

國立交通大學

交通運輸研究所

碩士學位論文

散裝船舶大型化及市場總船噸之影響因素與
未來趨勢分析

A Study on the Influential Factors and Prediction of
the Ship Size and Total Tonnage of World Fleet



研究生：朱子昕

指導教授：黃承傳 教授

中華民國九十七年六月

散裝船舶大型化及市場總船噸之影響因素與未來趨勢
分析

A Study on the Influential Factors and Prediction of
the Ship Size and Total Tonnage of World Bulk
Fleet

研究生：朱子昕
指導教授：黃承傳

Student：Tzu-Hsin Chu
Advisor：Dr. Cherng-Chwan Hwang



Submitted to Institution of Traffic and Transportation
College of Management
National Chiao Tung University
in Partial Fulfillment of the Requirements
for the Degree of
Master of Engineering
in
Traffic and Transportation
June 2008
Taipei, Taiwan, Republic of China

中華民國九十七年六月

學生：朱子昕

指導教授：黃承傳

國立交通大學交通運輸研究所

摘要

本研究主要探討影響海岬型及巴拿馬極限型散裝船舶大型化與市場總船噸之影響因素，並預測其未來發展趨勢。研究過程首先根據過去文獻及海運市場供需理論，尋找並歸納可能影響船舶大型化及市場總船噸（載重噸）之影響因素，再利用相關分析與多元迴歸分析分別建立海岬型船舶大型化、巴拿馬極限型船舶大型化、海岬型市場總船噸以及巴拿馬極限型市場總船噸之迴歸模式，探討船舶大型化及市場總船噸之影響因素並以相關分析及單迴歸分析探討船舶大型化及市場總船噸兩者之關聯。最後使用時間序列自我迴歸移動平均模式（ARIMA），預測 2008 年至 2010 年兩種船型之新造船平均噸位及市場總船噸變化趨勢。

研究結果顯示，影響海岬型及巴拿馬極限型船舶大型化之因素主要為運送貨種之貿易量及全球貿易量；影響海岬型及巴拿馬極限型船舶市場總船噸除了貨物貿易量外，全球價格指數、運價指數及貨物價格等經濟因素也會影響到市場總船噸。而且船舶大型化與市場總船噸兩者間有密切的關聯，兩者會互相影響。最後根據時間序列 ARIMA 的預測結果，2008 年至 2010 年海岬型新造船平均噸位會略微減少；巴拿馬極限型新造船平均噸位將持續成長；而海岬型及巴拿馬極限型船舶市場總船噸皆會繼續增加，並穩定成長。整體而言，未來散裝新造船平均噸位及市場總船噸仍將呈現正向成長。

關鍵字：散裝船舶、市場總船噸、相關分析、迴歸分析、時間序列分析

A Study on the Influential Factors and Prediction of the Ship Size and Total Tonnage
of World Bulk Fleet

Student : Tzu-Hsin Chu

Advisor : Dr. Cherng-Chwan Hwang

Institution of Traffic and Transportation
College of Management
National Chiao Tung University

ABSTRACT

The main purpose of this research is to explore the factors that affect the size of capsizes and Panamax bulk carriers and total tonnage (dead weight tonnage) of world fleet, and to predict the development trend. The study begins with collection of possible influential factors of ships size and total tonnage, based on literature reviews and demand-supply theory of shipping markets, and then use relation analysis and multi-regression analysis to establish regression models of average size of newbuilt Capsize, Panamax, and total tonnage of both types of ships, respectively, to conclude the main influential factors. Single regression analysis is also used to examine the relations between average size of newbuilt ships. Finally, ARIMA is used to predict the trends of average tonnages of newbuilt of the two types of carriers between 2008 and 2010 and those of total tonnage of world fleet.

The results indicate that the main factors of the size of capsizes and Panamax are the trading amount of shipping cargo types and the world trade amount. Besides these factors, world price index, Baltic Dry Index and cargo prices, etc. also affect total tonnage of world fleet. There is a close relation between average size of newbuilt ships and total tonnage of world fleet, manifesting in their mutual effects. Finally, according to the prediction by ARIMA, newbuilt Capsize carriers between 2008 and 2010 will slightly decrease in average tonnage; newbuilt Panamax carriers will continuously increase in average tonnage; the total tonnage of world fleet of Capsize and Panamax will both increase, and steadily grow. As a whole, the average tonnage of future newbuilt bulk carriers and the total tonnage of world fleet will continue to grow up in the next few years.

Key words : bulk carriers, total tonnage, relation analysis, regression analysis, time series analysis

誌 謝

首先感謝指導教授 黃承傳博士，承蒙老師悉心地指導，不斷給予關懷及教誨，不時在論文寫作的過程中指點我正確的方向，並於論文完稿後輔導修正，使論文能夠順利完成。不僅學業上的指導，老師人格的修養更是我學習的典範，讓我受益良多，在此由衷感謝。

本論文完成，亦感謝口試委員國立台灣海洋大學航運管理學系梁金樹教授與北台灣科技學院國際貿易系吳榮貴教授，在口試期間耐心地指導及給予寶貴的意見與建議，使論文能更加完整。

在修課的兩年期間，感謝交研所黃台生所長、徐淵靜老師、馮正民老師、許鉅秉老師、汪進財老師以及陳穆臻老師的指導與鼓勵，讓我能順利完成碩士學位。此外亦感謝所辦洪瑛瓊、柳美智小姐在行政資源上的幫助，讓我這兩年研究生生活能更專心於課業上及論文寫作。

另外要感謝博士班學長姐嘉陽、素如、昭榮、士軒的幫助及班上同學亦昕、岱杰、育錚、依潔、邏耀、佳峰...等同學不厭其煩地教導我，替我解決許多問題，也恭喜我們能一起畢業；另外也要感謝大學學長姊惠嬪、明宏及大學同學依榕、哲維的幫助，使論文能順利完成。

最後要感謝一直在背後支持我的家人，讓我能夠專心於課業上，也感謝你們一路的關懷及包容，才能順利完成學業。除此之外更要感謝姊姊子昀的支持，在研究生的最後一年生活在一起，不論精神上及經濟上，都不斷給予我協助。僅以本論文獻給最摯愛的家人。

朱子昕 謹誌

國立交通大學交通運輸研究所

民國九十七年六月

目錄

摘要.....	i
ABSTRACT.....	ii
目錄.....	iv
表目錄.....	vi
圖目錄.....	vii
第一章 緒論.....	1
1.1 研究背景與動機.....	1
1.2 研究目的.....	1
1.3 研究範圍與限制.....	2
1.4 研究項目與內容.....	2
1.5 研究方法.....	3
1.6 研究流程.....	4
第二章 文獻回顧.....	6
2.1 散裝航運市場.....	6
2.2 影響因素之文獻.....	8
2.2.1 影響造船趨勢之文獻.....	8
2.2.2 影響船噸供需之文獻.....	10
2.3 迴歸分析與時間序列之文獻.....	15
2.3.1 迴歸分析之文獻.....	15
2.3.2 預測方法之文獻.....	16
第三章 研究方法.....	18
3.1 相關分析與迴歸.....	18
3.1.1 相關係數.....	18
3.1.2 簡單線性迴歸分析.....	19
3.1.3 迴歸模式評估與修訂.....	21
3.2 多重迴歸分析.....	23
3.2.1 多重迴歸.....	23
3.2.2 矩陣線性迴歸.....	23
3.2.3 變異數因子分析.....	24
3.3 時間序列分析.....	26
3.3.1 自我迴歸模式.....	27
3.3.2 移動平均模式.....	27
3.3.3 混合自我迴歸移動平均模式.....	27
3.3.4 整合自我迴歸移動平均模式.....	28
第四章 迴歸模式之建構與分析.....	29
4.1 船舶大型化.....	29

4.1.1 海岬型船舶大型化影響因素分析.....	29
4.1.2 巴拿馬極限型船舶大型化影響因素分析.....	35
4.2 散裝市場船噸.....	42
4.2.1 海岬型市場總船噸影響因素分析.....	42
4.2.2 巴拿馬極限型市場船噸影響因素分析.....	48
4.3 船舶大型化與市場總船噸之關聯.....	54
4.3.1 海岬型船舶大型化與海岬型市場總船噸之關聯.....	54
4.3.2 巴拿馬極限型船舶大型化與巴拿馬極限型市場船噸之關聯.....	55
4.3.3 小結.....	56
4.4 迴歸模式綜合分析.....	56
第五章 時間序列分析.....	57
5.1 海岬型船舶新造船噸趨勢分析.....	57
5.2 巴拿馬極限型船舶新造船噸趨勢分析.....	63
5.3 海岬型船舶市場船噸趨勢分析.....	71
5.4 巴拿馬極限型船舶市場船噸趨勢分析.....	79
第六章 結論與建議.....	88
6.1 結論.....	88
6.2 建議.....	89
參考文獻.....	91
附錄一：基本資料表.....	94
附錄二：迴歸輸出報表.....	99



表目錄

表 2.1 主要散裝乾貨輪船型之比較.....	13
表 3.1 一般線性迴歸模式.....	25
表 4.1 海岬型歷年新造船舶平均噸位.....	29
表 4.2 影響散裝新造海岬型船舶噸位之因素相關分析表.....	32
表 4.3 海岬船舶大型化模式變數處理.....	34
表 4.4 海岬型船舶大型化模式變數選擇過程.....	34
表 4.5 巴拿馬極限型歷年新造船舶平均噸位.....	35
表 4.6 影響散裝新造巴拿馬極限型船舶噸位之因素相關分析表.....	39
表 4.7 巴拿馬極限型船舶大型化模式變數處理.....	41
表 4.8 巴拿馬極限型船舶大型化模式變數選擇過程.....	41
表 4.9 海岬型歷年市場總船噸.....	42
表 4.10 影響散裝海岬型市場噸位之因素相關分析表.....	45
表 4.11 海岬型市場船噸模式變數處理.....	47
表 4.12 海岬型市場船噸模式變數選擇過程.....	47
表 4.13 海岬型市場總船噸模式各變數之 t 值.....	47
表 4.14 巴拿馬極限型歷年總船噸.....	48
表 4.15 影響散裝巴拿馬極限型市場噸位之因素相關分析表.....	51
表 4.16 巴拿馬極限型市場總船噸模式變數處理.....	53
表 4.17 巴拿馬極限型市場船噸模式變數選擇過程.....	53
表 4.18 海岬型新造船平均噸位與市場總船噸相關分析表.....	54
表 4.19 海岬型新造船平均噸位與市場總船噸相關分析表.....	55
表 5.1 海岬型新造船舶時間序列 ARIMA 模式判定比較.....	59
表 5.2 海岬型新造船舶噸位 ARMA (1,0) 參數估計.....	60
表 5.3 海岬型船舶大型化 ARIMA 預測值之檢定輸出值.....	61
表 5.4 海岬型新造船平均噸位預測值.....	62
表 5.5 巴拿馬極限型新造船舶時間序列 ARIMA 模式判定比較.....	67
表 5.6 巴拿馬極限型新造船舶噸位 ARIMA (0,1,1) 參數估計.....	68
表 5.7 巴拿馬極限型船舶大型化 ARIMA 預測值之檢定輸出值.....	70
表 5.8 巴拿馬極限型新造船平均噸位預測值.....	71
表 5.9 海岬型市場總船噸時間序列 ARIMA 模式判定比較.....	75
表 5.10 海岬型市場總噸位 ARIMA (1,2,1) 參數估計.....	76
表 5.11 海岬型市場船噸 ARIMA 預測值之檢定輸出值.....	77
表 5.12 海岬型市場總噸位預測值.....	78
表 5.13 巴拿馬極限型市場總船噸時間序列 ARIMA 模式判定比較.....	83
表 5.14 巴拿馬極限型市場總噸位 ARIMA (2,2,1) 參數估計.....	84
表 5.15 巴拿馬極限型市場船噸 ARIMA 預測值之檢定輸出值.....	85
表 5.16 巴拿馬型市場總噸位預測值.....	86

圖目錄

圖 1-1 研究流程圖	5
圖 2-1 1886 年-1993 年油輪大型化趨勢	7
圖 2-2 國際貿易需求船噸與船噸供給關聯性	11
圖 2-3 交付船舶之時間變化落差預測統計	17
圖 3-1 迴歸模式示意圖	20
圖 3-2 迴歸分析流程圖	22
圖 4-1 海岬型歷年新造船平均噸位趨勢圖	30
圖 4-2 巴拿馬極限值歷年新造船平均噸位趨勢圖	36
圖 4-3 海岬型歷年市場總船噸趨勢圖	43
圖 4-4 巴拿馬極限值歷年市場總船噸趨勢圖	49
圖 5-1 每年海岬型新造船噸位趨勢圖	57
圖 5-2 海岬型新造船時間序列自身相關、偏自身相關圖	58
圖 5-3 海岬型新造船噸 ARMA (1,0) 自身相關、偏自身相關圖	61
圖 5-4 海岬型新造船噸 ARMA (1,0) 時間序列圖	63
圖 5-5 每年巴拿馬極限值新造船噸位趨勢圖	64
圖 5-6 每年巴拿馬極限值新造船噸位趨勢圖 (取一階差分)	65
圖 5-7 巴拿馬極限值新造船時間序列自身相關、偏自身相關圖	66
圖 5-8 巴拿馬極限值新造船時間序列自身相關、偏自身相關圖 (取一階差分)	67
圖 5-9 巴拿馬極限值新造船噸 ARIMA (0,1,1) 自身相關、偏自身相關圖	69
圖 5-10 巴拿馬極限值新造船噸 ARIMA (0,1,1) 時間序列圖	71
圖 5-11 每年海岬型市場總噸位趨勢圖	72
圖 5-12 每年海岬型市場總噸位趨勢圖 (取二階差分)	72
圖 5-13 海岬型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖	73
圖 5-14 海岬型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖 (取二階差分)	74
圖 5-15 海岬型市場總噸位 ARIMA (1,2,1) 自身相關、偏自身相關圖	77
圖 5-16 海岬型市場總噸位 ARIMA (1,2,1) 時間序列圖	79
圖 5-17 每年巴拿馬極限值市場總噸位趨勢圖	80
圖 5-18 每年巴拿馬極限值市場總噸位趨勢圖 (取二階差分)	80
圖 5-19 巴拿馬極限值市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖	81
圖 5-20 巴拿馬極限值市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖 (取二階差分)	82
圖 5-21 巴拿馬極限值市場總噸位 ARIMA (2,2,1) 自身相關、偏自身相關圖	85
圖 5-22 巴拿馬極限值市場總噸位 ARIMA (2,2,1) 時間序列圖	87

第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

近幾年由於全球經濟復甦，以及新興國家的崛起，不僅對消費性物品需求擴大，更增加對原物料、穀類及鋼鐵之需求，隨之帶動散裝船噸的需求。這使得造船市場擴張，新造船噸位越來越大，而整個市場船舶的總噸位也隨著增加，不僅全世界船舶訂單增加，老舊散裝船也紛紛回鍋散裝船市場。

散裝船噸供給最主要受到整個市場貨物運輸需求量的影響，近年來全世界散裝總噸數不斷攀升，和市場貨運量之增加息息相關。散裝貨物在 1960 年代以前所使用之船舶為雜貨船，1960 年代以後才演變為散裝貨輪，一直到今天發展出各種依貨物特性而設計的不同船型。由於貨量大，對於船噸的需求相對增加，以致於近年來船舶建造越來越趨向大型化，不僅承載的貨量能夠增加，每噸貨物的平均運費價格也能降低。除此之外，是否尚有其他影響船舶大型化趨勢之因素為一值得深入探討的問題。

海洋運輸是國際物流中最主要的運輸方式。目前，國際貿易總運量中的 2/3 以上都是利用海上運輸。全世界經濟景氣影響海運市場甚大，許多研究及報告都表示，國際海運市場為完全競爭市場，市場上有許多各國業者、投資者及競爭者，價格完全由市場供需來決定，世界貨物量及世界經濟活動深深地影響海運市場總船噸供給。在國際海運市場的不確定情況之下，除了探討影響船噸增減的主要因素之外，也有必要預測未來新造船平均噸位及市場總噸位之變化趨勢。

在造船趨勢越來越大型化之下，過去常用之適宜型散裝船舶，則逐漸被海運市場淘汰，船東在訂購新船時，逐漸不考慮運量較小之船型，而以巴拿馬極限型及海岬型為主。所以本研究選擇巴拿馬極限型及海岬型兩種船舶為研究對象。另一方面，船舶大型化雖然與整個散裝市場的總船噸息息相關，但船舶大型化及市場總船噸增加並非完全相同之情況，影相因素不必然完全相同，但兩者卻有相當之關聯性，因此本研究亦將探討兩者影響因素的異同及其相關性。

1.2 研究目的

本研究主要是探討全球近年來海岬型及巴拿馬極限型市場總噸位（本研究之總船噸皆指載重噸）及新造船平均噸位之影響因素，並分析兩者之間之相互影響。此外，並預測這兩種船型未來之新造船趨勢及市場總船噸供給量。主要目的如下：

1. 分析近年來新造船平均噸位，以及市場總噸位之變化趨勢。
2. 尋找並探討影響全球散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶總噸位增加之因素，構建船舶總噸位增加與影響因素之因果關係模式。

3. 探討並找出影響全球散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶大型化趨勢之因素，並建構因果關係模式。
4. 預測散裝海岬型及巴拿馬極限型未來在全球海運市場之總噸數，並探討未來船舶大型化趨勢。

1.3 研究範圍與限制

散裝船舶依運送貨物的性質及噸位，區分成幾種不同的船型，由小至大有適宜型 (Handy size Bulk)、極適宜型 (Handymax size Bulk)、巴拿馬極限型 (Panamax)、海岬型 (Capesize)、極大散裝貨輪 (VLBC; Very Large Bulk Carrier) 及油輪。本研究只選擇巴拿馬極限型及海岬型之船舶大型化以及船舶總噸位作為探討的對象。

本研究討論船舶大型化及噸位增加之因素，考慮海運市場對船舶需求之因素，主要針對貿易國經濟統計量做分析，其他政策面、制度或技術面等無法量化之因素，並未在本研究範圍之內。而對於市場經濟面只說明近年全球海運市場景氣變化及船舶需求改變。

研究之各項海運統計數據引用來源，係以世界海運知名期刊 ISL 及 Clarkson research 所公佈之海運統計數據為主；貿易統計資料引用來源也以 ISL 所公佈之散裝貨運資料為主，主要討論穀物類、煤礦及礦砂進出口國貿易量，若有資料不足之地方，則再設法搜尋其他資料，對於無法蒐集之資料則不予考慮。

1.4 研究項目與內容

本研究主要研究項目與內容，敘述如下：

1. 研究範圍與內容之界定
2. 文獻回顧
 - (1) 有關海運散裝市場之文獻
 - (2) 影響因素文獻
 - 影響造船趨勢之文獻
 - 海運市場船噸需求之文獻
 - (3) 分析與預測方法之文獻
 - 迴歸模式之文獻
 - 時間序列模式之文獻
3. 資料收集與分析
 - (1) 船舶船型噸位資料收集
 - 資料來源 ISL
 - (2) 船舶需求資料收集

- 資料來源 ISL
- (3) 船舶市場總噸位影響因素資料
 - 運費指數資料 ISL
 - 全球經濟及貿易量資料 ISL、WTO、UNCTED
 - 原物料價格資料 ISL
 - (4) 船舶大型化影響因素資料
 - 散裝新造船舶價格資料 ISL、Clarkson Research
 - 二手船舶價格資料 ISL、Clarkson Research
4. 模式建構與影響因素分析
- (1) 迴歸分析模式之建立
 - (2) 迴歸模式結果之分析
5. 未來新造船噸位之預測與市場總船噸之預測
- (1) 時間數列預測模式之建立
 - (2) 未來船噸數量之預測
6. 結論與建議

1.5 研究方法

本研究參考相關文獻之研究結果，分別收集可能影響船舶大型化趨勢及海運市場船噸增加之因素，以全球海岬型及巴拿馬船型為標的，分析各因素之間彼此的相關性，並初步篩選適用的變數資料，以迴歸分析方法構建其因果關係模式，探討各影響因素對於船舶趨勢及市場船噸影響程度及重要性。

由於應用迴歸模式預測未來造船噸位趨勢及海運市場船噸趨勢，必須先求得模式中所有自變數之預測值，若無國際權威機構公佈之預測值可供引用，利用迴歸模式進行預測有其困難，因此本研究採用時間序列方法進行預測。

本研究主要使用下列方法，來分析影響散裝船舶大型化及噸位增加之因素，並對未來趨勢進行預測：

1. 文獻回顧法
收集相關文獻，找尋出影響船舶大小及市場船噸供給之因素，並評析歸納出符合本研究範圍之影響因素。
2. 相關分析法
依據文獻所尋找出之影響船噸因素，以相關分析檢驗各因素間的關聯程度，並初步選定影響船噸供給之因素。
3. 迴歸分析法
分別構建海岬型及巴拿馬極限型船舶噸位與各影響因素之因果關係模式。並建構船舶大型化與總船噸位之關聯性迴歸模式。

4. 時間序列法。

分別將海岬型及巴拿馬極限型船舶平均噸位與總噸位逐一進行時間序列模式之建構，預期未來船噸之變化趨勢。

1.6 研究流程

本研究之研究流程如圖 1-1 所示，其扼要敘述如下：

1. 研究內容與範圍界定

散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶之大型化及市場船噸增加之影響因素分析

2. 文獻回顧

海運市場文獻

影響造船趨勢之文獻

影響船噸需求之文獻

迴歸分析及時間序列之文獻

3. 資料收集與整理

近十年海岬型及巴拿馬極限型船噸資料收集

由文獻回顧法得到之船舶大型化及船噸增加影響因素資料收集

4. 迴歸及時間序列模式建構

影響船舶大型化因素之模式建構

影響海運市場船噸增加因素之模式建構

船舶大型化及船噸增加兩者之聯立模式，並對此迴歸模式作應用

時間序列模式建構與未來造船與市場船噸之預測

5. 結論與建議

確立影響船舶大型化之因素及影響程度

確立影響海運市場船噸增加之因素及影響程度

船舶大型化與船噸增加兩者之相互影響關係

相關建議事項

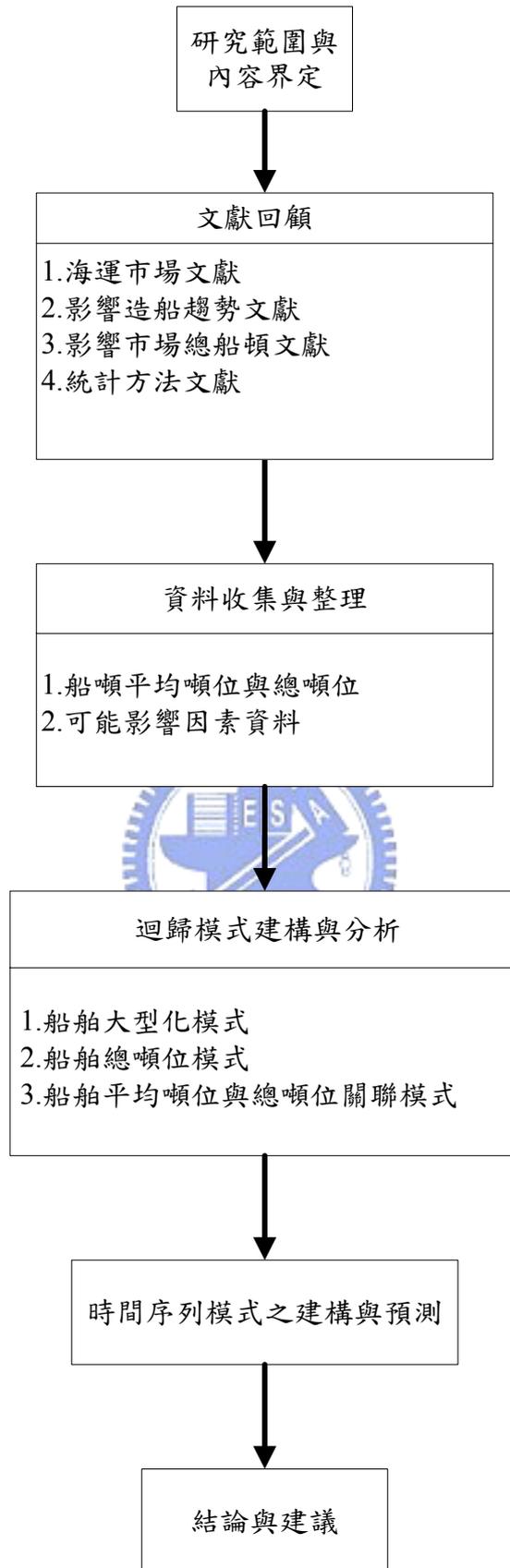


圖 1-1 研究流程圖

第二章 文獻回顧

本章之文獻回顧分成三個部分。首先針對海運市場過去、現在以及市場走向作回顧，認識海運市場。其次將整理有關造船趨勢、船噸供給之文獻，並初步歸納影響船舶大型化以及散裝市場船噸變動之直接及間接因素。最後一部分則蒐集若干迴歸分析、時間序列之文獻，作為本研究參考之用。

2.1 散裝航運市場

從1960年代，不僅散裝船市場，貨櫃船市場亦發展蓬勃，陳永順（民94）指出，近代船舶科技進步與港口專用現代化，加上貨載包裝配合，除船舶朝向大型化外，並走向專業化，以追求降低船舶單位投資成本與節省船舶在港裝卸貨時間，加速船舶運轉效率，另外提高貨物運送服務安全品質。

歐陽承新（民93）提出，以載重量計，全球進出口貿易主要是經由海上運輸（如南韓外貿99.8%依靠海運），空運量微不足道。據聯合國貿易與發展委員會（UNCTAD, 2003）的統計，2002年全球海運總重量年增0.8%，達到58.9億噸，其中原油及油品運量減少1.4%，達到21.4噸，乾貨運量年增2.1%，升抵37.5億噸；同期全球總產值年增率為2.0%，外貿成長2.5%。

海運市場價格最主要以供需決定，無人可自行決定其價格。王旭堂、陳永順（民93）指出，海運產業係以生產銷售船舶運輸服務以收取報酬的事業，其交易型態雖有別於金融市場商品交易，但市場價格高低漲跌仍一樣由供需平衡強度來決定。

陳永順（民96）提到，Clarksons Research Service將散裝乾貨船市場約略區分為；海岬型(Capesize)市場、巴拿馬型(Panamax)市場、輕便極限型(Handymax)及輕便型船(Handysize)市場等。海岬型船主要運輸服務對象為礦砂、煤炭及穀類或甚鋁礬土、化肥、工業鹽及硫磺等，輕便極限型船為穀類、煤炭、次要原料或大宗半成品等，輕便型船為輕穀類、大宗半成品及雜貨等。

Cashman（1985）指出，全世界船隊在最近幾年逐漸成長，1939年時，世界船隊共有68.3mgt，其中有一小部分的船噸為油輪，其餘的船噸都是現今大家沒聽過即不認識的散雜貨船，而除了這些散雜貨船之外，其他的都航行於大的湖泊上。1948年，第二次世界大戰之後，世界船噸快速成長至80.3mgt。到了1960年代，世界船隊成長至129.8mgt，而到了1970年時，總噸位達到了227.5mgt。1980年時，總船隊噸為達到419.9mgt，而船舶的噸位至今仍持續成長。

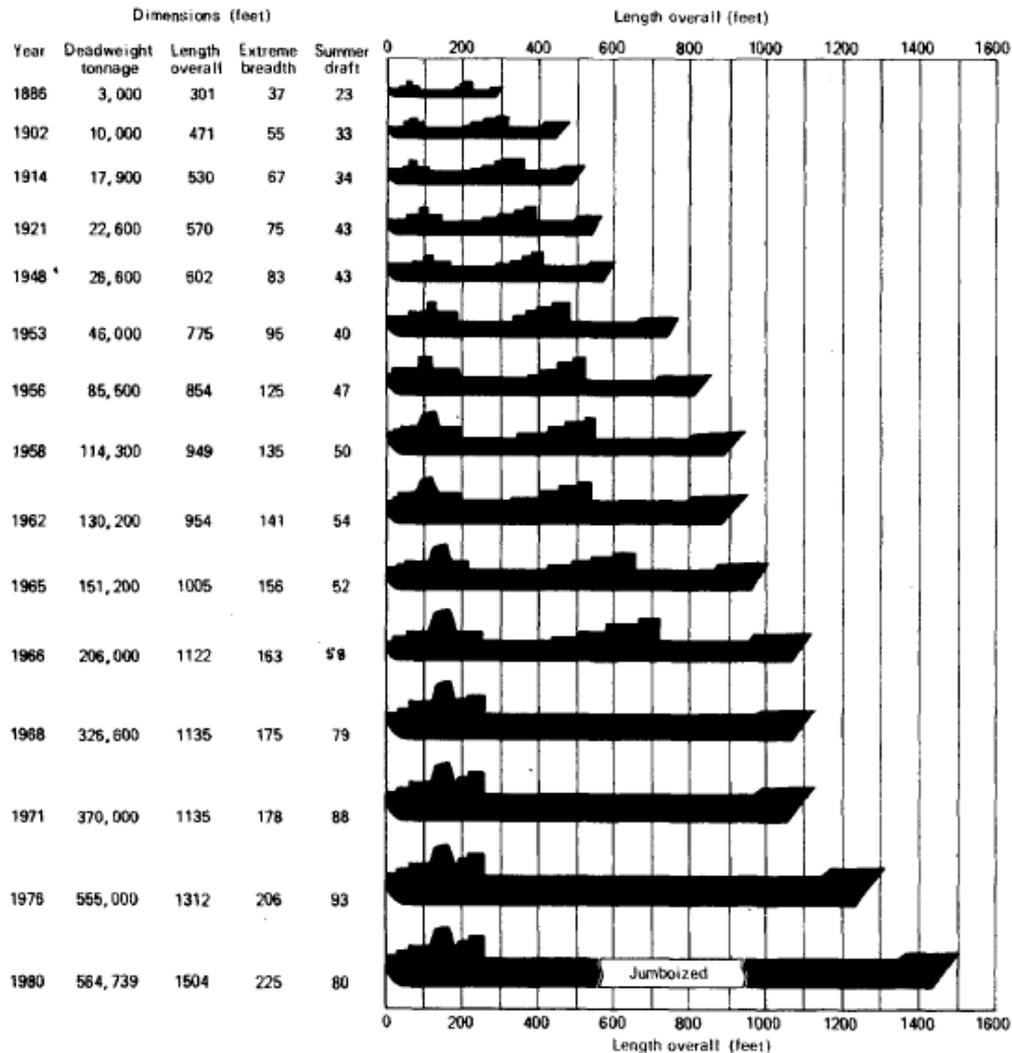


圖 2-1 1886 年-1993 年油輪大型化趨勢

而當海運市場景氣好時，許多投資者皆會投資新造船，增加市場供給。朱敬汝，包張敬（民96）2002年年初以來，散裝貨輪海運市場逐漸好轉，運費費率開始回升，並在近期達到運費費率回升以來的峰值。其中，大輕便型散裝貨船運費費率近7個月來持續緩慢增長；巴拿馬極限型散裝貨船海運市場行情上半年內小幅波動，運費費率始終保持在6200美元/天左右，但在九月中旬時突破7000美元/天，恢復到去年八月初的水平；海岬型散裝貨船運費費率在三月底時一度恢復到13700元/天(今年年初僅為8056美元/天)，儘管其後幾個月內又出現下跌，但九月中旬再次恢復到15937美元/天的水平，也是2001年九月以來的最高點。由此看來，隨著經濟的緩慢復甦以及散裝貨運市場的持續成長，在此新船船價低迷之際正是訂購新船的好時機。

沈康生、徐中康（民92）指出，2002年年初以來，散裝貨輪海運市場逐漸好轉，運費費率開始回升，並在近期達到運費費率回升以來的峰值。其中，大輕便型散裝貨船運費費率近7個月來持續緩慢增長；巴拿馬極限型散裝貨船海運市場

行情上半年內小幅波動，運費費率始終保持在6200 美元/天左右，但在九月中旬時突破7000 美元/天，恢復到去年八月初的水平；海岬型散裝貨船運費費率在三月底時一度恢復到13700 元/天(今年年初僅為8056 美元/天)，儘管其後幾個月內又出現下跌，但九月中旬再次恢復到15937 美元/天的水平，也是二〇〇一年九月以來的最高點。由此看來，隨著經濟的緩慢復甦以及散裝貨運市場的持續成長，在此新船船價低迷之際正是訂購新船的好時機。

2006 年，世界造船市場並沒有出現人們普遍預期的回落行情，在國際航運市場繼續走低的情況下，造船市場卻一改 2005 年年中開始出現的下滑走勢而逆勢走強，各項造船指標均創下歷史最高紀錄。2006 年成為世界現代造船史上名副其實的高峰年。那麼，人們不禁要問，為什麼 2006 年造船市場會逆勢回升並走出空前興旺的行情呢？原因是多方面的，其中，市場因素好於預期行情為行情回升創造了條件，而非市場因素的作用是市場空前興旺的直接原因。

2.2 影響因素之文獻

2.2.1 影響造船趨勢之文獻

楊鈺池（民 95）第二次世界大戰以後，世界經濟復甦，遊於產業結構變化造成各國間之貿易量突飛猛進，運輸系統需求更趨擴大。

為達到貨物處理效率提高、降低運輸成本之目的，近來貨物船之發展有兩種趨勢：船舶之專門化與船型之大型化趨勢。

世界散裝船隊在 2004 年時快速增加。2004 年時，散裝船隊由先前的 17.5 百萬載重噸增加到 319.2 百萬載重噸。2001-2005 年這段期間，散裝船隊載重噸，每年平均增加 4.1 個百分比。

David Glen (2006)，造船工業和其他的製造產業一樣，在過去的三十年呈現戲劇性地成長。而造船工業逐漸有原本的歐洲一轉到其他國家。1976 年，歐洲造船產業有 209,000 勞工，到了 2003 年時，下降至 49,000 勞工。

