

趨勢面分析法在癌症地圖繪製上的應用： 以臺灣的乳癌死亡率為例

廖勇柏 李文宗* 陳建仁

YUNG-PO LIAW, WEN-CHUNG LEE*, CHIEN-JEN CHEN

台灣大學公共衛生學院流行病學研究所*，臺北市仁愛路一段1號

Graduate Institute of Epidemiology, College of Public Health, National Taiwan University, No.1, Jen-Ai Rd, 1st Sec, Taipei, Taiwan.

* 通訊作者 Correspondence author.

疾病的地理變異，是流行病學的重要課題。然而，傳統地圖繪製方法，以行政區域為單位常無法清楚看出地理分佈的趨勢，且常面臨死亡率不穩定，干擾地圖判讀的問題。本文利用一種統計技術稱為趨勢面分析，及結合地理資訊系統進行癌症地圖繪製。本研究以1982~1991年臺灣本島346個行政區域之乳癌死亡資料為例進行示範，並與傳統地圖繪製方法比較。結果顯示，透過一次趨勢面分析、二次趨勢面分析至五次趨勢面分析之動態變化，可一目瞭然看出死亡率聚集擴散之傾向，以往地廣人稀鄉鎮死亡率劇烈變動之現象，亦不復可見。相對危險性較高之地區清楚地集中在大都會區，包括台北縣、市，台中縣、市，台南市以及高雄市。反之，西南沿海及山地鄉，其相對危險性則較低。本文作者期待趨勢面分析法在公共衛生領域之應用能更加開展普及。
(中華衛誌 1998；17(6)：474-484)

關鍵詞：趨勢面分析、地理資訊系統、卜瓦松迴歸、乳癌。

Trend surface analysis for cancer mapping: application to breast cancer mortality in Taiwan

The geographic variation in the occurrence of diseases is an important issue in epidemiology. The traditional mortality mapping technique, which is based on administrative areas, suffers from the problem of instability and has difficulty in identifying spatial patterns and trends of potential interest. In this paper, the authors apply the trend surface analytic technique to model mortality rates and then use the "Geographical Information System" (GIS) to draw maps. Data of female breast cancer mortality in the 346 administrative areas in Taiwan from 1982 to 1991 were used as an example. As compared to the traditional method, it is found that the trend surface analytic technique stabilizes mortality rates especially in areas with small populations, such as in the mountainous areas. Moreover, the technique, with the building of the 1st to the 5th order models, can provide a dynamic exhibition of patterns and trends which leads to clues about clustering and diffusion process in the mortality. The study finds higher breast cancer mortality to be clustered in several main metropolitan areas including Taipei City/County, Taichung City/County, Tainan City and Kaohsiung City. The southwestern coastal areas and the mountainous areas reveal lower mortality. It is hoped that the trend surface analysis becomes a standard public-health tool in the days to come. (*Chin J Public Health. (Taipei): 1998; 17(6):474-484*)

Key words: trend surface analysis, geographical information system, Poisson regression, breast cancer.

前言

疾病的地理變異是流行病學的重要課題，疾病率地圖是展示其地理變異最基本的方式。地圖展現可了解疾病的地理分佈，對於衛生行政的推展以及致病因子的探討有很大的貢獻。美國、英國、加拿大、德國、日本等國家，都先後出版過該國的癌症分佈地圖集[1-3]。台灣至今亦先後出版過三次癌症死亡率地圖集[4-6]。

本文利用一種稱為趨勢面(trend surface)分析[7]的統計技術，再結合地理資訊系統(geographic information systems, GIS)[8]，進行癌症地圖的繪製。本研究以台灣乳癌為例示範分析方法，並與傳統地圖繪製方法比較，以普及趨勢面分析法在公共衛生領域之應用。

材料與方法

一、資料來源

本研究之癌症死亡資料係由行政院衛生署[9]提供，分析的癌症部位為乳癌，國際疾病分類第九版(International Classification of Diseases, 簡稱ICD 9)[10]，代碼為174。分析時採用的年中人口資料，係摘錄自內政部發行之歷年台灣地區人口統計[11]。本研究分析民國七十一年至八十年之資料，年齡則分成30-34、35-39、40-44、45-49、50-54、55-59、60-64、65-69、70-74、75-79、80-84及85歲以上，共十二個年齡層。由於較低年齡層(30歲以下)之乳癌死亡數極少或為零，故本研究只採用三十歲以上資料。

台灣的行政區域劃分在近十年來曾有變更，為使行政區域在調整前後的劃分能夠一致，因此本研究將現有的361鄉鎮市區合併成355鄉鎮市區。新的松山區和信義區合成一區，以比照舊的松山區，舊的大安區和古亭區合併，以比照新的大安區，舊的雙園區和龍山區合併以比照新的萬華區，舊的城中區、建成區與延平區合併以比照新的中正

區，舊的木柵區和景美區合併以比照新的文山區，嘉義市東區及西區合併成一區，新竹市之東區、西區、南區、北區及香山區合併成一區，共計355鄉鎮市區。為利於趨勢面分析及等值面(contour grid)[12]繪製，本研究將離島去除(包括澎湖之馬公市、湖西鄉、白沙鄉、西嶼鄉、望安鄉、七美鄉，台東縣蘭嶼鄉、綠島鄉，屏東縣琉球鄉)，最後所分析的是台灣本島的346鄉鎮市區。

