

《公平交易季刊》

第 27 卷第 3 期 (108/7)，頁 143-190

©公平交易委員會

# 市場界定模式分析量化方法之應用－ 以臺灣非酒精飲料商品為例

林常青\*  
胡偉民

## 摘要

本文介紹市場界定義化方法中常用的相關係數分析法、因果測定法、以及定態檢定法，並整理這些方法的相關限制、解決方法與實務操作時應注意的事項。價格相關分析通常用於衡量二個價格的同期調整是否同向變動，並以相關係數來衡量價格的相關性，判斷同一地區二個產品或是二個地區同一產品是否有顯著競爭。但相關係數需要變數為定態，且共同成本或季節性變動的問題將成為難以判定關聯性的來源。因果測定法延伸向量自我相關模型與 Granger 因果關係檢驗，用於捕捉與檢定二產品當期與跨期的影響，但此分析方法的所有變數仍以定態數列為限。當二個產品或地理區域的價格序列至少一個不是定態時，則可用定態檢定判定這些產品或地理區域是否屬於同一相關市場。本文也以非酒精飲料（包含：蔬果汁、碳酸飲料、礦泉水、運動飲料、咖啡以及茶類等六大類）1992 年 1 月至 2018 年 4 月的歷史價格，運用前述方法進行市場界定。結果發現運用相關分析法與定態檢定都沒有強烈證據支持這些產品屬於同一相關市場。另一方面，雖然在自我相關模型分析中「運動飲料：咖啡」與「運動飲料：茶類」有統計上顯著的即時因果關係，但相關性的大小仍不足以認定有達到具有強烈替代性而屬同一市場的程度。也因此，未來相關單位進行計量方法的市場界定，仍需仔細評估並使用多種方法相互交叉比對。

投稿日期：108 年 1 月 21 日

審查通過日期：108 年 6 月 25 日

\* 林常青為國立成功大學經濟學系副教授、胡偉民為國立政治大學財政學系副教授。本文根據公平交易委員會 107 年度委託研究計畫「市場界定實證分析法之應用」第三章改寫而成，著重說明相關係數分析法、因果測定法、以及定態檢定法之應用，並以臺灣非酒精飲料商品為範例。特別感謝審查委員陳和全教授、黃景沂教授、馬泰成教授寶貴的建議，以及李芷芸、李芸慈、陳以洵、邱之螢、施昕陽等研究助理的協助。任何批評、指教，請寄至：  
ever@mail.ncku.edu.tw、weiminhu@nccu.edu.tw。

**關鍵詞：**相關係數分析法、向量自我相關模型、因果測定法、定態檢定、單根檢定、KPSS 檢定、非酒精飲料產業

## 一、前言

市場界定 (market definition) 對於各國競爭政策的執行，特別是結合案件是否適用簡化程序，是重要的篩選工具<sup>1</sup>，而對於相關案件的後續分析，市場界定的範圍，也扮演初步但明顯重要的角色。例如，在我國的公平交易法中第 5 條就定義相關市場為「事業就一定之產品或服務，從事競爭之區域或範圍。」而在同法中第 8 條有關競爭限制下獨占事業的認定標準，以及第 11 條事業結合之申報門檻即以相關市場之占有率加以規定。在執行公平交易法施行細則的第 3 條與第 4 條時也需要將市場界定。再者，於「公平交易委員會對於相關市場界定之處理原則問答集」的第一項中也開宗明義地指出「…執法中，相關市場界定往往會對個案的最終處理結果產生決定性的影響，此乃因事業是否具有顯著市場力、競爭行為是否在相關市場造成限制競爭效果以及減損市場效能競爭程度，皆與相關市場界定大小有密切關係。」特別在案件審理方面，由於市場界定為結合分析的前提，也是過濾案件是否需要進一步審視的重要依據，在我國、歐、美、日等地的反壟斷法執行中都扮演了重要的角色。因此過去的數十年間，在我國及歐、美等地無論是學界或實務界，市場界定的方法在反壟斷理論或實際案件審查二方面都持續受到關注與採用。

學者 Scheffman、Coate 與 Silvia 歸納了 20 年的美國反壟斷當局的執法歷程，將市場界定的諸應用方法歸納為「臨界損失法」(critical loss analysis) 以及相關衍生<sup>2</sup>、「自然實驗法」(natural experiment analysis) 與「模式分析法」(pattern analysis)<sup>3</sup>。這些方法因美國與歐盟的反壟斷法執法當局對於市場界定方法的見解可能不同<sup>4</sup>，或資料取得的難易有異，對不同的方法也各有偏重；Coate 與 Fisher 整

<sup>1</sup> 在「公平交易委員會對於結合申報案件之處理原則」中，「…參與水平結合之事業，其市場占有率總和未達 20%，得適用簡化作業程序。」而適用簡化程序的案件，「…倘無…例外事由之適用，得認其結合之整體經濟利益大於限制競爭之不利益。」市場占有率總和超過 20% 的潛在結合事業，則適用其他作業程序。

<sup>2</sup> 例如 Baumann 及 Godek 將臨界損失方法分為收支平衡法 (break even approach) 與利潤極大法 (profit maximization approach)；Coate 及 Williams 將臨界損失法的成本函數一般化。See Michael G. Baumann & Paul E. Godek, "Could and Would Understood: Critical Elasticities and the Merger Guidelines," *40(4) Antitrust Bulletin*, 885-899 (1995); Malcolm B. Coate & Mark D. Williams, "Generalized Critical Loss for Market Definition," *22 Research in Law and Economics*, 41-58 (2007).

<sup>3</sup> David Scheffman, Malcolm Coate & Louis Silvia, "Twenty Years of Merger Guidelines Enforcement at the FTC: An Economic Perspective," *71(1) Antitrust Law Journal*, 277-318 (2003).

<sup>4</sup> 例如，美國的假設性獨占者檢測法 (hypothetical monopolist test, 下稱 HMT) 是詢問假設性獨占者的利潤極大化行為是否會 (would) 調價超過 5-10% 的價格區間，其所衍伸的分析方法也因此

理了 30 個從聯邦貿易委員會（Federal Trade Commission）取得的結合案<sup>5</sup>，並發現這些案件審理期間所進行的市場範圍界定方法中，最常使用的即為「臨界損失法」，但這看似簡單的分析方法，其實也只占了這些市場界定案件總量的一半。另外，Hüschelrath 也強調，臨界損失的理論方法雖然簡單，其執行並非那麼直接（straightforward），且理論的應用在實際執行過程中仍有許多不明待解與需調適的地方<sup>6</sup>。再從 Veljanovski 的整理也可發現，歐盟較美國更常用「模式分析法」作為市場界定的依據<sup>7</sup>。

「模式分析法」與「自然實驗法」都是「臨界損失法」的重要救濟或補充方法，且兩者皆不像「臨界損失法」屬於假設性獨占者檢測法架構下的方法。其中，「自然實驗法」的好處在於能利用偶發事件，檢驗受影響產品或服務的價、量變化是否顯著，而進行各同類（或相似）產品或服務是否屬於相同市場的因果推斷。相反地，其難處在於偶發事件通常是可遇而不可得，也不見得能取得分析所需事件的前後歷史資料，並可能需要適當的創意、別出心裁且言之有理地針對歷史資料進行推論。

「模式分析法」所需資料僅為各產品或服務的價格，或僅為各產品或服務的銷售量，這些相對於其他兩類方法，更易於取得。當反壟斷執法當局在時間有限且僅有價格或數量的歷史資料時，可以依據資料分析所取得的模式（pattern），推斷市場範圍。舉例來說，Stigler 與 Sherwin 提出<sup>8</sup>，在控制共同成本因子（common cost

---

被稱作 Would-Approach，或者 profit-maximization approach，而英國與歐盟的 HMT 則是以「微幅但顯著的非暫時性價格調漲」（small but significant non-transitory increase in price，下稱 SSNIP）是否能（could）損益兩平（break-even），因此被稱作 Could-Approach 或 break-even approach。由於對應兩個問題所提出的分析方法不同，因此臨界損失法所推出的臨界損失範圍有差異，但在一定的邊際利潤範圍內，差異會縮小。此外，在進行 SSNIP 模擬時，應僅讓單一產品漲價，還是讓假設獨占者的所有產品都漲價，學者的見解也不同。See Gunnar Niels, “The SSNIP Test: Some Common Misconceptions,” *3(4) Competition Law Journal*, 267 (2004); Kai Hüschelrath, “Critical Loss Analysis in Market Definition and Merger Control,” *09-083 ZEW - Centre for European Economic Research Discussion Paper* (2009); Øystein Daljord, Lars Sørgard & Øyvind Thomassen, “The SSNIP Test and Market Definition with the Aggregate Diversion Ratio: A Reply to Katz and Shapiro,” *4(2) Journal of Competition Law & Economics*, 263-270 (2008).

<sup>5</sup> Malcolm B. Coate & Jeffrey H. Fischer, “A Practical Guide to the Hypothetical Monopolist Test for Market Definition,” *4(4) Journal of Competition Law and Economics*, 1031-1063 (2008).

<sup>6</sup> Kai Hüschelrath, *supra* note 4, 2.

<sup>7</sup> Cento Veljanovski, “Quantitative Economic Techniques in EC Merger Control,” *Case Associates Working Paper* (2004).

<sup>8</sup> George J. Stigler & Robert A. Sherwin, “The Extent of the Market,” *28(3) Journal of Law and Economics*, 555-585 (1985).

factor) 的條件下，如果二個能合理懷疑其屬於同一市場的產品（或服務）的價格間充分相關（sufficiently correlated）<sup>9</sup>，則可以斷定此二產品（或服務）屬於同一市場。而「模式分析法」依可取得資料的類型，又可分為以價格為分析基礎（price-based）的「相關係數分析法」（price correlation analysis）、「因果測定法」（Granger causality tests）以及「定態檢定法」（stationarity tests）；或是以數量為分析基礎（quantity-based）的「轉換分析法」（switching analysis）以及地理市場界定的「Elzinga - Hogarty 法」。當然在價量的歷史資料都有的狀況下，則可進一步計算交叉彈性（cross-elasticity）；而有運輸成本與價格時而欲進行地理市場界定时，則可以考慮運輸成本法（transportation cost test）。實務上，該採取哪一個方法來進行市場界定，端視有限時間下可取得的資料與市場型態來分析。

值得注意的是，Werden 與 Froeb 曾說明，模式分析的分析方法是用已經發生的資料，推論事前的事件對事後的影響，因此不易於經濟模型或假設的框架下分析<sup>10</sup>。此外，也需要其他證據佐證模式分析方法對市場界定的推論<sup>11</sup>。特別是，這些模式分析的檢測，雖然限制較小，但影響價格或數量變動的原因甚多，如何釐清因競爭關係所產生的相關，在實務上需謹慎操作，例如：必須分辨價格變動來源是否來自於相同生產投入的價格變動，這需要對產業投入特性的認識。文獻上除了 Stigler 與 Sherwin 二位學者於 1985 年指出使用「相關係數分析法」所應注意的事項外<sup>12</sup>，Werden 與 Froeb 二位學者也於 1993 年針對這個方法提出批評<sup>13</sup>，並於同年獲得 Sherwin 針對該文的回覆<sup>14</sup>。

<sup>9</sup> 或者，相對更嚴謹的採用定態檢定（Stationary Test），檢驗二產品或服務價格間的相關性。

<sup>10</sup> Gregory J. Werden & Luke M. Froeb, "Correlation, Causality and All that Jazz: The Inherent Shortcomings of Price Tests for Antitrust Market Delineation," *8(3) Review of Industrial Organization*, 329-353 (1993).

<sup>11</sup> Werden & Froeb 討論模式分析本質屬事後分析的缺點，而 Stigler & Sherwin 與 Elzinga & Hogarty 二篇論文中的討論也陳述了模式分析方法的弱點。其難處即在於從「模式分析法」中得到的市場範圍所依據的相關性，即使顯著，也僅能作為市場界定範圍的必要條件，而不足以斷言價格（或數量）相關係數顯著的產品或服務皆屬於同一市場範圍，因而必須取得其他市場資料作為進一步的佐證。Id.; George J. Stigler & Robert A. Sherwin, *supra* note 8; Kenneth G. Elzinga & Thomas F. Hogarty, "The Problem of Geographic Market Delineation in Antimerger Suits," *18(1) Antitrust Bulletin*, 45-81 (1973).

<sup>12</sup> George J. Stigler & Robert A. Sherwin, *supra* note 8.

<sup>13</sup> Gregory J. Werden & Luke M. Froeb, *supra* note 10.

<sup>14</sup> Robert A. Sherwin, "Comments on Werden and Froeb - Correlation, Causality, and all that Jazz," *8(3) Review of Industrial Organization*, 355-358 (1993).

由於價格時間序列資料較易取得，且「相關係數分析法」部分缺點也可利用時間序列的計量方法克服，又能用於產品與地理市場界定，且文獻與實務上近期仍有許多的應用與發展。也因此本文在有限的篇幅下，將針對以價格為基礎的檢測優缺點與近期發展、應用作更深入的介紹。特別是「因果測定法」與「定態檢定法」即是對「相關係數分析法」的部分缺點，利用時間序列模型所進行的改進。Cartwright、Kamerschen 與 Huang 三位學者指出：「相關係數分析法」只考慮「當期」兩兩配對價格的效果、無法推論因果關係、即便有高相關性也非定義市場的充分條件（sufficient condition）、相關性的門檻值又要設為多少才能將二者視為相關市場<sup>15</sup>？為了檢測因果關係，Slade 提出了外生測定法（exogeneity test）<sup>16</sup>；Huang 則提出以 Granger 因果測定法來進行市場界定<sup>17</sup>。學者黃美瑛於 1994 年更以臺灣的石油煉製品、銀行存款、熱可塑性塑膠與民間借貸等商品市場為例進行因果測定市場界定<sup>18</sup>。

雖然因果測定能將「落後期」的相關效果加以捕捉，也能測定因果關係，但和相關性檢定一樣，必須是每個價格序列或是差分序列都為定態（stationary）時分析才有意義。Forni 主張在非定態（nonstationary）的價格分析上則可考慮共整合檢定，但變數間整合階次（the order of integration）必須相同<sup>19</sup>。Hosken 與 Taylor 則說明在整合階次不相同時雖可考慮將價格比例取對數後進行定態檢定，但卻限制或忽略了其他相關市場中廠商價格的影響關係；再者，定態檢定法雖然概念簡單，也應選取檢定力較高且能符合資料特性選擇最適落後期的方法<sup>20</sup>。

由於這些方法仍陸續地應用於近期市場界定的實際案例，從中也可歸納出具體的操作建議。本文的主要貢獻即是將這三個以價格為基礎的分析法作一有系統的整

<sup>15</sup> Phillip A. Cartwright, David R. Kamerschen & Mei-Ying Huang, "Price Correlation and Granger Causality Tests for Market Definition," *4(2) Review of Industrial Organization*, 79-98 (1989).

