

# 香菸課稅效果之研究—門檻迴歸模型之運用

葉春淵<sup>1,\*</sup> 邱城英<sup>1</sup> 李家銘<sup>2</sup>

黃玟儀<sup>3</sup> 洪榮耀<sup>2</sup>

**目標：**在藉由香菸的價格彈性估計來評估提高香菸健康捐課徵對香菸消費的影響，研究結果有助於台灣未來調漲香菸健康捐之重要參考依據。**方法：**使用門檻迴歸(threshold regression)搭配短視上癮模型(myopic addiction model)，以1975-2006年的菸品價量時間數列資料，估計香菸的價格彈性。**結果：**高價區及低價區的香菸格彈性分別-0.7312及-0.1204。若依國民健康局菸害防制法修正案國內菸品健康捐由10元增加為20元，將使國人平均每人香菸消費減少14.36%，節省醫療支出約8.45% (約30.86億)。**結論：**門檻模型的估計結果與一般線性模式確實有差異；另一方面，從菸害防制及財政的觀點，課徵香菸捐將有助於抑制國人香菸的消費，又可以額外增加政府財政收益。(台灣衛誌 2009；28(4)：289-299)

**關鍵詞：**門檻迴歸、短視上癮模型、價格彈性、香菸消費

## 前 言

1964年美國健康教育福利部公共衛生局(United State Department of Health, Education, and Welfare)印行《抽菸和健康》(Smoking and Health: The Surgeon General's Report)之後，吸菸問題在過去三十幾年，一直為各國公衛主管機關(public health officials)極為關心的議題[1]。根據世界衛生組織(World Health Organization, WHO)官網資料顯示，每年約有490萬人死於菸害相關疾病(平均每8秒鐘，就有一人因吸菸而死於相關疾病)；因為它已被視為是造成人類死亡的主要因素之一。

根據Tobacco Control Country Profiles

2003[2]報告顯示；目前全球約有12.5億的吸菸人口，其中有9.33億的吸菸人口分佈開發中國家，而且持續擴散中；這有一部份原因是全球貿易市場自由化所致[3]。而菸害所造成的經濟損失更高達2,000億美元，因此WHO即主張以課稅及管制措施來減少香菸消費[4]。

1970年代中期以後，已開發國家(如OECD國家)之國民逐漸瞭解吸菸行為潛在的風險(如得肺癌)；再配合各國執政當局對於香菸廣告的管制，許多國家的香菸消費有明顯的下降趨勢[5]。而WHO的會員國於1995年5月決議制定全球「菸草管制架構公約(The Framework Convention on Tobacco Control, FCTC)」，FCTC於2003年5月世界衛生會議中無異議通過，公約的目的係要透過國際共同規範管制全球菸害之擴散。FCTC於2005年2月27日正式實施，故自1995年以後拒菸，儼然成為全球的趨勢。

在台灣，依據衛生署及國家衛生研究院醫療保健政策研究組的統計，台灣的吸菸人口高達490萬人，每年就有17,500人因抽菸

<sup>1</sup> 僑光科技大學國際貿易學系

<sup>2</sup> 國立高雄海洋科技大學運籌管理系

<sup>3</sup> 中州技術學院行銷與流通管理系

\* 通訊作者：葉春淵

聯絡地址：台中市僑光路100號

E-mail: iune@ocu.edu.tw

投稿日期：97年12月17日

接受日期：98年8月13日

而死亡，因吸菸所產生經濟面的損失，每年高達新台幣500億，治療菸害引起的疾病費用約佔健保總額的11.7%，達180億；而若依WHO的模式推估，到2030年我國每年因菸害疾病死亡人口將可能超過35,000人，所耗用的醫療資源及社社會成本可能超過新台幣1,000億元[6]。

國內外多數研究主張，課徵菸稅可減少香菸消費[7-12]。基於維護國人健康的前提，菸害防制於民國88-90年即被列為國民健保三年計畫的重要目標；又由於台灣過去香菸價格相對偏低，為了減少吸菸所衍生的醫療支出負擔及國民經濟的損耗，遂於2002年加徵菸捐以期有效減少國人香菸消費量。Cameron[13]曾詳盡彙整以菸品的價格需求彈性及菸稅為研究主題的文獻；通常由研究結果經常可發現吸菸者對菸品的消費容易受到價格上漲影響，故政府可藉由菸稅的調漲來減少菸品消費。而這類文獻在香菸需求模型設計上通常分成立兩大族群；其一為依據傳統的需求理論來架構模型，採用時間序列資料去分析香菸的總消費量與支出的關係。第二種理論架構，則是以Becker and Murphy[14]所提出之理性上癮(rational addiction)模式為建構模型基礎，該模式認為未來及過去的消費為影響目前香菸消費的重大決策因子，並可透過長、短期的觀念來探討菸價變化下消費者之調整行為。

台灣於2002年實施菸酒新稅制加徵菸品健康福利捐，由於國人香菸消費減量的成效不明顯(於2002年大幅銳減，但2003年卻又成長18.97%)，故於2006年2月將菸品健康福利捐由每包5元調漲為10元。相關研究指出2002年實施菸酒新稅制，人均香菸消費量減少18%，國內生產毛額因而下降0.013%(12.75億新台幣)，家計單位的福利水準增加130.98億新台幣；香菸及菸草產業約有4,253人失業，政府菸稅收益會增加約86億元。而菸害相關疾病的醫療支付可節省新台幣12.22到24.45億元[15]。

