

快樂的人越可能減肥嗎？ ——願意支付價值告訴你

吳珮瑛*、汪傳貴**、劉哲良***

本文建構一個關於個人參與減肥療程的決策模型，以檢測快樂與減肥行為是否有正向關係，及不同快樂程度的人在減肥行為上之差異，進而估算具有不同快樂程度的人，針對不同減肥療程願意支付價值之差異，同時，亦估算願意支付價值在不同快樂程度間之變化。實證結果顯示，快樂程度越高的人，確實會有較高的可能認為其需要減肥、且有較高機率參與減肥療程，並願意付出較高的療程價值。而在僅靠吃藥及吃藥配合運動的兩種減肥療程上，「很快樂」的群組均比「很不快樂」的群組具有較高機率認為需要減肥且願意付出較高的療程價值。具體而言，亦即一旦進入減肥療程，不論運動配合吃藥或是僅吃藥的療程中，「很快樂」的群組分別比「很不快樂」的群組，每年每人分別願意多支付 25,783 及 50,691 元，而不論參與何種減肥療程，願意支付價值由「很不快樂」至「快樂」，基本上是隨著快樂程度增加而提升。然而，此一現象對於「很快樂」的群組則不適用，因為是一群樂天知命，已無所謂他人對自己外貌評價的人。

關鍵詞：三元常態分配、雙界二元條件評估法、支出差異、工具性福祉、主觀福祉

* 國立台灣大學農業經濟學系教授。本文之通訊作者。

** 國立台灣大學農業經濟學系碩士。

*** 國立台灣大學農業經濟學系博士。

本研究得以完成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』資料庫中的相關資料。

農業經濟叢刊 (Taiwanese Agricultural Economic Review), 16:1 (2010), 149-194。

臺灣農村經濟學會出版

I、前言

快樂即是感覺良好、享受生活並且想要維持這樣的感覺，跟情緒（Sentiment）及情感（Emotion）表達較為相關。最先提出快樂概念的哲學家是亞里士多德（Aristotle），他認為人類所有的決策行為都是為了增加更多的主觀福祉（Subjective Well-being，以下簡稱 SWB）或快樂，而不同快樂特質的人也會有不同的決策行為。

近年來經濟學領域，越來越重視快樂的探討，過去研究不僅發現所得、工作、婚姻、友情及宗教等等都是影響快樂的重要因素（Stutzer & Frey，2006；Demir & Weitekamp，2007；Becchetti *et al.*，2008；Blanchflower & Oswald，2008；Tao，2008），且更發現這些因素如同工具一般，藉由這些因子的提升或是降低，將能直接或是間接的影響一個人的快樂程度。這些左右個人快樂程度的影響媒介因子、或稱為工具性福祉（Tools of Well-being，以下簡稱 TWB），對大部分人的經驗想必是直接且直覺的。

然擁有不同快樂程度的個人，是否也會有不同的決策行為？1952年諾貝爾和平獎得主 Schweitzer 曾說過：「*Success is not the key to happiness. Happiness is the key to success. If you love what you are doing, you will be successful.*」(Schweitzer, n.d.)，由此一內容更可見，快樂不僅會影響個人所做的決策行為，甚至會引導個人走向成功的道路，使其達到更好的 SWB 水準。因此，快樂能夠塑造人們擁有成功的特質，比同儕更容易達成社會的期許。Wright 與 Cropanzano（2000）也發現較快樂的員工，擁有較好的工作表現；Fischer 與 Sousa-Poza（2009）則發現工作滿意度較高的員工（註 1），身體會比較健康。此外，快樂也會影響個人退休、辭職或是工作地點等決定（Delfgaauw，2007）。換言之，快樂會引導個人藉由 TWB，創造進一步的快樂。

Lyubomirsky *et al.* (2005) 以統合分析 (Meta-analysis) 驗證快樂與成功的因果關係，結果顯示較快樂的人們不論在各種人生領域中，包括婚姻、友誼、所得、工作表現及健康方面，都較容易成功。他們認為擁有快樂特質的人們，產生正面情緒 (Positive Mood) 的頻率較高，而擁有正面情緒的人們，有較大機會追求新的目標；且擁有快樂特質的人們，能夠經由時間而累積以往從正面情緒得到的技能與資源。

而個人追求 SWB 必定透過某種「決策行爲」達成目標，而這些正好可以用來支持快樂會影響決策行爲的背景。因此，研究者透過行爲實驗發現快樂確實會影響人們的行爲表現，當然也會影響各種不同類型的決策行爲，如 Isen (1993) 經由實驗結果發現擁有正面情緒的消費者，會比較偏好多樣商品的選擇。但是當商品標籤有負面資訊存在時，情緒就不再具有顯著性的影響；Deldin 與 Levin (1986) 則發現擁有正面情緒的人，在手術後會比較容易回診；Ganzel (1999) 研究情緒與青少年打工決策時發現，有負面情緒的青少年在決策過程中，相對會收集較完整的資訊，並且比正面情緒的青少年花較多時間決定；Huang 與 Goo (2008) 使用台灣股市交易的資料，則發現當股市氛圍整體而言較為快樂時，投資人將會產生過度自信 (Overconfident) 的非理性投資。而這些決策取決於人們的決策行爲是否能夠使 SWB 增加，這些可以使 SWB 增加的決策行爲，就是一種好的決策。

而日漸為人們所關心的肥胖問題，如果關注的是探討肥胖的因素，或是減肥方式，其中很容易聯想到的一項因素是每人的日常飲食，文獻中對於特定食物如蔬菜水果的攝取，或是各類食物與肥胖的關係、是否有食用早餐、甚而是食物烹煮方式對肥胖及健康的影響均有所探討 (Astrup *et al.*, 2010; Goñi & Salvadori, 2010; Leidy & Racki, 2010; Schroder, 2010)。然而，如果關注的焦點是肥胖及個人快樂特質的關係，就我們所知，文獻上則尚未有著墨。肥胖對個人快樂的影響，有些是間接的，有些則是直接的。所謂間接的影響是指，因肥胖容易引發許多相關的重大疾病，例如：心臟血管疾病、

第二型糖尿病、高血壓、阻塞性腦血管病變及部分惡性腫瘤等(裴駒, 2001; 趙麗雲, 2008), 因此, 肥胖透過對健康的負面影響, 進而也使人們的快樂程度降低(Graham, 2008)。進而, 在現今社會的標準下, 肥胖亦代表工作機會少及社交關係差, 使人變得相對孤立, 而反過來又會影響健康(Couzin, 2009)。而肥胖對個人快樂的直接影響, 基本上是呈現反向的關係, 亦即越肥胖的人其生活滿意度, 或是快樂程度是相對的低(Avner, 2006)。由此可見, 適度的減肥將能夠使個人的 SWB 增加, 因此可以合理的將減肥行為視為好的決策。

過去雖有研究指出情緒跟身體質量指數(Body Mass Index, 以下簡稱 BMI)之間具有相關性, 但是兩者之間的因果關係是很模糊的, 也有可能僅是其他的因素同時影響情緒及 BMI(Huang *et al.*, 2006; Ladwig *et al.*, 2006)。其中 Huang *et al.* (2006) 以 2001 年台灣衛生訪查(Taiwan National Health Interview Survey)的橫斷面資料分析發現, 心理健康相關的生活品質(Mental Health-related Quality of Life)與 BMI 呈現正相關性, 而他們提出的解釋為東西方文化的差異所引起, 但卻沒有為快樂的影響提出合理的解釋, 更無法進一步得知快樂是否對減肥行為有正向的影響。因而, 就文獻所及發現, 過往快樂與減肥的研究, 並未對快樂與減肥行為之間的相關性提出合理的解釋。而過去 Lyubomirsky *et al.* (2005) 在解釋快樂與成功之概念, 正可以延伸用於探討快樂與減肥行為之間是否有正向之關係, 以彌補目前文獻上的缺失。又個人在決定任何減肥的決策時, 可能是一連續「是否參與」下的抉擇。

有鑑於此, 本文採用中央研究院「台灣地區心臟血管疾病風險因子研究」(Cardiovascular Disease Risk Factors Two Township Study, 以下簡稱 CVDFACTS)之調查資料, 該調查係利用假設市場價值評估法(Contingent Valuation Method, 以下簡稱 CVM), 評估參與運動或/與吃藥兩種不同減肥療程之願付價值(Willingness to Pay, 以下簡稱 WTP)。而這也是該套資

料在進行至目前為止的六次循環調查中，唯一一次有涵蓋經濟相關變數的一次調查，此一調查資料雖無受訪者的飲食資料，然此並不影響所要探討的肥胖與快樂關係的焦點。又此一資料主要涵蓋新竹縣竹東鎮與嘉義縣朴子市，在不刻意凸顯此一資料特質之前提下，依此建構而來的個人參與減肥療程之決策模式，可以作為類似資料的分析與詮釋之用。而此一決策模式是一個互有相關的三階段決策模式，其中需結合 Heckman (1979) 對不同層級間關聯之處理，及 Cameron 與 James (1987) 對最後所顯現結果之詮釋。如此不僅挑戰著估計上的困難度，更需利用吳珮瑛等 (2004) 納入決策上顯示出「需求為零」及「抗議性零」者之樣本的行為。利用此一模式將檢測快樂與減肥行為是否有正向關係，及不同快樂程度的人在減肥行為上之差異，進而估算具有不同快樂程度的人，針對不同減肥療程願意支付價值之差異，同時，亦估算願意支付價值在不同快樂程度間之變化。

II、快樂與減肥行為之關係

肥胖除了伴隨著不健康之外，以台灣社會標準而言，肥胖亦代表工作機會少、愛情的障礙。而健康是快樂的泉源之一，因此，肥胖透過對個人健康的影響，而可能左右一個人之快樂程度。Blanchflower 與 Oswald (2008) 使用了 16 國橫斷面資料顯示，罹患高血壓機率與快樂程度有反向關係，於是更建議血壓的高低可以當作該國快樂的指標。其次，工作不只是提供生活的所得，也是追求人生價值的一部分。通常我們會在職場上找到成就感，那是因為自己被社會所需要，對社會有所貢獻。但是這種現象，並沒有在哈薩克的高失業率中得到驗證，可能原因為快樂的外部性。亦即，當普遍公民都面臨失業時，人們並不會因此感受較差 (Clark & Oswald, 1996; Kalyuzhnova & Kambhampati, 2008)，又有些實證研究則進一步指出自雇者 (Self-employed) 會比受雇者 (Employed) 有較高的工作滿意度及生活滿意度

(Anderson, 2008)。愛情則能給予我們精神上的滿足感，Stutzer 與 Frey (2006) 在考量婚姻與快樂之間的因果關係下，發現快樂的人會比較容易結婚。然而，夫妻之間教育程度差距越大，會越不快樂，可能是因為想法落差所致；Hinks 與 Davies (2008) 使用 Malawi 家庭普查資料的實證研究發現，分居或是寡婦會比同樣狀況的男性不快樂，而 Muslims 傳統宗教的一夫多妻制下，女性也會比男生不快樂。

減肥可能透過事業、友誼與愛情等提昇 TWB，進而使 SWB 增加。故減肥這種好的財貨，能夠進一步使快樂提升。然而，肥胖導致的相關問題，一般而言不至於立即威脅到個人的生存，尚且由減肥而來的滿足是一種屬於個人較高層次的需求。藉由 Lyubomirsky *et al.* (2005) 的概念，我們可以延伸假設快樂的人相對具備減肥的能力，亦即如有多餘時間與財力控制體重時，則他願意以多餘金錢購買減肥產品；又具快樂特質的人如已因原本的 SWB 而有了一定程度的快樂水準，而經由減肥，尚且可以進一步追求新的、更高層次的 SWB。

本文所使用之減肥行為的調查資料，是先詢問受訪者「是否需要減肥」之後，再決定「支出多少減肥金額」。根據 Cragg (1971) 對於兩階段決策行為的詮釋，如果第一階段受訪者答覆「不需要減肥」，此將成為「需求為零」之零觀察值，則問卷不再繼續詢問第二階段的支出金額。而受訪者願意支付的金額則是以 CVM 方式詢價，問卷中有吃藥配合運動及僅吃藥的 A 及 B 兩種假設減肥療程，兩者都假設能有效地在三個月內達成減少 5 公斤效果。