噸位較大之船舶在近幾年來成長快速，而噸位較小之船舶已逐漸被淘汰。楊鈺池（民 96），散裝船之乾貨運輸方面，例如鐵礦砂、煤碳、穀類經可用機械來進行裝卸貨物作業，因此船舶大型化趨勢日益明顯。散裝船之船型，從 6 萬載重噸之巴拿馬型，提高到 15 萬載重噸之 Cape Size 型。全球乾貨物船隊結構以艘數來看，發現 Handysize 型船從 2000 年 2857 千艘下降到 2770 千艘；HandyMax 型船從 2000 年 1013 千艘提高到 2005 年 1380 千艘；PanamaMax 從 2000 年 950 千艘增加到 2005 年 1212 千艘；Capesize 型船則從 2000 年 558 千艘上升到 2004 年 668 千艘。

而造船市場也深受二手船舶市場之影響。Roar,Haiying,Siri (2006)，全球海運市場長期以來被區分為四個市場：新造船是場、運費市場、二手船舶噸位市場

及船舶拆解市場。而二手船舶市場緊緊地和基本運費及新造船市場整合在一起。

楊鈺池、王志敏（民95），在國際乾散貨海運市場中，船舶租金代表收入，船價則為成本的主要項目，兩者之間存在著極微妙的關係，其中對於新造船價、二手船價與租金的任何投資決策，卻深邃地影響海運投資績效。

周武、陳潔、朱小明（民95），隨著經濟全球化過程的加快，貿易跨國經營日益盛行。全球貨主和消費者對運輸服務質量提出更高要求，最為全球承運的船公司不僅要有更廣泛的航線覆蓋，在主幹線上更有密集的航班，而且在航線的兩端還要有”門到門”的多式聯運和具有附加價值的綜合物流服務。而隨著世界航貿界的主型船舶朝向大型化或超大型化發展。

丁士展（民95）等人指出，專業船舶的大型化與自動化，可減輕航商所負擔的平均成本，是近年來新造船的趨勢。而航商的聯合經營，是為了因應船舶大型化所興起的策略，可使船公司擴大營運範圍，分散財務風險，海運市場的運價較為穩定。

陳天（民87），關貿總協是當前全世界最大且重要之多邊經濟組織，要求各國在公平、開放之自由化原則下良性競爭，海運業亦受此自由化趨勢之影響。在自由競爭之環境下，運費費率取決於供需關係，並非個別海運業者所能操控。然海運業者在瞭解市場需要某類型船後，如何決定建造何種噸位、何種航速之貨輪，以便在不同航程與不同燃油價格下，仍具有競爭力。

影響海運業者競爭力之因素固然很多，然降低運輸成本是提高競爭力最有效的方法。運輸成本一般而言可包括三方面，乃船之建造費用、營運之直接花費與海運公司之管理成本。

船東考量是否訂購新船之因素甚為複雜，主要是以營運可否獲利為最優先考量，船東最大的風險在於營運攬貨與運費費率上，至於其他的因素尚包括船價、交船日期、貸款、船員人數容易操作與維修、船速、耗油率、載貨重量、裝卸效率、安全、設計與操作上考量等。一艘設計品質較佳的船通常對船價影響不大，但較易爭取到訂單。

船舶大型化從過去二、三十年來，一直為新造船趨勢，全球貿易頻繁後，貿易量增加，所需船舶噸位相對也增加，然而建造更大型船舶，對船東來說是相當大的風險，所以前提必定是船舶能夠達到滿載，意味著貨物量皆能和船舶噸位相符。由以上文獻回顧，可歸納出影響海岬型及巴拿馬及線型造船趨勢之因素：

- 1.全球貿易量
- 2.二手船舶市場
- 3.世界經濟景氣
- 4.散裝船舶價格

2.2.2 影響船噸供需之文獻

陳永順（民 94）海運產業市場其結構來說，接近於完全競爭市場，Koopman(1939)、Hawdon(1978)、及 Beenstock 等曾對海運的價格進行分析及研究，其均支持海運市場為完全競爭市場的觀點。

不定期船產業既屬於完全競爭市場，則市場價格必須由外部供需所決定。除須掌握最佳交易時機，獲取有利交易價格以增益營收外，另外須提高船舶運輸服務的生產作業效率，以降低營運成本。

就長期利益而言，應尋求持續擴張業務規模，即增建或購置船噸。但因船舶資產投資金額龐大，且船舶資產市場價格增值、貶值劇烈，若投資時機不當，可能會拖累或侵蝕企業獲利，甚至導致企業陷入財務危機。

國際貿易需求船噸與船噸供給關聯性，依國際貿易理論，基於比較利益兩國才形成貿易關係，本國因無法生產或生產該項商品比從他國教不利，於是向他國進口，因此產生國際貿易流。全球商品需求量受到國民所得高低和經濟條件影響，全球商品供給量除考慮比較利益外，也受到生產能量與庫存量影響，兩者間達到共同目的後體現國際貿易需求量，國際貿易或務需求量亦隨時間變動。

國際貿易貨物需求量引申對海運船噸需求，進而帶動船舶產業活絡與商機，海運企業因市場需求船噸旺盛，可支配船噸不足時，長期間考慮購置船噸貨租入船噸，短期間暫時以現貨租入船噸貨以論成庸船將貨載運合約洽船承運。由上述說明顯症船舶產業的繁榮與發達完全繫乎於國際貿易活絡，當全球經濟出現高度成長時，往往帶動全球貿易量大幅增加，船舶產業因而欣欣向榮。

圖 2-2 為國際貿易需求與船噸供需之關聯性：

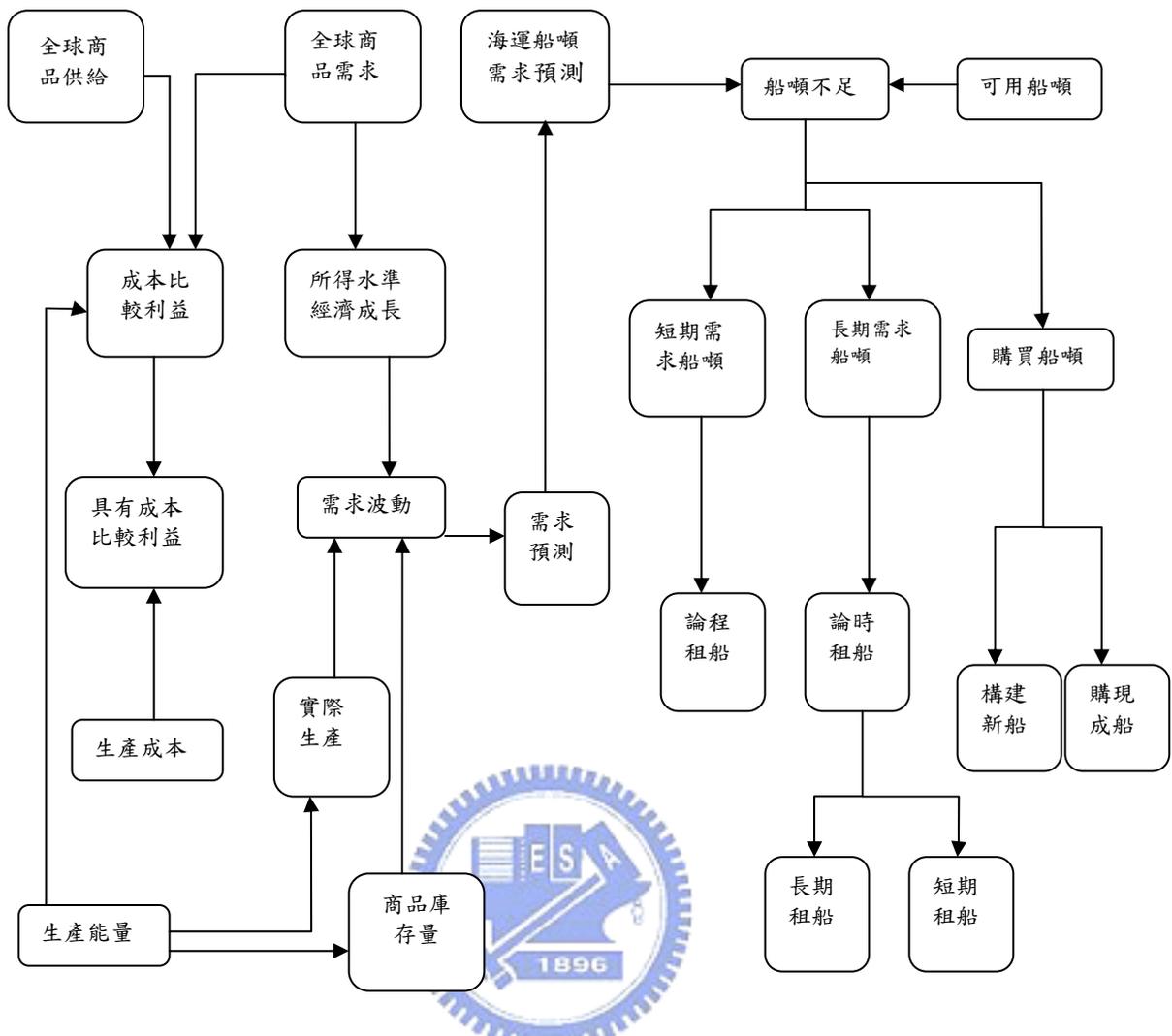


圖 2-2 國際貿易需求船噸與船噸供給關聯性

陳永順（民 96），散裝不定期船市場價格變動決定於市場船噸的供需強度。市場船噸需求量增減變動除主要關鍵在國際間原料進出口貿易旺盛與否，其受到全球經濟景氣榮枯及工業生產是否擴張或萎縮等經濟因素影響外，另又受到非經濟因素所衝擊，如貿易障礙、惡劣天候中斷運輸供應或生產收成及戰爭重建與物資援助等。散裝船噸需求來源主要仰賴礦砂、煤炭、穀類及其他次要原料。自 2004 年起受到中國大陸鋼鐵產業急速擴充的帶動下，全球礦砂美海運量以每年 60 至 80 百萬噸速度大幅成長，至 2007 年礦砂海運量首次超越煤炭海運量，除成為最大散裝海運貨載外，也成為左右散裝船噸成長最具關鍵因素。

楊鈺池、王志敏（民 95），自 2002 年以來，國際散裝乾貨船海運市場行情，因中國大陸突然大幅增加鐵礦砂進口量影響，海岬型船船噸供給量不敷需求量，導致海岬型船市場租金上漲。承運礦砂占大多數之海岬型二手船價率先大幅飆漲，新造船價除船廠訂單大量增加外，亦因占造船成本極高的鋼價大漲緣故，牽動新造船價跟著一起飆漲。

但是在海岬型船即期租金由高點下滑，跌幅達二分之一以上時，船價卻只有下跌一至二成，兩者的走勢並不吻合，此現象可以由兩個理由來解釋，一為船價不完全受到租金費率大漲大跌影響。另一船價下跌幅度較租金少的原因，是因為目前造船廠造船訂單都已接單至2008年，沒有降價搶單的需要，因此議價空間有限，形成船價高居不下的情形。再者二手船船價高於新船船價，是因為購買二手船可增加現有運力，立即獲取租金上漲的利益，而新船建造從簽約下訂至完工交船，在目前船廠供給吃緊的情形下，最快也需要二至三年時間，以致於新船船價呈現落後上漲且漲幅不如二手船的現象。

徐康生、徐中康（民92），散裝貨輪的新船建造市場隨著世界景氣循環與海運市場榮枯而發展，我們可以由圖一看出自一九九四年以來，市場歷經了兩大波段的起伏，由一九九九年元月份開始，散裝貨輪的航運市場歷經了二年多的大起伏，海岬型散裝貨輪的起伏最大（約一倍），其論時租船費率在2000年年中高達18,500 USD/day。2001年底又回到8,500 USD/day的水準，2002年開始至今，海岬型散裝貨輪的指數又再度爬升，所以近來海岬型散裝貨輪又為船東所青睞。

楊鈺池（民96）全球乾貨海上物動量推移，鐵礦砂，從2000年448百萬噸，提高到2006年686百萬噸；煤炭貨物量，則從2000年524百萬噸，增加到2006年706百萬噸；穀物量，則由2000年264百萬噸成長到281百萬噸，鋁礦則從54百萬噸上揚到69百萬噸；磷礦石，由2000年28百萬噸緩步上升到2006年30百萬噸；五大乾貨物，總計自2000年1318百萬噸，提高到2006年1771百萬噸。

鐵礦砂及煤的運輸仍為最大宗的需求，在此兩大貨品運輸需求仍持續增加下，散裝輪運價下跌空間有限。大型礦廠公司及大陸鋼鐵公司近年來持續增加長約型的散裝船比重，因此雖然目前現貨價格遠低於04年高點10-11萬美金/日的水準，但合約價卻已高於當時水準，此將有助於運價維持較為穩定的走勢。

1970年代後，鐵礦砂開始大量利用海上運輸來交易，意謂全球鐵礦砂市場亦趨向於國際化。Astier (2001)研究指出，由於開發中國家的經濟發展，以及工業先進國家的原物料需求，鐵礦砂的需求也不斷增加。根據德國航運經濟與物流研究中心(Institute of Shipping Economics and Logistics; ISL)最新(2006)分析顯示，全球鋼鐵生產量是影響散裝航運市場運價主因之一。

林光（民92）研究指出油輪與散裝貨輪佔世界船噸主要部份，1995年油輪即佔全部船舶的36.4%，而散裝貨輪佔35.6%，一般雜貨船與貨櫃船則各為14.2%與6.0%，船型與噸位的增減、改變與世界經濟發展及貿易貨量有關。

表 2.1 主要散裝乾貨輪船型之比較

	適宜型	適宜極限值	巴拿馬極限值	海岬型
載重噸 DWT	30000-38000	40000-52000	55000-70000	120000-200000
吃水 DRAFT	約 9 至 11 公尺	約 10.5 至 12 公尺	約 13 至 14 公尺	約 15 至 19 公尺
主要載運貨種	貨量較小的貨物、鋁土等	貨量較小的貨物、鋁土等	穀物、礦砂、煤、鋁土等	煤礦、鐵礦等
裝卸設備	自備吊桿	部分自備吊桿	大多無自備吊桿	無自備吊桿

楊世成（民96）指出，目前，鋼鐵業與國際乾散貨60%的貨量密切相關，鋼鐵業的發展是決定市場走勢的重要因素，鐵礦石和動力煤貿易量的快速增長仍是全球乾散貨海運增長的重要力量。目前國際乾散貨運輸市場處於高位仍屬合理區域，主要原因是由於匯率變化導致美元貶值，造就了目前市場的運價相對於2000年虛高了32%，其次是燃油成本上升，新造船市場成交活躍，船臺緊張，新船造價高企，同時用工成本高漲。

Adland and Stranden (2004) 將海運經濟模型分成兩類，一為古典學派模型，所建構者為靜態的供/需模型(如：Zannetos, 1966；Norman and Wergeland, 1981；Evans, 1994)或動態的供/需模型(如：Eriksen and Norman, 1976；Stranden, 1986；Beenstock and Vergottis, 1989；Larsberg and Rasmussen, 1992)；二為近年來發展的財務經濟模型，其著重於運價隨機模型的建立，如 Ornstein-Ühlenbeck process (Bjersund and Ekern, 1995；Tvedt, 1997；Martinussen, 1993)、Geometric Mean Reversion process (GMR；Tvedt, 1997)、及 Nonparametric method (Adland, 2003)。他們發現以上兩種方法都有其缺點，建構供/需模型需涵蓋大量的變數，而大多的變數資料又難以取得(如：船速、船舶有效利用性等)，且亦需建立多組方程式；至於隨機運價模型則是基本上僅考慮即期的運價與過去的運價，忽略了其他重要的資訊，如：新船訂單上的船型、現今船隊的船齡等皆未列入考慮。在建構海運的供/需模型需依賴大量變數，而眾多的變數資料又不易取得的情況下，為簡化模型，近年的研究多傾向假設市場具有效率，即主張相關運價(freight rates)、船價(vessel value)已包含了所有公開資訊，進而運用運價或船價其自身資料來建構多變量的時間序列模型，試圖在個體經濟理論的基礎下，建立一有意義的模型，甚至進而預測。

梁容禎（民94），船噸需求量易受到諸多無法預知的因素影響，包括長期間主要影響貨載流量國家經濟成長條件、新興工業化國家發展、新礦區開發及主要原料供需國家政策改變等產生結構變動，短期間受季節性淡旺季、或突發事件如礦災、罷工、天候、基礎設施不足等影響，且影響因素可能有重疊出現甚至交互

效應影響。有些規律影響因素可藉由過去發生的歷史資料，透過合適計量模型可加以模式化，作為預測未來市場變動。若非規則性或過去未曾發生判定會影響船噸需求變動之事件，一般很難找到合適計量模型可加以模式化來預測未來可能影響的變動，為企圖瞭解那些無法納入計量模型作為解釋變數之因素，可藉由事件分析，將過去發生事件類別、衝擊大小、影響期間長短等，各事件依影響程度分級加以量化，從而以情況假設來模擬，如此可得到各種重疊事件之主要影響效應與彼此交互效應之總和對價格反應程度，以此結果作為未來市場發生類似事件時，以人為主觀加判定之。（波羅的海乾貨指數影響因素之分析與預測，交大交研所碩士論文）

早期學者認為運價費率是定態的，Tinbergen 對於乾散海運市場價格有兩個重要觀察：一、由於效率的提升，價格會有降低的趨勢；二、市場力量調整的延滯效果，其價格通常具有週期性。Tinbergen (1934) 利用 1880 年到 1911 年期間的資料研究運價的型態，儘管到至今貿易型態和貿易量有明顯差別，但當時候主要運載的商品和今日主要運載的商品大致相同。他推導出運價發展、需求指數、噸能力和燃油成本的關係，其研究的同時，海運界有了相當驚人的發展，運輸成本明顯地降低了。Tinbergen 認為逐漸下降的成本及意謂著運價向下的趨勢，故指出海運產業的競爭近似完全競爭市場。Tinbergen (1931) 並介紹 durable good cycle 概念，以造船業之景氣循環為例，指出攀升的運價會讓船東有興趣下訂單造新船，而當船廠交付新船至市場時，市場總船噸的增加會造成運價下跌的壓力。由於存建造時間 (time to build) 的效果，使得船噸的需求和供給難以趨於一致，從船東下單到到船廠交付船舶，中間有時間落差，有時運價不會立即反應回跌，反而在建造新船的同時，運價可能最高點出現，但最後運價仍會因船噸供給增加而回跌。Tinbergen 認為運價和建造船舶都有週期 (循環) 性，因此他建議建構模型時可建構成 s 型態 (patterns as sine waves)。

黃文聰 (民93) 以產業經濟學中 SCP (Structure-Conduct-Performance) 模式，藉由對市占率、價格水準、船隊效率三者間關係，來了解航商績效與市場結構之關聯。由實證結果分析得知：

1. 航商投入大型船舶，雖然可以提高航商之市場力量，但卻使得運能過剩的問題更加嚴重，而導致船隊效率降低及航商價格水準下滑。
2. 產業集中度與價格水準為正向關係且集中度逐年增加，代表領導航商有可能採取價格策略來提高獲利。
3. 航商欲提高船隊效率與市占率，大多採取削價策略，但卻使得航商獲利因此下滑。
4. 航商採取合作聯營的方式，可以提高價格水準但對市占率的提升無明顯的幫助。

5. 雖然提高遠洋航線比率可以增加船隊效率，但卻使得市占率並無法有效提升。

綜合以上文獻，可之船噸供給受貿易量需求及全球經濟景氣影響甚鉅，影響因素不外乎經濟因素，包括原物料價格及油價變動；而本研究最主要探討散海岬型及巴拿馬極限型兩種船型之船噸供給增加及大型化因素，物料價格之變化以此兩種船型之主要運載貨物為主，包括穀類、鋼鐵及煤炭。因素分析討論上述貨物貿易量之變動，也加入油價之變動。而根據現有海運市場及船舶噸位文獻，本研究歸納影響船舶大型化及船噸增加之因素如下：

1. 現有船噸（現有船隊規模）
2. 運價指數
3. 全球貿易量
4. 全球經濟成長率
5. 原物料價格：穀物、煤礦、鋼鐵
6. 原物料出口國之經濟成長率：原物料出口國之經濟成長，帶動國內產業復甦，亦使原物料產業相對活絡，對於原物料之品質更能掌握，如此能提升國外對於原物料之進口。
7. 燃油價格：燃油價格影響船舶營運之成本；而原油價格亦為影響全球經濟之重要因素，因此亦會間接影響到貨物對船噸之需求，對於船噸的供給仍具有一定之影響。

2.3 迴歸分析與時間序列之文獻

2.3.1 迴歸分析之文獻

Amoako And Berryman (2002) 利用經濟計量迴歸與時間數列分析，預測澳洲2010年的貨櫃進出口數量。以澳洲的GDP (Gross Domestic Product) 與 TWI (Trade Weighted Index)、經濟合作發展組織 (OCED: Organization For Economic Cooperation And Development) 的GDP、七大工業國 (G7 Countries) 的GDP為經濟影響因素作迴歸，建立經濟計量模型並預測至2010年，利用ARIMA作相同預測，預測澳洲進出口貨櫃數量將由2001年的2.2 Million (TEU)，以每年平均增加5%的成長率，到2010年貨櫃進出口數量將為3.8 Million (TEU)。

陳垂彥 (民96) 以台灣地區進出口貨櫃運量為例，綜合評析各種不同的預測方法，包括迴歸分析、時間數列方法、重力模式、單一及聯立迴歸模式，並對各種預測方法提出比較。

交通部運輸研究所港灣技術研究中心 (民96) 於「港埠運量預測之研究」中應用時間數列分析法，迴歸分析之單一方程式法與聯立方程式法等三種方法來進行港埠運量預測，然後再將WTO組織、兩岸直航等因素對港埠運量之影響納入模式中，修正運量預測，反應未來可能的變動。

迴歸分析應用於其他領域，李顯宗、蔡龍珪、孫立中（民95）應用迴歸分析，對有機材料生油潛能作評估。以553個樣品（36個台灣地區、16個大陸地區、13個澳洲地區樣品、488個取自文獻）的各項生油潛能評估參數資料，用相關、迴歸、主成分、因素及群集等統計分析方法，探討有機材料各項參數間的相關性，並綜合統計評估有機材料生油潛能。

李惠妍、吳宗正、溫敏杰（民95）應用迴歸模式與類神經網路預測台股指數期貨的隔日收盤指數，以尋求最適宜的預測模式。在迴歸分析方面，去除三筆偏離值之後，再經由逐步迴歸分析篩選出當日收盤指數、差基、漲跌、10日威廉氏指標、5日乖離率等5種變數的模式最為適合。

2.3.2 預測方法之文獻

Cullinane（1999）利用時間序列 Box-Jenkins（ARIMA）方法，針對 BIFFEX（Baltic International Freight Future Exchange）建立一適當預測模式進行短期預測，以推測實體市場運價，作為市場經營決策之參考。

梁容禎（民94）採用迴歸分析與時間數列方法中之 ARIMA 與介入模式，分別建立乾散貨指數（BDI）模式與其所包含之波羅的海海峽型指數（BCI）、波羅的海巴拿馬極限型指數（BPI）、波羅的海輕便極限型指數（BHMI）等四項指數之預測模式。經將直接預測 BDI 模式之預測結果與分別預測 BCI、BPI、BHMI 三項指數模式再加權統合的結果加以比較，以直接預測模式效果較佳。此外，在兩種時間數列預測模式，以介入模式的預測效果較 ARIMA 為佳。影響指數變化的各種可能因素中，則以船噸供給、穀類、亞洲鋼鐵需求之影響為顯著。

徐嘉陽（民96）利用灰預測滾動模式，預測船舶載重噸，求算未來三年載重噸之預測值。藉由灰色理論之灰預測最常被使用之四點滾動建模，以構建全球前十大航運國船噸發展預測模式，並檢驗模式之精確度。以四年資料建立之灰色模式預測過程為例，2001年預測值係利用1997-2000年四筆原始資料進行建模與預測；2002年預測值則利用1998-2001年四筆原始資料進行，其餘依此類1997-2006年全球前十大航運國船舶載重噸之統計。

陳思穎（民88）採用 ARIMA (Auto regressive integrated moving average) 模式與指數平滑法，預測原油期貨價格與即期匯率之變動。實證研究發現，若以增加報酬為目標，則指數平滑法預測能力較優。

ARIMA 模式其他用途，Lin and Liu（2003）運用 X-12ARIMA 中的 RegARIMA 功能來處理農曆春節移動節日效果。該文將春節效果分為「春節前」、「春節期間」、「春節後」3個解釋變數，然後以 AICC（F-corrected AIC）檢定判斷該解釋變數是否能增強模型解釋力，來決定該變數之取捨。由於缺乏日資料，假定3段期間的影響效果分配為每日相同影響的矩形分配。

戴嘉南（民95）則利用迴歸預測模式及自我迴歸整合移動平均模式（ARIMA）

探討並推估 A 公司鋁製嬰兒車未來需求量，作為嬰兒手推車相關業者未來在決策生產量及市場對策參考。經多種比較檢定後時間序列法以 ARIMA(1,1,1)為較佳之暫訂模式，其檢定誤差相當符合理論基礎。經由平均誤差百分比與均方根平均誤差百分比來作為迴歸模式與 ARIMA 模式預測能力的評估準則。

連聖皓、朱宜寧、謝邦昌（民 86）利用時間序列 ARIMA 預測模式，預測台灣省汽車客運量，分析結果顯示民營汽車客運的延人公里在水平區間發展，但長途客運里程增加、客運人數減少。公民營公車客運的延人公里、行駛里程、客運人數均減少，此乃受自用小客車、機車數量增加所致。而省營汽車客運的延人公里、行駛里程、客運人數也有減少的趨勢，但此只受自用小客車增加的影響並未受機車數量的影響。

Adland and Jia(2006)利用矩陣時間序列方法，針對各種船型求算新船交付之時間落差，分析此時間落後對整個海運市場及二手船舶市場之影響並預測運價市場的成本變化，如圖 2-3。

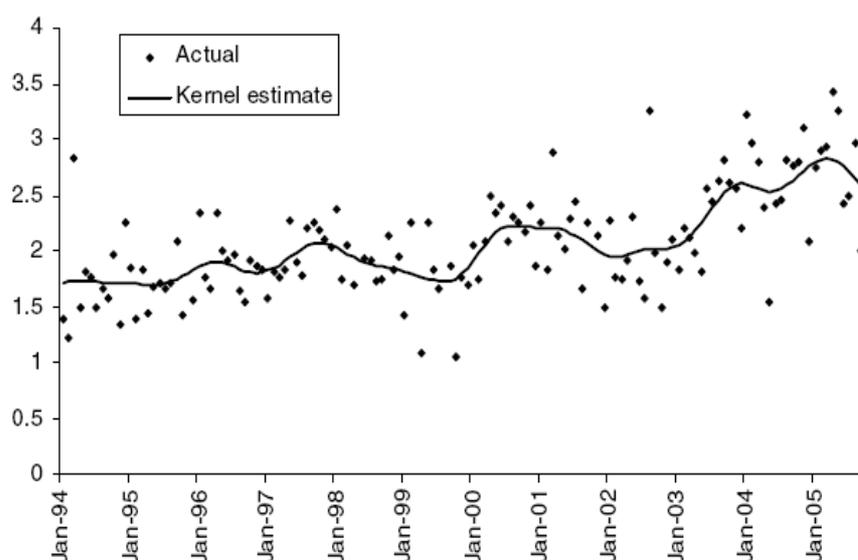


圖 2-3 交付船舶之時間變化落差預測統計

第三章 研究方法

3.1 相關分析與迴歸

3.1.1 相關係數

在統計分析上，當變數只有一個時，我們會算它的平均數及標準差等統計量，也會畫圖看它長得像什麼樣子，是對稱還是左偏或右偏。

當資料有兩個變數時，我們要問這兩個變數間有無關係，如有關係，它的關係有多大（相關係數）。再者某一變數對另一變數會有什麼影響（迴歸分析）。迴歸的目的是要找出變數間的關係式，即找函數 f ，使應變數 y （或稱準則變數）與獨立變數 x （或稱預測變數）間有：

$$y = f(x)$$

的關係式，最常用的函數 f 是線性函數，即

$$f(x) = \beta_0 + \beta_1 x$$

我們稱這種線性關係式

$$y = \beta_0 + \beta_1 x$$

為簡單線性迴歸，其中 β_1 稱為迴歸係數（表示直線斜率）， β_0 表示截距（表示迴歸與 y 軸交點的縱座標），當收集到一組資料後，迴歸第一步驟就是計算 β_0 、 β_1 ，然後再利用殘差圖評估模式是否合適，如不合適則作修正，直到修正的模式評估合適為止，模式修正好後，就能做預測、解釋及控制等用途。

兩個變數 x, y 的關係是以相關係數來表達其兩者間相關性的高低，他必須要量化出一個數。對 x, y 兩變數，若有 n 對資料 $(x_1, y_1), (x_2, y_2), \dots, (x_n, y_n)$ ，則統計上定義 x, y 的樣本相關係數(Coefficient of Correlation)為：

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sqrt{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \cdot \sqrt{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2}}$$

由上列式子可改寫成：

$$r = \frac{\sum_{i=1}^n \left(\frac{x_i - \bar{x}}{S_x} \cdot \frac{y_i - \bar{y}}{S_y} \right)}{n-1} = \frac{\sum_{i=1}^n x_i' \cdot y_i'}{n-1}$$

其中，

$$x_i' = \frac{x_i - \bar{x}}{S_x}$$

$$y_i' = \frac{y_i - \bar{y}}{S_y}$$

分別代表 x_i, y_i 的標準化分數，而

$$S_x = \sqrt{\frac{S_{xx}}{n-1}}$$

$$S_y = \sqrt{\frac{S_{yy}}{n-1}}$$

其中，

$$S_{xy} = \sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y}) = \sum x_i y_i - \sum x_i \cdot \sum y_i / n$$

表示 x, y 的共變量(Covariation)，而

$$S_{xx} = \sum (x_i - \bar{x})^2 = \sum x_i^2 - (\sum x_i)^2 / n$$

是 x 的變異數(Variation)。同樣的， y 的變異數是

$$S_{yy} = \sum (y_i - \bar{y})^2 = \sum y_i^2 - (\sum y_i)^2 / n$$

而需注意的部分：

- (1) 由定義可以看出相關係數是純量，他與單位無關，或稱相關係數有單位不變性。
- (2) 由 $r = \sum_{i=1}^n x_i' \cdot y_i' / (n-1)$ 看出，如果大部分 x_i', y_i' 同向（同正或同負），則 r 是正的。反之，如果大部分 x_i', y_i' 反向（一正一負），則 r 是負的。
- (3) $r_{xy} > 0$ 表 x 值增加時， y 值有增加的傾向； $r_{xy} < 0$ 表 x 值增加時， y 值有減小的傾向。

當算出兩變數的相關係數很高時，總認為兩者間有因果關係，事實上不然，一者不知哪個變數是因，哪個變數是果？甚至可能兩者間並無因果關係，它們之間的關係可能都是受第三者的影響。

3.1.2 簡單線性迴歸分析

迴歸分析是一種統計分析方法，它利用一組預測變數（或稱獨立變數）的數值，對某一準則變數（或稱應變數）作預測，它也可以作為評估預測變數對準則變數的效用。

迴歸的主要目的是做預測，目標是發展一種能以一個或多個預測變數的數值來作為應變數預測的方法。一般預測需先收集資料，然後建立模式，再由給定的預測變數值，求出對應的準則變數值是多少，迴歸分析就是找出變數間的關係式。一般將變數分為兩類，一類變數是作為預測的提供者，稱為獨立變數 (Independent Variable) 或稱為預測變數 (Predictor Variable)，以 x 表示；另一類是真正關心的被預測者，稱為因變數 (Dependent Variable) 或準則變數 (Response Variable)，以 y 表示。所謂建立模式，就是找出 y 與 x 的函數關係式，即找函數 f

滿足。

$$y = f(x)$$

最常用的函數 f 是線性函數，即

$$f(x) = \beta_0 + \beta_1 x$$

而 $y = \beta_0 + \beta_1 x$ 稱為簡單線性迴歸 (Simple Linear Regression) 式，式中的 β_0 是迴歸線在 y 軸上的截距，而 β_1 是迴歸線的斜率，也稱為迴歸係數 (Regression Coefficient)。

當針對某問題收集了資料之後，要找出迴歸式，第一步驟是作參數估計，所謂參數就是 β_0, β_1 ，而估計就是利用資料求出其 β_0, β_1 的數值是多少。在迴歸分析上，最常用的估計方法是最小平方法 (The Method of Least Square, LS)。假設一條直線 L 的方程式為： $y = \beta_0 + \beta_1 x$

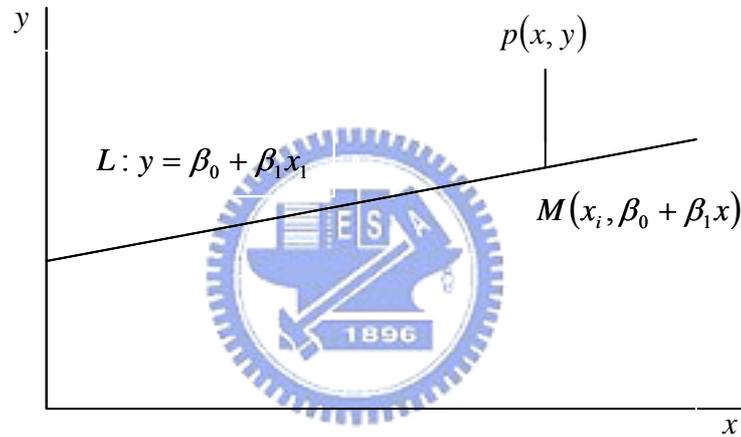


圖 3-1 迴歸模式示意圖

資料來源：陳順宇 (民 85)

自第 i 筆資料點 $P(x_i, y_i)$ 作 x 軸垂線，與 L 交於點 $M(x_i, \beta_0 + \beta_1 x_i)$ ，則 \overline{PM} 長度的平方是 $[y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)]^2$ ，所有這些平方和為：

$$\sum_{i=1}^n [y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)]^2$$

設此平方和為 Q ，而最小平方法就是要找 β_0, β_1 ，使 Q 最小值。利用 θ 對 β_0, β_1 微分後令其等於 0，知 β_0, β_1 解滿足下列之聯立方程式，

$$\begin{cases} \frac{\partial Q}{\partial \beta_0} = -2 \sum_{i=1}^n [y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)] = 0 \\ \frac{\partial Q}{\partial \beta_1} = -2 \sum_{i=1}^n [y_i - (\beta_0 + \beta_1 x_i)] x_i = 0 \end{cases}$$