而2006年再次調整菸捐則讓國人人均香菸消費量減少8.09包(約7.56%)，菸品健康福利捐可增加90.5億元，達181億元[16]。作

者更指出若要有有效減少國內香菸消費量(以1998年WHO所公告的128個國家平均每人消費量為基準)，則健康福利捐必須調漲29元。

另外由於醫學研究證實吸菸有導致肺癌及其他疾病的可能，Kenkel[17]及Viscusi[18,19]等人則據此分析消費者之吸菸風險認知及菸害知識對於吸菸決策的影響；研究發現吸菸者的風險認知程度會低於非吸菸者，輕度吸菸者的風險認知會高於重度吸菸者。國內學者謝啟瑞[11]以1966-1995年的年資料進行實證，研究結果顯示菸害資訊的擴張可有效降低香菸的消費。Lee and Chen[20]以Central Bureau of Statistics需求體系分析國產菸、進口菸及雪茄的需求結構，作者亦發現菸害資訊的傳遞會減少國人的香菸消費。傅祖壇等[21]同時整合Kenkel[17]之菸害知識指標及Viscusi[18,19]之肺癌風險指標，來分析健康風險認知、吸菸與否及吸菸消費量決策的關係，研究結果發現台灣男子之健康認知形成方式符合Viscusi[19]所提的貝氏學習過程架構(Bayesian learning framework)，而風險認知變數對於吸菸決策及消費量有顯著負向影響。綜上可知在研究香菸的消費結構，似乎不應忽略吸菸風險認知及菸害知識對於吸菸行為的影響。

但整體而言，上述國內外的相關研究大都使用線性模型來估計香菸的需求結構，然而這樣的設定可能無法完全呈現量價關係。Huang[1]即證實美國各州的香菸需求關係呈現非線性型態。有鑑於國內香菸的量價關係可能具非線性關係，本研究將藉由門檻迴歸方法[22]，以非線性的架構來估計台灣香菸的需求結構，期望能更完整的詮釋我國香菸的量價關係，並據以評估調整香菸健康捐課徵對香菸消費及醫療成本的影響。

菸品健康福利捐目前每二年評估一次，行政院衛生署最新版(2009年1月23日)菸害防制法原擬建議採一次到位的調整方式，將香菸健康福利捐再調升35元為每包課徵45元，(使用分配70%用於健保、3%用於菸害防制、3%支應於社會福利、3%提撥衛生保健、1%做為私菸查緝，其他用

於弱勢族群與罕見疾病醫療照護及提升醫療品質等)；但考慮到對於香菸產業的衝擊，故決議自2009年6月1日起再調漲10元。而本文的研究結果，將有助於台灣未來調漲香菸健康捐之參考依據。

## 材料與方法

本文蒐集1975-2006年的香菸量價消費資料，利用Hansen[22]的門檻迴歸方法進行香菸需求結構及價格彈性的估計，評估調漲香菸健康捐課徵對香菸消費的影響效果。相關實證模型設立及資料處理如下：

### 一、實證模型

本文的實證模型係依據Baltagi and Levin[23]以及Baltagi[24]等人之研究為基礎，並基於相關實證研究顯示香菸消費具上癮性[25-27]；故以部分調整(落遲項)來衡量「短視上癮性」(myopic addiction)[14,26]。另外，基於Kenkel[17]及Viscusi[18,19]的論證；吸菸者對菸害知識將對其菸品消費決策有顯著的影響。而為了解菸害資訊擴張對國人菸品消費產生之影響，本文將參考相關研究建立與吸菸相關之吸菸風險訊息衡量指標，將其納入菸品需求結構模型中，分析其對國內菸品需求結構產生之影響[11,20]。因此，本文將香菸需求結構設立如下：

$$\ln Q_t = \beta_1 + \beta_2 \ln Q_{t-1} + \beta_3 \ln P_t + \beta_4 \ln Y_t + \beta_5 \ln SPRIIT_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

其中 $Q_t$ 為十五歲以上人口每人年均香菸消費包數； $Q_{t-1}$ 為前期每人年均香菸消費包數，用以衡量香菸消費的短視上癮[26]； $P_t$ 為香菸價格； $Y_t$ 為每人年均國民所得； $SPRIIT_t$ 為台灣吸菸風險訊息指數(smoking risk information index in Taiwan, *SRIT*)。然而(1)式為傳統的線性需求模型，但香菸消費量與香菸價格、人均所得的關係可能不僅維持單一型態，即有能存在非線性的結構。

當前時間序列之非線性模型有兩種處理模式，其一為以「時間」來設定結構變動點(piecewise in time)，如調漲菸品健康福利

捐、菸稅(菸價上漲)前後，香菸消費與菸價的關係是否有所不同。另一類則是門檻迴歸方法，本質上是以「變數」來認定結構改變點(piecewise in variable)[28]，如在菸價門檻值之上、下，香菸消費與菸價的關係是否有所不同。本文在結構變動的處理上則採用後者的設定，即採「循序最小平方法」(sequential OLS)來估計門檻值與迴歸參數，將門檻變數的所有觀察值都逐一設定成門檻值，據以分割樣本並逐步以最小平方法搜尋最小之殘差平方和的分割點，作為估計的門檻值。相較之下，後者則可避免主觀判定結構變動的時間點，而有時又不容易得到一致性論點的狀態。

為充分探索香菸消費量與菸價的互動關係，本文擬採用Hansen[22]的門檻迴歸方法，以「變數」為體制(regime)改變的轉折點，模型中不同體制就是透過以門檻變數大於某一門檻值來表示。兩體制的門檻迴歸模型可表示為：

$$y_t = \pi_1' x_t I[Z_{t-d} \leq \gamma] + \pi_2' x_t I[Z_{t-d} > \gamma] + e_t, e_t \sim \text{iid}(0, \sigma^2) \quad (2)$$