受訪者除了先決定是否要減肥外，該資料進而以雙界二元選擇詢價過程 (Double-bounded Dichotomous Choice Elicitation Procedure) (註 2)，持續由受訪者回答在面對既定減肥療程下的 WTP。因此，該份調查問卷的完整受訪過程可表示如圖 1，受訪者先決定「是否參與支出」，如果受訪者不願意參與支出即為抗議性答覆。反之，在受訪者願意參與支出情況之下，方以雙界二元選擇模式，詢問受訪者內心 WTP。於是原始問卷有關於減肥行為這

一部份的決策，包括了決定「是否需要減肥」、「是否參與支出」及「支出多少減肥金額」三個階段。圖 1 中的 D_{1i} 為「是否需要減肥」的指標變數，需要減肥者紀錄為 1，反之紀錄為 0。

當進入到詢問受訪者 i 是否願意為特定減肥療程支付金額 A_i 的階段時，若受訪者 i 第一次回答「願意」則第二次繼續詢問較高的金額 A^U ；反之，則繼續詢問較低的金額 A^L 。圖 1 中的 I_{1i} 與 I_{2i} 分別為第一與第二次答覆的指標變數 (Indicator Variable)。若是答覆為願意者紀錄為 1，不願意者紀錄為 0。而在最終答覆完成之後，將形成四個區間之金額，受訪者的 WTP 必落於其中的一個區間內。

然而，選擇式誘導詢價的過程中，常會出現大筆受訪者，不論其所面對的詢價金額是多少，皆答覆「不願意」之情況，這一類受訪者稱之為零競價者 (Zero-bidder)。假使受訪者真的對誘導價值問題沒興趣、漠不關心或認為沒有價值，理所當然可以將它視為真正的零支出或負值的支出；然而，有些零支出的受訪者，卻不一定真的認為詢價的財貨沒有價值，可能是因為其他因素，例如道德問題、政府應當付起國民健康責任或對該假設市場裡的財貨不認同等，致使受訪者不願意答覆內心真正的 WTP (Jorgensen *et al.*, 1999)。這類型零觀察值，稱為抗議性答覆 (Protest Response)，如仍然將它視為零支出並不合理。較好的方法是在受訪者拒絕支付任何金額的答覆下，續問 (Follow-up Question) 他們拒絕的理由，以能區分「抗議性零」與「真正的零」。而本文所使用之問卷亦在兩次詢價皆答覆「不願意」情況下，續問受訪者不願意之原因為「不願意付費」或「根本不想參加此療程」。

以往的研究擔心這些抗議性樣本的納入會造成估計的偏誤，於是研究者都會先行刪除抗議性樣本。然而，Whitehead *et al.* 在 1993 年的研究提到，若是僅使用調查中部分樣本進行資料分析，將可能造成兩種偏誤。一種是來自於樣本可觀察特性 (Observed Characteristics)；另一種則是來自於樣本不可觀察特性 (Unobserved Characteristics)，即決策之間存在誤差項的相關。如此，將會導致樣本選擇偏誤 (Sample Selection Bias)。

來也有很多有關 CVM 的文獻建議在計算 WTP 時，應盡可能運用已知的資訊且納入調查得到的所有樣本（Eulália，2001；Strazzera *et al.*，2003；吳珮瑛等，2004）。

在認定快樂與減肥行為有正向關係之概念架構下，反應在第一階段的決策結果是，快樂的人會比較有意願透過減肥追求新的 TWB，故預期快樂與答覆需要減肥有正向關係；第二階段決策中，快樂的人會較有意願參與減肥療程而追求新的 TWB，故預期快樂與答覆願意參與支出有正向關係；第三階段決策中，快樂的人較具備付費的意願與能力，故預期快樂的人願意支出較高的減肥金額。

III、減肥決策模型之建構

3.1 完整減肥決策模型之建構

由圖 1 中可將該套資料之受訪者完整的減肥決策過程，建構成三個階段，即「是否需要減肥」、「是否參與支出」及「支出多少在特定減肥療程上之金額」。而完整減肥決策模型，則來自各階段的部分決策模型所構成。由於本文所採用的問卷是以運動加吃藥為其中一種減肥療程，而純吃藥為另一種減肥療程，當然減肥並非只能來自這些方式，食物的控制與選擇也是得以控制體重的方式之一。然因該問卷是為得知減肥藥物的可能價值，故才以此為重點。此外，一般人也可能認為透過藥物的減肥，相對是可以在短時間內達到減肥目的之手段，雖然，採取此一手段的風險也相對的高，然市面上透過吃合法或不合法減肥藥物及／或搭配其他的各式減肥療程者，雖不到多不勝數，卻也屢見不鮮。

3.1.1 第一階段——是否需要減肥

圖 1 中減肥行為的第一階段決策「是否需要減肥」為二元選擇之決策，假設 D_{it}^* 是受訪者 i 減肥需求之傾向， D_{it}^* 越大表示受訪者 i 認為自己越需要減肥，反之則越不需要。其為潛在變數 (Latent Variable) 並無法直接觀察。假設 D_{it}^* 受到多個解釋變數所組成之向量 X_{it} 影響，即：

$$D_{it}^* = \beta X_{it} + u_{it} \quad (1)$$

(1)式的 β 為待估計參數之向量， u_{it} 為減肥方程式的誤差項，假設符合標準常態分配。雖然無法直接觀察到 D_{it}^* ，但可以知道若是受訪者 D_{it}^* 大於 0，表示他認為減肥比不減肥來得好。進而，受訪者 i 將會答覆需要減肥，反之則答覆不需要減肥。

在標準常態分配之假設下，這類型二元間斷選擇的資料，通常使用波比模型 (Probit Model) 做應變數的處理 (Maddala, 1983)，其模型可設定為：

$$\begin{cases} D_{it} = 1 & \text{如果 } D_{it}^* > 0 \\ D_{it} = 0 & \text{如果 } D_{it}^* \leq 0 \end{cases} \quad (2)$$

當假設誤差項為標準常態分配時，可將受訪者 i 需要減肥與不需要減肥機率分別表示為：

$$P(D_{it} = 1) = P(u_{it} > -\beta X_{it}) = 1 - \Phi(-\beta X_{it}) \quad (3)$$

$$P(D_{it} = 0) = P(u_{it} \leq -\beta X_{it}) = \Phi(-\beta X_{it}) \quad (4)$$

進而，最大概似函數則為：

$$L = \prod_i [\Phi(-\beta X_{it})]^{1-D_{it}} [1 - \Phi(-\beta X_{it})]^{D_{it}} \quad (5)$$

透過(5)式將能以最大概似函數估計法得到 β 的估計值，並且分析快樂對「是否需要減肥」決策之影響。

3.1.2 第二階段——是否參與支出

而圖 1 中的第二階段決策「是否參與支出」，亦是二元選擇之決策，人們會付費購買減肥財貨，即認為參與支出比不參與來得好，此過程則分別對有回答僅吃藥或吃藥配合運動療程之受訪者進行分析，因此對每一種療程則是一種「是」、「否」參與的二元選擇。同理可假設 D_{2i}^* 為潛在變數，代表參與支出之傾向，且假設 D_{2i}^* 受到多個解釋變數向量 X_{2i} 之影響，即：

$$D_{2i}^* = \gamma X_{2i} + u_{2i} \quad (6)$$

其中 γ 為待估計參數之向量， u_{2i} 為符合標準常態分配之誤差項，若是 D_{2i}^* 大於 0，受訪者 i 則會答覆願意參與減肥療程，反之則否。而這種二元選擇答覆的應變數，在使用波比模型加以處理之情形下，模型設定為：

$$\begin{cases} D_{2i} = 1 & \text{如果 } D_{2i}^* > 0 \\ D_{2i} = 0 & \text{如果 } D_{2i}^* \leq 0 \end{cases} \quad (7)$$

因此，受訪者 i 願意參與減肥療程及不願意參與減肥療程的機率分別為：

$$P(D_{2i} = 1) = P(u_{2i} > -\gamma X_{2i}) = 1 - \Phi(-\gamma X_{2i}) \quad (8)$$

$$P(D_{2i} = 0) = P(u_{2i} \leq -\gamma X_{2i}) = \Phi(-\gamma X_{2i}) \quad (9)$$

進而，最大概似函數則為：

$$L = \prod_i [\Phi(-\gamma X_{2i})]^{1-D_{2i}} [1 - \Phi(-\gamma X_{2i})]^{D_{2i}} \quad (10)$$

透過(10)式，將能夠以最大概似函數估計法，得到 γ 之估計值，並且分析快樂對「是否參與支出」決策之影響。

3.1.3 第三階段——支出多少減肥金額

圖 1 中的第三階段減肥決策為雙界二元詢價過程。Cameron 與 James (1987) 認為受訪者在面臨不同的狀況時，擁有相對應的支出水準，因此受訪者將以不同狀況下，支出水準的差異與給定的金額比較後做出選擇決策。由此可知，受訪者最後的選擇應為支出差異 (Expenditure Difference) 比較下的結果。Wu *et al.* (2007) 進一步指出，支出差異於實證估計上擁有簡便與可行性之優勢，因此本文以支出差異詮釋受訪者的雙界二元選擇行為。

在支出差異之詮釋下，假設 Y^* 為受訪者給予減肥財貨之評價，如此當受訪者面對既定金額 A_i 時，將能夠比較其心中 WTP 與 A_i 之大小，即比較 Y^* 及 A_i 之大小，若是 Y^* 小於 A_i ，則受訪者必定給予「不願意」之答覆；反之，當受訪者內心的 Y^* 大於給定金額 A_i ，則受訪者將給予「願意」之答覆。然而，雙界二元支付誘導模式於第一次答覆為「不願意」之下，將續問受訪者低於 A_i 的金額， A_i^L ；反之，則續問高於 A_i 之金額， A_i^U 。觀察兩階段詢價的決策行為可知，受訪者在完成最終詢價之後，WTP 必將落入四個區間的其中之一。其中， A_i^L 為 A_i 的一半，而 A_i^U 為 A_i 的兩倍， A_i 、 A_i^L 與 A_i^U 三者之關係是依據 Kanninen (1995) 的原則所設計。

若是受訪者第一次答覆「不願意」，且第二次也答覆「不願意」者，WTP 必介於 $-\infty$ 與 A_i^L ，而第二次答覆「願意」者，則 WTP 介於 A_i^L 與 A_i 之間；反之，如果受訪者第一次答覆「願意」，且第二次也答覆「願意」者，受訪者的 WTP 將介於 A_i^U 與 ∞ ，而第二次答覆「不願意」者，則 WTP 介於 A_i 與 A_i^U 之間。如果進一步假設 Y^* 是受到許多解釋變數組成之向量 X_{3i} 與不可觀察因素 u_{3i} 的影響，則 Y^* 可設定為：

$$Y_i^* = \lambda X_{3i} + u_{3i} \quad (11)$$

λ 為待估計參數之向量； u_{3i} 服從平均數為 0，變異數為 σ^2 之常態分配。進而，在已知(11)式中 u_{3i} 分配的情況下，受訪者 i 若是兩次詢價皆回答「願意」，即落入圖 1 中的 (己) 區間內，則可將其機率寫成：

$$P(I_{1i} = 1, I_{2i} = 1) = P(Y^* > A_i^U) = P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} > \frac{A_i^U - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = 1 - \Phi\left(\frac{A_i^U - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = P_1 \quad (12)$$

若是受訪者 i 第一次答覆「願意」，而第二次答覆「不願意」，即落入圖 1 中（戊）之區間內。其機率為：

$$\begin{aligned} P(I_{1i} = 1, I_{2i} = 0) &= P(A_i \leq Y^* < A_i^U) = P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} < \frac{A_i^U - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) - P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} < \frac{A_i - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{A_i^U - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{A_i - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = P_2 \end{aligned} \quad (13)$$

反之，受訪者 i 兩次詢價皆答覆「不願意」，則落入圖 1（丙）之區間的機率為：

$$P(I_{1i} = 0, I_{2i} = 0) = P(Y^* < A_i^L) = P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} < \frac{A_i^L - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = \Phi\left(\frac{A_i^L - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = P_3 \quad (14)$$