二、分析方法

(一) 傳統地圖繪製

本研究首先將各個鄉鎮之標準化死亡比值(standardized mortality ratio, SMR)[13]算出。為了計算此值，先按12個年齡層，加總346個鄉鎮市區之乳癌死亡數及人口數後，將此累計之死亡數及人口數相除即可求得總年齡別死亡率。各鄉鎮之年齡別人口數乘上相對應之總年齡別死亡率，即為各鄉鎮對應之年齡別期望死亡數。因此，每一鄉鎮均有年齡別觀測死亡數及年齡別期望死亡數，再進一步將各鄉鎮市區各年齡之觀測死亡加總除以其期望死亡總數，即得各鄉鎮之SMR值。再按346個鄉鎮市區之SMR值加以高低排序，將數值分成<0.45, 0.45-0.55, 0.55-0.65, 0.65-0.75, 0.75-0.85, 0.85-0.95, 0.95-1.05, 1.05-1.15, 1.15-1.25, 1.25-1.35, 1.35-1.45, 1.45-1.55, 及 ≥ 1.55 共十三層。透過地理資訊系統軟體(ARCVIEW GIS&3D 3.0a)[12,14]依13種色階繪成乳癌死亡地圖(圖一)。值越高者所給色階越深，反之則越淡。SMR值越大者，表示該鄉鎮死亡率越高，SMR值大於1，表示該鄉鎮死亡率高於台灣。相反地，SMR值小於1者，表示該鄉鎮比台灣地區死亡率低，且SMR值越小，表示該鄉鎮死亡率越低。

(二) 趨勢面分析

為了進行趨勢面分析，本研究採用橫麥卡托(universal transverse mercator, 簡稱UTM)[15]二度分帶座標系統，利用地理資訊系統(ARCVIEW)，定出各鄉鎮中心之座標(經度、緯度)。俟各鄉鎮中心一一求出後，對上述合併之行政區域，其中心座標算法，係以

投稿日期：87年 8月27日

接受日期：87年11月27日

合併前各中心座標之平均值作為合併後地區之中心點座標。例如，將舊的城中區(300633.7, 2772280.1)、建成區(301209.0, 2772087.9)與延平區(301387.6, 2770621.6)這三地區之中心座標取算術平均作為中正區之中心座標(301076.8, 2771663.2)，也就是 $(300633.7+301209.0+301387.6)/3=301076.8$ ， $(2772280.1+2772087.9+2770621.6)/3=2771663.2$ 。最後，得出台灣本島346個鄉鎮市區之中心點座標。接著，為了解決刻度化(scaling)及共線性(collinearity)[16]問題，再對這346個鄉鎮市區中心座標進行刻度轉換。例如，已知346個鄉鎮市區其中心座標平均為(229766.41, 2632848.32)，標準差為(49283.60, 96344.24)，而台北縣板橋市之中心座標為(295359.13, 2766685.25)，則板橋市經刻度轉換後座標為 $(x, y)=(1.331, 1.389)$ ，也就是 $x=(295359.13-229766.41)/49283.60=1.331$ ， $y=(2766685.25-2632848.32)/96344.24=1.389$ 。按此，可一一算出每一鄉鎮市區之刻度轉換座標 (x, y) 。

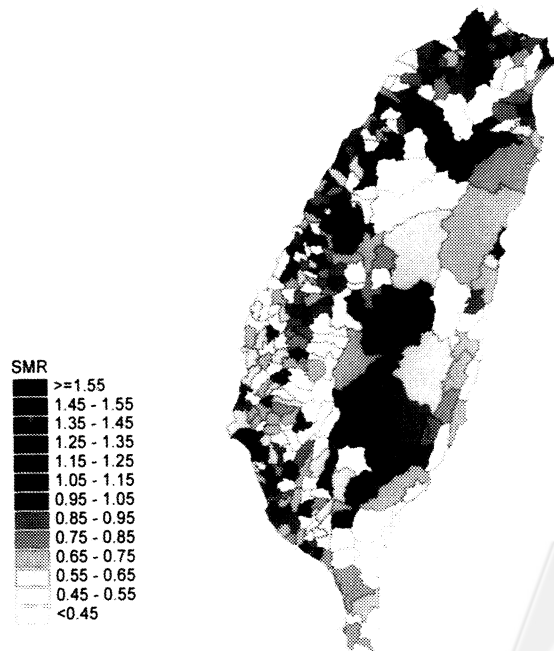
接著，利用上述刻度轉換座標 (x, y) 中之

x 及 y 座標值作為模式中之自變項，進行趨勢面分析。趨勢面模式有次數高低之別。比如， k 次趨勢面之模式如下：

$$\begin{aligned} \log(\text{各鄉鎮各年齡層死亡數}) &= \\ \log(\text{各鄉鎮各年齡層期望死亡數}) + (\sum_{i+j \leq k} \beta_{ij} x^i y^j), \\ \text{或簡記為} \\ \log(\text{相對危險性}) &= \sum_{i+j \leq k} \beta_{ij} x^i y^j. \end{aligned}$$

