

# 台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\*

黃美瑛\*\*

## 壹、前言

市場範圍界定 (market delineation)，或稱市場界定，係從事反托拉斯分析中極為重要的先決步驟。以美國反托拉斯法為例，在其執行有關市場結構及市場行為之規範條款（休曼法第一、二條及克萊登法第七條）時，當企業行為導致實質上減弱特定相關市場內之競爭，或有使市場結構趨向獨占化之虞者，依法應受控訴，則此特定相關市場範圍的界定，乃據以作為衡量市場集中度，或計算市場占有率等反映市場結構及競爭程度指標之基礎。以台灣的情況來看，在執行公平交易法（以下簡稱公平法），有關獨占、結合、聯合行為、以及不公平競爭等規範條款時，市場範圍界定亦扮演極為關鍵性的角色。

台灣公平法中有關規範獨占的條款，涉及第五條、第十條、以及公平法施行細則第三、四條。在其第五條，首先定義「獨占」及

---

\*本文曾發表於民國81年12月中央研究院中山人文社會科學研究所及行政院公平交易委員會所舉辦之「產業經濟學暨公平交易法學術研討會」，作者衷心感謝蔡吉源、胡名燮教授及兩位匿名評審之寶貴建議及指正。作者在台經院林大侯主持之研究計劃（民國82年）中，與顏吉利教授、曾巨威教授共同擔任該計劃之顧問，而本文部分實證資料之取得，特別感謝周佩萱小姐、黃玄騰先生與朱正中先生之協助，謹此致謝。

\*\* 國立中興大學經濟系副教授

「特定市場」，而在第十條中規定，禁止獨占事業以不公平之方法，實施濫用其獨占地位之行為，且規定獨占事業由中央主管機關認定並定期公告之。進而，為提供獨占認定的標準，公平法施行細則分別於其第四及第三條中，設定事業之市場占有率及銷售總金額的標準，作為認定獨占事業的門檻條件，並明定中央主管機關公告獨占時，除了考量事業在特定市場的占有率，亦需審酌商品或服務在特定市場中時間空間之替代可能性，事業影響特定市場價格之能力，他事業加入特定市場之進入難易，以及商品或服務之輸出入情況等事項；由此可見，事業是否具有獨占地位，概以事業是否在既定的相關市場內具有顯著的市場壟斷力而定，則一個適當的相關市場範圍之界定，乃為正確衡量事業壟斷力大小的先決要件，亦顯見市場範圍界定在公平法執行獨占條款上的關鍵性。

以公平法涉及結合規範的條款來看，其中第十一條規定，事業結合應向中央主管機關申請許可的條件，以事業在特定市場的占有率及銷售金額，是否達到設定的標準而定，且其第二項亦明定，市場占有率達 1/5 之事業，由中央主管機關定期公告之，則第十一條之執行，亦以事業市場占有率之提供為必要條件，而市場占有率又須以一預設或既定之市場範圍為其計算基礎。公平法第七及十四條分別為聯合行為之定義及規範條款，第十四條規定，若聯合行為有益於整體經濟與公共利益，中央主管機關得予許可，則此聯合行為准駁之標準，乃需根據聯合行為在其相關市場內所形成對競爭之不利，與聯合行為可能促進整體經濟及公共之利益，相與比較，若整體利益大於個體利益，則該聯合行為應予許可。因此，相關市場之界定，亦為公平法執行聯合行為准駁決策不可或缺之要件。同樣地，公平法中有關不公平競爭方式之規範（十八條至廿四條），亦視涉及不公平競爭之企業行為，是否在「相關市場」內形成對公平競爭的實質限制或妨礙，而致影響交易秩序而定。

總而言之，公平法在執行其涉及獨占、結合、聯合行為及不公平競爭方式之條款時，一個預設的相關市場範圍，實為衡量市場壟

斷力或計算市場占有率，並作成執法決策的先決基礎，進一步說，若所界定之市場範圍太寬（窄），則在相關市場內個別事業（廠商）之占有率將偏低（高），或其結合、聯合行為或不公平競爭行為對競爭之影響效果亦將低（高）估，則直接影響決策品質；一個市場範圍的適當界定，實為作成一項正確的反托拉斯決策之主要關鍵。

鑑於市場範圍界定在反托拉斯執行上所扮演的極具關鍵性角色，本研究之目的，擬基於理論及實證可行性之觀點，探討在反托拉斯分析目的下之市場定義的概念及應用，並建議數種可行的市場範圍實證測定模型，運用台灣產業資料，進行測試。本文提出之市場界定理論及測定模型，應可作為公平法決策機構實務上有用的分析工具，而本文市場測定之實證結果，亦可加強對所測試之產業市場特性之瞭解，或可提供執法機構進行市場界定之參考。

本文研究之架構，第二節將透過對市場定義及測定相關文獻的探討，說明在反托拉斯經濟之應用上，應如何定義市場以及進行市場測定，並建議兩種市場實證測定法——價格相關係數法（price correlation test），以及 Granger 因果測定法（Granger causality test），利用台灣產業市場別之價格（或利率）時間數列資料，進行台灣產業市場範圍界定之實證分析；第三節為兩種市場測定法理論與實證模型之建立及其比較；第四節為價格相關係數法之實證分析與結果；第五節為 Granger 因果測定法之實證分析與結果；最後為本文之結論。

## 貳、相關文獻回顧

市場為經濟理論的中心概念，而從事反托拉斯分析中所需之市場界定原則，亦可由經濟學原理中取得。美國法院在 1956 年處理著名的「布朗鞋業——奇尼公司」合併案件<sup>1</sup>時，首次公布一個定義市

場的純經濟法則，宣稱某產品本身及其替代品之間在用途上的合理替代性，或其需求之交叉彈性，即決定了一個產品市場的範圍；唯欲取得值得信賴的交叉彈性估算值極為困難<sup>2</sup>，其後乃有基於反托拉斯分析之目的，發展出各種市場定義之概念及市場測定分析法。大致上，市場定義可分為經濟市場 (economic market) 及反托拉斯市場 (antitrust market) 兩種概念，而實際上，市場定義具有多重層面且極複雜，並無單一定義可適用於各種不同分析目的之所需，而無論基於何種市場概念，一個適當的市場定義，至少應包含產品、地理區域、及時間三個層面的考慮<sup>3</sup>。下列將進一步針對兩種市場定義的概念，分別說明並作比較。

所謂經濟市場，係指根據早期經濟學家 Cournot 及 Marshall 對市場的看法而作成之定義。Marshall 提出一定義相關經濟市場的準則：當一個市場愈近乎完全 (nearly perfect) 的市場，則在該市場的所有範圍內，同一時間支付給同一物品相同價格的趨勢將愈強；但是在市場很大的情況，當然必須考慮物品運送到不同購買者的運輸費用；每一個購買者除了應支付市場價格之外，尚應負擔運輸費用<sup>4</sup>。換句話說，如果在一既定範圍內，扣除運輸成本後存在一個單一價格，則意謂買者或賣者在該範圍內任一地點從事交易，為在該範圍內其他地點進行交易的絕佳替代。因此，經濟市場的主要概念，係基於廠商會利用價差進行供需的套利交易，而促使價格趨向一致或相等，則一個經濟市場，可定義為促使趨向價格一致性 (price uniformity) 的一組經濟行為者。

所謂反托拉斯市場，係指根據 1982 年及 1984 年美國司法部發布之合併準則 (U.S. Department of Justice Merger Guidelines, 1982 年及 1984 年修正後條文)<sup>5</sup> 所定義之市場，合併準則中定義一個市場為一種產品或一組產品，以及生產或銷售該類產品的一個地理區域，使得該區域內假想的一個追求利潤最大的公司，其為這類產品目前與未來僅有的生產或銷售者，將可以附加一個「少，但是顯著且非暫時性 (small, but significant and nontransitory)」的價

格上漲，而能使其超過現行或未來可能的價格水準；構成一個市場的這組產品與地理區域，將個別地視為產品市場 (product market) 及地理市場 (geographic market)<sup>6</sup>。因此，一個反托拉斯市場，係指擁有潛在市場力的一群最小範圍的生產者，進而言之，屬於同一個反托拉斯市場的一群生產者，如果充分協調其行動，將可以提高價格而獲利。

無論採用經濟市場定義，抑或反托拉斯市場定義，雖然其各派支持者所強調的市場定義準則不同，然而，基於市場概念的多種層面及複雜性，並無單一市場定義可以適用於各種不同應用之所需，而能得到反托拉斯學者、經濟學者及法院的一致贊同。因此，基於市場界定在反托拉斯執行上所扮演的關鍵性角色，理論上，定義一個市場須同時顧及實際及潛在買賣雙方之認知及行動。一般而言，一個市場定義為涵蓋在一個地理區域內的實際及潛在的重要供需雙方，且其在該地理區域內，可以約束那些銷售高度消費或生產替代產品之廠商的價格及非價格行動與策略<sup>7</sup>。至於在實務上，一個市場定義則必須是實際上可運作的，且能將經濟理論之應用與可觀察的資料或證據予以聯繫，因此，綜合市場定義及測定之相關文獻，許多研究乃基於反托拉斯分析之目的，建立各種實證上可行之市場測定模型。

實證上，各種市場測定法均基於其特定之市場定義，並據以建立進行市場界定之理論架構或模型。大體而言，文獻上以基於經濟市場定義之市場界定研究較為豐富，其理由概因反托拉斯市場概念，係源自 1982 年合併準則中對市場之定義而產生，故採用反托拉斯市場概念之市場界定分析，亦在近十年來才引起反托拉斯研究者之重視。

基於經濟市場定義之市場測定法，以使用之資料來看，可分為價格法 (price test) 及運量法 (shipment test)。前者強調價格為最直接能反映市場內各種競爭上影響的主要變數，故以價格資料作為市場界定分析的唯一基礎；而後者則強調當進行地理市場界定时，唯

