

非齊性卜松過程分析貨櫃船之到達過程

~以台中港為例

研究生：林欣怡

指導教授：謝尚行

國立交通大學運輸科技與管理學系

摘 要

港埠分析主要須先得知船舶到達率，若能精確的描述其到達過程，則更能掌握實際港埠營運情形。卜松過程的特性為任一時間點之船舶到達率為常數，此過程在描述一成長或衰退之模式時並無法表現其趨勢，故可以非齊性卜松過程描述之。非齊性卜松過程最主要特點為船舶之到達率為時間的函數，到達率亦即強度函數不僅與所橫跨之時段長有關，且與所在之時間點有關，非齊性卜松過程較不似齊性卜松過程具有僵固性，故此時使用非齊性卜松過程分析更能符合實際資料情形。

本研究以非齊性卜松過程分析貨櫃船到達過程，根據台中港貨櫃船到港資料進行分析，強度函數以最常用之冪定律強度函數及對數線性強度函數模式進行分析，以最大概似法求參數估計值，並進行參數檢定及模式適合度檢定。模式適合度檢定結果顯示冪定律強度函數與對數線性強度函數模式皆可描述台中港貨櫃船到達過程，兩者結果一致皆呈現台中港貨櫃船之緩慢成長趨勢。再依 AIC 法則選出對數線性強度函數模式為適合度較佳之模式。

關鍵字：非齊性卜松過程、船舶到達過程

Studies on the Arrival Process of Containerships in Taichung Harbor by Applying Non-Homogeneous Poisson Process

Student: Hsin-Yi Lin

Advisor: Shang-Hsing Hsieh

Institute of Transportation Technology and Management
National Chiao Tung University

Abstract

It is necessary to know the arrival rate of ships before port analysis. If we can describe the arrival process of ships, we can control more the real situation of operating a port. The characteristic of a homogeneous Poisson Process (HPP) is the arrival rate of a ship at anytime is a constant and HPP can't describe the time trend. Instead of using a HPP to describe a developing or decline model, we can use a non-Homogeneous Poisson Process (NHPP) to illustrate. The main characteristic of NHPP is its arrival rate is the function of time t . The arrival rate can be called as intensity function. It is not only related to time intervals but also related to time t . A NHPP is more fixable than a HPP. Therefore, if we use a NHPP to analyze, the result can more correspond to the real situation.

This research was aimed to analyze the arriving process of containerships by NHPP. The research resource was based on the data of Taichung Harbor. Intensity function is analyzed by the power law models and the log-linear models. The maximum likelihood parameter estimation and goodness-of-fit analysis are also applied. The results of goodness-of-fit analysis showed that both power law models and the log-linear models can describe the process of the containerships from Taichung Harbor. Both results indicated that the containerships in Taichung Harbor is slowly developing. It can be decided by AIC law that the log-linear model is more preferable in this case. As a conclusion, the NHPP is a suitable tool for analyzing the arrival process of containerships.

Keyword: non-Homogeneous Poisson Process , arrival process

誌 謝

交大研究所兩年的生活時光飛逝，轉眼間已到了離開的時刻了，憶及當初乍來交大，由於不同於以往求學的專業領域，心中不免惶恐，幸而遇到系上許多老師的體諒與鼓勵，及同學間相互切磋成長，讓我如今得以完成論文。

首先感謝指導教授謝尚行老師在研究及生活上的教導與支持，使我得以順利完成此篇論文，從老師身上更學到嚴謹的研究精神與豁達的人生態度，使我能用更開闊的視野看待生活。另外，感謝黃寬丞老師與張靖老師對於論文的修正與觀念的指正，讓我受益良多。更感謝系上許巧鶯老師、韓復華老師、吳水威老師、張新立老師等，謝謝您們授課上耐心的教導及鼓勵，讓我從對此領域的陌生到具有完備的專業知識。

另外，感謝世鴻學長在港埠實務及論文資料的指導，以及賢崙、展謀、志哲、梅子、美珠等學長姊的照顧，還有同研究室朝夕相處的思妤、善界、承正、文全及學弟輝鵬、子長、承軒，因為你們讓研究室充滿歡笑，在學習的路上一起切磋同行；還有雯瑋、剛伯、美好、小刀、俊德、昆諭、貝哥，以及系排中一同努力的可愛學妹們，感謝各位使我的碩士生涯繽紛許多。還有感謝從我第一次來交大到現在仍一直幫助我的靖宜，多年來陪伴我的好友詩芸與思淳，一直照顧我的阿桂，以及總是在背後支持我鼓勵我的文美及其家人，由衷感謝你們給我的支持與鼓勵。

最後更要感謝我的父母親，在我的學習過程給予我充分的自由，並讓我能無後顧之憂完成學業，希望能和你們分享這份成果與喜悅。

林 欣 怡 謹誌
新竹交大 2005 夏

目錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
誌謝.....	iii
目錄.....	iv
表目錄.....	vii
圖目錄.....	vii
第一章 緒論.....	1
1.1 研究動機.....	1
1.2 研究範圍與項目.....	3
1.3 研究目的.....	4
1.4 研究流程.....	5
1.5 研究架構.....	6
第二章 文獻回顧.....	7
2.1 船舶到達過程文獻回顧.....	7
2.2 模式之文獻回顧.....	11
第三章 理論基礎.....	14
3.1 卜松過程.....	14
3.1.1 齊性卜松過程.....	14
3.1.2 非齊性卜松過程.....	14
3.1.3 獨立增量.....	15

3.2 冪定律強度函數之非齊性卜松過程.....	16
3.2.1 最大概似法估計參數.....	16
3.2.2 參數檢定.....	18
3.2.3 模式適合度檢定.....	18
3.3 對數線性強度函數之非齊性卜松過程.....	19
3.3.1 最大概似法估計參數.....	19
3.3.2 參數檢定.....	20
3.3.3 模式適合度檢定.....	20
3.4 模式的選擇.....	21
3.5 統計檢定.....	22
3.5.1 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 檢定法.....	22
3.5.2 史比爾曼等級相關檢定(Spearman Rank Correlation Test).....	22
第四章 台中港貨櫃船到達過程模式之建立.....	24
4.1 實例簡介.....	24
4.1.1 貨櫃化運輸.....	24
4.1.2 台中港現況.....	26
4.2 模式之假說.....	28
4.3 韋伯強度函數之 NHPP	34
4.3.1 參數校估.....	34
4.3.2 參數檢定.....	34
4.3.3 模式適合度檢定.....	35
4.4 對數線性強度函數之 NHPP	36

4.4.1 參數校估.....	36
4.4.2 參數檢定.....	36
4.5 模式的選擇.....	39
4.6 相關性檢定.....	39
第五章 結論與建議.....	40
5.1 結論.....	40
5.2 建議.....	42
參考文獻.....	43

表目錄

表 4-1 以 K-S 法作台中港貨櫃船時間間距之適合度檢定.....	31
表 4-2 以 K-S 法作台中港貨櫃船到達時刻分佈一致性檢定.....	32
表 4-3 以 K-S 法作台中港貨櫃船到達月份分佈一致性檢定.....	33

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖	5
圖 1-2 研究架構圖	6
圖 4-1 民國九十年貨櫃船到達之時刻分佈圖	29
圖 4-2 民國九十一年貨櫃船到達之時刻分佈圖.....	30
圖 4-3 民國九十二年貨櫃船到達之時刻分佈圖	30
圖 4-4 資料契合情況分佈圖(900201~900214)	37
圖 4-5 資料契合情況分佈圖(920811~920824).....	38

第一章 緒論

1.1 研究動機

台灣四面環海，天然資源缺乏，屬於典型的海島型經濟地區，外貿依存度高達 90%，而貨物進出口 98% 均依賴海運運送，因此海運產業對台灣整體經濟發展之重要性不可言喻。貨櫃化運輸自 1960 年代發跡至今，已成為國際海運之主流，研究指出以散雜貨為主之貨櫃化裝載運送，貨櫃化比例將達 80% 以上，又環顧世界重要國際港埠，無不發展貨櫃市場，而航商多元化之發展，如使用大型船舶經營，與同業間互換艙位及聯營等，加速貨櫃運輸市場環境之變動，因此港埠經營者或政策規劃者如能確實掌握貨櫃船進港船舶變動情形，將可較為正確進行相關港埠規劃與建設。

船舶到達率之推估為港埠營運管理之基礎研究，如港埠問題中最適船席數之研究，無論以等候理論或系統模擬法來探討，皆須事先決定船舶之到達率。即利用等候模式找出最適船席數，使得總成本最小，抑或是以系統模擬法試算出之結果，都必須以船舶之到達過程為其研究之基礎。故若能較精確描述船舶到達過程，則可增加分析之準確性及可靠性。

以往國內之相關研究都指出船舶之到達過程為卜松過程(Poisson process)，部分文獻直接假設其到達模式進行分析，國內專章討論船舶到達型態之文獻並不多見，僅曾安源(1991)與盧坤信(1997)分別指出基隆港及高雄港商船到達為非齊性卜松過程(Nonhomogeneous Poisson process)，與國內相關研究結果迥異，因而引發本文以研究貨櫃船之到達過程特性。

卜松過程的特性為任一時間點之船舶到達艘數皆為相同參數之卜松分配，即船舶到達率為常數，此過程在描述一成長或衰退之模式時並無法表現其趨勢，故可以非齊性卜松過程描述之。非齊性卜松過程最主要特點為船舶之到達率為時間的函數，到達率(Arrival rate)亦即強度函數(Intensity function)不僅與所橫跨之時段長有關，且與所在之時間點有關，非齊性卜松過程較不似齊性卜松過程具有僵固性，故此時使用非齊性卜松過程分析更能符合實際資料情形。

本研究將以台中港貨櫃船之到達過程特性進行研究，以找出適當的模式來描述台中港貨櫃船之到達過程為目標，期能作為港埠營運管理研究之基礎，以及港埠規劃之參考。

1.2 研究範圍與項目

目前國際間之貿易往來，大都依賴海洋運輸為主，而貨櫃化之運輸型態更是海洋運輸之主流。故本文所研究之主體是以貨櫃船為主要範疇，收集民國 90 年至 92 年台中港之貨櫃船在港作業流程之時間紀錄及相關資料，包括外港下錨時間、進港時間、靠畢碼頭時間、駛離碼頭時間、船舶編號、碼頭編號等。本研究參考以往文獻以貨櫃船到達外海錨泊區之時間表示船舶到達時間。

本研究採用冪定律強度函數(Power-law intensity function)與對數線性強度函數(Log-linear intensity function)模式來研究台中港貨櫃船之到達過程特性，主要由於此二種模式為非齊性卜松過程分析中最常用之模式，且在可靠度領域已被廣泛應用與探討，故本文主要以此二模式為假設進行分析，目的在探討貨櫃船之到達型態，並找出一適當的模式，足以描述台中港貨櫃船之實際情形，至於預測能力並非本文所要探討的重點。

1.3 研究目的

研究船舶到達型態之文獻一般都認為是齊性卜松過程抑或稱卜松過程，而國內之實證亦大多支持此論點，但仍存有諸多疑點。因船舶之到達過程可能會受到諸如港埠之營運方式、航商之經營策略、碼頭作業時間、貿易成長趨勢、政治因素等因素之影響，而導致船舶到達過程會隨時空不同而有所改變¹，非齊性卜松過程較不似齊性卜松過程具有僵固性，故此時使用非齊性卜松過程分析更能符合實際資料情形。

本研究目的在探討船舶具有成長或衰退趨勢時之到達過程，將卜松過程放鬆為非齊性卜松過程分析之。然而對於非齊性卜松過程強度函數之假設，國內外學者最常以冪定律強度函數與對數線性強度函數，由於此二模式包含卜松過程，且可描述成長或衰退之型態，亦即可以由數據資料決定其趨勢，另外此二模式已發展出參數檢定及模式適合度檢定，故本研究以此二模式為主要假設進行分析。

