

# 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

李家銘

高雄海洋科技大學  
運籌管理系副教授

葉春淵

僑光技術學院  
國貿系助理教授

黃琮琪

中興大學  
應用經濟系教授

本研究主要目的在藉由香菸價格彈性估計來評估「菸品健康福利捐」課徵對香菸消費的影響效果。研究結果發現，進口香菸需求價格彈性為  $-0.807$ ，國產香菸的需求價格彈性為  $-0.49$ ，在每包菸品健康福利捐從原本的 5 元提高到 10 元，即每包菸品健康福利捐再調漲 5 元，在菸商反映成本上漲之下，若調漲每包香菸價格 5 元，將使國人平均每人國產香菸及進口香菸消費減少 3.23 包及 4.86 包，合計平均每人的香菸消費量減少 8.09 包，國人全部香菸消費量減少約 1.48 億包，可使菸品健康福利捐多增收 90.5 億元。在香菸價格要調漲多少部分，若要将國人的香菸消費量低於 1998 年世界的平均消費水準約為每人消費 61 包，則進口香菸及國產香菸每包必須分別調漲 29 元，才能使平均每人消費量減少 46.93 包，此時國人全部香菸消費量減少約 8 億 6 千萬包，平均每人香菸消費量減少 44%。

關鍵字：菸價，菸品健康福利捐，價格彈性，香菸消費

---

\* 本文承蒙兩位匿名審查者提供諸多寶貴意見，以及行政院衛生署國民健康局九十二年度菸害防制研究計畫經費補助，特此感謝。

收稿日期：93 年 1 月 28 日；接受刊登日期：94 年 3 月 2 日

## 一、前言

我國加入世界貿易組織後，有關菸品管理與菸害防制之因應對策一直為政府重要的工作。由於我國菸價偏低，造成抽菸人口不斷增加，在 2002 年台灣約有四百五十萬的吸菸人口，平均每三個成年人就有一人吸菸 (Wen and Levy, 2002)。吸菸除了傷害健康、奪走性命之外，台灣目前每年吸菸者額外健保醫療費用約新台幣 200 億元，因吸菸者所引起的國內生產毛額 (Gross Domestic Products, GDP) 損失，超過新台幣 1600 億元 (Lin et al., 2002)。因此菸害防制為國家重要的政策，更被列為國民健保三年計畫 (1999-2001) 的重要目標。為了維護國人健康，民間團體持續不斷督促政府，採調高菸稅及健康福利捐的方式，來調高菸價，以發揮「以價制量」作法，以抑制吸菸人口成長，並作為挹注健保和社會福利的財源。

2002 年台灣加入世界貿易組織後，菸酒新稅制的實施，以菸品中最普遍的紙菸而言，每千支就要徵收新台幣 590 元的稅負，以及 250 元的健康福利捐，平均下來一包二十支的紙菸就要負擔 16.8 元的稅負，還要再外加 5% 的營業稅。菸稅新制實施對國內香菸價格造成了直接的衝擊，國產香菸及進口香菸每包平均調漲約 10 元及 6 元 (李家銘和葉春淵, 2004)。5 元菸品健康福利捐的課徵雖然使國內菸價調漲，但國內菸稅佔零售價的比重約在 40%，此水準與高所得國家相比仍為偏低。根據 1999 年世界銀行 (World Bank) 的報告 'Design and Administer Tobacco Taxes'，在高所得國家中，消費者最終購買的零售價格所含稅負之比重相當高，除科威特僅 41% 外，其餘均在 60% 以上，在 17 個國家中有多達 13 個國家的菸品稅負高達 70% 以上。很顯然的，若依照國際反菸潮流與各國菸稅水準，我國菸稅水準尚存很大的加稅空間。

新制菸酒稅法對菸品開徵健康福利捐，公佈施行已逾兩年，現今仍面臨菸價偏低，造成國人抽菸量無法明顯減少，以及吸菸引發疾病造成醫療支出對健保體制形成沉重負擔，使現行菸品健康福利捐面臨調整壓力。菸酒稅法修正案，在部分立委的推動下，擬將菸品健康福利捐從原本的 5 元提高到 10

元。菸品健康福利捐再調漲 5 元，在菸商反映成本上漲，可能使香菸價格再調漲 5 元。而香菸價格再度調漲是否能發揮以價制量的成效，及香菸價格調漲幅度，主要取決於香菸的價格彈性，當香菸具有價格彈性時，菸價的調漲才能使香菸消費量大幅減少，以抑制國內香菸消費的增加。因此對於國內香菸價格彈性的估計，將有助評估「菸品健康福利捐」課徵對香菸消費的影響效果。香菸價格彈性的估計，已成為菸品健康福利捐調整幅度的重要參考依據。

因此本研究主要目的在藉由香菸價格彈性估計來評估「菸品健康福利捐」課徵對香菸消費的影響效果。分析的主要重點有三項：(1)估計香菸價格彈性；(2)菸品健康福利捐的課徵對國內香菸消費量的影響；(3)香菸價格的調漲幅度。

## 二、香菸消費與稅負

### (一)香菸消費

近三十年來，國人香菸消費的演變與政府的香菸市場開放政策息息相關，在 1987 年以前，台灣香菸市場尚未開放，當時由台灣菸酒公賣局獨家經營並壟斷一切權益，包括進口洋菸進口的權利，當時菸酒公賣利益是政府主要收入來源。在 1987 年以後，在美國 301 條款的威脅下，國內香菸市場開放，使國人對香菸消費型態改變。由表 1 可看出，在 1987 年開放進口前，國人對香菸的消費呈現增加趨勢，由 1971 年每人消費 90.46 包，至 1986 年消費增加至每人 112.98 包。在這段期間進口香菸的市場佔有率很低，在 1971 年的市場佔有率只有 0.73%，約每人消費 0.66 包。到了 1986 年，雖然進口香菸的市場佔有率逐漸增加，但進口香菸的市場佔有率未達 2%。

1987 年台灣菸品市場開放的第一年，進口香菸的市場佔有率大幅上升，由開放前未達 2% 的微幅上升，快速上升至 17.71%。平均每人進口香菸消費量增加幾乎十倍，由 1986 年的 2.20 包快速增加到 1987 年 21.69 包。1987 年以後，進口香菸的市場佔有率維持在一穩定水準，1992 年以後，進口香菸的市場佔有率呈現增加趨勢，到 1997 年市場佔有率已超過 32%，至 2001 年，

表 1 台灣十五歲以上人口平均每人菸品消費量

	1971	1981	1986	1987	1997	2000	2001
國產香菸(包/每人)	89.80	106.20	110.78	100.77	78.03	58.78	59.31
進口香菸(包/每人)	0.66	1.00	2.20	21.69	38.42	56.12	67.23
全部香菸(包/每人)	90.46	107.20	112.98	122.46	116.45	114.90	126.54
進口香菸的市場佔率(%)	0.73	0.93	1.94	17.71	32.99	48.84	53.13
雪茄(支/每人)	0.08	0.14	0.12	0.16	0.74	0.51	—

資料來源：根據「台灣菸酒事業統計年報」計算而得。

進口香菸的市場佔有率為 53.13%，已超過國產香菸的市場佔有率，進口香菸平均每人的消費量約 67.23 包。

過去進口香菸消費逐漸增加的原因，除了因開放進口後，進口菸價較早期菸酒公賣局專賣為低外，另一原因在菸品製造商對青少年進行大量推廣促銷，使青少年對進口香菸的消費增加。董氏基金會對國中、高中、高職學生進行吸菸率調查，發現在 1994 年青少年的整體吸菸率為 16.6%，至 2000 年青少年的整體吸菸率上升至 46.6%（董氏基金會，1994; 2000）。大部分吸菸者都從青少年時開始吸菸（Lewit et al., 1981），所以青少年吸菸率上升，造成政府及社會公眾對此議題關心。

國人對國產香菸的消費呈長期遞減的趨勢，從 1986 年的每人 110.78 包減少到 2000 年的每人 58.78 包。在這段期間國產香菸的市場佔有率也逐漸減少，在 1986 年的市場佔有率接近 98%，1987 年台灣香菸市場開放的第一年，國產香菸的市場佔有率減少至 82.29%。國產香菸市場佔有率的減少，主要原因在吸菸者吸菸品牌的轉換，就是吸菸者以進口香菸替代國產香菸。1997 年國產香菸的市場佔有率降至 67.01%，至 2001 年國產香菸的市場佔有率為 46.87%，已少於進口香菸的市場佔有率，國產香菸平均每人的消費量約 59.31 包。

依據 NationMaster 公司整理自世界衛生組織 1998 年所公佈世界 128 個國家平均每人的香菸消費量發現，調查的 128 個國家中，平均每人的香菸消費量為 1217.2 支，平均每人消費約 61 包。由表 2 世界前 40 大香菸消費國家平均每人香菸消費量發現，希臘是香菸消費量最大的國家，平均每人消

表 2 世界前 40 大菸品消費國家每人菸品消費量(1998 年及 2000 年)

排名	國家	平均每人消費(支數)		排名	國家	平均每人消費(支數)	
		1998年 <sup>1</sup>	2000年 <sup>2</sup>			1998年 <sup>1</sup>	2000年 <sup>2</sup>
1	希臘	4,313	2,977	21	以色列	2,162	—
2	匈牙利	3,265	2,654	22	哈薩克	2,160	1,881
3	科威特	3,062	1,276	23	葡萄牙	2,079	1,995
4	日本	3,023	3,023	24	奧地利	2,073	1,516
5	南韓	2,918	2,686	25	波蘭	2,061	2,395
6	西班牙	2,779	2,909	26	法國	2,058	1,594
7	馬爾他	2,668	—	27	克羅埃西亞	1,995	1,995
8	摩爾達維亞	2,640	—	28	愛沙尼亞	1,983	—
9	保加利亞	2,574	3,407	29	加拿大	1,976	1,777
10	白俄羅斯	2,571	2,000	30	蘇利南	1,930	—
11	比利時	2,428	1,837	31	丹麥	1,919	1,856
12	土耳其	2,394	2,159	32	冰島	1,915	1,956
13	荷蘭	2,323	2,951	33	澳大利亞	1,907	1,568
14	土庫曼	2,307	—	34	義大利	1,901	2,039
15	捷克	2,306	1,800	35	吉爾吉斯	1,886	—
16	斯洛伐克	2,282	1,529	36	菲律賓	1,849	1,529
17	美國	2,255	2,082	37	約旦	1,832	—
18	愛爾蘭	2,236	2,304	38	中國	1,791	1,790
19	千里達貝哥	2,180	—	39	巴拉圭	1,748	—
20	巴林	2,179	—	40	英國	1,748	1,374

資料來源：1. <http://www.nationmaster.com/cat/Health>

2. Shafey O, Dolwick S, Guindon GE (eds). Tobacco Control Country Profiles 2003, American Cancer Society, Atlanta, GA, 2003.

