

國立交通大學

運輸科技與管理學系

碩士論文

定期船運價決定因素與趨勢預測之研究

Studies on Factors and Trend Prediction on Liner
Shipping Freight Rates



研究生：楊金樺

指導教授：謝尚行 副教授

中華民國九十七年六月

定期船運價決定因素與趨勢預測之研究
Studies on Factors and Trend Prediction on Liner
Shipping Freight Rates

研究生：楊金樺

Student : Chin-Hua Yang

指導教授：謝尚行

Advisor : Shang-Hsing Hsieh

國立交通大學

運輸科技與管理學系



Submitted to Institute of Transportation Technology and Management

College of Management

National Chiao Tung University

In partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master

In

Transportation Technology and Management

June 2008

Hsinchu, Taiwan, Republic of China

中華民國九十七年六月

定期船運價決定因素與趨勢預測之研究

學生：楊金樺

指導教授：謝尚行

國立交通大學運輸科技與管理學系碩士班

摘要

貨櫃運輸自 1960 年代萌芽興起後，經歷數十年的發展，已經是競爭非常激烈的成熟產業。大陸在亞太地區已成為最重要的經濟體之一，然而目前從大陸經濟發展角度來探討海運運價的文獻相當少。近年來，中國大陸海運事業的興起，已對全球海運市場注入許多新的變化。隨著歐盟的成立，成員國也日益增加，其經貿發展也會對貨櫃海運運價造成明顯衝擊。因此可以預見歐盟會員國經濟發展的情況、進出口貿易金額等總體經濟變數對定期船運價變動趨勢有一定程度的影響。

大多數先前關於海運運價預測的研究，都是以迴歸分析和時間序列分析法為主要的分析工具。這兩種分析法皆需要大量的資料來測試模式本身的機率分配及配適度。從歷史資料角度來看，海運運價上升最快速的時期是在近十年間。因此，蒐集 COSCO 及 HANJIN 兩間貨櫃船公司自 2005 年到 2007 年 12 月的遠東-歐洲線的基本運價，再配合 BAF、CAF 及 PSS 等資料，針對影響定期船市場景氣之因素做探討，嘗試利用灰色理論來分析及預測未來幾年定期船運價，因為灰色理論不需要大量資料來建構模式。同時也採用 ARIMA 時間序列建立預測模式，並加以比較兩種預測方法的準確性。期能提供船公司、貨主決策上的參考。

關鍵詞：運價預測、迴歸分析、灰色理論、ARIMA

Studies on Factors and Trend Prediction on Liner Shipping Freight Rates

Student : Chin-Hua Yang

Advisor : Shang-Hsing Hsieh

Institute of Transportation Technology and Management
National Chiao Tung University

Abstract

The container transportation began in 1960s. After several decades, it has become a mature industry and been competing violently. In recent years, China becomes one of the most important economies in Pacific-Asia area, but only few papers discussed China's maritime freight rate in terms of China economic development. The growth of China maritime industry brings many changes for marine market. With establishment of European Union, and members of EU is increasing, the economic development of these members must have obvious impact on liner marine freight rate. Therefore it can expect the economic development and some macro variables of EU members have influence on the trend of fluctuation about liner marine freight rate.

Regression model and time series model were the main tools in most of previous researches about marine freight rate prediction. They needed large amount of data for testing the probability distribution and curve fitting. In historical data perspective, marine freight rate increases rapidly only about ten-year period. Therefore, collecting data basic freight, BAF, CAF, PSS of two liner shipping company COSCO and HANJIN about the route from Far East to Europe. And we will also use Gray Theory to make the analysis and prediction, because it does not need large amount of data to formulate the model. We also try ARIMA time series, and compare the results. Expecting to provide references about decision-making for liner shipping company and shippers.

Keywords: Marine Freight Rate, Regression Analysis, Gray Theory, ARIMA

誌 謝

時光飛逝，轉眼間兩年的研究所生活即將劃下句點，也快要跟簡單的學生生活說再見，準備步入社會了。在這段求學過程中，遇到的問題及困難處也不少，往往也是因家人及朋友同學等人的鼓勵，使得問題終能一個接一個的解決，也讓自己的信心因此提升了不少。

研究所期間，指導教授謝老師的教學方針「enjoy your life, enjoy your research」讓學生非常的自由，使得我在做學問之餘，也可以有很多自己的時間做自己想做的事；老師亦師亦友的態度，也讓我不會深感壓力，對於生活以及學業上的建議以及協助，也是不可或缺的；另外也要特別感謝口試委員吳水威副教授、王賢崙副教授能撥冗參與口試審查，並提供一些論文不足處的修改意見，能讓我的論文更臻完備。

謝 lab 的成員，在老師的風格帶領下，都相當和善，聽普和大鈞不僅僅是研究中提供意見以及互相扶持的朋友，也是壘球系隊中，不可或缺的重要夥伴；學樺親切的態度及熱心幫忙，學妹認真盡責的做事，及口試審查時給予我的幫助，也讓我也輕鬆不少。總之，研究所能在謝 lab 度過，讓這兩年過的相當的多彩多姿。

另外要特別感謝女友喵喵這兩年來的支持及幫忙，這兩年研究所生活有你陪伴讓我輕鬆了不少，而你也能體諒我常常因為要打壘球而沒辦法陪你，不會生我的氣，真的很謝謝你。

家人是我精神最大的支柱，離開了台南第一次到外地來求學，剛開始並不是很適應，也因為家人在精神上給予的幫助，使得我漸漸的習慣這樣的生活型態，也變的更加的獨立自主，這也是我這兩年求學得到的意外收穫。真的很謝謝我的家人。

楊金樺 謹致
交大 2008 夏

目錄

中文摘要	i
英文摘要	ii
誌謝	iii
目錄	iv
表目錄	vi
圖目錄	viii
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	研究重要性.....	2
1.4	研究範圍.....	3
1.5	研究流程與方法.....	3
第二章	文獻回顧	7
2.1	海運市場與運價之相關文獻.....	7
2.2	全球貨櫃航運現況分析.....	8
2.2.1	貨櫃運輸發展沿革.....	8
2.2.2	全球貨櫃海運運量.....	9
2.2.3	國際海運發展趨勢.....	11
2.3	預測理論及方法.....	14
2.3.1	預測之基本性質.....	14
2.3.2	預測方法綜覽.....	15
2.3.3	預測方法的選取.....	18
2.3.4	預測方法之比較.....	19
2.3.5	灰預測之相關文獻.....	21
2.3.6	GARIMA 預測模型之相關文獻.....	22
2.4	小結.....	23
第三章	海運市場的種類及分析	24
3.1	海運市場的介紹.....	24
3.2	海運產業分析.....	31
3.3	定期船運價的現況分析.....	33
3.3.1	遠洋歐洲線行經的港口.....	33
3.3.2	運價的計算公式.....	38
第四章	研究方法	39
4.1	定期船運價之決定因素.....	39
4.1.1	樣本來源.....	39
4.1.2	研究變數.....	39

4.2	計量分析方法.....	42
	4.2.1 Panel Data 各模型的應用.....	43
4.3	趨勢預測.....	49
	4.3.1 研究樣本.....	49
	4.3.2 自我迴歸整合移動平均模型.....	49
	4.3.3 灰色預測理論.....	53
4.4	預測精確度之衡量準則.....	55
第五章	實證結果與分析	57
5.1	Panel Data 模型分析	57
5.2	時間序列預測結果分析.....	61
	5.2.1 單根檢定.....	61
	5.2.2 ARIMA 模型分析.....	62
5.3	灰預測結果分析.....	64
5.4	預測績效之評估.....	70
第六章	結論與建議	72
6.1	結論.....	72
6.2	建議.....	73
參考文獻	74



表目錄

表 2.1 1997-2006 年世界各型貨櫃船之數量統計.....	12
表 2.2 各種預測方法比較.....	19
表 3.1 定期船運輸與不定期船運輸差異比較.....	25
表 3.2 全球貨櫃船舶的數量與能量.....	27
表 3.3 世界前 20 名貨櫃船公司排名統計.....	28
表 3.4 2006 年世界貨櫃港前 30 名排名.....	29
表 3.5 COSCO 及 HANJIN 兩間船公司遠洋歐洲線通過港口.....	33
表 3.6 2005 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料.....	34
表 3.7 2006 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料.....	35
表 3.8 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料.....	36
表 3.9 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料.....	37
表 4.1 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料.....	39
表 4.2 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料.....	40
表 4.3 固定與隨機效果模型之差異.....	46
表 4.4 MAPE 預測能力之等級.....	55
表 5.1 最小平方法估計之結果.....	57
表 5.2 最小平方法檢定之統計量.....	58
表 5.3 固定效果模型估計之結果.....	58
表 5.4 隨機效果模型估計之結果.....	59
表 5.5 Panel Data 最適模型檢定結果.....	59
表 5.6 Panel Data 一階自我相關情形.....	60
表 5.7 DW 檢定統計量之臨界值.....	60
表 5.8 修正一階自我相關後結果.....	61
表 5.9 原始運價之單根檢定結果 (cosco 公司 20 呎).....	61
表 5.10 原始運價之單根檢定結果 (Hanjin 公司 20 呎).....	62
表 5.11 一階差分後之單根檢定結果 (cosco 公司 20 呎).....	62
表 5.12 一階差分後之單根檢定結果 (Hanjin 公司 20 呎).....	62
表 5.13 ARIMA 模型之配適結果 (cosco 公司).....	63
表 5.14 ARIMA 模型 08 年運價預測值 (cosco 公司).....	63
表 5.15 ARIMA 模型之配適結果 (Hanjin 公司).....	64
表 5.16 ARIMA 模型 08 年運價預測值 (Hanjin 公司).....	64
表 5.17 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料.....	65
表 5.18 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料.....	65
表 5.19 COSCO 公司 20 呎貨櫃運價預測值 (六筆資料建模).....	67
表 5.20 HANJIN 公司 20 呎貨櫃運價預測值 (六筆資料建模).....	68
表 5.21 HANJIN 公司 20 呎貨櫃預測值 (12 筆資料建模).....	68

表 5.22 COSCO 公司 20 呎貨櫃預測值 (12 筆資料建模)69
表 5.23 cosco 公司運價預測模型之 MAPE 值與 Theil' s U 值.....70
表 5.24 Hanjin 公司運價預測模型之 MAPE 值與 Theil' s U 值.....70



圖目錄

圖 1 研究流程圖.....	6
圖 2 2004 年全球各主要區域的貨櫃流量預測值.....	10
圖 3 2008 年全球各主要區域的貨櫃流量預測值.....	11
圖 4 全球海運貿易貨載之散裝船與定期船運送服務型態.....	24



第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

隨著全球經濟已進入無國界的時代，產業全球化分工的態勢也愈來愈明顯，在全球化和區域經濟整合的趨勢下，新的經濟板塊日益浮現，再加上來自於中國大陸、印度等新興市場快速發展，以及日本、歐洲經濟復甦所帶動的原物料需求強勁，使得全球不論貨櫃船及散裝船的運載量皆有增加。根據國際貨幣基金會(IMF)1986年的統計，全球貿易中海空客貨運所佔比例為31.2%，其中貨運的比例為13.7%，而貨運中採用海運運送者則佔90%，由此可見海洋運輸產業在國際貿易活動中扮演重要的角色。尤其台灣在四面環海的地理位置下，經濟發展主要又是依賴進出口貿易，海空運輸更是台灣的經濟命脈，其中海運的貨物量又佔了台灣進出口的絕大部分，因此可知道海運對於台灣經濟的重要性。另外全球商品需求量受到國民所得高低和經濟條件影響，也受到生產能量與庫存量影響，兩者間達到均衡後決定國際貿易需求量，且需求量隨時間變動。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，海運公司因市場需求船噸旺盛，當可支配船噸不足時，長期間考慮購置船噸或租入船噸，短期間則暫時以現貨租入船噸或以論程傭船載運貨物，因此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，促使海運運價高漲。

現今海洋貨物運輸中簡單可區分為定期船業務、不定期船業務及專用船業務等三種，依據服務之對象、貨物種類、船舶類型及運送人之關係而有所區隔。其中，定期船運市場自海運貨櫃化運輸興起後，至今已有四十年，早已經成為海運市場上的主流。因此，如何提供更好的服務與品質，並提供合理的運價，才能在日漸競爭的海運市場中，取得競爭優勢。

而運價的預測可讓海運公司有一個參考的依據，可提供一個數據給有關當局有更好的因應對策來做更有效的建設，而對亞洲各國而言，中國大陸的發展可讓各國有一個更好的市場去拓展與開發，也可促進各國的進步與繁榮。本研究提出以歐洲主要經濟國（比利時、德國、荷蘭、英國、法國）經濟發展的情況來探討對全球定期船運價的影響，並對2008年的定期船運價變動趨勢作預測，最後再加入中國大陸經濟發展的情況加以討論，試著探討中國大陸的經濟發展是否已對全球定期船運價造成影響，在綜合考量各項影響因素後，期能提供船東、租傭船人作為經營市場與決策之參考。

1.2 研究目的

海洋運輸為衍生需求，海運貨運量主要衍生自國際貿易量，而國際貿易量又與世界經濟的成長關係密切。海運的貨載流向長期易受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。以中國大陸為例，為了迎接 2008 年北京奧運會以及 2010 年上海世博會而大興土木，帶動礦砂與煤炭海運量大幅增加，航運市場價格飆漲。由於異地之間對物資的迫切需要，就產生對海運貨物的需求，但船噸需求量易受到諸多無法預知的因素所影響，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等，短期間則受季節性淡旺季以及突發事件如礦災、罷工、天候、基礎設施不足等影響，且海運市場屬於完全競爭市場，市場價格決定於船噸供給與需求間的均衡狀況，因此，海洋運輸涉及到許多外部和內部相關因素，而歐洲主要經濟體（包含比利時、德國、荷蘭、英國及法國）等，近幾年來經濟快速發展，而這五個國家皆為歐盟的成員國之一，不管是貨櫃貨物或者散裝貨物都呈現相當快速的成長，本研究也將以此為出發點，來達到下列目標：

1. 分析通過港口的所在國家經濟發展的成果與運價間起伏的關係。
2. 蒐集通過港口的所在國家與中國大陸之總體變數資料，並加入原油的週均價、歐元變動匯率等變數進入計量模型，且將資料整理成 Panel Data 形式。
3. 透過檢定方法比較傳統最小平方法、固定效果模型與隨機效果模型之顯著性，選擇一最適當且顯著之方法，並找出該方法中顯著影響定期船運價之變數，變數為影響運價之變數而非決定運價之變數。
4. 由於影響定期船運價之總體變數為時間序列，殘差項多半具有自我相關，因此使用一階自我相關修正，產生新的係數估計值，並檢視修正後之變數是否對定期船運價具有顯著影響。
5. 採用灰預測法建立預測模式，同時也採用 ARIMA 時間序列建立預測模式，並加以比較兩種預測方法的準確性。
6. 綜合定期船運價之決定因素與趨勢預測，提出適當之結論與建議，以供船公司，作為決策經營之參考。

1.3 研究重要性

歐洲主要經濟國（比利時、德國、荷蘭、英國、法國）的經貿發展牽動著整個世界的區域經濟發展，對貨櫃海運與散裝海運的運價也帶來各種不同程度的衝擊，而這影響程度到底有多大？正是本研究所要積極探討的。

依據 Containerisation International 2007 年 3 月出版期刊所統計資料顯示，這五個歐洲主要經濟國加上中國大陸的主要港口貨櫃量在 2006 年全球貨櫃港運量前三十的排名有香港(2)、上海(3)、深圳(4)、鹿特丹(7)、漢堡(9)、青島(11)、寧

波(13)、安特威普(14)、廣州(15)、天津(17)、不來梅(20)、廈門(22)、大連(26)、英國佛里斯多(30)，這些港口的運量成長幾乎都是呈現逐年上升的趨勢，而以中國大陸港口的成長最為驚人，其中廣州港年增率相較於 2005 年達到 40.9% 為最多，其次是寧波港的 34.9% 與天津港的 23.9%。亞洲地區尤以中國大陸進入前三十的排名最多，可以發現中國大陸自 1979 年實行經濟改革後，在二十年間的經濟發展即以相當耀眼的成就震驚全球，目前已晉升為世界第四大經濟體，第三大貿易國，全球各地區進出大陸市場之頻率也隨之提高，且絕大多數的進出口貨物皆仰賴海運，使得中國大陸許多港口的運量快速成長，對亞洲地區甚至是全世界港口運量也有許多的貢獻，在船噸需求遠大於供給之下，造成海運運價逐年飆升，居高不下。