將上列聯立方程式化簡成：

$$\begin{cases} \sum_{i=1}^n y_i = n\beta_0 + \sum_{i=1}^n x_i \beta_1 \\ \sum_{i=1}^n x_i y_i = \sum_{i=1}^n x_i \beta_0 + \sum_{i=1}^n x_i^2 \beta_1 \end{cases}$$

上面兩方程式稱為正規方程式 (Normal Equation)，它是二元一次聯立方程組，令其解為 $\hat{\beta}_0, \hat{\beta}_1$ ，則

$$\hat{\beta}_1 = \frac{\sum (x_i - \bar{x})(y_i - \bar{y})}{\sum (x_i - \bar{x})^2}$$

$$\hat{\beta}_0 = \bar{y} - \hat{\beta}_1 \bar{x}$$

而迴歸線為

$$y = \hat{\beta}_0 + \hat{\beta}_1 x$$

如果資料已經整理算出 x, y 的平均數 \bar{x}, \bar{y} 與 x, y 的標準差 S_x, S_y ，及其相關係數 r ，則 $\hat{\beta}_1$ 也可表示成

$$\hat{\beta}_1 = r \cdot \frac{S_y}{S_x}$$

而迴歸線也可表示成

$$y = \bar{y} + r \cdot \frac{S_y}{S_x} (x - \bar{x})$$

也就是只要算出此兩變數的平均數、標準差與相關係數就可求得迴歸線。

3.1.3 迴歸模式評估與修訂

對於一般檢定問題和變異數分析問題，在應用某種統計程序前必須注意其基本假設條件是否符合要求。例如：兩組樣本平均值相等的檢定問題，必須先了解 (1) 資料是否常態分配 (2) 兩組樣本是獨立或成對 (3) 兩組的變異數是否相等，然後才能決定利用何種統計方法作檢定。

迴歸分析方面也有與上述同樣的問題，在做統計推論或是建立模式之前，必須考慮基本假設是否符合，這樣所作的推論才正確，而建立的模式也才能用來做預測。事實上，迴歸分析的基本假設也有三項，包括：(1) 資料的常態性 (2) 共同的變異數 (3) 誤差項的獨立性。

第一項假設，”常態性”，它要求給定每一個預測變數 x 值後， y 值的分配具有常態性，就像一般 t 檢定、 F 檢定一樣具有穩健性，也就是說資料偏離常態分配不很嚴重時，沒有太大關係。不過，強調所謂常態分配的要求，是給定 x 值後 y 的分配是常態，至於全部的 y 值分配是否常態就不重要了。

第二項假設，”均值性”，也就是不論什麼樣的 x 值， y 的分配變異數都相

等，每一個鐘形的形狀都一樣，均值性的假設對以最小平方方法作迴歸係數的估計是重要的，如果各組變異數差別很大時，必須利用變數變換，或是加權最小平方方法處理。

第三項假設，”獨立性”，表示上一個誤差不會影響下一個誤差，這個假設與一般一組樣本的 t 檢定要求資料隨機取樣一樣，也就是資料具有相同分配且獨立 iid (Identical and Independent)。當設定線性模式

$$y_i = \beta_0 + \beta_1 x_i + \varepsilon_i, \quad \varepsilon_i \sim N(0, \sigma^2), \quad i = 1, 2, \dots, n$$

並算出參數估計 $\hat{\beta}_1, \hat{\beta}_0$ 得到迴歸式後，必須檢查此迴歸模式是否滿足我們的基本假設。通常檢查的項目包括：

1. ε_i 是否常態分配
2. ε_i 是否有相同的分配，即變異數是否相等
3. ε_i 是否獨立
4. 線性關係 $y = \beta_0 + \beta_1 x$ 是否正確

而這些檢查工作主要是利用殘差值 e_i (或標準化殘差 $e_i / \hat{\sigma}$)，以殘差值對 x 的散佈圖當作評量方法。圖 3-2 為迴歸分析之流程：

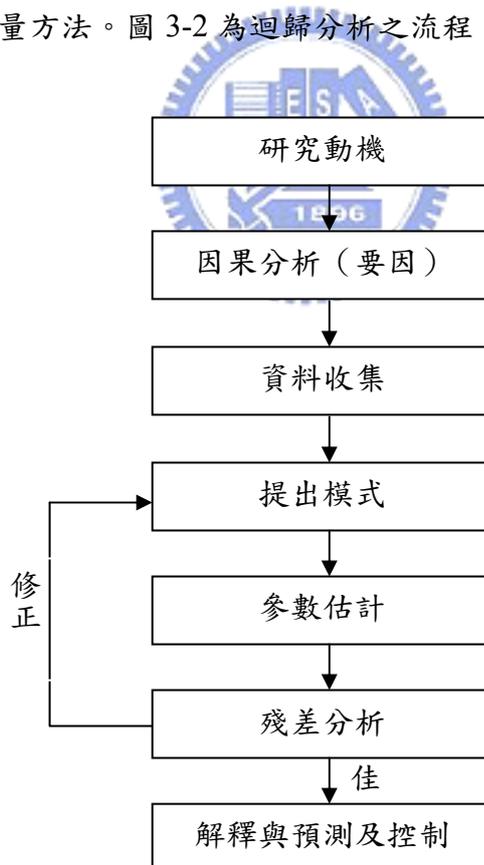


圖 3-2 迴歸分析流程圖

資料來源：陳順宇 (民 85)

有時殘差分析發現不良時，有可能是要因未抓到，需要重新思考模式，尋找其他要因，並重新收集相關資料後再做分析。

3.2 多重迴歸分析

3.2.1 多重迴歸

多重迴歸分析在所有統計工具中是最被廣泛應用的一種。雖然在許多問題中採用一個變數（自變數）來預測另一個變數（因變數）時可以得到相當精確的結果，但是若能增加一項額外適切的資訊（變數）則預測必然更會改進。

許多數學公式能提供作為描述兩個變數以上之間的關係，但是在統計學上，最被廣泛採用的是迴歸的形式（多重迴歸模式或多元一次複迴歸模式）。

$$\hat{Y}_i = b_0 + b_1 X_{i1} + b_2 X_{i2} + \dots + b_{p-1} X_{i,p-1}$$

上式稱為估計迴歸模式，其一般性的多重迴歸模式為：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i$$

其中 b_0, b_1, \dots, b_{p-1} 為 $\beta_0, \beta_1, \dots, \beta_{p-1}$ 之不偏推估量。此處的 \hat{Y} 是被預測的變數， X_1, X_2, \dots, X_{p-1} 是預測的變數或預測的基礎為 $p-1$ 個已知的變數，而 b_0, b_1, \dots, b_{p-1} 是需由觀察值決定的常數。

具有常態誤差 ε_i 的一般線性迴歸模式為：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i$$

上式中： $\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_{p-1}$ 是迴歸參數

$X_{i1}, X_{i2}, \dots, X_{i,p-1}$ 是已知常數

ε_i 為服從 $N(0, \sigma^2)$ 的獨立隨機誤差項

若 $X_{i0} = 1$ ，則模式可以寫成下列：

$$Y_i = \beta_0 X_{i0} + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i$$

或
$$Y_i = \sum_{k=0}^{p-1} \beta_k X_{ik} + \varepsilon_i$$

因 $E(\varepsilon_i) = 0$ ，所以上列模式的迴歸函數為：

$$E(Y) = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1}$$

因此一般線性迴歸模式具有獨立常態變數的觀察值 Y_i 和平均數對應值 $E(Y_i)$ 及一致的變異數 σ^2 。

3.2.2 矩陣線性迴歸

一般線性迴歸模式以矩陣項表式的性質與簡單線性迴歸模式類似，其不同之處為自由度、自變數的數目和一些矩陣的維數。

矩陣項本身需要經過複雜的計算過程。如 12×12 矩陣 A 的反置矩陣就需要龐大的計算數量。以矩陣表達一般線性迴歸模式：

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{i1} + \beta_2 X_{i2} + \dots + \beta_{p-1} X_{i,p-1} + \varepsilon_i$$

需要定義下列各式：

$$Y_{n \times 1} = \begin{bmatrix} Y_1 \\ Y_2 \\ \vdots \\ Y_n \end{bmatrix} \quad X_{n \times p} = \begin{bmatrix} 1 & X_{11} & X_{12} & \dots & X_{1,p-1} \\ 1 & X_{21} & X_{22} & \dots & X_{2,p-1} \\ \vdots & \vdots & \vdots & \dots & \vdots \\ 1 & X_{n1} & X_{n2} & \dots & X_{n,p-1} \end{bmatrix}$$

$$\beta_{p \times 1} = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ \beta_1 \\ \vdots \\ \beta_{p-1} \end{bmatrix} \quad \varepsilon_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \varepsilon_1 \\ \varepsilon_2 \\ \vdots \\ \varepsilon_n \end{bmatrix}$$

上式中的 Y 和 ε 向量和簡單線性迴歸中的表示一致。至於 β 則包含增加的迴歸參數， X 則增加 $p-1$ 個自變數， X 括弧中的元素 X_{ik} 表示第 i 次試驗的第 k 個變數。因此一般線型迴歸模式的矩陣表示法式：

$$Y_{n \times 1} = X_{n \times p} \beta_{p \times 1} + \varepsilon_{n \times 1}$$

式中：

Y 是觀察值向量

β 是參數向量

X 是常數向量

ε 是具有期望值 $E(\varepsilon) = 0$ 和變異數-共變異數矩陣 $\sigma^2(\varepsilon) = \sigma^2 I$ 的獨立常態隨機變數

隨機向量 Y 的期望值是： $E(Y) = X\beta$

變異數-共變異數矩陣是： $\sigma^2(Y) = \sigma^2 I$

3.2.3 變異數因子分析

設適合值 \hat{Y}_i 向量定為 \hat{Y} ，殘差向量 $e_i = Y_i - \hat{Y}_i$ 定為 e 。

$$\hat{Y}_{n \times 1} = \begin{bmatrix} \hat{Y}_1 \\ \hat{Y}_2 \\ \vdots \\ \hat{Y}_n \end{bmatrix} \quad e_{n \times 1} = \begin{bmatrix} e_1 \\ e_2 \\ \vdots \\ e_n \end{bmatrix}$$

適合值的矩陣表示： $\hat{Y} = Xb$

殘差值的矩陣表示： $e = Y - \hat{Y}$

變異數分析中的平方和項為：

$$SSTO = Y'Y - n\bar{Y}^2$$

$$SSR = b'X'Y - n\bar{Y}^2$$

$$SSE = Y'Y - b'X'Y$$

上式中， $SSTO$ 的自由度是 $n-1$ 。因模式中的 p 個迴歸參數可由標準方程式估計而得，因此損失 p 個自由度，所以 SSE 的自由度是 $n-p$ ，而 SSR 的自由度 $p-1$ 個表示模式中的 X 自變數 X_1, X_2, \dots, X_{p-1} 。

表 3.1 一般線性迴歸模式

要因	平方和 (SS)	自由度 ($d.f$)	均方和 (MS)
迴歸	$SSR = b'X'Y - n\bar{Y}^2$	$p-1$	$MSR = \frac{SSR}{p-1}$
誤差	$SSE = Y'Y - b'X'Y$	$n-p$	$MSE = \frac{SSE}{n-p}$
總和	$SSTO = Y'Y - n\bar{Y}^2$	$n-1$	

資料來源：吳宗正（民 81）

表 3-1 顯示這些變異數因子的分析和均方和和 MSR 及 MSE 項：

$$MSR = \frac{SSR}{p-1}$$

$$MSE = \frac{SSE}{n-p}$$

MSE 的期望值是 σ^2 ，和簡單迴歸的解釋一樣。 MSR 的期望值是 σ^2 加上任一 β_k ($k=1,2,\dots,p-1$) 不等於 0 時的正數量。例如，當 $p-1=2$ 時：

$$E(MSR) = \sigma^2 \left\{ \beta_1^2 \sum (X_{i1} - \bar{X}_1)^2 + \beta_2^2 \sum (X_{i2} - \bar{X}_2)^2 + 2\beta_1\beta_2 \sum (X_{i1} - \bar{X}_1)(X_{i2} - \bar{X}_2) \right\} / 2$$

上式若 β_1 和 β_2 等於 0， $E(MSR) = \sigma^2$ ，否則 $E(MSR) > \sigma^2$ 。

迴歸係數的 F 檢定：

檢定因變數 Y 和自變數組合 X_1, X_2, \dots, X_{p-1} 是否有關係，需設定下列假設：

$$H_0 : \beta_1 = \beta_2 = \dots = \beta_{p-1} = 0$$

$$H_1 : \beta_k = (k=1,2,\dots,p-1) \text{ 皆非全為 } 0$$

應用下列統計量：

$$F^* = \frac{MSR}{MSE}$$

顯著水準為 α ，其決策法則是：

$$\text{若 } F^* \leq F(1-\alpha; p-1, n-p), \text{ 則接受 } H_0$$

若 $F^* > F(1-\alpha; p-1, n-p)$ ，則接受 H_1

迴歸關係的存在，並不表示使用它能夠獲得正確的預測。

多重判定係數：

多重判定係數，符號為 R^2 ，其定義如下

$$R^2 = \frac{SSR}{SSTO} = 1 - \frac{SSE}{SSTO}$$

表示引用自變數組合 X_1, X_2, \dots, X_{p-1} 時， Y 預測值總變異的遞減，若 $p-1=1$ ，多重判定係數即為簡單判定係數。 R^2 有下列關係存在：

$$0 \leq R^2 \leq 1$$

若所有 $b_k = 0 (k=1, 2, \dots, p-1)$ 則 $R^2 = 0$ 。若所有的觀察值直接落在適合對應曲面上，即： $\hat{Y}_i = Y_i$ ，對所有的 i 時， $R^2 = 1$ 。

較大的 R^2 值，並不說明適合模式是有效用。例如，自變數水準較小時亦有較大 R^2 值，此時的自變數並不足以完全表達應變數。不論 R^2 值是大值或小值，有時做預測時尚需 X 範圍以外的觀察值加入才能達到較精確的地步，因此適合模式不一定有效用。而且當 R^2 是大值時， MSE 也許還是大值，以至於作推定時不能達到較高的精確度。

多重相關係數 R 是 R^2 的正平方根： $R = \sqrt{R^2}$



3.3 時間序列分析

在許多經濟或產業界的資料，如生產量、銷售量，都是隨時間每隔一固定時段就記錄一筆資料，這種資料稱為時間數列（Time Series）資料，時間數列資料常有自我相關存在，即其下一筆資料常受上一筆資料的影響，對於時間數列的資料，當資料經迴歸分析，需要檢查是否有自我相關（Auto Correlation）存在。

當迴歸結果顯示有自我相關的殘差時，可能解決方法，一是估計自我相關係數是多少後作變數變換，另一種處理方式是以時間數列如 ARIMA 模式等來擬合。

而時間數列殘差的自我相關檢定，其檢定殘差值間是否真的有正的自我相關存在，即檢定：

$$H_0 : \rho_1 = 0$$

$$H_1 : \rho_1 > 0$$

如要檢定的是否有負的自我相關，即檢定：

$$H_0 : \rho_1 = 0$$

$$H_1 : \rho_1 < 0$$

則可以用上述檢定正自我相關與負自我相關的問題分別討論，如有任何一方 H_0

顯著時，就表示有一階自我相關。

時間序列分析有許多模式，包括成長率模式、簡單移動平均模式、指數平滑模式、簡單線性迴歸模式(以變數序列為因變數、時間為自變數)，以及 Box-Jenkins 模式等。其中以 Box-Jenkins 模式之理論最為嚴謹，應用也最廣泛，其依變數序列之特性，又可分為自我迴歸模式、移動平均模式、混合自我迴歸移動平均模式，以及整合自我迴歸移動平均模式等四種。

3.3.1 自我迴歸模式

自我迴歸模式係利用變數序列前 p 期的資料來預測本期資料之變化，由於其型式類似迴歸分析模式，故名之。 $AR(p)$ 稱為 p 階自我迴歸模式，其第 t 期之預測值可表為：

$$\hat{y}_t = y_t - u = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中， ϕ_i 為前第 i 期資料值之權重 ($\phi_1 + \phi_2 + \cdots + \phi_p < 1$)。 ε_t 為誤差值且 $\varepsilon_t \sim N(0, \sigma^2)$ 。

透過移項及後移運算元 B (backward shift operator) ($B^k y_t = y_{t-k}$)，可將前式整理為：

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p) y_t - u = \varepsilon_t$$

$$\phi_p(B) \hat{y}_t = \varepsilon_t$$

其中， $\phi_p(B)$ 為 B 的 p 階多項式，即 $\phi_p(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \cdots - \phi_p B^p$ 。

3.3.2 移動平均模式

移動平均模式係利用變數序列前 q 期之誤差值來預測本期資料之變化。 $MA(q)$ 稱為 q 階移動平均模式，其第 t 期之預測值可表為：

$$\hat{y}_t = y_t - u = \varepsilon_t + \theta_1 \varepsilon_{t-1} + \theta_2 \varepsilon_{t-2} + \cdots + \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

其中， θ_i 為前第 i 期誤差之權重 ($\theta_1 + \theta_2 + \cdots + \theta_p < 1$)。

透過移項及後移運算元 B ，可將前式整理為：

$$\hat{y}_t = (1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q) \varepsilon_t$$

$$\hat{y}_t = \theta_q(B) \varepsilon_t$$

其中， B 的 q 階多項式，即 $\theta_q(B) = 1 + \theta_1 B + \theta_2 B^2 + \cdots + \theta_q B^q$ 。

3.3.3 混合自我迴歸移動平均模式

混合自我迴歸移動平均模式 $ARMA(p, q)$ 係整合 $AR(p)$ 及 $MA(q)$ 兩模式，將第 t 期之預測值表為：

$$\hat{y}_t = y_t - u = \phi_1 y_{t-1} + \phi_2 y_{t-2} + \cdots + \phi_p y_{t-p} + \varepsilon_t - \theta_1 \varepsilon_{t-1} - \theta_2 \varepsilon_{t-2} - \cdots - \theta_q \varepsilon_{t-q}$$

同理，也可透過移項及後移運算元 B ，將前式整理為：

$$\phi_p(B)\hat{y}_t = \theta_q(B)\varepsilon_t$$

3.3.4 整合自我迴歸移動平均模式

整合自我迴歸移動平均模式 $ARIMA(p, d, q)$ 除整合 $AR(p)$ 及 $MA(q)$ 兩模式之外，還納入差分方程式（ d 表差分次數），可進一步用於預測不平穩之時間序列資料。其第 t 期之預測值可表為：

$$\phi_p(B)(1-B)^d y_t = \delta + \theta_q(B)\varepsilon_t$$

其中， δ ：常數項。

時間序列分析模式的建立方法，有四個主要步驟-認定 (identification)、估計 (estimation)、檢定與修正 (diagnostic checking) 及預測 (forecasting)。ARIMA 模式之適當與否端視其變數時間序列變化是否呈穩定性，故在 d 的認定方面，一般係對原始變數序列 $\{y_t\}$ 或對原始變數序列取差分後之新變數序列 $\{W_t = (1-B^d)y_t\}$ 推求樣本之自我相關函數 (autocorrelation function, ACF)，並由 ACF 判斷變數序列是否為穩定資料。若 ACF 不會很快消失，而以線性方式逐漸遞減時，顯示該變數序列為非平穩型序列 (non-stationary series)，故須對原變數序列取差分直到 $\{W_t\}$ 序列之 ACF 很快消失，即表示變數序列已經在差分後轉換為平穩型變數序列，此時之 d 值，即表示變數序列所須之差分次數。

至於 p 與 q 之認定方法，主要採用 EACF (extended autocorrelation function) 圖形，並輔以 ACF 及 PACF (partial autocorrelation function) 圖形及其標準差，判斷序列屬於何種模式。此外，若變數之時間序列有多個子模式均符合各項可靠之判斷準則時，則應選取包含未知參數最少之模式，以符合精簡原則。

當時間序列中發現非規律性或非趨勢變動之觀測值時，此通常意謂觀測期間有例外事件發生。對於此種特殊現象，可透過虛擬變數之設定來處理其動態關係，此類模式稱為「介入模式」。當模式中僅有一項外生變數時，則其一般式結構可表示為：

$$y_t = \left(\frac{w(B)}{\delta(B)} \right) D_t + \left(\frac{\theta(B)}{\rho(B)} \right) \varepsilon_t$$

其中， $\rho(B) = (1-B)^d \phi(B)$

D_t 為虛擬變數，其值為 1 或 0，分別表是介入因素在時間點 t 時存在或不存在。

$w(B)$ 及 $\delta(B)$ 為受外生變數影響之時間含數中兩組參考數值。

由於 ARIMA 模式之各項參數係呈非線性關係，無法以線性迴歸方法加以校估，故多利用非線性迴歸或是大概似法加以校估。

第四章 迴歸模式之建構與分析

4.1 船舶大型化

4.1.1 海岬型船舶大型化影響因素分析

一、影響因素之選擇

本研究依據相關文獻之結論，蒐集可能有關影響海岬型船舶大型化因素之歷年資料，資料長度從 1993 年至 2007 年共 15 筆。

以下為蒐集之資料項目：

(一) 因變數資料

新造船舶平均噸位 (Capsize Newbuilding Tonnage)：散裝海岬型船舶每年新造船的平均噸位，單位：'000dtw。

表 4.1 海岬型歷年新造船舶平均噸位

年	歷年新造船平均噸位 (單位：'000dtw)
1993	156.29
1994	153.89
1995	155.85
1996	165
1997	174.24
1998	163.31
1999	172.88
2000	169.97
2001	166.84
2002	177
2003	177.14
2004	180.85
2005	182.72
2006	181.03
2007	186.06

由下列圖型可看出，過去 15 年海岬型船舶歷年新造船平均噸位趨勢：

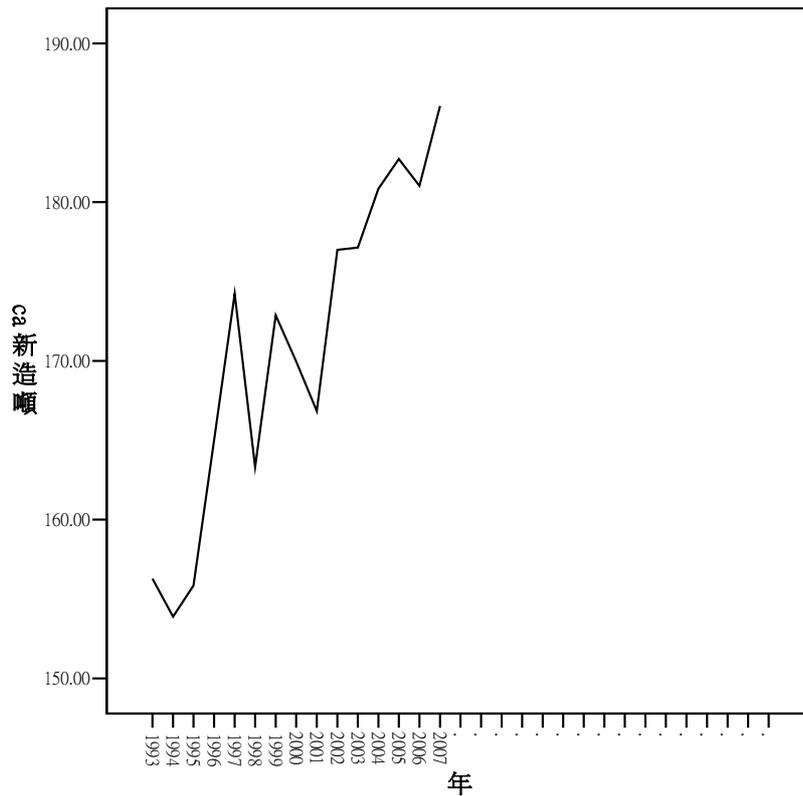


圖 4-1 海岬型歷年新造船平均噸位趨勢圖

(二) 自變數資料

1. 全球進出口貿易量指數 (World Trade Volume Index)：以 2000 年為基準 (2000=100)，1993 年~2007 年之貿易量指數。因原始資料蒐集是以 2000 年為基準，以該資料為主。
2. 全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate)：1993 年~2007 年之全球經濟成長率。
3. 鐵礦砂貿易量 (Iron Trade Volume)：此原物料每年之全球貿易量，單位：百萬噸。
4. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)：此原物料每年之全球貿易量，單位：百萬噸。
5. 海岬型 5 年二手船舶價格 (Capesize Five Years Secondhand Price)：船齡 5 年之二手海岬型船舶之每年平均價格，單位：\$ Million。
6. 海岬型 10 年二手船舶價格 (Capesize Ten Years Secondhand Price)：船齡 10 年之二手海岬型船舶之每年平均價格，單位：\$ Million。
7. 新造船舶價格 (Capesize Newbuilding Price)：散裝海岬型新造船舶每年之平均價格，單位：\$ Million。
8. 拆解船舶價格 (Demolition Price)：每年拆解船舶平均價格，用以表示拆解市

場之行情。單位：\$ per LDT(a)

9. 主要貿易國經濟成長率：全球原物料主要貿易國之每年經濟成長率。本研究選取各大洲主要國家之經濟成長率，包含中國、美國、日本、法國、英國、澳洲、巴西及墨西哥等國家。

二、影響因素之相關分析

海岬型船舶每年新造船舶之平均噸數係為因變數，其與各自變數之關聯程度經相關分析結果如下。 P 為 Pearson 相關係數：

(一) 無相關或不顯著

無

(二) 低度相關 ($0 < |P| \leq 0.4$)

1. 中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate) (負相關)
2. 美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate) (負相關)
3. 日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate) (正相關)
4. 法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate) (正相關)
5. 英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate) (負相關)
6. 巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate) (負相關)
7. 墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate) (正相關)

(三) 中等相關 ($0.4 < |P| \leq 0.8$)

1. 海岬型船舶每年新船平均造價 (Capsize Newbuilding Price) (正相關)
2. 五年二手海岬型船舶每年平均價格 (Capsize Five Years Secondhand Price) (正相關)
3. 十年二手海岬型船舶每年平均價格 (Capsize Ten Years Secondhand Price) (正相關)
4. 每年拆解船平均價格 (Demolition Price) (正相關)
5. 澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate) (負相關)
6. 全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate) (正相關)

(四) 高度相關 ($0.8 < |P| \leq 1$)

1. 每年鐵礦砂貿易量 (Iron Trade Volume) (正相關)
2. 每年煤礦貿易量 (Coal Trade Volume) (正相關)
3. 全球貿易量指數 (World Trade Index) (正相關)

本研究依文獻蒐集海岬型船舶大型化之影響因素，其各個影響因素對海岬型船舶每年新造船之平均噸數之 Pearson 相關分析如下：

表 4.2 影響散裝新造海岬型船舶噸位之因素相關分析表

相關	CA 新造噸	礦砂貿易	CA 新造價	CA 五年價	CA 十年價	拆解船價	全球貿易	中國	美國	日本	法國	英國	澳洲	巴西	墨西哥	全經濟成
CA 新造噸	1	.849(**)	.636(*)	.651(**)	.708(**)	.671(**)	.910(**)	-0.284	-0.115	0.006	0.189	-0.39	-0.495	-0.17	0.276	.675(**)
礦砂貿易	.849(**)	1	.887(**)	.904(**)	.938(**)	.830(**)	.964(**)	0.041	-0.255	-0.15	0.124	-0.269	-.592(*)	0.114	0.109	.709(**)
CA 新造價	.636(*)	.887(**)	1	.986(**)	.969(**)	.881(**)	.766(**)	0.407	-0.136	-0.307	-0.092	-0.108	-.520(*)	0.459	0.08	.710(**)
CA 五年價	.651(**)	.904(**)	.986(**)	1	.989(**)	.829(**)	.786(**)	0.368	-0.113	-0.241	-0.05	-0.079	-0.474	0.403	0.129	.689(**)
CA 十年價	.708(**)	.938(**)	.969(**)	.989(**)	1	.818(**)	.848(**)	0.281	-0.185	-0.232	-0.008	-0.132	-0.501	0.316	0.104	.682(**)
拆解船價	.671(**)	.830(**)	.881(**)	.829(**)	.818(**)	1	.760(**)	0.268	-0.138	-0.293	-0.058	-0.242	-.554(*)	0.295	0.018	.701(**)
全球貿易	.910(**)	.964(**)	.766(**)	.786(**)	.848(**)	.760(**)	1	-0.179	-0.291	-0.063	0.25	-0.313	-.610(*)	-0.061	0.144	.671(**)
中國	-0.284	0.041	0.407	0.368	0.281	0.268	-0.179	1	-0.046	-0.475	-.669(**)	0.09	0.018	.697(**)	-0.13	0.006
美國	-0.115	-0.255	-0.136	-0.113	-0.185	-0.138	-0.291	-0.046	1	.594(*)	0.403	.614(*)	.622(*)	0.11	.617(*)	0.289
日本	0.006	-0.15	-0.307	-0.241	-0.232	-0.293	-0.063	-0.475	.594(*)	1	.799(**)	.620(*)	0.407	-0.048	0.376	0.232
法國	0.189	0.124	-0.092	-0.05	-0.008	-0.058	0.25	-.669(**)	0.403	.799(**)	1	0.501	0.116	-0.187	0.325	0.381
英國	-0.39	-0.269	-0.108	-0.079	-0.132	-0.242	-0.313	0.09	.614(*)	.620(*)	0.501	1	0.424	0.474	0.437	0.213
澳洲	-0.495	-.592(*)	-.520(*)	-0.474	-0.501	-.554(*)	-.610(*)	0.018	.622(*)	0.407	0.116	0.424	1	-0.076	0.278	-0.361
巴西	-0.17	0.114	0.459	0.403	0.316	0.295	-0.061	.697(**)	0.11	-0.048	-0.187	0.474	-0.076	1	0.047	0.352
墨西哥	0.276	0.109	0.08	0.129	0.104	0.018	0.144	-0.13	.617(*)	0.376	0.325	0.437	0.278	0.047	1	0.364
全經濟成	.675(**)	.709(**)	.710(**)	.689(**)	.682(**)	.701(**)	.671(**)	0.006	0.289	0.232	0.381	0.213	-0.361	0.352	0.364	1

**在顯著水準為 0.01 時 (雙尾)，相關顯著。

*在顯著水準為 0.05 時 (雙尾)，相關顯著。

三、海岬型船舶大型化模式建構

海岬型船舶大型化模式之建構係以迴歸分析方法，依據相關分析之結果初步篩選適用之變數，並使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線多元性迴歸分析 (Linear Regression)，其變數選擇係以後退消去法 (Backward Selection) 進行如下：

排除共線性問題之後，將所有適用之自變數納入修正迴歸模式，逐一將對模式貢獻最小的預測變數排除，直到所有自變數均達到標準為止。剔除的標準如下：

- (1) 標準化迴歸係數顯著性檢定的 F 值最小
- (2) SPSS 內建剔除標準 Minimum F-To-Remove FOUT > 2.71
- (3) 最大的 F 機率值
- (4) SPSS內建剔除標準 Maximum Probability Of F-To-Remove POUT < 0.1

模式選用之應變數與自變數定義如下：

三、 因變數

$Y_{CNT(T)}$ ：海岬型船舶每年平均新造噸位 (Capsize Newbuilding Tonnage)

四、 自變數

X_{ITV} ：每年鐵礦砂貿易量 (Iron Trade Volume)

X_{CTV} ：每年穀物貿易量 (Coal Trade Volume)

X_{CNP} ：海岬型船舶每年新船平均造價 (Capsize Newbuilding Price)

X_{CFSP} ：五年二手海岬型船舶每年平均價格 (Capsize Five Years Secondhand Price)

X_{CTSP} ：十年二手海岬型船舶每年平均價格 (Capsize Ten Years Secondhand Price)

X_{DP} ：每年拆解船平均價格 (Demolition Price)

X_{WTVI} ：全球貿易量指數 (World Trade Volume Index)

X_{WEGR} ：全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate)

X_{CEGR} ：中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate)

X_{AEGR} ：美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate)

X_{JEGR} ：日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate)

X_{FEGR} ：法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate)

X_{EEGR} ：英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate)

X_{AuEGR} ：澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate)

X_{BEGR} ：巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate)

X_{MEGR} ：墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate)

以上變數與資料筆數與表 4.2 散裝船相關分析變數資料表，SPSS 12.0 中文版之迴歸輸出部分報表詳於附錄二。

四、海岬型船舶大型化迴歸模式

而根據表 4.2 之 Pearson 相關分析，先刪除低度相關之變數，刪除之變數有 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR} 。

刪除低度相關變數後之模式為：

$$Y_{CNT} = \beta_0 + \beta_1 X_{ITV} + \beta_2 X_{CTV} + \beta_3 X_{CNP} + \beta_4 X_{CFSP} + \beta_5 X_{CTSP} + \beta_6 X_{DP} + \beta_7 X_{WTVI} + \beta_8 X_{WEGR} + \beta_9 X_{AuEGR} + \varepsilon_t \quad (4-1)$$

在這 9 個變數當中，其中有一些變數其分配狀況為非線性，須經處理，其處理情形如表 4.3：

表 4.3 海岬船舶大型化模式變數處理

須處理之變數	處理變數方式
X_{CNP}	取對數 LN
X_{CFSP}	取對數 LN
X_{CTSP}	取對數 LN
X_{DP}	取對數 LN
X_{WEGR}	刪除，由於此變數之分配為常態分配，無法轉換成線性。
X_{AuEGR}	刪除，由於此變數之相關性（負相關）不甚合理。

變數處理後之模式為：

$$Y_{CNY} = \beta_0 + \beta_1 X_{ITV} + \beta_2 X_{CTV} + \beta_3 \ln X_{CNP} + \beta_4 \ln X_{CFSP} + \beta_5 \ln X_{CTSP} + \beta_6 \ln X_{DP} + \beta_7 X_{WTVI} + \varepsilon_t \quad (4-2)$$

