

東海大學統計學研究所
碩士論文

指導教授：林正祥 博士

台灣老人精神抑鬱狀態變化及其影響因子
—GEE 模式及 RES 模式之應用



研究生：陳佩含
中華民國九十九年六月

致 謝

本論文得以順利完成，首先要感謝指導老師林正祥教授在論文方面不辭辛勞的細心指導和督促。論文口試期間，感謝戴政老師和沈葆聖老師的細心審閱，給予觀念上的指正，並提供寶貴的意見以充實論文使之更加完整，在此特向各位指導我的老師獻上最高的敬意。

三年的研究所生涯中，感謝系辦的助教們從旁鼓勵與協助，以及同儕間的彼此加油打氣，另特別感謝維芬學姊及士嘉學長的教導與協助，在重要的時刻給我寶貴的意見，讓我受益良多。

最後，感謝我最摯愛的家人，在我最需要鼓勵與支持的時候給我力量，讓我順利的完成碩士學業。謝謝你們助我完成人生中重要的里程碑，因為有你們，我的碩士生涯得以多采多姿。

陳佩含 謹致于

東海大學統計學研究所

中文摘要

台灣六十五歲以上老人佔全國比例從 1996 年的 7.9% 至 2005 年提升到 9.7%，至今已達二百萬以上，佔總人口比例 10% 以上，其中約 12%~20% 患有精神抑鬱，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，抑鬱會影響老年人的生活品質，因此了解影響台灣老年人抑鬱狀況甚為重要。有鑒於此，本研究擬針對台灣地區影響老人精神抑鬱狀態變化趨勢相關因素作深入的探討研究，以十五年(1989-2003)台灣地區長期追蹤老人樣本探討台灣地區六十歲以上老人，其精神抑鬱 (Depression) 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『台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，以抑鬱量表 (CES-D) 建構老人抑鬱程度指標，指標值 10 分或以上歸類為有抑鬱之老人，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 年至 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抑鬱的關係，另將精神抑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，探討影響老人抑鬱重要因子。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抑鬱相關的因子的消長，從一開始多數因子的影響直至 2003 年時調查結果顯示配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對老人抑鬱有顯著的相關，GEE 模式除了失能狀況外背景特徵、家庭狀況、社會經濟及健康狀況相關因子大都與抑鬱有關，而復發事件模式 (CP) 則顯示在五次的調查期間開始無抑鬱的老人，經歷十四年，年齡、教育程度經濟狀況及健康自評和抑鬱的發生有密切的關係。

關鍵詞：長期追蹤、老人、精神抑鬱、GEE 模式、復發事件存活模式

A Panel Study of Changing Status and its Related Factors of Depression of the Elderly in Taiwan

Abstract

During the past decades, many developed and developing countries experienced steady increase in their elderly population. With an increase in proportion of elderly 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 such major problem in the elderly population is to deal with the problem of 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 Elder in Taiwan” conducted in 1989, 1993, 1996, 1999 and 2003 by the predecessor organization of the Bureau of Health Promotion, Department of Health. A panel sample of elderly who were 60 years old and over at the time of first interview in 1989 and re-interviewed in 1993, 1996, 1999 and 2003 with complete depression scale (CES-D) data was taken for this analysis. Depression index score (CES-D score) was constructed from ten items of depression measure (CES-D) to measure the level of depression and CES-D score equal or higher than 10 ($CES-D \geq 10$) was used to measure if the elderly has depression (depression status). The purposes of this study is to discuss the status and level of depression, their changes following the factors related to health status, home and environment, and social and economic situation in Taiwan aged 60 and above to find out the determinants of depression of the elderly in Taiwan. Generalized Estimating Equation (GEE) accounts for the correlation

between repeated observations, and Recurrent survival model which combine the changing status of five survey are used for analyzing the depression data.

Key word : panel study, old people, depression, GEE , recurrent survival model

目 錄

壹、 前言.....	1
貳、 研究方法.....	6
一、 研究資料與架構.....	6
二、 統計分析方法.....	7
參、 研究結果.....	16
一、 五次調查抑鬱狀態變化趨勢.....	16
二、 資料分析結果.....	17
肆、 討論.....	23
伍、 結論.....	27
參考文獻.....	30

表 目 錄

表 1	五次調查抑鬱狀態百分比表.....	16
表 2	五次調查平均抑鬱指數表.....	16
表 3	五次調查抑鬱指數與各變數間迴歸分析結果.....	19
表 4	五次調查抑鬱指數與各變數間邏輯斯迴歸分析結.....	19
表 5	迴歸分析及邏輯斯迴歸分析顯著變項表.....	19
表 6	因變數為抑鬱指數 GEE 模式結果.....	21
表 7	因變數為有無抑鬱 (0, 1 資料) GEE 模式結果.....	21
表 8	復發事件存活分析模式結果.....	22
表 9	復發事件存活分析模式顯著變項表.....	22

圖 目 錄

圖 1	台灣地區老人精神抑鬱狀態變化研究分析架構.....	7
圖 2	五次調查抑鬱狀態百分比圖.....	16
圖 3	五次調查平均抑鬱指數表.....	17

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，造成精神抑鬱。張素紅、楊美賞（1999）指出精神的抑鬱，將更惡化身體的免疫力，且寂寞的老人主觀的認為自己不健康，求醫行為也增加，導致疾病叢生。張春興（2002）指出精神抑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、自責以及思想錯亂的地步。而自殺人口中，有七成的人生前曾患有精神抑鬱，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。Chong et al.（2001）指出世界衛生組織（World Health Organization, 2000）的流行病學分析指出，精神抑鬱位居全球重大疾病第四位，預估 2020 年時，精神抑鬱將會躍居所有年齡層中的全球重大疾病第二名；而目前，精神抑鬱已經是 15 至 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 仟 1 佰萬的人口受影響。台灣老人精神抑鬱的盛行率約 15.3%，其中守寡、低教育程度和有疾病者更是精神抑鬱的高危險族群。

Johnson et al.（1992）與 Judd et al.（1996）指出抑鬱係在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。沙依仁（1996）指出抑鬱是老年人最容易罹患的一種精神疾病，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抑鬱或悲傷的因素與日常生活及環境有關。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人際關係不佳、社會孤立等，形成一個惡性循環，終至病痛加重或死亡提前。

