台灣土地研究 民國九十四年十一月 第八卷 第二期 第49頁至第71頁 Journal of Taiwan Land Research Vol. 8, No.2 pp. 49~71

台灣地區工業園區公共服務價值評估之研究*

沈明展** 林淑雯*** 邊泰明****

論文收件日期:94年4月6日 論文接受日期:95年3月22日

摘 要

政府設置工業園區提供免付費公共服務,但因為缺乏評價機制導致許多問題發生。事實上,這類服務僅限於工業園區內之廠商,屬於具有會員制的俱樂部財;透過價值評估將有助了解該服務對會員廠商的真實價值。本文發現大部分受訪廠商對於公共服務收費多持贊成態度。其次,利用區內廠商對於希望繼續維持這種服務所願支付之價格,來反映該服務的真實價值,具有較高的可信度。本文採用分析方法為假設市場評價法,經推估可信賴之願付價格期望值為每月4,485元。最後,影響該價格之變數為公共服務使用頻率、土地面積、產值等,均具有正向顯著影響。而這些結論值得相關單位於制訂政策時參考。

關鍵詞: 工業園區、公共服務、假設市場評價法

^{*} 感謝匿名審查委員提供寶貴意見。

^{**} 國立政治大學地政系博士候選人,電子郵件: g0257505@nccu.edu.tw

^{***} 國立政治大學地政系博士班研究生,電子郵件:shuwenms@mail.ntpu.edu.tw

^{****} 國立政治大學地政系教授,電子郵件:tmbian@nccu.edu.tw

A Study of the Public Services Valuation in the Industrial Park in Taiwan*

Ming-Chan Shen** and Shu-Wen Lin*** and Tai-Ming Ben***

Abstract

Due to the lack of pricing mechanisms. companies operating in the government-run industrial park have been receiving free public services, and this has raised many questions. In fact, free services are similar to club goods to firms in the park. The valuation of these services will help reveal how much these services actually worth to the members. This paper first argues that most firms are willing to pay for the public services in the industrial park. Second, their willingness to pay for the continuous services reflects their values. This paper uses the Contingent Valuation Method and estimates the most acceptable payment for public services to be NTS. 4,485 per month. Finally, frequency of the services, the size of the land, and the output value all have positively correlation with the amount of payment for public services.

Keywords: industrial park, public services, Contingent Valuation Method

一、前言

政府開發工業園區^{註1}與工業區土地使用分區^{註2}兩者雖都以提供工業用地為目的,但是因其發展認知系統存在根本差異,故衍生出不同的土地使用、公共設施規劃及管制措施(沈明展,2000)。其中最大差別在於後者僅提供基礎公共設施,而

註1. 政府開發工業園區,依據行政機關及法令不同,包含行政院國家科學委員會主導開發之科學園區、經濟部開發之工業園區及加工出口區。

註2. 依據內政部主管「都市計畫法」劃定之各種工業區及「非都市土地使用管制規則」編定之 非都市土地工業區或丁種建築用地。

前者除提供公共設施,還透過政府介入方式,對進駐工業園區廠商提供以法令為基礎的公共服務^{註3},協助廠商取得生產要素訊息及解決外部性等問題^{註4}。這種政府介入方式在國民政府遷台初期,做為開發中國家集中資源發展產業經濟是極為重要的做法(許松根、莊朝榮,1991)。但是上述公共服務是政府職能(如國防、治安、公共建設),抑或只是特定對象的福祉措施,則不免有爭議。倘為前者,該服務即為公共財,對其他位於區外廠商來說有失公平,應該思考如何消除差別待遇;若是後者,該服務傾向於會員制的俱樂部財,基於使用者付費,應該對使用者收取費用。

Webster et al(2003)在考察發展中國家的經驗,發現政府直接介入且免費供給公共服務的方式未必是最佳方案。政府介入結果經常是公共財貨過度提供與資源浪費;公共服務價值被制度隱藏且價格機制無法作用,供給與需求難以藉此達到平衡。近年來政府開發的工業園區就在廠商不斷增加公共服務的要求下,每年服務成本已逾新台幣54.5億元(張璠,2002),對政府財政確已造成嚴重負擔。上述的公共服務提供方式,市場上因無相同或替代之財貨,故無法透過傳統與代理市場(conventional and proxy markets)的交易行為顯示其使用價值(Barbier, 1994);至於非市場財貨的評價方法,「假設市場評價法」(Contingent Valuation Method,以下簡稱:CVM)是經濟學家經常使用的方法;該方法係利用問卷調查建立假設性市場,詢問受訪者對非市場性財貨願意支付的價格(Willingness to Pay, WTP)或因環境改變所願意接受的補償價格(Willingness to Accept, WTA),以反映受訪者的敘述性偏好。而統計存在的假設、策略、支付媒介及起點等偏誤問題,已可藉由問卷及數理方法解決(陸雲,1990)。

本文主要目的在探討工業園區公共服務的屬性,以及評估該服務的價值。但由 於該服務為非市場財貨,故透過CVM法推估其在假設市場的價格,以及分析影響 出價的因素。國內目前並無工業園區公共服務評價之相關研究,為獲得客觀結果, 採取系統性實證研究方法進行驗證(邱皓政,2000)。本文除首節外,依序為理論 基礎、研究設計與問卷調查、實證結果分析及假說驗證,最後是結論。

註3. 「經濟部工業局所屬工業區管理機構辦事要點」明文載有提供工業區進駐廠商包含行政、環境保護、研發等三類之公共服務。

註4. 管理機構除收取必要之土地或建物租賃費用、公共設施管理維護費及污水排放處理費外, 其餘公共服務均由政府免費提供,政府免費提供之本意係期以完善公共服務吸引廠商; 民國62年起,陸續成立之工業區管理中心,由於服務績效良好深獲廠商好評(陳炯立, 1995)。

二、理論基礎

(一)公共服務理論

傳統公共行政學者認為「公共服務」泛指政府為公眾所提供的一切服務措施,其目的在於維護公共利益及促進民眾福祉,這樣的論述認為公共服務應屬於政府職能的範圍且無特定對象屬性,如政府應提供之國防、治安及公共建設等。但晚近公共服務的理論演進,主要是修正政府直接生產與供應公共服務的情形,強調公共服務的供應與生產其實是可以分離的,這些分析認為公共服務不一定由政府直接提供,如會員制可以決定資源供應的問題,合同制亦可解決公共產品與服務生產的問題(万鵬飛譯,2005)。現代的公共服務理論已逐漸認為公共服務未必是政府職能,而傾向於是對聲稱公共需求群眾的福祉措施,如工會、社區管理委員會…等(鄭戈等譯,1999;江明修,1998)。Coase更指出公共服務關鍵在於定價與收費機制,而不是公共利益難以達成;以英國燈塔服務為例,實情是燈塔本是由私人企業提供,而非官方宣稱的公共利益問題(陳坤銘等譯,1995)。

