

新冠肺炎疫情對台灣消費者物價指數趨勢之 影響研究

盧以誠*、李玫郁**、李堯賢***

摘 要

本文以台灣消費者物價指數為例，提出建構精準趨勢模型的必要性和重要性。由於直接對消費者物價指數做時間趨勢分析在實務或應用上有其重要意義，而且實務上的趨勢分析應能精準建模，並可識別較傳統迴歸之趨勢方向來得多的訊號，包含趨勢的持續時間、力道和轉折點。本文經分析台灣物價指數總指數和分項指數後發現，消費者物價指數的總指數長期趨勢為指數函數，會隨時間快速增長，但分項指數長期趨勢則不盡相同。食物類和教養娛樂類的長期趨勢亦是指數函數；居住類則是時間的 3.5 次方如同指數函數的增長。總指數之短期趨勢在新冠肺炎疫情初期發生整體期間內最大幅下降，之後 2020 年 12 月到 2022 年 6 月期間的平均每月皆快速增長。2020 年 12 月到 2021 年 11 月趨勢平均值已經超過疫情前水平。新冠肺炎前和期間的分項指數的持續時間、趨勢方向、趨勢力道和趨勢轉折則因分項類而有不同。顯然，總指數與分項指數趨勢各有不同的發展路徑。

關鍵字：消費者物價指數、趨勢分析、精準迴歸、新冠肺炎、數據建模

JEL 分類代號：E31, F22, F51

* 中華大學財務管理學系講師

** 機率模擬器有限公司董事長，中華大學財務管理學系兼任助理教授

*** 中華大學財務管理學系兼任副教授

壹、緒論

物價指數是用於衡量總合商品市場的價格指標，代表一國境內的生活成本。多數情況會將之轉換為年增率進行總合商品市場的價格水準變動之相關實務應用研究。通常代表總合商品市場的價格指標為消費者物價指數(Consumer price index, CPI)，其年增率被稱為通貨膨脹率(Inflation rate)。一般官方機構公布消費者物價指數多著重在通貨膨脹率之解讀。這導致在文獻上較少針對單一消費者物價指數做分析，較早期的文獻如李正源(2006)以營造工程物價指數趨勢預測為主題，運用基因演算法和將物價指數轉換為股市技術指標後，推估未來趨勢和趨勢反轉點。又如政府機關發布的消費者物價指數變動分析則以折線圖來彰顯趨勢和變動情況。之後，不少文獻以物價指數主題進行分析，如物價指數和其他相關經濟因素的關聯性分析(丁偉聯，2014；洪瑞成、張文一，2016；高秀學、范筵筠，2010；王冠閔、李源明、李建強，2009；李祖福，2022；黃文傑，2010；王志強，2014；劉宜學，2010；張呈徽、李仁耀、呂軒宇，2012)；物價指數的預測分析(魏聰偉，2010；張慈恬，2010)；或數值穩定性分析(林金龍、蔡瑞胸，2005)。他們透過其他相關經濟因素和物價指數(或通貨膨脹率)的關聯性以研究跨市場間相互影響效果。然而這些文獻不是以間接方式了解物價指數，就是將物價指數或通貨膨脹率當作解釋變數(Explainable variable)以做為分析模型的預測因子，但這種分析方法忽略了對了解消費者物價指數的趨勢和其變動情況所隱含的經濟預測意涵。再者，本文亦觀察到實務性文獻中仍缺乏對物價指數趨勢做精準趨勢分析，由於趨勢分析的結果不只是趨勢方向的解讀，還能得到更多趨勢資訊訊號。此為本文研究動機之一。

另一類文獻則是為物價指數建構模型，如 Lewis 在 2010 年提出以物理學的微分方程為物價指數建立數學模型，並得到很好的配適結果。若能為物價指數建模，自然也能做預測分析。通常預測就是數據分析的重點目的，因此，文獻上多使用 ARIMA 模型、支援向量迴歸模型(Support vector regression, SVR)或神經網絡法(Neural network method, NN)等。雖然這些研究都獲得良好的結果，但我們能否有更為簡易且實用的方法為物價指數建構出趨勢和了解趨勢變化的可能呢？此為本文研究動機之二。

本文根據研究動機，試圖運用傳統線性迴歸分析方法，為台灣消費者物價指數建構簡易、直接且精準的短期趨勢模型，並從數學模型中發現更多趨勢訊號。本文選擇消費者物價指數的總指數和 7 大分項指數進行分析，以了解台灣消費者物價指數在十年長期趨勢和短期趨勢上的不同和可識別出的趨勢訊息，做為政策參考資訊。本文的研究貢獻在於加入內化樣本量為變數，與傳統迴歸分析產生創新和差異的研究發現。此差異需引入人工智慧(Artificial intelligence, AI)協助運算和判斷。因此，本文除能做到長期趨勢分

析外，亦能做到精準的短期趨勢分析，並從中獲得比趨勢方向還多的趨勢訊號，因此，本文的研究結果可做為在判定物價相關政策時擁有更多元且可靠的資訊依據。

貳、文獻綜述

直接對消費者物價指數做為研究對象的文獻其實不多，多數文獻通常以其他經濟指標為主，物價指數或通貨膨脹率只是其中之一的解釋變數。但是，即使想研究消費者物價指數也因 Coimbra and Neves(1997)認為消費者物價指數是分析總體經濟的商品市場最常見的指標，但有時無法反映價格的總體趨勢。他們指出的理由之一是，例如食品的價格波動大，或有些商品或服務價格調整不頻繁卻對消費者物價指數產生顯著影響。雖然趨勢可反映特定商品或服務價格的不規則情況，但不一定能正確反映通貨膨脹現象。兩人提出使用與去年同期相比(Ratio from year ago)計算方式的通貨膨脹率，將月度的直方圖認定為月度分布(Monthly distribution)，並對標準差、偏態和峰態係數進行說明。即使他們使用主成分分析法針對由消費者物價指數得到的通貨膨脹率建立趨勢指標，但仍未從趨勢指標和趨勢圖中建立任何表達趨勢的數學函數。

其次，直接對物價指數做分析的文獻也有從公共衛生的食物營養角度出發，進行消費者物價指數的食品細項做分類後，再和整體的消費者物價指數做增幅上的差異比對。Burns, Sacks, and Gold(2008)對消費者物價指數之食品品項分類出在營養飲食是重要的組成部分與非必需的部分。他們對前述兩部分各自建立線性趨勢，再以 Wald 檢定每種食品支出類別項在每季度價格(Seasonal price)的平均增長百分比和整體食品相比是否有顯著差異。Jones 等人(2014)利用英國數據，運用 t 檢定探討健康食品與不健康食品的價格是否有顯著差異。Kim 等人(2018)使用韓國消費者物價指數內的食物價格和整體消費者物價指數進行時間序列分析，他們檢定實質價格變動和其價格增幅是否與消費者物價指數增幅有顯著差異。

再者，最為明顯使用迴歸分析方法分析消費者物價指數趨勢的文獻有 Kitov and Kitov (2008)。他們使用線性迴歸方法，撰寫一系列消費者物價指數的長期線性趨勢分析結果。Burridge 等人(2015)以美國 19 個城市的消費者物價指數年資料，將之轉為 log 函數和變動率，以了解在區域間的消費者物價指數是否存在隱含收斂的均衡速度。Lambsdorff (2016)公布對公開資料庫取得之十年消費者物價指數進行趨勢的檢定和系列分析。李玫郁(2023)以美國(核心)消費者物價指數為例，運用多線段法的 AI 精準建模方法得到趨勢分析結果。