其中 $\log(\text{各鄉鎮各年齡層期望死亡數})$ 係各鄉鎮各年齡層期望死亡數取自然對數值，其在模式中之迴歸係數指定為1，在模式中稱此為彌補值(offset)[13]。 x, y 為上述各鄉鎮刻度轉換座標值， i 及 j 為大於或等於零之整數，代表 x 及 y 之次方，而 β_{ij} 為 $x^i y^j$ 之迴歸係數。 k 次趨勢面模式含有所有 x 與 y 總次方小於或等於 k 之項，例如：一至三次迴歸模式如下：

$$\begin{aligned} \text{一次: } \log(\text{相對危險性}) &= \beta_{00} + \beta_{10} x + \beta_{01} y, \\ \text{二次: } \log(\text{相對危險性}) &= \beta_{00} + \beta_{10} x + \beta_{01} y + \\ &\quad \beta_{20} x^2 + \beta_{11} xy + \beta_{02} y^2 \\ \text{三次: } \log(\text{相對危險性}) &= \beta_{00} + \beta_{10} x + \beta_{01} y + \\ &\quad \beta_{20} x^2 + \beta_{11} xy + \beta_{02} y^2 + \beta_{30} x^3 + \beta_{21} x^2 y + \\ &\quad \beta_{12} xy^2 + \beta_{03} y^3. \end{aligned}$$



圖一 民國七十一年至八十年三十歲以上女性乳癌標準化死亡比值(SMR)分佈圖

假定各年齡層死亡數符合卜瓦松分佈(Poisson distribution)，上述趨勢面模式可利用SAS軟體(GENMOD程序)[17]執行卜瓦松迴歸(Poisson regression)[18]進行模式套適(model fitting)。值得注意的是本研究係以各鄉鎮之年齡別資料直接進行模式套適(共有 $346 \times 12 = 4152$ 筆資料)，而非先對各鄉鎮死亡率進行年齡標準化後再行分析。

趨勢面分析中模式之次數多寡，係利用概度比檢定(likelihood ratio test)[18]來決定。實際作法為將第 k 次趨勢面與第 $k+1$ 次趨勢面模式之離差值(deviance)及自由度(degree of freedom)分別進行相減，離差值相減所得之值稱為 G^2 值，自由度相減結果以符號 Δdf 表示之。在虛擬假說成立時，也就是第 $k+1$ 次趨勢面與第 k 次趨勢面結果並沒有顯著差別之情形下， G^2 值將服從自由度為 Δdf 的卡方分配(chi-square distribution)。本研究先從一次趨勢面開始，按上述規則分別求出相鄰兩次趨勢面之 G^2 值，如果 G^2 值達顯著水準，則繼續高一次趨勢面分析之比較，一直到 G^2 值不顯著為止。

模式之次數決定後，在台灣本島均勻截取約一萬點座標代入各個模式估計式中，以求取各座標所對應之相對危險性估計值。之後，將此相對危險性估計值比照圖一之13種色階，同樣透過對地理資訊系統軟體以等值面[12]方式呈現該相對危險性大小及趨勢。

結 果

圖一的SMR值分佈圖，如傳統劃法，係以行政區域為單位所繪製而成。SMR值較高之鄉鎮市區是：基隆市的暖暖區，台北市的北投區、中正區、大同區，台北縣的新店市、三芝鄉，新竹縣的橫山鄉，苗栗縣的公館鄉、大湖鄉、獅潭鄉，台中市的中區，台中縣的大甲鎮、沙鹿鎮，南投縣的信義鄉，彰化縣的和美鎮、大村鄉，台南市的南區、西區，高雄市的左營區、鹽埕區，高雄縣的三民鄉，宜蘭縣的大同鄉，花蓮縣的花蓮市、新城鄉以及屏東縣的泰武鄉等，其中泰武鄉及大同鄉為山地鄉。相反地，SMR值較

低的鄉鎮如彰化縣線西鄉、嘉義縣大埔鄉、台南縣的山上鄉及左鎮鄉、臺東縣大武鄉、屏東縣滿州鄉，在山地鄉部份則為台北縣烏來鄉、桃園縣復興鄉、新竹縣五峰鄉、苗栗縣泰安鄉、台中縣和平鄉、花蓮縣萬林鄉、高雄縣茂林鄉、臺東縣金峰鄉及達仁鄉、屏東縣來義鄉及春日鄉等。SMR值較高的鄉鎮除了少數山地鄉外，似乎較集中在都會型城市。反之，SMR值較低之鄉鎮中，有很大比例皆為山地鄉鎮。然而，各鄉鎮死亡率變動頗大，圖一中之整體趨勢並不容易解讀出來。

在趨勢面的結果分析(表一)中，本研究由一次趨勢面分析至六次趨勢面。第一次趨勢面之離差值及自由度分別為4010.84及4149。第二次趨勢面之離差值為3966.03，自由度為4146。其 G^2 值為44.81($4010.84 - 966.03 = 44.81$)，自由度為3($4149 - 146 = 3$)，經查卡方分佈得出P-值 < 0.0001 ，顯見第二次之趨勢面結果與第一次趨勢面結果有顯著不同。因此，繼續將第二次趨勢面與第三次之結果作比較。結果，其 G^2 值為13.74，自由度為4，P-值為0.0082，仍達顯著水準。如此進行，一直到第五次與第六次趨勢面作比較時，結果才不顯著。因而本研究選定五次趨勢面為最終模式。各模式之迴歸係數及標準誤，參見表一。

