

章節目錄

第一章 緒論

1.1 研究動機	1
1.2 研究目的	2
1.3 研究範疇	2
1.3.1 研究對象	2
1.3.2 研究空間範疇	2
1.3.3 研究時間範疇	2
1.4 研究流程與內容	3
1.5 研究方法	5

第二章 文獻回顧與評析

2.1 大眾運輸轉乘優惠之意義	6
2.1.1 轉乘優惠概說	6
2.1.2 大眾運輸轉乘優惠之內容	6
2.2 台北都會區捷運與公車轉乘優惠現況分析	8
2.2.1 轉乘優惠實施之歷程	8
2.2.2 目前之悠遊卡雙向轉乘優惠方式	10
2.2.3 捷運載客運量與轉乘公車優惠運量情形	12
2.2.4 歷年轉乘優惠經費來源	12
2.3 時間序列分析之相關研究	13
2.3.1 時間序列分析之內容	13
2.3.2 時間序列分析之應用	14
2.4 介入模式之相關研究	20
2.4.1 介入模式之內容	20
2.4.2 介入模式之應用	21
2.5 綜合評析	23

第三章 研究方法與設計

3.1 研究課題	24
3.2 研究架構	26

3.3 研究方法.....	27
3.3.1 時間序列模型.....	28
3.3.2 介入模型.....	37
3.3.3 介入模型之建立.....	41
3.3.4 離群值分析.....	43

第四章 實證結果與分析

4.1 資料來源與整理.....	47
4.2 建立每月轉乘優惠量模式.....	48
4.3 建立介入模式.....	59
4.4 結果分析.....	68

第五章 結論與建議

5.1 結論.....	77
5.2 建議.....	78

參考文獻.....	80
-----------	----

附錄



圖目錄

圖 1-1 研究時間範疇	3
圖 1-2 研究流程圖	5
圖 3-1 歷年捷運與公車轉乘優惠政策	25
圖 3-2 轉乘優惠政策對轉乘優惠運量影響之研究概念示意圖	27
圖 3-3 研究架構圖	28
圖 3-4 時間序列模式建構程序	30
圖 3-5 $(\omega(B)/\delta(B))\zeta_t$ 之反應圖形(a)-(j)	42
圖 3-6 增減性離群值發生於 $t=30$	46
圖 3-7 創新性離群值發生於 $t=30$	46
圖 3-8 水平移位發生於 $t=30$	47
圖 3-9 暫時性變更發生於 $t=30$ 終於 $t=45$	47
圖 4-1 單向轉乘優惠時間序列圖	50
圖 4-2 單向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖	51
圖 4-3 單向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖	51
圖 4-4 一階差分單向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖	52
圖 4-5 一階差分單向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖	52
圖 4-6 單向轉乘優惠時間序列模式參數估計	53
圖 4-7 單向轉乘優惠時間序列模式殘差 ACF 圖	54
圖 4-8 單向轉乘優惠時間序列模式殘差 PACF 圖	55
圖 4-9 單向加雙向轉乘優惠時間序列圖	56
圖 4-10 單向加雙向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖	56
圖 4-11 單向加雙向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖	57
圖 4-12 一階差分單向加雙向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖	57
圖 4-13 一階差分單向加雙向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖	58
圖 4-14 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式參數估計	58
圖 4-15 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式殘差 ACF 圖	59
圖 4-16 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式殘差 PACF 圖	60
圖 4-17 捷運歷年運量趨勢圖	64
圖 4-18 單向轉乘優惠運量模式之介入模式參數值	66
圖 4-19 單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式參數值	67
圖 4-20 單向轉乘優惠運量模式之介入模式殘差值	67
圖 4-21 單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式殘差值	67

表目錄

表 2-1 捷運與公車轉乘優惠實施歷程表.....	10
表 2-2 目前之悠遊卡雙向轉乘優惠方式.....	12
表 2-3 捷運轉乘優惠額度與捷運載運量及轉乘公車優惠運量情形.....	13
表 3-1 恆定性模式之綜合特性.....	35
表 3-2 非恆定性模式之綜合特性.....	36
表 4-1 各期間轉乘優惠之形式.....	48
表 4-2 影響捷運公車轉乘優惠運量之介入因素.....	61
表 4-3 各介入因子之變數型態.....	62
表 4-4 各介入因素之介入動態模式.....	65
表 4-5 轉乘優惠政策因素影響效果.....	74
表 4-6 天災因素影響效果.....	75
表 4-7 捷運路線通車因素影響效果.....	75



第一章 緒論

1.1 研究動機

近年來政府大力提倡大眾運輸之使用，而由統計資料得知，目前台北都會區民眾運具使用率以公車為最高，其次為捷運，捷運與公車成為台北都會區使用率最高之大眾運輸。而由於捷運系統僅能提供幹線走廊之運輸服務，若為擴大其服務範圍，仍需藉助公車系統提供集散及轉運接駁服務，使兩者相輔相成，以結合成一全面而且高效率大眾運輸服務。

因此自民國 85 年 11 月起，台北市政府結合台北捷運公司，推出一系列轉乘優惠方案，欲藉此結合捷運與公車，增加乘客轉乘之意願，提升大眾運輸之使用率。其首先實行公車轉乘券優惠(先單向，後雙向)，而後實行公車儲值卡單向優惠，接著於 91 年 6 月保留前項之優惠(即公車儲值卡單向優惠)，並新增悠遊卡轉乘公車優惠，最後更於 92 年 11 月實施悠遊卡雙向轉乘優惠措施。

據統計資料指出，捷運與公車轉乘優惠人數由 86 年的 959482 人逐年增加至 93 年為 9132040 人，期間經歷了各捷運路線的相繼通車，多次天災事故，也經歷了多次的轉乘優惠政策。可見捷運與公車轉乘優惠人數的逐漸增加，由多項因素所組成，因此無法輕易得知任一因素對轉乘優惠量之影響。

而日前台北捷運公司針對須獨自負擔捷運與公車轉乘優惠經費一事提出質疑，指出公車業者因捷運與公車轉乘優惠政策而受益，且捷運公司獨自負擔轉乘優惠經費對財務造成負擔，提議不該完全由捷運公司獨自負擔經費。因此需先瞭解捷運公司因轉乘優惠實施後吸引之轉乘量所帶來的票箱收入是否能涵蓋所付出之轉乘優惠經費，故需先估計出轉乘優惠政策對轉乘運量之影響程度。因此本研究將深入探討轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響為何，以作為捷運公司後續估計轉乘優惠效益之參考。

1.2 研究目的

捷運與公車轉乘優惠實施以來，轉乘優惠人數持續成長，捷運載客量也有所成長。然而捷運公司目前一直獨立負擔捷運與公車轉乘優惠之經費，但轉乘優惠吸引之轉乘運量所帶來之收益，是否足以負擔捷運公司在轉乘優惠上付出之所有經費值得進一步評估。因此本研究欲藉由建立捷運與公車轉乘優惠運量成長模式，分割各外部因素的影響效果，探討捷運與公車轉乘優惠政策對轉乘優惠運量帶來之影響程度。基於以上之目的，本研究課題將包括下列五項：

1. 歷年來捷運與公車轉乘優惠政策為何？
2. 歷年來影響捷運與公車轉乘優惠運量之因素為何？
3. 如何建立捷運與公車轉乘優惠運量之成長模式？
4. 轉乘優惠運量資料之選取時間起始點為何，且其分析資料以多久為一期？
5. 如何分割並探討各因素對捷運與公車轉乘優惠運量之影響程度？

1.3 研究範疇

1.3.1 研究對象

本研究為探討捷運與公車轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響程度，故研究對象將以捷運與公車轉乘優惠使用者為主。

1.3.2 研究空間範疇

本研究主題針對捷運與公車轉乘，因此研究空間為台北都會區之捷運與公車路線所及之處。捷運部分為台北捷運系統目前營運路網，即包含中運量系統之木柵線，高運量系統之淡水線、新店線、中和線、板南線(新埔站至昆陽站)；公車部分則為行經大台北都會區之所有公車路線。

1.3.3 研究時間範疇

本研究欲探討捷運與公車轉乘優惠政策對轉乘優惠運量影響之時間範疇為捷運通車初期至今，其間經歷多次之捷運各路線通車與各轉乘優

惠措施之實行，然而由於轉乘優惠運量資料收集之不易，故將研究時程縮為資料可說明之範圍，茲將研究時程整理如下圖 1-1。

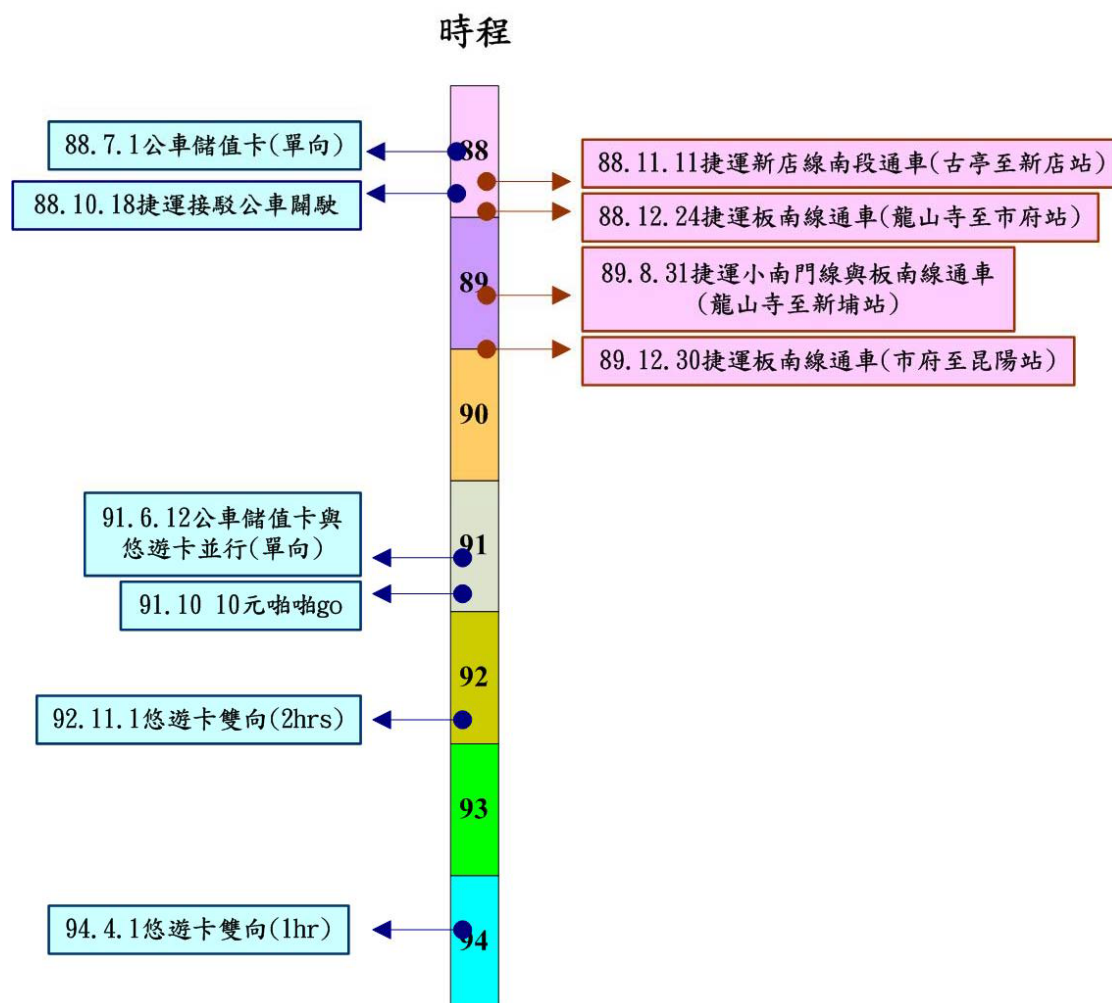


圖 1-1 研究時間範疇

1.4 研究流程與內容

下圖 1-2 為本研究之研究流程，其主要內容如下：

1. 研究目的與範疇界定

首先定義研究之問題，並清楚界定研究範疇與對象，進而釐清研究之目的為何。

2. 相關文獻回顧

本研究將先針對轉乘優惠相關文獻作回顧，並了解目前轉乘優惠實

施狀況與方式，進而回顧相關時間序列分析、介入模式方法之研究，以利捷運與公車轉乘量成長模式之構建，與介入模式之構建。

3. 模式構建

本研究為求得捷運與公車轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響，因此須先建構一捷運與公車轉乘優惠運量成長模式，利用時間序列分析之ARIMA 模式來建構。接著建構介入模式，將所選取之重大事件(如：轉乘優惠政策、捷運路線通車、SARS、納莉風災等)套入介入模式，以分析轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響程度。

4. 實證分析

將取得之營運資料帶入已建構之模式，先求出捷運與公車轉乘優惠運量成長模式，並選取研究時間範疇裡，影響轉乘優惠運量之重大事件做為介入因素，並將其套入介入模式中，使得整體模式更為完整與精確，並可由模式所估計出之參數值，求得各介入因素對轉乘優惠運量之影響程度。

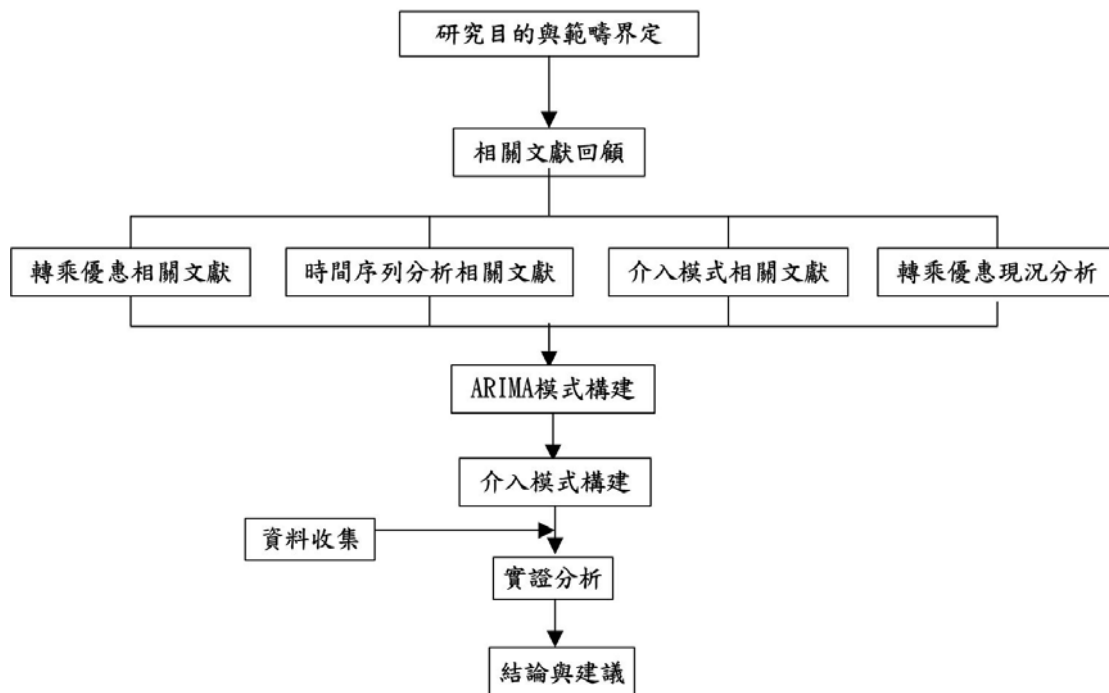


圖 1-2 研究流程圖

1.5 研究方法

1. 文獻回顧

本研究藉由回顧轉乘優惠之相關文獻與國內公車與捷運轉乘優惠之實施歷程與成效，以了解目前轉乘優惠之實施方式。回顧有關時間序列分析，以作為本研究中建構每月轉乘優惠運量成長模式之參考，並回顧有關介入模式之研究，以作為本研究中構建轉乘優惠運量成長模式之介入模式分析之參考。

2. 時間序列分析

由於捷運與公車轉乘優惠運量資料是以時間順序型態出現之一連串觀察值集合，因此本研究將利用時間序列分析法之 ARIMA 建構每月捷運與公車轉乘優惠量成長模式，以利後續介入模式構建與分析之用。

3. 介入模式

若某些外部的例外事件會影響主要模式之結果，則利用介入模式之建構，將外部例外事件以虛擬變數之方式介入主要模式中，可探討各介入因素對主模式之影響。因此本研究將介入模式建構於 ARIMA 模式——每月捷運與公車轉乘量成長模式之上，代入所選取之在研究時間範疇內會影響轉乘優惠運量之介入因素，以分析各介入因素對轉乘優惠運量之影響程度。

本研究皆利用 SCA 統計軟體來進行所建立之時間序列分析 ARIMA 模式與介入模式的實證分析。

第二章 文獻回顧

本研究之課題著重於捷運與公車轉乘優惠政策對轉乘運量之影響情形，因而從相關研究報告中，如大眾運輸轉乘優惠之意義與相關研究內容、台北都會區捷運與公車轉乘優惠實施現況等作文獻回顧，以瞭解轉乘優惠之實施方式與意義，並回顧時間序列分析與介入模式之應用，以作為後續深入探討轉乘優惠政策對轉乘運量影響之應用。

2.1 大眾運輸轉乘優惠之意義

2.1.1 轉乘優惠概說

當乘客搭乘大眾運輸系統時，若有運具轉乘之行為，則可在轉乘的運具上享有票價優惠，此稱為轉乘優惠。例如：先搭捷運後再轉乘公車，可於公車票價享有優惠，或先搭公車後再轉乘捷運，可於捷運票價享有優惠。但通常轉乘之優惠有時間之限制，即不同運具間之轉乘行為必須在規定時間內完成，才能享有轉乘優惠之折扣。

2.1.2 大眾運輸轉乘優惠之研究內容

● 大眾運輸費率整合與轉乘優惠

為有效擴大大眾運輸之市場佔有率，以經濟學觀點便是將捷運與公車加以整合，採「聯合生產」(Joint production)與「混合結合定價」(Mixed-Bundling Pricing) 方式，可以以較低生產成本，提供較便宜之票價，而使捷運轉乘公車或公車轉乘捷運更具吸引力，如藍武王教授建議捷運與公車在費率結構上可以相互整合，提供轉乘乘客一定額度之折扣，可降低乘客轉乘費用，以吸引更多民眾使用捷運與公車，而除了須決定票證整合方式及轉車折扣之訂定外，彼此間亦須針對聯合收入研擬分配公式，以使彼此雙方均能滿意。而鄭佳良、曾安麗等更建議捷運與公車可參考新加坡成立通聯公司模式，籌組大眾運輸聯營機構，進行票證、路線、組織、營運資訊等整合作業，甚而於未來高速鐵路完工後，擴及城際間之大眾運輸系統整合。然而，為使乘客有最實質之便利，使

其樂於使用大眾運輸便是票證與收費系統之整合，直接讓乘客感受公車與捷運系統是「一個系統」，而單一系統方式之實施便是自悠遊卡時代之來臨，方能使捷運系統之票證與公車票證完全整合。

● 以個體需求模式探討轉乘優惠

個體需求模式之理論主要來自經濟學之消費者行為理論，或心理學的選擇行為理論，消費者於面對各種可能方案時，係基於個人效用最大予以選擇，故該理論即常被應用來推估不同運具間之選擇行為，如本研究主題轉乘優惠之相關研究探討而言，溫傑華研究捷運淡水線沿線居民運具選擇情形，建議為使乘客數最多或消費者剩餘最大，宜免費轉車；而為使利潤最大，以不提供轉車折扣為佳；惟若考量社會總剩餘最大時，轉車折扣額宜定在上述兩者之間。另若為有效吸引機車使用者轉乘捷運，鄭永祥則建議應考量提高機車之持有成本及利用政府補貼捷運，以降低捷運票價，來有效吸引旅客轉乘。而為因應捷運通車後，公車生存之道，則可採行曾華聰之建議，以地區通行證及公車專用道來配合捷運通車營運或林卓漢指出提供公車轉乘票價優惠及縮短公車班距，皆能有效提升搭乘公車轉乘捷運之比例。另外，姜榮新研究顯示離峰時段乘客較易因運具成本變動而改變運具選擇行為，故可考量採用離峰時段降低大眾運輸票價政策，而尖峰時間旅客則易因車內時間改變而轉換選擇不同運具，即採用減少旅行時間成本政策較為有效，故如捷運能採取免費雙向公車接駁，將可以提昇捷運及接駁公車市場佔有率 1.4%，簡言之，即尖峰旅次較離峰旅次重視時間效益；而離峰旅次則重視成本效益。

● 其他相關轉乘優惠之研究

許哲瑋以數學分析性模式進行求解大眾運輸整合營運模式之最佳化，研究發現社會福利最大時，乘客所付接駁票價與接駁公車成本比值約僅 1.021，相當接近提供免費接駁公車服務，顯示業者提供接駁公車服務所增加之捷運乘客數可增加捷運系統之淨收益，足以用於支應接駁公車服

務成本，對於營運業者與大眾運輸乘客均係正面效果。另陳佳慧以台北捷運淡水線沿線之 21 條接駁公車路線為研究對象，結果顯示以公車業者觀點而言，21 條路線中，適合營運之路線有 18 條；對捷運公司而言，卻僅有 1 條帶來利潤；而以社會大眾來說，則有 14 條路線之社會總效益為正值，故如何整合社會大眾、捷運公司與公車業者三方面均可接受之方式，則為政府應正視之課題。

台北市政府交通局於民國九十一年進行之捷運南港板橋線市政府站至昆陽站營運後旅客問卷調查報告，顯示當轉乘優待由單向優惠改為雙向優惠，但每次優惠額度減少，或限制每日優惠次數時，在 1096 位曾使用轉乘優惠受訪者中，有 77.91%(854 位)受訪者表示，將維持目前通勤方式不變，其次有 18.79%(206 位)表示將受影響，而不再搭乘捷運，且隨著轉乘優惠價格愈少，累計改搭其他交通運具(公車之外)之比例便愈高。又若實施前述措施，有 3.28%(即 36 位)曾使用轉乘優惠受訪者表示，搭乘捷運後就不再轉乘公車，改以步行為主要之替代交通工具。再以建立之直線迴歸方程式觀察其價格彈性與轉乘行為變化，其轉乘價格彈性介於 -0.0347 至 -0.3072，亦即當轉乘價格變動 1%，不再搭乘捷運之人數將變動 0.0347% 至 0.3072%。另轉乘優惠金額減少時，搭乘捷運後轉乘公車行為變化之迴歸分析，轉乘價格彈性介於 -0.0068 至 -0.0497，亦即當轉乘價格減少 1%，搭乘捷運後不再搭乘公車之人數將減少 0.0068% 至 0.0497%。即受訪者對轉乘優惠額度與搭乘捷運後轉乘公車的價格彈性不敏感。

2.2 台北都會區捷運與公車轉乘優惠現況分析

2.2.1 轉乘優惠實施之歷程

捷運與公車轉乘優惠由民國85年11月即實施，首先為公車轉乘券的形式，單向轉乘優惠4元，期間優惠辦法經歷多次改變，至今優惠措施為悠遊卡雙向轉乘優惠，單向優惠金額為8元。下表2-1將列出各優惠措施的實施日期與優惠辦法。

表2-1 捷運與公車轉乘優惠實施歷程表

實施日期	優惠辦法	優惠金額(元)	轉乘限制時間
85.11.25-86.03.31	轉乘券(單向)	4	
86.04.01-86.07.31	轉乘券(單向)	7	
86.08.01-88.06.30	轉乘券(雙向)	單向5(雙向10)	
88.07.01-91.06.11	公車儲值卡(單向)	15	2小時
91.06.12-92.10.31	公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行	15	2小時
92.11.01-94.3.31	悠遊卡(雙向)	雙向各8元(普通卡8元、軍警學生卡6元、敬老/愛心/愛心陪伴及優待卡4元)	2小時
94.4.1-迄今	悠遊卡(雙向)	雙向各8元(普通卡8元、軍警學生卡6元、敬老/愛心/愛心陪伴及優待卡4元)	1小時