¹盧坤信，「貨櫃船之到達過程模式分析—以高雄港為例」，國立交通大學，碩士論文，民國八十六年。

1.4 研究流程

本研究流程如下圖

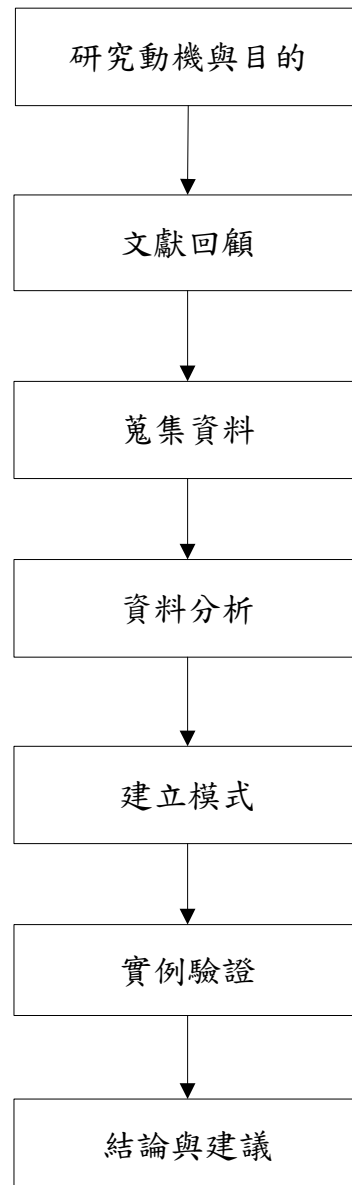


圖 1-1 研究流程圖

1.5 研究架構

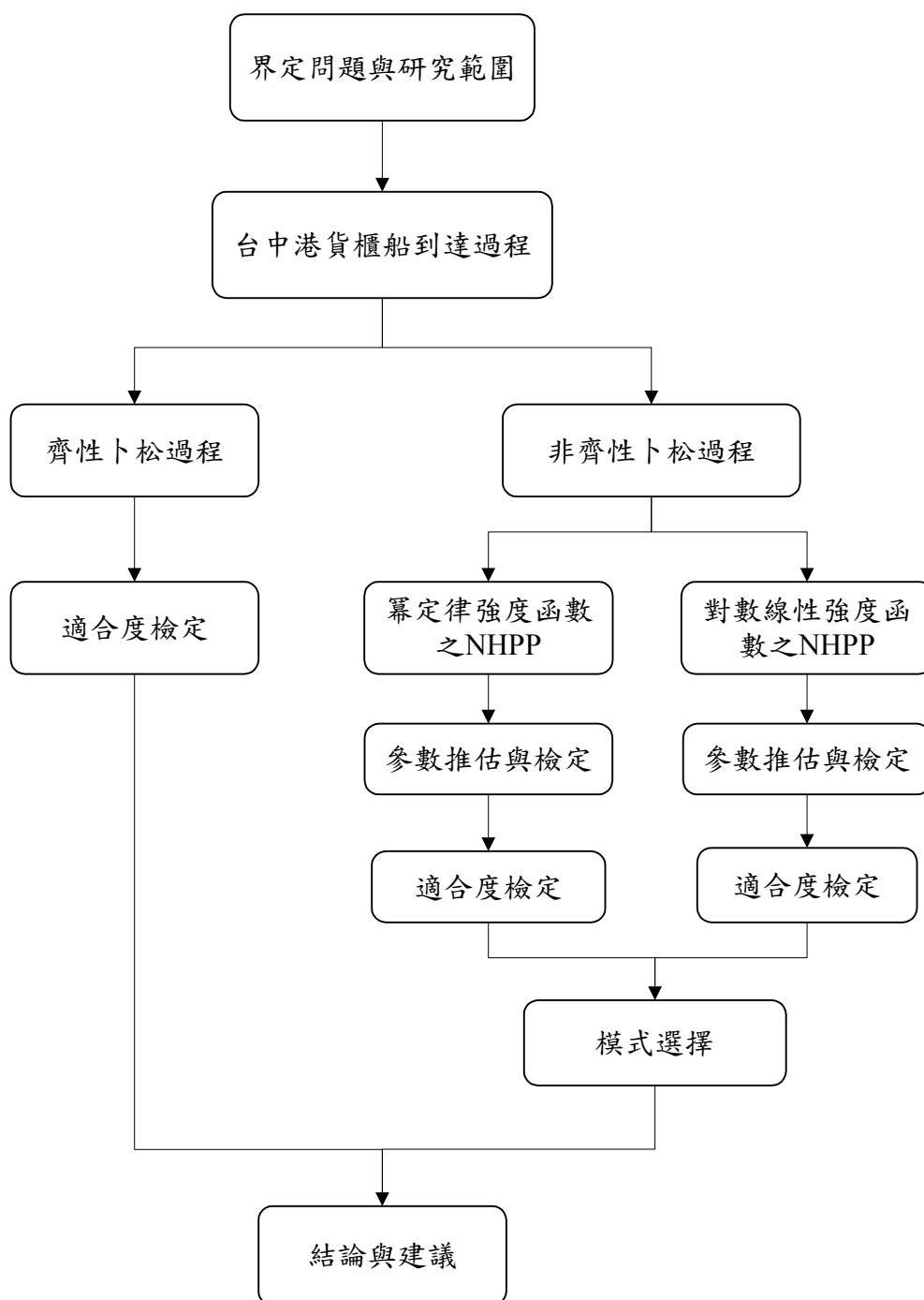


圖 1-2 研究架構圖

第二章 文獻回顧

本章主要內容分為兩部分，第一部分為船舶到達過程之文獻回顧，以往文獻對於船舶到達過程大都以卜松過程分析，亦即船舶到達時間間距為指數分配；第二部分為模式部分之文獻回顧，包含了非齊性卜松過程及更新過程之文獻回顧。

2.1 船舶到達過程文獻回顧

王慶瑞(1972)提出有關港埠等候系統的影響因素有1.船舶到港分佈情形。2.船舶來源是否限量？3.等待長度是否限量？4.服務規則是先到先服務或某種船舶有優先服務權？5.船席數量及6.船舶使用船席時間分佈情形等，不同的影響因素具有其不同的等待模式。此研究以基隆港民國59年船舶抵達外港之時間為準，算出平均到港時間間隔為2.835 小時，時間間距分佈情形經卡方檢定結果，適合指數分配，亦即船舶到達率為卜松分配。船舶服務時間分佈型態可用耳朗分配來描述，當參數 $a=1$ 時，即為指數分配，當 $a=\infty$ 時，為規則之常數分佈(Constant Distribution)，故耳朗分佈常能用來描述服務時間分佈型態。此研究經等候模式驗證後得以M/M/S (∞) 等候模式來描述基隆港埠系統，並以此模式來模擬船席使用率、成本模式及推估港埠容量。

杜哲信(1976)將等候理論各型態作一詳細的介紹，由於等候理論中均假定到達顧客的到達等候系統為一卜松分配，而其服務時間為指數分配，然而高雄港的資料滿足這些假設與否則需要做檢定。將船舶到達分配以卡方來檢定，得到在自由度5與顯著水準0.05的卡方檢定下，是服從卜松分配的假設。同樣地亦將服務時間作卡方檢定，所得結果呈現是指數分配的假設。故將高雄港的港埠系統視為M/M/S的等候模式。最後從等候理論所求得的理論值與電子計算機GPSS 程式語言模擬所求得的實驗值結果完全相同，由此可見等候理論可應用於分析港埠。

白健二(1975)認為港埠能量需從供需兩方面去考慮，需求方面是船貨主之擁擠成本，以每船每天等待成本為衡量單位。港口現象所用之等待模式，大部分屬於M/M/S模式。由港口到達者型態及服務體系觀之，船舶之到達與離去現象，與卜松分配之基本假設相似。該文中並將雜貨船席用(M/M/S)：(FCFS/ ∞ / ∞) 模式；大型船席及貨櫃船席用(M/M/S)：(FCFS/N/ ∞) 模式來求得港埠之每

天期望總成本、等候進港時間、最適使用率等；進而分析港埠能量供給面之不足的原因與建議改善方法。

黃承傳(1972)指出港埠設施根據等待模式可以求算現有以及推測未來船席使用率，等待時間之分配型態，等候線之長短等，從而估計港埠容量並可作為經濟上研究港埠成本模型決定最佳投資方案之依據。以高雄港為例，將船舶到達時間間距分配以卡方檢定其適合度結果，得此一時間分配可以指數分配表示。服務時間分配一般常見是以耳朗分配表示，但經卡方檢定結果在一般工程應用之允許誤差範圍5 %內無法被接受，故改採較複雜之皮爾森-III (Pearson type-III) 分配。在模式驗證後，發現Pearson type-III 模式中當 $a=1$ 時，即變成指數分配，在高雄港之模式中 $a=1.068$ ，如不用模擬方法亦可將之簡化為指數分配。使得等候模式變成最簡單的M/M/S；最後將此等候模式應用於解釋港埠系統現況及推測未來。

陳武正與林肇光(1979)將進港等待時間之機會成本和內陸運輸成本與其他港埠做比較，冀望能減輕港埠擁擠問題，提高船席使用率。模式建立以系統模擬中之事件掃描法來處理，並先定義港埠系統的等待特性。將船舶之到達時間間隔以指數分配來描述，等候規則屬先到先服務，可服務的船席視為固定不變，不考慮同一船席同時有二船舶接受服務之可能性。設計與試驗模式後，將模擬結果與實際數值相較，得知服務船數、運量、平均等待時間等各項模擬值與實際值很接近，因此可說明模式足以描述港埠船席等候系統。最後並以此模式對台灣西部三港埠做檢驗，試驗結果確認模式的可用性，利用模式探討港埠整體化經營績效。

汪進財(1980)採用等候理論之模擬模式於港埠系統以建立港埠運量與船舶等待成本及船席閒置成本間之非線性函數關係，做為港埠運量分配的數學模式之一部分。在模式建立前之假設中，提及假設未來船舶到達時隔分佈與現況相同為一指數分佈，及假設未來船舶服務時間分佈與現況相同。港埠方面，由於船舶在港接受服務可視為等待系統處理，因之需要輸入船舶到港時隔分佈，船舶服務時間分佈及船席數等資料。又因港埠船舶服務時間分佈非一般性之機率函數所能表示，等候理論之數學模式難以應用，故以模擬的方式來處理有關的港埠成本。

單誠基(1990)應用等候理論來分析台灣港埠能量，將貨櫃碼頭之船舶到港時間，以實際資料來看屬指數分配，服務時間屬伽瑪分配，服務原則是先到先服務，港埠系統為 (M/M/C) 模式，配合GPSS 系統模擬。該文中亦提出三點等候原理應用的限制：a) 等候理論假設船席可互換，亦即所有船席對所有船舶均有相同

之平均服務時間，但實際上現代港埠的設施多已朝向專業化發展，使得船席彼此之間由於碼頭上之設施、機具裝備之不同，無法互換，b) 等候模式假設船舶到達與服務時間必須符合某些特定之機率分佈型態。但由於碼頭專業化之結果，許多專業碼頭之船舶到達與服務情形經常不符合這些假設分佈型態之特性，c) 等候模式只能處理船舶與船席之間作業情形，如欲將研究範圍擴大到港埠經營政策改變所產生的影響就無法得知。

黃文吉(1990)提出一項國際化的系統評估指標『IND』(Indicator，單位貨物在港總成本與船舶單位時間成本之比值)，藉由此一無次量化評估指標來分析港埠系統特性，其主要內容之一即為不同等候模式間之差異性。該文在做等候模式之決定時，參考過往文獻發現多以M/M/N等候模式為主；亦有學者研究M/EK/N等候模式。一般而言，雜貨碼頭為 $K=1$ ；貨櫃碼頭為 $K=1\sim 3$ ；散裝碼頭為 $K>3$ 。惟各類碼頭宜依據貨物類別、到港船舶特性及港埠特性等，分別檢定其到港時間分佈及服務時間分佈，再做最適當的選擇。

