

終身癌症保險之評價

The Valuation of Lifetime Cancer Insurance Policies

黃泓智 / 國立政治大學風險管理與保險學系教授

Hong-Chih Haung, Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University

楊尚穎 / 東海大學財務金融系助理教授

Shang-Yin Yang, Assistant Professor, Department of Finance, Tunghai University

王敏琪 / 南山人壽商品部專員

Mng-Chi Wang, Specialist, Product Development, Nan Shan Life Insurance

Received, 2015/10, Final revision received 2017/2

摘要

本文利用健保資料庫估計癌症發生率、持續治療率與醫療費用，並以理論模型評估終身癌症保險的保費。研究結果發現，癌症發生率逐年增加且 30 歲以下族群之增幅較大，持續治療率逐年提高，癌症醫療費用隨年紀增長而上升，使保險成本逐年提高。同時發現於 1998 至 2003 年間男性癌症保險成本六年增加 60%，女性癌症保險成本六年上升 35%。

【關鍵字】 癌症保險、全民健康保險研究資料庫、醫療成本

Abstract

To address the valuation of lifetime cancer insurance policies, this article provides an analytical solution for the fair premium. The premium increase is a result of a continuous increase in the incidence of cancer, especially in the younger generation. The continued treatment rate and the medical cost increases with age. From 1998 to 2003, the maximum difference premium cost reached nearly 60 percent for males and 35 percent for females.

【Keywords】 cancer insurance, National Health Insurance Research Database, medical cost

壹、前言

癌症又稱為惡性腫瘤，是指人體細胞不正常增生，且這些增生的細胞可能侵犯身體其他部位的一種疾病。癌症的成因在醫學界尚無定論，但大致尚可分為二類因素：內在與外在因素。內在因素包括種族、遺傳、年齡、性別等，外在因素則為身體長期受到的外來刺激。根據圖 1 衛生福利部國民健康署 (2015) (國健署) 的統計資料顯示，癌症發生的頻率由 2003 年每 8 分 24 秒有 1 人罹癌逐年提升至 2012 年為每 5 分 26 秒有 1 人罹癌，10 年間國人罹癌的速度增加約 60%。除罹癌發生率持續上升外，由衛生福利部統計處 (2015) (衛福部) 的統計資料得知，自民國 71 年起癌症已連續 33 年高居國人死因之首位。圖 2 呈現我國 2001 至 2014 年癌症死亡率與死亡人數的變動情形，除 2008 年外，死亡率由 2001 年每 10 萬分之 147.7 上升至 2014 年為 10 萬分之 197，死亡人數由 2001 年 32,993 人上升至 2014 年為 46,095 人，在 14 年間，癌症死亡率增加約 33%，死亡人數上升約 40%。由圖 1 與圖 2 的資料可知，癌症對國人健康與生存的影響程度越來越嚴重。

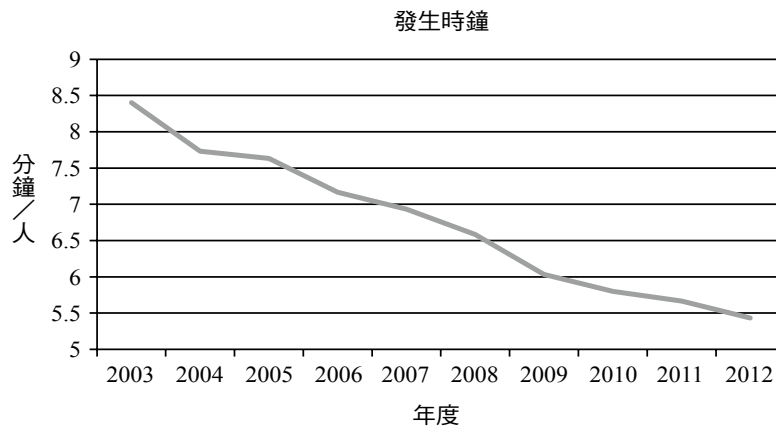


圖 1 2003 至 2012 我國癌症時鐘

另一方面，根據衛生福利部健康保險署 (2014) (健保署) 公布的全民健康保險重大傷病相關統計資料顯示，至 2013 年 12 月止，國人因癌症領取重大傷病證明卡的人數達 482,949 人，約為 49% 重大傷病人數。同時癌症醫療費用高居 2013 年重大傷病醫療支出的第一位，實際醫療點數為 627.03 億點，點數相較 2012 年增加 6.7%，癌症醫療費用支出亦加重我國健保的負擔。癌症醫療費用的增加除了與重大傷病領證人數相關外，也與健保擴大癌症給付的項目有關。由於醫療技術的進步，為減低罹癌民眾的負擔，我國健保署會不定期擴大健保癌症給付的範圍¹。然而，癌症病患的存活率

1 我國自 1988 年起逐步實施總額支付制度，此制度以全民健康保險的投保人數為基礎，估計未來醫事服務機構提供的服務量，設定支付上限，作為支付的總額。在總額支付制度之下，可預期全民健保對於癌症給付的增長，將有所限制。民眾為尋求更好之醫療品質，自費醫療的項目將有所增加。

上升、醫院醫療成本逐年增加等因素，皆與癌症醫療費用的成長有關，這些因素亦會提高商業癌症保險的成本，增加保險公司的負擔。因此，本文運用全民健康保險研究資料庫（健保資料庫）中國人罹癌的就診資料²，評估癌症發生率、就診次數與醫療費用的變動，探討終身癌症保險的公平保費。

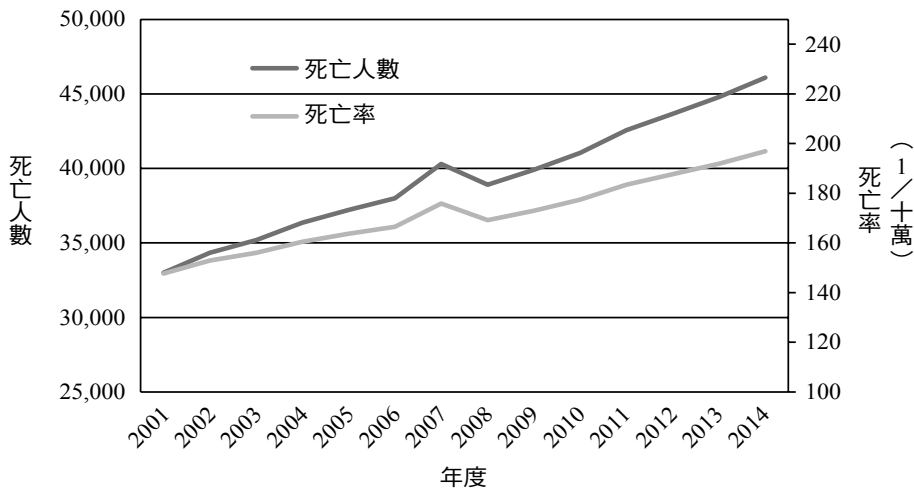


圖 2 2001 至 2014 年癌症死亡率與癌症死亡人數變動情形

一般而言，於癌症保險的評價中，我國保險公司主要利用國外再保險公司提供的經驗發生率、保險公司的理賠經驗資料、一般政府機構或研究單位公開的統計資料等計算保費。在這當中，國外再保險公司提供的經驗發生率，忽略疾病對不同人種、不同生活環境的影響，可能造成保費錯估情形。保險公司的理賠經驗資料，主要反映已購買或購買過癌症保險的保戶資訊，然而，一般購買醫療保險的保戶，通常有較大罹患疾病的機率，運用此資料計算保費時，可能產生保費高估的情況。近年健保署委託國家衛生研究院建置「全民健康保險資料庫」後，因我國全民健保擁有 99% 以上的納保率，使健保資料庫可顯示台灣民眾的醫療使用情況。且健保資料庫包含門診、住院、手術等明細檔，提供詳細的醫療使用資訊，供使用者進行分析與查詢。

本文運用健保資料庫中，「重大傷病醫療資源使用 (HV)³」資料，分析癌症首發率、癌症持續治療率、癌症病患一年癌症門診次數、癌症病患一次門診醫療費用等資訊，配適癌症門診次數、門診醫療費用等分配，評估終身癌症保險之理論保費。

2 國內全民健保的納保率達到 99% 以上，故健保資料可代表全體國人醫療使用的情況。

3 全民健康保險研究資料庫：http://nhird.nhri.org.tw/date_01.htm。

研究結果顯示，不論癌症病患人數、平均一年癌症門診次數與平均一次癌症門診費用，我國癌症病患就診情形均逐年上升。同時發現於 1998 至 2003 年間男性癌症保險成本增加約 60%，女性癌症保險成本上升 35%。

本研究章節安排如下，第貳節回顧我國健保資料庫的使用情形與醫療保險的評價模型。第參節說明我國癌症醫療成本現況。第肆節建構終身癌症保險保費定價模型，並於第伍節進行參數估計與保費計算。最後將結論置於第陸節中。

貳、文獻回顧

一、全民健康保險資料庫

在運用「全民健康保險資料庫」探討疾病發生率的文獻中，連宏銘與余清祥 (2000) 與梁正德，喬治華，莊聲和，陳炳雄，萬玟禎，劉炳逢與吳展仲 (2004) 利用全民健保資料庫分析癌症發生率、門診率與住院率等做為保費估算的依據。

連宏銘與余清祥 (2000) 假設國人癌症發生率逐年上升的情況下，探討終身癌症保險的費率適足及精算合理性。他們運用健保資料庫中，門診處方及治療明細檔、住院醫療費用清單明細檔，獲得癌症門診率、癌症住院率及癌症住院日數，利用這些資料計算終身癌症保險之保費。考慮與保險公司相同的給付條件下，他們發現低於 45 歲女性的保費高於男性，這與一般國內壽險公司銷售終身癌症保險時，男性保費高於女性的結果不同。

梁正德等 (2004) 利用 1996 年至 2002 年全民健康保險資料庫中，癌症門診處方及治療明細檔 (CD_CD)、癌症住院醫療費用清單明細檔 (CD_DD) 及基本資料檔中的承保資料檔 (ID) 進行分析。他們指出，雖然癌症罹病率會與居住地區、性別、年齡、職業別以及疾病史等有關，但這些資訊在全民健保資料庫中並沒有明確的揭露，因此目前僅能以性別及年齡分層統計。在資料處理、修補缺失值、剷除無效資料後，分別依年齡與性別建立台灣地區各種癌症經驗統計表及發生率，提供保險業界釐定癌症保險費率時，精算計算之參考。

二、醫療保險的評價

本研究著重於計算癌症保險的保費，評價保費需要估計癌症發生率與癌症醫療費用率，由於癌症屬於重大疾病，因而過去的研究可能專門探討癌症發生率與費用率或包含癌症之重大疾病發生率與費用率。在探討癌症發生率與費用率文獻中，Macdonald, Waters, and Wekwete (2003) 探討乳癌及卵巢癌與 2 種基因變異的相關性，當一個家族成員曾換有乳癌及卵巢癌病史時，將增加其他家族成員的離癌率，因此，利用英國人口統計資料，估計不同基因狀態與家族病史對應之合理重大疾病險費率。Macdonald and Yang (2003) 整合過去的研究內容，整理單變數與多變數費率估計模型，對於不同

的重大疾病與癌症，提供較詳細的參考費率。而後，Macdonald and McIvor (2006) 與 Gui, Lu, Macdonald, Waters, and Wekwete (2006) 與 Adams, Donnelly, and Macdonald (2015) 延伸利用多基因模型對乳癌與卵巢癌的發生率與費率進行估計。