另外，從分析方法來看，Riofrío 等人(2020)和 Editya 等人(2021)分別對厄瓜多和印尼的消費者物價指數為例，運用支援向量迴歸和神經網絡法訓練樣本去預測消費者物價指數。Shinkarenko 等人(2021)則運用 Additive ARIMA*ARIMAS 模型對消費者物價指數進行建模和預測。Mohamed (2020)同樣使用消費者物價指數比較 ARIMA 模型和有 ARIMA 誤差的迴歸模型之差異。Kostić 等人(2016)以塞爾維亞共和國消費者物價指數為例，運用季節性調整的 ARIMA 模型和 Holt-Winters 平滑法建模後得到預測值。Wang 等人(2009)則使用要素分析法對中國消費者物價指數進行分析。Fullerton and Ikhida(1998)則從貨幣交易方程式建構出消費者物價指數的迴歸方程式，並以奈及利亞的數據估計與分析。Singla 等人(2019)以 SPSS 專家建模器為消費者物價指數建模並預測。

以上文獻無論是使用哪種研究方法分析消費者物價指數，他們的目的皆為了從消費者物價指數得到更多與政策性有關的經濟資訊。而他們建模的研究基礎在於建立模型並期望得到精準的預測，以避免發生高通膨或通貨緊縮，做到穩定物價增長。但是，本文認為上述分析方法的文獻目的在於預測，或將原始數據做轉換以符合分析方法，並非直接對原始數據進行分析，此外，他們缺乏原始數據上的建模做到「精準」(Accurate)目的，而精準目的可為消費者物價指數建模獲得更多的訊號和分析比較資訊，更有利於相關單位在執行物價相關之實務決策時擁有可靠且精準的決策所需資訊。

參、研究方法

一、分析方法

本文的研究方法是使用非線性迴歸(Nonlinear regression)建構消費者物價指數的長期趨勢模型，並使用加入內化樣本數的線性迴歸(多線段 AI 精準建模技術，以下稱精準線性迴歸法)建構短期趨勢。首先，本文以傳統線性迴歸為基礎模型，建立式 1。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 X + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中， Y_t 為第 t 期的消費者物價指數月數字， $t = X$ 從 1 到 124。 β_0 為截距，做為線性迴歸的調整項。 β_1 為斜率。當解釋變數為時間代號且線性迴歸估計式能達到最精準的數學模型，則斜率代表在該時間代號形成之期間內可信任的消費者物價指數增長率。此處第 t 期誤差為 ε_t ，並不跟隨迴歸的三個基本假設，而是設定為微積分泰勒展開式誤差意義。截距和斜率的迴歸係數以最小平方方法得到估計值，同時計算出判定係數(Coefficient of

determination)，以 R^2 表示。

長期趨勢建模的另一個方法為非線性模式(Nonlinear pattern)。跟隨王冠先和李玫郁(2019)的非線性模式，將解釋變數做不同之函數轉換，再建立迴歸模式，如式 2。

$$Y_t = \beta_0 + \beta_1 H(X) + \varepsilon_t \quad (2)$$

其中， $H(\bullet)$ 來自 37 種函數(王冠先和李玫郁，2019；李玫郁等人，2020)，式(1)亦是 H 函數的形式之一。如同線性迴歸運算方法，式(2)可得到係數估計值和判定係數。上述模型稱為傳統迴歸分析法，文獻主題都是在探討解釋變數的選擇(George, 2000；Heinze and Dunkler, 2017, Heinze 等人, 2018；Mehmood 等人, 2012)，應變數的數值特徵(Sperandei, 2014)，以及模型形式配適(Hsiao 等人，2021；Motulsky and Ransnas, 1987)。另一類文獻則以線性迴歸後的誤差特徵進行討論和分析，涵蓋變異數異質性、波動性分析、穩定性分析、誤差分配、自我相關(序列相關)等。最後一類和迴歸分析有關的是和樣本數有關之數值結構改變，以 Chow 檢定(Chow, 1960；Dufour, 1982)為主。然而，這類的文獻作者通常都以個人經驗、觀察法，或主題需要，在分析前設定好樣本數，因此，文獻上甚少在迴歸運算時考量內生化樣本數之決策。

本文的短期趨勢建構分析法不同於傳統迴歸分析方法，本文是以 AI 協助內生化樣本數決策為方法之一，在減少人為認定和識別樣本數量的影響下，跟隨 Wang 等人(2023)的多線段法 AI 精準建模技術，以線性迴歸方法加上 AI 運算和判斷用於內生化樣本數，為消費者物價指數建構精準的趨勢模型。此方法的最大特點在於若想得到精準的短期趨勢數學模型，除依循迴歸分析法，還需輔以 AI 進行運算和判斷。Lin 等人(2023)對歐元 19 國的通貨膨脹率建構最佳的趨勢模型，已說明上述短期趨勢方法的分析流程。其文章內的分析流程重點在於(1)AI 運算隨著時間排序的數字，逐一加入進行迴歸分析，(2)因迴歸運算時一開始至少需要特定的樣本數才有意義，所以 AI 運算每次新趨勢需設定好開始的「至少樣本數」情境，最終以整體數據期間內的判定係數最高，做為整體期間最佳結果，(3)AI 以第一點的運算過程中，以尋找判定係數最大原則，持續增加樣本，直到不滿足判斷原則後，才產生新趨勢的起點，與(4)新趨勢的發生仍需要等待第二點成立後，才能有新趨勢。基於上述四點，多線段法的 AI 精準建模技術即可產出在特定期間下的精準趨勢模型(即精準線性迴歸)。

本文的研究方法可針對消費者物價指數之總指數和分項指數的時間特徵提取出 4 項

最佳化下的趨勢訊號，其分別為「持續時間」(Duration)、「趨勢方向」(Direction)、「趨勢力道」(Growth rate)，和「趨勢轉折」(Turn-around time point)。相較於傳統線性迴歸或非線性迴歸之長期趨勢分析方法，短期趨勢的優勢在於單一指標即可提取出更多的趨勢訊號，提供政府在決策判斷時所需的資訊。

二、資料說明

本文將前述的分析方法應用於台灣的消費者物價指數。資料來自主計總處的台灣經濟統計資料庫，取得從 2013 年 1 月到 2023 年 4 月的消費者物價指數，包含總指數和七大分項指數，計 124 筆月資料。表 1 為台灣消費者物價指數的敘述統計係數表，可初步了解總指數和分項指數之數值特徵。

表 1 台灣消費者物價指數的總指數和分項指數之敘述統計表

係數	總指數	食物類	衣著類	居住類	交通及通訊類	醫藥保健類	教養娛樂類	雜項類
平均數	97.4817	94.9518	98.4286	98.5252	99.2875	97.5192	99.3185	95.6154
中位數	97.2950	95.0600	98.8000	98.1550	98.7700	97.7600	98.9500	97.3650
眾數	93.4100	88.3500	97.3100	97.2100	103.5200	94.3800	98.1000	90.4100
標準差	3.0016	6.6013	4.2347	2.0160	3.4556	2.6605	1.4479	4.6911
峰態	-0.1069	-0.3885	-1.0489	0.4058	-0.8518	-1.3194	2.4988	-1.5094
偏態	0.7066	0.0382	-0.0640	0.9038	-0.0748	0.0365	1.3363	-0.0684
平均絕對離差	2.3538	5.0744	3.6078	1.5411	2.9148	2.3456	1.0856	4.2698
範圍	12.6100	27.5500	17.1300	8.8000	15.0900	9.5300	7.8600	16.7700
最小值	92.5000	81.2600	89.9200	94.8700	90.6200	93.2400	97.1600	88.2800
最大值	105.1100	108.8100	107.0500	103.6700	105.7100	102.7700	105.0200	105.0500
變異係數(平均值)	0.0308	0.0695	0.0430	0.0205	0.0348	0.0273	0.0146	0.0491
變異係數(中位數)	0.0242	0.0534	0.0365	0.0157	0.0295	0.0240	0.0110	0.0439