上述模型中 $y_t$ 為依變數， $x_t$ 為解釋變數， $Z_{t-d}$ 為門檻變數，用以根據門檻值 $\gamma$ 將所有觀察值分成兩個區間， $d$ 為遞延參數(delay parameter)，可依據Grange and Teräsvirta[29]或Hansen[30]等人的建議決定門檻變數之落遲期數， $e_t$ 為誤差項。另外， $I(\gamma) = [Z_{t-d} \leq \gamma]$ 為虛擬變數， $[\cdot]$ 為指標函數(indicator)，當 $Z_{t-d} \leq \gamma$ 時(門檻變數不大於門檻值時)， $I=1$ ；反之 $I=0$ 。而 $\pi_1'$ 、 $\pi_2'$ 及 $\gamma$ 為待估計參數；當待估參數值已知，則可進一步求出變數估計值及殘差項平方和(sum of squared errors)如：

$$S_1(\gamma) = \hat{e}_t(\gamma)' \hat{e}_t(\gamma) \quad (3)$$

而最適門檻估計值 $\hat{\gamma}$ 則為在不同的 $\gamma$ 下，能夠讓方程式(2)的殘差項平方和最小者，亦即

$$\hat{\gamma} = \arg \min_{\gamma} S_1(\gamma) \quad (4)$$

依據上述兩體制門檻迴歸模型的概念，



本文的實證模型式(1)可改寫為：

$$\ln Q_t = (\beta_{11} + \beta_{12} \ln Q_{t-1} + \beta_{13} \ln P_t + \beta_{14} \ln Y_t + \beta_{15} \ln SRIIT_t) I[Z_{t-d} \leq \gamma] + (\beta_{21} + \beta_{22} \ln Q_{t-1} + \beta_{23} \ln P_t + \beta_{24} \ln Y_t + \beta_{25} \ln SRIIT_t) I[Z_{t-d} > \gamma] + \varepsilon_t^* \quad (5)$$

通常門檻變數的選擇可藉由理論模型外生決定，或利用統計量來進行檢定；本文將採用LM (Lagrange multiplier)檢定[22]，以決定能棄卻線性模型(即無門檻值)的虛無假設之變數。

模型估計後，即可進行統計檢定，檢定(5)式非線性模型之虛無假設為：

$$H_0: \beta_{1i} = \beta_{2i}, i = 1, \dots, 5 \quad (6)$$

若未拒絕虛無假設 $H_0$ ，表示係數 $\beta_{1i} = \beta_{2i}$ ，即門檻效果不存在，此時迴歸式將退化成線性模型(1)式；反之，則表示 $\beta_{1i}$ 與 $\beta_{2i}$ 在兩區間具有差異性。令 $S_0$ 為無門檻效果下的殘差項平方和， $S_1$ 為存在門檻效果下的殘差項平方和，則檢定門檻效果之概似比統計量(likelihood ratio statistic)可寫為

$$F_1 = \frac{S_0 - S_1(\hat{\gamma})}{\hat{\sigma}^2} \quad (7)$$

除了單一門檻的檢定外，基於確定是否存在兩個或兩個以上的門檻值，必須再進行雙門檻值的檢定程序。亦即當拒絕 $F_1$ 的虛無假設時，表示模型中至少存在一個門檻值，須在門檻估計值 $\hat{\gamma}_1$ 已知的假設下，再進行下一個門檻值 $\gamma_2$ 的搜尋，賡續到虛無假設不再被拒絕，方能決定門檻值的個數。

由門檻迴歸可估計香菸需求彈性 $\varepsilon_d$ ，將香菸價格彈性 $\varepsilon_d$ 乘上菸價上漲率( $\Delta P/P$ )，即可求算菸價調整後之香菸消費量的變動率( $\Delta Q/Q$ )，如式(8)所示：

$$\frac{\Delta Q}{Q} = -\varepsilon_d \cdot \frac{\Delta P}{P} \quad (8)$$

若定義香菸消費之醫療費用(medical expenditure, ME)彈性為 $\varepsilon_h = \Delta ME \cdot Q / \Delta Q \cdot ME$ ，將由(8)式所求的香菸消費量的變動率( $\Delta Q/Q$ )與 $\varepsilon_h$ 相乘，則可進一步估算菸價調整後醫療支出的節省比率 $\Delta ME/ME$ ，如下式：

$$\frac{\Delta ME}{ME} = \varepsilon_h \cdot \frac{\Delta Q}{Q} \quad (9)$$

## 二、資料

本研究使用1975-2006年菸品銷售的時間數列資料進行分析，菸品消費量資料主要收集自行政院主計處編印之《社會指標統計年報》，此處之菸品消費量的計算，是以十五歲以上人口來計算每人的消費量。在香菸零售價格計算主要以各品牌香菸的零售價格按銷售量加權平均計算而得，各品牌香菸的零售價格主要收集自台灣菸酒公司出版的《台灣菸酒事業統計年報》。每人平均國民所得取自行政院主計處第三局所編印之《中華民國台灣地區國民所得統計》。本文所計算之香菸價格及個人所得，皆經過消費者物價指數平減(2006年為基期)。SRIIT採幾何遞減權數函數(geometrically declining weight function, GDWF)[31]來建立，並選擇聯合知識庫(United Daily News Database)報紙報導篇數為資料來源，該資料庫蒐集聯合報、經濟日報、民生報、聯合晚報及星報等五大報的新聞資料。檢視新聞主題為「吸菸」或「菸害」和「癌症」等關鍵詞之聯合知識庫報導篇數，樣本期間為民國1975年至2006年。

