

從調價週期探討近年通膨結構之變化：  
台灣的個案研究

經濟研究處

俞欣榮

112 年 12 月

## 摘要

2020 年以前的台灣通膨相對穩定，即使遇到供給面衝擊往往能在短期回復。自 2021 年起，受疫情、地緣政治風險、氣候變遷等連續非預期供給面衝擊，導致近年台灣通膨走勢與 2020 年以前顯著不同。本文根據 Akerlof and Yellen (1985) 年之理論設定，嘗試運用財務指標中持有收益率(holding period return)的概念，以期間分析的角度分別估算台灣消費者物價指數(CPI)、油料費與核心物價內重要品項的調價週期，並比較台灣 2020 年前後期間的調價週期差異。根據本文初步以 1%上漲基準的估算結果，2012-2019 年台灣整體 CPI 的調價週期約為 12.19 個月；至 2021-2022 年期間，調價週期驟降至 5.54 個月；進一步比較 2013-2019 年與 2021-2023 年兩段期間 17 項重要民生物資的調價變化，本文亦發現 17 項重要民生物資亦從平均 11.6 個月降至 5.37 個月左右；此外，核心物價指數中權數較高之服務類項目亦有調價期間縮短趨勢，反映此段期間台灣通膨不但顯著上升，調價週期亦較 2020 年前顯著縮短，進而改變消費者對於過去調價週期的認識，造成民眾對於通膨有更明顯的感受。

有鑑於 2021 年以來多類僵固性商品與服務類項目的調價週期出現顯著縮短的現象，顯示自疫情過後，國際原物料價格的變化、地緣政治風險與氣候變遷正改變當前台灣的通膨結構，對於貨幣政策的執行與決策形成新的挑戰。

本文政策意涵如下：

**(一) 本文之估算方法能偵測 CPI 各類品項的調價週期是否出現顯著的改變，進而了解通膨結構的變化，提供本行通膨預測月模型設定結構變動變數的理論基礎**

以近期國內服務類通膨為例，由於服務類品項主要反映勞動成本的變化且為核心通膨的重要組成，2021 年後多項服務類商品之調價週期顯著減少，顯示未來此類品項的走勢將是影響通膨的主要因素，可能增加通膨的上行風險，尤其，服務類物價具易漲難跌的特性，宜持續關注此類品項調價頻率之變化。本文對於台灣通膨結構變化的發現，除了提供本行核心物價預測模型設定結構斷裂(structural break)的理論基礎外，目前也初步得到統計結果的支持，顯示 2021 年以來核心通膨確實有出現顯著結構變化的實證結果。

**(二) 本文建立的調價週期方法或可進一步精進，作為本行內部未來編製核心僵固類價格指數的參考**

Bryan and Meyer (2010)的研究指出：僵固類的物價品項為形成通膨預期的重要變數，能對未來通膨預測提供額外訊息。Fed 亞特蘭大分行(Federal Reserve Bank of Atlanta) 即以此概念為基礎建構核心僵固類 CPI 指標，期能辨識通膨來源係來自於暫時性因素亦或結構性因素。未來或可根據本研究的基礎精進，建構台灣核心僵固類 CPI 指標，在當前全球高通膨背景下探討調價頻率的變化，也能與通膨預期調查之結果相輔相成，對未來貨幣政策提供額外的資訊。

關鍵詞：通膨率、價格僵固

## 目 錄

壹、研究目的 .....	1
貳、文獻回顧 .....	4
參、物價調價頻率推算的基本假設與理論基礎 .....	7
一、物價僵固性的衡量 .....	7
二、運用物價指數推算調價頻率方法說明 .....	9
肆、實證結果相關說明 .....	12
一、油料費物價調價週期分析 .....	12
二、核心物價調價週期分析 .....	16
伍、結論與政策建議 .....	24
一、結論 .....	24
二、政策意涵 .....	24
參考文獻 .....	26
錄、調價週期理論說明 .....	27

## 壹、研究目的

在古典經濟賽伊法則(Say's law)的觀點中，總體經濟的運作係建立在效率市場的假設下：價格有立即傳遞資訊的功能。由於資訊充分流通且無任何摩擦存在，當外在衝擊發生時，市場上的商品價格與工資能在衝擊後立即調整：一旦廠商判斷需求較以往減少，能立即調降販售商品之價格、同時降低薪資並裁減勞動僱用以降低成本，維持廠商利潤極大化條件，維持勞動市場達到充分就業的狀態。換言之，上述觀點隱含任一水準的生產必將透過物價調整而出現相對應的需求，生產過剩僅是暫時現象，市場在脫離均衡後，將迅速回到結清狀態。因此，貨幣供給的增加或減少僅造成市場名目價格的變動，對於實體經濟的產出與就業無法產生任何效果，形成古典經濟「貨幣中立性」(或「古典二分法」)的理論基礎。

然而，上述觀點無法合理解釋 1929 年後美國與歐洲的經濟情勢：在 1929 年後的十年間，充分就業無法如古典學派的預期下自然發生，取而代之的是普遍存在的失業與蕭條的經濟。在此背景下，凱因斯理論捨棄了「物價與工資能任意調整」的觀點，並指出現實的經濟社會裡，物價與工資大多存在難以向下調整的僵固原因，致使市場運作失靈，在遭遇衝擊後無法立即調整使市場復甦，導致蕭條現象持續發生。有鑑於此，凱因斯提出的「有效需求理論」認為：解決失業與景氣衰退的方法在於創造需求，政府應扮演積極的角色，藉由提出各項措施降低景氣波動對於總體經濟的衝擊。

市場價格僵固的觀點亦修正古典學派垂直總合供給的論點，並認為物價與產出應呈現正向的關聯：名目價格的變化能影響實質產出，使貨幣政策的調整能對實體經濟產生影響。當市場價格具備價格僵固性時，貨幣數量的擴張與緊縮將促成名目利率的變動，從信用市場的

管道影響投資的變化，進一步對實質產出造成影響。因此，凱因斯學派對於工資與物價僵固性的主張，也成為後續中央銀行與政府單位執行貨幣與財政政策的理論基礎。

受新古典方法論與理性預期學派的影響，自 1970 年起，凱因斯學派對於價格僵固的研究，逐漸從個體理論的基礎(micro foundation)出發<sup>1</sup>，探討價格僵固的成因並估算商品的調價頻率，以此推估貨幣政策傳導機制的效果。此外，因價格僵固與通膨預期具有顯著的關聯，當市場價格僵固性商品的調價頻率或品項出現明顯增加時，隱含市場整體通膨的現象擴散至更大範圍的日常消費項目。此一現象將可能影響通膨預期定錨的鬆動，不利於中央銀行執行物價穩定的貨幣決策。

2021 年以來，全球在疫苗接種漸趨普及、經濟活動陸續解封的背景逐漸走出疫情的陰霾，需求回溫。惟疫情衍生之供應鏈瓶頸尚未緩解，加以俄烏戰爭衝突等因素使全球供需嚴重失衡，帶動國際能源及糧食等大宗商品價格上揚。這些因素再加上疫情後緊俏的勞動市場迫使企業必須頻繁且大幅調價以保護利潤率，不但對經濟體帶來通膨攀升壓力外，調價頻率的改變也影響了物價的僵固性，成為全球主要央行持續關注的重點，例如：

- ECB 委員 Isabel Schnabel<sup>2</sup>指出：2022 年歐元區企業為了在投入成本快速上升的情況下保護利潤率，調整銷售價格的頻率遠高於平時；但是，當投入成本下降或條件大致穩定時，大多數企業的行為就不同，他們會更不情願地修改價格，這使得潛在的通膨更加頑固，而通膨的消退則更加緩慢。

---

<sup>1</sup> 例如：Barro(1972)、Sheshinski and Weiss(1977)分別提出菜單成本模型(menu cost model)解釋價格僵固性；Calvo(1983)則以不完全競爭廠商理論建立價格僵固的動態模型。

<sup>2</sup> 詳 Schnabel (2023), “The risks of stubborn inflation”, Speech in Luxembourg, 19 June 2023.

