檢驗台灣核心通膨對整體通膨的預測能力*

朱浩榜**

摘　要

核心通膨排除暫時性的干擾因素，有助衡量中長期的通膨變動趨勢，因此應可作為整體通膨的預測指標，並供貨幣決策參考。本文檢驗台灣核心通膨對整體通膨的預測能力，藉此瞭解台灣的情形。本文共考慮五種不同的核心通膨，包括不含蔬果及能源CPI（主計總處現行之核心通膨定義）、不含食物及能源CPI（主要經濟體常見之定義）等兩種以剔除法編製的核心通膨，加權中位數、截尾平均數等兩種以統計方法編製的核心通膨，以及透過因子模型萃取CPI共同因子建構而成的核心通膨。分析2000年1月至2020年12月的樣本期間後，可知目前主計總處編製之核心通膨（即不含蔬果及能源之CPI）單向領先整體通膨，且整體通膨在受衝擊後會逐漸往其方向調整而不具偏誤，相近於未來整體通膨的期望值，不僅具有作為核心通膨之良好性質，亦未剔除過多項目而仍保有代表性。另樣本外預測顯示，不含食物及能源CPI或加權中位數對未來一年以上的通膨具有較佳的預測能力。因此，觀察不含蔬果及能源CPI的走勢，並輔以不同的核心通膨衡量方式，應有助判斷未來整體通膨走向。

關鍵詞：通膨、核心通膨、通膨預測

JEL分類代號：E31、E37

* 本文初稿完成於民國111年2月，113年4月修正完稿。本文感謝兩位匿名審稿人提供的評論與建議，以及本行吳處長懿娟、廖研究員俊男、葉研究員盛、許科長碧純、俞助理研究員欣榮與經濟研究處同仁給予之意見。本文觀點為作者個人意見，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二等專員。

壹、前　言

中央銀行藉由貨幣政策工具影響通貨膨脹，以達成物價穩定之政策目標。在通膨情形的評估上，一般係透過物價指數的變動情形來衡量；而在各種物價指數之中，消費者物價指數（Consumer Price Index, CPI）用於評估家計單位購買消費性商品及服務的價格水準，其變動率為各國常見的通膨指標。然而，部分價格往往易受某些短期因素干擾而產生暫時性的變動，若貿然以貨幣政策因應，則可能付出不必要的代價。因此，若能濾除物價指數中的短期干擾因素，則不僅有助觀察中長期的通膨趨勢，亦可作為貨幣政策之參考指標；而基於這種概念，排除暫時性干擾因素後的CPI或通膨，即為核心CPI（core CPI）或核心通膨（core inflation）。

由於暫時性的干擾因素業經排除，因此，核心通膨可能蘊含整體通膨的預測資訊，有助判斷未來整體通膨的走向，並可作為整體通膨的預測指標（predictor）（Bryan and Cecchetti, 1994; Cogley, 2002）[註1]。但實證上，許多文獻檢驗核心通膨對整體通膨的預測能力後，卻發現核心通膨的預測能力會隨國家、樣本期間、預測期間、模型設定、資料頻率或通膨衡量方式等而有所不同，無法得到一致且穩健的結論。其中，美國的情形可參見Rich and Steindel（2005）、Meyer and Pasaogullaris（2010）、Crone et al.（2013）或Liu and Smith（2014）等，其他國家的情形則可參見Le Bihan and Sédillot（2000）、Song（2005）、Cristadoro et al.（2005）、Giannone and Matheson（2007）或Pincheira-Brown et al.（2019）等之探討。

在國內方面，討論此議題的文獻相對較少。鄭麗玲（2001）發現截尾平均數（trimmed mean）、加權中位數（weighted median）、不含食物及能源CPI、不含蔬果水產及能源CPI等四種核心通膨皆與整體通膨具有長期穩定的關係，且對未來一年及未來兩年之整體通膨的係數估計值多呈顯著，但僅不含食物及能源CPI的走勢領先整體通膨。近來，徐士勛等（2019）建構台灣的基本通膨估值（underlying inflation gauge, UIG），同時亦將核心通膨納入分析，結果顯示核心通膨單向領先整體通膨；惟就樣本外預測績效而言，核心通膨對未來一期的整體通膨並無預測能力。由於鄭麗玲（2001）的研究較為早期，而徐士勛等（2019）則因研究對象並非核心通膨，僅簡單檢驗未來一期的通膨預測能力，因此本文探討台灣核心通膨對整體通膨的預測能力，不僅有助增進對此議題的瞭解，亦有助填補國內文獻的不足。

文獻上核心通膨的編製方法眾多，本文

共考慮剔除法（exclusion method）、統計方法與因子模型（factor model）等三種。首先，剔除法扣除CPI查價項目中易受暫時性因素干擾且波動較大的特定項目，不僅最為常見，主計總處亦以此做法編製我國的核心通膨。本文考慮不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI等兩種剔除法之核心通膨，前者即現行主計總處採用的核心CPI定義，後者則為主要經濟體常見的核心CPI定義。其次，統計方法從資料面向剔除價格變動較為極端的查價項目，不僅可藉此衡量物價的長期變動趨勢，亦可能具有通膨預測能力（Bryan and Cecchetti, 1994; Smith, 2004）。本文考慮加權中位數與截尾平均數等兩種常見且以統計方式編製的核心通膨。最後，應用因子模型捕捉CPI查價項目的共同變化趨勢所建構而成的核心通膨，亦可能具甚佳的通膨預測能力（Cristadoro et al., 2005; Giannone and Matheson, 2007），故本文亦透過因子模型萃取CPI共同因子，作為另一種核心通膨的衡量方式。綜上所述，本文共考慮五種不同的核心通膨，並依此進行實證分析。

本文樣本期間涵蓋2000年1月至2020年12月，並從樣本內性質及樣本外預測績效等兩方面進行評估。結果發現，目前主計總處編製之核心通膨（即不含蔬果及能源之CPI）單向領先整體通膨，且整體通膨在受衝擊後會逐漸往其方向調整而不具偏誤，相近於未來整體通膨的期望值，不僅具有作為核心通膨之良好性質，亦未剔除過多項目而仍保有代表性。另一方面，樣本外預測結果顯示，不含食物及能源CPI或加權中位數對未來一年以上的通膨具有較佳的預測能力。因此，觀察不含蔬果及能源之CPI的走勢，並輔以不同的核心通膨衡量方式，應有助判斷未來整體通膨走向。

除本節為前言外，其餘各節依序如下。第2節概述國內外有關核心通膨之通膨預測能力的相關文獻，第3節介紹本文考慮的五種不同核心通膨的編製方法、走勢及敘述統計量，第4節則進行樣本內評估及樣本外預測績效等實證分析，並就實證結果提出說明。最後，第5節為本文結論。

貳、文獻探討

為了排除物價指數中的短期干擾因素，文獻上提出許多核心通膨的建構方法，藉此觀察中長期的通膨趨勢。其中，剔除法直接扣除容易受暫時性因素干擾且波動較大的特定項目，係最為常見的做法；而加權中位數或截尾平均數等統計方法（Bryan and Pike, 1991; Bryan and Cecchetti, 1994），亦屬於從資料面向剔除某些成分或極端

值的做法。除此之外，尚有許多文獻從統計或計量模型的方向建構核心通膨。例如，應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）；以指數平滑法（exponential smoothing）從頻率的角度濾除暫時性因素（Cogley, 2002）；或是透過因子模型捕捉CPI各查價項目的共同波動作為核心通膨（Cristadoro et al., 2005; Giannone and Matheson, 2007; Khan et al, 2013）等[註2]。

儘管核心通膨的衡量方式眾多，但許多文獻在檢驗核心通膨對整體通膨的預測能力後，卻發現無論何種核心通膨，其預測能力皆可能隨國家、樣本期間、預測期間、模型設定或資料頻率而有所不同，並無一致且穩健的結論。