## 結 果

表一為線性模型I~III及門檻迴歸(5式)的估計結果；線性模型I、II主要在驗證菸價調漲是否具有延遲效應，同時可檢視模型設定是否有遺漏重要變數(omission of relevant variables)。由於前期價格 $P_{t-1}$ 並不會明顯影響當期的香菸消費 $Q_t$ ，故不考慮價格遞延效果之線性模型III(1式)應是適切的模型設定，因為它已降低遺漏部分變數之影響效果。然方程式(5)之門檻模型為一非線性之模型，因此本文在實證上必須先進行模型非線性檢定，又基於LM統計量此時為非標準分配[22]，故以移動區塊靴法(moving blocks bootstrap method)進行3000次的反覆抽樣計算臨界值[32]。

以菸價為門檻變數的門檻效果檢定中，單門檻的檢定 $F_1$ 值為10.8705 (p-value為0.0101)在5%的顯著水準下拒絕無門檻效果

表一 菸價與消費量門檻效果推估

變數名稱 <sup>a</sup>	線性模型 <sup>b</sup>			低菸價區 <sup>c</sup>	高菸價區
	模型I	模型II	模型III	< 34.8581	> 34.8581
<i>Constant</i>	3.7510 (3.9630)***	3.8210 (4.6740)***	4.2470 (3.4170)***	1.7407 (4.9407)***	8.5078 (7.5044)***
$Q_{t-1}$	0.0800 (0.4090)	0.0240 (0.1410)	-0.0097 (-0.0385)	0.5665 (7.8881)***	-0.6109 (-4.2614)***
$P_t$	--	-0.4670 (-3.0900)***	-0.2930 (-2.4207)**	-0.1265 (-2.2642)**	-0.7312 (-3.23363)***
$P_{t-1}$	-0.1720 (-1.5390)	0.2330 (1.4300)	--	--	--
$Y_t$	0.3920 (2.232)**	0.5990 (3.6140)***	0.5584 (4.3758)***	0.3078 (5.2716)***	0.3985 (2.0792)**
$SRIIT_t$	-0.0710 (-1.381)	-0.1280 (-2.6530)**	-0.1148 (-3.9888)***	-0.0766 (-5.2803)***	-0.0063 (-0.0745)
$R^2$	0.7700	0.8350	0.8211	0.9291	0.9291
h test	--	--	--	-0.2906	0.9425
White Corrected <sup>d</sup>	0.4172	0.2839	0.1746	0.6622	0.6622
誤差平方和	0.0617	0.0570	0.0615	0.0044	0.0200
Ramsey RESET	--	--	5.5163**	2.6948	0.3898
Stability	--	--	1.9009**	0.5610	0.7081
ARCH test	--	--	4.9640	1.7080	3.7290
Jarque BERA	--	--	5.6759*	0.1711	0.3350
樣本數	32	32	32	21	11

註：門檻變數為菸價 $P_t$ ，()內為t值。

<sup>a</sup> *Constant*為截距項， $Q_{t-1}$ 為前期每人年均香菸消費包數， $P_t$ 為t期香菸價格， $P_{t-1}$ 為前期香菸價格， $Y_t$ 為每人年均國民所得， $SRIIT_t$ 為台灣吸菸風險訊息指數。

<sup>b</sup> 模型I僅放t-1期香菸價格，模型II同時納入t-1及t期香菸價格，模型III僅放t期香菸價格。

<sup>c</sup> 單一門檻的檢定 $F_1$ 為10.8705\*\* (p-value=0.0101)，兩個門檻的檢定 $F_2$ 為8.1697 (p-value=0.2190)。

<sup>d</sup> White Corrected列為p-value，因皆未顯著故沒有異質變異問題。

\*\*\*p<0.01；\*\*p<0.05；\*p<0.1

的虛無假設，代表模型中至少存在一個菸價的門檻效果。然而在雙門檻的檢定中， $F_2$ 的值為8.1697，且因為p-value為0.219大於5%，故無法拒絕「單一門檻的虛無假設」。經由上述兩個檢定流程，可確定本文的實證模型中存在一個菸價的門檻效果(門檻值為34.8581元)，因此本文的香菸需求函數可依菸價區分成高菸價及低菸價兩個狀態。不過，因本文的樣本數僅32個，基於LM統計量具大樣本特性(適用於大樣本)，在無法有效提升樣本數的前提下可能會產生顯著水準的扭曲(size distortion)，亦即在假設檢定上顯著水準(型I誤差)是無法控制的，因此將影響門檻效果的檢定力，以及門檻模型估計結果的可信度。

另外，在估計過程中為考量殘差項序列相關及異質性，可能造成各推估參數之標準差不具一致性，本文依White[33]的概念進行標準差之異質一致(heteroskedasticity-consistent)修正；由p值(p-value)分別為0.1746及0.6622，顯示線性模型III及門檻迴歸模型皆不具異質性。至於模型配適度方面，門檻迴歸模型的整體判定係數 $R^2$ 為0.9291優於線性模型III之0.8211；而門檻迴歸模型的誤差平方和(sum of square error, SSE)為0.0244，也比線性模型III之0.0615來得小，據此顯示門檻模型對於歷史資料的模擬能力較線性模型佳。再者，由線性模型III之RESET (regression error specification test)[34]檢定值為5.5163 (p-value為0.027)及