註：各國平均每人香菸消費量 = 各國香菸消費總量 / 十五歲以上的人口數。

—表示未公佈數據。

費 4,313 支，約每人平均消費 215 包。台灣在 1998 年平均每人的香菸消費量為 2,322 支，平均每人約 116 包，依照世界衛生組織 1998 年所公佈的香菸消費量排名約在第十四名。依據世界衛生組織 Tobacco Control Country Profiles 2003 的報告發現，2000 年在高所得國家中除了荷蘭及義大利的每人香菸消費量增加外，大部分高所得國家的香菸消費量呈現減少趨勢，高所得國家香菸消費量減少，除來自香菸管制政策的成效外，高比例的香菸稅負也是重要影響因素。

## (二)香菸稅負

在台灣加入世界貿易組織後，正式實施新菸酒稅法，過去實施的菸酒專賣制度走入歷史，菸酒銷售回歸稅制，取消課徵公賣利益。菸酒新稅制的實施，以菸品中最普遍的紙菸而言，每千支就要徵收新台幣 590 元的稅負，以及 250 元的健康福利捐，平均下來一包二十支的紙菸就要負擔 16.8 元的稅負，還要再外加 5% 的營業稅，對國內香菸價格造成了直接的衝擊。過去台灣沒有香菸稅，只有專賣制度下每年繳交國庫的公賣利益。徐茂炫、謝啓瑞 (1999) 採取香菸公賣利益除以香菸總銷售量來計算香菸平均稅負。但此計算方法因香菸公賣利益是以公賣局菸類銷售收入佔總銷售收入比例，乘上公賣局全部總公賣利益，得到香菸公賣利益，此設算香菸公賣利益可能無法真正反應香菸的公賣利益。因此本研究由台灣菸酒公司提供的公賣利益資料發現，國產香菸的公賣利益通常為國產菸的銷售金額的 63%~65%，本研究以國產菸的銷售金額的 63% 來計算國產菸的公賣利益。而進口菸在 1987 年開放進口後，每千支繳交新台幣 830 元的公賣利益，即每包進口菸約課徵 16.6 元的公賣利益。將國產菸及進口菸每包的平均稅負按銷售量加權平均計算，可得出全部香菸的平均稅負，然後再將此稅負除以香菸的平均零售價格，以做為設算的平均香菸稅率。

香菸價格與稅率計算結果列於表 3，我國香菸的平均香菸稅率自 1993 年後呈現下降趨勢。以 2002 年為例，全部香菸平均稅率 39.81% 為歷年來最低，其原因在 2002 年我國加入世界貿易組織後，香菸平均零售價格較香菸平均稅負有較大的漲幅。菸品回歸稅制並課徵菸品健康福利捐，使一包紙菸的平均稅負由 2001 年的 15.88 元，至 2002 年上漲至 16.8 元，香菸平均稅負調漲約 1 元；而每包香菸平均零售價格由 2001 年的 35.2 元，至 2002 年上漲至 42.2 元，每包香菸平均零售價格調漲約 7 元。在 2002 年國產香菸的平均稅率為 47.86%，進口香菸的平均稅率為 33.33%，國產香菸的平均稅率較進口香菸為高，主要原因在進口菸零售價格較國產香菸為高。

依據 Tobacco Control Country Profiles 2003 的報告顯示，目前全世界吸菸人口約 12.5 億人，其中有 10 億是男性，2.5 億是女性。在 1995 年，低所

表 3 台灣的香菸價格與香菸稅率

年度	每包香菸的平均稅負 (元)			每包香菸的平均零售價格 (元)			平均香菸稅率 <sup>7</sup> (%)		
	國產 <sup>1</sup>	進口 <sup>2</sup>	全部 <sup>3</sup>	國產 <sup>4</sup>	進口 <sup>5</sup>	全部 <sup>6</sup>	國產	進口	全部
1987	13.01	16.60	13.64	23.01	38.82	25.81	56.52	42.77	52.86
1988	12.67	16.60	13.37	22.31	35.41	24.63	56.80	46.88	54.27
1989	12.97	16.60	13.55	22.78	33.63	24.49	56.96	49.36	55.31
1990	13.12	16.60	13.67	23.02	32.43	24.53	56.97	51.19	55.74
1991	13.29	16.60	13.85	23.16	34.24	25.05	57.39	48.49	55.32
1992	13.53	16.60	14.12	23.30	33.97	25.36	58.05	48.87	55.67
1993	13.66	16.60	14.24	23.50	33.60	25.49	58.11	49.40	55.85
1994	13.69	16.60	14.35	23.41	36.34	26.34	58.49	45.68	54.49
1995	13.66	16.60	14.46	23.29	38.20	27.33	58.66	43.46	52.90
1996	14.16	16.60	14.88	24.94	39.24	29.14	56.77	42.31	51.04
1997	14.82	16.60	15.41	24.96	42.08	30.61	59.38	39.45	50.34
1998	14.85	16.60	15.52	24.95	47.62	33.62	59.52	34.86	46.16
1999	14.98	16.60	15.69	25.14	44.92	33.88	59.56	36.95	46.32
2000	15.14	16.60	15.85	25.37	45.52	35.21	59.66	36.47	45.02
2001	15.14	16.60	15.88	25.10	44.10	35.20	60.31	37.64	45.11
2002	16.80	16.80	16.80	35.10	50.40	42.20	47.86	33.33	39.81

資料來源：根據「台灣菸酒事業統計年報」計算而得。

說明：1. 國產香菸的平均稅負 = [國產香菸的公賣利益] / 國產香菸的銷售量，國產香菸的公賣利益通常為國產菸的銷售金額的 63%~65%，本研究以國產菸的銷售金額的 63% 來計算國產菸的公賣利益。

2. 進口香菸在實施新的菸酒稅法 2002 年前，每千支繳交新台幣 830 元的公賣利益，即每包進口菸約課徵 16.6 元的公賣利益；在實施菸酒新制後，每千支繳交新台幣 590 元的菸酒稅及每千支繳交新台幣 250 元的菸品健康捐，平均每包進口菸約課徵 16.8 元的菸酒稅。

3. 全部香菸的平均稅負為國產菸及進口菸每包的平均稅負按銷售量加權平均計算而得。

4. 國產香菸的平均零售價格，主要以各品牌菸品的零售價格按銷售量加權平均計算而得。

5. 進口香菸的平均零售價格，以台灣菸酒公司其進口香菸的銷售值除以進口香菸的銷售量，求算進口香菸的價格，此價格可視為進口香菸的批發價格，再依據零售商加收 10% 的零售利潤來計算進口香菸的零售價格。

6. 全部香菸的平均價格為國產香菸價格與進口菸價格按銷售量加權平均計算而得。

7. 香菸稅率 = (每包香菸的平均稅負 / 每包菸的平均零售價) × 100

得及中所得國家吸菸人口約 9.33 億人，高所得國家吸菸人口約 2.09 億人。其中，在高所得國家，儘管吸菸人口仍持續增多，但香菸消費總量則在近幾十年來呈下降之趨勢。反觀，中低所得國家，對香菸的消費人口與數量，均不斷增加，主要是香菸貿易自由化及香菸菸稅較低所致 (Taylor et al., 2000; Chaloupka et al., 2000)。

過去多數國家對香菸課稅主要目的著重在財政功能，但近年來，許多國家對香菸提高稅負，主要是為了降低香菸的消費量。因此在國際反菸的潮流下，各國政府課徵香菸稅，含有強烈的政策目的。一方面，為降低消費者對香菸的需求，以加重香菸稅負的方式，進而提高香菸的消費價格；另一方面，大部分的香菸稅收主要用在相關疾病的預防與治療，以及相關學術研究等 (趙揚清、黃怡靜，2003)。

根據 1999 年世界銀行 (World Bank) 的報告 'Design and Administer Tobacco Taxes'，大多數高所得以及中高與中低國家香菸稅制所課的稅捐，包括一般性質之加值型營業稅，及特種性質之貨物稅。在高所得國家中，香菸稅佔零售價格的比重相當高，在 17 個國家中有多達 13 個國家的香菸稅負高達 70% 以上；相對而言，所得愈低的國家，除了每包香菸的零售價格相對較低外，其香菸稅負佔零售價格的比重亦較低，僅有 20% 至 50% (參見表 4)。在 2002 年我國香菸的平均稅率為 39.81%，相較高所得國家的香菸稅負偏低，未來我國菸稅水準尚存很大的加稅空間。

所以對香菸不斷地加重香菸稅捐使菸價調漲，來降低香菸消費是國際潮流與趨勢，尤其青少年對菸價的變動較為敏感 (Chaloupka and Wechsler, 1997)，提高香菸價格不僅可透過價格本身減少消費量，且可透過隨波逐流效果 (bandwagon effect) 來抑制，使青少年吸菸人口減少 (Grossman et al., 1993)。各國在香菸稅收佔總稅收的比重，所得愈低的國家比重較高所得國家為高，主要是因為高所得國家的整體稅收金額龐大，因此，相對於香菸稅所占比重反而較低。