首先，就美國而言，Bryan and Cecchetti（1994）發現核心通膨具有長期通膨的預測資訊，且以加權中位數表現最佳；Clark（2001）的估計結果顯示，核心通膨可有效捕捉基本（underlying）通膨趨勢，且以不含能源之CPI及截尾平均數的表現最佳；Blinder and Reis（2005）的實證結果顯示，核心通膨具有更小的樣本內標準誤及樣本外預測誤差；Cogley（2002）、Smith（2004）則分別發現以指數平滑、加權中位數等方法編製的核心通膨具有較佳的預測能力；Liu and Smith（2014）的實證結果亦發現，加權中位數與截尾平均數等核心通膨指標，確實可提供有關中期物價趨勢的訊息；Stock and Watson（2016）基於動態因子的模型架構建構「趨勢通膨」（trend inflation），並發現剔除能源項目後，其通膨預測能力可獲得大幅提升。

另一方面，Freeman（1998）發現核心通膨與整體通膨具有長期共整合關係，惟核心通膨的領先程度尚不足以用於預測；Rich and Steindel（2005）的實證結果顯示，在不同的樣本期間或預測期間下，各核心通膨亦表現不同，並無單一的最佳預測指標；Meyer and Pasaogullaris（2010）進一步比較核心通膨、經濟成長率、通膨預期等變數的通膨預測能力，發現核心通膨僅在1990年代績效較佳；Crone et al.（2013）亦發現，核心通膨的通膨預測能力會隨樣本期間、預測期間、模型設定等而有所不同，因此，核心通膨未必是最佳的通膨預測指標。

其次，除了美國以外，其餘國家亦無一致的結論。Le Bihan and Sédillot（2000）發現法國的核心通膨領先整體通膨，但樣本外預測能力隨樣本期間、預測期間、模型設定等而有所不同，未必可作為預測指標；Song（2005）分析澳洲的資料，發現若以季變動率衡量通膨，則核心通膨普遍具顯著的預測能力，但以年變動率衡量則不然；Cristadoro et al.（2005）發現因子模型建構的歐元區核心通膨擁有甚佳的預測能力，以剔除法所建構之核心通膨反而不佳；同樣地，Giannone

and Matheson（2007）應用因子模型建構紐西蘭的核心通膨，亦發現相較於其他方法所建構的核心通膨，因子模型的核心通膨擁有較佳的預測績效；Bermingham（2007）發現愛爾蘭在月頻資料下，核心通膨會隨預測期間越長而具有越佳的預測表現，但在季頻資料下則普遍表現不佳；近來，Pincheira-Brown et al.（2019）分析八個中南美洲國家的資料，發現僅四個國家的核心通膨具有較為穩健的領先性質，而在樣本外預測方面，大多數國家僅對短期內的整體通膨具有預測能力。

相較於為數眾多的國外文獻，國內核心通膨的討論卻不多。鄭麗玲（2001）估計核心通膨與整體通膨的關係，並考量截尾平均數、加權中位數、不含食物及能源CPI、不含蔬果水產及能源CPI等四種核心通膨[註3]。該文應用1982年1月至2000年5月的資料，發現四種核心通膨與整體通膨皆具長期穩定的關係，且在偏離長期關係後，不含蔬果水產及能源CPI的調整速度最快。另在預測能力上，四種核心通膨對未來一年及未來兩年之整體通膨的係數估計值多呈顯著，惟Granger因果關係（Granger causality）檢定的結果顯示，僅有不含食物及能源之CPI會「Granger影響」（Granger cause）整體通膨[註4]。近來，徐士勛等（2019）建構台灣的UIG，且同時將核心通膨納入分析比較。該文實證結果顯示，在1992年2月至2018年12月的樣本期間內，核心通膨與整體通膨高度相關，且單向領先整體通膨，惟在樣本外預測的表現上，核心通膨對未來一期的整體通膨並無預測能力。

經由前述探討可知，國外文獻對核心通膨的整體通膨預測能力莫衷一是。在國內文獻方面，雖鄭麗玲（2001）對核心通膨較有著墨，惟涵蓋的樣本期間較早，亦未檢驗樣本外預測績效；徐士勛等（2019）則因研究對象並非核心通膨，僅簡單檢驗核心通膨對未來一期之整體通膨的預測能力。爰此，本文檢驗台灣核心通膨對整體通膨的預測能力，冀能瞭解核心通膨是否適合作為通膨的預測指標。

參、資料說明

在眾多核心通膨的建構方法中，本文選擇最為常見的剔除法、統計方法與因子模型等三種做法[註5]。首先，由於較為直覺、易於理解且便於比較，剔除波動較大的特定項目之「剔除法」最為常見，且主計總處亦以剔除法編製核心通膨。在剔除法中，本文考慮不含蔬果及能源之CPI、不含食物及能源之CPI等兩種衡量方式。其次，統計方法則透過計算中位數或截尾平均數等方式，從資料面向剔除價格變動較為極端的查價項目，藉此衡量物價的長期變動趨勢，且這種做法可能具有通膨預測能力（Bryan and

Cecchetti, 1994; Smith, 2004; Liu and Smith, 2014）。最後，在計量方法中，透過因子模型自CPI各查價項目萃取共同變動趨勢的做法，可能較其他編製方法具有更佳的通膨預測能力（Cristadoro et al., 2005; Giannone and Matheson, 2007），故本文亦考慮此做法。綜上所述，本文共考量五種不同的核心通膨衡量方式，詳述如下。

1. 不含蔬果及能源之CPI：此為目前主計總處採用之核心CPI定義，其視蔬果及能源（燃氣、電費、油料費）為易受短期因素干擾的項目，並予以扣除[註6]。其中，以2016年為基期之蔬菜、水果權數分別約1.44%、2.47%，而屬於能源之燃氣、電費、油料費權數則分別約0.41%、1.27%、2.63%，因此扣除的商品權數共約8.22%。

2. 不含食物及能源之CPI：相較於不含蔬果及能源之CPI，此種衡量方式尚剔除蔬果以外的其他食物類項目。目前美國、歐元區、英國等主要經濟體均視食物及能源為主要扣除項目，故本文亦予考量。以2016年為基期之食物類權數約23.73%，再加上前述之能源，扣除的商品權數共約28.04%。顯然，食物類的權數甚高，扣除後剩餘項目的權數僅約四分之三，可能因而降低代表性。

3. 加權中位數：Bryan and Pike（1991）觀察到，CPI查價項目的價格變動往往呈現明顯的偏態分布（skewed distribution），故建議取其中位數，藉此極小化暫時性的價格變動之影響。本文依據CPI各查價項目的權數進行加權後，再計算其中位數。值得注意的是，雖然CPI查價項目的權數會隨時間而略有改變，但因權數的時間序列資料難以完整蒐集，故囿於資料限制，本文均採2016年為基期之權數[註7]。

4. 截尾平均數：在CPI查價項目價格變動的分布中，除了其偏態性質之外，Bryan and Cecchetti（1994）聚焦在分布的厚尾（fat tails）特性上，並認為可藉由截尾平均數的方式，剔除價格變動較為極端的項目。由於文獻上多採用16%的截尾平均數（Clark, 2001; Meyer and Pasaogullari, 2010），故本文亦採16%之截尾平均數[註8]。同樣地，囿於資料限制，本文相同於加權中位數的做法，均採2016年為基期之權數計算截尾平均數。

