

私立東海大學統計學系研究所

碩士論文

指導教授:林正祥博士

臺灣地區老人存活相關問題探討
—脆弱韋伯時間相依模型之應用

研究生:黃嫻瑜

中華民國一百年一月

致謝

如無多人的協助，本論文當無以完成。首先感謝指導教授林正祥老師在撰寫論文方面細心的指導，謝謝老師在我學習遇到困難時，耐心的指導我並引領我方向，感謝口試委員戴政老師及沈葆聖老師在論文口試期間細心審閱並給予許多寶貴意見，您們的意見使論文更加完善，非常感謝各位老師給予的指導。

在此特別感謝士嘉學長及維芬學姊於百忙之中仍撥冗予以協助，另感謝系辦的佳玲助教、雅文助教、淑姿助教、如君助教及小津助教在這段時間的鼓勵與協助。

感謝父母親的栽培，因為有您們，我才可以在求學的路上無後顧之憂，如果沒有您們的鼓勵，我可能沒辦法完成學業，也感謝弟弟妹妹的支持，在這將這份喜悅與你們分享。

黃嫻瑜 謹致於
東海大學統計研究所
中華民國一百年一月

中文摘要

本研究主要使用衛生署國民健康局（原家庭計畫研究所）之「臺灣地區老人保健與生活問題調查」前後共十四年之五期追蹤調查資料（1989、1993、1996、1999 及 2003）進行影響老人存活相關因子探討。利用足以代表台灣地區 60 歲以上高齡者之 4,049 筆個案資料，該資料歷經十四年觀察其存活狀況，根據以往文獻選擇與老人存活密切關聯變數，包括背景特徵、身心狀況、家庭環境、社會參與及衛生行為等 5 因子之 15 個相關變數，利用 Cox 模型進行分析，經模式選擇結果，選出年齡、性別、有無配偶、族群、抽菸年數、日常生活能力（ADL 狀況）、體能狀況、自評健康狀況等與老人存活有密切相關之 8 個變數。Cox 模式結果顯示 $\ln[-\ln S(t)]$ v.s $\ln(t)$ 圖形為直線，意謂資料符合韋伯參數模型。另基於未知共變數之個體異質性，本研究中考慮加入因個案間異質性未被觀察之隨機效果因子於模式中以調整其風險函數。又，本資料係屬長期追蹤調查資料，且某些變數隨時間改變（如：ADL 狀況、有無配偶、體能狀況），意謂不同調查階段下之狀態不同，因須考慮配適時間相依模型。利用脆弱韋伯時間相依模型分析影響台灣地區老人存活之相關因子，深入討論五次調查中各年齡層（60-64 歲、65-69 歲、70-74 歲、75-79 歲、80 歲以上）老人與性別、有無配偶、族群、自評健康狀況、ADL 狀況、體能健康狀況及抽菸等重要存活相關因子共同存在時隨時間變動影響老人存活之風險。

關鍵詞：老人健康調查、存活狀況、Cox 模式、脆弱韋伯時間相依模型

Abstract

This study is to investigate the factors associated with the survival status of the elderly in Taiwan, we used five waves of the Survey of Health and Living Status of the Elderly in Taiwan, held from 1989 to 2003, to explore the effects on the survival status of the elderly. Based on Cox proportional hazard model with time-dependent covariates, there are eight variables (age, gender, ethnic group, Activities of Daily Living (ADL), self-rated health, physical function, smoking and marital status) strongly related to the survival status of the elderly. Moreover, from Cox model, the plots of $\ln(-\ln S_0(t))$ against $\ln(t)$ of each covariate are straight lines means the data can be fitted with Weibull distribution. In addition, consider with the unobservable random effect from the individuals, this study introduced frailty into the Weibull model with time-dependent covariates, to explore the effect of factors, e.g. demographic characteristics, health status, health behavior, home condition, and social participation, on the survival status of the elderly in Taiwan.

Key words and phrases: Survey of health and living status of the elderly in Taiwan, Survival status, Cox proportional hazard model, Weibull frailty model with time-dependent covariates.

目錄

第一章 前言	1
1.1 研究目的	1
1.2 文獻回顧	1
1.3 本文內容	2
第二章 研究資料及架構	3
2.1 資料描述	3
2.2 資料架構	5
第三章 統計分析方法	7
3.1 Cox 風險比例模型	7
3.2 韋伯分配模型	9
3.3 脆弱模式	13
3.4 時間相依模型	17
第四章 資料分析與討論	19
4.1 風險比	19
4.2 脆弱性	27
第五章 結論	35
參考書目	37

表目錄

表 2.1	1989 年 60 歲以上居住於台灣地區的 4,049 位受訪者狀況	4
表 3.1	韋伯分配跟指數分配之比較	9
表 4.1	Cox 時間相依模型與韋伯時間相依模型之比較	26
表 4.2	韋伯時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型之比較	30
表 4.3	脆弱 Cox 時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型之比較	31
表 4.4	脆弱韋伯時間相依 AFT 模型	32
表 4.5	三組人口變項組合風險序列	33

圖目錄

圖 2.1	影響 1989 年六十歲以上老齡人口於 2003 年存活狀態之變項分析架構	..6
圖 3.1	人類與狗壽命之存活曲線示意圖10
圖 4.1	Cox 模式, 基線之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形19
圖 4.2	Cox 模式, 有無配偶之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形21
圖 4.3	Cox 模式, 自評健康狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形21
圖 4.4	Cox 模式, 年齡之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形22
圖 4.5	Cox 模式, 性別之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形22
圖 4.6	Cox 模式, 體能狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形23
圖 4.7	Cox 模式, ADL 狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形23
圖 4.8	Cox 模式, 族群之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形24
圖 4.9	脆弱韋伯時間相依模式之自評健康狀況調整存活曲線34
圖 4.10	脆弱韋伯時間相依模式之 ADL 狀況調整存活曲線34
圖 4.11	脆弱韋伯時間相依模式之體能狀況調整存活曲線34

第一章、前言

1.1 研究目的

隨著醫療水準及社會經濟進步，台灣人口結構由高死亡率高生育率轉變為低死亡率低生育率，平均壽命亦隨之增加，早期壽命水準改變主要因為嬰兒死亡率下降，而晚期壽命水準改變則因為老年人口死亡率下降，在壽命延長同時，影響老人存活之相關因素則是各界一直想要關心的問題。本研究採用衛生署國民健康局（原家庭計畫研究所）1989年4-6月間舉辦之「台灣地區老人保健與生活問題調查」訪問4,049位個案，並於1993、1996、1999、2003給予追蹤並記錄樣本情況，針對五次調查資料其背景特徵、身心狀況、衛生行為、家庭與環境及社會參與等5因子之15個重要變數，利用Cox模式選出與老人存活有密切相關變數，並驗證其是否適合參數模式（如：韋伯模式），另因資料為長期追蹤調查資料，某些變數在不同調查階段有不同狀態，又基於個體間之差異性，因此在模式中加入脆弱性進行調整，故本研究擬以脆弱韋伯時間相依模型分析影響台灣地區之老人存活相關因子。

1.2 文獻回顧

國內外有許多關於老人存活之研究，研究發現女性存活機率高於男性、有偶者存活機率高於無偶者等，Liu, Hermalin, 與 Chuang（1998）利用1989-1993年間同筆調查資料，以韋伯模式探討教育程度對台灣老人死亡率之影響，但只侷限分別討論老人教育程度及社團參與對老人之影響，並未考慮其他影響老人存活因素。王香蘋（2001）指出影響老人存活相關變數因素為年齡、教育程度、住地類型、有無配偶、自評健康狀況及日常生活能力（ADL 狀況）等，探討性別老人健康狀況與健康變化之差異，並利用1989年同筆調查資料，使用上述因素以Cox模式探討其影響老人存活之風險差異，惟該分析只利用1989-1996年三次調查資料，且未討論是否符合模式之假設條件。林惠生（2001）曾利用1989-1999年間

同筆資料，以邏輯斯迴歸模式探討影響老人存活變項，分別討論各年齡層老人其性別、有無配偶、族群等變項之存活曲線，惟該分析只利用 1989-1999 年兩個時間點之變化情形，並未考慮 1993 年與 1996 年兩次調查情況，林正祥與林惠生（2006）亦曾利用 1989-1999 年間同筆資料探討高齡人口存活因素，利用 Cox 存活模式選出十個預測老人存活狀況相關變項，惟該研究並未考慮個體間差異之脆弱模式，另對於時間相依變數亦僅止於討論變數和時間之交互作用驗證其風險比之假設是否正確而已，並未考慮自變數在不同調查期間的變化情況。另文獻探討顯示，過去使用此臺灣老人資料庫所做之相關研究探討影響老人存活之因素（Hsu 與 Pwu（2004）；Mete（2005）；Wang（2006）；Hsu（2007）；Lan 等人（2007a 與 2007b）；Ho（2008））、研究影響老人健康狀態（Zimmer 等人（1998）；Ofstedal 等人（1999）；Wu 等人（1999）；Beckett 等人（2002）；Cornman 等人（2003）；Glei 等人（2005）；Seplaki 等人（2006）；Bruce 等人（2008））、罹患特定疾病（Lee 等人（1995）；Tsai 等人（2007））之重要因子或探索重要相關之衛生與社會議題（Wu 等人（1994）；Zimmer 等人（2002）；Cornman 等人（2004）；Glaser 等人（2006））。

1.3 本文內容

第二章介紹「臺灣地區老人保健與生活問題調查」之資料描述及本研究變項分析架構。第三章介紹研究中使用之分析方法，包含 Cox 比例風險模型、韋伯分配模型、脆弱模式及時間相依模型。第四章將第二章所敘述「臺灣地區老人保健與生活問題調查」之資料進行 Cox 比例風險模型、韋伯分配模型、脆弱模式及時間相依模型分析，利用 Cox 模式選出與老人存活有關變數，並驗證是否符合韋伯參數模式，因個體間存在差異性，因此將脆弱性列入考慮，又因本資料為長期追蹤調查資料，因此將時間相依模式也列入考慮。第五章針對第四章所做之分析加以討論及結論。

第二章、研究資料及架構

2.1 資料描述

本研究係利用衛生署國民健康局（原家庭計畫研究所）1989年4-6月間舉辦之「台灣地區老人保健與生活問題調查」個案為研究對象，該調查以分層三階段隨機抽樣方法，等機率抽出樣本（probability proportional to size，簡稱PPS），分層根據行政區（市、鄉、鎮）、教育程度和總生育率，共27層，從位於331個台灣地區平地各鄉鎮60歲以上老人中，抽出4,412位老人為樣本，在不使用替代樣本情況下，實際完成訪問4,049位老人，完訪率為91.8%，該樣本經與戶籍母體資料比較，其樣本之性別及年齡具代表性，樣本隨後於1993、1996、1999及2003年繼續追蹤並記錄樣本情況，此乃長期追蹤調查資料，死亡樣本由戶政事務所蒐集死亡證明書，所有死亡個案銜接衛生署死因資料檔推算出其正確存活時間（以月為單位），歷次追蹤訪問未完訪樣本，查核歷年死亡檔案之身分證號碼比對2003年存活狀況。

表2.1為1989年60歲以上居住在台灣地區受訪者資料，由此表可看出60-64歲受訪者最多，約占三分之一；而男性較女性多比例約為6比4；族群則是閩南人最多占百分之六十；教育程度不識字之受訪者較多占五分之二，表示早期教育還沒那麼普及；約五分之三之受訪者有配偶；約二分之一受訪者有抽菸經驗；約九成受訪者不曾嚼食檳榔；ADL狀況好之受訪者占百分之八十，表示大部分受訪者都還具有照顧自己日常生活能力；體能狀況好之受訪者亦占百分之八十；抑鬱狀況低之受訪者占八成，表示大部分受訪者心理狀態還不錯；約百分之九十受訪者有做戶外運動；自評健康狀況部分，約有四分之一之受訪者覺得自己不健康；有將近一半受訪者住在市區，三分之一受訪者住在鄉下；只有五分之一受訪者經濟狀況不好，表示大部份受訪者每月生活費足夠；有百分之六十受訪者無參加社團活動。