<sup>16</sup> Margaret E. Slade, "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products," *34(3) Journal of Industrial Economics*, 291-303 (1986).

<sup>17</sup> Mei-Ying Huang, *The Delineation of Economic Markets*, Ph.D. Dissertation, University of Georgia (1987).

<sup>18</sup> 黃美瑛，「臺灣產業市場範圍界定之實證研究：價格相關係數法與 Granger 因果測定法之應用」，收錄於：瞿宛文，*產業結構與公平交易法*，初版，中央研究院中山人文社會科學研究中心，109-154（1994）。

<sup>19</sup> Mario Forni, "Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition," *6(2) American Law and Economics Review*, 441-464 (2004).

<sup>20</sup> Daniel Hosken & Christopher T. Taylor, "Discussion of Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition," *6(2) American Law and Economics Review*, 465-475 (2004).

理與比較，並以時間序列的觀點詳細介紹這些方法在近期實際案例操作上之注意事項。特別是「相關係數分析法」與「因果測定法」是建立在定態的價格序列上。但實務上，進行「模式分析法」過程中，常會遇到資料全部或部分為非定態的情形，只使用「相關係數分析法」與「因果測定法」時則有必要將資料做差分轉換。然而，如何操作在早期的實例中並未受到重視或簡略帶過。直至近期 Ryanair 與 Aer Lingus 航空公司的收購案上（下稱 Ryanair 收購案）<sup>21</sup>，歐盟競爭委員會即詳列出幾個計算相關係數的調整方法，並仔細說明各方法的步驟。而這些調整方法也將於本文中介紹如何擴展到「因果測定法」來作應用。此外，若不進行差分轉換而直接進行「定態檢定法」，操作上的相關限制也將於本文介紹說明。

其次，近期歐盟雖有案例同時使用「相關性檢定」與「定態檢定法」進行市場界定分析<sup>22</sup>，但後者較少應用於我國的相關公平交易案件中，也較少文獻同時進行「相關係數分析法」、「因果測定法」與「定態檢定法」等方法與實證上的比較。因此本文將詳細介紹這些方法之操作流程、資料需求、優缺點、應用限制及困難；也將蒐集我國非酒精飲料各類平均價格的資料，進行相關分析、因果測定、以及定態檢定等量化市場界定方法在實證結果上的比較，並且對於應用的過程予以檢討。期望本文能成為將理論轉成實際可操作工具的實用指引，並作為相關執法單位日後實務操作執法上之參考。

在接續的幾節中，我們將介紹相關分析（第二節）、自我相關模型分析（第三節）以及定態分析（第四節）等以價格為分析基礎的常用市場界定模式分析方法及其最新的批評與發展，相關案例則附於每節的最後一小節。第五節則是將這三個方法作一個優缺點的彙整比較，以作為後續實際操作的參考。第六節則運用臺灣非酒精飲料產業的價格，套用這些方法進行市場界定，再就結果進行比較與分析，並於第七節總結全文，相關公式統整及計量專有名詞請見《附錄：相關檢定公式》。

<sup>21</sup> Case No. COMP/M.6663 - RYANAIR/AER LINGUS III (2013/2/27), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663\\_20130227\\_20610\\_3904642\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663_20130227_20610_3904642_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31. 該案在計算相關係數時不考慮觀察值少於 20 個的樣本。

<sup>22</sup> Case No. COMP/M.5830 - Olympic/Aegean Airlines (2011/1/26), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830\\_7897\\_2.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830_7897_2.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

## 二、相關係數分析法

價格相關分析通常用於衡量二個價格的同期調整是否同向變動。當同一地區二個產品或是二個地區同一產品的替代性高（或有顯著競爭）時，同期價格即有同向變動的趨勢，故能協助市場界定的判斷。

### （一）基本概念

利用價格相關性來進行市場界定的概念如下：在沒有共同的需求變動或共同供給衝擊的情況下，同一地區某一產品降價時，將減少該地區另一替代產品的需求。此時，該替代產品將供過於求，只好降價以鞏固市場。這效果在兩產品於消費者心中的同質性或替代性越高時，價格競爭的效果越大，因此更應視為同一相關的產品市場。反之，異質性越高或替代性越低時，則兩者價格的影響也就效果越小。

類似的概念也能應用於是否屬於相關的地理市場，例如：在沒有共同的需求變動或供給衝擊的情況下且運輸成本可忽略時，如果價格競爭屬於相同的相關地理市場，則透過套利，價格競爭將導致二個地理區域下的相同產品價格一致。這也就是經濟學理論中單一價格法則（the law of one price）的應用。例如，對於屬於同一市場的二個出發地點相近但終點相同飛機的票價，若因某一出發點的特定成本衝擊導致該航線的價格上漲，則消費者將可能以另一機場的航線為替代，而使替代路線的需求增加，進而使該路線的價格上升，也可預期二個航線的價格變化將有同向變動，而有正的相關性。因此，如果上述二個航線被認為是屬於同一市場，則價格變動應呈現正相關。在實際應用上，兩地的產品即便因運輸成本或其他因素可能不同，仍具有一定程度的替代性。此外，產品或服務若屬於同一地理市場也不需要絕對價格趨同。

傳統上我們使用相關係數（correlation coefficient）來衡量價格的相關性：

$$r = \frac{1}{n-1} \sum_{t=1}^n \left( \frac{P_{xt} - \bar{P}_x}{S_x} \right) \left( \frac{P_{yt} - \bar{P}_y}{S_y} \right),$$

其中  $r$  為相關係數， $n$  為樣本數， $P_{jt}$  為第  $t$  期物品  $j=x,y$  的價格， $\bar{P}_j$  為物品  $j$  在觀察期間的平均價格， $S_j$  為物品  $j$  在觀察期間的標準差。若二個價格的相關係數為正且數值越大，它們之間同向變動的程度也就越高。若二個價格沒有關係，則相關



性等於零。反之，若為負值，則二者間的走勢大致呈現反向變動。相關係數的最大值為 1，最小值為-1。值得注意的是，相關係數為 1 並沒有要求二個同向變動的價格數值之大小需要趨於相同。這類的計算，不只在統計的套裝軟體中被視為基礎的統計量，在一般資料試算表中也有兩數列相關係數的計算功能。

屬於同一市場的兩產品或地理區域，其價格的相關係數則至少一定不為負值。然而，有時相關係數雖然統計上顯著，但數值卻只有 0.2 或 0.3。相關係數的門檻值要多大才能被判定成同一市場？學者 Sherwin 則建議以類似且確定為同一市場兩產品或地理區域的相關係數（平均值）作為門檻的基準值（benchmark）<sup>23</sup>。而在 Ryanair 收購案<sup>24</sup>中，也曾利用 26 個屬於同一市場（二個航空公司起落於相同機場）的路線價格相關係數計算門檻的基準值 0.79（加權後是 0.66）。

## （二）價格相關分析的限制與缺點

然而，價格相關分析，並非進行市場界定的完美指標。相反地，在價格競爭外，尚有許多因素能使相關係數呈現正值。以下我們延伸並補充學者陳和全與周振鋒的介紹，說明價格相關分析的限制與缺點<sup>25</sup>。

1. 共同的需求變動或共同供給衝擊，將使二個不相關的市場價格呈現正相關。例如：燃油價格上漲將使得全球各航線的價格同向變動，即使兩航線各自的出發地與目的地位於不同洲，應各屬於不同的地理市場。或是例如：水上樂園的票價與飲料市場的價格都會受到是否為暑期旺季的影響，不同季節的需求也隨之不同，即便二者有正相關，但顯而易見地，這些共同變動與二者的消費和（或）生產之替代性無關，是不屬於相同的產品市場。
2. 同向的時間趨勢，將使二個不相關的市場價格呈現正相關。我們經常發現二個價格呈現正相關，只因為它們都具有同向的時間趨勢，卻與二者的消費或生產之替代性無關。例如：某些控制糖尿病的藥物價格隨著專利過期、學名藥（白牌）的出現、與新藥的開發而使其價格有逐年下降的趨勢，與此同時，某一型號的液晶電視價格也逐年下滑，雖然二者價格有正的相關性，但明顯二者不屬於同一個產

<sup>23</sup> Robert A. Sherwin, *supra* note 14.

<sup>24</sup> *Id.*

<sup>25</sup> 陳和全、周振鋒，經濟分析方法於競爭法議題應用之研究，公平交易委員會 102 年度委託研究報告（2013）。

品市場。類似地，物價膨脹也將造成二個物價同時變動的假象。

3. 序列相關的影響。價格的數列往往受到過去值的影響，而有序列相關（*serial correlation*，或稱自我相關，*autocorrelation*）的現象，此時二個價格序列之間的相關性將受到每一價格序列前幾期過去值或多或少的影響，並且可能導致錯誤的結果。
4. 非定態數列（*nonstationary series*）的假性相關。在時間序列分析上，已得知二個非定態數列的相關係數有可能是虛假的（*spurious*）。為加以說明假性相關，以下將進一步介紹時間序列的幾個概念：

若一個時間數列的平均值、變異數以及自我共變異數（*auto-covariance*）存在且不隨時間改變的影響，這樣的時間序列即是弱定態的（*weakly stationary*，或共變異數定態的，*covariance stationary*）。定態時間數列的一個重要特性就是它們經常在平均值上下作變動，且經歷衝擊後有回復到均數的趨勢（*mean reversion*），也因此影響定態時間數列的衝擊只會產生暫時的影響，但該數列的長期預測仍等於平均值。

類似的，若一個時間數列本身不是定態，而經過一階差分（*first-difference*）才呈現弱定態的特性，那這個數列即被稱為差分定態（*difference-stationary*）。差分定態數列的一個特性是它們（的原始數值）不一定具有固定的（樣本）平均值並且不經常穿過任何水平線，例如：隨機漫步（*random walk*）即不常跨越其均數（如圖 1 的實線）。有些數列在去除時間趨勢後，即具有定態的特性，這類的數列是屬於趨勢定態的（*trend stationary*，如圖 1 的虛線）。有些沒有時間趨勢（或是即使去除時間趨勢後）之數列的變異數也可隨著時間的推移而不受限制地增長，而且影響它的衝擊是永久性的（也就是說，它們衝擊的效果將永遠存在而不隨時間的推移而削弱），如隨機漫步數列。

值得注意的是，二個衝擊完全獨立的非定態數列，由於前後衝擊的效果將永遠存在，也因此計算相關係數時，將會把前後期相隔很遠且毫不相關的同向變動誤認為是相關的一部份而一併納入考量。如此一來將有可能使得相關係數變得很大或是很小，而有虛假的（*spurious*）相關性產生。

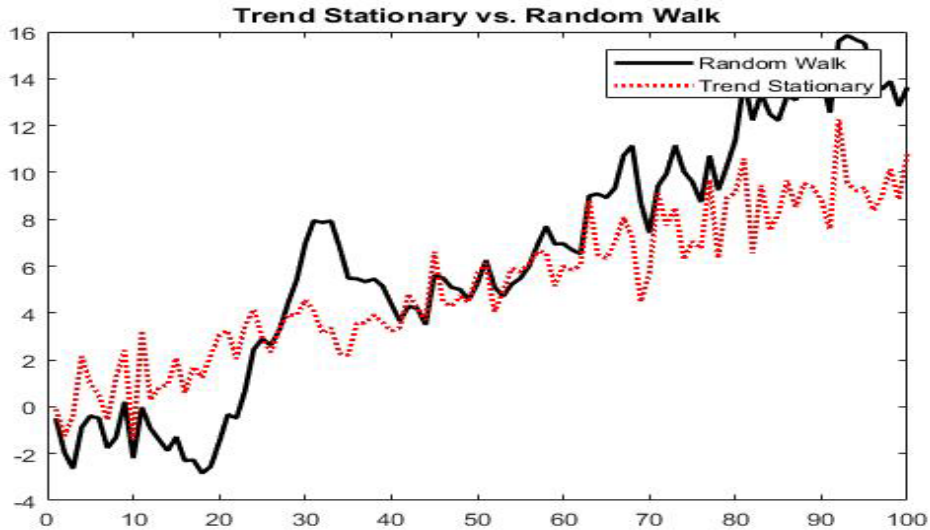


圖 1 趨勢定態（虛線）與隨機漫步數列（實線），可以發現前者沿著一個時間趨勢上下波動，但後者則是上下沒有規則的波動

資料來源：本研究自行繪製

以模擬產生二個獨立的隨機漫步數列為例：

$$X_t = X_{t-1} + \varepsilon_{xt}, \quad \varepsilon_{xt} \sim i.i.d. N(0,1),$$

$$Y_t = Y_{t-1} + \varepsilon_{yt}, \quad \varepsilon_{yt} \sim i.i.d. N(0,1),$$

雖然它們的衝擊 $\varepsilon_{xt}$ 與 $\varepsilon_{yt}$ 相互獨立，但 $X_t$ 與 $Y_t$ 相關性有可能高到 0.89（請見圖 2A）；而利用相同的資料產生過程再形成一組資料，則相關性又可低到-0.87（請見圖 2B）；但在這二個例子中都因相互獨立而使相關性的期望值為 0。另一方面，二個相關的非定態數列，它們原始數值的相關係數仍可能呈現相關性。也因此要判斷二個非定態數列的相關性時，仍需其他工具輔助來加以判定。

