

國立交通大學
工業工程與管理學系

碩士論文

多條台灣花卉供應鏈的
門檻共整合分析

Threshold Co-integration Analysis
for Multiple Flower Supply Chains in Taiwan

研究生：黃致穎

指導教授：梁高榮 博士

中華民國九十四年七月

多條台灣花卉供應鏈的門檻共整合分析

Threshold Co-integration Analysis
for Multiple Flower Supply Chains in Taiwan

Student : Chin-Ying Huang

Advisor : Gau-Rong Liang

國立交通大學
工業工程與管理學系
碩士論文

A Thesis Submitted to
Department of Industrial Engineering and Management
College of Management
National Chiao Tung University
In Partial Fulfillment of the Requirements
For the Degree of Master of Engineering in
Industrial Engineering and Management
June 2005
Chin-Ying, Taiwan, Republic of China

多條台灣花卉供應鏈的門檻共整合分析

研究生：黃致穎

指導教授：梁高榮博士

國立交通大學工業工程與管理學系

中文摘要

傳統上，針對花卉供應鏈中批發價格的分析方法為共整合分析法，這是利用單一價格法則所延伸出來的統計方法。單一價格法則的意義在於產品物流會從價格低的市場流向價格高的市場，直到各地市場的價格達到一致。然而，單一價格法則的假設在交易成本的考量下卻是不可靠的，交易成本可由運輸成本、非對稱資訊、資產特性、交易頻率、市場規模、心理不確定性等因素所組成。由於交易成本可視為資產流動的阻力，所以在此論文中利用門檻共整合分析的技巧，將花卉價格增加額外的上下門檻限制。在此門檻模型下，分析四條花卉供應鏈中的月均價格，包括火鶴花、大菊、小菊、非洲菊、劍蘭、葵百合、香水百合、玫瑰等八種花卉的拍賣價格。論文中分析結果與傳統共整合分析進行比較，研究結果顯示門檻共整合確實為較適當且可行的市場整合分析模型。

關鍵詞：

市場整合(Market Integration)

單一價格法則(Law of One Price)

花卉批發市場(Flower Wholesale Marketplace)

單位根檢定(Unit Root Test)

門檻共整合分析(Threshold Co-integration Analysis)

交易成本(Transaction Cost)

Threshold Co-integration Analysis for Multiple Flower Supply Chains in Taiwan

Student : Chin-Ying Huang

Advisor : Dr.Gau-Rong Liang

Department of Institute of Industrial Engineering & Management
National Chiao Tung University

Abstract

Traditionally the wholesale prices of flower supply chains are analyzed from the viewpoint of Law of One Price (LOP) using co-integration techniques. The LOP means the products flow from the lower price sites to the higher ones till everywhere have the same price. However, the assumption of LOP is questionable if any transaction cost is considered such as transportation cost, asymmetric information, quality assurance, transaction frequency, scale of market, uncertainly. etc. In this thesis, threshold co-integration techniques are proposed for analyzed the flower prices problem with considering additional upper and lower thresholds. Here transaction costs are essentially treated as frictions for blocking the liquidity of products. Whenever the price difference is over any friction threshold, the products flow autonomously. For validating the proposed model, eight flowers including anthurium, chrysanthemum (2 kinds), gerbera, gladiolus, lily(2 kinds), and rose in four flower supply chains are analyzed using threshold co-integration techniques. Also the numerical outcomes are compared with the traditional co-integration calculation. The research results show the feasibility of the proposed model.

Keywords :

Market Integration

Law of One Price

Flower Wholesale Marketplace

Unit Root Test

Threshold Co-integration Analysis

Transaction Cost

誌謝

本論文得以順利完成，首先要感謝恩師梁高榮教授的指導。恩師在兩年研究所期間雖然課務繁忙，但對於論文品質的要求卻絲毫不減，時常在課餘時間指點我論文內容上的缺失，對於本論文的完成有莫大的幫助。在這兩年中，恩師不僅教導我學術上的知識外，他敏銳而獨到的思考方式，謹慎而務實的做事方法更讓我獲益良多，使我更有勇氣面對未來人生的挑戰，謹此致上衷心的謝意與感激。除此之外，還要特別感謝唐麗英教授與沙永傑教授在本論文撰寫期間提供寶貴意見，使本論文更趨完備，在此亦致上最誠摯的謝意。

感謝英泰、淙亮、士凱、楓凱、瀚棠、詩涵學長姐在我初到實驗室時，在各方面不厭其煩的細心指導。而在論文寫作期間，感謝實驗室中的同窗好友珮婕、伊婷、耿豪、彥修、瞬正、哲正、宗沂、公麒、昭志、啟宗，對我的支持及砥礪使我始終得以抱持樂觀的態度面對研究所生涯中的困難。接著要感謝可愛的實驗室學弟妹們，研究室有了你們也多了更多的歡樂與微笑。最後，要感謝家人與所有陪我度過這段求學歲月的老師和朋友們，感謝你們在生活上及精神上給予的鼓勵，使我得以在全心全意的在求學路途中前進，你們的支持是我最大的原動力。

本論文研究期間，曾參行政院農委會漁業署的「網際網路在漁業上加值應用研究，計畫編號 93W522」，以及「九十三年度休閒農漁園區管考系統建置，計畫編號 93C078」等的專案計畫，獲得許多資源上的幫助，特此感謝。

目錄

中文摘要.....	I
英文摘要.....	II
誌謝.....	III
目錄.....	IV
圖目錄.....	VI
表目錄.....	VIII
第一章 緒論.....	1
1.1 研究動機與背景	1
1.1.1 台灣的花卉供應鏈.....	1
1.1.2 市場整合之意義.....	2
1.1.3 交易成本的影響	3
1.2 研究目的	4
1.3 研究範圍與方法	6
1.4 論文架構	7
第二章 文獻回顧.....	8
2.1 市場整合理論分析	8
2.1.1 單一價格理論.....	9
2.1.2 若瓦連空間市場整合理論.....	10
2.1.3 時間序列資料與單位根檢定.....	11
2.1.4 共整合分析與誤差修正模型.....	13
2.1.5 門檻共整合分析.....	14
2.2 市場整合實證文獻探討	16
第三章 台灣花卉供應鏈的三個共整合模式.....	18
3.1 共整合分析	18
3.1.1 兩階段共整合分析.....	18
3.1.2 卓漢生共整合分析.....	20
3.2 門檻共整合分析	23
3.2.1 門檻共整合分析方法與步驟.....	23
3.2.2 門檻共整合的物理意義說明.....	25
第四章 資料處理與變數定義.....	27
4.1 批發資訊分享熱線	27
4.2 線上分析處理	29
4.2.1 第一階段線上分析處理.....	29

4.2.2 第二階段線上分析處理	31
4.2.3 Eviews 軟體的資料建檔	31
第五章 實證分析與結果	35
5.1 單位根檢定	35
5.2 共整合分析	38
5.3 門檻效果的檢定	43
第六章 結論及未來研究方向	50
6.1 結論	50
6.2 未來研究方向	53
參考文獻	55
附錄一：Durbin-Watson 檢定表	58
附錄二：卓漢生最大概似比檢定法檢定值表	59
附錄三：Chow 檢定法	63
附錄四：八大花卉於各市場月均價資料時間序列圖形	64
附錄五：卓漢生共整合檢定於 Eviews 操作步驟	67
附錄六：八大花卉 VAR 模型估計係數	70

圖目錄

圖 1.1 台灣地區花卉批發市場歷年進貨量及平均價格統計圖.....	2
圖 1.2 某花卉兩地價差時間序列圖.....	3
圖 1.2 研究方法圖.....	6
圖 2.1 市場整合分析方法發展過程.....	9
圖 2.2 空間市場放射狀結構圖.....	10
圖 2.3 台灣花卉供應鏈空間市場放射圖.....	11
圖 2.4 門檻共整合概念說明圖.....	15
圖 3.1 台灣花卉供應鏈市場價差定義圖.....	18
圖 3.2 兩階段共整合分析檢定步驟.....	19
圖 3.3 門檻共整合檢定步驟.....	25
圖 3.4 價差超過門檻時短期獲利行為解釋圖.....	26
圖 4.1 台灣花卉批發資訊分享熱線.....	27
圖 4.2 線上分析處理概念.....	28
圖 4.3 花卉業務情報網.....	28
圖 4.4 線上分析處理系統.....	29
圖 4.5 台中市場歷年最暢銷花種分析結果.....	29
圖 4.6 線上分析處理步驟圖.....	30
圖 4.7 Eviews 4.1 新開檔案.....	32
圖 4.8 Eviews 4.1 的 Workfile 表.....	32
圖 4.9 Eviews 4.1 修改資料列內容.....	33
圖 4.10 Eviews 4.1 修改資料列內容完成.....	33
圖 4.11 變數定義.....	34
圖 5.1 火鶴花與小菊的時間序列圖.....	35
圖 5.2 Eviews 4.1 單位根檢定.....	36
圖 5.3 Eviews 4.1 單位根檢定.....	36
圖 5.4 門檻估計.....	43
圖 5.5 門檻估計.....	44
圖 5.6 門檻估計.....	44
圖 5.7 門檻(交易成本)影響價差的圖形.....	49
圖 6.1 工作複雜度.....	54
附錄圖一 大菊月均價時間序列圖.....	64
附錄圖二 非洲菊月均價時間序列圖.....	64
附錄圖三 劍蘭月均價時間序列圖.....	65
附錄圖四 葵百合月均價時間序列圖.....	65
附錄圖五 玫瑰月均價時間序列圖.....	66
附錄圖六 香水百合月均價時間序列圖.....	66
附錄圖七 卓漢生共整合分析.....	67
附錄圖八 卓漢生共整合分析.....	67

附錄圖九 卓漢生共整合檢定輸出報表.....	68
附錄圖十 VECM 模型估計.....	69
附錄圖十一 VECM 模型估計輸出報表.....	69

表目錄

表 1.1 花卉批發市場組織.....	1
表 1.2 台灣花卉市場距離統計表.....	5
表 2.1 何彩華-台灣地區花卉批發市場整合性之研究-結論彙總表.....	17
表 3.1 門檻共整合兩階段檢定法.....	23
表 4.1 批發市場的花卉佔有率.....	30
表 4.2 來源資料時間.....	31
表 4.3 選取分析的花卉.....	31
表 5.1 單位根檢定表.....	37
表 5.2 兩階段共整合檢定結果.....	39
表 5.3 卓漢生共整合分析.....	40
表 5.4 共整合向量表.....	41
表 5.5 搜尋 MSE 最小為門檻值.....	45
表 5.6 八大花卉歷年來於各市場的拍賣均價與市場佔有率表.....	45
表 5.7 門檻效果檢定.....	46
表 5.8 門檻共整合分析.....	47
表 6.1 台灣花卉供應鏈整合分析結果.....	50
附錄表一 Durbin-Watson 檢定值表.....	58
附錄表二 卓漢生最大概似比檢定法假設模型.....	59
附錄表三 Case0 檢定值表-1.....	59
附錄表四 Case0 檢定值表-2.....	60
附錄表五 Case1* 檢定值表.....	60
附錄表六 Case 1 檢定值表.....	61
附錄表七 Case 2* 檢定值表.....	61
附錄表八 Case2 檢定值表.....	62
附錄表九 火鶴花 VAR 模型係數估計值表.....	70
附錄表十 小菊 VAR 模型係數估計值表.....	71
附錄表十一 大菊 VAR 模型係數估計值表.....	71
附錄表十二 玫瑰 VAR 模型係數估計值表.....	72
附錄表十三 香水百合 VAR 模型係數估計值表.....	72
附錄表十四 非洲菊 VAR 模型係數估計值表.....	73
附錄表十五 劍蘭 VAR 模型係數估計值表.....	73
附錄表十六 葵百合 VAR 模型係數估計值表.....	74

第一章 緒論

本章的主要目的在說明花卉供應鏈市場整合研究的背景、研究動機及簡述其研究方法，將分為四節來說明。第 1.1 節「研究動機與背景」，第 1.2 節「研究目的」，第 1.3 節「研究範圍與方法」，第 1.4 節「論文架構」。

1.1 研究動機與背景

1.1.1 台灣的花卉供應鏈

早期的經濟學理論常把經濟行為看成是市場與組織的互動，1980 年代末期的經濟學者則提出了異議，認為市場與組織應位於經濟行為的兩個極端，而把兼具兩者特色的中間地帶稱為網路(Network)，而其行為則常以策略聯盟的方式展現；而這三者的互動才能充分的解釋經濟行為。1990 年代末期，生產者為突顯資訊科技在協調供應的影響力，而常以供應鏈取代網路一詞。對花卉產業而言，近年來在政府的策略聯盟政策推動及電子商務技術衝擊下，一條條電子化的花卉供應鏈逐漸成型並融入我國電子商務技術整合的農產品供應鏈體系內[6]。

台灣的花卉供應鏈主要是由花卉供應單位、花卉批發市場、及花卉零售單位所組成的。例如各地的花卉供應單位將花卉產品運送至各花卉批發市場，花卉批發市場收到花卉後，經由「集貨」、「理貨」、「拍賣」、「分貨」和「領貨」等作業將花卉轉運至零售單位。其中「拍賣」作業是利用拍賣鐘及相關的自動化和電子化設備來快速的產生花卉價格，此拍賣系統得在極短時間內完成上千筆的花卉交易，拍賣鐘的設計使交易價格形成公開、公正和公平[3]。目前台灣有五個花卉批發市場如表 1.1 所示。

表 1.1 花卉批發市場組織

批發市場	成立時間	拍賣起始時間
台北市花卉市場	西元 1989 年	3:30
台中市花卉市場	西元 1995 年	17:00
彰化田尾花卉市場	西元 1994 年	16:00
台南花卉市場	西元 1995 年	16:30
高雄市花卉市場	西元 2003 年	17:00

台灣花卉產業發展十多年來，在農政單位大力輔導、學界支持與產業界的努力下，蓬勃發展，根據台灣區花卉發展協會[34]的統計資料如圖 1.1 顯示，1989 年到 1994 年因為政府大力推動台灣花卉市場拍賣制度，開啟了一個花卉產業發展的新紀元；這使得花卉需求增加，進貨量快速的成長，花卉交易價格也急速攀升。1995 年強調批發市場經營理念，擴建台北花市，並增加台中、彰化與台南等花卉批發市場，各項制度不斷改善使這期間進貨量增大、交易價格趨於穩定，花卉產業市場的發展逐漸趨於成熟。

完全競爭市場(Perfectly Competitive Market)有下述五項特點：第一，市場上賣方之數

目龐大，並且生產性質相近商品；第二，顧客數目龐大；第三，市場沒有任何的進出障礙；第四，市場資訊完全流通，故市場內外的公司或廠商掌握相近的資訊，不同賣方知道彼此價格水準；第五，任何廠商或賣方對價格沒有控制能力。所以賣方只能賺取短期的高利潤(若容許的話)；原因是由於市場沒有進出障礙，高利潤自然吸引其他公司或廠商加入競爭，從而拉低利潤水平。處於這類市場的公司或廠商自然不能長期使用價格作為競爭策略，最重要的是增加效率，從而降低成本。就花卉產業而言，五家批發市場的成立使眾多的花卉供應單位可以自由的進出市場；花卉產業「批發資訊分享熱線」的建立代表著花卉供應鏈體系中資訊的聯營與分享，使市場資訊完全的流通；花卉的批發交易完全是依電子化的拍賣鐘而進行，廠商和賣方對價格沒有控制的能力，故花卉產業已符合一個完全競爭市場的條件。

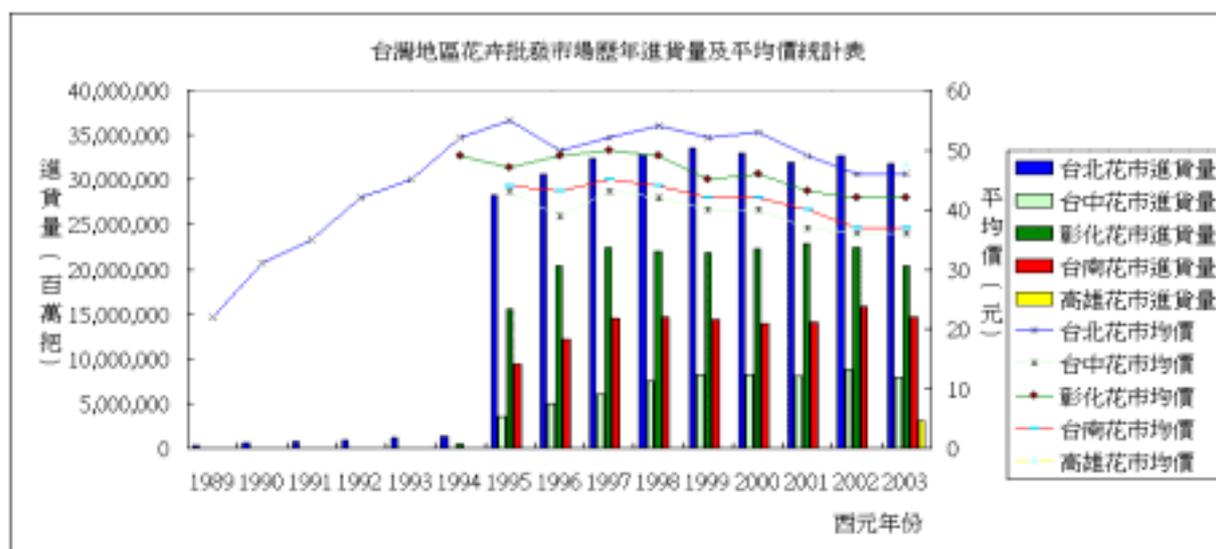


圖 1.1 台灣地區花卉批發市場歷年進貨量及平均價格統計圖

1.1.2 市場整合之意義

市場整合(Market Integration)的概念源於經濟學中的單一價格法則(Law of One Price, LOP)，指同質性的商品在不考慮運輸成本、關稅、貿易障礙及蒐集資訊成本下，經由商品短期套利，使得各市場間的價格趨於一致。

市場整合的研究提供了市場決策者一些重要的方向。例如若瓦連(Ravallion)在 1986 年指出，研究市場整合其目的在於了解某些特定市場間的運作情形[40]；1996 年 Barrett 指出市場整合研究，在於可以利用實證的結果來瞭解市場的情況，進而設定有效的經濟計量模型；故市場整合檢定對於農產運銷、產業組織、國際貿易是相當重要的。決策者若能憑藉這些可靠的市場整合的訊息，做出適合的決策方案，便可追求利潤與福利的極大化[17]。

目前我國的花卉產業是由表 1.1 的五條主要的供應鏈分別在供應貨源，而這五條供應鏈的互動性將顯現花卉產業是否為整合在一起的經濟體系。如果空間上各市場缺乏整合，則市場價格訊號無法有效的使產品在各市場有效轉移，故市場內產品交易價格的波動將更劇烈，生產者無法按長期比較利益來專業生產。希望透過交換而獲得的利益也將無法實現，故花卉市場是否具有完全競爭市場的空間均衡條件，值得深入探討。

1.1.3 交易成本的影響

交易成本可視為資產流動的阻力，允許市場間有價差的存在，也就是市場間即使有了價差，但價差小於交易成本，利潤無法產生，套利的行為不會進行，所以造成了市場整合間非連續的調整修正。由圖 1.2 某花卉兩地價差圖形來說明交易成本的存在，觀察發現價差在虛線內區域的變動情形較緩慢，但每當價差超過一定水準之後，價差迅速往均衡來修正，虛線內外區域不同價格行為的現象確實影響市場間整合的存在。

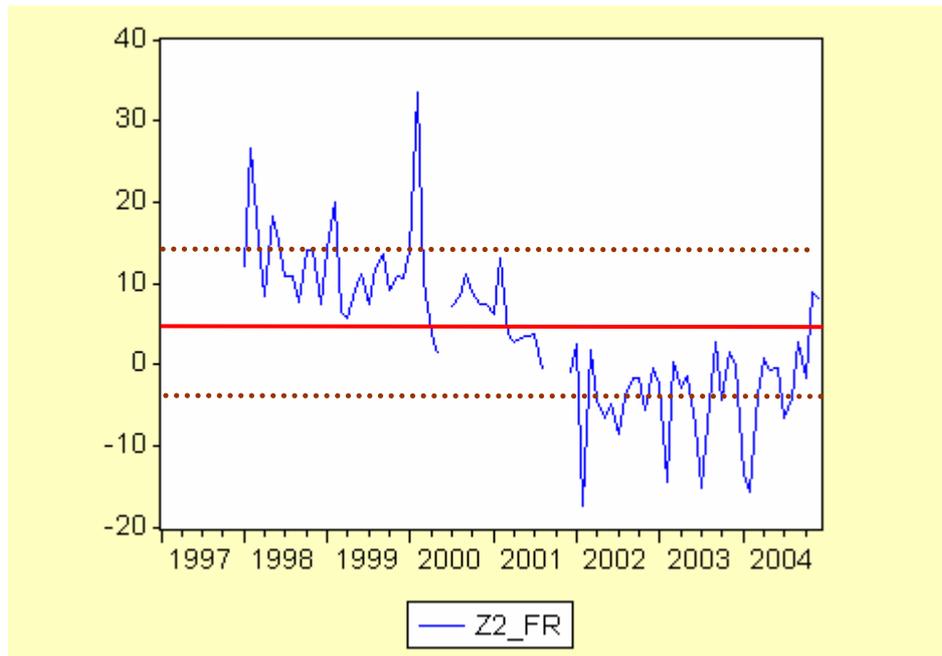


圖 1.2 某花卉兩地價差時間序列圖

Barrett 指出關於空間市場整合的研究大致可分成三種：第一種為僅以價格概念為基礎的市場整合研究；第二種方法利用價格與交易成本資料來進行研究；第三種除了價格與交易成本，更加入交易量資料，是一種更接近空間均衡理論的市場分析方法[17]。本研究主要採用第二種接近第三種的方法，利用價格與交易成本來進行研究，且以交易量作輔助指標，幫助研究市場整合的內部情形。在此僅將交易量作為選擇花卉資料的輔助指標，而未納入模型中加以考量；原因是台灣花卉批發市場所交易的花卉種類高達上百種，不同於傳統研究市場整合的產業，如毛豬、稻米市場為單一產品的市場，且其產品特性有不可替代性，故交易量的多寡情形會影響市場整合的現象。而花卉市場中許多花卉擁有高度替代性與相依性，主花與某些配花間擁有相依性，如玫瑰花常與滿天星一起搭配出售；主花間擁有替代性，如菊花、百合花只會選一種來呈現，故雖然此種花的交易量變小了，但卻不一定代表花卉的銷售情形變差了或是市場整合的情形不夠。所以本研究僅將交易量做為進入市場整合分析的條件限制，無進入模式配適。

交易成本的解釋相當的困難，就台灣花卉供應鏈而言，目前已被解釋的交易成本包括資訊成本與運輸成本。1972 年 Alchian 和 Demsetz 指出資訊成本來自於非對稱資訊現象，人與人之間的互動常因自利心而隱藏重要的資訊，使得資訊不對稱，讓交易成本升高[15]。在花卉產業上，由於「花卉批發資訊分享熱線」的建立代表花卉供應鏈體系中交易資訊的

流通、拍賣資訊的透明化，使得非對稱資訊因素消除，資訊成本已大幅下降，故一般在進行花卉市場交易成本的研究常以運輸成本為主。然而，仍有些難以解釋的交易成本常常被忽略未考慮到，如心理不確定性因素、交易頻率、資產特性等皆是難以用定量手法將其分析的交易成本。

使用門檻估計是一種被動解釋方法，不著重於對交易成本詳細定義，僅是對交易成本帶來不同的經濟行為作為探討。因為對市場決策者而言，有時了解消費者的行為似乎比了解消費者的動機更為重要，如台北地區花卉價格高於南部地區是個花卉供應人皆了解的一個訊息，供應人了解將品質較好的花運送至台北花市進行交易或獲取較大的利潤，但鮮少有供應人會了解究竟是因為台北地區的日常收入交高，或是虛榮心等其他心理因素所影響這結果。故本研究想探討將交易成本導入模型之中，是否能更有效準確的評估市場整合程度。

1.2 研究目的

台灣花卉供應鏈擁有三大特色；第一，花卉交易以拍賣的制度完成，表示花卉的價格不同於一般商品為廠商定價，而是承銷人去拍賣決價，價格會有波動的情形產生；第二，台灣花卉各市場的開市時間不盡相同，擁有交易時差的問題，加上市場間規模不相等的條件，產生了中央市場與地方市場的差異；第三，由於市場間存在空間距離，交易成本也變成影響交易價格的因素之一。若欲進行台灣花卉供應鏈互動整合的情形，這三大特色為分析上最大的問題，在此研究中將針對此三大問題提出模型與辦法，將其問題解決。

驗證市場整合的方法有許多種，其概念皆是從單一價格法則的角度為出發點，但唯有門檻共整合分析(Threshold Co-integration)[16]是同時考慮價格與交易成本的統計時變過程(Non-Stationary Process)模型。而且這個模型是經過本研究文獻探討所評估最適合的模型，因為統計時變模型解決了台灣花卉交易價格波動的問題，門檻值的設定解決了交易成本影響價格的因素，中央市場與地方市場的差異將配合若瓦連的空間整合的概念[40]納入門檻共整合模型中加以進行分析。故本研究以門檻共整合分析作為分析台灣花卉供應鏈互動整合的最佳模型。

本論文研究目的可歸納為下列幾項作為說明：

- 一、市場整合分析研究可對台灣花卉供應鏈互動情形做評估與解釋，並可觀察台灣花卉產業是否為一發展成熟、緊密結合的供應鏈體系。
- 二、期望以價格分析作為市場整合分析的基礎，搭配價差所形成之交易成本，解釋市場中所發生之經濟行為，並嘗試以過去既有的分析方法發展出一套完整且適當的分析流程提供未來研究的參考。
- 三、交易成本往往伴隨著空間套利行為的發生，本研究試著以門檻共整合模型解釋台灣花卉可能發生的套利現象。
- 四、交易成本的分析中，常將運輸成本定義為影響交易成本的主要因素[4]。在 Goodwin 和 Piggott 的文獻中也指出，距離越遠則價差向均衡方向修正的速度越慢[29]，本研究將做實際的驗證，並探討距離對市場整合性的影響。台灣花卉市場的距離如表 1.2 所示。
- 五、嘗試對台灣花卉供應鏈中，以實證分析驗證中央市場對地方市場不同經濟行為的差

異。

六、空間中各市場達到整合，則各市場的價格會趨於一致，但價格並不是馬上進行調整，價格調整的速度代表整合的強弱與快慢，分別以不同週期均價資料進行分析研究。

七、最後比較共整合分析與門檻共整合分析的實證結果，並探討不同分析方法給予市場整合訊息上的差異。

表 1.2 台灣花卉市場距離統計表

	台北	台中	彰化	台南	高雄
台北	-	180	200	305	360
台中	180	-	40	150	200
彰化	200	40	-	115	160
台南	305	150	115	-	60
高雄	360	200	160	60	-

單位：公里

1.3 研究範圍與方法

分析資料選取 1996 年 1 月至 2004 年 12 月於台北、台中、彰化、台南的花卉拍賣月均價資料進行門檻共整合分析，由於高雄花市於 2003 年才成立，該市場能搜集到的資料時間長度並不足以進行分析，本研究分析僅以台灣四個花卉批發市場為主。

然而，花卉批發市場中每天有上百種花完成拍賣交易，若將每一種花卉都做分析則會耗費相當長的時間，且有些冷門花種並不是每天或每週都有交易，若進行分析可能會出現偏誤的情形發生，故本研究各取該市場佔有率(定義佔有率為：該市場單一花種成交量/該市場總成交量)最大 80%的花卉種類進行分析研究。其交易價格資料為直接從線上分析處理系統進行資料的挖掘，資料挖掘的詳細內容將在第四章予以呈現。

為了探討時間對市場整合的影響，分別以月均價格資料、十天均價格資料、週均價格資料來進行分析比較。共採用三種共整合分析方法來驗證市場整合的關係；第一種傳統恩格爾(R. F. Engle)-葛蘭傑(C. W. J. Granger)[25]的兩階段共整合分析；第二種為卓漢生(S. Johansen)[37]的最大概似比共整合分析；第三種為 Balke&Fomby[16]的門檻共整合分析。

本研究最主要探討價差門檻對市場整合的影響，觀察市場是否會應空間距離的不同，而產生顯著不同的門檻值。最後將利用誤差修正模型來評估各個市場間的整合度與回復均衡的速度，供市場決策者一個參考的方向。

本篇所有估計與檢定將利用 Eviews 4.1 軟體[33]搭配 SPSS 10.0 軟體[34]來完成分析。

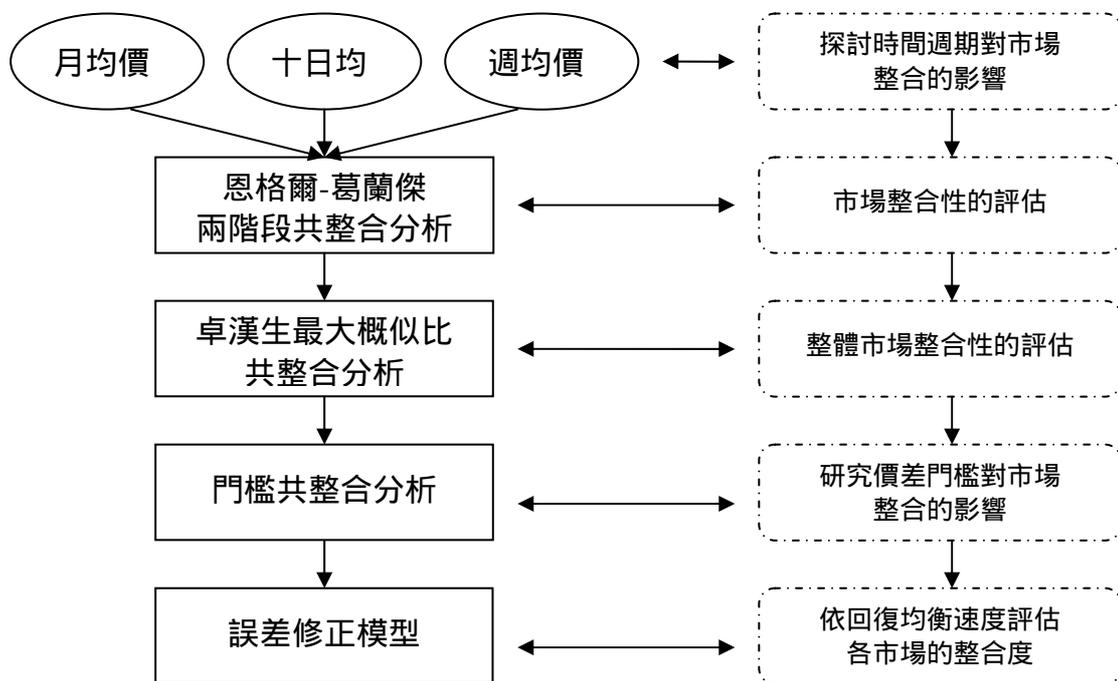


圖 1.2 研究方法圖

1.4 論文架構

本論文的研究架構如下：

第一章：緒論—說明本論文的研究動機與背景、研究目的及研究方法。

第二章：文獻回顧—探討過去研究市場整合的分析方法，提出問題予以改進，並列示市場整合相關文獻。

第三章：台灣花卉供應鏈的三個共整合模式—說明共整合分析與門檻共整合分析的模型與檢定步驟，其中共整合分析的檢定法分為恩格爾-葛蘭傑兩階段檢定與卓漢生最大概似比檢定兩種；而門檻共整合分析的重點在門檻值的估計，將從均衡誤差的線性結構轉變來估計門檻值。共用三種研究方法來分析比較其結果。

第四章：資料處理與變數定義—介紹線上分析處理系統，與資料挖掘的過程，並定義相關變數。

第五章：實證分析與結果—說明分析結果，並探討其涵義。

第六章：結論及未來研究方向—根據分析結果做出結論，並說明未來展望。

第二章 文獻回顧

以價格為基礎的市場整合觀念是建構在單一價格法則，是不考慮運輸成本、貿易障礙、資訊成本下的理想經濟社會法則。市場整合的研究提供了市場決策者一些重要的方向，若瓦連(M. Ravallion)教授在 1986 年指出，研究市場整合其目的在於了解某些特定市場間的運作情形[40]，本章中將列出市場整合分析工具的發展過程，並評估每個模型的優缺點與可行性，進而修正模型以應用在花卉供應鏈市場整合之研究上。第 2.1 節將介紹市場整合理論相關的分析方法，包括 2.1.1 節單一價格理論、2.1.2 節若瓦連空間市場整合理論、2.1.3 節時間序列資料與單位根檢定、2.1.4 節共整合分析與誤差修正模型、2.1.5 節門檻共整合分析。第 2.2 節為市場整合實證文獻之探討。