5. CPI共同因子：CPI的查價項目眾多，且各項目的價格皆具各自的變動情形，若從中萃取共同的變動趨勢，則可排除少數項目波動較大的部分。為了捕捉CPI組成項目的共同變化趨勢，本文設定因子模型如下：

$$\pi_t^{\text{com}} = \Lambda f_t + \zeta_t.$$

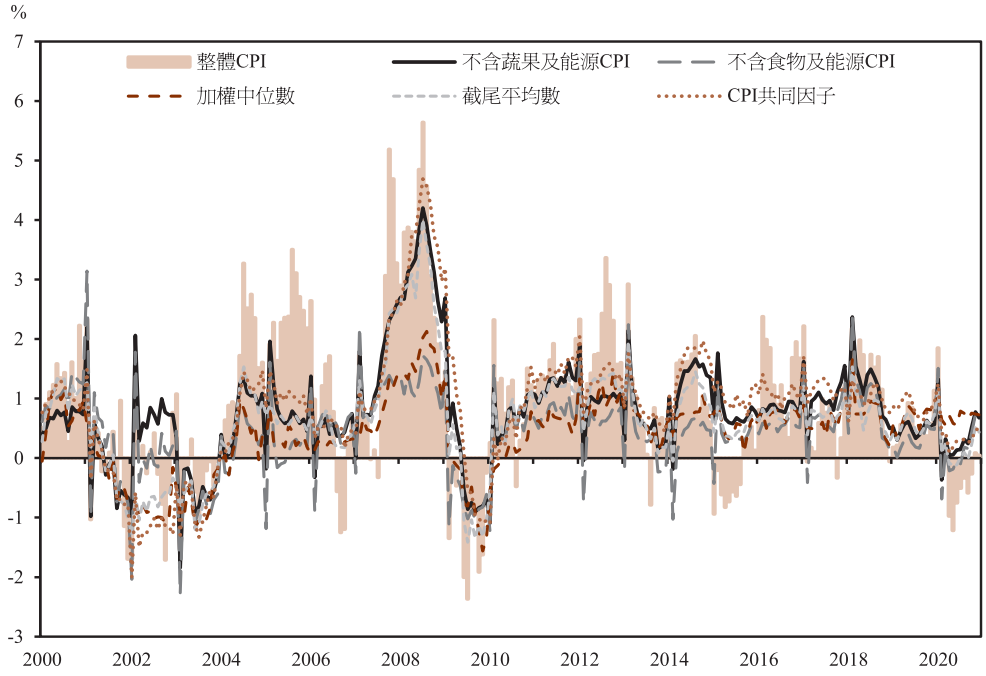
其中，f_t 為共同因子（common factor）、Λ 為因素負荷（factor loadings）矩陣、ζ_t 為特徵干擾（idiosyncratic disturbances）向量，而向量 π_t^{com} 則為CPI各查價項目的通膨率。在估計上，本文採用主成分分析（principal components analysis）的方法進行估計[註9]。

除了CPI共同因子係以因子模型估計之外，本文均以對數差分的方式計算通膨率：

$$\ln\left[\frac{P_t}{P_{t-12}}\right].$$

其中，P_t 可為整體CPI、不含蔬果及能源之CPI、不含食物及能源之CPI或CPI各查價項目。本文的樣本期間涵蓋2000年1月至2020年12月，並於圖1繪示樣本期間內以整體CPI衡量之整體通膨率，以及不含蔬果及能源之CPI、不含食物及能源之CPI、加權中位數、截尾平均數與CPI共同因子等五種方式衡量之核心通膨率。

圖1　整體通膨與核心通膨走勢



說明：不含蔬果及能源CPI為目前主計總處採用之核心CPI定義。

從圖1可知，在大部分的期間內，各核心通膨的走勢大致相近；惟若個別觀之，則可發現在部分期間內，彼此仍略有差異，尤以2002年、2007下半年至2008年、2014年及2020年間較為明顯。在2002年間，加權中位數、截尾平均數與CPI共同因子明顯較低，顯示大部分查價項目均有價格下跌的情形。在2007下半年至2008年及2014年間，以不含食物及能源CPI與加權中位數較為偏低，顯示該期間內的整體通膨主要受食物類價格上漲所影響，且整體呈現右偏分布（skewed to the right）的情形。最後，在2020年間，則以加權中位數較為偏高，顯示該期間內CPI各查價項目的價格變動有左偏分布（skewed to the left）的情形。

表1列示整體通膨與核心通膨之敘述統

計量。首先，整體通膨的樣本標準差最大，且最大值與最小值皆較為極端，波動程度明顯較大。接著，觀察兩種剔除法的核心通膨可知，排除能源、蔬果或食物等項目後的核心通膨較為平穩。惟進一步觀之，不含食物及能源CPI的樣本標準差僅略小於不含蔬果及能源CPI，顯示食物類造成的波動有限；再者，不含蔬果及能源CPI的平均值較整體通膨低約0.12個百分點，但不含食物及能源CPI的平均值卻較整體通膨低約0.48個百分點，在能源為共同扣除項目的情況下，不含食物及能源CPI尚扣除蔬果以外的食物類項目，以致其明顯偏低[註10]。由此可知，整體通膨受食物類影響頗大，加以食物類權數甚大，但造成的波動幅度卻較為有限，因此就台灣的情形而言，或許毋須將食物類完全剔除[註11]。最後，觀察其餘三種核心通膨，可知加權中位數最為平穩且偏低，或係反映CPI查價項目的價格變動大多呈現右偏分布的情形；截尾平均數與CPI共同因子較為相似，但CPI共同因子的波動略大且較為偏高。另由圖1可知，截尾平均數與CPI共同因子走勢相近，兩者相關係數達0.940。

表1　整體通膨與核心通膨之敘述統計量

單位：%

	樣本平均數	樣本中位數	最大值	最小值	樣本標準差
整體CPI	0.916	0.868	5.642	-2.365	1.318
不含蔬果及能源CPI	0.799	0.731	4.203	-1.841	0.883
不含食物及能源CPI	0.433	0.498	3.142	-2.289	0.715
加權中位數	0.419	0.553	2.129	-1.561	0.651
截尾平均數	0.639	0.679	4.004	-1.414	0.868
CPI共同因子	0.859	0.955	4.690	-2.001	1.047

說明：不含蔬果及能源CPI為目前主計總處採用之核心CPI定義。

肆、實證分析

由於核心通膨已有效排除短期的干擾因素，因此，核心通膨應為各種物價變動之中，預期會持續一段期間的組成部分（Bryan and Cecchetti, 1994），且應為基本通膨趨勢的良好指標（Clark, 2001）。爰此，Cogley（2002）認為核心通膨應具有下式性質：

$$\pi_t^c = \mathbb{E}_t \pi_{t+h}. \quad (1)$$

其中，π_t^c 為核心通膨率、π_{t+h} 為未來的整體通膨率、h 為一段夠長的預測期間，因此（1）式表示未來整體通膨的條件期望值即為當期的核心通膨。依此性質，當整體通膨受到暫時性因素的干擾後，會於一段時間後調整回到核心通膨的水準，核心通膨具有未

來通膨的預測資訊。本文以下分別就樣本內性質與樣本外預測績效加以評估，藉此瞭解台灣的核心通膨是否具有未來通膨的預測資訊。

一、樣本內評估

(一) 單根檢定

在實證分析之前，本文先對整體通膨與五種不同的核心通膨（不含蔬果及能源之CPI、不含食物及能源之CPI、加權中位數、截尾平均數及CPI共同因子）進行單根檢定，據此瞭解整體通膨與核心通膨序列是否皆呈定態；若否，則可能須以共整合（cointegration）的方式進行分析（Freeman, 1998）。

本文採用ADF、PP與DF-GLS等常見的單根檢定方法。另觀察圖1，可發現整體通膨及各核心通膨均無明顯的時間趨勢，故本文在單根檢定的設定上僅考慮截距項[註12]。表2列示ADF、PP與DF–GLS的單根檢定結果。從表中可知，無論採用何種檢定方法，結果均顯著拒絕整體通膨或核心通膨「具有單根」的虛無假設，整體通膨及五種不同的核心通膨均呈定態。因此，本文毋須就整體通膨與核心通膨進行共整合分析，逕以原始變數進行後續分析即可。

表2　單根檢定結果

	ADF統計量	PP統計量	DF–GLS統計量
整體CPI	-3.881***	-5.291***	-2.439**
不含蔬果及能源CPI	-3.455***	-6.702***	-1.924*
不含食物及能源CPI	-3.808***	-13.338***	-2.781***
加權中位數	-2.856*	-3.269**	-2.687***
截尾平均數	-2.941**	-3.667***	-2.689***
CPI共同因子	-2.733*	-3.256**	-2.691***

說明：1. 虛無假設為整體通膨或核心通膨具有單根。
2. 模型設定包含截距項，ADF、DF–GLS的落後期數在最大為12的前提下以BIC選定。
3. ***、**、*分別表示在1%、5%、10%的水準下顯著。

(二) Granger因果關係

接著，本文以Granger因果關係檢定，檢驗核心通膨與整體通膨之間的Granger因果關係，藉此瞭解樣本期間內，核心通膨與整體通膨的序列走勢是否對彼此具有領先特性；另Silver（2007）亦建議，可透過Granger因果關係檢定瞭解核心通膨是否單向領先整體通膨[註13]。

表3列示Granger因果關係檢定的結果，檢定統計量的變異數以Newey–West HAC估計式估計。本文檢驗3、6、12等不同的落後期數下，核心通膨與整體通膨對彼此的領先情形。檢定結果分別列於表3欄（1）至欄（3）。綜觀表3，可知當虛無假設為核心通