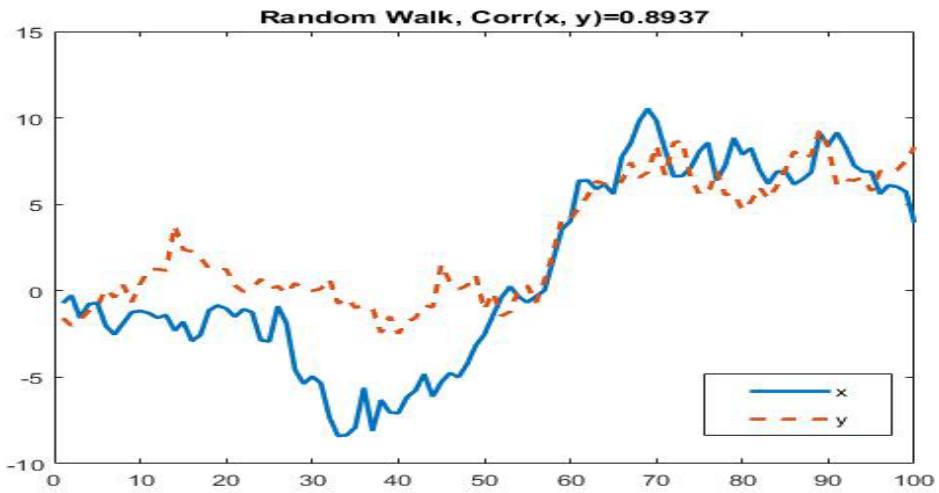


圖 2A 二個獨立的隨機漫步數列可能產生虛假的相關，其相關係數為 0.89

資料來源：本研究自行繪製

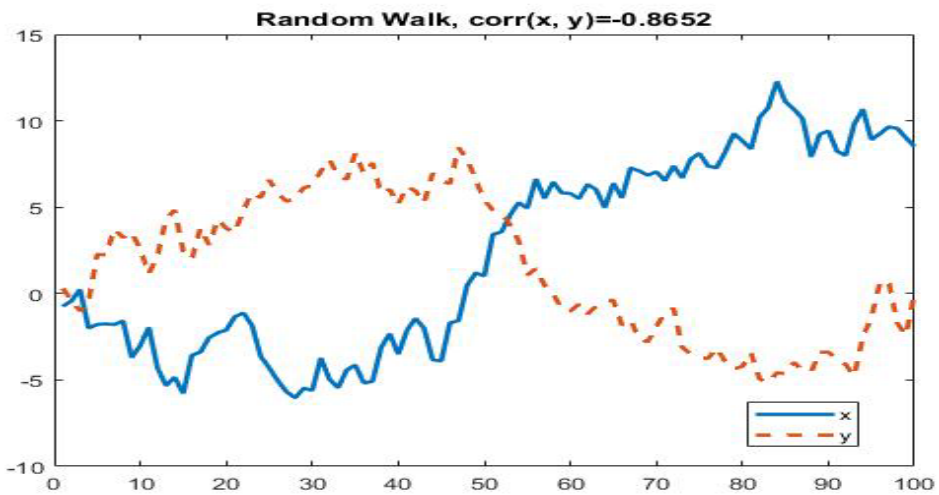


圖 2B 二個獨立的隨機漫步數列可能產生虛假的相關，其相關係數為-0.87

資料來源：本研究自行繪製

### (三) 相關分析的改進方法

#### 1. 偏相關係數 (partial correlation) :

不論是共同的需求變動、共同供給衝擊或是時間趨勢，一個簡單的解決方法就是想辦法從價格序列中刪除這些效果後才做相關係數。常用的方式即是利用最小平方法把價格針對需求變動、共同供給衝擊與時間趨勢進行迴歸分析後，取其殘差後加以分析。例如：在飛機航線的合併案中，由於旅遊需求常受到季節性的變動，票價高低也隨著燃油成本的影響，常見的做法就是將不同公司的相同或類似航線票價進行以下的迴歸分析：

$$P_{ijt} = \alpha_1 + \sum_{s=2}^4 \alpha_s D_{st} + \alpha_5 trend_t + \alpha_6 F_t + u_{ijt},$$

其中  $P_{ijt}$  為  $i$  公司航線  $j$  在  $t$  期的價格， $D_{st}$  為季節虛擬變數 (dummy variable，當時間落在  $s$  季時  $D_{st}$  值為 1 而其餘時間為 0)， $trend$  為時間趨勢， $F_t$  為飛機燃油價格。進行迴歸分析後，取其殘差  $\hat{u}_{ijt}$  再計算公司  $i$  與公司  $i'$  下相同 (或類似) 航線  $j$  的偏相關係數  $corr(\hat{u}_{ijt}, \hat{u}_{i'jt})$ 。若我們的關注只是當期的相關性，我們也可以藉此加入價格的落後期以去除自我相關性的影響，而進行以下的迴歸分析：

$$P_{ijt} = \alpha_1 + \sum_{s=2}^4 \alpha_s D_{st} + \alpha_5 trend_t + \alpha_6 F_t + \sum_{q=1}^Q \rho_q P_{ij,t-q} + u_{ijt},$$

其中落後期  $Q$  的選取可使用赤池訊息準則 (Akaike Information Criterion，下稱 AIC)、貝氏訊息準則 (Bayesian Information Criterion，下稱 BIC) 或其他方法來選取。

#### 2. 一階差分序列的相關係數：

為了避免非定態數列所造成虛假相關性，常用的做法就是將數列先取差分：

$$\Delta P_{ijt} = P_{ijt} - P_{ij,t-1}$$

之後再進行相關係數的分析。當然，差分是沒有辦法處理共同的需求變動、共同供給衝擊、以及更複雜的自我相關性。因此仍可以仿照偏相關係數的方法，利用迴歸

分析對季節效果、共同成本衝擊以及價格落後期進行迴歸分析後，再取殘差的差分來計算相關係數。

值得一提的是，歐盟競爭委員會在 2013 年審理 Ryanair 收購案<sup>26</sup>時，即使用了價格相關分析並在計算相關係數時採用了幾種互補的方法，為方便後續說明，我們將本案所採取計算相關係數的各方法步驟詳列如下：

#### I. 價格的相關性

##### A. 繪製價格序列：

A1. 對個別價格序列進行 Augmented Dickey-Fuller test (下稱 ADF 檢定)<sup>27</sup>，

A2. 計算原始價格的相關係數。

##### B. 價格對共同影響因子 (或/及季節性虛擬變數) 以及趨勢項進行迴歸，取殘差：

B1. 對 B 項之殘差進行 ADF 檢定 (含趨勢項之公式)，

B2. 計算 B 項之殘差的相關係數。

##### C. 價格對共同影響變量 (季節性虛擬變數)、趨勢項以及該價格的落後項進行迴歸後，取其殘差：

C1. 對 C 項之殘差進行 ADF 檢定 (含趨勢項之公式)；

C2. 計算 C 項之殘差的相關係數。

#### II. 價格一階差分後的相關性

##### D. 對價格序列和共同成本變數取一階差分：

D1. 對上述價格之差分進行 ADF 檢定 (含常數項之公式)，

D2. 計算上述價格之差分的相關係數。

##### E. 價格的一階差分對共同成本變數之一階差分以及季節性虛擬變數進行迴歸，取殘差：

E1. 對 E 項之殘差進行 ADF 檢定 (含常數項之公式)，

E2. 計算 E 項之殘差的相關係數。

##### F. 取 B 之殘差進行一階差分：

<sup>26</sup> Case No. COMP/M.6663 - RYANAIR/AER LINGUS III (2013/2/27), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663\\_20130227\\_20610\\_3904642\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663_20130227_20610_3904642_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>27</sup> David A. Dickey & Wayne A. Fuller, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *74(366) Journal of the American Statistical Association*, 427-431 (1979).

F1.對 F 項之殘差進行 ADF 檢定（含常數項之公式），

F2.計算 F 項之殘差的相關係數。

我們將在後續的實例中使用這些步驟來進行（偏）相關係數的分析。

#### （四）相關案例

##### 1. US AIRWAYS / AMERICAN AIRLINES（2013，歐盟）<sup>28</sup>

歐盟 2013 年 US AIRWAYS/AMERICAN AIRLINES 一案是關於全美航空（US Airways）以及 AMR 公司（American Airlines）的合併協議，由於歐盟委員會發現倫敦—紐華克（London-Newark）航班與倫敦—費城（London-Philadelphia）航班並不具替代性，倘若兩公司進行合併，則將會導致倫敦—費城航線在倫敦希思洛機場（Heathrow Airport）壟斷。針對此問題，US Airways、American Airlines 提交了二份研究分析。第一份中說明，紐華克和費城方便互相通勤，且倫敦—紐華克（London-Newark）航班數量大於倫敦—費城（London-Philadelphia）航班。第二份提交的是相關係數分析，使用 2010 年 5 月至 2013 年 4 月之月收入以及乘客數據資料，利用平均機票價格計算其中的相關性，並在控制燃料成本下計算偏相關係數。分析結果指出倫敦—紐華克航班和倫敦—費城航班之機票價格動向非常相似（moving very closely），代表兩航班具替代性。儘管委員會認為在一些時間序列分析中未呈現定態（non-stationarity of some of the series），但在操作了其他機場相對的相關係數分析後，發現不只倫敦—費城和倫敦—紐華克呈現高度相關，倫敦—費城與倫敦—波士頓（Boston）、紐約（紐約市約翰甘迺迪國際機場，John F. Kennedy International Airport）、芝加哥（Chicago）等航班甚至呈現更高程度的相關性，委員遂批准全美航空和 AMR 公司之間的擬議合併。

---

<sup>28</sup> Case No. COMP/M.6607 - US AIRWAYS/AMERICAN AIRLINES (2013/8/5), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6607\\_22592.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6607_22592.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

## 2. MARINE HARVEST / MORPOL (2013, 歐盟)<sup>29</sup>

歐盟 2013 年 MARINE HARVEST / MORPOL 一案中，委員會擔心 MARINE HARVEST / MORPOL 掌控鮭魚從養殖到次級加工的供給生產鏈，因此進行了挪威（Norway）和蘇格蘭（Scotland）初級加工之鮭魚產品市場界定。MARINE HARVEST / MORPOL 以挪威和蘇格蘭之鮭魚交易數據資料，進行相關係數分析，結果顯示出挪威和蘇格蘭初級加工之鮭魚價格動態呈現一致（price series move together over time），基於此分析結果，MARINE HARVEST / MORPOL 認為挪威和蘇格蘭初級加工之鮭魚應屬同一產品市場。然而，委員會指出價格相關係數分析並未處理共同成本以及價格時間序列非定態（non-stationarity）的問題，此結果並無法提供有力證據支持挪威和蘇格蘭初級加工之鮭魚應屬同一相關產品市場。因此委員會改使用一階差分（first-difference）方法，以解決時間序列非定態的問題，同時也計算了偏相關係數，以控制平均餵養成本（挪威和蘇格蘭初級加工之鮭魚之共同成本）。經過計算，委員會發現在大部分的情況下，來自挪威和蘇格蘭的鮭魚價格間的相關係數都低於基準值<sup>30</sup>。經過評估，委員會認定自挪威和蘇格蘭初級加工之鮭魚有可能屬於不同的產品市場。

### 三、向量自我相關模型與 Granger 因果關係檢驗

雖然在某地理區域或某產品的價格變化，將引起處於同一市場的其他地理區域或其他產品的價格變化。然而，一個價格的當期變動，在有效率的市場下可能會立即影響另一產品或地理區域的價格；也有可能因不效率的調整而在一期或多期後才逐漸發生效果。為了同時捕捉與檢定兩產品同時與跨期的影響，可利用時間序列中的向量自我相關模型（vector autoregressions, VAR）架構與 Granger 因果關係

<sup>29</sup> Case No. COMP/M.6850 - MARINE HARVEST/MORPOL (2013/9/30), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850\\_20130930\\_20212\\_3315220\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850_20130930_20212_3315220_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>30</sup> 在本案例中，委員會使用了二種基準值，一為挪威不同公斤等級鮭魚間的價格相關性，另一為蘇格蘭不同公斤等級鮭魚間的價格相關性。經過分析，最後委員會判定挪威及蘇格蘭鮭魚價格之相關性低於基準值（其中分析結果唯有 6 公斤以上尺寸的鮭魚較為不同，然而因為其主要市場並非歐洲經濟區之國家，因此不具代表性）。基準值並未標明於案件報告中，僅以[...]標示。See Case No. COMP/M.6850 - MARINE HARVEST/MORPOL (2013/9/30), 10, para. 55-56, n. 22, [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850\\_20130930\\_20212\\_3315220\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850_20130930_20212_3315220_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.



(causality) 檢定來進行分析與判定。以下我們將參考學者黃美瑛的作法加以介紹<sup>31</sup>：

## (一) 基本概念

首先我們利用 VAR 架構，來刻劃兩個價格 ( $P_{xt}, P_{yt}$ ) 的關係：

$$\begin{aligned} P_{xt} &= \sum_{s=1}^p \gamma_{1s} P_{x(t-s)} + \sum_{s=1}^q \delta_{1s} P_{y(t-s)} + \epsilon_{xt} \\ P_{yt} &= \sum_{s=1}^p \gamma_{2s} P_{x(t-s)} + \sum_{s=1}^q \delta_{2s} P_{y(t-s)} + \epsilon_{yt}, \end{aligned} \quad (1)$$

其中，自身價格的落後期是用來控制自我相關的影響，但另一個價格的落後期則是用來捕捉其跨期調整的影響。以  $P_{yt}$  為例，當它只受到自身落後期的影響，卻不受到  $P_{xt}$  的落後期影響時，則可將  $\gamma_{2s}=0, s=1\dots q$  視為 0，(1) 式也就可簡化成：

$$P_{yt} = \sum_{s=1}^{\infty} \delta_{2s} P_{y(t-s)} + \epsilon_{yt}. \quad (2)$$

若拒絕虛無假設  $\gamma_{2s}=0, s=1\dots q$ ，表示(1)式比(2)式更能解釋產品 y 之價格，代表產品 y 的價格與 x 的過去價格具有 Granger 因果關係（受到 x 價格過去值的影響）。當然，利用在這個架構下，我們也可以進一步探討 x 產品對 y 產品價格的當期影響而將(2)式擴充為(3)式：

$$P_{yt} = \gamma_{20} P_{x(t-s)} + \sum_{s=1}^p \gamma_{2s} P_{x(t-s)} + \sum_{s=1}^q \delta_{2s} P_{y(t-s)} + \epsilon_{yt} \quad (3)$$

若  $\gamma_{20}$  顯著異於 0，則表示  $P_{yt}$  受到  $P_{xt}$  的當期影響。

## (二) 相關市場的判定

本段落將以市場價格是否於當期即時反映訊息作為衡量標準，以說明不同樣態之相關市場。若一市場的價格能「立即」地反應所有可能的影響訊息，則市場的訊息反應具有效率性。反之，若當期互不影響，但前期價格仍能影響另一商品當期市

<sup>31</sup> 黃美瑛，前揭註 18。

場價格，則訊息反應不具效率性。

市場反應具效率性：當 $P_{yt}$ 受到 $P_{xt}$ 的當期的同向影響，則兩者有同期的相關性，能立即反應價格變動來做調整，具立即因果性，屬同一相關市場，且該市場的訊息反應具效率性。

單向因果：當兩者非效率市場，且 $P_{yt}$ 只受到 $P_{xt}$ 的落後期影響，但 $P_{xt}$ 不受 $P_{yt}$ 的落後期影響，則此時具有單向的因果關係，也就是說 $P_{xt}$ 的變動對未來的 $P_{yt}$ 只有單向的預測功能，所以二者並不屬於同一市場。

雙向因果：當兩市場價格反應不具效率性，且 $P_{yt}$ 受到 $P_{xt}$ 的落後期影響且 $P_{xt}$ 也受 $P_{yt}$ 的落後期影響，則稱二者具有雙向的因果關係，也因為這層回饋關聯，二者應視為同一市場。只是相互的調整是跨期而非當期的，而具有訊息落後的特性，在市場訊息調整上不具效率性。

