《公平交易季刊》
第 24 卷第 4 期（105/10），頁 107-160
◎公平交易委員會

重要民生物資市場價格預警制度之研究

歐陽利姝*
王泰昌
林益裕
馬泰成

摘要

本文挑選 10 項重要民生物資，蒐集其價格與原料成本等的市場資料，利用誤差修正模型，分析產品價格是否以較快速度或較高幅度反映原料成本上漲（亦即是否存在價格不對稱）。目的在於協助公平會建立物價預警機制。結果顯示：預警制度非但可透過風險監控之角度，事前調節民生物價，亦可提供案件偵查過程所需之佐證資料。

關鍵詞：價格不對稱、民生物資、誤差修正模型、物價預警機制、市場競爭

投稿日期：105 年 2 月 5 日　　審查通過日期：105 年 9 月 30 日

* 歐陽利姝為中國文化大學經濟學系副教授、王泰昌為國立台灣大學會計學系教授、林益裕為淡江大學產業經濟學系兼任講師、馬泰成為中國文化大學經濟學系教授。

一、緒論

我國屬小型開放經濟，民生物資之生產原料大多仰賴進口，而國際原物料價格受市場供需與政經情勢影響有所波動，乃是無可避免的正常現象。但輿論媒體、民意代表與消保團體卻常存有國內商品價格有跟漲不跟跌的印象，認為當國際原物料成本上漲時，國內產品價格會以較快速度，全額甚至超幅上漲，以反映成本增加；反之，當原料價格下跌，產品價格卻僅會以遲緩速度微幅下跌或根本紋風不動，而有所謂的價格不對稱性（或稱不對稱的價格傳輸，asymmetric price transmission，簡稱 APT）問題。再加上國內農產品價格也受颱風等天災影響，常有季節性波動。因此，每逢民生品價格因成本波動而上漲之際，公平會即迭遭批評，被指責怠忽職守，未能善盡督導物價責任。若干輿論甚至認為政府應強力管制物價，防止商人囤積居奇壟斷物價。但在我國民主政治與市場經濟的政經體系下，物價管制非但背離自由競爭機制，更傷害對人民財產權的民主保障，因而使競爭機關無所適從，施政困窘不堪，損及執法所需之獨立性與中立性。

有鑑於此，本文嘗試參考 Borenstein et al. (1997)、Peltzman (2000)、Borenstein & Shepard (2002)、Bettendorf et al. (2003)、Meyer et al. (2004)、Kimmel (2009)、Tappata (2009)、Ritz (2015)、馬泰成與簡美瑟（2011）[1]等一系列針對價格不對稱的研究文獻，提出一套以誤差修正模型（error correction model，簡稱 ECM）為基礎的預警機制，並設定物價基準及警戒燈號，便利公平會利用客觀的價格資料，判定市場是否存在跟漲不跟跌，只要商品價格波動超出原料成本變化一定比例，該機制就能提醒公平會注意市場供需波動，甚至主動介入調查是否發生人為壟斷。

---

[1] Severin Borenstein, A. Colin Cameron & Richard Gilbert, "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?" *112(1) Quarterly Journal of Economics*, 305-339 (1997); Sam Peltzman, "Prices Rise Faster than They Fall," *108(3) Journal of Political Economy*, 466-502 (2000); Severin Borenstein & Andrea Shepard, "Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets," *33 Rand Journal of Economics*, 116-139 (2002); Leon Bettendorf, Stéphanie A. Van der Geest & Marco Varkevisser, "Price Asymmetry in the Dutch Retail Gasoline Market," *25(6) Energy Economics*, 669-689 (2003); Jochen Meyer & Stephan von Cramon-Taubadel, "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *55(3) Journal of Agricultural Economics*, 581-611 (2004); Sheldon Kimmel, *Why Prices Rise Faster than they Fall*, Discussion Paper EAG 09-4, Economic Analysis Group, Antitrust Division, US Department of Justice (2009); Mariano Tappata, "Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing," *40(4) RAND Journal of Economics*, 673-687 (2009); Robert A. Ritz, *The Simple Economics of Asymmetric Cost Pass-Through*, Working Paper, Energy Policy Research Group (EPRG), Judge Business School & Faculty of Economics, University of Cambridge (2015)；馬泰成、簡美瑟，「汽油價格果真『易漲難跌』嗎？」，社會科學論叢，第 5 卷第 2 期，59-81（2011）。

就國際作法而言，歐盟、美國與日本多設置有物價預警系統。歐盟執委會根據經理人對銷售價格的預期及消費者對通貨膨脹的預期，監控歐元區物價以偵測通貨膨脹。美國麻省理工學院也有「十億價格計畫」（The Billion Prices Project），透過網際網路，每天蒐集價格的大數據資料，進行即時監控與估計總體經濟的通貨膨脹率。日本央行（BOJ）則透過 UTokyo Daily Price Index 指數，利用日本全國三百家超級市場 POS（point-of-sale）系統之掃描器，將 350,000 種食物及家用品價格與銷售量資料傳輸到計畫的資料庫，做為貨幣政策的參考資料，並協助政府公債投資人預測商品價格的變化。然而上開物價預警系統多針對總體物價層面，對個別商品價格的管制則較少著墨。但是，就執法實務言，競爭機關如能針對個別商品，建立物價預警制度，非但可透過風險監控之角度，調節民生物價，亦可提供案件偵查過程所需之佐證資料。以聯合行為合意推定為例，該機制就能提供市場事證（例如：價格、成本與利潤加成）做為推理依據，協助競爭機關認定業者是否涉及聯合行為。在此一構想下，公平會應如何判斷商品價格與原料成本間之連動性，就有值得研究檢討的必要性。

然本文強調：成品價格以較高幅度反映原料成本上漲的**價格不對稱（APT）**與**聯合壟斷所造成的價格提升**，其實是兩個不完全重疊的議題。前者可能是市場供需因素造成，不應是公平會關注的重點；後者所涉及的限制競爭行為才是反托拉斯重點。雖然，市場供需所造成的價格波動可能誘使廠商藉機壟斷市場，但聯合行為本身還是主要來自業者壟斷市場的意圖與現實的市場結構。因此，本文最後也提出公平會處理物價之時機與方式流程：如事業涉及限制競爭行為，公平會自應依公平法第 9 條與第 15 條之規範，就市場界定、廠商行為與產業結構，個案認定事業是否違法。倘事業未涉及公平法上開條款之違反，APT 僅是個別廠商基於供需變化所為個別價格之調整，則公平會原則上應予尊重。至於如何調整供需失衡，甚至採取價格管制以維持物價安定，則必須由管制機關（各該事業的目的事業主管機關）採行相關因應措施。

依照以上構想，以下首先由經濟分析觀點出發，探究物價波動的本質與競爭機關處理物價應有之分際；其次，挑選若干重要民生物資，蒐集其價格、原料成本、產銷資訊等的市場資料，以時間數列之誤差修正理論，建立計量模型，用於分析產品價格是否以較快速度或較高的幅度反映原料成本上漲，期能協助公平會建立物價預警機制；最後，則分析可能影響市場供需及物價波動之各項因素，進而在法律層面釐清公平法介入規範之界限，並研擬政府對超額反映成本漲價行為之可行管制措施。

二、商品特性、生產成本與產品價格

（一）總體的絕對物價與個體的相對物價

物價分為總體的絕對物價與個體的相對物價二種不同的概念。前者是指整體物價絕對水準，範圍涵蓋所有商品。如果汽油漲價、麵包漲、沙拉油漲、房租漲、學費漲、萬物皆漲，就是總體經濟的絕對價格上漲或是所謂的通貨膨脹。顧名思義，唯一的原因就是整個國家的總供需失調，例如：貨幣發行過多使貨幣價值降低，而貨幣又是所有商品的交易媒介與計價標準，其發行數量過多自然減損貨幣價值，需要更多貨幣才能交換到相同數量商品，導致所有商品價格上漲；此外，貿易出超、政府財政赤字甚至國際物價上漲與台幣貶值，也會透過經濟資源流向國外或被浪費使用，使民間可用資源減少，進而造成國內物價上漲。但重點是總供需的變化涉及貨幣與財政政策等總供需調整工具，而此類政務皆與個別商品的競爭政策與公平會施政無關，公平會不宜也無力介入整體通貨膨脹之管制。

至於相對物價則是個別商品相對其他商品價格的高低。如果萬物價格皆不漲，只有麵粉或鮮奶漲價，這就是個體經濟學上所謂的相對價格上漲，其上漲源自該特定產業的市場供需甚至人為操作。此時，公平會責無旁貸，自應嚴加留意麵粉或鮮奶市場供需。如果單純只是因為國際小麥或是國內生乳收購價上漲，麵粉或鮮奶價格自然應該相對上漲，讓消費者體認小麥或牛乳已經愈來愈少，飲食習慣是到了該改變的時候。但如果漲價是因為大宗穀物或是鮮乳業者聯合壟斷市場，公平會自然應該本於反托拉斯之授權，儘快處理聯合行為。這就是政府針對單一商品相對價格上漲應有之作為。

（二）原料成本與商品價格間之連動

長期以來，消費者普遍存有國內商品價格有易漲難跌的印象，特別在食衣住行等重要民生物資方面，各界常認為當原料價格上漲時，商品價格會以較快速度，全額甚至超幅上漲，以反映成本增加；反之，當原料價格下跌，成品價格卻僅會以遲緩速度微幅下跌，甚至逆勢上漲，而有所謂的 APT 問題。因此，每遇重要農工原料價格波動時，政府即迭遭批評未能善盡督導物價責任，形成輿論話題。此問題癥結在於：民眾

在認知上受到無商不奸的傳統觀念影響，先入為主地體認商品價格漲跌具有不對稱現象。然而此一印象是反映國內產業結構壟斷程度過高，廠商因而得以利用原物料漲跌獲取獨占利潤，導致物價偏高或是長期上漲？還是僅僅反映社會大眾對於物價變化主觀體認所形成之相對剝奪感？如同卡尼曼（Kahneman）[2]的前景理論所言：大眾基於自私心理，對於“損失”比“獲利”更為敏感，商品價格上漲代表實質所得減少，是一種損失，實在很難接受且印象深刻；反之，價格調降則因實質所得的增加，是一種獲利，則視為理所當然，因而對兩者體認程度不同。在價格上漲時，會體認較大痛苦；反之，在價格下跌時，則僅有微小確幸。此一心理因素自然容易使民眾產生 APT 的主觀認知。

以上認知其實包括兩種不同的概念：1.產品價格是否**長期**間總是以較大（小）的幅度反映物價上漲（下跌）？2.即使產品價格在長期間合理地反映成本，使產品價格與原料成本維持一個合理的比例。但是，在**短期**動態的調整過程中，產品價格是否以較快（慢）速度反映原料成本上漲（下跌），使得廠商能夠混水摸魚，取得短期壟斷利潤？本文認為這應該是一個實證問題，宜藉由嚴謹的計量分析，蒐集產品價格與原料成本資料進行分析，以判定國內物價是否存在漲多跌少的現象，並進一步建立起民生物資的價格預警制度，利用計量模型參數建立監控物價上漲的預警機制。

（三）預警對象以民生品為主

在展開個別商品價格與成本分析前，最重要的準備工作是界定預警機制鎖定的商品範圍。首先，由於科技產品原物料成本僅占其售價極其微小比例[3]，因此，這類產品之價格與原料成本高低無關。再者，這些產品的價值源自其所衍生出之各項服務，而非直接消費產品本身，價格變化也不會引起社會大眾注意[4]。因此，本研究所關注的民生物資主要是**生產過程簡單且步驟不多的傳統民生品**，該類商品既不需要專利科技也可能不需要大量投資。因此，附加價值不高，原料成本占成品售價極高比重。例如：

[2] 2002 年諾貝爾經濟學獎得主。

[3] 科技產品生產過程複雜，需要大量知識或大規模投資，因此，附加價值極高，例如：矽晶圓由矽土製成，但矽土占晶圓比重極低：一個裝有 25 片晶圓的晶盒至少可賣出 15 萬元，但矽土成本卻僅值 5 千元左右。

[4] 例如：手機使用價值源自網路、通信與各項附加服務，因此，民眾通常較在意者是電信費率，而非手機價格。

小麥磨成麵粉、黃豆榨成沙拉油、生乳加溫殺菌成鮮奶、石灰土燒成水泥、原油煉成汽油、產地青菜運到台北。由於這些簡單加工品的原料成本較高，因此若是原料價格波動，就會連帶引起製品價格起伏，甚至使民眾普遍產生各類物價有 APT 的印象，而使公平會等相關單位迭遭消保團體與輿論批評未能善盡督導物價責任，形成施政困擾。基於此一疑慮，本文於是鎖定這些大眾關切的民生必需品，是否果真有輿論所指稱的價格不對稱性？並據以協助公平會建立起預警機制，以處理價格問題。

（四）不對稱的價格傳輸文獻

在經濟學（尤其是農業經濟）的實證領域上，不對稱的價格傳輸（APT）與市場競爭間之關係是一個重要的研究議題[5]。Kimmel (2009)與 Tappata (2009)認為 APT 是一種市場失靈表現，不可能發生於競爭市場。但 Ritz (2015)等文獻卻認為 APT 不論是在競爭市場或在非競爭的市場都可能發生。較具包容性的看法則是 Meyer et al. (2004)針對 APT、市場競爭與反托拉斯政策等一系列文獻所整理的結論，其認為 APT 出現的原因大致分為 4 點：

1.市場壟斷：Meyer et al. (2004)認為，社會大眾面對 APT 現象，最直覺的反應就是寡頭壟斷。而 Borenstein et.al. (1997)、Balke et al. (1998)、Brown & Yücel (2000)、McCorriston (2002)[6]等文獻也指出：獨占廠商利用原料成本發生漲跌波動之際，濫用市場力量提高產品售價，就是形成事業 APT 的主要原因。

2.市場供需變化：APT 只適用於原料成本與成品價格連動關係之分析，但無法反映市場需求變化。如果原料價格變化與市場需求增加之衝擊同時發生，就很可能形成與壟斷無關的 APT。此時，單憑 APT 推斷市場獨占，可能失之武斷與民粹。

3.菜單成本（Menu cost）：依據 Ball & Mankiw (1994)[7]的研究：當其他情況不變，如果原料成本增加（減少），產品價格理當隨之上漲（下跌）。但在現實世界，廠商調整

[5] 不對稱價格傳輸的現象相當普遍，主要發生於汽油、農產品、零售銀行的存款、碳排放權等的市場中。

[6] Nathan S. Balke, Stephen P. A. Brown & Mine K. Yücel, “Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?” *1 Economic Review (Federal Reserve Bank of Dallas)*, 2-11 (1998); Stephen P. A. Brown & Mine K. Yücel., “Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry?” *3 Economic and Financial Review (Federal Reserve Bank of Dallas)*, 23-29 (2000); Steve McCorriston, “Why Should Imperfect Competition Matter to Agricultural Economists?” *29(3) European Review of Agricultural Economics*, 349-371 (2002).

[7] Laurence Ball & N. Gregory Mankiw, “Asymmetric Price and Adjustment and Economic Fluctuations,” *104(423) Economic Journal*, 247-261 (1994).

產品售價卻需要支出相當的交易成本（也就是所謂的菜單成本）。Levy et al. (1997) 與 Dutta et al. (1999)[8]就指出：菜單成本約占美國零售市場廠商利潤的 27-35%之間。例如：更改報價單與價目表、改變會計系統、通知下游客戶等，無不需要花費資源。然而經濟發展過程中，各國總體物價水準多呈穩定上漲之勢，假設在通貨膨脹率 3% 的情形下，廠商本來就要在年底調漲產品價格 3%，以維持實質利潤不變。此時，如果在年底前原料成本突然下降 3%，廠商基於競爭壓力，即使要降低產品售價，以維持產品競爭力，但為節省交易成本，也可能暫時維持價格不變，等年底時實際售價自然等於心目中的理想價格[9]。反之，當原料成本增加，其產品售價原本就應上漲，再加上整體物價又呈長期上漲，更使其心目中理想的產品售價較實際價格高出許多。此時，即使調漲產品售價必須支付額外交易成本，但廠商仍必須立即反映。往來之間，自然形成各界對廠商跟漲不跟跌的非對稱上漲印象。但此時，只要市場存在競爭且菜單成本高到一定水準以上時，APT 反而具有效率因素，可透過交易成本的減少，降低長期價格上漲幅度。

4.其他原因：除了上開三項因素外，APT 也往往與產品特性（例如：是否易於腐壞）與存貨控管等因素有關。但 Meyer et al. (2004)強調其中最重要的因素就是：政府的農業支持政策。按各國針對農業，大多訂有保證收購等價格下限政策，Kinnucan & Forker (1987)[10]因而認為農產品價格支持計畫，往往會使中間商人認為價格下跌只是短暫現象，因為政府為維持農民所得，會馬上啟動保證收購等價格干預措施，使價格回穩。反之，價格上漲則多屬長期持續現象（因為政府不會採取措施打壓農產品價格）。因此，為節省菜單成本，廠商會快速反映成本增加，但卻以遲緩速度反映成本下跌。

（五）APT 與預警機制

判定個別產品的 APT 到底是源自市場壟斷？或只是反映市場供需？執法機關必

[8] Daniel Levy, Mark Bergen, Shantanu Dutta & Robert Venable, “The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains,” *112(3) Quarterly Journal of Economics*, 791-825 (1997); Shantanu Dutta, Mark Bergen, Daniel Levy & Robert Venable, “Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers,” *31(4) Journal of Money, Credit, and Banking*, 683-703 (1999).

[9] 亦即維持原價不變，讓通貨膨脹自動解決降價問題，以節省菜單成本。

[10] Henry W. Kinnucan & Olan D. Forker, “Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products,” *69(2) American Journal of Agricultural Economics*, 285-292 (1987).

