

第一章 緒論

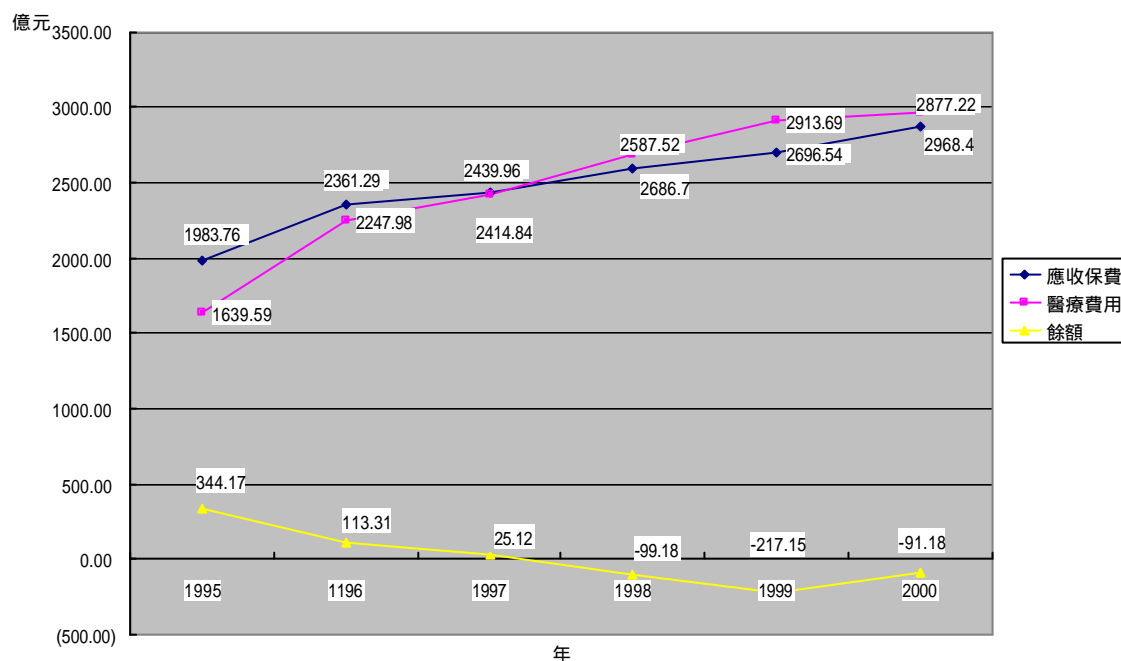
第一節 研究背景

民國八十四年三月全民健康保險開始實施，秉持社會互助、公平、公正的原理原則，建立具社會性質之全民健康保險制度，為達到風險分擔及照顧全民健康的基本理念，強制所有國民參加此保險，不僅納入已參加公、勞、農保的被保險人共 1、217 萬人外，也將尚未參加的國民共 787 萬人納入健保體系內（李妙純，民 86）。因此，全體國民無論男、女、老、幼，都能藉由自助互助及風險分擔的方式，獲得預防保健、門診、住院、居家照護及社區復健完整的醫療照護，大大的減輕民眾在就醫時的經濟負擔，使許多的家庭免於陷入因病而貧，因病而無力就醫的困境。所以藉由全體國民參加全民健康保險，繳交保險費之集體力量，達到風險分擔及社會互助功能。在社會資源能承擔的範圍內，保障每個國民不論年齡、性別、貧富、居住地，均能獲得適切的醫療服務，漸而促進國民健康。然而，一種社會保險制度是否能順利及健全推展，其財務穩定扮演著極為重要的角色。

全民健保是否能永續經營，繫於其財務收支是否能平衡。由圖 1.1 可以看出八十八年起保險費收入不足以支應醫療費用支出的情況發生。但由於健保財務是屬於隨收隨付之模式，年度收支若有盈餘，即依規定轉為安全準備，一但發生短絀，則由安全準備金先行填補。

自開辦至今安全準備金迄未歸零，惟健保局屢發出「健保財務危機」之警訊，以提醒大眾共體時艱將收支赤字不斷拉近。

圖 1.1 全民健康保險收支概況



資料來源：全民健康保險統計（2000）

由全民健康保險局之保險收入及保險成本之落差來看，縮短落差可從兩方面來著手，一方面增加保費收入，另一方面則抑制醫療費用支出。在探討如何增加應收保費方面，和應收保費有關的財務問題如：納保人口、平均眷口數、費率...等方面需加以探討，而和應收保費有關的財務以外之問題如：經濟成長率、人口月增加成長率、失業率...等，是否與保費收入有某種關係，亦值得去探討。因此，本研究引用行政院主計處等相關單位資料及健保局每月應收保費收入檔資

料，希望以時間數列分析方法，來建立預測應收保費模型，探討影響保費收入之因素及預測保費收入趨勢。因預測的目的在「估計」未來，而其動機則是探究影響因素欲「控制」現象。因為祇有透過準確的預測，瞭解應收保費結構變化，再配合組織系統運作，才能充分發揮經營決策之效率（吳柏林，民 84）。

第二節 問題陳述

全民健康保險系列民意滿意度調查結果，從剛開辦時的三成滿意度情況，到民意調查突破七成以上的滿意度，再再證明健保局、醫事團體、及全體民眾的努力所獲得的成果（全民健康保險系列民意調查，民 85~民 89）。但是一個制度的好壞，民意調查滿意度不能做為唯一衡量的標準，其他如財務的管理、民眾的認知、以及資源的分配等，均為考驗健保制度能否永續經營的因素。但眾所週知，社會愈來愈老化，醫療支出自然就愈多，加上民眾對醫療需求的增加與品質要求的提升及醫療科技的進步，都讓醫療支出快速成長（Newhouse，1992）。在過去醫療費用支出的成長率一直維持在 10~12% 左右，反觀全民健保實施六年多來費率一直維持在 4.25%，而且是投保金額的 4.25%。而雇主及政府負擔之平均眷口數上限也由開辦時之 1.36 人降至目前的 0.78 人，同時又將民眾自負眷口數上限由開辦時之五口調降為三口，並將滯納金上限調降為 30%，這些措施均使保險費收入減少，使保險費的成長率維持在 3% 左右。因此，在財務方面，至八十八年起保險費收入不足以支應醫療費用支出的情況發生（賴美淑，民 89）。

健保局為了維持收支平衡，實施了多項「開源節流」方案，才可能達到此一目標（賴美淑，民 88）。因此，由表 1.1 可以看出，自八

十九年起醫療費用成長趨勢明顯下降，而應收保費成長趨勢則微升。然而，依全民健康保險法之設計，健保財源是多元化，惟目前健保的主要收入為保險費一項。本研究即以應收保費（費用年月）為分析之數據，加以探討相較平均眷口數、眷口數上限、經濟成長率、人口月增加率、失業率等因素，作為預測應收保費成長趨勢分析參考。

表1.1 全民健康保險保險收入與醫療費用支出概況收支概況

年度	應收保費	應收保費 成長率	醫療費用	醫療費用 成長率	餘額
1995	1983.76		1639.59		344.17
1996	2361.29	19.03%	2247.98	37.11%	113.31
1997	2439.96	3.33%	2414.84	7.42%	25.12
1998	2587.52	6.05%	2686.70	11.26%	-99.18
1999	2696.54	4.21%	2913.69	8.45%	-217.15
2000	2877.22	6.70%	2968.40	1.88%	-91.18

資料來源：全民健康保險統計(2000)

附註：1995年資料係3月至12月

第三節 研究問題

全民健康保險應收保費之時間數列不能期望它們隨著時間變化而保持著平穩狀況，由圖 1.1 可知數列之平均水準隨時間變化而改變。但卻呈現著隨時間改變而向上攀升增加的型態，可知此數列的平均並非維持在一固定的水平區間中，應為非平穩型的數列 (non-stationary series)，而資料數列屬於不穩定數列最常採用 ARIMA 分析模式來建立預測模型，故本研究針對下列模型作探討。

- 一、利用 ARIMA 單變量時間數列分析法來建立全民健康保險應收保費模式預測模式為何？
- 二、由於單變量模型缺乏先驗情報，對模型之解釋能力較難令人信服，而在許多的例子中有可能發生一筆資料其目前的觀測值受到過去的觀測值影響，並且與另一筆（或多筆）時間數列資料具有相關性，亦即當輸入變數 X_t 發生變化時，其將有多少傳送到輸出變數 Y_t 之情形，因此應收保費是否受到納保人口、人口月增加率、失業率以及經濟成長率等因素的前幾期影響的可能性，考慮利用轉換函數模式 (Transfer Function Model) 來建立全民健康保險應收保費模式是否會更精確。
- 三、應收保費時間數列常被各種外部性的事件，如平均眷口數及眷口數上限的修正因素影響，而使時間數列受到干擾，影響模型建構

進而降低預測之精確結果。本研究希望評估這些外部事件的效果或將這些介入因子引進時間序列的模型中，是否更能建立合適之模型。

四、針對上述所建構之單變量時間數列模型、轉換函數模型、介入模型比較分析，何者預測效果較準確。

第四節 研究目的

- 一、建立預測應收保費之單變量ARIMA模型。
- 二、建立預測應收保費之介入模型。
- 三、建立預測應收保費之轉換函數模型。
- 四、建立預測應收保費之多元轉換函數模型。
- 五、本研究所建立之分析模型，何者預測效果較佳。

第二章 相關文獻回顧

第一節 各國健康照護服務系統實施概況與比較

二次世界大戰以後，先進國家即不斷為追求健康人權的理想而努力，一方面積極發展醫療資源，另一方面則擴大社會性健康保險的適用對象，一些經濟合作暨開發組織的國家醫療體系的改革經驗正值得我國借鏡，惟其健康照護系統各國有所不同。依體制來分大約可分三大類：一為國民保健服務模型（NHS The National Health Service Model），其特色為範圍普及，財務來自一般稅收，全體民眾均納入保險，醫療服務機構的所有權及控制權為政府所有，實施的國家例如：英國、澳洲、丹麥、芬蘭、冰島、挪威、瑞典、紐西蘭、愛爾蘭、希臘、義大利、西班牙、葡萄牙等。二為社會保險模型（SI The Social Insurance Model），特色為強制性的全面保障，財務由雇主及員工共同負擔，亦即保險財源以保險費為主，民眾加入不同的保險計劃，醫療機構由政府或私人擁有，採此類的國家最多，包括：德國、法國、加拿大、比利時、瑞士、荷蘭、盧森堡、奧地利、韓國、日本等國，而美國之老人保險（Medicare）貧民保險（Medicaid）亦屬之。三為私人保險模型（PI The Private Insurance Model），以雇主為單位或以個人為單位購買私人健康保險，財務由個人或與雇主共同分擔，醫療機構由民間擁有，例如：美國。上述之國家我們亦可從醫療體系來歸

類，即自由市場、社會保險以及公醫制度。如美國的醫療體系屬於自由市場制度，無論服務的提供，或財源的籌措都以民間為主，而且多元化。加拿大與德國的醫療體系屬於社會保險制度，服務的提供由民間部門與政府部門共同負責，但是財源籌措則以公共部門為主。英國與瑞典的醫療體系屬於公醫制度，無論服務的提供或財源都以公共部門為主。而醫療體系改革的方向為：美國追求管理式競爭，加拿大限制總醫療支出，德國實施總額預算，英國提倡內部市場，瑞典實驗公共競爭。是以，自由市場制度的國家追求公平而有效率的競爭，社會保險制度的國家重視總醫療費用控制，而公醫制度國家則冀望提高醫療服務的效率，儘管每一類型國家維持其應有之特色，但是不同類型國家之間已經彼此互相學習。

我國憲法第一五五條及一五七條分別明文規定：「國家為謀社會福利，應實施社會保險制度」及「國家為增進民族健康應普遍推行衛生保健事業及公醫制度」。民國八十一年國民大會臨時會制定憲法增修條文第十八條第三項（八十六年修憲改為增修條文第十條第四項）：「國家應推行全民健康保險，並促進現代和傳統醫藥之研究發展」。因此，依據憲法及體認民意趨向，政府乃積極進行規劃全民健康保險。然而，全民健康保險是我國近代最大的醫療保險措施與影響深遠的社會建設，這不但是我國邁向「全民均健」之重要里程碑，也

是建立社會安全保障之一大步。其設計規劃與實施極為複雜，相關措施繁多龐大，其雖經行政院經濟建設委員會及衛生署七年的審慎規劃，參考各先進國家醫療保險制度，並廣泛諮詢國內外相關單位與專家意見，當時對於健康保險現制的改革，全民健保小組的重要主張有五點：一、將現有公、勞、農保制度之健康保險整合為一；二、實施醫療費用部分負擔，減少醫療浪費；三、以被保險人為單位收取保險費、廢除目前公保的論口計費制；四、按精算結果調整保險費率，政府不一再撥補虧損，以及五、建立醫院成本會計制度，透明化與合理化醫療費用支付制度。但在立法過程中，仍難免面臨若干爭議，然鑑於當時尚有 787 萬人未納入醫療保險，其中又以兒童、老人等弱勢國民居多。為儘速使這些國民早日享有適當的醫療照護，如期實施全民健康保險確實有必要。至於其制度設計上一些見仁見智的看法，則可俟後實行一段期間後再行檢討，基於上述之考量，我國全民健保終於民國八十四年三月一日起實施。

健康保險為國家基於社會政策，應用保險的技術，對全體或特定階層的國民於遭遇生育、疾病、傷害等危險事故時，保障被保險人的經濟生活及身心健康期以發揮最大保護、互助合作及達成防貧作用的一種社會保險制度（吳凱勳，民 83）。而全民健康保險的實施最主要目的，依據全民健康保險法第一條就已經明示為，增進全體國民健康

辦理全民健康保險，以提供醫療保健服務。其基本目標：一、提供國民適當醫療服務；二、有效利用醫療資源；三、減少就醫之財務障礙；四、促進國民健康；其由中央衛生主管機關負責，於保險對象在保險有效期間，在發生疾病、傷害、生育、事故時，依全民健康保險法規定給與給付。故全民健康保險是以全體國民為保險對象，在自助互助共同分擔危險的基本原則下，每位保險對象按月繳納保險費用，一旦發生疾病、傷害、生育、事故時，由保險醫事服務機構提供醫療保健服務的一種社會保險制度。

國際醫療制度比較，除因可作比對的資料有限外，亦因各國經濟人口，文化制度等不同，使得在解釋醫療指標差異時，需小心各種的干擾因素（例如：年齡結構、人口密度及分布、出生率、死亡率、疾病發生率、保險給付範圍、醫療職業型態、行政效率、保險制度設計、民眾醫療行為等）。而在同一指標比較時，又因為各國定義不同，而有不同之計算基礎，例如：對於醫療保健支出，應包括哪些項目之費用，國際間並無一致看法（如：社會服務、學校醫療保健、醫療環境支出等是否應納入，即頗有爭議），而對於「醫院」、「養老院」等定義，亦無共識，所以各國比較僅為初步比對方式，以下將分述我國健康保險制度與各國在醫療保健經費、納保率、醫療資源、醫療利用率、及醫療結果上之比較。

我國全民健保與各國比較，依據健保局彙整可分結構面、過程面、結果面，三大部分來比較。在結構面方面，醫療保健支出占 GDP(Gross Domestic Product)比率均較 NHS(National Health Service)、NHI(National Health Insurance)平均值和美、日、韓等低，表示我國醫療費用支出對於總體經濟壓力尚不太大，政府支出占 64%，民眾自付費用達 36% 比例較高。全民健康保險法定之強制保險人口為 97.5%，較 NHI 國家平均值(78%)高。每千人病床數(4.7)介於 NHS(3.9)與 NHI(5.9)平均值之間，較美國、韓國高，較日本低，所以住院醫療資源應算充足，未來則需加強慢性病床的增設。每千人醫師數(1.29)只較韓國(1.2)高外，均較 NHS、NHI、美、日等國低，顯示國內醫師數仍略嫌不足。過程面方面，每人每年就醫次數(12.9)較各國高，但每百人每年住院率(12.3)則較各國低。門診次數高的原因，一方面可能因為採用論量計酬支付制度和民眾就醫自由，促使就醫頻率較高，未來有必要加強支付制度的改革，如實施區域級以上門診合理量及加重部分負擔；另一方面，亦有可能因為國人習於疾病初發即看病，故少住院而多用門診服務。平均住院日數(9.2)則介於 NHS 和 NHI 平均值之間。結果面方面，對於整體制度，有 60.1% 民眾認為現行透過健保來提供醫療服務的模式已經「不錯，不需再改」或「只要再稍加改善」。而 NHI 國家有 43% 認為只需小幅改革，多數均認為需

大幅改革或完全改革，NHS 國家則只有 24%滿意現行制度。對於詢問民眾對於制度的滿意與否，全民健保民意調查，目前有 70%以上民眾認為滿意，NHS 國家為 57%，NHI 國家則平均為 90%。每千人嬰兒死亡率僅較日本高，與 NHS、NHI 國家相當，平均餘命（男性：71.89 歲；女性：77.76）高於韓國，但較 NHS、NHI 國家平均少兩歲。因為嬰兒死亡率、平均餘命等數值與整體經濟、衛生環境等相關，很難於短期醫療保健介入即可看見成果，故需長期監測，但民眾滿意度則是短期內評估介入結果很好的指標，而調查的結果，目前多數民眾均滿意全民健康保險的實施。（健保局網路資料，民 85）

我國全民健康保險自八十四年三月實施以來，在健保局的努力以及各界的密切配合之下，健康保險之基本運作得以順利運轉，以達到許多重要的成果：諸如擴大保險人口以落實全民納保目標，減少民眾就醫財務障礙以提升就醫可近性，加強山地離島偏遠地區之醫療服務，提供綜合醫療服務，擴大給付項目，維持財務平衡使保險財務收支穩定，精簡人事及行政成本，合理調整給付標準，加強醫事服務機構管理以提升醫療服務品質，及有效控制醫療費用以合理利用醫療資源等，民眾滿意度亦愈來愈高。同時亦提到現階段仍面臨若干問題期待解決，主要有：全民納保問題、保險財務平衡問題、支付制度問題、門診與住院費用結構分配比率問題、醫學專科與醫院發展失衡問題、

慢性病患進住急性病床問題、中小型醫院生存空間萎縮問題....等。

雖然現代進步的國家必須保障全體國民均能獲得適切的醫療保健服務，而實施全民健康保險，雖可大幅提升國民社會安全與福利，保障增進國民健康，但另一方面要耗用大量社會資源，雖然全民健康保險業務實施至今已漸趨穩定，一切作業也在各界全力配合及督導，積極推動，實施至今已七個年頭，但在穩步邁進的同時財務的隱憂也開始逐漸浮現。

第二節 影響全民健康保險經營成效之因素

隨著國民所得的提高與人口老化，各國無論採取何種醫療保健制度均共同面臨醫療費用不斷膨脹的問題（Glacer，1991），我國亦不例外；目前全民健保財務收支狀況概要，可由三方面探討：一為民眾對全民健保的滿意度，二為保費收入及成長率，三為醫療費用支出及成長率（國家衛生研究院論壇，民 87）；根據全民健康保險系列民意調查，民眾對全民健保的滿意度節節高升（圖 2.1），可以看出滿意度從剛開辦八十四年四月 33.0%，八十四年十月 50.90%，八十五年 68.60%，八十六年 73.0%，八十七年 72.5%，八十八年 74.00%，八十九年 75.40%（全民健康保險系列民意調查，民 85~民 89）。另由全民健康保險統計應收保費收入分別為八十四年為 1,983.76 億元（八十四年三月至十二月），八十五年為 2,361.29 億元，八十六年為 2,439.96 億元，八十七年為 2,587.52 億元，八十八年為 2,696.54 億元，八十九年為 2,877.22 億元；而醫療費用支出八十四年為 1,639.59 億元（八十四年三月至十二月），八十五年為 2,247.98 億元，八十六年為 2,414.84 億元，八十七年為 2,686.70 億元，八十八年為 2,913.69 億元，八十九年為 2,968.40 億元，由成長率來看應收保費收入成長率八十五年為 19.03%（八十四年三月至十二月）：八十六年為 3.33%，八十七年為 6.05%，八十八年為 4.21%，八十九年為 6.70%，醫療費用成長率八十

五年為 37.11% (八十四年三月至十二月), 八十六年為 7.42%, 八十七年為 11.26%, 八十八年為 8.45%, 八十九年為 1.88%。由以上的統計資料, 雖然全民健保制度得到大部分國人的肯定與支持, 但是健保財務卻潛藏著諸多隱憂, 如不再妥善因應, 即將出現資金入不敷出的窘境(全民健康保險統計, 民 84~民 89)。

而依衛生資料, 全國醫療保健支出亦由民國八十四年之 3,712 億元增為民國八十五年之 4,098 億元, 八十六年為 4,308 億元, 八十七年為 4,717 億元, 八十八年為 5,049 億元, 八十九年為 5,254 億元; 而國內生產毛額 (GDP) 八十四年為 70,197 億元, 八十五年為 76,781 億元, 八十六年為 83,288 億元, 八十七年為 89,390 億元, 八十八年為 92,899 億元, 八十九年為 95,424 億元; 由成長率來看全國醫療保健支出成長率八十五年為 9.90%, 八十六年為 5.60%, 八十七年為 9.50%, 八十八年為 7.04%, 八十九年為 4.06%, 國內生產毛額 (GDP) 成長率八十五年為 6.10%, 八十六年為 6.68%, 八十七年為 4.57%, 八十八年為 5.42%, 八十九年為 2.7%; 大致上所得較高國家的醫療支出比率亦較高。我國目前醫療支出比率約比韓國略高, 而較其他先進國家為低, 在國際間比較, 尚為適當。然而值得關切的是, 隨著全民的開辦, 健保醫療給付成為全國醫療保健支出大宗, 而健保醫療給付成長率則超過主要收入來源—保費收入的趨勢, 因而影響全民健保

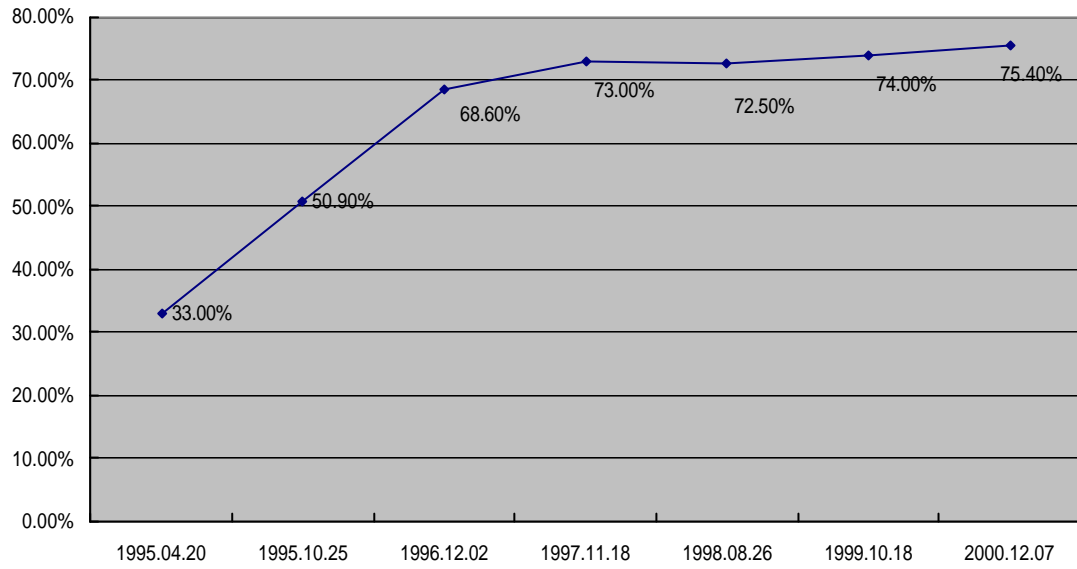
財務健全性。

世界各國實施健康保險的國家所面臨的問題，在政府方面主要考慮於需顧及保險財務的收支平衡，認知政府的有限責任及審慎調整保險相關費用；對保險對象而言，不外乎希望減輕保費負擔及就醫時之部分負擔或自負額、增加給付項目與給付範圍；對醫療院所而言，則是極力爭取保險給付項目，提高支付標準，甚至可允許視狀況向病人收取差額。因此，如何在有限的資源與無窮慾望中取得平衡點，以滿足各方需求，乃是各國所努力的目標。全民健康實施至今，醫療費用上漲速度遠大於物價上漲與經濟成長率，且未見緩和，每月醫療費用申報額已超過保險費應收額，目前以前期結餘撥補，若保險收入不能增加或醫療費用支出無法得到有效控制，則保險財務必然告急。然而因保險財務主要來源為保險費，而保險費取決於保險費率及投保金額兩因素，其中投保金額受限於經濟成長，而保險費率又受到政治因素之過度干擾，所以兩者之調升空間有限；因此，為使安全準備金不致有用罄的一天，為維制度的永續經營健保局配合多項「開源節流」方案；在開源方面如：代位求償，菸酒社會健康附加捐，對欠費被保險人積極展開稽催行動，以及加強投保金額查核。在節流方面之方案有針對虛、浮報醫療院所加強查核，對申報費用不合理之醫療院所加強審核，對民眾加以宣導讓民眾了解珍惜醫療資源，另為更有效控制醫

療費用成長，針對使用偏高的門診、藥品、復健等醫療項目實施加收部分負擔，以增加民眾的成本概念，另對醫療服務提供者，實施各種醫療費用管控措施，藉以減少不當之醫療浪費，如建制高科技檢查即時報備系統，以節制昂貴檢查項目利用。並進行藥價調查，調降偏高之藥價基準，節省藥費支出；尤其為有效控制醫療費用成長於合理範圍內，分別自八十七年七月實施牙醫總額預算制度，八十九年七月實施中醫總額預算支付制度，及九十年七月實施基層醫療院所總額預算支付制度，以及預計九十一年實施醫院總額預算制度，亦即藉階段性實施總額支付制度，達到費用控管目的。經由上述種種的方案，醫療費用的成長有明顯下降（賴美淑，民 88，民 89）。

全民健保實施已邁入第六個年頭，健保局本著健保資源分文皆為民眾的血汗錢輕忽不得的心境，扮演好管家的角色。因此，在健保首度出現赤字時，雖有安全準備金可為因應，但深覺若不及時發出警訊，恐不利長遠發展，才會多次發布「健保危機」之訊息。所幸，在健保局的提醒下，民眾均能共體時艱，將收支赤字不斷拉近，讓原預計八十九年三、七、十月可能出現安全準備低於二百五十億元的危機，一一安全渡過，化危機為轉機（賴美淑，民 89）。

圖2.1 滿意度調查



資料來源：中央健康保險局

第三節 影響應收保費之因素

社會保險制度是否能順利及健全推展，其財務穩定扮演著極為重要的角色，通常保險制度會遭遇到被保險人與保險人雙方資訊不對稱性問題，導致資源過度使用的道德冒險（moral hazard）現象，以致發生財務嚴重虧損，最終將難以為繼。但對於保險的財源籌措方面更不可忽略，攸關著全民健康保險制度能否健全永續經營。現行全民健保的財源主要來自保險費，以保險費做財源最大的好處在於財務獨立於政府行政預算之外，可確保健保財務的自主性。保險費計算的基礎是薪資所得，故可視之為一種「薪資稅」，但某些行業薪資所得查核不易，經濟狀況不一，遂將保險對象分為六類十三目，各保險對象依其所屬的行業及身分以適當的類目及核定的投保金額投保。保險費徵收時又依「人口數」多寡計費，但考慮多眷口被保險人負擔問題，於是有最高付費眷口數上限之規定；另為保障多眷口數被保險人之工作權，而有平均眷口數的設計。此外政府、雇主均有照顧被保險人及其眷屬健康的責任與義務，故健保法中依類目別訂有政府、雇主及被保險人對保險費分擔的比率。計算保險費另一重要基礎為保險費率，費率具有調節財務收支不平衡的功能，全民健保法中訂有費率需依精算程序決定，即為保障財務獨立、自主，使全民健保得以永續經營。