歐洲國家目前已形成一個大的經濟體系「歐盟」，以促進對內及對外的市場運作，目前擁有 27 個成員國，並且發行通行在成員國間的貨幣--歐元，歐元給歐盟各成員國帶來更多經濟上的收益，有利於生產要素的自由流通。歐元區內由於使用同一種貨幣，使之形成統一的大市場，各國間的商品、資本、人員和勞務，可以如同在一個國家內一樣暢通無阻、自由流通，各成員國間的交易成本因此而降低，有利於促進生產、貿易和投資。因此，歐元將產生明顯的「貿易創造效應」，促進歐盟的生產、貿易和投資的發展。其中英國、德國、法國、比利時及荷蘭都是歐盟的成員國，英國的鋼鐵工業、德國的汽車工業、法國的精品業皆是其他世界各國的進口品，因此當全球景氣好轉時，民間消費量增加進而使進出口貨量上升，於是產生對船噸的需求，使得海運運價受到波動。

歐盟、北美自由貿易區和亞太經濟合作組織在世界經濟上三足鼎立，三個市場若同時達到景氣高峰時，海運運價勢必也跟著水漲船高；若其中有一市場處於景氣低迷狀態亦會牽動其他市場對進出口貨物的需求量，使得海運運價的變動趨勢變得不確定，三大經濟區塊彼此會產生替代效果，因此海運運價變動受到牽制或拉引作用。所以如果可以對未來幾年定期船運價做有效的預測，則不管對貨主或是船公司經營者而言，在貨物調配及路線選擇上，都更加的具有彈性了。

1.4 研究範圍

影響海運運價的因素眾多，本研究主要是嘗試分析影響 COSCO 及 HANJIN 這兩間船公司歐洲線運價的因素，藉由蒐集從 2005 年到 2008 年 4 月為止這兩間船公司的運價資料，再進一步去探討加入中國大陸經濟發展指標、歐元變動匯率、原油價格的波動、此航線通過的 5 個港(Antwerp、Hamburg、Rotterdam、

Felixstowe、Le Havre)所在國家的經濟指標等因素，來探討這些自變數是否對定期船運價有所影響。

另外，由於歐洲線屬於遠洋航線，因此在運價的資料上，本身就會受到BAF(Bunker Adjustment Factor 燃料附加費)、CAF(Currency Adjustment Factor 貨幣附加費)及旺季時會收取的PSS(Peak Season Surcharge 旺季附加費)等因素的影響。一般來說，歐洲線的基本運費都是採取一季調整一次的方式，而BAF、CAF則是由遠歐運費同盟(FEFC)所制定。而在油價的變動上，主要參考的是西德州原油的價格波動，取其每月的平均價格來當參考的依據，現今原油價格一桶已經飆到100美元以上了，再過不久，即將會突破每桶150美元的大關。在歐元變動匯率上，取其07年的匯率變動資料來加以討論，之後藉由探討這些自變數來決定是否對定期船運價有所影響。

研究範圍包含通過的5個港所在國家(分別為比利時、德國、荷蘭、英國、法國)與中國大陸兩方面，而比利時、德國、荷蘭、英國及法國均為歐盟的成員國，因此關於歐盟成員國的總體指標皆相同，而這5個國家的相關總體數據主要來自世界銀行的統計。中國大陸許多港口並無相關之貨櫃運量統計，因此較難蒐集到詳細統計結果，主要還是以Containerisation International 期刊所發表的全球貨櫃港運量排名與統計為主，而貨櫃量主要以千TEU為單位來計算。本研究欲探討此5國與中國大陸的經濟發展成果，再分析COSCO及HANJIN兩間船公司2007年貨櫃運價變動與其經濟成長的關係，針對影響定期船市場景氣之因素做探討，建立預測定期船運價短期變化之模式。在綜合考量各項影響因素後，期能提供船公司、貨主作為經營市場與決策之參考。

1.5 研究流程與方法

首先蒐集國內外相關研究論文、書籍、期刊、雜誌報導，並參閱國內外相關網站，加以整理，以了解歐洲主要經濟國(比利時、德國、荷蘭、英國及法國)以及中國大陸經濟發展過程和世界主要港口發展過程。對前述蒐集之資料進行系統化之比較分析，加以整合歸納比較，並且對各港口貨櫃量及各國家經貿發展之總體數據資料，做統計分析，有助於對問題的了解及作為評析的依據。近年來中國大陸經濟結構快速變化的結果，帶給亞洲地區相當大的衝擊，甚至是全球經濟，而台灣近幾年來致力推動成為亞太營運中心，因此更需要瞭解中國大陸對亞洲情勢變化的影響。本研究以歐洲主要經濟國及大陸經濟發展的情況來探討對定期船運價的影響，並依歐洲主要經濟國與大陸經濟指標的成長趨勢，以及原油價格的波動等自變數，分別依不同的預測方法個別建立較準確的預測模式。

本研究之研究流程與執行步驟，如圖1所示，分述如下：

一. 相關文獻蒐集與回顧

蒐集與回顧國內外對於海運市場運價、Panel Data 和預測之相關文獻，對海運市場產業特性進行評析，為找出海運運價之決定因素，整理 Panel Data 研究方法以及比較各種預測方法。

二. 歐洲經濟主體國與中國大陸經濟發展情況分析

分析此條歐洲線所通過的主要港口國經濟發展現況與中國大陸經濟起飛對海運運價之影響。

三. 定期船航運概況分析

說明貨櫃運輸的發展沿革，其次說明目前全球各主要區域間的貨櫃流量與未來流量成長情形，最後闡述現今國際貨櫃航運市場的三大發展趨勢：船舶大型化、航商聯營化與航線軸輻化。

四. 運價之決定因素模式構建

蒐集歐元變動匯率、西德州原油月均價與中國大陸經濟發展之相關經濟數據，建立 Panel Data 模式，找出使模式自變數組合最顯著之模型，並修正模型自變數之自我相關。

五. 運價之趨勢預測模式構建

以時間序列 ARIMA 模型與灰預測模型分別對兩家船公司運價進行預測，並比較兩種預測方法之準確性。



六. 結論與建議

根據前述各步驟所得結果，提出具體之結論與建議，並研擬未來後續研究方向與重點項目。

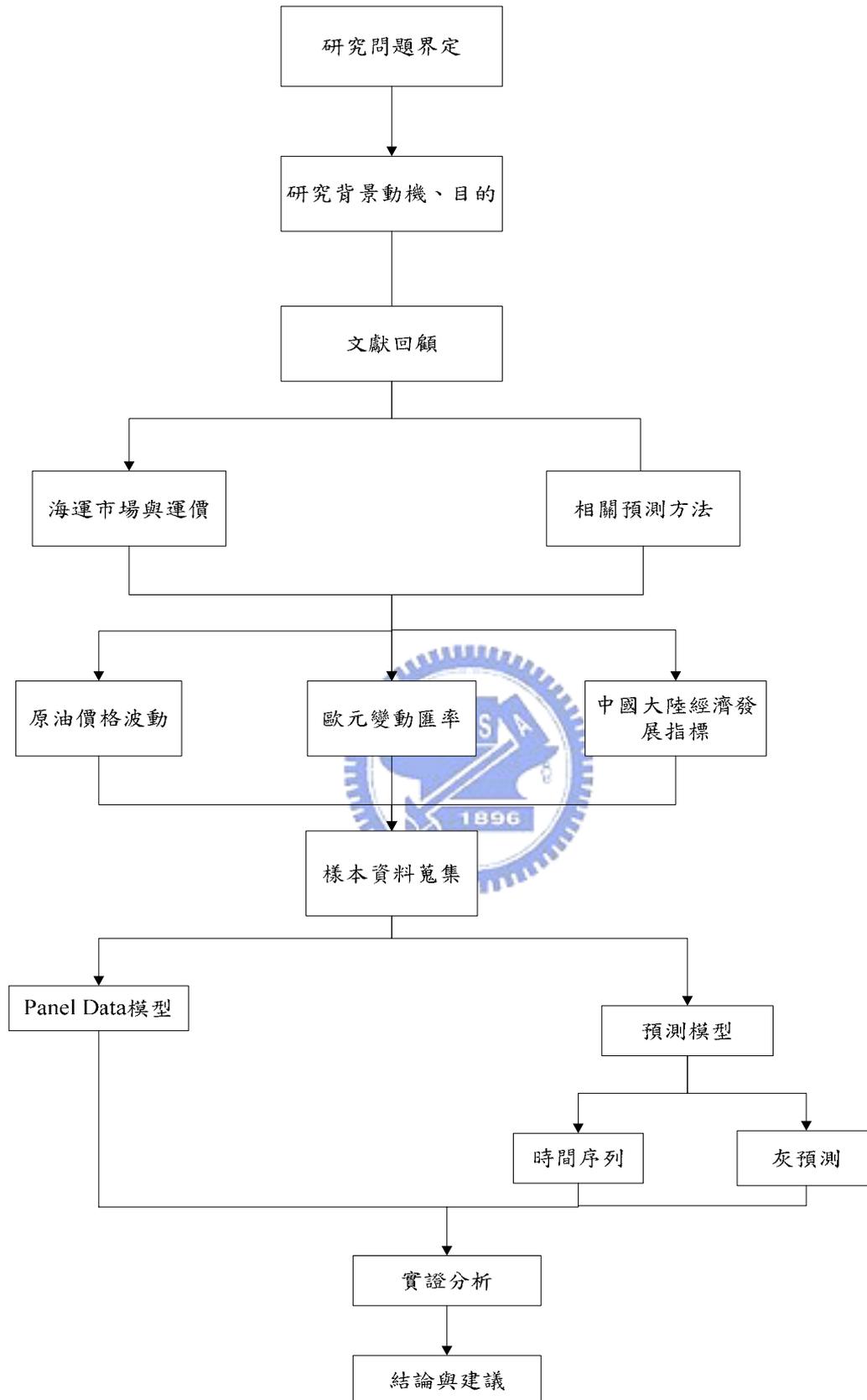


圖 1 研究流程圖

第二章 文獻回顧

2.1 海運市場與運價之相關文獻

在陳敏生之海運經營一書中有提到，一般而言，海運事業具有以下特性：
1. 公益性 (Public Nature)；2. 競爭性 (Competitive Nature)；3. 獨佔性 (Monopolistic Nature)；4. 優越性 (Excellent Nature)；5. 標準性 (Standard Nature)；6. 國際性 (International Nature)；7. 興衰循環性 (Business Cycle Nature)；8. 艙位無法儲藏性 (The Capacity Cannot Store Nature)；9. 重要成本無法削減性 (Important Cost Cannot Reduce Nature)。

William L. Grossman (1956)提出影響海運運價之考慮因素有下列二十七項：1. 商品之特性。2. 商品之數量。3. 商品是否即可交運。4. 貨物是否易短損。5. 商品是否易被竊。6. 貨物價值。7. 包裝情況。8. 裝卸配艙有無困難。9. 裝載因素。10. 重件貨裝卸有無困難。11. 特長貨是否適宜裝載。12. 不同地區同類商品之競爭。13. 經由競爭路線之貨物。14. 其他運送人之競爭。15. 直接營運成本。16. 距離。17. 貨物裝卸費用。18. 駁船費用。19. 特別交付。20. 固定成本。21. 保險費用。22. 港埠設施。23. 港埠使用規定。24. 港埠費用及港工捐。25. 運河通行費。26. 港口位置。27. 回程貨載之可能性。以上所提，以成本因素考量居多，顯示出成本理論對於海運運價之訂定，有相當程度的影響，另外，海運需求面亦為 William 所考慮之範圍，說明了海運的需求會影響到海運運價。

李彌 (1978)在其論文中將影響海運運價之因素歸納成為九個項目：1. 成本因素。2. 運輸價值因素。3. 貨物因素。4. 船舶營運因素。5. 海運市場之供給因素。6. 海運市場之需求因素。7. 經濟方面之因素。8. 軍事方面之因素。9. 政治方面之因素。其中 1、2、3、4、6 項引用了 William 所提出的見解，而其它項目說明了大環境對於海運運價之影響。

Gray (1986)認為影響航運經營管理之關鍵因素，除海上風險之外，最主要有(1)運費市場風險(Freight market risk)、(2)燃料價格風險(Bunker price risk)、(3)利率風險(Interest rate risk)與(4)幣值風險(Currency risk)等四項。Cullinane (1995)指出，成功的船東須了解收益之不確定性最為重要，而非成本之不確定性。能掌握不確定因素者即是贏家，而航運市場風險是風險最重要的部分。

Bendall and Stent (2003)指出，航運公司須面對高度競爭的環境，通常是在不確定情況下進行策略性決策。同時航運是服務性產業，會隨全球貿易需求與型態而變動。由於市場之不確定性，航運間或取決於不可預知的變動因素，對其

航運收益必有重大影響。當景氣繁榮時，運價連帶上升；反之，當景氣蕭條時，船東須面對運價下挫局面。因此，航運事業之經營，有必要作好策略性規劃，管理的意義即是在不確定下做決策。

溫珮伶(2005)探討海運市場運價決定機制及影響因素，其後以 GARCH(1,1) 模型結合自我迴歸項，進行海運價格間的交互影響效果實證分析，以及分析海運價格與其他影響海運價格的重要因素(如：燃煤價格、原油價格、鋼鐵價格等海運需求面之經濟變數)之間的交互影響。研究結果發現，油價、煤價及鋼價等原物料價格皆會影響到海運市場 BPI、BCI 的價格，原物料價格上漲時，運價也會隨之上揚，此意謂原物料的需求會推動海運需求量；然而運價卻不會影響到原物料價格起伏，此乃因原油價格主要受中東政治情勢影響，而煤價、鋼價主要受全球景氣所影響。從研究實證中得知，運價的變動率會受自身前期影響，此說明了儘管影響海運市場價格之因素雖無法正確預測，然前期運價在經營者制定決策時亦為一重要的經濟因素。

Kavussanos and Alizadeh-M (2002)採用 GARCH-M (Mean)模型，以海岬型船、巴拿馬極限型船、輕便型船三種船型為例，剖析散裝船舶價格發現，於新造船市場中，從長期觀點而言，三種船型價格波動曲線成相似型態，但短期內卻相異，此或與市場供需結構有關，且二手船與新造船有相似之結果。此外，於一般情況下，大型船舶價格較小型船舶高，新造船價格較二手船舶高；大型船舶價格波動較小型船舶大，新造船價格波動較二手船舶大。

2.2 全球貨櫃航運現況分析

貨櫃運輸的興起與發展使得海運邁向重要里程碑，透過特殊設計的貨櫃船來運載貨櫃從事國際貿易，其所帶來的經濟效益已非傳統式的一般雜貨船所能比擬。基本上貨櫃運輸其所帶來的效益包括作業簡化、運輸責任專一、裝卸迅速、貨物運輸安全、貨物包裝費用減低、貨物保險費用節省、運輸管制系統易於以電腦控制等種種優點。因此近二十年來，貨櫃海運蓬勃快速成長，已取代了傳統的雜貨船運送，成為定期船業務的主流。本節首先概要介紹貨櫃運輸的發展沿革，其次說明目前全球各主要區域間的貨櫃流量與未來流量成長情形，最後闡述現今國際貨櫃航運市場的三大發展趨勢：船舶大型化、航商聯營化與航線軸輻化。

2.2.1 貨櫃運輸發展沿革

貨櫃運輸始於第二次世界大戰，美軍為運輸龐大的軍需品至世界各地，使

用一種稱為 Conex 的小型貨櫃，以達到「戶及戶」(door to door) 的運輸目的。而商業用貨櫃海運始於 1957 年美國的泛大西洋船運公司(Pan Atlantic Steamship Co.)，即海陸公司(Sea-Land)的前身，首先改裝六艘雜貨船以裝載貨櫃，使用長、寬、高各為 35*8*8 呎之貨櫃，航行於紐約、休士頓與波多黎各之間。隔年，Matson Navigation 公司也開始經營加州與夏威夷之間的貨櫃海運，其使用長、寬、高各為 24*8*8 呎。此期間貨櫃海運的發展僅止於美國及澳洲，航程屬短程的沿海運輸及國內航線，船舶以改裝的半貨櫃船為主，容量約 500TEU，貨櫃船上多自備有起重機，僅少數碼頭備有橋式起重機，此為貨櫃海運的萌芽期。

1966 年 4 月美國海陸公司開闢橫越大西洋之貨櫃航線，航行於美國休士頓、紐約與荷蘭鹿特丹、英國普萊茅滋港，貨櫃海運開始進入國際航運時代，航商興建 700~1,000TEU 的全貨櫃輪，航行於大西洋與太平洋上，發展地區含蓋美、歐、日、澳等先進國家，裝卸設施以碼頭橋式起重機為主，轉運構想也產生，此時為貨櫃海運的成長期。