回顧工業園區公共服務的歷程^{註5},公共服務增加的原因是為了回應區內廠商聲稱的公共需求,故工業園區公共服務屬於區內廠商專有的福祉設施,具有特定對象之俱樂部財。雖然這些公共服務形式上具備法律依據^{註6},但是區內廠商不斷透過工業區管理機構尋求服務與協商,其最大的理由只是這些公共服務無須額外收費^{註7},而近年來更在區內廠商不斷增加公共服務的要求下,已對政府財政造成嚴重衝擊(張璠,2002)。為此,本文探討工業園區公共服務具有以下的意義:從消極而而

註5. 工業園區公共服務發展歷程可分為三個階段,第一階段為民國62至76年間的「萌芽至穩定期」,第二階段為民國77至84年的「穩定至僵化期」,第三階段則為民國85年迄今的「僵化至再生期」。第一階段正值國內經濟起飛,為維護工業區進入營運期之公共設施維護並提供設廠階段的行政服務,故主要公共服務為公共設施管理維護、工業污水處理、協助廠商建廠時各項許可申請、垃圾清運及求職徵才等。第二階段由於政經環境變遷與環境權益提升,工業區的外部成本引發抗爭事件,工業活動趨於多元,舊有使用規範及設施條件亦無法負荷產業需求,如停車、倉儲、批發展示等需求的改變;為因應以上內外部環境變化,工業區管理機構出現費用及人力不足問題,廠商對於管理機構的功能亦逐步降低。鑑於第二階段的困境,第三階段管理機構進行人事改組與公共服務法制化作業,建立業務申辦單一窗口、提供技術及研發資訊、加強環保服務等。

註6. 政府開發工業區公共服務的法令依據為「經濟部工業局所屬工業區管理機構設置規程」及「經濟部工業局所屬工業區管理機構辦事要點」。

註7. 詳見經濟部工業局(2004)工業區管理督導會報會議資料(2000.6-2004.12)合訂本。

言,公共服務的價值評估突顯公共利益無價的迷思;從積極面而言,價值評估透露公共服務非政府提供的可能性。換言之,在工業園區公共服務價值可信的敘述性偏好^{註8}基礎上,透過收費服務方式,同樣可以達到公共財貨提供的目的,避免政府直接提供公共服務造成資源浪費的問題。一如Coase所認為的,問題的關鍵之一在於價格如何形成,而不是公共服務無法提供。

(二)公共服務非市場價值評估理論—假設市場評價法

於經濟學分析上,財貨可依其性質區分為市場財貨及非市場財貨,前者係指存在傳統及代理市場,得藉由交易行為來反映該財貨的價值;後者則指無交易市場存在的財貨,無法以交易價格來評估其價值(蕭代基等,2002)。以本文工業園區的公共服務而言,其服務內容依其項目可區分為行政、環保及研發服務三項(經濟部工業局,2004),各項服務價值或許可以分別以市場類似的勞務價格加以評估,但工業園區公共服務之價值,並非僅包括提供該服務的真實成本,尚需考量該服務所帶來的外部效益,例如廠商時間節省、技術提升及屬於公共領域的無形效益,故無法僅以供給面的成本定價加以估算。其次該公共服務屬於特定對象的福祉設施,具有會員制俱樂部財性質,價格無法藉由市場加以衡量。故本文以會員需求角度切入,藉由廠商偏好與願付價格來衡量公共服務價值。

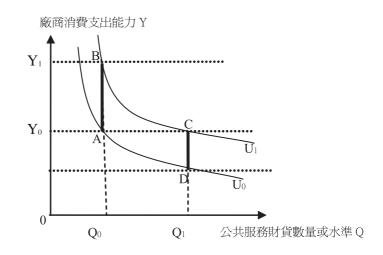
假設市場評價法為評估非市場性財貨價值最常用之方法,最早係由Ciriacy-Wantrup(1947)提出實證構想,並廣泛應用於自然資源及環境效益的評估(Bowker and Stoll, 1988; Damigos and Kaliampakos, 2002);近年來有關古蹟保存、社會效益價值及公共財價值評估,亦大量運用假設市場評價法進行研究(Garrod et al, 1996; Nishi et al, 2000)。CVM估計的實施步驟包括「建立假設性市場」、「調查方式的選擇(面談、電話訪問及郵寄三種方式)」、「選擇詢價方法」、「估計WTP或WTA」、「模式校估」與「效益推估」等。而CVM詢價方法選擇會影響後續校估模式的決定,詢價方式包括逐步競價(biding game)、開放式詢價(openended)、封閉式詢價(closed-ended)及支付卡(payment card)等四種;而逐步競價及開放式詢價由於所獲得資料會產生較大偏誤,使用者較少。封閉式詢價係受訪者對於問券中所給定之願付價格或補償金額表示贊成或反對,其優點是簡單易行,

註8. 參見Barbier(1994);有關資源的總體價值可分成使用價值與非使用價值,前者係透過傳統與代理市場的顯示性偏好(Reveated Preferences)求得,後者則利用假設市場的敘述性偏好(Stated Preferences)求得。本文公共服務目前並未透過傳統市場取得仍由管理機構提供,故其價值僅能由假設市場透過敘述性偏好求得。

符合一般人的日常交易習慣,但此種方法的缺點是只能獲得願意支付價格下限值,無法獲得受訪者心中真正的願付價格(Bishop and Heberlien, 1979; Bowker and Stoll, 1988)。

支付卡詢價法則由研究者編製支付卡,卡片上顯示假設條件下受訪者願意接受的WTP或WTA,由受訪者自行圈選,這種方法保留開放式詢價法的優點及可避免起價點不同所造成的偏誤,並能改善封閉式詢價僅能獲得願付價格下限值的缺點,其所獲得之衡量值與逐步競價法相差四成以上,方法較為嚴謹(Mitchell and Carson, 1989)。本文以支付卡詢價法進行問卷分析,係考量該方法具備開放式詢價的優點及較能詢問出受訪者心中真實的願付價格,而該方法亦經研究證實為較嚴謹可行的詢價方式,並已受到廣泛使用。為避免起始點偏誤的問題,本文以開放式詢價法進行試訪,依其結果編製支付卡,並保留開放性填答問項,以期獲得受訪廠商心中真正的願付價格註9。

工業園區公共服務因屬區內廠商福祉措施,那麼會員定價為何?就廠商而言,倘為繼續維持目前公共服務,廠商願意支付多少價格來維持(WTP);或者因無這類公共服務而造成廠商的損失,希望政府補償廠商多少金額(WTA);下圖一說明WTP及WTA之意涵。假設受訪廠商效用大小由廠商消費支出能力(Y)與公共服務財貨提供的數量或水準(Q)所決定。U。曲線表示廠商在Y。消費支出下的效用