須花費大量資源與辦案時間（包括界定市場範圍、蒐集產銷資料、判斷市場結構、調查廠商行為）。惟公平會為一不特定產業的管制機構，必須處理全國所有產業，所面臨的物價問題多如牛毛（輿論反應、民眾檢舉、公會舉發、情治機關提報、國會質詢），不可能針對所有物價上漲事件均立案調查處理。更何況在自由經濟體制下，產品價格漲跌多數是廠商反映市場供需的正常營運行為，源自壟斷的價格上漲案件畢竟不多。因此，為節省行政成本與提高辦案績效，公平會自有必要建立一套預警機制，篩選過濾物價案件，便利第一線承辦人員能就可以立即取得與最值得信賴的價格資訊做初步篩選；其後，依據漲價事業是否曾有違法紀錄、市場結構是否呈現集中等因素做個案認定；最後，再決定是否立案調查。

有鑑於此，本文提出一個簡單易於操作的 APT 模型，該模型程式可納入公平會電腦系統，提供一個法律人與經濟人皆可操作之預警門檻，做為基層同仁初步判斷是否介入物價查處之依據。我們相信該系統可以在耗用行政資源最小的前提下，提升該會對物價案件的預警能力。原因有三：首先，APT 可利用簡單易操作之門檻分析，做為公平會初步判斷是否介入物價查處之依據，以節省行政調查成本。雖然在實際執法上，犯罪行為有無，仍有賴辦案人員綜合市場結構與廠商行為，就水平競爭與垂直供應鏈關係、市場競爭型態、成本結構，與其他重要變數如匯率變動、油電漲價等因素整體考量，APT 不可能完全取代犯罪行為偵查，做為斷案標準。但 APT 卻能提供充足的預警功能。除非犯罪行為發生在預警系統所引用的資料期間之前[11]，否則 APT 就能構成違法犯罪行為的必要條件[12]。其次，APT 非但具有高度的預警功能，也能同時考慮價格與成本波動，其適用性較僅考慮價格波動的平行行為為佳[13]。最後，就市場資料的正確性與證據力而言，由於競爭機關於界定市場範圍與產業結構時，需要廠商的價格與邊際成本資料，但邊際成本純為理論概念，再加上公平會僅有少數統計人員，難以確實掌握全國各產業之成本結構與資料（甚至連廠商家數資料的取得都有困難）。因此，

[11] APT 是針對單一商品（或市場）的時間數列資料進行研究，市場壟斷必須發生在研究者所引用之樣本期間之內，否則價格上漲的卡特爾行為無法反映於 APT 之上。

[12] 亦即市場存在 APT 並不代表事業獨占或聯合；但獨占或聯合會導致 APT（詳請參閱後續分析）。

[13] 英美法系國家多以價格平行行為做為聯合行為的必要條件，倘執法機關發動調查並發現促進合意的便利機制（facilitating practices），即視為違法的壟斷行為。參閱 George A. Hay, “The Meaning of Agreements under the Sherman Act: Thoughts form the Facilitating Practices Experiences,” *16(2) Review of Industrial Organization*, 113-129 (2000)；Robert A. Jablon, “Conscious Parallelism: Can it turn a corner?” *40 Journal of the American Bar Association's Section of Public Utility, Communications and Transportation Law*, Nos. 2-4 (2001)。

該會辦案有時必須仰賴業者提供成本資料。這自然容易產生道德危機，導致業者刻意提供虛偽或經修飾之偏誤資料，誘導公平會辦案方向[14]。但 APT 預警系統僅需產品價格與原料價格等行情資訊，而下游廠商的原料價格又是上游廠商的產品價格，且大多可由公開資訊取得，並能透過發票勾稽以驗證其正確性。承辦人不需了解廠商成本結構或是生產技術，就能立刻掌握初步市況。因此，可以提高辦案所需資訊的正確性與及時性。

三、APT 預警機制模型

APT 預警機制主要建立於 ECM 之上，為一成熟的數量分析，並經 Borenstein et al.(1997)、Peltzman (2000)、Borenstein & Shepard (2002)、Bettendorf et al. (2003)、馬泰成與簡美瑟（2011）等一系列文獻用來分析成品價格與原料成本間之長期均衡與短期動態關係，具有偏離長期均衡的誤差修正機制。其優點在於：它是一個簡單、易於操作且成熟的計量模型，不易受各界質疑。此外，使用者也能根據模型殘差之常態分配特性，設定黃色與紅色兩種不同程度的價格預警門檻，以界定政府適當之介入時機。其中，黃色預警的門檻較低，只要每單位成品實際價格（對數值）之變動量超過預測價格（對數值）變動量一個標準差時，系統就會建議公平會承辦人整理相關產銷市況，提出報告；必要時，更應簽請核定立案調查市場有否存在壟斷。至於紅色預警門檻較高，亦即當產品價格超出黃燈之後，仍一路上漲，使得成品售價之變動量超出預測價格變動量兩個標準差，達到紅燈門檻，顯示產品價格上漲超出原料成本上漲相當幅度，恐有顯著影響民生之虞。此時，本文建議公平會應採取更積極的作法，參考本文第六大節所建議的處理方式，透過行政院「穩定物價小組」，會同各目的事業主管（管制）機關處理相關的民生物價問題。

按照以上構想，以下分別就預警模型之（一）估計步驟，（二）不對稱價格傳導之檢測，（三）預警門檻之設定與估計，以及（四）變數選取與資料來源進行說明。

[14] 此一執法困境即係 Louis Phlips, *Competition Policies: A Game-Theoretic Perspective*, 1st ed., Cambridge University Press (1995)所稱之不可分性（indistinguishability），亦即公平會因無法掌握確實成本資料，以致無法區分市場實際價格究係(1)獨寡占事業在競爭狀況下所決定之合理價格，抑或(2)濫用獨占力量或從事市場壟斷所為之獨占價格，以致產生誤判之虞。

（一）估計步驟

首先，檢測成品價格與原料成本是否為定態（stationary）或不具有單根（unit root），以確定同期變數間的長期均衡關係並非「偽迴歸」（spurious regression）[15]。檢測單根之方法眾多，各有優缺點，學者間並無共識，因此本研究選用文獻普遍採用的 Augmented Dickey Fuller（簡稱 ADF）單根檢測。此時，成品價格與原料成本的單根檢測結果，若皆具有差分一次可轉為定態的特性，則標記為 I(1) 變數。非定態 I(1) 變數的線性組合若能轉變為定態，則變數間存在共整合（cointegration）關係，此關係即為變數間之長期均衡關係[16]。當價格與成本存在共整合關係，則短期下偏離價格與成本的長期均衡關係時（存在誤差），價格均會朝長期均衡調整（誤差修正），而任何衝擊對價格將存在永久持續之影響；此時，應採誤差修正模型（ECM）探討價格與成本之關係。依循 Peltzman (2000)之作法，本研究採用 log-log 模型，建構原料對數化成本與成品對數化價格長期關係。Log-log 型式優點在於，原料成本對成品價格之邊際影響，受原料成本高低影響，並非固定常數。

至於判定兩者是否具有共整合的檢測方式則有 Johansen 共整合檢測與 Engle-Granger 兩階段共整合檢測。前者適用於變數存在一條或多條共整合關係式的變數，後者則適用於僅有一條共整合關係的變數。由於 Engle-Granger 共整合檢測之操作與檢測理論相對簡易；再者，本文主要研究價格與成本兩個變數的關係，最多僅有一條共整合關係式。因此，選用相對較容易執行的 Engle-Granger 共整合檢測。以下分別說明 ADF 單根檢測與 Engle-Granger 共整合檢測之概念。

1. ADF 單根檢定（Augmented Dickey-Fuller test）（Enders, 2010）[17]

檢定任何一個變數X_t（例如，成本C_t或價格P_t）是否具有單根，可選用的檢定關係式有三種：

[15] Clive W. J. Granger & Paul Newbold, "Spurious Regressions in Econometrics," *2(2) Journal of Econometrics*, 111-120 (1974).
[16] Robert F. Engle & Clive W. J. Granger, "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *55 Econometrica*, 251-276 (1987).
[17] Walter Enders, *Applied Econometric Time Series*, 3rd ed., John Wiley & Sons, Inc. (2010).

(1)不包含截距項的隨機漫步（pure random walk）

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \tag{1}$$

(2)包含截距項的隨機漫步（random walk with drift）

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \tag{2}$$

(3)包含截距項與時間趨勢項的隨機漫步（random walk with drift around a stochastic trend）

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^{p} \beta_i \Delta y_{t-i-1} + \varepsilon_t \tag{3}$$

其中$\Delta y_t = y_t - y_{t-1}$，$\beta_i$、$a_0$、$a_2$、$\gamma$皆為參數，$t$為時間趨勢項，$\varepsilon_t$為誤差項，$p$ 為最適落後期數[18]，用以控制殘差項序列相關的問題。

三條 ADF 單根檢定式之差異在於是否納入截距項或時間趨勢。若序列平緩無明顯趨勢，採用檢定式（1），若序列潛在變化呈現上升或下降線性趨勢，採式（2），若序列存在非線性趨勢，則採式（3）[19]。若實務上難以判斷，則依循圖 1 之檢測流程處理。不管採用哪一條關係式，檢定變數是否具有單根的虛無與對立檢測設定皆相同：

H_0：$\gamma = 0$

H_1：$\gamma < 0$

拒絕虛無假設代表變數為定態，或為去除固定趨勢可轉為定態的變數；反之，若結論為不拒絕虛無假設，則變數具有單根，需要進行差分才能轉為定態。檢定 $\gamma = 0$ 之 τ 統計量，並非傳統的 t 分配，檢測之 p 值乃根據 MacKinnon (1994)[20]建議的方法估計取得。

[18] 測試不同落後期數，並記錄模型之 SIC（Schwarz Bayesian Information Criterion，也被簡稱 SBC 或 SC）指標= -2(ℓ/n) +k ln(n)/n，其中n為樣本總數，ℓ為檢測式概似函數之對數值，k為待估參數總數。SIC 最小之模型所採用之落後期數，即為最適落後期 p。

[19] Thomas B. Fomby, "Augmented Dickey-Fuller Unit Root Tests," http://faculty.smu.edu/tfomby/eco6375/BJ%20Notes/ADF%20Notes.pdf, last visited on date: 2016/6/30.

[20] James G. MacKinnon, "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *12(2) Journal of Business and Economic Statistics*, 167-176 (1994).

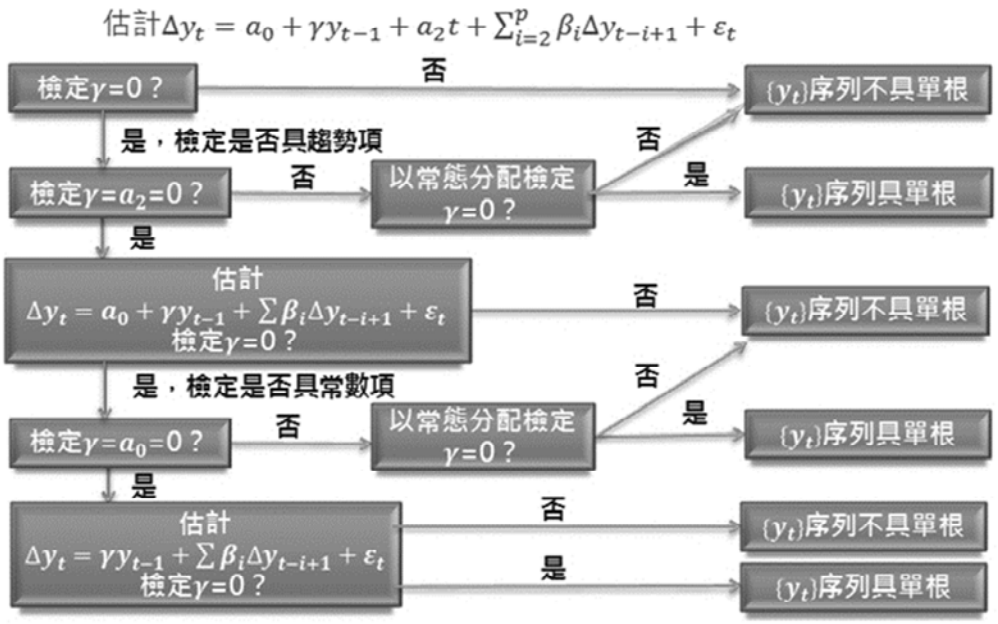

圖 1　ADF 單根檢測流程（Enders, 2010）

2. Engle-Granger 兩階段共整合檢測與估計（Engle & Granger, 1987）

假設原料成本（$\ln C_t$）和成品價格（$\ln P_t$）均為 I(1)。

(1) 第一階段採普通最小平方法(ordinary least squares, 簡稱 OLS)估計原料成本($\ln C_t$ ）與成品價格（$\ln P_t$）間之長期均衡關係式[21]，目的在於取得長期關係式的殘差，以檢測殘差是否為定態：

$$\ln P_t = \phi_0 + \phi_1 \ln C_t + \varepsilon_t, \qquad (4)$$

其中，ε_t 為相互獨立且具同質變異的誤差項。

若原料成本（$\ln C_t$）與成品價格（$\ln P_t$）間存在共整合關係，則式（4）之參數估計式具有一致性，其殘差 $\hat{\varepsilon}_t = \ln P_t - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 \ln C_t$ 必為定態且為短期下偏離長期均衡的誤差量。若殘差 $\hat{\varepsilon}_t$ 為定態，則根據 Granger 表現定理(Granger Representation Theorem)，原料成本（$\ln C_t$）與成品價格（$\ln P_t$）間存在共整合關係，採原始變數估計的共整合式

[21] 若原料成本（$\ln C_t$）和成品價格（$\ln P_t$）均為定態，標記為 I(0)變數，則採用兩變數直接估計式(4)即可。若兩變數，一為 I(0)，一為 I(1)，則式(4)不成立。

和用誤差修正模型估計的意義一致。因此，可估計原料成本（$\ln C_t$）與成品價格（$\ln P_t$）間之向量誤差修正模型（vector error correction model，簡稱 VECM）或針對以成品價格（$\ln P_t$）為應變數之單一條誤差修正模型（ECM）進行估計。若殘差 $\hat{\varepsilon}_t$ 為非定態，則成品價格與原料成本不存在長期均衡關係，因此僅估計原料成本（$\ln C_t$）與成品價格（$\ln P_t$）差分後之向量自我迴歸模型（vector autoregressive model，簡稱 VAR）或針對以差分後之成品價格（$\Delta \ln P_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$）為應變數之單一 AR 模型進行估計。

依循前述圖 1 之 ADF 單根檢測流程，採用 MacKinnon (1996)[22]依據變數個數調整自由度後的臨界值，即可檢定殘差 $\hat{\varepsilon}_t$ 是否為定態。若拒絕殘差有單根之虛無假設，表示殘差為定態，變數存在共整合關係。反之，若不拒絕殘差有單根之虛無假設，表示殘差為非定態，變數不具共整合關係。當殘差為非定態時，本研究會進一步採 Quandt-Andrews breakpoint test[23]檢測長期關係是否存在結構變化而導致殘差非定態。若檢測結果顯示結構變化點顯著，則依所建議的結構變化點設定虛擬變數 D，重新估計納入結構變化的模型。假設 τ 點存在結構變化，則容許結構變化的模型式（5）設定如下：

$$\ln P_t = \phi_0 + \phi_1 \ln C_t + \phi_2 D_t + \phi_3 D_t * \ln C_t + \varepsilon_t, \qquad (5)$$

其中，D_t =1，若 $t \geq \tau$；D_t =0，若 $t < \tau$。

估計式（5）之目的，仍在於取得殘差值以進行殘差是否為定態之檢測。若式（5）之殘差不具單根，則該式為長期均衡關係式，其殘差將成為第二階段 ECM 模型中的誤差修正項；若式（5）之殘差仍具有單根，則視原料成本與成品價格間無共整合關係。

(2)原料成本（$\ln C_t$）與成品價格（$\ln P_t$）存在共整合關係下之誤差修正模型（ECM）

共整合式為原料成本與成品價格間的長期均衡關係，「誤差修正」則指價格偏離均衡關係（$\hat{\varepsilon}_t \neq 0$）為短暫現象，長期下會自動修正返回均衡關係（$\hat{\varepsilon}_t = 0 = \ln P_t^* - \phi_0 - \phi_1 \ln C_t$，其中$P_t^*$為長期均衡價格）[24]。因此，短期價格調整需考慮前期偏離的情況。

---

[22] James G. MacKinnon, "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *11 Journal of Applied Econometrics*, 601-618 (1996).

[23] Quandt-Andrews breakpoint test 為檢測迴歸係數穩定性的方法之一。假設 τ 為介於上下限時間點（τ_1, τ_2）之間的任一個時點，而虛無假設為 τ_1 與 τ_2 間沒有結構變化，則針對滿足 $\tau_1 \leq \tau \leq \tau_2$ 之所有可能 τ 值，可計算迴歸模型在 τ 時點是否存在結構變化的 F 統計量，$F(\tau)$。本研究採用最大 F 值法（Max $F = \max_{\tau 1 \leq \tau \leq \tau 2}(F(\tau))$），並依據 Bruce E. Hansen, "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests," *15(1) Journal of Business and Economic Statistics*, 60-67 (1997)之 p-values 判斷結構變化點是否顯著。

[24] 若存在結構變化，則$\hat{\varepsilon}_t = 0 = \ln P_t^* - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 \ln C_t - \hat{\phi}_2 D_t - \hat{\phi}_3 D_t \times \ln C_t$。

ECM 模型利用前一期之長期均衡偏離值（$\hat{\varepsilon}_{t-1}$）來修正本期的成品價格水準。由於本研究目的，除欲進行價格預測以了解成品價格上漲是否相對原料成本出現過度調漲之情況外，也欲檢測成品價格是否以較快速度反映成本上漲？而以遲緩速度反應成本下跌？亦即市場是否呈現價格不對稱性問題。為檢視上開問題，也考慮成本上漲與下跌可能對成品價格有不同的影響程度與遞延效果，本文爰參考 Peltzman (2000)設定，建構價格不對稱調整之 ECM 模型如次：

$$\begin{aligned}\Delta \ln P_t = [\alpha_0 \Delta \ln C_t^- + \sum_{i=1}^{q} \alpha_i \Delta \ln C_{t-i}^- + \beta_0 \Delta \ln C_t^+ + \sum_{i=1}^{q} \beta_i \Delta \ln C_{t-i}^+] \\ + \theta[\hat{\varepsilon}_{t-1}] + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta \ln P_{t-i} + u_t \qquad u_t \overset{\text{iid}}{\sim} (0, \sigma_u^2)\end{aligned} \tag{6}$$

其中，$\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln P_{t-1} - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 \ln C_{t-1}$（無結構變化下）或 $\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln P_{t-1} - \hat{\phi}_0 - \hat{\phi}_1 \ln C_{t-1} - \hat{\phi}_2 D_{t-1} - \hat{\phi}_3 D_{t-1} \times \ln C_{t-1}$（有結構變化下）；而代表成本上漲（$\Delta \ln C_t^+$）與下跌（$\Delta \ln C_t^-$）的變數則定義如後：若 $\Delta \ln C_t > 0$，則 $\Delta \ln C_t^+ = \Delta \ln C_t$ 且 $\Delta \ln C_t^- = 0$。反之，若 $\Delta \ln C_t < 0$，則 $\Delta \ln C_t^+ = 0$ 且 $\Delta \ln C_t^- = \Delta \ln C_t$。此外，最適落後期 q，為 SIC[25]值最小之模型所對應之 q，其中 SIC= $-2(\ell/n)+k\ln(n)/n$。此處的 k 為模型中參數的個數，n 為有效觀測值個數，ℓ為式（6）之概似函數對數值（log likelihood value）。