2.1 市場整合理論分析

最初的市場整合檢定利用簡單線性迴歸將兩市場同一商品的價格作分析，檢定兩價格是否具高度相關性。此模型忽略了時間序列資料可能為統計時變過程的序列，沒有加入遞延項的影響因子，也沒將交易成本納入模型中考慮，不過單一價格法則確實提供了給後人一個市場整合檢定的概念。

若瓦連教授在 1986 年提出一個較完備的市場整合的理論，納入了遞延項的觀念，有了長期均衡與短期均衡的觀念產生，提出了中央市場影響地方市場的理論，空間市場整合模型就此產生[40]。而後也有許多學者繼續此模型的修正與研究，如 Baulch 等值臨界模型[19]即是依若瓦連空間整合的概念並導入交易成本的影響，修改模型為一不確定性機率模型。但是這些模型主要的分析還是依統計非時變(Stationary)時間序列模型為主，分析時間序列最重要的「統計時變過程」(Nonstationary Process)問題並沒有解決。

2003 年是時間序列分析重要的一年，該年的諾貝爾經濟學獎頒給葛蘭傑(C. W. J. Granger)教授與恩格爾(R. F. Engle)教授提出的共整合分析理論(Co-integration)與條件性時變標準差自迴歸模型(Autoregressive Conditional Heteroskedasticity, ARCH)，確立了分析統計時變過程資料的方法。共整合模型修正了過去直接將統計時變資料作分析而得到假性迴歸的誤判，更將模型導入誤差修正模型以彌補序列差分後所喪失的長期訊息[25]，共整合的概念是時間序列資料分析上一個重要的突破。

1997 年 Balke 和 Fomby 將交易成本導入至共整合模型中，提出門檻共整合模型概念[16]，改善共整合模型只能連續修正均衡誤差的缺失。因為交易成本的存在，即使價格有差距，套利不一定會進行，因為價格的差距尚不足以支付交易成本。只有當價格差異大於交易成本，才會產生套利行為，故門檻共整合模型為一非線性共整合模型。

市場整合分析方法發展過程如圖 2.1 所示，以下小節將會詳細敘述每個模型的用法與差異。

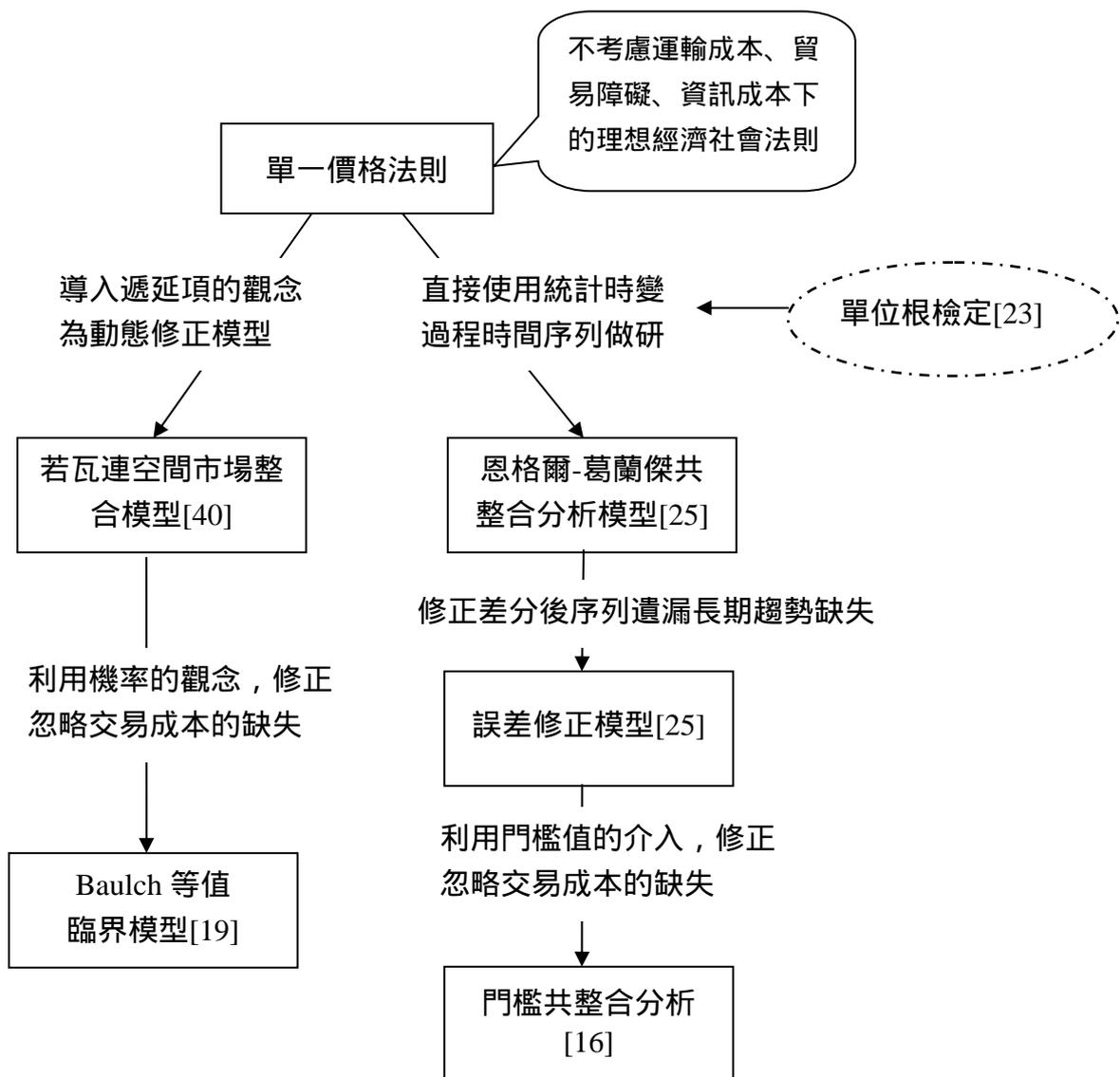


圖 2.1 市場整合分析方法發展過程

2.1.1 單一價格理論

所謂單一價格法則是指是同質性的商品在不考慮運輸成本、關稅、貿易障礙及蒐集資訊成本下，經由商品套利-即在不同地區進行商品的買賤賣貴活動-將使國際間以相同通貨表示之同質的貿易財只有單一價格存在。但是由於運輸成本、貿易障礙、關稅及訊息不完全等因素的存在，在現實的經濟社會，國際間貿易財的價格並無法完全均等。如果將市場整合建構在單一價格法則上，則當同質性商品在不同市場發生價格差異時，可透過市場間的自由交易，也就是套利行為使市場間的價格趨於一致。

單一價格法則檢定某產品在兩市場間是否達到整合的方法，為估計 $P_t^i = a + b \times P_t^j + \varepsilon_t$ ， P_t^i 、 a 、 b 、各表示為市場 i 的價格變動、截距項、市場 j 在 t 期價格變動的係數，虛無假設為 $H_0: a = 0, b = 1$ 。在給定顯著水準 α 下，如果檢定結果無法拒絕虛無假設，則表示符合單一價格法則；反之，若檢定結果為拒絕虛無假設，則兩市場間不存在單一價格法則。

2.1.2 若瓦連空間市場整合理論

1986年若瓦連教授提出的空間市場整合模型指出，在兩地間發生交易且運送成本固定的條件下，如果進口地區的價格等於出口地區的價格加上單位運輸成本，則稱該兩市場達到空間整合[40]。在其模型中，若瓦連建構一個包含N個市場的空間市場結構，並假設此地區的市場中存在一個中央市場(Central Market)與N-1個地方市場(Local Market)，其中商品的交易可發生在中央市場或是地方市場中。若瓦廉指出其空間市場結構為一種放射狀的結構如圖 2.2 所示，假設各地方市場與中央市場有直接的聯結關係，而各地區市場並不直接連接，也就是認為在各地方市場的交易會透過中央市場來進行。

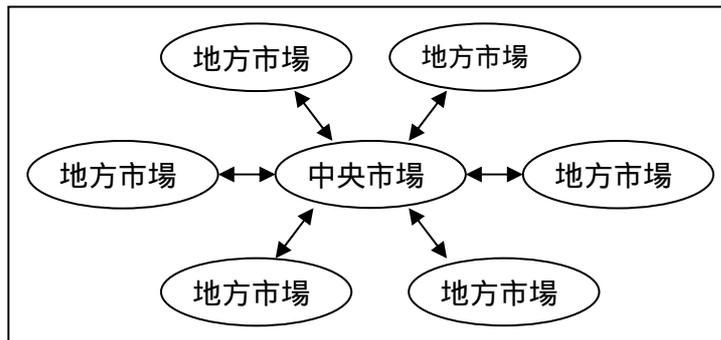


圖 2.2 空間市場放射狀結構圖

若瓦連假設中央市場的價格除了受到地方市場所在位置及市場大小的影響，也對地方市場的價格形成具有支配的用，將此空間市場的價格形成模型表示如下；即中央市場價格會受中央市場環境因素與各地方市場價格所影響，而地方市場價格僅會受本身地方市場環境因素與中央市場價格所影響，與其它地方市場價格無關。

$$\begin{aligned} P_1 &= f_1(P_2, P_3, \dots, P_N, X_1) \\ P_i &= f_i(P_1, X_i) \quad (i = 2, \dots, N), \end{aligned} \quad (2.1)$$

其中， P_1 表示中央市場價格， P_i ($i = 2, \dots, N$) 為地方市場價格， X_i ($i = 1, 2, \dots, N$) 為 i 地方市場價格的其他影響因子。且若瓦連認為套利行為雖然會使兩市場間的價差為零，但是兩市場間的價格調整並無法在瞬間達成，故將動態遞延的價格因子納入模型中加以考慮；

$$\begin{aligned} P_{1t} &= \sum_{j=1}^n a_{1j} P_{1t-j} + \sum_{K=2}^N \sum_{j=0}^n b_{1j}^K P_{kt-j} + X_{1t} c_1 + e_{1t}, \\ P_{it} &= \sum_{j=1}^n a_{ij} P_{it-j} + \sum_{j=0}^n b_{ij} P_{1t-j} + X_{it} c_i + e_{it} \quad (i = 2, \dots, N), \end{aligned} \quad (2.2)$$

其中 P_{it} 及 P_{1t} 為 t 期的 i 地方市場價格及中央市場價格。 X_{it} 、 X_{1t} 為地方市場與中央市場之價格的其他影響因子， a_{1j} 、 a_{ij} 、 b_{1j}^k 、 b_{ij} 、 c_1 與 c_i 均為係數， e_{it} ($i = 1, 2, \dots, N$) 為符合

白噪音的誤差項。利用若瓦連模型來檢定市場整合的情形茲分成四種，如下：

- (a) 市場區隔(Market Segmentation)：表示 i 地方市場的價格不會受到中央市場當期價格與遞延期價的影響，即 $b_{ij} = 0$ ， $(j = 0, \dots, n)$ 。
- (b) 強勢短期市場整合(Short-run Market Integration)：表示中央市場的當期價格發生變動，會使得 i 地方市場的價格也會在當期同步反應，且不會受遞延期價格的影響。即 $b_{i0} = 1$ 且 $a_{ij} = b_{ij} = 0$ ， $(j = 1, \dots, n)$ 。
- (c) 弱勢短期市場整合(Weak Form Short-run Market Integration)：表示當中央市場的價格在當期發生變動， i 地方市場的價格也會在當期立即反應，且還會受到遞延期價格的影響，但第延期價格的係數加總起來需為 0，即 $b_{i0} = 1$ 且 $\sum_{j=1}^n (a_{ij} + b_{ij}) = 0$ 。
- (d) 長期市場整合(Long-run Market Integration)：表示 i 地方市場與中央市場的價格在長期會同時達到相同的均衡水準，其所需條件為 $\sum_{j=1}^n (a_{ij} + b_{ij}) = 0$ 。

若以台灣花卉產業來說，全台灣是以台北市場為中心市場在運作，其空間市場放射圖如圖 2.3 所示。台北市場為全台灣最早開市的市場，開市時間如表 1.1 所示，且其規模與拍賣量為各市場之最，達 40% 以上，故各地方市場的花卉承銷人常常會依當天台北市場開出的價格而進行決價拍賣。因此，本研究在進行分析時以台北市場為指標分別對各地方市場進行研究。

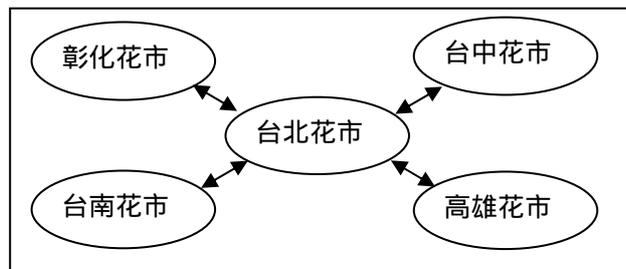


圖 2.3 台灣花卉供應鏈空間市場放射圖

2.1.3 時間序列資料與單位根檢定

時間序列資料是指一組觀察值 X_1, X_2, \dots, X_N 沿著時間先後有順序地產生。在分析一時間序列時，吾人將其視為某一隨機過程(Stochastic Process)的出象(Realization)，通常一隨機過程僅會產生一組出象。在應用上，若時間序列為經濟或氣象方面的資料，則不可能重複同一經濟現象或氣象狀況而取得另一組不同的時間序列。就資料特性來說，時間序列資料可分為統計非時變過程(Stationary Process)與統計時變過程(Non-stationary Process)，其中統計非時變過程可以階段區分，在此介紹二階統計非時變過程定義如下：

- (1) $E(X_t) = E(X_{t-k}) = \mu$
- (2) $Var(X_t) = Var(X_{t-k}) = \gamma_0$
- (3) $Cov(X_t, X_{t+m}) = \gamma_m$

若一隨機過程 $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ 滿足以上三個條件，在 $t = 1, 2, \dots$ 均成立，則稱此隨機過程具統計非時變過程。亦即統計非時變過程要求隨機過程 X_t 要有固定的均值與變異數，且共變異數僅隨時間距離而改變，與時間點無關。

時間序列資料是否為統計非時變過程的檢定方法為單位根檢定(Unit Root test)，是由迪契(D. A. Dickey)教授和富樂(W. A. Fuller)教授於1979年所提出的，又名迪-富氏檢定(Dickey-Fuller test, DF test)[23]。主要概念在於檢定時間序列是否有自身相關的情形發生，將時間序列 X_t 作自迴歸(Autoregressive)後，檢定期殘差項是否為白噪音(White Noise)，若殘差項為白噪音則時間序列為一具統計非時變過程的資料。本文所採用的單位根檢定為迪契教授進一步提出的擴大迪-富氏檢定(Augmented Dickey-Fuller test, ADF test)，此方法放寬了對殘差項 $u_t \sim iid(0, \sigma_t^2)$ 的假設條件，允許其為一ARMA形式，將自我迴歸模型由AR(1)一般化至AR(p)。解決原DF檢定法在實際運用上殘差項常有明顯的自我相關現象存在，也就是殘差項與時間序列並非獨立的問題。

單位根檢定中一般最常用的方法即為擴充單位根檢定法。在 ADF 法共包含了以下三種模式：

$$\text{模型} : \Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.3)$$

$$\text{模型} : \Delta Y_t = \alpha_0 + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.4)$$

$$\text{模型} : \Delta Y_t = \alpha_0 + \gamma t + \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (2.5)$$

模型 為無漂浮項與無趨勢項之隨機漫步模型，模型 有漂浮項但無趨勢項之隨機漫步模型，模型 有漂浮項及趨勢項之隨機漫步模型；其中 Y_t 為要檢定是否具有單位根的變數，例如：台北市場中火鶴花交易價格， α 為漂移項代表長期趨勢， t 為隨時間變動的短期趨勢， β_t 為估計係數， N 為使殘差項近似白噪音的最適遞延項(Lag)。在模型檢定中，其假設檢定如下：

- $$H_0 : \beta = 0 \text{ (有單位根, 資料為統計時變過程)}$$
- $$H_1 : \beta \neq 0 \text{ (無單位根, 資料為統計非時變過程)},$$

在虛無假設中假設 $\beta = 0$ ，亦即若檢定結果無法拒絕 H_0 ，則表示模型中存在單位根，資料具統計時變過程特性。反之若檢定結果為拒絕虛無假設，則表示模型中不存在單位根，資料統計非時變過程。一個序列 y_t 若經過 d 階差分後具有統計非時變過程的性質，則稱該序列之整合級次(Integrated of Order)為 d ，表示為 $y_t \sim I(d)$ ，故統計非時變過程時間序列

變數為 $I(0)$ 。

葛蘭傑教授和紐伯(P. Newbold)教授在 1974 指出若直接將統計時變過程序列資料直接做簡單線性迴歸(Ordinal Linear Regression)，會造成假性迴歸(Spurious Regression)的結果 [27]。亦即迴歸模式之 P 值與 R^2 值很高，但其 $D-W$ 值($D-W$ 檢定請參照附錄一)卻很低；即殘差項有自我正相關的情形發生，這會誤導使兩個原本互相獨立的變數所配適出來模式具有良好的配適度。台灣花卉供應鏈中假性回歸的案例可參考 2004 年賴瀚棠[12]所著「多條供應鏈的向量自我迴歸模式與共整合分析」。

2.1.4 共整合分析與誤差修正模型

大多數總體經濟變數的時間序列資料皆具有統計時變過程的特性，因此在進行實證分析過程中，皆將變數進行差分，使其變成統計非時變過程之形式；但是差分處理將導致變數原始之長期特性訊息消失，此結果將影響實證分析之結論。因此葛蘭傑教授和恩格爾教授在 1987 年代提出共整合(Co-integration)的觀念[25]，發現把兩個或兩個以上統計時變過程的時間序列進行特殊組合後可能呈現出統計非時變過程的現象。

在此用簡單線性迴歸來做說明，若一線性迴歸模型為 $y_t = \alpha + \beta x_t + z_t$ ，且 $y_t \sim I(1)$ 、 $x_t \sim I(1)$ ，一般來說多個 $I(1)$ 的序列作組合後應該還是為 $I(1)$ 的序列，但在此卻發生有一種特殊的組合使得均衡誤差($y_t - \alpha - \beta x_t$)產生 $I(0)$ 的序列，亦即 $z_t \sim I(0)$ ；表示某種機制的產生使得序列 $I(0)$ 特性凌駕(Dominant) $I(1)$ 特性之上，這機制即為共整合特性。

共整合關係能表現統計時變過程時間序列的長期關係，透過葛蘭傑表達定理(Granger Representation Theorem)，共整合關係必定與誤差修正模型對應，呈現變數間長期均衡關係與短期訊息的調整狀況[25]。以雙變數自迴歸模型來做說明：

$$x_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{1j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j} y_{t-j} + e_{1t} \quad (2.6)$$

$$y_t = \sum_{j=1}^p \gamma_{2j} x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{2j} y_{t-j} + e_{2t} \quad (2.7)$$

其中 x_t 、 y_t 代表 A、B 兩市場同一商品的價格， e_{it} 為誤差項。(2.6)式可解釋為有依商品在 A 市場的當期價格可為在 A 市場的前期價格與 B 市場的前期價格的線性組合。若 x_t 、 y_t 為 $I(1)$ 且有共整合的關係，則葛蘭傑表達定理可將式子改寫誤差修正模式(Error Correction Model, ECM)[25]：

$$\Delta x_t = \alpha_1 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j}^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j}^* \Delta y_{t-j} + e_{1t} \quad (2.8)$$

$$\Delta y_t = \alpha_2 (y_{t-1} - \beta x_{t-1}) + \sum_{j=1}^p \gamma_{2j}^* \Delta x_{t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{2j}^* \Delta y_{t-j} + e_{2t} \quad (2.9)$$

共整合成立的情形下，(2.8)與(2.9)式中至少一個參數 α_1 、 α_2 顯著不為零。其中此式可解釋為：當用差分來使兩市場價格達到均衡則會遺漏其市場的長期訊息，此長期訊息隱含

均衡誤差項($z_{t-j} = y_{t-j} - \beta x_{t-j}$)中，故 α_1 、 α_2 代表長期向均衡調整的速度， α_1 、 α_2 越大則向均衡調整的速度越快。目前共整合的檢定方法主要有兩種，第一個是恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定[25]，第二個是卓漢生(S. Johansen)教授在 1990 年所提出的最大概似比檢定(Maximum Likelihood Ratio Test)[37]。

恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定主要是檢定均衡誤差是否具有單位根的特性，若均衡誤差顯示沒有單位根，則兩變數存在共整合。卓漢生教授修正恩格爾-葛蘭傑的檢定方法採用向量自我迴歸模型(Vector Autoregression, VAR)來檢定，一次可針對兩個以上統計時變過程變數進行共整合檢定，詳細的檢定方法將在第三章介紹。

2.1.5 門檻共整合分析

根據恩格爾教授和葛蘭傑教授在 1987 年提出的共整合的概念，若兩個統計時變過程的序列達到共整合的特性，則它們的線性組合是統計非時變過程的序列，且每一期的均衡誤差都會在下一期往均衡的方向調整[25]。但由於交易成本的存在，雖然價格差距存在，但套利不一定會進行，因為價格的差距尚不足以支付交易成本，只有當價格差異大於交易成本，才會產生套利行為，則恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合分析法較不適合。

Balke和Fomby在1997年修正傳統恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合方法，提出「門檻共整合」(Threshold Co-integration)的觀念來檢視交易成本存在下的套利機會[16]。門檻共整合模型假設經濟個體即使面對價格差異，卻無法進行連續調整的原因是來自於交易成本。因此並不是每一點價差都會向長期均衡調整，只有當價差偏離長期均衡超過某一門檻臨界值時，經濟個體才會進行運作使得經濟體系恢復均衡。Balke&Fomby宣稱價差如此調整的結果可能使價差的「局部性」(只使用部分樣本)的單位根被誤導為「全面性」(使用全部樣本)的單位根。只有使用門檻共整合才能發現價差在某些情況下可能並沒有單位根，而在某些情況下又有單位根。

門檻共整合將交易成本納入模型加以考慮，並改變均衡點為均衡區間的觀念，也就是容許部份偏離均衡點的誤差存在。在模型中一般將樣本區分為三個區域；最上與最下區域，因為價差大於交易成本，有套利的機會發生，亦即具共整合特性。在上下門檻中間的區域內，價差小於交易成本，套利不會產生利潤，故無共整合關係。

在此說明 Balke&Fomby 門檻共整合模型的檢驗方式，假設 x_t 、 y_t 分別為兩市場中的價格，則先做迴歸以確定彼此關係；

$$y_t = a + bx_t + z_t, \text{ 且 } z_t = \mu + \rho^{(i)} z_{t-1} + \varepsilon_t \quad (2.10)$$

(2.10)式中 ε_t 為白雜音序列， a 、 b 為係數， z_t 為均衡誤差。允許 z_t 為一動態模型，且存在非零截距項與不對稱門檻值，亦即：

$$z_{it} = \begin{cases} \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \theta^{(u)} < z_{t-d} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \theta^{(l)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \theta^{(l)} > z_{t-d} \end{cases} \quad (2.11)$$

其中 $\rho^{(i)}(L)$ ($i=l,m,u$) 是遞延多項式， $\varepsilon_t^{(i)}$ ($i=l,m,u$) 為白雜音。整數 d 代表誤差調整過程的遞延時間，反映出經濟個體對於均衡偏離會有一個反應的落後期。參數 $\theta^{(u)}$ 和 $\theta^{(l)}$ 分別代表上門檻值和下門檻值。上區域代表均衡誤差 $z_{t-d} > \theta^{(u)}$ 的情況，下區域代表均衡誤差 $z_{t-d} < \theta^{(l)}$ 的情況，中間區域為均衡區域是指均衡誤差 $\theta^{l} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)}$ 的情況，此模型用於驗證雙向套利的情形。上面的模型描述出，若市場中有交易成本的存在， z_t 會遵循一非線性的模型，也就是門檻自迴歸(Threshold Autoregression, TAR)的過程。

Chan et al. [20]在 1985 提供了一項充分且必要條件來判斷 x_t 、 y_t 是否具有門檻共整合，令 $\rho^{(i)}(L) = \rho^{(i)}$ 且 $d = 1$ ，若 $\mu^{(l)}$ 、 $\mu^{(u)}$ 、 $\rho^{(l)}$ 、 $\rho^{(u)}$ 滿足下列條件之一，即具有門檻共整合的關係。

- () $\rho^{(l)} < 1, \rho^{(u)} < 1$, 且 $\rho^{(l)}\rho^{(u)} < 1$;
- () $\rho^{(l)} = 1, \rho^{(u)} < 1$, 且 $\mu^{(l)} > 0$;
- () $\rho^{(l)} < 1, \rho^{(u)} = 1$, 且 $\mu^{(u)} < 0$;
- () $\rho^{(l)} = \rho^{(u)} = 1$, 且 $\mu^{(u)} < 0 < \mu^{(l)}$;
- () $\rho^{(l)}\rho^{(u)} = 1, \rho^{(l)} < 0$, 且 $\mu^{(u)} + \rho^{(u)}\mu^{(l)} > 0$;

Chan 所提供的充分條件在說明，若兩變數有門檻共整合關係，則允許其均衡誤差在中間區域有單位根的存在，而在上下兩區域則為無單位根的存在，可簡單用圖 2.4 來表示。

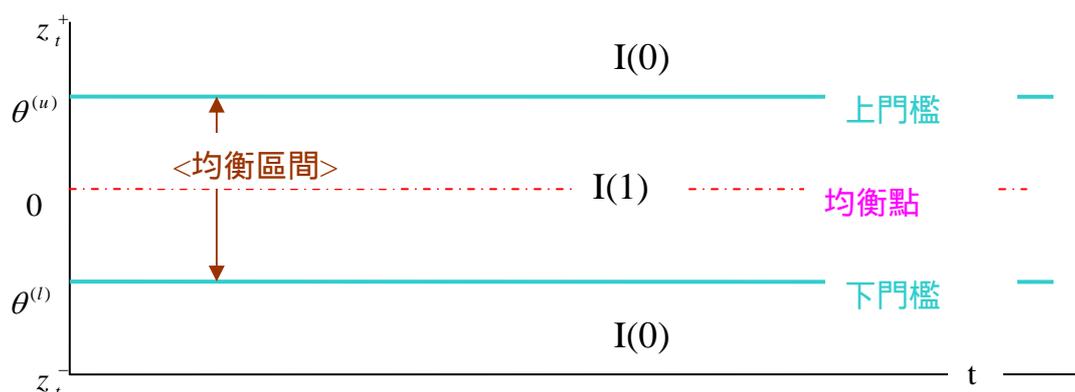


圖 2.4 門檻共整合概念說明圖

2.2 市場整合實證文獻探討

回顧國內外有關實證市場整合的研究文獻，大多數是採用價格變數來分析市場的整合性，不過近年來有部份的學者將交易成本與交易量納入模型中加以考慮，使分析的模型更具效率與準確性。在本節中，先介紹國內三位學者使用價格變數分析，亦即共整合分析農產品市場整合性的文章，再介紹將交易成本導入模型中的門檻共整合模型之應用，最後將幾篇國外使用門檻共整合分析農產品市場整合性予以呈現，以了解目前市場整合研究的概觀情形。

郭如秀，在1998年對臺灣玉米現貨價格與美國玉米期貨價格進行共整合研究，該研究應用單位根檢定分析台灣玉米現貨價格與美國玉米現貨價格[8]。結果顯示現貨價格數列與期貨價格數列資料具有單位根，表示現貨價格與期貨價格為統計時變過程資料。進一步進行共整合檢定，發現玉米現貨價格時間數列與期貨價格時間序列資料具有共整合關係。

何彩華於2002年對台灣地區四個花卉批發市場進行市場整合的研究[1]。共使用八種花卉在四個市場的週均價格做分析資料。該文首先以單位根檢定來判定時間序列的統計非時變過程特性，若資料為統計非時變過程，則使用若瓦連市場整合模型做研究；若資料為統計時變過程，則使用恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定與卓漢生最大似似比共整合分析探討四個市場間之整合性。研究結果顯示僅大菊和劍蘭拍賣價格為統計非時變過程時間序列資料，將大菊與劍蘭運用若瓦連市場整合檢定加以印證，發現不論以台北或彰化花市為中央市場做分析，其中央市場價格均會影響其餘三個地方市場之價格，大致上地方市場均與中央市場成長期整合之關係。將其餘統計時變過程資料做共整合分析，發現六種花卉的在各市場間皆具有長期穩定的關係。

賴瀚棠於 2004 年探討台北與彰化花市花卉供應鏈的整合性關係，以向量自我迴歸模式分析多種花卉產品的相依性，以共整合模式分析多條供應鏈的市場整合度[12]。結果顯示在拍賣把數上，台北與彰化花市不存在共整合關係；若以日均交易價格作分析，則台北花市中黛安娜粉、佳娜紅、紫精靈、新香檳粉與滿天星存在共整合關係。

黃彥修於 2005 年利用花卉交易總均價資料與玫瑰花月交易均價資料來分析台北、台中、台南三大花卉批發市場間六組時間序列的共整合關係。單位根檢定的結果為台北、台中、台南的交易總均價與玫瑰花月均價皆呈現統計時變過程的性質。採用卓漢生共整合檢定市場整合關係，在六組時間序列呈現顯著整合的結果，代表台灣花卉北、中、南市場的花卉價格彼此有穩定的互動關係。

國內研究門檻共整合模型應用的學者首推國立政治大學的沈中華教授，不過其領域主要在財務金融方面[2]，故本節不以摘錄說明。下面將介紹國外學者應用門檻共整合分析市場整合性的實證結果。

Goodwin 和 Piggott 在 2001 年研究北卡羅萊洲(North Carolina)大豆與玉米的四個市場整合情形[29]。大豆的四個市場以 Williamston 作中心市場，Candor、Cofield、Kinston 為地方市場；玉米的四個市場以 Fayetteville 作為中心市場，Raleigh、Greenville、Kinston 做為地方市場。以日均價格作為分析的依據，將中心市場分別對地方市場進行門檻共整合分析。研究中採用兩種指標來估計門檻值，一種為迴歸式中得到的均衡誤差，另一種是以價差來估計，且指出「非對稱的門檻」比「對稱的門檻」更有效率。研究中拿出各市場的相對距離作為比較，指出當兩市場相對距離大則門檻值也相對較大，原因為市場較遠則存在

較大的交易成本。將均衡誤差拿來做半衰期的估計，發現市場距離較遠其回復均衡區間的速率較慢，此結果可驗證市場較遠則市場整合性較差的觀念。研究結果發現北卡羅萊洲大豆與玉米的四個市場空間，除了大豆市場中 Candor 市場對 Williamston 市場距離較遠，整合性較差外，其餘皆呈現市場整合的情形。

Sephton 在 2003 年將 Goodwin 和 Piggott 作進一步的分析研究[41]，指出不能直接假設市場中有幾個門檻值而進行估計，採用 Hansen 檢定門檻數目[31]的方法取代 Tsay 檢定門檻顯著性[43]的方法來決定門檻值。研究中發現若以 Hansen 提出的模型來檢定門檻值，則大豆市場中 Kinston 市場與 Fayetteville 市場應為單一門檻；而玉米市場中各地方市場對中心市場都僅存在單一門檻值。將門檻值確定後再一次驗證此空間市場的整合性，研究結果指出在大豆市場中 Candor 市場對 Williamston 市場距離較遠，故其整合性較差，其餘市場的整合性皆良好，這與 Goodwin 和 Piggott 的研究結果一致。

在此列出何彩華於「台灣地區花卉批發市場整合性之研究」的結論，以分析比較本研究的異同情形。如表 2.1 所示，除了使用 ADF 法作恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定外，在八種花類中，各市場皆呈現整合的情形。