1971 年，遠東—歐洲航線開闢，各主要航線相繼出現大型之全貨櫃輪，以 2,000TEU 之巴拿馬極限型貨櫃船為遠洋運輸主力。轉運服務、海陸複合運輸相繼興起，發展地區也延展至東南亞、中東、南非等地，航商間也開始有策略聯盟等合作關係，此時為貨櫃海運的茁壯期。

1984 年，長榮海運與美國的美利堅航運公司相繼開闢環球航線(Round the World Service)，出現 3,000TEU 之大型全貨櫃輪，主次航線交織綿密，建立出海運的軸輻網路系統，發展地區延伸至中南美、非洲等地，裝卸機具也趨向大型、自動化，海運與陸空運的配合也日趨熱絡，此時為貨櫃海運的成熟期。

2.2.2 全球貨櫃海運運量

根據 Drewry Shipping Consultants 的全球貨櫃量資料顯示：貨櫃運輸自 1980 年代以來快速成長，全球港口近十年的貨櫃裝卸量平均年成長率 10.5%，至 2003 年達到 3 億 1700 萬 TEU。若以區域分析，以遠東地區占有率最大，2000 至 2003 年均逐年成長，占全球 30.2%~34.2%，2003 年更突破 1 億 TEU；其次是歐洲地區，裝卸量由 5300 萬 TEU 逐年成長至 6500 萬 TEU，占有率介於 20.4%~22.4%；第三是東南亞地區，裝卸量亦由 3400 萬 TEU 逐年成長至 4500 萬 TEU，占有率介於 14.3%~14.9%；第四是北美洲地區，裝卸量由 3100 萬 TEU 逐年成長至 3700 萬 TEU，占有率介於 11.8%~13.1%；其他地區占有率雖低於 10%，但仍呈現逐年成長之趨勢。

根據 Drewry 分析，近年來貨櫃運輸快速成長原因，主要因中國加入 WTO 後，歐美國家持續外包(Outsourcing)給中國大陸進行產品之生產，因而促進貨櫃海運之成長，在 2002 和 2003 年中國經濟是貨櫃貿易發展的驅動力，預估 2004 和 2005 將維持前兩年之趨勢持續成長，成長率預估 13.4%及 11.2%。2006 至 2009 年將趨於保守，預估成長率調降為 8.5%至 6.6%間。按 Drewry 預測趨勢，2003 年全球港口貨櫃裝卸量是 3 億 1700 萬 TEU，預估至 2009 年將達到 5 億 2800 萬 TEU，成長 66.5%。其中遠東地區在 2003 年是 1 億 900 萬 TEU，預估至 2009 年將達到 2 億 900 萬 TEU，成長 91.9%，成長率高於全球成長率。

進一步來看全球各主要區域間的貨櫃流量。圖 2 顯示 Containerisation International 所統計的 2004 年全球各主要區域間貨櫃流量。資料顯示：各區域間的貨櫃流量以東西向流量較大，南北向流量相對較少。東西向的流動以遠東與北美地區間的流量最大，雙向流量達 1646.7 萬 TEU，遠東與歐洲間的流量其次，雙向流量為 1055.0 萬 TEU，而北美與歐洲間的流量第三，雙向流量為 492.5 萬 TEU。三條主要貨櫃流的東西向流量不均衡情況均很嚴重，以遠東與北美間的貨櫃流為例，遠東運往北美的貨櫃達 1233.7 萬 TEU，而北美運往遠東的貨櫃僅 413.0 萬 TEU，換句話說，每三個由遠東運至北美的貨櫃只有一個運回。

南北向的流動主要有東北亞—東南亞、北美—中南美、遠東—大洋洲、歐洲—西非、歐洲—大洋洲、歐洲—中南美等。其中，以東北亞與東南亞間的流量較大，雙向流量達 777.6 萬 TEU，北美與中南美間的流量其次，雙向流量達 384.9 萬 TEU，歐洲與中南美間的流量第三，雙向流量達 260.0 萬 TEU。而後來 Containerisation International 亦預測未來三年全球各區域間的貨櫃流量均將持續成長，其預測 2008 年各主要區域間的貨櫃流量如圖 3 所示。

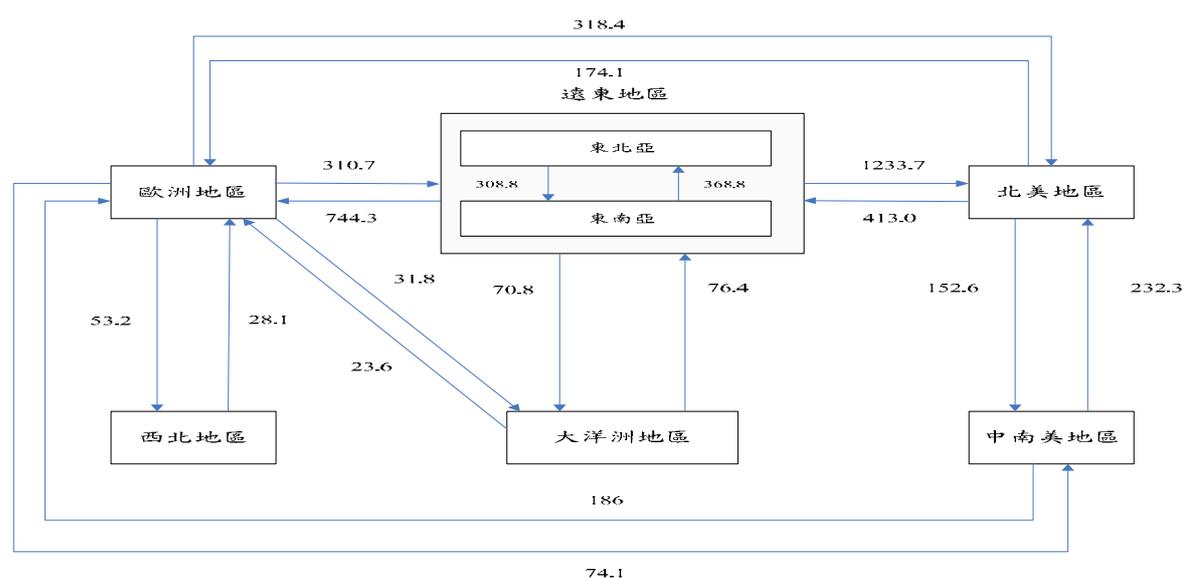


圖2 2004 年全球各主要區域的貨櫃流量預測值

資料來源：Containerisation International。(單位：萬TEU)

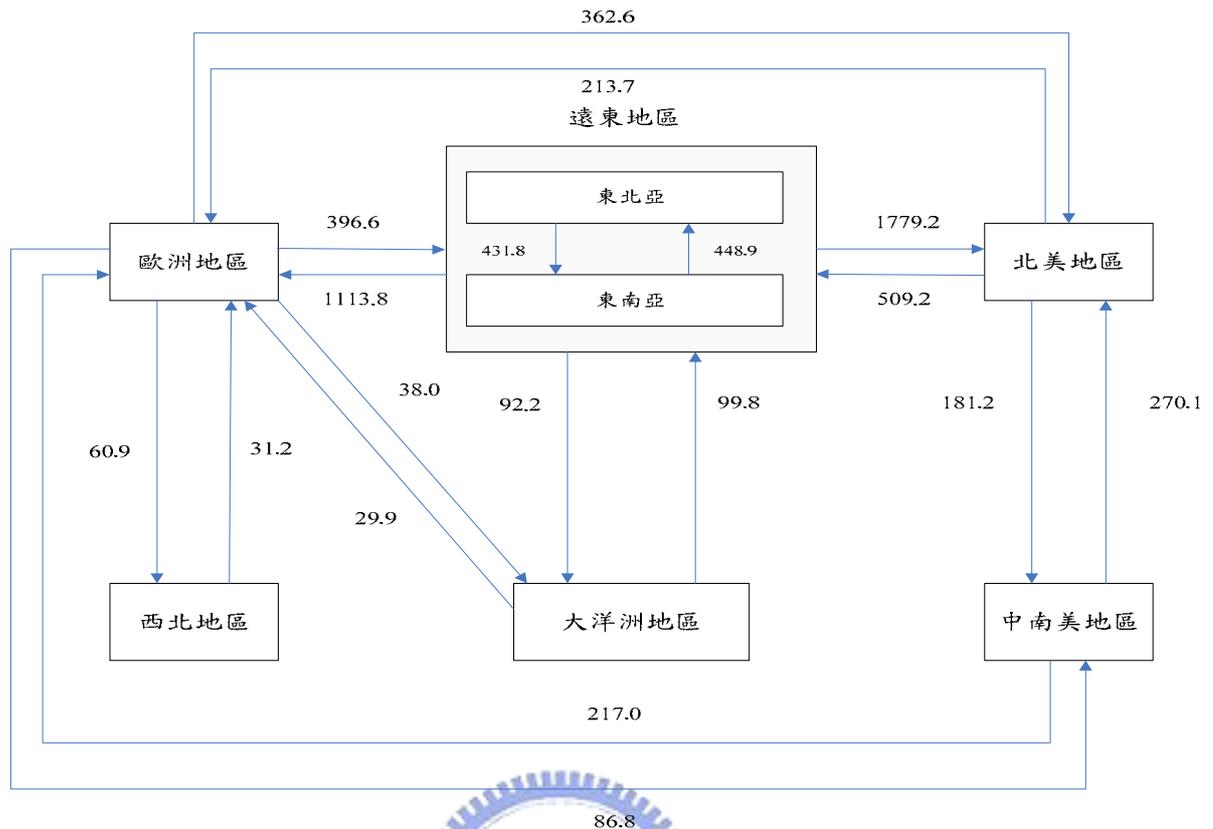


圖3 2008年全球各主要區域的貨櫃流量預測值

資料來源：Containerisation International。（單位：萬TEU）

2.2.3 國際海運發展趨勢

目前國際海運的發展主要有三大趨勢，一是貨櫃船的運送船型趨向大型化，二是航商間的聯營合作盛行，三是貨櫃運輸形成海運的軸輻網路。

1. 貨櫃船大型化

目前遠洋航線船東為降低營運成本，紛紛建造大型貨櫃船，以迎接日益競爭激烈的貨櫃航運市場，世界各主要貨櫃航線的運送船型趨向大型化。以1997年至2006年之世界各型貨櫃船的數量多寡來看(如表2.1所示)，可以發現1,000TEU以下的貨櫃船數之比例從1997年的34.9%降至2006年的29.2%，1,000~2,000TEU貨櫃船數之比例從1997年的34.4%降至2006年的27.4%，而4,000TEU以上貨櫃船數的比例由1997年的5.9%升至2006年的18.9%，明確顯示整體貨櫃船的船型正朝向大型化。

表 2.1 1997-2006 年世界各型貨櫃船之數量統計

	1997 年	2000 年	2003 年	2006 年
船舶大小(teu)	艘數 (比率)	艘數 (比率)	艘數 (比率)	艘數 (比率)
0-499	344 (18.8%)	376 (14.9%)	422 (13.8%)	393 (11.1%)
500-999	295 (16.1%)	462 (18.4%)	559 (18.3%)	643 (18.1%)
1000-1999	629 (34.4%)	801 (31.8%)	899 (29.4%)	972 (27.4%)
2000-2999	304 (16.6%)	399 (15.9%)	471 (15.4%)	579 (16.3%)
3000-3999	148 (8.1%)	230 (9.1%)	275 (9.0%)	288 (8.1%)
4000-4999	92 (5.0%)	157 (6.2%)	209 (6.8%)	285 (8.0%)
5000-5999	17 (0.9%)	60 (2.4%)	135 (4.4%)	217 (6.1%)
6000 以上	0 (0.0%)	32 (1.3%)	93 (3.0%)	170 (4.8%)
總計	1829	2517	3063	3547

資料來源：Containerisation International

貨櫃船大型化的發展腳步極快，特別是在 1990 年之後，最大型貨櫃船的船舶尺寸是以每二年或更短的時間加速突破，在 1991 年最大型貨櫃船為 4,400TEU，在 1996 年為 6,000TEU，到了 2001 年為 Hapag Lloyd 的 7,500TEU 貨櫃船，2003 年為 OOCL 的 8,000TEU 貨櫃船，而目前世界最大的貨櫃船為地中海航運(MSC)的 9,200TEU 貨櫃船，已於 2005 年投入亞洲—歐洲航線服務。此外，CSCL 公司新建 9 艘 9,560TEU 貨櫃船預計在今年(2006 年)7 月投入營運，中遠(Cosco)新建 8 艘 10,000TEU 貨櫃船預計在 2008 年 9 月投入營運。可知目前船舶大型化的趨勢仍在持續進行中。

2. 航商聯營合作

貨櫃運輸服務係屬同質性高之產業，各貨櫃航商面對競爭極為激烈的定期航運市場，紛紛籌組航運聯盟或採用協議合作之營運方式，其目的除了增加作業據點、擴大貨源、增加調派船舶航班之靈活度外，更希望能增加設備利用率、周轉率，以降低成本、提昇服務品質與強化競爭力。傅衡宇[50]指出目前海運市場上較常見的海運策略聯盟方式有公攤協定(Pooling Agreement)、共同派船(joint fleet)、艙位互租(Slot-space Charter; Cross-slot charter)、艙位互換(Slot exchange)與艙位租用等方式。各海運策略聯盟說明如下：

(1) 公攤協定：

係指營運於同一航線上之兩家以上船公司，共同派船營運，運價統一，依據一固定公式，對參與協定之成員，提供貨運量之盈虧、費用之分攤。

(2) 共同派船：

係指各成員公司共同派船經營某一航線，噸位依出船之比率分配，市場及財務獨立，運價、港埠費用及其他費用、相關事宜、貨櫃集散站也各負其責，但為了運作方便起見，雙方會協議共同碼頭或其他相關設備及設施。

(3) 艙位互租：

兩家或兩家以上之公司經營類似航線或不同航線，相互簽定租用艙位之契約，其目的是擴充雙方之服務領域，提升服水準，對於貨源之招攬即船舶之營運，則由航運公司各自為之。

(4) 艙位互換：

係指船公司以自己擁有之艙位去換取其他公司之艙位，藉以提高艙位利用率並可增加第三國貿易間之承運機會，一般而言，交換艙位之數量相等。

(5) 艙位租用：

係指一船公司在某一航線上之營運規模經評估後未達自行派船的水準或是攬貨量突然增加，導致艙位不足，而向同航線之其他船公司租用所需之艙位。目前全球著名之航商聯盟有大聯盟(Grand Alliance)、新世界聯盟(New World Alliance)與CHKY聯盟等。其中大聯盟包括Hapag-Lloyd、東方海外(OOCL)、MISC與日本郵船(NYK)等四家航商，新世界聯盟包括Mitsui、NOL/APL與現代(Hyundai)等三家航商，CHKY聯盟則由中國遠洋(Cosco)、韓進(Hanjin)、川崎(K Line)與陽明(Yaung Ming)四家航商組成。此外，長榮亦與Hatsu Marine、Lloyd Triestino組成一營運集團，快桅(Maersk Sealand)亦與Portlink、Safmarine組成AP Moller-Maersk Group。因此，貨櫃航商間的分分合合變動極快，今日的結盟伙伴，明日可能各奔東西，或者合併為同一公司。例如：先前大聯盟除目前四家航商外尚包括P & O Nedlloyd；目前的快桅(Maersk Sealand)即在前幾年由快桅(Maersk)與海陸(Sealand)兩家公司合併而成。無論如何，定期貨櫃航商間進行策略聯盟的需求是不會減少的。

3. 貨櫃軸輻網路形成

目前軸輻網路在航空客運網路、航空貨運與快遞運輸網路、網際網路、通訊網路等方面均大為風行。在海運上，隨著全球經濟的發展與貿易活動的熱絡，航

運市場日趨繁榮，從事遠洋業務的定期貨櫃船公司亦發展出海運的軸輻網路，即在航運網路中選擇數個港埠為軸心港，以大型貨櫃船—母船行駛軸心港與軸心港間的主航線，而以小型貨櫃船—集貨船行駛軸心港與地區港埠之間。

2.3 預測理論及方法

2.3.1 預測之基本性質

預測具有四項基本性質，本研究依據于宗先（1972）的看法加以彙整詮釋如下：

一、預測程序之持續性

健全的預測，乃一種「嘗試錯誤（trial and error）」的程序，此一程序不僅包括預測方法的更新，還包括資料的加入與調整。係因環境乃動態的、變化的，其對預測對象所產生的影響也不一致，所以，預測者必須認識這些影響，適時的對以往的預測成果，就當前的情況予以修正。而持續修正資料結果，才能使預測臻於完善之境界。