在探討包含癌症之重大疾病發生率與費用率的文獻裡 Macdonald (2004) 針對亨丁頓舞蹈症 (Huntington's Disease; HD)，考慮基因與投保狀態，以馬可夫模型估計狀態轉換機率計算保費。由於成人型多囊腎 (Adult Polycystic Kidney Disease; APKD) 是由染色體異常導致病患發生晚期腎臟病，Gutiérrez and Macdonald (2003) 利用美國腎臟疾病的資料，考慮重大疾病移轉狀態，推估合理之費率，並估計逆選擇對保費之影響。

在上述的文獻中，對應不同疾病與資料，學者對估計發生率與費用率所採用的模型亦不相同，如 Macdonald et al. (2003) 利用伽瑪分配 (Gamma Distribution) 估計乳癌及卵巢癌的發生率，Gutiérrez and Macdonald (2003) 以貝他分配 (Beta Distribution) 估計成人型多囊腎 (APKD) 的發生率，Smith (1998) 運用常態分配估計亨丁頓舞蹈症 (HD) 的發生率，針對早發性阿茲海默症 (Early-onset Alzheimer's Disease; EOAD) 的發生率，Gui and Macdonald (2002) 以多項式函數進行估計。

本研究對健保資料中癌症門診次數與癌症費用的分配進行估計，比較去零卜松分配 (Zero-truncated Poisson Distribution; ZTPO)、去零負二項分配 (Zero-truncated Negative Binomial Distribution; ZTNB) 與幾何分配 (Geometric Distribution; Geo) 等三種分配，發現去零負二項分配 (ZTNB) 對於癌症門診次數及費用的配適度較佳，因此利用去零負二項分配 (ZTNB) 對癌症門診次數與費用進行估計。

除癌症發生率與費用率，保費評價方法可歸納為下列三種：二部模型 (Two-parts Model)、集合風險模型 (Collective Risk Model) 與馬可夫過程模型 (Markov Process Model)。二部模型可捕捉醫療使用頻率與費用，其中第一部考慮是否有疾病發生，估計醫療使用頻率，在給定疾病發生的情況下，第二部估計使用醫療的費用。由於估計上的靈活性與便利性，二部模型廣泛使用於醫療保險評價的文獻中 (Duan, Manning, Morris, and Newhouse, 1983; Keeler and Rolph, 1988; Mullahy, 1998; Deb and Trivedi, 2002; Frees, Gao, and Rosenberg, 2011)。在保險與精算的文獻裡，集合風險模型類似於二部模型，並運用在醫療保險的定價上，集合風險模型於估計上需要的變數較少，且具有可同時估計理賠次數與理賠金額的優點，常見的模型如複合卜松過程 (Compound Poisson Process)、混和卜松過程 (Mixed Poisson Process) 等 (Klugman, Panjer, and Willmot, 2012)。

Migon and Moura (2005) 以貝氏定理建構保險的精算模型，純保費的預測基準是與過去獲得的資訊有關，從過去資訊獲得損失的次數、金額、人數等。將損失的大小、次數都視為隨機行為。假設理賠服從 Poisson 過程，理賠金額是獨立並相同的非負隨機變數，使用集合風險模型計算總理賠金額。Tessera (2007) 將醫療保險納保人行為視

為獨立隨機行為，並將納保人數與單一被保人的理賠金額視為獨立行為，分別估計納保人數與理賠金額的分配參數，以此計算醫療保險總理賠金額，並對各個分配參數進行解釋。Yang, Wang, and Huang (2016) 假設住院次數與住院天數服從卜松-卜松模型 (Poisson-Poisson Model)，評估住院醫療保險的成本。

馬可夫過程模型為另一種經常用於估計失能或醫療保險的方法，其優點為可考慮較多損失狀態間變動的情形，缺點是狀態間的移轉機率可能無法收斂 (Hoem, 1988; Wolthuis, 2003; Stenberg, Manca, and Silvestrov, 2007; D'Amico, Guillen, and Manca, 2009)。本研究考慮資料形式採用集合風險模型，延伸 Yang et al. (2016) 等內容，運用健保資料庫估計癌症發生率與醫療費用，在醫療支出變動的情況下，計算終身癌症保險的公平保費。

參、我國癌症醫療成本現況

一、癌症醫療成本概況

本文使用「全民健康保險資料庫」中重大傷病醫療資源使用分檔 (HV)，其中紀錄 1996 年至 2011 年間，領有重大傷病卡患者的全部門診就診紀錄 (HV_CD)。本文關注癌症病患在觀察期間的看診狀況，整理領有重大傷病卡癌症病患的相關資料，觀察每年罹癌人數與醫療費用之變化。

表 1 1996 至 2011 男性罹癌人數與醫療費用

觀察年度	癌症人數	總門診次數	每人一年平均 門診次數	總費用 (億)	每人一年平均 費用	總費用成長率
1996	49,269	462,134	9.38	13.53	27,461.49	
1997	55,785	544,545	9.76	15.46	27,713.54	14%
1998	63,142	632,068	10.01	18.37	29,093.16	19%
1999	72,495	747,131	10.31	23.19	31,988.41	26%
2000	79,054	874,885	11.07	28.46	36,000.71	23%
2001	85,913	982,121	11.43	32.32	37,619.45	14%
2002	94,849	1,122,842	11.84	39.87	42,035.23	23%
2003	103,038	1,236,197	12.00	46.97	45,585.12	18%
2004	114,052	1,427,893	12.52	55.69	48,828.6	19%
2005	122,708	1,532,909	12.49	62.93	51,284.35	13%
2006	132,240	1,666,635	12.60	71.66	54,189.35	14%
2007	142,886	1,808,231	12.66	83.72	58,592.16	17%
2008	153,696	2,003,109	13.03	95.93	62,415.42	15%
2009	165,298	2,163,251	13.09	108.22	65,469.64	13%
2010	176,733	2,305,956	13.05	118.99	67,327.55	10%
2011	189,413	2,480,324	13.09	133.16	70,301.4	12%

男性癌症病患人數於資料期間呈現持續上升的情況，由1996年49,269人，逐年增加至2011年為189,413人，是1996年之3.84倍，16年間癌症病患人數快速成長。總門診次數亦快速增加，在1996年時，總門診次數為462,134次，平均一位男性癌症患者年就診次數為9.38次，至2011年時，總門診次數為2,480,324次，平均一位男性癌症患者年就診次數為13.09次，約上升39.55%。在這期間除2005年與2010年外，男性癌症患者年就診次數逐年成長。門診總費用由1996年13.53億元，增加至2011年為133.16億元，費用支出上升884%，每年總費用成長率均超過10%。癌症病患年均門診費用，從1996年每人每年花費為27,461.49元，上升至2011年為70,301.4元，增加156%。相較於年均門診次數的增幅，癌症病患每年單次門診費用的成長更為顯著。

表2 1996至2011女性罹癌人數與醫療費用

觀察年度	癌症人數	總門診次數	每人一年平均 門診次數	總費用(億)	每人一年平均 費用	總費用成長率
1996	56,122	485,077	8.64	12.26	21,845.27	
1997	64,101	578,288	9.02	14.87	23,197.77	21%
1998	73,247	684,296	9.34	18.01	24,588.04	25%
1999	83,345	803,450	9.64	22.47	26,960.23	22%
2000	90,790	945,528	10.41	27.34	30,113.45	13%
2001	99,804	1,064,937	10.67	30.82	30,880.53	22%
2002	109,040	1,184,448	10.86	37.58	34,464.42	17%
2003	117,560	1,253,809	10.67	43.78	37,240.56	16%
2004	129,588	1,446,276	11.16	50.77	39,178.01	15%
2005	140,901	1,561,008	11.08	58.32	41,390.76	16%
2006	152,934	1,715,294	11.22	67.46	44,110.53	15%
2007	164,726	1,856,452	11.27	77.91	47,296.72	18%
2008	176,814	2,060,242	11.65	91.73	51,879.38	10%
2009	190,573	2,206,886	11.58	101.31	53,160.73	14%
2010	202,925	2,360,817	11.63	115.68	57,006.28	14%
2011	217,114	2,544,568	11.72	131.64	60,631.74	21%

女性癌症病患人數於資料期間逐年上升，由1996年56,122人，逐漸增加至2011年為217,114人，是1996年之3.87倍，女性癌症病患人數增加速度略高於男性。總門診次數亦快速上升，在1996年時，總門診次數為485,077次，平均一位女性癌症患者年就診次數為8.64次，至2011年時，總門診次數為2,544,568次，平均一位女性癌症患者年就診次數為11.72次，約上升35.53%。在這期間除2003年、2005年與2009年外，女性癌症患者年就診次數逐年成長，同時女性癌症病患之年就診次數略低於男性。門診總費用由1996年12.26億元，增加至2011年為131.64億元，費用支出上升

973%，每年總費用成長率均超過 10%。癌症病患年均門診費用，從 1996 年每人每年花費為 21,845.27 元，上升至 2011 年為 60,631.74 元，增加 177%。相較於年均門診次數的增幅，女性癌症病患年均門診費用的成長更為顯著。

由以上資料可知，癌症病患人數、癌症患者就診總次數與癌症門診總費用，均皆呈現上升趨勢。比較性別差異，女性的每年癌症病患人數較男性多，2009 年後，女性癌症病患人數約高出男性 3 萬多人。然而，男性年門診總費用多於女性，使男性年均門診費用略高於女性。

二、癌症發生率

本文定義癌症發生率為當年度罹病人數與曝險人口的比例，定義如下：

$$I_x(t) = \frac{N_x(t)}{l_x(t) - S_x(t)} \quad (1)$$

其中， $I_x(t)$ ： x 歲的國人，在 $x+t$ 歲罹患癌症的發生率，

$N_x(t)$ ： x 歲的國人，首次在 $x+t$ 歲罹患癌症的人數，

$l_x(t)$ ： x 歲的國人，存活至 $x+t$ 歲的總人數，

$S_x(t)$ ： x 歲的國人，在 $x+t$ 歲前已罹患癌症的人數。

本文串連 1996 年至 2011 年間所有的門診資料，並製作 16 年的門診明細表，根據身份證統一編號 (ID) 分別觀察個別 ID 首次癌症門診的就診日期，以首次癌症門診的就診年份作為個別 ID 首次罹患癌症的年度，統計各年度首次罹患癌症人數 ($N_x(t)$)。考慮頭兩年的資料中 (1996 年與 1997 年)，可能存在更早罹癌的病患，因資料長度不足，而被誤認於前兩年罹患癌症，因此，本文僅計算 1998 年後的首發率。估計各年度已罹癌人數 ($S_x(t)$) 時，本文比對病患當年度與過往之癌症就診記錄，計算病患 ID 首次罹癌年度在當年度以前的人數。各年度分齡人口數 ($l_x(t)$) 為內政部戶政司的歷年人口統計資料，因全民健保投保比例達 99% 的全國人口數，本文利用全國人口數取代各年度的全民健保投保人數做為計算基礎。同時 90 歲以上的罹癌人數較少，本文將 90 歲以上的癌症發生率整合為一。

在圖 3 中，於 20 歲前，男女性的癌症發生率較無差異，20 歲至 50 歲間，女性癌症發生率高於男性，50 歲後，男性癌症發生率超過女性。性別的差異與女性好發癌症種類有關，女性有較高機會罹患乳癌與子宮頸癌，此兩種癌症主要發病年齡介於 35 歲至 55 歲之間，相較於一般老年人好發之結腸直腸癌、肝癌等，主要發病年齡介於 60 歲至 75 歲之間，女性好發之癌症的主要發病年齡較低。