$\Delta \ln C_{t-i}^-$ 與 α_i 和 $\Delta \ln C_{t-i}^+$ 與 β_i：$\Delta \ln C_{t-i}^+$ 和 $\Delta \ln C_{t-i}^-$ 的設定與結構變化之概念完全相同[26]。$\Delta \ln C_{t-i}^+$ 衡量 *t-i* 期原料成本上漲變動的幅度，$\Delta \ln C_{t-i}^-$ 則為原料成本下跌變動幅度，故 α_i 與 β_i 均為價格的成本彈性，前者衡量成本下跌時的成品價格彈性，後者則為成本上漲時的成品價格彈性。將成本分解為成本上漲與成本下跌兩變數，讓後續得以檢測成品價格是否以不同速度與幅度反映成本的漲跌?若成品供應商即期反映成本漲跌，預期 α_0 與 β_0 顯著為正；反之，則預期 α_0 不顯著或 $\alpha_i < \beta_i$。

$\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 與 θ：式（6）中，如果原料成本與成品價格在長期維持如式（4）之均衡關係(假設長期關係無結構變化)，則一旦前一期供需發生波動使實際 $\ln C$ 與 $\ln P$ 在 $t-1$

[25] 樣本數愈大時，SIC 比 AIC 更能選出正確模型，此外 SIC 也傾向挑選較精簡的模型(Enders, 2010)。只要殘差滿足白噪音的前提假設，模型愈精簡，自由度愈高。因此，本研究根據 SIC 指標挑選適合 161 筆月資料的模型。

[26] 式(6)可改寫為 $\Delta \ln P_t = \sum_{i=0}^{q} \lambda_i \Delta \ln C_{t-i} + \sum_{i=0}^{q} \delta_i D_{t-i} \times \Delta \ln C_{t-i} + \theta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta \ln P_{t-i} + u_t$。若 $D_t = 1$ 設定為 t 期原料成本上漲，則比較基準群為原料成本不改變或下跌。此時式(6)的 $\alpha_i = \lambda_i$，而 $\lambda_i + \delta_i$ =式(6)的 β_i。

期偏離均衡關係，出現 $\hat{\varepsilon}_{t-1} \neq 0$，則在 t 期自然會有力量促使二者路徑又回到長期均衡路徑。例如，前一期誤差為正（$\hat{\varepsilon}_{t-1} > 0$），隱含 $\ln P_{t-1} > \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 \ln C_{t-1}$，亦即前一期價格過高，則本期價格應調降；反之，若前一期誤差為負（$\hat{\varepsilon}_{t-1} < 0$），隱含 $\ln P_{t-1} < \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 \ln C_{t-1}$，亦即前一期價格過低，則本期價格應調升。因此，預期 $\hat{\varepsilon}_{t-1}$之係數 θ 應為負，θ 絕對值大小，反映本期成品價格修正「前期實際價格（$\ln P_{t-1}$）偏離均衡價格（$\ln P^*_{t-1} = \hat{\phi}_0 + \hat{\phi}_1 \ln C_{t-1}$）差異量」的比例，亦即 θ 反映調整至長期均衡的速度。當$\hat{\varepsilon}_{t-1} = 0$，代表前一期之 $\ln C$ 與 $\ln P$ 處於長期均衡途徑[27]。θ 值愈接近-1，調整速度愈快。

$\Delta \ln P_{t-i}$ 與 γ_i：考量供給與需求干擾持續影響成品價格時，可能造成模型殘差相關，因此額外加入應變數落後期以控制殘差可能序列相關之問題。殘差若存在相關性，迴歸係數估計式雖然仍具有一致性，但是係數的標準誤並非 t 統計量，因此必須估計變異數異質性穩健標準誤，方能進行 t 檢定。本研究採 LM test 檢測殘差是否相關[28]，採行不含交互項之異質性 White 檢定進行異質變異數檢測[29]。當檢測統計量的 p 值小於顯著水準時，拒絕殘差無序列相關（LM test）或者殘差為同質變異（White test）的虛無假設。

---

[27] Damodar N. Gujarati, *Basic econometrics*, 4th ed., McGraw Hill, 824-826 (2003); Borenstein et al. (1997), *supra* note 1, 314-315; Bettendorf et al., *supra* note 1, 674-675.

[28] 此處採用 Breusch-Godfrey LM test 檢測式(6)之殘差是否存在序列相關。根據殘差值（$\hat{u}_t$），估計 $\hat{u}_t = \delta_0 + \sum_{i=1}^{k} \delta_i \hat{u}_{t-i} +$ 所有解釋變數 $+ v_t$。虛無假設為 H_0：$\delta_i = 0,\ i = 1 \sim k$（殘差不相關），對立假設為 H_1: 至少一個$\delta_i \neq 0,\ i = 1 \sim k$（殘差相關），檢測統計量服從 k 個自由度的卡方分配。檢測統計量之 p 值大於顯著水準時，決策為不拒絕虛無假設，隱含誤差無序列相關。本研究 10 組民生品價格之月資料 ECM 分析，經測試不同落後期，檢測結果均顯示殘差不相關。此外，各模型之應變數落後期，最多僅需控制 6 期。因此，後續進行 LM 檢測一致設定在 $k = 6$。

[29] 由於落後期與成本變數較多，納入任兩自變數之交互項後，自由度下降太多，因此選用無交互項之異質性 White test，主要用來檢測式(6)之殘差是否存在異質性變異數。根據式(6)之殘差值（$\hat{u}_t$），估計$\hat{u}_t^2 = \delta_{00} + \sum_{i=0}^{q} \delta_{1i} \Delta \ln C_{t-i}^{-} + \sum_{j=0}^{q} \delta_{2j} \Delta \ln C_{t-j}^{+} + \delta_3 \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{k=1}^{m} \delta_{4k} \Delta \ln \mathrm{P}_{t-k} + v_t$。虛無假設為$H_0$：$\delta_{1i} = \delta_{2j} = \delta_3 = \delta_{4k} = 0, \forall\, i, j, k$（同質變異），對立假設為 H_1: 至少一個$\delta \neq 0$（異質變異）檢定統計量服從卡方分配，自由度為限制式的個數。當統計量之 p 值大於顯著水準時，決策為不拒絕殘差為同質變異的虛無假設。拒絕虛無假設將導致 OLS 標準誤與檢定統計量無效的異質性形式。不過各式迴歸軟體提供 Halbert White, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *48(4) Econometrica*, 817-838 (1980) 或 James G. MacKinnon & Halbert White, "Some Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties," *29(3) Journal of Econometrics*, 305-325 (1985)所建構的異質穩健標準誤（heteroskedasticity-robust standard error），可據以建立異質穩健 t 統計量。請參閱 Jeffrey M. Wooldridge, *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed., Cengage Learning, Chapt 8 (2013).

（二）不對稱價格傳導之檢測

根據式（6），原料成本與成品價格之間會維持一個長期穩定的關係，短期價格雖可能偏離長期均衡但價格會朝長期均衡關係修正調整。

針對各期漲跌幅度相等的聯合檢測（H_0:$\beta_i = \alpha_i, i = 0\sim k$，$H_1$:至少一組$\beta_i \neq \alpha_i$ $i=0\sim k$），可初步了解**短期**動態的調整過程中，產品價格是否以較快（慢）速度反映原料成本上漲（下跌）。檢定統計量服從 F 分配，當 F 統計量之 p 值大於顯著水準，成本漲跌對成品價格之影響沒有顯著差異。若是 F 統計量之 p 值小於顯著水準，則可進一步針對個別時期，檢測成品價格是否以較快速度反映成本上漲，而以較慢速度反映成本下跌（H_0:$\beta_i = \alpha_i$，H_1: $\beta_i \neq \alpha_i$）。

然而，成品價格是否長期間均以較快（慢）速度和較大（小）幅度反映成本上漲（下跌）涉及時間落後，因此，會產生遞延效果。此時，吾人需檢測成品價格反映成本漲跌之累積反映，是否呈現成本上漲異於成本下跌的情況？若累積反映呈現漲多跌少，則存在不對稱價格傳導現象。而檢測所有落後期間之總和累積影響是否相同之設定為 H_0:$\sum_{i=0}^{k}\beta_i - \sum_{i=0}^{k}\alpha_i = 0$，$H_1$: $\sum_{i=0}^{k}\beta_i - \sum_{i=0}^{k}\alpha_i \neq 0$：成本上漲對成品價格之累積影響為 $\sum_{i=0}^{q}\beta_i$；成本下降對成品價格之累積影響為 $\sum_{i=0}^{q}\alpha_i$。若累積影響呈現漲易跌難的不對稱價格傳輸現象，則累積影響會呈現 $\sum_{i=0}^{k}\beta_i - \sum_{i=0}^{k}\alpha_i > 0$，且 $\sum_{i=0}^{k}\beta_i - \sum_{i=0}^{k}\alpha_i$ 之值為不對稱價格傳輸的差異（the magnitude of the asymmetry）。

（三）預警門檻之設定與估計

式（6）之價格不對稱模型，除可進行歷史價格調整是否存在易漲難跌的檢測分析外，最終目的仍在於預警用途。根據各價格不對稱調整模型之參數與殘差值，可建立監控物價上漲的預警機制。其基本概念是以整個樣本期間作為判定產品價格上漲是否合理之基準值，並建立燈號概念。預警門檻的設定概念如下:

已知誤差之變異數等於應變數之變異數，亦即 σ_u^2=Var(u)=Var($\Delta\ln P$)。若式（6）之誤差服從期望值為 0，標準差為 σ_u 的常態分配，則 $\Delta\ln P$ 亦為常態分配且期望值為 E($\Delta\ln P$)，標準差為 σ_u。根據經驗法則（empirical rule），大約有 68%之觀察值落在（E($\Delta\ln P$) $\pm\ \sigma_u$）之區間，約有 95%之觀察值落在（E($\Delta\ln P$) $\pm 2\sigma_u$）之區間。因此本研究將 68%區間之上限（E($\Delta\ln P$) $+\ \sigma_u$）視為黃色預警燈號，將 95%區間之上限

（$\mathrm{E}(\Delta\ln P)+2\sigma_u$）視為紅色預警燈號：若下一期實際價格變動量（$\Delta\ln P$）超過 68%區間之上限（$\Delta\ln P>\mathrm{E}(\Delta\ln P)+\sigma_u$ 或 $\Delta\ln P-\mathrm{E}(\Delta\ln P)>\sigma_u$），落入黃燈預警區；若是實際價格波動超出 95%區間之上限（$\Delta\ln P>\mathrm{E}(\Delta\ln P)+2\sigma_u$ 或$\Delta\ln P-\mathrm{E}(\Delta\ln P)>2\sigma_u$），就落入紅燈預警區。

由於σ_u與成品價格變動之期望值（$\mathrm{E}(\Delta\ln P)$）均為未知母數，實務上操作需根據歷史資料，以殘差之樣本標準差（S）與向前一期之條件預測值（$\widehat{\Delta\ln P_t}$）推估σ_u與（$\mathrm{E}(\Delta\ln P)$）。首先配合式（6）之估計結果，計算殘差（$\hat{\mathrm{u}}_t$）與其標準差 S，並以 S 推估σ_u：

$$\begin{aligned}\hat{\mathrm{u}}_t &= \Delta\ln P_t-\widehat{\Delta\ln P_t}\\ &= \Delta\ln P_t-\textstyle\sum_0^q\hat{\alpha}_i\ln\mathrm{C}_{t-i}^{-}-\sum_0^q\hat{\beta}_i\ln\mathrm{C}_{t-i}^{+}-\hat{\theta}\hat{\varepsilon}_{t-1}-\sum_{i=1}^m\hat{\gamma}_i\Delta\ln P_{t-i}\end{aligned}\qquad(7)$$

$$\mathrm{S}=\sqrt{\frac{\sum_{i=1}^T\hat{\mathrm{u}}_t^2}{T-1}}$$

其次，根據下一期實際原料成本資訊，配合參數估計結果，採用靜態預測（statistic forecast），可取得下一期成品價格變動量之預測值（$\widehat{\Delta\ln P}$），並以 $\widehat{\Delta\ln P}$ 推估 $\mathrm{E}(\Delta\ln P)$：

$$\widehat{\Delta\ln P}_{t+1}=\textstyle\sum_0^q\hat{\alpha}_i\ln\mathrm{C}_{t+1-i}^{-}+\sum_0^q\hat{\beta}_i\ln\mathrm{C}_{t+1-i}^{+}-\hat{\theta}\hat{\varepsilon}_t-\sum_{i=1}^m\hat{\gamma}_i\Delta\ln P_{t+1-i}\qquad(8)$$

當實際成品價格變動超過預測值一個標準差（$\Delta\ln P-\widehat{\Delta\ln P}>S$），業務單位即需詳加留意市況，必要時，應立案調查市場有否存在壟斷；若實際成品價格變動超過預測值 2 個標準差（$\Delta\ln P-\widehat{\Delta\ln P}>2S$），建議公平會參考本文第六大節所建議的處理方式，透過行政院「穩定物價小組」，會同各目的事業主管（管制）機關處理。若無法取得原料成本資訊，則以研究期間之樣本平均值（$\overline{\Delta\ln P}$）來近似$\widehat{\Delta\ln P}$。

（四）商品篩選與資料來源

APT 預警模型適用於生產過程簡單、不需要專利科技、附加價值不高、原料成本占成品售價極大比重、輿論高度重視的民生必需品。為便利公平會未來作業，我們挑選較為重要的 10 項商品做為樣本（參見表 1），進行 APT 預警檢定，以提供公平會未來作業參考。

表 1　重要民生物資列表

原料	成品	原料	成品
小麥	麵粉	燃煤	水泥
黃豆	黃豆油	水泥	預拌混凝土
生乳	鮮奶	天然氣	瓦斯
稻穀	白米	鋼胚	鋼筋
玉米	飼料	廢紙	瓦楞紙板

資料來源：本研究整理。

表 2 為資料來源和樣本資料涵蓋期間對照表。小麥、黃豆、玉米、燃煤、天然氣等原料名目價格，取自國外資料庫，其他商品單價，則根據經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計之內銷量與內銷價，自行計算出內銷單價（新臺幣元/公斤）。樣本資料期間為 2002 年 1 月至 2015 年 5 月。至於國外資料方面，原始資料單位為美元者，均轉換為新臺幣元[30]。

四、實證結果

本節針對所篩選出的 10 組民生用品，2002 年 1 月至 2015 年 5 月共 161 筆觀察值之月資料，進行 APT 模型實證分析結果之說明。以下就廢紙和瓦楞紙進行詳細說明，其餘組別之月資料 APT 模型估計結果與各組成品價格月資料之黃色與紅色預警水準則分別統整於表 5 與表 6。

[30] 國外天然氣原始資料單位為 US$/MMBtu，由於 1 MMBtu=1 million BTU (British Thermal Unit)= 28.263682 m3，因此將原始資料再除以 28.263682 轉換為每立方公尺單價。至於生乳資料為公平會所提供之歷年生乳收購價格，各期收購價為各期夏季、暖季與冬季價格之平均值。未提供數據之日期，視為收購價未變動。若是當年收購價格有多次調整，則將當年度多次收購價平均值視為該年度生乳價格。

表 2　研究對象與資料來源

民生品	代號	單位	原始資料定義	期間	資料來源
小麥	C1	元/公斤	美元/公噸	2002/01-2015/05	World Bank
麵粉	P1	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
黃豆	C2	元/公斤	美元/公噸		World Bank
黃豆油	P2	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
生乳	C3	元/公斤	為工廠收購款夏冬與暖之平均值(元/公斤)		公平會提供
鮮奶	P3	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
稻穀	C4	元/公斤	稻穀(蓬萊)價格元/百公斤		農糧署網站（http://www.afa.gov.tw）農糧統計-糧價及糧商資料
白米	P4	元/公斤	白米(蓬萊)零售價元/公斤		
廢紙	C5	元/公斤	國產中部收購均價元/公斤		商品行情網(http://cip.chinatimes.com/)
瓦楞紙	P5	元/平方公尺	內銷值(千元)/內銷量)(千平方公尺)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
燃煤	C6	元/公斤	Coal, Australia, 美元/公噸		Global Economic Monitor (GEM) Commodities, World Bank
水泥	P6	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
水泥	C7	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
預拌混凝土	P7	元/立方公尺	內銷值(千元)/內銷量(千立方公尺)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
天然氣	C8	元/立方公尺	Natural gas LNG, 美元/百萬英制熱單位(mmbtu)		Global Economic Monitor (GEM) Commodities, World Bank
瓦斯	P8	元/立方公尺	國內天然氣之內銷值(千元)/內銷量(千立方公尺)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
鋼胚	C9	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計
鋼筋	P9	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		
玉米	C10	元/公斤	Maize, 美元/公噸		Global Economic Monitor (GEM) Commodities
飼料	P10	元/公斤	內銷值(千元)/內銷量(公噸)		經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計

註：各變數之單位，未特別標示美元者，皆為新臺幣元。

資料來源：本研究整理。

表 3　樣本之敘述統計

民生物資	單位	成本/售價（%）	平均值	最小值	最大值	標準差	變異係數	個數（月）
小麥 (C1)	元/公斤	50.42	8.02	5.29	13.70	1.76	21.90	161
麵粉 (P1)	元/公斤		15.90	10.92	25.87	3.22	20.22	161
黃豆 (C2)	元/公斤	32.18	11.03	6.25	17.70	2.82	25.61	161
黃豆油 (P2)	元/公斤		34.26	21.37	53.72	7.53	21.99	161
生乳 (C3)	元/公斤	51.92	24.62	20.65	29.91	2.09	8.48	161
鮮奶 (P3)	元/公斤		47.41	36.04	54.97	4.46	9.40	161
稻穀 (C4)	元/公斤	60.48	22.64	18.63	30.87	2.43	10.74	161
白米 (P4)	元/公斤		37.44	32.07	43.08	2.25	6.01	161
廢紙 (C5)	元/公斤	單位	4.14	1.85	6.57	1.04	25.10	161
瓦楞紙 (P5)	元/平方公尺	不同	13.39	9.83	16.27	1.26	9.43	161
燃煤 (C6)	元/公斤	113.73	2.41	0.99	5.17	0.86	35.84	161
水泥 (P6)	元/公斤		2.12	1.70	2.59	0.16	7.78	161
水泥 (C7)	元/公斤	單位	2.26	2.00	2.79	0.17	7.45	161
預拌混凝土 (P7)	元/立方公尺	不同	1818.54	1525.21	2228.40	192.30	10.57	161
天然氣 (C8)	元/立方公尺	90.07	12.05	6.40	19.57	4.26	35.35	161
瓦斯 (P8)	元/立方公尺		13.38	8.14	19.07	3.04	22.73	161
鋼胚 (C9)	元/公斤	93.83	15.95	7.18	27.69	3.81	23.87	161
鋼筋(P9)	元/公斤		17.00	8.39	29.46	4.16	24.48	161
玉米(C10)	元/公斤	44.96	6.03	3.58	10.17	1.74	28.91	161
飼料(P10)	元/公斤		13.40	8.91	16.87	2.25	16.83	161