惟現行制度仍然問題重重，諸如：行政無法獨立自主，主管機關甚多干預，監理會難以發揮超然的監督功能；財務上，醫療費用支出的成長，遠超過保險費收入的增加；總額預算至今尚未全面實施，支出上限的準則猶未確定。公務人員以外的受雇者投保金額的低報問題相當嚴重，且選擇性投保現象浮濫，缺乏有效的方法改善（李險峰，民88）；我國全民健保以保險費為主，而以部分負擔為輔的財源籌措方式，基本上與採行社會醫療保險體制的先進國家並無不同。保費的計算通常依受雇者的薪資或自營作業者工作所得的某一比例（但有上限），而由勞、資、政共同分擔。此種財源籌措方式常被批評為費基太窄，無法應付醫療支出的膨脹，因而被迫不斷提高費率。且就對經濟影響而言，雇主分擔保費的加重也將不利於就業與出口，尤其勞力密集產業受到衝擊較大。然而主要財源的變動不易取得政治上的共識，而改制的財務風險亦大，因而大多數國家仍然維持以薪資稅為主要財源（Glaser, 1991）。由於現行健保係整合原有十三類健康保險制度，並擴大投保對象至農、勞保眷屬及地區投保者而成為全民性社會醫療保險體系，為避免改制前後各類別被保險人保費負擔差異調整太大，因而無論就投保金額之界定與保費負擔比率，大致依循原有健保制度或變動不大，而眷屬保費計算則採原公教眷保之論口計算方式（羅紀瓊、尤素娟，民83）。但是原有十三類健保財務制度差異性很

大，納入同一體系內又容許相當的選擇性投保，將引發我國現行制度特有的各類別被保險人保費負擔公平性的爭議，也會影響健保財務收入的穩定，以及政府財政負擔的加重等問題。由於財務穩健乃全民健保永續經營的關鍵所在。除上述政府財務責任應予釐清外，在財源融通的取得方面，亦應配合長期給付結構的變動與財務負擔方式的調整，規劃因應的適足財源。無論給付範圍的擴充，抑或保費計算基礎與分擔方式的調整，均應完整評估其對健保財務的可能影響，而適當調整費率，避免單方面提高給付，或降低保費負擔，以確保健保財務收支平衡（鄭文輝、蘇建榮，民86）。劉宜君(民88)研究指出，對於國家機關保險財務管控能力之實證分析發現，應收保費收入主要受到平均眷口數調降、高薪低報、中斷投保開單、...等行政措施之影響。曹立榮(民87)亦指出，將保費收入面監理資訊分為納保率、眷口數、保費收繳及有關之總體經濟指標如GDP、NI，以作為加強監理功能以及增進保費收入之依據。而葉秀珍(民86)指出以現有健保體制而言，被保險人一旦失業若以地區人口加保，則保費加重以及多一事不如少一事之情況下，造成失業中斷投保，對保費造成負面影響。

為更了解全民健康保險法對有關保費收入之規定，將相關條文摘述如下：

一、第七、八條 將保險對象分為被保險人及其眷屬，又將被保險人

分為六類十三目。

二、第十八條 第一類至第四類被保險人及其眷屬之保險費，依被保險人之投保金額及其保險費率來計算。

三、第十九條第三項 眷屬之保險費由被保險人繳納，超過三口者，以三口計。

四、第二十條 本保險之保險費率由保險人至少每兩年精算一次，每次精算二十五年。

五、第二十一條 第一類至第四類被保險人之投保金額由主管機關擬定分級表，報請行政院核定之。（分級表見附錄 A）

六、第二十五條 第五類保險對象之保險費，以精算結果之全體保險對象每人平均保險費計算之。

七、第二十六條 第六類保險對象之保險費，以精算結果之全體保險對象每人平均保險費計算之。眷屬之保險費由被保險人繳納，超過三口者，以三口計。

八、第二十八條 第一類至第四類被保險人所屬之投保單位或政府應負擔之眷屬人數，依第一類至第四類被保險人實際眷屬人數平均計算之。

由上述全民健康保險法有關規定，影響應收保費之因素，大致可分為保險費率、納保人口（保險對象）、平均投保金額（投保金額）

眷口數上限、及平均眷口數等。

一、**保險費率**—保險費率是計算保險費之重要因素，但由於其從全民健保開辦至今費率一直維持在 4.25%，且與精算有關。

二、**眷口數上限**—自八十八年七月一日起將自負眷口數上限由五口調降為三口。

三、**納保人口**—人口成長及納保率之提高，將會使納保人口增加，進而增加保險費收入，根據全民健康保險局統計顯示全民健康保險對象，在開辦初期為 1,881 萬人，至九十年六月以達 2,140 萬人，納保率已高達 96.2%（全民健保統計資料，民 90）。

四、**平均投保金額**—薪資成長經濟景氣及投保金額分級表最高一級調整等因素，皆會使平均投保金額產生改變。

五、**平均眷口數**—全民健保開辦至今，影響保費收入最大者首推平均眷口數的改變，健保法訂定開辦初期以平均眷口數 1.36 人計算保費，但因實際平均眷口數甚低，因此，八十五年一月調降為 1.1 人，八十五年十月調降為 0.98 人，八十七年三月一日調降為 0.88 人及九十年一月調降為 0.78 人。

根據上述之分析可以看出，在保險費收入方面，納保人數及平均投保金額的提高，皆會使應收保費上升，但調降眷口數上限及平均眷口數則使應收保費減少。

全民健保財源以保險費為主，而保費的計算是依受雇者的薪資和自營作業者所得的某一比率（但有上限），而由勞、資、政依不同比例共同分擔。就學理上而言，雇主分擔的保費可能轉嫁，而政府補助的保費來自一般稅收，其租稅負擔分配與被保險人自繳保費的負擔分配情況也不同，因而完整的保費負擔分配，應將此二項實值歸宿併入考量。另方面名目上的保費分擔比率，尚需考慮政治經濟面的勞、資協商，以及社會保險的經營管理體制；就各國社會安全財源制度觀察，往往形成勞工、雇主與政府各分擔約三分之一經費的黃金法則（ILO, 1984），我國全民健保整體保費在三者之間的分配，與此相近。

黃慧貞（民 85）曾針對我國全民健保第一、二、三類被保險人所作的調查顯示，受訪者大都以其家庭自繳保費負擔的觀點，來評價健保制度，可見名目負擔率，仍為被保險人關心的焦點。

強制性社會保險制度，強調社會連帶責任，被保險人有義務定期繳納保險費，惟保險費與醫療實物給付間不具個人對償性。因此在實質意義上，保險費可視為「準租稅（Quasi-tax）」，影響保費負擔公平性的主要因素，為保險費課徵單位、投保金額、投保費率及保險負擔比率，其中又以保險費課徵單位最具關鍵性，不同保險課徵單位的理論依據，政策涵義及重分配效果機轉皆有所差異。我國現行全民健康保險保險費課徵單位分歧，保險對象之保險費採論口計算，雇主保險

費採論保險人計算，政府保險費補貼，則採論口與論被保險人二種方式混合計算。

被保險人及其眷屬保險費課徵單位，係採論口計費方式，第一類至第四類依被保險人之投保金額及其保險費率計算，保險費率以百分之六為上限，現行保險費率為 4.25%，其眷屬之保險費，由被保險人繳納，自八十九年七月起超過三口者，以三口計。第五類依全體保險對象每人平均保險費計算，由政府 100% 負擔。第六類依全體保險對象每人平均保險費計算，其眷屬之保險費，由被保險人繳納，自八十八年七月起超過三口者，以三口計。榮民本人之保險費，由政府 100% 負擔。雇主保險費之課徵單位，採「論被保險人計費」，為避免眷口數多的被保險人在勞動市場上受到就業歧視，雇主保險費課徵單位不以論口計費，而係以論被保險人計費，不論員工眷口數多寡，雇主為每一員工/被保險人需負擔(1+平均眷口數)人的雇主保險費，「平均眷口數」係依據第一類至第四類被保險人實際眷屬人數平均計算（全民健康保險法，民 89）。

根據上述全民健康保險之保險費因投保金額、保險費率、負擔或補助比率不同，而有高低之區別，其計算公式摘述如下：

- 一、 **被保險人及其眷屬負擔部份**：眷屬部分採論口計算，其中眷屬人數超過三口者以三口計。

1.第一類至第四類被保險人及其眷屬

投保金額 × 保險費率 × 保險費負擔比率 × (本人+眷屬人數)

2.第六類第一目之榮民眷屬

平均保險費 × 保險費負擔比率 × 實際投保人數

3.第六類第二目其他地區人口

平均保險費 × 保險費負擔比率 × (本人+眷屬人數)

二、投保單位負擔部分：眷屬採用「論被保險人計算」方式，不

按每一受雇者眷口數計算，而是以平均眷口數計算。

投保金額 × 保險費率 × 保險費負擔比率 × (本人+平均
眷口數)

「平均眷口數」係依據第一類至第四類被保險人實際眷屬人數
平均計算。八十四年為 1.36 人，自八十五年元月一日起調整為
1.1 人，同年十月一日起調整為 0.95 人，八十七年三月一日調
整為 0.88 人，九十年元月一日起再度調整為 0.78 人。

三、政府補助方面：

1.第一類至第四類保險對象（論被保險人計費）：

投保金額 × 保險費率 × 保險費負擔比率 × (本
人+平均眷口數)

2.第五類保險對象（論口方式補貼）

平均保險費 \times 保險費負擔比率 \times 實際投保人數

3.第六類保險對象（論口方式補貼）

平均保險費 \times 保險費負擔比率 \times (本人+眷屬人數)

至於在社會醫療保險體制下，政府在財務方面應負何種責任，視國情而定，也無定論。我國全民健保財務規劃之設計以自給自足為原則，期獨立於政府一般預算之外，依此原則政府所應負擔的財務原僅止於以雇主身分所需分擔的保險費，以及基於社會正義而對低所得所給予的保險費補助。然而，目前對各類受雇者給予不同比率的保費補助，並不符合醫療外部性或殊價財的學理依據，在現行制度下，政府之預算已無法與全民健保之收支完全獨立，且由於政府對不同職業身分之被保險人提供不同程度的保險補助費，可能又使部分被保險人藉名目上之身分轉移以減輕保費負擔，同時因全民健保主要是透過強制保險的手段以達成社會成員疾病風險共同分擔的目的。故對該保險體系之設計與營運權責，理應由被保險人、投保單位與政府三者共同參與，但在現行公辦健保體制之下，政府在制度的設計握有絕對的主導權，而必須共同負擔保費之被保險人與投保單位並無實值參與全民健保體系的營運與規劃，實有違權利義務相稱原則，依此觀點在現行體制下要求政府承攬較多財務責任的籲求，恐難消弭。

第四節 預測之模式

一、預測之概論

「時間數列分析與預測」係屬一計量方法 (quantitative method)，隨著電腦科技的發展，在經濟、社會、人口、環保、經營規劃與管理控制等領域的應用，愈來愈受到重視，預測技術更是不可或缺的決策過程。因為透過市場環境的預測，來觀察價格的走勢和供需結構的變化，配合系統作業模式運作，將可充分發揮經營決策的效率，對提高經營目標水準和獲得最佳經濟效益亦有重大貢獻 (吳柏林，民 84)。

一般而言，所謂時間數列 (Time Series) 係指以時間順序型態出現之一連串觀測值集合，或更確切的說，對某一動態 (Dynamic System) 隨時間連續觀察所產生有順序的觀測值之集合，假若這種集合屬於連續型 (Continuous)，則稱為連續型時間序列。假若這種集合屬於離散型 (Discrete)，則稱為離散型時間序列。而預測方法基本上可以分為兩種基本型態：定性方法 (Qualitative methods) 與定量方法 (Quantitative methods)，前者通常以專家意見為主，依據過去經驗或特殊感官功能，對未來的事件做本質、特性的預測。後者則是將歷史事件，化成時間序列資料趨勢圖，並判別出他們的特徵以數理方法模式化後再做量的預測。根據林惠玲及陳正倉所著應用統計學將一些較常用的時

間序列分析方法分為：時間序列的古典分析方法、迴歸分析法、平滑法 (smoothing method) 及 Box-Jenkins 方法等。常用預測之時間序列模式如下：

1. 長期趨勢 (long trend)
2. 迴歸分析法 (regressive analysis method)
3. 平均預測法 (The Averaging Forecasting Method)
4. 移動平均法 (The averaging Forecasting Method)
5. 加權移動平均法 (weighted moving average)
6. 指數平滑法 (exponential smoothing)
7. 自我迴歸移動平均整合模式 ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model)

以上預測模式 1~6 項一般使用於平穩型數列，若資料數列屬於無定向數列或非平穩數列則不宜採用，而採用最常用之 ARIMA 分析模式。時間數列模式就是從過去的觀察值，建立一種適合的模型來預測未來的走勢，其與迴歸模式最大的不同在於迴歸模式對於需求量而言，皆有一組其他變數在解釋而已。以時間模式預測未來之需求量 (或觀察值)，則不需要解釋變數。因為時間數列模式預測方法之觀點是所有這些解釋變數 (外生變數、社經變數) 對需求量之影響力，皆會反應在需求量本身，由

於無需考慮其他外生變數所以應用上非常簡易。

二、選取合適的預測方法

吳柏林（民 84）指出以下幾個作決策過程時必須考量因素：

1.需要何種型式的預測

預測的型式有三種：點預測、區間預測及等第（rank）預測。

2.預測期間多長

這要按資料與決策的性質，可能需要預測時間點只有幾天或幾週，也有可能長達數月甚至數年。

3.有多少項目需要預測

整體而言，不須對影響系統之每項變數作預測，過多變數的預測，反而會模糊了系統目標，在多變量模式建立過程中，五個變數之系統結構已相當複雜。

4.預測要精確到甚麼程度

預測得精確度關係到管理決策的品質，但精確度較高的預測，相對付出的成本與時間亦較高。

5.系統結構的轉變

由於系統結構性的轉變（structure change），導致需求或供給的時間數列走勢與過去迥異，預測者須配合動態變化的歷史演變，建構符合目前狀況之模式，若潛泥於過去的經驗則難以對新市場的

變遷作一準確之預測。

三、應用 ARIMA 模式建立預測模型的文獻

目前尚未有應用時間數列單變量模式、介入模式、轉換模式分析全民健康保險應收保費的文獻;不過從被應用在其他領域的文獻看來,此模式仍相當值得本研究作為借鏡。從近幾年的文獻中可知,時間數列的介入分析已廣泛應用在政策評估上,也就藉由分析時間數列資料的變動,探討政策的效果。因此,對於本研究針對全民健康保險應收保費的影響分析上,此模式也極具應用之價值。

1.時間數列分析 ARIMA 模式簡介

自 1970 年初 Box 與 Jenkins 教授推展 ARIMA 自我迴歸整合移動平均 ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model) 模式,主要方法為對歷史資料分析檢視其自相關與偏自相關等特性,應用三階段模式建構過程,在 ARIMA model 中選取一個適當模式來做預測。而我國在中央研究院刁錦寰院士與蔡瑞胸教授大力推廣下使得時間數列以共變數分析的方法已被證實為一有效的統計科學方法且比光譜分析易於解釋。

預測模式的建構一般都應用三階段建構法則:一、階次認定 (Order identification) 二、參數估計 (Parameter estimation) 三、

診斷檢定 (Diagnostic checking) 來協助我們得到最佳的配適模型其流程圖 (圖 2.2) 如下 :

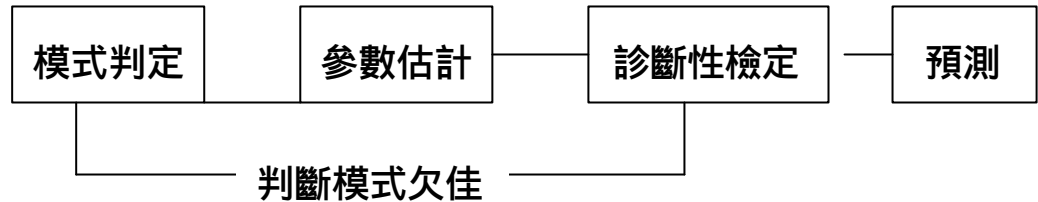


圖 2.2 三階段模式建構的流程

將步驟過程說明如下 :

A. 階次認定 (Order identification)

藉分析時間數列的特性初步選取幾種可能的模式階次 (項數)

B. 參數估計 (Parameter estimation)

參考統計理論與計算程式，將各候選模式的參數作一良好的估計。

C. 診斷檢定 (Diagnostic checking)

應用各種檢定程序，診斷檢定那些候選模式的合適性，那一模式較能解釋資料結果且合乎精簡原則。

2. 應用 ARIMA 模式建立預測模型的文獻

鄭紹鎧 (民 89) 在其不穩定時間數列之預測研究指出在過去約二十年間 ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Model) 模型已被廣泛地應用在時間數列分析中。相關於此模型的

選模問題，亦是統計學者研究的重點。然而，資料產生自何種模型卻永遠無法得知。故就實用者而言，關心模型的預測能力往往比關心它是否為真模更重要。基於上述考慮，此文將從預測的觀點來看 ARIMA 模型的選模。首先考慮在不穩定時間數列的預測問題上，被應用得最廣泛的模型，ARIMA (O,1,1)。自從 Box 在 1961 年提出指數平滑公式以來，使用指數平滑法取代最大概似估計法來估計 ARIMA(O,1,1)模型中的參數，為時間數列模型中參數的估計帶來了許多的進步。而由 George C.T Tiao 與 Daming Xu 兩位於 1993 年發表改良的指數平滑法，將向前預測的期數導入指數平滑公式裡，使得平滑參數成為向前預測期數的函數。在不知正確模型為何的情況之下，使用指數平滑法來進行未來期數的預測，有相當好的表現。另外一方面，Ing(2001)則證明了對任意階數的 ARIMA(P,1,q)模型都可以用高階(意謂階數隨著資料增加而增加)的 AR 模型來逼近並取得真有一致性的預測結果。為了比較兩種預測方法的好壞，以模擬的方式，在多個不穩定的時間數列模型下，以 AIC 選取(高階的)AR 模型，並以選出模型與指數平滑法做預測能力上的比較。發現以 AIC 選模，不僅具備計算便捷的優點，且當資料並非來自 ARI(LIA(O,1,1)模型時，選中的 AR 模型在預測能力上明顯優於指數平滑法；而即使資料的

確產生自 ARIMA (0,1,1) 模型，AIC 的預測表現亦不遜於指數平滑法。徐瑞玲 (民 87) 在其時間序列模型建立之各種分析方法之比較與實證研究中說明時間數列分析自一九七〇年 Box-Jenkins 發展出自我迴歸移動平均整合模式(簡稱 ARIMA(P,d,q))建立法後，便更普遍地應用於經濟、企管、工程及物理等相關領域上。但利用 Box-Jenkins 的鑑定方法一般只對 MA 或 AR 模型有效，而對混合的 ARMA 模型則不適用。其後陸續有統計學者提出不同的鑑定方法，但都無法有效地決定 P、d、q 階數。直至一九八四年以後，Tsay 和 Tiao 兩位學者才又提出了一套有效的鑑定法則，利用擴展的樣本自我相關函數 (Extended Sample Autocorrelation Function)或正規分析(Canonical Analysis)求出的最小正規相關係數(The Smallest Correlation)做為鑑定 p、d、q 的準則。這兩種方法的優點皆為可直接處理平穩或非平穩型時間數列，而不用事先決定差分的階數，而且對混合 ARIMA 模型亦有效。對於有異常點(Outlier)存在的時間數列，其可能由於某些外在的介入因素所引起，而 ARIMA 模型對資料的配適是不足夠的。因此，該如何發現異常點的存在及加入合理的介入模式亦構成了模型鑑定的問題。此文除對 Tsay 和 Tiao 的方法做一說明外，亦利用其鑑定方法對存在有異常點的時間數列做

一分析，並由實證研究探討其對季節模型的鑑定效果。

邱雅苓（民 90）利用台灣地區 1954 至 1999 年國民醫療保健資料，建構總體時間序列以及門檻模型，探討決定長期醫療支出成長的因素。實證結果顯示，影響醫療支出成長的需求面因素，包括每人每年國內生產毛額、與被保險人口比例，而供給面因素則有每萬人口醫師數、每萬人口病床數以及失業率。這些變數經由單根與共整合檢定，發現皆為一階穩定之序列，且變數間在長期間有一穩定的關係。研究並以每人每年國內生產毛額、被保險人口比例、每萬人口醫師數、每萬人口病床數以及失業率，分別作為門檻變數；以探討醫療支出長期成長之結構性變化。結果顯示，每人每年國內生產毛額為決定醫療保健支出的重要因素；但健康保險的存在減弱每人每年國內生產毛額對醫療支出之影響，甚至比每人每年國內生產毛額對醫療支出之影響更形重要。可能由於總體資料的型態，導致實證分析並未能發現台灣醫療市場有「供給誘發需求」的情形。此外失業率的提高，亦使得醫療保健支出相對顯著成長，這樣的結論在失業率節節高升的今日，實在值得政府相關單位加以重視並解決的。

另應用 ARIMA 模式建立預測模型國防預算的決定，一直是很多學者所研究的範疇之一。其中，最常被學者們採用的國防預

算數量模型為「理性整體模型」，所謂理性整體模型是指以整體的相關因素為考量，來決定其預算額度。其考慮期間較長，且注重政治、經濟及國際局勢的變化對國防預算的影響。正確的國防管理決策必須建立在良好的規劃程序之上及考量政府財政困難。如何建立一套合理的財務規劃機制與國防財力的管理模式，對國防預算預作有效的規劃、分配與控制，期使現今所面臨預算不足的衝擊降到最低。陳貴強（民 87）於國防財務規劃之研究-時間數列預測模式與財務決策支援系統的建立中實證結果有以下的發現：(一)國防預算獲得預測方面；利用 BOX-Jenkins ARIMA Model 對我國國防預算進行估測，其準確度是相當高的，單變量 ARIMA (1,1,1)模式平均預測效度為 95.5%，而移轉函數之賦稅收入 rsb (2,2,1)模式平均預測效度更高達 99.16%，其餘之移轉函數如 GDP、中央政府總預算平均預測效度都在 93.73%以上，表示其對國防預算，具有高度的移轉效果，國防預算可直接分別透過賦稅收入、GDP、中央政府總預算為投入變數進行估測。影響國防預算因素相當多，移轉函數的選取相當重要，在長期時間的變動需要不斷的進行模式的修正，才能選取最適模式進行預測，以達到預測的最佳效果。(二)財務決策系統方面：利用財務決策支援系統進行國防預算敏感度分析，可使決策者了解決策變動

對預算結構變化的影響，進而幫助決策者預判財務決策。而軍事投資排序系統可直接運用於實務工作上，協助各單位對工作計劃發生變動時能迅速了解其變動情形以利後續作業。楊志清（民 88）亦應用時間序列 ARIMA 模式，並加以考慮採用國民生產毛額(GNP)、經濟成長率、國民所得與中共國防預算等因素，利用單變量時間數列模型、轉換函數模型與動態迴歸模型等方法，來建構較適的模型。並探討 GNP，經濟成長率、國民所得及中共國防預算對臺灣國防預算編列之影響，以期能提供決策者參考運用。研究結果得知台灣國防預算之編製過程會受本身資料前兩期、中共國防預算當期及國民所得當期與前一期之影響。此一結果，不僅可提供預算決策或管理者再於預算編審過程中的一個理論基礎依據，並且可以將中共國防預算列為一參考指標。同時該研究亦發現台灣國防預算的估計預測以單變量時間數列的預測會比轉換函數模型來的準確。

Box and Tiao(1975)應用時間數列介入模式分別分析高速公路通車和減少汽油中碳氫化合物比例的新環境法通對於洛杉磯臭氧減量的問題，在此研究的是探討 1955 年 1 月至 1972 年 12 月間美國洛杉磯市區每月臭氧量的改變。於 1960 年初，發生兩件與臭氧排放有關的事件，一為高速公路通車，另一為減少汽油

中碳氫化合物比例的新法案通過。這兩件事對於臭氧量的影響，會有一個階段變化(step change)的效果。放在模式中按時點分可設一個虛擬變數，即 1960 年 1 月前的月份設為 0,1960 年 1 月後的月份設為 1。依 1960 年所通過新法的內容，1966 年新出廠的車輛都必需改裝可以減少臭氧的新引擎。此情況會緩慢的減少臭氧排放量，故臭氧量的改變並非呈階段變化，而是呈趨勢反應，即其反應效果將會逐年的因新引擎車輛增加而顯現出來。但如果僅就月別資料來看，會發現這些事件對臭氧量的改變並不顯著。經深入瞭解發現冬、夏雨季大氣溫度與陽光強度的差異，會使夏季臭氧污染的程度高於冬季。所以另一個虛擬變數設為 1966 年至 1970 年的 6 至 10 月月份為 1，其他為 0;第三個虛擬變數則設 1966~1970 年冬季(11,12,1~5 月)月份為 1 其他為 0。加入虛擬變數後，時間數列介入模型分析所得之結論如下:1960 年初的兩個事件對於臭氧減量有顯著且持續的影響，而 1966 年後採行的車輛引擎更新措施，在夏季臭氧有顯著的減少，但在冬季則否。

李佳叡(民 88)應用時間數列介入模式分析實施隔週休二日對到訪森林遊樂區人數改變。此研究所用的 Box-Jenkins 的 ARIMA 時間數列分析模型及 Box-Tiao 的介入分析模型，在實證資料分析中展現良好的分析能力，對於資料特性以及形態的掌握

完整。遊樂區遊客人數皆具有季節性，而時間數列模型可將這季節性的部份包含於內，這是此模型的特色。然而，若以 t-test 單純的比較隔週休實施前後，即 86 與 87 年的遊客人數，並無法解決當遊客人數資料本身具有趨勢時所產生的誤差，也就是說 t-test 無法分辨遊客人數的增加或減少是因為資料本身趨勢所造成或是隔週休二日的實施所造成。舉例來說，當遊客人數資料本身具有一增加的趨勢，若此時用 t-test 檢定所得到的結果是 87 年遊客量大於 86 年遊客量，則無法得知此增加的遊客量是因其本身增加的趨勢所造成的或是因隔週休二日的實施所造成。

Box-Tiao 的介入分析模型即是建立在資料的特性之上再去分析介入因素所產生的影響或衝擊，故這個介入因素在模型化的分析中可以有效的衡量。當資料本身具有趨勢及季節性週期時，時間數列模型較其他模型更可以發揮。因此，本文的主要概念為以溪頭、阿里山、奧萬大、墾丁、知本、太平山六處森林遊樂區為研究對象，藉由所蒐集的 1993 年 1 月至 1999 年 6 月止之近六年半遊客人數，並且應用時間數列介入分析模型來進行分析。此模型主要利用虛擬變數的技術去確認介入事件所造成衝擊的程度、類型以及持續的時間。模型分析的結果顯示，隔週休二日的實施會對於此六個遊樂區之遊客人數產生多樣化的影響。溪頭的遊客顯