表 4 1999 年高中低所得國家「菸品稅」占零售價格暨占總稅收比重之比較

	零售價格 (每包) Price/Pack (US\$)	菸稅 <sup>1</sup> 占 零售價格 比例 (%)	菸稅占 總稅收 比例 (%)		零售價格 (每包) Price/Pack (US\$)	菸稅占 零售價格 比例 (%)	菸稅占 總稅收 比例 (%)
<b>高所得國家</b>				<b>中低所得國家</b>			
奧地利	2.49	74	2	阿爾及利亞	1.86	33	4
比利時	3.47	74	2	白俄羅斯	0.33	36	3
賽普勒斯	1.38	64	3	貝里斯	0.62	68	2
加拿大	6.43	74		保加利亞	0.57	55	9
丹麥	4.37	81	3	哥倫比亞	0.54	65	4
芬蘭	3.84	76	2	哥斯大黎加	0.64	83	2
法國	3.16	76	2	埃及	0.45	61	5
德國	2.76	69	2	愛沙尼亞	0.99	55	4
希臘	2.17	73	9	印尼	0.63	30	9
愛爾蘭	4.13	77	5	牙買加	2.02	57	4
義大利	2.09	75	2	哈薩克斯坦	0.45	29	9
日本	2.3	60	4	拉脫維亞	0.48	49	3
南韓	1.68	60	6	黎巴嫩	0.33	19	1
科威特	1.11	41	6	立陶宛	0.29	39	1
荷蘭	3.15	72	2	摩洛哥	1.45	30	5
葡萄牙	1.81	80	4	菲律賓	0.63	63	11
西班牙	1.25	73	3	羅馬尼亞	1.04	54	10
瑞典	4.09	71	1	俄羅斯	0.60	21	5
阿拉伯聯合大 公國	1.5	65	6	敘利亞	0.58	22	1
英國	5.73	79	4	泰國	0.73	62	5
<b>中高所得國家</b>				土耳其	0.99	77	11
阿根廷	1.35	70	5	烏克蘭	0.55	46	11
巴貝多	3.12	38	2	委內瑞拉	1.28	83	2
巴西	0.95	75	2				
智利	1.62	70	6	<b>低所得國家</b>			
克羅埃西亞	1.38	67	5	孟加拉	0.85	30	6
捷克	1.86	60	6	柬埔寨	0.41	20	7
匈牙利	1.15	61	4	喀麥隆	1.36	22	7
馬來西亞	0.76	33	1	象牙海岸	0.81	50	4
墨西哥	0.91	60	3	蓋亞那	0.61	56	6
波蘭	1.14	61	7	馬拉威	0.41	35	3
斯洛法尼亞	1.41	63	2	奈及利亞	1.04	45	4
千里達貝哥	1.12	43	3	塞內加爾	0.8	52	10
烏拉圭	1.71	60	4	越南	0.56	36	8

資料來源：World Bank Economics of Tobacco Toolkit, "Design and Administer Tobacco Taxes," Tool 4, by Ayda Yurekli, 2000.

註：1. 菸品稅包括特種銷售稅（貨物稅）加上加值型營業稅之和。

### 三、文獻回顧

菸品健康福利捐課徵對香菸消費影響效果大小，主要決定在消費者對香菸的價格彈性。而香菸價格彈性往往受到香菸需求函數設定及估計方法的不同而影響。當我們同時分析多種產品需求且這些產品在消費者決策過程中會相互影響時，常會使用需求體系進行聯立推估，其估計結果可能較單一方程式佳，因為殘差項的訊息將會被導入而可避免推估上的偏誤。因此本研究使用需求體系模型進行聯立推估來估計香菸價格彈性。

以下文獻回顧，將對國內外香菸需求價格彈性相關研究文獻作回顧外，並回顧過去的需求體系實證模型。

#### (一)國內外香菸需求價格彈性之相關研究文獻

國內香菸消費需求的研究文獻中，以香菸消費行為的探討居多，有關香菸消費需求價格彈性之相關文獻較少。謝啓瑞（1999）利用 1966-1995 年的年資料，估計台灣香菸需求價格彈性。該篇文獻與過去的文獻相比較具有(1)考慮貿易自由化的影響；(2)考慮菸害資訊宣傳的影響；(3)分別估計進口與國產香菸需求的價格彈性。分析的結果顯示國產香菸的需求價格彈性為  $-0.6$ ，而進口香菸的價格彈性為  $-1.1$ ，若將兩者合併估計，則全部香菸的需求價格彈性在  $-0.5$  至  $-0.6$  之間。除此之外，該研究發現菸害資訊的擴張會使香菸消費顯著降低，且香菸貿易自由化所導致香菸價格下降，將造成香菸消費增加，進口國福利下降。除了以時間數列資料分析台灣香菸需求外，作者也利用個人調查資料，估計中國香菸需求的價格彈性，分析結果顯示吸菸率的價格彈性為  $-0.49$ ，吸菸量的價格彈性為  $-0.28$ ，整體香菸需求的價格彈性為  $-0.52$ 。由謝啓瑞（1999）的文獻發現，進口香菸品價格彈性較國產香菸價格彈性大，所以政府若調高健康福利捐將對進口香菸產生較大影響。但該價格彈性估計值利用 1966-1995 年時間數列資料計算，距現今已逾六年，加上菸害防制法與健康福利捐等政策措施的實施可能對台灣香菸消費產生影響，實有再進一步估算香菸需求價格彈性之必要，以利相關菸害防制措施實施之參

考。

近幾十年來國外經濟學者對吸菸相關的主題感到興趣，國外有關香菸需求價格彈性的研究，約可分成幾類，第一類的主題是探討香菸需求的價格彈性，研究結果發現，吸菸者對香菸的消費易受到價格上漲影響，這些研究建議，藉由香菸稅的調漲將有助於香菸消費量的減少，近期有關香菸價格彈性的主題也支持上述看法 (Chaloupka and Wechsler, 1997; Galbaith and Kaiserman, 1997; Lewit et al., 1982)。第二類主題是探討不同年齡層對香菸需求價格彈性是否有差異，雖然 Chaloupka (1991) 及 Wasserman et al. (1991) 早期對這一主題進行驗證，拒絕兩者存在差異，但 Chaloupka and Wechsler (1997) 研究結果發現年輕吸菸者對香菸價格的反應較成年吸菸者敏感。第三類的主題是探討在公共場所和私人工作場所實施禁菸是否會降低香菸消費量及其對香菸價格彈性的影響。Chaloupka (1991), Chaloupka and Wechsler (1997), Hsieh et al. (1996) 及 Keeler et al. (1993) 研究結果都發現在公共場所和私人工作場所實施禁菸會降低香菸的消費量，且進一步發現菸害防制的實施會使香菸價格彈性減少一半。第四類主題是探討理性上癮 (rational addiction) 可以區分出消費者對香菸價格變化的長短期價格彈性，研究結果發現長期價格彈性大於短期價格彈性 (Chaloupka, 1991; Keeler et al., 1993)。第五類主題在探討估計香菸價格彈性未將香菸走私量納入，將造成香菸價格彈性產生偏誤。研究結果發現未將香菸走私量納入，將使估計的香菸價格彈性高估 (Gruber et al., 2002)。

國外有關香菸需求所得及價格彈性估計的文獻中，Yorozu (2002) 估計日本香菸需求的所得彈性為 0.2909，Haden (1990) 所估計日本及美國菸品所得彈性分為 0.1607 及 0.595。顯示國外香菸視為普通財貨，且香菸的消費不會隨著所得變動而產生較大的反應。Yorozu (2002) 估計日本香菸價格彈性為 -0.9857 與 Haden (1990) 所估香菸價格彈性 -0.9483 相近，香菸價格彈性值接近單位彈性 (unitary elastic)；Hu and Mao (2002) 估計中國大陸香菸價格彈性為 -0.54；Chaloupka and Warner (1999) 估計美國香菸價格彈性為 -0.4，表示日本香菸消費者對於香菸價格的變動較美國、中國大陸為敏感，意含日本政府藉由香菸稅及菸品健康福利捐的徵收來調高香菸價格以

降低香菸消費量的效果比美國、中國大陸來的有效。

Hu and Mao (2002) 利用 1980-1996 年中國大陸香菸消費資料算出香菸的價格彈性為  $-0.54$ 。並使用 1997 年的香菸零售價格及銷售量資料進行菸稅調漲對香菸消費量影響評估。在 1997 年每包香菸的平均名目價格為人民幣 4 元，銷售量 841.75 億包，每包菸課徵人民幣 1.6 元。當中國政府每包菸的稅負再增加 25%，使每包菸的稅負由人民幣 1.6 元，增加至人民幣 2 元，將造成每包香菸零售價格上漲至人民幣 4.4 元，香菸零售價格約上漲 10%。當香菸價格彈性為  $-0.54$  時，香菸零售價格約上漲 10%，將造成香菸消費量減少 45.45 億包。此時新的香菸消費量減少至 796.3 億包，政府菸稅收益為 1592.6 億元人民幣，之前每包菸未增加 25% 稅負，政府菸稅收益為 1346.8 億元人民幣，表示政府增加菸稅後其政府菸稅收益增加了 245.8 億元人民幣。

徐茂炫及謝啓瑞 (1999) 曾就美國菸稅效果作完整文獻回顧，發現菸價因菸稅之提高而上漲後，香菸消費量即應聲下降。以 1988 年 11 月加州公民透過公民投票方式所通過的「香菸稅與健康促進法案」(Tobacco Tax and Health Promotion Act)，俗稱「99 號法案」，實施後使原有香菸稅率從每包 0.1 美元調漲為 0.35 美元，此一實質稅率的增加，使實質香菸價格上升 25% (Hu et al., 1995b)，法案實施後第一年，實際香菸銷售量減少 14%。Hu et al., (1995a) 利用反菸宣傳支出輔以加州 1980-1992 年季資料，算出香菸消費的稅率彈性為  $-0.3$ ，媒體宣傳支出彈性為  $-0.05$ 。在 1990 年第三季到 1992 年第四季這段期間，加州菸稅提高 0.25 美元，可使加州香菸消費減少 8.19 億包。又因菸價上升幅度遠大於香菸消費量減少幅度，使香菸稅收反而增加約 200%。雖然，提高香菸稅有助於降低香菸消費量，但香菸消費減少不一定造成政府在香菸稅收方面減少。