圖一 工業園區公共服務價值WTP及WTA推估模型圖 資料來源:參考Freeman (1993),本文整理

註9. 詳細內容請參閱三、研究設計及問卷調查。

曲線,假設公共服務財貨提供的數量增加或水準提高(由 Q_0 增加至 Q_1),而廠商的消費支出能力不變的情況下(Y_0),效用曲線會由 U_0 提高至 U_1 ,此時消費組合由A點移至C點,CD代表為維持與A相同效用而且享受 Q_1 的公共服務財貨條件下,廠商的願付價格(WTP)。

反之,WTA則為當公共服務財貨數量減少或提供服務水準下降時,廠商願意接受的最小補償金額。在圖一中,假設廠商原本的效用曲線為U₁,消費組合C因為公共服務財貨數量的減少或水準下降(由Q₁移至Q₀)而移至B點,致使效用曲線降至U₀,為了維持C點的效用水準及Q₀的公共服務財貨的條件下,AB為需要補償廠商的消費支出能力,即為廠商願意接受的WTA。WTP及WTA雖均可反映工業園區公共服務價值,但兩者意涵與實際金額卻不一定相同的;支付(WTP)與接受補助(WTA)具有不對稱的價值取向(Kahneman & Tversky, 1979),決策者面對不確定因素與風險規避時也會出現取捨的差異。此外實證研究也發現受訪者對於補貼金額採多多益善態度,對於支付價格則趨於謹慎,越少越好,兩者之間存在近乎倍數關係(Bishop and Heberlien, 1979; Cummings et al., 1986);Hanemann(1984)認為實證研究獲得的WTP不可能超過受訪者的所得,而WTA則潛在無限大的可能,因此單就實證研究技術而言,WTP反映非市場財貨價值應較為妥適(Mitchell and Carson, 1989),故本文在參酌上述文獻後採用WTP作為評價基礎。

實証研究採用支付卡詢價者多以連續型的複迴歸模式進行校估,其校估結果雖可獲得非市場財貨之願付價格或補償價格,但多有模式解釋力不佳的現象且無法符合線性迴歸模式的基礎假設條件^{註10}(Garrod et al, 1996; Nishi et al, 2000; Eckton, 2003)。由於支付卡法由受訪者圈選WTP,其圈選價格係以次數型態表現,應可視為離散型資料,部份學者建議採用適合離散變數型態的迴歸分析進行推估再與線性迴歸模式比較,以求出最適模型(鄭旭智等譯,2002)。本文以支付卡法作為工業園區公共服務願付價格的詢價方法,其願付價格圈選資料亦屬於離散型態,如上所述,若以傳統複迴歸方式加以分析,預期會產生偏誤的效果,故本文分別以連續變數型的複迴歸函數及次數型的迴歸函數進行校估,並進一步驗證以複迴歸函數校估支付卡法資料型態會有偏誤產生。

傳統複迴歸函數模式係用以瞭解一個應變數與其他自變數間的線性關係,於實證研究上,必須符合「最佳線性不偏估計式」的各項假設,始為具有較佳解釋力的函數模式,其WTP函數模式得以下式表示之。

註10. 線性迴歸須遵循的基礎假設條件為誤差項須呈常態分配、自變數間無自我相關存在、誤差項 變異數為同質及自變數間無線性重合產生,符合上述條件即為「最佳線性不偏估計式」。

$$WTP_i = \beta_0 + \beta_1 \times X_1 + \beta_2 \times X_2 + \beta_3 \times X_3 + \dots + \beta_n \times X_n + \varepsilon_i \dots$$
 (1)

上式中, WTP_i 代表工業園區公共服務使用者(廠商)的願付價格,函數中假設為連續變數, β_0 ... β_n 為校估係數, X_1 ... X_n 為影響願付價格之自變數, ε_i 為隨機誤差項,n為自變數個數,i為樣本數。而傳統複迴歸函數常用最小平方法或最大概似法進行校估,當第(1)式校估完成,個別廠商之願付價格及所有廠商的平均願付價格得以第(2)、(3)式表示之。

$$\mathbf{WT\hat{P}}_{i} = \beta_0 + \beta_1 \times X_1 + \dots + \beta_n \times X_n + \varepsilon_i$$
 (2)

$$\overline{WTP} = \frac{\sum_{i=1}^{N} W\hat{T}P_{i}}{N} \tag{3}$$

如將支付卡圈選的價格資料視為次數資料,例如0元、5000元、10000元等,應變數即為次數變項,本文以分析次數型變數的卜瓦松迴歸函數(Poisson regression model)及負二元名義迴歸函數(negative binomial regression model)進行測試,前者為次數變項統計法中最基本的模式,其假設各事件之間是獨立的,運用本項函數必需符合條件平均數等於條件變異數的基礎假設,其函數型式如下(羅健文,2004)。

$$\mu_i = E(WTP_i \mid X_i) = \exp(\beta X_i). \tag{4}$$

其中 WTP_i 為估計之願付價格, X_i =[1, X_1 ,..., X_n]T為自變數矩陣, β =[β_0 , β_1 ,..., β_0] 為參數矩陣。在實證研究上,條件變異數常有大於條件平均數現象,由卜瓦松迴歸函數與珈瑪分配(gamma distribution)所發展出的負二元名義迴歸模式,便可處理條件變異數與條件平均數不相等問題,其函數機率分配模式如下(5)式所示(羅健文,2004):

$$\Pr(WTP_i = m \mid X_i) = \frac{\Gamma(m + \alpha^{-1})}{WTP_i!\Gamma(V_i)} \left(\frac{\alpha^{-1}}{\alpha^{-1} + \mu_i}\right)^{\alpha^{-1}} \left(\frac{\mu_i}{\alpha^{-1} + \mu_i}\right)^m \dots (5)$$

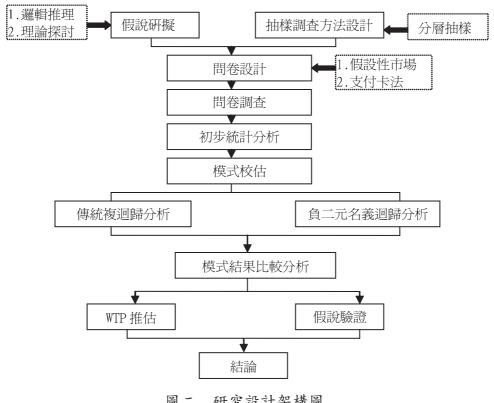
上式表示應變數在某一自變數發生次數 (m) 的發生機率,其中 α 為待校估的離散參數, V_i 為隨機誤差項 (ε_i) 的期望值。上述二個模式皆均可用最大概似法進行校估。而個別使用者之估計願付價格可由 (2) 式估計,平均願付價格之估計則如同 (3) 式。

