

多財貨雙界二元選擇條件評估起始 點偏誤檢定與校正模型之建構 —改善三高危險因子對心血管疾病 願付價值之評估*

吳珮瑛**、林雅芳***、劉哲良****

摘要

本研究建構一個雙界二元選擇評估多個有相關性財貨起始點偏誤的檢定與校正模型，此一模型改良過去只針對單一財貨未考量財貨間的替代／互補性的單界或雙界二元選擇起始點偏誤模型。並使用一套長期追蹤竹東及朴子地區心臟血管疾病之資料，比較有無考量危險因子之相關性與有無校正起始點偏誤，改善高血壓、高血脂及糖尿病三危險因子願付價值的差異。結果顯示，考量因子間之相關性，則改善心血管疾病三高因子平均的每年每人估計願付價值均比未考量時來得低。同樣的，校正雙界二元起始點偏誤，每年每人改善三危險因子之估計效益，也比未校正時來得低。依此，本文所建構之檢定與校正起始點偏誤且考量三危險因子相關性之模型，所得到的每人每年改善三危險因子之估計效益為 174,667 元，反之，如果未進行起始點偏誤也未考量因子間的相關性，則估計效益為 335,657 元，二者相差二倍有餘。

關鍵詞：心血管疾病、罹病風險、願付價格、替代、互補

JEL 分類代號：C25, D81, I11

* 本研究特別感謝中央研究院生物醫學研究所潘文涵教授及中央研究院經濟研究所傅祖壇教授授權本文使用『竹東及朴子地區心臟血管疾病長期追蹤研究』資料庫中相關資料，及兩位匿名審查人所提供的寶貴意見，使得本文得以修改得更臻完善。然文中所有的錯誤為本文作者之責。

** 台灣大學農業經濟學系教授，本文聯繫作者。電話：(02)33662663，傳真：(02)23635995，E-mail：piwu@ntu.edu.tw。

*** 國泰人壽具揚通訊處理財顧問。

**** 台灣大學農業經濟學系博士。

多財貨雙界二元選擇條件評估起始 點偏誤檢定與校正模型之建構 —改善三高危險因子對心血管疾病 願付價值之評估

吳珮瑛、林雅芳、劉哲良

壹、前言

條件評估法 (contingent valuation method, 以下簡稱 CVM) 自 Bishop and Heberlein 在 1979 年使用「單界二元選擇法」(single-bounded dichotomous choice) 的誘導支付模式後，選擇式的誘導支付模式則成為日後應用最為普遍的模式。此一模式也是在 CVM 眾多的支付模式中，因可降低策略性偏誤 (strategic bias) 而被視為較理想的一種詢價模式 (Hoehn and Randall, 1987; Arrow et al., 1993)。依單界二元選擇模式延伸而來的「雙界二元選擇」(double-bounded dichotomous choice) (Carson et al., 1986; Hanemann et al., 1991)、
「三界二元選擇」(triple-bounded dichotomous choice) (Langford et al., 1996; Bateman et al., 2001) 及結合選擇與開放的「開放二元選擇」(dichotomous choice with open-ended followed up) (吳珮瑛與蘇明達, 2001) 等詢價模式亦有日漸普及的趨勢。而前述所有這些詢價模式的共同特點是透過選擇的程序，受訪者須面對問卷上一個或是一個以上的受訪金額 (bid price) 回答「願意」或「不願意」接受該金額，此種決策過程因類似於民眾對一般財貨的消費習慣，使得受訪者較易答覆。

雖然二元選擇之詢價方式有上述之優點，但亦有不足之處。一般而言，受訪者在二

元選擇詢價模式中所面對的受訪金額並非該財貨的市場價值，倘若受訪者對評價之財貨無法清楚知曉或沒有類似的消費經驗，則可能會將受訪金額當作市場價值資訊，致使其心中真正的願付價值 (willingness to pay, 以下簡稱 WTP) 與受訪金額存在某種特定的關係，進而導致最後的評估結果與受訪金額存在系統性之關係，此種偏誤即過去文獻上所說的「起始點偏誤」(starting point bias) (Boyle et al., 1985)。

Randall and Brookshire (1978) 認為當被估價之財貨定義不清而使受訪者無法清楚瞭解時，將可能產生起始點偏誤。而 Brookshire et al. (1981) 則認為會發生起始點偏誤的可能原因為，當受訪者對詢價過程感到厭煩而欲縮短該程序時，受訪者或多或少便會對其內心的願付價值或願受價值 (willingness to accept, 以下簡稱 WTA) 有所隱藏。但 Boyle et al. (1985) 則指出，受訪者對詢價過程厭煩的情況可透過問卷設計，抑或跳過詢價程序而直接告知訪員其最大的 WTP 或最小的 WTA 來避免，故其認為產生起始點偏誤的主因乃受訪者不習慣對非市場財貨進行評價或無類似之評價經驗，加以問卷中對此非市場交易財貨未提供充足的資訊與明確的定義。在此情況下，受訪者可能會認定該受訪金額就是此一非市場交易財貨的價值，進而將該受訪金額當作心中的 WTP 或 WTA。

檢測起始點偏誤起自 Boyle et al. (1985) 之研究，而至 1996 年方由 Herriges and Shogren 建構雙界二元選擇偏誤的校正模型，此一研究帶動了後續更多修正模式之建構 (Whitehead, 2002; Chien et al., 2005; Flachaire and Hollard, 2006)。進而，由過去的研究可發現，不論是對起始點偏誤做檢定或修正，所研究之標的物皆僅限於單一財貨。但日常生活的消費決策行為中，消費者於某一時點，為了某種目的，比如永保年輕、減緩老化，同時選購或逐一選購多項財貨的情況是相當常見的，當這些財貨彼此存在替代或互補關係時，消費者可能會考量自身的購買能力以及確切的需求，而調整其心中對某一特定財貨的真正 WTP/WTA，甚至會影響其付費意願的程度。

因此，受訪者會以日常生活中的消費決策模式、財貨的訊息、自身的經驗或購買能力來回答，同時也會對問卷中多個財貨資訊釋出方式與內容的不同，而有不一樣的決策結果 (Janis and Mann, 1977)，決策者若依此準則而做出決定，此種過程可稱之為「警惕

資訊的加工處理 (vigilant information processing)」；Driver and McLaughlin (1989) 則指出，若 Janis and Mann (1977) 的看法是正確的，這些準則應會增加由 CVM 問卷中取得資訊之價值，即受訪者會運用對研究標的物具有的認知及問卷給予之訊息來做選擇，而 Spash (2002) 亦贊同在使用 CVM 時，人們對某一行為持有的態度、社會規範以及基本認知，可能會在評估財貨變動時，直接開始發生作用，進而調整其 WTP/WTA 金額之大小。

由此可知，若人們在選購財貨的當下，就已清楚瞭解自己將消費那些財貨時，在追求效用最大或支出最小的情況下，將會根據這些財貨的屬性、自身的購買能力或需求，事先給予某一額度的預算。然而，倘若人們一開始對於將消費之財貨並沒有特定目標，或者因某些外在因素而調整其計劃時，則其決策行為將僅只比依照內心對財貨的認知或需要而給予適當之付費過程來得複雜。換言之，人們除了會依據自身對該財貨所具有的訊息或經驗做出反應外，亦會考量購買當時已有的財貨與欲消費之財貨間的相關，如此將可能改變欲消費財貨的 WTP/WTA。此外，針對環境財貨的評估，如果多個財貨間存在替代／互補關係時，逐步得知特定財貨的改善狀況，在其他條件不變的情況下，當人們察覺到所得逐漸受到限制後，如此將使得在後評估財貨的邊際價值較在前評估之財貨的價值為低 (Dupont, 2003)，因而反應出後回答之財貨的 WTP 較先回答者之 WTP 較低的情形，於是在此種情況下，若採用傳統的評估方式，也將無法將上述 WTP 調整過程之影響呈現出來。

綜合以上的說明可知，同時評估多個財貨之效益時，不僅要考量採用選擇式誘導條件評估模式可能產生之起始點偏誤，進而，由於問卷對相關財貨訊息的提供方式亦可能是導致最後評估結果發生高估或低估的因素，因此，適切地將這些可能的影響因素納入模型的建構中，將有助於 WTP/WTA 進行必要的校正。

有鑑於過去相關研究在討論多財貨於選擇式誘導條件評估模式起始點偏誤修正之缺乏，本文試圖建構一個採用雙界二元選擇誘導支付模式之多財貨起始點偏誤的檢定與校正模型，並使用一套長期追蹤新竹縣竹東鎮及嘉義縣朴子市心臟血管疾病之研究資料庫 (cardiovascular disease risk factor two-township study，以下簡稱 CVDFACTS) 進行相關的

實證分析。雖然過去已有數項研究利用此套調查資料評估降低心血管疾病發生的效益，然這些研究除了忽略起始點偏誤外，亦未顧及多個改善心血管疾病危險因子之訊息，可能存在之關係所造成的影響。因此，本研究目的的一則是針對雙界二元選擇誘導支付模式，建構一個一般性納入財貨間替代或互補性，並考量可能引起多財貨之起始點偏誤的模型外，並驗證改善心血管疾病的高血壓、高血脂及糖尿病等三高危險因子，以比較有無考量各危險因子之相關性，在校正起始點偏誤前後各效益評估結果的差異。

貳、雙界二元選擇條件評估多財貨支付之偏誤成份

一、多財貨之雙界二元選擇條件評估模式

CVM 的詢價方式大致分為二大類，第一類乃是可以取得受訪者心中 WTP 金額的詢價模式，而屬於這一類詢價模式的有開放式 (Hammack and Brown, 1974)、競價法及支付額度卡法 (payment card) 等。第二類則無法直接由問卷得到受訪者 WTP 之大小，而是必須經由推估方能獲得受訪者 WTP 大小的「選擇」模式 (discrete choice)，這一類方法主要是藉由問卷中的受訪金額，由受訪者回答「願意」或「不願意」接受問卷所設定之金額，依其選擇詢問次數的不同，而有 Bishop and Heberlein (1979) 所發展的單界二元選擇模式、Hanemann et al. (1991) 擴展單界模式而成的雙界二元選擇與三界二元選擇 (Langford et al., 1996; Bateman et al., 2001)。

上述二大類的詢價方式各有其優缺點，然而若以詢價過程中提供資訊之多寡而言，第一大類中的開放式詢價法，由於未提供受訪金額，因此導致受訪者難以憑空想像而顯示出對該財貨的 WTP，於是常常導致較多的未答覆樣本 (Arrow et al., 1993)。反觀第一

大類中的「競價法」與「支付額度卡法」及第二大類的各種「選擇」模式，由於在詢價過程中提供了受訪者一個至數個不等的受訪金額，如此，對於難以憑空想像而給予該財貨一個 WTP 的受訪者，受訪金額正可做為受訪者擬定其心中 WTP 的一個參考基礎，而對於另一類已清楚自己心中 WTP 的受訪者，受訪金額之提供則可以做為比較之基礎。