膨不會「Granger影響」整體通膨（$\pi_t^c \nrightarrow \pi_t$），檢定結果普遍顯著拒絕虛無假設，僅加權中位數在落後3期時未達顯著水準，但其顯著性仍隨落後期數之增加而上升。

表3　Granger因果關係檢定結果

	$\pi_t^c \nrightarrow \pi_t$		$\pi_t \nrightarrow \pi_t^c$	
	F統計量	*p*-值	F統計量	*p*-值
(1) 落後期數=3				
不含蔬果及能源CPI	6.426	0.000	0.941	0.421
不含食物及能源CPI	9.104	0.000	1.867	0.136
加權中位數	1.315	0.270	1.341	0.262
截尾平均數	2.653	0.049	0.933	0.425
CPI共同因子	6.123	0.000	1.718	0.164
(2) 落後期數=6				
不含蔬果及能源CPI	5.759	0.000	0.778	0.588
不含食物及能源CPI	6.686	0.000	1.156	0.331
加權中位數	1.868	0.087	1.379	0.224
截尾平均數	2.694	0.015	1.675	0.128
CPI共同因子	6.389	0.000	1.414	0.210
(3) 落後期數=12				
不含蔬果及能源CPI	4.356	0.000	1.232	0.262
不含食物及能源CPI	4.540	0.000	1.668	0.075
加權中位數	4.452	0.000	4.189	0.000
截尾平均數	2.718	0.002	1.639	0.082
CPI共同因子	6.413	0.000	2.136	0.016

說明：1. $\pi_t^c \nrightarrow \pi_t$ 代表虛無假設為核心通膨不會「Granger影響」整體通膨；$\pi_t \nrightarrow \pi_t^c$ 代表虛無假設為整體通膨不會「Granger影響」核心通膨。
2. 變異數採Newey–West HAC估計式估計。

另一方面，當虛無假設為整體通膨不會「Granger影響」核心通膨（$\pi_t \nrightarrow \pi_t^c$），則在落後期數為3期及6期時五種核心通膨皆無法拒絕虛無假設。雖然在落後期數為12期時，其餘四種核心通膨的檢定結果皆轉呈顯著，僅有不含蔬果及能源CPI仍無法拒絕虛無假設，但不含食物及能源CPI、截尾平均數及CPI共同因子的顯著水準仍稍弱於反向之虛無假設。故整體而言，Granger因果關係檢定顯示核心通膨對整體通膨具有單向領先性質，且以不含蔬果及能源CPI表現最佳，其餘核心通膨的單向領先性質則隨落後期數增加而減弱。

(三) 迴歸分析

本文再參照Clark（2001）與Cogley（2002）的做法，藉由下列迴歸式檢驗核心通膨是否具有（1）式之性質：

$$\pi_{t+h} - \pi_t = \alpha_h + \beta_h(\pi_t - \pi_t^c) + e_{t+h}. \quad (2)$$

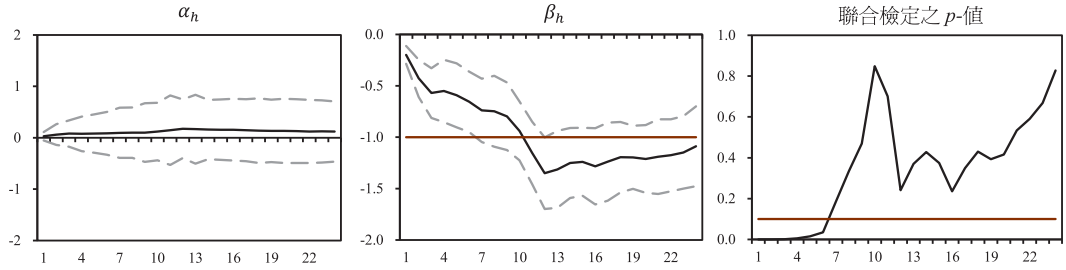
其中，π_t、π_t^c 的符號定義與（1）式相同，h 表示不同的未來期數、α_h 表示 $(\pi_{t+h}-\pi_t)$ 與 $(\pi_t-\pi_t^c)$ 之間的平均差異、β_h 表示核心通膨與整體通膨之間的差異是否能正確衡量暫時性的干擾因素。假設暫時性的干擾發生後，該項干擾會在 h 期後完全消退，則整體通膨應在未來 h 期後完全回復至核心通膨的水準，即 $\beta_h=-1$；另一方面，此時 $(\pi_{t+h}-\pi_t)$ 與 $(\pi_t-\pi_t^c)$ 之間的平均差異應為0，即 $\alpha_h=0$。因此，當 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 時，（1）式成立，表示未來 h 期時的整體通膨約為當期的核心通膨，核心通膨可作為未來通膨的預測指標[註14]。

本文透過（2）式依序代入不同的 h 並估計 α_h 及 β_h，再逐一檢驗不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI、加權中位數、截尾平均數與CPI共同因子等五種不同的核心通膨，藉此得知當 π_t 受到暫時性因素干擾而偏離 π_t^c 後，不同期間下的動態調整過程。

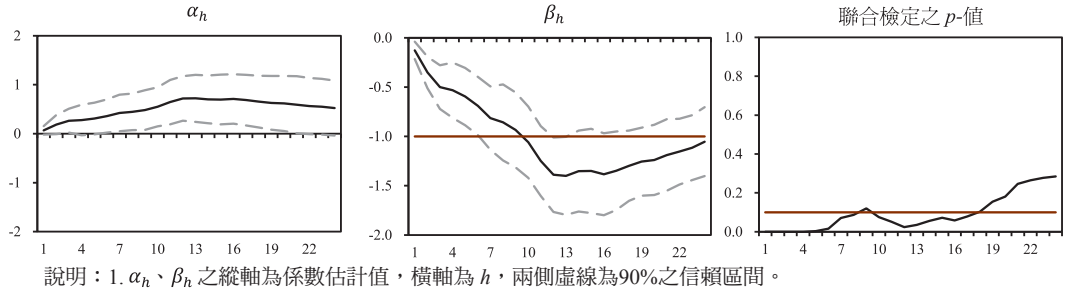
首先，圖2繪示不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI等兩種以剔除法建構之核心通膨的 α_h 及 β_h 估計結果，兩側虛線為90%的信賴區間，且變異數採Newey–West HAC估計式調整；另為瞭解 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 的條件是否同時成立，本文亦對 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 之虛無假設進行聯合檢定，並繪示檢定之p-值於圖2中，且檢定統計量之變異數亦採Newey–West HAC估計式調整。

圖2　整體通膨與核心通膨之間的動態調整（核心通膨以剔除法編製）

(a) 不含蔬果及能源之CPI



(b)不含食物及能源之CPI



說明：1. α_h、β_h 之縱軸為係數估計值，橫軸為 h，兩側虛線為90%之信賴區間。
2. 聯合檢定之虛無假設為 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$，縱軸為p-值，橫軸為h。
3. 模型設定為（2）式，變異數採Newey–West HAC估計式估計。