三、研究設計與問卷調查

本文藉由理論推演及假說研擬、問卷設計及調查、連續型變數及次數型變數 模型校估、假說驗證等有系統之過程,並參考NOAA(1994)及蕭代基等(2002) CVM作業規範進行工業園區公共服務的願付價格推估及相關變數影響分析,其研 究設計架構如圖二所示,並將其過程分述如下。

1. 假說研擬

Garrod et al (1996)及Nishi et al (2000)認為影響使用者願付價格的因素,與 使用者所得、使用頻率、滿意度有關。而依據價值形成理論,資源的經濟價值係由 資源產生效用的認知、有效需要及相對稀少性所決定(林英彥,1974)。故在效用 認知及有效需求方面,廠商如果在產業發展過程中享受公共服務的有效協助,勢必 在後續年期習慣性地再次尋求服務,對於公共服務的重要性及滿意度亦呈現較高的 評價,反之則不然;基此預期使用頻率、重要性及滿意度三項指標應與願付價格呈



圖二 研究設計架構圖

現正向關係。從相對稀少性而言,目前公共服務僅有進駐於政府開發的工業園區廠 商得以享受;這類服務無法於其他工業區或傳統市場中獲得,故預期願付價格應與 贊成收費呈現正相關。

在支付能力衡量方面,一般大眾係依其所得收入決定消費能力,收入越高,相對的消費能力越高;以廠商而言,當廠商的規模越大、資本額或產值越高,表示該廠商具有較高的支付能力,故本文以廠商土地面積規模、資本額及產值作為衡量廠商支付能力的指標,並預期廠商支付能力與願付價格呈現正向關係;此外用水量或用電量也可能透露廠商營運狀況,進而影響對公共服務的需求,換言之廠商用水及用電量越高,意謂營運狀況較佳越需要公共服務。至於廠商行業別方面,由於各行業對公共服務需求不同,行業別與願付價格間尚須進一步確認。

除上述衡量指標外,產業發展過程有其產品生命週期特殊性存在(David and Arthur, 1986),產品處於萌芽期由於技術不成熟,產業呈現對於可靠技術與知識取得的渴求,工業區往往因研發與產業組織的進駐,強化廠商創新及拓銷能力;成長期則由於技術成熟並具有相當數量的訂單,工業區管理機構提供的是公用事業配合之協助,例如災害處理及商品拓銷資訊服務等。這時期的廠商與管理機構互動最為密切,工業區開發引進廠商也多為這段期間產業(沈明展,2003)。成熟期產業因為技術、生產要素謀合等知識均趨成熟,廠商對於商情資訊提供、社區環境與勞資爭議協調等外部資源特別重視;工業園區管理機構僅能加強產品市場介紹等資訊服務;整體而言,成熟期產業服務需求已超過現階段工業園區公共服務所能提供。最後,當產品位於衰退期產業,市場競爭者優勢出現,工業園區的公共服務主要在於提供轉達與轉型所需之法令與輔導辦法;此時期產業的轉型與退出市場關乎企業主的策略性思考,工業園區管理機構並無法實質介入。故本文認為產品處於萌芽期及成長期的廠商對於工業園區公共服務有較高程度的依賴,而成熟期與衰退期廠商對該服務的需求較低。為驗證此一論點,本文在問卷設計中加入有關生命週期的問項並可,預期產業生命週期應與願付價格出現負相關。

在支付卡資料型態的校估模式方面,為避免複迴歸分析產生的模式解釋力不佳 且無法符合線性迴歸基礎假設的現象(鄭旭智等譯,2002),本文將支付卡法資料 型態分別採用連續型的複迴歸及次數型迴歸模式進行分析,並比較其結果。依據上 述分析結果,提出以下研究假說:

假說一:工業園區公共服務的願付價格會受到資源效用認知和有效需求的影響,

註11. 台灣地區中小企業一般生命週期約為13至15年,故廠商進駐工業區設廠階段將劃分成1年 以內、1-5年、6-10年、11-15年、16年以上等五個勾選項。

如使用頻率、滿意度、重要性等指標。

假說二:工業園區公共服務的願付價格會受到資源相對稀少性的影響,如贊成付 費服務態度。

假說三:工業園區公共服務的願付價格會受到廠商支付能力的影響,如土地面 積、年產值、資本額或用水用電量。

2. 問卷設計及調查

本文係採用支付卡詢價方式,為獲得更客觀及精確的出價金額,故先以開放式詢價方式進行試訪^{註12};該試訪發現區內廠商對公共服務每年願付價格級距於0至10萬元間,後續問卷調查即以此作為願付價格選項,並保留開放性填答問項,以避免起始點偏誤的問題^{註13}。問卷設計內容除評價工業園區內廠商對公共服務的願付價格外,為進行上述三個假說之驗證,問卷項目包含與形成價格有關的廠商效用認知與有效需要,如廠商對目前公共服務的使用頻率、重要性、滿意度等。相對稀少性則透過是否贊成收費的態度來顯示;至於廠商不願支付費用理由^{註14}則有助於釐清廠商是否認為該公共服務應為政府職能,而不願支付之意見。此外包括廠商的進駐年期、行業別、廠商用水、用電量、土地面積、年產值、資本額等變數都有其理論意涵。前項變數除贊成收費與否、廠商行業別^{註15}及廠商進駐年期為虛擬變數外,其餘皆為數值變數。

註12. 試訪期間為於93年4月14日至6月14日,以設廠家數較多之龍德、五股、土城、台中、雲林 科技、安平及臨海等八處工業區廠商為調查對象,透過調查人員以系統抽樣方式對區內廠 商進行訪談,訪談對象為實際接觸公共服務的主管人員,每處工業區發放訪談問卷25份, 共計訪談200家廠商,有效問卷數為97份。

註13. 於支付卡設計上,除設計0、5000、10000、15000、20000、30000、40000、50000、60000、80000、100000元等11個圈選價格項目外,並保留開放性填答問項「其他」乙項,受訪廠商如認為設計的價格圈選項目皆非其願付價格時,得勾選「其他」項並填寫願付價格,如此不僅可以避免起始點偏誤的問題,亦可解決支付卡區間設計的疏漏,以期獲得受訪廠商心中真正的願付價格。

註14. 受訪廠商若在詢價支付卡勾選0元願付價格,則需繼續回答不願支付的理由,倘其理由為「公共服務,對我廠商而言沒有任何價值」或「公共服務對我廠商而言有價值,但目前經營狀況使我無法支付」,則屬於真值為0;如理由為「公共服務所需費用應由政府負擔」或「公共服務所需費用應由各工業區自行負擔」,則並非為0,屬於抗議性質之選項,本份問券則為無效問券。