著增加，但墾丁的遊客卻顯著減少，奧萬大的遊客人數則在旺季大幅增加，淡季時卻減少。不過，對於其他三個森林遊樂區的遊客人數則無顯著的影響，六個森林遊樂區在規模、地理位置、地點上的差異都可能是造成其影響程度不同的原因。

第五節 結論

影響應收保費之因素經過文獻之探討可分兩方面，第一方面和應收保費有關的財務問題如：納保人口、平均眷口數、眷口數上限；另一方面和應收保費有關的財務以外之問題：經濟成長率、人口月增加率、失業率...等

全民健保是否能永續經營，繫於其財務收支是否能平衡，為了解影響健保財務平衡之因素，在探究醫療費用支出方面之研究相當多，而在探究保費收入方面則較少；在成長趨勢方面，除了要預測醫療費用成長趨勢外，更應預測應收保費之趨勢，尤其全民健保預計於九十一年實施西醫醫院總額支付制度，屆時將可以控制醫療費用支出之預算，反而保費收入是否足以支付更顯重要。因此，本研究期能以時間數列分析方法建立預測應收保費模型，提供執政者、管理者或有關單位預測應收保費，作為訂定醫療費用成長上限之參考。

第三章 研究設計與方法

第一節 理論模型

一、研究架構

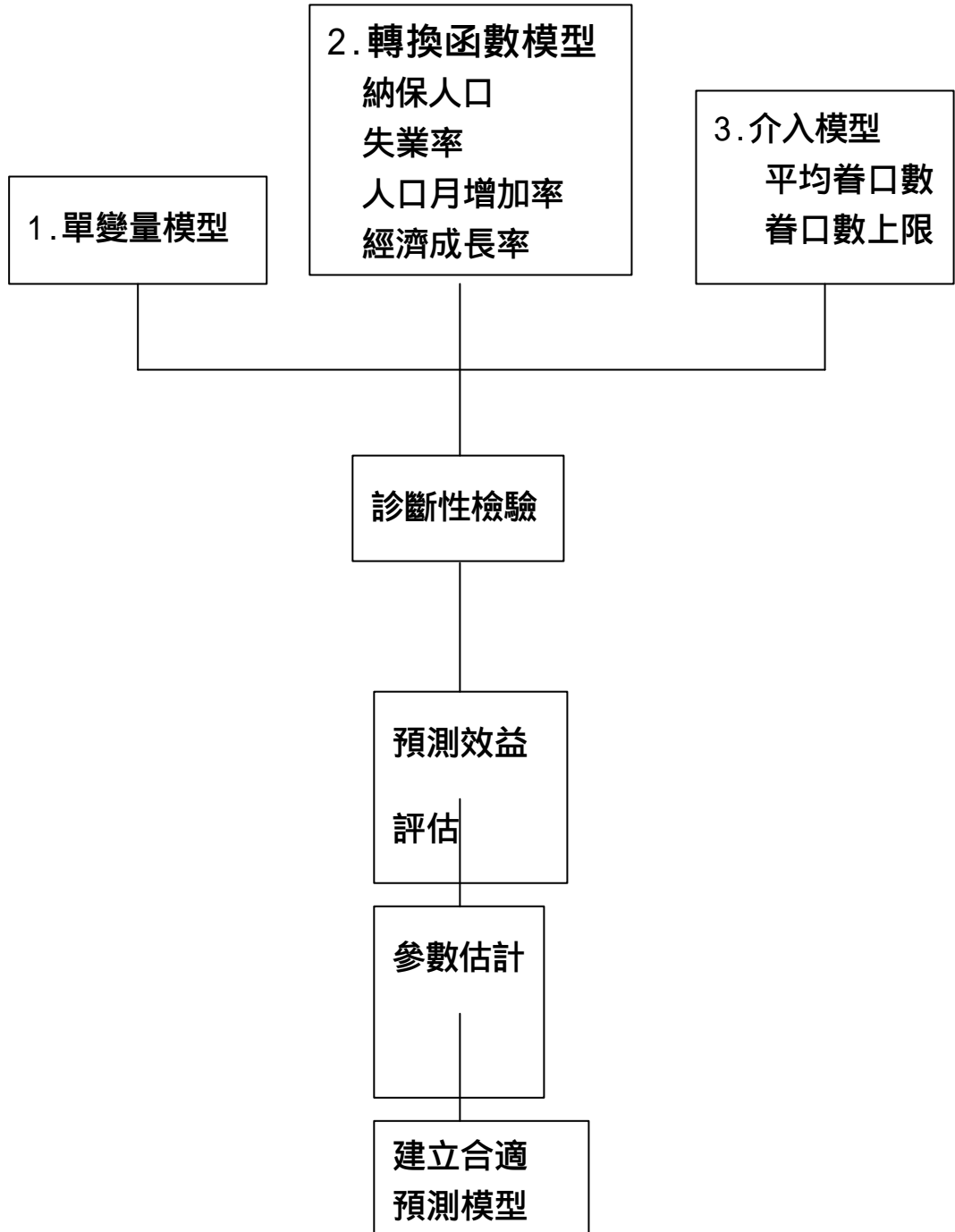


圖 3.1 研究架構

二、研究對象與操作型定義

1. 研究變相

A.自變相

和應收保費有關的財務問題：納保人口

和應收保費有關的財務以外之問題：人口月增加率、經濟成長率、失業率

制度修訂因素：平均眷口數、眷口數上限

B.依變相：每月應收保費

2. 研究變相之操作型定義

表 3-1 研究變相之操作型定義

研究變相	操作型定義	變相屬性	備註
一、自變相			
1. 納保人口	全民健康保險被保險人數+眷屬數	連續變項	
2. 經濟成長率	指平均「每人實質國民所得」之年增加率	比率變項	
3. 失業率	失業人數/勞動力	比率變項	
4. 人口月增加率	與上月底人口數比較，折合年增加率 ⁰ / ₁₀₀	比率變項	
二、依變相			
1. 應收保費	健保局每月所開之繳費通知單為準	連續變項	

第二節 資料來源

本研究是以健保局應收保費、納保人口、平均眷口數、眷口數上

限以及經濟成長率、失業率、人口月增加率等資料為主，並蒐集上述資料從 84 年 3 月至 90 年 6 月止共 76 筆，來進行分析，資料來源如下：

一、依變相

應收保費 全民健康保險統計（84 年-90 年）

二、自變相

A. 納保人口

—全民健康保險統計（84 年-90 年）

B. 經濟成長率

—行政院財政部財稅中心資料（84 年-90 年），並利用內插法將季資料轉換為月資料。

C. 失業率

—行政院財政部財稅中心資料（84 年-90 年）。

D. 人口月增加率

—中華民國台閩地區統計季刊（84 年-90 年）

E. 平均眷口數、眷口數上限

—為虛擬變相

第三節 分析方法

本研究資料經繪圖觀察每月應收保費呈現一種不穩定的情形

(Nonstationary Series) , 故研究方法採用時間序列 (Time Series) 分析之 ARIMA 模式 , 以時間變數本身來解釋其變化的情形 , 並做預測供決策分析、控制研究、模擬及最適分析 , 本研究以電腦套裝軟體 SCA 為分析工具。針對應收保費、納保人口、經濟成長率、失業率、人口月增加率等資料分析與討論 , 採用時間數列中的 (p,d,q) 階之自我迴歸整合移動平均模型 (Autoregressive Interated Moving Average Model of order (p,d,q) : 單變量 ARIMA (p,d,q) 模型、介入分析模型 (Intervention Analysis Model) 及轉換函數模型 (Transfer Function Model) 等三個方式來建構出最適模型。

一、單變量 ARIMA 模型

1.模型建構及分析

以應收保費為觀測值 , 假設隨機變數 X_t , 為在時間 t 的一個觀測值 , 則一組 X_t 所組成的序列就可稱為一個隨機過程 (stochastic process) , 為得到最適的預測模式 , 必須經過模型鑑定、參數估計、模型偵測三個步驟才能完成。

2. ARIMA(p,d,q)模型介紹

自我迴歸移動平均過程係為了精簡模型 , 將移動平均過程與自我迴歸過程相互結合。假設 Z_t 為所觀測之第 t 期時間數列資料 , 吾人並以數列 $\{Z_t\}$ 表示此數列資料。Box 和 Jenkins(1977)所

提出的 ARIMA(p,d,q)模型為

$$Z_t = C + f_1 Z_{t-1} + f_2 Z_{t-2} + \dots + f_p Z_{t-p} + a_t - q_1 a_{t-1} - q_2 a_{t-2} - \dots - q_q a_{t-q}$$

..... (3.1)

或

$$(1 - f_1 B^1 - f_2 B^2 - \dots - f_p B^p) Z_t = C + (1 - q_1 B^1 - q_2 B^2 - \dots - q_q B^q) a_t$$

..... (3.2)

或可記為

$$f_p(B) Z_t = C + q_q(B) a_t$$

..... (3.3)

其中, (f_1, f_2, \dots, f_p) 為自我迴歸參數, (q_1, q_2, \dots, q_q) 為移動平均參數, C 為一常數。

此模型是目前比較常用時間數列模式其建構之模式為一重複試誤過程 (Trial and Error Iterative Process) 如圖 3.2 所示



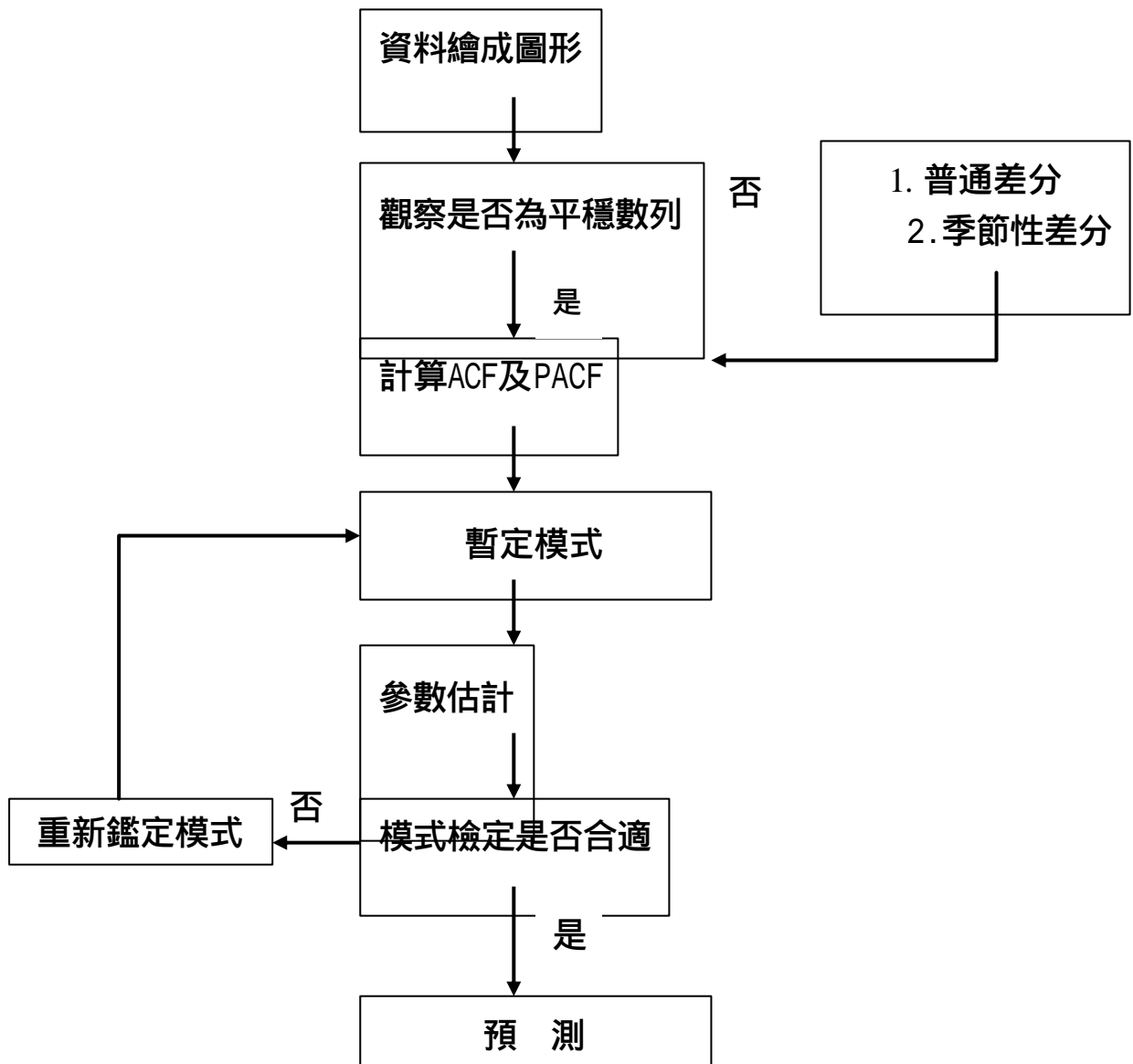


圖3.2 模型之建立與預測流程圖

由圖 3.2 可知模式建立之程序，依序簡述如下：

A. 數列繪圖觀察

首先將收集到的資料（觀測值 Z_t ）按時間順序繪成圖形，

觀察圖形變化情形，先觀察其波動情形，如波動太大（變異程度很大），需作資料轉換。

B. 觀察是否為平穩數列

經由數列繪圖亦可觀察數列是否平穩，若時間數列其統計特性不隨時間之變化而改變者，該數列即為平穩型隨機過程，假若數列在一定週期內，其平均值逐漸上升或下降，呈現漂浮無定向的情形，及其平均值隨時間而改變就是非平穩型數列，則必須做適當的差分（Difference）轉化成穩定型時間數列。差分有兩種，一種為普通的差分，另一種為季節性差分，經過適當的差分之後無定性時間數列即轉化成穩定型時間數列。

C. 差分

普通差分運算子（Difference Operator）

$$\begin{aligned} \nabla Z_t &= Z_t - Z_{t-1} = (1-B)Z_t && \dots\dots\dots \text{第一次差分} \\ \nabla^2 Z_t &= [(Z_t - Z_{t-1}) - (Z_{t-1} - Z_{t-2})] \\ &= (1-B)^2 Z_t = (1-2B+B^2)Z_t \\ &= Z_t - 2Z_{t-1} + Z_{t-2} && \dots\dots\dots \text{第二次差分} \end{aligned}$$

季節性差分

$$\nabla_s Z_t = Z_t - Z_{t-s}$$

若為月資料 S=12 $\nabla_{12} Z_t = Z_t - Z_{t-12}$

若為季資料 S=4 $\nabla_4 Z_t = Z_t - Z_{t-4}$

D.計算 ACF 及 PACF

平穩型數列平均值 $E(Z_t) = \mu$ ，其變異數為

$$\sigma_z^2 = E(Z_t - \mu)^2$$

Z_t 與 Z_{t+k} (相隔 k 個時期) 之自我互變異數，以 g_k 表示，

$$g_k = \text{Cov}(Z_t, Z_{t+k}) = E\{(Z_t - \mu)(Z_{t+k} - \mu)\}$$

Z_t 與 Z_{t+k} 相隔 k 個時期之自我相關係數, (Autocorrelation at lag K) 以 r_k 表示

$$r_k = \frac{\text{Cov}(Z_t, Z_{t+k})}{\sqrt{\text{Var}(Z_t)}\sqrt{\text{Var}(Z_{t+k})}} = \frac{g_k}{\sigma_0^2} = \frac{g_k}{g_0} \dots\dots\dots (3.4)$$

註：平穩型數列 $\text{Var}(Z_t) = \text{Var}(Z_{t+k})$ ， $g_0 = \sigma_z^2 = E(Z_t - \mu)^2$ ，

若將 r_k 當做為時間位差 k 之函數則稱為自我相關函數

(Autocorrelation Function) 簡稱為 ACF；因理論值 r_k 與 g_k 均未

知，所以要以收集的時間數列資料來估計其值則 r_k 之估計為

$$g_k = \frac{C_k}{C_0}, K = 1, 2, 3, \dots\dots\dots (3.5)$$

式中 $C_k = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^{N-k} (Z_t - \bar{Z})(Z_{t+k} - \bar{Z})^2$

\bar{Z} 為此數列之平均值，且 $C_0 = \frac{1}{N} \sum_{t=1}^N (Z_t - \bar{Z})^2$

Z_t 與 Z_{t+k} 在相隔 k 期之偏自我相關係數 (partial Autocorrelation at

lag k) 以 r_{kk} 當作時間位差 k 之函數，則稱為偏自我相關係數

(partial Autocorrelation function)，簡稱為 PACF 及 $\{r_{kk}; k=1, 2, 3, \dots\}$

為不同時間位差之偏自我相關係數之集合。

計算 ACF 及 PACF 之目的是初步決定 ARIMA 模式的階數 (p,q) , 當自我相關函數 ACF 不容易很快消失時 , 顯示該數列為一無定向型數列。故首先需對數列取差分一直到數列之 ACF 很快的消失為止 , 即表示數列已經差分後轉換成為平穩型數列;此時所差分之次數則以 d 表示之。其次 , 再依樣本之 ACF 與 PACF 來決定 ARIMA(p,d,q)中的 p 與 q 值 , 以判斷數列應屬於何種模型。

E.暫定模式

自我迴歸整合移動平均模式 (ARIMA) 是由自我迴歸過程 (Autoregressive) 與移動平均過程 (Moving Average) 兩者整合而成 , 如果數列為非平穩數列 , 則必須先差分 , 故其基本模式之形式為 :

$$f_p(B)\nabla^d Z_t = C + q_q(B)a_t \dots\dots\dots (3.6)$$

是經過 AR (p) MA(q)差分結合而成 , 茲分述如下 :

a.自我迴歸過程

設 $Z_t, Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots$ 代表一時間數列之隨機過程 , 當期之數值 Z_t 是同一數列諸個前期之數值 $Z_{t-1}, Z_{t-2}, \dots, Z_{t-p}$ 迴歸 , 即是諸個前期之數值和當期干擾項 a_t 之線性組合

$$Z_t = C + f_1 Z_{t-1} + f_2 Z_{t-2} + \dots + f_p Z_{t-p} + a_t$$

C : 常數項 ; ϕ_i : 自我迴歸參數

上式稱為 p 階自我迴歸模式 , 簡稱 AR(p)。即該是以 Z_t 做應變數 , 而以諸個前期之數值當作自變數之迴歸模式 AR(p) 過程 , 可藉後移運算子 (Backward Shift Operator) B 來改寫為

$$Z_t = C + (f_1 B^1 - f_2 B^2 - \dots - f_p B^p) Z_t + a_t \dots\dots\dots (3.7)$$

$$\text{或 } (1 - f_1 B^1 + f_2 B^2 + \dots + f_p B^p) Z_t = C + a_t \dots\dots\dots (3.8)$$

$$\text{令 } f_p(B) = 1 - f_1 B^1 - f_2 B^2 - \dots - f_p B^p$$

則 3.8 式可記為

$$f(B) Z_t = C + a_t \dots\dots\dots (3.9)$$

後運算子 B 之定義為

$$B^1 Z_t = Z_{t-1}$$

$$B^2 Z_t = Z_{t-2}$$

$$B^j Z_t = Z_{t-j}$$

以上為 AR(自我迴歸)過程

b. 移動平均過程

對有限的移動平均過程其模式簡稱為 MA (q) 為諸個有限個前期的震動 a_t 之線性組合

$$Z_t = u + a_t - q_1 a_{t-1} - q_2 a_{t-2} - \dots - q_q a_{t-q} \dots\dots\dots (3.10)$$

式中 - $q_1, -q_2, \dots, -q_q$ 為一有限集合之權數 , 權數之負號僅為方

便計算之用。模式 3.10 表示 q 階之移動平均過程利用後移運算子 $MA(q)$ 可表示為

$$Z_t = u + (1 - q_1 B^1 - q_2 B^2 - \dots - q_q B^q) a_t = u + q_q(B) a_t \dots\dots\dots (3.11)$$

式中 $q_q(B) = (1 - q_1 B^1 - q_2 B^2 - \dots - q_q B^q) a_t$

c. 混合自我迴歸與移動平均過程

在同時考慮 $AR(p)$ 與 $MA(q)$ 兩個模式，進一步建立兩者之結合模式可獲得更為精簡之模式，此種模式一般稱為 (p, q) 階混合自我迴歸與移動平均過程 (Mixed Autoregressive Moving Average Process of Order (p, q))，其型式為：

$$Z_t = C + f_1 Z_{t-1} + f_2 Z_{t-2} + \dots + f_p Z_{t-p} + a_t - q_1 a_{t-1} - q_2 a_{t-2} - \dots - q_q a_{t-q}$$

$$\text{或 } (1 - f_1 B^1 - f_2 B^2 - \dots - f_p B^p) Z_t = C + (1 - q_1 B^1 - q_2 B^2 - \dots - q_q B^q) a_t$$

.....

$$(3.12)$$

$$\text{即 } f_p(B) Z_t = C + q_q(B) a_t \dots\dots\dots (3.13)$$

上式簡稱為 $ARMA(p, q)$ ，式中 $(\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p)$ 稱為自我迴歸參數， (q_1, q_2, \dots, q_q) 稱為移動平均參數， C 為一常數。

當數列為非平穩數列時就必須差分，定義差分運算子

(Difference Operator) ∇ 為

$$\nabla Z_t = Z_t - Z_{t-1} = (1 - B) Z_t \dots\dots\dots (3.14)$$

因此, ∇ 與後移運算子 B 之間關係為 $\nabla=1-B$

故

$$\nabla^2 = (1-B)^2$$

$$\nabla^3 = (1-B)^3$$

$$\nabla^d = (1-B)^d$$

d. 自我迴歸整合移動平均模式

經過 d 次差分 ($d>0$) 後之數列再以 ARMA 模式來表示就成為自我迴歸整合移動平均模式 (Autoregressive Interated Moving Average Model) 或簡稱為 ARIMA (p,d,q), 亦即是前述 (3.6) 式

$$f_p(B)\nabla^d Z_t = C + q_q(B)a_t$$

p,d,q =非負整數

B =後移運算子

∇ =差分運算子

$$f_p(B) = 1 - f_1B - f_2B^2 - \dots - f_pB^p$$

$$q_q(B) = 1 - q_1B - q_2B^2 - \dots - q_qB^q$$

a_t =時間為 t 期之干擾項

$\{a_t\}$ 為白噪音 (white noise) 過程

F. 參數估計

當一般數列被鑑定為某種形態之模式後, 必須利用統計理

論對暫定模式所含有的未知參數推算出最佳或最有效的估計值。假設一時間數列 Z_1, Z_2, \dots, Z_n 可用 ARIMA(p,d,q) 模式暫定，也就是

$$a_t = W_t - fW_{t-1} - \dots - f_p W_{t-p} - C + q_1 a_{t-1} + \dots + q_q a_{t-q} \dots \dots \dots (3.15)$$

(3.15) 式中， $w_t = (1-B)^d Z_t$ ，已知白噪音 a_t 為一常態分配，期望值為零，變異數為 \mathbf{S}_a^2 ，所以其密度函數為

$$P\langle a_t | \mathbf{S}_a^2 \rangle = \frac{1}{\sqrt{2\pi} \mathbf{S}_a} \exp\left[-\frac{a_t^2}{2\mathbf{S}_a^2}\right] \dots \dots \dots (3.16)$$

$$P\langle \underline{W} | \underline{f}, \underline{q}, C, \mathbf{S}_a^2 \rangle = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\mathbf{S}_a^2)^{-\frac{n}{2}} * \exp\left[-\frac{1}{2\mathbf{S}_a^2} \sum_{t=1}^n (W_t - f_1 W_{t-1} - \dots - f_p W_{t-p} - C + q_1 a_t + \dots + q_q a_{t-q})^2\right] \dots (3.17)$$

(3.17) 上式中 $\underline{W}, \underline{f}, \underline{q}$ ，分別為 W_t, ϕ ，的列向量。當一組資料已知時，參數的概似函數為

$$L\langle \underline{f}, \underline{q}, C, \mathbf{S}_a^2 | \underline{W} \rangle = (2\pi)^{-\frac{n}{2}} (\mathbf{S}_a^2)^{-\frac{n}{2}} \exp\left[-\frac{1}{2\mathbf{S}_a^2} \sum_{t=1}^n \hat{a}_t(\underline{f}, \underline{q}, C)_i^2\right] \dots \dots \dots (3.18)$$

(3.18) 式中 \hat{a}_t 為經由已知的觀測值與擬合值計算而得的，即

$\hat{a}_t = W_t - E\langle W_t | W_{t-1}, W_{t-2}, \dots \rangle$ 。再對 (3.18) 式取對數形式，可得

$$\ln L\langle \underline{f}, \underline{q}, C, \mathbf{S}_a^2 | \underline{W} \rangle = -\frac{n}{2} \ln(2\pi) - \frac{n}{2} \ln \mathbf{S}_a^2 - \frac{S(\underline{f}, \underline{q}, C)}{2\mathbf{S}_a^2} \dots \dots \dots (3.19)$$

(3.19) 式中 $S(\underline{f}, \underline{q}, C) = \sum_{t=1}^n \hat{a}_t(\underline{f}, \underline{q}, C)_i^2$ 表示誤差項的平方和函數。

因為 $\ln L\langle \underline{f}, \underline{q}, C, \mathbf{S}_a^2 | \underline{W} \rangle$ 中只有 $S(\underline{f}, \underline{q}, C)$ 含有含參數 $\underline{f}, \underline{q}$ ，所以為求

Max $lnL(\underline{f}, \underline{q}, C, \mathbf{S}_a^2 | \underline{W})$ 就是求 $MinS(\underline{f}, \underline{q}, C)$ 。在 $\underline{f}, \underline{q}, C$ 這些參數決定後 \hat{s}_a 的最大概似估計值為 $\hat{s}_a = \frac{S(\hat{\underline{f}}, \hat{\underline{q}}, \hat{C})}{n}$ 。

G. 模型鑑定

一數列經過模型檢定、參數估計得到最佳估計值後，還須利用檢定方法檢定所得模型與數據之配合是否適當，是否可準確的代表所觀察之現象及模式是否合乎精簡原則，如果所得模型無缺適當性，則模型可供應用；反之，若模型不適當，則必須重新進行鑑定、估計與診斷、檢定的步驟，直到能獲得一適當模型為止。模型偵測的主要工具是殘差 (Residuals)。在應用時若殘差通過獨立常態 $N(0, \sigma_a^2)$ 之分配檢定，則吾人可宣稱 $\{X_t\}$ 為由此一 ARIMA(p,d,q) 模型產生。

當一組數據被鑑定為某一模式且其參數亦經由電腦估計程式求得最佳估計值後，對於這樣一個暫定的模式，還需要利用各種檢定方法來判斷擬合數據是否適合此一模式，其中最可靠的方法為從擬合模式中計算殘差 \hat{a}_t 之樣本自我相關函數，首先考慮 $\hat{a}_t, t = 1, 2, 3, \dots$,

