國　立　交　通　大　學

工業工程與管理學系

碩士論文

台灣花卉拍賣的價值模式之實證分析：私有價值與共同價值

Specification Test Analysis of Value Model for Flower Auctions in Taiwan: Private Value vs. Common Value

研究生：鄭瑋廷

指導教授：梁高榮博士

中華民國九十九年七月

台灣花卉拍賣的價值模式之實證分析：私有價值與共同價值

Specification Test Analysis of Value Model for Flower Auctions in Taiwan: Private Value vs. Common Value

Student：Wei-Ting Cheng

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
July 2010
Hsinchu, Taiwan, Republic of China

台灣花卉拍賣的價值模式之實證分析：私有價值與共同價值

研究生：鄭瑋廷　　　　　　　　　　　　　　　　　　　　　　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

台灣的批發花卉於民國 77 年開始採用電子化拍賣鐘的交易方式進行荷蘭式拍賣，在此之後即擁有大量的實證花卉拍賣資料可供利用。從學術觀點來說，則浮現許多拍賣理論的基本議題。例如，花卉的承銷人競價時是根據其本身的價值模式，如私有價值、共同價值等。在特定的拍賣市場與期間內，如何得知花卉承銷人的價值模式問題就自然浮現。於本論文中提出拍賣競爭指數作為求解價值模式問題的重要概念。接著建構花卉得標金額函數與拍賣競爭指標之間的關係。再使用最大概似法與非線性最小平方和法來分別估計不同價值模式下的競價參數。最後將兩種方法的參數估計結果利用郝思曼規格來進行檢定。假如在郝思曼檢定下，這些參數的估計結果是不一致的，則拒絕該價值模式。根據拍賣競爭指數，民國 96 年的台北花卉批發市場具有共同價值。相對地，民國 91 年的彰化花卉批發市場具有私有價值模式。

關鍵字：
花卉拍賣(Flower Auction)
私有價值(Private Value Model)
共同價值(Common Value Model)
拍賣競爭指數(Auction Competitiveness Index)
郝斯曼檢定(Hausman Test)

Specification Test Analysis of Value Model for Flower Auctions in Taiwan:
Private Value vs. Common Value

Student：Wei-Ting Cheng Advisor：Dr. Gau-Rong Liang

Department of Industrial Engineering and Management
National Chiao-Tung University

Abstract

During 1988, wholesale flowers began to be traded through Dutch auction in Taiwan. Since then, a lot of empirical flower auction data became available. At the same time, many fundamental problems in auction theory arose from an academic research viewpoint. For example, flower buyers bid according to their value model such as private value, common value, etc. A natural question emerged is how to find the value model of the flower buyers for a given market at a specific period. In this thesis, Auction Competitiveness Index (ACI) has been developed as a key concept for finding the solution of the value model problem. Furthermore, each relationship between the winning bid price of flower and ACI for both value models is constructed. Then Maximum Likelihood Method (MLM) and Nonlinear Least Squares Method (NLSM) are applied to estimating the bidding parameters under the proposed value model, respectively. Next two sets of estimated parameters are analyzed through Hausman test. If the testing result shows inconsistent, then the proposed value model is rejected. With this ACI approach, it is found that Taipei flower wholesale market in 2007 owned a common value model. In contrast, the Changhua flower wholesale market in 2002 owned a private value model.

Keywords：

Flower Auction

Private Value Model

Common Value Model

Auction Competitiveness Index

Hausman Test

致謝

首先誠摯的感謝梁高榮教授，老師的諄諄教誨與指導讓我得以窺探拍賣理論領域的深奧，並且不時的討論與指點我正確的方向，使我在這些年中獲益匪淺。此外老師對於學問追根究底的態度與做人處事的方法都讓我從中獲益良多，是我學習的良好典範，我必終身謹記在心。

本論文的完成另外亦得感謝張永佳老師與清大周嗣文老師對於論文之詳加審閱，並且提供許多寶貴的意見，使得本論文能更加完整與謹慎。

在這兩年裡，實驗室裡共同生活的點滴，學術上的討論、言不及義的閒談、趕作業與考試前熬夜的革命情感…，感謝學長姐、同學、學弟妹的共同砥礪。因為你們的陪伴讓這兩年的日子變的絢麗多彩。

感謝實驗室的黃柏勳、何青樺、顧佳樺、魏良縈、鄭惠華同學，在研究所期間對於課業與論文的迷惘能為我解惑，尤其感謝黃柏勳同學的幫忙，恭喜我們順利的走過這兩年。另外實驗室的范植宇學長，彭思瑜、連惠珍學妹，與劉思宇、鄭仲元學弟們當然也不能忘記，你們的幫忙與歡笑聲我銘感在心。

最後，謹以此文獻給我摯愛的雙親。

目錄

圖目錄

表目錄

第一章 緒論

本章主要的目的在於闡述本論文的研究目的、方法與架構，共分為五小節。第 1.1 節述說研究的動機，第 1.2 節說明問題界定與研究目的，第 1.3 說明研究的流程與論文架構。

1.1 研究動機

國內目前共有五家花卉批發市場，最早是由台北花卉公司於民國七十七年開始將花卉拍賣電腦化，這也是亞洲第一個花卉拍賣自動化成功的例子。隨後台中、彰化、台南及高雄四家花卉批發市場也改採用拍賣鐘的方式來營運。國內花卉交易模式自從採用荷蘭式拍賣(Dutch Auction)後，市場佔有率每年以 15%的成長率上升，目前市場佔有率已接近飽和[3]，年拍賣總金額約 33 億元新台幣。

國內花卉透過拍賣交易的方式能使其進行有效的資源分配與價格制定，而該拍賣交易又是屬於拍賣制度中的單邊拍賣[3]。在單邊拍賣賽局中，承銷人(競價者)著重於如何決定競價策略(Bidding Strategy)以獲取最高利潤，而供應人則著重於如何決定拍賣格式(Auction Format)以獲取最高利潤。然而兩者的決定與承銷人評估待拍賣物品的價值模式(Value Model)及風險類型(Risk Type)有關。價值模式主要可以分成私有價值(Private Value)[24]、共同價值(Common Value)[25]及隸屬價值(Affiliated Value)[18]三種模式。風險型式(Risk Type)區分成風險趨避(Risk Averse)、風險中立(Risk Neutral)及風險喜好(Risk Loving)三種[3]。事實上，目前台灣花卉拍賣的價值模式是由過去經驗主觀判斷，並無理論基礎。如果能透過實證研究得知拍賣物品的價值模式則是學術上很重要的突破。

在學理上，拍賣價值模式的實證研究是由帕爾施(H. J. Paarsch)[19]於 1992 年首倡，目前只能討論私有與共同兩種價值模式。這是在風險中立情況下推導出其競價函數(Bidding Function)與得標機率密度函數，再使用統計方式來檢定加拿大政府拍賣林地樹木種植權的價值模式。在價值模式裡，實證研究顯示其競價函數與人數變化有關。例如，在私有價值模式且風險中立的情況下，競價函數與人數的變化呈現單調遞增函數(Monotonic Increasing Function)[12]，當競價人數越多時競價的程度會更活躍。

然而，本研究的台灣花卉拍賣交易資料中發現，承銷人的競價策略不受競爭者人數多寡影響，反而與當日的進貨量呈現負相關。因此本研究將定義「拍賣競爭指數(Auction Competitiveness Index, ACI)」為進貨量反比，取代承銷人數與競價函數之間的關係。當拍賣競爭指數越高時代表該日進貨量較少，所以承銷人競價的程度會較活躍；反之，則表示進貨量較高，承銷人競價程度較不活躍。

本論文的研究動機為針對台灣花卉市場所定義的「拍賣競爭指數」取代競價函數中的競價人數，接著以帕爾施[19]的統計方法為基礎判別台灣花卉的價值模式。其結果有助於承銷人與供應人決定競價策略與拍賣格式，以獲取最高利潤。

1.2 研究目的與問題界定

本論文的研究目的是研究國內花卉競價者參與拍賣活動時的價值模式，其理論基礎是建立在荷蘭式拍賣的競價函數上。所謂價值模式是指競價者對於待拍賣物品價值的形成，可以分成私有價值與共同價值兩種[19]。以國內花卉拍賣而言，早期批發市場中的競價者是來自不同地方，對於花卉的估價是各別獨自決定，所以較接近私有價值[5]。而現今國內有五家花卉批發市場，競價者是來自相同地方，所以彼此的價值會互相影響並且對於往後零售花卉時具有相同的價值，故會較接近共同價值模式[5]。但這些論點仍需要證據來支持。

本論文的競價資料來源為花卉業務情報網[13]的批發資訊分享熱線，使用台北與彰化花卉批發市場的拍賣交易資料，經由統計檢定的方法來判斷競價者的價值模式。接著分析價值模式的實證結果，探討是否與承銷人實際在拍賣市場中競價時的競價的價值依據相同。最後，可以提供往後花卉批發市場拍賣理論研究的價值模式依據之外，亦可以提供往後拍賣機制設計參考的價值模式依據。

在本論文只考慮所有參與拍賣活動的競價者都是風險中立。實務模型是以荷蘭式拍賣的理論模型為依據，價值模式只考慮私有價值[24]與共同價值[25]。在實證分析的模型方面是參考帕爾施所提出的競價函數[19]，資料收集後可整理如圖 1.1。接著使用非線性最小平方和法(Nonlinear Least Squares Method, NLSM)[8]與最大概似法(Maximum Likelihood Method, MLM)[8]來估計競價函數的參數，最後利用郝斯曼檢定(Hausman Test)[10]參數估計的結果是否具有一致性。

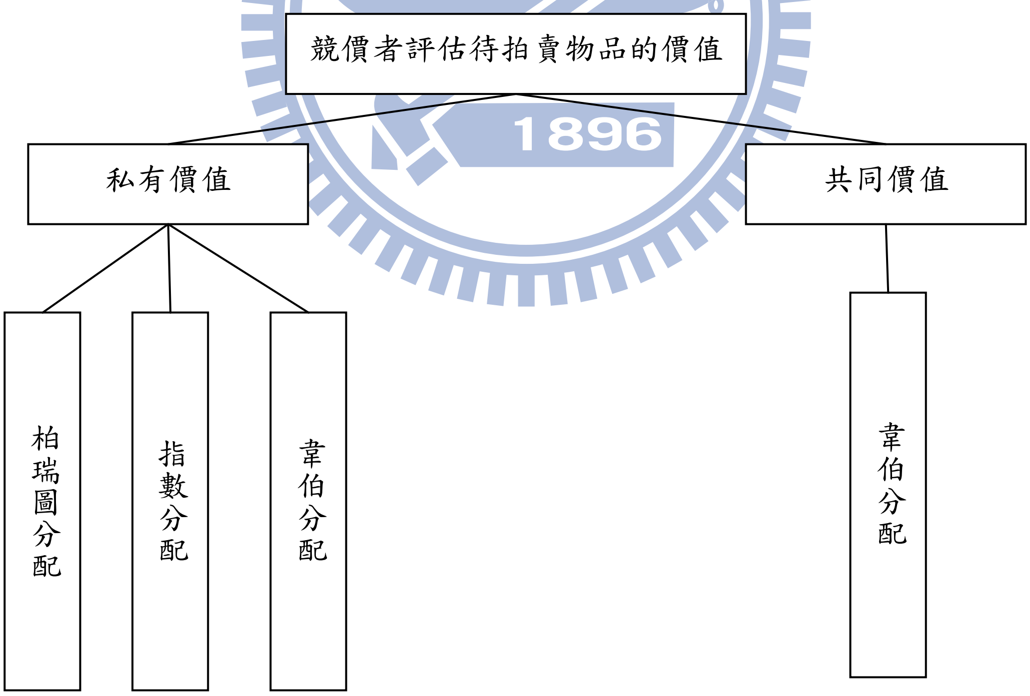


圖 1.1 拍賣實務結構模型之競價函數界定

1.3 研究流程與論文架構

本論文的研究方法及步驟與論文架構的對映關係如圖 1.2 所示：

1. 回顧荷蘭式拍賣競價函數：由於荷蘭式拍賣與首價閉式拍賣為策略等效(Strategically Equivalent)[14]，所以本論文先回顧首價閉式拍賣的競價函數。
2. 回顧實務價值模式判斷方法：參考過去學者如何分辨私有價值與共同價值。
3. 實務拍賣問題定義與假設：根據本研究的實務拍賣進行定義與假設。
4. 建立拍賣價值模式：以理論模式為基礎後依據本研究拍賣實務環境，建立符合本研究實務環境的價值模式。
5. 資料分析：分析台灣花卉批發市場的拍賣資料，界定實證分析的資料收集。
6. 統計方法實作：利用 EViews 5.0 軟體[21]，設計出統計本研究所需的非線性最小平方和法[8]、最大概似法[8]，以及郝斯曼檢定[10]。
7. 實證分析：利用非線性最小平方和法與最大概似法，分別對實務模型進行參數估計，再將估計的結果利用郝斯曼檢定結果判別本研究所屬的價值模式。
8. 結論：分析實證的結果與未來的研究方向。

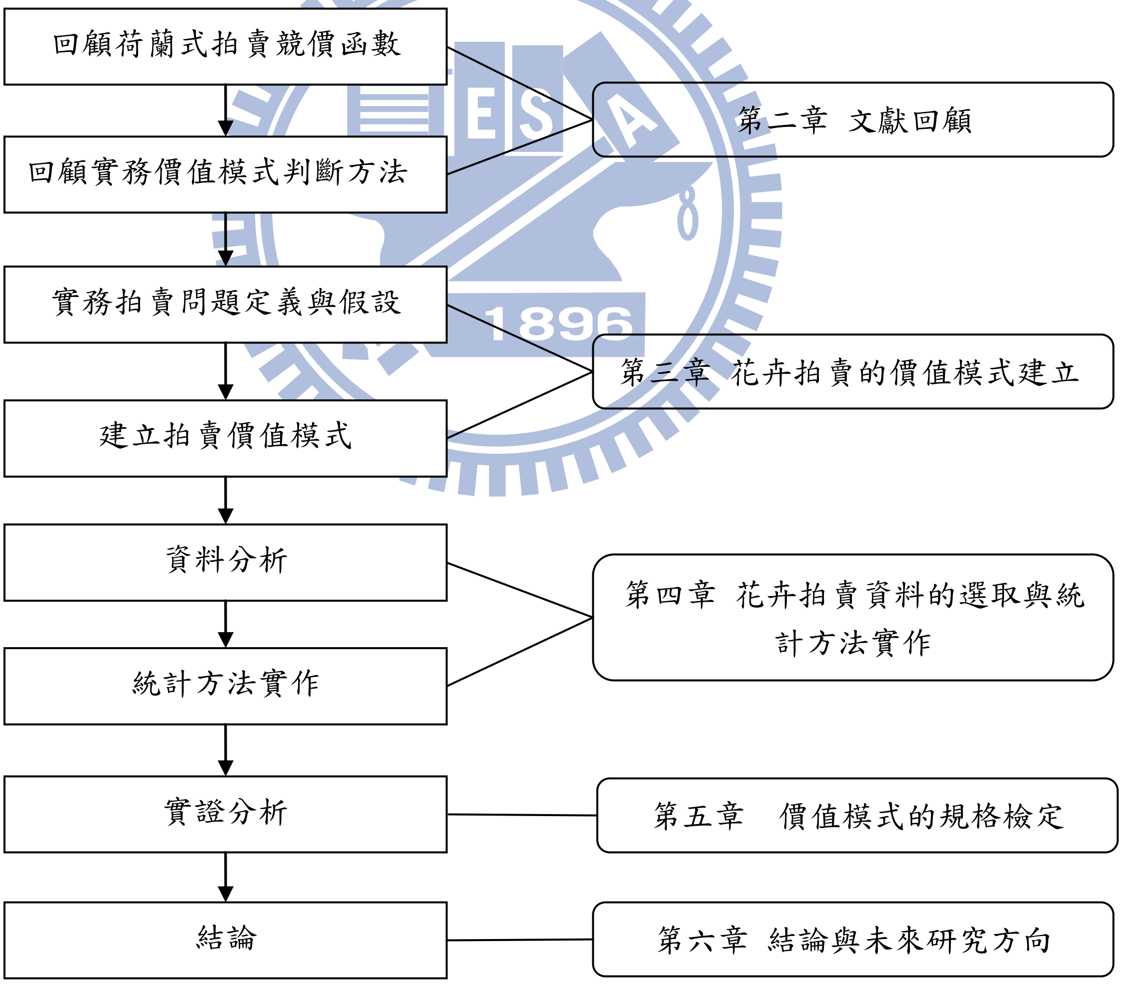


圖 1.2 研究流程圖與論文架構

第二章 文獻回顧

本章目的分成三部份，首先介紹台灣花卉批發市場的交易背景、拍賣交易的方式與目前各別市場佔有率，並且說明實證資料的來源。接著介紹拍賣的格式、拍賣價值模式與風險型式。最後，針對本論文研究範圍的單邊拍賣格式、荷蘭式拍賣的競價函數與價值檢定說明之。本章共分成七節，第 2.1 節介紹台灣花卉批發市場的拍賣交易方式，第 2.2 節說明批發資訊分享熱線，第 2.3 節說明拍賣交易的分類，第 2.4 節說明單邊拍賣，第 2.5 節介紹荷蘭式拍賣的競價函數分析，第 2.6 節說明價值模式的檢定方式，第 2.7 節說明本論文所使用的統計方法。

2.1 台灣花卉批發市場的拍賣交易

國內花卉最早的交易方式是以行口委賣與議價方式為主。由傳統市場花商直接向產地尋求貨源進行交易，或者是由花農直接在市場販售。然而這樣的交易模式會使得花商費時尋求貨源，花農進行生產時尚需擔心能否順利銷售，難以兼顧產銷造成品質提升不易。此交易模式由於缺乏中間仲裁，易在價格形成與結價機制時發生糾紛，對於生產者而言較無保障。直到民國七十七年，由花農與花商出資於台北成立首座民營花卉批發市場，隨後交易模式進化為使用電子化拍賣鐘進行拍賣交易。

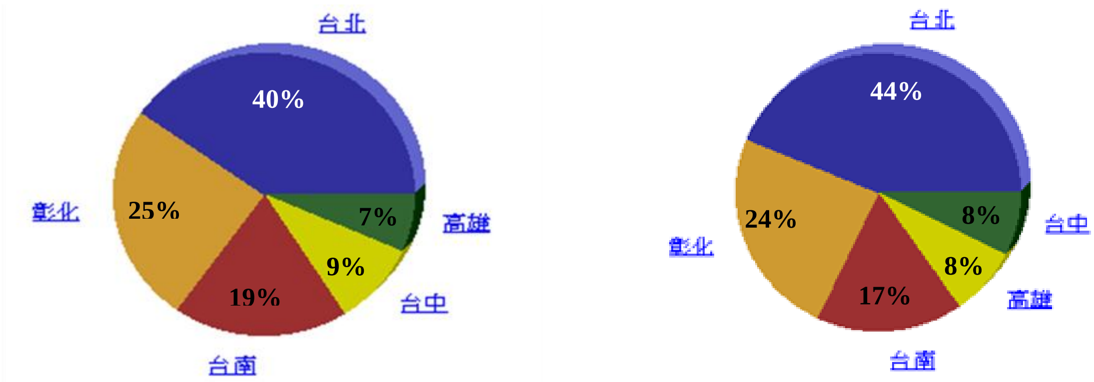
台灣目前共有五家花卉批發市場由北至南分別為：台北花市、台中花市、彰化花市、台南花市與高雄花市，如圖 2.1 所示。花卉批發市場的五項交易作業流程分別為集貨、理貨、拍賣、分貨以及領貨作業[3]，最後將花卉轉運至零售單位。其中的集貨是指將產地的花卉運送至批發市場的行為。理貨是指對不同產地的花卉拆箱進行抽驗花卉把數與品質等動作，再依其類別、等級整理成不同的拍賣批次並編列拍賣序號。拍賣是指依拍賣順序及開價原則把不同的拍賣批次依序推出並進行拍賣。分貨是指把拍賣完的花卉依拍賣結果分送至不同承銷人的堆貨區。最後，領貨是指承銷人到各自的堆貨區把各自得標的貨品領走。

圖 2.1 台灣五家花卉批發市場的位置

拍賣作業開始時，花卉批發市場會將每日各種花卉進貨量進行統計，再將資訊顯示於進貨看板上以提供承銷商作為競價參考指標，而進貨看版上的資訊包含：本日、昨日花卉的進貨數量與昨日花卉交易價格。使用的拍賣格式為荷蘭式拍賣，而採用的理由是其交易時間短且能維持花卉的保鮮度，而連續拍賣可使平均拍賣價格落入核裡化價格特性有助於提升花卉銷售價格利於農民。荷蘭式拍賣的作業是由高價往低價下降，主拍賣員會以高於平均價格約 50%左右開價，電腦將會自動依預設之降幅與間距調降單價，而拍賣鐘外圍之圓形刻度也會同步以逆時鐘方向循序關燈，直到選擇該區之第一位承銷人按下按鈕後，電腦才會停止降價並自動扣除該承銷人所購之件數[2]。此時若該序號依然有剩餘件數，台北花市的拍賣系統設定有自動跟價模式；在系統設定之跟價時間內，電腦會自動依照承銷人之跟價件數逐一扣除剩餘件數，直到該序號被全數賣完為止。而其餘四家花市的拍賣方式則繼續競標或列入殘貨[1]。拍賣鐘現場交易情形以台北花市為例如圖 2.2 所示。

圖 2.2 台北花市拍賣鐘現場交易情形

由花卉業務情報網[13] 2004 年至 2009 年的統計資料顯示，國內花卉批發市場的年總進貨量(把)約為 389 萬把，年總成交金額約為 35.7 億元新台幣。圖 2.3(a)的圓餅圖為五家市場此六年期間各別進貨量的市場佔有率，其比率由高至低依序為台北花市、彰化花市、台南花市、台中花市以及高雄花市。而圖 2.3(b)的圓餅圖則為五家花市此六年期間各別的成交金額佔有率，由高至低依序為台北花市、彰化花市、台南花市、高雄花市以及台中花市。不論就進貨量或是成交金額而言，台北花市的市場佔有率皆最高。



(a) 年進貨量(把)佔有率 (b) 年總成交金額佔有率

圖 2.3 花卉批發市場年進貨量(把)與年總成交金額(元)的圓餅圖

2.2 批發資訊分享熱線

台灣花卉產業導入了資料倉儲(DataWarehouse)[4]的技術，建構了花卉批發資訊分享熱線(Wholesale Information Sharing Hotline, WISH)與分享知識庫(Archives for Sharing Knowledge, ASK)，前者提供資訊管理服務，後者提供知識管理服務。總資料倉儲是儲存彙整五條花卉供應鏈的資料，其中各別花卉供應鏈的資料是儲存於資料超市(Data Market, DM)，而每日透過網際網路的拍賣鐘交易資料(Auction Clock-Generated Transactions, ACT)有系統的轉成標準規格後，儲存於資料超市，如圖 2.4。因此台灣五家花卉批發市場所形成的五條供應鏈透過 WISH 的資訊分享達到水平合作(Horizontal Collaboration)[7]，而每一條供應鏈則是經由 ACT 的交易方式達到垂直合作(Vertical Collaboration)[7]。而目前總資料倉儲與各別花卉供應鏈的資料超市皆儲存了大量的拍賣交易，共計約有 5GByte 的資料量，彙整後如表 2.1 所示。

而本論文資料來源即是透過批發資訊分享熱線，構思好輸入的維度(Dimension)與輸出的衡量值(Measure)後，使用線上分析處理的十個操作步驟[4]，將資料萃取、淨化後匯出至統計應用軟體作進一步分析，如圖 2.4。

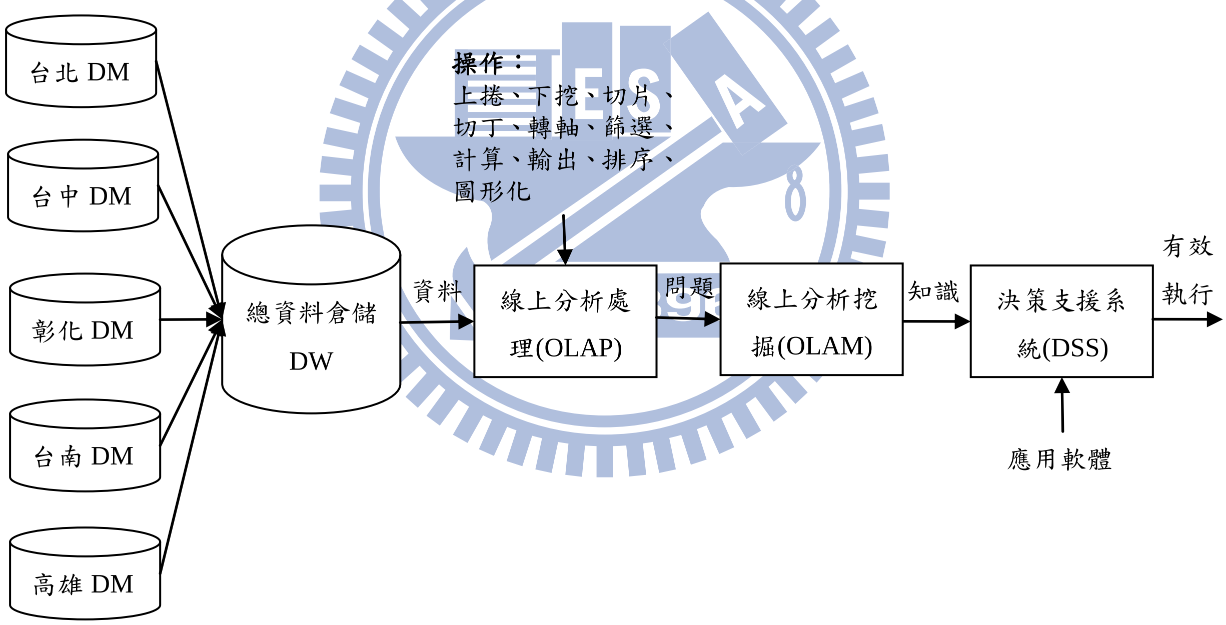


圖 2.4 台灣花卉批發資訊分享熱線資訊的處理[4]

