

1. 前 言

一般的公共財由於其在消費上不具有敵對性 (rivalry) 及排他性 (exclusiveness)，使得這類財貨不存在市場交易價格，因此，代表邊際效益的需求函數無法以估計私有財的方式得出，因而，使用非市場評價法 (nonmarket valuation method) 乃成爲推估公共財需求函數的憑藉之一。常用的非市場評價法包括旅遊成本法 (travel cost method)、特徵價格法 (hedonic price method) 及條件評估法 (contingent valuation method)。在面對像環境財這樣的公共財時，其總經濟價值 (total economic value) 除了使用價值 (use value) 之外，還包括了非使用價值 (nonuse value)，旅遊成本法及特徵價格法，由於仍須透過在市場上有交易之財貨來推估；因此，這兩種方法無法評估出財貨之非使用價值，而至目前爲止所使用的非市場評價法中，只有條件評估法是可以把環境財之總效益價格化的方法。

條件評估法在誘導受訪者顯示其偏好的方式之一爲封閉式法 (closed-ended) (註 1)，此法最早是由 Bishop 和 Heberlein (1979) 將其應用於評估獵鵝許可證平均效益之調查研究。封閉式條件評估法明顯地不同於其他的條件評估法；如開放式 (open-ended)、競價方式 (bidding game) 及支付額度卡片 (payment card) 條件評估法，使用這些方法時受訪者須直接或間接決定對環境狀態改變之願付價格 (willingness to pay，以下簡稱 WTP) 或願受價格 (willingness to accept，以下簡稱 WTA)。而在封閉式條件評估法中，當受訪者面對環境狀態改變時不必決定一個價格，只須對訪員提供的隨機價格回答「接受」或「不接受」 (Mitchell 和 Carson，1989)。這個方法除了接近一般民眾在交易過程中只須決定「買」或「不買」之購買行爲外，同時，也可將策略性偏誤減至最低程度 (Hoehn 和 Randall，1987)。因此，此法近年來被大量地應用於公共財，尤其是環境財的效益評估上。



通常，以經濟理論來建構消費者之行爲模式時，一般都是假設其目標函數爲追求效用極大或是支出極小，同樣地，在分析封閉式條件評估資料時，對於民眾平均願付價格或願受價格的求得，反應函數之設定也有兩種：第一種是由 Hanemann(1984)提出的間接效用函數法，其方式是以間接效用函數之差做爲反應函數；文獻上利用 Hanemann隨機效用理論的有 Hanemann(1984)、Seller, Stoll及 Chavas(1985)、Seller, Chavas和 Stoll(1986)、Bowker及 Stoll(1988)，及劉錦添 (1990)等等。另外一種是由 Cameron和 James(1987a, 1988b)提出的支出函數法，其方法是以支出函數之差作爲反應函數；應用支出函數理論者有 Cameron(1988)、蔡惠雯(1993)及吳珮瑛和蔡惠雯 (1993)等研究。

McConnell(1990)曾建議對於反應函數之設定可隨使用者之偏好而決定。使用間接效用函數時，受訪者只須考慮做決定後是達到較好或較壞 (better or worse)的境界，不會直接牽涉到貨幣量，但缺點是間接效用函數是無法觀察到的。支出函數正可彌補此缺點，其觀察值(支出)是可直接觀察的，而且，利用此法所得的估計係數就如同迴歸係數一樣，可直接解釋爲自變數變動對應變數的影響。另外，McConnell(1990)曾提到當二種函數之隨機項 (stochastic part)皆爲零，或所得之邊際效用爲固定常數時，二種反應函數事實上存在有對偶 (duality)關係，因此，由間接效用函數出發或由支出函數出發，理論上，應可得到相同之結果。然而，一般而言，所得的邊際效用不會固定，而且函數之隨機項也不會爲零，所以，二種反應函數設定下所得到的結果不會相同。

不論用那一種方法設定反應函數，目的之一是希望利用封閉式條件評估法收集來之資料，估算出一般民眾對公共財之願付價格或願受價格。已往的文獻大部份只針對某一種反應函數進行探討，即使 McConnell(1990)曾比較兩種反應函數之對偶情形，而 Park和 Loomis(1992)也曾對 McConnell提出的對偶情況進行檢定，但二者都未對兩種反應函數設定下所得到的願付價格進行比較與分析，或是進行反應函數所



隱含之受補償需求函數的合理化檢驗等。這些後續性的工作，雖有文獻專門予以個別探討，例如曾探討平均願付價格信賴區間推定的文獻有 Duffield 和 Patterson(1991)、Cooper(1994)、Krinsky 和 Robb(1986)、Cameron(1991)等，對於需求函數進行合理化檢定的有 Sellar, Chavas 和 Stoll(1986)，及 Randall, Ives 和 Eastman(1974)等。

然而文獻上尚未於一研究中，同時以間接效用函數和支出函數所設定之反應函數進行綜合的比較與分析（註2）。將反應函數以間接效用函數法處理者，比較羅吉（logit）及波比（probit）模型下，不同函數形式之結果則有 Bowker and Stoll（1988）。其結果顯示，羅吉及波比模型之估計結果及由此二模型所算得的「平均」願付價格類似，此乃源自於此二分配函數的相似性。

因此，本文對不同模型之比較將分為三個層面，其一為不同反應模型之設定，即對受訪者之反應行為是以效用極大或支出極小解釋；其二為各反應模型下函數式之選擇；其三為各反應模型下估計模型之選擇，即羅吉與波比之比較。第一層面關於對消費者選擇行為應解釋為是效用或支出比較後的反應，此在理論上是沒有定論的，因此理論上無法有熟優熟劣的結論，因而其比較乃轉向實證分析上，比較函數估計之可行與便利，福利計算及需求函數推導之難易等。第二層面為各反應模型下不同函數形式結果之比較，假如結果會因函數形式的不同而有差異，選擇多種函數式是為避免結果只來自某單一函數式的缺失。第三層面之比較是為瞭解羅吉及波比模型，除其在理論上所代表之分配函數相似外，在各種函數式之設定下，得自此二類模型之實證結果是否仍相似。本文同時利用一組以封閉式條件評估法收集來之資料做為實證分析之用，此資料是以高雄市之自來水家庭用戶為對象，評估東港溪水質改善帶給自來水用戶之經濟效益。

實證結果顯示，平均10種函數式與2種估計模型所求得的18個連續函數之每戶每兩個月對於水質改善的平均願付價格為616.93元，此值落



於大部份函數型式下之信賴區間內，此顯示若無法判斷何種函數型式為最佳的情況下，此值具有相當之可信度。在可估算的平均願付價格中，除雙對數函數式外，由羅吉與波比模型所算得的「平均」願付價格很接近，另外，直接假設效用差或支出差為線型推導所得的水質受補償需求函數符合經濟理論性質；而在估計方法上，以支出函數法下的羅吉模型最為簡易，而間接效用函數法下的波比模型則最為困難。

2. 效用與支出反應函數設定之理論基礎

2.1 間接效用函數法

受訪者在二元選擇條件評估法中，對於所提供之不同狀況的選擇，可以效用大小來解釋，即在觀察不到受訪者真正願付價格的情況下，藉由受訪者在面對一環境品質由原來的 Q^0 改變至較佳之 Q^1 水準及其對支付額度 $\$A_i$ 之反應，來推估受訪者真正的願付價格。以效用大小做為決策依據時，受訪者會考慮到支付 $\$A_i$ 後會使他們覺得較好或較壞 (better or worse)。假設影響受訪者 i 之間接效用的因素包括環境品質 Q 、受訪者家庭每月所得 Y_i 和受訪者之社會經濟特性 z_i ； z_i 包括受訪者之性別、年齡、教育程度等。受訪者 i 之間接效用函數可表示為 $U_i(Q, Y_i; z_i)$ ，受訪者可選擇保有 $\$A_i$ 而維持在原來的環境品質水準 Q^0 ，或者，以支付 $\$A_i$ 來換取較佳之環境品質 Q^1 。 Y_i^0 為原有之所得水準， $Y_i^0 - A_i$ 表示支付 $\$A_i$ 後之所得水準。此二環境品質狀況下隨機間接效用函數分別設定成

$$U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) = V_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) + \varepsilon_i^0 \quad (1)$$

$$U_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) = V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) + \varepsilon_i^1$$

$$i = 1, \dots, n \quad (2)$$



其中，假設 ε_i^0 和 ε_i^1 互為獨立且同為滿足期望值是零之極值分配函數 (extreme value distribution)。受訪者根據其在兩種不同狀況下所得到之效用滿足水準來決定願否支付受訪金額。當受訪者面對 $\$A_i$ 且同意支付時，必然是支付 $\$A_i$ 以享受較佳環境品質的效用大於或至少等於保有 $\$A_i$ 但維持在原有環境品質的效用，此可表示為

$$U_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) \geq U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) \quad (3)$$

也就是說

$$V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) + \varepsilon_i^1 \geq V_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) + \varepsilon_i^0 \quad (4)$$

令 ΔU_i 為兩種環境品質狀態下間接效用之差，即

$$\begin{aligned} \Delta U_i &= U_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) - U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) \\ &= V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) + \varepsilon_i^1 - V_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) - \varepsilon_i^0 \\ &= \Delta V_i(Q^1, Q^0, Y_i^0, A_i; z_i) - \Delta \varepsilon_i \end{aligned} \quad (5)$$

式中 $\Delta V_i(Q^1, Q^0, Y_i^0, A_i; z_i) = V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) - V_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)$,
 $\Delta \varepsilon_i = \varepsilon_i^0 - \varepsilon_i^1$ 。

Hanemann 將 (5) 式中反應函數 ΔU_i 解釋為效用之差，而 ΔU_i 是不可觀察的，可觀察到的是受訪者對所提供金額 $\$A_i$ 之願否支付的反應。假設以一指標變數 I_i 來表示此反應，令 $I_i = 1$ 時表願意支付， $I_i = 0$ 時則不願意支付，即

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{當 } \Delta U_i \geq 0 \\ 0 & \text{其他情形} \end{cases} \quad (6)$$

在以上之設定下，則選擇支付 $\$A_i$ 以得較佳環境品質的機率為



$$\begin{aligned}
P_i &= Prob(I_i = 1) \\
&= Prob[\Delta V_i(\cdot) - \Delta \varepsilon_i \geq 0] \\
&= Prob[\Delta \varepsilon_i \leq \Delta V_i(\cdot)] \\
&= F_\varepsilon(\Delta V_i)
\end{aligned} \tag{7}$$

其中 $F_\varepsilon(\cdot)$ 為 $\Delta \varepsilon_i$ 之累積分配函數。如果 $F_\varepsilon(\cdot)$ 為標準常態之累積機率分配，其函數式為

$$F_\varepsilon(\Delta V_i) = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}}} \int_{-\infty}^{\Delta V_i} e^{-\frac{s^2}{2}} ds \tag{8}$$