Hansen[35]係數穩定性(stability)檢定值為1.9009(臨界值為1.680)，可知線性模型III的推估係數並不穩定，而RESET的檢定結果也建議函數型態(functional form)應採用非線性。至於門檻迴歸模型在高菸價區及低菸價區之RESET檢定值分別為0.3898 (p-value為0.566)及2.6948 (p-value為0.1230)；係數穩定性(stability)檢定值分別為0.7081及0.5610 (臨界值為1.680)，顯示非線性模型的殘差已不再具非線性特質，且在非線性模型推估下，推估參數已具穩定性。最後則是門檻變數適切性的比較，由「人均所得」及「吸菸風險訊息指數」的單門檻LM統計量分別為9.6743 (p-value為0.1200)及9.6702 (p-value為0.1253)皆未達5%顯著水準，故本文以「菸價」為門檻變數「相對上」是可接受的。綜上可知，本文之非線性門檻模型應該是配適的。

各方程式相關參數推估結果說明如下：在線性模型III的估計結果中，落遲一期消費量 $Q_{t-1}$ 不顯著，這表示Becker and Murphy[14]所提出的短視上癮效果不成立。但其他的香菸價格(負效果)、所得水準(正效果)及癌症風險訊息指標(負效果)等變數則能明顯影響香菸消費量，這與香菸的消費行為相符；更進一步就估計係數而言，可知香菸價格彈性為-0.293，所得彈性為0.558，而風險訊息彈性則約為-0.115。

就兩體制門檻模型的估計結果，可知低菸價區與高菸價區各解釋變數的估計符號相似，最大差異在於上癮性變數，由表二可知在低菸價區存在香菸消費上癮性，因為落遲變數的係數值為正(0.566)，這和性線模型的估計結果炯然不同，而這個上癮性行為在高菸價區又會消失，這表示高菸價狀態下可減

緩香菸消費的上癮性。另外，高菸價區的價格彈性及所得彈性皆較低菸價區大，尤其是價格彈性，這顯示在高菸價區以價制量的效果會較明顯。而癌症風險訊息指標在高、低價菸價區對於香菸消費量皆呈現反向關係，但在高菸價區可能由於價格及所得的干擾(影響)效果較大，而使其對於香菸消費量的反向影響明顯減少甚多。

本文的實證結果支持菸價確實可以透過癮性變數對香菸消費行為產生不同的影響效果，而香菸消費行為的上癮性，只成立於低菸價區。這顯示在菸價對於香菸消費行為有明顯的影響下，調漲菸價確實可以抑制香菸消費的上癮性，進而減少國人香菸的消費量。

接著利用高菸價區所估計之香菸價格彈性進行菸品健康福利捐課徵效果分析，不過在模擬2009年新版菸稅調整案前，本文擬先針對已發生之2006年菸稅調整案做歷史資料模擬，以檢視本文模型的預測力。至於新年度菸稅調漲模擬情境的設定，基於要呈現已定案新版菸稅及菸稅採一次到位的政策差異，分別設定菸稅再調漲10元以及一次調足(調漲35元)兩種情境，模擬結果如表二。研究結果發現2006年調漲菸品健康捐為每包10元時，約使菸價上漲10.89%，在香菸價格彈性為-0.7312下，估計香菸消費量約將減少7.97%，其與實際消費量減少8.48%的差距應不算太大，故本文價格彈性的實證結果應可用以評估新版菸稅調整案。若菸品健康捐一次調漲10或35元，在菸商完全轉嫁的情況下香菸價格可能分別調漲19.64%及68.75%。以2007年平均每人(十五歲以上)香菸消費量為102包，在-0.7312的香菸價格彈性下，國人平均每年每人香菸消費量將減少

表二 香菸健康捐課徵之效果分析

香菸稅	價格變動 (%)	消費量變動 (%)	消費量 (百萬包)	香菸攝取對 醫療費用之彈性 <sup>a</sup>	醫療成本節省 (%)
2006年每包課徵10元菸品健康捐	10.89	-7.97	-	-	-
2009年每包課徵20元菸品健康捐	19.64	-14.36	-277.14	0.5885	8.45
2009年每包課徵45元菸品健康捐	68.75	-49.28	-950.96	0.5885	29.01

<sup>a</sup>香菸攝取對醫療費用之彈性參考自李卓倫[36]。



14.36% (約14.04包)~49.28% (約50.27包)；而此時所徵收的菸品健康福利捐約分別為345及472億元新台幣。若將本文模擬之每人香菸消費量減少率與李卓倫[36]香菸攝取對醫療費用之彈性0.5885相乘，將使菸害醫療支出減少8.45%及29.01%。

## 討 論

由本文實證可發現門檻模型的估計結果與一般線性模式確實有差異，表示國內香菸的量價為非線性關係，Huang[1]亦證實美國各州的香菸需求關係也呈現非線性型態；而兩篇文章的主要研究差異在Huang[1]發現美國的人均所得(門檻變數)會透過菸價影響香菸的消費結構，但在台灣這個現象仍不明顯。另外，本研究利用線性模型的估計短視上癮效果不成立，這結果與過去Hsieh[37]及李家銘[38]等人利用線性模型的估計短視上癮效果一致，但利用門檻模型估計短視上癮效果，發現在低菸價區存在香菸消費短視上癮效果，而高菸價區之上癮性行為會消失，這表示高菸價狀態下可減緩香菸消費的上癮性，所以整體菸價調漲將有助於減緩吸菸者的上癮性使香菸消費減少。

