

考量起價點偏誤之 WTP 估計— 台灣高血壓疾病預防之應用

葉寶文·傅祖壇*

摘要

在 CVM 研究中，旅遊休憩、環境品質與身體健康改善等係目前從事願付價值經濟效益評估之熱門議題。問卷設計上，不論是依循 Hanemann(1984)間斷的單界二分選擇模型或 Hanemann et. al(1991)雙界二分選擇模型，往往會令受訪者產生事前的正面主觀認知，即受訪者將主觀認為所支付的代價係用來改善其身體健康或其生活品質，因此在此一代價的支付多呈現偏高或多傾向願意支付的現象，故本文之研究目的在於修正此一主觀之定錨效果(anchoring effect)或認同偏誤(yea-saying bias)所造成的願付價值的偏差，希望進而能得到一個更合理且更貼近受訪者心中的真實願付價值。本研究欲以支出極小法為評估價值函數之設定，利用 Aigner et al. (1977)之隨機邊界模型(stochastic frontier model)，先將定錨效果定義後，再將此二種效果引入願付價格之概似函數中進行估計。本研究之資料來源為台灣之竹東鎮與朴子鎮兩地區心臟血管疾病之社區型追蹤整合調查資料(CVDFACTS)(2000)，詢問家庭經濟主要負擔者對於預防高血壓疾病之願付價格，我們預期經由定錨效果與認同偏誤調整後，將能提供一個具有效率且更為適切的改善健康狀況之願付價值。

關鍵字：假設市場評估法(CVM)、願付價值(WTP)、二分選擇模型(dichotomous choice model)、隨機邊界模型(stochastic frontier model)、定錨效果(anchor effect)、認同偏誤(yea-saying bias)

JEL 分類代號：D10, I12

*作者分別是清雲科技大學財務金融系助理教授，及中央研究院蔡元培人文社會科學研究中心調查研究專題中心執行長暨經濟研究所研究員。

1 前言

現今在非市場財貨與勞務價值 (non-market valuation method) 評估常用的方法，多為假設市場評估法 (contingent valuation method, CVM)，其中又以二分選擇法(dichotomous choice，或稱封閉式法(close-ended))為最普遍的方式。在實際運作時，是以問卷設計各種假設狀況，進而瞭解一般民眾心中願意支付(willingness to pay, WTP)的價值評估，由於 CVM 為一種事前(ex ante)的判斷，具有相當大的調整彈性，故得以對市場中不存在交易的財貨，如健康財、公共財或環境財等之存在價值(existence value)，進行評估(Cameron and Carson, 1989)。在問卷調查的過程中，對受訪者僅詢問一次對某一假設狀況的 WTP，稱為單界二分選擇(single-bound dichotomous choice)，若繼續指引受訪者根據第一次所回覆的答案，進一步詢問下一個比第一次更高或更低的 WTP 的支付意願，則稱之為雙界二分選擇(double-bound dichotomous choice)。

使用二分選擇法之優點，一者為研究者可以倣效經濟個體在傳統市場中決定交易要不要進行的決策制定，而此一決策不僅容易決定，且亦可避免產生模糊不清的情況(Herriges and Shogren, 1996)；二者則是雙界二分選擇較單界二分選擇在評估時使用的資訊較多、且將支付金額範圍作更為明確的區隔後再詢問受訪者，因此可以改善估計結果，使其更有效率(Hanemann et al., 1994；Cameron and Quiggin, 1994)。

雖然雙界二分選擇較單界二分選擇具有效率，然而在調查進行時，由於受訪者對於問題本身可能出現的認同感(yea-saying)、厭倦感(weariness)，以及受訪者不能確定自身真實 WTP 時，都將使得雙界二分選擇之 WTP 估計結果異於單界二分選擇之結果(Hanemann et al., 1994；Kanninen, 1995；McFadden and Leonard, 1995)，無法一致化，主要是起因於起價點之偏誤(starting point bias)所致，起價點偏誤是指起價點的高低會影響受訪者最終願意支付價格，而起價點偏誤的主要來源可分為定錨效果(anchoring effect)與認同偏誤(yea-saying bias)兩種(Mitchell and Carson,

1989)：

定錨效果是指受訪者心目中對於某一假設狀況所對應的合宜價值 (amenity's value) 並不確定，但往往以研究者提供的價格做為其心中最適價格，是為受訪者事前之主觀認知，若研究者再進一步提供更多資訊，諸如“專家相信...”等訊息，則將使受訪者修正其事前的心中最適價格，此為事後認知。然而在 CVM 研究中，WTP 估計關注的是受訪者的事前主觀認知，而非修正的事後認知。Herriges and Shogrens(1996)發現其研究中存在非常強烈的定錨效果，其權數 $\gamma=0.36$ ，此一效果對於 WTP 之估計具有高估的現象。認同偏誤則是指受訪者面對有可能改善本身生活品質的非市場性財貨如公共財，基於個人滿足的提升或社會或專家的認可，往往會對給予此一非市場性財貨正面的評價，即受訪者傾向對問題本身給予正面的認同而不管問題的內容為何，此一偏誤亦導致受訪者之願付金額有向上調整的傾向(Blamey, Bennett and Morrison, 1999)。