註15. 本文依據行政院經建會分類方法,將製造業中分類根據技術與勞力等要素需求彈性化分成四大類,分別是「都市技術型產業」,包括1.金屬製品製造業2.機械設備製造修配業3.電力機械器材及設備製造修配業4.運輸工具製造修配業5.電腦通信及視聽電子產品製造業

問卷調查對象為經濟部工業局開發管理的工業園區內廠商,由於工業區廠家數少於100家者無單獨設立的服務中心,故以廠家數100家以上工業區為調查母體。次以分層比例抽樣方法決定各工業區分配樣本數。本調查時間為93年9月1日至10月1日,方法則採郵寄問卷方式,共寄出問卷3000份至各受訪工業區服務中心,並請該中心代發問卷與統一收回後寄回,各工業區內受訪廠商的決定,採系統抽樣方式進行,以廠商門牌編號每3號為間隔抽取一樣本進行調查。至於問卷填答人部分,因各服務中心與廠商間有實際業務往來的經驗,故委由服務中心代發問卷至受訪廠商內有實際接觸公共服務之主管人員,請該主管人員就廠商接受公共服務的經驗填答問卷。本次問卷調查實際回收數844份,在有效樣本的決定上,依據Bateman et al(2002)的計算公式,在90%的信賴水準下,有效樣本數應為286份,而回收的實際有效問卷數350份^{註16},足以代表母體特性。

四、實證結果分析及假說驗證

(一) 敘述性統計分析

有關樣本資料敘述性統計分析,在公共服務使用頻率方面,受訪廠商平均一年29.01次;其中以每月1次家數最多,有210家廠商,佔有效問卷數60%,而從未接受服務者合計為21家,佔有效問卷數6%。公共服務重要性,平均分數為3.35分,介於普通及重要間,其中認為公共服務非常重要之填答家數最高,佔有效問卷數25.7%,認為不重要及非常不重要之合計數亦高達100家,佔有效問卷數28.6%,顯

6.電子零組件製造業7.精密、光學、醫療器材及鐘錶製造業等7種;「都市勞力型產業」包括1.成衣、服飾品及其他紡織製品製造業2.皮革、毛伊及其製造業3.紙漿、紙及紙製品製造業4.印刷及其輔助業5.橡膠製品製造業6.塑膠製品製造業7.其他工業製品製造業等7種;「地方資源型產業」包括1.食品及飲料製造業2.煙草製造業3.紡織業4.木竹製品製造業5.家具及裝飾品製造業6.非金屬礦物品製造業等6種;「基礎資源型產業」包括1.化學材料製造業2.化學製品製造業3.石油及煤製品製造4.金屬基本工業等4種。

註16. CVM有效樣本數計算公式如右(Bateman et al,2002): $N = \frac{Z\hat{\sigma}}{\delta RWTP} = \left[\frac{Z\hat{V}}{\delta}\right]^2$ 式中,N為樣本數、Z為信賴水準、 $\hat{\sigma}$ 為估計標準差、 δ 表示實際顧付價格與估計顧付價格的誤差、 \overline{RWTP} 代表估計的平均願付價格; \hat{V} 為實際願付價格標準差對平均值比值之估計值。試訪時,計算出 \hat{V} 為1.3,假假設90%的信賴水準、 δ 為±0.15,由上式決定有效樣本數應為286份,而實際有效樣本數為350份,表示應足以代表母體特性。

示受訪廠商重要性認知差異頗大。至於公共服務的滿意度,平均滿意度為2.9分, 顯示大多數廠商對目前公共服務仍不滿意,不滿意及非常不滿意合計填答家數高達 134家,顯示公共服務仍有改善空間。

而是否贊成收費方面,有88.6%之廠商贊成收費,顯示廠商肯定工業園區內提供公共服務,這也突顯目前採取免付費方式的迷思,公共服務其實是具有經濟價值的,而且這種包裹式的綜合服務在傳統及代理市場中並不易搜尋到合宜的求助對象。公共服務願付價格部分,每年願付價格平均為8,296元,最高願付價格為每年50,000元,最低願付價格為0元,於受訪者填答次數中,以每年支付5,000元的家數最多,共計202次,佔有效問卷數57.7%。

廠商屬性分析,受訪廠商土地面積在1,000坪以內者為最多,共計154家,占有效問卷數44%,但廠商土地面積最大與最小兩者相差高達9,609坪,差異甚大。受訪廠商行業別依其性質區分為都市勞力型、都市技術型、地方資源型及基礎資源型四種,經調查發現,以都市技術型廠商最多,共計186家,占有效問卷數53.1%以上。而廠商進駐年期以10年以上者最多,共計193家,占有效問卷數55.2%,顯示多數受訪廠商已經歷各階段產品生命週期,對於工業園區能提供的公共服務相當清

表一 樣本資料敘述性統計一覽表

| 變數名稱 | 平均值 | 最大值 | 最小值 | 備註 |
|----------------|---------|-------|-------|------------|
| | | | | 以每月至少使用1次填 |
| 公共服務使用頻率(次/年) | 29.01 | - | 0 | 答廠商數最多,共計 |
| | | | | 210家 |
| 公共服務重要性(分) | 3.35 | 5 | 1 | |
| 公共服務滿意度(分) | 2.90 | 5 | 1 | |
| 公共服務願付價格(元/年) | 8296.00 | 50000 | 0 | |
| 廠商土地面積(單位:坪) | 2086.56 | 9697 | 88 | |
| 廠商年產值(單位:億元/年) | 53.80 | 740 | 0.004 | |
| 廠商資本額(單位:億元) | 40.50 | 695 | 0.001 | |
| 廠商用水量(單位:噸/年) | 156.69 | 500 | 1 | |
| 廠商用電量(單位:千瓦/年) | 1149.48 | 25687 | 0.74 | |

資料來源:本研究整理

楚。年產值及資本額部分皆以每年5億元以下之廠商家數為主。用水量方面,每年50噸以下之廠商最多,共計259家,占有效問卷數74%,而用電量方面,每年500千瓦以下之廠商最多,共計253家,占有效問卷數72.3%,用水用電量最大及最小值亦相差懸殊;以上敘述性統計資料如上頁表一所示。

(二)模式校估

本文主要以連續型及次數型二種模式進行校估,連續型採用複迴歸模式並透過SAS套裝軟體進行測試,而次數型採用迴歸模式並透過LIMDEP軟體進行分析。於進行複迴歸模式校估前,先就問卷調查所得之願付價格與相關變數進行交叉分析及獨立性檢定,以了解願付價格與其他變數之關聯性,作為複迴歸模式變數選取的基礎。檢定結果發現:贊成收費與否、行業別及廠商進駐年期等三個變數皆未通過 α =0.10的顯著水準檢定,故僅以通過檢定之公共服務使用頻率、公共服務重要性、公共服務滿意度、土地面積、廠商年產值、資本額、用水量及用電量等變數進行複迴歸模式檢定分析^{註17}。