資料來源:主計總處總體統計資料庫

表 1 可看到總指數和七大分項指數的平均值、中位數和眾數從小到大排序不盡相同。離散趨勢上，無論是以平均值為集中趨勢的標準差，或以中位數為集中趨勢的平均絕對離差，或是兩變異係數，均可發現食物類指數標準差最大，其次是其他類，次之為衣著類。偏態係數中負偏態發生在衣著類、交通及通訊類，和雜項類。峰態係數已經扣除常態分配的 3，高狹峰發生在居住類和教養娛樂類。

肆、台灣消費者物價指數總指數趨勢和變動之分析

消費者物價指數總指數是所有分項指數的加權總和結果。本節說明總指數的長短期趨勢。經過分析後得到圖 1-1 的長期趨勢結果，其中空心三角點為消費者物價指數觀察值，實心圓點為估計值。長期趨勢估計後得到式 3：

$$Y=93.260812+ 0.9472216075e^{0.02X} \quad (3)$$

其中，Y 為總指數數值，X 為時間代號，從 1 到 124。上式判定係數為 0.9302。估計式顯示為指數函數，代表有指數函數特性，即隨時間增長速度愈快。此特徵對物價指數而言並非好事。因資料期間涵蓋新冠肺炎疫情前和期間，本文選擇 2013 年到 2019 年之新冠肺炎疫情前的月資料，得到非線性估計式仍為指數函數，但其次方的係數為 0.007 乘以時間代號，如式 4 所示。

$$Y=86.502775+ 6.8948788715e^{0.007X} \quad (4)$$

本文發現式 3 和 4 顯示台灣的消費者物價指數長期趨勢本身即為指數函數，並且新冠肺炎疫情顯著影響台灣消費者物價水準的增長情況。我們運用式 4，再依時間的自然增長下，得到圖 1-2 的未發生新冠肺炎事件趨勢點(見實心三角點)。比較式 3 的實心圓點估計趨勢與使用式 4 加上時間代號的自然增長所得之未發生新冠肺炎事件趨勢，發現未發生新冠肺炎事件之指數次方係數和斜率讓消費者物價指數增長速度減緩，形成自然且較緩和地推高物價水準。

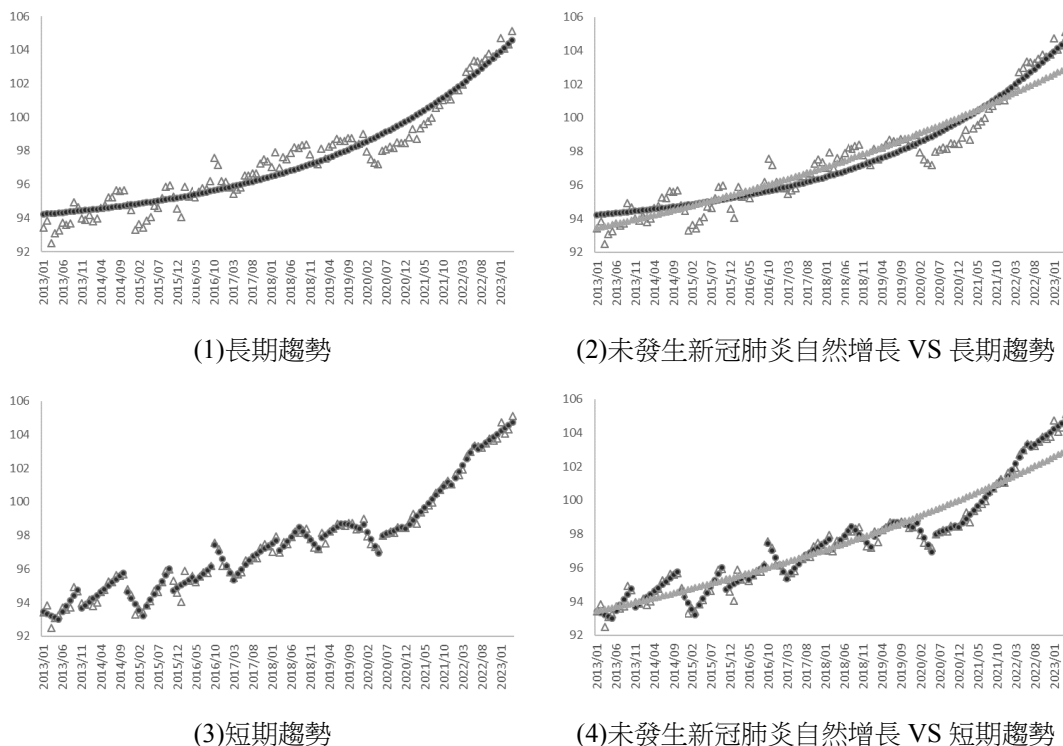


圖 1 消費者物價指數總指數趨勢

觀察圖 1-2，未發生新冠肺炎的台灣消費者物價指數自然增長情況(見實心三角點)和新冠肺炎疫情真實發生下的消費者物價指數趨勢(實心圓點)相比，新冠肺炎事件推高台灣消費者物價的速度只快不慢，特別是從 2021 年 7 月開始，真實發生新冠肺炎疫情下的估計點超過未發生新冠肺炎疫情下的估計點，此後真實情況下的消費者物價指數更快速地增長。因此，如未有良好的物價平抑政策和即時觀測指標訊號，研究單位實不易觀察到台灣消費者所面對的物價水準已經難以隨時間而回到緩和增長的絕對數字狀態。至於從通貨膨脹率的計算方式則可發現從 2021 年 7 月的 1.91% 上升到 2022 年 6 月的 3.59% 後，開始下降到 2023 年 4 月的 2.35%。看似正在下降的通貨膨脹率並無法顯示圖 1-1 和 1-2 的消費者物價指數已經被推至如此高的絕對數字位置，並且隨著時間增長的速度早已改變，此時物價已上漲亦影響消費者的實質購買力水準。

圖 1-3 顯示總指數的短期趨勢圖，計 19 條最佳化下的精準趨勢線(實心圓點)。本文觀察發現研究期間內的短期趨勢中發生 5 次的下降趨勢，分別為馬英九政府執政時期下的 2013 年 1 月到同年 5 月、2014 年 11 月到 2015 年 3 月，以及蔡英文政府執政時期下的 2016 年 10 月到 2017 年 3 月、2018 年 8 月到 2019 年 1 月，與 2020 年 1 月到同年 5

月。短期趨勢能顯現下降趨勢發生的時期和持續時間長度，為實務上帶來良好的參考依據。至於新冠肺炎疫情對消費者物價指數的影響可從短期趨勢的各階段看出變化。圖 1-3 亦能發現新冠肺炎疫情期間除了 2020 年初期發生物價下降外，隨著時間持續加速增長，直到最後一條趨勢相比疫情期間的 2021 年和 2022 年都還來得緩和增長。

表 2 總指數 CPI 的趨勢特徵表

代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	5	2019/08	2019/12	下降	0.072	98.56
2	5	2020/01	2020/05	下降	0.424	97.79
3	6	2020/06	2020/11	上升	0.097	98.24
4	12	2020/12	2021/11	上升	0.251	99.78
5	7	2021/12	2022/06	上升	0.383	102.17
6	10	2022/07	2023/04	上升	0.179	103.94

本文在表 2 歸納新冠肺炎事件對經濟的消費者物價指數之趨勢影響，並發現自 2020 年 6 月後的總指數產生 4 條上升趨勢線(見表 2 的代號 3 至 6)，觀察代號 3 至 5 趨勢線的力道發現，上升速度增快，從平均每月增加 0.097 點、0.251 點，到 0.383 點。平均值則反映代號 4 和 5 趨勢時期增加 2.39(=102.17 – 99.78)點，較其他時期增加更高。此研究結果證實從 2020 年 12 月開始，消費者物價指數以前所未有的上升速度反映經濟遭到衝擊後的影響。直到 2022 年 7 月開始的代號 6 趨勢，消費者物價指數隨時間增長的速度才開始趨緩。同時，表 2 證實新冠肺炎發生的第一年對台灣總體經濟的價格指標只能說是回到 2019 年的物價水準，但其後時間下的物價水準從趨勢力道的增長來看，證明台灣物價水準在新冠肺炎第二年開始發生更快速增長。而表 2 的代號 3 至 5 線性趨勢是將長期趨勢的指數增長轉換為短期的線性趨勢表現，更能發現台灣消費者物價指數總指數在新冠肺炎疫情第二和第三年，相比先前並非穩定增長，而是更快速增長。