一需要者為實質運量資料。事實上，基於反托拉斯分析之目的，單獨依賴價格資料或運量資料，均不足以界定適當的相關市場範圍<sup>8</sup>。利用運量法進行市場測定之重要文獻，包括 Elzinga and Hogarty (1973), 以及 Shrieves (1978) 等。而價格法之市場測定分析，主要有以下幾種分析方法：Horowitz (1981) 之迴歸分析法，Stigler and Sherwin (1985) 之價格相關係數法，Uri-Howell-Rifkin(1985) 利用 Pierce and Haugh(1977) 模型進行之因果性測定，Slade(1986) 引申 Granger (1969) 因果性概念進行之外部性測定法 (exogeneity test)，Huang(1987) 直接利用 Granger(1969) 因果性定義，建立 Granger 因果性模型之市場界定分析，以及 Spiller and Huang(1986) 將套利成本納入經濟市場分析之轉換制度 (switching regimes) 法。各種市場測定法之方法論及實證測定準則之說明，請參考黃美瑛 (民國 82 年)。

基於反托拉斯市場定義之市場界定分析，最主要的文獻為 Sheffman and Spiller(1987)，其以建立剩餘需求函數並估計其彈性，作為進行反托拉斯市場測定的基礎。Kohler(1988) 亦應用剩餘需求法於差異性產品之市場界定。至目前為止，直接運用反托拉斯市場定義，並據以提出其他可行之實證測定法者，尚不多見。

國內自公平法草擬階段以來，強調「特定市場」定義或市場界定課題重要性之相關文獻，舉其要者，例如：廖義男 (民國 74 年)，廖義男、林永頌 (民國 74 年)，顏吉利 (民國 74 年、民國 77 年)，周添城 (民國 80 年)，黃美瑛 (民國 82 年)，李延禧 (民國 82 年)，林大侯、周佩萱及黃玄騰 (民國 82 年)，以及劉邦典、謝美玲及吳美榕 (民國 82 年) 等，其中林大侯等 (民國 82 年) 及劉邦典等 (民國 82 年) 之研究，與本文之研究目的類似，但是研究方法及內容則為不同。

林大侯等 (民國 82 年) 「市場範圍界定暨獨占行為態樣之探討」，以及劉邦典等 (民國 82 年) 「服務業市場範圍之界定與獨占事業之認定」，係公平會委託台灣經濟研究院，配合其執行「公告

獨占事業」業務之研究成果。兩項研究報告指出，在時間、人力、及資料的限制下，現階段市場範圍界定之實際程序，係根據現有的產業分類，作為市場初步分類的基礎，再綜合業界、公會及專家學者之意見，經過公平會「產業市場專案小組」多次的討論，完成台灣產業市場範圍界定的結果。因此，兩項研究所進行之市場界定，所採用之研究方法並未基於經濟理論，提供統計上較為客觀之指標，作為界定市場範圍的依據。然而，林大侯等（民國82年）一文為提供數量指標，作為日後調整市場範圍之參考，復於市場界定完成後，選擇若干涉有獨占結構的市場，利用價格相關係數法，進行市場測定，結果列於其附錄五<sup>9</sup>。

進而，黃美瑛（民國82年）之研究中，透過相關文獻之探討，提供市場定義及測定之經濟理論依據，並對各種實證上可行之市場測定法進行評估及比較，其結果建議，Stigler-Sherwin(1985)之價格相關係數法為一適用性廣泛，資料需求適中，且在實證上易於操作的市場測定法；進而，針對價格相關係數法屬於靜態分析之本質，以及其界定市場標準之設定為任意性質，故進一步建議，以動態本質及統計上較具客觀性之Granger因果測定法，作為輔助價格相關係數法的另一實證上可行，且理論上較令人滿意的市場測定法。

若論及根據市場界定理論，進行市場測定實證分析之研究，則本文為國內首見，鑑於市場定義之多重層面及其複雜性，並無單一市場定義可以適用於各種層面之使用，而基於不同市場概念所建立之各種市場測定法，在實際應用上亦均有其限制或缺失，並無任何一個單一的市場測定法，可以一致地運用於具有不同特徵產業之市場界定，而得到普遍的支持<sup>10</sup>。然而，基於執法時實際運作之所需，仍應順應不同的個案，擇取相對而言較為適當且可行之市場測定法。因此，本文乃嘗試將兼具理論及實證可行性之市場測定法，應用於台灣產業市場範圍之界定。本研究選擇台灣兩類商品市場（石油煉製品及熱可塑性塑膠），以及兩類資金通市場（銀行存款市場與民間借貸市場）為例<sup>11</sup>，分別搜集其價格及利率時間數列

資料，引用 Stigler-Sherwin(1985) 價格相關係數法及 Granger 因果測定法，進行市場測定之實證分析，其結果除了可以印證兩種市場測定法，應用在台灣產業市場界定之適用性，亦可由市場界定之結果，進行兩種市場測定法之比較，進而，Granger 因果測定法之實證結果，將進一步提供所測定之市場，有關價格決定之動態性與市場效率性 (market efficiency) 之訊息。

## 參、兩種市場測定法之理論與實證模型

### 一、價格相關係數法與市場測定

本文所採用之價格相關係數市場實證測定法，基本上依循 Stigler and Sherwin(1985) 之方法論，故稱為 Stigler-Sherwin 價格相關係數法。下列將對其應用價格相關係數作為市場界定標準之理論上的證明，給予較有力的說明。Stigler and Sherwin(1985) 以地理市場界定為例，證明當兩地區對數價格一階差分 (first difference of logged prices) 的相關係數愈高，則其價格差異相對於價格的和 (或平均) 的比例越小，則可推論兩地區屬於相同市場；而在產品市場範圍界定方面，強調當兩產品的價格交叉彈性愈高，則其相對價格維持一穩定比例，則此兩產品應屬於相同市場。然而，在 Stigler and Sherwin(1985) 文中，並未明白地將此兩者的理論及統計證明予以聯繫。事實上，價格相關係數法應用於市場界定，其理論及統計基礎同時適用於相關地理市場及相關產品市場之測定。因此，在本文下列之理論證明中，乃將此兩者予以聯繫，推論價格相關係數在地理市場及產品市場界定中扮演之角色。

Stigler and Sherwin(1985) 強調價格變數在市場界定中扮演的角色，因為價格是市場所決定的，所以，一個市場範圍可由其價格之決定，及其決定過程中所提供的訊息，予以界定。因此，Stigler and Sherwin(1985) 基於市場內價格變動的相似性，或價格朝向一致



性的趨勢，作為其界定相關產品市場及相關地理市場的標準，而在統計上，則以價格相關係數作為測度價格變動相似性或一致性的指標；其測定市場的基本準則如後：當兩產品（或兩區域）的價格相關係數愈高，則此兩產品（或兩區域）屬於相同產品（或地理）市場的可能性愈高。此測定準則的理論或統計基礎，說明如下：

Stigler and Sherwin(1985)指出，當兩產品（或兩區域）的相對價格維持一穩定比例，則此兩產品（或兩區域）為屬於相同市場。（換句話說，具有生產或消費上的高度替代）。此定義相當於下列較常用的說法：當兩產品（或兩區域）的供給或需求的價格交叉彈性很高，則該兩產品（或兩區域）應屬於同一市場。以需求面來看，令  $X_1 = f(P_1, P_2, R)$  為需求函數，其中  $P_1, P_2$  分別代表  $X_1, X_2$ （ $X_1$  的替代品）的價格， $R$  為所得， $f$  為零階齊次函數，則

$$\frac{\partial X_1}{\partial P_1} P_1 + \frac{\partial X_1}{\partial P_2} P_2 + \frac{\partial X_1}{\partial R} R = 0$$

此式隱含  $\eta_{11} + \eta_{12} + \eta_1 = 0$ ，其中  $\eta_{11}$  代表  $X_1$  的本身價格彈性（為負值）， $\eta_{12}$  代表  $X_1$  在  $P_2$  變動時的交叉彈性（為正值），而  $\eta_1$  代表  $X_1$  的所得彈性，則可見交叉彈性愈大，隱含本身價格彈性的絕對值也愈大。令  $X_2$  不變，則可計算相對價格（ $P_1 / P_2$ ）在  $X_1$  變動時的彈性如下：

$$\frac{\partial (P_1/P_2)}{(P_1/P_2)} \bigg/ \frac{\partial X_1}{X_1} = \frac{\partial (P_1/P_2)}{\partial X_1} \cdot \frac{X_1}{(P_1/P_2)} = \frac{1}{\eta_{11}} - \frac{1}{\eta_{12}}$$

可見，交叉彈性愈高，同時隱含本身的價格彈性絕對值高，則此相對價格在  $X_1$  變動時的彈性（絕對值），就會愈小，而此相對價格的彈性（絕對值）小，即隱含在相對生產量或購買量變動時，相對價格變動的幅度很小，亦即相對價格維持相當穩定的比例；因此，我們可推論當兩產品（或兩區域）供給或需求的價格交叉彈性

愈高，或其相對價格維持一穩定的比例，則此兩產品（或兩區域）屬於相同的產品（或地理）市場。

進一步探討將原始價格序列取其一階差分之價格相關係數在統計上的角色，並推論其與市場界定之關聯：Stigler and Sherwin (1985) 指出，當以測定相對價格之穩定性來界定市場，亦可以兩產品（或兩區域）價格的差異，與其價格的和或平均來比較，如果價格差異的變異，除以平均價格（或價格和）的變異之比例越小，則表示兩產品（或兩區域）的相對價格維持穩定比例，而應屬於相同市場。