變數選擇的過程為：

表 4.4 海岬型船舶大型化模式變數選擇過程

模式	選擇變數
因變數	Y_{CNT}
原始模式	X_{ITV} 、 X_{CTV} 、 X_{CNP} 、 X_{CFSP} 、 X_{CTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WTVI} 、 X_{WEGR} 、 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{AuEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR}

刪除 P <0.4 之變數	X_{ITV} 、 X_{CTV} 、 X_{CNP} 、 X_{CFSP} 、 X_{CTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WEGR} 、 X_{WTVI} 、 X_{AuEGR}
刪除經處理後之變數	X_{ITV} 、 X_{CTV} 、 X_{CNP} 、 X_{CFSP} 、 X_{CTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WTVI}
最後變數	X_{ITV} 、 X_{WTVI}

以後退消去法分析結果，並參考相關文獻及過去經驗，最後選擇 SPSS 輸出結果之模式六（附錄），此模式 $F=31.172$ ，顯著性 $0.000 < 0.1$ ，達顯著水準；雖然有變數之 $|t|$ 值小於 1.64，但是根據文獻及過去經驗，此模式較符合實際情況，因此選擇此模式。複判定係數 $R^2=0.839$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.827$ ，此年預測模式為：

$$Y_{CNT}=136.472+0.033X_{ITV}+0.518X_{WTVI}$$

$$(t=27.761) \quad (t=1.516) \quad (t=2.967)$$

(4-3)

此模式之 Durbin-Watson 值為 2.147，判定之上下界值 (d_L, d_U) 介於 0.82 至 1.75 間，而此模式之 Durbin-Watson 值介於 $(4-d_U) < D.W. < (4-d_L)$ 間，所以不能確定此模式是否有自我相關存在，但由模式可知，鐵礦砂貿易量、全球貿易量為海岬型船舶大型化之主要影響因素。

4.1.2 巴拿馬極限型船舶大型化影響因素分析

一、各影響因素

本研究依據相關文獻之結論，蒐集可能有關影響巴拿馬極限型船舶大型化因素之歷年資料，資料長度從 1993 年至 2007 年共 15 筆。

以下為蒐集之資料項目：

(一) 因變數資料

新造船舶平均噸位 (Panamax Newbuilding Tonnage)：散裝巴拿馬極限型船舶每年新造船舶的平均噸位，單位：'000dwt。

表 4.5 巴拿馬極限型歷年新造船舶平均噸位

年	歷年新造船平均噸位 (單位：'000dwt)
1993	71.15
1994	70.41
1995	72.94
1996	72.31

1997	72.79
1998	73.9
1999	74.08
2000	76.43
2001	74.78
2002	75.97
2003	78.75
2004	76.74
2005	77.65
2006	79.59
2007	81.33

由下列圖型可看出，過去 15 年巴拿馬極限型船舶歷年新造船平均噸位趨勢：

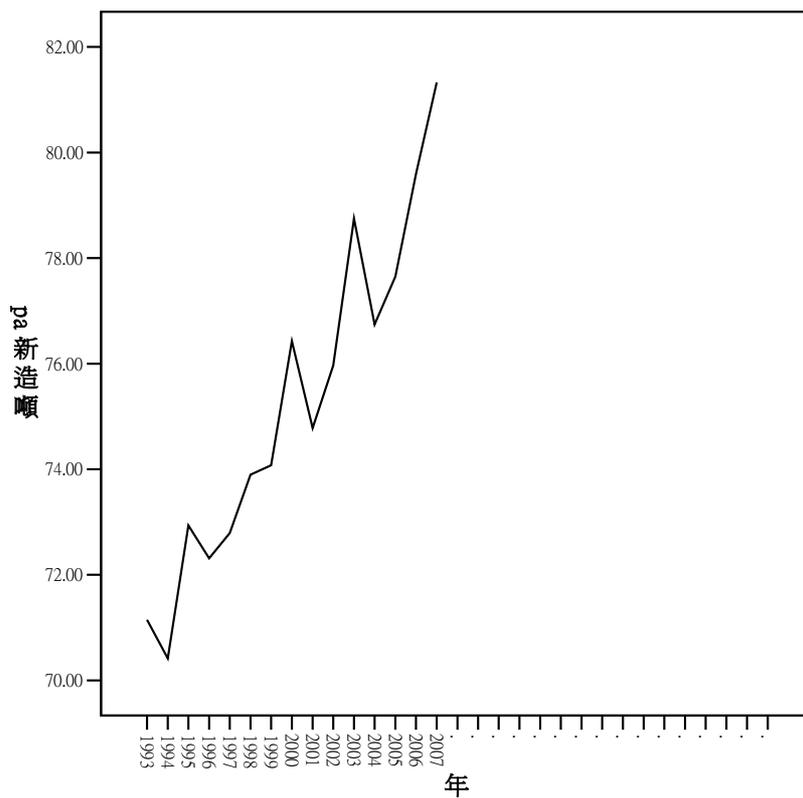


圖 4-2 巴拿馬極限型歷年新造船平均噸位趨勢圖

(二) 自變數資料

1. 全球進出口貿易量指數 (World Trade Volume Index)：以 2000 年為基準 (2000=100)，1993 年~2007 年之貿易量指數。
2. 全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate)：1993 年~2007 年之全球經

濟成長率。

3. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)：此原物料每年之全球貿易量，單位：百萬噸。
4. 穀物貿易量 (Grain Trade Volume)：此原物料每年之全球貿易量，單位：百萬噸。
5. 巴拿馬極限型 5 年二手船舶價格 (Panamax Five Years Secondhand Price)：船齡 5 年之二手巴拿馬極限型船舶每年之平均價格，單位：\$ Million。
6. 巴拿馬極限型 10 年二手船舶價格 (Panamax Ten Years Secondhand Price)：船齡 10 年之二手巴拿馬極限型船舶每年之平均價格，單位：\$ Million。
7. 新造船舶價格 (Capesize Newbuilding Price)：散裝巴拿馬極限型新造船舶每年之平均價格，單位：\$ Million。
8. 拆解船舶價格 (Demolition Price)：每年拆解船舶平均價格，用其表示拆解市場之行情。單位：\$ per LDT(a)。
9. 主要貿易國經濟成長率：全球原物料主要貿易國之每年經濟成長率。本研究選取各大洲主要國家之經濟成長率，包含中國、美國、日本、法國、英國、澳洲、巴西及墨西哥等國家。

二、影響因素之相關分析

巴拿馬極限型船舶每年新造船舶平均噸數係為因變數，其與各自變數之關聯程度經相關分析結果如下。P 為 Pearson 相關係數：

(一) 無相關或不顯著

無

(二) 低度相關 ($0 < |P| \leq 0.4$)

1. 中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate) (負相關)
2. 美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate) (負相關)
3. 日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate) (正相關)
4. 法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate) (正相關)
5. 英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate) (負相關)
6. 巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate) (負相關)
7. 墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate) (正相關)

(三) 中等相關 ($0.4 < |P| \leq 0.8$)

1. 巴拿馬船型每年新造船平均造價 (Panamax Newbuilding Price) (正相關)
2. 五年二手巴拿馬極限型船舶每年平均價格 (Panamax Five Years Secondhand Price) (正相關)
3. 十年二手巴拿馬極限型船舶每年平均價格 (Panamax Ten Years Secondhand Price) (正相關)

4. 每年拆解船平均價格 (Demolition Price) (正相關)
5. 全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate) (正相關)
6. 澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate) (負相關)

本研究依文獻蒐集海岬型船舶大型化之影響因素，其各個影響因素對巴拿馬極限型船舶每年新造船之平均噸數之 Pearson 相關分析如下：



表 4.6 影響散裝新造巴拿馬極限型船舶噸位之因素相關分析表

相關	PA 新造噸	煤礦貿易	穀物貿易	PA 新造價	PA 五年價	PA 十年價	拆解船價	全球貿易	全經濟成	中國	美國	日本	法國	英國	澳洲	巴西	墨西哥
PA 新造噸	1	.958(**)	.950(**)	.558(*)	.722(**)	.719(**)	.687(**)	.961(**)	.626(*)	-0.166	-0.345	-0.116	0.228	-0.348	-.616(*)	-0.131	0.057
煤礦貿易	.958(**)	1	.959(**)	.670(**)	.793(**)	.795(**)	.781(**)	.994(**)	.644(**)	-0.116	-0.347	-0.149	0.167	-0.359	-.638(*)	-0.047	0.083
穀物貿易	.950(**)	.959(**)	1	.549(*)	.689(**)	.692(**)	.664(**)	.960(**)	.545(*)	-0.15	-0.467	-0.129	0.132	-0.414	-.677(**)	-0.059	0.026
PA 新造價	.558(*)	.670(**)	.549(*)	1	.944(**)	.955(**)	.826(**)	.629(*)	.693(**)	0.511	-0.037	-0.309	-0.175	-0.059	-0.436	-.542(*)	0.055
PA 五年價	.722(**)	.793(**)	.689(**)	.944(**)	1	.997(**)	.823(**)	.765(**)	.723(**)	0.337	-0.084	-0.247	-0.051	-0.068	-0.441	0.384	0.101
PA 十年價	.719(**)	.795(**)	.692(**)	.955(**)	.997(**)	1	.820(**)	.767(**)	.722(**)	0.343	-0.087	-0.237	-0.035	-0.06	-0.445	0.403	0.096
拆解船價	.687(**)	.781(**)	.664(**)	.826(**)	.823(**)	.820(**)	1	.760(**)	.701(**)	0.268	-0.138	-0.293	-0.058	-0.242	-.554(*)	0.295	0.018
全球貿易	.961(**)	.994(**)	.960(**)	.629(*)	.765(**)	.767(**)	.760(**)	1	.671(**)	-0.179	-0.291	-0.063	0.25	-0.313	-.610(*)	-0.061	0.144
全經濟成	.626(*)	.644(**)	.545(*)	.693(**)	.723(**)	.722(**)	.701(**)	.671(**)	1	0.006	0.289	0.232	0.381	0.213	-0.361	0.352	0.364
中國	-0.166	-0.116	-0.15	0.511	0.337	0.343	0.268	-0.179	0.006	1	-0.046	-0.475	-.669(**)	0.09	0.018	.697(**)	-0.13
美國	-0.345	-0.347	-0.467	-0.037	-0.084	-0.087	-0.138	-0.291	0.289	-0.046	1	.594(*)	0.403	.614(*)	.622(*)	0.11	.617(*)
日本	-0.116	-0.149	-0.129	-0.309	-0.247	-0.237	-0.293	-0.063	0.232	-0.475	.594(*)	1	.799(**)	.620(*)	0.407	-0.048	0.376
法國	0.228	0.167	0.132	-0.175	-0.051	-0.035	-0.058	0.25	0.381	-.669(**)	0.403	.799(**)	1	0.501	0.116	-0.187	0.325
英國	-0.348	-0.359	-0.414	-0.059	-0.068	-0.06	-0.242	-0.313	0.213	0.09	.614(*)	.620(*)	0.501	1	0.424	0.474	0.437
澳洲	-.616(*)	-.638(*)	-.677(**)	-0.436	-0.441	-0.445	-.554(*)	-.610(*)	-0.361	0.018	.622(*)	0.407	0.116	0.424	1	-0.076	0.278
巴西	-0.131	-0.047	-0.059	.542(*)	0.384	0.403	0.295	-0.061	0.352	.697(**)	0.11	-0.048	-0.187	0.474	-0.076	1	0.047
墨西哥	0.057	0.083	0.026	0.055	0.101	0.096	0.018	0.144	0.364	-0.13	.617(*)	0.376	0.325	0.437	0.278	0.047	1

**在顯著水準為 0.01 時 (雙尾), 相關顯著。

*在顯著水準為 0.05 時 (雙尾), 相關顯著。

三、巴拿馬極限型船舶大型化模式之建構

巴拿馬極限型船舶大型化模式將以迴歸分析建立年資料模式。根據積差相關分析之結果初步篩選適用之變數，並使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析 (Linear Regression)，多元迴歸程序預測變數選擇法以後退消去 (Backward Selection) 法進行。

模式選用之應變數與自變數定義如下：

1. 因變數

$Y_{PNT(T)}$ ：巴拿馬極限型船舶每年平均新造船噸 (Panamax Newbuilding Tonnage)

2. 自變數

X_{CTV} ：煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)

X_{GTV} ：穀物貿易量 (Grain Trade Volume)

X_{PNP} ：巴拿馬船型新造船價 (Panamax Newbuilding Price)

X_{PFSP} ：五年二手巴拿馬船型船價 (Panamax Five Years Secondhand Price)

X_{PTSP} ：十年二手巴拿馬船型船價 (Panamax Ten Years Secondhand Price)

X_{DP} ：每年拆解船平均價格 (Demolition Price)

X_{WTVI} ：全球貿易量指數 (World Trade Volume Index)

X_{WEGR} ：全球經濟成長率 (World Economic Growth Rate)

X_{CEGR} ：中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate)

X_{AEGR} ：美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate)

X_{JEGR} ：日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate)

X_{FEGR} ：法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate)

X_{EEGR} ：英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate)

X_{AuEGR} ：澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate)

X_{BEGR} ：巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate)

X_{MEGR} ：墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate)

以上變數與資料筆數沿用表 4.6 相關分析變數資料表，SPSS 12.0 中文版之迴歸輸出部分報表詳於附錄二。

四、巴拿馬極限型船舶大型化迴歸模式

根據表 4.6 之 Pearson 相關分析，先刪除低度相關之變數，刪除之變數有 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR} 刪除低度相關變數後之模式為：

$$Y_{PNT} = \beta_0 + \beta_1 X_{CTV} + \beta_2 X_{GTV} + \beta_3 X_{PNP} + \beta_4 X_{PFSP} + \beta_5 X_{PTSP} + \beta_6 X_{DP} + \beta_7 X_{WTVI} + \beta_8 X_{WEGR} + \beta_9 X_{AuEGR} + \beta_{10} X_{BEGR} + \beta_{11} X_{MEGR} + \epsilon_t$$

(4-4)

在這 9 個變數當中，其中有一些變數其分配狀況為非線性，須經處理，其處理情形如表 4.7：

表 4.7 巴拿馬極限型船舶大型化模式變數處理

須處理之變數	變數處理方式
X_{PFSP}	取對數 LN
X_{PTSP}	取對數 LN
X_{DP}	取對數 LN
X_{PNP}	刪除，由於此變數為非線性常態分配
X_{WEGR}	刪除，由於此變數為非線性常態分配
X_{AuEGR}	刪除，由於此變數之相關性（負相關）不甚合理。

變數處理後之模式為：

$$Y_{PNP} = \beta_0 + \beta_1 X_{CTV} + \beta_2 X_{GTV} + \beta_3 \ln X_{PFSP} + \beta_4 \ln X_{PTSP} + \beta_5 \ln X_{DP} + \beta_6 X_{WTVI} + \varepsilon_t \quad (4-5)$$

表 4.8 巴拿馬極限型船舶大型化模式變數選擇過程

模式	選擇變數
因變數	Y_{PNT}
原始模式	X_{CTV} 、 X_{GTV} 、 X_{PNP} 、 X_{PFSP} 、 X_{PTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WTVI} 、 X_{WEGR} 、 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{AuEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR}
刪除 $ P < 0.4$ 之變數	X_{CTV} 、 X_{GTV} 、 X_{PNP} 、 X_{PFSP} 、 X_{PTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WEGR} 、 X_{WTVI} 、 X_{AuEGR}
刪除處理後之變數	X_{CTV} 、 X_{GTV} 、 X_{PNP} 、 X_{PFSP} 、 X_{PTSP} 、 X_{DP} 、 X_{WTVI}
最後變數	X_{GTV} 、 X_{WTVI}

以迴歸後退消去法分析結果，加上文獻及過去經驗分析，選擇 SPSS 輸出結果之模式五（附錄），此模式 $F=83.851$ ，顯著性 $0.00 < 0.1$ ，達顯著水準；雖然有變數之 $|t|$ 值小於 1.64，但是根據文獻及過去經驗，此模式較符合實際情況，因此選擇此模式。複判定係數 $R^2=0.933$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.922$ ，年預測模

式：

$$Y_{PNT}=59.133+0.039X_{GTV}+0.076X_{WTVI}$$

(t=16.891) (t=1.542) (t=2.328)

(4-6)

此模式之 Durbin-Watson 值為 2.710，判定之上下界值 (d_L, d_U) 介於 0.95 至 1.54 間，而此模式之 Durbin-Watson 值介於 $(4-d_U) < D.W. < (4-d_L)$ 間，所以不能確定此模式是否有自我相關存在，但由模式可知，穀物貿易量及全球貿易量為巴拿馬極限型船舶大型化之主要影響因素。

4.2 散裝市場船噸

4.2.1. 海岬型市場總船噸影響因素分析

一、各影響因素

本研究依據相關文獻之結論，蒐集可能有關影響海岬型市場總船噸因素之歷年資料，資料長度從 1993 年至 2007 年共 15 筆。

以下為蒐集之資料項目：

(一) 因變數資料

海岬型船舶每年市場總船噸 (Capsize Total Tonnage)：每年海岬型船舶之市場總噸位數，單位：million dwt。

表 4.9 海岬型歷年市場總船噸

年	歷年市場總噸位 (單位：million dwt)
1993	55.6
1994	58.47
1995	61.91
1996	68.64
1997	74.09
1998	78.7
1999	77.53
2000	79.41
2001	83.41
2002	87.04
2003	89.39
2004	93.59

2005	102.3
2006	110.97
2007	121.09

由下列圖型可看出，過去 15 年海岬型船舶歷年市場總船噸趨勢：

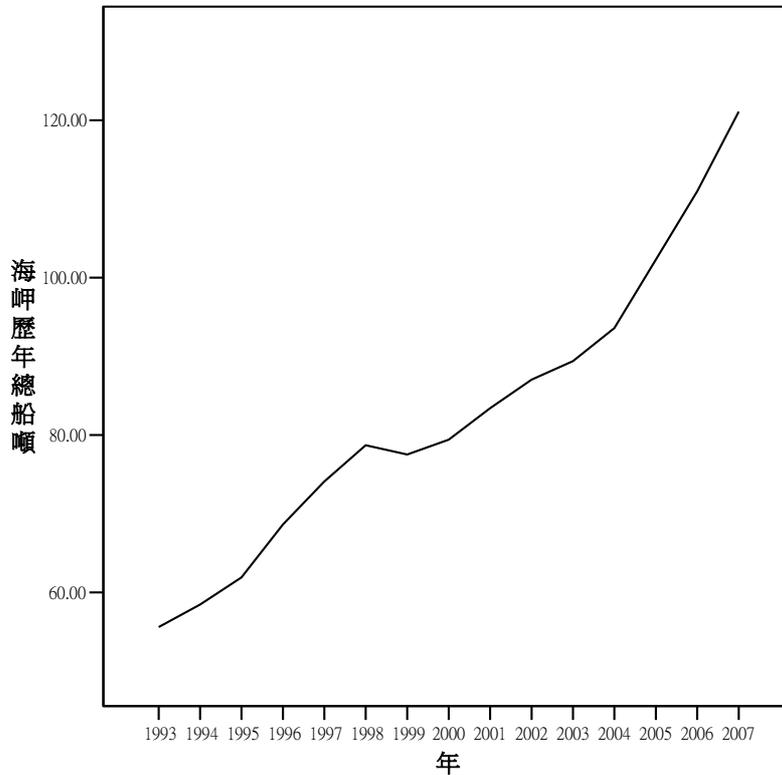


圖 4-3 海岬型歷年市場總船噸趨勢圖

(二) 自變數資料

1. 波羅的海運價指數 (Baltic Dry Index)：波羅的海指數是散裝航運運價指標，由幾條主要航線的即期運費 (Spot Rate) 加權計算而成，反應的是散裝市場的行情，資料蒐集 1993~2007 年每年之波羅的海運價指數。而 BDI 指數從 1999 年開始的，1993~1998 之資料為推算資料。
2. 全球價格指數：資料蒐集自穆迪 (Moody's) 投資公司之全球平均價格指數。
3. 鐵礦砂貿易量：(Iron Trade Volume)：此原物料每年之貿易量，單位：百萬噸。
4. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)：此原物料每年之貿易量，單位：百萬噸。
5. 鐵礦砂價格 (Iron Price)：每年全球鐵礦砂之平均價格。
6. 煤礦價格 (Coal Price)：每年全球煤礦之平均價格。
7. 主要貿易國經濟成長率：全球原物料主要貿易國之每年經濟成長率。本研究選取各大洲主要國家之經濟成長率，包含中國、美國、日本、法國、英國、

澳洲、巴西及墨西哥等國家。

8. 全球貿易量指數：以 2000 年為基準 (2000=100)，1993 年~2007 年之貿易量指數。

二、影相因素相關分析

本研究之資料年分為 1993~2007 年，各筆資料均為 15 筆。每年海岬型船舶總噸位與各變數之關聯程度如下。P 為 Pearson 相關係數：

(一) 無相關或不顯著

無

(二) 低度相關 ($0 < |P| \leq 0.4$)

1. 中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate) (負相關)
2. 美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate) (負相關)
3. 日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate) (負相關)
4. 法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate) (正相關)
5. 英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate) (負相關)
6. 巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate) (負相關)
7. 墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate) (正相關)

(三) 中等相關 ($0.4 < |P| \leq 0.8$)

1. 波羅的海指數 (Baltic Dry Index) (正相關)
2. 澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate) (負相關)

(四) 高度相關 ($0.8 < |P| \leq 1$)

1. 全球價格指數 (World Price Index) (正相關)
2. 鐵礦砂每年平均價格 (Iron Price) (正相關)
3. 煤礦每年平均價格 (Coal Price) (正相關)
4. 全球貿易量指數 (World Trade Volume Index) (正相關)
5. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume) (正相關)
6. 鐵礦砂貿易量 (Iron Trade Volume) (正相關)

本研究依文獻蒐集散裝海岬型海運市場船噸之影響因素，其各個影響因素對每年散裝船舶船噸之 Pearson 相關分析如下：

表 4.10 影響散裝海岬型市場噸位之因素相關分析表

Correlations																
	海岬歷年總船噸	全球價格指數	鋼鐵價格	煤礦價格	全球貿易指數	煤礦貿易量	鋼鐵貿易量	BDI 指數	中國	美國	日本	法國	英國	澳洲	巴西	墨西哥
海岬歷年總船噸	1	.867(**)	.860(**)	.811(**)	.990(**)	.988(**)	.959(**)	.769(**)	-0.201	-0.28	-0.08	0.238	-0.333	-.553(*)	-0.117	0.167
全球價格指數	.867(**)	1	.950(**)	.889(**)	.843(**)	.871(**)	.932(**)	.909(**)	0.152	-0.18	-0.2	0.071	-0.135	-0.461	0.244	0.106
鋼鐵價格	.860(**)	.950(**)	1	.950(**)	.851(**)	.877(**)	.951(**)	.849(**)	0.196	-0.13	-0.22	0.044	-0.198	-0.491	0.239	0.139
煤礦價格	.811(**)	.889(**)	.950(**)	1	.818(**)	.837(**)	.906(**)	.859(**)	0.157	-0.07	-0.22	0.04	-0.196	-0.461	0.268	0.113
全球貿易指數	.990(**)	.843(**)	.851(**)	.818(**)	1	.994(**)	.964(**)	.773(**)	-0.179	-0.29	-0.06	0.25	-0.313	-.610(*)	-0.061	0.144
煤礦貿易量	.988(**)	.871(**)	.877(**)	.837(**)	.994(**)	1	.977(**)	.801(**)	-0.116	-0.35	-0.15	0.167	-0.359	-.638(*)	-0.047	0.083
鋼鐵貿易量	.959(**)	.932(**)	.951(**)	.906(**)	.964(**)	.977(**)	1	.850(**)	0.041	-0.26	-0.15	0.124	-0.269	-.592(*)	0.114	0.109
BDI 指數	.769(**)	.909(**)	.849(**)	.859(**)	.773(**)	.801(**)	.850(**)	1	0.239	-0.2	-0.25	0.026	-0.116	-0.456	0.357	0.007
中國	-0.201	0.152	0.196	0.157	-0.179	-0.116	0.041	0.239	1	-0.05	-0.48	-.669(**)	0.09	0.018	.697(**)	-0.13
美國	-0.28	-0.184	-0.127	-0.065	-0.291	-0.347	-0.255	-0.195	-0.046	1	.594(*)	0.403	.614(*)	.622(*)	0.11	.617(*)
日本	-0.076	-0.198	-0.216	-0.222	-0.063	-0.149	-0.15	-0.245	-0.475	.594(*)	1	.799(**)	.620(*)	0.407	-0.048	0.376
法國	0.238	0.071	0.044	0.04	0.25	0.167	0.124	0.026	-.669(**)	0.403	.799(**)	1	0.501	0.116	-0.187	0.325
英國	-0.333	-0.135	-0.198	-0.196	-0.313	-0.359	-0.269	-0.116	0.09	.614(*)	.620(*)	0.501	1	0.424	0.474	0.437
澳洲	-.553(*)	-0.461	-0.491	-0.461	-.610(*)	-.638(*)	-.592(*)	-0.456	0.018	.622(*)	0.407	0.116	0.424	1	-0.076	0.278
巴西	-0.117	0.244	0.239	0.268	-0.061	-0.047	0.114	0.357	.697(**)	0.11	-0.05	-0.187	0.474	-0.076	1	0.047
墨西哥	0.167	0.106	0.139	0.113	0.144	0.083	0.109	0.007	-0.13	.617(*)	0.376	0.325	0.437	0.278	0.047	1

**在顯著水準為0.01時 (雙尾)，相關顯著。

*在顯著水準為0.05 時 (雙尾)，相關顯著。

三、海岬型市場總船噸模式建構

海岬型市場總船噸模式將以迴歸分析建立年資料模式。根據積差相關分析之結果初步篩選適用之變數，並使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析 (Linear Regression)，多元迴歸程序預測變數選擇法以後退消去 (Backward Selection) 法進行。

模式選用之應變數與自變數定義如下：

(一) 因變數

Y_{CTT} ：歷年總船噸 (Capsize Total Tonnage)

(二) 自變數

X_{WPI} ：全球價格指數 (World Price Index)

X_{IP} ：鐵礦砂每年平均價格 (Iron Price)

X_{CP} ：煤礦每年平均價格 (Coal Price)

X_{WTVI} ：全球貿易量指數 (World Trade Volume Index)

X_{CTV} ：煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)

X_{ITV} ：鐵礦砂貿易量 (Iron Trade Volume)

X_{BDI} ：波羅的海指數 (Baltic Dry Index)

X_{CEGR} ：中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate)

X_{AEGR} ：美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate)

X_{JEGR} ：日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate)

X_{FEGR} ：法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate)

X_{EEGR} ：英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate)

X_{AuEGR} ：澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate)

X_{BEGR} ：巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate)

X_{MEGR} ：墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate)

以上變數與資料筆數沿用表 4.10 散裝船相關分析變數資料表，SPSS 12.0 中文版之迴歸輸出部分報表詳於附錄二。

四、海岬型市場總船噸迴歸模式

根據表 4-10 之 Pearson 相關分析，先刪除低度相關之變數，刪除之變數有 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR} 。

刪除低度相關變數後之模式為：

$$Y_{CTT} = \beta_0 + \beta_1 X_{WPI} + \beta_2 X_{IP} + \beta_3 X_{CP} + \beta_4 X_{WTVI} + \beta_5 X_{CTV} + \beta_6 X_{ITV} + \beta_7 X_{BDI} + \varepsilon_t \quad (4-7)$$

而變數中，存在非線性之變數，予以處理：

表 4.11 海岬型市場船噸模式變數處理

處理之變數	處理方式
X _{IP}	取對數 Log
X _{AuERE}	刪除，由於此變數之相關性（負相關）不甚合理。

變數經處理之後，所得模式為：

$$Y_{CTT} = \beta_0 + \beta_1 X_{WPI} + \beta_2 \log X_{IP} + \beta_3 X_{CP} + \beta_4 X_{CTV} + \beta_5 X_{ITV} + \beta_6 X_{BDI} + \beta_7 X_{WTVI} + \varepsilon_t \quad (4-8)$$

表 4.12 海岬型市場船噸模式變數選擇過程

模式	選擇變數
因變數	Y _{CTT}
原始模式	X _{WPI} 、X _{IP} 、X _{CP} 、X _{WTVI} 、X _{ITV} 、X _{CTV} 、X _{BDI} 、 X _{CEGR} 、X _{AEGR} 、X _{JEGR} 、X _{FEGR} 、X _{EEGR} 、X _{AuEGR} 、 X _{BEGR} 、X _{MEGR}
刪除 P < 0.4 之變數	X _{CTV} 、X _{ITV} 、X _{WPI} 、X _{IP} 、X _{CP} 、X _{WTVI} 、X _{BDI} 、 X _{AuEGR}
刪除不合理之變數	X _{CTV} 、X _{ITV} 、X _{WPI} 、X _{IP} 、X _{CP} 、X _{BDI} 、X _{WTVI}
最後變數	X _{ITV} 、X _{WPI} 、X _{BDI} 、X _{WTVI}

以迴歸後退消去法分析結果，刪除不顯著之變數 (sig. > 0.1)，而其餘變數之顯著值皆小於 0.1。根據附錄之迴歸輸出結果，船噸變動預測模式的 F=264.794，顯著性 0.000 < 0.1，達顯著水準；各變數之 | t | ≥ 1.64 則達顯著水準。複判定係數 R²=0.991，校正複判定係數 R_{ad}²=0.987。海岬型市場船噸模式：

$$Y_{CTT} = 14.589 + 0.18X_{WPI} + 0.061X_{ITV} + 0.002X_{BDI} + 0.831X_{WTVI} \quad (4-9)$$

表 4.13 海岬型市場總船噸模式各變數之 t 值

常數	4.23
X _{WPI}	3.334
X _{ITV}	1.923
X _{BDI}	2.035

X_{WTVI}	8.138
------------	-------

此模式之 Durbin-Watson 值為 2.06，判定之上下界值 (d_L, d_U) 介於 0.56 至 2.21 間，而此模式之 Durbin-Watson 值於上下界值之間，所以不能確定此模式是否有自我相關存在，但由模式可知，全球價格指數、鋼鐵貿易量、運價指數及全球貿易量為影響海岬型船舶市場總船噸之主要影響因素。

4.2.2 巴拿馬極限型市場船噸影響因素分析

一、各影響因素

本研究依據相關文獻之結論，蒐集可能有關影響海岬型市場總船噸因素之歷年資料，資料長度從 1993 年至 2007 年共 15 筆。

以下為蒐集之資料項目：

(一) 因變數資料

巴拿馬極限型船舶每年總船噸 (Panamax Total Tonnage)：資料取每年巴拿馬極限型船舶之總噸位數，單位：million dwt。

表 4.14 巴拿馬極限型歷年總船噸

年	歷年市場總噸位 (單位：million dwt)
1993	44.82
1994	46.73
1995	50.31
1996	54.78
1997	57.02
1998	61.22
1999	62.74
2000	65.46
2001	69.72
2002	75.96
2003	78.87
2004	80.09
2005	86.38
2006	93.71
2007	101.77

由下列圖型可看出，過去 15 年巴拿馬極限型船舶歷年市場總船噸趨勢：

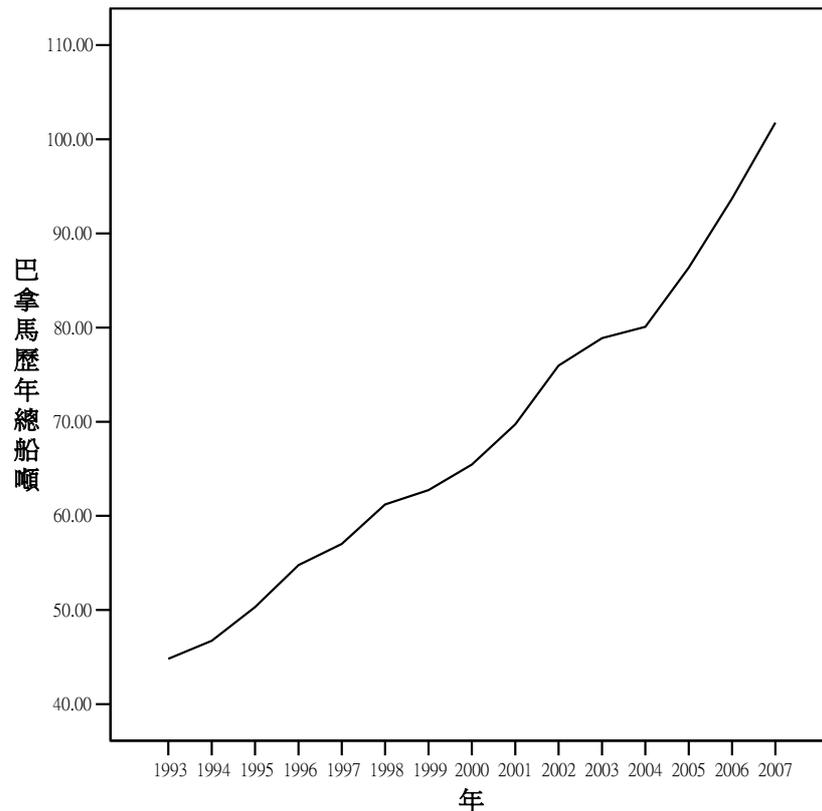


圖 4-4 巴拿馬極限型歷年市場總船噸趨勢圖

(二) 自變數資料

1. 波羅的海運價指數 (Baltic Dry Index)：波羅的海指數是散裝航運運價指標，由幾條主要航線的即期運費 (Spot Rate) 加權計算而成，反應的是散裝市場的行情，資料蒐集 1993~2007 年每年之波羅的海運價指數。而 BDI 指數從 1999 年開始的，1993~1998 之資料為推算資料。
2. 全球價格指數：資料蒐集自穆迪 (Moody's) 投資公司之全球平均價格指數。
3. 穀物貿易量 (Grain Trade Volume)：此原物料每年之貿易量，單位：百萬噸。
4. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)：此原物料每年之貿易量，單位：百萬噸。
5. 穀物價格 (Grain Price)：每年全球鐵礦砂之平均價格。
6. 煤礦價格 (Coal Price)：每年全球煤礦之平均價格。
7. 主要貿易國經濟成長率：全球原物料主要貿易國之每年經濟成長率。本研究選取各大洲主要國家之經濟成長率，包含中國、美國、日本、法國、英國、澳洲、巴西及墨西哥等國家。
8. 全球貿易量指數：以 2000 年為基準 (2000=100)，1993 年~2007 年之貿易量指數。