- 加拿大央行副行長 Nicolas Vincent<sup>3</sup>指出：企業頻繁及大幅度調價增加抗通膨難度，致使通膨放緩進展慢於預期。在消費需求強勁，投入成本迅速上升的情況下，企業更有可能進行更大規模、更頻繁的價格調整。多數的總體經濟模型可能沒有考慮到這種訂價行為，這可能解釋了為什麼央行在疫情之後難以充分解釋供需失衡對通膨的影響。

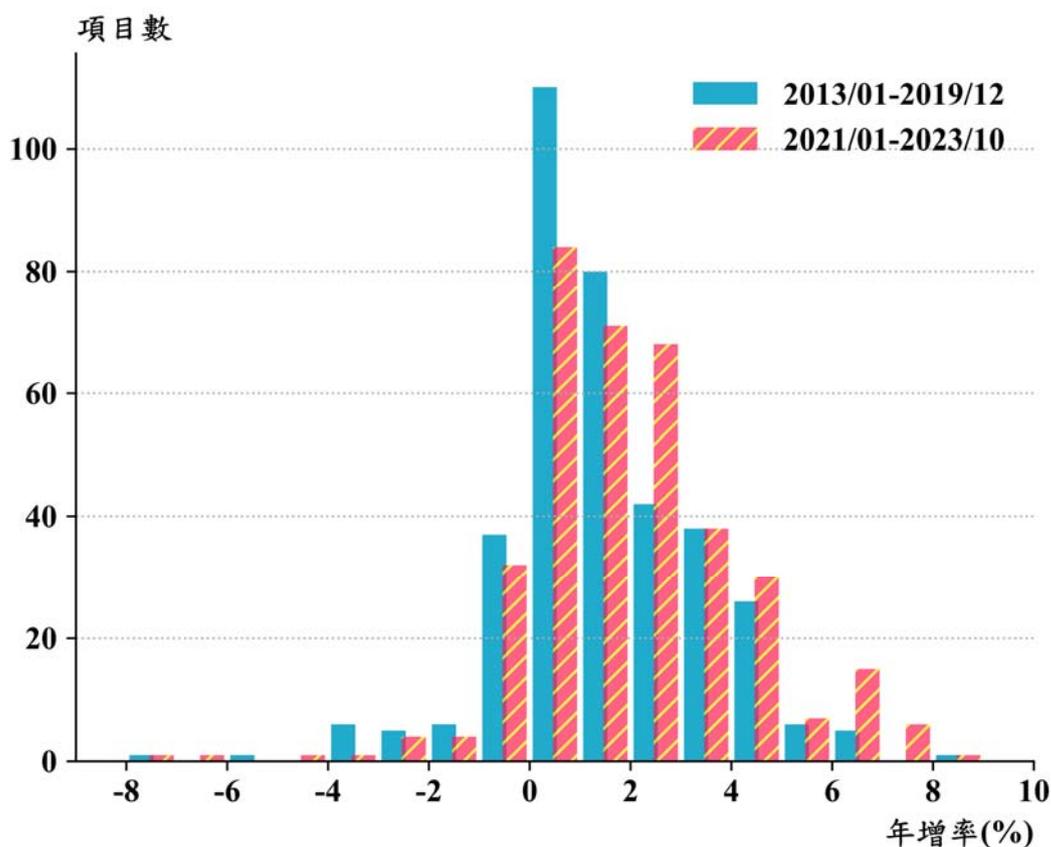
觀察台灣物價的變動歷史，在 2020 年以前，台灣的通膨多呈低且穩定走勢，消費者物價指數(CPI)年增率長期多維持在 1%上下波動。2021 年後，受全球供應鏈瓶頸、俄烏戰爭等地緣政治衝突、氣候變遷因素影響，原油、糧食等原物料進口價格高漲，源自供給端的成本上漲壓力也逐漸傳遞至國內 CPI 各項目，致使國內多項商品價格呈現顯著走升的趨勢。圖 1 簡要彙整 2013-2019 年與 2021-2023 年<sup>4</sup>台灣 CPI368 項查價項目群平均年增率的分布圖。可以發現：2021-2023 年整體的通膨分布狀態明顯較 2013-2019 年右移：2013-2019 年期間，平均年增率高於 2%的查價品項僅 105 項，占 368 項查價項目群的 28.53%；然而到了 2021-2023 年，平均年增率高於 2%的項目達 179 項，占 368 項查價項目群的 48.64%，顯示自 2021 年以來，通膨上揚的現象擴散至更大範圍的日常消費品項中，整體通膨似乎出現結構性的轉變。有鑑於此，本文嘗試建構調價週期指標，試圖比較整體物價指數、油料與核心物價內重要服務類品項在近年的調價週期變化，作為通膨結構轉變的參考佐證，並作為後續關於通膨預測模型設定的理論基礎。

---

<sup>3</sup> 詳 Vincent, N.(2023), “How price setting influences inflation”, Speech summary ,3 October 2023.

<sup>4</sup> 物價資料更新至 2023 年 10 月。

圖 1 台灣 CPI368 項查價項目群的年增率分布



資料來源：行政院主計總處

## 貳、文獻回顧

### 一、有關價格僵固及廠商調價行為之國際文獻

衡量某一消費品項的價格僵固性，其本質在於計算該品項的調價週期，即究竟調價一次會間隔多久時間，而在現實世界中，商品價格的調整會因制度與市場因素出現遲滯且僵固的現象。為了對價格僵固的特性提供理論基礎，新興凱因斯學派嘗試透過菜單成本(如 Barro (1972)及 Sheshinski and Weiss(1977))、契約理論等不完全競爭的角度探討廠商調價僵固的成因。以外食費為例，餐飲業者考量調整價格須重新印刷所有菜單，且頻繁改變商品售價恐引起顧客反感，因此多數業者並不會頻繁的改變售價，致使商品價格不易產生變化；房屋租金

方面，房東與房客必須先議定租約期限與房租的價格，一旦契約成立，雙方當事人將按照簽定的房租金額履約至租約期滿為止，不能任意要求更改租金。因此，在上述市場制度與調價限制的影響下，各類商品均存在某種僵固價格的特性，使商品價格不容易產生變化。從另一層面觀之，具有僵固性類別的商品價格一旦產生變動，也更不容易恢復，將對市場通膨預期產生顯著影響(Bryan and Meyer(2010))。

基於物價的變動源自於廠商的調價行為，各國經濟統計部門會針對消費者物價中的每一個品項定期進行市場調查，以此做為物價指數的編製基礎。舉例而言，美國勞動統計局(BLS)將消費商品區分為 388 個基本品項(entry-level item)，並固定每月於 88 個區域隨機選取共約 22,000 間店面進行詢價，根據該店之銷售量與服務內容蒐集 70,000-80,000 種非住房商品和服務的價格。Bils and Klenow (2004) 運用上述美國勞工統計局(BLS)的報價資料，估算 1995-97 年 350 種商品與服務的價格變動頻率，涵蓋消費者整體支出的 70%。結果顯示：近半數的商品與服務至少每隔約 4.3 個月就會發生變化。一些商品如番茄、航空票價、無鉛汽油約三周發生一次變化(0.7 至 0.8 個月)，另一些服務如交通工具過路費(Vehicle toll)、貴重物品保險箱租金、報紙的調價頻率則長達 30 個月。