資料來源：葉嘉文(2004)，本研究整理

各種轉乘措施實施方式如下：

- 轉乘券實施方式係由搭乘捷運之旅客於捷運下車後並於出站前，逕行至詢問處附近之轉乘桌，於轉乘券上加蓋當日轉乘章戳，即可持該轉乘券免費搭乘一段票之公車路程。而雙向轉乘券之實行，則增加公車轉乘捷運之優惠，其實施方式為，搭乘公車之旅客於下車前，向公車司機索取轉乘卷，再至捷運站詢問處索取一張收集單，於收集單上有十個格子，貼滿十張（公車→捷運）的轉乘卷，即可以免費搭乘捷運一次。
- 磁卡儲值票實施方式為捷運乘客下車後，持公車磁卡儲值票，將其插

入轉乘辨識機註記出站日期、時間及轉乘碼，乘客及可持該公車儲值票在2個小時內免費搭乘聯營公車一段票路程，惟若搭乘非聯營公路客運時，仍需補足折扣後之票價差額。

- 悠遊卡實施方式為旅客於搭乘捷運出站後轉乘公車，在公車上以悠遊卡扣款時，系統將讀取前段捷運旅次之出站時間，如在容許轉乘時間以內(94年3月31日以前為2小時，94年4月1日以後為1小時)，則公車端悠遊卡機器於扣除公車票款時，將減扣轉乘優惠金額，讓民眾獲得轉乘優惠之服務。而回程則為公車端註記離車時間，於轉乘客許時間內，優惠搭乘捷運。

2.2.2目前之悠遊卡雙向轉乘優惠方式

原轉乘優惠措施係因票證系統限制，捷運轉乘公車僅採單向一段票免費方式。而自92.10.01起，悠遊卡全面取代公車儲值卡，改採雙向轉乘優惠時機來臨，台北市政府於是自92.11.01起悠遊卡之普通卡、軍警/學生卡實施雙向轉乘優惠，其餘敬老、愛心、愛心陪伴卡也於92.12.27日實施雙向轉乘優惠。茲將目前之悠遊卡雙向轉乘優惠方式整理如下表2-2。

- 實施範圍

台北縣(市)政府核定使用電子票證之公車業者所屬各營運路線，包括：聯營公車、縣轄公車、台北捷運公司核定之長途客運。

- 優惠額度與優惠成本分擔方式

目前仍由捷運公司獨自負擔所有轉乘優惠成本。其雙向轉乘優惠採定額優惠額度，即雙向各8元(普通卡8元，軍警學生卡6元，敬老卡、愛心卡、愛心陪伴卡及優待卡4元)。其中僅有敬老卡及愛心卡於捷運轉乘公車時，由捷運公司提供轉乘優惠4元，並由相關福利單位，依身分及條件不同提供免費點數補足8元額數，其餘悠遊卡別則無免費點數。

- 轉乘客許時間

捷運轉乘公車之容許時間於94年3月31日前均為2小時，自94年4月1日起轉乘時間縮短為1小時。

表 2-2 目前之悠遊卡雙向轉乘優惠方式

	一般票			學生軍警票			優待票 (兒童, 外縣市老人)			設籍未滿一年的老殘票(北市敬老二,愛心二),併同愛心票使用之陪伴票			老殘票 (北市敬老一,愛心一,台北縣敬老一,二,愛心一,二)			
	轉乘優惠 (次)	悠遊卡 (元)	免費點數 (點)	轉乘優惠 (次)	悠遊卡 (元)	免費點數 (點)	轉乘優惠 (次)	悠遊卡 (元)	免費點數 (點)	轉乘優惠 (次)	悠遊卡 (元)	免費點數 (點)	轉乘優惠 (次)	悠遊卡 (元)	免費點數 (點)	
公車	0	15 元	0	0	12 元	0	0	8 元	0	0	8 元	0	0	有點數	0	2 點 (8 元)
														無點數	8 元	0
捷運轉公車	1 次 (8 元)	7 元	0	1 次 (6 元)	6 元	0	1 次 (4 元)	4 元	0	1 次 (4 元)	4 元	0	1 次 (4 元)	有點數	0	1 點 (4 元)
														無點數	4 元	0
捷運	0	16 元	0	0	16 元	0	0	16 元	0	0	8 元	0	0	8 元		0
公車轉捷運	1 次 (8 元)	8 元	0	1 次 (6 元)	10 元	0	1 次 (4 元)	12 元	0	1 次 (4 元)	4 元	0	1 次 (4 元)	4 元		0
備註	92 年 11 月 1 日起 轉乘優惠雙向各 8 元			92 年 11 月 1 日起 轉乘優惠雙向各 6 元			92 年 11 月 1 日起 轉乘優惠仍維持單向 8 元 93 年 1 月 1 日起 轉乘優惠雙向各 4 元			92 年 11 月 1 日起 轉乘優惠仍維持單向 8 元 93 年 1 月 1 日起 轉乘優惠雙向各 4 元			92 年 11 月 1 日起 轉乘優惠仍維持單向 8 元 93 年 1 月 1 日起 轉乘優惠雙向各 4 元			

本表捷運票價：悠遊卡一般票、學生軍警、優待票：捷運同站進出票價 16 元。 $20 \text{ (同站進出票價)} \times 0.8 \text{ (使用悠遊卡 8 折)} = 16 \text{ 元}$

悠遊卡老殘票、設籍未滿一年老殘票：捷運同站進出票價 8 元。 $20 \times 0.8 \times 0.5 \text{ (老殘者依法享受半價)} = 8 \text{ 元}$

本表公車票價：悠遊卡公車普通票：一段次 15 元。

悠遊卡學生軍警票：一段次 12 元。 $15 \text{ (一段次票價)} \times 0.8 \text{ (學生軍警 8 折)} = 12 \text{ 元}$

悠遊卡老殘票：一段次 8 元。 $15 \times 0.5 = 8 \text{ 元}$

2.2.3捷運載客運量與轉乘公車優惠運量情形

自民國85年11月15日實施捷運轉乘公車優惠以來，可發現捷運載客量與轉乘優惠運量同步成長，近五年由每日0.94萬人次上升至12.2萬人次，平均年成長率達68.34%，相關數據詳如下表2-3：

表2-3 捷運轉乘優惠額度與捷運載運量及轉乘公車優惠運量情形

期間(民國)	優惠額 度	捷運載客 運量	轉乘公車優惠 運量	轉乘運量/ 捷運運量
85.11.25-85.12.31	4	2561034	102267	3.99%
86.01.01-86.03.31	4	3752053	234589	6.25%
86.04.01-86.07.31	7	10810104	717122	6.63%
86.08.01-86.12.31	10	16517607	2329964	14.11%
87.01.01-87.12.31	10	60768059	12229275	20.12%
88.01.01-88.06.30	10	55446512	10622403	19.16%
88.07.01-88.12.31	15	71505082	10580588	14.80%
89.01.01-89.12.31	15	268588402	38137727	14.20%
90.01.01-90.12.31	15	289642714	44368107	15.32%
91.01.01-91.12.31	15	324433557	53093477	16.36%
92.01.01-92.10.31	15	257510530	51734224	20.09%
92.11.01-92.12.31	雙向各8	58678598	11918586	20.31%
93.01.01-93.02.28	雙向各8	55196762	9975348	18.07%

資料來源：台北捷運公司，葉嘉文(2004)

2.2.4歷年轉乘優惠經費來源

民國89年以前轉乘優惠之經費係由交通局以編列預算或空污費支應，90年則由捷運公司編列3億、交通局7億來辦理。然而於90年底，台北市議會但書，自91年度起交通局不得再編列捷運轉乘公車相關補助經費，

最後由捷運公司以行銷費用名義，於91年度編列10.64億元(實際支出7.4億元)，92年度則編列8.42億元。

2.3 時間序列分析之相關研究

時間數列 (Time series) 係指以時間順序型態出現之觀測值的集合，亦指某動態系統 (Dynamic System) 隨時間連續觀察所產生具有順序的觀察值集合。時間數列通常以 $\{Z_t\}$ 表示，即在時間 t_1, t_2, \dots, t_n 時的觀測值，分別表示為 $Z_{t_1}, Z_{t_2}, \dots, Z_{t_n}$ 。一般而言，時間數列預測方法可分為質化方法 (Qualitative Methods) 與量化方法 (Quantitative Methods) 兩種型態，前者通常以專家意見為主，依照過去的經驗或對未來主觀的判定所做的預測；後者則以歷史資料轉化成時間數列資料趨勢圖，藉由資料所顯示出的特性，以數理方式將資料模式化後再依據量化後的資料對未來作預測。

2.3.1 時間序列分析之內容

由於本次所蒐集的轉乘量資料具有時間、趨勢之特性，因此本研究選定時間數列模式做為本研究之主要架構。根據研究動機與方法的不同，其模式構建的方法亦有所不同，以下便針對一般常用的時間數列分析方法作一簡單說明。

1. 成長模式：根據成長率特性或由構建的微分方程式中，解出一組合適的參數，如：指數成長曲線 (Exponential Growth Curve)、邏輯曲線 (Logistic Curve)、多項式函數等。
2. 指數平滑法 (Exponential Smoothing)：利用歷史資料，以特定的期數求得移動平均值做為預測值，通常該權數呈指數遞增。
3. 分解法 (Decomposition)：對於時間數列四個特性：趨勢 (T)、季節 (S)、循環 (C) 與隨機 (I) 加以分析估計。
4. ARIMA 模式：Box and Jenkins 所提出的自我迴歸移動平均整合模式是目前最常使用的時間數列模式之一。其模式主要是利用歷史資料，檢定其

自我相關與偏相關等特性，應用三階段模式構建過程，在模式中找到一適當模式對未來作預測。

5. 多變數迴歸方程式：對於相關變數與自變數及應變數的因果關係，通常以迴歸方程式表示，並由最大概似估計法或最小平方估計法，估計各變數的係數。

6. 計量經濟模式：以經濟分析觀點建立計量模式，利用此方式所建立的模式，其考慮層面除了時間因素外還可同時考慮其他因素，但蒐集資料的成本較高且費時。

7. 非線性模式：針對不滿足線性ARIMA 模式的一些基本假設，特別應用非線性模式來處理，可改善線性模式在配適值與預測結果不佳的情況，一般常用的非線性模式有雙線性模式(Bilinear Model)、門檻模式(Threshold Model)、指數ARIMA模式等。

8. 人工神經網路 (Neural Networks)：神經網路是一種利用模仿生物神經網路功能的資訊處理系統，該系統可藉由接收、處理並傳遞各種資訊，藉由適當的连接組合與試誤法 (Try and Error) 與修正記憶後，即可得到的一自由模式，利用此模式可用來作預測。

2.3.2 時間序列分析之應用

時間數列模式常應用於社會科學領域的研究中，係以動態系統的概念，蒐集隨時間順序型態出現的資料。目前，在時間數列模式中應用最廣泛的是Box and Jenkins 於1970 年所提出的自我迴歸移動平均整合模式 (Autoregressive Integrated Moving Model，簡稱ARIMA Model)。本節將對應用ARIMA 模式之各類相關文獻作一整理與回顧。

賴泰元利用時間數列模式探討台鐵旅運需求，並以高雄站為例。旅運需求分析為研究各種運輸功能活動的基礎。台鐵在在台灣內陸運輸上扮演一重要角色，基於台鐵各站基本特性的差異，導致旅運需求亦有所不同，該文以Box and Jenkins之時間數列模式來預測高雄站之旅運需求，並以

票價、班次數、國內生產毛額為解釋變數，來建構轉換函數模式，探討上述解釋變數與高雄站之運量與延人公里的因果關係。經資料分析後得到以下結論：

- 1、Box and Jenkins的時間序列在短期預測上是一有效的技術；加入解釋變數的轉換函數模型具有解釋因果關係的能力。
- 2、台鐵歷次票價調整對運量與延人公里數的影響不大。
- 3、班次數與延人公里數成當期的因果關係，其需求彈性為0.35；但班次數與運量則無因果關係。

陳欣欣對台鐵旅運需求做預測，由於旅運需求具有季節、星期、假日等特性，故該研究利用過去三年的旅運資料來探討旅運量的變動趨勢，並利用時間數列中的ARIMA模式建立旅運需求預測模式。以往有關於台鐵的旅運需求研究大多著重於總體需求的分析、經營管理策略或是旅客流量分析。有鑑於此，該研究將以單一車站的觀點探討高雄站至台北地區與高雄站至台中站的旅運需求特性。得到以下結論：

- 1、中程旅運與長程旅運之旅運量的變動趨勢不同，且長程旅運受假日因素影響的程度較中程旅運大。
- 2、未實施週休二日前旅運量集中在週六；實施隔週休二日政策後旅運量則集中在週五。
- 3、長程旅運具有季特性並以三個月為一週期，中程旅運並無明顯的週期性變化；就每日旅運總量而言，長程與中程旅運明顯具有週期性變化並以七天為一週期。

楊惠婷對台灣電力需求做長期預測，該研究係為根據各區域及各行業需電情況不同下，將台灣本島分為北、中、南、東四地區，以及依各行業用電特性不同分為農林漁牧業、製造業、建築業、水電燃氣業、商業、服務業及其他無歸類之行業，分別建立其用電量預測模型，並探討加入新電源開發計劃後，各區域電力供需是否達到平衡，藉由對各產業用電量的預

測，了解各產業用電需求之變化。

在研究方法中，透過Box and Jenkins所建立的單變量，整合自我迴歸移動平均模式，預測民國90年~99年各區域及各行業之月用電量。

尚和生對臺灣地區國民旅遊作人次估計及需求預測。提到台灣地區隨著所得之提高及社會風氣之改變，國民從事旅遊之需求大幅成長，使得對未來旅遊事業的規劃與觀光資源的開發益顯重要。然而，現有旅遊據點之旅遊人次資料常有缺失值之存在。因此，如何建立一研究方法以客觀精確地推估全省目前之旅遊人次，構成了該研究目的之一。

該研究擬從另一角度探討國民旅遊之人次估計與預測之兩課題。先是取台灣地區最具代表性的旅遊據點192處。依橫斷面及縱斷面加以估測、補插，以求完整地統計各據點於民國67年至79年間之旅遊人次，以瞭解歷年來整體旅遊市場的成長狀況及變動情形。接著將此192 個據點分為古蹟文化型、遊樂園型、山岳型、湖泊型和海岸型等五類，將所建立的完整時間序列配適ARIMA轉移函數模式，以預測民國80年至84年全省旅遊人次的成長趨勢。

連聖皓、朱宜寧與謝邦昌採用時間數列之ARIMA模式為基礎，以台灣省汽車客運、公民營公車客運、省營汽車客運為研究對象，分別蒐集民國71 年1 月至82 年12 月各月之延人公里資料為觀察值。根據蒐集資料所繪製的圖形中發現，原始資料的振幅很大，為一非平穩型時間數列，故針對數列進行轉換，將原數列 Y_t 轉換成 $Z_t = \text{Log}(Y_t)$ 。利用時間數列分析法中的自我相關函數與偏自我相關函數判斷合適的模式，並將季節性之週期因素列入考慮，根據殘差值及模式選取準則如：AIC(Akaike's Information Criterion)、BIC(Bayesian Information Criterion)、SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)來選取最適之模式。該研究根據所建立之時間數列模式，分別預測民國83 年與84 年各月預測值，再把預測值與實際值作一比較，結果發現公民營公車客運與台灣汽車客運公司的預測值與實際值誤差不大，且

在95%預測區間內均包含實際值；台灣省民營汽車客運的預測值與實際值大致相符，但在民國83年8月時的誤差高達-12.31%，其原因可能是票價調漲的因素。

邱振崑提到ARIMA 模式適合應用在複雜且基本型態變化多端的時間數列資料。該研究蒐集1969年至1994年之每月運量資料，並利用ARIMA 模式構建港埠營運量之時間數列模式。此外，該研究亦利用MINITAB for windows 之統計套裝軟體，撰寫巨集程式自動演算與估計參數值，並藉由圖表來表示預測值與實際值之差異。該研究共構建六個模式，表示如下：

- (1) 台灣各港口進出船舶總噸數時間數列模式：ARIMA(2,2,2)
- (2) 台灣各港口旅客人數時間數列模式：ARIMA(4,1,5)
- (3) 台灣各港口進出港貨運量時間數列模式：ARIMA(1,1,1)
- (4) 台灣各港口環島貨運時間數列模式：ARIMA(0,2,2)
- (5) 台灣各港口倉棧進出倉總量時間數列模式：ARIMA(2,0,2)
- (6) 台灣各港口國輪承載量時間數列模式：ARIMA(4,1,5)

Changkyun Kim 與Antoine G. Hobeika的研究中提到，在發展即時交通系統中，最重要的工作就是正確預估未來發生的交通量以提供決策者執行各種交通管制措施。為此，該研究中蒐集公路上每分鐘的交通量，並以六分鐘為一單位計算，利用前期的交通流量資料，以ARIMA 模式為基礎預估此路段之未來三十分鐘後的交通量。

ARIMA 模式共分為兩部分，一部份為自我迴歸過程（Autoregressive Process），另一部份為移動平均過程（Moving Average Process）。由於時間數列模式所預測出來數值會考慮極端值的存在，而極端值（如：車流量暴增）往往是交通管制人員最注重、最想解決的問題，故該研究加入平均值的概念，試圖修正模式以準確預估未來交通量的變化。模式表示如下：

$$Z_t = \alpha (\text{ARIMA}) + (1 - \alpha)(\text{average})$$

Where Z_t =Forecasts at time t

α =Weighting factors

該研究利用啟發解試圖比較ARIMA 與平均值的最適權重比例，並將ARIMA 模式與加入平均值概念之組合模式所預測的交通量與實際值做比較。實證結果發現，在正常情況下（交通未出現擁擠時）利用組合模式所預估出來的交通量與實際值相當接近。

Davis、Nihan、Hamed 與Jacobson為解決高速公路容易產生交通瓶頸之路段的交通問題，計畫利用匝道儀控方式，在入口匝道處控制車輛進入高速公路的數量，藉此降低高速公路上的壅塞情況。該研究以高速公路某幾個容易發生瓶頸的地區做為研究範圍，蒐集研究地區之上游地區的車流數，並利用ARIMA 構建模式以預測研究地區之下一分鐘的交通流量。根據模式預測的結果，交通控制人員可調整入口匝道車輛通行的速度，藉此解決高速公路上容易發生瓶頸地區之交通壅塞問題。

Moorthy 與Ratcliffe於該研究中提到，AR(1)過程為無限階移動平均過程MA(∞)之特例，MA(1)過程是無限階自我迴歸過程的特例AR(∞)。為了精簡模式，故常以移動平均過程當作自我迴歸過程或以自我迴歸過程當作移動平均過程，此種只有自我迴歸項或只有移動平均項的精簡模式，通常稱之為(p,q)階混合自我迴歸與移動平均過程並以ARMA(p,q)表示，最常用的方程式為Wold's equation。該研究蒐集自1978 年1 月至1985 年12 月每月的交通量，一共得到十組資料，利用季節性ARIMA(p,d,q)(P,D,Q)_s 模式，以1978 年至1984 年共84 筆月資料構建季節性ARIMA 模式，並利用模式所預測的1985 年交通量與實際蒐集得到的交通量做一比較。由於十個地區所蒐集的流量會依據地區特性的不同而有所差異，故若依照相同的ARIMA 模式預測當地的交通量則會產生較大的誤差。因此該研究依據十組資料，分別找出各地區最適之ARIMA模式，以更準確預測各地交通量。

McGeehan利用1970 年至1979 年自CIE(Coras Impair Eireann, Ireland)

所蒐集的李運量建立總體運具需求模式，藉以預測短期的城際鐵路旅運需求。在模式變數選擇中，該研究考慮票價、所得、服務水準（班次）、小汽車持有率等因素，由於行駛班次固定，時間缺少變動性故無法反映出對運量的影響；小汽車持有率之變數並不顯著，故自模式中捨去；選擇零售消費數量為所得變數以反映民眾實際可支出消費金額對旅運需求的影響。

Ahmed 與Cook自洛杉磯、底特律與明尼蘇達州之明尼阿波里斯市三個地區蒐集166 組高速公路交通流量資料，利用Box and Jenkins所提出的方法構建出ARIMA(0,1,3)模式。研究中除了證明ARIMA 具可移轉性外，另外特別就移動平均模式、雙指數平滑模式(DoubleExponential Smoothing Model) 與 Trigg and Leach 模式 (ExponentialSmoothing with Adaptive Response Model) 等，比較其三種模式之均方誤差 (Mean Square Error , MSE) 與平均絕對值誤差 (Mean Absolute Error , MAE) 之大小，並由此兩種預測誤差判斷其模式預測的準確度。

張豪君以ARIMA 模式預測未來匯率的走勢，利用影響中日匯率變動的因素建立匯率預測模式，並以配適的迴歸模式為基礎結合時間數列模式。該研究發現多元時間數列 (Autoregressive Integrated MovingAverage with Exogenous) 以動態的觀念能改善預測能力。由於迴歸模式存在無法解決的殘差項自我相關現象，因此將殘差項將以ARIMA 程序處理。多元時間數列利用轉換函數來解釋產出變數 Y_t 受到投入變數 X_t 及前幾期的影響，故能有效結合傳統迴歸模式與單變量ARIMA模式。

劉國榮君利用十家銀行的資料為樣本，將資料分類為二群組，五家舊有銀行與五家中小企業銀行，研究期間為民國74 年第四季至民國84 年第三季，共計四十期季資料。研究方法採用計量經濟學中之ARIMA 模式，加入虛擬變數進行經濟結構是否變化之分析，而導出一綜合性之迴歸與時間數列模式。該研究之因變數為消除規模影響因素之敏感性缺口值，自變數則為前期敏感性缺口與下期利率值。

周泳成君利用統計資料較完整且具地域特性的臺北市建築工程類營造工程類物價總指數，以時間數列模式進行分析。該研究發現，臺北市建築工程類營造工程類物價指數可利用模式ARIMA(0,1,0)，在年平均1.2%的誤差程度中，準確地預估未來一年的指數變動情況，其可信度達 95%。

張嘉烈君以1983 年1 月到1989 年6 月的中、美、日的匯率月資料建立直線迴歸模式，探討新臺幣對美元、日圓、馬克三種貨幣匯率決定模式的差異性、原因及其樣本外預測績效，並試著結合直線迴歸模式及ARIMA 模式，利用預測組合（Combination of Forecast）的方法，求取各單一預測模式的線性組合值，探討模式的預測能力。該研究結果發現，直線迴歸模式的長期預測能力優於短期預測能力，而透過結合傳統結構式模式及ARIMA 模式能改善短期的預測能力，但效果並不很顯著。

2.4 介入模式之相關研究

2.4.1 介入模式之內容

吳柏林（1995）提到，「分析時間數列的過程中，往往因為一些外在事件的介入，而使時間數列走勢受到干擾，影響模式建構，進而降低預測之精確度，例如一些政策、罷工、暴動的結果或自然界條件的遽變等。這些干擾因素稱之為介入變數（intervention variable）。」其針對介入干擾的函數及可能反應模式進行下列分析。

（一）、介入函數之種類

介入干擾可分成兩類：

1、階段性函數（step function）

此種干擾，係對時間數列在時間T 期起產生作用且影響強度不減。

2、脈衝性函數（pulse function）

此種干擾，係對時間數列在時間T 起產生作用且強度僅維持該期。

介入干擾因素影響時間數列之強度可能會對時間數列影響維持一段時間，也可能短暫性的影響；其過程可能是強度不變、強度遞增或是強度遞

減。

（二）介入模式（intervention model）分析

介入模式分析主要是在研究這些干擾因素對時間數列的影響是否顯著。

2.4.2 介入模式之應用

鄭錦珠以台鐵全線運量與運價為研究範圍，由台灣鐵路統計年報及月報蒐集民國73年至民國82年間的客運人數與延人公里的資料，並就台鐵運輸需求型態及需求預測模式進行分析。在客運需求特性分析方面，討論客運成長趨勢分析、季節性需求型態分析、旅客平均運程分析與各車種客座利用率分析。在客運需求預測模式的構建方面，以客運人數與延人公里為研究對象進行時序分析，分別建立其預測模式。由於台鐵受到民國77年下半年至78年底之公路衝擊（違規遊覽車死灰復燃事件）與77年5月鐵路司機員集體罷駛風波的影響，致使這兩年的客運量與延人公里均出現負成長，故將此影響分別以虛擬變數處理。