而受訪者 i 第一階段答覆「不願意」且第二階段答覆「願意」，則落入圖 1 中（丁）之區間，其機率為：

$$\begin{aligned} P(I_{1i} = 0, I_{2i} = 1) &= P(A_i^L \leq Y^* < A_i) = P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} < \frac{A_i - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) - P\left(\frac{u_{3i}}{\sigma} < \frac{A_i^L - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) \\ &= \Phi\left(\frac{A_i - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) - \Phi\left(\frac{A_i^L - \lambda X_{3i}}{\sigma}\right) = P_4 \end{aligned} \quad (15)$$

既然已經知道受訪者 i 於雙界二元選擇模式，必定會落入圖 1 第三階段決策的四種區間之一。因此，最大概似函數即是受訪者 i 發生此四種情況之機率連乘：

$$L = \prod_i P_1^{I_{1i}I_{2i}} P_2^{I_{1i}(1-I_{2i})} P_3^{(1-I_{1i})(1-I_{2i})} P_4^{(1-I_{1i})I_{2i}} \quad (16)$$

透過(16)式便能以最大概似函數法得到參數之估計值 $\hat{\lambda}$ 。而經由(11)式將能分析快樂對減肥 WTP 之影響。進而，透過(11)式估算預測值，並且將所有預測值平均，將可得到在不同快樂程度影響下，減肥的平均 WTP。

3.1.4 完整的減肥決策模型

因資料中受訪者的減肥行為是經由前述三階段決策所共同構成。於是，受訪者答覆「不需要減肥」，將不會落入「是否參與支出」及「支出多少減肥金額」之決策，即成為「需求為零」之樣本；同樣地「不參與支出」的受訪者也不會進入「支出多少減肥金額」之決策，即成為「抗議性零」之樣本。僅在受訪者「需要減肥」且「願意參與支出」情況下，才會顯示內心的 WTP。於是，同時考量三個階段決策，即能夠包括圖 1 中(甲)、(乙)、(丙)、(丁)、(戊)、(己)六種狀況下，而如果假使三個階段決策之間存在相關性，則可能產生樣本選擇性的偏誤。

而 Lee 與 Maddala (1985) 建構一般性的選擇偏誤模型，說明各階段決策之間誤差項沒有相關性存在，選擇性偏誤模型僅是其中的一種特例，亦即：

$$\begin{aligned} Cov(u_{1i}, u_{2i}) &= \rho_{12} = 0 \\ Cov(u_{1i}, u_{3i}) &= \rho_{13} = 0 \\ Cov(u_{2i}, u_{3i}) &= \rho_{23} = 0 \end{aligned} \quad (17)$$

當各階段決策沒有相關性存在時，各階段間的估計結果是不會互相影響，此時將能夠合理化使用前述的部分決策模型進行估計。然而，當三個階段的決策之間可能有相關性存在，也就是(17)式中 ρ_{12} 、 ρ_{13} 、 ρ_{23} 不為零，假設第一階段與第二階段決策之誤差項 u_{1i} 、 u_{2i} 符合二元標準常態分配(Bivariate Standard Normal Distribution)，亦即：

$$u_{1i}, u_{2i} \sim \text{bvn} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{21} \\ \rho_{12} & 1 \end{bmatrix} \right) \quad i=1, \dots, n \quad (18)$$

(18)式中的 ρ_{12} 、 ρ_{21} 相等，皆為 u_{1i} 、 u_{2i} 之共變異數。且進一步假設第一階段、第二階段與第三階段決策之誤差項 u_{1i} 、 u_{2i} 、 u_{3i} 符合三元常態分配 (Trivariate Normal Distribution)，即：

$$u_{1i}, u_{2i}, u_{3i} \sim \text{tvn} \left(\begin{bmatrix} 0 \\ 0 \\ 0 \end{bmatrix}, \begin{bmatrix} 1 & \rho_{21} & \rho_{31} \\ \rho_{12} & 1 & \rho_{32} \\ \rho_{13} & \rho_{23} & \sigma^2 \end{bmatrix} \right) \quad i=1, \dots, n \quad (19)$$

(19)式中的 ρ_{13} 與 ρ_{31} 相同，皆為 u_{1i} 與 u_{3i} 之共變異數； ρ_{23} 與 ρ_{32} 相同，為 u_{2i} 與 u_{3i} 之共變異數。依此，部分決策之間的估計結果則可能相互影響。因此，建構一個同時考量三個階段決策有相互關係的完整減肥決策模型，是較為合理的做法。

如果三個階段決策之誤差項為三元常態分配，則要推導出針對互為相關之決策模型的最大概似函數之困難處，在於一階偏微分後的函數，由於複雜且不具有良好的性質 (Well-behaved)，估計也必須花費相對多的時間且不易收斂。幸而，Heckman (1979) 提出兩步驟估計 (Two-step Estimation) 的方法，首先以波比模型估計步驟一之中的決策方程式之參數估計值，再帶入步驟二之中的決策方程式。僅以顯示 Y_i^* 的樣本作線性迴歸，即可以得到具有一致性之參數估計值。但 Nelson (1984) 指出此方法之缺點是當不同決策層級之間的解釋變數如果重複 (Overlap) 越高時，將喪失有效性 (Efficiency)。然而，為了節省時間成本及得到收斂之估計結果，本文仍選擇使用兩步驟估計的方式。

就本文所使用的資料，能夠觀察到 WTP 情況必定是：

$$Y_i = Y_i^* * D_{1i} * D_{2i} \quad (20)$$

進而，利用 Poirier (1980) 可以將 Y_i^* 期望值寫成如下：

$$E(Y_i^* | D_{1i}^* > 0, D_{2i}^* > 0) = \lambda X_{3i} + \rho_{13} \frac{\phi(\beta X_{1i})\Phi_1(\zeta^*)}{\Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12})} + \rho_{23} \frac{\phi(\gamma X_{2i})\Phi_1(\theta^*)}{\Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12})} \quad (21)$$

$$\zeta^* = \frac{\gamma X_{2i} - \rho_{12}\beta X_{1i}}{(1 - \rho_{12}^2)^{1/2}} \quad (21-1)$$

$$\theta^* = \frac{\beta X_{1i} - \rho_{12}\gamma X_{2i}}{(1 - \rho_{12}^2)^{1/2}} \quad (21-2)$$

$\Phi_2(\cdot)$ 為二元標準常態的累積分佈函數、 $\phi(\cdot)$ 為標準常態的機率密度函數、 $\phi(\beta X_{1i})\Phi_1(\zeta^*)/\Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12})$ 、 $\phi(\gamma X_{2i})\Phi_1(\theta^*)/\Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12})$ 為 Inverse Mills Ratio 項，假使不同決策之間不存在相關性，即 ρ_{13} 與 ρ_{23} 為 0。則(21)式將可簡化為原先 Y_i^* 的期望值；反之，將產生樣本選擇之偏誤。然而，除了第三階段決策方程式，第一階段與第二階段的決策方程式之間，也有相同的決策過程。如圖 1 所示， D_{2i} 的選擇僅能在 D_{1i} 等於 1 的情況，才能被觀察到。因此，於第一步驟估計 β 、 $\hat{\gamma}$ 、 ρ_{12} 時，使用部分觀察二元波比模型 (Bivariate Probit with Partial Observability) 較為合理 (Meng & Schmidt, 1985)。

因而，第一階段與第二階段減肥決策將產生三種可能之狀況，即第一階段答覆「不需要減肥」、第一階段答覆「需要減肥」且第二階段答覆「參與支出」及第一階段答覆「需要減肥」且第二階段答覆「不參與支出」，其機率分別為：

$$P(D_{1i} = 0) = P(D_{1i} = 0, D_{2i} = 1) + P(D_{1i} = 0, D_{2i} = 0) = \Phi(-\beta X_{1i}) = P_1 \quad (22)$$

$$P(D_{1i} = 1, D_{2i} = 1) = \Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12}) = P_2 \quad (23)$$

$$P(D_{1i} = 1, D_{2i} = 0) = \Phi(\beta X_{1i}) - \Phi_2(\beta X_{1i}, \gamma X_{2i}, \rho_{12}) = P_3 \quad (24)$$

藉由(22)、(23)、(24)式將能夠建構第一步驟選擇方程式的最大概似函數為：

$$L = \prod_i P_1^{(1-D_{1i})} P_2^{D_{1i}D_{2i}} P_3^{D_{1i}(1-D_{2i})} \quad (25)$$

透過(25)式以最大概似函數估計法則能夠得到選擇方程式中的估計值 β 、 $\hat{\gamma}$ 、 ρ_{12} 。將其帶入(21)式，且僅使用進入第三階段決策之樣本，直接以雙界二元選擇模型估計，就能計算出支出決策方程式的參數估計值 λ 。經由(21)式，則能夠包含「需求為零」及「抗議性零」之觀察值，且能比較不同決策之間有無相關性存在時，快樂對減肥 WTP 之影響。

3.2 順序波比模型 (Ordered Probit Model)

由前述快樂與減肥的行為關係得知，快樂因素可能影響我們所關心的減肥行為，然而，先前曾說快樂是許多因素所導致，並非單純僅是外生變數，在忽略模型存在內生性問題情況下，如果直接將快樂視為決策行為的外生變數，如此則會導致模型估計的偏誤。於是採用工具變數法 (Instrumental Variable Method) 是能夠修正模型內生性問題的方式之一。

快樂能夠在不同人之間互相比較，且有大小程度之分。當我們看見別人在哭而能夠知道他不快樂，是因為來自於自己也會用哭來表達不快樂。但是快樂不是可以量化的資料，並不能用單位來計算，於是在假設快樂是連續、可以比較大小且不可觀察的情況下，以潛在變數 HAP_i^* 表示，當 HAP_i^* 越大表示受訪者 i 越快樂，反之則越不快樂。如今假設 W_i 是可解釋 HAP_i^* 之外生變數所構成的向量，其中包含工具變數 Z_i ，進一步假設 HAP_i^* 受到不可觀察因素 e_i 影響，即：

$$HAP_i^* = \alpha W_i + e_i \quad (26)$$

(26)式中的 α 為待估計之參數向量， e_i 為符合標準常態分配之誤差項。好的工具變數 Z_i 要能有效的解釋 HAP_i^* 且與誤差項 e_i 無關。

另外， Z_i 能夠幫助我們做認定 (Identification) 的工作，即能夠有效解釋 HAP_i 卻不直接影響減肥行為之變數。若是工具變數僅有一個，對直接使用工具變數法之估計式即可；然如果工具變數超過一個以上，就稱為過度認定 (Over Identification)，此時估計方式必需先以迴歸模型估計(26)式中 HAP_i^* 之預測值，再以其預測值 HAP_i 代入欲估計的決策方程式中。因為本文之工具變數超過一個以上，故在估計減肥決策時，將使用後者之方式。進而， HAP_i 將不再與減肥決策方程式的誤差項存在相關性。

此外，本文所使用的快樂變數，是詢問受訪者「你覺得目前生活快樂嗎？」。其中答覆選項包括五種快樂等級，程度由高至低分別為「很快樂」、「快樂」、「普通」、「不太快樂」及「很不快樂」。但是如此的問法並不代表各層級的差距是相等的，這種類型答覆的應變數被稱為順序應變數，通常都使用順序波比模型處理。面對 5 個等級的快樂程度，順序波比模型則可設定為：

$$HAP_i = \begin{cases} 0 & -\infty < HAP_i^* < \mu_1 \\ \vdots & \text{如果} \quad \quad \quad \vdots \\ 4 & \mu_4 < HAP_i^* < \infty \end{cases} \quad (27)$$