表 2.1 1989 年 60 歲以上居住於台灣地區的 4,049 位受訪者狀況

受訪情況		人數	百分比	受訪情況		人數	百分比
年齡	60-64	1,482	36.6	ADL 狀況	不好(0-4)	143	3.5
	65-69	1,152	28.5		普通(5-9)	624	15.4
	70-74	725	17.9		好(10 以上)	3,282	81.1
	75-79	438	10.8	戶外活動	曾	3,612	89.2
	80 以上	252	6.2		不會	437	10.8
族群	閩南	2,477	61.2	教育程度	不識字	1,685	41.6
	客家	603	14.9		小學	1,596	39.4
	外省	900	22.2		國中	329	8.2
	原住民	69	1.7		高中職以上	439	10.8
自評健康 狀況	好	1,528	37.7	體能狀況	不好(0-7)	210	5.2
	普通	1,494	36.9		普通(8-16)	478	11.8
	不好	1,027	25.4		好(17 以上)	3,361	83
性別	女	1,738	42.9	有無配偶	無	1,446	35.7
	男	2,311	57.1		有	2,063	64.3
抽菸年數	不會	2,035	50.3	抑鬱狀況	低(0-7)	3,342	82.5
	曾	2,014	49.7		中(8-16)	613	15.1
					高(17 以上)	94	2.3
嚼食檳榔 年數	不會	3,659	90.4	住地類型	市	1,917	47.3
	曾	390	9.6		鎮	726	17.9
					鄉	1,406	34.8
社團活動	無 有	2,526 1,523	62.3 37.7	經濟狀況	好	1,683	41.6
					普通	1,524	37.6
					不好	842	20.8

2.2 資料架構

根據以往文獻本研究選擇包括背景特徵、身心狀況、家庭環境、社會參與及衛生行爲等 5 因子與老人存活密切相關之 15 個變數，其中背景特徵因子包括年齡、性別、族群及教育程度四個變數，身心狀況因子包括 ADL 狀況、體能狀況、抑鬱程度及自評健康狀況四個變數，衛生行爲因子包括抽菸年數、嚼食檳榔年數及戶外運動三個變數，家庭環境因子包括有無配偶、住地類型及經濟狀況三個變數，社會參與因子則是社團活動（如圖 2.1），除背景特徵因子之變數不隨時間變化而有所改變外，其他因子之變數（如：有無配偶、自評健康狀況、ADL 狀況、體能狀況及抽菸年數等）可能隨時間變化而狀態有所不同，表示於不同階段下之狀態不一定相同。本研究以 Cox 模型進行存活分析，經模式選擇結果，選出年齡、性別、有無配偶、族群、抽菸年數、ADL 狀況、體能狀況、自評健康狀況等與老人存活有密切相關之 8 個變數。

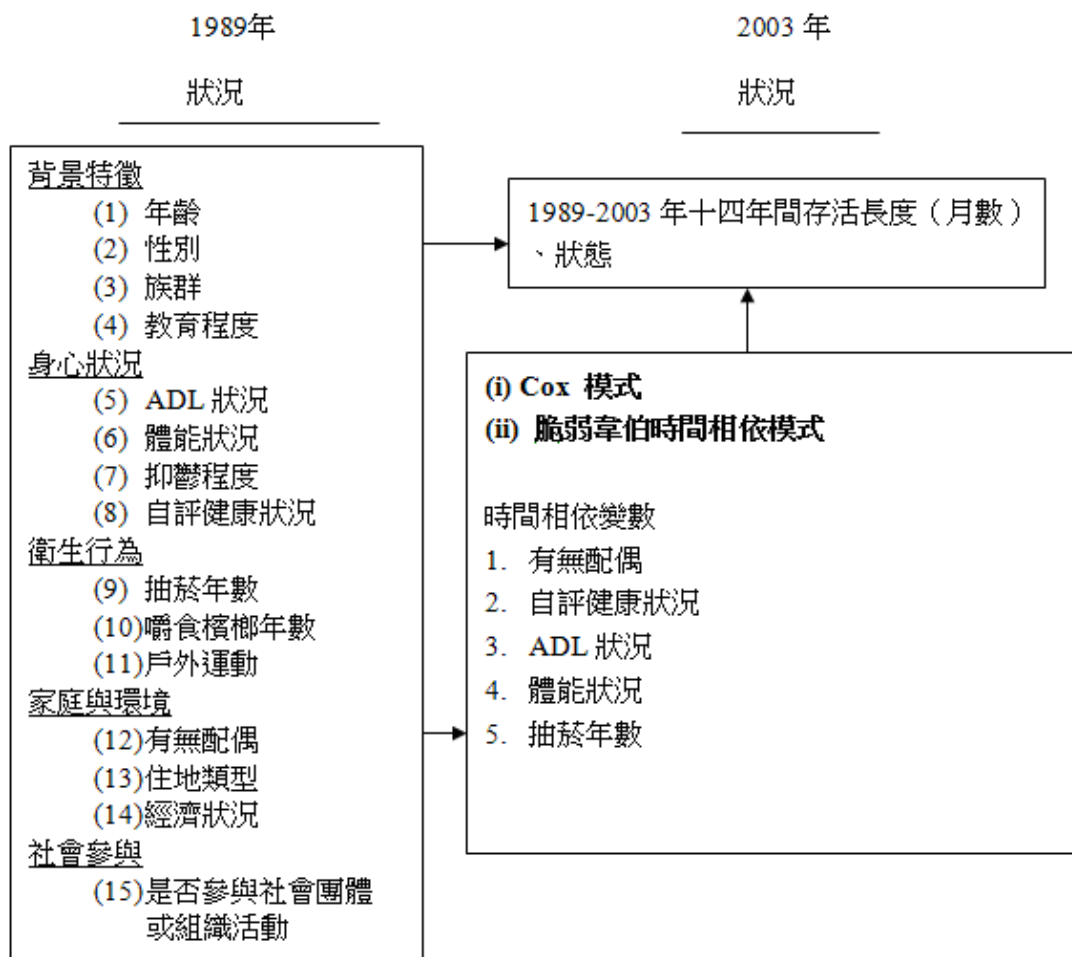


圖 2.1 影響 1989 年六十歲以上老齡人口於 2003 年存活狀態之變項分析架構

第三章、統計分析方法

3.1 Cox 風險比例模型

(Cox proportional hazard model)

存活分析資料之特性為存在設限 (censored) 情況，所謂設限係指調查時大量案例尚未發生死亡 (或其他研究事件) 狀況，即生存尚在繼續，但其死亡時間未知，一般迴歸模型不能處理設限案例，若將設限案例排除於分析之外將浪費許多重要訊息，設限案例雖無提供確切死亡發生時間，但並非無提供任何訊息，設限案例提供之訊息為至調查時已經生存幾年。另一方面，假如設限案例與未設限案例間存在系統性差別，如設限案例中教育水平較高，若排除設限案例則其教育水平迴歸結果便會產生系統性偏差。

在設限問題中，令 T_i 為真正壽命時間且 C_i 為設限時間，實際上觀測資料為 $X_i = \min(T_i, C_i)$ ，設限指標函數為 $\delta_i = I(T_i \leq C_i)$ ，在右設限存活資料中，假設 $X_i \sim \delta_i$ ，其中 $S(t) = \Pr(T > t)$ ，則在時間 t 之風險函數可表示為

$$\lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{P(t \leq T \leq t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \frac{1}{S(t)} \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{S(t) - S(t + \Delta t)}{\Delta t} = -\frac{d \log S(t)}{dt} \quad (3.1)$$

因此在時間 t 之累積風險函數及存活函數與累積風險函數關係式分別為

$$\Lambda(t) = \int_0^t h(s) ds, \quad S(t) = \exp(-\Lambda(t)) \quad (3.2)$$

Cox (1972) 提出風險比例模型，其模型於時間 t 時風險假設為

$$h(t) = h_0(t) \exp\left(\sum_{i=1}^p \beta_i z_i\right) \quad (3.3)$$

其中 $Z = (Z_1, \dots, Z_p)'$ 為共變數之向量， $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ 為對應 Z 之未知參數，

$h_0(t)$ 為風險函數之基線。

Cox (1972) 利用最大概似估計法來估計參數 $\beta = (\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_p)'$ ，其與 $h_0(t)$ 無關，但其概似函數並非通常意義下之真實概似函數，此係由於設限資料無法提供

個人之真正死亡時間，故 Cox 方法只能處理設限資料存活時間部分，因此被稱為偏概似函數 (partial likelihood function)。令 $R(t_j)$ 為時間 t_j 之風險集合，包含所有存活到 t_j 之個體集合，觀測某個體在 t_j 之死亡機率即為

$$\frac{h(t)}{\sum_{l \in R(t_j)} h(t)} = \frac{\exp(\sum_{i=1}^p \beta_i Z_{ij})}{\sum_{l \in R(t_j)} \exp(\sum_{i=1}^p \beta_i Z_{il})} \quad (3.4)$$

所有個體在 $R(t_j)$ 之風險集合下構成之偏概似函數為

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^N \frac{\exp(\sum_{i=1}^p \beta_i Z_{ij})}{\sum_{l \in R(t_j)} \exp(\sum_{i=1}^p \beta_i Z_{il})} \quad (3.5)$$

本研究擬用 Cox 比例風險模式分析台灣地區 60 歲以上高齡老人於 1989 到 2003 年期間死亡事件發生情形，探討影響老人死亡風險之因素，這些因素之相關變數如圖 2.1。有關 Cox 比例風險模式之應用，Yamaguchi (1991)、Kalbfleisch 與 Prentice(2002)、Klein 與 Moeschberger(2003)、Kleinbaum 與 Klein(2005) 等學者均有詳細說明。

3.2 韋伯分配模型

(Weibull distribution model)

於參數模式中，最簡單之存活相關參數模型非指數分配（ Exponential distribution）莫屬，該模式為單一參數 λ 之分配，而韋伯分配則為雙參數 (λ, p) 所構成。表 3.1 係韋伯與指數之存活函數及風險函數。

表 3.1 韋伯分配與指數分配之比較

分配	S(t)	h(t)
指數	$\exp(-\lambda t)$	λ
韋伯	$\exp(-\lambda t^p)$	$\lambda p t^{p-1}$

韋伯模型於存活分析裡為常見之參數模型。韋伯之存活函數（ survival function）為 $S(t)=\exp(-\lambda t^p)$ ，其中 $\lambda>0$ ， $p>0$ 。韋伯之風險函數（ hazard function）為 $h(t)=\lambda p t^{p-1}$ ，其中 $\lambda>0$ ， $p>0$ ，參數 p 為形狀參數（ shape parameter），可用來決定風險函數形狀。當參數 p 大於 1 時，隨著時間增加則風險隨之增加。當參數 p 等於 1 時，風險為常數，且韋伯模型變成指數模型。當參數 p 小於 1 時，隨著時間增加則風險隨之減少。韋伯之機率函數（ probability function）為 $f(t)=\lambda p t^{p-1} \exp(-\lambda t^p)$ ，由上可知，三者間關係式為 $f(t)=h(t)S(t)$ 。

韋伯風險函數為 $h(t)=\lambda p t^{p-1}$ ，將 $\lambda=\exp(\beta_0+\sum\beta_j X_j)$ 帶入韋伯風險函數，則韋伯風險比例模型為

$$h(t)=\exp(\beta_0+\sum\beta_j X_j) p t^{p-1}=[\exp(\beta_0) p t^{p-1}]\exp(\sum\beta_j X_j) \quad (3.6)$$