CVM 在近來的健康經濟文獻中，已多被應用於 WTP 估計之普遍方法，然由於疾病的預防、醫藥療程或創新的研究，本身具有增進人類健康、提高福祉之特性，因此在針對這些非市場性交易財貨的醫療行為進行經濟效益評估時，實應考量調查時問卷本身或金額設定是否會帶來偏誤的問題。故本文擬以家戶為單位，以家庭領導人為主要的訪問對象，以問卷方式詢問受訪者為了降低自身或家中四十歲以上之長輩罹患高血壓疾病的機率，每年願意支付的金額，我們事前隨機設定金額，先以單界二分選擇法詢問受訪者的支付意願，讓受訪者單純地回答願意支付或不願意支付，隨即再以雙界二分選擇法提高或降低金額再一次詢問受訪者的支付意願，同時考量定錨效果和認同偏誤，進行降低罹患高血壓疾病的健康願付價值之評估。

在本節中，除了敘述本文之研究動機及目的外，提出了一些與本文有關的研究方法及相關文獻的介紹；在第二節中，將說明本文之理論架構、以及實證估計的模型設定；於第三節，說明本文所使用的資料及問卷設計；本文實證結果分析與比較，並將推估之降低罹患高血壓疾病的健康價值揭

示於第四節；最後一節為本文的結論。

2 理論架構與實證模型

醫療消費行為並非單純是個人消費行為，生病會造成個人及家庭的福利減損及金錢耗費，因此不論個人或是家庭，都會產生避免罹病的動機。根據 Becker(1974 及 1991)的設定，家庭領導人(可視為一個家庭經濟主要負擔者，如父母)與家庭有著極密切的關係，由於家中幼兒、在學中的青少年、及無退休撫卹金安養的老年人等，皆無能力自行支付本身的醫療費用，必須由所屬的家庭代其支付(Becker, 1974 及 1991; W.F. Kenkel, 1960)，因此家庭領導人必須將家中其他成員的醫療費用支付包含在自身的支出函數中，透過其所得或家庭地位之優勢，將全戶所得或資源移轉分配至自身及家戶的其他人，使得家戶全的福利得以全面提升(Becker, 1974)。

假設在其他條件不變下， W_1 為第一次詢價時，受訪者(即家庭領導人)事前的願付價格，

$$W_1 = W^* + U = XB + V + U = XB + \varepsilon \quad (1)$$

W^* 為受訪者心目中無法事先觀察之 WTP; XB 為可觀察到且能影響受訪者 WTP 的部份，如個人之所得水準、教育程度、年齡等因子； V 為一服從 $E(V)=0$ 、 $Var(V)=\sigma_V^2$ 之常態分配之隨機誤差項； U 係在第一次詢價受認同偏誤影響的干擾程度，為一非隨機誤差且服從 $E(U)=\sqrt{2/\pi}\sigma_U$ 、 $Var(U)=(\pi-2/\pi)\sigma_U^2$ 、 $U>0$ 之半常態分配(Aigner, et al., 1977)。受訪者面對第一次詢價之決策，表示如下：

$$d_1(b_1) = \begin{cases} 1 & \text{if } W_1 \geq b_1 \text{ 或 } V + U \geq b_1 - XB \\ 0 & \text{if } W_1 < b_1 \text{ 或 } V + U < b_1 - XB \end{cases} \quad (2)$$

Aigner et al. (1977)之隨機邊界模型(stochastic frontier model)假設 V 與 U 互相獨立， $Cov(V, U)=0$ ，故 ε 之聯合機率密度函數為：

$$f(\varepsilon) = \frac{2}{\sigma} \phi\left(\frac{\varepsilon}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{\varepsilon\lambda}{\sigma}\right) \quad (3)$$

其中， $\sigma = \sqrt{\sigma_V^2 + \sigma_U^2}$ 、 $\lambda = \sigma_U / \sigma_V$ 、 $\phi(\bullet)$ 與 $\Psi(\bullet)$ 分別為標準常態之機率密函數與累積分配函數，而 ε 之平均數即為認同偏誤之平均值，可表示如後， $E(\varepsilon) = E(U) = \sqrt{2/\pi} \sigma_U = \sqrt{2/\pi} (\lambda / \sqrt{1 + \lambda^2}) \sigma$ 。單界二分選擇法僅以第一次的詢價結果進行願付價格之估計，模型之概似函數為：

$$\ln L = \sum_{d_1=1} \ln P_1 + \sum_{d_1=0} \ln P_0 \quad (4)$$

$$\text{其中 } P_1 = \text{Prob}(d_1 = 1) = 2 \int_{b_1 - XB}^{FMINC} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \quad \text{and } W_1 \geq b_1、$$

$$P_0 = \text{Prob}(d_1 = 0) = 2 \int_0^{b_1 - XB} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \quad \text{and } W_1 < b_1，\text{FMINC 為家戶}$$

