於預測模型，則拒絕虛無假設代表預測模型的表現優於隨機漫步模型，若 RMSE 比值小於 1 且單邊 DM 檢定結果拒絕虛無假設，則代表預測模型之表現顯著優於隨機漫步模型。

使用(4)式進行樣本外預測表現如圖 6 所示，觀察圖 6(a)可發現，所有核心通膨走勢相似，在 $h < 3$ 時，所有核心通膨皆無法明顯勝過隨機漫步模型，RMSE 比值均大於 1 或非常接近 1。隨著 h 上升，RMSE 比值逐步下降，在 $h \geq 3$ 後，16%截尾平均與不含蔬果及能源通膨最先下降至 1 以下，隨後是非對稱截尾平均及 P*通膨，最後則是加權中位數通膨；而在 h 超過 12 後，所有核心通膨預測表現幾乎沒有差異⁸。觀察圖 6(b)的單邊 DM 檢定結果，可以發現，16%截尾平均與不含蔬果及能源通膨最先達到顯著水準，隨後依序是非對稱截尾平均、P*及加權中位數通膨，與 RMSE 比值的表現一致。另外我們可以從圖 6(a)發現，在樣本內配適度較佳的非對稱截尾平均、p*與加權中位數通膨率，在 $h < 12$ 時樣本外預測表現反而不如配適度較差的不含蔬果及能源 CPI 及 16%截尾平均數通膨。可能的原因為，短期通膨的走勢仍然存在相當的隨機性，雜訊較多，導致模型參數中含有與預測不相干的資訊。

⁸ 本文亦於(4)式中加入落後 1 期與 2 期之核心通膨變數，結果依然穩健，詳見附錄四。

圖 6：預測模型樣本外預測表現



說明：1.變異數採 Newey-West HAC 估計式。

2.圖(a)所示為預測模型樣本外 RMSE 與基準模型樣本外 RMSE 之比值，小於 1 表示預測模型表現優於隨機漫步模型，大於 1 則表示預測模型表現劣於隨機漫步模型，虛線值為 1。

3.隨機漫步模型將 π_{t+h} 設定與 π_t 相等。

4.單邊 DM 檢定之虛無假設為基準模型表現優於或等於預測模型，拒絕虛無假設表示預測顯著優於隨機漫步模型。

5.圖(b)中三條虛線分別代表 1%、5%及 10%顯著水準，低於虛線代表在該顯著水準下拒絕虛無假設。

3. 小結

非對稱及 16%截尾平均通膨在菲利浦曲線配適度表現佳，在整個樣本期間均名列前茅，此發現與 Dolmas and Koenig (2019)及 Ball et al.(2021)一致。而預測能力方面，在小於 9 個月的預測期間以 16%截尾平均數及不含蔬果及能源 CPI 通膨樣本外預測能力較佳，此發現亦與 Dolmas and Koenig (2019)相似，均顯示剔除法核心通膨有較佳的預測能力；而各核心通膨在較長期大於 12 個月的預測期間表現則幾乎沒有差異。

五、結論

本文以我國 1981 年 1 月至 2023 年 12 月的 CPI 62 項價格分類資料⁹，建構 16%截尾平均通膨以及與長期通膨趨勢走勢最接近之非對稱截尾平均數通膨，實證發現，最貼近整體通膨長期趨勢之截尾比率為上尾 19%與下尾 34%。本文另以波動度、不偏性、菲利浦曲線配適度及對未來整體通膨之預測能力等 4 項標準衡量截尾平均通膨表現，並與加權中位數通膨及 P*通膨及不含蔬果及能源 CPI 通膨比較，結果整理於表 3。

表 3：不同核心通膨之表現

	(1)	(2)	(3)	(4)	
	波動度	不偏性	菲利浦曲線配適度	整體通膨樣本外預測能力 短期	長期
非對稱截尾平均數	低	佳	佳	居中	佳
16%截尾平均數	最低	較差	佳	佳	佳
不含蔬果及能源	高	佳	較差	佳	佳
加權中位數	最低	較差	較差	較差	佳
P*	高	最佳	居中	居中	佳

⁹ 本文亦測試我國 CPI 40 項價格分類資料(有關 CPI 62 項與 40 項價格分類之項目及權數，詳見附錄二)，實證結果依然穩健，詳見附錄三。

波動度方面，16%截尾平均數及加權中位數通膨最低，非對稱截尾平均通膨略高於前 2 者，不含蔬果及能源 CPI 與 P*通膨波動度則較高，惟仍明顯低於整體通膨。而不偏性方面，非對稱截尾平均通膨之樣本平均數接近整體通膨，偏誤程度略高於 P*通膨，接近不含蔬果及能源 CPI 通膨，並較加權中位數與 16%截尾平均通膨低。菲利浦曲線的配適度方面，非對稱截尾平均與 16%截尾平均通膨在多數期間對菲利浦曲線的配適能力均名列前茅，尤其在總體經濟波動劇烈期間配適能力更加突出，顯示截尾平均法適合用來解釋與產出缺口之間的關係。而預測能力方面，觀察各種核心通膨在預測模型的樣本內表現，各種核心通膨之迴歸係數在長期均接近理論值，均能衡量整體通膨之長期趨勢，而加權百分位數法、非對稱截尾平均法及 P*通膨的模型樣本內配適能力較佳。而樣本外預測顯示在小於 9 個月的預測期間內，不含蔬果及能源 CPI 通膨及 16%截尾平均數通膨的預測表現最佳，其次是非對稱截尾平均數及 P*通膨，最後則是加權中位數通膨；而大於 12 個月的預測期間所有核心通膨表現幾乎沒有差異。

