

## 臺灣老人憂鬱狀態變化及其影響因子

林正祥\* 陳佩含\*\* 林惠生\*\*\*

---

\* 東海大學統計學系暨財務金融學系教授，E-mail: linstat@thu.edu.tw

\*\* 東海大學統計學系碩士

\*\*\* 中山醫學大學老人醫學暨老人學教育研究中心特聘研究員

收稿日期：2010.08.04；接受刊登：2010.12.06

## 中文摘要

臺灣 65 歲以上老人佔全國比例從 1996 年的 7.9% 至 2005 年提升到 9.7%，至今已超過 200 萬人，佔總人口比例的 10% 以上，其中約有 12%~20% 患有憂鬱 (depression)，如果未來的老年人口不能更健康，則可預見將來家庭、社會及國家的負擔將會相當沉重。隨著年齡增長所累積的許多生活經驗，會增加老人心理健康的問題，憂鬱會影響老年人的生活品質，因此了解影響臺灣老年人憂鬱狀況的因素甚為重要。有鑒於此，本研究擬針對臺灣地區影響老人憂鬱狀態變化趨勢的相關因素，作深入的探討研究，以 14 年 (1989-2003 年) 臺灣地區長期追蹤的老人為樣本，探討臺灣地區 60 歲以上老人憂鬱的變動趨勢。利用行政院衛生署國民健康局提供的 1989-2003 年五波「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」資料進行分析探討，以憂鬱量表 (CES-D) 建構老人憂鬱程度指標，指標值 10 分或以上歸類為有憂鬱之老人，本研究兼具橫斷面暨縱斷面分析，利用迴歸模式及邏輯斯迴歸模式探討比較 1989-2003 年五次調查之背景特徵、家庭狀況、社會經濟及健康狀況與老人憂鬱的關係，此外，將憂鬱狀態視為重覆變化事件，以 GEE 模式及復發事件存活模式分析此一長期追蹤資料，探討影響老人憂鬱的重要因子。研究結果顯示，五次調查迴歸分析及邏輯斯迴歸分析可看出各次調查中與憂鬱相關的因子之消長，從一開始多數因子的影響，直至 2003 年時調查結果顯示，配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對老人憂鬱有顯著的相關。GEE 模式除了失能狀況之外，背景特徵、家庭狀況、社會經濟及健康狀況相關因子大都與憂鬱有關，而復發事件存活模式 (CP) 則顯示在五次的調查期間開始無憂鬱的老人，經歷 14 年，年齡、教育程度、經濟狀況及健康自評與憂鬱的發生有密切的相關。

**關鍵詞：**長期追蹤、老人、憂鬱、GEE 模式、復發事件存活模式

## 壹、前言

人生進入了老年之後，隨著體力的衰退，子女的長大成人離家、退休及各種角色的退出，若沒有其他活動來延緩體力的衰退，也沒有親人陪伴在身邊，則孤寂的感情將隨之產生，造成憂鬱（depression）。憂鬱是一種情緒失調的疾病症候群，不僅使人情緒沮喪、悲傷、消沉及憂愁，嚴重者更可能心裡陷入悲傷、絕望、自責及思想錯亂的地步（張春興 2002）。而此將更惡化身體的免疫力，且寂寞的老人主觀地認為自己不健康，故求醫行為也增加，導致疾病叢生（張素紅、楊美賞 1999）。自殺人口中，有七成的人生前曾患有憂鬱，其九大指標包括：情緒低落、快樂不起來、食慾減少、失眠或嗜睡、動作遲滯、疲累或失去活力、無價值感、思考能力或專注能力減退、反覆想到死亡。世界衛生組織（World Health Organization 2000）的流行病學分析指出，憂鬱位居全球重大疾病第四位，預估在 2020 年時，憂鬱將會躍居所有年齡層中的全球重大疾病第二名（Chong et al. 2001）；而目前，憂鬱已經是 15-44 歲之男性及女性中位居第二名的全球重要疾病，預估全球有 11 億 2 千 1 百的人口受影響。臺灣老人憂鬱的盛行率約 15.3%，其中守寡、低教育程度及有疾病者更是憂鬱的高危險族群。

憂鬱是晚年最常見的心理疾病，它不只引起痛苦及患病，亦導致生理、心理及社會功能的損傷，更會增加自殺的風險，以及耗費更多的健康照護資源（Johnson et al. 1992; Judd et al. 1996）。由於生活背景、年齡階段及心理狀態的改變，有一些容易使老人呈現憂鬱或悲傷的因素與日常生活及環境有關（沙依仁 1996）。老人若遭遇問題，會發生心理失調、緊張、挫折感、鬱悶、悲觀等負面情緒或消極心態。過了一段時間若尚未化解，就會影響身體狀況，導致罹患疾病或衰退加速，造成經濟惡化，以及與家人 interpersonal 關係不佳、社會孤立等，形成一個惡性循環，終至病痛加重或死亡提前。

有關影響老人憂鬱的相關因子如下：

## 一、背景特徵

性別、教育程度、婚姻狀況、居住安排及社會經濟地位對老人憂鬱都有顯著的影響（Wang 2001），而女性、低教育程度及貧窮都是憂鬱的危險因子（Kennedy et al. 1990; McLeod and Kessler 1990）。獨居老人的性別、教育程度、職業類別、社經地位、認知地位及自述慢性病症狀等變項，會影響獨居老人的憂鬱傾向（王秀紅 2000）。在社區老人憂鬱病患的身體狀況研究中指出，憂鬱與身體疾病的關係方面，女性、低教育程度、疼痛及日常生活失能等為憂鬱症狀的相關危險因子（Chen et al. 2000），且臺灣地區大多自殺死亡的人都曾有憂鬱的狀況（Cheng 1995）。近年亦有研究發現，女性、教育程度低、罹患一種以上慢性疾病、沒有參與休閒活動或參與次數較低者，有較高的憂鬱傾向（林俞均 2008）。Vink et al.（2009）指出年齡、教育程度及配偶皆為憂鬱的預測因子，年齡愈高、教育程度愈低及近期喪偶者，愈有可能憂鬱。在Anstey et al.（2007）研究中，性別、教育、婚姻狀況、無糖尿病、高血壓、心臟病與中風病史、居住照護、生活失能（ADL、IADL）及健康自評等，皆為影響憂鬱狀況的重要因子。

## 二、家庭狀況

喪偶或是失去家人與憂鬱具有強烈的相關性，其結果指出，若配偶死亡，其第一年的憂鬱程度相當高（Bruce et al. 1990）；而配偶死亡會增加憂鬱程度的上升，在控制了年齡、性別及過去的憂鬱病史後，若配偶死亡，其第二年的憂鬱程度亦比一般人高（Turvey et al. 1999; Oxman et al. 1992）。喪偶是一個特殊的生活事件，這個事件會伴隨著其他事件發生，例如：財務危機或社會孤獨等（Gallagher et al. 1981-1982），因此，喪偶這個事件對憂鬱的影響很大。研究亦指出，常受到照顧或關心的老人，在控制了年齡、性別及教育程度等後，若

配偶死亡，會呈現緊張並增加憂鬱的徵狀（Schulz et al. 2001）。沙依仁（1996）指出，老人若沒有和子女同住，生活起居與經濟負擔都必須自行挑起，而這將會影響到老人的生活情緒，甚至導致憂鬱，但卻可自由自在的生活，不必勉強自己迎合別人而使情緒受到影響，倘若老人無法自己獨立生活，必須要依靠他人照顧才能生存時，此時更會影響到老人的孤寂，導致憂鬱的發生，最嚴重的是長年孤寂而影響到情緒及身心的健康。與子女同住的老人雖有家人在身邊陪伴，但卻也可能導致衝突的增加，而使老人產生憂鬱；Wang（2001）亦指出孤獨的老人容易感覺被隔離，且產生更高的壓力，導致憂鬱程度較高，可見老年時期是否有配偶或家人在身邊陪伴，對老年人心理健康狀況有很大的影響。中老年人居住安排由與人同住變動為獨居者、個人收入及經濟滿意度較低者、健康情形較差者及受社會支持減少者，憂鬱傾向發生機率較高，故中老年人與親友間應多增加彼此心理支持之互動（王瑞鈴 2008）。亦有研究指出，在大陸上海地區超過三成的獨居老人患有中度或重度的憂鬱狀況（Lai et al. 2010）。

### 三、社會經濟狀況

退休導致日常生活的重大改變，且失去重要的社會關係，退休且停止工作後，會造成一連串的喪失，失去工作就等於失去接觸朋友的機會，退休代表著結束了在工作上共同享有的興趣和經驗，包括：權力、金錢、地位、人際關係及外出時間減少（朱岑樓 1998）。此外，老人若又身體多病痛，就會越覺得自己人老一無是處，在人際關係與心理上將會有變化，需要人陪伴的需求度會增加，心理上的負面情緒容易隨之產生，導致憂鬱並且影響身體健康。另有研究指出，退休對老年人憂鬱狀況的影響並不大，退休亦表示老人有更多自由的時間從事自己有興趣的事，也可能不會因此而導致憂鬱（Midanik et al. 1995）。社會經濟地位可以當成預測憂鬱的指標，經濟狀況足以影響到健康狀況及就醫行為，造成老人憂鬱的主要因素，以疾病纏身為

主，其次是孤單及經濟問題（Kraaij and Wilde 2001），若社會經濟地位較高，則憂鬱狀況較低，兩者呈現負相關，經濟狀況的好壞對於老人的身體及心理健康狀況有著密切的相關。一位經濟來源有保障、經濟狀況良好的老人，才能保障其營養狀況良好、醫療有保障、精神愉快、心理健康及人際關係和諧；反之則否，且會造成惡性循環，進一步造成早衰、早亡。

#### 四、身體狀況

人類進入老年期後，會逐漸老化，老化的生理和心理是有相關的，生理的老化會影響到心理的老化，而生理的老化是一種無可避免的自然現象。老年生理上的變化會帶來心理上的變化，由於身體機能的退化會造成日常生活的不便，因此，生理方面的衰老會影響到老年人的情緒。生理疾病是與憂鬱相關性強且一致性高的危險因子之一（Krishnan 2002）。在生理疾病中，身體功能對憂鬱的影響雖大，但心理因素的影響也相當重要，流行病學長期追蹤研究中發現，針對老年人發現有生理疾病者，其憂鬱的狀況在一年內會增加三倍的危險性（Prince et al. 1998）。在控制了過去的憂鬱史、親人死亡、人口學變項著及其他潛在的心理社會因子後，有生理疾病者，其憂鬱的危險性會隨著時間的增加而持續（Schoevers et al. 2000）。