註：成本佔售價%是利用平均成本/平均售價。實際生產，投入與產出不一定是 1:1。

資料來源：本研究整理。

（一）敘述統計

本研究針對民生用品且資料期間相對較長與較重要的分類，採名目價格（對數值）進行分析。表 3 提供所有變數原始價格之敘述統計，其中變異係數為標準差/平均值*100，乃資料單位不同或平均值大小差異太大時，可客觀衡量各變數資料波動差異的指標。依據表 3 所顯示，除生乳成本相對於鮮乳售價、鋼胚成本相對於鋼筋價格，以及水泥成本相對於預拌混凝土售價波動較小外，其餘民生品均呈現原料成本波動大於成品價格波動幅度。因此，整體平均而言，成品價格波動相對原料成本波動較為平穩。

（二）預警模型：以廢紙與瓦楞紙價格為例

如前所述，為提供一個簡單可操作之門檻，便利公平會初步判定 APT 是否能夠做為物價查處之立案依據，以節省行政成本。因此，本文所擬議的預警模型本身就具有一致性，可以通盤適用於絕大多數民生加工品案件。以下僅以廢紙與瓦楞紙價格為例，說明預警機制的估計過程與實證結果。

按國內工業用紙原料 70%為廢紙，30%為純木漿。廢紙部分 80%為國內回收，20%為進口。因此，本文針對國產中部廢紙收購均價（原料成本）與瓦楞紙價格（產品價格）進行分析，樣本期間為 2002 年 1 月至 2015 年 5 月。其中，廢紙成本資料取自商品行情網[31]，瓦楞紙價格取自經濟部/統計處/跨類別彈性查詢/工業生產產品統計[32]，由內銷值/內銷量計算出每平方公尺單價。廢紙與瓦楞紙名目價格之樣本平均值分別為每公斤 4.14 元和每平方公尺 13.39 元，變異係數值顯示廢紙成本波動遠大於瓦楞紙零售價格波動。

1.趨勢圖

圖 2 顯示 2002 年 1 月至 2015 年 5 月，廢紙與瓦楞紙名目價格的時間數列走勢，瓦楞紙價格漲跌走向大致反映廢紙成本的波動。至於是否存在易漲難跌的情況，則有賴進一步樣本資料之單根與共整合檢測。

---

[31] CIP 商品行情網站，http://cip.chinatimes.com/，最後瀏覽日期：2015/10/1。

[32] 經濟部統計處網站，http://www.moea.gov.tw/MNS/dos/home/Home.aspx，最後瀏覽日期：2015/10/1。

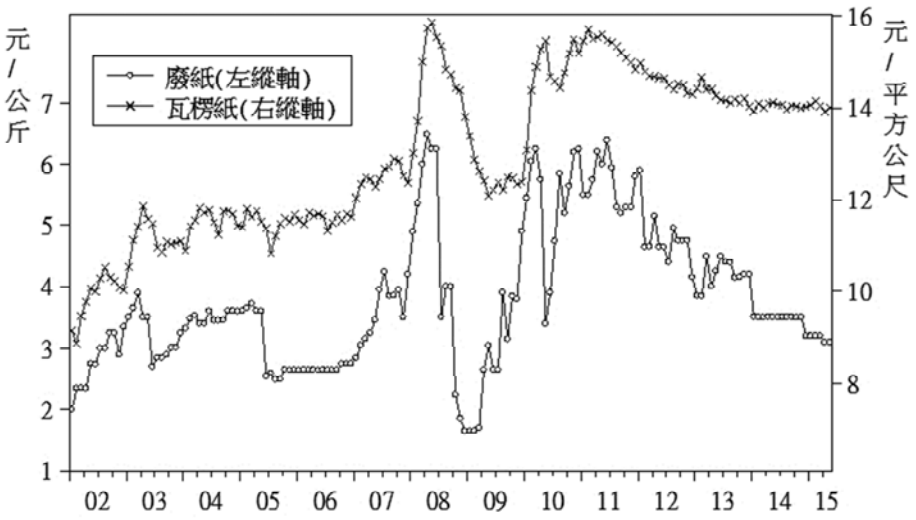

圖 2　廢紙成本與瓦楞紙名目價格之時間數列走勢圖

2. ADF 單根檢測結果與 Engle-Granger 共整合檢測

圖 2 中，廢紙成本與瓦楞紙售價似乎均呈現隨機趨勢，由於後續長期均衡與短期價格動態調整均採對數化模型建構，因此在 10%顯著水準下，採 ADF test，根據 SIC 選擇最適落後期數[33]，進行 ln*C* 與 ln*P* 是否具有單根之檢測。兩變數之 ADF 檢測結果顯示，僅截距項顯著，趨勢項並不顯著，且廢紙成本與瓦楞紙價格均為 I(0)序列。

由於廢紙成本與瓦楞紙售價皆為 I(0) 序列，故長期均衡關係式必然成立。然而，估計後之殘差($\hat{\varepsilon}_t$)，經 ADF 檢測，並非定態。因此，進一步採用 Quandt-Andrew unknown breakpoint test 檢測模型是否存在結構變化。檢測結果顯示，2008 年 3 月（含）以後與 3 月以前之結構有差異。此結構差異發生之可能原因在於 2008 年及 2009 年受全球金融風暴衝擊，紙張與紙板消費量大幅降低到 15 年來新低。按我國造紙業之產值受到紙漿供應與價格之影響，自 2001 年全球景氣復甦以來，中國大陸對進口紙漿需求非常大，影響全球紙漿價格走向；另一方面，因 2004 年後原物料價格及運輸持續走揚，以及美元、加幣相繼貶值壓力，致使國際紙漿價格於 2005 年底開始上漲。至 2008 年下半年受到全球經濟情勢反轉及金融風暴的衝擊，加上全球用紙需求受景氣影響而呈現疲弱，

[33] 樣本數愈大，SIC 比 AIC 更能選出正確模型，此外 SIC 也傾向挑選較精簡的模型（Enders, 2010）。只要殘差滿足白噪音的前提假設，模型愈精簡，自由度愈高。因此，本研究延續前面單根檢測挑選落後期數的作法，根據 SIC 指標挑選適合 161 筆月資料之模型。

導致國際紙漿用量及報價呈現大幅滑落的態勢，2009 年國內業者進行減產而使得紙業的產、銷值均呈現大幅衰退。2010 年則是景氣復甦造成用紙需求呈現上升的趨勢[34]。

根據結構變化點，若所在時間點在 2008 年 3 月（含）以後（2008 年 3 月之前），定義虛擬變數 *D08M03*=1 （=0）。重新估計包含虛擬變數之長期關係式，得到式（7）：

$$\underset{\substack{(\text{標準誤})\\ [p\text{值}]}}{\ln\hat{P}_t} = \underset{\substack{(0.034)\\ [0.000]}}{2.197} + \underset{\substack{(0.027)\\ [0.000]}}{0.252}\ \ln C_t + \underset{\substack{(0.100)\\ [0.006]}}{0.275}\ D08M03_t$$

$$-\underset{\substack{(0.007)\\ [0.096]}}{0.117}\ \ln C_t \times D08M03_t\text{，}\quad R^2 = 0.569 \qquad (7)$$

在 1%顯著水準下，上式殘差（$\hat{\varepsilon}_t$）之單根檢測結果，顯示 $\hat{\varepsilon}_t$ 為定態。

3.短期動態分析與價格不對稱調整檢測

不對稱價格預警誤差修正模型之估計結果如式（8），相關檢測結果則統整於表 4[35]：

$$\underset{\substack{(\text{HAC se})\\ [p\text{值}]}}{\Delta\ln\hat{P}_t} = \hat{\alpha}_0\Delta\ln C_t^- + \sum_{i=1}^{2}\hat{\alpha}_i\Delta\ln C_{t-i}^- + \hat{\beta}_0\Delta\ln C_t^+ + \sum_{i=1}^{2}\hat{\beta}_i\Delta\ln C_{t-i}^+ + \hat{\theta}\hat{\varepsilon}_{t-1}$$

$$+\sum_{i=1}^{m}\hat{\gamma}_i\Delta\ln P_{t-i}$$

$$= \underset{\substack{(0.013)\\ [0.714]}}{0.005}\ \Delta\ln C_t^- + \underset{\substack{(0.024)\\ [0.152]}}{0.034}\ \Delta\ln C_{t-1}^- - \underset{\substack{(0.019)\\ [0.610]}}{0.010}\ \Delta\ln C_{t-2}^-$$

$$+\underset{\substack{(0.017)\\ [0.965]}}{0.001}\ \Delta\ln C_t^+ + \underset{\substack{(0.033)\\ [0.175]}}{0.045}\ \Delta\ln C_{t-1}^+ + \underset{\substack{(0.021)\\ [0.002]}}{0.065}\ \Delta\ln C_{t-2}^+ - \underset{\substack{(0.018)\\ [0.000]}}{0.074}\ \hat{\varepsilon}_{t-1}$$

$$+\underset{\substack{(0.085)\\ [0.003]}}{0.255}\ \Delta\ln P_{t-1} + \underset{\substack{(0.059)\\ [0.368]}}{0.053}\ \Delta\ln P_{t-2} - \underset{\substack{(0.066)\\ [0.056]}}{0.127}\ \Delta\ln P_{t-3}$$

$$R^2 = 0.355 \qquad (8)$$

---

[34] 黃啟峰、詹益亮、劉子衙，「造紙業能源消費因素分析」，臺灣銀行季刊，第 63 卷第 4 期，71-96（2012）。

[35] 雖然本研究所採用的 LM Test 與 White 不包含自變數交互項的異質變異數檢測顯示誤差不存在異質變異問題，但考量不同檢測法可能存在異質變異，因此 ECM 估計之標準誤，皆採 Newey-West 設定，求算異質變異與序列相關穩健的標準誤（heteroscedasticity and autocorrelation robust，簡稱 HAC）。

(1) 殘差是否為白噪音之檢測：在 5%顯著水準下，式（8）之殘差，經序列相關之 LM 、White 不包含自變數交互項的異質變異數檢測，如表 4 列 1 與列 2 顯示，p值均大於 5%，表示殘差具有同質變異且序列不相關，證實為白噪音。

(2) $\hat{\varepsilon}_{t-1}$之係數顯示，成品價格向長期均衡調整之速度，每期約修正 7.4%。

(3) 不對稱價格調整之檢測：根據式（8）之估計結果，成本下跌 1%時，成品價格累積調降幅度為 0.029%（0.005+0.034-0.010）。反之，成本上漲 1%時，成品價格累積調漲幅度為 0.111%（0.001+0.045+0.065）。雖然累積漲幅似乎大於累積跌幅，不過累積跌幅與累積漲幅並未呈現顯著差異（H_0：$\sum_{i=0}^{2}\alpha_i - \sum_{i=0}^{2}\beta_i = 0$，$H_1$：$\sum_{i=0}^{2}\alpha_i - \sum_{i=0}^{2}\beta_i \neq 0$ ）（請參見表 4 列 3）。

(4) $\Delta\ln C^+$ 與 $\Delta\ln C^-$各期漲跌差異之檢測：檢測式（8）各期成品價格反映成本上漲（$\Delta\ln C^+$）與反映成本下跌（$\Delta\ln C^-$）之幅度，是否聯合無顯著差異（請參見表 4 列 4）？以及各期價格調整是否無顯著差異（請參見表 4 列 5 到列 7）？檢測結果顯示，成品價格反映成本漲跌僅在兩期後有顯著差異（p值 < 0.05），且漲幅相對較為顯著（$\alpha_2 < \beta_2$）。

表 4　瓦楞紙價格不對稱調整模型之相關檢測結果

檢測	統計檢測	統計量	自由度	p 值
（1）	H_0：6 期誤差無序列相關之 LM Test	1.082	$F(6,141)$	0.376
（2）	H_0：誤差為同質變異之 White Test	1.641	$F(10,146)$	0.100
（3）	H_0：$\sum_{i=0}^{2}\alpha_i - \sum_{i=0}^{2}\beta_i = 0$　H_1：$\sum_{i=0}^{2}\alpha_i - \sum_{i=0}^{2}\beta_i \neq 0$	-1.884	t_{147}	0.062
（4）	H_0：$\alpha_i - \beta_i$, i=0, 1, 2　H_1：至少一組 $\alpha_i \neq \beta_i$	3.360	$F(3,147)$	0.021
（5）	H_0：$\alpha_0 - \beta_0 = 0$　　H_1：$\alpha_0 - \beta_0 \neq 0$	0.181	t_{147}	0.856
（6）	H_0：$\alpha_1 - \beta_1 = 0$　　H_1：$\alpha_1 - \beta_1 \neq 0$	-0.256	t_{147}	0.798
（7）	H_0：$\alpha_2 - \beta_2 = 0$　　H_1：$\alpha_2 - \beta_2 \neq 0$	-2.33	t_{147}	0.021

資料來源：本研究整理。

綜上所述，雖然檢測結果隱含瓦楞紙售價在成本上漲時，平均而言，兩期（兩個月）後才會調漲價格，而在廢紙成本下跌（$\Delta\ln C^{-}$）時，並未調降瓦楞紙售價。不過，整體而言，在 5%顯著水準下，瓦楞紙售價累積調漲與累積調降幅度並無 APT 現象，顯示 APT 現象並不顯著。

4.價格預警機制

根據第三大節（三）預警門檻之設定與估計說明，當實際成品價格上漲超過 68%區間之上限（$\Delta\ln P>E\Delta\ln P+\sigma_u$ 或 $\Delta\ln P-E\Delta\ln P>\sigma_u$），就落入黃燈預警區，若超出 95%區間之上限（$\Delta\ln P>E\Delta\ln P+2\sigma_u$ 或 $\Delta\ln P-E\Delta\ln P>2\sigma_u$），就落入紅燈預警區。

首先，以樣本標準差推估未知的母體標準差（σ_u），取得式（8）參數估計值後，計算 2002 年 1 月至 2015 年 5 月各期之殘差值與殘差之標準差 S＝0.018，以 S 推估母體 σ_u。其次，針對 2015/05 以後的每一期瓦楞紙售價（P_t），可計算每期每平方公尺瓦楞紙之實際價格上漲幅度（$\Delta\ln P_t = \ln P_t - \ln P_{t-1}$）。根據每期對應之廢紙成本資訊，可計算成本上漲與下跌幅度（$\Delta\ln C_{t-i}^{-} = \ln C_{t-i}^{-} - \ln C_{t-i}^{-}$ 與 $\Delta\ln C_{t-i}^{+} = \ln C_{t-i}^{+} - \ln C_{t-i}^{+}$，$i$=0~2），配合式（8）參數估計結果，可預測在該成本下平均每平方公尺瓦楞紙價格之變動（$\widehat{\Delta\ln P}_{t+1}$），並以此預測值推估在該成本結構下的平均瓦楞紙價格變動幅度（$E(\Delta\ln P)$）。比較 $\Delta\ln P_t$ 與 $\widehat{\Delta\ln P}_{t+1}$，若差異量（$\Delta\ln P_t - \widehat{\Delta\ln P}_{t+1}$）介於（$S$, $2S$）=（0.018, 0.036）之間，則價格漲幅落在黃色預警區；若差異量大於 0.036，則價格漲幅已超過紅色預警門檻。實務上，若無法取得廢紙成本資訊，則無法預測每平方公尺瓦楞紙價格之變動（$\widehat{\Delta\ln P}_{t+1}$），此時可以 2002 年 1 月至 2015 年 5 月瓦楞紙價格變動之樣本平均值$\overline{\Delta\ln P}$ =0.003 推估（請參見表 6 欄 4 下，各民生品價格變動之樣本平均值$\overline{\Delta\ln P}$），即假設$\widehat{\Delta\ln P}_{t+1} \approx 0.003$。

綜上分析結果顯示：即使國內工業用紙業者的定價策略似乎呈現跟漲不跟跌的表象，但此一 APT 相當微弱，也沒有通過 APT 檢測（顯著水準 5%）。在 2002 年 1 月至 2015 年 5 月實際瓦楞紙價格變動的 160 筆資料中，2010 年 10 月之後，瓦楞紙價格上漲幅度（$\Delta\ln P_t - 0.003$）皆未超過 APT 模型預估的一個標準差（0.018）。2010 年 10 月之前超過黃色預警門檻的 30 個月份，多數出現在農曆過年前後（1 月、2 月）及上下學期開學日前後之月份（2 月、3 月及 9 月）。因此，綜觀樣本期間，國內瓦紙價波動屬短期現象，經過一段時間的市場機制的調整，即可恢復價格與成本間的穩定關係，

公平會不需過度擔憂該項產品價格變化。

（三）其他民生品之月資料分析結果

最後，附表 1 提供所有 10 組民生品月資料的分析結果。首先，所有產品成本與零售價都存在長期均衡關係。表 5 也統整了估計結果之 APT 檢測，結果顯示：鮮奶、白米與飼料聯合檢測，雖拒絕價格調整為對稱的虛無假設，但進一步檢測各組商品之單期影響與累積影響卻顯示：鮮奶的累積影響呈現易跌難漲，而白米在當期、1 期和 5 期後，以及飼料在 1 期和 2 期後，雖皆呈現原料成本漲價反映幅度較大的情況，但累積價格調整反映，均未出現顯著不對稱價格調整之情況。

最後，表 6 提供 10 組民生品黃色與紅色預警門檻水準。例如，若每立方公尺實際瓦斯價格（對數值）上漲幅度相對於預測價格（對數值）上漲幅度超過 0.064，則公平會應留意市況；若是超出 0.127，則可依目的事業主管機關與公平會之職權分工處理。

由於國發會物價資訊看板平台有甚多個別民生品零售價格資料，為便於公平會能夠隨時利用該資料，本文也以物價平台的實際名目價格月資料，說明各物品的警戒燈號與是否呈現 APT 現象。以大臺北瓦斯價格為例，觀察其歷史價，價格一路下跌，僅 2015 年 6 月每立方公尺 21.23 元上漲至 7 月之 21.43 元。由於每立方公尺$\Delta \ln P_t = \ln(21.43) - \ln(21.23) = 0.009$ 元，而 $\Delta \ln P_t - (\overline{\Delta \ln P_t}) = 0.009 - 0.003 = 0.006$，仍低於黃色警戒的 0.063 元，因此公平會上尚不需要介入。

至於表 6 欄 5 所列之觀察誤差修正係數$\hat{\varepsilon}_{t-1}$，該係數值愈接近-1，調整速度愈快。分析結果顯示：鮮奶、瓦斯與鋼筋往長期均衡調整的速度相對較快，但修正比例均低於 20%，預拌混凝土最慢，不到 1%。