藍武王與鄧振源(1990)所探討的等候模式屬於M/M/S(∞): (FIFO/ ∞ / ∞)等候模式(簡稱為M/M/S(∞))；其中第一個M表示顧客到達呈卜松分配，或到達時間間隔為指數分配；第二個M表示顧客離去為卜松分配，或服務時間為指數分配；S表示服務設施個數。此研究以M/M/S(∞)等候系統模式之特性與轉變行為作一扼要說明，其次提出一種簡易而實用之方法，來決定最佳服務設施個數，最後並以港灣公共碼頭船席數之設計為例，進行應用說明。此方法除適用M/M/S(∞)系統外，亦適用於服務時間為參數K之耳朗分配(EK, $K=2$ 或 3)，即M/EK/S系統。

曾安源(1991)指出國外研究的結果一般皆認為是卜松分配，國內的實證研究大致上也得到同樣的結論，但仍有爭議存在。因船舶到達港口的型態會受到某些因素、如港口規定及航運公司經營策略的影響，致使實際上船舶到達的型態可能因時間及環境之不同而有所差異，因此船舶到達的過程應該為非齊性卜松過程，並以時間序列分析非齊性卜松過程之強度函數。

盧坤信(1997)指出船舶之到達過程為港埠營運管理研究之基礎，國內大部分的研究都指出船舶之到達過程為卜松過程，但存有諸多疑點。因船舶之到達過程所會受到影響之因素，諸如港埠營運方式、碼頭作業時間、航商經營策略、經貿往來之活絡、政治因素等，所導致船舶到達過程可能會隨時空不同而有所改變。

為探討高雄港貨櫃船之到達型態，找出一符合高雄港貨櫃船現況之到達過程模式，該論文擬以時間數列分析法來探討非齊性卜松過程之強度參數 $\lambda(t)$ 。並以K-S檢定及機率圖檢驗其模式適合度，其圖形趨近於45度線，得到結果為高雄港貨櫃船到達過程為非齊性卜松過程。該論文也將高雄港到港之貨櫃船分為定期與不定期船做檢定，一般人直覺會認為既然是定期貨櫃船，故其到達過程應是確定性的，但這是對單一船公司的船期而言。針對高雄港而言，一天會有屬於好幾家公司的許多貨櫃船抵達，經檢定後發現，高雄港之定期貨櫃船的到達型態屬於非齊性卜松過程。而對不定期船的檢定，發現不定期船的到達率服從卜松分配，但高雄港之定期貨櫃船與不定期貨櫃船之疊合結果為一非齊性卜松過程。

台灣省政府交通處港灣技術研究所(1999)研究的「台灣地區各國際商港運量分配之研究」期末報告中，該研究以計算台灣各港各類碼頭之使用率及壅塞指數，來驗證應用等候模式之適切性，研究結果發現僅只有一般雜貨碼頭之船舶到達與離去分配屬於卜松等候模式，其餘種類的碼頭皆不屬於卜松等候模式；而由此研究結果中，可發現已對過去港埠計畫之模式適切性提出質疑。

彭文怡(2001)根據基隆港89年船舶作業資料分析進出基隆港船舶特性，該文之研究發現除客輪外，其餘船舶之到達時間間隔近似卜松分配；貨櫃輪和雜貨輪之每月到港艘數與所有船舶之裝卸量均存在季節性或尖離峰特性，而每月在港時間則除國際客輪外，其餘種類之船舶均存在季節性或尖離峰特性。

在貨櫃船到達過程方面，以往文獻皆使用齊性卜松過程來描述，進而以MMS等候理論加以分析。但近年來已陸續有文獻檢定出除雜貨碼頭外，其餘碼頭皆不符合卜松分配，故對其模式適切性已提出質疑；而盧坤信(1997)及曾安源(1991)使用非齊性卜松過程分析基隆港及高雄港之船舶到達過程，其強度函數皆使用時間序列法描述，而本研究參考非齊性卜松過程相關文獻，以冪定律強度函數與對數線性強度函數模式作為強度函數之假設，這是與以往研究船舶到達率之最大不同點。

2.2 模式之文獻回顧

非齊性卜松過程由於較卜松過程有彈性，其描述更符合實際現象；此模式已廣泛應用於各領域，非齊性卜松過程之強度函數為此模式之核心，也就是非齊性卜松過程之強度函數決定模式之特性；許多研究發展出各種不同特性之強度函數，並將其應用在各種不同之領域上，而其中應用最為廣泛的為冪定律強度函數與對數線性強度函數模式。

Shively(1991)指出模擬臭氧巔峰值變動的趨勢，最自然的方法便是測量臭氧含量隨著時間的經過而超過特定標準之次數。此研究建議利用非齊性卜松過程(NHPP)來模擬超過標準之次數及氣候狀況之間的關係。齊性卜松過程由於無法說明氣候狀況造成的影響，且由於無法描述臭氧平均含量在某段時間內特別高的現象(此現象違反了簡單卜松過程的基本假設之一：平均值固定)，所以，並不適用於此問題之上。此研究最主要的目的乃是研究臭氧的消長趨勢，是否由本身濃度的變化所造成，在觀察不同門檻值與觀測地點組合的趨勢後，作者將其他天候因子的影響隔離，作出臭氧呈現含量漸減的長期趨勢，並將各地區其他因子的影響輕重列表陳示之。為證明模型應用的正當性，作者首先以獨立性檢定，將此過程分割為片段，並檢視該模型各段時間內的發生頻率，是否通過相關係數甚小的假設，若符合此項假設，才可以利用卜松過程模擬之（因卜松過程各段時間中，頻率的發生呈現獨立）；除此之外，配適度檢定則以機率圖驗證其與卜松過程的相近程度。

Pham(2003) 提出非完美除錯的軟體可靠度模型主要是基於軟體測試人員在除錯時有可能會因為更動了程式而產生新的錯誤。應用NHPP在軟體可靠度方面，並提出許多不同之強度參數以符合其實際情形。

Shin (1996)探討以NHPP描述可修復元件之失效時間，並計算出強度函數之參數值，考慮兩參數之強度函數包括冪定律(Power-law)形式 $\lambda(t) = \left(\frac{\alpha}{\beta}\right)\left(\frac{t}{\beta}\right)^{\alpha-1}$ 及對數線性(Log-linear)形式 $\lambda(t) = \alpha \exp\left(\frac{t}{\beta}\right)$ ，以最大概似法分別估計參數，並將此模式應用在核能發電廠之中央冷卻系統。

Coetzee(1997)提出失效資料的分析對設備維護策略的發展是非常重要的，透過模式化失效資料，可發展適當之維護策略，最適維修頻率也可藉由適當模式的

發展而建立。以往模式皆假設在可修復系統之修復過程中為更新狀態，但其部分實例顯示在適當的維護下，系統失效頻率為緩慢遞減，但以往學者並無對此作更進一步之探討。此研究簡短介紹可修復系統分析現狀之理論基礎，且發展兩種形式 $\rho_1(T) = e^{\alpha_0 + \alpha_1 T}$ 與 $\rho_2(T) = \lambda \beta T^{\beta-1}$ 之非齊性卜松過程並用於實際維護分析。

Saldanha(2001)核能發電廠之元件、系統與構造應被有效率地控管以確保其安全性，而此研究即是探討核能發電廠的冷卻水系統之可靠度。冷卻水系統為可修復元件，使用對數線性 $v_1(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$ 及韋伯強度函數 $v_2(t) = \gamma \delta t^{\delta-1}$ 分別校估，此研究應用統計方法如最大概似法與線性迴歸分析，結果顯示非齊性卜松過程為一描述可修復元件失效資料之適當工具。

Ho(1996)此研究指出以非齊性卜松過程分析火山事件已日益普遍，首先先分析火山歷史資料是否有時間趨勢，若有時間趨勢可使用非齊性卜松過程分析。本研究之強度函數使用冪定律 (Power-law)形式，由於冪定律模式之彈性(即可描述遞增、遞減及常數型態)，故在可靠度領域已應用廣泛。作者直接讓火山資料決定其時間趨勢而非事先假設，當 $\beta > 1$ 為遞增， $\beta < 1$ 為遞減， $\beta = 1$ 則不具有時間趨勢。並且以統計檢定兩個及三個以上之火山是否具有同樣的時間趨勢。

魏智章、張保隆(1996)指出基於成本的考慮，現今電子系統都被設計成可修復的，也就是說系統可故障多次且能經修理後重複使用。而可修復系統的故障會呈現某種隨時間趨勢改變的自然順序，與不可修復系統的情形不同，我們也就不再適合用一般的機率分配函數去描述其故障率。此外，對一個隨時間變動的故障率的過程而言，平均故障間隔時間並不具有意義，因此系統可靠度的狀況，最好以故障率來描述，而平均故障間隔時間只適用於系統達到常數故障率。事實上，在觀察某一隨時間事件發生的次數，可以用卜松過程予以說明。而且卜松過程常用以代表一批可修復系統並具不同壽命的故障模式，不過一個操作某相當時間的群體採用非齊性卜松過程或許更為恰當。此研究指出現有可靠度標準對目前可修復電子系統的不適用性，而以隨機過程的觀點，構建出一個一般化的具有韋伯強度函數的非齊性卜松過程故障率模式和逐次機率比檢定模式，並且以實際可修復電子系統可靠度測試的故障數據來說明所構建之非齊性卜松過程模式的應用可行性。

張裕生(1994)提出在一般統計月報或年鑑中常有不少數據屬於點過程，如車禍事故，火災發生，以及醫院入院人次等，因資料型態為等距時間所計數的次數，故

一般常歸列於時間序列資料來做分析，此研究便希望建立點過程模式以對此類資料作更適切的處理。在此以省立南投醫院入院人次為例，從而建立非齊性卜松模式，並利用最大概似估計法找出參數估計值。最後經由所建立的模式瞭解醫院的營運過程，且透過強度函數判斷醫院入院的密集程度以作為對醫院未來的計畫參考。

Bebbington & Lai(1996)提出一個特別的非齊性卜松分配稱為韋伯過程，近來被Ho應用在火山爆發之歷史資料分析，然而本研究對此模式再進行分析，發現有非預期中的特性出現，故本研究認為此模式並非令人滿意的工具。在考慮整個問題後，作者認為非穩定性(nonstationary)的模式並不需要且也可能不被預期。作者提議使用齊性卜松過程中的韋伯更新過程來分析；更新過程表示時間間距為獨立同一分配F，若F為韋伯分配，則為韋伯更新過程。由於韋伯分配包含指數分配(當 $\beta=1$)，故韋伯更新過程亦包含齊性卜松分配；檢定韋伯分配可藉由將資料簡單轉換再分析其指數性。另外也考量F為對數常態分配，對數常態分配可描述資料週期性，而韋伯分配可同時描述週期性與群聚性，可藉此描述火山之特性。

Bebbington & Lai(1996)一直以來卜松過程被視為對大部分火山爆發的預測提供了良好的適合度，然而韋伯更新過程更較卜松過程一般化。此研究收集紐西蘭兩座火山之資料，檢定卜松過程及韋伯更新過程的適合度，且根據我們的分析，在這地理位置非常相臨的兩座火山，並無相關性。以畫分佈圖來假設其相關性，再以最小平方法及最大概似法求參數校估值，以適合度檢定結果顯示韋伯更新過程可用來描述分布較複雜之火山形態。

Kumar & Knezevic (1998)此研究發展一數學模式來描述備用元件，而失效時間則以指數、伽瑪(Gamma)、常態及韋伯分配等更新過程來表示，此研究並表示元件之系統最佳模式，其失效時間可適用於任何一般分配。此最適化問題之目標為最大化其系統可用性，並符合成本及重量限制式。使用分枝定限法求解此最適化問題。

第三章 理論基礎

3.1 卜松過程

3.1.1 齊性卜松過程

$N(t)$ 表示由計時開始至 t 時，事件發生次數之總和。若 $\{N(t), t \geq 0\}$ 滿足下列四項，則 $\{N(t), t \geq 0\}$ 為一計數過程(Counting process)，

1. $N(t) \geq 0$
2. $N(t)$ 為整數值。
3. 若 $t > s$ ，則 $N(t) \geq N(s)$
4. 若 $t > s$ ，則 $N(t) - N(s)$ 等於 $(s, t]$ 時間間距內事件之發生次數。