## (二)常見之需求體系實證模型

有關需求體系模型在香菸需求的國內外文獻較少，但是在食品及農漁產品需求的應用已經很普遍。過去在香菸需求的推估較少利用需求體系模型，可能原因在缺乏完整的香菸價量資料可供利用。回顧過去需求體系的實證模型相當多，如線性支出體系 (Stone, 1954)、間接可加對數模型 (Houthakker,

1960)、鹿特丹模型 (Barten, 1967)、超越對數模型 (Christensen et al., 1975)、近似理想需求體系 (Deaton and Muellbauer, 1980) 各類型的需求體系模型，其函數型態的設定都不盡相同。為使需求函數型態的選擇與模型的設定增加更多及更有彈性的選擇，近年來模型已朝向一般化及綜合不同模型的特性發展出組合需求體系 (synthetic demand system)，此組合需求體系模型稱之為一般化需求體系模型，可經由嵌套 (nested) 可以導出其他函數型態的需求體系模型。Barten (1993) 將鹿特丹模型、差分 AIDS 及兩者混合需求體系 (CBS and NBR) 予以組合發展出組合的一般化直接需求體系 (synthetic generalized ordinary demand system)。需求體系的模型選擇，可用不同準則選擇合適的模型，這些選擇可以在選定的特定幾種模型中，以需求理論條件的滿足情形、模型預測結果及彈性值來取捨模型間之優劣 (Deaton (1974); Pollak and Wales (1992); Chambers (1994))，也可以由某一類的模型中，經由檢定而決定較佳的一種。以下將國內較常用的需求體系模型的特性說明如下。

## 1. 線性支出體系

Stone (1954) 利用 Klein and Rubin (1947) 所設定的效用函數加以齊次性、對稱性及加總性等限制，建立線性支出體系 (linear expenditure system, LES)，而 LES 模式的特性是容易推估，並可直接作解釋，但因線性支出體系使用可加性效用函數，使商品的所得彈性大於零，不允許存在劣等財及互補品，以及限定自身價格彈性與支出彈性呈等比例變化，使線性支出體系在應用上受到限制。

## 2. 間接可加對數模型

Houthakker (1960) 利用間接效用函數 (indirect utility function) 的一般式，利用羅依恆等式 (Roy's Identity) 取對數，得出間接可加對數模型 (indirect addilog model) 的需求方程式。間接可加模型由效用極大化所推導求得，其需求方程式滿足消費理論的所有限制條件，他和線性支出體系屬於同一類；由於需求方程式為非線性，推估時較LES複雜，且資料配適度較差。

### 3. 鹿特丹模型

Theil (1965) and Barten (1969) 透過全微分雙對數方程式，並利用 Slutsky 條件式導出鹿特丹需求體系 (rotterdam demand system, RDS)，該體系可檢定資料是否符合需求理論一般性限制條件。而此模型的需求方程式是從  $x_i = (p_i, Y)$  推導出來， $p_i$  為價格， $Y$  為所得，沒有設定需求方程式的型態，為相當一般化的需求體系。因其未將理論限制條件放入推估參數中，因而自由度無法增加，且體系隱含任何商品支出與總支出呈現固定比例，此固定比例支出的設定對消費者行為而言並不合理，使鹿特丹需求體系在應用上受到限制。

### 4. 超越對數模型

Christensen et al. (1975) 以價格對支出比率對數值的二次式推算出近似的間接效用函數，進而建立間接超越對數需求體系 (indirect translog demand system, INTLS)。體系方程式屬於非線性，實證推估較困難，且效用函數屬區域的二階近似函數，而非全域的二階近似函數，可能會發生部份或全部實證資料無法滿足需求理論的限制條件。

### 5. 近似理想需求體系

Deanton and Muellbauer (1980) 經由對偶 (Duality) 觀念，設定伸縮性成本函數 (flexible cost function)，導出近似理想需求體系 (almost ideal demand system, AIDS)，該需求體系具有下列幾點優點：(1) 近似理想需求體系為任何需求體系之一階近似，(2) 能正確地滿足選擇公理，(3) 個別消費可以完全加總，(4) 推估較簡單，(5) 可檢定齊次性和對稱性等限制條件。此需求體系內含有足夠的參數，是一種可伸縮的函數型態並具有類似鹿特丹模型及超越對數模型的特色，因此為目前廣為使用的需求體系分析方法。

### 6. 一般化直接需求體系

Barten (1993)、Lee et al. (1994) 及 Wessells and Wilen (1994) 等

提出一般化直接需求體系。這模型的特色是經由嵌套 (nested) 可以導出鹿特丹需求體系、AIDS、CBS 需求體系及 NBR 需求體系等四種需求體系模型。

綜合上述文獻的回顧發現，發現菸價因菸稅之提高而上漲後，香菸消費量隨即下降，而菸價上升與香菸消費量減少幅度大小，直接影響政府菸稅收益的增減。在需求體系模型的選擇部分，可供選擇的需求體系模型有很多種，但是不同的需求體系模型設定，往往得到不同的參數估計值，所計算的價格彈性就有所差異。因此我們可將需求體系模型設定為較具一般化的需求體系模型，藉由需求理論條件的滿足情形、嵌套檢定 (nested test) 及模型預測結果來取捨模型間之優劣。

## 四、實證模型設定

本研究為使需求體系模型選擇更具彈性，擬建立一般化直接需求體系，該需求體系模型可經由嵌套的假設簡化為鹿特丹需求體系、AIDS、CBS<sup>1</sup> 需求體系及 NBR<sup>2</sup> 需求體系。利用嵌套檢定及均方根誤差 (root mean squared error, RMSE) 來檢定上述四種需求體系模型，何者最適用於國內香菸消費需求。

### (一)需求體系模型建立

一般化直接需求體系的理論架構與實證模型引用與整理自 Barten (1993)、Lee et al., (1994) 與 Eales et al., (1997) 等三篇文獻。Barten (1993) 發展出一般化直接需求體系模型，模型設定如下：

$$w_i d \log x_i = (e'_i + \eta_1 w_i) d \log X + \sum_j [e'_{ij} - \eta_2 w_i (\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \quad (1)$$

(1)式中  $w_i$  是消費者對  $i$  種香菸的支出或預算份額 (expenditure or budget

1 CBS: Central Bureau of Statistics demand model (CBS, Keller and van Driel (1985); Laitinen and Theil (1979))

2 NBR: National Bureau of Research demand model (NBR, Neves (1987))

share) , 即

$$w_i = \frac{p_i x_i}{\sum_{i=1}^n p_i x_i};$$

$p_i$  為第  $i$  種香菸的價格； $x_i$  為第  $i$  種香菸的消費量； $d \log x_i$  為第  $i$  種香菸消費量的差分對數值； $d \log X = \sum w_j d \log q_j$  為 Divisia 數量指數； $e'_i$  及  $e'_{ij}$  為一般化直接需求體系的估計參數； $\eta_1$  及  $\eta_2$  為 nesting 參數，主要的經濟意義在藉由 nesting 參數的設定，可推導出不同需求體系模型，使需求體系模型的選擇更具彈性。

我們利用(2)式及(3)式的關係式加以整理可得出(4)式，將(4)式帶回(1)式整理，可以得出左邊變數為  $dw_i$  的一般化直接需求體系(5)式。

$$dw_i = w_i(d \log p_i + d \log x_i - d \log P - d \log X) \quad (2)$$

$$d \log p_i - d \log P = \sum_{j=1}^n (\delta_{ij} - w_j) d \log p_j \quad (3)$$

$$dw_i = w_i \left[ \sum_{j=1}^n (\delta_{ij} - w_j) d \log p_j + d \log x_i - d \log X \right] \\ = w_i d \log x_i - w_i d \log X + \sum_{j=1}^n w_i (\delta_{ij} - w_j) d \log p_j \quad (4)$$

$$dw_i = [e'_i + (\eta_1 - 1)w_i] d \log X + \sum_j [e'_{ij} + (1 - \eta_2)w_i(\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \quad (5)$$

再設定  $\theta_1 = \eta_1 - 1$ ,  $\theta_2 = 1 - \eta_2$ ，則一般化直接需求體系可改寫為(6)式

$$dw_i = (e'_i + \theta_1 w_i) d \log X + \sum_j [e'_{ij} + \theta_2 w_i(\delta_{ij} - w_j)] d \log p_j \quad (6)$$

若限制一般化直接需求體系模型(6)式的  $\theta_1 = -1$  及  $\theta_2 = 1$ ，則可導出(7)式，再利用(2)式及(3)式的關係式對(7)式加以整理可得出(8)式，移項整理後得出 Rotterdam 需求體系(9)式。

$$dw_i = e'_i d \log X + \sum_j e'_{ij} d \log p_j - w_i d \log X + \sum_j w_i (\delta_{ij} - w_j) d \log p_j \quad (7)$$

$$w_i(d \log p_i + d \log x_i - d \log P - d \log X) \\ = e'_i d \log X + \sum_j e'_{ij} d \log p_j - w_i d \log X + \sum_j w_i (\delta_{ij} - w_j) d \log p_j \quad (8)$$

$$w_i d \log x_i = e'_i d \log X + \sum_j e'_{ij} d \log p_j \quad (9)$$

若限制一般化直接需求體系模型(6)式的  $\theta_1 = 0$  及  $\theta_2 = 1$ ，則可導出(10)式，



利用(2)式及(3)式的關係式對(10)式加以整理可得出(11)式，移項整理後可得出 CBS 需求體系(12)式。

$$dw_i = e'_i d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j + \sum_j w_i (\delta_{ij} - w_j) d\log p_j \quad (10)$$

$$w_i (d\log p_i + d\log x_i - d\log P - d\log X) = e'_i d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j + \sum_j w_i (\delta_{ij} - w_j) d\log p_j \quad (11)$$

$$w_i d\log x_i = (e'_i + w_i) d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j \quad (12)$$

若限制一般化直接需求體系模型(6)式的  $\theta_1 = 0$  及  $\theta_2 = 0$ ，則可導出 AIDS 需求體系(13)式。

$$dw_i = e'_i d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j \quad (13)$$