該研究利用單變量模式與介入模式，預測民國83年之客運需求模式與延人公里模式發現，兩模式的預測值除了8月份外，均落入95%信賴區間內。在單變量模式與介入模式中，由於介入模式之變異數較小，預測上限值與下限值的區間較狹窄，且絕對值誤差率（MAPE）較低，故選擇介入模式為需求預測模式之最適模式。由轉換函數模式結果得知，運價與運量間的關係並不顯著，表示台鐵客運之價格彈性較低，即使運價提高，運量減少幅度不大。此外，當預測時段越長時95%信賴區間會擴大，顯示其預測的可靠性越差，故當超前一年資料產生後，在將新資料加入原數列中產生新的參數，使預測起始點更接近預測時段以提高預測之準確性。

陳敦基利用季節性自我迴歸移動平均整合模式（Seasonal Autoregressive Integrated Moving Model）分別就台灣地區城際客運各部門—台鐵、台汽、與航空之客運需求，分別建立個別運具之單變量與雙變量時間數列模式，並針對具明顯競爭關係之鐵、公路客運建構多變量轉移函

數模式 (Multi-Transfer Function Model)。模式校估結果發現，客運人數模式的解釋能力普遍優於延人公里模式，並以公路衝擊與空難事件等因素較為顯著。此外，該研究發現季節性ARIMA 模式對短期需求皆有良好的預測能力，預測結果以台汽最好，台鐵次之，而航空的預測結果較差。其台鐵、台汽與航空之單變量模式之介入分析如下：

1. 台鐵方面：以虛擬變數方式將民國77 年下半年至78 年底發生的公路衝擊事件（遊覽車違規經營國道客運事業），與民國77 年5 月發生的台鐵司機駕駛員「集體罷駛」兩事件引入運量需求模式與延人公里模式。假若兩介入事件均存在於運量需求模式與延人公里模式時，則集體罷駛事件呈現不顯著的情況。其原因為集體罷駛事件只經歷一次，影響效果難以明顯確定。
2. 台汽方面：以民國79 年3 月統聯客運正式營運為公路自由化事件，並設為虛擬變數，校估後發現虛擬變數的係數出現不合理的數值，主要是因為運量減少的幅度與前期未有明顯的差異，故台汽客運時間數列可忽略介入因素的影響。
3. 航空部分：以空難事件與天空開放為虛擬變數引入運量需求模式與延人公里模式，校估後發現空難事件對運量有明顯的壓抑作用，其影響期間可能延續一季至二季，而天空開放因素之虛擬變數均不顯著。

李文堯以單變量 ARIMA 模式建立高速公路全線及各區段的肇事次數、肇事率和肇事嚴重度的預測模式，利用介入分析模式對高速公路強制使用安全帶的規定和部份路段拓寬及提高速限等安全措施的效益進行評估。黃如妙利用單變量ARIMA 模式與介入分析模式，建立高速公路各路段之交通量與傷亡率嚴重性的預測模式並根據結果進行彈性分析。林豐政針對台北市電話用戶的成長量，分別就分局用戶、各分類用戶及總用戶等三方面，分別以時間數列中的ARIMA 模式及迴歸分析模式加以預測，結果發現在各分局的成長量預測中，以時間數列方法來作預測效果較佳。

Scott 利用每月的肇事資料，應用 Box-Jenkins 的時間數列方法分析單車肇事 (single-vehicle accidents) 問題，考慮變數有溫度、降雨 (代表天氣變數) 與交通量等，並以虛擬變數代表能源危機與速限為介入因素。該研究中發現肇事資料顯示有強烈的季節性，且 ARIMA 模式的預測能力較迴歸模式好。

2.5 綜合評析

根據以上的相關文獻回顧，得知捷運與公車轉乘優惠之歷年政策，而在轉乘優惠之相關研究方面，僅葉嘉文利用問卷的方式求得各轉乘優惠政策對轉乘人數之影響，其餘研究多僅以政策上探討如何增加捷運與公車之轉乘人數。故本研究欲以轉乘優惠之實際運量資料來研究，探討各轉乘優惠政策之影響量，目前在國內無相關研究。本研究將利用時間序列分析與介入模式進行分析，國內外也有相關之研究，但無與本研究相關之主題，故相信本研究之研究將有一定之貢獻性。



第三章 研究方法與設計

3.1 研究課題

1. 歷年來捷運與公車轉乘優惠政策為何？

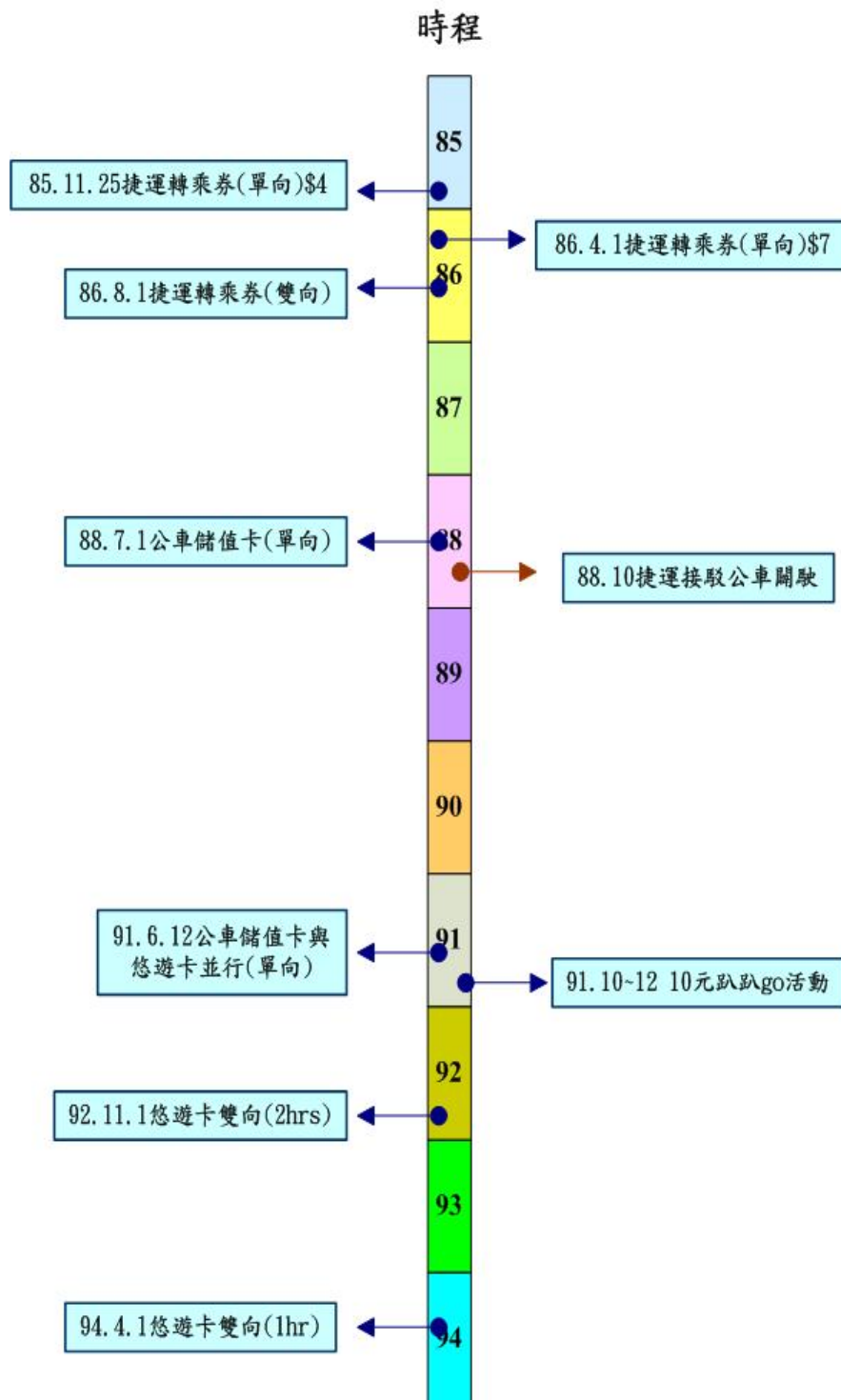


圖 3-1 歷年捷運與公車轉乘優惠政策

利用文獻回顧之方法，收集歷年來捷運與公車轉乘優惠之相關政策，如圖 3-1 所示，並了解各轉乘優惠政策之實施方式與成果，以利後續介入模式分析之利用。

2. 歷年來影響捷運與公車轉乘優惠運量之因素為何？

利用文獻回顧之方法，收集歷年來影響捷運與公車轉乘優惠運量之因素，初步界定此因素可能為：捷運與公車之轉乘優惠政策、捷運路網各路線通車之因素、自然災害(如：颱風、SARS)等，以利後續介入模式分析之利用。

3. 如何建立捷運與公車轉乘優惠運量之成長模式？

由於捷運與公車轉乘優惠運量資料是以時間順序型態出現之一連串觀察值集合，因此本研究將利用時間序列分析法之 ARIMA 建構捷運與公車轉乘運量成長模式。

4. 轉乘優惠運量資料之選取時間起始點為何，且其分析資料以多久為一期？

自民國 85 年 11 月起即有轉乘優惠政策之實施，但由於資料收集之不易，故僅能自可收集到之資料時點進行分析，故資料之選取時點從民國 88 年 7 月起至民國 94 年 12 月止。時間序列分析之樣本觀察值數量越多越準確，但由於資料收集之限制，捷運公司之轉乘優惠運量資料提供最少僅能以每月為一期，且由於各轉乘優惠政策之實施時差多為幾個月甚或幾年，因此以每月為分期 應可區隔各轉乘優惠政策之影響。

5. 如何分割並探討各因素對捷運與公車轉乘優惠運量之影響程度？

本研究欲探討轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響程度，但由於各轉乘優惠政策實施期間，經歷了多次捷運路網之路線通車、自然天災等，影響轉乘優惠運量之因素很多，因此為了有效區隔各因素對轉乘優惠運量之影響程度，本研究採用時間序列分析之介入模式，將各因素視為重大事件，以虛擬變數之方式將其介入轉乘優惠運量模式中，即可由

模式之參數分割各時期各因素對轉乘優惠運量之影響程度。本研究之研究概念如下圖 3-2 所示，

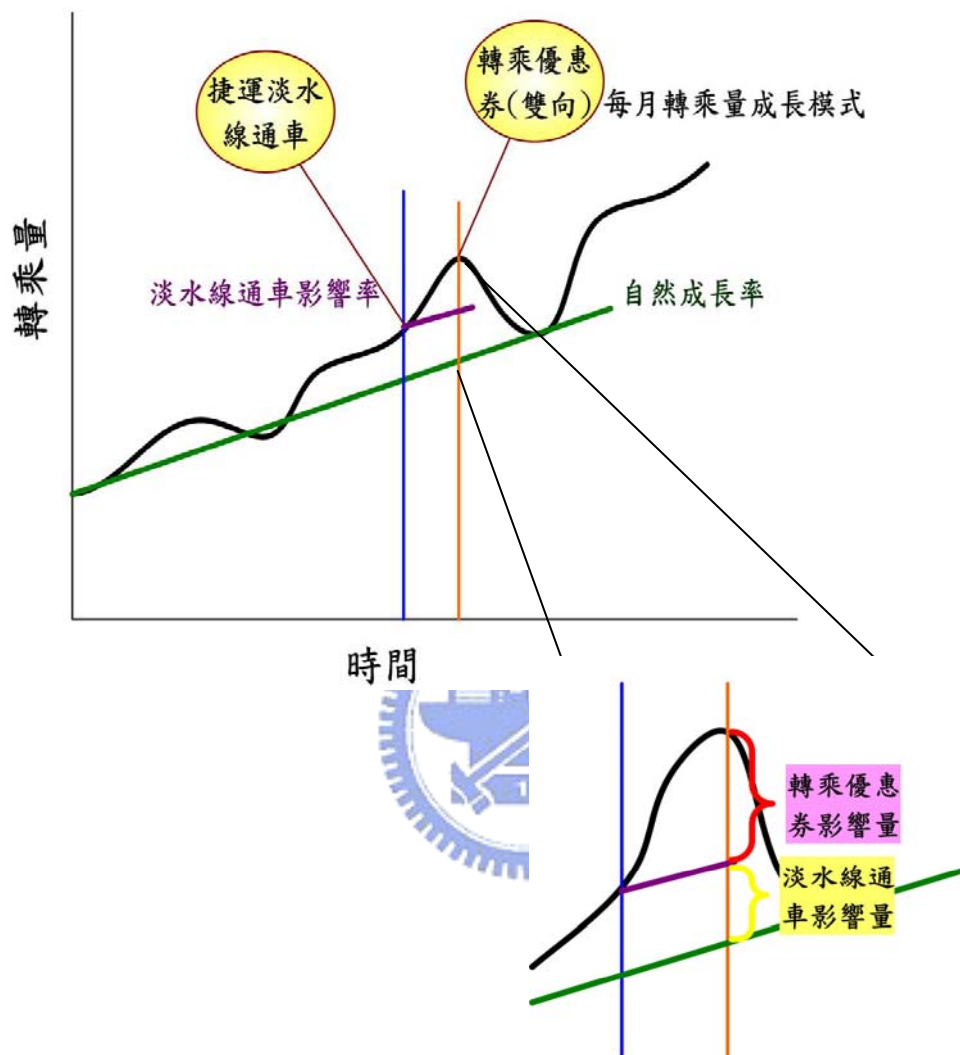


圖 3-2 轉乘優惠政策對轉乘優惠運量影響之研究概念示意圖

3.2 研究架構

基於以上之研究課題，本研究主要之研究架構如圖3-3。首先選定時間序列參數，檢定數列是否恆定性，若無恆定性則採取差分，直至數列為恆定性後，採用介入模式，主要是設立虛擬變數，檢定殘差是否符合白噪音，建立正確的估計模型後，再用介入模式來分析重大事件對捷運與公車轉乘運量之影響。

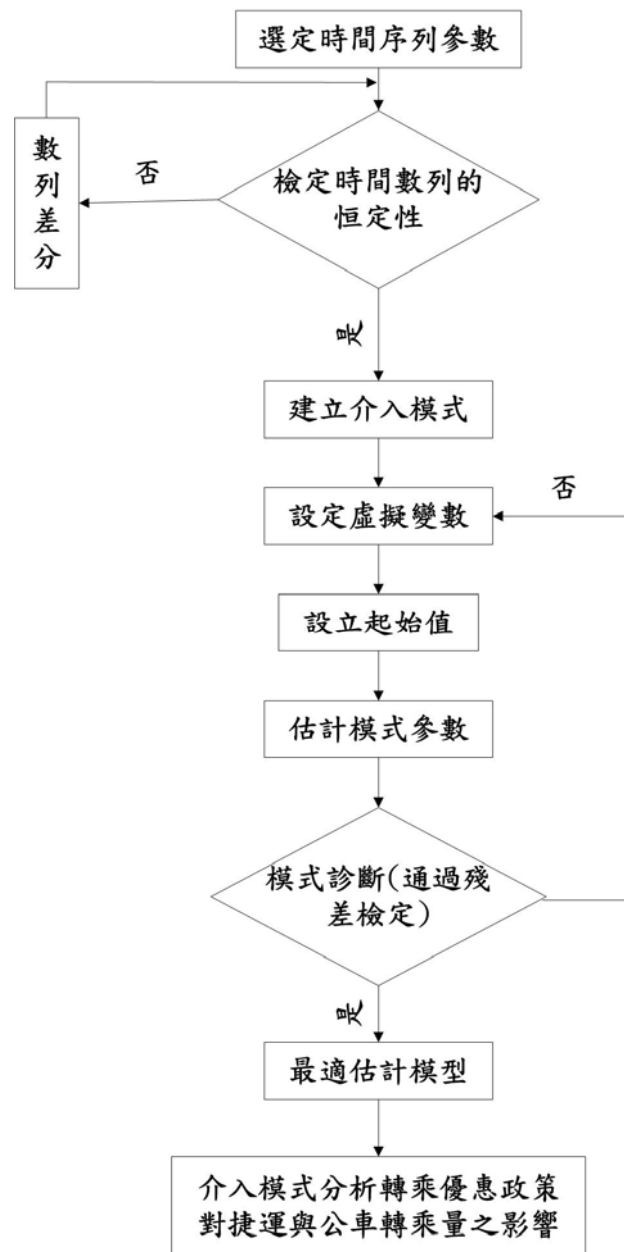


圖 3-3 研究架構圖

3.3 研究方法

本研究欲探討轉乘優惠政策對捷運與公車轉乘優惠運量之影響，由於轉乘優惠運量資料是以時間順序型態出現之一連串觀測值集合，因此可利用時間序列分析來建構捷運與公車轉乘優惠運量成長模式。而由 Box 與 Jenkins 於 1970 年提出之自我迴歸移動平均整合模式

(Autoregressive Integrated Moving Average Models, ARIMA)，可用來說明恆定性、非恆定性序列、季節性序列所代表之意義與特性，因此本研究將利用 ARIMA 模式進行捷運與公車轉乘優惠運量成長模式之建構。轉乘優惠政策可視為捷運與公車轉乘優惠運量成長模式之外部例外事件，將其以虛擬變數的方式介入模式中，可探討轉乘優惠政策對捷運與公車轉乘優惠運量之影響程度。故本研究將先進行捷運與公車轉乘優惠運量成長模式之建構，再利用介入模式進行轉乘優惠政策對捷運與公車轉乘優惠運量影響之分析與探討。

3.3.1 時間序列模型

Box 與 Jenkins 提出時間序列模式建構之程序，為一種試誤遞迴之過程(Trial and Error Iterative Process)，如圖 3-4 所示。其步驟過程說明如下：

步驟一：從理論與實際問題之交互作用，考慮所擬定採用之一類有用之模式。

步驟二：利用所蒐集之資料對系統之瞭解，來推測一個合適並合乎精簡原則之子類型模式，稱為暫定模式。此外，在鑑定過程中亦可產生粗略的模式中參數之初期估計值。

步驟三：當資料擬合為某一暫定模式且其參數值估計出來後，可利用統計理論對參數值做最精確之估計。

步驟四：診斷與檢定前步驟中所得模式與數據之擬合是否適當，是否正確地代表所觀測之現象及模式是否合乎精簡原則等。若所得模式無缺適性，則模式可供應用。反之，若模式不適當，則必須重新鑑定、估計與診斷、檢定等直到能獲得一適當模式為止。

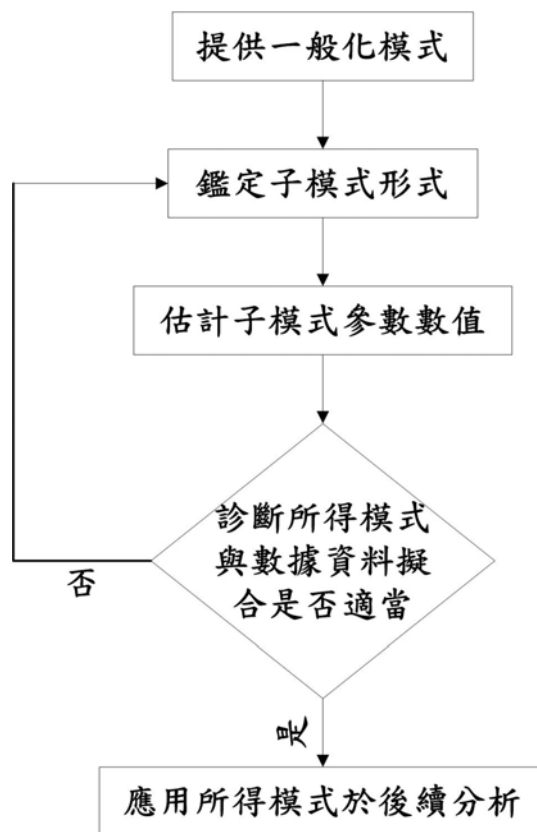


圖 3-4 時間序列模式建構程序

本研究捷運與公車轉乘優惠運量成長模式之建構將依據 Box 與 Jenkins 提出之時間序列模式建構程序，其步驟及內容茲說明如下。

一、時間序列模型種類

任一 Box-Jenkins 時間序列模型均可由一組獨立同態(i. i. d.)的白噪音 $\{a_t\}_{t=1}^{\infty}$ 經線性組合而成，形式如下：

$$X_t = \mu + a_t + \Psi_1 a_{t-1} + \Psi_2 a_{t-2} + \cdots, \quad \dots\dots\dots(3-1)$$

其中 $\{a_t\}_{t=1}^{\infty} \stackrel{i.i.d}{\sim} N(0, \sigma_a^2)$ 為白噪音， μ 與 $\Psi_j, j=1, 2, \dots$ 為固定參數。(3-1) 式通常稱為線性過濾器(Linear Filter)，由此可知時間序列 $\{X_t\}$ 之一連串觀測值互為相依，乃因其可由過去相同 $\{a_t\}$ 之實現值來決定。而由(3-1) 式所導得之模式將可代表恆定性與非恆定性時間序列兩種。若一時間序列為恆定性，即此序列為對固定均值上下隨機波動，若時間序列為非恆定性，則可知該序列無固定均值。一般而言，若線性過濾器之權數 $\{\Psi_j\}$ 為

有限(Finite)或無限且收斂者(Infinite and Convergent)，則可知此時間序列 $\{X_t\}$ 為對平均數之恆定性時間序列，若 $\{\Psi_j\}$ 為無限且發散者(Infinite and Divergent)，則此數列為非恆定性時間序列。

(一) 恆定性時間序列模型

● 自我迴歸過程(Autoregressive Process)

自我迴歸係將隨機過程 $\{X_t\}_{t=1}^{\infty}$ 中任一當期值 X_t 視為迴歸模型中的因變數，而將前 p 期值 $\{X_{t-1}, X_{t-2}, \dots, X_{t-p}\}$ 視為自變數作一複迴歸，而自變數與因變數來自同一隨機過程。因此一個次數為 p ， $p \in \{1, 2, \dots\}$ 的自我迴歸模型，簡稱 $AR(p)$ ，定義為：

$$X_t = C + \phi_1 Z_{t-1} + \phi_2 Z_{t-2} + \dots + \phi_p Z_{t-p} + a_t \dots\dots\dots (3-2)$$

$AR(p)$ 過程可藉後移運算子 B ，將其改寫為：

$$X_t = C + (\phi_1 B^1 + \phi_2 B^2 + \dots + \phi_p B^p)_t + a_t$$

或

$$(1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) X_t = C + a_t \dots\dots\dots (3-3)$$

假設令

$$\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B^1 - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p$$

(3-3)式可記為

$$\phi_p(B) X_t = C + a_t \dots\dots\dots (3-4)$$

自我迴歸過程可以用來表示恆定性與非恆定性兩種時間序列。Box 與 Jenkins 已經證明出若多項式 $\phi_p(B) = 0$ 的根落於單位圓外，則此過程稱為恆定性。

● 移動平均模型(Moving Average Models)

一個次數為 q ， $q \in \{1, 2, \dots\}$ 的移動平均模型，簡稱 $MA(q)$ ，定義為：

$$X_t = \mu + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q} \dots\dots\dots (3-5)$$

式中 $-\theta_1, -\theta_2, \dots, -\theta_q$ 為一有限集合之權數，權數之負號僅為方便計。模式中之 $(1, -\theta_1, -\theta_2, \dots, -\theta_q)$ 亦稱為震動影響或記憶函數(Shock-Effect or