本文建構之非對稱截尾平均通膨能良好貼合整體通膨長期趨勢，並在波動度、不偏性及菲利浦曲線配適度表現良好，適合作為央行貨幣政策輔助指標之一，宜逐月更新並定期檢視截尾比率之合理性。整體通膨預測能力方面以 16%截尾平均通膨較佳，惟預測表現在過去文獻並亦無一致結論，恐受樣本期間影響大，因此建立整體通膨預測時不宜依賴單一指標，應參考多種核心通膨，並搭配其他資訊綜合評估。

本文著重探討截尾平均法在我國通膨資料的表現，而尚有如指數平滑法、變異數加權法及因子模型法等建構核心通膨之方式，礙於使用過多方法進行比較，討論恐難以聚焦，因此本文未納入考量，未來核心通膨相關研究可深入探討相關方法對我國之適用性。

參考文獻

- 鄭麗玲(2001),「我國核心通貨膨脹率之衡量—兼論以結構化向量自我迴歸模型分析貨幣政策效果」,中央銀行季刊,23(4),頁 51-70。
- 徐士勛(2019),「台灣基本通膨估值(UIG)之建構與分析」,中央銀行季刊,41(3),頁 29-58。
- 朱浩榜(2024),「檢驗台灣核心通膨對整體通膨的預測能力」,中央銀行季刊,即將刊登。
- Ball, L., and S. Mazumder (2019), “The Nonpuzzling Behavior of Median Inflation,” National Bureau of Economic Research, No. w25512.
- Ball, L., D. Leigh, P. Mishra, and A. Spilimbergo (2021), “Measuring Core Inflation: The Stress Test of COVID-19,” National Bureau of Economic Research, No. w29609.
- Ball, L., C. Carvalho, C. Evans and L. A. Ricci (2023), “Weighted Median Inflation Around the World: A Measure of Core Inflation,” *Journal of International Money and Finance*, 103017.
- Bañbura, M., and E. Bobeica (2023), “Does the Phillips curve help to forecast euro area inflation?,” *International Journal of Forecasting*, 39(1), 364-390.
- Bryan, M. F., and S. G. Cecchetti (1994), “Measuring Core Inflation,” in: N. Gregory Mankiw, (ed.), *Monetary Policy*. Chicago: University of Chicago Press, pp.195–215.
- Bryan, M. F., and C. Pike (1991), “Median Price Changes: An Alternative Approach to Measuring Current Monetary Inflation,” *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 1.
- Carlomagno, G., J. Fornero, and Sansone (2023), “A proposal for constructing and evaluating core inflation measures,” *Latin American Journal of Central Banking*, 4(3), 100094.

- Camba-Méndez, G. and G. Kapetanios (2004), “ Forecasting euro area inflation using dynamic factor measures of underlying inflation,” European Central Bank Working Paper Series 402, November.
- Clark, T. E. (2001), “Comparing Measures of Core inflation,” *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 86(2), 5-32.
- Cogley, T. (2002), “A simple adaptive measure of core inflation,” *Journal of money, credit and banking*, 94-113.
- Detmeister, A. K. (2011), “The Usefulness of Core PCE Inflation Measures,” FEDS Working Paper No. 2011-56.
- Diewert, W. E. (1995), “On the stochastic approach to index numbers,” University of British Columbia, UBC Departmental Archives.
- Dolmas, J. (2005), “Trimmed mean PCE inflation,” Federal Reserve Bank of Dallas Working Paper 506.
- Dolmas, J., and E. F. Koenig (2019), “Two Measures of Core Inflation: A Comparison,” Federal Reserve Bank of St. Louis Review, Fourth Quarter 2019, 101(4), pp. 245-58.
- Du Plessis, S., G. du Rand and K. Kotzé (2015), “Measuring Core Inflation in South Africa,” *South African Journal of Economics*, 83(4), 527-548.
- Gordon, R. J. (1975), “The impact of aggregate demand on prices,” *Brookings Papers on Economic Activity*, 1975(3), 613-670.
- Khan, M., L. Morel and P. Sabourin (2013), “ The Common Component of CPI: An Alternative Measure of Underlying Inflation for Canada,” Bank of Canada Working Paper 2013-35.
- Luciani, M. and R. Trezzi (2019), “Comparing Two Measures of Core Inflation: PCE Excluding Food & Energy vs. the Trimmed Mean PCE Index,” Fed's Notes.
- Quah, D., and S. P. Vahey (1995), “Measuring Core Inflation,” *The*

Economic Journal, 105(432), 1130-1144.

