

存活分析法應用於機車持有年限 之研究¹

A HAZARD-BASED ANALYSIS OF MOTORCYCLE HOLDING DURATION

張新立 Hsin-Li Chang²

葉祖宏 Tsu-Hung Yeh³

(93 年 7 月 8 日收稿, 93 年 10 月 18 日修改, 94 年 7 月 22 日定稿)

摘 要

本研究利用交通部統計處之機車使用狀況調查及行政院主計處公布之縣市總體社經資料, 結合監理車籍登錄系統來觀測特定樣本之機車持有歷程, 建構機車持有年限之 Cox 等比率危險模式。研究結果顯示, 持有中古車、購車之車齡越高、汽缸容量數越小、年維修成本越高、使用者越年輕、每週行駛里程越多、家中僅有唯一 1 輛機車, 以及車籍登記為大臺北地區等屬性, 均會增加結束機車持有的危險率。而縣市總體社經變數中, 縣市失業率越低、每千人小客車數越少、平均消費傾向越強, 以及恩格爾係數越低, 亦將增加結束機車持有之風險。進一步依報廢及過戶事件之風險性質不同分別建構競爭風險存活模式, 結果顯示報廢與過戶事件兩類存活模式, 在解釋變數顯著性與影響持有年限之危險率均具有明顯差異性存在。研究中並針對存在不確

-
1. 本研究承蒙交通部統計處、路政司, 以及中華電信數據分公司提供相關資料, 特此誌謝。
 2. 國立交通大學運輸科技與管理學系教授 (聯絡地址: 300 新竹市大學路 1001 號交通大學運輸科技與管理學系)。
 3. 國立交通大學運輸科技與管理學系博士班研究生暨交通部運輸研究所研究員 (聯絡地址: 105 臺北市敦化北路 240 號 7 樓交通部運輸研究所運輸安全組)。

定預期影響方向、競爭相反假設，以及與預期假設相反之解釋變數進行探討，最後對於研究限制包括動態屬性與真實持有期間、資料可能存在異質性，以及競爭風險模式之條件獨立性假設等三方面問題亦分別有所討論。

關鍵詞：持有年限；Cox 等比率危險模式；競爭風險；危險比

ABSTRACT

To explore the association between motorcycle holding duration and its determinant factors, We developed a design which linked the sampled data for motorcycle usage to the registered motorcycle information recorded in the Taiwan's Vehicle Registration System. The complete ownership duration of the sampled motorcycle owners could be observed by tracing the motorcycle registration records. Two kinds of Cox proportional hazard models, single risk and competing risk models, were separately applied to construct the regression relationships between the hazard rate of ownership termination and its influential factors including motorcycle conditions, user's attributes, and aggregate economic variables. The results showed that under the single risk model, the following characteristics, such as owning a used motorcycle, buying a older, used motorcycle at the beginning of owning, owning a motorcycle with a lower displacement and with a higher maintenance cost, running a higher kilometers by the users, having only one motorcycle in the household, and the motorcycle being registered in Great Taipei Area, would raise the hazard ratio as compared individually with their counterparts. In addition, aggregating economic variables including a lower unemployed rate, fewer numbers of passenger cars owned, a higher consuming propensity, and a lower Engel's coefficient in a city increased the difficulty of terminating motorcycle ownership in the city as well. On the other hand, two different natures of risk-specific events —transferring or discarding a motorcycle while ending its ownership— in the competing risk model revealed different patterns for the independent variables and the sensitivities for the hazard rates. Some variables with ambiguously influential direction and research limitations were also discussed in this study.

Key Words: Ownership duration; Cox proportional hazard model; Competing risk; Hazard ratio

一、緒 論

臺灣地區機車持有率極高，民國 89 年交通統計資料顯示，國內平均 1.95 人即擁有一輛機車，每戶則持有 1.71 輛，機車總量並已達 1142 萬輛^[1]。「機車持有年限」是探討機車持有行為的重要議題，從業者的角度，不同屬性分類之群體對於機車持有年期長短，關係業者對於機車設計、生產與行銷等策略定位；對政府部門而言，機車持有年限長短與特

性，不僅攸關國內運輸需求規劃與交通管理策略之擬訂，同時亦與空氣污染及環境品質密切相關。

國內以往已有部分研究對於機車使用年限進行推估，由於調查方法與資料來源不同，分析結果亦有許多差異。舉例而言，機車研究發展安全促進協會推估機車平均使用年限為 6.35 年，而監理單位報廢機車車齡則為 10.5 年，其他關於機車使用年限推估之相關研究如表 1 所示^[2]。機車持有或使用年限可能因政府之管理政策、機車車輛性能、機車使用狀況、主要使用者個人特性，甚至總體社經特性之不同而有所差異，國內以往相關研究多以機車平均使用年限之單變量為分析重點，而不同屬性變數對於機車持有或使用年限之影響，往往因實證資料取得困難性高而無法進一步發展。除上述問題外，部分研究對於機車持有或使用期間係透過問卷詢問，較缺乏客觀的界定，且多數研究係針對機車車齡衡量，而非車主實際之持有期間（如車主持有中古車，其持有年限應較車齡為短），因此所得到之車齡資料將無法作為特定持有人行為決策研究。此外，期間資料受到有限觀測期間之限制，常出現所謂資料設限（censored）問題，此現象將影響所採用之統計方法與分析之正確性，國內相關研究亦缺乏探討。

表 1 各種不同資料來源的機車平均使用年限

資料來源		機車平均使用年限
機車研究發展安全促進協會		6.35 年
交通部統計處（預估再使用之年限） （假設平均車齡 5 年）	（民國 86 年）	4.3 年（+ 5 年）= 9.3 年
	（民國 87 年）	4.6 年（+ 5 年）= 9.6 年
交通部統計處（合理限制使用年限）	（民國 86 年）	7.1 年
	（民國 87 年）	7.1 年
工研院機械所汰舊換新		10.1 年
監理單位報廢機車		10.5 年
盧昭暉等（機車定檢車齡分佈）		7.88 年
盧昭暉等（監理單位車齡分佈）		10.44 年

資料來源：修正自盧昭暉、李家雯^[2]。

機車持有年限研究屬隨時間改變之動態決策行為研究，即縱斷面（longitudinal）研究。縱斷面研究設計，常需針對特定觀測樣本進行長時間追蹤，以獲取研究所關切之發生事件所經歷的時間（如機車持有期間），以及該樣本在不同觀測時間點之動態屬性資料，從而可建立隨時間改變之屬性與事件發生歷經時間之關聯性。然縱斷面研究往往需要長時間追蹤，尤其對於事件發生屬於需歷經長時間之性質，所需成本與樣本數量龐大，短時間不易衡量。國內交通領域甚少針對相關動態運輸決策課題建立長時間追蹤調查研究或資料蒐集方式，因此研究機車持有期間首先即面臨資料取得困難的問題。為克服此困難，本研究

透過結合交通部統計處調查樣本與監理車籍資料之研究設計方法，考量在有限時間與成本下，取得機車持有期間之相關資料。

國外文獻對於以期間模式 (duration model) 探討隨時間變化之動態運輸決策行為研究逐漸受到重視，資料蒐集方法主要採時間段設計 (panel design) 方式，主要係因橫斷面資料不能有效捕捉隨時間改變的屬性資料，因此無法正確描述與時間有關之現象。期間模式又以危險率 (hazard rate) 為基礎之 (存活) 模式應用最廣。Hensher^[3]曾針對運輸研究領域中應用存活模式探討與時間因素有關的運輸現象，進行完整的回顧，其中包括事故分析、交通事故排除時間對公路容量降低之影響、動態旅運需求行為，以及小汽車持有期間等。存活模式之分析技術不僅是醫學與流行病學中相當重要的方法，其應用領域亦逐漸擴展至交通事故^[4,5]、旅運行為^[6]，以及經濟與廠商行為研究^[7]等方面。

另國外對於小汽車持有期間已有相當豐富的研究，Gilbert^[8]以長達 6 年半每月觀測之時間段資料，利用車輛、使用者屬性與總體經濟變數，分別建構置換新車、置換中古車、及報廢後不買車等三種小汽車持有期間模式 (假設三種決策間相互獨立)。De Jong^[9]利用受訪者回顧前一部車與目前持有的車輛所構成之時間段資料，建構持有期間模式、車輛型式選擇個體模式、年行駛公里與燃油效率迴歸模式等四個子模式，並透過政策變數之改變，模擬各類車輛持有比率之變化。Yamamoto^[10]曾運用不同時點蒐集特定家戶實際與預期持有小汽車之資料，以存活分析法分別建構小汽車實際持有期間模式與小汽車持有期間意向模式，模式中並引入車輛特定之誤差項，驗證可能因造成改變之未預期事件，而使受訪者意向與實際決策行為間存在明顯差異性。