Memory Function)，此即表示震動 a_t 將持續影響 $t, t+1, \dots, t+q$ 等 $(q+1)$ 個時期後消失。利用後移運算子，MA(q)過程可表示為：

$$\begin{aligned} X_t &= \mu + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \\ &= \mu + \theta_q(B) a_t \dots \dots \dots (3-6) \end{aligned}$$

式中 $\theta_q(B) = (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)$ 。(3-5)式使用移動平均此名稱僅說明此種過程為諸個 a_t 之移動線性組合而已，並非真正之移動平均，乃因權數之和不等於 1 之故。因為 MA(q)過程中權數之和為有限，故移動平均過程為一種平穩型過程。

● 混合自我迴歸與移動平均過程(Mixed Autoregressive-Moving Average Process)

欲對一真實性時間序列建立一個經驗模式，有時可同時採用包含有自我迴歸與移動平均項，以推導出較僅有自我迴歸項或僅有移動平均項更為精簡之模式。此種模式一般稱為 (p, q) 階混合自我迴歸與移動平均過程，其形式為：

$$X_t = C + \phi_1 X_{t-1} + \phi_2 X_{t-2} + \dots + \phi_p X_{t-p} + a_t - \theta_1 a_{t-1} - \theta_2 a_{t-2} - \dots - \theta_q a_{t-q}$$

或

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) X_t = C + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q) a_t \dots \dots \dots (3-7)$$

即

$$\phi_p(B) X_t = C + \theta_q(B) a_t \dots \dots \dots (3-8)$$

式中 $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ 稱為自我迴歸參數， $(\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_q)$ 稱為移動平均參數，C 為一常數。(3-8)式可簡稱為 ARMA(p, q)，具有 AR(p)和 MA(q)過程之平穩與可逆轉條件。即若 $\phi_p(B) = 0$ 之根落於單位圓之外時，ARMA(p, q)為平穩型，若 $\theta_p(B) = 0$ 之根落於單位圓之外時，則 ARMA(p, q)為具有可逆轉性。

(二)非恆定性時間序列模型

許多時間序列之型態看起來似乎沒有固定之平衡水準，即不考慮序列之平均水準，則可窺出數列某一期間之觀測值形狀很相似於另一期間觀測值之形狀，如此之時間序列稱為在平衡水準上不同之非恆定性時間序列。另有一種時間序列為在水準與斜率上不同之非恆定性時間序列，即不考慮序列之水準與斜率，可察知於某一期間部份序列之形狀與另一期間部份序列之形狀極相似。雖然在水準上不同之非恆定性序列，與在水準與斜率上均不同之非恆定性序列，均為呈持續不斷地改變，但卻可看出圖形中長方形內之型態極為相似。Box 與 Jenkins 稱具有這種型態之序列為均齊性非恆定性序列(Homogeneous Nonstationary Series)。

欲將非恆定性序列納入時間序列模式中，必須對原始非恆定性序列作差分，直至原始序列轉變為在水準上之恆定性序列。有時在某些情況下，需取一次以上之差分，方能將非恆定性序列轉變為恆定性序列。

定義差分運算子(Difference Operator) ∇ 為：

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1-B)Z_t \dots\dots\dots (3-9)$$

∇ 和後移運算子 B 之關係為 $\nabla = 1-B$ ，故高階之差分表示為 $\nabla^2 = (1-B)^2$ ， $\nabla^3 = (1-B)^3$ ， \dots ， $\nabla^d = (1-B)^d$ 。

若將一非恆定性序列之模式，經取第 d 次差分($d>0$)後可轉為恆定性序列，則可以 ARIMA 模式表示之。此模式稱為 (p, d, q) 階之整合自我迴歸移動平均模式(Autoregressive Integrated Moving Average Model of Order(p, d, q))，簡稱為 ARIMA(p, d, q)。其中 p 表示自我迴歸過程之階數， d 為差分次數， q 表示移動平均過程之階數。ARIMA(p, d, q) 模式之形式為：

$$\phi_p(B)\nabla^d(Z_t - \mu) = \theta_q(B)a_t \dots\dots\dots (3-10)$$

或

$$\phi_p(B)W_t = \theta_q(B)a_t \dots\dots\dots (3-11)$$

若增加常數項 C ，則可變成更為一般化之整合自我迴歸移動平均過程，即：

$$\phi_p(B)\nabla^d(Z_t - \mu) = C + \theta_q(B)a_t \cdots \cdots (3-12)$$

此處之 $(\phi_1, \phi_2, \cdots, \phi_p)$ 稱為自我迴歸參數， $(\theta_1, \theta_2, \cdots, \theta_q)$ 稱為移動平均參數， C 為一常數，而 μ 稱為位移參數(Location Parameter)，當 $d > 0$ 時， μ 將會消失。

二、模式鑑定

模式鑑定之過程包括有兩個部份，第一個部份為決定 ARIMA 模式之 p, d, q 等之數值，第二個部份為計算被選取模式中未知參數 μ, θ_1 與 ϕ_1 之初期估計值，作為下一步驟模式估計與檢定之用。

一般而言，在實際應用領域上，大部分時間序列通常適合於 ARIMA(p, d, q)模式，且其 p, d 或 q 階數不會超過 2。於模式中，若 $d=0$ ，則為恆定性時間序列模式；若 $d \geq 1$ ，則為非恆定性時間序列模式。以下介紹如何判定非恆定性模式之 d, p, q 值。

1、判定 d 值

分析時間序列的觀察值時，由於當期資料可能受到前面幾期或後幾期的影響，因此必須注意各期間彼此的相互關係，而在單變量時間模型當中，常利兩種方法來判定模式是否符合恆常性，第一種方式是圖型觀察法，即是用自我相關函數(Autocorrection Function，簡稱ACF)與偏自我相關函數，(Partial Autocorrection Function簡稱PACF)的理論圖形，以協助判斷模式的型態。當將資料丟入分析後，初步分析所得之ACF與PACF的圖形若是呈現在前幾期顯著，而往後期數則不顯著之現象，則表示投入的資料是屬恆定序列，若反之，表示資料是非恆定性序列，必須對該序列進行差分的動作，直到ACF與PACF序列很快消失為止，當然此時亦表示此時序列已達平穩序列，而此時的 d 值即為序列所須的差分次數。

第二種方法即以ADF(單根)檢定法來決定原始序列是否是一恆定序列。若單根檢定結果顯著，則表示該序列為恆定序列，反之表示該序列不為恆定序列，必須進行差分才可進行分析。

2、決定p與q值

ARIMA(p,d,q)模式當中，除了差分次數已於上述說明，接下來p與q值乃是利用ACF與PACF來決定模型的種類，並決定p與q之值，以下面三種情形來加以說明：

(1)AR(p)之理論ACF呈漸漸消失(Tails Off)型態，若 $k > p$ 時，其理論PACF將會切斷於k，表示在k期後的PACF將會等於0。

(2)MA(q)之理論ACF將會切斷於k，當 $k > q$ 時，其理論ACF則呈漸漸消失(Tails Off)型態，表示在k期的ACF將會等於0。

(3)ARIMA(p,d,q)表示在d階差分之後數列趨於恆定，且ACF與PACF均呈漸漸消失之型態。理論上此類模型之ACF為自q-p起均呈指數與正弦函數之消失型態，而PACF為自p-q起漸呈消失的型態。

茲將恆定性與非恆定性時間序列模式特性與鑑定方式分別整理如下表3-1、3-2，以作為模式鑑定與判斷之參考。

表 3-1 恆定性模式之綜合特性

項目	自我迴歸	移動平均	混合過程
(1)模式以過去觀測值 X_t 表示	$\phi(B)X_t = a_t$	$\theta^{-1}(B)X_t = a_t$	$\theta^{-1}(B)\phi(B)X_t = a_t$
(2)模式以過去干擾值 a_t 表示	$X_t = \phi^{-1}(B)a_t$	$X_t = \theta(B)a_t$	$X_t = \phi^{-1}(B)\theta(B)a_t$
(3) ψ 權數	無限數列	有限數列	無限數列
(4)平穩型條件	$\phi(B) = 0$ 之根落於單位圓之外	永遠為平穩型	$\phi(B) = 0$ 之根落於單位圓之外
(5)可逆轉條件	永遠為可逆轉	$\theta(B) = 0$ 之根落於單位圓之外	$\theta(B) = 0$ 之根落於單位圓之外
(6)ACF	無限(指數或正弦)	有限切斷型	無限(指數或正弦)

	函數)漸漸消失型		函數)漸漸消失型
(7)PACF	有限切斷型	無限(指數或正弦 函數)漸漸消失型	無限(指數或正弦 函數)漸漸消失型

表 3-2 非恆定性模式之綜合特性

階數(Order)	(1, d, 0)	(0, d, 1)
(1) ρ_k 之型態	指數逐漸消失	僅 ρ_1 不為零
(2) ϕ_{kk} 之型態	僅 ϕ_{11} 不為零	指數逐漸消失
(3) 初期估計值公式	$\phi_1 = \rho_1$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1}{1+\theta_1^2}$
(4) 容許區域	$-1 < \phi_1 < 1$	$-1 < \theta_1 < 1$
階數(Order)	(2, d, 0)	(0, d, 2)
(1) ρ_k 之型態	指數或正弦函數	僅 ρ_1 與 ρ_2 不為零
(2) ϕ_{kk} 之型態	僅 ϕ_{11} 與 ϕ_{22} 不為零	指數或正弦函數
(3) 初期估計值公式	$\phi_1 = \frac{\rho_1(1-\rho_2)}{1-\rho_1^2}$ $\phi_2 = \frac{\rho_2 - \rho_1^2}{1-\rho_1^2}$	$\rho_1 = \frac{-\theta_1(1-\theta_2)}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$ $\rho_2 = \frac{-\theta_2}{1+\theta_1^2+\theta_2^2}$
(4) 容許區域	$-1 < \phi_2 < 1$ $\phi_2 + \phi_1 < 1$ $\phi_2 - \phi_1 < 1$	$-1 < \theta_2 < 1$ $\theta_2 + \theta_1 < 1$ $\theta_2 - \theta_1 < 1$
階數(Order)	(1, d, 1)	
(1) ρ_k 之型態	自第一個時差起呈指數漸漸消失	
(2) ϕ_{kk} 之型態	自第一個時差起呈指數漸漸消失	

(3)初期估計值公式	$\rho_1 = \frac{(1-\theta_1\phi_1)(\phi_1-\theta_1)}{1+\theta_1^2-2\phi_1\theta_1}$, $\rho_2 = \rho_1\theta_1$
(4)容許區域	$-1 < \phi_1 < 1$, $-1 < \theta_1 < 1$

三、模式估計與檢定

(一)ACF圖示法

在經由初步模型配適後，經由預測與實際相減後而得出一殘差序列 $\{a_t\}$ ，而 $\{a_t\}$ 的自我相關係數 γ_k ， $k=1,2,3\ldots$ 為不相關且近似常態分配，

其平均值為零，標準誤差為 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ ，一般來說可利用逐一檢定 γ_k ， $k=1,2,3\ldots$ ，

檢視每期的 γ_k 是否有超過兩倍的 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ 之值來判定殘差序列 $\{a_t\}$ 是否為白噪音序列，若皆在兩倍的標準誤之內則表示殘差模型中不具任何資訊及模型，原本初步配適的模型是合適的，若檢定後模式不適合，則必須重新決定 p 與 q 之值。

(二)整體 χ^2 準則-----Q統計量

當有大量觀察值且序列中各觀察值彼此獨立並服從常態分配，則可以用整體 χ^2 準則來判斷殘差序列 $\{a_t\}$ 是否為白噪音數列，以下為在整體 χ^2 準則下所使用的Q統計量：

$$Q = n \sum_{k=1}^k \gamma_k^2(a_t) \sim \chi_{(k-p-q)}^2 \dots\dots\dots (3-13)$$

在(3-13)式中 n 為序列的觀察數， k 為所計算之殘差自我相關的個數， p 與 q 為模型的參數個數，若 $Q > \chi_{(k-p-q)}^2$ 則表示殘差項的相關係數太大，此模式不太適合，此外當參數估計值的 t 值很小時，可將ARIMA(p,d,q)中較大者先行除去，重新做參數估計與檢定的工作，以符合參數精簡原則。

(三) 模式選取準則

1、AIC準則：

若一時間序列可由M個參數的統計模型來組成，為了評估模式的品質，Akaike在1973年介紹一種判斷準則，此準則稱為AIC(Akaike's Information Criterion)，其形式定義如下：

$$AIC(M) = -2\ln(L) + 2M \dots\dots\dots(3-14)$$

式中M為模式中參數之個數。對於ARMA模式且含有n個有效觀測值序列，其對數形式的概似函數為：

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln \hat{\sigma}_a^2 - \frac{n}{2} (1 + \ln 2\pi) \dots\dots\dots(3-15)$$

亦可簡化為

$$AIC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + 2M \dots\dots\dots(3-16)$$

故當模型的最適階次被選取，則M為p與q的函數使得AIC(M)為最小。

2、SBC準則：

Schwartz在1978年提出SBC(Schwartz's Bayesian Criterion)準則，其形式為：

$$SBC(M) = n \ln \hat{\sigma}_a^2 + M \cdot \ln n \dots\dots\dots(3-17)$$

3.3.2 介入模型

若一組時間序列在某個時點受到外在因素影響使其機率結構改變，則須採介入模型或離群值分析此種類型的時間序列。以下將分別介紹介入模型與離群值分析，此兩種方法的差異主要在於若確知外在因素影響的時點，則採介入模型分析，否則採離群值分析。

Box-Tiao(1975)首先提出介入模型的分析與應用。此種模型的分析方法，主要以虛擬變數(Dummy Variable)的技巧，指示受到外在因素影響的時點。於實務上，所謂外在因素可能包含以下各類：

1. 某商品採促銷方式對銷售量增加之影響，如麥當勞超值全餐。
2. 某政治事件所造成之影響，如 1996 年二、三月間中共試射飛彈造成台海危機，對股票市場波動甚鉅。
3. 某時段罷工對某產品價格與銷售量的影響。
4. 自某時點起，國家政策或立法的改變對商業型或經濟型時間序列的影響。

介入模型的形式係合併單變量 ARIMA 模型及轉換函數模型，以估計並預測外在因素對時間序列的影響是否顯著。若以介入模型分析時間序列時，必須確知：(1)外在因素介入的起點(starting point)。(2)外在因素介入的影響圖形(The shape of the intervention)。對於介入起點及圖形，均以結構虛擬變數(structural dummy variable)的方法定義介入模型中的轉換函數模型部份。

以下將定義介入模型的一般形式：

● 單一外在因素的介入模型

設 $\{X_t\}$ 表示一組受外在因素影響的時間序列，並設介入因素僅有一個，則所謂單一外在因素的介入模型為式(3-18)，

$$X_t = (\omega(B) / \delta(B)) \zeta_t + N_t \cdots \cdots \cdots (3-18)$$

(1) ζ_t 為虛擬變數，其結構將於以下介紹。

(2) $\omega(B) = \omega_0 - \omega_1 B - \cdots - \omega_s B^s$ ， $\delta(B) = 1 - \delta_1 B - \cdots - \delta_r B^r$ ，且 $\omega(B) = 0$ 之根落於單位圓外， $\delta(B) = 0$ 之根落於單位圓外或圓上。

(3) $\{N_t\}$ 代表干擾序列，由某一 ARIMA(p, d, q) 或季節性 SARIMA 模型產生，形式為：

$$\varphi(B)N_t = \theta(B)a_t \cdots \cdots \cdots (3-19)$$

介入事件對時間序列的影響以虛擬變數序列 $\{\zeta_t\}$ 表示，且 ζ_t 具兩種形式：(1)階梯函數形式(step function)，及(2)脈搏函數(pulse

function)形式，茲分別定義如下：

若確知介入因素始於時間軸 $t=T$ 期，則於 T 期的階梯函數被定義為：

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases} \dots\dots\dots (3-20)$$

脈膊函數被定義為：

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases} \dots\dots\dots (3-21)$$

由 $S_t^{(T)}$ 之定義得知，介入事件的影響將延及於 T 期之後的某種程度且持久不退，而 $P_t^{(T)}$ 代表介入事件的影響為暫時或瞬間的，且於 T 期之後會逐漸消失。因此， $S_t^{(T)}$ 與 $P_t^{(T)}$ 之關係式為：

$$P_t^{(T)} = (1-B)S_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-22)$$

式(3-18)中， $(\omega(B)/\delta(B))\zeta_t$ 代表結構虛擬變數，其反應效果會因多項式 $\omega(B)$ 、 $\delta(B)$ 或 ζ_t 之形式差異而不同，茲以下圖 3-5 說明以階梯函數 $S_t^{(T)}$ 及以脈膊函數 $P_t^{(T)}$ 作為輸入變數 ζ_t 時，常見的介入因素 $(\omega(B)/\delta(B))\zeta_t$ 之影響圖形。一般而言，影響圖形可分為以下四類：

(一)介入影響突然開始且恆久存在。

此模型可能為 $Y_t = \omega S_t^{(T)}$ ，或 $(1-B)Y_t = \omega S_t^{(T)}$ ，或 $Y_t = \omega B^b S_t^{(T)}$ 等，其中 $\{Y_t\}$ 及 ω 分別表示受介入因素影響的產出序列及未知參數， b 代表延滯期差 (time lag delay)，圖 3-5 中之(a)、(b)與(c)為此類圖形特例。

(二)介入影響漸漸開始且恆久存在。

此模型為 $Y_t = \omega(B)/(1-\delta B)S_t^{(T)}$ ，特例如圖 3-5 中之(d)與(e)。若 $\delta=0$ ，則如圖 3-5(b)，表示介入影響始於 $t=T+1$ 期，且為固定恆久的影響形式。若 $\delta=1$ ，則如圖 3-5(e)，表示介入影響始於 $t=T+1$ 期，且呈線性遞增無界的恆久影響形式。

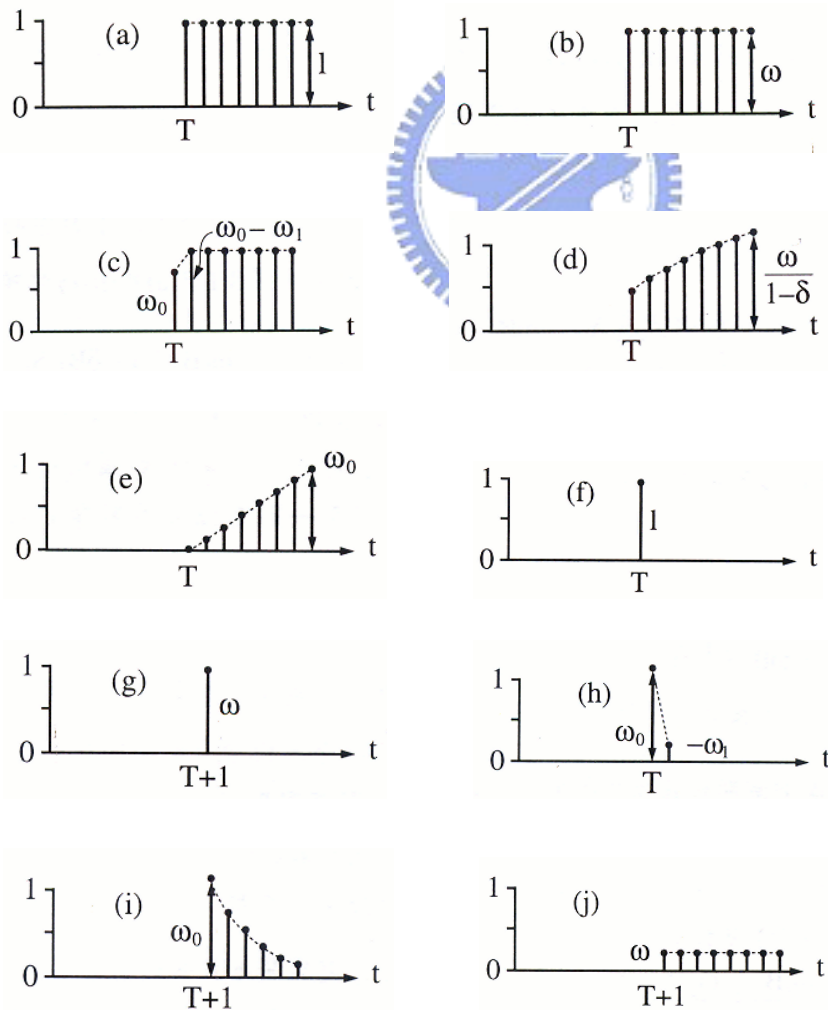
(三)介入影響突然開始且暫時持續。

此模型的一般式為 $Y_t = \omega B^b / (1-\delta B) P_t^{(T)}$ 。若 $\omega=1$ ， $\delta=0$ ， $b=0$ ，則圖 3-5(f)

為此特例圖。而圖 3-5(g)表示 $\omega=0.8$, $b=1$, $\delta=0$, 此兩圖形均分別表示介入影響突然始於 T 或 $T+1$, 且只影響一期。若 $\delta=1$, 則表示介入影響恆久存在, 特例如圖 3-5(j)。若一般 $|\delta|<1$, $\delta \neq 0$, 則表示介入影響會逐漸消失, 特例圖如 3-5(i)。而圖 3-5(k)與(1)均表示介入影響漸漸衰弱至一固定恆久的影響形式, 其模型為 $(\omega_0 + \frac{\omega_1 B}{1-\delta B} + \frac{\omega_2 B}{1-B})P_t^{(T)}$ 。

(四)介入影響漸漸開始且暫時持續。

此模型的一般式為 $Y_t = \frac{\omega_0}{1-\delta_1 B - \delta_2 B^2} P_t^{(T)}$ 。特例圖形如圖 3-5(m), 顯示介入影響漸漸增加至一高峰然後逐漸消失。



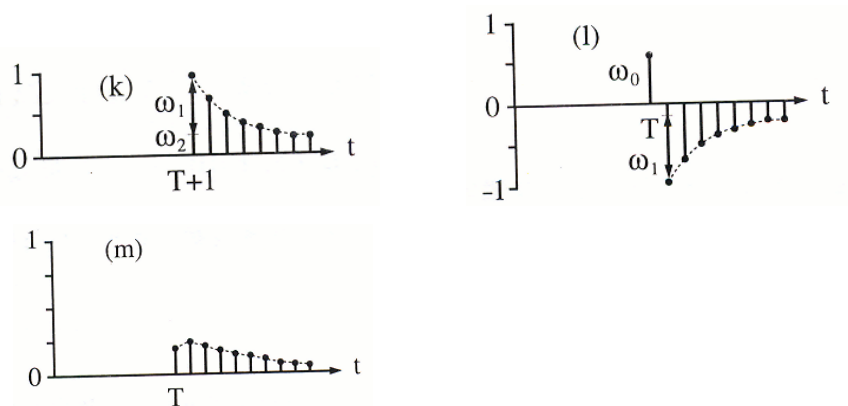


圖 3-5 $(\omega(B)/\delta(B))\zeta_t$ 之反應圖形(a)-(j)

於應用時，尚有其他許多不同形態的介入模型，但其均可由前述四類介入模型組合而成，如圖 3-5(k)與(l)均分別由兩個或三個脈膊函數的輸入變數產生。故以下將介紹 k 個($k \geq 2$)外在因素的介入模型，其定義如下：

● K 個外在因素的介入模型

設時間序列 $\{X_t\}$ 受 k 個外在因素影響，則定義介入模型為：

$$X_t = \sum_{j=1}^k \left\{ \omega_j(B) / \delta_j(B) \right\} B^{b_j} \zeta_{tj} + N_t \cdots \cdots (3-23)$$

於(3-23)式中，

(1) ζ_{tj} ， $j=1, 2, \cdots, k$ 為 k 個不同的虛擬變數，其結構可能為 $S_t^{(T)}$ 或 $P_t^{(T)}$ 。

(2) 對於每一 $j=1, 2, \cdots, k$ ， $\omega_j(B) = (\omega_{0j} - \omega_{1j}B - \cdots - \omega_{s_jj}B^{s_j})$ ，且 $\omega_j(B) = 0$ 之根落於單位圓外，又 $\delta_j(B) = 1 - \delta_{1j}B - \cdots - \delta_{r_jj}B^{r_j}$ ，且 $\delta_j(B) = 0$ 之根落於單位圓外或圓上。