所得，為 WTP 之上界。

當模型擴展至雙界二分選擇法，必須討論第二次詢價的決策的，其可表示成：

$$d_2(b_2) = \begin{cases} 1 & \text{if } W_2 \geq b_2 \\ 0 & \text{if } W_2 < b_2 \end{cases} \quad (5)$$

b_2 係第二次詢價時隨機設定的金額， d_2 為第二次詢價時受訪回答願意(1)或拒絕(0)之指標性變數。Herriges and Shogren(1996)提到受訪者在第二次詢價會受到第一次詢價影響，出現定錨效果，因此我們令

$$W_2 = (1 - \gamma)W_1 + \gamma b_1, \quad 0 \leq \gamma \leq 1 \quad (6)$$

γ 代表定錨效果，重新將式(5)表示如下：

$$d_2(b_2) = \begin{cases} 1 & \text{if } W_2 \geq b_2 \text{ 或 } V + U \geq \frac{b_2 - \gamma b_1}{1 - \gamma} - XB \\ 0 & \text{if } W_2 < b_2 \text{ 或 } V + U < \frac{b_2 - \gamma b_1}{1 - \gamma} - XB \end{cases} \quad (7)$$

當 $\gamma=1$ 時，表示第二次的詢價全然受第一次價之影響，即受訪者完全忽略其心中事前的 WTP，此時 $W_2 = b_1$ ；當 $\gamma=0$ 則代表定錨效果不存在，第二次詢價不受第一次詢價影響，即受訪者心目的 WTP 完全由事前的認知

決定，此時 $W_2 = W_1$ 。此時模型之概似函數則可表示為¹：

$$\ln L = \sum_{\substack{d_1=1 \\ d_2=1}} \ln P_{11} + \sum_{\substack{d_1=1 \\ d_2=0}} \ln P_{10} + \sum_{\substack{d_1=0 \\ d_2=1}} \ln P_{01} + \sum_{\substack{d_1=0 \\ d_2=0}} \ln P_{00} \quad (8)$$

$$\text{其中 } P_{11} = \text{Prob}(d_1 = 1, d_2 = 1) = 2 \int_{\frac{b_2 - \gamma b_1 - XB}{1-\gamma}}^{FMINC} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \text{ and } b_1 < b_2 \text{ ,}$$

$$P_{10} = \text{Prob}(d_1 = 1, d_2 = 0) = 2 \int_{b_1 - XB}^{\frac{b_2 - \gamma b_1 - XB}{1-\gamma}} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \text{ and } b_1 < b_2 \text{ ,}$$

$$P_{01} = \text{Prob}(d_1 = 0, d_2 = 1) = 2 \int_{\frac{b_2 - \gamma b_1 - XB}{1-\gamma}}^{b_1 - XB} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \text{ and } b_1 > b_2 \text{ ,}$$

$$P_{00} = \text{Prob}(d_1 = 0, d_2 = 0) = 2 \int_0^{b_1 - XB} \phi\left(\frac{t}{\sigma}\right) \Psi\left(\frac{t\lambda}{\sigma}\right) dt \text{ and } b_1 > b_2 \text{ .}$$

此外，願付價值若不受起定錨效果與認同偏誤的影響，則假設受訪者事前不可觀察到的願付價格為 $W^* = XB + V$ ，實證時其概似函數則表示為 (Chien, et al., 2000)：

$$\begin{aligned} \ln L = & \sum_{\substack{d_1=1 \\ d_2=1}} \ln \Phi\left(\frac{W^* - 0}{\sigma_v}\right) + \sum_{\substack{d_1=1 \\ d_2=0}} \ln \left[\Phi\left(\frac{b_2 - W^*}{\sigma_v}\right) - \Phi\left(\frac{b_1 - W^*}{\sigma_v}\right) \right] \\ & + \sum_{\substack{d_1=0 \\ d_2=1}} \ln \left[\Phi\left(\frac{b_1 - W^*}{\sigma_v}\right) - \Phi\left(\frac{b_2 - W^*}{\sigma_v}\right) \right] + \sum_{\substack{d_1=0 \\ d_2=0}} \ln \left[1 - \Phi\left(\frac{FMINC - W^*}{\sigma_v}\right) \right] \end{aligned} \quad (9)$$

在下一節願付價值的實證模型中，不論是單界或雙界二分選擇模型，將以家庭領導者之年齡、教育程度、及個人或家庭成員的罹病之健康特徵、家戶貨幣所得、社會經濟變數、個人醫療認知程度或信念及其疾病治療狀況等 (Dickie et al., 1996) 做為願付價格決定之主要影響變數，以進行估計，進而推估願付價格，這些變數之定義與基本統計量，將在下一節說明。

3 資料說明與問卷設計

3.1 資料說明

¹ 概似函數之推導可參見 (Chien, et al., 2000)