而藉由門檻迴歸模式推估香菸價格彈性，可用以評估調漲香菸健康捐課徵對香菸消費的影響效果。研究結果發現高菸價區的價格彈性為-0.731，而低菸價區價格彈性為-0.126，高菸價區價格彈性明顯大於低菸價區價格彈性，這意含香菸價格大幅調漲會使香菸消費量有較大幅度減少。由於國內菸品健康福利捐調漲幅度較小，每次每包調漲幅度約5元~10元，使香菸消費量無法顯著大幅下降。此外，菸品健康福利捐的課徵，不論是進口菸或國產菸每千支一律課徵500元，即從量課徵。依政策菸品健康捐於2009年6月1日每包再調漲10元，在菸商反應成本之下，若進口菸及國產菸每包同樣調漲10元下，因國產香菸平均價格較低，故國產香菸價格上漲百分比比較大，可能會使國產香菸消費量減少幅度較大。在高菸價區之香菸價格較敏感下，政策上若能依據香菸零售價格從

價計徵菸品健康福利捐，將使高價進口菸消費量有更顯著之減少。國內青少年偏好進口菸[39]，若能對菸品從價課稅，將有助於減少年輕族群之香菸消費。

世界銀行建議可使用價格(price measures)以及非價格方法(non-price measures)來降低菸草需求，並且降低與菸相關死亡率以及疾病率[40]。提高稅和價格是最有效的減少菸使用的方法，特別讓年輕人不吸菸，亦說服吸菸者去戒菸。此外越高的菸稅除了增加政府額外收入，以提供國家財源去執行和強制菸的控制政策，並可支付其他公共衛生和社會計畫外，亦抑制香菸消費而節省菸害醫療支出。在2009年6月菸品健康福利捐再調漲10元，國人平均每年每人香菸消費量將減少14.36% (約14.64包)，菸害醫療支出可減少8.45%。若以World Bank[41]的衡量標準，我國4,564億的全民健保支出中約有6%-15%用於治療吸菸所致疾病，若取8%約為新台幣365億元，依菸害醫療支出減少8.45%計算，可節省菸害醫療支出新台幣30.86億元。

從課徵香菸健康捐的租稅歸宿而言，若香菸需求相對缺乏價格彈性，對其課捐主要由消費者來承擔。由於吸菸族群一般屬於中低所得者較多[42]，對香菸從量課稅，必然增其稅負，且因其稅負具累退性，恐將使所得分配惡化。目前菸品課健康捐收入，70%主要用於全民健康保險安全準備、10%用於中央與地方菸害防制、衛生保健、私劣菸品查緝、防治菸品稅捐逃漏及20%用於加強弱勢照顧等社會福利。就課徵香菸健康福利捐的動機，除了支應一般健保財務缺口外，更宜提高專款比例專用在與吸菸有關疾病等防治及醫療研發上。不僅有貫徹社會公平之意義，具有降低香菸課稅的累退效果，並可避免產生「劫貧濟富」的疑慮，降低課捐阻力。

目前國內香菸貨物稅加上菸品每包二十元的健康捐，菸稅佔售價約50%，與高收入國家菸稅佔售價的51-75%相比，國內菸價相對較便宜，可能使菸稅調漲之短期效果較不顯著。政府除了增加菸稅以價制量來減少

國人吸菸的習慣外，本研究發現吸菸風險訊息與香菸消費呈現負相關，表示吸菸風險訊息傳遞與擴散將有助於香菸消費量減少。所以更須強化反菸訊息與活動之宣導，同時結合學校菸害防制課程，讓學生及早知道香菸之危害；唯有及早學習吸菸有害健康的正確觀念，如此一來方能使菸害防制工作能事半功倍。

與本研究相仿，有不少的國外研究主張提高菸稅為一公平的政策干預，有助於國民公共健康及經濟利益的提升，為可以採用的菸害控制方案，即便各國間的經濟及文化環境互異。Ahmad and Franzb[43]研究指出美國若將菸稅定為40%，吸菸普及率會減為15.2%，而累積獲得的生命年數(gains in cumulative life years)為7百萬年。此時，菸稅將增加3,650億美元；吸菸相關的醫療成本將減少3,170億美元。Hu and Mao[44]運用中國大陸1980至1997年的統計資料評估菸稅的效益，作者發現若菸稅率由40%提升為50%，則菸稅會增收245.8億人民幣，戒菸人數會有576到864萬人，而相關菸害疾病的醫療成本將減少4.15到6.22億人民幣。van[45]指出南非在1993至2003年間的高菸價政策已減少40%的香菸消費量，作者發現調高10%菸價會減少6%-8%的香菸消費量，當然在過程中菸害防制法令的制訂及規範也是不可獲缺的。Ross and Al-Sadat[46]的研究發現每包香菸的菸稅由1.6馬幣(ringgit)調為2馬幣，將使馬來西亞的香菸消費量減少8.06億支及165位肺癌病患，政府菸稅收入增加20.8%。Rijo[47]建議印度政府應透過調漲菸稅以減少菸品的消費支出及菸害醫療支出。Gardes and Starzec[48]指出波蘭的香菸消費量由1948年到1992年增加四倍以上，為有效落實公共政策應採用高菸價政策，特別是具高格彈性的年輕及富裕族群。不過也有學者提出不同意見，Pinilla[49]也發現提高菸稅會增加西班牙的菸稅收入，但其認為西班牙不應該以菸稅為菸害防制的工具，因為它會衍生消費者品牌轉換、菸商採低價(或低品質)策略，甚至是香菸走私問題。