1. 複迴歸模式校估及檢定

首先將通過獨立性檢定之變數納入複迴歸模型分析,由表二可知,土地面積及年產值等顯著性達 α =0.05水準,顯示其對願付價格有顯著的影響;而使用頻率之顯著性達 α =0.10水準,顯示其對願付價格有稍微顯著的影響;其餘變數則對願付價格無顯著影響性。其次再將上述不具影響性之變數篩選後,進行複迴歸分析,得出修正後之校估結果(如表二所示),其結果發現留下之變數顯著性皆有提高現象,表示使用頻率、土地面積及年產值等三項對願付價格更具影響力。整體而言,模式的F檢定達顯著水準,但解釋力僅為0.05,模式配適度較低。依據複迴歸校估結果,公共服務願付價格估計式如下所示:

$$\hat{WTP}_{i} = 6813.11 + 9.30X_{1} + 0.41X_{2} + 0.01X_{3} + \varepsilon_{i}...$$
(6)

上式中, \hat{WTP}_i 表願付價格估計值, X_1 代表公共服務使用頻率, X_2 代表土地面積, X_1 代表年產值。

由於自變數間若有共線性存在,可能導致校估模式產生偏誤,故以變異數膨脹 係數VIF(Variable Inflation Factor)檢視各自變數間是否有共線性存在,經檢定結

註17. 公共服務願付價格相關變數中,公共服務使用頻率、土地面積、用水量等變數通過α=0.10顯著水準檢定;公共服務重要性、公共服務滿意度、廠商年產值、資本額及用電量等變數通過α=0.05顯著水準檢定。

表二 複迴歸模式校估結果

| | 修正前 | | | 修正後 | | |
|------------------|------------|-------|---------|------------|-------|---------|
| 自變數 | 係數估計值 | t值 | 顯著性 | 係數估計值 | t值 | 顯著性 |
| | | | P-VALUE | | | P-VALUE |
| (常數) | 6562.66*** | 6.06 | 0.00 | 6813.11*** | 13.55 | 0.00 |
| 使用頻率 | 8.77* | 1.82 | 0.07 | 9.30** | 1.99 | 0.049 |
| 公共服務重要性 | 155.50 | 0.47 | 0.64 | - | - | - |
| 公共服務滿意度 | -105.97 | -0.32 | 0.75 | - | - | - |
| 土地面積 | 0.46** | 2.39 | 0.02 | 0.41** | 2.27 | 0.02 |
| 年產值 | 0.01** | 1.94 | 0.05 | 0.01** | 1.96 | 0.048 |
| 資本額 | -0.0048 | -1.00 | 0.32 | - | - | - |
| 用水量 | 1.31 | 1.82 | 0.07 | - | - | - |
| 用電量 | -0.13 | -1.10 | 0.27 | - | - | - |
| F值 | 3.28*** | | 0.00 | 6.91*** | | 0.00 |
| R ² 值 | 0.07 | | 0.06 | | | |
| Adj R²值 | 0.05 | | | 0.05 | | |

註:***表示 α =0.01水準,**表示 α =0.05水準,*表示 α =0.10水準。

資料來源:本研究整理

果發現自變數的VIF值皆小於10^{並18},變數間無共線性存在。其次,誤差項是否呈常態分配?經過Kolmogorov-Smirnov配適度檢定,假設H₀為誤差項呈常態分佈,Z統計量落入拒絕區域,故本文樣本之誤差項不符合常態分配的假設條件^{註19}。最後,由於迴歸分析的基礎假設為模式校估後,誤差項應有變異同質性的特性,若違反假設,將導致模式產生偏誤,故採用Park-Glejser法進行檢定,並用加權最小平方法(WLS)處理,經以誤差項之絕對值與各自變數間進行簡單線性迴歸後發現,當P值落在不顯著的情況下(P>0.05),則接受誤差變異同質之假設,由表三可知,土地面積及年產值兩項並無法通過誤差變異同質的檢定,故本文所得之WTP校估模式會產生偏誤。

註18. 校估後之複迴歸模式,使用頻率、土地面積、年產值等之VIF值分別為1.02、1.21、1.18。 註19. 經K-S配適度檢定(α =0.05, $Z_{0.05}$ =1.96),結果Z=4.253> $Z_{0.05}$,不通過檢定。

| | | . | · |
|------|------|----------|------|
| 變數名稱 | t值 | P-value | 檢定結果 |
| 使用頻率 | 1.66 | 0.10 | 通過 |
| 土地面積 | 3.27 | 0.01 | 不通過 |
| 年產值 | 2.88 | 0.04 | 不通過 |

表三 樣本誤差變異同質性檢定結果表 (Park-Glejser檢定法)

資料來源: 本研究整理

經由上述檢定與修正,除模式配適度不佳外(調整後的R²值為0.05),誤差項 未符合常態分配及誤差變異數不同質,該模式並非最佳線性不偏估計式,於估計 WTP時會有偏誤產生,無法信賴複迴歸模式校估的結果。

2. 卜瓦松迴歸或負二元名義迴歸模式校估及檢定

將所有變數納入負二元名義迴歸模式後發現,使用頻率、土地面積皆達 α = 0.01顯著水準,顯示其對願付價格有非常顯著影響,年產值顯著性達 α = 0.05顯著水準,顯示有顯著影響,其餘變數則影響不顯著(如表四)。再將上述不具影響變數篩選後,進行測試得出修正後之校估結果,結果發現留下之變數顯著性皆有提高之現象,代表使用頻率、土地面積及年產值等對願付價格具影響力;模式 χ^2 值顯著且解釋力高達0.9,負二元名義迴歸模式的配適度相當高。

註20. 過度變異檢定(Testing for overdispersion),其基本假設如下: $Var[y_i] = \mu_i + g(\mu_i)$ 或 $Var[\mu_i] = \mu_i + g(\mu_i^2)$ 上式中,i為樣本, $Var[y_i]$ 為次數分佈之變異數, μ_i 為平均數。當 $g(\mu_i)$ 或 $g(\mu_i^2)$ 之係數t值檢定結果不顯著,則可視為變異數相近於平均數,此時可信賴卜瓦松迴歸;反之若 $g(\mu_i)$ 或 $g(\mu_i^2)$ 之係數t值檢定結果顯著且t值為正,則應信賴負二元名義迴歸模式校估結果。