直到代號 6 的趨勢時期，從 2022 年 7 月開始到 2023 年 4 月，可見總指數仍是上升趨勢，但上升的速度已經趨緩。即便如此，總指數的絕對數字已經被 19 個月的趨勢增長帶上了相對的高點。圖 1-4 顯示台灣消費者物價指數的短期趨勢和未發生新冠肺炎事件趨勢(實心三角點)之比對，並可從其中發現，2022 年 1 月開始的短期趨勢估計值高於未發生新冠肺炎事件趨勢的估計值。我們可以將後者視為台灣經濟能承受的時間自然增長下，消費者能承受的物價水準。不過，當實際的物價高於此水準，意味著物價絕對數字已超過時間自然增長下物價該有的程度，台灣的消費者也面對著高出能承受的隨時間增

長之物價水準，亦即消費者的實質購買力下跌了。

伍、台灣消費者物價指數分項指數趨勢解讀

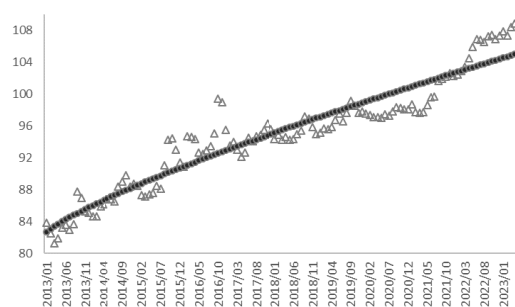
觀察 124 個月消費者物價指數的七大分類項趨勢圖中的觀察值散布情況，本文發現衣著類 CPI 呈現帶狀的散布情況；居住類 CPI 則呈現上下界的散布情況；交通及通訊類 CPI 呈現週期型態的 W 形式。至於教養娛樂類則在近期有更高且陡的物價水準。本節同樣分為長期趨勢和短期趨勢分述研究結果。

一、分項指數的長期趨勢

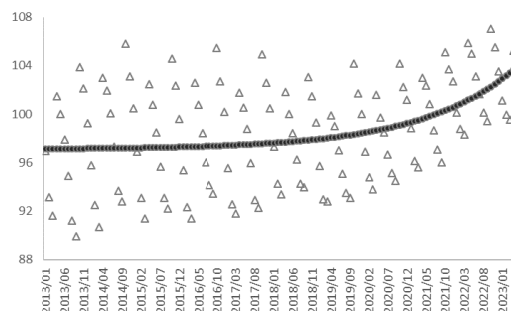
長期趨勢以 124 個月的消費者物價指數分項指數值進行估計後，得到圖 2 和表 3。圖 2 中的空心點代表觀察值，實心點代表趨勢的估計值，橫軸為時間年月，縱軸為物價指數值和估計值。七大分項指數中，食物類 CPI 則是有前期較快速增長，近期增長緩慢的長期趨勢。衣著類 CPI、居住類 CPI 和教養娛樂類 CPI 有前期平緩增長，近期快速增長的趨勢型態；交通及通訊類 CPI 的趨勢則是 W 型態；醫療保健類 CPI 和雜項 CPI 有類似線性的長期趨勢。

從表 3 的估計式可發現，衣著類和教養娛樂類 CPI 為指數函數，和總指數的式 3 是相同函數形式，代表這兩分項指數隨時間增長的情況和總指數相同。我們可認定衣著類和教養娛樂類 CPI 貼合消費者物價指數的長期趨勢。從主計總處對消費者物價指數權重描述上來看，占 5%和 13.7%的衣著類和教養娛樂類反而更與消費者物價指數總指數的長期趨勢貼近，並隨時間發生指數增長變化。另外，居住類的 CPI 長期趨勢亦近似總指數的特徵，表 3 估計式顯示其為時間變數絕對值的 3.5 次方函數，此函數有與指數函數近似相同的性質。

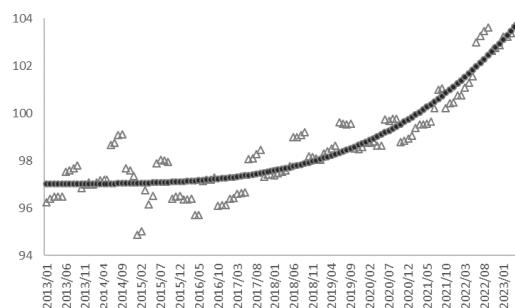
其次，表 3 的估計式為時間絕對值函數特徵的 CPI 有食物類、居住類、醫療保健類與雜項類。其中後二者皆為時間變數有 1.1 次方絕對值函數，近似直線。不過，食物類 CPI 則呈現增長速度減緩的長期趨勢特徵，這意味著食物類 CPI 在 124 個月的長期趨勢有數值增長逐漸緩慢現象。但長期趨勢並無法解釋近期的食物類 CPI 數值，因為食物類 CPI 數值高於估計值，並且最近的數值看似有更快速上漲的可能。



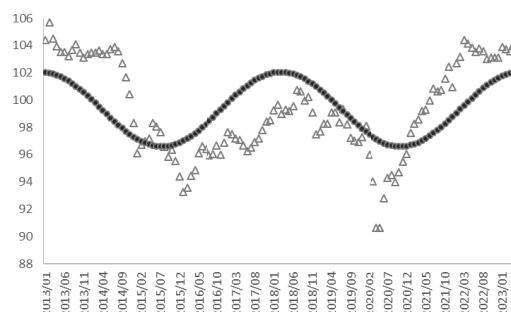
食物類 CPI



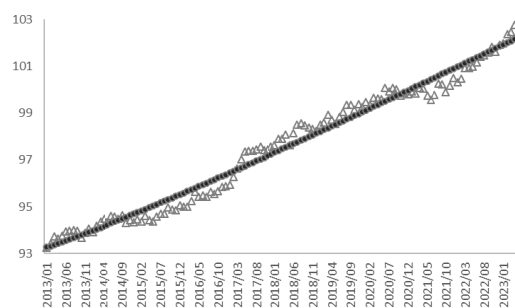
衣著類 CPI



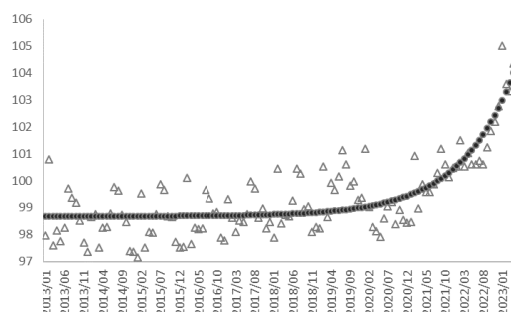
居住類 CPI



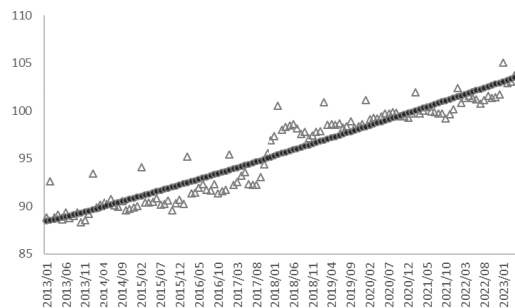
交通及通訊類 CPI



醫療保健類 CPI



教養娛樂類 CPI



雜項類 CPI

圖 2 分項指數之長期趨勢

最後是週期函數特徵的交通及通訊類 CPI。無論是觀察值或長期趨勢皆反映 124 個月以來交通及通訊類的 CPI 有明顯兩段時期發生下降趨勢。但非線性迴歸一次估計 124 個月，以一條估計式表示很難得到合適週期震盪幅度所對應之函數，因此，整體而言非線性迴歸只能配適出週期變化的 cosine 函數，做為代表其在 124 個月內發生週期震盪的物價水準變化。