基於國外文獻對於以存活分析法建構小汽車持有期間模式已證實具良好之應用性，本研究將針對臺灣地區機車持有年限，利用存活分析法探討機車持有之存活時間與影響持有行為結束之危險因子間的關聯性，構建機車持有年限之存活模式。受限於國內缺乏針對特定受訪者長期觀察其不同時點下相關特性之時間段資料，本研究主要利用交通部統計處民國 89 年針對全臺灣地區於民國 88 年全年機車使用狀況之調查樣本，與監理單位車籍資料連結，向後追蹤在本研究觀察期間內，相關樣本點在監理車籍登記資料中是否發生機車「報廢」與「過戶」事件之時間紀錄，並向前追蹤相關樣本點之車主持有該輛機車的起始時間紀錄，作為界定每輛機車被其車主持有之完整期間。

本研究進而利用交通部統計處調查問項，分別產生車輛及使用者屬性相關之變數，並運用行政院主計處民國 88 年之各縣市總體社經變數，以 Cox 等比率危險模式建構機車持有年限迴歸模式，依據發生「報廢」或「過戶」事件之性質視為相同或不同，而分別發展單一事件與競爭風險之存活模式。透過存活模式所建構風險因子與結束機車持有之關聯性，期作為國內運輸需求規劃之參考。

二、研究設計

2.1 機車持有存活期間界定

本研究設計採用交通部統計處民國 89 年 1 至 4 月，針對所抽樣之臺灣地區機車於民國 88 年全年使用調查資料為基礎，其中統計處所抽樣資料，係透過監理系統之車籍資料，以民國 88 年 12 月 15 日臺灣地區機車車輛數為抽樣母體，並透過縣市、機車出廠年份、排汽量等進行分層，再以系統抽樣法抽出所需樣本，透過郵寄方式取得 10,722 個樣本，樣本回收率為 39.8%^[11] (此與實際從統計處取得樣本數 10,780 個略有出入，應係分析調查結果後仍有微量樣本陸續回收所致)。

針對上述樣本之機車車牌號碼，透過監理系統之車籍資料，觀察民國 88 年 12 月 15 日至 93 年 2 月 15 日間，該輛機車是否發生「報廢」或「過戶」兩類事件，若有多次過戶事件，取其距民國 88 年 12 月 15 日最近一次之過戶之紀錄，並紀錄事件時間，若於期間內發生此兩類事件，表示民國 88 年 12 月 15 日所抽樣機車中回答統計處問卷之有效樣本，其車主結束該輛機車之持有；若未發生此事件，則表示該輛機車於 93 年 2 月 15 日時仍由原車主持有。此外，車主結束持有亦可能係因非主觀意願下如失竊、火災或交通事故損毀等原因，在車籍資料中並不易區別。監理系統中雖存在「失竊註銷」登記，惟檢視本研究樣本，在觀察期間中無任何機車曾登記「失竊註銷」，但有 213 筆資料登記「註銷」，277 筆資料顯示「繳銷」，由於無法確定繳註銷實際原因，且註銷或繳銷登記後車牌仍可重領，並不能確定表示該機車之車主是否已結束持有，同時在此類樣本數不大情形下，本研究將此類樣本剔除。

除觀察所抽樣機車於民國 88 年 12 月 15 日後之持有歷程，欲完整獲得該輛機車持有年限，必須同步向前追蹤其起始持有時間，因此同樣透過監理系統之車籍資料，追蹤該輛機車於民國 88 年 12 月 15 日前是否發生「過戶」事件，取其最近一次之過戶紀錄並記錄事件時間，即代表民國 88 年 12 月 15 日所抽樣之有效樣本，其車主於該日期開始持有該輛機車，該輛機車因經過過戶，表示車主取得之機車為中古車；若於民國 88 年 12 月前從未發生任何「過戶」事件，即以該輛機車之原發照日期作為起始持有日期，此類機車為新車。合併前述民國 88 年 12 月 15 日前、後之起始持有日期與事件發生日期或繼續持有日期，即可取得所抽樣之機車由一車主完整擁有之機車持有期間。

圖 1 即為上述研究設計之基本構想示意，其中民國 88 年 12 月 15 日為交通部統計處透過監理車籍系統所抽樣之登記機車，經觀測至民國 93 年 2 月 15 日終止，利用此 4 年 2 個月期間之車籍登記狀態變化，可追蹤其間機車是否發生報廢、過戶或繼續持有 (即設限資料)。

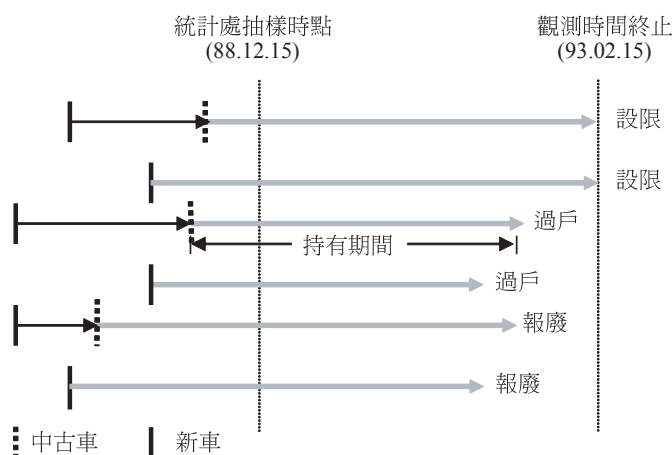


圖 1 機車持有年限觀測示意圖

2.2 資料來源

交通部統計處問卷係調查抽樣機車於民國 88 年全年機車使用狀況，其中包括豐富的機車使用狀況與主要使用者之個別屬性，可作為單一時段 (panel) 對於相關抽樣機車之性能、使用狀況及主要使用者屬性所作之觀測，前述提及縱斷面研究常需透過數個時間點之觀測取得相關屬性隨時間改變之資料，但本研究受到時間與成本限制，此階段暫無法進一步取得動態屬性變化，為研究之限制。此外，為進一步探討地區性總體社經變數對於不同區域之機車持有期間影響，配合統計處調查資料為民國 88 年之機車相關屬性，研究中進一步蒐集行政院主計處民國 88 年以縣市為區分之總體社經變數。因此，機車持有存活期間係透過前述監理系統車籍資料登錄進行界定，而預期對機車持有期間具顯著影響之因子，則區分為車輛變數、主要使用者個人屬性與縣市總體社經變數等三類，茲說明如後：

1. 車輛變數

- (1) 中古車：透過監理車籍資料，觀察民國 88 年 12 月 15 日前所發生最近一次的過戶事件，若所抽樣機車曾經在該時間前過戶，表示車主當時取得之機車為中古車，若無過戶紀錄，則該車主持有者為新車。
- (2) 購置該機車時之車齡：透過上述是否為中古車之過戶事件，同時記錄距民國 88 年 12 月 15 日前最近一次之過戶日期，透過該日期與機車之原始登檢領牌日期相減，即可獲知車主持有之中古車所購置時之車齡，若購置為新車其車齡設定為 0。
- (3) 機車汽缸容量數 (簡稱 cc 數) 分類：現行道路交通安全規則第三條區分機車分級為 50cc 以下、51~250cc 及逾 250cc 三級，惟此規定自民國 91 年 7 月 1 日起實施，本研究採交通部統計處所抽樣機車係於民國 88 年 12 月 15 日抽樣，故機車 cc 數之組成情況與新制無關，且由於自民國 69 年以來逾 150cc 機車禁止於國內領牌，直至 91

年 7 月 1 日開放，為探討不同機車分級在持有年限之差異，故採用 50cc 以下、51~150cc，以及逾 150cc 三級加以分類。

- (4) 機車之年維修成本：採用統計處調查民國 88 年全年維修成本之問項，取其組中點作為分析資料。

2. 個人屬性變數

- (1) 機車主要使用者年齡：採用統計處調查時對於使用者之年齡問項組中點，由於問卷回收期間集中於民國 89 年 1 至 4 月，故以民國 89 年 2 月作為問卷回收之平均時點，對於該時點所得之年齡，進一步將年齡變數調整為持有期間終止（機車報廢或過戶）或設限狀況（觀察期間終止）時之使用者年齡。
- (2) 每週行駛里程：透過統計處調查問卷中詢問主要使用者每週行駛天數，以及有行駛天數中每天行駛里程兩項問項估算每週行駛里程數。
- (3) 家戶中持有車輛組合：透過統計處調查問項中有關家戶擁有之交通工具，重新分類為家戶中僅擁有 1 輛機車、擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車、以及除前述兩類外之其他分類等三種組合。
- (4) 大臺北地區：透過監理車籍資料，區分機車登記地屬於臺北縣市與其他兩類。

3. 縣市總體社經變數

- (1) 失業率：行政院主計處公布之臺灣地區民國 88 年各縣市平均失業率。
- (2) 千人小客車數：行政院主計處公布之臺灣地區民國 88 年各縣市平均每千人小客車數。
- (3) 千人機車數：行政院主計處公布之臺灣地區民國 88 年各縣市平均每千人機車數。
- (4) 平均消費傾向：行政院主計處公布之臺灣地區民國 88 年各縣市平均消費傾向，其定義為家庭平均消費支出占平均可支配所得之比率。
- (5) 恩格爾係數：行政院主計處公布之臺灣地區民國 88 年各縣市恩格爾係數，其定義為家庭飲食類平均支出占平均消費支出之比率。