失能及身體健康對於憂鬱的預測力強，若失能較為嚴重或身體較不健康者，也較容易產生憂鬱（Mazure et al. 2002）；針對荷蘭地區 55-85 歲的老年人進行病例對照研究，結果發現，身體健康狀況不佳者，其持續憂鬱的發生機率是 43%，且失能者的憂鬱狀況也比非失能者來得高，研究亦發現，身體健康狀況可以當成預測老年人憂鬱的發生或是持續憂鬱的因素，故身體健康會影響老年人憂鬱（Geerlings et al. 2000）；Kennedy et al.（1990）指出，健康狀況對老年人憂鬱的影響重大，流行病學追蹤研究亦指出，失能狀況及健康功能降低容易導致憂鬱，由於身體健康狀況經常會伴隨著心理健康狀況，身體狀況越

差的老人，心理健康狀況也會隨之降低。憂鬱在年輕老人階段影響死亡較為顯著，到了年事較長（85 歲以上）時，則由於年長老人受到其他諸多因素的影響，憂鬱的影響反而不顯著（Rapp et al. 2008）。在探討影響臺灣地區老人存活因素的研究中發現，在控制相關人口變項（包括五個不同年齡層）下，憂鬱情況對老人存活的影響不顯著，其原因乃是健康自評、失能狀況、體能狀況與憂鬱程度有密切關係所致（林正祥、林惠生 2006）。張慧伶（2007）指出配偶的有無、工作的有無、慢性疾病的有無、體能障礙的有無及其變化狀況，皆為影響臺灣地區 65 歲以上老人憂鬱之危險因子。

臺灣在過去 2、30 年有穩定的經濟成長，醫療的進步使得平均壽命不斷提升，65 歲以上老年人口已超過 10%，隨著高齡人口的增長，老人的問題亦隨之增加，其中除了生理層面的健康問題最為熱門之外，屬於心理層面的精神問題則較少討論。在臺灣 65 歲以上的老年人口佔全國比例，從 1996 年的 7.9% 至 2005 年提升到 9.7%，至今已超過 200 萬人，佔總人口比例的 10% 以上，其中約 12%~20% 患有憂鬱（行政院 2007）。有關老人健康情形方面，憂鬱是常見的心理問題之一，由於國人平均壽命增加，加上環境變遷快速，年紀越大的人越不容易適應新世紀的變化速度、越難承受太大的壓力而發病。大部分的人常把早期的憂鬱表現視為正常的老化過程，使得老人憂鬱受到關注或治療的比例不到三分之一（行政院內政部主計處 1994）。隨著年齡的增長所累積的許多生活經驗，會增加老人心理健康的問題，憂鬱會影響老年人的生活品質，因此，了解影響臺灣老年人憂鬱狀況的因素甚為重要（Jagger et al. 1998）。

目前臺灣地區老人憂鬱狀態的長期變化趨勢並無廣泛性的探討，而利用國民健康局所提供的 1989、1993、1996 及 1999 年四波「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」系列研究資料，針對臺灣地區 60 歲以上老人憂鬱狀態、改變及其影響因子進行探討，有助於瞭解高危險群憂鬱老人的問題（楊景閔 2005）。惟該研究雖對各影響憂



鬱的因子有深入的探討，然而，其分析模式（邏輯斯迴歸）中僅止於探討在 1989→1999 年兩段時間點的變化情形，並未能考慮在各波調查時段的變化情形。有鑒於此，本研究擬針對臺灣地區 1989-2003 年（近 14 年）老人憂鬱狀態變化趨勢的相關因素（背景特徵、家庭狀況、社會經濟狀況及健康狀況）五次調查結果作深入的探討。本研究兼具橫斷面及縱斷面分析，擬從不同的角度來探討影響老人憂鬱的重要因子，迴歸模式及邏輯斯迴歸模式將分別探討五次調查變化情形；GEE（generalized estimating equation）模式及復發事件存活模式（recurrent event survival model）則整合五次調查變動趨勢探討老人憂鬱的影響因子。

## 貳、研究方法

### 一、研究資料與架構

本研究利用行政院衛生署國民健康局所提供的 1989、1993、1996、1999 及 2003 五波「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」系列研究資料進行分析。分析對象為臺灣地區 1989 年初次完成訪查時年齡為 60 歲以上，且歷經 14 年於 2003 年時年齡為 74 歲以上的老人。1989 年完訪人數 4,049 人，1993 年完訪人數 3,155 人，1996 年完訪人數 2,669 人，1999 年完訪人數 2,310 人，2003 年完訪人數 1,743 人。而主要收集的資料，包括：背景資料、家戶組成與社會支持、健康狀況、社交與生活態度、居住歷史、經濟狀況、工作歷史及關心與照顧。

這五次調查其憂鬱之測量係採用國際學者所經常採用的憂鬱量表（center for epidemiologic studies depression scales, CES-D Scales），未做任何改變，故可做 14 年長期之比較。此項調查兼具橫斷面（cross-sectional）及長期追蹤調查特性，本研究除了分別對五次調查的老人



憂鬱狀況詳加探討之外，另運用其貫時性 14 年長期追蹤調查的資料，以了解臺灣地區老人因時間變動的增長，其憂鬱狀況的變化。

我們假設老人喪偶、退休或停止工作、年老未與子女同住、經濟能力不好或變壞、身體健康狀況不好、體能變差或失能會導致憂鬱或是提高憂鬱程度。

以下為本研究之分析架構。

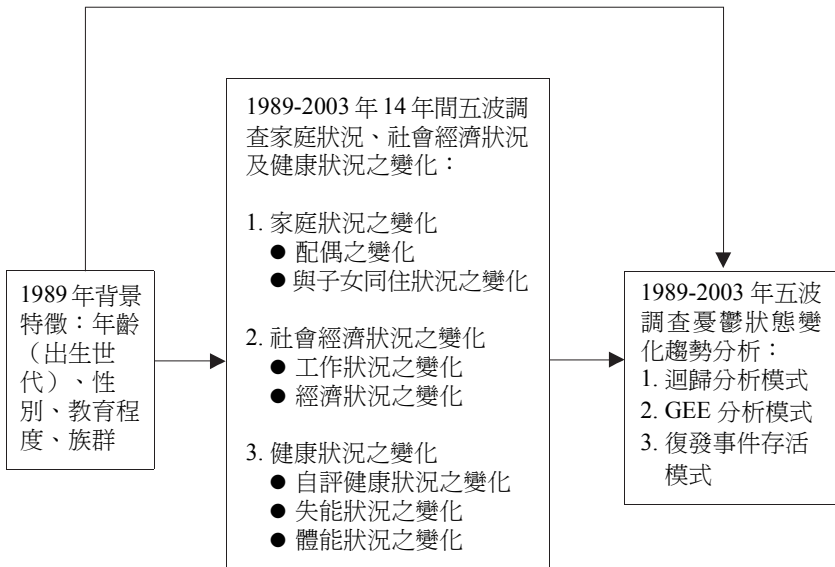


圖 1 臺灣地區老人憂鬱狀態變化研究分析架構

## 二、資料分析方法

利用 1989、1993、1996、1999 及 2003 年五波「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」的資料進行分析，探討影響憂鬱程度的相關變數。憂鬱程度指數是依 Likert Scale 之加總量表法，以其十項 CES-D 加總之得分來表示，範圍介於 0~30 分之間，指數分數越高，表示憂鬱程度越高。本研究根據 Iowa EPESI (established populations for epidemiologic study of the elderly) 的研究，以 10 分為切點來定義

是否具有憂鬱狀況 (Kohout et al. 1993)。憂鬱程度指數大於或等於 10 分者，將之歸類為「有憂鬱」；而憂鬱程度指數小於 10 分者，則歸類為「無憂鬱」。至於與憂鬱有關的自變數，則為背景、家庭、社會經濟（如圖 1 所示），根據以上各因變數與自變數資料，我們擬就五次調查結果之憂鬱程度變化略加說明外，將分別以迴歸分析模式及邏輯斯迴歸分析模式進行探討，由於前述二種方法僅考慮五次調查的橫斷面分析，未能考慮各次觀察間的關係，因此，我們另視其為重覆觀察資料，以 GEE 模式及復發事件存活模式探討影響老人憂鬱的因子。

### （一）迴歸模式

在迴歸模式及邏輯斯迴歸模式中，我們將逐一探討五次調查中每個變數對憂鬱指數的影響關係，而迴歸模式中的  $y_t$  為憂鬱指數，邏輯斯迴歸中的  $y_t$  為 (0、1) 資料，0 代表無憂鬱，1 代表有憂鬱，其模式如下：

$$y_t = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{1j} X_j + \varepsilon_t$$

$X_j$  為某一自變數， $j$  為其類別

### （二）GEE 模式

通常傳統的存活分析模式並沒有所謂的「動態」意涵，除非是變數與時間有關，因此，我們將此一資料視為重覆性觀察資料，利用每一個體重覆觀察五次的結果，加入時間效應、與時間有關及與時間無關的各項變數，再以 GEE 模式進行分析 (Liang and Zeger 1986, 1988)，而為了與迴歸分析模式相互比較，我們也分別探討因變數為憂鬱指數及 (0、1) 資料的結果，其模式如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \sum_{j=1}^J \beta_{1j} X_{ij} + \beta_2 t + \sum_{k=1}^K \beta_{3k} Z_{ikt} + \sum_{m=1}^M \beta_{4m} G_{im} + \varepsilon_{it}$$

$y_{it}$  為第  $i$  個人第  $t$  次觀察時間之憂鬱指數或 (0、1) 資料

$X_{ij}$  為第  $i$  個人第  $t$  次觀察時間的自變數  $j$

$Z_{ikt}$  為與時間有關的變數  $k$

$G_{im}$  為與時間無關的變數  $m$

在 GEE 模式中，我們不須假設  $Y_{ij}$  的分配是屬於指數族，而是假設邊際迴歸模式為：

$$g(E[Y_{ij}]) = x'_{ij}\beta, \quad E[Y_{ij}] = \mu_{ij}, \quad \text{Var}(Y_{ij}) = V_{ij} = V(\mu_{ij})\phi$$