有關影響老人抑鬱的相關因子如下：

(一) 背景特徵對老人抑鬱的影響

Wang (2001) 指出性別、教育程度、婚姻狀況、居住安排以及社會經濟地位對於老人抑鬱都有顯著的影響。Kennedy et al. (1990) 與 McLeod et al. (1990) 亦提及女性、低教育程度以及貧窮都是抑鬱的危險因子。王秀紅 (2000) 發現獨居老人之性別、教育程度、職業類別、社經地位、認知地位、自述慢性病症狀等變項，會影響獨居老人的抑鬱傾向。陳正生 (2000) 研究社區老人抑鬱病患之身體狀況，指出在抑鬱與身體疾病的關係方面，女性、低教育程度、疼痛、日常生活失能等為抑鬱症狀的相關危險因子。Cheng (1995) 指出台灣地區大多自殺死亡的人都曾有抑鬱的狀況。

(二) 家庭狀況對老人的影響

Bruce et al. (1990) 指出，喪偶或是失去家人和抑鬱具有強烈的相關性，其結果指出若配偶死亡，其第一年的抑鬱程度相當高；Turvey et al. (1999) 與 Oxman et al. (1992) 亦指出配偶的死亡會增加抑鬱程度的上升，在控制了年齡、性別以及過去的抑鬱病史後，若配偶死亡，其第二年的抑鬱程度亦比一般人高。Gallagher et al. (1981-1982) 指出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，如財務危機或社會孤獨等，所以喪偶這個事件對抑鬱的影響很大。Schulz et al. (2001) 研究亦指出常受到照顧或關心的老人，在控制了年齡、性別以及教育程度等後，若配偶死亡，會呈現緊張並增加抑鬱的徵狀。

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，甚至導致抑鬱，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，導致抑鬱的發生，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，而使老人產生抑鬱；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，導致抑鬱程度較高，可

見老年時期是否有配偶或是家人在身邊陪伴，對於老年人心理健康狀況有很大的影響。

(三) 社會經濟狀況對老人抑鬱的影響

朱岑樓(1998)指出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、地位以及人際關係，外出時間減少。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，導致抑鬱並且影響身體健康。惟 Midanik et al. (1995) 指出退休對於老年人抑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抑鬱。

Kraaij and Wilde (2001) 指出社會經濟地位可以當成預測抑鬱的指標，經濟狀況足以影響到健康狀況以及就醫行爲，造成老人抑鬱的主要因素以疾病纏身爲主，其次是孤單及經濟問題，若社會經濟地位高，則抑鬱狀況較低，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關係。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，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) 身體狀況對老人抑鬱的影響

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，因爲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。Krishnan et al. (2002) 指出生理疾病是和抑鬱相關性強且一致性高的危險因子之一。在生理疾病中身體功能對抑鬱的影響雖大，但心理因素的影響也相當重要，Prince et al. (1998) 在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，其抑鬱的狀況在一年內會增加三

倍的危險性。Schoevers et al. (2000) 指出在控制了過去的抑鬱史、親人死亡、人口學變項及其他潛在的心理社會因子後，有生理疾病者，其抑鬱的危險性會隨時間的增加而持續。

Mazure et al. (2002) 指出失能以及身體健康對於抑鬱的預測力強，若失能較為嚴重或身體較不健康者，也較容易產生抑鬱；Geerlings et al. (2000) 針對荷蘭地區 55 至 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，其持續精神抑鬱的發生機率是 43%，且失能者的抑鬱狀況也比非失能者來的高，研究亦發現身體健康狀況可以當成預測老年人抑鬱的發生或是持續抑鬱的因素，故身體健康會影響老年人抑鬱；Kennedy et al. (1990) 指出健康狀況對於老年人的抑鬱影響重大，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抑鬱，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。Rapp et al. (2008) 指出精神抑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）則由於年長老人受到其他諸多因素之影響，精神抑鬱之影響反而不顯著。林正祥、林惠生 (2006) 之研究探討影響台灣地區老人存活因素中發現，在控制相關人口變項（包括五個不同年齡層）下，精神抑鬱情況對老人存活沒有影響，其原因乃係健康自評、失能狀況、體能狀況和抑鬱程度有密切關係所致。

台灣在過去二、三十年有穩定的經濟成長，醫療的進步，使平均壽命不斷提升，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，其中除了生理層面健康問題最為熱門外，屬於精神、心理層面的問題則較少討論。行政院衛生署報告 (2007) 指出在台灣六十五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%，至今已達二百萬以上，佔總人口的比例 10% 以上，其中約 12%~20% 患有精神抑鬱。根據內政部調查，有關老人健康情形方面，抑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精神抑鬱表現視為正常的老化過程，使得老人精神

抑鬱受到關注或治療的比例不到三分之一。Jagger et al. (1998) 指出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，抑鬱會影響老年人的生活品質，因此了解影響台灣老年人抑鬱狀況甚為重要。

目前台灣地區老人的精神抑鬱狀態長期變化趨勢並無廣泛性的探討，楊景閔 (2005) 利用國民健康局所提供的 1989、1993、1996 及 1999 年四波的『台灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查系列結果』資料，針對台灣地區六十歲以上老人精神抑鬱狀態、改變及其影響因子進行探討，有助於瞭解高危險群抑鬱老人的問題。惟該研究雖對各影響精神抑鬱的因子有深入的探討，然其分析模式（邏輯斯迴歸）中僅止於探討在 1989→1999 年兩段時間點之變化情形並未能考慮在各波調查時段之變化情形。有鑒於此，本研究擬針對台灣地區 1989 至 2003 近十五年老人精神抑鬱狀態變化趨勢之相關因素（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。本研究擬從不同的分析模式來探討影響老人抑鬱之重要因子，迴歸模式及邏輯斯迴歸模式分別探討了五次調查之變化情形，而 GEE (Generalized Estimating Equation) 模式及 RES 模式 (Recurrent Event Survival Model) 則整合五次調查之變動趨勢探討對老人抑鬱的影響因子，藉由橫斷面及縱斷面進行深入分析。相關因素說明可參考林正祥與林惠生(2006) 之文章。

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 五波的調查的『台灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查系列研究』的資料進行分析。分析對象為台灣地區 1989 年初次完成訪查時年齡為六十歲以上，且歷經十五年於 2003 年時之 75 歲以上老人。1989 年完訪人數 4,049 人，1993 年完訪人數 3,155 人，1996 年完訪人數 2,699 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、工作歷史以及關心與照顧。

這五次調查其精神抑鬱之測量係採用國際學者所經常採用的抑鬱 CES-D 量表，未做任何改變，故可做十五年長期之比較。此項調查兼具橫斷面（Cross-sectional）及長期追蹤調查特性，本研究除分別對五次調查之老人精神抑鬱狀況詳加探討外，另運用其實時性十五年長期追蹤調查的資料，以了解台灣地區老人因時間變動的增長，其精神抑鬱狀況的變化。