(3) $\{N_t\}$ 為干擾序列，其假設同單一外在因素介入模型中之(3)。

由式(3-18)及式(3-23)，知介入模式由兩個部份組成：(a)干擾項之隨機模型， $\varphi(B)N_t = \theta(B)a_t$ 。(b)介入動態模型， $\sum_{j=1}^k \left\{ \omega_j(B) / \delta_j(B) \right\} B^{b_j} \zeta_{tj}$ 。

3.3.3 介入模型之建立

類似於一般 ARIMA 模型，介入模型之建立亦包括鑑定、估計與檢定三個步驟。其操作步驟詳述如下：

● 介入模型的鑑定

步驟(一)：

將時間序列資料 $\{X_t\}$ 分成介入發生前與後的兩段資料，令 $\{N_t\}_1^m$ 表示介入發生前的子集合資料，且其長度 m 夠大，則利用 ACF、PACF、EACF 等工具，可暫時鑑定 $\{N_t\}_1^m$ 由某一 ARIMA 或季節性 SARIMA 模型產生。

步驟(二)：

設分析者對介入因素發生的時點、時段及形式皆能主觀認定為 $(\hat{\omega}(B)/\hat{\delta}(B))\zeta_t$ ，其中 $\hat{\omega}(B)$ 、 $\hat{\delta}(B)$ 與 ζ_t 如上述所定義。

步驟(三)：

估計殘差 $\hat{N}_t = Z_t - (\hat{\omega}(B)/\hat{\delta}(B))\zeta_t$ ，再利用樣本 SACF、SPACF 及 ESACF 鑑定序列 $\{\hat{N}_t\}$ 的產生模型為某一 ARIMA 或 SARIMA 模型：

$$\hat{\varphi}(B)\hat{N}_t = \hat{\theta}(B)a_t$$

步驟(四)：

合併步驟(二)與(三)的兩個模型，則得原序列 $\{X_t\}$ 之鑑定模型：

$$X_t = (\hat{\omega}(B)/\hat{\delta}(B))\zeta_t + (\hat{\theta}(B)/\hat{\varphi}(B))a_t \cdots \cdots (3-24)$$

於實務上，步驟(一)可利用 SCA(Scientific Computing Associates) 統計軟體指令 ACF、PACF、EACF，尋得 $\{N_t\}_1^m$ 之暫定模型。利用 SCA 之 GENERATE 指令可製造步驟(二)中的介入因素模型。步驟(三)則可利用 SCA 中 TSMODEL 及 ESTIM 兩個指令的 HOLD RESIDUALS 計算而得 $\{\hat{N}_t\}$ ，再利用

ACF、PACF 及 EACF 指令，找出 $\{\hat{N}_t\}$ 之暫定模型。

● 介入模型的估計與偵測

若一時間序列被鑑定為(3-24)式的形式時，則於實務上，SCA 軟體之 TSMODEL 及 ESTIM 兩個指令，可得(3-24)式中各未知參數的非線性有效估

計值。而介入模型的偵測步驟乃是利用 ESTIM 中 HOLD RESIDUALS 指令計算估計模型之殘差 $\{\hat{a}_t\}$ ，再作殘差分析，如繪殘差圖、計算殘差之 ACF、PACF 及 EACF，若確實呈現乾淨特徵，則可判斷此估計的模型為合適的，若 $\{a_t\}$ 存在一些特殊結構，則需修正估計模型直至新應對的殘差呈乾淨特徵為止。

3.3.4 離群值分析

當一組時間序列受外在因素影響的時點及圖形均未確知時，則必須採離群值分析。偵測離群值的分析方法由 Fox(1972) 首先提出，陸續有許多學者，如：Tsay(1988)、Chang-Tiao-Chen(1988)、Chen-Liu(1990) 等人均研究離群值的偵測與估計方法。以下將介紹離群值的類型。

離群值主要有四種類型：(一) 增減性離群值 (Additive Outlier/AO)，(二) 創新性離群值 (Innovational Outlier/IO)，(三) 水平移位 (Level Shift/LS)，(四) 暫時性變更 (Temporary Change/TC)，茲分別定義如下：

(一) 增減性離群值 (Additive Outlier/AO)

增減性離群值為介入事件發生時，其帶給觀測值序列的影響為即時之單期效應，假設此離群值發生於時點 $t=T$ ，則描述增減性離群值的模型為：

$$X_t = N_t + \omega \zeta_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-8)$$

式(3-8)中，

(1) $\{N_t\}$ 代表離群值發生前的子序列，形式為 $N_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$ 。

(2) $\zeta_t^{(T)}$ 為虛擬變數，定義如式(3-4)中之脈膊函數 $P_t^{(T)}$ ，即 $\zeta_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$ 。

(3) 參數 ω 表示序列 $\{X_t\}$ 在時點 $t=T$ 時，因介入因素影響而增加或減少的變化值。

(二) 創新性離群值(Innovational Outlier/IO)

創新性離群值為介入事件發生時，其帶給觀測值序列的影響為持續的，且隨序列 $\{N_t\}$ 之結構而異，假設此類離群值發生於時點 $t=T$ ，則描述創新性離群值的模型為：

$$X_t = N_t + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} \omega \zeta_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-9)$$

或為
$$X_t = \frac{\theta(B)}{\phi(B)} (a_t + \omega \zeta_t^{(T)}) \dots\dots\dots (3-10)$$

其式(3-9)、(3-10)中之 $\zeta_t^{(T)}$ 如式(3-4)為脈膊函數。

(三) 水平移位(Level Shift/LS)

水平移位為介入事件發生時，其帶給觀測值序列的影響為永久固定的，且不受干擾序列 $\{N_t\}$ 之結構影響，假設水平移位發生始於 $t=T$ 期，則描述水平移位的模型為：

$$X_t = N_t + \frac{1}{1-B} \omega \zeta_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-11)$$

或為
$$X_t = N_t + \omega S_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-12)$$

其式(3-11)、(3-12)中之 $\zeta_t^{(T)}$ 如式(3-4)為脈膊函數， $S_t^{(T)}$ 如式(3-3)為階梯函數。

(四) 暫時性變更(Temporary Change/TC)

暫時性變更為介入事件發生時，其帶給觀測值序列的影響為一段時間。剛開始時，影響較鉅，之後，此影響將逐漸消失。此種效應不受 $\{N_t\}$ 之結構影響，設暫時性變更始於 $t=T$ 期，則描述暫時性變更的模型為：

$$X_t = N_t + \frac{1}{1-\delta B} \omega \zeta_t^{(T)} \dots\dots\dots (3-13)$$

- (1) 其式(3-13)中之 $\zeta_i^{(T)}$ 如式(3-4)為脈膊函數。
- (2) 參數 $0 \leq \delta \leq 1$ 。若考慮特例：
 - (a) $\delta=0$ ，則式(3-13)簡化為式(3-8)，即 TC 變為 A0，
 - (b) $\delta=1$ ，則式(3-13)簡化為式(3-11)，即 TC 變為 LS。

茲以圖 3-6、3-7、3-8、3-9，四種圖形說明此四類離群值的特性。
 此四個圖形中各資料，均以模擬方式產生：首先以模擬指令 SIMULATE，
 產生一平穩的 AR(1)模型之人造資料，於時間 $t=30$ ，再分別以式(3-8)、
 式(3-10)、式(3-12)及式(3-13)產生 A0、I0、LS、TC 四種類型離群值。
 各圖中之空心小圈“○”代表原 AR(1)模型的資料。

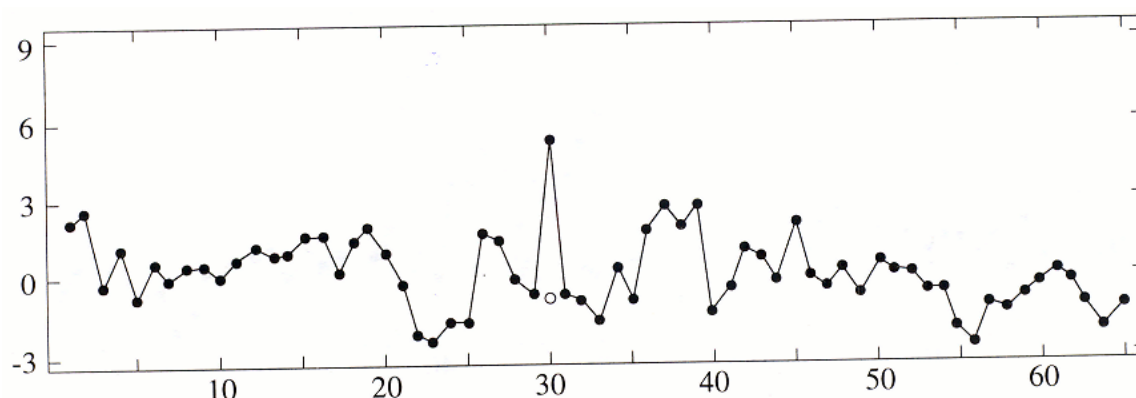


圖 3-6 增減性離群值發生於 $t=30$

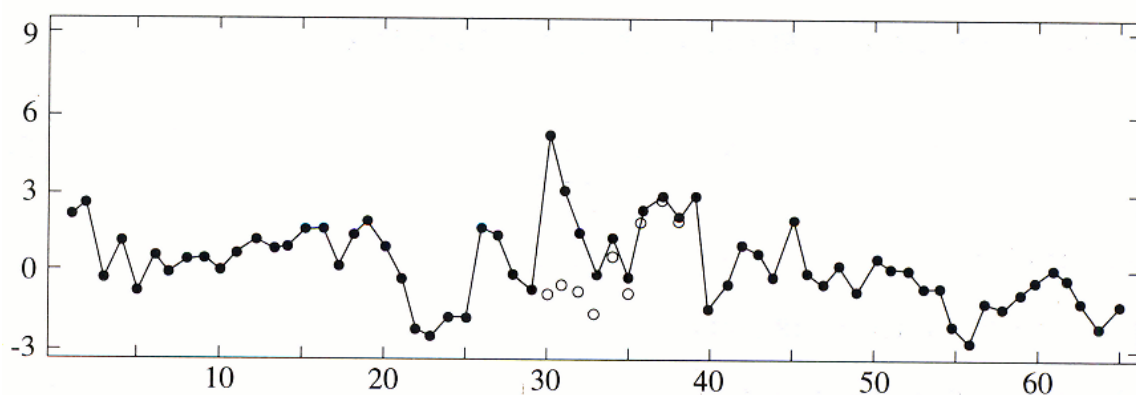


圖 3-7 創新性離群值發生於 $t=30$

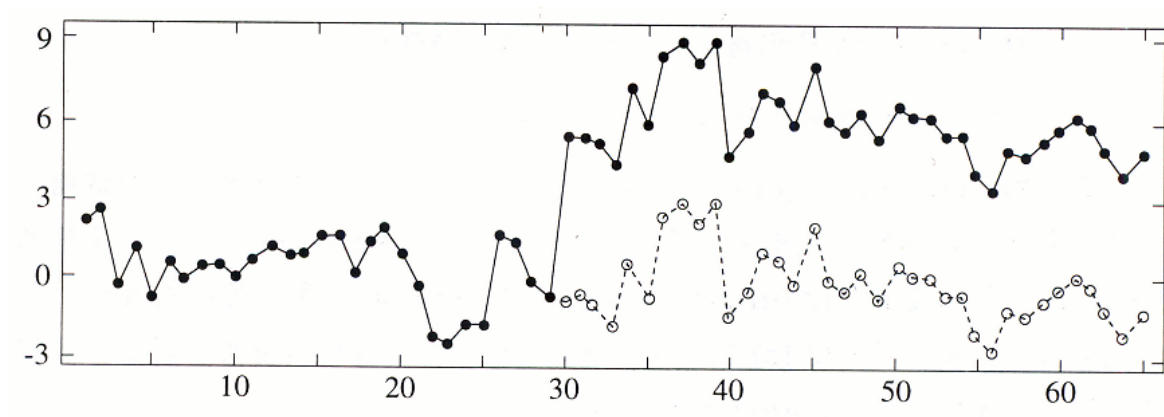


圖 3-8 水平移位發生於 $t=30$

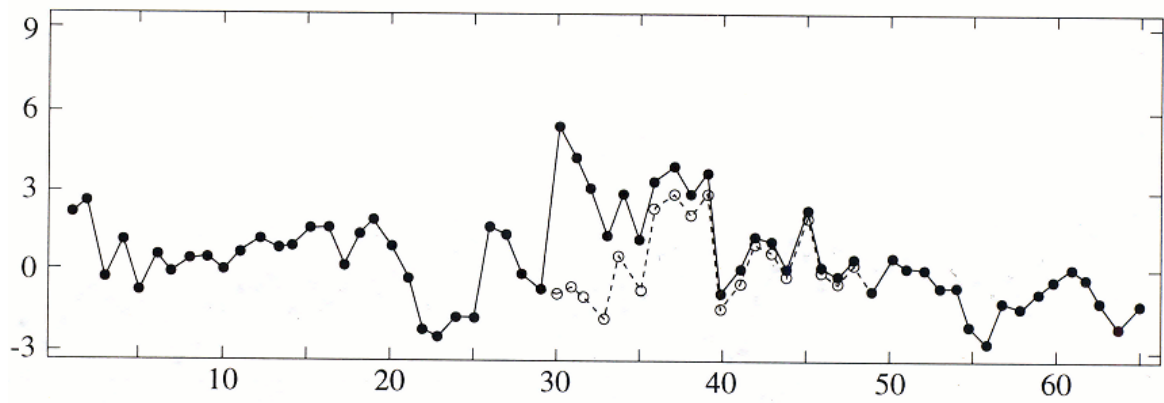


圖 3-9 暫時性變更發生於 $t=30$ 終於 $t=45$

第四章 實証結果與分析

4.1 資料來源與整理

本研究採用台北捷運公司提供之捷運與公車轉乘優惠運量資料，由於資料取得之限制，因此僅能分析由民國 88 年 7 月到 94 年 12 月之捷運與公車轉乘優惠運量，欲配合後續構建捷運與公車轉乘優惠運量成長模式與介入模式之資料分析，擬將資料彙整為以一月為一期，故共有 78 筆資料。由於期間經歷不同之轉乘優惠政策，因此各期間之轉乘優惠運量有不同之形式，如下表 4-1 所示。

表 4-1 各期間轉乘優惠之形式

時期	單(雙)向轉乘優惠	轉乘優惠形式	說明
88 年 7 月~ 91 年 5 月	捷運轉公車 單向轉乘優惠	公車儲值卡 單向轉乘	捷運乘客下車後持公車磁卡儲值票插入轉乘辨識機，即可享有轉乘公車優惠
91 年 6 月~ 92 年 10 月	捷運轉公車 單向轉乘優惠	公車儲值卡與悠遊卡並行單向轉乘	增加使用悠遊卡之捷運乘客，可享有轉乘公車優惠
92 年 11 月~ 94 年 3 月	捷運與公車 雙向轉乘優惠	悠遊卡雙向轉乘 容許時間二小時	使用悠遊卡之捷運乘客，可享有轉乘公車優惠；使用悠遊卡之公車乘客，可享有轉乘捷運優惠，但轉乘容許時間限二小時

表 4-1 各期間轉乘優惠之形式(續)

94 年 4 月~ 94 年 12 月	捷運與公車 雙向轉乘優惠	悠遊卡雙向轉乘 容許時間一小時	使用悠遊卡之捷運乘客，可享有轉乘公車優惠；使用悠遊卡之公車乘客，可享有轉乘捷運優惠，但轉乘容許時間限一小時
------------------------	-----------------	--------------------	---

故在民國 88 年 7 月到 94 年 12 月之間之轉乘優惠運量資料主要可分為：

$$\text{轉乘優惠運量} = \begin{cases} \text{捷運轉乘公車優惠運量} & , t < 92\text{年}11\text{月} \\ \text{捷運轉乘公車} + \text{公車轉乘捷運優惠運量} & , t \geq 92\text{年}11\text{月} \end{cases}$$

因此將轉乘優惠運量資料整理為兩個資料檔，分別為單向轉乘優惠時期(88 年 7 月到 92 年 11 月)與全部轉乘優惠時期(88 年 7 月到 94 年 12 月)。資料變數名稱 YM 即為每一期之年月份，TL 即為每一期之轉乘優惠運量。

4.2 建立每月轉乘優惠運量模式

由於轉乘優惠運量如前一小節之敘述，有單向轉乘優惠與雙向轉乘優惠之不同時期，因此本研究將分別建立單向轉乘優惠運量成長模式，與單向加雙向轉乘優惠運量整體成長模式以做比較。

一、單向轉乘優惠運量成長模式

(一)恆定性檢定

本研究採 ARIMA 的工具來分析轉乘優惠資料。資料在進入 ARIMA 分析後，首先必須檢測此「單向轉乘優惠運量」序列是否屬恆定性序列。因此

先利用SCA軟體之TLPLOT指令繪單向轉乘優惠序列之時間序列圖如下圖4-1。由圖4-1可看出，資料圖形呈現漂浮無定之現象，且序列之平均值均隨時間而改變，並有持續上升之趨勢(upward trend)，故初步分析此序列為非恆定性序列。而由原始單向轉乘優惠序列之ACF(圖4-2)、PACF(圖4-3)圖顯示：ACF圖形不消失，且PACF於第一期之 ρ_{11} 極為顯著，故可得知「單向轉乘優惠運量」序列是一非恆定性序列。

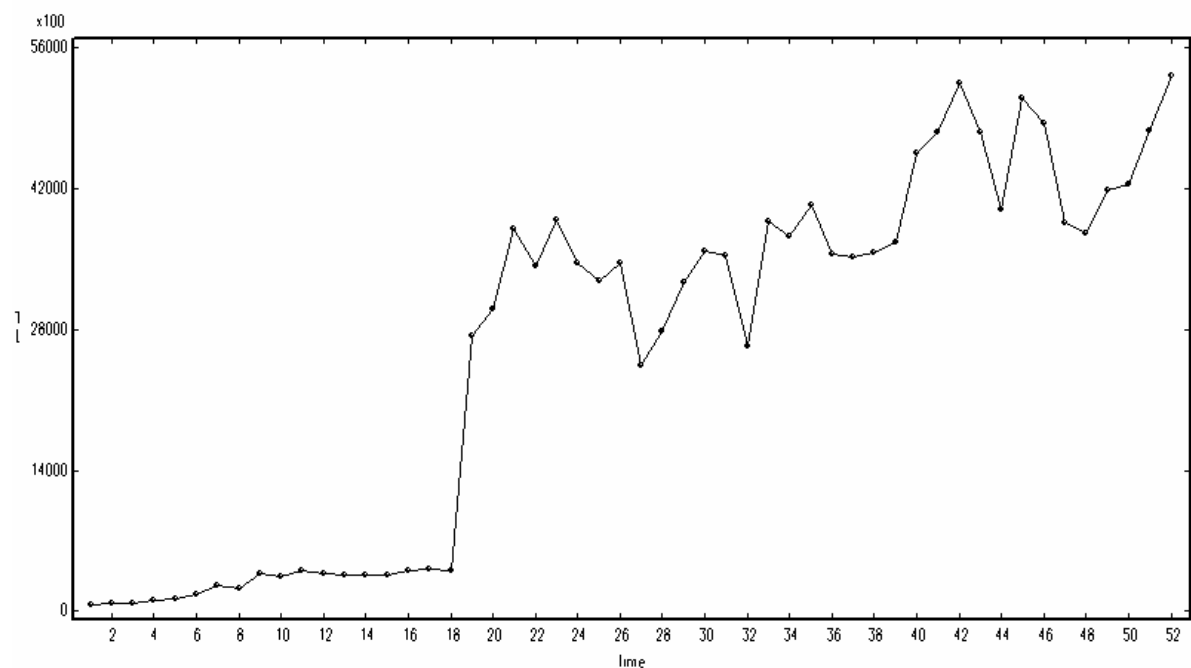


圖 4-1 單向轉乘優惠時間序列圖

AUTOCORRELATIONS

1- 12	.91	.84	.78	.72	.66	.60	.55	.48	.46	.41	.34	.28
ST.E.	.14	.23	.28	.32	.35	.37	.39	.40	.42	.43	.43	.44
Q	45.7	85.5	120	150	176	198	217	232	246	257	265	271

13- 24	.20	.16	.10	.05	-.00	-.07	-.08	-.10	-.10	-.12	-.15	-.19
ST.E.	.44	.44	.44	.44	.44	.44	.45	.45	.45	.45	.45	.45
Q	274	276	277	277	277	277	278	279	279	281	283	286

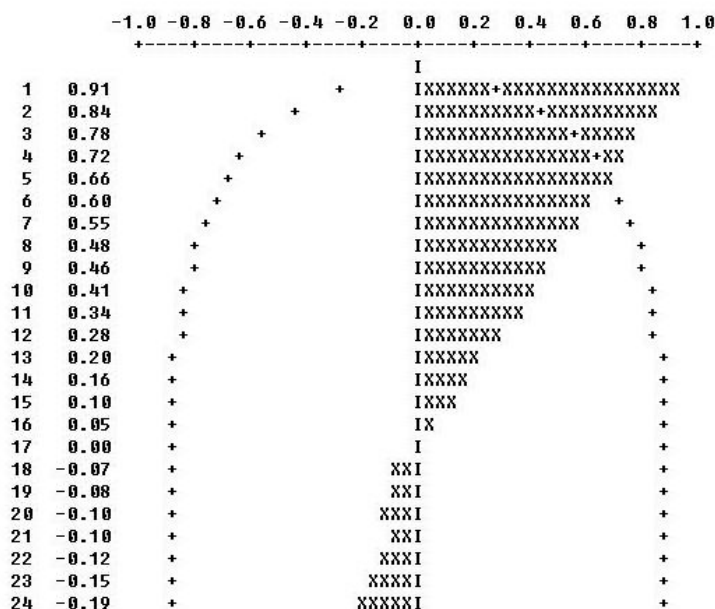


圖 4-2 單向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖

PARTIAL AUTOCORRELATIONS

1- 12	.91	.06	-.00	.01	.01	-.05	-.01	-.11	.19	-.10	-.18	-.02
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14

13- 24	-.18	.15	-.09	-.04	-.03	-.12	.23	-.02	.10	-.09	-.10	-.09
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14

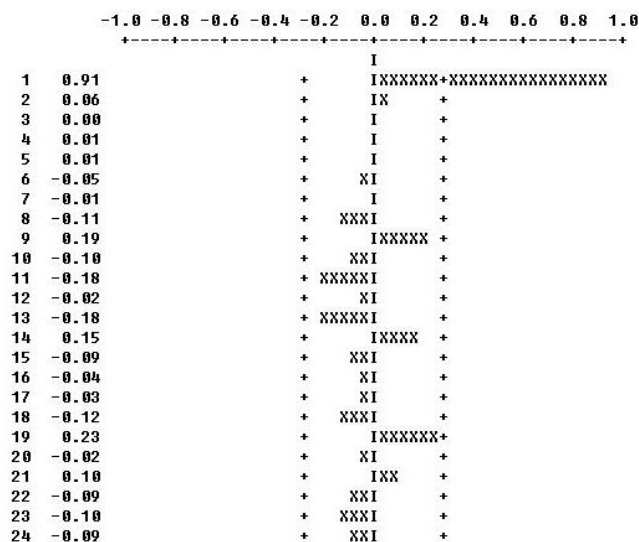


圖 4-3 單向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖

為能讓原始序列轉變為恆定性序列，本研究先對原始序列進行一階差分，即 $W_t = (1-B)X_t$ ，其差分結果可參考附錄一。茲將原始序列差分完之 ACF(圖4-4)、PACF(圖4-5)圖列於下。