然而在利用問卷進行非市場財貨之詢價過程時，若詢價的財貨不只一種，則在訪員進行面訪時，將依順序重覆上述之詢價模式，此即為多財貨之雙界二元選擇條件評估模式 (multiple goods double-bounded dichotomous choice contingent valuation method)，其結構如圖 1 所示。在進行第一種財貨的第一階段詢價時，受訪者 i 面對的是問卷所提供的起始受訪金額 bid_{i1}^1 ，第二階段則依據受訪者第一階段回答「是」「否」願意接受 bid_{i1}^1 ，接續以較 bid_{i1}^1 為高的受訪金額 bid_{i1}^{2+} 或較低的金額 bid_{i1}^{2-} ，進行第二階段的二元選擇之詢價。由此種決策過程可知，受訪者在經過了二個階段的二元選擇詢價過程後，其心中之 WTP 必落在 $(0 \sim bid_{i1}^{2-})$ 、 $(bid_{i1}^{2-} \sim bid_{i1}^1)$ 、 $(bid_{i1}^1 \sim bid_{i1}^{2+})$ 與 $(bid_{i1}^{2+} \sim \infty)$ 四個可能的區間內，而第一階段的受訪金額 bid_{i1}^1 與第二階段較高 bid_{i1}^{2+} 或較低受訪金額 bid_{i1}^{2-} ，則是以文獻上多所採用的加倍或是減半的關係 (Kanninen, 1995)。同時，此一詢價順序的設計，必須以訪員親訪的方式來進行，以使此種詢價方式要受訪者依序回答之目的得以確保。而當問卷包含多種財貨之情況，亦是重覆依上述的詢價過程進行。

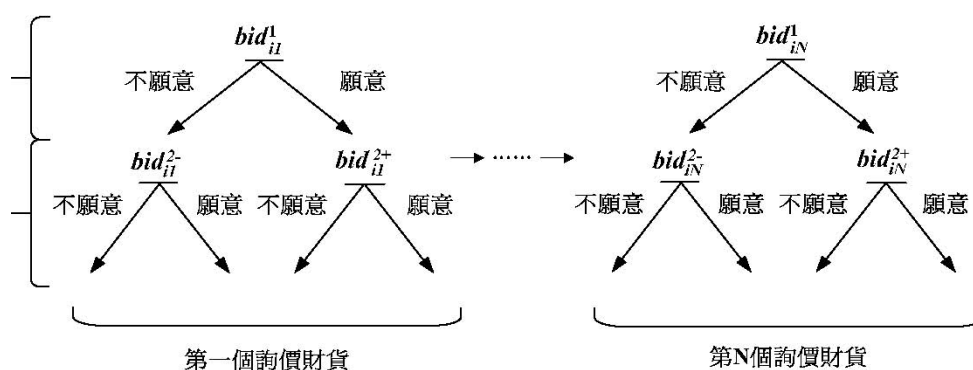


圖 1 多財貨之雙界二元選擇條件評估模式

二、起始點偏誤成份

使用二元選擇誘導支付方式時，需要一個或數個起始金額來引導受訪者顯露其 WTP，而問卷上所設計之起始金額乃依據試訪結果而來，且不同財貨之起始金額都是獨立給予的，然受訪者不論對於那一個財貨的起始金額，往往易將該受訪金額當作一重要市場資訊來參考，並以該金額作為其心中 WTP 之基準，此種因受起始金額引導而致使最後估算平均 WTP 產生偏誤的情況，稱之為「起始點偏誤」(Boyle et al., 1985)。

早期研究認為造成起始點偏誤的原因之一為，受訪者對詢價過程感到不耐煩而欲縮短程序，不論該受訪者心中是否已有一確切之 WTP，為了能儘早結束訪問，或多或少會隱藏內心真正的 WTP (Brookshire et al., 1981)，然此種對詢價過程厭煩之情形可透過問卷設計加以避免。因此，後續研究大多認為發生起始點偏誤之主因乃受訪者對非市場交易財貨無類似之消費經驗，且問卷上對該財貨未提供明確定義所致。在此情況下，當受訪者開始進行詢價過程時，自然會以現有之訊息來參考也就是說受訪者會將受訪金額當作心中 WTP/WTA 金額的參考依據或做為比較的基準。就 WTP 之金額而言，從過去實證研究可發現較高的起始金額會引導出較高的 WTP，而較低的起始金額則引導出較低的 WTP (Herriges and Shogren, 1996；Chien et al., 2005；吳珮瑛等，2005)。

三、罹病危險因子相關性偏誤之產生

利用雙界二元選擇條件評估模式來評估多財貨之 WTP 時，除了可能存在的起始點偏誤外，也可能因財貨間的相關性，受訪者並非一次完全掌握所要評估之財貨訊息的情況。亦即，當所詢價的多種財貨間，可能存在替代或互補之相關性時，意味著任一種財貨之消費量或品質發生改變，同時也會影響到其他財貨之消費，此時倘若未將其間的互動關係納入考量，而只是由個別財貨評估到的結果進行簡單加總來計算其總效益，如此，則可能產生所要評估財貨之總價值會被高估或低估之情況。

就本文所採用的實證資料之標的財貨——高血壓、高血脂與糖尿病而言，諸多醫學研究報告指出三者之間存在明確的關聯性，如高血脂除會引起心血管疾病外，也與高血壓、糖尿病等慢性疾病息息相關（國民健康局，2005）；翁國昌的研究（2007）亦指出，高血壓與高血脂更是互為因果，而林仁德（2006）的研究則表示血糖太高會影響血脂的代謝，血脂中的三酸甘油酯太高，則有促發糖尿病之虞，且根據許多研究證據顯示高血壓與糖尿病會常伴隨出現（許惠恆，2001）。這些現象均說明高血壓、高血脂與糖尿病間的交互影響關係。

一般受訪者在面對高血壓、高血脂與糖尿病改善所能獲得的效益評估時，就猶如許多的問卷一樣，對於其中所涉及的相關訊息，在問卷中都是逐一被釋出而為受訪者得知。而同一份問卷進行多財貨之詢價時，不同的標的物依序出現，對於受訪者而言，無疑是不斷地接收到新的訊息，加上財貨間存在的互補或替代性，則在構成 WTP 之成份裡，必須將這些後來釋出的訊息納入估計之考量中，否則將造成 WTP 之錯估。綜上所述，若利用雙界二元選擇條件評估模式進行多財貨之效益衡量時，可能產生起始點偏誤與相關性偏誤。其中起始點偏誤源自於問卷受訪金額之設定，而相關性偏誤一方面來自於財貨間的替代與／或互補性，另一方面則是來自於問卷依序釋出訊息的方式。因而在設定相關財貨之評估時，就必須將上述偏誤的內涵加以校正。

參、多財貨雙界二元選擇條件評估之起始點 偏誤檢定模型的建構

一、僅考慮起始點偏誤之檢定模型建構

針對起始點偏誤的檢定，Herriges and Shogren (1996) 首先為雙界二元選擇模型提出

「加權混價」(weighted bids) 的概念，此乃建構起始點偏誤檢定與／或校正模型的先驅，而該研究指出受訪者藉由結合內心原本的 WTP 與新資訊的出現，如第一次起始受訪金額 bid^1 ，而呈現出調整後的願付價值 WTP^s ，亦即受訪者最後所顯露之 WTP^s 乃是 WTP 與 bid^1 的加權平均，如 (1) 式所示：

$$WTP^s = -(1-\gamma)WTP + \gamma bid^1 \quad (1)$$

其中 $0 \leq \gamma \leq 1$ ，而權數 γ 可看出起始點偏誤之定錨效果 (anchoring effect) 的大小，故當 γ 愈趨近於 0，表示受訪者所顯露的 WTP^s 與其心中原本的願付價值 WTP 愈接近，即 WTP^s 受到起始金額 bid^1 的影響愈小，反之，若 γ 愈接近 1，則表示起始點偏誤之定錨效果對受訪者影響愈大。

Herriges and Shogren (1996) 認為起始點偏誤僅發生於雙界二元選擇之第二次的詢價階段，亦即受訪者在第一次的詢價過程中，是以心中真正的 WTP 與起始受訪金額 bid^1 比較後而做出決策，故起始點偏誤並不存在於第一次詢價過程。而在第二階段以後的第 t 個詢價過程裡，若起始點偏誤仍存在，且受訪者面對受訪金額 bid^t 時仍回答願意，則必定滿足 (2) 式：

$$WTP > \frac{bid^t - \gamma bid^1}{1-\gamma} = \lambda^a \quad (2)$$

其中， λ^a 定義為受到定錨效果影響下的有效受訪金額 (effective bid)。

由 (2) 式可得知，只要初始的受訪金額低於心中真正的 WTP ，且起始點偏誤又存在時，即會存在願付價值的向下偏誤 (downward bias)；反之，存在起始點偏誤，且初始受訪金額高過心中真正的 WTP 時，則會存在願付價值的向上偏誤 (upward bias)。

二、納入多財貨相關性之起始點偏誤的模型建構

當受訪者在顯露對高血壓、高血脂及糖尿病三高危險因子之 WTP 時，對於這三個因子之資訊經常是一個個出現，因此，受訪者在回答第一個危險因子之 WTP 時，並不知道後續尚有其他因子待評估。然而，在接續回答第二個危險因子之 WTP 時，受訪者便會將彼此間的相互作用納入考量；同樣的，在面對第三個危險因子之 WTP 時，受訪者亦會考量對前二個危險因子已答覆 WTP 之大小，而做適當的調整。

假設受訪者 i 在面對 $j =$ 壓、脂、糖三種疾病所構成之初始健康品質為 $(Q_{i,壓}^0, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0)$ ，為了維持在此一健康品質效用水準 U_i^0 下的支出為 $E(Q_{i,壓}^0, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0)$ ，而當健康品質提昇至 $(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0)$ 時，欲維持於 U_i^0 的效用所需之所得支出為 $E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0)$ 。依此，在此份問卷資料之詢問順序上，由於受訪者依序回答的是針對控制高血壓、進而是針對高血脂，最後是控制糖尿病新藥的 WTP。因而當受訪者回答高血壓新藥的 WTP 後，便認為第一個危險因子已被控制；故在考量高血壓之品質已維持於新的水準 $Q_{i,壓}^1$ 後，該受訪者接續回答第二個危險因子——高血脂之 WTP。同理，當面對第三個危險因子——糖尿病的 WTP 時，受訪者亦認為高血壓與高血脂兩危險因子之品質均處於新的水準 $Q_{i,壓}^1$ 及 $Q_{i,脂}^1$ 之上。由上述概念可知，考量此種方式的評估，即已納入三個危險因子間之相互關係，依此可表為 (3) 式

$$\begin{aligned}
 WTP_{i,總} &= WTP_{i,壓} + WTP_{i,脂} + WTP_{i,糖} \\
 &= [E(Q_{i,壓}^0, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0) - E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0)] \\
 &\quad + [E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0) - E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^1, Q_{i,糖}^0, U_i^0)] \\
 &\quad + [E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^1, Q_{i,糖}^0, U_i^0) - E(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^1, Q_{i,糖}^1, U_i^0)] \quad (3)
 \end{aligned}$$

在這當中所涉及的起始點偏誤，由於實際在利用雙界二元條件評估模式進行第一個

標的物高血壓之詢價時，受訪者尚未接收其他危險因子之相關訊息，因此其所顯露之 WTP，只會受到該單一因子採用二元選擇詢價模式產生之起始點偏誤的影響，依此受訪者 i 所顯露之願付價值 $WTP_{i, 壓}^m$ 乃是考量內心原本的願付價值 $WTP_{i, 壓}$ 與新訊息 $bid_{i, 壓}^1$ 結合之結果，將如 (4) 式所示：

$$WTP_{i, 壓}^m = (1 - \gamma_{壓})WTP_{i, 壓} + \gamma_{壓}bid_{i, 壓}^1 \quad (4)$$

$\gamma_{壓}$ 一如第 (1) 式考慮起始點偏誤的定錨效果，反應受訪者受起始金額與心中真正願付價值之加權混價效果，因此其值介於 0 與 1 之間。進而，當受訪者接收到新的訊息而持續被問及對高血脂新藥的 WTP 時，除了受雙界二元選擇中，針對評估高血脂之起始受訪金額 $bid_{i, 脂}^1$ 的影響外，由於受訪者亦考量了高血脂與前一危險因子高血壓間之相關性，故在顯露接續財貨的 WTP 時，受訪者內心對控制高血脂新藥的 WTP，將受到在上一個詢價階段已同意為高血壓新藥支付最後所顯露之願支出金額 $bid_{i, 壓}^m$ 的影響，而此願意支出金額可能是兩次皆回答「願意」之較高的受訪金額 $bid_{i, 壓}^{2+}$ ；抑或為第一次回答「願意」，但第二次卻回答「不願意」的 $bid_{i, 壓}^1$ ；也可能是第一次回答「不願意」，但第二次卻回答「願意」之較低的受訪金額 $bid_{i, 壓}^{2-}$ ；或者是兩次皆回答「不願意」的 0。因此，當受訪者在考量兩危險因子之相關性後，將調整其內心原本對高血脂新藥的 WTP，而此調整後的 WTP，在起始受訪金額 $bid_{i, 脂}^1$ 的誘導下，將產生混合加權的效果而顯露出對高血脂新藥的 WTP。