2.3 研究假設

1. 車輛變數

有關解釋變數對機車持有年限之預期影響方向，持有機車為中古車、購車時機車車齡愈高，表示車輛性能與堪用性均較新車差，因此預期此類機車之報廢或過戶之危險率均相對較高，持有年限因此較短，故以危險率作為模式化基礎之 Cox 迴歸模式而言，參數值預期均呈現正值。

在汽缸容量分類方面，逾 150cc 機車從民國 69 年起即禁止領牌，直到我國加入 WTO 後於民國 91 年 7 月才正式開放，此類機車價位昂貴，且用途多為玩賞性質，因此預期其報廢或過戶之危險率較低，而 50cc 以下之輕型機車相較於 51~150cc 機車之價位略低，因

此報廢或過戶之成本亦相對較少，故預期 cc 數愈低之分類越容易發生報廢或過戶事件，故相對於逾 150cc 機車，其他兩類之參數值均預期為正，且預期 50cc 以下之輕型機車其參數值應大於 51~150cc 機車。

維修成本越高，表示機車之狀態與堪用性較差，故報廢或過戶之機會越大，參數值對危險率之影響預期為正向。

2. 個人屬性變數

有關主要使用者年齡變數部分，年輕者可能除視所持有之機車為交通工具外，亦視其為個人對外形象之表徵，而年長者較易視機車為代步工具。在年輕族群較易喜新厭舊之心理狀態下，預期隨年齡降低，其機車持有報廢或過戶之機會越高，故參數值預期為負。從機車每週行駛里程變數觀之，行駛里程越長，表示機車之磨耗越大，使用壽命亦越短，因此報廢或過戶危險較高，校估參數值預期為正。

從家戶整體的觀點，若家戶人數規模、人口結構及旅運需求大致相同，擁有越多的車輛代表車輛間之替代機會越高，因此被抽樣調查之機車其持有年限應預期較長。而若家戶僅有 1 輛機車，顯示該輛機車為該家庭或特定成員從事活動的唯一私有運具，無其他可替代之私有運具，因此在使用上可能相對頻繁，對於機車之耗損較大，故報廢或過戶之危險率亦較高。然有關家戶特性等資料受限於原始調查項目無法獲得，此家庭規模、成員年齡組成等複雜因素，可能影響家戶中車輛組成情形與機車持有年限，因此本研究將家戶車輛組成區分為家戶中僅擁有 1 輛機車、擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車、以及除前述兩類外之其他分類等三種組合作為模式探索之用，至於對機車持有年限之預期影響，因家戶結構特性無法取得，以致影響方向並不明確。

另機車登記區分為是否屬大臺北地區，主要係因大臺北地區大眾運輸系統較為發達，為國內目前唯一有捷運營運的地區，且平均所得較高，因此，參數之預期方向可能有二，其一是大眾運輸對於機車有明顯之替代性，因此機車使用里程或耗損均較其他地區低，機車堪用性較高，故發生報廢或過戶事件之危險率較低，參數預期為負；其二則是，大眾運輸工具對於機車使用之替代性有限，平均所得較高顯示平均消費能力較強，因此有加速機車報廢或過戶之可能性，參數預期則為正。

3. 縣市總體社經變數

另有關總體變數方面，主要係透過機車所登記之不同縣市總體社經狀況差異，提供模式校估參數之變異性，失業率越高之縣市，表示總體經濟情況較差，消費行為亦將趨於保守，因此機車報廢或過戶事件的時間應會拉長，參數預期呈現負值。

由於小客車與機車均屬私人運具，具某種程度之替代性，因此千人小客車數越高之縣市，顯示對於機車使用之替代性或替代機會越高，機車使用頻率及磨耗較低，故報廢或過戶之危險率較低，參數預期則為負。而縣市千人小客車數與機車數具顯著之負相關（相關係數為-0.38），顯示千人機車數越高，代表以機車為主要運具之縣市，其他運輸方式之替代性可能偏低，因此機車使用頻率高、磨耗大，機車持有期間短，報廢或過戶之可能性較

高，參數預期為正值。

平均消費傾向表示家庭平均消費支出占平均可支配所得，其比率越高，機車汰換可能較高，因此報廢或過戶之危險率增加，參數預期則為正。最後，恩格爾係數則定義家庭飲食類平均支出占平均消費支出之比率，係數越高，表示消費支出可用於耐久財之比率可能性越低，因此對於所持有機車之汰換危險率將減少，參數預期為負值。相關解釋變數對於存活模式校估參數影響之預期方向性如表 2 所示。

表 2 模式參數對發生報廢或過戶事件危險率之預期方向性

解釋變數	模式參數之 預期方向性	解釋變數	模式參數之 預期方向性
車輛變數		縣市總體變數	
中古車	+	失業率	—
購車車齡	+	千人小客車數	—
cc 數 (1)	+	千人機車數	+
cc 數 (2)	+	平均消費傾向	+
Log _e (年維修成本)	+	恩格爾係數	—
使用者變數			
使用者年齡	—		
週行駛里程	+		
家戶車輛數組合 (1)	?		
家戶車輛數組合 (2)	?		
大臺北地區	?		

三、研究方法

3.1 存活分析概述

存活分析是利用統計方法，以研究某群個體在經過某一特定時間後，會發生某特定事件之機率分析，而此特定時間的長度稱為存活時間 (survival time)，此特定事件則稱為失敗 (failure)，在醫學或流行病學常以死亡、疾病發生、疾病復發或康復代表該特定事件^[12]。而就車輛持有 (或使用) 狀態而言，依研究目的不同，存活時間可能代表車主對於一輛新車或中古車持有 (或使用) 時間，失敗事件則可能代表不再繼續持有該車輛，可能包括置換 (新車或中古車)、報廢不再購買或失竊等，惟就監理車籍資料登錄狀態觀之，車主不再持有主要包括報廢、過戶或 (失竊) 註銷。

在存活分析中，存活時間為一重要變數，一般而言，定義存活時間有三項基本要求^[13]：

1. 存活時間的量測起點必須明確。
2. 存活時間的量測單位必須加以定義。
3. 存活時間的量測終點必須明確，亦即失敗事件必須加以定義。

大部分之存活分析需考量一關鍵問題即設限資料 (censored data)，所謂設限資料代表對於存活時間僅有部分資訊，而缺乏正確完整之資訊，但存活分析的優點並非將設限資料捨去，而是將其有用部分納入分析，以避免刪除設限資料所造成之偏誤，設限資料存在原因通常有三：

1. 研究結束時，研究個體尚未經歷失敗事件。
2. 研究期間失去對於研究個體之追蹤。
3. 研究個體在研究期間內發生脫離。

本研究係透過監理車籍之登錄資料作為抽樣機車車主是否結束其機車之持有，因此設限資料主要來源為觀測期間終止，研究個體尚未發生報廢或過戶事件，而不會發生對於研究個體之失去追蹤或在研究期間內研究個體發生脫離之現象。一般之基礎應用，可利用建立存活表 (survival table) 或以 Kaplan-Meier 法 (簡稱 KM 法)，觀察某群個體在不同存活時間之累積存活率，以了解特定事件發生之存活經驗。若需深入探討存活時間與危險因子間之關聯性時，則必須進一步建構存活模式。

綜合而論，存活分析法之優點，主要可將發生特定事件所經歷之時間加以模式化，因此常被用來作為前向性 (prospective) 研究的分析工具，而向後性 (retrospective) 研究，亦可經由受調查者回顧事件發生之時間資料來運用此項分析技術。然當觀察期間受限，或部分被觀察之樣本於觀察期間發生脫離，即產生設限資料，存活分析法是專門用以處理設限資料的分析方法。此外，由於發生特定事件的時間恆為正，時間資料可能並非呈現常態分布，因此傳統之最小平方方法迴歸方程無法適用，存活分析法則提供多樣化的模化技術，包括屬半參數式的 Cox 等比率危險 (Cox proportional hazard) 模式及參數式的加速失敗時間 (accelerated failure time, AFT) 模式可供建立模型。

3.2 Cox 等比率危險模式

在建構機車持有年限存活模式前，必須先針對機車持有之存活時間 T 所構成的存活函數、機率密度函數與危險函數加以定義。假設機車持有之存活時間 T 為一非負之連續型隨機變數，則 T 之累積分配函數 (cumulative distribution function) $F(t)$ 表示機車持有之存活時間 T 小於時間點 t 之累積機率，其數學式表示為^[14]

$$F(t) = \Pr(T \leq t) = \int_0^t f(x)dx, \quad \forall t \geq 0 \quad (1)$$

所以，機車持有期間存活至時間 t 之存活函數 (survival function) $S(t)$ 為

$$S(t) = 1 - F(t) = \Pr(T \geq t) = \int_t^{\infty} f(x)dx, \quad \forall t \geq 0 \quad (2)$$

若對 $F(t)$ 做一階微分，則可獲得機車持有存活時間 T 之機率密度函數 (probability density function) $f(t)$ 為

$$f(t) = \frac{dF(t)}{dt} = -\frac{dS(t)}{dt} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0^+} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t}, \quad \forall t \geq 0 \quad (3)$$