圖二A顯示一次(線性)趨勢面之相對危險性預測結果，相對危險性很明顯由西南往東北方向逐漸增強。然而，一次趨勢面所能提供的資訊較為有限。圖二B之二次趨勢面顯示，相對危險性由東南部逐漸朝北部及西南部方向增強。圖二C為三次趨勢面結果，所顯示之走向，與圖二B比較，增加了由雲林一帶往內陸增強之趨勢外，沿西南方向，亦有較弱之相對危險性聚集現象。四次趨勢面(圖二D)則可約略看出除北高兩高危險性中心外，另外，在台中縣市附近亦出現相對危險性在1.05~1.15間之較弱的高危險聚集現象。雖然東部一帶看似有聚集傾向，但其最深色階之相對危險性估計值僅為0.95~1.05。當模式套適到第五次趨勢面時(圖二E)，全省三處較強聚集地帶(基隆、台北縣市一帶，

台中縣市、彰化一帶，以及台南市及高雄市附近)，變得十分明顯，雲嘉沿海及中央山脈危險性則最低。與圖二D一樣，由圖二E上看到由宜蘭到花蓮、台東一帶，亦有兩處聚集現象。實際上，花蓮、台東一帶所聚集較強之色階值為0.95~1.05，其相對危險性並未比台灣地區高。而宜蘭附近亦只有一小塊色階為1.05~1.15之聚集地區，其周圍之狹長帶色階為0.95~1.05，連結花蓮、台東之色階值則更低。比較圖二E與圖二F(第六

次趨勢面)，兩張地圖在基隆、台北縣市一帶，台中縣市、彰化一帶，以及台南市及高雄市附近之聚集現象，在色階的變化及範圍上有很高的一致性。值得一提的是，在宜蘭附近，圖二F中之聚集中心(相對危險性值1.05~1.15)面積範圍較圖二E為大。而在台東、花蓮一帶，聚集相對較強之中心帶，其相對危險性估計值由圖二E之0.95~1.05色階提升至圖二F之1.05~1.15色階，其中心面積亦略為加大。雖然圖二F由宜蘭到花蓮、台