於是，在面對第二個危險因子——高血脂 WTP 之詢問時，受訪者認為已用了一筆金額 $bid_{i, 壓}^m$ 支付在高血壓新藥上，在認為高血脂與高血壓對心血管疾病互有影響的情況下，乃認為顯示支付於高血壓改善之金額已反應至其自身的健康狀況的改善上；也就是受訪者在患有高血壓的情況下，會認定透過該筆已支付之金額，高血壓將會被控制於較

良好的水準上。因而，受訪者 i 在面對雙界二元選擇之詢價過程時，其顯露之願付價值 $WTP_{i,脂}^m$ 將會是結合調整後之內心願付金額 $WTP_{i,脂}^*$ 與第一次起始受訪金額 $bid_{i,脂}^1$ 的混合加權，且 $WTP_{i,脂}^* = (WTP_{i,脂} + \kappa_{壓} bid_{i,壓}^m)$ 為考量高血壓與高血脂之相關性後，受訪者 i 內心對高血脂新藥調整後之 WTP，其中 $\kappa_{壓}$ 是指第一階段高血壓最後所顯露之起始受訪金額，對接續階段高血脂 WTP 的影響，而 $\kappa_{壓}$ 可以為任何數值¹，當數值越接近零時，表示最後所顯露之起始受訪金額對於接續 WTP 越沒有影響，亦即兩階段的財貨間是無相關的；另一方面，當 $\kappa_{壓}$ 越偏離零時，表示受訪者第一階段高血壓改善之 WTP 金額對於接續下一階段罹病危險因子之改善影響也越大。

又當 $\kappa_{壓}$ 大於零時，受訪者乃是更加恐懼於進一步再得知有關造成心血管疾病因子的相關訊息，這些訊息的加入會更強化受訪者感受先前對高血壓之改善所付金額之不足，依此，可詮釋受訪者視高血壓與高血脂二者是互補的關係；反之，當 $\kappa_{壓}$ 小於零時，受訪者則認為已支付改善引起新血管疾病因子之一的高血壓，因而對於再支付於引發相同疾病危險因子之支付意願或金額則趨向保守，此二因子則被視為有替代的關係，前述的關係如 (5) 式所示：

$$WTP_{i,脂}^m = (1 - \gamma_{脂})(WTP_{i,脂} + \kappa_{壓} bid_{i,壓}^m) + \gamma_{脂} bid_{i,脂}^1 \quad (5)$$

¹ 當 $\kappa_{壓}$ 可以為任何數值，即可能使得最後的 $WTP_{i,脂}^m$ 為負值，此與一般我們假設財貨的 WTP 不能為負，也就是財貨的 WTP 至少要大於等於零的認定似有衝突。一般假設 WTP 不能為負，基本上是假設個人不會有 lexicographic 型態的偏好，特別是針對單一財貨的評估時，此一種假設通常不被提及，事實上，文獻上對於假設 WTP 不能為負也是有所爭議的 (Bohara et al., 2001; Haab and McConnell, 1997; Hanley et al., 2009)。然而，在本文多財貨評估下，不針對財貨相關係數 $\kappa_{壓}$ 設限其範圍，乃是接受各種偏好型態都有可能發生，且接受 lexicographic 就是接受各種因子間可能的互補或是替代關係。

$\gamma_{脂}$ 與第 (4) 式相同，是考慮起始點偏誤的定錨效果，因此其值介於 0 與 1 之間。同理，當最後進入糖尿病之詢價時，如果受訪者 i 在回答對糖尿病新藥之 WTP 時，該筆金額必會受到前二次已同意支付高血壓及高血脂新藥之影響，故受訪者已同意願意為高血壓新藥及高血脂新藥支付某一金額 $bid_{i, 壓}^m$ 與 $bid_{i, 脂}^m$ ，便成為其內心對糖尿病新藥 WTP 的影響因子之一，亦即受訪者在回答對糖尿病新藥的 WTP 時，納入之前針對改善高血壓與高血脂所同意支付的 $bid_{i, 壓}^m$ 與 $bid_{i, 脂}^m$ 兩因素，即是反應糖尿病和高血壓與高血脂三高危險因子間的替代或互補關係；且認定同意支付 $bid_{i, 壓}^m$ 與 $bid_{i, 脂}^m$ 之金額後，高血壓及高血脂已維持於理想之水準，方回答願意支付控制糖尿病新藥之金額，如果又受雙界二元詢價方式之起始金額的影響，致使其調整後內心對糖尿病新藥的 $WTP_{i, 糖}^* = WTP_{i, 糖} + \kappa'_{壓} bid_{i, 壓}^m + \kappa_{脂} bid_{i, 脂}^m$ 與起始受訪金額 $bid_{i, 糖}^1$ 發生加權混價的效果，其中 $\gamma_{糖}$ 與第 (4) 與第 (5) 式相同，為起始點偏誤的定錨效果，因此其值介於 0 與 1 之間。最後則表露出對控制糖尿病的願付金額為 $WTP_{i, 糖}^m$ ，表示如 (6) 式²：

$$WTP_{i, 糖}^m = (1 - \gamma_{糖})(WTP_{i, 糖} + \kappa'_{糖} bid_{i, 糖}^m + \kappa_{脂} bid_{i, 脂}^m) + \gamma_{糖} bid_{i, 糖}^1 \quad (6)$$

² 在第 (6) 式中對於 $\kappa'_{糖}$ 及 $\kappa_{脂}$ 可以為任何數值的理由一如註腳 1。

肆、資料來源與估計模型之設立

一、資料來源與變數選擇

前述之概念，可由一套中央研究院所完成之『台灣地區心臟血管疾病風險因子之研究調查』的資料做相關之實證印證，藉此也可由本文所建構的模型得知台灣分別罹患高血壓、高血脂及糖尿病患者對特定新藥之 WTP 大小。CVDFACTS 自 1988 年 12 月起開始進行第一循環的調查工作後，到 2005 年 1 月為止，已歷經了六次循環的階段調查，而每階段的循環調查皆是以新竹縣竹東鎮以及嘉義縣朴子市作為長期追蹤之地區，且每次的調查內容均涵蓋了受訪者個人及家庭背景資料、生活型態、飲食習慣、社會網絡行為、家族疾病史與身體檢查等多個層面。而在第五循環的調查則增加了健康風險、健康知識以及經濟評估，如詢問了受訪者所得並利用雙界二元條件評估法，針對改善高血壓、高血脂及糖尿病願付價值的評估等內容，故本文乃擷取從 2000 年 7 月至 2001 年 12 月之第五循環問卷結果，作為改善高血壓、高血脂及糖尿病 WTP 評估的實證資料分析之用。

本研究所選取的變數包括如年齡 (*Age*)、教育年數 (*Eduy*) 與個人所得 (*Income*) 等社經變數，健康特徵如是否罹患高血壓 (*Risk_壓*)、高血脂 (*Risk_脂*)、糖尿病 (*Risk_糖*)、有無抽菸習慣 (*SMKH*)、有無喝酒習慣 (*LCH*)、身體質量指數 (*body mass index, BMI*)、抽煙、飲酒對心血管疾病之健康危害認知 (*HKL_1*)，以及三高危險因子對心血管疾病之健康危害認知 (*HKL_2*)，與依據雙界二元選擇詢價模式所設計之「願付價值」問卷等。在符合前述各變數資料完整性之篩選下，最後本研究後續分析的有效樣本共 1,197 筆。這些變數之定義、平均數及標準差列於表 1。

表 1 各解釋變數之定義、平均值與標準差

變數	定義 (單位)	平均值	標準差
<i>Age</i>	受訪者年齡 (年)	56.168	13.179
<i>Eduy</i>	受訪者受教育年數 (年)	9.839	4.236
<i>Income</i>	受訪者家戶月收入 (萬元)	43.283	27.946
<i>SMLH</i>	受訪者之抽煙習慣 ^a	0.834	1.280
<i>LCH</i>	受訪者有無飲酒 ^b	0.288	0.685
<i>BMI</i>	受訪者的身體質量指數 ^c	24.281	3.235
<i>Risk</i> _壓	受訪者有無罹患高血壓 (虛擬變數)：有：1 無：0	0.298	0.457
<i>Risk</i> _脂	受訪者有無罹患高血脂 (虛擬變數)：有：1 無：0	0.436	0.496
<i>Risk</i> _糖	受訪者有無罹患糖尿病 (虛擬變數)：有：1 無：0	0.100	0.300
<i>HKI_1</i>	受訪者認定抽煙與飲酒對心血管疾病之健康危害認知 ^d	3.433	2.414
<i>HKI_2</i>	受訪者認定三高危險因子對心血管疾病之健康危害認知 ^d	4.273	2.277

資料來源：本研究整理。

註 a：問卷中將受訪者之抽煙習慣 (*SMLH*) 分別以類別 1-4 表示沒有抽煙、已經戒煙、偶爾抽煙及現在仍持續抽煙四個等級。

b：受訪者之喝酒習慣 (*LCH*) 分別以類別 1-3 表示沒有習慣性喝酒、已經戒酒及現在仍持續喝酒三類。

c：身體質量指數 (*BMI*) 為體重除以以公尺表示之身高的平方。

d：原問卷將受訪者的 *HKI_1* 與 *HKI_2* 依受訪者的回答，劃分成「不可能」、「不清楚或不知道」、「可能」至「非常可能」等四種答覆。

本研究依據受訪者在抽煙習慣 (*SMLH*) 所處之層級，以分級給分的方式表示之。第一級表示沒有此種習慣，給予 0 分，第二級為已經戒菸，給予 0.5 分，第三級為偶爾發生，給予 1 分，而最後一級為仍然持續該行為，給予 2 分。至於受訪者在飲酒習慣 (*LCH*) 之給分標準，第一級表示無喝酒習慣，給予 0 分，第二級表示已戒酒，給予 0.5 分，最後一級為仍然持續喝酒，給予 1 分。又參照 Kenkel (1991) 的處理方式，將受訪者認定抽煙與飲酒對心血管疾病之健康危害認知 (*HKI_1*) 與認定三高危險因子對心血管疾病之健康

危害認知 (HKI_2)³，依受訪者在以下每一個問題的回答，劃分成「不可能」、「不清楚或不知道」、「可能」至「非常可能」等四種答覆，分別給予 -1、0、1、2 等分數，並進一步將每一位受訪者針對所有問題回答的分數予以加總，即為該受訪者對特定健康知識的量化表示，因此， HKI_1 與 HKI_2 所涉及的四個問題均回答「非常可能」將得 8 的最高總分，而均回答「不可能」將得 -4 的最低總分，其他的總分則介於此二數值之間。