而危險函數 (hazard function) $h(t)$ 之定義為：給定機車持有之存活時間 $T \geq t$ ，而在時間點 t 之瞬間發生機車過戶或報廢事件之條件失敗率

$$h(t) = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t | T \geq t)}{\Delta t} = \lim_{\Delta t \rightarrow 0} \frac{\Pr(t \leq T < t + \Delta t)}{\Delta t \cdot \Pr(T \geq t)} = \frac{f(t)}{S(t)}, \quad \forall t \geq 0 \quad (4)$$

亦即機車持有在時間點 t 發生過戶或報廢事件之危險函數值，將等於機車持有在時間點 t 之存活時間機率密度函數與存活函數之比值。

存活分析通常運用危險函數探討特定危險因子或變數與存活時間之關聯性，若我們能明確知道危險率隨時間不變、遞增、遞減或先遞增後遞減之特定型態函數，可將危險函數界定為指數 (exponential)、韋布 (Weibull) 或對數常態 (lognormal) 型態之模式，但一般情況下並無法確定正確之函數型態，因此常用 Cox 等比率危險模式 (或稱 Cox 迴歸模式) 構建存活模式。

Cox 等比率危險模式雖屬半參數模式，即並未指定基準危險函數 (baseline hazard) 之型式 (此函數視為干擾項不必校估)，但由於該模式適用彈性非常大，若正確模式呈韋布型態，Cox 迴歸模式將趨近於韋布模式；若正確模式呈指數型態，Cox 迴歸模式將趨近於指數模式^[12]。另 Cox 迴歸模式之參數校估主要透過偏概似函數 (partial likelihood function) 之最大化方式求解，參數估計值雖不具備統計之效率性，但仍具備統計之一致性與趨近常態分配之特性，因此在大樣本時，參設估計值呈現不偏性與趨近常態分配等性質^[15]。

存活分析法依採用模型的不同，在應用時有不同的限制。Cox 等比率危險模式在應用時，當出現大量相同存活時間 (即 tied) 資料，必須採趨近法校估 Cox 之偏概似函數^[15]。此外當 Cox 迴歸模式之屬性變數在不同時點之等比率危險假設不存在時，可採用分層式的 Cox 程序或採用與時間相依之變數來進行模式之建構^[12]。

本研究以 Cox 迴歸模式建構機車持有年限與相關解釋變數 (包括車輛變數、使用者屬性、及縣市總體社經變數) 間之存活模式。Cox 等比率危險模式之型態如下：

$$h(t|X, \beta) = h_0(t) \times e^{\sum_{i=1}^p \beta_i X_i} \quad (5)$$

其中 $h_0(t)$ ：表示基準危險函數；

β_i ：對應於解釋變數 i 之待校估參數， $i = 1, 2, \dots, p$ ；

X_i ：車輛變數、使用者屬性及縣市總體社經變數等解釋變數 i ， $i = 1, 2, \dots, p$ 。

假設有 n 個車主之機車持有期間樣本，其中有 k 個於觀察時間內發生報廢或過戶事件， $n - k$ 個為設限資料， k 個機車持有存活時間記為 $t_{(1)} < t_{(2)} < \dots < t_{(K)}$ ，而 $R_j = R(t_{(j)})$ 表示在時間 $t_{(j)}$ 的風險集合 (risk set)，此風險集合中任一樣本點 $l (\in R_j)$ 發生事件或設限時間均大於或等於 $t_{(j)}$ ，亦即指在時間 $t_{(j)}$ 前，所有繼續持有其機車且未發生設限狀況的車主之集合。故模式參數值之校估係利用 Cox 建議之偏概似函數^[14]，即：

$$L(\beta) = \prod_{j=1}^k \left(\frac{e^{X_{(j)}\beta}}{\sum_{l \in R_j} e^{X_l\beta}} \right) \quad (6)$$

其中 $X_{(j)}$ 是機車在時間 $t_{(j)}$ 發生報廢或過戶事件之解釋變數向量 (含有上述 p 個解釋變數)， β 為所對應之待校估參數向量。

利用最大概似法可校估相關參數，另以概似比統計量 (likelihood ratio statistics) 檢定參數所對應之解釋變數對整體模式的解釋能力。此外，就模式個別變數或數個變數組合之應用方面，常利用危險比 (hazard ratio，簡稱 HR) 作為不同變數值間，其事件發生危險率之相對差異性比較，其定義如下

$$\hat{HR} = \frac{\hat{h}(t|X^*, \hat{\beta})}{\hat{h}(t|X, \hat{\beta})} = e^{\sum_{i=1}^p \hat{\beta}_i (X_i^* - X_i)} \quad (7)$$

其中， $X^* = (X_1^*, X_2^*, \dots, X_p^*)$ 及 $X = (X_1, X_2, \dots, X_p)$ 分別代表兩組不同之解釋變數向量組合，而 $\hat{HR}$ 、 $\hat{h}$ 及 $\hat{\beta}$ 則分別表示危險比、危險函數及參數估計值。由於給定兩組解釋變數向量後，兩者間之危險比呈固定比值，並不隨時間改變，此即為 Cox 迴歸模式被稱為等比率危險模式之原因。上式中若 $\hat{HR} > 1$ ，表示 X^* 變數組合發生機車報廢或過戶之危險率較 X 變數組合為大，亦即 X^* 變數組合下機車持有之期望存活時間較 X 變數組合為短。

此外，雖然 Cox 等比率危險模式係採危險率的概念來建立數學模式，Cox 迴歸模式經校估後，可在給定任一組特定解釋變數值，將模式轉換成所對應的固定存活曲線 (adjusted survival curve)，利用此存活曲線並可估計機車特有年限之相關特徵值^[12]。

3.3 競爭風險存活模式

本研究中車主終止繼續持有其機車之事件包括報廢或過戶兩類，由於報廢事件的發生往往表示機車已不堪用或損壞 (毀)，所剩之殘餘價值十分有限；然過戶事件係將機車轉賣 (手) 給其他車主，機車多半仍可使用且尚存一定之殘餘價值。此兩種不同之風險原因所造成結束機車持有，可能隱含著不同的解釋因子，可運用競爭風險 (competing risk) 存活模

式加以探討。

競爭風險存活分析可利用潛在變數方法加以模式化，首先令 T_j 表示因風險 j ($j = 1, 2, \dots, r$) 所引發的有關結束機車持有的潛在隨機時間變數，就每一個車主而言，此潛在隨機變數中僅有特定風險引發的最短時間才能被觀察到，本研究中引發機車結束持有的風險僅有報廢或過戶兩種，因此若某機車因過戶而被結束持有，則我們將無法觀察到報廢事件所引發的終止持有，反之亦然。競爭風險之存活分析主要引入特定風險下的危險函數，即 $h_j(t|X_j, \beta_j)$ ，其中 $j = 1, 2, \dots, r$ ，同時並隱含著特定風險下的存活函數 $S_j(t|X_j, \beta_j)$ 與機率密度函數 $f_j(t|X_j, \beta_j)$ [16]。

由於競爭風險模式涉及不同特定風險下之哪一種風險先發生的競爭現象，因此各風險之間可能存在相關性或相互獨立，由於假設各特定風險間存在條件獨立性 (conditional independence) 具容易操作之統計特性，且各風險間之關聯性建立應就所研究問題特性構築在實證基礎上，在缺乏以往文獻對於機車報廢及過戶風險因素間其關聯性的研究基礎下，本研究假設發生兩種事件風險存在條件獨立性。因此，符合條件獨立性假設之競爭風險存活模式其理論基礎介紹如下。首先，整體危險函數定義為 r 個不同風險下個別危險函數之和：

$$h(t|X, \beta) = \sum_{j=1}^r h_j(t|X_j, \beta_j) \quad (8)$$

假設車主 i 係因為風險 j 在時間 t_i 發生事件，表示在時間 t_i 前不會因風險 j 以外之其他風險 j' ($j' \neq j$) 引發事件，因此車主 i 對於概似函數之個別貢獻度如下所示：

$$L_i = f_j(t_i|X_{ij}, \beta_j) \prod_{j' \neq j} S_{j'}(t_i|X_{ij'}, \beta_{j'}) \quad (9)$$

利用 $f_j(t_i) = h_j(t_i)S_j(t_i)$ 可將上式簡化為：

$$L_i = h_j(t_i|X_{ij}, \beta_j) S(t_i|X_i, \beta) \quad (10)$$

假設有 n 個樣本點，可得到因風險 j 所引發事件之概似函數如下：

$$L(\beta_j) = \prod_{j=1}^r \prod_{i=1}^n h_j(t_i|X_{ij}, \beta_j)^{\delta_{ij}} S_j(t_i|X_{ij}, \beta_j) \quad (11)$$

其中， δ_{ij} 為指標變數， $\delta_{ij} = 1$ 表示 i 車主因風險 j 所引發事件， $\delta_{ij} = 0$ 則表示其他狀況 (指風險 j 以外之其他風險所引發之事件或為設限樣本點)。因此從上式中可發現，具條件獨立性之競爭風險模式，僅需將樣本點中所關切之特定風險 j 單獨視為事件發生原因，而將其他類別之風險視為隨機設限資料來進行模式校估。