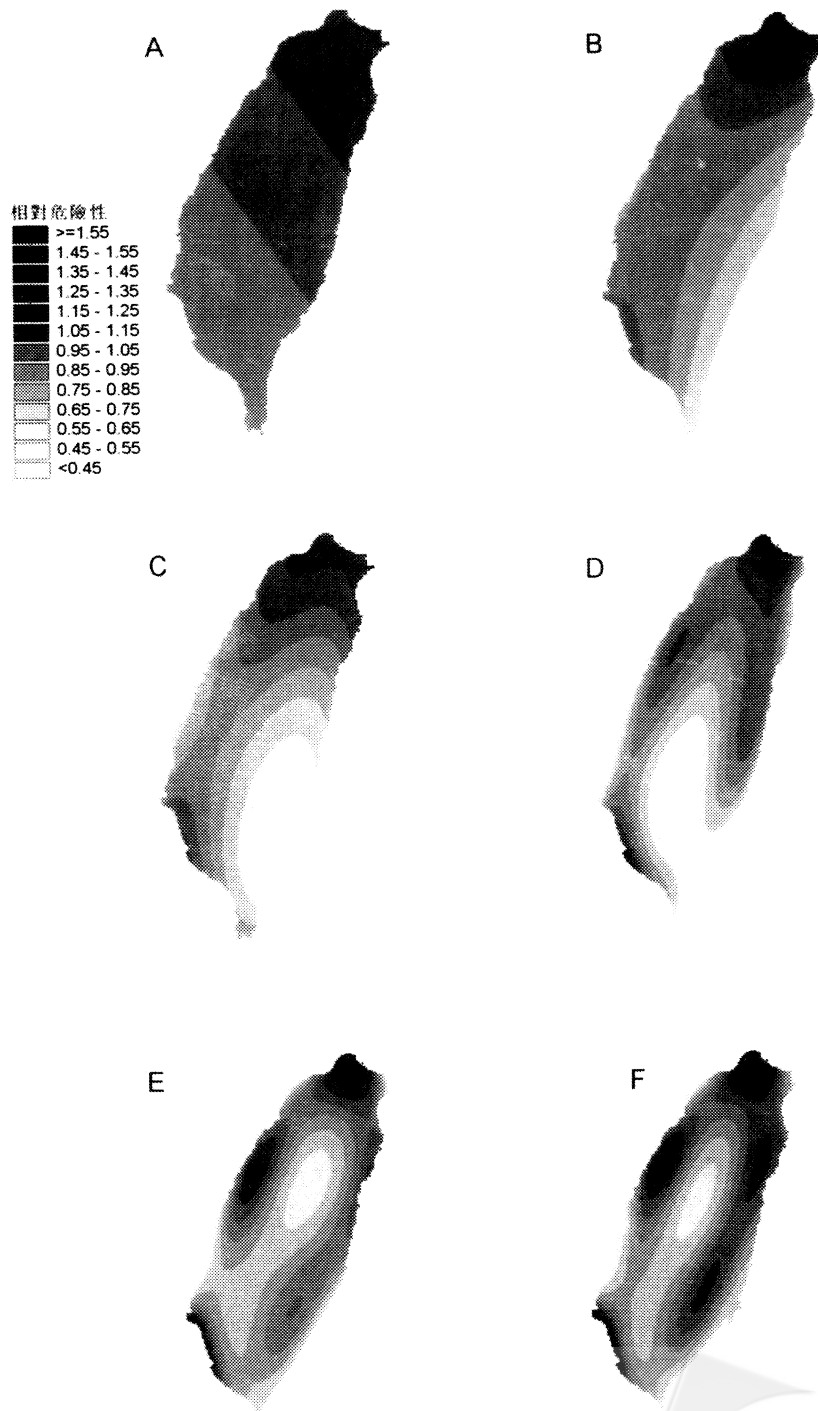
表一 一至六次趨勢面分析結果

變數名稱	一次		二次		三次		四次		五次		六次	
	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤	迴歸係數	標準誤
截距	-0.0305	0.0157	-0.1238	0.0490	-0.1722	0.0518	-0.3662	0.0884	-0.3399	0.0948	-0.4023	0.1137
X	0.0425	0.0249	-0.0424	0.0414	-0.1873	0.1034	-0.4130	0.1737	-0.4048	0.2903	-0.5024	0.3434
Y	0.0584	0.0263	0.0830	0.0345	0.3297	0.0954	0.7213	0.1523	0.2400	0.2545	0.2364	0.3618
X ²	-	-	-0.0733	0.0436	-0.1287	0.0619	0.6041	0.1872	0.4046	0.3483	0.9114	0.6063
XY	-	-	0.2147	0.0684	0.3931	0.1082	-0.7092	0.2806	-1.6387	0.5992	-2.1333	0.9122
Y ²	-	-	-0.0268	0.0498	-0.0795	0.0651	0.2712	0.1628	0.9293	0.3396	1.2692	0.4531
X ³	-	-	-	-	0.1408	0.0701	0.5282	0.1305	0.4112	0.3598	1.0538	0.6634
X ² Y	-	-	-	-	-0.3171	0.1514	-1.2672	0.3020	-0.5002	0.7319	-1.5518	1.5336
XY ²	-	-	-	-	0.1958	0.1405	0.9404	0.3254	0.4239	0.6907	1.1626	1.6424
Y ³	-	-	-	-	-0.1076	0.0628	-0.4548	0.1458	0.0224	0.3015	-0.0475	0.7852
X ⁴	-	-	-	-	-	-	-0.4305	0.1114	-0.4008	0.2457	-0.9985	0.6364
X ³ Y	-	-	-	-	-	-	1.0787	0.3218	1.7014	0.7408	3.2128	1.7213
X ² Y ²	-	-	-	-	-	-	-1.2225	0.4170	-2.0668	1.0416	-3.9542	2.1245
XY ³	-	-	-	-	-	-	0.9306	0.2822	1.8720	0.7869	2.7696	1.3524
Y ⁴	-	-	-	-	-	-	-0.2386	0.0914	-0.6790	0.2673	-0.9953	0.4081
X ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0848	0.1648	-0.3122	0.3777
X ⁴ Y	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.4595	0.5876	0.8931	1.4146
X ³ Y ²	-	-	-	-	-	-	-	-	0.4873	1.0121	-1.7438	2.6021
X ² Y ³	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.6773	0.9731	1.0831	2.7503
XY ⁴	-	-	-	-	-	-	-	-	0.5566	0.5242	-0.0904	1.6765
Y ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.2320	0.1407	-0.1933	0.4876
X ⁶	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.2506	0.2411
X ⁵ Y	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-1.0737	1.0019
X ⁴ Y ²	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	2.3016	2.0332
X ³ Y ³	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-2.6482	2.4665
X ² Y ⁴	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	1.6897	1.8820
XY ⁵	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-0.4591	0.8556
Y ⁶	-	-	-	-	-	-	-	-	-	-	0.0679	0.1997
離差值(自由度)	4010.84(4149)		3966.03(4146)		3952.29(4142)		3894.42(4137)		3863.04(4131)		3859.33(4124)	
概度比檢定(likelihood ratio test)：與少一次趨勢面之模式比較												
G ² 值(自由度)			44.81(3)		13.74(4)		57.87(5)		31.38(6)		3.72(7)	
P-值			<0.0001		0.0082		<0.0001		<0.0001		0.8119	

X, Y為刻度轉換座標值, X=(經度座標值-229766.41)/49283.60 Y=(緯度座標值-2632848.32)/96344.24

東一帶所形成的兩個聚集中心較圖二E清楚，但兩張圖在統計上並無顯著差異，這顯示，

兩張圖在色階或範圍上雖略有變化，但其不具統計意義。



圖二 一至六次(A~F)相對危險性趨勢等值面圖

討 論

國內過去有關乳癌死亡率地理分佈之相關研究，在陳氏等人[6]的研究中，女性乳癌直接標準化死亡率偏高之地區，聚集在台北縣市、台中縣市、台南市和高雄市。此外，葛氏等人[19]的研究也發現，女性乳癌SMR值較高之地區為台北縣市、台中市、嘉義市、台南市及高雄市。Chie[20]的研究也指出，乳癌直接標準化死亡率顯著高於台灣地區有台北縣市及台中市。上述研究與本研究(圖二E)所顯示之趨勢相當一致，亦即皆集中在都市化程度較高之地區。然而，過去研究皆以行政區域為單位。算出各鄉鎮之直接標準化死亡率或SMR值後，再繪製成如圖一所示，其所展現之圖形趨勢其實並不明顯，進行流行病學推論時，亦相當依賴研究者之先驗知識及直覺。反之，本研究利用趨勢面分析法透過一次趨勢面、二次趨勢面乃至五次趨勢面之動態變化，可一目了然看出死亡率聚集擴散之傾向。