二、影響因素相關分析

本研究之資料年分為 1993~2007 年，各筆資料均為 15 筆。每年海岬型船舶

總噸位與各變數之關聯程度如下。P 為 Pearson 相關係數：

(一) 無相關或不相關

無

(二) 低度相關 ($0 < |P| \leq 0.4$)

1. 中國經濟成長率 (China Economics Growth Rate) (負相關)
2. 美國經濟成長率 (America Economics Growth Rate) (負相關)
3. 日本經濟成長率 (Japan Economics Growth Rate) (負相關)
4. 法國經濟成長率 (France Economics Growth Rate) (正相關)
5. 英國經濟成長率 (England Economics Growth Rate) (負相關)
6. 巴西經濟成長率 (Brazil Economics Growth Rate) (負相關)
7. 墨西哥經濟成長率 (Mexico Economics Growth Rate) (正相關)
8. 穀物價格 (Grain Price) (負相關)

(三) 中度相關 ($0.4 < |P| \leq 0.8$)

1. 煤礦價格 (Coal Price) (正相關)
2. 運價指數 (Baltic Dry Index) (正相關)
3. 澳洲經濟成長率 (Australia Economics Growth Rate) (負相關)

(四) 高度相關 ($0.8 < |P| \leq 1$)

1. 全球價格指數 (World Price Index) (正相關)
2. 穀物每年平均價格 (Grain Price) (正相關)
3. 煤礦每年平均價格 (Coal Price) (正相關)
4. 全球貿易量指數 (World Trade Volume Index) (正相關)
5. 煤礦貿易量 (Coal Trade Volume) (正相關)
6. 穀物貿易量 (Grain Trade Volume) (正相關)

本研究依文獻蒐集散裝海岬型海運市場船噸之影響因素，其各個影響因素對每年散裝船舶船噸之 Pearson 相關分析如下：

表 4.15 影響散裝巴拿馬極限型市場噸位之因素相關分析表

Correlations	巴拿馬歷年總船噸	全球價格指數	煤礦價格	穀物價格	全球貿易指數	煤礦貿易量	穀物貿易量	BDI 指數	中國	美國	日本	法國	英國	澳洲	巴西	墨西哥
巴拿馬歷年總船噸	1	.843(**)	.799(**)	-0.265	.993(**)	.994(**)	.966(**)	.768(**)	-0.17	-0.344	-0.12	0.181	-0.382	-.588(*)	-0.114	0.105
全球價格指數	.843(**)	1	.889(**)	0.183	.843(**)	.871(**)	.781(**)	.909(**)	0.152	-0.184	-0.2	0.071	-0.135	-0.461	0.244	0.106
煤礦價格	.799(**)	.889(**)	1	0.142	.818(**)	.837(**)	.695(**)	.859(**)	0.157	-0.065	-0.22	0.04	-0.196	-0.461	0.268	0.113
穀物價格	-0.265	0.183	0.142	1	-0.294	-0.225	-0.363	0.147	.555(*)	0.157	-0.37	-0.426	0.159	0.233	0.414	-0.144
全球貿易指數	.993(**)	.843(**)	.818(**)	-0.294	1	.994(**)	.960(**)	.773(**)	-0.18	-0.291	-0.06	0.25	-0.313	-.610(*)	-0.061	0.144
煤礦貿易量	.994(**)	.871(**)	.837(**)	-0.225	.994(**)	1	.959(**)	.801(**)	-0.12	-0.347	-0.15	0.167	-0.359	-.638(*)	-0.047	0.083
穀物貿易量	.966(**)	.781(**)	.695(**)	-0.363	.960(**)	.959(**)	1	.737(**)	-0.15	-0.467	-0.13	0.132	-0.414	-.677(**)	-0.059	0.026
BDI 指數	.768(**)	.909(**)	.859(**)	0.147	.773(**)	.801(**)	.737(**)	1	0.239	-0.195	-0.25	0.026	-0.116	-0.456	0.357	0.007
中國	-0.166	0.152	0.157	.555(*)	-0.179	-0.116	-0.15	0.239	1	-0.046	-0.48	-.669(**)	0.09	0.018	.697(**)	-0.13
美國	-0.344	-0.184	-0.065	0.157	-0.291	-0.347	-0.467	-0.195	-0.05	1	.594(*)	0.403	.614(*)	.622(*)	0.11	.617(*)
日本	-0.12	-0.198	-0.222	-0.366	-0.063	-0.149	-0.129	-0.245	-0.48	.594(*)	1	.799(**)	.620(*)	0.407	-0.048	0.376
法國	0.181	0.071	0.04	-0.426	0.25	0.167	0.132	0.026	-.669(**)	0.403	.799(**)	1	0.501	0.116	-0.187	0.325
英國	-0.382	-0.135	-0.196	0.159	-0.313	-0.359	-0.414	-0.116	0.09	.614(*)	.620(*)	0.501	1	0.424	0.474	0.437
澳洲	-.588(*)	-0.461	-0.461	0.233	-.610(*)	-.638(*)	-.677(**)	-0.456	0.018	.622(*)	0.407	0.116	0.424	1	-0.076	0.278
巴西	-0.114	0.244	0.268	0.414	-0.061	-0.047	-0.059	0.357	.697(**)	0.11	-0.05	-0.187	0.474	-0.076	1	0.047
墨西哥	0.105	0.106	0.113	-0.144	0.144	0.083	0.026	0.007	-0.13	.617(*)	0.376	0.325	0.437	0.278	0.047	1

**在顯著水準為0.01時(雙尾), 相關顯著。

*在顯著水準為0.05時(雙尾), 相關顯著。

三、海岬型市場總船噸模式建構

海岬型市場總船噸模式將以迴歸分析建立年資料模式。根據積差相關分析之結果初步篩選適用之變數，並使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析 (Linear Regression)，多元迴歸程序預測變數選擇法以後退消去 (Backward Selection) 法進行。

模式選用之應變數與自變數定義如下：

(一) 因變數

Y_{PTT} ：歷年總船噸 (Capsize Total Tonnage)

(二) 自變數

X_{WPI} ：全球價格指數 (World Price Index)

X_{GP} ：穀物每年平均價格 (Grain Price)

X_{CP} ：煤礦每年平均價格 (Coal Price)

X_{WTVI} ：全球貿易量指數 (World Trade Volume Index)

X_{CTV} ：煤礦貿易量 (Coal Trade Volume)

X_{GTV} ：穀物貿易量 (Grain Trade Volume)

X_{BDI} ：波羅的海指數 (Baltic Dry Index)

X_{CEGR} ：中國經濟成長率 (China Economic Growth Rate)

X_{AEGR} ：美國經濟成長率 (America Economic Growth Rate)

X_{JEGR} ：日本經濟成長率 (Japan Economic Growth Rate)

X_{FEGR} ：法國經濟成長率 (France Economic Growth Rate)

X_{EEGR} ：英國經濟成長率 (England Economic Growth Rate)

X_{AuEGR} ：澳洲經濟成長率 (Australia Economic Growth Rate)

X_{BEGR} ：巴西經濟成長率 (Brazil Economic Growth Rate)

X_{MEGR} ：墨西哥經濟成長率 (Mexico Economic Growth Rate)

以上變數與資料筆數沿用表 4.15 散裝船相關分析變數資料表，SPSS 12.0 中文版之迴歸輸出部分報表詳於附錄二。

四、海岬型市場總船噸迴歸模式

根據表 4.15 之 Pearson 相關分析，先刪除低度相關之變數，刪除之變數有 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR} 、 X_{GP} 。

刪除低度相關變數後之模式為：

$$Y_{CTT} = \beta_0 + \beta_1 X_{WPI} + \beta_2 X_{CP} + \beta_3 X_{WTVI} + \beta_4 X_{CTV} + \beta_5 X_{GTV} + \beta_6 X_{BDI} + \beta_7 X_{AuEGR} + \varepsilon_t \quad (4-10)$$

而在變數中，有些變數不合理，於以處理：

表 4.16 巴拿馬極限型市場總船噸模式變數處理

處理之變數	處理方式
X_{AuEGR}	刪除，由於此變數之相關性（負相關）不甚合理。

變數經處理後，所得之模式為：

$$Y_{CTT} = \beta_0 + \beta_1 X_{WPI} + \beta_2 X_{CP} + \beta_3 X_{CTV} + \beta_4 X_{GTV} + \beta_5 X_{BDI} + \beta_6 X_{WTVI} + \varepsilon_t \quad (4-11)$$

表 4.17 巴拿馬極限型市場船噸模式變數選擇過程

模式	選擇變數
因變數	Y_{CTT}
原始模式	X_{WPI} 、 X_{GP} 、 X_{CP} 、 X_{WTVI} 、 X_{GTV} 、 X_{CTV} 、 X_{BDI} 、 X_{CEGR} 、 X_{AEGR} 、 X_{JEGR} 、 X_{FEGR} 、 X_{EEGR} 、 X_{AuEGR} 、 X_{BEGR} 、 X_{MEGR}
刪除 $ P < 0.4$ 之變數	X_{CTV} 、 X_{GTV} 、 X_{WPI} 、 X_{IOP} 、 X_{MDP} 、 X_{CP} 、 X_{WTVI} 、 X_{BDI} 、 X_{AuEGR}
刪除不合理之變數	X_{CTV} 、 X_{GTV} 、 X_{WPI} 、 X_{CP} 、 X_{BDI} 、 X_{WTVI}
最後變數	X_{CTV} 、 X_{CP} 、 X_{WTVI}

以迴歸後退消去法分析結果，加上文獻及過去經驗分析，選擇 SPSS 輸出結果之模式四（附錄），此模式 $F=482.765$ ，顯著性 $0.00 < 0.1$ ，達顯著水準；雖然有變數之 $|t|$ 值小於 1.64，但是根據文獻及過去經驗，此模式較符合實際情況，因此選擇此模式。複判定係數 $R^2=0.992$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.990$ ，年預測模式：

$$Y_{PTT} = -0.101 + 0.048X_{CP} + 0.2X_{WTVI} + 0.097X_{CTV} \quad (4-12)$$

(t=-0.047) (t=1.946) (t=1.555) (t=3.082)

此模式之 Durbin-Watson 值為 2.141，判定之上下界值 (d_L, d_U) 介於 0.56 至 2.14 間，而此模式之 Durbin-Watson 值介於 $(4-d_U) < D.W. < (4-d_L)$ 間，所以不能確定此模式是否有自我相關存在但由模式可知，煤礦貿易量、煤礦價格、全球貿易量為巴拿馬極限型極限型船舶市場船噸之主要影響因素。

4.3 船舶大型化與市場總船噸之關聯

船舶大型化之發展，由文獻及過去資料可得知，主要由市場需求而演變；然市場需求改變時，市場供給亦會隨之變動。在兩者變動情況之下，為節省更多成本及時間，船舶大型化遂逐漸成為趨勢。由此可知，現有市場之船噸或許為船舶大型化幕後重要之影響因素之一。在章節 4.1~4.2，已探討船舶大型化與市場船噸各別之影響因素，此章節中，更深入探討兩者之關聯，是否牽動彼此。本研究使用統計套裝軟體 SPSS 12.0 中文版進行相關分析及簡單迴歸分析。

4.3.1 海岬型船舶大型化與海岬型市場總船噸之關聯

為探討兩者之關聯，以相關分析方法來判定兩者是否關聯，以 Pearson 相關係數判定：

表 4.18 海岬型新造船平均噸位與市場總船噸相關分析表

		ca新造噸	CAP歷年總船噸
ca新造噸	Pearson Correlation	1	.910**
	Sig. (2-tailed)		.000
	N	15	15
CAP歷年總船噸	Pearson Correlation	.910**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	15	15

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

兩者的Pearson相關係數為0.910，證實這兩者存在極高的關聯性。接下來則以單迴歸分別構建兩者之關係模式。

首先將海岬型每年新造船平均噸位（ Y_{CNT} ）當作因變數，歷年海岬型船舶市場總噸位當作自變數（ Y_{CTT} ），進行單迴歸分析，模式為：

$$Y_{CNT} = \beta_0 + \beta_1 Y_{CTT} + \varepsilon_t \quad (4-13)$$

此單迴歸模式使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析（Linear Regression），得到下列迴歸模式：

$$Y_{CNT} = 129.25 + 0.503 X_{CTT} \quad (4-14)$$

此模式之 $F=62.394$ ，複判定係數 $R^2=0.828$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.814$ ，由判定係數可得知，此模式之配適度很高，顯示海岬型市場總船噸與海岬型新造船平均噸位有密切的關係。

若將兩者變數交換，即以海岬型歷年市場總船噸為因變數（ Y_{CTT} ），海岬型

歷年新造船舶平均噸位為自變數 (Y_{CNT})，進行單迴歸分析，模式為：

$$Y_{CTT} = \beta_0 + \beta_1 Y_{CNT} + \varepsilon_t \quad (4-15)$$

此單迴歸模式使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析 (Linear Regression)，得到下列迴歸模式：

$$Y_{CTT} = -198.583 + 1.647X_{CNT} \quad (4-16)$$

此模式之 $F=62.394$ ，複判定係數 $R^2=0.828$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.814$ ，由以上兩者之判定係數可得知此兩個模式之配適度皆很高，顯示海岬型新造船平均噸位與市場總船噸兩者不僅關聯性高，也相互影響。

4.3.2 巴拿馬極限型船舶大型化與巴拿馬極限型市場船噸之關聯

為探討兩者之關聯，以相關分析方法來判定兩者是否關聯，以 Pearson 相關係數判定：

表 4.19 海岬型新造船平均噸位與市場總船噸相關分析表

Correlations			
		pa新造噸	PANA歷年總船噸
pa新造噸	Pearson Correlation	1	.965**
	Sig. (2-tailed)		.000
	N	15	15
PANA歷年總船噸	Pearson Correlation	.965**	1
	Sig. (2-tailed)	.000	
	N	15	15

** . Correlation is significant at the 0.01 level (2-tailed).

兩者的 Pearson 相關係數為 0.910，證實這兩者存在極高的關聯性。接下來則以單迴歸分析判定兩者之關係。

首先將巴拿馬極限型每年新造船平均噸位 (Y_{PNT}) 當作因變數，歷年巴拿馬極限型船舶市場總噸位當作自變數 (Y_{PTT})，進行單迴歸分析，模式為：

$$Y_{PNT} = \beta_0 + \beta_1 Y_{PTT} + \varepsilon_t \quad (4-17)$$

此單迴歸模式使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析 (Linear Regression)，得到下列迴歸模式：

$$Y_{PNT} = 63.005 + 0.178X_{PTT} \quad (4-18)$$

此模式之 $F=176.13$ ，複判定係數 $R^2=0.931$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.926$ ，由判定係數可得知，此模式之配適度很高，顯示巴拿馬極限型市場總船噸與巴拿馬極限

型新造船平均噸位有密切的關係。

若將兩者變數交換，即以巴拿馬極限型歷年市場總船噸為因變數（ Y_{PTT} ），巴拿馬極限型歷年新造船平均噸位為自變數（ Y_{PNT} ），進行單迴歸分析，模式為：

$$Y_{PTT} = \beta_0 + \beta_1 Y_{PNT} + \varepsilon_i \quad (4-19)$$

此單迴歸模式使用應用軟體 SPSS 12.0 中文版進行線性迴歸分析（Linear Regression），得到下列迴歸模式：

$$Y_{PTT} = -324.06 + 5.218 X_{PNT} \quad (4-20)$$

此模式之 $F=176.13$ ，複判定係數 $R^2=0.931$ ，校正複判定係數 $R_{ad}^2=0.926$ ，由以上兩者之判定係數可得知兩個模式之配適度皆很高，顯示巴拿馬極限型新造船平均噸位與市場總船噸，兩者不僅關聯性高，也相互影響。

4.3.3 小結

本結討論歷年新造船平均噸位及歷年市場總船噸兩者之關聯，分別以散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶作討論。由單迴歸模式結果顯示，新造船平均噸位及歷年市場總船噸兩者相互影響關係甚大。當新造船的噸位越來越大時，會使市場上總船噸增加；而新船舶之建造，也受市場總船噸之影響，所以分析結果更印證實務上之關聯。

4.4 迴歸模式綜合分析

經由迴歸分析，可得知船舶大型化的趨勢主要是由於運送貨物之貿易量成長，從這 15 年的資料來看，貿易量的成長確實和船舶平均噸位有相似的成長趨勢，由分析結果亦是如此。

同樣經由迴歸分析，歷年市場總船噸的增加趨勢也是由於貿易量成長，另外也受運價及全球價格影響。由以上的分析可瞭解到貨物的貿易量影響船噸供給甚鉅。

而新造船平均噸位及市場總船噸，兩者有互相影響之關係。兩者之迴歸模式亦有若干自變數相同，更能解釋兩者間存在高度相關。

第五章 時間序列分析

5.1 海岬型船舶新造船噸趨勢分析

海岬型船舶大型化趨勢分析，將以年資料建立 ARMA 預測模式，年資料長度為 1977~2007 年每年新造海岬型船舶平均噸位，但其中 1979 年並無新造船，所以刪除該年資料，資料筆數共有 30 筆。

一、 模式判定

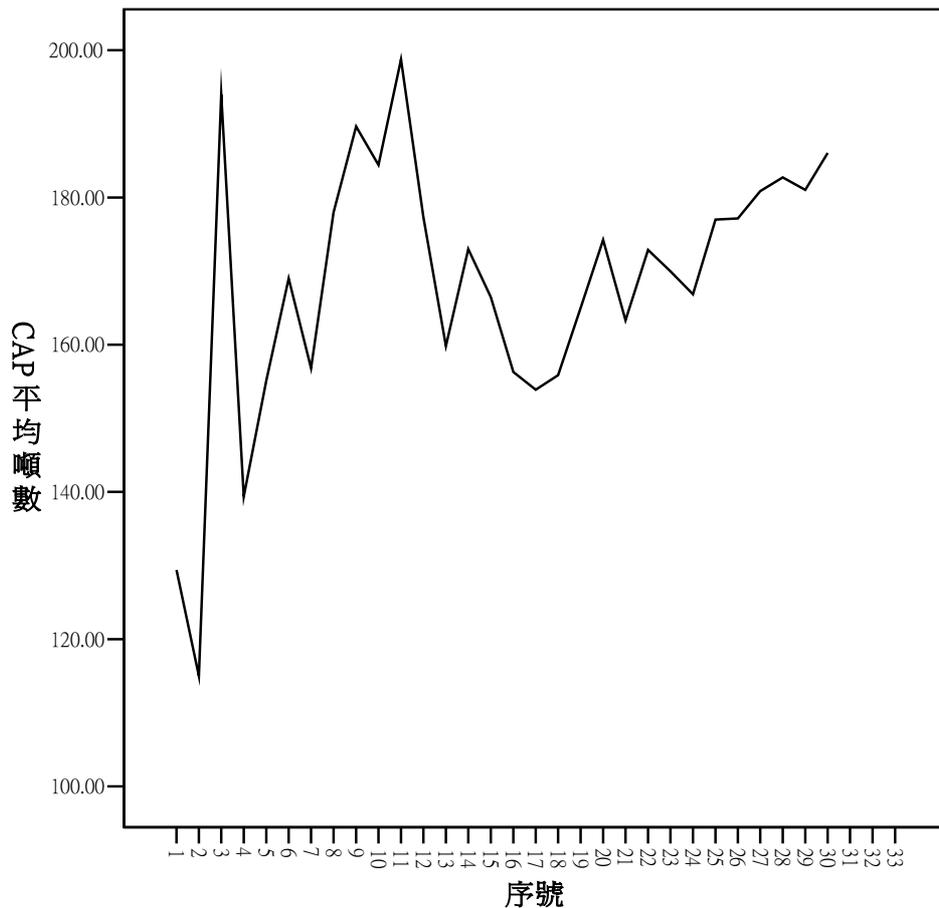
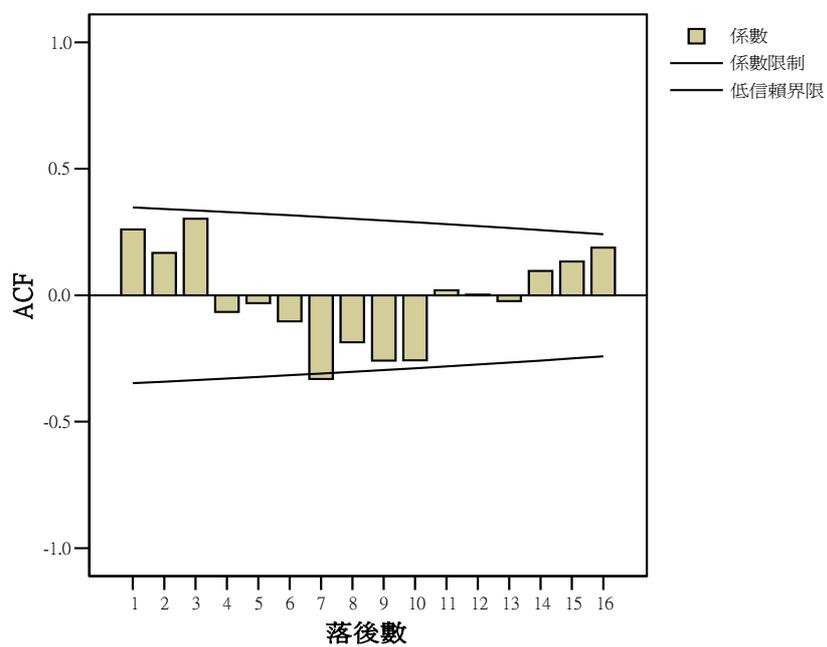


圖 5-1 每年海岬型新造船噸位趨勢圖

由圖 5-1 可以判斷，海岬型的新造船噸趨勢較相似於穩定型時間序列模式，資料的時間序列在平均數上下波動，而且波動的幅度並沒有隨時間增大，所以判定其為穩定時間序列模式。

其次觀察海岬型新造船噸時間序列之自身相關圖 (ACF) 與偏自身相關圖 (PACF)。

CAP平均噸數



CAP平均噸數

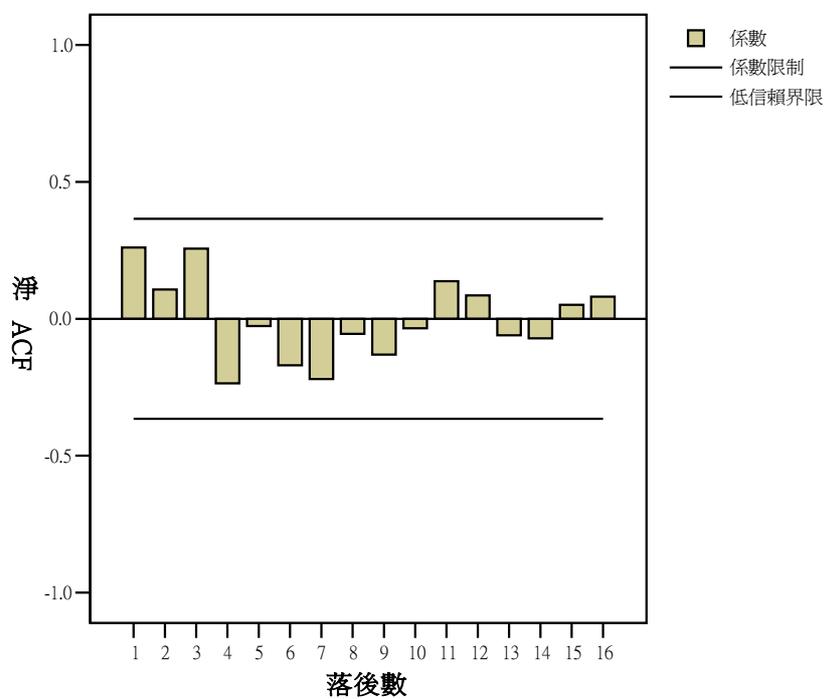


圖 5-2 海岬型新造船隻時間序列自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-2 兩個圖形，自身相關係數大多落在信賴界限中，而偏自身相關係

數也都落在信賴界限中，所以其殘差似乎可想成是白色干擾。

繼續觀察圖 5-2 自身相關與偏自身相關圖，與幾個常用之 ARMA 圖形相類似，選取 ARMA (1,0) 為預測模式，由於其 AIC (Akaike's Information Criterion) 值相對較低，AIC 是表示模式配適度之好壞，此值越小模式越佳。

表 5.1 海岬型新造船舶時間序列 ARIMA 模式判定比較

ARMA(p,q)	AIC	SBC	APPROX PROB.
ARMA(1,0)	259.96	262.76	ARI 0.10 CONSTANT 0.00
ARMA(1,1)	260.51	264.71	AR1 0.003 MA1 0.20 CONSTANT 0.00
ARMA(1,2)	260.99	266.60	AR1 0.001 MA1 0.03 MA2 0.16 CONSTANT 0.00
ARMA(2,0)	260.51	264.71	AR1 0.12 AR2 0.14 CONSTANT 0.00
ARMA(2,1)	262.01	267.62	AR1 0.32 AR2 0.52 MA1 0.59 CONSTANT 0.00
ARMA(2,2)	264.20	271.20	AR1 0.78 AR2 0.036 MA1 0.90 MA2 0.80 CONSTANT 0.00
ARMA(0,1)	260.50	263.30	MA1 0.18 CONSTANT 0.00
ARMA(0,2)	262.06	266.26	MA1 0.38 MA2 0.16 CONSTANT 0.00

二、 參數估計

含常數項的 ARAM (1,0) 使用下列兩式來表現：

差分..... $x_t(=x(t)-x(t-1))$

ARMA(1,0)模式..... $x(t)-常數=a_1 \{ x(t-1)-常數 \} +u(t)$

(5-1)

其中 $x(t)$ 為第 t 期之值， a_1 為 AR1 之參數值， $x(t-1)$ 為第 $t-1$ 之值， $u(t)$ 為第 t 期之誤差值。

所以，ARMA (1,0) 預測模式為：

$$X(t)-168.002=0.309 \times \{x(t-1)-168.02\} +u(t)$$

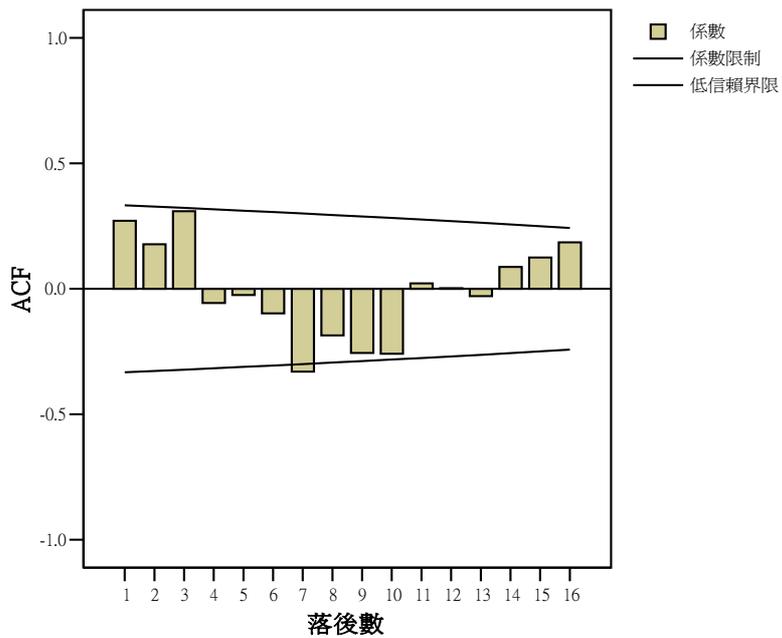
(5-2)

表 5.2 海岬型新造船舶噸位 ARMA (1,0) 參數估計

	參數	標準誤差	t	顯著性
AR1	.30872	.1814346	1.701559	.09991872
CONSTANT	168.00203	4.6306477	36.280461	.00000000

三、 模式檢定

Fit for CAP平均噸數 from ARIMA, MOD_16 CON



Fit for CAP平均噸數 from ARIMA, MOD_16 CON

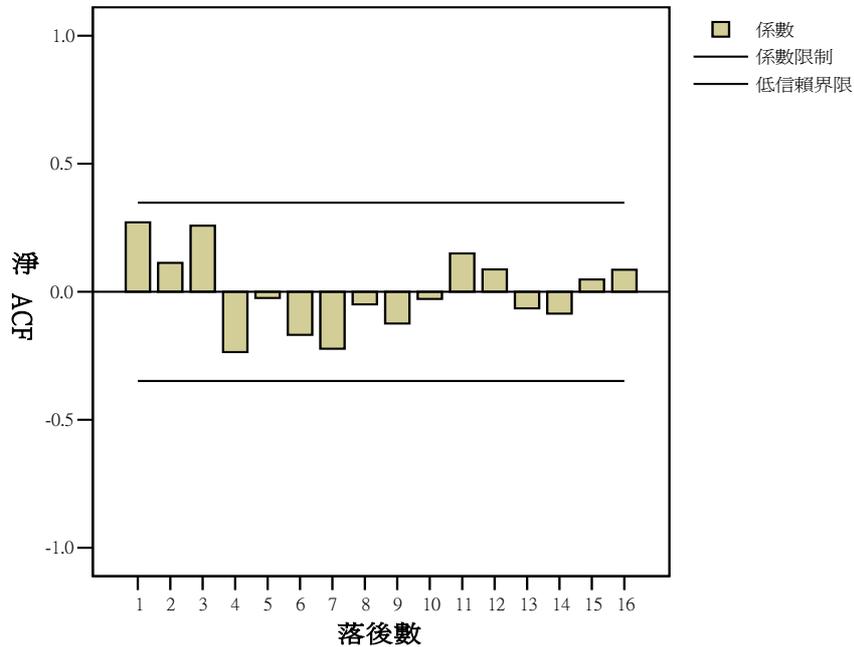


圖 5-3 海岬型新造船噸位 ARMA (1,0) 自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-3 海岬型新造船噸位 ARMA(1,0)自身相關、偏自身相關圖，可以大略看出落後 1~落後 16 自相關係數都落在信賴區間內，因此殘差可認定為 white noise (白色干擾)。

模式則利用 Box-Ljung 的檢定，假設 H_0 ：殘差是 white noise (白色干擾)。而觀察由 SPSS 輸出之值，顯著機率水準大於 0.05，則假設 H_0 不能捨棄，所以殘差可以想成是 white noise (白色干擾)。以下是檢定輸出值：

表 5.3 海岬型船舶大型化 ARIMA 預測值之檢定輸出值

lag	Auto-corr.	Stand. Err.	Box-Ljung	Prob.
1	0.271	0.166	2.655	0.103
2	0.178	0.164	3.831	0.147
3	0.309	0.161	7.518	0.057
4	-0.057	0.158	7.646	0.105
5	-0.025	0.156	7.673	0.175
6	-0.098	0.153	8.082	0.232
7	-0.33	0.150	12.927	0.074
8	-0.186	0.147	14.525	0.069
9	-0.256	0.144	17.682	0.052
10	-0.259	0.141	21.051	0.056

11	0.022	0.138	21.076	0.063
12	0.002	0.135	21.076	0.069
13	-0.029	0.132	21.126	0.070
14	0.087	0.128	21.586	0.088
15	0.125	0.125	22.587	0.093
16	0.185	0.121	24.921	0.071

至落後16為止的Box-Ljung的檢定是：

假設 $H_0: \rho(1)=\rho(2)=\dots=\rho(15)=\rho(16)=0$ ，統計檢定量24.921，各落後期之顯著值皆大於0.05，因此假設 H_0 不能捨棄。至落後16為止的母自身相關係數可以想成皆為0。

四、 模式預測

經過以上的模式建構流程之後，可利用所得之 ARMA(1,0) 模式進行預測，表 5.4 為海岬型新造船船 2008~2010 年平均噸位之預測值，圖 5-4 為 ARMA(1,0) 時間序列走勢圖，包含 2008~2010 年預測值。

表 5.4 海岬型新造船平均噸位預測值

(單位：'000dwt)

年	預測值	LCL	UCL	SEP
2008	187.61	136.55	210.61	18.08
2009	183.44	130.63	208.82	19.09
2010	182.21	129.14	207.92	19.23