表 2.1 各資料倉儲的資料量　　單位: MByte

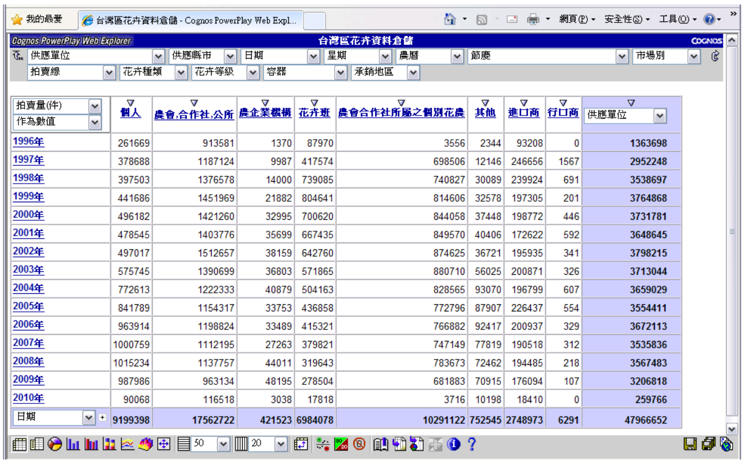
資料倉儲 / 儲存期間	台北 DM	台中 DM	彰化 DM	台南 DM	高雄 DM	總倉儲
~2009	709	496	1605	270	277	1568
2010~	6	4	10	6	4	12
小計	715	500	1615	276	282	1580
總計 4968 MByte						

線上分析處理(On-Line Analytic Processing, OLAP)[4]是指可以在網路上進行多維度空間裡衡量值的統計分析，兩者之間的關係如圖 2.5 所示。以台灣花卉產業而言，其維度有日期、星期、供應地區、供應類別、承銷地區、花卉種類、花卉等級、容器別等。而衡量值有進貨量、拍賣量、訂貨量、議價量、殘貨量、總金額、拍賣金額、訂貨金額、議價金額、拍賣均價、訂貨均價、總平均價、拍賣%、訂貨%、議價%、殘貨%等多個選項。

圖 2.5 線上分析處理概念[4]

而線上分析處理須透過花卉業務情報網[13]網頁進入花卉「批發資訊分享熱線」，其入口網頁如圖 2.6，點選資訊分享中的總資料倉儲，進入頁面如圖 2.7。

圖 2.6 花卉「批發資訊分享熱線」



台灣區花卉資料倉儲

拍賣量(件) 作為數值	個人	農會,合作社,公所	農企業機構	花卉班	農會合作社所屬之個別花農	其他	進口商	行口商	供應單位
1996年	261669	913581	1370	87970	3556	2344	93208	0	1363698
1997年	378688	1187124	9987	417574	698506	12146	246656	1567	2952248
1998年	397503	1376578	14000	739085	740827	30089	239924	691	3538697
1999年	441686	1451969	21882	804641	814606	32578	197305	201	3764868
2000年	496182	1421260	32995	700620	844058	37448	198772	446	3731781
2001年	478545	1403776	35699	667435	849570	40406	172622	592	3648645
2002年	497017	1512657	38159	642760	874625	36721	195935	341	3798215
2003年	575745	1390699	36803	571865	880710	56025	200871	326	3713044
2004年	772613	1222333	40879	504163	828565	93070	196799	607	3659029
2005年	841789	1154317	33753	436858	772796	87907	226437	554	3554411
2006年	963914	1198824	33489	415321	766882	92417	200937	329	3672113
2007年	1000759	1112195	27263	379821	747149	77819	190518	312	3535836
2008年	1015234	1137757	44011	319643	783673	72462	194485	218	3567483
2009年	987986	963134	48195	278504	681883	70915	176094	107	3206818
2010年	90068	116518	3038	17818	3716	10198	18410	0	259766
日期	9199398	17562722	421523	6984078	10291122	752545	2748973	6291	47966652

圖 2.7 台灣區花卉資料倉儲

2.3 拍賣交易的分類

本節主要是回顧拍賣模型中的四個參數，分別為拍賣格式、價值模式、信號方式與風險型式如表 2.2，其中灰色的內容是本論文所界定花卉拍賣的研究範圍。其內容共分成三個小節，首先在第 2.3.1 節說明拍賣的基本格式，接著在第 2.3.2 節說明競價者對拍賣物品的價值模式與信號方式，最後在第 2.3.3 節說明競價者的風險型式。

表 2.2 花卉拍賣參數

拍賣參數	內容
拍賣格式	單邊拍賣(荷蘭式拍賣、英國式拍賣、首價閉式拍賣與次價閉式拍賣)、雙邊拍賣
信號方式	資訊對稱性、資訊非對稱性
價值模式	私有價值、隸屬價值、共同價值
風險型式	風險趨避、風險中立、風險喜好

2.3.1 拍賣格式

所謂的拍賣格式是指拍賣活動進行的規則制度，這些規則制度又包含了出價的方式、資源配置以及最終價格的決定等。由於拍賣物品種類以及拍賣目的的不同，所以也隨之出現不同的拍賣格式。以下將介紹幾種較為常見的拍賣格式[3]，如圖 2.8 所示。

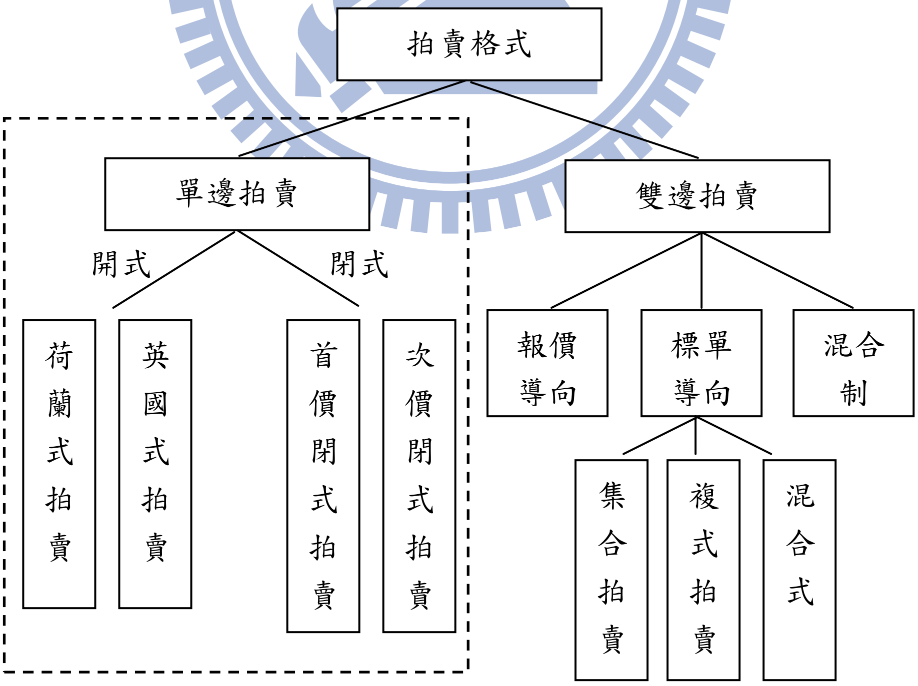


圖 2.8 拍賣格式[3]

在市場需求的機制下，拍賣格式主要可以分為單邊拍賣(One-Sided Auction)以及雙邊拍賣(Two-Sided Auction)兩大類。所謂單邊拍賣是指拍賣活動中，存在單一賣方多位買方或是

單一買方多位賣方的情況；而雙邊拍賣則是指拍賣活動中，買賣雙方皆存在多人的情況。在單邊拍賣中又由於價格公開與否以及價格決定的方式，可以分為英國式拍賣(English Auction)、荷蘭式拍賣、首價閉式拍賣(First-Price Sealed-Bid Auction)，以及次價閉式拍賣(Second-Price Sealed-Bid Auction)四種；而雙邊拍賣由於執行的方式可以分為標單導向(Order Driven)、報價導向(Quote Driven)，以及混合制(Hybrid Approach)三種[3]。其中標單導向的雙邊拍賣還可以再細分為集合拍賣(Call Auction)、複式拍賣(Double Auction)，以及混合式三種[3]。而本論文只探討單邊拍賣，並將於 2.4 節中針對單邊拍賣的四種格式做詳細說明。

2.3.2 信號方式與競價者的價值模式

所謂的信號方式是指，競價者彼此之間對待拍賣物品價值的資訊擁有的程度，可區分成對稱與非對稱資訊。當競價者屬於對稱資訊時，代表彼此間對於待拍賣物品價值資訊的擁有程度是一致的。例如競價者彼此間對待拍賣物品都擁有少量的資訊或者是同時擁有較多的資訊。換言之，當資訊是非對稱時，也就是競價者彼此之間對於待拍賣物品價值的資訊的擁有程度是不一致的。例如部份競價者擁有待拍賣物品的資訊比起其餘的競價者要來的多時。而經濟學家根據競價者對於物品價值的形成，提出了三種基本的價值模式，分別為私有價值[24]模式、共同價值[25]模式及隸屬價值[18]模式三者之間的關係如圖 2.9，文字說明如下。

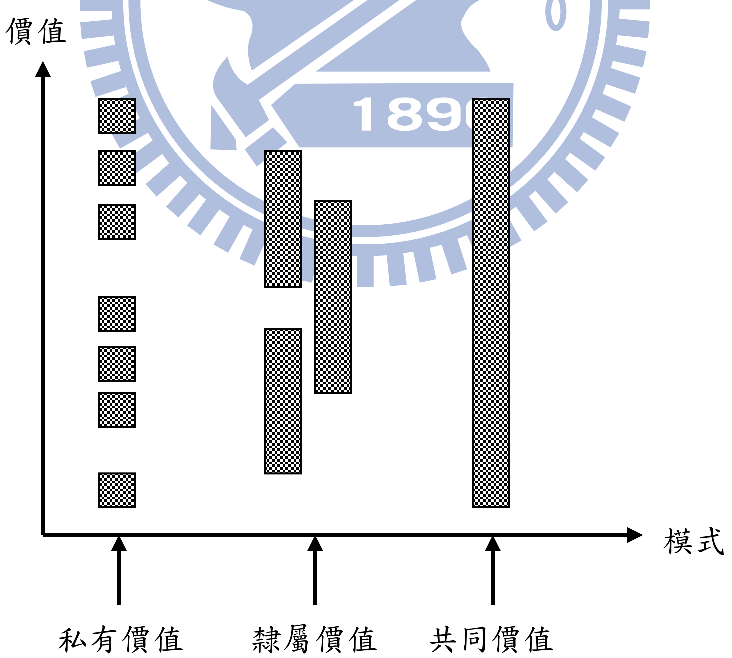


圖 2.9 待拍賣物價值模式[3]

所謂的私有價值是指，競價者清楚地知道自己對於待拍賣物品的價值；然而卻不知道其他競價者對於待拍賣物品的價值。而不同價值的形成取決於競價者對於物品喜好的差異。競價者之間的價值是獨立的，也就是說當其中一位競價者觀察其他競價者的行為後，

並不會改變本身對物品價值。例如，競價者對藝術品競價是基於該物品能夠為自身帶來的效用多寡，而不是考慮其轉售後能夠獲利多少時，則可以稱該藝術品對該位競標者而言為私有價值。

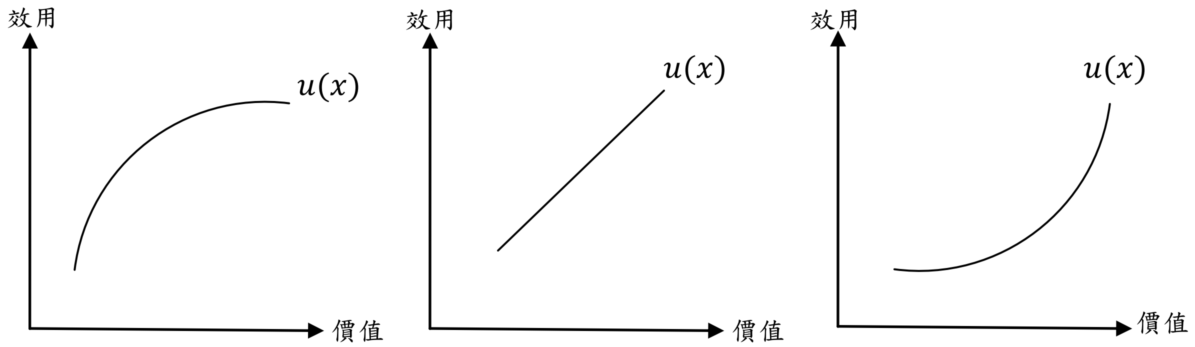
所謂的共同價值是指，所有競價者都知道待拍賣物品的價值是固定的，然而真實多寡卻是不確定的。競價者間擁有待拍賣物品資訊的多寡不同，並且競價者對待拍賣物品的價值會受到其他競價者資訊的影響。例如，油井探勘權與森林種植樹木權的拍賣，或是競價的目的是在於轉售賺取差價時，則稱該物品對競標者而言為共同價值。

所謂的隸屬價值是介於私有價值與共同價值之間。其與私有價值的共同處為，競價者清楚地知道自己對於待拍賣物品的價值，並且是由各別獨自決定；不同處在於，隸屬價值模式中競價者之間的價值是會互相影響，所以只要知道自己對待拍賣物品的價值，就可以推測其他競爭者的價值。相較於私有價值之下，比較貼近拍賣實務的情形。

2.3.3 風險型式

在拍賣的過程中，競價的價格除了與競價者的價值模式有關之外，也涉及競價者的風險型式，其可分成風險趨避、風險中立及風險喜好三種型式[3]。在拍賣活動中，風險是指承銷人願意承擔沒有得標機率的多寡，而風險型式可以使用效用與價值圖表示，如圖 2.10。圖形中的橫軸代表競價者對於待拍賣物品的價值 x，縱軸的效用$u(x)$代表在該價值下競價者願意支付的購買金額。

風險趨避是指承銷人的效用高於價值，其效用與價值圖形為向下凹的圖形，故一階微分大於 0，二次微分小於 0，如圖 2.10(a)。風險中立是指效用等於價值，其效用與價值圖形為線性，故一階微分大於 0，二次微分等於 0，如圖 2.10(b)。風險喜好是指效用小於價值，其效用與價值圖形為向上凹，故一階微分大於 0，二次微分大於 0，如圖 2.10(c)。所以對於風險趨避的競價者而言，因為擔心無法得標故競標時會提高出價金額，使用數學式表達為 $u(x) > x$；風險喜好的競價者，由於有較高的願意承擔沒有得標的風險，因此出價會低於拍賣物價值 $u(x) < x$；風險中立的競價者是介於兩者之間，而本論文僅考慮此風險型式的競價者，也就是價值即為效用$u(x) = x$。



(a) 風險趨避　　(b) 風險中立　　(c) 風險喜好

$u'(x) > 0, u''(x) < 0$　　$u'(x) > 0, u''(x) = 0$　　$u'(x) > 0, u''(x) > 0$

圖 2. 10 風險型式[3]

2.4 單邊拍賣

單邊拍賣依照是否公開進行與得標的方式分成圖 2.8 虛線圈起處的四種常見拍賣格式，其詳細說明如下。

英國式拍賣屬於公開且價格遞增的拍賣，是最早出現的拍賣格式。拍賣物品由低價或是底價(Reserve Price)開始競價，每次的出價皆要高於前次的出價，直到最後只剩下兩位有興趣的競價者(Bidder)。而拍賣活動結束於僅存在一位有興趣的競價者，其為得標者(Winning Bidder)將贏得拍賣物品並且支付的價格為倒數第二位有興趣的競價者放棄時的價格。通常英國式拍賣多用在物品單價較高或是較稀有的物品，例如藝術品、毛豬拍賣等。

荷蘭式拍賣屬於公開且價格遞減的拍賣。拍賣物品的價格相對於英國式拍賣是由高價開始競價，一般而言其起始價格高於所有對拍賣物品有興趣人的價值。價格逐漸遞減至有興趣的人願意出價，第一位願意出價者為得標者並且支付得標價格為其本身出價的價格。通常荷蘭式拍賣多用在物品單價較低的物品，例如花卉拍賣等。

首價閉式拍賣屬於閉式拍賣。拍賣方式為確定一個開標的時間，在此之前有興趣的競標者將其願意出價的金額寫在信封內，在活動其間所有的出價都為保密。直到活動結束後公開信封內的最高出價者為得標者，其支付的價格為本身的出價。

次價閉式拍賣屬於閉式拍賣又稱維氏拍賣(Vickrey Auction)。其拍賣方式如同首價閉式拍賣，不同處在於得標者所支付的價格為全部出價者中的第二高價。

2.4.1 策略等效的拍賣格式

當競價者屬於風險中立時，單邊拍賣中的四種拍賣格式可經由資訊透露的分析，得到圖 2.11 的等效關係。首先，荷蘭式拍賣與首價閉式拍賣為策略等效(Strategically Equivalent)[14]，即不論是採用哪種拍賣格式的競價策略其競價函數的結果皆為相同。由於首價閉式拍賣時，競價者出價的策略是參考私有訊息來決定出價；然而荷蘭式拍賣雖屬於開式拍賣，但在拍賣過程中沒有提供有用的訊息給競價者，僅有的訊息為最後得標者的出價訊息。所以，首價閉式拍賣競標者競價的金額與荷蘭式拍賣相等，反之亦然。接著，英國式拍賣與次價閉式拍賣僅在私有價值模式下亦為相等，是由於英國式拍賣雖然於公開競標的過程提供了待拍賣物的價值訊息，但在私有模式之下競價者的訊息是不會他人受影響，所以與次價閉式拍賣只參考私有訊息的出價策略相同。而英國式拍賣與次價閉式拍賣雖然相等，但是相較於前者弱的原因有(1)兩種拍賣格式只有在私有價值的模式下相等，共同模式中競價者的出價會受到訊息影響；(2)兩種拍賣格式並非策略等效[14]。

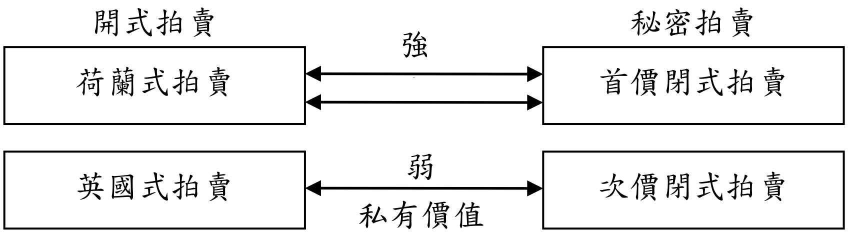


圖 2. 11 開式與閉式拍賣格式的等效關係[14]

2.5 荷蘭式拍賣的競價函數分析

於 2.4.1 節中已經說明了荷蘭式拍賣與首價閉式拍賣為策略等效，所以本節使用拍賣理論中首價閉式拍賣的競價函數來探討。首先界定拍賣環境，假設拍賣時的競價行為屬於非合作賽局的模式，且彼此間是對稱資訊的競價者。拍賣活動進行時存在N位的潛在競爭者對單一物件競價，而所有參與的競價者是屬於風險中立。假設第i位競價者是根據其估計的待拍賣物品價值x來出價b_i，接著極大化其報酬函數(Payoff Function)[14]使其成為得標者。由於競價者對於待拍賣物品的價值x為隨機變數(Random Variable)[16]，所以透過期望報酬(Expected Payoff)來推導競價函數$\beta(x)$時，必需先假設競價者i為得標者的情況下，已知其估價的累積分配函數$F(x)$與競價的累積分配函數$G(x)$，$G(x)$為競價者i的價值為所有競價者中最高者的機率，可以表達成$P(X_i > max_{i \neq j}\, x_i)$。最後，所有透過競價函數得到的出價金額$b_i$中的最高者即為得標金額$w$，如圖 2.12 所示。

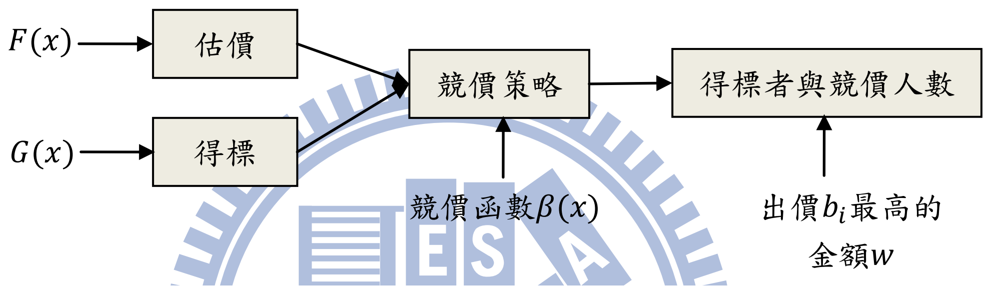


圖 2. 12 估價、競價策略與得標之間的關係

假設競價者對於待拍賣物品的價值x，是服從介於[0,1]的均勻分配(Uniform Distribution)[16]，則可以得知競價者的估價累積分配函數$F(x) = x$。接著將除了競價者i之外競價者的價值$x_{i,i=1\sim N-1}$由大至小依序排序$(x_1 > x_2 > \cdots > x_{n-1})$後，透過排序統計(Order Statistics)[14]的計算，可以計算出得標的累積分配函數$G(x) = P(x_1, x_2, \cdots, x_{n-1} < x) = P(x_1 < x) \times P(x_2 < x) \times \ldots \times P(x_{n-1} < x) = [F(x)]^{N-1} = x^{N-1}$。再將估價與得標的累積分配函數代入(2.8)的競價函數後則可以推導出與競價人數有關的線性競價策略$\beta(x) = (N - 1/N)x = b_i$。最後所有競價者中出價$b_i$最高的金額則為得標金額$w$。

在 2.5.1 與 2.5.2 節的競價函數中，由於期望報酬函數及均衡策略將取決於不同的價值模式，所以焦點關注在對稱的貝—奈氏均衡(Bayesian-Nash Equilibria)[9]。所謂的貝—奈氏均衡是指在貝氏賽局(Bayesian Game)亦稱為不完全資訊賽局的納須均衡(Nash Equilibrium)。由於首價閉式拍賣為靜態且資訊不完全的賽局，在拍賣活動進行中競價者只知道自己對待拍賣物品的價值，並不知道其他競價者的價值。最後若由競價函數求得的解為納須均衡，則每位競價者的策略都是最佳策略。

本節共分成三個小節，第 2.5.1 節將針對私有價值的競價函數來探討；第 2.5.2 節將針對共有價值的競價函數來探討；第 2.5.3 節為小結。

2.5.1 私有價值的競價函數

在私有價值模式之下，每位競標者i會根據競標物的價值x_i出價b_i，且競價策略的函數值β_i是介於$[0,\omega] \rightarrow \mathbb{R}_+$，其報酬(Payoff)[14]如下，

$$\pi_i = \begin{cases} x_i - b_i, & if\, b_i > max_{j \neq i} b_j \\ 0 \quad , & if\, b_i < max_{j \neq i} b_j \end{cases} \text{。} \tag{2.1}$$

首先假設所有的競價者具有對稱、遞增且可微分的均衡競價策略β。例如，競價者i得到訊息 $X_i = x$，並且出價金額為$\beta(0) < b \leq \beta(\omega)$，其中$\beta(0) = 0$代表競價者放棄競標[14]。若競價者$i$為得標者，代表其出價的金額為所有競價者最高，則可以使用數學式表達成$max_{i \neq j}\, \beta(X_i) < b$。由於先前已假設$\beta$為遞增函數，則令$max_{i \neq j}\, \beta(X_i) = \beta\left(max_{i \neq j}\, X_i\right) = \beta(Y_1)$，其中 $Y_1 \equiv {Y_1}^{(N-1)}$代表除了競價者i之外的價值排序後的最高價值。所以，當$\beta(Y_1) < b$或$Y_1 < \beta^{-1}(b)$時，則表示競價者i為得標者，其期望報酬為競價者i為得標者的機率乘上其報酬，數學式可以表達成$G(\beta^{-1}(b)) \times (x - b)$，而$G$為$Y_1$的分配代表競價者$i$的價值為所有競價者中的最高者時贏的機率。接著利用期望報酬可推導出首價閉式拍賣的競價函數，其步驟是先對期望報酬的b求其一階微分再令其為零而得到式子(2.2)，其中$g = G'$為Y_1機率密度函數，

$$\frac{g\left(\beta^{-1}(b)\right)}{\beta'\left(\beta^{-1}(b)\right)}(x - b) - G(\beta^{-1}(b)) = 0 \text{。} \tag{2.2}$$

再令$b = \beta(x)$而得到式子(2.3)，

$$\frac{g(x)}{\beta'(x)}\left(x - \beta(x)\right) - G(x) = 0 \tag{2.3}$$

此式移項後可得到微分方程$G(x)\beta'(x) + g(x)\beta(x) = xg(x)$，或者可以表達成

$$\frac{d}{dx}\left(G(x)\beta(x)\right) = xg(x)\text{，} \tag{2.4}$$

在$\beta(0) = 0$的條件下，對等式(2.4)兩邊積分後，則推導出式子(2.5)為對稱均衡競價策略[14]。當競價者i的訊息為其他競價者中最高的條件之下，則其出價策略為其他競價者價值的期望值，

$$\beta(x) = \frac{1}{G(x)}\int_0^x yg(y)dy = E[Y_1 | Y_1 < x] \tag{2.5}$$

最後步驟則是利用式子(2.5)推導出私有價值的均衡競價函數。這是將式子(2.5)同乘上$G(x)$得到，

$$G(x)E[Y_1 | Y_1 < x] = \int_0^x yg(y)dy \tag{2.6}$$

將等式右邊的積分作分部積分後得到式子(2.7)，

$$G(x)E[Y_1 | Y_1 < x] = xG(x) - \int_0^x G(y)dy \tag{2.7}$$

同除以$G(x)$且$\frac{G(y)}{G(x)} = \left[\frac{F(y)}{F(x)}\right]^{N-1}$則可以得到式子(2.8)為私有價值模式的均衡競價函數$\beta(x)$，

$$\beta(x) = x - \int_0^x \frac{G(y)}{G(x)} dy = x - \int_0^x \left[\frac{F(y)}{F(x)}\right]^{N-1} dy \text{ 。} \tag{2.8}$$

另外，有別於上述討論的「拍賣」競價函數。而是「拍買」時，例如加拿大政府的林地樹木種植權[19]，其報酬如式子(2.9)，

$$\pi_i = \begin{cases} x_i - b_i, & if\, b_i < max_{j\neq i} b_j \\ 0 \quad , & if\, b_i > max_{j\neq i} b_j \end{cases} \tag{2.9}$$