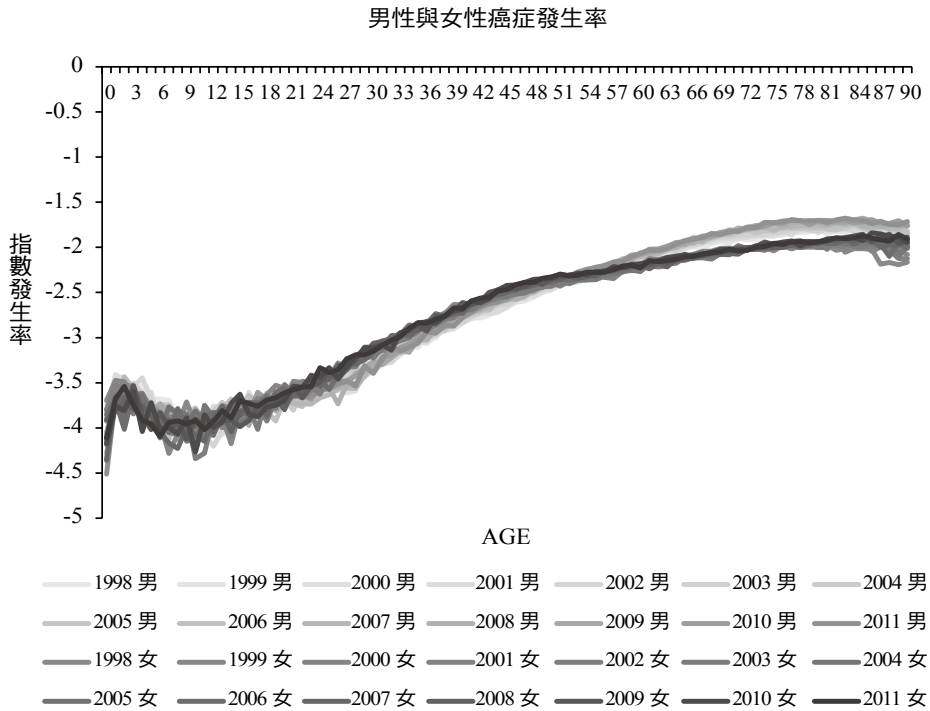


圖 3 1998~2011 年男性與女性癌症發生率

三、癌症持續治療率

本文定義癌症持續治療為罹癌病患持續存活並且癌症無痊癒的情形。本文估計癌症治療率的方法類似於估計癌症首發率。利用 16 年的門診明細資料，觀察各身份證統一編號 (ID) 最晚看癌症相關門診的年度，將最晚看診年度訂為該身份證統一編號 (ID) 死亡或痊癒年度，以估計癌症治療率⁴。

癌症治療率的定義如下：

$$k_{x,t}(i) = 1 - \frac{d_{x,t}(i)}{l_x(t) - \sum_{j=1}^{i-1} d_{x,t}(j)} \quad (2)$$

其中， $k_{x,t}(i)$ ：x 歲的國人，在 x + t 歲罹患癌症後，第 i 年治療率，

$d_{x,t}(i)$ ：x 歲的國人，在 x + t 歲罹患癌症後，第 i 年死亡或痊癒的人數。

4 此法具有估算治療率較穩定的優點，但忽略癌症復發的情況。

根據 1996 年至 2011 年門診資料，去除後 5 年資料後⁵，可得 1998 年至 2006 各年度癌症治療率。表 3 與表 4 為男性與女性 1998 年至 2006 治療率：

表 3 男性 1998 年至 2006 治療率

存活年度	罹癌年度								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
第一年	0.5234	0.5301	0.5567	0.5645	0.5796	0.5772	0.5999	0.6027	0.6168
第二年	0.7704	0.7816	0.7796	0.7730	0.7818	0.7811	0.7954	0.7912	-
第三年	0.8156	0.8258	0.8268	0.8215	0.8195	0.8393	0.8525	-	-
第四年	0.8683	0.8794	0.8695	0.8710	0.8699	0.8545	-	-	-
第五年	0.8857	0.8890	0.8785	0.8824	0.8701	-	-	-	-
第六年	0.8811	0.8769	0.8846	0.8913	-	-	-	-	-
第七年	0.8983	0.8899	0.8856	-	-	-	-	-	-
第八年	0.8979	0.8885	-	-	-	-	-	-	-
第九年	0.9000	-	-	-	-	-	-	-	-

表 4 女性 1998 年至 2006 治療率

存活年度	罹癌年度								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
第一年	0.6653	0.6671	0.6979	0.7050	0.7023	0.7074	0.7244	0.7264	0.7278
第二年	0.8525	0.8540	0.8523	0.8542	0.8615	0.8591	0.8641	0.8660	-
第三年	0.8788	0.8813	0.8798	0.8797	0.8787	0.8934	0.8923	-	-
第四年	0.9164	0.9190	0.9172	0.9215	0.9099	0.8961	-	-	-
第五年	0.9129	0.9231	0.9199	0.9228	0.9023	-	-	-	-
第六年	0.9113	0.9091	0.9249	0.9208	-	-	-	-	-
第七年	0.9268	0.9216	0.9161	-	-	-	-	-	-
第八年	0.9300	0.9140	-	-	-	-	-	-	-
第九年	0.9268	-	-	-	-	-	-	-	-

觀察男性第一年的治療率，在 1998 年、1999 年時約為 0.55，2000 年至 2004 年間第一年治療率介於 0.55 到 0.6，2005 年後，治療率維持於 0.6 以上，整體而言，罹癌後第一年的治療率穩定上升。比較第二年後的治療率，無明顯改善趨勢，差異維持於 0.01 內。同時觀察罹癌後每年治療率的變動情形，在忽略觀察期間不足的問題後，

5 由於健保資料庫的原始資料，對重大疾病病患之死亡註記並不正確，本研究以重大疾病病患連續 2 年未看病設為死亡註記，然而，此假設將使癌症治療率的短期資料產生偏差，為確保研究資料之穩定性，本文移除 2007-2011 年之治療率。

罹癌後五年內的治療率呈現上升趨勢，在六到九年間則無明顯改善趨勢，差異維持於 0.01 內。觀察女性第一年的治療率，在 1998 年約為 0.67，2001 年後，治療率維持於 0.7 以上，逐年呈現上升趨勢。觀察第二年後的治療率，無明顯改善的趨勢。比較不同性別時，男性的治療率較女性低，這現象可能與女性好發的乳癌、子宮頸癌有關⁶。

比較表 3 與表 4，癌症治療率有逐年增加的趨勢，超過第三年後上升趨勢減緩。此現象受治療人數逐年遞減的影響，使治癒率計算之誤差逐年增加。為使參數估計不因資料不足產生嚴重誤差，本文重新估算持續 i 年的治療率，即為罹癌後持續 i 年的治療率。定義如下：

$${}_t k_x(i) = 1 - \frac{\sum_{j=1}^{i-1} d_{x,t}(j)}{l_x(t)} \tag{3}$$

持續 i 年的治療率為 i 年治療率的乘積，因此持續 i 年的治療率可改寫為公式 (4)：

$${}_t k_x(i) = \prod_{j=1}^{i-1} k_{x,t}(j) \tag{4}$$

其中， ${}_t k_x(i)$ ： x 歲的國人，在 $x+t$ 歲罹患癌症後，持續 i 年的治療率。表 5 與表 6 呈現男性與女性在 1998 年至 2006 年持續 i 年的治療率。

表 5 男性 1998~2006 年持續 i 年的治療率

持續期間	罹癌年度								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
第一年	0.5234	0.5301	0.5567	0.5645	0.5796	0.5772	0.5999	0.6027	0.6168
第二年	0.4032	0.4143	0.4340	0.4364	0.4531	0.4509	0.4772	0.4768	-
第三年	0.3289	0.3421	0.3589	0.3585	0.3713	0.3784	0.4068	-	-
第四年	0.2855	0.3009	0.3120	0.3122	0.3230	0.3233	-	-	-
第五年	0.2529	0.2675	0.2741	0.2755	0.2811	-	-	-	-
第六年	0.2228	0.2346	0.2425	0.2456	-	-	-	-	-
第七年	0.2002	0.2087	0.2147	-	-	-	-	-	-
第八年	0.1797	0.1855	-	-	-	-	-	-	-
第九年	0.1618	-	-	-	-	-	-	-	-

6 治療率的高低受不同癌症的影響。

表 6 女性 1998~2006 年持續 i 年的治療率

持續期間	罹癌年度								
	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
第一年	0.6653	0.6671	0.6979	0.7050	0.7023	0.7074	0.7244	0.7264	0.7278
第二年	0.5672	0.5697	0.5948	0.6022	0.6050	0.6077	0.6259	0.6290	-
第三年	0.4984	0.5021	0.5233	0.5298	0.5316	0.5429	0.5585	-	-
第四年	0.4567	0.4614	0.4799	0.4882	0.4837	0.4865	-	-	-
第五年	0.4170	0.4259	0.4415	0.4505	0.4364	-	-	-	-
第六年	0.3800	0.3872	0.4083	0.4148	-	-	-	-	-
第七年	0.3522	0.3569	0.3741	-	-	-	-	-	-
第八年	0.3275	0.3262	-	-	-	-	-	-	-
第九年	0.3036	-	-	-	-	-	-	-	-

表 5 與表 6 中，觀察不同年度罹癌後持續 i 年治療率的變動情形，持續一到六年的治療率有明顯改善趨勢。持續一年的治療率等於表 3 與表 4 第一年的治療率，不論性別，持續一年的治療率皆逐年改善，由於持續 i 年的治療率為治療率累乘的結果，所以具有逐年改善趨勢。然而隨期間延長，治療人數逐年遞減，使持續七年以上治療率的改善趨勢產生誤差，改善趨勢減緩。比較性別差異時，由於女性治療率高於男性，故持續 i 年的治療率有相同效果，同時性別差異可達近一倍之多。於計算保費時，此差異將加重不同性別的保費差距。

四、罹癌病患每年就診次數與每次就診費用

為計算估算癌症醫療成本，除癌症發生率、罹癌後的持續治療率，尚需瞭解罹癌後的醫療支出。本文於前言中提及，依據健保署公布重大傷病統計資料顯示，健保重大傷病醫療費用支出每年增加，2013 年的總醫療費達 1625 億元，相較於 2012 年的 1558 億元，增加 67 億元。而重大傷病支出中，癌症的醫療花費佔比最高，2013 年重大傷病醫療費用用於癌症的支出達到 627 億元，占重大傷病總支出的 38%，這也導致健保署於 2015 年對癌症患者的重大傷病證明期限做修改，針對不同癌症種類、病情給予不同的重大傷病卡期限。這些資訊表示隨著醫療技術進步，罹患癌症後的費用上升。因此本文對罹患癌症後的費用進行分析，將癌症門診醫療支出分為兩部分：頻率 (Frequency) 與幅度 (Severity)。頻率為癌症病患每年的門診次數，幅度為癌症病患一次門診的費用，相較於過去研究以平均數做觀察指標，本文以頻率與次數之機率分配為基準，能更接近實際癌症醫療支出。本文統計癌症病患一年癌症門診次數，估計一年癌症門診次數的機率分配。因健保資料庫提供門診的治療明細，因此能觀察每位癌症病患一年之癌症門診次數。癌症病患一年之癌症門診次數的機率分配定義為下：

$$P(\text{在 } t \text{ 年, 癌症病患一年之癌症門診 } x \text{ 次}) = \frac{t \text{ 年時, 一年之癌症相關門診 } x \text{ 次的人數}}{t \text{ 年時, 癌症門診的就診人數}} \quad (5)$$

表 7 與表 8 為男性與女性於 1996 年至 2011 年，一年門診次數敘述統計表。由於偏態大於 0 且峰態大於 3，門診次數呈現右偏且高峽峰的狀態，因此，需以適當分配對門診次數進行估計⁷。比較不同年度的資料時，門診次數、標準差與中位數逐年增加，而分配的形式變化不大。比較不同性別時，男性的門診次數高於女性，性別對於門診次數分配的影響較小。