而如果 $F_\varepsilon(\cdot)$ 為羅吉士 (logistic) 累積機率分配，則其函數式為

$$F_\varepsilon(\Delta V_i) = \frac{1}{1 + e^{-\Delta V_i}} \tag{9}$$

2.2 支出函數法

Cameron 則以支出差來解釋反應函數，假設欲使受訪者之效用水準維持在 U_i^0 ，當環境品質為 Q^0 時其所得水準為 E_i^0 ，環境品質變好為 Q^1 時，其所得水準為 E_i^1 ，則 E_i^0 及 E_i^1 可分別設定為

$$E_i^0 = Y_i^0 [Q^0, U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)] + \eta_i^0 \tag{10}$$

$$E_i^1 = Y_i^1 [Q^1, U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)] + \eta_i^1 \tag{11}$$

$$i = 1, \dots, n$$

與效用函數法相同，假設 η_i^0 和 η_i^1 互為獨立且同為滿足期望值是零之極值分配函數 (extreme value distribution)。不同於間接效用函數法中對反應函



數之設定，在支出函數法中，反應函數之設定，是以欲使受訪者 i 維持在原來之效用水準 $U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)$ 下，在環境品質變為較好之 Q^1 時的所得水準與原來環境品質較差之 Q^0 下的所得水準做比較，即 (10) 和 (11) 二式之差。當訪員提供一較佳環境品質之支付額度 A_i 時，若受訪者同意支付，必然是此支付額度 A_i 小於或等於維持在 $U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)$ 之效用水準下，心中實際之願意支付之額度 $E_i^0 - E_i^1$ ，也就是說

$$E_i^0 - E_i^1 \geq A_i \quad (12)$$

即

$$Y_i^0(Q^0, U_i^0; z_i) + \eta_i^0 - Y_i^1(Q^1, U_i^0; z_i) - \eta_i^1 \geq A_i \quad (13)$$

令 ΔE_i 為兩種環境品質狀態下，維持在相同之效用水準 $U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)$ 時所得之差，即

$$\begin{aligned} \Delta E_i &= E_i^0 - E_i^1 \\ &= Y_i^0(Q^0, U_i^0; z_i) + \eta_i^0 - Y_i^1(Q^1, U_i^0; z_i) - \eta_i^1 \\ &= \Delta e_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i) + \Delta \eta_i \end{aligned} \quad (14)$$

式中 $\Delta e_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i) = Y_i^0(Q^0, U_i^0; z_i) - Y_i^1(Q^1, U_i^0; z_i)$ ， $\Delta \eta_i = \eta_i^0 - \eta_i^1$ ，由於 ΔE_i 是不可觀察的，故以一指標變數 I_i 來表示此反應，如果 $I_i = 1$ 時表願意支付， $I_i = 0$ 時為不願意支付，即

$$I_i = \begin{cases} 1 & \text{當 } \Delta E_i \geq A_i \\ 0 & \text{其他情形} \end{cases} \quad (15)$$

由以上之設定可知，選擇願意支付 A_i 以得較佳環境品質標準化後之機率為



$$\begin{aligned}
P_i &= Prob(I_i = 1) \\
&= Prob(\Delta E_i \geq A_i) \\
&= Prob[\Delta e_i(\cdot) + \Delta \eta_i \geq A_i] \\
&= Prob[\Delta \eta_i \geq A_i - \Delta e_i(\cdot)] \\
&= 1 - F_\eta \left[\frac{A_i - \Delta e_i(\cdot)}{k} \right] \tag{16}
\end{aligned}$$

(16)式中， k 為 $\Delta \eta_i$ 的標準差， $F_\eta(\cdot)$ 為 $\Delta \eta_i$ 之累積分配函數。同樣地， $F_\eta(\cdot)$ 可設為標準常態或羅吉士的機率分配，如果 $F_\eta(\cdot)$ 為標準常態之累積機率分配，其函數式為

$$F_\eta \left[\frac{A_i - \Delta e_i(\cdot)}{k} \right] = \frac{1}{(2\pi)^{\frac{1}{2}}} \int_{-\infty}^{\frac{A_i - \Delta e_i(\cdot)}{k}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds \tag{17}$$

另外，若 $F(\cdot)$ 為羅吉士累積機率分配，則其函數式

$$F_\eta \left[\frac{A_i - \Delta e_i(\cdot)}{k} \right] = \frac{1}{1 + e^{-\frac{A_i - \Delta e_i(\cdot)}{k}}} \tag{18}$$

2.3 效用函數及支出函數之對偶關係

反應函數雖可設定成間接效用函數差及支出函數差，然而 McConnell (1990) 曾證明當隨機項為零或所得之邊際效用為固定常數時，間接效用函數及支出函數之間會有對偶關係。

1. 反應函數之隨機項為零

就間接效用函數法而言，當受訪者願意支付 $\$A_i$ 以換取較佳環境品質 Q^1 時，必然是如式(4)所示。就支出函數法而言，當受訪者願意支付 $\$A_i$ 以換取較佳環境品質 Q^1 時，必然是如式(13)所示。當受訪者知道且



反應其真實意願，同時在沒有任何偏誤的情況下，即(4)式及(13)式中之隨機項皆為零。

當隨機項為零時，在環境品質為 Q^0 ，所得水準為 Y_i^0 時可維持在 V_i^0 之效用水準，而此一效用水準亦可以較好之環境品質 Q^1 ，及較低之所得水準為 Y_i^1 來達到，即

$$V_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i) = V_i^0(Q^1, Y_i^1; z_i) \quad (19)$$

將(19)式代入隨機項為零之(4)式中得

$$V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) \geq V_i^0(Q^1, Y_i^1; z_i) \quad (20)$$

間接效用函數的性質之一是，滿足效用為所得的連續非減函數，如果假設所得之邊際效用為正，即所得 Y_i 與效用 V_i 之間為單調遞增轉換，所以將 Q^1 及 z_i 固定在某一水準下，(20)式經單調遞增轉換後可寫成

$$Y_i^0 - A_i \geq Y_i^1 \quad (21)$$

由(21)式發現其與隨機項為零的(13)式是相同的。所以，在兩種反應函數之設定下，當隨機項皆為零時，兩者互為對偶關係。

2. 所得之邊際效用為固定常數

在封閉式條件評估模型中，因為假設受訪者是直接從所得中增加或扣除受訪金額 A_i ，所以當所得之邊際效用為固定常數時，代表所得與效用之間互為簡單的線性轉換。所得之邊際效用為固定常數時表示

$$\frac{\partial U_i(Q, Y_i; z_i)}{\partial Y_i} = b \quad (22)$$

其中 b 為常數，(22)式亦表示效用為所得之線性轉換，故效用函數可設定為

$$U_i = bY_i + c \quad (23)$$



上式中 c 為常數。由於 $U_i^0(Q^0, Y_i^0; z_i)$ 和 $U_i^0(Q^1, Y_i^1; z_i)$ 皆代表欲使效用維持在 U_i^0 之下不同的財貨和所得的組合，因此，(3)式可重寫成

$$U_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; z_i) \geq U_i^0(Q^1, Y_i^1; z_i) \quad (24)$$

將 (23)式代入 (24)式，同時經過化簡後可得

$$Y_i^0 - A_i \geq Y_i^1 \quad (25)$$

(25)式與 (21)式一樣，二者皆和隨機項為零之 (13)式一致。因此，當所得之邊際效用為固定常數時，不論以間接效用 (支出)函數做為反應函數，經過線型轉換後，即可得到以支出 (間接效用)函數做為反應函數之型式。

2.4 希克斯 (Hicksian) 受補償需求曲線

考慮連續可分割的環境財 Q ，當 Q 由 Q^0 增加 (或改善) 至 Q^1 時，為維持在某一效用水準 U^0 之上，個人之願付價格 (willingness to pay, WTP) 即是二種狀況下所得水準之差。以間接效用函數表示為

$$U_i^0(Q^1, Y_i^0 - WTP_i; Z_i) = U_i^0(Q^0, Y_i^0; Z_i) \quad (26)$$

在間接效用函數與支出函數互為對偶的情況下，(26)式轉換成支出函數形式，即

$$WTP_i = Y_i^0 - Y_i^1(Q^1, U_i^0; Z_i) \quad (27)$$

在環境財 Q 及所得 Y 之座標上畫出二者之無異曲線可進一步說明此情形，(27)式之 WTP 可以圖 1 中之 BD 線段表示之，由於假設環境品質為連續可分割的，因而在不同的環境品質下，代表 $Y = Y^0$ 的直線 AB 與無異曲線 U^0 之間的差距即為各個環境品質 Q 下的 WTP 。舉例來說，當環境品質為 Q^2 時， WTP 為圖 1 中的 EF 線段。若以圖 1 中的 A 點為



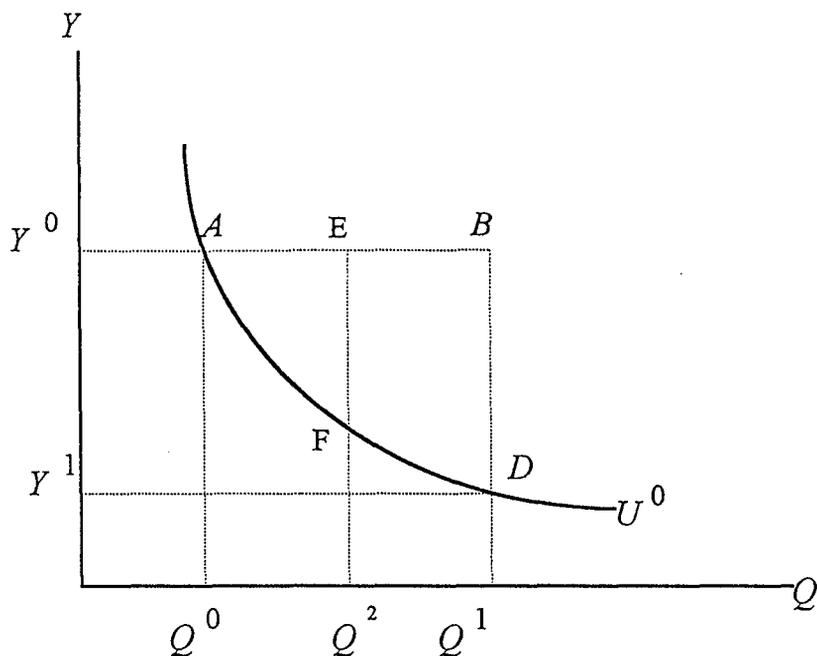


圖 1 所得及環境品質之無異曲線

原點， WTP 為縱軸， Q 為橫軸，即可將 U^0 轉成圖 2 中的個人競價曲線 (individual bid curve) (Bradford, 1970)。圖 2 中的 $A(Q^0, Y^0)$ 、 $B(Q^1, Y^0)$ 、 $D(Q^1, Y^1)$ 各點對應圖 1 中的 A 、 B 、 D 。而競價曲線之斜率代表邊際競價曲線 (marginal bid curve)，亦即 Q 的希克斯受補償需求曲線 (Hicksian compensated demand curve)。