表 2.1 何彩華-台灣地區花卉批發市場整合性之研究-結論彙總表

項目 (週均價)	單位根檢定	若瓦連模式			兩階段共整合檢定		卓漢生檢定
		無關性	短期整合	長期整合	ADF 法	DW 法	
大菊	統計非時變	有關	無	有	整合	整合	整合
小菊	統計時變						
劍蘭	統計非時變	有關	有	有	整合	整合	整合
康乃馨	統計時變						
玫瑰	統計時變				無整合	整合	整合
大文心蘭	統計時變				部分整合	整合	整合
洋桔梗	統計時變				整合	整合	整合
滿天星	統計時變				部分整合	整合	整合

第三章 台灣花卉供應鏈的三個共整合模式

本研究將分析台灣地區四條花卉供應鏈的互動關係，而研究內容以批發市場的整合性為主，採用交易價格的時間序列分析法，並加入適當門檻值，作為每一個市場彼此交易成本影響的價差門檻。此價差門檻的估計是客觀的觀察其均衡誤差項的變化而產生的，均衡誤差在有交易成本影響下會產生一非線性的誤差，用傳統恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合來分析其市場整合的情形較不適當，應採用非線性的模型，也就是 Balke&Fomby 門檻共整合[16]來分析更適合其市場的特性。

為了驗證門檻共整合分析較共整合分析更具檢定力，且價差門檻值的估計是客觀且準確的，本研究採用三種不同的方法進行實證分析，其中前兩種屬於線性分析，第三種為非線性分析。線性分析方法於 3.1.1 節呈現恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合分析，於 3.1.2 節呈現卓漢生最大概似比共整合分析；非線性分析方法在第 3.1.2 節 Balke&Fomby 門檻共整合分析呈現，最主要探討價差門檻對市場整合行為的影響。

3.1 共整合分析

3.1.1 兩階段共整合分析

假設 x_t 、 y_t 分別為同一商品在兩市場中的價格，為了探討其市場的整合性，根據單一價格法則可定義 $y_t = a + bx_t + z_t$ ，若 $a = 0$ 、 $b = 1$ 則兩價格有單一價格的存在。但是此檢定忽略了資料可能具統計時變過程的性質，作此分析可能會造成假性迴歸[27]的結果，故本研究根據恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合分析的概念修正單一價格的檢定。先用 ADF 法檢定每一序列的資料性質，若為統計非時變資料，則上述單一價格的檢定有意義；若為統計時變資料，則進行價差項的單位根檢定，即為共整合檢定。

首先找出同一種花卉，如玫瑰、火鶴花等花卉在各市場的價格，並確定這些價格資料皆為 $I(1)$ 的資料。根據單一價格的概念定義兩市場的價差為：

$$z_{it} = X_{1t} - X_{it}, \quad (i = 2,3,4) \tag{3.1}$$

其中 X_{1t} 代表台北市場的價格、 X_{it} ($i = 2,3,4$) 分別代表台中、彰化、台南市場的價格，(3.1)式可用圖 3.1 作說明：

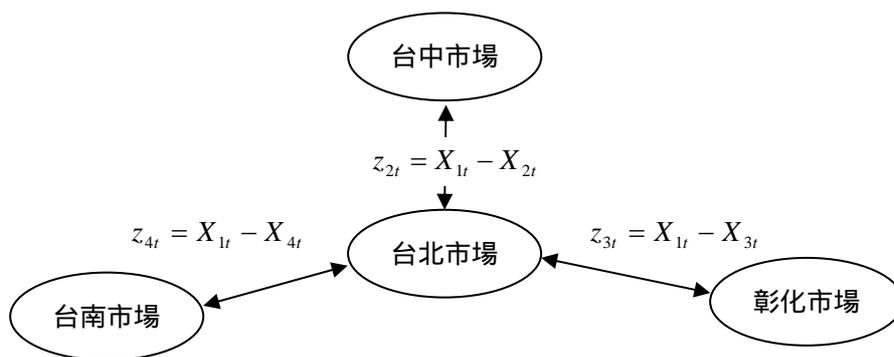


圖 3.1 台灣花卉供應鏈市場價差定義圖

僅探討台北市場對台中、彰化、台南市場的價差關係，其概念源於若瓦連提出的空間市場整合模型[40]。若瓦連指出中央市場的價格除了受到地方市場所在位置及市場大小的影響，也對地方市場的價格形成具有支配的用，即中央市場價格會受中央市場環境因素與各地方市場價格所影響，而地方市場價格僅會受本身地方市場環境因素與中央市場價格所影響，與其他地方市場價格無關。在台灣花卉供應鏈中，台北市場為中央市場，台中、彰化、台南市場為地方市場，故定義出中央市場與地方市場的價差為(3.1)式。

用 ADF 法檢定 z_{it} ($i = 2,3,4$) 的資料特性，若價差 z_{it} 為一 $I(0)$ 的序列，表示 z_{it} 的統計非時變過程的特性凌駕於兩市場價格 X_{1t} 與 X_{it} ($i = 2,3,4$) 統計時變過程的特性，即兩市場具市場整合的關係存在。(註：ADF 檢定請參閱文獻探討第 2.1.3 節)

若檢定結果為顯著具共整合特性，則將 z_{it} 導入，建構出誤差修正模型，幫助對市場整合強弱的判斷。誤差修正模型如下所示：

$$\Delta X_{it} = \alpha_i (X_{1t-1} - X_{it-1}) + \sum_{j=1}^p \gamma_{1j}^* \Delta X_{1t-j} + \sum_{j=1}^p \delta_{1j}^* \Delta X_{it-j} + e_{it}, \quad (i = 2,3,4) \quad (3.2)$$

其中 γ_{1j}^* 、 δ_{1j}^* 、 α_i 是用最小平方法估計後得到的係數， α_i 又稱誤差修正項係數。若兩市場價格具共整合特型，則 α_i 顯著異於 0，且 α_1 越大，兩市場整合的性質更偏強勢。最後以圖 3.1 表示本研究整個兩階段共整合分析的過程。

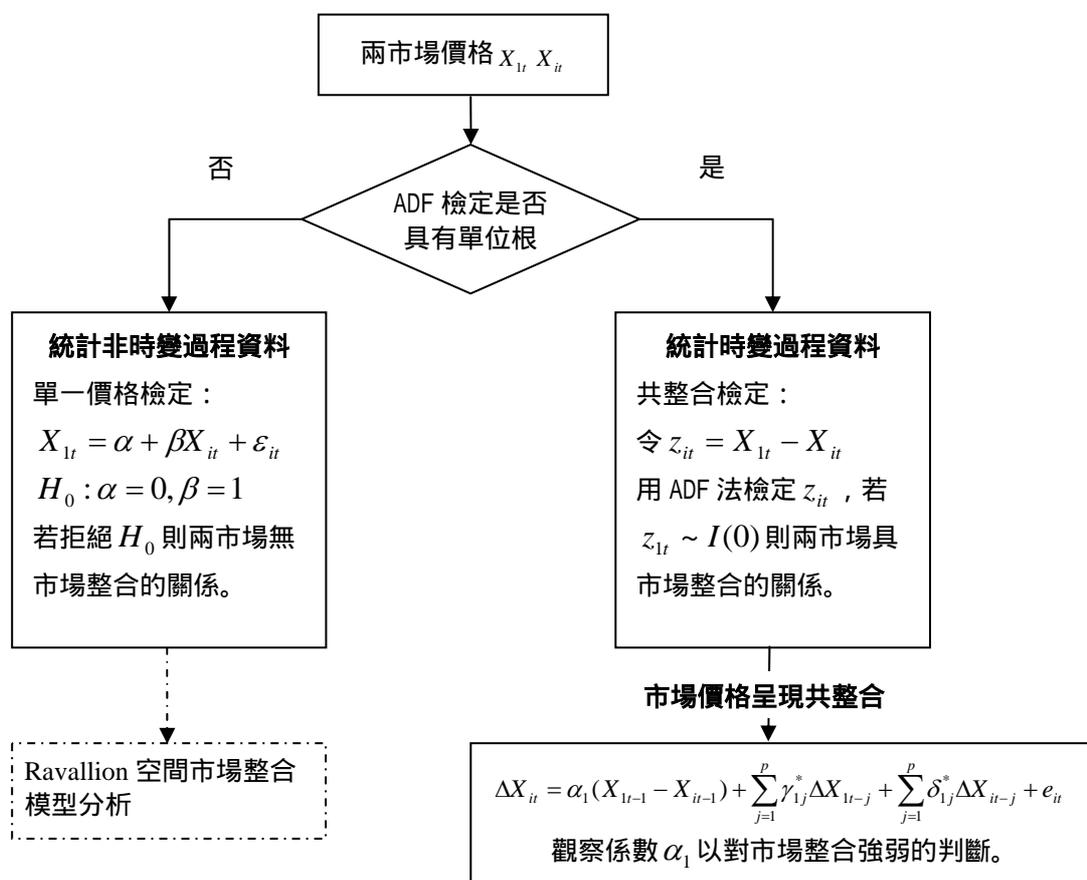


圖 3.2 兩階段共整合分析檢定步驟

3.1.2 卓漢生共整合分析

恩格爾-葛蘭傑的兩階段共整合檢定法的主要的優點在於操作簡單，然而其缺點則是在一次僅可針對兩個統計時變過程變數進行共整合檢定，無法完全表示不是只有唯一共整合向量的缺點。因此近年來文獻多以卓漢生教授所提出的最大概似比檢定(Maximum Likelihood Ratio Test)進行共整合檢定[37]。此法的優點在於可以同時進行多個統計時變過程變數的共整合檢定，並可求出其間多個共整合向量，缺點在於必須假設 VAR 的殘差項服從高斯分配，若樣本數不夠大則會有偏誤的情形發生。

將同一商品在四大市場的價格直接做卓漢生共整合檢定，檢定共整合的關係是並求其共整合向量，然後對其向量係數做單一價格的檢定以確定某兩市場的的確具有市場整合的關係。以下介紹卓漢生的最大概似比共整合檢定的概念，以向量自我迴歸(Vector Autoregression, VAR)模型表示：

$$X_t = \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + Z_t, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T \quad (3.3)$$

將(3.3)式以向量形式來表示：

$$\begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{bmatrix} = \Pi_1 \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \\ X_{4t-1} \end{bmatrix} + \Pi_2 \begin{bmatrix} X_{1t-2} \\ X_{2t-2} \\ X_{3t-2} \\ X_{4t-2} \end{bmatrix} + \dots + \Pi_k \begin{bmatrix} X_{1t-k} \\ X_{2t-k} \\ X_{3t-k} \\ X_{4t-k} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ Z_{3t} \\ Z_{4t} \end{bmatrix}, \quad t = 1, 2, 3, \dots, T$$

$X_{1t}, X_{2t}, X_{3t}, X_{4t}$ 分別代表台北、台中、台南、彰化市場的花卉價格， μ 為漂浮項代表趨勢， k 為遞延期數， T 為樣本個數， ε_{it} 為各市場的均衡誤差且符合 iid 及 $N \sim (0, \Omega)$ ， Π_k

為將(3.3)式用最小平方法估計後得到的係數，在此 $\Pi_k = \begin{bmatrix} a_{11}^k, a_{12}^k, a_{13}^k, a_{14}^k \\ a_{21}^k, a_{22}^k, a_{23}^k, a_{24}^k \\ a_{31}^k, a_{32}^k, a_{33}^k, a_{34}^k \\ a_{41}^k, a_{42}^k, a_{43}^k, a_{44}^k \end{bmatrix}$ 來表示。上述的式

子經由一階差分將式子改變為向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)的方式來表現：

$$\begin{aligned} \Delta X_t &= X_t - X_{t-1} = -X_{t-1} + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + Z_t \\ &= -X_{t-1} + (\Pi_2 X_{t-1} - \Pi_2 X_{t-1} + \Pi_3 X_{t-1} - \Pi_3 X_{t-1} + \dots - \Pi_k X_{t-1}) + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} \\ &\quad + \Pi_3 X_{t-3} + \dots + \Pi_k X_{t-k} + Z_t \\ &= (-X_{t-1} + \Pi_1 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-1} + \dots + \Pi_k X_{t-1}) + (-\Pi_2 X_{t-1} + \Pi_2 X_{t-2} - \Pi_3 X_{t-1} \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
& + \Pi_3 X_{t-1} - \dots + \Pi_k X_{t-2}) + (-\Pi_3 X_{t-2} + \Pi_3 X_{t-3} - \dots + \Pi_k X_{t-3}) + \dots + Z_t \\
& = (\Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I)X_{t-1} + (-\Pi_2 - \Pi_3 - \dots - \Pi_k)(X_{t-1} - X_{t-2}) + (-\Pi_3 - \Pi_4 \\
& \quad - \dots - \Pi_k)(X_{t-2} - X_{t-3}) + \dots + Z_t \\
& = \pi X_{t-1} + \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \Gamma_3 \Delta X_{t-3} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + Z_t \\
& = \pi X_{t-1} + \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + Z_t \tag{3.4}
\end{aligned}$$

故 $\Gamma_i = -(\Pi_{i+1} + \Pi_{i+2} + \dots + \Pi_k)$, $\pi = (\Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I)$, 且 $i=1,2,3,\dots,k-1$ 。

此(3.4)式可看為(2.8)式、(2.9)式以 VAR 的型態來表示，其中 $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i}$ 為 X_t 短期調整過程，即當各市場價格受到外界衝擊時動態調整的均衡情形， Γ_i 為短期調整的係數以 4×4 的矩陣來表示。 π 為各市場價格長期的關係，同樣如(2.8)、(2.9)式是以均衡誤差來補足訊息，也以 4×4 的矩陣來表示。在共整合條件成立下， π 不可以為 0。在卓漢生共整合檢定法中，使用最小平方法來估計 Π_i 後，用 $\pi = (\Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I)$ 的公式可得到 π ，而其共整合向量的數目由 π 的秩(Rank)決定，共包含以下三種涵意：

- (1) $\text{Rank}(\pi) = 4$ ，也就是 $\pi_{4 \times 4}$ 為滿秩(Full Rank)，則 X_t 為統計非時變過程；
- (2) $\text{Rank}(\pi) = 0 < r < 4$ ， X_t 存在 r 個共整合向量；
- (3) $\text{Rank}(\pi) = 0$ ， π 為零矩陣， X_t 不存在共整合向量。

值得注意的地方為 $\text{Rank}(\pi) = 4$ 的情形，因為 X_t 為統計非時變過程，不須將 VAR 導入向量誤差修正模型(Vector Error Correction Model, VECM)，故不需探討其共整合向量個數。應用在分析台灣花卉供應鏈整合情形上：(1). $\text{Rank}(\pi) = 4$ 時，進行 VAR 係數的研究探討，觀察各市場間的均衡情形；(2). $\text{Rank}(\pi) = 0 < r < 4$ 時將 VECM 導入，觀察各市場間誤差修正項係數以了解市場的整合程度，誤差修正項係數越大則向均衡調整的速度越快；(3). $\text{Rank}(\pi) = 0$ 時，各市場間沒有存在整合的關係。

在 VECM 模型中可令 $\pi = ab^T$ ， a 、 b 皆為 $4 \times r$ 的矩陣， r 為共整合向量個數。若存在共整合關係，則可將 $\pi = (\Pi_1 + \Pi_2 + \dots + \Pi_k - I)$ 進一步分解成 ab^T 的形式， b^T 為共整合向

量， a 為誤差修正係數，故當 $r = 1$ 時，僅有 1 組共整合向量存在時，此時 $a = \begin{bmatrix} a_{11} \\ a_{21} \\ a_{31} \\ a_{41} \end{bmatrix}$ 、 $b = \begin{bmatrix} b_1 \\ b_2 \\ b_3 \\ b_4 \end{bmatrix}$ ，

共整合向量又可以 π 顯著的特徵值對應的特徵向量以求得。

敘述卓漢生最大概似比的檢定：卓漢生教授提出以兩種概似比例統計量(Likelihood Ratio Statistics)方法來檢定共整合向量數目，分別介紹如下；

、軌跡統計量(λ_{trace} Statistics)

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) , \quad (3.5)$$

其檢定假設為

$$H_0: rank(\pi) = r$$

$$H_1: rank(\pi) > r。$$

、最大特徵值統計量(λ_{max} Statistics)

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) , \quad (3.6)$$

其檢定假設為

$$H_0: rank(\pi) = r$$

$$H_1: rank(\pi) = r + 1。$$

其中 $\hat{\lambda}_i$ 為 π 的特徵值，且 $\hat{\lambda}_1 > \hat{\lambda}_2 > \hat{\lambda}_3 > \dots > \hat{\lambda}_p$ ，而檢定臨界值請參考附錄二 Osterwald-Lenum[38]數值。

3.2 門檻共整合分析

3.2.1 門檻共整合分析方法與步驟

Balke 和 Fomby 指出要檢定門檻共整合的關係可能有很多種情形[16]，如表 3.1 所示；假設其虛無假設為線性且沒有共整合關係，則對應的虛無假設會有，(1).非線性但無共整合關係，(2).線性但無共整合關係非線性，與(3).非線性有共整合關係三種可能的情形。門檻共整合想要達到的目標為第(3)種的對立假設的狀態，不可能找到單一檢定方法來直接檢定變數是否有門檻共整合的關係，故應採用兩階段的檢定方法。第一階段先檢定共整合的關係，第二階段檢定非線性的影響是否顯著，也就是說當兩變數存在共整合關係時，再檢定是否有門檻影響的因素存在，則可確立其門檻共整合的關係。因為 Phillip[39]指出時間序列資料的單位根具有超一致性(Super-consistency)，所以均衡誤差是否為門檻自回歸不會影響價格時間序列資料的整合級次，故無須擔心第二階段非線性的關係會破壞第一階段共整合的特性。

表 3.1 門檻共整合兩階段檢定法

假設	線性	非線性
無共整合	線性，無共整合	非線性，無共整合
共整合	線性，有共整合	非線性，有共整合

由於第一階段的共整合分析已於 3.1 節所完成，故本節的門檻共整合分析著重於「價差門檻的估計」與其「內涵市場整合意義的說明」。上下門檻值的估計可分成兩種方法，一種是客觀依均衡誤差項的變動情形而決定，若將均衡誤差做排列自迴歸(Arrange Autoregression)，則可看出其排列自迴歸成一非線性的模型，其線性結構轉變的點即為上下門檻值。另一種方法則是直接從現實社會的現象來計算其交易成本，其交易成本主要為同一件商品在兩市場間運費的估算。

本研究以第一種門檻值估計的為使用方法，而均衡誤差值將採用 3.1 節所作共整合分析後留下的價差項 z_{it} 繼續做後續研究。首先定義價差 z_{it} 為一動態模型，且存在非零截距項與不對稱門檻值，亦即：

$$z_{it} = \begin{cases} \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \theta^{(u)} < z_{t-d} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \theta^{(l)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \theta^{(l)} > z_{t-d} \end{cases} \quad (3.7)$$

其中 $\rho^{(i)}(L)$ ($i=l,m,u$) 是遞延多項式， $\varepsilon_t^{(i)}$ ($i=l,m,u$) 為白雜音。整數 d 代表誤差調整過程的遞延時間，參數 $\theta^{(u)}$ 和 $\theta^{(l)}$ 分別代表上門檻值和下門檻值。所估計出的門檻值可更詳細的解釋兩市場的整合情形，若門檻間距越大，可能是距離較遠、訊息無法即時傳遞，導

致較大的交易成本讓兩市場整合存有更大的障礙。

為了要估計門檻值 $\theta^{(u)}$ 、 $\theta^{(l)}$ ，第一步需將價差 z_t 與前期價差 z_{t-1} 當作一組樣本，然後依 z_{t-1} 為準軸(Pivot)做排序的動作，即可得一排列自迴歸。將此排列自迴歸區分成三個部份，也就是會有兩個線性結構轉變的點，即為要找的門檻值。故第二步尋找門檻值的方法先給定上下門檻起始值，通常選定均衡誤差正負 1% 的地方開始，將 z_t 對 z_{t-1} 做簡單迴歸，並保留其「均方差」(Mean Square Error, MSE)。接著每增加一組樣本作一次排列自迴歸，重覆上列步驟即可得到一連串的 MSE。在這一連串的 MSE 中，使 MSE 最小的門檻值即為本研究欲尋找的門檻值。Goodwin 和 Piggott 指出最小 MSE 即為最大華德檢定(Sup-Wald Test)值[29]，而最大華德值為線性結構轉變的點。

檢定門檻影響的顯著性可依 Tsay 在 1989 年提出檢定門檻自迴歸的方法，反覆使用 Chow 檢定其自迴歸是否存在門檻性質[43]。在此介紹門檻檢定下的 Chow 檢定法[21]，Chow 檢定法(註)需先將資料分成數個子樣本，在本研究中依門檻值而區分三個子樣本。其假設與檢定統計量描述如下：

- H_0 ：沒有門檻值的存在
 H_a ：至少有一門檻值的存在，

檢定統計量：

$$F = \frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2 - SSE_3) / 2k}{(SSE_1 + SSE_2 + SSE_3) / T - 3k} \quad (3.8)$$

其中 SSE 代表以總樣本估計的迴歸式之殘差平方和， SSE_1 、 SSE_2 與 SSE_3 為子樣本迴歸式之殘差平方和， k 為各子樣本估計參數的個數， T 為樣本個數。其檢定值可參閱 F 檢定。

不僅僅是兩階段的門檻共整合檢定法，同時也可採用 Chan et al. [20] 在 1985 年提供的充分且必要條件來判斷是否具有門檻共整合，令 $\rho^{(l)}(L) = \rho^{(l)}$ 且 $d = 1$ ，若 $\mu^{(l)}$ 、 $\mu^{(u)}$ 、 $\rho^{(l)}$ 、 $\rho^{(u)}$ 滿足下列條件之一，即具有門檻共整合的關係。

條件 $\rho^{(l)} < 1, \rho^{(u)} < 1$, 且 $\rho^{(l)} \rho^{(u)} < 1$; (3.9)

條件 $\rho^{(l)} = 1, \rho^{(u)} < 1$, 且 $\mu^{(l)} > 0$; (3.10)

條件 $\rho^{(l)} < 1, \rho^{(u)} = 1$, 且 $\mu^{(u)} < 0$; (3.11)

條件 $\rho^{(l)} = \rho^{(u)} = 1$, 且 $\mu^{(u)} < 0 < \mu^{(l)}$; (3.12)

條件 $\rho^{(l)} \rho^{(u)} = 1, \rho^{(l)} < 0$, 且 $\mu^{(u)} + \rho^{(u)} \mu^{(l)} > 0$; (3.13)

註：Chow 檢定法詳細說明請參閱附錄三

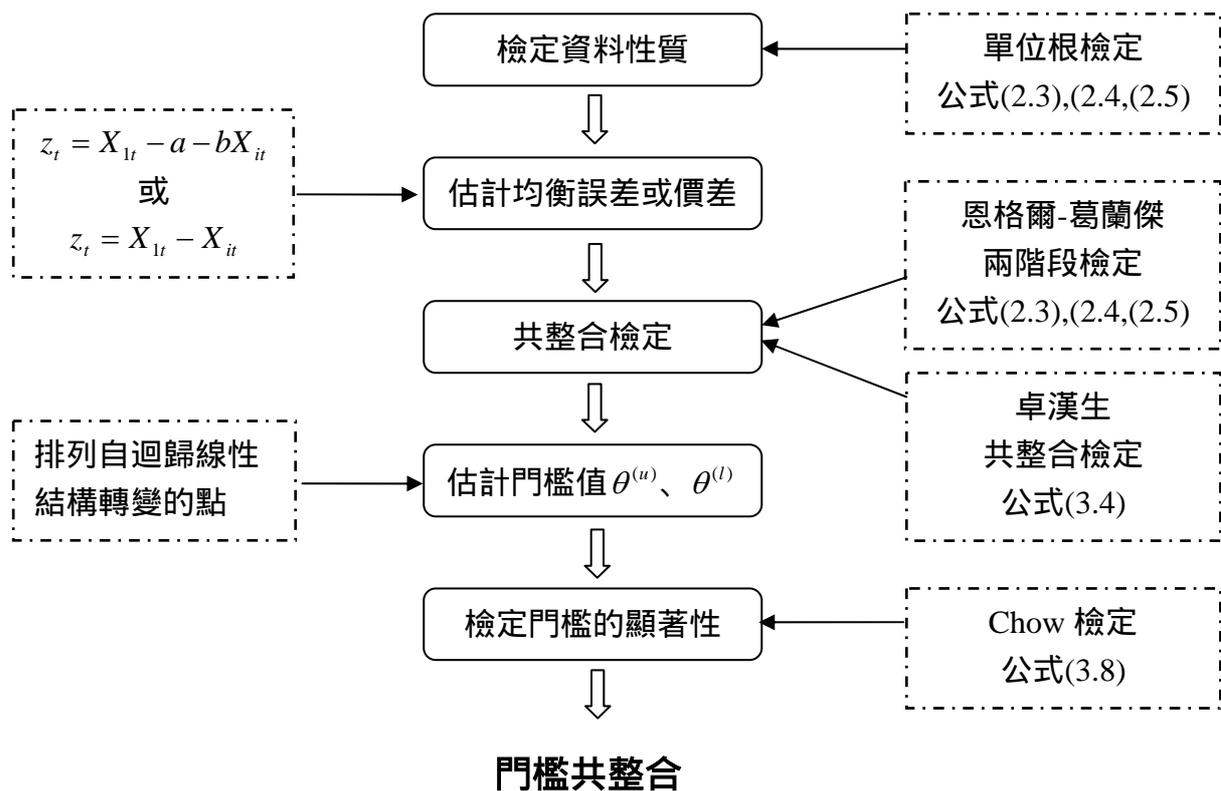


圖 3.3 門檻共整合檢定步驟

3.2.2 門檻共整合的物理意義說明

過去較常見應用門檻共整合分析的領域屬於金融、財務分析上，當價差出現時，套利也隨之產生，不連續的套利行為，解釋為交易成本的影響，故門檻值常稱作套利門檻，也就是當價差超過門檻(交易成本)時，利潤產生，套利行為使價差開始向均衡區間做修正。在實證分析台灣花卉的案列中，以「價差」作為市場「套利」行為的解釋有失其經濟意義與整體性，在此提出以「價格指數的差距」作為市場「短期獲利」行為的解釋，作為分析台灣花卉市場整合研究的意義修正。

這節會說明幾個觀念上的修正，包含「價格指數差距」、「門檻值不對稱」、「短期獲利行為」的解釋與定義。

價格指數差距：在本研究中價差的解釋應為價格指數的差距，因為研究中選取進行分析的花卉拍賣價格不僅僅為一種具單一品質特性的花種，雖然為同一種花卉，但其價格仍會因品質、等級的不同而有不一樣的拍賣價格。若在分析中僅取單一品質、等級的花卉價格進行研究，其資料量並不足以完成整個分析過程，而且考慮同種花卉價格變動的因素是相同的，不同種花卉價格變動的影響因素是不同的假設，在分析時，選取不同花卉種類進行價格的分析是合理的。以台灣花卉的情形做為說明，如從台北花卉市場中取得的「玫瑰花月均價」，應該稱為「玫瑰花種月均價格指數」，其價格是以不同等級，特級、優級、良級的黛安娜粉、佳娜紅、新香檳粉等多種品名的玫瑰花的拍賣價格所組成，故應以價格指數稱之。在本論文中出現的價差皆應以價格指數差距來解釋。

門檻值不對稱：由於台灣各地對花卉的需求品質不一，所以價格並不會一致，但是同

種花的價格波動確是可以掌握的。以市場經驗來說，台北市場、台中市場對消費性花卉的需求量高，如玫瑰花、香水百合；彰化市場、台南市場對祭祀性花卉則有較高的需求量，如小菊、大菊。由於各地對花卉的需求不一，花卉供應人往往將品質較好的花卉送至需求量較高的市場，以賺取較高的利潤。而台北市場又是個特殊的例子，因為台灣花卉市場幾乎是以台北市場為中心市場在運作，且花卉供應人認為台北市場對高品質的花卉有較高的需求，常會將較高品質的花卉在台北進行拍賣交易的動作，故同種花卉在台灣的交易價格，總是以台北市場為最高。這些市場中實際的現象將會影響後續分析的結果，因為市場對花卉品質的需求不一，故同種花卉在各地擁有不同的交易價格是合理的，各市場間彼此允許同種花卉的交易價格有固定價差的存在。所以在分析時，以價差建構出的門檻估計值並沒有對稱於「零」的限制。

短期獲利行為：僅以「套利」行為來說明台灣花卉市場短期獲利現象是個狹隘的解釋，真實花卉市場的運作情形中，會將低價玫瑰花(或其他種花卉)運往高價玫瑰花市場中進行拍賣獲利的行為相當的少見。因為花卉屬於易腐性商品，商品經過兩三天轉手配送後，也許品質就不再，價格便會相差甚多，以套利的行為難以解釋農產品的短期獲利現象。

當價格指數差距超越門檻值，花卉供應人可以修正短期決策模式作為獲利的手段，以物流的方式或是短期增加生產，對市場進行供給量的增加，短期內可獲得額外利潤。但在完全競爭市場的結構下，市場看不見的手會對價格與數量需求進行修正，如花卉承銷人會減少該花卉種類的需求，且因為花卉屬於可替代性商品，轉而對其他花卉進行拍賣進貨的動作以減少成本支出是正常的現象，故價格在幾期之後，又會向均衡點(均衡區間)來修正。

舉例以玫瑰花台北-台中市場的價格指數差距作為解釋，如圖 3.4 所示，假設其門檻值在[8, 20]之間，表示台北玫瑰花價格指數比台中價格指數高大概 8 ~ 20 元之間，因為都是價差指數皆是正數，這可解釋台北對玫瑰花的需求品質皆來的比台中要高。

門檻值在[8, 20]表示在 8 ~ 20 元花卉供應人與花卉承銷人並不會改變其消費或供應的習慣，也許是因為心理因素成本或交易成本的存在。超過 20 元時，表示在台北市場的玫瑰花短期間有利可圖，花卉供應人會增加台北市場玫瑰花的供應量已獲取短期利潤，但花卉承銷人也不是省油的燈，花卉承銷人試著轉往其他市場或是改變短期對玫瑰花的需求，以減少成本支出。經過這些市場行為後，短期價格的波動又趨於平穩，價格與需求量又趨於常態。同理也可說明當價格指數小於 8 元時，表示台中市場玫瑰花短期間有利可圖，可以試著增加玫瑰花數量，而其後的經濟行為反應如前所述。

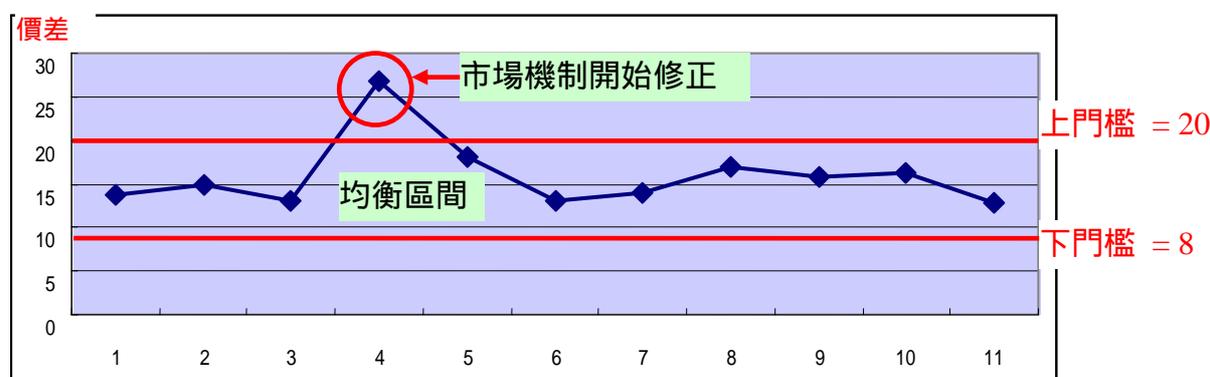


圖 3.4 價差超過門檻時短期獲利行為解釋圖

第四章 資料處理與變數定義

近年來花卉產業積極建構「業務情報網」，它包含「批發資訊分享熱線」與「交易資訊處理系統」兩個子系統[7]。在功能上前者偏重於提供總體經濟資訊及儲存，而後者主要是提供個體經濟資訊及其流通。市場決策者經由「批發資訊分享熱線」的去污整合資料，便可進行分析，進而提供決策支援，故本章的原始資料皆來自此處。4.1 節將敘述線上分析處理的觀念與用法，4.2 節進一步敘述資料挖掘的過程與結果。