其中 $[\exp(\beta_0) p t^{p-1}]$ 即為基線， X_j 為共變數之向量， β_j 為對應 X_j 之未知參數。

例：在固定其他變數下，變數 $X_1=1$ 和變數 $X_1=0$ 之風險比例為

$$HR = \frac{(\exp(\beta_0)pt^{p-1})\exp(\sum_{j=1} \beta_j X_j)}{(\exp(\beta_0)pt^{p-1})\exp(\sum_{j=2} \beta_j X_j)} = \exp(\beta_1) \quad (3.7)$$

其中參數 p 為相同的值。

Cox 風險比例模型之風險函數為 $h(t)=h_0(t)\exp(\sum\beta_j X_j)$ ， $h_0(t)$ 為基線。Cox 模式與韋伯模式兩者不同地方於 Cox 風險比例模式為半參數模型，該基線不似其他參數模式基線可估計，Cox 模式之基線並無特定形式。

另一種可替代風險模式之模型為 Accelerated Failure Time 模式（簡稱 AFT 模式），AFT 模型係指於比較不同水準下之共變數，其存活時間為藉由一個常數因子（或加速因子）遞增（或遞減）。加速因子為存活時間成比例，就固定存活時間而言為一個常數，例如，人類壽命約為狗之七倍，七這個數字即為加速因子，亦即狗活一年之狀態相當於人類活七年，由圖 3.1 可看出於相同存活函數下，因加速因子為七，所以線段 $L=7$ 為線段 $L=1$ 之七倍。韋伯模型另有一特性，即不同水準下之共變數，參數 p 不改變，則 AFT 假設成立時，風險比（PH）假設隨之成立。反之風險比假設成立時，則 AFT 假設亦隨之成立。

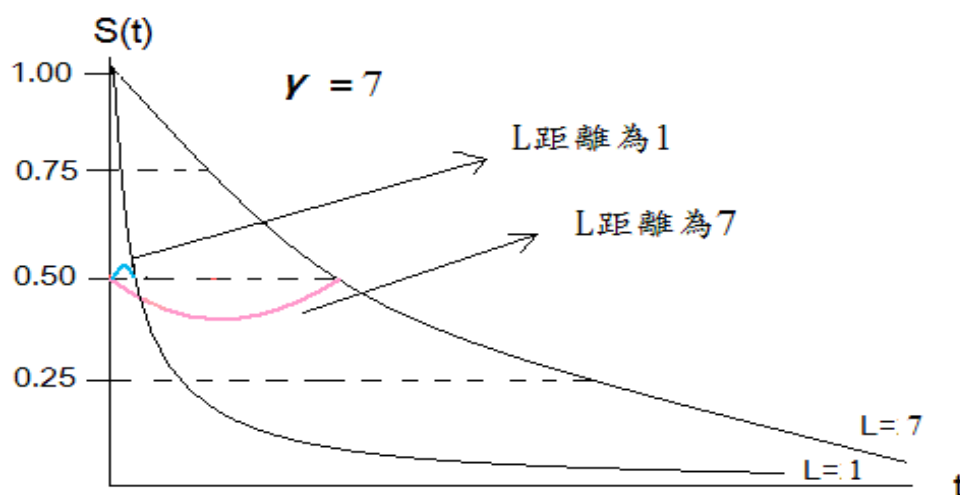


圖 3.1 人類與狗壽命之存活曲線示意圖

韋伯存活函數為 $S(t) = \exp(-\lambda t^p)$ ，則時間為 $t = (-\ln S(t))^{\frac{1}{p}} \left(\frac{1}{\lambda}\right)^{\frac{1}{p}}$ ，令

$\frac{1}{\lambda^{\frac{1}{p}}} = \exp(\alpha_0 + \sum \alpha_j x_j)$ 及 $S(t)=k$ 帶入，時間即為 $t = (-\ln k)^{\frac{1}{p}} \exp(\alpha_0 + \sum \alpha_j x_j)$ ，因

加速因子為存活時間成比例，舉例來說，在固定其他變數下，變數 $X_1=1$ 和變數 $X_1=0$ 之加速因子為

$$\gamma = \frac{(-\ln k)^{\frac{1}{p}} \exp(\alpha_0 + \sum_{j=1} \alpha_j x_j)}{(-\ln k)^{\frac{1}{p}} \exp(\alpha_0 + \sum_{j=2} \alpha_j x_j)} = \exp(\alpha_1) \quad (3.8)$$

因韋伯模式中存有一特性，若 PH 假設成立則 AFT 假設成立，反之亦然，因此兩種模式間存有一關係式，於 AFT 模式中 $\frac{1}{\lambda^{\frac{1}{p}}} = \exp(\alpha_0 + \sum \alpha_j x_j)$ ，移項可得

得

$$\ln \lambda = -p(\alpha_0 + \sum \alpha_j x_j) \quad (3.9)$$

而於 PH 模式中 $\lambda = \exp(\beta_0 + \sum \beta_j X_j)$ ，則

$$\ln \lambda = \beta_0 + \sum \beta_j X_j \quad (3.10)$$

比較公式 3.9 及 3.10 即可發現兩係數間存在 $\beta_j = -p(\alpha_j)$ 之關係式。

於 Cox 比例風險模式下，使用 Kaplan-Meier 估計存活函數 $(S(t))$ ，其 $\ln(-\ln S(t))$ vs. $\ln(t)$ 的圖形若為直線，意謂資料符合韋伯分配模型，其存活函數為 $S(t) = \exp(-\lambda t^p)$ ，則 $\ln(-\ln S(t)) = \ln(\lambda) + p \ln(t)$ ，其中 $\ln(\lambda)$ 為截距項，參數 p 為斜率，表示 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 之間有線性關係，Kleinbaum 與 Klein(2005)指出就任何變數之不同水準而言，可用 $\ln(-\ln S(t))$ vs. $\ln(t)$ 圖形研判其是否符合韋伯、PH 及 AFT 等特性：

- (1) 平行且直線表示符合韋伯模型、PH 假設及 AFT 假設

- (2) 平行、直線且斜率 p 為 1 表示符合指數模型、PH 假設及 AFT 假設
- (3) 平行但非直線表示符合 PH 假設，但韋伯模型不成立且違反 AFT 假設
- (4) 非平行且非直線表示韋伯模型不成立且違反 PH 假設及 AFT 假設
- (5) 非平行及直線表示符合韋伯模型，但違反 PH 假設與 AFT 假設，因具有不同斜率

本研究利用韋伯風險比例模型分析台灣地區 60 歲以上高齡老人於 1989 至 2003 年期間死亡事件發生情形，探討影響老人死亡風險因素（包括年齡、族群、性別、ADL 狀況、有無配偶、抽菸年數、體能狀況及自評健康狀況）。

3.3 脆弱模式

(Frailty model)

於研究同一個體不同非致命性疾病之發生時間，樣本個體間之生存可能存在相關性。脆弱性 (frailty) 為群組內每一個體皆受影響且無法觀測之隨機效應。最常使用之脆弱性相關模型為公共隨機效應模型，於此模型中，脆弱性隨機效應大之群組較隨機效應小之群組更早經歷事件。因此，最脆弱之個體較早發生死亡事件，而存活者則傾向於較強健之家族。脆弱性為考慮無法觀測因子產生之變異而形成之隨機成份。

Vaupel、Manton 與 Stallard (1979) 首先提出於存活模型中引入一個隨機變數，並將此隨機變數取名為脆弱性。脆弱模式係基於未知共變數之個體異質性而建構，單變數之脆弱模型可解釋個體間差異，而多變量脆弱模型則是用以說明群組間未能解釋之差異性。於模型裡，因個體有單一獨特性，因此風險函數加入脆弱性加以調整，脆弱性分配主要被應用於 gamma 分配 (Clayton(1978))、positive stable 分配 (Hougaard(1986a))、inverse Gaussian 分配 (Hougaard(1986b))、compound poisson 分配 (Aalen(1988, 1992)) 及 log-normal 分配 (McGilchrist 與 Aisbett, 1991)。Clayton 與 Cuzick (1985) 提到將脆弱性加入風險中是為了解決多變量失敗時間所伴隨之正相關。Murphy (1995) 提出均分脆弱模型 (shared frailty model)，均分脆弱模型與個體所伴隨之失效時間有密切關係，就像是一個組織或重複測量，當個體為群集時，均分同一脆弱性，因此稱均分脆弱模型，此模型將多變量之失效時間加入脆弱性，存活時間在均分失效時間時為條件獨立。Hougaard (2000) 則提出脆弱性不同性質，均分脆弱模型衍生較一般脆弱模型有更複雜結構。

個體或群體間存在差異性，且模式無法將所有存在因素納入，因此存在未考慮之因素，惟因個體共變數相同則存在相同風險，這在實際情況下並不合理。脆

弱模型通常應用於分析個體與個體存活時間之間有某種程度相關性資料，而在Cox模型或韋伯模型中為假設每一觀測者皆有相同基準風險，但實際上可能因某些未知、觀測不到或無法測量之隱藏因素或潛在效應而導致擁有與其他觀測者不一樣的事件風險。舉例來說，假設甲、乙二人不論在性別、年齡或居住地各類條件都相同，所以存在相同風險，但此情況並不合理，因每個人為單獨個體且自身條件不同，會有不同風險產生，此時可考慮加入脆弱性加以調整模型，因此加入脆弱性之模型結果較沒有加入之結果更為精確。於脆弱模型之方法上，使用相關性之參數模型，藉由假設每個個體不同之脆弱性去說明每個個體對於新事件影響。

使用脆弱性調整模型可能出現結果：

(1) 因存在未考慮之因素，將脆弱性加入考慮後，變數之風險有所改變，因某些變數風險可能變大，可能導致高風險者越早發生事件，此意謂愈可能提早發生死亡，導致所餘存之風險較低者存在較低之脆弱性，反之，某些變數之風險可能變小，顯示事件可能延後發生。

(2) 將脆弱性加入考慮後，所推論之風險較未考慮脆弱性之風險為精確，因此降低推論錯誤之個人風險。

(3) 因個體之風險可能因未觀察之變項而有所改變，加入脆弱性可使結果更為精確，降低推論錯誤之個體風險，而個體風險有可能影響群體風險，因個人風險改變可能導致人群風險改變，因此若推論錯誤之個人風險降低則推論錯誤之人群風險亦降低。

假設 α 為組合脆弱模式中之成分，於脆弱風險函數 α 為一個多重且不可觀測的效果。假設 $\alpha > 0$ 服從 Gamma 分配 $g(\alpha)$ ，其期望值為 1 (Clayton & Cuzick, 1985)，且變異數可由資料中被估計出 (參數 θ)，若 θ 之檢定結果為 0，表示個體間無顯著關聯，此時使用原始模型即可。脆弱模式用於時間對事件資料之隨機效果模型，此模型中之風險函數為基準風險函數之乘數效果。公式 3.11 即為某一個體之脆弱模式風險函數可表示為 α 乘上 $h(t)$ ，當 $0 < \alpha < 1$ 時，則脆弱模式

下之個體風險函數低於個體風險函數。當 $\alpha=1$ 時，則脆弱模式下之個體風險函數等於個體風險函數。當 $\alpha>1$ 時，則脆弱模式下之個體風險函數高於個體風險函數。

$$h(t|\alpha) = \alpha \cdot h(t) \quad (3.11)$$

$$h(t|\alpha) = \alpha \cdot (\exp(\beta_0)pt^{p-1})\exp(\sum \beta_j X_j) = \exp(\beta_0)pt^{p-1}\exp(\sum \beta_j X_j + \varepsilon) \quad (3.12)$$

$$S(t|\alpha) = S(t)^\alpha \quad (3.13)$$

公式 3.13 係條件存活函數可以表示為 $S(t)$ 之 α 次方，當 $0<\alpha<1$ 時，則脆弱模式下之個體存活函數高於個體存活函數。當 $\alpha=1$ 時，則脆弱模式下之個體存活函數會等於個體存活函數。當 $\alpha>1$ 時，則脆弱模式下之個體存活函數低於個體存活函數。當存活機率增加時，風險下降，而當存活機率下降時，風險上升。