值得注意的是：VAR 系統尚能加入常數、時間趨勢、季節效果以及相同成本衝擊的外生變數（或如偏相關係數一樣先濾除時間趨勢、季節效果以及相同成本衝擊的影響）。至於落後期  $p$  與  $q$  的選擇（通常取  $p=q$ ）則可用 AIC、BIC 或其它模型選擇方法來進行。為了避免離群值影響而使數列更接近常態，也可以利用取對數後的價格來進行分析。但此分析方法的所有變數仍限以定態的數列。若非定態，則可取一階差分來加以分析<sup>32</sup>。最後，除了進行因果檢定外，也應回到產品的替代性來討論是否具有當期或落後期的同向影響。

### （三）相關案例

智庫 Lexecon 對於歐盟 1994 年 MANNESMANN / VALLOUREC / ILVA<sup>33</sup>一案，曾進一步採用向量自我相關迴歸模型分析歐洲經濟區、美國、東歐三地區者無縫不鏽鋼管的價格，發現歐洲經濟區的價格確實受其他二者影響。另，學者 Werden 與 Froeb 也曾以 United States v. Archer-Daniel-Midland Co. 相關價格資料進行類似的

<sup>32</sup> 另值得注意的是，若兩非定態變數間有共整合關係（cointegration 也就是透過某種線性組合能得到定態的結果），那麼差分的 VAR 模型中還要加上估計共整合關係後的殘差，而變成向量誤差修正模型（vector error-correction model, VECM）。

<sup>33</sup> Case No IV/M.315 - MANNESMANN/VALLOUREC/ILVA (1994/1/31), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m315\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m315_en.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

實證分析並與價格相關分析的結果作一比較<sup>34</sup>。

## 四、定態檢定法 (Stationarity Test)

若二個產品或地理區域的價格序列至少一個不是定態，我們可以利用定態檢定以判定這些產品或地理區域是否屬於同一相關市場。

### (一) 基本概念與市場判定

在相同相關市場下，由於產品間的價格差異會產生套利的空間，因此即使在短期會有一些訊息或調整上的落差。從長遠來看，它們的價格不會無限期地相互遠離，因為無論是需求還是供應面，消費者或生產者都有套利的動機，而在兩產品或地理區域間轉移，以從市場上消除較昂貴的價格。也因此，二個相關產品或地理區域價格的比值應是定態的。這就可以利用檢定定態的相關統計分析，來檢驗這個考量（相關公式統整及計量專有名詞請見《附錄：相關檢定公式》）。

學者 Forni 據此利用二個常用的方法來進行市場界定<sup>35</sup>。一個是學者 Dickey 與 Fuller 於所發展出來的 ADF 檢定<sup>36</sup>，以及由學者 Kwiatkowski 等人所提出的 KPSS 檢定<sup>37</sup>。值得注意的是，前者的虛無假設是序列不為定態，而後者的虛無假設是序列為定態，所以 Forni 建議若取對數的價格比例數列：

$$\ln(P_{it} / P_{jt}) = \ln(P_{it}) - \ln(P_{jt})$$

一方面能讓（含有截距項的）KPSS 拒絕虛無假設（也就是判定該價格比的對數不是定態），另一方面能讓（含有截距項的）ADF 檢定無法被拒絕（也就是無法拒絕該價格比的對數不是定態），則此時二個檢定都作出該價格比的對數不為定態的判斷<sup>38</sup>。而非定態則違反「同一相關市場下二個價格不會無限期地相互遠離，而

<sup>34</sup> Gregory J. Werden & Luke M. Froeb, *supra* note 10.

<sup>35</sup> Maric Forni, *supra* note 19.

<sup>36</sup> David A. Dickey & Wayne A. Fuller, *supra* note 27.

<sup>37</sup> Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?" *54(1-3) Journal of Econometrics*, 159-178 (1992).

<sup>38</sup> 當  $\ln P_{it}$  與  $\ln P_{jt}$  都不為定態時，若二者都屬同一相關市場，因套利調整的關係，可視二者存有一個非定態的調整驅動力量來源  $\ln Z_t$ 。由於相關市場的兩商品一般而言並非完全替代（或因地域差異而有運輸成本），而受到主要的調整驅動力量某一倍數或比例的影響，故在不失一般性下，

使（取對數的）價格比值成為定態」的概念，故在此作出有利於「兩產品或區域為不同相關市場」的判斷<sup>39</sup>。

然而，當無法作出有利於「兩產品或區域為不同相關市場」的判斷時，則此時兩產品或區域是否為相同市場一般就無法定論。實務上，這類檢定較適合作為否定兩產品不屬於同一市場的證據。例如當取對數的價格比例為定態時，有可能是二者原來都為定態（而相除也是定態）但屬不同市場（極端的例子，就是二者都是互不相關的白噪音。當二者相減前就都為定態時，建議以前二節的方法來討論是否屬於相關市場）。也有可能個別價格的對數都為非定態，但卻導因於非定態的成本變動所致，也將使得檢定結果可能出現定態。但是，如果個別價格的對數都是非定態的，而且在移除非定態的共同成本影響後仍為非定態，我們也知道它們已經受到若干相同變異來源的影響，則定態的一致結論（即 KPSS 無法拒絕定態，但 ADF 非定態檢定被拒絕而表示為定態），則可以被視為支持「同一相關市場」的證據。當然，進行檢定時也有可能得到：1.KPSS 無法拒絕虛無假設，但 ADF 檢定也無法被拒絕；或是 2.KPSS 拒絕虛無假設，但 ADF 檢定也被拒絕的狀態。出現這兩種情形時，則應視為未定論的狀態。

這個檢定解決了相關係數只看當期，而沒有考慮比較兩產品間長期價格動態調整的缺憾。事實上，非定態的價格比例提供了潛在市場不同力量的間接證據。當價

---

可設  $\ln P_{it} = \ln(a_i Z_t) + e_{it} = \ln a_i + \ln Z_t + e_{it}$  且  $\ln P_{jt} = \ln(a_j Z_t) + e_{jt} = \ln a_j + \ln Z_t + e_{jt}$ ，其中  $a_i$  與  $a_j$  為常數， $e_{it}$  與  $e_{jt}$  為排除共同變動影響後價格各自的變動。二者相減可刪除主要的調整驅動力量，而得到  $\ln P_{it} - \ln P_{jt} = \ln a_i - \ln a_j + e_{it} - e_{jt}$ 。由於非定態的變動往往遠大於定態的變動，若  $e_{it}$  與  $e_{jt}$  都為定態，這表示  $\ln P_{it}$  及  $\ln P_{jt}$  都在非定態的調整驅動力量外，都只做小規模的變動，且  $e_{it} - e_{jt}$  也會是定態。將這個概念應用在均衡價格調整上，由於經濟學的均衡是一種動態的概念，時時刻刻有衝擊，但也時時刻刻往均衡點收斂或在均衡點小幅震動，故實際觀察值有均數復歸的特性（mean reversion）。而（弱）定態資料即有均數復歸的特性，但非（弱）定態資料則無均數復歸的特性。相反地，若沒有共同的調整力量，且因  $\ln P_{it}$  與  $\ln P_{jt}$  都不為定態，則  $e_{it}$  與  $e_{jt}$  一定不為定態， $\ln P_{it} - \ln P_{jt} = e_{it} - e_{jt}$  也不會是定態。類似的，考慮雖然有共同非定態的調整力量，但  $e_{it}$  與  $e_{jt}$  至少一個不是定態的狀況：則  $e_{it} - e_{jt}$  也不會是定態，且表示二者的差異仍存有一隨機趨勢（stochastic trend），使二者在實現值上分離而無法亦步亦趨地變動，這也顯示二者除了共同調整驅動的力量外，尚有非定態（較大）的力量將二者的變動區隔，而產生除了  $\ln a_i - \ln a_j$  效果外，無限期的相互遠離，故在市場規模與偏好不變下，不應屬於同一相關市場。最後，考量調整驅動力量為定態的狀況，當  $\ln P_{it}$  與  $\ln P_{jt}$  都不為定態時， $e_{it}$  與  $e_{jt}$  也一定都不為定態， $e_{it} - e_{jt}$  也不會是定態。由於非定態的變動往往遠大於定態的變動，則二者在實現值上分離而無法亦步亦趨，扣除了  $\ln a_i - \ln a_j$  的效果外，仍將無限期地相互遠離。故在市場規模與偏好不變下，不應屬於同一相關市場。

<sup>39</sup> 另值得注意的是，若依「單一價格法則（law of one price）」，雖完全替代商品的兩價格會收斂到相同值而使不取對數的價格差呈現定態。然而，相關市場的兩商品一般而言並非完全替代（或因地域差異而有運輸成本），而可能與主要的調整驅動力量呈現某一倍數或比例的關係，則此時依註 38 的推導， $\ln P_{it} - \ln P_{jt} = \ln a_i - \ln a_j + e_{it} - e_{jt}$ ，故取對價格取對數後相減，能刪除主要的調整驅動力量，並以常數  $\ln a_i - \ln a_j$  控制此一倍數或比例關係。

格比率並非定態時，可能某一個價格發生永久性的變化，但其他價格沒有任何的反應。例如：一產品的假設性獨占者可以永久性地提高其價格，而不會受到生產另一種產品公司的競爭。換句話說，當觀察到價格長期不一致的相互移動，應和經濟和反壟斷觀念下的相同市場不一致。其次，不論是相關係數分析或是 Granger 因果（或 VAR）分析，都是要在價格序列都為定態的要求下進行分析。但穩定性分析只要求其中一個價格是非定態的即可，也不用強制要求二個價格序列都是差分定態的。

## （二）注意事項

值得注意的是，不論是在定態檢定或是非定態檢定的公式選擇上，都將採允許有常數存在的公式，也就是價格比率的對數平均值可以不是 0，這隱含著價格比在長期下不見得是 1。換句話說，價格的原始值間可能存在持續且顯著的差異，這些可能是同一市場產品間些微差異性所造成的。例如在飲料市場下，1 公升與 2 公升的氣泡飲料可能是屬於同一產品市場，但因為一般單身和小家庭可能沒法短期消耗 2 公升，而使二瓶 1 公升的價格可能高於一瓶 2 公升的價格。所以，重點並不是二個價格間是否有差異，而是價格的比例是否在長期下呈現穩定的同向變動。

學者 Hosken 與 Taylor 也指出這個檢定方法操作上缺陷<sup>40</sup>。例如，ADF 檢定常受到落後期選取的影響，而 KPSS 檢定在小樣本下有嚴重的偏誤，也有選擇調整參數（lag order）以計算長期變異數（long run variance）的問題。並建議採用 Elliot 等人所提供更有效的 DF-GLS 單根檢定<sup>41</sup>，也加入 Ng 與 Perron 為 DF-GLS 提出了最適落後期的選擇方法<sup>42</sup>；並使用 Hobijn 等人為 KPSS 提出更一般化的版本而讓「調整參數」（tuning parameter）的選定也能隨資料來調整<sup>43</sup>。此外 Sherwin 也提及，如同共整合檢定（cointegration test）的缺點，這類檢定也無法適用於兩商品或地理區域之替代程度隨著時間趨勢變動的狀況<sup>44</sup>。

<sup>40</sup> Daniel Hosken & Christopher T. Taylor, *supra* note 20.

<sup>41</sup> Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg & James H. Stock, "Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root," *64(4) Econometrica*, 813-836 (1996).

<sup>42</sup> Serena Ng & Pierre Perron, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," *69(6) Econometrica*, 1519-1554 (2001).

<sup>43</sup> Bart Hobijn, Philip Hans Franses & Marius Ooms, "Generalizations of the KPSS-test for Stationarity," *58(4) Statistica Neerlandica*, 483-502 (2004).

<sup>44</sup> Robert A. Sherwin, *supra* note 14.

### (三) 相關案例

在歐盟 2011 年的 OLYMPIC / AEGEAN AIRLINES<sup>45</sup>一案主要驗證當有一假設獨占性廠商擁有不同種類的機票，在實行 SSNIP 後是否還能獲利。本案為了分辨不同種類的機票，首先須以人們對時效敏感（time sensitive，或對時效偏好）<sup>46</sup>的程度去區分不同的乘客族群，接著討論是否會對產品特定的需求或偏好可能造成不同的競爭限制，甚至構成不同市場。在具有時間偏好下，對時效敏感和對時效不敏感這二種不同乘客族群是否構成不同市場的問題中，Aegean Airlines 使用價格相關分析和定態檢定方法<sup>47</sup>，其中具對時效敏感的族群係以商務或彈性經濟艙（economy fully flexible tickets）之票價計算；而無時效敏感（或偏好）則以限制商務（restricted business）或經濟艙機票之票價資料來計算。分析結果發現二種票價比例呈現定態，即其值浮動在一平均數值而不發散，暗示這兩產品可能屬於同一市場。然而委員會指出，定態檢定在市場界定的使用中，較適合作為否定兩產品不屬於同一市場的證據。委員會為評估偽相關（spurious correlation）的疑慮，在控制了可能影響價格走向的成本（如季節性燃料成本）後，發現不同等級的機票票價並未呈現高度且顯著的相關，除此之外尚有樣本數過少不具代表性的爭議。因此，委員會認為，在缺乏其他量化或質化確鑿的證據下，此檢定結果並不具充足證據力以說明不同等級的機票應屬同一市場。

## 五、相關分析、自我相關模型分析以及定態分析的比較

相關係數分析法、向量自我相關模型與定態分析是以價格為基礎的三個市場界定量化方法。價格相關分析通常用於衡量二個價格的同期調整是否同向變動，並以相關係數（correlation coefficient）來衡量價格的相關性，判斷同一地區二個產品或

<sup>45</sup> Case No. COMP/M.5830 - OLYMPIC/AEGEAN AIRLINES (2011/1/26), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830\\_7897\\_2.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830_7897_2.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>46</sup> 「price elastic」、「price sensitive」與「non-time sensitive」在此案是可以替換的概念，皆指比起爭取時效上更偏好低機票價格之乘客族群，例如乘機目的為休閒旅遊或拜訪朋友之族群；相反地，「price inelastic」、「price insensitive」與「time sensitive」指比起機票價格更在乎時效之乘客族群，例如商務需求、高所得族群。

<sup>47</sup> Correlation and stationarity analyses 包含 ADF 檢定（the Augmented Dickey Fuller test）、DF-GLS 檢定（the Dickey-Fuller Generalized Least Squares test）、PP 檢定（the Phillips-Perron Unit Root test）及 KPSS 檢定（the Kwiatkowski-Phillips-Schmidt-Shin test）。

是二個地區同一產品的替代性（或有顯著競爭）。相關係數分析固然有其限制與缺點（如：共同成本變動與季節性調整的問題），但能以偏相關係數修正。向量自我相關模型與 Granger 因果關係檢驗則用於捕捉與檢定兩產品同時與跨期的影響，利用時間序列中的向量自我相關模型架構與 Granger 因果關係檢定來進行分析與判定。但此分析方法的所有變數仍以定態的數列為限；若非定態，則可取一階差分來加以分析，產品的替代性也應討論是否具有當期或落後期的同向影響。由於 Granger 因果測定法基於顯著水準觀察各項產品間的價格變動，進而推論產品市場，因此被認為較客觀，結果也較價格相關係數法得出的結果值得信賴。定態檢定使用於兩個產品或地理區域的價格序列至少一個不是定態時，可以分析判定這些產品或地理區域是否屬於同一相關市場。

值得注意的是，學者 Davis 與 Garcés 說明這些以價格為基礎的方法，不論是那一種都深受到價格自身隨機噪音（random noise）的影響<sup>48</sup>。即使兩商品具有替代性，但這三種方法都會因為某一價格自身隨機噪音過大而得到不顯著或相關係數過小的結果。此外，除了上述隨機噪音對價格相關性的影響，也需要其他證據佐證模式分析方法對市場界定的推論。特別是這些模式分析的檢測，雖然限制較小，但影響價格或數量變動的原因甚多，如何釐清因競爭關係所產生的相關，仍需要小心謹慎的處理。

此外，有些時候某產品的小額價格變動不見得會誘發消費者對競爭替代產品的套利行為。如同 Hosken 與 Taylor 所舉出即食麥片市場的例子可知，許多產品存在具有市場絕對優勢的廠商以及其他較小的「利基市場」（niche market），這些小市場的價格變動通常對大廠商是沒有影響的，但大廠商的價格變動對小廠商的影響卻是大的<sup>49</sup>。然而這些不對稱的效果，卻可能使得在使用相關分析時，將二類產品判定為不同市場；但透過需求的相關研究，卻能得到「大廠產品是小廠產品的重要替代」的結果。

三種分析方法也都仍有其自身的缺陷和限制，在未來使用計量方法進行市場界定時，仍需交互使用以利判定。最後，我們將市場界定量化的資料需求與使用限制詳列於表 1，以作為後續操作的參考。

<sup>48</sup> Peter Davis & Eliana Garcés, *Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis*, 1st ed., Princeton University press (2009).