表 3 分項指數之長期趨勢估計式與判定係數

CPI	估計式	判定係數
食物類	$Y=82.232632+0.4806899199 X ^{0.8}$	0.902861
衣著類	$Y=97.086241+0.0460955057e^{0.04X}$	0.153442
居住類	$Y=97.022613+0.0000003128 X ^{3.5}$	0.851703
交通及通訊類	$Y=99.324131+2.7337295529\cos(0.1X)$	0.311144
醫療保健類	$Y=93.229122+0.0444892475 X ^{1.1}$	0.976695
教養娛樂類	$Y=98.683975+0.0009041331e^{0.07X}$	0.646589
雜項類	$Y=88.356841+0.0752733255 X ^{1.1}$	0.899302

分項指數的長期趨勢雖說能夠顯示比線性迴歸更優質的趨勢情況，如衣著類或交通及通訊類 CPI 的觀察值散布狀態都能用非線性迴歸顯示其趨勢特徵，也有如食物類 CPI 的近期數值而言，估計結果有所低估且趨勢上升方向更加向上，因此，本文接下來對分項指數進行短期趨勢分析，得到比趨勢方向更多的趨勢特徵訊號。

二、分項指數的短期趨勢

短期趨勢和長期趨勢不同之處在於短期趨勢需要檢測每新增一筆消費者物價指數就需估計一次，並進行新增該筆數值造成的影響。雖然研究者可運用個人經驗和趨勢改變的 Chow 檢定，其中更細緻的趨勢改變轉折點仍需要逐一檢定才能確定，亦有可能發生數個時間下的消費者物價指數記錄都能滿足 Chow 檢定的模糊空間。對此，本文採用研究方法所述之精準迴歸建模方法，能有效避免人為認定和識別過程中的瑕疵。本文得到分項指數的短期趨勢圖，並歸納為圖 3。

(一) 分項指數的短期趨勢圖

短期趨勢圖中出現週期特性的有衣著類和教養娛樂類 CPI 趨勢。衣著類 CPI 因原數值的帶狀特性，產生類似季節性的週期特性：整體期間內，除頭尾的趨勢外，其他趨勢皆為 12 個月形成趨勢。其中，頭尾趨勢有不足 12 個月成為趨勢的可能是整體期間的人為設定所致。而這樣的週期特性顯示每年 10 月成為衣著類 CPI 最高值，然後隨著時間而下降，直到來年的 10 月再次跳高。至於為何每年 10 月的衣著類 CPI 會有拉高情況發生，其原因可能有二。第一，一般的冬季衣物較夏季用料多，所以相對價格高。到了第四季添購冬裝時造成衣著類 CPI 值提高，形成趨勢的起點。第二，台灣海運的運費有「冬高

夏低」特性(張漣之和王志敏，2009)，自然反映在冬季衣物價格上。

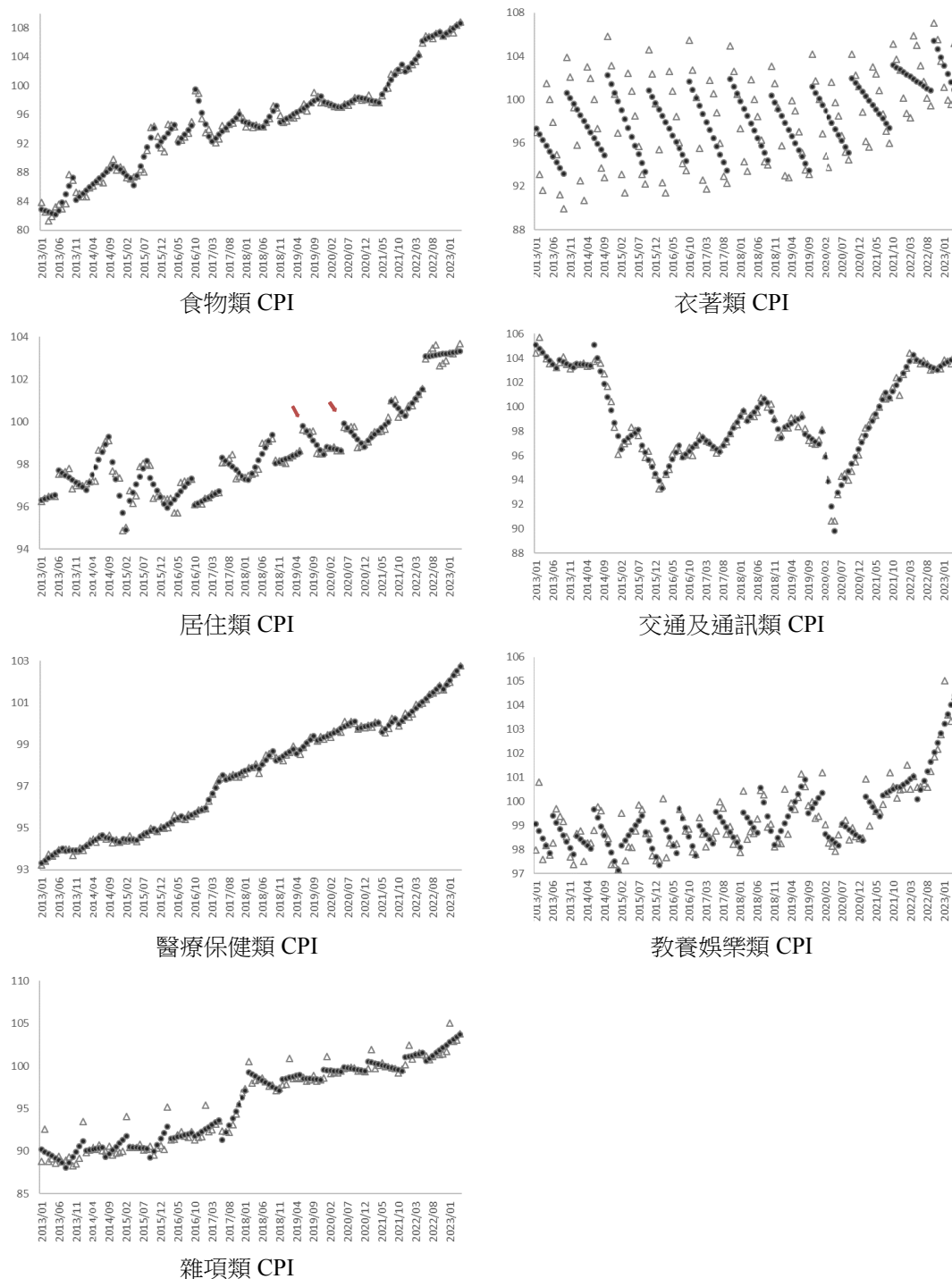


圖 3 十年分項指數之消費者物價指數趨勢圖

教養娛樂類 CPI 則有如同衣著類 CPI 一般的週期特性：整體期間內，多數的趨勢起點發生在年初和年中。究其原因應該是學校每學期開學的週期特性。每當學校開學前的繳費潮自然算在教育類 CPI 內，也讓開學成為教養娛樂類 CPI 的趨勢起點。

兩個較為特殊分項指數則是居住類和交通及通訊類 CPI 趨勢。居住類 CPI 短期趨勢，明顯可見 V 型趨勢特徵，並在 V 型特徵中逐漸拉高居住類的 CPI 絕對數字。另一為交通及通訊類 CPI 短期趨勢，出現類似股價走勢特性，形成 W 打底的特徵。觀察短期趨勢發現，第一次的兩次大幅下降趨勢發生在 2014 年 6 月到 2015 年 2 月(平均每月下降 1.069 點)、以及 2015 年 8 月到 2016 年 2 月(平均每月下降 0.580 點)。第二次的大幅下降趨勢發生在 2020 年 1 月到 5 月(平均每月下降 2.037 點)，此期間正是人類對新冠肺炎未知初期，以減少出行與居家隔離所造成的結果。

