

國立交通大學
工業工程與管理學系

碩士論文

多條供應鏈的
向量自我迴歸模式與共整合分析
VAR Model and Co-integration Analysis of
Multiple Supply Chains



研究生：賴瀚棠

指導老師：梁高榮 博士

中華民國九十三年六月

多條供應鏈的向量自我迴歸模式與共整合分析

研究生：賴瀚棠

指導教授：梁高榮 博士

國立交通大學工業工程與管理學系碩士班

摘要

花卉產業中多條供應鏈彼此的互動是非常複雜的。本論文提出運用向量自我迴歸模式與共整合技術建構此互動模式。事實上，向量自我迴歸模式是用來分析多種花卉產品的相依性，而共整合模式則檢定多條供應鏈中的市場整合度。進一步，利用由台北與彰化花卉資料倉儲中的交易資料探索兩模型之關係，研究結果顯示，向量自我迴歸模式中其共整合特性之花卉產品存在特定關係。

關鍵詞：

市場整合(Market Integration)

假性迴歸(Spurious Regression)

單位根檢定(Unit Root Test)

共整合分析法(Co-Integration Analysis)

向量自我迴歸(Vector Autoregressive; VAR)

VAR Model and Co-integration Analysis of Multiple Supply Chains

Student : Han-Ton Lai

Advisor : Dr. Gau-Rong Liang

Department of Industrial Engineering & Management
National Chiao Tung University

Abstract

The interaction among multiple supply chains in flower industry is complicated. In this thesis, Vector Autoregression (VAR) and co-integration techniques are proposed to model this interaction. Essentially the VAR model is used for analyzing the dependence of multiple flower products, and the co-integration model is used for testing the degree of market integration among multiple supply chains. Moreover, the transactional data from two flower wholesale markets located at Taipei and Changhua are examined for exploring the relation of both models. The research results show the existence of a specific relation among co-integrated flower products in the VAR model.

Keywords:

Market Integration
Spurious Regression
Unit Root Test
Co-Integration Analysis
Vector Autoregressive

目錄

圖目錄.....	V
表目錄.....	VI
第一章 緒論.....	1
1.1 研究動機.....	1
1.2 問題界定.....	2
1.3 研究目的.....	3
1.4 研究方法.....	4
1.5 論文架構.....	5
第二章 文獻回顧.....	6
2.1 花卉供應鏈中各市場聚集度.....	6
2.2 RAVALLION 市場整合模式.....	12
2.2.1 市場整合之定義.....	12
2.2.2 單一價格法則與市場整合.....	13
2.2.3 Ravallion 空間市場整合理論.....	14
2.3 市場整合性相關文獻.....	16
第三章 向量自我迴歸與共整合分析.....	19
3.1 假性迴歸.....	19
3.2 單位根檢定法.....	20
3.2.1 同條件程序過程.....	20
3.2.2 單位根檢定與落後期數的選取.....	21
3.3 向量自我迴歸.....	24
3.3.1 Granger 因果關係定義與檢定.....	25
3.3.2 衝擊反應分析.....	26
3.3.3 預測誤差變異數分解.....	28
3.3.4 誤差修正模型.....	29
3.4 共整合分析.....	30
3.4.1 Granger 共整合分析法.....	30
3.4.2 Johansen 共整合分析法.....	31
第四章 資料屬性檢定與分析結果.....	33
4.1 資料蒐集與軟體操作說明.....	34
4.2 供應鏈裡的假性迴歸案例.....	40
4.3 單位根檢定結果.....	42
4.4 共整合分析結果.....	48
4.5 向量自我迴歸模式.....	54

第五章 結論與未來研究方向.....	57
參考文獻.....	58
附錄 A 單位根檢定輸出結果.....	60
A.1 台北玫瑰月拍賣均價單位根檢定.....	60
A.2 彰化玫瑰月拍賣均價單位根檢定.....	63
附錄 B 共整合分析輸出結果.....	66
B.1 台北、彰化玫瑰月拍賣均價共整合分析.....	66
附錄 C 向量自我迴歸輸出結果.....	69
C.1 台北、彰化玫瑰月拍賣均價向量自我迴歸模式.....	69



圖目錄

圖 1-1 業務情報的導入	1
圖 1-2 資訊處理過程	2
圖 1-3 研究方法與步驟	4
圖 1-4 論文架構圖	5
圖 2-1 花卉「批發資訊分享熱線」	13
圖 2-2 市場價格轉移	13
圖 2-3 考量貿易成本下市場轉移	14
圖 2-4 市場輻射型態圖	14
圖 3-1 落後期數判斷與選取	23
圖 4-1 分析流程圖	33
圖 4-2 資料整理結果	34
圖 4-3 EASYREG 軟體畫面	35
圖 4-4 單位根檢定畫面	35
圖 4-5 選取單位根檢定方法	36
圖 4-6 初步估計落後期數	36
圖 4-7 落後期數選取法則	36
圖 4-8 單位根檢定結果	37
圖 4-9 JOHANSEN 共整合檢定	38
圖 4-10 模式選取	38
圖 4-11 落後期數選取	38
圖 4-12 跡檢定與最大特徵值檢定	39
圖 4-13 共整合檢定結果	39
圖 4-14 一般線性迴歸	40
圖 4-15 線性迴歸與 DW 檢定分析結果	40
圖 4-16 台北與彰化玫瑰月拍賣均價散佈圖	41
圖 4-17 台北與彰化玫瑰月拍賣均價二階差分散佈圖	41
圖 4-18 拍賣資訊之時間數列圖形	44
圖 4-19 台北拍賣市場時間數列圖形	45
圖 4-20 台北、彰化玫瑰拍賣資訊時間數列圖形	49
圖 4-21 台北、彰化玫瑰拍賣資訊二階差分共整合圖形	49
圖 4-22 各品種玫瑰與滿天星日拍賣均價共整合圖形	52
圖 4-23 VAR 之落後期數選取	54
圖 4-24 VAR 分析結果	55

表目錄

表 2-1 花卉拍賣市場開始時間	6
表 2-2 台灣地區花卉批發市場玫瑰黛安娜粉交易價量統計	7
表 2-3 年台灣地區花卉批發市場玫瑰佳娜紅交易價量統計	8
表 2-4 年台灣地區花卉批發市場玫瑰紫精靈交易價量統計	9
表 2-5 台灣地區花卉批發市場玫瑰新香檳粉交易價量統計	10
表 2-6 台灣地區花卉批發市場滿天星交易價量統計	11
表 2-7 國內農產品市場整合性研究文獻	17
表 2-8 國內農產品市場整合性研究文獻 (續)	18
表 4-1 迴歸分析結果	41
表 4-2 花卉交易資訊敘述統計量	42
表 4-3 花卉拍賣資訊各經濟指標單位根檢定	46
表 4-4 花卉拍賣各變數一階差分單位根檢定	46
表 4-5 花卉拍賣各變數二階差分單位根檢定	47
表 4-6 AIC 法則選取落後期數	48
表 4-7 台北與彰化玫瑰月拍賣把數共整合檢定	50
表 4-8 台北與彰化玫瑰月拍賣均價共整合檢定	50
表 4-9 台北四項玫瑰品種與滿天星白日拍賣均價共整合檢定	52
表 4-10 台北、彰化市場共整合分析結果	53
表 4-11 AIC 法則選取落後期數	54
表 4-12 台北與彰化玫瑰月拍賣均價 VAR 參數估計值	55
表 A-1 台北玫瑰月拍賣均價模型假設	60
表 A-2 落後期數選取之輸出	60
表 A-3 ADF 檢定輸出結果	61
表 A-4 彰化玫瑰月拍賣均價模型假設	63
表 A-5 落後期數選取之輸出	63
表 A-6 ADF 檢定輸出結果	64
表 B-1 兩變數共整合檢定之假設模型	66
表 B-2 最大特徵值檢定輸出結果	67
表 B-3 跡檢定輸出結果	68
表 C-1 VAR 模型之基本假設	69
表 C-2 VAR 參數估結果	69
表 C-3 VAR 對變數之解釋能力	72

第一章 緒論

隨著資料倉儲技術越趨成熟，如何利用資料探勘的技術，將大量資訊轉為精要的知識，已成為最重要的課題。本章主要的目的是要說明論文的著眼點。本章的內容共分為五部分，分別為 1.1 節「研究動機」，1.2 節「問題界定」，1.3 節「研究目的」，1.4 節「研究方法」，1.5 節「論文架構」。

1.1 研究動機

隨著全球電子化的腳步，各級政府、機關學校與民間企業，都以驚人的速度不斷產生各種原始資料，並加以儲存於組織內部資料庫或資料倉儲中，如此龐大的資料量，對於企業組織而言是沈重的負擔或是珍貴的寶藏？端看組織企業能否將大量資料透過適當轉換為精要的知識。

現在是知識經濟的時代，能掌握知識就能掌握優勢，因此，企業為增加競爭力，無不想盡辦法來擷取組織內、外部的知識。一般而言，業務情報 (Business Intelligence) 的導入可以圖 1-1 表示[9]，可以簡單的分為前段-資料倉儲的建立，以及後段的分析及知識產出，前、後段皆是商業智慧成功與否的關鍵。由於企業全球化的影響，資料庫分散各地，人們累積的資料量正以倍數成長，如何由如此雜亂無章的資料洪流中快速找到對公司有用的潛在知識，是成功與否的關鍵；解決方法可以分為兩個步驟，第一、建立資料倉儲以整合異質端的資料庫，方便後端的分析，經過資料倉儲的去污整合過後，等於提供後端乾淨 (Clean)、一致的分析平台；針對資料倉儲進行分析、加值的運用，進而提供決策支援 (Decision Support)[16]。

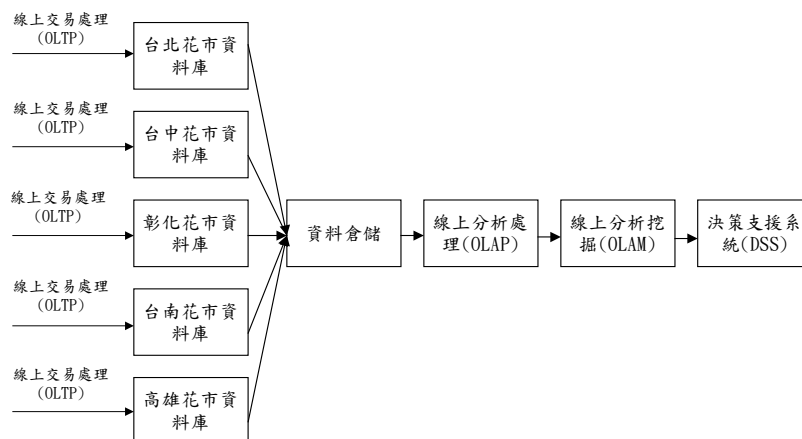


圖 1-1 業務情報的導入

本論文著眼於後端決策支援系統之分析，利用資料探勘 (Data Mining) 中，時間趨勢的預測[31]探討花卉拍賣市場中價、量之共整性與關聯性分析，並嘗試以向量自我迴歸為基礎建立市場間價格預測模型。

1.2 問題界定

台灣目前有五家花卉產銷公司，分別為台北、台中、彰化、台南與高雄，現今已完成台北與彰化之資料倉儲系統[12]，預計於明年將完成台中與台南的資料倉儲。資料倉儲的完成提供使用者線上分析處理 (OLAP)與線上分析挖掘 (OLAM)的加值運用[14]，並能將該知識的層級提升至決策支援來進行智慧型應用，因此花卉資料倉儲的建立對於花卉供應鏈中，各層級的決策者均有不小的助益。資訊的處理如下圖 1-2[9]。

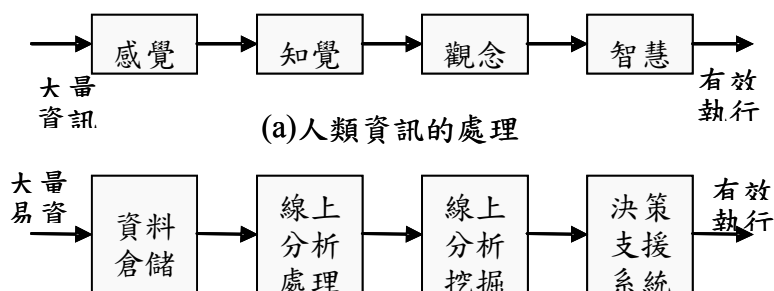


圖 1-2 資訊處理過程

一般而言，花卉供應鏈中的決策者可分為兩類，一為供應單位，如花農、各農會產銷班，二為管理各批發市場的經營者，如台北花卉股份有限公司的經營者。

對於花卉產銷公司而言，管理者必須對公司內部短期或長期的營運方針進行決策，而決策的結果將影響公司未來的發展[5]。因此對管理者而言，資訊的充分性將影響決策的正確性，進而影響公司發展。而資料倉儲可補足資訊不足的部分，但若需要進一步進行決策支援時，則必須透過線上分析挖掘與資料探勘[22]。

由於花卉供應鏈存在著市場間互相影響的特性，某一市場的變動將造成其餘市場的衝擊，因此無論長、短期的市場預測皆不能忽略市場間彼此干擾的特性。而個別市場中亦存在著類似的關聯性，以花卉拍賣來說，依照過去經驗，玫瑰花的配花為滿天星，當市場上玫瑰具有較高的拍賣價格時，其配花滿天星亦有較高之拍賣價格；相同的情形亦發生在麒麟草與卡斯比亞上。因此市場管理者進行決策時，不可忽視個別市場間所存在的關聯性，無論是長期或短期，個別市場或整體供應鏈均如此。

由於五條花卉供應鏈的決價時段都不相同如表 2-1 所示，而台灣的花卉交易資訊卻可透過電話即時可得。因此長久以來花卉界人士心中常存在一個疑問，那就是在各條花卉供應鏈間何種的花卉產品具有長期均衡(Long-run Equilibrium)的穩定關係？換句話說，雖然每條花卉供應鏈的到貨量都不相同，但如果 A 條供應鏈開出玫瑰花的價格後，是否隨後決價的 B 條供應鏈也會開出類似的玫瑰花價格？

上述供應鏈間決策者於決策執行過程，都是依照經驗法則而進行決策，並沒有深厚的理論基礎與完整架構。因此，本論文以共整合理論與向量自我迴歸模型探討花卉拍賣資訊中的各項關聯性，對上述市場與拍賣物品間之關聯性加以印證並深入研究[21]。

1.3 研究目的

綜合前述的問題界定，本研究目的在於探討花卉供應鏈體系中拍賣市場間所存在的關聯性，並加以建立其時間數列預測模型；另一方面，針對個別拍賣市場內，多項具有相關性之產品，利用共整合分析法探討同質產品中是否確實存在共整合特性，若經過 Johansen 檢定能證實其存在共整合之特性，則同樣的利用向量自我迴歸模型，建立其時間數列預測模式，以幫助花卉拍賣市場中之決策者進行拍賣資訊之預測。因此主要可達到下列目的：

1. 以相關分析求得台北與彰化產銷公司中各項拍賣資訊的相關係數。
2. 利用共整合檢定分析台北與彰化兩花卉產銷公司間，各項拍賣資訊是否存在長期均衡的同條件程序關係。
3. 對於台北、彰化兩花卉產銷公司間，若確實存在共整合特性之拍賣資訊，運用向量自我迴歸模式建立其時間數列預測模型，以利花卉供應鏈中各層級決策者對於決策執行之參考。
4. 利用共整合檢定分析台北花卉產銷公司內，具有同質性之產品是否確實存在長期均衡的同條件程序關係。
5. 對於台北花卉產銷公司內，若確實存在共整合特性之拍賣資訊，運用向量自我迴歸模式建立其時間數列預測模型，以利花卉供應鏈中各層級決策者對於決策執行之參考。

對於上述目標，本研究於第二章與第三章說明所需的理論技術，並於第四章中運用 Easy Reg 時間序列分析軟體，加以分析並建立模式。



1.4 研究方法

建構花卉供應鏈共整合與向量自我迴歸模型的研究方法一共分成六個步驟，如圖 1-3 所示，以下是針對六個步驟以及在各步驟中所需介入之相關技術與研究進行說明：

1. 業界訪談：本研究探討花卉供應鏈中台北與彰化兩拍賣市場之關聯性，因此必須先對花卉運銷體系中供應鏈流程有深入的認識與瞭解，才能依其現況及需求加以修正資料的蒐集或分析結果的合理性。
2. 問題界定與分析：找出供應鏈上不同使用者所面臨之問題。
3. 文獻回顧：參考文獻找出解決適合解決問題所需的方法，因此探討下列領域之文獻：
 - A. 統計製程管制技術
 - B. 市場整合
 - C. 同條件程序
 - D. 共整合理論
 - E. 向量自我迴歸模式
4. 同條件程序：探討花卉拍賣資訊時間數列示否為同條件程序，運用 ADF 檢定法加以分析。
5. 共整合特性：花卉供應鏈中，個別市場間是否存在共整合現象，主要運用 Johansen 共整合分析法中的跡檢定與最大特徵值檢定加以判別共整合特性是否存在於多條花卉供應鏈。
6. 拍賣資訊時間數列預測模型：以向量自我迴歸對拍賣資訊進行模式之建立。

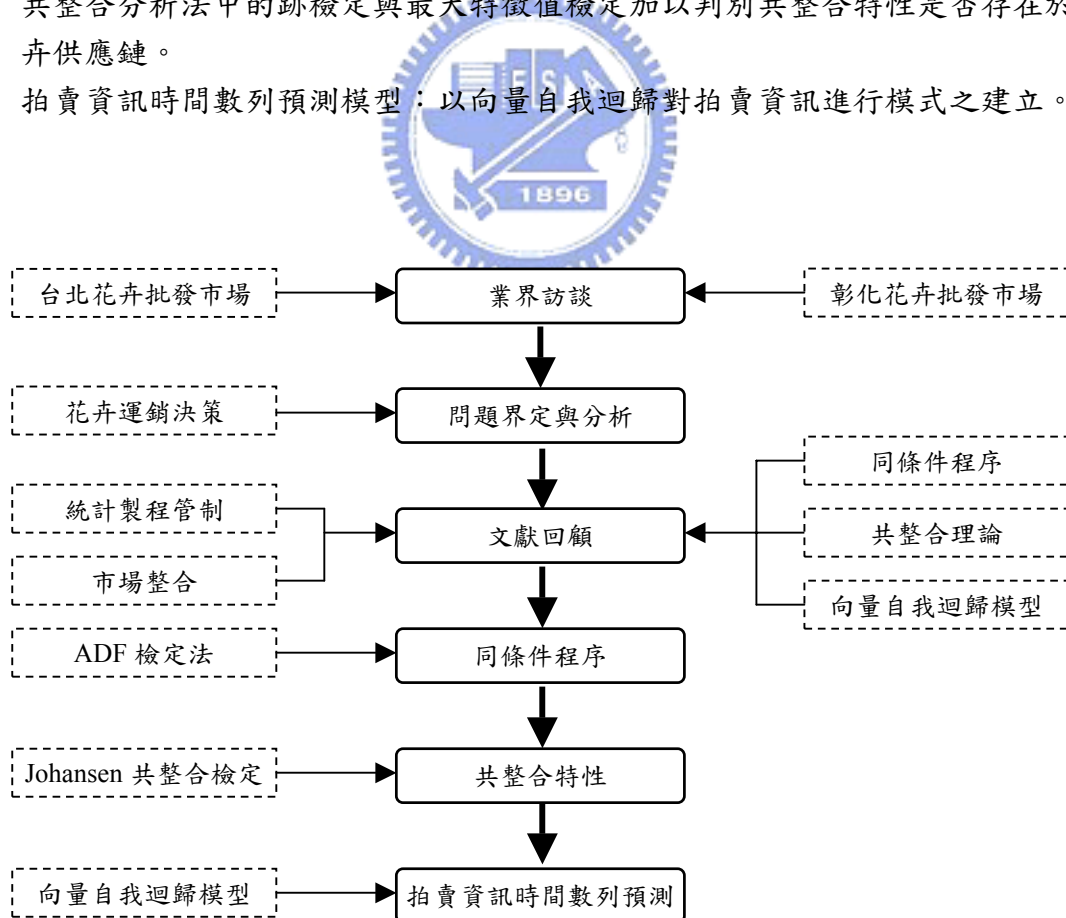


圖 1-3 研究方法與步驟

1.5 論文架構

本論文的研究架構如圖 1-4：

第一章：緒論—說明本論文的研究動機與背景、研究主題、研究目的、研究方法與步驟。

第二章：文獻回顧—探討過去相關之研究，提出問題與改進方法，並列示探討農業方面共整合的關聯性相關文獻。

第三章：向量自我迴歸模型—探討向量自我迴歸模型之發展步驟，其中介紹單位根檢定方法與 VAR 模型之三步驟，分別為 Granger 因果關係檢定、衝擊反應分析與誤差變異分解。

共整合與誤差修正模型—探討時間序列中檢定變數是否具有共整合現象之方法、Granger 與 Johansen 共整合理論與誤差修正模型架構。

第四章：資料屬性檢定與結果分析—針對研究目的所進行的各項檢定與結論、操作軟體步驟加以說明，列示結果並建立模式。

第五章：結論與未來方向—提出結論與未來展望。

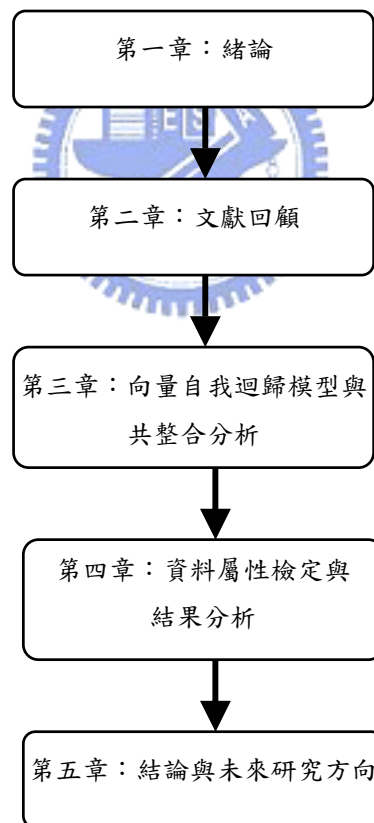


圖 1-4 論文架構圖

第二章 文獻回顧

本研究是由市場中之整合現象為理論基礎，因此必須對花卉供應鏈之市場聚集度與市場整合相關文獻加以說明，因此本章共分四節，分別為 2.1 節「花卉供應鏈中各市場聚集度」，2.2 節「Ravallion 市場整合模型」，2.3 節「市場整合性相關文獻」。

2.1 花卉供應鏈中各市場聚集度

本研究資料取自台灣地區五個花卉批發市場，其中的台北與彰化兩市場進行玫瑰與滿天星每日平均拍賣價格共整性探討，因此必須對市場中玫瑰各品種與滿天星探討其聚集度 [17]。而五個市場每日拍賣開始時間如表 2-1，由表 2-1 觀察發現除台北拍賣市場為凌晨開始進行拍賣外，其餘各市場開始拍賣時間均相當接近。在花卉供應鏈體系中，各市場開始拍賣不同時的因素下，是否影響供應人選擇供貨地點進而對市場之整合性產生影響，此即為本研究探討之目的。