<sup>49</sup> Daniel Hosken & Christopher T. Taylor, *supra* note 20.

表 1 相關分析、自我相關模型分析以及定態分析整理

方法名稱	資料需求	方法限制	優缺點	備註
相關係數 分析法	產品價格或是數量。必須為定態資料。	其他原因也會導致二個不相關市場其價格/數量呈現正相關。且其數列若為非定態亦會導致錯誤結果。	優點：方法較為簡易，資料需求較低，且在實證上有廣泛應用，並發展其他相關改進措施配套。 缺點：有許多因素（例如：共同的需求變動、共同供給衝擊或同向的時間趨勢等）能使相關係數呈現正值，導致誤判。	可用偏相關係數控制共同成本或季節性需求，並可取差分獲得定態數列。

<sup>50</sup> Case No. COMP/M.6663 - RYANAIR/AER LINGUS III (2013/2/27), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663\\_20130227\\_20610\\_3904642\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663_20130227_20610_3904642_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>51</sup> Case No. COMP/M.6607 - US AIRWAYS/AMERICAN AIRLINES (2013/8/5), <http://ec.europa.eu/>



Case No. COMP/M.6850 - MARINE HARVEST/MORPOL (2013, 歐盟) <sup>52</sup>				
方法名稱	資料需求	方法限制	優缺點	備註
向量自我相關模型與 Granger 因果關係檢驗	產品價格。	資料（可取對數）須為定態數列，若為非定態則可取差分獲得定態數列。	優點：方法較為簡易，資料需求較低，且不限於定態數列。 缺點：統計顯著不代表經濟顯著。	向量自我相關模型系統尚能加入常數、時間趨勢、季節效果以及相同成本衝擊的外生變數。
	<p>估計流程</p> <p>為了同時捕捉與檢定兩產品同時與跨期的影響，可利用時間序列中的向量自我相關模型（vector autoregressions, VAR）架構與 Granger 因果關係（causality）檢定來進行分析與判定。其中應注意，VAR 系統尚能加入常數、時間趨勢、季節效果以及相同成本衝擊的外生變數。</p> <p>I. 確認時間序列變數為定態序列、各方程式殘差必須符合白噪音（white-noise）；若非定態，則可取一階差分來加以分析。另值得注意的是，若兩非定態變數間有共整合關係（cointegration 也就是透過某種線性組合能得到定態的結果），那麼差分的 VAR 模型中還要加上估計共整合關係後的殘差，而變成向量誤差修正模型（vector error-correction model, VECM）。</p> <p>II. 決定適當落後期（落後期可用 AIC 或其它模型選擇方法來進行）。</p> <p>III. 檢查是否具有（正向）即時因果，以判斷是否為效率市場。</p> <p>IV. 利用 Granger 因果關係檢驗是否具有雙向回饋的關係。</p> <p>V. 判定相關市場。</p> <p>相關案例： Case No IV/M.315 - MANNESMANN/VALLOUREC/ILVA (1994, 歐盟)<sup>53</sup></p>			
方法名稱	資料需求	方法限制	優缺點	備註
定態檢定 (Stationarity Test)	產品價格做配對算比值後取對數	兩資料中至少一個須要為非定態數列；檢定也可能出現未定論的狀態如：（一）KPSS 檢定無法拒絕虛無假設，但 ADF/DF-GLS 檢定也無法被拒絕；或（二）KPSS 檢定拒絕虛無假設，但 ADF/DF-GLS 檢定也被拒絕的狀態。這類檢定的檢定力較低。 ADF/DF-	優點：比較兩產品間長期價格動態調整，能提供潛在市場力量的間接證據；穩定性分析只要其中一個價格是非定態的即可。 缺點：ADF 檢定常受到落後期選取的影響，而 KPSS 檢定在小樣本下有嚴重的偏誤，也有選擇調整參數（lag order）以計算長期變異數（long run variance）的問題。這類檢定也無法適用於	若資料許可，建議相關係數分析法 Granger 因果關係檢驗或（與）定態檢定可同時操作，期能相互做為參考，而作綜合判斷。

[competition/mergers/cases/decisions/m6607\\_22592.pdf](#), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>52</sup> Case No. COMP/M.6850 - MARINE HARVEST/MORPOL (2013/9/30), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850\\_20130930\\_20212\\_3315220\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6850_20130930_20212_3315220_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

<sup>53</sup> Case No IV/M.315 - MANNESMANN/VALLOUREC/ILVA (1994/1/31), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m315\\_en.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m315_en.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

	GLS 檢定易受落後期選取不同而不同。	兩商品或地理區域之替代程度隨著時間趨勢變動的狀況。	
估計流程			
二個產品或地理區域的價格序列至少一個不是定態，我們就可以利用定態檢定以判定這些產品或地理區域是否屬於同一相關市場，以下列舉本文中所提及之定態檢定法：			
I. KPSS 檢定 <sup>54</sup>			
虛無假設為定態，拒絕虛無假設則為非定態序列，與 ADF 檢定為互補。變異數共變異數矩陣的估算可採隨資料來變動的調整參數。			
II. 以下兩個單根檢定法擇一進行檢定			
甲、ADF 檢定 <sup>55</sup>			
虛無假設為有單根，拒絕虛無假設則為定態序列無單根，以三種形式進行檢定：			
A. 無截距，無趨勢項			
B. 有截距，無趨勢項			
C. 有截距項，有趨勢項			
乙、DF-GLS 檢定 <sup>56</sup>			
虛無假設為有單根，拒絕虛無假設則為定態序列無單根，修正 Dickey-Fuller 的 t 檢定，在模型包含截距項和時間趨勢項時，相較於 ADF 檢定會具有較高的檢定力，有三種指標供選擇落後期數：			
A. SC (Schwarz criterion)			
B. Ng-Perron sequential-t			
C. Ng 與 Perron 校正後的 AIC (modified Akaike information criterion, 下稱 MAIC)			
值得注意的是，不論是在定態檢定或是非定態檢定的公式選擇上，都將採只允許有常數存在的公式，也就是價格比率的對數平均值可以不是 0。			
相關案例：			
Case No. COMP/M.5830 - OLYMPIC/AEGEAN AIRLINES (2011, 歐盟) <sup>57</sup>			

資料來源：本研究整理

## 六、運用我國非酒精飲料價格資料進行市場界定實證

以下將進一步使用我國資料運用相關分析法、自我向量相關模型以及定態檢定等三種方法進行市場界定。我們使用了 2008 年後經 CPI 平減後的非酒精飲料單位

<sup>54</sup> Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin, *supra* note 37.

<sup>55</sup> David A. Dickey & Wayne A. Fuller, *supra* note 27.

<sup>56</sup> Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg & James H. Stock, *supra* note 41.

<sup>57</sup> Case No. COMP/M.5830 - Olympic/Aegean Airlines (2011/1/26), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830\\_7897\\_2.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m5830_7897_2.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

價格（＝銷售值/銷售量）來進行實證。非酒精飲料包含蔬果汁、碳酸飲料、礦泉水、運動飲料、咖啡以及茶類等六大類，該市場除了受到季節性影響外，幾乎沒有共同成本衝擊的問題，也因此是個相當適切的範例。本文所採資料來自經濟部統計處工業產銷存動態調查<sup>58</sup>。雖然整個資料期間雖包含 1992 年 1 月至 2018 年 4 月的月資料，但為反映近期市場狀況我們使用近 10 年（2008 年 1 月至 2018 年 4 月）的資料來進行分析。

我們利用這三種方法來探討是否這幾類商品能屬同一相關市場？還是各類商品各自成為一個市場？以下將綜合文獻回顧與相關案例，提出應用分析之操作流程對作為市場界定實證模型的實務上之參考。

## （一）相關係數分析

為進行相關係數分析，我們仿照 Ryanair 收購案<sup>59</sup>歐盟委員會所採取的幾個步驟來進行，但由於沒有共同成本，也因此步驟 I. B 中，我們將之修正為：「B.價格對共同影響因子（在本例中僅考慮季節性虛擬變數）以及趨勢項進行迴歸，取其殘差」。

我們先對價格原始值進行 ADF 檢定（以 5%的顯著水準為標準），發現這六類飲料依次為趨勢定態、非定態、定態、定態、非定態與定態；為避免非定態數列所產生的偽相關性，若單純只注意礦泉水、運動飲料、茶類飲料這三個定態價格的相關係數，也發現數值都不大且不顯著異於 0。我們進一步依步驟 B 排除了趨勢與季節效果後，重新進行 ADF 檢定，發現這六類飲料僅有碳酸飲料與茶類飲料二類是定態，且二者的相關係數不顯著異於 0；若再以步驟 C 排除自我相關性來而捕捉當期的效果並排除趨勢、季節效果後，並利用 AIC 選擇各類平均價格的最適落後期，可發現各類飲料價格的殘差已呈定態。茲將殘差的偏相關係數彙整表 2 以觀察它們的當期相關性，其可以發現它們的相關性最高為 0.35（運動飲料：咖啡），且大多都不顯著，因此任二類屬同一相關市場。

<sup>58</sup> 經濟部統計處工業產銷存動態調查，<https://dmz26.moea.gov.tw/GMWeb/investigate/InvestigateDA.aspx>，最後瀏覽日期：2018/4/31。

<sup>59</sup> Case No. COMP/M.6663 - RYANAIR/AER LINGUS III (2013/2/27), [http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663\\_20130227\\_20610\\_3904642\\_EN.pdf](http://ec.europa.eu/competition/mergers/cases/decisions/m6663_20130227_20610_3904642_EN.pdf), last visited on date: 2018/10/31.

表 2 非酒精飲料價格之偏相關係數（去除季節、趨勢、自我相關效果）

	蔬果汁	碳酸飲料	礦泉水	運動飲料	咖啡	茶類
蔬果汁	1					
碳酸飲料	0.0049	1				
礦泉水	0.0468	0.0520	1			
運動飲料	0.0931	-0.1189	0.0953	1		
咖啡	0.0282	-0.1516	0.0547	<b>0.3493*</b>	1	
茶類	0.0367	-0.0609	-0.3007*	0.1043	-0.0694	1

資料來源：本研究整理

為了審慎起見，我們進一步採取以下二個方法，來研究價格變動間的相關性，以考慮價格的連動。首先，我們依照步驟 E，將價格資料取差分後利用迴歸去除季節效果以獲得殘差。此時殘差透過 ADF 檢定都能拒絕虛無假設，而呈現定態。相關分析結果（彙整於表 3）顯示，雖然「蔬果汁：礦泉水」與「運動飲料：咖啡」二類配對，都呈正顯著，但它們的偏相關係數都不大於 0.31，屬於弱相關性而僅存些微替代性。因此沒有發現強烈證據支持這六類飲料中有任二個屬於同一相關市場。

表 3 非酒精飲料價格一階差分之偏相關係數（差分後去除季節效果）

	蔬果汁	碳酸飲料	礦泉水	運動飲料	咖啡	茶類
蔬果汁	1					
碳酸飲料	-0.044	1				
礦泉水	<b>0.1949*</b>	-0.0083	1			
運動飲料	0.1124	-0.1001	0.1749	1		
咖啡	0.1651	-0.1488	0.0434	<b>0.3083*</b>	1	
茶類	0.0331	-0.0363	-0.2922*	0.0302	0.0667	1

資料來源：本研究整理

另一個作法，則為步驟 F 將價格對季節性虛擬變數以及趨勢項進行迴歸後取其殘差，再將這殘差取一階差分以計算跨期價格變動。ADF 檢定再次拒絕虛無假設，而顯示這六類（差分後）的價格殘差為定態序列。偏相關分析結果顯示於表 4。雖然「蔬果汁：礦泉水」、「礦泉水：運動飲料」、「運動飲料：咖啡」等三類配對，都呈正顯著，但偏相關係數都不大於 0.24，再次顯示這些價格變動屬於弱相關性或些微替代性。綜上分析，我們沒有足夠的證據顯示，這幾類非酒精飲料都屬於

同一相關市場。

表 4 非酒精飲料價格一階差分之偏相關係數（去除季節效果與趨勢後再差分）

	蔬果汁	碳酸飲料	礦泉水	運動飲料	咖啡	茶類
蔬果汁	1					
碳酸飲料	-0.1530	1				
礦泉水	<b>0.2272*</b>	0.0830	1			
運動飲料	0.1658	0.0241	<b>0.2006*</b>	1		
咖啡	0.1435	-0.2615*	0.0102	<b>0.2369*</b>	1	
茶類	0.0369	-0.0017	-0.2629*	0.0369	0.0038	1