若限制一般化直接需求體系模型(6)式的  $\theta_1 = -1$  及  $\theta_2 = 0$ ，則可導出(14)式，利用(2)式及(3)式的關係式對(11)式加以整理可得出(15)式，移項整理後得出 NBR 需求體系(16)式。

$$dw_i = e'_i d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j - w_i d\log X \quad (14)$$

$$w_i (d\log p_i + d\log x_i - d\log P - d\log X) = e'_i d\log X + \sum_j e'_{ij} d\log p_j - w_i d\log X \quad (15)$$

$$w_i d\log x_i = e'_i d\log X + \sum_j [e'_{ij} - w_i (\delta_{ij} - w_j)] d\log p_j \quad (16)$$

一般化直接需求體系(6)式符合加總性、齊次性及對稱性，加總性的條件為  $\sum_i e'_i = -\theta_1$  及  $\sum_i e'_{ij} = 0$ ，齊次性的條件為  $\sum_j e'_{ij} = 0$ ，對稱性的條件為  $e'_{ij} = e'_{ji}$ 。其價格彈性估計公式列於表 5：

表 5 一般化直接需求體系的價格彈性計算公式<sup>1</sup>

價格/所得彈性	計算公式
支出彈性 (expenditure elasticity)	$\epsilon_i = e'_i/w_i + \theta_1 + 1$
未受補償價格彈性 (uncompensated price elasticity)	$\epsilon_{ij} = (e'_{ij} - e'_i w_j)/w_i - (\theta_2 - 1)\delta_{ij} - (\theta_1 + \theta_2)w_j$

註：1. 參數的定義依據(1)的定義。

## (二)模型選擇檢定

本研究以概似比檢定 (likelihood ratio test) 來檢驗一般化直接需求體系是否可經由嵌套假設簡化為鹿特丹需求體系、AIDS、CBS 需求體系及 NBR 需求體系等限制模型。概似比檢定 (likelihood ratio test)，其檢定統計量可寫成：

$$LRT = -2[\log L(\theta^*) - \log L(\theta^{**})] \quad (17)$$

(17)式中  $L(\theta^*)$  為限制模型的最大概似檢驗統計值，而  $\log L(\theta^{**})$  為未加限制模型的最大概似檢驗統計值，(17)式在虛無假設之下的極限分配為卡方分配，其自由度為所加入限制條件的數目。

## (三)模型預測績效評估

本研究利用一般化直接需求體系模型經由嵌套的假設簡化為鹿特丹需求體系、AIDS、CBS 需求體系及 NBR 需求體系。再對四種需求體系模型進行模型預測績效評估，以選定合適需求體系模型。本研究以均方根誤差 (root mean squared error, RMSE) 來進行模型適用性的評估。其計算公式如下：

$$RMSE = \sqrt{\frac{\sum_{t=1}^T (y_{it} - \hat{y}_{it})^2}{T}} \quad t=1, \dots, T \quad (18)$$

上式中  $y_{it}$  及  $\hat{y}_{it}$  分別為第  $t$  期第  $i$  種產品的實際與模擬之一階差分之支出份額， $T$  為樣本數。RMSE 用來測量模擬值與實際值之誤差，為避免正負抵消，因採用平方並且再開平方根。

## (四)資料屬性檢定

使用時間數列資料分析，變數是否為定態 (stationary) 是重要的議題，在傳統計量方法所討論的估計方式，都假設其殘差項為定態 (stationary) 序列，但殘差項若為非定態序列，則在定態假設下，會造成參數推估不具一致

性。因此在進行估計之前，為得到可靠的結果，必須確定時間數列為一定態序列。所以本研究採取 Phillips-Perron (1988) 的無母數檢定法來進行檢定。

Phillips-Perron (1988) 提出無母數檢定法，放寬了殘差項是獨立且來自相同分配的假設，允許殘差項有異質性與序列相關存在。考慮以 AR(1) 模式，利用無母數修正檢定法發展出兩種統計量，來修正 Dickey-Fuller 檢定統計量，模型也包含具有截距項及有時間趨勢的模型。模型及檢定統計量如下：

$$\text{模型 1} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + (\rho - 1)Y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t \quad (19)$$

$$\text{模型 2} \quad \Delta Y_t = \alpha_0 + \beta(t - T/2) + (\rho - 1)Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (20)$$

檢定統計量

$$Z_\rho = T(\rho - 1) - 1/2(T^2 \cdot \sigma_\rho^2 / s^2)(\lambda^2 - \gamma_0)$$

$$Z_t = (\gamma_0 / \lambda^2)t/2 - \{(1 - 2)(\lambda^2 - \gamma_0)(T \cdot \sigma_\rho / s) / \lambda\}$$

其中  $T$  為樣本數， $s$  為樣本標準差， $\rho$  為落遲期數係數估計值， $t = (\rho - 1) / \sigma_\rho$ ， $\lambda^2 = \gamma_0 + 2 \sum_{j=1}^q [1 - j / (q + 1)]$ ， $\gamma_j = T^{-1} \sum_{t=j+1}^T u_t u_{t-1}$ ， $\sigma_\rho^2$  為落遲期數係數估計值的變異數。將上述兩種統計量在  $\beta = 0$  及  $\rho = 1$  定義作檢定。 $Z(\alpha^4)$ 、 $Z(t_\alpha)$  為檢定模型 2 之  $\rho = 1$  的虛無假設， $Z(\Phi 2)$  和  $Z(\Phi 3)$  則檢定模型 2 之  $H_0: (\alpha_0, \beta, \rho) = (0, 0, 1)$  和  $H_0: (\alpha_0, \beta, \rho) = (\alpha_0, 0, 1)$ 。

上述兩種模型經校正後，仍為標準的 Dickey-Fuller 分配，其臨界值可以查閱 Dickey-Fuller (1981) 的文獻。而在單根檢定中落遲期數的選擇，採 Schwert (1987) 的建議， $q = \text{INT}[4(T/100)^{1/4}]$ ， $q$  為落遲期數， $T$  為樣本數，INT 為計算後的整數值。

## 五、實證結果分析

### (一) 變數定義與資料來源

本研究使用 1971-2000 年的菸品銷售時間數列資料進行分析，菸品銷售資料主要收集自台灣菸酒公司出版的《台灣菸酒事業統計年報》，包括菸品每年的零售價格及消費量。由於菸品品牌種類眾多，本研究將菸品分成國產香菸、進口香菸及雪茄三大類。在香菸及雪茄消費量的計算部分，均以十五歲

以上人口來計算每人的消費量，即以國人每年對這三類菸品的各自總消費量除以十五歲以上人口數計算。而國產香菸的消費量以台灣菸酒公司國產香菸銷售量扣除國產香菸出口量求得。進口香菸的消費量包括台灣菸酒公司及進口代理商所進口香菸的消費量。雪茄的消費量包括台灣菸酒公司所銷售及進口代理商所進口雪茄的消費量。每年十五歲以上人口數的資料取自內政部所編印之《中華民國台閩地區人口統計》。

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》。在國產香菸每年之加權平均零售價格，所考慮的國產品牌包括長壽菸、長支長壽、黃硬盒長壽、長壽涼菸、長壽淡菸、新樂園、金龍菸、雙喜菸、金馬菸、總統菸、寶島菸、富貴菸、凱旋菸、福祿菸、玉山菸、莒光菸、白雲菸、祥和菸、名流菸、長壽黃硬盒淡菸、520 淡菸、神農 100 淡菸、長壽白硬盒淡菸、新樂園淡菸、yes 淡菸等 25 種品牌。這些國產香菸中，現今部份香菸品牌已經停產，現有市場銷售國產香菸中，以長壽淡菸及黃硬盒長壽菸的市場佔有率較高，2000 年這兩種國產品牌香菸的市場佔有率合計約為國產香菸市場之 86%。

在進口香菸的零售價格，由於進口香菸代理商其各品牌進口香菸的零售價格無法取得，本研究以台灣菸酒公司其進口香菸的銷售值除以進口香菸的銷售量，求算進口香菸的價格，此價格可視為進口香菸的批發價格，再依據零售商加收 10% 的零售利潤來計算進口香菸的零售價格。

在雪茄的零售價格，由國產雪茄及進口雪茄的零售價格，按銷售量加權平均計算而得。國產雪茄的零售價格，由小紳士及紳士的零售價格，按銷售量加權平均計算而得。進口雪茄的零售價格，由於進口雪茄代理商其各品牌雪茄的零售價格無法取得，本研究以台灣菸酒公司其進口雪茄的銷售值除以進口雪茄的銷售量，求算進口雪茄的價格，此價格可視為進口雪茄的批發價格，再依據零售商加收 10% 的零售利潤來計算進口雪茄的零售價格。最後所計算國產香菸、進口香菸及雪茄的零售價格都經過消費者物價來平減。

## (二)估計方法與模型選擇檢定結果

### 1. 估計方法

需求體系模型的估計，本文利用 1971-2000 年進口香菸、國產香菸及雪茄三種菸品年別資料，將對稱性及齊次性等參數限制條件納入，以近似無關迴歸 (seemingly unrelated regression, SUR) 方法聯立推估，所採用的電腦套裝軟體為 TSP 4.3 版。因為這三類香菸消費支出份額總和等於一，在估計時會產生奇性 (singular)，為避免此問題，在估計時可除去另一條方程式，被除去方程式可以利用對稱性、齊次性及加總性等限制條件推估而得。

### 2. 模型選擇檢定結果

我們將利用概似比檢定 (likelihood ratio test) 來檢定一般化直接需求體系是否經由嵌套假設簡化為鹿特丹需求體系、AIDS、CBS 需求體系及 NBR 需求體系模型。由表 6 中的 LR 統計檢定值在 1% 的顯著水準下，結果顯示鹿特丹 (Rotterdam) 模型、近似理想需求體系 (AIDS) 模型及 NBR 等限制模型皆被拒絕，CBS 需求體系限制模型不被拒絕，所以選擇一般化直接需求體系模型(1)與 CBS 需求體系模型無顯著差異。

表 6 需求體系模型設定之最大概似檢定統計值

模型	最大概似值	概似比值 <sup>1</sup>	自由度
一般化直接需求模型	266.74		
Rotterdam 模型	247.76	37.96	2
CBS 模型	262.51	8.46	2
AIDS 模型	261.22	11.04	2
NBR 模型	248.86	35.76	2