其中， $Y_{ij}$  為第  $i$  個人的第  $j$  個觀察時間， $X_{ij}$  為  $p \times 1$  的變數矩陣， $\beta$  為  $p \times 1$  的迴歸係數矩陣， $g(\cdot)$  為連結函數， $\phi$  為 scale parameter，在不同的  $Y_{ij}$  分配下，使用不同的連結函數。當  $Y_{ij}$  分配為常態分配時， $g(\mu_{ij}) = \mu_{ij}$ ，稱為 identity link， $V(Y_{ij}) = \phi$ ；當  $Y_{ij}$  為二項分配時， $g(\mu_{ij}) = \log[\mu_{ij}/(1 - \mu_{ij})]$ ，稱為 logit link， $\phi = 1$ ；而當  $Y_{ij}$  分配為卜瓦松分配時， $g(\mu_{ij}) = \log(\mu_{ij})$ ，稱為 logarithm link， $\phi = 1$ 。

在我們的研究資料中， $Y_{ij}$  可為常態或二項分配，例如： $Y_{ij}$  為二項分配，我們使用 logit link，即  $\log[E[Y_{ij}]/(1 - E[Y_{ij}])] = x'_{ij}\beta$ ，可推得  $E[Y_{ij}] = \mu_{ij} = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{1 + \exp(x'_{ij}\beta)}$ ， $\text{Var}(Y_{ij}) = V_{ij} = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{(1 + \exp(x'_{ij}\beta))^2}$ ，並定義共變數矩陣  $V_i(\alpha) = \phi A_i^{1/2} R_i(\alpha) A_i^{1/2}$ ，其中  $A_i$  係為第  $i$  個個體重覆觀察  $t$  次之變異數形成的  $t \times t$  對角矩陣， $R_i(\alpha)$  為  $t \times t$  第  $i$  個人的 working correlation matrix，其取決於未知參數  $\alpha$  向量。我們需要選擇  $t \times t$  的 working correlation matrix， $R(\alpha)$ ，根據不同的資料形態，選擇不同的  $R(\alpha)$ ，每一個體之  $R_i(\alpha)$  可能有所不同，不過一般都視  $R_i(\alpha)$  為個體中相依重覆觀察值的平均。有關 working correlation matrix 的型態，可

參考 Nicholas and Stuart (1999)，而我們選擇其中三種來做分析比較，即 unstructured、exchangeable 及 independent。在所有各類的 working correlation 假設中，independent 和 unstructured 為二個極端，前者假設個體之重複測量問題是相互獨立的，後者則假設個體每次測量的相關性都不相同。

### (三) 復發事件存活模式

在長期追蹤資料分析中，復發事件的發生並不少見，這些事件的發生可能隨著時間的變動而受到某些變項的影響，本研究中，老人憂鬱程度可能會隨著時間的變動而有所變化，其影響的變數除了人口變項之外，配偶、子女是否同住、工作、經濟狀況及身心健康狀況等都有可能是影響老人憂鬱的重要因子。有關復發事件存活模式，有兩類方法 (Hosmer and Lemeshow 2008; Kleinbaum and Klein 2005)，茲說明如下：

#### 1. 第一類方法為點計法 (counting process, 簡稱 CP 法)

當每段復發事件發生為沒有程度的差別，運用此一方法分析，就每一時間區間而言只有起點和終點，此和一般存活分析只有一個終點不同，點計法有多個時間區間，每一時間區間都有一個終點，CP 模式之風險函數如下：

$$h(t, \mathbf{X}) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i\right)$$

$h_0(t)$  為基準風險函數， $X_1, \dots, X_k$  則為影響復發事件之變項

假設有四個時間區間，則 Cox 模式的最大概似函數為：

$$L = L_1 \times L_2 \times L_3 \times L_4$$

$$L_j = \Pr(\text{在 } t_{(j)} \text{ 時發生事件} | \text{活過 } t_{(j)} \text{ 時間})$$

$$= \frac{\exp(\sum_i \beta_i X_{i,t(j)})}{\sum_{s \in R(t_{(j)})} \exp(\sum_i \beta_i X_{i,t(j)})}$$

$s$  為在風險集合  $R(t_{(j)})$  遭遇事件之個體

$t_{(j)}$  為排序過的發生事件時間,  $j=1, 2, 3, 4$

$R(t_{(j)})$  為在  $t_{(j)}$  發生事件時仍在風險集中的所有個體

CP 法用於某一個體復發事件一致時（沒有程度上的差別），惟當復發事件有程度上的差別或為不同事件（例如：疾病）時，則需用分層 Cox 模式，包括：C1、C2 及 M 三種方法。

## 2. 第二類方法為分層法（簡稱 SC 法），有三種方法

(1) 條件 1（簡稱 C1）：和點計法一樣有起、終點，但其使用分層 Cox 模式，而不是非分層的 Cox 模式。

(2) 條件 2（簡稱 C2）：和條件 1 不同，其起始點為 0，終點為區間長度。

(3) 邊際法（簡稱 M）：不用起、終點法，它允許發生的事件為另一個過程，即是從 0 到每一區間的終點分別為一個區間。

有關條件 1、條件 2 及邊際法可參考 Prentice et al. (1981) 及 Wei et al. (1989) 等人之著作。

SC 模式之風險函數有二類，分別為有考慮交叉項的 Interaction SC 模式，以及不考慮交叉項的 No-Interaction SC 模式，其模式如下：

(1) No-Interaction SC 模式

$$h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i\right) \quad g=1, 2, 3, 4$$

(2) Interaction SC 模式

$$(i) h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_{ig} X_i\right) \quad g = 1, 2, 3, 4$$

$$(ii) h_g(t, X) = h_{0g}(t) \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \sum_i \sum_j \delta_{ij} X_i Z_j\right) \quad g = 1, 2, 3, 4$$

$Z_j$  為四層之虛擬變數  $j = 1, 2, 3$

$g$  為各段時間區間

由於個體發生復發事件間存在著某種關聯性，因此，不論是 CP 法或 SC 法，我們均採穩健估計法（即 GEE 模式）來調整迴歸係數之變方。

復發事件個體存在多於一個區間的風險集合中，直到落於最後一個時間區間後，才自風險集合中移除，與非復發事件每一筆資料獨立是自於不同的個體不一樣，復發事件其不同個區間重覆來自同一個體之資料，視為相互獨立。我們以本研究中的 4 個人為例，以下為四種復發事件方法資料分類情形。

CP

編號	區間	起點	終點	層別	狀態
11	1	[0,48]		1	1
200	1	[0,44]		1	1
200	2	[44,80]		1	0
150	1	[0,47]		1	1
150	2	[47,84]		1	1
150	3	[84,119]		1	1
152	1	[0,47]		1	1
152	2	[47,84]		1	1
152	3	[84,121]		1	1
152	4	[121,173]		1	0

C2

編號	區間	起點	終點	層別	狀態
11	1	[0,48]		1	1
200	1	[0,44]		1	1
200	2	[0,36]		2	0
150	1	[0,47]		1	1
150	2	[0,37]		2	1
150	3	[0,35]		3	1
152	1	[0,47]		1	1
152	2	[0,37]		2	1
152	3	[0,37]		3	1
152	4	[0,52]		4	0

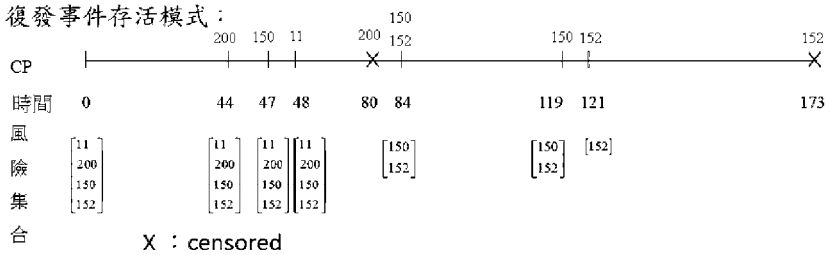
C1						M					
編號	區間	起點	終點	層別	狀態	編號	區間	起點	終點	層別	狀態
11	1	[0,48]		1	1	11	1	[0,48]		1	1
200	1	[0,44]		1	1	11	1	[0,48]		2	1
200	2	[44,80]		2	0	11	1	[0,48]		3	1
150	1	[0,47]		1	1	11	1	[0,48]		4	1
150	2	[47,84]		2	1	200	1	[0,44]		1	1
150	3	[84,119]		3	1	200	2	[0,80]		2	0
152	1	[0,47]		1	1	200	3	[0,80]		3	0
152	2	[47,84]		2	1	200	4	[0,80]		4	0
152	3	[84,121]		3	1	150	1	[0,47]		1	1
152	4	[121,173]		4	0	150	2	[0,84]		2	1
						150	3	[0,119]		3	1
						150	4	[0,119]		4	1
						152	1	[0,47]		1	1
						152	2	[0,84]		2	1
						152	3	[0,121]		3	1
						152	4	[0,173]		4	0

CP 法用於某一個體復發事件一致時（沒有程度上的差別），惟當復發事件有程度上的差別或為不同事件時（例如：疾病），則須用分層 Cox 模式，包括：C1、C2 及 M 三種方法。根據事件發生的次序探討變數的影響須用分層法；當事件發生有特定次序，且研究目標為每次復發事件發生的時間，使用 C1；當有興趣的是上次事件發生到下次復發事件發生之間的時間區間，使用 C2；若事件的發生不僅是在不同的次序中，而且是不同類型的事件（例如：不同的疾病），則使用 M。

在此，我們假設每一個體憂鬱事件的復發並沒有程度上的區別，因此，我們僅考慮 CP、C1、C2 及 M 之 No-Interaction 分層模式，但討論則是以 CP 為主。



以下為復發事件 CP 法風險集合變化示意圖：



例如：CP 模式中案例編號 152 者，在不同時段重複出現多次，在 47 個月、84 個月及 121 個月時出現憂鬱，惟在 173 個月時憂鬱解除，因此，其一直保留在風險集合中，且合併計入其他案例出現憂鬱時間之風險集合中，直到該案例最後出現的時間（第 121 個月）。此和一般存活模式（非復發事件），每一個體只有一存活時間不同。