(27)式中的 HAP_i 為指標變數 (Indicator Variable)，紀錄受訪者 i 答覆的快樂程度。 μ_j 則表示第 j 個類別的上界門檻值 (Threshold)。舉例而言 HAP_i^* 介於 μ_{j-1} 與 μ_j 之間，表示受訪者 i 答覆的快樂程度為第 j 個等級。因此，假設 (26) 式中的誤差項 e_i 符合標準常態分配的前提下，可以將受訪者 i 答覆各類別之快樂程度的機率寫成：

$$\begin{aligned}
P_1 &= P(Y=0) = \Phi(mu_1 - aW_i) \\
P_2 &= P(Y=1) = \Phi(mu_2 - aW_i) - \Phi(mu_1 - aW_i) \\
&\vdots \\
P_4 &= P(Y=3) = \Phi(mu_4 - aW_i) - \Phi(mu_3 - aW_i) \\
P_5 &= P(Y=4) = 1 - \sum_{j=1}^4 P_j
\end{aligned} \tag{28}$$

$\Phi(\cdot)$ 為標準常態的累積分佈函數 (Cumulative Distribution Function, 以下簡稱 CDF)。最大概似函數為：

$$L = \prod_{HAP_i=j} P_j \tag{29}$$

透過最大概似估計法，將能夠得到具有有效性之估計參數 α 。經由 (29) 式可以推估受訪者 i 快樂程度的預測值 HAP_i ，再將其帶入減肥決策方程式中，如此即可以解決模型之內生性問題。

IV、實證資料來源與變數敘述

4.1 實證資料來源

本文採用之資料來自於中央研究院「台灣地區心臟血管疾病風險因子研究」的調查計畫。「CVDFACTS」為跨醫學、經濟、社會、統計等各學門的研究，是一個透過跨科學領域的合作方式，從各個學門角度切入，以探討心臟血管疾病的發展與預防之道。

該研究小組至今已完成六個階段的循環調查，期間歷經 1989-1991 年的第一循環，陸續有 1991-1993 年的第二循環，第三、四、五及六循環則分別

於1993-1997年、1997-1999年、1999-2002年及2003-2005年進行。第五循環問卷樣本共5,313筆，其問項包括生活習慣、社會層面、經濟層面、健康與生活型態等多元的內容，且涵蓋了配合意願高、人口流動率低、人口特徵相近的新竹縣竹東鎮及嘉義縣朴子市，此兩區五個里的長期追蹤的家戶問卷的訪查，其中所涵蓋的部份資料正好能夠提供本文用於探討快樂及減肥行為所需的相關變數。

4.2 快樂之解釋變數

問卷中快樂 (*HAP*) 變數，是藉由詢問受訪者整體而言覺得目前生活快樂的滿意程度。其中包括五種不同快樂程度的選項，程度由高至低分別為「很快樂」、「快樂」、「普通」、「不太快樂」與「很不快樂」。結果顯示受訪者答覆「快樂」的比例最高約為48%，表示大部分的受訪者認為自己是「快樂」的，其次則是「普通」，僅有少數的人選擇「很不快樂」。

至於影響快樂的因素除了個人特徵之外，Layard (2006) 將生活中的影響因素分為七個層面，分別為財務狀況、家庭關係、工作、社區和友情、健康、個人自由與個人價值觀，這些即是影響快樂的工具性福祉變數 *TWB*。由此七大分類中，挑選需要的解釋變數。其中包括了家庭關係、工作、社區和友情、健康與個人價值觀挑選出適合的變數，建構(26)式中的快樂函數，藉此得到快樂程度之預測值。

其中個人特徵層面，包括了性別 (*SEX*)、教育年數 (*EDU*)、年齡 (*AGE*) 之因素。問卷中年齡 (*AGE*) 與教育程度 (*EDU*)，答覆不確定及遺漏答覆分別有63及24筆，為了維護資料隨機取樣的完整性，分別以平均數51.474歲、9.11年修補不確定及遺漏的答覆。此外，初步檢定結果發現受訪者的教育年數與年齡具有高度的相關性，為了避免變數之間的高度相關造成變數的無效率，因此在個人特徵變數中剔除教育程度 (*EDU*)。工作及

財物狀況層面，則挑選了個人每月所得變數（*INC*）。訪查問卷中所得（*INC*）分爲 9 個級距，各所得級距則以組中點作爲代表，最低的一組爲無收入，最高級距則爲 10 萬元以上。其中有 638 筆爲不確定及遺漏答覆，乃以平均數 2.209 萬元代替。此外，爲了捕捉所得（*INC*）與快樂之間的非線性關係，亦加入所得（*INC*）的平方項。

在家庭關係層面，則挑選了婚姻狀況。問卷中婚姻狀況包括夫妻同住、因工作或其他因素不住在一起、分居中、離婚、喪偶、其他。然而，受訪者勾選因工作或其他因素不住在一起、分居中、離婚的三個選項，每一項分別僅 78、21、51 筆，且以往也有文獻將分居與離婚視爲同一種選項。因此本文將此三個選項，視爲同一種答覆。勾選其它的受訪者爲 13 筆，因爲不能確定婚姻狀況爲何，故將其刪除。從未結婚者是以直接跳過的方式作答，因此空白筆數爲 948 筆，將其紀錄爲從未結婚。依此，乃將婚姻狀況變數分爲三個虛擬變數，分別爲離婚、分居或其他因素未同住者（*DIV*），喪偶者（*WID*）及從未結婚者（*NEV*），結婚者則爲對照組。

社區和友情層面，則挑選了受訪者對人際關係（例如：個人關係、社會支持）自評（*NEK*），範圍爲 0-100 分，分數越高表示越滿意；健康層面，則是挑選了受訪者對健康自評（*HEL*）及 *BMI* 值。健康自評是受訪者給予本身健康滿意的評分，範圍爲 0-100 分，分數越高表示認爲自己健康狀況越好；至於個人價值觀層面，乃挑選了受訪者對宗教信仰自評（*REL*），範圍爲 0-100 分，分數越高表示越滿意。在加入上述所有解釋變數之後，則(26)式的實證快樂函數爲：

$$HAP_i^* = \alpha_0 + \alpha_1 AGE_i + \alpha_2 SEX_i + \alpha_3 INC_i + \alpha_4 INC_i^2 + \alpha_5 DIV_i + \alpha_6 WID_i + \alpha_7 NEV_i + \alpha_8 HEL_i + \alpha_9 BMI_i + \alpha_{10} NEK_i + \alpha_{11} REL_i + e_i \quad (30)$$

4.3 減肥行為之解釋變數

4.3.1 第一階段——是否需要減肥

問卷中第一階段減肥行為的應變數，則是詢問受訪者「是否需要減肥」(D_1)。其中答覆不需要的比例較高約為 67%，答覆需要則為 32%。進而，由原始資料呈現，在未控制其他變數之下「很不快樂」的受訪者，答覆需要減肥的比例僅 17%，「很快樂」的受訪者答覆需要減肥的比例則為 34%。此乃顯示快樂可能是影響減肥行為的重要因素之一。

除了快樂因素之外，由減肥行為的文獻歸納可知，影響消費者減重決策的因素，大致上可分為個人特徵、健康風險認知、自我影像 (Self-image) 與經驗學習四大類 (Horm & Anderson, 1993; Levy & Heaton, 1993; Narbo & Sjöström, 2000; 王國恩, 2003; Cawley, 2008)。人除了有性別、種族等個人特徵之不同外，受訪者對肥胖引起的健康風險越瞭解，代表個人將會採取行動以避免過於肥胖，故健康風險亦是影響減肥決策重要的因素之一。此外，觀察台灣的消費者可以發現一個奇特的現象，很多身材苗條的人，常盲目的減肥。反而有些真正超過體重標準，有潛在健康危機的人，卻不認為自己需要減肥。這是因為每個人在做決策時，往往會納入主觀的意識，稱為「自我影像」；最後很多人認為自己需要減肥，是透過經驗的學習而來。例如看到身邊親人、朋友因為肥胖而受到糖尿病所苦，進而引起減肥念頭。然而，在經驗學習層面上，家族病史或是受訪者病史本來是相當具有代表性的變數之一，但是此類的答覆遺漏過多，因而無法涵蓋在減肥的決策變數中。

在個人特徵方面，包括性別 (*SEX*)、年齡 (*AGE*)。至於風險認知層面，由問卷中總共挑選了 7 個健康風險認知的問項，即詢問受訪者對於肥胖可能導致重大疾病的風險認知問項，問卷題目如表 1 的內容。由醫學研究查證得知，肥胖確實會直接或是間接的造成中風、高血壓、心臟病、糖尿病、

胃潰瘍、痛風及乳癌等重大疾病 (Jung, 1997; Spivak *et al.*, 2005)。然而，在問項過多的情況下使用虛擬變數納入實證分析，不僅可能造成估計結果偏誤，變數間一一對照的處理並不合理也無意義。因此，依 Jepson *et al.* (1991)、Kenkel (1991) 的方式分別給予不同健康風險認知程度的選項分數，且加總所有問項分數，作為肥胖健康風險認知指標 (OHK)。如受訪者答覆「不可能」時給予 0 分、「不清楚」給予 1 分、「可能」則給予 2 分、「非常可能」給予 3 分，因此 OHK 是一個介於 0 與 21 之間的解釋變數，分數越高表示對肥胖的健康風險認知越強烈，如此則越可能誘使受訪者認為本身需要減肥。

表 1 肥胖導致重大疾病的風險認知問項

請問就你所知，肥胖可不可能導致	非常可能	可能	不可能	不清楚
「中風」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「高血壓」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「心臟病」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「糖尿病」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「胃潰瘍」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「痛風」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「乳癌」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

資料來源：潘文涵 (2002)。

而自我影像表示受訪者在進行決策時常混合了自己的主觀意識，在這一方面則挑選了健康自評 (HEL) 與受訪者對肥胖問題的態度。選擇前者的原因是因為健康自評並非客觀的健康狀況，而是受訪者主觀認定之結果。由此可以推測如果肥胖是引起健康警訊重要的原因之一，則認為自己健康狀況越差的受訪者，當然越有可能認為自己需要減肥；後者為詢問受訪者肥胖可能導致的問題之選項，相關問卷題目如表 2。

表 2 受訪者對肥胖問題態度的問項

你認為肥胖可不可能影響你的	非常可能	可能	不可能	不清楚
「工作成就，如升遷」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「社交關係」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>
「婚姻關係」	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>	<input type="checkbox"/>

資料來源：潘文涵（2002）。

前述的三個問項，包括工作成就、社交關係與婚姻關係，假使受訪者越相信肥胖會導致這三種關係的惡化，表示受訪者對肥胖持有負面的態度。採用類似肥胖健康風險認知指標（*OHK*）的方法（Jepson *et al.*, 1991），衡量受訪者對減肥關心的程度，即給予各別選項分數，並將所有問項加總後的分數，定義為肥胖的負面態度指標（*ONA*），分數越高者表示受訪者認為肥胖的負面影響越大。表 2 各選項之分數分別為，「不可能」者給予 0 分、「不清楚」者給予 1 分、「可能」者給予 2 分、「非常可能」者給予 3 分，並且將 3 個問項的分數加總，代表受訪者對肥胖的負面態度指標（*ONA*），依此 *ONA* 則會介於 0 分與 9 分之間，分數越高表示對肥胖的負面態度越強烈，越可能認為自己需要減肥。

進而，將快樂與上述所有變數納入受訪者的減肥決策之後，則(1)式的減肥實證決策方程式，設定如(31)式所示：

$$D_{it}^* = \beta_0 + \beta_1 SEX_i + \beta_2 AGE_i + \beta_3 OHK_i + \beta_4 HEL_i + \beta_5 ONA_i + \beta_6 \widehat{HAP}_i + u_{it} \quad (31)$$

由(30)式及(31)的差異可知，用於解釋快樂函數的 11 個變數中，除了性別（*SEX*）、年齡（*AGE*）及健康自評（*HEL*）三個變數之外，其餘均是工具變數。這些變數的選擇除了考量概念及理論上之依據外，同時還要顧及第(30)式的快樂函數及後續三階段估計式所需變數之間，不能有過多的重疊等多方考量（註 3）。