若計數過程 $\{N(t), t \geq 0\}$ 滿足下列三個條件，則稱為齊性卜松過程(Homogeneous Poisson process)。

1. $N(0) = 0$ ，表示於時間開始之時，沒有事件發生。
2. 此過程有獨立增量(Independent increments)
獨立增量表示於不重疊之時間間距內，發生事件之次數彼此獨立。
對 $t_0 < t_1 < \dots < t_n$ ，隨機變數
 $N(t_1) - N(t_0), N(t_2) - N(t_1), \dots, N(t_n) - N(t_{n-1})$ 為獨立。
3. 於時間間距 t 內發生事件次數之機率，服從期望值數為 λt 之卜松分配。

$$P\{N(s+t) - N(s) = n\} = e^{-\lambda t} \frac{(\lambda t)^n}{n!} \quad (3-1)$$
$$n=0, 1, 2, \dots$$

3.1.2 非齊性卜松過程

計數過程 $\{N(t), t \geq 0\}$ ，若滿足下列三項，則稱為非齊性卜松過程(Nonhomogenous Poisson process)。

1. $N(0) = 0$
2. $\{N(t), t \geq 0\}$ 有獨立增量
3. 於時間間距 $(s, s+t]$ 內發生事件次數之機率為

$$P\{N(s+t)-N(s)=n\} = \frac{\left[\int_s^{s+t} \lambda(y) dy \right]}{n!} \cdot \exp \left[- \int_s^{s+t} \lambda(y) dy \right] \quad (3-2)$$

$$n=0,1,2,\dots$$

其中 $\lambda(t)$ 表示到達率，為時間之函數。

若 $m(t) = \int_0^t \lambda(s) ds$ ，則(3-2)式可表為

$$P\{N(s+t)-N(s)=n\} = \exp\{-[m(s+t)-m(s)]\} \frac{[m(s+t)-m(s)]^n}{n!} \quad (3-3)$$

$$n=0,1,2,\dots$$

即 $N(s+t)-N(s)$ 為一卜松分配，其期望值為 $m(s+t)-m(s)$

非齊性卜松過程亦稱為非平穩卜松過程(Nonstationary Poisson Process)，與卜松過程之最大相異處為其有變動之平均發生率。

$$P\{N(s+t)-N(s)=n\} = \frac{\left[\int_s^{s+t} \lambda(y) dy \right]}{n!} \cdot \exp \left[- \int_s^{s+t} \lambda(y) dy \right] \quad (3-4)$$

$$n=0,1,2,\dots$$

給定一時 t ，可求出下一事件發生間隔 z 之密度函數

$$f_t(z) = \exp\{-[m(t+z)-m(t)]\} \lambda(t+z) \quad (3-5)$$

3.1.3 獨立增量

獨立增量表示在不重疊之時段內發生事件的次數彼此獨立，亦即表示連續兩事件之時間間距彼此獨立。在卜松過程中，連續兩事件之時間間距是獨立且來自相同母體分配，卜松過程之時間間距服從指數分配。

若一到達過程只滿足資料契合卜松分配，但缺乏獨立增量，則此過程不一定為卜松過程。故卜松過程及非齊性卜松過程都必須同時滿足獨立增量及資料能與模式相契合。Shively(1991)以相關性來證明時間間距彼此獨立，不相關僅是獨立性的必要條件，故相關性為 0 並不表示一定獨立；但以務實的觀點來分析，若不獨立則相關性必然存在。

非齊性卜松過程之強度函數有許多種形式，最常用的為冪定律函數(power-law intensity function)及對數線性(log-linear)，此兩種形式已被廣泛的運用與探討，故本研究使用此兩種形式強度函數之非齊性卜松過程來探討貨櫃船之到達過程，在下一小節介紹此兩種形式之非齊性卜松過程模式。

3.2 冪定律強度函數之非齊性卜松過程

$$\lambda(t) = \left(\frac{\beta}{\theta}\right) \left(\frac{t}{\theta}\right)^{\beta-1} \text{ 稱為冪定律函數(Power-law intensity function) 或韋伯強度}$$

函數(Weibull intensity function)，韋伯強度函數可表示常數、遞增或遞減的形式，故由於此函數之彈性與可及性，在可靠度的分析應用方面已非常廣泛。

一個具有韋伯強度函數的 NHPP 在往後的文獻中也被稱為是韋伯過程(Weibull process)，韋伯卜松過程(Weibull Poisson process)，冪定律過程(Power-law process)。韋伯過程將齊性卜松過程一般化，因為當 $\beta=1$ 時，韋伯過程退化為卜松過程。

3.2.1 最大概似法估計參數

設 $x = (n_1, n_2, \dots, n_k)$ 是同分佈隨機變量的一組樣本，密度函數為 $f(x; \theta)$ ，其中 θ 是待估計的參數， n_1, n_2, \dots, n_k 的聯合密度函數稱為概似函數(Likelihood function)

$$L(\theta; x) = f(\theta; n_1, \dots, n_k) \quad (3-6)$$

其中 L 是 θ 的函數，如果統計量 $\hat{\theta}(n_1, \dots, n_k)$ 使得函數 $L(\hat{\theta}, x)$ 達到最大，則 $\hat{\theta}$ 為 θ 的一個最大估計概似值，因此最大概似法的原則是找出 (n_1, n_2, \dots, n_k) 的一個函數 $\hat{\theta}$ ，使得概似函數 L 達到最大。由於使 L 最大的值也使 L 的對數最大，為了方便起見我們通常以

$$\frac{d}{d\theta} \ln L(\theta; x) = 0 \quad (3-7)$$

來決定最大概似估計值，而此方程式稱為最大概似方程式。最大概似估計值

並不一定存在，不過在許多熟知的分佈下，確實存在唯一的最大函數估計值，這一點使得這個估計方法變的實際有用。

依 Bain(1991)，令 $Z_j = m(T_j)$ ， $j=1,2,\dots,n$ ，令 $Z_0 = 0$ ，則 $Z_j - Z_{j-1}$ 為獨立指數型隨機變數，而 Z_1, Z_2, \dots, Z_n 之聯合機率密度函數為

$$f(z_1, z_2, \dots, z_n) = \exp(-z_n) \quad 0 < z_1 < z_2 < \dots < z_n < \infty \quad (3-8)$$

在韋伯過程中，均質函數 $m(t) = \left(\frac{t}{\theta}\right)^\beta$ ，亦即 $T_j = \theta Z_j^{1/\beta}$ ，藉由此隨機變數轉

換可得 T_1, \dots, T_n 之聯合機率密度函數為

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n) = \left(\frac{\beta}{\theta}\right)^n \left[\prod_{j=1}^n \left(\frac{t_j}{\theta}\right) \right]^{\beta-1} \exp\left[-\left(\frac{t_n}{\theta}\right)^\beta\right] \quad (3-9)$$

上式即為概似函數 L ，對 L 取對數

$$\ln L = n \ln \beta - n \ln \theta + (\beta - 1) \left[\sum_{j=1}^n \ln t_j - n \ln \theta \right] - \left(\frac{t_n}{\theta}\right)^\beta \quad (3-10)$$

分別對參數取偏微分，且令其為 0

$$\frac{\partial \ln L}{\partial \theta} = -\frac{n}{\theta} + (\beta - 1) \frac{-n}{\theta} + \beta \left(\frac{t_n}{\theta}\right)^{\beta-1} \left(-\frac{t_n}{\theta^2}\right) = 0 \quad (3-11)$$

$$\text{可得點估計量 } \hat{\theta} = \frac{t_n}{n^{1/\beta}} \quad (3-12)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial \ln L}{\partial \beta} &= \frac{n}{\beta} + \sum_{j=1}^n \ln t_j - n \ln \theta - \left(\frac{t_n}{\theta}\right)^\beta (\ln t_n - \ln \theta) \\ &= \frac{n}{\beta} + \sum_{j=1}^n \ln t_j - n \ln \theta - n(\ln t_n - \ln \theta) \\ &= \frac{n}{\beta} + \sum_{j=1}^n (\ln t_j - \ln t_n) \\ &= 0 \end{aligned} \quad (3-13)$$

$$\text{可得 } \hat{\beta} = \frac{n}{\sum_{j=1}^n \ln \left(\frac{t_n}{t_j}\right)} \quad (3-14)$$

3.2.2 參數檢定

檢定此過程之事件發生頻次是否為常數， $H_0: \beta=1$ ， $H_1: \beta \neq 1$ ，假設

$$V = 2 \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_n}{t_i}\right) \quad (3-15)$$

根據虛無假設得知 V 服從一卡方分配，自由度為 $2n$ ，在顯著水準 α 下，若 $V \leq \chi_{\alpha/2}^2$

或 $V \geq \chi_{1-\alpha/2}^2$ ，則拒絕 H_0 。

當 $n \geq 30$ 時由中央極限定理可知 V 趨近於常態，則此檢定法的檢定統計量為

$$Z = \frac{V - n}{\sqrt{2n}} \quad (3-16)$$

當 $|Z| > Z_{\alpha/2}$ 時，拒絕 H_0 。

3.2.3 模式適合度檢定

本研究假設貨櫃船到達過程遵循具有韋伯強度函數的 NHPP 模式，可利用數據和統計方法來檢定此假設。這個統計假說可設定為：

H_0 : 數據依循一具有韋伯強度函數的 NHPP

H_1 : 數據不依循具有韋伯強度函數的 NHPP

Crow 提出一套適合度檢定方式，若 t_1, \dots, t_n 為時間 0 到 T 間事件發生之時間點，設 $Z_i = \frac{t_i}{T}$ ， $i=1, 2, \dots, n$ ，又 $\bar{\beta} = \frac{n-1}{n} \hat{\beta}$ ，則修正的 Cramer-von Mises 檢定統計量為：

$$CM = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{\bar{\beta}} - \frac{2i-1}{2n} \right)^2 \quad (3-17)$$

當所求出的 CM 值大於在某顯著水準下的臨界值時，則拒絕虛無假設 H_0 。

3.3 對數線性強度函數之非齊性卜松過程

$\lambda(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$ 稱為對數線性(Log-linear)強度函數，Cox 與 Lewis 於 1966 年提出對數線性強度函數，此模式與韋伯強度函數皆已被廣泛應用。若 $\beta_1 > 0$ 則事件發生頻次有增加之趨勢， $\beta_1 < 0$ 則有遞減之趨勢，而 $\beta_1 = 0$ 時強度函數為一常數，即為齊性卜松過程。

3.3.1 最大概似法估計參數

令 $Z_j = m(T_j) - \frac{1}{\beta_1} \exp(\beta_0)$ ， $j=1,2,\dots,n$ ，則 $Z_j - Z_{j-1}$ 為獨立指數型隨機變數，而 Z_1, Z_2, \dots, Z_n 之聯合機率密度函數為

$$f(z_1, z_2, \dots, z_n) = \exp(-z_n) \quad 0 < z_1 < z_2 < \dots < z_n < \infty \quad (3-18)$$

在對數線性強度函數中，均質函數 $m(t) = \frac{1}{\beta_1} \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$ ，藉由隨機變數轉換可得 T_1, \dots, T_n 之聯合機率密度函數為

$$f(t_1, t_2, \dots, t_n) = \prod_{i=1}^n \exp(\beta_0 + \beta_1 t_i) \exp\left[-\frac{1}{\beta_1} \exp(\beta_0 + \beta_1 t_n) + \frac{1}{\beta_1} \exp(\beta_0)\right] \quad (3-19)$$

上式即為概似函數 L ，對 L 取對數

$$\ln L = n\beta_0 + \beta_1 \sum_{i=1}^n t_i - \frac{\exp(\beta_0)[\exp(\beta_1 t_0) - 1]}{\beta_1} \quad (3-20)$$

對參數取偏微分，並令其為 0

$$\sum_{i=1}^n t_i + \frac{n}{\beta_1} - \frac{nt_0}{1 - \exp(-\beta_1 t)} = 0 \quad (3-21)$$

由上式可求出 $\hat{\beta}_1$ ，再代入下式可得 $\hat{\beta}_0$

$$\hat{\beta}_0 = \ln \left\{ \frac{n\hat{\beta}_1}{\exp(\hat{\beta}_1 t) - 1} \right\} \quad (3-22)$$