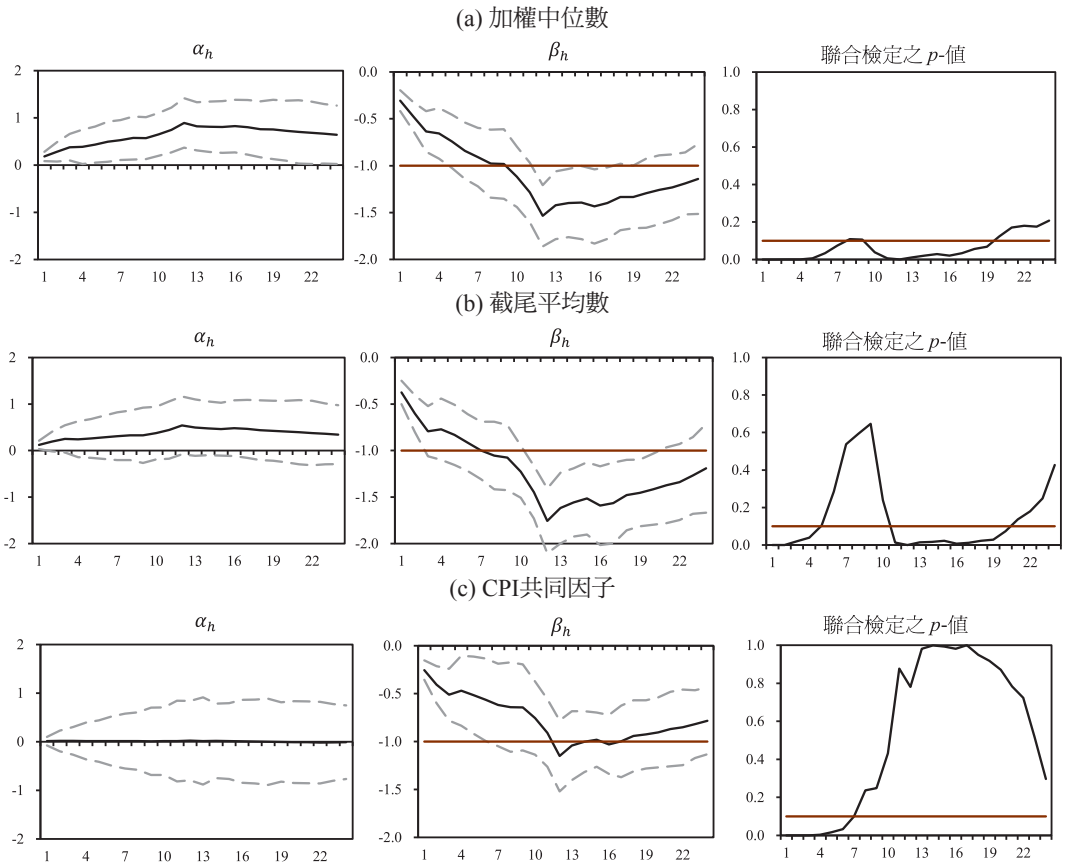
估計結果說明如下。圖2（a）之核心通膨為不含蔬果及能源CPI，可知當暫時性的干擾發生後，整體通膨會明顯偏離核心通膨，β_h 遠大於-1且接近0；但此後 β_h 即趨向於-1，表示整體通膨逐漸回復至核心通膨的水準，且自 $h=7$ 起即不顯著異於-1。另一方面，α_h 則無論在何種期間下，均不顯著異於0。若再觀察 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 的聯合檢定結果，則可知自 $h=7$ 起p-值即大於0.1，無法拒絕 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 的虛無假設，表示整體通膨約於干擾發生之7期後，即與核心通膨無顯著差異。因此，不含蔬果及能源CPI具有（1）式之性質，似可作為整體CPI的預測指標。

接著，圖2（b）採用不含食物及能源CPI作為核心通膨。同樣地，當暫時性的干擾發生後，整體通膨會明顯偏離核心通膨，致 β_h 遠大於-1，惟隨即逐漸趨向於-1，往核心通膨的方向調整；但另一方面，α_h 於一段期間內顯著大於0，顯示不含食物及能源CPI較整體CPI明顯偏低。聯合檢定的結果亦顯示，在 $h=19$ 以下時，大多拒絕 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 之虛無假設。因此，當以不含食物及能源之CPI作為核心通膨時，未能完全符合（1）式之條件。

另值得注意的是，在圖2（a）或圖2（b）中，β_h 在約12期前後略有偏低，顯示不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI皆可能稍有低估暫時性因素的現象（Cogley, 2002）。兩相比較，不含食物及能源CPI的 β_h 又較低，其 β_h 之90%信賴區間上限貼近於-1，顯示在蔬果以外的食物類中，暫時性的因素不多，加上前述 α_h 顯示不含食物及能源CPI較整體CPI明顯偏低的現象，表示食物類可能是台灣物價上漲的重要原因之一，非屬暫時性因素，或許不宜全數剔除。

其次，圖3繪示加權中位數、截尾平均數及CPI共同因子的 α_h 及 β_h 估計結果。從圖3（a）與圖3（b）可知，加權中位數、截尾平均數的 β_h 分別自 $h=12$、11 起即顯著小於-1，直到 $h=18$、21 後，方轉呈不顯著異於-1，顯示兩者均有低估暫時性因素的現象（Cogley, 2002）。另一方面，加權中位數的 α_h 於一段期間內顯著大於0，其走勢低於整體CPI；而截尾平均數的 α_h 則在何種期間下皆不顯著異於0。除此之外，聯合檢定的結果顯示，加權中位數在 $h=19$ 以下時，大多拒絕 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 之虛無假設；而截尾平均數除了 $h=6$ 至 10 之期間外，亦多拒絕 $\alpha_h=0$ 且 $\beta_h=-1$ 之虛無假設。因此，加權中位數與截尾平均數之樣本內性質亦未符合（1）式之條件。

圖3　整體通膨與核心通膨之間的動態調整（核心通膨以統計方法及因子模型編製）



說明：1. α_h、β_h 之縱軸為係數估計值，橫軸為h，兩側虛線為90%之信賴區間。
2. 聯合檢定之虛無假設為 $\alpha_h = 0$ 且 $\beta_h = -1$，縱軸為p-值，橫軸為h。
3. 模型設定為（2）式，變異數採Newey–West HAC估計式估計。

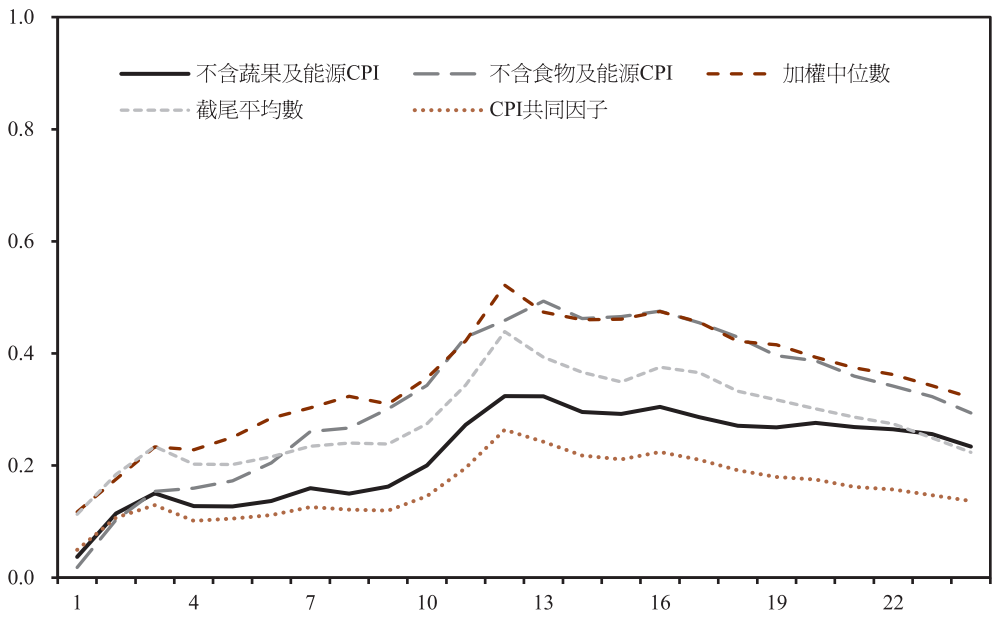
最後，圖3（c）採用CPI共同因子作為核心通膨，其估計結果與圖2（a）相似。亦即，β_h 自 $h = 7$ 起即不顯著異於-1，而 α_h 則無論 h 為何均不顯著異於0；聯合檢定結果亦顯示，自 $h = 8$ 起，p-值即大於0.1，均無法拒絕 $\alpha_h = 0$ 且 $\beta_h = -1$ 的虛無假設，因此符合（1）式之條件。

在估計（2）式的過程中可同時計算R^2，而R^2越高代表蘊含越多的預測資訊（Clark, 2001）；因此，本文進一步計算不同 h 下五種核心通膨之調整後R^2，並將其繪示於圖4。從圖中可知，隨 h 增加，各核心通膨的R^2逐漸升高，且約至12期後轉為逐漸緩降。在各核心通膨中，加權中位數與不含食物及能源CPI的R^2最高，顯示蘊含的預測資訊最多，但這可能與加權中位數、不含食物及能源CPI較整體通膨固定偏低有關[註15]。接著，截尾平均數次之，不含蔬果及能源之CPI再次之，此兩者仍可能含有某種程度的預測資訊；而CPI共同因子的R^2較低，其蘊