4.1 批發資訊分享熱線

傳統進行市場結構分析的學者，所分析的資料大致上可分成兩種；一種是直接取自各市場交易行情電子化的資料檔，另一種是取自相關部會統計年報所得到的次級資料。這兩種資料的皆有其優缺點存在：就直接取得市場交易行情資料檔來說，完整的資料對市場分析的學者能幫助其分析出最精準的決策，但缺點在得到的資料相當的龐大，進行分析前資料淨化的工作相當複雜，必須花相當多的時間去整理資料；就取自相關部會統計年報所得的次級資料而言，整齊、標準化的資料結構使學者們能容易看出問題所在進行分析，但次級資料的不完整性使得欲進行的研究有所限制。

近年來台灣花卉產業導入了資料倉儲的技術，建構了花卉批發資訊分享熱線，這對進行市場分析者與決策者來說是一項利多的創舉。資料倉儲是一種涵蓋資料庫端與決策支援端的整合性技術，是個擁有原始交易資料的智慧型表達系統。它是一種整合性的資料庫：以台灣花卉為例，台北、台中、彰化、台南、高雄(註)接收每日的電子化交易行情資料後，便將其資料傳至圖 4.1 的資料庫中，故資料是與完整原始資料同步更新；它具智慧型表達的功能，因為圖 4.1 線上分析處理的功能，讓我們能直接對完整的原始資料進行去污整合的工作，經由目標的確立與評估，十個線上分析處理的動作[7]來達到可進行分析的資料。

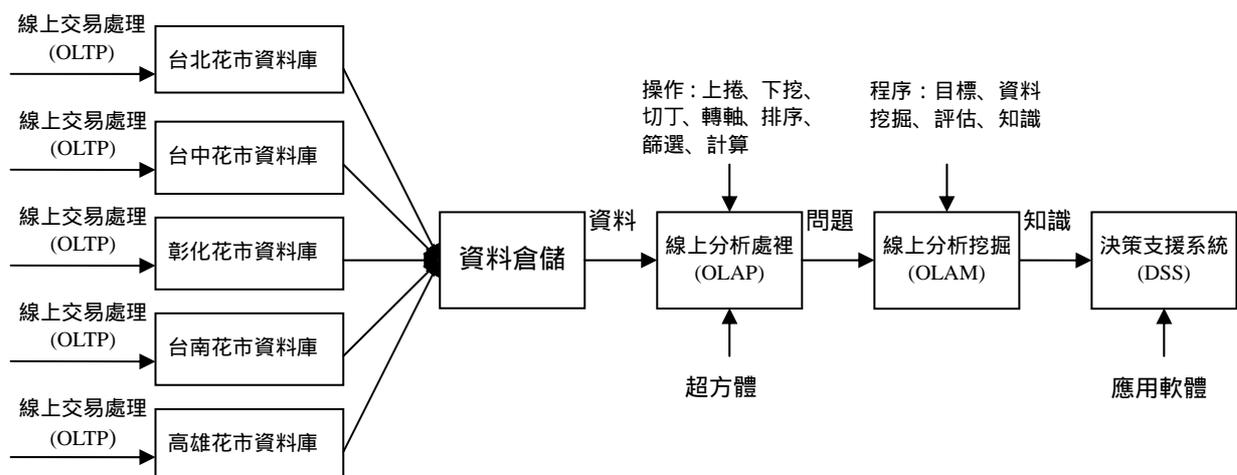


圖 4.1 台灣花卉批發資訊分享熱線

註：高雄花市的資料倉儲目前正在建置中

線上分析處理是指可以在網路上進行多維度(Dimension)空間裡衡量值(Measure)的統計分析，如圖 4.2 所示。以台灣花卉產業而言，其衡量值為各批發市場的交易相關資料，又其相關維度是指發生交易的時間、地點、方式、項目、品質、載具、買賣雙方等多種參數。



圖 4.2 線上分析處理概念

藉由線上分析處理的動作，將本次欲研究的資料萃取、淨化出來，挖掘出資料的型態與意義將於 4.2 節說明。本節對線上分析處理的十個動作僅予以列出，如欲詳細說明請參閱 2004 年梁高榮所編著「花卉業務情報網-資料倉儲技術在花卉產業的應用」[7]。

「線上分析處理」須從「花卉業務情報網」網頁[32]進入，點選「線上分析」，進行去污、整合的資料挖掘的工作。

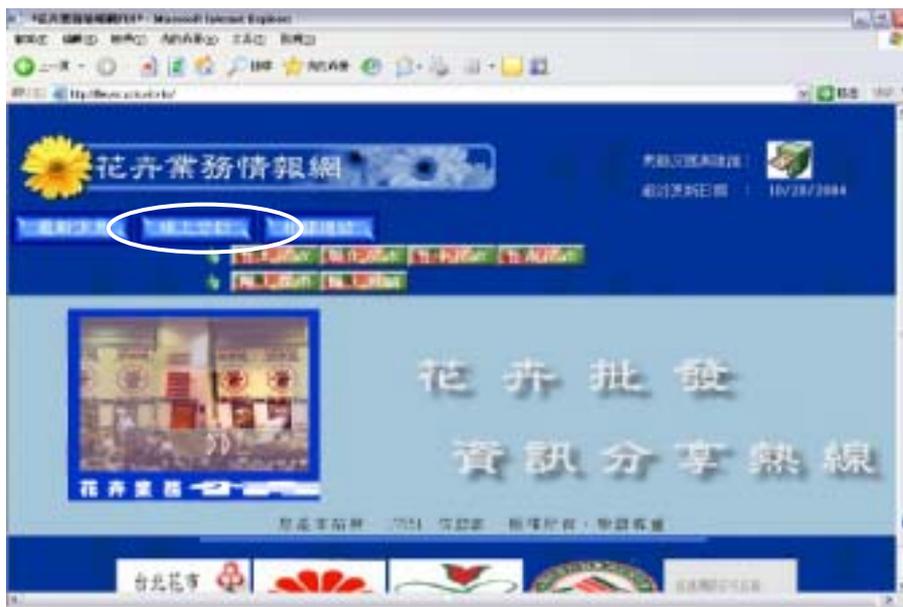


圖 4.3 花卉業務情報網

4.2 線上分析處理

本研究資料皆從花卉批發資訊分享熱線下直接搜集，包含台北、台中、彰化、台南四大花卉批發市場的花卉交易資料。本節使用兩個步驟來進行資料的蒐集：(1)先依「總成交量(把數)」來選取具市場代表性的花卉種類；(2)再將此具市場代表性的花卉種類選取「拍賣價格」進行資料挖掘與分析。4.2.1 節介紹第一階段的線上分析處理動作，以選取具市場代表性的花卉種類；4.2.2 節介紹第二階段的線上分析處理動作，進行資料挖掘；4.2.3 節將資料匯入 Eviews 4.1 進行後續分析的準備。

4.2.1 第一階段線上分析處理

首先登入線上分析處理系統，如圖 4.4 所示：

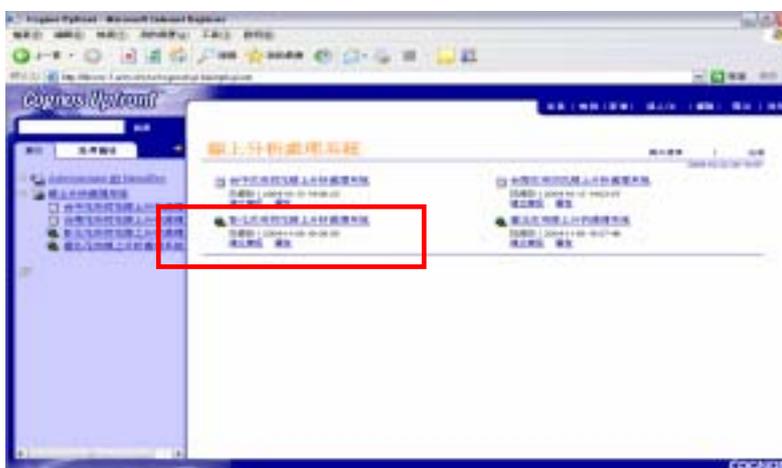


圖 4.4 線上分析處理系統

選擇「台中市場」後，點選衡量值「總成交量(把數)」與維度「花卉種類」，並展開花卉種類維度至最下層，而後將其轉軸後排序，可得某一市場歷年來最暢銷花種的資料如圖 4.5 所示。

花卉種類	總成交量(把數)
牡丹	1,252,736
紅梅	1,187,208
玫瑰	1,084,374
洋蘭	1,068,588
百合	1,055,688
水仙	1,055,688
康乃馨	1,055,688
大麗花	1,055,688
芍藥	1,055,688
菊花	1,055,688
蘭花	1,055,688
茉莉	1,055,688
紫雲英	1,055,688
木芙蓉	1,055,688
紫薇	1,055,688
木槿	1,055,688
木蘭	1,055,688
木犀	1,055,688
木芙蓉	1,055,688
木槿	1,055,688
木蘭	1,055,688
木犀	1,055,688

圖 4.5 台中市場歷年最暢銷花種分析結果

依序進行如圖 4.6 的步驟，可得到四家花卉批發市場銷花種的列表。

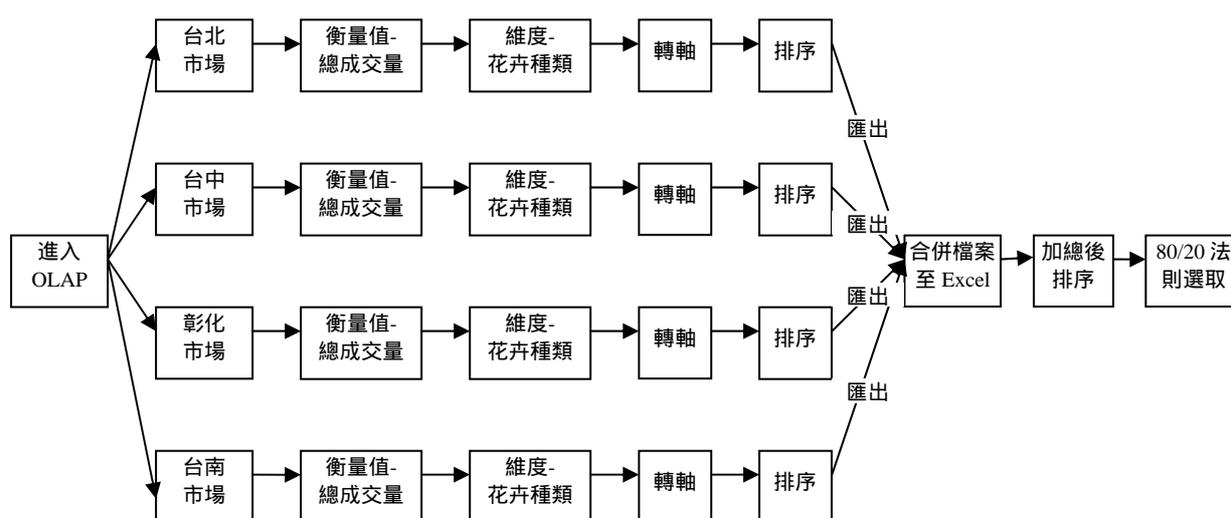


圖 4.6 線上分析處理步驟圖

表 4.1 批發市場的花卉佔有率

		台南		台中		台北		彰化		合計	
總排行	花卉	成交量	市場佔有率	成交量	市場佔有率	成交量	市場佔有率	成交量	市場佔有率	成交量	市場佔有率
1	火鶴花	13292319	11.30%	9004085	17.69%	34024495	13.80%	19196451	10.61%	75517350	12.66%
2	小菊	23442351	19.93%	3233574	6.35%	15544088	6.30%	32371021	17.89%	74591034	12.51%
3	大菊	13884464	11.81%	1799686	3.54%	11743222	4.76%	21209024	11.72%	48636396	8.15%
4	切葉類	7106160	6.04%	6253377	12.28%	23904572	9.69%	10718117	5.92%	47982226	8.05%
5	玫瑰	5110835	4.35%	4915343	9.66%	23835287	9.67%	10293728	5.69%	44155193	7.40%
6	香水百合	5932286	5.04%	3902365	7.67%	20545740	8.33%	11465301	6.33%	41845692	7.02%
7	其他花卉	8298159	7.06%	4047886	7.95%	16313000	6.62%	11421103	6.31%	40080148	6.72%
8	非洲菊	5830078	4.96%	3161938	6.21%	15272153	6.19%	9140255	5.05%	33404424	5.60%
9	劍蘭	5665000	4.82%	1176178	2.31%	8763833	3.55%	8166745	4.51%	23771756	3.99%
10	葵百合	4055385	3.45%	1547310	3.04%	7973792	3.23%	6332956	3.50%	19909443	3.34%
前十種花卉		92617037	78.75%	39041742	76.69%	177920182	72.15%	140314701	77.53%	449893662	75.43%
總市場成交量		117,605,845	100%	50,906,278	100%	246,604,441	100%	180,986,914	100%	596,403,478	100%

本研究定義佔有率為：該市場單一花種成交把數 / 該市場總成交把數

花卉市場中有上百種的花卉，要一一檢定每種花卉的整合度是相當耗費時間且沒有效率的，在此依各花卉的「總成交量(把數)」來決定其花卉在該市場的佔有率，依 80/20 法則選取最重要的那 20% 的花種進行分析研究。80/20 法則是指最重要的 80% 的資訊(註)由 20% 的資料所決定，若應用在台灣花卉供應鏈整合分析上，以成交量代表花種擁有市場的資訊，成交量越大的花種越能完整表達市場的訊息，故選取成交量大的花卉來進行市場整合

註：本研究分析的花卉僅佔各市場的 72.15% ~ 78.75%

分析。選取的方法是將該市場各花卉的成交量進行排序，以成交量較大的花卉種類作為市場整合的依據，成交量的資料是自各市場資料倉儲中歷年所有成交量總和。表 4.1 呈現本研究整理各市場的花卉佔有率。

若選取最重要花卉種類前十名，解釋能力已達 75.43%，由於研究時間有限，僅對這十種花卉進行後續的分析。這十種花卉在各市場的佔有率分別為，台南市場佔有率為 78.75%，台中市場佔有率為 76.69%，台北市場佔有率為 72.15%，彰化市場佔有率為 77.53%。因為切葉類、其他花卉並不是單一的花卉，價格的浮動情形可能很大，且各市場的其他花卉種類包含的花卉並不一致，故本研究進行分析時，不考慮切葉類與其他花卉。選取進行下一部份研究分析的花卉為火鶴花、小菊、大菊、玫瑰、香水百合、非洲菊、劍蘭與葵百合共八種。

由於各市場建市的時間不一置，所蒐集到資料的時間長度不全相等，在此列出本研究進行分析資料的時間長度如表 4.2 所示。

表 4.2 來源資料時間

批發市場	來源資料時間
台北市花卉市場	1997 年 1 月 ~ 2004 年 12 月
台中市花卉市場	1998 年 1 月 ~ 2004 年 12 月
彰化田尾花卉市場	1997 年 1 月 ~ 2004 年 12 月
台南花卉市場	1996 年 1 月 ~ 2004 年 12 月

4.2.2 第二階段線上分析處理

確定八種花卉如表 4.3 所示，則再一次進行線上分析處理將衡量值選取為「拍賣均價(元/把)」，維度為「花卉種類」，且選取如表 4.3 的八種花卉，進行匯出資料的工作，匯出的資料為[* .csv]檔。

表 4.3 選取分析的花卉

選取分析的花卉			
火鶴花(FB)	小菊(FD)	香水百合(FS)	大菊(FC)
玫瑰(FR)	非洲菊(FE)	劍蘭(FG)	葵百合(FK)

4.2.3 Eviews 軟體的資料建檔

匯出的資料再匯入 Eviews 4.1 軟體[33]中，利於後續的作業，在此以本研究月資料為例，簡述 Eviews 4.1 的資料建檔的步驟與方法。首先開啟 Eviews 4.1 軟體，點選[file- new - workfile]，會出現圖 4.7。

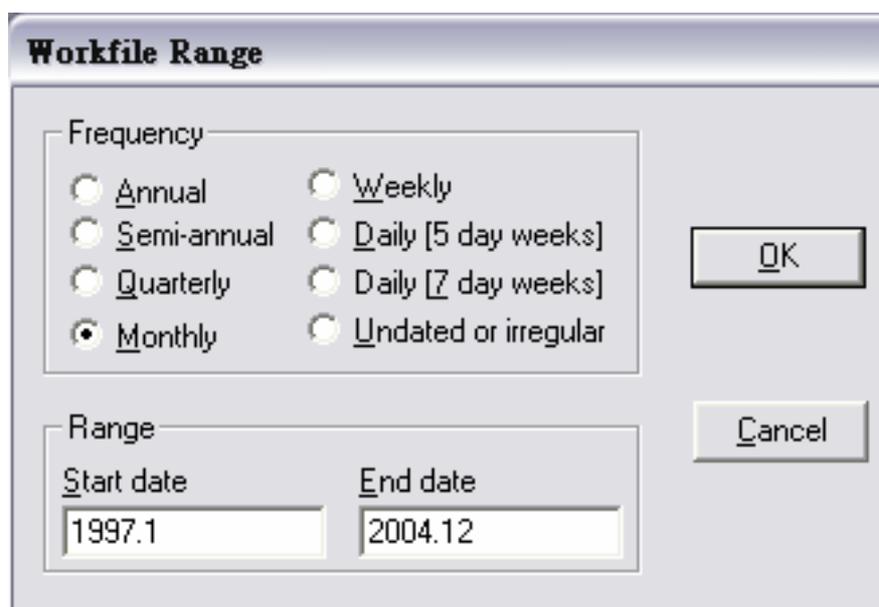


圖 4.7 Eviews 4.1 新開檔案

在 Frequency 點選「Monthly」, 在 Start date 輸入「1997.1」, 在 End date 輸入「2004.12」, 即可出現如圖 4.8 的 Workfile 表。

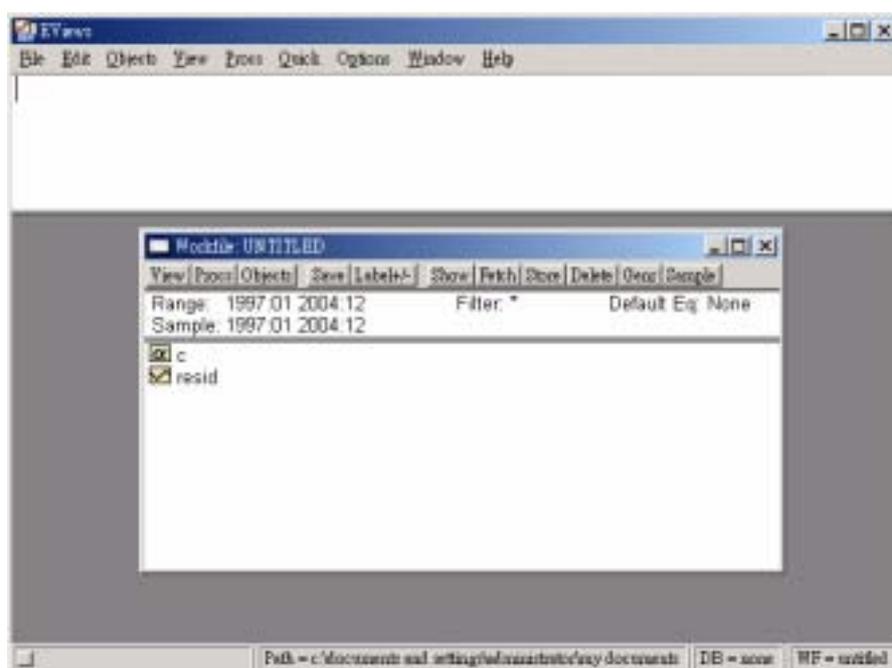


圖 4.8 Eviews 4.1 的 Workfile 表

在此介紹在 Eviews 4.1 中最簡單的建立資料的方法；在功能列中鍵入[genr 名稱 = 0] 建立新變數，將新變數欄開啟，在資料列上按「edit」修改資料列內容，如圖 4.9 所示。

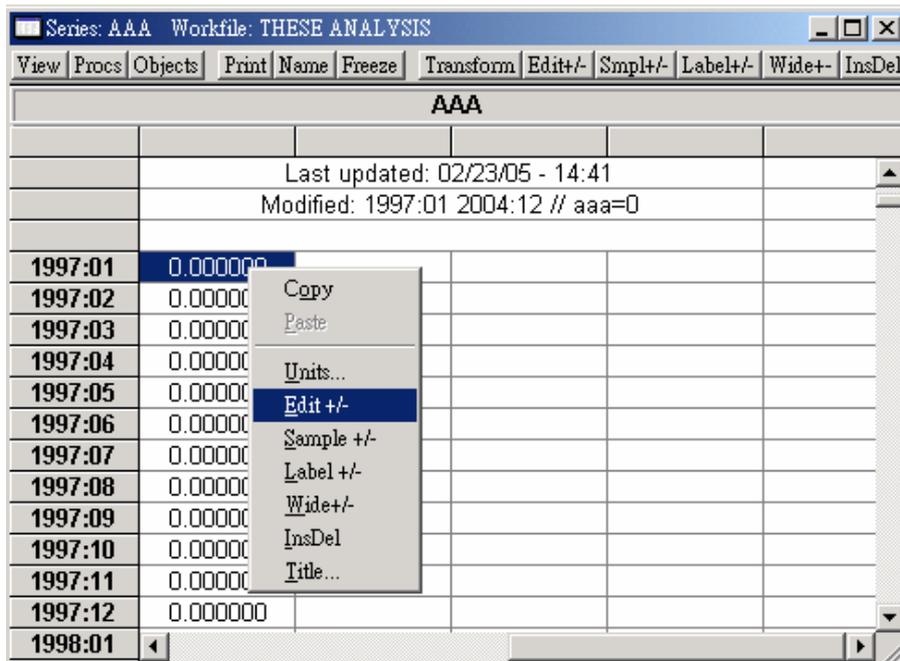


圖 4.9 Eviews 4.1 修改資料列內容

將原有的資料從 Excel 上選取所需資料剪下,貼上 Eviews 4.1 資料列後如圖 4.10 所示

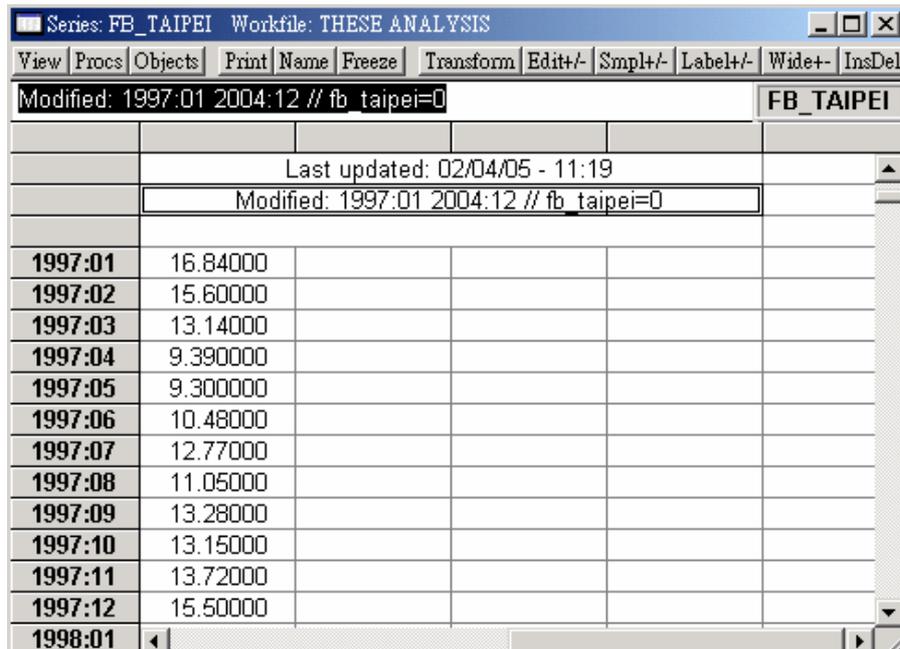


圖 4.10 Eviews 4.1 修改資料列內容完成

反覆進行此步驟,將所有變數新增進入 Eviews 4.1,可得如圖 4.11 之資料。

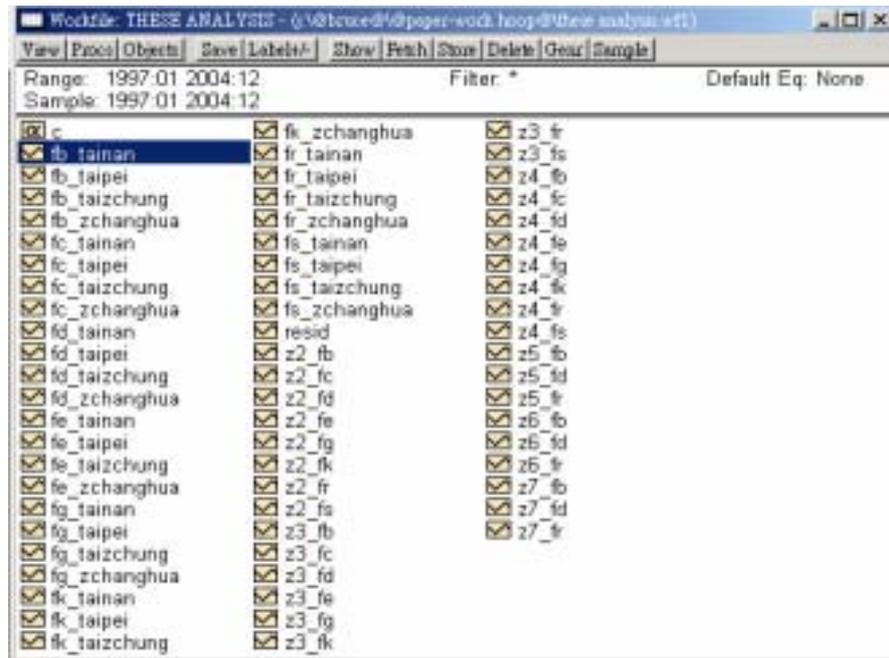


圖 4.11 變數定義

上述變數定義的規則為[花卉代碼_市場名稱]，且花卉代碼如表 4.3 所示，故 fb_taipei 為火鶴花在台北市場的價格資料；[zi_花卉代碼]為進行共整合分析所需之價差，如 z2_fb 為火鶴花在台北市場與台中市場的價差，其建立方式為在功能列中鍵入[genr z2_fb = fb_taipei - fb_taizchung]即可。

第五章 實證分析與結果

本章會依圖 3.3 的檢定流程來進行分析，為了確立本研究分析的基本假設，首先在 5.1 節用單位根檢定其資料屬性；5.2 節用共整合分析檢定市場整合性，首先利用兩階段共整合檢定市場的整合關係，再利用卓漢生最大似比共整合檢定整個市場的互動關係；5.3 節將門檻值加入模型中，進行市場整合更詳細的分析與說明。

5.1 單位根檢定

圖 5.1 的花名與檔名的關係如表 4.3，由圖可看出火鶴花與小菊等(其餘花卉的時間序列圖請參閱附錄四)的時間序列資料並無長期的趨勢存在，故應採用(2.3)式模式的單位根檢定來做資料性質的判定。

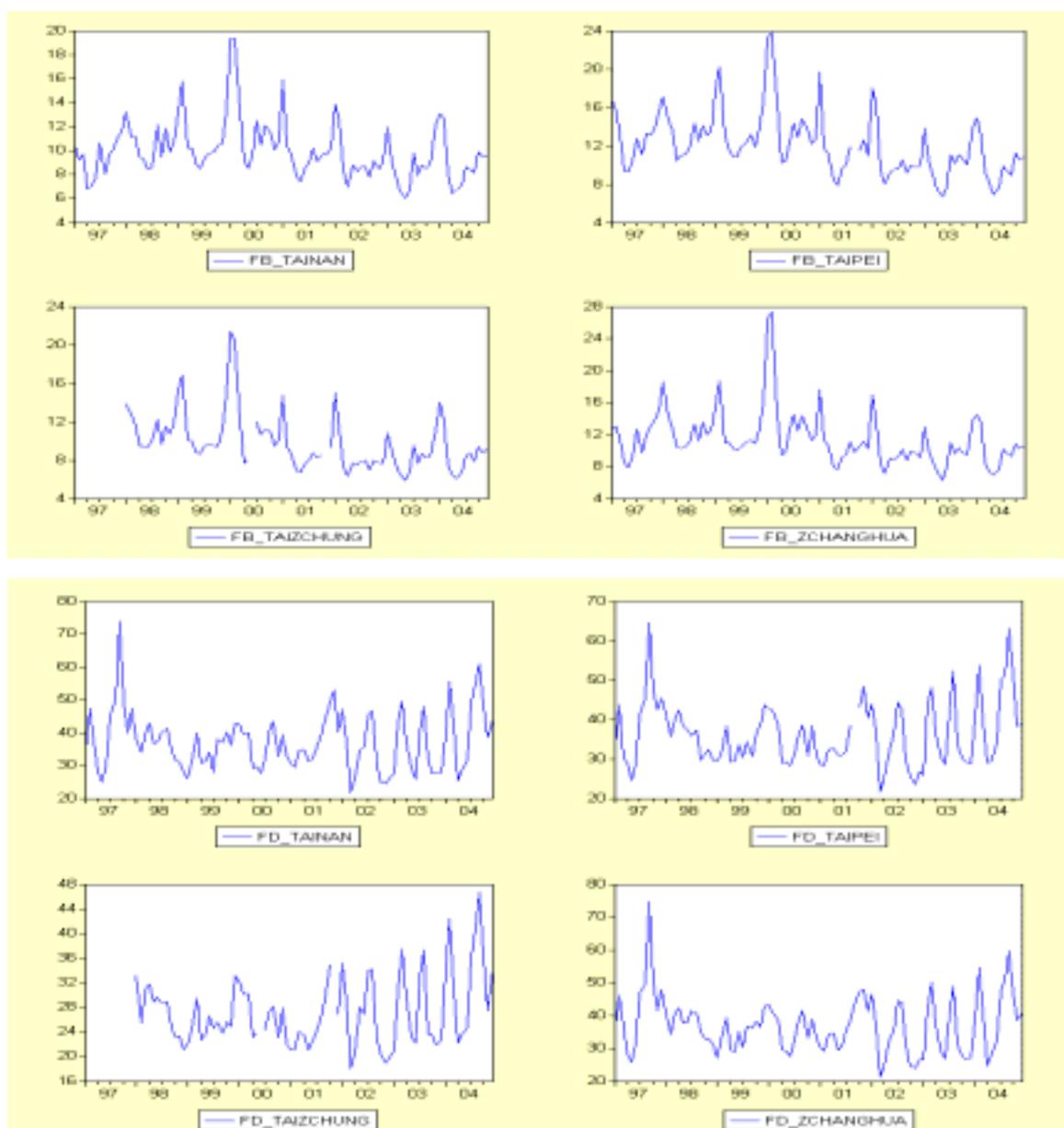


圖 5.1 火鶴花與小菊的時間序列圖

採用單位根檢定模型為(2.1.3 節模型)：

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{i=1}^N \alpha_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

假設定為：

H_0 : $\beta = 0$ (有單位根, 資料為統計時變過程)

H_1 : $\beta \neq 0$ (無單位根, 資料為統計非時變過程),

本研究利用 Eviews 4.1 的單位根檢定方法來檢定, 以台北火鶴花為例來說明。首先將 fb_taipei 資料開啟, 點選[view - Unit Root test]。

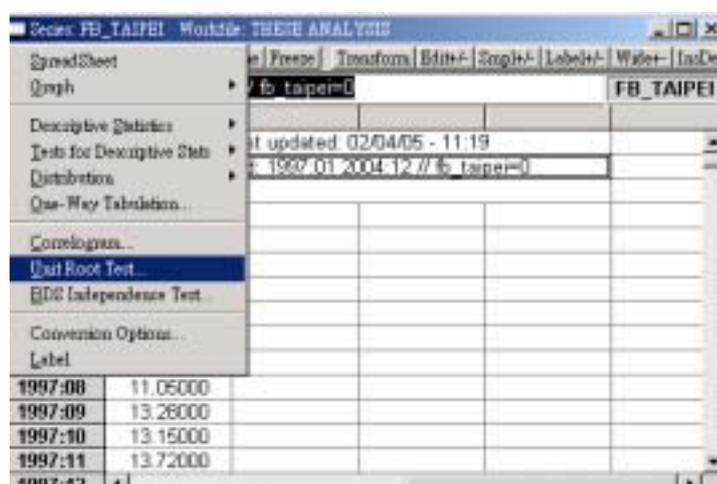


圖 5.2 Eviews 4.1 單位根檢定

在 test for unit root in 中選「Level」, 在 include in test equation 中選「None」, 在 Lag length 中選「Akaike Info Criterion」。