期望報酬為$[1 - G(\beta^{-1}(b))] \times (x - b)$，如同上述拍買的推導方式則得到，私有價值模式的均衡競價函數如下[19]，

$$\beta(x) = x + \frac{\int_x^\infty [1 - G(y)]\, dy}{[1 - G(x)]} = x + \frac{\int_x^\infty [1 - F(y)]^{N-1}\, dy}{[1 - F(x)]^{N-1}} \text{ 。} \tag{2.10}$$

最後舉一個例子[14]說明如何計算競價函數。假設有N位的競價者，其心中價值是服從介於[0,1]的均勻分配[16]，且$F(x) = x$及$G(x) = x^{N-1}$。代入式子(2.8)後可得到

$$\beta(x) = x - \frac{\int_0^x y^{N-1} dy}{x^{N-1}} = \frac{N-1}{N} x \text{ 。}$$

當$N = 3$且 $x = 9$，則可以得到$\beta(9) = 6$。其結果代表有三位競價者在競價，且對於拍賣物品心中的價值為 9 元時，透過競價函數可以求得最佳的出價金額為 6 元。

2.5.2 共同價值的競價函數

在共同價值模式之下，競標者i會受到其他競價者的價值X_{-i}影響產生對待拍賣物品的估價$v_i(X) = u(X_i, X_{-i})$，其中函式u對於所有的競標者皆相同。由於其他競價者的價值X_{-i}是無法得知，則競標者i會利用本身的X_i來估計X_{-i}，所以$v_i(X)$是由估計而得到的估價值。最後競標者i再將$v_i(X)$透過競價策略β產生真實的競價金額。假設所有的競價者都服從遞增且可微分的均衡競價策略β[14]，當競價者i的出價金額介於$b < \beta(0)$或是$b > \beta(\omega)$時，則不會出價。當本身的價值為x且其它競爭者的最高價值為 y 時，競價者i的對待拍賣物的期望價值可表達成$v(x, y) = E[V_i | X_i = x, Y_1 = y]$，$v(x, y)$為非遞減函數且$u(0) = 0, v(0,0) = 0$。競價者$i$對拍賣物品的價值為$x$，但是競價者間的價值是會相互影響，所以要透過期望報酬找出最佳的出價金額使其成為得標者。因此，先假設競價者i的價值為x而出價金額為$\beta(z)$後，將價值介於$[0, z]$之間，競價者i會成為得標者的機率積分後得到式子(2.11)為期望報酬[14]。

$$\begin{aligned} \prod(z, x) &= \int_0^z \big(v(x, y) - \beta(z)\big)\, g(y|x) dy \\ &= \int_0^z v(x, y) g(y|x) dy - \beta(z) G(z|x) \end{aligned} \tag{2.11}$$

接著把式子(2.11)求一階微分後得到$\big(v(x, z) - \beta(z)\big) g(z|x) - \beta'(z) G(z|x) = 0$。所以在對稱均衡中最佳的情況為 $z = x$，則令$z = x$移項後得到下列微分方程，

$$\beta'(x) = (\, v(x, x) - \beta(x)) \frac{g(x|x)}{G(x|x)} \tag{2.12}$$

其中的$G(\cdot|x)$表示當$X_i = x$時$Y_1 \equiv max_{i \neq j} X_i$的累積分佈函數。$g(\cdot|x)$為條件機率密度函數。於是把式子(2.12)移項後得到$\beta'(x)G(x|x) + \beta(x)g(x|x) = v(x,x)g(x|x)$，亦可以表達成式子(2.13)，

$$\frac{d}{dx}\big(G(x|x)\beta(x|x)\big) = v(x,x)g(x|x) \tag{2.13}$$

再將其等式同時積分由於$v(x,x) - \beta(x) \geq 0$ 且 $v(0,0) = 0$，則$\beta(0) = 0$得到

$$\beta(x|x) = \frac{\int_0^x v(y,y)g(y|y)\,dy}{G(x|x)} 。 \tag{2.14}$$

最後將上式作變數變換後得到下列對稱均衡的競價策略[14]。

$$\beta(x) = \int_0^x v(y,y)dL(y|x) \tag{2.15}$$

其中

$$L(y|x) = e^{-\int_y^x \frac{g(t|t)}{G(t|t)}dt} 。 \tag{2.16}$$

另外，有別於上述討論的「拍賣」競價函數而是「拍買」模式之下，所有的競標者都具有相同但是未知的成本 c，例如加拿大林地樹木種植權的種植成本[19]。利用私有的訊息每位競價者形成對 c的不偏誤估計式。假設所有的$f(x|c)$為已知成本 c來估算x機率密度函數。其共同價值模式的均衡競價函數$\beta(x)$[19]。由下列微分方程可以求得式子(2.17)，

$$\beta'(x) - \beta(x)\frac{\int_{-\infty}^{\infty}(n-1)[1-F(x|c)]^{n-2}f^2(x|c)g(c)dc}{\int_{-\infty}^{\infty}[1-F(x|c)]^{n-1}f(x|c)g(c)dc}$$

$$= -\frac{\int_{-\infty}^{\infty}c(n-1)[1-F(x|c)]^{n-2}f^2(x|c)g(c)dc}{\int_{-\infty}^{\infty}[1-F(x|c)]^{n-1}f(x|c)g(c)dc} 。 \tag{2.17}$$

其中$F(x|c)$為x的累積分佈函數，式子(2.17)可以轉換成式子(2.18)形式的普通線性微分方程

$$\beta'(x) + \beta(x)p(x) = q(x)， \tag{2.18}$$

並且有一解為

$$\beta(x) = \frac{1}{r(x)}\left[\int^x r(u)q(u)du + k\right] \tag{2.19}$$

其中

$$r(x) = e^{\int^x p(u)du} 。 \tag{2.20}$$

而常數 k可以選擇一個值用來滿足適當的邊界條件。

最後舉一個例子[14]說明如何計算競價函數。假設有兩位競價者 A、B 對於待拍賣物品的共同價值$V = 0.5(X_A + X_B)$，且S_A、S_B、T為獨立且服從介於[0, 1]的均勻分配。競價者 A 的獲得的信號為$X_A = S_A + T$，競價者 B 獲得的信號為$X_B = S_B + T$，X_A及X_B之間是會互相影響，其中競價者 A 的訊號高於競價者 B 則 $Y_1 = X_B$。接著假設已知$x \in [0,2]$及$y \in [0,x]$，可以得到$(g(x|x))/(G(x|x)) = 2/x$，$L(y \mid x) = y^2/x^2$。代入式子(2.15)與(2.16)中可

以得到的競價策略

$$\beta(x)=\int_0^x v(y,y)dL(y|x)=\int_0^x 0.5(y+y)*d\frac{y^2}{x^2}=\frac{2}{3}x。$$

當$x=9$，則可以得到 $\beta(9)=6$。代表競價者對於拍賣物品的估價為 9 元時，則透過競價策略可求得最佳的出價金額為 6 元。底下將針對不同學者所提出的競價函數分別說明，第 2.5.2.1 節介紹比例估計的競價函數；第 2.5.2.2 節介紹常態分配估計的競價函數。

2.5.2.1 比例估計的競價函數

史邁利(A. Smiley)[22]認為競價函數的均衡解應該和估計值 x成比例，其競價函數如下

$$\beta(x)=\rho x。\tag{2.21}$$

其中常數的比例$\rho\ (>1)$是取決於參數的分佈就如同競爭者的人數。他也提出了滿足式子(2.21)是需根據$F(x|c)$與$g(c)$的兩個條件，

$$F(\eta x|\eta c)=F(x|c)\,,\eta>0\tag{2.22}$$

$$g(c)\ \propto \frac{1}{c^2}\tag{2.23}$$

條件式(2.22)需符合同次性(Homogeneity)的假設[22]，其限制估計式 x的累積分配函數對 c 偏移的反應。$g(c)$表示競價者對c的不偏誤估計，往後c的期望值為估計值本身。意思為往後的競價者是中立者，不會隨著先前競價者對c的估計而改變。史邁利也提出證明甘保分配(Gumbel Distribution)、對數常態分配(Log-Normal Distribution)及韋伯分配(Weibull Distribution)，皆滿足條件(2.22)與條件(2.23)後，會得到均衡解和估計值 x成比例的競價函數(2.21)[22]。

2.5.2.2 常態分配估計的競價函數

特爾(S. Thiel)[23]提出x的分配會落在位置─比例族群(Location-Scale Family)中。在這情況之下，將x藉由減去平均值後除上標準差σ的方式將其標準化，式子為

$$y=(x-c)/\sigma\tag{2.24}$$

然而，當競價者的成本 c 具有相同且發散的分配，或者當估計的殘差為常態且相同分配時，李汶(D. Levin)與史邁利則導出下列的對稱納須均衡(Symmetric Nash Equilibria)為$\beta(x)=x-\alpha_n\sigma+\gamma exp\,(-x\zeta_{(n:n)}/\sigma)$，其中$\zeta_{(n:n)}\ (<0)$為$y_{(n:n)}$的期望值，而底標代表樣本$n$的值由低往高排序後的最高值[19]。當$\gamma(\geq 0)$為參數且

$$\alpha_n=\frac{\int_{-\infty}^{\infty}nu^2[1-\Phi(u)]^{n-1}\phi(u)du}{\int_{-\infty}^{\infty}nu\,[1-\Phi(u)]^{n-1}\phi(u)du}=\frac{\int_{-\infty}^{\infty}nu^2[1-\Phi(u)]^{n-1}\phi(u)du}{\zeta_{(n:n)}}\tag{2.25}$$

其中α_n代表受競價者中最高期望價值與其分配所影響的值，並且會影響競價者的最終競價策略$\beta(x)$。而$\Phi(\cdot)$與$\phi(\cdot)$分別為標準常態隨機變數的累積分配函數與機率密度函數。

2.5.3 小結

由 2.5 節中已經得知，在均勻分配之下由競價者估價的機率密度函數推導出得標的機率密度函數，而其餘的分配已有學者帕爾施[19]推導完成，其彙整後如表 2.3 所示。接著於第 2.5.1 節的私有價值競價函數與第 2.5.2 節的共同價值競價函數彙整成表 2.4。在表 2.4 中私有價值的競價函數僅有一種，而共同價值除了常見的拍賣理論競價函數之外，還包括了史邁利[22]與特爾[23]分別提出的比例估計與常態分配的競價函數。

表 2.3 首價閉式拍賣裡競價者的價值機率分配

	機率密度函數名稱	競價者估價的機率密度函數	競價者得標的機率密度函數
私有價值	均勻	$f(x) = 1$	$g(w) = (\mathrm{n}-1)\mathrm{w}^{n-2}$
	柏瑞圖	$f(x) = \frac{\theta_2\theta_1^{\theta_2}}{x^{\theta_2+1}}$	$g(w) = \frac{\theta_2 n(\frac{\theta_1\theta_2 m}{\theta_2 m-1})^{\theta_2 n}}{w^{\theta_2+1}}$ [19]
	指數	$f(x) = \theta_1 e^{-\theta_1 x}$	$g(\mathrm{w}) = \theta_1 n e^{-\theta_1 n w + n/m}$[19]
	韋伯	$f(x) = \theta_1\theta_2 x^{\theta_2-1}e^{-\theta_1 x^{\theta_2}}$	$g(w) = \frac{n e^{-(2n-1)\theta_1 \mathrm{z}^{\theta_2}}}{m\int_z^{\infty} e^{-\theta_1 m\xi^{\theta_2}} d\xi}$ [19]
共同價值	韋伯	$f(x\|p) = \alpha\gamma_2 x^{\gamma_2-1}e^{-\alpha x^{\gamma_2}}$	$g(w) = \gamma_1\gamma_2 w^{\gamma_2-1}e^{-\gamma_1 w^{\gamma_2}}$ [19]

表 2.4 競價函數彙整

競價函數的分類	私有價值	共同價值
常見的拍賣理論競價函數	$\beta(x) = x - \int_0^x \frac{G(y)}{G(x)} dy$	$\beta(x) = \int_0^x v(y,y)dL(y\|x)$
比例估計的競價函數		$\beta(x) = \rho x$
常態分配的競價函數		$\beta(x) = x - \alpha_n\sigma + \gamma e^{-x\zeta_{(1:n)}/\sigma}$

2.6 價值模式的檢定

檢定私有價值或是共同價值的結果，對於發展辨別出不同價值環境的方法扮演很重要的角色。另一方面，亦有助於拍賣機制的設計。例如，在共同價值模式之下，上升式拍賣的收入優於次價閉式拍賣[6]。最早拍賣實證研究的式子是採用簡化式(Reduced Form)，例如漢力克斯(K. Hendricks)與波特(R. H. Porter)的研究是比較拍賣理論式子的靜態預測結果[11]。接著帕爾施首次採用結構式(Structural Form)，其檢定方法是利用拍賣理論所推導的均衡競價函數，找出競價者價值的分佈參數值，然而其需要滿足參數分配的假設[19]。隨後，拉豐(J. Laffont)與弗恩(Q. Vuong)指出私有價值與共同價值於實務上無法被辨別，並且建議採用檢定的方式是不可行的[15]。有可能的原因是其檢定結果是介於私有價值與共同價值之間的隸屬價值，並且他們沒有考慮利用競價者人數的變異或是結合底價的可能性[6]。而本論文於第三章的實證模式是採用結構式，主要的原因是實證結果與簡化式相較之下較符合實際情況，兩者的優缺分析如表 2.5。

近年來，埃賽(S. Athey)與海爾(A. P. Haile)[6]則提出了無參數(Nonparametric)的估計方法來判別拍賣實務環境的價值模式，其優點在於不需知道競價者心中價值的分配，而缺點則是使用的統計方法較結構式複雜。

表 2.5 簡化式與結構式優缺點分析

	簡化式	結構式
優點	與結構式相較之下，在實證研究方面可以不使用計量的方式得到實證結果，所以早期經濟學家是使用簡化式。	在實證研究中，使用計量的方式得到競價者心中價值分配的參數值。實證的結果與簡化式相較之下，較符合真實情況[20]。
缺點	僅考慮競價者與出價金額兩者關係的簡化式，所以實證結果有可能與現實情況不同[6]。	使用計量方法之前需假設競價者心中的分配之外，由於實證模型較複雜必需具備統計程式撰寫的能力[20]。

說明實證研究拍賣價值模式的判別方法之前，先說明一些基本假設及符號的定義。假設有 N 位理性的潛在競標者要對單一物品競標。每位競標者 i 都會對映到一個真實的價值 x_i 。競標者 i 的對於拍賣物品的報酬或是評估其價值是由效用 $U_i = u_i(v, x_i, x_{-i})$所給定。競標者 i 出價時會對應到一個競標函數$\beta_i: X_i \rightarrow \Re_+$為單調函數(Monotonic Function)，將私有的訊息對映至一個非負的實數。

為了說明實證研究拍賣價值模式的判別方法，於本節分成三個小節來分析說明。先分別於第 2.6.1 節及第 2.6.2 節中，回顧私有價值及共有價值模式的競價函數特性。

2.6.1 私有價值

私有價值模式下效用 $U_i = u_i(v, x_i, x_{-i}) = x_i$。早期學者的對於首價閉式拍賣中，私有價值模式的辨別是取決於競價函數與競價者人數間是否為單調遞增函數(Monotonic Increasing Function)[12]。並且於私有價值模式中，競價的情況會隨著參與競價活動人數的增加較為積極。回顧 2.5.1 節提到的式子(2.8)，其競價函數值會隨著參與人數增加而上升。其證明的方法是將式子(2.8)求一階微分後判斷$\beta'(x)$是否大於零，在此先假設競價者的價值分配服從值介於[0,1]的均勻分配，則$F(x) = x$代入式子(2.8)得到

$$\beta(x) = x - \frac{\int_0^x y^{N-1} dy}{x^N} = \frac{N-1}{N} x \quad 。 \tag{2.26}$$

接著將上式求一階微分得到式子(2.27)

$$\beta'(x) = \frac{N-1}{N} > 0 \quad , \tag{2.27}$$

而競價者的人數為正的實數，因此得到競價函數確實為單調遞增函數，其圖形如圖 2.13(a)。

另外，若考慮有底價r時(先前未考慮底價時定義$r = 0$)，漢力克斯與波特[12]提出競價函數ξ滿足界線條件$lim_{b\downarrow r}\xi\big(b, G(b)\big) = r$時，隱含下列式子

$$\lim_{b\downarrow r} \frac{G_{M_{it}|B_{it}}(b|b)}{g_{M_{it}|B_{it}}(b|b)} \to 0 \quad , \tag{2.28}$$

其中M_{it}表示在第t次拍賣活動時，除了競價者i之外的最高出價者。也就是當競標者人數越多時，競標者的出價會越接近心中真正的價值。

所以，可以得知於私有價值理論模式的特性之下，每位參與拍賣的理性競價者會隨著競價者越多競價的價格也會隨之增加。當競標者人數趨近於無窮大時，其競標的價格越趨近於競價者心中真實的價值。

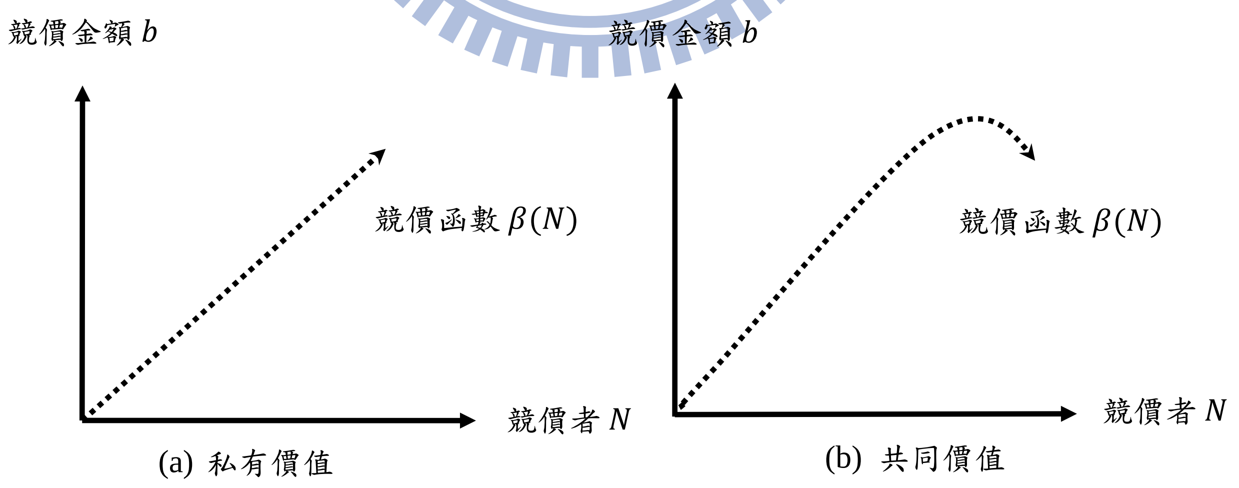


圖 2.13 價值模式的競價函數

2.6.2 共同價值

共同價值模式下效用 $U_i = u_i(v, x_i, x_{-i}) = v$。於首價閉式拍賣中私有價值的競價函數為單調遞增函數，隨著競標的人數越多競價的價格也會隨之上升。然而在共同價值中的競價函數不具有通用的特性，以下將針對不同學者所提出的理論分別探討。

威爾森(R. Wilson)探討過許多例子的均衡競價函數，當共同價值的累積分配函數 F_V 或是 $F_{X|V}$ 為對數常態分配時，可能會呈現遞減或是不具有單調性質[26]。另外，若 F_V 的分配是分散時，競價者的競價策略為$\beta(x_i) = k(n)x_i$。並且會依據參與人數的多寡及獲得拍賣物品訊息的程度來決定出價的金額。當拍賣物品訊息的獲得越可靠也就是 $F_{X|V}$ 的變異程度越小時，競價者出價會較積極。威爾森提出當n的值較小時$k(n)$呈現遞增，然而在$n = 2$或 4 時會開始遞減[26]。當競標人數較少時會增加其競爭程度，競價者會較積極。但是，隨著競價人數增加時，競價者最終會考慮「贏家的詛咒(Winner's Curse)」[14]進而影響拍賣的競爭程度。如圖形 2.13(b)所示競價函數開始時會先遞增，但往後會隨著競價人數增加而遞減，是因為考慮贏家詛咒的關係。

另外，漢力克斯與波特也針對共同價值提出，當競價函數ξ於底價r為不連續時，隱含下列式子[12]

$$\lim_{b \downarrow r} \frac{G_{M_{it}|B_{it}}(b|b)}{g_{M_{it}|B_{it}}(b|b)} \rightarrow c > 0 \text{。} \tag{2.29}$$

其中c為常數，則可以借由檢驗$G_{M_{it}|B_{it}}(b|b)$是否接近底價來辨別是否為共同價值。若接近底價則表示此模式為私有價值。

所以可以得知，於共同價值理論模式的特性相較私有價值而言，不具有單一特性。因此就實務而言較不容易辨別。

2.7 統計方法

本論文在第五章實證分析的式子為結構式，其使用統計檢定的方式找出競價者潛在的價值分配參數值。所以本節主要的目的是介紹本論文使用的統計參數檢定方法與價值模式判別的統計檢定方法，共分成三個小節，第 2.7.1 節介紹最大概似法的參數估計方法；第 2.7.2 節介紹非線性最小平方和法的參數估計方法；第 2.7.3 節介紹檢定不同參數估計方法所估計的參數是否有一致性的郝斯曼檢定。

2.7.1 最大概似法

最大概似法[8]是常見用來估計參數的方法之一，其目的是極大化觀察值的概似函數(Likelihood Function)後，再求算出參數的值。通常概似函數為隨機樣本n的密度函數$f(x;\theta)$的樣本聯合機率分配，定義為$L(\theta\,;x_1,x_2,\cdots,x_n) = f(x_1,x_2,\cdots,x_n;\theta)$。若隨機樣本符合為獨立且相同分配時，可以將式子改寫如下：

$$L(\theta) = L\left(\theta\,;x_1,x_2,\cdots,x_n\right) = f(x_1;\theta) \times f(x_2;\theta) \times \cdots \times f(x_n;\theta) \tag{2.30}$$

概似函數L中的θ是未知的參數，目的是找出參數θ使其聯合機率$L(\theta)$最大。所以將$L(\theta)$取對數後再對θ作一階微分，並且令其等式等於零後，就可以求解找到該參數的估計值。

2.7.2 非線性最小平方和法

非線性最小平方和法[8]主要是使用來估計非線性迴歸模型中的參數值。假設非線性迴歸模型為$y = f(x,\beta) + \varepsilon$，其中$y$代表內生變數(Endogenous Variable)、x代表外生變數(Exogenous Variable)、ε代表誤差項、β為待估計參數的向量。其目的是希望找到一組β向量使得非線性迴歸模型代入觀察值後誤差的平方和最小，其誤差平方和式子如下：

$$S = \sum_{i=1}^{m} \varepsilon_i^2 = \sum_{i=1}^{m} [y_i - f(x_i,\beta)]^2 \tag{2.31}$$

最小值的S是發生在梯度為零時，假使有n個參數則會有n條梯度式子。然而梯度式子並沒有封閉解，因此在估計參數時需先設定初始值。最後參數的估計是利用迭代(Iteration)的方式求得。

2.7.3 郝斯曼檢定

在計量經濟學的領域中最常使用線性迴歸方法來分析，並且可以用最小平方和法(Ordinary Least Squares Estimator, OLS)來求得迴歸的係數，進而探討兩個或兩個以上變數之間的關係。然而，使用最小平方和法必需滿足高斯—馬可夫定理(Gauss-Markov Theorem)的五大假設[27]。當誤差項與自變數有相關性時，最小平方和法即違反高斯—馬可夫定理，其估計的參數值會不精確。所以，必需使用量測變數(Instrumental Variable, IV)的迴歸技術來解決此問題，稱作兩階段最小平方和法(2-Stage Least Squares Method, 2SLS)[27]。

郝斯曼檢定主要是用來評估不同係數估計方法的估計值是否一致，若具有一致性則代表該參數值為顯著[10]。假設存在簡單的線性模型 $y = \beta x + \varepsilon$，其中$y$代表內生變數、$x$代表外生變數、$\varepsilon$代表誤差項、$\beta$為待估計的參數。目前有兩個參數估計值分別為$\beta_0$、$\beta_1$進行郝斯曼檢定，在虛無假說(Null Hypothesis)之下兩個參數估計值存在一致性，而對立假說(Alternative Hypothesis)之下兩者不具有一致性。接著令兩個參數估計值的差為$\hat{\mathrm{q}} = \widehat{\beta_1} - \widehat{\beta_0}$，若沒有錯誤檢定存在$\hat{\mathrm{q}}$的機率極值為零，有錯檢定時其$\hat{\mathrm{q}}$機率極值不為零，並且考慮其變異$\mathrm{V}(\hat{\mathrm{q}}) = \mathrm{V}(\widehat{\beta_1}) - \mathrm{V}(\widehat{\beta_0})$，則郝斯曼檢定虛無假設的檢定統計量[10]如下，

$$H_0: \hat{q}' \mathrm{V}(\hat{q})^{-1} \hat{q} \sim \chi_k^2 \qquad (2.32)$$

其統計量是服從自由度為k的卡方分配。例如，使用郝斯曼檢定 OLS 與 2SLS 的結果為在5%的顯著水準之不拒絕虛無假設，則表示使用 OLS 所估計的參數值具有一致性。然而，帕爾施[19]將此檢定方法應用在價值模式參數值的檢定，將β_0、β_1分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計後，檢定兩者是否具有一致性，進而用此結果來判別價值模式。

例如，存在一個私有價值的線性拍賣模型 $y = \beta x + \varepsilon$，其中$y$代表競價者的出價金額、$x$代表競價者的人數、$\varepsilon$代表誤差項。接著分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計法得到β_0、β_1的估計值。最後，將其估計值代入式子(2.32)，若不拒絕虛無假設則代表不論是使用非線性最小平方和法或是最大概似法的估計結果為一致，則實證的拍賣環境符合私有價值的線性拍賣模型，而競價者的價值模式屬於私有價值。

第三章 花卉拍賣的價值模式建立

回顧第 2.5 節的競價函數及第 2.6 節的價值模式判別都與競價人數的變化有關，為了建立符合台灣花卉實證研究的競價函數，本章建立了以「拍賣競爭指數」來取代「競價人數」的實證結構模式，共分成四個小節說明。首先於第 3.1 說明如何建立拍賣競爭指數；第 3.2 節建立私有價值競價函數的實證模型;第 3.3 節建立共同價值競價函數的實證模型；第 3.4 節彙整競價函數並且說明如何使用統計方法來實證。