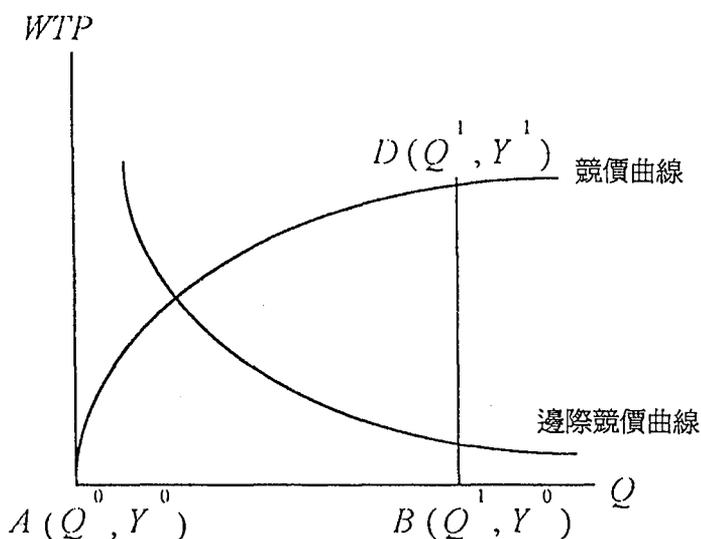


圖 2 競價曲線及邊際競價曲線

3. 兩種反應函數下效益之推估及需求曲線之推導

3.1 平均效益之點推定量

不論使用何種反應函數之設定，函數估計後的目的之一是估算平均效益。以效用函數法之設定而言，使用平均數來計算願付價格之期望值 $E(WTP)$ 時，若以 $f_A(A_i)$ 表示願意支付 $\$A_i$ 之機率密度函數， $F_A(A_i)$ 代表 $f_A(A_i)$ 之累積分配函數，則每人願付金額之期望值 $E(WTP)$ 可如 (28) 式所表示 (註 3)

$$\begin{aligned}
 E(WTP) &= \int_{-\infty}^{\infty} A_i f_A(A_i) dA_i \\
 &= \int_0^{\infty} [1 - F_A(A_i)] dA_i - \int_{-\infty}^0 F_A(A_i) dA_i \quad (28)
 \end{aligned}$$



上式中 $F_A(A_i)$ 代表的意義是心中真正願意支付價格低於受訪價格的累積機率，因此，願意支付的機率為 $1 - F_A(A_i)$ ，即

$$1 - F_A(A_i) = P_i = F_\varepsilon(\Delta V_i) \quad (29)$$

(29)式可代入估計後之 $F_\varepsilon(\Delta V_i)$ ，則(28)式可改寫為

$$E(WTP) = \int_0^\infty F_\varepsilon(\Delta V_i) dA_i - \int_{-\infty}^0 [1 - F_\varepsilon(\Delta V_i)] dA_i \quad (30)$$

一般認定願付價格不為負的情況下，同時，實證上以受訪價格之最大值 A_{\max} 替代 ∞ ；則經修正後之平均願付價格 $E(WTP)$ 為

$$E(WTP) = \int_0^{A_{\max}} F_\varepsilon(\Delta V_i) dA_i \quad (31)$$

如果反應函數設定為支出函數型式，則平均願付價格之計算一如迴歸式計算應變數之期望值，估計出 $\Delta e_i(\cdot)$ 中之未知參數後，受訪者實際願意支付額度之期望值 $E(WTP)$ 可由下式直接計算而得

$$E(WTP) = \Delta \hat{E}_i = \Delta \hat{e}_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i) \quad (32)$$

3.2 平均效益之信賴區間推定

在(31)式及(32)式中所求算之平均願付價格是一種點推定量，在一般情形下兩種反應函數不具對偶關係，因此，狹義上，兩種方法下所得的值必定會不同。但是，如果要比較在各反應函數所設定之不同函數形式，所得到結果是否有不同，純粹使用點推定量往往使得決策之依據顯得過於狹隘，因此，由點推定擴展到區間估計為一較佳的做法。

Krinsky 和 Robb 的模擬方法 (simulation method)，曾被 Hanemann, Loomis 和 Kanninen(1990)，Park, Loomis 和 Creel (1991)，陳宜廷 (1993) 等用來計算平均願付價格之信賴區間。此模擬方法是假設當樣本數夠大時，



各參數的估計值會趨近於多元常態分配 (multivariate normal distribution)，此分配是以估計係數之平均值矩陣為平均數，估計係數之互變異數矩陣為變異數，從這種分配中每隨機抽樣一次就會得到一個平均願付價格 $E(WTP)$ ，Krinsky 和 Robb 並證實，當模擬次數達一千次時，即可得到相當穩定的分配。因此，本文亦將模擬次數設定為一千次；再將模擬出的一千個平均願付價格依大小順序排列，取顯著水準 α 為 0.05 時，其信賴區的下限即為第 25 個模擬值，而其上限為第 975 個模擬值。

然而當反應函數設定為支出之差時，平均值 $E(WTP)$ 之信賴區間計算方式，類似於一般最小平方法計算信賴區間 (Cameron, 1991)，即

$$CI_{1-\alpha}[E(WTP)] = \Delta \hat{e}_i(Q^1, Q^0, U_i^0; Z_i) \pm t_{\frac{\alpha}{2}} (X' \Sigma_{\beta} X)^{\frac{1}{2}} \quad (33)$$

其中， X 為函數中所有的解釋變數矩陣， Σ_{β} 為待估計參數 β 的變異數及互變異數矩陣。

本文同時使用 Duffield 和 Patterson (1991) 的無母數方法 (nonparametric approach) 估算平均願付價格之信賴區間，這種以不連續模型 (discrete model) 作為估計變異數的方法，是利用梯形近似法 (trapezoidal approximation) 來求得信賴區間；若信賴區間為 $1 - \alpha$ ，則平均數 m_T 之信賴區間可以下式計算

$$m_T \pm t_{\frac{\alpha}{2}} [Var(m_T)]^{\frac{1}{2}} \quad (34)$$

其中

$$m_T = \sum_{i=1}^n \Delta A_i P_i$$

$$Var(m_T) = \sum_{i=1}^n \frac{(\Delta A_i)^2 P_i (1 - P_i)}{N_i}$$

A_i : 第 i 個受訪價格



N_i : 受訪價格為 A_i 之受訪總人數

P_i : 願意支付 A_i 之機率

$$\Delta A_i = \frac{A_{i+1} - A_{i-1}}{2} \quad i = 2, \dots, n-1$$

$$\Delta A_1 = \frac{A_1 + (A_2 - A_1)}{2}$$

$$\Delta A_n = \frac{A_n - A_{n-1}}{2} + (T - A_n) \quad T \text{ 爲截斷值 (truncation value)}$$

3.3 兩種反應函數下希克斯需求函數 (Hicksian demand function) 之推導

在間接效用函數法之設定下，求算 WTP 之期望值時須先積分，進一步求算希克斯受補償需求函數時必須再經過微分，如 (35) 式

$$\frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \int_0^{A_{\max}} \frac{\partial F_{\varepsilon}(\Delta V_i)}{\partial Q} dA_i \quad (35)$$

然而，在支出函數法中，是直接透過一個可觀察的值求得受補償需求函數，如 (36) 式

$$\frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial [\Delta \varepsilon_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i)]}{\partial Q} \quad (36)$$

顯然地，在求取希克斯需求函數上，間接效用函數法比支出函數法複雜許多。

不同反應函數求出之希克斯需求函數必須滿足經濟理論所要求的性質，即總效用曲線之一階導數（即希克斯需求）必須滿足非負 (nonnegative) 特性；而其二階導數則必須小於或等於零，此乃由於希克斯需求曲線總是呈水平或負斜率的走向 (Sellar, Chavas 和 Stoll, 1986)。因此，在間接效用函數之設定下，其估計結果必須滿足以下條件



$$\frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \int_0^{A_{\max}} \frac{\partial F_{\varepsilon}(\Delta V_i)}{\partial Q} dA_i \geq 0 \quad (37)$$

且

$$\frac{\partial^2 E(WTP)}{\partial Q^2} = \int_0^{A_{\max}} \frac{\partial^2 F_{\varepsilon}(\Delta V_i)}{\partial Q^2} dA_i \leq 0 \quad (38)$$

而在支出函數法之下，必須滿足

$$\frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial [\Delta \hat{\varepsilon}_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i)]}{\partial Q} \geq 0 \quad (39)$$

且

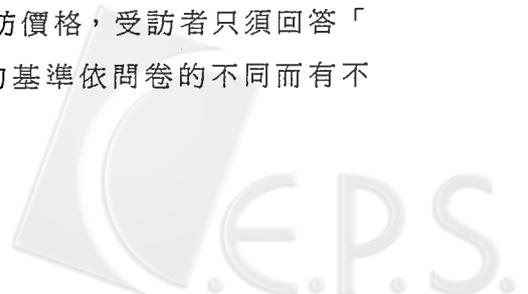
$$\frac{\partial^2 E(WTP)}{\partial Q^2} = \frac{\partial^2 [\Delta \hat{\varepsilon}_i(Q^1, Q^0, U_i^0; z_i)]}{\partial Q^2} \leq 0 \quad (40)$$

4. 水質改善之應用

4.1 資料來源

本研究資料是來自一份高屏地區自來水源品質改善的問卷。東港溪沿岸由於養豬事業發達，造成了溪水嚴重的污染，日趨惡化的水質使得以東港溪水做為主要自來水源的高雄市及屏東縣境內部份鄉鎮之居民，繳了自來水費卻無法享受乾淨的水質，甚至還必須自己花錢買水。此問卷的原始來源是行政院環境保護署委託台灣大學農業經濟學系所完成之研究計畫「台灣養豬事業之社會成本分析與解決對策(二)」的一部份。本文採用其中由高雄市 10 個行政區所抽取的 536 個自來水用戶為樣本。

問卷是由調查人員採用封閉式條件評估法直接訪問受訪者，詢問其願不願意為了改善水質而支付一已給定之受訪價格，受訪者只須回答「願意」或「不願意」支付此價格。水質改善的基準依問卷的不同而有不



同，分別是由生化需氧量 (biochemical oxygen demand, BOD) 7mg/l (其相當於灌溉用水之水質，亦為東港溪在受調查期間之溪水狀況)，由此分別改善至三種程度：即生化需氧量 1mg/l (相當於游泳用水之水質)、 2mg/l (相當於水產養殖用水之水質) 以及 4mg/l (相當於工業用水之水質) 三種，而每一受訪者僅回答三種不同水質改善程度中之一種。給定的受訪價格，其支付的方式是由每兩個月的自來水費中固定徵收，問卷中此價格是經由試訪而決定的，包括 30 元、50 元、100 元、150 元、200 元、300 元、400 元、500 元、800 元及 1,000 元等 10 種價格。問卷的內容除此之外，還包括了受訪者對環境品質及生態保育的看法、受訪者的個人社會特徵，如年齡、性別、家庭人口數、教育程度、職業和所得等，詳細問卷設計內容可參閱陳明健等 (1993) 及蔡惠雯之論文 (1993)。

4.2 變數之選擇及定義

由於想要觀察的是不具有市場交易價格之財貨，因此，許多實證亦顯示屬於受訪者個人特徵的社會經濟變數，會影響受訪者願不願意支付受訪價格之決定，因此，本研究考慮了受訪者個人社會經濟變數。這些變數除了所得之外，其它尚有包括自來水費、買水費、家庭人口數、性別、年齡及受教育年數。一般受訪者在決定願不願意支付某一價格以改善水質時，現行自來水費之收費標準往往會成為其決定願不願意支付受訪價格之依據，現行自來水費為兩個月收一次，因此以調查期間近兩個月之自來水費為解釋變數之一。高雄市民長期在自來水質受污染之情況下，為了確保飲用水的安全，有一部份受調查的市民以購買飲用礦泉水、蒸餾水或路邊賣的桶裝水為家庭飲水，因此亦將買水費列為解釋變數。家庭人口數被認為會影響水之用量，進而會影響願不願意支付或支付多少受訪價格之決策，一般認為家庭人口數和自來水費可能有相關，但經檢定後發現，家庭人口數和自來水費之間的相關程度並不高，因此，仍將家庭人口數列入考量之中。綜合以上，本研究所選定之變數定義及其平