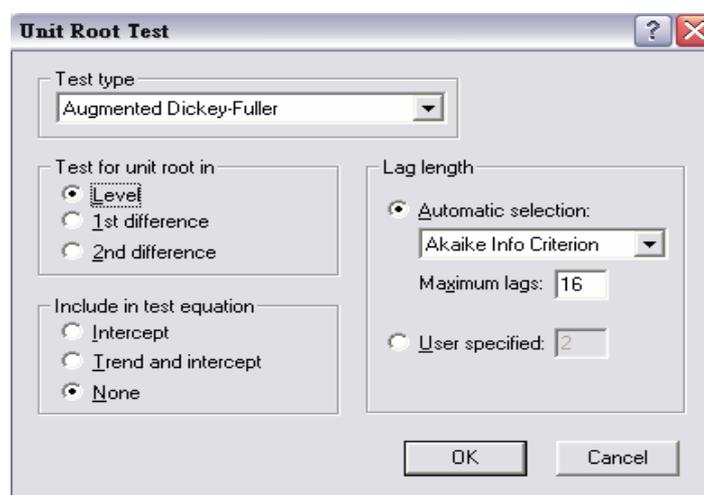


圖 5.3 Eviews 4.1 單位根檢定

若結果為不顯著，則將 test for unit root in 中選「1st difference」，若結果仍為不顯著，則將 test for unit root in 中選「2nd difference」。對每一資料反覆進行此步驟，將得到各花卉的單位根檢定結果，如表 5.1 所示。

表 5.1 單位根檢定表

	無差分檢定			一次差分檢定			資料屬性
	β	標準誤	P 值	β	標準誤	P 值(註)	
火鶴花							
台北	-0.0147	0.0195	0.3847	-5.2110	0.6365	0.0000***	I(1)
台中	-0.0019	0.0270	0.6546	-5.2349	0.7720	0.0000***	I(1)
彰化	-0.0314	0.0249	0.1901	-1.5093	0.1840	0.0000***	I(1)
台南	-0.0055	0.0186	0.5772	-5.0496	0.6287	0.0000***	I(1)
小菊							
台北	0.0073	0.0199	0.7879	-2.4503	0.3156	0.0000***	I(1)
台中	0.0182	0.0211	0.8936	-2.1811	0.2703	0.0000***	I(1)
彰化	0.0029	0.0204	0.7254	-2.4927	0.2999	0.0000***	I(1)
台南	0.0055	0.0210	0.7579	-2.5238	0.3015	0.0000***	I(1)
大菊							
台北	0.0053	0.0294	0.7357	-3.7026	0.4928	0.0000***	I(1)
台中	-0.0276	0.0312	0.3281	-3.6381	1.7192	0.0344**	I(1)
彰化	-0.0075	0.0271	0.5832	-3.3058	0.4675	0.0000***	I(1)
台南	-0.0008	0.0281	0.6710	-3.4730	0.4633	0.0000***	I(1)
非洲菊							
台北	-0.0027	0.0291	0.6480	-5.4013	1.7275	0.0022***	I(1)
台中	0.0033	0.0372	0.7066	-13.146	4.3816	0.0040***	I(1)
彰化	0.0002	0.0267	0.6821	-6.4595	1.0164	0.0000***	I(1)
台南	-0.0029	0.0261	0.6420	-6.6286	0.9858	0.0000***	I(1)
劍蘭							
台北	-0.0055	0.0254	0.6054	-5.1825	0.8812	0.0000***	I(1)
台中	0.0564	0.0501	0.9266	-9.6469	3.8100	0.0132**	I(1)
彰化	-0.0052	0.0256	0.6100	-4.8195	0.7450	0.0000***	I(1)
台南	-0.0060	0.0254	0.5989	-5.0255	0.7365	0.0000***	I(1)
葵百合							
台北	0.0012	0.0238	0.6952	-6.8393	1.0291	0.0000***	I(1)
台中	0.0138	0.0253	0.8302	-5.4327	0.7387	0.0000***	I(1)
彰化	0.0018	0.0228	0.7056	-7.4007	0.9160	0.0000***	I(1)
台南	0.0020	0.0263	0.7041	-9.6685	1.2970	0.0000***	I(1)
玫瑰							
台北	-0.0035	0.0408	0.6508	-5.1908	1.7044	0.0028***	I(1)
台中	0.1027	0.0516	0.9878	-6.3971	3.1886	0.0441**	I(1)
彰化	-0.0095	0.0327	0.5790	-5.0443	1.4861	0.0009***	I(1)
台南	-0.0064	0.0322	0.6114	-6.9362	2.0639	0.0010***	I(1)
香水百合							
台北	-0.0087	0.0241	0.5504	-6.1733	0.9904	0.0000***	I(1)
台中	-0.0012	0.0295	0.6641	-6.4429	1.2530	0.0000***	I(1)
彰化	-0.0160	0.0209	0.3815	-6.1522	0.8763	0.0000***	I(1)
台南	-0.0090	0.0219	0.5336	-6.6754	0.8617	0.0000***	I(1)

檢定結果顯示火鶴花、小菊、大菊、非洲菊、劍蘭、葵百合、玫瑰、香水百合等花卉在各市場的拍賣月均價格皆在一次差分後無單位根，故資料呈現 I(1)的統計時變序列的性質。

註：本章分析結果，***代表在顯著水準 $\alpha=0.01$ 下，拒絕虛無假設的情形；**代表在顯著水準 $\alpha=0.05$ 下，拒絕虛無假設的情形；*代表在顯著水準 $\alpha=0.10$ 下，拒絕虛無假設的情形。

5.2 共整合分析

由於各花卉的拍賣月均價資料呈現為 $I(1)$ 統計時變過程的性質，故採用共整合分析來探討市場整合的情形。首先對兩市場做恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合分析，以驗證是否有中央市場與地方市場的差異，再用卓漢生最大概似比共整合檢定觀察整個花卉市場的互動情形。首先定義價差共有六種排列組合的情形：

$$\begin{aligned} z_{2t} &= X_{1t} - X_{2t} \text{ 為台北市場與台中市場的價差,} \\ z_{3t} &= X_{1t} - X_{3t} \text{ 為台北市場與彰化市場的價差,} \\ z_{4t} &= X_{1t} - X_{4t} \text{ 為台北市場與台南市場的價差,} \\ z_{5t} &= X_{2t} - X_{3t} \text{ 為台中市場與彰化市場的價差,} \\ z_{6t} &= X_{2t} - X_{4t} \text{ 為台中市場與台南市場的價差,} \\ z_{7t} &= X_{3t} - X_{4t} \text{ 為彰化市場與台南市場的價差;} \end{aligned}$$

而後對每個價差 z_{it} 進行第二次的單位根檢定(單位根檢定步驟如 5.1 節所示)，即為恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定的結果。

表 5.2 呈現恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定的結果，由分析結果得到火鶴花在台北-彰化、台北-台南市場月均價格呈現共整合；而小菊在台北-台中、台北-彰化、台北-台南、彰化-台南市場月均價格呈現共整合；大菊在台北-台中、彰化-台南市場月均價格呈現共整合；玫瑰在台北-台中市場月均價格呈現共整合；香水百合在台中-彰化市場月均價格呈現共整合；非洲菊除了在台北-台中市場外，其餘市場的價格皆呈現共整合；劍蘭在各市場的月均價格不具共整合關係；葵百合在台北-台中、台中-台南市場月均價格呈現共整合。

進一步分析比對檢定結果後，可看出中央市場對地方市場的價差(z_{2t} 、 z_{3t} 、 z_{4t})有較強勢的整合情形，而地方市場彼此的價差(z_{5t} 、 z_{6t} 、 z_{7t})較難存在整合的情形。中央市場與地方市場的整合互動情形的結果與若瓦連教授提出的空間市場整合理論[40]不謀而合，故後續門檻影響的研究會以中央市場對地方市場(z_{2t} 、 z_{3t} 、 z_{4t})的整合研究為主。且當成交量大的花卉種類(火鶴花、小菊、大菊、玫瑰)，中央市場對地方市場的整合關係越見顯著。

上述分析值得一提的部份是非洲菊與劍蘭，雖然非洲菊在各市場的成交量都不是最大，但其月均價格在各市場卻呈現穩定的單一價格關係，這市場背後的物理意義還需深入的探討。而劍蘭在各市場的月均價格皆不呈現共整合關係，這部份進行的卓漢生共整合檢定便相對的重要許多，卓漢生共整合檢定的結果會在本節後續中說明。

表 5.2 兩階段共整合檢定結果

	β	標準誤	P 值	共整合結果	
火鶴花	Z2t	-0.08521	0.0532	0.6221	無整合
	Z3t	-0.43829	0.0768	0.0000***	強整合
	Z4t	-0.11743	0.0397	0.0094***	強整合
	Z5t	-0.17939	0.0700	0.6583	無整合
	Z6t	-0.3983	0.1497	0.2312	無整合
	Z7t	-0.19002	0.0661	0.1339	無整合
	小菊	Z2t	-0.0575	0.0352	0.0970*
Z3t		-0.3244	0.1644	0.0470**	中整合
Z4t		-0.5757	0.0938	0.0000***	強整合
Z5t		-0.0024	0.0347	0.6556	無整合
Z6t		0.0027	0.0347	0.7037	無整合
Z7t		-0.2615	0.1591	0.0943*	弱整合
大菊		Z2t	-0.084428	0.045371	0.0601*
	Z3t	-0.147581	0.239934	0.4475	無整合
	Z4t	-0.184081	0.284657	0.4337	無整合
	Z5t	0.004418	0.047379	0.7088	無整合
	Z6t	-0.004787	0.046083	0.6441	無整合
	Z7t	-0.431506	0.234245	0.0626*	弱整合
	玫瑰	Z2t	-0.177193	0.100032	0.0728**
Z3t		-0.062571	0.110507	0.4685	無整合
Z4t		-0.032112	0.062610	0.4909	無整合
Z5t		-0.052370	0.160384	0.5619	無整合
Z6t		0.079791	0.087251	0.9011	無整合
Z7t		-0.085213	0.062303	0.1581	無整合
香水百合		Z2t	-0.041450	0.053144	0.3745
	Z3t	-0.032732	0.049994	0.4307	無整合
	Z4t	-0.033711	0.035949	0.3078	無整合
	Z5t	-0.428851	0.104856	0.0001***	強整合
	Z6t	-0.034069	0.118622	0.5761	無整合
	Z7t	-0.048705	0.041675	0.2200	無整合
	非洲菊	Z2t	-0.172745	0.252168	0.4145
Z3t		-0.274213	0.111539	0.0143**	中整合
Z4t		-0.367746	0.162384	0.0235**	中整合
Z5t		-0.439948	0.268072	0.0946*	弱整合
Z6t		-0.360992	0.083282	0.0000***	強整合
Z7t		-0.215379	0.075394	0.0047***	強整合
劍蘭		Z2t	0.041371	0.046699	0.8970
	Z3t	0.013834	0.113055	0.7179	無整合
	Z4t	-0.015101	0.102267	0.6292	無整合
	Z5t	0.074270	0.081511	0.9006	無整合
	Z6t	-0.087008	0.067073	0.1755	無整合
	Z7t	-0.246350	0.172277	0.1415	無整合
	葵百合	Z2t	-0.224599	0.086320	0.0099***
Z3t		-0.059922	0.105250	0.4672	無整合
Z4t		-0.029281	0.067932	0.5237	無整合
Z5t		-0.130904	0.198927	0.4270	無整合
Z6t		-0.378459	0.113929	0.0012***	強整合
Z7t		-0.008111	0.066193	0.6384	無整合

將八大花卉於各市場月均價資料進行卓漢生共整合檢定，對整體花卉市場做整合性評估，並列出誤差修正模型，幫助了解市場內部的整合情形，其卓漢生共整合分析檢定結果

如表 5.3 所示，卓漢生共整合檢定的軟體操作方法請參閱附錄五。

表 5.3 卓漢生共整合分析

	共整合個數	特徵值	Trace-	Max-Eigen	市場價格共
火鶴花	None	0.283304	49.53724**	23.65040	整合
	At most1	0.222854	25.88234*	17.90193*	
	At most2	0.100105	7.980417	7.488850	
	At most3	0.006900	0.491568	0.491568	
小菊	None	0.338304	48.22944**	29.31936**	整合
	At most1	0.160669	18.91008	12.43567	
	At most2	0.078298	6.474409	5.788889	
	At most3	0.009609	0.685520	0.685520	
大菊	None	0.326877	55.23673***	28.10369***	整合
	At most 1	0.20828	27.13305*	16.58183*	
	At most 2	0.118697	10.55122	8.971159	
	At most 3	0.022009	1.58006	1.58006	
玫瑰	None	0.247382	43.57027***	20.17798	整合
	At most 1	0.205848	23.3923*	16.3641*	
	At most 2	0.074424	7.028195	5.491106	
	At most 3	0.021416	1.537089	1.537089	
香水百合	None	0.334437	73.15939***	28.90565***	整合
	At most 1	0.289874	44.25374***	24.30426***	
	At most 2	0.234882	19.94949***	19.00848***	
	At most 3	0.013166	0.941002	0.941002	
非洲菊	None	0.378994	53.90275***	33.82541***	整合
	At most 1	0.17402	20.07734	13.57414	
	At most 2	0.078826	6.503193	5.82954	
	At most 3	0.009443	0.673653	0.673653	
劍蘭	None	0.425226	84.43735***	39.31822***	整合
	At most 1	0.288242	45.11913***	24.14126***	
	At most 2	0.247409	20.97787***	20.18057***	
	At most 3	0.011167	0.797305	0.797305	
葵百合	None	0.377572	75.89576***	33.66304***	整合
	At most 1	0.289685	42.23272***	24.28533***	
	At most 2	0.223304	17.94739***	17.94212***	
	At most 3	7.43E-05	0.005273	0.005273	

由卓漢生共整合分析得到八大花卉種類在各市場的月均價格皆呈現共整合關係；小菊與非洲菊具一組共整合向量，火鶴花、大菊與玫瑰具兩組共整合向量，劍蘭、香水百合、葵百合有三組共整合向量，代表劍蘭、香水百合、葵百合在各市場的整合情形是較好的。

各花卉的共整合分析中顯示最多有三組共整合向量，最少皆有一組共整合向量，進行 VECM 的估計時，僅僅保留一組共整合向量進行估計，表 5.4 表示共整合向量與誤差修正係數，誤差修正係數為對應第一組共整合向量的係數。表 5.4 僅列出第一、第二組共整合向量，香水百合、劍蘭、葵百合的第三組共整合向量不在論文中列出。

表 5.4 共整合向量表

市場	第一組	第二組		誤差修正係數
火鶴花				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	0.128579
台中	-0.815589	0.000000	1.000000	0.796787
彰化	-0.205612	-1.829565	-1.991142	0.742647
台南	-0.155309	0.887588	1.278704	0.504949
小菊				
台北	1.000000			-0.173966
台中	-0.484952			0.290090
彰化	0.730376			0.126016
台南	-1.344914			0.514272
大菊				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	-0.17397
台中	-0.48495	0.000000	1.000000	0.29009
彰化	0.730376	1.857043	2.323253	0.126016
台南	-1.34491	-2.823379	-3.048682	0.514272
玫瑰				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	-0.011081
台中	1.077981	0.000000	1.000000	-0.004399
彰化	-5.949662	-0.107125	-5.419891	0.104836
台南	4.250321	-1.074591	4.939710	0.017670
香水百合				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	-0.084261
台中	-3.202308	0.000000	1.000000	-0.000933
彰化	-2.139280	-1.834026	0.095323	-0.049279
台南	4.742378	0.831581	-1.221243	-0.178292
非洲菊				
台北	1.000000			0.224409
台中	-1.661739			0.941017
彰化	1.207582			0.452726
台南	-0.572580			0.428452
劍蘭				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	0.351877
台中	-2.975378	0.000000	1.000000	0.363998
彰化	-1.470850	-2.103666	-0.212684	0.234319
台南	2.890546	1.065423	-0.613409	0.016188
葵百合				
台北	1.000000	1.000000	0.000000	-1.951312
台中	0.076812	0.000000	1.000000	-1.271309
彰化	-1.972490	-1.616728	-4.631585	-1.399616
台南	0.926379	0.606433	4.165316	-1.716317

第一組共整合向量為(3.4)式中將 π 矩陣解出特徵值後，最大特徵值所對應的特徵向量，其中 $\pi = (\Pi_1 + \Pi_2 + \Pi_3 - I)$ ， Π_i 為將(3.3)式用最小平方法估計後得到的係數(註)， π 與 Π_i 皆是 4×4 矩陣，用 Eviews 4.1 軟體將算出 π 的特徵值與特徵向量，無須另行計算。

誤差修正係數是將第一組共整合向量所凝合出的均衡誤差值納入(3.4)式自變數項，所估計出似(2.8)、(2.9)式 ECM 的係數。用火鶴花做說明，均衡誤差 = $fb_taipei - 0.815590*fb_taizchung - 0.205612*fb_zchanghua - 0.155309*fb_tainan$ ，將其代入(3.4)式的自變數項再作最小平方法的估計可得 VECM。

卓漢生共整合分析結果顯示各市場八大花卉在各市場間皆呈現整合的情形。由誤差修正係數可知，火鶴花以台中市場為資訊傳遞最快速完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率達每一期 0.7967；小菊以台南市場為資訊傳遞最快速完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 0.5143；大菊以台南市場為資訊傳遞最完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 0.5142；玫瑰以彰化市場為資訊傳遞最完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 0.1048；香水百合以台南市場為資訊傳遞最完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 -0.1782；非洲菊以台中市場為資訊傳遞最快速完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 0.9410；劍蘭以台中市場為資訊傳遞最快速完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 0.3640；葵百合以台北市場為資訊傳遞最快速完整的地區，出現誤差而產生回覆均衡的速率每一期 -1.9513。

註： Π_i 的估計值請參閱附錄六。

5.3 門檻效果的檢定

在此節主要檢定門檻對市場整合的影響。門檻值的估計採用排列自迴歸線型結構轉變的點，並用 Chow-test 檢定門檻的顯著性。其假設與檢定統計量描述如下：

H_0 ：沒有門檻值的存在

H_a ：至少有一門檻值的存在，

樣本迴歸式：

$$Z_t = a + \phi Z_{t-1} + \varepsilon_t$$

檢定統計量：

$$F = \frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2 - SSE_3) / 2k}{(SSE_1 + SSE_2 + SSE_3) / T - 3k}$$

其中 SSE 代表以不設門檻所估計迴歸式之殘差平方和， SSE_1 與 SSE_3 分別代表上下門檻外的樣本迴歸式之殘差平方和， SSE_2 代表門檻中央區域內的樣本迴歸式之殘差平方和， k 為各子樣本估計參數的個數，在本節中探討殘差 AR(1)模型，故 $k = 1$ ， T 為樣本個數， ϕ 為估計參數， ε_t 為白雜音序列。其檢定值可參閱 F 檢定。

在此舉例火鶴花於台北-台中市場價差 z_{2t} 上門檻的估計與軟體操作，首先將 z_{2t} 與 z_{2t-1} 當看做是一組樣本，也就是 z_{2t-1} 是迴歸中的自變數， z_{2t} 是迴歸中的依變數。操作在 SPSS10.0 上即可，如圖 5.9 所示，將 z_{2_fb} 的資料複製貼上至 SPSS10.0 的資料欄第一行做為 z_{2t} ，再將 z_{2_fb} 的資料從 SPSS10.0 的資料欄第二行第二列開始貼上。

	z_{2t}	z_{2t-1}
1	3.3	3.3
2	1.9	1.9
3	1.9	1.9
4	.9	1.9
5	1.4	.9
6	1.6	1.4
7	1.6	1.6
8	2.1	1.6
9	2.1	2.1
10	2.5	2.1
11	2.3	2.5
12	1.6	2.3
13	2.2	1.6
14	3.4	2.2
15	3.0	3.4
16	1.6	3.0
17	2.3	1.6
18	2.3	2.3
19	2.4	2.3

圖 5.4 門檻估計

依 z_{t-1} 為準軸(Pivot)做排序的動作，並選取前三組樣本進行迴歸估計(因為自由度的考量，所以至少三組樣本)，如圖 5.10 所示。

	z2t-1	z2t
1	3.02	2.51
2	4.99	3.01
3	4.91	3.29
4	3.71	2.61
5	3.63	2.22
6	3.41	2.25
7	3.30	.
8	3.29	1.84
9	3.16	2.02
10	3.02	2.29
11	3.01	3.41
12	3.01	1.63
13	2.90	.
14	2.87	2.14
15	2.82	1.67
16	2.73	3.63
17	2.70	2.73
18	2.64	2.33
19	2.61	2.49

圖 5.5 門檻估計

點選功能列中[分析 - 迴歸分析 - 線性]，出現結果如圖 5.11 所示。



圖 5.6 門檻估計

將 z_{2t-1} 選進自變數欄， z_{2t} 是依變數欄，按確定可得到 $z_{2t} = \phi z_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$ 的估計式，保留迴歸式估計後之 MSE，然後增加第四組樣本，再做一次 $z_{2t} = \phi z_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$ 的估計。每增加一組樣本即保留其 MSE，會出現一連串的 MSE，最小 MSE 出現的點即為要尋找的 z_{2t} 上門檻值，以表 5.5 做說明。

表 5.5 搜尋 MSE 最小為門檻值

z_{2t}	MSE	門檻選取	z_{2t}	MSE	門檻選取
3.63	0.043826		2.61	1.255681	
3.41	0.060645		2.58	1.182799	
3.3	0.135197		2.57	1.120612	
3.29	0.82656		2.56	1.063114	
3.02	1.070632		2.51	1.298044	
3.01	1.055745		2.49	1.234421	
3.01	1.495346		2.44	1.182274	
2.87	1.360075		2.41	1.18902	
2.82	1.533146		2.4	1.139617	
2.73	1.405687		2.4	1.128017	
2.7	1.298788		2.38	1.083924	
2.64	1.2555		2.37	1.046282	

故 z_{2t} 的上門檻值為 3.63，反覆進行此步驟可估計出每一種花卉市場價差的門檻值，門檻值建立後，則分別對上區域、下區域、中央區域的 z_{2t} 對 z_{2t-1} 做迴歸估計，並保留每一區域估計 $z_{2t} = a + \phi z_{2t-1} + \varepsilon_{2t}$ 的 SSE，將其代入 $F = \frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2 - SSE_3)/3 - 1}{(SSE_1 + SSE_2 + SSE_3)/T - 3}$ 可得門檻檢定值。門檻效果檢定分析結果如表 5.7 所示。

門檻檢定可約略發現，當市場距離越遠，門檻距離也相對越大。如火鶴花在台北-台中市場間的價差允許的門檻範圍為 2.68 元，在台北-台南市場間的價差允許的門檻範圍為 3.32 元，同樣的情形也發生在大菊、葵百合的身上。但這現象並不是這麼的顯著，因為門檻檢定的結果僅少數的花卉市場組合具門檻影響的關係，直接比較所估計出門檻的距離較不具代表性。故本章中整理恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合檢定與門檻效果檢定如表 5.8 所示，並估計出門檻自迴歸係數如(3.7)，用以作市場的整合性評估比較。

$$z_{it} = \begin{cases} \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \theta^{(u)} < z_{t-1} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \theta^{(l)} \leq z_{t-1} \leq \theta^{(u)} \\ \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{it-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \theta^{(l)} > z_{t-1} \end{cases} \quad (3.7)$$

表 5.6 呈現本研究分析花卉的歷年拍賣均價與市場佔有率的資訊，與表 5.8 做比較，

表 5.6 八大花卉歷年來於各市場的拍賣均價與市場佔有率表

	火鶴花	大菊	小菊	非洲菊	劍蘭	葵百合	玫瑰	香水百合
平均數	10.82022	40.29352	33.8558	30.73253	78.7654	100.2699	66.67519	108.8348
標準差	3.065988	10.58696	7.092867	8.088815	17.04671	26.9447	25.24707	26.94878
市場佔有率	12.66%	8.15%	12.51%	5.6%	3.99%	3.34%	7.40%	7.02%

表 5.7 門檻效果檢定

	上門檻	下門檻	SSE	SSE1	SSE2	SSE3	df	門檻檢定值	門檻距離
火鶴花									
z_{2t}	3.63	0.95	50.04	0.131	43.324	0.366	73	5.1800***	2.68
z_{3t}	1.79	0.49	61.862	1.087	34.736	22.145	89	2.9892	1.3
z_{4t}	3.9	0.58	74.116	6.623	64.06	0.097	89	2.0973	3.32
小菊									
z_{2t}	11.36	6.55	440.587	12.45	335.979	80.164	73	1.0214	4.81
z_{3t}	1.07	-5.41	428.321	58.551	337.112	15.927	89	1.8089	6.05
z_{4t}	3.27	-5.28	543.21	1.939	507.16	19.849	89	1.1998	8.55
大菊									
z_{2t}	8.81	4.32	887.858	482.504	361.601	15.814	73	1.1858	4.49
z_{3t}	3.36	-0.61	744.431	47.726	409.984	221.538	89	4.2703**	3.97
z_{4t}	4.58	-1.05	612.704	2.769	350.117	210.926	89	3.8589**	5.63
玫瑰									
z_{2t}	14.12	-2.79	3584.72	69.78	1915.61	502.944	73	16.082***	16.91
z_{3t}	7.68	-5.6	3224.91	471.185	2310.56	190.364	89	3.7850**	13.28
z_{4t}	17.71	1.97	5118.06	1283.42	3072.21	71.737	89	6.9420***	15.74
香水百合									
z_{2t}	25.39	7.87	2735.53	77.893	2558.73	22.459	73	1.0493	17.52
z_{3t}	14.97	4.85	3084.66	1022.34	1934.62	38.053	89	1.3319	10.12
z_{4t}	27.57	14.83	7771.29	3047.95	4027.17	9.553	89	4.3127**	12.74
非洲菊									
z_{2t}	3.82	-2.17	675.342	76.794	541.171	22.293	73	2.0001	5.99
z_{3t}	6.37	-1.92	654.202	2.547	586.155	41.811	89	1.6719	8.29
z_{4t}	5.26	-1.94	564.325	4.399	442.326	84.31	89	2.7896	7.2
劍蘭									
z_{2t}	28.23	14.86	3039.88	231.405	2053.65	520.77	73	3.0447	13.37
z_{3t}	13.27	0.73	2374.18	42.715	1994.55	234.122	89	2.0138	12.54
z_{4t}	8.5	-1.89	5102.79	1621.34	3236.11	36.8	89	1.8961	10.39
葵百合									
z_{2t}	22.28	2.11	8081.42	986.154	6185.5	333.849	73	2.8007	20.17
z_{3t}	21.56	-1.3	6908.52	435.811	5277.01	505.477	89	4.9394**	22.86
z_{4t}	38.54	-1.87	12128.9	900.122	9885.38	262.538	89	4.3535**	40.41

註：門檻檢定 F 的臨界值為 $F_{(0.05,2,73)} = 3.1251$ ， $F_{(0.05,2,89)} = 3.1108$ 。

表 5.8 門檻共整合分析

	上區域		均衡區域		下區域		整合性評估		
	$\mu^{(u)}$	$\rho^{(u)}$	$\mu^{(m)}$	$\rho^{(m)}$	$\mu^{(l)}$	$\rho^{(l)}$	共整合 檢定	門檻 檢定	總評
火鶴花									
z_{2t}	2.976	-0.119	0.661	0.736	-0.182	1.768	無整合	門檻影響	門檻影響
z_{3t}							強整合	無門檻	強整合
z_{4t}							強整合	無門檻	強整合
小菊									
z_{2t}							弱整合	無門檻	弱整合
z_{3t}							中整合	無門檻	中整合
z_{4t}							強整合	無門檻	強整合
大菊									
z_{2t}							弱整合	無門檻	弱整合
z_{3t}	-5.550	1.315	0.653	-0.081	-1.552	-0.264	無整合	門檻影響	門檻影響
z_{4t}	0.532	0.161	-0.512	0.725	4.743	-0.817	無整合	門檻影響	門檻影響
玫瑰									
z_{2t}	7.437	0.156	-3.114	1.452	-1.916	0.200	中整合	門檻影響	門檻共整合
z_{3t}	10.730	-0.348	1.286	0.685	-5.201	-0.422	無整合	門檻影響	門檻影響
z_{4t}	3.050	0.512	7.629	0.376	9.658	0.767	無整合	門檻影響	門檻影響
香水百合									
z_{2t}							無整合	無門檻	無
z_{3t}							無整合	無門檻	無
z_{4t}	4.602	0.722	4.909	0.937	71.252	-3.871	無整合	門檻影響	門檻影響
非洲菊									
z_{2t}							無整合	無門檻	無
z_{3t}							中整合	無門檻	中整合
z_{4t}							中整合	無門檻	中整合
劍蘭									
z_{2t}							無整合	無門檻	無
z_{3t}							無整合	無門檻	無
z_{4t}							無整合	無門檻	無
葵百合									
z_{2t}							強整合	無門檻	強整合
z_{3t}	-14.064	0.927	5.074	0.495	-3.208	-1.153	無整合	門檻影響	門檻影響
z_{4t}	20.037	0.300	9.873	0.467	38.710	4.377	無整合	門檻影響	門檻影響

期望可得到更多的市場訊息。

價差在門檻的影響在下，產生不一樣的經濟行為，觀察顯著受門檻影響的花卉，主要為較高單價的花卉種類，如葵百合、香水百合、玫瑰、大菊等，這是由於高單價的花卉將

使花卉供應人認為當轉換交易市場有帶來較大獲利的可能性。不僅如此，這四種花卉屬於地域性很強的花卉種類，因為以市場經驗來說，台北市場對玫瑰花、香水百合、葵百合等消費性花卉的需求較大，彰化、台南市場對小菊、大菊祭祀性花卉的需求較大，市場決策者有可能認為這幾種的花卉有較大獲利的可能性。所以高單價、地域性強花卉的價差會受到門檻的影響，將使市場產生不一樣的經濟行為，當價差超過或低過一定水準的時候，市場決策者可以改變生產策略與配送策略來賺取短期的利潤。

以香水百合 z_{4t} 時間序列資料，也就是香水百合在台北-台南市場的價差作為說明，其價差在[14.83, 27.57]之間為均衡區間，這代表了在台北香水百合價格高於台南香水百合價格有至少 14.83 元的水準，也就是市場供應人將品質較好的香水百合送至台北市場進行拍賣交易，且當價差超過 27.57 元時或價差低過 14.83 時，市場機制開始展開修正。當價差超過 27.57 元時，表示台北市場對香水百合無論是數量或是品質皆有較高的需求，供應人可對台北市場香水百合的數量或是品質進行策略性的增加，以獲取短期可能的利潤；當價差低過 14.83 時，表示台南市場對香水百合無論是數量或是品質也有了較高的需求，供應人會對台南市場香水百合的數量或是品質進行策略性的增加；但相對來說，台南市場整體對香水百合品質與數量的需求仍不及台北市場，所以價格差距仍是存在，價差的波動才是市場需求波動的反應訊號。

這四種受門檻影響產生不同經濟行為的花卉中，僅僅只有玫瑰花具門檻共整合的性質，證明了玫瑰花在台灣的花卉市場中是發展最成熟穩健的一種花卉，而其門檻共整合完成的均衡區域在台北-台中市場價差-2.79 到 14.12 元之間，也就是玫瑰花在台北價格至少比台中價格高 2.79 元，台北市場玫瑰花擁有較高的品質。當價差超過 14.12 元或低過-2.79 元，市場決策者會進行策略性生產結構的改變已獲取短期利潤，獲取短期利潤後，價差會慢慢向均衡區間做調整。