含的預測資訊可能較少。

綜上所述，就本文考慮的五種核心通膨而言，在暫時性的干擾發生後，整體通膨皆會逐漸往核心通膨的方向調整。惟進一步觀之，首先，不含蔬果及能源之CPI符合（1）式之條件，具有良好性質，且含有某種程度的預測資訊，似可作為整體通膨的預測指標。其次，加權中位數、不含食物及能源CPI雖未能符合（1）式之條件，且較整體CPI明顯偏低，又剔除較多並非屬於暫時性因素的成分，惟其仍與整體通膨具有固定關係及相對豐富的預測資訊，故仍可能有相當的預測能力。最後，CPI共同因子雖符合（1）式之條件，但預測資訊卻相對較少；而截尾平均數不符合（1）式之條件，且傾向低估暫時性因素，故此兩者的樣本內迴歸性質相對稍差。

圖4　不同期間下核心通膨之調整後R^2



說明：縱軸為調整後R^2，橫軸為h，迴歸方程式見（2）式。

二、樣本外預測

前述之Granger因果關係與迴歸分析僅限於樣本內性質之探討，因此，本文再進一步藉由樣本外預測的方式，評估不同核心通膨的預測績效。

(一) 模型設定

首先，本文參照Blinder and Reis（2005）與Crone et al.（2013）的做法，設定預測能力的檢驗模型如下：

$$\pi_{t+h} = \gamma_0 + \gamma_1 x_t + u_{t+h}. \qquad (3)$$

其中，x_t 為通膨預測指標，其可為整體通膨率 π_t 本身，或是核心通膨率 π_t^c。本文考慮 $h = 6、12、18、24$ 等不同期間，因此（3）式係以過去一年的整體通膨或核心通膨情形預測未來半年、一年、一年半、兩年的整體通膨率。同樣地，此處考慮不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI、加權中位數、截尾平均數與CPI共同因子等五種不同的核心通膨。

其次，Meyer and Pasaogullari（2010）以月變動率的方式衡量核心通膨，再以過去各月的核心通膨預測未來的整體通膨率。此做法可允許各月的核心通膨與未來整體通膨各有不同的關係。因此，除了（3）式之外，本文亦考慮以月變動率計算預測指標之整體通膨或核心通膨，再以過去一年內各月的整體通膨或核心通膨進行預測：

$$\pi_{t+h} = \delta_0 + \sum_{i=1}^{12} \delta_i x_{t+1-i}^{m} + \upsilon_{t+h}. \qquad (4)$$

其中，$x_t^m = 12 \times \ln[P_t/P_{t-1}]$，若 P_t 為整體CPI，則 $x_t^m = \pi_t^m$，表示整體CPI的月變動率；若 P_t 為核心CPI，則 $x_t^m = \pi_t^{c,m}$，表示核心CPI的月變動率。

為了檢驗通膨預測能力，本文透過（3）式與（4）式得到未來通膨率的預測值，並以預測值與實際值之間的均方根差（root mean square error, RMSE）衡量預測績效。相較於僅以整體通膨本身作為預測指標時的績效，若以核心通膨作為預測指標的績效較佳，則代表核心通膨具有預測能力[註16]。

在具體做法上，Crone et al.（2013）建議以滾動（rolling）迴歸的方式進行樣本外預測，主因在滾動迴歸的做法下，預測模型的參數可隨時間改變，不僅納入結構改變的可能性，亦有助降低在估計參數時之干擾（noise）的影響。本文依循其做法，採用滾動迴歸的方式進行樣本外預測，並選擇滾動視窗（rolling window）的長度為120筆樣本觀察值（即10年）。由於本文探討的樣本期間為2000年以後，故為考慮模型落後期，並保留大約三分之一的樣本作為樣本外的預測期間，本文先以截至2012年1月以前的資訊對未來半年、一年、一年半、兩年的整體通膨率進行預測，再依序滾動推進樣本視窗。

最後，由於本文採用滾動迴歸的做法，因此以Giacomini–White檢定檢驗不同預測指標之間的均方差（mean-square error, MSE）是否顯著不同（Giacomini and White, 2006），藉此瞭解彼此的樣本外預測績效是否有顯著差異；此外，變異數採Newey–West HAC估計式調整。

(二) 預測績效

表4列示樣本外預測的實證結果。首先，表4欄（1）為（3）式模型之預測結果。從中可知，當 $h = 6$ 時，不含蔬果及能源CPI、不含食物及能源CPI、加權中位數、截尾平均數與CPI共同因子等四種核心通膨之RMSE分別為1.022、1.040、1.024、1.008

與0.995，均大於整體通膨之0.982，核心通膨的預測誤差稍大；惟Giacomini–White檢定結果顯示，預測績效均無顯著差異。表4欄（2）則為（4）式模型之預測結果。同樣地，在 $h = 6$ 時，四種核心通膨之RMSE皆稍大於整體通膨，但預測績效差異亦均未達顯著水準。

其次，當 $h = 12$ 時，欄（1）顯示不含蔬果及能源CPI、加權中位數與CPI共同因子等三種核心通膨之RMSE均小於整體CPI之0.917，預測績效轉佳；惟Giacomini–White檢定結果仍顯示績效差異未達顯著水準。另在欄（2）中，僅有加權中位數與CPI共同因子之RMSE小於整體CPI，惟預測績效亦均無顯著差異。

接著，當 $h = 18$ 時，則無論在欄（1）或欄（2）中，五種核心通膨的RMSE皆小於整體CPI之RMSE，核心通膨的預測績效皆轉佳；且Giacomini–White檢定結果顯示，除了不含蔬果及能源CPI，以及欄（2）中的CPI共同因子之外，其餘預測績效皆與僅以整體CPI本身作為預測指標時具有顯著差異。

最後，當 $h = 24$，欄（1）與欄（2）中之五種核心通膨的RMSE皆小於整體CPI之RMSE，核心通膨仍具有較佳的預測績效；且Giacomini–White檢定結果顯示，不含食物及能源CPI、加權中位數、欄（1）中的不含蔬果及能源CPI，以及欄（2）中的CPI共同因子，預測績效差異均達顯著水準。

綜上所述，可知當預測期間較短時，核心通膨與整體通膨對通膨本身的預測績效不具顯著差異；惟隨預測期間逐漸延長至一年以上，核心通膨的預測績效普遍轉佳，且其中以不含食物及能源CPI、加權中位數具有最佳的預測能力。從樣本內評估的角度而言，可能係因不含食物及能源CPI、加權中位數與未來整體通膨仍有固定關係及相對豐富的預測資訊（見圖4）。另雖前一小節的結果顯示，不含蔬果及能源之CPI具有較佳的樣本內性質，但在樣本外預測績效上，差異卻多未達顯著水準。因此，除了觀察不含蔬果及能源之CPI的走勢，若能輔以不同的核心通膨衡量方式，應有助判斷未來整體通膨的走向。

表4　樣本外預測結果

x_t	(1) RMSE	(1) χ^2 統計量	(2) RMSE	(2) χ^2 統計量
$h = 6$				
整體CPI	0.982	--	0.930	--
不含蔬果及能源CPI	1.022	0.608	0.996	0.715
不含食物及能源CPI	1.040	1.929	1.004	2.069
加權中位數	1.024	0.407	0.961	0.225
截尾平均數	1.008	0.400	1.011	0.412
CPI共同因子	0.996	0.071	0.952	0.039
$h = 12$				
整體CPI	0.917	--	0.924	--
不含蔬果及能源CPI	**0.896**	0.200	0.924	0.000
不含食物及能源CPI	0.935	0.202	0.934	0.072
加權中位數	**0.873**	0.545	**0.916**	0.018
截尾平均數	0.926	0.049	0.931	0.018
CPI共同因子	**0.899**	0.069	**0.877**	0.277
$h = 18$				
整體CPI	1.087	--	1.112	--
不含蔬果及能源CPI	**1.058**	1.526	**1.075**	0.866
不含食物及能源CPI	**1.010**	6.559**	**1.014**	4.991**
加權中位數	**0.966**	5.054**	**0.945**	8.616***
截尾平均數	**1.040**	4.108**	**1.057**	4.015**
CPI共同因子	**1.015**	4.083**	**1.024**	1.782
$h = 24$				
整體CPI	1.076	--	1.092	--
不含蔬果及能源CPI	**1.029**	2.834*	**1.075**	0.122
不含食物及能源CPI	**0.981**	11.251***	**0.975**	22.280***
加權中位數	**0.984**	5.729**	**0.959**	26.719***
截尾平均數	**1.040**	1.116	**1.033**	5.252**
CPI共同因子	**1.030**	1.589	**1.051**	1.379