Roger, S. (1997), "A robust measure of core inflation in New Zealand, 1949-96," Reserve Bank of New Zealand Working Paper, (G97/7).

Sharma, N. K., and M. Bicchal (2015), "Measuring core inflation in India: An asymmetric trimmed mean approach," *Cogent Economics & Finance*, 3(1), 1014252.

附錄一：非對稱截尾平均通膨之建構

Bryan and Cecchetti (1994)發現當衝擊發生時，對於每個經濟部門的影響並不一致，會影響 CPI 價格分類項目的尾端分布，故建議採用截尾平均數，以剔除尾端價格變動較大的項目。本文參考 Dolmas (2005)之作法，首先，計算 CPI 組成項目之年增率及權數，並依照年增率之高低排序，並截去上尾 $\alpha\%$ 及下尾 $\beta\%$ 之組成項目計算出之截尾平均通膨為：

$$\pi_t^{\alpha,\beta} = \frac{1}{1 - \alpha - \beta} \sum_{i=\hat{i}(\alpha)}^{\hat{i}(1-\beta)} w_{i,t} \pi_{i,t}$$

其中 $\pi_t^{\alpha,\beta}$ 為截尾平均數通膨， $\pi_{i,t}$ 及 $w_{i,t}$ 分別為 CPI 組成項目之年增率與權數， $\hat{i}(\alpha)$ 表示高於且最接近第 α 百分位數之組成項目，即 $\hat{i}(\alpha) = \min\{l: \sum_{i=1}^l w_{i,t} \geq \alpha\}$ 。而非對稱截尾平均通膨之目標即為，尋找適當之 α 與 β ，使 $\pi_t^{\alpha,\beta}$ 之走勢最接近整體通膨之長期趨勢，意即：

$$\min_{\alpha,\beta} \text{loss}_{t=1\dots T}(\pi_t^{\alpha,\beta}, \bar{\pi}_t)$$

其中 $\bar{\pi}_t$ 為整體通膨之長期趨勢， loss_t 為損失函數，本文採用均方根誤差(root mean square error, RMSE)。Dolmas(2005)發現採用不同方法獲得的 $\bar{\pi}_t$ ，對於最中選取之 α 與 β 影響很大，因此其採用 3 種不同的方法衡量 $\bar{\pi}_t$ ，分別為 36 個月中央移動平均數¹⁰(centered moving average)、24 個月前瞻移動平均數¹¹(forward-looking moving average)以及使用濾波器法¹²提取長期趨勢，再將 3 者算出之 RMSE 做算術平均。本文參考其做法，亦採用我國整體 CPI 通膨之 36 個月中央移動平均數、24 個月前瞻移動平均數及 HP 濾波器¹³過濾出之趨勢作為整

¹⁰ 36 個月中央移動平均係指以 t 期作為中心點，計算 t-18 期至 t+18 期之移動平均數。

¹¹ 24 個月前瞻移動平均數為以 t 期作為起點，計算 t+1 至 t+24 期之移動平均數。

¹² Dolmas(2005)原文採用 Christiano and Fitzgerald band-pass 濾波器。

¹³ HP 濾波器參數設定為，月資料 $\lambda=1600$ ；季資料 $\lambda=14400$ 。

體通膨之長期趨勢，並計算截尾平均通膨與這 3 者 RMSE 之算術平均，因此前述極小化問題改寫為：

$$\min_{\alpha, \beta} \frac{1}{3} \sum_{h=1,2,3} \sqrt{T^{-1} \sum_{t=1}^T (\pi_t^{\alpha, \beta} - \bar{\pi}_t^h)^2}$$

透過尋找合適之 α 與 β ，在該截尾比率之下，截尾平均通膨與 3 種整體通膨長期趨勢之 RMSE 算術平均數最小。

附錄二：CPI 62 項與 40 項價格分類項目及權數

附表 1 及附表 2 分別列示我國 CPI 62 項及 CPI 40 項價格分類之組成及權數。

附表 1：我國 CPI 62 項價格分類及權數

	2021	2016
食物類	25.446	23.726
穀類及其製品	1.562	1.579
1.米類及其製品	0.421	0.416
2.其他穀類及其製品	1.141	1.163
肉類	2.44	2.351
3.生鮮家畜	1.446	1.418
4.生鮮家禽	0.994	0.933
5.肉類製品	0.225	0.23
6.蛋類	0.315	0.278
7.水產品	1.205	1.431
8.加工水產品	0.466	0.462
蔬菜	1.557	1.444
9.根菜	0.127	0.129
10.莖菜	0.329	0.256
11.葉菜	0.462	0.496
12.果菜及其他	0.639	0.563
13.加工蔬菜	0.545	0.586
14.水果	2.113	2.472
15.加工水果	0.07	0.072
16.乳類	0.991	0.984
17.食用油	0.27	0.245
18.調味品	0.284	0.279
19.酒	0.649	0.736
20.非酒精性飲料及材料	1.046	1.096
21.調理食品	0.865	0.828
22.外食費	9.825	7.597
23.其他食品	1.018	1.056