3.1 拍賣競爭指數

本節首先界定建立實證模型之前的問題假設，如圖 3.1，接著再說明建立「拍賣競爭指數」的原因。本論文所探討的實證環境為台灣花卉批發市場，其依照設立的地點由北至南分別有台北、台中、彰化、台南及高雄五家，其交易的方式是採用荷蘭式拍賣。首先假設花卉拍賣市場中每日皆存在N位潛在競爭者，在實務環境中稱為承銷人，而這些承銷人進入拍賣市場至少會進行一次交易。接著假設這些承銷人都是風險中立者，第i位承銷人會根據真實的訊息出價b_i來極大化本身的期望報酬，其中出價金額最高者即為得標者，其得標金額為w。在第 2.4.1 節中已知荷蘭式拍賣與首價閉式拍賣為策略等效，所以本論文採用首價閉式拍賣的競價函數，並且以 2.5 節的理論模型為基礎。然而，本研究經由搜集的拍賣資料發現，花卉拍賣市場中競價策略不受承銷人數變化影響，反而是受到當日進貨量影響，這些分析將於 4.1 節中將詳細說明。所以，本論文定訂出在花卉市場中影響承銷人競價激烈程度的指標稱作「拍賣競爭指數」定義如下：

$$ACI = \frac{1}{ln\,(進貨量)}$$

當進貨量越多時承銷人(競價者)間的競爭較不激烈，則 ACI 的指數較低；反之，當進貨量越少時 ACI 的指數越高。而該指數將進貨量取對數的理由是為了縮小第五章實證模型的內生變數與外生變數數值的差距。

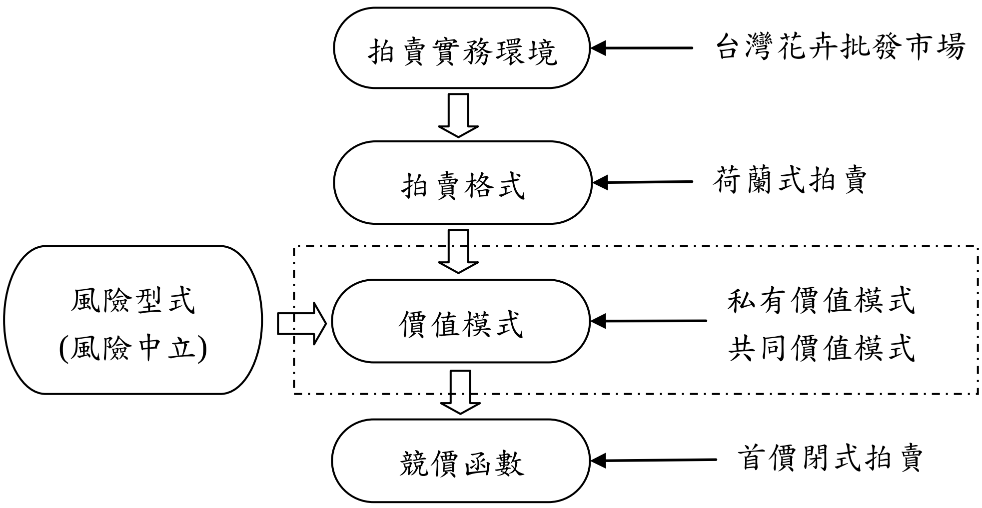


圖 3.1 實證模式建立的範圍界定

3.2 私有價值的競價函數

本節私有價值模式之下的實務競價函數建構是依據第 2.5 節中帕爾施所提出的結構式為基礎[19]，使用「拍賣競爭指數」取代「競價人數」來建立本論文的實證結構模式。分別於第 3.2.1 節中針對柏瑞圖分配的估價機率密度函數來建立競價函數的實證模式;第 3.2.2 節中針對指數分配的估價機率密度函數來建立競價函數的實證模式；第 3.2.3 節中針對非線性的競價函數建立實證模式。

3.2.1 柏瑞圖分配的得標機率密度函數與得標金額函數

當競價者的競價函數是依照對花卉私有價值的比例來估計時，即隱含私有價值在競價者的心中是屬於柏瑞圖分配(Pareto Distribution)[16]，在此出價機率密度函數為：

$$f(x) = \frac{\theta_2 \theta_1^{\theta_2}}{x^{\theta_2+1}}, \qquad 0 < \theta_1 < x, \qquad 0 < \theta_2, \tag{3.1}$$

而得標者w的機率密度函數為：

$$g(w) = \frac{\theta_2 ACI \left(\frac{\theta_1 \theta_2 m}{\theta_2 m - 1}\right)^{\theta_2 ACI}}{w^{\theta_2(ACI+1)}}, \qquad \frac{\theta_1 \theta_2 m}{\theta_2 m - 1} < w, \tag{3.2}$$

其中 $m = ACI - 1$，r代表r階動差。在這些假設之下可以得到：

$$E[w^r] = \left(\frac{\theta_1 \theta_2 m}{\theta_2 m - 1}\right)^r \frac{\theta_2 ACI}{\theta_2 ACI - r}, \qquad r < \theta_2 ACI, \qquad r = 1,2,\ldots, \tag{3.3}$$

則可以得到替代的檢定實務模式如下：

$$w^r = \left(\frac{\theta_1 \theta_2 m}{\theta_2 m - 1}\right)^r \frac{\theta_2 ACI}{\theta_2 ACI - r} + \varepsilon^r, \qquad r < \theta_2 ACI, \qquad r = 1,2,\ldots, \tag{3.4}$$

3.2.2 指數分配的得標機率密度函數與得標金額函數

當競價者的競價函數是依照對花卉私有價值的相加來估計時，即隱含私有價值在競價者的心中是屬於指數分配(Exponential Distribution)[16]，在此估價機率密度函數為：

$$f(x) = \theta_1 e^{-\theta_1 x}, \qquad 0 < x, \qquad 0 < \theta_1, \tag{3.5}$$

而得標者w的機率密度函數為：

$$g(w) = \theta_1 (ACI) e^{-\theta_1 \cdot ACI \cdot w + \frac{ACI}{m}}, \qquad \frac{1}{\theta_1 m} < w, \qquad m = ACI - 1 \tag{3.6}$$

在這些假設之下可以得到下式，其中r代表r階動差

$$E[w^r] = \frac{r}{(\theta_1 ACI)^r} + \frac{1}{\theta_1 m}, \qquad r = 1,2,\ldots, \tag{3.7}$$

則可以得到替代的檢定實務模式如下：

$$w^r = \frac{\mathrm{r}}{(\theta_1 ACI)^{\mathrm{r}}} + \frac{1}{\theta_1 m} + \varepsilon^{\mathrm{r}}, \qquad r = 1,2,\ldots, \tag{3.8}$$

3.2.3 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

在私有價值模式下，競價者的競價函數不一定要依照對花卉私有價值的比例來估計，或者是花卉私有價值的相加來估計。當競價者決定出價購買花卉私有訊息的變異屬於韋伯分配[16]$\theta_1(>0)$與$\theta_2(>0)$時，其估價機率密度函數如下：

$$f(x) = \theta_1\theta_2 x^{\theta_2-1}e^{-\theta_1 x^{\theta_2}} \tag{3.9}$$

而得標者w的機率密度函數為：

$$h(w) = \frac{ACI \cdot e^{-(2ACI-1)\theta_1 z^{\theta_2}}}{m\int_z^{\infty} e^{-\theta_1 m\xi^{\theta_2}}\, d\xi}, \qquad \frac{\Gamma\left(1+\left({}^{1}\!/_{\theta_2}\right)\right)}{(\theta_1 \mathrm{m})^{{}^{1}\!/_{\theta_2}}} < w, \qquad m = ACI - 1 \tag{3.10}$$

其中z求解

$$w = z + \frac{\int_z^{\infty}[1-G(\xi)]^{ACI-1}d\xi}{[1-G(z)]^{ACI-1}} \tag{3.11}$$

在此選擇韋伯分配的原因除了彈性的分配圖形之外，還包括計算上的簡便。其計算簡便的原因是韋伯分配是指數分配的加總，式子如下：

$$[1-G(\xi)]^m = e^{-\theta_1 m\xi^{\theta_2}} \tag{3.12}$$

在這些假設之下可以得到得標者的期望價值為：

$$E[w] = E[Y_1] = \Gamma\left(1+\left({}^{1}\!/_{\theta_2}\right)\right)\cdot\left[ACI(\theta_1 m)^{-{}^{1}\!/_{\theta_2}} - m(\theta_1 ACI)^{-{}^{1}\!/_{\theta_2}}\right] \tag{3.13}$$

則可以得到替代的非線性迴歸的實證模式如下：

$$w = \Gamma\left(1+\left({}^{1}\!/_{\theta_2}\right)\right)\cdot\left[ACI(\theta_1 m)^{-{}^{1}\!/_{\theta_2}} - m(\theta_1 ACI)^{-{}^{1}\!/_{\theta_2}}\right] + \varepsilon \tag{3.14}$$

其中ε為期望值為零且變異會隨著拍賣競爭指數而改變的獨立隨機變數。

3.3 共同價值的競價函數

本節共同價值模式之下的實務競價函數建構亦是依據帕爾施所提出的結構式為基礎[19]，使用「拍賣競爭指數」取代「競價人數」來建立本論文的實證結構模式。於第 3.3.1 節中針對比例估計的競價函數建立實務模式。

3.3.1 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

假設競價者知道待花卉的價格並且相同，然而真實多寡卻是不確定的。因此，參與拍賣的競價者對於花卉的價值需進行不偏誤(Unbiased)[27]的估計。當每位競價者的估計式形成參數$\alpha(>0)$及$\gamma_2(>0)$的韋伯分配[16]，其估價機率密度函數如下：

$$f(x|p)=\alpha\gamma_2 x^{\gamma_2-1}e^{-\alpha x^{\gamma_2}},\qquad 0<x \tag{3.15}$$

其中已知花卉價格p對於其價值x不偏誤的估計如下：

$$\alpha=\left[\frac{\Gamma\left(1+\left(\frac{1}{\gamma_2}\right)\right)}{p}\right]^{\gamma_2} \tag{3.16}$$

及

$$\Gamma(t)=\int_0^\infty u^{t-1}e^{-u}du \tag{3.17}$$

得標者的出價$w=\beta(x)$為

$$w=\frac{\gamma_2(ACI-1)ACI^{1/\gamma_2}}{\gamma_2(ACI-1)-1}\cdot x \tag{3.18}$$

而得標w的機率密度函數為

$$h(w)=\gamma_1\gamma_2 w^{\gamma_2-1}e^{-rw^{\gamma_2}},\qquad 0<w \tag{3.19}$$

在此已知花卉價格p對於其價值x不偏誤估計與理性行為交互之下

$$\gamma_1=\left[\Gamma\left(1+\frac{1}{\gamma_2}\right)\cdot\frac{\gamma_2(ACI-1)-1}{\gamma_2(ACI-1)p}\right]^{\gamma_2} \tag{3.20}$$

在這些假設之下得到得標者的期望價值如下：

$$E[w]=\frac{p\gamma_2(ACI-1)}{\gamma_2(ACI-1)-1} \tag{3.21}$$

則可以得到替代的非線性迴歸的實證模式如下：

$$w=\frac{p\gamma_2(ACI-1)}{\gamma_2(ACI-1)-1}+\varepsilon \tag{3.22}$$

其中ε為期望值為零的隨機變數，此外其變異數與共變異數的改變會依據拍賣競爭指數。

3.4 小結

本節彙整第 3.2 節與第 3.3 節在不同價值模式下，利用競價者估價的機率密度函數與「競爭指數」代替競價人數所建立的實務競價函數，如表 3.1 及表 3.2。接著，在第五章價值模式的規格檢定，則使用非線性最小平方和法對表 3.2 得標競價函數的參數進行估計，同時也對表 3.2 的競價函數並且納入表 3.1 的機率分配函數進行最大概似法的參數估計，最後再利用郝斯曼檢定來判別此兩種參數估計方法的結果是否具有一致性，若符合一致性則本實證研究結果為該種價值模式。

表 3.1 競價者估價的機率分配函數

	機率密度函數名稱	競價者估價的機率分配函數	式子
私有價值	柏瑞圖	$f(x)=\frac{\theta_2\theta_1^{\theta_2}}{x^{\theta_2+1}}$	(3.1)
	指數	$f(x)=\theta_1 e^{-\theta_1 x}$	(3.5)
	韋伯	$f(x)=\theta_1\theta_2 x^{\theta_2-1}e^{-\theta_1 x^{\theta_2}}$	(3.9)
共同價值	韋伯	$f(x\mid p)=\alpha\gamma_2 x^{\gamma_2-1}e^{-\alpha x^{\gamma_2}}$	(3.15)

表 3.2 競價者得標金額函數

	機率密度函數名稱	競價者得標金額函數 $(m=ACI-1, r=1,2,\ldots)$	式子
私有價值	柏瑞圖	$w^r=\left(\frac{\theta_1\theta_2 m}{\theta_2 m-1}\right)^r\frac{\theta_2 ACI}{\theta_2 ACI-r}+\varepsilon^r$	(3.4)
	指數	$w^r=\frac{\mathrm{r}}{(\theta_1 ACI)^{\mathrm{r}}}+\frac{1}{\theta_1 m}+\varepsilon^{\mathrm{r}}$	(3.8)
	韋伯	$w=\Gamma\left(1+\left({}^{1}/_{\theta_2}\right)\right)\cdot\left[ACI(\theta_1 m)^{-{}^{1}/_{\theta_2}}-m(\theta_1 ACI)^{-{}^{1}/_{\theta_2}}\right]+\varepsilon$	(3.14)
共同價值	韋伯	$w=\frac{p\gamma_2(ACI-1)}{\gamma_2(ACI-1)-1}+\varepsilon$	(3.22)

第四章 花卉拍賣資料的選取與統計方法實作

花卉業務情報網[13]中的批發資訊分享熱線，收集了 1996 至今五家花卉批發市場每日的拍賣交易資料，提供了資訊管理服務。本章目的分成兩部份，先是透過批發資訊分享熱線下載分析所需的資料，匯出至試算表中做進一步的資料選取分析。接著是說明實證分析的流程與統計軟體的選擇與實作設計。本章共分成四個小節，第 4.1 節先針對花卉市場的承銷人數進行分析；第 4.2 節說明台灣花卉市場的拍賣資料的選取；第 4.3 節分析流程說明；第 4.4 分析軟體的選擇與實作。

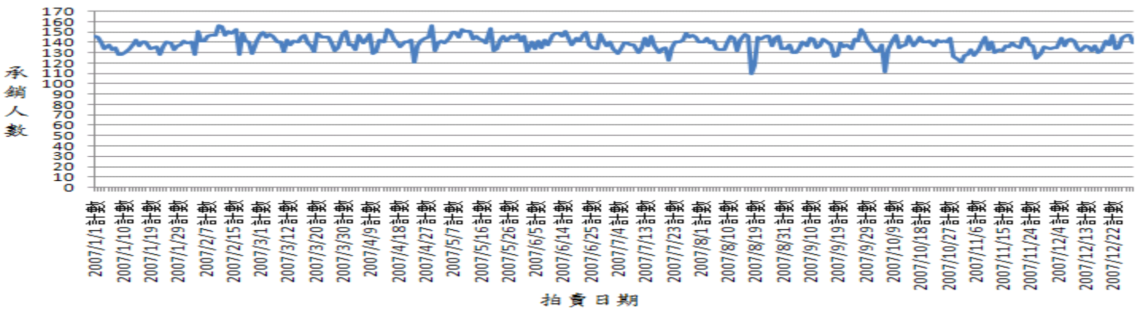
4.1 花卉承銷人的人數分析

由第 2.5 節與第 2.6 節的文獻回顧可以得知，不論是拍賣理論或者是實證研究方面都顯示價值模式的判別與競價人數有關。所以本節首先分析五家花卉批發市場每日參與花卉拍賣的承銷人數(競價者)波動情形，接著再探討承銷人數的波動是否會影響拍賣均價，若拍賣均價不受承銷人數波動影響時，則必須另外找出影響拍賣均價的因素。

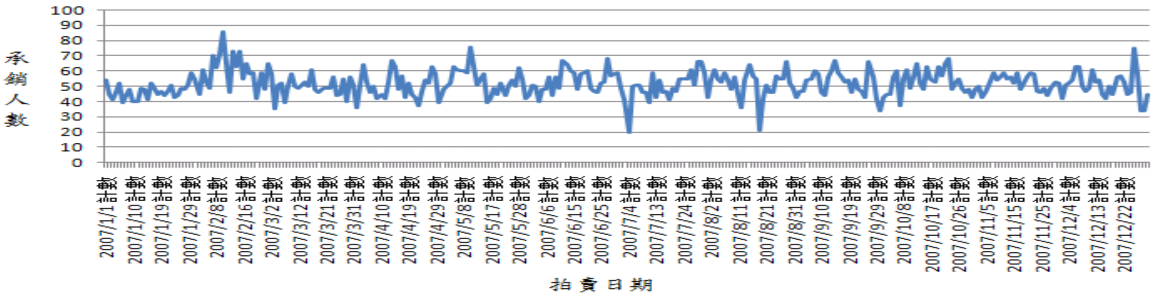
在本論文中假設每位承銷人至花卉批發市場中至少會交易一次，所以視得標的承銷人數等同於參與拍賣的總承銷人數，並且選取 2007 年五家批發市場交易資料，其資料範圍的選取是根據第 4.2 節，分析結果如圖 4.1 所示。其中圖 4.1(a)為台北花市的承銷人數折線圖，每日得標的承銷人數平均值為 139 人，標準差為 7 人。接著圖 4.1(b)顯示，台中花市每日得標的承銷人數平均值為 51 人，標準差為 5.42 人。圖 4.1(c)顯示，彰化花市每日得標的承銷人數平均值為 38 人，標準差為 6.10 人。圖 4.1(d)顯示，台南花市每日得標的承銷人數平均值為 55 人，標準差為 8.06 人。最後圖 4.1(e)顯示，高雄花市每日得標的承銷人數平均值為 56 人，標準差為 5.48 人。由表 4.1 顯示 2007 年五家花市的得標競價人數，以台北花市的承銷人數為最多，其變異程度居於五家花市之中，事實上五家花市的承銷人變動都呈現平穩的波動。本論文認為台北花市承銷人數居於五家花市之冠的理由為，花卉的財貨特性就台灣而言是屬於正常財，當人們的所得越高時，購買花卉的數量會增加；反之，當人們的所得減少時，購買花卉的數量也會減少。而台北花市相較於其他地區而言，位處於所得較高並且消費力較佳的地區，所以台北花市吸引較多的承銷人至花卉市場購買花卉。另一方面，五家花市的承銷人數變動呈現平穩波動的原因是，會至各地區花卉市場購買花卉大多為固定的承銷人。然而真正的潛在承銷人數是無法直接估計，由於承銷人具有以盈利為目地的特性，所以進入花卉批發市場中必需要競標到花卉，因此本論文假設得標的承銷人數等同於潛在的承銷人數。

表 4.1 國內花卉市場承銷人數之統計資料　　單位: 人

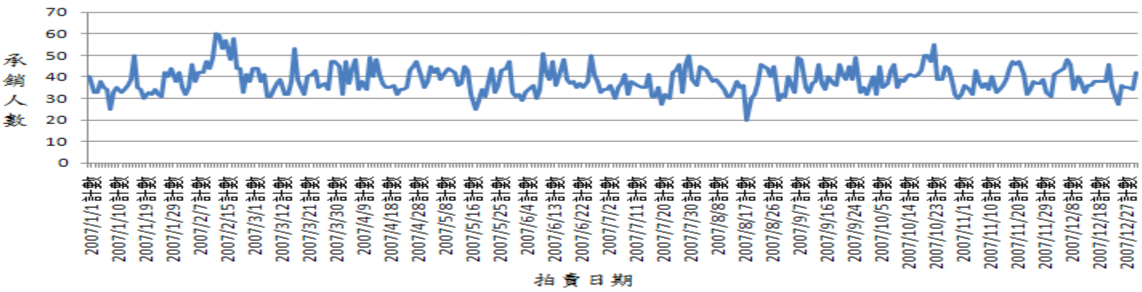
	台北花市	台中花市	彰化花市	台南花市	高雄花市
平均值	139	51	38	55	56
標準差	7.00	8.42	6.10	8.06	5.48



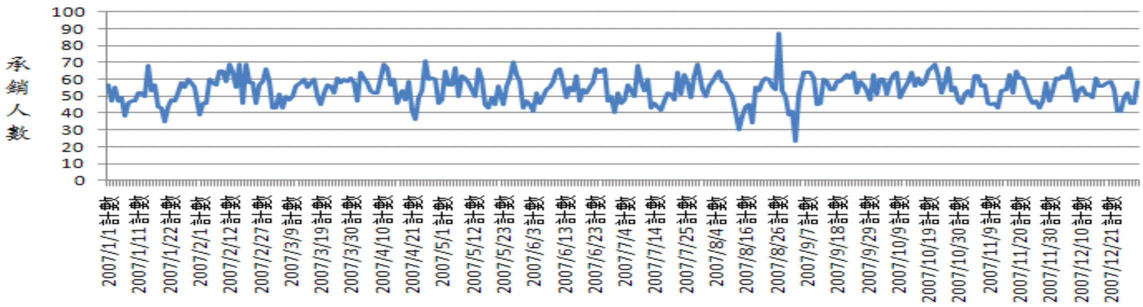
(a) 台北花市



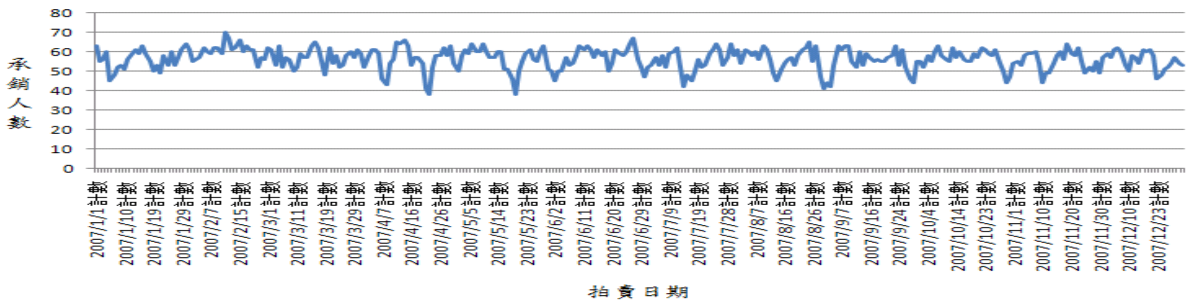
(b) 台中花市



(c) 彰化花市



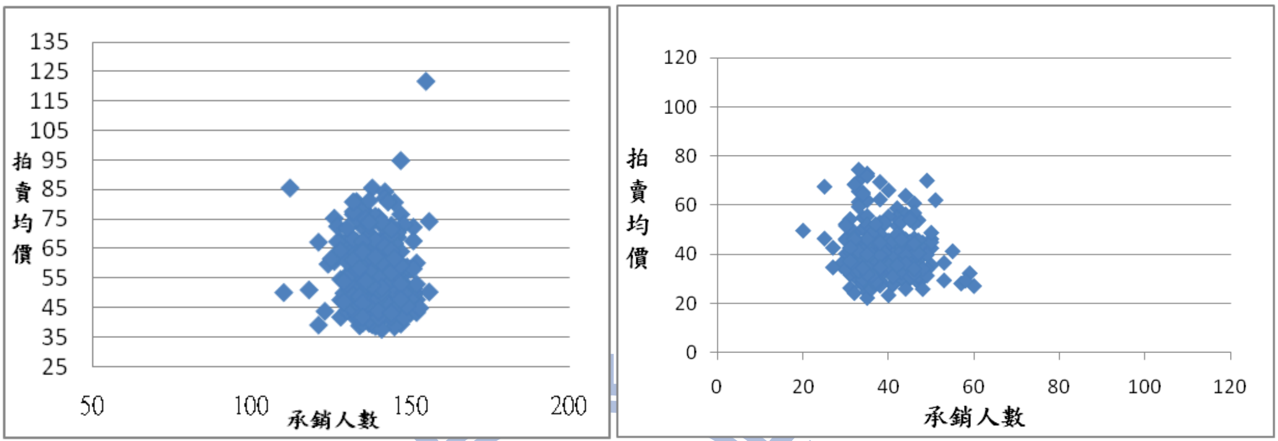
(d) 台南花市



(e) 高雄花市

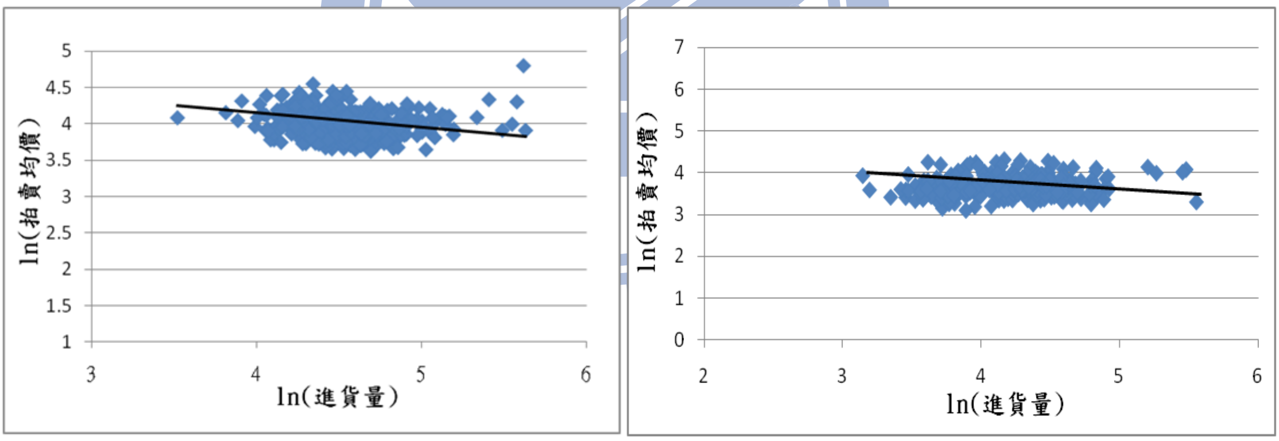
圖 4.1 國內花卉市場承銷人數的折線圖

最後，根據 4.2 節分別繪製 2007 年台北花市與 2002 年彰化花市的資料承銷人數與拍賣均價散佈圖分析兩者之間的關係，由圖 4.2 顯示承銷人與拍賣均價之間不具有相關性，亦是拍賣均價不受承銷人數變動影響。接著本論文推論拍賣均價會受到進貨量多寡影響，先將拍賣均價與進貨量(萬把)同時取對數後繪製進貨量與拍賣均價散佈圖，由圖 4.3 顯示拍賣均價與進貨量是呈現負相關。所以，本論文於 3.1 節中定義了拍賣競爭指數，再利用進貨量來取代承銷人數與拍賣均價間的關係。