假如 α 的機率密度函數為 $g(\alpha)$ ，則母體之存活函數如下：

$$S_\theta(t) = \int_0^\infty (S(t))^\alpha g(\alpha) d\alpha \quad (3.14)$$

其中 Θ 為脆弱性之變異數。

當 α 服從 Gamma 分配，且其期望值為 1，變異數為 Θ 時，其分配如公式 3.15，

$$g(\alpha) = \frac{\alpha^{\frac{1}{\theta}-1} \exp(-\frac{\alpha}{\theta})}{\Gamma(\frac{1}{\theta})\theta^{\frac{1}{\theta}}} \quad (3.15)$$

則公式 3.14 成爲：

$$S_\theta(t) = (1 - \theta \ln(S(t)))^{-\frac{1}{\theta}} \quad (3.16)$$

就 α 而言，存活函數與風險函數之間的關係式仍舊存在，因此吾等可利用公式 3.17 得到母體風險函數

$$h_\theta(t) = -\frac{d}{dt} S_\theta(t) (S_\theta(t))^{-1} \quad (3.17)$$

事實上，人們可以證明

$$h_\theta(t) = h(t)E(\alpha | T > t) \quad (3.18)$$

Hougaard (1995) 指出此一非條件風險乃係任何時間存活者之平均風險，在 $(t_{0i}, t_i]$ 期間，當失效事件發生時， $d_i = 1$ ；右設限發生時，則 $d_i = 0$ ，其對數概似函數可由失效事件及設限之觀察值組合而成，如公式 3.19

$$\ln L = \ln \prod_{i=1}^n \frac{(S_{\theta_i}(t_i))^{1-d_i} (f_{\theta_i}(t_i))^{d_i}}{S_{\theta_i}(t_{0i})} = \sum_{i=1}^n [\ln(S_{\theta_i}(t_i)) - \ln(S_{\theta_i}(t_{0i})) + d_i h_{\theta_i}(t_i)] \quad (3.19)$$

在此我們將 i 標示於下，如 $h_{\theta_i}(t) = h_{\theta}(t | x_i)$

爲了要能估計脆弱性之變異數，必須事前假設 α 之機率分配，理論上任何分配只要於 $\alpha > 0$ 且期望值爲 1 時都可當作脆弱性分配，將分配期望值設爲 1 對族群整體而言並無變化，但個體間可能存在差異，因此將分配期望值設爲 1，最常使用之脆弱性分配爲 Gamma 分配，Aalen (1994) 曾提出若對於 α 使用一個參數模型，不僅於參數估計上較爲簡便，更能明確描述 α 對於事件風險影響。本研究擬以此修正韋伯模型中個體差異，公式 3.12 即爲脆弱韋伯模型，其中 $\varepsilon = \ln(\alpha)$ ， $\exp(\beta_0)pt^{p-1}$ 爲基線， X_j 爲共變數之向量， β_j 爲對應共變數之未知參數。

3.4 時間相依模型

通常共變數可分為固定型 (fixed) 與時間相依型 (time-dependent)，固定型變數表示不論時間如何變化，狀態皆不改變，如性別即為不隨時間改變變數，而時間相依型變數表示因時間變化差異，狀態可能有所變化，不同調查階段可能有不同狀態，如血壓則因不同時間測量而有不同情況發生。因本研究歷經 14 年 5 次調查，某些變數可能因時間改變而有所不同，因研究中三分之二變數屬時間相依型變數，因此須將時間相依變數引入模式中，其模式可修正為

$$h(t) = h_0(t) \exp \left[\sum_{i=1}^k \beta_i x_i + \sum_{j=k+1}^p \delta_j x_j(t) \right] \quad (3.19)$$

$h(t)$ 為風險函數

$h_0(t)$ 為基準風險函數

x_i 為固定變數

$x_j(t)$ 為時間相依變數

β_i 及 δ_j 分別為固定變數及時間相依變數之迴歸係數

因研究歷經 14 年 5 次調查且觀察時間以月份為單位，主要使用 5 因子之 15 個變數，利用 Cox 模式選出 8 個與老人存活相關變數，其中背景特徵因子中之性別、族群及年齡即為固定型變數，雖乍看之下年齡隨時間增加而增加，但因個體間之年齡差異情況並無改變，因此年齡屬於固定型變數。身心狀況、衛生行為及家庭與環境因子中之有無配偶、ADL 狀況、自評健康狀況、體能狀況及抽菸年數等 5 個變數因隨時間變化而狀態可能有所改變，因此歸類於時間相依變數，研究想瞭解使用時間相依模式是否使模型更完整，或能否配適較好模型，因此考慮將時間相依此因素加入模型，觀察風險是否隨時間改變而有所不同，模型是否有很大差異。

研究最後使用之模型為脆弱韋伯時間相依模型，延續 3.3 節之假設模型，將時間相依模式帶入，模型即可修正為

$$h(t) = \exp(\beta_0) p t^{p-1} \exp\left(\sum_{i=1}^k \beta_i X_i + \sum_{j=k+1}^p \gamma_j X_j(t) + \varepsilon\right) \quad (3.20)$$

其中 $\exp(\beta_0) p t^{p-1}$ 為基線， X_i 為固定變數， $X_j(t)$ 為時間相依變數， β_i 及 δ_j 分別為固定變數及時間相依變數之迴歸係數。

第四章、資料分析與討論

4.1 風險比

於 Cox 風險比例模型使用 Kaplan-Meier 估計存活函數 ($S(t)$)，其中 t 為存活時間，由圖 4.1 可看出 Cox 模式之結果顯示 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形為直線，意謂資料符合韋伯參數模型。

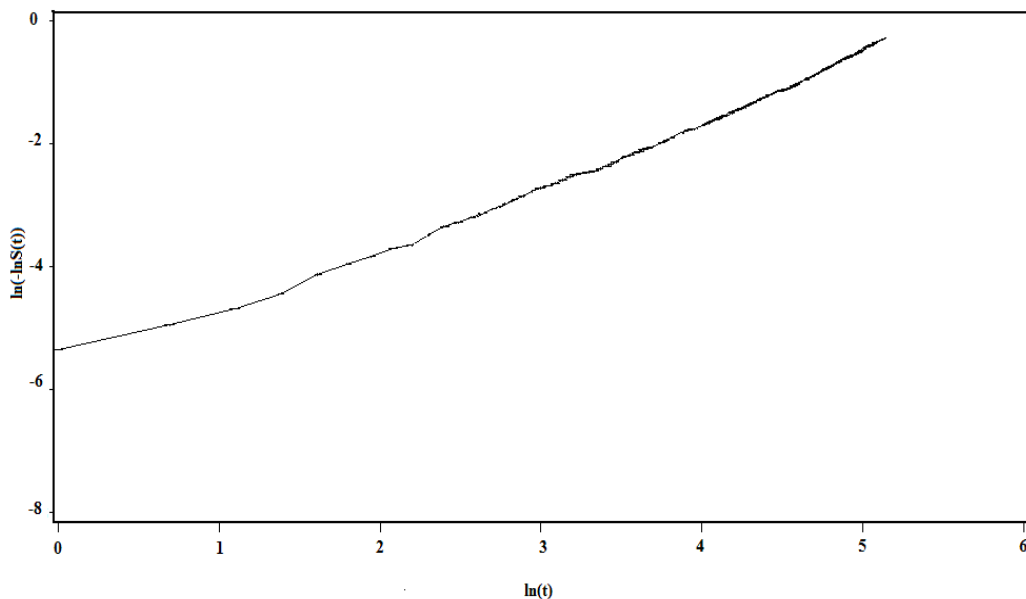


圖 4.1 Cox 模式，基線之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

Kleinbaum 與 Klein (2005)指出就任何變數之不同水準而言， $\ln(-\ln S(t))$ vs. $\ln(t)$ 圖形可做為研判其是否符合韋伯、PH 及 AFT 等特性，大致上分為五種類型（如前述），就有無配偶而言，由圖 4.2 可看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，兩條線段近似直線，顯示配偶可能服從韋伯分配，且兩線段在 $\ln(t)=2$ 後平行，因此可能符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知配偶變項屬於第一種類型。

就自評健康狀況而言，由圖 4.3 可看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，三線段在 $\ln(t)=3$ 後近似直線，顯示自評健康可能服從韋伯分配，但三線段不平行，因此可能不符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知自評健康狀況屬第五種類型。

就年齡而言，由圖 4.4 可以看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，五線段在 $\ln(t)=2.5$ 後近似直線且平行，顯示年齡可能服從韋伯分配且可能符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知年齡屬第一種類型。

就性別而言，由圖 4.5 可看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，兩線段在 $\ln(t)=2$ 後近似直線，顯示性別可能服從韋伯分配且兩線段皆平行，因此可能符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知性別屬第一種類型。

就體能狀況而言，由圖 4.6 可看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，三線段近似直線且三線段皆平行，顯示體能狀況可能服從韋伯分配且可能符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知體能狀況屬第一種類型。

就 ADL 狀況而言，由圖 4.7 可以看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，三線段近似直線且平行，顯示 ADL 狀況可能服從韋伯分配且可能符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知 ADL 狀況屬第一種類型。

就族群而言，由圖 4.8 可以看出 Cox 模式之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形，四線段近似直線但四線段不平行，顯示族群可能服從韋伯分配但可能不符合 PH 假設及 AFT 假設，由上可知族群屬第五種類型。