資料來源：本研究整理

## （二）定態檢定

其次，我們將這些變數取對數，並檢驗這些取對數的價格是否為定態。我們主要以 DF-GLS 檢定搭配 Ng-Perron 所提出的最適（optimal）落後期為主要結果。為了方便比較，我們也把 DF-GLS 檢定搭配 MAIC、BIC，以及傳統 ADF 檢定搭配 AIC 在(i)只有常數項（而無趨勢）以及(ii)有趨勢（及常數項）的檢定結果詳列於表 5。經最小平方方法將數列對常數與趨勢項進行迴歸可知礦泉水、運動飲料與茶類為不含趨勢項的數列，應使用上層的結果。而蔬果汁、碳酸飲料與咖啡為具有趨勢項的數列，應查下層的結果。

就 DF-GLS 檢定搭配 Ng-Perron 所提出的最適落後期（或是搭配 BIC），可發現在 5%的顯著水準下，除了蔬果汁為趨勢定態外，其餘都是非定態。因此相當適合以價格比的對數值來進行定態檢定。若採 DF-GLS 檢定搭配 MAIC 則都無法拒絕非定態的虛無假設。值得注意的是若用 ADF 檢定搭配 AIC 選取落後期，除了會判定蔬果汁為趨勢定態外，礦泉水與茶類飲料則被判定為定態數列。這些方法所選的期數也不太相同，這也印證了文獻上所提：這類檢定會受到選取期數以及統計量的影響。

我們利用價格原始值的比值取對數進行分析。在檢定方法上我們使用檢定力較高的 DF-GLS 方法，並以 Ng-Perron 的方式來選取最適落後期；為作比較，我們也列出利用 MAIC 與 BIC 選擇落後期的 DF-GLS 結果，以及利用 ADF 檢定（與 AIC 選取落後期數）的結果。其次在 KPSS 檢定上，則採用較精確的 QS 核函數

(quadratic spectral kernel function) 並以隨機資料特性變動的最適調整落後期數 (lag order) 來計算該檢定量。以 5% 的顯著水準來做判斷，兩兩商品配對的結果顯示在表 6。

表 5 非酒精飲料市場價格之定態檢定 (原始值之對數)

(i) 只有常數項 (而無趨勢)									
	N-P	DF-GLS	MAIC	DF-GLS	BIC	DF-GLS	AIC	ADF	是否應考慮趨勢項
蔬果汁	3	-1.338	4	-1.103	1	-2.077	4	-1.743	V
碳酸飲料	12	-0.719	12	-0.719	3	-0.934	11	-0.062	V
礦泉水	10	-0.825	3	-1.162	1	-1.434	1	<b>-3.649 *</b>	
運動飲料	12	-1.034	1	-1.493	1	-1.493	2	-2.458	
咖啡	11	1.610	1	-0.267	1	-0.267	1	-1.215	V
茶類	11	-0.811	1	-1.312	1	-1.312	6	<b>-4.293 *</b>	
(ii) 有趨勢 (及常數項)									
	N-P	DF-GLS	MAIC	DF-GLS	BIC	DF-GLS	AIC	ADF	是否應考慮趨勢項
蔬果汁	1	<b>-3.076 *</b>	4	-1.873	1	<b>-3.076 *</b>	1	<b>-3.570 *</b>	V
碳酸飲料	12	-0.509	12	-0.509	3	-1.090	11	-1.999	V
礦泉水	1	-2.523	3	-2.101	1	-2.523	1	<b>-3.612 *</b>	
運動飲料	12	-1.502	1	-1.907	1	-1.907	10	0.544	
咖啡	11	-1.411	11	-1.411	1	-2.938	1	-3.063	V
茶類	11	-2.383	1	-2.747	1	-2.747	6	<b>-4.538 *</b>	

資料來源：本研究整理

註：\*表示定態，以 5% 顯著水準為判定標準。是否應考慮趨勢項則是利用原始值之對數對常數與趨勢項進行最小平方法估計，若是趨勢項顯著則記為 V。

在 DF-GLS 檢定上，可發現以 Ng-Perron 的最適方式來選取最適落後期，所有配對都無法拒絕非定態的虛無假設；利用 MAIC 來選取落後期，則只有「蔬果汁：茶類」無法拒絕非定態的虛無假設，另一方面利用 BIC 來選取落後期，則都不大於 Ng-Perron 所選定的最佳落後期數。雖然利用 BIC 來進行的 DF-GLS 檢定除了「蔬果汁：茶類」、「碳酸飲料：礦泉水」、「運動飲料：咖啡」外都無法拒絕非定態的虛無假設，但由前一小節的相關係數分析也知，這些配對的相關係數都未超過 0.50 而未能達到可判定為相同市場的門檻。而從 ADF 的檢定上，則發現除「蔬果汁：礦泉水」、「蔬果汁：咖啡」、「礦泉水：茶類」、「運動飲料：咖啡」外都無法拒絕非定態的虛無假設。值得注意的是，礦泉水與茶類在 ADF 檢定中都是定

態，二者的相關性也不高。至於蔬果汁、礦泉水、咖啡在表 5 的 ADF 檢定中，蔬果汁是趨勢定態，礦泉水為定態、咖啡為非定態，所以這三者彼此的價格比不應為定態。也因此，我們仍傾向使用 Ng-Perron 所選定的最佳期數來進行 DF-GLS 的分析。

表 6 非酒精飲料市場價格比之對數的定態檢定（原始值之對數）

非酒精飲料市場	DF-GLS (Ng-Perron)			DF-GLS (MAIC)			DF-GLS (BIC)			ADF (AIC)			KPSS (QS, optimal bandwidth)			同一市場
	N-P	DF-GLS	S/N	MAIC	DF-GLS	S/N	BIC	DF-GLS	S/N	AIC	ADF	S/N	落後期	KPSS	S/N	
蔬果汁 碳酸飲料	12	-0.43	N	12	-0.43	N	3	-0.79	N	11	-1.99	N	3	0.40	S	未
蔬果汁 礦泉水	11	-0.32	N	11	-0.32	N	1	-1.40	N	6	-3.05	S	3	1.29	N	否/未
蔬果汁 運動飲料	12	-0.92	N	1	-1.55	N	1	-1.55	N	1	-1.85	N	3	0.72	N	否
蔬果汁 咖啡	10	0.41	N	4	-0.88	N	1	-1.93	N	0	-3.60	S	3	0.63	N	否/未
蔬果汁 茶類	11	-1.34	N	1	-2.21	S	1	-2.21	S	1	-2.78	N	3	1.60	N	否/未
碳酸飲料 礦泉水	10	-1.21	N	11	-1.04	N	3	-2.37	S	10	-1.46	N	3	1.35	N	否/未
碳酸飲料 運動飲料	12	-0.51	N	12	-0.50	N	1	-1.53	N	10	-1.09	N	3	0.66	N	否
碳酸飲料 咖啡	10	0.56	N	10	0.56	N	1	-0.79	N	0	-5.85	N	3	0.49	N	否
碳酸飲料 茶類	12	-0.78	N	12	-0.78	N	3	-0.83	N	11	-1.42	N	3	1.42	N	否
礦泉水 運動飲料	1	-1.02	N	1	-1.02	N	1	-1.02	N	1	-2.10	N	3	0.14	S	未
礦泉水 咖啡	7	0.20	N	1	-0.42	N	1	-0.42	N	1	-2.67	N	3	1.71	N	否
礦泉水 茶類	6	-1.01	N	3	-1.01	N	1	-1.18	N	1	-3.53	S	3	0.32	S	未/是
運動飲料 咖啡	12	-1.42	N	12	-1.42	N	1	-2.14	S	2	-3.25	S	3	1.03	N	否/未
運動飲料 茶類	12	-1.01	N	12	-1.01	N	1	-1.11	N	2	-2.13	N	3	0.25	S	未
咖啡 茶類	11	-0.82	N	11	-0.82	N	1	-1.92	N	8	-1.10	N	3	1.69	N	否

資料來源：本研究整理

註：S 表示定態，N 為非定態，以 5%顯著水準為判定標準。DF-GLS 的最適 (optimal) 落後期以 Ng-Perron 的方法計算。也列出搭配 BIC 與 MAIC 的 DF-GLS 結果，以及搭配 AIC 的 ADF 檢定的結果。判定有利於同一市場的判定則採嚴格的標準也就 KPSS 與 DF-GLS 都同時判定為定態。「未」則表示二類檢定其中一個不為定態，「否」則為二者不屬同一市場。若用 ADF 檢定則礦泉水與茶類似乎為同一市場，但其他檢定不支持，相關性也低。

另一方面就 KPSS 的檢定結果而言，除了「蔬果汁：碳酸飲料」、「礦泉水：運動飲料」、「礦泉水：茶類」、「運動飲料：茶類」等四類外，其餘都拒絕了定態假設。但由前小節的相關係數分析可知，這些配對的相關係數都未超過 0.50，故皆未達到可判定為相同市場的門檻。再者，即使 KPSS 無法拒絕定態假設，但無論 DF-GLS 用哪一個方法選取落後期數也無法拒絕為非定態。若判定為同一市場採嚴格的標準，也就是 KPSS 檢定（不拒絕定態的虛無假設）與 DF-GLS 檢定（拒絕非定態的虛無假設）都同時判定為定態，則非酒精類飲料兩兩比值都不為定態（或未定論），故都不屬於同一相關市場，和相關係數分析的結果一致。

由於飲料市場有強烈的季節短期波動，所以我們進一步將（取對數後的）各飲料價格對季節效果進行迴歸後取其殘差，再以其兩兩配對的差值進行分析。為簡化起見，在 DF-GLS 上以 Ng-Perron 的方式來選取最適落後期。以 5%的顯著水準來做

判斷，兩兩配對的結果顯示在表 7 的左半部。相較於表 6，可以明顯地觀察到，無論是 DF-GLS 或是 KPSS 的檢定值都相差不大。此外相較於表 6，也可以發現 KPSS 檢定額外判定「運動飲料：咖啡」為定態，但由於 DF-GLS 檢定也都無法拒絕所有價格配對不是定態。為求謹慎，對以上不做出其屬於相同市場的判斷。

**表 7 非酒精飲料市場價格比之對數的定態檢定（去除季節、及去除季節效果與趨勢效果）**

處理型態		去除季節效果							去除季節效果與趨勢效果						
		DF-GLS			KPSS			同一市場	DF-GLS			KPSS			同一市場
市場配對		最適落後期	檢定值	定態與否	最適落後期	檢定值	定態與否		最適落後期	檢定值	定態與否	最適落後期	檢定值	定態與否	
蔬果汁	碳酸飲料	12	-0.456	N	3	0.436	S	未	12	-0.459	N	3	0.435	S	未
蔬果汁	礦泉水	11	-0.343	N	3	1.310	N	否	11	-1.237	N	3	0.34	S	未
蔬果汁	運動飲料	12	-0.884	N	3	0.809	N	否	12	0.130	N	3	0.357	S	未
蔬果汁	咖啡	10	-0.082	N	3	0.666	N	否	10	-0.970	N	3	0.447	N	否
蔬果汁	茶類	11	-1.431	N	3	1.610	N	否	11	-0.454	N	3	0.216	S	未
碳酸飲料	礦泉水	10	-1.144	N	3	1.420	N	否	10	-1.880	N	3	0.126	S	未
碳酸飲料	運動飲料	12	-0.345	N	3	0.740	N	否	12	0.525	N	3	0.168	S	未
碳酸飲料	咖啡	11	0.580	N	3	0.651	N	否	11	0.063	N	3	0.147	S	未
碳酸飲料	茶類	12	-0.827	N	3	1.510	N	否	12	-0.240	N	3	0.368	S	未
礦泉水	運動飲料	1	-0.750	N	3	0.144	S	未	1	-0.907	N	3	0.15	S	未
礦泉水	咖啡	2	-0.105	N	3	1.820	N	否	2	-1.426	N	3	0.127	S	未
礦泉水	茶類	6	-1.043	N	3	0.326	S	未	6	-1.130	N	3	0.313	S	未
運動飲料	咖啡	12	-1.733	N	3	1.300	N	否	12	-1.818	N	3	0.124	S	未
運動飲料	茶類	12	-1.076	N	3	0.277	S	未	12	-1.079	N	3	0.278	S	未
咖啡	茶類	11	-0.764	N	3	1.750	N	否	11	-0.994	N	3	0.317	S	未

資料來源：本研究整理

註：S 表示定態，N 為非定態，以 5%顯著水準為判定標準。最適落後期以 Ng-Perron 的方法計算。判定有利於同一市場的判定則採嚴格的標準也就 KPSS 與 DF-GLS 都同時判定為定態。「未」則表示二類檢定其中一個不為定態，「否」則為二者不屬同一市場。

或有進一步質疑，是否除了季節效果，我們也應再排除長期趨勢效果。事實上，這樣的主張已違反定態檢定的精神：在相同市場下，由於產品間的價格差異會產生套利的空間，從長遠來看，它們的價格不會無限期地相互遠離。試想，各飲料價格趨勢可能呈現南轅北轍的走向，導致長期呈現相互遠離的結果，此時若去除趨勢反而會將二個價格趨勢拉近而導致誤判。為了顯示這樣的可能，我們（錯誤地）將取對數後的各飲料價格對季節與趨勢效果進行迴歸，並取殘差進行分析，並將結果列於表 7 的右半部。值得注意的是，除了「蔬果汁：咖啡」被 KPSS 判定為非定



態，其餘都不拒絕其為定態。所幸，所有配對都仍無法通過 DF-GLS 檢定，故在我們的案例中仍無法作出屬於同一相關市場的判斷，但在別的案例中則不必然能正確地判定。

### （三）向量自我相關模型與因果檢定

最後，我們使用向量自我相關分析來判定價格調整是否具單向、雙向因果或同期因果關係，並取對數以避免極端值<sup>60</sup>。如上表 5 的分析，我們發現這些取對數後的價格序列都不為定態。由於在向量自我相關模型分析中，需要變數都為定態，為求分析的一致性，在本節的分析中，我們將這些對數價格序列再取差分以獲得定態的性質。在以下分析中，我們仍以 5%顯著水準作為判斷為是否具有單向因果與即時因果關係的標準。若具雙向因果關係即具回饋效果，此時我們將進一步判定跨產品落後期的係數是否為正。若具即時因果且係數為正，或是不具即時因果但具回饋效果且效果為正，則屬同一市場，且前者的價格調整具有效率性，而後者則不具效率性。模型的最適落後期則以 VAR 分析中常用的 AIC 來選取。

首先，我們不考慮去除任何季節或趨勢效果來分析。結果彙整於表 8，其中具有單向因果關係的有「礦泉水→蔬果汁」、「運動飲料→蔬果汁」、「咖啡→運動飲料」、「蔬果汁→碳酸飲料」、「礦泉水→咖啡」、「運動飲料→咖啡」等六組。但構成回饋效果的只有「運動飲料：咖啡」這個配對，且「運動飲料→咖啡」的係數為負。至於具有即時因果的配對有三組：「碳酸飲料：咖啡」、「礦泉水：茶類」與「運動飲料：咖啡」。但只有「運動飲料：咖啡」的係數為正。依照上節的介紹可將運動飲料與咖啡視為同一相關市場，但這個即時顯著性有可能是共同的季節變動所造成的，也因此需要進一步加以分析。