表 1 變數之定義

變數 (單位)	平均值 ¹	定義
Q (ppm)	4.645(1.240)	生化需氧量之變動量，代表水質高低程度
A (元)	359.61(314.39)	問卷上所提供之受訪價格
Y (元)	53445(31529)	受訪者每月家庭所得
F (元)	565.41(343.470)	受訪者家庭近兩個月自來水水費
C (元)	240.96(322.770)	受訪家庭每個月花在飲用礦泉水、蒸餾水及桶裝水之買水費用
H (人)	5.059(2.225)	受訪家庭人口數
S	0.489(0.500)	受訪者性別；虛擬變數，1:男性，0:女性
G (歲)	41.252(11.093)	受訪者年齡
E (年)	10.910(3.246)	受訪者受教育之年數

註 1：括號內之值為各變數之標準差

均值列如表 1。

以本研究之目的而言，如果存在有水質之需求函數，水質變數是必要的，此變數是以生化需氧量之變動量來表示，變動量之基準值為 *BOD* 等於 7，由此改善至三種程度，分別為 *BOD* 等於 1、2 以及 4，以改善前後之差額 6、5、3 做為水質改善程度之值；其值愈大代表水質愈佳。另外在反應函數設定為間接效用函數之型式下，受訪價格亦包括在應變數中。

4.3 實證函數之設定與估計

1. 間接效用函數法

在間接效用函數法中，效用之差 ΔV_i 可直接設定，或是先設定間接效用函數 V_i ，再求得 ΔV_i 。本研究將效用之差直接設定為線型 (linear)，線型對數 (linear-log)，半對數 (semi-log) 及雙對數型 (double-log) 四種，分別寫成下四式



$$\Delta V_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i \quad (41)$$

$$\Delta V_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i + \omega \ln A_i \quad (42)$$

$$\ln \Delta V_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i \quad (43)$$

$$\ln \Delta V_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i + \omega \ln A_i \quad (44)$$

以上四式中， Q 為水質， Y_i 為所得水準， X_i 包括了自來水費 F 、買水費 C 、家庭人口數 H 、受訪者年齡 G 及受教育年數 E 等連續型的自變數； S_i 代表性別。 A_i 為受訪價格。 α 、 β 、 γ 、 δ 、 λ 及 ω 為待估計之係數。

另外一種設定間接效用函數差的方法為，先設定間接效用函數 V_i ，再求其差 ΔV_i ；如果間接效用函數設定為線型及線型對數二種，以線型之間接效用函數而言，可分別寫出當水質在 Q^0 ，所得為 Y_i^0 時，及水質改善至 Q^1 ，所得減少為 $Y_i^0 - A_i$ 時之間接效用函數。其分別為

$$V_i^0(Q^0, Y_i^0; X_i, S_i) = \alpha_0 + \beta Q^0 + \gamma Y_i^0 + \delta X_i + \lambda S_i \quad (45)$$

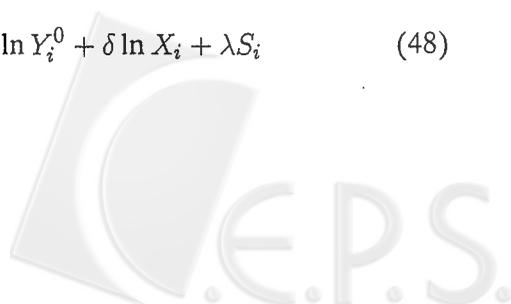
$$V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; X_i, S_i) = \alpha_1 + \beta Q^1 + \gamma(Y_i^0 - A_i) + \delta X_i + \lambda S_i \quad (46)$$

而待估計的間接效用函數之差，即 (45) 式與 (46) 式之差，以下式 (47) 表示為

$$\begin{aligned} \Delta V_i &= V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; X_i, S_i) - V_i^0(Q^0, Y_i^0; X_i, S_i) \\ &= \alpha' + \beta' Q + \gamma' A_i \end{aligned} \quad (47)$$

同理，在線型對數之間接效用函數假設下， Q^0 及 Y_i^0 和 Q^1 及 $Y_i^0 - A_i$ 狀況下之間接效用函數可分別表示為 (48) 式和 (49) 式

$$V_i^0(Q^0, Y_i^0; X_i, S_i) = \alpha_0 + \beta \ln Q^0 + \gamma \ln Y_i^0 + \delta \ln X_i + \lambda S_i \quad (48)$$



$$V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; X_i, S_i) = \alpha_1 + \beta \ln Q^1 + \gamma \ln(Y_i^0 - A_i) + \delta \ln X_i + \lambda S_i \quad (49)$$

因而間接效用函數差可寫成下式

$$\begin{aligned} \Delta V_i &= V_i^1(Q^1, Y_i^0 - A_i; X_i, S_i) - V_i^0(Q^0, Y_i^0; X_i, S_i) \\ &= \alpha + \beta \ln\left(\frac{Q^1}{Q^0}\right) + \gamma \ln\left(1 - \frac{A_i}{Y_i^0}\right) \\ &\approx \alpha + \beta \ln\left(\frac{Q^1}{Q^0}\right) - \gamma\left(\frac{A_i}{Y_i^0}\right) \end{aligned} \quad (50)$$

2. 支出函數法

支出函數法估計之函數型式也是設定成線型、線型對數、半對數型及雙對數型等四種函數，分別表示為 (51)、(52)、(53) 及 (54) 式

$$\Delta e_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i \quad (51)$$

$$\Delta e_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i \quad (52)$$

$$\ln \Delta e_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i \quad (53)$$

$$\ln \Delta e_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i \quad (54)$$

以上四式中變數之定義與間接效用函數的 (41) 式至 (44) 式相同。

3. 估計方法

前述所設定的半對數型函數式如 (43) 和 (53)，及雙對數型函數式如 (44) 和 (54) 在估計時是必須自行寫概似函數，而間接效用函數法中的函數，如 (41) 及 (47) 之線型與 (42) 及 (50) 之線型對數，則是可直接使用軟體之內定指令。支出函數法中的線型 (51) 及線型對數 (52)，如果要直接使用軟體之內定指令，則必須經過矩陣轉換過程。

支出函數法中的線型 (51) 及線型對數 (52)，必須經過矩陣轉換過程，



才能直接使用軟體內定指令的原因是，此時假設支出函數之差為線型函數或線型對數函數，估計式之應變數此時就不再是 0 或 1 之指標變數 (註 4)，經由矩陣轉換後 (Cameron 和 James, 1987b)，即可將應變數轉換成 0 或 1 之指標變數來進行估計，此時便可以不必寫概似函數，(16) 式經過轉換後為

$$1 - F_{\eta}\left(\frac{A_i - \Delta e_i}{k}\right) = 1 - F_{\eta}\left[\frac{A_i - \beta X}{k}\right] = 1 - F_{\eta}(-X^{*'}\beta^{**}) \quad (55)$$

其中， Δe_i 乃簡化成 βX ， $X^{*'}$ 為轉換後 (包括受訪價格) 之自變數矩陣， β^{**} 為轉換後待估計之係數，而轉換後之係數與所要求的係數 $\hat{\beta}$ 和 \hat{k} 間之關係為 $\beta^{**} = (\hat{k}^*, \hat{\beta}^*) = \left(\frac{-1}{\hat{k}}, \frac{\hat{\beta}}{\hat{k}}\right)$ ，因此 $\hat{k} = \frac{-1}{\hat{k}^*}$ ， $\hat{\beta} = \frac{-\hat{\beta}^*}{\hat{k}^*}$ 。經轉換後，應變數就可從 Δe_i 轉成 0、1 變數，此時就可直接使用統計軟體中現有的指令 *logit* 或 *probit* 進行估計。估計後，得到 \hat{k}^* ($\hat{k}^* = \frac{-1}{\hat{k}}$) 及 $\hat{\beta}^*$ ($\hat{\beta}^* = \frac{\hat{\beta}}{\hat{k}}$) 而所要求的係數 \hat{k} 及 $\hat{\beta}$ 與變異數經代換與轉換後即可求得。

而支出函數法中的半對數型 (53) 及雙對數型函數 (54)，因其應變數 Δe_i 的部份取自然對數，因此，將應變數由 Δe_i 轉成 $A_i - \Delta e_i$ 時，由於 Δe_i 此時為一以自然對數 e 為底，指數部份為各自變數之線型組合，不再是單純的各自變數的線型組合，即 Δe_i 此時非一般的線型函數，因此，必須自行寫概似函數進行估計。以支出函數下所設定的半對數函數為例，在累積機率分配為羅吉士之假設下，其概似函數可寫為

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{I_i=1} \ln \left\{ 1 - \frac{1}{\left[1 + \exp\left(-\frac{A_i - \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i)}{k}\right)\right]} \right\} \\ & + \sum_{I_i=0} \ln \left\{ \frac{1}{\left[1 + \exp\left(-\frac{A_i - \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i)}{k}\right)\right]} \right\} \end{aligned} \quad (56)$$

如果累積機率分配為標準常態，則其概似函數為



$$\begin{aligned} \ln L &= \sum_{I_i=1} \ln \left\{ 1 - \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{(A_i - \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i))}{k}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds \right\} \\ &= \sum_{I_i=0} \ln \left\{ \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{\frac{(A_i - \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i))}{k}} e^{-\frac{s^2}{2}} ds \right\} \end{aligned} \quad (57)$$

使用任何之逼近方式都必須給各估計參數一個適當之起始值 (starting value)，本文採用之起始值為一嘗試錯誤之過程。雖然，起始值的給定方式是經由嘗試錯誤之過程得來，但是，在羅吉和波比模型之假設下，羅吉和波比模型皆為單峰分配，因此，不論起始值為何，理論上，都會得到單一之極大值 (Maddala, 1983)，所以，即使起始值不同，也會得到同一個極值。但是，如果起始值給得不好，會造成函數根本無法估計；或是離最適值過遠，而有反覆次數 (iteration) 過多而無法收斂之情形。

5. 估計結果與分析

5.1 估計結果

所有的估計結果列於表 2 及表 3，綜合而言，所有函數型式的水質變數都不顯著，其原因可能是因為一般民眾真正希望的是，水質能夠由現在無法飲用改善至可飲用的狀況，因此對於問卷上，游泳用水、水產養殖用水、工業用水等不同改善狀況的詢問方式未能深切領會，因此導致此變數未能如預期中地顯著。

對受訪價格而言，在間接效用函數法中，估計結果對支付意願呈負的影響，而且影響力顯著，顯示受訪價格愈高，受訪者選擇願意支付之機率愈低，這個結果與預期符合。所得在不同函數型式下呈現不同方向的影响力，且此項對支付意願皆沒有顯著的影響力，顯示所得的高低，並不足以影響支付意願之高低。其他出現顯著影響力的變數唯有買水費