令兩產品（或兩區域）之價格序列為隨機漫步 (random walks) 型態，若以對數價格序列表達，

$$\ln P_{i,t} = \ln P_{i,t-1} + a_{i,t}$$

即代表第  $i$  種產品（或第  $i$  個區域）之價格序列的特徵<sup>12</sup>，若令  $\rho = \text{corr}(a_{1t}, a_{2t})$ ， $0 < \rho < 1$ <sup>13</sup>，且  $\text{Var}(a_{it}) = \sigma^2$ ，則由比較兩產品（或兩區域）之價差與價格和（或平均）之相對變異，即可測試兩產品（或兩區域）是否屬於相同市場。

$$\text{因爲 } \ln P_{1t} - \ln P_{2t} = (\ln P_{1,t-1} - \ln P_{2,t-1}) + (a_{1t} - a_{2t})$$

$$\ln P_{1t} + \ln P_{2t} = (\ln P_{1,t-1} + \ln P_{2,t-1}) + (a_{1t} + a_{2t})$$

$$\begin{aligned} \text{則 } \frac{\text{Var}(\ln P_{1t} - \ln P_{2t})}{\text{Var}(\ln P_{1t} + \ln P_{2t})} &= \frac{\text{Var}(\ln(P_{1t}/P_{2t}))}{\text{Var}(\ln(P_{1t}P_{2t}))} \\ &= \frac{\text{Var}(a_{1t} - a_{2t})}{\text{Var}(a_{1t} + a_{2t})} = \frac{1 - \rho}{1 + \rho} = -1 + \frac{2}{1 + \rho} \end{aligned}$$

$$\text{其中， } \text{Var}(a_{1t} - a_{2t}) = 2\sigma^2 - 2\sigma^2\rho = 2\sigma^2(1 - \rho)$$

$$, \text{Var}(a_{1t} + a_{2t}) = 2\sigma^2 + 2\sigma^2\rho = 2\sigma^2(1 + \rho)$$

由上式之關係，則可得下列之推論：當兩產品（或兩區域）對數價格一階差分序列的相關係數（ $\rho$ ）越高，表示此兩產品（或兩區域）價差變異相對於平均價格的變異越小，或說其相對價格維持較穩定之比例，則可推論兩產品（或兩區域）屬於相同之產品（或地理）市場。綜合言之，當兩產品（或兩區域）對數價格的一階差分之相關係數愈高，可推論其相對價格維持一穩定比例，而表示兩產品（或兩區域）的供給或需求的價格交叉彈性很高，則此兩產品（或兩區域）應屬於相同市場。本文進行價格相關係數市場測定時，均以序列相關之測試，決定價格時間序列是否為一階或二階差分的隨機漫步型態，若其對數價格之一階差分的序列相關顯著降低，則可據此對數價格的一階差分計算相關係數，以測定相關市場。

## 二、Granger 因果測定法與市場測定

本文所採用的因果模型之建立，係根據 Granger(1969) 之因果性定義，故稱其為 Granger 因果測定法。Granger 之因果性定義中，假定只有現在及過去的訊息可以影響未來，但是未來不能改變或影響現在及過去，且以雙元情況 (bivariate case) 建立因果測定實證模型<sup>14</sup>，並令其訊息集合 (information set) 中包含雙元序列  $X_t = (X_{1t}, X_{2t})$  的所有過去及現在的觀察值，則其因果模型可以進行下一期預測 (one-step ahead prediction)。

令  $(X_{1t}, X_{2t})$  為雙元隨機定態 (stationary) 序列，而  $X_{1,t+1}$  代表在  $t$  時點所預測  $X_1$  之  $(t+1)$  時點的預測值，則我們可推論，如果除了利用  $X_1$  本身在  $(t+1)$  時點以前的所有訊息，額外再加上  $X_2$  在  $(t+1)$  時點以前的所有訊息，會得到對  $X_{1,t+1}$  較佳的預測，則稱  $X_2$  為  $X_1$  的因 ( $X_2$  is causing  $X_1$ )，或說  $X_2$  影響  $X_1$ 。一個較佳的

預測就是指其預測誤差較小；在實務上，普遍限於線性預測量的考慮，故以最適線性預測量的均方誤，作為預測誤差的比較。

上述因果性定義可進一步說明如下：如果利用包含  $X_2$  的訊息集合去預測  $X_{1,t+1}$ ，結果發現其最適預測量的均方誤，較基於不包含  $X_2$  的訊息集合所作預測之均方誤為小，則稱  $X_2$  影響  $X_1$ 。如果訊息集合中額外加入  $X_{2,t+1}$  的訊息，亦較之沒有  $X_{2,t+1}$  的訊息之預測來得精確，則稱  $X_2$  對  $X_1$  有立即因果性 (instantaneous causality)。當  $X_2$  影響  $X_1$  (或  $X_1$  影響  $X_2$ )，指出兩者的單向因果性 (unidirectional causality)；如果  $X_2$  影響  $X_1$ ，且  $X_1$  影響  $X_2$ ，則稱  $X_1$ 、 $X_2$  之間具有雙向因果性 (bidirectional causality) 或回饋關係 (feedback relationships)。下列為本文利用 Granger 因果測定法進行市場界定分析的實證模型。

一個雙元序列  $X_t = (X_{1t}, X_{2t})$  通常可以表達為一無窮自行迴歸 (infinite-order autoregression) 序列的形式，然而，為了實際上進行測定，必須對該無窮序列選擇並設定有限階數，以適當地描述序列產生的動態關聯。Granger 因果性測定將基於下列模型，利用普通最小平方法 (OLS) 估計因果關係，然後計算 F 統計量值，進行虛無假設為“無因果性”之檢定。

$$(1) X_{1,t} = \alpha_1 + \sum_{j=1}^M d_{11,j} X_{1,t-j} + \sum_{j=1}^M d_{12,j} X_{2,t-j} + a_{1,t}$$

$$(2) X_{1,t} = \alpha_1^* + \sum_{j=1}^M d_{11,j}^* X_{1,t-j} + a_{1,t}^*$$

其中， $a_{1,t}$  及  $a_{1,t}^*$  為白音誤差項 (white noise error terms)， $\alpha_1$  及  $\alpha_1^*$  為截距項；截距項包含於模型內，係基於  $X_{1,t}$  為非零均數序列 (non-zero mean series) 之假設。式 (1) 為完全模型 (full model)，而式 (2) 為限制模型 (restricted model)，代表所有  $d_{12,j} = 0$ ，(j=1,2...M)，且此限制模型代表  $X_{1,t}$  僅以其本身過去的訊息作為預測基礎。階數 M 在實際上經常任意設定為某個適當階數，或依循某些

階數估計準則(例如 AIC 等),以選擇顯著的遞延階數。本文係根據 AIC(Akaike Information Criterion)及 SC(Schwarz Criterion)之遞延長度(lag length)決定準則<sup>15</sup>,以決定自行迴歸模型的最適遞延階數。基於上述完全及限制模型的 OLS 估計結果,檢定  $X_2$  不影響  $X_1$  的虛無假設,即相當於檢定  $H_0: d_{12,j}=0 (j=1,2,\dots,M)$ ,則可採用一般的 F 檢定,測定  $X_2$  對  $X_1$  無因果性的假設。

利用式(1)及(2),可測定  $X_2 \rightarrow X_1$  的單向因果,同理,上述模型若將原來的  $X_{1,t}$  改為  $X_{2,t}$ ,而原來的  $X_{2,t}$  改為  $X_{1,t}$ ,則可進行  $X_1 \rightarrow X_2$  的單向因果檢定。若檢定結果為  $X_2 \rightarrow X_1$  且  $X_1 \rightarrow X_2$ ,則稱  $X_1$  及  $X_2$  具有雙向因果關係。立即因果的測定模型,則需基於式(1)及下列的式(3),進行 F 檢定。

$$(3) X_{1,t} = \alpha_1^{**} + \sum_{j=1}^M d_{11,j}^{**} X_{1,t-j} + \sum_{j=0}^M d_{12,j}^{**} X_{2,t-j} + a_{1,t}^{**}$$

透過上述實證模型,進行立即性因果、單向因果或雙向因果的檢定結果,將可提供有關市場範圍界定,以及一個市場內價格動態性及市場效率性的充分訊息。此處及以下所稱效率市場(efficient market),係根據 Fama(1970)之效率市場理論予以定義,因此,市場效率性(market efficiency)意指價格“完全地反映”所有可用的訊息<sup>16</sup>。進而,在本文設定之雙元因果測定實證模型下,一個效率市場,是指在該市場內之價格,會因應市場內另一價格的變動,作立即地調整。

統計上顯著的立即因果性,隱含某地區(產品)的價格變動與另一地區(產品)的價格變動,具有當期相關,在此情況下,指出此兩地區(兩產品)屬於相同的市場,進而,此立即因果性所代表同時期價格變動之相關,指出兩地區(產品)所屬的相同市場內,並無訊息落後現象,則可推論該市場為一個效率市場。

統計上顯著的單向因果性指出,某地區(產品)的當期價格會受到另一地區(產品)過去價格的影響,反之不然;則此單向因果

性隱含，某地區（產品）價格變動之訊息，只對單向預測有用，所以兩地區（產品）不屬於相同市場。然而，單向因果測定，可以表現某地區（產品）價格變動，對於另一地區（產品）價格變動的反應之落遲性，則可提供市場界定以外，有關價格決定動態性及市場效率性的額外訊息。

再者，如果某地區（產品）價格變動的訊息，有助於預測另一地區（產品）的價格變動，反之亦然，則稱兩地區（產品）具有雙向因果或回饋關聯，在此情況下兩地區（產品）的價格變動互為影響，且會在短期間內參考對方的價格變動而調整自己的價格，但其調整具有訊息落後；因此，統計上顯著的雙向因果性，隱含兩地區（產品）為組成一個相關市場，但是該市場由於訊息落後性存在，而為無效率市場。

### 三、兩種市場測定法之比較

利用因果性概念進行市場界定之研究，為價格法近十年來發展的另一實證上可行的市場測定法。以其採用因果模型之各異，舉其要者，Uri-Howell-Rifkin(1985) 引申因果性概念，唯其因果推論基於Pierce-Haugh(1977)法；Slade(1986)採Wu(1983)建立之外部性測定因果模型，其中以任意方式設定其自行迴歸模型之落遲階數；Huang(1987)直接採用Granger(1969)之因果性定義，並建立實證模型，稱為Granger因果測定法，即為本文建議之市場測定因果模型，本法採一客觀的統計程序，決定模型內顯著的落遲階數，因此，Granger因果測定法，提供一個在理論上與資料具良好配適性，且統計上符合參數選擇精簡化之實證模型<sup>17</sup>。