一般化模式 ARIMA (p,d,q) 為

$$f_p(B)W_t = q_q(B)a_t \quad \text{且} \quad W_t(1-B)^d(Z_t - m)$$

其近似最大可能估計值被估計為 (\hat{f}, \hat{q}) ，則可得

$$\hat{a}_t = \mathbf{q}_q^{-1}(B)\hat{f}_p(B)\mathbf{w}_t$$

一般稱此 $\hat{a}_t, t = 1, 2, 3, \dots, k$ 為無法觀察得到的隨機震動之估計

值。假若暫定的模式事實上是正確的話，則可以證得

$a_t, t = 1, 2, 3, \dots, k$ 為獨立之隨機震動，使得 a_t 之自我相關值 ρ_k 皆等

於 0，即 $\rho_k = 0, k = 1, 2, 3, \dots, k$ 。因此，利用從計算 \hat{a}_t 之樣本自我

相關值 g_k

$$g_k(\hat{a}_t) = \frac{\sum (\hat{a}_t - \bar{\hat{a}})(\hat{a}_{t-k} - \bar{\hat{a}})}{\sum (\hat{a}_t - \bar{\hat{a}})^2}, k = 1, 2, 3, \dots, k \dots\dots\dots (3.20)$$

因此，參數估計後，對一個暫定的模式，需要檢定模式是否適

合，檢查的方法有二：

a. $g_k = (\hat{a}_t)$ 變異數

當 n 很大時， $\{a_t\}$ 之自我相關係數 $g_k = (\hat{a}_t), k = 1, 2, \dots$ 為不相關

且近似常態分配，其平均數為零，標準誤差為 $\frac{1}{\sqrt{n}}$ ，一般可利用

逐一檢定 $g_k = (\hat{a}_t), k = 1, 2, \dots$ 是否超過 $\frac{2}{\sqrt{n}}$ 之值判定 $g_k = (\hat{a}_t)$ 是否

為白噪音數列，若超出兩倍標準差 $\frac{2}{\sqrt{n}}$ ，就不適當。

b. 整體 c^2 準則

當有大量觀測值且 a_t 為獨立之 $N = (0, \mathbf{S}_a^2)$ 數列，則

$$Q = n \sum_{k=1}^k g_k^2(\hat{a}_t) \sim \mathbf{c}_{k-p-q}^2 \dots\dots\dots (3.21)$$

(3.21) 式中 n 為實際 $\{\hat{a}_t\}$ 之個數， k 為所計算之殘差自我相關

值之個數， p 與 q 為模式之參數個數。若 $Q > \mathbf{c}_{(1-a, k-p-q)}^2$ 表示殘

差項的相關係數太大，因此模式不適合。另外，當參數估計值的 t 值很小時，可將 ARIMA(p,d,q) 中階數 (order) 較大者先行除去，重新作參數估計與檢定得工作，以符合參數精簡原則。

如果檢定結果，暫定模式不適當，就必須重新研判階數是否適當，或是否受到干擾事件之影響，此時必須重新暫定模式，重新對參數做估計，以及檢查模式，直到能獲得一個適當模式，當模式檢查後並無不當，則可以提供應用，進行預測。

H. 模型選取準則

一般來說，同一筆資料往往都可以找出好幾個符合資料形態的模型。因此，如何判斷不同模型的優劣，並選擇適當者，則需依據以下幾個準則。一般來說，這些準則都是以殘差為基礎，茲就以下兩項主要的準則予以說明：

a. AIC (Akaike's information criterion) 準則

$$AIC(M) = -2\ln(\text{最大概似函數值}) + 2M$$

其中， n 為有效觀測值， M 為模型中參數之個數， S_a^2 為估計的殘差變異數。其對數形式的概似函數為

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln 2\pi S_a^2 - \frac{1}{2S_a^2} S(f, c, q) \dots \dots \dots (3.22)$$

對參數 f, c, q 與 S_a^2 取 (3.22) 式為最大，則可得

$$\ln L = -\frac{n}{2} \ln \hat{\mathbf{S}}_a^2 - \frac{n}{2} (1 + \ln 2\mathbf{p}) \dots \dots \dots (3.23)$$

因 (3.23) 式中的第二項為常數，故 AIC 可簡化為

$$AIC(M) = n \ln \hat{\mathbf{S}}_a^2 + 2M \dots \dots \dots (3.24)$$

針對同一時間序列，代入不同的模型及參數估計值，以 AIC 最小者，為最佳的模型。

b. BIC (Bayesian information criterion) 準則

$$BIC = -2 \ln(\text{概似函數最大值}) + M \ln(n)$$

$$= n \ln(2) + n \ln(\dots) + n + M \ln(n) \dots \dots \dots (3.25)$$

其形式為：

$$BIC(M) = n \ln \hat{\mathbf{S}}_a^2 - (n - M) \ln \left(1 - \frac{M}{n} \right) + M \ln n + M_z \ln \left[\left(\frac{\hat{\mathbf{S}}_z^2}{\hat{\mathbf{S}}_a^2} - 1 \right) / M \right] \dots \dots \dots (3.26)$$

式中 $\hat{\mathbf{S}}_a^2$ 為 \mathbf{S}_a^2 之最大概似估計值，n 為有效觀測值，M 為模型中參數之個數， M_z 為估計的殘差變異數。針對同一時間序列，代入不同的模型及參數估計值，若 BIC 最小者，則為最佳的模型。

BIC 準則所選出的模型其參數數目會比以 AIC 準則選出者少，表示 BIC 較合乎建立模型時的精簡原則 (parsimonious principle)

I. 預測

當一模型經估計、檢定與修正後，被確認足夠符合各種統計準則後應用所得數列於預測為時間數列分析的最終目的。時間數列模式之預測是採用最小均方誤差預測值(Minimum Mean Square Error Forecasts)，Box and Jenkins 已證明 Z_{t-1} 之最佳預測值為在時間 T 時 Z_{t+1} 之期望值，所謂「最佳」是指該預測值使得均方誤差 $E[Z_{t+1} - \hat{Z}_t(l)]^2$ 為最小， Z_t 為時間數列最後一個觀測值， Z_{t+1} 為預預測 l 個時期後之觀測值， $\hat{Z}_t(l)$ 為 l 個時期後之預測值， T 稱為預測起點， l 為超前時間。最小均方誤差就是讓預測值與觀測值均方誤差最小，在預測起點 T 之 Z_{t+1} 的期望值為受限於過去觀測值之一種條件期望值，即

$$\hat{Z}_t(l) = E[Z_{t+1} | Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_1]$$

最後可證得

$$\hat{Z}_t(l) = \sum_{j=0}^{\infty} y_{l+j} a_{T-j} = E[Z_{t+1} | Z_t, Z_{t-1}, \dots, Z_1]$$

式中 y_j 為多項式 $f_p^{-1}(B) \Phi_p^{-1}(B^s) (1-B)^{-d} (1-B^s)^{-D} q_Q(B^s) q_q(B)$ 之 B_j 係數。

J. 模式預測能力評估準則

模式預測能力評估準則，其預測能力之優劣一般要看預測誤差之大小來評估預測之精確度，常運用於預測精確度的統計量有 MAPE(mean absolute percentage error)和 RMSE(root mean

square percentage error)兩項。

a.平均絕對百分誤差(MAPE)

定義超 l 前期之預測誤差為：

$$e_l = Y_{t+l} - Y_t(l) \dots\dots\dots (3.27)$$

其中 T 為預測之起始點， Y_{t+l} 為 $T+l$ 期之實際值， $Y_T(l)$ 為以 T 為起始點超前 l 期之預測值。

若預測超前 n 期則：

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t+l}^n \frac{|e_l|}{Y_{t+l}} \times 100\% \dots\dots\dots (3.28)$$

b.根均方誤差(RMSE)

定義 T 為預測之起始點， Y_{t+l} 為 $T+l$ 期之實際值， $\hat{Y}_T(l)$ 為以 T 為起始點超前 l 期之預測值。若預測超前 n 期則 RMSE 為：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{l=1}^n e_l^2} \dots\dots\dots (3.29)$$

根據 MAPE 之大小，將模式預測之能力分成四個等級如下：

MAPE	預測能力
< 10%	高精確度預測
10-20%	良好的預測

20-50%	合理的預測
> 50%	不正確的預測

二、介入分析模式 (Intervention Analysis Model)

1. 介入分析

主要是用以準確的分析是否有人為或自然的介入，而導致時間序列在平均水準之顯著改變，該理論首先由 Box-Tiao(1975) 提出介入模型的分析及應用。此分析方法主要以虛擬變數 (dummy variable) 的技巧，來表示受到外在因素影響的時點。在建立介入模型時，我們必須確知：

- A. 外在因素介入的起始點(starting point)。
- B. 外在因素影響的型態(the shape of the intervention)。

當以上兩點確認之後，再採用以下幾個一般的策略：

- A. 對於已知外在因素的介入，先架構一預期的介入模型。
- B. 以此模型做適當的資料分析。
- C. 如果模型偵測(diagnostic checking)的結果沒有顯示出此模型

有不合適的地方，則做恰當的推論；但若模型偵測出有嚴重的不合適時，則做適當的模型修改，並且重新再分析，直到偵測結果認為不再有不合適時為止。

假設資料 $Z_{t-1}, Z_t, Z_{t+1}, \dots$ 為一等長時間間隔之觀測數列，

根據 Box-Jenkins 模式表示法，可利用下列一般化形式代表介入模式

$$z_t = f(k, \dots, t) + N_t \dots \dots \dots (3.30)$$

式中 $z_t = F(z_t)$ 為 z_t 經一合適之轉換後的形式，(如取 $\log z_t$ 或 $\sqrt{z_t}$ 或原值式 z_t) $f(k, \dots, t)$ 外生變數 在時間 t 的固定效果，為某些包含有參數 k 之時間函數。

N_t = 代表隨機干擾項數列。

K = 一組未知參數。

假設干擾項 $N_t = Z_t - f(k, \dots, t)$ 可以一種混合型自我迴歸移動平均過程 (mixed autoregressive moving average process) 來表示：

$$\phi(B)N_t = (B)a_t \dots \dots \dots (3.31)$$

式中，

B 為後移運算子，使 $BZ_t = Z_{t-1}$ ，

$a_{t-1}, a_t, a_{t+1} \dots \dots \dots$ 為一序列獨立之常態分配變數，其平均數為 0，變異數為 σ_a^2 ，此數個 a_t 項亦可稱為"白噪音"(white noise)。

$$(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_q B^q \dots \dots \dots (3.32)$$

$$\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \dots \dots \dots (3.33)$$

分別為"移動平均"(moving average)以及自我迴歸 (autoregressive) 之 p 階與 q 階的 B 之多項式。

(B)之根落於單位圓之外， $\phi(B)$ 之根落於單位圓上或其外部。

為了表示某些均齊性非平穩數列(homogeneous nonstationary series)，運算子 $\phi(B)$ 轉變定義為

$$\phi(B) = (1 - B)^d \phi_1(B) \dots \dots \dots (3.34)$$

其中， $(\phi_1 B)$ 之根均落於單位圓之外。此表示第 d 次差分後將數列轉換成平穩型模式。同時，對於具有週期 s 之季節性資料(月資料 s=12)一般可寫為

$$\phi(B) = \phi_1(B) \phi_2(B^s),$$

$$\phi_2(B^s) = (1 - B^s)^d \phi_3(B^s),$$

$$\phi_3(B^s) = (1 - B^s)^d \phi_4(B^s)$$

來表示季節性非平穩數列。

因此，干擾模式之一般型式可表示為

$$f_1(B) f_2(B^s) (1 - B)^d (1 - B^s)^D N_t = q_1(B) q_2(B^s) a_t \dots \dots \dots (3.35)$$

式中 $f_1(B)$, $f_2(B^s)$, $q_1(B)$, $q_2(B^s)$ 分別表示為 p_1, p_2, q_1, q_2 階之多項式。

2. 介入動態模式

一般外生變數之影響可以下述之動態模式來表示

$$f(d, w, x, t) = \sum_{j=1}^k Y_{ij} = \sum_{j=1}^j \left\{ \frac{w_j(B)}{d_j(B)} \right\} x \dots \dots \dots (3.36)$$

式中

Y_{ij} 表示由 動態轉換而得之。

先前的參數 k 改以 d 與 f 表示

$$d_j(B) = 1 - d_{1j}B - \dots - d_{r_jj}B^{r_j} \text{ 與}$$

$$f_j(B) = f_{0j} - f_{1j}B - \dots - f_{s_jj}B^{s_j} \text{ 為 } r_j \text{ 與 } s_j \text{ 階的 } B \text{ 之多項式}$$

假設 $f_j(B)$ 之根落於單位圓之外， $d_j(B)$ 之根落於單位圖上或單位圖之外。

一般而言， x_{ij} 可能為外生時間數列， Y_{ij} 所受之影響必須加以說明，但在本章所述之 Y_{ij} 變數稱為虛擬變數，以 0 與 1 分別表示介入因素不發生與發生之情況。

例如：假設模式中僅有一項外生變數，則模式為

$$Z_t = Y_t + N_t = \left(\frac{w(B)}{d(B)} \right) x_t + \left(\frac{q_1(B)}{f(B)} \right) a_t \dots \dots \dots (3.37)$$

則由下列線性差分方程式將 Z_t 轉換為 Y_t

$$d(B)Y_t = w(B)x_t \dots \dots \dots (3.38)$$

圖 3.3 中繪出六種常用的介入反應型態及函數，其有下列二種主要型態：

A. 階段輸出

假定介入發生在 T ，圖 3.2 (a)、(b) 與 (c) 分別說明

Y_t 表示一段期間(a step)之虛擬變數反應之各種簡單動態系

統。我們定義如此之虛擬變數為 $S_t^{(T)}$ ，式中

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

同樣的，我們用 $P_t^{(T)}$ 來表示一個時點(a pulse)之指標，其中

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

其次，再考慮這些變動形態所代表的意義：

若外在因素的介入使得影響立即的反應而產生一段時間(a Step)之變化，如圖 3.3(a)所示，則考慮下述模式

$$Y_t = ? S_t^{(T)} \dots \dots \dots (3.39)$$

有時一段期間之變化無法立即反映出外在因素的介入影響而呈現出一個“第一階”動態反應(first order dynamic

response)，如圖 3.3(b)，故此種合適之轉換函數模式變為

$$Y_t = \{ ? / (1 - dB) \} S_t^{(T)} \dots \dots \dots (3.40)$$

式中因 $d < 1$ ，故其變動軌跡呈一拋物線上升形狀，且其上升速率為 d ，最後到達穩定狀態時的值為 $? / (1 - d)$

在式中，若當其 d 趨近於 1，則轉換函數模式變為

$$Y_t = \{ ? / (1 - B) \} S_t^{(T)} \dots \dots \dots (3.41)$$

如此，所表示約為等比例上升的直線，如圖 3.3(c)。

B. 脈衝輸出

同理若外在因素的產生，以一個時點(a pulse)形態出現，則

此時 $t=P_t^{(T)}$, 且 $P_t^{(T)}$ 與 $S_t^{(T)}$ 有一關係存在 :

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

假若介入因素僅影響當月則採用下列模式

$$Y_t = wP_t \dots\dots\dots (3.42)$$

一個簡單第一階的模式 , 如圖 3.3(d) , 表示為

$$Y_t = \{w/(1-dB)\}P_t^{(T)} \dots\dots\dots (3.43)$$

其中 , w 代表外在因素的介入 , 而立即發生的起始效應 , d 表示為此種增加效應之遞減率。

在(3.43)的模式中 , 隱含了外在因素的介入後沒有持續效果。但實際上也有可能不為如此 , 如圖 3.3(e)的模式

$$Y_t = \{w_1B/(1-dB) + w_2B/(1-B)\}P_t^{(T)} \dots\dots\dots (3.44)$$

其中 , w_2 所代表的就是一種持續性的影響效果。

如果我們相信介入因素一開始有正向的影響產生 , 但緊接著下期反而出現如式(3.44)的影響效果 , 不過卻完全是逆向的衝擊 , 則可以得到圖 3.3(f)的模式。

以上這些模型可以繼續擴充來表現成各種我們所有興趣的模式 , 來解釋外在因素介入所產生的影響。不過 , 介入模式的影響因素不限定只有一個 , 故介入模式可以擴充成為有好幾個外在因素影響的模式。

介入模式之建立方法如下：

- A. 首先，建立一個動態模式，使其能說明某些已知介入因素發生之情況。
- B. 根據該模式進行一適合的資料分析。
- C. 假設模式經檢驗結果，不適合於該組資料，則嘗試瞭解其原因，並另行鑑定一種新的可能方式，再予以重新分析。

3.離群值偵測

在經過了 ARIMA 模式以及介入模式之後，如果在資料中存在有離群值，將會減弱模型分析的能力，所以還得經過離群值的分析把模式中的離群值剔除之後，才能夠加強模型的解釋能力。

偵測離群值的方法首先由 Fox (1972) 所提出，而之後陸續有許多學者，如 Tsay (1988) , Chang, Tiao and Chen (1988) , Chen, Liu (1990) 等人均研究離群值的偵測與估計方法，離群值主要有四種類型：(1) 相加性離群值 (additive outlier) , 簡稱 AO , (2) 創新性離群值 (innovational outlier) , 簡稱 IO , (3) 水平位移 (level shift) , (4) 暫時性變更 (temporary change) , 簡稱 TC , 簡述如后：

A. 相加性離群值 (AO)

相加性離群值為說明一種事件的效應僅影響時間數列的一個時期，其最常發生的情況為資料記錄錯誤所產生的相加性離群值，

假設該離群值發在時點 $t=T$ ，則模式可表示為

$$Y_t = N_t + w_A I_t(T) \dots\dots\dots (3.45)$$

式中 $I_t(T)=1$ 當 $t=T$ ； $I_t(T)=0$ ，當 $t \neq T$ 。 w_A 表示 Y_t 在時間 $t=T$ 所產生變動。

B. 創新性離群值(IO)

創新性離群值為一種事件的效應係根據數列的 ARIMA 模式而廣受影響。因此，當一個數列有創新性離群值發生，則在該時點之後的觀察值均會受到影響。一般將 IO 稱為一種外部原因的肇端，故觀測值數列之模型可表示為

$$Y_t = N_t + \frac{q(B)}{f(B)} w_I I_t(T)$$

$$\text{或 } Y_t = \frac{q(B)}{f(B)} (a_t + w_I I_t(T)) \dots\dots\dots (3.46)$$

C. 水平位移 (LS)

水平位移為一種事件的效應對時間數列在已知的期間會呈現永久性的影響，當數列有一種水平位移發生將反應一種操作過程或一個設備改變所致，此種模型可表為

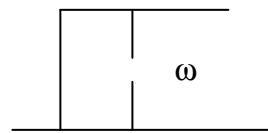
$$Y_t = N_t + \frac{1}{1-B} w_L I_t(T) \dots\dots\dots (3.47)$$

D. 暫時性變動 (TC)

考慮一種事件的效應對時間數列起始有影響，然後漸漸消失其影響，此種模型可表為

$$Y_t = N_t + \frac{1}{1-dB} w_c I_t(T), 0 < d < 1 \dots\dots\dots (3.48)$$

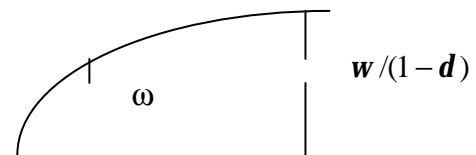
(a) $wS_t^{(T)}$



(b)

T

$$\frac{w}{1-dB} S_t^{(T)}$$



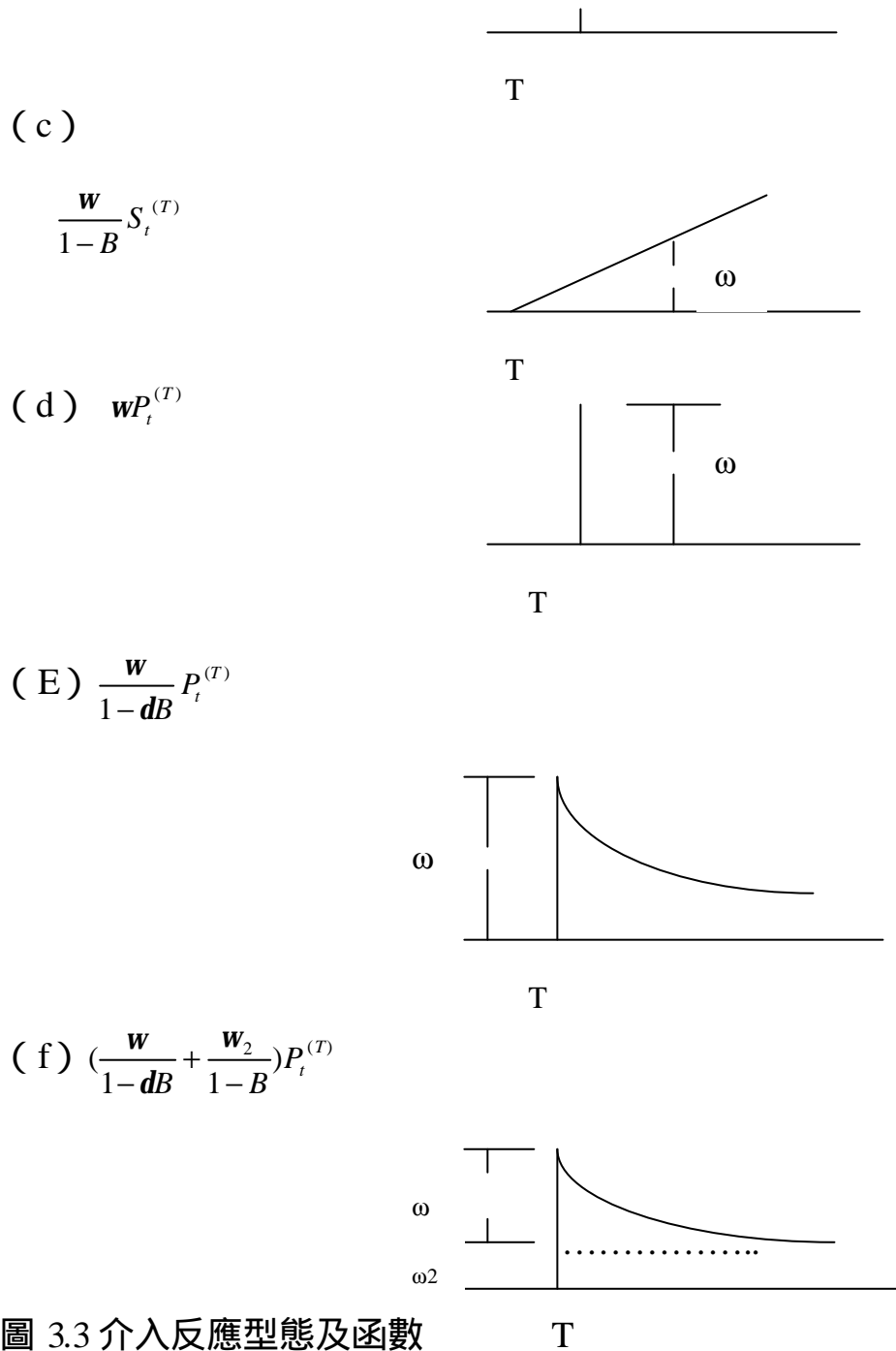


圖 3.3 介入反應型態及函數

三、轉換函數模型

本研究是以應收保費(y)與納保人口、失業率、人口月增加率與經濟成長率等 (Xi)為觀測值，來建構一個最適的轉換函數模型。我們將本小節同樣分成模型介紹、模型鑑定與模型建構三部分來說

明，其中前二部分是根據 Box 和 Jenkins(1977)所提出的方法。

1.模型介紹

考慮 $\{X_t\}$ 和 $\{Y_t\}$ 係由二元隨機過程所產生的平穩型時間數列，若將變數 X_t 視為投入(Input)，變數 Y_t 視為產出(Output)，而之間的關係則可表示為

$$Y_t = U_t + N_t \dots\dots\dots (3.49)$$

其中， $U_t:Y_t$ 為之一部份，僅用來解釋 X_t 部份

N_t 為干擾項(Disturbance Term)與 X_t 無關。

首先，考慮 U_t 與 X_t 間之關係，以線性動態關係來表示，可記為

$$U_t = v_0 X_t + v_1 X_{t-1} + v_2 X_{t-2} + \dots = (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots) X_t = v(B) X_t \dots (3.50)$$

其中， v_1, v_2, v_3, \dots 可以視為各時期 X_t 之衝擊反應。

因此，我們可以將(3.49)式改寫成

$$Y_t = v(B) X_t + N_t \dots\dots\dots (3.51)$$

其次，考慮干擾項部份，一般干擾項係為無定向型數列，因而符合

ARIMA(p,d,q)模型，即

$$N_t = C + \frac{q(B)}{f(B)} a_t \dots\dots\dots (3.52)$$

其中， $a_t \sim \text{Normal}(0, \sigma_a^2)$ ， C 為常數項。

因此，亦可持(3.52)式表示為

$$Y_t = C + v(B)X_t + \frac{q(B)}{f(B)}a_t \dots\dots\dots(3.53)$$

2.模型鑑定

轉換函數模型的建立過程與單變量時間數列模型構建方法相同，亦是一種遞迴方式。模型鑑定中需要考慮三個基本問題：

- (1) 衝擊反應權重 $v(B)$ 的估計。
- (2) 干擾項形式 $\frac{q(B)}{f(B)}a_t$ 的決定。
- (3) 與 $v(B)$ 最近似的有理式形式 $\frac{w(B)}{d(B)}$ 的決定。

A.CCF 方法

一般單變量時間數列模型係以樣本自我相關函數 ACF 來作為鑑定模型之準則。相對的，在轉換函數模型中吾人可以樣本交叉相關係數 (Cross Correlation Function; 簡稱 CCF) 作為鑑定動態模型之主要工具。假設有一組 n 個觀測值數列相隔 k 個時差之樣本交叉相關係數定義為

$$r_{xy}(k) = \frac{c_{xy}(k)}{\sqrt{(c_{xy}(0)c_{xy}(0))}} , k=0, \pm 1, \pm 2, \dots, \dots\dots\dots (3.54)$$

$$\text{其中, } c_{xy}(k) = \begin{cases} \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n-k} (x_t - \bar{x})(y_{t+k} - \bar{y}), k = 0, 1, 2, \dots, \Lambda \\ \frac{1}{n} \sum_{t=1}^{n+k} (y_t - \bar{y})(x_{t-k} - \bar{x}), k = 0, -1, -2, \dots, \Lambda \end{cases}$$

且 \bar{x} 與 \bar{y} 為數列 x 與 y 之平均值， $S_x = \sqrt{c_{xx}(0)}$ 與 $S_y = \sqrt{c_{yy}(0)}$ 故

(3.54) 亦可以改寫為

$$g_{xy}(k) = \frac{c_{xy}(k)}{s_x s_y}, k = 0, \pm 1, \pm 2, \pm \dots \dots \dots (3.55)$$