表 2-1 花卉拍賣市場開始時間

市場	拍賣開始時間
台北	AM: 3:30
台中	PM: 6:00
彰化	PM: 5:10
台南	PM: 4:30
高雄	PM: 5:00



本研究之分析對象為玫瑰花中黛安娜粉(FR408)、佳娜紅(FR108)、紫精靈與(FR704)、新香檳粉(FR412)與滿天星以色列(FW561)，下列五張表為 2003 年中上述 5 種花卉之市場聚集度，由於高雄花卉拍賣市場成立時間較短，因此表中僅列出台北、台中、彰化與台南四個市場之資料 [17]。

2003 年五種花卉於四個花卉批發市場，平均每月交易均價與交易把數統計如表 2-2 至表 2-6 [13]，觀察表 2-2 至 2-5 可發現，台灣地區花卉批發市場中，台北花卉公司在上述玫瑰花 4 品種均至少 4 成的市場佔有率，而台北與彰化兩公司在玫瑰花 4 品種中至少佔有台灣地區花卉批發市場 7 成的市場佔有率。觀察表 2-6 可發現，滿天星在 2003 年中，以彰化拍賣市場所佔比例為最高，佔有台灣 40% 之市場聚集度。

表 2-2 台灣地區花卉批發市場玫瑰黛安娜粉交易價量統計

		1 月	2 月	3 月	4 月	5 月	6 月	7 月	8 月	9 月	10 月	11 月	12 月	2003 年	成交所佔比例
台北	交易均價	89	143	96	36	41	56	62	79	74	87	61	112	74	
	總把數	38822	21376	24348	38411	55040	57017	54363	44164	43687	46535	44629	49294	517686	45.56 %
台中	交易均價	89	145	81	40	40	60	69	71	68	76	59	103	71	
	總把數	12119	10790	10595	17070	18165	19385	17713	16184	12467	15054	14264	12111	175917	15.48 %
彰化	交易均價	86	126	73	45	40	61	70	68	63	71	51	102	69	
	總把數	19847	17236	18447	22992	28604	31928	33207	26307	24548	24979	23530	20437	292062	25.70 %
台南	交易均價	74	103	62	28	25	42	48	38	47	58	37	78	50	
	總把數	12091	9834	11001	15497	16068	16085	15687	11753	10464	11859	12623	7601	150563	13.25 %

表 2-3 年台灣地區花卉批發市場玫瑰佳娜紅交易價量統計

		1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	2003年	成交所佔比例
台北	交易均價	73	157	63	45	42	55	60	76	57	60	46	81	65	
	總把數	22146	12160	12523	14843	24886	27278	25593	22634	21769	25042	18883	25396	253153	41.85%
台中	交易均價	77	146	60	51	50	72	83	88	67	79	57	94	76	
	總把數	9668	7803	10006	8819	12463	14380	12547	12960	9648	9426	8672	7715	124107	20.52%
彰化	交易均價	82	144	56	49	44	62	66	65	60	59	44	85	67	
	總把數	12966	10730	10868	11252	13761	18785	17988	16149	12088	15746	12356	11733	164422	27.18%
台南	交易均價	78	130	52	42	39	52	59	46	40	51	40	69	55	
	總把數	3950	3038	5015	5646	6623	9566	8744	7093	4141	2604	2823	3991	63234	10.45%

表 2-4 年台灣地區花卉批發市場玫瑰紫精靈交易價量統計

		1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	2003年	成交所佔比例
台北	交易均價	85	205	75	36	42	54	73	63	51	57	45	76	64	
	總把數	6447	4528	5287	9039	11726	13088	14285	14292	11946	12876	9951	9222	122687	54.99%
台中	交易均價	92	212	90	30	38	66	68	69	53	72	59	90	70	
	總把數	1848	1506	1283	3570	2503	2993	3986	4703	3019	3077	2581	1810	32879	14.74%
彰化	交易均價	82	163	85	35	43	57	65	59	42	49	39	82	59	
	總把數	2502	1747	1663	4927	3964	6304	6917	7231	4607	4016	3016	2050	48944	21.93%
台南	交易均價	77	94	62	37	33	45	60	62	30	54	46	43	50	
	總把數	1383	677	209	1374	1422	1876	2653	2644	2824	1353	1712	476	18603	8.34%

表 2-5 台灣地區花卉批發市場玫瑰新香檳粉交易價量統計

		1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	2003年	成交所佔比例
台北	交易均價	116	129	102	46	57	74	97	100	110	117	89	122	95	
	總把數	17284	13553	14518	22438	21614	21324	20886	17870	19725	22911	24190	26884	243197	55.94%
台中	交易均價	96	128	82	42	49	78	82	83	89	101	77	110	83	
	總把數	3085	5115	3965	5835	4428	5372	6455	4589	2665	3118	3417	3965	52009	11.96%
彰化	交易均價	114	137	84	47	53	81	84	88	100	97	73	112	85	
	總把數	5451	7202	7238	11693	10137	9419	12005	7085	6999	6270	5907	4854	94260	21.68%
台南	交易均價	91	124	74	45	46	69	68	57	75	131	92	124	78	
	總把數	2909	3975	3927	5863	4567	3996	5317	4063	2314	1815	2874	3678	45298	10.42%

表 2-6 台灣地區花卉批發市場滿天星交易價量統計

		1月	2月	3月	4月	5月	6月	7月	8月	9月	10月	11月	12月	2003年	成交所佔比例
台北	交易均價	38	45	32	28	36	27	36	41	48	46	38	75	40	
	總把數	11193	7777	6605	5518	10462	5650	3244	1998	796	1948	3091	6054	64336	26.21%
台中	交易均價	32	47	29	25	24	37	40	43	51	36	31	68	38	
	總把數	1754	3065	1678	1514	2443	5500	4489	3005	730	653	914	1297	27042	11.02%
彰化	交易均價	41	57	31	37	35	36	44	46	62	50	34	80	44	
	總把數	12602	14228	11050	7873	10803	8747	6237	4784	3772	5589	7127	5414	98226	40.03%
台南	交易均價	36	48	27	35	28	32	39	46	39	34	28	68	37	
	總把數	6673	9874	7616	4570	8286	4104	4081	3325	1361	981	3030	1878	55779	22.73%

2.2 Ravallion 市場整合模式

市場整合之問題，主要在探討各市場間，在形式、空間、或時間上，產品及市場相關資訊是否能充分流通，而能使市場之運作在產品之分配上更具效率。花卉供應鏈中存在著地域市場的差異，資訊聯營與資訊分享的觀念使得供應鏈間的交易資訊可以透明化並進一步的進行市場整合。因此本論文以 Ravallion 市場整合理論為出發點，其中共分三小節，分別為 2.2.1 節「市場整合之定義」，2.2.2 節「單一價格法則與市場整合」與 2.2.3 節「Ravallion 空間市場整合理論」

2.2.1 市場整合之定義

市場整合之問題，主要在探討各市場間，在形式、空間、或時間上，產品及市場相關資訊是否能充分流通，而能使市場之運作在產品之分配上更具效率。一般而言，市場整合方式大致可分為三類：其一為垂直或水平整合 (Vertical or Horizontal Integration)，其探討各市場在於某特定產品間的互動關係；第二種市場整合型式為空間性整合之概念 (Spatial Integration)，此市場整合主要在探討不同地域間的互動關係。第三種則為跨期整合性之研究 (Intertemporal Integration)，此類研究著重於跨期套利行為之分析。而本研究之範圍以第二類市場整合型態為主，必以台北與彰化兩花卉拍賣市場中玫瑰與滿天星兩產品為對象，探討花卉供應鏈中是否存在空間市場整合現象。

市場整合與否的關鍵因素在於資訊是否能夠自由流通，及產品在各市場間之進出是否有障礙，而能使市場的參與者能夠有充分的資訊及運用搬有運無的概念來從事套利的行為；雖然整合性的市場，並不一定就是代表完全競爭市場的柏瑞圖最適境界 (Pareto Optimality)[9]，不過整合性之市場在產品配置上比沒有整合的市場更具效率性是無庸置疑的 [35]。本研究所用之市場整合模型的基本觀念建立在「單一價格法則」(Law of One Price; LOP) 理論之上，其意義在於當某一項產品在兩個市場間有不同的價格時，透過市場參與者的套利 (Arbitrage) 行為，讓產品能自由的流通，最終將使該產品在兩個市場上之價格趨於一致。此市場整合與否之關鍵因素便在於產品的價格資訊和產品本身能否在兩市場間自由的流通。根據 Rogoff (1996) 文中的描述，單一價格法則無法成立的其中一項重要原因，在於價格資訊無法有效的傳遞，使資訊搜尋成本過高，導致價格產生歧異 (Differential) 的現象。歷史上，Stigler 教授首先在美國芝加哥市交易市場觀察到商品存在著價格歧異的現象[42]；也就是說不同地點，相同的商品但卻有不同的價格，而且這些價格歧異的程度與平均價格之比例會隨著產品價格增高而降低。由於價格資訊的搜尋可以降低交易價格支出，而搜尋資訊的成本不會因商品價格較高而提昇；故 Stigler 教授利用資訊成本觀念來解釋這個現象。

目前我國的花卉產業是由六條主要的供應鏈分別在供應貨源的，而這六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。通常多條供應鏈的即時互動性是透過即時的交易資訊分享來進行的，而花卉產業「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[2,6,8]，花卉「批發資訊分享熱線」的入口網頁如圖 2-1。因此，後續探討花卉供應鏈中各市場是否存在共整合現象。



圖 2-1 花卉「批發資訊分享熱線」

2.2.2 單一價格法則與市場整合

假若各市場間交易的產品具有同質性，消費者的偏好無差異，市場訊息充分且完全公開，如果市場間貿易沒有障礙，且移轉成本（Transfer Cost）為零，那麼，各市場的產品交易價格將會一樣，此種情況稱為單一價格法則（Law of One Price, LOP）。蓋因市場間交易價格訊息完全公開，且無貿易障礙和移轉成本，產品將會由交易價格低的市場移轉入交易價格高的市場，移轉數量直至兩個市場的交易價格達到同樣水準，如圖 2-2 所示：

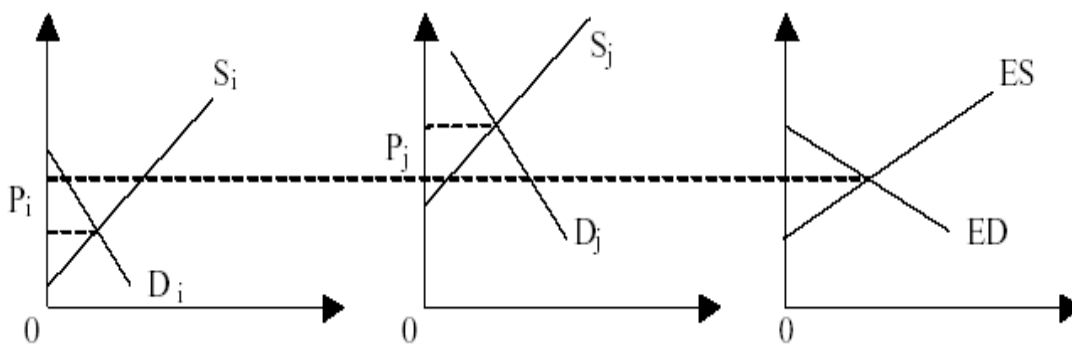


圖 2-2 市場價格轉移

前述圖示假設空間內不同市場間的移轉成本為零，在現實經濟世界並不合理，Takayama 和 Judge[35]，在其「空間市場結構均衡模型」中，將空間市場間的移轉成本納入考量，並指出：在完全競爭的市場環境前提下，市場處於均衡條件時，空間內不同地域市場間，同一種產品的交易價格差異應該等於不同地域市場間的移轉成本。換言之，若兩個地域市場間價格差異大於其市場間的移轉成本，則兩市場間會有產品貿易發生。反之，若兩市場間交易價格等於或小於其市場間的交易價格，則市場間不會有產品貿易發生。

兩個地域市場間交易模式可用兩個市場的供需圖形來說明，假設 i 市場存在超額供給， j 市場存在超額需求，若兩市場沒有開放貿易，則 j 市場的價格高於 i 市場。兩市場開放貿易後，若兩市場價差小於移轉成本 T_{ij} 也不會有貿易發生；惟若兩市場間的移轉成本小於兩市場交易價格差異時，即會有貿易發生，交易量為 $Q_E = (Q_{i2} - Q_{i1}) = (Q_{j2} - Q_{j1})$ 。兩市場之交易量隨著移轉成本之增加而減少，當移轉成本大於兩市場價差時，兩市場就不會有貿易發生，

如圖 2-3。

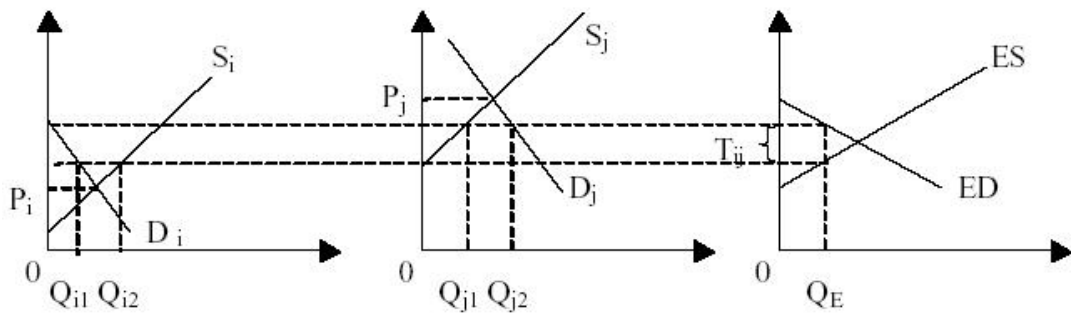


圖 2-3 考量貿易成本下市場轉移

因此，不同地域市場間是否符合空間市場結構均衡條件，端視個別市場供需函數決定的交易價格水準，以及市場間移轉轉成本高低。

2.2.3 Ravallion 空間市場整合理論

Ravallion 假設有 N 個市場[35]，其中第一個市場為中心市場 (Central Market)，或稱為消費市場；其它 $(N-1)$ 個市場則為地區市場 (Local Market)，亦稱為產地市場。在此模型中，消費市場對於其它產地市場的價格具有支配的地位，則此 N 個市場價格形成的模式如下所示，就消費市場而言：

$$P_1 = f_1(P_2, P_3, \dots, P_N, X_1)$$

而產地市場的價格只受到消費市場價格的影響，故產地市場表示方式如下所示：

$$P_i = f_i(P_1, X_i), i = 2, \dots, N$$

其中 $P_i (i=1, 2, \dots, N)$ 為第 i 個市場的價格， $X_i (i=1, 2, \dots, N)$ 表示其它影響消費市場或產地市場的可能因素，則此兩個式子可以表示空間市場價格均衡的情況。因為 Ravallion 把市場結構當成是輻射的形式，如圖 2-4 所示。

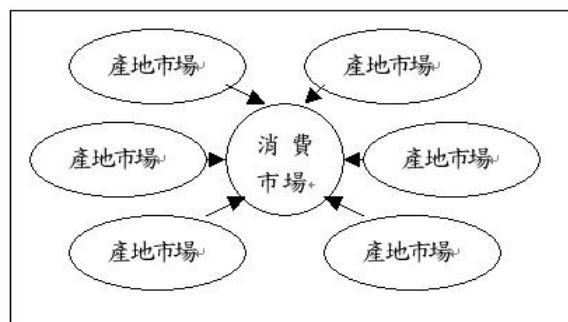


圖 2-4 市場輻射型態圖

圖 2-4 中箭頭方向為物流的方向，即產地市場為生產地，而消費市場為純粹消費的市場，因此其關係便可如上述兩方程式所表示，產地市場的價格只受到消費市場的影響。但是產地市場間若有貿易的情形產生，則圖 2-4 便不能適用，因此產地市場間的價格亦會互相有影響的可能性存在，亦即產地市場的方程式的等式右邊必須再加入其他產地市場價格的影響，則如下式所示：

$$P_i = f_i(P_j, X_i), i, j = 1, \dots, N, i \neq j$$

將上式考慮延遲項後，其動態的實證模型可以如下式所表示：

$$P_{it} = \sum_{h=1}^m a_{ih} P_{it-h} + \sum_{s=2}^N \sum_{k=0}^n b_{jk}^s P_{jt-k} + X'_{it} C_i + e_{it}$$

上式中 P_{it} 為 i 市場於時間 t 之價格， P_{jt} 為第 j 個市場於時間 t 之價格； P_{it-h} 和 P_{jt-k} 分別為 i 和 j 市場前 h 或前 k 期之價格， a_{ih} 和 b_{jk}^s 則為其對應係數，代表 i 市場或 j 市場價格的落後期對 i 市場當期的價格的邊際影響； X'_{it} 為其他會影響市場相關變數的向量矩陣的轉置，而 e_{it} 則為對應之係數所組成之向量； m 、 n 為 i 市場或 j 市場價格的最大落遲項數目， N 代表可能影響 i 市場當期價格的其它市場數； e_{it} 為符合白噪音假設下之隨機殘差項。Ravallion 在估計這個模型時，將這些價格間的關係當成線性的，並在原來靜態理論模型中加入考慮價格的落遲項對市場的影響後，成為一個動態的模型。



2.3 市場整合性相關文獻

共整合檢定與向量自我迴歸模型最初即是因應整體經濟分析而生，因此無論國內外相關論文多應用於財務金融方面，相對應用於農產品市場整合實證研究文獻則相對較少。此處列出運用整合性探討國內農產品之相關文獻。

何彩華，「台灣地區花卉批發市場整合性之研究」，該文探討八種花卉於四個拍賣市場中之同條件程序現象，首先以單位根檢定、Engle & Granger 共整合檢定、Johansen 最大概似共整合分析探討四個市場間之整合性，並利用 Ravallion 市場整合檢定模式[35]加以估計參數。研究結果顯示僅大菊和劍蘭每週拍賣價格為共整合時間數列資料。將大菊與劍蘭運用 Ravallion 市場整合檢定加以印證，發現不論台北或彰化市場其價格均會影響其餘三個市場之交易價格。Engle & Granger 共整合檢定發現小菊、康乃馨和洋桔梗在市場間具有共整合關係[5]。

涂旭志，「台灣產地蔬菜批發市場決價效率之研究」，運用單位根檢定和共整合檢定，研究三個產地蔬菜批發市場間價格是否存在共整合關係，分別為永靖、溪湖和西螺三個產地蔬菜批發市場。研究結果顯示甘藍、包心菜、花椰菜、胡瓜和苦瓜等五種蔬菜的交易價格資料皆通過單位根檢定，表示呈現非共整合性質。在共整合分析中，大部份的市場蔬菜價格間皆存在共整合關係，表示產地批發市場的交易價格彼此間有一定程度影響，價格相關資訊流通，存在著空間均衡關係，因此市場決價具有效率[3]。

陳慧秋和陳宗玄，「台灣毛豬批發價格空間均衡分析—共整合方法之應用」，利用單位根檢定和共整合檢定探討台灣地區十個毛豬批發市場價格，結果顯示，除雲林縣於農產品交易法實施後，呈現同條件程序時間數列外，其餘個市場無論在農產品交易法實施前後，各地市場毛豬批發價格都屬非同條件程序時間數列。共整合檢定方面，除台南市和屏東毛豬批發價格不存在共整合關係外，其餘市場無論於農產品交易法實施前後，毛豬批發價格都具有共整合關係[13]。

黃萬傳，「台灣雞蛋市場決價效率之研究」，該研究應用向量自我迴歸模式探討雞蛋價格。研究結果指出雞蛋市場的決價效率低落，且以大盤商決價效率最低，其次是產地市場和零售商，最後是中盤商。研究同時指出會如此，一方面是蛋價形成未能適時反映雞蛋市場供需；二方面是雞蛋市場、蛋農和零售商乃處於價格接受者之故[15]。

劉士豪，「台灣柑橘市場決價效率之研究」，該研究以單位根檢定、共整合檢定及因果關係，探討柑橘市場間，價格是否透過行情報導系統，互相傳遞及影響。研究結果發現柑在水平市場上，具有某種程度的空間決價效率，而柳橙在水平市場上空間決價效率則有待改進。在垂直市場方面，柑和柳橙的空間決價效率都尚待加強[18]。

蔡月香，「台蕉與菲蕉在日本市場上之價格行為分析—共整合法之應用」，該研究以 Engle 和 Granger 二變數共整合法探討台灣香蕉與菲律賓香蕉在日本市場上的關係，結果顯示，無論台灣香蕉或菲律賓香蕉在日本之價格，均具有單位根性，亦即兩變數均非同條件程序時間數列資料。共整合檢定發現台蕉價格與菲蕉價格間存在著長期穩定之均衡關係，且兩者的價格變化存在正關係，惟根據誤差修正模型檢定市場效率性假設，其結果是拒絕效率性假說[19]。

郭如秀，「共整合與市場效率：臺灣玉米現貨價格與美國玉米期貨價格之研究」，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。結果顯示現貨價格數列與期

貨價格數列資料具有單位根，表現貨價格與期貨價格均非同條件程序時間數列。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數列具有共整合特性[10]。

上述實証研究文獻可發現，多數研究均是已交易價格變動的時間數列資料，探討變數是否存在單位根性，再以 Engle 和 Granger 共整合檢定法印證市場間的整合性。上述研究者由於研究產品項目、資料來源和研究方法並不相同，因此結論互有不同。因此將上述研究之作者、研究對象、研究方法與實証結果彙整於下表 2-7 與表 2-8[1]。

表 2-7 國內農產品市場整合性研究文獻

作者	研究對象	研究方法	實証結果
何彩華	1.台北、台中、彰化與台南花卉拍賣市場 2.大菊、小菊、劍蘭、康乃馨、玫瑰、大文心、洋桔梗與滿天星八種花卉	1.單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法 3. Johansen 共整合檢定法 4. Ravillion 市場整合驗證	1.大菊和劍蘭每週拍賣價格為共整合時間數列資料。 2.將大菊與劍蘭運用 Ravillion 市場整合檢定加以印證，不論台北或彰化市場其價格均會影響其餘三個市場之交易價格。 3. Engle & Granger 共整合檢定發現小菊、康乃馨和洋桔梗在市場間具有共整合關係。
涂旭志	1.台灣西湖、永靖、西螺三個蔬菜批發市場 2.甘藍菜、包心白菜、花椰菜、胡瓜、苦瓜五種蔬菜	1. 單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法	1. 甘藍、包心菜、花椰菜、胡瓜和苦瓜等五種蔬菜的交易價格呈現非同條件程序性質。 2. 大部份的市場蔬菜價格間皆存在共整合關係。
陳慧秋 陳宗玄	台灣台南市與台北市、高雄市、大安鄉、雲林縣、嘉義市、朴子市、鳳山市、岡山鎮、屏東縣之毛豬批發價格	1. 單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法期貨價格	1. 農產品市場交易法實施前，各地市場毛豬批發價格都屬非同條件程序數列；農產品交易法實施法實施後，除雲林縣外，各地市場的毛豬批發價格仍屬非同條件程序數列。 2. 共整合檢定結果則顯示出無論於農產品市場交易法實施前後，除台南市和屏東毛豬批發價格不存在共整合關係外，各市場間毛豬批發價格都有整合關係。
黃萬傳	台灣雞蛋產地市場、大盤市場、中盤市場、零售市場價格	向量自我迴歸模式 (VAR)	雞蛋市場的決價效率低落，且以大盤商決價效率最低，其次是產地市場和零售商，最後是中盤商。

表 2-8 國內農產品市場整合性研究文獻 (續)