（四）小結

表 5 欄 4 與表 6 欄 8、9 結果顯示：在 5%顯著水準下，本研究所挑選的 10 項民生物品，除鮮乳甚至在累積影響檢測上，呈現易跌難漲的負向 APT 外；其他產品皆無易漲難跌之 APT 情況。若改以 1982-2014 年之年資料重複前述 APT 分析，研究結果與月資料相同：10 項民生物品累積價格調整皆無易漲難跌之 APT 情況。

表 5　價格不對稱檢測

(1)		(2)	(3)	(4)
APT 關係式		LM test	APT 聯合檢測 (*F* test)	累積影響檢測 (*t* test)
成品(*P*)	原料(*C*)	H_0：誤差無序列相關	H_0： $\alpha_i = \beta_i,\ \forall i$	H_0：$\sum_{i=0}^{k}\alpha_i - \sum_{i=0}^{k}\beta_i = 0$
麵粉	小麥	無相關	無 APT	無 APT
黃豆油	黃豆	無相關	無 APT	無 APT
鮮奶	生乳	無相關	拒絕 H_0 負向：$\alpha_i > \beta_i$, i=1,2,6 正向： $\alpha_5 < \beta_5$	$\sum_{i=0}^{k}\alpha_i > \sum_{i=0}^{k}\beta_i$ （易跌難漲）
白米	稻穀	無相關	拒絕 H_0 負向：$\alpha_i > \beta_i$, i=0,1,5 正向：$\alpha_i < \beta_i$, i=4	無 APT
瓦楞紙	廢紙	無相關	無 APT	無 APT
水泥	燃煤	無相關	無 APT	無 APT
預拌混凝土	水泥	無相關	無 APT	無 APT
瓦斯	天然氣	無相關	無 APT	無 APT
鋼筋	鋼胚	無相關	無 APT	無 APT
飼料	玉米	無相關	拒絕 H_0 負向： $\alpha_i > \beta_i$, i =3 正向： $\alpha_i < \beta_i$, i = 1, 2	無 APT

註：1. LM test 為 6 期殘差之相關性檢測。

2. APT 模型設定與年資料模型相同: $\Delta\ln P_t = \sum_{i=0}^{k}\alpha_i\,\Delta\ln C_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{k}\beta_i\Delta\ln C_{t-i}^{+} + \theta\hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{m}\gamma_i\Delta\ln P_{t-i} + v_t$， $\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln P_{t-1} - \hat{\delta}_0 - \hat{\delta}_1\ln C_{t-1}$。

3.若聯合檢測拒絕 H0，才會進行個別期的不對稱調整檢測，個別 APT 檢測(t test)之 H0：$\alpha_i - \beta_i = 0$ 。

資料來源：本研究整理。

表 6　價格預警機制

(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
民生物品	單位	預測變數	樣本平均 $\overline{\Delta \ln P}$	$\hat{\varepsilon}_{t-1}$ 係數	黃色警戒 ($\Delta \ln P_t > 0$)	紅色警戒 ($\Delta \ln P_t > 0$)	價格不對稱	累積效果
小麥麵粉(P1)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.004	-0.111	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.033$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.065$	NO	NO
黃豆黃豆油(P2)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.003	-0.046	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.026$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.052$	NO	NO
生乳鮮奶(P3)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.003	-0.178	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.024$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.048$	負向：*t*-1,*t*-2,*t*-6 正向：*t*-5	負向
稻穀	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.001	-0.080	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.006$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.013$	負向：*t*, *t*-1, *t*-5 正向：*t*-4	NO
白米(P4)	元/公斤							
廢紙	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.003	-0.074	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.018$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.036$	NO	NO
瓦楞紙(P5)	元/平方公尺							
燃煤水泥(P6)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.002	-0.085	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.020$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.041$	NO	NO
水泥	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.002	-0.002	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.012$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.024$	NO	NO
預拌混凝土(P7)	元/立方公尺							
天然氣瓦斯(P8)	元/立方公尺	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.003	-0.192	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.063$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.125$	NO	NO
鋼胚鋼筋(P9)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.004	-0.132	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.018$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.036$	NO	NO
玉米飼料(P10)	元/公斤	$\Delta \ln \hat{P}_t$	0.004	-0.078	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.021$	$\Delta \ln P_t - \Delta \ln \hat{P}_t > 0.043$	負向：*t*-3 正向：*t*-1, *t*-2	NO

註：1. 正向與負向不對稱價格調整分別指易漲難跌與易跌難漲。

2. $\Delta \ln P_t = \sum_{i=0}^{k} \alpha_i \Delta \ln C_{t-i}^{-} + \sum_{i=0}^{k} \beta_i \Delta \ln C_{t-i}^{+} + \theta \hat{\varepsilon}_{t-1} + \sum_{i=1}^{m} \gamma_i \Delta \ln P_{t-i} + v_t$，$\hat{\varepsilon}_{t-1} = \ln P_{t-1} - \hat{\delta}_0 - -\hat{\delta}_1 \ln C_{t-1}$。

3. $\Delta \ln \hat{P}_t$未知時，可以$\overline{\Delta \ln P}$近似。

資料來源：本研究整理。

五、價格不對稱與預警制度可行性評估

（一）價格不對稱檢測具有預警功能

前述計量結果顯示：本研究所挑選的 10 項民生物品[36]，累積價格調整皆無易漲難跌之 APT 情況。推斷其原因可能是 APT 分析主要適用於不需要現代科技之民生物資。由於該等物資附加價值不高，原料成本占產品售價主要比例。再加上民生品多屬於勞力密集產品，以至勞動支出亦占產品售價相當比例（雖然可能不若原物料比例之高）。由於勞動薪資應該隨經濟發展過程逐漸提高，使經濟成長果實能由全民共享，理論上，該等產品價格相對於科技產品售價應一路上漲，使民生物資市場上呈現正向 APT 現象：

1.經濟成長→民生產業勞動薪資增加大於生產力增加→產品價格上漲→正向 APT

2.經濟成長→科技產業勞動薪資增加小於生產力增加→產品價格下跌→負向 APT

但本研究針對 10 項民生品所為之實證分析卻顯示：該等商品多不呈現 APT，鮮奶甚至呈現負的 APT。理論上應呈 APT 的民生品卻沒有 APT 的市場現實，除了顯示這些市場沒有獨占定價或聯合行為，對公平會施政有所肯定外；另方面，似乎也反映了我國勞動所得占 GNP 比重由 1981 年的 44%，一路降至 2012 年的 39%的所得分配惡化事實。由於廠商勞動成本穩定減少，即使市場需求與原料成本發生波動，產品價格漲幅空間卻也不大，以致本研究所調查的商品都不呈現 APT。但是，此一結果是否穩健？是否來自資料不正確？更重要的是，再精確的計量實驗也有可能產生估計偏誤；此時，競爭機關能否承受統計錯誤所帶來的執法風險？則有待進一步研析與釐清。

1. APT 具備預警功能

APT 分析能利用簡單可操作之門檻，做為公平會初步判斷是否介入物價查處之依據，以節省行政調查成本；更重要地，即使計量模型發生估計偏差，APT 也不會形成

[36] 我國為加入 WTO，原先管制進口之液態牛乳及加糖煉乳等產品，於 2005 年全面開放。再加上，公平會亦於 2011 年裁定處分味全、統一、光泉三大乳品業者於生乳收購價調漲時，聯合調漲鮮乳售價，違反公平交易法，開罰業者 3,000 萬元，並於 2014 年經最高行政法院定讞。因此，以上衝擊可能影響廠商定價策略。

嚴重的執法失誤風險，因此，對市場壟斷具備相當的預警功能。原因如次：在市場不存在 APT 的虛無假設下，單憑 APT 計量結果證明市場壟斷是否存在，可能涉及兩項執法錯誤：

(1)Type I error：APT 存在但市場沒有壟斷

a.依據第二大節第四節所述：市場價格變化除反映原料成本所形成之供給變化外，還包括市場需求波動，亦即 APT 也有可能是反映需求增加所形成之衝擊，例如：當原料價格下跌或上漲時正逢市場需求增加，統計資料可能會顯示 APT 存在。

b.事業利用 APT 減少菜單成本：在總體物價長期上漲的趨勢下，事業定價總是傾向反映（不反映）原料價格上漲（下跌）。

(2)Type II error：APT 不存在但市場有壟斷

就執法角度言，更值得憂慮的是，APT 不存在並不代表市場沒有壟斷。但依據 Bolotova & Novakovic (2012)、Ma (2007)[37]與 Meyer et al. (2004)研究，此一現象多數發生於政府管制下的特定市場。例如：Bolotova & Novakovic (2012)以美國紐約州管制鮮乳價格不得超出生乳成本的 200%的措施為例說明：政府為保護酪農與消費者，規定鮮乳定價不得超出進貨成本的一倍，以限制經銷商中間利潤不得超出進貨成本。但此一規定卻形成業者聯合壟斷的焦點（focal point），亦即所有業者均以生乳價格的 200%定價，即使當逢需求淡季乳品價格加成理當調降時，業者卻仍以成本加成一倍的方式定價。此時，生乳價格的 200%反而成為業者聯合壟斷市場的標的價格。但弔詭的是：任何計量分析所得到的結果必定顯示 APT 不存在於受管制的牛乳市場。其理甚明：生乳價格調漲（降）1 元，市場價格就馬上調漲（降）2 元。

小結：type II error 多數發生於政府管制的市場，判斷容易不至於引起公平會執法困擾。因此，問題癥結在於 type I error：APT 存在但市場沒有壟斷。就如同 Azzam (1999)[38] 所言：即使當前文獻能精確指出 APT 是否存在，但至今仍未能有學者能以計量分析 100% 證明 APT 與聯合行為間的關聯性。所幸由於公平會針對個案處分與否的裁決，必須利基於現實的市場證據與產業結構。因此，即使 APT 存在但市場沒有壟斷，

[37] Yuliya V. Bolotova & Andrew M. Novakovic, "The Impact of the New York State Milk Price Gouging Law on the Price Transmission Process and Supermarket Pricing Strategies in the fluid whole milk," *28(4) Agribusiness*, 377-399 (2012); Tay-Cheng Ma, "Import Quotas, Price Ceilings and Pricing Behavior in Taiwan's Flour Industry," *23(1) Agribusiness*, 1-15 (2007).

[38] Azzeddine M. Azzam, "Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission," *81(3) American Journal of Agricultural Economics*, 525-533 (1999).

最多也只是提醒承辦人員留意，不至於對市場形成干擾。

總之，由於 APT 誤差多集中於 type I error；且能夠利用簡單可操作之分析，提供公平會初步市場事證。因此，確實可以做為一個預警機制，協助公平會處理物價案件。

2.預警制度成敗取決於資料掌握與分析能力

公平會可透過 APT 的預警結果，決定是否立案進行調查；但 APT 無法全然保證價格變化必定源自廠商壟斷。如欲提高 APT 的預警能力，將 type I error 減至最低，追根究柢，仍有賴執法機關對市場資料的掌握與分析能力。例如：經濟學者 Harrington (2006)[39]在如何偵測價格卡特爾所做之研究曾指出：執法機關如欲減少誤判風險，就必全面蒐集產品價格、原料成本資料，清楚認知(1)廠商行為本質；(2)廠商行為變化；(3)與其他廠商或產業之比較；(4)利潤高低。而以上均與執法機關所掌握之資料品質息息相關。更何況在默契性聯合壟斷案件中，執法者在無法取得書面協議等直接證據的情況下，如欲單憑便利機制（facilitating practices）等間接證據將廠商繩之以法。首要之務，就必須能充分瞭解涉案廠商之價格與成本資料，進行正確的價格不對稱分析，並進一步取得各項與行為及目的要件相關的間接證據。因此，建議公平會透過行政院「穩定物價小組」協調，由主計總處取得具公信力與可信賴之市場價格資料，以建立起長期資料庫，加強系統的事前預警能力。另方面，在事後犯罪行為的認定上，亦宜引入 NEIO (New Empirical Industrial Organization)等經濟分析，以解決市場界定不易與成本無法取得問題，精準認定市場力量。

六、價格預警制度的具體作法與公平會規範物價的權限

（一）價格預警制度的具體作法

當市場反映某一產品價格上漲時，公平會執法人員即應蒐集該產品之市場價格與原料成本進行 APT 檢測。但有鑑於物價分為總體的絕對物價與個體的相對物價二種不同的概念。倘涉及總體物價問題，也就是萬物皆漲，該產品漲價只是其中之一，則表

[39] Joseph E. Harrington, “Detecting Cartels,” in Paolo Buccirossi (ed.), *Handbook in Antitrust Economics*, 1st ed., MIT Press (2006).

示係國家總供需失調所肇致的貨幣現象，宜由中央銀行與有關之財經部會採行因應措施，此與公平會之職掌並無相關。但一旦發生“個別”民生品價格上漲情事時，則建議公平會啟動預警機制，並參考本文第三大節的建議，按照競爭機關與管制機關之職權分工，進行處理：

1.價格波動幅度不超過一個標準差

實際價格波動幅度不超過 APT 模型預估價格一個標準差，連黃燈門檻都沒超過，表示只是一種短期價格波動現象，經過一段時間的市場機制的調整，即可恢復長期的穩定均衡關係，公平會不需過度擔憂物價上漲的影響。

2.價格波動幅度介於一個標準差與二個標準差之間

若 APT 指出價格變化超過一個標準差，達到黃燈門檻時，代表預警機制顯示：市場發生 APT 的機率至少有六成以上。此時，公平會承辦人就應該整理價格、成本資料，參酌漲價事業是否曾有違法紀錄、是否屬於列管產業，初步分析其上漲係來自特定商品的市場供需變化或是人為操縱壟斷之因素。倘瞭解該物價之上漲可能源自人為操縱壟斷，則承辦處應立刻簽奉主委核定立案調查處理，並蒐集產銷資料、界定市場範圍、判斷市場結構、調查廠商行為。反之，如係來自特定商品的市場需求變化或成本上漲因素，則移請目的事業主管機關處理。

就 APT 證明犯罪行為的證據力而言，APT 除可做為預警機制的基礎外，其相關事證也可以提供公平會做為處理物價案件的法律證據。按公平會處理物價之法律依據除公平法第 9 條（獨占規範）與 15 條（聯合禁止）外，雖然還包括第 25 條管制事業足以影響交易秩序之欺罔或顯失公平之漲價行為。但依據各國作法與我國公平會執法趨勢顯示：競爭機關對價格之管制，大多尊重專責的管制機關職權，類似公平法第 25 條整合管制（hybridized approach）的作法並不多見。因此，公平法第 25 條基本上只是一種在「非常時期（例如：921 大地震）」方能採行之「非常手段（管制水塔定價）」。再加上，以 APT 為基礎之預警制度又偏重於聯合與獨占等水平限制競爭行為，但與垂直交易限制無涉。因此，以下僅以競爭機關處理聯合與獨占的觀點，分析 APT 之法律適用性。

(1)價格不對稱的執法意義：聯合行為

公平法實施後，公開聯合成為絕對禁止的行為，國內事業為規避政府規範，即使有合意壟斷市場的行為，也逐漸化明為暗或轉成默契性的一致性行為[40]。由於一致性行為沒有公開合意等直接證據，僅有卡特爾為貫徹減產紀律的「促進資訊透明」與「懲罰欺騙行為」等便利機制，在法庭上作為證明合意存在之間接證據，故證據力較弱。但依據我國最高法院判例有關證據認定之見解：「認定犯罪事實所憑之證據，固不以直接證據為限，間接證據亦應包含在內，惟採用間接證據時，必其所成立之證據，在直接關係上雖僅足以證明他項事實，而由此他項事實，本於推理之作用，足以證明待證事實者，始為合法。」此時，便利機制（例如：中油與台塑公開漲價資訊）雖僅能用以證明間接事實的存在與否，並據以推論他項事實（促進市場資訊流通，讓競爭對手知道自己將漲價，並請對手跟漲）。但只要便利機制等間接事實能符合推理管道（例如：APT），在不違背經驗法則的情形下，其實仍能作為認定犯罪事實所憑之證據。此時，APT 雖不能做為證明業者有公開合意的直接證據，也不是可以做為間接證據的便利機制；但至少能提供執法機關做為證明犯罪的推理依據，其執法意義遠高於形式上的價格平行行為。原因在於：「即使原料價格下跌，但所有廠商的產品定價仍然不變或甚至同時上漲（APT）」相較「所有廠商的產品定價同時上漲（平行行為）」在證明一致性行為存在的推理時，前者似較後者更能明顯地、一致地指向共謀壟斷之犯罪事實。

總之，執法機關在審理價格案件時，如果沒有直接證據證明事業聯合壟斷價格之事實，必須將法條作適度的延伸，方能利用間接證據證明聯合合意，就必須仰賴 APT 做為推理管道以支持間接證據的證據力。雖然基於罪疑唯輕原則，公平會對 APT 的推論力必須採取較嚴格的標準。但只要公平會能將所有有利於被告的疑點排除後，發現合意壟斷之限制競爭因素確實是 APT 現象之「唯一合理解釋」，就能將便利機制作為間接證據，認定當事人有非法合意。

(2)價格不對稱的執法意義：榨取性濫用行為

就公平法第 9 條獨占事業之禁止行為言，APT 主要涉及榨取性濫用（exploitative abuse）。而美國與歐陸兩大競爭法系對於榨取性定價之管制則有不同之看法：前者認為商品價格漲跌係反映市場供需機制之正常變化，基於經濟效率與契約自由原則，競

[40] 馬泰成、洪德昌，「事業聯合行為被判違法之因子分析」，公平交易季刊，第 9 卷第 2 期，37-76（2001）。

爭機關不應管制榨取性濫用定價。反之，後者則在 EC 條約第 102 條（a）款之規範下，視獨占事業漲價為剝削消費者利益的榨取性濫用，認為競爭機關不應放任獨占事業任意漲價剝削消費者，以維持社會分配正義。由於(1)我國法律體制屬歐陸法系，榨取性濫用原本就是公平法第九條對於獨占事業之禁止行為；(2)APT 證明榨取性濫用的證據力高於 APT 證明一致性行為的證據力[41]。因此，在當前貧富差距日益惡化與社會階級對立益趨激化的大環境下，APT 檢定結果自然具有重要意義。即使執法機關在無罪推定之基本原則下，不可能單憑 APT 做為處分事業榨取性濫用的違法依據。但如果公平會發現：**當多數民生物資因薪資所得低落沒有呈現 APT 的整體市環境下，若 APT 指出某一獨占事業長期超額反映原料成本，定價「顯著」且「長期」高於競爭價格。**此時，只要沒有顯著的市場效率原因，公平會就應考慮以榨取性濫用規範其行為，並應比照加拿大 Competition Tribunal 於 Superior Propane 案作法[42]，將廠商行為是否會惡化貧富不均，做為判定違法依據。