表 7 1996 至 2011 男性一年癌症門診次數敘述統計表⁸

觀察年度	平均數	標準差	偏態	峰態	中位數
1996	9.38	8.91	1.74	6.17	6
1997	9.76	9.11	1.72	6.06	6
1998	10.01	9.22	1.64	5.70	6
1999	10.31	9.40	1.60	5.52	7
2000	11.07	9.66	1.49	5.06	7
2001	11.43	9.69	1.42	4.88	8
2002	11.84	9.82	1.40	4.77	8
2003	12.00	9.97	1.40	4.72	8
2004	12.52	10.17	1.32	4.41	9
2005	12.49	10.15	1.31	4.38	9
2006	12.60	10.14	1.31	4.40	9
2007	12.66	10.14	1.33	4.45	9
2008	13.03	10.31	1.28	4.29	9
2009	13.09	10.35	1.29	4.26	9
2010	13.05	10.36	1.28	4.24	9
2011	13.09	10.35	1.29	4.25	9

7 本研究於模型測試中，探討分配估計。

8 本研究於資料統計時，設定門診次數最少為 1 上限為 50，因此門診次數之全距、最小值與最大值皆為定數，故不呈現於敘述統計表中。

表 8 1996 至 2011 女性一年癌症門診次數敘述統計表

觀察年度	平均數	標準差	偏態	峰態	中位數
1996	8.64	8.18	1.80	6.78	6
1997	9.02	8.40	1.78	6.63	6
1998	9.34	8.49	1.71	6.31	6
1999	9.64	8.66	1.66	6.07	7
2000	10.41	8.91	1.55	5.61	7
2001	10.67	9.04	1.54	5.55	8
2002	10.86	9.19	1.53	5.43	8
2003	10.67	9.18	1.58	5.56	7
2004	11.16	9.44	1.49	5.17	8
2005	11.08	9.44	1.48	5.12	8
2006	11.22	9.46	1.46	5.03	8
2007	11.27	9.47	1.49	5.16	8
2008	11.65	9.69	1.45	4.93	8
2009	11.58	9.65	1.47	5.02	8
2010	11.63	9.70	1.46	4.95	8
2011	11.72	9.74	1.45	4.88	8

圖 4 與圖 5 表示男性與女性在 1996 年至 2011 年一年門診看診次數分配，顏色較深表示年度較晚。比較 1996 年至 2011 年間的一年門診次數分配，我們可發現罹癌後的看診次數逐年增加。在性別差異上，罹癌男性於 1996 年看一次門診的機率為 0.1672，略高於罹癌女性於 1996 年看一次門診的機率 0.1598。至 2011 年時，罹癌男性看一次門診的機率為 0.0690，略低於罹癌女性看一次門診的機率 0.0766。我們可發現，罹癌男性看一次門診的機率下降幅度比罹癌女性高，顯示男性一年看門診次數增加的趨勢比女性明顯。同時不論是男性或女性，機率會隨著次數增加而減少⁹。

除頻率 (Frequency) 外，本文接續分析病患每次門診的醫療費用，觀察病患每次的門診支出，將癌症病患一次門診費用的機率分配定義為下：

$$P(\text{在 } t \text{ 年，癌症病患一次門診健保合計費用為 } x \text{ 元}) = \frac{t \text{ 年時，癌症病患一次門診健保合計費用為 } x \text{ 元的次數}}{t \text{ 年時，癌症門診的次數}} \quad (6)$$

9 表示可以離散且右偏的分配估計門診次數分配。

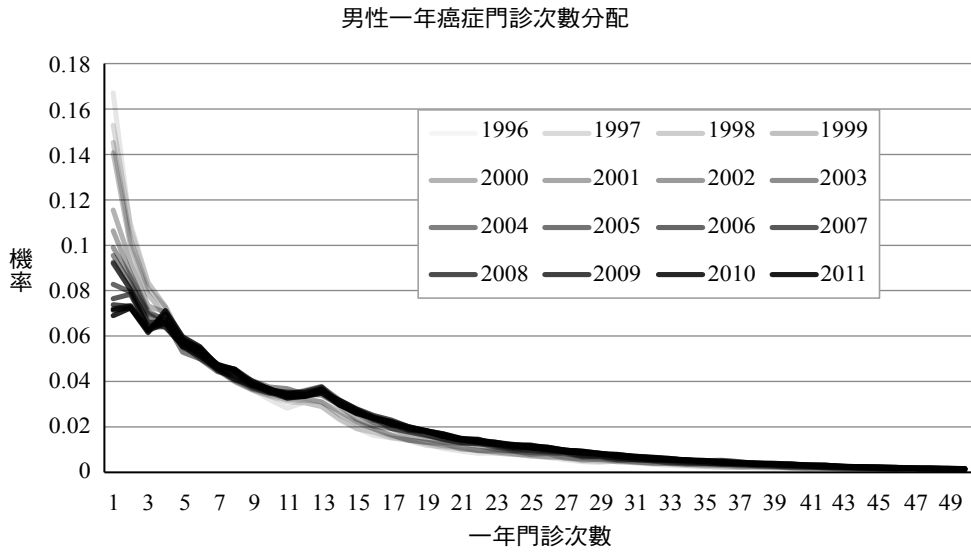


圖 4 1996 至 2011 男性一年癌症門診次數分配

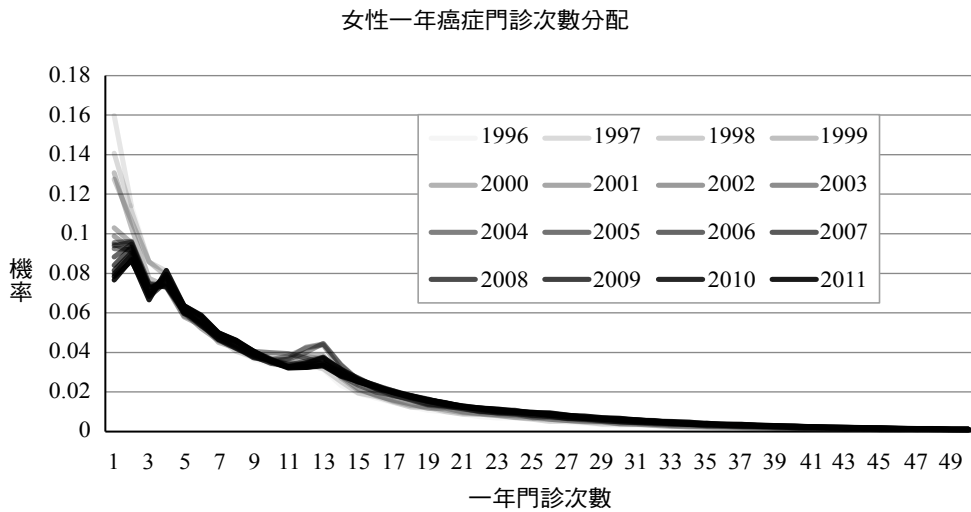


圖 5 1996 至 2011 女性一年癌症門診次數分配

本文將醫療費用進行分組，健保合計費用為 0 的歸類為 0 元組、健保合計為 1 到 1,000 元¹⁰ 的歸類為 1,000 元組、1,001 元到 2,000 元的歸類為 2,000 元組…，由於健保費用支超過 100,000 元以上情況較少，本文將此情況歸類為 100,000 元組。

表 9 與表 10 為男性與女性於 1996 年至 2011 年，一次癌症門診費用敘述統計表。由於偏態大於 0 且峰態大於 3，癌症門診費用呈現右偏且高峽峰的狀態，因此，需以適當分配對癌症門診費用進行估計。比較不同年度的資料時，平均癌症門診費用與標準差逐年增加，中位數維持在 1,000 元，顯示大多數癌症門診費用支出皆少於 1,000 元，同時分配的形式變化不大。比較不同性別時，男性的癌症門診費用高於女性，性別對於癌症門診費用分配的影響較小。

表 9 1996 至 2011 男性一次癌症門診費用敘述統計表

觀察年度	平均數	標準差	偏態	峰態	中位數
1996	2,927.72	7,090.33	6.93	65.90	1,000
1997	2,839.07	7,207.02	7.39	73.32	1,000
1998	2,906.33	7,485.36	7.46	73.65	1,000
1999	3,103.87	8,037.46	7.11	65.86	1,000
2000	3,253.00	8,338.20	6.95	63.25	1,000
2001	3,290.84	8,266.86	6.87	62.99	1,000
2002	3,550.81	8,890.06	6.60	57.51	1,000
2003	3,799.55	9,517.83	6.44	53.57	1,000
2004	3,900.15	9,982.60	6.44	52.36	1,000
2005	4,105.27	10,689.77	6.14	47.01	1,000
2006	4,299.68	11,202.25	5.86	42.51	1,000
2007	4,629.94	11,978.53	5.51	37.29	1,000
2008	4,789.06	12,192.31	5.32	35.10	1,000
2009	5,002.65	12,606.31	5.13	32.61	1,000
2010	5,160.12	13,025.00	5.00	30.89	1,000
2011	5,368.65	13,354.04	4.84	29.00	1,000

10 健保資料庫提供之醫療支出為健保點數，點數對應的實際支付金額，因醫院或年度有所不同，支付金額每年逐漸減少。

表 10 1996 至 2011 女性一次癌症門診費用敘述統計表

觀察年度	平均數	標準差	偏態	峰態	中位數
1996	2,527.43	6,232.78	8.39	97.18	1,000
1997	2,571.38	6,881.81	8.10	86.77	1,000
1998	2,631.90	7,365.48	8.00	81.96	1,000
1999	2,796.69	7,592.00	7.51	73.48	1,000
2000	2,891.51	7,582.38	7.32	71.40	1,000
2001	2,894.07	7,426.13	7.26	71.76	1,000
2002	3,172.79	8,118.68	6.80	62.10	1,000
2003	3,491.76	8,925.93	6.44	54.39	1,000
2004	3,510.40	9,151.53	6.56	55.57	1,000
2005	3,736.05	9,896.48	6.13	47.98	1,000
2006	3,932.85	10,455.26	5.79	42.49	1,000
2007	4,196.71	11,069.91	5.45	37.61	1,000
2008	4,452.39	11,519.74	5.19	34.35	1,000
2009	4,590.63	11,876.02	5.05	32.36	1,000
2010	4,900.00	12,674.43	4.75	28.38	1,000
2011	5,173.37	13,122.16	4.56	26.25	1,000

圖 6 與圖 7 表示男性與女性在 1996 年至 2011 年一次癌症門診費用分配，顏色越深代表觀察年度越晚。不論何種性別，各觀察年度的一次門診健保合計費用分配幾乎相同。比較不同性別時，1996 年男性一次門診健保合計費用為 1,000 元的機率為 0.5164，略低於女性的 0.5293，2011 年男性一次門診健保合計費用為 1,000 元的機率為 0.5051，略低於女性的 0.5397，這表示女性通常一次門診花費略低於男性¹¹。