除此之外，傳統地圖繪製法由於行政區域劃分太細或地理上之限制，許多鄉鎮可能會因人口數太少而造成死亡率之不穩定，影響死亡率地圖之判讀。過去有不少研究針對穩定性問題進行改良，例如經驗貝氏(empirical Bayes)估計[21-26]，係透過觀測指標(如SMR值)與先驗分佈(prior distribution)之平均值作加權平均而得。然而經驗貝氏估計必須依賴先驗分佈之假設，且計算複雜。例如CAR(conditional autoregressive)模式或SAR(simultaneous autoregressive)模式等[26]，以處理鄰近地區相似性問題。也有採用混合模式(mixed model)或隨機模式(random effect model)處理類似的高分散度(overdispersion)問題[25]。因此，也有研究[27]提出另一較為簡單之方法，係利用鄉鎮自身及其相鄰鄉鎮合併，透過適當加權，算出SMR值。上述所提方法，在地圖呈現上雖然較為平滑穩定，然仍受限於行政區域為單位，較難呈現整體趨勢。反之，利用趨勢面分析法，除了可清楚動態地呈現死亡率聚集傾向外，由於使用模式建構(modeling)，將所有鄉鎮市區

資料同時納入模式中考慮，而非各鄉鎮分開各自進行估計，因而亦可提高穩定性。比方說，圖一之宜蘭大同鄉($SMR \geq 1.55$)與相鄰的桃園復興鄉($SMR < 0.45$)、南投縣的信義鄉($SMR 1.45 \sim 1.55$)與相鄰的花蓮縣的萬林鄉($SMR < 0.45$)、高雄縣的三民鄉($SMR \geq 1.55$)與相鄰的嘉義縣吳鳳鄉($SMR 0.65 \sim 0.75$)，其SMR值差異很大，但在圖二E中之相對危險性估計值分別是 $0.75 \sim 0.85$ 與 $0.75 \sim 0.85$ 、 $0.65 \sim 0.75$ 與 $0.75 \sim 0.85$ 及 $0.75 \sim 0.85$ 與 $0.65 \sim 0.75$ 。因此，過去傳統方法所常見之地廣人稀山地鄉死亡率劇烈波動影響判讀的現象，亦不復可見。

過去亦有若干報告[28-30]利用趨勢面分析法進行疾病地理分佈之研究。然而，這些趨勢面分析都以直接標準化死亡率或SMR值(間接標準化)當依變項進行線性迴歸(linear regression)。在此線性模式中，直接標準化死亡率(或SMR值)往往無法滿足常態分佈(normal distribution)的假設；另一方面，這些趨勢面分析，究竟應採用直接標準化或間接標準化仍有爭議。本研究所提之趨勢面分析法，在執行卜瓦松迴歸時，係假設死亡數為卜瓦松分佈，這比假定死亡率為常態分佈應更為合理。同時，本研究係以各鄉鎮之年齡別資料直接進行模式套適，不但進行趨勢面分析，也同時進行年齡調整，免除上述直接或間接標準化之困擾。有關行政區域調整之處理上，本研究將合併前各地區之中心點取算術平均作為合併後地區之中心點座標，這與由地理資訊系統直接求出區域中心點值或人口中心點值或許會稍有不同，但影響所及只有台北市部份地區、新竹市以及嘉義市，對結果之影響應該不大。此外，為了簡化，與過去有關趨勢面分析之報告相同，本文亦將各不同地區互相之間視為彼此獨立(independence)。趨勢面分析法如何考慮到地區間之相關性問題，則有待進一步研究。

對流行病學資料而言，趨勢面分析對研究地區相對危險性估計雖具有穩定效果，並對估計值之整體趨勢，能有清楚的呈現。然而，此種趨勢尚無法確認局部地區是否有劑量效應關係。本研究用各鄉鎮中心經緯度座

標進行模式套適所得之預測模式，若用臨海鄉鎮中心點外圍(臨海)之座標值代入模式中，亦即利用超出資料範圍的座標所進行的外預測(extrapolation)，所求得之相對危險性估計值常造成特別高或特別低之異常效果，因此效應所造成的結果，在解釋上須格外小心。比方說基隆、台北縣市一帶，因部份地區存在有較高之相對危險值，而石門鄉又是一個臨海鄉鎮，透過模式之外預測後，可能造成石門鄉內有不當高估之情形。因此，作者只能猜測基隆、台北縣市附近有較高危險性之暫時性結論，尚無法證實此北部中心局部上是從石門鄉往內陸遞減。但此種初探性之結果，值得流行病學家提出各種假說，進一步研究。為進一步瞭解臨海鄉鎮中，同一鄉鎮內不同地理位置，其相對危險性變化情形，吾等以五次趨勢面為例，將各臨海鄉鎮之中心點座標帶入模式中，求出各臨海鄉鎮行政區域別之相對危險性估計值並劃出類似圖一(13種色階)之行政區域圖。之後，再與圖二E進行色階比對，以了解每一臨海鄉鎮在兩張圖中相同地理位置之色系變化。結果發現，在總計81個臨海鄉鎮中，有18個鄉鎮在兩張圖之色階完全一樣。相差一個色階距離者，例如台北縣石門鄉，其行政區域別之相對危險性估計值為1.45~1.55，而在圖二E中則有1.45~1.55及1.35~1.45兩個色階涵蓋此鄉鎮，類似此色階變化在一個色階距離的有50個鄉鎮。而相差兩個色階距離有10個鄉鎮，色階距離相差最多者只有三個色階，其鄉鎮數也只有3個。這顯示，本研究中臨海鄉鎮(圖二E)因外預測所產生的影響不算太大。但往後之趨勢面分析仍然無法忽略此類效應，值得進一步探討與研究。