	2021	2016
衣著類	5.302	4.577
成衣	3.747	3.303
24.男用衣著	1.071	0.952
25.女用衣著	2.306	2.02
26.兒童衣著及學生制服	0.37	0.331
27.鞋類	1.233	0.996
28.衣著服務及配件	0.322	0.278
居住類	24.234	22.702
29.房租	15.601	14.632
住宅維修費	1.181	1.079
30.維修材料	0.252	0.24
31.維修服務	0.929	0.839
家庭用品	4.291	3.981
32.紡織品	0.59	0.561
33.家具	0.917	0.81
34.家庭耐久設備	1.358	1.253
35.餐具及其他家用品	1.426	1.357
36.家庭管理費用	1.184	1.04
水電燃氣	1.977	1.97
37.燃氣	0.395	0.406
38.水費	0.232	0.224
39.電費	1.285	1.267
40.公共附加費	0.065	0.073
交通及通訊類	14.392	15.309
交通及通訊設備	4.635	4.516
41.交通工具	4.131	4.02
42.通訊設備	0.504	0.496
43.油料費	2.717	2.632
交通服務及維修零件	7.04	8.161
44.運輸費	2.108	2.807
45.通訊費	2.246	2.891
46.交通工具零件及維修費	1.82	1.626
47.其他交通服務費	0.866	0.837
醫療保健類	4.781	4.285
48.醫療費用	2.303	2.045

	2021	2016
49.藥品及保健食品	1.706	1.608
50.醫療保健器材	0.772	0.632
教養娛樂類	12.868	14.728
教養費用	6.268	6.476
51.書報期刊	0.664	0.834
52.學雜費	1.842	1.998
53.補習及學習費	2.09	2.064
54.教養設備及用具	1.672	1.58
娛樂費用	6.6	8.252
55.娛樂設備	2.315	2.654
56.娛樂服務	4.285	5.598
雜項類	12.979	14.673
57.香菸及檳榔	2.168	1.565
58.美容及衛生用品	2.997	3.117
59.個人隨身用品	2.334	2.005
60.個人照顧服務費	1.304	1.271
61.理容服務費	1.044	0.732
62.其他	3.132	5.983

說明：由於權數資料取得不易，2021年後採用2021年之權數計算，2021年以前均採用2016年之權數計算。

附表 2：我國 CPI 40 項價格分類及權數

	2021	2016
食物類	25.446	23.726
1. 穀類及其製品	1.562	1.579
2. 肉類	2.44	2.351
3. 肉類製品	0.225	0.23
4. 蛋類	0.315	0.278
5. 水產品	1.205	1.431
6. 加工水產品	0.466	0.462
7. 蔬菜	1.557	1.444
8. 加工蔬菜	0.545	0.586
9. 水果	2.113	2.472
10. 加工水果	0.07	0.072
11. 乳類	0.991	0.984
12. 食用油	0.27	0.245
13. 調味品	0.284	0.279
14. 酒	0.649	0.736
15. 非酒精性飲料及材料	1.046	1.096
16. 調理食品	0.865	0.828
17. 外食費	9.825	7.597
18. 其他食品	1.018	1.056
衣著類	5.302	4.577
19. 成衣	3.747	3.303
20. 鞋類	1.233	0.996
21. 衣著服務及配件	0.322	0.278
居住類	24.234	22.702
22. 房租	15.601	14.632
23. 住宅維修費	1.181	1.079
24. 家庭用品	4.291	3.981
25. 家庭管理費用	1.184	1.04
26. 水電燃氣	1.977	1.97
交通及通訊類	14.392	15.309
27. 交通及通訊設備	4.635	4.516
28. 油料費	2.717	2.632
29. 交通服務及維修零件	7.04	8.161