(a) 2007 年台北花市　　(b) 2002 年彰化花市

圖 4.2 承銷人數 vs. 拍賣均價之散佈圖



(a) 2007 年台北花市　　(b) 2002 年彰化花市

圖 4.3 進貨量 vs. 拍賣均價之散佈圖

4.2 台灣花卉市場的拍賣資料選取

本論文的資料選取分成兩個案例來探討。首先針對 2006 年至 2009 年台灣花卉市場的總成交金額進行分析。進入圖 2.7 的頁面後，點選維度為「市場別」與「日期」，而衡量值選擇「總成交金額」的結果匯出至 Excel。由 Excel 繪製的台灣花卉批發市場總成交金額統計圖顯示，近四年裡以 2007 年的總成交金額最高，如圖 4.4 所示。由於 2008 年至 2009 年間台灣受到全球金融風暴影響，造成整體花卉批發市場的總成交金額下跌。若採用此期間得資料確沒有考慮整體經濟因素影響的情況下，其實證結果會有所偏誤。所以本論文的實證資料案例一的台北花市以 2007 年為主。

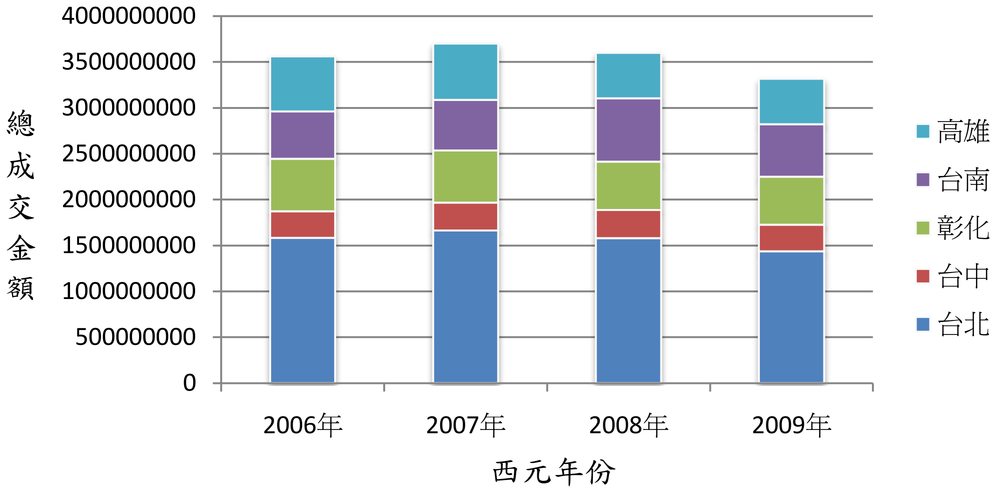


圖 4.4 台灣花卉批發市場總成交金額

接著於案例二中的彰化花市實證研究方面，由於高雄花卉批發市場是成立於 2003 年，在此之前高雄地區的承銷人會至彰化花卉批發市場競標花卉。所以本文希望透過實證的方式得知，單一花卉批發市場中存在來自不同地區的承銷人時，承銷人在競價時對於花卉價值的形成是否如同本文所推論，是屬於私有價值模式。所以選擇 2002 年的交易資料為實證分析對象。

由於批發資訊分享熱線提供了龐大的拍賣交易資料，然而研究時間有限。因此根據上述的資料分析結果，將第五章實證分析的兩個案例資料分別界定在 2007 年的台北花市與 2002 年的彰化花市資料進行分析。詳細的資料於附錄 A 與附錄 B 中。

4.3 分析流程的建立

第 3.2 節與第 3.3 節所推導出的式子(3.4)、(3.8)、(3.14)、以及(3.22)為實證分析時的主要模型，如表 3.2。而這些模型的拍賣競爭指數與得標金額之間的關係為非線性，所以模型的參數估計是選擇非線性最小平方和法[8]與最大概似法[8]，接著再將兩者的參數估計的結果利用郝斯曼檢定[10]是否一致，其分析流程如圖 4.5 所示。

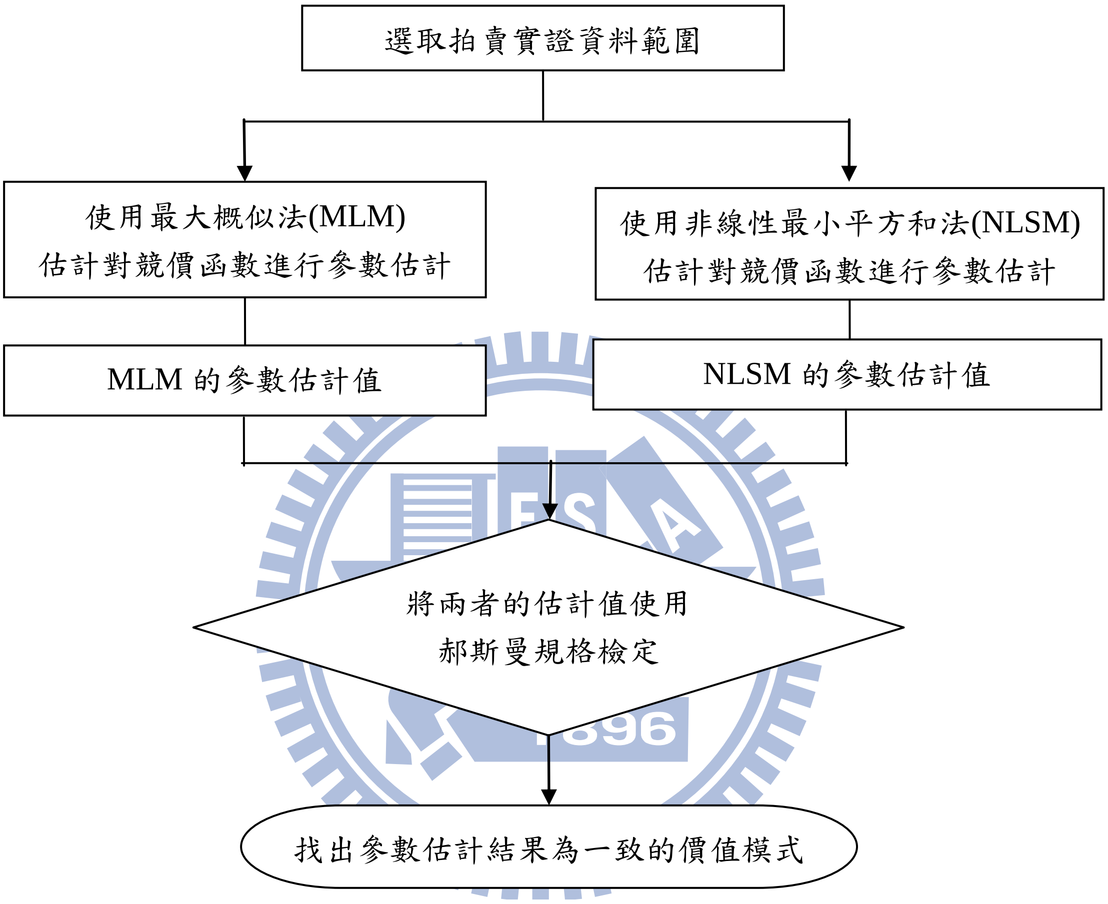


圖 4.5 分析流程

4.4 分析軟體實作

由於最大概似法[8]與郝斯曼檢定[10]在 EViews[21]套裝軟體的使用上，皆無法像常見的統計分析工作是透過適當的人機介面來執行，所以本論文的統計方法是透過在套裝軟體中撰寫部份程式來處理。然而在眾多軟體中選擇 EViews 的原因有三點，第一、經常被使用於計量分析領域，第二、可以透過撰寫程式的方式增加客製化的計量分析方法，第三、提供較詳盡的分析結果。接著說明本論文在 EViews 中，分別對表 3.1 與表 3.2 中的式子使用最大概似法[8]的實作說明以及郝斯曼檢定[10]的程式撰寫流程。

使用 EViews 軟體中的最大概似法，其操作步驟為建立 LogL 物件並命名為 maxlog，如圖 4.6。接著在 LogL 中宣告一個用來暫存個別概似(likelihood)函數的結果命名為 lg1，再將式子(3.4)、(3.8)、(3.14)與(3.15) 移項後表達成等式的左邊只保留殘差項，最後在將殘差項代入到個別的概似，而所謂的個別概似是指取對數後的估價機率分配函數，如圖 4.7 所示。在圖 4.7 中按下 Estimate 的按鈕就可以得到參數估計的結果。

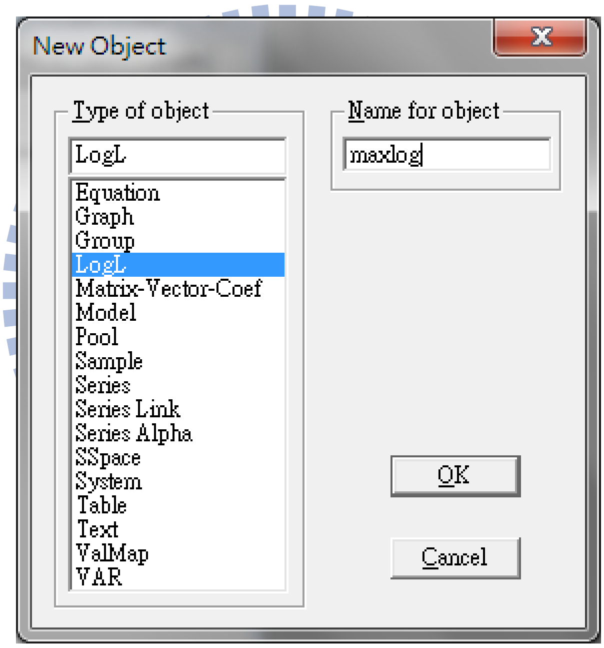
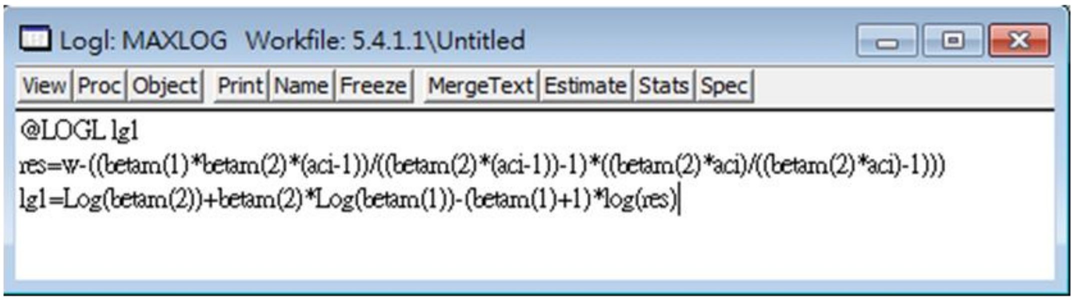
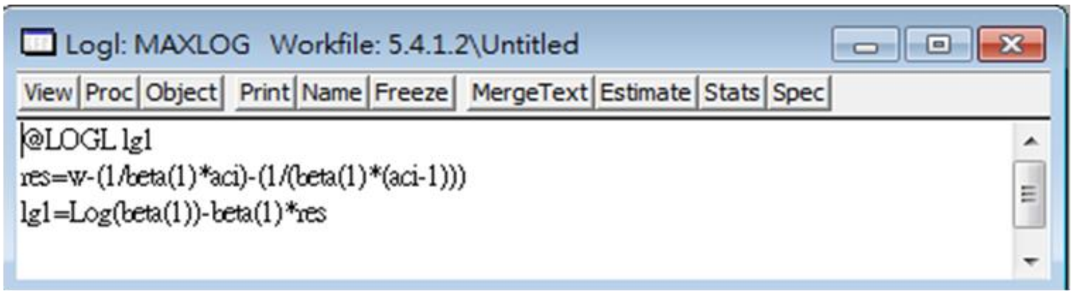


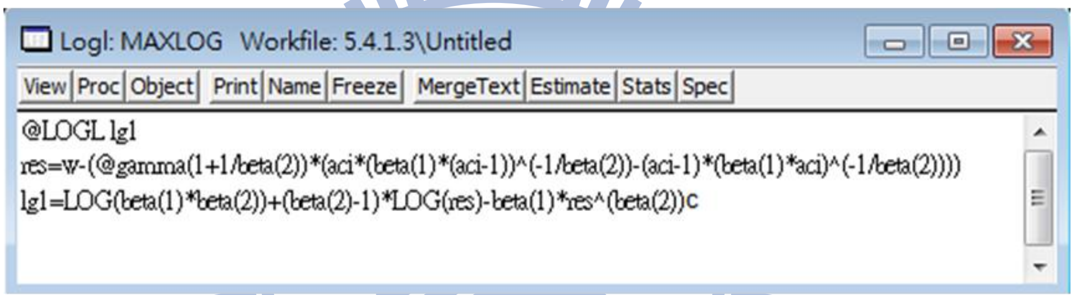
圖 4. 6 在 EViews 中建立 LogL 物件



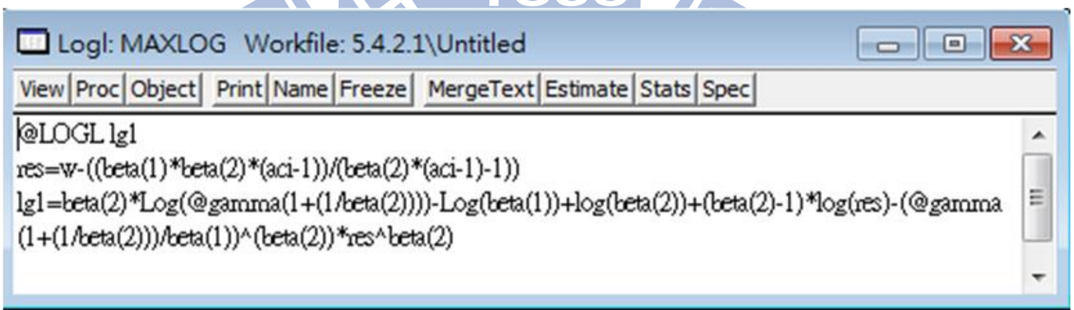
(a) 式子(3.4)



(b) 式子(3.8)



(c) 式子(3.14)



(d) 式子(3.22)

圖 4.7 於 LogL 中撰寫最大概似法

使用 EViews 軟體中的郝斯曼檢定，其操作步驟為新增一個 Program，接著在 Program 中撰寫郝斯曼檢定[10]，其程式撰寫是依據公式(2-32)進行，其流程圖如圖 4.8。最後根據圖 4.9 的檢定結果來判斷是否兩種方法的參數估計結果為一致，例如 p_value 大於 0.05 時代表參數估計結果為一致。

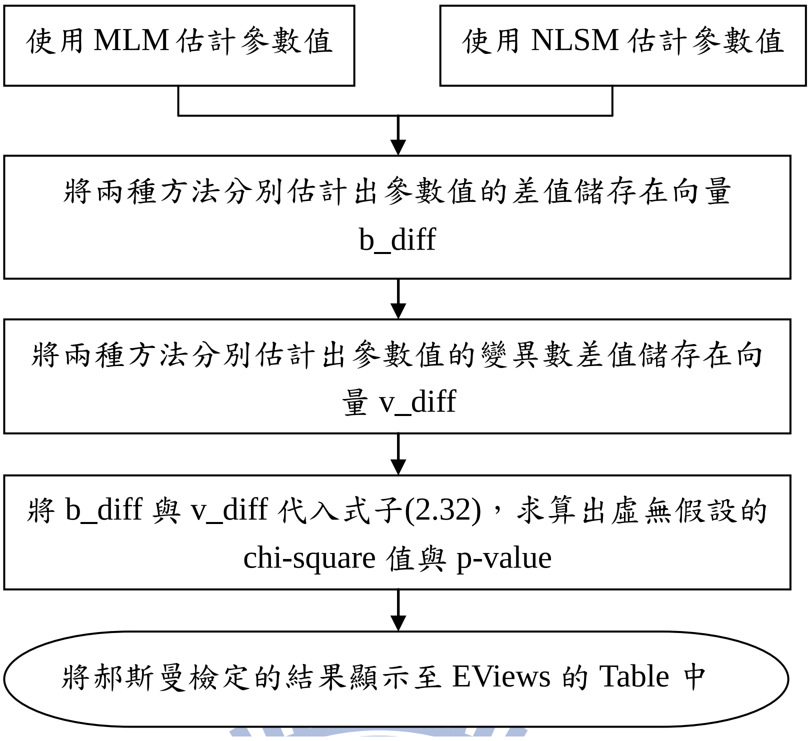


圖 4.8 郝斯曼檢定程式設計流程圖

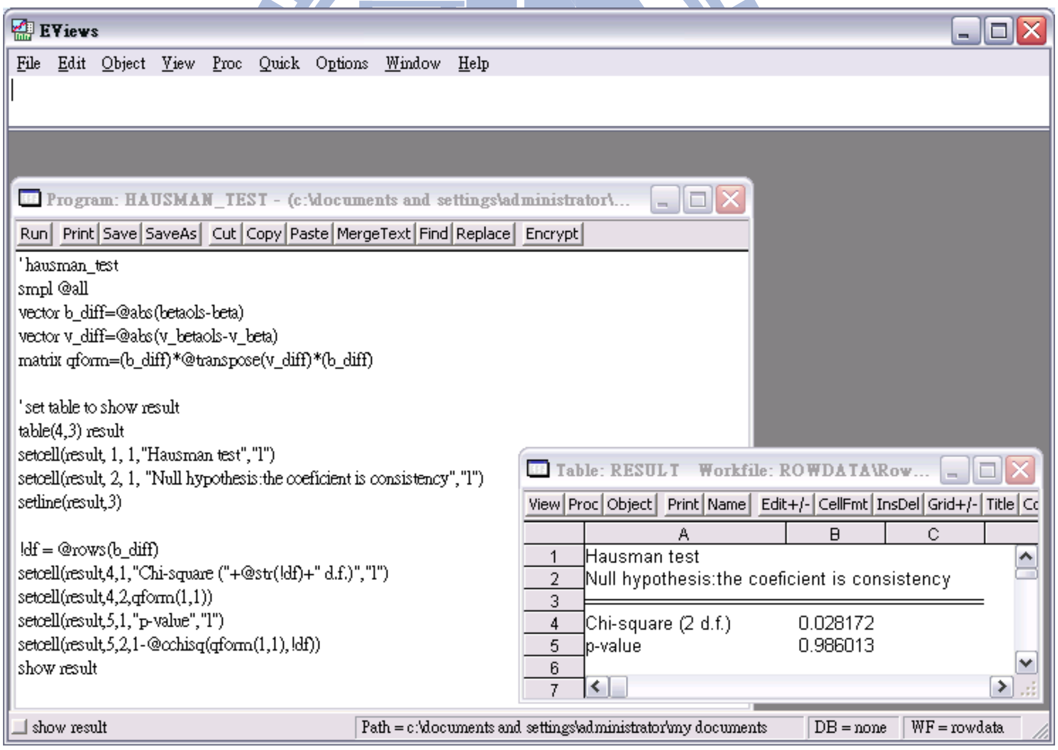


圖 4.9 使用 EViews 軟體輸出郝斯曼檢定

第五章 價值模式的規格檢定

本章使用台北與彰化花卉拍發市場的拍賣交易資料透過第 3.2 節與第 3.3 節建立的模式，使用參數估計與統計檢定的方法來實證分析是屬於何種價值模式。第 5.1 節主是要說明規格檢定的流程；第 5.2 節介紹兩個案例資料的收集；第 5.3 節分別說明不同價值模式下的模型統計參數估計及檢定的結果；第 5.4 節說明實證分析的結果屬於何種價值模式。

5.1 分析流程

首先利用線上分析處理的技術[4]下載資料匯入 EViews 套裝軟體，接著分別對式子(3.4)、(3.8)、(3.14)、(3.22)以及(3.25)採用非線性最小平方和法與最大概似法估計參數，最後利用郝斯曼檢定兩者所估計的參數是否一致。若估計的參數具有一致性則可以推論在此樣本之下是屬於該種價值模式；相反地，則不屬於該種價值模式，本研究分析流程如圖 5.1。

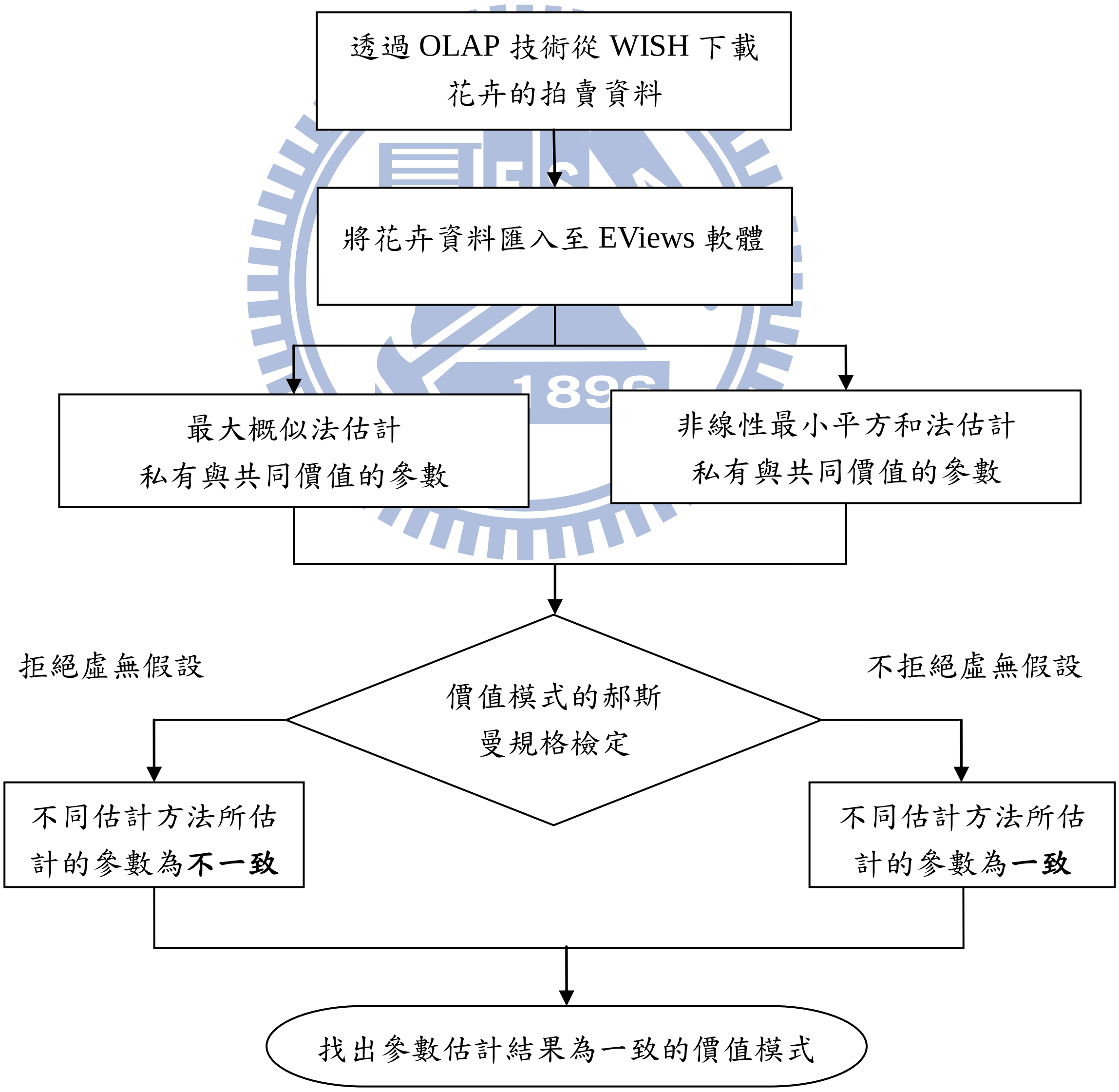


圖 5. 1 價值模式的規格檢定流程

5.2 資料收集

本研究資料收集是透過花卉批發資訊分享熱線[13]進行，於總資料倉儲中分別下載 2007 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日之台北與彰化花卉批發市場的拍賣均價與進貨量。本節共分成兩個小節，第 5.2.1 節說明案例一：台北花卉批發市場所收集的資料內容；第 5.2.2 節說明案例二：彰化花卉批發市場所收集的資料內容。

5.2.1 案例一：台北花卉批發市場

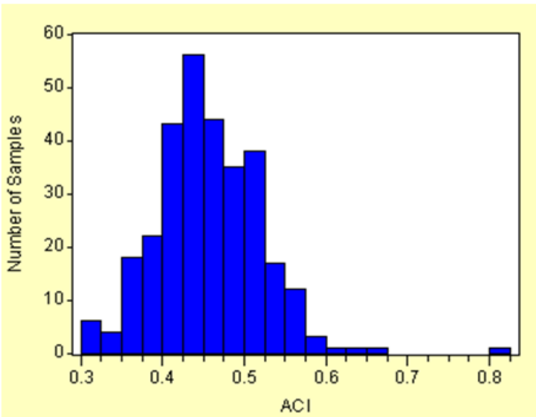
台北花市扣除休市共有 302 筆交易資料如附錄 A，其敘述統計資料如表 5.1。首先為了改善變數間數值差距的問題，將進貨量的衡量單位更改為萬把，接著為了消除變數間衡量單位差異的問題，於是將兩個變數分別取對數。由於第 4.1 節花卉承銷人數分析顯示台北花市的競價人數呈現平穩的波動，因此根據第 3.1 節中所定義的拍賣競爭指數將進貨量作適當的轉換成「拍賣競爭指數(ACI)」，而拍賣均價則重新定義為「得標金額(Winning Bid)」作為第 5.3.1 節統計分析與檢定使用，其敘述統計資料如表 5.2 以及經驗分配圖如圖 5.2 所示。