若以本文採用之Stigler-Sherwin(1985)價格相關係數法與Granger因果測定法比較，可知Granger因果測定法不但在理論上較令人滿意，而且其實證結果在市場範圍測定上，亦作為輔助價格相關係數法的一項有用的補充。本文建議之兩種市場測定法，均僅依賴價格時間數列資料為分析基礎，故其具有價格法測定之共同缺

點，除此之外，價格相關係數法應用於市場界定，其在理論上仍有下列三個主要的限制：

第一，價格相關係數法只提供價格行為的靜態訊息，且不能測定經濟變數之間的因果關係，而此因果關係為經濟市場界定上之重要訊息，因此，基於市場界定分析之目的，應強調價格序列之間的因果性探討，並取得界定市場範圍之外，有關價格動態性的市場訊息，例如市場決定之動態程序及市場效率性訊息；而本文建議之 Granger 因果測定模型的特色，在於設定經濟變數之間的領先及落遲 (lead and lag) 因果關係，不但作為市場範圍測定法，且以其模型之動態性本質，可進一步探討價格決定之動態過程，以及市場訊息傳遞之效率性。第二，所計算的價格相關係數之水準，究竟多高才足以定義一個相同市場，完全為任意設定。第三，價格相關係數法的測定前提 (testing thesis) ——相關係數愈高，則兩產品（或兩區域）屬於相同市場的可能性愈高——並非測定經濟市場的充分條件，其理由係因負相關係數可能存在。因此，價格相關係數法是基於主觀判斷，任意設定其界定市場之標準，且其測定前提只有在非負相關係數的限制下方為有效。

鑑於上述價格相關係數法理論上之限制，相對地，Granger 因果測定法提供一較為客觀的參數檢定統計程序，進行經濟市場的實證測定，且其模型之動態本質，更進一步提供有關價格動態性、價格決定、以及市場效率性之重要訊息，故為一理論上較令人滿意的市場界定分析法，且其實證結果，亦可作為價格相關係數法靜態分析結果之補充，並提供市場機能之效率訊息<sup>18</sup>。

## 肆、價格相關係數法之實證分析

### 一、資料來源及說明

本文利用價格相關係數法，進行兩種商品市場（石油煉製品及

熱可塑性塑膠)與兩種資金融通市場(銀行業存款市場及民間借貸市場)之市場界定實證分析。商品市場之產品價格,取自經濟部統計處之工業生產統計時間數列資料,資料涵蓋期間為自民國71年1月至民國81年4月之出廠(或銷售)價格月資料<sup>19</sup>;而各種存款及借貸利率資料,取自台灣地區金融統計月報之年利率及月利率時間數列,資料涵蓋期間為自民國70年1月至81年2月<sup>20</sup>。

本節測定石油煉製品(包括汽油、航空燃油、柴油、及燃料油),熱可塑性塑膠(包括聚氯乙烯、中低密度聚乙烯、高密度聚乙烯、聚苯乙烯、聚丙烯、聚乙烯醇、聚丙二醇及ABS樹脂),及銀行業存款市場(包括一個月期、三個月期、六個月期、九個月期、一年期、二年期、三年期之定期存款,及一年期、二年期、三年期之定期儲蓄存款)之相關產品市場,而對於民間借貸市場,則進行其遠期支票借款、信用拆借、及存放廠商<sup>21</sup>之相關產品市場測定,以及各項借貸在三個城市(台北市、高雄市、台中市)之相關地理市場測定。

## 二、實證結果

### (一)石油煉製品之相關產品市場測定

汽油、航空燃油、柴油及燃料油之原始價格序列均呈現高度序列相關(均在0.99以上),經取對數及一階差分後其序列相關已顯著降低,請參考表一A。若採相關係數在0.5以上作為相同市場的界定標準,則由表一B之對數價格一階差分之相關係數顯示,汽油及柴油之相關係數為0.79,應屬相同市場,而其他各石油煉製品則屬於個別不同的市場。

### (二)銀行業存款市場之相關產品市場測定

由表二A可知,代表各種不同期限條件的定期存款(定存)及定期儲蓄存款(定儲)年利率序列,其原始序列均呈現高度序列相關(0.99以上),而取其對數價格之一階差分,序列相關仍在0.5



左右，再取對數價格之二階差分，則序列相關均顯著降低。相關係數測定結果顯示（表二 B），一個月期之定存，與其他九項不同期限之定存及定儲之間的利率變動相關係數，相對略低（在 0.64 ~ 0.86 的範圍），以及三個月期定存與三年期的定存之間，及三個月期定存與三年期定儲之間的利率變動相關係數，分別為 0.881 及 0.876，除此以外，其他定存及定儲之間的利率變動相關係數均在 0.9 以上；若以 0.5 為界定市場標準，則所測定的各種不同期限定存及定儲，均屬相關的產品市場（或說屬於同一存款市場），而其中一個月期定存與其他定存及定儲之利率波動趨勢的關聯，相對略低，或可見極短期存款之需求或供給條件，可能與其他存款較有差異。

表一 A：四種石油煉製品價格之序列相關值

產 品 別	原 始 價 格	對 數 價 格 之 一 階 差 分
汽 油	0.999	0.007
航 空 燃 油	0.996	-0.234
柴 油	0.999	-0.001
燃 料 油	0.995	0.005

註：價格資料由經濟部統計處調查資料計算而得，  
涵蓋民國71年1月至81年4月之價格序列。

表一 B：四種石油煉製品之價格相關係數

產 品 別	原 始 價 格	對 數 價 格 之 一 階 差 分
汽油 - 航空燃油	0.86211**	0.19253*
汽油 - 柴油	0.88789**	0.79266**
汽油 - 燃料油	0.95228**	0.25434**
航空燃油 - 柴油	0.82616**	0.20853*
航空燃油 - 燃料油	0.82681**	0.21325*
柴油 - 燃料油	0.73813**	0.18671*

註：1. 價格資料來源，同表一 A。  
2. \*表示在 5% 顯著水準下棄卻虛無假設。  
\*\*表示在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。

### (三) 民間借貸市場之地理市場及產品市場測定

本小節測定三種民間借貸（遠期支票借款、信用拆借、及存放廠商），在台北、台中、高雄三個城市的地理及產品市場範圍。所採用之九種民間借貸利率序列，經取對數一階差分後，均已顯著降低其序列相關，參考表三 A，因此，下列均基於對數一階差分之利率變動相關係數值，測定市場範圍。

相關產品市場之測定結果，可由表三 B 之對數利率一階差分之相關係數估計值得知。在台北市，遠期支票貸款利率－信用拆借利率、遠期支票貸款利率－存放廠商利率、及信用拆借利率－存放廠商利率之利率變動相關係數，分別為 0.865、0.661、及 0.586，可見台北市的民間借貸，其遠期支票借款、信用拆借及存放廠商屬於相關產品市場；在台中市，遠期支票利率－信用拆借利率、遠期支票利率－存放廠商利率、以及信用拆借利率－存放廠商利率之利率變動相關係數，分別為 0.367、0.653、及 0.414，顯示台中市民間借貸之三種方式，各有其較特定的貸款對象，故形成相關產品市場的趨勢較弱，但若有環境中之其他證據支持，而選擇利率相關係數為 0.3 作為界定市場標準，則所測定之三種民間借貸亦屬於相同市場；在高雄市，則對應的利率變動相關係數，分別為 0.582、0.570、及 0.529，故三種民間借貸亦屬於相同市場。

相關地理市場之測定結果顯示，信用拆借及存放廠商，在北、中、南各城市之間之利率變動相關係數均很低，且多為不顯著，故具有地理上之區隔，不屬於相同的地理市場；遠期支票借款利率變動之相關係數（台北－台中為 0.245，台中－高雄為 0.187，台北－高雄為 0.334）則較為顯著，但仍為不高，若以 0.5 為市場界定標準，則不足以形成同一地理市場。

表二A：十種銀行存款利率之序列相關值

存款型態	原始利率	對數利率之一階差分	對數利率之二階差分
RMTD (1)	0.998	0.582	-0.080
RMTD (2)	0.998	0.583	-0.091
RMTD (3)	0.998	0.601	-0.057
RMTD 1	0.997	0.399	-0.142
RMTD 3	0.997	0.530	-0.041
RMTD 6	0.998	0.563	-0.042
RMTD 9	0.998	0.573	-0.053
RMTSD (1)	0.998	0.574	-0.080
RMTSD (2)	0.998	0.548	-0.090
RMTSD (3)	0.998	0.548	-0.077

- 註：1. RMTD(1)為一年期定期存款；  
RMTD(2)為二年期定期存款；  
RMTD(3)為三年期定期存款；  
RMTD1為一個月期定期存款；  
RMTD3為三個月期定期存款；  
RMTD6為六個月期定期存款；  
RMTD9為九個月期定期存款；  
RMTSD(1)為一年期定期儲蓄存款。  
RMTSD(2)為二年期定期儲蓄存款。  
RMTSD(3)為三年期定期儲蓄存款。
2. 各項存款利率資料，取自台灣地區金融統計月報，資料期間自民國70年1月至81年2月。

表二B：十種銀行存款利率之相關係數

存款型態	RMTD(1)	RMTD(2)	RMTD(3)	RMTD 1	RMTD 3	RMTD 6	RMTD 9	RMTSD(1)	RMTSD(2)	RMTSD(3)
原	1.000	0.999	0.996	0.964	0.988	0.995	0.998	0.999	0.999	0.999
始		1.000	0.999	0.962	0.983	0.991	0.995	0.999	0.999	0.999
利			1.000	0.958	0.978	0.985	0.991	0.996	0.999	0.999
率				1.000	0.988	0.974	0.967	0.965	0.963	0.963
					1.000	0.996	0.992	0.988	0.984	0.985
						1.000	0.999	0.995	0.991	0.991
							1.000	0.999	0.996	0.996
								1.000	0.999	0.999
									1.000	0.999
										1.000
對	1.000	0.998	0.966	0.685	0.931	0.980	0.993	0.996	0.983	0.952
數		1.000	0.976	0.680	0.924	0.974	0.989	0.998	0.985	0.961
利			1.000	0.648	0.881	0.933	0.951	0.981	0.955	0.959
率				1.000	0.864	0.752	0.693	0.678	0.675	0.644
之					1.000	0.970	0.941	0.922	0.913	0.876
一						1.000	0.988	0.973	0.964	0.927
階							1.000	0.986	0.977	0.943
差								1.000	0.985	0.965
分									1.000	0.986
										1.000