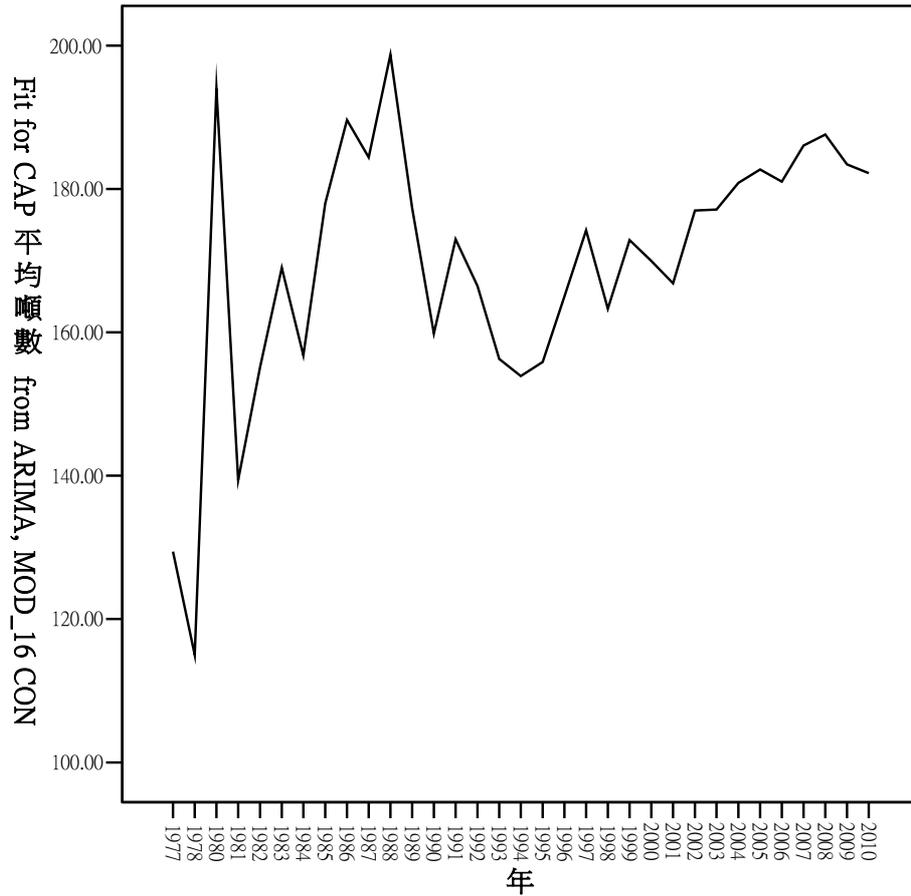


圖 5-4 海岬型新造船噸 ARMA (1,0) 時間序列圖

5.2 巴拿馬極限型船舶新造船噸趨勢分析

巴拿馬極限型船舶大型化趨勢分析，將以年資料建立 ARMA 預測模式，年資料長度為 1977~2007 年每年新造海岬型船舶平均噸位，資料筆數共有 31 筆。

一、 模式判定

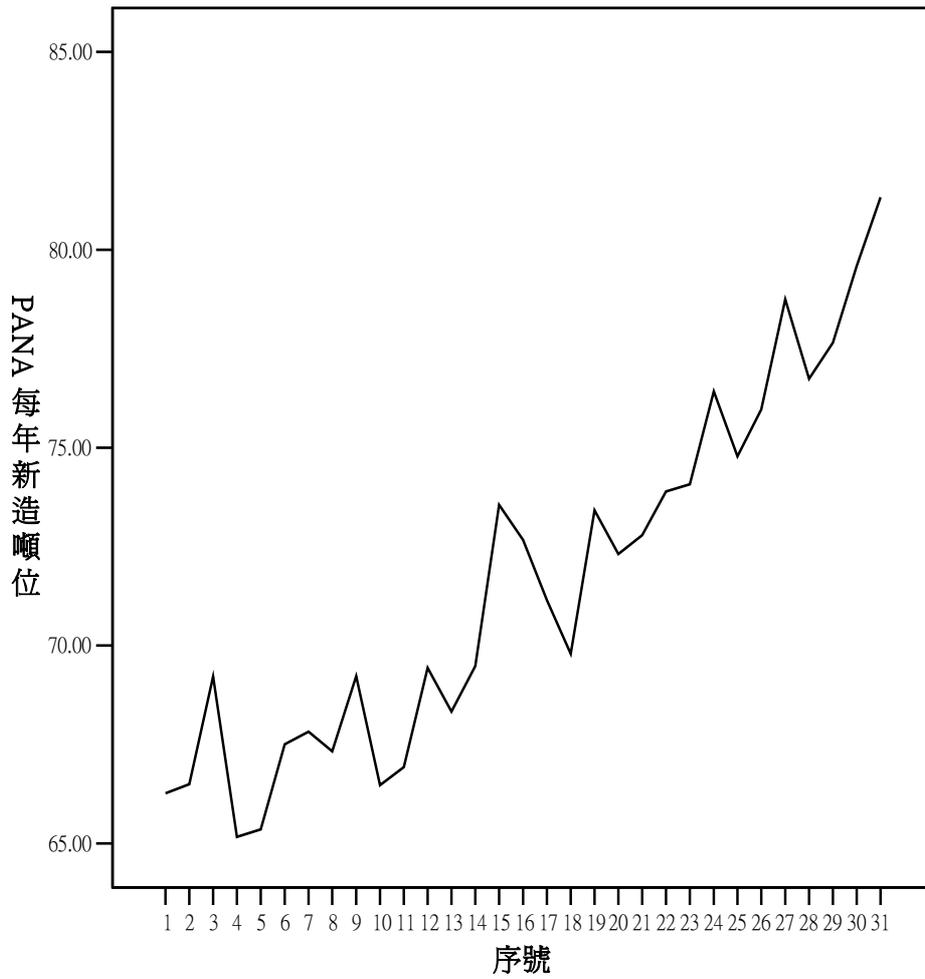
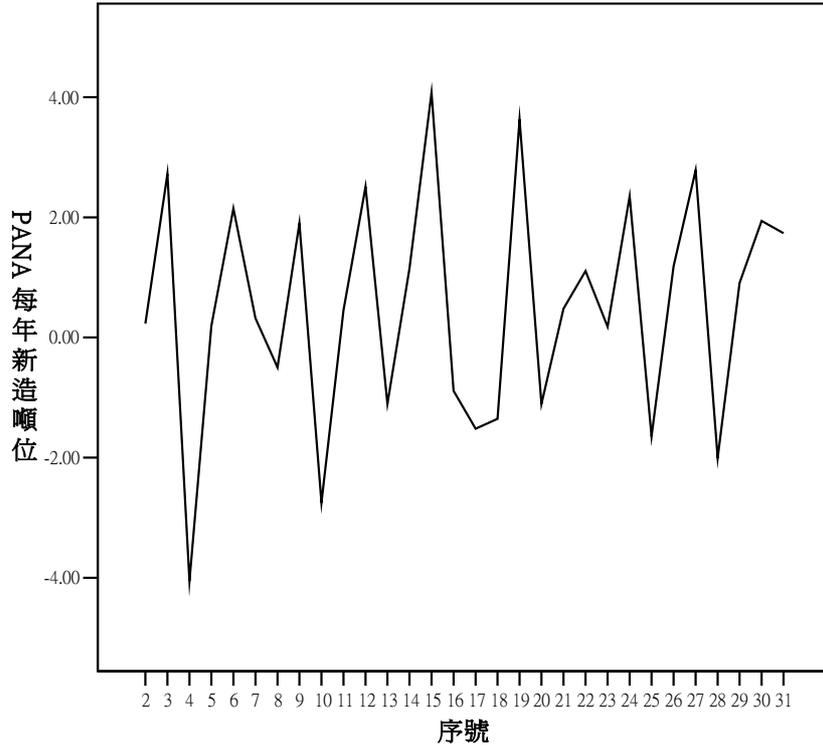


圖 5-5 每年巴拿馬極限型新造船噸位趨勢圖

觀察圖 5-5，可發現每年巴拿馬極限型新造船噸位趨勢為一個非穩定型時間序列模式，將取差分。

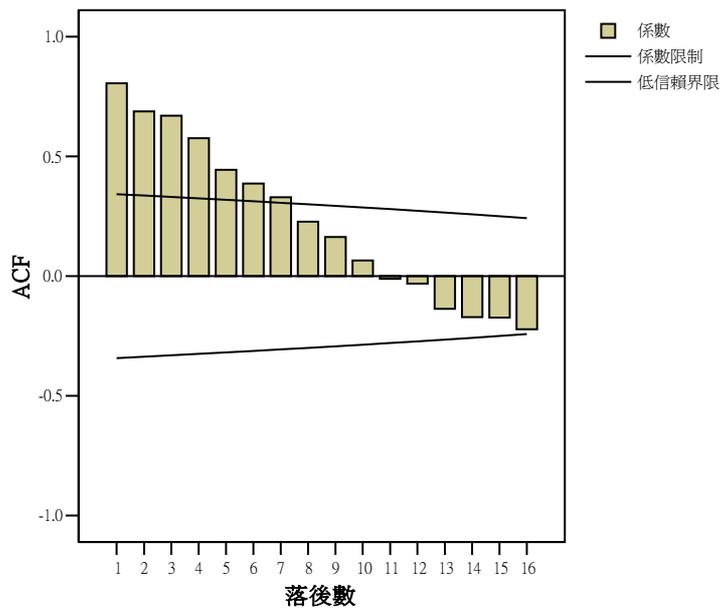


轉換: 差異(1)

圖 5-6 每年巴拿馬極限型新造船噸位趨勢圖（取一階差分）

圖 5-6 為巴拿馬極限型新造船噸位取一階差分之後的趨勢圖，由圖可初步判定判定其為一穩定時間序列模式。

PANA每年新造噸位



PANA每年新造噸位

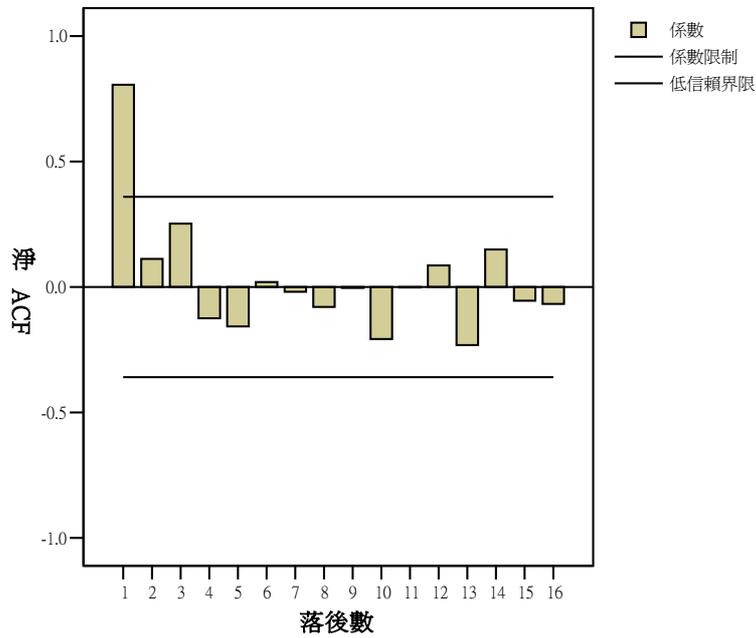
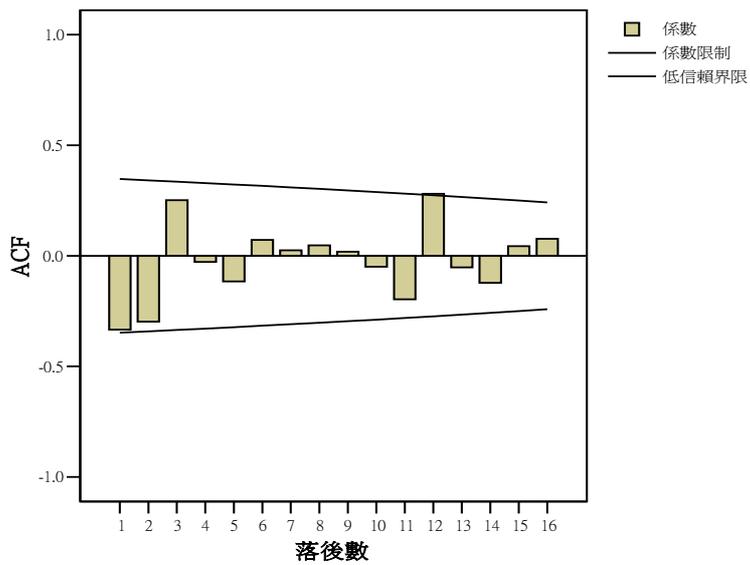


圖 5-7 巴拿馬極限型新造船舶時間序列自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-7，時間序列自身相關及偏自身相關圖中，自我相關程度並沒有很快地斷尾（tails off）或消失（die out），可顯示其為非穩定型的時間序列模式。

PANA每年新造噸位



PANA每年新造噸位

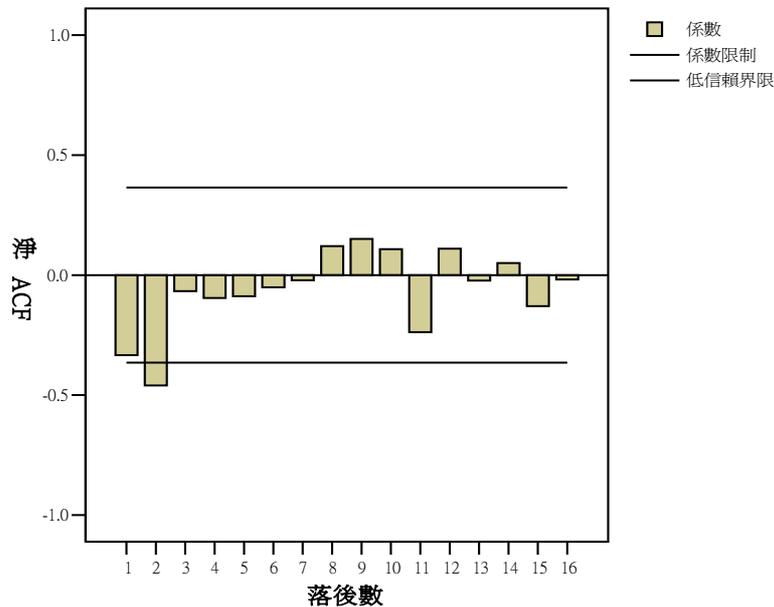


圖 5-8 巴拿馬極限型新造船舶時間序列自身相關、偏自身相關圖（取一階差分）

觀察圖 5-8 兩個圖形，為取一階差分後之自身相關、偏自身相關圖形，其係數大多落在信賴界限中，而偏自身相關係數幾乎落在信賴界限中，所以其殘差似乎可想成是白色干擾。

繼續觀察圖 5-8 自身相關與偏自身相關圖，與幾個常用之 ARIMA 圖形相類似，選取 ARIMA(0,1,1) 為預測模式，由於其 AIC (Akaike's Information Criterion) 值相對較低，AIC 是表示模式配適度之好壞，此值越小模式越佳。

表 5.5 巴拿馬極限型新造船舶時間序列 ARIMA 模式判定比較

ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC	APPROX PROB.
ARIMA(0,1,0)	125.57	126.98	CONSTANT 0.16
ARIMA(1,1,0)	124.14	126.94	AR1 0.08 CONSTANT 0.06
ARIMA(2,1,0)	118.34	122.54	AR1 0.006 AR2 0.008 CONSTANT 0.007
ARIMA(0,1,1)	117.72	120.52	MA1 0.00007 CONSTANT 0.00002
ARIMA(0,1,2)	119.05	123.26	MA1 0.65 MA2 0.56

			CONSTANT 0.00
ARIMA(1,1,1)	119.48	123.68	AR1 0.20 MA1 0.90 CONSTANT 0.00
ARIMA(1,1,2)	120.45	126.06	AR1 0.48 MA1 0.84 MA2 0.18 CONSTANT 0.00
ARIMA(2,1,2)	121.79	128.80	AR1 0.47 AR2 0.37 MA1 0.76 MA2 0.64 CONSTANT 0.0003
ARIMA(2,1,1)	119.97	125.58	AR1 0.62 AR2 0.15 MA1 0.20 CONSTANT 0.0005

二、 參數估計

含常數項的 ARIMA (0,1,1) 使用下列兩式來表現：

差分..... $x_t(=x(t)-x(t-1))$

$$\text{ARMA (0,1) 模式.....} x(t)-\text{常數}=u(t)-b_1 \times u(t-1) \quad (5-3)$$

其中 $x(t)$ 為第 t 期支值， b_1 為 MA1 之參數值， $u(t-1)$ 為第 $t-1$ 期之誤差值。

所以，ARIMA (0,1,1) 預測模式為：

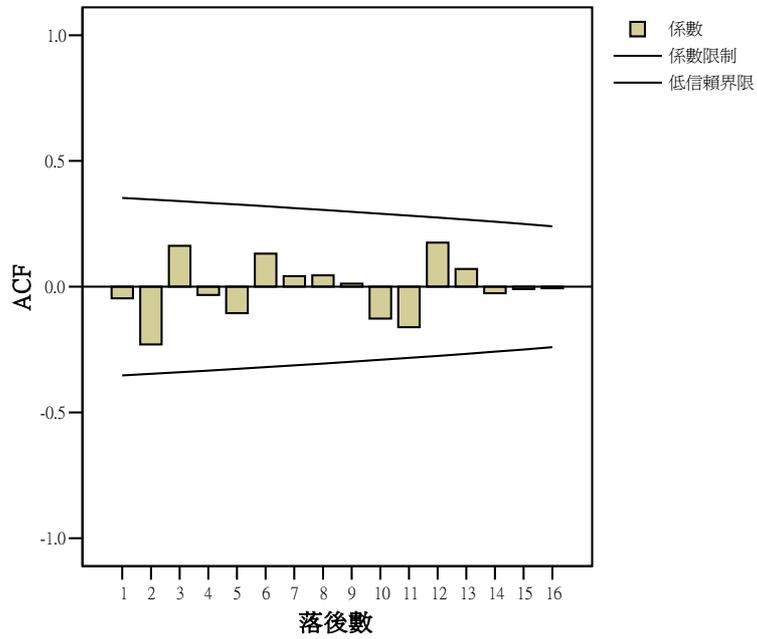
$$[x(t)-x(t-1)] - 0.466 = u(t) - 0.729 \times u(t-1) \quad (5-4)$$

表 5.6 巴拿馬極限型新造船舶噸位 ARIMA (0,1,1) 參數估計

	參數	標準誤差	t	顯著性
MA1	.72925778	.15748321	4.6307017	.00007609
CONSTANT	.46578627	.08976623	5.1888808	.00001655

三、 模式檢定

Fit for PANA每年新造噸位 from ARIMA, MOD_5 CON



Fit for PANA每年新造噸位 from ARIMA, MOD_5 CON

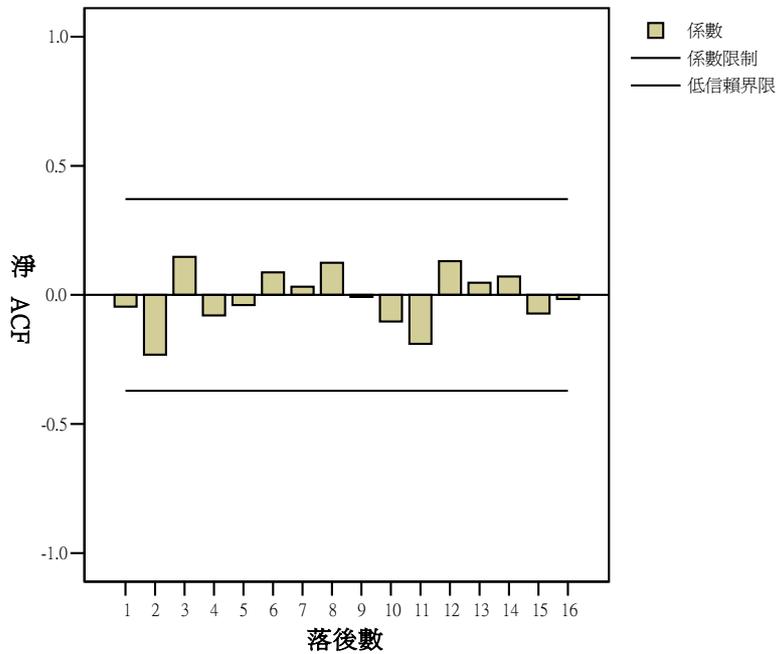


圖 5-9 巴拿馬極限型新造船噸 ARIMA (0,1,1) 自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-9 巴拿馬極限型新造船噸位 ARIMA(0,1,1)自身相關、偏自身相關

圖，可以看出落後 1~落後 16 自相關係數都落在信賴區間內，因此殘差可認定為 white noise（白色干擾）。

模式則利用 Box-Ljung 的檢定，假設 H_0 ：殘差是 white noise（白色干擾）。而觀察由 SPSS 輸出之值，顯著機率水準大於 0.05，則假設 H_0 不能捨棄，所以殘差可以想成是 white noise（白色干擾）。以下是檢定輸出值：

表 5.7 巴拿馬極限型船舶大型化 ARIMA 預測值之檢定輸出值

lag	Auto-corr.	Stand. Err.	Box-Ljung	Prob.
1	-0.046	0.176	0.068	0.795
2	-0.229	0.173	1.819	0.403
3	0.163	0.170	2.736	0.434
4	-0.033	0.167	2.775	0.596
5	-0.105	0.163	3.187	0.671
6	0.132	0.160	3.863	0.695
7	0.042	0.156	3.935	0.787
8	0.045	0.153	4.022	0.855
9	0.012	0.149	4.029	0.910
10	-0.127	0.145	4.792	0.905
11	-0.161	0.141	6.086	0.868
12	0.175	0.138	7.709	0.807
13	0.071	0.133	7.993	0.844
14	-0.026	0.129	8.033	0.888
15	-0.010	0.125	8.039	0.922
16	-0.006	0.120	8.042	0.948

至落後 16 為止的 Box-Ljung 的檢定是：

假設 H_0 ： $\rho(1)=\rho(2)=\dots=\rho(15)=\rho(16)=0$ ，統計檢定量 8.042，各落後期之顯著值皆大於 0.05，因此假設 H_0 不能捨棄。至落後 16 為止的母自身相關係數可以想成皆為 0。

四、 模式預測

經過以上的模式建構流程之後，可利用所得之 ARIMA (0,1,1) 模式進行預測，表 5.8 為海岬型新造船舶 2008~2010 年平均噸位之預測值，圖 5-10 為 ARIMA (0,1,1) 時間序列走勢圖，包含 2008~2010 年預測值。

表 5.8 巴拿馬極限型新造船平均噸位預測值

(單位：'000dwt)

年	預測值	LCL	UCL	SEP
2008	80.75	75.99	83.15	1.68
2009	81.33	76.36	83.86	1.68
2010	81.99	77.43	84.54	1.68

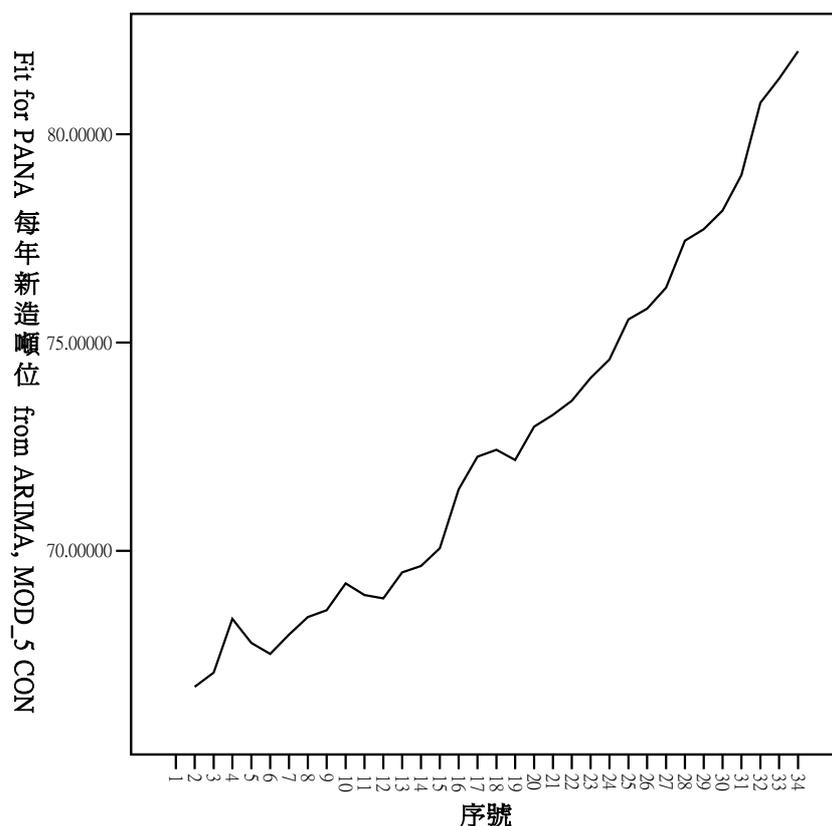


圖 5-10 巴拿馬極限型新造船噸 ARIMA (0,1,1) 時間序列圖

5.3 海岬型船舶市場船噸趨勢分析

海岬型船舶市場船噸趨勢分析，將以年資料建立ARMA預測模式，年資料長度為1970~2007年每年海岬型船舶市場總噸位，資料筆數共有38筆。

一、 模式判定

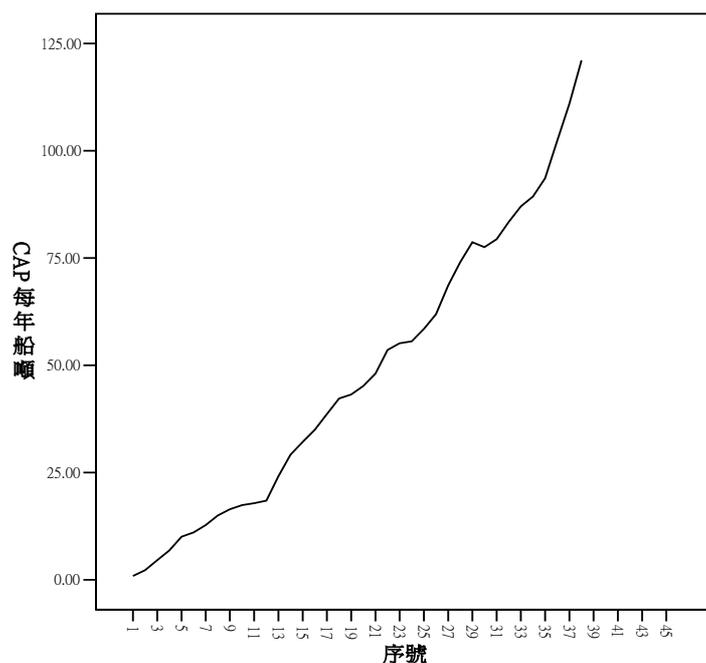


圖 5-11 每年海岬型市場總噸位趨勢圖

觀察圖5-11，可發現每年海岬型市場總噸位趨勢為一個非穩定型時間序列模式，將取差分。

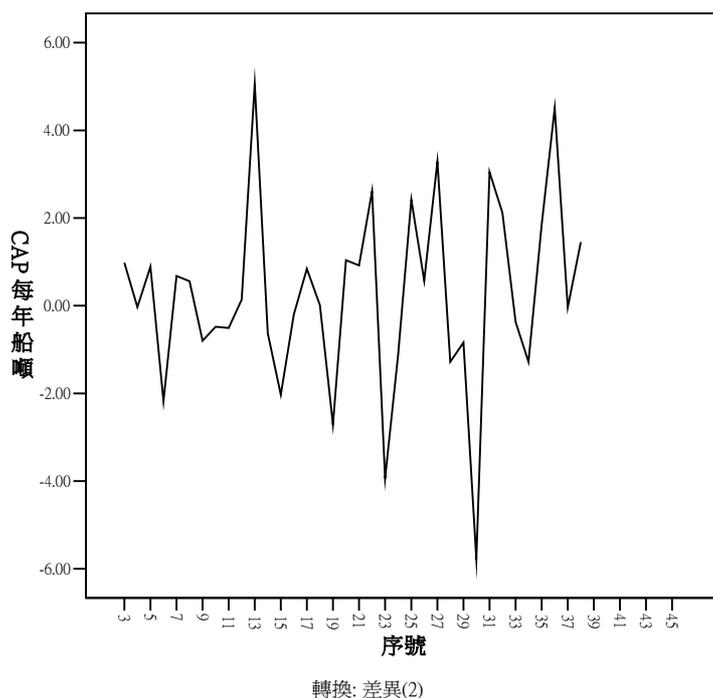
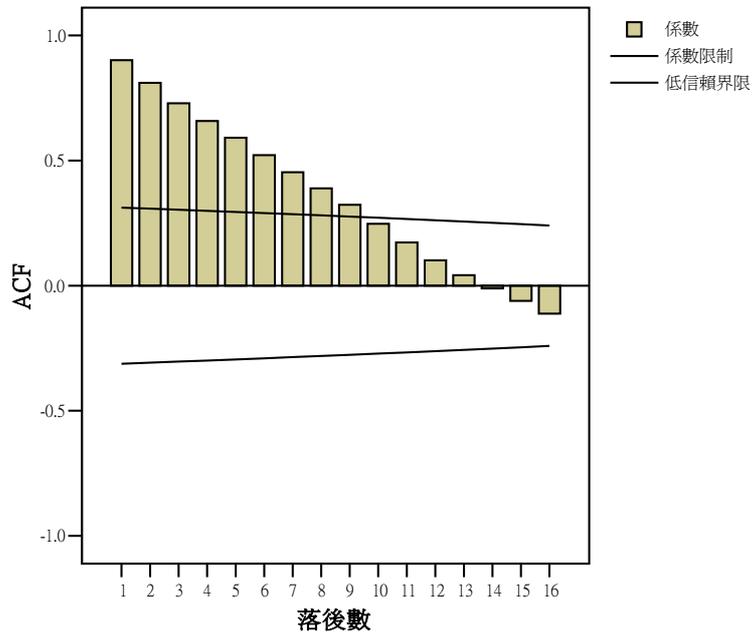


圖 5-12 每年海岬型市場總噸位趨勢圖（取二階差分）

圖5-12為海岬型市場總噸位取二階差分之後的趨勢圖，由圖可初步判定判定其為一穩定時間序列模式。

CAP每年船噸



CAP每年船噸

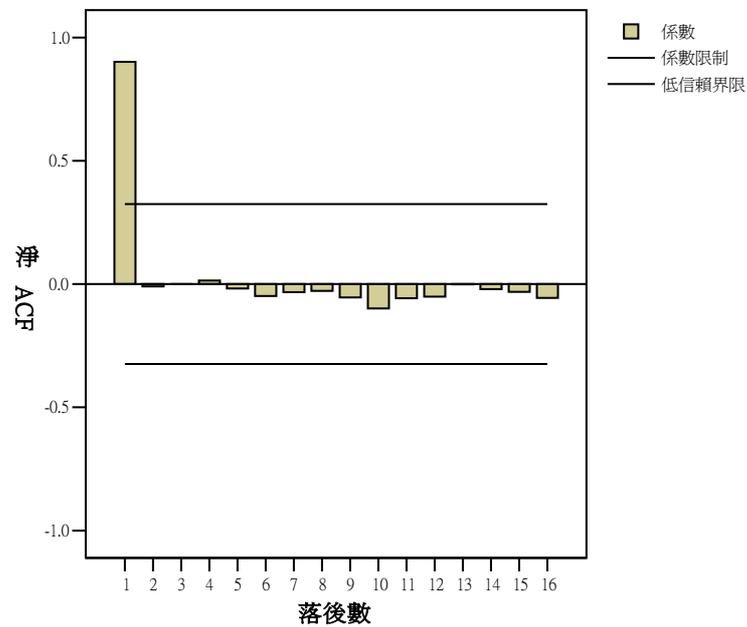
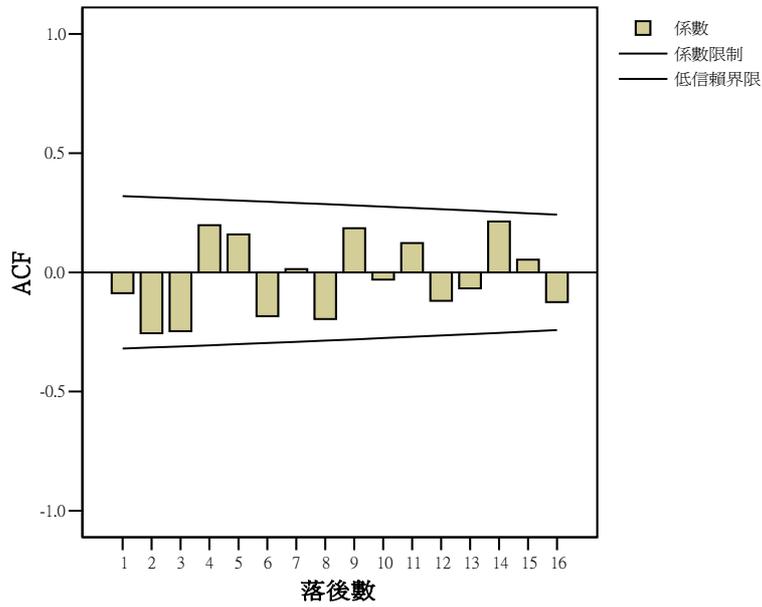


圖 5-13 海岬型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖

觀察圖5-13，時間序列自身相關及偏自身相關圖中，自我相關程度並沒有很快地斷尾（tails off）或消失（die out），可顯示其為非穩定型的時間序列模式。

CAP每年船噸



CAP每年船噸

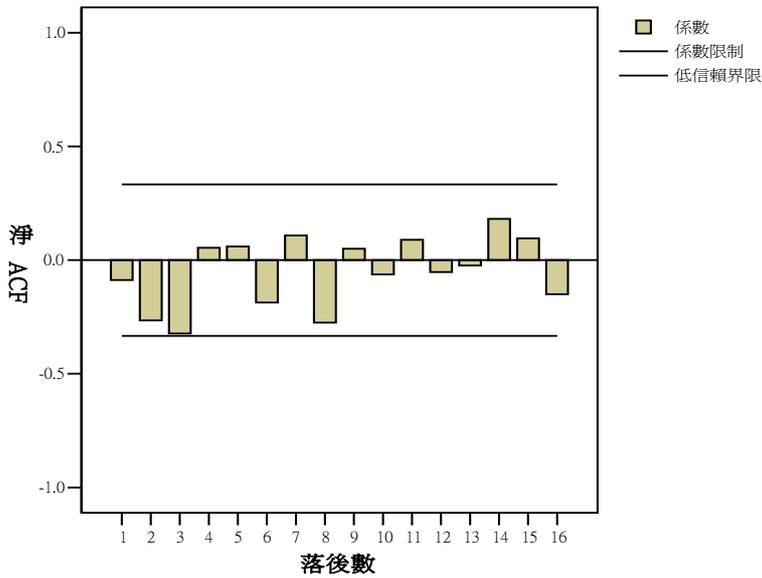


圖 5-14 海岬型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖（取二階差分）

觀察圖 5-14 兩個圖形，為取二階差分後之自身相關、偏自身相關圖形，其係數大多落在信賴界限中，而偏自身相關係數皆落在信賴界限中，所以其殘差似乎可想成是白色干擾。

繼續觀察圖5-14自身相關與偏自身相關圖，與幾個常用之ARIMA圖形相類似，選取ARIMA(1,2,1)為預測模式，由於其AIC(Akaike's Information Criterion)