說明：1. 表中各模型及變數之預測目標為 π_{t+h}，RMSE為 π_{t+h} 之預測值與其實際值的均方根差。

2. 欄（1）預測模型為（3）式，若 x_t 為整體CPI（$x_t = \pi_t$），則其RMSE為比較基準；若 x_t 為核心通膨（$x_t = \pi_t^c$），則當其RMSE小於比較基準時，標示為粗體。

3. 欄（2）預測模型為（4）式，若 x_t 為整體CPI（$x_t = \pi_t^m$），則其RMSE為比較基準；若 x_t 為核心通膨（$x_t = \pi_t^{c,m}$），則當其RMSE小於比較基準時，標示為粗體。

4. χ^2 統計量為Giacomini–White檢定之統計量，虛無假設為 π_t 與 π_t^c（或 π_t^m 與 $\pi_t^{c,m}$）間之MSE相同，***、**、*分別表示在1%、5%、10%的水準下顯著。

伍、結　論

核心通膨排除暫時性的干擾因素，有助衡量中長期的變動趨勢，應可作為整體通膨的預測指標，並供貨幣決策參考。然而，儘管國外討論核心通膨對整體通膨預測能力的文獻眾多，但國內文獻卻相對缺乏。因此，本文就此議題進行檢驗，期能瞭解台灣核心通膨是否適合作為整體通膨的預測指標，並填補國內文獻之不足。

本文共考慮五種不同的核心通膨，包括不含蔬果及能源之CPI、不含食物及能源之

CPI等兩種以剔除法編製的核心通膨，加權中位數、截尾平均數等兩種以統計方法編製的核心通膨，以及應用因子模型捕捉CPI查價項目的共同變化趨勢所建構而成的核心通膨。其中，不含蔬果及能源之CPI即現行主計總處採用的核心通膨編製方式。

本文根據2000年1月至2020年12月的樣本期間，從樣本內性質及樣本外預測績效等角度，評估五種核心通膨是否適合作為通膨的預測指標。首先，五種核心通膨均較整體通膨平穩且走勢大致相近，僅在部分期間內略有差異。其次，五種核心通膨均單向領先整體通膨，且以不含蔬果及能源CPI表現最佳，其餘核心通膨的單向領先性質則隨落後期數增加而減弱。接著，在受到暫時性的干擾後，整體通膨皆會逐漸往核心通膨的方向調整；其中，不含蔬果及能源CPI具有良好性質，且含有某種程度的預測資訊，似可作為整體CPI的預測指標。相對而言，不含食物及能源CPI與加權中位數雖可能有豐富的通膨預測資訊，但兩者皆較整體CPI明顯偏低，中長期可能有所偏誤；而截尾平均數、CPI共同因子則分別傾向低估暫時性因素或預測資訊相對較少，致樣本內性質相對稍差。最後，本文再透過樣本外的方式，檢驗核心通膨的通膨預測能力。結果發現，當預測期間較短時，核心通膨與整體通膨本身的預測績效不具顯著差異；惟隨預測期間逐漸延長至一年以上，核心通膨的預測誤差將普遍較低，且其中以不含食物及能源之CPI與加權中位數具有最佳的預測能力。

綜上所述，現行主計總處編製之不含蔬果及能源CPI具有作為核心通膨之良好性質；亦即，單向領先整體通膨，且當整體通膨受到暫時性因素的干擾後，會於一段時間後調整回到核心通膨的水準，相近於未來整體通膨的期望值。另一方面，雖然不含食物及能源CPI與加權中位數對未來一年以上的通膨具有較佳的樣本外預測績效，但食物類對整體通膨仍有一定程度的影響，若完全剔除可能損害核心通膨的代表性，而加權中位數則因各月位於中位數的查價項目可能不同，以致兩者在意涵上或比較時較為受限。

由此可知，以現行不含蔬果及能源CPI作為核心通膨衡量方式並觀察其走勢，再輔以不含食物及能源CPI、加權中位數等不同的核心通膨衡量方式，應有助中長期通膨情勢之判斷，並可供貨幣決策參考。另值得注意的是，國外文獻發現核心通膨的預測能力會隨衡量方式、樣本或預測期間等而有所不同，故可適時檢視此議題，以瞭解核心通膨的預測能力是否有變；未來亦可再比較或適度結合文獻上常見的通膨預測方法，藉此瞭解核心通膨的相對表現及預測上的價值。最後，囿於資料限制，本文加權中位數與截尾平均數皆採2016年基期之權數計算，若依據當時實際權數計算，則估計結果可能略有不同，應予留意。

附　註

(註1) 另外，Silver（2007）探討核心通膨的統計衡量與評選議題，認為「對整體通膨的預測能力」可作為核心通膨的評估標準之一。

(註2) 惟值得提醒的是，在Cristadoro et al.（2005）使用的447項變數中，僅有139項為物價相關變數，其餘則為貨幣、利率、生產、勞動市場等實質或金融面之變數。

(註3) 其中，不含蔬果水產及能源之CPI係當時主計總處採用的核心CPI定義，直到2013年以後不再剔除水產品，方改為現行的核心CPI定義（不含蔬果及能源之CPI）。

(註4) 由於四種衡量方式各有優劣，鄭麗玲（2001）另從定義的角度出發，認為就截尾平均數與加權中位數而言，各月物價指數涵蓋的組成項目可能不同，故在比較年增率時將較受限制；而不含食物及能源之CPI則將食物類完全剔除，代表性相對較低。因此，鄭麗玲（2001）認為，不含蔬果水產及能源之CPI係核心通膨較佳的衡量方式。

(註5) 其餘如VAR模型或指數平滑法等做法，則因使用的文獻相對較少，因此未予考量。

(註6) 如註3所述，在2012年以前，主計總處以剔除蔬果、水產品及能源之CPI作為核心CPI之定義，2013年以後則不再剔除水產品。本文亦曾將此舊有的核心CPI衡量方式納入考量，惟其實證結果與剔除蔬果及能源之CPI十分接近，是否考慮水產品幾無影響。

(註7) 本文共考慮40項CPI基本分類組成項目的物價指數，詳見附表。

(註8) 除此之外，克里夫蘭聯邦準備銀行（Federal Reserve Bank of Cleveland）亦編布16%之截尾平均數；而Bryan and Cecchetti（1994）採用15%之截尾平均數，亦相近於16%。

(註9) 更多有關以因子模型建構核心通膨的細節，可參見Khan et al.（2013）之說明。

(註10) 關於食物類價格對整體通膨的影響，另可參見朱浩榜（2019）之探討。

(註11) 同樣地，鄭麗玲（2001）亦認為，不含食物及能源之CPI將食物類完全剔除，致其代表性相對較低。

(註12) 本文亦曾考慮包含截距項及時間趨勢的設定，檢定結果仍相當穩健。

(註13) 徐士勛等（2019）亦採用Granger因果關係檢定，檢驗UIG或核心通膨與整體通膨的領先或落後關係。儘管如此，誠如一位匿名評審的提醒，在「當期整體通膨」可視作「當期核心通膨」加上「當期誤差」的情況下，若在核心通膨對整體通膨的Granger因果關係迴歸式中（以整體通膨為被解釋變數），將「落後期的整體通膨等於該落後期的核心通膨加上該落後期的誤差」之關係式代入整體通膨的落後項，則迴歸式將成為「整體通膨對常數項及核心通膨」的迴歸，使得原先式中整體通膨的落後期係數及核心通膨的落後期係數，會以加總方式出現在新迴歸式的核心通膨係數中，從而產生參數認定問題；同樣地，整體通膨對核心通膨的Granger因果關係迴歸式（以核心通膨為被解釋變數）亦可能有此問題。如此一來，Granger因果關係檢定可能僅能捕捉到序列相關（serial correlation）而非實際上的領先或落後關係，應予留意。本文感謝匿名評審的提醒。