11 1996 至 2011 年男性與女性一次癌症門診費用之差異性檢定 t 值範圍為 16.53 至 35.93，表示女性一次癌症門診費用花費略低於男性。

男性每年度一次癌症門診費用分配

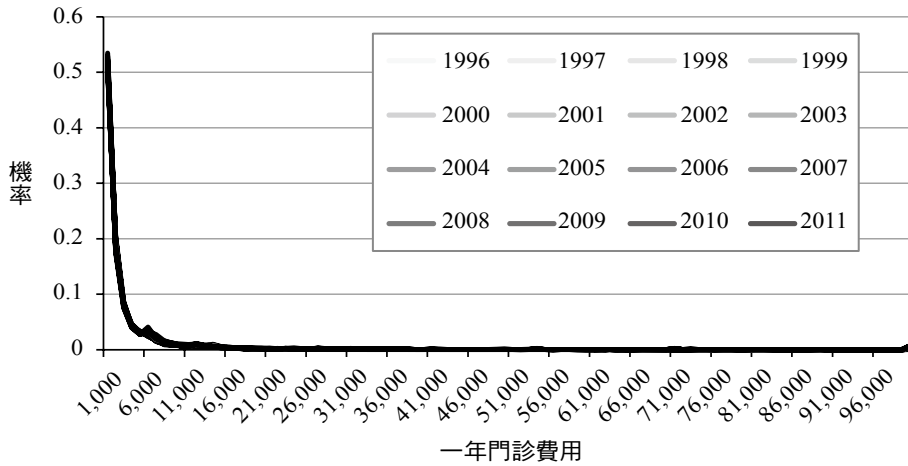


圖 6 1996 至 2011 男性每年度一次癌症門診費用分配

女性每年度一次癌症門診費用分配

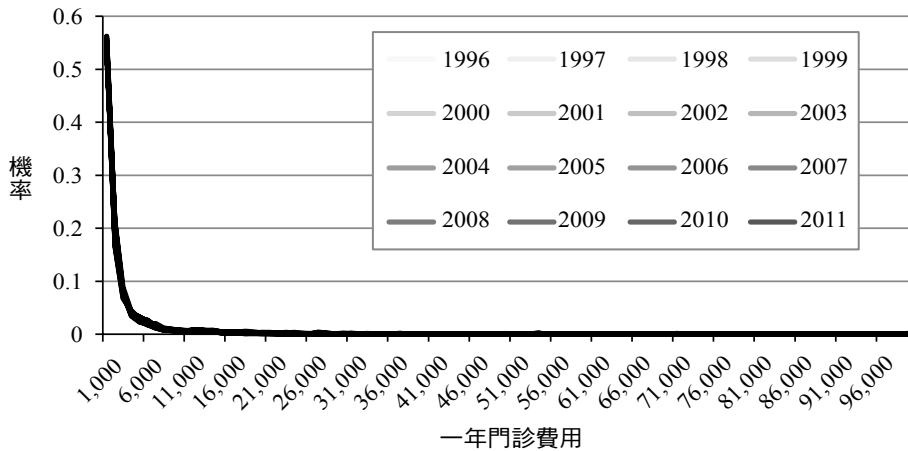


圖 7 1996 至 2011 女性每年度一次癌症門診費用分配

肆、保費定價模型

運用癌症發生率、癌症持續治癒率、癌症門診次數與癌症門診費用等資訊的數據，本節探討終身癌症保險的定價。並以癌症病患一年就診次數為頻率、一次門診費用為

幅度，估計癌症醫療費用。本節首先利用癌症病患一年就診次數與一次門診費用的分配測試適當的模型假設，而後運用模型假設估算保費。

一、模型測試

由癌症病患一年門診次數與一次門診費用的分配可知，門診次數與門診費用¹²皆不為零且為離散分配，因此，本文利用去零卜松分配 (ZTPO)、去零負二項分配 (ZTNB) 與幾何分配 (Geo)，測試三種分配與門診次數及門診費用分配的差異，選擇較適當的模型。圖 8 呈現 0-30 歲¹³ 男性門診次數與門診費用分配之測試結果。於圖 8 中，門診次數分配較接近去零負二項分配，然而，門診費用於三種分配的差異相對較少。為瞭解此三種分配與原始資料間的適合度，本研究利用最大概似估計值 (MLE)、AIC 與 BIC 等三種方法比較三種分配的適當性，將結果整理於表 11 與表 12。

表 11 與表 12 中，我們發現不論那一年度的資料，對應於三種方法，去零負二項分配在 0-30 歲¹⁴ 男性門診次數與門診費用之分配的配適度均優於其他兩種分配。因此，本研究，以去零負二項分配，做為保費計算之基準。

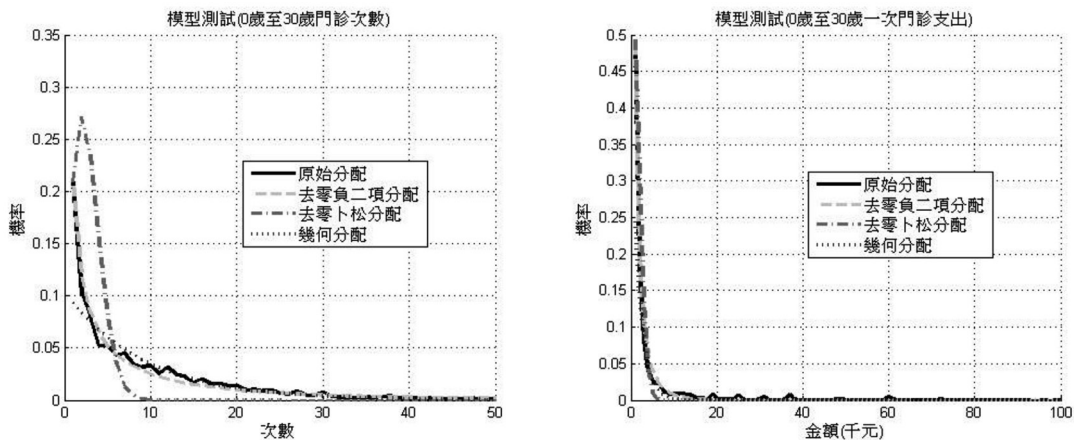


圖 8 1996 年 0-30 歲男性門診次數與門診費用之分配測試

12 本文將門診費用以千元為單位進行分配測試。
 13 本文將資料分為 0-30 歲、31-60 歲與 61 歲以上三組，由於三組模型測試的差異不大，同時不同性別的結果亦相同，故僅呈現 1996 年 0-30 歲的分配測試結果。
 14 由於不同年齡組的分配比較結果差異不大，同時不同性別的結果亦相同，均以去零負二項分配的配適度較佳，故僅呈現 0-30 歲男性之分配比較結果。

表 11 1996 至 2011 年 0-30 歲男性門診次數之分配比較結果¹⁵

觀察 年度	MLE			AIC			BIC		
	ZTNB	ZTPO	Geo	ZTNB	ZTPO	Geo	ZTNB	ZTPO	Geo
1996	-10,720.3	-11,229.4	-20,643.1	21,444.5	22,460.9	41,288.2	21,456.8	22,467.0	41,294.3
1997	-10,417.4	-11,133.2	-21,536.8	20,838.8	22,268.5	43,075.7	20,851.2	22,274.6	43,081.8
1998	-10,665.0	-11,241.5	-20,978.9	21,333.9	22,484.9	41,959.8	21,346.2	22,491.1	41,965.9
1999	-11,514.9	-12,077.2	-23,356.3	23,033.8	24,156.5	46,714.6	23,046.2	24,162.7	46,720.8
2000	-12,047.8	-12,555.2	-23,945.2	24,099.6	25,112.4	47,892.5	24,112.0	25,118.6	47,898.7
2001	-12,678.4	-13,152.9	-24,514.5	25,360.7	26,307.8	49,031.0	25,373.3	26,314.1	49,037.2
2002	-13,717.5	-14,177.6	-26,250.3	27,439.1	28,357.3	52,502.6	27,451.8	28,363.6	52,508.9
2003	-14,702.1	-15,180.3	-28,988.1	29,408.1	30,362.6	57,978.2	29,420.9	30,369.0	57,984.6
2004	-15,756.0	-16,262.8	-31,066.1	31,516.0	32,527.7	62,134.2	31,528.9	32,534.1	62,140.6
2005	-16,071.3	-16,606.5	-31,880.7	32,146.6	33,214.9	63,763.3	32,159.6	33,221.4	63,769.8
2006	-16,492.8	-17,029.5	-32,241.6	32,989.6	34,061.1	64,485.3	33,002.6	34,067.6	64,491.8
2007	-16,759.8	-17,281.7	-32,572.2	33,523.7	34,565.5	65,146.4	33,536.7	34,572.0	65,152.9
2008	-17,473.5	-17,989.2	-34,404.6	34,951.0	35,980.4	68,811.2	34,964.1	35,987.0	68,817.8
2009	-17,658.7	-18,186.7	-34,408.5	35,321.4	36,375.3	68,819.0	35,334.6	36,381.9	68,825.5
2010	-17,784.2	-18,309.9	-33,941.3	35,572.3	36,621.9	67,884.6	35,585.5	36,628.5	67,891.1
2011	-17,960.4	-18,517.2	-34,280.9	35,924.9	37,036.3	68,563.7	35,938.1	37,042.9	68,570.3

表 12 1996 至 2011 年 0-30 歲男性門診費用之分配比較結果

觀察 年度	MLE			AIC			BIC		
	ZTNB	ZTPO	Geo	ZTNB	ZTPO	Geo	ZTNB	ZTPO	Geo
1996	-66,321	-87,146	-190,487	132,645	174,295	380,977	132,662	174,303	380,985
1997	-53,765	-73,499	-133,441	107,534	147,000	266,884	107,551	147,008	266,893
1998	-57,368	-79,501	-142,875	114,739	159,004	285,753	114,756	159,013	285,761
1999	-65,977	-90,959	-170,516	131,957	181,919	341,034	131,974	181,928	341,043
2000	-72,052	-99,234	-178,117	144,108	198,469	356,236	144,125	198,478	356,244
2001	-75,004	-104,879	-187,726	150,012	209,761	375,454	150,030	209,769	375,463
2002	-82,866	-117,189	-225,762	165,735	234,380	451,526	165,753	234,389	451,535
2003	-94,042	-132,018	-268,964	188,088	264,039	537,930	188,106	264,048	537,939
2004	-101,955	-143,596	-301,656	203,914	287,193	603,314	203,932	287,202	603,323
2005	-105,925	-151,913	-355,097	211,854	303,828	710,196	211,872	303,837	710,205
2006	-110,333	-159,694	-404,409	220,669	319,390	808,820	220,687	319,399	808,829
2007	-113,236	-164,570	-434,776	226,476	329,143	869,553	226,494	329,152	869,562
2008	-117,588	-173,067	-459,396	235,181	346,136	918,794	235,199	346,145	918,803
2009	-116,221	-173,330	-464,366	232,447	346,662	928,734	232,465	346,671	928,743
2010	-122,194	-180,873	-504,632	244,392	361,748	1009,265	244,410	361,757	1,009,275
2011	-118,003	-173,861	-504,322	236,010	347,724	1008,647	236,028	347,733	1,008,656

15 MLE 值越大越佳，AIC 與 BIC 值越小越佳。

二、保費計算

本文根據以下假設估算終身癌症保險保費：

假設一：保險金於年底給付

假設二：每人一年癌症門診次數分配服從去零負二項分配

假設三：每人一次癌症門診給付服從去零負二項分配

假設四：一年癌症門診次數分配與一次癌症給付分配彼此獨立

根據上述假設，終身癌症保險的保費可表為公式 (7)：

$$C(0) = E\left[P_1^x \times B_1^x(T) + p_x \times P_1^x \times B_1^x(T-1) + \sum_{t=2}^T e^{-r(t-1)} \times {}_t p_x \times \left(\prod_{i=1}^{t-1} (1 - P_i^x)\right) \times P_t^x \times B_t^x(T-t)\right] \quad (7)$$

其中， x ：投保年齡為 x 歲，

T ：保險給付的長度（本文保險給付給付到 100 歲，因此 $T = 100 - x$ ）

${}_t p_x$ ： x 歲的被保險人活超過 $x + t$ 歲的機率，如 $t = 1$ 時， ${}_1 p_x = p_x$

$C(0)$ ：純保費

P_t^x ： x 歲購買保險的被保險人，在 $x + t$ 歲的罹癌機率

$B_t^x(T - t)$ ： x 歲購買保險的被保險人，在 $x + t$ 歲罹癌後，至 100 歲的癌症醫療費用

r ：折現率

將 (7) 式中與期望值無關的部分提出，可改寫為公式 (8)：

$$C(0) = P_0^x \times E[(B_1^x(T))] + p_x \times P_1^x \times E[(B_1^x(T-1))] + \sum_{t=2}^T e^{-r(t-1)} \times {}_t p_x \times \left(\prod_{i=1}^{t-1} (1 - P_i^x)\right) \times P_t^x \times E[(B_t^x(T-t))] \quad (8)$$