基於上述的討論，轉換函數模型之鑑定過程摘述如下：

(A)當構建投入數列 X_t 的 ARIMA 模型並保留其殘差數列，此步驟一般稱為白噪音化投入數列，即

$$a_t = \frac{f(B)}{q(B)} X_t \dots \dots \dots (3.56)$$

(B)利用(A)投入數列估計後的 ARIMA 模型將產出數列 y_t 轉換，此步驟稱為過濾化產出數列，即

$$b_t = \frac{f(B)}{q(B)} y_t \dots \dots \dots (3.57)$$

(C)計算白噪音化投入數列 α_t 與過濾化產出數列 β_t 之交叉相關函數 CCF 來估計衝擊反應權數，即

$$\hat{v}_k = \frac{\hat{S}_b}{\hat{d}_a} r_{ab}(k) \dots \dots \dots (3.58)$$

(D)利用 \hat{v}_k 的形式與理論 v_k 圖形匹配，以決定合適的 $\frac{w(B)}{d(B)}$ 之 s 與 r 值以落後時差 d 值，即

$$\hat{v}(B) = \frac{\hat{w}_s}{\hat{d}_r} B^d \dots \dots \dots (3.59)$$

(E)利用上述決定的轉換函數模型，但假設干擾項為一種白噪音過程，即令 $n_t = a_t$ ，並進行模型參數之估計且保留其殘差數列

值，即可得 \hat{n} 為

$$\hat{n} = y_t - \hat{v}(B)x_t = y_t - \frac{\hat{W}_s(B)}{\hat{d}_r(B)} B^d x_t \dots\dots\dots(3.60)$$

(F)最後，利用式子(3.60)之殘差數列應用單變量模型構建法來
認定干擾項的 ARIMA 的模型，並重新認定與估計以獲取最
終的模型。

B.LFT 方法

線性轉換函數 (LFT) 方法係利用最小平方法直接估計衝擊反
應權數乃因多項式 $\delta(B)$ 的所有根均假設落在單位圓外,有理化
轉換函數 $\omega(B)/\delta(B)$ 可以有限項的線性轉換函數予以近似表
示，該方法可同時獲取轉換函數與干擾項的資訊，其運用步
驟說明如次：

(A) 選取一個有效的 l 值與一種合理的 N_l 近似模式來估計
轉換模型

$$Y_t = C + (v_0 + v_1 B + v_2 B^2 + \dots\dots\dots + v_l B^l) X + N_t \dots\dots\dots (3.61)$$

(B) 檢視 N_l 模型自我回歸部分之估計參數值，假若參數值
接近 1，則需對投入與產出數列取合適的差分，然後再重複第
一步驟。

(C) 經差分與重新估計後檢視殘差之自我相關函數(ACF)，
假若 ACF 並沒有顯示任何不適合之處，則可暫定轉換模型之

階次。

(D) 為獲取干擾項模型，還需計算

$$\hat{N}_t = Y_t - \hat{C} - (\hat{v}_0 + \hat{v}_1 B + \hat{v}_2 B^2 + \dots + \hat{v}_l B^l) X_t \dots \dots \dots (3.62)$$

並利用標準的模式鑑定方法來決定 N_t 之 ARIMA 模型。

3. 參數估計

本小節則利用上述的理論與鑑定方法，並採用應收保費、納保人口、失業率、人口月增加率與經濟成長率為觀測值，來建構一個最適之轉換函數模型。

我們將觀測值的形式分別記成為

$$Y_t = C + \frac{wr}{d_s(B)} B^d X_t + \frac{q(B)}{f(B)} a_t \dots \dots \dots (3.63)$$

亦即以應收保費為投入變數，而將納保人口、失業率、經濟成長率與人口月增加率視為產出變數，試建立一個最適的轉換函數模型。則需要估計一些未知參數

$\underline{d} = (d_1, \dots, d_r)'$, $\underline{w} = (w_0, w_1, \dots, w_s)'$, $\underline{f} = (f_1, \dots, f_p)'$, $\underline{q} = (q_1, \dots, q_q)'$, 與 S_a^2 。這

些參數可用非線性最小平方法求得，即

$$\min S(\underline{w}, \underline{d}, \underline{f}, \underline{q},) = \sum_{t=t_0}^n a_t^2$$

式中 $t_0 = \max\{p+r+1, b+p+s+1\}$

4. 模式檢定

由於轉換函數模式中，假設 a_t 為白噪音數列且與 x_t 互為

獨立，即與白噪音化投入數列 a_t 亦互相獨立，因此經由模式鑑定，即求得最佳參數估計值後，檢視干擾項之樣式是否合適，對一個合適的模式來說， \hat{a}_t 之樣本 ACF 與 PACF 不會顯示出任何型式。

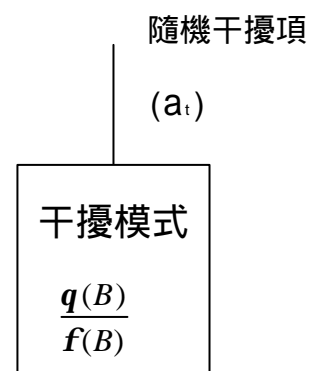
5.轉換函數模型之預測

轉換函數模式之預測方式亦與 ARIMA 模式所述之方式相同，即使得均方誤差為最小求得之預測值，假設 y_{t+1} 之預測值為 $\hat{y}_T(l)$ ，為使得均方誤差 $E_T[y_{T+l} - \hat{y}_T(l)]^2$ 最小則可得

$$\hat{y}_T(l) = \sum_{j=1}^{\infty} u_{l+j} a_{t-j} + \sum_{j=0}^{\infty} y_{l+j} a_{T-j} = E(y_{T+l} | y_T, y_{T+1}, \dots, y_1) \dots \dots \dots (3.64)$$

式中 u_j 為多項式 $\frac{w(B)B^b q_x(B)}{d(B)f_x(B)}$ 之 B^j 係數， ψ_j 為多項式 $\frac{q(B)}{f(B)}$ 之 B_j

係數，(3.64) 式即為轉換函數模式之預測函數，轉換函數模式概略圖如圖 3.4。



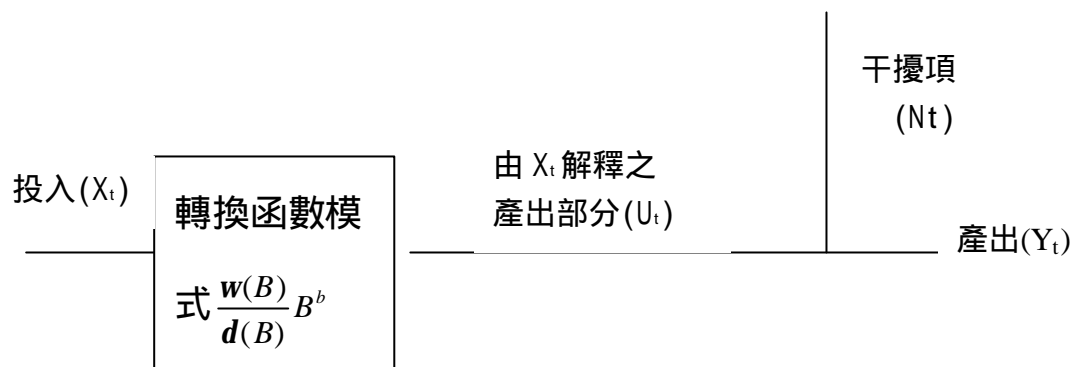


圖 3.4 轉換函數模型概略圖

第四章 研究結果

本章依據第三章研究方法之理論架構，建立全民健康保險應收保費預測模型，以下以中央健康保險局 84 年 3 月至 90 年 6 月每月應收保費共 76 筆資料先後建立三種模式：第一種模式為單變量 ARIMA

模型，第二種為包括政策介入影響在內的介入模型，第三種為推廣至多元時間數列分析之轉換函數 ARIMA 模型。分別建立此三種模型後再比較其預測結果，來分析哪一種模型比較符合資料型態，以及預測效果較佳。

將應收保費原始資料的圖形描繪如圖 4.1，發現數列自 60 期之後變成大幅震盪且與 60 期之前之數列型態大不相同。進一步瞭解造成數列改變原因，主要因為該段期間健保局針對中斷投保之保險對象逕辦理中斷者加保，以及辦理財稅比對逕調投保金額所影響使數列之型態產生改變。因此，後面幾期之資料型態改變，是否會對模型之建立產生偏差，首先利用 SCA 套裝軟體自動產生數列之單變量 ARIMA 模型為 $AR(3)$ ，亦即為 $ARIMA(3,1,0)$ ，另進行離群值偵測分析，單變量 ARIMA 模型仍為 $AR(3)$ ；一般而言，ARIMA 模型超過 $AR(2)$ 情形非常少，變數過多不符合精簡原則，不是一個理想之模型。所以足見該數列受到後面幾期之影響非常大，根據數列之趨勢改採擷取 1 至 60 期之資料來建立模型，經 SCA 套裝軟體自動產生數列之單變量 ARIMA 模型為 $AR(1)$ ，研究結果如后：

一、單變量 ARIMA 預測模型

1.初步分析與模型鑑定

將擷取之資料的圖形描繪如圖 4.2，由圖 4.2 檢視應收保費資料的型態可以得知，數列顯示沒有固定的水準，但卻呈現著隨時間改變而向上攀升增加的型態，可知此數列的平均並非維持在一固定的水平區間中，應為非平穩形的數列（nonstationary series）。另由數列自我相關函數(ACF)來判斷數列是否為平穩型，由圖 4.3 檢視數列之 ACF 維持多期的正相關，且 ACF 的值很緩慢的遞減到 0，判斷應收保費數列為非平穩型數列，需對數列(Z_t)取第一次差分，即 $(1-B)Z_t$ 後，計算一階差分後之 ACF 與 PACF。經一次差分應收保費時間數列大致已呈穩定狀態圖如圖 4.4，由此趨勢圖可知數列的平均變成維持在一固定的水平區間中，以及差分後的 ACF (圖 4.5) 知僅第一期的 ACF 係數超過兩倍標準差而 PACF (圖 4.6) 係數僅第一期在超過標準差之外，可判斷原始數列經差分一次後轉為穩定之數列，且觀察數列中並不含有季節性數列現象，應可判斷差分一次後應收保費數列已轉為平穩型數列。所以可將一階差分寫成。

$$Z_t - Z_{t-1} = Z_t - BZ_t = (1-B)Z_t$$

2. 模式估計

在決定 d 值 ($d=1$) 使數列轉為穩定之後，接下來需要判斷 p 及 q 值。應收保費數列經差分後為平穩數列，利用樣本的 ACF

及 PACF 作為判定 p 及 q 階數的工具，判斷的準則如下

	ACF	PACF
MA(q)	q 期後'截斷'	呈'指數遞減'或正負相間遞減的形式
AR(p)	呈'指數遞減'或正負相間遞減的形式	p 期後'截斷'
ARMA (p,q)	落後期漸漸消失	落後期漸漸消失

依據上述準則判斷應收保費一階差分後之 ACF 與 PACF，由圖 4.5 及圖 4.6 可以很明顯看出 ACF 值呈正負相間遞減的形式，而 PACF 於 1 期後截斷，可暫定應收保費數列為 AR (1)，亦即為一階差分之 ARIMA(1,1,0)。

暫定應收保費模型為 ARIMA (1,1,0)，接著對此模型進行參數估計，而估計需要經過兩個步驟：一、先指定模型型態，二、對模型的參數進行估計。

暫定應收保費模型 ARIMA (1,1,0)，其模式型態為

$$Z_t = C + \phi_1 Z_{t-1} + a_t \dots\dots\dots (4.1)$$

經過利用 SCA 統計軟體估計各參數值如表 4. 1，同時並偵測到第 11、14、20、38、49、59 為離群值，經離群值調整後標準誤(standard error)由 0.00034 調整為 0.00017。因此，為使預測更符合資料型

態，預測效果更佳，故採用離群值偵測分析資料，將計算得知之參數值帶入公式 4.1 得到我們所建構之最適估計預測模型如下：

$$Z_t = 122.6870 - 0.5271 Z_{t-1} + a_t$$

表 4.1 單變量 ARIMA 模型估計值與離群值效應

參數	估計值及其 t 值			
	無離群值調整		有離群值調整	
C	73.1155 (2.30)		122.6870 (8.59)	
ϕ_1	-0.3359 (-2.77)		-0.5271 (-5.50)	
a	0.00034		0.00017	
離群值 偵測	時點	種類	估計值	t 值
	11	LS	-1512.055	-10.30
	14	AO	483.597	3.57
	20	LS	-563.702	-3.84
	38	LS	-761.804	-5.19
	49	AO	590.926	4.36
	59	AO	-503.156	-3.35

3. 模型偵測與檢定

在模型選定後，檢定模型是否符合我們假設前提，即誤差項 a_t 數列必須符合常態分配且互相獨立的假設，也就是假設為“白噪音”（white noise）數列。若檢定的結果為否，則表示此模型不適

合且必須加以修正；若檢定結果為是，則表示此模型的殘差數列應為互相獨立的常態分配，其平均值為 0，變異數為定值。

偵測殘差數列的 ACF，圖 4.7 統計結果顯示殘差數列與 0 並無顯著差異。此外，所有的 ACF 都在兩倍標準差內，合乎白噪音數列的需求。因此由殘差的檢定顯示，此模型對應收保費數列的描述是合適的。

二、介入模型

觀察圖 4.2 之數列趨勢圖，其中第 11 點 (85/01)、第 20 點 (85/10)、第 37 點(87/03)，分別將雇主負擔之平均眷口數由 1.36 人調降為 1.1 人、0.95 人及 0.88 人；以及第 53 點 (88/07)，眷口數上限由五口調降為三口，致數列之平均值亦隨之變動。本數列受此政策改變可能因而形成較大殘差，因此吾人以介入模型分析之。其做法與 4.1 單變量 ARIMA 模型一樣，需通過建立模型三階段：模型認定、參數估計、及模型檢定，才能做到介入因子預白化的效果。

1. 暫時鑑定模型型式

平均眷口數與眷口數上限的政策修訂影響應收保費的介入因子具有連續性，所以將用階段函數 (step function) 來表現這個時點的介入因子影響。利用虛擬變數將調降平均眷口數與眷口數

上限之政策改變當作輸入變數 I_{it} ，定義如下：

$$I_{1t} = \begin{cases} 1, t \geq 11, \text{ 即 } 85/01 \text{ 起平均眷口數調降為 } 1.1 \text{ 人} \\ 0, t < 11 \end{cases}$$

$$I_{2t} = \begin{cases} 1, t \geq 20, \text{ 即 } 85/10 \text{ 起平均眷口數調降為 } 0.95 \text{ 人} \\ 0, t < 20 \end{cases}$$

$$I_{3t} = \begin{cases} 1, t \geq 37, \text{ 即 } 87/03 \text{ 起平均眷口數調降為 } 0.88 \text{ 人} \\ 0, t < 37 \end{cases}$$

$$I_{4t} = \begin{cases} 1, t \geq 53, \text{ 即 } \geq 88/07 \text{ 起眷口數上限調降為 } 3 \text{ 人} \\ 0, t < 53 \end{cases}$$

假設數列因上述之介入因素，致平均值之變動為 w_i ，而一般外生變數之影響可以前章公式 (3.36) 之動態模式來表示

$$f(d, x, t) = \sum_{j=1}^k Y_{ij} = \sum_{j=1}^j \left\{ \frac{w_j(B)}{d_j(B)} \right\} x_{ij}$$

$$Z_t = w_1 x_{1t} + w_2 x_{2t} + w_3 x_{3t} + w_4 x_{4t} + \frac{1}{(1-fB)} a_t \dots \dots \dots (4.2)$$

2. 模型之估計

模型 (4.2) 式之各參數值經 SCA 統計軟體估計後結果列於

表 4.2：

表 4.2 介入模型參數初估估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	112.5591	22.2529	5.06
ω_1	-1409.4478	215.2937	-6.92
ω_2	-551.1095	216.8965	-2.54
ω_3	-130.7769	217.4279	-0.60
ω_4	-236.9638	215.2387	-1.10
ϕ_1	-0.5044	0.1095	-4.61

由表 4.2 各參數估計值之 t 值 I_1 、 I_2 有統計顯著性外，其餘參數值之 t 值均不具有顯著性，剔除不顯著之 I_3 、 I_4 重新估計得到 I_1 、 I_2 之各參數值如表 4.3。

表 4.3 介入模型參數估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	105.9682	21.9063	4.84
ω_1	-1477.1998	218.9504	-6.75
ω_2	-542.2262	220.2262	-2.46
ϕ_1	-0.4927	0.1101	-4.48

再利用離群值偵測分析，發現數列離群值，分別出現在第 14、38、49、59 等時點，結果列於表 4.4。

表 4.4 離群值偵測分析結果表

時點	估計值	t-值	型態

14	483.596	3.64	AO
38	-761.812	-5.29	LS

49	590.926	4.45	AO
59	-503.161	-3.42	AO

因此，需要透過離群值偵測分析（outlier delection）的方法調整離群值修正模型，經離群值調整後標準誤（stendard error）由 0.00024 調整為 0.00016。經修正後之介入模型較符合資料型態，重新估計參數如表 4.5：

表 4.5 經離群值偵測後之介入模型參數估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	122.6915	14.4919	8.47
ω_1	-1512.0619	146.6426	-10.31
ω_2	-563.7122	147.8107	-3.81
ϕ_1	-0.5271	0.0951	-4.48

將表 4.5 各參數值代入模式（4.2）中，得到我們所建構之最適估計預測模型如下：

$$Y_t = 122.69 - 1512.07I_{1t} - 563.71I_{2t} + \frac{1}{(1 + 0.5271B)} a_t$$

3. 檢定

偵測殘差數列的 ACF，圖 4.8 統計結果顯示殘差數列與 0 並無顯著差異。此外，所有的 ACF 都在兩倍標準差內，合乎白噪音數列的需求。因此由殘差的檢定顯示，此模型對應收保費數列的描述是合適的。

四、轉換函數模型

本研究應收保費其目前觀測值可能受到過去的觀測值影

響，可能與另一筆時間數列具有相關性，亦即應收保費是否與納保人數(X_1)、失業率(X_2)、人口月增加率(X_3)、經濟成長率(X_4)具有相關性，增加這些變數期更能了解變數影響應收保費成長情形。

本研究利用 LTF 方法假設線性轉換函數之初步模型為

$$Y_t = C + (v_0 + v_1B + \dots + v_5B^5)X_1 + (u_0 + u_1B + \dots + u_5B^5)X_2 + \dots + N_t \dots(4.3)$$

$$N_t = \frac{1}{1-fB} a_t$$

由公式 (4.3) 所尋找的轉換函數時間數列模型，將應收保費視為變數 Y ，其他變數則是為投入變數 (X_i)，首先要作轉換函數之前，必須找出變數之 ARIMA 模型，其做法與 4.1 單變量 ARIMA 模型一樣，需通過建立模型三階段：模型認定、參數估計、及模型檢定，才能做到預白化的效果。四個投入變數之時間數列圖分別繪於圖 4.9~圖 4.12。以下採二元轉換函數模式建立模型，初步模型為：

$$Y_t = C + (v_0 + v_1B + \dots + v_5B^5)X_t + N_t \dots\dots\dots(4.4)$$

$$N_t = \frac{1}{1-fB} a_t$$

模式 (4.4) 經統計軟體之估計結果如下：

1、應收保費與納保人數

使用 5 階次的衝擊反應函數模式，經由 SCA 統計軟體偵測分析結果，應收保費與納保人口之轉換函數基本 ARIMA 模

型為 AR (1) , 估計其結果可知轉換函數中有關納保人口變數之權數 v_j 只有在 v_0 為具有統計顯著性(表 4.6)。

表 4.6 應收保費與納保人口之轉換函數模型初估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	-32069.3545	16915.6918	-1.90
v_0	0.0041	0.0012	3.42
v_1	-0.0023	0.0013	-1.78
v_2	0.0002	0.0013	0.15
v_3	0.0004	0.0011	0.32
v_4	0.00006	0.0009	0.07
v_5	0.0002	0.0009	0.27
ϕ_1	0.8710	0.0730	11.93

將不顯著之衝擊反應函數剔除重新再估計各參數值如表 4.7

表 4.7 修正後應收保費與納保人口之轉換函數模型估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	-40350.5777	19935.9808	- 0.0009
v_0	0.0030	0.0009	3.1800
ϕ_1	0.9308	0.0400	23.2800

經模型偵測結果，將模式 (4.4) 改寫為

$$Y = C + (v_0 B^0) X_1 + \frac{1}{(1 - \phi B)} a_t \dots \dots \dots (4.5)$$

將表 4.7 模型各參數估計值代入 (4.6) 式，可得最後模式為：

$$Y = -40350.5777 + 0.003 X_1 + \frac{1}{(1 - 0.9308B)} a_t$$

偵測殘差數列的 ACF，圖 4.13 統計結果顯示殘差數列與 0 並無顯著差異。此外，所有的 ACF 都在兩倍標準差內，合乎白噪音數列的需求。因此，由殘差的檢定顯示，此模型對應收保費數列的描述是合適的。

2. 應收保費與失業率之轉換函數模型

使用 5 階次的衝擊反應函數模式，經由 SCA 統計軟體偵測分析結果，由表 4.8 可知轉換函數中有關應收保費與失業率變數之權數 v_j 只有 v_1 顯著如表 4.8，剔除不顯著部分重新估計參數值如表 4.9 發現 v_1 亦不顯著。

表 4.8 應收保費與失業率之轉換函數模型參數初估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	43171.2754	0.0000002	0.22
v_0	-191.2272	308.3616	-0.62
v_1	643.5367	325.0092	1.98
v_2	-385.1724	331.1503	- 1.16
v_3	134.6075	331.4142	0.41
v_4	66.7262	326.5832	0.20
v_5	-118.2537	311.3541	-0.38
ϕ_1	0.9972	0.0405	24.65

表 4.9 修正後應收保費與失業率之轉換函數模型參數估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	28341.7210	54418.7834	0.52
v_1	412.0132	298.4857	1.38
ϕ_1	0.9917	0.0420	23.60

3. 應收保費與人口月增加率之轉換函數模型

使用 5 階次的衝擊反應函數模式，經由 SCA 統計軟體偵測分析結果，由表 4.10 可知轉換函數中有關應收保費與人口月增加率之權數 v_j 只有 v_1 顯著，其餘各期均不顯著。

表 4.10 應收保費與人口月增加率之轉換函數模型初估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	35508.2065	25569.3722	1.39
v_0	11.4080	21.0478	0.54

v_1	52.3818	21.5694	2.43
v_2	8.2253	21.6052	0.38
v_3	10.6536	21.5641	0.49
v_4	1.4853	21.4641	0.07
v_5	25.6805	20.9512	1.23
ϕ_1	0.9996	0.0381	26.22

將不顯著之衝擊反應函數剔除重新估計各參數值如表 4.11。

表 4.11 修正後應收保費與人口月增加率之轉換函數模型估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
v_1	43.7979	21.0546	2.08
ϕ_1	0.9993	0.0022	454.17

經模型偵測結果將模式 (4.4) 改寫為

$$Y = C + (v_1 B^1) X_3 + \frac{1}{1 - fB} a_t \dots\dots\dots (4.6)$$

將表 4.11 之各參數估計值代入公式 (4.6)

$$Y = 43.7979 B^1 X_3 + \frac{1}{1 - 0.9993 B} a_t$$

偵測殘差數列的 ACF，圖 4.14 統計結果顯示殘差數列與 0 並無顯著差異。此外，所有的 ACF 都在兩倍標準差內，合乎白噪音數列的需求。因此，由殘差的檢定顯示，此模型對應收保費數列的描述是合適的。

4. 應收保費與經濟成長率之轉換函數型

使用 5 階次的衝擊反應函數模式，經由 SCA 統計軟體偵測分析結果，由表 4.12 可知轉換函數中有關應收保費與經濟成長率之權數 v_j 只有在 v_1 為具顯著性，其餘各期均不顯著，剔除不顯著部分重新估計參數值如表 4.13，結果 v_1 亦不顯著。

表 4.12 應收保費與經濟成長率之轉換函數模型初估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	62.3468	34.6579	1.80
v_0	224.2990	176.1813	1.27
v_1	-518.4113	255.9716	-2.03
v_2	357.8521	240.8802	1.49
v_3	240.4466	239.8852	1.00
v_4	-437.8140	254.1487	-1.72
v_5	233.0155	181.1770	1.29
ϕ_1	-0.2430	0.1374	-1.77

表 4.13 修正後應收保費與經濟成長率之轉換函數模型估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	65.1692	33.1173	1.97
V_1	-39.1441	97.5402	-0.40
ϕ_1	-0.2601	0.1245	-2.09

五、轉換函數+介入模式

為進一步利用轉換函數模型之方式，將具有統計上顯著性變數之納保人口、人口月增加率以及介入模式中具有統計上顯著性之第一、第二個介入因子，同時將這些變數代入轉換模式中，探究其是否與應收保費具有顯著性相關，經統計結果由表 4.14 中可知納保人口、人口月增加率與介入因子中之各參數，有部分不具有統計顯著關係。

表 4.14 轉換函數+介入模型初估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	85.5764	39.6834	2.16
v_0	7.6656	15.6799	0.49
v_1	-8.1156	16.8213	-0.48
v_2	21.6585	14.5272	1.49
v_3	14.2795	14.6919	0.97

v ₄	9.0919	14.9571	0.61
v ₅	11.4150	15.0147	0.76
u ₀	0.0037	0.0009	4.06
u ₁	-0.0033	0.0012	-2.75
u ₂	0.0005	0.0013	0.37
u ₃	0.000073	0.0012	0.06
u ₄	0.0004	0.0011	0.33
u ₅	-0.0009	0.0008	-1.09
ω ₁	-1471.6123	219.2162	-6.71
ω ₂	-565.6859	226.4358	-2.51
φ ₁	-0.5827	0.1540	-3.70

剔除不顯著之參數再進一步估計，如表 4.15 可知只納保人口 u₀、u₁ 與第一、第二介入因子有統計顯著性

表 4.15 修正後轉換函數+介入模型估計值

參數	估計值	標準誤差	t 值
C	87.9445	36.4361	2.41
u ₀	0.0020	0.0007	2.85
u ₁	-0.0016	0.0007	-2.32
ω ₁	-1431.9223	206.2252	-6.94
ω ₂	-590.2875	208.8956	-2.83
φ ₁	-0.3633	0.1350	-2.69

根據上述結果暫定模式為

$$Y = C + w_1x_{1t} + w_2x_{2t} + (v_0B^0 + v_1B^1)Xi + \frac{1}{1-fB}a_t \dots\dots\dots(4.7)$$

將表 4.15 所得各參數估計值代入公式 4.7，

$$Y = 87.9445 - 1431.9223x_{1t} - 590.2875x_{2t} + (0.0020 - 0.0016B)X_1 + \frac{1}{(1+0.3633)B}a_t$$

偵測殘差數列的 ACF，圖 4.15 統計結果顯示殘差數列與 0 並無顯著差異。此外，所有的 ACF 都在兩倍標準差內，合乎白噪音數列的需求。因此，由殘差的檢定顯示，此模型對應收保費數列的描述是合適的。