劉士豪	<p>台灣椪柑台北第一、三重、東勢、高雄果菜市場</p> <p>台灣柳橙台北第一、三重、高雄、鳳山果菜市場</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法 3. 因果關係檢定 	<p>椪柑在水平市場上，具有某種程度的空間決價效率，而柳橙在水平市場上空間決價效率則有待改進。</p> <p>在垂直市場方面，椪柑和柳橙的空間決價效率都尚待加強。</p>
蔡月香	<p>台蕉與菲蕉</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 台蕉和菲蕉的日本岸價兩個變數皆有非同條件程序現象。 2. 共整合檢定發現台蕉價格與菲蕉價格間存在著長期穩定之均衡關係，且兩者的價格變化存在正關係。
郭如秀	<p>臺灣玉米現貨價格與美國玉米期貨價格</p>	<ol style="list-style-type: none"> 1. 單位根檢定 2. Engle 和 Granger 共整合檢定法 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 現貨價格數列與期貨價格數列資料非同條件程序。 2. 現貨價格數列與期貨價格數列為共整合。 3. 期貨價格不是現貨價格的不偏預測，表示市場不具效率性。



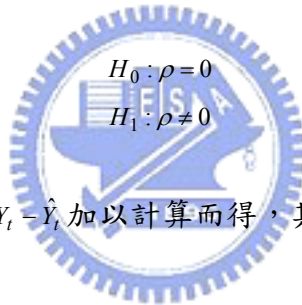
第三章 向量自我迴歸與共整合分析

本研究根據 Sims 所提出的向量自我迴歸 (VAR)模型發展出三種方法[39]，以便對變數間的結構進行深入分析，引此本章共分兩節，分別為 3.1 節介紹「假性迴歸」，3.2 節說明「單位根檢定法」，3.3 節說明「向量自我迴歸模型」，3.4 節說明「共整合分析」。

3.1 假性迴歸

進行資料的迴歸分析之前，尤以時間序列為主的變數之間的關係之前，首要的工作便需檢定此一資料是否為同條件程序。假設若數列並非同條件程序而進行迴歸時，則可能出現假性迴歸 (Spurious Regression)的現象[34]，亦即迴歸模式之 P 值或 R^2 值相當高，但其 $D-W$ 值卻相當低。代表模式具有良好之擬合度，但該模式卻具有自我相關之特性，進而造成迴歸分析的結果產生錯誤。

Dubbin-Watson 檢定之目的是探討變數本身是否具有自我相關特性，亦即判別資料之殘差項是否獨立。其檢定之虛無假設與對立假設分別如下：


$$\begin{aligned} H_0: \rho = 0 \\ H_1: \rho \neq 0 \end{aligned}$$

檢定統計量 D 值利用殘差 $e_t = Y_t - \hat{Y}_t$ 加以計算而得，其檢定統計量 D 值計算如下：

$$D = \frac{\sum_{t=2}^n (e_t - e_{t-1})^2}{\sum_{t=1}^n e_t^2}$$

其中 n 為樣本數，其決策法則為若 $D > d_U$ ，則接受 H_0 ，若 $D < d_L$ ，則接受 H_1 ，若 $d_L \leq D \leq d_U$ ，則不能判別資料是否為獨立抑或不獨立，其中的 d_L 與 d_U 值可查表而得。

3.2 單位根檢定法

時間數列資料的同條件程序與否對估計檢定的結果有很大的影響，時間數列資料之非同條件程序性，會導致推估過程之參數不具一致性，而同條件程序分析中，兩變數需有相同的整合級次才可進行兩變數線性組合為同條件程序時間數列的同條件程序程序。因此單位根檢定的作用為確定時間數列的整合級次，藉以判斷時間數列的同條件程序性質。若某時間數列整合級次為 0，亦即 $I(0)$ ，表示該數列不需經過差分，本身即是一同條件程序的時間數列。

故必須對個別變數進行單位根檢定，爾後對方程式進行共整合檢定。因此本節共分二個部分，分別為 3.1.1「同條件程序過程」，3.1.2「單位根檢定與落後期數的選取」。

3.2.1 同條件程序過程

在自然現象的變化過程中，常發現有許多不規則之干擾，經研究發現這種擾動是根據機率分配函數而變化，因此而發展出的統計理論稱為隨機過程 (Stochastic Process 或 Random Process)。例如，在通訊過程中訊息夾有自然或人為之干擾，預測經濟的變動等等問題均屬於隨機過程之一種現象。

一個時間數列就等於一個隨機過程的特殊實現值。因此，在分析時間數列時，設定時點 t 時之觀測值 Z_t 為隨機變數 Z_t 具有機率密度函數 $f(Z_t)$ 之實現值。同理，在時點 t_1 與 t_2 之觀測值可認為兩個隨機變數 Z_1 與 Z_2 ，具有聯合機率密度函數 $f(Z_1, Z_2)$ 之實現值。一般而言，序列觀測值 $Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN}$ 為 N 維隨機變數 $(Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN})$ 其具有機率密度函數 $f(Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN})$ 之實現值。

所謂同條件程序的時間數列 (Stationary Time Series) 係指一時間數列其統計特性將不隨時間之變化而改變者，也就是同條件程序的時間數列為一隨機過程之特殊實現值，且這種隨機過程之統計特性係不隨時間之變化而改變。同條件程序數列對於任何外在衝擊僅會有暫時性影響，亦即該變數受到干擾後又會返回其平均值。若經由隨機過程所產生的機率分配會隨時間的變動而改變，則稱此一數列為非同條件程序 (Non-stationary) 之時間數列。此時間數列對外在衝擊有累積的效果，促使該變數對於時間演變過程中逐漸偏離其平均值。

假若隨機過程之統計特性不受時間起點之改變而影響者，此種過程稱為嚴密的同條件程序 (Strictly Stationary)。嚴密的同條件程序隨機過程可以數學意義來說明其特性。也就是在任何時點 t_1, t_2, \dots, t_N 時，假設 N 個隨機變數 $Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN}$ 之聯合機率密度函數與另 N 個隨機變數 $Z_{t1+k}, Z_{t2+k}, \dots, Z_{tN+k}$ 之聯合機率密度函數為恆等者，即 $f(Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN}) = f(Z_{t1+k}, Z_{t2+k}, \dots, Z_{tN+k})$ 式中 k 為任何整數，則該隨機過程被稱之為嚴密的同條件程序。

因此，一隨機過程如屬於嚴密的同條件程序，係假設當任 N 個觀測值之集合，它的觀測時間不論向前或向後移動 k 個時期，其機率結構性均保持不變。隨機過程之隨機變數 $Z_{t1}, Z_{t2}, \dots, Z_{tN}$ 若僅其第一與第二階動差不隨時間起始點之移動而不相同，則此過程稱為衰弱的同條件程序 (Weakly Stationary) 或二階同條件程序 (Second-Order Stationary)。

一同條件程序的時間數列通常滿足下列三項條件：

1. $E(y_t) = E(y_{t-k}) = \mu$

$$2. \quad E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-k} - \mu)^2] = \sigma_y^2 \text{ 即 } Var(y_t) = Var(y_{t-k}) = \sigma_y^2$$

$$3. \quad E[(y_t - \mu)(y_{t-k} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-k} - \mu)] = r_k \text{ 即 } Cov(y_t, y_{t-k}) = Cov(y_{t-j}, y_{t-j-k})$$

第一式與第二式要求隨機過程 y_t 要有固定平均數和變異數，第三式要求 y_t 之共變異數不隨時間不同而異，也就是說平均數、變異數和共變異數皆與時間獨立。一個數列 y_t 若經過 d 階差分後，即成為一同條件程序的數列，則稱該數列之整合級次 (Integrated Level) 為 d ，表示為 $y_t \sim I(d)$ 。

一般而言，非同條件程序的時間數列有兩種處理方法，第一種稱為趨勢定態模型 (Trend Stationary Process)，就是在迴歸式中加入時間趨勢項 (Deterministic Time Trend)，使該數列在減除趨勢項後即呈現同條件程序性質；另一種是單位根模型 (Unit Root Process)，即是對變數取一階差分，以去除隨機趨勢 (Stochastic Trend)，再看看該數列是否已呈同條件程序，如果不是，則再取差分，直至數列變成同條件程序為止，而上述兩種型態是互斥的，不會同時發生。

3.2.2 單位根檢定與落後期數的選取

單位根檢定是由 Fuller、Fuller and Dickey[26] 所提出，爾後經由 Dickey and Fuller[26]、Said and Dickey[37]、Phillips and Perron[34]、Sims[39]、Cochrane[36]、Kwiatkowski[36] 等學者不斷深入探討修正，已成為檢定資料同條件程序性的主要方法。若變數不具單位根，表示該變數為同條件程序之時間數列資料；若變數具單位根，代表變數為非同條件程序之時間數列資料。

當使用的時間序列未經過單位根檢定的步驟，而直接進行迴歸模型的建立，很有可能會產生 Granger 與 Newbold 於 1974 所提之假性迴歸 (Spurious Regression) 的現象[29]，也就是分析所得到的 t 或 F 統計量非常顯著且其判定係數 R^2 非常的高，但 DW 值卻很低，也就是表示模型有單位根的存在，所以此時的模型表面上看起來非常顯著，但是卻沒有任何的經濟意義。儘管迴歸式的結果表面上看起來很理想，但由於所使用的估計方式不再具有一致性 (Consistency)，因此傳統的統計推論程序皆不再適用。其中 DW 值為迴歸模式中判斷自我相關的重要指標，當 DW 值低於臨界值時，代表該組變數的數值間彼此並不獨立，亦即該組變數間具有自我相關。

Dickey and Fuller 首先提出 DF 單位根檢定，其檢定方法要求自我相關迴歸式的殘差項需為白噪音 (White Noise)，而所謂的白噪音其數學意義表示為 $E(\varepsilon_t) = 0$ ， $E(\varepsilon_t^2) = \sigma^2$ ， $E(\varepsilon_t, \varepsilon_\tau) = 0$ ，for $t \neq \tau$ 。而 DF 單位根檢定又依其有無常數項或有無時間趨勢項，所用的迴歸式及其虛無假設皆不相同，以下乃介紹其三種模式：

$$1. \quad y_t = \beta_1 \times y_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_0: \beta_1 = 1, H_1: |\beta_1| < 1$$

$$2. \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 \times y_{t-1} + \varepsilon_t \\ H_0: \beta_0 = 0, \beta_1 = 1, H_1: a \neq 0, |\beta_1| < 1$$

$$3. \quad y_t = \beta_0 + \beta_1 \times y_{t-1} + rt + \varepsilon_t$$

$$H_0: r = 0, \beta_1 = 1, H_1: r \neq 0, |\beta_1| < 1$$

其中，式一即為一階自我迴歸 AR(1)模型的基本形式，上述三式中 $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ ，而三式差別在於常數項 β_0 與時間趨勢項 rt 。此檢定乃針對 β_1 值是否等於一來檢定，若等於一，表示 y_t 數列在差分一次後為一定態的時間數列，其單位根存在。反之，若 ρ 值小於一，則表示 y_t 數列其單位根並不存在。不需差分即為一同條件程序的時間數列。

DF 檢定法假設殘差項 $u_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ ，但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必非獨立，為了解決此一問題，Said and Dickey 提出 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 檢定[37]，在原 DF 模型中加入時間數列本身落後期數的差分值，期使殘差項符合白噪音之假設，這種方法稱為擴充型的 DF 單位根檢定。此舉改進了原本 DF 檢定法只適用在一階自我相關迴歸的模型 AR(1)中，以及假設殘差項 $u_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ 等缺點。此方法放寬了對殘差項的假設條件，允許其為一 ARMA 形式，以解決殘差項可能存在自我相關的現象，將自我相關迴歸模型由 AR (1)一般化至 AR (p)。將 AR (p)化為誤差修正的形式 (Error Correction Form)。模型亦有三種型式：

$$1. \quad \Delta y_t = \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$2. \quad \Delta y_t = \beta_0 + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

$$3. \quad \Delta y_t = \beta_0 + rt + \beta_1 y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t$$

上式中， p 為落後期數， β_0 為一時間數列的截距項， β_1 為檢定單位根檢定時的統計參數值， rt 為一時間數列的趨勢項。其中 1 是代表在沒有考慮截距項及趨勢項的情況下所做的單位根檢定；2 是有考慮到截距項但沒有考慮到趨勢項的情況；最後 3 把截距項及趨勢項的情況都考慮進去了，亦即，上述模式一為純粹隨機漫步模型，模式二為包含漂移項(Drift)的模型，模式三為包含漂移項及直線的時間趨勢項。從 ADF 檢定式中我們可以看出若 y_t 為非同條件程序的狀態，則統計參數值 $\beta_1 = 0$ ；相反的，若是 y_t 呈現恆定的狀態，則 $\beta_1 \neq 0$ ，其虛無假設及對立假設如下所示：

$$H_0: \beta_1 = 0$$

$$H_1: \beta_1 \neq 0$$

上述三式的 $\varepsilon_t \sim i.i.d(0, \sigma^2)$ ，且其臨界值與接受或拒絕虛無假設的判斷標準都與 DF 檢定相同，但是其統計量卻不一樣，因為在估計時，牽涉到需先給定 AR(p)落後期數的問題，因此，其統計量亦需隨著落後期數的變更而加以修正。

在檢驗虛無假設時，必須先進行落後期數的選取，來決定出最適當落後期數 p ，Schwartz 認為若落後期數選取太短的話[38]，可能無法完全修正因移動平均項所造成臨界值會放大的問題，則不易拒絕 H_0 之假設；反之，若是落後期數選取太長的話又會導致過度參數的問題。因此對於最適落後期數的選取就顯得相當重要，本研究採取 AIC (Akaike Information Criterion) 準則作為選擇的依據。AIC 選取假設一組資料為含有 n 個參數的統計模型所擬合，為評估模型擬合的品質，AIC 是 Akaike 於 1969 年所提出的一種判定準則[23]。其計算模式為 $AIC = T \times \ln \hat{\sigma}_k^2 + 2n$ ，其中 n 為參數的數目， T 為樣本的觀察值數目。Engle 與 Yoo 建議選取使用 AIC 或 BIC 最小值所對應的落後期數 P 為最適落後期數[28]，其圖形表示之意義如圖 3-1。

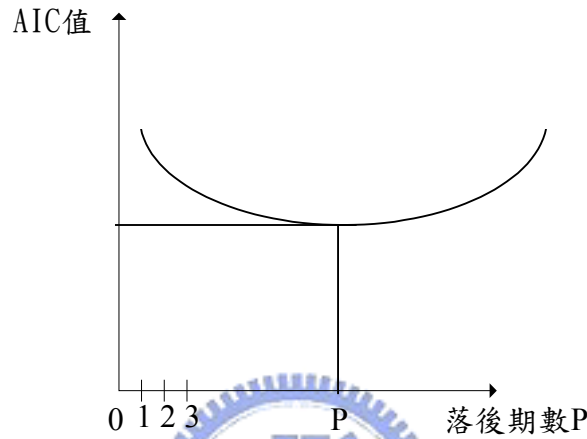


圖 3-1 落後期數判斷與選取



3.3 向量自我迴歸

過去的計量經濟模型是根據先驗 (Priori)理論而建構出來的，首先判斷變數為外生或內生變數，然後再建立結構性模型，然而變數彼此之間常有因果關係互相影響的困擾，無法明辨變數的外、內生性質，進而影響到模式參數估計檢定及推估之正確性。直到 Sims 於 1980 根據資料本身的特性來進行研究，假設各變數皆為內生變數。該假設捨棄了根據先驗理論基礎來決定變數間的關係，亦不必擔心變數間的因果關係，在此假設下提出向量自我迴歸 (Vector Autoregression, VAR)模型[39]。在 VAR 模型中，所有的變數都被視為內生變數，所以不必區分何者為內生變數或外生變數，且是以一組迴歸方程式來討論變數間的相互關係，而非只以一條迴歸方程式。另外，每一條迴歸方程式皆以自身變數的落後項及其他變數的落後項為解釋變數。

一般而言，VAR 估計法只適用於所有變數資料皆為同條件程序的狀態之下，VAR 模型觀察變數間彼此的互動關係，以反應模型內參數的互動效果，以避免結構性設定所可能產生的效果。因此，VAR 模型可表現如下列式子：

$$Y_t = \Lambda_1 Y_{t-1} + \Lambda_2 Y_{t-2} + \cdots + \Lambda_p Y_{t-p} + \Psi X_t + \varepsilon_t$$

其中 Y_t 為 k 個內生變數所組成的向量， $\Lambda_1, \Lambda_2, \dots, \Lambda_p$ 皆為 $(k \times k)$ 係數矩陣， X_t 為外生變數所組成之矩陣，該外生變數亦可包含時間趨勢項、季節或虛擬變數， Ψ 為外生變數之對應係數矩陣， ε_t 為模型誤差項，誤差項間可同期彼此相關，但不論誤差項本身或彼此間皆不可跨期相關。 p 則為最適落後期數。

若將上式轉換為類似誤差修正模型的表現方式，則可得到此式子：

$$Y_t = \Phi_1 \Delta Y_{t-1} + \Phi_2 \Delta Y_{t-2} + \cdots + \Phi_{p-1} \Delta Y_{t-(p-1)} + \zeta Y_{t-1} + \Psi X_t + \varepsilon_t$$

$$\text{其中 } \Phi_i = - \sum_{j=i+1}^p \Lambda_j, i=1, 2, \dots, p-1$$

$$\text{而 } \zeta = \sum_{i=1}^p \Lambda_i,$$

可再將該式子加以簡化，可得到：

$$Y_t = \Gamma Z_t + \zeta Y_{t-1} + \Psi X_t + \varepsilon_t = F W_t + \Psi X_t + \varepsilon_t$$

$$\text{其中 } \Gamma = [\Phi_1, \Phi_2, \dots, \Phi_{p-1}]_{k \times k(p-1)},$$

$$Z_t = [\Delta Y_{t-1}', \Delta Y_{t-2}', \dots, \Delta Y_{t-p}']_{k(p-1) \times 1}$$

且 $F = [\Gamma, \zeta]_{k \times kp}$,

$$w_t = [Z_t', Y_{t-1}']_{kp \times 1}$$

接著以 OLS 估計係數矩陣 F 與 Ψ , 即可得向量自我迴歸模型之估計式。

3.3.1 Granger 因果關係定義與檢定

花卉拍賣資訊各項指標中普遍存在著因果關係，但是，即使從線性迴歸 (Linear Regression) 或非線性迴歸 (Nonlinear Regression) 模式中，觀察到變數間存在著顯著的相關，並不能因此證明變數間存在因果關係。舉例來說，針對某班級進行調查，發現情緒困擾與學業成就兩變數之間具有高度相關，但究竟是學業成就影響情緒困擾，或者是情緒困擾影響學業成就；變數之間何者是因何者是果，無法以迴歸中相關係數加以說明。直到 Granger 於 1969 提出以預測能力之觀點，來定義變數間之因果關係[30]，亦即當預測變數 Y 時，除了使用變數 Y 過去之歷史資料外，再將變數 X 的歷史資料加入，如果，結果顯示出加入 X 之歷史資料此一變數對變數 Y 的預測能力有幫助，則變數 X 可視為變數 Y 的前因。換言之，Granger 是以預測值與實際值之差異大小作為判定準則，而該差異是以預測誤差之變異數大小來衡量。稱此為 Granger 因果關係 (Granger Causality)。

接著介紹 Granger 所發展的二元因果關係之各種定義，首先定義相關符號。假設 X_t 與 Y_t ($t=0,1,2,\dots,\infty$) 為二元一次線性隨機過程所產生之同條件程序時間數列。令 X^* 、 Y^* 分別代表 X 與 Y 之所有過去值組成的集合，即 $X^* = \{X_{t-i}, i=1,2,\dots,\infty\}$ 、 $Y^* = \{Y_{t-i}, i=1,2,\dots,\infty\}$ 。 X^{**} 、 Y^{**} 各自分別代表 X 與 Y 之所有過去值與現在值的集合，亦即 $X^{**} = \{X_{t-i}, i=0,1,2,\dots,\infty\}$ 、 $Y^{**} = \{Y_{t-i}, i=0,1,2,\dots,\infty\}$ 。同時以 $\sigma^2 \{Y_t | U\}$ 代表在已知資訊集合 U 的情況下，對變數 Y_t 的最小均方誤差 (Minimum Mean Squared Error)。依據上述符號，可說明 Granger 提出的二元因果關係之四種定義。

1. 因果關係 (Causality)

若 $\sigma^2 \{Y_t | Y^*, X^*\} < \sigma^2 \{Y_t | Y^*\}$ ，則證明變數 X 影響變數 Y ，亦即變數 X 對變數 Y 存有因果關係。其原因為加入變數 X 的歷史資料後，可使其預測均方誤差變小，表示加入變數 X 的歷史資料可以增加對變數 Y 的預測能力。

2. 立即因果關係 (Instance Causality)

若 $\sigma^2 \{Y_t | Y^*, X^{**}\} < \sigma^2 \{Y_t | Y^*\}$ ，則證明變數 X 立即影響變數 Y ，亦即變數 X 對變數 Y 存有立即的因果關係。由於加入變數 X 的過去與現在資料後，可使其預測均方誤差變小，代表加入變數 X 的過去與現在資料可以增加對變數 Y 的預測能力。

3. 回饋關係 (Feedback)

若 $\sigma^2 \{Y_t | Y^*, X^*\} < \sigma^2 \{Y_t | Y^*\}$ 且 $\sigma^2 \{Y_t | X^*, Y^*\} < \sigma^2 \{Y_t | X^*\}$ ，則代表不但變數 X 會影響變數 Y ，且變數 Y 也會影響變數 X ，以及兩個變數間存在著交互影響的回饋關係。這表示分別預測變數 X 與變數 Y 時，除了使用本身的歷史資料外，再各自加入變數 Y 與變數 X 的歷史資料，可使各自預測的均方誤差變小，而提高預測能力。

4. 獨立關係 (Independence)

$\sigma^2 \{Y_t | Y^*, X^{**}\} = \sigma^2 \{Y_t | Y^*, X^*\} = \sigma^2 \{Y_t | Y^*\}$ 且 $\sigma^2 \{X_t | Y^{**}, X^*\} = \sigma^2 \{X_t | Y^*, X^*\} = \sigma^2 \{X_t | X^*\}$ ，則代表在預測變數 Y 時加入變數 X 的過去或現在資料並無法增加預測能力，同時預測變數 X 時加入變數 Y 的過去或現在資料亦無法增加預測能力，而這兩個變數間呈現獨立的關係。

Granger 因果關係檢定法係假設 X_t 與 Y_t 為兩個經濟變數，其迴歸模型表示如下：

$$X_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad Y_t = \sum_{j=1}^q \gamma_j Y_{t-j} + \sum_{i=1}^p \theta_i X_{t-i} + \mu_t$$

上述兩式中， ε_t 、 μ_t 為兩個不相關之干擾項且都是白噪音過程， p 、 q 值分別代表模型中針對 X_t 與 Y_t 兩個經濟變數所選取的最適落後期數。 α 、 β 、 γ 、 θ 為迴歸係數。Granger 因果關係檢定使用 F 統計量來進行統計檢定。依其模型所建立之虛無假設如下：