3.價格波動幅度超出二個標準差

若產品價格持續上漲超過 2 倍基準值，達到紅燈門檻時，即表示該產品價格變動已**顯著地**偏離其與長期原料成本間之長期均衡關係，且幾乎有九成五以上的把握（超出 95%機率），認定市場出現 APT。此時，如果公平會認定該價格漲幅已顯著影響民生必須加以處理時，建議公平會進一步依行政院「當前物價穩定方案」報院，透過「穩定物價小組」，商請各目的事業主管（管制）機關檢視其職掌權限以及有無對價格管制之特別法規可以處理。倘無法處理時，公平會再依公平法加以處理。在天災人禍等重大變故的非常時期時，甚至可依據公平法第 25 條的管制授權，取締欺罔或顯失公平之漲價行為。此即所謂先「目的事業主管機關」與「特別法」，後「公平會」與「公平交易法」。如此明確分工，將有助於各相關單位通力合作（以上說明參見圖 4）[43]。

---

[41] APT 是建立於價格成本差距理念上的分析方式，其經濟意義與判定獨占力的勒那指標（Lerner Index）類似，可做為判定事業是否濫用獨占力量之必要條件。

[42] Superior Propane, [2002] C.C.T.D. No. 10, 18 C.P.R. (4th) 417 (Can. Comp. Trib.); aff'd 3 F.C. 529 (Fed. Ct. App.). S。

[43] 以本研究所選取的 10 組重要民生物資為例：目的事業主管機關包括經濟部工業局與能源局以及行政院農業委員會農糧署。而該等部會之職掌事項均訂有對於主管事項有指示、監督責任（如：經濟部組織法第 2 條、行政院農業委員會組織法第 2 條），且對於違法、越權行為有處分權限（如：經濟部組織法第 3 條、行政院農業委員會組織法第 3 條）。而其訂有特別法規者，亦有處分權限（如：能源管理法第 6 對於能源供應、調節、限制、禁止規定，第 20 條有相關罰則；農產品市場交易法第 6 條，對於農產品之交易不得壟斷、操縱價格或故意變更質量，謀取不正當利益之禁止，其相關罰

但是，在處理民生物價的過程中，無論是留意市況、或是調查市場壟斷、或是與相關機關協商調節市場供需，均必須花費一段時間，此一等待時間公平會是否能夠應付龐大的民意代表與輿論要求公平會管制物價的壓力，以致影響競爭機關依法應有之獨立性，就成為一件值得顧慮的環節。此時，公平會非但在事發時應有風骨，抗拒外界要求管制價格上漲之壓力甚至霸凌外[44]，更應在平時加強與輿論、民意代表與消保團體之定期溝通，使各界瞭解競爭法的本質與競爭機關應有之作為，將正確的物價觀念，傳達到社會各界，以避免大眾誤解公平會的角色與功能。

（二）公平會介入規範物價之權限

最後，本文強調公平會介入規範物價時，必須留意法律授權及與管制機關間之分工。按本研究主要集中於公平法第 9 條與第 15 條之規範。而事業涉及限制競爭行為是否違反公平法關係到市場之界定，獨占事業之認定，各條款構成要件是否成立，市場力的大小以及合理原則之運用，須依個案決定，並非單純可依價格的漲跌加以認定。倘事業未涉及公平法上開條款之違反，而是個別廠商基於市場供需變化所為個別價格之調整，係反映市場機制之正常運作，公平會原則上應予尊重。至於如何調整供需失衡或反映成本變動，甚至採取價格管制等事項，以維持物價之穩定，則須由目的事業主管機關採行相關因應措施。因此，建議公平會應尊重管制機關權責，不宜越俎代庖直接管制商品定價。原因在於：公平法立法旨在追求效能競爭，以發揮市場價格機制。因此，該會不宜直接介入商品價格與供需數量或其他經濟管制措施；而目的事業管制機關則不同，其有特定專責之法定職掌及對價格管制之特別法規可供依循，而且其對於特定產業的瞭解以及產銷與成本資料之掌握較為完整，就管制能力與管制授權而言，其正當性與效率自然高於競爭機關。而就執法實務言，物價問題的處理更非單一部會可獨力完成，各相關部會得依其組織法與行為法或作用法之相關規定進行處理。

最後，我們依據上開原則，以圖 4 說明理想的市場價格預警制度具體作法與步驟：

則在第 35 條與第 38 條）。甚至刑法第 251 條，訂有對於不法囤積商品、哄抬物價牟利之罪，可依行政罰法第 26 條規定「一行為同時觸犯刑事法律及違反行政法上義務規定者，依刑事法律處罰之」處理。

[44] 依據 Glaeser, Edward L. & Andrei Shleifer, “Legal Origins,” *117(4) Quarterly Journal of Economics*, 1193-1229 (2002)，執法機關如何應付各界霸凌（特別是來自地方勢力），構成了英美法系與歐陸法系起源不同之處。

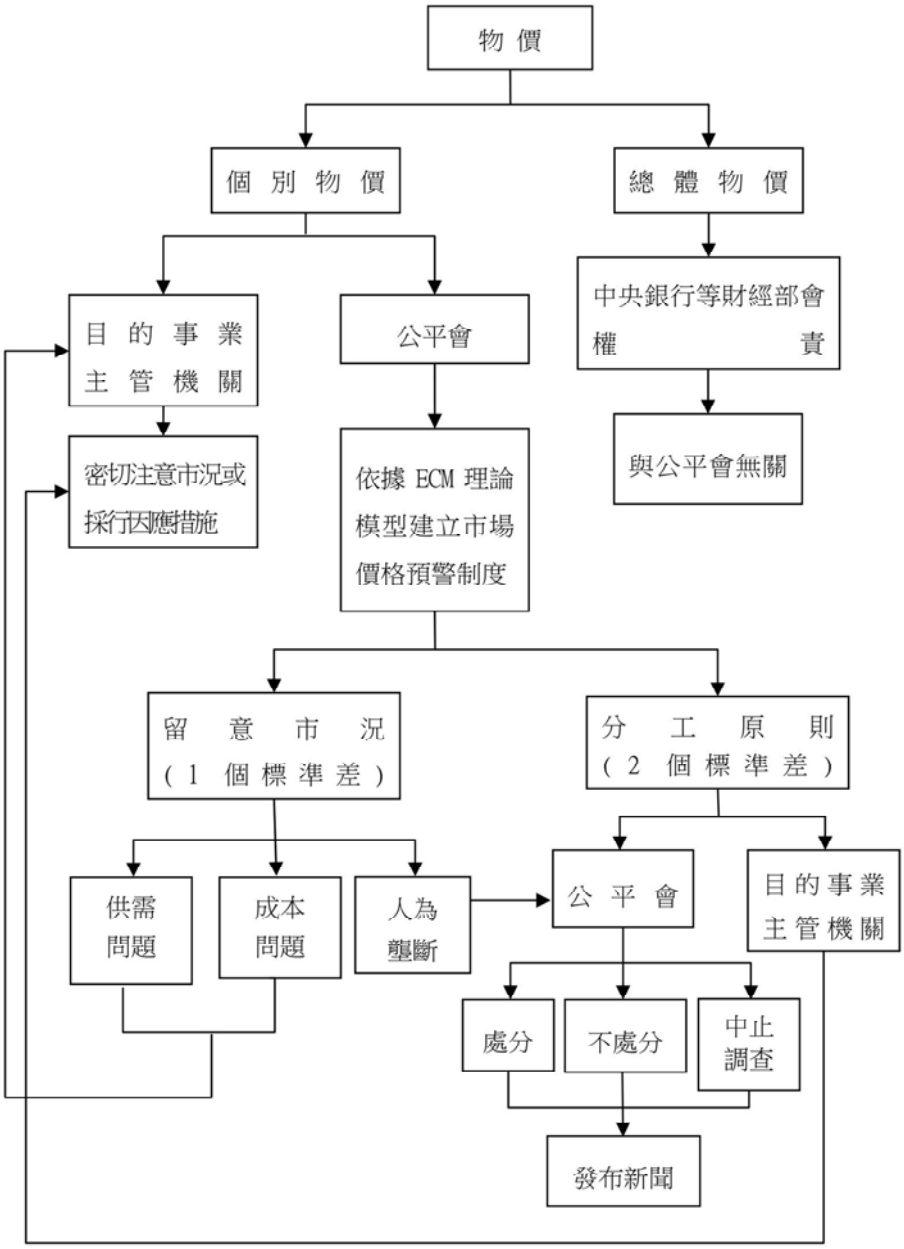

圖 4　公平會處理物價之時機與方式流程圖

七、結論與建議

本研究採用具有誤差修正功能的 APT 模型，透過原料成本與成品價格間的長期關係，分析國內重要民生必需品的短期價格變化是否存在輿論所指稱的易漲難跌的 APT 現象。其次，則根據模型殘差值，嘗試建立價格波動預警門檻。希望研究結果能提供競爭機關做為處理物價之參考。此外，為測試預警系統之可行性，本文挑選 10 項民生必需品之月資料與年資料樣本，進行實證分析。結果顯示，此 10 項民生商品之年資料[45]與月資料多不具累積 APT 現象。此一結果與輿論看法相反。最後，本文根據實證結果，提出下面六點建議：

建議一（關於價格預警制度）：建議公平會以 APT 為基礎，針對重要民生物資建立價格預警系統，以掌握農工原料成本變化對下游民生必需品價格之以影響，做為處理市場競爭問題之參考。

建議二（關於物價管制）：建議公平會體察國際潮流與執法實務，謹守競爭機關與管制機關分工之基本精神，不宜直接涉入物價管制，只有在獨占或聯合等限制市場競爭行為發生時，方宜管制價格。

建議三（關於聯合行為之防制）：建議公平會採用「APT（同時考慮價格與成本）為主，價格平行行為為輔」的推理方式，做為認定聯合行為的價格依據。原因在於：「即使原料價格下跌，但所有廠商的產品定價仍然不變或甚至同時上漲（APT）」相較「所有廠商的產品定價同時上漲（價格平行行為）」在證明一致性行為存在的推理時，前者似較後者更能明顯地、一致地指向共謀壟斷之犯罪事實。

建議四（關於榨取性濫用之防制）：在當前貧富差距日益惡化影響階級對立的政治環境下，公平會宜利用 APT 做為管制榨取性濫用之預警機制，以落實公平法第 9 條第 2 款、第 3 款，只要事業符合獨占認定標準且具有 APT 事實者，公平會即應立刻展開調查。

建議五（關於執法實務）：建議公平會透過「穩定物價小組」進行部會協調，由主計總處與農委會取得具公信力與可信賴之市場價格資料，以建立起長期資料庫。另一方面，亦宜引入經濟分析，以解決市場界定不易與成本無法取得問題，精準認定市場力量。

[45] 未於本文列示估計結果，但可另外提供有興趣之讀者參考。

建議六（關於跨部會協調）：由於物價問題錯綜複雜，非單一部會可獨力完成，必須由各相關部會相互協調，分工合作。物價安定工作應不以影響經濟正常發展為前提，兩者應相輔相成。且穩定物價工作必須在事前採行因應措施，以減少價格波動造成之傷害。

附　錄

附表 1 為 10 組民生品價格與成本誤差修正模型之估計結果。觀察附表 1，部分係數不顯著，亦即某些原料成本對成品價格似乎無顯著影響力。個別係數不顯著，可能原因有二，其一，原料成本對成品價格影響力確實不顯著；其二，ECM 模型各期成本漲跌與成品價格落後期變數間存在多元共線性（multicollinearity）問題，導致係數標準誤增大，係數呈現不顯著的結論。就前者而言，刪除不重要變數，固然不影響預測估計結果，但是各期成本漲跌影響是主要研究變數，即使無顯著影響力，根據研究目的需要，仍將保留於模型以便提供對比分析。就後者而言，存在多元共線性問題之模型，估計式具一致性，但是係數符號與係數估計值可能較不穩定，刪除部分高度線性關係之變數，可能導致留在模型之其他變數估計值符號相反或數值大小變化大的情況，APT 檢測結果也可能受影響。刪除高度線性關係之變數，是處理多元共線性的常見做法，但是刪除部分高度線性關係之變數後，同一線性關係中之其他變數，其係數將包含各解釋變數對被解釋變數之直接影響，也包含已刪除變數之間接影響，因此解讀時需謹慎！

舉例而言，假設$\Delta P_t = \beta_0 \Delta C_t + \beta_1 \Delta C_{t-1} + \beta_2 \Delta C_{t-2} + \gamma X + \varepsilon_t$，其中成本變數間存在多元共線性：$\Delta C_{t-2} \approx \alpha_1 \Delta C_{t-1} + \alpha_2 \Delta C_t$，$X$為不存在線性關係之其他解釋變數所構成之矩陣，$\varepsilon_t$為白噪音。將$\Delta C_{t-2}$關係式代入$\Delta P_t$之等式中，整理後可得到刪除$\Delta C_{t-2}$所估計之模型：

$$\Delta P_t = (\beta_0 + \beta_2\alpha_2)\Delta C_t + (\beta_1 + \beta_2\alpha_1)\Delta C_{t-1} + \gamma X + \varepsilon_t \qquad \text{（附 1）}$$

由上式可知，刪除ΔC_{t-2}後，ΔC_t之係數包含當期成本漲跌對當期成品價格之直接影響（β_0）與ΔC_{t-2}透過ΔC_t對當期成品價格產生之間接影響（$\beta_2\alpha_2$）。若$\hat{\beta}_0 > 0$、$\hat{\beta}_1 < 0$、$\hat{\beta}_2 < 0$且$\hat{\alpha}_2 > 0$，刪除ΔC_{t-2}將減弱ΔC_t對當期成品價格之影響（如附表 5 欄 5 瓦斯之例）。

附表 1 中之係數，有部分存在多元共線性問題，惟共線性問題並不嚴重，刪除高度線性關係之變數後，係數值變化不大，係數符號與 APT 檢測結果也均與未刪除前一致。考量計量模型與理論模型的一致性，因此本研究維持附表 1 之設定，並據以進行後續紅色與黃色門檻值預測。以下為各誤差修正模型刪除高度線性關係之變數後的估計結果說明。

各係數之變異數膨脹因子（variance inflation factors，簡稱 VIF）[46]可提供模型變數間是否存在高度線性關係之資訊。Rogerson (2001)[47]建議 VIF 大於 5 時應留意，但是更多學者[48]認為 VIF 大於 10 才可能造成較顯著的影響。賓州大學 Paul Allison 教授[49]則建議，只要關鍵的研究變數 VIF 不大，可忽略控制變數高 VIF 之問題。附表 2 為附表 1 中各模型係數之 VIF 值，除鮮奶（欄 3）、瓦楞紙（欄 5）與飼料（欄 10）外，其餘模型均有部分係數之 VIF 大於 5 或 10。針對這些 VIF 數值高之模型，本研究首先刪除 VIF 數值最大之變數，除觀察刪除該變數後，各係數估計值之變化外，也進行模型 6 期誤差是否不相關之卡方檢測、累積影響是否無 APT 現象之 t 檢測與各期皆無 APT 之聯合檢測。若刪除 VIF 最大值之變數後，仍有部分係數之 VIF 值偏大，則會再嘗試其他變數組合。附表 3 至附表 6 提供麵粉、黃豆油、白米、水泥、瓦斯、混凝土與鋼筋等 7 項民生品之 APT 模型與刪除不同變數後的估計結果。

麵粉 APT 模型：附表 2 欄 1 顯示，麵粉成本 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 對應之 VIF 最大，附表 3 欄 1 同附表 1 欄 1，為根據理論設定的麵粉 APT 模型，欄 2 和欄 3 為刪除$\Delta\ln C_{t-1}^{-}$變數後之估計結果與對應之 VIF 值。欄 3 之 VIF 值皆小於 10，欄 2 和欄 1 之係數估計值大小差異不大，係數符號與 APT 檢測結果也與欄 1 一致：在 5%顯著水準下，均無 APT 現象。因此，附表 2 麵粉 APT 模型估計結果，係數大小與符號均穩定。

黃豆油 APT 模型：附表 2 欄 2 顯示，黃豆油成本 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 對應之 VIF 最大，附表 3 欄 5 和欄 6 為刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 變數後之估計結果與對應之 VIF 值。附表 3 欄 4 同附表 1 欄 2，為根據理論設定的黃豆油 APT 模型，欄 5 和欄 4 之係數估計值大小差異不大，係數符號、顯著性與 APT 檢測結果也一致：在 5%顯著水準下，均無 APT 現象。因此，附表 2 黃豆油 APT 模型估計結果，係數大小與符號均穩定。

白米 APT 模型：附表 2 欄 4 顯示，變數 $\Delta\ln P_{t-1}$ 對應之 VIF 值最大，但此變數是避免殘差出現序列相關而納入之控制變數，因此不刪除。改選 VIF 也大於 10 的白米

[46] 假設迴歸模型為 $Y = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_2 + \beta_3 X_3 + \varepsilon_t$，估計模型中每個自變數對其他自變數的迴歸模型，令其判定係數為 R^2，則 VIF=1/(1-R^2)。例如: 估計$X_1 = \alpha_0 + \alpha_1 X_2 + \alpha_2 X_3 + \varepsilon_t$，令其判定係數$R_1^2$，則VIF($\beta_1$)=1/(1-$R_1^2$)。若$R_1^2 = 0.8$，VIF =5；若$R_1^2 = 0.9$，VIF =10。

[47] Peter A. Rogerson, *Statistical Methods for Geography*, 1st ed., SAGE Publications Ltd. (2001).

[48] Joseph F. Hair Jr., Rolph E. Anderson, Ron Tatham & William C., Black, *Multivariate Data Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall, Inc. (1995); Peter Kennedy, *A Guide to Econometrics*, 3rd ed., MIT Press (1992); Donald W. Marquaridt, "Generalized Inverses, Ridge Regression, Biased Linear Estimation, and Nonlinear Estimation," *12(3) Technometrics*, 591-612 (1970); John Neter, William Wasserman & Michael H. Kutner, *Applied Linear Regression Models*, 2nd ed., Irwin (1989).

[49] Paul Allison, "When Can You Safely Ignore Multicollinearity?" http://statisticalhorizons.com/multicollinearity, last visited on date: 2016/6/30.