註21. 檢定結果 $g(\mu_i)$ =4.062、 $g(\mu_i^2)$ =4.455; α =0.05, $t_{350,0.025}$ =1.96,卜瓦松迴歸不通過,負二元名義迴歸通過。

| 自變數 | 修工 | E前 | 修正後 | | |
|----------|-------------|---------|-----------|---------|--|
| 日安奴 | 係數估計值 | P-VALUE | 係數估計值 | P-VALUE | |
| (常數) | 8.80656** | 0.00 | 8.82769 | 0.00 | |
| 使用頻率 | 0.00105** | 0.01 | 0.00094** | 0.01 | |
| 生產服務重要程度 | -0.03267 | 0.25 | - | - | |
| 生產服務滿意程度 | 0.01247 | 0.65 | - | - | |
| 收費與否 | -0.02044 | 0.83 | - | - | |
| 土地面積 | 0.00005** | 0.00 | 0.00005** | 0.00 | |
| 行業別 | 0.08405 | 0.23 | - | - | |
| 進駐年期 | 0.10640 | 0.16 | - | - | |
| 年產值 | 0.00000083* | 0.03 | 0.00010** | 0.01 | |
| 資本額 | -0.00000014 | 0.72 | - | - | |

0.12

0.11

-520055.37

-577839.300

1148863*.00

0.900

-503690.76

-559,656.400

1,112,509*.00

0.900

表四 負二元名義迴歸模式校估結果

註:**表示達 α =0.01水準,*表示達 α =0.05水準。

0.00016

-0.00002

資料來源:本研究整理

 ρ^1

用水量

用電量

 $\Gamma (B^0)$

 $\Gamma(B^{k})$

由以上連續型及次數型模式檢定結果發現,二種所篩選自變數及相關符號皆為一致,顯示此二種模式於影響變數的選取及影響關係的校估上有相似的結果,但複迴歸模式的配適度及自變數係數顯著水準較負二元名義迴歸模式低(如表五),而且複迴歸模式校估結果並不符合最佳線性不偏估計式,故所估計的願付價格會有偏誤產生,應信賴負二元名義迴歸結果,其公共服務願付價格估計式修正如下:

| | | 連續型 | | | 次數型 | | |
|--------------|-----------------|-----------|---------|--------|----------|---------|--------|
| | | 複迴歸方程式 | | | 負二元名義迴歸式 | | |
| | 係數值 相關性 p-value | | p-value | 係數值 | 相關性 | p-value | |
| 變數名稱 | 常數項 | 6813.11 | + | 0.00** | 8.82769 | + | 0.00** |
| | 使用頻率 | 9.30 | + | 0.05* | 0.00094 | + | 0.01** |
| | 土地面積 | 0.41 | + | 0.02* | 0.00005 | + | 0.00** |
| | 年產值 | 0.01 | + | 0.05* | 0.00010 | + | 0.01** |
| 模式解釋力 | | 0.005 | | | 0.9 | | |
| WTP期望值(元/每年) | | 5,389,134 | | | 53,823 | | |
| WTP期望值(元/每月) | | 449,095 | | | 4,485 | | |

表五 連續型及次數型迴歸模式比較表

註:**表示達 α =0.01水準,*表示達 α =0.05水準。

資料來源:本研究整理

(三)假說驗證及願付價格推估結果分析

1. 假說驗證

依據前述模式校估及檢定的結果,針對上述提出之假說進行驗證,以了解理論 推演與模式校估的差異性,並分析差異性背後之涵義,假說驗證結果如下:

依據獨立性檢定及模式顯著性校估的結果,代表資源效用認知與有效需求的三項指標中,僅有「使用頻率」一項對願付價格有顯著的影響,因此假說一驗證結果僅有部分成立。公共服務使用頻率與願付價格出現顯著的正向關係,前者反映出區內廠商對於公共服務的顯示性偏好,後者則為公共服務在假設市場中的敘述性偏好,兩者高度正向的關連性證明了運用CVM法求得的願付價格具有可信的偏好顯示,本文證實了公共服務經濟價值可藉由CVM法獲得結果。至於重要性與滿意度都未通過檢定,並且普遍評價偏低,顯示公共服務尚有改善的空間。

其次,高達88.6%之受訪廠商表示贊成對於目前的公共服務採取付費的態度, 這顯示了這種包羅萬象的綜合服務是具有相對稀少性與經濟價值,如此提供了該服 務未來收費的理論基礎。但可惜的是,依據模式檢定與校估的結果,本項指標對公 共服務願付價格的影響效果不顯著,假說二經驗證不成立。推測其原因,雖然區內 廠商體認公共服務是屬於區內專有的福祉設施而贊成收費,但受限於其他因素;儘 管有高度的付費意願,然仍不足以支持廠商表現在付款的額度上。

本文以年產值、資本額及土地面積做為衡量廠商支付能力指標,依據模式校估結果發現,上述指標之年產值及土地面積皆對願付價格有顯著性的影響並為正向關係,惟資本額未通過顯著性檢定,故假說三僅部分驗證成立。究其原因發現,資本額為廠商的固定資產,而廠商支付能力與其收入較為相關,因此年產值及土地面積對公共服務願付價格具有顯著影響的結果,而資本額並無此結果。據依此推測廠商的年產值及土地面積實為影響公共服務願付價格最主要的關鍵因素。

2. 願付價格推估

依據上述模式推估及假說驗證的結果,公共服務的願付價格應信賴負二元名義迴歸的校估結果,其所推估的公共服務願付價格期望值為每年53,823元,每月大約為4,485元^{註22},換言之在廠商使用土地面積平均為2086.56坪、公共服務使用頻率為每年29.01次、年產值平均為53億8千萬元的情形下,理論上應期望廠商支付公共服務費用為每年53,823元,亦即每月大約為4,485元,但是實際上受訪廠商填答願付價格的平均值僅每年8,296元。如此發現受訪者對於支付價格有趨於謹慎及越少越好的態度(Bishop and Heberlien, 1979; Cummings et al., 1986);本研究由57.7%的受訪廠商選擇願付價格每年5,000元的情況看來,證實了採用願付價格有偏低隱藏其經濟價值的論點。

至於其他廠商個別因素與願付價格的關係,例如廠商進駐年期、行業別、用水量及用電量等變數皆未通過模式檢定,顯示廠商對公共服務的願付價格受到廠商進駐年期長短、行業別、用水量及用電量的影響並不顯著,主要仍是由與廠商支付能力有關之年產值及土地面積而決定。

五、結 論

政府開發工業園區提供免付費公共服務,雖然是開發中國家經濟發展重要政策,但依照公共服務理論分析,該服務係專屬區內廠商的福祉措施,未必應由政府直接介入,透過會員付費服務方式仍能提供。從相對稀少性與經濟價值觀之,高達

(7式),再依據
$$\overline{WTP} = \frac{\sum\limits_{i=1}^{N} W\hat{TP}_{i}}{N}$$
 (3式)計算求得。