本文是利用“台灣地區心臟血管疾病風險因子研究之調查”(Cardiovascular Disease Risk Factors Two Township Study, CVDFACTS)(延續 Yeh, Pan, Bai et al, 1994 之調查研究)進行願付價值研究。這個調查是選取竹東及朴子兩個市鎮做為心臟血管疾病之社區追蹤整合研究之對象，依據城鄉差異與氏族分佈為分層抽樣的原則，選樣時以民國 75 年之「台閩地區人口統計」為本，採隨機取樣的方式，選取臺灣地區之內人口特性相近、遷移率低、地理位置合適且民眾合作意願高之城市區、客家鄉、閩南鄉、山地鄉各一，以做為研究地區。基本上，在研究地區的選擇上，儘可能以人口穩定、地理位置合適與否為基本原則。原初步選定台北市大安區、新竹縣竹東鎮、嘉義縣朴子鎮及台東縣卑南鄉為研究地區。經過實際的收案後，因台北市大安區居民配合度低及台東縣卑南鄉位置偏遠致使訪員難尋等實際上的研究限制，造成收案上的困難。所以最後選定客家鄉鎮之新竹縣竹東鎮及閩南鄉鎮之嘉義縣朴子鎮兩個地區為研究地區。本文的願付價值調查的期間為 89 年 7 月至 90 年 12 月，共計成功樣本有 1712 戶，剔除回答不完整或資料缺失的樣本，最後作為本文經濟效益推估之有效樣本為 962 戶。

從表 1 來看，居住在竹東鎮(CHUTUNG)的家庭樣本略多於住在朴子鎮，約有 57.1%；家庭領導人為男性(SEX)(超過 78%)，已婚(MARRY)(86.5%)佔了絕大多數；家庭領導人之平均年齡(AGE)約 55-56 歲，尤其 56 歲以上的佔了六成五以上；受教育年數(EDUYR)平均 9.8 年，約 62%的受訪者教育程度為國中畢業；約六成的家計主要負擔者目前有工作(JOB)；平均每個家庭人口數(FMSIZE)約為 3 人，家戶平均所得(FMING)約在 5.5-5.6 萬元，超過 88%的家戶每個月收支(BALAN1 及 BALAN2)能維持結餘或平衡的狀況，約 75%的家庭目前生活水準(LEVSAME)和去年差不多。

從健康知識的認知程度來看，有 95%及 85%的受訪者對於高血壓疾病會導致中風(PERHB1)及心肌梗塞(PERHB2)有正確的醫療認知；從個人或家庭成員的健康狀況方面來觀察，目前有高血壓病人家庭的約有 32%，相

當於 310 個家庭裏有成員為高血壓患者(FMHPRS)；另外，我們還發現罹患高血壓且目前持續服藥(FDRUGHP)的比例並不是很高，僅有 23.3%，而 27.7%的家庭其成員覺得吃藥可以有效控制高血壓的症狀(FCTRLHP)。

3.2 問卷設計

本文問卷設計係於訪問進行前，訪員先對家庭領導者說明腦中風與急性心臟病之危險性及罹患機率，同時亦說明高血壓是造成這些疾病的主要原因，再進行願付價格問題的詢問，問卷中隨機設定的金額，在僅問一次的情況下，讓受訪者直接地回答願意支付或不願意支付，此為單界二分選擇；再者，若受訪者於第一次時對問題回答願意支付(或不願意支付)，至第二次詢問時提高兩倍(或減少一半)之金額再次請受訪者回答願意或不願意支付，此即雙界二分選擇。現將問題敘述如下：

說明：

醫學上已證實，高血壓是造成腦中風或急性心臟病之主要原因。目前台灣之高血壓患者，年齡 40 歲以上，未來 5 年內患中風機率約為 9% (即 100 人中有 9 人)，患急性心臟病的機率為 2%，(即 100 人中有 2 人)。

問題：

如果您或您家中之任一位長輩 (40 歲以上)，有高血壓的毛病，假若有一種需長期服用之新藥，可以使患中風以及急性心臟病的機率與一般正常人相同 (亦即發生中風的機率為 100 人中有 1~2 人，患急性心臟病的機率為 100 人中有 1 人)；不過，這種藥比較貴且必須「自己付錢」。請問您是否願意每年自己付 X 元，來購買服用該新藥？【請注意：您在其它方面之花費將因此少了 X 元。】

1. (1) 願意 (請續答 2) (2) 不願意 (請續答 3) (3) 不知道
2. 您願意付 2X 元/年？ (1) 願意 (2) 不願意
3. 您願意付 (1/2)X 元/年？ (1) 願意 (2) 不願意

雙界二分選擇下，我們則是以假設性問題連續詢問家庭領導者兩次，為了避免心臟血管相關疾病的罹患，在其面對不同願付金額之意願，回答狀況有：(願意，願意)=(Y, Y)=($d_1=1, d_2=1$)、(願意，不願意)=(Y, N)=($d_1=1,$