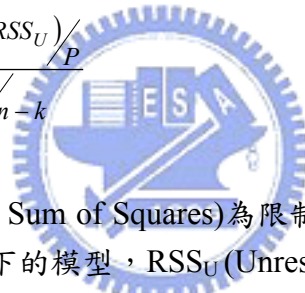
$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \beta_3 = \dots = \beta_q = 0$$

$$H_1 : \text{任一 } \beta_j \text{ 不為 } 0, \text{ 其中 } j=1, 2, \dots, q$$

$$H_0^* : \theta_1 = \theta_2 = \theta_3 = \dots = \theta_p = 0$$

$$H_1^* : \text{任一 } \theta_i \text{ 不為 } 0, \text{ 其中 } i=1, 2, \dots, p$$

而 F 檢定統計量為 $F = \frac{(RSS_R - RSS_U) / P}{RSS_U / (n - k)}$



其中 RSS_R (Restricted Residual Sum of Squares) 為限制模型 (Restricted Model) 之迴歸殘差平方和，限制模型即是 H_0 為真之下的模型， RSS_U (Unrestricted Residual Sum of Squares) 為未受任何限制模型 (Unrestricted Model) 之迴歸殘差平方和

Granger 因果關係檢定中，若拒絕 H_0 ，則代表變數 Y 會影響變數 X ，反之若無法拒絕 H_0 ，則表示變數 Y 不會影響變數 X 。而假若可以拒絕 H_0^* ，則表示變數 X 會影響變數 Y ，反之若無法拒絕 H_0^* ，則表示變數 X 不會影響變數 Y 。再者，若同時都有顯著的證據可以拒絕 H_0 與 H_0^* ，則表示變數 X 與變數 Y 之間具有回饋關係，反之若同時無法拒絕 H_0 與 H_0^* ，則表示變數 X 與變數 Y 之間是互為獨立的。

3.3.2 衝擊反應分析

在預測時間數列經濟變數指標時，通常存在 Granger 因果關係，因此經濟變數間常有交互影響的作用，當存有交互影響的變數間某一變數發生衝擊改變時，其餘經濟變數的變化情況此為衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis) 所探討的目標，此處舉一例說明[36]。 C_t 、 I_t 、 R_t 、 Y_t 分別代表消費、投資、利率與 GNP，該四項經濟指標模型如下：

I. $C_t = a_0 + a_1 Y_t + a_2 C_{t-1} + \varepsilon_{1t}$

II. $I_t = b_0 + b_1 \Delta Y_t + b_2 Y_{t-1} + b_3 R_{t-4} + \varepsilon_{2t}$

$$\text{III. } R_t = c_0 + c_1 Y_t + c_2 \Delta Y_t + c_3 \Delta M_t + c_4 (R_{t-1} - R_{t-2}) + \varepsilon_{3t}$$

$$\text{IV. } Y_t = C_t + I_t + G_t$$

其中 C_t 、 I_t 、 R_t 、 Y_t 為內生變數 (Endogenous Variables)，而資金供給 M 與政府花費 G 為外生變數 (Exogenous Variables)。當 ε_1 發生衝擊改變時會立即影響消費指數 C_t (式 I)，消費指數則造成 GNP 即時的改變(式IV)，此情況造成投資與利率有立即的效用(式 II、III)，當起始的衝擊效用發生時，則模式中所有變數均發生影響。衝擊反應分析即是研究當某一個變數有一個外生的震動或衝擊 (Exogenous Shock or Impulse)時其他變數對此衝擊的動態反應形式 (Dynamic Response Pattern)。

VAR 模型中假設所有的變數都被視為內生變數，所以不必區分何者為內生變數或外生變數，因此探討變數 Y_t 之變化時，若將外生變數 X_t 視為一內生變數，則其 VAR 模型可以下列式子表示：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中 Y_t 為 $(n \times 1)$ 的內生變數向量， P 為變數個數， α 為 $(n \times 1)$ 截距向量， β_i 為 $(n \times n)$ 的係數矩陣， ε_t 為 $(n \times 1)$ 的殘差向量。該式為 Sims 於 1980 年所提出的一般向量自我迴歸模型，意指當所有變數皆視為內生變數時，每一個變數可以被視為當期和各落差期的隨機衝擊項之線性組合，現對該式進行推導。 $Y_t - \sum_{i=1}^p \beta_i Y_{t-i} = \alpha + \varepsilon_t$ ，將此式以移動平均(MA)的形式表現出來，則可得到下列式子。

$$(I - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p) Y_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (I - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} \alpha + (I - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} \varepsilon_t$$

$$Y_t = \theta + \sum_{i=0}^{\infty} w_i \varepsilon_{t-i} = \theta + w_0 \varepsilon_t + w_1 \varepsilon_{t-1} + w_2 \varepsilon_{t-2} + \dots$$

式中 $\theta = (I - \beta_1 \Gamma^1 - \beta_2 \Gamma^2 - \dots - \beta_p \Gamma^p)^{-1} \alpha$ 。此時內生變數以當期及過去無限多期誤差項來表示。

而各誤差項數列均為白噪音過程，若 ε_t 為當期無關，即可由 W_i 看出某一變數其它變數不同期下的衝擊反應。然而在 VAR 數學模式中只能保證預測誤差項不具序列相關 (Serially Correlation)，但並無法保證為當期無關，因此，若未先去掉預測誤差項之間的相關，則所得到的分析結果將並不足以採信。

為了確保預測誤差項為當期無關，則必須藉由正交化 (Orthogonalize)過程以去除預測誤

差項之間的當期相關。而 VAR 模型用來去除預測誤差項之間當期相關的正交化過程，是以 Choleski 分解 (Choleski Factorization) 來完成。其做法為選擇一個下三角矩陣 (Lower Triangular Matrix) G ， G 為非奇異 (Nonsingular)，放入上式中，轉變如下：

$$Y_t = \tilde{\theta} + w_0 P P^{-1} \varepsilon_t + w_1 P P^{-1} \varepsilon_{t-1} + w_2 P P^{-1} \varepsilon_{t-2} + w_3 P P^{-1} \varepsilon_{t-3} + \dots = \Pi_0 v_t + \Pi_1 v_{t-1} + \Pi_2 v_{t-2} + \Pi_3 v_{t-3} + \dots$$

其中 P 為一非奇異矩陣， $\Pi_i = w_i P$ ， $v_t = P^{-1} \varepsilon_t$ ，而且 $E(v_t v_t') = I$ ，上式中將內生變數 Y_t 表示成正交衝擊 (Orthogonalized Innovations) 的反應函數。藉由衝擊反應函數的變化，可表示出經濟變數間相互影響的大小，以及其影響為持續性 (Persistent) 或是跳動性 (Volatile)。根據衝擊反應函數，可以觀察模型中某一內生變數以一個單位標準差的大小發生自發性干擾時，對模型中所有的內生變數當期與未來各期的動態影響過程。

3.3.3 預測誤差變異數分解

了解預測誤差的屬性對於揭露系統變數之間的關係是非常有用的。採用 VAR 的標準形式： $Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$ 。說明預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition) 之原理。

將該式往前推一期：

$$Y_{t+1} = \alpha + \beta Y_t + \varepsilon_{t+1}$$

在已知 Y_t 情況下則 Y_{t+1} 之條件期望值：

$$E(Y_{t+1}|Y_t) = \alpha + \beta Y_t$$

因此， $t+1$ 期的誤差為：

$$E(Y_{t+1}|Y_t) - Y_{t+1} = \varepsilon_{t+1}$$

相同的，我們把它往前推 2 期，得到 $t+2$ 期的誤差為：

$$Y_{t+2} - E(Y_{t+2}|Y_t, Y_{t+1}) = \beta Y_{t+1} - \beta E(Y_{t+1}|Y_t) + \varepsilon_{t+2} = \beta(\varepsilon_{t+1}) + \varepsilon_{t+2}$$

這個步驟一直持續，我們可以得到 n 期前的預測誤差為：

$$Y_{t+n} - E(Y_{t+n}|Y_{t+n-1}, Y_{t+n-2}, \dots, Y_t) = \beta Y_{t+1} - \beta E(Y_{t+1}|Y_t) + \varepsilon_{t+2} = \beta^{n-1}(\varepsilon_{t+1}) + \dots + \beta^2(\varepsilon_{t+n-2}) + \beta(\varepsilon_{t+n-1}) + \varepsilon_{t+n}$$

這些預測誤差變異分解告訴我們一個時間數列變動的比例是因為它自己的變動或是對其它變數的變動。考慮兩個數列 Y_t 和 Z_t ，如果 Y_t 對 Z_t 的預測誤差變異數分析中的比例為零，則稱 Z_t 為外生變數；另一個極端的例子為，若是 Y_t 對 Z_t 的預測誤差變異數分析中的比例為

100%，表示其預測誤差變異數有完全的解釋力，則稱 Z_t 為內生變數。

3.3.4 誤差修正模型

如果兩個變數檢定出有共整合的現象存在，則由 OLS 迴歸式所產生的殘差項可以被用來評估誤差修正模型[28]，如果兩個變數 Y_t 和 Z_t 為具有相同的整合級次，則兩變數之誤差修正如下所示：

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum \alpha_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1}) + \sum \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt}$$

其中 β_1 為標準化共整合向量的參數， ε_{yt} 與 ε_{zt} 為白噪音過程。
 α_1 、 α_2 、 α_y 、 α_z 、 $\alpha_{11}(i)$ 、 $\alpha_{21}(i)$ 、 $\alpha_{12}(i)$ 、 $\alpha_{22}(i)$ 為其參數。
 $(y_{t-1} - \beta_1 z_{t-1})$ 為殘差項，因此上列二式可改成如下二式。

$$\Delta y_t = \alpha_1 + \alpha_y e_{t-1} + \sum \alpha_{11}(i)\Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{12}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{yt}$$

$$\Delta z_t = \alpha_2 + \alpha_z e_{t-1} + \sum \alpha_{21}(i)\Delta y_{t-i} + \sum \alpha_{22}(i)\Delta z_{t-i} + \varepsilon_{zt}$$

上述二式中，若不考慮誤差修正項(e_{t-1})此即為向量自我迴歸模型之延伸，而此處將誤差修正項加以考量，由共整合檢定檢定出的誤差修正項(e_{t-1})具有長期均衡關係的資訊，因此針對有共整合現象的變數，我們必須把誤差修正項 (e_{t-1}) 考量進 VAR 迴歸式中，如此整個模型才會完備。

3.4 共整合分析

共整合分析最早由 Granger 提出，探討多個經濟變數的線性組合是否為一共整合時間數列資料，這對於經濟體系的預測有相當大的幫助。花卉拍賣中，玫瑰與滿天星經常同時進行拍賣，原因是當兩者同時展示拍賣時有較佳之拍賣價格，這是否意味著玫瑰與滿天星價格存在著共整合關係。而隨著彰化資料倉儲的建立，更有利於探討台北與彰化花卉拍賣資訊中是否存在共整合的關係。本節共分兩個部分，分別為 3.4.1 節「Granger 共整合分析」與 3.4.2 節「Johansen 共整合分析」。

3.4.1 Granger 共整合分析法

總體經濟學家發現諸多總體經濟資料，例如國民產值、物價水準等既非依照一個平穩的均值上下擺動，也非遵循一個固定的長期趨勢線逐步演進，乃是呈現隨機漫步形式的非同條件程序跳動。也就是說，若要對這些總體經濟資料進行下一期的預測，我們除了粗略地知道預測值大約應該是在本期觀察值的附近外，過去所有的歷史觀察值都無助於改進這項預測。

由於大多數總體經濟變數的時間序列資料皆具有非同條件程序特性，因此在進行實證分析過程中，皆將變數進行差分，使其變成同條件程序序列變數，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 Granger 在 1981 年代提出共整合 (Co-integration) 的觀念[28]，發現把兩個或兩個以上非同條件程序的時間序列進行特殊組合後可能呈現出同條件程序的現象。共整合理論的主要研究物件是在兩個(或多個)非同條件程序時間序列中尋找一種均衡關係，該理論的提出對於用非同條件程序經濟變數建立計量經濟模型，以及檢驗這些變數之間的長期均衡關係具有非常重要的意義，而且其應用也對於經濟模型的建立有相當大的建樹。

共整合的概念最早是由 Granger 所提出，共整合關係能表現非同條件程序時間序列的長期關係，透過 Granger 表達定理 (Granger Representation Theorem)[27]，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。近來文獻上有關共整合分析的方法以 Engle and Granger 的兩階段共整合分析法與 Johansen and Juselius 最大似法為主。

兩階段共整合分析法是由 Engle 與 Granger 在 1987 年對共整合概念正式提出具體的估計程序與檢定方法[27]，用來檢定非同條件程序時間數列間是否存在著長期的趨勢均衡關係，若是變數間存在著共整合關係時，代表著變數間的線性組合是共整合的，此時我們可以藉由某一變數的長期走勢來預測另一個變數的長期走勢。底下說明兩個變數的共整合理論架構：

若序列 X_t 須經過 d 次差分使為同條件程序，則稱其整合級次為 d ，表示為 $X_t \sim I(d)$ 。若符合以下兩個條件，則 X_t 與 Y_t 共整合關係存在：

1. 序列 X_t 與 Y_t 的整合級次相同，皆為 d 。
2. 存在一 X_t 與 Y_t 的線性組合 $Z_t = Y_t - A X_t$ ，其整合級次為 b ，且 $b < d$ 。

則此時序列 X_t 與 Y_t 的共整合級次為 (d, b) ，表示為 $CI(d, b)$ ，其中 $(1, -A)$ 為共整合向量 (Cointegration Vector)，Granger 的兩階段共整合分析法主要是以 OLS 檢定共整合關係並估計共整合向量，然而當一由 n 個變數組成的向量都具有同階的整合級次時，最多可存在 $(n-1)$ 條共整合向量，但在兩階段共整合檢定中，只能估計出至多一條共整合向量存在，

且為 $(n-1)$ 條共整合向量中的線性組合，因此以 OLS 得到的唯一一條共整合向量只能代表變數間確實存在共整合關係，但並不代表只存在一條共整合關係，亦即，Granger 所提出之二階共整合分析法只適用於尋找兩變數之間的共整合向量，對於多個變數則不適用。故 Johansen 提出另一共整合分析法。

3.4.2 Johansen 共整合分析法

Johansen 的最大概似法[31,32]是以一個高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian Vector Autoregression Model)為出發點，以其對應的誤差修正表現是作為最大概似法的基礎，並以兩種概似比檢定統計量來確認共整合向量的個數，以下加以介紹。一個具有高斯誤差的一邊化向量自我迴歸(VAR)，其 VAR(K)模型如下：

$$x_t = \Pi_1 x_{t-1} + \dots + \Pi_k x_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t \quad t=(1 \dots T)$$

其中 X_t 為一有 P 個元素的內生變數向量， $\Pi_i (i=1, 2, \dots, k)$ 為 $P \times P$ 係數矩陣， μ 為常數項， D_t 變數為季節性虛擬變數， $\varepsilon_t \sim N_P(0, A)$ 為 P 維度平均為 0 且變異數矩陣 A 的高斯變數， K 則為落後期數。由於機率變數一般多為 $I(1)$ ，經一階差分後為 $I(1)$ 的共整合時間序列，則可用誤差修正模型表示：

$$\Delta x_t = \Gamma_1 \Delta x_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta x_{t-k+1} + \Pi x_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t = \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i} + \Pi x_{t-k} + \mu + \phi D_t + \varepsilon_t$$

其中 $\Delta = 1 - L$ ， L 表示落後項， $\Gamma_i = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_i)$ ， $i=1, \dots, k-1$ ， $\Pi = -(I - \Pi_1 - \dots - \Pi_k)$

上式中， $\sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta x_{t-i}$ 表徵 X_t 的短期關係，說明當體系出現干擾時，個別變數脫離均衡關係

的動態調整情形， ΠX_{t-k} 則表徵 X_t 的關係，其目的是將系統中因為各序列本身經取一階差分而喪失的長期關係引導回來， Π 則稱為長期衝擊矩陣 (Long-run Impact Matrix)，可用來檢定變數間是否具有長期的均衡關係。 Π 的秩 (Rank)，其將決定共整合向量的個數，存在三種可能情形：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = P$ ，即 Π 為一滿秩 (Full Rank)，表示 X_t 中所有變數皆為共整合的時間序列。
2. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，即 Π 為一空矩陣 (Null Rank)，表示 X_t 中變數皆不存在共整合關係。
3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < P$ ， X_t 存在 r 個共整合向量，可寫成 $P = \beta' \alpha$ ，其中 α 與 β 皆是 $P \times r$ 的矩陣，因此即使 X_t 中的變數非定態，其可透過 r 個共整合向量 β ，使 $\beta' x_t$ 為一定態的線性組合， α 為調整係數。因此檢定的過程在於確定 Π 的秩，也就是進行虛無假設檢定 $H_0: \text{rank}(\Pi) = r$ ，以確定共整合向量的個數。

Johansen 提出兩種概似比檢定統計量來檢定共整合向量的個數。

1. 跡檢定 (Trace Test)

$$H_0: \text{rank}(\Pi) \leq r \quad H_1: \text{rank}(\Pi) > r$$

$$\text{Trace 統計量 } TR(Q; q|p) = -T \sum_{i=q+1}^p \lambda_n(1 - \hat{\lambda}_i)$$

2. 最大特徵值檢定(The Lambda-Max Test)

$$H_0: \text{rank}(\Pi) = r \quad H_1: \text{rank}(\Pi) = r + 1$$

$$\lambda_{\max} \text{ 統計量 } \lambda_{\max}(Q; q|q+1) = -T \lambda_n(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

以上兩種檢定方法事先假設變數間不存在共整合關係，即 $r=0$ ，若拒絕該假設則依次增加向量個數再行檢定，直到完全無法拒絕假設為止，檢定結果若存在有一個或多個顯著的特性根，則表示相關變數之間具有長期共整合的均衡關係。經由上述兩種統計量，可決定共整向量 r 的個數，以判斷變數間是否具有共整合關係。



第四章 資料屬性檢定與分析結果

在處理經濟變數之時間數列共整合分析前，需先進行檢驗個別的經濟變數之同條件程序，確定各變數是否存在單位根。若確定具有單位根性質，則表示個別經濟變數並不具同條件程序，反之，若不具有單位根性質，則表示個別經濟變數為同條件程序時間數列資料。若變數具有單位根特性，再進行共整合分析，探討變數間的線性組合為一共整合數列，其分析流程如圖 4.1。因此本章共分五小節，分別為 4.1 節「資料蒐集與軟體操作說明」、4.2 節「供應鏈裡的假性迴歸案例」與 4.3 節「單位根檢定結果」、4.4 節「共整合分析結果」與 4.5 節「向量自我迴歸模式」。

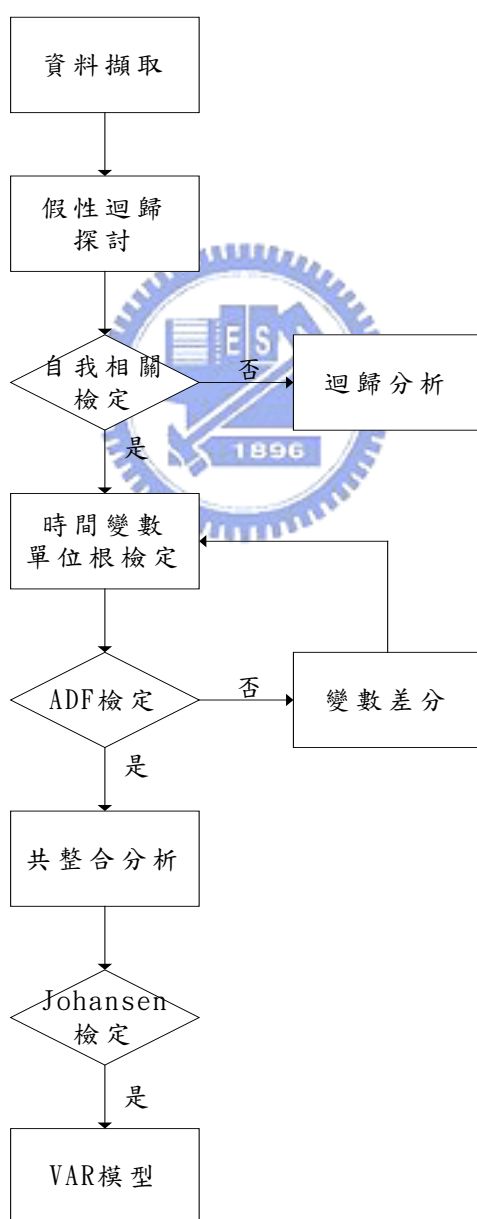


圖 4-1 分析流程圖

4.1 資料蒐集與軟體操作說明

本研究主要探討台北與彰化兩運銷中心，個別拍賣市場內花卉之關聯性與兩拍賣市場之關聯性，資料來源為資料倉儲系統中 OLAP 軟體 POWER PLAY 所擷取[3]，再對資料進行前置處理整理後如圖 4-2，分別以月和日兩種時間單位進行市場共整合性之探討，其中其中圖 4-2(a)包括兩拍賣市場玫瑰花月拍賣資訊，資料分析時間自 1997 年 1 月至 2003 年 11 月間之時間數列資料。圖 4-2(b)則為 2000 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日台北花卉公司五種花卉每日交易均價，共 1217 筆拍賣交易資料，此五種花卉以玫瑰花拍賣交易量前四名與滿天星進行檢定，此五種花卉分別為黛安納粉(FR408)、佳娜紅(FR108)、紫精靈(FR704)、新香檳粉(FR412)與滿天星白(FW560)。

拍賣均價(把)	拍賣均價(把)
93.42	
143.99	
86.53	
105.36	
51.91	
55.38	
78.19	
61.42	
49.80	
64.12	
86.22	
66.94	
69.30	

(a) Power Play 資料擷取

	A	B	C	D	E	F
1	彰化滿天星拍賣拍數	彰化滿天星拍賣金額	彰化滿天星拍賣均價	台北玫瑰拍賣均價	台北玫瑰拍賣拍數	台北玫瑰拍賣金額
2	32792	1844303	56.24	93.42	144835	13529783
3	47219	2993729	63.4	143.99	125683	18096779
4	40402	1785168	44.19	86.53	165943	14359866
5	40194	1452660	36.14	51.91	235333	12215688
6	60205	2457856	40.82	55.38	254125	14074565
7	44086	3562918	80.82	78.19	224763	17574944
8	20832	2597687	124.7	49.8	185808	9252361
9	26382	2291331	86.85	64.12	171696	11008879
10	17535	2016920	115.02	86.22	190188	16398734
11	21273	1871431	87.97	69.3	220977	15313209
12	22558	1421325	63.01	66.5	215040	14299818
13	27603	1388942	50.32	80.73	227931	18401099
14	33124	1855864	56.03	68.71	169402	11639279
15	29000	2644856	91.2	133.26	205022	27320284
16	25573	1509075	59.01	89.28	174933	15618878
17	20683	1491811	72.13	45.17	207680	12091346
18	39708	2319905	58.43	67.08	280043	18839163
19	37116	2457575	66.21	80.75	281672	22746108
20	18617	1259999	67.68	50.25	226706	11392818
21	22626	1783997	78.85	86.65	259279	22465732