(二) 新冠肺炎事件影響分項指數短期趨勢說明

短期趨勢的分析結果還能發現新冠肺炎前後台灣分項指數的消費者物價指數趨勢差異。我們能由此結果了解新冠肺炎對商品市場的物價影響。因各分項指數的趨勢持續時間不同，表 4 歸納的代號 1 趨勢線代表新冠肺炎前的趨勢，代號 2 開始為新冠肺炎影響下的趨勢線。本文透過趨勢線個數、起始/結束月、趨勢方向和趨勢力道解析新冠肺炎對台灣消費者物價指數之分項指數影響。

表 4-1 為食物類 CPI 的趨勢特徵結果。本文以新冠肺炎初期以 2020 年 2 月起算，所以，第一條趨勢線從 2019 年 7 月到 2019 年 11 月，持續 5 個月的食物類物價以平均每月 0.315 點的速度上升。進入新冠肺炎初期影響台灣經濟時，2019 年到 2020 年 4 月反而持續 5 個月以平均每月 0.180 點的速度下降。從平均值來看，剛受到新冠肺炎影響下，食物類 CPI 平均值反而是下降的。即使到了第三條上升趨勢的食物類 CPI 平均值也仍未回到新冠肺炎前的物價水準。

表 4-2 為衣著類 CPI 的短期趨勢特徵結果並為七大分項指數中最具有週期性物價特性。從表內觀察可發現除第五條趨勢仍在發展外，過去的每條趨勢持續時間皆為 12 個月，並且起始月為 10 月，結束月為 9 月。這意味著衣著類 CPI 的短期趨勢有非常穩定的趨勢持續時間，同時前四條趨勢的趨勢方向皆為下降，趨勢力道的平均每月速度趨緩。

表 4-3 為居住類 CPI 的短期趨勢特徵結果，並且其起始月多落在 1 月和 6 月，僅有第五條趨勢落在 2021 年 8 月為起始月。持續時間多為持續 5 個月或 7 個月，但最新趨勢則持續 11 個月。即使表內所見的下降的趨勢方向有些微多數-占比約 57.14%，但從圖 3 和表 4 內的平均值皆顯示物價絕對數字的持續推高。針對新冠肺炎對居住類 CPI 從無到

有的影響，第三條的下降趨勢，即發生在 2020 年 6 月到 12 月，發現平均值已經高過疫情前(見圖 2 居住類 CPI 趨勢圖上的箭頭)。這意味著 2020 年 6 到 12 月的台灣居住類 CPI 趨勢內的更多消費者物價指數值維持較高值，加上第三條的下降趨勢較第一條趨勢更為緩和，這導致我們所見的第三條趨勢期間之平均值高於第一條趨勢，也代表居住類 CPI 在新冠肺炎政策的影響下仍在往上增加。

表 4 CPI 的趨勢特徵表

1.食物類						
代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	5	2019/07	2019/11	上升	0.315	97.88
2	5	2019/12	2020/04	下降	0.180	97.37
3	6	2020/05	2020/10	上升	0.270	97.69
4	6	2020/11	2021/04	下降	0.117	97.98
5	7	2021/05	2021/11	上升	0.691	100.86
6	5	2021/12	2022/04	上升	0.538	103.06
7	6	2022/05	2022/10	上升	0.238	103.79
8	6	2022/11	2023/04	上升	0.366	107.75
2.衣著類						
代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	12	2018/10	2019/09	下降	0.627	96.91
2	12	2019/10	2020/09	下降	0.554	98.12
3	12	2020/10	2021/09	下降	0.413	99.67
4	12	2021/10	2022/09	下降	0.213	102.00
5	7	2022/10	2023/04	下降	0.755	103.14
3.居住類						
代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	7	2019/06	2019/12	下降	0.226	99.12
2	5	2020/01	2020/05	下降	0.039	98.72
3	7	2020/06	2020/12	下降	0.182	99.36
4	7	2021/01	2021/07	上升	0.146	99.55
5	5	2021/08	2021/12	下降	0.169	100.62
6	5	2022/01	2022/05	上升	0.220	101.09
7	11	2022/06	2023/04	上升	0.024	103.19

4.交通及通訊類

代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	5	2019/08	2019/12	下降	0.214	97.34
2	5	2020/01	2020/05	下降	2.037	93.88
3	15	2020/06	2021/08	上升	0.586	97.08
4	8	2021/09	2022/04	上升	0.499	102.51
5	7	2022/05	2022/11	下降	0.135	103.42
6	5	2022/12	2023/04	上升	0.171	103.69

5.醫療保健類

代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	6	2019/04	2019/09	上升	0.167	98.98
2	7	2019/10	2020/04	上升	0.075	99.41
3	5	2020/05	2020/09	上升	0.084	99.94
4	7	2020/10	2021/04	上升	0.046	99.90
5	5	2021/05	2021/09	上升	0.164	99.91
6	13	2021/10	2022/10	上升	0.150	100.89
7	6	2022/11	2023/04	上升	0.223	102.19

6.教養娛樂類

代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	5	2019/09	2020/01	上升	0.215	99.93
2	5	2020/02	2020/06	下降	0.120	98.39
3	7	2020/07	2021/01	下降	0.112	98.72
4	5	2021/02	2021/06	下降	0.208	99.78
5	5	2021/07	2021/11	上升	0.083	100.42
6	5	2021/12	2022/04	上升	0.112	100.81
7	12	2022/05	2023/04	上升	0.394	102.24

7.雜項類

代號	持續時間(月)	起始月	結束月	趨勢方向	趨勢力道	平均值
1	6	2019/06	2019/11	下降	0.029	98.47
2	6	2019/12	2020/05	下降	0.046	99.45
3	7	2020/06	2020/12	下降	0.081	99.61
4	11	2021/01	2021/11	下降	0.113	99.99
5	6	2021/12	2022/05	上升	0.108	101.27
6	11	2022/06	2023/04	上升	0.316	102.16

近期的居住類 CPI 短期趨勢，從 2022 年 1 月到 5 月的第六條趨勢以及從 2022 年 6 月到 2023 年 4 月的第七條趨勢顯示上升方向，但從第六條趨勢到第七條趨勢發生向上跳空，快速拉高消費者物價指數值，形成第七條趨勢。即使第七條趨勢的力道較為緩和，但平均值仍高於前期。若說央行升息最直接的影響應指居住類的 CPI。而央行從 2022 年 3 月開始持續升息，第七條趨勢的 CPI 值含兩段錯落的趨勢。此因 2022 年 10 月的消費者物價指數值低於前月，不滿足每條趨勢最少所需的樣本數，如此才會有所見的平緩趨勢力道結果。

表 4-4 為交通及通訊類 CPI 的短期趨勢特徵結果，特別是新冠肺炎疫情初期，台灣的交通因建議居家減少接觸，多數民眾自發性減少外出和使用公共交通工具，這才在第二條趨勢線上反映出所有分類指標各趨勢的趨勢力道中，數字下降最大的結果。CPI 值從 2020 年 1 月到 5 月以平均每月 2.037 點的速度快速減少。例如遊覽車業者、市內客運和鐵路、高鐵等都受到嚴重的衝擊。以台鐵的月營收為例，2020 年 2 月收入有新台幣 11 億 1,482 萬元，到了 3 月下降到新台幣 9 億 6,480 萬元；4 月則到新台幣 8 億 4,451 萬元(交通部，臺灣鐵路管理局旅客列車客運概況)。其後月營收金額開始增加，5 月又回到接近 2 月的營收數字。另外一次則是台灣在 2022 年遭遇 Omicron 的侵襲，交通及通訊類 CPI 受疫情影響反映在第五條的下降趨勢期間，下降力道已不若新冠肺炎首次衝擊來得嚴重。