由於非酒精飲料市場價格受季節的需求變動影響，我們進一步以迴歸分析去除季節效果，並將殘差差分後進行分析。結果彙整於表 9，其中具有單向因果關係的有「礦泉水→蔬果汁」、「咖啡→蔬果汁」、「咖啡→運動飲料」、「蔬果汁→碳酸飲料」、「礦泉水→咖啡」等五組。但沒有構成任何的回饋效果。至於具有即時因果的有五組配對：「碳酸飲料：咖啡」、「礦泉水：茶類」、「運動飲料：咖

<sup>60</sup> 黃美瑛，前揭註 18。也將價格取對數進行分析。

啡」、「蔬果汁：運動飲料」、「運動飲料：茶類」。但只有後三者的係數為正而可能為同一相關市場。

表 8 非酒精飲料市場價格之因果關係檢定

		最適落 後期數	單向←	單向→	單向 效果 正負	回饋 效果	即時 因果	即時效 果正負	同一 市場
蔬果汁	碳酸飲料	4	0.208	0.003*			0.681		
蔬果汁	礦泉水	3	0.026*	0.081			0.547		
蔬果汁	運動飲料	4	0.046*	0.079			0.128		
蔬果汁	咖啡	4	0.081	0.139			0.373		
蔬果汁	茶類	1	0.052	0.857			0.414		
碳酸飲料	礦泉水	3	0.849	0.062			0.344		
碳酸飲料	運動飲料	4	0.502	0.129			0.726		
碳酸飲料	咖啡	3	0.211	0.503			0.015*	(負)	
碳酸飲料	茶類	3	0.769	0.512			0.496		
礦泉水	運動飲料	1	0.767	0.360			0.091		
礦泉水	咖啡	1	0.118	0.026*			0.681		
礦泉水	茶類	1	0.843	0.236			0.002*	(負)	
運動飲料	咖啡	2	0.042*	0.008*	(負)	有	0.045*	(正)	是
運動飲料	茶類	1	0.133	0.403			0.067		
咖啡	茶類	1	0.312	0.103			0.526		

資料來源：本研究整理

註：以 5%顯著水準，並判斷為是否具有單向因果與即時因果關係，若具雙向果關係即具回饋效果。若具及時因果且係數為正，或是不具即時因果但具回饋效果（且效果為正），則為同一市場。前者的價格調整具有效率性，而後者則不具效率性。單項效果與即時因果所顯示的是檢定的 p 值。

值得注意的是，雖然這些衡量即時因果關係的係數具統計上的顯著性，但實際的相關係數是否也夠大而具足夠的替代性呢？例如：在「蔬果汁：運動飲料」或是「運動飲料：茶類」的配對上，由於沒有任何單向效果，進一步計算其相關係數也不超過 0.22。也因此，即使統計上顯著但相關性是否大過門檻，則需要仔細參酌並做進一步討論。

表 9 非酒精飲料市場價格之因果關係檢定（去除季節效果）

		最適落後 期數	單向←	單向→	單向 效果 正負	回饋 效果	即時 因果	即時效 果正負	同一 市場
蔬果汁	碳酸飲料	3	0.485	0.038*			0.787		
蔬果汁	礦泉水	3	0.040*	0.098			0.703		
蔬果汁	運動飲料	1	0.092	0.691			0.036*	(正)	是
蔬果汁	咖啡	2	0.007*	0.079			0.476		
蔬果汁	茶類	1	0.810	0.737			0.257		
碳酸飲料	礦泉水	3	0.982	0.163			0.382		
碳酸飲料	運動飲料	3	0.855	0.296			0.956		
碳酸飲料	咖啡	3	0.070	0.284			0.027*	(負)	
碳酸飲料	茶類	3	0.787	0.767			0.999		
礦泉水	運動飲料	1	0.323	0.185			0.264		
礦泉水	咖啡	1	0.091	0.043*			0.941		
礦泉水	茶類	1	0.131	0.388			0.029*	(負)	
運動飲料	咖啡	2	0.001*	0.141			0.006*	(正)	是
運動飲料	茶類	1	0.271	0.533			0.050*	(正)	是
咖啡	茶類	1	0.609	0.263			0.239		

資料來源：本研究整理

註：以 5%顯著水準，並判斷為是否具有單向因果與即時因果關係，若具雙向果關係即具回饋效果。若具及時因果且係數為正，或是不具即時因果但具回饋效果（且效果為正），則為同一市場。前者的價格調整具有效率性，而後者則不具效率性。單項效果與即時因果所顯示的是檢定的 p 值。

最後，我們考慮以迴歸分析去除季節效果與趨勢效果，並將殘差取差分後進行分析。由於差分本來就有去除趨勢的效果，所以可以預期結果和表 7 相當接近。我們將結果彙整於表 10，其中具有單向因果關係的有「礦泉水→蔬果汁」、「咖啡→蔬果汁」、「咖啡→運動飲料」、「蔬果汁→碳酸飲料」、「蔬果汁→咖啡」、「礦泉水→咖啡」等六組。構成雙向回饋效果的有「蔬果汁：咖啡」，但由於「咖啡→蔬果汁」的係數為負值，不符合品替代性的同向變動要求。至於具有即時因果的有四組配對：「碳酸飲料：咖啡」、「礦泉水：茶類」、「運動飲料：咖啡」、「運動飲料：茶類」，但只有後兩者的係數為正，因此可能為同一相關市場。

值得注意的是，雖然這些衡量即時因果關係的係數具統計上的顯著性，但實際的相關係數仍不算大。例如：在「運動飲料：茶類」的配對上，沒有任何單向效果，且兩者的相關係數只有 0.04。再者，「運動飲料：咖啡」的配對上雖有單向效

果，但相關係數只有 0.24。也因此需要仔細參酌並做進一步討論是否應視為同一相關市場。最後，雖然表 9 與表 10 的結果類似，但單單去除季節效果可能會將部分的趨勢效果誤計入季節效果之中。因此，就短期的關係上，仍以同時去除季節以及趨勢效果的結果為佳。

表 10 非酒精飲料市場價格之因果關係檢定（去除季節與趨勢效果）

		最適落後 期數	單向←	單向→	單向 效果 正負	回饋 效果	即時 因果	即時效 果正負	同一 市場
蔬果汁	碳酸飲料	3	0.409	0.037*			0.760		
蔬果汁	礦泉水	3	0.038*	0.092			0.707		
蔬果汁	運動飲料	3	0.257	0.420			0.092		
蔬果汁	咖啡	2	0.006*	0.040*	(負)	有	0.455		
蔬果汁	茶類	1	0.776	0.772			0.269		
碳酸飲料	礦泉水	3	0.987	0.154			0.382		
碳酸飲料	運動飲料	3	0.870	0.304			0.923		
碳酸飲料	咖啡	3	0.063	0.307			0.022*	(負)	
碳酸飲料	茶類	3	0.783	0.751			0.981		
礦泉水	運動飲料	1	0.322	0.185			0.264		
礦泉水	咖啡	1	0.095	0.048*			0.931		
礦泉水	茶類	1	0.130	0.383			0.029*	(負)	
運動飲料	咖啡	2	0.001*	0.118			0.005*	(正)	是
運動飲料	茶類	1	0.270	0.537			0.050*	(正)	是
咖啡	茶類	1	0.641	0.309			0.226		

資料來源：本研究整理

註：以 5%顯著水準，並判斷為是否具有單向因果與即時因果關係，若具雙向果關係即具回饋效果。若具及時因果且係數為正，或是不具即時因果但具回饋效果（且效果為正），則為同一市場。前者的價格調整具有效率性，而後者則不具效率性。單項效果與即時因果所顯示的是檢定的 p 值。

#### （四）小結

本節以非酒精六類飲料的歷史價格，運用相關分析、相關測定以及定態檢定等三種方法進行市場界定。結果發現運用相關分析法與定態檢定都沒有強烈證據支持兩兩產品配對屬於同一相關市場。另一方面，雖然在自我相關模型下的因果分析中「運動飲料：咖啡」與「運動飲料：茶類」有統計上顯著的即時因果關係，但相關性的大小仍不足以認定有達到具有強烈替代性而屬同一市場的程度。也因此，未來

相關單位進行計量方法的市場界定，仍需仔細評估並使用多種方法相互交叉比對。

## 七、結論

在本文中，我們介紹了相關分析、因果測定以及定態檢定等三種以價格為分析基礎且常用的市場界定量化方法，並以時間序列方法的角度有系統地檢視這些方法在實務上的應用。特別是價格相關分析通常用於衡量二個價格的同期調整是否同向變動，並以相關係數來衡量價格的相關性，判斷同一地區二個產品或是二個地區同一產品的是否有顯著的競爭關係；向量自我相關模型與 Granger 因果關係測定則用於捕捉與檢定兩產品同時與跨期的影響。然而，這二個分析方法所用的資料仍以定態的數列為限。

在面對非定態價格序列上，近期已有實例說明價格相關分析的調整方法，本文不只加以介紹整理，也說明如何將這些方法擴展到因果測定法上。而定態檢定則使用於二個產品或地理區域的價格序列中至少有一個不是定態的條件下，判定這些產品或地理區域是否屬於同一相關市場，固然此檢定方法有一些操作上的缺陷，但仍能以時間序列方法進行改進。此外，因需進一步判定資料是否為定態，早期的文獻並未同時針對這三種以價格為分析基礎且常用的市場界定量化方法加以比較，也未將三者同時應用於實證分析。但資料經過適當調整，即可同時執行這三個量化方法，本文則弭補了文獻在方法與實證比較上的空缺。

本文也以我國非酒精六類飲料（包含：蔬果汁、碳酸飲料、礦泉水、運動飲料、咖啡以及茶類等六大類）1992年1月至2018年4月的歷史價格，運用相關分析、因果測定以及定態檢定等三種方法進行市場界定。結果發現運用相關分析法與定態檢定都沒有強烈證據支持兩兩產品配對屬於同一相關市場。另一方面，雖然在自我相關模型分析中「運動飲料：咖啡」與「運動飲料：茶類」有統計上顯著的即時因果關係，但相關性的大小仍不足以認定有達到具有強烈替代性而屬同一市場的程度。也因此，未來相關單位進行計量方法的市場界定，仍需仔細評估並使用多種方法相互交叉比對。

無論是哪一類市場界定實證分析法的運用，都各有利弊。值得說明的是，雖然獨立地執行市場界定方法，可能從計量方法的角度不夠嚴謹<sup>61</sup>，但從完整的結構性

---

<sup>61</sup> Martin Gaynor, Samuel A. Kleiner & William B. Vogt, "A Structural Approach to Market Definition

計量方法進行模擬後，抽取市場界定範圍<sup>62</sup>，則可能超出案件審理的時限，也冗餘。模式分析因為純屬統計方法的應用，而需要其他產業的相關資料賦予其佐證或其經濟意涵，但在適當應用的前提之下，都可以成為市場界定的有力方法。也因此，更嚴謹的分析，仍須要輔以產品的相關資訊（如廠商的市場計畫等書面證明）或輔以交叉價格彈性分析來界定產品市場。然而，一般的現狀是，上述數量資料闕如而僅有價格資料，因此只能屈就於次佳選擇的價格相關。

雖如此，就短期的觀點而言，由於模式分析的資料需求相對容易達成，因此應該儘量針對反壟斷的熱點產業蒐集價格資料，相關業管單位及人員也可與計量經濟學者協力建立一套標準的模式分析流程。

---

with an Application to the Hospital Industry,” *61(2) Journal of Industrial Economics*, 243-289 (2013).

<sup>62</sup> *Id.* 陳嘉雯、胡偉民，「使用假設性獨占檢定界定市場：以中國大陸新車銷售市場為例」，公平交易季刊，第 23 卷第 4 期，135-165（2015）。

## 附錄：相關檢定公式

### AIC (Akaike Information Criterion)

AIC 訊息準則即 Akaike Information Criterion，由於它為日本統計學家赤池弘次創立和發展的<sup>63</sup>，因此又稱赤池訊息準則，用以評估統計模型的複雜度和衡量統計模型擬合資料之配適度 (goodness of fit)。

$$AIC = 2k - 2 \ln(L),$$

其中  $k$  為參數的數量， $L$  是概似函數值。

假設條件是模型的誤差服從獨立常態分佈。令  $n$  為樣本數， $RSS$  為殘差平方總和，則

$$AIC = 2k + n \ln\left(\frac{RSS}{n}\right).$$

增加參數的數目能提高了擬合的配適度，AIC 一方面鼓勵資料擬合的配適度但是另一方又避免出現過度配適 (overfitting) 的情況。所以優先考慮的模型應是上式中 AIC 值最小的那一個，AIC 的方法是尋找可以最好的解釋資料但包含最少參數的模型。

### BIC (Bayesian Information Criterion，或常稱為 Schwarz Criterion)

BIC 訊息準則即 Bayesian Information Criterion，由 Schwarz 提出<sup>64</sup>，又稱貝氏訊息準則，與 AIC 相似皆用於模型選擇。

$$BIC = \ln(n)k - 2 \ln(L),$$

其中  $k$  為參數數量， $n$  為觀察數， $L$  為概似函數值。 $\ln(n)k$  為懲罰項，在參數維度過大且訓練樣本資料相對較少的情況下，可以有效避免出現參數過多維度災難 (dimension disaster) 現象。

<sup>63</sup> Hirotugu Akaike, "A New Look at the Statistical Model Identification," *19(6) IEEE Transactions on Automatic Control*, 716-723 (1974).

<sup>64</sup> Gideon Schwarz, "Estimating the Dimension of a Model," *6(2) Annals of Statistics*, 461-464 (1978).

如同 AIC，模型配適而增加參數數量（也就是增加模型複雜度），會增大概似函數值，但是也會導致過度配適現象，針對該問題，AIC 和 BIC 均引入了與模型參數個數相關的懲罰項，BIC 的懲罰項比 AIC 的大，考慮了樣本數量，當樣本數量過多時可有效防止模型複雜度過高。

### ADF 檢定 (Augmented Dickey-Fuller test)<sup>65</sup>

在時間序列分析中用來辨識個別變數的樣本資料是否存在單根之檢定，自 Dickey-Fuller 檢定擴張修改而來。ADF 檢定優點在於，它透過納入落後期的差分項，以排除自相關的影響。

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t,$$

其中  $\alpha$  為截距， $\beta$  為時間趨勢係數， $\rho$  為自變數的落遲期數。

ADF 檢定的虛無假設為有單根 ( $H_0: \gamma = 0$ )，拒絕虛無假設則為定態序列無單根。它的檢定過程是對自變數本身落遲一期的序列及自變數的差分落後項進行迴歸分析，但模型中的截距項與時間趨勢項的存在與否，在實務上則需事先判定，且是否放入截距項與是否放入時間趨勢項也都會影響  $\gamma$  估計式的極限分配。所以理論上需考慮三種的形式以進行檢定：

(一) 無截距，無趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

(二) 有截距，無趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

(三) 有截距項，有趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^{\rho} \gamma_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t.$$

<sup>65</sup> David A. Dickey & Wayne A. Fuller, *supra* note 27.