表 5.1 原始資料之敘述統計

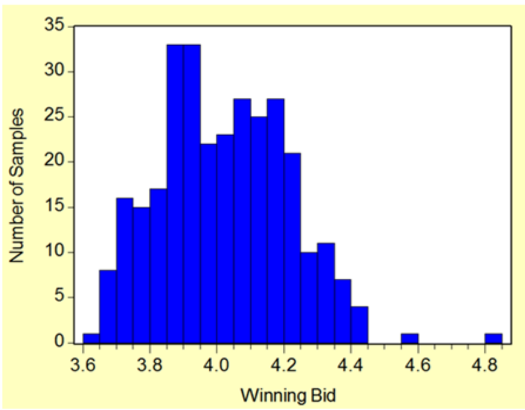
變數型態	變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值
內生變數	拍賣均價(元/把)	56.85	11.38	37.69	121.65
外生變數	進貨量(把)	98360	35750.41	33744	278375
觀察值：302 筆					

表 5.2 轉換後資料之敘述統計

變數型態	變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值
內生變數	得標金額	4.02	0.19	3.63	4.8
外生變數	拍賣競爭指數	0.46	0.06	0.30	0.82
觀察值：302 筆					



(a) 拍賣競爭指數



(b) 得標金額

圖 5.2 拍賣競爭指數與得標金額的經驗分配圖

5.2.1 案例二：彰化花卉批發市場

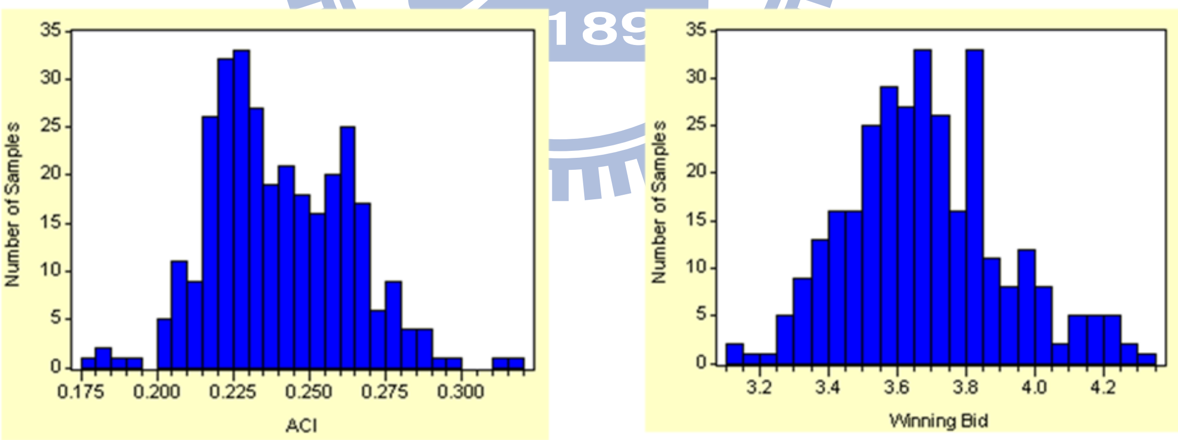
彰化花市扣除休市共有 311 筆交易資料如附錄 B，其敘述統計資料如表 5.3。如同案例一，為了解決變數間數值差距與變數間衡量單位差異的問題，先將進貨量的衡量單位改成萬把後，再分別將兩個變數同時取對數。由於 4.1 節花卉承銷人數分析亦顯示彰化花市的競價人數呈現平穩的波動，因此也根據第 3.1 節中所定義的拍賣競爭指數將進貨量作適當的轉換成「拍賣競爭指數(ACI)」，而拍賣均價則重新定義為「得標金額(Winning Bid)」作為第 5.3.2 節統計分析與檢定使用，其敘述統計資料如表 5.4 以及經驗分配圖如圖 5.3 所示。

表 5.3 原始資料之敘述統計

變數型態	變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值
內生變數	拍賣均價(元/把)	40.73	9.69	22.24	74.47
外生變數	進貨量(把)	72296	31529.93	23256	259511
觀察值：311 筆					

表 5.4 轉換後資料之敘述統計

變數型態	變數名稱	平均值	標準差	最小值	最大值
內生變數	得標金額	3.68	0.22	3.10	4.31
外生變數	拍賣競爭指數	0.24	0.02	0.17	0.31
觀察值：311 筆					



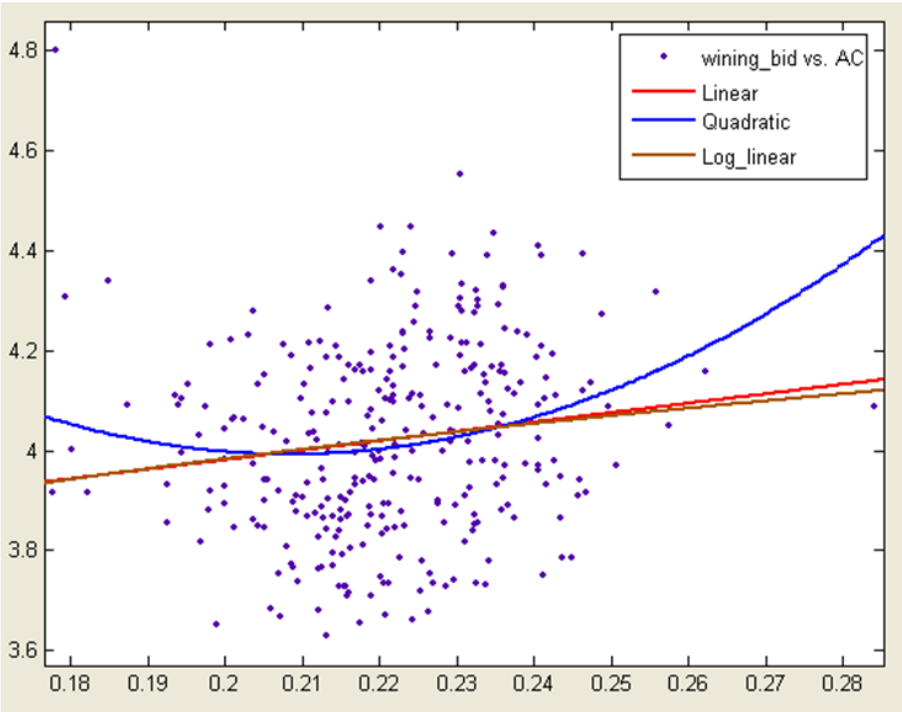
(a) 拍賣競爭指數　　(b) 得標金額

圖 5.3 拍賣競爭指數與得標金額的經驗分配圖

5.3 規格檢定：案例一

依據第 5.2.1 節所收集的樣本資料進行分析。從得標金額的經驗分配圖 5.2(b)中顯示平均值大多落在 4.02 且圖形為向右歪斜，然而單從得標金額的資訊是無法得知屬於何種價值模式。接著觀察圖 5.4 拍賣競爭指數與得標金額的散佈圖，該圖形顯示兩者之間呈現正相關與第 2.6.1 節中所探討的私有價值模式相似，然而這樣的結果推測是沒有經過適當的檢定。於是利用三個簡化式的模型分別為(1)線性模型(Linear Model)；(2)二次式模型(Quadratic Model)；(3)對數線性模型(Log-Linear Model)，來探討與圖 5.4 的適配情形。圖 5.4 中的適配線從上而下依序為二次式模型、線性模型以及對數線性模型。利用最小平方和法根據不同的模型估計，其結果如表 5.5。

得標金額



拍賣競爭指數

圖 5. 4 拍賣競爭指數與得標金額之散佈圖以及競價函數之適配圖

表 5. 5 簡化式的最小平方和法估計結果

項目	線性模型	二次式模型	對數線性模型
截距項	3.8019 (0.0786)	4.0737 (0.2912)	1.4311 (0.0157)
斜率	0.4814 (0.1707)	-0.6767 (1.2069)	0.051 (0.02)
曲度	—	1.2089 (1.2473)	—
殘差平方和	10.8015	10.7676	0.6635
配適度	0.026	0.029	0.0223

由估計的結果得知得標金額與拍賣競爭指數兩者是為正相關，但是不論是得標者的經驗分配圖或者是得標者與拍賣金額的散佈圖，事實上皆無法辦法獲得足夠的資訊來判別是屬於何種價值模式。所以本論文在第 5.3.1 節與第 5.3.2 節中分別利用帕爾施[19]所提出的結構式作進一步的統計分析及檢定。

5.3.1 私有價值

5.3.1.1 柏瑞圖分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將柏瑞圖分配的私有價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.4)的參數值。表 5.6 中顯示非線性最小平方和法所估計的參數值θ_1、θ_2皆為負值。接著考慮式子(3.1)再利用最大概似法估計參數θ_1、θ_2，從表 5.6 的結果顯示其估計的結果為數值很大的正整數，與非線性最小平方和法的所估計的參數相較之下，差距非常大。最後利用郝斯曼檢定的 p_value < 0.05，因此本論文有足夠的證據在 5%的顯著水準之下拒絕虛無假，表示此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，如表 5.7。所以柏瑞圖分配的私有價值模式在此是不合適的。

表 5. 6 柏瑞圖分配的私有價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)				
樣本：2007 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日				
觀察值：302 筆				
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-2.6842	-3.9694	1.8E+147	3.8E+142
標準差	0.0518	0.0781	4.1483	1.2139
誤差平方和	56.6247		—	
對數概似函數	—		3.9E+147	

表 5. 7 柏瑞圖分配的私有價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(2 d.f.)	6.58E+19
p_value	0.000000

5.3.1.2 指數分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將指數分配的私有價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.8)的參數值，接著考慮式子(3.5)再利用最大概似法估計其參數值。由表 5.8 中顯示兩種方法所估計的參數值皆為正數，而非線性最小平方和法所估的參數值較最大概似法小，但是其變異程度卻非常大。

因此，若是利用非線性最小平方和法估計的私有價值模式的誤差亦較大，能解釋變異程度相當低。最後使用郝斯曼檢定兩種方法所估計的參數是否一致，由表 5.9 顯示 p_value < 0.05 因此本論文在 5%的顯著水準之下有足夠的證據可以拒絕需無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數不一致。所以指數分配的私有價值模式在此是不合適的。

表 5.8 指數分配的私有價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)		
樣本：2007 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日		
觀察值：302 筆		
估計方法	非線性最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	1767141	1.80E+09
標準差	5.04E+11	0.014292
誤差平方和	4895.639	—
對數概似函數	—	-2.19E+12

表 5.9 指數分配的私有價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(1 d.f.)	1.52E+47
p_value	0.000000

5.3.1.3 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

利用非線性最小平方和法估計式子(3.14)的參數，然而式子(3.14)是無法使用非線性最小平方和法來估計，是由於該方法在計算最小值是利用牛頓法(Newton’s Method)[8]來計算迭代的搜尋方向，再找到區域最小值。定義牛頓方向法的方向時，需要計算 Hessian 矩陣的反矩陣。對非線性的私有價值競價函數來說，當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣(Singular Matrix)或者是狀況不佳的矩陣(Ill-Conditioned Matrix)。這時求取反矩陣會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。考慮式子(3.9)時，使用最大概似法估計其參數可分別得到 $(\theta_1, \theta_2) = (-2.7332, 1)$。但是因為非線性最小平方和法無法進行估計，所以韋伯分配的私有價值模式在此無法進行規格檢定。

5.3.2 共同價值

5.3.2.1 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將韋伯分配的共同價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.22)的參數值，表 5.8 中估計的參數 $p = 5.1750$與得標金額的平均值相近，另一個估計的參數 $\gamma_2 = -0.7065$。接

著考慮式子(3.15)使用最大概似法估計得到的參數結果如表 5.8 顯示皆為正值，與非線性最小平方和法所估計的結果為一正值一負值上有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由表 5.9 的結果顯示其p_value > 0.05，因此在5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數就統計上而言為一致。所以韋伯分配的共同價值模式在此是認可的模式。

表 5. 10 韋伯分配的共同價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)				
樣本：2007 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日				
觀察值：302 筆				
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	p	γ_2	p	γ_2
估計值	5.1750	-0.7065	5.2893	2.6225
標準差	0.5360	0.0196	0.2320	0.2577
誤差平方和		10.8679		—
對數概似函數		—		69.1563

表 5. 11 韋伯分配的共同價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(2 d.f.)	0.028172
p_value	0.986013

5.4 規格檢定：案例二

依據第 5.2.2 節所收集的樣本資料進行分析。從得標金額的經驗分配圖 5.3(b)中顯示平均值大多落在 3.68 且圖形呈現常態分配，如同案例一單從得標金額的資訊是無法得知屬於何種價值模式。接著觀察圖 5.5 拍賣競爭指數與得標金額的散佈圖，該圖形顯示兩者之間呈現正相關與第 2.6.1 節中所探討的私有價值模式相似，然而這樣的結果推測是沒有經過適當的檢定。於是利用三個簡化式的模型分別為(1)線性模型(Linear Model)；(2)二次式模型(Quadratic Model)；(3)對數線性模型(Log-Linear Model)，來探討與圖 5.5 的適配情形。圖 5.5 中的適配線從上而下依序為線性模型、二次式模型以及對數線性模型。利用最小平方和法根據不同的模型估計，其結果如表 5.12。

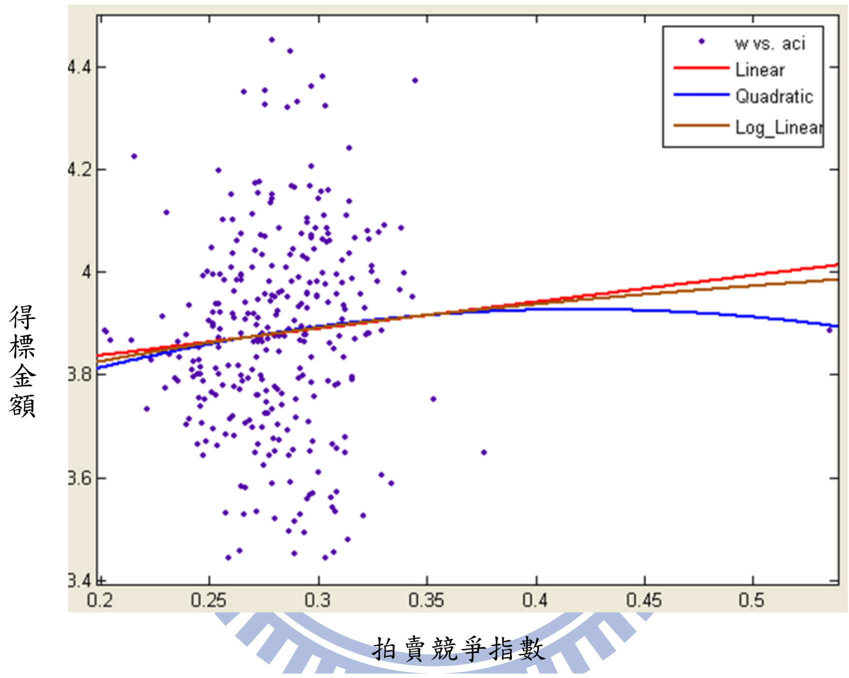


圖 5.5 拍賣競爭指數與得標金額之散佈圖以及競價函數之適配圖

表 5.12 簡化式的最小平方和法估計結果

項目	線性模型	二次式模型	對數線性模型
截距項	3.7338 (0.1022)	3.5151 (0.3223)	1.4040 (0.0348)
斜率	0.5191 (0.3605)	1.9608 (2.0476)	0.0388 (0.0272)
曲度	—	-2.3348 (3.2642)	—
殘差平方和	11.6065	11.5870	0.7700
配適度	0.0067	0.0084	0.0066

由估計的結果得知得標金額與拍賣競爭指數兩者是為正相關，但是不論是得標者的經

驗分配圖或者是得標者與拍賣金額的散佈圖，事實上皆無法辨法獲得足夠的資訊來判別是屬於何種價值模式。所以，本論文在第 5.4.1 節與第 5.4.2 節中分別利用帕爾施[19]所提出的結構式作進一步的統計分析及檢定。

5.4.1 私有價值

5.4.1.1 柏瑞圖分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將柏瑞圖分配的私有價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.4)的參數值。表 5.13 中顯示非線性最小平方和法所估計的參數值。 接著考慮式子(3.1)再利用最大概似法估計參數θ_1、θ_2，從表 5.13 的結果顯示其估計的結果為正整數，與非線性最小平方和法的所估計的參數相較之下，其結果很相近。最後再利用郝斯曼檢定不同方法所估計的參數是否具有一致性，由表 5.14 的結果顯示其p_value > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數就統計上而言為一致。所以柏瑞圖分配的共同價值模式在此是認可的模式。

表 5. 13 柏瑞圖分配的私有價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)				
樣本：2002 年 1 月 1 日至 2002 年 12 月 31 日				
觀察值：311 筆				
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	0.0530	0.1990	0.0330	0.2283
標準差	0.0087	0.0010	0.0029	0.0024
誤差平方和		3401.106		—
對數概似函數		—		-1389.312

表 5. 14 柏瑞圖分配的私有價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(2 d.f.)	3.01E-08
p_value	1.000000

5.4.1.2 指數分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將指數分配的私有價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.8)的參數值，接著考慮式子(3.5)再利用最大概似法估計其參數值。由表 5.15 中顯示兩種方法所估計的參數值皆為正數，而兩者參數估計結果的差異不大。接著透過郝斯曼檢定兩種方法所估計的參數是否一致，由表 5.16 顯示p_value > 0.05 ，所以本論文在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據

可以拒絕需無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數具有一致性。所以本論文認為指數分配的私有價值模式在此是認可的模式。

表 5. 15 指數分配的私有價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)		
樣本：2002 年 1 月 1 日至 2002 年 12 月 31 日		
觀察值：311 筆		
估計方法	非線性最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	1.2343	0.2717
標準差	0.0066	0.2521
誤差平方和	37.1640	—
對數概似函數	—	688.8556

表 5. 16 指數分配的私有價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(1 d.f.)	0.058873
p_value	0.808286

5.4.1.3 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將韋伯分佈的的私有價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.14)的參數值，接著考慮式子(3.15)再利用最大概似法估計其參數值。由表 5.17 中顯示兩種方法所估計的參數值皆為正數。接著透過郝斯曼檢定其結果如表 5.18 顯示 p_value > 0.05，所以本論文在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據可以拒絕需無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數具有一致性。所以本論文認為指數分配的私有價值模式在此是認可的模式。

表 5. 17 韋伯分佈的私有價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)				
樣本：2002 年 1 月 1 日至 2002 年 12 月 31 日				
觀察值：311 筆				
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	6.2115	0.0001	1.0029	0.1903
標準差	1.2980	0.0002	0.4513	0.1504
誤差平方和		18.1234		—
對數概似函數		—		-550.0166

表 5. 18 韋伯分佈的私有價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(1 d.f.)	0.075983
p_value	0.962721

5.4.2 共同價值

5.4.2.1 韋伯分配的得標機率密度函數與得標金額函數

將韋伯分配的共同價值模式利用非線性最小平方和法估計式子(3.22)的參數值，接著考慮式子(3.15)使用最大概似法估計得到的參數結果如表 5.19 顯示，與非線性最小平方和法所估計的參數值相較之下差異很大。最後則利用郝斯曼檢定的結果顯示其p_value < 0.05，如表 5.20，因此在 5%的顯著水準之下有足夠的證據拒絕虛無假設，表示此兩種參數估計方法所估計的參數就統計上而言是不一致。所以韋伯分配的共同價值模式在此是不合適的模式。

表 5. 19 韋伯分配的共同價值模式之參數估計結果

外生變數：拍賣競爭指數(ACI)				
樣本：2007 年 1 月 1 日至 2007 年 12 月 31 日				
觀察值：308 筆				
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	p	γ_2	p	γ_2
估計值	-0.3243	0.2302	1.2E+144	3.7E+147
標準差	0.2302	0.0006	0.0001	0.1259
誤差平方和		3065.964		—
對數概似函數		—		-1.8E+308

表 5. 20 韋伯分配的共同價值模式之郝斯曼檢定結果

檢定方法：郝斯曼檢定	
虛無假設：估計的參數為一致	
卡方檢定(2 d.f.)	7.0E+289
p_value	0.000000

5.5 分析結果

第 5.3 節與第 5.4 節分別對台北花卉批發市場與彰化批發市場的價值模式作參數估計與統計檢定，其價值模式的檢定結果如表 5.21。

在 5.3 節台北花卉批發市場的私有價值模式方面，柏瑞圖與指數分配的郝斯曼檢定結果都顯示，在不同的估計方法下所估計的參數不一致。而韋伯分配則是使用非線性最小平方和法估計時 Hessian 為奇異矩陣，在求取反矩陣是會發生數值錯誤。因此使用台北花卉批發市場的拍賣資料驗證之下沒有找到合適的私有價值模式。在共同價值模式方面，韋伯分配的郝斯曼檢定結果顯示，不同估計方法所估計的參數為一致，所以使用台北花卉批發市場的拍賣交易資料實證後，其價值模式是屬於共同價值。

在 5.4 節彰化花卉批發市場的私有價值方面，柏瑞圖、指數與韋伯分配的郝斯曼檢定結果都顯示，在不同的估計方法下所估計的參數皆為一致。僅在共同價值方面，其不同估計方法的參數結果不具有一致性。所以使用彰化花卉批發市場的拍賣交易資料實證後，本論文認為其價值模式是屬於私有價值。

表 5. 21 台北與彰化花卉批發市場的郝斯曼檢定結果

	機率密度函數名稱	案例一：台北花卉批發市場	案例二：彰化花卉批發市場
私有價值	柏瑞圖	×	◎
	指數	×	◎
	韋伯	奇異矩陣	◎
共同價值	韋伯	◎	×

第六章 結論與未來方向

本章主要分成兩個部份，第 6.1 節為研究結論，說明與分析台北花卉批發市場與彰化花卉批發市場價值模式的實證結果。第 6.2 節為研究建議，以利未來研究方向之用，並且於附錄 C 中說明選取其它變數作為拍賣競爭指數的價值模式實證結果。

6.1 結論

台灣花卉採用拍賣的交易方式從民國七十七年至今已有二十餘年，然而尚未有學者針對台灣花卉的拍賣價值模式提出實證方面的研究。所以本論文實證結果的價值模式對於學術上是很大的突破。另外就實務方面，現行花卉批發市場中所採用的拍賣格式與競價策略，對於供應人與承銷人而言其利潤是否已最大化，皆可以透過實證結果的價值模式做進一步的評估與改善。除此之外，本論文的實證結果亦可作為往後新建花卉批發市場的價值模式依據。

本論文的實證結果顯示，2007 年台北花卉批發市場中的承銷人價值模式為共同價值，而彰化花卉批發市場中的承銷人價值模式為私有價值。以台北花卉批發市場而言，其承銷人多半是來自於鄰近的縣市，所以承銷人在競價之前心中對於花卉的價格有相同的認知，然而實際的花價多寡則是依據個別承銷人掌握花價資訊的多寡所產生的差異，例如，轉售給下游時對方願意支付的價格、消費者對於花卉的需求。

另外以彰化花卉批發市場而言，在尚未成立高雄花卉批發市場之前，該地區的承銷人會驅車前往彰化花卉批發市場購買花卉。由於承銷人來自相距較遠的縣市，並且基於不同縣市對於花卉的偏好不盡相同，承銷人清楚地知道自己所處地區花卉的價格，所以承銷人在競價過程只會依據自身對於待拍賣花卉的價值來出價。

6.2 未來研究方向

未來研究方向，可以分成三個部份進行研究。第一個部份是針對實證的方法，第二個部份是增加價值模式與風險型式的種類，第三個部份是增加實證的競價函數與分析變數的選取，以下則分別進一步闡述。

一、無參數規格檢定的實證研究方法

本研究以結構式的競價函數為基礎，所採用的實證研究方法是透過最大概似法與非線性最小平方和法的參數估計，其缺點為估計前必需先假設競價者心中價值的分配，會因為假設的不同造成估計的誤差。所以可以改採用無參數[6]不需假設競價者心中價值的分配的優點進行估計，或許可以改善本研究實證方法的缺失。

二、增加價值模式與風險型式的種類

本研究的價值模式只侷限在私有價值與共同價值，在未來研究方面或許可以探討介於兩者之間的隸屬價值模式[3]。而風險型式方面，本研究也只侷限於競價者為風險中立，然而現實生活中競價者的風險型式並非一致。所以在未來研究方面可以增加價值模式與風險型式的種類，可以使得研究結果更貼近實務。

三、增加實證的競價函數與分析變數的選取

競價函數方面，由於常態分配估計的競價函數較複雜，所以本論文並沒有考慮該函數。而分析變數方面，因為在台灣花卉批發市場中的承銷人的競價策略不受人數多寡影響，所以本論文定義「拍賣競爭指數」為進貨量的反比，來取代承銷人數與競價函數之間的關係。在未來研究方面除了可以考慮常態分配估計的競價函數之外，可以再考慮是否有其他可以取代承銷人數的變數，可以使得其研究結果更完善，如附錄 C。

參考文獻

[1] 李依婷，「台灣花卉批發市場交易資訊流的標準化設計」，國立交通大學工業工程與管理學系碩士論文，2005。
[2] 何青樺，彭思瑜，梁高榮教授開授之「計量供應鏈群」課程的期末報告，2010 年七月。
[3] 梁高榮，農產品交易工程學，國立交通大學出版社，1999。
[4] 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。
[5] 鄭瑋廷，梁高榮，「台灣花卉拍賣的價值模式規格檢定」，機械工業，六月，99-110 頁，2010。
[6] Athey, S. and Haile A. P., "Nonparametric Approaches to Auctions," Handbook of Econometrics, Elsevier, Vol. 6A, Ch. 60, pp. 3937-3941, 2008.
[7] Cheng, H. C., Chen M. C. and Mao, C. K., "The Evolutionary Process and Collaboration in Supply Chains," Industrial Management & Data Systems, Emerald, Vol. 110, No. 3, pp. 453-474, 2010.
[8] Davison, R. and MacKinnon, J. G., Econometric Theory and Method, Oxford University Press, 2004.
[9] Gibbons, R., Game Theory for Applied Economists, Princeton University Press, 1992.
[10] Hausman, J., "Specification Tests in Econometrics," Econometrica, Vol. 46, pp. 1251-1271, 1978.
[11] Hendricks, K. and Porter, R. H., "An Empirical Study of an Auction with Asymmetric Information," The American Economic Review, Vol. 78, pp. 865-883, 1988.
[12] Hendricks, K. and Porter, R. H., "An Empirical Perspective on Auctions," Handbook of Industrial Organization, Vol. 3, (Eds. Armstrong M. and Porter, R. H.), pp. 2073-2143, 2007.
[13] http://flower.nctu.edu.tw，台灣花卉業務情報網。
[14] Krishna, V., Auction Theory, Academic Press, 2002.
[15] Laffont, J. and Vuong, Q., "Structural Analysis of Auction Data". American Economic Review, Papers and Proceedings 86, pp. 414-420, 1996.
[16] Law, A. M., Simulation Modeling and Analysis, McGraw Hill, 2007.
[17] Levin, D. and J. Smith, "Comment on 'Some Evidence on Winner's Curse'," American Economic Review 81, pp. 370-375, 1991.
[18] Milgrom, P. R. and Weber, R. J., "A Theory of Auction and Competitive Bidding," Econometrica, Vol. 50, pp. 1089-1122, 1982.
[19] Paarsch, H. J., "Deciding between the Common and Private Value Paradigms in Empirical Models of Auctions," Journal of Econometrics, Vol. 51, pp. 191-215, 1992.
[20] Paarsch, H. J. and Hong, H., An Introduction to Structural Econometrics of Auction Data, Cambridge, MA: The MIT Press, 2006.
[21] Quantitative Micro Software, EViews 5: User's Guide, 2004.
[22] Smiley, A., Competitive Bidding under Uncertainty: The Case of Offshore Oil, Mass.: Ballinger, 1979.
[23] Thiel, S., "Some Evidence on Winner's Curse," American Economic Review, Vol. 78, pp. 884-895, 1988.
[24] Vickrey, W., "Counterspeculation, Auctions, and Competitive Sealed Tenders," Journal of

Finance, Vol. 16, pp. 8-37, 1961.