以上述研究結果為基礎，Fed 亞特蘭大分行(Federal Reserve Bank of Atlanta)自 2010 年起以美國 388 個基本品項的調價期間中位數 4.3 個月為界，將調價期間小於 4.3 個月之商品與服務歸類為「彈性消費者物價」，若大於或等於 4.3 個月則歸類為「僵固類消費者物價指數(Core Sticky Price CPI)」<sup>5</sup>，同時運用此判斷準則將資料擴充自 1967 年 1 月起。在此分類下，約 70% 的 CPI 項目如家具、租金等商品或服務可歸類於價格僵固消費者物價指數。Bryan and Meyer(2010)發現：

---

<sup>5</sup> Fed 亞特蘭大分行編製僵固價格指數並定期公布，網址為：  
<https://www.atlantafed.org/research/inflationproject/stickyprice>

僵固性價格指數似乎是市場通膨預期的重要組成，並且這類的組成因子對於未來的通膨走勢具有相當顯著的預測能力。

除了 Bils and Klenow 的統計外，Blinder et al.(1998)亦對 200 家公司的訂價行為進行了訪查。根據該調查的統計結果，約有一半的廠商每年調整一次價格。Hall、Walsh and Yates (2000)也同樣調查 654 家英國廠商的調價行為，發現全體樣本中有 58%廠商的調價週期約為一年以上，此一發現與 Blinder et al.(1998)的調查結果相近。

## 二、有關價格僵固之國內文獻

在台灣方面，我國物價訪查程序與美國勞動統計局(BLS)相似：主計總處針對我國 368 項商品與服務，依照其項目的價格變動特性每月或每旬調查一次，查價地區涵蓋 17 個縣市。多數商品與服務之價格資料主要由基層調查員實地訪查，經縣市政府主計處審核後，報送行政院主計總處複核；部分交通、電力、醫療等公共費率，或網路平台販售之商品，則由行政院主計總處直接蒐集或網路整理而得。

由於主計總處蒐集的查價資料係屬內部資料，受限於取得限制，因此估算國內各品項的物價僵固特性僅能以計量方法在官方統計資料的基礎上進行計算。許碧純與黃也欣(2021)參考 Bryan and Meyer (2010)與 Millard and O'Grady (2012)的作法，在計算 CPI 各品項的月增率後以 4 個月為基準，若一特定 CPI 組成細項之月增率(MoM)有連續 4 個月變動區間小於等於絕對值 0.1%之情況，則將該組成歸類為僵固類品項，其餘則認定為彈性類品項，在此標準下比較美國、歐元區、日本僵固與彈性類商品物價品項的異同。

同樣受到資料取得的限制，本文在研究方法上無法採用 Bils and Klenow (2004)的統計方法計算 CPI 各品項價格的調價週期，僅能在現有的資料下，根據給定的調價幅度推算各品項的調價週期，從而比

較疫情前與後疫情期間各品項的調價變化。此外，本文雖有推算台灣消費者物價指數中 368 項查價項目群於疫情前後的調價週期，惟各類消費者查價品項成因不同，囿於篇幅無法逐一討論各品項週期之變化成因，因此除了總指數 CPI 外，另針對油料費(92、95、98 無鉛汽油及高級柴油)項目與核心消費物價中重要品項(17 項重要民生物資、物權重較高之服務類物價項目)之調價週期變化進行補充說明。

本文架構如下：除第壹節為研究目的、第貳節簡要彙整有關價格僵固之國內外文獻，第參節介紹本文計算各消費品項的理論假設與詳細計算程序；第肆節詳述實證模型之資料來源，並分別列述油料與核心物價品項(包含 17 項重要民生物資與服務類物價權數較高之服務類查價品項)的相關結果，以及通膨結構轉變對於核心通膨預測模型的應用。第伍節為總結並討論本實證結果之政策意涵。

## 參、物價調價頻率推算的基本假設與理論基礎

### 一、物價僵固性的衡量

承前所述，衡量某一消費品項的價格僵固性，在於計算該品項的調價週期，即究竟調價一次會間隔多久時間。本文參考 Akerlof and Yellen(1985)的理論設定，假定經濟體中的廠商具有一定程度的訂價能力，且訂價決策相互獨立不受影響。在時間為間斷(discrete)、且以月為單位的設定下，模型假定每一期有  $0 < \lambda < 1$  比例的廠商可以調整價格。如果這些廠商的調價行為從相同的機率分布選出，並滿足伯努利試驗(Bernoulli trial)的機率性質，則在大數法則下， $\lambda$  比例的廠商獨立調價的機率性質等同於廠商在每一期  $t$  將有  $\lambda$  的機率可以調整價格， $1-\lambda$  的機率無法調整價格。此動態訂價的假設可運用以下幾何分配期望值估算廠商的調價平均期間：

表 1 美國各年度物價調價頻率與調價期間

調查期間	調價頻率( $\lambda$ )	調價期間(月)
1995	0.213	4.2
1996	0.208	4.3
1997	0.199	4.5
1998	0.212	4.2
1999	0.214	4.1
2000	0.217	4.1

資料來源：Bils and Klenow (2004)。

$$\begin{aligned}
 E &= \lambda \times 1 + (1 - \lambda)\lambda \times 2 + (1 - \lambda)^2\lambda \times 3 + \dots \\
 &= \sum_{t=1}^{\infty} \lambda (1 - \lambda)^{t-1} t \\
 &= \frac{1}{\lambda}
 \end{aligned} \tag{1}$$

換言之，調價廠商占總體廠商比例的倒數( $1/\lambda$ )即為該品項價格的平均調價期間(週期)。Bils and Klenow (2004)根據 Akerlof and Yellen (1985)的概念，進一步將調價行為的期間間隔縮短為無限小，則上述平均調價公式將收斂至指數分配，平均調價期間的期望值將漸進收斂至  $E = -1/\ln(1-\lambda)$  個月<sup>6</sup>。Bils and Klenow (2004)進一步利用上述概念，以美國 BLS 中 350 項基本品項(entry-level item)的廠商詳細報價資料估算各品項的調價頻率與調價期間，其調價中位數與調價期間結果整理於表 1。

如前所述，上述消費品項調價頻率的估算需仰賴完整的報價資料進行統計，透過每段期間廠商調價的比例進行計算。在欠缺資料的情況下，本文僅能透過彙整後之各查價品項之物價指數嘗試推算不同商品與服務的調價期間。

<sup>6</sup> 參見附錄的數學推導。

## 二、運用物價指數推算調價頻率方法說明

假定某一項消費品在統計期間 $\mathcal{T}$ 的價格指數為 $\{P_t\}_{t \in \mathcal{T}}$ 。為了將連續變數 $P_t$ 的調價過程轉換為「調價」與「未調價」的間斷變數，本文定義以下指示函數(indicator function) $\mathbb{I}$ ，用以計算給定某一門檻值 $\Delta$ 與基期價格 $P_{t_0}$ 下，第 $t > t_0$ 的調價行為：

$$\mathbb{I}(P_t; P_{t_0}, \Delta) = \begin{cases} 1 & , \text{ 若 } \frac{P_t}{P_{t_0}} \geq \Delta \\ 0 & , \text{ 其他} \end{cases} \quad (2)$$

換言之，藉由給定 $P_{t_0}$ (基期)與漲幅 $\Delta > 0$ ，指示函數 $\mathbb{I}$ 及可判定 $t_0$ 後任何期間的價格 $P_t$ 是否有滿足漲幅超過 $\Delta$ 的漲幅標準，將原有的價格序列轉換為一連串由 $\{0,1\}$ 試驗(trial)組合而成的序列集合，並定義該集合 $S_{t_0}$ 如下：

$$S_{t_0}(\Delta) = \{\mathbb{I}(P_t; P_{t_0}, \Delta)\}_{t \geq t_0, t \in \mathcal{T}}$$