二、預測情況之不確定性

預測未來是希望得知種種可能的發生，卻還沒有真正發生的現象。對於某些連續發生的現象，只能說其連續發生的機率很高，高至可能趨近於1，但多數現象都不會「一定」發生。未來情況的不確定性，是由於相關因素變動所致。雖然這些因素有時可加以預測，但彼此相互衝擊的程度卻難以測得，也因這些因素間的相互影響無法完全控制，故未來情況得不確定性便「一定」會存在。

三、預測現象之連續性

只有預測現象的連續出現，才有以其作為預測基礎的資料。而且，唯有這些資料能構成一定的型態，並藉由對其型態的理解，之後才能推演出未來可能的型態。預測的現象是突發事件，無法在事前得到足夠的資訊，或者不知道該處理那些資訊，如美國 911 爆炸事件等，則無法加以預測。

四、預測結果之錯誤性

在正常的情況下，預測結果不可能與事實絲毫不差。究其原因如下：

- (1) 理論上預測者本身即處於待測之系統中，預測本身即會干擾預測結果。因此，若再預測此一干擾，則又成為另一干擾，結果將無窮無盡，永遠不會真正符合事實，這也是邏輯上所無法克服的矛盾點。
- (2) 用來預測的資料本身即與真實情況有所差異。其差異可能來自於資料提供者為了自身利益，而對資料予以某種程度的隱瞞或扭曲，此乃人為有意所造成的誤差。
- (3) 資料加總(aggregation)的缺點。當資料的加總性越高，則資料表現實際

情況之可靠性便越低，因加總性資料無法解決異質問題(heterogeneous problems)，其只能將異質事件當作同質事件(homogeneous events)來處理，因而減少其表現事實的能力，這可能是資料提供者有意或無意造成的缺點，但卻十分常見。

- (4) 工具造成的錯誤，預測模型的建立，從蒐集資料、到獲得預測數值，其間要經過記錄、解釋、分類、計算、調整、核對等程序，經此過程可能造成各種錯誤，又以經手人員並非完美，即使設置複查機制，亦未必能確保沒有錯誤發生，這種狀況在非營利事業機構，或政府機構較常發生，但營利機構亦難以避免。
- (5) 同一事件，常因觀測者不同，造成敘述方式不盡相同，或詮釋方式有所差異。
- (6) 設計模型者因經驗缺乏，對各種預測的特性未能完全掌握，加上資料的使用者，又非資料的編製者對於資料的內情無法完全洞悉，因此，在運用上也難以得心應手，而預測結果也因此產生誤差。
- (7) 當觀察者訓練程度不足、資料定義、分類含混或不足，終究導致資料無法精確表達實際狀況。當第一手資料無法完全正確或充分時，若用於預測其準確度便有一定的限度。又因種種無法測度的影響因素，預測結果達完全符合事實的機率將很低，故完全正確的預測係屬巧合，而非常態。

由以上預測的四項基本性質得知，預測之目的，並非要求百分之百正確的結果，而是容許誤差在忍受範圍內的結果進行風險(risk)評估，以作為決策(decision-making)，或者規劃(planning)的依據。越接近未來情況的預測，雖然越能降低行動過程中所遭遇的風險，也較易達成預期的目標。但是，真正重要的是決策與計畫，以及實踐時的控管，因為預測有其不可抗力的限制，並無法真正完全符合未來。與其耗費大量資源求得一改善有限，卻越來越複雜的預測模型，不如將模型簡化，把資源集中在實踐上，畢竟再準確的預測，若不加以實踐，或實踐時未能充分控管，也無法達成預期的目標。再完美的預測，也只是一個機率，不能保證什麼事「一定」發生，而唯有發生過的事，才不會變動，此乃進行預測時，需要留意的前提之一。

2.3.2 預測方法綜覽

預測方法依其資料性質可分為兩種基本型態：定量方法(quantitative methods)與定性方法(qualitative methods)。吳柏林(1995)認為前者通常是將歷史事件，化成時間數列資料趨勢圖，並判別出它們的特徵，以數理方法模型化後，再做量的預測。而後者則以專家的意見為主，因為此種預測方法，多用於評估新的技術形式，故通常無法取得資訊，或者資訊很少，只能依據專家過去的經驗，或者特殊感官功能，對未來的事件，做本質和特性的預測。供研究常用的預

測方法，經整理分類為十七種，其中，第一至二項屬確定模型(deterministic models)第三至九項屬隨機模型(stochastic models);第十至十一項可視為無模型(model free)，前述十一種方法歸類為定量方法，第十二至十七項則歸為定性方法：

一、投入產出模型(input-output models)

利用輸入矩陣 A、生產矩陣(輸出矩陣)X、需求矩陣 D 間之關係 $X=AX+D$ ，蒐集極詳盡的資料，構建一套專屬某區域或國家市場的投入與產出模型，以顯示所有商品與服務，在產業間或區域間的各種流動情形。

二、成長模型(growth models)

如古典的指數成長曲線(exponential growth curve)，邏輯曲線(logistic curve)，或龔佩茲曲線(Gompertz curve)，多項式函數，擴散指數，領先指標，經濟基地研究等確定性(deterministic)模型。根據成長率(growth rates)特性，或由所構建之微分方程式解出一組合適參數。

三、多變數迴歸方程式(multi-regression equations)

相關變數及其因果關係之間的探討，通常以迴歸方程式表示。由最大概似法或最小平方誤差法，估計各變數的係數。

四、指數平滑法(exponential smoothing)

將過去的資料，以特定的期數求移動平均值作為預測值。通常其權數呈指數遞增，而較新近的資料，常給予較大的權數。

五、ARIMA 模型(autoregressive-integrated moving average models)

由 Box 和 Jenkins 所提出 ARIMA(自我迴歸整合移動平均)模型，廣為流傳。主要方法為對歷史資料分析，檢視其自相關與偏相關等特性。應用三階段模型包括階次認定(order identification)，參數估計(parameter estimation)，以及診斷檢定(diagnostic checking)構建過程，在 ARIMA model 中選取一個適當的模型來做預測。

六、灰色預測模型 (Grey Model ; GM)

是應用灰色理論進行預測的主要模型。灰預測模型將離散不規則的原始數據轉換為據指數規律的累加生成數，據此建立微分方程式，並由樣本數值產生微分方程組求解係數，據以進行預測。

七、分解法(decomposition)

對時間數列四個特性：趨勢(T)，季節(S)，循環(C)及隨機(I)加以分析估計，

包括趨勢投射，移動三角形法。美國標準局所構建之 X-11 為其中著明之應用軟體。

八、計量經濟模型(econometric models)

以經濟分析觀點建立計量模型。此方法需要專業經濟知識與背景。而在其蒐集資料與構建合理聯立方程式的過程中，需投入相當成本且相當費時。

九、非線性模型(non-linear models)

對不滿足線性 ARIMA 模型的一些基本假設，應用特定非線性模型來處理，可改善線性模型在配適與預測結果不佳情況。較常用的非線性模型有：雙線性模型(bilinear models)，門檻模型(threshold models)，與指數 ARIMA 模型等。

十、狀態空間(state space)

乃考慮系統中影響現在狀態的因素所構成之最小集合。而此系統未來的行為，亦僅受到此集合現在與前一期系統輸入變因之影響。

十一、類神經網路(neural network)

模擬人腦神經組織，經嘗試錯誤(try and error)與修正記憶後之所得並無特定模型(model free)，用來做預測，故可說是無模型或經驗學習模型。

十二、預期調查(anticipation surveys)

針對所需調查之主題設計問題，在選定抽樣族群後，使用現場訪談、問卷、電話、郵件、電子郵件等方式，並利用統計方法將資料處理後，得到所需之結果。

十三、德菲法(Delphi method)

此方法具有十分完整定義的程序，由一組仔細挑選的小組討論人員，利用問卷蒐集專家的意見，並且持續累積，直至得出結論。

十四、小組協議(panel consensus)

一種有組織的探討方式，係由許多人組成的小組，針對某些特定事項進行評鑑的協議，如政府之智囊團、國策顧問等團體。

十五、市場研究(market research)

利用現場工作人員，對現場的買方、賣方、代理商、運送人員等進行訪問，以求得第一線人員，也就是最熟悉現場操作人員之預測。

十六、情境分析(scenarios-based forecasting)

歸納許多個人與專家的偏好選擇，以計數或序列的衡量尺度把他們的觀點排

列下來，產生一組重要的因素或特性，這些因素或特性被認為是可以解釋某一特定事項的。

十七、想像預測(visionary forecasts)

僱用一位行業中有名的想像家，這種人具有透視某項特定問題或爭議可能內涵的本事，甚至可能比定量方法所做出的結論更精準，如美國央行總裁葛林斯潘(Alan Greenspan)等。綜上所述分析，比較適合 BDI 預測的有灰色預測法、指數平滑法及 ARIMA 模型。

2.3.3 預測方法的選取

預測方法之選取受決策當時所遭遇的環境特性與成本效益問題的影響很大。應如何選取合適的預測方法？依吳柏林(1995)提到決策過程中，必須考量的幾個重要因素加以整理歸納如下：

一、需要何種形式的預測

預測的形式有三種：點預測、區間預測、以及等第(rank)預測。例如：「公司下個月銷售額約三千萬」、「此路線下季的乘客成長率為 2.5%」等屬於點預測；「台北市明年夏季的每日用水需求，為四十到四十七萬噸之間，信心水準 95%」等為區間預測；「明天的紫外線等級為微量」、「明年第一季的經濟景氣指標，將持續黃藍燈」則屬於等第預測。

二、預測時間多長

這要看資料與決策的性質，需要預測的時間點可能只要有幾天或幾週，也可能長達數月甚或數年。以本文為例，選取的方法應以可進行中、長期預測者為主。

三、有多少項目需要預測

預測不需要對影響系統的每個變數作考量，過多變數的預測反而會模糊系統目標。在多變量模式的建立過程中，一般有五個變數的系統結構就已相當複雜。為達本文之研究目的，本文擬採用灰預測方法進行預測。

四、預測需要精準到什麼程度

預測精確性攸關管理決策的品質。但精確度越高的預測，通常需要付出的時間與成本也越高。因此，低成本高精確度的預測方式，才是公司企業等營利團體所追求的目標。短期的預測，相對而言，比長期預測容易更精確，因而對精確度的要求也較高。本文對短期及中期(3~15 個月)預測精確度的標準，是按一般人的經驗法則，以平均誤差低於 5% 為優，5%~10% 為良，10%~20% 為可，超過 20% 為劣。而本文之研究目的並非預測方法的改良，而在於發現新的解釋變數，以及新的資料的運用，故對各預測方法其預測準確度的要求，只要不差於一般預

測方法即可。考慮到本身的研究資源及所需的精確程度，灰色預測模式為本研究所採之預測方法。

五、系統結構的轉變

由於系統結構性轉變(structure change)的發生，預測者需配合動態變化的歷史演進，構建符合目前狀況的模型，避免導致需求或供給的時間數列其走勢與過去產生迥異之現象。若一味跟隨過去的經驗，則難以對新市場的變遷做準確之預測。本研究著重在預測方法的比較，因此將不考慮此可能的結構性轉變。

2.3.4 預測方法之比較

由預測方法綜覽之陳述，在已知的預測方法中，所需基本資料最少的預測方法，也就是只需要單一項目之歷史資料者，為減少資料蒐集時間，並維持一定的預測能力，因此，本研究只考慮使用灰預測方法來預測歐洲線的運價，期能找出最佳的預測模型。茲將本研究所擬採用的方法與其他一般常見的預測方法作比較，並分析其優缺點列表於表 2.2

表 2.2 各種預測方法比較

預測方法	理論內容	優點	缺點
指數平滑法	預測值是預測時點前一期的實際值和前一期預測值的加權平均，平滑係數 α 越大，預測值越不穩定，但對於實際數據的變化反應越敏感。	所需資料少，計算較簡便。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 在處理有線性趨勢的數據時，可能產生落後偏差。 2. 需再進行一次指數平滑法，以提高對時間序列的穩合程度，使預測值更符合實際。
計量經濟模型	以有關數據來表示事實，及以計量經濟理論及方法來測量與檢定某些經濟變數間的關係，從而提供經濟分析實證背景。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 具經濟理論基礎，易解釋自變數與因變數之關係，較有說服力。 2. 對趨勢之變化能有效的分析及解釋。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 係數固定，故對外在因素的改變，缺乏反應之彈性。 2. 參數推估費時且花費較高。

時間序列分析	時間序列中之各觀測值間通常都存在相關性，時間相隔越短之兩觀測值，相關性越大，因此僅依變數本身過去的資料所存在的變異型態來建立模型。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 對於週期性、季節性及循環性之趨勢易於掌握。 2. 純粹以歷史數據為預測基礎，資料容易收集，成本低。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 模型選擇需高度技巧與經驗。 2. 無經濟理論基礎將造成模型解釋不易。
灰預測	在一堆雜亂無章的數據中，經過累加生成就數找數，找出其可能隱藏之特徵與規律性，以降低數據之隨機性。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 模型操作簡單。 2. 所需原始數列元素數目不需太多（超過四筆即可）。 3. 不需事前假設數列分布情形。 	模型參數採最小平方法推估，在系統受干擾時將會產生偏誤估計。
類神經網路	透過訓練的方式，讓類神經網路反覆學習，直到對每個輸入都能正確對應到所需要的輸出，因此在類神經網路學習前，必須建立出一個訓練樣本（training pattern）使類神經網路在學習的過程中有一個參考，訓練樣本的建立來自於實際系統輸入與輸出或是以往的經驗。	<ol style="list-style-type: none"> 1. 可以建構非線性的模型。 2. 對於未知的輸入可得到正確的輸出，並可以接受不同種類的變數作為輸入，適應性強。 3. 可應用的領域相當廣泛。 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 類神經網路的解有無限多組，無法得知哪一組的解為最佳解。 2. 訓練的過程中無法得知需要多少神經元個數，太多或太少的神經元均會影響系統的準確性，因此往往需以試誤的方式得到適當的神經元個數。
德爾菲法	採用函詢調查的形式，向與預測問題有關領域的專家分別提出問題，使專家在彼	<ol style="list-style-type: none"> 1. 不需要集合專家就可以綜合專家的意見，並收集思廣益 	<ol style="list-style-type: none"> 1. 問卷內容不能明確表示議題內涵或問題模擬兩可時，將

	<p>此不見面的情況下發表意見、交流資訊，而後將他們的答覆意見加以整理綜合。經過多次反覆迴圈與技術處理，最後匯總得出比較一致、可靠的預測結果。</p>	<p>之效，且允許有合理的分歧意見。</p> <p>2. 不需要歷史資料，更不需要艱深的統計分析技術。</p>	<p>使評估結果有所偏頗。</p> <p>2. 目的在使專家群體之意見有一致性的收斂，然而受訪的專家可能因意見相左而不易收斂，影響評估結果。</p>
--	---	---	--

資料來源：本研究整理

2.3.5 灰預測之相關文獻

一般社會系統，除了輸入時間數列(如某年的數值、產量)是明確可知外，在投入的數據就顯得相當缺乏或不明確，尤其是社會、經濟系統是抽象的，不比工程系統有著明顯的系統內外之分，而可清楚觀察出輸入與輸出間的關係，進而分析投入與產出的影響。因此，根據鄧聚龍(1992)於灰預測原理與應用一書提到，訊息完全、明確的系統為「白色系統」，訊息完全不明確的系統為「黑色系統」，而部份訊息明確、部分訊息不明確的系統為「灰色系統」。

灰色系統理論為鄧聚龍教授所提出，是一種適用於預測與決策的新理論方法，灰色理論是以顏色命名，表示部份訊息未知，亦即對系統的特性、結構等不完全了解。近年來，灰色系統理論已被廣泛運用，且獲得相當良好的研究成果。依據運用灰色理論的相關研究顯示，灰預測分析模型適合應用於短期或無法取得完整訊息的預測分析，僅需要至少四筆以上數據資料，即可獲得令人滿意之預測結果。因此，對市場環境瞬息萬變與日新月異之散裝航運產業來說，應用灰預測模型或可準確預測未來航運市場之運價趨勢。灰色系統理論除了應用在運輸領域外，經由各界大力推廣與努力，在季節災變、股價指數、商業活動、人力資源、科技產業預測等各個領域已有相當豐碩之成果。