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精神抑鬱或是提高抑鬱程度。圖 1 為本研究之分析架構。

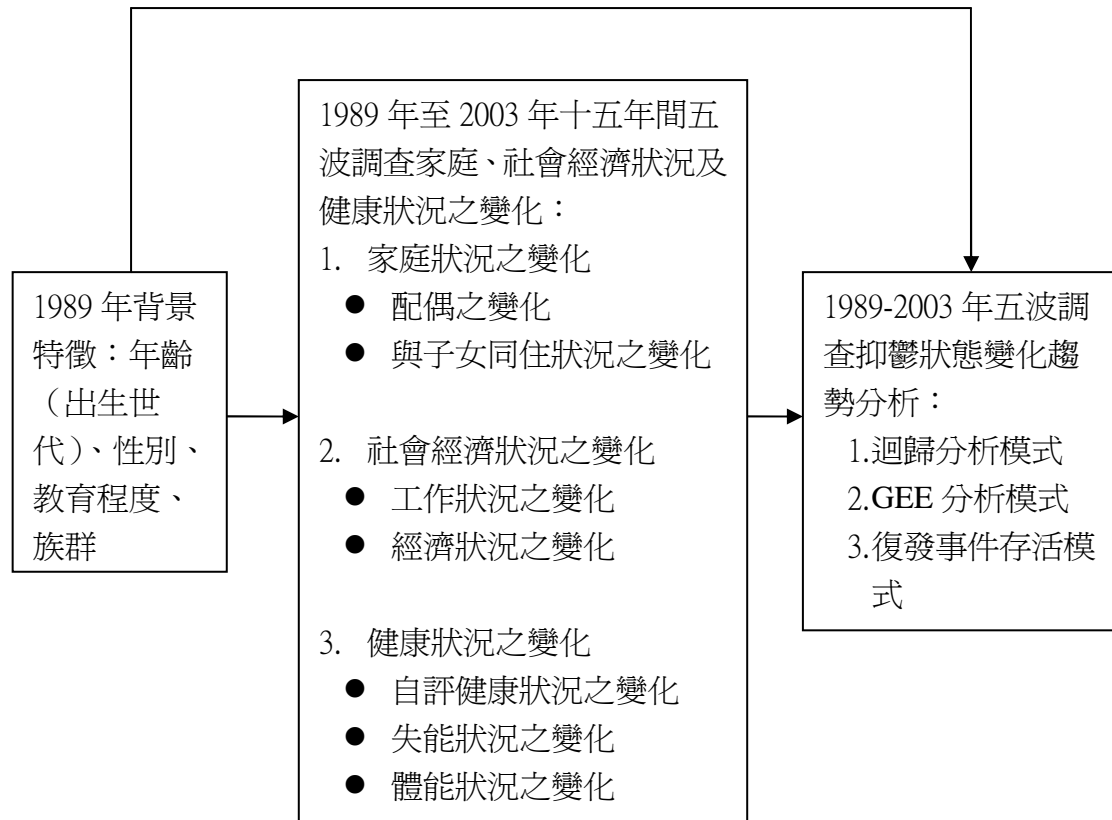


圖 1 台灣地區老人精神抑鬱狀態變化研究分析架構

二、統計分析方法

利用 1989、1993、1996、1999 以及 2003 年五波『台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，探討影響精神抑鬱程度之相關變數。我們參考楊景閔（2005）之說明如下：

抑鬱程度指數係依據抑鬱量表（CES-D）中，詢問受訪老人在過去一星期裡是不是曾有下面十項情形：（1）不太想吃東西，胃口很差；（2）覺得做每一件事情都很吃力；（3）睡不好覺；（4）覺得心情不好；（5）覺得很寂寞；（6）覺得身邊的人不友善；（7）覺得很傷心；（8）提不起勁來做事情；（9）覺得很快樂；及（10）覺得日子過的不錯。若無，給予 0 分，若有，再問其頻率，若很少（只有一天）有給分 1 分，若有時候有（二至三天），給分 2 分，若經常或一直有（四天以上）則給分 3 分，然由於第 9 項及第 10 項，與前 8 項的方向相反，故於加總其 10 項之抑鬱程度指數時，已先將其給分重新調整，亦即「經常或一直」覺

得很快樂或覺得日子過得不錯者，給予 0 分，有時候給予 1 分，很少會給予 2 分，沒有則給予 3 分。故精神抑鬱程度指數係依 Likert Scale 之加總量表法以其 10 項 (CES-D) 加總之得分來表示，範圍介於 0~30 分之間，指數分數越高表示抑鬱程度越高。

本研究根據 Iowa EPESE (Established Populations for Epidemiologic Study of the Elderly) 的研究，以 10 分為切點來定義是否具有抑鬱狀況 (Kohout et al., 1993)。抑鬱程度指數大於等於 10 分者將之歸類為「有抑鬱」；而抑鬱程度指數小於 10 分者則歸類為「無抑鬱」。至於與抑鬱有關的自變數則為背景、家庭、社會經濟如圖一所示，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抑鬱程度變化略加說明外，將分別以迴歸分析模式以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之橫斷面分析，未能考慮各次觀察間之關係，因此我們另視其為重覆觀察資料，以 GEE 模式及 RES 模式 (以下稱復發事件存活分析模式) 探討影響老人精神抑鬱的因子。

(一) 迴歸分析模式

在迴歸模式以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抑鬱指數的影響關係，而迴歸模式中的 y_t 為抑鬱指數，邏輯斯迴歸中的 y_t 為 0, 1 資料，0 代表無抑鬱，1 代表有抑鬱，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 分析模式

通常傳統的存活分析模式並沒有所謂的「動態」意涵，除非是變數和時間有關，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，以及與時間有關和與時間無關的各項變數，再以 Liang and Zeger (1986) 與 Liang and Zeger (1988) 所發展的 GEE (Generalized Estimating

Equation) 模式進行分析。

以長期追蹤 (panel) 資料的比較分析法，比較分析五波調查期間老人隨著年齡增加，其精神抑鬱程度變化與各自變項間的關係。廣義線性模式 (McCullagh and Nelder, 1989) 是配適觀察值相互獨立的迴歸模式的標準方法，其分配必須滿足指數族的假設，但在實際資料分析時，常常出現與時間有關的長期追蹤資料，此可視為重覆觀察性資料，其資料間存在著關聯性，此時，廣義線性模式不適用於分析此類重覆性的資料。GEE (Liang and Zeger, 1986) 是廣義線性模式的推廣，可處理和重覆觀察有關的資料，並被廣泛的運用在實際資料分析研究中。而為了與迴歸分析模式相互比較，我們也亦分別探討因變數為抑鬱指數以及 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 次觀察時間之抑鬱指數或 (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 中我們不需假設 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， β 為 $p \times 1$ 的迴歸係數矩陣， $g(\cdot)$ 為聯結函數， ϕ 為 scale parameter，在不同的 Y_{ij} 分配下，使用不同的聯結函數。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 $\log\left[\frac{E[Y_{ij}]}{1-E[Y_{ij}]}\right] = x'_{ij}\beta$ ，可推得

$$E[Y_{ij}] = \mu_{ij} = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{1 + \exp(x'_{ij}\beta)}, \quad \text{Var}(Y_{ij}) = V_{ij} = \frac{\exp(x'_{ij}\beta)}{(1 + \exp(x'_{ij}\beta))^2},$$