二、各模型之設立與估計方法

在選擇式條件評估模式中，WTP 函數型式之設定有效用差異詮釋 (Hanemann, 1984) 或支出差異詮釋 (Cameron, 1988) 之不同，而不同的選擇會影響估計時的難度與估計結果。另根據吳珮瑛、謝雯華 (1995)、Wu and Hsieh (1996) 及 Wu et al. (2007) 的研究歸納指出，在支出差異詮釋下的 WTP，無論函數型式為線型、線型對數、半對數或雙對數，其平均值之估計結果都較為一致，且實證估計的可行性亦較效用詮釋為高。因此本文乃選擇支出差異作為受訪者回答願意與否的詮釋，且設定線型 (linear) 形式之 WTP 函數，進行後續各項相關的實證。

為了能瞭解罹患高血壓、高血脂及糖尿病之罹病機率的變動對 WTP 之影響，故先估算高血壓、高血脂及糖尿病之罹病機率。此外，本文也依不同的偏誤檢定設計了三種實證模型，分別為：「未檢定起始點偏誤且未考量三高危險因子相關性」、「檢定起始點

³ 其中， HKI_1 所詢問的四個問題分別為 (1)「就您所知，長期吸菸會不會得到「心臟病」？」；(2)「就您所知，長期大量喝酒可不可能得到「高血壓」？」；(3)「就您所知，長期大量喝酒可不可能得到「中風」？」及 (4)「就您所知，長期適量喝酒可不可能減少「心臟病」的發生？」。而 HKI_2 則是詢問下列四個問題，分別為 (1)「你認為高血壓可不可能導致「中風」？」；(2)「你認為高血壓可不可能導致「心肌梗塞」？」；(3)「你認為高血脂可不可能導致「心肌梗塞」？」及 (4)「你認為糖尿病可不可能導致「中風」？」。

偏誤但未考量三高危險因子相關性」、及「檢定起始點偏誤且考量三高危險因子相關性」，以驗證比較各模型因存在起始點偏誤與危險因子間相關性之效果對最後估算之效益產生的差異。

(一) 罹病風險機率之估計

受訪者是否願意支付高低不同的金額，實乃受到諸多因素的影響，其中之一是受訪者是否罹患高血壓、高血脂及糖尿病之機率，而影響此一機率的高低又受許多因素的影響，這些因素可以個別獨自做為影響 WTP 的解釋變數。然而這些變數多數都是虛擬變數，若沒有與其他變數進行第一階段的估計，則無法得知罹患特定疾病之機率。此外，如果我們詮釋某一特定因子的罹病機率在受訪者的認知裡，與其他因子是有相關的，則必須利用第一階段所建構的聯立關係方可以呈現出來。為了解決此一問題，本文乃採用二階段 (two-stage) 的估計方法來解決。因此，第一階段乃先建構一個能夠估算個人罹患高血壓、高血脂與糖尿病罹病機率的風險方程式，並估計出每個人的罹病風險預測值。

而在第二階段，則是利用第一階段估計所得到的風險方程式，估算罹病機率預測值帶入後續的 WTP 之估計式中，以進一步捕捉罹病機率與 WTP 間的關係。利用二階段估計法所得到的估計結果，不但得以在行為上描繪具備不同罹病機率的個人，對治癒特定疾病所願意支付之不同代價，且在計量技術層面上，二階段估計法同時也避免了因忽略某些無法觀察，但同時將影響 WTP 與罹病風險的其他因子所造成的內生性 (endogeneity) 問題而導致的估計偏誤 (Arias et al., 2001; Levin, 2001; Kan and Tsai, 2004; Sprietsma and Waltenberg, 2005; Lee, 2007)。

根據流行病學相關研究指出，除了高血壓、高血脂與糖尿病之間存在交互影響的關係外，抽煙、飲酒與肥胖等因素均會影響罹患高血壓、高血脂與糖尿病之罹病機率 (許惠恆, 2001; 國民健康局, 2005; 林興中, 2007); 此外，文獻研究也指出，越具備相關疾病健康知識者，越能藉由調整日常生活的飲食習慣和作息來提昇自身的健康狀態 (Grossman, 1972; Dardanoni and Wagstaff, 1990)。因此，在罹病風險機率之估計上，除了

以個人的抽煙 ($SMKH$)、飲酒 (LCH)、身體質量指數 (BMI) 做為解釋變數外，亦將抽煙、飲酒對心血管疾病之健康危害認知 (HKI_1)，以及三高危險因子對心血管疾病之健康危害認知 (HKI_2) 等解釋變數納入罹病風險機率模型中。

依上述概念，高血壓、高血脂及糖尿病罹病風險機率聯立估算模型可表示為：

$$\begin{aligned} \text{Probit}(Risk_{i, \text{壓}}^*) &= \alpha_{\text{壓}} + \beta_{1, \text{壓}} SMKH_i + \beta_{2, \text{壓}} LCH_i + \beta_{3, \text{壓}} BMI_i + \beta_{4, \text{壓}} Risk_{i, \text{脂}} \\ &+ \beta_{5, \text{壓}} Risk_{i, \text{糖}} + \beta_{6, \text{壓}} HKI_{-1_i} + \beta_{7, \text{壓}} HKI_{-2_i} + \xi_{i, \text{壓}} \end{aligned} \quad (7)$$

$$\begin{aligned} \text{Probit}(Risk_{i, \text{脂}}^*) &= \alpha_{\text{脂}} + \beta_{1, \text{脂}} SMKH_i + \beta_{2, \text{脂}} LCH_i + \beta_{3, \text{脂}} BMI_i + \beta_{4, \text{脂}} Risk_{i, \text{糖}} \\ &+ \beta_{5, \text{脂}} Risk_{i, \text{壓}} + \beta_{6, \text{脂}} HKI_{-1_i} + \beta_{7, \text{脂}} HKI_{-2_i} + \xi_{i, \text{脂}} \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{Probit}(Risk_{i, \text{糖}}^*) &= \alpha_{\text{糖}} + \beta_{1, \text{糖}} SMKH_i + \beta_{2, \text{糖}} LCH_i + \beta_{3, \text{糖}} BMI_i + \beta_{4, \text{糖}} Risk_{i, \text{壓}} \\ &+ \beta_{5, \text{糖}} Risk_{i, \text{脂}} + \beta_{6, \text{糖}} HKI_{-1_i} + \beta_{7, \text{糖}} HKI_{-2_i} + \xi_{i, \text{糖}} \end{aligned} \quad (9)$$

其中 $Risk_{i, \text{壓}}^*$ 、 $Risk_{i, \text{脂}}^*$ 、 $Risk_{i, \text{糖}}^*$ 分別為罹患高血壓、高血脂、糖尿病不可觀察之罹病風險潛在變數 (latent variable)，然在實際的調查資料上，則只能觀察到受訪者 i 是否罹患該疾病， $Risk_{i, j} = 1$ ，表示受訪者 i 患有對應的疾病，或者是 $Risk = 0$ ，因此，表示受訪者 i 沒有罹患疾病 j ($j = \text{壓、脂、糖}$)； $\alpha_{\text{壓}}$ 、 $\alpha_{\text{脂}}$ 、 $\alpha_{\text{糖}}$ 、 $\beta_{i, \text{壓}}$ 、 $\beta_{i, \text{脂}}$ 、 $\beta_{i, \text{糖}}$ 為待估計係數， $\xi_{\text{壓}}$ 、 $\xi_{\text{脂}}$ 、 $\xi_{\text{糖}}$ 則為隨機誤差項，而為確保結果落於 0 至 1 的機率值，(7) 至 (9) 三個估計式在大樣本下，可以合理的假設其符合三元常態分配。

由於 (7)、(8)、(9) 構成一聯立方程式，因此在實證估計策略上，我們採用兩階段估計法 (Maddala, 1983; 傅祖壇等, 2001)，先以縮減式 (reduce form) 估計罹患高血壓、高血脂、糖尿病之風險方程式；接著再將所得到的罹病風險預測值 $\widehat{Risk}'_{i, \text{壓}}$ 、 $\widehat{Risk}'_{i, \text{脂}}$ 與

$\widehat{Risk}'_{i,糖}$ 帶回風險方程式 (7)、(8)、(9) 予以求解。而由 (7)、(8) 及 (9) 式所估算出之數值必定介於 0 和 1 之間，且此相關數值分別表示為 $\widehat{Risk}_{i,壓}$ 、 $\widehat{Risk}_{i,脂}$ 與 $\widehat{Risk}_{i,糖}$ ，則如此可將此視為受訪者 i 具有上述風險因子時，其可能罹患高血壓、高血脂及糖尿病的機率預測值。最後，乃將所預測出之數值納入 WTP 實證模型中，作為估計求解 WTP 的解釋變數，以了解受訪者 i 罹病風險機率對估計願付價值之影響。

(二)未檢定三高危險因子相關性及起始點偏誤之願付價值估計

欲維持在 $(Q_{i,壓}^0, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0)$ 之水準時所需的所得支出為 $E_{i,j}^0$ ，而健康品質提昇至 $(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0)$ 時，欲維持於 U_i^0 的效用所需之所得支出為 $E_{i,j}^1$ ，則相對應之支出水準 $E_{i,j}^0$ 和 $E_{i,j}^1$ 可分別表示如下：

$$E_{i,j}^0 = Y_i^0(Q_{i,壓}^0, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0) + \varepsilon_{i,j}^0 \quad (10)$$

$$E_{i,j}^1 = Y_i^1(Q_{i,壓}^1, Q_{i,脂}^0, Q_{i,糖}^0, U_i^0) + \varepsilon_{i,j}^1 \quad (11)$$

(10) 式與 (11) 式中之 $Y_i^0(\cdot)$ 和 $Y_i^1(\cdot)$ 表示支出函數中可確定的部分，而 $\varepsilon_{i,j}^0$ 與 $\varepsilon_{i,j}^1$ 則為不確定之隨機誤差部分且假設兩者彼此獨立、期望值為零之極值分配函數。

在二元選擇誘導支付模式下，如果受訪者 i 願意接受問卷上所提供之受訪金 $bid_{i,j}^1$ ，則必表示其心中的願付價值 $WTP = \Delta E_{i,j}$ 大於或等於 $bid_{i,j}^1$ ，而 $\Delta E_{i,j} = E_{i,j}^1 - E_{i,j}^0$ ，也就是 $\Delta Y_{i,j} = Y_{i,j}^1 - Y_{i,j}^0$ 與 $\Delta \varepsilon_{i,j} = \varepsilon_{i,j}^1 - \varepsilon_{i,j}^0$ 和必大於 $bid_{i,j}^1$ ，如 (12) 式所示：

$$\Delta E_{i,j} + \Delta \varepsilon_{i,j} \geq bid_{i,j}^1, \quad j = 壓、脂、糖 \quad (12)$$

由於無法從受訪者回答願意接受該受訪金額 $bid_{i,j}^1$ 與否獲知其心中確切的 WTP，因此，若以指標變數 $I_{i,j} = 1$ 表示受訪者 i 願意接受該受訪金額 $bid_{i,j}^1$ ， $I_{i,j} = 0$ 表示受訪者 i 不願意接受。在雙界二元選擇模式下，則以兩個指標變數 (I_i^1, I_i^2) 代表受訪者在二次元的選擇下，面對 $bid_{i,j}^1$ 、 $bid_{i,j}^{2-}$ 與 $bid_{i,j}^{2+}$ 等受訪金額的四種可能選擇組合，如 (13) 式所示：

$$(I_{i,j}^1, I_{i,j}^2) = \begin{cases} (1, 1), & \text{if } \Delta E_{i,j} \geq bid_{i,j}^{2+} \\ (1, 0), & \text{if } bid_{i,j}^1 \leq \Delta E_{i,j} < bid_{i,j}^{2+} \\ (0, 1), & \text{if } bid_{i,j}^{2-} \leq \Delta E_{i,j} \leq bid_{i,j}^1 \\ (0, 0), & \text{if } \Delta E_{i,j} < bid_{i,j}^{2-} \end{cases} \quad (13)$$