成本 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 或 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$，其中 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 在附表 1 欄 4 中為顯著影響變數。附表 4 欄 2 和欄 4 分別為刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 與 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 變數後之估計結果。附表 4 欄 1 同附表 1 欄 4，為根據理論設定的白米 APT 模型。比較附表 4 欄 1 和欄 2，$\Delta\ln C_{t-4}^{-}$ 之係數符號雖由正改為負，但係數仍舊極小且不顯著，而其餘係數估計值大小和欄 1 差異不大，係數符號也皆與欄 1 一致。不過，因為 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 與其他變數之線性關係減弱，係數顯著性由 10%提高至 1%。若改為刪除顯著變數 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$，欄 4 與欄 1 之係數估計值仍舊差異不大，但 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 與其他變數之線性關係略為增強（VIF 由 9.57 增加為 9.71），$\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 透過 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 對當期成品價格的影響為負，導致係數變小也轉為不顯著。不管是刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 或 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$，APT 檢測結果都與依理論模型設定的欄 1 一致：在 5%顯著水準下，累積影響無 APT 現象，而個別期別之成品價格調整則視成本上漲或下跌而有不相同的價格調整幅度，也與原模型結論一致。整體而言，附表 1 白米 APT 模型估計結果，係數大小與符號均屬穩定。

水泥 APT 模型：附表 2 欄 6 顯示，水泥成本 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 對應之 VIF 最大，附表 5 欄 2 與欄 3 為刪除 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 變數後之估計結果與對應之 VIF 值。欄 1 同附表 1 欄 6，為根據理論設定的水泥 APT 模型。刪除 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 變數後，欄 3 多個係數之 VIF 值顯著下降，欄 1 和欄 2 之係數估計值大小則差異不大，係數符號、顯著性與 APT 檢測結果也與未刪除 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 變數前之模型一致：在 5%顯著水準下，均無 APT 現象。因此，附表 1 水泥 APT 模型估計結果，係數大小與符號均穩定。

瓦斯 APT 模型：附表 2 欄 8 顯示，水泥成本 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 為 VIF 最大值對應之變數，附表 5 欄 5 與欄 6 為刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$變數後之估計結果與對應之 VIF 值。欄 4 同附表 1 欄 8，為根據理論設定的瓦斯 APT 模型。刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 變數後，欄 6 係數之 VIF 值均小於 5，欄 4 和欄 5 之係數估計值，除 $\Delta\ln C_{t}^{-}$ 係數變小且轉為不顯著外，其餘係數估計值與原模型比較差異不大，係數符號、顯著性與 APT 檢測結果也與未刪除$\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 變數前之模型一致：在 5%顯著水準下，均無 APT 現象。$\Delta\ln C_{t}^{-}$ 係數變小之原因，來自於 $\Delta\ln C_{t}^{-}$ 與 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$ 和 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 之相關性，當 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 與 $\Delta\ln C_{t}^{-}$ 高度相關而選擇刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 時，$\Delta\ln C_{t}^{-}$ 之係數[50]已不再是 $\Delta\ln C_{t}^{-}$ 對成品價格之直接影響。同理可解釋

[50] 假設$\Delta P_t = \beta_0\Delta C_t + \beta_1\Delta C_{t-1} + \beta_2\Delta C_{t-2} + \varepsilon_t$且$\Delta C_{t-2} \approx \alpha_1\Delta C_{t-1} + \alpha_2\Delta C_t$。刪除$\Delta C_{t-2}$可得方程式：$\Delta P_t = (\beta_0 + \beta_2\alpha_2)\Delta C_t + (\beta_1 + \beta_2\alpha_1)\Delta C_{t-1} + \varepsilon_t$ 。根據瓦斯 APT 模型之係數，$\hat{\beta}_0 > 0$、$\hat{\beta}_1 < 0$ 且$\hat{\beta}_2 < 0$，當$\hat{\alpha}_2 > 0$，刪除ΔC_{t-2}將減弱ΔC_t對價格之影響，一如欄 9 $\Delta\ln C_t^{-}$之係數由 0.38 降為 0.22。

波動較大的 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 之係數。基於刪除變數改變係數之意義，在其他變數顯著性與數值大小變動差異不大，以及模型 APT 檢測結果也與未刪除 $\Delta\ln C_{t-2}^{-}$ 變數前之模型一致，本研究仍舊根據附表 1 之瓦斯 APT 模型進行預測。

混凝土 APT 模型：附表 2 欄 7 顯示，混凝土成本 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 對應之 VIF 最大，附表 6 欄 2 與欄 3 分別為刪除$\Delta\ln C_{t}^{+}$變數後之估計結果與對應係數之 VIF 值。欄 1 同附表 1 欄 7，為根據理論設定的混凝土 APT 模型。刪除 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 變數後，欄 3 係數之 VIF 值均小於 5，觀察欄 1 和欄 2 之係數估計值，與 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 存在負相關的 $\Delta\ln C_{t-1}^{-}$係數變小而與 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 存在正相關的 $\Delta\ln C_{t-1}^{+}$、$\Delta\ln C_{t-2}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-3}^{+}$ 係數則變大，其餘係數估計值與原模型比較差異不大，所有係數之符號、顯著性與 APT 檢測結果均與未刪除 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 變數前之模型一致：在 5%顯著水準下，累積影響無 APT 現象。$\Delta\ln C_{t-1}^{+}$、$\Delta\ln C_{t-2}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-3}^{+}$ 之係數變動較大之原因，與附錄（附 1）之關係式所言相似，因此刪除 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 後，$\Delta\ln C_{t-1}^{+}$、$\Delta\ln C_{t-2}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-3}^{+}$ 之係數不再是各自成本變數對成品價格之直接影響。由於刪除 $\Delta\ln C_{t}^{+}$ 與否不影響檢測結果，APT 檢測結論與原模型一致，因此本研究仍舊根據附表 1 之混凝土 APT 模型進行預測。

鋼筋 APT 模型：相對於其他民生品，附表 2 欄 9 之 VIF 值顯示鋼筋 APT 模型的多個成本變數與控制變數間存在較為嚴重的多元共線性問題。只移除 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$ 無法將所有成本變數對應之 VIF 值控制在 10 之內，必須額外再刪除 $\Delta\ln C_{t-5}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-5}^{-}$，附表 6 欄 5 與欄 6 分別為刪除 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$、$\Delta\ln C_{t-5}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-5}^{-}$ 變數後之估計結果與對應係數之 VIF 值。欄 4 同附表 1 欄 9，為根據理論設定的鋼筋 APT 模型。比較欄 4 與欄 5，除控制變數 ΔP_{t-1} 與誤差修正項 ϵ_{t-1}外，所有係數之 VIF 值均已降至 10 以下。不過，刪除 $\Delta\ln C_{t-3}^{-}$、$\Delta\ln C_{t-5}^{+}$ 與 $\Delta\ln C_{t-5}^{-}$ 變數導致模型 6 期誤差序列相關。觀察欄 4 和欄 5 之係數估計值，根據穩健標準誤檢測結果，顯著係數之估計值差異不大，不顯著之係數也仍舊不顯著，所有係數之符號、顯著性與 APT 檢測結果均與未刪除變數前之模型一致：在 5%顯著水準下，累積影響無 APT 現象。由於檢測結果與原模型之結論並無差異，本研究仍舊根據附表 1 之混凝土 APT 模型進行預測。

前述分析結果，證實附表 1 之 APT 模型設定，部分變數雖存在高度線性關係，但刪除高度線性關係之變數，係數估計值與符號皆相當穩定，各模型之累積影響與 APT 聯合檢測結論也與附表 1 一致。此外，刪除任何成本漲跌變數，將使計量模型與理論模型不一致，刪除高度線性關係變數也導致各期成本變數之係數與理論模型不一致，

因此本研究保留附表 1 之設定，並根據此些模型進行成品價格預測，與預警門檻值之計算。

根據附表 1 之估計結果，可得到下面結論：

1.累積價格調整檢測結果：除鮮奶價格累積調整幅度出現易跌難漲之情況外，其他成品均無 APT 現象（統整於本文表 5 欄 4）。

2.成品價格變動之樣本平均值：最小值為 0.001（白米），最大值為（麵粉、鋼筋與飼料），其餘成品價格變動則介於其間（統整於本文表 6 欄 4）。

3. $\widehat{\varepsilon}_{t-1}$：此 10 項商品之價格與成本間均存在長期均衡關係。短期成品價格往長期均衡調整的速度，以預拌混凝土最慢（0.2%），瓦斯最快（19.2%）（統整於本文表 6 欄 5）。

4.成品價格變動之黃色警戒門檻：最小值為 0.006（白米），最大值為 0.063（瓦斯），其餘成品價格變動則介於其間（統整於本文表 6 欄 6）。

附表 1　成品價格與投入成本 APT 共整合關係式估計結果

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）	（9）	（10）
成品	麵粉 P1	黃豆油 P2	鮮奶 P3	白米 P4	瓦楞紙 P5	水泥 P6	混凝土 P7	瓦斯 P8	鋼筋 P9	飼料 P10
$\Delta\ln C_t^-$	0.12*	0.11**	3.10***	0.26***	0.00	-0.04	0.06	0.38**	0.19***	0.01
	[1.90]	[2.36]	[38.22]	[9.39]	[0.37]	[-1.38]	[1.11]	[2.10]	[9.23]	[0.28]
$\Delta\ln C_{t-1}^-$	0.00	0.14	1.75***	0.07**	0.03	0.01	0.34***	-0.00	0.08**	-0.02
	[0.00]	[1.39]	[7.03]	[2.02]	[1.44]	[0.13]	[2.76]	[-0.01]	[2.29]	[-0.42]
$\Delta\ln C_{t-2}^-$	0.00	-0.10	0.28	0.02	-0.01	0.01	0.01	-0.39	0.13***	0.04
	[0.05]	[-1.23]	[0.91]	[0.63]	[-0.51]	[0.11]	[0.11]	[-1.35]	[2.95]	[1.22]
$\Delta\ln C_{t-3}^-$	0.09	-0.05	0.13	0.04*		0.05	0.19***	0.27	-0.01	0.11
	[0.76]	[-1.07]	[0.48]	[1.83]		[0.97]	[3.01]	[0.99]	[-0.17]	[1.90]
$\Delta\ln C_{t-4}^-$	0.13	0.01	-1.06***	0.00		-0.09			0.06*	
	[1.19]	[0.18]	[-4.24]	[0.09]		[-0.99]			[1.79]	
$\Delta\ln C_{t-5}^-$	-0.03		0.76***	0.04					0.01	
	[-0.48]		[3.23]	[1.63]					[0.43]	
$\Delta\ln C_t^+$	0.04	0.14***	0.16	0.50***	0.00	0.01	0.26*	0.40*	0.31***	0.11**
	[0.76]	[3.03]	[1.22]	[11.52]	[0.04]	[0.19]	[1.77]	[1.96]	[6.05]	[2.31]
$\Delta\ln C_{t-1}^+$	0.04	0.16**	0.04	-0.04	0.05	0.02	0.17*	0.02	0.09	0.09**
	[0.51]	[2.50]	[0.96]	[-1.11]	[1.36]	[0.27]	[1.95]	[0.11]	[0.96]	[2.18]
$\Delta\ln C_{t-2}^+$	0.29***	0.02	0.24	0.01	0.07***	0.04	0.19**	0.03	0.03	0.16***
	[4.32]	[0.29]	[1.62]	[0.23]	[3.15]	[1.11]	[2.56]	[0.13]	[0.34]	[3.38]
$\Delta\ln C_{t-3}^+$	-0.06	-0.03	-0.06	-0.02		0.02	0.04	-0.27	0.03	-0.07*
	[-0.62]	[-0.40]	[-1.20]	[-0.70]		[0.48]	[0.59]	[-1.33]	[0.58]	[-1.84]
$\Delta\ln C_{t-4}^+$	0.15*	-0.15**	-0.12	0.01		-0.04			0.01	
	[1.75]	[-2.43]	[-0.87]	[0.63]		[-0.89]			[0.30]	
$\Delta\ln C_{t-5}^+$	-0.01		0.03	-0.01					0.03	
	[-0.12]		[0.43]	[-0.54]					[0.76]	
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.11**	-0.05*	-0.18***	-0.08**	-0.07***	-0.08***	-0.00	-0.19**	-0.13***	-0.08***
	[-2.48]	[-1.85]	[-3.71]	[-2.30]	[-4.00]	[-3.13]	[-0.08]	[-2.43]	[-3.43]	[-3.52]
$\Delta\ln P_{t-1}$		0.40***	0.23***	0.17**	0.25***	-0.36***	-0.03	-0.11	0.10	-0.25**
		[4.37]	[3.34]	[2.34]	[3.00]	[-3.16]	[-0.24]	[-1.11]	[0.61]	[-2.14]
$\Delta\ln P_{t-2}$		0.10	0.19**		0.05	0.02		0.10		
		[1.41]	[2.33]		[0.90]	[0.20]		[1.05]		
$\Delta\ln P_{t-3}$		0.13**			-0.13	0.08		0.16*		
		[2.55]			[-1.93]*	[1.06]		[1.88]		
$\Delta\ln P_{t-4}$								-0.01		
								[-0.14]		
$\Delta\ln P_{t-5}$								-0.29**		
								[-2.32]		
$\Delta\ln P_{t-6}$								0.21*		
								[1.76]		
Observations:	155	156	155	155	157	156	157	154	155	157
R-squared:	0.39	0.51	0.25	0.87	0.36	0.27	0.21	0.30	0.72	0.31

註：1.應變數為各組成品價格之變動值$\Delta\ln P_t$，括號內為 *t* 統計量。

2. *、**和***分別代表係數在 10%、5%和 1%下顯著。

3.受限於並列寬度，數字取至小數點後二位，本文中則維持較精確的小數點後三位。

附表 2　成品價格與投入成本 APT 共整合關係式各係數之 VIF 值

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）	（9）	（10）
成品	麵粉 P1	黃豆油 P2	鮮奶 P3	白米 P4	瓦楞紙 P5	水泥 P6	混凝土 P7	瓦斯 P8	鋼筋 P9	飼料 P10
$\Delta\ln C_t^-$	2.52	1.67	1.00	3.29	1.38	3.01	1.40	3.23	2.56	2.52
$\Delta\ln C_{t-1}^-$	12.57	5.53	1.06	9.57	2.50	10.20	6.06	4.02	29.56	2.61
$\Delta\ln C_{t-2}^-$	4.38	5.93	1.08	13.41	3.12	4.29	4.92	8.76	21.35	1.38
$\Delta\ln C_{t-3}^-$	3.22	3.96	1.05	10.10		3.74	2.50	4.09	91.00	1.35
$\Delta\ln C_{t-4}^-$	2.88	3.43	1.05	5.26		6.68			5.57	
$\Delta\ln C_{t-5}^-$	2.02		1.05	1.83					18.03	
$\Delta\ln C_t^+$	2.48	2.90	1.00	4.86	1.44	4.66	6.33	2.12	7.37	1.15
$\Delta\ln C_{t-1}^+$	2.70	3.56	1.00	7.74	1.80	5.46	3.89	3.14	19.29	1.35
$\Delta\ln C_{t-2}^+$	1.99	2.52	0.99	8.75	1.44	3.09	2.54	2.43	26.11	1.73
$\Delta\ln C_{t-3}^+$	3.52	3.73	1.01	5.21		2.60	2.30	2.19	4.01	1.66
$\Delta\ln C_{t-4}^+$	5.04	2.92	1.01	2.92		7.46			6.40	
$\Delta\ln C_{t-5}^+$	4.16		0.98	2.94					4.08	
$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	4.11	3.38	1.40	4.34	2.17	1.65	1.41	3.08	26.61	1.70
$\Delta\ln P_{t-1}$		2.96	1.24	16.75	1.59	4.82	2.69	3.25	86.47	1.68
$\Delta\ln P_{t-2}$		1.49	1.25		1.66	10.43		3.05		
$\Delta\ln P_{t-3}$		1.97			1.63	4.53		3.51		
$\Delta\ln P_{t-4}$								3.41		
$\Delta\ln P_{t-5}$								2.84		
$\Delta\ln P_{t-6}$								2.41		

附表 3　麵粉與黃豆油 APT 模型刪除高度線性關係變數後之估計結果

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）
成品	麵　粉			黃　豆　油		
(參數)變數	P1	P1-1	(VIF)	P2	P2-2	(VIF)
（α_0）$\Delta\ln C_t^-$	0.12*	0.12**	2.11	0.11**	0.10**	1.60
	[1.90]	[2.07]		[2.36]	[1.98]	
（α_1）$\Delta\ln C_{t-1}^-$	0.00			0.14	0.14	5.02
	[0.00]			[1.39]	[1.24]	
（α_2）$\Delta\ln C_{t-2}^-$	0.00	0.00	2.68	-0.10		
	[0.05]	[0.05]		[-1.23]		
（α_3）$\Delta\ln C_{t-3}^-$	0.09	0.09	3.12	-0.05	-0.06*	2.77
	[0.76]	[0.77]		[-1.07]	[-1.73]	
（α_4）$\Delta\ln C_{t-4}^-$	0.13	0.13	3.01	0.01	-0.016	3.59
	[1.19]	[1.17]		[0.18]	[-0.37]	
（α_5）$\Delta\ln C_{t-5}^-$	-0.03	-0.03	2.02			
	[-0.48]	[-0.48]				
（β_0）$\Delta\ln C_t^+$	0.04	0.04	2.93	0.14***	0.14***	2.30
	[0.76]	[0.70]		[3.03]	[3.15]	
（β_1）$\Delta\ln C_{t-1}^+$	0.04	0.04	3.09	0.16**	0.16**	3.04
	[0.51]	[0.47]		[2.50]	[2.50]	
（β_2）$\Delta\ln C_{t-2}^+$	0.29***	0.29***	2.10	0.02	0.00	2.69
	[4.32]	[4.22]		[0.29]	[0.04]	
（β_3）$\Delta\ln C_{t-3}^+$	-0.06	-0.06	2.84	-0.03	-0.02	3.33
	[-0.62]	[-0.68]		[-0.40]	[-0.34]	
（β_4）$\Delta\ln C_{t-4}^+$	0.15*	0.15*	5.11	-0.15**	-0.12**	2.43
	[1.75]	[1.67]		[-2.43]	[-2.05]	
（β_5）$\Delta\ln C_{t-5}^+$	-0.01	-0.01	2.40			
	[-0.12]	[-0.13]				
（θ）$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.11**	-0.11***	2.15	-0.05*	-0.04*	3.07
	[-2.48]	[-2.82]		[-1.85]	[-1.76]	
（γ_1）$\Delta\ln P_{t-1}$				0.40***	0.37***	2.08
				[4.37]	[4.53]	
（γ_2）$\Delta\ln P_{t-2}$				0.10	0.10	1.38
				[1.41]	[1.42]	
（γ_3）$\Delta\ln P_{t-3}$				0.13**	0.12	1.80
				[2.55]	[2.28]**	
Observations:	155	155		156	156	
R-squared:	0.39	0.39		0.51	0.50	
SIC	-3.592	-3.625		-4.022	-4.035	
	H_0：模型6期誤差無序列相關之LM Test					
P 值	0.09	0.11		0.76	0.28	
	成本漲跌對成品價格累積影響無APT之*F* test　H_0：$\sum\alpha_i=\sum\beta_i$					
P 值	0.21	0.22		0.75	0.91	
	各期成本漲跌對成品價格影響幅度相同之*F* test　H_0：$\alpha_i=\beta_i\ \forall i$					
P 值	0.10	0.07		0.37	0.61	