[25] Wilson, R., “Competitive Bidding with Asymmetric Information,” Management Science, Vol. 13, pp. 816-820, 1967.

[26] Wilson, R., “Strategy Analysis of Auctions,” in R. Aumann and S. Hart, eds., Handbook of Game Theory, Amsterdam: North-Holland, 1993.

[27] Wooldridge, J. M., Introductory Econometrics: A Modern Approach, South- Western, 2008.

附錄 A：台北花市拍賣均價格及進貨量一覽表

本節附錄的拍賣資料是透過 OLAP 技術從 WISH 下載，如下表：

單位:把

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2007 年 1 月 1 日	108878	65.81	2007 年 2 月 9 日	133508	46.93
2007 年 1 月 2 日	102203	64.66	2007 年 2 月 10 日	130962	49.35
2007 年 1 月 3 日	84951	51.53	2007 年 2 月 11 日	145721	68.21
2007 年 1 月 4 日	58374	51.48	2007 年 2 月 12 日	207263	59.85
2007 年 1 月 5 日	69913	56.23	2007 年 2 月 13 日	241856	50.2
2007 年 1 月 6 日	71212	59	2007 年 2 月 14 日	278375	50.14
2007 年 1 月 8 日	109949	47.71	2007 年 2 月 15 日	264041	74.21
2007 年 1 月 9 日	63244	42.6	2007 年 2 月 16 日	274766	121.65
2007 年 1 月 10 日	59345	44.08	2007 年 2 月 17 日	222960	76.6
2007 年 1 月 11 日	60587	44.02	2007 年 2 月 23 日	256608	54.64
2007 年 1 月 12 日	77571	48.92	2007 年 2 月 25 日	155886	67.52
2007 年 1 月 13 日	73312	47.31	2007 年 2 月 26 日	76319	72.26
2007 年 1 月 15 日	115090	47.92	2007 年 2 月 28 日	131131	51.56
2007 年 1 月 16 日	93436	47.83	2007 年 3 月 1 日	120107	49.31
2007 年 1 月 17 日	108321	49.6	2007 年 3 月 2 日	148673	53.63
2007 年 1 月 18 日	100430	51.05	2007 年 3 月 3 日	133377	62.28
2007 年 1 月 19 日	92895	49.07	2007 年 3 月 4 日	91538	63.87
2007 年 1 月 20 日	60708	51.85	2007 年 3 月 7 日	148679	49.03
2007 年 1 月 22 日	104716	48.42	2007 年 3 月 8 日	75777	49.82
2007 年 1 月 23 日	73545	41.9	2007 年 3 月 9 日	80981	49.15
2007 年 1 月 24 日	77823	42.08	2007 年 3 月 10 日	65728	53.15
2007 年 1 月 25 日	86135	38.92	2007 年 3 月 12 日	100651	51.66
2007 年 1 月 26 日	92448	39.24	2007 年 3 月 13 日	75242	55.63
2007 年 1 月 27 日	84471	41.21	2007 年 3 月 14 日	79913	54.53
2007 年 1 月 29 日	104924	41.56	2007 年 3 月 15 日	86552	51.71
2007 年 1 月 30 日	81759	41.81	2007 年 3 月 16 日	115090	51.12
2007 年 1 月 31 日	104445	47.61	2007 年 3 月 17 日	127068	56.57
2007 年 2 月 1 日	104658	49.72	2007 年 3 月 18 日	106887	60.19
2007 年 2 月 2 日	88902	48.26	2007 年 3 月 19 日	96419	48.00
2007 年 2 月 3 日	60748	47.73	2007 年 3 月 20 日	61559	53.55
2007 年 2 月 5 日	94292	54.62	2007 年 3 月 22 日	98600	55.34
2007 年 2 月 6 日	90574	52.1	2007 年 3 月 23 日	93423	57.94
2007 年 2 月 7 日	119115	48.4	2007 年 3 月 24 日	117125	60.52
2007 年 2 月 8 日	110435	52.6	2007 年 3 月 26 日	148322	50.92

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2007 年 3 月 27 日	110288	43.23	2007 年 5 月 12 日	161426	56.29
2007 年 3 月 28 日	96275	40.76	2007 年 5 月 13 日	116576	49.67
2007 年 4 月 1 日	144312	46.76	2007 年 5 月 15 日	179738	47.27
2007 年 4 月 2 日	124897	39.12	2007 年 5 月 16 日	135279	47.63
2007 年 4 月 3 日	111304	39.72	2007 年 5 月 17 日	101653	44.89
2007 年 4 月 4 日	110553	48.84	2007 年 5 月 18 日	107143	44.45
2007 年 4 月 5 日	102360	60.18	2007 年 5 月 21 日	160533	45.44
2007 年 4 月 6 日	63286	80.65	2007 年 5 月 22 日	103709	41.55
2007 年 4 月 9 日	155396	50.34	2007 年 5 月 23 日	99097	38.68
2007 年 4 月 10 日	68317	48.98	2007 年 5 月 24 日	102579	40.8
2007 年 4 月 11 日	73883	48.05	2007 年 5 月 25 日	111610	43.06
2007 年 4 月 12 日	70487	53.49	2007 年 5 月 26 日	111347	45.93
2007 年 4 月 13 日	90550	60.13	2007 年 5 月 28 日	152119	38.51
2007 年 4 月 14 日	114327	67.61	2007 年 5 月 29 日	107188	43.36
2007 年 4 月 16 日	168007	62.35	2007 年 5 月 30 日	125045	50.35
2007 年 4 月 17 日	111853	55.8	2007 年 5 月 31 日	109734	51.5
2007 年 4 月 18 日	104320	44.36	2007 年 6 月 1 日	102536	47.96
2007 年 4 月 19 日	80843	49.45	2007 年 6 月 2 日	92430	46.6
2007 年 4 月 20 日	91779	49.07	2007 年 6 月 4 日	128434	39.75
2007 年 4 月 21 日	90468	46.78	2007 年 6 月 5 日	91989	41.86
2007 年 4 月 23 日	125041	42.72	2007 年 6 月 6 日	103177	41.61
2007 年 4 月 24 日	82752	39.49	2007 年 6 月 7 日	108904	37.69
2007 年 4 月 25 日	82607	42.63	2007 年 6 月 8 日	102244	41.02
2007 年 4 月 26 日	89219	44.1	2007 年 6 月 9 日	93834	42.43
2007 年 4 月 27 日	109144	46.66	2007 年 6 月 11 日	129333	51.43
2007 年 4 月 28 日	118707	49.89	2007 年 6 月 12 日	113511	58.79
2007 年 4 月 30 日	180100	51.09	2007 年 6 月 13 日	143821	58.3
2007 年 5 月 1 日	106167	45.86	2007 年 6 月 14 日	139474	58.19
2007 年 5 月 2 日	97230	47.02	2007 年 6 月 15 日	131404	57.24
2007 年 5 月 3 日	98383	45.2	2007 年 6 月 16 日	108717	58.88
2007 年 5 月 4 日	120882	43.5	2007 年 6 月 17 日	118098	42
2007 年 5 月 5 日	107186	47.94	2007 年 6 月 18 日	122502	44.99
2007 年 5 月 7 日	171346	54.39	2007 年 6 月 19 日	95628	51.48
2007 年 5 月 8 日	144533	58.14	2007 年 6 月 22 日	148581	57.1
2007 年 5 月 9 日	158350	59.63	2007 年 6 月 23 日	104989	65.78
2007 年 5 月 10 日	173300	59.84	2007 年 6 月 25 日	135559	53.24
2007 年 5 月 11 日	170970	60.65	2007 年 6 月 26 日	96812	51.76

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2007 年 6 月 27 日	103040	49.48	2007 年 8 月 9 日	76921	59.35
2007 年 6 月 28 日	100522	54.28	2007 年 8 月 10 日	97046	58.56
2007 年 6 月 29 日	98147	55.12	2007 年 8 月 13 日	95925	57.1
2007 年 6 月 30 日	69585	64.02	2007 年 8 月 14 日	48648	57.4
2007 年 7 月 2 日	108288	54.31	2007 年 8 月 15 日	69789	73.1
2007 年 7 月 3 日	74008	47.04	2007 年 8 月 16 日	92684	60.67
2007 年 7 月 4 日	75653	45.56	2007 年 8 月 17 日	102035	50.13
2007 年 7 月 5 日	74810	50.66	2007 年 8 月 18 日	62623	51.02
2007 年 7 月 6 日	94840	53.57	2007 年 8 月 19 日	33744	59.62
2007 年 7 月 7 日	83887	56.43	2007 年 8 月 22 日	120005	43.18
2007 年 7 月 9 日	112479	48.12	2007 年 8 月 23 日	77787	56.67
2007 年 7 月 10 日	84258	43.82	2007 年 8 月 24 日	112754	56.65
2007 年 7 月 11 日	79533	47.28	2007 年 8 月 25 日	114559	56.53
2007 年 7 月 12 日	93526	46.18	2007 年 8 月 26 日	87866	56.85
2007 年 7 月 13 日	105181	46.52	2007 年 8 月 27 日	81109	64.72
2007 年 7 月 14 日	74857	53.32	2007 年 8 月 30 日	120451	66.03
2007 年 7 月 16 日	96652	48.83	2007 年 8 月 31 日	86156	54.47
2007 年 7 月 17 日	74269	46.56	2007 年 9 月 1 日	66445	62.45
2007 年 7 月 18 日	71499	43.78	2007 年 9 月 3 日	93828	53.59
2007 年 7 月 19 日	72096	41.75	2007 年 9 月 4 日	57542	50.14
2007 年 7 月 20 日	79472	41.59	2007 年 9 月 5 日	53957	52.97
2007 年 7 月 21 日	69351	48.46	2007 年 9 月 6 日	58468	49.94
2007 年 7 月 23 日	88130	46.95	2007 年 9 月 7 日	70209	51.01
2007 年 7 月 24 日	67439	47.73	2007 年 9 月 8 日	75558	63.86
2007 年 7 月 25 日	72580	53.53	2007 年 9 月 10 日	130784	63.5
2007 年 7 月 26 日	98481	51.41	2007 年 9 月 11 日	78432	68.46
2007 年 7 月 27 日	105259	55.31	2007 年 9 月 12 日	61827	66.31
2007 年 7 月 28 日	72728	67.52	2007 年 9 月 13 日	69354	64.67
2007 年 7 月 30 日	99150	64.83	2007 年 9 月 14 日	88555	69.14
2007 年 7 月 31 日	88516	68.93	2007 年 9 月 15 日	73731	75.28
2007 年 8 月 1 日	75486	67.66	2007 年 9 月 17 日	105988	67.38
2007 年 8 月 2 日	65341	68.84	2007 年 9 月 18 日	69031	58.69
2007 年 8 月 3 日	85959	70.49	2007 年 9 月 19 日	45237	63.97
2007 年 8 月 4 日	76244	76.2	2007 年 9 月 20 日	78382	55.64
2007 年 8 月 6 日	111180	68	2007 年 9 月 21 日	90275	55.17
2007 年 8 月 7 日	84676	60.96	2007 年 9 月 22 日	86367	61.09
2007 年 8 月 8 日	70971	64.54	2007 年 9 月 23 日	88479	64.61

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2007 年 9 月 24 日	90578	62.15	2007 年 11 月 8 日	84214	59.69
2007 年 9 月 25 日	76805	72.89	2007 年 11 月 9 日	91427	67.37
2007 年 9 月 28 日	137458	68.87	2007 年 11 月 10 日	74600	64.41
2007 年 9 月 29 日	90576	65.81	2007 年 11 月 12 日	82564	68.28
2007 年 10 月 1 日	122228	55.52	2007 年 11 月 13 日	62688	63.14
2007 年 10 月 2 日	69250	51.71	2007 年 11 月 14 日	73846	64.69
2007 年 10 月 3 日	61491	61.02	2007 年 11 月 15 日	76417	67.82
2007 年 10 月 4 日	78314	56.92	2007 年 11 月 16 日	90735	60.96
2007 年 10 月 5 日	87160	60.65	2007 年 11 月 17 日	72226	63.44
2007 年 10 月 6 日	63742	59.75	2007 年 11 月 19 日	100481	64.13
2007 年 10 月 8 日	63364	67.18	2007 年 11 月 20 日	68822	69.63
2007 年 10 月 9 日	103667	62.9	2007 年 11 月 21 日	85423	75.08
2007 年 10 月 10 日	96211	64.19	2007 年 11 月 22 日	108501	72.53
2007 年 10 月 11 日	78991	59.84	2007 年 11 月 23 日	123775	67.43
2007 年 10 月 12 日	66866	69.17	2007 年 11 月 24 日	69057	76.01
2007 年 10 月 13 日	69022	75.61	2007 年 11 月 26 日	88034	66.93
2007 年 10 月 15 日	96280	66.47	2007 年 11 月 27 日	68241	61.77
2007 年 10 月 16 日	72886	61.25	2007 年 11 月 28 日	56993	62.48
2007 年 10 月 17 日	76526	66.03	2007 年 11 月 29 日	62942	60.57
2007 年 10 月 18 日	73388	72.87	2007 年 11 月 30 日	68817	63.66
2007 年 10 月 19 日	82567	69.23	2007 年 12 月 1 日	55555	71.62
2007 年 10 月 20 日	63906	82.11	2007 年 12 月 3 日	85589	72.87
2007 年 10 月 22 日	96298	76.64	2007 年 12 月 4 日	63955	65.84
2007 年 10 月 23 日	86499	85.54	2007 年 12 月 5 日	71804	80.78
2007 年 10 月 24 日	94005	85.54	2007 年 12 月 6 日	76701	74.05
2007 年 10 月 25 日	78098	80.95	2007 年 12 月 7 日	90662	78.38
2007 年 10 月 26 日	70565	84.27	2007 年 12 月 8 日	88753	77.55
2007 年 10 月 27 日	76722	94.82	2007 年 12 月 10 日	88551	81.23
2007 年 10 月 29 日	135713	72.19	2007 年 12 月 11 日	49804	74.99
2007 年 10 月 30 日	71930	62.5	2007 年 12 月 12 日	57929	80.84
2007 年 10 月 31 日	63934	55.97	2007 年 12 月 13 日	73325	73.89
2007 年 11 月 1 日	54794	59.66	2007 年 12 月 14 日	74059	71.94
2007 年 11 月 2 日	69777	57.52	2007 年 12 月 15 日	67276	61.17
2007 年 11 月 3 日	57814	61.51	2007 年 12 月 17 日	91467	60.33
2007 年 11 月 5 日	90253	53.82	2007 年 12 月 18 日	63745	52.49
2007 年 11 月 6 日	63920	52.95	2007 年 12 月 19 日	68778	53.05
2007 年 11 月 7 日	71599	60.24	2007 年 12 月 20 日	81731	58.27

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2007 年 12 月 21 日	98294	63.85	2007 年 12 月 27 日	115915	62.24
2007 年 12 月 22 日	113899	64.33	2007 年 12 月 28 日	94096	61.64
2007 年 12 月 23 日	96419	59.31	2007 年 12 月 29 日	95659	53.96
2007 年 12 月 24 日	102763	47.8			

附錄 B：彰化花市拍賣均價格及進貨量一覽表

本節附錄的拍賣資料是透過 OLAP 技術從 WISH 下載，如下表：

單位:把

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2002 年 1 月 1 日	40838	66.07	2002 年 2 月 8 日	234762	55.32
2002 年 1 月 2 日	48815	61.25	2002 年 2 月 9 日	194320	53.91
2002 年 1 月 3 日	37257	70.04	2002 年 2 月 10 日	125415	56.28
2002 年 1 月 4 日	52758	69.47	2002 年 2 月 11 日	61088	70.04
2002 年 1 月 6 日	72779	72.9	2002 年 2 月 16 日	259511	27.1
2002 年 1 月 7 日	49528	65.17	2002 年 2 月 17 日	102310	32.29
2002 年 1 月 8 日	50581	67.56	2002 年 2 月 18 日	119286	29.39
2002 年 1 月 9 日	64719	74.47	2002 年 2 月 19 日	64552	28.14
2002 年 1 月 10 日	88783	71.9	2002 年 2 月 20 日	28458	30.4
2002 年 1 月 11 日	71349	65.63	2002 年 2 月 21 日	45162	29.24
2002 年 1 月 12 日	55374	54.96	2002 年 2 月 22 日	84074	28.33
2002 年 1 月 13 日	39655	48.09	2002 年 2 月 23 日	123260	29.02
2002 年 1 月 15 日	80870	37.4	2002 年 2 月 24 日	112717	29.47
2002 年 1 月 16 日	40263	35.57	2002 年 2 月 25 日	65423	33.35
2002 年 1 月 17 日	46996	37.5	2002 年 2 月 28 日	88949	40.41
2002 年 1 月 18 日	55354	42.54	2002 年 3 月 1 日	66244	33.39
2002 年 1 月 20 日	78264	46.35	2002 年 3 月 2 日	53696	30.48
2002 年 1 月 21 日	59697	42.96	2002 年 3 月 3 日	42785	29.09
2002 年 1 月 22 日	63152	42.65	2002 年 3 月 4 日	43234	27.49
2002 年 1 月 23 日	81235	41.95	2002 年 3 月 5 日	45194	26.29
2002 年 1 月 24 日	102311	38.49	2002 年 3 月 6 日	45738	31.73
2002 年 1 月 25 日	87569	42.56	2002 年 3 月 8 日	90947	30.46
2002 年 1 月 26 日	64079	34.79	2002 年 3 月 9 日	80638	31.07
2002 年 1 月 27 日	24428	36.09	2002 年 3 月 10 日	90966	33.49
2002 年 1 月 29 日	48072	42.23	2002 年 3 月 11 日	84309	37.07
2002 年 1 月 30 日	36196	44.95	2002 年 3 月 12 日	88484	34.79
2002 年 1 月 31 日	44052	51.71	2002 年 3 月 13 日	70472	35.45
2002 年 2 月 1 日	56061	55.61	2002 年 3 月 14 日	59469	36.56
2002 年 2 月 3 日	92459	68.43	2002 年 3 月 16 日	100441	34.01
2002 年 2 月 4 日	106448	61.93	2002 年 3 月 17 日	62207	28.37
2002 年 2 月 5 日	125775	60.76	2002 年 3 月 18 日	52275	24.23
2002 年 2 月 6 日	182701	62.32	2002 年 3 月 19 日	41364	23.32
2002 年 2 月 7 日	241052	58.81	2002 年 3 月 20 日	39816	27.89

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2002 年 3 月 21 日	63901	30.34	2002 年 5 月 4 日	101622	33.05
2002 年 3 月 23 日	105763	28.76	2002 年 5 月 6 日	119801	32.92
2002 年 3 月 24 日	86409	29.11	2002 年 5 月 7 日	81155	36.63
2002 年 3 月 25 日	111472	32.8	2002 年 5 月 8 日	108160	41.88
2002 年 3 月 26 日	122364	31.34	2002 年 5 月 9 日	134977	47.2
2002 年 3 月 27 日	76609	28.58	2002 年 5 月 10 日	137075	49.57
2002 年 3 月 28 日	61402	30.68	2002 年 5 月 11 日	101007	47.72
2002 年 3 月 30 日	132542	36.25	2002 年 5 月 14 日	138193	37.18
2002 年 3 月 31 日	127381	31.51	2002 年 5 月 15 日	82082	32.72
2002 年 4 月 1 日	107799	31.15	2002 年 5 月 16 日	77920	39.87
2002 年 4 月 2 日	132931	28.73	2002 年 5 月 17 日	80542	46.42
2002 年 4 月 3 日	121277	25.95	2002 年 5 月 18 日	82199	35.99
2002 年 4 月 4 日	79715	25.84	2002 年 5 月 19 日	61780	33.03
2002 年 4 月 7 日	99010	27.55	2002 年 5 月 21 日	92902	39.43
2002 年 4 月 8 日	66512	29.36	2002 年 5 月 22 日	78741	47.05
2002 年 4 月 9 日	98041	28.08	2002 年 5 月 23 日	121883	45.81
2002 年 4 月 10 日	101460	33.92	2002 年 5 月 24 日	121292	40.04
2002 年 4 月 11 日	90773	36.64	2002 年 5 月 25 日	70114	39.86
2002 年 4 月 12 日	71818	33.01	2002 年 5 月 26 日	51205	39.54
2002 年 4 月 13 日	61388	34.82	2002 年 5 月 28 日	98194	43.09
2002 年 4 月 15 日	88728	33.77	2002 年 5 月 29 日	70143	37.64
2002 年 4 月 16 日	58871	24.59	2002 年 5 月 30 日	73539	40.46
2002 年 4 月 17 日	49039	22.24	2002 年 5 月 31 日	81241	40.61
2002 年 4 月 18 日	43422	25.94	2002 年 6 月 2 日	101794	36.94
2002 年 4 月 19 日	51754	35.37	2002 年 6 月 3 日	54370	35.15
2002 年 4 月 21 日	92885	30.99	2002 年 6 月 4 日	59614	37.66
2002 年 4 月 22 日	75179	31.78	2002 年 6 月 5 日	64696	39.78
2002 年 4 月 23 日	82027	31.39	2002 年 6 月 6 日	89454	44.55
2002 年 4 月 24 日	91755	37.75	2002 年 6 月 7 日	104276	45.77
2002 年 4 月 25 日	103467	38.56	2002 年 6 月 8 日	89423	50.4
2002 年 4 月 26 日	77046	35.91	2002 年 6 月 9 日	78118	62.09
2002 年 4 月 27 日	58698	38.27	2002 年 6 月 10 日	89131	54.65
2002 年 4 月 29 日	93905	32.43	2002 年 6 月 11 日	72212	37.81
2002 年 4 月 30 日	68688	28.52	2002 年 6 月 12 日	56697	40.53
2002 年 5 月 1 日	69116	32.97	2002 年 6 月 13 日	75636	37.64
2002 年 5 月 2 日	87645	36.16	2002 年 6 月 14 日	73391	36.97
2002 年 5 月 3 日	109548	37.03	2002 年 6 月 16 日	62647	43.33

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2002 年 6 月 17 日	60725	42.29	2002 年 7 月 29 日	32330	52.28
2002 年 6 月 18 日	55252	41.5	2002 年 7 月 30 日	47699	45.05
2002 年 6 月 19 日	59788	44.86	2002 年 7 月 31 日	55545	54.87
2002 年 6 月 20 日	76178	45.27	2002 年 8 月 1 日	63299	63.87
2002 年 6 月 21 日	81008	44.96	2002 年 8 月 2 日	68241	53.11
2002 年 6 月 22 日	85147	52.09	2002 年 8 月 4 日	81081	55.46
2002 年 6 月 23 日	87209	52.36	2002 年 8 月 5 日	75966	52.94
2002 年 6 月 24 日	65759	42.54	2002 年 8 月 6 日	82528	52.9
2002 年 6 月 25 日	45387	38.15	2002 年 8 月 7 日	70270	50.04
2002 年 6 月 27 日	71338	33.08	2002 年 8 月 8 日	48011	43.25
2002 年 6 月 28 日	44965	40.71	2002 年 8 月 9 日	23256	50.8
2002 年 6 月 29 日	46406	39.69	2002 年 8 月 11 日	58809	54.34
2002 年 6 月 30 日	42385	40.61	2002 年 8 月 12 日	53596	64.47
2002 年 7 月 1 日	47796	40.1	2002 年 8 月 13 日	73832	48.32
2002 年 7 月 2 日	46792	40.23	2002 年 8 月 14 日	43518	46.18
2002 年 7 月 3 日	61221	39.75	2002 年 8 月 16 日	49217	50.29
2002 年 7 月 5 日	91972	39.82	2002 年 8 月 17 日	45562	49.65
2002 年 7 月 6 日	76724	45.46	2002 年 8 月 18 日	55606	51.62
2002 年 7 月 7 日	82500	46.36	2002 年 8 月 19 日	79521	46.58
2002 年 7 月 8 日	74597	45.53	2002 年 8 月 20 日	97953	40.99
2002 年 7 月 9 日	60374	36.62	2002 年 8 月 21 日	82631	46.52
2002 年 7 月 10 日	31721	30.21	2002 年 8 月 22 日	61488	54.05
2002 年 7 月 12 日	62175	34.35	2002 年 8 月 25 日	81585	46.09
2002 年 7 月 13 日	42960	35.45	2002 年 8 月 26 日	50495	34.12
2002 年 7 月 14 日	38923	33.69	2002 年 8 月 27 日	36373	30.75
2002 年 7 月 15 日	36566	34.18	2002 年 8 月 28 日	31773	36.26
2002 年 7 月 16 日	43830	32.17	2002 年 8 月 29 日	37170	44.83
2002 年 7 月 17 日	44441	36.93	2002 年 8 月 30 日	46417	41.19
2002 年 7 月 19 日	82546	42.69	2002 年 8 月 31 日	43648	40.58
2002 年 7 月 20 日	77503	48.2	2002 年 9 月 1 日	43556	39.65
2002 年 7 月 21 日	88511	52.33	2002 年 9 月 3 日	85823	39.15
2002 年 7 月 22 日	79886	47.39	2002 年 9 月 4 日	95437	39.85
2002 年 7 月 23 日	56150	47.39	2002 年 9 月 5 日	91820	44.84
2002 年 7 月 24 日	46381	56.87	2002 年 9 月 6 日	59058	45.56
2002 年 7 月 26 日	99243	59.4	2002 年 9 月 7 日	37995	41.5
2002 年 7 月 27 日	79774	52.6	2002 年 9 月 9 日	68745	39.54
2002 年 7 月 28 日	42856	46.24	2002 年 9 月 10 日	46131	36.05