- 註：1. 本表內符號，個別所代表的存款利率類別，與表二A同。  
 2. 本表各欄內之相關係數，均在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。  
 3. 各項存款利率資料來源，同表二A。

表三A：九種民間借貸利率之序列相關值

借貸型態	原始利率	對數利率之一階差分
RMDFIRM (1)	0.995	-0.082
RMDFIRM (2)	0.990	-0.315
RMDFIRM (3)	0.993	0.083
RMPCHE (1)	0.998	0.092
RMPCHE (2)	0.995	-0.151
RMPCHE (3)	0.996	0.179
RMUNLOAN (1)	0.997	-0.077
RMUNLOAN (2)	0.995	-0.465
RMUNLOAN (3)	0.996	0.044

- 註：1. RMDFIRM(1)：高雄市之存放廠商利率  
 RMDFIRM(2)：台中市之存放廠商利率  
 RMDFIRM(3)：台北市之存放廠商利率  
 RMPCHE(1)：高雄市之遠期支票借款利率  
 RMPCHE(2)：台中市之遠期支票借款利率  
 RMPCHE(3)：台北市之遠期支票借款利率  
 RMUNLOAN(1)：高雄市之信用拆借利率  
 RMUNLOAN(2)：台中市之信用拆借利率  
 RMUNLOAN(3)：台北市之信用拆借利率  
 2. 各項借貸利率資料，取自台灣地區金融統計月報，資料期間自民國70年1月至81年2月。

總結而言，民間借貸之遠期支票借款、信用拆借、及存放廠商借貸，在台北市及高雄市均屬於相同產品市場，在台中市則在相關係數標準為0.3時，亦可得相同產品市場之結論；而各項民間借貸在北、中、南則為不同之個別地理市場。

表三B：九種民間借貸利率之相關係數

借貸型態	RMDFIRM(1)	RMDFIRM(2)	RMDFIRM(3)	RMPCHE(1)	RMPCHE(2)	RMPCHE(3)	RMUNLOAN(1)	RMUNLOAN(2)	RMUNLOAN(3)
原始	1.000	0.634**	0.703**	0.928**	0.645**	0.625**	0.892**	0.573**	0.609**
利		1.000	0.898**	0.657**	0.970**	0.928**	0.765**	0.960**	0.938**
益			1.000	0.796**	0.917**	0.975**	0.869**	0.864**	0.968**
序				1.000	0.688**	0.704**	0.974**	0.597**	0.692**
列					1.000	0.942**	0.795**	0.959**	0.953**
						1.000**	0.801**	0.908**	0.996**
							1.000**	0.710**	0.793**
								1.000**	0.921**
									1.000
對	1.000	-0.029	0.141	0.570**	0.141	0.175*	0.529**	-0.053	0.108
數		1.000	0.109	0.024	0.653**	0.175*	0.037	0.414**	0.161
率			1.000	0.281**	0.203*	0.661**	0.338**	0.053	0.586**
之				1.000	0.187*	0.334**	0.682**	-0.004	0.292**
一					1.000	0.245**	0.148	0.367**	0.206**
階						1.000	0.241**	0.036	0.865**
差							1.000	0.081	0.157
分								1.000	0.031
									1.000

註：1. 本表符號所代表之借貸利率類別，與表二A同。

2. \*表示在 5% 顯著水準下棄卻虛無假設，

\*\*表示在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。

3. 各項借貸利率資料來源，同表三A。

## (四) 熱可塑性塑膠之產品市場測定

由表四 A 可知，八種熱可塑性塑膠之原始價格，均有 0.99 以上之高度序列相關，而經取對數及一階差分後之序列相關，已顯著降低，則其對數價格一階差分之相關係數測定結果，由表四 B 顯示（在 0.5 標準下）：高密度聚乙烯—中低密度聚乙烯、中低密度聚乙烯—聚氯乙烯、以及高密度聚乙烯—聚氯乙烯之相關係數，分別為 0.755、0.618、及 0.483，而可推論高密度聚乙烯、中低密度聚乙烯、及聚氯乙烯為屬於相同產品市場；聚苯乙烯與 ABS 樹脂之價格變動之關聯亦高，相關係數為 0.601，故兩者亦屬於同一產品市場。

表四 A：八種熱可塑性塑膠價格之序列相關值

產 品 別	原始價格	對數價格之一階差分
聚 氯 乙 烯	0.998	0.286
中低密度聚乙烯	0.999	0.439
高密度聚乙烯	0.999	0.437
聚 苯 乙 烯	0.998	-0.032
聚 丙 烯	0.998	-0.392
聚 乙 烯 醇	0.999	-0.313
聚 丙 二 醇	0.998	-0.132
ABS 樹 脂	0.998	0.126

註：價格資料來源，同表一 A，所使用之資料期間，自民國 75 年 1 月至 81 年 4 月。

表四B：八種熱可塑性塑膠之價格相關係數

原 始 價 格 序 列	產 品 別	聚 氨 乙 烯	中 低 密 度 聚 乙 烯	高 密 度 聚 乙 烯	聚 苯 乙 烯	聚 丙 烯	聚 乙 烯 醇	聚 丙 二 醇	ABS 樹 脂
	聚 氨 乙 烯	1.000*	0.764**	0.739**	0.807**	0.893**	0.763**	0.325**	0.913**
	中 低 密 度 聚 乙 烯		1.000-	0.962**	0.674**	0.237**	0.494**	0.099	0.617**
	高 密 度 聚 乙 烯			1.000	0.685**	0.733**	0.502**	0.154	0.609**
	聚 苯 乙 烯				1.000	0.890**	0.440**	0.096	0.886**
	聚 丙 烯					1.000	0.604**	0.286*	0.877**
	聚 乙 烯 醇						1.000	0.576**	0.698**
	聚 丙 二 醇							1.000**	0.335**
	ABS 樹 脂								1.000
對 數	聚 氨 乙 烯	1.000	0.618**	0.483**	0.281*	0.172	0.182	0.124	0.361**
價 格 之 一 階 差 分	中 低 密 度 聚 乙 烯		1.000	0.755**	0.239*	0.269*	0.030	0.112	0.311**
	高 密 度 聚 乙 烯			1.000	0.357**	0.367**	0.141	0.007	0.256*
	聚 苯 乙 烯				1.000	0.214	0.186	0.124	0.601
	聚 丙 烯					1.000	-0.209	0.048	0.182
	聚 乙 烯 醇						1.000	0.011	0.139
	聚 丙 二 醇							1.000	0.116
	ABS 樹 脂								1.000

註：1.價格資料來源，同表四A。

2.\*表示在 5% 顯著水準下棄卻虛無假設。

\*\*表示在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。



## 伍、Granger 因果測定法之實證分析

### 一、資料來源及說明

本節之實證研究，基於與價格相關係數法相同之資料基礎，進行 Granger 因果測定法之市場界定。唯囿於時間限制，本節僅利用部分資料作選擇性的市場測定。換句話說，本節採用 Granger 因果測定法，界定石油煉製品（包括汽油、航空燃油、柴油、燃料油），銀行存款（包括一年期定存、二年期定存、及三年期定存），以及熱可塑性塑膠（包括聚氯乙烯、中低密度聚乙烯、與高密度聚乙烯，以及聚苯乙烯與 ABS 樹脂）之相關產品市場，民間借貸方面則選取台北市為例，測定民間三種借貸方式（遠期支票借款、信用拆借、及存放廠商）之相關產品市場；而地理市場之因果性測定，則選取兩種民間借貸（遠期支票借款及信用拆借），分別測定其在北中南是否屬於地方性市場，或為全國性市場。

本節實證所需之各項價格及利率時間數列資料來源，已如上節之敘述。對測試的每一例子中的價格或利率序列，本節採用 Augmented Dickey-Fuller(ADF) 法，進行單根檢定 (unit root tests)，此步驟測試的結果顯示，在銀行存款之例子，其原利率序列取其對數之二階差分後，均為定態 (stationary)，其他所有例子中原來的價格及利率序列，取其對數之一階差分，均為定態序列<sup>22</sup>，因此，除了銀行存款利率序列取為對數之二階差分形式之外，其他所有序列均予以轉換為對數之一階差分形式。然後，利用 AIC 及 SC 準則，選擇自行迴歸模型最適當的落遲階數，進而，應用普通最小平方法，估計變數的因果關聯，並利用 F 統計量，檢定無因果性（或不同市場）的虛無假設。

本實證測定包括單向及雙向因果測定，以及立即性因果測定，而由於所測試之資料與價格相關係數法之資料相同，兩種市場測定法之實證結果，可作為兩者在實際應用上優劣之比較基礎。

## 二、實證結果

### (一)石油煉製品之產品市場測定

根據表五之立即性因果檢定結果，可知在選擇的模型最適落遲階數下，所有四項石油煉製品——汽油、航空燃油、柴油、及燃料油之間的立即因果，均在 5% 顯著水準下顯著（其中汽油—柴油、汽油—燃料油及航空燃油—柴油在 1% 亦顯著），指出該四項產品屬於相關的產品市場。然而，由單向因果檢定之結果來看，可知在 5% 顯著水準下，柴油價格之決定，受到汽油前三期價格之顯著影響，航空燃油價格則受柴油前期價格之顯著影響，以及柴油價格亦決定於燃料油之上期價格，除此之外，其他單向因果均為不顯著。由於此單向因果性存在於部分產品之間，而顯示價格決定程序中訊息落後之現象，因此，汽油、航空燃油、柴油、及燃料油屬於相同產品市場，唯該市場為無效率市場。在此例下，對於相關產品市場之界定結果，價格相關係數法與 Granger 因果測定法之結論並不一致。價格相關係數法在採用 0.5 作為界定市場之標準下，推論只有汽油及柴油屬於相同市場，其他各石油煉製品則屬於個別不同的市場；而 Granger 因果測定法則基於既定之顯著水準 (5%)，作成各項產品之間的價格變動，存在顯著的立即性反應而屬於相同市場之推論。我們認為，Granger 因果測定法係基於統計上較客觀的檢定程序，進行市場範圍界定，其結果應較相關係數法測定之結果值得信賴<sup>23</sup>。