3.3.2 參數檢定

對數線性強度函數模式，可使用拉普拉斯檢定(Laplace Test)，此為 Cox 於 1955 年提出之檢定法，假設 $H_0: \beta_1 = 0$ ， $H_1: \beta_1 \neq 0$ 。若 t_1, \dots, t_n 為時間 0 到 T 間事件發生之時間點，統計量

$$L = \sum_{j=1}^n \frac{t_j}{T} \quad (3-23)$$

在 H_0 的假設下， t_j/T 服從均勻分布 $[0,1]$ ，故當 $n \geq 30$ 時由中央極限定理可知 L 趨近於常態，則此檢定法的檢定統計量為

$$Z = \frac{L - n/2}{\sqrt{n/12}} \quad (3-24)$$

當 $|Z| > Z_{\alpha/2}$ 時，拒絕 H_0 。

3.3.3 模式適合度檢定

我們可以利用機率圖(Probability plot)來加以檢查。由(3-5)的 p.d.f. 我們可以推導出時間間隔 Z 的累積機率密度函數(c.d.f.)如下：

$$F_t(z) = \exp\left\{-\int_t^{t+z} \lambda(y) dy\right\} \quad (3-25)$$

假如獨立假設滿足的話，我們可以利用以下的轉換： $U_j = F_{t(j-1)}(z_j)$ 將變數 Z_j 轉換為一個在 $(0,1)$ 之間的均勻分配(Uniform Distribution)的變數(即 $U_j \sim U(0,1)$)。根據這個變數 U_j 以及 $\frac{j}{n+1}, j=1,2,\dots,n$ 的式子，我們可以繪出機率圖，假如圖形大約落在 45 度線上，則表示此模式之 NHPP 適合用來描述資料。

3.4 模式的選擇

當以最大概似法得到最佳參數估計值後，參考 Ogata 和 Akaike(1977)所提出的最小化 AIC(Akaike's information criterion)的方法找出最佳的模式；即將各模式相比找出最小者即為最佳模式。AIC 定義為

$$AIC \equiv -2 \cdot \log (\text{概似函數最大值}) + 2 \cdot (\text{參數個數}) \quad (3-26)$$

根據此定義將所得的對數概似函數與估計值的參數代入，若 AIC 之值比其他模式小則表示此模式與實際值配合的較好。

3.5 統計檢定

3.5.1 Kolmogorov-Smirnov (K-S) 檢定法

本文之適合度檢定將以 K-S 檢定法為之，K-S 檢定法可用於作適合度之檢定，其檢定力較卡方適合度為佳。此法之步驟為：

1. 計算理論分配各階段的累加機率 $F(x)$
2. 計算實際分配各階段的累加機率 $S(x)$
3. 計算各階段理論分配與實際分配累加機率之差的絕對值 $|F(x) - S(x)|$
4. 找出 K-S 檢定的統計量 $D = \max |F(x) - S(x)|$
5. 查 K-S 檢定附表，由樣本大小 n 及顯著水準 α ，找出臨界值 $D_{\alpha/2}$ 。當 $D > D_{\alpha/2}$ 時，則拒絕 H_0 。

本研究所使用 K-S 法， $\alpha=0.05$ ， $D_{\alpha/2} = 1.36 / \sqrt{n}$ ，其中 $n > 40$

3.5.2 史比爾曼等級相關檢定(Spearman Rank Correlation Test)

此檢定法先將成對樣本觀察值 (x_i, y_i) 轉換為等級，並以等級平均法處理具有相同等級的觀察值，亦即取其平均等級，對於第 i 組觀察值，以 u_i 表示 x_i 之等級，以 v_i 表示 y_i 之等級，第 i 組觀察值等級之差異 $d_i = u_i - v_i$ 。而史比爾曼等級相關

係數 $r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i^2}{n(n^2 - 1)}$ ，其中 n 表示成對樣本的組數。

史比爾曼等級相關係數 r_s 的解釋與傳統相關係數 ρ 類似，當兩個變數 x, y 的等級順序完全一致時， $r_s = 1$ ；當兩個變數 x, y 的等級順序完全相反時， $r_s = -1$ 。 $r_s = 0$ 則表示兩個變數 x, y 無關。但是史比爾曼等級相關係數的計算過程比傳統相關係數 ρ 簡單，而且適用於等級資料的相關係數檢定。

若 n 很大時， r_s 近似常態分配，即 $r_s \rightarrow N(0, \frac{1}{n-1})$ ，因此可使用統計量

$Z = r_s \sqrt{n-1}$ ，並依標準常態分配值表進行檢定。

由於獨立增量為非齊性卜松過程之一重要前提假設，故以史比爾曼等級相關檢定序列 $\{t_n\}$ 與 $\{t_{n-1}\}$ ， $n > 1$ ， t_n 表時間間距。若顯著水準為 α ，當 $|z| > z_\alpha$ 時，則拒絕虛無假設 H_0 ，也就是表示兩事件之時間間距彼此是獨立的；另外，當 $|z| \leq z_\alpha$ 則無法虛無假設 H_0 ，也就是沒有顯著證據證明兩事件之時間間距彼此為相關。

第四章 台中港貨櫃船到達過程模式之建立

4.1 實例簡介

4.1.1 貨櫃化運輸

運輸貨櫃化的發展下，已經使全球貨櫃港在裝卸、轉運和堆儲等作業更具有效率，而貨櫃化即是將運輸的單位統一化，運用在海運和陸運上，以貨櫃作為在運輸上的基本單位，也就是將運送單位標準化。

交通運輸在人類經濟發展上佔有很重要的角色，初期是以發展陸地間的物資運輸為主，隨著航海技術的發展，近代人類貿易主要更是倚賴海運。到了 1955 年，McLean 開啟國際貿易貨櫃化運輸的先例，國際間的貿易漸漸以貨櫃為運輸單位，現代化港埠為求運作的效率，因而加入機械化的裝卸工具，使得從原先的人工裝卸雜貨演變為以軌道式門型起重機和橋式起重機等自動化機具來裝卸貨櫃，如此節省許多人力、費用與時間，提高效率也減少裝卸使得貨物發生損壞的機率，損壞的機率下降也使得保險費降低。

以船東的角度來看，船的靠港時間減少可節省港埠碇泊費，縮減每一趟航程時間，故對同一艘船來說航次可相對的增加，如此可以因為航次的增加而使得貨物運送量增加。另外貨櫃化貨物的包裝上，有相當程度因為改用較簡化的包裝材料而得到節省包裝成本的好處，甚至可將貨物運送到目的地後再加以包裝售出，如此相同的空間可運送更多的物品，達到運費的節省。

在全球運籌趨勢下，貨櫃化運輸發展至今，國際早已訂定了標準尺寸的貨櫃，有普通貨櫃：一般汎指鐵櫃分 20 呎、40 呎二種；超高貨櫃：一般貨櫃高度為 8.5 呎，超高櫃為 9.5 呎，而超高櫃大都為 40 呎櫃。貨櫃為將多種非標準化的零星包裝貨品，裝入國際標準化的密閉容器中，裝運途中不必多次裝卸，可與公路或鐵路運輸作業形成複合式的運輸，運作程序即是在以貨櫃所裝載貨物運抵港口，可將整個貨櫃直接用鐵路或公路運輸至門市，其中節省了裝卸成本而且交貨日期更可靠，所以存貨可大量減少，成本反映在低價上進而使得國際貿易更活絡。

近數十年來，航運上的經貿地位已成為全球日益重視的課題；其中海運承載貨物能力最大，單位營運成本也是最低，所以海運仍是國際貿易上貨物最重

要的運輸方式。若以全球國際貿易來看，利用海運來運載貨物的比率佔 80%以上，航運業對國際貿易上貢獻影響甚大。在強調商品全球化、貿易自由化的潮流下，航運業佔有舉足輕重的地位，對於創造全球貿易的經濟發展上，航運業實功不可沒。目前國際間之貿易往來，大都依賴海洋運輸為主，而貨櫃化之運輸型態更是海洋運輸之主流。然由於整個海運貨櫃之運輸過程，涉及一連串不同之作業程序，因此作業合理性，以及是否有效率，將對整體運送之效益影響頗大，進而對以航運為主要運送工具的各個供應鏈整體造成極大之衝擊，最後並將影響到產品競爭力。以全球運籌的角度來看，對供應鏈運輸效率要求之日益重視，如何提昇整體航運之貨櫃運輸效率，成為海運相關業者之首要工作。

台灣地區因四面環海，在先天上即佔有航運地理條件之優勢，在產業結構上，主要以中小企業為主，有利於製造產業的彈性發展，在人力素質上，台灣人力資源的教育水準普遍很高，在基礎建設上，水、電、交通、通訊等基礎設施健全的優勢，若再加上良好的港埠設施及強大的海、空運輸團隊，不僅在運輸業在重要物資運送能更具效率，而且具有形成國際物流區的優勢與機會。海運業依貨載項目及船舶設備可分為散裝航運及貨櫃航運。散裝航運的船期不定，運費較貨櫃便宜，主要是運載體積龐大、包裝不易的工業及民生大宗物資，如鐵礦砂、焦煤、燃煤及穀物等；貨櫃航運的營運以定期航線為主，運載貨品大多為工業製成品。

台灣位居日本、韓國、東南亞地區之間，與中國大陸隔台灣海峽相對，為歐美企業進入亞洲市場的是佳入口，立於獨特且重要之經濟樞紐地位，以航運線來看台灣位處於泛太平洋主航線擺錘之最頂端，並可以短程之接駁航運或環球航線連接經蘇伊士運河往歐洲地區之航線，故台灣可說正位於海運市場主航線之樞紐位置。如以航運成本考量，台灣亦為大陸沿海港口，包括上海、寧波及福州，與主航線連接較為理想之轉運港。故以海運市場地理區位觀之，台灣正位於最有利之地理位置，如配合其他相關措施及適當經營策略，將使台灣在全球海運市場占有相當重要地位。在貨櫃船市場方面，由於大陸低廉的土地和勞工成本加上大陸當局為吸引外商至大陸投資而提供的租稅優惠政策，使得大陸漸成全球的生產中心，所生產的產品除內銷之外再透過貨運業者銷售至全世界各地，也因此帶動貨櫃業者的市場需求，而大陸自去年下半年開始進出口成長率也高達 30% 以上，更帶動亞洲到美洲以及亞洲到歐洲航線運費的調漲。

4.1.2 台中港現況

由於台灣是一個海島型國家，四面環海，本身天然資源稀少，礦產有限，故經濟發展主要仰賴進出口貿易維持，尤其台灣在加入 WTO 後融入全球經濟體系的腳步勢必更加快速，與國際間的貿易勢必更加頻繁，其進出口之貨物，除少部分依賴航空運輸外，大部分對外貿易運輸多集中於海運。而港埠又是國際貿易最主要的門戶，因此，可知港埠對於台灣而言，扮演一個十分重要的角色。

台中港位於台灣島西海岸中部台中縣梧棲鎮，是台灣新辟的國際港。為減輕基隆、高雄兩港的營運壓力，台灣於 1973 年開始興建台中港，1976 年加入營運。港口位處北緯 24 度 17 分，東經 120 度 29 分，距離北部的基隆港約 110 哩，南部的高雄港約 120 哩航程。台中港區腹地廣大，港區總面積為 3,760 公頃，其中水域面積有 960 公頃，陸地面積有 2,800 公頃。港口航道水深 12.5-13 米，可容 5 萬噸船舶出入，港區內各主航道水深 13 米²。

臺中港現有營運碼頭四十六座，其中貨櫃碼頭七座，一般散雜貨碼頭十八座，大宗貨物碼頭三座，管道碼頭七座，水泥碼頭三座，穀類碼頭二座，煤炭碼頭四座、廢鐵碼頭一座及客運碼頭一座³。目前重大建設工程包括港區及聯外道路新建工程、港口第二期擴建工程、9 至 11 號碼頭整建工程等。台中港不如高雄、基隆兩港繁忙，但面積大，且可開闢新生地，興建新碼頭，很有發展潛力。台中港提供業者良好的投資環境，棧埠裝卸及倉儲業務多開放民間投資經營，全港擁有許多自動化的裝卸倉儲設備，作業效率高。