## 參、研究結果

### 一、五次調查憂鬱狀態及其影響因子變化趨勢

我們分別就五次調查結果，整理出五次憂鬱狀態百分比表，以及五次調查之平均憂鬱指數表，如表 1 及表 2，再分別依照其結果畫出圖形，如圖 2 及圖 3，可以看出憂鬱百分比狀態從 1989 年起逐漸上升，到 1996 年後再逐漸下降，而五次調查之平均憂鬱分數，從 1989 年開始上升，到 1993 年就開始下降，而 1999 年至 2003 年下降得更趨明顯，五次調查之憂鬱狀態百分比及平均分數呈現二次曲線狀態。

表 1 五次調查憂鬱狀態百分比表

	1989	1993	1996	1999	2003
有憂鬱 1	861	746	654	542	322
無憂鬱 0	3036	2235	1765	1533	1184
有資料人數	3897	2981	2419	2075	1506
遺失（含死亡）	152	1068	1630	1974	2543
總數	4049	4049	4049	4049	4049
有憂鬱百分比	22.09%	25.03%	27.04%	26.12%	21.38%

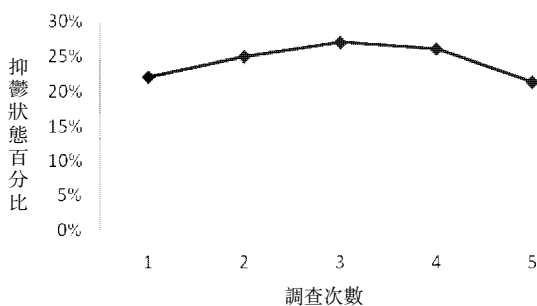


圖 2 五次調查憂鬱狀態百分比圖

表 2 五次調查平均憂鬱指數表

	1989	1993	1996	1999	2003
平均憂鬱分數	6.62	7.05	6.58	6.40	5.90

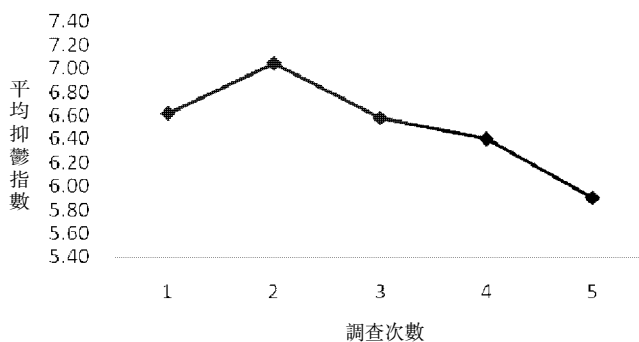


圖 3 五次調查平均憂鬱指數圖

有關影響憂鬱的相關因子說明如下：1989年時，本樣本60歲以上老齡人口的特徵及狀況見表3，其中三分之二為60-69歲，而70歲以上僅佔三分之一；男性多於女性，比例約為6比4；閩南人最多達六成，外省籍約佔近四分之一，客家籍則占15%，原住民老人僅有1.7%；大多數的老人教育程度低，略約五分之一為初中以上，而不識字的高達四成；略約五分之一的老人無配偶；70%以上的老人與子女同住；有四分之三的老人表示健康狀況好或普通，但有四分之一表示健康狀況不好或很不好；近半數的老人住在都市，三分之一住在鄉下，近五分之一住在鎮裡；八成的老人經濟狀況尚足夠每月生活花費或有餘，僅約五分之一表示有困難。

1989年受訪之4,049位老年人，有2,145位在隨後之14年間死亡，約佔五成三（52.98%），迄2003年4月，僅四成七（47.02%）仍然存活。若按老年人的性別來看，女性老人的死亡比例低於男性老人（48.79%比56.12%），在1,738位女性老人中，848位死亡，在2,311位男性老人中，則有1,297位在14年間死亡。就年齡來看，在2,634位60-69歲的年輕老人，有1,044位死亡，約佔39.64%，而在1,415位70歲以上年紀較大的老人而言，則約近八成，即1,101位在這14年間死亡。

表 3 1989 年受訪之 60 歲以上老齡個案 (n=4,049) , 1989 年受訪時之特徵及狀況

	1989 年時 之特徵及 狀況				1989 年時 之特徵及 狀況		
	n	%	n		%		
年齡	60-64 歲	1482	36.60%	失能指數	0~4	189	4.67%
	65-69 歲	1152	28.45%		5~9	624	15.41%
	70-74 歲	725	17.91%		10 以上	3232	79.82%
	75-79 歲	438	10.82%	體能指數	0~7	241	5.95%
	80 歲以上	252	6.22%		8~16	444	10.97%
性別	女	1738	42.92%	健康自評	17 以上	3361	83.01%
	男	2311	57.08%		好	1528	37.74%
族群	閩南	2477	61.18%	普通	普通	1494	36.90%
	客家	603	14.89%		不好	884	21.83%
	外省	900	22.23%	住地類型	市	1917	47.35%
原住民	69	1.70%	鎮		726	17.93%	
教育程度	文盲	1676	41.39%		鄉	1406	34.72%
	小學	1596	39.42%	經濟狀況	好	1683	41.57%
	初中	329	8.13%		普通	1524	37.64%
	高中職以上	439	10.84%		不好	689	17.02%
配偶	無	1551	38.31%	工作狀況	無	2916	72.02%
	有	2496	61.64%		有	1129	27.88%
子女同住	無	1010	24.94%				
	有	2873	70.96%				

註：1. 失能指數為個案在購買日常用品、處理金錢、打電話、洗澡之困難度測量，指數越高表示失能狀況越低。

2. 體能指數為個案在能走到二樓或三樓、能走完約 200~300 公尺、在住家或附近作粗重工作、獨自坐汽(火)車、抬舉 20 台斤的東西、屈蹲、手舉高至頭上、用手指扭轉東西，指數越高表示體能狀況越好。

本研究與憂鬱狀態有關之自變項的五次調查結果（未列出）顯示：女性百分比有上升趨勢，女性較男性活得長；族群大致維持恆定比例；教育程度大致呈恆定比例，文盲百分比呈現下降趨勢，國小以上學歷呈現上升趨勢；有配偶者比例呈現下降趨勢；有與子女同住者亦呈現下降趨勢；有工作者比例呈現下降趨勢；經濟狀況好者呈現上升趨勢，不好者亦呈現上升趨勢；健康自評好者呈現下降趨勢，不好者呈現上升趨勢；活動力正常者呈現上升趨勢，可能是活動力不好者較容易死亡的緣故，惟另一方面不好者亦呈些微上升趨勢；體能狀況好者呈現下降趨勢，不好者呈上升趨勢。

## 二、資料分析結果

表 4 為五次調查憂鬱指數與各變數間迴歸分析結果，年齡只有 1989 年及 2003 年分別在某些年齡層對於憂鬱指數有顯著的相關。教育程度在 1989 年、1996 年及 1999 年對憂鬱指數有顯著的相關，教育程度越高，憂鬱指數越低。性別在 1989 年、1993 年及 1996 年對憂鬱指數有顯著的相關，女性的憂鬱指數會高於男性。族群在 1989 年、1993 年及 1999 年分別在某些族群對憂鬱指數有顯著的相關。有無配偶在五次調查中對憂鬱指數均有顯著的相關，無配偶者的憂鬱指數會高於有配偶者。有無與子女同住在 1993 年、1996 年及 2003 年對憂鬱指數有顯著的相關，沒有與子女同住者的憂鬱指數會高於有與子女同住者。有無工作在 1989 年及 1993 年對憂鬱指數有顯著的相關，無工作者的憂鬱指數會高於有工作者。經濟狀況在五次調查中對憂鬱指數均有顯著的相關，經濟狀況越差，憂鬱指數越高。健康自評在五次調查中對憂鬱指數均有顯著的相關，健康自評狀況越不好，憂鬱指數越高。失能狀況在 1993 年、1999 年及 2003 年對憂鬱指數有顯著的相關。體能狀況在五次調查中對憂鬱指數均有顯著的相關，體能狀況越不好，憂鬱指數越高。在五次調查中，有無配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關，而年齡、教育程度、性

表 4 五次調查憂鬱指數與各變數間迴歸分析結果

		1989 係數		1993 係數		1996 係數		1999 係數		2003 係數	
Intercept		2.465	***	-0.663		-0.080		-1.862	*	-2.026	*
年齡	60-64	0		0		0		0		0	
	65-69	-0.256		0.087		0.154		-0.335		-0.767	**
	70-74	-0.457	*	-0.020		0.018		-0.686		-0.093	
	75-79	-0.248		-0.391		-0.408		0.084		-0.925	
	80-	-1.073	**	0.203		0.664		-1.605		-2.197	
教育程度		-0.226	*	0.028		-0.336	*	-0.334	*	-0.237	
性別	女	0.488	**	0.921	***	0.731	**	0.243		0.410	
	男	0		0		0		0		0	
族群	客家	-0.408	*	-0.376		-0.464		-0.637		-0.378	
	外省	0.388		0.542	*	0.337		0.684	*	-0.294	
	原住民	0.004		1.697	*	-1.530		-1.126		-2.323	
	閩南	0		0		0		0		0	
配偶	無	1.032	***	0.689	***	1.070	***	1.363	***	1.077	**
	有	0		0		0		0		0	
子女同住	有	-0.034		-0.404	*	-0.568	*	-0.265		-0.584	*
	無	0		0		0		0		0	
工作	有	-0.436	*	-0.478	*	-0.097		-0.550		-0.141	
	無	0		0		0		0		0	
經濟狀況	不好	4.381	***	4.974	***	5.248	***	4.894	***	4.897	***
	普通	1.404	***	1.989	***	1.213	***	1.404	***	1.469	***
	好	0		0		0		0		0	
健康自評	不好	4.244	***	5.069	***	4.390	***	3.718	***	3.273	***
	普通	1.199	***	1.376	***	1.890	***	0.696	*	0.426	
	好	0		0		0		0		0	
失能狀況	不好	0.598		2.704	***	-0.489		2.950	***	1.668	*
	普通	0.809		2.309	**	0.400		1.935	*	2.031	**
	好	0		0		0		0		0	
體能狀況	不好	2.175	***	3.128	***	5.549	***	4.431	***	4.518	***
	普通	0.301		1.439	*	2.766	***	2.184	***	2.326	***
	好	0		0		0		0		0	