4.3.2 第二階段——是否參與支出

第一階段減肥行為的資料顯示約有 32% 的受訪者認為自己需要減肥。換言之，將有 1,169 人進入雙界二元的詢價過程。問卷中假設的市場財貨為兩種不同的減肥療程 A 與 B。減肥療程 A 必須配合吃藥及運動才能有效的在 3 個月內減少 5 公斤體重；減肥療程 B 則僅需吃藥就能有效在 3 個月內減少 5 公斤體重。對減肥療程 A 和 B 而言，若是受訪者於兩次詢價中，皆答覆「不願意」，問卷則提供了第三次續問受訪者不願意付費的原因，是因為「不願意付費」或「不願意參加減肥療程」。答覆「不願意參與減肥療程」之樣本，本文將其視為抗議性的答覆。因此，可以將第三次續問，當成第二階段的決策行為，以進一步區別是否為抗議性答覆。而第二階段決策的應變數為「是否參與減肥療程 A 支出」(D_2^a)與「是否參與減肥療程 B 支出」(D_2^b)。

此外，資料也呈現受訪者答覆參與減肥療程 A 與 B 的比例分別為 43% 與 37%，表示大部分受訪者較能接受吃藥配合運動的減肥療程。其中原因可能是受訪者對減肥藥的負面觀感導致，即使問卷中已提示減肥藥沒有任何副作用，但過去減肥藥導致副作用可能已經深植人心，促使民眾認為配合運動能夠健康減肥，故較多人願意接受減肥療程 A。而不同快樂程度的受訪者，對於是否參與減肥療程 A 與減肥療程 B 的比例。在未控制其他變數之下，不論是療程 A 或 B，「很不快樂」與「很快樂」的群組，皆有較低的比例給予正面答覆。

除了快樂因素之外，影響減肥決策方程式的因素，亦有可能是參與支出版式的影響因素。然而，當受訪者面對一個減肥療程時，他們考慮的因素不一定與「是否需要減肥」相同，因此，即使受訪者具有高度的肥胖風險認知及強烈的減肥態度，卻不一定願意接受問卷中所給定的減肥療程，也許某些受訪者對於減肥藥有負面印象，寧願選擇減肥代餐或自行運動來減肥。所以在參與減肥療程的決策方程式中，則不再納入肥胖風險認知指標 (OHK) 及減肥負面態度 (ONA) 兩個變數。

個人特徵變數方面，同樣包括性別 (*SEX*)、年齡 (*AGE*) 在內；自我影像層面健康自評 (*HEL*) 則仍保留在其中；至於經驗學習層面，問卷中有詢問受訪者過去用來控制體重的活動。其中包括「沒有」、「自行買藥」、「運動」、「使用低卡或低脂飲食」、「減肥瘦身中心」、「看西醫」、「看中醫」七個選項。這些乃進一步整理為「是否曾經控制體重」、「是否曾經吃藥控制體重」及「是否曾經運動控制體重」等。

於減肥療程 A 的參與方程式中，則納入「是否曾經控制體重」(*MGN*)、「是否曾經吃藥控制體重」(*MED*) 及「是否曾經運動控制體重」(*EXC*) 三個變數，減肥療程 B 因為僅需靠吃藥控制體重，將不納入「是否曾經運動控制體重」(*EXC*)。進而，將快樂與上述所有變數納入受訪者參與方程式之後，實證估計之(6)式在兩個療程上分別設定為：

$$D_{2i}^{a*} = \gamma_0 + \gamma_1 SEX_i + \gamma_2 AGE_i + \gamma_3 HEL_i + \gamma_4 MGN_i + \gamma_5 MED_i + \gamma_6 EXC_i + \gamma_7 \widehat{HAP}_i + u_{2i} \quad (32)$$

$$D_{2i}^{b*} = \gamma_0 + \gamma_1 SEX_i + \gamma_2 AGE_i + \gamma_3 HEL_i + \gamma_4 MGN_i + \gamma_5 MED_i + \gamma_6 \widehat{HAP}_i + u_{2i} \quad (33)$$

(32)與(33)分別代表療程 A 與 B 的參與方程式， D_{2i}^{a*} 與 D_{2i}^{b*} 則分別為減肥療程 A 及減肥療程 B 之參與方程式的潛在變數。

4.3.3 第三階段——支出多少減肥金額

第二階段減肥行為的資料顯示，約有 43%與 36%的受訪者分別願意參與減肥療程 A 與療程 B。換言之，分別有 513 及 432 人進入雙界二元的詢價過程。受訪者 *i* 面對的減肥療程 A 與療程 B 之起始金額 A_i ，分別由十組起始金額中隨機抽取。(註 4) 若是受訪者第一次答覆「願意」，則以起始金額的 2 倍 A_i^U ，繼續第二次的詢價；反之，則以起始金額的 1/2 倍 A_i^L ，繼續第二次詢價。

表 3 實證所用相關變數之平均數、標準差及定義

變數	觀察值	平均數	標準差	變數定義
自變數				
<i>AGE</i>	3,631	50.3517	16.9538	年齡，單位：歲
<i>SEX</i>	3,631	0.4608	0.4985	性別，男生=1、女生=0
<i>INC</i>	3,631	2.2611	2.2122	個人每月所得，單位：萬元
<i>HEL</i>	3,631	71.3137	13.1402	自己健康滿意程度評分，範圍 0-100 分
<i>BMI</i>	3,631	23.8980	3.1851	身體質量指數，單位：公斤/平方公尺
<i>DIV</i>	3,631	0.0281	0.1653	婚姻狀況為因工作或其他因素不住在一起、分居中、離婚=1，其他=0
<i>WID</i>	3,631	0.0788	0.2694	婚姻狀況為喪偶=1，其他=0
<i>NEV</i>	3,631	0.1553	0.3623	婚姻狀況為從未結婚=1，其他=0
<i>REL</i>	3,631	71.0474	16.4337	自己宗教信仰或信念上滿意程度評分，範圍 0-100
<i>NEK</i>	3,631	74.3644	12.3655	自己社會關係的滿意程度，範圍 0-100
<i>OHK</i>	3,631	12.7962	4.0940	肥胖健康風險認知指標，範圍 0-21 分
<i>ONA</i>	3,631	4.3388	2.3702	肥胖負面態度指標，範圍 0-9 分
<i>MGN</i>	3,631	0.6155	0.4865	曾經控制過體重=1，其他=0
<i>MED</i>	3,631	0.0124	0.1106	曾經吃藥控制體重=1，其他=0
<i>EXC</i>	3,631	0.3269	0.4691	曾經運動控制體重=1，其他=0
<i>HAP</i>	3,631	2.6690	0.7497	對目前生活快樂程度的評價，很不快樂=0、不太快樂=1、普通=2、快樂=3、很快樂=4
應變數				
D_1	3,631	0.3220	0.4673	是否需要減肥，需要=1、不需要=0
D_2^a	1,169	0.4388	0.0145	是否參與減肥療程 A，是=1、否=0
D_2^b	1,169	0.3695	0.0141	是否參與減肥療程 B，是=1、否=0
I_1^a	513	0.5556	0.0220	減肥療程 A 的雙界二元第一次詢價，願意=1、不願意=0
I_2^a	513	0.4425	0.0220	減肥療程 A 的雙界二元第二次詢價，願意=1、不願意=0
I_1^b	432	0.4722	0.0240	減肥療程 B 的雙界二元第一次詢價，願意=1、不願意=0
I_2^b	432	0.4236	0.0238	減肥療程 B 的雙界二元第二次詢價，願意=1、不願意=0

資料來源：本研究。

除了快樂因素之外，在受訪者決定支出金額時，所得（*INC*）即會成為相對於前兩階段顯著的一個因素，以表現出面對特定減肥療程下的願意支付金額。因此，受訪者減肥行為的第三階段支出決策中，將納入所得（*INC*）；進而，在加入個人特徵變數性別（*SEX*）、年齡（*AGE*）後，可以將(11)式支出方程式改寫為(34)式：

$$Y_i^* = \lambda_0 + \lambda_1 SEX_i + \lambda_2 AGE_i + \lambda_3 INC_i + \lambda_4 \widehat{HAP}_i + u_{3i} \quad (34)$$

表 3 為最後分析所使用的全部變數之彙整，其中包括了各變數的定義及其平均數、標準差等相關敘述統計量。

V、實證結果與分析

5.1 快樂程度的估計結果

回顧過往快樂相關研究發現，個人快樂是受到許多因素的影響，且有不同程度之分。本文所使用的資料，其中將快樂程度分為五個等級，由高至低分別為「很快樂」、「快樂」、「普通」、「不太快樂」及「很不快樂」。首先，因為快樂變數具有內生性的問題，先以順序波比估計快樂變數，則是去除內生性的其中一種方法。其次，以估計預測值所得的快樂變數，能夠將其轉換為連續之變數，並且計算不同快樂程度之間的上、下界門檻值，將能夠方便觀察不同快樂程度與最終支出金額或消費量之關係。而本文則是於 Layard（2006）分類上，挑選影響快樂程度的影響因素。表 4 則是以順序波比估計快樂程度得到的結果。

從表 4 可以發現，與以往研究結果相同的是婚姻狀況為離婚、分居、其他因素而未同住者（*DIV*）或喪偶者（*WID*），皆比結婚者顯著不快樂，從未

結婚者 (*NEV*) 則沒有顯著的不同。至於所得 (*INC*) 與快樂不僅是線性的正向關係，隨著所得越高呈現遞增的現象；健康層面自評健康 (*HEL*) 也符合一般預期，自認為越健康的人則顯著較快樂，但是 *BMI* 值則沒有顯著不同。自評人際關係 (*NEK*) 與自評宗教信仰 (*REL*) 對快樂程度都有正面的影響。在工具變數有效性的檢定方面，由於 Wald 卡方檢定值高達 333.12，表示所選擇的工具變數有顯著的解釋力 (Jaggia, 1997)。此外，由 *Count-R*² 亦可以知道，模型的配適度相當好，預測準確率約為 0.5142，顯示以此模型所得到之快樂預測值 *HAP*，應具有某種程度的代表性。

表 4 快樂程度之估計結果

變數	順序波比	變數	順序波比
常數項	-0.4966** (0.2155)	<i>HEL</i>	0.0180*** (0.0016)
<i>AGE</i>	0.0087*** (0.0015)	<i>BMI</i>	0.0087 (0.0059)
<i>SEX</i>	-0.1320*** (0.0401)	<i>NEK</i>	0.0137*** (0.0017)
<i>INC</i>	-0.0158 (0.0220)	<i>REL</i>	0.0028** (0.0012)
<i>INC2</i>	0.0062** (0.0027)	<i>Mu</i> (1)	0.7291*** (0.0369)
<i>DIV</i>	-0.2166* (0.1110)	<i>Mu</i> (2)	2.3270*** (0.0263)
<i>WID</i>	-0.2036*** (0.0729)	<i>Mu</i> (3)	3.8946*** (0.0313)
<i>NEV</i>	0.0452 (0.0675)	Wald χ^2	333.12
		<i>Count-R</i> ²	0.5142

資料來源：本研究。

註：各估計係數下括弧內之數值為該係數之標準差；*代表該係數在 10%之顯著水準下顯著異於零；**代表該係數在 5%之顯著水準下顯著異於零；***代表該係數在 1%之顯著水準下顯著異於零。

而模型估計「不太快樂」、「普通」及「快樂」，三種快樂程度的上界門檻值分別為 0.7291、2.3270 及 3.8946，「很不快樂」的上界門檻值則認定為 0。因此，當 HAP 小於 0 時，受訪者會答覆「很不快樂」。介於 0 與 0.7291 間，則會答覆「不太快樂」；同理可知，介於 0.7291 與 2.3270 間，則會答覆「普通」；介於 2.3270 與 3.8946 之間，則會答覆「快樂」；最後，若是 HAP 大於 3.8946，則會答覆「很快樂」。而各群組的組中點，則能視為該快樂程度之代表。進而，將各個快樂程度的上、下界門檻值與組中點列於表 5，且以該模型的快樂預測值 HAP ，作為減肥決策方程式之解釋變數。

表 5 快樂程度門檻值及組中點

快樂程度	組中點	下界門檻值	上界門檻值
很不快樂	-0.3645	---	0 以下
不太快樂	0.3645	0	0.7291
普通	1.5281	0.7291	2.3270
快樂	3.1108	2.3270	3.8946
很快樂	4.6784	3.8946 以上	---