其中， $E[(B_t^x(T-t))]$ 為罹癌後醫療費用的期望現值。利用前節資訊與生命表，我們已知被保險人的罹癌機率 P_t^x 與存活率 ${}_t p_x$ ，於公式 (8) 中，僅 $E[(B_t^x(T-t))]$ 需另外討論。

由於癌症醫療費用受持續治療率的影響，因此 $E[(B_t^x(T-t))]$ 可改寫成公式 (9) 如下：

$$\begin{aligned} E[(B_t^x(T-t))] &= E\left[\sum_{i=1}^{100-x-t} e^{-ri} {}_t k_x(i) M_{t,i}^x\right] = \sum_{i=1}^{100-x-t} e^{-ri} {}_t k_x(i) E[M_{t,i}^x] \\ &= \sum_{i=1}^{100-x-t} e^{-ri} {}_t k_x(i) E\left[\sum_{j=1}^{N_i^{x+t}} R_{i,j}^{x+t}\right] \end{aligned} \quad (9)$$

其中， $M_{t,i}^x$ ：為 x 歲購買保險的被保險人，在 $x+t$ 歲罹癌後，第 i 年的保險給付金額

N_i^{x+t} ：為 x 歲購買保險的被保險人，在 $x+t$ 歲罹癌後，第 i 年的門診次數

$R_{i,j}^{x+t}$ ：為 x 歲購買保險的被保險人，在 $x+t$ 歲罹癌後，第 i 年第 j 次的門診費用

本文假設 N_i^{x+t} 與 $R_{i,j}^{x+t}$ 去零負二項分配， $M_{t,i}^x$ 的機率生成函數 (Probability Generating Function) $P_{M_{t,i}^x}(z)$ 可表示如下：

$$P_{M_{t,i}^x}(z) = \frac{\left[1 - \beta_{i,1}^{x+t} \left(\frac{(1 - \beta_{i,2}^{x+t}(z-1))^{-\gamma_{i,2}^{x+t}} - (1 + \beta_{i,2}^{x+t})^{-\gamma_{i,2}^{x+t}}}{1 - (1 + \beta_{i,2}^{x+t})^{-\gamma_{i,2}^{x+t}}} - 1 \right) \right]^{-\gamma_{i,2}^{x+t}} - (1 + \beta_{i,1}^{x+t})^{-\gamma_{i,1}^{x+t}}}{1 - (1 + \beta_{i,1}^{x+t})^{-\gamma_{i,1}^{x+t}}} \quad (10)$$

其中 $(\beta_{i,1}^{x+t}, \gamma_{i,1}^{x+t})$ 為 $x+t$ 歲罹癌後，第 i 年門診次數 (N_i^{x+t}) 的參數， $(\beta_{i,2}^{x+t}, \gamma_{i,2}^{x+t})$ 為 $x+t$ 歲罹癌後，第 i 年門診費用 ($R_{i,j}^{x+t}$) 的參數。根據機率生成函數的性質，公式 (9) 中 $E[M_{t,i}^x]$ 可表示如下：

$$E[M_{t,i}^x] = P'_{M_{t,i}^x}(1) = \frac{\gamma_{i,1}^{x+t} \beta_{i,1}^{x+t} \gamma_{i,2}^{x+t} \beta_{i,2}^{x+t}}{(1 - (1 + \beta_{i,1}^{x+t})^{-\gamma_{i,1}^{x+t}})((1 + \beta_{i,2}^{x+t})^{-\gamma_{i,2}^{x+t}})} \quad (11)$$

將公式 (11) 代入公式 (9) 即可求得罹癌後醫療費用的期望現值 $E[(B_t^x(T-t))]$ ，再將公式 (9) 代入公式 (8)，即可求得終身癌症保險的保費。

伍、數值分析

本文運用前兩節的內容，對終身癌症保險的保費，進行數值分析。本節分為 2 個部分，第一部份將持續 i 年的治療率、每年癌症就診次數與癌症門診費用等資料分成三齡組¹⁶進行參數估計。第二部分計算終身癌症保險的保費。

一、參數估計

(一) 持續 i 年的治療率

因 2004 年以後發生癌症的觀察期間較短，做參數估計的誤差較大，因此本文只

16 將資料分為 0-30 歲、31-60 歲與 61 歲以上三組。

針對觀察期間可達四年以上的資料進行參數估計，估計範圍為 1998 年到 2003 年的期間持續治療率。本文觀察 1998 年至 2003 年間男性與女性三齡組的期間持續治療率。不論男女、年齡期間持續治療率都是呈現遞減，考慮利用遞減分配函數來估計期間持續治療率。因為期間持續治療率等於 1- 期間死亡或治癒的機率，死亡或治癒的機率與死亡率相似，期間死亡率適合以用 Lognormal 分配估計，本文最後選擇以 1-Lognormal 分配的累積機率來做對期間持續治癒率進行參數估計，估計分配函數如下：

$$1 - F(x; \mu, \sigma) = 1 - \frac{1}{2} \left[1 + \operatorname{erf} \left(\frac{\ln x - \mu}{\sigma \sqrt{2}} \right) \right], \operatorname{erf}(x) = \frac{2}{\sqrt{\pi}} \int_0^x e^{-t^2} dt \quad (12)$$

估計參數的結果如下表 13。

表 13 1998 至 2003 期間持續治療率之參數估計結果

		男性											
		1998		1999		2000		2001		2002		2003	
年齡		$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$
0~30		0.3965	2.4531	0.5582	2.4640	0.7718	2.1574	1.1173	2.2535	1.1285	2.1524	1.0218	2.1455
31~60		0.3530	2.2701	0.3893	2.3060	0.5578	2.1467	0.5583	2.2200	0.6283	2.1977	0.6651	2.0095
61~		0.0917	1.8489	0.1641	1.8149	0.2473	1.7643	0.2296	1.8069	0.3150	1.7882	0.3310	1.6454
		女性											
		1998		1999		2000		2001		2002		2003	
年齡		$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$	$\mu=$	$\sigma=$
0~30		1.0027	2.7224	1.0721	2.7927	1.3990	2.3502	1.7700	2.5080	1.8206	2.3168	1.5358	2.1874
31~60		1.6920	2.2540	1.6593	2.1277	1.8169	2.0094	1.9585	2.1730	1.9208	2.1043	1.8008	1.8888
61~		0.4430	1.8681	0.4833	1.8392	0.5181	1.8758	0.5198	1.8756	1.9208	2.1043	0.6035	1.5861

(二) 一年癌症門診次數

根據第四節的假設，利用去零負二項分配之機率質量函數 (Probability Mass Function) 進行參數估計。去零負二項分配之機率質量函數如下：

$$f(x = k; \beta, \gamma) = \frac{\binom{k+\gamma-1}{k} \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^\gamma \left(\frac{\beta}{1+\beta}\right)^k}{\left(1 - \left(\frac{1}{1+\beta}\right)^\gamma\right)} \quad (13)$$

其中 $k = 1, 2, 3, \dots, \binom{k + \gamma - 1}{k}$ 為二項式係數、 $\beta > 0$ 且 $\gamma > 0$ 。參數估計的期間為 1996 年到 2011 年，結果如表 14 與表 15。於表 14 中，男性門診次數受 β 與 γ 的影響¹⁷，比較圖 4、表 9 與表 14，我們發現隨時間經過，平均看病次數增加、中位數上升、分配右偏狀態減少，分配散佈情形增加且分配圖形之陡峭程度下降，使參數 β 降下 γ 上升，反應國人癌症就診逐年增加的情況。比較不同年齡族群時，0-30 歲族群的參數變動幅度較大，顯示年輕族群罹癌接受治療的情形增加，反應我國癌症病患年輕化的趨勢。比較表 15 與表 14，女性門診次數的參數變動情形，除變動幅度較小，大致與男性雷同。

表 14 男性 1996 年至 2011 年一年門診次數之參數估計

期間	年齡					
	0~30	31~60	61~	0~30	31~60	61~
	γ			β		
1996	0.1882	0.5054	0.4919	26.6876	15.4723	13.0406
1997	0.0931	0.5863	0.5849	29.3041	14.6365	12.1716
1998	0.1352	0.6702	0.5731	30.6125	14.0124	12.7989
1999	0.2476	0.7314	0.5864	25.4966	13.8210	13.5228
2000	0.3394	0.7884	0.7559	21.8401	13.8632	11.5416
2001	0.3475	0.8348	0.8059	22.9586	13.4043	11.7105
2002	0.5655	0.8506	0.8630	15.2232	13.5374	11.4417
2003	0.5007	0.8810	0.9078	19.1544	13.5688	10.7903
2004	0.4852	0.8591	0.8952	19.8342	14.5980	11.7075
2005	0.4909	0.8688	0.8807	19.4600	14.1327	12.1474
2006	0.5700	0.9995	0.9637	16.7425	12.5414	11.4218
2007	0.6137	1.0422	1.0615	15.7275	12.0058	10.3133
2008	0.6285	1.0713	1.0757	16.3099	12.0699	10.5579
2009	0.6748	1.0848	1.0961	14.5897	12.2405	10.4240
2010	0.6202	1.0435	1.1033	17.7179	12.5328	10.3359
2011	0.7202	1.0469	1.1229	13.8370	12.6865	10.2732

17 β 為尺度參數 (Scale Parameter) 影響分配散佈情形， β 減少表示分配散佈情形增加。 γ 為形狀參數 (Shape Parameter) 影響分配圖形之陡峭程度， γ 降低表示分配圖形之陡峭程度增加。

表 15 女性 1996 年至 2011 年一年門診次數之參數估計

期間	年齡					
	0~30	31~60	61~	0~30	31~60	61~
	γ			β		
1996	0.2738	0.6666	0.5562	17.4215	10.3564	11.6883
1997	0.2372	0.8356	0.6688	16.5887	9.2137	10.5193
1998	0.4732	0.8963	0.7162	12.6182	9.2895	10.1830
1999	0.4103	0.8371	0.6373	15.0832	10.0932	11.8970
2000	0.6948	0.9876	0.8161	12.0158	9.5492	10.5796
2001	0.7286	1.0753	0.8476	11.2760	9.1429	10.6649
2002	0.7392	1.0514	0.9163	11.5233	9.6300	9.9807
2003	0.7867	1.0733	0.9304	10.7190	9.2850	9.6843
2004	0.6754	0.9606	0.8975	12.9277	10.5314	10.8262
2005	0.7579	0.9365	0.8907	10.7644	10.7295	10.7962
2006	0.8872	1.0154	0.9428	9.6716	10.2151	10.3784
2007	0.8852	0.9979	0.9642	9.7182	10.3255	10.2604
2008	0.7333	1.0672	0.9527	12.5522	10.0624	10.8857
2009	0.7710	1.0589	1.0124	11.6453	9.9139	10.0399
2010	0.7938	1.0432	1.0524	11.8979	9.9284	9.7926
2011	0.7910	1.0327	1.0448	11.2905	10.4382	10.1387

(三) 一次癌症門診醫療費用

根據第四節的假設，同樣利用去零負二項分配之機率質量函數進行參數估計。參數估計的期間為 1996 年到 2011 年，結果如表 16 與表 17。於表 16 中，男性門診醫療費用受 β 與 γ 的影響，比較圖 6 與表 16，我們發現隨時間經過，門診醫療費用之分配無顯著變動，使參數 β 與 γ 的變動幅度較小，反應健保門診支付之費用無顯著變異。比較不同年齡族群時，參數結果呈現年紀越大 β 越高且 γ 越低的現象，這表示年紀上升時，癌症平均醫療費用上升。比較表 17 與表 16，女性門診醫療費用的參數變動情形，除數值較小外，大致與男性雷同。