(註14) 另可詳見Cogley（2002）有關 α_h 與 β_h 之說明。

(註15) 觀察圖2（b）與圖3（a）可知，不含食物及能源CPI與加權中位數亦具有較大的 α_h 估計值。本文曾剔除（2）式中的截距項（α_h）後再計算R^2值，結果發現，不含蔬果及能源CPI、CPI共同因子等截距項估計值在各期間下均接近於0的核心通膨，是否考慮截距項對其R^2值幾無影響；然而，加權中位數、不含食物及能源CPI等截距項估計值較大的核心通膨，其R^2值在剔除截距項後亦降幅甚大，截尾平均數則次之。整體而言，在剔除截距項的情況下，不含食物及能源CPI、加權中位數及截尾平均數之R^2值均大幅下降，雖仍略高於不含蔬果及能源CPI，但已甚為接近。

(註16) 本文亦曾同時納入核心通膨及整體通膨作為預測指標，與僅以整體通膨本身作為預測指標之模型形成相容模型（nested model），再檢驗其預測績效。惟樣本外預測結果顯示，是否同時納入整體通膨的預測績效差異不大，甚或稍差。

參考文獻

中文文獻

朱浩榜（2019），「探討台灣食物類價格及其與通膨情勢之關係」，中央銀行季刊，41（2），頁5–32。

徐士勛、黃裕烈、徐之強（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。

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。

英文文獻

Bermingham, C. (2007), "How Useful is Core Inflation for Forecasting Headline Inflation?" *Economic and Social Review*, 38(3), 355–377.

Blinder, A. S., and R. Reis (2005) "Understanding the Greenspan Standard," in: *The Greenspan Era: Lessons for the Future*. Kansas City: Federal Reserve Bank of Kansas City, pp.11–96.

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.

Bryan, M. F., and S. G. Cecchetti (1994), "Measuring Core Inflation," in: N. G. Mankiw, (eds.), *Monetary Policy*. Chicago: University of Chicago Press, pp.195–215.

Clark, T. E. (2001), "Comparing Measures of Core inflation," *Economic Review*, Federal Reserve Bank of Kansas City, 86(2), 5–31.

Cogley, T. (2002), "A Simple Adaptive Measure of Core Inflation," *Journal of Money*, *Credit and Banking*, 34(1), 94–113.

Cristadoro, R., M. Forni, L. Reichlin, and G. Veronese (2005), "A Core Inflation Indicator for the Euro Area," *Journal of Money*, *Credit and Banking*, 37(3), 539–560.

Crone, T. M., N. N. K. Khettry, L. J. Mester, and J. A. Novak (2013), "Core Measures of Inflation as Predictors of Total Inflation," *Journal of Money*, *Credit and Banking*, 45(2–3), 505–519.

Freeman, D. G. (1998), "Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation?" *Economics Letters*, 58(2), 143–147.

Giacomini, R., and H. White (2006), "Tests of Conditional Predictive Ability," *Econometrica*, 74(6), 1545–1578.

Giannone, D., and T. Matheson (2007), "A New Core Inflation Indicator for New Zealand," *International Journal of Central Banking*, 3(4), 145–180.

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.

Le Bihan, H., and F. Sédillot (2000), "Do Core Inflation Measures Help Forecast Inflation? Out-of-sample Evidence from French Data," *Economics Letters*, 69(3), 261–266.

Liu, D., and J. K. Smith (2014), "Inflation Forecasts and Core Inflation Measures: Where Is the Information on Future Inflation?" *Quarterly Review of Economics and Finance*, 54(1), 133–137.

Meyer, B. H., and M. Pasaogullari (2010), "Simple Ways to Forecast Inflation: What Works Best?" *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, December 6.

Pincheira-Brown, P., J. Selaive, and J. L. Nolazco (2019), "Forecasting Inflation in Latin America with Core Measures," *International Journal of Forecasting*, 35(3), 1060–1071.

Quah, D., and S. P. Vahey (1995), "Measuring Core Inflation," *Economic Journal*, 105(432), 1130–1144.

Rich, R., and C. Steindel (2005), A Review of Core Inflation and an Evaluation of Its Measures. Federal Reserve Bank of New York Staff Report No.236.

Silver, M. (2007), "Core Inflation: Measurement and Statistical Issues in Choosing Among Alternative Measures," *IMF Staff Papers*, 54(1), 163–190.

Smith, J. K. (2004), "Weighted Median Inflation: Is This Core Inflation?" *Journal of Money*, *Credit and Banking*, 36(2), 253–263.

Song, L. L. (2005), "Do Underlying Measures of Inflation Outperform Headline Rates? Evidence from Australian Data," *Applied Economics*, 37(3), 339–345.

Stock, J. H., and M. W. Watson (2016), "Core Inflation and Trend Inflation," *Review of Economics and Statistics*, 98(4), 770–784.

附表：CPI基本分類組成項目及其權數

食物類 **(23.73%)**

1. 穀類及其製品 (1.58%)
2. 肉類 (2.35%)
3. 肉類製品 (0.23%)
4. 蛋類 (0.28%)
5. 水產品 (1.43%)
6. 加工水產品 (0.46%)
7. 蔬菜 (1.44%)
8. 加工蔬菜 (0.59%)
9. 水果 (2.47%)
10. 加工水果 (0.07%)
11. 乳類 (0.98%)
12. 食用油 (0.25%)
13. 調味品 (0.28%)
14. 酒 (0.74%)
15. 非酒精性飲料及材料 (1.10%)
16. 調理食品 (0.83%)
17. 外食費 (7.60%)
18. 其他食品 (1.06%)

衣著類 (4.58%)

19. 成衣 (3.30%)
20. 鞋類 (1.00%)
21. 衣著服務及配件 (0.28%)

居住類 (22.70%)

22. 房租 (14.63%)
23. 住宅維修費 (1.08%)
24. 家庭用品 (3.98%)
25. 家庭管理費用 (1.04%)
26. 水電燃氣 (1.97%)

交通及通訊類 (15.31%)

27. 交通及通訊設備 (4.52%)
28. 油料費 (2.63%)
29. 交通服務及維修零件 (8.16%)

醫藥保健類 (4.29%)

30. 醫療費用 (2.05%)
31. 藥品及保健食品 (1.61%)
32. 醫療保健器材 (0.63%)

教養娛樂類 (14.73%)

33. 教養費用 (6.48%)
34. 娛樂費用 (8.25%)

雜項類 (14.67%)

35. 香菸及檳榔 (1.57%)
36. 美容及衛生用品 (3.12%)
37. 個人隨身用品 (2.01%)
38. 個人服務 (1.27%)
39. 理容服務費 (0.73%)
40. 其他 (5.98%)

說明：括號內為2016年基期之權數。

Assessing the Predictive Ability of Taiwan's Core Inflation for Overall Inflation

Chu, Hao-Pang*

Abstract

Core inflation, which excludes the effects of temporary disturbances, is often used as an indicator of the medium- or long-term inflation trends, and therefore may serve as a predictor of overall inflation and a reference for monetary policy. This study examines Taiwan's core inflation and its predictive ability for overall inflation, considering five different measures: the CPI excluding fruits and energy (the current measure of core CPI employed by Taiwan's Directorate-General of Budget, Accounting and Statistics), the CPI excluding food and energy (a common measure of core CPI employed by major economies), the weighted median CPI, the trimmed mean CPI, and the common factor of CPI components extracted from a factor model. Analyzing the data from January 2000 to December 2020, the results show that Taiwan's current measure of core inflation (the CPI excluding fruits and energy) consistently leads overall inflation. Second, following exogenous shocks, overall inflation gradually adjusts towards core inflation without bias, resembling the expectation of future inflation. This measure demonstrates robust properties as a core inflation indicator, and maintains its representativeness without overly excluding important components. Finally, out-of-sample forecasts indicate that the CPI excluding food and energy or the weighted median performs better at the longer forecasting horizons (more than one year). Therefore, monitoring the trends of the CPI excluding fruits and energy, along with other core inflation measures, should provide insights into the dynamics of overall inflation in Taiwan.

Keywords: Inflation, Core inflation, Inflation forecasting
JEL classification code: E31, E37

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