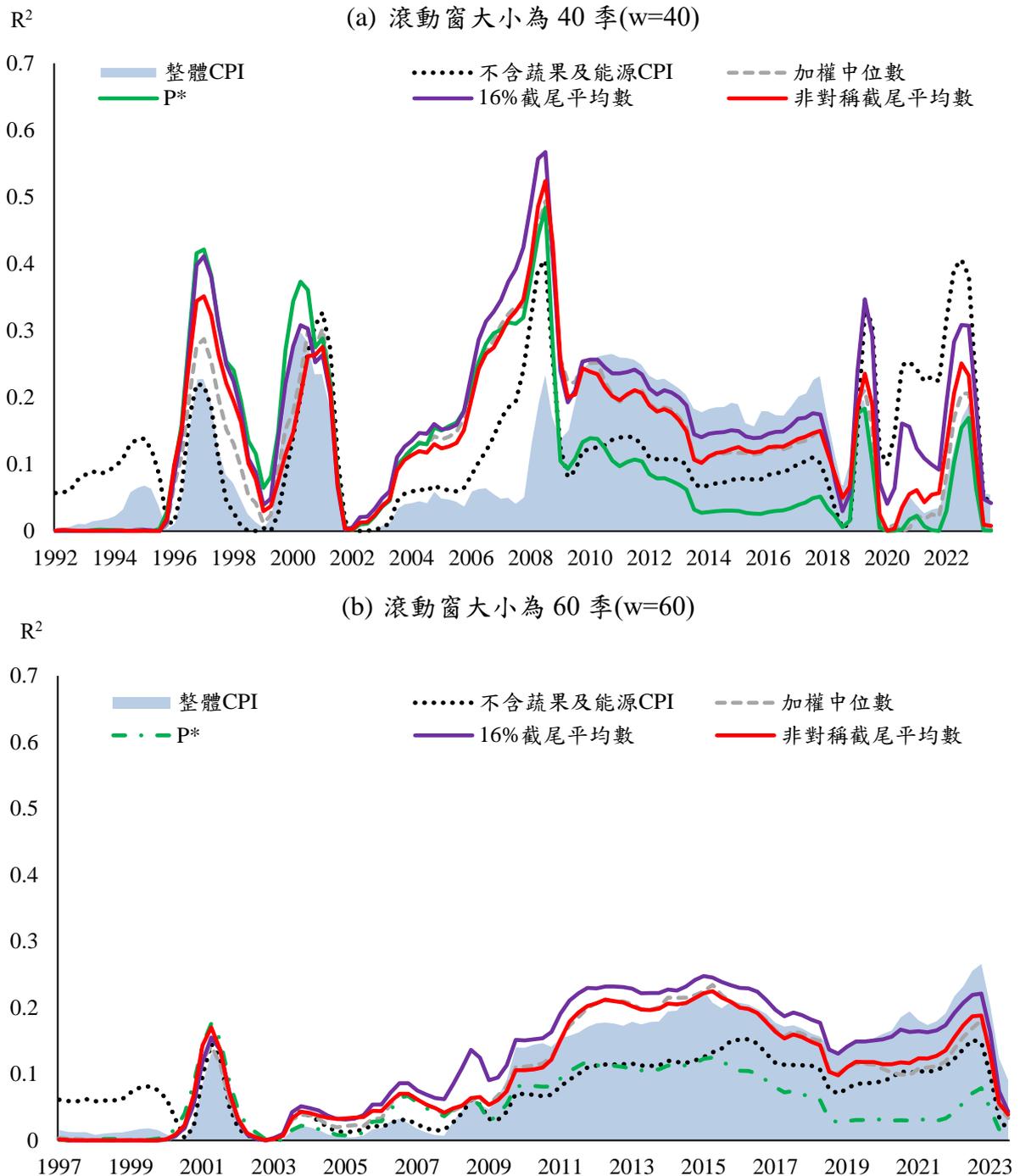
	2021	2016
醫療保健類	4.781	4.285
30.醫療費用	2.303	2.045
31.藥品及保健食品	1.706	1.608
32.醫療保健器材	0.772	0.632
33.教養費用	6.268	6.476
34.娛樂費用	6.6	8.252
雜項類	12.979	14.673
35.香菸及檳榔	2.168	1.565
36.美容及衛生用品	2.997	3.117
37.個人隨身用品	2.334	2.005
38.個人照顧服務費	1.304	1.271
39.理容服務費	1.044	0.732
40.其他	3.132	5.983