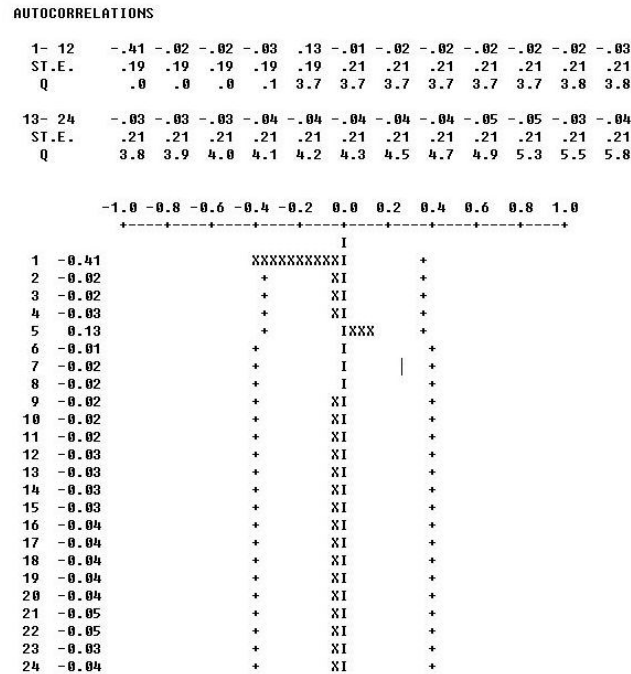


圖 4-4 一階差分單向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖

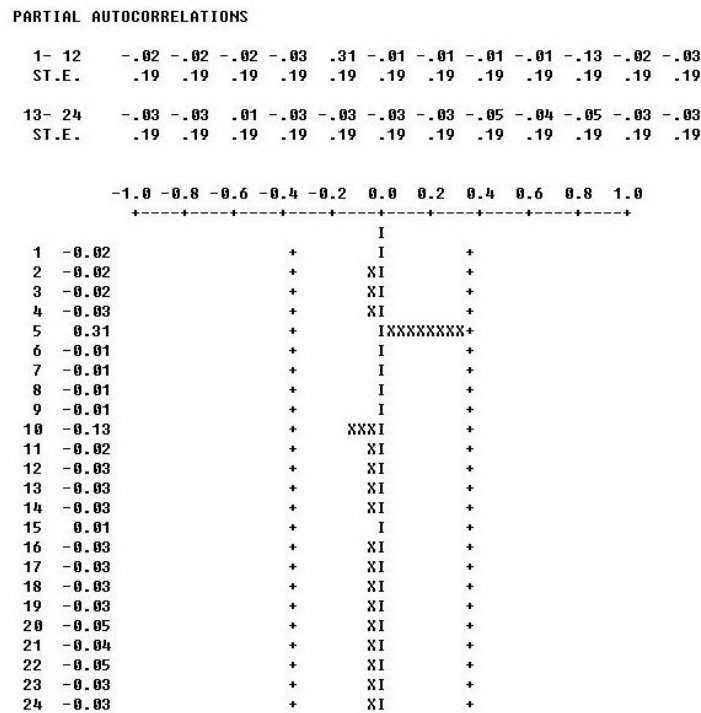


圖 4-5 一階差分單向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖

由一階差分後之 ACF、PACF 圖可看出，自我相關函數自時間位差 $k=1$ 之後切斷，故有一階移動平均 MA(1) 之特性，因此此模式應為特殊之非恆定性模式——隨機漫步模式。因其原始單向轉乘優惠時間序列為非恆定性序列，其原始之樣本自我相關函數 $\{\gamma_k\}$ 不會很快地消失，但對其取差分後，序列之 $\{\gamma_k\}$ 均很接近於 0，故可用隨機漫步模式來擬合。

因此序列經取第一次差分後，其呈一階移動平均模式之形式，故此模式可寫為：

$$W_t = Z_t - Z_{t-1} = a_t - \theta_1 a_{t-1} \dots \dots \dots (4-1)$$


或

$$W_t = (1 - \theta_1) a_t \dots \dots \dots (4-2)$$

(4-1) 式稱為具有 (1, 1) 階之整合移動平均模式 IMA(1, 1)，其括弧內第一個數字表示差分之次數，第二個數字表示移動平均模式之階數。

(二) 參數決定

本研究乃採用最大概似法求得最佳估計參數，如下圖 4-6 所列：



VARIABLE	TYPE OF VARIABLE	ORIGINAL OR CENTERED	DIFFERENCING
TL	RANDOM	ORIGINAL	1 (1-B)

PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONSTRAINT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1 C		CNST	1	0	NONE	101983.437368979	79.7952	1.48
2 THETA	TL	MA	1	1	NONE	.1320	.1411	.94

EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS	51
R-SQUARE	0.908
RESIDUAL STANDARD ERROR	0.546057E+06

圖 4-6 單向轉乘優惠時間序列模式參數估計

故 $c=101983.4373$ 、 $\text{THETA}=0.132$ ，可將各參數代入式 (4-2) 中，得式 (4-3)，即為單向轉乘優惠時間序列之暫定模式。

$$TL_t - TL_{t-1} = 101983.4372 + (1 - 0.132B)a_t \dots \dots \dots (4-3)$$

(三)模型檢定

經由模式的辨識與參數估計後，尚需做模式的檢定，才可確定上述(4-3)之模型是合理的。因此利用殘差之ACF圖如下圖4-7所列，可以看出 $\{\gamma_k(\hat{a}_t)\}$ 為一隨機跳動的型態，每一期之ACF皆小於兩倍的標準誤差，再觀察殘差之PACF(圖4-8)亦是相同的情形，故(4-3)式是合理之模式。

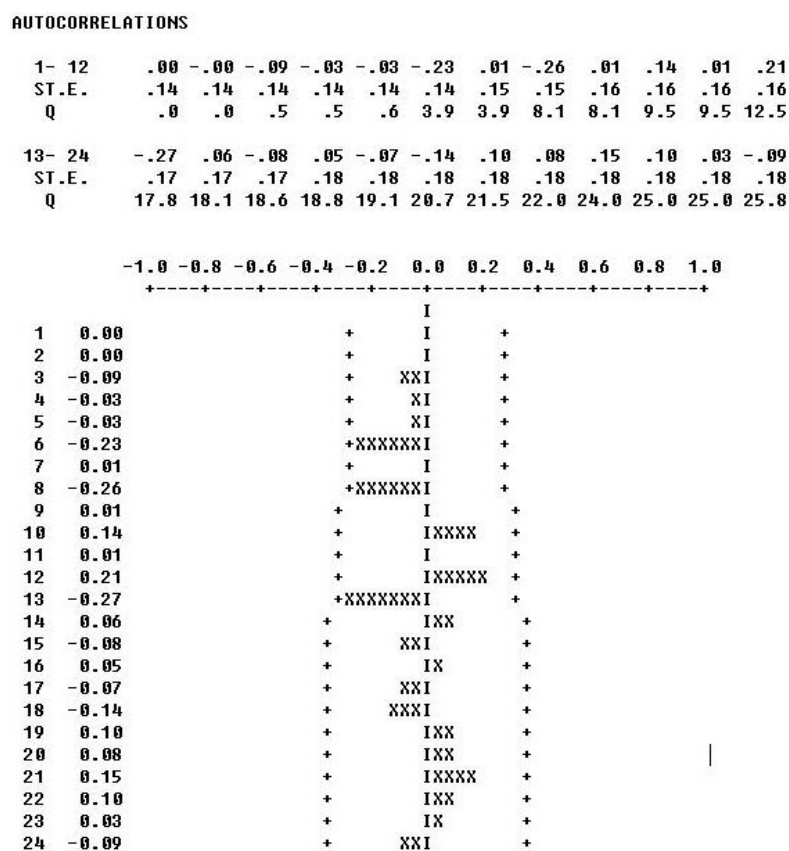


圖4-7 單向轉乘優惠時間序列模式殘差ACF圖

PARTIAL AUTOCORRELATIONS

1- 12	.00	-.00	-.09	-.03	-.03	-.25	-.00	-.27	-.06	.12	-.08	.17
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14
13- 24	-.27	-.05	-.09	-.05	-.08	-.08	-.06	.15	-.08	.10	.05	-.24
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14

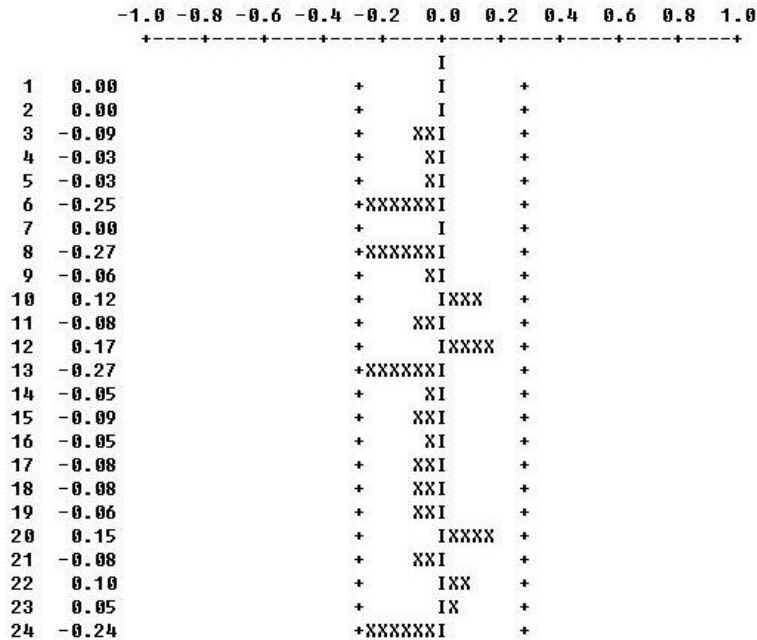


圖4-8 單向轉乘優惠時間序列模式殘差PACF圖

二、單向加雙向轉乘優惠運量整體成長模式

(一) 恆定性檢定

首先須檢測此「單向加雙向轉乘優惠運量」序列是否屬恆定性序列。因此先利用 SCA 軟體之 TPLLOT 指令繪單向加雙向轉乘優惠序列之時間序列圖如下圖 4-9。由圖 4-9 可看出，資料圖形呈現漂浮無定之現象，且序列之平均值均隨時間而改變，並有持續上升之趨勢，故初步分析此序列為非恆定性序列。而由原始單向加雙向轉乘優惠序列之 ACF(圖 4-10)、PACF(圖 4-11)圖顯示：ACF 圖形不消失，且 PACF 於第一期之 ρ_{11} 極為顯著，故可得知「單向加雙向轉乘優惠運量」序列是一非恆定性序列。

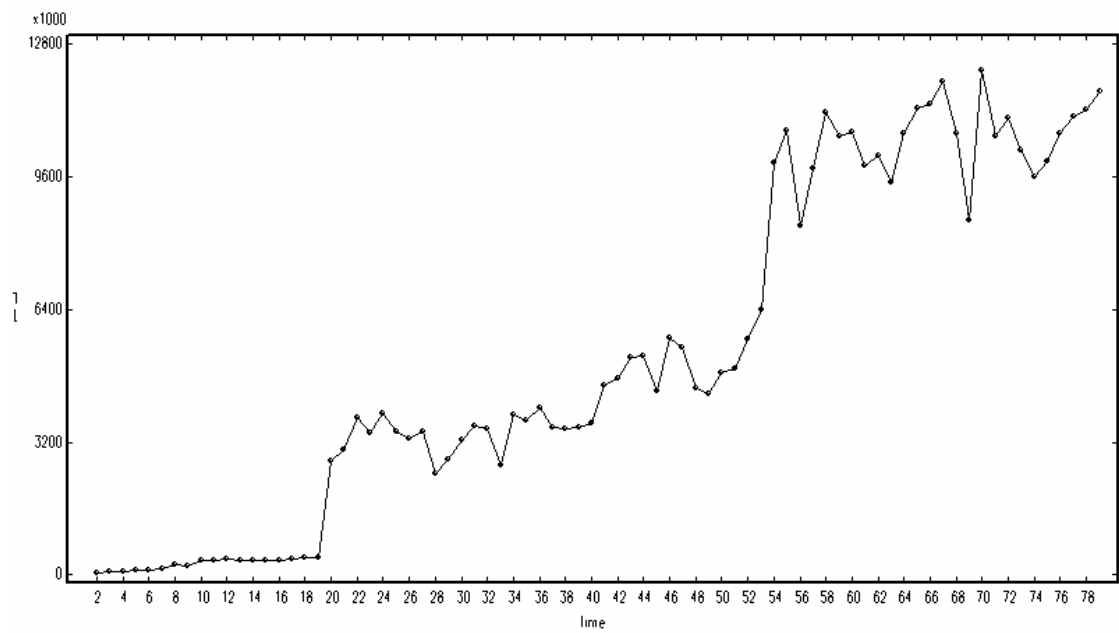


圖 4-9 單向加雙向轉乘優惠時間序列圖

AUTOCORRELATIONS

1- 12	.95	.91	.87	.83	.80	.76	.73	.69	.65	.61	.59	.56
ST.E.	.11	.19	.24	.28	.31	.33	.35	.37	.39	.40	.41	.43
Q	72.7	140	203	262	316	367	414	456	495	530	562	591

13- 24	.50	.45	.40	.36	.32	.28	.24	.21	.18	.14	.11	.09
ST.E.	.43	.44	.45	.45	.46	.46	.46	.46	.46	.46	.47	.47
Q	616	635	651	664	674	682	688	693	696	699	700	701

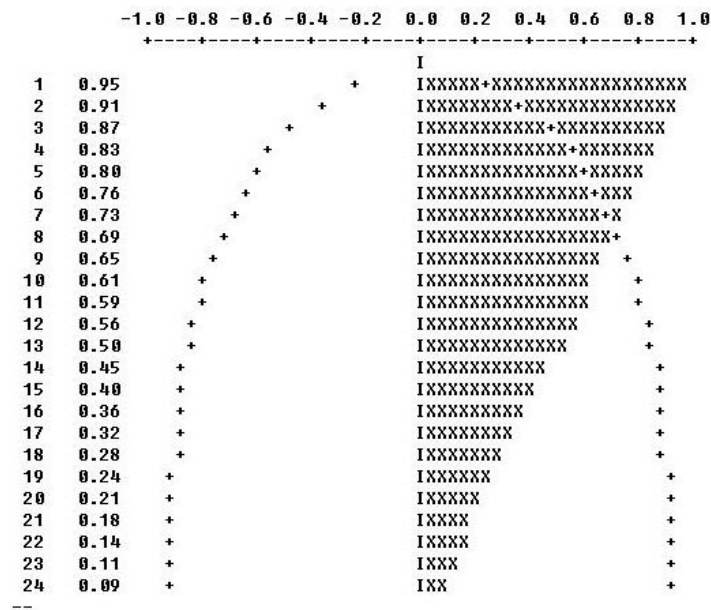


圖 4-10 單向加雙向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖

PARTIAL AUTOCORRELATIONS

1- 12	.95	.09	.04	-.02	.02	-.02	-.03	-.05	-.03	-.05	.12	-.09
ST.E.	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11
13- 24	-.21	-.12	.03	.04	-.02	-.03	.07	-.00	.02	-.12	.03	.02
ST.E.	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11	.11

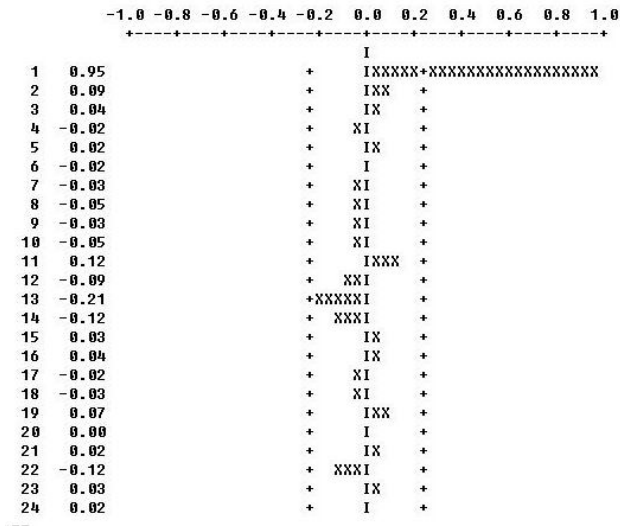


圖 4-11 單向加雙向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖

為能讓原始序列轉變為恆定性序列，本研究先對原始單向加雙向轉乘優惠時間序列進行一階差分，即 $W_t = (1-B)X_t$ ，其差分結果可參考附錄二。茲將原始序列差分完之 ACF(圖 4-12)、PACF(圖 4-13)圖列於下。

AUTOCORRELATIONS

1- 12	-.42	-.02	-.02	-.03	.21	-.01	-.02	-.02	-.02	-.02	-.02	-.03
ST.E.	.19	.19	.19	.19	.19	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21
Q	.0	.0	.0	.1	3.7	3.7	3.7	3.7	3.7	3.7	3.8	3.8
13- 24	-.03	-.03	-.03	-.04	-.04	-.04	-.04	-.04	-.05	-.05	-.03	-.04
ST.E.	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21	.21
Q	3.8	3.9	4.0	4.1	4.2	4.3	4.5	4.7	4.9	5.3	5.5	5.8

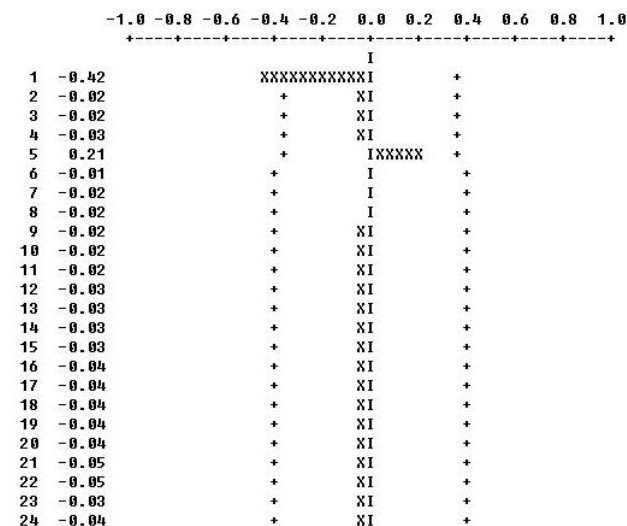


圖 4-12 一階差分單向加雙向轉乘優惠時間序列之 ACF 圖

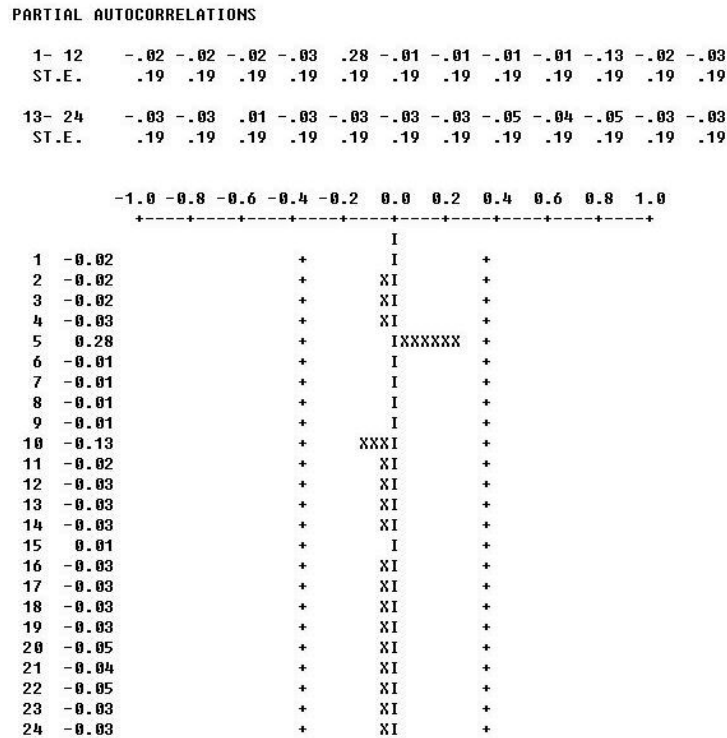


圖 4-13 一階差分單向加雙向轉乘優惠時間序列之 PACF 圖

由一階差分後之 ACF、PACF 圖可看出，自我相關函數自時間位差 $k=1$ 之後切斷，故有一階移動平均 $MA(1)$ 之特性，因此此模式亦為特殊之非恆定性模式——隨機漫步模式。因其原始單向加雙向轉乘優惠時間序列為非恆定性序列，其原始之樣本自我相關函數 $\{\gamma_k\}$ 不會很快地消失，但對其取差分後，序列之 $\{\gamma_k\}$ 均很接近於 0，故可用隨機漫步模式來擬合。

(二)參數決定

本研究乃採用最大概似法求得最佳估計參數，如下圖4-14所列：

VARIABLE	TYPE OF VARIABLE	ORIGINAL OR CENTERED	DIFFERENCING	
TL	RANDOM	ORIGINAL	1	(1-B)

PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAINT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1 C		CNST	1	0	NONE	149902.543676520.8141	1.96	
2 THETA	TL	MA	1	1	NONE	.2779	.1114	2.49

EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS	77
R-SQUARE	0.952
RESIDUAL STANDARD ERROR	0.885892E+06

圖4-14 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式參數估計

故 $c=149902.5436$ 、 $\text{THETA}=0.2779$ 。可將各參數代入式(4-2)中，得式(4-4)，即為單向加雙向轉乘優惠時間序列之暫定模式。

$$TL_t - TL_{t-1} = 149902.5436 + (1 - 0.2779B)a_t \dots\dots\dots (4-4)$$

(三)模型檢定

經由模式的辨識與參數估計後，尚需做模式的檢定，才可確定上述(4-4)之模型是合理的。因此利用殘差之ACF圖如下圖4-15所列，可以看出

$\{\gamma_k(\hat{a}_t)\}$ 為一隨機跳動的型態，每一期之ACF皆小於兩倍的標準誤差，再觀

察殘差之PACF(圖4-16)亦是相同的情形，故(4-4)式是合理之模式。

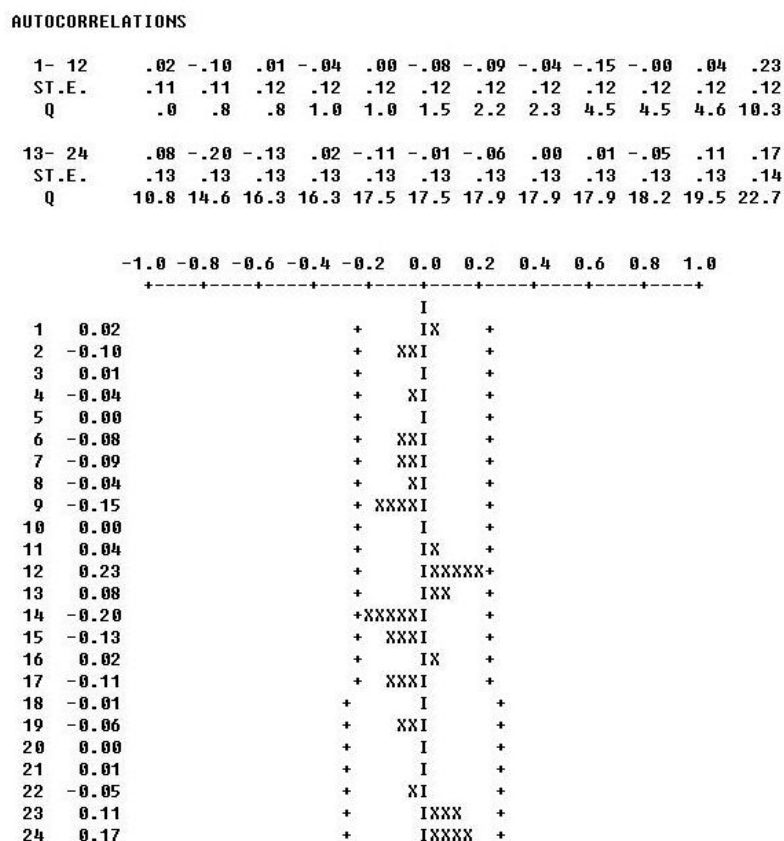


圖4-15 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式殘差ACF圖

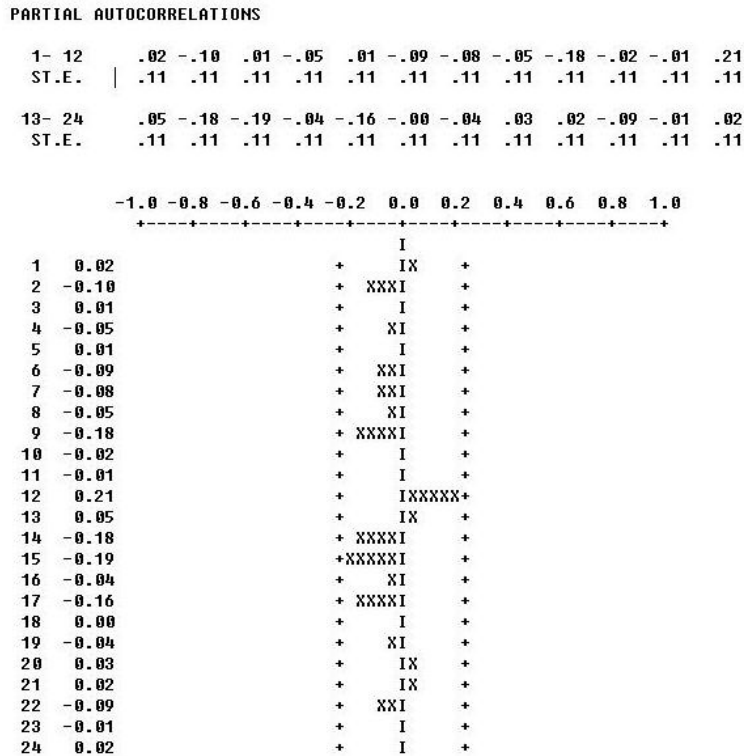


圖 4-16 單向加雙向轉乘優惠時間序列模式殘差 PACF 圖

4.3 建立介入模式

介入模式是以虛擬變數的方式將屬質性的外生干預事件予以量化，來分析事件介入後的影響，本研究導入介入模式的步驟如下：

- 1、 選定重大事件(轉乘優惠政策、捷運通車因素、天災因素)作為外生的虛擬變數。
- 2、 將虛擬變數事件的起始值設定為0。
- 3、 將虛擬變數事件日發生時期的數值設定為1。
- 4、 運用量化後的虛擬變數針對捷運與公車轉乘優惠運量作介入模式分析。
- 5、 參數估計