日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2002 年 9 月 11 日	50296	34.98	2002 年 10 月 24 日	51636	36.69
2002 年 9 月 12 日	44357	38.55	2002 年 10 月 25 日	49041	38.21
2002 年 9 月 13 日	41937	42.46	2002 年 10 月 27 日	73067	36.34
2002 年 9 月 14 日	40837	44.69	2002 年 10 月 28 日	46459	33.68
2002 年 9 月 15 日	45662	38.52	2002 年 10 月 29 日	49789	34.02
2002 年 9 月 16 日	58859	39.34	2002 年 10 月 30 日	50866	35.33
2002 年 9 月 17 日	79364	38.01	2002 年 10 月 31 日	74471	36.17
2002 年 9 月 18 日	100574	40.7	2002 年 11 月 1 日	91675	37.96
2002 年 9 月 19 日	102838	39.36	2002 年 11 月 2 日	89345	46.09
2002 年 9 月 20 日	65759	45.16	2002 年 11 月 3 日	81918	45.31
2002 年 9 月 23 日	91309	41.48	2002 年 11 月 4 日	48276	34.07
2002 年 9 月 24 日	49039	31.31	2002 年 11 月 5 日	30634	36.57
2002 年 9 月 25 日	46359	34.73	2002 年 11 月 7 日	69778	36.83
2002 年 9 月 26 日	44823	42.79	2002 年 11 月 8 日	43947	41.35
2002 年 9 月 27 日	57607	46.85	2002 年 11 月 9 日	50227	35.23
2002 年 9 月 29 日	64824	48.45	2002 年 11 月 10 日	36056	39.08
2002 年 9 月 30 日	54889	41.45	2002 年 11 月 11 日	47054	34.65
2002 年 10 月 1 日	65638	35.53	2002 年 11 月 12 日	48160	39.94
2002 年 10 月 2 日	74350	38.15	2002 年 11 月 14 日	97507	40.63
2002 年 10 月 3 日	87646	46.27	2002 年 11 月 15 日	102792	39.71
2002 年 10 月 4 日	84507	52.22	2002 年 11 月 16 日	124412	40.46
2002 年 10 月 5 日	63158	44.97	2002 年 11 月 17 日	109795	34.08
2002 年 10 月 6 日	34003	40.06	2002 年 11 月 18 日	54244	34.22
2002 年 10 月 8 日	75416	36.05	2002 年 11 月 19 日	38168	30.92
2002 年 10 月 9 日	48116	38.82	2002 年 11 月 21 日	73363	35.81
2002 年 10 月 10 日	55274	45.11	2002 年 11 月 22 日	54574	31.31
2002 年 10 月 11 日	74721	45.69	2002 年 11 月 23 日	43548	27.28
2002 年 10 月 12 日	81884	43.59	2002 年 11 月 24 日	33986	28.11
2002 年 10 月 13 日	57699	42.5	2002 年 11 月 25 日	35949	28.98
2002 年 10 月 15 日	76221	39.91	2002 年 11 月 26 日	41339	35.86
2002 年 10 月 16 日	76913	41.11	2002 年 11 月 27 日	54520	40.98
2002 年 10 月 17 日	112566	44.91	2002 年 11 月 29 日	103401	42.72
2002 年 10 月 18 日	100361	48.79	2002 年 11 月 30 日	90087	45.47
2002 年 10 月 19 日	70822	45.73	2002 年 12 月 1 日	97574	48.14
2002 年 10 月 20 日	49333	41.24	2002 年 12 月 2 日	84148	46
2002 年 10 月 22 日	103881	42.72	2002 年 12 月 3 日	58073	36.24
2002 年 10 月 23 日	61531	41	2002 年 12 月 4 日	35081	34.03

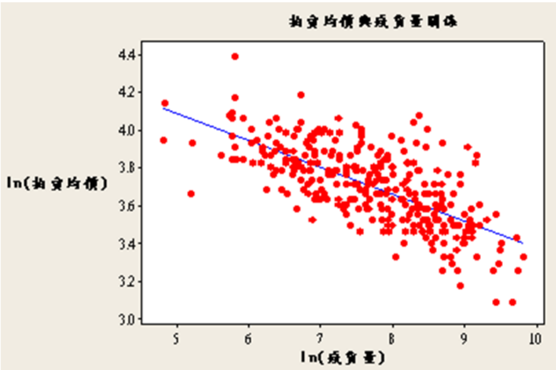
日期	進貨量	拍賣均價	日期	進貨量	拍賣均價
2002 年 12 月 6 日	87497	32.23	2002 年 12 月 20 日	77276	38.76
2002 年 12 月 7 日	41117	29.82	2002 年 12 月 21 日	36946	37.2
2002 年 12 月 8 日	32321	35.4	2002 年 12 月 22 日	41624	34.69
2002 年 12 月 9 日	35371	35.19	2002 年 12 月 23 日	43104	31.37
2002 年 12 月 10 日	42448	33.24	2002 年 12 月 24 日	40813	35.02
2002 年 12 月 11 日	52439	37.2	2002 年 12 月 25 日	44963	31.83
2002 年 12 月 13 日	93534	37.51	2002 年 12 月 26 日	49267	34.39
2002 年 12 月 14 日	72269	39.63	2002 年 12 月 27 日	50561	35.52
2002 年 12 月 15 日	99286	39.71	2002 年 12 月 29 日	97953	34.64
2002 年 12 月 16 日	85686	39.58	2002 年 12 月 30 日	95113	34.11
2002 年 12 月 17 日	43542	44.72	2002 年 12 月 31 日	87626	40.02
2002 年 12 月 18 日	37452	44.41			

附錄 C ：2003 年至 2007 年彰化花市的價值模式規格檢定

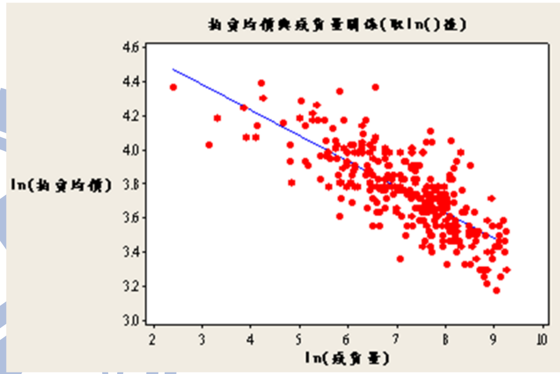
附錄 C 為何青樺與彭思瑜[2]定義新的拍賣競爭指數為殘貨量取對數後的倒數，再根據本研究之價值模式規格檢定的方法，檢定出彰化花卉批發市場於 2003 年至 2007 年間承銷人的價值模式。於本附錄 C 中將先說明定義拍賣競價指數的理由，接著說明規格檢定的參數估計與郝思曼檢定的結果，最後則是分析其結果。

首先何青樺與彭思瑜[2]認為，本論文所提出的拍賣競爭指數僅考慮花卉批發市場中的供給面(進貨量)，應需考慮需求面(拍賣量)。而殘貨量為進貨量扣除拍賣量之差，其同時考慮了需求與供給面，所以定義殘貨量取對數後的倒數為拍賣競爭指數。

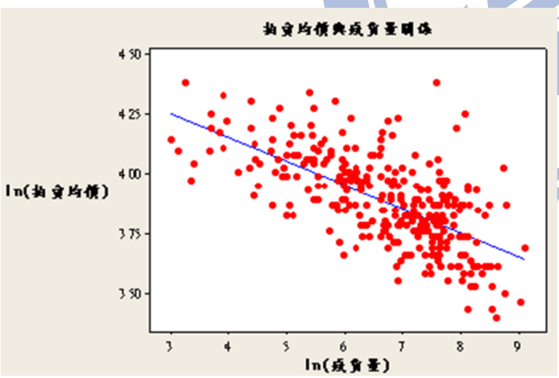
接著分別將 2003 年至 2007 年彰化花卉批發市場的殘貨量與拍賣均價取對數後繪製成散佈圖，如附錄圖一。該圖顯示，2003 年至 2007 年的殘貨量與拍賣均價取對數後，兩者



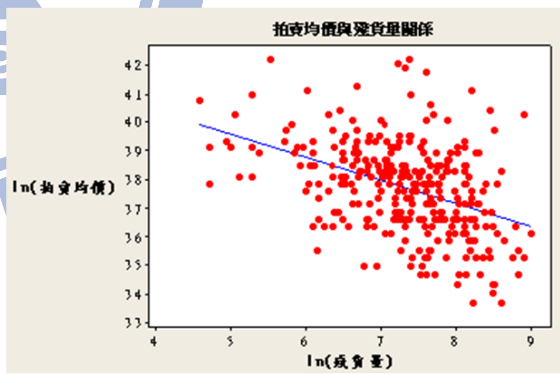
(a) 2003 年



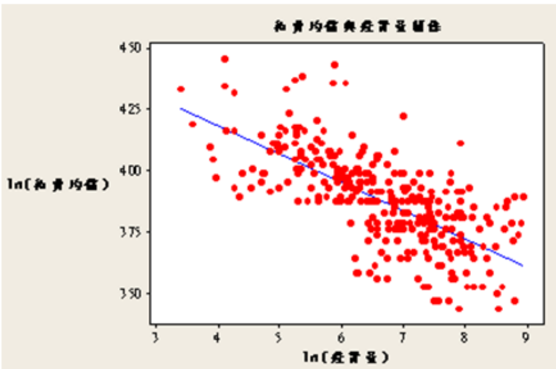
(b) 2004 年



(c) 2005 年



(d) 2006 年



(e) 2007 年

附錄圖 1、彰化花市殘貨量 vs. 拍賣均價之散佈圖[2]

皆呈現負相關。代表當殘貨量越高時，拍賣均價越低。為了使用「拍賣競爭指數」觀念進行分析，先將殘貨量取對數後再取倒數，接著使用本論文表 3.1 與表 3.2 的競價者出價的機率分配函數與得標的競價函數，進行非線性最小平方和法與最大概似法的參數估計，最後使用郝斯曼檢定來判別此兩種參數估計方法的結果是否具有一致性，若符合一致性則此實證結果為該種價值模式。以下分別列出 2003 年至 2007 年彰化花卉批發市場私有價值與共同價值的參數估計與郝斯曼檢定結果。

扣除 2003 年的休市日後，彰化花卉批發市場共產生 306 筆交易資料。對私有價值的柏瑞圖分配來說，分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計表 3.2 的式子(3.4)顯示其估計的參數值差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設，如附錄表 1。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕柏瑞圖分配規格。

附錄表 1、私有價值模式之下柏瑞圖分配的規格檢定

價值模式	私有價值			
機率分配	柏瑞圖分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	306 筆(92 年 1 月 1 日至 12 月 30 日)			
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-12.409	-0.860	0.001	2700.000
標準差	0.546	0.008	3.08E-06	1.011
誤差平方和		6.903		—
對數概似函數		—		-6786413
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	34233.04			
p 值	3.33E-16			

對指數分配的競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.8)進行參數估計。由附錄表 2 顯示兩種方法估計的參數值皆為正數，然而差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕指數分配分配規格。

對韋伯分配競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.14)進行參數估計。由於非線性最小平方和法在計算最小值是利用牛頓法來計算迭代的搜尋方向，找到區域最小值。而定義此方向時需計算 Hessian 矩陣的反矩陣，在非線性的私

附錄表 2、私有價值模式之下指數分配的規格檢定

價值模式	私有價值	
機率分配	指數分配	
外生變數	拍賣競爭指標	
樣本	306 筆(92 年 1 月 1 日至 12 月 30 日)	
估計方法	非線性 最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	2.71E+11	9998.731
標準差	8.74E-06	0.015
誤差平方和	4227.155	—
對數概似函數	—	-11351545
虛無假設	估計的參數為一致	
檢定方法	郝斯曼檢定	
卡方檢定 (1 df)	1.74E+19	
p 值	0.000000	

附錄表 3、共同價值模式之下韋伯分配的規格檢定

價值模式	共同價值			
機率分配	韋伯分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	306 筆(92 年 1 月 1 日至 12 月 30 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	1.471	-1.913	1.000	9.001
標準差	0.060	0.051	6.37E-06	6.86E-05
誤差平方和		7.821		—
對數概似函數		—		-2577286
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	0.014309			
p 值	0.992871			

有價值競價函數當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣或是狀況不佳的矩陣，求取反矩陣時會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。對私有價值來說，無法進行韋伯分配的規格檢定。

對共同價值模式來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.22)進行韋伯分配的參數估計。由附錄表 3 中顯示，兩種方法所估計的參數值結果為一正一負，有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由附錄表 3 的結果顯示其 p 值 > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設。對共同價值模式來說，代表此兩種參數估計方法所估計的參數是一致的，所以韋伯分配是認可的模式。

扣除 2004 年的休市日後，彰化花卉批發市場共產生 307 筆交易資料。對私有價值的柏瑞圖分配來說，分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計表 3.2 的式子(3.4)顯示其估計的參數值差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設，如附錄表 4。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕柏瑞圖分配規格。

附錄表 4、私有價值模式之下柏瑞圖分配的規格檢定

價值模式	私有價值			
機率分配	柏瑞圖分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	307 筆(93 年 1 月 1 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-15.703	-0.815	0.000	2700.000
標準差	0.581	0.007	3.57E-0	0.914
誤差平方和		7.514		—
對數概似函數		—		-8641912
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	35537.37			
p 值	0.000000			

對指數分配的競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.8)進行參數估計。由附錄表 5 顯示兩種方法估計的參數值皆為正數，然而差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕指數分配分配規格。

附錄表 5、私有價值模式之下指數分配的規格檢定

價值模式	私有價值	
機率分配	指數分配	
外生變數	拍賣競爭指標	
樣本	307 筆(93 年 1 月 1 日至 12 月 31 日)	
估計方法	非線性 最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	5.55E+10	9998.735
標準差	7.74E+08	0.015
誤差平方和	4303.464	—
對數概似函數	—	-11411472
虛無假設	估計的參數為一致	
檢定方法	郝斯曼檢定	
卡方檢定 (1 df)	1.84E+39	
p 值	0.000000	

附錄表 6、共同價值模式之下韋伯分配的規格檢定

價值模式	共同價值			
機率分配	韋伯分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	307 筆(93 年 1 月 1 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	2.355	-3.147	1.000	9.000
標準差	0.067	0.149	4.71E-06	4.82E-05
誤差平方和		11.466		—
對數概似函數		—		-3137410
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	0.372045			
p 值	0.830255			

對韋伯分配競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.14)進行參數估計。由於非線性最小平方和法在計算最小值是利用牛頓法來計算迭代的搜

尋方向，找到區域最小值。而定義此方向時需計算 Hessian 矩陣的反矩陣，在非線性的私有價值競價函數當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣或是狀況不佳的矩陣，求取反矩陣時會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。對私有價值來說，無法進行韋伯分配的規格檢定。

對共同價值模式來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.22)進行韋伯分配的參數估計。由附錄表 6 中顯示，兩種方法所估計的參數值結果為一正一負，有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由附錄表 6 的結果顯示其 p 值 > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設。對共同價值模式來說，代表此兩種參數估計方法所估計的參數是一致的，所以韋伯分配是認可的模式。

扣除 2005 年的休市日後，彰化花卉批發市場共產生 305 筆交易資料。對私有價值的柏瑞圖分配來說，分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計表 3.2 的式子(3.4)顯示其估計的參數值差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設，如附錄表 7。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕柏瑞圖分配規格。

附錄表 7、私有價值模式之下柏瑞圖分配的規格檢定

價值模式	私有價值			
機率分配	柏瑞圖分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	305 筆(94 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-13.106	-0.853	0.000	2700.000
標準差	0.3453	0.0053	4.61E-07	1.178
誤差平方和		6.7613		—
對數概似函數		—		-8699795
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	49220.87			
p 值	0.000000			

對指數分配的競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.8)進行參數估計。由附錄表 8 顯示兩種方法估計的參數值皆為正數，然而差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設。這代表

私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕指數分配分配規格。

附錄表 8、私有價值模式之下指數分配的規格檢定

價值模式	私有價值	
機率分配	指數分配	
外生變數	拍賣競爭指標	
樣本	305 筆(94 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)	
估計方法	非線性 最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	2.71E+11	9998.743
標準差	9.08E-06	0.015
誤差平方和	4623.093	—
對數概似函數	—	-11856548
虛無假設	估計的參數為一致	
檢定方法	郝斯曼檢定	
卡方檢定 (1 df)	1.59E+19	
p 值	0.000000	

對韋伯分配競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.14)進行參數估計。由於非線性最小平方和法在計算最小值是利用牛頓法來計算迭代的搜尋方向，找到區域最小值。而定義此方向時需計算 Hessian 矩陣的反矩陣，在非線性的私有價值競價函數當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣或是狀況不佳的矩陣，求取反矩陣時會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。對私有價值來說，無法進行韋伯分配的規格檢定。

對共同價值模式來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.22)進行韋伯分配的參數估計。由附錄表 9 中顯示，兩種方法所估計的參數值結果為一正一負，有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由附錄表 9 的結果顯示其 p 值 > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設。對共同價值模式來說，代表此兩種參數估計方法所估計的參數是一致的，所以韋伯分配是認可的模式。

扣除 2006 年的休市日後，彰化花卉批發市場共產生 309 筆交易資料。對私有價值的柏瑞圖分配來說，分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計表 3.2 的式子(3.4)顯示其估計的參數值差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設，如附錄表 10。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕柏瑞圖分配規格。

附錄表 9、共同價值模式之下韋伯分配的規格檢定

價值模式	共同價值			
機率分配	韋伯分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	305 筆(94 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	2.560	-3.482	1.000	9.000
標準差	0.071	0.184	4.77E-06	4.87E-05
誤差平方和		7.392		—
對數概似函數		—		-4309725
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	0.670283			
p 值	0.715237			

附錄表 10、私有價值模式之下柏瑞圖分配的規格檢定

價值模式	私有價值			
機率分配	柏瑞圖分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	309 筆(95 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-10.020	-0.898	0.000	2700.000
標準差	0.384	0.006	5.24E-07	1.342
誤差平方和		6.486		—
對數概似函數		—		-8788945
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	48726.86			
p 值	0.000000			

對指數分配的競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.8)進行參數估計。由附錄表 11 顯示兩種方法估計的參數值皆為正數，然而差距很大，最

後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設。這代表私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕指數分配分配規格。

附錄表 11、私有價值模式之下指數分配的規格檢定

價值模式	私有價值	
機率分配	指數分配	
外生變數	拍賣競爭指標	
樣本	309 筆(95 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)	
估計方法	非線性 最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	2.71E+11	9998.735
標準差	8.82E-06	0.015
誤差平方和	4406.926	—
對數概似函數	—	-11654929
虛無假設	估計的參數為一致	
檢定方法	郝斯曼檢定	
卡方檢定 (1 df)	1.67E+19	
p 值	0.000000	

對韋伯分配競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.14)進行參數估計。由於非線性最小平方和法在計算最小值是利用牛頓法來計算迭代的搜尋方向，找到區域最小值。而定義此方向時需計算 Hessian 矩陣的反矩陣，在非線性的私有價值競價函數當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣或是狀況不佳的矩陣，求取反矩陣時會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。對私有價值來說，無法進行韋伯分配的規格檢定。

對共同價值模式來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.22)進行韋伯分配的參數估計。由附錄表 12 中顯示，兩種方法所估計的參數值結果為一正一負，有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由附錄表 12 的結果顯示其 p 值 > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設。對共同價值模式來說，代表此兩種參數估計方法所估計的參數是一致的，所以韋伯分配是認可的模式。

扣除 2007 年的休市日後，彰化花卉批發市場共產生 306 筆交易資料。對私有價值的柏瑞圖分配來說，分別使用非線性最小平方和法與最大概似法估計表 3.2 的式子(3.4)顯示其估計的參數值差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水

準下拒絕其虛無假設，如附錄表 13。這代表在私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕柏瑞圖分配規格。

附錄表 12、共同價值模式之下韋伯分配的規格檢定

價值模式	共同價值			
機率分配	韋伯分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	309 筆(95 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	2.171	-2.738	1.000	9.000
標準差	0.121	0.208	7.22E-06	7.85E-05
誤差平方和		6.670		—
對數概似函數		—		-2940915
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	0.612962			
p 值	0.736032			

對指數分配的競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.8)進行參數估計。由附錄表 14 顯示兩種方法估計的參數值皆為正數，然而差距很大，最後利用郝斯曼檢定發現其 p 值 < 0.05，因此在 5%的顯著水準下拒絕其虛無假設。這代表私有價值模式之下，此兩種參數估計方法所估計的參數不一致，所以拒絕指數分配分配規格。

對韋伯分配競價函數來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.14)進行參數估計。由於非線性最小平方和法在計算最小值是利用牛頓法來計算迭代的搜尋方向，找到區域最小值。而定義此方向時需計算 Hessian 矩陣的反矩陣，在非線性的私有價值競價函數當其梯度趨近於零時，Hessian 矩陣是奇異矩陣或是狀況不佳的矩陣，求取反矩陣時會產生數值問題，所以無法利用此方法估計。對私有價值來說，無法進行韋伯分配的規格檢定。

對共同價值模式來說，使用非線性最小平方和法與最大概似法對表 3.2 的式子(3.22)進行韋伯分配的參數估計。由附錄表 15 中顯示，兩種方法所估計的參數值結果為一正一負，有所些微差異。最後利用郝斯曼檢定來判斷兩者的些微差異是否在統計容忍範圍之中，由附錄表 15 的結果顯示其 p 值 > 0.05，因此在 5%的顯著水準之下沒有足夠的證據拒絕虛無假設。對共同價值模式來說，代表此兩種參數估計方法所估計的參數是一致的，所以韋伯分配是認可的模式。

附錄表 13、私有價值模式之下柏瑞圖分配的規格檢定

價值模式	私有價值			
機率分配	柏瑞圖分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	306 筆(96 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	-13.128	-0.852	0.000	2700.000
標準差	0.381	0.006	4.47E-07	1.143
誤差平方和		6.448		—
對數概似函數		—		-8726017
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	46471.72			
p 值	0.000000			

附錄表 14、私有價值模式之下指數分配的規格檢定

價值模式	私有價值	
機率分配	指數分配	
外生變數	拍賣競爭指標	
樣本	306 筆(96 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)	
估計方法	非線性 最小平方和法	最大概似法
參數名稱	θ_1	θ_1
估計值	2.71E+11	9998.743
標準差	9.05E-06	0.015
誤差平方和	4613.764	—
對數概似函數	—	-11863141
虛無假設	估計的參數為一致	
檢定方法	郝斯曼檢定	
卡方檢定 (1 df)	1.60E+19	
p 值	0.000000	

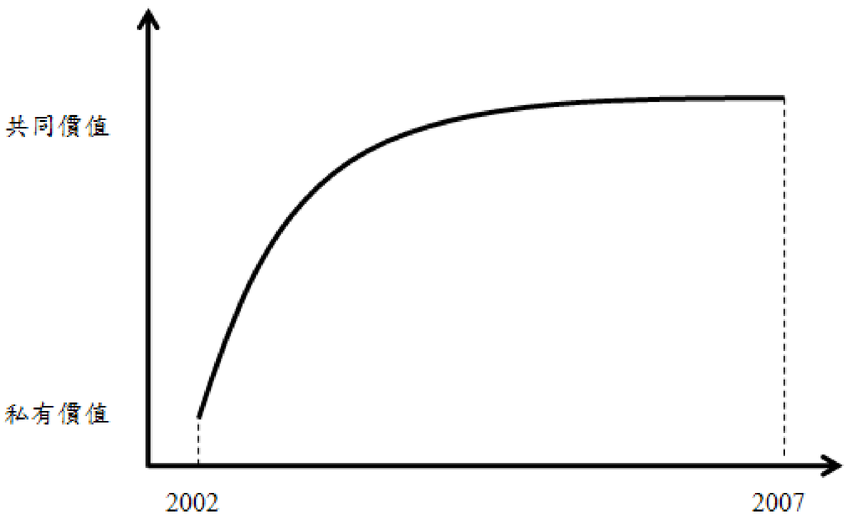
附錄表 15、共同價值模式之下韋伯分配的規格檢定

價值模式	共同價值			
機率分配	韋伯分配			
外生變數	拍賣競爭指標			
樣本	306 筆(96 年 1 月 2 日至 12 月 31 日)			
估計方法	非線性 最小平方和法		最大概似法	
參數名稱	θ_1	θ_2	θ_1	θ_2
估計值	2.205	-2.751	1.000	9.000
標準差	0.064	0.104	4.21E-06	4.26E-05
誤差平方和		6.669		—
對數概似函數		—		-4228710
虛無假設	估計的參數為一致			
檢定方法	郝斯曼檢定			
卡方檢定 (2 df)	0.160279			
p 值	0.922988			

根據上述的規格檢定結果整理成附錄表 16，其結果得知彰化花卉批發市場從 2003 年至 2007 年期間承銷人的價值模式是屬於共同價值，並將其結果與本論文案例二的實證結果繪製成附錄圖二。該圖橫軸代表 2002 年至 2007 年的彰化花卉批發市場，縱軸代表價值模式。由附錄圖二可以得知，彰化花卉批發市場承銷人的價值模式在 2003 年高雄花卉批發市場尚未成立以前，承銷人可能來自於彰化或者是高雄，所以承銷人的價值模式是屬於私有價值。而 2003 年下旬高雄花卉批發市場成立之後，高雄地區的承銷人逐漸轉往高雄花卉批發市場競標花卉，所以彰化花卉批發市場中的承銷人逐漸轉變成來自於相同地區的承銷人，因此價值模式由私有價值逐漸轉變成共同價值。

附錄表 16、2003 年至 2007 年彰化花卉批發市場的郝斯曼檢定結果[2]

	機率密度 函數名稱	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
私有價值	柏瑞圖	×	×	×	×	×
	指數	×	×	×	×	×
	韋伯	奇異矩陣	奇異矩陣	奇異矩陣	奇異矩陣	奇異矩陣
共同價值	韋伯	◎	◎	◎	◎	◎



附錄圖 2、 彰化花卉批發市場 2002 年至 2007 年的價值模式