表 16 男性 1996 至 2011 年一次門診醫療費用之參數估計

期間	年齡					
	0~30	31~60	61~	0~30	31~60	61~
	γ			β		
1996	1.67E-04	1.47E-04	7.13E-05	4.1078	3.0617	4.2696
1997	9.27E-05	3.17E-05	1.37E-04	2.5716	2.6863	3.9975
1998	9.79E-05	1.14E-04	1.52E-04	2.3006	2.7031	4.2709
1999	3.14E-05	5.14E-05	8.36E-05	2.3844	2.8562	4.8058
2000	4.22E-05	5.38E-05	1.67E-04	2.3294	2.7494	4.9823
2001	3.04E-05	1.47E-04	4.28E-05	2.1213	2.5499	4.9054
2002	5.09E-05	1.18E-05	4.78E-05	2.0757	2.7050	5.3187
2003	4.53E-05	1.26E-05	9.83E-06	2.2600	2.9977	5.7984
2004	1.03E-04	1.24E-04	1.15E-04	2.2796	2.9788	5.5572
2005	1.51E-04	7.87E-05	3.91E-05	2.2896	2.8863	5.2481
2006	1.41E-04	4.49E-05	1.53E-04	2.3550	2.9402	5.4143
2007	1.06E-05	6.64E-05	8.41E-05	2.3952	2.9258	5.3530
2008	4.26E-04	1.65E-04	3.27E-07	2.1989	3.0972	5.5362
2009	3.90E-05	1.54E-05	1.12E-05	2.1101	3.1401	5.4096
2010	1.46E-04	1.02E-04	1.79E-05	2.1972	3.1669	4.9497
2011	4.13E-05	1.78E-04	3.50E-05	2.3420	3.3876	5.4461

表 17 女性 1996 至 2011 年一次門診醫療費用之參數估計

期間	年齡					
	0~30	31~60	61~	0~30	31~60	61~
	γ			β		
1996	3.04E-02	7.70E-02	2.32E-01	2.9043	2.6663	2.2438
1997	1.67E-04	1.73E-04	1.52E-01	2.3939	2.5513	2.2246
1998	3.60E-07	4.82E-05	2.11E-01	2.1646	2.5326	2.0916
1999	1.24E-04	9.52E-05	3.80E-01	2.1160	2.6914	1.8225
2000	1.37E-04	2.64E-05	2.56E-01	2.0662	2.6163	2.2327
2001	1.61E-04	1.50E-04	5.23E-02	1.8532	2.4184	3.1998
2002	1.34E-04	3.16E-05	9.58E-02	1.8607	2.4983	3.2661
2003	6.23E-05	1.66E-04	1.52E-01	1.9704	2.8517	3.2982
2004	3.54E-05	1.22E-04	1.11E-01	1.7998	2.6673	3.4668
2005	2.02E-06	9.82E-06	7.03E-02	1.7324	2.5665	3.5938
2006	5.34E-05	8.60E-05	4.88E-02	1.8077	2.5101	3.8884
2007	2.68E-04	8.64E-05	3.27E-05	1.7814	2.5278	4.5101
2008	2.30E-05	2.77E-06	7.66E-05	1.7334	2.5620	4.6343
2009	3.72E-05	9.29E-06	1.60E-05	1.7339	2.5396	4.5563
2010	1.86E-04	8.60E-05	4.36E-06	1.7416	2.4954	4.3349
2011	6.75E-05	4.68E-05	3.21E-05	1.8243	2.6290	4.6658

二、終身癌症保險的保費估算

利用參數估計的結果與公式 (8)，並利用下列假設，求得終身癌症保險的保費¹⁸：

- (1) 折現率：假設為 2%¹⁹。
 - (2) x 歲存活至 $x+1$ 歲的存活率 p_x ：利用臺灣壽險業第五回經驗生命表。
 - (3) P_1^x ：利用第三節中 1998 年至 2003 年的癌症發生率。
 - (4) R_i^x ：利用去零負二項分配估計 1996 年至 2011 年²⁰ 一次門診費用。
 - (5) N_i^x ：利用去零負二項分配估計 1996 年至 2011 年癌症病患一年癌症門診次數。
 - (6) $k_x(i)$ ：利用 1-Lognormal 累積函數值，推估罹病一年到一百年的期間持續治療率
- 終身癌症保險之躉繳保費如圖 9。

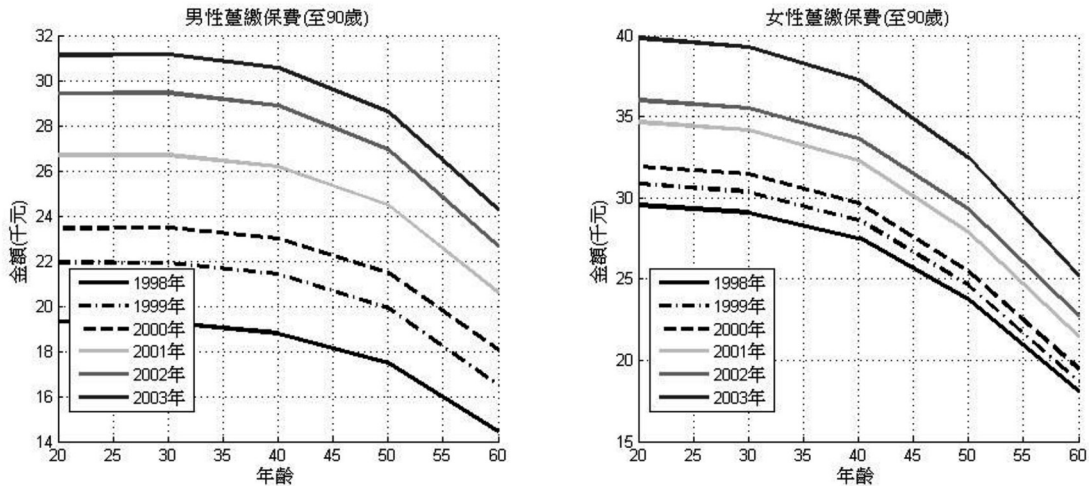


圖 9 1998 至 2003 年男性與女性終身癌症保險之躉繳保費²¹

圖 9 中，男性與女性的癌症醫療成本逐年增加，不論購買保險的年齡為何，觀察年度越晚的保險成本越高。以 1998 年癌症醫療成本為計算基礎，比較男性與女性癌症醫療成本的變動時，發現至 2003 年男性癌症醫療成本上升約 60%²²，女性增加約 35%。同時癌症醫療成本逐年增加，並無減緩的跡象，對應不同年齡時，亦有相同的

18 本研究以健保給付費用為計算基礎可能與商業保險給付會有所的差異。

19 人身保險業長期險種之責任準備金利率約為 2 至 2.25%，為保守估計保費故本文以 2% 作為折線率之假設。

20 為配合癌症持續治療率的資料年度，本文於保費估算時僅使用 1998-2003 年的資料。

21 一般而言，年齡越大，購買保險的成本越高。本文將年齡分成三組，且年齡上限為 100 歲，因而造成年齡增加保費下降的現象。

22 男性平均每年增加約 8.2%，女性平均每年增加 5%。

結果。比較同年齡男性與女性的醫療成本時，女性的癌症醫療保險成本約比男性多 25%，由於 20 到 50 歲女性的癌症發生率高於男性，且女性的期間持續治療率較高，因此女性的癌症醫療成本高於男性。

歸納本節之研究結果如下：

- (1) 0-30 歲族群就診次數之估計參數隨年度增加的變動幅度較大，顯示年輕族群罹癌接受治療的情形增加，反應我國癌症病患年輕化的趨勢。
- (2) 門診醫療費用之估計參數隨年度增加的變動幅度較小，反應健保門診支付之費用無顯著變化。
- (3) 比較不同年齡族群之門診費用估計參數時，顯示年紀越大 β 越高且 γ 越低，表示高齡族群之癌症醫療費用較高。
- (4) 1998 至 2003 年間男性癌症保險成本增加 60%，女性癌症保險成本上升 35%。

陸、結論

本文觀察年度分年齡、分男女的癌症首發率、癌症持續治療率、癌症醫療費用等的變化狀況，探討保險成本是否會隨著醫療技術的進步、衛生與醫療環境的改善，有隨時間上升的趨勢。由於癌症發生率逐年增加、持續治療率逐年提高、癌症醫療支出逐年上升，使保險成本逐年提高。本文結合健保資料庫與理論模型，延伸 Yang et al. (2016) 的模型，利用去零負二項分配評估終身癌症保險的保費，發現男性癌症保險的成本六年增加 60%，女性癌症保險的成本六年上升 35%，反映近年來我國癌症保險保費逐年增加的趨勢。未來於模型選取與參數估計上或可考慮其他分配以改進估計誤差，評估參數變動的趨勢，利用不同癌症的差異與癌症住院費用對終身癌症保險保費做進一步的估算，並考慮累積給付上限與分期繳費等議題。

The Valuation of Lifetime Cancer Insurance Policies

Hong-Chih Haung, Professor, Department of Risk Management and Insurance, National Chengchi University

Shang-Yin Yang, Assistant Professor, Department of Finance, Tunghai University

Mng-Chi Wang, Specialist, Product Development, Nan Shan Life Insurance

Summary

Cancer is one of the leading causes of death in many countries. With the help of preventative healthcare and improvements in treatment, the mortality rate of non-cancer diseases such as cardiovascular diseases, which are on the list of leading causes of death, have significantly reduced over the past years. Therefore, cancer has, or will soon, become the leading cause of death in many countries.

Since 1982, cancer has been the disease that causes the most deaths in Taiwan, and morbidity from cancer has increased to over 60% in the last decade. It is generally known that cancer risk increases with age. As the elderly are most vulnerable to cancer, and the aged population continues to increase dramatically in many countries, cancer remains a very important health issue globally. Although health services in all countries try to provide adequate financial resources to support their healthcare systems, the budgets for cancer health services are still inadequate in most countries. Even among patients with comprehensive health insurance policies in developed countries, the financial burden of cancer treatment can be substantial. Cancer insurance policies are designed as a supplementary health insurance to reduce the financial burden for patients with the disease. Traditionally, people use this type of insurance as a risk management approach, mainly to hedge against the risk of morbidity of cancer. This type of insurance policy is also marketed as being for risk management purposes in Taiwan, and claims to considerably reduce the financial impact for patients with cancer during their treatment. However, the increasing cancer morbidity has dramatically changed the insurance premium over the last few decades, and most insurance companies have significantly increased the premiums for cancer insurance policies. Therefore, this article aims to address the variation in lifetime cancer insurance policies and provide an analytical solution for a fair premium.

A universal coverage healthcare system sponsored by the government was introduced to Taiwan in 1995; a system characterized by easy accessibility and low cost. The system also generates a national health insurance databank, the National Health Insurance Research Database (NHIRD), for planning and research purposes. Taiwan's NHIRD is one of the

largest nationwide population databases in the world, and covers almost all of the 23 million residents of Taiwan. This study uses data from the NHIRD and evaluates the cancer morbidity rate, the continued treatment rate and the medical cost. By analyzing the changes in the frequency and severity of cancer, this study reveals that all the parameters have increased significantly from 1996 to 2011. In terms of the total number of patients with cancer, the number of male patients have increased by 284%, from 49,269 in 1996 to 189,413 in 2011, and the number of female patients have increased by 287%, from 56,122 in 1996 to 217,144 in 2011. In terms of physician visits, the average number of visits by male patients have increased by 39.55%, from 9.38 times per year in 1996 to 13.09 times per year in 2011, and the average number of visits by female patients have increased by 35.53%, from 8.64 times per year in 1996 to 11.72 times per year in 2011. In addition, the average cost of a physician visit by a male patient have increased by 83.37%, from 2,927.72 New Taiwan Dollars (NTDs) per visit in 1996 to 5,368.65 NTDs per visit in 2011, while that of a visit by a female patient have increased by 104.69%, from 2,527.43 NTDs per visit in 1996 to 5,173.37 NTDs per visit in 2011.