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

α 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，不過一般均視

$R_i(\alpha)$ 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 Horton and Lipsitz (1999) 而我們選擇其中三種來做分析比較，即

Unstructured、Exchangeable 和 Independence。

Unstructured :

$$\begin{cases} R_{u,v} = 1, & u = v & u, v \text{ 為時間點} \\ R_{u,v} = \rho_{u,v}, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{其形態為 } \begin{pmatrix} 1 & \rho_{1,2} & \cdots & \rho_{1,t} \\ \rho_{1,2} & 1 & \cdots & \rho_{2,t} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \rho_{1,t} & \rho_{2,t} & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \text{ 參數個數為 } \frac{t(t-1)}{2}$$

Exchangeable :

$$\begin{cases} R_{u,v} = 1, & u = v & u, v \text{ 為時間點} \\ R_{u,v} = \rho, & \text{其他} \end{cases}$$

$$\text{其形態爲 } \begin{pmatrix} 1 & \alpha & \cdots & \alpha \\ \alpha & 1 & \cdots & \alpha \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \alpha & \alpha & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \text{ 參數個數爲 } 1$$

Independence :

$$\left\{ \begin{array}{l} R_{u,v} = 1, u = v \quad u, v \text{ 爲時間點} \\ R_{u,v} = 0, \text{ 其他} \end{array} \right.$$

$$\text{其形態爲 } \begin{pmatrix} 1 & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & 1 & \cdots & 0 \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & 1 \end{pmatrix}, \text{ 參數個數爲 } 0$$

最後，我們利用加權最小平方方法（WLS）估計參數 β ，即為

$$\sum_{i=1}^n D_i' [V(\hat{\alpha})]^{-1} (y_i - \mu_i) = 0$$

其中， $\hat{\alpha}$ 為 α 的一致性估計量， $D_i = \partial \mu_i / \partial \beta$ 。

(三) 復發事件存活分析模式

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受到某些變項的影響，本研究中老人抑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外，配偶、子女是否同住、工作、經濟狀況、身心健康狀況等都有可能是影響老人抑鬱的重要因子。有關復發事件存活模式，我們參考 Hosmer and Lemeshow (2008) 與 Kleinbaum and Klein (2005) 有兩類方法，茲說明如下：

第一類方法為點計法 (counting process) (簡稱 CP 法) [Andersen et al. (1993)]

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，點計方法有多個時間區間，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 模式之最大概似函數為：

$$\mathbf{L} = \mathbf{L}_1 \times \mathbf{L}_2 \times \mathbf{L}_3 \times \mathbf{L}_4$$

$$\mathbf{L}_j = \Pr \left(\text{在 } t_{(j)} \text{ 時發生事件活過 } t_{(j)} \text{ 時間} \right)$$

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

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合中的所有個體

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

第二類方法為分層法（SC 法），有三種方法

- (一) 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
- (二) 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
- (三) 邊際法（簡稱 M）：不用起、終點法，它允許發生的事件為另一過程，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：

(一) No-Interaction SC 模式

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

(二) Interaction SC 模式

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

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

Z_j 為四層之虛擬變數 $j = 1, 2, 3$

g 為各段時間區間

CP 使用非分層的 Cox 模式及每次發生事件起點與終點，其追蹤的時間因事件之發生而分解成不同的時間區間，每個區間即為一層，且假設事件之間獨立，事件間並無程度上之差異，每一個在時間 t 時被觀察到事件發生的個體，也就是在風險集中，此一個體在時間 t 發生了事件；(C1 與 C2) 和 CP 不同，係假設個體之風險後發生的事件會受到之前一事件的發生的影響，兩者的差別在於時間區間的分類，而 C1 與 CP 資料處理方法相同，惟其使用分層的 Cox 模式，C2 皆以 0 為起點，而終點為其區間長度；M 則將每次發生的事件視為個別的過程，起始點為 0，終點為該區間終點，且如本研究有五次調查結果，所以其必須有四個區間，而個體在四個區間中均處於風險中。

C1、C2 及 CP 之差異在於在第一次事件發生後由層所決定之風險集合。C2 追蹤至第一次事件發生之時間對於第二、三、四次事件發生之風險集合，在每次事件發生時起始點均設為 0。C1 為第一次事件發生之時間影響爾後事件之風險集合。M 不似 C1、C2 以（起始、終點）規劃，而是利用非復發事件之概念第 k 事件之風險集合，可均自起始點算起，每一個體均面臨所有可能發生之事件，不論其遭遇幾次事件。

當資料不需要區別同一個個體發生的復發事件，且希望得到所有影響變數的整體結論時，使用 CP；惟研究人員根據事件發生的次序探討變數的影響須用分

層法，其中，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，而且不同類型的事件（不同的疾病），則使用 M。而 C1 與 M 之間的選擇，有些許的差異，當不同的區間並沒有明顯的代表不同類型的事件時，選擇 C1；而當區間有明顯的代表個別的事件過程，則使用 M。

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 method）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，和非復發事件每一筆資料獨立係來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。我們以本研究四個人為例，以下為四種復發事件方法資料分類情形。