表 2 不同函數型式下羅吉 (logit) 之估計結果¹

變數 ^{2,3}	效用函數法					支出函數法				
	(41)	(42)	(43)	(44)	(47)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)
常數項	1.799 (2.054)*	10.118 (2.289)*	2.076 (2.126)*	8.928 (1.776)	2.410 (5.230)**	1.736 (6.288)**	446.080 (1.979)*	1144.500 (1.089)	6.250 (16.861)**	7.377 (4.207)**
Q	0.021 (0.022)		-0.055 (-0.659)				5.354 (0.223)	0.012 (0.312)		
ln Q		(0.219) (0.444)		-0.407 (-0.654)				53.592 (0.423)		0.123 (0.570)
$ \ln(\frac{Q}{Q^0}) $						0.123 (0.644)				
A	-0.004 (-10.252)**		-0.007 (-4.663)**		-0.004 (-10.238)**					
ln A		-1.478 (-7.701)**		-1.166 (-5.390)**						
$\frac{A}{Y}$						-110.83 (-8.356)**				
Y	5.01×10^{-8} (0.013)		-1.306×10^{-6} (-0.378)				1.26×10^{-5} (0.014)		-2.70×10^{-9} (-0.002)	
ln Y		-0.035 (-0.115)		-0.080 (-0.193)				-38.041 (-0.493)		-0.058 (-0.432)
F	0.001 (1.28)	0.074 (0.251)	-4.258×10^{-4} (-0.998)				0.131 (1.344)		1.96×10^{-4} (1.377)	0.073 (0.574)
ln F							0.099 (1.270)		9.80×10^{-5} (1.023)	
C	3.82×10^{-4} (1.005)	0.448 (2.295)*	5.159×10^{-4} (1.242)							0.196 (2.317)*
ln C				0.550 (2.044)*			6.503 (0.484)		0.004 (0.214)	
H	0.025 (0.445)		0.027 (0.403)							



變數 ^{2,3}	效用函數法			支出函數法						
	(41)	(42)	(43)	(44)	(47)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)
ln H		0.009 (0.022)		0.407 (0.730)				-7.591 (-0.084)		4.349×10 ⁻⁴ (0.003)
S	0.045 (0.190)	0.096 (0.326)	0.562 (1.791)	0.524 (1.033)			11.706 (0.194)	24.115 (0.313)	0.027 (0.290)	0.022 (0.170)
G	0.001 (0.047)		-5.911×10 ⁻³ (-0.575)				0.135 (0.048)		-1.31×10 ⁻⁴ (-0.029)	
ln G		-0.656 (-1.113)		-0.426 (-0.599)				-190.730 (-1.182)		-0.338 (-1.282)
E	2.35×10 ⁻⁴ (0.006)	0.004 (0.083)					0.059 (0.006)		-0.001 (-0.086)	
ln E		-0.641 (-1.203)		-0.574 (-0.774)				-191.440 (-1.240)		-0.369 (-1.417)
K							259.050 (10.424)**	260.600 (8.676)**	261.10 (10.366)**	260.59 (8.756)**
模型 χ^2 值 (自由度)	139(9)	107(9)	3027(9)	1079(9)	135(2)	97(2)	237(9)	1092(9)	269(9)	422(9)
正確預測率 (%)	77	79	75	74	77	76	66	77	77	77
概似函數值	-249.376	-154.523	-246.572	-168.38	-251.443	-270.718	-249.376	-158.598	-249.670	-154.424
有效樣本數	524	326	524	326	524	524	524	326	524	326

註 1. 各估計函數分別為

(41) 線型: $\Delta V_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i$;
 (43) 半對數型: $\ln \Delta V_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i + \omega A_i$;

(47) 線型 (間接): $\Delta V_i = \alpha' + \beta' Q + \gamma' A_i$;

(51) 線型: $\Delta e_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i$;

(53) 半對數型: $\ln \Delta e_i = \alpha + \beta Q + \gamma Y_i + \delta X_i + \lambda S_i$;

註 2. 各估計係數下括號內的數值為 t 統計量。

註 3. * 表示通過在 0.05 顯著水準下顯著的變數。

** 表示通過在 0.01 顯著水準下顯著的變數。

(42) 線型對數: $\Delta V_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i + \omega \ln A_i$;

(44) 雙對數型: $\ln \Delta V_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i + \omega \ln A_i$;

(50) 線型對數 (間接): $\Delta V_i \approx \alpha + \beta \ln(Q/A_i) - \gamma(\frac{A_i}{Y_i})$

(52) 線型對數: $\Delta e_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i$;

(54) 雙對數型: $\ln \Delta e_i = \alpha + \beta \ln Q + \gamma \ln Y_i + \delta \ln X_i + \lambda S_i$;

表3 不同函數型式下波比 (probit) 之估計結果¹

變數 ^{2,3}	效用函數法					支出函數法				
	(41)	(42)	(43)	(44)	(47)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)
常數項	1.141 (2.267)*	5.670 (2.262)*	1.466 (1.889)	7.842 (1.584)	1.456 (5.540)**	0.857 (18.641)**	501.282 (2.325)*	944.597 (0.947)	6.295 (17.564)**	7.210 (4.337)**
Q	0.013 (0.246)		-0.028 (-0.659)		-8.365×10 ⁻⁴ (-0.025)		2.406 (0.104)	0.006 (0.312)		
ln Q		0.095 (0.329)		-0.449 (-0.764)				14.802 0.119		0.058 (0.276)
$ \ln(\frac{Q_1}{Q_n}) $						0.021 (0.638)				
A	-0.002 (-11.021)**		-0.006 (-6.119)**		-0.002 (-11.072)**					
ln A		-0.814 (-8.364)**		-1.101 (-4.956)**						
$\frac{A}{Y}$						-21.133 (-10.926)**				
Y	1.197×10 ⁻⁷ (0.056)		-0.015 (-0.048)				7.35×10 ⁻⁵ (0.081)		1.840 ×10 ⁻⁸ (0.013)	
ln Y		0.002 (0.011)		-0.115 (-0.267)				-20.458 (-0.27)		-0.038 (-0.291)
F	2.561×10 ⁻⁴ (1.163)		-3.120×10 ⁻⁴ (-0.930)				0.112 (1.190)		1.726×10 ⁻⁴ (1.256)	
ln F		0.012 (0.068)		-0.401 (-1.042)				51.800 (0.702)		0.081 (0.663)
C	1.890×10 ⁻⁴ (0.951)		3.778×10 ⁻⁴ (1.233)				0.078 (0.915)		7.968×10 ⁻⁵ (0.869)	
ln C		0.251 (2.268)*		0.498 (1.883)				96.902 (2.049)*		0.169 (2.115)*



變數 ^{2,3}	效用函數法					支出函數法				
	(41)	(42)	(43)	(44)	(47)	(50)	(51)	(52)	(53)	(54)
H	0.015 (0.479)		0.021 (0.309)				5.944 (0.432)		0.004 (0.223)	
ln H		0.014 (0.064)		0.388 (0.697)				-20.714 (-0.212)		-0.028 (-0.181)
S	0.041 (0.301)	0.098 (0.568)	0.400 (1.851)	0.606 (1.174)			23.903 (0.411)	40.802 (0.547)	0.045 (0.494)	0.057 (0.453)
G	-2.1×10^{-4} (-0.033)		-0.009 (-0.984)				0.045 (0.016)		-1.748×10^{-4} (-0.041)	
ln G		-0.384 (-1.113)		-0.283 (-0.417)				-163.839 (-1.125)		-0.297 (-1.183)
E	-0.001 (-0.056)		0.014 (0.383)				-0.911 (-0.093)		-0.003 (-0.159)	
ln E		-0.387 (-1.235)		-0.440 (-0.587)				-187.207 (-1.393)		-0.356 (-1.394)
K							-427.350 (-10.085)**	-435.730 (-8.959)**	429.62 (11.132)**	435.94 (9.281)**
模型 χ^2 值 (自由度)	141(9)	105(9)	363(9)	1256(9)	137(2)	96(2)	143(9)	102(9)	708(9)	456(9)
正確預測率 (%)	80	80	77	76	77	75	77	77	75	76
概似函數值	-248.561	-155.780	-245.609	-169.013	-250.448	-271.030	-246.702	-156.679	-246.934	-156.370
有效樣本數	524	326	524	326	524	524	524	326	524	326

註 1. 各估計函數定義同表 3。

註 2. 各估計係數下括號內的數值為 t 統計量。

註 3. * 表示通過在 0.05 顯著水準下顯著的變數。
 ** 表示通過在 0.01 顯著水準下顯著的變數。



(在間接效用函數中羅吉和波比下之線型對數 (42)、羅吉模型下雙對數函數 (44)、支出函數羅吉和波比模型下之線型對數 (52) 及雙對數型 (54))，而且所有的影響方向皆為正，顯示買水費愈高，民眾愈有改善水質的需求；願意支付受訪價格的機率也就愈高。其他的變數雖然都不顯著，然其大致的方向是自來水費愈高，支付意願增加，其原因可能是因為既然支付愈多自來水費，對於水質改善之意願亦更強烈。

家庭人口數除了支出函數法中之羅吉和波比模型下的線型對數 (52)，及波比模型下之雙對數函數 (54) 之外，對支付意願皆有正的影響力，其原因可能是因為家庭人口數愈多，對乾淨水質的需求也就更殷切。教育程度除了間接效用函數羅吉模型下線型函數 (41)、半對數型函數 (43) 及支出函數羅吉模型線型函數 (51) 外，其餘皆對支付意願有負的影響力；其原因可能是因為教育程度愈高，愈認為自來水費中應已包括清理水質之費用在內，不必要另外再付錢去改善水質之故。年齡變數大致上對支付意願有負的影響。

以上所有變數中，只有受訪價格及買水費出現顯著的影響力，其它變數對支付意願的影響皆不顯著，即支付意願不因這些變數之不同而有顯著地不同。同時由模型正確預測率 (correct predicted percentage) 及模型卡方值 χ^2 (chi-square) 所顯示之整體模型之適合度 (goodness of fit) 可看出除了表 2 中支出函數下線型函數 (51) 外，所有模型之正確預測率幾乎都接近 80%；而模型卡方值亦顯現各個模型整體而言為顯著的。

5.2 平均願付價格及其信賴區間之推定

1. 平均願付價格

在間接效用函數所設定的十二種函數式中，有四個函數形式因積分式無法化簡，故其平均願付價格無法計算，其中除了直接假設間接效用函數差為線型對數 (42) 之波比模型之外，其餘共同的特徵皆為將應變數取自然對數，由此再經過積分之運算式，往往使得運算式變得複雜而不



表 4 平均願付價格及其 95%信賴區間之估計值¹

模型設定 ²	平均願付價格	95%信賴區間	
		上限值	下限值
效用函數			
羅吉 (logit)			
(41)	599.52	643.12	555.33
(42)	561.65	**	**
(43)	640.56	**	**
(44)	*	**	**
(47)	598.64	647.02	553.89
(50)	686.86	727.28	644.33
波比 (probit)			
(41)	602.79	**	**
(42)	*	**	**
(43)	*	**	**
(44)	*	**	**
(47)	604.68	**	**
(50)	694.47	**	**
支出函數			
羅吉 (logit)			
(51)	634.64	729.12	540.15
(52)	614.89	722.90	506.88
(53)	632.64	682.05	583.22
(54)	511.44	602.47	434.16
波比 (probit)			
(51)	632.26	***	***
(52)	616.42	***	***
(53)	631.93	707.82	556.44
(54)	606.12	695.94	511.76
無母數模型	563.55	610.39	516.72