最後將表 5.8 整合評估的結果比較表 5.6 八大花卉歷年來於各市場的拍賣均價與市場佔有率可得幾個結果。本研究發現價格較低的三項花卉，火鶴花、小菊、非洲菊市場整合情況較佳；而成交量最大的兩種花卉，火鶴花、小菊市場整合的情形相當的良好；而高單價且具地域性影響的花卉，交易成本影響價差的行為較顯著，且整合情形較不佳。這可歸納出兩個結論，第一，成交量大，供應人與承銷人數目接龐大，價格不易被控制，市場發展越成熟，市場整合的情形佳；第二，價格高，價格波動也就大，再加上地區性需求的影響，供應人與承銷人進行套利行為的動機越強烈，但也相對的影響了市場整合的情形。

將價差序列圖形加上門檻值表示成圖 5.12，首先看到玫瑰花於台北-台中市場價格門檻共整合的圖形，明顯的在 2000 年前，台北對台中市場的價差時常超過上門檻值，這時市場機制會啟動，始價差慢慢的往均衡區間做修正。然而，此修正似乎修正的太多，明顯地在 2002 年到 2003 年，台北對台中市場的價差時常超過下門檻值，因為是個良好的門檻共整合序列資料，故市場機制啟動又往均衡區間做修正。到 2004 年這之間，價差的確在這可接受的範圍之內，門檻共整合的模型確實給了玫瑰花於台北-台中市場價格一個很好的模型配適。

其他的門檻圖形都顯示著市場處於「整合中」的階段，如火鶴花於台北-台中市場的價差，雖然都在門檻區間之內，但序列圖形有往下門檻超出的趨勢，這是該避免的。又如大菊於台北-彰化市場的價差，也是看到似乎有個趨勢慢慢的始價差攀升；而香水百合於台北-台南市場價差沒有達門檻共整合的原因是因為其價差超過上門檻的機率實在太高了，表示

人們在台北有較高的意願去購買香水百合，即使他的價格比其他地方貴；這些都是受門檻影響而尚未達到整合的例子，再此一一的說明。

再來討論葵百合沒有達到門檻共整合的原因，從圖 5.12 來看雖然價差都在上下門檻構成的均衡區間內，但其門檻外的修正常常會太強烈，這期是超過上門檻，下期卻修正到了下門檻外，這市場修正的機制尚未達到良好的狀況，故檢定結果為沒有門檻共整合是合理的判斷。

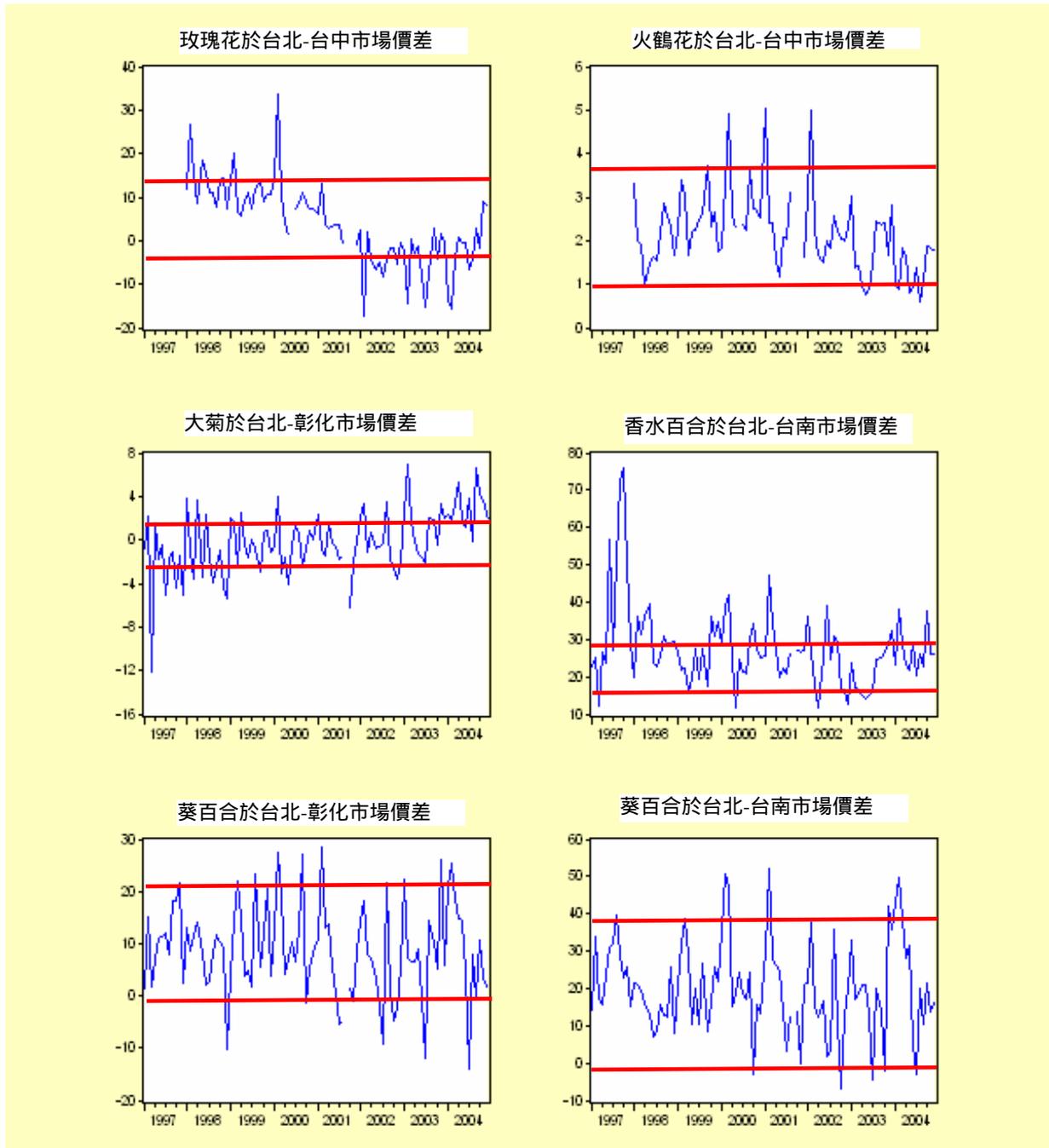


圖 5.7 門檻(交易成本)影響價差的圖形

第六章 結論及未來研究方向

6.1 結論

市場決策者利用實證分析結果來瞭解市場的運作情形，進而提出重要的決策方向。若市場間產品價格具的良好互動關係，表示花卉供應鏈為一緊密結合在一起的經濟體系；若市場間產品價格缺乏整合，表示市場訊息不夠流通、市場間的物流情形不夠理想，價格沒有穩定的水準，生產者便不能依長期利潤進行生產，花農的權益會收到傷害。

表 6.1 台灣花卉供應鏈整合分析結果

花卉種類	市場	單位根檢定	兩階段共整合檢定	門檻效果檢定	卓漢生共整合檢定	市場整合評估	價差門檻		門檻距離
火鶴花	台北-台中	統計時變	無	門檻影響	共整合	獲利存在	3.63	0.95	2.68
	台北-彰化	統計時變	強整合	無門檻		整合			
	台北-台南	統計時變	強整合	無門檻		整合			
小菊	台北-台中	統計時變	弱整合	無門檻	共整合	整合			
	台北-彰化	統計時變	中整合	無門檻		整合			
	台北-台南	統計時變	強整合	無門檻		整合			
大菊	台北-台中	統計時變	弱整合	無門檻	共整合	整合			
	台北-彰化	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	3.36	-0.61	3.97
	台北-台南	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	4.58	-1.05	5.63
玫瑰	台北-台中	統計時變	中整合	門檻影響	共整合	門檻共整合	14.12	-2.79	16.91
	台北-彰化	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	7.68	-5.6	13.28
	台北-台南	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	17.71	1.97	15.74
香水百合	台北-台中	統計時變	無	無門檻	共整合	未整合			
	台北-彰化	統計時變	無	無門檻		未整合			
	台北-台南	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	27.57	14.83	12.74
非洲菊	台北-台中	統計時變	無	無門檻	共整合	未整合			
	台北-彰化	統計時變	中整合	無門檻		整合			
	台北-台南	統計時變	中整合	無門檻		整合			
劍蘭	台北-台中	統計時變	無	無門檻	共整合	特殊共整合			
	台北-彰化	統計時變	無	無門檻		特殊共整合			
	台北-台南	統計時變	無	無門檻		特殊共整合			
葵百合	台北-台中	統計時變	強整合	無門檻	共整合	整合			
	台北-彰化	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	21.56	-1.3	22.86
	台北-台南	統計時變	無	門檻影響		獲利存在	38.54	-1.87	40.41

本研究驗證了花卉供應鏈中統計時變序列的存在，提供了價格共整合分析的基礎，並在恩格爾-葛蘭傑兩階段共整合分析中看出了中央市場與地方市場整合性的差異，證明了台

灣花卉批發市場是以台北市場為中心在運作的供應鏈體系，台北市場花卉的拍賣價格將影響台中、彰化、台南市場的價格。

由於門檻檢定呈現大多市場的價差不具門檻性質，所以較難單從門檻距離的大小去解釋市場整合的情形，但若將門檻檢定與共整合檢定一起作為評估市場整合的依據，將呈現一些與過去不同的解釋方向。將兩階段共整合檢定、門檻效果檢定與卓漢生共整合檢定整理至表 6.1，可做台灣花卉市場整合評估的結論，此結論包含了供應鏈中的五個現象，「整合」、「未整合」、「門檻共整合」、「特殊共整合」與「獲利存在」。

「整合」代表兩市場間的價格連動性高，價差會及時受市場機制所影響，漸漸趨於平穩。若比較表 5.6 的資訊，可推斷出「整合」通常出現在較低單價或是成交量較大的花種，如火鶴花、小菊、非洲菊。可能由於低價的花種生產成本較低，也較不易受天然災害所影響，因此花農可以大量的生產賺取穩定的利潤，故此類的花卉呈現了良好整合的情形。

「未整合」代表兩市場間的價格無顯著的相關性，價差呈現毫無章法的波動情形，這種情形較常出現在香水百合的身上，可能的原因為香水百合在台灣為最高貴的一種花，市場價格的波動受人為因素的影響極大，有可能此時獲取暴利，彼時卻無人問津，較難達到整合。如花卉市場中盛傳 2004 年底香水百合漲價與缺貨的現象，是跟台灣首富蔡萬霖先生的逝世有關，因為蔡萬霖先生生前鐘愛於香水百合，告別式中將擺上成千上萬的香水百合作為佈置，故價格在逝世前便逐漸的開始漲價。

「獲利存在」是本研究獨特定義出的市場運作情形，此類型市場的價格波動無法及時傳送，兩市場價差產生，花農可藉由市場的選擇或是生產結構的改變而賺取短期的利潤。這種情形出現在高單價且地域性影響較強烈的花卉上，如葵百合、玫瑰、香水百合、大菊，這幾種花卉的價格高、價格波動大，受地區性品質、數量需求的反應也大，花卉承銷人與供應人有較高的意願從中進行短期獲利的行為。但承銷人與供應人不只進行簡單的買低賣高的動作或是短期生產策略的改變，其獲利行為也受到中央市場與地方市場的影響，花卉承銷人與供應人有比較高的意願在中央市場進行買賣交易，甚至改變短期的生產策略以獲取短期利潤。這類的花卉尚未達到整合，有利潤可圖。

「門檻共整合」代表兩市場的價格價格波動無法及時傳送，但當價差到一定水準後，價格的波動又趨於穩定。在台灣花卉供應鏈中，僅僅只有玫瑰花於台北-台中市場的價格具備此門檻共整合的性質，其門檻共整合完成的均衡區域在台北-台中市場價差-2.79 到 14.12 元之間，也就是當玫瑰花在台北價格比台中價格高 14.12 元時，台北市場對玫瑰花有較高品質與數量的需求，花卉供應人可供應人可對台北市場玫瑰花的數量或是品質進行策略性的增加，以獲取短期可能的利潤；當價差低過-2.79 時，表示台南市場對玫瑰花無論是數量或是品質也有了較高的需求，供應人會對台南市場玫瑰花的數量或是品質進行策略性的增加；但相對來說，台南市場整體對玫瑰花品質與數量的需求仍不及台北市場，所以價格差距仍是存在，價差的波動才是市場需求波動的反應訊號。對玫瑰花的數量或是品質進行策略性的增加，可以用短期生產策略改變，或是物流的方式將其他地區玫瑰花轉送至台北市場進行拍賣，達到短期獲利的目的。但長期來說，因為達到整合的市場特性，花農仍可依照長期利益原則來生產，其權益並未受損。

「特殊共整合」是個特殊的例子，是當兩兩市場價格都不具共整合特性，而其整體市場的共整合檢定卻出現顯著的情形，這類型的花卉為劍蘭。劍蘭於各市場的價格分析下，兩兩市場間都不具共整合的性質，但在 VAR 模型下的卓漢生共整合檢定卻說明四條花卉

供應鏈中，台北、台中、彰化、台南的拍賣價格的確存在共整合的性質，這意味著四條供應鏈具備一種特殊的線性組合可使其價格波動彼此連動，這也是個良好整合的市場。

雖然將各市場、各花卉區分成這麼多種類，但不可否認的花卉市場的確是一個發展成熟完整的供應鏈體系，雖然兩兩市場間有些許的差異，不過在整體的共整合檢定上仍顯示整條供應鏈的互動關係良好。價格於四家花卉批發市場的波動皆有跡可循，每人皆賺取應得的利潤，市場中沒有投機的行為產生，花卉供應人與承銷人皆沒有事業難以生存的壓力，培養發展這透明、公平的花卉競爭市場是該給予支持與肯定的。

門檻共整合分析與一般共整合分析在市場整合研究上的差異，最大的不同點在於門檻共整合對市場中的交易成本做了合理解釋。交易成本在為經濟體系的運作成本，也可解釋為交換所有權的成本，交易成本會受心理 資訊搜尋容易程度 市場距離 資產特性差異 等所影響。在本研究中發現台灣花卉市場交易價格的整合與交易成本的存在似乎有互斥的情形存在，當價格存在整合的關係，交易成本影響經濟行為的改變並不是這麼的顯著。市場看不見的手讓未整合的價格存在短期獲利的可能，由於有短期獲利的可能性，交易成本的影響才變的顯著。這是個有趣的現象，代表台灣花卉產業中，某些花卉尚存在著投機空間，而這類的花卉以高單價且具地域性影響因素的花卉為主。玫瑰、香水百合、大菊、葵百合於南北市場需求差異極大，造成了短期獲利空間的存在，所以檢定的結果呈現台北市場相對於彰化、台南市場有交易成本的存在，且價格未達整合的程度。

交易成本的大小可從門檻距離一窺究竟，門檻距離越大通常代表暫緩經濟行為改變的交易成本越大，由表 6.1 的門檻距離得到交易成本的估計顯示，交易成本的大小在台灣花卉產業中並不明顯受到距離，也就是運輸成本的影響。因為就以玫瑰花來看，門檻距離在台北-台中的距離並未小於台北-彰化的距離與台北-台南的距離，且由全部花卉各自行成的門檻來觀察，門檻距離也就是交易成本的大小似乎與成交量、心理不確定因素、市場規模有關。研究中觀察到成交量大的花卉種類，能給予人們有穩定獲利的感覺，價格較不易波動，交易成本有較小的趨勢。心裡不確定因素可解釋為風險，人們對高單價、價格易受外在因素影響的花卉有較大的交易成本，表示風險越高，從中獲利的可能性越高，檢定結果呈現這類的花如玫瑰花、葵百合、香水百合、大菊，人們有較大的意願去為了此種花卉去改變經濟行為已獲取短期的利潤，但風險高，影響的交易成本也就越大。市場規模是由於從門檻距離的結果看出，台北-台中市場的交易成本大於台北-彰化、台北-台南，由市場資訊得到台中市場是全台最小的花卉市場，有時台中的生意常會被彰化、台南所帶走，人們較不願意在台中市場進行交易，甚至套利的行為，所以引起的交易成本相對來的大。

在論文中僅能將實證結果與實際市場資訊做比較後，對台灣花卉產業的交易成本下合理的解釋，若需將交易成本詳細的定義與證明，必須靠後續更深入完整的研究。本此研究的重點仍著重在市場整合的驗證上，發現雖然台灣花卉供應鏈已是個成熟穩健的經濟體系，大部分的花農可依長期利潤進行生產與配銷，但某些花卉中仍存有短期獲利空間的存在，這或許是台灣花卉發展協會甚至政府現階段該省思與注意的地方。

6.2 未來研究方向

花卉市場的整合研究相較於其他市場的整合研究複雜了許多，因為花卉市場並不像毛豬市場、大豆市場等具有單一品質的商品，且花卉的價格常會受到季節、天災、人為因素等的影響，而有大波動的產生，選擇適當的模型進行分析是個基本卻重要的議題。

直接對價格進行時間序列分析是個很好的方法，其假設一切經濟行為影響皆會反應在價格的身上，直接對價格資料進行剖析、篩解、解釋即可知道相關的訊息。但本研究認為僅把時間序列分成兩種特性的資料是不夠的，統計時變資料與統計非時變資料僅是對資料整個大方向的判定，若將這大方向的判定後便決定其後續的分析手法，其觀點似乎不夠廣闊。統計非時變資料使用 ARMA 模型、若瓦連檢定等；統計時變資料使用共整合檢定、誤差修正模型；這樣的分析太果斷，並無法涵蓋所有的議題。本研究認為應該存在一種分析的方法可以同時對統計時變資料與統計非時變資料進行分析解釋，運用動態模型的方式或是導入衝擊因子延伸出新的方法，相信可對問題的解釋更加透徹。

如這次分析的案例「台灣花卉供應鏈的整合分析」，觀察其資料的序列圖形，看起來似乎都會向均值來回覆，但檢定出來卻是統計時變資料，這是不合理的一件事。本研究認為直接對此資料進行 ADF 檢定或許會有偏誤，因為花卉價格受季節因子影響的程度太大了，用每年的同一月份來看，其價格似乎差異不大，但不同月份同時比較卻有高低難以預測，所以應該在模型中加入一個虛擬變數(Dummy Variable)作為季節的影響，將資料用很多段組合成動態模型來做解釋。這次的研究沒有使用這構想，因為台灣花卉的交易資料量並不夠龐大，把季節考慮進去的模型，其資料的時間長度最好要在 30 年以上，每個季節係數的估計值才是有效的。

未來，後續的研究者可以考慮進行此方向的研究，或是採用另一種共整合的分析方式，叫做季節共整合分析(Seasonal Co-integration Analysis) [26] [36]。這些方法對很多個體經濟資料的分析很有幫助，因為許多個體經濟資料被季節影響的情形很嚴重，能夠在模型中消除季節的因素的確可幫助模型配適的更準確、穩當。

進行市場整合的分析最適當的模型還是要將交易成本、價格、交易量同時的考量才是完整的分析，由於台灣花卉市場並沒有直接的物流配送資料，所以本研究以成交量來表示其物品交易熱絡程度，若將來可取得這方面的資料，必須將交易量因子納入考量，才是完整的分析模式。

市場整合與未整合間有相當程度的差別，直接將市場區分成此兩種性質是有失完整性的，後續的研究者在進行市場整合分析時必需先考慮各種可能的情形，訂定各種整合的條件。也可以參考 Barrett 和 Li[18]在 2002 年提出的市場可交易性與可競爭性的差異，來進行相關的分析與解釋，相信可對市場整合的經濟意義下更漂亮的註解。

在這次研究中，僅能對月資料進行分析，週資料、日資料的分析沒有時間來完成，市場整合的結果也沒有如預期完整呈現，原因來自於研究的複雜度比預期來的煩瑣耗時。研究分析的步驟共有五個，如圖 6.1 所表示，每個步驟需使用迴歸估計或是檢定來完成。研究中對四個市場的八種花卉進行市場整合檢定，在第一步檢定資料性質中採用模型 I 的單位根檢定對花卉價格進行分析，且每種花卉價格進行兩次的單位根檢定確定皆為 $I(1)$ 序列，共進行了 $8 \times 4 \times 2 = 64$ 次的單位根檢定。第二步驟估計價差，同種花卉於四個市場的價差組合為 $C_2^4 = 6$ 種，所以估計價差花了 $8 \times 6 = 48$ 次的估計。共整合檢定包含了兩階段共

整合檢定與卓漢生共整合檢定，兩階段共整合檢定是將價差拿來做第二次的單位根檢定，而卓漢生共整合檢定是將同種花卉於四個市場的價格進行 VAR 估計後取得的檢定值，這階段共花了 $48 + 8 = 56$ 次的檢定。接下來估計門檻值的部份，研究中採用排列自迴歸線型結構轉變的點作為門檻的估計，搜尋的準則是採用最小 MSE 進行搜尋，從最負或是最正的價差前三筆進行一次迴歸估計，保留 MSE 後增加一筆資料再次進行估計，反覆進行約 30 次左右可找出門檻值的估計。上下門檻採用相同的方法進行搜尋估計，有 48 種的價差組合皆須進行此部分的估計，故花了 $30 \times 2 \times 48 = 2880$ 次的估計才找到所有的門檻值。找到門檻值後，將價差改為動態模型，採用 Chow 檢定門檻的顯著性，因為 48 種的價差，所以使用了 48 次的 Chow 檢定。

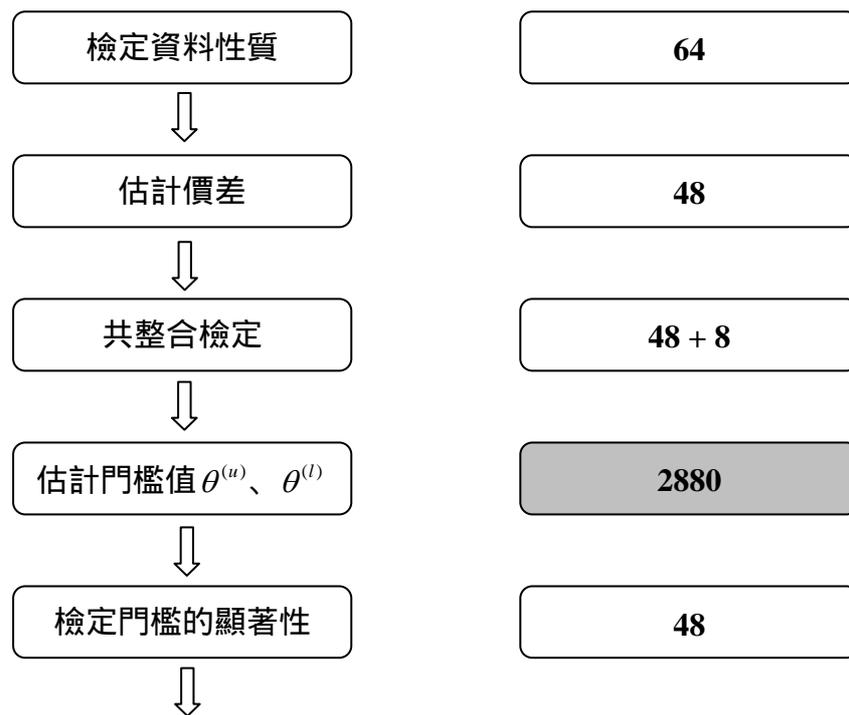


圖 6.1 工作複雜度

由圖 6.1 可看出瓶頸步驟在估計門檻值的部份，此部份確實為分析上一個相當耗時的難題，後續研究者若能將此步驟交給電腦進行自動化的估計，有效減少分析的時間，加強市場整合背後物理意義的探討，整體的研究將會更有價值。

參考文獻

1. 何彩華，台灣地區花卉批發市場整合性之研究，國立中興大學行銷研究所碩士論文，2002。
2. 沈中華、邱志豪，「交易成本，GDR 與股價的套利：門檻共整合應用」，*Journal of Financial Studies*, Vol. 7, No.2, pp. 88-112, 1999.
3. 張堂穆、鍾國成，「從農業知識經濟探討台灣花卉運銷策略應用與發展」，*機械工業雜誌*，九月，271-284 頁，2001。
4. 莊東育，台灣地區肉品市場空間整合與競爭均衡之研究，國立台灣大學農業經濟學研究所博士論文，2003。
5. 梁高榮，農產品交易工程學，國立交通大學出版社，1999。
6. 梁高榮，農產品供應鏈電子商務，行政院農委會，2001。
7. 梁高榮，花卉業務情報網-資料倉儲技術在花卉產業的應用，行政院農委會，2003。
8. 郭如秀，「共整合與市場效率：臺灣玉米現貨價格與美國玉米現貨價格之研究」，*臺灣土地金融季刊*，第 35 卷，第 1 期，121-129 頁，1998。
9. 黃盈棠，網際網路空間市場整合之研究，私立中原大學國際貿易學系碩士論文，2001。
10. 黃仁偉，利用資料倉技術進行供應鏈的線上分析處理與決策支援，國立交通大學工業工程研究所碩士論文，2002。
11. 黃彥修、梁高榮，「三條花卉供應鏈的價格共整合分析」，*機械工業*，5 月，96-106 頁，2005。
12. 賴瀚棠，多條供應鏈的向量自我迴歸模式與共整合分析，國立交通大學工業工程研究所碩士論文，2004。
13. 賴瀚棠、梁高榮，「花卉供應鏈間產品之共整合分析」，*機械工業*，六月，234-248 頁，2004。
14. 葉小蓁，時間序列分析與應用，葉小蓁，2002。
15. Alchian, A. and Demsetz, H., "Production, Information cost, and Economic Organization," *American Economic Review*, Vol. 62, pp. 777-795, 1972.
16. Balke, N. and Fomby, T. B., "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, Vol. 38, pp. 627-645, 1997.
17. Barrett, C. B., "Market Analysis Method: Are Our Enriched Toolkit Well Suited to Enlivened Market," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 78, pp. 825-829, 1996.
18. Barrett, C. B. and Li, J. R., "Distinguishing between Equilibrium and Integration in Spatial Price Analysis," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 84, pp.292-307, 2002.
19. Baulch, J., "Transfer Cost, Spatial Arbitrage and Testing for Food Market Integration," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 79, pp. 477-487, 1997.
20. Chan, K., Petrucelli, J., Tong, H. and Woolford, S. a, "A Multiple-Threshold AR(1) Model," *Journal of Applied Probability*, Vol. 22, pp. 267-279, 1985.
21. Chow, G. C., "Tests of Equality Between Sets of Coefficients In Two Linear Regressions," *Econometrica*, Vol. 28, pp. 591-605, 1960.

22. Dicky, D. A. and Fuller, W. A., "Distribution of the Estimations for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 74, pp. 427-431, 1979.
23. Dicky, D. A. and Fuller, W. A., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica*, Vol. 49, pp. 1057-1072, 1981.
24. Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, Wiley, 2004.
25. Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 251-276, 1987.
26. Engle, R. F., Granger, C.W.J, Hylleberg, S. and Lee, H.S., "Seasonal Cointegration: The Japanese Consumption Function," *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 275-29, 1993.
27. Granger, C. W. J. and Newbold, P., "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-120, 1974.
28. Granger, C. W. J., "Testing for Causality: A Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 2, No. 4, pp. 329-352, 1980.
29. Goodwin, B. K. and Piggot, N. E., "Spatial Market Integration in The Presence of Threshold Effects," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 83, No. 2, pp. 302-317, 2001.
30. Hansen, B. E., "Inference in TAR Model," *Studies in Nonlinear Dynamics Econometrics*, Vol. 2, Isu. 1, 1997.
31. Hansen, B. E. and Byeongseon, S., "Testing for Two-regime Threshold Cointegration in Vector Error-correction Models," *Journal of Econometrics* 110, pp. 293-318, 2002.
32. [Http://flower.nctu.edu.tw](http://flower.nctu.edu.tw)
33. [Http://www.eviews.com](http://www.eviews.com)
34. [Http://www.spss.com](http://www.spss.com)
35. [Http://www.tfda.org.tw](http://www.tfda.org.tw)
36. Hylleberg, S., Engle, R. F., Granger, C. W. J. and Yoo, B. S., "Seasonal Integration and Co-integration," *Journal of Econometrics*, Vol. 44, pp. 215-238, 1990.
37. Johansen, S. and Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Applications to the Demand for Money," *Oxford Bulletin of Economics Statistics*, Vol.52, No.2, pp. 169-210, 1990.
38. Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test of the Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54, pp. 461-472, 1992.
39. Phillips, P. C. B., "Time Series Regression with Unit Root," *Econometrica*, Vol. 55, pp. 277-302, 1987.
40. Ravallion, M., "Testing Market Integration," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 68, pp. 102-109, 1986.
41. Septhon P. S., "Spatial Market Arbitrage and Threshold Cointegration," *American Journal of Agricultural Economics*, Vol. 85, pp.1041-1046, November 2003.
42. Sims, C., Stock, J. and Watson, M. W., "Inference in Linear Time Series Models with some

Unit Roots,” *Econometrics*, Vol.58, pp.113-144, 1990.

43. Tsay, R. S., “Testing and Modeling Threshold Autoregressive Process,” *Journal of the American Statistical Association*, Vol. 84, No. 405, March 1989.