進一步運用指示函數的判定準則，即可定義 $t_0$ 在漲幅為 $\Delta$ 之下的調價期間：

$$\tau(P_{t_0}, \Delta) = \begin{cases} \min\{t - t_0 \in \mathcal{T} \mid \mathbb{I}(P_t; P_{t_0}, \Delta) = 1\} & , \text{ 若 } 1 \in S_{t_0}(\Delta) \\ \#\mathcal{T} & , \text{ 若 } 1 \notin S_{t_0}(\Delta) \end{cases}$$

其中 $\#\mathcal{T}$ 為樣本集合 $\mathcal{T}$ 的樣本期間長度。上述概念的經濟意義，是在計算基期價格 $P_0$ 在樣本期間 $\mathcal{T}$ 之下，該品項需要花多少時間才會變動超過 $\Delta$ 。當整個樣本期間調價幅度均未達 $\Delta$ 時，則後續直接以整個測試期間長度 $\#\mathcal{T}$ 作為調價週期；舉例而言，若某樣本期初點 $t^{**}$ 超過整體樣本期間的一半且期調價週期為 $\tau^{**}$ ，若該時點後調價週期均未達 $\Delta$ 時，則後續樣本點直接以 $\tau^*$ 替代。

最後，為了避免調價期間的估算 $\tau$ 受選擇基期價格 $P_{t_0}$ 高低的影響，進一步計算 $\mathcal{J}$ 集合內基期價格 $P_{t_0}$ 的平均調價頻率：

$$\tau^*(\Delta) = \mathbb{E}(\tau(P_{t_0}, \Delta)) = \frac{1}{\#\mathcal{J}} \sum_{t_0 \in \mathcal{J}} \tau(P_{t_0}, \Delta) \quad (3)$$

藉由上述建構的指標，調價週期 $\tau^*$ 具有以下性質，補充說明如下：

1. 上述物價調價週期參考自財務中「持有收益率(Holding period return, HPR)」的概念，其本意是計算某一資產自購入期間 $t_0$ 到賣出期間 $t_1$ 獲得的收益率：

$$HPR = \frac{t_1 \text{ 期末價格} - t_0 \text{ 期初價格} + \text{孳息收入}}{t_0 \text{ 期初價格}}$$

若投資者具有某資產價格與孳息收入的歷史資料，即可計算「給定報酬率 $HPR$ 之下，持有該資產所需的最短期間」。若採用後者論述，並將資產改為查價品項的價格， $HPR$ 改為調價頻率門檻值 $\Delta$ 。調價指標 $\tau^*(\Delta)$ 的本意即是衡量給定物價成長率 $\Delta$ 之下，該查價品項所需的累計期間( $t_1 - t_0$ )。

2. 不同於計算物價的年增率，計算調價頻率 $\tau$ 能從另一種觀點針對物價特性進行分析。傳統以年增率衡量物價走勢，是在給定「固定期間」之下計算兩個時間點下的物價變動率；而本文建構之 $\tau^*(\Delta)$ 則是在「固定變動率」下，物價品項平均的調價期間，因此 $\Delta$ 為一自行設定的變動門檻：若 $t_1 - t_0 = 1$  即為月增率， $t_1 - t_0 = 12$  即為年增率， $t_1 - t_0$ 可以為任何的時間長度。這樣的衡量方式較能夠比較一些變動幅度較小的品項差異。舉例而言，在主計總處編製的 368 個查價品項中，編號第 251 項之公共汽車票與編號第 301 項之公私立高中職學雜費多年的物價年增率

為 0，僅觀察少數或部分月份的年增率，將無法獲得兩類消費品物價的特性；然而若使用本文建構的 $\tau^*(\Delta)$ 進行分析，則能進一步看出哪一項消費品變動的調價週期差異。

3. 除了樣本期間集合 $\mathcal{T}$ 以外，變動幅度 $\Delta > 0$ 是影響 $\tau^*$ 的關鍵因素。由於此變數決定了物價指數估算是否調價門檻的高低，若 $\Delta$ 越高，則在 $\mathcal{T}$ 內的 $P_t$ 滿足 $P_t/P_0 \geq \Delta$ 的條件越嚴格，滿足的調價期間也越長，得到以下條件：

$$\tau^*(\Delta_1) < \tau^*(\Delta_2) \quad \text{若且惟若} \quad \Delta_1 < \Delta_2$$

4. 式(2)的結果僅考慮 $P_t/P_0 \geq \Delta > 0$ 的「上漲」平均調價期間。若進一步將「下跌」幅度超過 $\Delta$ 的情形列入調價標準，則先前的式(2)定義的指示函數 $\mathbb{I}$ 將改為：

$$\mathbb{I}(P_t; P_{t_0}, \Delta) = \begin{cases} 1 & , \quad \text{若} \left| \frac{P_t}{P_0} \right| \geq \Delta \\ 0 & , \quad \text{其他} \end{cases} \quad (4)$$

在此標準下，當 $t$ 期價格相較 $P_{t_0}$ 下跌或上漲超過 $\Delta$ 時，指示函數 $\mathbb{I}$ 在此標準下均等於 1。

為了驗證上述指標建構與實際資料的一致性，表 2 運用上述理論，分別彙整台灣 CPI 在 2012/01-2019/12、2012/01-2016/12、2017/01-2019/012 與 2021/01-2022/12 四段樣本 $\mathcal{T}$ 的平均調價週期，初步設定調價門檻為 $\Delta = 1\%$ 的漲幅，並排除 2020 年疫情衝擊對於基期的影響。可以發現，2020 年以前(2012-2019)台灣整體 CPI 的調價週期約為 12.19 個月；若以 2017 年為分界，則分別為 8.22 與 14.17 個月；然而 2021-2022 年調價週期降為 5.54 個月，顯示 2021 年後台灣物價的調價週期較 2020 年以前，調價週期有縮短的跡象。

表 2 物價上漲 1% 下的 CPI 平均調價週期與年化成長率

期間	調價週期 (月)	年化 CPI 年增率(%)	實際平均 年增率(%)
2012/01-2019/12	12.19	0.98	0.94
2012/01-2016/12	8.22	1.46	1.10
2017/01-2019/12	14.17	0.85	0.84
2021/01-2022/12	5.54	2.18	2.45

資料來源：行政院主計總處、作者自行推算

此外，表 2 第二欄進一步根據調價週期推算其 CPI 年增率，並與該期間之平均年增率(第三欄)進行比較驗證，可發現運用調價週期推算之年增率與資料結果相當接近，顯示在初步設定 $\Delta = 1\%$ 的漲幅下推算的調價週期結果應有一定的合理性<sup>7</sup>。因此，在初步檢驗整體 CPI 的調價變化後，以下將分別討論 CPI 中油料費與核心物價在 2020 年前後的調價期間差異，進一步討論部分商品於近年調價週期變化的可能原因。

#### 肆、實證結果相關說明

##### 一、油料費物價調價週期分析

根據主計總處針對消費者物價特殊分類編製原則，能源類的物價包含燃氣、電費、油料費三個項目。若進一步與主計總處 368 個查價品項進行比對，燃氣項目主要由桶裝與天然瓦斯組成；電費則由單一品項"家庭用電"構成；油料費則是由無鉛汽油、柴油及車用電能與其他油料(潤滑油、機油等)組成。表 3 整理我國能源類相關品項 2021 年

<sup>7</sup> 為檢測模型的穩健性，本文另有檢驗  $\Delta=0.5\%$ 、 $1.5\%$ 與  $2\%$ 的調價週期，結果發現年化後的年增率仍與實際資料結果相當接近，初步顯示本模型對於調價週期應有一定的解釋程度。