註 1. *代表雖有估計結果，但因為積分式化簡之問題而無法得出其平均值。

**代表信賴區間之求取過程，無法將積分式化為無積分之極限模擬式。

***代表無法得到矩陣轉換後之互變異數矩陣，因此，轉換後之信賴區間不可得。

註 2. *各函數型式之定義與表 2 同。



可行。

各函數型式下平均願付價格的估計值如表 4，對於間接效用函數法，可得到一共同結論，即間接假設效用差為線型對數 (50) 時，則不論是羅吉或波比模型之設定，由此所得的平均願付價格值 (分別為 686.86 元及 694.47 元)，都遠高於同組其它不同函數型式下之值，若進一步將間接效用函數中羅吉模型下所得的五個值予以平均，可得此五個數的平均值為 617.45 元，將間接效用函數中波比模型下所得的三個值平均後，可得其值為 633.98 元。可見在兩種模型下間接假設效用差為線型對數的 (50) 式，其求出之平均願付價格，的確有高於其他函數型式的現象。此外，可發現另一共同點，不論直接假設效用差或間接假設效用差為線型函數 (41) 及 (47)，兩者差距都非常小，在羅吉模型下分別為 599.52 元及 598.64 元，在波比模型下為 602.79 元及 604.68 元。既然在二種函數型式之結果幾乎一樣，而直接假設效用差之有 9 個自變數遠超過間接假設效用差的 2 個，在時間及經費的考量上，或許就可以間接假設效用差的方式取代直接假設的方式。在支出函數法中，可發現不論在羅吉或波比之設定下，線型函數 (51) 及半對數型 (53) 估出的結果相差小於 2 元 (羅吉模型下為 634.64 元、632.64 元，波比模型下為 632.26 元及 631.93 元)。

一般而言，羅吉模型和波比模型的累積機率分配情形相似，實證結果亦顯示，在同一反應函數形式設定下，除了支出函數法中的雙對數型 (54) 外，羅吉模型與波比模型所估算出的平均願付價格值均很接近。將所有假設母體為連續型函數所求出的願付價格平均值 (共 18 個數的平均值，為 616.93 元)，和無母數模型的平均願付價格 (563.55 元) 做比較，結果發現，無母數模型有偏低的現象，此乃由於其未考慮母體整體分配之情形所致。

另外對二大類反應函數做比較時，由表 4 可發現，在不同反應函數，同一模型及函數式下求出的平均願付價格之點推定值完全不同，但就廣義而言，仍無法斷言二種方法下是否有顯著的差異，因此，信賴區間的



計算是必要的。

2. 信賴區間之推定

反應函數設定為效用差的各種函數，是以 Krinsky 和 Robb(1986) 的模擬方法 (simulation method) 來計算各平均願付價格的區間推定，模擬所需之公式必須將平均願付價格期望值之公式，化簡為不帶有積分之極限式 (註 5)，羅吉模型下的線型對數、半對數函數及雙對數函數，由於無法將積分式化成不帶有積分的極限式，而波比模型的累積機率分配函數牽涉到雙重積分，更是無法將積分式單純化到無積分的式子，因此，也無法得到其信賴區間。

相較於間接效用函數法，支出函數法之信賴區間的計算方式顯得簡單多了。但是，在支出函數法中，波比模型下的線型及線型對數，由於此二式之估計是經過矩陣轉換而來，因而計算信賴區間時，待估計參數的互變異數矩陣經過轉換後未能求得，故亦未計算其信賴區間。

表 4 顯示，在間接效用函數法及支出函數法兩種不同設定下，對於線型函數而言，二者之平均願付價格皆在對方的信賴區間之間，顯示線性函數不論由間接效用函數或支出函數出發，其廣義上具對偶之關係。另外，亦可發現間接效用函數下羅吉函數，間接假設效用差為線型對數函數，其下限值明顯高過其他函數型式所得出之平均願付價格值。除此之外，支出函數下羅吉模型之雙對數函數，其下限值則較其他函數為低。將各函數形式所得平均願付價格的平均值 616.93 元與各信賴區間做比較，可發現除了上述二種較高及較低的區間外，616.93 元都會落在其餘七個信賴區間內。因此，如果在實證上必須給決策單位一明確的平均願付價格，616.93 元應具有相當的可信度。

除了上述信賴區間的計算方式外，本文亦計算了 Duffield 和 Patterson 的不連續無母數模型，得到的結果亦列於表 4 中。由表 4 可看出，假設母體分配為連續時，所求出各函數的平均願付價格值，超過一半以上都不會落於無母數模型中的上下限之間，其原因可能是因為無母數模型是只就觀

察到的樣本做推定，其範圍不免會有無法顧及整個母體分配之缺點，但其估出之平均值卻能落於大多數假設母體為連續分配之函數上下限中，此顯示無母數模型所計算出之平均值，亦不失其可信度。

5.3 需求曲線的導出及反應函數合理化之檢定

1. 間接效用函數法

將直接假設間接效用函數差為線型 (41)、線型對數 (42)、半對數 (43)、雙對數 (44)，及間接假設效用差為線型 (47)、線型對數 (50) 等函數之估計結果分別代入羅吉模型設定下之 (35) 式中，即可得到各式之需求函數。除了 (42) 及 (44) 式由於積分式無法化簡外，羅吉模型下 (41)、(43)、(47) 及 (50) 式之需求函數分別以 $P_{ull}(Q)$ 、 $P_{uls}(Q)$ 、 $P_{ulvi}(Q)$ 及 $P_{ulvg}(Q)$ 表示如下

$$\begin{aligned}
 P_{ull}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{1 + \exp(-2.65 - 0.02Q + 0.004A_i)} dA_i \\
 &= \frac{5.25}{1 + e^{-2.65-0.02Q}} - \frac{5.25}{1 + e^{1.35-0.02Q}}
 \end{aligned} \tag{58}$$

$$\begin{aligned}
 P_{uls}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{1 + \exp(-\exp(2.1 - 0.06Q - 0.007A_i))} dA_i \\
 &= \frac{7.86}{1 + e^{-e^{-4.9-0.06Q}}} - \frac{7.86}{1 + e^{-e^{2.1-0.06Q}}}
 \end{aligned} \tag{59}$$

$$\begin{aligned}
 P_{ulvi} &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{1 + \exp(-2.41 + 0.002Q + 0.004A_i)} dA_i
 \end{aligned}$$

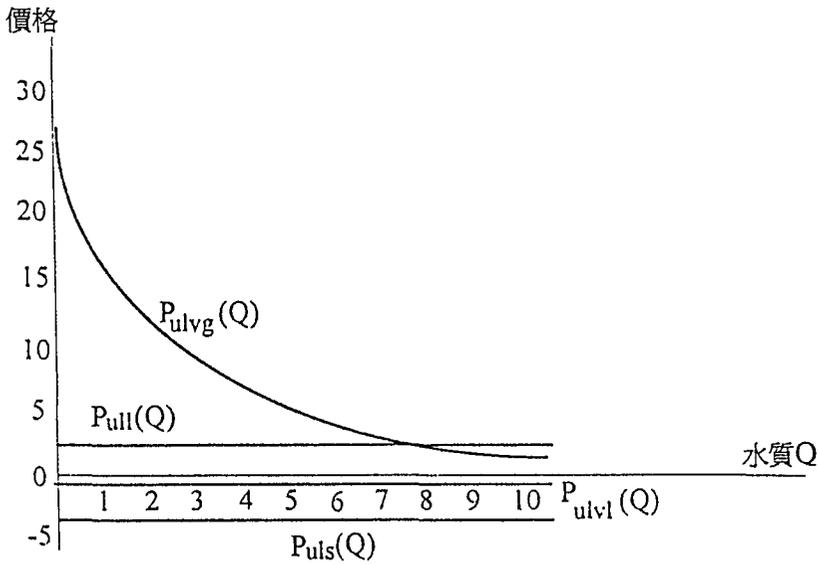


圖 3 不同效用函數羅吉模型下水質之需求曲線

$$= \frac{-0.59}{1 + e^{-2.41+0.002Q}} + \frac{0.59}{1 + e^{1.34+0.002Q}} \quad (60)$$

$$\begin{aligned}
 P_{ulvg} &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{1 + \exp(-1.74 - 0.12 \ln Q + 0.002A_i)} dA_i \\
 &= \frac{59.31}{(1 + e^{-1.74-0.12 \ln Q}) \times Q} + \frac{59.31}{(1 + e^{0.33-0.12 \ln Q}) \times Q} \quad (61)
 \end{aligned}$$

在合理的 BOD 變動範圍內，也就是水質 Q 由 1 至 10 的變動，可得出這些函數在羅吉模型下之需求曲線如圖 3。

同理，在波比模型下上述函數式之需求函數分別以 $p_{upvl}(Q)$ 、 $P_{ups}(Q)$ 、 $P_{upvl}(Q)$ 及 $P_{upvg}(Q)$ 表示如下



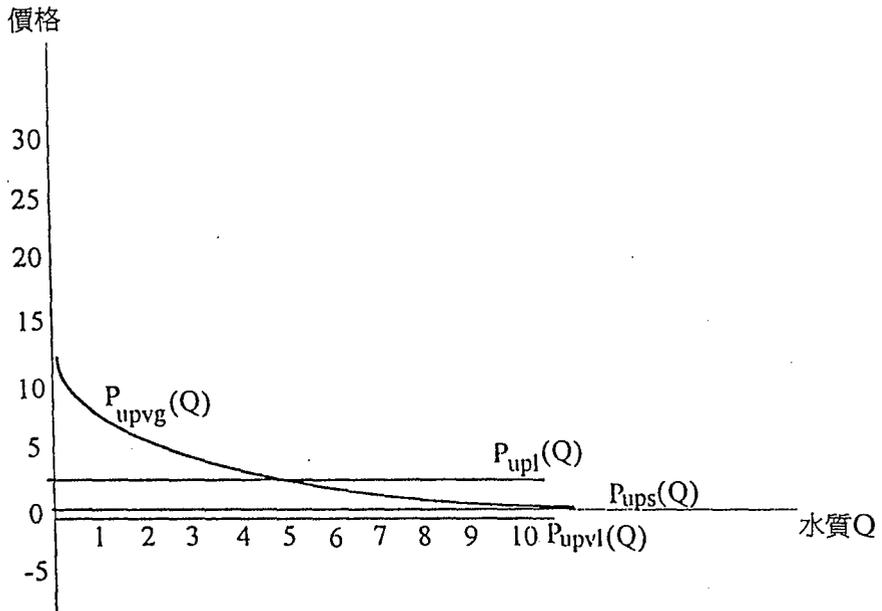


圖 4 不同效用函數波比模型下水質之需求曲線

$$\begin{aligned}
 P_{upl}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{1.41+0.013Q-0.002A_i} e^{-\frac{s^2}{2}} ds dA_i \\
 &= \frac{6.5\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{-0.5859+0.013Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}} + \frac{6.5\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{1.4141+0.013Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}} \\
 &= \frac{\quad}{\sqrt{2\pi}} \tag{62}
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_{ups}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{\sqrt{\pi}} \int_{-\infty}^{-800.52-0.028Q-0.006A_i} e^{-\frac{s^2}{2}} ds dA_i \\
 &= 0 \tag{63}
 \end{aligned}$$



$$\begin{aligned}
 P_{upvl}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_0^{1000} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{1.46-8.37 \times 10^{-4}-0.002A_i} e^{-\frac{S^2}{2}} ds dA_i \\
 &= \frac{0.42\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{-0.54-8.37 \times 10^{-4}Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}} - \frac{0.42\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{1.46-8.37 \times 10^{-4}Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}} \\
 &= \frac{\quad}{\sqrt{2\pi}} \quad (64)
 \end{aligned}$$

$$\begin{aligned}
 P_{upvg}(Q) &= \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} \\
 &= \frac{\partial}{\partial Q} \int_1^{100} \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \int_{-\infty}^{0.86+0.02 \ln Q-3.95 \times 10^{-4}A_i} e^{-\frac{S^2}{2}} ds dA_i \\
 &= \left(\frac{53.16\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{0.46+0.02 \ln Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}Q} + \frac{53.16\sqrt{\pi} \times \text{Erf} \left[\frac{0.86+0.02 \ln Q}{\sqrt{2}} \right]}{\sqrt{2}} \right) \\
 &= \frac{\quad}{\sqrt{2\pi}} \quad (65)
 \end{aligned}$$