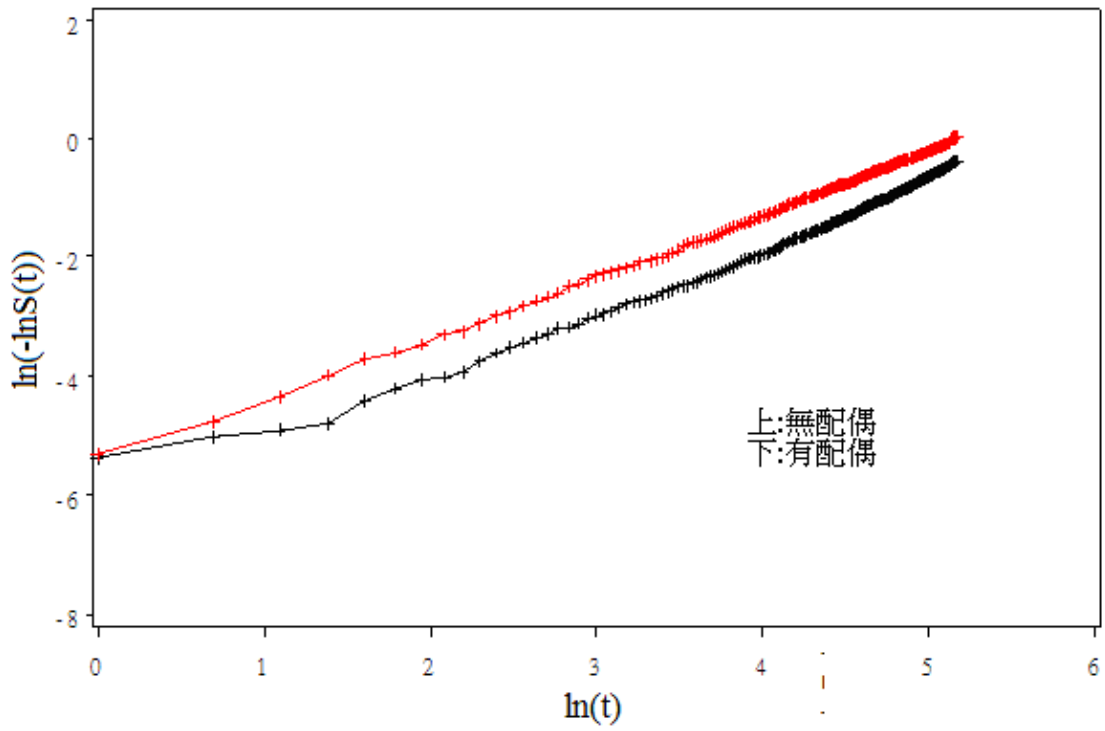


圖 4.2 Cox 模式，有無配偶之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

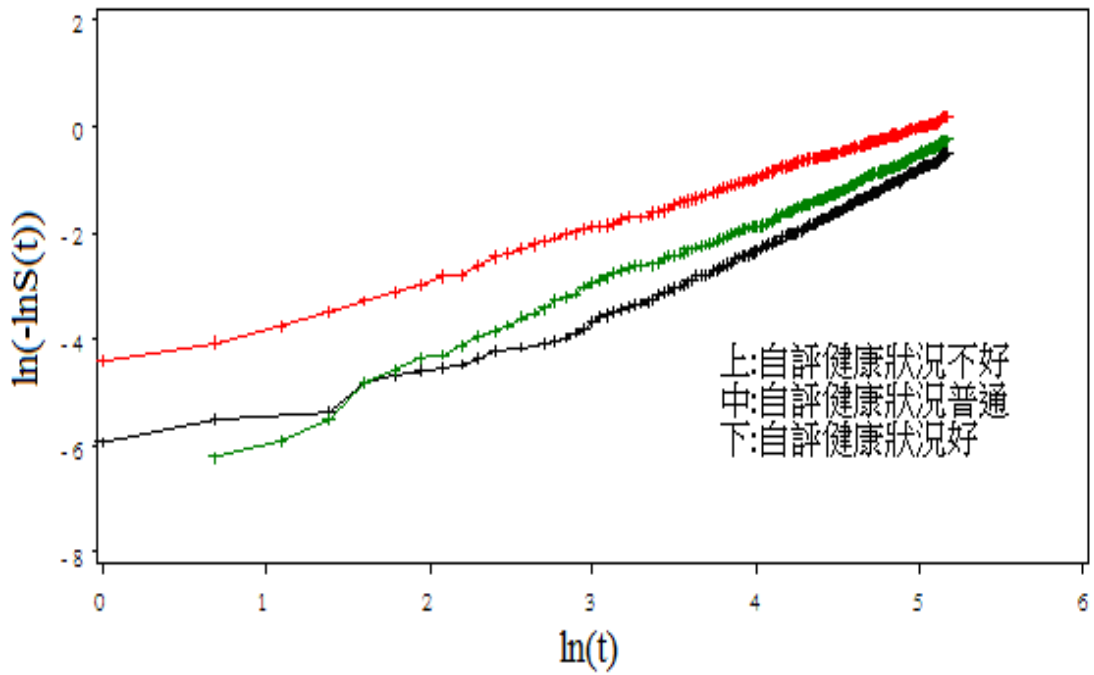


圖 4.3 Cox 模式，自評健康狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

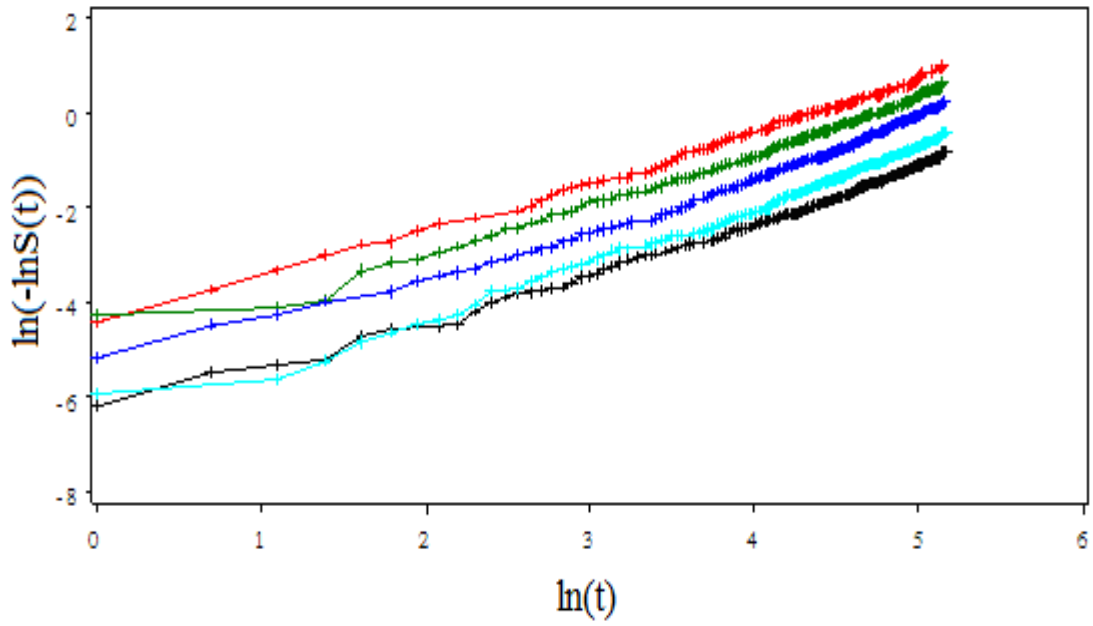


圖 4.4 Cox 模式，年齡之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

註：圖中直線由上往下分別為年齡 80 歲以上、75-79 歲、70-74 歲、65-69 歲和 60-64 歲

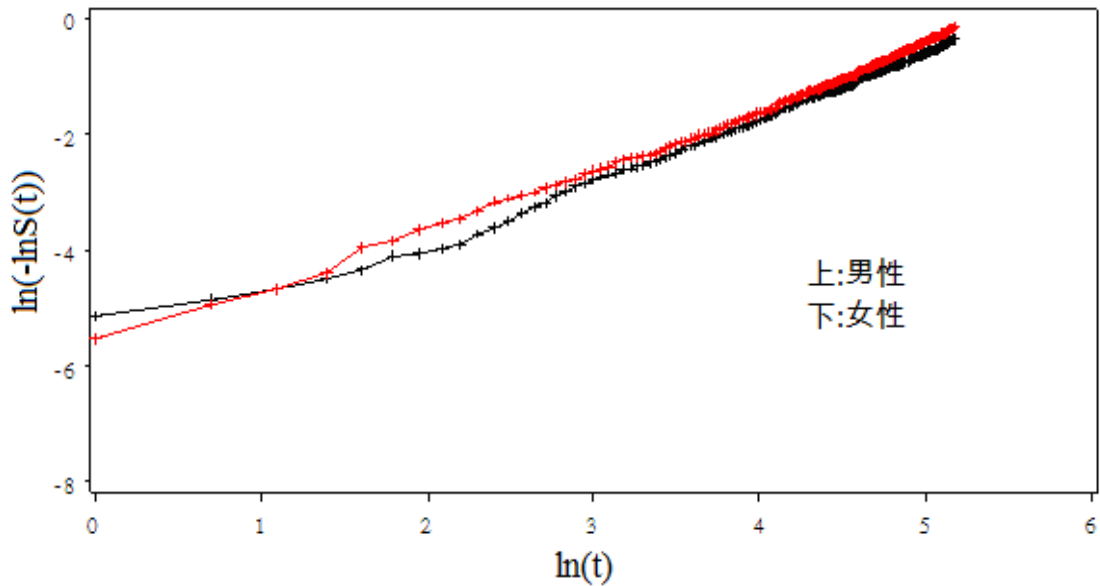


圖 4.5 Cox 模式，性別之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

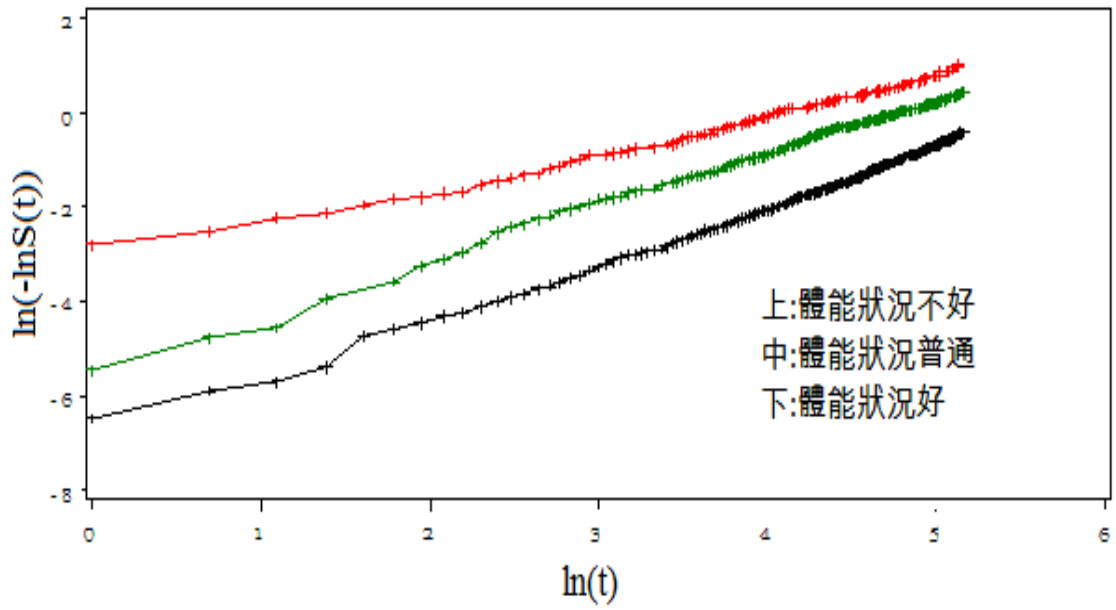


圖 4.6 Cox 模式，體能狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

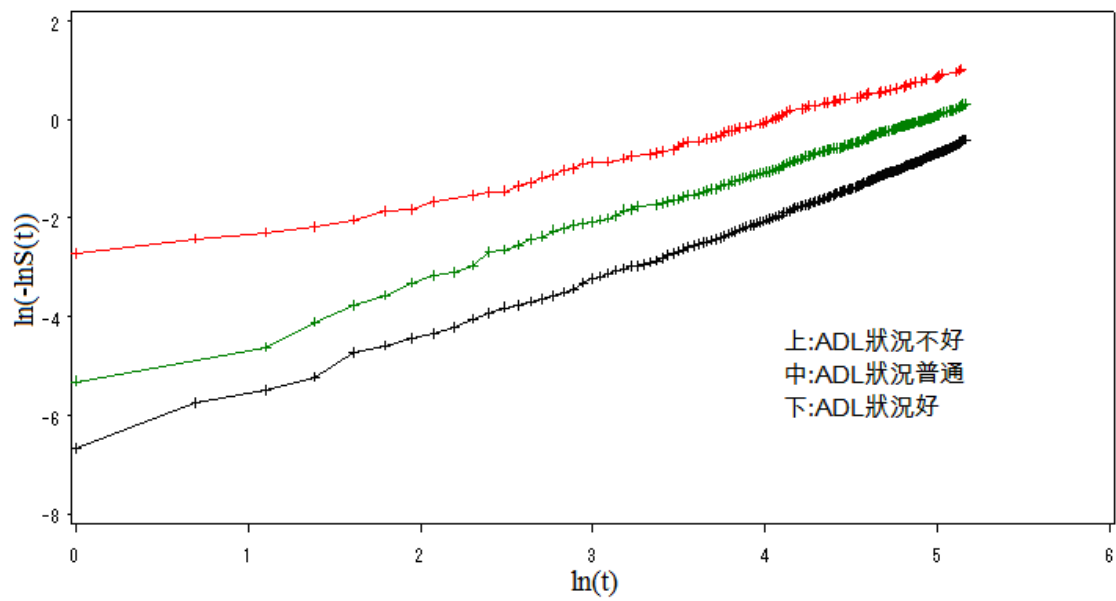


圖 4.7 Cox 模式，ADL 狀況之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

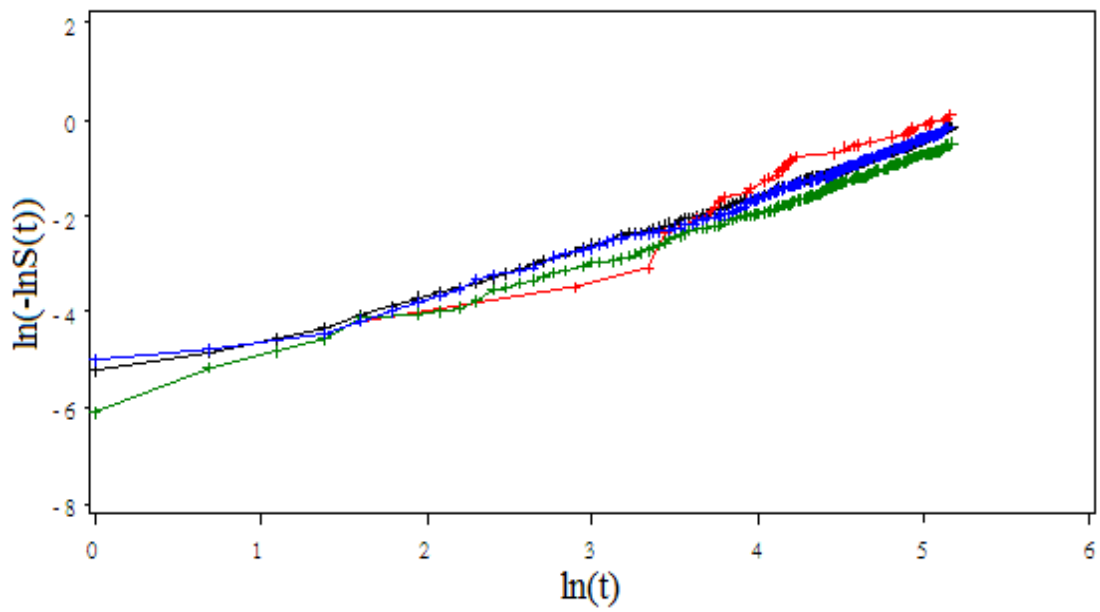


圖 4.8 Cox 模式，族群之 $\ln(-\ln S(t))$ 與 $\ln(t)$ 圖形

註：圖中直線由上往下分別為原住民、客家人、閩南人及外省人

因本研究資料屬長期追蹤調查資料，有些變數可能隨時間改變（如:ADL 狀況、有無配偶、體能狀況、自評健康狀況及抽菸年數），在不同階段下的狀態可能不同，而有些變數不會隨時間改變（如:性別、年齡、族群），在不同階段下的狀態皆相同，因此需使用時間相依模式分析。

表 4.1 為 Cox 時間相依模型與韋伯時間相依模型兩者模式之比較，包含係數、標準差、p 值及風險比等，由表可知於韋伯時間相依模型中 65-69 歲老人死亡風險為 60-64 歲老人 1.388 倍，70-74 歲老人死亡風險為 60-64 歲老人 2.109 倍，其餘年齡組以此類推，顯示年紀越大者死亡風險越高。女性死亡風險為男性 0.627 倍，顯示男性死亡風險較女性高。外省人死亡風險為閩南人 0.837 倍，客家人及原住民無顯著差異。ADL 狀況普通者之死亡風險為 ADL 狀況好者 1.138 倍，顯示 ADL 狀況越好者死亡風險越低。體能狀況普通者之死亡風險為體能狀況好者 1.861 倍，顯示體能狀況越好者死亡風險越低。自評健康普通者之死亡風險為自評健康好者 1.135 倍，顯示自評健康越好者死亡風險越低。抽菸者死亡風險較無抽菸者高，菸齡每增加一年，死亡風險增為 1.005 倍。無配偶者死亡風險為有配偶者 1.307 倍，顯示有配偶者存活較無配偶者高。

比較 Cox 時間相依模式及韋伯時間相依模式可歸納出無論係數或風險比皆無明顯差異，惟標準差顯示韋伯時間相依模式之標準差皆略大於 Cox 時間相依模式，但並無明顯差異，且經驗證此筆資料適合使用韋伯模型，因此研究選用韋伯參數模式進行分析探討。由表中可看出於 Cox 時間相依模式中，年紀越大者死亡風險越高，男性死亡風險較女性高，閩南人死亡風險較外省人高且客家人與原住民無顯著差異，ADL 狀況越好者死亡風險越低，體能狀況越好者死亡風險越低，自評健康越好者死亡風險越低但自評健康普通無顯著差異，抽菸者死亡風險較高，無配偶者死亡風險較有配偶者高，此結論大致上與韋伯參數模式相同，兩者最大不同點於 Cox 模式為半參數模式，其基線並無特定型式，而參數模式可估計出基線，因此韋伯模式存在 P 值。

表 4.1 Cox 時間相依模型與韋伯時間相依模型之比較

方法	Cox 時間相依模型				韋伯時間相依模型				
	變數	係數	標準差	P 值	風險比	係數	標準差	P 值	風險比
年齡	60-64	0			1	0			1
	65-69	0.320	0.066	0.000	1.376	0.328	0.065	0.000	1.388
	70-74	0.745	0.070	0.000	2.107	0.746	0.069	0.000	2.109
	75-79	0.941	0.083	0.000	2.564	0.954	0.082	0.000	2.596
	80+	1.162	0.101	0.000	3.196	1.178	0.101	0.000	3.248
性別	男	0			1	0			1
	女	-0.475	0.071	0.000	0.622	-0.466	0.070	0.000	0.627
族群	閩南	0			1	0			1
	客家	-0.019	0.067	0.770	0.981	-0.018	0.066	0.789	0.982
	外省	-0.180	0.067	0.007	0.836	-0.178	0.066	0.007	0.837
	原住民	0.019	0.185	0.920	1.019	0.020	0.184	0.915	1.020
ADL 狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.195	0.068	0.004	1.215	0.129	0.056	0.022	1.138