### (二)銀行存款的產品市場測定

由表六之測定結果顯示，三種銀行存款之間具有高度顯著的立即因果性，表示三者屬於相同的存款市場，唯三者之間的單向因果檢定結果指出，三種存款之間亦存在極為顯著的雙向因果關係，此雙向因果關聯，隱含一年期定存、二年期定存、及三年期定存三種存款的利率，具有共同決定的本質。由於利率變動的訊息，有顯著的一期落後，因而此三種存款雖屬於相關存款市場，但是該市場並

表五：石油煉製品之產品市場：因果測定法結果

單 向 因 果		立 即 因 果	
變 數 方 向	落 遲 階 數	變 數 關 係	落 遲 階 數
	F 值		F 值
汽 油 ← 航空燃油	1	汽 油 : 航空燃油	1
汽 油 → 航空燃油	1		5.038*
汽 油 ← 柴 油	3	汽 油 : 柴 油	3
汽 油 → 柴 油	3		185.984**
汽 油 ← 燃料油	1	汽 油 : 燃料油	1
汽 油 → 燃料油	1		8.360**
航空燃油 ← 柴 油	1	航空燃油 : 柴 油	1
航空燃油 → 柴 油	1		7.033**
航空燃油 ← 燃料油	1	航空燃油 : 燃料油	1
航空燃油 → 燃料油	1		6.137*
柴 油 ← 燃料油	1	柴 油 : 燃料油	1
柴 油 → 燃料油	1		4.353*

註：1.價格資料來源，同表A。

2. \*表示在 5% 顯著水準下棄卻虛無假設

\*\*表示在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設

表六：銀行存款之產品市場：因果測定法結果

單 向 因 果		立 即 因 果	
變 數 方 向	落 遲 階 數	變 數 關 係	落 遲 階 數
	F 值		F 值
一年期定存←二年期定存	1 18.357**	一年期定存：二年期定存	1 63511.0**
一年期定存→二年期定存	1 19.769**		
一年期定存←三年期定存	1 48.432**	一年期定存：三年期定存	1 2248.7**
一年期定存→三年期定存	1 78.909**		
二年期定存←三年期定存	1 55.576**	二年期定存：三年期定存	1 3081.8**
二年期定存→三年期定存	1 84.574**		

註：1.存款利率資料來源，同表二A。

2.\*\*表示在 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。

非效率性市場。此因果測定結果，在相關市場範圍界定方面之結論，與價格相關係數法一致，而其額外提供有關利率決定機能的訊息，則進一步輔助市場效率性之探討。

### (三)熱可塑性塑膠之產品市場測定

本小節測定兩群產品的相關市場，一為高密度聚乙烯、中低密度聚乙烯及聚氯乙烯的相關產品市場，另一為聚苯乙烯及 ABS 樹脂是否屬於相同產品市場。此兩群產品市場之測定，在價格相關係數法依 0.5 的市場界定標準下，均視為相關市場。首先，說明聚氯乙烯、中低密度聚乙烯及高密度聚乙烯之因果性市場測定，其結果如表七所示：聚氯乙烯與高密度聚乙烯、中低密度聚乙烯與高密度聚乙烯均有極顯著的雙向因果關係，而聚氯乙烯與中低密度聚乙烯之間只有由中低密度聚乙烯對聚氯乙烯的單向因果為顯著；而三者之間立即性因果的檢定，則均在 1% 顯著水準下，棄卻無立即因果性（或不同市場）的虛無假設，顯示三者屬於相關的產品市場，此結果與價格相關係數測定結果一致；進一步說，立即因果顯著，指出三項產品應屬於相同市場，唯雙向因果顯著（聚氯乙烯與中低密度聚乙烯之間除外）亦指出價格決定之互為因果性，以及價格變動訊息傳遞之落後現象，因此，三者屬於相同產品市場，但是該市場為無效率市場。表七亦指出，聚苯乙烯與 ABS 樹脂具有極顯著（在顯著水準  $\alpha = 1\%$  顯著）的立即因果而屬於相同市場，唯其單向因果亦為顯著而為無效率市場。

### (四)民間借貸市場之產品市場及地理市場測定

產品市場界定以台北市為例，測定遠期支票借款、信用拆借、與存放廠商三種借貸形式，是否屬於同一借貸市場，其結果由表八可見，其立即因果均在  $\alpha = 1\%$  顯著，因此，三種借貸在台北市屬於相同的借貸市場；而因果測定法所提供有關價格動態性，以及市場效率性的額外訊息，則可由單向因果之測定結果顯示：除了存放廠



表八：民間借貸之產品市場因果測定結果：以台北為例

單向因果			立即因果		
變數方向	落遲階數	F值	變數關係	落遲階數	F值
存放廠商→遠期支票借款	1	0.538	存放廠商：遠期支票借款	1	103.57**
存放廠商←遠期支票借款	1	13.778**			
存放廠商→信用拆借	1	4.326*	存放廠商：信用拆借	1	83.86**
存放廠商←信用拆借	1	9.492**			
遠期支票借款→信用拆借	1	4.122*			
遠期支票借款←信用拆借	1	0.165	遠期支票借款：信用拆借	1	426.53**

註：1. 借貸利率資料來源，同表三A。

2. \*表示 5% 顯著水準下棄卻虛無假設。

\*\*表示 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。

表九：民間借貸之地理市場因果測定結果：以遠期支票借款及借用拆借為例

單向因果		立即因果	
變數方向	落選階數	變數關係	落選階數
	F值		F值
遠期支票借款：			
高雄←台中	1	高雄：台中	1
	1.212		5.67*
高雄→台中	1		
	2.448		
高雄←台北	1	高雄：台北	1
	4.390*		13.32**
高雄→台北	1		
	0.580		
台中←台北	1	台中：台北	1
	1.577		12.15**
台中→台北	1		
	6.405*		
信用拆借：			
高雄←台中	1	高雄：台中	1
	2.509		0.001
高雄→台中	1		
	1.153		
高雄←台北	1	高雄：台北	1
	3.206		4.285*
高雄→台北	1		
	5.636*		
台中←台北	1	台中：台北	1
	2.759		2.219
台中→台北	1		
	4.224*		

註：1.借貸利率資料來源，同表三A。

2. \*表示 5% 顯著水準下棄卻虛無假設。

\*\*表示 1% 顯著水準下棄卻虛無假設。



商與信用拆借為雙向因果顯著，指出兩者利率會在短期內共同決定以外，其他因果關聯則只有單向因果顯著，故無利率共同決定性，且該市場為具有訊息落後之無效率市場。此測定結果之市場範圍界定部分，亦與相關係數法測定結果一致。

地理市場測定結果列於表九，其結果指出，遠期支票借款在台北、台中、高雄屬於同一地理市場（換句話說，為全國性市場），因其立即性因果均為顯著，而其在高雄—台北，以及台中—台北之遠期支票借款利率之間，存在顯著的落後一期之單向因果，故該市場為無效率市場。此測定結果與相關係數法基於 0.5 界定標準之測定結果相左，而若採相關係數 0.2 作為界定市場標準，則亦可得相同市場之推論，由此可見相關係數法市場界定標準設定之任意性，很難客觀地界定一個適當的市場範圍。

信用拆借貸款之地理市場測定，其結果指出，只有在高雄及台北之間，顯示其利率變動具有立即因果而屬於相同市場，而信用拆借在高雄與台中，及台中與台北之間，均為個別之不同市場，此結果或隱含，民間信用拆借金融在台北與高雄之間的活動，相對較為頻繁，而高雄→台北及台中→台北，具有顯著的單向因果，顯示信用拆借在高雄及台中的利率變動，會單向地影響台北的信用拆借利率，而其影響具有一期落後。此測定結果雖與相關係數測定結論不同，然而觀察其相關係數測定結果，實際上亦顯示，信用拆借利率在台北與高雄之間的相關係數 (0.157)，較台北—台中 (0.031) 及台中—高雄 (-0.081) 之間者為高，只是該相關係數必須在設定市場界定標準為 0.1 時，才能得到相同市場的推論。

## 陸、結論

本文基於反托拉斯分析之目的，進行市場範圍界定之理論與市場測定法之探討，而提出利用價格相關係數法及 Granger 因果測定

法，進行台灣兩類商品市場及兩類資金融通市場之市場範圍界定實證分析。價格相關係數法為一方法簡易，資料需求性適中，且適用性廣泛的市場測定法，在相關係數 0.5 的市場界定標準下，本文獲致如下之主要實證結果：(1) 汽油及柴油屬於相同產品市場，而其他石油煉製品彼此之間，則分屬不同之市場；(2) 銀行業各種不同期限的定存（一個月期、三個月期、六個月期、九個月期、一年期，二年期及三年期）及定儲（一年期、二年期、三年期），均屬於相關的產品市場，或說相同的銀行業存款市場；(3) 在台北市及高雄市，三種民間借貸屬於同一借貸市場，而在台中市，三種民間借貸只有在相關係數為 0.3 的市場界定標準下，才能推論其屬於同一借貸市場；而以個別民間借貸來看，遠期支票借款、信用拆借、及存放廠商在台北、台中、高雄，均屬於不同之個別地理市場，唯遠期支票借款在台北及高雄之間，若採用相關係數 0.3 作為市場界定標準，將可視為同一地理市場；(4) 高密度聚乙烯、中低密度聚乙烯、及聚氯乙烯，屬於相同產品市場，且聚苯乙烯及 ABS 樹脂亦屬於相同市場。