而各選擇組合對應之選擇機率為：

$$\text{Prob}(I_{i,j}^1 = 1, I_{i,j}^2 = 1) = 1 - F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^{2+} - \Delta E_{i,j}}{K}\right) \quad (14-1)$$

$$\text{Prob}(I_{i,j}^1 = 1, I_{i,j}^2 = 0) = F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^{2+} - \Delta E_{i,j}}{K}\right) - F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^1 - \Delta E_{i,j}}{K}\right) \quad (14-2)$$

$$\text{Prob}(I_{i,j}^1 = 0, I_{i,j}^2 = 1) = F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^1 - \Delta E_{i,j}}{K}\right) - F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^{2-} - \Delta E_{i,j}}{K}\right) \quad (14-3)$$

$$\text{Prob}(I_{i,j}^1 = 0, I_{i,j}^2 = 0) = F_\varepsilon\left(\frac{bid_{i,j}^{2-} - \Delta E_{i,j}}{K}\right) \quad (14-4)$$

其中 K 為 $\Delta\varepsilon$ 之標準差。而 $\Delta E_{i,j}$ 之係數可以如下之 (15) 式概似函數來進行估計

$$\begin{aligned}
 \ln L = & \sum_{i=1}^n \left\{ I_{i,j}^1 I_{i,j}^2 \left[1 - F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^{2+} - \Delta E_{i,j}}{K} \right) \right] \right. \\
 & + I_{i,j}^1 (1 - I_{i,j}^2) \ln \left[F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^{2+} - \Delta E_{i,j}}{K} \right) - F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^1 - \Delta E_{i,j}}{K} \right) \right] \\
 & + (1 - I_{i,j}^1) I_{i,j}^2 \ln \left[F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^1 - \Delta E_{i,j}}{K} \right) - F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^{2-} - \Delta E_{i,j}}{K} \right) \right] \\
 & \left. + (1 - I_{i,j}^1) (1 - I_{i,j}^2) I_{i,j}^2 \ln \left[F_{\varepsilon} \left(\frac{bid_{i,j}^{2-} - \Delta E_{i,j}}{K} \right) \right] \right\} \quad (15)
 \end{aligned}$$

在線形支出差異函數之選擇下，受訪者心中願付價值之具體函數形式 $\Delta E_{i,j}$ 可以 (16) 式表示：

$$\Delta E_{i,j} = WTP_{i,j} = \alpha_j + \beta_{1,j} Age_i + \beta_{2,j} Eduy_i + \beta_{3,j} Income_i + \beta_{4,j} \widehat{Risk}_{i,j} \quad (16)$$

其中 $j =$ 壓、脂、糖，依此，未檢定三個危險因子相關性及起始點偏誤之估計願付價平均值可由 (17) 式估算求得：

$$E(WTP) = \Delta \widehat{E}_{i,j} \quad (17)$$

(三) 僅檢定起始點偏誤但未考量三高危險因子相關性之願付價值估計

在雙界二元選擇模式下，依循 Hurriges and Shogren (1996) 所提出之「加權混價」概念以建構三高危險因子起始點偏誤檢定模型，其概念式可如 (18) 式所示：

(21)

$$WTP_j^s = (1-\gamma)WTP_j + \gamma bid_j^1, j = \text{壓、脂、糖} \quad (18)$$

而配合支出差異詮釋下之線型實證函數形式，則可表示如 (19) 式所示：

$$WTP_{i,j}^s = (1-\gamma_j)(\alpha_j + \beta_{1,j}Age + \beta_{2,j}Eduy + \beta_{3,j}Income + \beta_{4,j}\widehat{Risk}_j) + \gamma_j bid_j^1 \quad (19)$$

其中， $j = \text{壓、脂、糖}$ 。最後，將 (19) 式代入 (15) 式即可得到所須的各估計係數。

(四) 檢定起始點偏誤且考量三高危險因子相關性之願付價值估計

對任一受訪者而言，其對三高危險因子之 WTP，除了受到起始受訪金額的誘導外，同時亦會受到已同意支付之財貨金額的影響，而調整其內心對三高危險因子的 WTP。受訪者依序所獲得危險因子改善的訊息，使得各危險因子所需的檢定模型均不相同。首先，受訪者一開始進入 WTP 之間卷程序時，其最先獲得的資訊只有控制高血壓新藥的 WTP，因此，必須檢定的偏誤僅為直接或間接誘導出受訪者心中 WTP 的起始點偏誤。換言之，高血壓 WTP 之檢定概念式將與 (18) 式相同，且在線型支出函數之設定下，其實證如 (20) 式：

$$WTP_{\text{壓}}^m = (1-\gamma_{\text{壓}})(\alpha_{\text{壓}} + \beta_{1,\text{壓}}Age + \beta_{2,\text{壓}}Eduy + \beta_{3,\text{壓}}Income + \beta_{4,\text{壓}}\widehat{Risk}_{\text{壓}}) + \gamma_{\text{壓}} bid_{\text{壓}}^1 \quad (20)$$

進行估計時，將 (20) 式代入 (15) 式，即能夠得到估計所需的係數值。

接著，當受訪者進入控制第二個危險因子——高血脂之 WTP 時，其心中 WTP 會受到兩種因素的影響而有所調整，一為起始受訪金額，其次則為已顯示出之願意支付於控制高血壓因子的金額，故高血脂 WTP 之實證估計式，在線型支出函數之設定下可表示為 (21) 式：

$$\begin{aligned}
WTP_{脂}^m = & (1 - \gamma_{脂})(\alpha_{脂} + \beta_{1,脂}Age + \beta_{2,脂}Eduy + \beta_{3,脂}Income \\
& + \beta_{4,脂}\widehat{Risk}_{脂} + \kappa_{壓}bid_{脂}^m) + \gamma_{脂}bid_{脂}^1
\end{aligned} \quad (21)$$

將 (21) 式代入 (15) 式中，即可得到估計所需的概似函數。

最後，在受訪者回答糖尿病最後一項危險因子之 WTP 時，其所顯露之 WTP 會同時受到採用雙界二元選擇而產生之起始點偏誤，以及前二項已支付於控制高血壓和高血脂金額的影響，故糖尿病 WTP 的檢定模型估計式，在線型支出函數之設定下，可表式為 (22) 式：

$$\begin{aligned}
WTP_{糖}^m = & (1 - \gamma_{糖})(\alpha_{糖} + \beta_{1,糖}Age + \beta_{2,糖}Eduy + \beta_{3,糖}Income \\
& + \beta_{4,糖}\widehat{Risk}_{糖} + \kappa'_{壓}bid_{壓}^m + \kappa_{脂}bid_{脂}^m) + \gamma_{糖}bid_{糖}^1
\end{aligned} \quad (22)$$

同理，將 (22) 式代入 (15) 式中，即可得到估計所需的概似函數⁴。

三、偏誤檢定後估計願付價值平均值之校正

在前述各偏誤模型之設定下，若估計結果檢定出存在顯著的相關性與起始點偏誤，則必須就各偏誤成份進行校正，方能得到受訪者心中真正的 WTP。

(一) 僅檢定起始點偏誤但未考量三高危險因子相關性估計願付價值平均值校

在僅考慮起始點偏誤的情況，若檢定出存在該偏誤，依此，高血壓、高血脂與糖尿病的 WTP 校正值則由 (23) 式求得：

⁴ 以上各實證模型，均使用計量軟體 LIMDEP 的極大化求解程序進行估計。

$$WTP_{i,j} = \frac{WTP_{i,j}^S + \gamma_j bid_{i,j}^1}{(1 - \gamma_j)}, j = \text{壓、脂、糖} \quad (23)$$

(二)檢定起始點偏誤與三高危險因子相關性估計願付價值平均值之校正

當同時考量起始點偏誤與相關性時，對於第一個詢價對象高血壓只須針對起始點偏誤進行校正，因此可由 (23) 式求算而得。另一方面，控制高血壓下的高血脂 WTP；控制高血壓與高血脂下糖尿病 WTP 之校正值分別可藉由 (24) 式與 (25) 式求得：

$$WTP_{i,脂}^* = WTP_{i,脂} + \kappa_{脂} bid_{i,脂}^m = \frac{WTP_{i,脂}^m - \gamma_{脂} bid_{i,脂}^1}{(1 - \gamma_{脂})} \quad (24)$$

$$WTP_{i,糖}^* = WTP_{i,糖} + \kappa'_{脂} bid_{i,壓}^m + \kappa_{脂} bid_{i,脂}^m = \frac{WTP_{i,糖}^m - \gamma_{糖} bid_{i,糖}^1}{(1 - \gamma_{糖})} \quad (25)$$

伍、檢定及估計結果分析與校正之估計願付價值平均值

一、起始點偏誤之初步檢測

在進行各模型之估計前，本文初步檢視實證資料，以瞭解該問卷是否存在起始點偏誤。首先依照 10 組不同的起始受訪金額，分別對影響心血管疾病的高血壓、高血脂及糖尿病三高危險因子，分別以單界二元選擇和雙界二元選擇模型估算其樣本願付價值平均

值，依此單界二元選擇和雙界二元選擇模式下之樣本願付價值平均值估算方式如下所示：

$$\text{單界：樣本願付價值平均值} = \frac{bid_j^1 \times Y \text{ 之個數} + \$0 \times N \text{ 個數}}{\text{該組總個數}} \quad (26)$$

雙界：樣本願付價值平均值

$$= \frac{bid_j^{2+}(Y, Y) \text{ 個數} + bid_j^1 \times (Y, N) \text{ 個數} + bid_j^{2-} \times (N, Y) + \$0 \times (N, N) \text{ 個數}}{\text{該組總個數}} \quad (27)$$

其中 j = 高血壓、高血脂、糖尿病， Y 與 N 分別表示在單界或雙界回答「是」、「否」接受特定金額的受訪者人數。

三種危險因子之單雙界二元樣本願付價值平均值呈現於表 2，並可由之整理繪成圖 2 至圖 4⁵。由各圖所呈現的結果可知，不論在單界二元或雙界二元選擇模式下，受訪者對高血壓、高血脂及糖尿病新藥的樣本願付價值平均值，皆隨著起始金額的增加而呈現上升之趨勢，此現象明顯反應出起始點偏誤的存在。換言之，受訪者將受訪金額當作是該財貨在市場上平均價格的參考依據，致使其心中的 WTP 與該受訪金額存在某種特定關係，而使得較高的起始金額引導出較高的 WTP，而較低的起始金額則引導出較低的 WTP。

⁵ 表 2 與圖 2~圖 4 之用意乃是一別以往文獻的作法，即在後續開始針對一份調查資料進行複雜實證估計前的審視工作，這些初步簡要計算之優點在於，透過原始資料大致的分佈情況即能概略地了解該份資料是否存在起始點偏誤的可能性。因而，對表 2 與圖 2~圖 4 一系列關係的檢定並非本文的終點、重點、更非必要，亦即，這些審視，乃是做為是否需要進行第 (19) 式至第 (22) 式，用以詮釋不同行為模式下複雜式之檢定，及第 (23) 式至第 (25) 式在各檢定結果應有的校正之前置工作。