同理，將水質變數 Q 分別以 1 至 10 代入，得到各函數之需求曲線如圖 4。

將前述羅吉模型及波比模型所求得之需求函數對水質變數 Q 再微分一次，即可得需求曲線之斜率，在 1 至 10 的 Q 值範圍內，不論 Q 之值為何，羅吉及波比模型下直接效用差的線型函數，即 P_{ull} 和 P_{upl} ；間接效用差的線型對數 P_{ulvg} 和 P_{upvg} ；波比模型下之間接效用差的線型 P_{upvl} 的需求曲線斜率皆小於零；波比模型下之直接效用差的半對數型需求函數 P_{ups} 等於零，其餘則為正斜率之需求曲線。

2. 支出函數法

將假設支出差為線型 (51)、線型對數 (52)、半對數型 (53)、雙對數型 (54) 之估計結果代入羅吉模型設定下之 (36) 式中，即可得到各式之需求函數。羅吉模型下上述各式之需求函數分別以 $P_{ell}(Q)$ 、 $P_{elg}(Q)$ 、 $P_{els}(Q)$ 及 $P_{eld}(Q)$ 表示如下



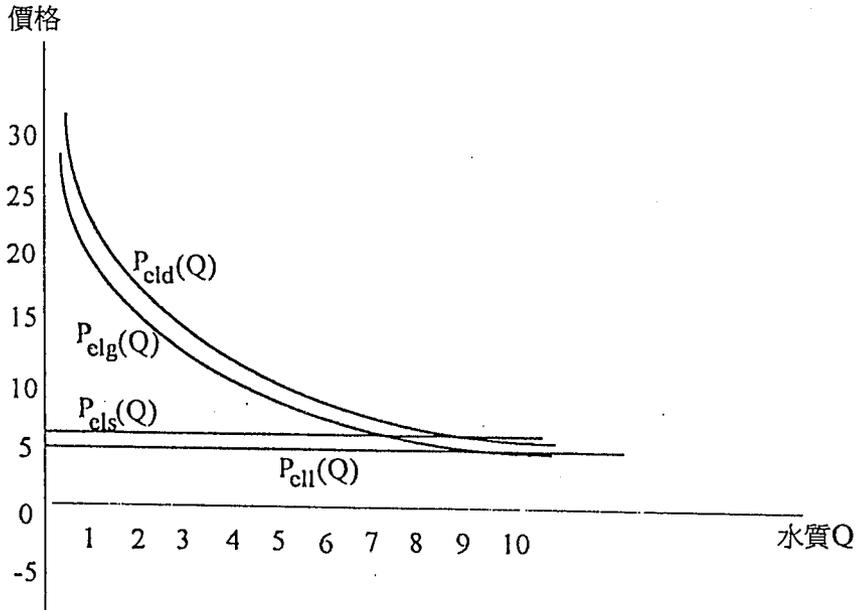


圖 5 不同支出函數羅吉模型下水質之需求曲線

$$P_{ell}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(609.77 + 5.354Q)}{\partial Q} = 5.354 \quad (66)$$

$$P_{elg}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(795.61 + 53.592 \ln Q)}{\partial Q} = \frac{53.592}{Q} \quad (67)$$

$$P_{els}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(e^{6.39+0.012Q})}{\partial Q} = 7.153e^{0.012Q} \quad (68)$$

$$P_{eld}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(e^{6.22+0.123 \ln Q})}{\partial Q} = \frac{61.994e^{0.123 \ln Q}}{Q} \quad (69)$$

與前述間接效用函數法相同，將以上式子中的 Q 分別代入 1 至 10 的值，可得出這些函數在羅吉模型下之需求曲線如圖 5。

波比模型下在前述的支出函數形式下之需求曲線分別以 $P_{epi}(Q)$ 、 $P_{epg}(Q)$ 、 $P_{eps}(Q)$ 及 $P_{epd}(Q)$ 表示如下



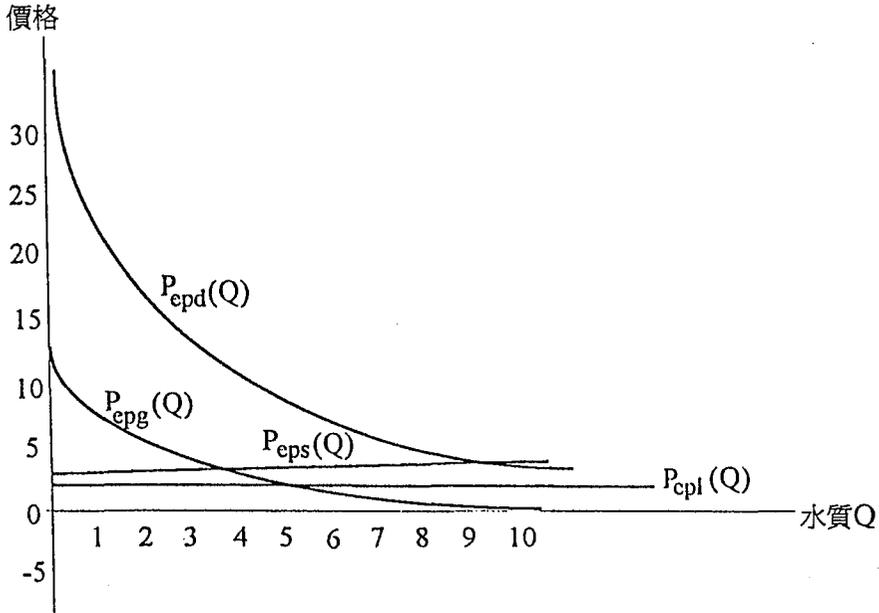


圖 6 不同支出函數波比模型下水質之需求曲線

$$P_{epi}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(621.08 + 2.406Q)}{\partial Q} = 2.406 \quad (70)$$

$$P_{epg}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(594.38 + 14.802 \ln Q)}{\partial Q} = \frac{14.802}{Q} \quad (71)$$

$$P_{eps}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(e^{6.41+0.006Q})}{\partial Q} = 3.65e^{0.006Q} \quad (72)$$

$$P_{epd}(Q) = \frac{\partial E(WTP)}{\partial Q} = \frac{\partial(e^{6.32+0.058 \ln Q})}{\partial Q} = \frac{32.22e^{0.058 \ln Q}}{Q} \quad (73)$$

同理將 (70) 至 (73) 式內之 Q 分別代入 1 至 10 之值，亦可得出支出函數波比模型下之需求曲線如圖 6。同理，在水質變數 Q 由 1 至 10 的範圍內，支出函數之羅吉模型及波比模型下線型、線型對數和雙對數型之需求曲線為非正斜率。

6. 結 論

一般的公共財由於其在消費上不具有敵對性及排他性，使得這類財貨不存在市場交易價格，因此，代表邊際效益的需求函數無法像估計私有財的方式得出，因而，使用非市場評價法乃成爲推估公共財需求曲線的憑藉之一。非市場評價法中的封閉式條件評估法，則是最接近一般民眾在交易過程中只決定「買」或「不買」之購買行爲。在封閉式條件評估法中對平均願付價格之推估，反應函數之設定有兩種，第一種是由 Hanemann(1984)提出的間接效用函數法，另外一種是由 Cameron和 James(1987a, 1987b)提出的支出函數法，而 McConnell(1990)曾證明當二種函數之隨機項爲零或所得之邊際效用固定時，二種反應函數會有對偶發生。

在方法上，間接效用函數法是根據受訪者在兩種不同狀況下所得到之效用滿足水準來決定願否支付受訪金額。而支出函數法則是爲維持在某一效用水準下，以不同的狀況下之所得差額與受訪價格做比較。在兩種反應函數之設定下，估計函數型式之採用，本研究以線型、線型對數、半對數型及雙對數型等四種函數進行，將這四種不同的函數型式又分別以羅吉和波比模型估計之，以求得各函數型式下之平均願付價格。一般而言，平均願付價格之點推定值不會相同，因而，爲比較由不同函數型式與估計模型之結果是否具有顯著的差異，進一步比較了各平均願付價格之信賴區間的推定值。

關於信賴區間的推定，本研究使用三種方法，當間接效用函數之分配假設爲連續時，使用 Krinsky 和 Robb 的方法來推估信賴區間。當分配函數爲連續且反應函數設定爲支出之差時，平均值之信賴區間計算方式，採用 Cameron 所提出的類似於一般最小平方方法估算信賴區間的方式。第三種計算信賴區間之方式則是 Duffield 和 Patterson 的不連續無母數模型。



同時各模型之希克斯受補償需求函數亦由其平均願付價格推導而得，本研究分別以經濟理論上，需求為非負且斜率應為非正的性質來檢驗其結果之合理性。

結果顯示水質這個環境品質變數對支付意願之影響並不顯著，而受訪價格對支付意願則呈負的顯著影響，所得項亦沒有顯著的影響力。關於個人社會特徵變數方面，有顯著影響力的為買水費，其餘的變數，即自來水費、家庭人口數、教育程度、年齡則都不顯著。對於模型整體適合度而言，正確預測率幾乎都接近 80%；而模型卡方值亦顯現各個模型整體而言為顯著的。

一般而言，羅吉模型和波比模型的累積機率分配情形相似，實證結果亦顯示，在同一反應函數形式設定下，除了支出函數法中的雙對數型(54)外，羅吉模型與波比模型所估算出的平均願付價格值均很接近。又由所估算之平均願付價格可發現，在間接效用函數法下，間接假設間接效用函數差為線型對數函數所得之值，明顯高於其它函數之值。另外，在線型函數之假設下，間接假設效用差之函數與直接假設效用差之方式，兩者所得之平均願付價格值沒有顯著的差異，又由於間接假設效用差有其理論之優越性，因此可以間接設定效用差取代直接假設效用差。在支出函數法中，估計方法之使用上，經由矩陣轉換或是自行寫概似函數，二者所得的平均願付價格差別不大，顯示二種估計方法類似之處。

在假設不連續分配下之無母數方法所估計的平均願付價格為每戶每兩個月 563.55 元，較所有連續函數之平均值 616.93 元，明顯低了許多，但是在無母數模型之假設下所得到的平均願付價格，其值會落於大多數連續模型下之信賴區間內，表示此值不失其可信度。另外，平均 10 種函數式與 2 種估計模型所求得的 18 個連續函數之平均每戶每兩個月願付價格為 616.93 元，此值落於大部份函數型式下之信賴區間內，此顯示若無法判斷何種函數型式為最佳的情況下，此值具有相當之可信度。