早期或許受到統計發展及電腦計算能力之限制，趨勢面分析並未普及。近年來，統計理論的進步以及電腦計算能力已大為進步。本研究固然資料量龐大，然利用PC-586電腦，在一分鐘之內即可完成模式套適。將所得結果再與地理資訊系統進行連結，乃至等值面地圖之繪製，在技術上均無問題。然而，本研究採用橫麥卡托二度分帶座標系統，台灣地區所處經度值大小為十萬位，而

緯度大小則為百萬位，相差懸殊。此外，趨勢面分析所採用的自變項均為經度及緯度各種次方之組合。因此，利用上述座標進行趨勢面分析時必須留意刻度化及共線性問題。兩者皆會造成迴歸係數計算時精準度的損失，嚴重時，甚至係數產生正負號相反之情形。前者通常可藉由除或乘一常數將原單位值變小或變大加以改善；而後者通常利用趨中化(centering)處理。為同時處理共線性及刻度化問題，本研究乃使用刻度轉換座標代替原始座標[16]。此種刻度轉換座標類似將原始座標進行標準化處理，亦即，將原始座標先趨中化(處理共線性問題)再除上標準差(處理刻度問題)。

利用生命統計資料分析結果，容易受死亡診斷書之正確性、完整性、ICD代碼改變、行政區域變動而有所差異。台灣地區之死亡登記系統，自民國六十年起，即有顯著之改進並開始全面電腦化，死亡診斷和分組正確性及完整性也大為提高；本研究所使用之資料係依據民國七十一年到民國八十年的死亡資料，因此，癌症死因譯碼所造成的錯誤困擾應不致太大；如前所述，本研究資料在統計分析之前已先調整合併行政區域，使得各年代資料能一致。由於乳癌為稀有疾病，流行病學家在分析死亡率時，常因死亡數太少，使得隨機變異太大，造成估計值之不穩定。因而習慣將數年資料合併分析，以降低死亡率變異。本研究重點在介紹趨勢面分析法如何應用到癌症地圖的繪製上。為了簡化起見，累計10年資料進行分析，只考慮地理變異，而不考慮時間因素。

本研究所採用的指標為死亡率而非發生率。乳癌若能早期就醫診治，會有相當高之存活率，因此，死亡率的地理變異除了反應發生率的區域差別外，也有可能是因診斷治療狀況之不同所造成。如果診斷與治療的地理差異不明顯，方可進一步推斷造成死亡率地理變異的其他原因，如生活型態、婚姻、生育方面之文化背景、社會經濟階層、飲食習慣等因素。國內目前已有癌症登記系統之建立，未來可利用乳癌發生資料及都市化指標進行趨勢面分析，並與死亡率之結果進行

比較，預期將更有助於乳癌致病因子之探討。

近年來，地理資訊系統在各領域中所扮演角色愈來愈重要，如土木、地理、地質、森林、海洋、環境科學、公共衛生等領域[31-41]。在公共衛生方面仍然有許多可應用之處。例如，透過此系統繪製全國醫師人力分佈，將有利於衛生政策之制定；又如，疾病趨勢面分析，特別是疾病的發生或死亡若有地理上的集中或擴散現象，例如，某疾病率隨離某一暴露源之距離越遠而遞降，則利用地理資訊系統進行趨勢面分析，更能顯示出此系統之優越性；除空間維度外，亦可研究時間維度之擴散現象，如慢性病的世代效應(cohort effect)或腸病毒、登革熱等傳染疾病的流行散播，等等。此等嶄新的應用層面，還有待吾人努力來擴展。

誌 謝

本研究之經費係由國科會(NSC 88-2314-B-002-275)提供補助，謹此致謝。

參考文獻

1. Pickle LW, Mason TJ, Howard N, Hoover R, Fraumeni JF Jr. Atlas of U.S. Cancer Mortality among White: 1950-1980. Washington DC: U.S. Government Printing Office [DHHS publication No. (NIH) 87-2900], 1987.
2. Gardner MJ, Winter PD, Taylor CP, Acheson ED. Atlas of Cancer Mortality in England and Wales 1968-1978. UK: Medical Research Council Environmental Epidemiology Unit Southampton General Hospital, 1983.
3. International Agency for Research on Cancer. International Association for Cancer Registries-Cancer Incidence in Five Continents. Geneva: World Health Organization, 1987.
4. 陳拱北、吳新英、葉金川、鄭玉娟：台灣