不過，本文觀察到 2021 年台灣四、五月爆發新冠病毒社區感染，對應到第三條趨勢期間卻呈現上升方向，並且持續 15 個月之久。此段趨勢期間的交通及通訊類 CPI 並無反映出該次的新冠病毒侵襲台灣的影响。究其原因可能是台灣衛生福利部從 2020 年首次遭遇新冠肺炎衝擊並有效讓境內的感染人數歸零。隔年的新冠肺炎疫情讓民眾對衛生福利部的政策和措施有信心，並已養成出門戴口罩、噴酒精、自我健康管理、平時減少外出，和保持社交距離等。在民眾自發性自我管理和自律，以及對當局措施的認可，交通及通訊類 CPI 反而維持上漲趨勢。若觀察台鐵的 2021 年 5 到 9 月營收，反而看到比 2020 年更低的月營收水平。同時，台鐵的平均每日人數(人次)在同時間也是比 2020 年更低。

表 4-5 為醫療保健類 CPI 的短期趨勢特徵結果，第二到五條趨勢呈現週期特性：起始月為 10 月和 5 月，結束月則為 9 月和 4 月。無論有無發生新冠肺炎疫情衝擊，台灣的醫療保健類 CPI 趨勢呈現上升方向，趨勢力道則不盡相同，不過，在新冠肺炎疫情期間，第四條趨勢力道最弱，以平均每月 0.046 點速度上升，而後第五到七條趨勢分別以平均每月 0.164 點、0.150 點，和 0.223 點。第七條趨勢已經是整體研究期間中第二高的上升趨勢(最快上升發生在 2017 年 2 月到 6 月)。

因自 2023 年 3 月 20 日起，新冠肺炎陽性輕症的確診者免通報與免隔離，並且自主健康管理，以全民健康保險給付制度及部分負擔，此政策影響最新兩個月的醫療保健類物價水準。此情況如同 2017 年為健保財務調漲部分負擔金額，反映在圖 4 的短期趨勢變化上。只是新冠肺炎對醫療保健類 CPI 短期趨勢影響不只是醫療變成部分負擔，從衛生福利部醫療給付之總點數年資料可知 2019 年為 773,169 點，到 2020 年的 780,382 點，而後 2021 年的 784,253 點到 2022 年的 822,746 點。後者從 2021 年到 2022 年增加的總點數多於各年之差。

表 4-6 為教養娛樂類 CPI 的短期趨勢特徵結果。第二到五條趨勢的起始月穩定分別發生在 2 月和 7 月；第一和第四條趨勢的結束月穩定分別發生在 1 月和 6 月。觀察起始月和結束月可發現約半年(5 或 7 個月)為一週期。這符合學校教育上下學期制或娛樂類也會有寒暑假檔期特性。不過，2021 年 7 月開始的第五條趨勢則開始改變結束月，代表趨勢規律發生改變。除此之外，第五條趨勢也從之前下降趨勢轉為上升，並在之後的趨勢線也都發生物價上升趨勢。特別是從 2022 年 5 月開始的趨勢持續 12 個月以平均每月 0.394 點速度上升，反映在圖 3 的教養娛樂類 CPI 短期趨勢，最右邊的趨勢線明顯更為陡峭上升。

表 4-7 雜項類 CPI 的短期趨勢特徵結果。新冠肺炎疫情發生的初期對雜項類 CPI 雖表現出短期的下降趨勢(第二條趨勢線)，下降力道也超過第一條趨勢，但絕對數字卻高於第一條趨勢期間的 CPI，這導致了第二條趨勢的平均值高於第一條趨勢。而趨勢力道反映在圖 3 的雜項類 CPI 趨勢從 2019 年 6 月到 2020 年 11 月呈現較為平緩的下降變化，不過，我們要注意到即使是下降趨勢，每條趨勢期間內的 CPI 平均值仍在逐漸增加中。原本第五條趨勢從前期下降趨勢轉為上升，但只持續 6 個月，從圖 3 可看出雜項類 CPI 從最右邊數來第二條線段，可推測 2021 年 12 月到 2022 年 5 月的雜項類 CPI 從向上跳空後持續上升，但 2022 年 6 月雜項類 CPI 向下跳空，造成此月成為另一趨勢的起始。

綜合上述分項指數的短期趨勢解讀，本文可歸納出因分項指數本身觀察值隨時間記錄下的散布狀態不同，影響到短期趨勢的規律和訊號，同時也反映出分項指數數值本身短期趨勢轉折發生的週期特徵，例如衣著類 CPI、居住類 CPI、教養娛樂類 CPI 等。這三個分項指數的短期趨勢明顯有清晰的改變前趨勢規律之年月，形成不連續的負斜率直線段或向上跳空情況。

陸、結論

本文分析台灣消費者物價指數的總指數和分項指數之長期和短期趨勢後，得到以下四點結論。第一，長期趨勢在趨勢訊號識別上僅能顯示趨勢方向和趨勢力道。若改以不同的模式，則非線性模式結果的函數可與線性迴歸進行模式比對，產生新的趨勢力道訊號。而本文採用非線性模式即是使用其函數做為比對和了解趨勢變化用。第二，以判斷係數最大化為原則，傳統迴歸分析同樣依循此原則，但加入內化樣本數後，每增加樣本進入運算迴歸，並應用人工智慧進行運算和判斷，解決短期趨勢建模，獲得更多的趨勢訊號，包含因精準建模目的而產生趨勢能持續時間長度、趨勢方向、趨勢力道、趨勢轉折等訊號。第三，總指數為基準，分項指數的長期趨勢和短期趨勢模型產生比對，可觀察出分項指數的趨勢更加接近總指數。第四，相比於長期趨勢的穩定狀態，短期趨勢的趨勢轉折時間點能更明顯識別出新冠肺炎疫情對物價指數的影響和效果。

經過本文對台灣消費者物價指數之總指數和七大分項指數的趨勢分析後，本文發現短期趨勢的精準迴歸建模方法因每次有新的消費者物價指數數字公布後即可重新運算，重複本文之分析過程後了解趨勢是否改變或發生趨勢轉折，此可成為消費者物價指數觀察之即時趨勢資訊和政策參考依據。

未來研究方向可擴展到通貨膨脹率的趨勢、消費者物價指數和年增率之關聯性等相關主題，為消費者物價指數做一系列之分析研究。此外，本文之研究方法亦可應用於其他物價指數，如生產者物價指數或工業生產指數等的趨勢分析，為台灣經濟指標趨勢訊號做一典型分析。此分析方法亦可在每月消費者物價指數出現後，重新進行迴歸，做長時間的趨勢記錄和比較，形成更具實務和政策性的有效趨勢訊號工具，幫助政策決策者和研究人員更了解消費者物價指數或其他指數之趨勢及其變化。

參考文獻

一、中文文獻

交通部，交通部統計查詢網，<https://stat.motc.gov.tw/mocodb/stmain.jsp?sys=100#>，查詢日期：2023 年 6 月 10 日。

主計總處，消費者物價指數簡介，<https://www.stat.gov.tw/public/Data/1224143129ECWG0XEJ.pdf>，查詢日期：2023 年 6 月 23 日。

衛生福利部，健保統計資料之伍、醫療給付 (112.06.27 更新)，https://www.nhi.gov.tw/Content_List.aspx?n=D529CAC4D8F8E77B&topn=23C660CAACAA159D，查詢日