表 2 不同起始金額下各危險因子之樣本願付價值平均值

起始金額	樣本個數	高血壓平均願付價值(元)		高血脂平均願付價值(元)		糖尿病平均願付價值(元)	
		單界二元選擇	雙界二元選擇	單界二元選擇	雙界二元選擇	單界二元選擇	雙界二元選擇
5,000	118	3347.46	5974.58	3305.09	6038.14	3516.95	6652.54
10,000	130	5307.69	9423.08	5076.92	9307.69	5769.23	10576.92
15,000	134	7611.94	13656.72	7500.00	13656.72	7723.88	14552.24
20,000	116	9310.35	17241.38	9482.76	17413.79	9137.93	16896.55
30,000	114	12105.26	22105.26	11052.63	20789.47	11315.79	21842.11
40,000	122	14426.23	24426.23	14098.36	24098.36	14426.23	24754.10
60,000	125	21600.00	38160.00	22080.00	39840.00	24000.00	41280.00
80,000	108	33333.33	57037.04	31851.85	55185.19	31111.11	54074.07
100,000	120	33333.33	57083.33	33333.33	55000.00	35833.33	58333.33
150,000	110	50454.55	83181.82	47727.27	77045.46	47727.27	76363.64

資料來源：本研究估算整理。

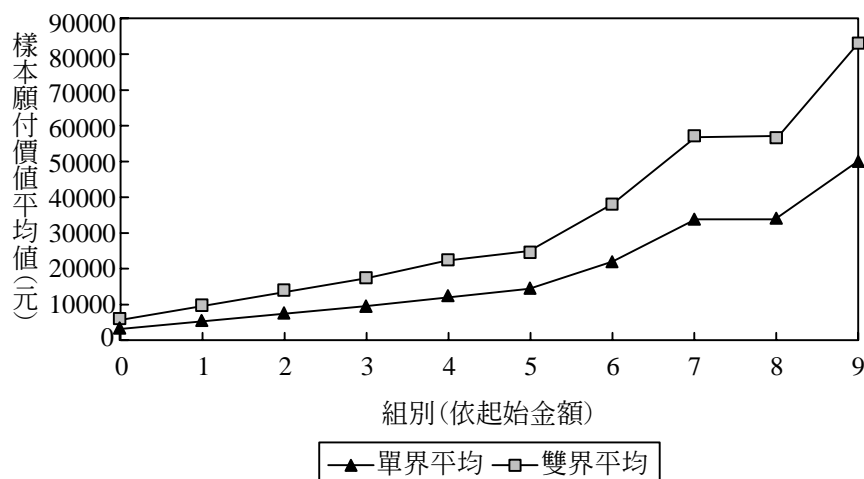


圖 2 單界及雙界二元之高血壓簡單樣本願付價值平均值與各組起始金額之關係

資料來源：本研究繪製。

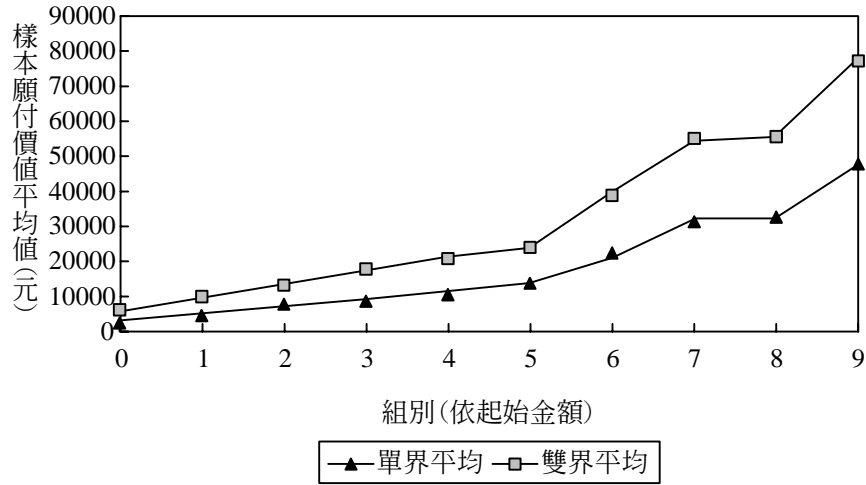


圖 3 單界及雙界二元之高血脂簡單樣本願付價值平均值與各組起始金額之關係
資料來源：本研究繪製。

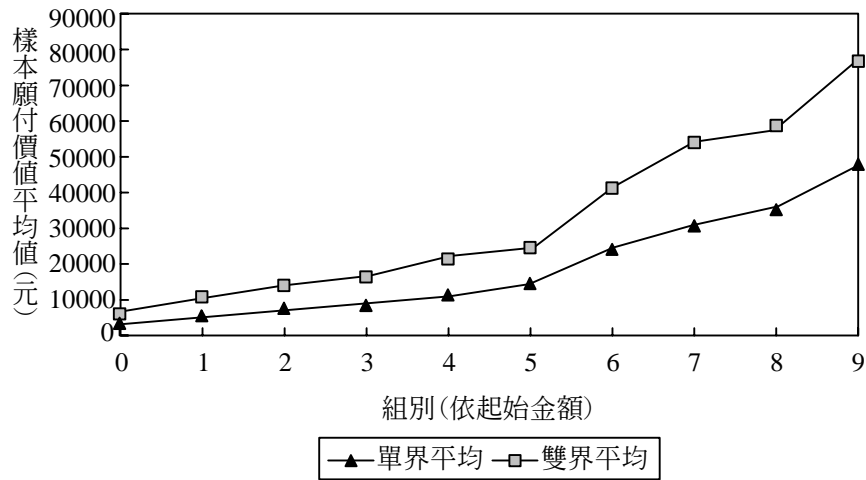


圖 4 單界及雙界二元之糖尿病簡單樣本願付價值平均值與各組起始金額之關係
資料來源：本研究繪製。

二、危險因子相關性之初步檢測

至於高血壓、高血脂及糖尿病危險因子之相關性，除了醫學研究已證明會相互影響，或甚至有因果關係外，傅祖壇、李杰憲 (2006) 採用與本文相同的資料庫，並利用群體歸因風險模式的檢測方法進行實證。結果顯示若僅考慮單一危險因子對心血管疾病之群體歸因風險後再加總，將較同時考慮多個危險因子對心血管疾病之群體歸因風險多出 0.6 至 7 個百分點，例如，高血壓單一因子引發心血管疾病之機率為 25.8%，而高血脂則為 7.22%，然同時考慮高血壓與高血脂兩危險因子時，其引起心血管疾病之機率僅為 26.92%，而非 25.8% 與 7.22% 之和的 33.02%。換言之，如果未考量各危險因子間之相關性，各個因子引發心血管疾病之機率及接續對其改善的總估計願付價值平均值會有高估的可能。

此亦說明，本文所採用的三個危險因子標的物之間，確實存在相互影響之效果；若同時控制此三高危險因子，以衡量降低心臟血管疾病發生機率所產生的效益，可能由於忽略彼此間的替代或互補性而有重複之現象，進而導致高估或低估疾病的醫療成本或預防之效益。

三、各模型估計結果分析

經由初步檢測後，可以概括性地認定此份以雙界二元選擇評估模式所進行之問卷調查，存在著起始點偏誤與相關性偏誤的情況，因此，針對改善高血壓、高血脂及糖尿病之估計願付價值平均值，以下將分別在有無考量三高危險因子之相關性下，進行起始點偏誤的校正，分析及比較各項實證估算所得效益之差異。

(一)各罹病風險機率估計結果

實證結果第一部分先估算罹患高血壓、高血脂與糖尿病之罹病機率的結果。本研究

利用聯立模型來估算受訪者 i 在特定風險因子下，可能罹患高血壓、高血脂及糖尿病的罹病機率值，而罹病風險機率之係數估計結果如表 3 所示。

表 3 高血壓、高血脂、糖尿病三高危險因子罹病風險機率係數估計結果^{a,b}

變數	縮減式			内生聯立模式		
	$Risk_{i, 壓}^*$	$Risk_{i, 脂}^*$	$Risk_{i, 糖}^*$	$Risk_{i, 壓}^*$	$Risk_{i, 脂}^*$	$Risk_{i, 糖}^*$
常數項	-2.3951*** (-7.7146)	-2.6144*** (-8.6109)	-2.6572*** (-6.8374)	-4.5441 (-1.513)	-5.5056*** (-3.711)	-2.9019 (-0.668)
SMKH	-0.0336 (-1.0562)	0.0542* (1.8021)	0.0645* (1.6465)	0.0717 (0.511)	-0.0052 (-0.044)	0.3295* (1.690)
LCH	0.1135** (1.9874)	0.0221 (0.3955)	0.0164 (0.2242)	0.1491** (1.995)	0.3278 (1.580)	-0.3167 (-1.459)
BMI	0.0821*** (6.7946)	0.0992*** (8.3748)	0.0580*** (3.9261)	0.2456 (1.065)	0.3373*** (2.722)	0.0592 (0.176)
Risk _壓	—	—	—	—	-7.6622 (-1.423)	9.9309* (1.900)
Risk _脂	—	—	—	-3.7230 (-0.618)	—	-7.6788 (-0.900)
Risk _糖	—	—	—	-2.2665 (-0.552)	-2.0307 (-0.355)	—
HKI_1	-0.0021 (-0.1160)	-0.0017 (-0.0957)	-0.0421* (-1.8276)	-0.0221 (-0.616)	-0.0241 (-0.547)	-0.0363 (-1.471)
HKI_2	-0.0341* (-1.7669)	-0.0023 (-0.1267)	-0.0046 (0.1853)	-0.0349* (-1.679)	-0.0885 (-1.317)	-0.1112* (1.776)
σ_{12}	—	—	—	0.1132** (2.319)	0.1132** (2.319)	—
σ_{13}	—	—	—	0.2690*** (4.136)	—	0.2690*** (4.136)
σ_{23}	—	—	—	—	0.3036*** (4.901)	0.3036*** (4.901)
概似函 數值	-701.3888	-780.8436	-377.9898		-1834.008 ^c	
N	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197

資料來源：本研究估計。

註 a：「*」表示該係數在 10% 的顯著水準下異於零；「**」表示該係數在 5% 的顯著水準下異於零；「***」表示該係數在 1% 的顯著水準下異於零。

b：各估計係數下之括弧內之數值為 t 值。

c：内生聯立模式的概似函數值。

根據表 3 的估計結果，在相關係數 σ_{12} 、 σ_{13} 與 σ_{23} 為正且皆顯著的情況下，表示罹患這三種疾病因子的機率非但不是相互獨立，且更存在相互加強的效果。此外，在概似函數值之比較上，聯立模型所得到的估計結果高於單獨估計任一疾病之縮減式，表示採用聯立模型進行疾病因子之罹病機率之估計將得到較佳的解釋力，也呼應了採用聯立模型進行疾病因子罹病機率估計之必要性。

其次，係數估計結果指出，有飲酒習慣 (*LCH*) 與身體質量指數 (*BMI*) 較高 (亦即較肥胖) 的人，罹患高壓與高血脂的機率也較大。而對三高疾病會增加心血管疾病罹病機率的知識認知程度 (*HKI_2*) 越高者，會因此加強健康管理，因而降低了罹患這三種疾病之機率。上述的各項結果與許多流行病學之研究結果相符合，表示以聯立的方式，針對各種罹病因子風險所建構的聯立關係，做為各罹病因子風險所進行第一階段的估計，不僅是針對三種可能造成相同疾病之因子所建構的合理行為模式，其估計結果在特定的統計標準下也具有一定的解釋力。

(二) 三高危險因子願付價值之係數估計結果分析

表 4 為高血壓、高血脂與糖尿病在各模型檢定後的估計結果。根據表 4 的結果，我們發現在同時考量起始點偏誤與相關性偏誤的檢定模型中，除了定錨效果係數 γ 與各相關性係數 κ 皆呈現顯著之外，同時考慮起始點偏誤與相關性的估計模型，所得到的概似函數值亦高於標準模型與只考量起始偏誤之檢定模型。換言之，這些結果再次指出此份實證資料確實存在起始點偏誤與相關性偏誤，因此需利用同時考量這二種偏誤的實證模型來進行估計、檢定及校正，方能得到精確的估計平均願付價值。