水質受補償需求函數之推導，須透過一連續之水質變數，然而，水



質變數在各個函數設定下皆不顯著，此或許顯示受訪者未能完全會意以生化需氧量之變動做為水質改善程度之解釋。但是在實證上，如果將水質變數之估計參數視為零；直接將估出之係數代入可發現，唯有直接假設效用差或支出差為線型函數之設定符合所有的經濟理論性質，即需求非負且斜率小於或等於零之假設。

綜合而言，在理論上，先假設間接效用函數為線型，再求其效用差；亦即間接假設效用差為線型函數之設定，符合理論上間接效用函數和支出函數間之對偶性。此外，此種函數之設定，效用函數有其來源，不像直接假設效用差之方式，並不知道其背後隱含之間接效用函數。

在方法上，估計平均願付價格的過程中，二種方法的難易程度大不相同，支出函數法不像間接效用函數法那樣牽涉到複雜的積分問題，因此較為簡單。而在同為間接效用函數法或支出函數法下，其過程的難易又因羅吉和波比模型之不同而有所不同，在波比模型下求取平均願付價格時，因為必須經過雙重積分，所以不像羅吉模型那樣單純。故而，在估計之方法上，以支出函數法下的羅吉模型最為簡易，而間接效用函數法下的波比模型則最為困難。所以在分析封閉式條件評估資料時，除了考慮反應函數理論之合理性外，亦需考慮其在實證估計上之簡便與可行性。

註 解

1. 封閉式條件評估 (closed-ended contingent valuation) 又稱為條件政策議決 (contingent policy referendum)；二元選擇條件評估 (dichotomous choice contingent valuation) 或間斷選擇條件評估 (discrete choice contingent valuation)。
2. 本文反應函數設定為效用函數是採目前大多數研究所用的間接效用函數，文獻上採用直接效用函數者只有 Cameron (1992) 一研究，本研究實證上沒有比較反應函數設定為直接效用及間接效用之差異，而此二者之差別如 Cameron (



1992) 所言，設定為前者乃方便且可直接表示出該函數式之無異曲線形狀，而設定為後者乃認定一般假設價格為外生變數較假設數量為外生變數合理。感謝評審之一提出此點意見，將此比較一併納入，加上本文即將進行的各種比較，此應可涵蓋文獻上所有條件評估法實證所採行之各種模型的比較。

$$\begin{aligned}
 3. E(x) &= \int_{-\infty}^{\infty} xf(x)dx = \int_{-\infty}^{\infty} x dF(x) = xF(x)|_{-\infty}^{\infty} - \int_{-\infty}^{\infty} F(x)dx \\
 &= xF(x)|_{-\infty}^{\infty} - \left[\int_{-\infty}^0 F(x)dx + \int_0^{\infty} F(x)dx \right] \\
 &= xF(x)|_{x=\infty} - xF(x)|_{x=-\infty} - \int_{-\infty}^0 F(x)dx - \int_0^{\infty} F(x)dx \\
 &= x|_{x=\infty} - \int_{-\infty}^0 F(x)dx - \int_0^{\infty} F(x)dx (\because F(\infty) = 1, F(-\infty) = 0) \\
 &= \int_0^{\infty} dx - \int_{-\infty}^0 F(x)dx - \int_0^{\infty} F(x)dx \\
 &= \int_0^{\infty} [1 - F(x)]dx - \int_{-\infty}^0 F(x)dx
 \end{aligned}$$

4. (6) 式的間接效用函數法中，是將間接效用函數差與 0 做比較，差值大於 0 時，表示願意支付受訪價格，以指標 I_i 等於 1 表示，反之，則 I_i 為 0，因此，在間接效用函數法中直接使用軟體內定指令時，其應變數是為 0 或 1 的變數，但 (15) 式的支出函數法中，則是將支出函數差做為應變數，如果要把此時之應變數亦以 0 或 1 來表示，就必須將應變數改為支出函數差減去受訪價格，大於 0 時，以指標 I_i 等於 1 表示，反之，則等於 0，因此，應變數也就成為 0 或 1 的變數。

5. 舉例來說，如果假設間接效用差為一線型函數，則其化簡式如下式

$$E(WTP) = \int_0^{A_{\max}} F_z(\Delta V(A)) dA$$



$$\begin{aligned}
&= \int_0^{A_{\max}} \frac{1}{1 + \exp(-\Delta V(A))} dA \\
&= \int_0^{A_{\max}} \frac{1}{1 + \exp(-(\alpha + \beta Q + \gamma Y + \delta X + \lambda S + \omega A))} dA \\
&= \lim_{t \rightarrow A_{\max}} \frac{1}{\omega} \log(1 + \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y + \delta X + \lambda S + \omega A)) \Big|_0^t \\
&= \frac{1}{\omega} [\log(1 + \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y + \delta X + \lambda S + \omega A_{\max})) \\
&\quad - \log(1 + \exp(\alpha + \beta Q + \gamma Y + \delta X + \lambda S))]
\end{aligned}$$

參考文獻

- 吳珮瑛，蔡惠雯 (1993) 「水質受補償需求函數之估計：封閉式條件評估資料之應用」，臺灣土地金融季刊，30：4，65-88。
- 陳明健，吳珮瑛，蔡惠雯，陳怡欽，陳雅琴 (1993) 「台灣養豬事業之社會成本分析與解決對策(二)」，行政院環境保護署補助研究計劃。EPA-82-E3E1-09-02。台灣大學農業經濟研究所。
- 陳宜廷 (1993) 「台灣地區空氣品質改善之健康效益研究——假設市場評價法之應用」，碩士論文，台灣大學經濟學研究所。
- 劉錦添 (1990) 「淡水河水質改善的經濟效益評估——封閉式假設市場評估法之應用」，經濟論文。18：2，99-128。
- 蔡惠雯 (1993) 「自來水原水品質需求之研究——條件評估法之應用」，碩士論文，台灣大學農業經濟研究所。
- Bishop, R. C. and T. A. Heberlein (1979) "Measuring Values of Extramarket Goods: Are Indirect Measures Biased?" American Journal of Agricultural Economics 61, 926-930.

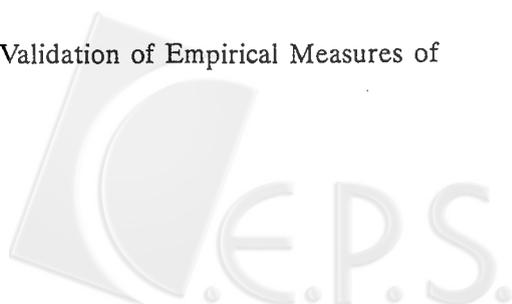


- Bowker, J. M. and J. R. Stoll (1988) "Use of Dichotomous Choice Nonmarket Methods to Value the Whooping Crane Resource," *American Journal of Agricultural Economics*, 70, 372-381.
- Bradford, D. F. (1970) "Benefit-Cost Analysis and Demand Curves for Public Goods," *Kyklos*, 23, 775-791.
- Cameron, T. A. and M. D. James (1987a) "Estimating Willingness to Pay from Survey Data: An Alternative Pre-Test-Market Evaluation Procedure," *Journal of Marketing Research*, 24, 389-395.
- Cameron, T. A. and M. D. James (1987b) "Efficient Estimation Methods for Use with 'Closed-Ended' Contingent Valuation Survey Data," *Review of Economics and Statistics*, 69, 269-276.
- Cameron, T. A. (1988) "A New Paradigm for Valuing Non-market Goods Using Referendum Data: Maximum Likelihood Estimation by Censored Logistic Regression," *Journal of Environmental Economics and Management*, 15, 355-379.
- Cameron, T. A. (1991) "Interval Estimates of Non-Market Resource Values from Referendum Contingent Valuation Surveys," *Land Economics*, 67, 413-421.
- Cameron, T. A. (1992) "Combining Contingent Valuation and Travel Cost Data for the Valuation of Nonmarket Goods," *Land Economics*, 68, 302-317.
- Cooper, J. C. (1994) "A Comparison of Approaches to Calculating Confidence Intervals for Benefit Measures from Dichotomous Choice Contingent Valuation Surveys," *Land Economics*, 70, 111-122.
- Duffield, J. W. and D. A. Patterson (1991) "Inference and Optimal Design for a Welfare Measure in Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Land Economics*, 67:2, 225-239.
- Hanemann, W. M. (1984) "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66, 332-



341.

- Hanemann, W. M. J. Loomis and B. Kanninen (1990) "Estimation Efficiency and Precision of Benefit Estimates from Use of Double Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," Working paper, Department of Agricultural and Resource Economics, University of California, Berkeley.
- Hoehn, J. P. and A. Randall (1987) "A Satisfactory Benefit Cost Indicator from Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 14, 226-247.
- Krinsky, I. and A. L. Robb (1986) "On Approximating the Statistical Properties of Elasticities," *Review of Economics and Statistics*, 68, 715-719.
- Maddala, G. S. (1983) *Limited-dependent and Qualitative Variable in Econometrics*, Ch. 2. Cambridge University Press.
- McConnell, K. E. (1990) "Models for Referendum Data: The Structure of Discrete Choice Models for Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 18, 19-34.
- Mitchell, R. C. and R. T. Carson (1989) *Using Surveys to Value Public Goods : The Contingent Valuation Method*, Washington, D.C.: Resources for the Future.
- Park, T., J. B. Loomis and M. Creel (1991) "Confidence Intervals for Evaluating Benefit Estimates from Dichotomous Choice Contingent Valuation Studies," *Land Economics*, 67, 64-73.
- Park, T. and J. Loomis (1992) "Comparing Models for Contingent Valuation Surveys: Statistical Efficiency and the Precision of Benefit Estimates," *Northeastern Journal of Agricultural and Resources Economics*, 21, 170-176.
- Randall, A., B. Ives and C. Eastman (1974) "Bidding Games for Valuation of Aesthetic Environmental Improvements," *Journal of Environmental Economics and Management*, 1, 132-149.
- Sellar, C., J. R. Stoll and J. P. Chavas (1985) "Validation of Empirical Measures of



Welfare Change: A Comparison of Nonmarket Techniques,” *Land Economics*, 61, 156-175.

Sellar, C., J. P. Chavas and J. R. Stoll (1986) “Specification of the Logit Model: The Case of Valuation of Nonmarket Goods,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 13, 382-390.



Estimation of Demand Functions for Environmental Quality: Comparing Models for Contingent Valuation Experiments

Pei-Ing Wu and Wen-Hua Hsieh

Department of Agricultural Economics, National Taiwan University

A comprehensive discussion and comparison of two competing models, Hanemann's utility difference model and Cameron's expenditure difference model, in the analysis of contingent policy referendum data are presented. The comparison of Hanemann's and Cameron's model, an extension of earlier work, is analyzed by logit and probit model under different specification of utility and expenditure difference functional forms. The welfare measure of mean willingness to pay and the corresponding confidence interval are estimated. The Hicksian demand function for each specification is also derived.

A set of data with 540 households from a contingent policy referendum experiment, a study conducted for the improvements of running water quality in Tung-kang creek of Ping-tung shian in Taiwan, is employed for our purpose.

In summary, choice of models and functional specifications should consider not only the theoretical plausibility but also the empirical applicability and convenience. For all functional forms specified in this research, linear, linear-log, semi-log, and double-log, interpretation of response function as expenditure difference results a better performance in model estimation, mean welfare measure calculation, confidence intervals computation, and Hicksian demand function derivation if the function exists for good to be valued.