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

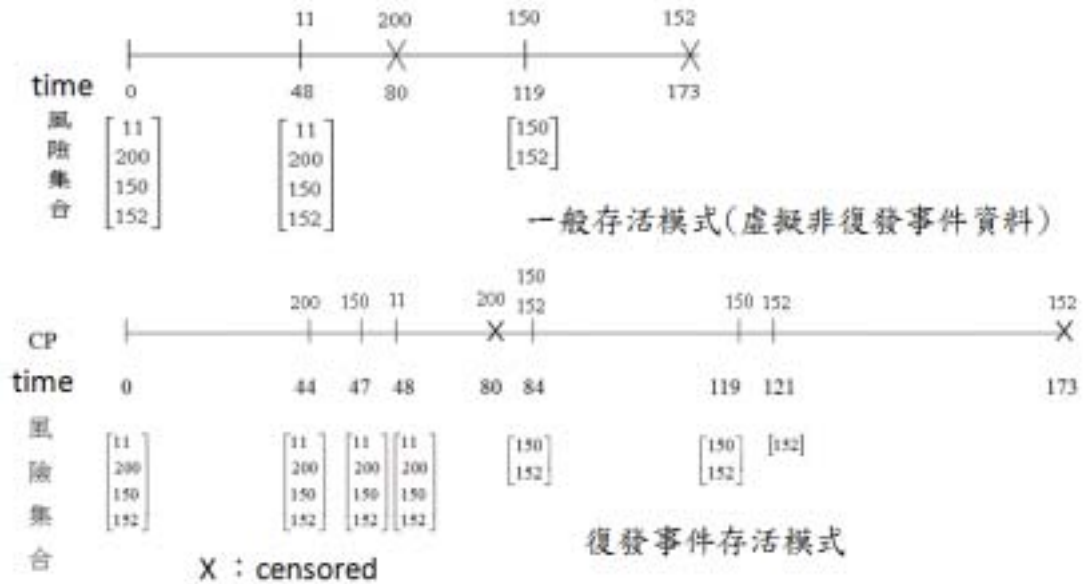
編號	區間	起點	終點	層別	狀態
11	1	(0,48]		1	1
200	1	(0,44]		1	1
200	2	(44,80]		2	0
150	1	(0,47]		1	1
150	2	(47,84]		2	1
150	3	(84,119]		3	1
152	1	(0,47]		1	1
152	2	(47,84]		2	1
152	3	(84,121]		3	1
152	4	(121,173]		4	0

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

編號	區間	起點	終點	層別	狀態
11	1	(0,48]		1	1
11	1	(0,48]		2	1
11	1	(0,48]		3	1
11	1	(0,48]		4	1
200	1	(0,44]		1	1
200	2	(0,80]		2	0
200	3	(0,80]		3	0
200	4	(0,80]		4	0
150	1	(0,47]		1	1
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

在此我們假設每一個體抑鬱事件的復發並沒有程度上的區別，因此我們僅考慮 CP 及 C1，C2 與 M 之 No-interaction SC 模式。

下圖為復發事件 CP 法和非復發事件風險集合變化示意圖：



參、研究結果

一、五次調查抑鬱狀態變化趨勢

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

表 1 五次調查抑鬱狀態百分比表

	1989	1993	1996	1999	2003
有抑鬱 1	861	746	654	542	322
無抑鬱 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
有抑鬱百分比	22.09%	25.03%	27.04%	26.12%	21.38%

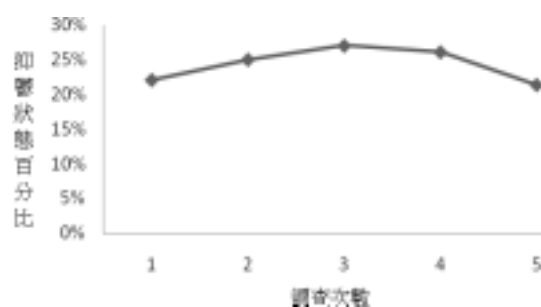


圖 2 五次調查抑鬱狀態百分比圖

表 2 五次調查平均抑鬱指數表

	1989	1993	1996	1999	2003
平均抑鬱分數	6.62	7.05	6.58	6.40	5.90

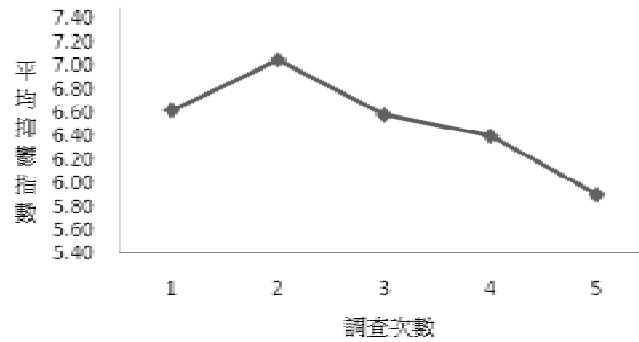


圖 3 五次調查平均抑鬱指數表

二、資料分析結果

表 3 為五次調查抑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抑鬱指數有顯著的相關。教育程度在 1989 年、1996 年及 1999 年對於抑鬱指數有顯著的相關，教育程度越高，抑鬱指數越低。性別在 1989 年、1993 年及 1996 年對抑鬱指數有顯著的相關，女性抑鬱指數會高於男性。族群在 1989 年、1993 年及 1999 年分別在某些族群對於抑鬱指數有顯著的相關。配偶在五次調查中對於抑鬱指數均有顯著的相關，無配偶抑鬱指數會高於有配偶抑鬱指數。與子女同住與否在 1993 年、1996 年及 2003 年對抑鬱指數有顯著的相關，沒有與子女同住的抑鬱指數會高於有與子女同住的抑鬱指數。工作方面在 1989 年及 1993 年對於抑鬱指數有顯著的相關，無工作的抑鬱指數會高於有工作的抑鬱指數。經濟狀況在五次調查中對抑鬱指數均有顯著的相關，經濟狀況越差，抑鬱指數越高。健康自評在五次調查中對抑鬱指數均有顯著的相關，健康自評狀況越不好，抑鬱指數越高。失能狀況在 1993 年、1999 年及 2003 年對抑鬱指數有顯著的相關。體能狀況在五次調查中對抑鬱指數均有顯著的相關，體能狀況越不好，抑鬱指數越高。五次調查中，配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況均對抑鬱有顯著的相關，而年齡、族群、教育程度、性別、子女同住、失能狀況及工作狀況僅在幾次的調查中有顯著的結果。

表 4 為五次調查有無抑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 歲對抑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 年對抑鬱指數有顯著的相關，女性抑鬱指數會高於男性。族群在 1989

年、1993 年及 1996 年的某些族群對抑鬱指數有顯著的相關。配偶在 1989 年、1993 年、1999 年及 2003 年對抑鬱指數有顯著的相關，無配偶抑鬱指數會高於有配偶抑鬱指數。與子女同住與否在五次調查中，除 1996 年外對抑鬱指數均無顯著的相關。工作只有在 1989 年對抑鬱指數有顯著的相關，無工作的抑鬱指數會高於有工作的抑鬱指數。五次調查對抑鬱有顯著相關者為經濟狀況、健康自評及體能狀況，配偶 1996 年外有四次顯著，族群及性別在 1989 年及 1993 年為顯著外，其餘變數在五次調查大多不顯著。有關迴歸分析及邏輯斯迴歸分析之各次調查與抑鬱有關之顯著變數如表 5。

表 3 五次調查抑鬱指數與各變數間迴歸分析結果

		1989	1993	1996	1999	2003
		係數	係數	係數	係數	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