資料來源：本研究實證彙整

註：1. 概似比值 =  $-2[\log L(\theta^*) - \log L(\theta^{**})]$ 。

由表 7 的四種需求體系模型其均方根誤差計算結果發現 CBS 需求體系模型其國產香菸及進口香菸份額方程式的 RMSE 值，相較於其他三種需求體系模型來的小，表示 CBS 需求體系對資料的配適度較其他三種需求體系

模型為佳。由概似比檢定及 RMSE 值計算，顯示 CBS 需求體系模型其模型的配適度較佳。

表 7 需求體系模型的預測績效

香菸份額方程式	AIDS	CBS	NBR	Rotterdam
國產香菸	0.0126	0.0101	0.0187	0.0158
進口香菸	0.0125	0.0102	0.0185	0.0158

資料來源：本研究實證彙整

由於 CBS 需求體系為差分需求體系模型，我們利用 PP 單根檢定法，針對迴歸式含有截距項、時間趨勢項進行檢定，以判斷變數經過一階差分後是否達到定態數列，茲將結果列於表 8。由表中得知，原始變數未經差分，大部分都無法拒絕具有單根的假設，表示變數具有單根。當變數經過一階差分在進行單根檢定時，由表 9 的結果得知，各變數的一次差分數列的統計量明顯大於 5% 的臨界值，顯示各變數皆為 I(1) 數列，變數經過一階差分後可達定態。

表 8 消費變數 ADF 及 PP 檢定結果<sup>1</sup>

消費變數	PP 檢定			
	Z	Z(t <sub>a</sub> )	Z(Φ <sub>2</sub> )	Z(Φ <sub>3</sub> )
國產香菸支出	-3.005*	-1.049*	4.950	3.406*
進口香菸支出	-3.008*	-1.047*	4.948	3.407*
雪茄支出	-12.737*	-2.674*	2.480*	3.626*
國產香菸零售價格	-21.649	-4.038	7.791	8.343
進口香菸零售價格	-7.568*	-1.765*	1.714*	1.728*
雪茄零售價格	-11.896*	-2.716*	2.612*	3.727*
Divisia 數量指數	-6.277*	-2.235*	2.244*	3.299*

資料來源：本研究實證彙整

註：1. (1) 落遲期數是依 Schwert (1987) 的建議  $q = \text{INT}[4(T/100)^{1/4}]$ ,  $q$  為落遲期數,  $T$  為樣本數,  $\text{INT}$  為計算後的整數值。

(2)  $Z = -18.2$ 、 $Z(t_a) = -3.13$ 、 $Z(\Phi_2) = 4.03$ 、 $Z(\Phi_3) = 5.34$  為 5% 顯著水準的臨界值。

\* 表示 5% 顯著水準下有單根存在。

表 9 一階差分消費變數 ADF 及 PP 檢定結果<sup>1</sup>

消費變數	PP 檢定			
	Z	Z(t <sub>α</sub> )	Z(Φ2)	Z(Φ3)
國產香菸支出	-27.333	-5.572	10.196	15.270
進口香菸支出	-27.345	-5.574	10.203	15.279
雪茄支出	-19.312	-3.558	4.040	5.984
國產香菸零售價格	-37.639	-8.649	24.709	37.062
進口香菸零售價格	-26.974	-4.796	7.528	11.290
雪茄零售價格	-32.402	-4.793	8.121	12.079
Divisia 數量指數	-32.106	-6.346	13.326	19.989

資料來源：本研究實證彙整

註：1. (1) 落遲期數是依 Schwert (1987) 的建議  $q = \text{INT}[4(T/100)^{1/4}]$ ,  $q$  為落遲期數,  $T$  為樣本數,  $\text{INT}$  為計算後的整數值。

(2)  $Z = -18.2$ 、 $Z(t_\alpha) = -3.13$ 、 $Z(\Phi 2) = 4.03$ 、 $Z(\Phi 3) = 5.34$  為 5% 顯著水準的臨界值。

### (三) 香菸消費癮性特徵檢定

由於香菸中含有尼古丁成份，因此會使消費者當期的消費量易受到過去消費量影響。因此本研究以概似比檢定 (likelihood ratio test)，在 CBS 需求體系模型中加入前期香菸消費量，來檢定「癮性」特徵。由表 10 的檢定結果顯示 CBS 需求體系未加入前期香菸消費量的限制模型未被拒絕，表示「癮性」特徵並不顯著。所以本研究未將前期消費量納入 CBS 需求體系模型中以代表「癮性」特徵。

表 10 消費癮性特徵之最大概似檢定統計值

模型	最大概似值	概似比值 <sup>1</sup>	自由度
CBS 需求體系加入前期香菸消費量	252.34		
CBS 需求體系未加入前期香菸消費量	251.49	1.7	1

資料來源：本研究實證彙整

註：1. 概似比值 =  $-2[\log L(\theta^*) - \log L(\theta^{**})]$

#### (四)需求限制條件及消費結構變動檢定

##### 1. 需求限制條件檢定

我們利用國內外常用的概似比檢定 (likelihood ratio test) 來檢定 CBS 需求體系模型是否符合需求理論的限制條件，其檢定統計量  $LR = -2(Lr - Lu)$ ， $Lr$  為受限制的概似檢定統計值， $Lu$  為未受限制的概似檢定統計值， $LR$  檢定統計值在虛無假設之下的極限分配 (limit distribution) 是卡方分配 ( $\chi^2$  distribution)，其自由度為加入限制條件的數目。其 CBS 需求體系的需求限制條件檢定結果列於表 11，由檢定結果發現，齊次性的限制條件在 5% 的顯著水準下不被拒絕，對稱性的限制條件在 5% 的顯著水準下不被拒絕，而對稱性及齊次性的限制條件在 5% 的顯著水準下也不被拒絕，這表示菸品消費資料符合需求理論的限制條件，所以本研究在以 CBS 需求體系進行菸品需求結構參數估計時，將對稱性及齊次性等參數限制條件納入。

表 11 需求限制條件檢定

$H_0$	$H_1$	概似比值 <sup>1</sup>	自由度	卡方檢定值( $\alpha=5\%$ )
齊次性	未加限制	0.678	2	5.99
對稱性	未加限制	0.604	1	3.84
齊次性與對稱性	未加限制	0.672	3	7.81

資料來源：本研究實證彙整

註：1. 概似比值 =  $-2[\log L(\theta^*) - \log L(\theta^{**})]$

##### 2. 消費結構變動檢定

國內香菸消費結構自民國 76 年開放菸品市場後，香菸消費結構明顯改變，國人對進口菸消費逐年增加。本研究設定虛擬變數 (民國 76 年後設定虛擬變數值為 1，民國 76 年之前設定虛擬變數值為 0) 方式來檢定民國 76 年菸品市場開放，貿易自由化後對香菸消費結構的影響。檢定結果列於表 12，發現所有結構參數在 5% 的顯著水準下拒絕沒有結構性變動的假設，表示民國 76 年之前及之後兩段期間，香菸消費結構確實存在差異。接著檢定香菸價格



是否存在結構性的變動，檢定結果發現，價格在 5% 的顯著水準下不被拒絕，表示香菸價格在民國 76 年之前及之後兩段期間沒有顯著差異。香菸支出是否存在結構性的變動，檢定結果發現，香菸支出在 5% 的顯著水準下被拒絕，表示香菸支出在民國 76 年之前及之後兩段期間存在顯著差異。

表 12 香菸需求結構變動檢定結果

結構變動來源	概似比值 <sup>1</sup>	自由度	卡方檢定值( $\alpha=5\%$ )
所有參數	15.39	5	11.07
價格參數	4.86	3	7.81
支出參數	11.25	2	5.99

資料來源：本研究實證彙整

註：1. 概似比值 =  $-2[\log L(\theta^*) - \log L(\theta^{**})]$ 。

## (五) 模型參數及相關彈性值估計結果

### 1. 模型係數估計結果

表 13 之 CBS 需求體系所估計 12 個價格及支出效果的估計係數中，有 6 項係數分別於 5% 的顯著水準下達到統計上的顯著性。CBS 需求體系模型所估計的國產香菸及進口香菸支出效果係數達到統計上的顯著性，國產香菸支出效果係數為負，進口香菸支出效果係數為正，表示隨著菸品消費支出增加，

表 13 CBS 需求體系模型參數估計值

菸品種類	實質支出 效果估計值	價格效果估計值		
		國產香菸	進口香菸	雪茄
國產香菸	-0.25384 (-13.332) <sup>1*</sup>	-0.06617 (-3.027) <sup>*</sup>	0.06816 (3.027) <sup>*</sup>	-0.00198 (-1.072)
進口香菸	0.25360 (13.121) <sup>*</sup>	0.06816 (3.027) <sup>*</sup>	-0.07024 (-3.080) <sup>*</sup>	0.00207 (1.333)
雪茄	0.00023 (0.165)	-0.00198 (-1.072)	0.00207 (1.333)	-0.00009 (-0.114)

資料來源：本研究實證彙整

註：1. 括號內為 t 值。

\* 表示為雙尾檢定在 5% 水準下顯著。

將使國產香菸的消費支出減少，進口香菸的消費支出增加。CBS 需求體系模型，所估計自身價格效果係數，以國產香菸及進口香菸的自身價格效果係數為負且達到統計上的顯著性，以進口香菸的自身價格效果係數值較大。而 CBS 需求體系整體的系統  $R^2$  為 0.819，表示模型整體解釋力不錯。

## 2. 價格彈性

由香菸消費結構檢定發現民國 76 年之後香菸消費結構確實存在差異。因此我們利用三種菸品 1987-2000 年的樣本平均份額計算，可求算出三種菸品的自身價格彈性，由表 14 估計結果發現，未受補償自身價格彈性以進口香菸  $-0.807$  為最高，國產香菸為  $-0.490$  居次，雪茄為  $-0.033$  為最低。進口香菸及國產香菸其自身價格彈性值達到統計上的顯著性；雪茄自身價格彈性值未達到統計上的顯著性。進口香菸的自身價格彈性較國產香菸為大，表示吸菸者對進口香菸的價格變動較敏感，隨著進口香菸價調漲，將有助於減少進口香菸的消費量。吸菸者對進口香菸較國產香菸有較大的香菸價格彈性，這個結果與 Heish et al., (1999) 估計的結果一致，其將國產菸與進口菸分開估計，