表 3 能源類物價之查價項目、權數與購買頻度

CPI 項目	查價代碼	CPI 細項	權數 (%)	購買頻度
能源類			43.964	
水電燃氣類			16.797	
	236	天然瓦斯	1.376	季
	237	桶裝瓦斯	2.569	其他
	239	家庭用電	12.852	季
油料費			27.167	
	246	92 無鉛汽油	3.928	季
	247	95 無鉛汽油	19.483	月
	248	98 無鉛汽油	2.832	季
	249	柴油及車用電能	0.420	其他
	250	其他油料 (潤滑油、機油等)	0.504	其他

資料來源：主計總處 2021 年基期消費者物價指數(CPI)查價項目之權數及購買頻度別

的權數與查價頻率。其中無鉛汽油(92、95、98)對整體能源類品項占比合計 59.69%，為能源類成分中最重要查價項目，因此也是影響能源調價週期的重要因素。以下將針對油價調價機制進行補充說明。

根據中油新聞稿<sup>8</sup>，我國國內無鉛汽油的訂價係依照經濟部核定的浮動油價機制，每週按公式計算調整，現行油價公式以國際指標原油(70%杜拜+30%布蘭特，即 7D3B)週均價及匯率變動幅度的 80%計算油料費的國際油價<sup>9</sup>。換言之，國內油價會受到國際油價的變動進行調整。圖 2 運用「7D3B」的加權公式乘以該月美元兌新台幣計算中油之「國際油價」，並與國內 92、95、98 無鉛汽油與高級柴油進行比較。從圖 2 走勢可知，無鉛汽油零售價格與國際油價呈現高度的相關性，顯示國內汽油零售價的變動深受國際油價走勢影響。由於國際油

<sup>8</sup> 詳洪士庭(2019)，「中油公司油價浮動調整機制」，主計月刊第 758 期 2 月與中油 2014 年 12 月 8 日新聞稿「中油澄清說明浮動油價機制與公式公開、透明並無黑箱作業」。

<sup>9</sup> 油價調整公式如下：國際油價公式 =  $\frac{0.7 \text{ 杜拜原油美元/桶} + 0.3 \text{ 布蘭特原油美元/桶}}{\text{當月匯率} \left( \frac{\text{美元}}{\text{新台幣}} \right)}$  × 158.9873 公升/桶

圖 2 國內主要油料零售價與國際油價(7D3B)比較



資料來源：經濟部能源署油價資訊管理與分析系統、中油網頁

表 4 變動與上漲 1% 之下國際與國內油料之平均調價週期

項目	單位:月			
	2016/01-2019/12		2021/1-2023/10	
	變動 1% (含上漲及下跌 1%)	上漲 1%	變動 1% (含上漲及下跌 1%)	上漲 1%
國際油價(7D3B)	0.303	1.328	0.279	0.868
92 無鉛汽油	0.407	1.456	0.507	1.172
95 無鉛汽油	0.438	1.488	0.656	1.181
98 無鉛汽油	0.458	1.521	0.718	1.262
超級/高級柴油	0.371	1.388	0.576	1.243
95 無鉛汽油與 國際油價(7D3B) 週期差異	<b>0.135</b>	<b>0.160</b>	<b>0.377</b>	<b>0.313</b>

資料來源：作者自行計算

價自 2016-2019 期間呈現緩慢上揚趨勢，為了與近年油價走勢進行比較，以下將評估 2016-2019 與 2021-2023 兩段期間調價週期的差異程度。

為精確評估零售無鉛汽油的平均調價週期，同時與國際油價走勢進行比較，本文參考蕭宇翔、繆維正(2019)估計高頻資料的作法，分別網路上擷取台灣中油汽、柴油之每週報價檔案，分別計算 2016/01-2019/12、2021/01-2023/10 兩段期間國際油價上升期間，國內無鉛汽油與柴油在 1%門檻值下變動(含下跌)與上漲的平均調價週期。表 4 彙整運用式(3)的相關結果，說明如下：

1. 比較國際油價(7D3B)與國內各類油料零售價的調價週期，可發現無論是採用「變動率」(涵蓋上漲與下跌 1%)或是「上漲率」(僅涵蓋上漲 1%)，國際油價的調價週期均短於國內的價格，反映在全球油價上漲期間，國內執行油價平穩機制的確降低了油價的變動幅度。
2. 進一步比較 7D3B 與 95 無鉛在兩段期間的調價週期差異，可發現 2021-2023 年兩者的週期差異大於 2016-2019 年：從「變動率」1%的角度來看，2016-2019 年 7D3B 與 95 無鉛汽油調價日期僅相差 4-5 天 (0.135 個月)；2021-2023 年調價週其差異增加至 11-12 天(0.377 個月)。此結果反映 2021-2023 年期間，國際油價波動觸發國內油價平穩機制的次數大幅上升，導致兩者調價週期差異增加。由於國內油價平穩機制啟動後，將針對國際油價「上漲」與「下跌」波動進行調整，以下將進一步評估疫情前後油價平穩機制執行的差異。
3. 根據表 4 可知，若考慮「變動率 1%」的調價週期變化，92、95、98 無鉛汽油以及高級柴油在 2016-2019 年的調價期間平均約 11-14 天調整油價 1%(0.41、0.44、0.46 與 0.37 個月)；2021-2023 年

的調價期間升至 15-22 天調整油價 1% (0.51、0.66、0.72、0.58 個月)，油料費的調價週期似乎有拉長趨勢。

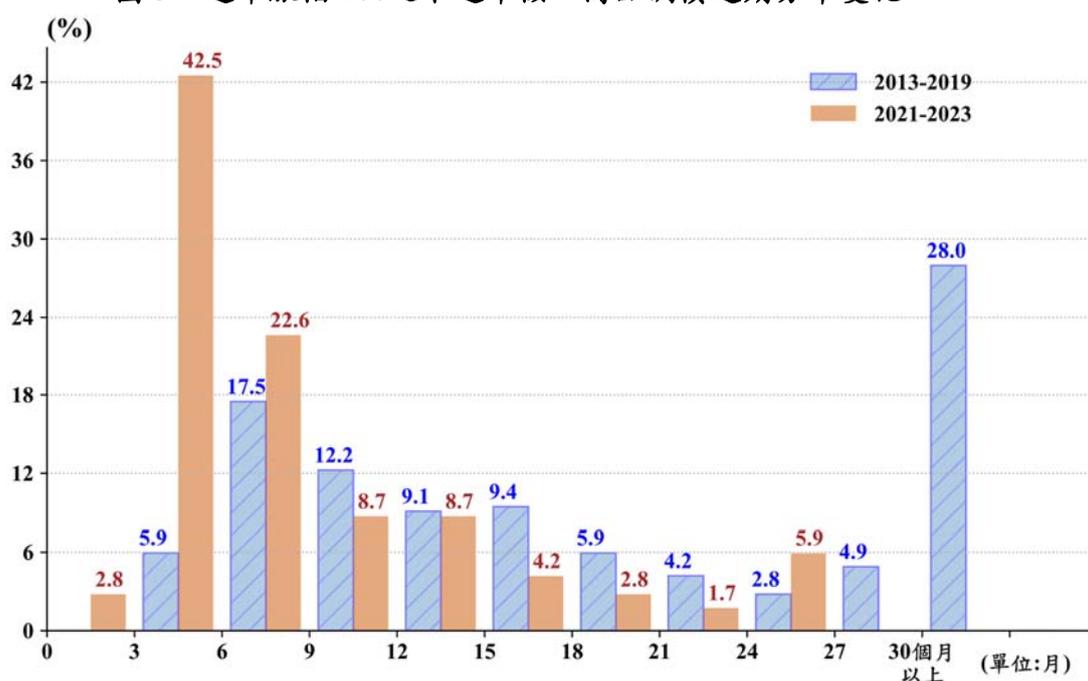
4. 進一步分析「上漲 1%」作為調價的唯一標準，而不考慮油價下跌 1%的狀況，卻會發現更為顯著結果：在上漲 1%的門檻設定下，2016-2019 期間 92、95、98 無鉛汽油以及高級柴油平均約 6 至 7 週上漲 1%(1.3 至 1.52 個月)，而 2021-2023 期間則縮短至 4 至 5 週上漲 1%(1.17 至 1.24 個月)，得到與第 3 點截然不同的結果。
5. 合併上述 3、4 的結果可知，2016-2019 期間油價變動 1%週期之所以短於 2021-2023，主要係因為 2016-2019 期間出現「下跌 1%」的次數多於 2021-2023 所致，因此當涵蓋此條件時，2016-2019 期間的調價期間將短於 2021-2023 年；另一方面，由於 2021-2023 「上漲超過 1%」的次數遠高於 2016-2019 期間，使得 2021-2023 的調價週期遠低於 2016-2019 期間。