期：2023 年 6 月 27 日。

丁偉聯，2014，「股價指數、貨幣供給額與消費者物價指數關聯性分析-以台灣和中國為例」，真理大學經濟學系財經碩士班碩士論文，台灣：台北市。

王冠先與李玫郁，2019，《統計學不是大數據分析的工具與補正》，台北：機統股份有限公司。

王冠閔，李源明與李建強，2009，「青蔥價格與消費者物價指數的因果關係分析：門檻向量自我迴歸模型之應用」，《農業與經濟》，42，63—102。

王志強，2014，「油價波動與臺灣 CPI 通貨膨脹：以食物類物價指數為例」，佛光大學應用經濟學系碩士論文，台灣：宜蘭縣。

李正源，2006，「營造工程物價指數趨勢預測之研究－以基因演算法與反轉點模式分析」，輔仁大學應用統計學研究所碩士論文，台灣：新北市。

李玫郁，2023，《顛覆經濟學》，台中：白象文化出版。

李玫郁，孔秀琴與呂英瑞，2020，「運用大數據分析方法估計失業人數與失業率」，《臺灣銀行季刊》，71(1)，49—70。

李祖福，2022，「使用民間大數據租屋資料估算消費者物價指數」，國立臺灣大學碩士論文，台灣：台北市。

林金龍與蔡瑞胸，2005，「臺灣物價函數穩定性之研究」，《台灣經濟預測與政策》，35(2)，1—22。

洪瑞成與張文一，2016，「國際商品指數與台灣物價指數之關聯性：以 GSCI 與 CRB 商品為例」，《績效與策略研究》，13(1)，1—19。

高秀學與范筵筠，2010，「台灣失業率與消費者物價指數年增率關聯性之探討」，《永續發展與管理策略》，2(2)，23—37。

黃文傑，2010，「總體變數與個別物價指數關聯性探討」，國立臺灣大學碩士論文，台灣：台北市。

張呈徽、李仁耀、呂軒宇，2012，「國際油價對消費者物價指數之影響分析」，《修平學報》，25，79—90。

張慈恬，2010，「台灣消費者物價指數的預測評估與比較」，國立政治大學碩士論文，台灣：台北市。

張靜之、王志敏，2009，「國際散裝海運市場循環和趨勢特性分析」，《運輸計劃季刊》，38(3)，229—245。

劉宜學，2010，「台灣貨幣政策、消費者物價指數與股市之關聯性分析」，國立高雄第一科技大學金融所碩士論文，台灣：高雄市。

魏聰偉，2010，「台灣地區消費者物價指數的分析與預測」，中華大學應用數學學系(所)碩士論文，台灣：新竹市。

二、英文文獻

Burns, C., G. Sacks, and L. Gold, (2008), "Longitudinal Study of Consumer Price Index (CPI) Trends in Core and Non-core Foods in Australia," *Australian and New Zealand Journal of Public Health*, 32(5), 450—453.

Burridge, P., F. Iacone, and Š. Lazarová, (2015), "Spatial Effects in a Common Trend Model of US City-level CPI,"

- Regional Science and Urban Economics*, 54, 87–98.
- Chow, G.C. (1960), “Tests of Equality Between Sets of Coefficients in Two Linear Regressions,” *Econometrica*, 28(3), 591–605.
- Coimbra, C. and P.D. Neves, (1997), “Trend Inflation Indicators,” *Banco de Portugal, Economic Bulletin*, 3(1), 21–32.
- Dufour, J.M. (1982), “Generalized Chow Tests for Structural Change: A Coordinate-free Approach,” *International Economic Review*, 23(3), 565–575.
- Editya, A.S., N. Kurniati, T. Septianto, A. Lisdiyanto, and M.M. Al Haromainy, (2021), “Effect of Kernel in Support Vector Regression Method to Predict Surabaya Consumer Price Index Trend,” In 2021 IEEE 5th International Conference on Information Technology, Information Systems and Electrical Engineering (ICITISEE), 1–5.
- Fullerton Jr, T.M. and S.I. Ikhide, (1998), “An Econometric Analysis of the Nigerian Consumer Price Index,” *Journal of Economics*, 24(2), 1–17.
- George, E.I. (2000), “The Variable Selection Problem,” *Journal of the American Statistical Association*, 95(452), 1304–1308.
- Heinze, G. and D. Dunkler, (2017), “Five Myths about Variable Selection,” *Transplant International*, 30(1), 6–10.
- Heinze, G., C. Wallisch, and D. Dunkler, (2018), “Variable Selection—a Review and Recommendations for the Practicing Statistician,” *Biometrical journal*, 60(3), 431–449.
- Hsiao, C.W, Y.C. Chan, M.Y. Lee, and H.P. Lu, (2021), “Heteroscedasticity and Precise Estimation Model Approach for Complex Financial Time-Series Data: An Example of Taiwan Stock Index Futures before and during COVID-19,” *Mathematics*, 9(21), 2719.
- Jones, N.R., A.I. Conklin, M. Suhrcke, and P. Monsivais, (2014), “The Growing Price Gap Between More and Less Healthy Foods: Analysis of a Novel Longitudinal UK Dataset,” *PloS One*, 9(10), e109343.
- Kim, T.H., Y. Park, J. Myung, and E. Han, (2018), “Food Price Trends in South Korea Through Time Series Analysis,” *Public Health*, 165, 67–73.
- Kitov, I. and O. Kitov, (2008), “Long-term Linear Trends in Consumer Price Indices,” Available at SSRN: <https://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1087772>.

- Kostić, Z., V. Lepojević, and V. Janković-Milić, (2016), “Modeling Monthly Inflation in the Republic of Serbia, Measured by Consumer Price Index,” *Facta Universitatis, Series: Economics and Organization*, 13(2), 145–159.
- Lambsdorff, J.G. (2006), “Ten Years of the CPI: Determining trends,” In: Global Corruption Report, Transparency International. http://www.scamecanica.com/blogs/documents/Part%203_10_18_Research%201.pdf
- Lewis, M.A. (2010), “The Physics of Inflation: Newton’s Law of Cooling and the Consumer Price Index,” *Journal of Applied Quantitative Methods*, 5(1), 105–112.
- Lin, Y.S., Y.H. Lee, M.Y. Lee, S.Y. Hsu, and K.T. Chu, (2023), “Short-run Trend Inflation Characteristics and Transmission: Evedences from US, UK, and Euro Area,” manuscript.
- Mehmood, T., K.H. Liland, L. Snipen, and S. Sæbø, (2012), “A Review of Variable Selection Methods in Partial Least Squares Regression,” *Chemometrics and intelligent laboratory systems*, 118, 62–69.
- Mohamed, J. (2020) “Time Series Modeling and Forecasting of Somaliland Consumer Price Index: a Comparison of ARIMA and Regression with ARIMA Errors,” *American Journal of Theoretical and Applied Statistics*, 9(4), 143–153.
- Motulsky, H.J. and L.A. Ransnas, (1987), “Fitting Curves to Data using Nonlinear Regression: a Practical and Nonmathematical Review,” *The FASEB journal*, 1(5), 365–374.
- Riofrío, J., O. Chang, E.J. Revelo-Fuelagán, and D.H. Peluffo-Ordóñez, (2020), “Forecasting the Consumer Price Index (CPI) of Ecuador: A Comparative Study of Predictive Models,” *International Journal on Advanced Science, Engineering and Information Technology*, 10(3), 1078–1084.
- Singla, C., P.K. Sarangi, S. Singh, and A.K. Sahoo, (2019), “Modeling Consumer Price Index: An Empirical Analysis Using Expert Modeler,” *Journal of Technology Management for Growing Economies*, 10(1), 43–50.
- Shinkarenko, V., A. Hstryk, L. Shynkarenko, and L. Dolinskyi, (2021), “A Forecasting the Consumer Price Index Using Time Series Model,” In SHS Web of Conferences, Vol. 107, 10002, EDP Sciences.
- Sperandei, S. (2014), “Understanding Logistic Regression Analysis,” *Biochemia Medica*, 24(1), 12–18.
- Wang, W., T. Wang, and Y. Shi, (2009), “Factor Analysis on Consumer Price Index Rising in China from 2005 to 2008,” In 2009 International Conference on Management and Service Science, 1-4, IEEE.
- Wang, K.W., K.S. Wang, and M.Y. Lee, (2023), “Accurate New Stock Analytic Model,” Kindle book, Amazon.com.