表 4 五次調查有無抑鬱與各變數間邏輯斯迴歸分析結果

		1989	1993	1996	1999	2003
		係數	係數	係數	係數	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
工作	無	0.133 *	0.121	0.528	0.110	0.195
	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
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 5 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	性別	教育程度	教育程度	年齡
	教育程度	族群	性別	族群	配偶
	性別	配偶	配偶	配偶	子女同住
	族群	子女同住	子女同住	經濟狀況	經濟狀況
	配偶	工作	經濟狀況	健康自評	健康自評
	工作	經濟狀況	健康自評	失能狀況	失能狀況
	經濟狀況	健康自評	體能狀況	體能狀況	體能狀況
	健康自評	失能狀況			
	體能狀況	體能狀況			
	邏輯斯迴歸分析	年齡	性別	族群	配偶
性別		族群	子女同住	經濟狀況	經濟狀況
族群		配偶	經濟狀況	健康自評	健康自評
配偶		經濟狀況	健康自評	體能狀況	體能狀況
工作		健康自評	體能狀況		
經濟狀況		體能狀況			
健康自評					
體能狀況					

表 6 及表 7 係因變數為抑鬱指數及有無抑鬱(0, 1 資料)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 6 中，只有年齡部份在 Independent 時不顯著，其餘兩種方法均為 65~69 年齡組對抑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、配偶、子女同住、經濟狀況、工作狀況、健康自評及體能狀況對抑鬱指數都有顯著的相關。教育程度越高，抑鬱指數越低；女性抑鬱指數高於男性；無配偶抑鬱指數高於有配偶抑鬱指數；沒有與子女同住抑鬱指數高於有與子女同住抑鬱指數；經濟狀況越差，抑鬱指數越高；無工作抑鬱指數高於有工作抑鬱指數；健康自評狀況越差，抑鬱指數越高；體能狀況越差，抑鬱指數越高，而失能狀況對抑鬱指數影響並不顯著。表 7 為因變數為有無抑鬱 GEE 模式結果，時間、性別、客家族群、配偶、子女同住、經濟狀況、工作狀況、健康自評及體能狀況對抑鬱指數都有顯著的相關。女性抑鬱指數高於男性；無配偶抑鬱指數高於有配偶抑鬱指數；沒有與子女同住抑鬱指數高於有與子女同住抑鬱指數；經濟狀況越差，抑鬱指數越高；無工作抑鬱指數高於有工作抑鬱指數；健康自評狀況越差，抑鬱指數越高；體能狀況越差，抑鬱指數越高，而年齡、教育程度及失能狀況對抑鬱指數影響並不顯著。

表 8 係復發事件存活分析模式結果，由於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，因此吾等只利用 1989 年調查結果未有抑鬱者資料進行探討，發現四種方法均有相似的結論。在此我們假設每一個體抑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抑鬱程度有顯著的相關。表 9 為 GEE 及復發事件存活模式 (CP) 顯著變項表。

表 6 因變數為抑鬱指數 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 ²	-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
經濟狀況	不好 4.157 ***	4.219 ***	4.628 ***
	普通 1.221 ***	1.267 ***	1.366 ***
	好 0	0	0
工作狀況	無 0.343 *	0.357 **	0.381 **
	有 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

表 7 因變數為有無抑鬱 (0, 1 資料) GEE 模式結果

變項	UN			風險 (UN)
	係數	EXCH 係數	IND 係數	
Intercept	-3.948 ***	-3.952 ***	-3.999 ***	
t	0.909 ***	0.913 ***	0.923 ***	
t ²	-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
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
工作狀況	無 0.257 **	0.255 **	0.263 **	1.293
	有 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 8 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	
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	
	有無配偶	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	工作狀況	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 9 復發事件存活分析模式顯著變項表

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

肆、討論

就五次調查迴歸分析結果而言，配偶、經濟狀況、健康自評、體能狀況對於抑鬱指數都有顯著的相關，而教育程度、性別、族群、與子女同住與否、工作、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、體能狀況、健康自評對於精神抑鬱的指數都有顯著的相關，性別、配偶及族群則在多次調查中，和抑鬱指數有密切的相關。二模式皆顯示有一、二次調查結果工作變項均為無工作抑鬱指數高於有工作抑鬱指數。由於迴歸分析係分別探討各次調查中抑鬱指數與變數間的關係，無法看出其整體的變化趨勢，所以我們另利用 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，不論因變數為抑鬱指數或為有無抑鬱(0, 1 資料)類別資料皆有相同的結果，時間、性別、族群、配偶、與子女同住、經濟狀況、工作狀況、健康自評狀況及體能狀況對抑鬱有顯著的相關。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抑鬱指數有顯著的相關。

在本研究中發現，除復發事件模式外，年齡變項對於老人抑鬱大多沒有直接且顯著的相關，迴歸分析以及邏輯斯迴歸分析中，僅有幾次調查少數年齡層和抑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的社會狀況、家庭狀況、身體健康狀況情境的改變，和抑鬱指數的增加有密切的相關。至於復發事件模式顯示年齡 75~80 歲以及 80 歲以上者和抑鬱有密切的關聯，此意謂年紀較大者在長期趨勢變動下較其他年輕者抑鬱的機會增大，1989 年無抑鬱者中歷經 15 年之調查，年紀較大者在調查期間出現抑鬱之情形大於年齡較小之世代。此可由各年齡組第一個時間區間之平均時間看出，75~80 歲及 80 歲以上者最先發生抑鬱的時間遠比年輕者短的多得到驗證。

就性別而言，女性的抑鬱程度會比男性來的高，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抑鬱指數有顯著的相關，在 GEE 模式中，性別變項對於抑鬱指數均有顯著相關，而復發事件模式則無。陳正生(2000)指

出，女性被認為是老年人抑鬱相關的危險因子之一。Beekman et al. (2002)與 Chong et al. (2001)亦指出女性的抑鬱狀況比男性高，和本研究結果一致，我們認為由於女性平均壽命較男性高，故較有可能會經歷社會及家庭狀況上的改變，導致抑鬱程度較男性為高。

教育程度方面，五次調查顯示教育程度越高的老人，其抑鬱指數會越低，在迴歸分析中僅有幾次調查，教育程度對抑鬱指數有明顯的相關，在 GEE [因變數(0, 1)] 及復發事件存活分析中，教育程度對於抑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或是身體狀況以及社會狀況的改變會有較好的適應能力，故教育程度以及抑鬱程度會呈現反向的關係。

配偶方面僅復發事件模式無顯著相關，其餘方法均顯示無配偶抑鬱程度高於有配偶，此結果與 Bruce et al. (1990) 指出喪偶或是失去家人和抑鬱具有強烈的相關性和 Turvey et al. (1999) 與 Oxman et al. (1992) 指出配偶的死亡會增加抑鬱程度的上升結果一致；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，導致抑鬱程度較高，可見老年時期是否有配偶或是家人在身邊陪伴，對於老年人心理健康狀況有很大的影響。