$d_2=0$)、(不願意, 願意)=(N, Y)=($d_1=0$, $d_2=1$)及(不願意, 不願意)=(N, N)=($d_1=0$, $d_2=0$)四類, 此四類回答之人數及其比例, 彙整在表 2。我們發現, 家庭領導者在第一次回答願意者, 第二次也回答願意的比例, 隨著願付金額越高而下降; 而家庭領導者在第一次回答不願意者, 第二次繼續回答不願意的比例, 則呈現隨著願付金額越高而上升的趨勢。同時我們也觀察到, 在分配比例上, 家庭領導者對於兩個問題的詢問, 連續回答相同答案的比例, 幾乎都超過了該組願付金額下之分配人數之 80%以上, 可知家庭領導者的第二次回答本質上的確受第一次回答的影響。

4 實證結果

本文對於事前無法觀察到的願付價格 W^* 採取自然對數的方式進行實證分析, 即 $\ln(W^*)=XB+V$, 因此, 式(1)在取自然對數型式後修改成 $\ln(W_1)=\ln(W^*)+U=XB+V+U$, 且原先線型化的定錨效果(式(6))亦修正為 $\ln W_2=(1-\gamma)\ln W_1+\gamma \ln b_1^2$, 故式(2)與式(7)將重新修改為³

$$d_1(b_1) = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln(W_1) \geq \ln(b_1) \text{ 或 } V+U \geq \ln b_1 - XB \\ 0 & \text{if } \ln(W_1) < \ln(b_1) \text{ 或 } V+U < \ln b_1 - XB \end{cases} \quad (10)$$

$$d_2(b_2) = \begin{cases} 1 & \text{if } \ln(W_2) \geq \ln(b_2) \text{ 或 } V+U \geq \frac{\ln(b_2) - \gamma \ln(b_1)}{1-\gamma} - XB \\ 0 & \text{if } \ln(W_2) < \ln(b_2) \text{ 或 } V+U < \frac{\ln(b_2) - \gamma \ln(b_1)}{1-\gamma} - XB \end{cases} \quad (11)$$

表 3 分別列出四種願付價值評估模型之估計結果。模型一為單界二分選擇、僅考慮認同偏誤, 估計結果顯示, 受訪者年齡(AGE)越輕、女性(SEX)、教育程度(EDUYR)越高、居住在朴子(CHUTUNG)地區, 在僅針對第一次詢問的願付價格越高。家戶所得(LFMINC)越高, 願意支付的價格越

² 對事前的 WTP(W^*)取自然對數後, 其 W_1 與定錨效果之原式應為幾何平均型式, 即 $W_1 = W^* \cdot \exp^U$ 與 $W_2 = W_1^{1-\gamma} b_1^\gamma$ 。

³ 此一推導請參見 Herriges and Shogren(1996)。

多；每個月家庭收支有結餘(BALAN1)及收支平衡(BALAM2)的家庭、以及生活水準相較去年高(LEVHI)與維持一般水平(LEVSAME)的家庭，其願付價格也顯著地較高。對於高血壓疾病不可能導致中風(PERHB1)及心肌梗塞(PERHB2)的先驗主觀認知越正確、以及家中高血壓病人目前持續服藥(FDRUGPH)、且服藥能獲得有效控制(FCTRLHP)的家庭，其家庭領導者的願付金額也越高。

由於事前無法觀察到的願付價格 W^* 已採自然對數，因此 $E(W_1) = E(W^*) \cdot E(\exp^U)$ ，我們進一步得以求出認同偏誤之平均值為 $E(W_1) - E(W^*) = E(W^*) [E(\exp^U) - 1]^4$ ，在模型一中認同偏誤顯著的存在，偏誤的平均金額為 23221 元/年(見表 4)。

表 3 中模型二~四為雙界二分選擇：模型二為未考慮定錨效果與認同偏誤之估計結果，即不考慮起價點偏誤時，整個模型變數的顯著水準相較模型一有很大的差異，年齡(AGE)、性別(SEX)、高血壓導致心股梗塞的認知(PERHB2)及家中高血壓病人目前服藥且能獲得有效控制(FCTRLHP)的顯著水準下降，而婚姻狀況(MARRY)則為顯著影響願付價值之變數。而模型三與模型四，即僅考慮定錨效果以及同時考慮定錨效果與認同偏誤之估計結果顯示，經過定錨效果與認同偏誤調整後的參數估計，變數的影響程度較模型二未調整前更為顯著，定錨效果對於願付價格均具顯著的影響力(模型三為 0.43、模型四為 0.48)，認同偏誤在模型四中亦為非常顯著，偏誤的平均金額為 10124 元/年(見表 4)。

表 4 揭示各種模型下願付價值之平均值、願付價值之中位數，我們發現在雙界二分選擇之下，經過定錨效果與認同偏誤調整過後的願付價值，均較未調前來得低，即模型三與模型四之 WTP 平均值分別為 60858 元/年及 46228 元/年，皆小於模型二的 62476 元/年，這顯示家庭領導人高估了其事前不可觀察的願付價值(W^*)，也就是說，如果進行 WTP 估計時不考