林科(1994)利用灰色理論預測兩岸間接通航每年所增加之運輸成本，在1993年至1996年間，分別增加59.5億美元及6830萬美元的客貨運輸成本。許巧鶯與溫裕弘(1997)利用GM(1,1)及GM(1,N)構建台灣國際航空運量的預測模型及來台旅客與國人出國之預測模型，並與VAR及ARIMA模型預測結果比較分析，研究結果顯示，灰預測模型預測能力較傳統迴歸模型與ARIMA模型為佳。溫裕弘(1996)應用灰預測理論構建航線運量預測、航空網路形態設計、航線班機頻次規

劃與機型指派預測模型，經實證研究顯示，運量預測模型對運量變化的擬合及上下包絡灰區間對運量未來發展的捕捉，均較傳統迴歸模型與時間數列模型具有較佳之預測能力。

Lin (2000)根據 1978 至 1984 之 USAF (美國空軍)每年所公佈的失事率資料來預測每 10000 飛行小時之意外發生機率，藉由 GM(1, 1)模型進行灰預測，精確度可以達到 95%以上，而美國空軍所預測的數據資料精確度為 85%，因此，對於美國空軍的每一萬小時的失事率而言，灰預測的精確度比 USAF 的預測高出了 10%。

謝尚行與呂志哲(2004)以灰色預測模式預測中國大陸經濟發展對亞洲主要港埠貨櫃量之影響，建立 GM(1, 1)時間數列預測模式，再考慮由於貨櫃量資料隨機性較高，預測之準確度會因而受到影響，因此提出以殘差數據建立 GM 殘差模式修正原灰色模型；但會遇到修正數據的正負耗問題，因此應用馬可夫鏈 (Markov Chain)建立狀態機率轉移矩陣，來捕捉殘差符號的隨機動態變化。結合灰色預測模式、殘差 GM(1, 1)模式和殘差符號的馬可夫預測模式，即得到灰色馬可夫殘差修正模式。實證結果顯示，此預測模式能充分利用歷史數據資料，對隨機波動性較大之數列的預測較具準確度。而本研究以 GM(1, 1)時間數列預測模式，對定期船運價來進行預測。

2.3.6 ARIMA 預測模型之相關文獻

Tiao and Xu 於 1993 年發表改良的指數平滑法，將向前預測的期數導入指數平滑公式裡，使得平滑參數成為向前預測期數的函數。在不知正確模型為何的情況下，使用指數平滑來進行未來期數的預測，有相當良好的表現。另一方面，Ing(2001)證明了對任意階數的 ARIMA(p, 1, q)模型都可以用高階(意謂階數隨著資料增加而增加)的 AR (Autoregressive)模型來逼近並取得真有一致性的預測結果。為了比較兩種預測方法的好壞，以模擬的方式，在多個不穩定時間數列模型下，以 AIC 選取(高階的)AR 模型，並以選出模型與指數平滑法做預測能力上的比較。發現以 AIC 選模，不僅具備計算便捷的優點，且當資料並非來自 ARI(LIA(0, 1, 1))模型時，選中的 AR 模型在預測能力上明顯優於指數平滑法。

徐瑞玲(1998)其時間數列模型建立之各種分析方法之比較與實證研究中說明時間數列分析自一九七〇年 Box-Jenkins 發展出自我迴歸移動平均整合模型 (ARIMA(p, d, q))之後，便更普遍地應用於經濟、企管、工程及物理等相關領域上。

張小彤(2003)以時間數列 ARIMA 模型做預測，研究新台幣對美元匯率的預測。研究結果 ARIMA 模型預測結果的平均誤差為 0.2152，研究結果預測未來台幣相對於美元有升值的趨勢。鄭美幸與詹志明(2002)利用隨機漫步模型、GARCH

模型及 GM(1, 1)模型，針對每月新台幣對美元的匯率的預測績效，發現在一個月及三個月的預測績效中，灰預測模型最佳，GARCH 模型次之，隨機漫步模型最差；在六個月的長期預測績效中則相反。

2.4 小結

在海運市場與運價文獻回顧中，可以清楚的發現海運市場是一相當國際性的產業，市場上存有多國業者與投資人競爭，但同時也面臨著強烈的不確定性，此乃因海運貨物來源繫於全球經濟脈動，運價為供給面與需求面交互影響下的均衡結果，且海運市場的船噸供給或需求在短期間缺乏彈性，一遇到外來事件衝擊，如美國 911 事件與近期油價高漲，將導致國際海運市場價格的波動。

貨櫃航運現況分析上，近年來貨櫃運輸成長快速，全球港口貨櫃裝卸量在 2003 年為 3 億 1700 萬 TEU，預估至 2009 年將達到 5 億 2800 萬 TEU，其中遠東地區的佔有率最大，且預期未來的成長率亦高於全球成長率。全球各主要區域間的貨櫃流量以東西向流量較大，南北向流量相對較少。東西向的流動以遠東與北美地區間的流量最大，遠東與歐洲間的流量其次，北美與歐洲間的流量第三。在船舶供給方面，全球貨櫃船的總船舶能量在 2005 年達 802 萬 TEU，多集中在主要貨櫃航商手中。未來的貨櫃航運網路將朝向輻輳網路發展，貨櫃船將更趨大型化，而航商與航商之間的合作聯營將更趨密切。

在預測理論及方法文獻回顧中，對於海運運價的預測，以往多以時間序列法(包含 ARIMA 法)佔多數，其次是灰預測 GM(1, 1)。近年來中國大陸經濟發展很迅速，對於海運市場運價已產生影響，若能將中國大陸經濟發展重要經濟指標納入模型當作解釋變數，對於運價的預測上會有更貼近現實的模型。因此本研究的研究方法將先採用計量方法中 Panel Data 模型，所採用的解釋變數以歐元變動匯率(經濟指標)、油價波動、航行路線與中國大陸經濟指標為主，嘗試去探討定期船的運價是否會受到上面幾個因素的影響。而後建立定期船運價的預測模式時，目的是在引用新的變數做為解釋變數而非方法上的改善；另外由於資料比數少，所以亦將利用灰色預測模式建立運價之預測模式。

第三章 海運市場的種類及分析

3.1 海運市場的介紹

一. 依營運型態分類

海運市場依船舶營運型態分類可分為：定期船運輸(Liner Sea Transportation)與不定期船運輸(Tramp Sea Transportation)。為了更清楚全球海運貿易貨載劃分的情況，整理如下圖 4：

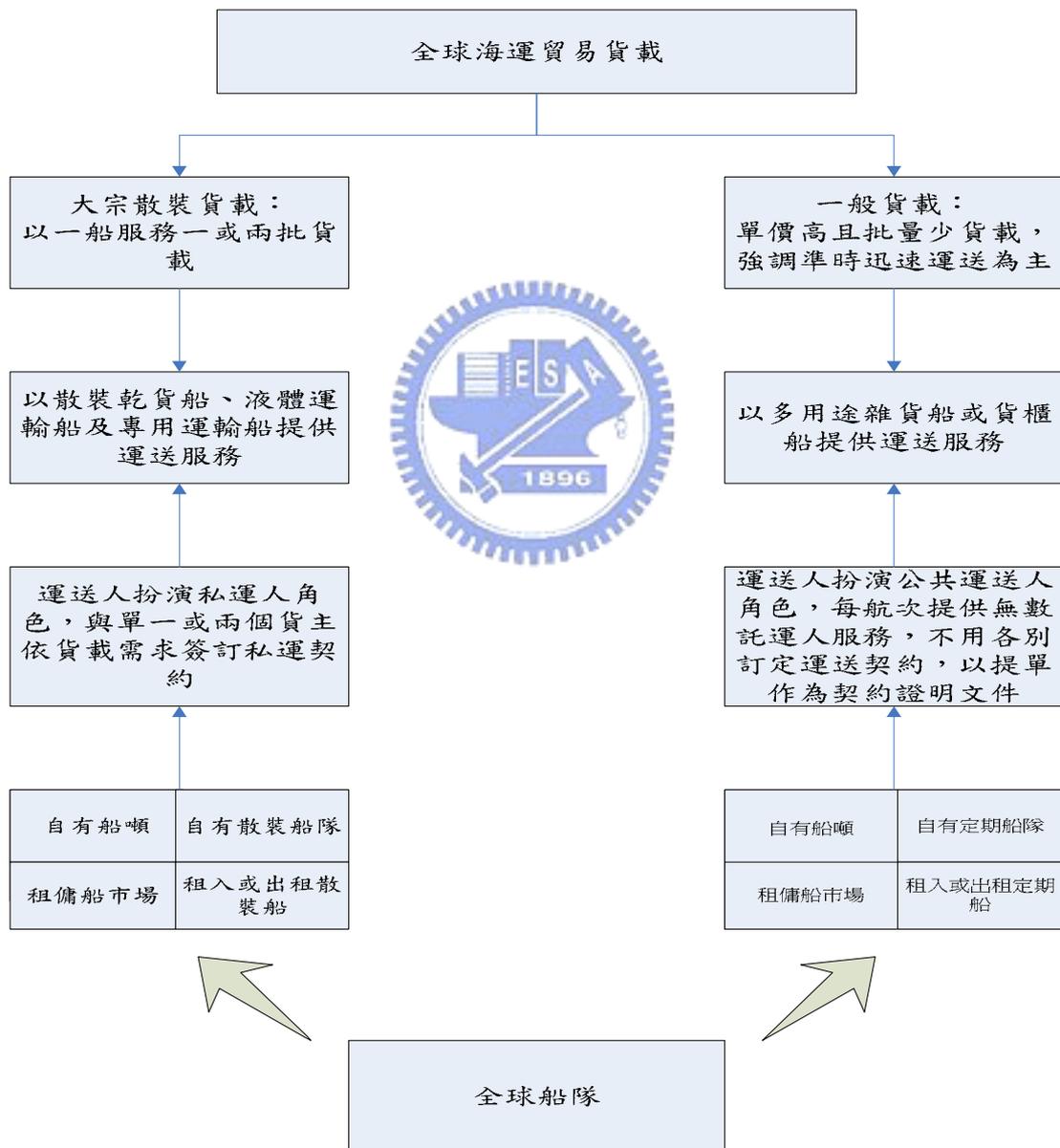


圖4 全球海運貿易貨載之散裝船與定期船運送服務型態

定期船運輸是指船舶運輸有固定航線、固定靠泊港口、固定費率表(Tariff)，以提供眾多託運人服務，運輸服務業者扮演公共運送人角色，目前多半是指貨櫃船運輸型態，主要以承攬運送量少價格高的終端消費產品，其一般要求較高的運輸服務品質。不定期船運輸是指在船東以追求市場最高利潤為導向下，不限定航線或貨載而選擇出最佳營運操作與最佳船舶配置，一般將船舶當作商品化並視現在及未來市場的條件，在船舶租傭船市場(Chartering Market)與特定單一客戶訂定船舶租傭，雙方可針對貨物運送合約或對約定期間內船舶的船艙使用等訂定私人合約(Private Contract)，船東則扮演私運送人角色(Private Carrier)，在此情況下，不定期船運輸型態具有多元化且高度彈性，營運管理與經營策略與定期船運輸是截然不同的。

定期船運輸與不定期船運輸的差異，除了營運船舶管理均要遵守國際海事公法規範外，也因市場價格差異的特性，而導致業務行銷與交易型態不同，表 3 將比較定期船營運與不定期船營運的差異：

表 3.1 定期船運輸與不定期船運輸差異比較

不同項目	定期船運輸	不定期船運輸
市場環境	非完全競爭市場，近似寡占，短期價格穩定，透明揭露	近似完全競爭市場 價格波動劇烈，預測不易
營運導向	公共運送人角色，滿足顧客服務需求，提高市場佔有率 $TR=P \times Q$ (P 趨近於固定)	掌握最佳時機，降低風險 $TR=P \times Q$ (P 變動劇烈)
營運模式	航線船舶配置固定，貨物運送、人員設備及營運投入較無彈性 租入適合船舶、出租不適合船，船舶租傭為輔	視船舶及貨載合約為商品交易，將船舶以長短期出租或租入，貨載合約簽入或簽出 除重要投資船舶外，人員設備投入不多，以臨時指派為主

資料來源：陳永順（2005 年）

除了定期船運輸與不定期船運輸之外，另一種未涉及船舶商業交易者稱為貨自運企業運輸者(Industry Carrier)，一般出現在工業原料的供應商及進口商，如煤鐵礦與石油的供應商或進口商，為了穩定原料進出口船期及固定運輸成本，通常偏好擁有或掌控一定比例的船隊，且其船隊很少對其他人提供運輸服務。

二. 供給面

就海運市場而言，主要分為油輪、散裝輪及貨櫃輪三種，依據 Clarkson Research Studies 的資料，至 2006 年 6 月為止的載重噸數計算，此三種輪船的全球比重分別為 38.16%、38.04%及 12.65%，合計共 88.85%。國內因為並無產油，因此並無以油輪為主要營運項目的船公司，主要是向國外油輪公司承租，以滿足國內的原油需求。而國內主要營運是以貨櫃輪及散裝輪為主，因此以下討論將著重在貨櫃輪及散裝輪。依據 Clarkson Research 的資料顯示，在 2006 年全球的供給運量成長率依序為貨櫃輪的 14.81%、大型油輪的 7.44%及散裝輪的 7.25%，可看出貨櫃輪的供給成長率明顯高於散裝輪，主要原因是受到海運業近期景氣好轉，造船廠在有限的產能及造船廠空間下（造 1 條船時間約需 1-2 年），因貨櫃輪及油輪造船費用較高，且毛利較高（因貨櫃輪內部需另外安裝支撐貨櫃的貨櫃支架，油輪則需另外再安裝特殊油管，以供裝卸），因此願意承接較多的貨櫃輪及油輪造船合約，在產能受到排擠的情況下，使得散裝輪的年增率明顯低於貨櫃輪及油輪。另外，在新船供應吃緊時，貨櫃船商的公司規模較大，因此在談判造船的優先權時，較易取得優勢。

就全球貨櫃船運量供給而言，2006 年底的運量年成長率為 9.98%，預估 2007 及 2008 年的運量年成長率分別有 14.87%及 19.63%，相較近年的貨櫃需求約在 8-11%的成長而言，貨櫃船供需之間的差距在 2006 年尚能維持平衡，但預期至 2007 年則有供過於求的壓力出現；反觀散裝船的運量成長則較為穩定，雖然主要的成長為 Capesize，但整體而言，2006 年底運量年成長率為 7.25%，預估 2007 及 2008 年的運量年成長率分別為 5.49%及 7.87%。就供給方而言，尤 2007 年的散裝運能年成長率僅 5.49%，相較 2004、2005 及 2006 年的年成長率分別為 6.65%、6.98%及 7.25%，2007 年成長率明顯低於往年水準，因此預期在大陸需求仍持續成長，應可順利消化新增的供給量。

三. 需求面

根據 Drewry 分析，近年來貨櫃運輸快速成長原因，主要因中國加入 WTO 後，歐美國家持續外包(Outsourcing)給中國大陸進行產品之生產，因而促進貨櫃海運之成長，在 2002 和 2003 年中國經濟是貨櫃貿易發展的驅動力，預估 2004 和 2005 將維持前兩年之趨勢持續成長，成長率預估 13.4%及 11.2%。2006 至 2009 年將趨於保守，預估成長率調降為 8.5%至 6.6%間。按 Drewry 預測趨勢，2003 年全球港口貨櫃裝卸量是 3 億 1700 萬 TEU，預估至 2009 年將達到 5 億 2800 萬 TEU，成長 66.5%。其中遠東地區在 2003 年是 1 億 900 萬 TEU，預估至 2009 年將達到 2 億 900 萬 TEU，成長 91.9%，成長率高於全球成長率。

表 3.2 顯示目前全球各規模貨櫃船的數量與能量。可以看出：在 2005 年底全球貨櫃船舶能量達 802 萬 TEU，較 2004 年底增加了 11.8%，而且此一成長趨勢仍在持續，若所有新造貨櫃船均如期投入營運，則至 2006 年底全球貨櫃船舶能量將增加 16.9%，至 2007 年底將再增加 15.2%。

而全球貨櫃船舶的能量幾乎都集中在主要貨櫃航商手中，按 2006 年 12 月之資料顯示，世界前二十大貨櫃船營運業者的能量達 841 萬 TEU，約佔世界總量的 81.3%，其中排名第一的 AP Moller Group 獨佔總量的 17%，而長榮海運排名第 4，佔了總量的 5.2%，陽明海運排名第 16，佔了總量的 2.3%。表 3.3 顯示世界前 20 大貨櫃船公司的排名統計。