資料來源：本研究。

5.2 你越快樂會越勤於減肥嗎？

該套資料設定的受訪者減肥決策過程，其完整過程包含「是否需要減肥」、「是否參與支出」與「支出多少金額」，表 6 與表 7 分別是在減肥療程 A 與療程 B 的模式下，部分及完整決策的估計結果，其中模型設定為部分決策及互為獨立的完整決策之估計結果會相同。減肥療程 A 與療程 B 的第一階段決策「是否需要減肥」，不論是部分或是完整決策，性別 (SEX) 皆為顯著的負相關，顯示女生比男生認為自己更需要減肥，可能的原因是台灣減肥風氣所造成；健康自評 (HEL) 與肥胖風險指標 (OHK) 顯著異於零，表示

越不健康或風險認知越高的人，認為自己越需要減肥。受訪者對肥胖的態度（*ONA*）則沒有顯著不同。快樂變數則與先前預期一致，越快樂的人，能夠藉由減肥得到更進一步快樂。進而，實證結果顯示，不論在減肥療程 A 或療程 B、部分或完整決策模型下，當受訪者進行「是否需要減肥」之決策時，快樂都具有正面的影響。

然而，受訪者第二階段減肥決策「是否參與支出」，由表 6 與表 7 可知，最具顯著性的是曾使用過減肥藥（*MED*）之變數，可能原因是減肥療程 A 或療程 B 皆須配合減肥藥的使用。故過往若曾經用過藥物的人，較能夠接受問卷所設定的減肥療程。健康的自評（*HEL*）在決策之間互為獨立情況下，仍具有顯著性，但設定決策之間互為相關時，則未發現相同的現象；先前預期快樂程度較高的人，較願意參與減肥療程支出。但是兩者的正向關係，由表 6 與表 7 發現僅發生在減肥療程 A 之部分決策與互為獨立之完整決策模型中，其餘模型中快樂不具顯著性。Isen（1993）曾藉由實驗結果發現擁有正面情緒的消費者，會比較偏好多樣商品的選擇。當商品標籤有負面資訊存在時，情緒就不再具有顯著性的影響。可能原因是台灣消費者仍然對減肥藥存有既定的負面印象，抵銷了快樂的正面效果，使得快樂對參與支出決策，不再具有顯著性。

當進入到受訪者第三階段的減肥決策「支出多少金額」時，藉由表 6 與表 7 觀察可知，減肥療程 A 與療程 B 中，不論是部分或是完整決策，所得（*INC*）皆符合一般的預期，對減肥療程願付價值具有正面影響，表示越有錢的人，願意付出較高的減肥價值；而快樂在不同模型估計結果，亦符合先前的預期，顯著地異於零，兩者之間具有正向關係，表示越快樂的人願付價值越高。

表 6 減肥決策模型估計結果——配合吃藥及運動的減肥療程 A¹

變數	部分決策結果			完整決策結果	
	第一階段	第二階段	第三階段	互為獨立	互為相關
是否需要減肥					
常數項	0.1872 (0.1826)	-	-	0.1872 (0.1826)	0.1759 (0.1814)
SEX	-0.2622 *** (0.0460)	-	-	-0.2622 *** (0.0460)	-0.2609 *** (0.0459)
AGE	-0.0204 *** (0.0017)	-	-	-0.0204 *** (0.0017)	-0.0204 *** (0.0017)
HEL	-0.0290 *** (0.0032)	-	-	-0.0290 *** (0.0032)	-0.0290 *** (0.0032)
OHK	0.0290 *** (0.0060)	-	-	0.0290 *** (0.0060)	0.0287 *** (0.0060)
ONA	-0.0066 (0.0097)	-	-	-0.0066 (0.0097)	-0.0032 (0.0097)
HAP	0.8418 *** (0.1079)	-	-	0.8418 *** (0.1079)	0.8404 *** (0.1077)
是否參與支出					
常數項	-	0.7048 (0.2928)	-	0.7048 (0.2928)	0.8336 *** (0.2796)
SEX	-	-0.1110 *** (0.0788)	-	-0.1110 *** (0.0788)	-0.0280 (0.1083)
AGE	-	-0.0178 *** (0.0031)	-	-0.0178 *** (0.0031)	-0.0099 (0.0085)
HEL	-	-0.0159 (0.0056)	-	-0.0159 (0.0056)	-0.0056 (0.0112)
MGN	-	-0.0497 (0.1276)	-	-0.0497 (0.1276)	-0.0442 (0.1185)
MED	-	0.6516 *** (0.2251)	-	0.6516 *** (0.2251)	0.6102 *** (0.2235)
EXC	-	0.0142 (0.1247)	-	0.0142 (0.1247)	0.0105 (0.1161)
HAP	-	0.4265 ** (0.1871)	-	0.4265 ** (0.1871)	0.1235 (0.3406)
支出多少金額					
常數項	-	-	-0.4025 (0.6127)	-0.4025 (0.6127)	-2.8466 *** (1.0288)
SEX	-	-	-0.1914 (0.1921)	-0.1914 (0.1921)	0.1258 (0.2410)
AGE	-	-	-0.0052 (0.0062)	-0.0052 (0.0062)	0.0140 (0.0086)
INC	-	-	0.1894 *** (0.0356)	0.1894 *** (0.0356)	0.1574 *** (0.0391)
HAP	-	-	0.3795 * (0.2313)	0.3771 * (0.2313)	0.4326 * (0.2209)
Σ	-	-	1.5309 *** (0.0663)	1.5309 *** (0.0663)	1.5029 *** (0.0657)
P ₁₂	-	-	-	-	-0.4306 (0.3651)
P ₁₃	-	-	-	-	1.3903 *** (0.4352)
P ₂₃	-	-	-	-	-0.4201 (0.5260)
WTP 平均值	-	-	7.842 (5,037)	6,599 (4,809)	5,531 (5,347)
觀察值	3,631	1,169	513	3,631	3,631

資料來源：本研究。

註 1：各估計係數下括弧內之數值為該係數之標準差；各估計係數下括弧內之數值為該係數之標準差；「*」、「**」及「***」分別代表該係數在 10%、5%及 1%之顯著水準下顯著異於零。

表 7 減肥決策模型估計結果——僅吃藥的減肥療程 B¹

變數	部分決策結果			完整決策結果	
	第一階段	第二階段	第三階段	互為獨立	互為相關
是否需要減肥 常數項	0.1872 (0.1822)	-	-	0.1872 (0.1822)	0.1804 (0.1813)
SEX	-0.2622 *** (0.0459)	-	-	-0.2622 *** (0.0459)	-0.2608 (0.0459)
AGE	-0.0204 *** (0.0017)	-	-	-0.0204 *** (0.0017)	-0.0204 *** (0.0017)
HEL	-0.0290 *** (0.0032)	-	-	-0.0290 *** (0.0032)	-0.0292 *** (0.0032)
OHK	0.0290 *** (0.0060)	-	-	0.0290 *** (0.0060)	0.0282 *** (0.0060)
ONA	-0.0066 (0.0097)	-	-	-0.0066 (0.0097)	-0.0024 (0.0096)
HAP	0.8418 *** (0.1079)	-	-	0.8418 *** (0.1079)	0.8435 *** (0.1076)
是否參與支出 常數項	-	0.5879 ** (0.2900)	-	0.5879 ** (0.2900)	0.7369 *** (0.2620)
SEX	-	-0.0975 (0.0795)	-	-0.0975 (0.0795)	0.0100 (0.1038)
AGE	-	-0.0147 *** (0.0031)	-	-0.0147 *** (0.0031)	-0.0045 (0.0080)
HEL	-	-0.0106 * (0.0056)	-	-0.0106 * (0.0056)	0.0022 (0.0102)
MGN	-	0.0434 (0.0799)	-	0.0434 (0.0799)	0.0432 (0.0705)
MED	-	0.6854 *** (0.2218)	-	0.6854 *** (0.2218)	0.6099 *** (0.2186)
HAP	-	0.1882 (0.1888)	-	0.1882 (0.1888)	-0.1819 (0.2985)
支出多少金額 常數項	-	-	-1.2152 (0.8464)	-1.2152 (0.8464)	-7.3167 *** (1.6605)
SEX	-	-	-0.3132 (0.3092)	-0.3132 (0.3092)	0.4556 (0.3975)
AGE	-	-	-0.0102 (0.0105)	-0.0102 (0.0105)	0.0326 *** (0.0145)
INC	-	-	0.3707 *** (0.0601)	0.3707 *** (0.0601)	0.3110 *** (0.0661)
HAP	-	-	0.5797 * (0.3206)	0.5797 * (0.3206)	0.8753 *** (0.3072)
Σ	-	-	2.2393 *** (0.1026)	2.2393 *** (0.1026)	2.1559 *** (0.1012)
P_{12}	-	-	-	-	-0.5418 *** (0.3216)
P_{13}	-	-	-	-	2.7643 *** (0.6478)
P_{23}	-	-	-	-	-0.6765 (0.8034)
WTP 平均值	-	-	7,118 (9,584)	4,734 (9,130)	2,871 (10,620)
觀察值	3,631	1,169	432	3,631	3,631

資料來源：本研究。

註 1：各估計係數下括弧內之數值為該係數之標準差；各估計係數下括弧內之數值為該係數之標準差；「*」、「**」及「***」分別代表該係數在 10%、5% 及 1% 之顯著水準下顯著異於零。

進而，由互為相關的估計結果發現，減肥療程 A 中的 ρ_{13} 顯著異於零，表示第一階段與第三階段決策存在相關性；減肥療程 B 中的 ρ_{12} 、 ρ_{13} 則顯著異於零，表示第一階段與第二、第三階段決策存在相關性。因此，使用互為相關之完整決策模型較為合理。於是，此乃作為計算快樂的邊際效果的依據，進一步將兩者關係量化。然而，*HAP* 沒有辦法用單位來衡量，故無法說明 *HAP* 單位變動的意義。因此，計算不同快樂程度群組之間效果的差異，會比計算單位變化來得有意義。進而，本文以各快樂程度的組中點做為該群組之代表，計算不同快樂程度間效果的差異。

表 8 為減肥療程 A 與療程 B 中，快樂在互為相關完整決策模型之邊際效果。在控制其他變數的情況下，不論減肥療程 A 或療程 B 在決定是否需要減肥時，快樂程度越高者其認為需要的可能越大，而由「很不快樂」等級逐步變動到「很快樂」等級時，每一層具不同等級快樂程度的人，認為其需要減肥的邊際效果是由「不太快樂」一路提升至「很快樂」，而其中具「快樂」程度特質的人比起具「很快樂」特質者，認為需要減肥的可能性最大，而對於 A 療程及 B 療程，這些受訪者答覆是否需要減肥的機率分別增加 42.24% 與 42.30%。而一連續的決策至最後需要付費的意願呈現上，一旦以決定要參與減肥療程者，以總效果而言，減肥療程 A 中「很快樂」的人比起「很不快樂」的人，有高 89.19% 的機率認為自己需要減肥；而減肥療程 B 中「很快樂」的人比起「很不快樂」的人，則高 89.32% 的機率認為自己需要減肥。表示不論是療程 A 或療程 B，快樂確實是影響個人考量減肥重要的因素之一。

進而，由表 8 觀察可知，減肥療程 A 的第二階段決策「是否參與支出」，其中快樂的邊際效果仍然有正面影響。雖然第二階段決策「是否參與支出」，快樂不再具有顯著性。其中對於以運動加上吃藥的減肥療程 A 而言，則快樂程度越高的人參與支出的可能也是遞增的，然具不同快樂等級的人，此一遞增的程度是緩慢的；而對於僅吃藥的減肥療程 B 而言，快樂程度越高的人，卻是越不可能將支出用於吃藥所需的減肥花費上，或許這更顯見

這兩個鄉鎮的人對於以吃藥減肥所持的保留看法，或者是國人認為透過純吃藥減肥療程的不良印象。在控制其他變數之下，受訪者快樂程度由「普通」至「快樂」，則能夠使個人答覆「願意參與減肥療程 A」的機率增加最大，約為 7.65%；然就單純僅吃減肥藥的療程 B 而言，在控制其他變數下，提升受訪者的快樂程度，反而使個人答覆「願意參與減肥療程 B」的機率降低，其中「很快樂」的群組又比「很不快樂」的群組減少 33.85% 之機率。