	不好	0.723	0.099	0.000	2.016	0.662	0.092	0.000	1.939
體能狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.620	0.069	0.000	1.859	0.621	0.067	0.000	1.861
	不好	1.012	0.093	0.000	2.750	1.021	0.090	0.000	2.776
自評健康狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.109	0.062	0.077	1.115	0.127	0.061	0.038	1.135
	不好	0.398	0.064	0.000	1.489	0.406	0.062	0.000	1.501
抽菸		0.005	0.001	0.000	1.005	0.005	0.001	0.000	1.005
有無配偶	有	0			1	0			1
	無	0.271	0.052	0.000	1.312	0.268	0.052	0.000	1.307
p									1.174

4.2 脆弱性

考慮個體異質性，Vaupel 等人（1979）提出將脆弱性（ α ）加入存活模型中， α 為一隨機變數，風險函數為 α 乘上未考慮脆弱性之風險函數，本研究假設 α 服從 Gamma 分配 $g(\alpha)$ 且 $\alpha > 0$ ， $g(\alpha)$ 之期望值為 1，變異數可由資料中被估計出參數 θ 。由表 4.2 中可知 θ 估計估為 0.118， p 值為 0.030，檢定結果顯示 θ 不為 0，亦即個體間彼此具有差異，意謂脆弱韋伯時間相依模型具有顯著性，因此脆弱韋伯時間相依模型較韋伯時間相依模型更為合理詮釋此一筆資料，表中亦顯示韋伯時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型之係數、標準差及 p 值差異皆不大。

根據表 4.2 脆弱韋伯時間相依模型各組變項之關係說明如下：

1. 年齡：隨年紀增長死亡風險亦顯著增加，80 歲以上者死亡風險為 60-64 歲者 3.525 倍。
2. 性別：女性死亡風險為男性 0.619 倍。
3. 族群：外省族群死亡風險低於其他各族群，其死亡風險為閩南人 0.829 倍。
4. ADL 狀況：ADL 狀況不好及普通者死亡風險為 ADL 狀況好者 2.014 倍及 1.133 倍。
5. 體能狀況：體能狀況不好及普通者死亡風險為體能狀況好者 2.878 及 1.887 倍。
6. 自評健康狀況：自評健康不好及普通者死亡風險為自評健康好者 1.522 及 1.145 倍。
7. 抽菸年數：每增加一年，死亡風險增加 0.6%。
8. 有無配偶：無配偶者死亡風險為有配偶者 1.328 倍。

表 4.3 為脆弱 Cox 時間相依模型與脆弱韋伯模型之比較，發現不論是係數、標準差、 p 值及風險比皆無明顯不同，因此研究選擇脆弱韋伯時間相依模型進行分析。

表 4.4 為脆弱韋伯時間相依 AFT 模式，根據表 4.4 各項變項條件在任意給定一存活機率下之關係說明如下：

- (1) 年齡：80 歲以上年齡組存活時間為 60-64 歲年齡組 0.352 倍，其他年齡組以此類推，顯示年紀越大者存活時間越短。
- (2) 性別：女性存活時間為男性 1.487 倍，女性存活時間較男性長。
- (3) 族群：外省人存活時間為閩南人 1.168 倍，顯示外省人存活時間較閩南人長。
- (4) ADL 狀況：ADL 狀況普通者及不好者存活時間為 ADL 狀況好者 0.901 及 0.560 倍，顯示 ADL 狀況較好者存活時間較長。
- (5) 體能狀況：體能狀況普通者及不好者存活時間為體能狀況好者 0.591 及 0.416 倍，顯示體能狀況較好者存活時間較長。
- (6) 自評健康狀況：自評健康狀況普通者及不好者存活時間為自評健康好者 0.894 及 0.706 倍，顯示自評健康狀況較好者存活時間較長。
- (7) 抽菸年數：每增加一年，存活時間減少 0.5%。
- (8) 有無配偶：無配偶存活時間為有配偶之 0.791 倍，顯示有配偶之存活時間較長。

由表 4.3 與表 4.4 亦可看出脆弱韋伯時間相依之 PH 模式與 AFT 模式之係數存在 $\beta_j = -p\alpha_j$ 關係，例如表 4.4 中 65-69 歲者之 AFT 模式之係數為 -0.279， p 為 1.208，將 AFT 模式之係數乘上 $-p$ 即可得到表 4.3 之 PH 係數 0.337，其餘變數依此類推。

綜上所述，除某些人口變項（性別、年齡）對老人存活有顯著影響，族群中外省人對閩南人有顯著差異，身心狀況（ADL 狀況、體能狀況及自評健康狀況）對老人存活情況亦有顯著影響，換句話說，健康身體、心理及獨立活動能力對老人存活直接影響較其他變數重要，但也可能由於教育、經濟等變項透過身心狀況而影響老人存活，配偶存在抵抗死亡風險作用與王香蘋（2001）結果相同，至於對健康有害變數（如：抽菸）與預期結果相同，對存活有所影響。

此外，本研究利用脆弱韋伯時間相依模式之年齡、性別與配偶三組人口變項組合共 20 組死亡風險序列如表 4.5，於脆弱韋伯時間相依模式中 80 歲以上男性無偶者死亡風險為 60-64 歲女性有偶者 7.565 倍，男性 75 歲以上不論有無配偶者均為高風險群體，女性 60-64 歲不論有無配偶者均為最低風險群體，就各年齡組而言，女性無偶者死亡風險均較男性有偶者低，顯示性別影響高於配偶。於脆弱 Cox 時間相依模式中其結果與脆弱韋伯時間相依模式相似，亦可看出類似風險結果，男性 75 歲以上無論有無配偶皆為高風險群體，女性 60-64 歲無論有無配偶皆為低風險群體，就各年齡組而言，性別影響高於配偶。