說明：由於權數資料取得不易，2021 年後採用 2021 年之權數計算，2021 年以前均採用 2016 年之權數計算。

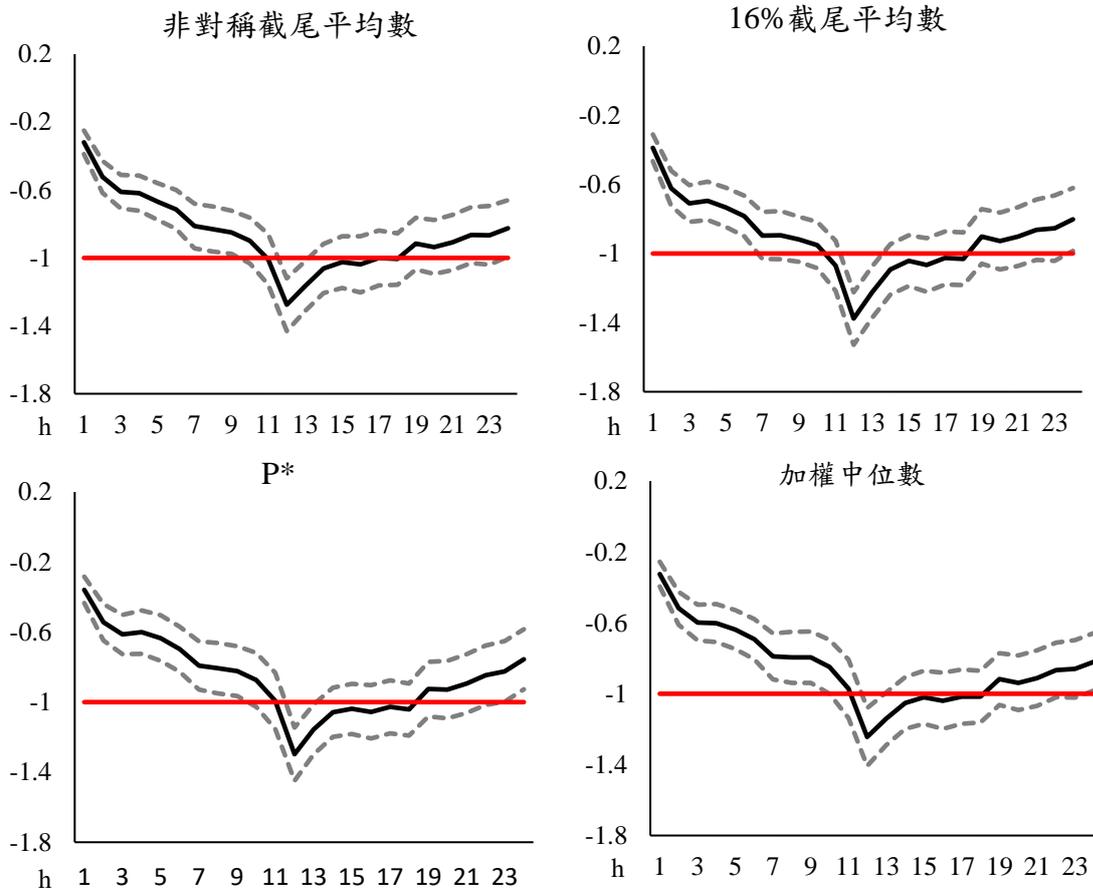
附錄三：採用 CPI 40 項價格分類項目之實證結果

本文亦測試以我國 CPI 40 項價格分類製成之截尾平均及加權百分位數通膨，在菲利浦曲線及預測整體通膨之表現，相關結果展示於附圖 1 至附圖 5。