附錄一：Durbin-Watson 檢定表

Durbin-Watson 檢定主要是針對時間序列資料存在高度序列相關，或是附迴歸的各項變數是否彼此獨立所做的檢定。其假設檢定如下所示：

$$H_0 : \rho = 0$$

$$H_a : \rho \neq 0 ,$$

檢定統計量：

$$d = \frac{\sum_{i=2}^n (e_i - e_{i-1})^2}{\sum_{i=1}^n e_i^2} ,$$

其中 $e_i = y_i - \hat{y}_i$ ， n 為樣本數。D-W 檢定有下列檢定法則：當 $d < d_L$ 時，拒絕虛無假設；當 $d > d_U$ 時，無法拒絕虛無假設；當 $d_L < d < d_U$ 時無法判斷。

附錄表一 Durbin-Watson 檢定值表

Sample Size	Probability in Lower Tail (Significance Level = α)	k = Number of Regressors (Excluding the Intercept)									
		1		2		3		4		5	
		d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U	d_L	d_U
15	.01	.81	1.07	.70	1.25	.59	1.46	.49	1.70	.39	1.96
	.025	.95	1.23	.83	1.40	.71	1.61	.59	1.84	.48	2.09
	.05	1.08	1.36	.95	1.54	.82	1.75	.69	1.97	.56	2.21
20	.01	.95	1.15	.86	1.27	.77	1.41	.63	1.57	.60	1.74
	.025	1.08	1.28	.99	1.41	.89	1.55	.79	1.70	.70	1.87
	.05	1.20	1.41	1.10	1.54	1.00	1.68	.90	1.83	.79	1.99
25	.01	1.05	1.21	.98	1.30	.90	1.41	.83	1.52	.75	1.65
	.025	1.13	1.34	1.10	1.43	1.02	1.54	.94	1.65	.86	1.77
	.05	1.29	1.45	1.21	1.55	1.12	1.66	1.04	1.77	.95	1.89
30	.01	1.13	1.26	1.07	1.34	1.01	1.42	.94	1.51	.88	1.61
	.025	1.25	1.38	1.18	1.46	1.12	1.54	1.05	1.63	.98	1.73
	.05	1.35	1.49	1.28	1.57	1.21	1.65	1.14	1.74	1.07	1.83
40	.01	1.25	1.34	1.20	1.40	1.15	1.46	1.10	1.52	1.05	1.58
	.025	1.35	1.45	1.30	1.51	1.25	1.57	1.20	1.63	1.15	1.69
	.05	1.44	1.54	1.39	1.60	1.34	1.66	1.29	1.72	1.23	1.79
50	.01	1.32	1.40	1.28	1.45	1.24	1.49	1.20	1.54	1.16	1.59
	.025	1.42	1.50	1.38	1.54	1.34	1.59	1.30	1.64	1.26	1.69
	.05	1.50	1.59	1.46	1.63	1.42	1.67	1.38	1.72	1.34	1.77
60	.01	1.38	1.45	1.35	1.48	1.32	1.52	1.28	1.56	1.25	1.60
	.025	1.47	1.54	1.44	1.57	1.40	1.61	1.37	1.65	1.33	1.69
	.05	1.55	1.62	1.51	1.65	1.48	1.69	1.44	1.73	1.41	1.77
80	.01	1.47	1.52	1.44	1.54	1.42	1.57	1.39	1.60	1.36	1.62
	.025	1.54	1.59	1.52	1.62	1.49	1.65	1.47	1.67	1.44	1.70
	.05	1.61	1.66	1.59	1.69	1.56	1.72	1.53	1.74	1.51	1.77
100	.01	1.52	1.56	1.50	1.58	1.48	1.60	1.45	1.63	1.44	1.65
	.025	1.59	1.63	1.57	1.65	1.55	1.67	1.53	1.70	1.51	1.72
	.05	1.65	1.69	1.63	1.72	1.61	1.74	1.59	1.76	1.57	1.78

附錄二：卓漢生最大概似比檢定法檢定值表

節錄 1992 年 Osterwald-Lenum 針對卓漢生最大概似比檢定法所求出的檢定值表。其中在卓漢生最大概似比檢定法中將資料模型分為五種，Osterwald-Lenum 分別對此五種模型求出其檢定值表，其表列如下：

附錄表二 卓漢生最大概似比檢定法假設模型

Decision Table											
Table/ Case		Hypotheses		Deterministic parts in two representations					Restrictions		SM in regression form $Y_t =$
				Levels			Differences				
		Null	Alt. (trace/ λ -max)	int.	I(1)	q.I.	Diff	I(1)			
0	$H^0(r)$	$H^1(p)/H^0(r+1)$	no	no	no	no	no	$\beta_0, \gamma_0, \beta_1, \gamma_1 = 0$		$\alpha\beta'X_{t-1}$	
1*	$H^1(r)$	$H^2(p)/H^1(r+1)$	yes	no	no	no	no	$\gamma_0, \beta_1, \gamma_1 = 0$	$\beta_0 \neq 0$	$\alpha(\beta', \beta_0)(X_{t-1}, 1)'$	
1	$H^1(r)$	$H^1(p)/H^1(r+1)$	yes	int.	no	yes	no	$\beta_1, \gamma_1 = 0$	$\gamma_0 \neq 0$	$\alpha\beta'X_{t-1} + \mu_0$	
2*	$H^2(r)$	$H^2(p)/H^2(r+1)$	yes	yes	no	yes	no	$\gamma_1 = 0$	$\beta_1 \neq 0$	$\alpha(\beta', \beta_1)(X_{t-1}, t)'$	
2	$H^2(r)$	$H^2(p)/H^2(r+1)$	yes	yes	int.	yes	yes		$\gamma_1 \neq 0$	$\alpha\beta'X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t$	

附錄表三 Case0 檢定值表-1

Case 0:									
DGP & SM:									
$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha\beta' X_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t$									
$\varepsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$									
$p-r$	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%	Mean	Var	
λ-max									
1	0.58	1.82	2.86	3.84	4.93	6.51	1.09	1.94	
2	4.83	7.58	9.52	11.44	13.27	15.69	5.45	9.48	
3	9.71	13.31	15.59	17.89	20.02	22.99	10.32	16.21	
4	14.94	18.97	21.58	23.80	26.14	28.82	15.49	20.88	
5	20.16	24.83	27.62	30.04	32.51	35.17	20.76	26.39	
6	25.54	30.37	33.62	36.36	38.59	41.00	26.07	31.21	
7	30.65	36.01	38.98	41.51	44.28	47.15	31.22	34.76	
8	36.18	41.65	44.99	47.99	50.78	53.90	36.70	38.86	
9	41.36	47.26	50.65	53.69	56.55	59.78	41.92	43.77	
10	46.69	52.65	56.09	59.06	61.57	65.21	47.18	46.13	
11	52.06	58.11	61.96	65.30	68.35	72.36	52.59	51.62	
Trace									
1	0.58	1.82	2.86	3.84	4.93	6.51	1.09	1.94	
2	5.42	8.45	10.47	12.53	14.43	16.31	6.09	10.85	
3	14.30	18.83	21.63	24.31	26.64	29.75	14.90	25.80	
4	27.10	33.16	36.58	39.89	42.30	45.58	27.74	44.31	
5	43.79	51.13	55.44	59.46	62.91	66.52	44.41	71.20	
6	64.24	73.10	78.36	82.49	86.09	90.45	64.90	101.33	
7	88.53	98.87	104.77	109.99	114.22	119.80	89.20	140.76	
8	116.97	128.67	135.24	141.20	146.78	152.32	117.71	181.52	
9	148.61	161.63	169.45	175.77	181.44	187.31	149.14	233.43	
10	184.15	198.04	206.05	212.67	219.88	226.40	184.58	279.79	
11	223.51	239.44	248.45	255.27	261.71	269.81	224.28	335.26	

In all tables, the simulation was performed replacing the Brownian motion in (2) by a Gaussian random walk with 400 steps and involved 6,000 replications. This table corresponds to the table in Johansen (1988).

附錄表四 Case0 檢定值表-2

Case 0:
DGP & SM:
$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$$

$p-r$	50%	20%	10%	5%	2.5%	1%	Mean	Var
$\lambda - \max$								
1	0.58	0.09	0.02	0.01	0.00	0.00	1.09	1.94
2	4.83	2.89	2.19	1.72	1.41	1.10	5.45	9.48
3	9.71	6.96	5.77	4.94	4.35	3.77	10.32	16.21
4	14.94	11.55	10.17	9.09	8.24	7.50	15.49	20.88
5	20.16	16.41	14.72	13.38	12.38	11.29	20.76	26.39
6	25.54	21.39	19.53	17.98	16.66	15.33	26.07	31.21
7	30.65	26.22	24.09	22.51	21.27	19.70	31.22	34.76
8	36.18	31.37	29.19	27.52	26.09	24.67	36.70	38.86
9	41.36	36.22	33.92	32.20	30.95	29.12	41.92	43.77
10	46.69	41.48	38.80	36.86	35.38	33.74	47.18	46.13
11	52.06	46.50	43.98	41.92	40.26	38.39	52.59	51.62
Trace								
1	0.58	0.09	0.02	0.01	0.00	0.00	1.09	1.94
2	5.42	3.32	2.54	1.97	1.63	1.28	6.09	10.86
3	14.30	10.55	8.93	7.79	6.91	6.03	14.90	25.80
4	27.10	22.04	19.75	17.90	16.55	14.83	27.74	44.31
5	43.79	37.23	34.16	31.62	29.66	27.32	44.41	71.20
6	64.24	56.53	52.68	49.55	46.67	43.73	64.90	101.33
7	88.53	79.15	74.48	70.63	67.55	64.67	89.20	140.76
8	116.97	106.32	100.87	96.81	93.36	89.04	117.71	181.52
9	148.61	136.23	129.81	125.30	121.36	116.39	149.14	233.42
10	184.15	170.59	163.48	157.65	153.21	147.15	184.58	279.79
11	223.51	209.00	201.28	194.77	189.68	183.78	224.28	335.26

This table corresponds to the table in Johansen (1988).

附錄表五 Case1* 檢定值表

Case 1:*
DGP & SM:
$$\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha(\beta', \beta_0)(X_{t-1}', 1)' + \Psi D_t + \varepsilon_t$$

$$\varepsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$$

$p-r$	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%	Mean	Var
$\lambda - \max$								
1	3.40	5.91	7.52	9.24	10.80	12.97	4.03	7.07
2	8.27	11.54	13.75	15.67	17.63	20.20	8.86	13.08
3	13.47	17.40	19.77	22.00	24.07	26.81	14.02	19.24
4	18.70	22.95	25.56	28.14	30.32	33.24	19.23	23.83
5	23.78	28.76	31.66	34.40	36.90	39.79	24.48	29.26
6	29.08	34.25	37.45	40.30	43.22	46.82	29.72	34.63
7	34.73	40.13	43.25	46.45	48.99	51.91	35.18	38.35
8	39.70	45.53	48.91	52.00	54.71	57.95	40.35	41.98
9	44.97	50.73	54.35	57.42	60.50	63.71	45.55	44.13
10	50.21	56.52	60.25	63.57	66.24	69.94	50.82	49.28
11	55.70	62.38	66.02	69.74	72.64	76.63	56.33	54.99
Trace								
1	3.40	5.91	7.52	9.24	10.80	12.97	4.03	7.07
2	11.25	15.25	17.85	19.96	22.05	24.60	11.91	18.94
3	23.28	28.75	32.00	34.91	37.61	41.07	23.84	37.98
4	38.84	45.65	49.65	53.12	56.06	60.16	39.50	59.42
5	58.46	66.91	71.86	76.07	80.06	84.45	59.16	91.65
6	81.90	91.57	97.18	102.14	106.74	111.01	82.49	126.94
7	109.17	120.35	126.58	131.70	136.49	143.09	109.75	167.91
8	139.83	152.56	159.48	165.58	171.28	177.20	140.57	208.09
9	174.88	198.08	196.37	202.92	208.81	215.74	175.44	257.84
10	212.93	228.08	236.54	244.15	251.30	257.68	213.53	317.24
11	254.84	272.82	282.45	291.40	298.31	307.64	256.15	413.35

This table corresponds to table A3 in Johansen and Juselius (1990).

附錄表六 Case 1 檢定值表

Case 1:
DGP & SM:
 $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \Psi D_t + \epsilon_t$
 $\epsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$

$p-r$	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%	Mean	Var
$\lambda - \max$								
1	0.44	1.66	2.69	3.76	4.95	6.65	0.99	2.04
2	6.85	10.04	12.07	14.07	16.05	18.63	7.47	12.42
3	12.34	16.20	18.60	20.97	23.09	25.52	12.88	18.67
4	17.66	21.98	24.73	27.07	28.98	32.24	18.26	23.47
5	23.05	27.85	30.90	33.46	35.71	38.77	23.67	28.82
6	28.45	33.67	36.76	39.37	41.86	45.10	29.06	33.57
7	33.83	39.12	42.32	45.28	47.96	51.57	34.37	37.41
8	39.29	45.05	48.33	51.42	54.29	57.69	39.85	42.90
9	44.58	50.55	53.98	57.12	59.33	62.80	45.10	44.93
10	49.66	55.97	59.62	62.81	65.44	69.09	50.29	49.41
11	54.99	61.55	65.38	68.83	72.11	75.95	55.63	54.92
Trace								
1	0.44	1.66	2.69	3.76	4.95	6.65	0.99	2.04
2	7.55	11.07	13.33	15.41	17.52	20.04	8.23	14.38
3	18.70	23.64	26.79	29.68	32.56	35.65	19.32	32.43
4	33.60	40.15	43.95	47.21	50.35	54.46	34.24	52.75
5	52.30	60.29	64.84	68.52	71.80	76.07	52.95	79.25
6	75.26	84.57	89.48	94.15	98.33	103.18	75.74	114.65
7	101.22	112.30	118.50	124.24	128.45	133.57	101.91	158.78
8	131.62	143.97	150.53	156.00	161.32	168.36	132.09	201.82
9	165.11	178.90	186.39	192.89	198.82	204.95	165.90	246.45
10	202.58	217.81	225.85	233.13	239.46	247.18	203.39	300.80
11	243.90	260.82	269.96	277.71	284.87	293.44	244.66	379.56

This table corresponds to table A1 in Johansen and Juselius (1990).

附錄表七 Case 2* 檢定值表

Case 2:*
DGP & SM:
 $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha (\beta', \beta_1) (X'_{t-1}, t)' + \mu_0 + \Psi D_t + \epsilon_t$
 $\epsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$

$p-r$	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%	Mean	Var
$\lambda - \max$								
1	5.55	8.65	10.49	12.25	14.21	16.26	6.22	10.11
2	10.90	14.70	16.85	18.96	21.14	23.65	11.51	16.38
3	16.24	20.45	23.11	25.54	27.68	30.34	16.82	22.01
4	21.50	26.30	29.12	31.46	33.60	36.65	22.08	27.74
5	26.72	31.72	34.75	37.52	40.01	42.36	27.32	31.36
6	32.01	37.50	40.91	43.97	46.84	49.51	32.68	37.91
7	37.57	43.11	46.32	49.42	51.94	54.71	38.06	39.74
8	42.72	48.56	52.16	55.50	58.08	62.46	43.34	44.83
9	48.17	54.34	57.87	61.29	64.12	67.88	48.74	49.20
10	53.21	59.49	63.18	66.23	69.56	73.73	53.74	52.64
11	58.54	64.97	69.26	72.72	75.72	79.23	59.15	56.97
Trace								
1	5.55	8.65	10.49	12.25	14.21	16.26	6.22	10.11
2	15.59	20.19	22.76	25.32	27.75	30.45	16.20	24.90
3	29.53	35.56	39.06	42.44	45.42	48.45	30.15	45.68
4	47.17	54.80	59.14	62.99	66.25	70.05	47.79	74.48
5	68.64	77.83	83.20	87.31	91.06	96.58	69.35	106.56
6	94.05	104.73	110.42	114.90	119.29	124.75	94.67	143.33
7	122.87	134.57	141.01	146.76	152.52	158.49	123.51	182.85
8	155.40	169.10	176.67	182.82	187.91	196.08	156.41	234.11
9	192.37	207.25	215.17	222.21	228.05	234.41	193.03	288.30
10	231.59	247.91	256.72	263.42	270.33	279.07	232.25	345.23
11	276.34	294.12	303.13	310.81	318.02	327.45	276.88	416.98

This table corresponds to case $H_2^*(r)$ in $H_2^*(r+1)$ and $H_1^*(p)$ in Johansen (1991b).

附錄表八 Case2 檢定值表

Case 2:
DGP & SM:
 $\Delta X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \alpha \beta' X_{t-1} + \mu_0 + \mu_1 t + \Psi D_t + \varepsilon_t$
 $\varepsilon_t \sim N_p(0, \Lambda)$.

$p-r$	50%	80%	90%	95%	97.5%	99%	Mean	Var
$\lambda - \max$								
1	0.45	1.61	2.57	3.74	4.85	6.40	0.98	1.96
2	8.84	12.55	14.84	16.87	18.57	21.47	9.46	16.02
3	14.70	18.94	21.53	23.78	26.07	28.83	15.30	21.57
4	19.99	24.81	27.76	30.33	32.56	35.68	20.72	27.29
5	25.78	30.75	33.74	36.41	38.68	41.58	26.27	31.67
6	30.96	36.51	39.50	42.48	45.12	48.17	31.57	36.39
7	36.44	42.07	45.49	48.45	51.46	54.48	37.07	40.22
8	41.68	47.51	51.14	54.25	56.87	60.81	42.33	44.31
9	46.92	53.12	57.01	60.29	62.98	66.91	47.56	49.45
10	52.33	59.01	62.69	66.10	69.41	72.96	53.02	54.08
11	57.76	64.40	68.22	71.68	74.90	78.51	58.43	55.68
Trace								
1	0.45	1.61	2.57	3.74	4.85	6.40	0.98	1.96
2	9.68	13.56	16.06	18.17	20.13	23.46	10.31	18.34
3	22.66	28.13	31.42	34.55	36.94	40.49	23.31	37.90
4	39.43	46.66	50.74	54.64	57.79	61.24	40.19	64.17
5	60.33	68.66	73.40	77.74	80.94	85.78	60.93	92.36
6	84.53	94.45	100.14	104.94	109.62	114.36	85.13	129.92
7	112.75	124.18	130.84	136.61	141.55	146.99	113.48	173.03
8	144.39	157.11	164.34	170.80	176.43	182.51	145.11	217.53
9	179.72	194.04	201.95	208.97	215.41	222.46	180.57	270.83
10	219.42	235.26	244.12	250.84	256.60	263.94	220.05	332.87
11	262.30	279.31	288.08	295.99	303.98	312.58	262.92	398.78

This table corresponds to case $H_0(r)$ in $H_0(r+1)$ and $H_0(p)$ in Johansen (1991b).

附錄三：Chow 檢定法

Chow 檢定法[21]主要用做驗證兩迴歸式結構是否相同，如現今有兩迴歸式 Y_1 、 Y_2 ；

$$Y_1 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_x + \beta_3 X_3 + \varepsilon$$

$$Y_2 = \beta_0 + \beta_1 X_1 + \beta_2 X_x + \varepsilon$$

Y_1 做迴歸估計時可求得 SSE_1 ， Y_2 做迴歸估計時可求得 SSE_2 ，因為 Y_1 的解釋變數較 Y_2 多了一個 X_3 ，所以 Y_1 被變數解釋的部份來的比 Y_2 多，故 $SSE_1 < SSE_2$ ，可視 SSE_2 為原有總變異， SSE_1 為 X_3 解釋 Y_1 後留下的變異，因此產生 F 統計量已驗證 Y_1 是否是比 Y_2 好的迴歸估計式。

$$\begin{aligned} F &= \frac{SSE_2 - SSE_1 / (n - p_2) - (n - p_1)}{SSE_1 / n - p_1} \\ &= \frac{SSE(X_1, X_2) - SSE(X_1, X_2, X_3) / 4 - 3}{SSE(X_1, X_2, X_3) / n - 4} \end{aligned}$$

其中 p_1 、 p_2 分別為 Y_1 、 Y_2 迴歸式估計參數的個數，其顯著性可查 F 檢定表，且其自由度為 $(p_2 - p_1, n - p_1)$ 。將其觀念用於檢定門檻值是否顯著，則首先考慮原均衡誤差 z_t ；

$$z_t = \mu + \rho z_{t-1} + \varepsilon_t$$

其中 μ 為漂浮項代表趨勢， ρ 為係數， ε_t 符合白噪音因序列，其迴歸估計後得 SSE 。加入門檻值 $\theta^{(u)}$ 、 $\theta^{(l)}$ 後可改寫均衡誤差自迴歸式為；

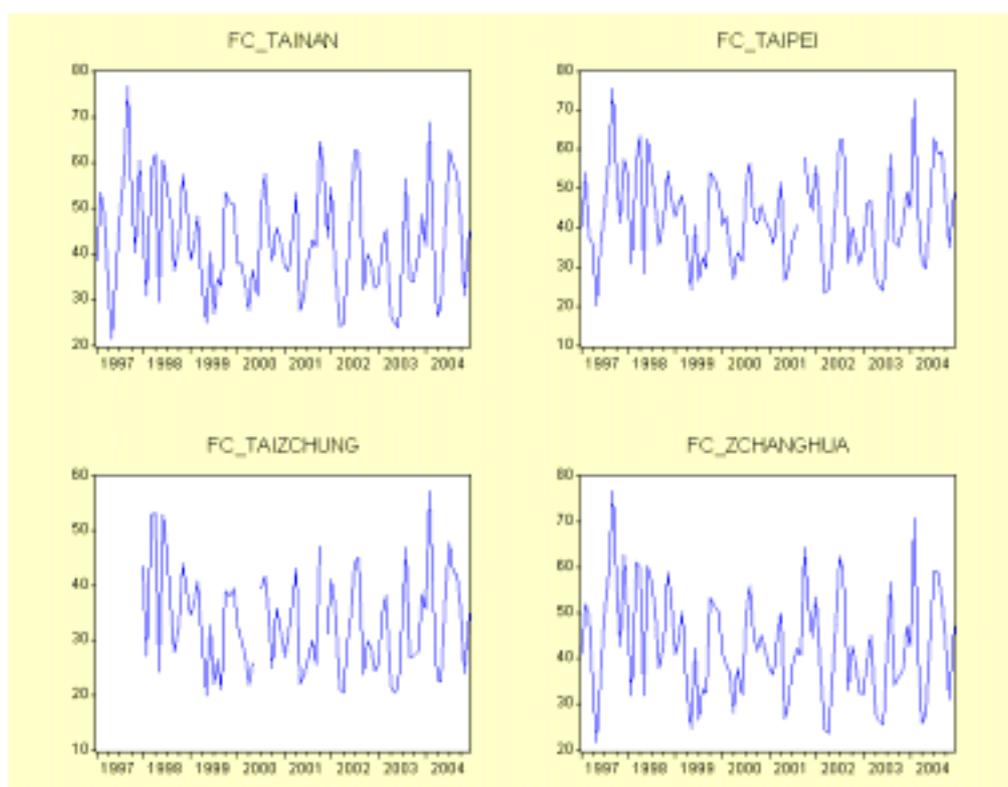
$$z_t = \begin{cases} \mu^{(u)} + \rho^{(u)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(u)}, & \theta^{(u)} < z_{t-d} \\ \mu^{(m)} + \rho^{(m)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(m)}, & \theta^{(l)} \leq z_{t-d} \leq \theta^{(u)} \\ \mu^{(l)} + \rho^{(l)}(L)z_{t-1} + \varepsilon_t^{(l)}, & \theta^{(l)} > z_{t-d} \end{cases}$$

將一條迴歸式改用三條迴歸式來估計，其三條迴歸式估計後分別得到 SSE_1 、 SSE_2 、 SSE_3 ，因為模式中納入門檻做模型，所以門檻模式解釋均衡誤差變異情形會比原自迴歸式解釋均衡誤差變異情形來的多，故 $SSE_1 + SSE_2 + SSE_3 < SSE$ ，導出驗證門檻的 F 統計量為；

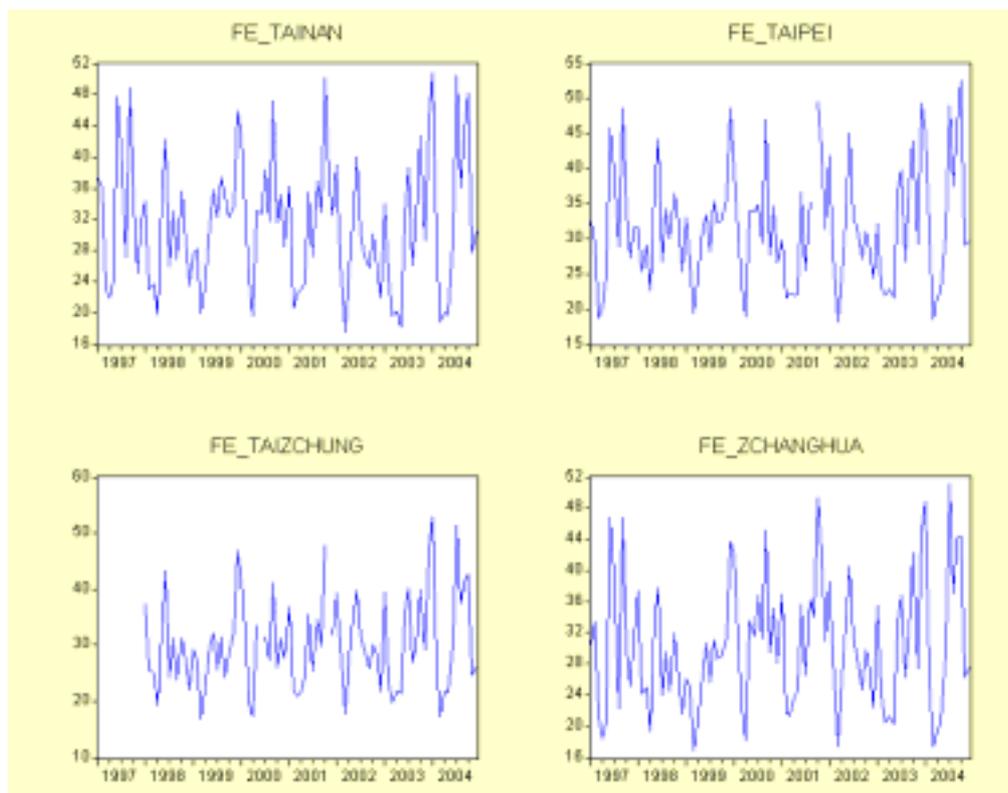
$$F = \frac{(SSE - SSE_1 - SSE_2 - SSE_3) / 2}{(SSE_1 + SSE_2 + SSE_3) / T - 3k}$$