Based on the detailed results of analyses of the cancer frequency and severity data, we can identify the pattern of cancer incidence in Taiwan in the past decade. The upward trend of cancer morbidity has significantly increased from 1996 to 2011; regardless of age, gender, or calendar year. Owing to differences in the types of cancer seen in the different genders, males and females have differing cancer morbidities during their lifetime. Before the age of 20, males and females have a similar cancer morbidity, while between the ages of 20 and 50, cancer morbidity in females is higher than in males. However, after the age of 50, the situation changes, with cancer morbidity in males becoming higher than that in females. Analysis of treatment rate and continued treatment rate show that these parameters have different patterns of change with respect to calendar year: the first-year treatment rate has a significant upward trend from 1998 to 2006 regardless of gender, and the treatment rate in females is higher than that in males. The continued treatment rate has an upward trend from 1998 to 2001 with respect to the continued treatment period, and the continued treatment rate in females is more than 50% higher than the continued treatment rate in males. The average cost of a female patient's physician visit is lower than that of a male patient.

In health insurance pricing literature, three methods are commonly used to estimate the cancer premium: the two-part model, the collective risk model, and the Markov process model. The two-part model has been used extensively to estimate demand responses to health insurance prices. For example, to model aggregated medical expenditure, the two-part

model can determine the frequency and cost of medical services (Duan et al., 1983; Keeler and Rolph, 1988; Mullahy, 1998; Deb and Trivedi, 2002; Frees et al., 2011). The collective risk model constructs predictions for both the claim number and the claim size in actuarial mathematics, using compound Poisson processes, mixed Poisson processes, and so forth. The Markov process model is another technique to price a lifetime disability or medical insurance (Hoem, 1988; Wolthuis, 2003; Stenberg et al., 2007; D'Amico et al., 2009). According to the cancer morbidity data and the cost of per physician visit obtained by using the NHIRD, this study adopts a collective risk model to construct a lifetime cancer insurance pricing model.

The collective risk model needs to determine the distributions of both claim number and claim size. In order to fit the data appropriately, we test three discrete type distributions: a zero-truncated Poisson distribution (ZTPO), a zero-truncated negative binominal distribution (ZTNB), and a geometric distribution (Geo). Moreover, this study uses maximal likelihood estimation (MLE) to estimate the parameters of these three discrete type distributions. Furthermore, in order to deal with the trade-off between the goodness of fit of the distribution and the complexity of the distribution, we evaluate the Akaike information criterion (AIC) and the Bayesian information criterion (BIC). From the results of an analysis comparing the MLE, AIC, and BIC statistics, this study concludes that the ZTNB fits the cancer morbidity and the cost of per physician visit better than the other two distributions. Finally, by using the probability generating function of insurance benefit with respect to the insured's age, we find the fair premium explicitly.

In conclusion, the findings of this study show that cancer morbidity among the younger generation has increased greatly from 1996 to 2011, and the average insurance benefit of patients per physician visit was stable in the last decade. The numerical results also indicate that the continued treatment rate and the medical cost increases with age, and the older generation have a higher insurance benefit. In addition, our study demonstrates that the premium increase is a result of a continuous increase in cancer morbidity, especially in the younger generation. Furthermore, our study also shows that the maximum difference premium cost has reached nearly 60 percent for males and 35 percent for females from 1998 to 2003.

參考文獻

- 梁正德、喬治華、莊聲和、陳炳雄、萬玟禎、劉炳逢與吳展仲，2004，**癌症相關發生率之研究：以全民健保資料庫為基礎**，台北，台灣：財團法人保險事業發展中心。(Liang, Zheng-De, Chiao, Chih-Hua, Juang, Shing-Her, Chen, Bing-Xiong, Wan, Wen-Zhen, Liu, Bing-Feng, and Wu, Zhan-Zhong. 2004. *A Mortality Study of Cancer Based on the National Health Insurance Research Database*. Taipei, Taiwan: Taiwan Insurance Institute.)
- 連宏銘與余清祥，2000，終身癌症保險費率之釐定，**保險專刊**，62期：76-119。(Lien, Hung-Ming, and Yue, Ching-Syang. 2000. The actuarial pricing for the whole life cancer insurance. *Insurance Monograph*, 62: 76-119.)
- 衛生福利部國民健康署，2014，**全民健康保險重大傷病證明有效領證數前 10 大疾病別表**，http://www.nhi.gov.tw/Resource/news/639_1040707%e6%96%b0%e8%81%9e%e7%a8%bf-%e9%99%84%e4%bb%b61.pdf，搜尋日期：2016年4月10日。(Ministry of Health and Welfare, Health Promotion Administration. 2014. *The effective number of the top ten major illness of the major illness certificate of National Health Insurance*. http://www.nhi.gov.tw/Resource/news/639_1040707%e6%96%b0%e8%81%9e%e7%a8%bf-%e9%99%84%e4%bb%b61.pdf. Accessed Apr. 10, 2016.)
- _____，2015，**2012 年癌症登記報告**，http://www.hpa.gov.tw/Pages/ashx/File.ashx?FilePath=~/File/Attach/2892/File_3646.pdf，搜尋日期：2016年4月10日。(Ministry of Health and Welfare, Health Promotion Administration. 2014. *Cancer registry annual report, 2012*. http://www.hpa.gov.tw/Pages/ashx/File.ashx?FilePath=~/File/Attach/2892/File_3646.pdf. Accessed Apr. 10, 2016.)
- 衛生福利部統計處，2015，**103 年死因統計結果分析**，<http://www.mohw.gov.tw/cht/DOS/DisplayStatisticFile.aspx?d=49775>，搜尋日期：2016年4月10日。(Ministry of Health and Welfare, Department of Statistics. 2015. *The analysis of the cause of death statistics in 2014*. <http://www.mohw.gov.tw/cht/DOS/DisplayStatisticFile.aspx?d=49775>. Accessed Apr. 10, 2016.)
- Adams, C., Donnelly, C., and Macdonald, A. 2015. The impact of known breast cancer polygenes on critical illness insurance. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2015 (2): 141-171. doi: 10.1080/03461238.2013.794520
- D'Amico, G., Guillen, M., and Manca, R. 2009. Full backward non-homogeneous semi-Markov processes for disability insurance models: A Catalunya real data application. *Insurance: Mathematics and Economics*, 45 (2): 173-179. doi: 10.1016/j.insmatheco.2009.05.010

- Deb, P., and Trivedi, P. K. 2002. The structure of demand for health care: Latent class versus two-part models. *Journal of Health Economics*, 21 (4): 601-625. doi: 10.1016/S0167-6296(02)00008-5
- Duan, N., Manning, W. G., Jr., Morris, C. N., and Newhouse, J. P. 1983. A comparison of alternative models for the demand for medical care. *Journal of Business & Economic Statistics*, 1 (2): 115-126. doi: 10.1080/07350015.1983.10509330
- Frees, E. W., Gao, J., and Rosenberg, M. A. 2011. Predicting the frequency and amount of health care expenditures. *North American Actuarial Journal*, 15 (3): 377-392. doi: 10.1080/10920277.2011.10597626
- Gui, E. H., Lu, B., Macdonald, A., Waters, H., and Wekwete, C. 2006. The genetics of breast and ovarian cancer III: A new model of family history with insurance applications. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2006 (6): 338-367. doi: 10.1080/03461230601026635
- Gui, E. H., and Macdonald, A. S. 2002. A Nelson-Aalen estimate of the incidence rates of early-onset Alzheimer's disease associated with the Presenilin-1 gene. *Astin Bulletin: The Journal of the IAA*, 32 (1): 1-42. doi: 10.2143/AST.32.1.1012
- Gutiérrez, C., and Macdonald, A. S. 2003. Adult polycystic kidney disease and critical illness insurance. *North American Actuarial Journal*, 7 (2): 93-115.
- Hoem, J. M. 1988. The versatility of the Markov chain as a tool in the mathematics of life insurance. In *Transactions of the 23rd International Congress of Actuaries (Vol. 3)*: 171-202. Ottawa, Canada: International Actuarial Association.
- Keeler, E. B., and Rolph, J. E. 1988. The demand for episodes of treatment in the health insurance experiment. *Journal of Health Economics*, 7 (4): 337-367. doi: 10.1016/0167-6296(88)90020-3
- Klugman, S. A., Panjer, H. H., and Willmot, G. E. 2012. *Loss Models: From Data to Decisions (4th ed.)*. New York, NY: John Wiley and Sons.
- Macdonald, A. 2004. Huntington's disease, critical illness insurance and life insurance. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2004 (4): 279-313. doi: 10.1080/03461230310016992
- Macdonald, A. S., and McIvor, K. R. 2006. Application of a polygenic model of breast and ovarian cancer to critical illness insurance. *Annals of Actuarial Science*, 1 (2): 319-343. doi: 10.1017/S174849950000018X
- Macdonald, A. S., Waters, H. R., and Wekwete, C. T. 2003. The genetics of breast and ovarian cancer II: A model of critical illness insurance. *Scandinavian Actuarial Journal*, 2003 (1): 28-50.

- Macdonald, A. S., and Yang, S. Y. 2003. Highly penetrant genetic disorders: An atlas for critical illness insurance. *British Actuarial Journal*, 9 (4): 875-901. doi: 10.1017/S1357321700004396
- Migon, H. S., and Moura, F. A. S. 2005. Hierarchical Bayesian collective risk model: An application to health insurance. *Insurance: Mathematics and Economics*, 36 (2): 119-135. doi: 10.1016/j.insmatheco.2004.11.006
- Mullahy, J. 1998. Much ado about two: Reconsidering retransformation and the two-part model in health econometrics. *Journal of Health Economics*, 17 (3): 247-281. doi: 10.1016/S0167-6296(98)00030-7
- Smith, C. 1998. *Huntington' Chorea—A Mathematical Model for Life Insurance*. Zurich, Switzerland: Swiss Re.
- Stenberg, F., Manca, R., and Silvestrov, D. 2007. An algorithmic approach to discrete time non-homogeneous backward semi-Markov reward processes with an application to disability insurance. *Methodology and Computing in Applied Probability*, 9 (4): 497-519. doi: 10.1007/s11009-006-9012-4
- Tessera, A. 2007. Probabilistic models for medical insurance claims. *Applied Stochastic Models in Business and Industry*, 23 (4): 307-317. doi: 10.1002/asmb.673
- Wolthuis, H. 2003. *Life Insurance Mathematics (The Markovian Model) (2nd ed.)*. Amsterdam, Netherlands: IAE, Universiteit van Amsterdam.
- Yang, S. Y., Wang, C. W., and Huang, H. C. 2016. The valuation of lifetime health insurance policies with limited coverage. *The Journal of Risk and Insurance*, 83 (3): 777-800. doi: 10.1111/jori.12070

作者簡介

黃泓智

英國 Heriot-Watt University 精算數學博士，現任國立政治大學風險管理與保險學系教授。主要研究領域為保險精算、金融商品創新、風險管理、退休金精算與財務、長壽風險證券化。

* 楊尚穎

政治大學風險管理與保險學系博士，現任東海大學財務金融學系助理教授。主要研究領域為資產配置、保險精算、金融商品創新。

王敏琪

政治大學風險管理與保險學系碩士，現任南山人壽商品部專員。

作者感謝主編和匿名評審在審閱本文時所提供的寶貴意見與協助。

* E-mail : shangyin@thu.edu.tw.