地區鄉鎮市區及其他分類地區別各種癌症死亡率彩色圖，1968-1976。台北：行政院國家科學委員會，1979。

5. 陳建仁、蔡淑芳：臺灣地區癌症死亡率地圖，1972-1983。台北：中央研究院生物醫學研究所，1989。
6. 陳建仁、張春蘭、廖勇柏等：中華民國癌症死亡率分佈地圖，1982-1991。台北：行政院衛生署，1996。
7. Shaw G, Wheeler D. Statistical Techniques in Geographical Analysis, New York: John Wiley and Sons, 1985.
8. Antenucci JC, Brown K, Croswell PL, Kervany MJ, Archer H. Geographic Information Systems - A Guide to the Technology. New York: Chapman and Hall, 1991.
9. 行政院衛生署：衛生統計(二)。台北：行政院衛生署，1982-1991。
10. World Health Organization. Manual of International Statistical Classification of Disease, Injuries, and Causes of Death (9th rev.), Vol.1, Geneva: WHO, 1977.
11. 內政部：臺灣地區人口統計。台北：內政部，1982-1991。
12. Environmental Systems Research Institute. Using ArcView 3D Analyst. New York: ESRI, 1997.
13. Breslow NE, Day NE. Statistical Methods in Cancer Research Vol II The Design and Analysis of Cohort Studies (No.82). France: IARC Scientific Publication, 1987.
14. Environmental Systems Research Institute. Using ArcView GIS. New York: ESRI, 1996.
15. 周龍章：基準轉換參數計算。台南：成大測量及航測研究所，1993。
16. Kleinbaum DG, Kupper LL, Muller KE. Applied Regression Analysis and Other Multivariable Methods. Boston: PWS-KENT Publishing Company, 1988.

17. SAS Institute Inc. SAS/STAT Software: Changes and Enhancements through Release 6.12. NC: SAS Institute Inc., 1997.
18. McCullagh P, Nelder JA. Generalized Linear Models. 2nd ed., London: Chapman and Hall, 1989.
19. 葛應欽、王姿乃：台灣各社區居民的疾病死亡及其意義。高雄：人道出版社，1996。
20. Chie WC, Chen CF, Chen CJ, Chang CL, Liaw YP, Lin RS. Geographic variation of breast cancer in Taiwan: international and migrant comparison. *Anticancer Res* 1995; **15**:2745-50.
21. Clayton D, Kaldor J. Empirical Bayes estimates of age-standardized relative risks for use in disease mapping. *Biometrics* 1987; **43**:671-81.
22. Manton KG, Stallard E, Woodbury MA, Riggan WB, Creason JP, Mason TJ. Statistically adjusted estimates of geographic mortality profiles. *J Nat Cancer Inst* 1987; **78**:805-15.
23. Manton KG, Woodbury MA, Stallard E, Riggan WB, Creason JP, Pellom AC. Empirical Bayes procedures for stabilizing maps of U.S. cancer mortality rates. *J Am Stat Assoc* 1989; **84**:637-50.
24. Tsutakawa RK, Shoop GL, Marienfeld CJ. Empirical Bayes estimation of cancer mortality rates. *Stat Med* 1985; **4**:201-12.
25. Tsutakawa RK. Mixed model for analyzing geographic variability in mortality rates. *J Am Stat Assoc* 1988; **83**:37-42.
26. Mollie A, Richardson S. Empirical Bayes estimates of cancer mortality rates using spatial models. *Stat Med* 1991; **10**:95-112.
27. 廖勇柏、黃景祥：利用局部平滑技巧繪製臺灣癌症地圖。中國統計學報 1997; **35**: 315-348。
28. Angulo JJ, Haggett P, Megale P, Pederneiras CAA. Variola minor in Braganca Paulista County, 1956: A trend-surface analysis. *Am J Epidemiol* 1977; **105**:272-80.
29. Hanchette CL, Schwartz GG. Geographic patterns of prostate cancer mortality.: Evidence for a protective effect of ultraviolet radiation. *Cancer* 1992; **70**:2861-69.
30. Estève J, Benhamou E, Raymond L. Statistical Methods in Cancer Research Vol IV Descriptive Epidemiology (No. 128). France: IARC Scientific Publication, 1994.
31. Parker D. An introduction to GIS and the impact on civil engineering. *Proc Instn Civ Engrs Civ Engng* 1998; **126**:48-8.
32. Mingins P. The future of GIS. *Proc Instn Civ Engrs Civ Engng* 1996; **114**:44-50.
33. Schmieder K. Litoral zone - GIS of Lake Constance: a useful tool in lake monitoring and autecological studies with submersed macrophytes. *Aqua Botany* 1997; **58**:333-46.
34. Lehmann A, Jaquet JM, Lachavanne JB. A GIS approach of aquatic plant spatial heterogeneity in relation to sediment and depth gradients, Lake Geneva, Switzerland. *Aqua Botany* 1997; **58**:347-61.
35. Caloz R, Collet C. Geographic information systems (GIS) and remote sensing in aquatic botany: methodological aspects. *Aqua Botany* 1997; **58**:209-28.
36. Lawrence RK. GIS in wildlife science: Current and future directions. *Environmental Conservation* 1997; **24**:86-87.
37. Cislighi C, Biggeri A, Braga M, Lagazio C, Marchi M. Exploratory tools for disease mapping in geographical epidemiology. *Stat Med* 1995; **14**:2363-81.
38. Hjalmarsson U, Kulldorff M, Gustafsson G, Nagarwalla N. Childhood leukaemia in

- Sweden: Using GIS and a spatial scan statistic for cluster detection. *Stat Med* 1996; **15**:707-15.
39. Becker KM, Glass GE, Brathwaite W, Zenilman JM. Geographic epidemiology of gonorrhea in Baltimore, Maryland, using a geographic information system. *Am J Epidemiol* 1998; **147**:709-16.
40. Tim US. Review: The application of GIS in environmental health sciences: Opportunities and limitations. *Environ Res* 1995; **71**: 75-88.
41. Glass GE, Schwartz BS, Morgan JM, Johnson DT. Environmental risk factors for Lyme disease identified with Geographic Information Systems. *Am J Public Health* 1995; **85**:944-8.