運用介入模式，估算事件發生時期，對轉乘優惠運量產生之影響。

- 6、 模式診斷

最後檢定殘差如果符合白噪音過程，就表示所建立的介入模式適當。

一、選定重大事件

本研究欲探討轉乘優惠政策對轉乘優惠運量之影響程度，但由於探討之期間歷經多次之捷運路線通車、天然災害等，故整理出自88年7月至94年12月之間影響捷運公車轉乘優惠運量之各重大因素，列於下表4-2。

表4-2 影響捷運公車轉乘優惠運量之介入因素

代號	介入因素	附註
BP	88.10.18捷運接駁公車闢駛	闢駛五十線捷運接駁公車
ML1	88.11.11捷運古亭站至新店站通車	
ML2	88.12.24捷運龍山寺至市政府站通車	
ML3	89.8.31捷運龍山寺至新埔站通車	
ML4	89.12.30捷運市政府站至昆陽站通車	
ND1	90.9月 納莉颱風	造成捷運車站淹水
TP1	91.6.12公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行	
TP2	91.10~12月 10元趴趴走	持悠遊卡搭乘捷運系統，不限區間、里程，一律以十元收費，同時仍可以享有兩小時內直接免費轉乘公車(一段票)
ND2	92.4~5月 SARS	
TP3	92.11.1悠遊卡(雙向)<2小時>	轉乘客許時間為2小時內
TP4	94.4.1悠遊卡(雙向)<1小時>	轉乘客許時間為1小時內

二、模型的辨識

(一)虛擬變數設定

若確知介入因素始於時間軸 $t=T$ 期，則於 T 期的階梯函數定義為：

$$S_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t < T \\ 1, & t \geq T \end{cases}$$

脈膊函數定義為：

$$P_t^{(T)} = \begin{cases} 0, & t \neq T \\ 1, & t = T \end{cases}$$

由 $S_t^{(T)}$ 之定義得知，介入事件的影響將延及於T期之後的某種程度且持久不退，而 $P_t^{(T)}$ 代表介入事件的影響為暫時或瞬間的，且於T期之後會逐漸消失。

故本研究考慮上述11項介入因子，依脈膊函數與階梯函數之特性，對各介入因子做事件之虛擬變數與起始期間之假設，茲整理如下表4-3。

表4-3 各介入因子之變數型態

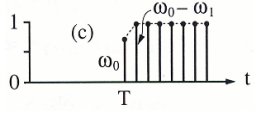
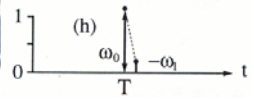
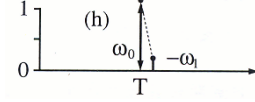
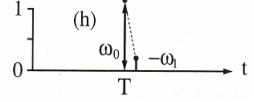
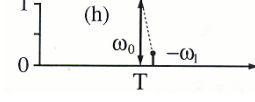
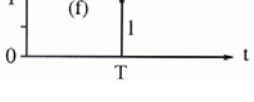
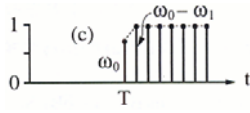
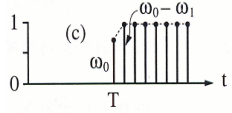
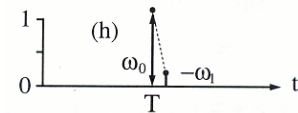
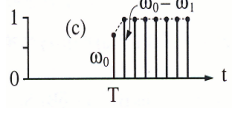
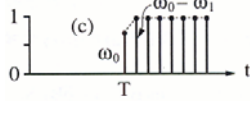
介入因子	變數型態	介入因子	變數型態
BP	 $BP = \begin{cases} 0, & t < 4 \\ 1, & t \geq 4 \end{cases}$	ML1	 $ML1 = \begin{cases} 0, & t \neq 5,6,7 \\ 1, & t = 5,6,7 \end{cases}$
ML2	 $ML2 = \begin{cases} 0, & t \neq 6,7,8 \\ 1, & t = 6,7,8 \end{cases}$	ML3	 $ML3 = \begin{cases} 0, & t \neq 14,15,16 \\ 1, & t = 14,15,16 \end{cases}$
ML4	 $ML4 = \begin{cases} 0, & t \neq 18,19,20 \\ 1, & t = 18,19,20 \end{cases}$	ND1	 $ND1 = \begin{cases} 0, & t \neq 27,28 \\ 1, & t = 27,28 \end{cases}$

表4-3 各介入因子之變數型態(續)

TP1	 $TP1 = \begin{cases} 0, & t < 36, t \geq 53 \\ 1, & 36 \leq t < 53 \end{cases}$	TP2	 $TP2 = \begin{cases} 0, & t \neq 40, 41, 42 \\ 1, & t = 40, 41, 42 \end{cases}$
ND2	 $ND2 = \begin{cases} 0, & t \neq 46, 47, 48 \\ 1, & t = 46, 47, 48 \end{cases}$	TP3	 $TP3 = \begin{cases} 0, & t < 53, t \geq 70 \\ 1, & 53 \leq t < 70 \end{cases}$
TP4	 $TP4 = \begin{cases} 0, & t < 70 \\ 1, & t \geq 70 \end{cases}$		

由於每一轉乘優惠政策各有其實施之時期，因此轉乘優惠政策虛擬變數之起始值即設定為各轉乘優惠政策之實施期限。納莉颱風與SARS等天然災害，其虛擬變數之起始值設定為此災害影響乘客使用轉乘優惠之時期。因此設定納莉颱風影響時間為兩期(兩個月)，而SARS之影響時期較長，故設定SARS影響時期為三期(三個月)。然而捷運路線通車之因素很難判斷其對轉乘優惠之影響時期長短，故本研究整理自民國88年5月至94年7月之捷運每月總運量，並繪製捷運每月運量成長趨勢圖(圖4-17)，從趨勢圖與捷運運量資料查看每一路線通車後，需經歷幾期其運量之增減將趨於平穩。由圖(4-17)可看出ML1、ML2、ML3、ML4所有捷運路線通車後，大約經過三期(三個月)，其捷運運量增減之情形才趨於平穩，故將捷運路線通車對轉乘優惠運量之影響設定為三個月，即其虛擬變數之起始值設定為捷運路線通車後之三個月內。虛擬變數之設定結果如表4-3所示。

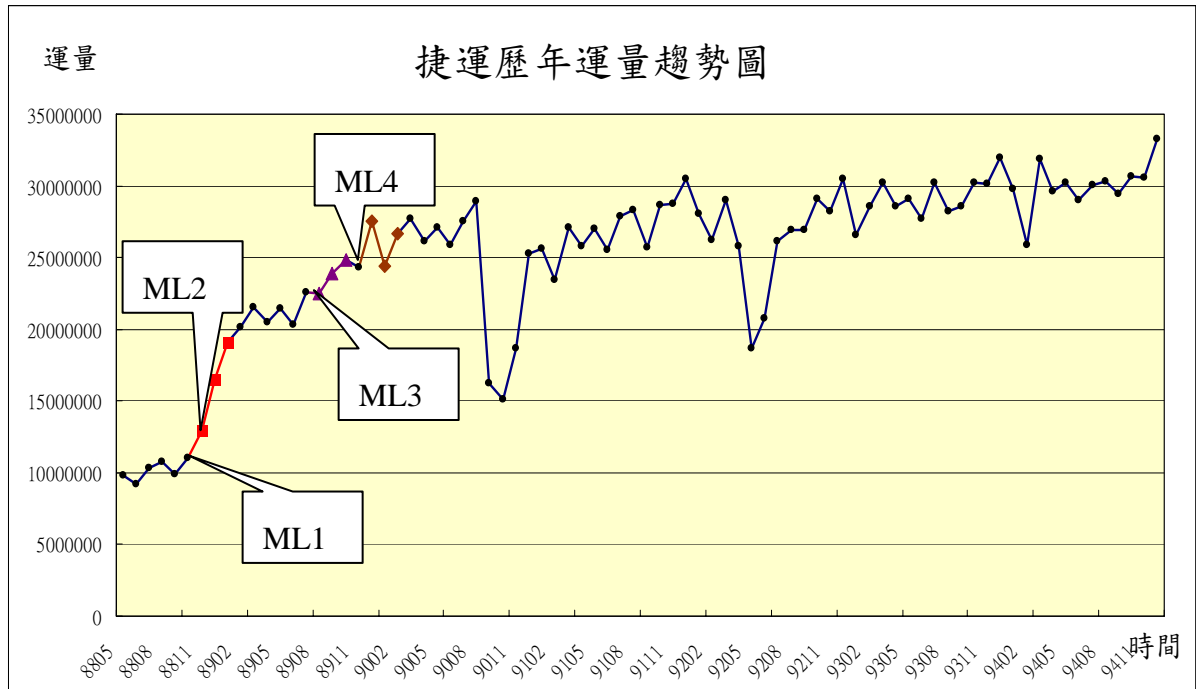


圖4-17 捷運歷年運量趨勢圖

(二)介入動態模式的設定

本研究欲介入之11項重大事件，因各事件之影響形式與時期不同，故分別依各介入因素之特性，建立其介入動態模式。重大災害因素(如：SARS、納莉颱風)會直接影響轉乘優惠之運量，故設定此類因素介入之後，對轉乘優惠運量造成之影響直接反應出來，故其模式設定如式(4-5)或式(4-6)：

$$Y_t = \omega_0 S_t^{(T)} \dots\dots\dots (4-5)$$

或

$$Y_t = \omega_0 P_t^{(T)} \dots\dots\dots (4-6)$$

其他因素假設其因素發生時，先對轉乘優惠運量產生部份反應，再全部反應出來，因此此類模式設定如式(4-7)或式(4-8)：

$$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B) S_t^{(T)} \dots\dots\dots (4-7)$$

或

$$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B) P_t^{(T)} \dots\dots\dots (4-8)$$

茲將各類因素之介入動態模式設定整理如下表4-4：

表4-4 各介入因素之介入動態模式

介入因子	介入動態模式	介入因子	介入動態模式
BP	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)S_t^{(T)}$	ML1	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)P_t^{(T)}$
ML2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)P_t^{(T)}$	ML3	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)P_t^{(T)}$
ML4	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)P_t^{(T)}$	ND1	$Y_t = \omega_0 P_t^{(T)}$
TP1	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)S_t^{(T)}$	TP2	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)S_t^{(T)}$
ND2	$Y_t = \omega_0 P_t^{(T)}$	TP3	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)S_t^{(T)}$
TP4	$Y_t = (\omega_0 - \omega_1 B)S_t^{(T)}$		

(三)參數估計與模式建構

本研究分別針對單向轉乘優惠運量模式與單向加雙向轉乘優惠運量整體模式進行介入模式分析，但因兩模式之資料範圍有異，故其介入因素也有所差異，以下針對兩模式做介入模式分析與建構，其結果分別如下圖4-18、圖4-19。

● 單向轉乘優惠運量模式之介入模式分析

由圖4-18可得知模式校估出之參數值，將其代入模式中，可得單向轉乘優惠運量模式之介入模式為：

$$\begin{aligned}
 TL_t - TL_{t-1} = & 10560 + (-9979 + 54111B)BP + (-12232 + 11842B)ML1 + \\
 & (11809 - 50109B)ML2 + (-65011 - 68747B)ML3 + (687454 + 224270B)ML4 \\
 & + (-285470)ND1 + (-552470 + 806310B)TP1 + (310788 - 469191B)TP2 + \\
 & (-634410)ND2 + (1 - 0.9964B)a_t
 \end{aligned}$$

PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONSTRAINT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1	C0	CNST	1	0	NONE	10560.487334448	.2571	2.78
2	D1	BP	NUM.	1	0	NONE -9979.3214.31042E+06		-.56
3	D2	BP	NUM.	1	1	NONE -54110.6543.39070E+08		.1E-02
4	E1	ML1	NUM.	1	0	NONE -12232.2311.39070E+08		.1E-02
5	E2	ML1	NUM.	1	1	NONE -11841.7902.35770E+08		.6E-03
6	F1	ML2	NUM.	1	0	NONE 11809.1925.35770E+08		.6E-03
7	F2	ML2	NUM.	1	1	NONE 50109.1392.30275E+06		-.54
8	G1	ML3	NUM.	1	0	NONE -65011.2234.24780E+06		-.58
9	G2	ML3	NUM.	1	1	NONE 68747.7172.27564E+06		-.25
10	H1	ML4	NUM.	1	0	NONE 687453.6817.27567E+06		2.55
11	H2	ML4	NUM.	1	1	NONE -.22427E+06.24985E+06		.66
12	I1	ND1	NUM.	1	0	NONE -.28547E+06.17572E+06		-2.61
13	J1	TP1	NUM.	1	0	NONE -.55247E+06.25322E+06		-.79
14	J2	TP1	NUM.	1	1	NONE -.80631E+06.27416E+06		.21
15	K1	TP2	NUM.	1	0	NONE 310788.1502.27930E+06		3.01
16	K2	TP2	NUM.	1	1	NONE 469191.7106.25040E+06		-2.68
17	M1	ND2	NUM.	1	0	NONE -.63441E+06.10716E+06		-2.52
18	THETA	TL	MA	1	1	NONE .9964 .0728		13.68

EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 51
R-SQUARE 0.965
RESIDUAL STANDARD ERROR 0.335077E+06

圖4-18 單向轉乘優惠運量模式之介入模式參數值

● 單向加雙向轉乘優惠運量整體模式之介入模式分析

由圖4-19可得知模式校估出之參數值，將其代入模式中，可得單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式為：

$$\begin{aligned}
TL_t - TL_{t-1} = & 10566 + (-9981 + 54118B)BP + (-12437 + 11943B)ML1 + \\
& (11944 - 50262B)ML2 + (-65176 - 65574B)ML3 + (699075 + 254500B)ML4 \\
& + (-286290)ND1 + (-553750 + 822700B)TP1 + (321664 - 470860B)TP2 + \\
& (-642120)ND2 + (3123460 - 3107700B)TP3 + (2153340 - 2223900B)TP4 + (1 - 0.9962B)\alpha_t
\end{aligned}$$

PARAMETER LABEL	VARIABLE NAME	NUM./ DENOM.	FACTOR	ORDER	CONS- TRAIT	VALUE	STD ERROR	T VALUE
1	C0	CNST	1	0	NONE	10565.5984.36653E+06		.03
2	D1	BP	NUM.	1	0	NONE -9981.1156.89347E+06		-.01
3	D2	BP	NUM.	1	1	NONE -54118.1228.65799E+06		.08
4	E1	ML1	NUM.	1	0	NONE -12437.2764.58746E+06		-.02
5	E2	ML1	NUM.	1	1	NONE -11943.8813.57128E+08		.2E-03
6	F1	ML2	NUM.	1	0	NONE 11944.0104.57128E+08		.2E-03
7	F2	ML2	NUM.	1	1	NONE 50261.5072.50211E+06		-.10
8	G1	ML3	NUM.	1	0	NONE -65175.8432.40751E+06		-.16
9	G2	ML3	NUM.	1	1	NONE 65574.8018.44951E+06		-.15
10	H1	ML4	NUM.	1	0	NONE 699074.8896.44797E+06		1.56
11	H2	ML4	NUM.	1	1	NONE -.25450E+06.40818E+06		.62
12	I1	ND1	NUM.	1	0	NONE -.28629E+06.29677E+06		-.96
13	J1	TP1	NUM.	1	0	NONE -.55375E+06.47682E+06		-1.16
14	J2	TP1	NUM.	1	1	NONE -.82270E+06.50888E+06		1.62
15	K1	TP2	NUM.	1	0	NONE 321663.6194.40851E+06		.79
16	K2	TP2	NUM.	1	1	NONE 470860.6985.38965E+06		-1.21
17	M1	ND2	NUM.	1	0	NONE -.64212E+06.27972E+06		-2.30
18	N1	TP3	NUM.	1	0	NONE .312346E+07.79626E+06		3.92
19	N2	TP3	NUM.	1	1	NONE .310770E+07.78453E+06		-3.96
20	P1	TP4	NUM.	1	0	NONE .215334E+07.94732E+06		2.35
21	P2	TP4	NUM.	1	1	NONE .222390E+07.95575E+06		-2.25
22	THETA	TL	MA	1	1	NONE .9962 .0511		19.48

EFFECTIVE NUMBER OF OBSERVATIONS 77
R-SQUARE 0.982
RESIDUAL STANDARD ERROR 0.547242E+06

圖4-19 單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式參數值

(四)模型辨識



AUTOCORRELATIONS

1- 12	-.01	-.01	-.14	-.10	-.08	-.12	.02	-.20	.00	.06	-.12	.19
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15
Q	.0	.0	1.1	1.7	2.1	2.9	3.0	5.4	5.4	5.7	6.6	9.1
13- 24	-.12	.14	-.01	.03	.01	-.08	.01	-.02	.08	.16	.05	-.01
ST.E.	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.17	.17
Q	10.2	11.5	11.5	11.6	11.6	12.2	12.2	12.2	12.8	15.2	15.4	15.5

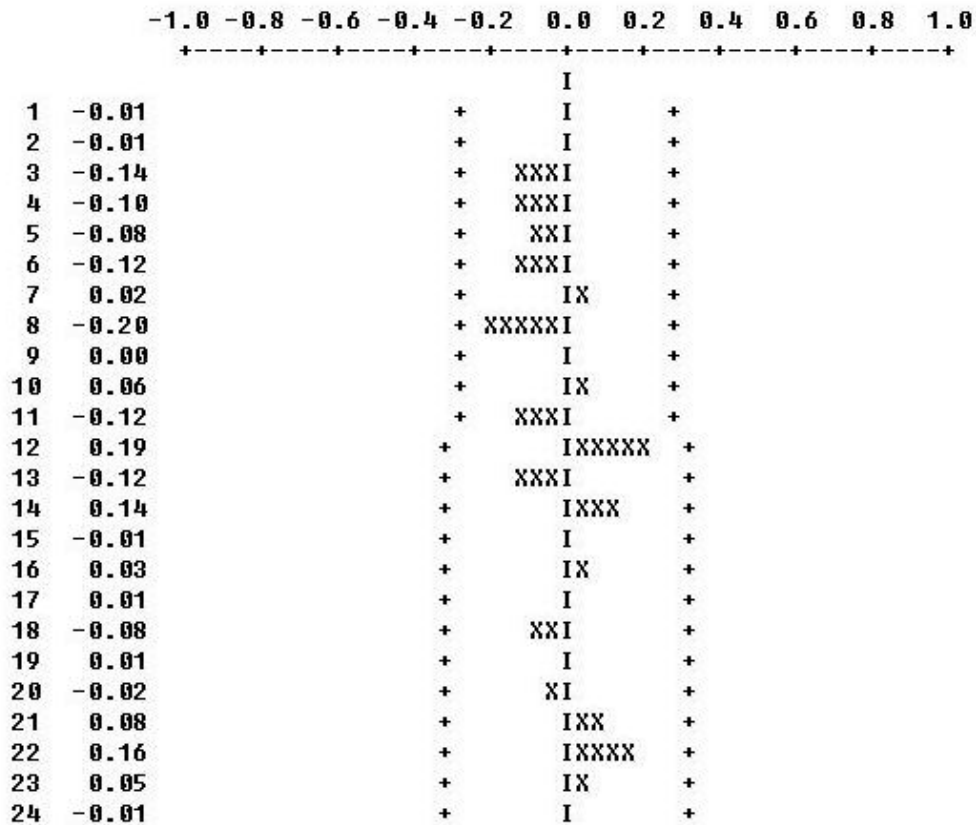


圖4-20 單向轉乘優惠運量模式之介入模式殘差值

AUTOCORRELATIONS

1- 12	-.00	-.20	-.23	-.23	.13	.23	.12	-.09	-.21	-.22	-.07	.28
ST.E.	.11	.11	.12	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.15	.15	.15
Q	.0	3.2	9.6	15.0	16.5	20.8	22.1	22.9	26.8	31.2	31.6	41.0
13- 24	.19	-.06	-.04	-.15	.04	.08	-.01	-.02	.03	-.10	.08	.14
ST.E.	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.17	.17
Q	44.4	44.8	45.0	47.1	47.3	47.9	48.0	48.0	48.1	49.2	50.0	52.1