本文嘗試以門檻模型分析香菸價格彈性

及模擬調整菸稅所能產生的健康效益。由於國內尚缺乏官方公開、完整之香菸價格及消費量資料可供研究使用，相對增加資料蒐集上的困難及可能影響模型的結果。實有待建構完整香菸的消費資料庫及市場監測機制，如此將有助於長期追蹤與分析。因為Chernick[50]指出，要透過跛靴(bootstrap)法要獲得較好的結果樣本數必須至少50個。且增加樣本數一方面可使參數估計具一致性(consistency)，而在假設檢定上也可同時減少型I誤差及型II誤差的出現機率，藉以提昇檢定力。特別像本文之門檻LM統計量，在小樣本情況時可能無法切確的透過設定型I誤差(容忍度)來進行假設檢定，即有所謂的顯著水準干擾的問題，有時會令人對假設檢定的結果不置可否。至於模型中個別參數的顯著性檢定，若樣本數不多有可能產生過度接收或拒絕虛無假設的現象，即無法呈現資料間的實際關係。

另外，雖然福利捐一次調漲35元及10元的模擬情境差異極大，其所產生的衝擊和效益是不能相提併論的，然本文因採用非線性模型且這兩種模擬情境菸價都落於本文所謂的高菸價區，故由此區域所推估的彈性並用以模擬應該會有別於過去的文獻，而較具有說服力。最後在研究方法上，若未來資料期間允許，可考慮使用多變量門檻模型(Multivariate Threshold Model) [51]分別估計國產及進口香菸的價格需求彈性，並據以模擬調漲菸稅的效果。

## 參考文獻

1. Huang BN, Yang CW. Demand for cigarettes revisited: an application of the threshold regression model. *Agr Econ* 2006;**34**:81-6.
2. Shafey O, Dolwick S, Guindon GE. Tobacco Control Country Profiles 2003. Atlanta, GA: American Cancer Society, 2003.
3. Taylor FJ, Chaloupka EG, Corbett M. The impact of trade liberalization on tobacco consumption. In: Jha P, Chaloupka F eds. Tobacco Control in Developing Countries. Oxford: Oxford University Press, 2000.
4. WHO. The WHR 1999: Making a Difference. Geneva: WHO, 1999.



5. Nelson JP. Cigarette demand, structural change, and advertising bans: international evidence, 1970-1995. *Contrib Econ Anal Policy* 2003;**2**:1-27.
6. Levy DT, Wen CP, Chen TY, Oblak M. Increasing taxes to reduce smoking prevalence and smoking attributable mortality in Taiwan: results from a tobacco policy simulation model. *Tob Control* 2005;**14**(Suppl 1):45-50.
7. Chaloupka FJ, Wechsler H. Price, tobacco control policies and smoking among young adults. *J Health Econ* 1997;**16**:359-73.
8. Galbraith JW, Kaiserman M. Smuggling and demand for cigarettes in Canada: evidence from time-series data. *J Health Econ* 1997;**16**:287-01.
9. Lewit EM, Coate D. The potential for using excise taxes to reduce smoking. *J Health Econ* 1982;**1**:121-45.
10. Hu TW, Keeler TE, Sung HY. The impact of California anti-smoking legislation on cigarette sales, consumption, and prices. *Tob Control* 1995;**4**(Suppl 1):534-8.
11. 謝啟瑞：香菸貿易自由化的福利效果分析。台北：行政院國家科學委員會專題研究計畫成果報告，1999。
12. 徐茂炫、謝啟瑞：菸需、菸稅與反菸：實證文獻回顧與台灣個案。人文及社會科學集刊 1999；**3**：301-34。
13. Cameron S. Estimation of the demand for cigarettes: a review of the literature. *Econ Issues* 1998;**3**:51-72.
14. Becker GS, Murphy KM. A theory of rational addiction. *J Polit Econ* 1988;**96**:675-700.
15. Yeh CY, Lee JM, Chen SH. Economic gains and health benefits from a new cigarette tax scheme in Taiwan: a simulation using the CGE model. *BMC Public Health* 2006;**6**:2:1-9.
16. 李家銘、葉春淵、黃琮琪：菸價要調漲多少：菸品健康福利捐課徵對香菸消費的影響效果。人文及社會科學集刊 2006；**18**：1-35。
17. Kenkel DS. Health behavior, health knowledge, and schooling. *J Polit Econ* 1991;**99**:287-305.
18. Viscusi WK. Do smokers underestimate risks? *J Polit Econ* 1990;**98**:1253-69.
19. Viscusi WK. Age variations in risk perceptions and smoking decisions. *Rev Econ Stat* 1991;**73**:577-88.
20. Lee JM, Chen SH. The effects of price and smoking risk information on the demand for tobacco in Taiwan: an empirical study. *Appl Econ* 2008;**40**:1757-67.
21. 傅祖壇、劉錦添、簡錦漢、賴文龍：健康風險認知與香菸消費行為—台灣的實証研究。經濟論文 2001；**29**：91-118。
22. Hansen BE. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis. *Econometrica* 1996;**64**:413-30.
23. Baltagi BH, Levin D. Estimating dynamic demand for cigarettes using panel data: the effects of bootlegging, taxation and advertising reconsidered. *Rev Econ Stat* 1986;**68**:148-55.
24. Baltagi BH, James MG, Weiwen X. To pool or not to pool: homogeneous versus heterogeneous estimations applied to cigarette demand. *Rev Econ Stat* 2000;**82**:117-26.
25. 傅祖壇、陳信通：風險性物品之消費行為：台灣檳榔之實證。農業經濟叢刊 1999；**4**：223-50。
26. Becker GS, Grossman M, Murphy KM. An empirical analysis of cigarette addiction. *Am Econ Rev* 1994;**84**:396-418.
27. Chaloupka F. Rational addictive behavior and cigarette smoking. *J Polit Econ* 1991;**99**:722-42.
28. Tong H. On a threshold model. In: Chen CH ed. *Pattern Recognition and Signal Processing*. Amsterdam: Sijthoff & Noordhoff, 1978;101-41.
29. Grange CWJ, Teräsvirta T. *Modeling Nonlinear Economic Relationships*. Oxford: Oxford University Press, 1993.
30. Hansen BE. Inference in tar models. *Stud Nonlinear Dynamics Econ* 1997;**2**:1-14.
31. Chern WS, Zuo J. *Alternative Measure of Changing Consumer Information on Fat and Cholesterol*. Indianapolis, Indiana: American Agricultural Economics Association, 1995.
32. Efron B, Tibshirani R. *An Introduction to the Bootstrap*. New York: Chapman and Hall, 1993.
33. White H. A heteroscedasticity-consistent covariance matrix estimator and a direct test for heteroscedasticity. *Econometrica* 1980;**48**:817-38.
34. Ramsey JB. Tests for specification errors in classic linear least squares regression analysis. *J R Stat Soc* 1969;**31**:350-71.
35. Hansen BE. Testing for parameter instability in linear models. *J Pol Model* 1992;**14**:517-33.
36. 李卓倫：探討課徵檳榔健康捐及檳榔管理可行方案研究—以中部地區為例。行政院衛生署國民健康局九十三年度科技研究發展計畫。台北：行政院衛生署國民健康局，2004。
37. Hsieh CR, Hu TW, Lin CF. The demand for cigarettes in Taiwan: domestic versus imported cigarettes. *Contemp Econ Policy* 1999;**17**:223-34.
38. 李家銘、葉春淵、洪榮耀：香菸及檳榔課稅效果之研究。台灣衛誌 2007；**26**：17-25。
39. 嚴道、黃松元、馬藹屏、蕭惠文：台灣地區青少年