註：\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*表示  $p < 0.01$ ；\*\*\*表示  $p < 0.001$

別、族群、有無與子女同住、有無工作及失能狀況僅在幾次的調查中有顯著的相關。

表 5 為五次調查有無憂鬱與各變數間邏輯斯迴歸分析結果，年齡只有在 1989 年的 60-64 歲對憂鬱指數有顯著的相關。教育程度則無顯著的相關。性別在 1989 年及 1993 年對憂鬱指數有顯著的相關，女性的憂鬱指數會高於男性。族群在 1989 年、1993 年及 1996 年的某些族群對憂鬱指數有顯著的相關。有無配偶在 1989 年、1993 年、1999 年及 2003 年對憂鬱指數有顯著的相關，無配偶者的憂鬱指數會高於有配偶者。有無與子女同住在五次調查中，除 1996 年外對憂鬱指數均無顯著的相關。有無工作只有在 1989 年對憂鬱指數有顯著的相關，無工作者的憂鬱指數會高於有工作者。五次調查對憂鬱指數均有顯著相關者為經濟狀況、健康自評及體能狀況，有無配偶在 1996 年外有四次顯著，性別及族群在 1989 年及 1993 年為顯著，其餘變數在五次調查大多不顯著。表 6 為迴歸分析及邏輯斯迴歸分析之各次調查與憂鬱有關的顯著變數。

表 7 及表 8 是因變數為憂鬱指數及有無憂鬱（0、1 資料）的 GEE 模式分析結果，我們分別使用三種不同的 working correlation（unstructured、exchangeable 及 independent），三種分析方法的結果相似。在表 7 中，只有年齡部份在 independent 時不顯著，其餘兩種方法均為 65-69 年齡組對憂鬱指數有顯著的相關。在其他變數方面，時間、教育程度、性別、客家族群、有無配偶、有無與子女同住、有無工作、經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關。教育程度越高，憂鬱指數越低；女性的憂鬱指數高於男性；無配偶者的憂鬱指數高於有配偶者；沒有與子女同住者的憂鬱指數高於有與子女同住者；無工作者的憂鬱指數高於有工作者；經濟狀況越差，憂鬱指數越高；健康自評狀況越差，憂鬱指數越高；體能狀況越差，憂鬱指數越高，而失能狀況對憂鬱指數影響並不顯著。表 8 為因變數為有無憂鬱 GEE 模式結果，時間、性別、客家族群、有無配偶、有無與子



表 5 五次調查有無憂鬱與各變數間邏輯斯迴歸分析結果

		1989 係數		1993 係數		1996 係數		1999 係數		2003 係數	
Intercept		-0.818	***	0.038		-0.769		-0.605		-1.363	***
年齡	60-64	0.235	*	-0.241		-0.057		0.119		0.430	
	65-69	0.065		-0.152		-0.170		-0.170		0.083	
	70-74	-0.015		-0.153		0.246		-0.099		0.457	
	75-79	0.102		-0.081		-0.436		0.266		-0.130	
	80-	0		0		0		0		0	
教育程度		-0.103		0.126		-0.097		-0.085		-0.099	
性別	男	-0.168	**	-0.220	**	0.017		-0.114		-0.065	
	女	0		0		0		0		0	
族群	客家	-0.254		-0.473	**	-0.099		-0.187		0.284	
	外省	0.315	*	-0.001		0.735	*	0.299		0.017	
	原住民	-0.117		0.659	*	-1.078		-0.096		-0.544	
	閩南	0		0		0		0		0	
配偶	無	0.250	***	0.353	***	0.225		0.210	***	0.199	**
	有	0		0		0		0		0	
子女同住	無	0.054		0.083		0.384	**	-0.059		0.126	
	有	0		0		0		0		0	
經濟狀況	不好	0.951	***	0.896	***	0.682	***	0.909	***	0.879	***
	普通	-0.070		-0.015		-0.064		-0.054		-0.144	
	好	0		0		0		0		0	
工作	無	0.133	*	0.121		0.528		0.110		0.195	
	有	0		0		0		0		0	
健康自評	不好	1.040	***	0.991	***	0.718	***	0.760	***	0.891	***
	普通	-0.196	**	-0.102		-0.011		-0.117		-0.109	
	好	0		0		0		0		0	
失能狀況	不好	0.175		0.035		0.063		-0.006		0.252	
	普通	-0.065		-0.191		-0.102		0.229		0.195	
	好	0		0		0		0		0	
體能狀況	不好	0.500	**	0.752	**	0.716	**	0.626	***	0.702	***
	普通	-0.050		-0.060		0.218		0.072		0.053	
	好	0		0		0		0		0	

註：\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*表示  $p < 0.01$ ；\*\*\*表示  $p < 0.001$

表 6 迴歸分析及邏輯斯迴歸分析顯著變項表

模式	1989	1993	1996	1999	2003
迴歸分析	年齡 教育程度 性別 族群 配偶 工作 經濟狀況 健康自評 體能狀況	性別 族群 配偶 子女同住 工作 經濟狀況 健康自評 失能狀況 體能狀況	教育程度 性別 配偶 子女同住 經濟狀況 健康自評 體能狀況	教育程度 族群 配偶 經濟狀況 健康自評 失能狀況 體能狀況	年齡 配偶 子女同住 經濟狀況 健康自評 失能狀況 體能狀況
邏輯斯迴歸分析	年齡 性別 族群 配偶 工作 經濟狀況 健康自評 體能狀況	性別 族群 配偶 經濟狀況 健康自評 體能狀況	族群 子女同住 經濟狀況 健康自評 體能狀況	配偶 經濟狀況 健康自評 體能狀況	配偶 經濟狀況 健康自評 體能狀況

女同住、有無工作、經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關。女性的憂鬱指數高於男性；無配偶者的憂鬱指數高於有配偶者；沒有與子女同住者的憂鬱指數高於有與子女同住者；無工作者的憂鬱指數高於有工作者；經濟狀況越差，憂鬱指數越高；健康自評狀況越差，憂鬱指數越高；體能狀況越差，憂鬱指數越高，而年齡、教育程度及失能狀況對憂鬱指數的影響並不顯著。

表 9 是復發事件存活分析模式結果，由於在復發事件存活分析模式中，只將區間尾端的狀態視為該區間的狀態，並未考慮到第一次調查狀態的結果，因此，我們只利用 1989 年調查結果未有憂鬱者的資料進行探討，發現四種方法都有相似的結論。在此，我們假設每一個體憂鬱事件的復發並沒有程度上的區別，因此以 CP 法做為分析結果之說明，其中年齡、教育程度、經濟狀況及健康自評對憂鬱指數均有顯著的相關。表 10 為 GEE 模式及復發事件存活模式（CP）顯著變項表。

表 7 因變數為憂鬱指數 GEE 模式結果

變項		UN 係數		EXCH 係數		IND 係數	
Intercept		2.422	***	2.294	***	2.042	***
t		1.073	***	1.158	***	1.245	***
t <sup>2</sup>		-0.283	***	-0.301	***	-0.323	***
年齡	60-64	0.606		0.605		0.569	
	65-69	0.554	*	0.555	*	0.515	
	70-74	0.277		0.283		0.238	
	75-79	0.244		0.269		0.22	
	80+	0		0		0	
教育程度		-0.295	***	-0.295	***	-0.254	***
性別	男	-0.501	***	-0.497	***	-0.47	**
	女	0		0		0	
族群	客家	-0.446	**	-0.487	**	-0.469	**
	外省	0.326		0.326		0.317	
	原住民	0.026		-0.044		-0.098	
	閩南	0		0		0	
配偶	無	1.135	***	1.161	***	1.161	***
	有	0		0		0	
子女同住	無	0.427	***	0.434	***	0.424	***
	有	0		0		0	
工作	無	0.343	*	0.357	**	0.381	**
	有	0		0		0	
經濟狀況	不好	4.157	***	4.219	***	4.628	***
	普通	1.221	***	1.267	***	1.366	***
	好	0		0		0	
健康自評	不好	3.759	***	3.855	***	4.113	***
	普通	0.993	***	0.967	***	1.001	***
	好	0		0		0	
失能狀況	不好	0.385		0.214		0.066	
	普通	-0.32		-0.401		-0.399	
	好	0		0		0	
體能狀況	不好	4.868	***	4.851	***	4.889	***
	普通	1.897	***	1.864	***	1.896	***
	好	0		0		0	

註：\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*表示  $p < 0.01$ ；\*\*\*表示  $p < 0.001$

表 8 因變數為有無憂鬱 (0、1 資料) GEE 模式結果

		UN 係數		EXCH 係數		IND 係數		風險 (UN)
Intercept		-3.948 ***		-3.952 ***		-3.999 ***		
t		0.909 ***		0.913 ***		0.923 ***		
t <sup>2</sup>		-0.189 ***		-0.19 ***		-0.193 ***		
年齡	60-64	0.254		0.25		0.232		1.289
	65-69	0.222		0.208		0.196		1.248
	70-74	0.062		0.052		0.035		1.064
	75-79	0.108		0.105		0.101		1.114
	80+	0		0		0		1
教育程度		-0.071		-0.068		-0.063		0.932
性別	男	-0.29 ***		-0.289 ***		-0.289 ***		0.748
	女	0		0		0		1
族群	客家	-0.242 **		-0.252 **		-0.239 **		0.785
	外省	0.169		0.17		0.168		1.184
	原住民	-0.073		-0.059		-0.059		0.930
	閩南	0		0		0		1
配偶	無	0.464 ***		0.463 ***		0.466 ***		1.590
	有	0		0		0		1
子女同住	無	0.154 *		0.15 *		0.154 *		1.166
	有	0		0		0		1
工作	無	0.257 **		0.255 **		0.263 **		1.293
	有	0		0		0		1
經濟狀況	不好	1.599 ***		1.608 ***		1.679 ***		4.949
	普通	0.664 ***		0.668 ***		0.687 ***		1.942
	好	0		0		0		1
健康自評	不好	1.609 ***		1.616 ***		1.673 ***		5.000
	普通	0.643 ***		0.64 ***		0.655 ***		1.903
	好	0		0		0		1
失能狀況	不好	0.209		0.223		0.195		1.233
	普通	-0.053		-0.045		-0.069		0.948
	好	0		0		0		1
體能狀況	不好	1.372 ***		1.379 ***		1.391 ***		3.944
	普通	0.666 ***		0.664 ***		0.67 ***		1.946
	好	0		0		0		1