⁴ 其中 $E(\exp^U) = 2 \exp(\sigma_U^2) \psi(\sigma_U) = 2 \exp[\lambda^2 \sigma^2 / 2(1 + \lambda^2)] \psi(\lambda \sigma / \sqrt{1 + \lambda^2})$ ，推導請參見 Lee and Tyler(1978)、Chien et al.(2000)

慮這兩類起價點偏誤，將會嚴重的高估了 WTP 之估計。

5 結論

本研究利用 CVDFACTS(2000)資料，試圖建立一個考慮定錨效果與認同偏誤之一般化起價點偏誤模型，目的在於希望能得到一個更適切且更有效率的願付價格，進而達到人們改善其健康狀態以追求更好的生活品質。

在本研究中，我們假設以支出極小為評估函數的設定，同時以單界二分選擇與雙界二分選擇進行願付價值的偏誤調整。在單界二分選擇中，即模型一，得到認同偏誤顯著地存在，表示即使只是進行一次的詢價，家庭領導者對整個問卷調查仍有正面的肯定與期待，之於問題本身與內容並不在意，此時調整後估計之 WTP 平均值為 47646 元/年，且認同偏誤平均值為 23221 元/年。同傅祖壇等(2003)之單界二分選擇未經認同偏誤調整得到的願付價格為 52400 元/年相較，本文調整後的 WTP 相對較低，顯示在單界二分選擇之下，家庭領導者是高估其自身事前無法觀察到的願付金額。

在雙界二分選擇下，本文從忽略兩種偏誤來源的模型二、到僅有定錨效果的考量的模型三、到同時考慮定錨效果與認同偏誤的模型四，得到定錨效果非常顯著且強烈(模型三為 0.439、模型四為 0.482)地影響 WTP 之估計，表示家庭領導者第二次詢價願付金額的確受到第一次詢價金額的影響，此與傅祖壇等(2003)以雙元 Probit 模型(bivariate probit model)方式進行分析之結果一致。

此外，認同偏誤亦顯著地存在於模型四之中，故經由調整偏誤後於模型三與模型四中推得的 WTP，與調整前的模型二之 WTP 相比都要來得低，表示家庭領導者高估了其事前不可觀察的願付價值，換句話說，如果進行 WTP 估計時不考慮這兩類起價點偏誤，將會嚴重的高估了 WTP 之估計，此一結果與 Herriges and Shogren(1996)有著一致的結論，但與 Chien et

al. (2000)卻呈現相反的看法。

參考文獻

- 傅祖壇、葉寶文(2003)，“預防高血壓疾病之願付價值評估”，第四屆實證經濟學研討會，2003年4月26-27日，國立東華大學。
- 潘文涵，“心臟血管疾病之社區追縱整合研究——致病機轉、社會因素、統計模型、及經濟效益評估”，中央研究院主題研究與高級人才培育之主題計畫，民國88年7月至民國91年6月。
- Aigner, D., K. Lovell and P. Schmidt (1977), “Formulation and Estimation of Stochastic Frontier Production Models,” *J. Econometrics*, 6(1), 31-37.
- Alberini, Anna (1995a), “Optimal Designs for Discrete Choice Contingent Valuation Surveys: Single-Bound, Double-Bound, and Bivariate Models,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, 287-306.
- Alberini, Anna (1995b), “Efficiency vs Bias of Willingness-to-Pay Estimates: Bivariate and Interval-Data Models,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 29, 169-180.
- Beker, G.S. (1974), “A Theory of Social Interactions,” *Journal of Political Economy*, 82(6), 1063-1093.
- (1991), *A Treatise on the Family: An Enlarged Edition*, Cambridge, Mass.: Harvard University Press.
- Blamey, R.K., J.W. Bennett and M.D. Morrison (1999), “Yea-saying in Contingent Valuation Surveys,” *Land Economics*, 75, 126-141.
- Cameron M.R. and Carson R.T. (1989), *Using Surveys to Value Public Goods: The Contingent Valuation Method*, Washington, D.C., Resources for the Future.
- Cameron, T.A. and J. Quiggin (1994), “Estimation Using Contingent Valuation Data From a Dichotomous Choice with Follow-up Questionnaire,” *Journal of Environmental Economics and Management*, 27, 218-234.

- Chien, Y.L., C. Huang and D. Shaw (2000), "A General Model of Starting Point Bias in Double-Bounded Dichotomous Contingent Valuation Survey," in the Kobe Conference on Theory and Application of Environmental Valuation, at the Kobe University, Japan, Jan. 22-23, 2000.
- Dickie, M. and S. Gerking (1996), "Formation of Risk Beliefs, Joint Production and Willingness to Pay to Avoid Skin Cancer," *the Reivew of Economics and Statistics*, 451-463.
- Hanemann, W.M. (1984), "Welfare Evaluation in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66(3), Nov., 332-341.
- Hanemann, W.M., J. Loomis, and B. Kanninen (1991), "Statistical Efficiency of Double-Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *American Journal Agricultural Economics*, 73, 1255-1263.
- Herriges, J.A. and J.F. Shogren (1996), "Starting Point Bias in Dichotomous Choice Valuation with Follow-Up Questioning," *Journal of Environmental Economics and Management*, 30, 112-131.
- Kanninen, B. (1995), "Bias in Discrete Response Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 28, 114-125.
- Kenkel, W.F. (1960), *The Family in Perspective*, New York, Meredith Corporation.
- Lee, L.F. and W. Tyler (1978), "The Stochastic Frontier Production Function and Average Efficiency," *J. Econometrics*, 70(4),385-389.
- McFadden, D. and G. Leonard (1995), "Issues in the Contingent Valuation of Environmental Goods: Methodologies for Data Collection and Analysis", in *Contingent Valuation: A Critical Assessment*, J.A. Hausman, Ed., North Holland, Amsterdam.
- 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.
- Yeh, C.J., W.H. Pan, C.H. Bai and et al. (1994), "Curvilinear Relation Between Age and Hermostatic Parameters in Chinese," *Thromb Haemost*, 72(2), 239-243.