估計結果顯示，由檢視 *t* 檢定值可知，年齡 (*Age*)、教育年數 (*Eduy*) 及所得 (*Income*) 變數之係數，在各種實證模型中，對 WTP 有著程度不一的影響力。在影響方向上，大體而言，所得愈高、年紀越小與教育程度越高者，愈願意支付更高的金額來改善高血壓、高血脂與糖尿病。

表 4 各危險因子相關性與起始點偏誤檢定模型之係數估計結果^a

係數 ^c	高血壓 ^b			高血脂			糖尿病			
	標準模型	僅考慮起始點偏誤	標準模型	僅考慮起始點偏誤	標準模型	僅考慮起始點偏誤	標準模型	僅考慮起始點偏誤	標準模型	僅考慮起始點偏誤
$\alpha_j(\text{cons})$	6.4901* (1.724)	-0.9268 (-1.343)	4.4659 (1.174)	3.8971 (1.213)	0.7453 (0.797)	2.6523*** (14.394)	-2.9589 (-0.763)	0.6365 (0.229)	2.6523*** (14.394)	-2.9589 (-0.763)
$\beta_{1,j}(\text{age})$	0.0221 (0.571)	-0.0326*** (-3.943)	0.0430 (1.008)	0.0352 (0.978)	0.0065 (0.718)	-0.0222** *	-0.1765*** (-3.715)	-0.0009 (-0.031)	-0.0222** *	-0.1765*** (-3.715)
$\beta_{2,j}(\text{Eday})$	0.3281* (1.950)	0.1891*** (4.937)	0.3338** (2.038)	0.2743** (1.990)	0.0574 (1.410)	0.2117*** (2.751)	0.9222*** (5.562)	0.2318** (2.162)	0.2117*** (2.751)	0.9222*** (5.562)
$\beta_{3,j}(\text{Income})$	0.0353* (1.688)	0.0375*** (6.266)	0.0262 (1.309)	0.0238 (1.406)	-0.0061 (-1.245)	0.0326*** (3.24)	0.1021*** (4.529)	-0.0065 (-0.43)	0.0326*** (3.24)	0.1021*** (4.529)
$\beta_{4,j}(\text{Risk})$	5.5664 (1.078)	-0.1330 (-0.143)	6.0975 (1.530)	5.0655 (1.498)	-0.4111 (-0.40)	5.2468* (1.932)	3.3245 (0.247)	-0.2971 (-0.03)	5.2468* (1.932)	3.3245 (0.247)
γ_j	-	0.9010*** (54.642)	-	0.3369*** (6.017)	0.3191*** (7.035)	-	0.1838 (1.332)	0.9392*** (7.840)	-	0.1838 (1.332)
$\kappa_{(bid_{高血壓}^m)}$	-	-	-	-	-0.8906*** (-25.66)	-	-	-	-	-
$\kappa'_{(bid_{高血壓}^m)}$	-	-	-	-	-	-	-	-0.6681*** (7.234)	-	-0.6681*** (7.234)
$\kappa_{(bid_{高血脂}^m)}$	-	-	-	-	-	-	-	-1.3513*** (-8.869)	-	-1.3513*** (-8.869)
K	10.1583*** (17.103)	1.4212*** (6.659)	9.9238*** (17.427)	8.3488*** (13.490)	1.7886*** (24.275)	1.6601*** (4.818)	16.069*** (16.496)	3.6488*** (16.040)	1.6601*** (4.818)	16.069*** (16.496)
概似函數值	-797.02	-1,151.42	-786.37	-1,163.04	-1,432.41	-861.57	-1,067.46	-1,531.44	-861.57	-1,067.46
N	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197	1,197

資料來源：本研究估算。

註 a：標「*」表示該係數在 10% 的顯著水準下異於零；「**」表示該係數在 5% 的顯著水準下異於零；「***」表示該係數在 1% 的顯著水準下異於零。各估計係數下之括弧內之數值為 t 值。 K 為 $\Delta\epsilon$ 之標準差。

b：由於高血壓為第一個評估的危險因子之改善，因此存在起始點偏誤，而沒有相關性偏誤。

c：為了凸顯並一致的表示各類型的相關係數，此處所列的是係數，而非傳統上以變數為主之呈現方式，而將該特定係數所對應的變數列示於相關係數之後的括弧內。 γ_j 為定錨效果係數； j = 壓、脂、糖； $\kappa_{(bid_{高血壓}^m)}$ 、 $\kappa'_{(bid_{高血壓}^m)}$ 、 $\kappa_{(bid_{高血脂}^m)}$ 分別為高血壓與高血壓及高血脂與糖尿病及糖尿病與高血壓的相關效果係數。

而罹病風險 (*Risk*) 雖然就檢定值而言對 WTP 之影響幾乎皆不顯著；然而就其對 WTP 影響方向來看，在加入相關性的考量後，罹病風險也多呈現對 WTP 負向的影響。此一結果可能在於決定罹病風險其中一個重要因素為個人所具備的相關風險知識。根據表 3 估計結果可知，心血管風險知識認知程度越高者 (*HKI_2*)，同時也將擁有較低的罹病風險。在考慮上述的傳遞效果下，罹病風險與估計願付價值平均值之間所存在的負向關係，事實上可視為風險知識認知程度與估計願付價值平均值間的正向關係。亦即風險知識認知程度越高者，會因為了解特定疾病的嚴重性，因而對應的估計願付價值平均值也越高，這也符合一般的預期。

在起始點偏誤的兩個檢定模型，即在「檢定起始點偏誤但不考量三高危險因子相關性」與「檢定起始點偏誤且考量三高危險因子相關性」之模型中，三高危險因子估計願付價值平均值的定錨效果都是顯著的，但影響的效果隨疾病因子的不同而有差異。由此可知，該問卷資料確實存在著起始點偏誤，因而，若未對此偏誤加以修正，則最後所估算出改善高血壓、高血脂及糖尿病而降低罹患心血管疾病之總效益，也將會產生錯估的結果。

除此之外，當我們比較「檢定起始點偏誤但不考量三高危險因子相關性」與「檢定起始點偏誤且考量三高危險因子相關性」之估計結果後發現，受訪者對改善高血脂的估計願付價值平均值確實顯著受到先前已同意支付金額 $bid_{i, 壓}^m$ 的影響，且影響效果是負向的，亦即受訪者在為改善高血壓而同意支付一筆金額後，會認為健康情況已獲得某一種程度的改善，致使願意支付在高血脂改善上之金額相對的減少。同理，當受訪者同意支付 $bid_{i, 壓}^m$ 及 $bid_{i, 脂}^m$ 之金額後，在認定高血壓與高血脂獲得有效控制之情況下，對於改善糖尿病之估計願付價值平均值，也較單獨考慮糖尿病之改善時來得低。

(三)三高危險因子估計願付價值平均值及降低心血管疾病之總效益估算結果

根據表 5⁶，我們進一步比較「未檢定起始點偏誤且未考量三高危險因子之相關性」及「檢定起始點偏誤但未考量三高危險因子之相關性」及「檢定起始點偏誤且考量三高危險因子之相關性」的總效益之差額後發現，高血壓、高血脂及糖尿病在修正起始點偏誤後，三高危險因子之估計願付價值平均值皆比未校正起始點偏誤時低，總效益差額為每人每年分別被高估 \$97,298 及 \$160,990。此表示，在有著顯著的定錨效果之影響下，問卷上偏高的受訪金額之設定，將使得未校正起始點偏誤的模型產生向上偏誤的結果。

然若比較的基準為「檢定起始點偏誤但未考量三高危險因子之相關性」及「檢定點偏誤且考量三高危險因子之相關性」二個模型，則每人每年效益值之差異為 \$63,692。而此結果亦表示在計算同時改善高血壓、高血脂及糖尿病，以減少罹患心血管疾病之效益時，若未考量此三個危險因子間之相關性時，將因重複計算人們對於改善三高危險因子之估計願付價值平均值，使得降低罹患心血管疾病之效益被高估。這主要是由於受訪者在受訪過程裡，會認為已支付出某一特定金額在改善特定的疾病因子，且當受訪者認定改善三高疾病危險因子之一，即意味著另二個疾病因子的威脅也將順勢的降低，因此在接續的受訪過程裡，也將對後續出現的疾病因子顯露出較低的願付價值平均值。而此結果與傅祖壇、李杰憲 (2006) 所提出之看法相符，即在計算同時改善高血壓、高血脂及糖尿病，而減少罹患心血管疾病之效益時，若未考量危險因子間之相關性，將因重複計算而使得改善罹患心血管疾病的三高危險因子之效益被高估。

⁶ 本文亦對各個估計願付價值平均值進行了異同性檢定。由於估計願付價值平均值之數值的差異頗為明顯，因而分析比較的面向乃集中於「相同類型模型設定下的各危險因子」，以及「同一危險因子於不同類型模型設定」下之估計願付價值平均值比較。根據檢定結果，無論由上述的何種角度來加以檢定各估計願付價值平均值，皆拒絕有平均值相同之假設。

表 5 心血管疾病三高危險因子在各模型校正前後估計願付價值平均值比較

模型種類	估計願付價值平均值(元/年/人) ^a			
	高血壓 ^b	高血脂	糖尿病	總效益 (元/年/人)
一、未檢定起始點偏誤且未考量 三高危險因子相關性之模型	141,433 (19,591)	139,571 (18,313)	54,653 (16,639)	335,657
二、檢定起始點偏誤但未考量三 高危險因子相關性之模型	68,399 (17,897)	118,106 (15,514)	51,854 (38,192)	238,359
三、檢定起始點偏誤且考量三高 危險因子相關性之模型	68,399 (17,897)	60,583 (76,355)	45,745 (60,112)	174,667

資料來源：本研究估算。

註 a：括號內為各估計願付價值之標準差。

b：高血壓由於為第一個出現的受估危險因子，因此與有無考量相關性之估計願付價值平均值均相同。

最後，當校正起始點偏誤且同時考量三個危險因子之相關性後，改善三高危險因子的總效益為每年每人 \$174,667，而未校正起始點偏誤且未考量三高危險因子之相關性時，總效益為每年 \$335,657，兩者相差為每人每年 \$160,990 的部分，主要來自於起始點偏誤及忽略危險因子間的相關性而高估與重複估算所造成。

陸、結語

本研究在雙界二元選擇下，建構考量起始點偏誤的「混合加權」檢定與校正模型。而當此種現象是發生於人們選購多項財貨時的消費決策行為，而這些財貨彼此間互有替代或互補關係時，為避免多種財貨效益的重複估算，而設計了得以驗證並校正來自雙界二元選擇評估下之多財貨模型。而實證上乃以一套改善影響心血管相關疾病之之高血壓、高血脂及糖尿病等危險因子的願付價值之調查資料為驗證。

而實證結果顯示，本研究所建構之檢定起始點偏誤及考量相關性之起始點偏誤檢定

模型確實具可行性，且由結果發現，該份資料顯著存在起始點偏誤，而多個財貨間之相關性，亦顯著影響受訪者對非市場交易財貨的願付價值，故受訪者在顯露願付價值時，確實會考量財貨間的替代或互補性，適當地調整其決策消費行為。

進而，由不同模型所估算出的估計願付價值平均值相互比較發現，校正起始點偏誤後之改善高血壓、高血脂及糖尿病願付價值皆低於未校正前之願付價值，可能原因乃是起始點偏誤的存在，加上起始的受訪金額平均而言高於心中的真正願付價值，致使未校正起始點偏誤前，三個危險因子之願付價值均被嚴重高估。而在考量財貨間之相關性後，起始點偏誤之校正模型所估算出三個危險因子之估計願付價值平均值，又略低於未考量相關性時之起始點偏誤校正模型，此乃由於扣除掉受訪者從各個財貨中，重複獲得之效益所致，故修正起始點偏誤及考量效益重複計算後，所得出之估計願付價值平均值較合理且準確。亦即採用本研究在考量多個財貨之替代或互補性，而建構之起始點偏誤校正模型，所估得各財貨之估計願付價值平均值是較理想的。