- 對吸菸、飲酒、嚼檳榔之認知、態度、行為與其心理特質調查研究。行政院衛生署八十三年度委託研究計畫。台北：行政院衛生署，1994。
40. World Bank. Tobacco Control at a Glance. Washington DC: World Bank, 2003.
41. World Bank. Curbing the Epidemic: Governments and the Economics of Tobacco Control. Washington DC: World Bank, 1999.
42. 蔡憶文：評估菸酒稅法及其對菸品消費市場之影響。行政院衛生署國民健康局九十三年度菸害防治研究與工作計畫。台北：行政院衛生署國民健康局，2004。
43. Ahmad S, Franz GA. Raising taxes to reduce smoking prevalence in the US: a simulation of the anticipated health and economic impacts. *Public Health* 2008;**122**:3-10.
44. Hu TW, Mao Z. Effects of cigarette tax on cigarette consumption and the Chinese economy. *Tob Control*;11:105-8.
45. van WC. Tobacco control in South Africa. *Promot Educ* 2005;**57(Suppl 4)**:25-8.
46. Ross H, Al-Sadat NA. Demand analysis of tobacco consumption in Malaysia. *Nicotine Tob Res* 2007;**9**:1163-9.
47. Rijo MJ. Price elasticity Estimates for tobacco products in India. *Health Policy Plan* 2008;**23**:200-9.
48. Gardes F, Starzec C. Are tobacco and alcohol expenditures price elastic? The case of Poland consumption. Working Paper Université Paris I, 2004;1-29.
49. Pinilla J. Tobacco tax, price and demand for tobacco products: a comparative analysis. *Gac Sanit* 2002;**16**:425-35.
50. Chernick MR. *Bootstrap Methods: A Guide for Practitioners and Researchers*. 2nd ed., Hoboken: Wiley, 2008.
51. Tsay RS. Testing and modeling multivariate threshold models. *J Am Stat Asso* 1998;**93**:1188-02.

## A study of the effect of taxes on cigarettes - an application of the threshold regression model

CHUN-YUAN YEH<sup>1,\*</sup>, CHERNG-YING CHIOU<sup>1</sup>, JIE-MIN LEE<sup>2</sup>,  
WEN-YI HWANG<sup>3</sup>, LUNG-YAO HUNG<sup>2</sup>

**Objectives:** This study evaluated the effect of increasing the Health and Welfare Tax on cigarette consumption by estimating cigarette price elasticity. **Methods:** We utilized a threshold regression with myopic addiction model to estimate the price elasticity for cigarettes sold from 1975 through 2006. **Results:** The results indicated that the price elasticity for cigarettes is -0.7312. Raising the tobacco health welfare tax from NT\$10 to NT\$20 per pack in 2009 will result in a total reduction of an average of 14.36% per capita in cigarette consumption and generate medical saving of 8.45%, or NT\$3.086 billion. **Conclusions:** The authors hope that the results of this study will provide a useful reference for policymakers when instituting taxes on cigarettes as part of health policy. From public health and financial perspectives, an increase in the excise tax on cigarettes will have a significant effect on reducing cigarette consumption, and it will also generate additional tax revenue. (*Taiwan J Public Health*. 2009;28(4):289-299)

**Key Words:** *threshold regression, myopic addiction model, price elasticity, cigarette consumption*

<sup>1</sup> Department of International Trade, Overseas Chinese University, No. 100, Chiao Kwang Rd., Taichung, Taiwan, R.O.C.

<sup>2</sup> Department of Logistic Management, National Kaohsiung Marine University, Kaohsiung, Taiwan, R.O.C.

<sup>3</sup> Department of Marketing and Logistics Management, Chung Chou Institute of Technology, Changhua, Taiwan, R.O.C.

\*Correspondence author. E-mail: iune@ocu.edu.tw

Received: Dec 17, 2008 Accepted: Aug 13, 2009