表 3.2 全球貨櫃船舶的數量與能量

船舶規模 (TEU)	2005 年底 (營運中)		2006 年 (新造)		2007 年 (新造)	
	艘數	能量 (TEU)	艘數	能量 (TEU)	艘數	能量 (TEU)
0-499	393	125525	0	0	0	0
500-999	643	465408	84	69328	38	31552
1000-1999	972	1372615	75	108966	81	121508
2000-2999	579	1441230	72	190384	60	160264
3000-3999	288	989243	19	63094	42	144015
4000-4999	285	1245485	40	170245	55	247215
5000-5999	217	1188329	23	124771	27	148071
6000 以上	170	1195055	78	630203	74	577673
總計	3547	8022890	391	1356991	377	1430298

資料來源：Containerisation International

表 3.3 世界前 20 名貨櫃船公司排名統計

排名	公司	市場比例 (%)	TEU 總計	艘數總計	自有船舶 TEU	自有船舶艘數	租賃船舶 TEU	租賃船舶艘數	訂造船 TEU	訂造船艘數	訂造船占現有 TEU(%)
1	麥司克 APM-Maersk	17.0	1,758,612	550	771,744	166	986,868	384	565,739	119	32.2
2	地中海航運 Mediterranean Shg Co	9.7	1,005,308	317	650,992	206	354,316	111	327,321	43	32.6
3	達飛輪船 CMA CGM Group	6.5	669,747	288	253,486	84	416,261	204	363,481	63	54.3
4	長榮海運 Evergreen Group	5.2	539,314	162	347,442	104	191,872	58	109,350	23	20.3
5	赫伯羅特 Hapag-Lloyd	4.4	455,695	135	240,521	64	215,174	71	87,250	11	19.1
6	中海集運 CSCL	3.8	398,787	133	213,477	80	185,310	53	125,522	29	31.5
7	中遠集運 COSCO Container L.	3.8	390,558	130	214,812	91	175,746	39	156,018	24	39.9
8	韓進海運 Hanjin / Senator	3.3	344,073	87	89,916	21	254,157	66	135,431	24	39.4
9	美國總統 APL	3.2	331,436	105	127,270	36	204,166	69	169,208	36	51.1
10	日本郵船 NYK	3.1	320,224	121	168,910	42	151,314	79	225,196	39	70.3
11	商船三井 MOL	2.8	286,347	92	135,352	35	150,995	57	156,750	24	54.7
12	川崎汽船 K Line	2.7	281,204	88	151,174	33	130,030	55	113,632	21	40.4
13	東方海外 OOCL	2.7	281,113	70	168,329	30	112,784	40	114,642	20	40.8
14	智利航運	2.5	257,497	87	14,667	3	242,830	84	13,082	2	5.1

	CSAV Group										
15	以星航運 Zim	2.3	241,094	99	122,480	40	118,614	59	172,522	30	71.6
16	陽明海運 Yang Ming Line	2.3	237,382	82	159,683	48	77,699	34	99,908	21	42.1
17	漢堡航運 Hamburg-Süd Group	1.9	192,237	89	74,199	25	118,038	64	89,405	26	46.5
18	現代商船 Hyundai M.M	1.6	164,700	39	45,052	14	119,648	25	151,896	23	92.2
19	太平船務 PIL (Pacific Int'l Line)	1.4	145,126	104	92,636	70	52,490	34	43,416	19	29.9
20	萬海航運 Wan Hai Lines	1.1	115,009	70	83,831	47	31,178	23	46,376	10	40.3

Source : alphaliner (截至 2006/12/1)

另外也可以從世界貨櫃港的排名來得知需求面的消長情形。以下表 3.4 為 2006 年世界貨櫃港前 30 名排名的港口。

表 3.4 2006 年世界貨櫃港前 30 名排名

排 名		港 別	國 別	貨 櫃 裝 卸 量		成 長 率 (%)
2006 年	2005 年			2006 年	2005 年	
1	1	新加坡(Singapore)	新 加 坡	2,479	2,319	6.9
2	2	香港(Hong Kong)	中 國 大 陸	2,354	2,260	4.1
3	3	上海(Shanghai)	中 國 大 陸	2,171	1,808	20.1
4	4	深圳(Shenzhen)	中 國 大 陸	1,847	1,620	14.0
5	5	釜山(Busan)	韓 國	1,204	1,184	1.7
6	6	高雄(Kaohsiung)	中 華 民 國	977	947	3.2
7	7	鹿特丹(Rotterdam)	荷 蘭	969	929	4.3
8	9	杜拜(Dubai)	阿 拉 伯 聯 合	892	762	17.1
9	8	漢堡(Hamburg)	德 國	886	809	9.6
10	10	洛杉磯(Los Angeles)	美 國	847	748	13.2
11	13	青島(Qingdao)	中 國 大 陸	770	631	22.1

12	11	長堤(Long Beach)	美 國	721	671	7.4
13	15	寧波一舟山	中國大陸	707	524	34.9
14	12	安特威普(Antwerp)	比 利 時	702	648	8.3
15	18	廣州(Guangzhou)	中國大陸	660	468	40.9
16	14	巴生港(Port Klang)	馬來西亞	632	554	14.0
17	16	天津(Tianjin)	中國大陸	595	480	23.9
18	17	紐約/紐澤西(NY/NJ)	美 國	513*	479	7.0
19	19	丹絨柏樂巴斯(Tanjung	馬來西亞	477	418	14.2
20	21	不來梅	德 國	445*	374	19.1
21	20	南查邦(Laem Chabang)	泰 國	412	377	9.5
22	23	廈門(Xiamen)	中國大陸	402	334	20.2
23	22	東京(Tokyo)	日 本	367*	359	2.0
24	25	丹絨不祿(Tanjung Priok)	印 尼	335*	328	2.0
25	26	阿爾及爾(Algeciras)	西 班 牙	324*	318	2.0
26	32	大連(Dalian)	中國大陸	321	266	21.0
27	27	橫濱(Yokohama)	日 本	320*	287	11.4
28	30	迦哇內盧(Jawaharlal Nehru)	印 度	308	267	15.6
29	35	可倫坡(Colombo)	斯里蘭卡	308	246	25.4
30	29	佛里斯多(Felixstowe)	英 國	300*	270	11.1

資料來源：國際貨櫃化雜誌 (Containerisation International) 2007 年 3 月版及相關網站。

備 註：1. *表估計數。

2. 上海港洋山港區 (碼頭) 於 2005 年 12 月 10 日開港，2005 年洋山港區裝卸量 17 萬 TEU，2006 年裝卸量 323 萬 TEU。

3. 深圳港資料包含赤灣、蛇口及鹽田等港區。

4. 自 2006 年 1 月 1 日起「寧波一舟山港」名稱正式啟用，本表「寧波一舟山港」2005 年資料包含原寧波港及舟山港資料。

由上表可以得到以下幾點結論：

1. 2006 年世界前 30 名貨櫃港之排名，新加坡港以裝卸量 2,479 萬 TEU 蟬聯世界最大貨櫃港地位，香港 2,354 萬 TEU 居第 2 名，香港與新加坡港的差距擴大為 125 萬 TEU；中國大陸上海港 2,171 萬 TEU 居第 3 名，其裝卸量首次突破 2,000 萬 TEU，上海港與香港的裝卸量差距則縮小為 183 萬 TEU。
2. 2006 年世界前 30 名貨櫃港裝卸量皆為正成長，以中國大陸廣州港成長 40.9% 最高，其次為寧波一舟山港成長 34.9%，斯里蘭卡可倫坡港成長 25.4% 居第 3，另天津港 (成長 23.9%)、青島港 (成長 22.1%)、大連港 (成長 21.0%)、廈門港 (成長 20.2%) 及上海港 (成長 20.1%) 之成長幅度亦均超過 2 成；我國高雄港成長 3.2%，低於鄰近的新加坡港 (成長 6.9%) 及香港 (成長 4.1%)，惟高於韓國釜山港 (成長 1.7%)。
3. 2006 年世界前 30 名貨櫃港之排名變化，有 11 個港口排名進步，以中國大陸

大連港及斯里蘭卡可倫坡港均前進 6 名最多；另有 9 個港口排名退步，至於排名維持不變的 10 個港口，主要為第 1~7 名及第 10 名。

3.2 海運產業分析

一. 海運產業經營特性

1. 資本密集性：海運產業為資本密集產業，航商需投入龐大的沉沒成本，如船舶、機具、貨櫃、車架與資訊系統等設備，其固定成本高且回收期長，故進入障礙高。且造船所需成本高，航商皆仰賴銀行貸款資金購買船舶，公司負債比率高，利率之波動亦會影響航商之獲利。
2. 全球性產業：海運業為一跨國性產業，國際性色彩濃厚，且國際間各海運公司競爭激烈，所面對的競爭來自於全球。全球經濟景氣興衰、原物料價格之高低、天候、匯率及船噸供需等因素均與航商之營運息息相關。
3. 完全競爭：海運業屬於國際性的物流服務業，相同航線上往往有多家公司提供服務，同業間競爭激烈，甚至必須面臨空運、陸運業者的競爭，使得海運業者均為價格接受者（Price Taker），無單一訂價能力。且在散裝海運市場中，所運送之貨物多為低價的初級產品，託運人對運價的負擔能力低，通常只關心運送的迅速性與規則性，運送人所提供之服務對託運人來說是無差異的。在市場上競爭者眾，彼此間的價格戰加速運價下跌之趨勢。
4. 景氣循環：海運產業通常會循不景氣（Depression）、衰退（Recession）、持平（Soft）、向榮（Boom）、過熱（Bonanza）之軌跡反覆演變，大致二至三年為一小週期，五至七年為一大週期。其週期常受天候、戰爭、政治及經濟等影響，尤其是經濟之興衰，如世界貿易運量的消長，對市場之影響就相當明顯。
5. 季節性：散裝海運貨物以煤、鐵礦砂以及穀物等原物料為主。其中煤、鐵礦砂因景氣復甦具有成長潛力，穀物則維持每年兩億噸的運量，需求大致穩定。由於北半球主要穀物出口國收割季節在春、秋兩季，而南美洲與澳洲的穀物、煤集中於 3 月出口，因此傳統海運旺季為每年 10 月至次年 4 月。定期海運貨物以半成品、成品為主，其運量的季節性變化亦相當大，貨源的不穩定性影響了海運業者的經營狀況。
6. 產品不可儲存性：海運產業所提供的運送服務具有艙位不可儲存性，啟航後若有多餘之艙位則立即失去價值，故航商無不希望其船隊艙位能充分的利用。

7. 去回貨載不平衡：貨櫃運輸因貨物本身種類及貨物質量輕重不同，且各國國際分工方式不一，使遠洋洲際航線上，貨櫃供需數量不平衡，如在越太平洋航線上，東向貨物大多為勞力密集產品，以紡織品及鞋類為大宗，其貨櫃量往往較大，西向貨物常為高價商品，其貨櫃量較小，造成兩端貨櫃數量不易調配使用。又如在 1997 年亞洲金融危機後，遠東地區國家之貨幣貶值，使出口至北美之貨量增加，但進口量因購買力降低而減少，使空櫃調度成本增加，進而侵蝕航商之利潤。

二. 海運產業發展現況

海運市場在經過幾十年的運作後，目前產業已浮現出某些趨勢：

1. 船隊規模擴大

國際貿易量與海運市場有重要的共生關係，因海運市場的需求衍生於國際貿易的需求，船噸供給的成長有賴於國際貿易的擴張及造船技術的進步。造船業需預測海運繁榮的持續時間，並且注意當時船噸供應的發展，近年來因中國經濟的強勁發展與世界景氣的復甦，使得全球對船噸需求急速增長，世界造船能力正在擴張而造船重心也東移至亞洲，根據美國運輸統計局(Bureau of Transportation Statistics)的資料，韓國、日本造船總噸位分居世界第一、二名，中國緊追在後。Clarkson Research Studies 市場研究部總經理 Martin Stopford 認為，今後三年市場上的散裝船船噸將快速增加，2006 年交付 6200 萬載重噸，高於 2000 年交付的 4500 萬載重噸。雖然交付船噸增加，短期仍然供不應求，新船、二手船價格節節高升，高齡船舶可暫時紓緩供需緊張，因此船東拆解船舶之意願不高。

全球對船噸需求的增加，航商為了降低海運成本及考量船舶航次之規模經濟，船舶大型化趨勢日益明顯。大型船舶因運載能力增加，人事成本減少，且每單位(噸)分擔的港埠費用相對降低，對航商而言較具成本競爭優勢。丹麥商 A.P MOLLER 集團 Maersk-sealand 所訂造的 11 艘可裝載一萬三千個二十呎櫃船舶，首艘在 2006 年 9 月 14 日交船投入歐亞航線，成為目前全球最大型的全貨櫃輪，相信其他航商也會繼起仿效，使得海運市場的船隊規模逐漸擴大。

2. 港口擁擠問題日益嚴重

造船技術進步加上貨運量增加迅速，海運市場在規模經濟的驅動下，紛紛採用大型化的船舶以增加船噸供給，然而全球港埠碼頭基礎設施卻因場地狹小而無法配合大量貨物的裝卸，以致於全球港口擁擠問題日益嚴重，造成船期延誤，船噸供應更顯不足，進一步使得運價高漲。歐美地區港口嚴重壓港導致船期延誤亦影響亞洲港口。貨物壓港對貨主而言有生產、銷售等時效性損失，並使航商之港口費用增加。

為解決港埠擁擠的關鍵是重視港埠碼頭硬體設施的建設，因應快速發展的海運市場，港埠硬體設施建設成本高昂且需要長時間建造，在短期內港口擁擠問題對海運業者仍是一大隱憂。近期多數港口已經開始採取因應措施，如新加坡港增加港口碼頭工人的數量以及更新設備、鹿特丹港除了額外僱用碼頭工人外，並將一部份航線轉移到其他港口停靠以紓解港口壓力；有些國家則開始積極投資建設新的港口和貨櫃碼頭，尤以中國大陸對新港口的基礎設備建設最完善。但在已開發國家若要擴建港口設備則面臨許多問題，包括受限於腹地而無法擴建以及現今大家最關注的環保問題。

在等待新港口建設完備的同時，歐洲有些港口、碼頭公司則採取相對應的積極措施來緩和擁擠的情況。目前由於美國東西海岸、歐洲、南美及遠東地區的港口隨著進出口貨物運量的不斷增長，航商投入越來越多的船舶營運，使得港口擁擠問題已經是全球性的趨勢。

3. 中國對定期船運價的影響力漸增

隨著中國經濟發展的腳步速度，定期船市場的運價更在最近幾年有明顯上升的趨勢，當然其中影響的因素很多，但不能否認的是中國的經濟發展情形在其中扮演極為吃重的角色。近兩年中國已經成為世界海運業關注的焦點，儘管目前中國只佔世界海運進口貨運量的 15% 和出口貨運量的 8%，但其對於世界海運業的影響卻越來越大。在 2004 年，全球油輪、散裝船和貨櫃船市場運價出現了前所未見的高水準，目前雖有衰退地區釋放的海運運力使得中國吸納海運運力的速度較不明顯，但從 2006 年中國港口運量的成長率來看，寧波、廣州皆有超過 30% 的成長，連雲港更是 100% 的成長，因此中國大陸經濟成長將支撐海運運價穩健成長。

3.3 定期船運價的現況分析

3.3.1 遠洋歐洲線行經的港口

本研究是針對 COSCO 及 HANJIN 兩家船公司的遠洋歐洲線運價來探討，以下表 3.5 是這兩間船公司遠洋歐洲線所會通過的港口。

表 3.5 COSCO 及 HANJIN 兩間船公司遠洋歐洲線通過港口

港 別	國 別	排 名
安特威普 (Antwerp)	比利時	14

漢堡 (Hamburg)	德 國	9
鹿特丹 (Rotterdam)	荷 蘭	7
佛里斯多 (Felixstowe)	英 國	30
利哈佛 (Le Havre)	法 國	30 名以外

資料來源：國際貨櫃化雜誌 (Containerisation International) 2007 年 3 月版及相關網站。

- 備註：1. 以上的排名是以 2006 年的世界排名為準。
 2. 這 5 個港口的貨櫃裝卸量也是呈正成長的現象。
 3. 此 5 港口表示為此條路線的主要裝卸港，若需要到達其他港口的話，則必須再經由內陸運輸的運送。

3.3.2 運價的計算公式

以下表 3.6、表 3.7、表 3.8、表 3.9 是 COSCO 及 HANJIN 兩間船公司近 3 年的遠洋歐洲線運價資料，其中影響運價組成的因素包括基本費率 (Basic Freight)、BAF (Bunker Adjustment Factor 燃料附加費)、CAF (Currency Adjustment Factor 貨幣附加費) 等。原則上來說 BAF 及 CAF 是以一個 20 呎貨櫃為基準，如果是 40 呎貨櫃的話則必需要乘以 2。另外有時旺季如每年 6 月開始的這段期間，則會加收 PSS (Peak Season Surcharge 旺季附加費)，以 2007 年為例，則從 8 月開始加收 PSS。另外在貨櫃的分類種類上，則分為 20 呎貨櫃、40 呎貨櫃及 40 呎高櫃 3 種，其基本運價上也有所不同。