最後，結合表 2 與表 4 的結果比較 CPI 與油料費的調價週期可知，油價的變動週期遠低於 CPI 的變動，顯示油料費在物價指數的查價品項中，係屬於價格僵固性較低之商品，其調價週期遠低於 CPI 物價指數。另根據表 3 能源類消費品項可知，油料費權數約占整體 CPI 的 2.7%；以下將進一步分析核心消費(不含蔬果及能源)物價中各類重要查價品項的調價週期。

## 二、核心物價調價週期分析

根據主計總處於 2021 年公布之基期 CPI 查價項目之權數統計，核心物價(不含能源及蔬果)品項為 368 項查價項目群的 287 項目群，其權數占整體 CPI 達 91.934%。換言之，整體 CPI 的調價變化深受內部不同組成品項影響。由於各類核心物價品項調價週期成因不同，囿於

圖 3 近年漲幅 1% 之下近年核心商品調價週期分布變化



資料來源：作者自行估算

篇幅無法逐一討論各品項週期之變化成因，以下將運用式(3)的估算方式分析 2013/01-2019/12<sup>10</sup>與 2021/01-2023/10 兩段期間核心物價品項調價週期的分布變化，並針對行政院物價穩定小組 17 項重要民生物資與部分重要查價品項(如重要服務類物價品項)的週期變化進行補充說明。

### (一)近年後核心物價調價週期分布變化

圖 3 描繪 287 項查價品項在 2013/01-2019/12 與 2021/01-2023/10 兩段期間在上漲 1% 準則下的調價占比分布，其中排除 2020 年疫情爆發的樣本期間。圖 3 的橫軸為調價週期(月)，縱軸 287 項核心物價品項的占比。從兩段期間的調價分布可知，2021-2023 的調價分布明顯較 2013-2019 期間之分布向左集中，顯示 2021 年以來整體核心調價週期明顯縮短。進一步觀察在上漲 1% 的基準下兩段期間調價分布最

<sup>10</sup> 主計總處於 2013 年起公布 368 項查價品項之物價資料，因此起始期間僅能自 2013 年起計算。

表 5 漲幅 1% 之下核心商品查價品項調價週期統計 單位：項目數

	2013/01-2019/12	2021/01-2023/10
小於半年	17	130
半年至一年	85	90
一年至一年半	53	37
一年半至兩年	29	13
兩年至兩年半	22	17
兩年半以上	80	0
總計	286*	287

資料來源：作者自行計算

備註：\*由於 2013-2019 期間編號 35 鯖魚並未提供價格資料，因此移除該段期間之統計結果。

密集的区域：調價週期 3-6 個月的核心品項占比從 2013-2019 年的 5.9% 大幅上升至 42.5%；調價週期超過 2 年以上(24 個月)的品項從原來的 35.7% 降至 5.9%，顯示過去較為僵固的核心查價品項在近年開始調價，致使較為僵固的品項調價週期大幅減少，同時調價週期多往 3-6 個月的調價週期集中，核心物價品項的僵固性在 2021 年後明顯鬆動。表 5 進一步以半年(6 個月)為間隔，彙整兩段期間在 1% 漲幅下的查價品項調價週期，重製圖 3 的結果。

上述的統計發現能部分解釋 2021 年以來民眾對通膨的感受與主計總處公布數據落差的成因。根據主計總處的說明<sup>11</sup>：民眾之所以對於 2021 年以來之通膨感受較深，起源於購買頻度較高的查價品項如餐飲、民生物資與服務價格相繼調漲，在消費心理錨定效應(Anchoring Effect)<sup>12</sup>的影響下，產生與主計總處公布數據認知不一致的結果。表 5 的實證結果顯示，儘管 2021 年以來多數核心物價品項調價幅度不高，

<sup>11</sup> 詳主計總處「臺灣經濟議題：物價上漲與通貨膨脹的距離」，中研院經濟所六十週年慶暨總體計量模型研討會，111 年 11 月 28 日。

<sup>12</sup> 這裡的消費者心理錨定效應，係指民眾在消費商品時，容易受到第一印象或過去經驗的影響，從而產生非源自理性判斷，詳 Amos Tversky 和 Daniel Kahneman(1974)。

但調價週期的顯著縮短，亦是造成民眾對於通膨感受較深的主要因素。由於過去民眾已熟悉疫情前核心物價品項的調價週期，因此當 2021 年以來多項核心物價品項調價週期縮短時，在錨定效應的影響下亦產生「萬物齊漲」的感受。

## (二) 17 項重要民生物資調價週期分布變化

為了進一步呈現民眾對於近年通膨感受差異，表 6 進一步彙整在上漲 1% 水準下，行政院穩定物價小組關注之 17 項重要民生物資的調價週期。儘管這 17 項物資之權數僅占整體 CPI 的 5.67%，不過由於該項目為民生必需，因此民眾對此類商品的消費定錨效果也愈強。由表 6 可知，2013-2019 年期間，重要民生物資的平均調價週期約為 11.6 個月上漲 1%；在 2021 年後，受全球供應鏈瓶頸與國際地緣風險上升影響，重要物資的調價週期降為 5.37 個月上漲 1%。其中，食物類以米、豬肉及麵粉調價期間縮短最多；生活用品則是衛生紙、洗髮精、潤絲精近年調價較為頻繁，顯示此類商品在 2021 年以來原物料上漲、地緣衝突等因素的影響下，逐漸反映在重要民生消費品項上，補充說明如下：

1. 烏克蘭與俄羅斯均為全球糧食的主要出口國。2022 年俄烏戰爭爆發以來，全球糧食產量與肥料出口顯著下降，加以俄羅斯於 2023 年終止參與黑海穀物協議、印度限制糧食出口等國際政治因素，進一步對國際米價與麵粉價格造成顯著衝擊，致使此類穀物商品的調價頻率與 2020 年疫情前顯著不同。
2. 受 2020 年疫情以來部份原物料成本上揚，致使衛生紙、洗髮精、潤髮精等民生用品陸續調漲售價並減少促銷折扣，致使該類品項價格近年呈現上漲趨勢。