四、實證分析

4.1 基本特徵分析

1. 機車持有年限

表 3 為整體樣本在不同事件分類下之機車持有年限，其中在本研究觀察期間內，出現報廢事件樣本數為 1,362 個，報廢中位年限為 10.92 年，平均報廢年限為 11.04 年，平均數 95% 信賴區間 (10.77 年, 11.31 年)。過戶事件樣本數為 1,772 個，過戶中位年限為 5.89 年，平均過戶年限為 6.99 年，平均數 95% 信賴區間 (6.74 年, 7.22 年)。將機車報廢與過戶事件合併後之基本統計量，在 3,134 個結束機車持有事件中，機車持有年限中位數為 7.52 年，平均數為 8.75 年，此兩項集中趨勢統計量均介於單獨分析報廢或過戶持有年限，平均數之 95% 信賴區間為 (8.52 年, 8.95 年)。而繼續持有機車 (即於觀察期間未觀測到報廢或過戶事件) 之中位數及平均持有年限分別大於 8.78 年及 10.29 年。

表 3 合併報廢及過戶事件之機車持有年限

事件	樣本數	持有年限			
		中位數	平均數	平均數之標準誤	樣本之標準差
繼續持有*	7215	8.78 ⁺	10.39 ⁺	0.06	5.36
報廢及過戶合併	3134	7.52	8.75	0.10	5.58
(報廢)	(1362)	(10.92)	(11.04)	(0.14)	(5.26)
(過戶)	(1772)	(5.89)	(6.99)	(0.12)	(5.16)
總計	10349	8.43 ⁺	9.82 ⁺	0.05	5.47

註：數字後加“+”表示持有年限大於該數字 (如 8.78⁺ 表示 > 8.78)。

2. 解釋變數定義

本研究利用 Cox 等比率危險模式建構機車持有年限之存活模式，在解釋變數選擇上，運用機車車輛特性分類、使用者屬性分類、與縣市總體社經特性分類等三種屬性變數，分別進行單一事件模式 (模式 1 及模式 2) 及競爭風險模式 (模式 3 及模式 4) 之參數校估，表 4 所示為本研究所採用之解釋變數與變數定義。

車輛變數包括車主所持有的是否為中古車、購置該機車時之車齡 (新車為 0)、機車 cc 數分類 (區分為 50cc 以下, 51~150cc 及逾 150cc 三級)，以及機車之年維修成本取 log 值。使用者變數包括機車主要使用者年齡、每週行駛里程、家戶中持有車輛組合 (區分為僅擁有 1 輛機車、擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車、以及除前述兩類外之其他分類)、以及機車

表 4 存活模式引用之解釋變數與變數定義

解釋變數	定 義
車輛變數	
中古車	中古車為 1；新車為 0
購車車齡	車主購買其所持有機車之車齡 (年)
cc 數 (1)	機車排氣量 50cc 以下為 1；其他為 0
cc 數 (2)	機車排氣量 51~150cc 為 1；其他為 0
Log_(年維修成本)	民國 88 年機車全年維修費用 (元) 取 log 值
使用者變數	
使用者年齡	機車主要使用者年齡 (歲)
週行駛里程	機車每週行駛里程數 (公里)
家戶車輛數組合 (1)	家戶擁有 1 輛機車且無汽車為 1；其他為 0
家戶車輛數組合 (2)	家戶擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車為 1；其他為 0
大臺北地區	機車車籍登記地為臺北縣 (市) 為 1；其他為 0
縣市總體社經變數	
失業率	民國 88 年臺灣地區各縣市之平均失業率 (%)
千人小客車數	民國 88 年臺灣地區各縣市之平均每千人小客車數
千人機車數	民國 88 年臺灣地區各縣市之平均每千人機車數
平均消費傾向	民國 88 年臺灣地區各縣市之家庭平均消費支出佔平均可支配所得之比率 (%)
恩格爾係數	民國 88 年臺灣地區各縣市之家庭飲食類平均支出佔平均消費支出之比率 (%)

登記地是否屬於臺北縣市等。縣市總體社經變數主要利用行政院主計處針對各縣市民國 88 年情況所作調查，包括該年之縣市失業率、千人小客車數、千人機車數、平均消費傾向 (即家庭平均消費支出佔平均可支配所得之比率)，以及恩格爾指數 (家庭飲食類平均支出佔平均消費支出之比率) 等。相關變數中包括中古車與否、機車 cc 數分類、大臺北地區與否，以及家戶車輛數組合等四項變數為類別變數，其餘均為連續變數。

3. 解釋變數特徵值

各解釋變數之特徵值如下表 5 所示 (類別變數以各分類所占百分比表示，連續變數則以平均數及標準差表示)。在類別變數方面，車主持有之車輛屬中古車者所占比率為 29.6%；50cc 以下、51~150cc 及逾 150cc 分別為 37.0%、60.4%及 2.6%；家戶車輛僅擁有 1 輛機車者占 7.2%、擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車者占 11.6%、其他家戶汽機車組合方式占 81.2%；車輛登記地屬臺北縣市者占 23.8%。

在連續變數方面，車主持有之機車其購車時之平均車齡為 1.70 年，而機車年平均維修成本約為 1896 元，機車主要使用者之年齡約為 43 歲，平均每週行駛里程約為 59 公里，

此外，縣（市）總體變數顯示，民國 88 年平均失業率為 2.87%，平均每千人小客車數為 202 輛、平均每千人機車數為 508 輛、平均消費傾向為 72.59%、以及恩格爾係數為 24.77%。

表 5 解釋變數之基本特徵值

解釋變數	類別變數之百分比	連續變數之平均數 (標準差)
車輛變數		
中古車	29.6%	—
購車車齡 (年)	—	1.70 (3.52)
cc 數 (1)	37.0%	—
cc 數 (2)	60.4%	—
年維修成本 (元)	—	1895.66 (1545.70)
使用者變數		
使用者年齡 (歲)	—	42.55 (12.94)
週行駛里程 (公里/週)	—	59.19 (65.62)
家戶車輛數組合 (1)	7.2%	—
家戶車輛數組合 (2)	11.6%	—
大臺北地區	23.8%	—
縣市總體變數		
失業率 (%)	—	2.87 (0.73)
千人小客車數 (輛)	—	201.84 (26.11)
千人機車數 (輛)	—	507.87 (72.08)
平均消費傾向 (%)	—	72.59 (4.52)
恩格爾係數 (%)	—	24.77 (2.58)

4.2 機車持有年限單一事件存活模式

本研究先透過合併機車報廢及過戶事件，將機車車主對其機車終止持有事件視為單一事件，即不區分事件本身的性質，利用 Cox 等比率危險模式建構之機車持有年限存活模式。依據解釋變數選擇之不同區分為模式 1 及模式 2，模式 1 僅採用機車車輛特性與使用者屬性兩類變數；模式 2 除採用模式 1 之車輛與使用者變數外，進一步加入縣（市）總體特性分類變數，有關模式 1 及模式 2 校估結果如表 6 所示。

1. 模式 1

從表 6 之模式 1 概似比統計量 $1028.36 > \chi^2_{10,0.05} (= 18.31)$ 得知，模式所有參數值不全為 0，故模式顯著。從個別參數值觀之，所有車輛屬性變數均在 $\alpha = 0.01$ 信賴水準下顯著，且對於危險率之影響均為正向，與預期相符。其中，若車主持有機車為中古車，校估參數

值為 0.856，當固定其他變數值不變（相同）前提下（後續討論危險率均在一次變動一個變數，其他變數不變前提下），中古車相對於新車之危險比為 2.35 ($= e^{0.856}$)，顯示持有為中古車者，其機車發生報廢或過戶事件之危險率顯著高於持有新車者，亦即中古車之持有期間較新車為短。同理，持有機車在購買時若車齡多 1 年，其危險率為 1.053，亦即危險率增加 5.3% ($= 1.051 - 1$)。機車 cc 數分類方面，50cc 以下及 51~150cc 機車，其相對於逾 150cc 機車之危險率分別為 2.80 及 2.37，顯示 50cc 以下輕型機車及 51~150cc 重型機車，其持有年限均較逾 150cc 機車短，且 50cc 以下輕型機車又較 51~150cc 重型機車持有年限略短。在年維修成本方面，年維修成本增加 e (≈ 2.72) 倍，危險率增為原來的 1.13 倍。