圖 4.1 應收保費每月資料趨勢圖（84 年 3 月~90 年 6 月）

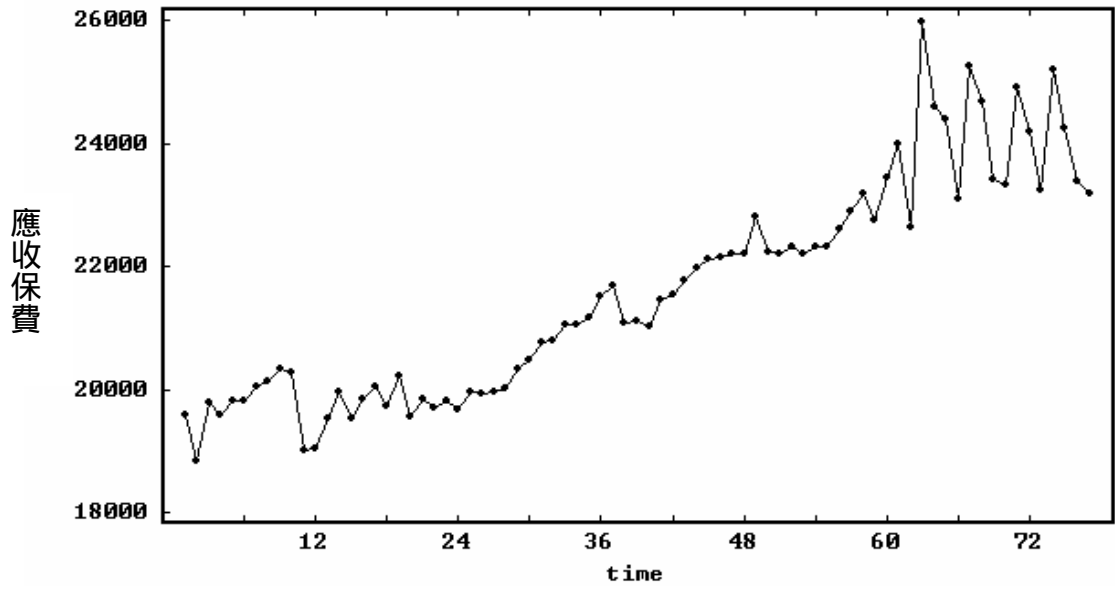


圖 4.2 應收保費每月資料趨勢圖(84年3月~89年2月)

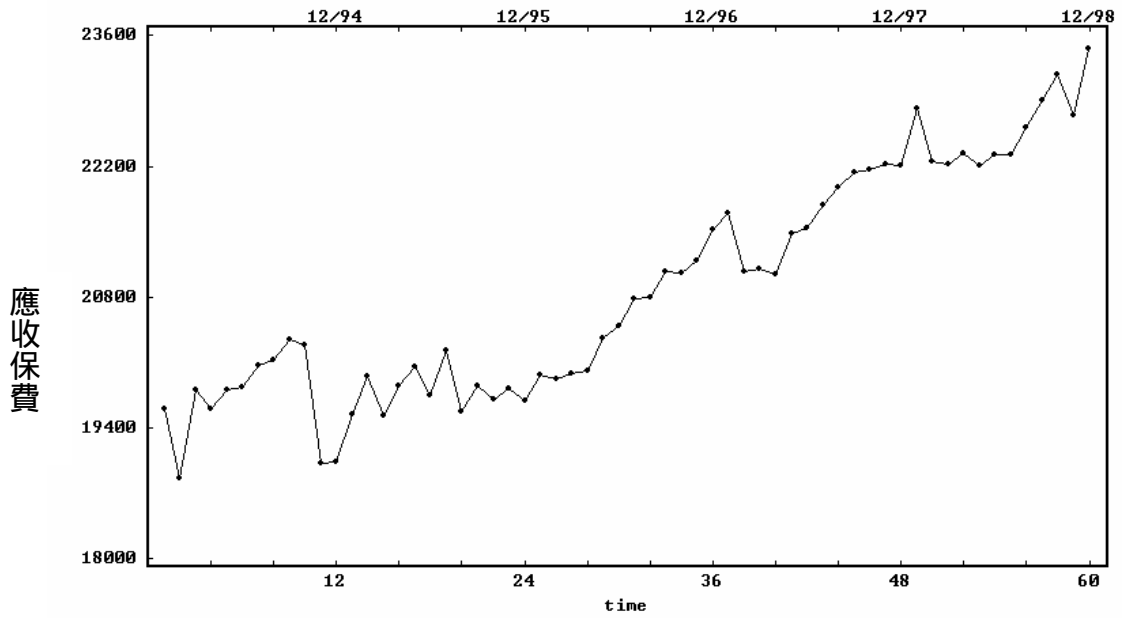


圖 4.3 應收保費自我相關 (ACF) 圖

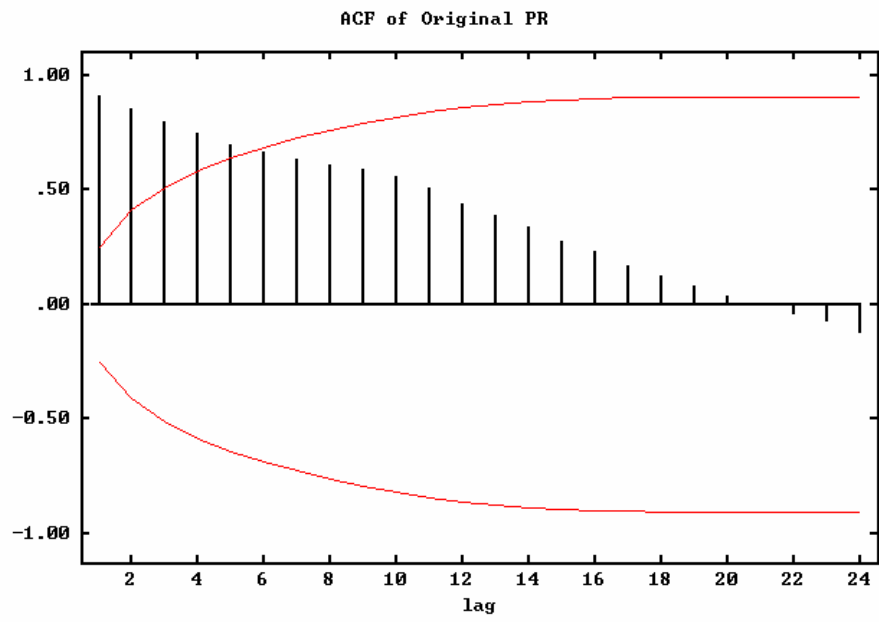


圖 4.4 應收保費一階差分趨勢圖

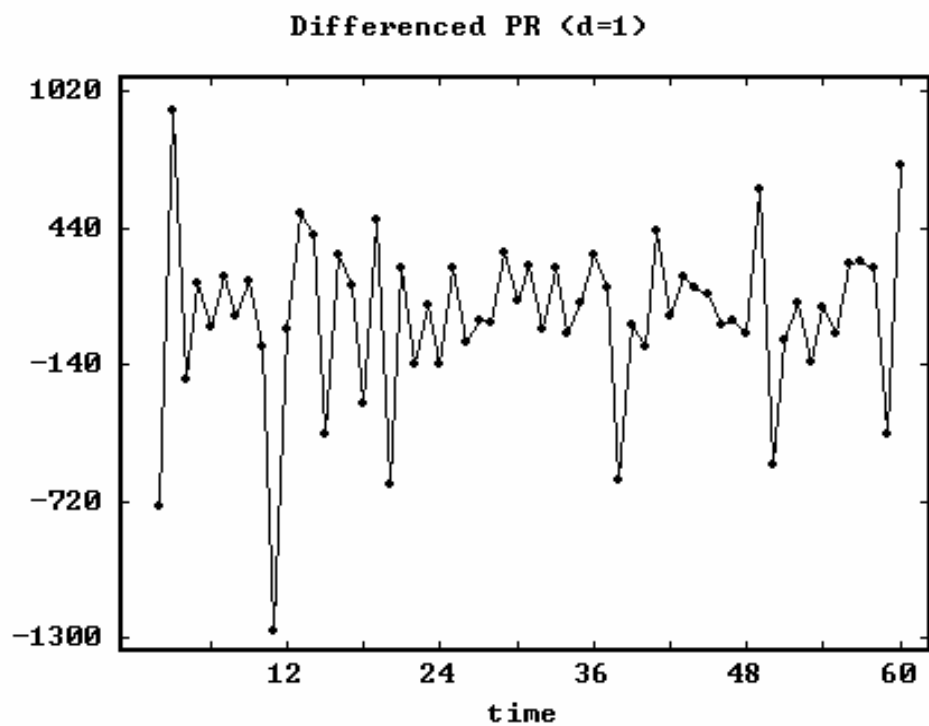


圖 4.5 應收保費一階差分自我相關 (ACF) 圖

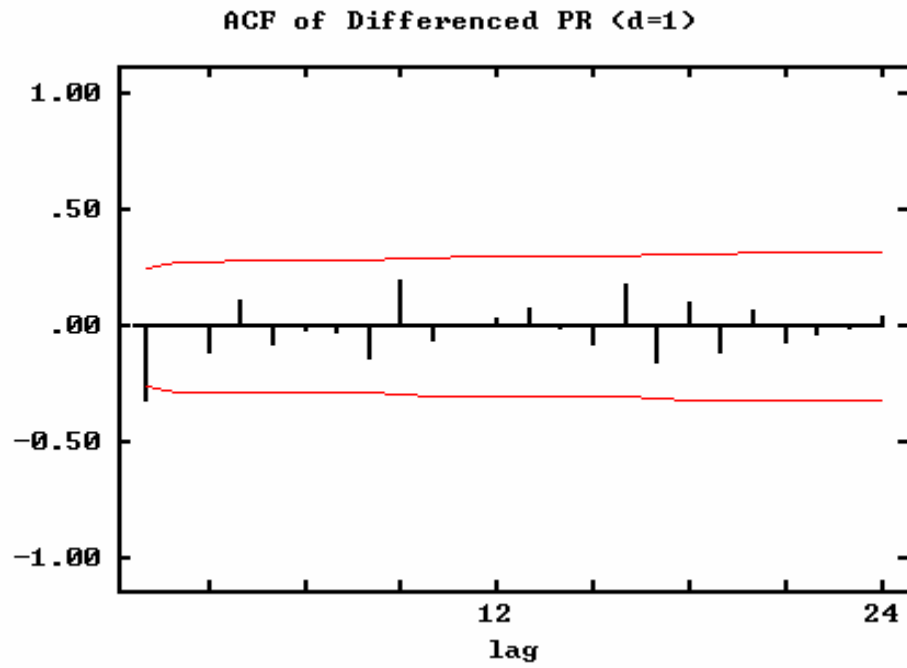


圖 4.6 應收保費一階差分偏自我相關 (PACF) 圖

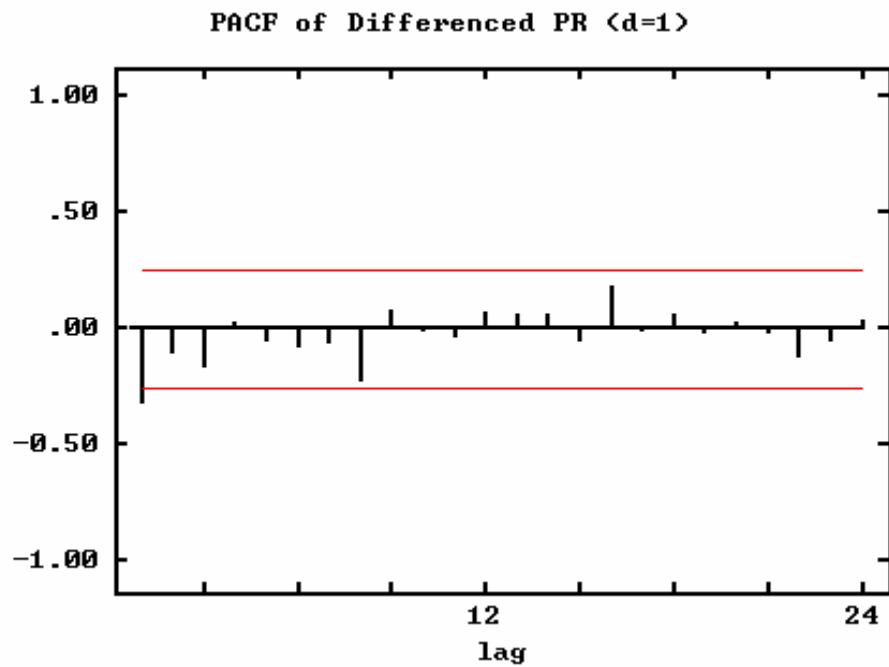


圖 4.7 單變量模型殘差項之 ACF

AUTOCORRELATIONS

1- 12	.04	-.15	-.11	.06	-.05	-.06	-.08	-.12	.00	-.05	.06	.11
ST.E.	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14
Q	.1	1.6	2.3	2.6	2.7	3.0	3.4	4.5	4.5	4.7	5.0	5.9
13- 24	.05	-.00	-.00	.10	-.07	-.06	-.09	-.01	-.08	-.09	.03	-.01
ST.E.	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15	.15
Q	6.1	6.1	6.1	6.9	7.3	7.7	8.4	8.4	9.1	9.9	10.0	10.0

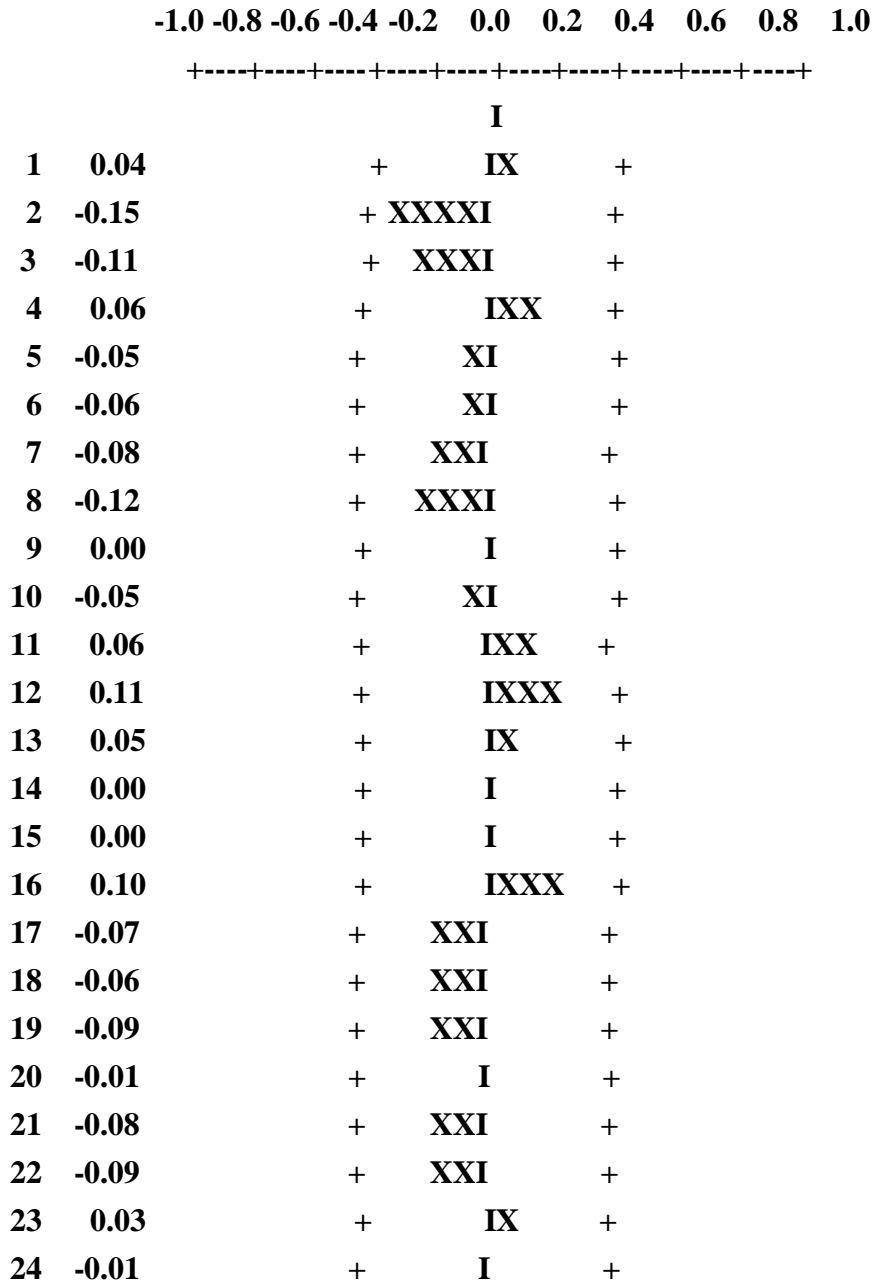


圖 4.8 離群值介入模式殘差項之 ACF

ACF RES.

AUTOCORRELATIONS

1- 12	.04	-.12	-.02	-.03	-.06	-.06	-.16	.05	-.13	-.16	.07	.19
ST.E.	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14
Q	.1	1.0	1.1	1.1	1.3	1.6	3.3	3.5	4.8	6.7	7.0	9.8
13- 24	.11	.00	.02	.17	-.01	-.13	-.13	.03	-.06	-.09	.09	.02
ST.E.	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.16	.16	.16	.16	.16
Q	10.7	10.7	10.7	13.2	13.2	14.8	16.3	16.4	16.8	17.6	18.4	18.4

-1.0 -0.8 -0.6 -0.4 -0.2 0.0 0.2 0.4 0.6 0.8 1.0

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

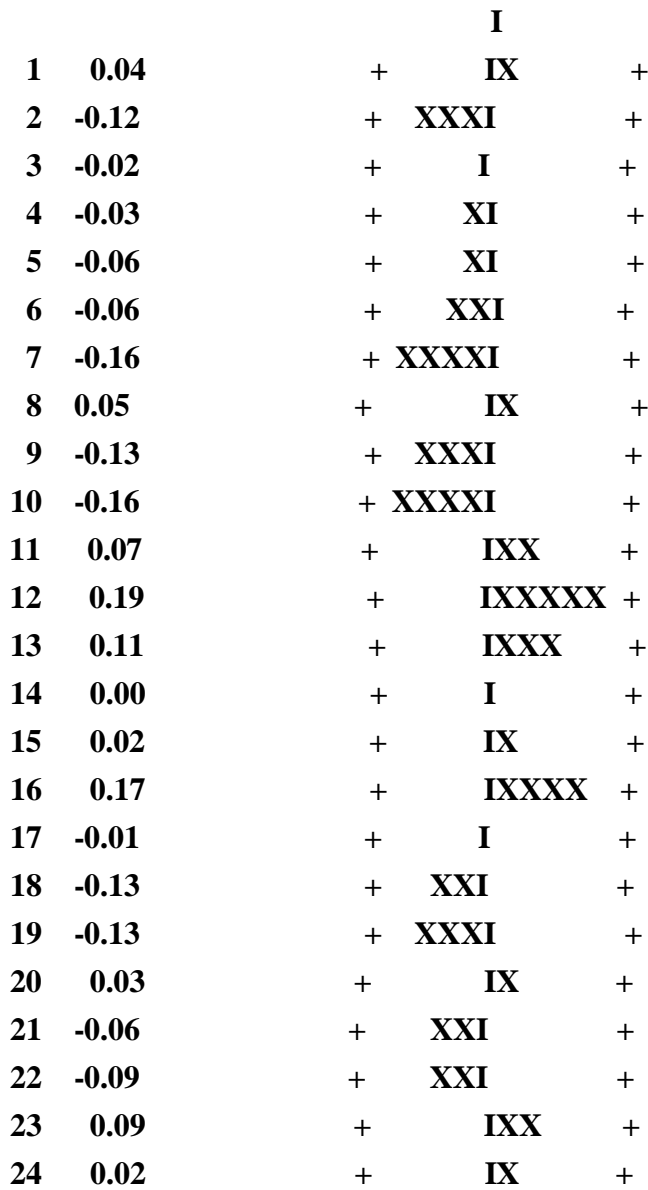


圖 4.9 納保人口時間數列圖

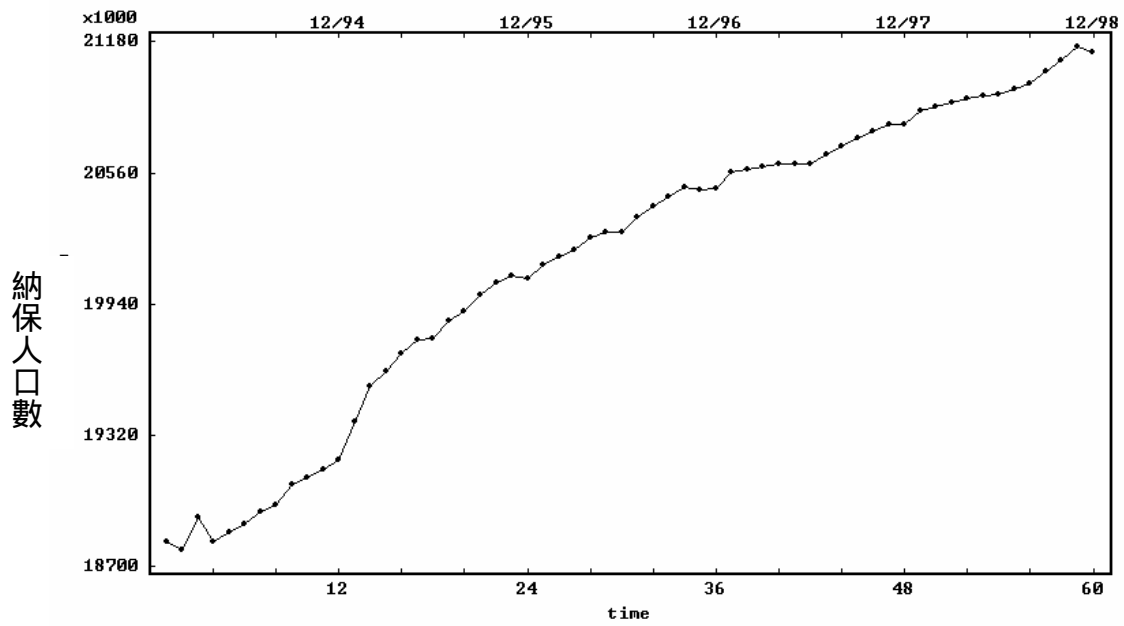


圖 4.10 人口月增加率時間數列圖

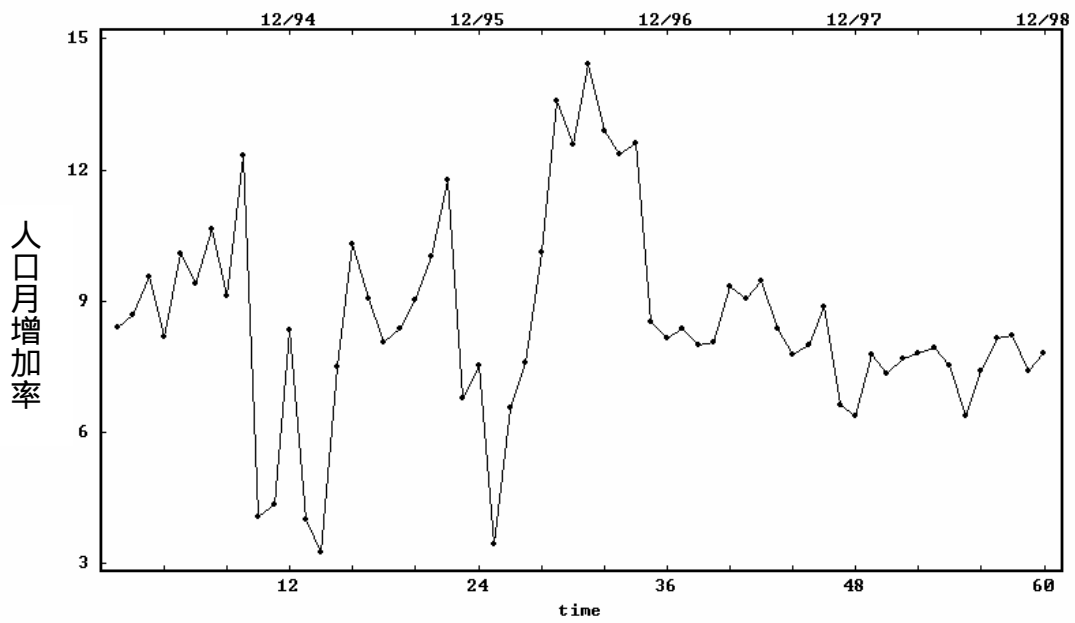


圖 4.11 失業率時間數列圖

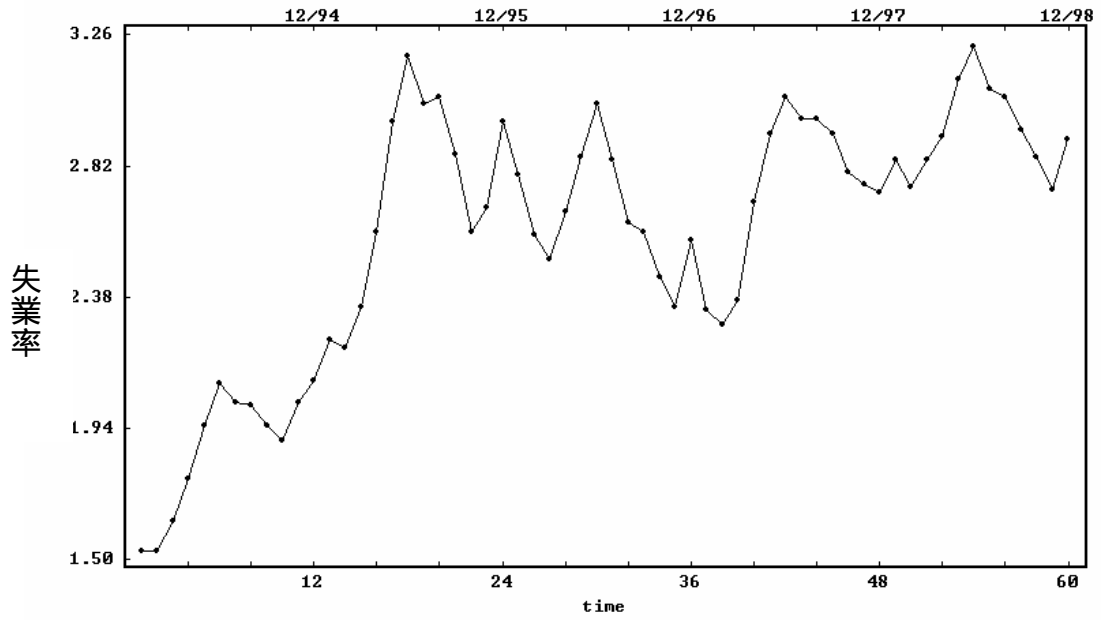


圖 4.12 經濟成長率時間數列圖

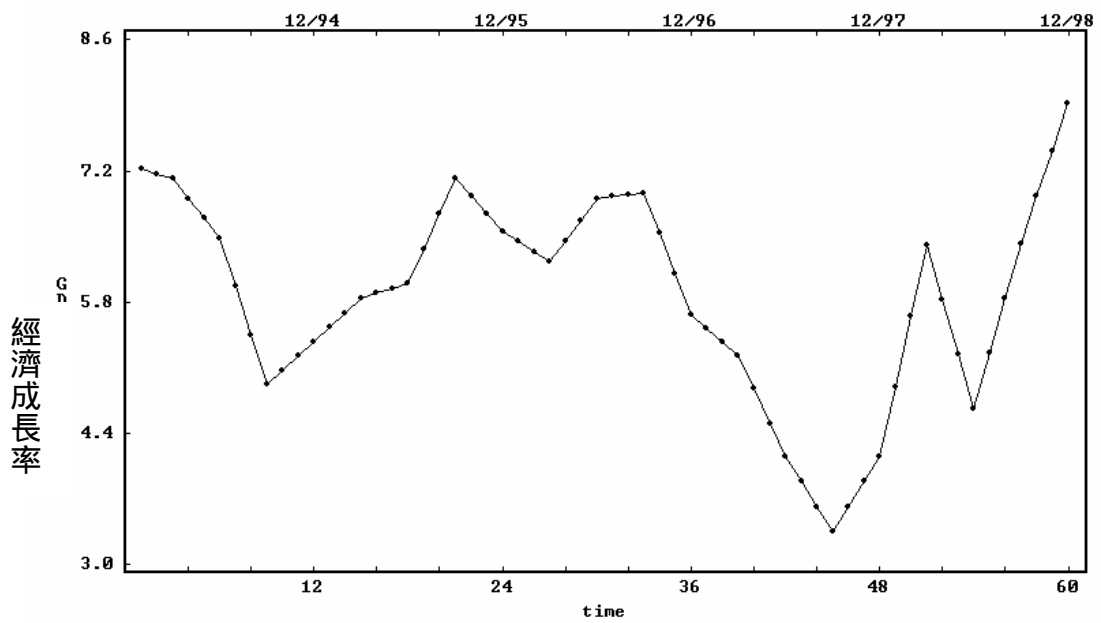


圖 4.13 應收保費與納保人口轉換函數模型殘差項之 ACF

ACF RES.