表 6 漲幅 1% 下 17 項重要民生物資的調價週期

代碼	品項	權數 (%)	調查 頻率	單位：月		縮短 期間
				2013-2019	2021-2023	
1	米	3.716	月	17.11	6.06	11.05
4	速食麵	0.9	季	7.71	7.91	-0.2
6	麵包	5.366	月	6.63	3.71	2.92
9	麵粉、 調製麵粉	0.158	其他	15.13	6.24	8.89
11	豬肉	9.794	月	12.58	3.06	9.52
15	雞肉	9.566	月	12.62	5.26	7.36
20	雞蛋	2.613	月	5.21	3.29	1.92
121	鮮奶	4.941	月	7.68	8.12	-0.44
122	奶粉	2.647	其他	15.46	5.47	9.99
126	沙拉油、 調理油	0.55	其他	13.8	7.38	6.42
129	醬油	0.651	季	4.88	4.94	-0.06
130	糖	0.308	其他	10.71	6	4.71
229	衣服清潔劑	3.428	季	12.1	9.29	2.81
345	衛生紙、 面紙及紙巾	4.128	季	13.15	3.65	9.5
347	沐浴用品	2.681	季	10.62	7.15	3.47
348	牙膏、牙粉	1.455	季	10.64	4.68	5.96
350	洗髮精、 潤絲精	3.782	季	15.6	7.5	8.1
	<b>權數加總</b>	<b>56.684</b>		<b>平均：11.6</b>	<b>平均：5.37</b>	<b>6.23</b>

資料來源：主計總處、作者自行計算

備註：本表權數為 2021 年基期消費者物價指數(CPI)查價項目之權數

表 7 漲幅 1% 下權數重要服務類查價品項調價週期變化

代碼	品項	權數 (%)	購買 頻度	單位：月		縮短 期間
				2013-2019	2021-2023	
195	住宅租金	152.64	其他	14.1	7.18	6.92
156	中式米食	24.717	月	8.56	4.29	4.27
159	中式餐廳料理	16.077	月	5.9	5.74	0.16
157	中式麵食	12.352	月	8.38	4	4.38
265	汽車保養及修理	11.565	其他	12.1	4.5	7.6
357	其他個人照顧服務 (不含醫療看護)	9.571	其他	10.17	5.41	4.76
160	中式以外料理	9.246	月	7.88	4.24	3.64
<b>權數加總</b>		<b>236.168</b>	<b>平均</b>	12.16	6.30	5.87

資料來源：主計總處、作者自行計算

備註：

1. 「購買頻度」欄位中，月表示民眾每月至少購買一次；其他表示每季購買不到一次。
  2. 最下列平均調價週期之計算係排除排除為調價之加權平均。
  3. 本表權數為 2021 年基期消費者物價指數(CPI)查價項目之權數。
  4. 加權平均欄位中，未漲價的部分分別以該樣本期間長度替換。
3. 與米價上揚成因相似，在近期俄烏戰爭與氣候變遷的背景環境下，國際穀物、飼料價格顯著攀升，致使養豬成本上漲，推升豬肉價格。

### (三) 服務類品項調價週期變化

除了 17 項重要民生物資外，表 7 進一步整理 2021 年消費者物價權重較高的服務類項目。由表 7 可知，上述重要服務類品項在漲幅 1% 的標準下的調價期間明顯縮短：在 1% 的上漲基準下，住宅租金(權數 152.6%)從 2013-2019 年期間平均 14.1 個月降為 7.18 個月；汽車保養及修理、個人照顧服務約從 12 與 10 個月分別降至 4.5 月及 5.4 個月左右；外食相關(中式米/麵食、中式餐廳料理與中式以外料理)之調價週期亦縮短 4 至 5 個月；2021-2023 年服務類調價週期加權平均調價週期為 6.3 個月，較 2013-2019 年縮短約 5.87 個月。由於台灣過去服

務類價格多具有調整緩慢的僵固特性，自 2021 年後服務類品項調價週期的顯著縮短，亦顯示此段期間的通膨結構出現不同於 2020 年以前的顯著轉變。

#### (四)重要民生物資與服務類品項之僵固性比較

儘管表 6 與表 7 的結果顯示在上漲 1% 的門檻下，2021 年以後核心商品的調價週期明顯縮短，惟上述結果在解釋商品與服務類品項的僵固性時卻呈現與傳統認知不同的結果：以 2013-2019 為例，核心商品如稻米、豬肉的調價週期平均為 17.11、12.58 個月，高於同一期間服務類品項中式米食(8.56 個月)、中式麵食(8.38 個月)的調價期間，且與住宅租金(14.1 個月)的調價週期相近，似乎顯示米與豬肉等民生物品的僵固性較服務類品項還高。為釐清上述之差異，表 8 進一步彙整「變動 1%」下重要民生物資與部分服務品項的調價週期結果。結果得到以下發現：

- 1.重要民生物資的調價週期大幅縮短：2013-2019 期間，上漲 1% 的週期平均約為 11.6 個月，但若將涵蓋下跌超過 1% 的情形納入調價行為，則調價週期將降為 2.82 個月；另一方面，若以上述標準衡量服務類品項的調價模式，卻發現 2013-2019 期間的調價週期為 11.71 個月，相較上漲 1% 之下調價週期的 12.16 個月，並未變化太多。
- 2.從比較「變動率 1%」與「上漲 1%」兩類調價週期的變化可知，商品類物價與服務類品項具有相當不一樣的調價特性：首先，商品類的價格往往會受到廠商出清存貨、銷售策略等因素產生降價促銷的價格變動，因此將物價調降的行為納入的計算中，將大幅降低調價週期；服務類價格則由於其品項特性多反映勞動成本的變化，由於勞動成本往往具有易升難降的性質，因此儘管將物價下跌納入計算中，對調價週期亦不會有太大影響。

表 8 變動 1% 下重要民生物資與服務類品項調價週期變化

商品類別	品項	單位：月		
		2013-2019	2021-2023	縮短期間
商品類品項	米	1.45	1.85	-0.4
	速食麵	3.9	6.18	-2.28
	麵包	5.77	3.71	2.06
	麵粉、調製麵粉	4	2.41	1.59
	豬肉	3.11	2.79	0.32
	雞肉	3.15	4.21	-1.06
	雞蛋	1.18	1.29	-0.11
	鮮奶	1.88	2.88	-1
	奶粉	6.92	5.12	1.8
	沙拉油、調理油	1.75	1.79	-0.04
	醬油	1.68	1.62	0.06
	糖	4.68	5.5	-0.82
	衣服清潔劑	1.58	1.79	-0.21
	衛生紙、 面紙及紙巾	1.81	2.53	-0.72
	沐浴用品	1.42	2	-0.58
	牙膏、牙粉	1.18	1.35	-0.17
	洗髮精、潤絲精	1.63	1.76	-0.13
	<b>民生物資平均</b>	<b>2.82</b>	<b>2.92</b>	<b>-0.10</b>
服務類品項	住宅租金	14.1	7.18	6.92
	中式米食	8.56	4.29	4.27
	中式餐廳料理	5.9	5.74	0.16
	中式麵食	8.38	4	4.38
	汽車保養及修理	7.21	4.5	2.71
	其他個人照顧服務 (不含醫療看護)	4.99	4.26	0.73
	中式以外料理	7.88	3.5	4.38
	<b>服務類平均</b>	<b>11.71</b>	<b>6.22</b>	<b>5.49</b>

3.釐清「變動率」與「上漲率」調價準則的差異，可進一步理解通膨與價格僵固的關聯。若以「上漲率」衡量調價週期，由於其判斷條件係以價格上漲為主要衡量標準，因此調價週期縮短將明顯導致通膨上升，兩者應互為因果；然而，若是以「變動率」作為衡量調價週期的標準，則因涵蓋價格下跌的期間，此時兩者之間的關聯性將顯著降低。