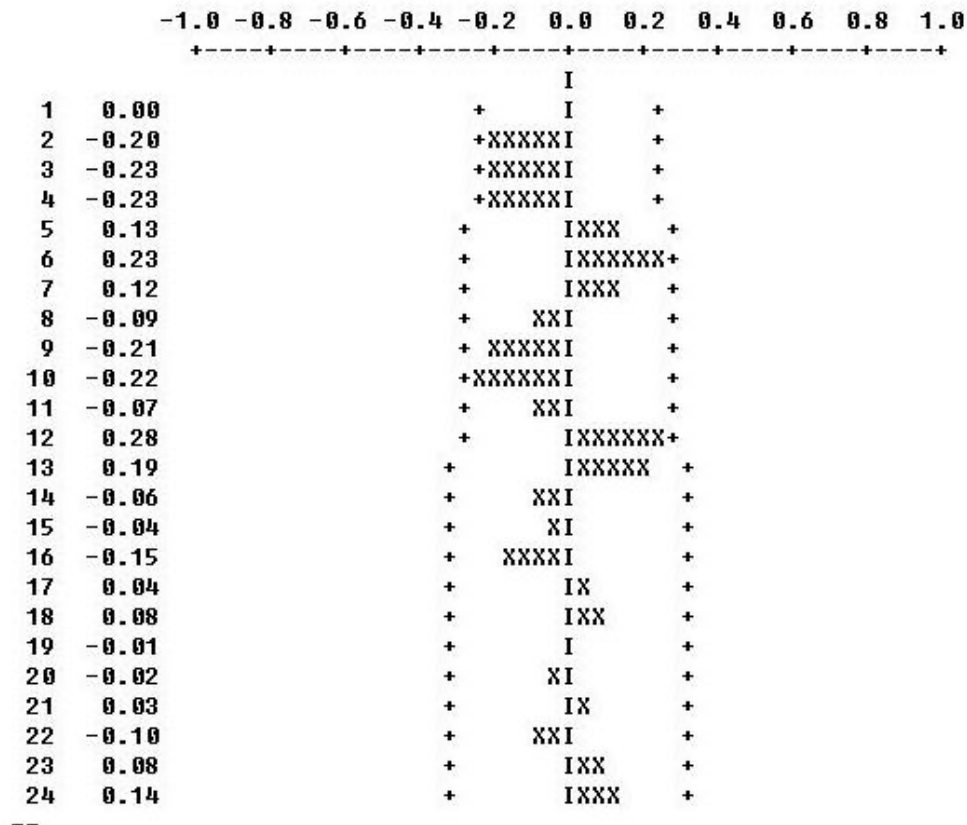


圖4-21 單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式殘差值

將上述參數配適到模型中後，必須檢視配適後殘差模型的ACF圖模型，如圖4-18、圖4-19，圖中ACF的值皆在兩個標準差之內，表示殘差序列沒有任何模型在其中，因此模型配適合理。

4.4結果分析

一、ARIMA—轉乘優惠運量成長模式

由於轉乘優惠政策實施之形式與時間之差異，本研究建構二個轉乘優惠量模式，分別為單向轉乘優惠運量模式與單向加雙向轉乘優惠運量模

式。而由4.2、4.3小節之模式建構結果如下：

單向轉乘優惠運量模式

$$TL_t - TL_{t-1} = 101983.4372 + (1 - 0.132B)a_t$$

由於此模式是屬於 IMA(1,1)之模式型態，其原始序列須經由一階差分方能使序列由非恆定性轉為恆定性之序列。此模式之平均水準為連續之隨機改變，因此稱此序列為隨機漫步。 a_t 為隨機干擾，即隨機漫步表示為隨機過程之連續增量，為具有相互獨立且相同機率分配之隨機變數。由 $\theta_1=0.132$ 可知，其序列之平均水準有隨著時間變化而改變之現象。

單向加雙向轉乘優惠運量模式

$$TL_t - TL_{t-1} = 149902.5436 + (1 - 0.2779B)a_t$$

由於此模式亦是屬於 IMA(1,1)之模式型態，其原始序列須經由一階差分方能使序列由非恆定性轉為恆定性之序列。。由 $\theta_2=0.2779$ 可知，其序列之平均水準亦有隨著時間變化而改變之現象。

比較兩模式之 θ 值，可得 $\theta_1=0.132 < \theta_2=0.2779$ ，故可知單向加雙向轉乘優惠運量模式之平均水準隨時間而變化之程度高於單向轉乘優惠運量模式。而由實際資料可知，單向轉乘優惠運量模式僅有捷運轉乘公車之單向轉乘優惠運量，單向加雙向轉乘優惠運量模式在 92 年 11 月即加入公車轉乘捷運之轉乘優惠運量，因此單向加雙向轉乘優惠運量模式之資料水準變動較大，因此由資料亦可清楚證明此模式之特性。

二、介入模式分析—轉乘優惠運量模式之介入模式

單向轉乘優惠運量模式之介入模式

$$\begin{aligned} TL_t - TL_{t-1} = & 10560 + (-9979 + 54111B)BP + (-12232 + 11842B)ML1 + \\ & (11809 - 50109B)ML2 + (-65011 - 68747B)ML3 + (687454 + 224270B)ML4 \\ & + (-285470)ND1 + (-552470 + 806310B)TP1 + (310788 - 469191B)TP2 + \\ & (-634410)ND2 + (1 - 0.9964B)a_t \end{aligned}$$

此模式介入了 9 個介入因素，由此模式可看出，t 期之轉乘優惠運量

與 $t-1$ 期息息相關，由於各介入因素之起始時間不同，因此欲探討某一期之轉乘優惠運量受何因素影響之程度為何，則必須參考各介入因素之虛擬變數設定值。

由此模式可看出轉乘優惠運量之增量受各因素影響程度為：

1. BP

由模式得知 $d1=-9979$ ， $d2=-54111$ ，發現關駛捷運接駁公車初期對轉乘優惠之增量是沒有顯著影響的，然而於下一期，關駛捷運接駁公車之效果全部展現出來之後，發現駛捷運接駁公車對轉乘優惠之增量為 $(-9979+54111=44132)$ ，故可知關駛捷運接駁公車會增加轉乘優惠運量。

2. ML1

由模式得知 $e1=-12232$ ， $e2=-11842$ ，發現古亭至新店站通車初期對轉乘優惠運量是減少的，而於下一期，效果全部展現出來之後，雖然有稍微增加轉乘優惠運量，但發現古亭至新店站通車對轉乘優惠運量影響之整體效果為負的。其增量為 $(-12232 + 11842 = -390)$ 。

3. ML2

由模式得知 $f1=11809$ ， $f2=50109$ ，發現龍山寺至市府站通車對轉乘優惠之增量初期是有正向影響的，然而於下一期，效果全部展現出來之後，發現捷運龍山寺至市府站通車對轉乘優惠之增量為 $(11809 - 50109 = -38300)$ ，故捷運龍山寺至市府站通車對轉乘優惠運量整體影響效果是負的。

4. ML3

由模式得知 $g1=-65011$ ， $g2=68747$ ，發現捷運龍山寺至新埔站通車對轉乘優惠之增量是負影響的，且於下一期，捷運龍山寺至新埔站通車效果全部展現出來之後，發現捷運龍山寺至新埔站通車對轉乘優惠之增量為 $(-65011-68747=-133758)$ ，可知捷運龍山寺至新埔站通車對轉乘優惠運量之影響是負的。

5. ML4

由模式得知 $h1=687454$ ， $h2=-224270$ ，發現捷運市府至昆陽站通車初期對轉乘優惠之增量有顯著正影響的，而於下一期，效果全部展現出來之後，雖然減少對轉乘優惠運量之影響，但捷運市府至昆陽站通車對轉乘優惠運量之整體影響效果為正的，其增量為 $(687454 + 224270 = 911724)$ 。

6. ND1

由模式得知 $i1=-285470$ ，發現納莉颱風對轉乘優惠之增量是顯著的負影響，其影響程度為 -285470 。

7. TP1

由模式得知 $j1=-552470$ ， $j2=-806310$ ，發現公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策對轉乘優惠之增量初期是有負影響的，然而於下一期，公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策之效果全部展現出來後，發現其對轉乘優惠之增量為 $(-552470+806310=253840)$ ，故公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策會增加轉乘優惠之運量。

8. TP2

由模式得知 $k1=310788$ ， $k2=469191$ ，10 元啪啪 go 政策對轉乘優惠之增量初期是有顯著正影響的，然而於下一期，效果全部展現出來之後，發現 10 元趴趴 go 政策對轉乘優惠之增量為 $(310788 - 469191 = -158403)$ ，故 10 元趴趴 go 政策對轉乘優惠運量最後為負影響。

9. ND2

由模式得知 $m1=-624410$ ，發現 SARS 對轉乘優惠之增量有顯著負影響，其對轉乘優惠之增量為 -634410 。

單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式

$$\begin{aligned}
TL_t - TL_{t-1} = & 10566 + (-9981 + 54118B)BP + (-12437 + 11943B)ML1 + \\
& (11944 - 50262B)ML2 + (-65176 - 65574B)ML3 + (699075 + 254500B)ML4 \\
& + (-286290)ND1 + (-553750 + 822700B)TP1 + (321664 - 470860B)TP2 + \\
& (-642120)ND2 + (3123460 - 3107700B)TP3 + (2153340 - 2223900B)TP4 + (1 - 0.9962B)a_t
\end{aligned}$$

此模式介入了 11 個介入因素，由此模式可看出，t 期之轉乘優惠運量與 t-1 期息息相關，由於各介入因素之起始時間不同，因此欲探討某一期之轉乘優惠運量受何因素影響之程度為何，則必須參考各介入因素之虛擬變數設定值。

由此模式可看出轉乘優惠運量之增量受各因素影響程度為：

1. BP

由模式得知 $d1=-9981$ ， $d2=-54118$ ，發現關駛捷運接駁公車初期對轉乘優惠之增量是負影響的，然而於下一期，關駛捷運接駁公車之效果全部展現出來之後，發現駛捷運接駁公車對轉乘優惠之增量為 $(-9981+54118=44137)$ ，故可知關駛捷運接駁公車會增加轉乘優惠運量。

2. ML1

由模式得知 $e1=-12437$ ， $e2=-11943$ ，發現古亭至新店站通車初期對轉乘優惠運量是減少的，而於下一期，效果全部展現出來之後，發現古亭至新店站通車對轉乘優惠運量之增量為 $(-12437 + 11943 = -494)$ ，可知捷運古亭至新店站通車對轉乘優惠運量之影響為負的。

3. ML2

由模式得知 $f1=11944$ ， $f2=50262$ ，發現龍山寺至市府站通車對轉乘優惠之增量初期是有正向影響的，然而於下一期，效果全部展現出來之後，發現捷運龍山寺至市府站通車對轉乘優惠之增量為 $(11944 - 50262 = -38318)$ ，故捷運龍山寺至市府站通車對轉乘優惠運量之整體影響效果是負的。

4. ML3

由模式得知 $g1=-65176$ ， $g2=65574$ ，發現捷運龍山寺至新埔站通車

初期對轉乘優惠之增量是負影響的，然而於下一期，捷運龍山寺至新埔站通車效果全部展現出來之後，發現雖然捷運龍山寺至新埔站通車對轉乘優惠之增量有些微的增加，但其整體效果仍為負的，其整體增量為 $(-65176 - 65574 = -130750)$ ，可知捷運龍山寺至新埔站通車對轉乘優惠運量之影響是負的。

5. ML4

由模式得知 $h1=699075$ ， $h2=-254500$ ，發現捷運市府至昆陽站通車初期對轉乘優惠之增量有顯著正影響的，而於下一期，效果全部展現出來之後，雖然減少對轉乘優惠運量之影響，但捷運市府至昆陽站通車對轉乘優惠之整體影響效果為正的，其增量為 $(699075 + 254500 = 953575)$ 。

6. ND1

由模式得知 $i1=-286290$ ，發現納莉颱風對轉乘優惠之增量是顯著的負影響，其影響程度為 -286290 。

7. TP1

由模式得知 $j1=-553750$ ， $j2=-822700$ ，發現公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策對轉乘優惠之增量初期是有負影響的，然而於下一期，公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策之效果全部展現出來後，發現其對轉乘優惠之增量為 $(-553750+822700=268950)$ ，故公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策會增加轉乘優惠之運量。

8. TP2

由模式得知 $k1=321664$ ， $k2=470860$ ，10 元啪啪 go 政策對轉乘優惠之增量初期是有顯著正影響的，然而於下一期，效果全部展現出來之後，發現 10 元趴趴 go 政策對轉乘優惠之增量為 $(321664 - 470860 = -149196)$ ，故 10 元趴趴 go 政策對轉乘優惠運量之整體影響效果為負的。

9. ND2

由模式得知 $m1=-642120$ ，發現 SARS 對轉乘優惠之增量有顯著負影

響，其對轉乘優惠影響之增量為(-642120)。

10. TP3

由模式得知 $n1=3123460$ ， $k2=3107700$ ，悠遊卡雙向轉乘對轉乘優惠之增量初期是有顯著正影響的，然而於下一期，效果全部展現出來之後，發現悠遊卡雙向轉乘對轉乘優惠之增量為($3123460-3107700=15760$)，故悠遊卡雙向轉乘對轉乘優惠運量最後為正影響。

11. TP4

由模式得知 $p1=2153340$ ， $p2=2223900$ ，悠遊卡雙向轉乘(容許時間 1 小時)對轉乘優惠之增量初期是負影響的，但於下一期政策效果全部展現後，其對轉乘優惠運量之整體影響效果為正的，其增量為($2153340 - 2223900 = -70560$)。

茲將各轉乘優惠政策因素、天災因素、捷運路線通車因素之影響效果分別整理如下表 4-5、4-6、4-7。

表 4-5 轉乘優惠政策因素影響效果

因素	初期效果(人)	整體效果(人)
BP(捷運接駁公車闢駛)	-9981	44137
TP1(公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策)	-553750	268950
TP2(10 元趴趴 go 政策)	321664	-149196
TP3(悠遊卡雙向轉乘)	3123460	15760
TP4(悠遊卡雙向轉乘(容許時間 1 小時))	2153340	-70560

由於轉乘優惠政策實施有時效性，而根據其政策之時效性長短，本研究將政策分類為長期政策與短期政策。茲將長期政策定義

為政策實施影響期為永久的，即自政策實施後持續影響至下一個政策為止。將短期政策定義為只是為了行銷或活動所實施之政策，其為期僅為活動期間，活動結束政策即結束。故可知本研究內之轉乘優惠政策除了 10 元趴趴 go 政策為短期政策外，其餘皆為長期政策。可發現捷運接駁公車闢駛與公車儲值卡與悠遊卡(單向)並行政策初期為負影響，但整體效果仍為正影響，將其歸納為長期政策有政策延滯之效果，因此政策實施初期影響效果不大，但其整體政策對轉乘優惠運量有增加之效果。而由結果顯示，悠遊卡雙向轉乘容許時間由 2 小時改為 1 小時對轉乘優惠運量帶來負效果，其最後會減少 70560 之轉乘優惠人數。

表 4-6 天災因素影響效果

因素	整體效果(人)
ND1(納莉颱風)	-286290
ND2(SARS)	-642120

本研究設定納莉颱風影響時期為 2 個月，設定 SARS 影響時期為 3 個月，由於兩次災害皆對捷運與公車搭乘人數影響甚鉅，而由結果顯示，可看出 SARS 所帶來之負影響較納莉颱風為大。

表 4-7 捷運通車因素影響效果

因素	初期效果(人)	整體效果(人)
ML1(古亭至新店站通車)	-12437	-494
ML2(龍山寺至市府站通車)	11944	-38318

表 4-7 捷運通車因素影響效果(續)

ML3(龍山寺至新埔 站通車)	-65176	-130750
ML4(市府至昆陽站 通車)	699075	953575

由結果顯示，可看出捷運路線通車對轉乘優惠運量之影響多為負影響，僅市府至昆陽站通車對轉乘優惠運量有明顯之增加。捷運路線通車，其服務範圍變大，乘客由公車轉為搭乘捷運之比例超過 5 成，因此原先須由公車轉乘捷運之旅客減少，僅需靠搭乘捷運即可到達目的地，因此對轉乘優惠運量之影響為負的。



第五章 結論與建議

5.1 結論

一、自我迴歸整合移動平均(ARIMA)模型

1. 本研究建構之單向轉乘優惠運量模式為：

$$TL_t - TL_{t-1} = 101983.4372 + (1 - 0.132B)a_t$$

此模式之原始序列須經由一階差分方能使序列由非恆定性轉為恆定性之序列。且其平均水準為連續之隨機改變，由 $\theta 1=0.132$ 可知，其序列之平均水準有隨著時間變化而改變之現象。

2. 本研究建構之單向加雙向轉乘優惠運量模式為：

$$TL_t - TL_{t-1} = 149902.5436 + (1 - 0.2779B)a_t$$

此模式之原始序列須經由一階差分方能使序列由非恆定性轉為恆定性之序列。且其平均水準為連續之隨機改變，由 $\theta 2=0.2779$ 可知，其序列之平均水準有隨著時間變化而改變之現象。

3. 比較兩模式之 θ 值，可得 $\theta 1=0.132 < \theta 2=0.2779$ ，故可知單向加雙向轉乘優惠運量模式之平均水準隨時間而變化之程度高於單向轉乘優惠運量模式。

二、介入模式

1. 本研究建構單向轉乘優惠運量模式之介入模式為：

$$\begin{aligned} TL_t - TL_{t-1} = & 10560 + (-9979 + 54111B)BP + (-12232 + 11842B)ML1 + \\ & (11809 - 50109B)ML2 + (-65011 - 68747B)ML3 + (687454 + 224270B)ML4 \\ & + (-285470)ND1 + (-552470 + 806310B)TP1 + (310788 - 469191B)TP2 + \\ & (-634410)ND2 + (1 - 0.9964B)a_t \end{aligned}$$

由此模式分析之結果得知，捷運路線通車之因素除市府站至昆陽站通車會增加轉乘優惠量之增量，其餘捷運路線通車之因素對轉乘優惠量之增量整體效果為負影響。捷運接公車闢駛、公車儲值卡與悠遊卡單向並行政策雖於初期皆為些微負影響，但政策整體對轉乘優惠運量之效果最後

仍為正影響的。而 10 元啪啪 go 政策於初期對轉乘優惠運量有正影響，但其政策整體對轉乘優惠運量之影響效果為負的。

2. 本研究建構單向加雙向轉乘優惠運量模式之介入模式為：

$$\begin{aligned} TL_t - TL_{t-1} = & 10566 + (-9981 + 54118B)BP + (-12437 + 11943B)ML1 + \\ & (11944 - 50262B)ML2 + (-65176 - 65574B)ML3 + (699075 + 254500B)ML4 \\ & + (-286290)ND1 + (-553750 + 822700B)TP1 + (321664 - 470860B)TP2 + \\ & (-642120)ND2 + (3123460 - 3107700B)TP3 + (2153340 - 2223900B)TP4 + (1 - 0.9962B)a_t \end{aligned}$$

由此模式分析之結果得知，捷運路線通車之因素除市府站至昆陽站通車會增加轉乘優惠量之增量，其餘捷運路線通車之因素對轉乘優惠量之增量整體效果為負影響。捷運接公車闢駛、公車儲值卡與悠遊卡單向並行政策，雖於初期皆為些為負影響，但政策整體對轉乘優惠運量之效果最後仍為正影響的。而10元啪啪go政策於初期對轉乘優惠運量有正影響，但其政策整體對轉乘優惠運量之影響效果為負的。悠遊卡雙向轉乘明顯增加轉乘優惠運量，但將其轉乘容許時間縮短為1小時後，其初期增量明顯減少，且於最後整體效果會減少轉乘優惠運量。

由介入模式分析之結果顯示短期之轉乘優惠政策有立即明顯之吸引效果(如 10 元啪啪 go 政策)，但對整體轉乘優惠運量增加有限，甚至會帶來負效果；而長期之轉乘優惠政策(如捷運接公車闢駛、公車儲值卡與悠遊卡單向並行政策、悠遊卡雙向轉乘政策等)雖會有政策延滯之效果，但其對轉乘優惠運量之增加有較顯著之效果。

5.2 建議

1. 轉乘優惠政策自民國 85 年 11 月即已經實施，本研究欲探討轉乘優惠對轉乘優惠運量之影響，而受限於資料之收集不易，故本研究僅針對民國 88 年 7 月之後之轉乘優惠政策進行分析。未來後續研究可以更完整之資料探討捷運與公車轉乘優惠政策對優惠運量之影響。

2. 本研究利用介入模式探討捷運與公車轉乘優惠政策對優惠運量之影響，其結果已具有解釋能力，礙於時間與成本之限制，無法比較不同模式分析之效果，後續研究可針對此部份進行更深入之研究。
3. 本研究已分析出各轉乘優惠政策對轉乘優惠運量帶來之影響，因此可作為捷運公司探討轉乘優惠效益之依據。



參考文獻

1. 鄭佳良、曾安麗，「捷運與公車整合所面臨之問題與對策」，都市交通，第68期，民國82年2月。
2. 陳敦基，「臺灣地區城際客運需求時間數列模式建立之研究」，運輸計畫，23卷2期，pp. 155-183，民國83年6月。
3. 鄭錦珠，「臺鐵客運需求之分析與預測」，台鐵資料月刊，285卷，pp. 39-73，民國84年9月。
4. 藍武王，「論捷運與公車整合」，都市交通，第68期，民國82年2月。
5. 葉小蓁，「時間序列分析與應用」，二版，民國91年4月。
6. 吳柏林，「時間數列分析導論」，初版，華泰書局，民國84年。
7. 林茂文，「時間數列分析與預測」，增訂版，華泰書局，民國81年11月。
8. 葉嘉文，「捷運與公車轉乘優惠政策意義之檢討分析」，碩士論文，國立交通大學交通運輸研究所，民國93年。
9. 陳佳慧，「捷運接駁公車營運績效評估——以淡水線為例」，碩士論文，國立台灣大學土木工程研究所，民國89年。
10. 林永鴻，「時間數列分析方法在預測電信產品需求上之應用」，碩士論文，國立成功大學統計學研究所，民國83年。
11. 紀翔之，「台灣地區行動電話需求預測與普及率之研究」，碩士論文，國立成功大學企管研究所，民國89年。
12. 張豪，「時間序列分析方法在中日匯率預測上之應用」，碩士論文，國立成功大學企業管理研究所，民國85年。
13. 賴泰元，「利用時間序列模式探討台鐵旅運需求——以高雄港為例」，碩士論文，國立成功大學交通管理科學研究所，民國89年。
14. 陳佑倫，「台灣50指數ETF上市對台股指數期貨定價效率之影響」，碩士論文，朝陽科技大學財務金融研究所，民國93年。

15. 李世錡，「地震災害對住宅價格之衝擊分析」，碩士論文，國立成功大學都市計畫研究所，民國91年。
16. 陳欣欣，「台鐵旅運需求與預測之研究」，碩士論文，國立成功大學交通管理研究所，民國89年。
17. 周泳成，「臺北市建築工程類營造工程物價月指數之預測—採時間數列模式(ARIMA)分析法」，碩士論文，國立成功大學建築研究所，民國83年6月。
18. 林豐政，「台北市電話用戶成長量預測模式之研究」，碩士論文，國立成功大學交通管理科學研究所，民國72年6月。
19. 黃如妙，「時間序列分析在肇事預測及安全政策評估之應用」，碩士論文，國立成功大學交通管理科學研究所，民國77年6月。
20. Nazen, S.M., “Applied Time Series Analysis for Business and Economic Forecasting” , Marcel Dekker. Inc., NEWYORK,1988.
21. Francies, X. D., “Elements of Forecasting” 2nd Edition, chapter 9,2000.
22. George, E. P., “Time series analysis” , chapter 8,1994.
23. Mills, T.C, “Time Series Technique for Economic, Cambridge” , U.K. University press, 1990.
24. Yaffee, R. and Mcgee, M., “Introduction to Time Series Analysis and Forecasting” 1st Edition, chapter 9,2000.
25. Melard, G., “Automatic ARIMA modeling including interventions, using time series expert software” , *International Journal of Forecasting*,2000 .
26. Girard, D. Z. “Intervention times series analysis of pertussis vaccination in England and Wales” , *Health Policy*,2000.
27. Bianchi, L., “Improving Forecasting for telemarketing centers by ARIMA modeling with intervention ” ,*International Journal of Forecasting*,1998.

28. Goh, C., “Modeling and forecasting tourism demand for arrivals with stochastic nonstationary seasonality and intervention”, *Tourism Management*, 2002
29. Perez, A. , “An interrupted time series analysis of parenteral antibiotic use in Colombia” , *Journal of Clinical Epidemiology*, 2003.
30. Chang, N.B., “An analysis of recycling impacts on solid waste generation by time series intervention modeling” , *Resources, Conservation and Recycling*, 1997.
31. Ahmed, M. and Cook, A., “Analysis of Freeway Traffic Time Series Data Using Box and Jenkins Techniques” , *Transportation Research Record*, 1979.
32. Scott, P.P., “Modelling Time Series of British Road Accident Data” , *Accident Analysis and Prevention*, 1986.