註：\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*表示  $p < 0.01$ ；\*\*\*表示  $p < 0.001$

表 9 復發事件存活分析模式結果

影響因子	變項名稱	CP		C1		C2		M		
		係數	風險	係數	風險	係數	風險	係數	風險	風險
背景特徵	年齡	60-64	0	1	0	1	0	1	0	1
		65-69	0.104	1.109	0.193	1.213	0.209	1.232	0.063	1.065
		70-74	0.200	1.221	0.306	1.358	0.342 *	1.407	0.143	1.153
		75-79	0.378 *	1.459	0.467 **	1.596	0.513 **	1.669	0.377 *	1.458
		80+	0.634 **	1.886	0.742 ***	2.101	0.815 ***	2.26	0.518 *	1.678
	性別	男	-0.071	0.931	-0.098	0.906	-0.092	0.912	-0.327 **	0.721
		女	0	1	0	1	0	1	0	1
	教育程度		-0.102 *	0.903	-0.040	0.961	-0.045	0.956	-0.120 *	0.887
	族群	客家	0.043	1.044	0.075	1.077	0.101	1.106	-0.005	0.995
		外省	-0.034	0.966	-0.131	0.877	-0.125	0.883	-0.106	0.9
原住民		-0.243	0.784	-0.365	0.694	-0.353	0.702	0.075	1.078	
	閩南	0	1	0	1	0	1	0	1	
家庭狀況	配偶	有	-0.003	0.997	0.050	1.051	0.052	1.053	0.349 ***	1.418
		無	0	1	0	1	0	1	0	1
	子女同住	有	0.042	1.043	0.026	1.026	0.021	1.021	0.048	1.049
		無	0	1	0	1	0	1	0	1
社會狀況	工作	有	0.244	1.277	0.314	1.37	0.299	1.348	0.505	1.657
		無	0	1	0	1	0	1	0	1
	經濟狀況	不好	0.425 ***	1.529	0.388 ***	1.475	0.412 ***	1.511	0.947 ***	2.577
		普通	0.325 ***	1.384	0.285 **	1.329	0.310 **	1.364	0.624 ***	1.866
好	0	1	0	1	0	1	0	1		
健康狀況	健康自評	不好	0.744 ***	2.103	0.616 ***	1.851	0.636 ***	1.89	1.069 ***	2.913
		普通	0.330 *	1.391	0.273	1.314	0.277	1.319	0.510 **	1.665
		好	0	1	0	1	0	1	0	1
	失能狀況	不好	0.105	1.111	0.059	1.061	0.028	1.029	0.116	1.123
		普通	0.034	1.035	-0.017	0.984	0.020	1.02	-0.053	0.949
		好	0	1	0	1	0	1	0	1
	體能狀況	不好	0.155	1.168	0.139	1.149	0.080	1.083	0.392 **	1.479
		普通	0.064	1.066	-0.027	0.973	-0.041	0.96	0.077	1.08
好	0	1	0	1	0	1	0	1		

註：\*表示  $p < 0.05$ ；\*\*表示  $p < 0.01$ ；\*\*\*表示  $p < 0.001$

表 10 復發事件存活分析模式顯著變項表

模式	顯著變項
GEE (UN) 因變數：0、1	時間、性別、族群、配偶、子女同住、經濟狀況、工作狀況、健康自評、體能狀況
GEE (UN) 因變數：分數	時間、年齡、教育程度、性別、族群、配偶、子女同住、經濟狀況、工作狀況、健康自評、體能狀況
復發事件 存活模式 (CP)	年齡、教育程度、經濟狀況、健康自評

## 肆、討論

就五次調查迴歸分析結果而言，有無配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關，而教育程度、性別、族群、有無與子女同住、工作狀況及失能狀況則在多次調查中有顯著的相關；邏輯斯迴歸分析中，經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關，性別、族群及有無配偶則在多次調查中，與憂鬱指數有密切的相關。二個模式皆顯示第一、二次調查結果，有無工作變項均為無工作者的憂鬱指數高於有工作者。由於迴歸分析是分別探討各次調查中憂鬱指數與變數間的關係，無法看出其整體的變化趨勢，因此，我們另利用 GEE 模式將其視為重覆觀察資料，分別使用三種不同的 working correlation 進行分析，不論因變數為憂鬱指數或為有無憂鬱（0、1 資料），類別資料皆有相同的結果，時間、性別、族群、有無配偶、有無與子女同住、有無工作、經濟狀況、健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關。另外，在復發事件存活分析中，四種方法也有相近的結論，年齡、教育程度、經濟狀況及健康自評對憂鬱指數均有顯著的相關。

在本研究中發現，除了復發事件模式之外，年齡變項對老人憂鬱大多沒有直接且顯著的相關，迴歸分析及邏輯斯迴歸分析中，僅有幾次調查少數年齡層與憂鬱指數有顯著的相關，這有可能是老人隨著年

齡的增加而產生之社會狀況、家庭狀況及身體健康狀況的情境改變，與憂鬱指數的增加有密切的相關。至於復發事件模式顯示年齡 75-79 歲及 80 歲以上者與憂鬱指數有密切的相關，此意謂年紀較大者在長期趨勢變動下，較其他年輕者憂鬱的機會增大，1989 年的無憂鬱者歷經 14 年之調查，年紀較大者在調查期間出現憂鬱的情形大於年齡較小的世代。此可由各年齡組第一個時間區間的平均時間得到驗證，75-79 歲及 80 歲以上者最先發生憂鬱的時間，遠比年輕者短得多。

在性別方面，女性的憂鬱指數會比男性來得高。迴歸分析及邏輯斯迴歸分析結果顯示，僅有幾次調查性別變項對於憂鬱指數有顯著的相關；在 GEE 模式中，性別變項對憂鬱指數均有顯著相關；而復發事件存活模式則無。Chen et al. (2000) 指出，女性被認為是老年人憂鬱相關的危險因子之一；Beekman et al. (2002) 與 Chong et al. (2001) 亦指出女性的憂鬱程度比男性高，和本研究結果一致。我們認為由於女性平均壽命較男性為長，故較有可能會經歷社會及家庭狀況上的改變，導致憂鬱指數較男性為高。

在教育程度方面，五次調查均顯示教育程度越高的老人，其憂鬱指數會越低。在迴歸分析中僅有幾次調查，教育程度對憂鬱指數有明顯的相關；在 GEE 模式〔因變數 (0、1)〕及復發事件存活模式中，教育程度對憂鬱指數則有顯著的相關。我們認為教育程度較高的老人，可能對於環境的變遷、身體狀況及社會狀況的改變，會有較好的適應能力，故教育程度及憂鬱指數會呈現反向的關係。

在有無配偶方面，僅復發事件存活模式無顯著的相關，其餘方法均顯示無配偶者的憂鬱指數高於有配偶者。此結果與 Bruce et al. (1990) 指出喪偶或是失去家人的與憂鬱具有強烈的相關性，以及 Turvey et al. (1999) 與 Oxman et al. (1992) 指出配偶死亡會增加憂鬱程度上升的結果一致；Wang (2001) 亦指出孤獨的老人容易感覺被隔離，且產生更高的壓力，導致憂鬱程度較高，可見老年時期是否有配偶或家人在身邊陪伴，對老年人心理健康狀況有很大的影響。



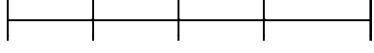

在有無與子女同住方面，研究結果顯示沒有與子女同住老人的憂鬱指數會較高。在迴歸分析及邏輯斯迴歸分析中的幾次調查結果，有無與子女同住對憂鬱指數有顯著的相關；在GEE模式中，均有非常密切的相關，然而，在復發事件存活模式中，則沒有明顯的相關。我們認為與子女同住的老人可能較有人陪伴，孤獨感會較低，導致憂鬱指數較沒有與子女同住的老人低。

在有無工作及經濟狀況方面，無工作老人的憂鬱指數會較高，而經濟狀況越差的老人，憂鬱指數會越高。有無工作在迴歸分析第一、二次調查及邏輯斯迴歸分析模式第一次調查，與憂鬱指數有相關。本研究的結果不盡相同，退休且停止工作或許會有負面的影響，但有些結果則顯示影響不大。經濟狀況則在多次調查中對憂鬱指數有顯著的相關；有無工作及經濟狀況在GEE模式中有密切的相關；而復發事件存活模式中，僅有經濟狀況對憂鬱指數有明顯的相關。我們認為經濟狀況較好的老人，可能生活較有寄託也比較沒有經濟上的壓力，因此會降低憂鬱的產生。

至於在健康自評方面，健康自評越好的老人，憂鬱指數會越低；體能狀況越好的老人，憂鬱指數也會越低。GEE模式顯示，健康自評及體能狀況對憂鬱指數均有顯著的相關，而失能狀況則只在迴歸分析的幾次調查中有顯著的相關，至於復發事件存活模式則只與健康自評有密切的相關。健康自評雖然主觀，個人卻能察覺醫生或其他醫療儀器未測出的身心狀況，有可能是個人實際狀況的最佳指標。因此，我們認為老人的身體健康狀況與心理健康有著密切的相關性，身體健康狀況越差的老人，越需要有人陪伴以減低心理上的孤獨感，若此時又沒有家人的陪伴，則會影響到心理健康，導致憂鬱產生。

綜上結果，在迴歸分析、GEE模式及復發事件存活模式中，與憂鬱相關因子的影響程度有所不同，主要在於資料的規劃不同，迴歸分析探討的是每次調查的結果，而GEE模式及復發事件存活模式則整合五次調查的變動趨勢，探討對老人憂鬱的影響因子，以下為某一個案