表 1 主要變數之定義與敘述統計量

| 變數名稱 | 定 義 | 平均值 | 標準差 |
|------------|--------------------------------------|------------|--------|
| AGE | 年齡，單位：歲 | 55.994 | 12.892 |
| SEX | 性別，虛擬變數，男為 1，女為 0 | 0.788 | 0.409 |
| MARRY | 婚姻狀況，虛擬變數，1 為已婚，0 為未婚、離婚或喪偶 | 0.865 | 0.342 |
| EDUYR | 受教育年數，單位：年 | 9.807 | 4.721 |
| JOB | 受訪者有沒有工作，虛擬變數，1 是有，0 是沒有 | 0.616 | 0.487 |
| CHUTUNG | 虛擬變數，1 為居住在竹東鎮，0 為居住在朴子鎮 | 0.571 | 0.495 |
| LFMINC | Log(FMINC)，家戶所得取對數，單位：元 | 10.928 | 2.830 |
| BALAN1 | 虛擬變數，1 為家庭領導者認為家中平均每個月收支有結餘 | 0.365 | 0.482 |
| BALAN2 | 虛擬變數，1 為家庭領導者認為家中平均每個月收支平衡 | 0.521 | 0.500 |
| LEVHI | 虛擬變數，1 為家庭領導者認為目前家庭生活水準比去年高 | 0.110 | 0.313 |
| LEVSAME | 虛擬變數，1 為家庭領導者認為目前家庭生活水準和去年差不多 | 0.746 | 0.435 |
| FMSIZE | 家庭人口數，單位：人 | 2.945 | 1.274 |
| PERHB1 | 虛擬變數，高血壓可不可能導致中風？1 可能、0 不清楚、-1 不可能 | 0.947 | 0.233 |
| PERHB2 | 虛擬變數，高血壓可不可能導致心肌梗塞？1 可能、0 不清楚、-1 不可能 | 0.845 | 0.433 |
| FMHPRS | 虛擬變數，家中有沒有高血壓病人？1 有，0 沒有 | 0.323 | 0.468 |
| FDRUGPH | 虛擬變數，1 為家庭成員中有高血壓症狀並持續服藥 | 0.233 | 0.423 |
| FCTRLHP | 虛擬變數，1 家庭成員表示覺得吃藥可以有效控制高血壓 | 0.277 | 0.448 |
| 樣本數 | | 962 | |

表 2 高血壓願付價格之次數分配表

| 願付金額(元) | 分配 | YY ^b | YN ^c | YY(%) ^f | YN(%) ^g |
|-----------------------|-----|-----------------|-----------------|--------------------|--------------------|
| 第一次(第二次) ^a | 人數 | NY ^d | NN ^e | NY(%) ^h | NN(%) ⁱ |
| 5000(2500/10000) | 99 | 51 3 | 13 32 | 51.52 3.03 | 13.13 32.32 |
| 10000(5000/20000) | 108 | 45 3 | 10 50 | 41.67 2.78 | 9.25 46.30 |
| 15000(7500/30000) | 107 | 42 4 | 12 49 | 39.25 3.74 | 11.21 45.79 |
| 20000(10000/40000) | 89 | 25 8 | 9 47 | 28.09 8.99 | 10.11 52.81 |
| 30000(15000/60000) | 86 | 27 8 | 9 42 | 31.40 9.30 | 10.47 48.83 |
| 40000(20000/80000) | 89 | 21 6 | 15 47 | 23.60 6.74 | 16.85 55.29 |
| 60000(30000/120000) | 101 | 26 5 | 12 58 | 25.74 4.95 | 11.88 57.43 |
| 80000(40000/160000) | 98 | 29 5 | 11 53 | 30.07 5.10 | 11.22 54.08 |
| 100000(50000/200000) | 101 | 22 6 | 17 56 | 21.78 5.94 | 16.83 55.45 |
| 150000(75000/300000) | 84 | 18 4 | 13 49 | 21.43 4.76 | 15.48 58.33 |
| 全部樣本 | 962 | | | | |