由此可知，忽略危險因子間的相關性，也未適時的校正資料所衍生的起始點偏誤，將使得改善高血壓、高血脂及糖尿病而降低罹患心血管疾病之總效益值，有被過度擴大的傾向發生。因此，後續使用二元選擇條件評估法，進行多個環境財貨或多項健康因子等非市場交易財貨之效益的研究時，藉由本文建構的多財貨之起始點偏誤與相關之檢定及校正工作，未來的研究於模型建構上，不僅可以在起始點偏誤上的檢定模型設計上做得更精緻，亦期待本研究所建構考量多個財貨之起始點偏誤之檢定與校正模型，得以應用至更多類似議題的一個參酌點。

(收件日期為民國 98 年 6 月 26 日，接受日期為民國 98 年 11 月 9 日)

參考文獻

(1)中文部分

1. 吳珮瑛、劉哲良與蘇明達，2005，「受訪金額在開放選擇條件評估支付模式的作用—引導或是誤導」，農業經濟半年刊，77：1-43。
2. 吳珮瑛與謝雯華，1995，「環境財需求函數之估計：封閉式條件評估模型之比較分析」，農業經濟叢刊，1：1-46。
3. 吳珮瑛與蘇明達，2001，「墾丁國家公園資源經濟效益評估—兼論資源保育之哲學觀與資源價值之內涵」，國家公園學報，11：1-29。
4. 林仁德，2006，「高血脂合併糖尿病，控制壞膽固醇」，2007年5月9日取自 <http://www.diacare.com.tw/html/modules/news/article.php?storyid=1792>。
5. 林興中，2007，「脂肪代謝異常：高血脂症」，2007年6月8日取自 <http://www.vghks.gov.tw/meta/lipidedu.htm>。
6. 翁國昌，2007，「高血壓加高血脂，心血管拉警報」，2007年3月27日取自 http://mag.udn.com/mag/life/storypage.page.jsp?f_ART-ID=62529。
7. 國民健康局，2005，「高血脂紅色通緝令」，台中：國民健康局，2007年4月8日取自 <http://www.bhp.doh.gov.tw/BHP/FileWareHouse/pdf/0001.pdf>。
8. 許惠恆，2001，糖尿病與心臟血管疾病，2007年4月8日取自 <http://www.dmcare.org.tw/up3/2001-3-%E8%A8%B1%E6%83%A0%E6%81%92.htm>。
9. 傅祖壇、劉錦添、簡錦漢與賴文龍，2001，「健康風險認知與香菸消費行為—台灣的實證研究」，經濟論文，29：91-118。
10. 傅祖壇與李杰憲，2006，「改善心臟血管疾病之效益衡量—群體歸因風險模式之應用」，經濟研究，42：151-182。

(2)英文部分

1. Arias, O., K. F. Hallock, and W. Sosa-Escudero, 2001, "Individual Heterogeneity in the Return to Schooling: Instrumental Variable Quantile Regression Using Twin Data," *Empirical Economics*, 26:7-40.
2. Arrow, K., R. Solow, E. Leamer, P. Portney, R. Randner, and H. Schuman, 1993, "Report of the NOAA Panel on Contingent Valuation," *Federal Register*, 58:4600-4614.
3. Bateman, I. J., I. H. Langford, A. P. Jones, and G. N. Kerr, 2001, "Bound and Path Effects in Double and Triple Bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Resource and Energy Economics*, 23: 191-213.
4. Bishop, R. C. and T. A. Heberlein, 1979, "Measuring Values of Extramarket Goods: Are Indirect Measure Biased?" *American Journal of Agricultural Economics*, 61: 926-930.
5. Bohara, A., J. Kerkvliet, and R. Berrens, 2001. "Addressing Negative Willingness to Pay in Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Environmental and Resource Economics*, 20: 173-195.
6. Boyle, K. J., R. C. Bishop, and M. P. Welsh, 1985, "Starting Point Bias in Contingent Valuation Bidding Games," *Land Economics*, 61:188-194.
7. Brookshire, D. S., R. C. d'Arge, W. D. Schulze, and M. A. Thayer, 1981, "Experiments in Valuing Public Goods," in Smith, V.K. ed., *Advances in Applied Microeconomics*, 1: 123-172, JAI Press, Greenwich, CT.
8. 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.
9. Carson, R., W. M. Hanemann, and R. C. Mitchell, 1986, "Determining the Demand for Public Goods by Simulating Referendums at Different Tax Prices," Department of Economics, University of California, San Diego, Cited by Trudy, A. C. 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.
10. Chien, Y. L., C. J. Huang, and D. Shaw, 2005, "A General Model of Starting Point Bias in Double-bounded Dichotomous Contingent Valuation Surveys," *Journal of Environmental Economics and Management*, 50: 362-377.
 11. Dardanoni, V. and A. Wagstaff, 1990, "Uncertainty and the Demand for Medical Care," *Journal of Health Economics*, 9: 23-38.
 12. Driver, B. L. and W. J. McLaughlin, 1989, "Improving the Contingent Valuation Method: A Psychological Perspective," *Journal of Environmental Economics and Management*, 17: 213-229.
 13. Dupont, D. P., 2003, "CVM Embedding Effects When There Are Active, Potentially Active and Passive Users of Environmental Goods," *Environmental and Resource Economics*, 25: 319-341.
 14. Flachaire, E. and G. Hollard, 2006, "Controlling Starting-point Bias in Double-bounded Contingent Valuation Surveys," *Land Economics*, 82: 103-111.
 15. Grossman, M., 1972, "On the Concept of Health Capital and the Demand for Health," *Journal of Political Economy*, 80: 223-255.
 16. Haab, T. and K. E. McConnell, 1997. "Referendum Models and Negative Willingness to Pay: Alternative Solutions," *Journal of Environmental Economics and Management*, 32: 251-270.
 17. Hammack, J. and G. M. Brown Jr., 1974, *Waterfowl and Wetlands: Towards Bioeconomic Analysis*, Johns Hopkins University Press, Baltimore, MD.
 18. Hanemann, W. M., 1984, "Welfare Evaluations in Contingent Valuation Experiments with Discrete Responses," *American Journal of Agricultural Economics*, 66: 332-341.
 19. Hanemann, W. M., J. Loomis, and B. Kanninen, 1991, "Statistical Efficiency of Double-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *American Journal of Agricultural Economics*, 73: 1255-1263.
 20. Hanley, N., S. Colombo, B. Kristrom, and F. Watson, 2009. "Accounting for Negative, Zero and Positive Willingness to Pay for Landscape Change in a National Park," *Journal of Agricultural Economics*, 60:1-16.

21. 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.
22. Hoehn, J. A. and A. Randall, 1987, "A Satisfactory Benefit Cost Indicator from Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 14: 226-247.
23. Janis, I. L. and L. Mann, 1977, *Decision Making: A Psychological Analysis of Conflict, Choice, and Commitment*, Free Press, New York.
24. Kan, K. and W. D. Tsai, 2004, "Obesity and Risk Knowledge," *Journal of Health Economics*, 23: 907-934.
25. Kanninen, B. J., 1995, "Bias in Discrete Response Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 28: 114-125.
26. Kenkel, D. S., 1991, "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling," *Journal of Political Economy*, 99: 287-305.
27. Langford, I. H., I. J. Bateman, and H. D. Langford, 1996, "A Multilevel Modeling Approach to Triple-bounded Dichotomous Choice Contingent Valuation," *Environmental and Resource Economics*, 7: 197-211.
28. Lee, S., 2007, "Endogeneity in Quantile Regression Models: A Control Function Approach," *Journal of Econometrics*, 141: 1131-1158.
29. Levin, J., 2001, "For Whom the Reductions Count: a Quantile Regression Analysis of Class Size and Peer Effects on Scholastic Achievement," *Empirical Economics*, 26: 221-246.
30. Maddala, G. S., 1983, *Limited-dependent and Qualitative Variables in Econometrics*, Econometric Society Monograph No. 3, Cambridge University Press, Cambridge.
31. Randall, A. and D. S. Brookshire, 1978, "Public Policy, Public Goods and Contingent Valuation Mechanisms," paper presented at the Western Economics Association Meeting, Honolulu, Hawaii. June 22, Cited by Boyle, K. J., R. C. Bishop, and M. P. Welsh, 1985, "Starting Point Bias in Contingent Valuation Bidding Games," *Land Economics*, 61: 188-194.
32. Spash, C. L., 2002, "Informing and Forming Preferences in Environmental Valuation: Coral Reef Biodiversity," *Journal of Economic Psychology*, 23: 665-687.

33. Sprietsma, M. and F. Waltenberg, 2005, "The Impact of Teachers' Wages on Students' Performance in the Presence of Heterogeneity and Endogeneity: Evidence from Brazil," Université Catholique de Louvain, Département des Sciences Economiques, *Working Paper* 2005008.
34. Whitehead, J. C., 2002, "Incentive Incompatibility and Starting-point Bias in Iterative Valuation Questions," *Land Economics*, 78: 285-297.
35. Wu, P. I. and W. H. Hsieh, 1996, "Demand for Environmental Quality: Comparing Models for Contingent Policy Referendum Experiments," *The Economics of Pollution Control in the Asia Pacific*, 226-252, Edited by Mendelsohn, R. and D. Shaw, Cheltenham, Edward Elgar, UK.
36. Wu, P. I., S. K. Wu, and S. L. Yang, 2007, "The Consistency of the Theoretical Duality of Utility and Expenditure Interpretation and their Empirical Implication for the DB CV Responses," *The Empirical Economics Letters*, 6: 545-558.

Model for Correcting Starting-Point Bias of Multiple Goods under Double-Bounded Dichotomous Choice CV Data: Evaluation of WTP for Controlling Three Major Risk Factors of Cardiovascular Disease*

Pei-Ing Wu**, Ya-Fang Lin*** and Je-Liang Liou****

Abstract

This study constructs a model to account for the starting-point bias of multiple goods and services under the double-bounded dichotomous choice contingent valuation experiment. A set of data of cardiovascular disease risk factor two-township study (CVDFACTS) is adopted for the willingness to pay comparison between models for controlling hypertension,

* The data provided by Dr. Wen-Harn Pan at Institute of Biomedical Science and Dr. Tsu-Tan Fu at Institute of Economics in Academia Sinica for the accomplishment of this study is sincerely appreciated. The data provided by Dr. Wen-Harn Pan at Institute of Biomedical Science and Dr. Tsu-Tan Fu at Institute of Economics in Academia Sinica for the accomplishment of this study is sincerely appreciated. Comments from two anonymous referees are grateful. However, if there is any error it is the responsibility of the authors.

** Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. Corresponding Author. Tel: (02)3366-2663, Email: piwu@ntu.edu.tw

*** Financial Management Constant, Cathy Life Insurance Communications Chu Yang Office.

**** Ph. D., Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

hyperlipemia, and diabetes three major causes of cardiovascular disease risk factors.

The results show that the relationship exists among these three factors. As such, the benefit for controlling these factors with the adjustment of starting-point bias and accounting for the relationship among factors is NT \$174,667 per capita annually. On the contrary, the benefit without the adjustment of starting-point bias and not accounting for the relationship among factors is NT \$335,657 per person per year. This demonstrates that the total benefit will be biased upward while no concern is accounted for the evaluation of multiple goods.

Keywords: Cardiovascular Diseases, Risk of Disease, Willingness to Pay, Substitution, Complementary

JEL Classification: C25, D81, I11