其 k 值為門檻模式中一條迴歸式估計參數的個數，其顯著性同樣可查 F 檢定表。

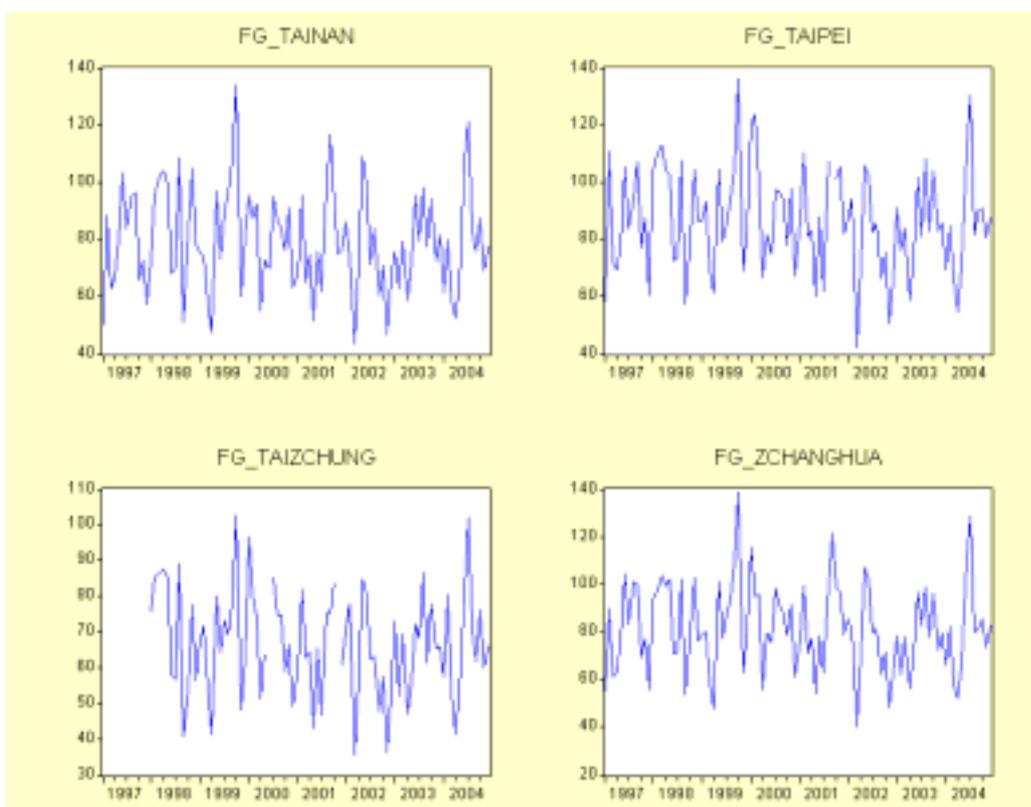
附錄四：八大花卉於各市場月均價資料時間序列圖形



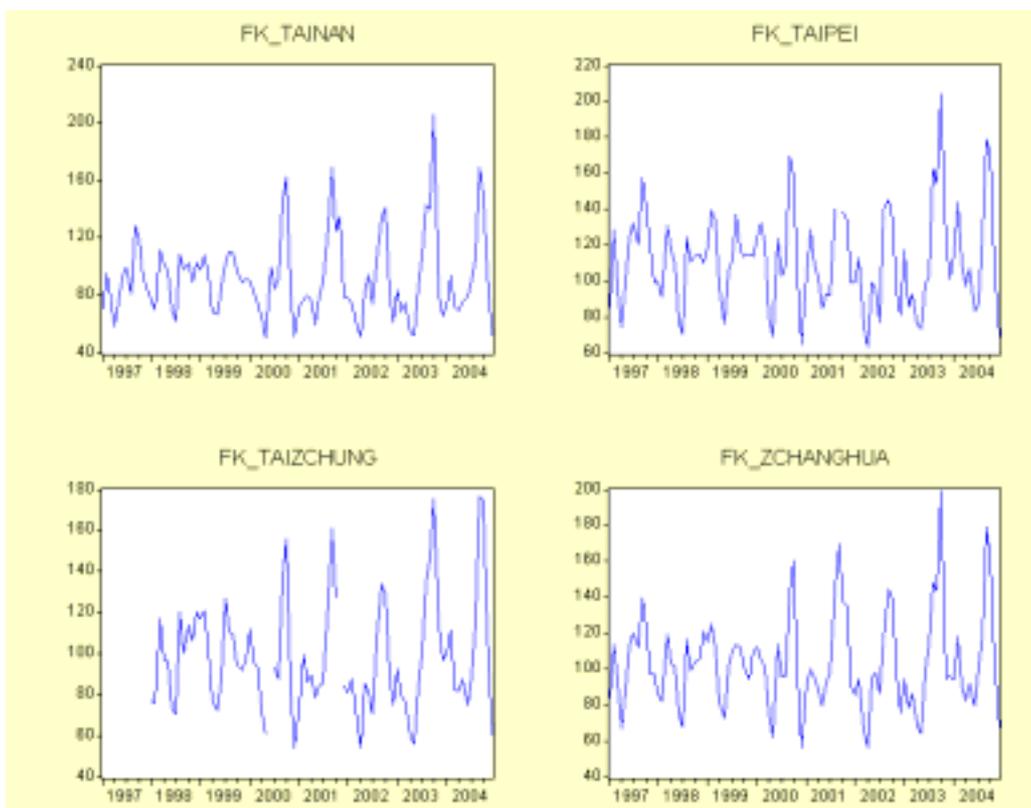
附錄圖一 大菊月均價時間序列圖



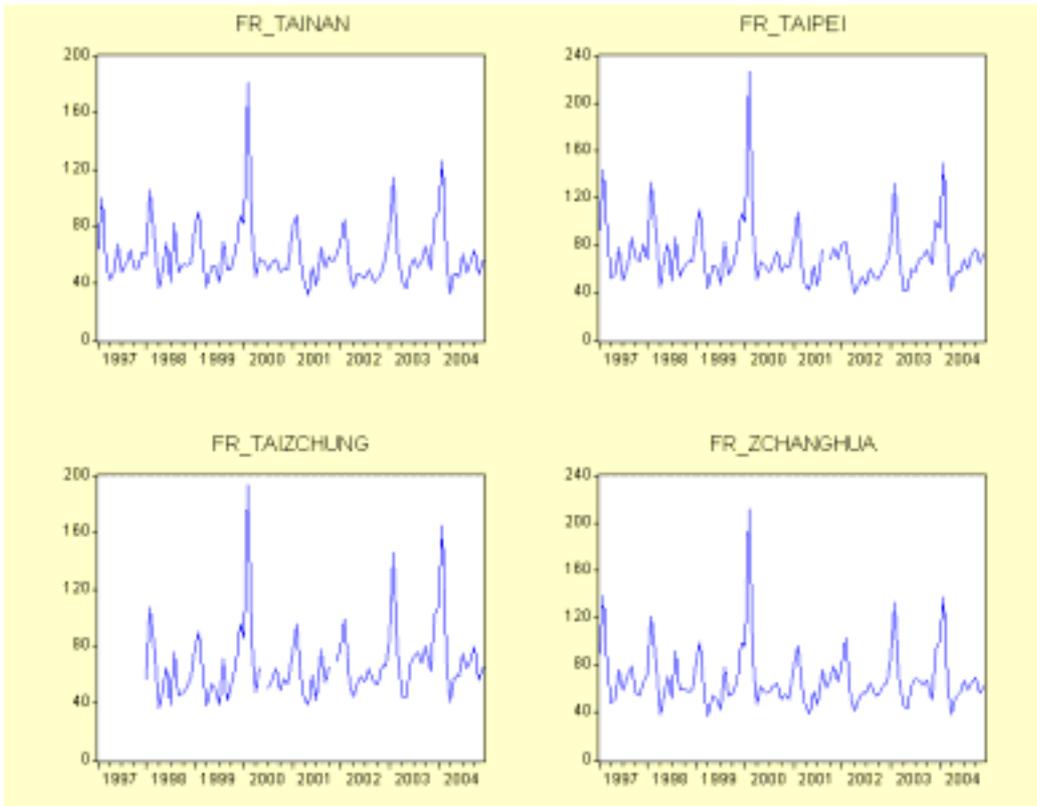
附錄圖二 非洲菊月均價時間序列圖



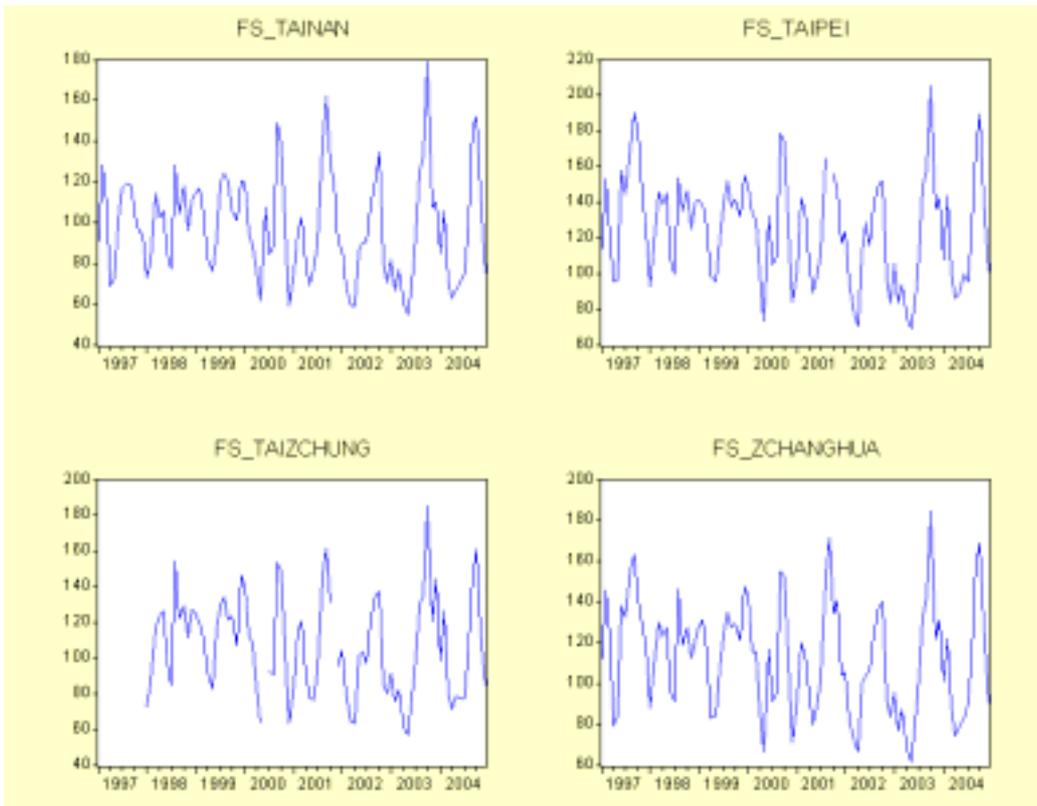
附錄圖三 劍蘭月均價時間序列圖



附錄圖四 葵百合月均價時間序列圖



附錄圖五 玫瑰月均價時間序列圖

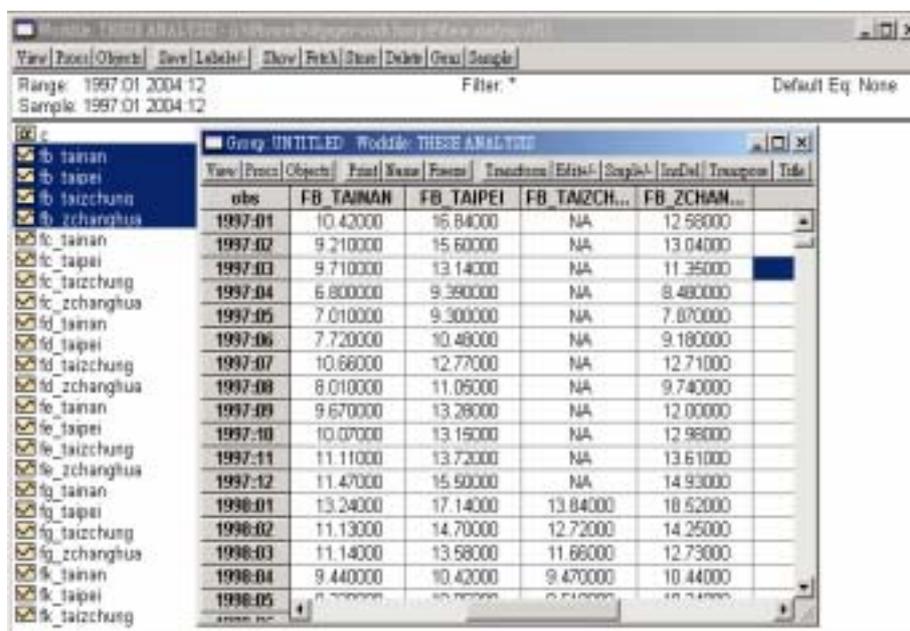


附錄圖六 香水百合月均價時間序列圖

附錄五：卓漢生共整合檢定於 Eviews 操作步驟

在此敘述本論文中卓漢生共整合檢定的操作步驟，使用的軟體為 Eviews 4.1。

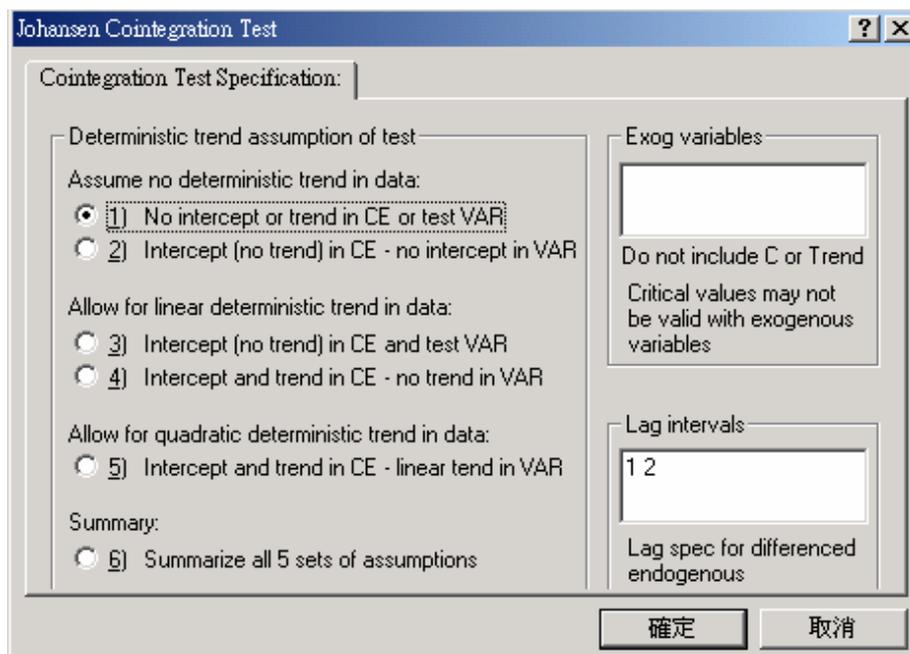
在卓漢生共整合檢定中，首先選取同一種花卉在各市場的價格，在此以火鶴花進行操作示範，如附錄圖七所示，選取火鶴花在四個市場的價格。



obs	FB TAINAN	FB TAIPEI	FB TAIZH...	FB ZCHAN...
1997-01	10.420000	15.840000	NA	12.980000
1997-02	9.210000	15.600000	NA	13.040000
1997-03	9.710000	13.140000	NA	11.350000
1997-04	6.800000	9.390000	NA	8.480000
1997-05	7.010000	9.300000	NA	7.870000
1997-06	7.720000	10.480000	NA	9.180000
1997-07	10.660000	12.770000	NA	12.710000
1997-08	8.010000	11.050000	NA	9.740000
1997-09	9.670000	13.280000	NA	12.000000
1997-10	10.070000	13.150000	NA	12.980000
1997-11	11.110000	13.720000	NA	13.610000
1997-12	11.470000	15.500000	NA	14.930000
1998-01	13.240000	17.140000	13.840000	18.520000
1998-02	11.130000	14.700000	12.720000	14.250000
1998-03	11.140000	13.580000	11.660000	12.730000
1998-04	9.440000	10.420000	9.470000	10.440000
1998-05

附錄圖七 卓漢生共整合分析

點選[view – Cointegration test]，如附錄圖八所示。



Johansen Cointegration Test

Cointegration Test Specification:

Deterministic trend assumption of test:

Assume no deterministic trend in data:

- 1) No intercept or trend in CE or test VAR
- 2) Intercept (no trend) in CE - no intercept in VAR

Allow for linear deterministic trend in data:

- 3) Intercept (no trend) in CE and test VAR
- 4) Intercept and trend in CE - no trend in VAR

Allow for quadratic deterministic trend in data:

- 5) Intercept and trend in CE - linear trend in VAR

Summary:

- 6) Summarize all 5 sets of assumptions

Exog variables:

Do not include C or Trend

Critical values may not be valid with exogenous variables

Lag intervals:

1 2

Lag spec for differenced endogenous

確定 取消

附錄圖八 卓漢生共整合分析

因為研究中由圖 5.1 判斷應使用沒有漂浮項與趨勢項的模型，故假設 VAR 模型無漂浮項與趨勢項，選取「(1) No intercept or trend in CE or test VAR」進行卓漢生共整合分析。在 Lag intervals 的選項中，由於分析的資料量不夠充分，僅僅只有八年的資料，單筆資料量最多只有 96 筆，難以使用 AIC 或 SIC 來對最佳落後期數進行判斷，故論文中 VAR 遞延期數的選取不做為分析重點，僅以「季」為最小的模型建構單位，也就是三個月份資料作為 VAR 模型的建構，VAR 模型如下所示。

$$\text{模型：} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{bmatrix} = \Pi_1 \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \\ X_{4t-1} \end{bmatrix} + \Pi_2 \begin{bmatrix} X_{1t-2} \\ X_{2t-2} \\ X_{3t-2} \\ X_{4t-2} \end{bmatrix} + \Pi_3 \begin{bmatrix} X_{1t-3} \\ X_{2t-3} \\ X_{3t-3} \\ X_{4t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ Z_{3t} \\ Z_{4t} \end{bmatrix}, \text{其中 } \Pi_k = \begin{bmatrix} a_{11}^k, a_{12}^k, a_{13}^k, a_{14}^k \\ a_{21}^k, a_{22}^k, a_{23}^k, a_{24}^k \\ a_{31}^k, a_{32}^k, a_{33}^k, a_{34}^k \\ a_{41}^k, a_{42}^k, a_{43}^k, a_{44}^k \end{bmatrix}$$

k=1, 2, 3

上述兩個步驟後即可得到卓漢生共整合分析後輸出報表如附錄圖九所示。

Unrestricted Cointegration Rank Test

Hypothesized No. of CEs	Eigenvalue	Trace Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.283084	49.53274	39.85	45.58
At most 1	0.222864	35.88259	24.31	29.75
At most 2	0.100785	7.80417	12.53	16.36
At most 3	0.036680	0.491668	3.84	6.51

Trace test indicates 2 cointegrating equation(s) at the 5% level
Trace test indicates 1 cointegrating equation(s) at the 1% level

Hypothesized No. of CEs	Eigenvalue	Max Eigen Statistic	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.283084	23.69843	29.80	28.62
At most 1	0.222864	17.90150	17.86	22.99
At most 2	0.100785	7.408933	11.44	15.69
At most 3	0.036680	0.491668	3.84	6.51

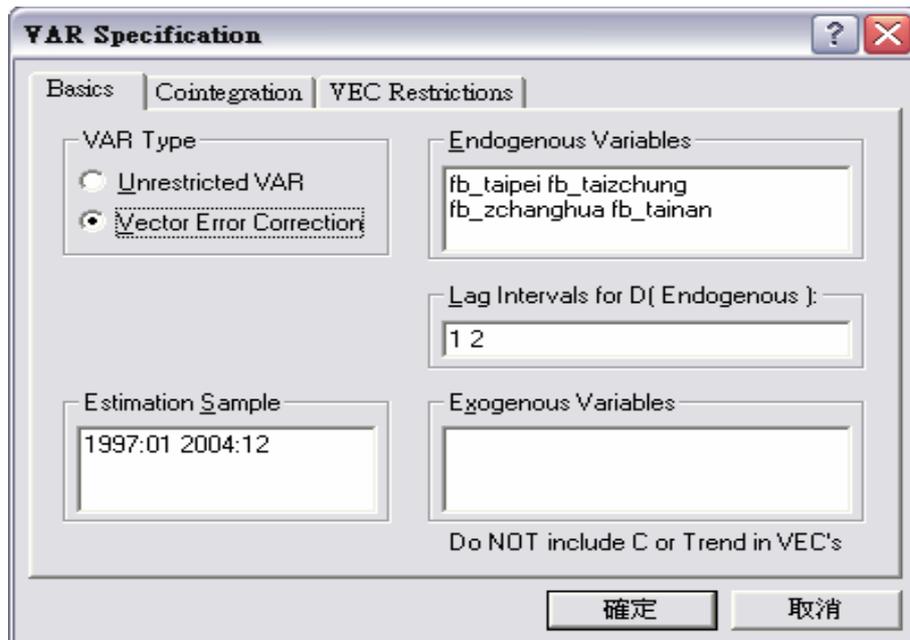
Max eigenvalue test indicates no cointegration at both 5% and 1% levels

Unrestricted Cointegrating Coefficients (normalized by b*(0)11=1)

FB_TAIPEI	FB_TAIPEI	FB_ZHANG	FB_TAIWAN
-1.962297	1.828895	0.419444	0.318329
0.282137	1.492135	-1.819217	1.100348

附錄圖九 卓漢生共整合檢定輸出報表

八大花卉分別進行的卓漢生共整合檢定後，經過本研究整理可得表 5.3 的分析結果。共整合檢定僅能顯示結果，仍須估計誤差修正模型，幫助市場整合情形的了解，保留一組共整合向量的數目，做 VECM 模型估計以找出誤差修正係數，選擇[Procs - Make Vector Autoregression]，會出現如附錄圖十所示。



附錄圖十 VECM 模型估計

在 Basics 的 VAR type 中選取「Vector Error Correction」, 在 Cointegration 選取中「(1) No intercept or trend in CE or test VAR」。輸出結果如附錄圖十一所示。

Cointegrating Eq.	Const
FB_TAIPES(1)	1.00000
FB_TAICHUNG(1)	-0.01669 (0.22964) (-0.07278)
FB_ZHANGHUA(1)	-0.20912 (0.20215) (-1.03411)
FB_TAINAN(1)	-0.10289 (0.17294) (-0.59575)

Error Correction	D(FB_TAIPES)	D(FB_TAICHUNG)	D(FB_ZHANGHUA)	D(FB_TAINAN)
Const	0.129679 (0.57157) (0.22686)	0.796787 (0.49022) (1.62327)	0.142647 (0.02897) (4.92471)	-0.934949 (0.45830) (-2.03927)
D(FB_TAIPES(-1))	-0.00036 (0.66071) (-1.24031)	-0.02147 (0.47721) (-1.11513)	-0.717436 (0.69036) (-1.02474)	-0.337028 (0.44836) (-0.75179)
D(FB_TAIPES(-2))	-0.289782 (0.47115) (-0.61367)	-0.190279 (0.48274) (-0.47904)	-0.187182 (0.50223) (-0.37259)	-0.143889 (0.38233) (-0.37529)
D(FB_TAICHUNG)	2.284912 (0.60225)	2.173221 (0.42988)	2.118362 (0.61116)	2.136801 (0.82181)

附錄圖十一 VECM 模型估計輸出報表

即可完成整個卓漢生共整合檢定與模型估計的部份，整理八大花卉的 VECM 模型估計結果，以表 5.4 呈現。

附錄六：八大花卉 VAR 模型估計係數

$$\text{模型：} \begin{bmatrix} X_{1t} \\ X_{2t} \\ X_{3t} \\ X_{4t} \end{bmatrix} = \Pi_1 \begin{bmatrix} X_{1t-1} \\ X_{2t-1} \\ X_{3t-1} \\ X_{4t-1} \end{bmatrix} + \Pi_2 \begin{bmatrix} X_{1t-2} \\ X_{2t-2} \\ X_{3t-2} \\ X_{4t-2} \end{bmatrix} + \Pi_3 \begin{bmatrix} X_{1t-3} \\ X_{2t-3} \\ X_{3t-3} \\ X_{4t-3} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} Z_{1t} \\ Z_{2t} \\ Z_{3t} \\ Z_{4t} \end{bmatrix}, \text{ 其中 } \Pi_k = \begin{bmatrix} a_{11}^k, a_{12}^k, a_{13}^k, a_{14}^k \\ a_{21}^k, a_{22}^k, a_{23}^k, a_{24}^k \\ a_{31}^k, a_{32}^k, a_{33}^k, a_{34}^k \\ a_{41}^k, a_{42}^k, a_{43}^k, a_{44}^k \end{bmatrix}$$

k=1, 2, 3

附錄表九 火鶴花 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	0.4026	0.2267	0.0007	0.1858
		t 統計量	[0.82770]	[0.54347]	[0.00135]	[0.47417]
	台中(-1)	係數	2.1729	2.4961	2.5940	1.7684
		t 統計量	[3.49050]	[4.67461]	[3.96426]	[3.52596]
	彰化(-1)	係數	-0.3195	-0.4960	-0.1006	-0.3693
		t 統計量	[-0.65164]	[-1.17933]	[-0.19527]	[-0.93489]
	台南(-1)	係數	-1.1355	-1.2346	-1.3248	-0.6477
		t 統計量	[-1.66516]	[-2.11065]	[-1.84827]	[-1.17899]
Π_2	台北(-2)	係數	0.4560	0.3001	0.4989	0.2131
		t 統計量	[0.90158]	[0.69176]	[0.93827]	[0.52303]
	台中(-2)	係數	-1.4939	-1.3204	-1.7183	-1.3312
		t 統計量	[-2.11922]	[-2.18371]	[-2.31898]	[-2.34390]
	彰化(-2)	係數	-0.0683	-0.1103	-0.0787	0.0793
		t 統計量	[-0.12587]	[-0.23711]	[-0.13809]	[0.18143]
	台南(-2)	係數	0.8461	0.9170	1.0135	0.9040
		t 統計量	[1.31940]	[1.66728]	[1.50372]	[1.74977]
Π_3	台北(-3)	係數	0.1578	0.1415	0.0924	0.1624
		t 統計量	[0.31725]	[0.33170]	[0.17675]	[0.40542]
	台中(-3)	係數	-0.3293	-0.4436	-0.5159	-0.4999
		t 統計量	[-0.49929]	[-0.78427]	[-0.74427]	[-0.94083]
	彰化(-3)	係數	-0.1786	-0.0378	-0.0069	-0.1127
		t 統計量	[-0.39951]	[-0.09847]	[-0.01477]	[-0.31290]
	台南(-3)	係數	0.5515	0.5016	0.5871	0.5831
		t 統計量	[0.96059]	[1.01871]	[0.97296]	[1.26063]

附錄表十 小菊 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	0.2738	0.0787	-0.1123	-0.1019
		t 統計量	[0.48465]	[0.19053]	[-0.20385]	[-0.17897]
	台中(-1)	係數	1.0502	1.0351	0.9216	0.7907
		t 統計量	[1.38170]	[1.86361]	[1.24320]	[1.03239]
	彰化(-1)	係數	0.8275	0.5407	1.1700	0.9989
		t 統計量	[0.88963]	[0.79545]	[1.28945]	[1.06562]
台南(-1)	係數	-0.7370	-0.5562	-0.5561	-0.2902	
	t 統計量	[-0.91527]	[-0.94532]	[-0.70808]	[-0.35768]	
Π_2	台北(-2)	係數	0.6143	0.5996	0.6357	0.6773
		t 統計量	[1.09575]	[1.46358]	[1.16253]	[1.19885]
	台中(-2)	係數	-1.1178	-0.8903	-1.1482	-1.2203
		t 統計量	[-1.39457]	[-1.52000]	[-1.46853]	[-1.51088]
	彰化(-2)	係數	-1.4819	-1.1792	-1.0094	-1.0722
		t 統計量	[-1.49534]	[-1.62836]	[-1.04428]	[-1.07371]
台南(-2)	係數	1.2245	0.8753	0.6552	0.7264	
	t 統計量	[1.45079]	[1.41921]	[0.79587]	[0.85409]	
Π_3	台北(-3)	係數	-0.2973	-0.2561	-0.4415	-0.2551
		t 統計量	[-0.49876]	[-0.58809]	[-0.75948]	[-0.42485]
	台中(-3)	係數	0.7911	0.8350	0.8143	1.0041
		t 統計量	[1.20342]	[1.73840]	[1.27003]	[1.51595]
	彰化(-3)	係數	0.5283	0.4710	0.4467	0.1488
		t 統計量	[0.53362]	[0.65094]	[0.46254]	[0.14914]
台南(-3)	係數	-0.5200	-0.5677	-0.2493	-0.2749	
	t 統計量	[-0.66308]	[-0.99049]	[-0.32587]	[-0.34781]	

附錄表十一 大菊 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	-0.22586	-0.20503	-0.5493	-0.49345
		t 統計量	[-0.26892]	[-0.30770]	[-0.67411]	[-0.59629]
	台中(-1)	係數	-0.48341	-0.04376	-0.43307	-0.63104
		t 統計量	[-0.60412]	[-0.06892]	[-0.55782]	[-0.80037]
	彰化(-1)	係數	1.540456	1.364573	1.668664	1.528883
		t 統計量	[1.68502]	[1.88140]	[1.88132]	[1.69731]
台南(-1)	係數	-0.11545	-0.48558	0.021352	0.299346	
	t 統計量	[-0.10321]	[-0.54718]	[0.01968]	[0.27161]	
Π_2	台北(-2)	係數	-0.5792	-0.27927	-0.59941	-0.51526
		t 統計量	[-0.71765]	[-0.43616]	[-0.76550]	[-0.64796]
	台中(-2)	係數	0.561582	0.489716	0.711083	0.724864
		t 統計量	[0.71864]	[0.78990]	[0.93790]	[0.94143]
	彰化(-2)	係數	-2.02782	-1.28657	-1.71788	-1.85403
		t 統計量	[-2.17021]	[-1.73553]	[-1.89496]	[-2.01381]
台南(-2)	係數	2.010607	1.037056	1.599043	1.608123	
	t 統計量	[1.74005]	[1.13126]	[1.42636]	[1.41248]	
Π_3	台北(-3)	係數	-0.31445	-0.42282	-0.53739	-0.42393
		t 統計量	[-0.39708]	[-0.67299]	[-0.69944]	[-0.54331]
	台中(-3)	係數	0.29393	0.297812	0.172126	0.304006
		t 統計量	[0.42048]	[0.53699]	[0.25379]	[0.44138]
	彰化(-3)	係數	0.304885	0.252871	0.3146	0.28973
		t 統計量	[0.30286]	[0.31662]	[0.32211]	[0.29210]
台南(-3)	係數	0.094461	0.201192	0.423617	0.221454	
	t 統計量	[0.07710]	[0.20699]	[0.35639]	[0.18345]	

附錄表十二 玫瑰 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	-0.50527	-0.94949	-0.79222	-0.49144
		t 統計量	[-0.70308]	[-1.37401]	[-1.15178]	[-0.82180]
	台中(-1)	係數	-0.88504	-0.38467	-0.90022	-0.77211
		t 統計量	[-1.18810]	[-0.53702]	[-1.26264]	[-1.24562]
	彰化(-1)	係數	1.775617	1.6541	2.117465	1.537558
		t 統計量	[1.73917]	[1.68487]	[2.16693]	[1.80982]
台南(-1)	係數	0.412917	0.481532	0.345301	0.415038	
	t 統計量	[0.32606]	[0.39543]	[0.28488]	[0.39385]	
Π_2	台北(-2)	係數	0.633404	0.546006	0.480006	0.461156
		t 統計量	[0.81005]	[0.72618]	[0.64138]	[0.70875]
	台中(-2)	係數	1.417227	1.361886	1.449739	1.192862
		t 統計量	[1.69093]	[1.68981]	[1.80723]	[1.71036]
	彰化(-2)	係數	-2.12063	-2.02457	-2.03709	-1.94567
		t 統計量	[-1.86491]	[-1.85156]	[-1.87172]	[-2.05624]
台南(-2)	係數	0.14721	0.194716	0.192116	0.389722	
	t 統計量	[0.11765]	[0.16183]	[0.16042]	[0.37430]	
Π_3	台北(-3)	係數	1.452816	1.151587	1.199022	1.030303
		t 統計量	[1.86529]	[1.53761]	[1.60842]	[1.58969]
	台中(-3)	係數	-0.44234	-0.11595	-0.42542	-0.38703
		t 統計量	[-0.60197]	[-0.16410]	[-0.60488]	[-0.63296]
	彰化(-3)	係數	0.766573	0.795827	0.675844	0.672362
		t 統計量	[0.71799]	[0.77517]	[0.66138]	[0.75680]
台南(-3)	係數	-1.898	-1.95439	-1.52946	-1.3893	
	t 統計量	[-1.55924]	[-1.66971]	[-1.31278]	[-1.37159]	

附錄表十三 香水百合 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	-0.02985	-0.35887	-0.15841	-0.24965
		t 統計量	[-0.03923]	[-0.48828]	[-0.22706]	[-0.37717]
	台中(-1)	係數	-1.14869	-0.81246	-1.11268	-0.93943
		t 統計量	[-1.74438]	[-1.27737]	[-1.84301]	[-1.64004]
	彰化(-1)	係數	2.706342	2.565948	2.560646	2.191868
		t 統計量	[2.59352]	[2.54584]	[2.67655]	[2.41474]
台南(-1)	係數	-0.34874	-0.35249	-0.23037	0.021816	
	t 統計量	[-0.47658]	[-0.49871]	[-0.34338]	[0.03427]	
Π_2	台北(-2)	係數	-0.18155	-0.15416	-0.1677	-0.13942
		t 統計量	[-0.23809]	[-0.20931]	[-0.23987]	[-0.21019]
	台中(-2)	係數	0.689373	0.626115	0.514085	0.492901
		t 統計量	[1.00932]	[0.94908]	[0.82097]	[0.82963]
	彰化(-2)	係數	-0.75886	-0.81121	-0.65532	-0.71007
		t 統計量	[-0.71424]	[-0.79049]	[-0.67276]	[-0.76831]
台南(-2)	係數	-0.00042	0.161965	0.103012	0.193454	
	t 統計量	[-0.00059]	[0.23801]	[0.15948]	[0.31566]	
Π_3	台北(-3)	係數	0.752874	0.698858	0.693484	0.737026
		t 統計量	[1.03190]	[0.99170]	[1.03674]	[1.16131]
	台中(-3)	係數	-0.37658	-0.37139	-0.22518	-0.12057
		t 統計量	[-0.56797]	[-0.57992]	[-0.37043]	[-0.20904]
	彰化(-3)	係數	-0.0524	-0.06552	-0.10837	-0.31894
		t 統計量	[-0.05046]	[-0.06533]	[-0.11384]	[-0.35314]
台南(-3)	係數	-0.33718	-0.27248	-0.36105	-0.38081	
	t 統計量	[-0.48093]	[-0.40237]	[-0.56169]	[-0.62441]	

附錄表十四 非洲菊 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	0.917804	0.752462	0.706875	0.749224
		t 統計量	[1.89117]	[1.52784]	[1.49938]	[1.58985]
	台中(-1)	係數	-0.2931	0.029785	-0.1433	-0.21001
		t 統計量	[-0.43298]	[0.04336]	[-0.21792]	[-0.31948]
	彰化(-1)	係數	1.736648	1.7681	1.770675	1.30567
		t 統計量	[1.63923]	[1.64454]	[1.72049]	[1.26918]
台南(-1)	係數	-1.75553	-1.92632	-1.71807	-1.19038	
	t 統計量	[-1.98459]	[-2.14586]	[-1.99935]	[-1.38582]	
Π_2	台北(-2)	係數	0.515812	0.515472	0.307904	0.335413
		t 統計量	[1.06666]	[1.05039]	[0.65545]	[0.71430]
	台中(-2)	係數	0.111403	0.132546	-0.01033	0.183129
		t 統計量	[0.17458]	[0.20467]	[-0.01666]	[0.29553]
	彰化(-2)	係數	-0.51865	-0.41031	-0.11965	-0.55759
		t 統計量	[-0.49881]	[-0.38885]	[-0.11846]	[-0.55226]
台南(-2)	係數	0.092082	-0.14612	-0.00699	0.163571	
	t 統計量	[0.09020]	[-0.14104]	[-0.00705]	[0.16500]	
Π_3	台北(-3)	係數	0.376315	0.386482	0.211116	0.257678
		t 統計量	[0.73919]	[0.74807]	[0.42688]	[0.52125]
	台中(-3)	係數	0.111704	-0.34001	-0.17807	-0.21257
		t 統計量	[0.18333]	[-0.54989]	[-0.30086]	[-0.35929]
	彰化(-3)	係數	-1.38409	-0.95367	-0.92636	-0.93477
		t 統計量	[-1.37824]	[-0.93577]	[-0.94957]	[-0.95858]
台南(-3)	係數	1.039044	1.110988	1.035478	1.046667	
	t 統計量	[1.23807]	[1.30446]	[1.27010]	[1.28435]	

附錄表十五 劍蘭 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	0.350989	0.269445	0.292907	0.314068
		t 統計量	[0.54845]	[0.54292]	[0.47419]	[0.52464]
	台中(-1)	係數	-1.57882	-1.13435	-1.83638	-1.78737
		t 統計量	[-2.55290]	[-2.36523]	[-3.07644]	[-3.08963]
	彰化(-1)	係數	1.591983	1.113393	1.438514	1.348233
		t 統計量	[1.52236]	[1.37295]	[1.42520]	[1.37828]
台南(-1)	係數	-0.25124	-0.14126	0.142206	0.154191	
	t 統計量	[-0.35258]	[-0.25562]	[0.20676]	[0.23132]	
Π_2	台北(-2)	係數	0.439317	0.378287	0.059624	-0.14447
		t 統計量	[0.69758]	[0.77458]	[0.09809]	[-0.24524]
	台中(-2)	係數	0.38183	0.357785	0.656222	0.776429
		t 統計量	[0.56753]	[0.68575]	[1.01054]	[1.23371]
	彰化(-2)	係數	-1.33087	-1.24271	-1.08209	-0.92483
		t 統計量	[-1.24431]	[-1.49828]	[-1.04820]	[-0.92438]
台南(-2)	係數	0.843863	0.755142	0.77523	0.75825	
	t 統計量	[1.14255]	[1.31843]	[1.08747]	[1.09751]	
Π_3	台北(-3)	係數	0.803898	0.700069	0.83427	0.793461
		t 統計量	[1.33415]	[1.49821]	[1.43448]	[1.40774]
	台中(-3)	係數	0.241223	0.278835	0.474037	0.707796
		t 統計量	[0.35073]	[0.52279]	[0.71408]	[1.10015]
	彰化(-3)	係數	-1.52522	-1.33072	-1.71833	-1.74197
		t 統計量	[-1.68572]	[-1.89657]	[-1.96763]	[-2.05819]
台南(-3)	係數	0.824031	0.640167	0.772147	0.617433	
	t 統計量	[1.27729]	[1.27958]	[1.24003]	[1.02313]	

附錄表十六 葵百合 VAR 模型係數估計值表

Π_k	X_{it-k}		台北	台中	彰化	台南
Π_1	台北(-1)	係數	-0.08415	-0.1619	-0.22387	-0.22335
		t 統計量	[-0.24440]	[-0.50654]	[-0.64145]	[-0.62310]
	台中(-1)	係數	0.576262	0.672817	0.515092	0.574355
		t 統計量	[1.20753]	[1.51884]	[1.06490]	[1.15610]
	彰化(-1)	係數	0.973703	0.833525	0.903199	0.444127
		t 統計量	[1.35923]	[1.25349]	[1.24393]	[0.59554]
台南(-1)	係數	-0.47253	-0.35683	-0.25686	0.165857	
	t 統計量	[-0.98605]	[-0.80218]	[-0.52882]	[0.33246]	
Π_2	台北(-2)	係數	-0.68573	-0.66161	-0.61182	-0.52425
		t 統計量	[-1.95586]	[-2.03294]	[-1.72168]	[-1.43635]
	台中(-2)	係數	-1.31677	-0.93581	-1.2979	-1.29249
		t 統計量	[-2.98391]	[-2.28455]	[-2.90178]	[-2.81346]
	彰化(-2)	係數	2.196956	1.488928	2.064812	1.978562
		t 統計量	[2.99986]	[2.19023]	[2.78167]	[2.59517]
台南(-2)	係數	-0.6121	-0.25163	-0.4973	-0.51173	
	t 統計量	[-1.16664]	[-0.51667]	[-0.93514]	[-0.93690]	
Π_3	台北(-3)	係數	-0.36634	-0.2259	-0.38823	-0.50391
		t 統計量	[-1.03935]	[-0.69044]	[-1.08670]	[-1.37331]
	台中(-3)	係數	0.106516	-0.07642	0.048649	-0.11626
		t 統計量	[0.22299]	[-0.17234]	[0.10048]	[-0.23379]
	彰化(-3)	係數	0.999623	0.92548	1.147305	1.324061
		t 統計量	[1.25505]	[1.25178]	[1.42118]	[1.59687]
台南(-3)	係數	-0.34074	-0.34304	-0.48588	-0.46694	
	t 統計量	[-0.66628]	[-0.72264]	[-0.93737]	[-0.87706]	