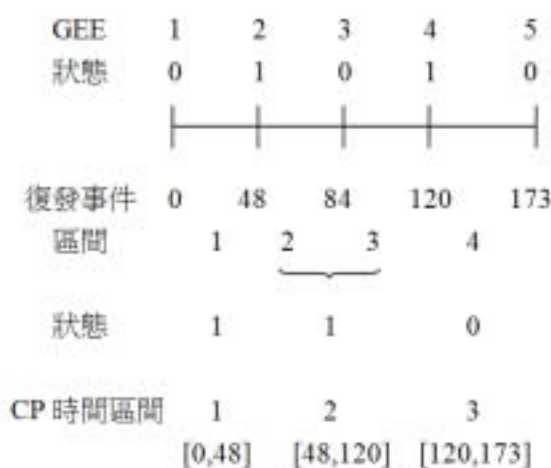
在子女同住方面，研究結果顯示沒有與子女同住的老人抑鬱程度會較高，在迴歸分析以及邏輯斯迴歸分析中有幾次調查結果，是否與子女同住對抑鬱程度有顯著的相關，在 GEE 結果中均有非常密切的相關，然而在復發事件存活分析中則沒有明顯的相關，我們認為與子女同住的老人可能較有人陪伴，孤獨感會較低，導致抑鬱程度較沒有與子女同住的老人低。

工作狀況以及經濟狀況方面，沒有工作的老人抑鬱程度會較高，而經濟狀況越差的老人，抑鬱程度會越高。工作狀況在迴歸分析第一、二次調查及邏輯斯迴歸分析模式第一次調查和抑鬱有相關，本研究之結果不盡相同，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抑鬱程度有顯著的相關；工作狀況及經濟狀況在 GEE 結果中有密切的相關，而復發事件存活分析中，僅有經濟狀況對抑鬱程度有明顯的相關，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，因此會降低抑鬱的產生。

至於健康狀況方面，健康自評狀況越好的老人，抑鬱指數會越低，體能狀況越好的老人，抑鬱指數也會越低。GEE 模式顯示，健康自評以及體能狀況對抑鬱指數均有顯著的相關，而失能狀況則只在迴歸分析中的幾次調查中有明顯的相關，至於復發事件模式則只與健康自評有密切相關。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，導致抑鬱產生。

綜上結果，在迴歸分析與 GEE 模式以及復發事件存活分析模式中和抑鬱相關因子影響程度有所不同，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 模式及復發存活模式則整合五次調查之變動趨勢探討對老人抑鬱的影響因子，下圖為某一個案 GEE 模式及復發事件存活分析模式的原始資料排列方法。



在此一個案觀察值中，GEE 有 5 次調查結果，狀態分別為 01010，而在復發事件(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，表示在復發事件中此人只有三個時間區間，狀態為 110。兩者雖然皆考慮個體之重覆觀察資訊，惟其所針對的重點不同，GEE 考慮每一次調查的結果為有抑鬱（1）或是無抑鬱（0）的情況，而復發事件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

台灣六十五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%，至今已超過二百萬，佔總人口的比例 10%以上，其中約 12%~20%患有精神抑鬱。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，抑鬱會影響老年人的生活品質，因此了解影響台灣老年人抑鬱狀況甚為重要。我們利用行政院衛生署國民健康局提供的 1989—2003 年五波『台灣地區老人保健與生活問題長期追蹤調查』的資料，分析探討十五年(1989-2003)台灣地區六十歲以上老人，其精神抑鬱的變動趨勢，比較 1989 年至 2003 年五次調查之抑鬱百分比以及平均抑鬱分數，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抑鬱重要因子，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 模式及復發存活模式則整合五次調查之變動趨勢探討對老人抑鬱的影響因子。

在探討與抑鬱有關的因子中，背景特徵包括年齡、性別、教育程度及族群；家庭狀況包括配偶及有無與子女同住；社會狀況包括工作狀況、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：

1. 背景特徵中，某些特定年齡層在復發事件模式中對抑鬱有顯著的相關；女性抑鬱指數會較男性高；教育程度越高者，其抑鬱指數反而越低，兩者呈現負相關；族群則只有某些特定族群對抑鬱指數會有顯著的相關。
2. 家庭狀況中，除復發事件模式外，配偶會明顯的影響老人的抑鬱狀況，無配偶者抑鬱程度較有配偶者為高，而子女同住與否對於老人抑鬱狀況則沒有顯著的相關。
3. 社會狀況中，經濟的好壞對於抑鬱指數有顯著的相關，經濟狀況越差的老人，其抑鬱指數越高，而經濟狀況越好的老人，其抑鬱指數越低；工作狀況也會影響老人抑鬱，有工作的老人其抑鬱指數會明顯的低於無工作的老人，工作

狀況在迴歸分析及邏輯斯迴歸分模式中有幾次調查和抑鬱有相關，在 GEE 中則均與抑鬱有相關，而在復發事件存活分析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，故亦有可能遠離抑鬱，而有工作者可能生活較有寄託也比較沒有經濟上的壓力，因此會降低抑鬱的產生。

4. 健康狀況中，除復發事件模式中體能狀況不顯著外，健康自評以及體能狀況都有顯著的相關，健康自評或體能狀況越差的老人，抑鬱指數會越高，健康自評或體能狀況越好的老人，抑鬱指數會越低，而失能狀況雖只有在迴歸分析中的某幾次調查中對抑鬱指數有顯著的相關，但亦可看出，失能狀況越嚴重的老人，其抑鬱指數會越高。
5. 復發事件模式顯示年齡 75~80 歲以及 80 歲以上者和抑鬱有密切的關聯，意謂年紀較大者在長期趨勢變動下較其他年輕者抑鬱的機會增大，1989 年無抑鬱者中歷經 15 年之調查，年紀較大者在調查期間出現抑鬱之情形大於年齡較小之世代。此可由各年齡組第一個時間區間之平均時間看出，75~80 歲及 80 歲以上者最先發生抑鬱的時間遠比年輕者短的多得到驗證。惟其他模式顯示年齡對老人抑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，如失去配偶、未與子女同住、經濟狀況變差、健康及體能狀況變差及變成失能而導致的間接影響，其中健康狀況變差與 Jorm (2000) 認為老人抑鬱的主要原因為身體機能的轉變而非年齡本身的增加一致。

就本研究精神抑鬱十四年長期趨勢變化而言，各模式由於探討的方式不同，所呈現的相關變數則有所差異。GEE 模式所用資料為五次追蹤調查中均存活性，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 (CP) 則是追蹤從第一次調查未有發生抑鬱者直至其發生抑鬱的情形，考慮每一個體未死亡前在不同時間點上抑鬱復發之情況。和 GEE 不同的是其時間區間係建構於事件發生時之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。