Granger 因果測定法之實證結果顯示：(1) 汽油、航空燃油、柴油及燃料油屬於相同產品市場，唯其市場缺乏價格訊息傳遞之效率性；(2) 一年期定存、二年期定存、及三年期定存屬於相同的存款市場，且其利率具有共同決定的本質，唯該市場仍因訊息傳遞有時間的落後，而為無效率市場；(3) 高密度聚乙烯—中低密度聚乙烯—聚氯乙烯，以及聚苯乙烯—ABS 樹脂，屬於相同產品市場，唯其市場為無效率市場；(4) 台北市三種民間借貸屬於相同借貸市場，唯單向或雙向因果顯著，亦隱含一無效率市場；而遠期支票借款在台北、台中、高雄之地理市場測定結果，顯示遠期支票借款為涵蓋北中南之一個全國性地理市場，唯該市場缺乏效率性；信用拆借之地理市場測定結果則指出，高雄及台北為信用拆借的同一地理市場，但為無效率市場。

綜合兩種市場測定法之實證結果可見，其對市場界定之結論大

部分為一致，而結論不一致的情況，多出現在價格相關係數估計值低於 0.5 之例子，此時在價格相關係數法之下，相關係數值究竟應設在那一水準，才能適當界定一個相關市場，在主觀上較難作成判斷，且其任意性更高而易導致測定結果較大的偏異；若採 Granger 因果測定法，則其基於較客觀的統計檢定程序，在既定之顯著水準下，界定適當的市場範圍，故其測定法之理論基礎較為有力，優於價格相關係數法，進而，Granger 因果測定模型之動態本質，亦提供有關所測定之市場價格決定及市場效率性之額外訊息。因此，在反托拉斯目的下進行市場測定，Granger 因果測定法相對於價格相關係數法，為一理論上較令人滿意的市場界定分析法，且其實證結果亦可作為相關係數法靜態分析結果之有用的補充。

鑑於市場範圍界定在公平法執行獨占及結合條款時，所扮演的極具關鍵性角色，本文選取若干可能涉及獨占結構之市場，如石油煉製品、熱可塑性塑膠（石化產品），進行其產品市場範圍界定，本文之實證結果，或可提供日後調整該類產業市場範圍之參考。進而，透過本文理論模型之實證分析結果，通常尚須綜合環境中之各項事實證據，取得支持性資料，則其分析結果將足以作為一項有力的決策依據。另外，本文亦應用所建議之兩種市場測定法，進行資金融通（或存貸）市場之產品市場及地理市場測定，以印證其方法上之適用性。進而，若資料可得，則所建議之市場測定法，亦可嘗試應用於勞動市場之市場界定分析。綜合而言，由於市場定義之多重層面及複雜性，並無任一市場定義或市場測定法，可以適用於各種不同應用之所需，因此，如何延伸市場範圍界定課題進一步的理論發展，並在實務上提供其他實證上可行，且理論上較能切合反托拉斯分析目的之市場測定法，仍為未來應繼續努力之目標。

## 註 釋

- 1 參考 *Brown Shoe Co. V. United States*, 370 U.S. 294,325 (1962)。
- 2 請參考 Martin (1988 : 252-260) 之說明。簡要而言，無論從法官或經濟學家的立場，均很少僅依賴價格需求彈性（本身及交叉彈性）的估算數值，據以界定市場範圍，而為傾向於依據一些實際指標來判斷市場範圍。
- 3 在一既定地理範圍內，當兩種產品具有生產或消費上的高度替代，則屬於相關產品市場 (the relevant product market)；而對某項同質產品，若其在兩區域的供給或需求具有高度替代，則此兩區域為該項產品之相關地理市場 (the relevant geographic market)。市場定義中時間層面之考量，目的在於設定進行相關產品或地理市場界定的一個時期 (time period)，而此定義一個市場的相關時期 (the relevant time period) 之決定，不能太短而只包含現有廠商（公司）於市場內，亦不能太長而允許技術、需求及嗜好產生顯著的改變。請參考 Koch (1980 : 12-14)。
- 4 此定義之原文，取自 Marshall(1961:325)。
- 5 1984 年合併準則之後，另有 1987 年全國律師團的水平合併準則 (*Horizontal Merger Guidelines of the National Association of Attorneys General*)，以及由美國司法部及聯邦貿易委員會共同發布之 1992 年水平合併準則 (*Horizontal Merger Guidelines of U.S. Department of Justice and the Federal Trade Commission, 1992*)，前者與本文討論的市場界定課題的重點不同，而後者有關市場定義一般標準之設定，則與 1984 年之合併準則類似。
- 6 此定義之原文，請參考 *U.S. Department of Justice Merger*

Guidelines (1984:S-1)。

- 7 此一般性之市場定義，請參考 Blair and Kaserman(1985)，Boyer(1984)，Elzinga(1981)，Klein (1985)，Ordover and Wall(1989)，Scheffman and Spiller (1987)，Schmalensee and Willig(1989)，Tirole(1988)，*U.S. Department of Justice Merger Guidelines*(1984) 等，換句話說，無論基於經濟市場或反托拉斯市場概念，一個市場之定義，均須同時顧及實際及潛在買賣雙方之認知及行動。
- 8 單獨依賴價格資料進行市場界定之不適當性，請參考 Steiner (1968 : 557)，Elzinga(1981) 等；而單獨依賴運量資料測定市場範圍之不適當性，請參考 Werden(1981)。
- 9 鑑於林大侯等（民國 82 年）之研究，須配合公平會執行「獨占公告」業務之時效，其利用「價格相關係數法」測定市場範圍的結果，並未在現階段市場界定程序中，提供判斷市場範圍的參考。因為該研究內容的著重點不同，因此該研究並未對其所採用之市場測定法，說明其理論背景。
- 10 Schrank and Roy (1991) 文中對各種市場測定法的檢討，其結果亦強調此同一觀點。
- 11 在時間及資料的限制下，本文初步選取兩種商品市場以及兩種資金融通市場為例，利用價格相關係數法及 Granger 因果測定法，進行相關產品市場與相關地理市場之界定，而兩種方法論適用於各種不同類別市場之市場範圍界定的廣度，有待更多實證例子之驗證。
- 12 此式為價格一階差分之隨機漫步型態 (random walks in the first differences of prices)，請參考 Stigler and Sherwin(1985) 之附錄，或一般之計量經濟學教科書，如 Greene(1993) 或 Box and Jenkins(1976)。

- 13 Kimmel(1987) 基於反托拉斯分析之目的，指出利用價格相關係數作為市場界定指標之七項不適當性；其中，Kimmel 提出即使價格相關係數很低或為負值，該兩產品（或兩區域）仍可能為同一市場。因此，基於採用 Stigler and Sherwin(1985) 之測定前提：「當價格相關係數愈高，則屬於相同市場之可能性愈高」，本文將限於討論  $0 < \rho < 1$  之情況，而排除  $-1 < \rho < 0$  之情況的討論。
- 14 本文之 Granger 因果測定法，係採用雙元情況建立因果模型，因為在 Granger 因果性定義下，其檢定因果方向的實證程序，乃以雙元情況之討論為限，並在包含兩變數的訊息集合下，進行下一期的預測，請參考 Newbold(1981)；且其雙元模型一般化到多元的情況 (multivariate case)，其概念上可相當直接地推展而得，請參考 Skoog(1977) 或 Griffiths et al. (1993:692-693)。另外，本文另一市場測定法（價格相關係數法），其結果亦基於衡量一對變數 (a pair of variables) 之關係而得，則 Granger 因果測定法採雙元模型，其結果易於與價格相關係數法之結果作一比較。
- 15 本研究因果模型最適遞延階數的決定，係選取 AIC 達到最小或 SC 達到最小時的遞延階數；若兩種準則所選擇的最適階數相同，則該模型的遞延階數即被決定；若由 AIC 及 SC 所選擇的最適階數不同時，則由比較兩者結果在統計上之顯著性而定，相關之程序請參考 Judge et al.(1988:723-729)。
- 16 Fama(1970) 提出基於不同訊息集合的三種效率性測定 (efficiency tests)：強式測定 (strong form test)、半強式測定 (semi-strong form test) 及弱式測定 (weak form test)。本文之因果測定模型，係基於弱式測定，亦即其訊息集合只包含歷史性價格 (historical prices) 的訊息，而進一步推論有關價格決定之動態性及市場效率性。

- 17 文獻上，利用 Granger 因果法進行市場界定分析之研究，包括 Bessler and Brandt (1982), Howell (1984), Klein et al. (1985), Slade (1986), Uri and Rifkin (1985), Uri, Howell and Rifkin (1985), Cartwright, Kamerschen and Huang(1989), Huang(1987), Benson and Faminow(1990) 等，均建議 Granger 因果法為一適當的市場測定工具。
- 18 在經濟市場界定分析上，Granger 因果測定法較之 Stigler and Sherwin (1985) 價格相關係數法，具有探討價格調整之動態性分析本質，以及其統計顯著性檢定程序較具客觀性的優點，此相同見解亦請參考 Cartwright, Kamerschen and Huang (1989), 以及 Benson and Faminow (1990) 等。
- 19 本文測定之商品市場，選擇以石油煉製品以及熱可塑性塑膠為例，其理由係因該兩種產業中之某些產品，在本研究進行中，屬於涉及獨占結構之市場，如汽油、柴油、聚乙烯等，則其生產廠商將可能被公告為獨占事業，故本研究利用取得之資料，對其進行市場測定實證分析，希望基於經濟理論，提供調整市場範圍界定之數值指標或依據。再者，該兩產業各項產品之價格時間數列資料之取得，係利用經濟部統計處調查的產品銷售量值資料，以銷售值除以銷售量求算而得，因此，經此程序取得之價格時間數列資料，可避免油品訂價受到政府政策左右的影響。
- 20 本文選擇兩類資金融通市場為例，旨在測試本文所建議之兩種市場測定法之適用性。對於銀行業各類存款之相關產品市場之測定，由於其存款利率在 70 年代以前，受到政府管制的影響較大，則其測定結果應用於決策參考時，應持較審慎及保留之態度，或應進一步由事實環境中，搜集相關的證據或資料綜合分析。實際上，各銀行仍會基於其局部因素 (Stigler and Sherwin(1985 : 573) 亦提及此可能存在之局部因素)，對不同期限存款項目，採取不同的存款政策，例如：選擇某特定存款類別，給予較優惠之