表 3.6 2005 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	基本運費 (20/40/40HQ)	BAF	CAF
1 月	900/1660/1860	128	8.2%
2 月	910/1670/1860	111	9.8%
3 月	910/1650/1870	116	9.5%
4 月	950/1680/1880	131	8.9%

5 月	950/1680/1880	171	9.6%
6 月	960/1690/1890	205	8.6%
7 月	970/1760/1960	199	8.1%
8 月	970/1760/1960	199	6.4%
9 月	980/1760/1960	219	5.4%
10 月	990/1800/2000	230	6.2%
11 月	1010/1950/2150	270	6.2%
12 月	910/1750/1950	270	5.0%

資料來源：遠東運費同盟 (Far Eastern Freight Conference : FEFC)

備註：以上 BAF 皆是 20 貨櫃的價格，40 呎貨櫃必需要乘以 2。

表 3.7 2006 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	基本運費 (20/40/40HQ)	BAF	CAF
1 月	900/1750/1900	240	Not applicable
2 月	850/1700/19500	233	Not applicable
3 月	900/1750/1950	257	5.5%
4 月	1050/1800/1950	270	5.2%
5 月	1000/1800/1900	276	5.4%
6 月	1050/1900/2000	301	6.1%
7 月	1000/2000/2100	313	8.4%

8 月	1100/1950/2150	296	7.8%
9 月	1050/1800/1900	305	7.7%
10 月	1000/2050/2250	300	8.2%
11 月	1050/2200/2350	264	8.0%
12 月	1100/2100/2300	248	7.5%

資料來源：遠東運費同盟 (Far Eastern Freight Conference : FEFC)

備註：以上 BAF 皆是 20 貨櫃的價格，40 呎貨櫃必需要乘以 2。

表 3.8 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	基本運費 (20/40/40HQ)	BAF	CAF
1 月	1125/2150/2350	235	8.6%
2 月	1125/2150/2350	235	10.0%
3 月	1125/2150/2350	227	9.3%
4 月	1225/2350/2550	247	9.3%
5 月	1225/2350/2550	256	9.9%
6 月	1225/2350/2550	296	10.6%
7 月	1525/2850/3050	307	10.6%
8 月	1525/2850/3050	312	10.3%
9 月	1525/2850/3050	350	11.4%
10 月	1600/3000/3200	350	11.2%

11 月	1500/2900/3100	364	12.0%
12 月	1450/2800/3000	399	13.2%

資料來源：遠東運費同盟 (Far Eastern Freight Conference : FEFC)

備註：以上 BAF 皆是 20 貨櫃的價格，40 呎貨櫃必需要乘以 2。

表 3.9 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	基本運費 (20/40/40HQ)	BAF	CAF
1 月	1200/2350/2550	235	8.6%
2 月	1200/2350/2550	235	10.0%
3 月	1200/2350/2550	227	9.3%
4 月	1350/2600/2800	247	9.3%
5 月	1350/2600/2800	256	9.9%
6 月	1350/2600/2800	296	10.6%
7 月	1650/3200/3400	307	10.6%
8 月	1650/3200/3400	312	10.3%
9 月	1650/3200/3400	350	11.4%
10 月	1800/3500/3700	350	11.2%
11 月	1650/3200/3400	364	12.0%
12 月	1650/3200/3400	399	13.2%

資料來源：遠東運費同盟 (Far Eastern Freight Conference : FEFC)

備註：以上 BAF 皆是 20 貨櫃的價格，40 呎貨櫃必需要乘以 2。

3.3.2 運價的計算公式

一般而言，因為遠洋航線必須要加收 BAF 及 CAF，有時又必需要加收旺季附加費（PSS），其計算的基本公式如下：

貨櫃運費 = 基本運費 + BAF + CAF × 基本運費 + (PSS)

以 2007 年 12 月 HANJIN 公司 20 呎貨櫃為例，

貨櫃運價 = 1650 + 399 + 1650 × 13.2% + 135 = 2402 (USD)，由此類推。



第四章 研究方法

4.1 定期船運價之決定因素

4.1.1 樣本來源

本研究欲找出影響全球海運運價變動趨勢之變數，由於全球所涵蓋的範圍遼闊，因此本研究由航線通過港口的歐洲主要經濟國（比利時、德國、荷蘭、英國、法國）經濟發展的情況加上世界第四大經濟體中國大陸的總體變數著手，資料由國際貨幣基金會(International Monetary Fund, IMF)統計資料庫所提供，研究資料蒐集時間為 2007 年的月資料為主。因總體變數採用 Durbin Waston 檢定後多半發現變數殘差間有自我相關(Autocorrelation)，意即當前之結果會受落後期結果所影響，因此必須採用自我迴歸模型 (Autoregressive Model) 修正。

4.1.2 研究變數

一. 應變數

本研究主要是探討定期船海運市場運價的波動起伏與航線通過港口的歐洲主要經濟國（英國、德國、法國、荷蘭、比利時）加上中國大陸總體經濟變數的關係，並且加入西德州原油的月均價及歐元變動匯率等變數作探討，因此應變數為由 2007 年遠洋歐洲航線兩間船公司 COSCO 及 HANJIN 所得的 20 呎及 40 呎貨櫃運價，資料時間為 2006 年 1 月至 2007 年 12 月之資料。如下表 4.1 及表 4.2 所示：

表 4.1 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	運 價 (20 / 40 / 40HQ)
1 月	1457 / 2805 / 3022
2 月	1473 / 2835 / 3055
3 月	1457 / 2804 / 3023
4 月	1586 / 3063 / 3287

5 月	1602 / 3095 / 3314
6 月	1651 / 3191 / 3412
7 月	2129 / 4036 / 4257
8 月	2129 / 4038 / 4258
9 月	2183 / 4145 / 4368
10 月	2264 / 4306 / 4528
11 月	2179 / 4246 / 4470
12 月	2175 / 4238 / 4464

資料來源：本研究整理

表 4.2 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	運 價 (20 / 40 / 40HQ)
1 月	1538 / 3022 / 3239
2 月	1555 / 3055 / 3275
3 月	1539 / 3023 / 3241
4 月	1723 / 3336 / 3554
5 月	1740 / 3369 / 3589
6 月	1789 / 3468 / 3689
7 月	2267 / 4423 / 4644
8 月	2267 / 4034 / 4644

9 月	2323 / 4535 / 4758
10 月	2487 / 4862 / 5084
11 月	2347 / 4582 / 4806
12 月	2402 / 4690 / 4917

資料來源：本研究整理

二. 自變數

1. 國內生產總值(Gross Domestic Product, GDP)

GDP 定義為所有在一個國家內一段特定時間（一般為一年）內所有生產產品和貨物的總值。GDP 最常見的計算公式為：

$$\text{GDP} = \text{消費} + \text{投資} + \text{政府支出} + \text{出口} - \text{進口}$$

不同國家間的 GDP 比較需要轉換各國貨幣，轉換方式主要有兩種：(1)使用各國貨幣的國際匯率轉換，或(2)根據各國貨幣與一選定標準（一般為美元）的購買力平價（Purchasing Power Parity, PPP）。並且 GDP 包含 Nominal GDP 與 Real GDP，Nominal GDP 是以當前的價格水準加以計算(變動價格水準)，考慮到通貨膨脹對 GDP 衡量上所造成的影響；Real GDP 則以基期(base year)的價格水準加以計算(固定價格水準)，將通貨膨脹對 GDP 衡量上所造成的影響排除在外。本研究之研究範圍橫跨六個國家，為了使資料具一致性，遂採用 IMF 所提供各國 Nominal GDP 以百萬美元為單位，並經過 GDP 平減指數(Deflator)調整，將各國物價水準納入考慮。以往美國的經濟文獻較常使用國民生產毛額（Gross National Product, GNP），而西歐各國則較常使用 GDP 指標，近年來美國也改用 GDP 指標。

2. 經常帳餘額（Current Account, CA）

經常帳是國際收支的主幹，記載一國與外國因商品、勞務、進出口以及投資所得、其他商品、勞務所得及片面移轉等因素所產生的資金流出和流入的狀況。經常帳和國際經濟發展國民所得及匯率變動有密切關係，如果其餘額是正數，表示本國的淨國外財富或淨國外投資增加；如果是負數，表示本國的淨國外財富或投資減少。經常帳內容涵蓋五大項：商品交易、非貨幣性黃金交易、保險與運費、投資收益及移轉收支。在國際收支中，經常帳上的交易總額常是佔最大的比例。本研究各國之經常帳資料來自於國際貨幣基金會，以百萬美元為單位，並經過

GDP 平減指數調整，考慮各國物價水準之波動。

3. 進出口貿易總額

出口貨物以離岸價格 (F. O. B.) 計算，進口貨物以起岸價格 (C. I. F.) 計算。資料來自於 Commodity Trade Statistics Database (COMTRADE)，以百萬美元為單位，並經過 GDP 平減指數調整。

4. 歐元變動匯率

由於遠洋航線通過的主要歐洲經濟國 (英國、德國、法國、比利時、荷蘭) 皆為歐盟的成員，所使用的共通貨幣即為歐元。因此本研究預期 2007 年歐元的變動匯率會對定期船的運價有相當程度的影響。

5. 西德州原油月均價

由於近幾年油價的飆漲，導致各國的通貨膨脹情形日漸嚴重，物價也不斷的飆漲，且現今原油的每桶價格也早已飆破了 100 美元/桶。因此，在這種高能源價格的時代背景下，本研究也預期油價的波動會對定期船運價有明顯的影響。資料是由經濟部能源局網站提供。

6. 虛擬變數 (Dummy Variable)

為了探討中國大陸近年來經濟發展的成果是否對定期船運價造成影響，加入了中國大陸國內生產總值之交乘項虛擬變數進入模型。

4.2 計量分析方法

傳統上對於時間序列和橫斷面資料的衡量，一般均採用普通最小平方法 (Ordinary Least Square ; OLS) 來分析，但此方法易產生偏誤甚至無意義的現象 (Kalton, Kasprzyk and McMillen, 1989)，造成全體資料的分析結果與個別結果相異。為解決此問題，本研究採用兼具時間序列 (Time-series) 和橫斷面 (Cross-section) 分析的 Panel Data 模型。所謂 Panel Data 是指針對相同個人、家戶、廠商、產業或國家，連續調查多年所蒐集的資料，因此方法在資料蒐集上需耗用大量的時間與經費，在過去並不普遍。在美國比較有名的大行追蹤資料，有 National Longitudinal Survey of Labor Market Experience (NLS) 和 Michigan Panel Study of Income Dynamics (PSID) 等，台灣直到最近才由中央研究院大規模建置完成「華人家庭動態資料庫」。

由於 Panel Data 資料綜合時間序列與橫斷面二者進行分析，在實證分析上它與時間序列分析與橫斷面分析最大的不同處在於能有效控制個體 (individual) 之間存在的差異性 (heterogeneity)，可以解決上述兩種分析所無法解決的問

題，降低導致估計結果產生偏誤(biased)的風險。此外，Panel Data 可以獲得更多的訊息資料(informative data)，不僅大幅增加自由度使估計更具效率性，同時也提供研究者得以建構與測試更為複雜的行為模型。本研究將探討定期船海運運價變動之趨勢，擬嘗試找出影響定期船運價變動之變數，變數來源大多是各國總體指標，變數間多存在自我相關，運用 Panel Data 模型可控制橫斷面上個體異質性與變數在時間序列上的自我相關問題，對於實證研究與模型的衡量效果上相對性較佳。本研究以下所稱的個別國家效應(individual country effect)，就是 Panel Data 中描述不同個體差異性特徵的參數，研究範圍包含 N 個國家，每個國家所有的解釋變數皆含有 T 期的觀察值(balanced panel)，共計 NT 個樣本數。

Panel Data 在進行實證分析時，可依個別國家效應參數設定之不同分為兩種模型。若此一參數在模型設定上為一固定參數而不隨時間改變，則稱之為固定效果模型(Fixed Effects Model, FE)；若此一參數在模型設定上是隨機參數而非固定參數時，則稱之為隨機效果模型(Random Effects Model, RE)。以下先針對這兩種模型略加說明，最後再介紹實證分析時最適模型選定的判別準則，即 Hausman 檢定，並說明經由檢定後本研究所採用之模型。



4.2.1 Panel Data 各模型的運用

一. 固定效果模型(Fixed Effects Model)

以 Panel Data 進行分析時，通常假設參數固定不變，易產生異質性偏誤(Heterogeneity Bias)的問題。故採用 Panel Data 中的固定效果模型(Fixed Effect Model)及隨機效果模型(Random Effects Model)為解決此一問題的方法。

固定效果模型又稱為虛擬變數模型(Least Square Dummy Variable Model)，採用固定效果模型分析，會加入虛擬變數(Dummy Variable)以衡量未被觀察的變數(Unobserved Variables)對模型的影響，藉此瞭解個體間的差異，並且縮小模型的共變異數。其模型特點乃在於可同時考慮橫斷面與時間序列並存的資料，且特別著重於容許各國間有差異存在，並以固定截距代表每個橫斷面有不同的結構。其方式是讓每一個國家擁有自己固定、獨特的截距項，來表現每個國家獨有的特質。但此模型假設這些特質的差異來自母體本身，即假設母體內相似性低，故不透過抽樣的方式選取樣本，而採用母體全部，以觀察所有國家之間的差異，因此模型中每個國家迴歸式的截距項是獨特而固定不變的。固定效果模型迴歸式可表示為：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^N \beta_{0j} D_j + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$i=1, 2, \dots, N$ 個國家

$t=1, 2, \dots, T$ 期

$k=1, 2, \dots, K$ 個解釋變數

D_j ：固定截距項，代表每個橫斷面有不同的結構。

以虛擬變數表示，當 $j=i$ 時， $D_j=1$ ；當 $j \neq i$ 時， $D_j=0$ 。

X_{kit} ： i 國第 t 期第 K 個解釋變數。

ε_{it} ：殘差項(error term)~iid $(0, \sigma_\varepsilon^2)$ 。

由於固定效果模型可同時考慮橫斷面及時間序列並存的資料型態，消除因國家差異所造成模型共變異數的增大，使估計結果有效率。

關於固定效果的檢定，主要是以 F 檢定來檢測迴歸式中 β_{0j} 是否相等，如果均相等，則不需設立虛擬變數。而依 Baltagi (2001, pp. 14) 所提出的 F 檢定模型如下：

$$H_0 : \beta_{01} = \beta_{02} = \dots = \beta_{0j}$$

$$H_1 : \beta_{0j}, j=1, 2, \dots, J \text{ 並不完全相等}$$

F 檢定如下：

$$F_0 = \frac{(RRSS - URSS) / (N - 1)}{URSS / NT - N - K} \sim F_{N-1, N(T-1)-k}$$

其中(a) T 為時間長度，

(b) N 為國家個數，

(c) K 為變數的個數，

(d) RRSS 為 OLS 的殘差平方和(Restricted Residual Sum of Squares, RRSS)，

(e) URSS 為 LSDV 的無限制殘差平方和(Unrestricted Residual Sum of Squares, URSS)。

如果檢定不拒絕 H_0 則採用基本迴歸模型。若拒絕 H_0 則採固定效果。

二. 隨機效果模型(Random Effects Model)

隨機效果模型(Random Effect Model)又可稱為誤差成分模型(Error Component Model)，與固定效果模型相似，其模型的特點乃在於可同時考慮橫斷面與時間序列並存的資料，並使模型的共變異數縮小，所以估計結果是有效率的。隨機效果模型特別著重於母體整體的關係，而非個別廠商之間的差異。其容許各別國家間有差異性存在，且假設母體內相似性高、國家結構差異截距項(即每個國家迴歸式的截距項)是隨機而生且不隨時間改變的。故透過隨機抽樣的方式選取樣本，而非採用母體全部。隨機效果模型迴歸式可表示為：

$$Y_{it} = \beta_{0j} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \varepsilon_{it}$$

$$= \overline{\beta_0} + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \mu_i + \varepsilon_{it}$$

$i=1, 2, \dots, N$ 個國家

$t=1, 2, \dots, T$ 期

$k=1, 2, \dots, K$ 個解釋變數

β_{0j} ：截距項，代表每個橫斷面有不同的結構。但以隨機變數表示，即

$$\beta_{0j} = \overline{\beta_0} + \mu, \text{ 表示其差距為隨機出現，} \beta_{0j} \text{ 的期望值為 } \overline{\beta_0}。$$