(b) 台北、彰化市場月拍賣資訊

	A	B	C	D	E	F
1	黛安納粉	佳娜紅	紫精靈	新香檳粉	滿天星白	滿天星以色列
2	134.5	126.74	119.07	144.27	74.89	70.31
3	154.42	147.35	113.05	160.78	76.18	47.67
4	158.54	133.87	72.18	142.57	48.88	26.36
5	144.59	117.5	71.63	140.05	33.55	28.25
6	138.43	100.68	76.42	133.1	52.87	46.16
7	112.3	94.73	67.8	116.72	52.3	37.38
8	100.69	86.81	74.79	112.39	54.73	51.24
9	87.79	75.66	66.94	104.36	35.74	29.02
10	63.74	53.07	34.44	87.52	25.87	27.55
11	67.12	56.72	61.62	77.36	26.94	24.3
12	60.49	46.38	39.68	67.05	37.99	42.34
13	56.47	50.74	35.88	69.48	30.97	29.32
14	58.36	81.08	50.16	86.25	26.09	28.14
15	72.65	93.17	61.46	98.24	32.72	38.65
16	96.48	102.23	69.27	72.98	35.88	51.43
17	82.74	69.18	52.03	102.85	35.88	41.5
18	73.11	56.85	50.32	86.7	35.32	30.58
19	108.42	93.7	71.78	103.01	32.9	42.35
20	101.68	96.56	84.3	117.16	52.21	60.09
21	139.26	108.77	92.49	116.19	54.07	67.92

(c) 台北拍賣市場日拍賣資訊

圖 4-2 資料整理結果

同條件程序性分析使用軟體 EasyReg[25]，其軟體如圖 4-3 所示。此處針對單位根檢定與 Johansen 共整合檢定部分，於 EasyReg 軟體所需的操作程序加以說明。

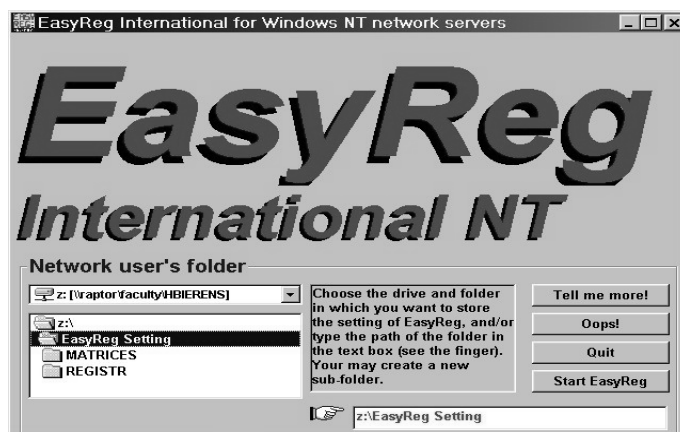


圖 4-3 EasyReg 軟體畫面

(一) 單位根檢定

檢定時間數列是否為同條件程序亦即檢定時間數列是否存在單位根性，於 EasyReg 軟體主選單選擇資料分析選項中單位根檢定，如圖 4-4 所示。



圖 4-4 單位根檢定畫面

挑選所需分析之時間數列目標後，由於單位根檢定發展出多種檢定方法，因此選取進行單位根檢定採用的方法，本研究預計以 Augmented Dickey Fuller 檢定法進行分析，因此針對 ADF 檢定法進行後續說明。而 ADF 檢定法必須選取假設的時間數列模式，模式一為純粹隨機漫步模型，模式二為包含漂移項的模型，模式三為包含漂移項及直線的時間趨勢項。其進行步驟如圖 4-5。

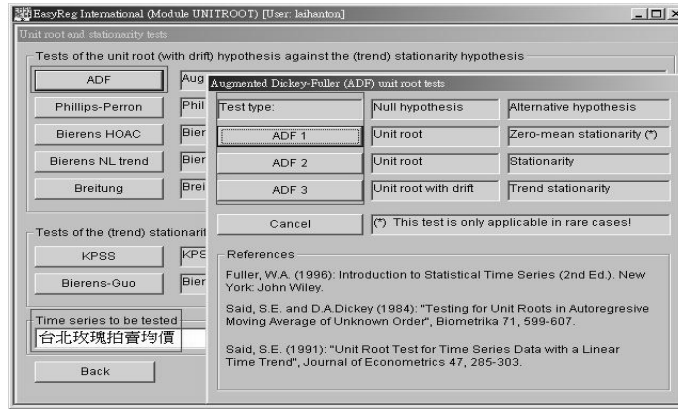


圖 4-5 選取單位根檢定方法

選取檢定方法與假設模式後，必須進行落後期數的選取，該軟體先以簡易的計算方式初步估計所需的落後期數，以台北玫瑰拍賣均價為例，先以 15 期的落後期數進行檢定，如圖 4-6 所示，對於落後期數的選取，亦可自行輸入任意值做為落後期數值。

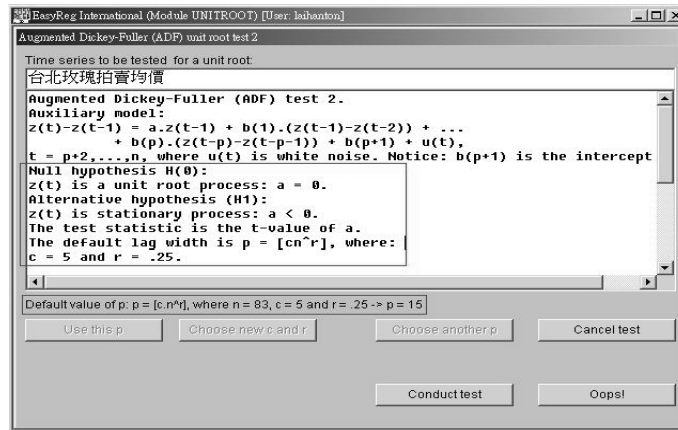


圖 4-6 初步估計落後期數

由 15 期為上界，EasyReg 軟體分別算出 Akaike [23]，Hannan-Quinn[25]，與 Schwarz[38] 三種法則下，最佳的落後期數選取如圖 4-7。已知 AIC 所計算最佳落後期數為 11 期下，重複圖 4-6 之步驟，此時輸入落後期數為 11 期。

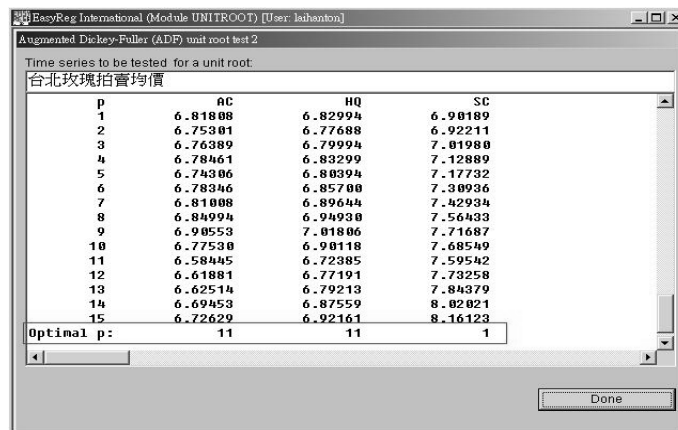
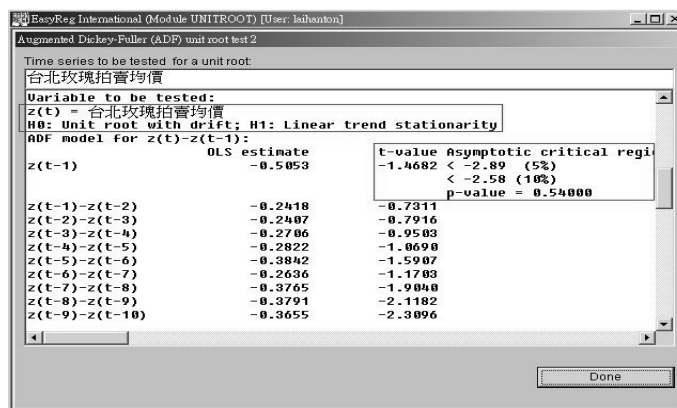
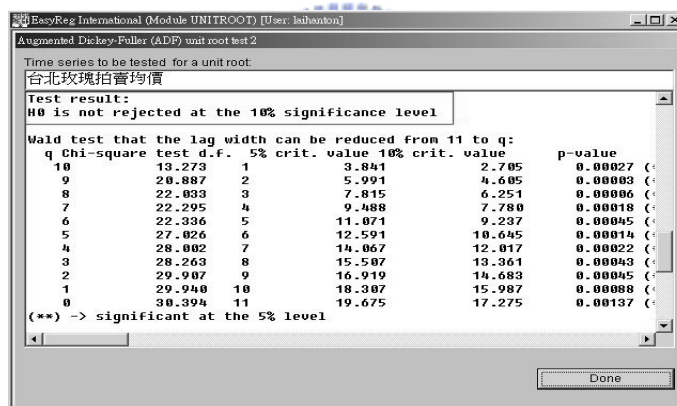


圖 4-7 落後期數選取法則

以 11 期的落後期數進行單位根檢定可得到結果如圖十所示，圖 4-8(a)中說明檢定目標為台北拍賣批發市場玫瑰花拍賣均價，在虛無假設為該時間數列資料具有單位根性與對立假設此資料為同條件程序時間數列下，檢定統計量所得之 t 值與 p 值，圖 4-8(b)則說明在 10%顯著性下，檢定結果不拒絕虛無假設，亦即台北玫瑰拍賣均價此時間數列不為同條件程序時間數列資料。



(a) 檢定結果 t 值與 p 值



(b) 檢定結果

圖 4-8 單位根檢定結果

(二) Johansen 共整合檢定

共整合檢定主要探討時間序列變數間線性組合後是否存在共整合關係，EasyReg 軟體中使用 Johansen 共整合檢定法，於主選單中選擇多變量模式中的 Johansen 共整合檢定進行分析，進行畫面如圖 4-9 所示。

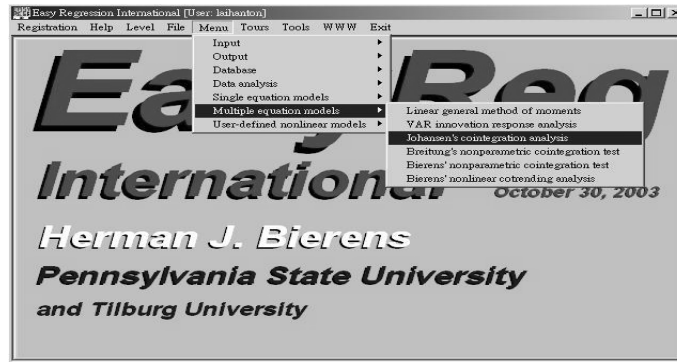


圖 4-9 Johansen 共整合檢定

進入 Johansen 共整合分析模式後，選取欲分析的時間數列變數資料與假設模型。在此探討台北玫瑰拍賣均價與彰化玫瑰拍賣均價是否存在共整合關係為例，觀察此兩時間數列共整合走勢圖後，選取模式為具有截距項而無時間趨勢之假設，如圖 4-10 所示，兩時間數列共整合圖形於圖 4-21 與圖 4-22。



圖 4-10 模式選取

進行 Johansen 共整合方法分析之前，需先決定適當的落後期數。而 EasyReg 軟體計算出各選取法則下最佳的落後期數，依照選擇的選取法則調整最適落後期數，如圖 4-11 中選擇 2 期落後再進行後續檢定。

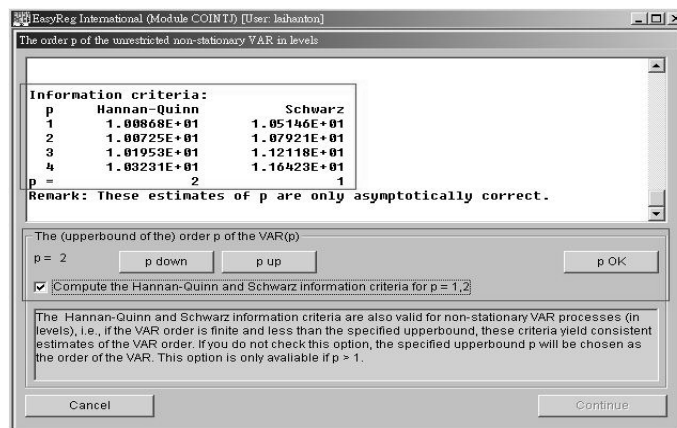


圖 4-11 落後期數選取

Johansen 共整合檢定主要利用跡檢定與最大特徵值檢定探討變數間共整合向量個數，由圖 4-12 可看出在 5% 顯著水準下，共整合向量不論為 0 或 1 均拒絕其虛無假設，亦即檢定結果顯示共整合向量不為 0 亦不為 1，因此軟體建議共整合向量為 2 進行檢定。

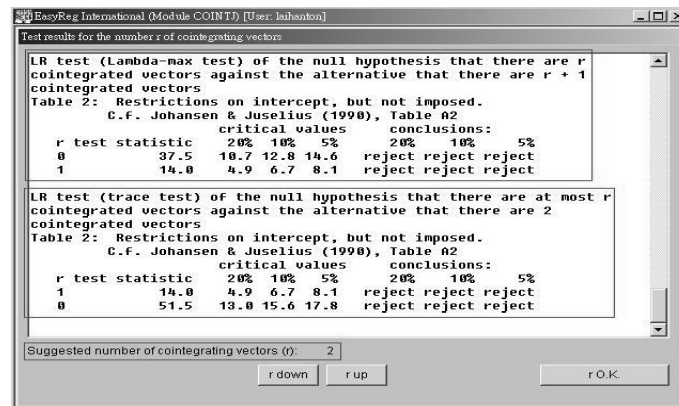
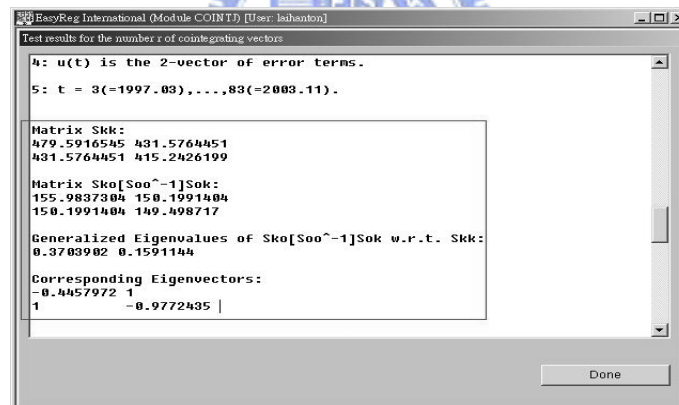
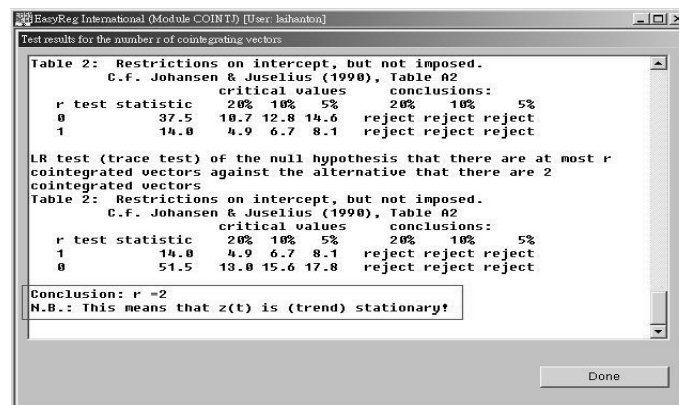


圖 4-12 跡檢定與最大特徵值檢定

以共整合向量 2 進行檢定，可得到各項分析數據及檢定結果，圖 4-13 (a) 為估計之特徵向量 (Eigenvectors)，圖 4-13(b) 則顯示共整合向量為 2 該兩時間數列之線性組合具有共整合趨勢。



(a) 估計向量值



(b) 檢定結果

圖 4-13 共整合檢定結果

4.2 供應鏈裡的假性迴歸案例

花卉供應鏈裡常常存在假性迴歸的案例，例如台北與彰化這兩條花卉供應鏈的玫瑰月拍賣均價時間序列就是典型的案例。這裡玫瑰月拍賣均價的時間序列來自花卉業務情報網[8]，並以統計分析軟體 SPSS 進行該迴歸模式之建立，其資料如圖 4-14 所示。其中台北月拍賣均價為依變數，而彰化月拍賣均價為自變數。



圖 4-14 一般線性迴歸

SPSS 分析結果如圖 4-15 所示[40]，而方框內統計資料放大如表 4-1 所示。觀察可發現該迴歸模型之 R^2 值為 0.94，亦即所建立之迴歸模型中彰化月拍賣均價可將台北月拍賣均價 0.94% 的變異加以解釋。這在迴歸模型中變異所能解釋的比例相當高，此結論能推論以彰化月拍賣均價解釋台北月拍賣均價相當良好。但再觀察其 *Durbin-Watson* 檢定值卻為 1.057，在樣本數為 83 其 *D-W* 檢定之上、下界分別為 1.665 與 1.615；因此 *D-W* 檢定值小於檢定下界，表該時間序列資料存在自我相關特性。亦即模式表面上看起來非常顯著，但是經濟意義不大。

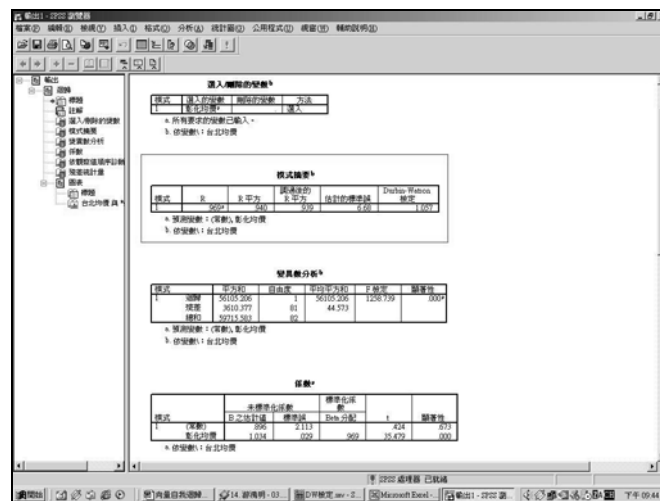


圖 4-15 線性迴歸與 DW 檢定分析結果

如果要避免假性迴歸現象的發生，必須對原始時間序列資料進行同條件程序之探討。若

原始時間序列變數存在單位根特性，這時利用變數差分方式消除其自我相關特性，直到變數不存在自我相關特性才可進行後續分析動作。

表 4-1 迴歸分析結果

模式1	R	R平方	調整過後的R平方	估計的標準誤	Durbin-Watson 檢定
1	.969	.940	.939	6.68	1.057

我們亦可觀察圖 4-16 與圖 4-17，圖 4-16 為台北玫瑰月拍賣均價為 X 軸對彰化玫瑰月拍賣均價為 Y 軸所繪製之圖形，原始資料由於被並非同條件程序之時間數列變數，因此資料散佈並非以 0 為中心；而圖 4-17 經過二階差分後，兩變數為同條件程序之時間數列資料，因此資料散佈以零中心，且為一接近 45° 線之直線。

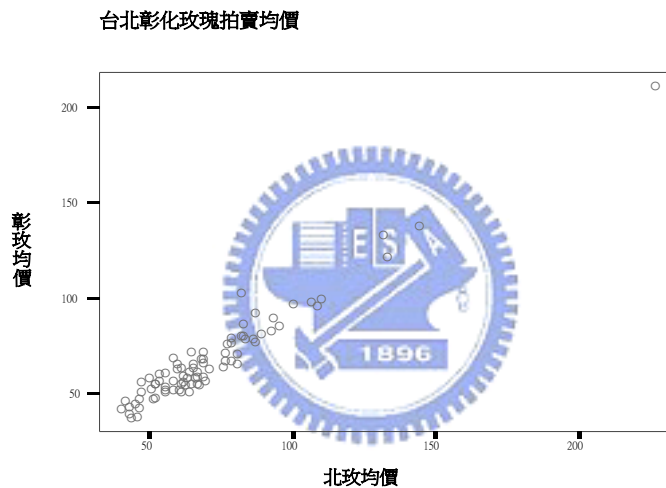


圖 4-16 台北與彰化玫瑰月拍賣均價散佈圖

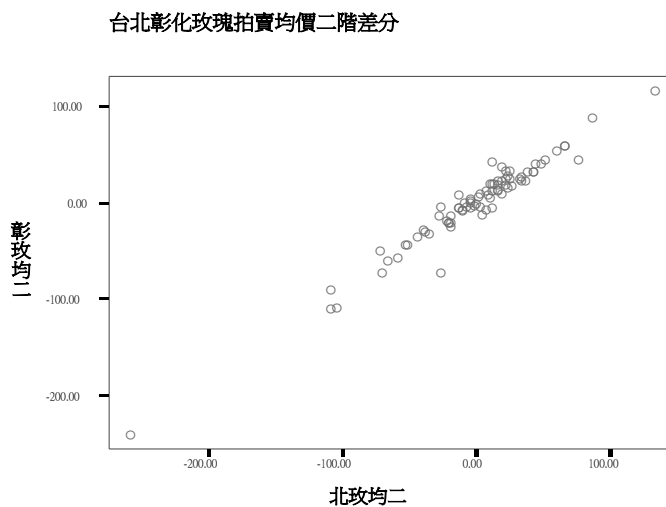


圖 4-17 台北與彰化玫瑰月拍賣均價二階差分散佈圖

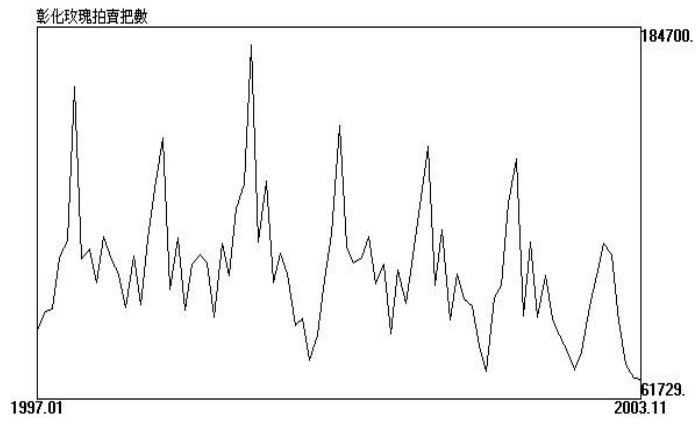
4.3 單位根檢定結果

單位根檢定共分兩個部分探討；第一部份探討台北與彰化花卉公司拍賣資訊中玫瑰花每月拍賣把數與每月拍賣均價之關係。第二部分探討台北花卉公司拍賣物品間是否存在長期同條件程序的均衡關係，以黛安娜粉、佳娜紅、紫精靈、新香檳粉與滿天星白每日拍賣均價進行探討。首先列出上述各項經濟指標之敘述性統計量與時間數列走勢圖，分別列示於表 4-2 與圖 4-18、4-19 中。

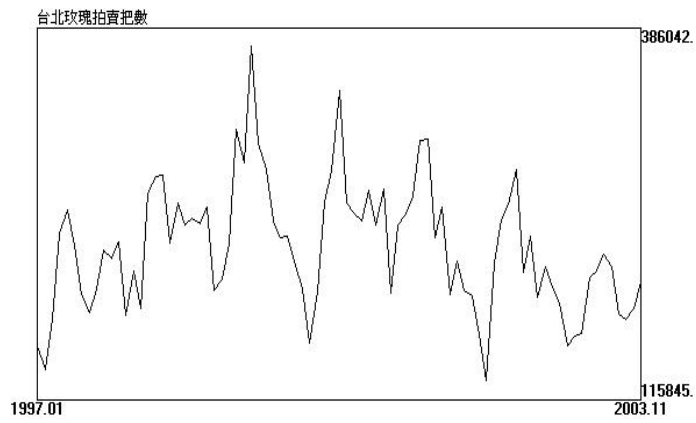
表 4-2 花卉交易資訊敘述統計量

	統計量						
	個數	最小值	最大值	平均數	標準差	偏態	峰度
彰化玫瑰 月拍賣把數	83	61729	184700	101854.6627	23258.0081	.975	1.765
台北玫瑰 月拍賣把數	83	115845	386042	223909.2771	50998.9114	.442	.402
彰化玫瑰 月拍賣均價	83	37	211.33	67.9625	25.2865	2.835	12.427
台北玫瑰 月拍賣均價	83	39.77	226.62	71.1993	26.9859	2.872	13.091
黛安娜粉 日拍賣均價	1217	0	530.7	66.721	42.757	3.996	29.791
佳娜紅 日拍賣均價	1217	0	650.09	63.0332	43.6395	6.104	63.294
紫精靈 日拍賣均價	1217	0	496.40	64.9241	36.6907	4.594	37.829
新香檳粉 日拍賣均價	1217	0	502.78	81.2357	36.9434	3.462	28.078
滿天星白 日拍賣均價	1217	0	230.73	58.0323	43.5642	.618	-.071