說明：a、分別表示表示第一次與第二次之詢價金額，括號內為第二次的詢價金額，該次是根據第一次回答來決定，如果第一次“不願意”，則第二次金額即減少一半(即斜線前之金額)，否則金額將提高 2 倍(斜線後之金額)。

b、表示二次的回答都是“願意”的人數。

c、表示第一次的回答是“願意”，第二次為“不願意”的人數。

d、表示第一次的回答是“不願意”，第二次為“願意”的人數。

e、表示二次的回答都是“不願意”的人數。

f、g、h、i 各別為 b、c、d、e 回答狀況下之人數，佔該隨機設定金額的人數之比例。

表 3 高血壓願付價值評估函數之估計結果

| 模型 | 單界二分選擇 | | 雙界二分選擇 | | | | | |
|--------------------|-------------------|-----------|-----------------------|-----------|-------------------|-----------|------------------------|-----------|
| | 模型一 僅有 認同偏誤 | | 模型二 無定錨效果與 認同偏誤 | | 模型三 僅有 定錨效果 | | 模型四 考慮定錨效果 與認同偏誤 | |
| 解釋變數 | 估計值 | T-value | 估計值 | T-value | 估計值 | T-value | 估計值 | T-value |
| CONSTANT | 6.418 | 10.916*** | 10.133 | 29.642*** | 10.523 | 45.575*** | 9.706 | 12.269*** |
| AGE | -0.029 | -2.231** | -0.006 | -1.493 | -0.003 | -1.139 | -0.083 | -2.706*** |
| SEX | -0.100 | -1.800* | -0.122 | -1.330 | -0.060 | -0.893 | -0.145 | -1.849* |
| MARRY | 0.457 | 1.188 | 0.208 | 1.825* | 0.056 | 1.778* | 0.185 | 2.104** |
| EDUYR | 0.129 | 4.155*** | 0.021 | 2.338** | 0.020 | 3.231*** | 0.030 | 3.313*** |
| JOB | 0.540 | 1.571 | 0.133 | 1.337 | 0.070 | 1.053 | 0.078 | 1.014 |
| CHUTUNG | -0.246 | -1.951* | -0.157 | -2.000** | -0.101 | -1.970** | -0.114 | -1.943* |
| LFMINC | 0.061 | 1.741* | 0.020 | 2.431** | 0.057 | 6.422*** | 0.082 | 6.798*** |
| BALAN1 | 1.158 | 2.630*** | 0.376 | 2.751*** | 0.272 | 2.889*** | 0.442 | 2.933*** |
| BALAN2 | 0.731 | 1.899* | 0.243 | 1.920* | 0.169 | 1.954* | 0.242 | 2.579*** |
| LEVHI | 1.634 | 2.134** | 0.434 | 2.813*** | 0.191 | 1.867* | 0.312 | 2.690*** |
| LEVSAME | 0.670 | 1.931* | 0.254 | 2.259** | 0.123 | 1.682* | 0.184 | 2.318** |
| FMSIZE | 0.254 | 1.639 | 0.020 | 0.613 | 0.160 | 3.787*** | 0.125 | 2.852*** |
| PERHB1 | 0.923 | 1.912* | -0.431 | -2.669*** | -0.187 | -1.645* | -0.458 | -1.893* |
| PERHB2 | 0.624 | 1.992** | 0.103 | 1.206 | 0.023 | 0.408 | 0.072 | 0.104 |
| FMHPRS | 0.698 | 1.120 | 0.365 | 1.455 | 0.197 | 1.156 | 0.324 | 1.718* |
| FDRUGPH | 0.974 | 1.950* | 0.372 | 2.541** | 0.189 | 1.996** | 0.228 | 2.030 |
| FCTRLHP | 1.268 | 1.720* | 0.161 | 0.759 | 0.137 | 0.787 | 0.137 | 0.774 |
| Sigma(σ) | 2.984 | 16.289*** | 2.911 | 41.791*** | 2.223 | 7.154*** | 8.791 | 9.159*** |
| Gamma(γ) | - | - | - | - | 0.434 | 12.336*** | 0.482 | 8.103*** |
| Lamda(λ) | 0.417 | 8.332*** | - | - | - | - | 0.621 | 17.040*** |
| Log-likelihood | -1021.492 | | -1186.835 | | -1096.485 | | -1102.176 | |
| N | 962 | | | | | | | |

說明：*、**、***分別表示 10%、5%及 1%之顯著水準。

表 4 高血壓疾病預防之願付價值估計

| WTP | 單界二分選擇 | 雙界二分選擇 | | |
|----------------------------|-------------------|-----------------------|-------------------|----------------------------|
| | 模型一 僅有 認同偏誤 | 模型二 無定錨效果 與認同偏誤 | 模型三 僅有 定錨效果 | 模型四 考慮定錨效 果與認同偏 誤 |
| Mean WTP | 47646.79 | 62476.39 | 60858.14 | 46228.34 |
| Median WTP | 56105.53 | 61450.00 | 58606.85 | 65145.50 |
| Mean of Yea-saying bias | 23221.43 | - | - | 10124.01 |

單位：元／年