附圖 1：菲利浦曲線配適度

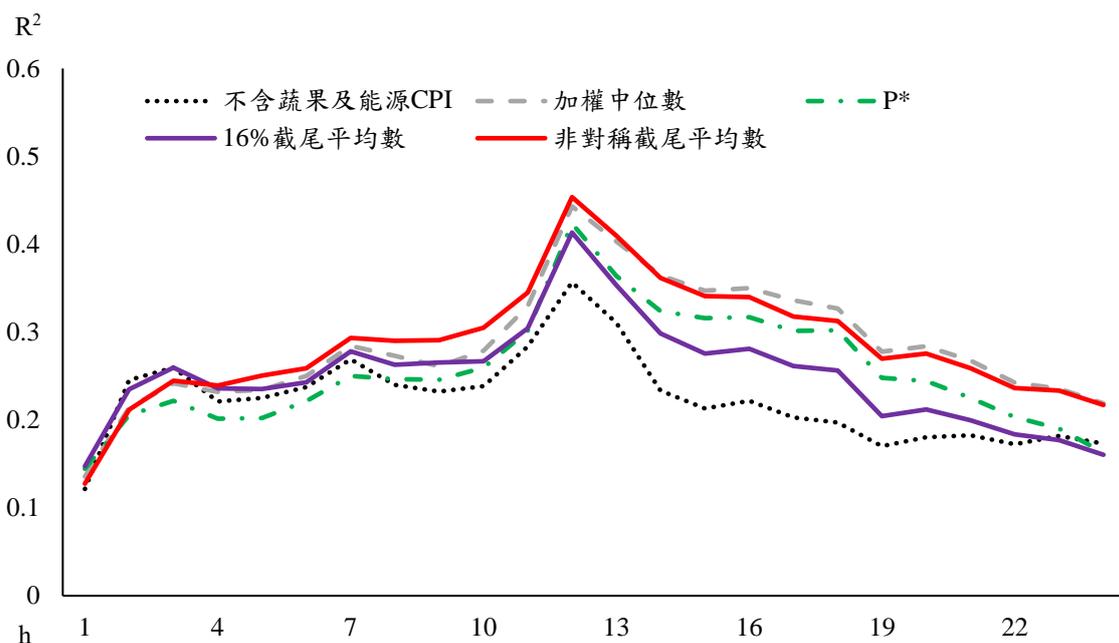


附圖 2：預測模型之 β_h 係數估計值



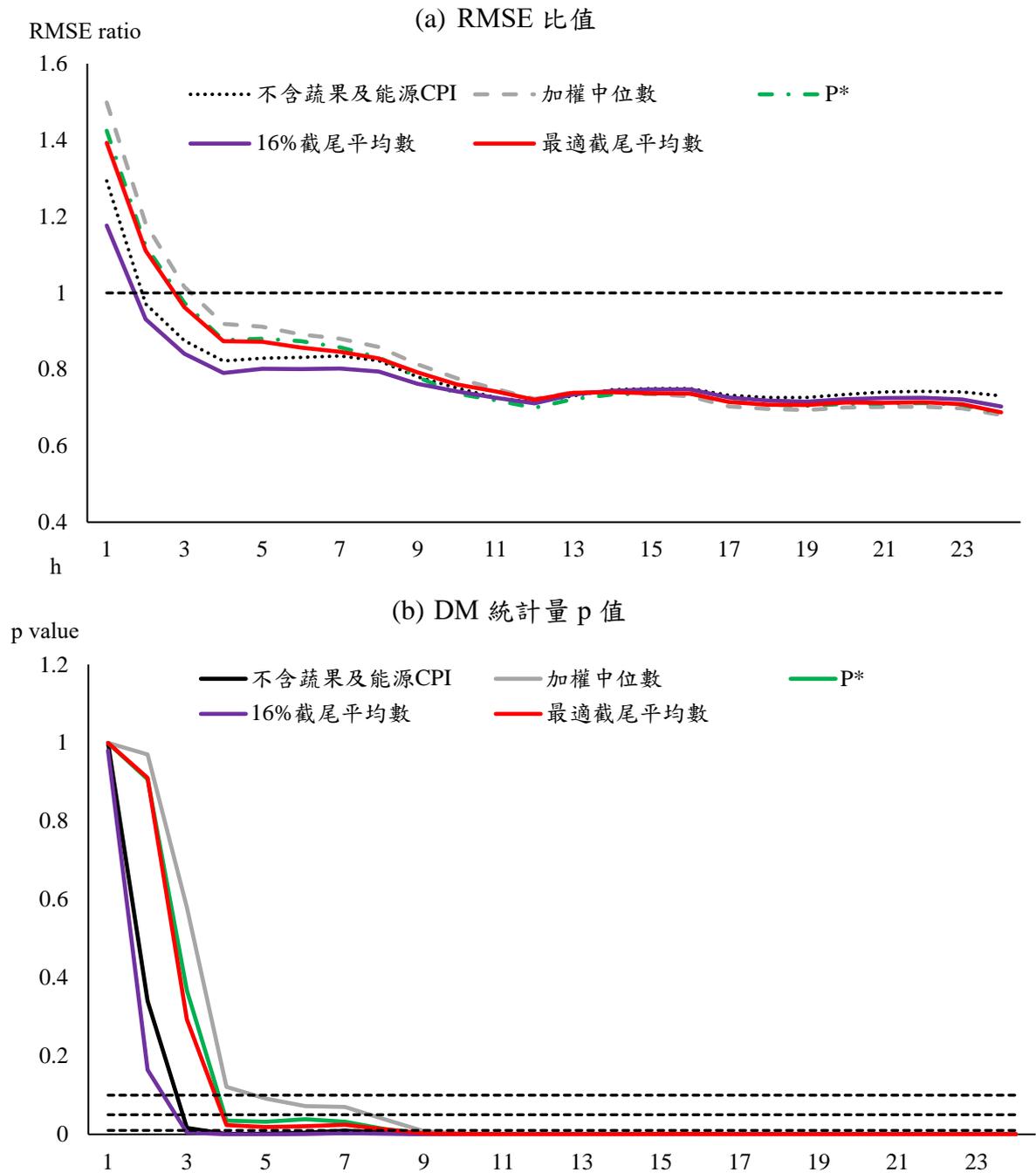
說明：紅線位置為-1，灰色虛線間之區域表示 β_h 係數之90%信賴區間。變異數採用 Newey-West HAC 估計式。