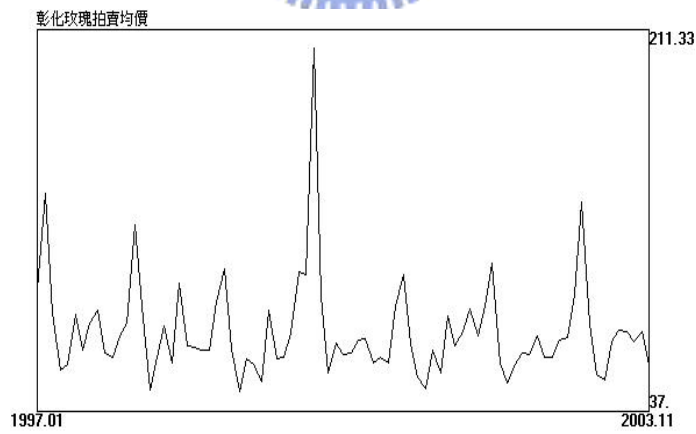
上述九項指標之時間序列走勢圖列示如下，以直觀的判斷此九項拍賣資訊似乎均不存在時間趨勢項，符合有截距項而無時間趨勢項之假設。但為求數據之完整性，因此進行 ADF 檢定時，仍舊採用前述單位根檢定中模型二與三假設進行時間序列同條件程序性之檢定，亦即分別假設時間數列資料具有截距項與趨勢項之假設。



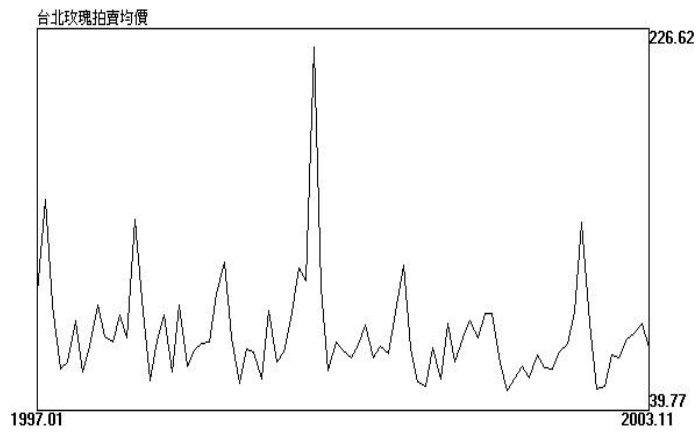
(a) 彰化玫瑰月拍賣把數



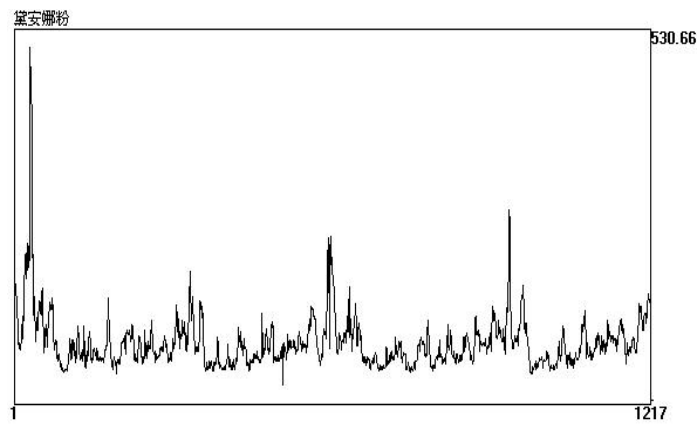
(b) 台北玫瑰月拍賣把數



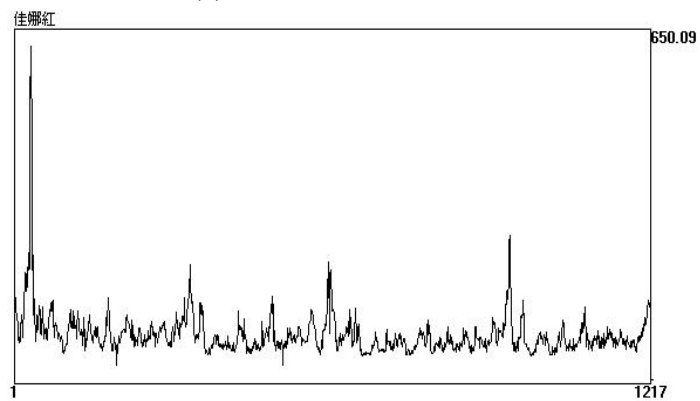
(c) 彰化玫瑰月拍賣均價



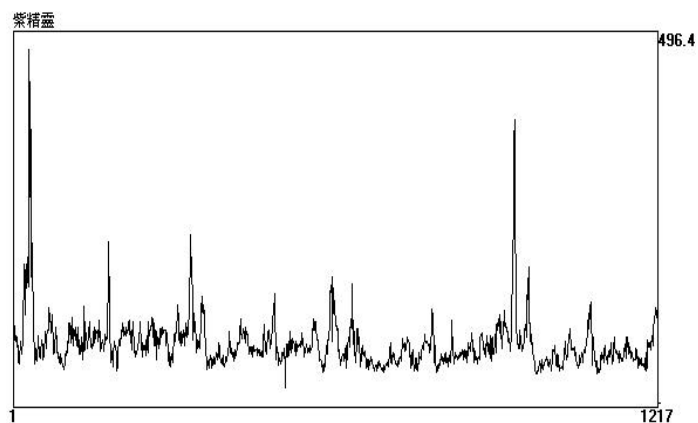
(d) 台北玫瑰月拍賣均價
圖 4-18 拍賣資訊之時間數列圖形



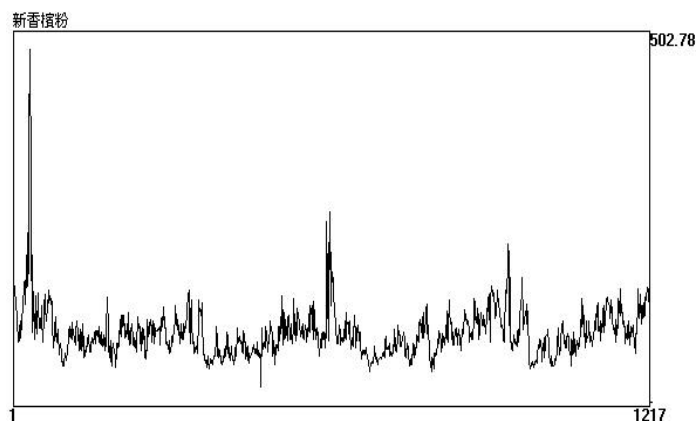
(a) 黛安娜粉日拍賣均價



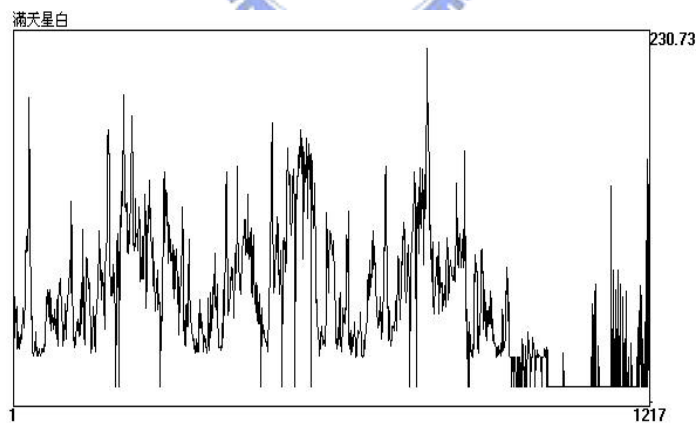
(b) 佳娜紅日拍賣均價



(c)紫精靈日拍賣均價



(d)新香檳粉日拍賣均價



(e)滿天星日拍賣均價

圖 4-19 台北拍賣市場時間數列圖形

接著探討上述各時間數列資料是否符合同條件程序時間數列，進行單位根檢定時，必須先決定最適落後期數，本研究採用 AIC 方法作為選擇 ADF 單位根檢定之最適落後指標。而 ADF 檢定中分別假設上述九項時間數列指標符合模式二與三之假設，其中，模式二為包含漂移項的模型，模式三為包含漂移項及直線的時間趨勢項。其虛無假設(H_0)為時間數列具有單位根性非同條件程序，而對立假設(H_1)為該時間數列為一同條件程序時間數列資料。單位根

檢定結果如表 4-3 所示。

表 4-3 花卉拍賣資訊各經濟指標單位根檢定

	模型類型	ADF	5%臨界值	10%臨界值	落後期數
彰化玫瑰 月拍賣把數	模型二	0.3548	-2.89	-2.85	13
	模型三	-1.3005	-3.40	-3.13	13
台北玫瑰 月拍賣把數	模型二	-0.5577	-2.89	-2.85	9
	模型三	-1.9728	-3.40	-3.13	9
彰化玫瑰 月拍賣均價	模型二	-1.9511	-2.89	-2.58	11
	模型三	-1.9040	-3.40	-3.13	11
台北玫瑰 月拍賣均價	模型二	-1.4682	-2.89	-2.85	11
	模型三	-1.5498	-3.40	-3.13	11
黛安娜粉 日拍賣均價	模型二	-4.1096(**)	-2.89	-2.58	26
	模型三	-3.9798(**)	-3.40	-3.13	26
佳娜紅 日拍賣均價	模型二	-4.6968(**)	-2.89	-2.58	27
	模型三	-4.8792(**)	-3.40	-3.13	27
紫精靈 日拍賣均價	模型二	-4.9771(**)	-2.89	-2.58	24
	模型三	-5.2151(**)	-3.40	-3.13	24
新香檳粉 日拍賣均價	模型二	-3.6812(**)	-2.89	-2.58	29
	模型三	-3.6550(**)	-3.40	-3.13	29
滿天星白 日拍賣均價	模型二	-3.6604(**)	-2.89	-2.58	15
	模型三	-4.3305(**)	-3.40	-3.13	15

由表 4-3 可得知，花卉拍賣各項資訊之時間數列資料中，台北、彰化兩市場月拍賣均價與月拍賣把數，均不滿足同條件程序時間數列之假設，而五種花卉拍賣日均價卻符合同條件程序之假設，亦即不論模式二或模式三，台北拍賣市場五種花卉日拍賣均價均有充足的統計數據相信該資料為同條件程序時間數列，於表 4-3 中以(**)代表 5%顯著水準。

由於 Granger 所提之共整性必須在各變數採相同差分後具有同條件程序性才可進行，因此對未達同條件程序之變數進行一階差分，所謂一階差分即是將資料轉換為原始資料與前一期差異的資料型態，亦即資料型態為 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ，差分之目的在消除變數的變異性，差分後再進行同條件程序檢定，如表 4-4 所示，其中(*)表示達到 10%的顯著，而(**)表示達到 5%的顯著。

表 4-4 花卉拍賣各變數一階差分單位根檢定

	模型類型	ADF	5%臨界值	10%臨界值	落後期數
彰化玫瑰 月拍賣把數	模型二	-1.9132	-2.89	-2.85	13
	模型三	-2.1978	-3.40	-3.13	13
台北玫瑰 月拍賣把數	模型二	-1.9385	-2.89	-2.85	13
	模型三	-2.3572	-3.40	-3.13	13

彰化玫瑰 月拍賣均價	模型二	-3.0944(**)	-2.89	-2.58	12
	模型三	-3.0699	-3.40	-3.13	12
台北玫瑰 月拍賣均價	模型二	-3.1688(**)	-2.89	-2.85	12
	模型三	-3.1487(*)	-3.40	-3.13	12

進行各變數一階差分後之檢定結果發現，部分變數已達到 5% 顯著的同條件程序狀況，例如表 4-4 中(**)所示者；部分變數則達到 10% 顯著的同條件程序狀況，例如上表中(*)所示者；而仍有彰化玫瑰月拍賣把數與台北玫瑰月拍賣把數進行一階差分後，無論在模型二或模型三均無法達到顯著的同條件程序性。

由於 Granger 所提之共整性必須在各變數採相同差分後具有同條件程序性才可進行，因此對此四項月拍賣資訊再進行二次差分，亦即將資料進行轉換為 $\Delta Y_t - \Delta Y_{t-1} = (Y_t - Y_{t-1}) - (Y_{t-1} - Y_{t-2})$ 後，再進行單位根檢定，結果如下表 4-5 所示。對各變數進行二次差分後可發現，所有台北、彰化市場月拍賣把數與月拍賣均價均為 5% 顯著性的同條件程序時間數列亦即各變數其整合級次均為 2，表示為 $X_t \sim I(2)$ ，因此可接著進行共整合分析。

表 4-5 花卉拍賣各變數二階差分單位根檢定

	模型類型	ADF	5% 臨界值	10% 臨界值	落後期數
彰化玫瑰 月拍賣把數	模型二	-4.5882(**)	-2.89	-2.85	13
	模型三	-4.5558(**)	-3.40	-3.13	13
台北玫瑰 月拍賣把數	模型二	-4.5882(**)	-2.89	-2.85	13
	模型三	-4.5558(**)	-3.40	-3.13	13
台北玫瑰 月拍賣均價	模型二	-4.4955(**)	-2.89	-2.85	13
	模型三	-4.4532(**)	-3.40	-3.13	13
彰化玫瑰 月拍賣均價	模型二	-4.1992(**)	-2.89	-2.58	13
	模型三	-4.1617(**)	-3.40	-3.13	13

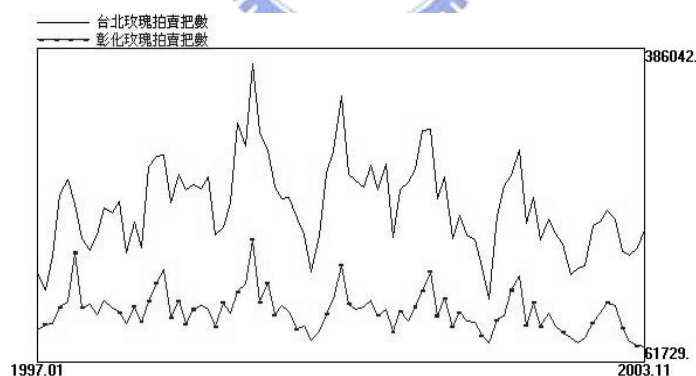
4.4 共整合分析結果

共整合分析的前提為 VAR 模型的殘差項應服從高斯分配，在經過單位根檢定之後，證實變數確定有單位根後，進行 Johansen 共整合方法分析之前，需先決定適當的落後期數。當落後期數不足時，可能使得模型殘差項存在序列相關，而產生估計偏誤，反之，若落後期數過長，則又會降低模型估計的效率，因此落後期數的選取極為重要，本論文採用 AIC 方法作為最適落後期數的依據，表 4-6 根據各變數資料依 AIC 法則進行落後期數選取，此處僅節錄部分數據，其中(**)代表依 AIC 法則選取之落後期數。

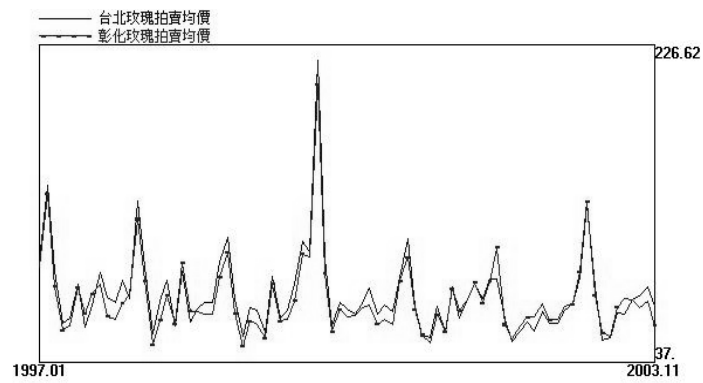
表 4-6 AIC 法則選取落後期數

變數	判斷準則	落後期數				
		10	11	12(**)	13	14
台北與彰化玫瑰月拍賣把數	AIC 值	10	11	12(**)	13	14
		3.98050E+01	3.99284E+01	3.97387E+01	3.98214E+01	3.99190E+01
台北與彰化玫瑰月拍賣均價	AIC 值	10	11	12(**)	13	14
		1.08901E+01	1.06557E+01	1.05917E+01	1.06246E+01	1.06988E+01
台北玫瑰與滿天星日拍賣均價	AIC 值	3	4	5(**)	6	7
		2.74243E+01	2.73925E+01	2.73496E+01	2.73908E+01	2.74405E+01

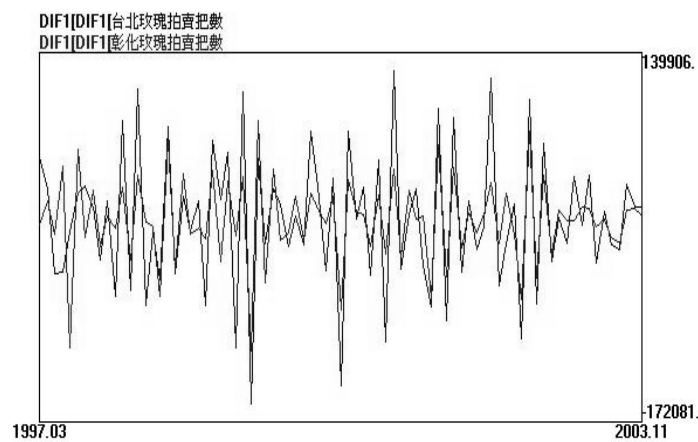
共整合檢定的目的，即檢驗不穩定的經濟變數之時間數列間，是否具有穩定的線性關係存在，亦即在探討隨機漫步之經濟變數間之線性組合是否為穩定。花卉拍賣資訊中各項指標之共整合圖形如下圖 4-20 與圖 4-21 所示。



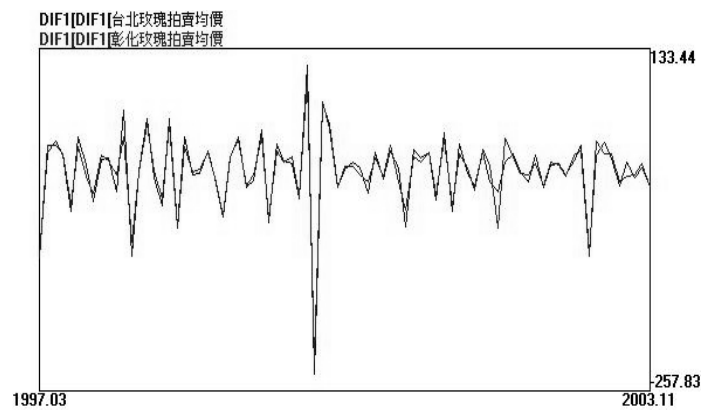
(a)台北與彰化玫瑰月拍賣把數時間數列圖形



(b)台北與彰化玫瑰月拍賣均價時間數列圖形
圖 4-20 台北、彰化玫瑰拍賣資訊時間數列圖形



(a)台北與彰化玫瑰月拍賣把數二階差分共整合圖形



(b)台北與彰化玫瑰月拍賣均價二階差分共整合圖形
圖 4-21 台北、彰化玫瑰拍賣資訊二階差分共整合圖形

選擇最適落後期數後，必須配合各最適落後期數來進行共整合檢定分析，本論文採用 Johansen 最大概似比檢定法來進行檢定，其中包含軌跡檢定及最大特徵值檢定兩種概似比檢定統計量來檢定共整合向量的個數，若變數之間具有共整合的關係，即是變數間存在長期共

整合的均衡關係，表六顯示比較台北與彰化玫瑰月拍賣把數之跡檢定與最大特徵值檢定，由表 4-7 可得兩種檢定方法均不拒絕虛無假設，亦即兩種檢定法均判斷台北與彰化玫瑰月拍賣共整合向量為 0，即兩變數間存在共整合向量，因此台北與彰化玫瑰月拍賣把數不存在長期共整合的均衡關係。

表 4-7 台北與彰化玫瑰月拍賣把數共整合檢定

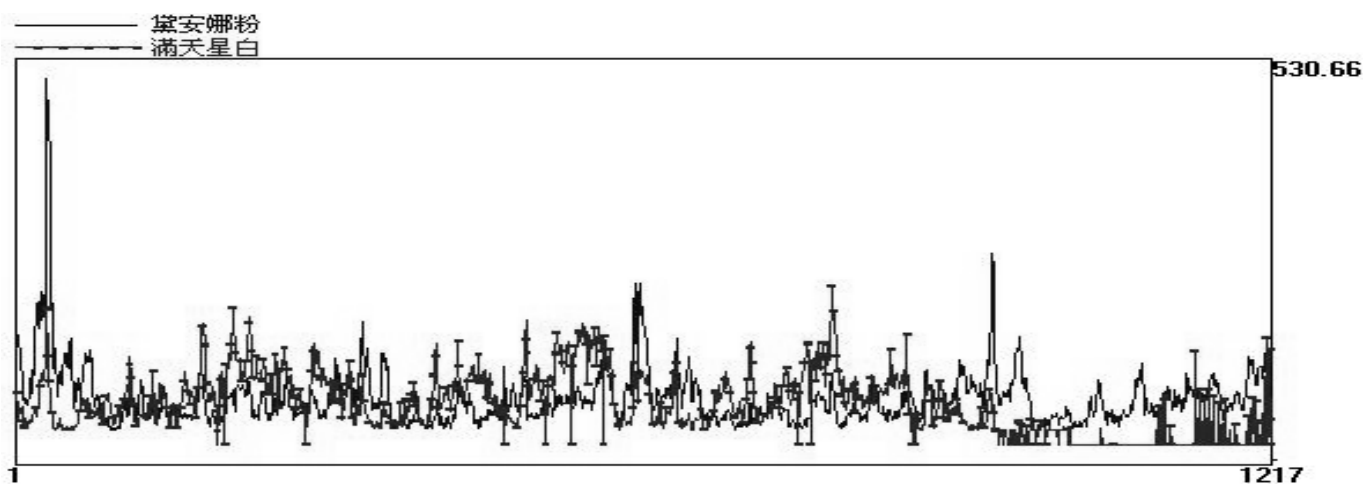
跡檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r>0	12.8	14.6	9.2
r≤1	r>1	6.7	8.1	0.2
最大特徵值檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r=1	15.6	17.8	9.4
r=1	r=2	6.7	8.1	0.2

接著針對台北與彰化玫瑰月拍賣均價兩變數，以 2 期落後進行此兩變數之共整合檢定，結果如表 4-8 所示，於跡檢定中，首先檢定共整合向量為 0 之虛無假設，其檢定統計量在 5 %顯著性下明顯拒絕，其意義為檢定結果接受共整合向量為 1 之對立假設，因此再對 H₀: r≤ 1 與 H₁: r>1 進行檢定，在 5%顯著性下亦拒絕 H₀ 之假設，於表 4-8 中以(**)表示。以同樣步驟進行最大特徵值檢定亦存在相同結果，因此研判台北與彰化玫瑰月拍賣均價兩變數間共整合向量為 2，亦即兩時間數列間存在長期共整合的均衡關係。