表 14 價格及支出彈性估計值

菸品種類	樣本平均 支出份額	支出彈性 <sup>2</sup> 估計值	價格彈性估計值 <sup>3</sup>		
			國產香菸	進口香菸	雪茄
國產香菸	0.641	0.603 (20.335) <sup>1*</sup>	$-0.490$ ( $-11.034$ ) <sup>*</sup>	$-0.108$ ( $-3.247$ ) <sup>*</sup>	$-0.005$ ( $-1.692$ )
進口香菸	0.356	1.712 (31.541) <sup>*</sup>	$-0.906$ ( $-11.204$ ) <sup>*</sup>	$-0.807$ ( $-13.239$ ) <sup>*</sup>	0.001 (0.159)
雪茄	0.003	1.077 (2.292) <sup>*</sup>	$-1.353$ ( $-1.861$ )	0.309 (0.604)	$-0.033$ ( $-0.126$ )

資料來源：本研究實證彙整。

註：1. 括號內為 t 值，t 值的計算是依據 “delta method” 運算求得，可參閱 Gallant, A. Ronald, and Dele Jorenson, “Statistical Inference for a System of Simultaneous, Non-linear, Implicit Equations in the Context of Instrumental Variable Estimation”, *Journal of Econometrics* 11, 1979, pp 275-302.

2. 支出彈性計算公式為  $\epsilon_i = e'_i/w_i + 1$ 。

3. 價格彈性計算公式為  $\epsilon_{ij} = (e'_{ij} - e'_i w_j)/w_i - w_j$ 。

\* 表示為雙尾檢定在 5% 水準下顯著。

國產菸的價格彈性為 $-0.6$ ，而進口菸的價格彈性則為 $-1.1$ 。本研究估計的香菸價格彈性較 Heish et al., (1999) 為低，原因除了香菸需求函數設定及估計方法差異所造成外，隨著台灣邁入已開發國家，平均國民所得提升後，香菸價格調漲對消費者的實質購買影響變小。由於國內年輕人對進口香菸有較大的偏好，所以未來進口香菸價調整將有助於減少年輕人對進口香菸的消費。

2002 年台灣加入世界貿易組織後，國內每包香菸的菸稅為 16.8 元，每包菸的平均零售價格約為 42.2 元，每包菸的菸稅佔香菸零售價格約 40%，菸稅佔菸價比率相對於已開發國家仍為偏低，雖然進口香菸及國產香菸的價格彈性小於一，但菸稅增加使菸價調漲將是有效的策略工具。

我們以前面所估計的菸品價格彈性為基礎，且進口香菸、國產香菸及雪茄三種菸品的價格彈性小於一，表示這三種菸品的價格與菸品收益呈現正向關係，所以菸品價格的調漲，將使菸商收益增加。雪茄自身價格彈性值未達到統計上的顯著性，且價格彈性值為最小，表示吸菸者對雪茄價格的變動最不敏感。由估計的菸品未受補償交叉價格彈性發現，進口香菸及國產香菸其補償交叉彈性值為負，且達到統計上的顯著，表示進口香菸及國產香菸呈現毛互補關係。

### 3. 支出彈性

在菸品的支出彈性部分，以進口香菸及國產香菸的支出彈性估計值達到統計上的顯著性。支出彈性估計值表示增加 1% 的菸品總支出時，導致某種菸品支出增加的百分比，由表 14 第三欄為支出彈性估計值，菸品支出彈性估計值達到統計上的顯著性，以進口香菸 1.712 為最高，國產香菸的支出彈性為 0.603。進口香菸支出彈性估計值大於一，國產香菸支出彈性小於一，表示增加 1% 的菸品總支出會導致進口香菸的支出增加 1.712%，國產香菸支出增加 0.603%，表示吸菸者對進口香菸較具偏好，可能原因在吸菸者認為進口香菸品質較國產香菸為高。由於國內年輕人對進口香菸有較大的偏好，加上進口香菸的自身價格彈性 $-0.807$  較國產香菸價格彈性 $-0.490$  為高，若進口香菸價格能調漲，將有助於減少國人對進口香菸之消費。

## (六)菸品健康福利捐菸稅課徵對香菸消費的影響

新制菸酒稅法對菸品開徵健康福利捐，公佈施行已逾兩年，現今仍面臨菸價偏低，造成國人抽菸量無法明顯減少，以及吸菸引發疾病造成醫療支出，對健保體制形成沉重負擔，使現行健康福利捐面臨調整壓力。在部分立委的推動下，擬將每包菸品健康福利捐從原本的 5 元提高到 10 元，即每包菸品健康福利捐再調漲 5 元，在菸商反映成本上漲之下，若調漲每包香菸價格 5 元，以 2004 年進口香菸及國產香菸平均每人消費量為 60.74 包及 46.26 包來計算。當進口香菸及國產香菸的價格彈性為  $-0.807$  及  $-0.49$  時，若進口香菸及國產香菸分別調漲約 5 元，將使國人平均每人國產香菸及進口香菸消費減少 3.23 包及 4.86 包，合計平均每人的香菸消費量減少 8.09 包，國人全部消費量減少約 1.48 億包，平均每人香菸消費量減少 7.56%。

## (七)香菸價格的調漲幅度

台灣 2004 年進口香菸及國產香菸平均每人消費量 60.74 包及 46.26 包，合計 107 包。若以世界衛生組織 1998 年所公佈世界 128 個國家平均每人的香菸消費量 1217.2 支為標準（約平均每人消費 61 包）。要將台灣平均每人香菸消費量由 107 包減少至 61 包的水準，即平均每人香菸消費量減少約 46 包，若以每次香菸價格調漲 5 元來計算，則進口香菸及國產香菸的每包香菸價格須分別調漲約 29 元，才能使合計平均每人香菸消費量減少 46.93 包（國產香菸 18.72 包及進口香菸 28.21 包），此時國人全部香菸消費量減少約 8 億 6 千萬包（以 2004 年十五歲以上人口計算），平均每人香菸消費量減少 44%。此時國內香菸的平均稅率約為 64%，相較於 2002 年國內香菸的平均稅率為 39.81% 調升了 24.19%。

## 六、結論與建議

本研究的主要目的在藉由菸品價格彈性估計來評估「菸品健康福利捐」課徵對香菸消費的影響效果。研究結果發現，進口香菸需求價格彈性為

-0.807，國產香菸的需求價格彈性為-0.490，在每包菸品健康福利捐從原本的5元提高到10元，即每包菸品健康福利捐再調漲5元，在菸商反映成本上漲之下，若調漲每包香菸價格5元，將使國人平均每人國產香菸及進口香菸消費減少3.23包及4.86包，合計平均每人的香菸消費量減少8.09包，國人全部消費量減少約1.48億包，平均每人香菸消費量減少7.56%。此時新的香菸消費量減少至18.1億包（以2004年十五歲以上人口計算），政府菸稅收益為394.7億元，其中菸品健康福利捐約181億元。預估每包菸品健康福利捐從原本的5元提高到10元，菸品健康福利捐可多增收90.5億元。

香菸價格要漲多少是吸菸者及禁菸團體所關心的議題，若要將國人的香菸消費量低於1998年世界的平均消費水準約為每人消費61包。以每次香菸價格調漲5元來計算，則進口香菸及國產香菸的每包香菸價格必須分別調漲約29元，此時國人全部香菸消費量減少約8億6千萬包（以2004年十五歲以上人口計算），平均每人香菸消費量減少44%。此時國人香菸消費量減少至11億包（以2004年十五歲以上人口計算）。

由估計香菸需求的價格彈性發現，進口香菸的自身價格彈性較國產香菸為大，表示吸菸者對進口香菸的價格變動較敏感，當進口香菸及國產香菸價格調漲相同百分比，將使進口香菸消費量減少幅度較大。但現階段菸品健康福利捐的課徵不論國產香菸及進口香菸每千支250元，即從量課徵。未來每包菸品健康福利捐再調漲5元，在菸商反映成本上漲之下，若進口香菸及國產香菸每包價格調漲5元，因進口香菸零售價格較國產香菸為高，使進口香菸及國產香菸每包同樣漲5元，但國產香菸價格上漲百分比較大，使國產香菸消費量減少幅度較大。所以若能依據零售價格從價計徵菸品健康福利捐，才能使進口香菸消費量減少更為顯著。

菸品健康福利捐的課徵雖然對於癮君子不一定能減少其香菸消費量，但卻有財政捐輸之功；反之，對於非癮君子或年輕族群，若能抑制其香菸消費，則是政府菸控政策所寄望。除了增加菸稅以提高香菸價格來抑制年輕人在青春期養成吸菸的惡習外，若能結合學校菸害防制教育從小做起，更能發揮事半功倍之成效。菸品健康福利捐之用途，主要70%作為全民健康保險安全準備及30%作為中央與地方之菸害防制、衛生保健與社會福利，不僅有貫徹社

會公平之意義，具有降低菸稅的累退效果，且實施後只要菸價漲幅大於香菸消費量減少，則政府菸稅收益隨之增加，有助於彌補現今健保財務之缺口。

本文主要利用香菸價量時間數列資料進行香菸價格彈性之估計，有別於利用個體資料，無法進行不同次吸菸群體（如性別、年齡、所得及教育等）的香菸價格彈性估計，未來可利用面訪收集個體資料，進行不同次吸菸群體價格彈性值估算，有助於瞭解不同次吸菸群體對香菸價格調漲的反應程度。

## 參考資料

李家銘、葉春淵

- 2004 《貿易自由化及菸害防制政策實施對台灣菸品需求及產業結構影響之研究》，行政院衛生署國民健康局委託研究報告。

徐茂炫、謝啓瑞

- 1999 〈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》11(3): 301-334。

趙揚清、黃怡靜

- 2003 〈我國菸品稅制應具備特種銷售稅功能〉，《稅務》，1861: 7-16。

謝啓瑞

- 1999 《香菸貿易自由化的福利效果分析》，行政院國家科學委員會專題研究計劃成果報告。

董氏基金會

- 1994 〈財團法人董氏基金會〉。台北：董氏基金會。

- 2000 〈財團法人董氏基金會〉。台北：董氏基金會。

Barten, A. P.