附圖 3：預測模型樣本內 R^2



說明：變異數採 Newey-West HAC 估計式。

附圖 4：預測模型樣本外預測表現



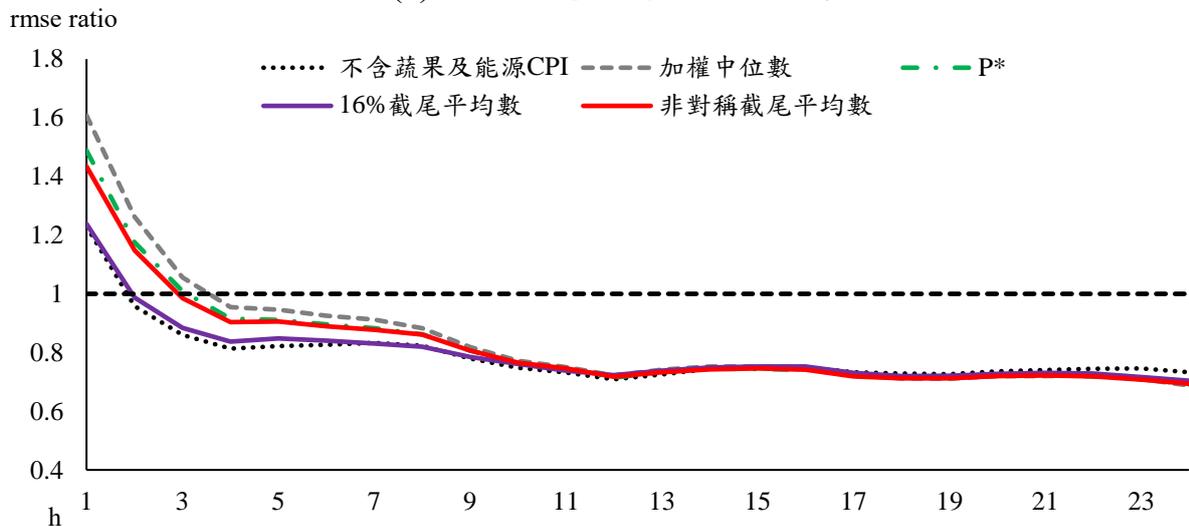
- 說明：1. 預測模型請參考本文第三節資料與研究方法。變異數採 Newey-West HAC 估計式。
2. 圖(a)所示為預測模型樣本外 RMSE 與基準模型樣本外 RMSE 之比值，小於 1 表示預測模型表現優於隨機漫步模型，大於 1 則表示預測模型表現劣於隨機漫步模型，虛線值為 1。
3. 隨機漫步模型將 π_{t+h} 設定與 π_t 相等。
4. 單邊 DM 檢定之虛無假設為基準模型表現優於或等於預測模型，拒絕虛無假設表示預測顯著優於隨機漫步模型。
5. 圖(b)中三條虛線分別代表 1%、5%及 10%顯著水準，低於虛線代表在該顯著水準下拒絕虛無假設。

附錄四：樣本外預測模型納入核心通膨落後項之穩健性測試

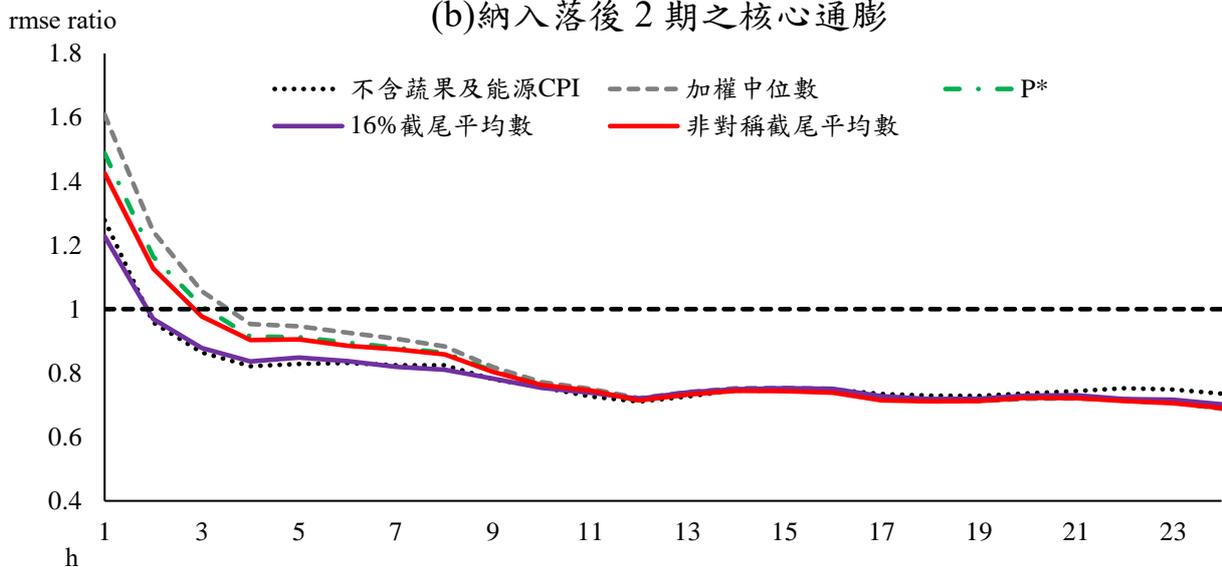
本文亦將落後 1 期及 2 期之核心通膨加入(4)式之預測模型中，以作為穩健性測試，結果顯示，包含落後項之預測模型表現幾乎與未包含落後項時相同。

附圖 5：納入核心通膨落後項之預測模型表現

(a) 納入落後 1 期之核心通膨



(b) 納入落後 2 期之核心通膨



說明：1. 預測模型請參考本文第三節資料與研究方法。變異數採 Newey-West HAC 估計式。

2. 圖(a)所示為預測模型樣本外 RMSE 與基準模型樣本外 RMSE 之比值，小於 1 表示預測模型表現優於隨機漫步模型，大於 1 則表示預測模型表現劣於隨機漫步模型，虛線值為 1。

3. 隨機漫步模型將 π_{t+h} 設定與 π_t 相等。