目前在台中港投資之公司計有四十一家，總投資金額約二百一十三億元。至於未來的擴建計劃包括商港擴建計畫與工業港區開發計畫等，將台中港建設成為一座擁有八十三座碼頭的全方位、多功能之國際大港。台中港地區潮汐落差大，潮汐灘地廣大，在冬季時東北季風強勁，如又逢退潮時段，造成嚴重的飛砂問題，間接使得台中港區有漂沙淤積的問題，由於沙多風大，引水人必須在基隆或高雄港上船將輪船引入台中港，這些問題都阻礙台中港無法成為優良港灣。在北防坡堤興建完成和大量種植木麻黃防風林的情況下，以往強風和港區淤泥的問題已經大致獲得改善，如今則都是直接在台中港外上船引水即可，使得進港效率大為提升。

² 台中港務局全球資訊網 <http://www.tchb.gov.tw>

³ 台中港務局營運統計精要手冊 民國 93 年 2 月

台中港在台灣四大國際港中，距離廈門港最近，僅 136 海浬，作為兩岸直航口岸最為適合，如果海上直航以高速船艇行駛，在 3 至 4 小時間之間即可到達，根據比較利益原則，廈門直航台中港的海運路程，僅為從香港轉口的三分之一，費用可省一半以上。直航的實現將有利於台資企業降低運輸費用，減少貿易成本，從而增強企業競爭力。目前中部科學園區已積極動土興建，並展開招商作業，未來台灣中部與大陸地區之工商經貿關係將更形緊密。同時每年台灣的馬祖信眾赴福建湄洲島之進香客，應有 10 萬人之多，因此，加速推動中部地區與廈門之間的交通往來，確有實際上之需要。

本研究之主要目的是模化台中港貨櫃船到達過程之模式，即是到達率之推估，此為港埠營運管理之基礎研究。誠如港埠問題中最適船席數之研究，不論是利用等候模式找出最適船席數，使得總成本最小，抑或是以系統模擬法適算出之結果，都必須以船舶之到達過程為其研究之基礎。

4.2 模式之假說

假設台中港之貨櫃船到達過程為非齊性卜松過程其原因如下⁴:

1.根據國內港埠相關文獻指出商船到達過程為卜松過程，而僅曾安源(1991)及盧坤信(1997)發展出非齊性卜松過程。故先針對觀測期間內到達台中港貨櫃船之時間間距以卡方檢定作適合度檢定，檢定結果表一貨櫃船到達之時間間距不服從指數分配(表 4-1)，即觀測期間內到達台中港之貨櫃船其到達過程不為卜松過程。

2.觀察民國 90 年貨櫃船到達之時刻分佈-全年每整小時到達貨櫃船隻累積艘數(圖 4-1-1)，民國 91 年及 92 年貨櫃船到達之時刻分布情況分別為(圖 4-1-2)及(圖 4-1-3)，得知台中港之貨櫃船到達情況每個時段內所到達之船艘數並不一致。故將一天等分成二十四個時段，以檢定每一時段到達之貨櫃船艘數是否相等，

第一段[0,1)點，此時段內貨櫃船到達艘數為 U_1

第二段[1,2)點，此時段內貨櫃船到達艘數為 U_2

...

...

第二十四段[23,24)點，此時段內貨櫃船到達艘數為 U_{24}

$H_0: U_1=U_2=\dots=U_{24}$

$H_1: H_0$ 不為真

檢定結果在顯著水準 $\alpha=0.05$ 下，表示二十四個時段內，各時段所到達之貨櫃船艘數不全相等(表 4-2)。

3.隨著經濟環境改變長期而言，當經濟持續發展，貿易量必然相對增加，特別是台灣屬於海島型經濟，外貿依存度高達百分之九十以上。故船舶到達率可能會隨著經濟發展而有某種幅度之成長，但也可能會因船舶大型化而減少。分析觀測期之資料以每一月份為一期，得知台中港之貨櫃船到達情況每月份所到達之船艘數並不一致。

故檢定觀測期自民國 90 年 1 月至民國 92 年 12 月止共 36 個月，每月份到達之貨

⁴盧坤信，「貨櫃船之到達過程模式分析—以高雄港為例」，國立交通大學，碩士論文，民國八十六年。

櫃船艘數是否相等？

第一期 90 年 1 月份，此時段內貨櫃船到達艘數為 M_1

第二期 90 年 2 月份，此時段內貨櫃船到達艘數為 M_2

...

...

第三十六期 90 年 12 月份，此時段內貨櫃船到達艘數為 M_{36}

$H_0: M_1 = M_2 = \dots = M_{36}$

$H_1: H_0$ 不真

檢定結果在顯著水準 $\alpha=0.05$ 下，表示各個月份內到達之貨櫃船數不全相等(表 4-2)。

上述三點說明了貨櫃船到達台中港之到達過程不為齊性卜松過程，因此本文以非齊性卜松過程分析台中港貨櫃船之到達過程。

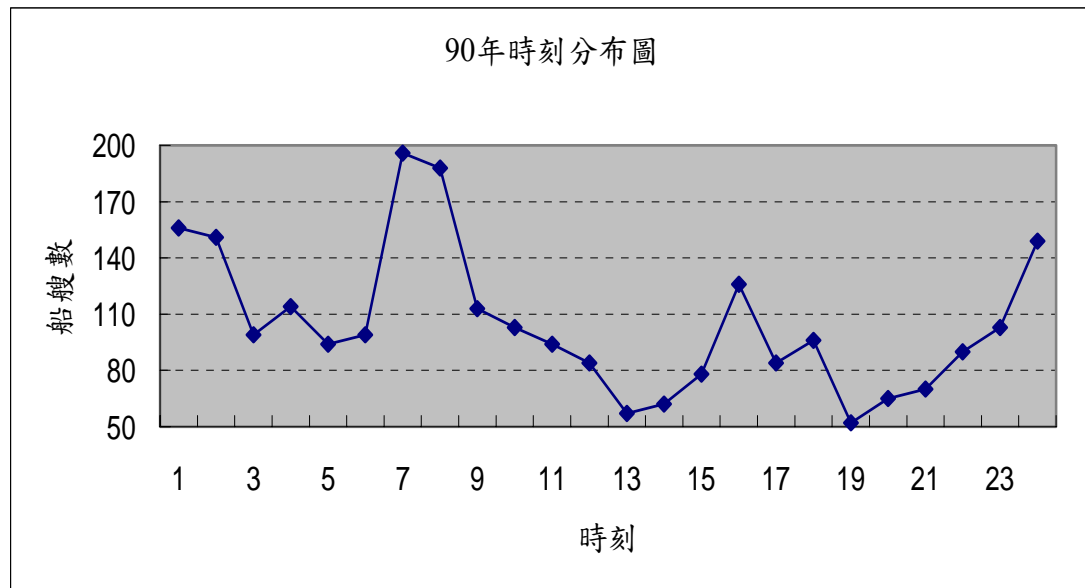


圖 4-1 民國九十年貨櫃船到達之時刻分佈圖

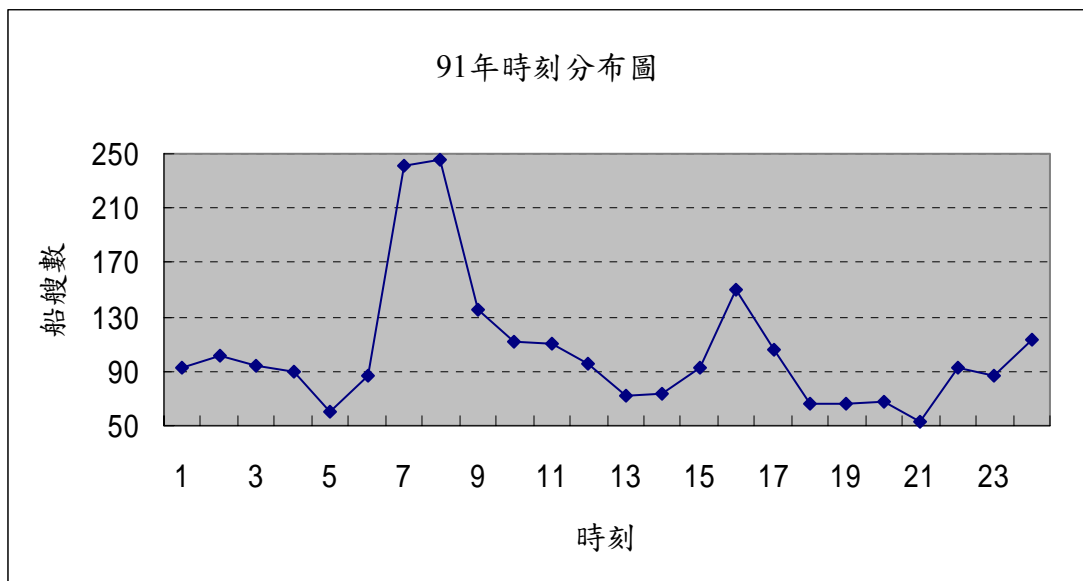


圖 4-2 民國九十一年貨櫃船到達之時刻分佈圖

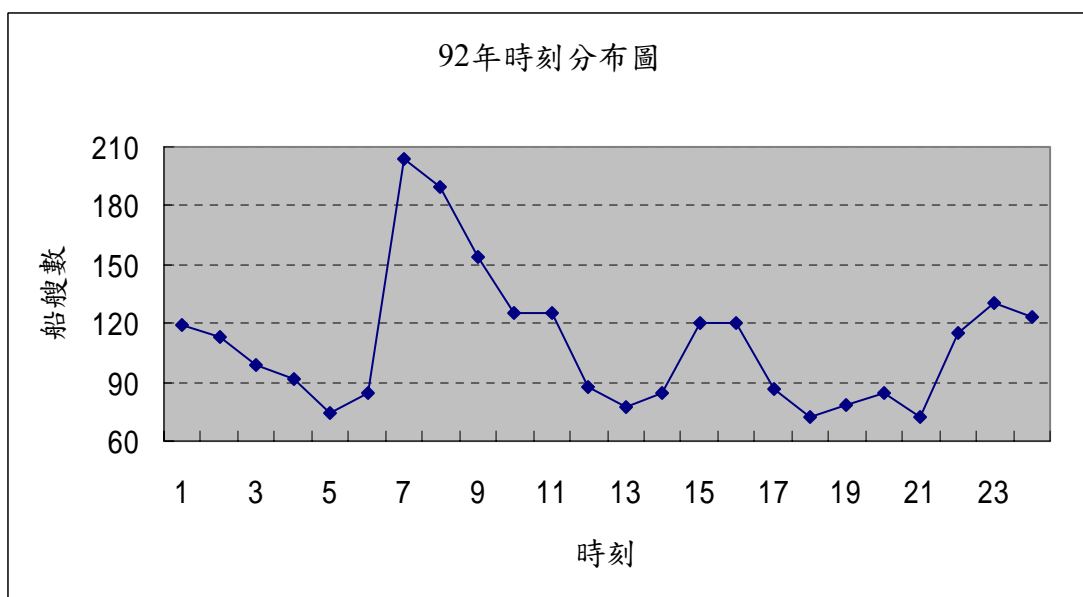


圖 4-3 民國九十二年貨櫃船到達之時刻分佈圖

表 4-1 以 K-S 法作台中港貨櫃船時間間距之適合度檢定

時間間距 (單位:小時)	count	S(x)	F(x)	F(x)-S(x)
0	1925	0.25147	0.132674	0.118796
1	1463	0.442587	0.347549	0.095038
2	1051	0.579882	0.509191	0.070691
3	772	0.680732	0.630786	0.049946
4	582	0.75676	0.722257	0.034503
5	444	0.814762	0.791067	0.023695
6	372	0.863357	0.842829	0.020528
7	267	0.898236	0.881767	0.016469
8	203	0.924755	0.911059	0.013696
9	155	0.945003	0.933094	0.011909
10	104	0.958589	0.949669	0.008920
11	80	0.96904	0.962138	0.006902
12	55	0.976225	0.971518	0.004707
13	47	0.982364	0.978575	0.003789
14	41	0.98772	0.983883	0.003837
15	27	0.991248	0.987876	0.003372
16	16	0.993338	0.990879	0.002459
17	11	0.994775	0.993139	0.001636
18	9	0.99595	0.994839	0.001111
19	6	0.996734	0.996117	0.000617
20	5	0.997387	0.997079	0.000308
21	4	0.99791	0.997803	0.000107
22	1	0.99804	0.998347	0.000307
23	3	0.998432	0.998757	0.000325
24	5	0.999086	0.999065	0.000021
28	2	0.999347	0.9997	0.000353
30	1	0.999477	0.999831	0.000354
31	2	0.999739	0.999873	0.000134
37	1	0.999869	0.999977	0.000108
44	1	1	0.999997	0.000003
total	7655		D 值	0.118796