- 利率，則各類不同期限存款之利率，仍可包含部分（雖非完全）的競爭因素。至於民間借貸之相關產品及地理市場之測定，其利率時間數列資料，則不受政策因素之限制。
- 21 根據台灣地區金融統計月報之註解，此三項民間借貸利率係直接向第一、華南、及彰化三家商銀，就台北市 150 家、高雄市 45 家、及台中市 18 家廠商，以查詢方式所取得的資料。所謂存放廠商 (deposit with firms) 利率，係指公司的員工存款利率。
  - 22 本文進行單根檢定之程序，參考 Greene(1993:563-566)。檢定結果數量較大而不列於文中，有興趣者可向作者索取。
  - 23 因果測定法市場界定結果之推論，係基於客觀的統計檢定程序，在既定顯著水準 ( $\alpha$ ) 下，測試價格變數因果關聯之顯著性，而此既定顯著水準，在統計上客觀地代表承認或棄卻虛無假設的寬嚴標準，一般而言，採用  $\alpha = 5\%$  即較之採用  $\alpha = 1\%$  為較寬，而較之採用  $\alpha = 10\%$  則為較嚴的市場測定標準，所謂較寬的標準，即意謂較易認定兩區域（或兩產品）屬於相同市場，而界定較大的市場範圍。相對地，價格相關係數法市場界定標準之設定，則具有相當任意性，究竟相關係數應多高，才足以界定一個相關市場，幾乎無客觀判斷標準，而不同界定標準之設定，往往產生不同的測定結果，在此觀點下，因果測定法利用客觀的統計檢定測定市場範圍，為提供一理論上較令人滿意的分析工具，而其推論結果亦較可信賴。

## 參考資料

李延禧

1993 「獨占事業公告作業檢討報告」，公平交易季刊 1(1):27-68。

林大侯、周佩萱、黃玄騰

1993 「市場範圍界定暨獨占行為態樣之探討」，台灣經濟研究



院。

周添城

- 1991 「開放經濟的產業集中度」，**台灣產業組織論**，二十一世紀基金會。

黃美瑛

- 1993 「市場界定及測定方法評估：反托拉斯執行關鍵之探究」，**公平交易季刊** 1(1):1-25。

廖義男

- 1985 「防止獨占之濫用並監督企業之結合——評述公平交易法草案中有關獨占及企業結合之規定」，**產業政策研討會論文集**，頁 29-46，中國經濟學會。

廖義男、林永頌

- 1985 「我國獨占、聯合行爲、不公平競爭之實證研究」，行政院經濟革新委員會報告書（**產業組研究報告**），頁 136-156。

劉邦典、謝美玲、吳美瑤

- 1993 「服務業市場範圍之界定與獨占事業之認定」，**台灣經濟研究院**。

顏吉利

- 1985 「評論「防止獨占之濫用並監督企業之結合——評述公平交易法草案中有關獨占及企業結合之規定」」，**產業政策研討會論文集**，頁 49-55，中國經濟學會。

顏吉利

- 1988 「公平交易法草案概觀」，收錄於薛琦（主編）：**產業經濟學——理論與實務**，頁 61-80，正中書局。

Benson, Bruce L. and Merle D. Faminow

- 1990 "Geographic Price Interdependence and the Extent of Economic Markets", *Economic Geography* 66:47-66.

- Bessler, David A. and Jon A. Brandt  
1982 "Causality Tests in Livestock Markets", *American Journal of Agricultural Economics* 64:140-144.
- Blair, Roger D. and David L. Kaserman  
1985 *Antitrust Economics*. Richard D. Irwin Inc.
- Box, G. E. P. and G. M. Jenkins  
1976 *Time-Series Analysis: Forecasting and Control*. Revised Edition (Holden Day, San Francisco).
- Boyer, Kenneth D.  
1984 "Is There a Principle for Defining Industries?", *Southern Economic Journal* 50 :761-770.  
1962 *Brown Shoe Co. V. United States*, 370 U.S. 294, 325.
- Cartwright, Phillip A., David R. Kamerschen, and Mei-Ying Huang  
1989 "Price Correlation and Granger Causality Tests for Market Definition," *Review of Industrial Organization* 4(2):79-98.
- Cournot, Antrire Augustin  
1897 *Research into the Mathematical Principles of the Theory of Wealth*. New York: Macmillan.
- Elzinga, Kenneth G.  
1981 "Defining Geographic Market Boundaries," *Antitrust Bulletin* 26:739-752.
- Elzinga, Kenneth G. and Thomas F. Hogarty  
1973 "The Problem of Geographic Market Delineation in Antimerger Suits," *Antitrust Bulletin* 18:45-81.
- Fama, Eugene F.  
1970 "Efficient Capital Markets: A Review of Theory and Empirical Work", *The Journal of Finance* 25(2):383-417.

Granger, C. W. J.

- 1969 "Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods," *Econometrica* 37(3): 45-81.

Greene, William H.

- 1993 *Econometric Analysis*, second edition, Macmillan Publishing Co.

Griffiths, William E., R. Carter Hill, and George G. Judge

- 1993 *Learning and Practicing Econometrics*, John Wiley & Sons, Inc.

Horowitz, Ira

- 1981 "Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression-Based Approach," *Southern Economic Journal* 48(1): 1-16.

Howell, John

- 1984 "A Comment on Horowitz's Market Definition in Antitrust Analysis: A Regression-Based Approach," *Journal of Reprints for Antitrust Law and Economics* 14:1163-1170.

Huang, Mei-Ying

- 1987 "The Delineation of Economic Markets," Ph.D. Dissertation. Athens, Georgia:University of Georgia.

Judge, George G., R. Carter Hill, William E. Griffiths, Helmut Lutkepohl, and Tsoung-Chao Lee

- 1988 *Introduction to the Theory and Practice of Econometrics*, Second edition, John Wiley & Sons, Inc.

Kimmel, Sheldon

- 1987 "Price Correlation and Market Definition," *Economic Analysis Group*, Discussing paper.

Klein, Chris, Edward J. Rifkin, and Noel D. Uri

- 1985 "A Note on Defining Geographic Markets", *Regional Science and Urban Economics* 15:109-119.
- Klein, Christopher C.  
 1985 "Is There A Principle for Defining Industries? Comment", *Southern Economic Journal* 52:537-541.
- Koch, James V.  
 1980 *Industrial Organization and Prices*, Second edition. New Jersey :Prentice-Hall, Inc.
- Kohler, Johannes  
 1988 "Residual Demand Analysis of the RTE Cereal Market," M.A. Thesis. Athens, Georgia:University of Georgia.
- Martin, S.  
 1988 *Industrial Economics: Economic Analysis and Public Policy*, New York: Macmillan Co.
- Marshall, Alfred  
 1961 *Principles of Economics*, Ninth (Variorum) Edition. New York : Macmillan Company.
- Newbold, Paul  
 1981 *Causality Testing in Economics*, Bureau of Economic and Business Research, Faculty Working Paper No.771.
- Ordovery, Januz A. and Daniel M. Wall  
 1989 "Understanding Econometric Methods of Market Definition," *Antitrust* 20-25.
- Pierce, David A. and Larry D. Haugh  
 1977 "Causality in Temporal Systems: Characterizations and A Survey," *Journal of Econometrics* 5:265-293.
- Scheffman, David T. and Pablo T. Spiller  
 1987 "Geographic Market Definition Under the U.S. Department of Justice Merger Guidelines," *The Journal of*

*law and Economics* 15(1):123-148.

Shrieves, Ronald E.

1978 "Geographic Market Areas and Market Structure in the Bituminous Coal Industry," *Antitrust Bulletin* 23: 589-625.

Schmalensee, Richard and Robert Willig(eds.)

1989 *Handbook of Industrial Organization*, Amsterdam: North-Holland.

Schrank, William E. and Noel Roy

1991 "Market Delineation in the Analysis of United States Groundfish Demand," *Antitrust Bulletin* 36(1): 91-154.

Skoog, G. R.

1977 *Causality Characterization: Bivariate, Trivariate and Multivariate Propositions*, Working Paper, Graduate School of Business, University of Chicago.

Slade, Margaret E.

1986 "Exogeneity Tests of Market Boundaries Applied to Petroleum Products," *The Journal of Industrial Economics* 34(3):291-303.

Spiller, Pablo T. and Cliff J. Huang.

1986 "On the Extent of the Market: Wholesale Gasoline in the Northeastern United States," *The Journal of Industrial Economics* 35:131-145.

Steiner, Peter O.

1985 "Markets and Industries," *International Encyclopedia of the Social Sciences*. New York: Macmillan Co. 575-581.

Stigler, George J. and Robert A. Sherwin

1985 "The Extent of the Market," *The Journal of Law and*

*Economics* 28:555-581.

Tirole, Jean

1988 *Theory of Industrial Organization*, Cambridge, Mass: The MIT Press.

Uri, Noel D. and Edward J. Rifkin

1985 "Geographic Markets, Causality and Railroad Deregulation", *Review of Economics and Statistics* 67:422-428.

Uri, Noel D., John Howell, and Edward J. Rifkin

1985 "On Defining Geographic Markets," *Applied Economics* 17:959-977.

U.S. Department of Justice

1984 "Merger Guidelines Issued by Justice Department, June 14, 1984, and Accompanying Policy Statement, Special Supplement No.1169", *Antitrust and Trade Regulation Report*, (BNA). Washington, D.C. June 14.

Werden, Gregory J.

1981 "The Use and Misuse of Shipments Data in Defining Geographic Markets," *Antitrust Bulletin* 26:719-773.

Wu, D.

1983 "Tests of Causality, Predeterminedness, and Exogeneity," *International Economic Review* 24:547-558.