AUTOCORRELATIONS

1- 12	-.16	.04	-.06	.11	-.03	-.01	-.09	-.15	.15	-.14	.02	.05
ST.E.	.13	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14
Q	1.5	1.6	1.8	2.7	2.7	2.7	3.3	4.8	6.5	7.8	7.9	8.0
13- 24	.05	-.08	-.08	.04	-.09	-.01	-.05	.01	-.03	-.09	.00	.01
ST.E.	.14	.14	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15	.15
Q	8.2	8.7	9.2	9.3	10.0	10.0	10.2	10.3	10.4	11.1	11.1	11.1

-1.0 -0.8 -0.6 -0.4 -0.2 0.0 0.2 0.4 0.6 0.8 1.0

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

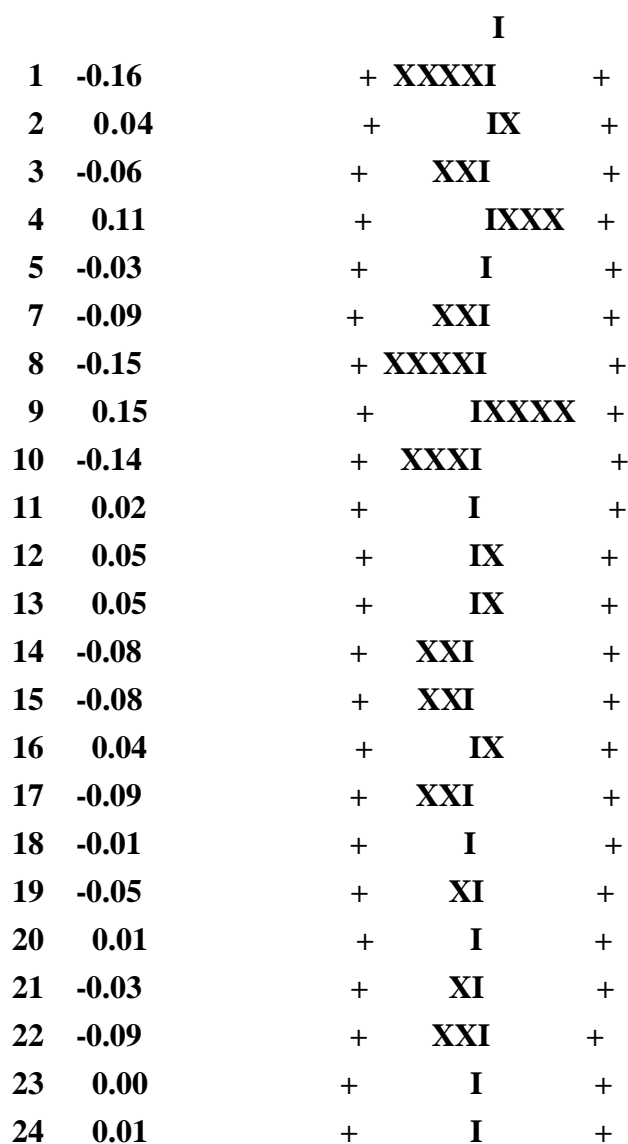


圖 4.14 應收保費與月人口增加率轉換函數模型殘差項之 ACF

ACF RES.

AUTOCORRELATIONS

1- 12	-.27	.01	-.14	.05	.06	-.08	.02	-.13	.03	-.05	.06	.16
ST.E.	.13	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.14	.15	.15	.15
Q	4.5	4.5	5.7	5.9	6.2	6.6	6.6	7.7	7.8	8.0	8.3	10.2
13- 24	-.08	-.05	-.08	.14	-.10	.04	-.08	.04	-.03	-.06	.07	-.02
ST.E.	.15	.15	.15	.15	.15	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16
Q	10.7	10.9	11.4	13.0	13.8	14.0	14.5	14.7	14.7	15.0	15.5	15.5
	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

		I	
1	-0.27	+XXXXXI	+
2	0.01	+ I	+
3	-0.14	+ XXXI	+
4	0.05	+ IX	+
5	0.06	+ IXX	+
6	-0.08	+ XXI	+
7	0.02	+ I	+
8	-0.13	+ XXXI	+
9	0.03	+ IX	+
10	-0.05	+ XI	+
11	0.06	+ IXX	+
12	0.16	+ IXXXX	+
13	-0.08	+ XXI	+
14	-0.05	+ XI	+
15	-0.08	+ XXI	+
16	0.14	+ IXXX	+
17	-0.10	+ XXXI	+
18	0.04	+ IX	+
19	-0.08	+ XXI	+
20	0.04	+ IX	+
21	-0.03	+ XI	+
22	-0.06	+ XI	+
23	0.07	+ IXX	+
24	-0.02	+ I	+

圖 4.15 轉換函數+介入因子轉換函數模型殘差項之 ACF

ACF RES.

AUTOCORRELATIONS

1- 12	.03	.02	-.03	-.01	-.15	-.08	-.17	-.06	-.16	-.15	.04	.20
ST.E.	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.13	.14	.14	.14	.14	.15
Q	.1	.1	.2	.2	1.5	2.0	3.9	4.2	5.9	7.6	7.7	10.7
13- 24	.21	.02	.06	.15	-.05	-.20	-.03	-.11	-.09	-.14	-.06	-.03
ST.E.	.15	.15	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.16	.17
Q	14.2	14.3	14.6	16.5	16.7	20.0	20.1	21.1	21.8	23.8	24.1	24.2
	-1.0	-0.8	-0.6	-0.4	-0.2	0.0	0.2	0.4	0.6	0.8	1.0	

+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+-----+

		I	
1	0.03	+	IX
2	0.02	+	IX
3	-0.03	+	XI
4	-0.01	+	I
5	-0.15	+	XXXXI
6	-0.08	+	XXI
7	-0.17	+	XXXXI
8	-0.06	+	XI
9	-0.16	+	XXXXI
10	-0.15	+	XXXXI
11	0.04	+	IX
12	0.20	+	IXXXXX
13	0.21	+	IXXXXX
14	0.02	+	I
15	0.06	+	IXX
16	0.15	+	IXXXX
17	-0.05	+	XI
18	-0.20	+	XXXXXI
19	-0.03	+	XI
20	-0.11	+	XXXI
21	-0.09	+	XXI
22	-0.14	+	XXXXI
23	-0.06	+	XI
24	-0.03	+	XI

第五章 討論

本研究之目的在於探討分析全民健保應收保費在預測過程中考量因素，且利用 Box 和 Jenkins (1977) 所發展之時間數列模型，分別以單變量時間模型、介入模型、轉換函數模型三部份，根據上一章所得到模型分析結果，進行討論：

一、單變量 ARIMA 模型

由圖 1.1 可以看出八十八年起保險費收入不足以支應醫療費用支出的情況發生，健保局為達到財務收支平衡，在開源方面實施很多的對策，如高薪低報查核、財稅比對逕調投保金額、中斷保險對象逕辦加保，費基調整，...等，這些措施均會影響應收保費趨勢，從圖 4.1 可以看到自八十九年起應收保費趨勢大幅改變，所以在建立預測模型時應特別注意。一般處理方式若趨勢改變後之資料筆數夠長，則以後面趨勢來建立預測模式，若資料筆數不夠，則利用改變前資料來建立預測模型，再利用建立之模型固定參數權數預測未來；另一種方式則先偵測離群值再進行模型建立，唯偵測離群值技術困難，故本研究採利用趨勢改變前之資料來建立預測模型。研究結果從單變量時間數列模型中來考量，其模型顯示全民健保應收保費資料符合 $ARIMA(1,1,0)$ 的模型。由此顯示，全民健保應收保費會受前一期之影響，並受當期之干擾項 (White noise) 的影響。這也顯示了，在預估全民健保應收

保費過程中應考量其前一期之應收保費，以期能有效的提高應收保費預測效能與目標。

二、介入模型

影響應收保費之人為因素或政策修訂因素非常多，如平均眷口數、眷口數之修訂、財稅比對逕調投保金額、中斷保險對象逕辦加保、費基調整、健保局各分局高薪低報查核、.....等因素，影響保費收入至鉅，本研究無法一一將其當作投入變數帶入模型，另因太多的變數亦會互相影響其對應收保費之作用，因而只將政策實施時立即對應收保費產生影響之平均眷口數及眷口數上限調整此兩因素當作投入變數；從研究結果之介入模型來看影響應收保費之情形，除了八十五年三月及八十五年十月修訂平均眷口數影響應收保費有統計上顯著性以外，八十七年三月的修訂平均眷口數就不具有統計上顯著性，而八十八年七月眷口數調整之影響亦不具顯著性，意謂健保局應有一些提高應收保費措施如高薪低報查核、財稅比對逕調投保金額或政策修訂如調整保費費基...等，影響介入因子之作用。因此，透過離群值偵測方法，找出離群值後調整介入模型使模型更符合資料型態。根據經離群值偵測後所得介入模型預測應收保費，除了要考量應收保費本身前一期之影響，平均眷口數調整政策修訂因素應加以考量。因參數

值為負，證明平均眷口數此介入因子使應收保費減少，符合資料型態，所以以介入模式所建立之模型適用。

三、轉換函數模型

本研究設計將應收保費與四個自變數（納保人口、失業率、經濟成長率、人口月增加率）經由二元轉換函數模型建立預測模型，首先從各趨勢圖來看很難判斷其與應收保費之關係，唯有納保人口呈成長趨勢與應收保費趨勢相類似。因此，利用軟體程式來探討模型建立結果討論如下：

- 1.從應收保費與納保人口所建立之模型來看，應收保費除了受本身前一期之影響，亦會受納保人口當期之影響。其參數值為正，亦即當期納保人口增加，當其應收保費隨之增加，所以以納保人口為變數所建立轉換函數模型符合資料型態。
- 2.由研究結果發現應收保費與失業率之相關並不顯著，全民健保屬於強制性加保，凡符合加保資格之保險對象均應加入健保，是以縱使國民失業仍然依規定需要加入健保，況且失業勞工之保費由政府輔助，解決其無力繳納保費之障礙，所以研究結果應收保費與失業率無顯著相關。
- 3.另從應收保費與人口月增加率所建立之模型來看，應收保費除了受本身前一期之影響，亦會受人口月增加率前一期之影響。

因參數值為正，亦即前一期人口月增加率增加，會使當期保費隨之增加；亦即月人口增加率為落後一期之影響，意謂著每月增加之人口未當月即辦理加入全民健保，而是下至一個月才辦理加保，由研究結果顯示，以人口月增加率為變數所建立之轉換函數模型符合資料型態。

4. 由文獻中提到經濟成長率上升代表薪資所得亦提高，薪資所得提高，理應投保金額會提高，投保金額提高可使應收保費增加，所以經濟成長率應與應收保費呈正相關，唯由研究結果發現應收保費與經濟成長率之相關並不顯著。

5. 轉換函數+介入因子模型

以上是利用二元轉換函數模型分別建立預測模型，從研究結果可以發現納保人口、人口月增加率以及介入模式之第一、第二介入因子與應收保費具有統計上顯著性。嘗試將這些變數同時代入轉換函數模型中，由多元轉換函數模型來建立預測模式，研究發現應收保費除了與本身前一期有關外，與納保人口之當期及前一期以及第一、二介入因子之相關具有統計上顯著性，而人口月增加率變成不具顯著性。由參數值之符號發現，應收保費與當期納保人口成正相關，與納保人口前一期成負相關。亦即當期納保人口增加，應收保費增加，符合資料型態；

而納保人口前一期減少，使當期應收保費增加，意謂保險對象於轉出後未當期辦理轉入加保，大部分保險對象需至下一期才會辦理轉入，亦就是於應收保費當期時轉入加保；亦即上一期納保人口減少，會使當期納保人口增加，因而使當期應收保費增加，所以該模型符合資料型態。

四、模型彙整

1.由以上研究結果，我們建立了五個模型整理如下：

A.單變量模型：

$$Z_t = 122.6870 - 0.5271 Z_{t-1} + a_t$$

B.介入模型：

$$Y_t = 122.69 - 1512.07I_{1t} - 563.71I_{2t} + \frac{1}{(1+0.5271B)} a_t$$

C.轉換函數模型 A：以納保人口為投入變數

$$Y = -40350.5777 + 0.003X_1 + \frac{1}{(1-0.9308B)} a_t$$

D.轉換函數模型 B：以人口月增加率為投入變數

$$Y = 43.7979B^1 X_3 + \frac{1}{1-0.9993B} a_t$$

E. 轉換函數+介入模型

$$Y = 87.9445 - 1431.9223x_{1t} - 590.2875x_{2t} + (0.0020 - 0.0016B)X_1 + \frac{1}{(1+0.3633)B} a_t$$

2.模型比較

經由 SCA 統計軟體比較各種預測模型預測效果如表 5.1

表 5.1 各種預測模型預測誤差比較表

月份	實際值 (百萬元)	單變量模型 (預測誤差) (百萬元)	介入模型 (預測誤差) (百萬元)	轉換函數模型 A (預測誤差) (百萬元)	轉換函數模型 B (預測誤差) (百萬元)
88 年 5 月	22223	22477 (254)	22517 (348)	22372 (149)	22466 (243)
88 年 6 月	22343	22235 (-108)	22237 (-106)	22191 (-152)	22234 (-109)
88 年 7 月	22217	22427 (210)	22430 (213)	22350 (133)	22427 (210)
88 年 8 月	22326	22295 (-31)	22304 (-22)	22201 (-125)	22295 (-31)
88 年 9 月	22321	22374 (53)	22374 (53)	22367 (46)	22383 (62)
88 年 10 月	22612	22399 (-213)	22405 (-207)	22363 (-249)	22392 (-220)
88 年 11 月	22916	22638 (-278)	22634 (-282)	22672 (-244)	22634 (-282)
88 年 12 月	23189	22975 (-214)	22974 (-215)	23004 (-185)	22975 (-214)
89 年 1 月	22756	23243 (487)	23243 (487)	23305 (249)	23247 (491)
89 年 2 月	23466	22897 (-569)	22914 (-552)	22748 (-718)	22893 (-573)
RMSE		261.45	262.30	288.38	262.59
MAPE		0.0094	0.0095	0.0095	0.0094

註：轉換函數模型 A：以納保人口為投入變數，轉換函數模型 B：以人口月增加率為投入變數

表 5.1 (續)

月份	實際值	轉換函數+介入模型 (預測誤差)
----	-----	---------------------

	(百萬元)	(百萬元)
88年5月	22223	22335 (112)
88年6月	22343	22263 (-80)
88年7月	22217	22362 (145)
88年8月	22326	22229 (-97)
88年9月	22321	22387 (66)
88年10月	22612	22365 (-247)
88年11月	22916	22668 (-248)
88年12月	23189	22909 (-280)
89年1月	22756	23224 (468)
89年2月	23466	22648 (-818)
RMSE		222.31
MAPE		0.0081

比較結果如下：

- A. 根據 MAPE 之大小，將預測模型預測之能力分成四等級，< 10 % 代表高精確度預測，10-20 % 代表良好的預測，20-50 % 代表合理的預測，> 50 % 為不正確之預測，根據表 5.1 所計算出各模型之 MAPE 值，單變量模型為 0.94 %，介入模型為 0.95 %，轉換函數模型 A 為 0.95 %，轉換函數模型 B 為 0.94 %，轉換函數

+介入模型 0.081%，以上各模式之 MAPE 均小於 10%，顯示各模型均具有高精確預測能力。

B.根據表 5.1 中之 RMSE 及 MAPE 比較本研究結果所決定之五種模型，結果顯示五種模型之 MAPE 值除轉換函數+介入模型較低外，其餘四個模型相同；而 RMSE 值方面，以轉換函數+介入模型之 222.31 最低，單變量模型之 261.45 次之，以納保人口之 288.38 轉換函數模型最高。整體而言，雖然結果顯示五種模型預測效果良好，其中以轉換函數+介入模型較佳。

第六章 結論與建議

一、結論

本研究所用的 Box-Jenkins 的 ARIMA 時間數列分析之模型及

Box-Tiao 的介入分析模型與轉換函數模型，在實證資料分析中展現良好的分析能力，對於資料的特性以及型態的掌握完整。本研究即利用單變量模型、介入模型、轉換函數模型建立應收保費預測模型，並比較所建立之模型，何種預測效果較準確，由上一章之討論中本研究發現如下：

1. 從單變量 ARIMA 模型發現應收保費模型為 $ARIMA(1,1,0)$ ，顯示在預估全民健保應收保費過程中應考量其前一期之應收保費，以期能有效的提高應收保費預測效能與目標。
2. 根據介入模型預測應收保費，除了要考量應收保費本身前一期之影響，亦應考量八十五年三月及十月平均眷口數修訂因素之影響。
3. 從二元轉換函數模型發現，應收保費除了受本身前一期之影響，亦會受納保人口當期之影響，以及亦會受人口月成長率前一期之影響。所以在建立應收保費預測模型時，亦應考量納保人口或人口月增加率。而從多元轉換函數模型發現，應收保費除了受本身前一期之影響，亦可同時考量納保人口之當期及前一期以及八十五年三月及十月平均眷口數修訂因素之影響。
4. 根據研究結果顯示利用多元轉換模型同時考量納保人口及平均眷口數之修訂能獲得較佳之預測模型。

5. 整體而言，研究顯示所建立之五個模型效果均可被接受，且各模型之 MAPE 均小於 10% 顯示各模型均具有高精確預測能力

二、建議

1. 政策方面

- A. 全民健康保險制度雖非以營利為目的，但整個制度能否存續，續於財務能否達到平衡。因此，針對保險收支建立預測機制，俾為財務管理決策之依據，盼能逐步縮小收支缺口。
- B. 全民健保是否能永續經營，繫於其財務收支是否能平衡，尤其全民健保預計於九十一年實施西醫醫院總額支付制度，屆時將可以控制醫療費用支出之預算，反而保費收入是否足以支付醫療費用支出才是問題所在。如何準確的預測保費，作為總額支付預算編列之參考就更顯重要。因此，本研究所建立之模型可供參考使用，唯各種模式之選用可依決策者之需要而定，自多個可接受之模式選取合用之模式，雖有準則可循，但還是完全決定於分析者之判斷與抉擇。

2. 管理方面

- A. 影響應收保費之因素很多，尤其健保局因收支不平衡，為增加應收保費實施很多人為的或政策上的對策，而這些對策影響到應收保費之趨勢，由圖4.1應收保費原始趨勢圖就可以看

出自八十九年以後，這些人為的、政策上的對策改變了應收保費之趨勢，如何處理介入因子及減少離群值影響，建立更佳更符合資料型態之預測模型。以及引用其他相關性之衛生、經濟或社會指標利用轉換函數模式分析探討其對應收保費之影響，健保局在預測應收保費時應特別注意的地方建立合適應收保費預測模型，供健保局預測應收保費參考;惟透過準確的預測，瞭解應收保費結構變化，再配合組織系統運作，才能充分發揮經營決策效率。

- B.** 健保局若實施各分局責任中心，各分局管理者對財務之掌控，更顯示預測能力之重要性，預測之目的在估計未來，而其動機則是探究影響因素欲控制之現象，期望本研究之方法與發現能提供健保局各分局參考。
- C.** 為達健保財務收支平衡，除抑制醫療支出外，另一方面就是提高應收保費，雖然可從調整費率、費基著手，惟受政治因素影響不易達成，或加強高薪低報查核，但查核不易。由本研究結果之轉換函數模型顯示，應收保費與納保人口及人口月成長率有正向顯著性。因此，要增加應收保費可由增加納保人口下對策如：輔導中斷加保、輔導轉出後未加保、輔導新生兒加保、以及自始未加保...等。

3.提供後續研究者研究方面

健保局為增加應收保費實施很多人為的或政策上的對策，因而改變了應收保費趨勢。如何再引用其他相關性之衛生、經濟或社會指標，利用轉換函數模式分析探討其對應收保費之影響。以及如何利用離群值偵測分析建立更符合資料型態之模型，是後續研究者須繼續努力的方向

第七章 研究限制

- 一、整個研究以建構收入面之應收保費預測模式為主，未能同時對供給面與收入面分別建立。

- 二、時間數列分析模式中，所能引用之變數有所限制，祇能利用文獻探討可能影響應收保費之部分變相，嚐試納入轉換函數模型中，探討其對應收保費之影響，是否使預測效果更準確。另人為因素或政策修訂之影響，亦無法一一列舉代入介入模型，祇能把影響較大之政策修訂當外生變數，利用介入模型使預測效果更佳。
- 三、各種模式之選用可依決策者之需要而定，此點即為利用本法之限制，即自多個可接受之模式選取合用之模式，雖有準則可循，但還是完全決定於分析者之判斷與抉擇。

參考文獻

英文部分

Box ,G.E.P.and Tiao,G.C. (1975) .Intervention analysis with applications to economic and environmental problems,J.Amer.Statist.Assoc,70,70-79.

Box ,G.E.P.and Tiao,G.C. (1977) .Intervention analysis of multiple time

- series, *Biometrika*, 64, 355-365.
- Box, G.E.P. and Jenkins, G.M. (1977) . *Time Series Analysis Forecasting and Control* Revid , San Francisco.
- C.Chen, L.-M.Liu, and G.B.Hudak (1990) . *Outlier Detection and Adjustment in Time Series Modeling and Forecasting*. Scientific Computing Associates, Dekalb, IL.
- Fox A.J. (1972) . Outliers in series. *J.Roy.Stat.Soc., B*, 34, pp.340-363.
- Findley, D.F. (1984) . On some ambiguities associated with the fitting of ARMA models to time series. *J. Time Ser.anal.* 5 217-227.
- Findley, D.F. (1985) . Model selection for multi-step-ahead forecasting In *Identification and System Parameter Estimation 1985*. 7th IFAC/IFORS.
- Glaser, W. (1991), *Health Insurance in Practice-International Variations in Financing Benefits and Problems* , Jossey-Bass Publishers.
- George C.Tiao and Daming XU (1993) . Robustness of maximum likelihood estimates for multi-step prediction : The exponential smoothing case , *Biometrika* 80 623-641.
- I.Chang, G.C.Tiao, and C.Chen. (1988) . Estimation of time series parameters in the presence of outliers. *Technometrics*, 30:193-204.
- Ing (2001) . On prediction of unit root process Preprint.
- Ilo (1984), *Financing Social Security : The Options* , Geneva: ILO.
- Lon-Mu Liu , *Analysis of Time Series with Calendar effect* (1980) . *Management Science* 26:106-112.
- Lon-Mu Liu , *Identification of Seasonal ARIMA Model Using a Filtering Method* (1989) *Communication in Statistics AIS*:2279-2288.
- Lon-Mu Liu and C.Chen, G.C.Tiao, and R.S. Tsay (1991) . Outlier and Intervention Analysis in Dynamic Regression Model , *Journal of Chinese Statistical Association* 29:1-26.
- Newhouse, Joseph p. (1992) . Medical Care Costs: How Much Welfare Loss ? *Journal of Economic Perspectives*, 6:3, 3-21.
- Tsay, R.S. (1988) . Outlier Level shifts, and variance changer in time series, *Journal of*

Forecasting,7,1-20.

Yeh,C.C.(1997),”Overview of the Health insurance in Taiwan, International Symposium on Health Care and Payment System Reform, Chinese Public Health Association, Taipei, Taiwan.