H_0 : 貨櫃船到達之時間間距服從負指數分配

H_1 : H_0 不真

$D_{\alpha/2}=0.01554$ ， $D > D_{\alpha/2}$ ，表示台中港貨櫃船到達過程不為齊性卜松過程。

表 4-2 以 K-S 法作台中港貨櫃船到達時刻分佈一致性檢定

組別	觀測值	S(x)	F(x)	F(x)-S(x)
0	367	0.047867	0.041667	0.0062
1	367	0.095735	0.083333	0.012402
2	292	0.13382	0.125	0.00882
3	296	0.172427	0.166667	0.00576
4	229	0.202296	0.208333	0.006037
5	259	0.236077	0.25	0.013923
6	642	0.319812	0.291667	0.028145
7	623	0.40107	0.333333	0.067737
8	404	0.453763	0.375	0.078763
9	340	0.498109	0.416667	0.081442
10	329	0.54102	0.458333	0.082687
11	268	0.575975	0.5	0.075975
12	206	0.602843	0.541667	0.061176
13	219	0.631407	0.583333	0.048074
14	291	0.669362	0.625	0.044362
15	395	0.720882	0.666667	0.054215
16	278	0.757141	0.708333	0.048808
17	234	0.787661	0.75	0.037661
18	197	0.813356	0.791667	0.021689
19	217	0.841659	0.833333	0.008326
20	197	0.867354	0.875	0.007646
21	297	0.906091	0.916667	0.010576
22	322	0.948089	0.958333	0.010244
23	387	0.998565	1	0.001435
total	7656		D 值	0.082687

$D_{\alpha/2}=0.01554$ ， $D > D_{\alpha/2}$ ，表示觀測期內到達台中港貨櫃船之時刻分佈情況不一致。

表 4-3 以 K-S 法作台中港貨櫃船到達月份分佈一致性檢定

組別	觀測值	S(x)	F(x)	F(x)-S(x)
9001	198	0.025862	0.027778	0.001916
9002	195	0.051332	0.055556	0.004223
9003	232	0.081635	0.083333	0.001698
9004	223	0.110763	0.111111	0.000348
9005	212	0.138454	0.138889	0.000435
9006	204	0.165099	0.166667	0.001567
9007	207	0.192137	0.194444	0.002308
9008	220	0.220873	0.222222	0.00135
9009	198	0.246735	0.25	0.003265
9010	209	0.274033	0.277778	0.003744
9011	207	0.301071	0.305556	0.004485
9012	218	0.329545	0.333333	0.003788
9101	203	0.356061	0.361111	0.005051
9102	169	0.378135	0.388889	0.010754
9103	216	0.406348	0.416667	0.010319
9104	220	0.435084	0.444444	0.009361
9105	236	0.465909	0.472222	0.006313
9106	222	0.494906	0.5	0.005094
9107	207	0.521944	0.527778	0.005834
9108	216	0.550157	0.555556	0.005399
9109	203	0.576672	0.583333	0.006661
9110	200	0.602795	0.611111	0.008316
9111	206	0.629702	0.638889	0.009187
9112	205	0.656479	0.666667	0.010188
9201	202	0.682863	0.694444	0.011581
9202	158	0.703501	0.722222	0.018722
9203	221	0.732367	0.75	0.017633
9204	213	0.760188	0.777778	0.01759
9205	225	0.789577	0.805556	0.015979
9206	211	0.817137	0.833333	0.016196
9207	227	0.846787	0.861111	0.014324
9208	232	0.87709	0.888889	0.011799
9209	237	0.908046	0.916667	0.008621
9210	241	0.939525	0.944444	0.00492
9211	223	0.968652	0.972222	0.00357
9212	240	1	1	0
total	7656		D 值	0.018722

$D_{\alpha/2}=0.01554$ ， $D > D_{\alpha/2}$ ，表示觀測期內到達台中港貨櫃船之月份分佈情況不一致。

4.3 韋伯強度函數之 NHPP

以韋伯強度函數 $\lambda(t) = \left(\frac{\beta}{\theta}\right) \left(\frac{t}{\theta}\right)^{\beta-1}$ 來描述台中港貨櫃船到達過程之強度函數，即貨櫃船到達過程為韋伯過程。韋伯過程首先被應用在可靠度分析領域，由於其函數型態之彈性，與參數之最大概似法校估值具有封閉型態，故已被廣泛應用。韋伯過程除了在可靠度領域被廣泛應用外，近來更有學者將此模式應用於火山活動之分析；本研究將應用韋伯過程於貨櫃船到達過程，並以最大概似法校估參數。

4.3.1 參數校估

根據第三章以最大概似法推導出之點估計值，以台中港貨櫃船之到達時間分佈可得：

$$\begin{aligned}\hat{\beta} &= \frac{n}{\sum_{j=1}^{n-1} \ln\left(\frac{t_n}{t_j}\right)} \\ &= 1.012299293 \\ \hat{\theta} &= \frac{t_n}{n^{1/\hat{\beta}}} \\ &= 3.8271\end{aligned}$$

對數概似函數之最大值為-10048.7

$$\text{而韋伯強度函數為 } \lambda(t) = \left(\frac{1.012299293}{3.8271}\right) \left(\frac{t}{3.8271}\right)^{0.012299293}$$

4.3.2 參數檢定

檢定事件發生頻次是否為常數， $H_0: \beta = 1$ ， $H_1: \beta \neq 1$ ， $V = 2 \sum_{i=1}^n \ln\left(\frac{t_n}{t_i}\right)$ ，根據虛無假設得知 V 服從一自由度為 $2n$ 之卡方分配。當 $n \geq 30$ 時由中央極限定理可知 V 趨近於常態，則此檢定法的檢定統計量為

$$Z = \frac{V - n}{\sqrt{2n}}$$

$$= 85.3668 > Z_{\alpha/2} \text{ 時，拒絕 } H_0。$$

4.3.3 模式適合度檢定

為了想確定台中港貨櫃船到達模式是否符合具有韋伯強度函數的 NHPP 模式，我們可應用 3.3 節之方法予以檢定：

$$\bar{\beta} = \frac{n-1}{n} \hat{\beta}$$

$$= \frac{7654}{7655} (1.012299293)$$

$$= 1.01216707$$

$$CM = \frac{1}{12n} + \sum_{i=1}^n \left(Z_i^{\bar{\beta}} - \frac{2i-1}{2n} \right)^2$$

$$= 0.333813404$$

在 0.05 顯著水準下，CM 臨界值為 0.461，我們可知 $CM = 0.333813404 < 0.461$ ，所以並沒有拒絕虛無假說，即一具韋伯強度函數之 NHPP 可用來描述台中港貨櫃船到達過程。

4.4 對數線性強度函數之 NHPP

$\lambda(t) = \exp(\beta_0 + \beta_1 t)$ 稱為對數線性(log-linear)強度函數，由於此模式之最大概似參數值有解析性之數學形式，故此函數與韋伯強度函數為最常用之兩種強度函數；本研究除了以韋伯強度函數分析外，並考慮對數線性型態之強度函數，再將兩種型態之結果加以比較。

4.4.1 參數校估

由前一章可知其最大概似函數參數估計值存在，故由(3-20)及(3-21)式可求得

$$\hat{\beta}_1 = 0.0000734349$$

$$\hat{\beta}_0 = 1.90426$$

對數概似函數之最大值為-1080.53

其對數線性強度函數為

$$\lambda(t) = \exp(1.90426 + 0.0000734349t)$$

4.4.2 參數檢定

使用拉普拉斯檢定，假設 $H_0: \beta_1 = 0$ ， $H_1: \beta_1 \neq 0$ ，其統計量

$$L = \sum_{j=1}^n \frac{t_j}{T}$$

$$= 3878.297659$$

$$\begin{aligned} \text{而 } Z &= \frac{L - n/2}{\sqrt{n/12}} \\ &= \frac{3878.297659 - 7656/2}{\sqrt{7656/12}} \\ &= 2.01109 \end{aligned}$$

在 0.05 顯著水準下，Z 之臨界值為 1.96，我們可知 $Z=2.01109 > 1.96$ ，故拒絕虛無假設 H_0 ，即資料不服從一齊性卜松過程。

4.4.3 模式適合度檢定

時間間隔 Z 的累積機率密度函數(c.d.f.)如下：

$$F_t(z) = \exp\left\{-\int_t^{t+z} \lambda(y)dy\right\}$$

假如獨立假設滿足的話，我們可以利用以下的轉換： $U_j = F_{t(j-1)}(z_j)$ 將變數 Z_j 轉換為一個在(0,1)之間的均勻分配(Uniform Distribution)的變數(即 $U_j \sim U(0,1)$)。根據這個變數 U_j 以及 $\frac{j}{n+1}$, $j=1,2,\dots,n$ 的式子，我們可以繪出機率圖，假如圖形大約落在 45 度線上，則表示此模式之 NHPP 適合用來描述資料。

從民國 90 年至 92 年之資料中任取兩週加以檢定，首先取 90 年 2 月 1 日至 2 月 14 日共 93 筆資料繪製機率圖，結果如下：

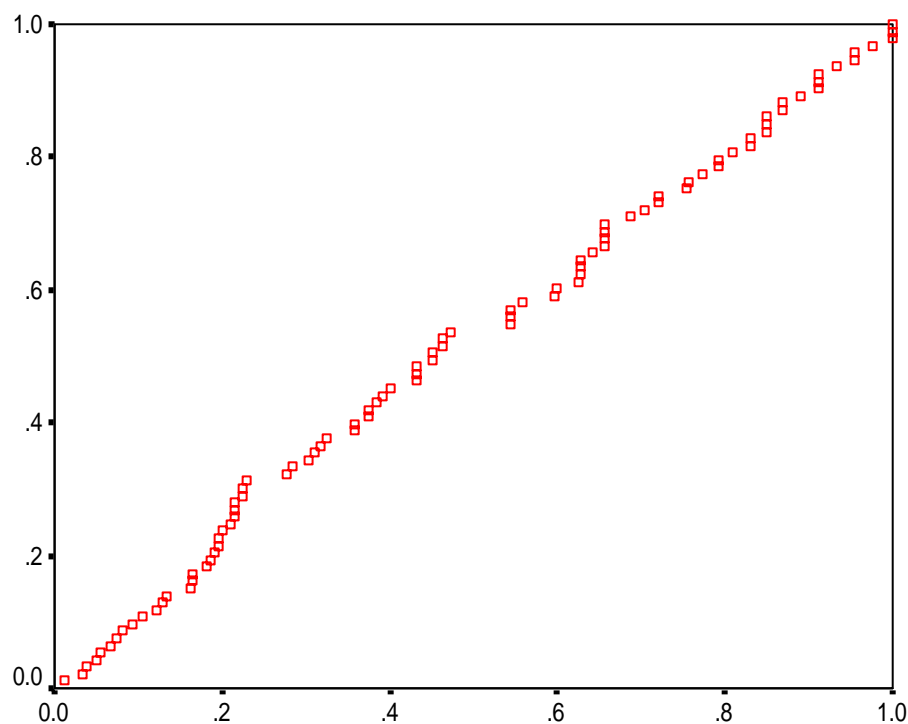


圖 4-4 資料契合情況分佈圖(900201~900214)