由於抑鬱程度和健康有關，從圖 2、圖 3 可以看出台灣老人抑鬱程度因時間的增長上升然後下降，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，導致抑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 年無抑鬱者在 15 年發生抑鬱變動情形之因子，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抑鬱相關的因子的消長，從一開始多數因子的影響直至 2003 年時調查結果顯示只有配偶、經濟狀況、健康自評及體能狀況對老人抑鬱有顯著的相關，另 GEE 視抑鬱為重覆測量資料，除了失能外大都與抑鬱有關，顯示五次調查期間均存活在長期追蹤過程中其背景特徵、社經狀況及健康狀況相關因子和抑鬱有密切關係，復發事件模式（CP）則給了重覆測量資料另類的分析，顯示在五次的調查期間開始無抑鬱的老人，經歷十四年，年齡、教育程度經濟狀況及健康自評和抑鬱的發生有密切的關係。

先前研究結果顯示，老人存活和年齡、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、社團活動有密切相關，和抑鬱指數則無顯著相關，本研究中復發事件存活模式顯示教育程度、配偶、經濟狀況、體能狀況、健康自評和抑鬱有密切的關聯。老人存活和抑鬱無關乃係抑鬱與某些和老人存活有關變數有密切的相關，因而無法顯現出來。

參考文獻

中文部分

- 王秀紅(2002)。老年人健康促進-護理的涵義。護理雜誌。47(1):19-25.
- 朱岑樓(1988)變遷社會與老年。第一版。台北市:巨流圖書公司。
- 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。
- 陳正生(2000)Validation of the Chinese Health Questionnaire(CHQ-12) in Community Elders. 高雄醫學科學雜誌；16(11):559-565.
- 沙依仁(1996)高齡學。第一版，台北市:五南圖書出版有限公司。
- 行政院內政部主計處(1994)台灣地區老人狀況調查報告，台北。
- 行政院(2007)民國 94 年國民醫療保健支出。2007 年 9 月 10 日，取自中華民國行政院衛生署資訊網，衛生署資訊網 <http://www.doh.gov.tw/statistic/>
- 張春興(2002)張氏心理學辭典，台北市:東華。
- 林正祥、林惠生(2006)台灣地區高齡人口存活之相關因素探討，台灣衛誌，25(5):351-362。
- 楊景閔(2005)台灣地人精神抑鬱的狀況、改變及影響因子:10 年長期追蹤研究，中山醫學大學營養科學研究所碩士論文。

英文部分

- Andersne, P. K., Borgan, O., Gill, R. D., and Keiding, N. 1993. *Statistical Models Based on Counting Processes*. New York :SpringerVerlag.
- Beekman, A. T. 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.
- 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., Chen, C. C., Tsang, H. Y., Yeh, T. L., Chen, C. S., Lee, Y. H., Tang, T. C., and Lo, H. Y. 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., Thompson, L. W., and Peterson, J. A. 1981-1982. “Psychosocial factors affecting adaptation to bereavement in the elderly.” [Review] [54 refs] *International Journal of Aging & Human Development* 14(2):79-95.
- Geerlings, S. W., Beekman A. T., Deeg, D. J., and Van, T. W. 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*. John Wiley & Sons, Inc. New Jersey.
- Jagger, C., Ritchie, K., Bronnum, H. H., Deeg, D., Gispert, R., and Grimley, E. J. 1998. “Mental health expectancy-the European perspective: a synopsis of results presented at the Conference of Health Expectancies (Euro-REVES). Medical Research Council Cognitive Function and Ageing Study Group.” *Acta Psychiatrica Scandinavica* 98(2):85-91.
- Johnson, J., Weissman, M. M., and Klerman, G. L. 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.” *Psychological Medicine* 30(1):11-22.

- Judd, L. L., Paulus, M. P., Wells, K. B., and Rapaport, M. H. 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., Kelman, H. R., and Thomas, C. 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 Klein, M. 2005. *Survival Analysis* 2nd ed. Springer-Veday. Inc. New York.
- Kohout, F. J., Berkman, L. F., Evans, D. A., and Cornoni, H. J. 1993. "Two shorter forms of the CES-D (Center for Epidemiological Studies Depression) depression symptoms index." *Journal of Aging & Health* 5(2):179-93.
- Kraaij, V. and Wilde, E. J. 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." [Review] [68 rfs] *Biological Psychiatry* 52(3):185-192.
- Liang, K. Y. and Zeger, S. L. 1986. "Longitudinal data analysis using generalized linear models." *Biometrika*:73(1):13-22.
- iang, K. Y. and Zeger, S. L. 1988. "Models for Longitudinal Data: A Generalized Estimating Equation Approach." *Biometrics*: 44(4):1049-1060.
- McCullagh, P., and Nelder, J. A. 1989. *Generalized linear models*. New York: Chapman and Hall.
- McLeod, J. D., and Kessler, R. C. 1990. "Socioeconomic status differences in vulnerability to undesirable life events." *Journal of Health & Social Behavior* 31(2):162-72.
- Mazure, C. M., Maciejewski, P. K., Jacobs, S. C., and Bruce, M. L. 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.
- Midanik, L. T., Soghikian, K., Ransom, L. J., and Tekawa, I. S. 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 Stuart, R. L. 1999. “Review of software to fit generalized estimating equation regression models.” *The American Statistician* 53:160-169.
- Oxman, T. E., Berkman, L. F., Kasl, S., Freeman, D. H., and Barrett, J. 1992. “Social support and depressive symptoms in the elderly.” *American Journal of Epidemiology* 135(4):356-368.
- Prentice, R. L., Williams, B. J., and Peterson, A. V. 1981. “On the regression analysis of multivariate failure time data.” *Biometrika* 68(2):373-379.
- Prince, M. J., Harwood, R. H., Thomas, A., and Mann, A. H. 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., Gerstorf, D., Helmchen, H., and Smith, J. 2008. “Depression predicts mortality in the young old, but not the oldest old: Results from the Berlin aging study.” *American Journal of Geriatric Psychiatry* 16(10):844-852.
- Schoevers, R. A., Beekman, A. T., Deeg, D. J., Geerlings, M. I., Jonker, C., and Van, T. W. 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., Beach, S. R., Lind, B., Martire, L. M., Zdaniuk, B., Hirsch, C., Jackson, S., and Burton, L. 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., Carney, C., Arndt, S., Wallace, R. B., and Herzog, R. 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.

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., Lin, D. Y., and Weissfeld, L. 1989. Regression analysis of multivariate incomplete failure time data by modeling marginal distributions. *Journal of the American Statistical Association* 84:480.