## 伍、結論與政策建議

### 一、結論

本文嘗試在資料取得的限制下，參考財務理論中持有收益率的概念，分別計算台灣 2020 年前後 CPI、油料費與核心物價查價品項的調價週期。根據本文初步估計結果，在 1% 的上漲基準下，2012-2019 年期間台灣 CPI 的調價週期約為 12.19 個月，然而至 2021-2023 期間，調價週期驟降至 5.54 個月；進一步比較 2013-2019 與 2021-2022 兩段期間 17 項重要民生物資的調價變化，發現此類物資亦從平均 11.6 個月降至 5.37 個月左右，反映台灣通膨不但顯著上升，調價週期的縮短亦改變消費者對於過去調價週期的認識，造成民眾於對通膨有更明顯的感受。有鑑於 2021 年以來多項僵固性商品與服務類項目的調價週期出現顯著縮短的現象，顯示疫情過後國際原物料價格的變化、地緣政治風險與氣候變遷等非預期因素正改變當前台灣的通膨結構，對於貨幣政策的執行與決策形成新的挑戰。

### 二、政策意涵

平抑物價波動、維持民眾的購買力是安定社會的重要力量，也是政府施政重要的關注議題之一。各國中央銀行依據其賦與之任務，多以維持物價穩定為貨幣政策執行的首要任務，透過引導市場利率、調控貨幣數量減緩物價波動對經濟帶來的負面影響。為了能有效衡量通

膨的變化來源，統計機構多編製不同的通膨衡量指標，期能辨識通膨來源究竟源自暫時性或結構性因素，部分央行基於政策執行之參考，亦有編製內部參考之通膨指標(如 Fed 亞特蘭大分行編製僵固類核心物價指數)。本文的實證結果具有下列意涵與未來發展方向，分述如下：

- (一)本文提出之估算方法能辨識並偵測消費者物價中何類品項的調價週期出現顯著的改變，從價格僵固的觀點分析物價品項的變化。以服務類價格為例，由於服務類品項主要反映勞動成本的變化，在疫情爆發以前其價格成長多呈低且穩定的走勢；疫情爆發後，多項服務類品項之調價週期顯著減少，顯示服務類價格的上行風險漸增。由於服務類價格的調整往往具有易升難降的不對稱特性，調價週期的縮短顯示未來此類品項的走勢將是影響通膨的主要因素，宜持續關注此類品項調價頻率之變化。此外，本文對於台灣通膨結構變化的發現，除了提供本行核心物價預測模型設定結構斷裂的理論基礎外，目前也初步得到統計結果的支持，顯示 2021 年以來核心通膨確實有出現顯著結構變化的實證結果。
- (二)Bryan 和 Meyer (2010)的研究指出，具有較為僵固類的物價品項為形成通膨的主要因子之一，此類通膨指標將能為未來的通膨提供額外的訊息。Fed 亞特蘭大分行即以此概念為基礎，建構核心僵固類 CPI 指標，期能辨識通膨來源係來自於暫時性因素抑或是結構性因素。未來或可根據本研究的基礎精進，除了在統計認定方法下建構台灣僵固類 CPI 指標以外，亦在當前全球通膨面臨高度不確定下探討調價頻率的變化，與通膨預期調查與核心通膨預測模型之結果相輔相成，對未來貨幣政策提供額外的資訊。

## 參考文獻

- 主計總處(2022)，「臺灣經濟議題：物價上漲與通貨膨脹的距離」，中研院經濟所六十週年慶暨總體計量模型討會報告。
- 洪士庭 (2019)，「中油公司油價浮動調整機制」，主計月刊 758 期，頁 48—52。
- 許碧純、黃也欣 (2021)，「僵固類物價指數的編製與跨國比較：以美國、歐元區、日本及台灣為例」，中央銀行經濟研究處內部研究。
- 蕭宇翔、繆維正 (2021)，「以高頻物價數據進行通膨預測」，經濟論文叢刊，Vol.49(3)，頁 371—414。
- Akerlof, G. and Janet L. Yellen (1985), “A Near-Rational Model of the Business Cycle, with Wage and Price Inertia”, *Quarterly Journal of Economics*, Vol.100, pp.823-838
- Barro, Robert J. (1972), “A Theory of Monopolistic Price Adjustment”, *Review of Economic Studies*, Vol.39(1), pp.17-26.
- Bils, Mark and Peter J. Klenow (2004), “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices”, *Journal of Political Economy*, Vol.112, no.5, pp.947-985
- Bryan, Michael and Brent Meyer (2010), “Are Some Prices in the CPI More Forward Looking than Others? We Think So”, *Economic Commentary*, Federal Reserve Bank of Cleveland, May 19.
- Blinder, Alan S., Elie R. D. Canetti, David E. Lebow, and Jeremy B. Rudd. (1998), “Asking about Prices: A New Approach to Understanding Price Stickiness”. New York: Sage Found

- Calvo, Guillermo A. (1983), “Staggered Prices in a Utility-Maximizing Framework”, *Journal of Monetary Economics* Vol.12(3): 383–398
- Hall, S., M. Walsh and A. Yates (1997), “How do UK companies set prices?”, Bank of England Working Paper No.67.
- Millard, Stephen and Tom O’Grady (2012), “What Do Sticky and Flexible Prices Tell Us?” Bank of England Working Paper No. 457.
- Sheshinski, Eytan, and Yoram Weiss (1977), “Inflation and Costs of Price Adjustment”, *Review of Economic Studies*, Vol.44(2), pp.287-303.
- Schnabel (2023), “The risks of stubborn inflation”, Speech in Luxembourg, 19 June 2023.
- Tversky, Amos and Daniel Kahneman (1974), “Judgment under Uncertainty: Heuristics and Biases: Biases in judgments reveal some heuristics of thinking under uncertainty”, *Science*, Vol.185, Issue 4157, pp.1124-1131.
- Vincent, N.(2023), “How price setting influences inflation”, Speech summary ,3 October 2023

### 錄、調價週期理論說明

若時間為間斷(discrete)變數，廠商調價行為滿足幾何分配的特性，能在  $t \in \{1,2,3,\dots\} \equiv \mathbb{N}$  的時間點進行調價，因此若廠商每期調價機率為  $\lambda$ ，則幾何分配之下調價高於時間點  $T_0$  的機率為

$$\Pr(t > T_0) = \sum_{t=T_0+1}^{\infty} \lambda (1 - \lambda)^{t-1} = (1 - \lambda)^{T_0}$$

當時間分段逼近至連續變數(continuous)，廠商可以在  $t \in (0, \infty)$  的區間進行調價。若調價的瞬間機率亦為  $\lambda$ ，則機率分布將收斂至指數分配(exponential distribution)：

$$\begin{aligned} Pr(x > T_0) &= \frac{1}{F} \int_{T_0}^{\infty} \lambda (1 - \lambda)^t dt \\ &= \frac{1}{F} \int_{T_0}^{\infty} \lambda \exp(t \ln(1 - \lambda)) dt \\ &= (1 - \lambda)^{T_0} \end{aligned}$$

其中  $F$  係讓指數分布積分總和為 1 的調整項，定義為

$$F = \int_0^{\infty} \lambda (1 - \lambda)^t dt = -\frac{\lambda}{\ln(1 - \lambda)}$$

運用上述指數分配的公式，即可計算廠商在連續時間下的平均調價期間：

$$\begin{aligned} \mathbb{E}(t) &= \frac{1}{F} \int_0^{\infty} t \lambda (1 - \lambda)^t dt \\ &= \frac{1}{F} \left( \frac{-\lambda}{\ln(1 - \lambda)} \int_0^{\infty} (1 - \lambda)^t dt \right) \\ &= \frac{1}{F} \times \frac{\lambda}{(\ln(1 - \lambda))^2} \\ &= \frac{-1}{\ln(1 - \lambda)} \end{aligned}$$