最後表 8 中的第三階段決策「支出多少金額」，是藉由 (29) 式 Y_i^* 的預測值，計算出減肥療程 A 與療程 B 的 WTP。減肥療程 A 與療程 B 中，快樂的邊際效果整體而言有正面影響。然而，願意參與減肥支出者，一旦進入減肥療程，在控制其他因素下，減肥療程 A 中「很快樂」的群組比「很不快樂」的群組每年每人高出 25,783 元的 WTP；而對於減肥療程 B 「很快樂」的群組則比「很不快樂」的群組每年每人高出 50,691 元的 WTP。由此顯示，一旦願意針對療程付費，吃藥的療程終究比部分吃藥的療程所需支付的費用高。或許這也反應，一旦願意參與減肥支出，吃藥是一種在短期就可以達到減肥效果的手段，這也是目前市面上有各種療效的減肥藥物存在的原因。

進而，為觀察不同快樂程度所呈現出減肥 WTP 之差異，這是以互為相關的完整決策模型估計而得到的結果所進行之分析。在控制其他因素下，將快樂與減肥療程 A 與療程 B 之 WTP 關係分別表示如圖 2 及圖 3。觀察兩者可知，不管是減肥療程 A 或療程 B，具有越高快樂程度的人都較願意付出較高的療程價值，但兩者並非直線關係，可能起因於決策之間存在的相關性所致。願意支付價值隨著個人快樂特質的提升而增加，然此種趨勢，僅發生於「很不快樂」的人至「快樂」的人之間，然當個人的特質是「很快樂」時，對於減肥的願意支付價值反而是降低的。此種現象有可能是，對於如此高度快樂的人，已經無所謂她／他的身材，或者是一般我們所說的心寬體胖，樂天知命的人，他／她根本不在意別人對於他外表的評價，於是，不論是何種減肥療程，他們也不願意付高價於不同的減肥療程上。

表 8 互為相關完整減肥決策中不同快樂程度的邊際效果

快樂程度	配合吃藥及運動的減肥療程 A		僅吃藥的減肥療程 B	
	預測值	邊際效果 ¹	預測值	邊際效果 ¹
是否需要減肥				
很不快樂	0.14%		0.13%	
不太快樂	0.86%	0.73%	0.85%	0.71%
普通	8.03%	7.16%	7.98%	7.13%
快樂	47.09%	39.06%	47.15%	39.17%
很快樂	89.33%	42.24%	89.45%	42.30%
總效果 ²		89.19%		89.32%
是否參與支出				
很不快樂	44.30%		77.76%	
不太快樂	47.87%	3.57%	73.62%	-4.15%
普通	53.60%	5.73%	66.27%	-7.34%
快樂	61.25%	7.65%	55.25%	-11.02%
很快樂	68.42%	7.17%	43.92%	-11.34%
總效果 ²		24.12%		-33.85%
支出多少金額				
很不快樂	-18,840		-50,750	
不太快樂	-15,536	3,304	-43,791	6,959
普通	-8,179	7,357	-27,510	16,281
快樂	8,919	17,098	5,094	32,603
很快樂	6,943	-1,976	-59	-5,152
總效果 ²		25,783		50,691

資料來源：本研究。

註 1：邊際效果是指上一階的快樂程度的預測值與下一階快樂程度預測值的差異，比如以配合吃藥及運動的療程 A 而言，在「不太快樂」下的邊際效果為「不太快樂」的預測值 0.86%與「很不快樂」預測值 0.14%的差。而各邊際效果之差異是以原程式估算之結果計算羅列，因此，部分數字有些微小數點的差異。

註 2：總效果為各邊際效果之和，因快樂程度是不同等級的問題，故只能估算不同等級快樂程度在不同減肥療程下的個別效果（邊際效果），故，對於特定療程下全部受訪者答覆的總影響，則為所有個別效果之總和。

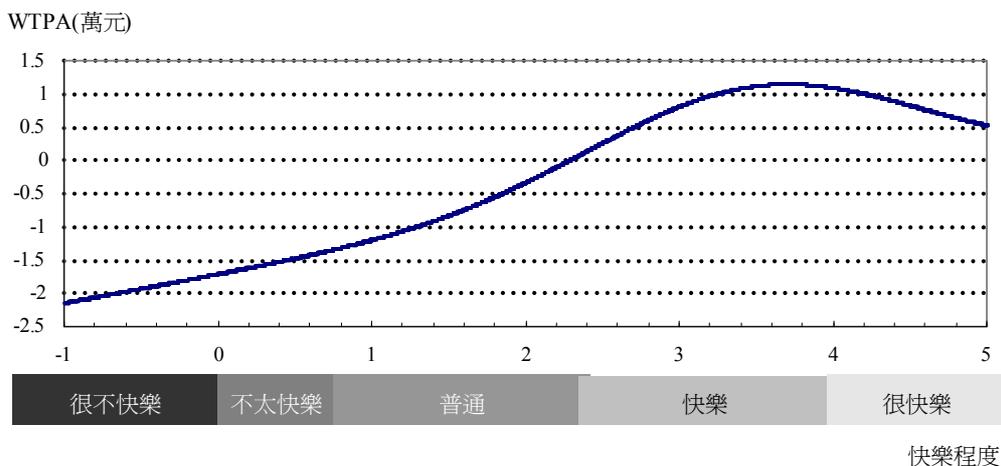


圖 2 快樂與配合吃藥及運動減肥療程 A 之 WTP 關係

資料來源：本研究。

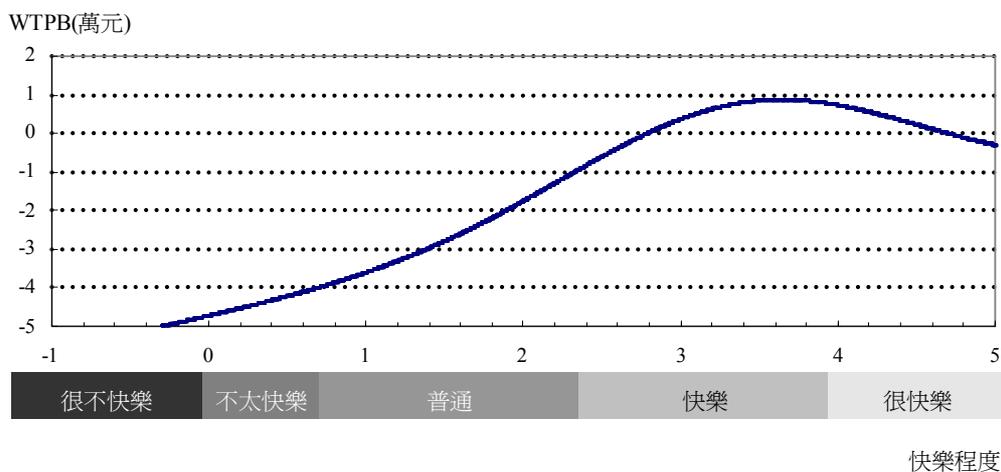


圖 3 快樂與僅吃藥減肥療程 B 之 WTP 關係

資料來源：本研究。

VI、結語

近年來，經濟學者有鑑於快樂對人們的重要性，而投注相對多的研究於探討影響快樂背後之因素，至於快樂與決策行為關係的研究則相對較少。然而，於心理學領域方面，早已有大量研究說明，不論是以行為實驗或受訪資料驗證，都顯示快樂確實會影響人們的決策。本文架構於過去解釋快樂與成功的概念，提出快樂與減肥行為的相關性解釋，建構關於個人參與減肥療程的決策模型，以檢測快樂與減肥行為是否有正向關係，及不同快樂程度的人在減肥行為上之差異，進而估算具有不同快樂程度的人，對不同減肥療程願意支付價值之差異，同時，亦估算願意支付價值在不同快樂程度間之變化。

在認定減肥是一種好的決策下，吃藥配合運動的減肥療程中，實證結果符合先前之預期，顯示快樂的人會有較高可能認為其需要減肥，且會有較高機率參與減肥療程且願意付出較高的療程價值；而僅靠吃藥的減肥療程，快樂的人仍然有較高可能認為其需要減肥且願意付出較高的療程價值。然而，快樂的人會有較低的機率參與僅靠吃藥減肥的療程。此造成此種結果的可能原因是，此一樣本較不能接受僅靠吃藥之減肥療程所致。兩者之間的負向關係，則是因為國人認為僅靠吃藥減肥不但不能提升個人福祉，創造更進一步快樂，甚至可能導致個人福祉受損。故具有快樂特質的人，將會避開僅靠藥物治療的減肥療程。

然一旦願意進入減肥療程的支付價值中，不論在運動配合吃藥或是僅吃藥的療程中，「很快樂」的群組分別比「很不快樂」的群組，每年每人分別願意多支付 25,783 及 50,691 元參與此二減肥療程。而願意支付金額由「很不快樂」至「很快樂」，基本上是隨著快樂程度增加而提升，而具有「很快樂」群組之願付價值反而是降低的，此可能是對於此類的人，不管是已經豁出去，或是屬於心寬體胖的一群人，這樣的例外，也顯示我們雖然可以普遍

看到目前，動則數千上萬元（甚至數十萬元）代價，仍可以吸引許多人參與各種減肥療程的現象。同樣的，我們也可以觀察到體重超過標準者滿街走的情形。

最後，快樂會影響決策行爲，而決策行當然也會進一步影響快樂，亦即快樂與決策行爲也存在反向之關係。由於問卷中受訪者減肥行爲是在假設的情境下進行，表示受訪者實際上還未參加特定的減肥療程，故可知快樂與減肥行爲間，不可能存在減肥行爲影響快樂的反向關係。因而，本文目前在實證估計上並未考量這種關係，但在一個因素與結果連動循環的情況下，未來研究可以在資料可及的情況下，進一步檢視快樂與特定行爲的反向或／及雙向關係。此外，本文的結論，雖然是在目前採用之調查資料下的成果，然在未掌握一個以客家人及另一個以福佬人爲主要住民之市鎮，對於此一結果的可能影響方向之際，恐怕難以結論此一結果是沒有代表性的。同樣的，在沒有企圖將此一結果推論成爲台灣全體住民的共同表現時，本文的結論只在於代表此二區域市民的特質表現，亦未嘗不可。

而更重要的是，此一研究提供了一個得以分析此類選擇決策模式一體適用的架構。進而，本文所考量的減肥方式除了運動與／或吃藥外，基本上並未觸及其他方式（註 5），這是所用資料的限制。然一般我們認爲一個人減肥是否得以成功，除了與運動／吃藥外，飲食與個人體質也有相當的影響，因此，在後續資料可行的情況下，個人的飲食內容、飲食習慣、及得以代表個人體質的適當變數均是可以進一步發展的空間。

附 註

1. Veenhoven (1991) 在 245 個研究的統合分析中，基於本質上相同，將快樂與生活滿意度 (Life Satisfaction) 視為同義詞，因此我們可以視工作滿意度為工作上的快樂。
2. 該問卷也是依美國海洋暨大氣總署 (National Oceanic and Atmospheric Administration, 以下簡稱 NOAA) 之規範以二元選擇的方式做最後的願意支付價值呈現，而對於以此一尋價方式與採開放式可能產生的差異，未必完全與純粹在條件評估法中進行任何財貨價值評估之結果一致。因本文的決策行為是在一連續「參與與否」及「是否願意支付」結合下的結果。因此，審查人之一提醒採開放式與封閉式之結果可能產生的差異，是涉及更複雜的比較與對照，暫且不在本文目前的探索中。
3. 一般多工具性變數的有效性檢定，可經兩階段方式，第一階段以(30)式估計各種影響快樂的因素，透過此一階段抽離其他的殘差因子，而後進入第二階段接續(31)式的估計，當第一階段相關統計結果表現不錯時，這些即是接受且有效的工具性變數 (Bowden & Turkington, 1984)。
4. 減肥療程 A 的十組第一階金額分別為：1 千、1 千 5 百、2 千、3 千、4 千、5 千、6 千、1 萬、1 萬 5 千、3 萬，第二階較高的金額則為前述所有金額的加倍，較低金額則為前述所有金額的一半。減肥療程 B 的十組金額分別為：1 千、2 千、3 千、4 千、5 千、6 千、8 千、1 萬、2 萬、5 萬。同樣的，第二階較高的金額則為前述所有金額的加倍，較低金額則為前述所有金額的一半。
5. 感謝審查人之一的意見有此一提醒，方得以讓與本研究相關的後續研究有更多、更大的發展空間。