在使用者屬性變數方面，機車主要使用者年齡增加 1 歲，機車發生報廢或過戶的危險率變為原來的 0.968 倍，亦即減少 3.2%，與預期之結果相同。每週行駛里程增加 1 公里，危險率增加 0.1%，亦與預期之結果相同。而家戶車輛數組合方面，家中僅有唯一 1 輛機車者，該機車發生報廢或過戶事件之危險率較參考組（即除表 5.2 中家戶車輛數組合 (1) 與家戶車輛數組合 (2) 外之其他分類組合）增加 20.2%，然家中擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車者，其機車發生報廢或過戶之機會較參考組略小，但在 $\alpha = 0.1$ 信賴水準下尚不顯著。此外，在大臺北地區變數部分，本研究前述有兩種相反假設之可能方向，一為大眾運具替代性效應，可能促使大臺北地區機車持有年限增加，另一為平均高所得之消費能力效應，則可能促使機車持有年限縮短，實證結果顯示，大臺北地區相對於其他縣市，其模式校估參數值為正 (0.359)，亦即相對於其他縣市，機車發生報廢及過戶事件之危險率高出 43.2%，因此本研究結果似較支持大臺北地區之高消費能力效應，而非大眾運具對於機車之替代性效應。

2. 模式 2

表 6 中模式 2，除納入模式 1 之車輛變數及使用者變數外，進一步探索縣市總體社經變數對於機車持有年限之影響。從模式整體統計檢定而言，概似比統計量 $1004.66 > \chi^2_{14,0.05}$ ($= 23.68$)，故模式顯著。另就模式 2 與模式 1 相較，其概似比統計量為 $76.30 > \chi^2_{4,0.05}$ ($= 9.47$)，顯示增加 4 項縣市總體變數，對於模式顯著性之改善具顯著效果。

另就個別變數之顯著性而言，模式 2 在增加 4 項縣市總體變數後，其車輛變數及使用者變數對於存活模式之影響，不論在參數校估值與參數之預期方向性均無重大改變，尤其是 4 項車輛變數對於機車發生報廢或過戶事件之危險率影響，兩個模式均呈現相對穩定之現象。使用者變數僅在部分參數值之大小略有改變，預期方向性則未受影響，其中較有差異者為家中擁有 1 輛機車且有 1 輛汽車者，其機車發生報廢或過戶之危險比較參考組為小 (0.87)，且在 $\alpha = 0.05$ 信賴水準下顯著。此外，大臺北地區相較於其他縣市之危險比高出 23.7%，然較模式 1 之 43.2% 為低。

在縣市總體變數方面，4 項變數在 $\alpha = 0.05$ 信賴水準下個別均顯著，且參數對危險率影響之方向均與預期相符。當縣市失業率增加 1%，該縣市機車發生報廢或過戶之危險比減少為原來的 0.789 倍，亦即減少 21.1%。當縣市每千人小客車數增加 1 輛，機車發生報廢或過戶之危險比減少為原來的 0.998 倍，即少 0.2%。縣市平均消費傾向增加 1%，機車

發生報廢或過戶之危險率增加 1.9%。而當縣市之恩格爾係數增加 1%，該縣市機車發生報廢或過戶事件之危險率減少 3.5%。

表 6 Cox 等比率危險模式參數校估結果 (單一事件)

解釋變數	模式 1		模式 2	
	β (S.E.)	e^{β}	β (S.E.)	e^{β}
車輛變數				
中古車	0.856 ^a (0.066)	2.354	0.905 ^a (0.066)	2.472
購車車齡	0.051 ^a (0.008)	1.053	0.048 ^a (0.008)	1.049
cc 數 (1)	1.031 ^a (0.137)	2.804	1.034 ^a (0.137)	2.812
cc 數 (2)	0.863 ^a (0.133)	2.369	0.846 ^a (0.134)	2.331
Log _e (年維修成本)	0.122 ^a (0.024)	1.130	0.126 ^a (0.024)	1.134
使用者變數				
使用者年齡	-0.033 ^a (0.002)	0.968	-0.033 ^a (0.002)	0.968
週行駛里程	0.001 ^a (< 0.001)	1.001	0.002 ^a (< 0.001)	1.002
家戶車輛數組合 (1)	0.184 ^b (0.081)	1.202	0.158 ^b (0.081)	1.172
家戶車輛數組合 (2)	-0.112 (0.071)	0.894	-0.138 ^b (0.071)	0.871
大臺北地區	0.359 ^a (0.049)	1.432	0.213 ^a (0.070)	1.237
縣市總體變數				
失業率	—	—	-0.237 ^a (0.033)	0.789
千人小客車數	—	—	-0.002 ^b (0.001)	0.998
平均消費傾向	—	—	0.019 ^a (0.007)	1.019
恩格爾係數	—	—	-0.036 ^a (0.009)	0.965
樣本數	7395		7395	
設限樣本數 (百分比)	5103 (69.01%)		5103 (69.01%)	
LL(0)	-18348.99		-18348.99	
LL(β)	-17834.81		-17796.66	
概似比統計量： -2(LL(0)-LL(β))	1028.36		1104.66	
自由度	10		14	
顯著度 (P 值)	< 0.001		< 0.001	

註：a、b、c 分別表示所校估之參數在 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準下異於 0。

4.3 機車持有年限競爭風險存活模式

前述模式 1 及模式 2 將機車報廢及過戶事件視為單一事件，本節則依據報廢及過戶事件性質之差異，建立兩類事件之競爭風險存活模式。由於對此兩事件間之相互關連性並無既有文獻可資參考，因此本研究假設此兩事件之發生間彼此相互獨立。分析獨立事件中任一風險事件之存活模式，僅需在利用 Cox 等比率危險模式時，將其他事件視為設限資料，具簡便之統計特性。研究中同時納入機車車輛特性、使用者屬性，以及縣（市）總體特性分類變數，分別依據報廢事件及過戶事件之不同，建構兩事件間之競爭風險存活模式，模式校估結果如表 7 中之模式 3 及模式 4 所示。

表 7 Cox 等比率危險模式參數校估結果（競爭風險事件）

解釋變數	模式 3 (報廢事件)		模式 4 (過戶事件)	
	β (S.E.)	e^{β}	β (S.E.)	e^{β}
車輛變數				
中古車	1.511 ^a (0.114)	4.530	0.786 ^a (0.059)	2.194
購車車齡	0.086 ^a (0.012)	1.090	—	—
cc 數 (1)	1.468 ^a (0.212)	4.340	0.726 ^a (0.179)	2.067
cc 數 (2)	1.254 ^a (0.206)	3.503	0.548 ^a (0.175)	1.730
Log _e (年維修成本)	0.064 ^c (0.036)	1.066	0.166 ^a (0.031)	1.181
使用者變數				
使用者年齡	-0.022 ^a (0.003)	0.978	-0.039 ^a (0.002)	0.961
週行駛里程	—	—	0.002 ^a (< 0.001)	1.002
家戶車輛數組合 (1)	—	—	0.165 ^c (0.103)	1.179
家戶車輛數組合 (2)	—	—	-0.329 ^a (0.096)	0.720
縣市總體變數				
失業率	-0.457 ^a (0.053)	0.633	—	—
千人小客車數	—	—	-0.006 ^a (< 0.001)	0.994
千人機車數	—	—	-0.003 ^a (< 0.001)	0.997
平均消費傾向	0.037 ^a (0.009)	1.038	—	—
恩格爾係數	-0.037 ^a (0.012)	0.963	—	—
樣本數	7373		7395	
設限樣本數 (百分比)	6503 (88.20%)		5973 (80.77%)	
LL(0)	-6593.77		-11755.21	
LL(β)	-6255.29		-11424.46	

表 7 Cox 等比率危險模式參數校估結果 (競爭風險事件) (續)

解釋變數	模式 3 (報廢事件)	模式 4 (過戶事件)
概似比統計量： $-2(LL(0)-LL(\beta))$	676.97	661.50
自由度	9	10
顯著度 (P 值)	< 0.001	< 0.001

註：a、b、c 分別表示所校估之參數在 0.01、0.05 及 0.1 之顯著水準下異於 0。

在機車發生報廢事件部分，模式 3 之整體統計檢定，其概似比統計量 $676.97 > \chi^2_{9,0.05}$ ($= 16.92$)，故整體模式顯著。在機車發生過戶事件部分，模式 4 之整體統計檢定，其概似比統計量 $661.50 > \chi^2_{10,0.05}$ ($= 18.31$)，亦呈現整體模式顯著。為方便比較，以下針對相同之個別解釋變數對於機車報廢及過戶事件之影響性差異進行分析。

在車輛變數部分，若車主所持有的機車為中古車，相對於新車發生報廢事件的危險比 (4.53) 將高於發生過戶事件危險比 (2.19) 甚多，此代表當車主所持有的機車為中古車，以報廢方式結束持有將遠高於以過戶方式結束。而購車車齡僅單獨對於報廢事件有顯著影響，對於過戶事件影響不顯著，其持有機車在購買時若車齡多 1 年，其以報廢結束持有之危險率增加 9% (較模式 1 及模式 2 中將報廢及過戶視為單一事件所增加危險率略高)。不同 cc 數分類，相對於逾 150cc 機車，50cc 以下輕型機車及 51~150cc 重型機車之危險比，發生機車報廢事件 (4.34 及 3.50) 亦分別明顯高於過戶事件 (2.07 及 1.73)，相對而言，顯示逾 150cc 機車，車主較易以過戶方式結束其持有而非以報廢方式。至於機車維修成本部分，相同維修成本之增加量，對於發生過戶事件之危險增加率，較發生報廢事件為高，顯示一旦機車維修成本增加，其發生過戶事件之機會將較報廢事件更為敏感。