值相對較低，AIC是表示模式配適度之好壞，此值越小模式越佳。

表 5.9 海岬型市場總船噸時間序列 ARIMA 模式判定比較

ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC	APPROX PROB.
ARIMA(0,2,0)	158.81	160.40	CONSTANT 0.50
ARIMA(1,2,0)	160.59	163.75	AR1 0.62 CONSTANT 0.48
ARIMA(0,2,1)	160.14	163.31	MA1 0.15 CONSTANT 0.41
ARIMA(2,2,0)	160.14	164.89	AR1 0.52 AR2 0.14 CONSTANT 0.39
ARIMA(0,2,2)	156.35	161.10	MA1 0.60 MA2 0.34 CONSTANT 0.007
ARIMA(2,2,1)	156.47	162.81	AR1 0.02 AR2 0.20 MA1 0.59 CONSTANT 0.01
ARIMA(1,2,2)	159.13	165.47	AR1 0.065 MA1 0.99 MA2 0.99 CONSTANT 0.07
ARIMA(2,2,2)	161.57	169.48	AR1 0.27 AR2 0.09 MA1 0.21 MA2 0.41 CONSTANT 0.36
ARIMA(1,2,1)	156.34	161.09	AR1 0.008 MA1 0.08 CONSTANT 0.03

二、 參數估計

含常數項的ARIAM (1,2,1) 使用下列兩式來表現：

差分..... $x_t(=x(t)-x(t-1))$

ARMA (1,1) 模式..... $x(t)-\text{常數}=a_1 [x(t-1)-\text{常數}] +u(t)-b_1 \times u(t-1)$

(5-5)

其中 $x(t)$ 為第 t 期之值， a_1 為AR1之參數值， b_1 為MA1之參數值， $u(t)$ 為第 t 期之誤差值， $u(t-1)$ 為第 $t-1$ 期之誤差值。

所以，ARIMA (1,2,1) 預測模式為：

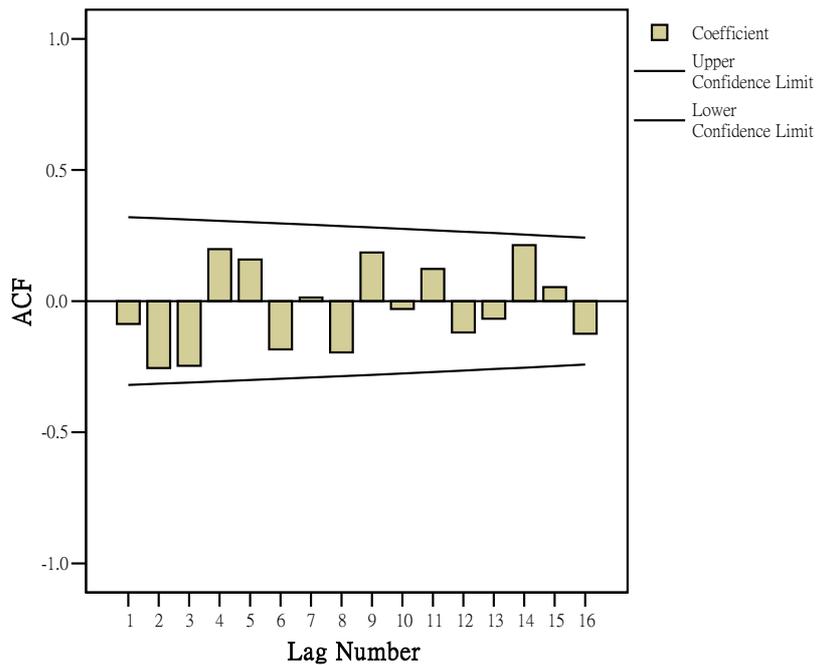
$$\begin{aligned} [x(t)-2x(t-1)+x(t-2)] - 0.141 = & 0.563 \{ [x(t)-2x(t-1)+x(t-2)] - 0.141 \} \\ & + u(t) - 0.987 \times u(t-1) \end{aligned} \quad (5-6)$$

表 5.10 海岬型市場總噸位 ARIMA (1,2,1) 參數估計

	參數	標準誤差	t	顯著性
AR1	.56294761	.20003817	2.8142010	.00817991
MA1	.98660342	.55266772	1.7851656	.05342938
CONSTANT	.14068383	.06368119	2.2091898	.03421298

三、 模式檢定

Fit for CAP每年船噸 from ARIMA, MOD_10 CON



Fit for CAP每年船噸 from ARIMA, MOD_10 CON

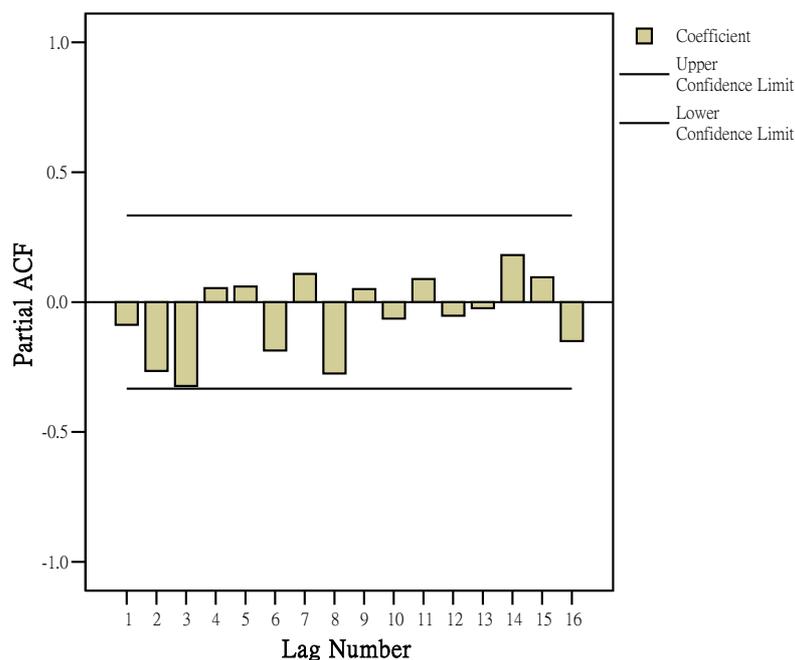


圖 5-15 海岬型市場總噸位 ARIMA (1,2,1) 自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-15 海岬型市場總噸位 ARIMA(1,2,1)自身相關、偏自身相關圖，可以看出並不是所有落後的自相關係數都落在信賴區間內，因此有殘差值存在。

模式則利用Box-Ljung的檢定，假設 H_0 ：殘差是white noise（白色干擾）。而觀察由SPSS輸出之值，若顯著機率水準大於0.05，則假設 H_0 不能捨棄，所以殘差可以想成是white noise（白色干擾）。以下是檢定輸出值：

表 5.11 海岬型市場船噸 ARIMA 預測值之檢定輸出值

lag	Auto-corr.	Stand. Err.	Box-Ljung	Prob.
1	-0.88	0.160	0.300	0.584
2	-2.55	0.158	2.919	0.232
3	-2.46	0.155	5.435	0.143
4	0.198	0.153	7.111	0.130
5	0.159	0.151	8.225	0.144
6	-0.184	0.148	9.764	0.135
7	0.014	0.146	9.773	0.202
8	-0.196	0.143	11.640	0.168
9	0.185	0.140	13.382	0.146
10	-0.303	0.138	13.430	0.201
11	0.123	0.135	14.259	0.219

12	-0.120	0.132	15.074	0.237
13	-0.067	0.130	15.343	0.286
14	0.214	0.127	18.181	0.199
15	0.053	0.124	18.367	0.244
16	-0.125	0.121	19.429	0.247

至落後16為止的Box-Ljung的檢定是：

假設 $H_0: \rho(1)=\rho(2)=\dots=\rho(15)=\rho(16)=0$ ，統計檢定量19.429，各落後期之顯著值皆大於0.05，因此假設 H_0 不能捨棄。至落後16為止的母自身相關係數可以想成皆為0。

四、 模式預測

經過以上的模式建構流程之後，可利用所得之ARIMA (1,2,1) 模式進行預測，表5.12為海岬型新造船舶2008~2010年平均噸位之預測值，圖5-16為ARIMA (1,2,1) 時間序列走勢圖，包含2008~2010年預測值。

表 5.12 海岬型市場總噸位預測值

(單位：million dwt)

年	預測值	LCL	UCL	SEP
2008	129.53	125.31	133.75	2.07
2009	137.08	128.90	145.26	4.02
2010	144.20	132.04	156.37	5.98

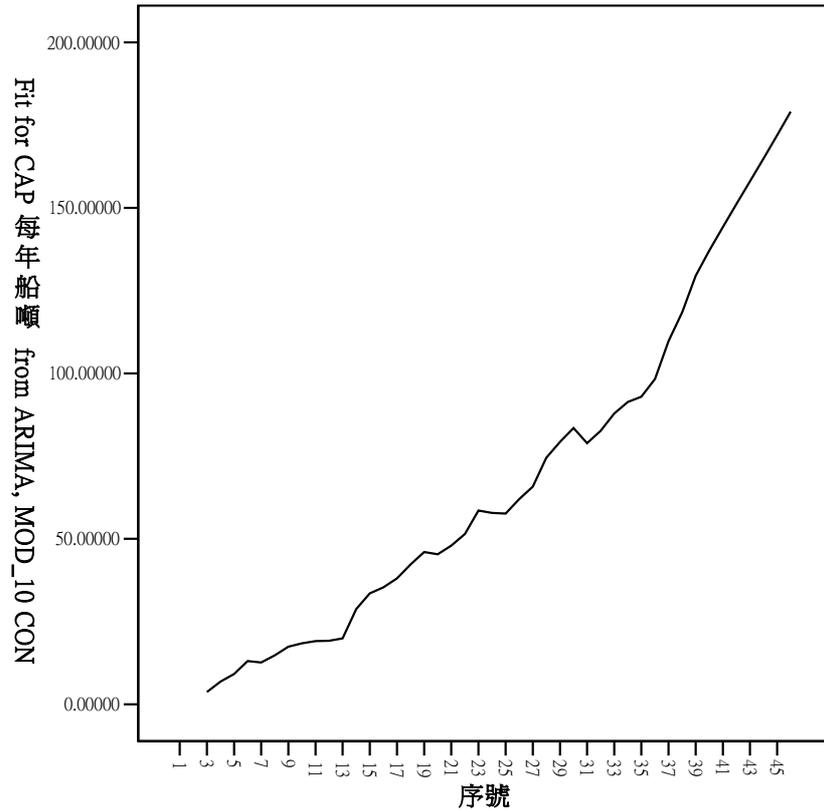


圖 5-16 海岬型市場總船噸 ARIMA (1,2,1) 時間序列圖

5.4 巴拿馬極限型船舶市場船噸趨勢分析

巴拿馬極限型船舶市場船噸趨勢分析，將以年資料建立ARMA預測模式，年資料長度為1970~2007年每年海岬型船舶市場總噸位，資料筆數共有38筆。

一、 模式判定

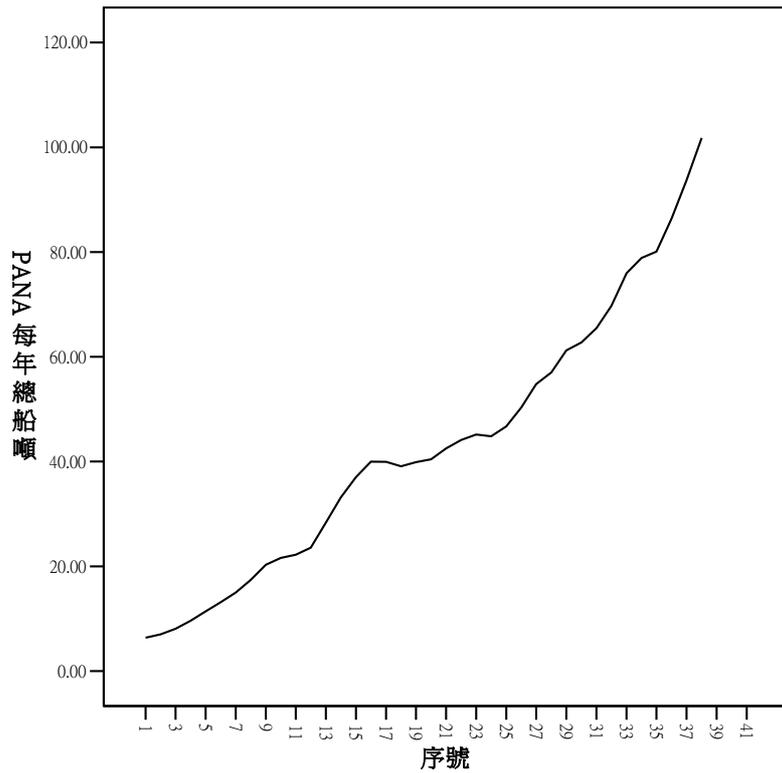
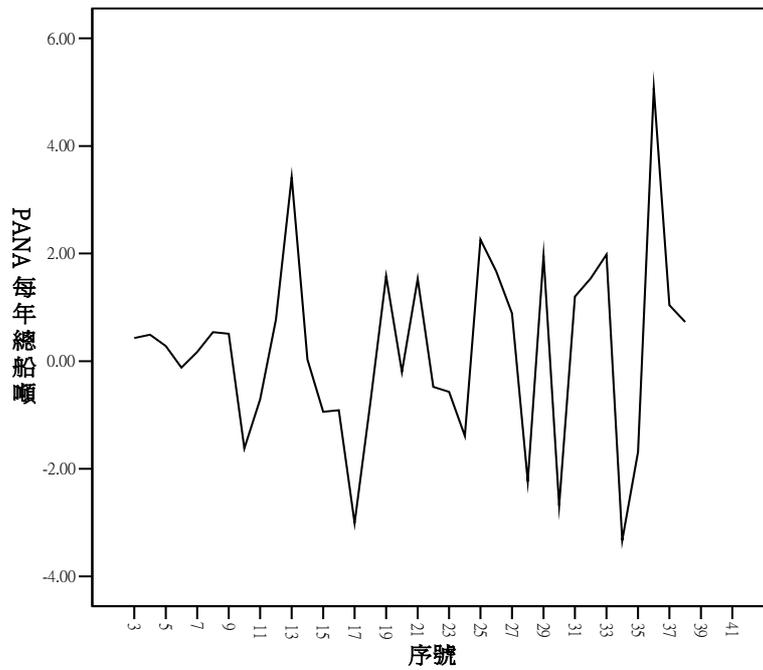


圖 5-17 每年巴拿馬極限型市場總噸位趨勢圖

觀察圖5-17，可發現每年巴拿馬極限型市場總噸位趨勢為一個非穩定型時間序列模式，將取差分。



轉換: 差異(2)

圖 5-18 每年巴拿馬極限型市場總噸位趨勢圖 (取二階差分)

圖5-18為巴拿馬極限型市場總噸位取二階差分之後的趨勢圖，由圖可初步判定判定其為一穩定時間序列模式。

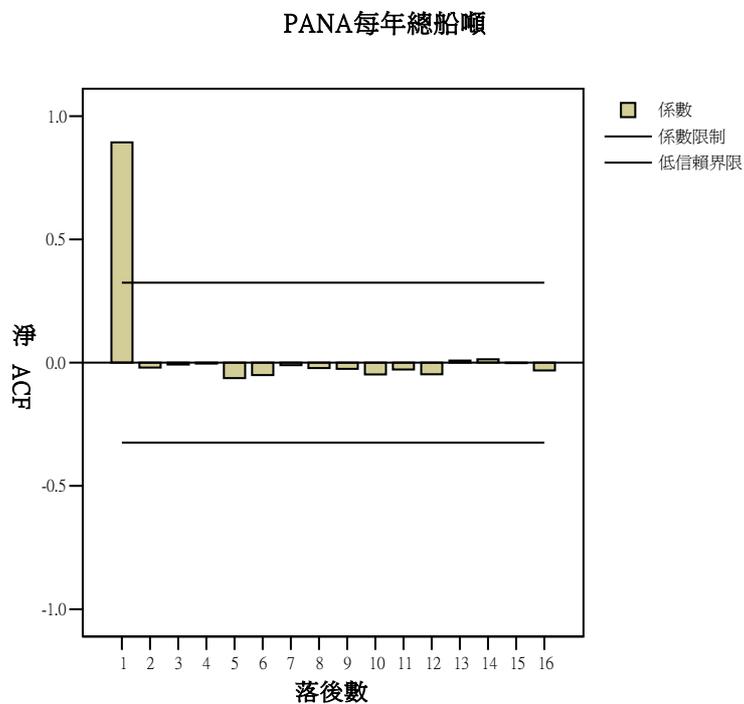
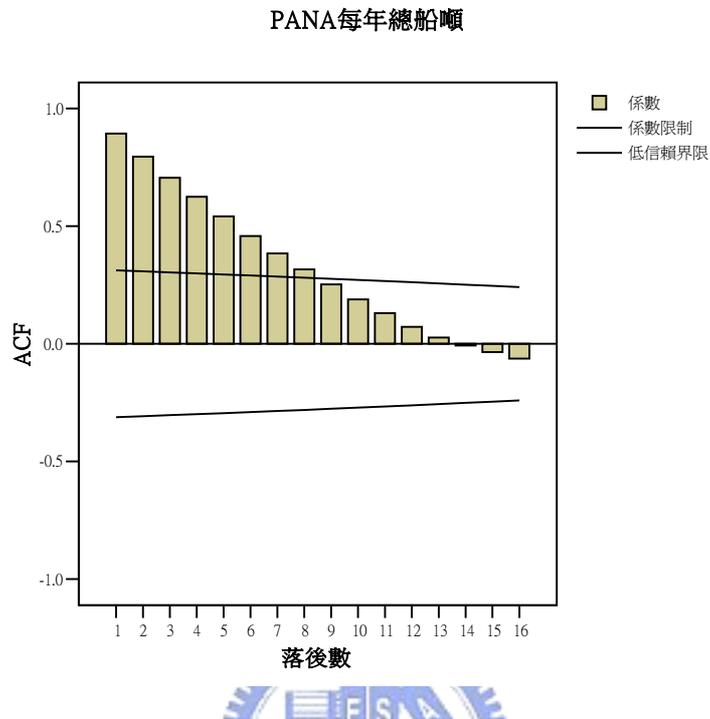


圖 5-19 巴拿馬極限型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖

觀察圖5-19，時間序列自身相關及偏自身相關圖中，自我相關程度並沒有很

快地斷尾 (tails off) 或消失 (die out)，可顯示其為非穩定型的時間序列模式。

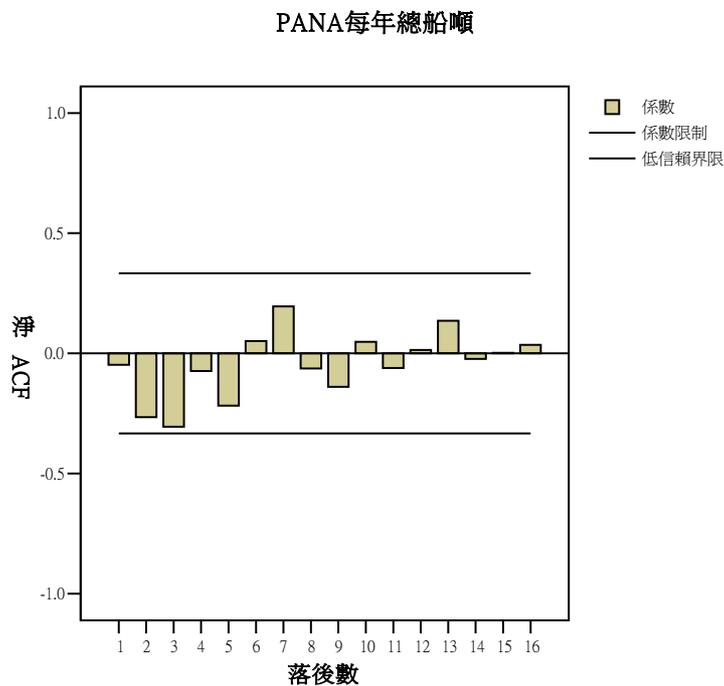
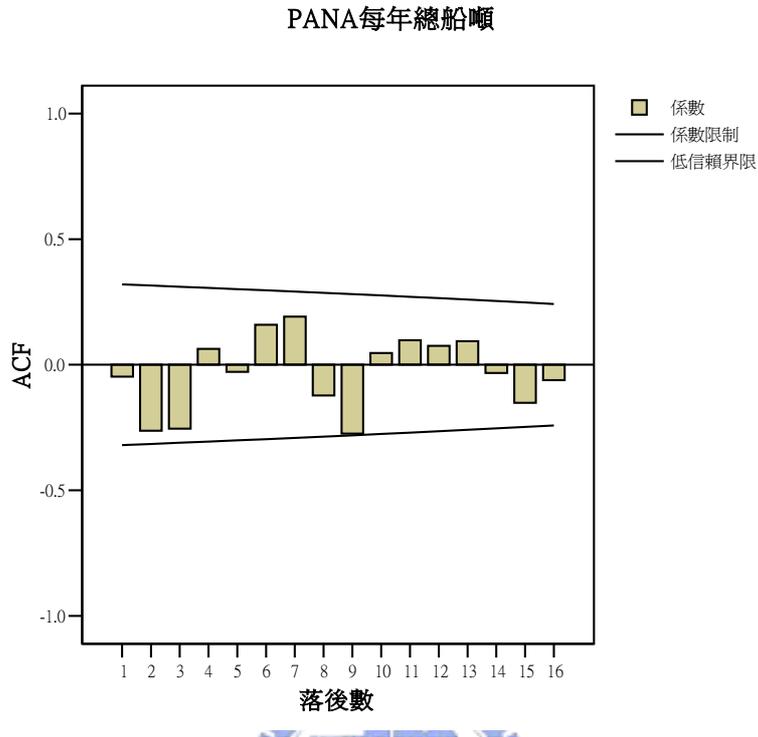


圖 5-20 巴拿馬極限型市場總噸位時間序列自身相關、偏自身相關圖 (取二階差分)

觀察圖 5-20 兩個圖形，為取二階差分後之自身相關、偏自身相關圖形，其係數大多落在信賴界限中，而偏自身相關係數皆落在信賴界限中，所以其殘差似

乎可想成是白色干擾。

繼續觀察圖5-20自身相關與偏自身相關圖，與幾個常用之ARIMA圖形相類似，選取ARIMA(2,2,1)為預測模式，由於其AIC(Akaike's Information Criterion)值相對較低，AIC是表示模式配適度之好壞，此值越小模式越佳。

表 5.13 巴拿馬極限型市場總船噸時間序列 ARIMA 模式判定比較

ARIMA(p,d,q)	AIC	SBC	APPROX PROB.
ARIMA(0,2,0)	143.52	145.11	CONSTANT 0.48
ARIMA(1,2,0)	145.49	148.66	AR1 0.79 CONSTANT 0.47
ARIMA(0,2,1)	145.38	148.55	MA1 0.51 CONSTANT 0.44
ARIMA(2,2,0)	145.02	149.77	AR1 0.72 AR2 0.14 CONSTANT 0.39
ARIMA(0,2,2)	142.20	146.96	MA1 0.07 MA2 0.06 CONSTANT 0.15
ARIMA(2,2,1)	142.16	148.50	AR1 0.00077 AR2 0.20 MA1 0.00014 CONSTANT 0.026
ARIMA(1,2,2)	142.59	148.92	AR1 0.21 MA1 0.50 MA2 0.43 CONSTANT 0.03
ARIMA(2,2,2)	143.49	151.41	AR1 0.07 AR2 0.06 MA1 0.04 MA2 0.43 CONSTANT 0.22
ARIMA(1,2,1)	141.93	146.68	AR1 0.0026 MA1 0.85 CONSTANT 0.04

二、 參數估計

含常數項的ARIAM(2,2,1)使用下列兩式來表現：

差分..... $x_t(=x(t)-x(t-1))$

$$\text{ARMA}(2,1) \text{ 模式} \dots x(t) - \text{常數} = a_1 [x(t-1) - \text{常數}] + a_2 [x(t-2) - \text{常數}] + u(t) - b_1 u(t-1) \quad (5-7)$$

其中 $x(t)$ 為第 t 期之值， $x(t-1)$ 為第 $t-1$ 期之值， a_1 為 AR1 之參數值， a_2 為 AR2 之參數值， b_1 為 MA1 之參數值， $u(t)$ 為第 t 期之誤差值， $u(t-1)$ 為第 $t-1$ 期之誤差值。

所以，ARIMA(2,2,1) 預測模式為：

$$[x(t) - 2x(t-1) + x(t-2)] - 0.14 = 0.563 \{ [x(t) - 2x(t-1) + x(t-2)] - 0.14 \} - 0.215 \{ [x(t) - 2x(t-2) + x(t-3)] \} + u(t) - 0.966 u(t-1) \quad (5-8)$$

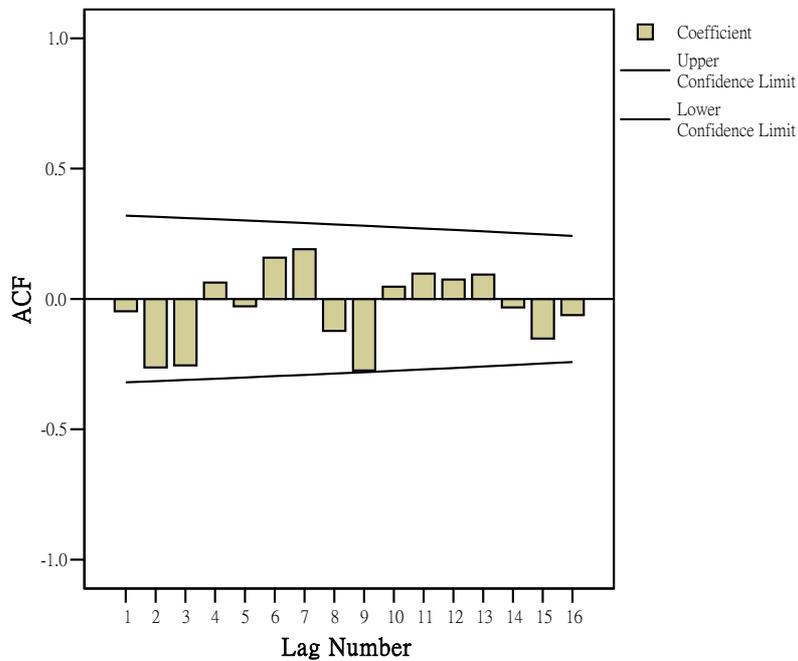
表 5.14 巴拿馬極限型市場總噸位 ARIMA(2,2,1) 參數估計

	參數	標準誤差	t	顯著性
AR1	.69571751	.18706376	3.7191465	.00076549
AR2	-.24256148	.18433009	-1.3159082	.19755440
MA1	.96626619	.22450434	4.3039977	.00014802
CONSTANT	.10866829	.04663887	2.3299944	.02627395

三、 模式檢定



Fit for PANA 每年總船噸 from ARIMA, MOD_16 CON



Fit for PANA每年總船噸 from ARIMA, MOD_16 CON

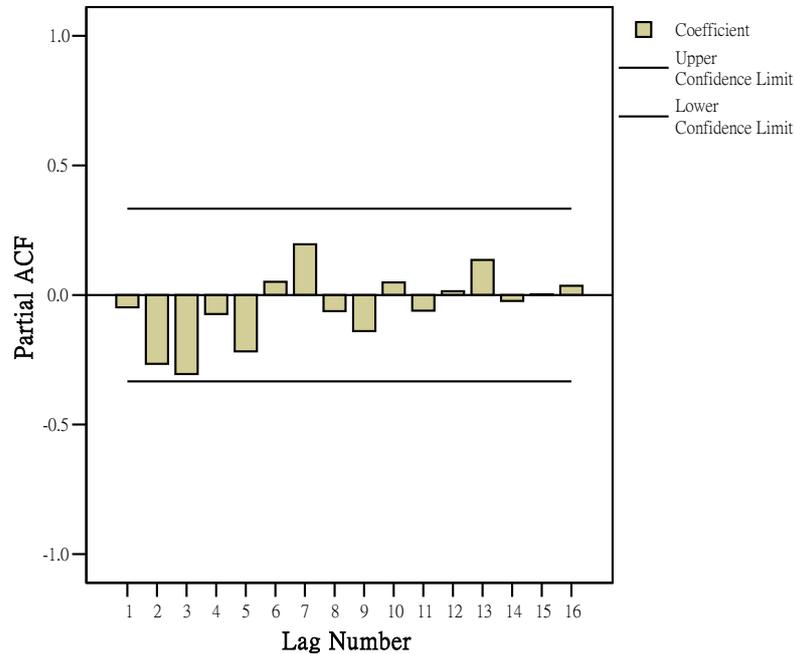


圖 5-21 巴拿馬極限型市場總噸位 ARIMA (2,2,1) 自身相關、偏自身相關圖

觀察圖 5-21 巴拿馬極限型市場總噸位 ARIMA(2,2,1)自身相關、偏自身相關圖，可以看出並不是所有落後的自相關係數都落在信賴區間內，因此可能有殘差值存在。

模式則利用 Box-Ljung 的檢定，假設 H_0 ：殘差是 white noise（白色干擾）。而觀察由 SPSS 輸出之值，若顯著機率水準大於 0.05，則假設 H_0 不能捨棄，所以殘差可以想成是 white noise（白色干擾）。以下是檢定輸出值：

表 5.15 巴拿馬極限型市場船噸 ARIMA 預測值之檢定輸出值

lag	Auto-corr.	Stand. Err.	Box-Ljung	Prob.
1	-0.047	0.160	0.088	0.767
2	-0.263	0.158	2.871	0.238
3	-0.255	0.155	5.559	0.135
4	0.063	0.153	5.730	0.220
5	-0.028	0.151	5.764	0.330
6	0.159	0.148	6.912	0.329
7	0.191	0.146	8.637	0.280
8	-0.122	0.143	9.369	0.312
9	-0.275	0.140	13.187	0.154
10	0.047	0.138	13.304	0.207

11	0.097	0.135	13.822	0.243
12	0.075	0.132	14.141	0.292
13	0.093	0.130	14.661	0.329
14	-0.033	0.127	14.728	0.397
15	-0.152	0.124	16.230	0.367
16	-0.062	0.121	16.489	0.419

至落後16為止的Box-Ljung的檢定是：

假設 $H_0: \rho(1)=\rho(2)=\dots=\rho(15)=\rho(16)=0$ ，統計檢定量16.489，各落後期之顯著水準皆大於0.05，因此假設 H_0 不能捨棄。至落後16為止的母自身相關係數可以想成皆為0。

四、 模式預測

經過以上的模式建構流程之後，可利用所得之ARIMA (2,2,1) 模式進行預測，表5.16為巴拿馬極限型新造船舶2008~2010年平均噸位之預測值，圖5-22為ARIMA (2,2,1) 時間序列走勢圖，包含2008~2010年預測值。

表 5.16 巴拿馬型市場總噸位預測值

(單位：million dwt)

年	預測值	LCL	UCL	SEP
2008	108.21	104.81	111.61	1.67
2009	113.40	106.38	120.42	3.45
2010	118.18	107.84	128.52	5.07

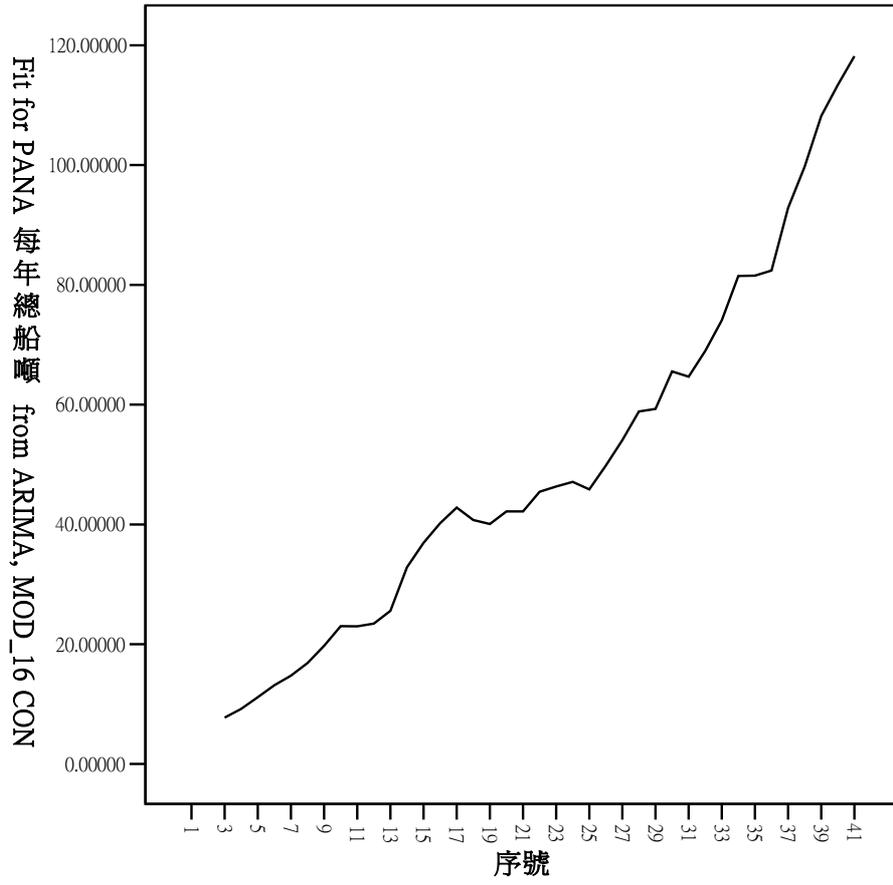


圖 5-22 巴拿馬極限型市場總船噸 ARIMA (2,2,1) 時間序列圖



第六章 結論與建議

6.1 結論

一、 船舶大型化之影響因素

參考海運市場供需理論，本文經相關分析及迴歸方法實證後，歸納海岬型及巴拿馬極限型船舶大型化之主要影響因素如下：

1. 海岬型：鐵礦砂貿易量、全球貿易量指數。
2. 巴拿馬極限型：穀物貿易量、全球貿易量指數。

由迴歸分析之結果，顯示在眾多影響因素中，貨物的貿易量是影響船舶平均噸位的最主要因素。新造船舶越趨大型化，是由於全球貨物貿易量越來越大，因此不僅貨櫃船有大型趨勢，散裝船舶亦有此趨勢。