參考文獻

- 王國恩，2003。「減肥決策與其經濟效益之研究」。碩士論文，台灣大學農業經濟學系。
- 吳珮瑛、鄭琬方、蘇明達，2004。「複檻式決策過程模型之建構——條件評估法中抗議性答覆之處理」，『農業與經濟』。32期，29-69。
- 裴駘，2001。「減肥的迷思」，『中華民國內分泌暨糖尿病學會會訊』。14卷，2期，25-28。
- 趙麗雲，2008。「臺灣兒童及青少年體重過重與肥胖問題之綜評」，『中華體育季刊』。22卷，1期，35-46。
- 潘文涵，2002。「心臟血管疾病之社區追蹤整合研究——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。AS-89-TP-B06。中央研究院生物醫學研究所。
- Anderson, P., 2008. "Happiness and Health: Well-being among the Self-employed," *The Journal of Socio-Economics*. 37(1): 213-236.
- Astrup, A., M. Kristensen, N. T. Gregerson, A. Beiza, J. K. Lorenzen, A. Due, and T. M. Larsen, 2010. "Can Bioactive Foods Affect Obesity?" *Foods for Health in the 21st Century: A Road Map for the Future*. 1190: 25-41.
- Avner, O., 2006. *Obesity, Unhappiness, and the Challenge of Affluence: Theory and Evidence*. Oxford: Oxford University Press.
- Becchetti, L., A. Pelloni, and F. Rossetti, 2008. "Relational Goods, Sociability, and Happiness," *KYKLOS*. 61(3): 343-363.
- Blanchflower, D. G. and A. J. Oswald, 2008. "Hypertension and Happiness across Nations," *Journal of Health Economics*. 27(2): 218-233.
- Bowden, R. J. and D. A. Turkington, 1984. *Instrumental Variables*. Cambridge, England: CUP.
- Cameron, T. A. and M. D. James, 1987. "Estimation Willingness to Pay from Survey Data: An Alternative Pre-test-market Evaluation Procedure," *Journal of Marketing Research*. 24(4): 389-395.

- Cawley, J., 2008. "Contingent Valuation Analysis of Willingness to Pay to Reduce Childhood Obesity," *Economics and Human Biology*. 6(2): 281-292.
- Clark, A. E. and A. J. Oswald, 1996. "Satisfaction and Comparison Income," *Journal of Public Economics*. 61(3): 359-381.
- Couzin, J., 2009. "With Isolation Comes Ill Health," *Science*. 323: 456-457.
- Cragg, J. G., 1971. "Some Statistical Models for Limited Dependent Variables with Application to the Demand for Durable Goods," *Econometrica*. 39(5): 829-844.
- Deldin, P. J. and I. P. Levin, 1986. "The Effect of Mood Induction in a Risky Decision-making Task," *Bulletin of the Psychonomic Society*. 24(1): 4-6.
- Delfgaauw, J., 2007. "The Effect of Job Satisfaction on Job Search: Not just Whether, but also Where," *Labour Economics*. 14(3): 299-317.
- Demir, M. and L. A. Weitekamp, 2007. "I am So Happy Because Today I Found My Friend: Friendship and Personality as Predictors of Happiness," *Journal of Happiness Studies*. 8(2): 181-211.
- Eulália, D. M., 2001. "Alternative Approaches to Obtain Optimal Bid Values in Contingent Valuation Studies and to Model Protest Zeros: Estimating the Determinants of Individuals' Willingness to Pay for Home Care Services in Day Case Surgery," *Health Economics*. 10(2): 101-118.
- Fischer, J. A. V. and A. Sousa-Poza, 2009. "Does Job Satisfaction Improve the Health of Workers? New Evidence Using Panel Data and Objective Measures of Health," *Health Economics*. 18(1): 71-89.
- Ganzel, A. K., 1999. "Adolescent Decision Making: The Influence of Mood, Age, and Gender on the Consideration of Information," *Journal of Adolescent Research*. 14(3): 289-318.
- Goñi, S. M. and V. O. Salvadori, 2010. "Prediction of Cooking Times and Weight Losses during Meat Roasting," *Journal of Food Engineering*. 100:1-11.
- Graham, C., 2008. "Happiness and Health: Lessons-And Questions-For Public Policy," *Health Economics*. 27(1): 72-87.
- Heckman, J. J., 1979. "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*. 47(1): 153-161.

- Hinks, T. and S. Davies, 2008. "Life Satisfaction in Malawi and the Importance of Relative Consumption, Polygamy and Religion," *Journal of International Development*. 20(7): 888-904.
- Horm, J. and K. Anderson, 1993. "Who in America is Trying to Lose Weight," *Annals of Internal Medicine*. 119(2): 672-676.
- Huang, I. C., C. Frangakis, and A. W. Wu, 2006. "The Relationship of Excess Body Weight and Health-related Quality of Life: Evidence from a Population Study in Taiwan," *International Journal of Obesity*. 30(8): 1250-1259.
- Huang, C. L. and Y. J. Goo, 2008. "Are Happy Investors Likely to be Overconfident," *Emerging Markets Finance & Trade*. 44(4): 33-39.
- Isen, A. M., 1993. "Positive Affect and Decision Making," In *Handbook of Emotions*. Edited by M. Lewis and J. Haviland. New York: The Guilford Press.
- Jaggia, S., 1997. "Alternative Forms of the Score Test for Heterogeneity in a Censored Exponential Model," *The Review of Economics and Statistics*. 79(2): 340-343.
- Jepson, C., L. G. Kessler, B. Portnoy, and T. Gibbs, 1991. "Black-white Differences in Cancer Prevention Knowledge and Behavior," *American Journal of Public Health*. 81(41): 501-504.
- Jorgensen, B. S., G. J. Syme, B. J. Bishop, and B. E. Nancarrow, 1999. "Protest Responses in Contingent Valuation," *Environmental and Resource Economics*. 14(1): 131-150.
- Jung, R. T., 1997. "Obesity as a Disease," *British Medicine Bulletin*. 53(2): 307-321.
- Kalyuzhnova, Y. and U. Kambhampati, 2008. "The Determinants of Individual Happiness in Kazakhstan," *Economic System*. 32(3): 285-299.
- Kanninen, B. J., 1995. "Bias in Discrete Response Contingent Valuation," *Journal of Environmental Economics and Management*. 28: 114-125.
- Kenkel, D. S., 1991. "Health Behavior, Health Knowledge, and Schooling," *The Journal of Political Economy*. 99(2): 287-305.
- Ladwig, K. H., B. Marten-Mittag, H. Löwel, A. Döring, and H. E. Wichmann, 2006. "Synergistic Effects of Depressed Mood and Obesity on Long-term Cardiovascular Risks in 1510 Obese Men and Women: Results from the Monica-Kora Augsburg Cohort Study 1984-1998," *International Journal of Obesity*. 30(9): 1408-1414.

- Layard, R., 2006. "Happiness." 陳佳伶譯。台北：經濟新潮社。
- Lee, L. F. and G. S. Maddala, 1985. "The Common Structure of Tests for Selectivity of Bias, Serial Correlation, and Heteroscedasticity and Non-normality in the Tobit Model," *International Economic Review*. 26(1): 1-20.
- Leidy, H. J. and E. M. Racki, 2010. "The Addition of a Protein-rich Breakfast and Its Effects on Acute Appetite Control and Food Intake in 'Breakfast-skipping' Adolescents," *International Journal of Obesity*. 34: 1125-1133.
- Levy, A. S. and A. W. Heaton, 1993. "Weight Control Practices of U.S. Adults Trying to Lose Weight," *Annals of Internal Medicine*. 119(7): 661-666.
- Lyubomirsky, S., L. King, and E. Diener, 2005. "The Benefits of Frequent Positive Affect: Does Happiness Lead to Success?" *Psychological Bulletin*. 131(6): 803-855.
- Maddala, G. S., 1983. "Limited-dependent and Qualitative Variable in Econometrics," Cambridge: Cambridge University Press.
- Meng, C. L. and P. Schmidt, 1985. "On the Cost of Partial Observability in the Bivariate Probit Model," *International Economic Review*. 26(1): 71-85.
- Narbo, K. and L. Sjöström, 2000. "Willingness to Pay for Obesity Treatment," *International Journal of Technology Assessment in Health Care*. 16(1): 50-59.
- Nelson, F. D., 1984. "Efficiency of the Two-step Estimation for Models with Endogenous Sample Selection," *Journal of Econometrics*. 24(1-2): 181-196.
- Poirier, D. J., 1980. "Partial Observability in Bivariate Probit Models," *Journal of Econometrics*. 12(2): 209-217.
- Schroder, K. E. E., 2010. "Effects of Fruit Consumption on Body Mass Index and Weight Loss in a Sample of Overweight and Obese Dieters Enrolled in A Weight-loss Intervention Trial," *Applied Nutritional Investigation*. 26(7-8): 727-734.
- Schweitzer, A., n. d. "Happiness Quotes," Albert Schweitzer. 取自 http://www.wisdomquotes.com/cat_happiness.html.
- Spivak, H., M. F. Hewitt, A. Onn, and E. E. Half, 2005. "Weight Loss and Improvement of Obesity-related Illness in 500 U.S.," *The American Journal of Surgery*. 189(1): 27-32.
- Strazera, E., M. Genius, R. Scarpa, and G. Hutchinson, 2003. "The Effect of Protest Votes on

- the Estimates of WTP for Use Values of Recreational Sites,” *Environmental and Resource Economics*. 25(4): 461-476.
- Stutzer, A. and B. S. Frey, 2006. “Does Marriage Make People Happy, or do Happy People Get Married?” *The Journal of Socio-Economics*. 35(2): 326-347.
- Tao, H. L., 2008. “What Makes Devout Christians Happier? Evidence from Taiwan,” *Applied Economics*. 40(7): 905-919.
- Veenhoven, R., 1991. “Is Happiness Relative?” *Social Indicators Research*. 24(1): 1-34.
- Whitehead, J. C., P. A. Groothuis, and G. C. Blomquist, 1993. “Testing for Non-response and Sample Selection Bias in Contingent Valuation-analysis of Combination Phone/Mail Survey,” *Economics Letters*. 41(2): 215-220.
- Wright, T. A. and R. Cropanzano, 2000. “Psychological Well-being and Job Satisfaction as Predictors of Job Performance,” *Journal of Occupational Health Psychology*. 5(1): 84-94.
- Wu, P.-I., S.-K. Wu, and S.-L. Yang, 2007. “Duality of Utility and Expenditure and Their Empirical Implication,” *Empirical Economics Letters*. 6(6): 545-558.

Will Happy Persons Tend to Lose Weight? Let Willingness to Pay Speak

Pei-Ing Wu*, Chuan-Quei Wang**, and Je-Liang Liou***

The purpose of this paper is to construct a model of decision making in which a positive relationship between characteristics of happiness and the weight loss treatment programs are examined and the impact of various degree of happiness on the weight loss is testified. It is then further to estimate and compute the differences between the willingness to pay (WTP) for weight loss treatment for persons with different degree of happiness. The results show that persons with happiness characters do have high tendency to lose weight and further have higher probability to join different weight loss treatment programs and their WTP values are more than those with unhappy character. More specifically, the group of persons with "very happy" character is willing to pay NT\$ 25,783 more than the group with "very unhappy" character once they join the weight loss treatment program with medication along with exercise. Similarly, people with "very happy" character are willing to pay NT\$ 50,691 more than the group of people with "very unhappy" characters once they join the weight loss treatment program with medication only. These results indicate that the WTP for weight loss increases as people become happier. However, this phenomenon does not apply to the group with character of "very happy" who are satisfied with what they look and what they are now.

Keywords: *Trivariate Normal Distribution, Double-bounded Contingent Valuation Method, Expenditure Difference, Tool of Well-being, Subjective Well-being*

* Professor, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University. (Corresponding Author)

** Master, Department of Agricultural Economics, National Taiwan University.

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

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.