由韋伯模式之推導亦可算出控制其餘變項之情況下各組變項之存活機率，圖 4.9、圖 4.10 和圖 4.11 分別為自評健康狀況、ADL 狀況和體能狀況在其餘共變項存在時調整之存活曲線，各變項調整之存活曲線係固定在其他變項平均數算出。

表 4.2 韋伯時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型之比較

方法	韋伯時間相依模型					脆弱韋伯時間相依模型				係數差	有效性百分比
	變數	係數	標準差	P 值	風險比	係數	標準差	P 值	風險比		
	60-64	0			1	0			1		
年齡	65-69	0.328	0.065	0.000	1.388	0.337	0.069	0.000	1.401	0.009	88.742
	70-74	0.746	0.069	0.000	2.109	0.778	0.075	0.000	2.177	0.032	84.640
	75-79	0.954	0.082	0.000	2.596	1.012	0.089	0.000	2.751	0.058	84.889
	80+	1.178	0.101	0.000	3.248	1.260	0.109	0.000	3.525	0.082	85.860
性別	男	0			1	0			1		
	女	-0.466	0.070	0.000	0.627	-0.479	0.074	0.000	0.619	-0.013	89.481
族群	閩南	0			1	0			1		
	客家	-0.018	0.066	0.789	0.982	-0.019	0.069	0.780	0.981	-0.001	91.493
	外省	-0.178	0.066	0.007	0.837	-0.187	0.069	0.007	0.829	-0.009	91.493
	原住民	0.020	0.184	0.915	1.020	0.027	0.184	0.885	1.027	0.007	100.000
ADL 狀況	好	0			1	0			1		
	普通	0.129	0.056	0.022	1.138	0.125	0.058	0.003	1.133	-0.004	93.222
	不好	0.662	0.092	0.000	1.939	0.700	0.094	0.000	2.014	0.038	95.790
體能 狀況	好	0			1	0			1		
	普通	0.621	0.067	0.000	1.861	0.635	0.067	0.000	1.887	0.014	100.000
	不好	1.021	0.090	0.000	2.776	1.057	0.093	0.000	2.878	0.036	93.652
自評健 康狀況	好	0			1	0			1		
	普通	0.127	0.061	0.038	1.135	0.135	0.063	0.033	1.145	0.008	93.751
	不好	0.406	0.062	0.000	1.501	0.420	0.062	0.000	1.522	0.014	100.000
抽菸 年數		0.005	0.001	0.000	1.005	0.006	0.001	0.000	1.006	0.001	100.000
有無	有	0			1	0			1		
配偶	無	0.268	0.052	0.000	1.307	0.284	0.054	0.000	1.328	0.016	92.729
P		1.174				1.208					
θ						0.118					

(1) 係數差 = 脆弱韋伯係數 - 韋伯係數

$$\text{有效百分比} = 100 \times \frac{(\text{韋伯標準差})^2}{(\text{脆弱韋伯標準差})^2}$$

(2) 概似比檢定 $\theta=0$: p 值=0.030

表 4.3 脆弱 Cox 時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型之比較

方法	脆弱 Cox 時間相依模型				脆弱韋伯時間相依模型				
	變數	係數	標準差	P 值	風險比	係數	標準差	P 值	風險比
年齡	60-64	0			1	0			1
	65-69	0.341	0.070	0.000	1.406	0.337	0.069	0.000	1.401
	70-74	0.804	0.075	0.000	2.234	0.778	0.075	0.000	2.177
	75-79	1.040	0.086	0.000	2.829	1.012	0.089	0.000	2.751
	80+	1.293	0.105	0.000	3.644	1.260	0.109	0.000	3.525
性別	男	0			1	0			1
	女	-0.498	0.076	0.000	0.608	-0.479	0.074	0.000	0.619
族群	閩南	0			1	0			1
	客家	-0.018	0.071	0.800	0.982	-0.019	0.069	0.780	0.981
	外省	-0.194	0.071	0.006	0.824	-0.187	0.069	0.007	0.829
	原住民	0.034	0.191	0.860	1.035	0.027	0.184	0.885	1.027
ADL 狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.200	0.068	0.003	1.221	0.125	0.058	0.003	1.133
	不好	0.801	0.099	0.000	2.228	0.700	0.094	0.000	2.014
體能狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.637	0.069	0.000	1.891	0.635	0.067	0.000	1.887
	不好	1.063	0.094	0.000	2.895	1.057	0.093	0.000	2.878
自評健康狀況	好	0			1	0			1
	普通	0.119	0.064	0.064	1.126	0.135	0.063	0.033	1.145
	不好	0.413	0.064	0.000	1.511	0.420	0.062	0.000	1.522
抽菸年數		0.006	0.001	0.000	1.006	0.006	0.001	0.000	1.006
有無配偶	有	0			1	0			1
	無	0.294	0.055	0.000	1.342	0.284	0.054	0.000	1.328
p						1.208			
Θ		0.197		0.064		0.118			

表 4.4 脆弱韋伯時間相依 AFT 模型

方法		脆弱韋伯時間相依 AFT 模型			
變數		係數	標準差	P 值	加速因子 (γ)
	60-64	0			1
年齡	65-69	-0.279	0.057	0.000	0.757
	70-74	-0.644	0.061	0.000	0.525
	75-79	-0.838	0.070	0.000	0.433
	80 以上	-1.043	0.084	0.000	0.352
性別	男	0			1
	女	0.397	0.062	0.000	1.487
族群	閩南	0			1
	客家	0.016	0.057	0.780	1.016
	外省	0.155	0.057	0.006	1.168
	原住民	-0.022	0.152	0.885	0.978
ADL 狀況	好	0			1
	普通	-0.104	0.049	0.034	0.901
	不好	-0.580	0.078	0.000	0.560
體能狀況	好	0			1
	普通	-0.526	0.058	0.000	0.591
	不好	-0.875	0.079	0.000	0.416
自評健康狀況	好	0			1
	普通	-0.112	0.052	0.033	0.894
	不好	-0.348	0.052	0.000	0.706
抽菸年數		-0.005	0.001	0.000	0.995
有無配偶	有	0			1
	無	-0.235	0.045	0.000	0.791
Θ		0.118			
p		1.208			

註：概似比檢定 $\Theta=0$: p 值=0.030

表 4.5 三組人口變項組合風險序列

序列	脆弱韋伯時間相依模型				脆弱 Cox 時間相依模型			
	年齡	性別	配偶	死亡風險	年齡	性別	配偶	死亡風險
1	60-64	女	有	1	60-64	女	有	1
2	60-64	女	無	1.330	60-64	女	無	1.340
3	65-69	女	有	1.402	65-69	女	有	1.406
4	60-64	男	有	1.616	60-64	男	有	1.645
5	65-69	女	無	1.863	65-69	女	無	1.887
6	60-64	男	無	2.145	60-64	男	無	2.207
7	70-74	女	有	2.179	70-74	女	有	2.234
8	65-69	男	有	2.263	65-69	男	有	2.313
9	75-79	女	有	2.753	75-79	女	有	2.827
10	70-74	女	無	2.893	70-74	女	無	2.997
11	65-69	男	無	3.006	65-69	男	無	3.104
12	70-74	男	有	3.517	80+	女	有	3.641
13	80+	女	有	3.528	70-74	男	有	3.674
14	75-79	女	無	3.658	75-79	女	無	3.794
15	75-79	男	有	4.444	75-79	男	有	4.653
16	70-74	男	無	4.672	80+	女	無	4.887
17	80+	女	無	4.687	70-74	男	無	4.931
18	80+	男	有	5.695	80+	男	有	5.993
19	75-79	男	無	5.905	75-79	男	無	6.243
20	80+	男	無	7.565	80+	男	無	8.041

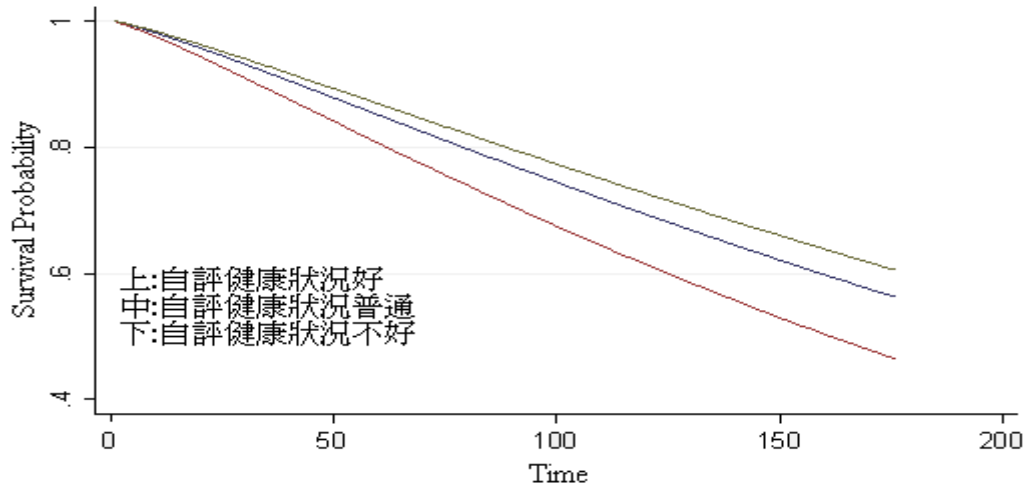


圖 4.9 脆弱韋伯時間相依模式之自評健康狀況調整存活曲線

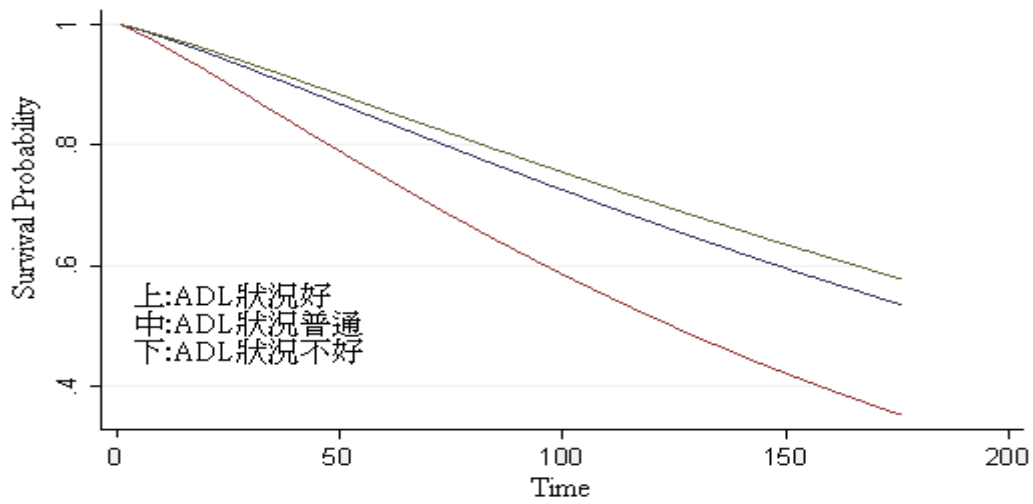


圖 4.10 脆弱韋伯時間相依模式之 ADL 狀況調整存活曲線

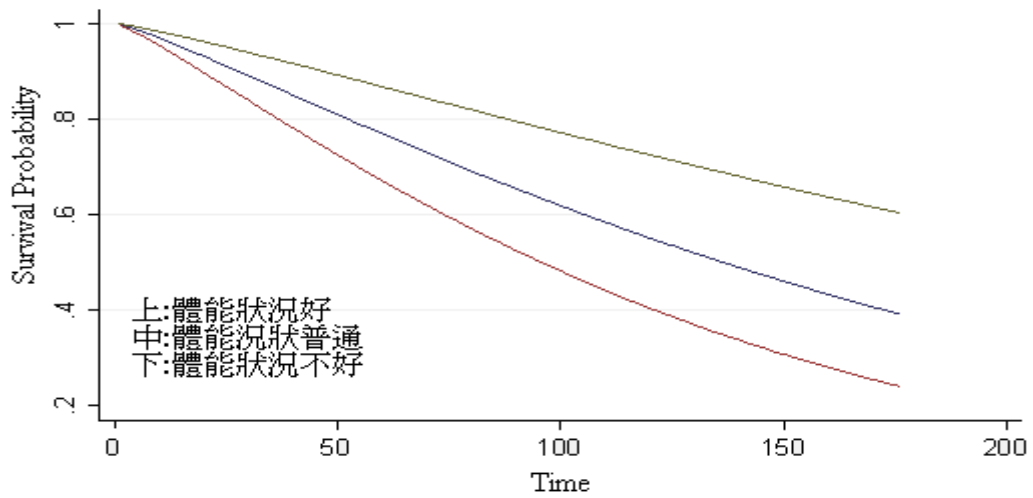


圖 4.11 脆弱韋伯時間相依模式之體能狀況調整存活曲線

第五章、結論

本研究為五期追蹤調查資料（分別為 1989、1993、1996、1999 及 2003 年），利用 Cox 模式選出八個預測探討老人存活狀況之相關變項，經驗證適合使用韋伯參數模式進行分析探討。因研究變數包含時間相依型變數（如：有無配偶、ADL 狀況、自評健康狀況、體能狀況及抽菸年數）可能隨時間改變而變化，表示於不同階段下，變數狀態可能發生改變，因此將時間相依模式納入考慮。另基於個體或群體間存在異質性，因此加入脆弱性調整模型，故本研究使用脆弱韋伯時間相依模型就老人存活相關因子進行深入探討。