註：1.應變數為各組成品價格之變動值$\Delta\ln P_t$，括號內為 *t* 統計量。

2. *、**和***分別代表係數在 10%、5%和 1%下顯著。

附表 4　白米 APT 模型刪除高度線性關係變數之估計結果

(參數)變數	（1） P4	（2） P4-1	（3） (VIF)	（4） P4-2	（5） (VIF)
（α_0）$\Delta\ln C_t^-$	0.26***	0.26***	3.12	0.27***	2.85
	[9.39]	[9.35]		[10.19]	
（α_1）$\Delta\ln C_{t-1}^-$	0.07**	0.07**	7.49	0.05	9.71
	[2.02]	[2.09]		[1.42]	
（α_2）$\Delta\ln C_{t-2}^-$	0.02			0.04	6.37
	[0.63]			[1.59]	
（α_3）$\Delta\ln C_{t-3}^-$	0.04*	0.05***	6.12		
	[1.83]	[2.76]			
（α_4）$\Delta\ln C_{t-4}^-$	0.00	-0.00	3.28	0.02	2.97
	[0.09]	[-0.18]		[1.06]	
（α_5）$\Delta\ln C_{t-5}^-$	0.04	0.04*	1.67	0.03	1.56
	[1.63]	[1.78]		[1.31]	
（β_0）$\Delta\ln C_t^+$	0.50***	0.50***	4.21	0.51***	4.77
	[11.52]	[11.66]		[11.68]	
（β_1）$\Delta\ln C_{t-1}^+$	-0.04	-0.05	5.41	-0.06	6.97
	[-1.11]	[-1.60]		[-1.61]	
（β_2）$\Delta\ln C_{t-2}^+$	0.01	0.01	8.01	0.01	8.51
	[0.23]	[0.26]		[0.14]	
（β_3）$\Delta\ln C_{t-3}^+$	-0.02	-0.02	5.45	-0.01	5.68
	[-0.70]	[-0.78]		[-0.44]	
（β_4）$\Delta\ln C_{t-4}^+$	0.01	0.01	2.83	0.01	3.08
	[0.63]	[0.61]		[0.29]	
（β_5）$\Delta\ln C_{t-5}^+$	-0.01	-0.01	3.04	-0.01	2.73
	[-0.54]	[-0.64]		[-0.59]	
（θ）$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.08**	-0.08**	4.03	-0.09**	3.80
	[-2.30]	[-2.49]		[-2.56]	
（γ_1）$\Delta\ln P_{t-1}$	0.17**	0.18***	11.54	0.19***	17.02
	[2.34]	[3.00]		[2.63]	
Observations:	155	155		155	
R-squared:	0.87	0.87		0.86	
SIC	-6.803	-6.833		-6.822	
H_0：模型6期誤差無序列相關之LM Test					
P 值	0.31	0.29		0.47	
成本漲跌對成品價格累積影響無APT之*F* test　H_0：$\sum \alpha_i = \sum \beta_i$					
P 值	0.40	0.39		0.34	
各期成本漲跌對成品價格影響幅度相同之*F* test　H_0：$\alpha_i = \beta_i\ \forall i$					
P 值	0.00	0.00		0.00	

註：1.應變數為各組成品價格之變動值$\Delta\ln P_t$，括號內為 *t* 統計量。

2. *、**和***分別代表係數在 10%、5%和 1%下顯著。

附表 5　水泥與瓦斯 APT 模型刪除高度線性關係變數後之估計結果

	（1）	（2）	(3)	(4)	(5)	(6)
成品		水　　泥			瓦　　斯	
(參數) 變數	P6	P6-1	(VIF)	P8	P8-1	(VIF)
（α_0）$\Delta\ln C_t^-$	-0.04	-0.04	2.03	0.38**	0.22	3.07
	[-1.38]	[-1.48]		[2.10]	[1.30]	
（α_1）$\Delta\ln C_{t-1}^-$	0.01			-0.00	-0.04	4.02
	[0.13]			[-0.01]	[-0.12]	
（α_2）$\Delta\ln C_{t-2}^-$	0.01	0.01	2.92	-0.39		
	[0.11]	[0.16]		[-1.35]		
（α_3）$\Delta\ln C_{t-3}^-$	0.05	0.05	4.41	0.27	0.12	2.69
	[0.97]	[0.90]		[0.99]	[0.49]	
（α_4）$\Delta\ln C_{t-4}^-$	-0.09	-0.09	3.92			
	[-0.99]	[-1.02]				
（β_0）$\Delta\ln C_t^+$	0.01	0.01	4.57	0.40*	0.43**	2.27
	[0.19]	[0.20]		[1.96]	[2.03]	
（β_1）$\Delta\ln C_{t-1}^+$	0.02	0.02	4.42	0.02	0.07	2.68
	[0.27]	[0.33]		[0.11]	[0.34]	
（β_2）$\Delta\ln C_{t-2}^+$	0.04	0.04	2.34	0.03	-0.09	2.40
	[1.11]	[1.14]		[0.13]	[-0.48]	
（β_3）$\Delta\ln C_{t-3}^+$	0.02	0.02	2.48	-0.27	-0.23	2.01
	[0.48]	[0.49]		[-1.33]	[-1.15]	
（β_4）$\Delta\ln C_{t-4}^+$	-0.04	-0.04	5.69			
	[-0.89]	[-1.00]				
（θ）$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.08***	-0.09***	1.59	-0.19**	-0.18**	2.45
	[-3.13]	[-3.17]		[-2.43]	[-2.34]	
（γ_1）$\Delta\ln P_{t-1}$	-0.36***	-0.36***	4.75	-0.11	-0.10	3.28
	[-3.16]	[-3.19]		[-1.11]	[-1.04]	
（γ_2）$\Delta\ln P_{t-2}$	0.02	0.02	10.37	0.10	0.10	3.07
	[0.20]	[0.19]		[1.05]	[1.06]	
（γ_3）$\Delta\ln P_{t-3}$	0.08	0.08	4.06	0.16*	0.14*	3.05
	[1.06]	[1.06]		[1.88]	[1.81]	
（γ_4）$\Delta\ln P_{t-4}$				-0.01	-0.02	2.86
				[-0.14]	[-0.26]	
（γ_5）$\Delta\ln P_{t-5}$				-0.29**	-0.29**	3.12
				[-2.32]	[-2.29]	
（γ_6）$\Delta\ln P_{t-6}$				0.21*	0.21*	2.22
				[1.76]	[1.85]	
Observations:	156	156		154	154	
R-squared:	0.27	0.27		0.30	0.29	
SIC	-4.510	-4.543		-2.215	-2.233	
H_0：模型6期誤差無序列相關之LM Test						
P 值	0.50	0.49		0.30	0.11	
成本漲跌對成品價格累積影響無APT之*F* test　H_0：$\sum\alpha_i=\sum\beta_i$						
P 值	0.15	0.16		0.78	0.69	
各期成本漲跌對成品價格影響幅度相同之*F* test　H_0：$\alpha_i=\beta_i\ \forall i$						
P 值	0.76	0.81		0.67	0.67	

註：1.應變數為各組成品價格之變動值$\Delta\ln P_t$，括號內為 *t* 統計量。

2.*、**和***分別代表係數在 10%、5%和 1%下顯著。

附表 6　混凝土與鋼筋 APT 模型刪除高度線性關係變數後之估計結果

	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
成品	混 凝 土			鋼　筋				
(參數) 變數	P7	P7-1	(VIF)	P9	P9-1	(VIF)	P9-2	(VIF)
（α_0）$\Delta\ln C_t^-$	0.06	0.10	1.28	0.19***	0.19***	2.17	0.20***	2.05
	[1.11]	[1.50]		[9.23]	[9.90]		[7.69]	
（α_1）$\Delta\ln C_{t-1}^-$	0.34***	0.13***	1.23	0.08**	0.07***	8.66		
	[2.76]	[3.02]		[2.29]	[3.17]			
（α_2）$\Delta\ln C_{t-2}^-$	0.01	0.05	3.98	0.13***	0.13***	8.13	0.09***	3.51
	[0.11]	[0.43]		[2.95]	[4.13]		[6.55]	
（α_3）$\Delta\ln C_{t-3}^-$	0.19***	0.20***	2.18	-0.01			0.00	7.66
	[3.01]	[2.65]		[-0.17]			[0.14]	
（α_4）$\Delta\ln C_{t-4}^-$				0.06*	0.06*	2.34	0.04	4.18
				[1.79]	[1.74]		[1.10]	
（α_5）$\Delta\ln C_{t-5}^-$				0.01			0.02	8.05
				[0.43]			[0.73]	
（β_0）$\Delta\ln C_t^+$	0.26*			0.31***	0.32***	4.14	0.35***	3.36
	[1.77]			[6.05]	[6.99]		[5.65]	
（β_1）$\Delta\ln C_{t-1}^+$	0.17*	0.24***	3.20	0.09	0.09	6.60		
	[1.95]	[3.29]		[0.96]	[1.11]			
（β_2）$\Delta\ln C_{t-2}^+$	0.19**	0.20**	2.76	0.03	0.03	3.26	0.07	9.45
	[2.56]	[2.22]		[0.34]	[0.49]		[0.95]	
（β_3）$\Delta\ln C_{t-3}^+$	0.04	0.09	1.71	0.03	0.01	2.05	-0.01	3.68
	[0.59]	[1.33]		[0.58]	[0.31]		[-0.16]	
（β_4）$\Delta\ln C_{t-4}^+$				0.01	0.02	1.68	0.02	4.11
				[0.30]	[0.69]		[0.42]	
（β_5）$\Delta\ln C_{t-5}^+$				0.03			0.02	2.12
				[0.76]			[0.34]	
（θ）$\hat{\varepsilon}_{t-1}$	-0.00	0.01	1.36	-0.13***	-0.14***	19.58	-0.23***	5.62
	[-0.08]	[0.46]		[-3.43]	[-3.38]		[-5.86]	
（γ_1）$\Delta\ln P_{t-1}$	-0.03	-0.02	2.16	0.10	0.11	13.46		
	[-0.24]	[-0.13]		[0.61]	[1.09]			
Observations:	157	157		155	156		155	
R-squared:	0.21	0.16		0.72	0.72		0.70	
SIC	-5.681	-5.648		-4.764	-4.860		-4.764	
模型無序列無相關之*F* test H_0：6期誤差無序列相關之LM Test								
P 值	0.21	0.27		0.06	0.04		0.00	
成本漲跌對成品價格累積影響無APT現象之*F* test　H_0：$\sum \propto_i = \sum \beta_i$								
P 值	0.71	0.79		0.55	0.63		0.30	
各期成本漲跌對成品價格影響幅度相同之*F* test : H_0：$\alpha_i = \beta_i \ \forall i$								
P 值	0.59	0.14		0.37	0.14		0.41	

註：1.應變數為各組成品價格之變動值$\Delta\ln P_t$，括號內為 *t* 統計量。

2. *、**和***分別代表係數在 10%、5%和 1%下顯著。

參考文獻

中文部分

馬泰成、洪德昌，「事業聯合行為被判違法之因子分析」，公平交易季刊，第 9 卷第 2 期（2001）。

馬泰成、簡美瑟，「汽油價格果真『易漲難跌』嗎？」，社會科學論叢，第 5 卷第 2 期（2011）。

黃啟峰、詹益亮、劉子衙，「造紙業能源消費因素分析」，臺灣銀行季刊，第 63 卷第 4 期（2012）。

外文部分

Azzam, Azzeddine M, "Asymmetry and Rigidity in Farm-Retail Price Transmission," *81(3) American Journal of Agricultural Economics* (1999).

Balke, Nathan S., Brown, Stephen P. A. & Yücel, Mine K., "Crude Oil and Gasoline Prices: An Asymmetric Relationship?" *1 Economic Review (Federal Reserve Bank of Dallas)* (1998).

Ball, Laurence & Mankiw, N. Gregory, "Asymmetric Price and Adjustment and Economic Fluctuations," *104(423) Economic Journal* (1994).

Bettendorf, Leon, Van der Geest, Stéphanie A. & Varkevisser, Marco, "Price Asymmetry in the Dutch Retail Gasoline Market," *25(6) Energy Economics* (2003).

Bolotova, Yuliya V. & Novakovic, Andrew M., "The Impact of the New York State Milk Price Gouging Law on the Price Transmission Process and Supermarket Pricing Strategies in the fluid whole milk," *28(4) Agribusiness* (2012).

Borenstein, Severin & Shepard, Andrea, "Sticky prices, inventories, and market power in wholesale gasoline markets," *33 Rand Journal of Economics* (2002).

Borenstein, Severin, Cameron, A. Colin & Gilbert, Richard, "Do Gasoline Prices Respond Asymmetrically to Crude Oil Price Changes?" *112(1) Quarterly Journal of Economics* (1997).

Brown, Stephen P. A. & Yücel, Mine K., "Gasoline and crude oil prices: why the asymmetry?" *3 Economic and Financial Review (Federal Reserve Bank of Dallas)* (2000).

Dutta, Shantanu, Bergen, Mark, Levy, Daniel & Venable, Robert, "Menu costs, posted prices, and multiproduct retailers," *31(4) Journal of Money, Credit, and Banking* (1999).

Edward L. Glaeser & Shleifer, Andrei, "Legal Origins," *117(4) Quarterly Journal of Economics* (2002).

Enders, Walter, *Applied Econometric Time Series*, 3rd ed., John Wiley & Sons, Inc. (2010).

Engle, Robert F. & Granger, Clive W. J., "Cointegration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *55 Econometrica* (1987).

Granger, Clive W. J. & Newbold, Paul, "Spurious Regressions in Econometrics," *2(2) Journal of Econometrics* (1974).

Gujarati, Damodar N., *Basic econometrics*, 4th ed., McGraw Hill (2003).

Hair Jr., Joseph F., Anderson, Rolph E., Tatham, Ron & Black, William C., *Multivariate Data Analysis*, 4th ed., Prentice-Hall, Inc. (1995).

Hansen, Bruce E., "Approximate Asymptotic P Values for Structural-Change Tests," *15(1) Journal of Business and Economic Statistics* (1997).

Harrington, Joseph E., "Detecting Cartels," in Buccirossi, Paolo (ed.), *Handbook in Antitrust Economics*, 1st ed., MIT Press (2006).

Hay, George A., "The Meaning of Agreements under the Sherman Act: Thoughts form the Facilitating Practices Experiences," *16(2) Review of Industrial Organization* (2000).

Jablon, Robert A., "Conscious Parallelism: Can it turn a corner?" *40 Journal of the American Bar Association's Section of Public Utility, Communications and Transportation Law*, Nos. 2-4 (2001).

Kennedy, Peter, *A Guide to Econometrics*, 3rd ed., MIT Press (1992).

Kimmel, Sheldon, *Why Prices Rise Faster than they Fall*, Discussion Paper EAG 09-4, Economic Analysis Group, Antitrust Division, US Department of Justice (2009).

Kinnucan, Henry W. & Forker, Olan D., "Asymmetry in Farm-Retail Price Transmission for major Dairy Products," *69(2) American Journal of Agricultural Economics* (1987).

Levy, Daniel, Bergen, Mark, Dutta, Shantanu & Venable, Robert, "The Magnitude of Menu Costs: Direct Evidence from Large U.S. Supermarket Chains," *112(3) Quarterly Journal of Economics* (1997).

Ma, Tay-Cheng, "Import Quotas, Price Ceilings and Pricing Behavior in Taiwan's Flour Industry," *23(1) Agribusiness* (2007).

MacKinnon, James G. & White, Halbert, "Some Heteroskedasticity Consistent Covariance Matrix Estimators with Improved Finite Sample Properties," *29(3) Journal of Econometrics* (1985).

MacKinnon, James G., "Approximate Asymptotic Distribution Functions for Unit-Root and Cointegration Tests," *12(2) Journal of Business and Economic Statistics* (1994).

MacKinnon, James G., "Numerical Distribution Functions for Unit Root and Cointegration Tests," *11 Journal of Applied Econometrics* (1996).

Marquaridt, Donald W., "Generalized Inverses, Ridge Regression, Biased Linear Estimation, and Nonlinear Estimation," *12(3) Technometrics* (1970).

McCorriston, Steve, "Why Should Imperfect Competition Matter to Agricultural Economists?" *29(3) European Review of Agricultural Economics* (2002).

Meyer, Jochen & von Cramon-Taubadel, Stephan, "Asymmetric Price Transmission: A Survey," *55(3) Journal of Agricultural Economics* (2004).

Neter, John, Wasserman, William & Kutner, Michael H., *Applied Linear Regression Models*, 2nd ed., Irwin (1989).

Peltzman, Sam, "Prices Rise Faster than They Fall," *108(3) Journal of Political Economy* (2000).

Phlips, Louis, *Competition Policies: A Game-Theoretic Perspective*, 1st ed., Cambridge University Press (1995).

Ritz, Robert A., *The Simple Economics of Asymmetric Cost Pass-Through*, Working Paper, Energy Policy Research Group (EPRG), Judge Business School & Faculty of Economics, University of Cambridge (2015).

Rogerson, Peter A., *Statistical Methods for Geography*, 1st ed., SAGE Publications Ltd. (2001).

Tappata, Mariano, "Rockets and Feathers: Understanding Asymmetric Pricing," *40(4) RAND Journal of Economics* (2009).

White, Halbert, "A Heteroskedasticity-Consistent Covariance Matrix Estimator and a Direct Test for Heteroskedasticity," *48(4) Econometrica* (1980).

Wooldridge, Jeffrey M., *Introductory Econometrics: A Modern Approach*, 5th ed., Cengage Learning (2013).

A Study on the Early-Warning and Monitoring Mechanism for Necessities

Ouyang, Lishu*

Wang, Tay-Chang

Lin, Yi-Yu

Ma, Tay-Cheng

Abstract

This article chooses several important necessities as the target and collects their output prices and input costs to examine whether or not output prices respond faster to cost increases than they do to decreases. This may in turn help the Taiwan Fair Trade Commission to implement the early-warning and monitoring mechanism of necessities. In our opinion, this kind of early-warning mechanism can not only monitor market price fluctuations, but can also provide some evidence for the Taiwan Fair Trade Commission to deal with anti-competitive and price gouging cases.

Keywords: Price Asymmetry, Necessities, Error Correction Model, Early-Warning and Monitoring Mechanism, Market Competition.

Date submitted: February 5, 2016 Date accepted: September 30, 2016

* Ouyang, Lishu, Associate Professor, Department of Economics, Chinese Culture University; Wang, Tay-Chang, Professor, Department of Accounting, National Taiwan University; Lin, Yi-Yu, Adjunct Lecturer, Department of Industrial Economics, Tamkang University; Ma, Tay-Cheng, Professor, Department of Economics, Chinese Culture University.