- 1967 "Evidence on the Slutsky Conditions for Demand Equations," *Review of Economics and Statistics* 49: 77-84.

- 1969 "Maximum Likelihood of a Complete System of Demand Equation," *European Economic Review* 1: 7-72.

- 1993 "Consumer Allocation Model Choice of Functional Form," *Empirical Economics* 18: 129-158.

Chaloupka, F. J.

- 1991 "Rational Addictive Behavior and Cigarette Smoking," *Journal of Political Economy* 99(4): 722-742.

Chaloupka, F. J., and H. Wechsler

- 1997 "Price, Tobacco Control Policies and Smoking among Young Adults," *Journal of Health Economics* 16: 359-373.

- Chaloupka, F. J., and K. E. Warner  
1999 "The Economics of Smoking," *NBER Working Paper*, No.7047.
- Chaloupka, F. J., T. W. Hu, K. E. Warner, R. Jacobs, and A. Yurekli  
2000 "The Taxation of Tobacco Products," in P. Jha and F. J. Chaloupka (eds), *Tobacco control in developing countries*, pp. 237-272, London: Oxford University Press.
- Chambers, M. J.  
1994 "Forecasting with Demand Systems. A Comparative Study," *Journal of Econometrics* 44: 363-376.
- Christensen, L. R., D. W. Jorgenson, and L. J. Lau  
1975 "Transcendental Logarithmic Utility Functions," *American Economic Review* 65(3): 367-383.
- Deaton, A. S.  
1974 "The Analysis of Consumer Demand in the United Kingdom 1900-1970," *Econometrica* 42: 341-367.
- Deaton, A. S., and J. Muellbauer  
1980 *Economics and Consumer Behavior*. Cambridge University Press.
- Dickey, D. A., and W. A. Fuller  
1981 "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Econometrica* 49: 1057-1072.
- Elaes, J. S., C. Durham, and C. R. Wessells  
1997 "Generalized Models of Japanese Demand for Fish," *American Journal of Agricultural Economics* 79: 1153-1163.
- Galbraith, J. W., and M. Kaiserman  
1997 "Taxation, Smuggling and Demand for Cigarettes in Canada: Evidence from Time-Series Data," *Journal of Health Economics* 16: 287-301.
- Grossman, M. J., J. L. Sindelar, and M. John  
1993 "Alcohol and Cigarette Taxes," *Journal of Economic Perspective* 7(4): 211-222.
- Gruber, J., A. Sen, and M. Stabile  
2002 "Estimating Price Elasticities When There Is Smuggling: The Sensitivity of Smoking to Price in Canada." *NBER Working Paper*, No.8962.
- Haden, K.  
1990 "The Demand for Cigarettes in Japan," *American Journal of Agricultural Economics* 72(2): 446-450.
- Houthakker, H. S.  
1960 "Additive Preference," *Econometrica* 28: 244-257.
- Hsieh, C. R., L. L. Yen, J. T. Liu, and C. J. Lin  
1996 "Smoking, Health Knowledge, and Antismoking Campaigns: An Empirical Study in Taiwan," *Journal of Health Economics* 15: 87-104.

- Hsieh, C.R., T.W. Hu, and C.J. Lin  
1999 "The Demand for Cigarettes in Taiwan: Domestic Versus Imported Cigarettes," *Contemporary Economic Policy* 17(2): 223-34.
- Hu, T. W., Hai-yen Sung, and T. E. Keeler  
1995a "Reducing Cigarette Consumption in California: Tobacco Taxes vs. an Anti-smoking Media Campaign," *American Journal of Public Health*, 85(9): 1218-1222.
- Hu, T. W., T. E. Keeler, and Hai-yen Sung et al.  
1995b "The Impact of California Anti-Smoking Legislation on Cigarette Sales, Consumption, and Prices," *Tobacco Control* 4: 534-538.
- Hu, T. W., and Z. Mao  
2002 "Effects of Cigarette Tax on Cigarette Consumption and the Chinese Economy," *Tobacco Contro*, 11: 105-108.
- Keeler, T. E., T.-W. Hu, P. G. Barnett, and W. G. Manning  
1993 "Taxation, Regulation, and Addiction: A Demand Function for Cigarettes Based on Time-Series Evidence," *Journal of Health Economics* 12: 1-18.
- Keller, W. J. and J. Van Driel  
1985 "Differential Consumer Demand Analysis," *European Economic Review* 27: 375-390.
- Klein, L. R. and H. Rubin  
1947 "A Constant Utility Index of the Cost of Living," *The Review of Economic Studies* 15: 84-87.
- Laitinen, K. and H. Theil  
1979 "The Antonelli Matrix and Reciprocal Slutsky Matrix," *Economics Letters* 3: 153-57.
- Lee, J.-Y., M. G. Brown, and J. L. Seale, Jr  
1994 "Model Choice in Consumer Analysis: Taiwan, 1970-1989," *American Journal of Agricultural Economics* 76: 504-512.
- Lewit, E. M. and D. Coate  
1982 "The Potential for Using Excise Taxes to Reduce Smoking," *Journal of Health Economics* 1: 121-145.
- Lewit, Eugene M., D. Coate, and M. Grossman  
1981 "The Effects of Government Regulations on Teenage Smoking," *Health Economics* 24(3): 545-569.
- Lin H.S., C.P. Wen, C.C. Hou, S.T. Chu, and W.S. Chung  
2002 "Research on Tobacco Litigation in Taiwan," in Chi-pang Wen et al., (eds), *Collection of Research Papers on Tobacco or Health in Taiwan 2002*, pp. 68-90, Taiwan, Division of Health Policy Research, National Health Research Institutes.
- Neves, P.  
1987 *Analysis of Consumer Demand in Portugal, 1958-1981. Memorie de Maitrise en Sciences Economiques*: University Catholique de Louvain, Louvain-la-



- Neuve.
- Phillips, P. C. B. and P. Perron  
1988 "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika* 75: 332-46.
- Pollak, R. A. and T. J. Wales  
1992 "Specification and Estimation of Dynamic Demand Systems," in L. Phipps and L. D. Taylor (eds), *Aggregation, Consumption and Trade*, pp. 99-119, Kluwer. Academic Publishers.
- Schwert, G. W.  
1987 "Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data," *Journal of Monetary Economics* 20: 73-103.
- Shafey, O., S. Dolwick, and G. E. Guindon  
2003 *Tobacco Control Country Profiles 2003*. American Cancer Society, Atlanta, GA.
- Stone, R.  
1954 "Linear Expenditure System and Demand Analysis: An Application to Patterns of British Demand," *Economic* 64: 511-527.
- Taylor, A., F. J. Chaloupka, E. Guindon, and M. Corbett  
2000 "The Impact of Trade Liberalization on Tobacco Consumption," in P. Jha and F. J. Chaloupka (eds), *Tobacco Control in Developing Countries*, pp. 343-364, London: Oxford University Press.
- Theil, H.  
1965 "The Information Approach to Demand Analysis," *Econometrica*, 33(1): 67-87.
- Wasserman, J., W. G. Manning, J. P. Newhouse, and J. D. Winkler  
1991 "The Effects of Excise Taxes and Regulations on Cigarette Smoking," *Journal of Health Economics* 34(1): 43-64.
- Wen, C. P. and D. T. Levy  
2002 "Smoking Policy at the Crossroads: Opportunities and Challenges," in Chi-pang Wen et al., (eds), *Collection of Research Papers on Tobacco or Health in Taiwan 2002*, pp. 4-49, Taiwan, Division of Health Policy Research, National Health Research Institutes.
- Wessells, C. R. and J. E. Wilen  
1994 "Seasonal Patterns and Regional Preferences in Japanese Household Demand for Seafood," *Canadian Journal of Agricultural Economics* 42: 87-103.
- Yorozu, I. and Y. Zhou  
2002 "The Demand for Cigarettes in Japan: Impact of Information Dissemination on Cigarette Consumption," *Contemporary Economic Policy* 20(1): 72-82.
- Yurekli, A.  
2000 World Bank Economics of Tobacco Toolkit: Design and Administer Tobacco Taxes. Tool 4. *Worldbank*.

# Cigarette Price Hike: The Effect of Tobacco Health Welfare Tax on Cigarette Consumption

Jie-min Lee

Associate Professor,  
Department of Logistic Management,  
National Kaohsiung Marine University

Chun-yuan Ye

Assistant Professor,  
Department of International Trade,  
The Overseas Chinese Institute of Technology

Tsorng-chyi Hwang

Professor,  
Department of Applied Economics,  
National Chung Hsing University

## ABSTRACT

The main purpose of this study is to evaluate the effect of a "Tobacco Health Welfare Tax" on cigarette consumption through the estimation of cigarette price elasticities. It's found that the price elasticities for domestic and imported cigarettes, calculated at sample means, are  $-0.49$  and  $-0.807$ . The raising of the health welfare tax from 5 NT\$/pack to 10 NT\$/pack is an increase of 5 NT\$ per pack. Provided the cost reflection in the tobacco business is 5 NT\$/pack, there would be a per capita decrease of 2.23 and 4.86 packs in domestic and imported cigarette consumption, respectively. That is, there would be a reduction of 8.09 packs per capita or 148-million pack decrease in cigarette consumption, resulting in additional tobacco health welfare tax revenue of NT\$ 9.5 billion. To reduce the cigarette consumption of Taiwan below the world average, 61 packs per capita, and taking the consumption and retail price

in 2004 as the base, there should be a price hike of NT\$ 29/pack in imported and domestic cigarettes, respectively, to reduce total cigarette consumption by 46.93 packs per capita. Total cigarette consumption should be reduced by about 860 million packs, or a per capita cigarette consumption decrease of 44%.

**Key Words:** cigarette price, tobacco health welfare tax, price elasticity, cigarette consumption