註22. 公共服務每年平均願付價格的計算,係依據表五校估結果及(2)式建立個別願付價格估計式

88.6%受訪廠商贊成付費,打破公共服務免付費的迷思。而公共服務的顯示性偏好如使用頻率高低,與願付價格出現顯著的正向關係,證實了運用CVM法在假設市場中求得公共服務價值評估的可行性,也為工業園區公共服務的定價提供了經濟價值評估的理論基礎。

本文透過系統性研究設計過程,得出有趣的發現如下:第一,公共服務的重要性與滿意度並未顯著地影響廠商願意支付價格,而廠商支付能力才是關鍵因素,如廠商年產值與土地面積。其次,產品生命週期並未如原先預期地會隨著進駐年期增加而逐漸減低對公共服務的依賴,降低願付價格。最後,負二元名義迴歸模式解釋力高達0.90,配適度較複迴歸模式高,依負二元名義迴歸模式所推估的公共服務願付價格期望值為每月4,485元,遠超過實際受訪廠商填答願付價格的金額,證實相關學者認為實證研究採用願付價格評價,存在價格偏低及價值隱藏的情形。

從公共服務係屬區內廠商的福祉設施,以及該服務確有價值的情況看來,政府 應該在廠商支付能力方面,思考能否以其他方式提供公共服務,而非目前政府直接 介入的方式。

參考文獻

万鵬飛譯,(2005),《治理地方公共經濟— Oakerson 著》,北京:北京大學出版社。 江明修,(1998),〈公共行政的新典範—非營利組織的公共服務觀〉,《人事管理》, 第 35 卷 11 期,頁 4-8。

沈明展,(2000),〈工業區規劃發展趨勢初探〉,《工業簡訊》,第30卷8期,頁 4-7。

沈明展 · (2003) · 〈工業園區土地使用價值與價格評估芻議〉 · 《土地問題研究季刊》 · 第 2 卷 2 期 · 頁 124-132 ·

林英彦,(1974),《不動產估價》,台北:文笙書局。

邱皓政,(2000),《量化研究與統計分析》,台北:五南圖書出版公司。

陳炯立,(1995),〈現階段工業區管理〉,《工業簡訊》,第25卷3期,頁4-7。

陳坤銘、李華夏等譯,(1995),《廠商、市場與法律—Coase著》,台北:遠流。

- 許松根、莊朝榮,(1991),〈我國工業用地政策之探討〉,《中央研究院經濟研究所》, 台北。
- 張璠,(2002),〈我國工業區管理機構整合機制之研究〉,《經濟情勢暨評論》,第8 卷2期,頁71-96。
- 陸雲, (1990), 〈環境資源估價之研究—非市場估價方法〉, 《中央研究院經濟研究 所經濟論文》, 第 18 巻 1 期, 頁 135-193。
- 經濟部工業局,(2004),《工業區管理督導會報會議資料合訂本-2000.6至 2004.12》,台北:經濟部工業局。
- 鄭戈、冷靜等譯,(1999),《公法的變遷— Duguit 著》,瀋陽:遼海出版社。
- 鄭旭智、張育哲、潘倩玉與林克明譯,(2002),《類別與受限依變項的迴歸統計模式-J. Scott Long 著》,台北:弘智文化事業股份有限公司。
- 蕭代基、鄭蕙燕、吳珮瑛、錢玉蘭與溫麗琪,(2002),《環境保護之成本效益分析 —理論、方法與應用》,台北:傑俊圖書公司。
- Barbier, E. B., (1994), "Valuing Environmental Functions: Tropical Wetlands", *Land Economics*, Vol. 70: 155-173.
- Bateman, I. J., Carson, R. T., Brett Day, Michael Hanemann, Nick Hanley, Tannis Hett, Michael Jones-Lee, Graham Loomes, Susana Mourato, Ece Ozdemiroglu, David W. Pearce OBE, Robert Sugden and John Swanson, (2002), "Economics Valuation with Stated Preference Techniques," *Edward Elgar Publishing Limited*, U.K.
- Bishop, R. C. and Heberlien, T. A., (1979), "Measuring Values of Extra Market Goods:

 Are Indirect Measures Biased?" *American Journal of Agricultural Economics*,

 Vol. 61: 926-930.
- Bowker, J. M. and Stoll, J. R., (1988), "Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value to Whooping Crane Resource," *American Journal of*

- Agricultural Economics, Vol. 70: 372-881.
- Ciriacy-Wantrup, S. V., (1947), "Capital Returns from Soil Conservation", *Journal of Farm Economics*, Vol. 29: 1181-1196.
- Cummings, R. G., Brookshire, D. S. and Schulze, W. D., (1986), "Valuing Environmental Goods: An Assessment of Contingent Method," *Totowa*, N. J.: Rowman & Allanheld.
- Damigos and Kaliampakos, (2002), "Assessing the Benefits of Reclaiming Urban Quarries: A CVM Analysis," *Landscape and Urban Planning*, Vol. 64: 249-258.
- David, B. A. and Arthur G. W., (1986), "The Industry Life Cycle and the Concentration Profits Relationship," *American Economist*, Vol. 30 (2): 46-51.
- Eckton, George D. C., (2003), "Road-user Charging and the Lake District National Park," *Journal of Transport Geography*, Vol. 11 (4): 307-317.
- Freeman, A. M., (1993), "The Measurement of Environmental and Resource Values: Theory and Methods," *Washington*, D. C.: Resources for the Future.
- Garrod, G. D., Willis, K. G., Bjarnadottir, H. and Cockbain, P., (1996), "The Non-priced Benefits of Renovating Historic Buildings: A Case Study of Newcastle's Grainger Town," *Cities*, Vol. 13 (6): 423-430.
- Hanemann, W. M., (1984), "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses Data: Reply," American Journal of Agricultural Economics, Vol. 71 (4): 1054-1056.
- Kahneman, D. and Tversky, A., (1979), "Prospect Theory: An Analysis of Decision under Risk," *Econometrica*, Vol. 47: 263-291.
- Mitchell, R. C. and Carson, R. T., (1989), "Using Survey to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method," *Washington*, D. C.: Resources for the Future.

- Nishi, Tanaka, Seiki and Okuyama, (2000), "Estimation of The Value of The Internal and External Environment in Underground Space Use," *Tunneling and Underground Space Technology*, Vol. 15 (1): 79-89.
- NOAA, (1994), Oil Pollution Act of 1990: Proposed Regulations for Natural Resource

 Damage Assessments, *Washington*, D. C.: National Oceanic and Atmospheric

 Administration.
- Webster, C. and Lai, L. W. C., (2003), Property Rights, Planning and Markets:

 Managing Spontaneous Cities, U.K.: Edward Elgar Publishing Limited.