GEE 模式及復發事件存活模式的原始資料排列方法。

GEE	1	2	3	4	5
狀態	0	1	0	1	0
					
復發事件	0	48	84	120	173
區間		1	2	3	4
					
狀態		1	1	0	
CP 時間區間	1	2	3		
		[0,48]	[48,120]	[120,173]	

在此一個案觀察值中，GEE 模式有 5 次調查結果，狀態分別為 0 1 0 1 0，而在復發事件存活模式（CP）中，從 0 到第一次發生為第一個區間，第二次發生在第三個區間，狀態為 1，第二、三個區間則合併為一個時間區間，故有三個時間區間，而接下來，狀態是 0，為另一個時間區間，表示在復發事件存活模式中，此人只有三個時間區間，狀態為 1 1 0。雖然兩者皆考慮個體的重覆觀察資訊，惟其所針對的重點不同，GEE 模式考慮每一次調查之結果為有憂鬱（1）或是無憂鬱（0）的情況，而復發事件存活模式則是著重在於起始調查時間到第一次發生事件為第一個區間，將相同狀態區間合併且考慮到每一個體每次事件時間的長度，兩者在時間及狀態的分類上有很大的不同。

## 伍、結論

臺灣 65 歲以上的老年人口佔全國比例，從 1996 年的 7.9% 至 2005 年提升到 9.7%，至今已超過 200 萬人，佔總人口比例的 10% 以上，其中約 12%~20% 患有憂鬱。隨著年齡的增長所累積的許多生活經驗，會

增加老人心理健康的問題，憂鬱會影響老年人的生活品質，因此了解影響臺灣老年人憂鬱狀況的因素甚為重要。我們利用行政院衛生署國民健康局提供的 1989-2003 年五波「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」資料，分析探討 14 年（1989-2003 年）臺灣地區 60 歲以上老人憂鬱的變動趨勢，比較 1989-2003 年五次調查的憂鬱百分比及平均憂鬱分數，並利用不同的分析模式，藉由橫斷面及縱斷面深入分析影響老人憂鬱的重要因子。迴歸模式及邏輯斯迴歸模式分別探討了五次調查變化情形；GEE 模式及復發事件存活模式則整合五次調查的變動趨勢，探討對老人憂鬱的影響因子。

在探討與憂鬱有關的因子中，背景特徵包括：年齡、性別、教育程度及族群；家庭狀況包括：有無配偶及有無與子女同住；社會狀況包括：有無工作及經濟狀況；健康狀況包括：健康自評、失能狀況及體能狀況。

研究結果發現：

一、在背景特徵中，某些特定年齡層在復發事件存活模式中對憂鬱指數有顯著的相關；女性憂鬱指數會較男性高；教育程度越高者，其憂鬱指數反而越低，兩者呈現負相關；族群則只有某些特定族群對憂鬱指數會有顯著的相關。

二、在家庭狀況中，除了復發事件存活模式之外，有無配偶會明顯影響老人的憂鬱指數，無配偶者的憂鬱指數較有配偶者為高，而有無與子女同住對老人憂鬱指數則沒有顯著的相關。

三、在社會狀況中，經濟的好壞對憂鬱指數有顯著的相關，經濟狀況越差的老人，其憂鬱指數越高，而經濟狀況越好的老人，其憂鬱指數越低；有無工作也會影響老人憂鬱，有工作的老人其憂鬱指數會明顯低於無工作的老人。有無工作在迴歸分析及邏輯斯迴歸分析模式中，有幾次調查與憂鬱指數有相關；在 GEE 模式中，則均與憂鬱指數有相關；而在復發事件存活模式中，則沒有明顯的相關。各類模式所得結果不盡相同，意謂退休且停止工作或許會有負面的影響，但是退

休亦代表老人有更多時間可供使用，做自己想做的事，故亦有可能遠離憂鬱，而有工作者可能生活較有寄託，也比較沒有經濟上的壓力，因此會降低憂鬱的產生。

四、在健康狀況中，除了復發事件存活模式中，體能狀況不顯著外，健康自評及體能狀況均有顯著的相關，健康自評或體能狀況越差的老人，憂鬱指數會越高，健康自評或體能狀況越好的老人，憂鬱指數會越低。而失能狀況雖只有在迴歸分析中的某幾次調查中對憂鬱指數有顯著的相關，但亦可看出，失能狀況越嚴重的老人，其憂鬱指數會越高。

五、復發事件存活模式顯示年齡 75-79 歲及 80 歲以上者與憂鬱有密切的相關，意謂年紀較大者在長期趨勢變動下，較其他年輕者憂鬱的機會增大，1989 年的無憂鬱者歷經 14 年之調查，年紀較大者在調查期間出現憂鬱的情形大於年齡較小的世代。此可由各年齡組第一個時間區間的平均時間得到驗證，75-79 歲及 80 歲以上者最先發生憂鬱的時間，遠比年輕者短得多。惟其他模式顯示年齡對老人憂鬱的直接影響並不大，可能是由於老人年齡的增長帶來的情境變化，例如：失去配偶、沒有與子女同住、經濟狀況變差、健康自評與體能狀況變差，以及變成失能而導致的間接影響。其中健康狀況變差與 Jorm (2000) 認為老人憂鬱的主要原因是身體機能的轉變，而非年齡本身的增加之看法一致。

就本研究憂鬱 14 年長期趨勢變化而言，由於各模式的探討方式不同，所呈現的相關變數亦有所差異。GEE 模式所用資料為五次追蹤調查中均存活者，因此排除了未調查完整的資料及各次調查中已死亡者；而復發事件存活模式 (CP) 則是追蹤從第一次調查未有發生憂鬱者直至其發生憂鬱的情形，考慮每一個體未死亡前在不同時間點上憂鬱復發之情況，和 GEE 模式不同的是，其時間區間是建構於事件發生時的特定序列，且考慮每次復發事件的時間。在此，GEE 與 CP 均視個體的復發沒有程度上的區別。

由於憂鬱程度與健康有關，從圖 2、圖 3 可以看出臺灣老人的憂鬱程度隨著時間的增長而上升然後下降，這有可能是前面調查時較不健康的人已死亡，因此存活下來的人較為健康，導致憂鬱程度有下降的趨勢。本研究中 GEE 模式探討結果有其限制，排除五次調查中死亡的老人，而復發事件存活模式則是追蹤影響 1989 年的無憂鬱者在 14 年間發生憂鬱變動情形之因子。雖有此限，但我們亦進行了五次橫斷面調查之迴歸分析及邏輯斯迴歸分析，可看出各次調查中與憂鬱相關因子的消長，從一開始多數因子的影響，直至 2003 年時調查結果顯示，僅有無配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對老人憂鬱有顯著的相關。另 GEE 模式視憂鬱為重覆測量資料，除了失能狀況外，大都與憂鬱有關，顯示五次調查期間均存活者在長期追蹤過程中其背景特徵、社會狀況及健康狀況的相關因子與憂鬱有密切的相關。復發事件存活模式（CP）則給了重覆測量資料的另類分析，顯示在五次的調查期間開始無憂鬱的老人，經歷 14 年，年齡、教育程度，經濟狀況及健康自評與憂鬱的發生有密切的關係。

本研究中，復發事件存活模式顯示教育程度、有無配偶、經濟狀況、體能狀況及健康自評與憂鬱有密切的相關。惟先前研究結果（林正祥、林惠生 2006）顯示，老人存活與年齡、性別、族群、失能狀況、體能狀況、健康自評、抽菸年數、嚼檳榔年數、有無配偶及社團活動有密切的相關，但與憂鬱指數則無顯著的相關，此乃係憂鬱與某些和老人存活有關變數有密切的相關，因而導致建構存活模式時，憂鬱與存活的關係不顯著。

## 謝誌

本文初稿發表於「人口變遷與社會發展：2010 年臺灣人口學會年會、社會發展指標、及時空人口學研究聯合學會研討會」。本研究承國科會（NSC98-2410-H029-033）之經費補助、衛生署國民健康局提

供「臺灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查」資料及鄭維芬小姐幫忙整理資料，特此誌謝。另，感謝二位評審提供寶貴意見。

## 參考文獻

### 中文部分

- 王秀紅（2000）老年人健康促進—護理的涵義。護理雜誌，47(1): 19-25。
- 王瑞鈴（2008）中老年人憂鬱傾向相關影響因素—變動分析。亞洲大學長期照護研究所碩士論文。
- 朱岑樓譯（1988）Z. S. Blau 著，變遷社會與老年。臺北：巨流。
- 行政院（2007）民國 94 年國民醫療保健支出。http://www.doh.gov.tw/statistic/（取用日期：2007 年 9 月 10 日）。
- 行政院內政部主計處（1994）臺灣地區老人狀況調查報告。臺北。
- 沙依仁（1996）高齡學。臺北：五南。
- 林正祥、林惠生（2006）臺灣地區高齡人口存活之相關因素探討。臺灣衛誌，25(5):351-362。
- 林俞均（2008）老人憂鬱狀態與休閒活動之相關性研究。亞洲大學長期照護研究所碩士論文。
- 張春興（2002）張氏心理學辭典。臺北：東華。
- 張素紅、楊美賞（1999）老人寂寞與其個人因素、自覺健康狀況、社會支持之關研究。高雄醫學科學雜誌，15: 337- 347。
- 張慧伶（2007）臺灣地區 65 歲以上老人憂鬱的危險因子探討。亞洲大學健康管理研究所。
- 楊景閔（2005）臺灣老人精神抑鬱的狀況、改變及影響因子：10 年長期追蹤研究。中山醫學大學營養學研究所碩士論文。

### 英文部分

- Anstey, K. J., C. von Sanden, K. Sargent-Cox, and M. A. Luszcz. 2007.