由圖可知圖形大約落在 45 度線上，表示此模式之 NHPP 適合用來描述資料。

再取 92 年 8 月 11 日至 8 月 24 日共 107 筆資料繪製機率圖加以驗證，結果如下：

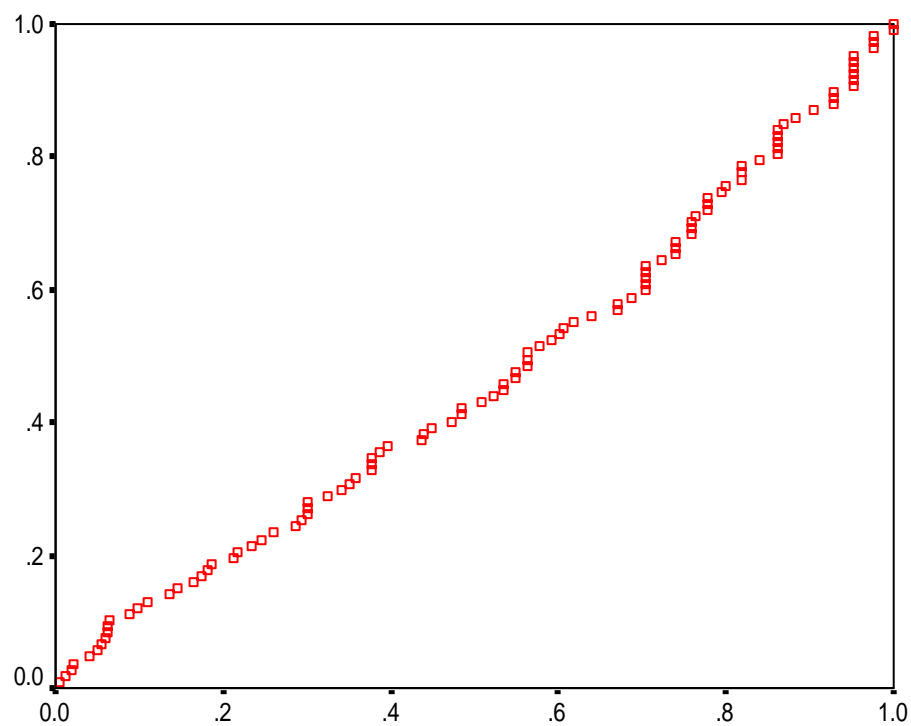


圖 4-5 資料契合情況分佈圖(920811~920824)

可得圖形仍落在 45 度線上，即對數線性強度函數之 NHPP 可用來描述台中港貨櫃船到達過程。

4.5 模式的選擇

由 4.3.1 及 4.4.1 節得知，韋伯強度函數之 NHPP 的最大對數概似函數值為 -10048.7，有 β 與 θ 兩個參數；而對數線性強度函數之 NHPP 的最大對數概似函數值為 -1080.53，有 β_0 與 β_1 兩個參數；利用 3.4 節可求得

韋伯強度函數之 $AIC=20101.4$

對數線性強度函數之 $AIC=2165.06$

可知對數線性強度函數之 NHPP 的 AIC 值較小，因此選取對數線性強度函數之 NHP 作為台中港貨櫃船到達過程之模式。

4.6 相關性檢定

由於獨立增量為非齊性卜松過程之一重要前提假設，故以史比爾曼等級相關檢定序列 $\{t_n\}$ 與 $\{t_{n-1}\}$ ， $n>1$ ，而可求出史比爾曼等級相關係數

$$r_s = 1 - \frac{6 \sum_{i=1}^n d_i}{n(n^2 - 1)} = -0.02$$

$$Z = r_s \sqrt{n-1} = -1.74$$

在 0.05 顯著水準下，Z 臨界值為 -1.96，我們可知 $Z = -1.74 > -1.96$ ，所以並沒有拒絕虛無假說 H_0 ，也就是沒有顯著證據證明兩事件之時間間距彼此為相關，即可視為獨立增量之假設成立。

第五章 結論與建議

5.1 結論

本研究之主要研究目的為找出一適切之模式描述貨櫃船到達過程，以求能反映實際現況，並以長期角度探討貨櫃船到達是否有趨勢，隨著經濟成長，貨櫃船有長期遞增之趨勢；但隨著貨櫃船大型化的影響，在貨櫃量不變或增加情況下，貨櫃船到達數量亦有可能趨減。若貨櫃船有長期遞增的趨勢，則港埠機構可增加港埠營運人員機具之配置或考慮擴建港口；若有減緩之趨勢，即有可能為貨櫃船大型化或是運量有衰退之趨勢，若為後者港埠營運者可考慮積極尋找合作之船商，提升其港埠營運績效。

從港埠營運之觀點，港埠能量估計最常使用的兩種方法為數值理論法及模擬法，而數值理論法即為利用等候理論以數學模式來估算最適船席數進而估計港埠最適能量。模擬法為透過模式之模擬來估計港埠最適船席及最適能量，兩者皆須事先決定船舶到達率，此即凸顯出船舶到達過程研究在港埠營運研究中佔有一重要之地位。

以往研究船舶到達模式之文獻皆使用齊性卜松過程分析，卜松過程之前提假設為強度函數為一定值；本研究使用非齊性卜松過程分析貨櫃船到達過程，此模式考慮已包含齊性卜松過程，但放寬其假設條件，即強度函數可為遞增、遞減或常數，本研究不事先假定而直接由資料顯示其趨勢，而研究結果顯示台中港貨櫃船資料具有長期遞增之趨勢。

非齊性卜松過程可應用於不同港埠之分析，無論有無趨勢與否皆可使用此模式分析，故可應用於成長中或衰退之港口，其應用性比起卜松過程更為廣泛。以往學者在非齊性卜松過程在船舶到達過程研究方面，皆以時間序列對強度函數作推估，本研究則假設強度函數為韋伯強度函數與對數線性強度函數，以最大概似法推估參數，並分別以統計檢定及機率圖對非齊性卜松過程作適合度。許多學者亦假設非齊性卜松過程之強度函數為其他形式，但可能面臨以最大概似法校估參數時最大概似函數之最大值不存在，或參數值並無封閉形式，須以數值方法求近

似值，增加模式分析之困難度。非齊性卜松過程前提假設之一為獨立增量，本研究根據 Bebbington & Lai(1996)及 Shively(1991)對事件發生之時間間距作相關性檢定，檢定結果可視獨立增量之假設成立。

本研究主要目的在找出一適當模式描述貨櫃船之到達過程，並以台中港為例收集民國 90 年至 92 年之資料作分析，若假設台中港貨櫃船到達模式符合一具有韋伯強度函數之非齊性卜松過程，就分析結果而言，其強度函數為

$$\lambda(t) = \left(\frac{1.012299293}{3.8271} \right) \left(\frac{t}{3.8271} \right)^{0.012299293} ; \text{而若以對數線性強度函數分析，其強度函}$$

數為 $\lambda(t) = \exp(1.90426 + 0.0000734349t)$ ，依配適度檢定結果，兩者皆可描述台中港貨櫃船到達過程。可由 AIC 法則選取適合度較佳之模式，分析結果為對數線性強度函數之模式較佳，故可以 $\lambda(t) = \exp(1.90426 + 0.0000734349t)$ 作為分析台中港貨櫃船到達過程之非齊性卜松過程的強度函數。

5.2 建議

由於等候理論能合理的描述港埠擁擠狀況，等候理論早已廣泛地被應用於港埠分析，而以往等候理論之文獻皆假設其到達率為齊性卜松過程，本研究找出一較具有彈性之分配並且已檢定其適合描述貨櫃船到達過程，若再求得服務率，則可建立一等候模式，對港埠系統運作的效率作客觀的評估，作為港埠營運改善之參考。

本研究收集近三年之台中港貨櫃船靠港資料，若將來兩岸直航，對台中港之到港船舶數必會有顯著之增加，屆時非齊性卜松過程模式雖仍可應用於船舶到達過程之分析，但其參數值須重新推估以便符合其當前資料趨勢。

本研究以台中貨櫃船到達過程資料，使用韋伯強度函數及對數線性強度函數之非齊性卜松過程分析，由 AIC 法則可知其對數線性強度函數之模式較佳；本文找出一適當之模式描述台中港貨櫃到達模式，但實際上每個港口皆有其不同之營運策略與成長差異，故不同港口資料在應用此模式時須重新推估參數，AIC 模式選擇亦有可能有不同之結果。

參考文獻

1. 王慶瑞，「等待原理應用於港埠問題之研究---以基隆港為例」，運輸計劃季刊，第1卷第4期，pp.22-42，民國61年。
2. 白健二，「港埠能量計算與功能性探討」，運輸計劃季刊，第4卷第2期，pp.34-41，民國64年4月。
3. 台灣省政府交通處港灣技術研究所，台灣地區各國際商港運量分配之研究，民國88年5月。
4. 杜哲信，等候理論應用於高雄港務的可行性研究，淡江大學文理學院碩士論文，民國65年。
5. 汪進財，台灣地區國際港口運量分配模式之研究，交通大學運輸工程研究所碩士論文，民國69年6月。
6. 吳柏林，現代統計學，五南圖書出版有限公司，民國88年5月。
7. 陳武正、林肇光，「台灣西部走廊國際港埠貨櫃運輸整體化經營模擬分析」，運輸計畫季刊，第4卷第8期，pp.535-556，民國68年10月。
8. 單誠基，「台灣港埠最適能量之使用率研究」，運輸計劃季刊，第1卷19期，pp.75-92，民國79年3月。
9. 洪維恩，Mathematica 4，碁峰資訊股份有限公司，民國90年5月。
10. 黃文吉，「港埠系統特性之研究」，運輸計劃季刊，第2卷第19期，pp.241-268，民國79年6月。
11. 黃承傳，「系統方法分析港埠問題之探討」，運輸計劃季刊，第1卷第3期，pp.87-99，民國61年6月。
12. 彭文怡，「進出基隆港船舶特性研究」，海洋大學航運管理學系研究所碩士論文，民國90年。

13. 張裕生，「非週期性強度函數之非均齊性卜松點過程的最大概似估計入院人次」，東海大學應用統計所碩士論文，民國83年。
14. 曾安源，「基隆港商船到達型態之研究」，海洋大學航運技術研究所碩士論文，民國80年。
15. 盧坤信，貨櫃船到達過程模式分析-以高雄港為例，交通大學交通運輸研究所碩士論文，民國86年。
16. 魏智章、張保隆，「可修復電子系統之故障率模式:非齊性卜以松過程」，管理與系統期刊，第3卷第1期, PP.79-94,民國85年1月。
17. 藍武王、鄧振源，「M/M/S (∞) 等候系統應用於最適船席數之決定」，中國土木水利工程學刊，第4卷第2期，pp.369-375，民國79年。
18. Chih-Hsiang Ho, "Volcanic time-trend analysis" Journal of Volcanology and Geothermal Research,74(1996) 171-177
19. Hoang Pham & Xuemei Zhang, "NHPP soft reliability and cost models with testing coverage" ,European Journal of Operational Research 145(2003) 443-454.
20. I. Shin , T. J. Lin & C. H. Lie, "Estimating parameters of intensity function and maintenance effect for repairable unit" Reliability Engineering and System Safety,54(1996) 1-10
21. Jasper L. Coetzee, "The role of NHPP models in the practical analysis of maintenance failure data" Reliability Engineering and System Safety, 56 (1997) 161-168
22. Lee J. Bain, Statistical Analysis of Reliability and Life-Testing Models, New York, 1991
23. M. S. Bebbington & C. D. Lai, "Statistical analysis of New Zealand volcanic occurrence data" Journal of Volcanology and Geothermal Research,74(1996) 101-110

24. M. S. Bebbington & C. D. Lai, "On Nonhomogeneous Models for Volcanic Eruption" Mathematical Geology, Vol.28, No.5,1996
25. Pedro L.C. Saldanha, Elaine A. de Simone, P. F. Frutuoso e Melo, "An application of non-homogeneous Poisson point processes to the reliability analysis of service water pumps" Nuclear Engineering and Design,210(2001) 125-133
26. Sheldon M. Ross, Introduction to Probability Models, ACADEMIC PRESS, 1993.
27. Thomas S. Shively, "An analysis of the trend in ground-level ozone using non-homogeneous Poisson process", Atmospheric Environment Vol.25B, No.3, 387-395,1991
28. U. Dinesh Kumar & J. Knezevic, "Availability based spare optimization using renewal process" Reliability Engineering and System Safety,59(1998) 217-223