在使用者變數部分，機車主要使用者之年齡增加，對於該輛機車之報廢或過戶年限均會延長 (年齡增加 1 歲危險率分別減少 2.2% 及 3.9%)。機車每週行駛里程僅對於過戶事件具顯著影響，每週行駛里程增加 1 公里，發生過戶事件之危險率增加 0.2%。而家戶車輛組合變數亦僅對於過戶事件具顯著影響，家中僅擁有 1 輛機車者，該機車發生過戶之機會較參考組略大 (危險比為 1.18)，在 $\alpha = 0.1$ 信賴水準下顯著。家中有 1 輛機車及 1 輛汽車者，該機車發生過戶事件之危險率較低 (減少 28%)，顯示相對於參考組或家中僅擁有 1 輛機車者，持有 1 輛機車及 1 輛汽車之家庭，其機車發生過戶事件之危險率最低，可能意味這類汽機車數組合之家戶，其機車與汽車在使用上具某種程度替代性，致機車發生過戶年限因而延長。

另在縣市總體變數部分，報廢事件與過戶事件所建立之模式間，具顯著解釋能力的變數均無重疊，報廢事件存活模式具顯著解釋力變數為縣市失業率、平均消費傾向及恩格爾係數，而過戶事件存活模式具顯著解釋力變數則為縣市之千人小客車數及千人機車數。在報廢事件部分，當縣市失業率增加 1%，該縣市機車發生報廢事件之危險比減少為原來的

0.633 倍，亦即減少 36.7%，比模式 2 之單一事件中減少 21.1% 之比率降低更多。縣市平均消費傾向增加 1%，機車發生報廢之危險率增加 3.8% (較模式 2 之 1.9% 為高)。當縣市之恩格爾係數增加 1%，該縣市之機車發生報廢事件危險率減少 3.7% (與模式 2 相當)。在過戶事件部分，當縣市每千人小客車數增加 1 輛，機車發生過戶事件之危險率減少 0.6%，與預期方向相符；而當每千人機車增加 1 輛時，機車發生過戶事件之危險率亦減少 0.3%，則與預期機車持有率愈高之地區，機車結束持有之危險率會增加之假設不符。

五、討 論

本研究主要利用交通部統計處機車使用狀況調查問卷及行政院主計處公布之縣市總體社經狀況資料，結合監理之車籍登錄系統來觀測特定樣本之機車持有歷程，以存活分析法建構機車持有年限與機車車輛特性、使用者屬性，以及總體社經變數等之關聯模式。就機車發生終止持有之報廢或過戶事件觀察，平均報廢年限 11.04 年，而平均過戶年限則為 6.99 年，因此車主以過戶結束機車持有者，其平均持有年限較平均報廢年限約短 4 年。

國內以往對於機車持有 (使用) 年限相關研究，存在以機車平均使用年限之單變量為分析重點、對於機車持有或使用期間缺乏客觀界定、衡量對象係針對機車車齡而非車主實際持有期間，以及資料設限問題未加以處理等問題。本研究透過機車調查問卷結合監理系統車籍資料之研究設計，運用存活模式進行分析能有效克服前述之相關缺點。模式中區分報廢或過戶方式所引發結束機車持有的風險，同時採用車輛、使用者與總體社經變數，對於探討國內機車持有行為應具有良好之應用性。針對本研究之研究設計過程、模式基本假設與實證分析結果，提出下列討論課題。

5.1 解釋變數對存活風險之預期影響

本研究提出解釋變數所對應模式參數對於機車持有存活風險之預期效應，實證結果顯示，除縣市千人機車持有數之變數外，其餘變數對持有期間之影響均與預期相符，且若購車時為中古車、cc 數越低，機車以報廢方式結束持有的風險明顯較以過戶方式結束持有為高。

以下針對三類變數包括家戶車輛數組合、車籍登記是否屬大臺北地區，以及縣市之千人機車數，對於機車持有期間長短之預期影響方向存在不確定性、競爭之相反假設，以及與預期方向相反等現象，特別值得討論。

1. 家戶車輛數組合

首先在單一事件模式或過戶事件競爭的風險模式中，家中僅擁有 1 輛機車的結束機車持有風險均相對於參考組為高，但家中同時有 1 輛機車及 1 輛汽車其結束該機車持有之機會卻相對較低。由於家戶車輛組成與家戶結構及人數密切相關，受限於缺乏家戶規模與家

庭成員組成資料，因此不易從家庭結構角度進行明確的推論。

惟若僅由家戶車輛組成結構對於機車使用頻率觀察 (如表 8 所示)，擁有 1 輛機車的家庭，平均而言可能因為無其他私人運具可作為替代，其機車使用較為頻繁，機車磨耗較大，因此持有年限較短；同時持有 1 輛機車及 1 輛汽車，其機車則可能與汽車間存在較大之替代性，致使機車使用頻率與磨耗均較低，致持有年限較長。

表 8 不同家戶車輛數組合之機車使用頻率

家戶車輛數組合	機車每週使用天數 (天)	機車每週使用里程 (公里)
	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)
僅 1 輛機車	5.45 (1.83)	61.80 (67.58)
1 輛機車及 1 輛汽車	5.14 (1.89)	49.37 (59.35)
其他車輛組合	5.32 (1.81)	60.49 (66.23)

2. 車籍登記是否屬大臺北地區

有關機車登記是否屬大臺北地區，本研究提出兩種相反之競爭假設，一為大臺北地區因大眾運輸較為發達，對於機車有部分替代性，因此機車使用里程或耗損均較其他地區低，機車堪用性較高，因此發生結束持有之危險率較低，參數預期為負；另一相反假設則是大臺北地區平均所得較高，顯示平均消費能力較強，因此有加速結束機車持有之可能性，參數預期則為正。

實證結果顯示，在單一事件模式中此變數顯著，且參數為正，故似較符合大臺北地區平均消費能力較強之假設。為進一步檢驗上述推論之合理性，透過表 9 顯示，大臺北地區在反映經濟消費能力之平均個人年可支配所得及平均消費傾向，均較其他地區為強，機車平均每週使用天數雖較短，但平均每週行駛里程大臺北地區則高出其他地區約 13.5 公里，顯示機車之磨耗似並未因為大臺北地區較為發達之大眾運輸系統而有所減輕，機車平均行駛里程雖與都市規模及旅次目的等複雜因素有關，但似亦某種程度反映大眾運輸使用對於機車使用之替代性可能十分有限。

表 9 不同地區分類之機車使用頻率及經濟消費能力

地區分類	機車每週使用天數 (天)	機車每週使用里程 (公里)	平均每人年可支配所得 (仟元)	平均消費傾向 (%)
	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)	平均數 (標準差)
大臺北地區	5.19 (1.82)	69.04 (69.68)	278.73 (47.39)	78.07 (0.79)
非大臺北地區	5.35 (1.83)	56.08 (63.98)	200.62 (65.83)	70.89 (3.79)

3. 縣市之千人機車數

本研究提出縣市千人機車數可能存在之假設為：縣市千人機車數越高，代表該縣市以機車為主要運具，係因其他運輸方式之替代性可能偏低，因此機車使用頻率高、磨耗大，機車持有期間短，參數預期為正值。實證結果顯示，縣市千人機車數僅在過戶事件之競爭風險存活模式顯著，且其參數為負值，與預期假設相反。

為檢驗其可能原因，透過表 10 顯示，千人機車數越高之縣市，其平均每人年可支配所得與消費傾向均越低，而恩格爾係數則越高，表示縣市千人機車數之多寡似某程度反映該縣市之經濟消費能力，致影響機車持有年限之長短。因此以機車為主要運具之縣市其機車過戶期間較長，可能係因平均所得與消費能力較低，對於機車結束持有呈現較為保守的傾向。

表 10 縣市千人機車數與經濟消費能力變項之相關係數

分類項目	平均每人年可支配所得 (仟元)	平均消費傾向 (%)	恩格爾係數 (%)
千人機車數 (輛)	-0.773 (p 值 < 0.001)	-0.318 (p 值 < 0.001)	0.445 (p 值 < 0.001)

5.2 研究限制

本研究採用之研究設計、車籍登記資料之特性，以及所援用之統計方法仍存在部分限制值得探討，以下區分為動態屬性與真實持有期間、資料可能存在異質性問題，以及競爭風險模式之條件獨立性假設等三方面分別進行討論。

1. 動態屬性與真實持有期間

本研究採用之變數來源包括交通部統計處調查問卷及行政院主計處公布資料，均屬於單一時段中對所抽樣機車之使用狀況、使用者屬性與總體社經特性所作之觀測，利用單一時段所得的屬性必須假設相關變數於持有期間內固定不變或能將該屬性調整成隨持有時間而變動。此假設對於部分變數包括是否為中古車、購車時機車車齡、cc 數分類，以及經調整後至發生事件終點之使用者年齡而言均成立，然涉及機車使用與總體社經指標等變數可能隨時間而有所改變。因此欲更精緻建立機車持有之動態決策模式，有必要採縱斷面研究，針對相同之抽樣機車，再納入數個時間點之動態觀測屬性，本研究此階段暫無法進一步取得動態屬性變化，為研究之限制。