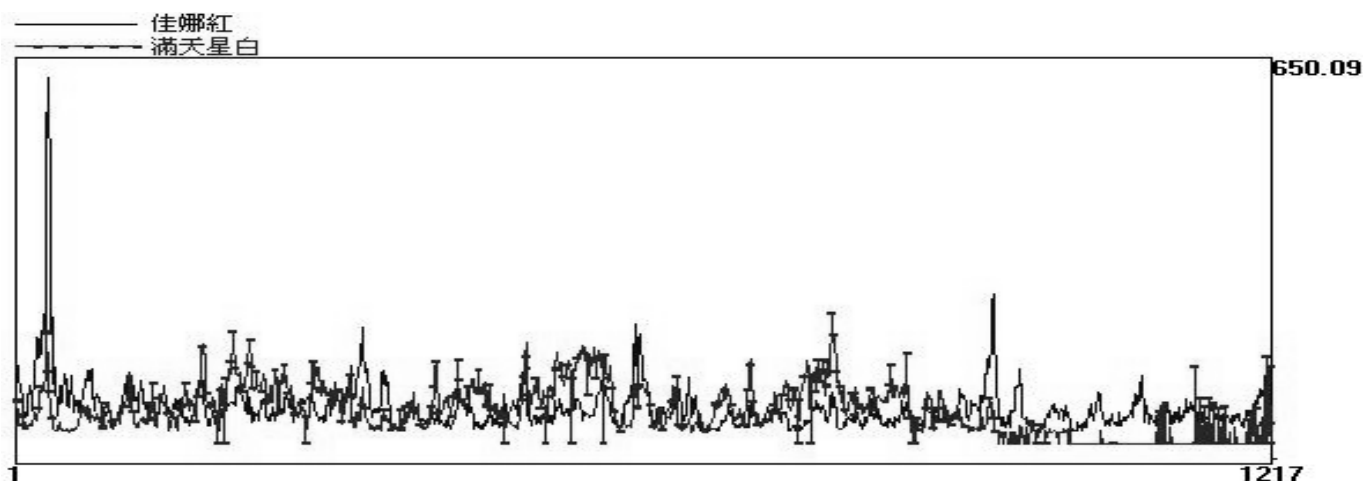
表 4-8 台北與彰化玫瑰月拍賣均價共整合檢定

跡檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r>0	15.6	17.8	51.5(**)
r≤1	r>1	6.7	8.1	14.0(**)
最大特徵值檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r=1	12.8	14.6	37.5(**)
r=1	r=2	6.7	8.1	14.0(**)

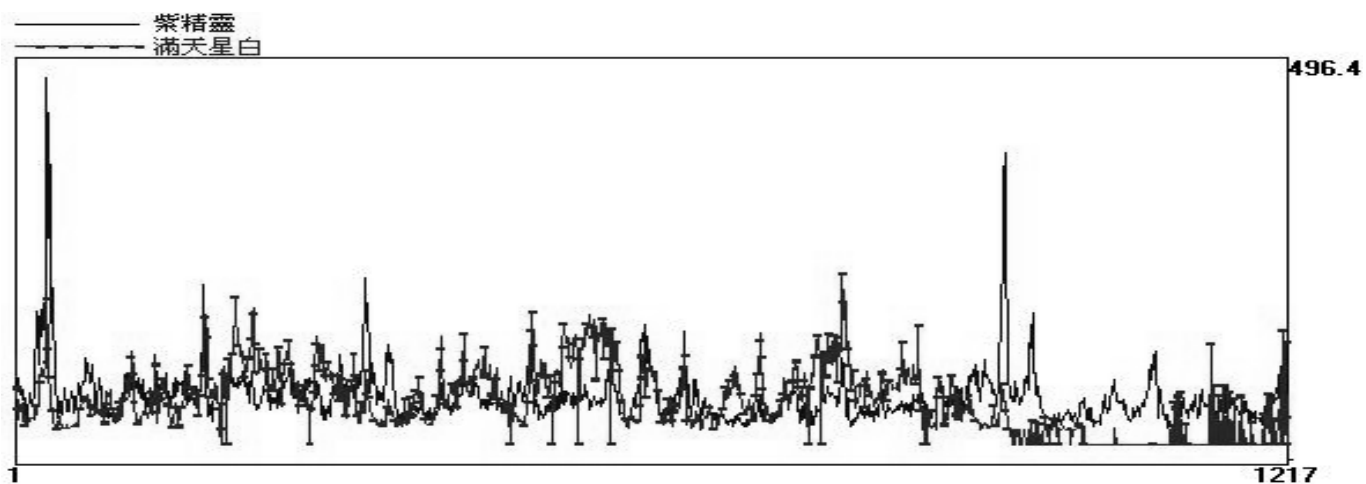
接著探討台北花卉公司中拍賣花卉間之共整合特性，以 5 期落後期數進行台北運銷中心拍賣市場中四種玫瑰花與滿天星之每日拍賣均價共整合檢定，其檢定結果如表 4-9 所示，無論跡檢定或最大特徵值檢定兩方法均研判變數間存在五個共整合向量，亦即台北拍賣市場中，玫瑰花黛安娜粉(FR408)、佳娜紅(FR108)、紫精靈(FR704)、新香檳粉(FR412)與滿天星白(FW560)每日拍賣均價存在長期共整合的均衡關係，其共整合圖形如圖 4-22。



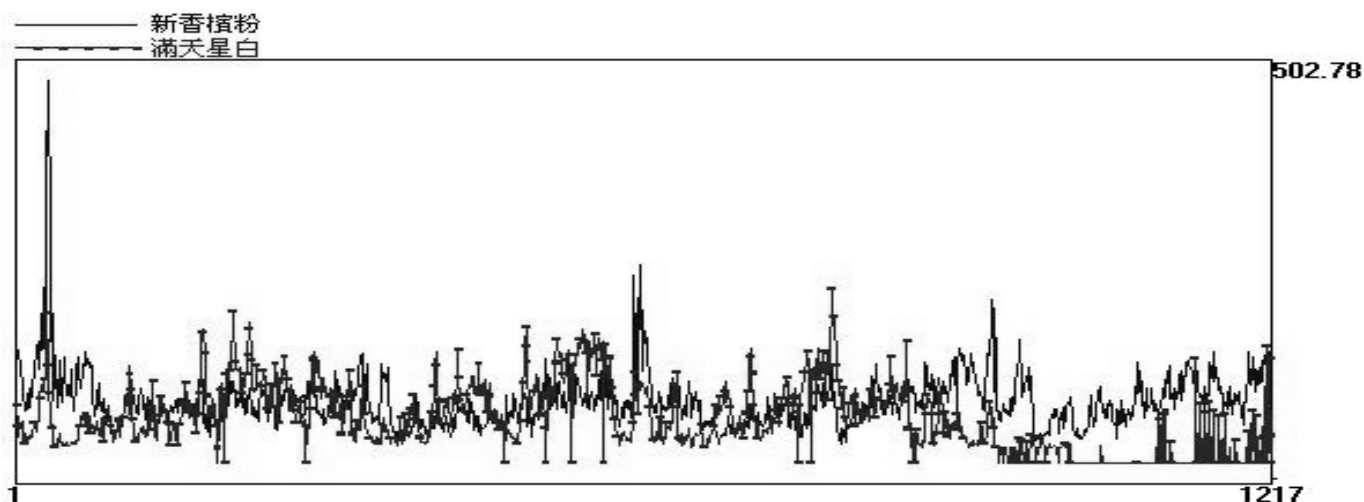
(a) 黛安娜粉與滿天星白日拍賣均價共整合圖形



(b) 佳娜紅與滿天星白日拍賣均價共整合圖形



(c) 紫精靈與滿天星白日拍賣均價共整合圖形



(d)新香檳粉與滿天星白日拍賣均價共整合圖形
圖 4-22 各品種玫瑰與滿天星日拍賣均價共整合圖形

表 4-9 台北四項玫瑰品種與滿天星白日拍賣均價共整合檢定

跡檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r>0	66.0	70.0	290.2(**)
r≤1	r>1	45.3	48.4	195.4(**)
r≤2	r>2	28.4	31.3	124.1(**)
r≤3	r>3	15.6	17.8	62.2(**)
r≤4	r>4	6.7	8.1	20.1(**)
最大特徵值檢定				
H ₀	H ₁	10%臨界值	5%臨界值	檢定統計量
r=0	r=1	28.0	33.3	94.8(**)
r=1	r=2	22.3	27.3	71.3(**)
r=2	r=3	16.5	21.3	61.9(**)
r=3	r=4	10.7	14.6	42.1(**)
r=4	r=5	4.9	8.1	20.1(**)

針對上述分析三個對象加以整理，列示於表 4-10 中，分析對象共有：(1)台北與彰化玫瑰月拍賣把數共整合分析(2)台北與彰化玫瑰月拍賣均價共整合分析(3)台北花市拍賣市場中，四種玫瑰花產品黛安娜粉、佳娜紅、紫精靈與新香檳粉，與滿天星白之日拍賣均價共整合檢定。檢定結果顯示(2)台北與彰化玫瑰月拍賣均價(3)台北拍賣市場中黛安娜粉、佳娜紅、紫精靈、新香檳粉與滿天星日拍賣均價存在共整合特性。而(1)台北與彰化玫瑰月拍賣把數不存在共整合特性。

表 4-10 台北、彰化市場共整合分析結果

項目	共整合關係是否存在
台北與彰化 玫瑰月拍賣把數	不存在
台北與彰化 玫瑰月拍賣均價	存在
台北拍賣市場中 黛安娜粉、佳娜紅、紫 精靈、新香檳粉與滿天 星日拍賣均價	存在



4.5 向量自我迴歸模式

如 4.4 節所述，在 5% 顯著水準下檢定出台北與彰化玫瑰月拍賣均價存在同條件程序後，欲建立兩拍賣市場間的向量自我迴歸模式，以反應兩拍賣市場玫瑰月拍賣均價彼此之互動關係，而 VAR 估計法只適用於所有變數資料皆為同條件程序的狀態之下，因此以台北與彰化玫瑰月拍賣均價之二階差分時間數列作為反應變數。

向量自我迴歸模型亦必須選取所需落後期數，其落後期數與共整合分析所選取之落後期數相同，以 AIC 法則進行落後期數之選取，使用 Easy Reg 軟體分析所落後期數，如圖 4-23；所選取之落後期數則為表 4-11。

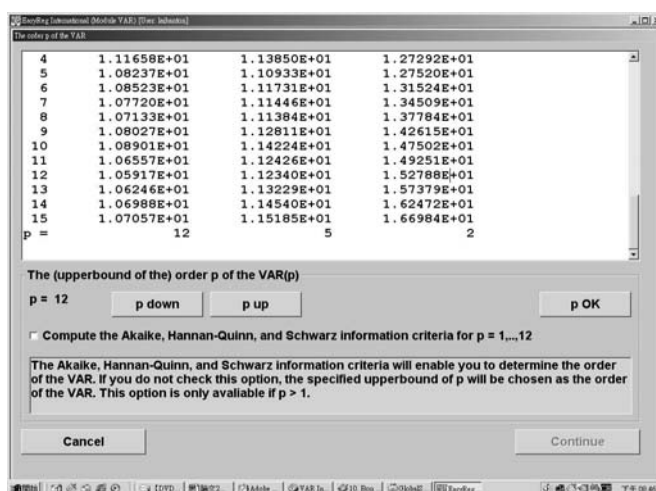


圖 4-23 VAR 之落後期數選取

表 4-11 AIC 法則選取落後期數

變數	判斷準則	落後期數				
		10	11	12(**)	13	14
台北與彰化玫瑰月拍賣均價	AIC 值	1.08901E+01	1.06557E+01	1.05917E+01	1.06246E+01	1.06988E+01
		2.74243E+01	2.73925E+01	2.73496E+01	2.73908E+01	2.74405E+01
台北玫瑰與滿天星日拍賣均價	AIC 值	3	4	5(**)	6	7
		2.74243E+01	2.73925E+01	2.73496E+01	2.73908E+01	2.74405E+01

選取所需落後期數後，使用 OLS 估計法進行迴歸式之參數估計，其軟體輸出結果如圖 4-24，將分析結果列示於表 4-12。

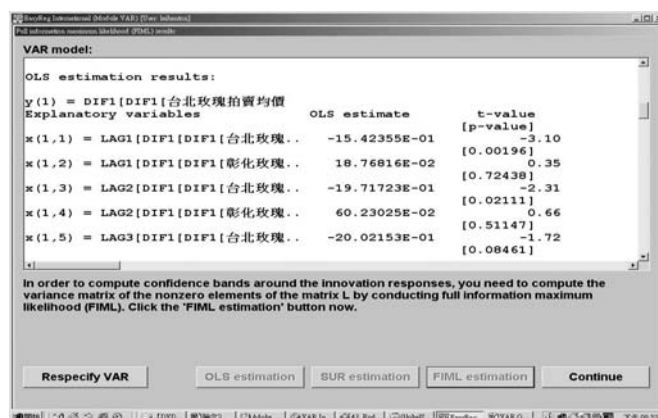


圖 4-24 VAR 分析結果

表 4-12 台北與彰化玫瑰月拍賣均價 VAR 參數估計值

解釋變數 \ 相依變數		台北玫瑰月拍賣均價二階差分			彰化玫瑰月拍賣均價二階差分		
		OLS 估計值	t 值	P 值	OLS 估計值	t 值	P 值
台北玫瑰月拍賣均價二階差分	Lag 1	-15.42355E-01	-3.1	0.00196	-14.79301E-02	-0.32	0.75123
	Lag 2	-19.71723E-01	-2.31	0.02111	-39.85991E-02	-0.5	0.61880
	Lag 3	-20.02153E-01	-1.72	0.08461	-50.10212E-02	-0.46	0.64510
	Lag 4	-22.01590E-01	-1.58	0.11345	-65.88487E-02	-0.51	0.61316
	Lag 5	-29.08956E-01	-1.86	0.06275	-15.56565E-01	-1.06	0.28788
	Lag 6	-28.73195E-01	-1.78	0.07583	-17.47384E-01	-1.15	0.24915
	Lag 7	-25.40177E-01	-1.61	0.10736	-16.54615E-01	-1.12	0.26297
	Lag 8	-19.77171E-01	-1.35	0.17668	-13.35791E-01	-0.97	0.32996
	Lag 9	-14.60400E-01	-1.15	0.25091	-10.64826E-01	-0.89	0.37161
	Lag 10	-10.43026E-01	-0.98	0.32569	-68.48733E-02	-0.69	0.49097
	Lag 11	-19.32388E-02	-0.24	0.80767	22.32649E-03	0.03	0.97605
	Lag 12	-26.48774E-02	-0.57	0.57188	-13.59009E-02	-0.31	0.75691
彰化玫瑰月拍賣均價二階差分	Lag 1	18.76816E-02	0.35	0.72438	-12.30354E-01	-2.47	0.01362
	Lag 2	60.23025E-02	0.66	0.51147	-10.28170E-01	-1.2	0.23162
	Lag 3	64.65762E-02	0.52	0.60632	-90.50327E-02	-0.77	0.44139
	Lag 4	91.04237E-02	0.6	0.54810	-70.78773E-02	-0.5	0.61820
	Lag 5	16.00427E-01	0.93	0.35360	21.42021E-02	0.13	0.89458
	Lag 6	16.92122E-01	0.94	0.34725	59.89244E-02	0.36	0.72254
	Lag 7	13.66654E-01	0.78	0.43763	53.43090E-02	0.32	0.74603
	Lag 8	82.78053E-02	0.51	0.61149	27.86878E-02	0.18	0.85518
	Lag 9	43.08534E-02	0.31	0.75912	10.39702E-02	0.08	0.93705
	Lag 10	-56.66803E-03	-0.05	0.96099	-36.66893E-02	-0.34	0.73553
	Lag 11	-81.12420E-02	-0.94	0.34940	-98.44459E-02	-1.21	0.22553
	Lag 12	-93.06561E-03	-0.18	0.85784	-22.51480E-02	-0.46	0.64372
截距項		-15.49794E-02	-0.06	0.95107	-23.37059E-02	-0.1	0.92134

資料日期是由 1997 年 1 月至 2003 年 11 月，台北、彰化兩拍賣市場玫瑰月拍賣均價之二階差分，共有 69 個樣本，模式之 $R\text{-Square}=0.8295$ ，亦即此 VAR 模型對於台北與彰化兩拍賣市場玫瑰月拍賣均價之變異數解釋能力達 82.95%。

台北拍賣市場中五個產品日拍賣均價，亦先以 AIC 法判斷 5 期之落後，並加以建立其向量自我迴歸模式，其參數估計之結果列示於附錄三之 A.3.2，資料自 2001 年 1 月 1 日至 2003 年 12 月 31 日，台北拍賣市場中五個產品日拍賣均價，其樣本數共 1212 個，模式之 $R\text{-Square}=0.7425$ ，亦即此 VAR 模型對於台北拍賣市場中五個產品日拍賣均價之變異數解釋能力達 74.25%。



第五章 結論與未來研究方向

目前全世界正以爆炸性的速度產生大量各式各樣的原始資料，隨著知識經濟時代的來臨，如何從大量的資料中擷取具競爭力的知識，是非常重要的。對組織來說，通常是利用資料倉儲將荒廢已久或散佈各地的歷史資料經由整合、清理提供給後端乾淨、一致的分析平台，近年來隨著資料倉儲的網路化及普及化，發展一套有效的後端分析加值處理架構以挖掘組織內的各種知識是刻不容緩的。本研究基於台北與彰化兩拍賣市場存在資料倉儲的前提下，分析兩拍賣市場之拍賣資訊是否存在共整合現象；另外並探討個別市場內具相關性之產品是否存在共整合特性，對於存在共整合現象之拍賣資訊加以建立其向量自我迴歸模式。

以台北與彰化兩花卉拍賣市場為例，檢定出台北與彰化兩市場中，其玫瑰花月拍賣均價確實存在共整合特性，亦即台北與彰化花卉市場玫瑰花每月拍賣均價有著長期整合的互動關係，在確定兩市場玫瑰花月拍賣均價存在共整合特性的前提下，加以建立其向量自我迴歸模型。另外亦檢定出台北拍賣市場內，玫瑰花四品種與滿天星確實存在共整合特性，針對此五個產品，亦建立預測用向量自我迴歸模式。

本研究中可以看到共整合技術在供應鏈的互動中扮演著很重要的角色，當供應鏈之市場具有共整合架構的前提下，發展其向量自我迴歸模型，用以對未來多個市場間或個別市場內多種產品，進行各項拍賣資訊之預測。展望未來，可以預期更深入的共整合技術將陸續應用於供應鏈群的互動中；例如多項共整合技術、季節性共整合技術、非線性裡的門檻共整合技術等。另外，共整合技術的使用是一項勞力密集的工作，所以本研究能夠判斷的花卉產品種類有限。如果未來要對多條供應鏈的數百種產品進行共整合分析，則其工作的複雜度將是巨大的；例如假設有 n 條供應鏈，而每條供應鏈有 m 個產品，則總共要進行 $k=m^2n/2$ 次共整合分析。若 $n=5$ ， $m=100$ ，則 $k=2$ 萬 5 千次。故共整合分析流程的自動化將是未來發展的一個重要方向。所謂自動化，亦即由資料倉儲中，針對所選擇拍賣市場花卉、品種，能夠自動辨識是否存在共整合關係，這對於知識經濟的提升具有相當大的幫助。

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年1月。
2. 林士凱，梁高榮，「多條花卉供應鏈間交易資訊分享系統的設計與實作」，第二屆全國當代行銷研討會，四月，1-16頁，2004。
3. 花卉批發資訊分享熱線，<http://flower.nctu.edu.tw>。
4. 涂旭志，臺灣產地蔬菜批發市場決價效率之研究，國立中興大學農業經濟學研究所碩士論文，1994年。
5. 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，271-284，2001年9月。
6. 梁高榮，「供應鏈間交易資訊分享制度的設計」，機械工業，四月，244-256頁，2004。
7. 梁高榮，「農產品交易鏈體系電子商務」，機械工業雜誌，222-233頁，2001年11月。
8. 梁高榮，花卉業務情報網，ISBN957-01-4633-8，八月，2003。
9. 梁高榮，農產品交易工程學，國立交通大學出版社，1999年。
10. 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年。
11. 郭孟涵、梁高榮，「利用線上分析處理技術建構花卉的線上產銷年報」，機械工業，六月，216-224頁，2002年。
12. 陳楓凱，溫師翰，梁高榮，鍾國成，「彰化花市的花卉交易資料倉儲建構」，2003資訊科技在農業之應用研討會，12月，38-43頁，2003。
13. 陳慧秋、陳宗玄，「臺灣毛豬批發價格空間均衡分析—共整合方法之應用」，臺灣經濟月刊，第213期，86至96頁，1994年。
14. 黃仁偉，利用資料倉儲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與管理研究所碩士論文，2002年。
15. 黃萬傳，「臺灣雞蛋市場決價效率之研究—向量自我回歸模式之應用」，農業經濟半年刊，第56期，43至75頁，1994年。
16. 黃雍仁，利用資料探勘技術設計花卉運銷專家系統，國立交通大學工業工程與管理研究所碩士論文，2003年。
17. 農委會農業產銷班資訊服務網，
<http://farm.coa.gov.tw/cgi-bin/db2www/msf/msf00000.d2w/report>。
18. 劉士豪，臺灣柑橘市場決價效率之研究，國立中興大學農產運銷研究所碩士論文，1996年。
19. 蔡月香，「台蕉與菲蕉在日本市場上之價格行為分析—共整合法之應用」，農產運銷論叢，第2期，143-152頁，1997年。
20. 賴瀚棠、梁高榮，「利用統計製程管制計數監測花卉交易資訊」，2003年資訊科技在農業之應用研討會，12月，179-184頁，2003。
21. 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年。

22. 賴瀚棠、梁高榮，「迴歸技術分析花卉產品的等級、包裝與價格之關係」，機械工業，八月，257-271 頁，2003 年。
23. Akaike, H., "Fitting Autoregressive Models for Prediction," *Ann. Inst. Statist. Math.* 21, pp. 243-247, 1969.
24. Balke, N. and Fomby, T.B., "Threshold Cointegration," *International Economic Review*, Vol. 38, pp. 627-645, 1997.
25. Bierens, H. J., *EasyReg International*, Department of Economics, Pennsylvania State University, University Park, PA, 2003.
26. Dickey, D. A. and Fuller W. A. "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root" *Econometrica*, Vol. 49, No.4, pp. 1057-1072, 1981.
27. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation and Testing," *Journal of Econometrics*, Vol. 55, pp. 251-276, 1987.
28. Granger, C. W. J. and Newbold, P., *Forecasting Economic Time Series*, Academic Press, 1986.
29. Granger, C. W. J. and Newbold, P., "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, pp. 111-120, 1974.
30. Granger, C. W. J., "Testing for Causality: A Personal Viewpoint," *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol. 2, No. 4, pp. 329-352, 1980.
31. Han, J. and Kamber, M., *Data Mining: Concepts and Techniques*, Morgan Kaufmann Publishers, 2000.
32. Johansen. S., "Estimation and Hypothesis of Co-integration Vectors in Gaussian Vector Autoregressive Models," *Econometrica* Vol.59, pp.1551-1580, 1991.
33. Johansen. S., "Statistical Analysis of Co-integration Vectors," *Journal of Economics Dynamics and Control*, Vol. 12, pp. 231-254, 1988.
34. Phillips, P.C.B. and Perron, P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression." *Biometrika* Vol. 75, pp. 335-346, 1988.
35. Ravallion, M., "Testing Market Integration," *American Agricultural Economics Association*, 1986.
36. Robert, S. P. and Daniel, L. R., *Econometric Models and Economic Forecasts*, McGraw-HILL, INC., 1991.
37. Said, S.E. and Dickey, D. A., "Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average of Unknown Order," *Biometrika*, Vol.71, pp. 599-607, 1984.
38. Schwarz. G., "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, Vol. 6, pp. 461-464, 1978.
39. Sims, C. A., "Do Measures of Monetary Policy in a VAR Make Sense," *International Economic Review*, Vol. 39, no. 4, PP. 933-941, 1998.
40. *SPSS for Windows, Standard Version 10.0.1*. SPSS Inc., 1988.
41. *STATISTICA Software, Version 6*. StatSoft, Inc., 2001.
42. Stigler, G. J., "The Economics of Information," *The Journal of Political Economy*, Vol. 69, No.3, pp. 213-225, 1961.