一、 市場總船噸之影響因素

參考海運市場供需理論，本文以相關分析及迴歸方法實證後，歸納散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶之市場總船噸主要影響因素如下：

1. 海岬型：全球價格指數、鐵礦砂貿易量、波羅的海運價指數、全球貿易量指數。
2. 巴拿馬極限型：煤礦價格、煤礦貿易量、全球貿易量指數。

由迴歸分析所得之結果，顯示影響散裝海岬型船舶市場總船噸增長之因素，主要受經濟影響，包含全球價格指數、運價以及貨物貿易量等；而散裝巴拿馬極限型船舶市場總船噸主要亦受包含貨物價格以及貨物貿易量等因素之影響。由此結果可知，散裝市場船舶總噸位最主要受貨物貿易量，及其他經濟景氣指標之影響，總噸位隨著經濟循環波動。近年世界貿易量逐年增加，全球經濟成長快速，海運市場總噸位也隨之增加。

二、 船舶大型化及市場總船噸之關聯

本研究中，亦以相關分析及迴歸分析來探討兩者之關聯。當新造船舶噸位越來越大時，海運市場上之總船噸也越多；而新造船舶之噸位亦會受到現有市場之總噸位影響，需求越高時，則新造船舶平均噸位也越來越大。從過去文獻可大略瞭解兩者關聯甚密。本文之相關分析及迴歸分析結果也顯示，兩者呈現甚高之正向關係。

三、 新造船舶未來建造趨勢

本研究以時間序列之自我迴歸移動平均模式 (ARIMA) 預測未來三年 (2008~2010) 散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶造船趨勢。

1. 海岬型：由模式結果得到，未來三年海岬型船舶之新造船舶平均噸位會略趨下降，但由於這三年之趨勢剛好位於時間循環之下坡，故並不表示整體造船趨勢下降。

由歷年新造船隻平均噸位來看，海岬型船舶的造船趨勢有季節性的波動，整體來說仍是上升的趨勢。

2. 巴拿馬極限型：由模式結果得到，未來三年巴拿馬極限型船舶之新造船隻平均噸位仍將持續上升，其平均噸位將由 55000 噸~70000 噸之間趨向 70000~90000 噸之間。

五、 市場總船噸之未來趨勢

本研究以時間序列之自我迴歸移動平均模式 (ARIMA) 預測未來散裝海岬型及巴拿馬極限型船舶市場總船噸，結果如下：

1. 海岬型：由模式結果得到，未來三年散裝海岬型船舶市場總船噸將會持續成長，歷年趨勢為一個持續上升的趨勢。

2. 巴拿馬極限型：由模式結果得到，未來三年散裝巴拿馬極限型船舶市場總噸位亦將持續成長，歷年趨勢也為一個持續上升的趨勢。

綜合以上結果，海岬型船舶及巴拿馬極限型船舶未來之市場總噸位皆為成長趨勢。由海運市場過去歷史資料得知，散裝船舶噸位較小之船舶已逐漸被淘汰，在市場需求及成本降低之考量下，船舶有大型化趨勢，而海岬型與巴拿馬極限型兩種船型，為散裝市場中較大型之船舶，所以對此兩種船型之需求相對增加，兩者之市場總船噸亦同時增加，在本研中也印證此結果。

6.2 建議

- 一、 由過去文獻可知，影響船舶大型化其中一項相當重要因素為營運成本之考量，因為大型化可以降低航商之單位運輸成本。而在本研究中，受限於資料取得困難，以各項經濟因素作為探討範圍，並未針對成本節省加以考量，建議未來的研究中，可加入成本因素，或單獨以成本分析來探討船舶大型化與成本節省的關係。
- 二、 影響因素分析中，除了本研究考量之各項經濟因素外，亦可加入其他更多的相關經濟資料，以提高模式的解釋能力。
- 三、 本研究中，僅收集過去 15 年之歷史資料進行影響因素分析，在未來的研究中，亦可考慮延長歷史資料筆數，或使用月資料、季資料等，以增加樣本數。
- 四、 本研究之船舶大型化及市場總船噸影素分析，僅以靜態分析來探討兩者之影響因素，而真實的散裝海運市場中，各個環節皆彼此相互影響，未來的研究中可使用動態的研究方法來分析。
- 五、 船舶大型化與市場總船噸兩者之關聯，本研究中僅以相關分析以及單迴歸分析來探討兩者之關聯，未來可利用更有效之關聯分析方法更深入地探討兩者之相互影響的效果。

六、時間序列部分，本研究僅以自我迴歸移動平均模式（ARIMA）進行預測。未來的研究可考量加入其他不同之時間預測模式來預測船舶大型化趨勢及市場總船噸趨勢，例如使用介入模式或是迴歸時間序列模式等，利用不同的預測模式來佐證，或補強本研究之結論。



參考文獻

中文文獻

- 丁士展、吳建安、王偉宇、蔡育城、吳孟翰、周連彰（民95），「美國海運市場運價分析」。
- 王召雲（民96），新造船舶數量之影響因素分析與預測，國立交通大學交通運輸研究所碩士論文。
- 王旭堂、陳永順（民93），航運季刊（創）第十三卷第一期頁1～頁17。
- 石村貞夫（民94），時間數列分析的SPSS使用手冊，鼎茂圖書出版股份有限公司。
- 交通部運輸研究所港灣技術研究中心（民96），「港埠運量預測之研究」。
- 朱敬汝、包張靜（民96），船舶經濟貿易第一期。
- 吳宗正（民81），迴歸分析，三民出版社。
- 沈康生、徐中康，（民92），「巴拿馬極限型散裝貨輪又將啟動建造的列車」。
- 李惠妍、吳宗正、溫敏杰（民95），「迴歸模式與類神經網路在台股指數期貨預測之研究」，經營管理論叢書第一卷，頁83～頁99。
- 李顯宗、蔡龍珩、孫立中（民95），「有機材料生油潛能評估參數統計分析」，國立中央大學地球物理研究所、國立中央大學應用地質研究所、南開技術學院電機工程系。
- 林光（民92），第五版，華泰文化出版社。
- 周武、陳潔、朱小明（民95），「集裝箱船舶大型化對支線運輸的多面需求」，世界海運第二十九卷。
- 徐嘉陽（民96），全球前十大航運國船噸結構與發展趨勢之分析，國立台灣海洋大學航運管理學系碩士論文。
- 陳天（民87），「以工程經濟觀點設計散裝貨輪」，海運研究學刊第六期。
- 陳永順（民94），散裝海運經營學，文笙出版。
- 陳永順（民96），「國際散裝乾貨船及造船市場分析與展望」，航貿週刊9月頁68～頁70。
- 陳垂彥（民96），「港埠運輸需求預測之分析研究」，第一屆航運管理研討會資料，頁114～頁125。
- 陳思穎（民88），中油公司進口原油價格與匯率之選擇性避險研究，國立臺北大學經濟學研究所碩士論文。
- 陳順宇（民85），迴歸分析，華泰出版社。
- 陳靜如（民92），國內海運進出轉口貨櫃量影響因子之研究，國立高雄第一科技大學運輸與倉儲營運系碩士論文。
- 梁容禎（民94），波羅的海乾貨指數影相因素分析與預測，國立交通大學交通運輸研究所碩士論文。

- 連聖皓、朱宜寧、謝邦昌 (民86),「臺灣省汽車客運量之時間序列預測模式」, 輔仁管理評論第四卷第一期, 頁31~頁52。
- 黃文聰 (民93), 海運市場結構與貨櫃船航商績效之研究, 國立高雄第一科技大學運輸倉儲營運所碩士論文。
- 馮正民、邱裕鈞 (民93), 研究分析方法, 建都文化事業股份有限公司出版。
- 楊世成 (民96), 國際海運年會, 中國國土資源部信息中心。
- 楊鈺池 (民95),「我國海運競爭力與補助政策之相關性研究」, 航運季刊, 第十二卷第一期。
- 楊鈺池、王志敏 (民95),「海岬型船租金費率與船價波動關係之時間序列研究」, 運輸計劃季刊第三十五卷第四期, 頁415~頁442。
- 歐陽承新 (民93),「全球經濟透視2003年12月統計」, 經濟前瞻第九十二期。
- 戴嘉南、張樑吉 (民95),「迴歸分析與ARIMA模式之需求預測應用:以A公司之嬰兒手推車為例」, 遠東科技大學講師、長榮大學經營管理研究所博士生。

英文文獻

- Adland, R.and S. P. Stranden (2004) "A Discrete-time Stochastic Partial Equilibrium Model of the Spot Freight Market", Norwegian School of Economics and Business Administration, Discussion Paper, Nov.2004.
- Adland, RO and Jia, H. (2006) : Market integration in shipping. Working paper, Dalian Maritime University.
- Cullinane, K.B.P.,K.J.Mason, and M.B. Cape(1999),"A Comparison of Model for Forecasting Index: Box-Jenkins Revisited,"International Journal of Maritime Economics, Vol.1,NO.2, p15-p39.
- David Glen , " Shipbuilding disputes (2006) : the WTO panel rulings and the elimination of operating subsidy from shipbuilding" MARIT. POL. MGMT., FEBRUARY 2006 VOL. 33, NO. 1, p1-p21.
- Johnson Amoako and Liz Berryman (2002) ," Working Paper– Australia' s Seaborne Containerised Freight, Forecasts To 2010-11" , Commonwealth of Australia 2002, ISSN 1440-9707.
- J.P.Cashman (1985) " A worldwide view of shipping and shipbuilding" Maritime Policy & Management, 1985, Vol.12, NO.2, p113-p134.
- H. Kutner, J. Nachtsheim and John Neter (2004) "Applied linear regression models"Fourth edition.
- Lin, Jin-Lung and Tian-Syh Liu (2003), "Modeling Lunar Calendar Holiday Effects in Taiwan,".
- Tinbergen J.(1931)"Ein Schiffbauzyklus?"Weltwirtschaftliches Archiv 31,pp.152-164,translation:"A Shipbuilding cycle?"In Jan Tinbergen-Selected

Papers, edited by J.H.Klassen,L.M.Koyck and H.J.Littenveen(North Holland).
Tinbergen J.(1934)”Tonnage and Freight, De Nederlandsche Conjunctuur,
March, 23-25, reprinted in J.H.Klassen, L. M. Koyck and H. J.
Wittenveen(eds)Jan Tinbergen- Selected Papers(North Holland[1959]).
Roar Adland, Haiying Jia, Siri Strandenes (2006) , “Asset Bubbles in Shipping? An
Analysis of Recent History in the Drybulk Market”, Maritime Economics &
Logistics,2006,8 p223-p233.



附錄一：基本資料表

一、海岬型新造船平均噸位資料

	新造船 船平均 價格	全球貿 易量指 數	拆解船 價格	鐵礦砂 貿易量	煤礦貿 易量	二手船 價（五 年）	二手船 價（十 年）
年	\$ million	2000年 =100	US \$ per LDT(a)	Million tonne	Million tonne	\$ million	\$ million
1993	46	61	152.5	354	367	33	21
1994	42	66	150.63	383	383	32	20.5
1995	42.5	71	151.54	402.3	423.2	28	19
1996	39	75	142.5	390.3	435.2	24	15
1997	40.5	82	127.54	430.2	460.3	29	18.5
1998	33	86	120.63	417	473.5	22	14.5
1999	35	90	114.21	411.3	482.4	25	17.5
2000	40.5	100	148.38	454.3	522.7	26	19
2001	36	100	152.87	452.3	564.6	22.71	16.5
2002	36.3	103	141.32	484.3	570.3	24.39	20.5
2003	48	109	224.39	524.4	619.3	37.01	32
2004	64	119	333.03	589.8	644.7	54.25	46
2005	59	127	314.04	652.3	709.8	47.94	38
2006	68	137	250.8	711	755	68.13	62
2007	73	146	268.06	743.2	816.7	69.81	65

資料來源：ISL

二、 巴拿馬極限型新造船平均噸位資料

	新造船 船平均 價格	全球貿 易量指 數	拆解船 價格	穀物砂 貿易量	煤礦貿 易量	二手船 價(五 年)	二手船 價(十 年)
年	\$ million	2000年 =100	US \$ per LDT(a)	Million tonne	Million tonne	\$ million	\$ million
1993	28.5	61	152.5	194	367	19.5	14.5
1994	28	66	150.63	186	383	21	15.75
1995	28.5	71	151.54	196	423.2	21.5	16.5
1996	26.5	75	142.5	192.6	435.2	19.5	14
1997	27	82	127.54	202.9	460.3	22	15.75
1998	20	86	120.63	196.2	473.5	14	9.75
1999	22	90	114.21	219.6	482.4	16.75	12
2000	22.5	100	148.38	230.3	522.7	16	11.75
2001	20.5	100	152.87	234.5	564.6	14	9.5
2002	21.5	103	141.32	244.6	570.3	17	11.5
2003	27	109	224.39	239.7	619.3	28	20
2004	36	119	333.03	236	644.7	40	31
2005	36	127	314.04	251.1	709.8	29.5	24
2006	40	137	250.8	262	755	45.5	37
2007	40.8	146	268.06	284.3	816.7	48.25	40

資料來源：ISL

三、 各國經濟成長率

	中國	美國	日本	法國	英國	澳洲	巴西	墨西哥
1993	13.94	2.67	0.2	-0.89	2.33	3.84	4.92	1.95
1994	12.66	4.02	4.8	1.8	4.42	4.83	5.85	4.41
1995	10.51	2.5	2.81	1.88	2.84	3.49	4.22	-6.17
1996	9.59	3.7	1.62	1.06	2.69	4.32	2.66	5.15
1997	8.8	4.5	4.22	1.9	3.29	3.86	3.27	6.77
1998	7.8	4.17	4.1	3.48	3.12	5.3	0.13	5.03
1999	7.11	4.45	5.53	3.1	2.8	4.32	0.81	3.62
2000	8.39	3.66	5.26	4.07	3.86	3.33	4.36	6.59
2001	7.21	0.75	1.92	1.85	2.3	2.24	1.31	-0.03
2002	8.91	1.6	3.28	1.03	1.77	4.13	1.93	0.77
2003	10.2	2.51	1.71	1.09	2.2	3.07	0.54	1.44
2004	9.9	3.91	3.09	2.32	3.08	3.55	4.94	4
2005	10.24	3.07	2.74	1.71	1.86	2.68	2.94	2.69
2006	10.7	2.87	2.77	1.99	2.84	2.81	3.7	4.77
2007	10.5	2.1	2.2	2.1	2.7	3.02	4.4	3.24

資料來源：國家經貿資訊網

四、 海岬型市場總船噸資料

	全球價格指數	全球貿易量指數	鐵礦砂貿易量	鐵礦砂價格指數	煤礦貿易量	煤礦價格指數	波羅的海運價指數
年	Moody's	2000年=100	Million tonne	以1991年為基準	Million tonne	以1991年為基準	BDI
1993	71.8	61	354	85	367	59.7	1399
1994	87.27	66	383	89.2	383	62	1478
1995	100.16	71	402.3	92.6	423.2	73.8	1981
1996	101.56	75	390.3	97.6	435.2	79.7	1313
1997	104.66	82	430.2	96.5	460.3	76.3	1336
1998	89.64	86	417	95.8	473.5	70.2	945
1999	80.63	90	411.3	83.3	482.4	61.8	1063
2000	87.76	100	454.3	87.4	522.7	58.1	1608
2001	86.41	100	452.3	88.1	564.6	67.2	1217
2002	94.9	103	484.3	89.6	570.3	68.3	1317
2003	110.93	109	524.4	102.6	619.3	79.2	2618
2004	137.13	119	589.8	144.2	644.7	148.1	4507
2005	143.23	127	652.3	191.8	709.8	134.8	3371
2006	184.12	137	711	213.5	755	139.7	3177
2007	227.38	146	743.2	227.3	816.7	145.3	7054

資料來源：ISL

五、 巴拿馬極限型市場總船噸資料

	全球價格指數	全球貿易量指數	穀物貿易量	穀物價格指數	煤礦貿易量	煤礦價格指數	波羅的海運價指數
年	Moody's	2000年=100	Million tonne	以1991年為基準	Million tonne	以1991年為基準	BDI
1993	71.8	61	194	89.4	367	59.7	1399
1994	87.27	66	186	99.6	383	62	1478
1995	100.16	71	196	105.7	423.2	73.8	1981
1996	101.56	75	192	116.3	435.2	79.7	1313
1997	104.66	82	202.9	90	460.3	76.3	1336
1998	89.64	86	196.2	78.9	473.5	70.2	945
1999	80.63	90	219.6	69.5	482.4	61.8	1063
2000	87.76	100	230.3	67.1	522.7	58.1	1608
2001	86.41	100	234.5	67.5	564.6	67.2	1217
2002	94.9	103	244.6	76.1	570.3	68.3	1317
2003	110.93	109	239.7	86.3	619.3	79.2	2618
2004	137.13	119	236	86.3	644.7	148.1	4507
2005	143.23	127	251.1	80	709.8	134.8	3371
2006	184.12	137	262	88	755	139.7	3177
2007	227.38	146	284.3	92.8	816.7	145.3	7054

資料來源：ISL

附錄二：迴歸輸出報表

一、海岬型船舶大型化模式

(一) 後退消去法部分報表

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.921 ^a	.847	.695	5.72240
2	.921 ^b	.847	.733	5.35282
3	.920 ^c	.847	.762	5.04821
4	.919 ^d	.845	.783	4.82052
5	.917 ^e	.841	.797	4.66273
6	.916 ^f	.839	.812	4.49404
7	.910 ^g	.827	.814	4.46616

a. Predictors: (Constant), 拆解價ln, 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln, 煤礦貿易

b. Predictors: (Constant), 拆解價ln, 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln

c. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln

d. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, 礦砂貿易, ca10年ln

e. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, 礦砂貿易

f. Predictors: (Constant), 全球貿易, 礦砂貿易

g. Predictors: (Constant), 全球貿易



ANOVA^h

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1272.247	7	181.750	5.550	.019 ^a
	Residual	229.221	7	32.746		
	Total	1501.468	14			
2	Regression	1272.246	6	212.041	7.400	.006 ^b
	Residual	229.222	8	28.653		
	Total	1501.468	14			
3	Regression	1272.108	5	254.422	9.983	.002 ^c
	Residual	229.360	9	25.484		
	Total	1501.468	14			
4	Regression	1269.093	4	317.273	13.654	.000 ^d
	Residual	232.374	10	23.237		
	Total	1501.468	14			
5	Regression	1262.316	3	420.772	19.354	.000 ^e
	Residual	239.152	11	21.741		
	Total	1501.468	14			
6	Regression	1259.111	2	629.556	31.172	.000 ^f
	Residual	242.357	12	20.196		
	Total	1501.468	14			
7	Regression	1242.162	1	1242.162	62.274	.000 ^g
	Residual	259.306	13	19.947		
	Total	1501.468	14			

a. Predictors: (Constant), 拆解價ln, 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln, 煤礦貿易

b. Predictors: (Constant), 拆解價ln, 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln

c. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, ca新ln, 礦砂貿易, ca10年ln

d. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, 礦砂貿易, ca10年ln

e. Predictors: (Constant), 全球貿易, ca5年ln, 礦砂貿易

f. Predictors: (Constant), 全球貿易, 礦砂貿易

g. Predictors: (Constant), 全球貿易

h. Dependent Variable: ca新造噸

Coefficients ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	132.171	71.357		1.852	.106
	煤礦貿易	.001	.154	.009	.004	.997
	礦砂貿易	.070	.137	.842	.513	.624
	全球貿易	.694	.576	1.734	1.204	.268
	ca新ln	12.709	46.660	.315	.272	.793
	ca5年ln	26.147	49.747	.990	.526	.615
	ca10年ln	13.080	30.940	.636	.423	.685
	拆解價ln	.829	12.747	.028	.065	.950
2	(Constant)	132.115	65.662		2.012	.079
	礦砂貿易	.071	.096	.846	.733	.485
	全球貿易	.692	.389	1.730	1.778	.113
	ca新ln	12.733	43.326	.316	.294	.776
	ca5年ln	26.250	40.980	.994	.641	.540
	ca10年ln	13.134	26.524	.639	.495	.634
	拆解價ln	.821	11.793	.028	.070	.946
	3	(Constant)	131.435	61.236		2.146
礦砂貿易		.071	.090	.854	.788	.451
全球貿易		.696	.364	1.739	1.913	.088
ca新ln		10.806	31.422	.268	.344	.739
ca5年ln		25.252	36.203	.956	.698	.503
ca10年ln		12.811	24.628	.623	.520	.615
4		(Constant)	114.383	34.313		3.333
	礦砂貿易	.073	.086	.879	.851	.414
	全球貿易	.703	.347	1.758	2.029	.070
	ca5年ln	18.345	28.763	.695	.638	.538
	ca10年ln	12.699	23.515	.618	.540	.601
5	(Constant)	128.246	22.024		5.823	.000
	礦砂貿易	.060	.080	.725	.755	.466
	全球貿易	.600	.280	1.499	2.145	.055
	ca5年ln	3.864	10.063	.146	.384	.708
6	(Constant)	136.472	4.916		27.761	.000
	礦砂貿易	.033	.036	.400	1.516	.178
	全球貿易	.518	.175	1.295	2.967	.012
7	(Constant)	135.152	4.671		28.935	.000
	全球貿易	.364	.046	.910	7.891	.000

a. Dependent Variable: ca新造噸

(二) 強迫輸入法部分報表

Model Summary^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.916 ^a	.839	.812	4.49404	2.147

a. Predictors: (Constant), 全球貿易, 礦砂貿易

b. Dependent Variable: ca新造噸

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	1259.111	2	629.556	31.172	.000 ^a
	Residual	242.357	12	20.196		
	Total	1501.468	14			

a. Predictors: (Constant), 全球貿易, 礦砂貿易

b. Dependent Variable: ca新造噸

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	136.472	4.916		27.761	.000
	礦砂貿易	.033	.036	.400	1.516	.178
	全球貿易	.518	.175	1.295	2.967	.012

a. Dependent Variable: ca新造噸



二、 巴拿馬極限型船舶大型化模式

(一) 後退消去法部分報表

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.967 ^a	.936	.888	1.06631
2	.967 ^b	.936	.900	1.00685
3	.967 ^c	.935	.909	.95817
4	.966 ^d	.933	.915	.92641
5	.966 ^e	.933	.922	.88782
6	.961 ^f	.923	.917	.91479

- a. Predictors: (Constant), 煤礦貿易, pa10年ln, 拆解價ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln
- b. Predictors: (Constant), pa10年ln, 拆解價ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln
- c. Predictors: (Constant), pa10年ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln
- d. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln
- e. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易
- f. Predictors: (Constant), 全球貿易



ANOVA^g

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	132.550	6	22.092	19.430	.000 ^a
	Residual	9.096	8	1.137		
	Total	141.646	14			
2	Regression	132.523	5	26.505	26.145	.000 ^b
	Residual	9.124	9	1.014		
	Total	141.646	14			
3	Regression	132.466	4	33.116	36.071	.000 ^c
	Residual	9.181	10	.918		
	Total	141.646	14			
4	Regression	132.206	3	44.069	51.348	.000 ^d
	Residual	9.441	11	.858		
	Total	141.646	14			
5	Regression	132.188	2	66.094	83.851	.000 ^e
	Residual	9.459	12	.788		
	Total	141.646	14			
6	Regression	130.767	1	130.767	156.262	.000 ^f
	Residual	10.879	13	.837		
	Total	141.646	14			

a. Predictors: (Constant), 煤礦貿易, pa10年ln, 拆解價ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln

b. Predictors: (Constant), pa10年ln, 拆解價ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln

c. Predictors: (Constant), pa10年ln, 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln

d. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易, pa5年ln

e. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易

f. Predictors: (Constant), 全球貿易

g. Dependent Variable: pa新造噸



Coefficients ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	58.326	11.124		5.243	.001
	穀物貿易	.035	.039	.320	.890	.399
	拆解價ln	.471	1.833	.052	.257	.804
	pa5年ln	4.311	9.535	.550	.452	.663
	pa10年ln	3.537	8.352	.513	.423	.683
	全球貿易	.062	.107	.506	.580	.578
	煤礦貿易	.004	.023	.157	.156	.880
2	(Constant)	57.662	9.704		5.942	.000
	穀物貿易	.037	.034	.341	1.083	.307
	拆解價ln	.397	1.673	.044	.237	.818
	pa5年ln	4.488	8.940	.573	.502	.628
	pa10年ln	3.630	7.866	.526	.462	.655
	全球貿易	.077	.044	.629	1.761	.112
3	(Constant)	56.110	6.826		8.220	.000
	穀物貿易	.038	.032	.351	1.179	.266
	pa5年ln	4.618	8.491	.589	.544	.598
	pa10年ln	3.929	7.389	.570	.532	.607
	全球貿易	.074	.040	.604	1.857	.093
4	(Constant)	58.736	4.555		12.896	.000
	穀物貿易	.040	.031	.367	1.282	.226
	pa5年ln	.130	.889	.017	.146	.887
	全球貿易	.073	.039	.597	1.898	.084
5	(Constant)	59.133	3.501		16.891	.000
	穀物貿易	.039	.029	.357	1.542	.164
	全球貿易	.076	.033	.619	2.328	.038
6	(Constant)	63.664	.957		66.543	.000
	全球貿易	.118	.009	.961	12.500	.000

a. Dependent Variable: pa新造噸

(二) 強迫輸入法部分報表

Model Summary ^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.966 ^a	.933	.922	.88782	2.710

a. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易

b. Dependent Variable: pa新造噸

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	132.188	2	66.094	83.851	.000 ^a
	Residual	9.459	12	.788		
	Total	141.646	14			

a. Predictors: (Constant), 穀物貿易, 全球貿易

b. Dependent Variable: pa新造噸

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	59.133	3.501		16.891	.000
	全球貿易	.076	.033	.619	2.328	.038
	穀物貿易	.039	.029	.357	1.542	.164

a. Dependent Variable: pa新造噸



三、 海岬型市場總船噸模式

(一) 後退消去法部分報表

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996 ^a	.993	.986	2.24189
2	.996 ^b	.993	.987	2.11998
3	.996 ^c	.992	.987	2.11579
4	.995 ^d	.991	.987	2.14488

- a. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 煤礦價格, 全球價格指數, log鋼鐵價格, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- b. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, log鋼鐵價格, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- c. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- d. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, 鋼鐵貿易量

ANOVA^e

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4883.567	7	697.652	138.807	.000 ^a
	Residual	35.182	7	5.026		
	Total	4918.749	14			
2	Regression	4882.795	6	813.799	181.073	.000 ^b
	Residual	35.954	8	4.494		
	Total	4918.749	14			
3	Regression	4878.460	5	975.692	217.956	.000 ^c
	Residual	40.289	9	4.477		
	Total	4918.749	14			
4	Regression	4872.744	4	1218.186	264.794	.000 ^d
	Residual	46.005	10	4.601		
	Total	4918.749	14			

- a. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 煤礦價格, 全球價格指數, log鋼鐵價格, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- b. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, log鋼鐵價格, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- c. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, 煤礦貿易量, 鋼鐵貿易量
- d. Predictors: (Constant), 全球貿易指數, BDI指數, 全球價格指數, 鋼鐵貿易量
- e. Dependent Variable: 海岬歷年總船噸

Coefficients ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-29.217	44.284		-.660	.531
	全球價格指數	.152	.065	.346	2.348	.051
	log鋼鐵價格	28.314	29.273	.233	.967	.366
	煤礦價格	.026	.067	.048	.392	.707
	鋼鐵貿易量	.121	.060	.803	2.005	.085
	煤礦貿易量	.062	.052	.450	1.176	.278
	BDI指數	.001	.001	.124	1.340	.222
	全球貿易指數	.697	.244	.962	2.862	.024
2	(Constant)	-17.998	31.951		-.563	.589
	全球價格指數	.162	.056	.370	2.912	.020
	log鋼鐵價格	21.060	21.444	.173	.982	.355
	鋼鐵貿易量	.119	.057	.790	2.094	.070
	煤礦貿易量	.065	.049	.472	1.319	.224
	BDI指數	.002	.001	.143	1.931	.090
	全球貿易指數	.676	.225	.934	3.007	.017
	3	(Constant)	13.177	3.625		3.635
全球價格指數		.178	.053	.405	3.331	.009
鋼鐵貿易量		.074	.033	.489	2.223	.053
煤礦貿易量		.054	.048	.393	1.130	.288
BDI指數		.002	.001	.155	2.130	.062
全球貿易指數		.615	.216	.850	2.852	.019
4	(Constant)	14.589	3.449		4.230	.002
	全球價格指數	.180	.054	.411	3.334	.008
	鋼鐵貿易量	.061	.032	.402	1.923	.083
	BDI指數	.002	.001	.150	2.035	.069
	全球貿易指數	.831	.102	1.147	8.138	.000

a. Dependent Variable: 海岬歷年總船噸

(二) 強迫輸入法部分報表

Model Summary ^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.995 ^a	.991	.987	2.14488	2.060

a. Predictors: (Constant), BDI指數, 全球貿易指數, 全球價格指數, 鋼鐵貿易量

b. Dependent Variable: 海岬歷年總船噸

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4872.744	4	1218.186	264.794	.000 ^a
	Residual	46.005	10	4.601		
	Total	4918.749	14			

a. Predictors: (Constant), BDI指數, 全球貿易指數, 全球價格指數, 鋼鐵貿易量

b. Dependent Variable: 海岬歷年總船噸

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	14.589	3.449		4.230	.002
	全球價格指數	.180	.054	.411	3.334	.008
	全球貿易指數	.831	.102	1.147	8.138	.000
	鋼鐵貿易量	-.061	.032	-.402	-1.923	.083
	BDI指數	-.002	.001	-.150	-2.035	.069

a. Dependent Variable: 海岬歷年總船噸



四、 巴拿馬極限型市場總船噸模式

(一) 後退消去法部分報表

Model Summary

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate
1	.996 ^a	.993	.987	1.96551
2	.996 ^b	.993	.988	1.85399
3	.996 ^c	.993	.990	1.76130
4	.996 ^d	.992	.990	1.68471
5	.996 ^e	.991	.990	1.72454

a. Predictors: (Constant), BDI指數, 穀物貿易量, 煤礦價格, 全球價格指數, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

b. Predictors: (Constant), BDI指數, 穀物貿易量, 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

c. Predictors: (Constant), BDI指數, 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

d. Predictors: (Constant), 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

e. Predictors: (Constant), 煤礦價格, 煤礦貿易量

ANOVA^f

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4110.940	6	685.157	177.354	.000 ^a
	Residual	30.906	8	3.863		
	Total	4141.846	14			
2	Regression	4110.910	5	822.182	239.194	.000 ^b
	Residual	30.936	9	3.437		
	Total	4141.846	14			
3	Regression	4110.824	4	1027.706	331.285	.000 ^c
	Residual	31.022	10	3.102		
	Total	4141.846	14			
4	Regression	4110.625	3	1370.208	482.765	.000 ^d
	Residual	31.221	11	2.838		
	Total	4141.846	14			
5	Regression	4106.157	2	2053.079	690.334	.000 ^e
	Residual	35.688	12	2.974		
	Total	4141.846	14			

a. Predictors: (Constant), BDI指數, 穀物貿易量, 煤礦價格, 全球價格指數, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

b. Predictors: (Constant), BDI指數, 穀物貿易量, 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

c. Predictors: (Constant), BDI指數, 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

d. Predictors: (Constant), 煤礦價格, 全球貿易指數, 煤礦貿易量

e. Predictors: (Constant), 煤礦價格, 煤礦貿易量

f. Dependent Variable: 巴拿馬歷年總船噸

Coefficients ^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-2.307	11.476		-.201	.846
	全球價格指數	.004	.040	.009	.088	.932
	煤礦價格	.038	.051	.077	.752	.473
	全球貿易指數	.187	.202	.282	.928	.380
	煤礦貿易量	.096	.046	.762	2.060	.073
	穀物貿易量	.016	.098	.028	.164	.874
	BDI指數	.000	.001	-.023	-.272	.793
2	(Constant)	-2.123	10.644		-.199	.846
	煤礦價格	.038	.048	.076	.793	.448
	全球貿易指數	.183	.184	.275	.992	.347
	煤礦貿易量	.097	.040	.775	2.425	.038
	穀物貿易量	.014	.091	.025	.158	.878
	BDI指數	.000	.001	.019	.284	.783
3	(Constant)	-.502	2.759		-.182	.859
	煤礦價格	.044	.031	.087	1.420	.186
	全球貿易指數	.189	.172	.284	1.097	.298
	煤礦貿易量	.100	.035	.797	2.887	.016
	BDI指數	.000	.001	.015	.253	.805
4	(Constant)	-.101	2.161		-.047	.964
	煤礦價格	.048	.025	.096	1.946	.078
	全球貿易指數	.200	.159	.300	1.555	.136
	煤礦貿易量	.097	.032	.775	3.082	.010
5	(Constant)	-1.242	2.007		-.619	.547
	煤礦價格	.055	.025	.109	2.233	.045
	煤礦貿易量	.136	.006	1.085	22.170	.000

a. Dependent Variable: 巴拿馬歷年總船噸

(二) 強迫輸入法部分報表

Model Summary ^b

Model	R	R Square	Adjusted R Square	Std. Error of the Estimate	Durbin-Watson
1	.996 ^a	.992	.990	1.68471	2.141

a. Predictors: (Constant), 煤礦貿易量, 煤礦價格, 全球貿易指數

b. Dependent Variable: 巴拿馬歷年總船噸

ANOVA^b

Model		Sum of Squares	df	Mean Square	F	Sig.
1	Regression	4110.625	3	1370.208	482.765	.000 ^a
	Residual	31.221	11	2.838		
	Total	4141.846	14			

a. Predictors: (Constant), 煤礦貿易量, 煤礦價格, 全球貿易指數

b. Dependent Variable: 巴拿馬歷年總船噸

Coefficients^a

Model		Unstandardized Coefficients		Standardized Coefficients	t	Sig.
		B	Std. Error	Beta		
1	(Constant)	-.101	2.161		-.047	.964
	全球貿易指數	.200	.159	.300	1.555	.136
	煤礦價格	.048	.025	.096	1.946	.078
	煤礦貿易量	.097	.032	.775	3.082	.010

a. Dependent Variable: 巴拿馬歷年總船噸