此外，依據交通部統計處調查問卷，所抽樣樣本中曾有 18% 回答機車已暫不使用、已失竊或已報廢^[11]，由於問卷中對此類樣本之相關屬性未進一步蒐集，因此本研究構建模式中並未包含此類樣本。然經過本研究觀測期間（約 4 年 2 個月），部分車籍登記樣本仍可能發生上述情形，因此利用車籍登記資料界定持有期間，可能有部分樣本實際發生報廢

或過戶事件，惟未完成登記，因此欲取得真實持有期間，建議可配合動態屬性調查時，併同調查機車真實持有情形，以減少模式之誤差。

2. 資料可能存在異質性問題

表 3 顯示，平均報廢年限為 11.04 年、平均過戶年限為 6.99 年，報廢與過戶視為單一事件時，機車平均持有年限則為 8.75 年，若與繼續持有之機車，在觀察期間終止時已持有平均年限 10.29 年相較，存在繼續持有之機車其平均持有年限較已發生事件之機車持有年限為長的現象。若所有樣本具同質性之特性，則未被觀察到事件之樣本，係因為觀察期間不夠長，致無法於該期間觀察到報廢或過戶事件，但終究事件會發生。因此繼續持有之機車其平均持有年限應較已發生事件平均年限為短，但本研究中繼續持有機車之樣本其持有期間平均值過高，似乎顯示部分樣本必須經過較長時間才會發生報廢或過戶登記，甚至可能永不登記，致使持有期間平均值因而高估。

對於已發生事件及尚未發生事件之性質有所不同，即存在異質性 (heterogeneity) 問題，此異質性的來源極有可能係因部分機車在主觀上已不再堪用、不再持有 (廢棄、失竊或送人)，但卻未完成客觀之車籍登記。處理此異質性問題，一可藉由前述針對相同抽樣機車追蹤調查，以取得較為正確之個體持有機車資訊；另一則可利用存活模式中針對改善異質性問題之治癒 (cure) 模式 (或稱為分群 (split-population) 模式)^[17]，針對不發生報廢或過戶之比率與存活模式之參數同步進行推估，可改善模式之精確度，此部分留待後續研究加以發展。

3. 競爭風險模式之條件獨立性假設

本研究假設競爭風險模式之報廢與過戶事件特定風險間存在條件獨立性假設，一方面因符合此假設具有容易操作之統計特性，另一則是以往文獻缺乏機車報廢及過戶風險因素間之實證關聯研究，對於行為決策特質不易加以掌握。條件獨立性假設表示一輛機車會發生過戶事件與其持有時間，不受報廢事件與其持有時間之影響；反之亦成立。然從實際持有行為觀察，一輛機車之車主會以報廢方式結束持有，可能係因為該機車已不堪用且剩餘價值甚低，因此多數人若以報廢方式結束該機車之持有，首先可能會思考該輛機車可否轉手賣出，即以過戶方式結束持有，除非其車主原本即希望將機車使用至無剩餘價值 (或無法使用) 而結束持有。因此上述機車係以報廢或過戶方式終止持有，涉及複雜的行為模式，如何依據問題特性將此行為決策模式化，並納入競爭風險之存活模式中，亦值得後續研究進一步探討。

六、結 論

本研究利用交通部統計處機車使用狀況調查問卷及行政院主計處公布之縣市總體社經狀況資料，結合監理之車籍登錄系統來觀測特定樣本之機車持有歷程，建構機車持有年限與機車車輛特性、使用者屬性，以及總體社經變數間之 Cox 等比率危險模式。

若將機車報廢及過戶事件視為同一性質事件，研究結果顯示，當車主持有中古車、購車時機車車齡越高、cc 數越小、年維修成本越高、主要使用者越年輕、每週行駛里程越多、家庭中僅有此唯一 1 輛機車，以及車籍登記為大臺北地區等屬性，均會增加結束機車持有的危險率，即持有年限較短。進一步納入縣市總體社經變數後，上述現象仍存在，同時四項總體社經變數亦具有顯著解釋能力，其中縣市失業率越低、每千人小客車數越少、平均消費傾向越強，以及恩格爾係數越低，均會增加結束機車持有之風險。

進一步利用競爭風險存活模式，依報廢及過戶事件所代表之風險性質不同分別建構模式，結果顯示報廢事件存活模式與過戶事件存活模式，在解釋變數顯著性方面具有明顯差異性，兩模式中顯著之車輛變數大致相同（除購車車齡變數僅在報廢事件存活模式中顯著），但兩模式之車輛變數對於危險率之敏感度有明顯差異，另使用者變數及縣市總體社經變數之顯著性則存在明顯差異。有關報廢事件存活模式，持有的是中古車、購車時車齡越高、cc 數越小、年維修成本越高、主要使用者越年輕、縣市失業率越低、平均消費傾向越強，以及恩格爾係數越低，均會增加以報廢方式結束機車持有之風險。在過戶事件存活模式方面，持有的是中古車、cc 數越小、年維修成本越高、主要使用者越年輕、每週行駛里程越多、家庭中僅有此唯一 1 輛機車，以及縣市之每千人小客車數與機車數越少，則會增加以過戶方式結束機車持有之風險。

本研究並針對家戶車輛數組合、車籍登記是否屬大臺北地區，以及縣市之千人機車數等三項變數分別存在不確定之預期影響方向、競爭之相反假設，以及實證結果與假設預期相反等現象進行探討。其中家戶車輛數組合之不同，在機車平均使用天數及里程存在明顯差異，可能係造成機車持有年限長短不同之主因。車籍登記屬大臺北地區者，由於平均個人年可支配所得及平均消費傾向均較其他地區為強，且平均每週行駛里程亦較高，因此消費能力強及機車使用磨耗大，可能有加速此地區機車汰換的作用。縣市之千人機車數越高，其平均每人年可支配所得與消費傾向均越低，而恩格爾係數則越高，表示縣市千人機車數之多寡似某程度反映該縣市之經濟消費能力，致影響機車持有年限之長短。最後，研究中並針對研究限制包括動態屬性與真實持有期間、資料可能存在異質性問題，以及競爭風險模式之條件獨立性假設等三方面分別有所討論。

參考文獻

1. 交通部統計處，**中華民國交通統計年鑑**，民國九十年。
2. 盧昭暉、李家雯，「機車使用年限推估」，中華民國第三屆機車與交通安全研討會論文集，民國九十年，頁 391-400。
3. Hensher, D. A. and Mannering, F. L., "Hazard-Based Duration Models and Their Application to Transport Analysis", *Transport Review*, Vol. 14, No. 1, 1994, pp. 63-82.
4. Jovanis, P. P. and Chang, H. L., "Disaggregate Model of Highway Accident Occurrence Using

- Survival Theory”, *Accident Analysis and Prevention*, Vol. 21, No. 5, 1989, pp. 445-458.
5. 陳品嘉, 「存活理論在公路肇事分析之應用—以公車業者為實例」, 國立成功大學交通管理科學研究所碩士論文, 民國八十七年。
 6. Chandra, R. B., “A Generalized Multiple Durations Proportional Hazard Model with an Application to Activity Behavior During Evening Work-to-Home Commute”, *Transportation Research Part B*, Vol. 30, No. 6, 1996, pp. 465-480.
 7. Del Monte, A. and Scalera, D., “The Life Duration of Small Firms Born Within a Start-Up Programme: Evidence from Italy”, *Regional Studies*, Vol. 35, No. 1, 2000, pp. 11-21.
 8. Gilbert, C. C. S., “A Duration Model of Automobile Ownership”, *Transportation Research Part B*, Vol. 26, No. 2, 1992, pp. 97-114.
 9. De Jong, G., “A Disaggregate Model System of Vehicle Holding Duration, Type Choice and Use”, *Transportation Research Part B*, Vol. 30, No. 4, 1996, pp. 263-276.
 10. Yamamoto, T. and Kimura, S., “An Analysis of Household Vehicle Holding Durations Considering Intended Holding Durations”, *Transportation Research Part A*, Vol. 34, No. 4, 2000, pp. 339-351.
 11. 交通部統計處, 臺灣地區機車使用狀況調查報告, 民國八十九年。
 12. Kleinbaum, D. G., *Survival Analysis: A Self-Learning Text*, Springer Press, New York, 1995.
 13. Le, C. T., *Applied Survival Analysis*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1997.
 14. Lawless, J. F., *Statistical Models and Methods for Lifetime Data*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1982.
 15. Allison, P. D., *Survival Analysis Using the SAS System: A Practical Guide*, SAS Institute Inc., Cary, NC, USA, 1995.
 16. Kalbfleisch, J. D. and Prentice, R. L., *The Statistical Analysis of Failure Time Data*, John Wiley & Sons, Inc., New York, 1980.
 17. Schmidt, P. and Witte, A., “Predicting Criminal Recidivism Using Split Population Survival Time Models”, *Journal of Econometrics*, Vol. 40, 1989, pp. 141-159.