附錄 A 單位根檢定輸出結果

A.1 台北玫瑰月拍賣均價單位根檢定

(a) 假設模型

此處為模型 2 之假設，亦即假設台北玫瑰月拍賣均價時間數列具有截距項而無趨勢項之假設，基本假設模型為， $z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + \dots + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + b(p+1) + u(t)$ ，其中 $b(p+1)$ 為其截距項，而 $u(t)$ 則代表白噪音，單位根檢定之虛無假設為台北玫瑰月拍賣均價具有單位根，對立假設則為台北玫瑰月拍賣均價不存在單位根；亦即為一同條件程序。Easy Reg 軟體估計初始可能的落後期數為 15 個月。

表 A-1 台北玫瑰月拍賣均價模型假設

Auxiliary model:			
$z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + \dots$			
$\quad + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + b(p+1) + u(t),$			
$t = p+2, \dots, n$, where $u(t)$ is white noise. Notice: $b(p+1)$ is the intercept.			
Null hypothesis $H(0)$:			
$z(t)$ is a unit root process: $a = 0$.			
Alternative hypothesis ($H1$):			
$z(t)$ is stationary process: $a < 0$.			
The test statistic is the t-value of a.			
The default lag width is $p = [cn^r]$, where:			
$c = 5$ and $r = .25$. $p=15$			

(b) 落後期數判定

表 A-2 落後期數選取之輸出

information criteria				
p	AC	HQ	SC	
1	6.81808	6.82994	6.90189	
2	6.75301	6.77688	6.92211	
3	6.76389	6.79994	7.01980	
4	6.78461	6.83299	7.12889	
5	6.74306	6.80394	7.17732	
6	6.78346	6.85700	7.30936	
7	6.81008	6.89644	7.42934	

8	6.84994	6.94930	7.56433
9	6.90553	7.01806	7.71687
10	6.77530	6.90118	7.68549
11	6.58445	6.72385	7.59542
12	6.61881	6.77191	7.73258
13	6.62514	6.79213	7.84379
14	6.69453	6.87559	8.02021
15	6.72629	6.92161	8.16123
Optimal p:	11	11	1

依照初始估計落後期數為 15 期的假設下，Easy Reg 分別以 AIC、HQ 與 SIC 判斷最適的落後期數，當樣本數大於 7 時，SIC 準則所選取之期數較 AIC 準則少，所建構之模型較為精簡，易發生參數被低估之情形，因此本研究以 AIC 法則做為落後期數判斷的方式，此處顯示針對台北玫瑰月拍賣均價以 AIC 法則最適之落後期數為 11 期。

(c) ADF 假設檢定

表 A-3 ADF 檢定輸出結果

H0: Unit root with drift; H1: Linear trend stationarity		
ADF model for $z(t)-z(t-1)$:		
	OLS estimate	t-value Asymptotic critical regions:
$z(t-1)$	-0.5053	-1.4682 < -2.89 (5%) < -2.58 (10%) p-value = 0.54000
$z(t-1)-z(t-2)$	-0.2418	-0.7311
$z(t-2)-z(t-3)$	-0.2407	-0.7916
$z(t-3)-z(t-4)$	-0.2706	-0.9503
$z(t-4)-z(t-5)$	-0.2822	-1.0690
$z(t-5)-z(t-6)$	-0.3842	-1.5907
$z(t-6)-z(t-7)$	-0.2636	-1.1703
$z(t-7)-z(t-8)$	-0.3765	-1.9040
$z(t-8)-z(t-9)$	-0.3791	-2.1182
$z(t-9)-z(t-10)$	-0.3655	-2.3096
$z(t-10)-z(t-11)$	-0.5648	-4.2967
$z(t-11)-z(t-12)$	-0.4231	-3.6432
1	34.8451	1.4231
Residual s.e.:	22.99185E+000	

ADF 檢定過程中，主要探討步驟(a)中，模型 $z(t-1)$ 項之變數係數值。Easy Reg 分別列出以 11 期落後下，各變數之 OLS 估計之參數值，再檢定 $z(t-1)$ 項之變數係數值是否符合單位根之假設，將其結果列示於表(c)之末，檢定結果顯示台北玫瑰月拍賣均價不拒絕虛無假設；亦即該時間數列具有單位根特性。

原始台北玫瑰拍賣均價時間數列按照(A)、(B)、(C)之步驟，分別為(A)選定假設模型，此處以模型二進行檢定，亦即假設該時間變數具有截距項，(B)判定落後期數與(C)資料之單位根檢定進行原始資料之判斷，其檢定結果顯示，資料具有單位根特性，必須對資料進行差分再重複(A)、(B)、(C)三步驟之檢定。



A.2 彰化玫瑰月拍賣均價單位根檢定

(a) 假設模型

此處為模型 2 之假設，亦即假設彰化玫瑰月拍賣均價時間數列具有截距項而無趨勢項之假設，基本假設模型為， $z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + \dots + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + b(p+1) + u(t)$ ，其中 $b(p+1)$ 為其截距項，而 $u(t)$ 則代表白噪音，單位根檢定之虛無假設為彰化玫瑰月拍賣均價具有單位根，對立假設則為彰化玫瑰月拍賣均價不存在單位根；亦即為一同條件程序。Easy Reg 軟體估計初始可能的落後期數為 15 個月。

表 A-4 彰化玫瑰月拍賣均價模型假設

Augmented Dickey-Fuller (ADF) test 2.
Auxiliary model:
$z(t)-z(t-1) = a.z(t-1) + b(1).(z(t-1)-z(t-2)) + \dots$
$\quad + b(p).(z(t-p)-z(t-p-1)) + b(p+1) + u(t),$
$t = p+2, \dots, n$, where $u(t)$ is white noise. Notice: $b(p+1)$ is the intercept.
Null hypothesis $H(0)$:
$z(t)$ is a unit root process: $a = 0$.
Alternative hypothesis ($H1$):
$z(t)$ is stationary process: $a < 0$.
The test statistic is the t-value of a .
The default lag width is $p = [cn^r]$, where:
$c = 5$ and $r = .25$. $p=15$

(b) 落後期數判定

表 A-5 落後期數選取之輸出

information criteria			
p	AC	HQ	SC
1	6.72626	6.73812	6.81008
2	6.65738	6.68126	6.82648
3	6.65559	6.69164	6.91150
4	6.64532	6.69370	6.98960
5	6.59222	6.65309	7.02648
6	6.63013	6.70367	7.15604
7	6.67476	6.76112	7.29402
8	6.72720	6.82656	7.44159
9	6.77971	6.89224	7.59105

10	6.62637	6.75225	7.53655
11	6.42217	6.56157	7.43314
12	6.46146	6.61457	7.57523
13	6.47460	6.64159	7.69325
14	6.54573	6.72679	7.87141
15	6.55738	6.75269	7.99232
Optimal p:	11	11	1

依照初始估計落後期數為 15 期的假設下，Easy Reg 分別以 AIC、HQ 與 SIC 判斷最適的落後期數，當樣本數大於 7 時，SIC 準則所選取之期數較 AIC 準則少，所建構之模型較為精簡，易發生參數被低估之情形，因此本研究以 AIC 法則做為落後期數判斷的方式，此處顯示針對彰化玫瑰月拍賣均價以 AIC 法則最適之落後期數為 11 期。

(b) ADF 假設檢定

表 A-6 ADF 檢定輸出結果

H0: Unit root with drift; H1: Linear trend stationarity		
ADF model for $z(t)-z(t-1)$:		
	OLS estimate	t-value Asymptotic critical regions:
$z(t-1)$	-1.3872	-2.5413 < -2.89 (5%) < -2.58 (10%) p-value = 0.11000
$z(t-1)-z(t-2)$	0.6000	1.1845
$z(t-2)-z(t-3)$	0.7396	1.5437
$z(t-3)-z(t-4)$	0.7556	1.6080
$z(t-4)-z(t-5)$	0.6267	1.3558
$z(t-5)-z(t-6)$	0.4500	1.0471
$z(t-6)-z(t-7)$	0.5137	1.3350
$z(t-7)-z(t-8)$	0.3415	0.9628
$z(t-8)-z(t-9)$	0.2657	0.8241
$z(t-9)-z(t-10)$	0.1990	0.6867
$z(t-10)-z(t-11)$	-0.0631	-0.2382
$z(t-11)-z(t-12)$	0.0433	0.1865
$z(t-12)-z(t-13)$	0.4498	2.1793
$z(t-13)-z(t-14)$	0.3522	1.7940

$z(t-14)-z(t-15)$	0.0701	0.3972
$z(t-15)-z(t-16)$	-0.1001	-0.7244
1	93.1846	2.5296
Residual s.e.:	20.36087E+000	
R-square:	0.63595	
n:	67	
Test result:	H0 is not rejected at the 10% significance level	

ADF 檢定過程中，主要探討步驟(a)中，模型 $z(t-1)$ 項之變數係數值。Easy Reg 分別列出以 11 期落後下，各變數之 OLS 估計之參數值，再檢定 $z(t-1)$ 項之變數係數值是否符合單位根之假設，將其結果列示於表(c)之末，檢定結果顯示彰化玫瑰月拍賣均價不拒絕虛無假設；亦即該時間數列具有單位根特性。

原始彰化玫瑰拍賣均價時間數列按照(a)、(b)、(c)之步驟，分別為(A)選定假設模型，此處以模型二進行檢定，亦即假設該時間變數具有截距項，(b)判定落後期數與(c)資料之單位根檢定進行原始資料之判斷，其檢定結果顯示，資料具有單位根特性，必須對資料進行差分再重複(a)、(b)、(c)三步驟之檢定。



附錄 B 共整合分析輸出結果

B.1 台北、彰化玫瑰月拍賣均價共整合分析

(a) 假設模型

以台北玫瑰月拍賣均價做為相依變數，探討台北與彰化玫瑰月拍賣均價是否存在共整合關係，其模型假設為： $z(t)-z(t-1) = A(1)(z(t-1)-z(t-2)) + \dots + A(p)(z(t-p+1)-z(t-p)) + B.H'z(t-p) + c + u(t)$ ，其中 $z(t)$ 為包含兩變數所組成之向量，分別為台北與彰化玫瑰月拍賣均價， $H'z(t-p)$ 為其誤差修正項， c 則為常數項， $u(t)$ 為兩向量之誤差項。此處落後期數先以 VAR 模型以 AIC 法所選取 12 期落後為其落後期數。資料時間自 1997 年 1 月至 2003 年 11 月，共 83 個樣本。此處已判別過兩時間數列變數經過二階差分後為同條件程序，因此可進行後續共整合分析。

表 B-1 兩變數共整合檢定之假設模型

Dependent variables: Y(1) = 台北玫瑰拍賣均價 Error correction model (No cointegrating restrictions on the intercept parameters imposed) $z(t)-z(t-1) = A(1)(z(t-1)-z(t-2)) + \dots + A(p)(z(t-p+1)-z(t-p)) + B.H'z(t-p) + c + u(t)$, where: 1: $z(t)$ is a 2-vector with components: $z(1,t) =$ 台北玫瑰拍賣均價 $z(2,t) =$ 彰化玫瑰拍賣均價 2: $H'z(t-p) = e(t-p)$, say, is the r-vector of error correction terms, with H the 2xr matrix of cointegrating vectors, 3: c is a 2-vector of constants, 4: $u(t)$ is the 2-vector of error terms. 5: $t = 201(=1997.00) + p, \dots, 83(=2003.11)$. Chosen VAR(p) order: $p = 12$
--

(b) 最大特徵值檢定

Johansen 提出兩種概似比檢定統計量來檢定共整合向量的個數，分別為跡檢定與最大特徵值檢定兩種方法。其中最大特徵值檢定之虛無假設與對立假設如下，

$$H_0: \text{共整合向量} = r \quad H_1: \text{共整合向量} = r+1$$

最大特徵值檢定先假設變數間不存在共整合關係，即 $r=0$ ，若拒絕該假設則依次增加向量個數再行檢定，直到完全無法拒絕假設為止，檢定結果若存在有一個或多個顯著的特性根，

則表示相關變數之間具有長期共整合的均衡關係。經由上述兩種統計量，可決定共整向量 r 的個數，以判斷變數間是否具有共整合關係。

於最大特徵值檢定中，Table 1 與 Table 2 分別為截距項無限制與截距項存在共整合限制之假設，其分別於 20、10、5% 臨界值情況下所得之結果。

表 B-2 最大特徵值檢定輸出結果

LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are $r + 1$ cointegrated vectors						
Table 1: No restriction on intercept.						
C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1						
	critical values			conclusions:		
r test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
0	8.4	10.1	12.1	14.0	accept	accept
1	1.8	1.7	2.8	4.0	reject	accept
LR test (Lambda-max test) of the null hypothesis that there are r cointegrated vectors against the alternative that there are $r + 1$ cointegrated vectors						
Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.						
C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2						
	critical values			conclusions:		
r test statistic	20%	10%	5%	20%	10%	5%
0	8.4	10.7	12.8	14.6	accept	accept
1	1.8	4.9	6.7	8.1	accept	accept

(c) 跡檢定

跡檢定之虛無假設與對立假設如下，

$$H_0: \text{共整合向量} \leq r \quad H_1: \text{共整合向量} > r$$

$$\text{檢定統計量 } \lambda_{\max}(Q: q|q+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$$

跡檢定先假設變數間不存在共整合關係，即共整合向量 = 0，若拒絕該假設則依次增加向量個數再行檢定，直到完全無法拒絕假設為止，檢定結果若存在有一個或多個顯著的特性根，則表示相關變數之間具有長期共整合的均衡關係。經由上述兩種統計量，可決定共整向量 r 的個數，以判斷變數間是否具有共整合關係。

於跡檢定中，Table 1 與 Table 2 分別為截距項無限制與截距項存在共整合限制之假設，其分別於 20、10、5% 臨界值情況下所得之結果。Easy Reg 並將檢定結果列示於表末，表(b) 末顯示台北與彰化玫瑰月拍賣均價經線性組合後，為一個同條件程序之時間數列，代表兩個

時間數列間存在共整合關係，

表 B-3 跡檢定輸出結果

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 2 cointegrated vectors

Table 1: No restriction on intercept.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A1

r test statistic	critical values				conclusions:		
	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
1	1.8	1.7	2.8	4.0	reject	accept	accept
0	10.2	11.2	13.3	15.2	accept	accept	accept

LR test (trace test) of the null hypothesis that there are at most r cointegrated vectors against the alternative that there are 2 cointegrated vectors

Table 2: Restrictions on intercept, but not imposed.

C.f. Johansen & Juselius (1990), Table A2

r test statistic	critical values				conclusions:		
	20%	10%	5%	20%	10%	5%	
1	1.8	4.9	6.7	8.1	accept	accept	accept
0	10.2	13.0	15.6	17.8	accept	accept	accept

Conclusion: r=2

N.B.: This means that z(t) is (trend) stationary!

(b)與(c)顯示無論使用跡檢定法或最大特徵值檢定法，均存在共整合向量，因此，台北與彰化玫瑰月拍賣均價存在亦步亦趨的共整關係。

附錄 C 向量自我迴歸輸出結果

C.1 台北、彰化玫瑰月拍賣均價向量自我迴歸模式

(a) 模型假設

此處針對台北與彰化玫瑰月拍賣均價進行模型之假設，以 AIC 法則選取落後期數為 12 期，其模型假設為 $z(t) = A(1)z(t-1) + \dots + A(p)z(t-p) + B.d(t) + u(t)$ ，其中 $d(t)$ 為決策變數， $u(t)$ 則為白噪音。

表 C-1 VAR 模型之基本假設

$z(t,1) = \text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{台北玫瑰拍賣均價}$ $z(t,2) = \text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{彰化玫瑰拍賣均價}$ Dependent variables: $Y(1) = \text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{台北玫瑰拍賣均價}$ VAR(p) model: $z(t) = A(1)z(t-1) + \dots + A(p)z(t-p) + B.d(t) + u(t)$, where $d(t)$ is a vector of deterministic variables: $d(t)=1$ Chosen VAR(p) order: $p = 12$ Zeros in matrices $A(1) \dots A(12)$: (1 = nonzero)
--

(b) OLS 參數估計與顯著性

表 C-2 VAR 參數估結果

OLS estimation results:		
$y(1) = \text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{台北玫瑰拍賣均價}$		
Explanatory variables	OLS estimate	t-value [p-value]
$x(1,1) = \text{LAG1}[\text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{台北玫瑰..}$	-15.42355E-01	-3.10 [0.00196]
$x(1,2) = \text{LAG1}[\text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{彰化玫瑰..}$	18.76816E-02	0.35 [0.72438]
$x(1,3) = \text{LAG2}[\text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{台北玫瑰..}$	-19.71723E-01	-2.31 [0.02111]
$x(1,4) = \text{LAG2}[\text{DIF1}[\text{DIF1}[\text{彰化玫瑰..}$	60.23025E-02	0.66 [0.51147]

x(1,5) = LAG3[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-20.02153E-01	-1.72 [0.08461]
x(1,6) = LAG3[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	64.65762E-02	0.52 [0.60632]
x(1,7) = LAG4[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-22.01590E-01	-1.58 [0.11345]
x(1,8) = LAG4[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	91.04237E-02	0.60 [0.54810]
x(1,9) = LAG5[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-29.08956E-01	-1.86 [0.06275]
x(1,10) = LAG5[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	16.00427E-01	0.93 [0.35360]
x(1,11) = LAG6[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-28.73195E-01	-1.78 [0.07583]
x(1,12) = LAG6[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	16.92122E-01	0.94 [0.34725]
x(1,13) = LAG7[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-25.40177E-01	-1.61 [0.10736]
x(1,14) = LAG7[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	13.66654E-01	0.78 [0.43763]
x(1,15) = LAG8[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-19.77171E-01	-1.35 [0.17668]
x(1,16) = LAG8[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	82.78053E-02	0.51 [0.61149]
x(1,17) = LAG9[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-14.60400E-01	-1.15 [0.25091]
x(1,18) = LAG9[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	43.08534E-02	0.31 [0.75912]
x(1,19) = LAG10[DIF1[DIF1[台北..	-10.43026E-01	-0.98 [0.32569]
x(1,20) = LAG10[DIF1[DIF1[彰化..	-56.66803E-03	-0.05 [0.96099]
x(1,21) = LAG11[DIF1[DIF1[台北..	-19.32388E-02	-0.24 [0.80767]
x(1,22) = LAG11[DIF1[DIF1[彰化..	-81.12420E-02	-0.94 [0.34940]
x(1,23) = LAG12[DIF1[DIF1[台北..	-26.48774E-02	-0.57 [0.57188]

x(1,24) = LAG12[DIF1[DIF1[彰化..	-93.06561E-03	-0.18	[0.85784]
x(1,25) = 1	-15.49794E-02	-0.06	[0.95107]
y(2) = DIF1[DIF1[彰化玫瑰拍賣均價			
Explanatory variables	OLS estimate	t-value	[p-value]
x(2,1) = LAG1[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-14.79301E-02	-0.32	[0.75123]
x(2,2) = LAG1[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	-12.30354E-01	-2.47	[0.01362]
x(2,3) = LAG2[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-39.85991E-02	-0.50	[0.61880]
x(2,4) = LAG2[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	-10.28170E-01	-1.20	[0.23162]
x(2,5) = LAG3[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-50.10212E-02	-0.46	[0.64510]
x(2,6) = LAG3[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	-90.50327E-02	-0.77	[0.44139]
x(2,7) = LAG4[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-65.88487E-02	-0.51	[0.61316]
x(2,8) = LAG4[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	-70.78773E-02	-0.50	[0.61820]
x(2,9) = LAG5[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-15.56565E-01	-1.06	[0.28788]
x(2,10) = LAG5[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	21.42021E-02	0.13	[0.89458]
x(2,11) = LAG6[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-17.47384E-01	-1.15	[0.24915]
x(2,12) = LAG6[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	59.89244E-02	0.36	[0.72254]
x(2,13) = LAG7[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-16.54615E-01	-1.12	[0.26297]
x(2,14) = LAG7[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	53.43090E-02	0.32	[0.74603]
x(2,15) = LAG8[DIF1[DIF1[台北玫瑰..	-13.35791E-01	-0.97	[0.32996]
x(2,16) = LAG8[DIF1[DIF1[彰化玫瑰..	27.86878E-02	0.18	

x(2,17) = LAG9[DIF1[DIF1[台北政..	-10.64826E-01	-0.89	[0.37161]
x(2,18) = LAG9[DIF1[DIF1[彰化政..	10.39702E-02	0.08	[0.93705]
x(2,19) = LAG10[DIF1[DIF1[台北..	-68.48733E-02	-0.69	[0.49097]
x(2,20) = LAG10[DIF1[DIF1[彰化..	-36.66893E-02	-0.34	[0.73553]
x(2,21) = LAG11[DIF1[DIF1[台北..	22.32649E-03	0.03	[0.97605]
x(2,22) = LAG11[DIF1[DIF1[彰化..	-98.44459E-02	-1.21	[0.22553]
x(2,23) = LAG12[DIF1[DIF1[台北..	-13.59009E-02	-0.31	[0.75691]
x(2,24) = LAG12[DIF1[DIF1[彰化..	-22.51480E-02	-0.46	[0.64372]
x(2,25) = 1	-23.37059E-02	-0.10	[0.92134]

分別對台北與彰化玫瑰月拍賣均價進行 OLS 估計，以 12 期為選取之落後期數，包括截距項，因此共有 25 個參數估計值，並對每個參數估計值進行顯著性檢定。

(b) 對變數之解釋能力

表 C-3 VAR 對變數之解釋能力

y(1) = DIF1[DIF1[台北玫瑰拍賣均價	
[The p-values are two-sided and based on the normal approximation]	
s.e.:	26.12140E+00
R-Square:	0.8298
n:	69
y(2) = DIF1[DIF1[彰化玫瑰拍賣均價	
[The p-values are two-sided and based on the normal approximation]	
s.e.:	24.47477E+00
R-Square:	0.8295
n:	69

台北與彰化玫瑰月拍賣均價之 VAR 模型建立以(a)(b)(c)三步驟進行，(a)為模型之假設，(b)為所建構之 VAR 模型，(c)則顯示該 VAR 模型分別對兩變數之解釋能力。