- "Prevalence and Risk Factors for Depression in a Longitudinal, Population-Based Study including Individuals in the Community and Residential Care." *American Journal of Geriatric Psychiatry* 15(6): 497-505.
- Beekman, A. T., S. W. Geerlings, D. J. Deeg, J. H. Smit, R. S. Schoevers, E. de Beurs, A. W. Braam, B. W. Penninx, and W. van Tilburg. 2002. "The Natural History of Late-Life Depression: A 6-Year Prospective Study in the Community." *Archives of General Psychiatry* 59(7): 605-611.
- Bruce, M. L., K. Kim, P. J. Leaf, and S. Jacobs. 1990. "Depressive Episodes and Dysphoria Resulting from Conjugal Bereavement in a Prospective Community Sample." *The American Journal of Psychiatry* 147(5): 608-611.
- Chen, C. S., H. Y. Tsang, M. Y. Chong, and T. C. Tang. 2000. "Validation of the Chinese Health Questionnaire (CHQ-12) in Community Elders." *The Kaohsiung Journal of Medical Sciences* 16(11): 559-565.
- Cheng, A. T. 1995. "Mental Illness and Suicide: A Case-Control Study in East Taiwan." *Archives of General Psychiatry* 52(7): 594-603.
- Chong, M. Y., C. C. Chen, H. Y. Tsang, T. L. Yeh, C. S. Chen, Y. H. Lee, T. C. Tang, and H. Y. Lo. 2001. "Community Study of Depression in Old Age in Taiwan: Prevalence, Life Events and Socio-Demographic Correlates." *The British Journal of Psychiatry* 178: 29-35.
- Gallagher, D. E., L. W. Thompson, and J. A. Peterson. 1981-1982. "Psychosocial Factors Affecting Adaptation to Bereavement in the Elderly." *International Journal of Aging & Human Development* 14(2): 79-95.
- Geerlings, S. W., A. T. Beekman, D. J. Deeg, and T. W. Van. 2000. "Physical Health and the Onset and Persistence of Depression in Older Adults: An Eight-Wave Prospective Community-Based Study." *Psychological*



- Medicine* 30(2): 369-380.
- Hosmer, D. W. and S. Lemeshow. 2008. *Applied Survival Analysis: Regression Modeling of Time to Event Data*, 2<sup>nd</sup> ed. New Jersey: John Wiley & Sons.
- Jagger, C., K. Ritchie, H. H. Bronnum, D. Deeg, R. Gispert, and E. J. Grimley. 1998. "Mental Health Expectancy - the European Perspective: A Synopsis of Results Presented at the Conference of the European Network for the Calculation of Health Expectancies (Euro-RE-VES). Medical Research Council Cognitive Function and Ageing Study Group." *Acta Psychiatrica Scandinavica* 98(2): 85-91.
- Johnson, J., M. M. Weissman, and G. L. Klerman. 1992. "Service Utilization and Social Morbidity Associated with Depressive Symptoms in the Community." *The Journal of the American Medical Association* 267(11): 1478-1483.
- Jorm, A. F. 2000. "Does Old Age Reduce the Risk of Anxiety and Depression? A Review of Epidemiological Studies across the Adult Life Span." *Psycho-logical Medicine* 30(1): 11-22.
- Judd, L. L., M. P. Paulus, K. B. Wells, and M. H. Rapaport. 1996. "Socioeconomic Burden of Subsyndromal Depressive Symptoms and Major Depression in a Sample of the General Population." *The American Journal of Psychiatry* 153(11): 1411-1417.
- Kennedy, G. J., H. R. Kelman, and C. Thomas. 1990. "The Emergence of Depressive Symptoms in Late Life: The Importance of Declining Health and Increasing Disability." *Journal of Community Health* 15(2): 93-104.
- Kleinbaum, D. G. and M. Klein. 2005. *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, 2<sup>nd</sup> ed. New York: Springer-Veday.
- Kohout, F. J., L. F. Berkman, D. A. Evans, and H. J. Cornoni. 1993. "Two Shorter Forms of the CES-D (Center for Epidemiological Studies

- Depression) Depression Symptoms Index." *Journal of Aging & Health* 5(2): 179-193.
- Kraaij, V. and E. J. Wilde. 2001. "Negative Life Events and Depressive Symptoms in the Elderly: A Life Span Perspective." *Aging & Mental Health* 5(1): 84-91.
- Krishnan, K. R. 2002. "Biological Risk Factors in Late Life Depression." *Biological Psychiatry* 52(3): 185-192.
- Lai, D., H. Tong, Q. Zeng, and W. Xu. 2010. "The Factor Structure of a Chinese Geriatric Depression Scale-SF: Use with Alone Elderly Chinese in Shanghai, China." *International Journal of Geriatric Psychiatry* 25: 503-510.
- Liang, K. Y. and S. L. Zeger. 1986. "Longitudinal Data Analysis Using Generalized Linear Models." *Biometrika*: 73(1): 13-22.
- Liang, K. Y. and S. L. Zeger. 1988. "Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach." *Biometrics*: 44(4): 1049-1060.
- Mazure, C. M., P. K. Maciejewski, S. C. Jacobs, and M. L. Bruce. 2002. "Stressful Life Events Interacting with Cognitive/Personality Styles to Predict Late-Onset Major Depression." *The American Journal of Geriatric Psychiatry* 10(3): 297-304.
- McLeod, J. D. and R. C. Kessler. 1990. "Socioeconomic Status Differences in Vulnerability to Undesirable Life Events." *Journal of Health & Social Behavior* 31(2): 162-172.
- Midanik, L. T., K. Soghikian, L. J. Ransom, and I. S. Tekawa. 1995. "The Effect of Retirement on Mental Health and Health Behaviors: The Kaiser Permanente Retirement Study." *The Journal of Gerontology Series B: Psychological Sciences & Social Sciences* 50(1): S59-S61.
- Nicholas, J. H. and R. L. Stuart. 1999. "Review of Software to Fit

- Generalized Estimating Equation Regression Models." *The American Statistician* 53: 160-169.
- Oxman, T. E., L. F. Berkman, S. Kasl, D. H. Freeman, and J. Barrett. 1992. "Social Support and Depressive Symptoms in the Elderly." *American Journal of Epidemiology* 135(4): 356-368.
- Prentice, R. L., B. J. Williams, and A. V. Peterson. 1981. "On the Regression Analysis of Multivariate Failure Time Data." *Biometrika* 68(2): 373-379.
- Prince, M. J., R. H. Harwood, A. Thomas, and A. H. Mann. 1998. "A Prospective Population-Based Cohort Study of the Effects of Disablement and Social Milieu on the Onset and Maintenance of Late-Life Depression, The Gospel Oak Project VII." *Psychological Medicine* 28(2): 337-350.
- Rapp, M. A., D. Gerstorf, H. Helmchen, and J. Smith. 2008. "Depression Predicts Mortality in the Young Old, but Not in the Oldest Old: Results from the Berlin Aging Study." *American Journal of Geriatric Psychiatry* 16 (10): 844-852.
- Schoevers, R. A., A. T. Beekman, D. J. Deeg, M. I. Geerlings, C. Jonker, and T. W. Van. 2000. "Risk Factors for Depression in Later Life; Results of a Prospective Community Based Study (AMSTEL)." *Journal of Affective Disorders* 59(2): 127-137.
- Schulz, R., S. R. Beach, B. Lind, L. M. Martire, B. Zdaniuk, C. Hirsch, S. Jackson, and L. Burton. 2001. "Involvement in Caregiving and Adjustment to Death of a Spouse: Findings from the Caregiver Health Effects Study." *The Journal of the American Medical Association* 285 (24): 3123-3129.
- Turvey, C. L., C. Carney, S. Arndt, R. B. Wallace, and R. Herzog. 1999. "Conjugal Loss and Syndromal Depression in a Sample of Elders Aged 70 Years or Older." *The American Journal of Psychiatry* 156(10):

1596-1601.

Vink, D., M. J. Aartsen, H. C. Comijs, M. W. Heymans, B. W. Penninx, and M. L. Stek. 2009. "Onset of Anxiety and Depression in the Aging Population: Comparison of Risk Factors in a 9-year Prospective Study." *American Journal of Geriatric Psychiatry* 17(8): 642-652.

Wang, J. J. 2001. "Prevalence and Correlates of Depressive Symptoms in the Elderly of Rural Communities in Southern Taiwan." *The Journal of Nursing Studies* 9(3): 1-12.

Wei, L. J., D. Y. Lin, and L. Weissfeld. 1989. "Regression Analysis of Multivariate Incomplete Failure Time Data by Modeling Marginal Distributions." *Journal of the American Statistical Association* 84: 1065-1073.

World Health Organization. 2000. *Mental Health*. [http://www.who.int/mental\\_health/management/depression/definition/en/](http://www.who.int/mental_health/management/depression/definition/en/) (Date visited: November 10, 2007)

# A Panel Study on Factors Affecting the Changing Status of Depression among the Elderly in Taiwan

Cheng-Hsiang Lin\* Pei-Hang Chen\*\* Hui-Sheng Lin\*\*\*

## Abstract

During the past decades, many developed and developing countries have experienced a steady increase in their elderly population. With an increase in the proportion of the elderly in the population, the focus of public health also needs major adjustments in health policies in order to face challenges due to change in age composition. One major problem in the elderly population is to deal with depression. This research used representative panel sample survey data collected in the five waves of "The Longitudinal Sample Survey of Health and Living Status of the Elderly in Taiwan" conducted in 1989, 1993, 1996, 1999 and 2003 by the predecessor organization of the Bureau of Health Promotion, Department of Health. Based on a panel sample of elderly who were 60 years old and over at the time of the first interview in 1989 and re-interviewed in 1993, 1996, 1999 and 2003, a complete set of depression scale (CES-D) data was used for this analysis. A depression index score (CES-D score) was constructed from ten items to measure the level of depression, and the elderly with a CES-D score equal or higher than 10 ( $CES-D \geq 10$ ) were regarded as depressed

---

\* Professor, Department of Statistics & Department of Finance, Tunghai University.  
E-mail: linstat@thu.edu.tw

\*\* Master, Department of Statistics, Tunghai University.

\*\*\* Research Fellow, Research Center of Gerontology, Chung Shan Medical University.

Received: August 4, 2010; accepted: December 6, 2010.

(depression status). The purpose of this panel study is to explore the effect of various factors, e.g. health status, home and environment, and social and economic situation, on the changing status of depression of the elderly in Taiwan. Both Regression and Logistic Regression models are adopted to investigate the factors related to depression among the elderly in 5 waves of a cross-sectional survey. In addition, a Generalized Estimating Equation (GEE) accounts for the correlation among repeated observations, and a Recurrent Survival Model, which unites the recurrent events of depression in the five-wave survey, are employed for analyzing the changing status of depression and its related factors among the elderly in Taiwan.

***Keywords: panel study, elderly people, depression, GEE, recurrent survival model***