中文部分

王美治，論全民健康保險保險費負擔之研究，台大財金所碩士論文，民 82 年。

中央健康保險局財務處，全民健保財務現況、目前問題、及修法方向，全民健康保險財務問題學術研討會，民 86 年。

白佳慧，1995 全民健保法合法化過程研究，國立政治大學公共行政學研究所碩士論文，民 84 年。

全民健康保險系列民意調查，台北，行政院衛生署委託研究計劃

全民健康保險民意調查，台北：行政院衛生署委託研究計劃，民 85 年。

全民健康保險民意調查，台北：行政院衛生署委託研究計劃，民 86 年。

全民健康保險民意調查，台北：行政院衛生署委託研究計劃，民 87 年。

全民健康保險民意調查，台北：行政院衛生署委託研究計劃，民 88 年。

全民健康保險民意調查，台北：行政院衛生署委託研究計劃，民 89 年。

全民健康保險統計，中央健康保險局編印，民 84 年~民 90 年。

全民健康保險法，中央健康保險局編印，民 89 年。

全民健康保險雙月刊，第一期~第三十二期。

全民健康保險研究計畫案小組，全民健康保險制度規劃技術報告，民 79 年。

健保局網路資料，全民健康保險與各國健康照護服務系統現況比較，網址：<http://www.nhi.org.tw>。

朱立明，全民健保費率經算之研究，中華民國精算學會，民 84 年~85 年。

行政院衛生署，全民健保制度技術規劃報告書，民 79 年。

行政院經濟建設委員會，全民健康保險研究計畫專案小組，全民健康保險制度規劃報告，民 79 年。

行政院衛生署，全民健康保險實施六個月評估報告—問題及因應措施，民 84 年。

江豐富，民間雇主保費轉嫁問題之研究，行政院經濟建設委員會，民 79 年。

江豐富，羅紀瓊，徐茂炫，企業德薪資的薪資結構及因應全民健保的措施，

- 民 85 年。
- 江豐富，全民健康保險醫療服務價格指數之建立，中央研究院，民 88 年-民 90 年。
- 邱雅苓，台灣醫療保健支出成長因素之探討—時間序列及門檻模型之應用，世新大學經計學系碩士論文，民 90 年。
- 李妙純，全民健康保險雙月刊，第 7 期，頁 2-4，民 86 年。
- 賴美淑，全民健康保險雙月刊，第 17 期，頁 1，民 88 年。
- 賴美淑，全民健康保險雙月刊，第 28 期，頁 1，民 89 年。
- 李佳叡，實施隔週休二日對到訪森林遊樂區人數改變之分析-時間數列介入分析模型之應用。民 90 年
- 李雅萍，全民健康財源籌措規範之研究，國立中正大學法律研究所碩士論文，民 86 年。
- 李顯峰，投保金額申報不實對健保費及所得稅收影響之研究，行政院衛生署八十七年委託研究計劃，民 88 年。
- 吳凱勳，健康保險概論，台北，中國社會保險學會，民 83 年。
- 吳柏林，時間數列分析導論，華泰書局，民 84 年。
- 吳肖琪，健康保險與醫療區域對醫療利用之影響，國立台灣大學公共衛生研究所博士論文，民 80 年。
- 林宜靜，台灣國民所得與社會福利指標長期關係之研究，民 89 年。
- 林茂文，時間數列分析與預測，華泰書局，民 81 年。
- 林宜靜，台灣國民所得與社會福利指標長期關係之研究，民 89 年。
- 徐衣琪，我國全民健康保險各類目被保險人投保金額問題之探討，國立政治大學財政研究所碩士論文，民 85 年。
- 徐瑞玲，時間序列模型建立之各種分析方法之比較與實證研究，國立政治大學統計研究所碩士論文，民 77 年。
- 徐立德，全民健保面面觀，摘自網
址：[://www.gio.gov.tw/info/drugs/aegl.html](http://www.gio.gov.tw/info/drugs/aegl.html)
- 許志雄等合著，現代憲法論，元照出版，民 88 年。
- 國家衛生研究院論壇，全民健保財源籌措評析，民 87 年。

- 黃慧貞，全民健康保險制度保險對象財物負擔之研究-兼論影響全民健康保險滿意度之因素，中正大學社會福利研究所碩士論文，民 85 年。
- 黃哲悠，我國社會福利支出之經濟效果-時間數列實證分析，民 80 年。
- 黃哲悠，我國社會福利支出之經濟效果--時間數列實證分析，民 80 年。
- 黃獻諄，全民健保實施五年期間重要修訂事項之探討，民 89 年。
- 黃耀輝，屠美亞，全民健保財務之調整機制，全民健康保險財務問題學術研討會，民 86 年。
- 黃世鑫，余漢儀，吳炎成，鄭文輝，蔡爵震，我國全民社會醫療保險制度之研究，民 81 年。
- 陳貴強，國防財務規劃之研究-時間數列預測模式與財務決策支援系統的建立，國防管理學院資源管理研究所碩士論文，民 87 年。
- 陳小紅，羅紀瓊，吳中書，我國社會福利體系實施與評估，行政院經建設委員會委託專案研究計劃報告，民 85 年。
- 楊志良，健康保險，巨流圖書公司，民 89 年。
- 楊志清，時間數列模型在國防預算編列上之應用，淡江大學統計學系碩士論文，民 89 年。
- 郭嘉祥，陶宏麟，余朝權等人，全民健康保險財務收支推估模型建立之研究，東吳大學，民 85 年~民 86 年。
- 董崇敏，全民健康保險政策形成過程主要爭議課題之分析—由我國主要保指報導論權力的運作與折衝，國立陽明大學公共衛生研究所碩士論文，民 85 年。
- 葉蓉茹，全民健保問題的重構與政策變遷，東海大學公行所碩士論文，民 86 年。
- 曾巨威，全民健康保險被保險人眷屬各種保險費計算方式之評估，國立政治大學，民 87 年~88 年。
- 曹立榮，全民健康保險承保業務之內部控制評估與資訊需求，國立台灣大學會計學研究所碩士論文，民 87 年。
- 張榮貴，我國全民健康保顯經營體制選擇之研究，私立逢甲大學保險學研究所碩士論文，民 85 年。
- 張博雅，全民健康保險政策 理論與政策雜誌 民 84 年夏季號。

- 詹金月，我國全民健康保險政策合法化過程之研究，國立陽明大學衛生福利研究所碩士論文，民 84 年。
- 葉秀珍，失業期間中斷保險對象之保費籌措方式之探討，行政院衛生署八十五年委託研究計劃，民 86 年。
- 鄭文輝，蘇建榮，梁正德，何怡澄，陳俊全等人，我國全民健康保險財務收支歸宿之研究，國立中正大學社會福利研究所。民 85 年~民 87 年。
- 鄭文輝，蘇建榮，全民健保財務負擔及公平性之探討，全民健康保險財務問題學術研討會，民 86 年。
- 鄭紹鏞，不穩定時間數列之預測，國立台北大學統計學研究所碩士論文，民 90 年。
- 鄭文輝，蘇建榮，梁正德，何怡澄，周麗芳，我國全民健康保險金額計算基礎與包費芬比率之研究，中央健康保險局委託專題研究報告，民 86 年。
- 魏金星，我國全民健康保險制度之研究，國立政治大學公共行政學研究所碩士論文，民 86 年。
- 劉宜君，我國全民健康保險政策之執行評估—國家機關、政策網路與財務管控能力之分析，國立台北大學公共行政暨政策學研究所碩士論文，民 89 年。
- 謝秀玲，我國全民健保體系與所得稅制配合問題，政大財稅所碩士論文，民 84 年。
- 羅紀瓊，尤素娟，全民健康保險保險設計，研考雙月刊，第 18 卷第一期，頁 32-38，民 83 年。
- 羅紀瓊，全民健康保險對家庭所得分配之影響，行政院衛生署委託研究計劃，民 87 年。
- 羅紀瓊，葉金川，李麗雪，全民健康保險醫療費用精算模型—資料分析，行政院衛生署委託研究計劃，民 85 年。
- 羅紀瓊，江豐富，徐茂炫，公勞保被保險人投保金額與實際所之關聯性探討，行政院衛生署委託研究計劃，民 85 年。
- 羅紀瓊，江豐富，徐茂炫，企業薪資結構及因應全民健康保險的措施，行政院衛生署委託研究計劃，民 85 年。

[附錄 A] 2.1 全民健康保險保險費負擔金額表

(公務人員、公職人員、軍人眷屬適用)

單位：新台幣元

投保金額等級	被保險人及眷屬負擔金額 (負擔比率40%)					投保單位負擔金額 (負擔比率60%)
	月投保金額	本人	本人+ 1 眷口	本人+ 2 眷口	本人+ 3 眷口	
1	15,840	269	538	807	1076	719
2	16,500	281	562	843	1124	749
3	17,400	296	592	888	1184	790
4	18,300	311	622	933	1244	831
5	19,200	326	652	978	1304	871
6	20,100	342	684	1026	1368	912
7	21,000	357	714	1071	1428	953
8	21,900	372	744	1116	1488	994
9	22,800	388	776	1164	1552	1035
10	24,000	408	816	1224	1632	1089
11	25,200	428	856	1284	1712	1144
12	26,400	449	898	1347	1796	1198
13	27,600	469	938	1407	1876	1253
14	28,800	490	980	1470	1960	1307
15	30,300	515	1030	1545	2060	1375
16	31,800	541	1082	1623	2164	1443
17	33,300	566	1132	1698	2264	1511
18	34,800	592	1184	1776	2368	1580
19	36,300	617	1234	1851	2468	1648
20	38,200	649	1298	1947	2596	1734
21	40,100	682	1364	2046	2728	1820
22	42,000	714	1428	2142	2856	1906
23	43,900	746	1492	2238	2984	1993
24	45,800	779	1558	2337	3116	2079
25	48,200	819	1638	2457	3276	2188
26	50,600	860	1720	2580	3440	2297
27	53,000	901	1802	2703	3604	2406
28	55,400	942	1884	2826	3768	2515
29	57,800	983	1966	2949	3932	2624
30	60,800	1034	2068	3102	4136	2760

自九十年七月一日起實施

表2.2 全民健康保險保險費負擔金額表

(私立學校教職員適用)

單位：新台幣元

投保金額等級	月投保金額	被保險人及眷屬負擔金額 (負擔比率40%)				投保單位負擔金額 (負擔比率30%)	政府補助金額 (補助比率30%)
		本人	本人+ 1 眷口	本人+ 2 眷口	本人+ 3 眷口		
1	15,840	269	538	807	1076	359	359
2	16,500	281	562	843	1124	374	374
3	17,400	296	592	888	1184	395	395
4	18,300	311	622	933	1244	415	415
5	19,200	326	652	978	1304	436	436
6	20,100	342	684	1026	1368	456	456
7	21,000	357	714	1071	1428	477	477
8	21,900	372	744	1116	1488	497	497
9	22,800	388	776	1164	1552	517	517
10	24,000	408	816	1224	1632	545	545
11	25,200	428	856	1284	1712	572	572
12	26,400	449	898	1347	1796	599	599
13	27,600	469	938	1407	1876	626	626
14	28,800	490	980	1470	1960	654	654
15	30,300	515	1030	1545	2060	688	688
16	31,800	541	1082	1623	2164	722	722
17	33,300	566	1132	1698	2264	756	756
18	34,800	592	1184	1776	2368	790	790
19	36,300	617	1234	1851	2468	824	824
20	38,200	649	1298	1947	2596	867	867
21	40,100	682	1364	2046	2728	910	910
22	42,000	714	1428	2142	2856	953	953
23	43,900	746	1492	2238	2984	996	996
24	45,800	779	1558	2337	3116	1039	1039
25	48,200	819	1638	2457	3276	1094	1094
26	50,600	860	1720	2580	3440	1148	1148
27	53,000	901	1802	2703	3604	1203	1203
28	55,400	942	1884	2826	3768	1257	1257
29	57,800	983	1966	2949	3932	1312	1312
30	60,800	1034	2068	3102	4136	1380	1380

自九十年七月一日起實施

表2.3 全民健康保險保險費負擔金額表

(公、民營事業、機構及有一定雇主之受雇者適用)

單位：新台幣元

投保金額等級	被保險人及眷屬負擔金額 (負擔比率30%)					投保單位負擔金額 (負擔比率60%)	政府補助金額 (補助比率10%)
	月投保金額	本人	本人+ 1眷口	本人+ 2眷口	本人+ 3眷口		
1	15,840	202	404	606	808	719	120
2	16,500	210	420	630	840	749	125
3	17,400	222	444	666	888	790	132
4	18,300	233	466	699	932	831	138
5	19,200	245	490	735	980	871	145
6	20,100	256	512	768	1024	912	152
7	21,000	268	536	804	1072	953	159
8	21,900	279	558	837	1116	994	166
9	22,800	291	582	873	1164	1035	172
10	24,000	306	612	918	1224	1089	182
11	25,200	321	642	963	1284	1144	191
12	26,400	337	674	1011	1348	1198	200
13	27,600	352	704	1056	1408	1253	209
14	28,800	367	734	1101	1468	1307	218
15	30,300	386	772	1158	1544	1375	229
16	31,800	405	810	1215	1620	1443	241
17	33,300	425	850	1275	1700	1511	252
18	34,800	444	888	1332	1776	1580	263
19	36,300	463	926	1389	1852	1648	275
20	38,200	487	974	1461	1948	1734	289
21	40,100	511	1022	1533	2044	1820	303
22	42,000	536	1072	1608	2144	1906	318
23	43,900	560	1120	1680	2240	1993	332
24	45,800	584	1168	1752	2336	2079	346
25	48,200	615	1230	1845	2460	2188	365
26	50,600	645	1290	1935	2580	2297	383
27	53,000	676	1352	2028	2704	2406	401
28	55,400	706	1412	2118	2824	2515	419
29	57,800	737	1474	2211	2948	2624	437
30	60,800	775	1550	2325	3100	2760	460

自九十年七月一日起實施

表2.4全民健康保險保險費負擔金額表

〔職業工會會員適用〕

單位：新台幣元

投保金額等級	被保險人及眷屬負擔金額〔負擔比率60%〕					政府補助金額〔補助比率40%〕
	月投保金額	本人	本人+ 1眷口	本人+ 2眷口	本人+ 3眷口	
1	15,840					
2	16,500					
3	17,400					
4	18,300					
5	19,200	490	980	1470	1960	581
6	20,100	513	1026	1539	2052	608
7	21,000	536	1072	1608	2144	635
8	21,900	558	1116	1674	2232	663
9	22,800	581	1162	1743	2324	690
10	24,000	612	1224	1836	2448	726
11	25,200	643	1286	1929	2572	763
12	26,400	673	1346	2019	2692	799
13	27,600	704	1408	2112	2816	835
14	28,800	734	1468	2202	2936	871
15	30,300	773	1546	2319	3092	917
16	31,800	811	1622	2433	3244	962
17	33,300	849	1698	2547	3396	1008
18	34,800	887	1774	2661	3548	1053
19	36,300	926	1852	2778	3704	1098
20	38,200	974	1948	2922	3896	1156
21	40,100	1023	2046	3069	4092	1213
22	42,000	1071	2142	3213	4284	1271
23	43,900	1119	2238	3357	4476	1328
24	45,800	1168	2336	3504	4672	1386
25	48,200	1229	2458	3687	4916	1459
26	50,600	1290	2580	3870	5160	1531
27	53,000	1352	2704	4056	5408	1604
28	55,400	1413	2826	4239	5652	1676
29	57,800	1474	2948	4422	5896	1749
30	60,800	1550	3100	4650	6200	1840

自九十年七月一日起實施

表2.5 全民健康保險保險費負擔金額表

(雇主、自營業主、專門職業及技術人員自行執業者適用)

單位：新台幣元

投保 金額 等級	被保險人及眷屬負擔金額 (負擔比率100%)				
	月投保金額	本人	本人+ 1 眷口	本人+ 2 眷口	本人+ 3 眷口
1	15,840				
2	16,500				
3	17,400				
4	18,300				
5	19,200				
6	20,100				
7	21,000				
8	21,900				
9	22,800				
10	24,000				
11	25,200				
12	26,400	1122	2244	3366	4488
13	27,600	1173	2346	3519	4692
14	28,800	1224	2448	3672	4896
15	30,300	1288	2576	3864	5152
16	31,800	1352	2704	4056	5408
17	33,300	1415	2830	4245	5660
18	34,800	1479	2958	4437	5916
19	36,300	1543	3086	4629	6172
20	38,200	1624	3248	4872	6496
21	40,100	1704	3408	5112	6816
22	42,000	1785	3570	5355	7140
23	43,900	1866	3732	5598	7464
24	45,800	1947	3894	5841	7788
25	48,200	2049	4098	6147	8196
26	50,600	2151	4302	6453	8604
27	53,000	2253	4506	6759	9012
28	55,400	2355	4710	7065	9420
29	57,800	2457	4914	7371	9828
30	60,800	2584	5168	7752	10336

自九十年七月一日起實施

表2.6 全民健康保險保險費負擔金額表

(農會、漁會、水利會會員適用)

單位：新台幣元

投保金額等級	月投保金額	被保險人及眷屬負擔金額〔負擔比率30%〕			
		本人	本人+ 1眷口	本人+ 2眷口	本人+ 3眷口
5	19,200	245	490	735	980

轄區別	政 府 補 助 金 額				
	中央政府 (補助比率 40%)	直轄市政府 (補助比率 30%)	省政府 (補助比率 20%)	縣(市)政府 (補助比率 10%)	合計 (補助比率 70%)
直轄市 區 域	581	436			1017
省轄區域	581		291	145	1017

自九十年一月一日起實施

表2.7 全民健康保險保險費負擔金額表

(第六類保險對象適用)

單位：新台幣元

保險對象	平均保險費	被保險人及眷屬負擔金額〔負擔比率 60%〕			
		本人	本人+ 1眷口	本人+ 2眷口	本人+ 3眷口
榮民(榮譽)	1,007	0 (榮民)	302	604	906
地區人口	1,007	604	1208	1812	2416

自八十八年七月十七日起實施

[附錄 B]

==ALLMACRO

ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.

CALL DATA. FILE 12.

C AMOUNT may be referenced by positional variable: &V_1 @

C AVERAGE may be referenced by positional variable: &V_2 @

C GDP may be referenced by positional variable: &V_3 @

C NO may be referenced by positional variable: &V_4 @

C PEOPLE may be referenced by positional variable: &V_5 @

C POPU may be referenced by positional variable: &V_6 @

C YM may be referenced by positional variable: &V_7.

-- CALL iarima.

-- CALL unit1.

STOP

==IARIMA

ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.

CALL DATA. FILE 12.

print Vari No,YM,Amount.

--Graph Amount. type tplot.

--Graph Amount. type ACF.

--Graph Amount. type Pacf.

IARIMA Amount. SEASON 12.

ESTIM UTSMODEL. METHOD EXACT. HOLD RESID(RES).

ACF RES

OEstim UTSMODEL. METHOD EXACT. HOLD RESID(oRES).

ACF oRES.

FORECAST UTSMODEL. HOLD FORECAST(FI),STDERR(SI).

GRAPH Amount,FI,SI. TYPE FORECAST.

fsave Amount,FI,SI. rewind @

rede -9999. dataset is forecast. file is 'forecast.txt'. @

format'10f8.2,10f8.2,10f8.2'.

RETURN

--

==Unit1

--同 IARIMA

ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.

CALL DATA. FILE 12.

```

TSM Unit1. MODEL IS AMOUNT(1)=c+1/(1)NOISE.
Estim Unit1. METHOD EXACT. HOLD RESID(RES).
ACF RES.
OEstim Inter1. METHOD EXACT. HOLD RESID(oRES).
ACF oRES.
Forecast Unit1. HOLD FORECAST(FU1),STDERR(SU1).
GRAPH Amount,FU1,SU1. TYPE FORECAST.
Return
--
--Intervention
--
==Inter1
--
ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
CALL DATA. FILE 12.
gene i1. nrow 60. value 0 for 10, 1 for 50.
gene i2. nrow 60. value 0 for 19, 1 for 41.
gene i3. nrow 60. value 0 for 36, 1 for 24.
gene i4. nrow 60. value 0 for 52, 1 for 8.
gene i5. nrow 60. value 0 for 56, 1 for 4.
print i1,i2,i3,i4,i5.
TSM Inter1. MODEL IS AMOUNT(1)=C@
+(w1)i1(1,binary)@
+(w2)i2(1,binary)@
+(w3)i3(1,binary)@
+(w4)i4(1,binary)@
--
+(w5)i5(1,binary)@
--
(w1)/(1-DI1*B)i1(1,binary)@
+1/(1 )NOISE.
Estim Inter1. METHOD EXACT. HOLD RESID(RES).
ACF RES.
IESTIM Inter1. preserve ARMA.Method exact.@
HOLD DISTURB(NS). maxrevis 1.
iarima NS. replace Inter1.
ESTIM Inter1. method exact. HOLD RESID(RES).
ACF RES.
OEstim Inter1. METHOD EXACT. HOLD RESID(oRES).
ACF oRES.

```

```

Return
==TF1
--納保人口
  ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
  CALL DATA. FILE 12.
-- print vari no,Ym, Amount, people.
--   graph Amount. type Tplot.
--   graph people. type Tplot.
  graph Amount, people. type mtplot.
  Print Vari No,YM,Amount,People,Average,Popu,GDP.
  TSMODEL TF1. MODEL Amount=C1+(0 TO 5; V0 TO V5)People@
                        +1/(1)NOISE.
  IESTIM TF1. preserve ARMA.Method exact.@
                HOLD DISTURB(NS). maxrevis 2.
-- iarima NS. replace TF1.
  ESTIM TF1. method exact. HOLD RESID(RES).
  ACF RES.
  Forecast TF1. nofs 4. HOLD FORECAST(F1),STDERR(S1).
  GRAPH Amount,F1,S1. TYPE FORECAST.
  RETURN
--
==TF2
--失業率
  ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
  CALL DATA. FILE 12.
-- graph Amount. type Tplot.
-- graph average. type Tplot.
-- graph Amount, average. type mtplot.
-- Print Vari No,YM,Amount,People,Average,Popu,GDP.
  TSMODEL TF2. MODEL Amount=C1+(0 TO 5; V0 TO V5)UR@
                        +1/(1)NOISE.
  IESTIM TF2. preserve ARMA.Method exact.@
                HOLD DISTURB(NS). maxrevis 5.
  iarima NS. replace TF2.
  ESTIM TF2. method exact. HOLD RESID(RES).
  ACF RES.
  Forecast TF2. nofs 4. HOLD FORECAST(F2),STDERR(S2).
  GRAPH Amount,F2,S2. TYPE FORECAST.

```

```

RETURN
--
==TF3
--人口月成長率
  ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
  CALL DATA. FILE 12.
-- graph Amount. type Tplot.
-- graph Popu. type Tplot.
  graph Amount, Popu. type mtplot.
-- Print Vari No,YM,Amount,People,Average,Popu,GDP.
  TSMODEL TF3. MODEL Amount=C1+(0 TO 5; V0 TO V5)Popu@
          +1/(1)NOISE.
  IESTIM TF3. preserve ARMA.Method exact.@
          HOLD DISTURB(NS). maxrevis 5.
-- iarima NS. replace TF3.
  ESTIM TF3. method exact. HOLD RESID(RES).
  ACF RES.
  Forecast TF3. no fs 4. HOLD FORECAST(F3),STDERR(S3).
  GRAPH Amount,F3,S3. TYPE FORECAST.
RETURN
--
==TF4
--GDP
  ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
  CALL DATA. FILE 12.
-- graph Amount. type Tplot.
-- graph GDP. type Tplot.
  graph Amount, GDP. type mtplot.
-- Print Vari No,YM,Amount,People,Average,Popu,GDP.
  TSMODEL TF4. MODEL Amount(1)=C1+(0 TO 5; V0 TO V5)GDP(1)@
          +1/(1)NOISE.
  IESTIM TF4. preserve ARMA.Method exact.@
          HOLD DISTURB(NS). maxrevis 2.
-- iarima NS. replace TF4.
  ESTIM TF4. method exact. HOLD RESID(RES).
  ACF RES.
  Forecast TF4. nofs 4. HOLD FORECAST(F4),STDERR(S4).
  GRAPH Amount,F4,S4. TYPE FORECAST.

```

```

RETURN
--
--TF+Inter
--
==TFInter
--
ASSIGN FILE 12. EXTERNAL 'Health.mad'.
CALL DATA. FILE 12.
gene i1. nrow 76. value 0 for 10, 1 for 66.
gene i2. nrow 76. value 0 for 19, 1 for 57.
gene i3. nrow 76. value 0 for 36, 1 for 40.
gene i4. nrow 76. value 0 for 52, 1 for 24.
gene i5. nrow 76. value 0 for 56, 1 for 20.
print i1,i2,i3,i4,i5.
TSM TFInter. MODEL IS AMOUNT(1)=C@
+(0 TO 5; V0 TO V5)POPU(1)@
+(0 TO 5; q0 TO q5)people(1)@
+(w1)i1(1,binary)@
+(w2)i2(1,binary)@
-- +(w3)i3(1,binary)@
-- +(w4)i4(1,binary)@
-- +(w5)i5(1,binary)@
-- (w1)/(1-DI1*B)i1(1,binary)@
+1/(1)NOISE.
IESTIM TFInter. preserve ARMA.Method exact.@
HOLD DISTURB(NS). maxrevis 5.
iarima NS. replace TFInter.
ESTIM TFInter. method exact. HOLD RESID(RES).
ACF RES.
OEstim TFInter. METHOD EXACT. HOLD RESID(oRES).
ACF oRES.
Return

```

[附錄 C]

No	年月	應收保費	納保人口	月人口增加率	經濟成長率	失業率
1	8403	19600	18817202	8.4	7.23	1.53
2	8404	18861	18779562	8.7	7.17	1.53
3	8405	19805	18935207	9.57	7.12	1.63
4	8406	19606	18817338	8.19	6.91	1.77
5	8407	19813	18867416	10.08	6.70	1.95
6	8408	19833	18901395	9.4	6.49	2.09
7	8409	20068	18961492	10.66	5.97	2.03
8	8410	20137	18990272	9.13	5.45	2.02
9	8411	20356	19092316	12.33	4.93	1.95
10	8412	20296	19123278	4.09	5.08	1.90
11	8501	19026	19160535	4.35	5.23	2.03
12	8502	19042	19207388	8.33	5.38	2.10
13	8503	19550	19385281	4.02	5.54	2.24
14	8504	19959	19555435	3.28	5.69	2.21
15	8505	19530	19622060	7.5	5.85	2.35
16	8506	19854	19705225	10.3	5.90	2.60
17	8507	20053	19770492	9.05	5.95	2.97
18	8508	19748	19780730	8.06	6.00	3.19
19	8509	20227	19861774	8.37	6.37	3.03
20	8510	19577	19908598	9.03	6.75	3.05
21	8511	19850	19987731	10.04	7.12	2.86
22	8512	19713	20041488	11.78	6.93	2.60
23	8601	19831	20075709	6.8	6.75	2.68
24	8602	19696	20063217	7.55	6.56	2.97
25	8603	19969	20123839	3.45	6.45	2.79
26	8604	19930	20167513	6.58	6.34	2.59
27	8605	19980	20200744	7.59	6.23	2.51
28	8606	20020	20254815	10.11	6.46	2.67
29	8607	20359	20280040	13.57	6.68	2.85
30	8608	20497	20284406	12.57	6.91	3.03
31	8609	20781	20354745	14.41	6.93	2.84
32	8610	20794	20405807	12.9	6.95	2.63
33	8611	21071	20446708	12.37	6.97	2.60
34	8612	21068	20492317	12.6	6.54	2.45
35	8701	21194	20482728	8.54	6.10	2.35
36	8702	21521	20488424	8.16	5.67	2.57
37	8703	21709	20565533	8.39	5.53	2.34
38	8704	21082	20579212	8.01	5.38	2.29

39	8705	21110	20589253	8.08	5.24	2.37
40	8706	21050	20603377	9.34	4.88	2.70
41	8707	21480	20603520	9.07	4.51	2.93
42	8708	21545	20601974	9.46	4.15	3.05
43	8709	21784	20651671	8.38	3.89	2.98
44	8710	21973	20687374	7.78	3.62	2.98
45	8711	22135	20723510	8.01	3.36	2.93
46	8712	22169	20757185	8.86	3.62	2.80
47	8801	22222	20792528	6.64	3.89	2.76
48	8802	22213	20792367	6.37	4.15	2.73
49	8803	22817	20853733	7.78	4.90	2.84
50	8804	22256	20872046	7.35	5.66	2.75
51	8805	22223	20896335	7.69	6.41	2.84
52	8806	22343	20911703	7.8	5.83	2.92
53	8807	22217	20927719	7.93	5.25	3.11
54	8808	22326	20931847	7.54	4.67	3.22
55	8809	22321	20958213	6.37	5.26	3.08
56	8810	22612	20985817	7.41	5.84	3.05
57	8811	22916	21038432	8.15	6.43	2.94
58	8812	23189	21089859	8.21	6.93	2.85
59	8901	22756	21154942	7.4	7.42	2.74
60	8902	23466	21134368	7.82	7.92	2.91
61	8903	23987	21173833	7.92	7.09	2.83
62	8904	22661	21176983	6.59	6.26	2.73
63	8905	25978	21196279	6.89	5.43	2.78
64	8906	24602	21242907	7.09	5.83	2.89
65	8907	24416	21273920	8.33	6.23	3.06
66	8908	23105	21278182	7.91	6.63	3.16
67	8909	25279	21319689	8.74	5.78	3.1
68	8910	24700	21336884	10.04	4.93	3.19
69	8911	23426	21381415	10.39	4.08	3.23
70	8912	23347	21400826	10.55	3.02	3.27
71	9001	24930	21416627	7.16	1.97	3.35
72	9002	24194	21501051	5.09	0.91	3.73
73	9003	23261	21531518	5.05	-0.18	3.89
74	9004	25223	21525826	5.31	-1.26	3.96
75	9005	24272	21535710	5.56	-2.35	4.22
76	9006	23384	21542755	5.87	-2.97	4.51