我們也附帶說明另一個 ADF 檢定常見的問題：「哪些數列的 ADF 檢定不需要考慮趨勢項的情境呢？」事實上，這就需要進一步了解這些資料的特性，以及是否有任何經濟理論、或是有任何分析認為某些物價不存有趨勢項的描述來作為指引（例如：利率一般不會假設有趨勢項，即使某一段較短區間看起來似乎有；而 GDP 因成長會假設存有一趨勢）。Hamilton 表示，若沒有這類的指引，我們則可以先用迴歸分析檢測趨勢項是否顯著，若是則包含趨勢項，否則就只需要使用只含常數項的公式<sup>66</sup>。

### KPSS 檢定 (Kwiatkowski Phillips Schmidt Shin test)

由 Kwiatkowski 等人所提出<sup>67</sup>，一般的單根檢定都是將「序列具有單根」設為虛無假設，KPSS 檢定則相反，將「序列為定態」設為虛無假設，KPSS 檢定可以提供作為 ADF 檢定的互補。

$$y_t = \xi_t + m_t + \varepsilon_t,$$

其中  $\xi_t = \xi_{t-1} + \mu_t$ ， $\mu_t \sim iid(0, \sigma_\mu^2)$  為隨機漫步數列 (random walk)， $m_t$  為常數項與/或趨勢項， $\varepsilon_t \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$  為定態序列。KPSS 檢定統計式為：

$$LM = T^{-2} \sum_{t=1}^T \frac{s_t^2}{L_\varepsilon^2},$$

$s_t^2$  是最小平方法迴歸式 (對常數與或趨勢項) 之殘差的平方，而  $L_\varepsilon^2$  為殘差長期變異數的估計值。而其所檢定之虛無假設為  $H_0: \sigma_\varepsilon^2 = 0$  (變數為定態)，若拒絕虛無假設，則表示該時間序列資料為非定態，意即其資料有單根。值得注意的是：是否放入截距項與是否放入時間趨勢項也都會影響統計量的均數與變異數，須依情況加以修正。

### DF-GLS 單根檢定法

由 Elliott、Rothenberg 及 Stock 提出，旨在修正 Dickey-Fuller 的  $t$  檢定<sup>68</sup>。不同

<sup>66</sup> James D. Hamilton, *Time Series Analysis*, 1st ed., Princeton University Press, 501 (1994).

<sup>67</sup> Denis Kwiatkowski, Peter C.B. Phillips, Peter Schmidt & Yongcheol Shin, *supra* note 37.

<sup>68</sup> Graham Elliott, Thomas J. Rothenberg & James H. Stock, *supra* note 41.

的是，在單根檢定前，事先將時間序列做一般最小平方迴歸（generalized least squares, GLS）的修正，在模型包含截距項和時間趨勢項時，相較於 ADF 檢定會具有較高的檢定力。通常有二個可能的對立假設，一為定態且無趨勢項，二為定態具有線性的趨勢項。

為檢驗對立假設二，令

$$\tilde{y}_1 = y_1, \tilde{y}_t = y_t - \alpha^* y_{t-1}, t = 2, \dots, T$$

$$x_1 = 1, x_t = 1 - \alpha^*, t = 2, \dots, T$$

$$z_1 = 1, z_t = t - \alpha^*(t-1)$$

且  $\alpha^* = 1 - (13.5/T)$ ，再經由 GLS 估計以下公式

$$\tilde{y}_t = \delta_0 x_t + \delta_1 z_t + \epsilon_t$$

獲得估計值  $\widehat{\delta}_0$  與  $\widehat{\delta}_1$  後再去除  $y_t$  中的趨勢項而得到

$$y^* = y_t - \widehat{\delta}_0 + \widehat{\delta}_1 t.$$

藉由上述轉換過後的變項進行 ADF 檢定，其迴歸式如下

$$\Delta y_t^* = \alpha + \gamma y_{t-1}^* + \sum_{j=1}^k \zeta_j \Delta y_{t-j}^* + \epsilon_t.$$

而  $H_0: \gamma = 0$ （序列具有單根）。

為檢驗對立假設一，我們的做法雷同，只是重新定義  $\alpha^* = 1 - (7/T)$ ，從 GLS 中估計  $z$ ，計算  $y^* = y_t - \widehat{\delta}_0$ ，使用以上新轉換過的變項進行 ADF 檢定。使用 STATA 時，系統所預設的  $k_{max}$  落遲數為 Schwert 所建議的， $k_{max} = \text{floor}[12\{T + 1\}/100]^{0.25}$ <sup>69</sup>。

DF-GLS 有三種不同的方法（指標）以供選擇落後期數  $k$ 。

方法一為 Schwarz criterion（下稱 SC）。可以使用對數概似值或迴歸誤差平方總和來估算，DF-GLS 使用的估算法是迴歸誤差平方總和，具體而言對每個  $k$

$$SC = \ln(\widehat{(\text{rmse})}^2) + (k + 1) \frac{\ln(T - k_{max})}{(T - k_{max})}.$$

<sup>69</sup> G. William Schwert, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," *7(2) Journal of Business and Economic Statistics*, 147-159 (1989).

而

$$\widehat{\text{rmse}}^2 = \frac{1}{(T-k_{\max})} \sum_{t=k_{\max}+1}^T \hat{e}_t^2.$$

DF-GLS 回報最小的 SC 與它所產生的 k 值。

方法二為 Ng-Perron sequential- $t$ ，為 Ng & Perron 所提出<sup>70</sup>。它利用 sequential- $t$  演算法來選取 k 值：步驟(i)：設定  $n=0$ ，並利用 DF-GLS 迴歸進行模型的配適，迴歸中擁有  $k_{\max} - n$  落後期數。如果  $\beta_{k_{\max}}$  在信賴水準為  $\alpha$  時顯著異於 0 時（一般設  $\alpha=10\%$ ）則選擇  $k=k_{\max}$ ，若非如此，則繼續進行步驟(ii)。步驟(ii)：如果  $n < k_{\max}$ ，設定  $n=n+1$  並繼續步驟(iii)，否則，設定  $k=0$  並停止。步驟(iii)：利用 DF-GLS 迴歸進行模型的配適，迴歸中擁有  $k_{\max} - n$  落後期數。如果  $\beta_{k_{\max}-n}$  在信賴水準為  $\alpha$  時顯著異於 0 則選擇  $k=k_{\max} - n$ ，若非如此，則繼續進行步驟(ii)。

方法三為 Ng 與 Perron 校正後的 AIC (modified Akaike information criterion，下稱 MAIC)，由 Ng & Perron 所提出<sup>71</sup>。MAIC 的計算方法為：

$$\text{MAIC}(k) = \ln(\widehat{\text{rmse}}^2) + \frac{2\{\tau(k) + k\}}{T - k_{\max}},$$

而

$$\tau(k) = \frac{1}{\widehat{\text{rmse}}^2} \widehat{\beta}_0^2 \sum_{t=k_{\max}+1}^T \tilde{y}_t^2,$$

且  $\tilde{y}$  如同前頁所定義。

<sup>70</sup> Serena Ng & Pierre Perron, "Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag," *90(429) Journal of the American Statistical Association*, 268-281 (1995).

<sup>71</sup> Serena Ng & Pierre Perron, *supra* note 42.

## 參考文獻

### 中文部分

- 陳和全、周振鋒，經濟分析方法於競爭法議題應用之研究，公平交易委員會 102 年度委託研究報告（2013）。
- 陳嘉雯、胡偉民，「使用假設性獨占檢定界定市場：以中國大陸新車銷售市場為例」，公平交易季刊，第 23 卷第 4 期（2015）。
- 黃美瑛，「臺灣產業市場範圍界定之實證研究：價格相關係數法與 Granger 因果測定法之應用」，收錄於：瞿宛文，產業結構與公平交易法，初版，中央研究院中山人文社會科學研究中心（1994）。

### 外文部分

- Akaike, Hirotugu, "A New Look at the Statistical Model Identification," 19(6) IEEE Transactions on Automatic Control (1974).
- Baumann, Michael G. & Godek, Paul E., "Could and Would Understood: Critical Elasticities and the Merger Guidelines," 40(4) Antitrust Bulletin (1995).
- Cartwright, Phillip A., Kamerschen, David R. & Huang, Mei-Ying, "Price Correlation and Granger Causality Tests for Market Definition," 4(2) Review of Industrial Organization (1989).
- Coate, Malcolm B. & Fischer, Jeffrey H., "A Practical Guide to the Hypothetical Monopolist Test for Market Definition," 4(4) Journal of Competition Law and Economics (2008).
- Coate, Malcolm B. & Williams, Mark D., "Generalized Critical Loss for Market Definition," 22 Research in Law and Economics (2007).
- Daljord, Øystein, Sørgard, Lars & Thomassen, Øyvind, "The SSNIP Test and Market Definition with the Aggregate Diversion Ratio: A Reply to Katz and Shapiro," 4(2) Journal of Competition Law & Economics (2008).

- Davis, Peter & Garcés, Eliana, Quantitative Techniques for Competition and Antitrust Analysis, 1st ed., Princeton University press (2009).
- Dickey, David A. & Fuller, Wayne A., “Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” 74(366) Journal of the American Statistical Association (1979).
- Elliott, Graham, Rothenberg, Thomas J. & Stock, James H., “Efficient Tests for an Autoregressive Unit Root,” 64(4) Econometrica (1996).
- Elzinga, Kenneth G. & Hogarty, Thomas F., “The Problem of Geographic Market Delineation in Antimerger Suits,” 18(1) Antitrust Bulletin (1973).
- Forni, Mario, “Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition,” 6(2) American Law and Economics Review (2004).
- Gaynor, Martin, Kleiner, Samuel A. & Vogt, William B., “A Structural Approach to Market Definition with an Application to the Hospital Industry,” 61(2) Journal of Industrial Economics (2013).
- Hamilton, James D., Time Series Analysis, 1st ed., Princeton University Press (1994).
- Hobijn, Bart, Franses, Philip Hans & Ooms, Marius, “Generalizations of the KPSS-test for Stationarity,” 58(4) Statistica Neerlandica (2004).
- Hosken, Daniel & Taylor, Christopher T., “Discussion of Using Stationarity Tests in Antitrust Market Definition,” 6(2) American Law and Economics Review (2004).
- Huang, Mei-Ying, The Delineation of Economic Markets, Ph.D. Dissertation, University of Georgia (1987).
- Hüschelrath, Kai, “Critical Loss Analysis in Market Definition and Merger Control,” 09-083 ZEW - Centre for European Economic Research Discussion Paper (2009).
- Kwiatkowski, Denis, Phillips, Peter C.B., Schmidt, Peter & Shin, Yongcheol, “Testing the Null Hypothesis of Stationarity against the Alternative of a Unit Root: How Sure Are We that Economic Time Series Have a Unit Root?” 54(1-3) Journal of Econometrics (1992).
- Ng, Serena & Perron, Pierre, “Unit Root Tests in ARMA Models with Data-Dependent Methods for the Selection of the Truncation Lag,” 90(429) Journal of the American Statistical Association (1995).

- Ng, Serena & Perron, Pierre, "Lag Length Selection and the Construction of Unit Root Tests with Good Size and Power," 69(6) *Econometrica* (2001).
- Niels, Gunnar, "The SSNIP Test: Some Common Misconceptions," 3(4) *Competition Law Journal* (2004).
- Scheffman, David, Coate, Malcolm & Silvia, Louis, "Twenty Years of Merger Guidelines Enforcement at the FTC: An Economic Perspective," 71(1) *Antitrust Law Journal* (2003).
- Schwarz, Gideon, "Estimating the Dimension of a Model," 6(2) *Annals of Statistics* (1978).
- Schwert, G. William, "Tests for Unit Roots: A Monte Carlo Investigation," 7(2) *Journal of Business and Economic Statistics* (1989).
- Sherwin, Robert A., "Comments on Werden and Froeb - Correlation, Causality, and all that Jazz," 8(3) *Review of Industrial Organization* (1993).
- Slade, Margaret E., "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products," 34(3) *Journal of Industrial Economics* (1986).
- Stigler, George J. & Sherwin, Robert A., "The Extent of the Market," 28(3) *Journal of Law and Economics* (1985).
- Veljanovski, Cento, "Quantitative Economic Techniques in EC Merger Control," *Case Associates Working Paper* (2004).
- Werden, Gregory J. & Froeb, Luke M., "Correlation, Causality and All that Jazz: The Inherent Shortcomings of Price Tests for Antitrust Market Delineation," 8(3) *Review of Industrial Organization* (1993).

**The Applications of Pattern-based Quantitative Approaches to Market Definition:  
An Example of Manufacturing Non-alcoholic Beverages in Taiwan**

Lin, Chang-Ching\*

Hu, Wei-Min

**Abstract**

This paper introduces three commonly-used pattern-based quantitative approaches to market definition, including correlation analysis, the Granger causality test, and the stationarity test. We summarize the implementation procedures and list the limitations for each individual method. Price correlation analysis is usually used to measure whether the simultaneous adjustments of prices are in the same direction, and whether there is significant competition between two products in the same region or the same product in two regions. However, this method requires price series to be stationary, and common costs or seasonal adjustments may make it difficult to determine relevance. The causal test extends the vector autocorrelation model and applies the Granger causality test to capture and characterize the current and intertemporal relationships between two products. However, all variables in this analytical method are still limited to stationary series. When at least one of the price series is not stationary, a stationarity test can be used to determine whether these products or geographic regions belong to the same relevant market. This paper also applies these methods to the manufacture of non-alcoholic beverages (including vegetable juices, carbonated drinks, mineral water, sports drinks, coffee drinks, and tea drinks) from 1992/01 to 2018/04. Although the conclusions differ slightly according to the various methods used, comparing them might result in a more solid conclusion: these six types of beverages did not belong to the same market.

**Keywords:** Correlation Analysis, Vector Autoregressive Regression, Granger Causality Test, Stationary Test, Unit Root Tests, KPSS Test, Manufacture of Non-alcoholic Beverages.

---

Date submitted: January 21, 2019

Date accepted: June 25, 2019

\* Lin, Chang-Ching, Associate Professor, Department of Economics, National Cheng-Kung University, email: ever@mail.ncku.edu.tw; Hu, Wei-Ming, Associate Professor, Department of Public Finance, National Chengchi University, email: weiminhu@nccu.edu.