研究結果發現，無論於 Cox 模式或韋伯模式皆顯示類似結果，背景特徵因子中，年齡越大死亡風險越高，存活機會遞減，女性存活機會高於男性，外省族群存活機會高於其他族群。身心狀況因子中，ADL 狀況、體能狀況及自評健康狀況越好者，存活機會越高。衛生行為因子與預期結果相同，有害健康變數對老人存活有影響，有抽菸者死亡風險較沒抽菸者高。家庭與環境因子則是無配偶者死亡風險較有配偶者高，顯示配偶存在有抵抗死亡風險作用。

由研究結果可知，Cox 時間相依模型與韋伯時間相依模型結果並無明顯差異（如表 4.1），且經驗證發現此筆資料符合韋伯模型，意謂此一資料可使用韋伯時間相依模型配適並無不妥。另由於個體間存在差異，若不考慮脆弱性，則可能出現不同個體有相同風險情況，此種情況並不合理，因此考慮於時間相依模型中加入脆弱性，將脆弱 Cox 時間相依模型與脆弱韋伯時間相依模型做比較（如表 4.3），發現不論是係數間之差異、標準差、p-value 及有效性並無明顯不同。另參數模型與半參數模型之差異在於有無固定之基線，因此參數模式較半參數模式容易估計參數，且研究過程中發現韋伯參數模型在配適此筆資料上並無不妥，因此選擇脆弱韋伯時間相依模型。

綜上所述，本研究可歸納以下幾項結論：

(1) 根據以往文獻選擇與老人存活密切關聯 15 個重要變數，其建構模式如圖 2.1，模式包括背景特徵、身心狀況、衛生行爲、家庭與環境和社會參與之組合並分別探討模式間差異。

(2) 利用 Cox 模型進行分析，經模式選擇結果，選出年齡、性別、有無配偶、族群、抽菸年數、ADL 狀況、體能狀況、自評健康狀況等與老人存活密切相關之 8 個變數。

(3) Cox 模式和韋伯模式如預期，均顯示年齡增長導致存活機會遞減外，女性存活機會遠高於男性。

(4) 族群中外省人存活機率較其他族群高，可能因當初來台灣之外省人大部分身分爲軍人，軍人體能狀況較一般人好。此外外省族老人（老榮民）比一般民眾較能接受機構式照顧。

(5) 考慮所有變項時，健康之身心狀況遠甚於教育程度、經濟狀況及抑鬱程度對老人存活影響，顯示身心狀況（ADL 狀況、體能狀況和健康自評）對老人存活影響至鉅。

(6) 無配偶存活機率低於有配偶者，顯示配偶存在具有阻抗死亡風險作用。

(7) 抽菸這項有害健康變數影響老人存活狀況，抽菸年數越長，存活機率越低，此乃預期之中。

(8) 本研究所選擇年齡、性別、族群、ADL 狀況、體能狀況、自評健康、抽菸年數及有無配偶等 8 個變項之模式足以預測老人存活狀況，可視爲影響老人存活之重要指標。

(9) 此外 $\ln(-\ln(S(t)))$ vs. $\ln(t)$ 圖形顯示大多數變數均符合韋伯分配及風險比例假設，另抽菸爲一連續變數，其殘差圖呈現散亂狀態亦顯示其符合模式配適結果。

本研究 14 年調查約 49% 死亡人數，其餘存活者爲設限資料，由於死亡人數有限未能全然代表全體老人存活狀態，因此未來追蹤調查再增加之死亡人數可進一步提供更精密存活分析結果，另由於個體間存在差異性，因此在分析時可將脆弱性加入討論。

參考書目

中文部分:

- 王香蘋 (2001)。台灣老人健康狀況與健康變化的性別經驗探討。嘉義：國立中正大學社會福利研究所博士論文。
- 林惠生 (2001)。台灣高齡人口十年間存活率之變化：族群間差異之比較分析。論文發表於兩岸人口老化問題與對策暨台灣人口替代與流動研討會。台北：台灣人口學會。
- 林正祥與林惠生 (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。

英文部分:

- Aalen, O. O. (1994). Effects of frailty in survival analysis. *Stat. Methods Med. Res.*,3, 227–2430.
- Aalen, O. O. (1988). Heterogeneity in survival analysis. *Statistics in Medicine*, 7, 1121 – 1137.
- Aalen, O. O. (1992). Modeling heterogeneity in survival analysis by the compound Poisson distribution. *Annals of Applied Probability* 4(2), 951 – 972.
- Beckett, M. K. et al. (2002). Social environment, life challenge, and health among the elderly in Taiwan. *Social Science and Medicine*, 55(2), 191-209.
- Bruce, B., Fries, J. F. & Hubert H. (2008). Regular vigorous physical activity and disability development in healthy overweight and normal-weight seniors: a 13-year study. *American Journal of Public Health*, 98(7),

1294-9.

- Clayton, D. G. (1978). A model for association in bivariate life tables and its application in epidemiological studies of familial tendency in chronic disease incidence. *Biometrika* 65(1), 141-151.
- Clayton, D. G., & Cuzick, J. (1985). Multivariate generalisations of the proportional hazards model. *Journal of the Royal Statistical Society, Series A* 148, 82-117.
- Cornman, J.C. et al. (2003). Social ties and perceived support: two dimensions of social relationships and health among the elderly in Taiwan. *Journal of Aging and Health*, 15, 616-644.
- Cornman, J.C. et al. (2004). Stability and change in the perceived social support of older Taiwanese adults. *Journal of Gerontology*, 59B(6), s350-s357.
- Glaser, K. et al. (2006). Fertility decline, family structure, and support for older persons in Latin America and Asia. *Journal of Aging and Health*, 18(2), 259-291.
- Glei, D. A. et al. (2005). Participating in social activities helps preserve cognitive function: an analysis of a longitudinal, population-based study of the elderly. *International Journal of Epidemiology*, 34(4), 864-871.
- Ho, S.H. (2008). Survival analysis of living arrangements and health care utilization in terms of total mortality among the middle aged and elderly in Taiwan. *Journal of Nursing Research*, 16(2), 160-168.
- Hougaard, P. (1995). Frailty models for survival data. *Lifetime Data Analysis 1*: 255-273
- Hougaard, P. (1986a). Survival models for heterogeneous populations

- derived from stable distributions. *Biometrika*, 73, 387-396.
- Hougaard, P. (1986b). A class of multivariate failure time distributions. *Biometrika* 73, 671-678.
- Hougaard P. (2000). *Analysis of multivariate survival data*. New York: Springer.
- Hsu, H.C. & Pwu, R.F. (2004). Too late to quit? Effect of smoking and smoking cessation on morbidity and mortality among the elderly in a longitudinal study. *Kaohsiung Journal of Medical Science*, 20(10), 484-491.
- Hsu, H.C. (2007). Does social participation by the elderly reduce mortality and cognitive impairment?. *Aging and Mental Health*, 11(6), 699-707.
- Kalbfleisch, J. D. & Prentice, R. L. (2002). *The Statistical Analysis of Failure Time Data*. Canada: Wiley Interscience.
- Kleinbaum, D. G., & Klein, M. (2005). *Survival Analysis: A Self-Learning Text*. New York: Springer.
- Klein, J. P., & Moeschberger, M. L. (2003). *Survival Analysis: Techniques for Censored and Truncated Data*. New York: Springer.
- Lan, T.Y. et al. (2007a). Areca nut chewing and mortality in an elderly cohort study. *American Journal of Epidemiology*, 165(6), 677-683.
- Lan, T.Y. et al. (2007b). Nighttime sleep, Chinese afternoon nap, and mortality in the elderly. *Sleep*, 30(9), 1105-1110.
- Lee, T.K. et al. (1995). Impact of alcohol consumption and cigarette smoking on stroke among the elderly in Taiwan. *Stroke*, 26(5), 790-794.
- Liu, X., Hermalin, A. I., & Chuang, Y. L. (1998). The effect of education on mortality among older Taiwanese and its pathways. *Journal*

of Gerontology: social sciences, 53B(2), S71-S82.

- McGilchrist, C. A., & Aisbett, C. W. (1991). Regression with Frailty in Survival Analysis. *Biometrics* 47, 461-466
- Mete, C. (2005). Predictors of elderly mortality: health status, socioeconomic characteristics and social determinants of health. *Health Economics, 14*, 135-148.
- Murphy, S. A. (1995) Asymptotic theory for the frailty model. *The Annals of Statistics* 23, 182-198.
- Ofstedal, M. B., Zimmer, Z. S. & Lin, H. S. (1999). A comparison of correlates of cognitive functioning in older persons in Taiwan and the United States. *Journals of Gerontology Series B-Psychological Sciences & Social Sciences* 54(5), S291-301.
- Seplaki, C.L. et al. (2006). Before and after the 1999 Chi-Chi earthquake: traumatic events and depressive symptoms in an older population. *Social Science and Medicine, 62*, 3121-3132.
- Tsai, A.C.H., Liou, J.C. & Chang, M.C. (2007). Interview to study the determinants of hypertension in older adults in Taiwan: a population based cross-sectional survey. *Asia Pacific Journal of Clinical Nursing, 16(2)*, 338-345.
- Vaupel, J. W., Manton, K. G., & Stallard E. (1979). The impact of heterogeneity in individual frailty on the dynamics of mortality. *Demography* 16(3), 439-454.
- Wang, H.P. (2006). Gender differences in hazard rate affecting death in the elderly population in Taiwan. *Kaohsiung Journal of Medical Science, 22(6)*, 277-285.

- Wu, S. C., Leu, S. Y. & Li, C. I. (1999). Incidence of and predictors for chronic disability in activities of daily living among older people in Taiwan. *Journal of the American Geriatrics Society*, 47(9), 1082-6.
- Wu, S.C. et al. (1994). Utilization of health services among the elderly in Taiwan. *Journal of National Public Health Association*, 13(2), 168-182.
- Yamaguchi, K. (1991). *Event History Analysis*, Newbury Park, California: Sage.
- Zimmer, Z. et al. (1998). Educational attainment and transitions in functional status among older Taiwanese. *Demography*, 35(3), 361-375.
- Zimmer, Z., Martin L. G., & Chang, M. C. (2002). Changes in functional limitation and survival among older Taiwanese, 1993, 1996, and 1999. *Population Studies* 56(3), 265-76.