μ_i ：截距之誤差項， $E(\mu_i) = 0, \text{Var}(\mu_i) = \delta_\mu^2; E(\mu_i, \varepsilon_{it}) = 0, E(\mu_i, \mu_j) = 0, \text{ if } i \neq j$ ，顯示第 i 家樣本國家截距不同。

X_{kit} ： i 國第 t 期第 k 個解釋變數。

ε_{it} ：殘差項(error term)~ iid $(0, \delta_\varepsilon^2)$

關於隨機效果模型的檢定方面，可採用 Breusch and Pagan(1980)所提出的拉式乘數(Lagrange Multiplier, LM)檢定，其檢定模型如下：

$$H_0 : \sigma_\mu^2 = \sigma_\lambda^2 = 0 : N_t = 0$$

$$H_1 : \sigma_\mu^2 \neq 0 : N_t = 0$$

LM 檢定如下：

$$LM = \frac{NT}{2(T-1)} \left[1 - \frac{\tilde{\varepsilon} (I_N \otimes J_T) \tilde{\varepsilon}}{\tilde{\varepsilon} \tilde{\varepsilon}} \right]^2$$

- 其中(a)N 為國家的個數，
 (b)T 為研究時間長度，
 (c) $\tilde{\varepsilon}$ 為 OLS 的殘差。

若檢定不拒絕 H_0 ，則使用最小平方法 (OLS)。若拒絕 H_0 ，則運用隨機效果模型。

三. 固定效果模型與隨機效果模型之比較

固定效果模型不同於隨機效果型，主要在於固定效果模型以固定截距來表示每個橫斷面有不同之結構；而隨機效果模型則以隨機變數截距來表示每個橫斷面有不同的結構，使模型之誤差項變成 $(\mu_i + \varepsilon_{it})$ ，不再是 iid (independent identical distribution)，所以此時需要採用一般最小平方法 (GLS) 來估計。兩種 panel 模型之差異整理如下表 4.3。

表 4.3 固定與隨機效果模型之差異

固定效果模型	隨機效果模型
以固定截距來代表每個橫斷面之不同結構。	以隨機變數型態之截距代表每個橫斷面之不同結構。
模型誤差項為 ε_{it} ，仍為 iid。	模型誤差項變成 $(\mu_i + \varepsilon_{it})$ ，不再是 iid。
1. 不需要假設解釋變數與各國效果無關，也不需要假設個別國家效果的分配型式，即可得到具有一致性的估計量。 2. 當 N 或 T 趨近於無窮大時，斜率項之估計量具有一致性。	1. 當某一個國家的解釋變數為固定值時，會和其他固定效果產生完全的共線性，因此無法使用固定效果模型計算。 2. 當國家數目很多時，所設的虛擬變數增加，自由度會大幅減少。使用隨機效果模型可以解決這些問題。 3. 當 N 大 T 小時，隨機效果的估計量會比固定效果估計量有效率，但需先假設個別廠商效果與解釋變數無關。

四. 固定效果模型與隨機效果模型之判斷準則-Hausman Test

固定效果模型與隨機效果模型之模型選擇標準，學者各有看法，最簡單之方

法是以「樣本有無透過抽樣過程」來分辨，即若樣本沒有透過抽樣過程選取或樣本即是母體的情況下，則採用固定效果模型較佳，若樣本有透過抽樣過程選取，則採用隨機效果模型較佳。

至於計量上最常使用的評判標準，則以 Mundlak(1978)所提出之 Hausman Test 為代表。Mundlak(1978)認為，若隨機模型的截距項與解釋變數間具有相關性，則會產生偏誤的情形，此時應使用固定效果模型；若是截距項的誤差項與解釋變數無關，則使用隨機效果模型。在判定模型的選擇上，可利用 Hausman(1978)所提出的檢定法做檢測。依〔Wooldridge(2002), pp. 289〕

$$H_0 : E(\mu_i, X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(\mu_i, X_{it}) \neq 0$$

$$\text{另 } H = \left(\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE} \right) \left[A \hat{\text{var}} \left(\hat{\delta}_{FE} \right) - A \hat{\text{var}} \left(\hat{\delta}_{RE} \right) \right]^{-1} \left(\hat{\delta}_{FE} - \hat{\delta}_{RE} \right)$$

$\hat{\delta}_{FE}$ 代表固定效果模型之估計式，

$\hat{\delta}_{RE}$ 代表隨機效果模型之估計式，

A 代表平均值。



若檢定結果不拒絕 H_0 ，則使用隨機效果模型。若拒絕 H_0 ，則使用固定效果模型較好。

五. 自我相關(Autocorrelation)

由於 Panel Data 是混合橫斷面及時間序列二項而成的資料型態，因此在運用模型上必須注意時間序列的殘差項是否有自我相關(Autocorrelation)產生。

首先 ε_{it} 需符合下列特性：

$$E(\varepsilon_{it}) = 0$$

$$E(\varepsilon_{it}^2) = \text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{it}^2$$

$$\varepsilon_{it} = \rho_s \times \varepsilon_{i,t-1} + \eta_{it}$$

$$\text{且 } \eta_{it} \sim N(0, \sigma_{\eta}^2)$$

$$\text{Var}(\varepsilon_{it}) = \sigma_{it}^2 = \frac{\sigma_{\eta}^2}{1 - \rho_i^2}$$

$$E(\varepsilon_{it}, \varepsilon'_{it}) = 0$$

$$\text{且 } E(\varepsilon_{it-1}, \eta_{it}) = 0$$

對於一階自我相關，是以參數 ρ_s 來表示，其中 $\rho_s = \rho$ ，故可將其改寫成如下：

$$\rho = \frac{\left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T e_{it} e_{i,t-1} \right] / \sum_{i=1}^N t - 1}{\left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T e_{st} \right] / \sum_{i=1}^N (T - 1) - K}$$

其中 ρ 的相關係數會介在 -1 與 1 之間。

而在計算 ρ 時，均以 e_{it} 和 $e_{i,t-1}$ 之間的相關係數來計算，主要是避免所估計的 ρ ，其絕對值會大於 1。因此在計算一階自我相關係數時，可運用下列估計式：

$$E(\tilde{\rho}) = 1 - \frac{(1 - \bar{\rho})(T - 1)}{\left[T - \frac{1 + \bar{\rho}}{1 - \bar{\rho}} + \frac{2 \cdot \bar{\rho} \cdot (1 - \bar{\rho}^T)}{T - (1 - \bar{\rho})^2} \right]}$$

至於 $\tilde{\rho}$ 值的取得，可藉由 $1 - d_{\rho}/2$ 來計算，而 d_{ρ} 值為 Bhargava, Franzini, and Narendranathan (1982) 所提出的 Durbin-Watson 統計值，其計算方式如下：

$$d_{\rho} = \frac{\sum_{i=1}^N \sum_{t=2}^T (e_{it} - e_{i,t-1})^2}{\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T e_{it}^2}$$

若檢定不拒絕 H_0 ，則表示 ε_{it} 為序列相關；若拒絕 H_0 ，則表示 ε_{it} 為穩定一階自我相關迴歸的序列獨立。

4.3 趨勢預測

4.3.1 研究樣本

一. 時間序列模型研究樣本

以遠洋歐洲航線 2007 年兩家船公司 COSCO 及 HANJIN 的運價為資料。由於是月資料，所以在資料蒐集上總共有 2007 年 1 月到 2008 年 4 月的運價資料，共 16 筆。其中以 2007 年 1 月到 12 月的 12 筆運價資料作為模型之建立，再利用 2008 年 1 月到 4 月的 4 筆實際資料以評估模型樣本外預測值之精確度。

二. 灰預測模型研究樣本

以遠洋歐洲航線 2007 年兩家船公司 COSCO 及 HANJIN 的運價為資料。由於是月資料，所以在資料蒐集上總共有 2007 年 1 月到 2008 年 4 月的運價資料，共 16 筆。其中以 2007 年 1 月到 12 月的 12 筆運價資料作為模型之建立，再利用 2008 年 1 月到 4 月的 4 筆實際資料以評估模型樣本外預測值之精確度；另外試著減少模型建立所需的資料筆數，利用 2007 年 7 月到 12 月的運價資料來作為另一模型之建立，再以 2008 年 1 月到 4 月的 4 筆實際資料來評估模型樣本外預測值之精確度，進一步比較不同筆數模型的建立，何者的預測精確度較高。

4.3.2 自我迴歸整合移動平均(ARIMA)模型

一. 模型說明

Box&Jenkins(1976)提出自我迴歸整合移動平均模型，為時間序列分析方法之一，其由自我迴歸(AutoRegressive, AR)模型與移動平均(Moving Average, MA)模型整合而成。自我迴歸模型，是指變數 Y_t 除了受誤差項 ε_t 影響之外，亦受變數前期 $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3} \dots$ 所影響，通常以 AR(P) 表示，模型如下：

$$Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 Y_{t-2} + \dots + \alpha_p Y_{t-p} + \varepsilon_t$$

其中， Y_t 為第 t 期實際值， α_0 為常數項， α_p 為估計參數， ε_t 為第 t 期殘差項。

移動平均模型，是指變數 Y_t 與變數前期的誤差項 $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3} \dots$ 有一定之關係，通常以 MA(q) 表示，若模型為 MA(1) 即表示變數 Y_t 除了與當前的誤差項 ε_t 有關外，亦與變數前一期的誤差項 ε_{t-1} 有一定的關係，模型如下：

$$Y_t = \beta_0 + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \beta_2 \varepsilon_{t-2} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

其中， Y_t 為第 t 期實際值， β_0 為常數項， β_q 為估計參數， ε_t 為第 t 期殘差項。

若一變數 Y_t 同時與變數之前期 $Y_{t-1}, Y_{t-2}, Y_{t-3}, \dots$ 及誤差項之前期 $\varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \varepsilon_{t-3}, \dots$ 相關的話，則稱此模型為 ARMA(p, q) 模型。再者，若一資料無法用 ARMA 模型配適時，可利用取差分的方法進行配適，此模型即為 ARIMA 模型。若取 d 次差分後可用 ARMA(p, q) 配適，則稱此模型為 ARIMA(p, d, q)，表示如下：

$$D_t = \alpha_0 + \alpha_1 D_{t-1} + \dots + \alpha_p D_{t-p} + \beta_0 + \varepsilon_t + \beta_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \beta_q \varepsilon_{t-q}$$

其中， D_t 為第 t 期經過差分轉換後資料， α_0 與 β_0 為常數項， α_p 與 β_q 為估計參數， ε_t 為第 t 期殘差項。

二. 模型設定

對一組資料進行時間序列分析時，必須知道 p 、 d 、 q 值為多少。首先要先檢定資料是否為定態資料，以此決定是否需要 d 次差分。利用時間數列模型做統計分析，必須先確定變數是否為定態(stationary)，唯有定態數列所估計出來之結果才具有有效性。一時間數列若為穩定，意指其變數具有相同的期望值與變異數。亦即整個數列存在一均值，所衝擊事件的影響是短暫的，會隨著時間慢慢消逝，整個序列再度回到長期的均衡。Granger and Newbold(1974)發現，對獨立非定態變數進行迴歸分析時，傳統之 t 與 F 檢定會過度拒絕需無假設，而產生錯誤的統計推論。所以，雖然迴歸分析之結果有很高的 R -squared 值與 t 統計量，但會產生 DW 值偏低及假性迴歸(Spurious Regression)的問題。因此，在採用資料來進行分析前，必須保證資料具穩定性，而這種檢定就稱為單根檢定(Unit Root test)。

1. 單根檢定

單根檢定主要是用來檢定樣本數列是否具有穩定數列的特性，亦即檢測是否有單根的存在。若一數列呈現非定態，但經由 d 次差分達到定態，則表示該序列有 d 階單根，稱此數列為 $I(d)$ (integrated of order d)。對於定態數列而言，並沒有任何單根存在，屬於 $I(0)$ 的數列。由於運價為時間序列資料，而時間數列變數多存在單根的普遍現象，因此在進行時間序列的實証研究之前，多會進行單根檢定，以決定實証模型是採原始水準變數，或是採用差分方式進行。

一般而言，單根檢定的方法大致有兩種：Dickey-Fuller 檢定法(DF test) 及 Augmented Dickey-Fuller 檢定法(ADF test)。由於後者的方法較為完整，它加入了變數之自我相關的問題來對時間序列資料進行單根檢定，故本研究採取

Engle and Yoo(1987)提出的 ADF test 來進行單根檢定。一般而言，ADF 檢定法可以分成以下三種模式：

a. 無截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

b. 有截距項，無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

c. 有截距項與時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha_1 + \alpha_2 T + \gamma Y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

假設檢定：

$$H_0 : \gamma = 0$$

$$H_1 : \gamma \neq 0$$

式中 $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ 服從白噪音過程， α_i 為漂浮項(drift)，T 為時間趨勢(time trend)，p 為遞延期數，若 t 值大於 Engle and Yoo(1987)的單根檢定鑑定值，則拒絕 $H_0 : \gamma = 0$ 之虛無假設，即拒絕單根的存在，表示該時間序列為定態；反之，若無法拒絕，則接受 $H_0 : \gamma = 0$ 的虛無假設，表示該時間序列為非定態。若所得結果為非定態，則利用差分的方式反覆檢定，以得到定態結果。

2. ARIMA 模型配適

根據 Box & Jenkins(1976)之研究方法，在實證上要建立一合適之 ARIMA 模型，須經過下列四個步驟：

1. 認定 (Identification)

此步驟在決定模型 p、d、q 之次序，可利用 Box and Jenkins(1976)發展出之自我相關函數(Autocorrelation Function, ACF)來鑑定 MA 過程之階數 q，以及偏自我相關函數(Partial Autocorrelation Function, PACF)來鑑定 AR 過程之階數 p。d 之鑑定即為單根檢定呈定態之階數。

在模型精簡的觀點之下，對於各種可能之 AR(p)或 MA(q)模型，以 AIC(Akaike Information Criterion)值與 SC(Schwarz Criterion)值準則來決定最適模型。AIC 值與 SC 值是模型最適變數個數之重要參考值，為選擇模型之

準則，以此希望找到更符合儉約原則之模型，判斷方法乃是選取各個模型中 AIC 和 SC 值最小的。

a. AIC 準則

Akaike(1974)提出以懲罰多餘參數效果的 AIC，其定義如下：

$$AIC = \log \left[\frac{\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}}{T} \right] + \frac{2}{k}$$

其中，T 為觀察值，K 為參數個數， ε 為殘差項。

b. SC 準則

根據貝氏方法(Bayesian criterion)所建立之模式選取法則，由 Schwartz(1978)所提出，其定義如下：

$$SC = \log \left[\frac{\sum_{i=1}^T \hat{\varepsilon}}{T} \right] + \frac{K \log T}{k}$$

其中，T 為觀察值，K 為參數個數， ε 為殘差項。

AIC 準則曾引起許多學者的探討，尤其在 AR(p)過程的階次選取上，Shibata(1976)即曾指出 AIC 準則對 AR(p)過程的階次有高估的現象。且一般來說，在模式選取準則上，根據參數精簡之原則下，SC 準則較 AIC 準則嚴格，因此當 AIC 準則與 SC 準則相抵觸時，則以 SC 準則為優先考量。

2. 估計 (Estimation)

在 p、q 之次序決定後，接下來就是估計參數值，以決定各項落遲變數對預測序列之影響程度，本研究係以最小平方法(least squares)估計參數值。

3. 診斷 (Diagnosis)

模式認定及估計完成後，接下來檢查誤差項是否仍有序列相關，如果有序列相關，表示模型配適不佳，須重新認定及估計。評估標準為 Ljung-Box(1978)提出的 Ljung-Box Q 統計量，可檢定殘差項 m 階序列相關是否存在。

假設檢定：

H_0 ：無 m 階序列相關

H_1 ：有 m 階序列相關

$$Q = T(T + 2) \sum_{i=1}^m \frac{\hat{\varepsilon}_i \hat{\varepsilon}_{T-i}}{(m-i)} \sim X^2(m)$$

其中(a)T 為樣本數

(b) $\hat{\varepsilon}_i$ 為誤差項的估計

(c)m 為遞延期數

若 $Q > X^2(m)$ ，則拒絕無 m 階序列相關之虛無假設，表示模式配適不適當；

若 $Q < X^2(m)$ ，則接受無 m 階序列相關之虛無假設，表示模式配適適當。

4. 預測(Forecasting)

運用上述三步驟求得最佳模式後，即可將其用來進行預測。本研究進行之預測為樣本外事後預測(ex-post)。

4.3.3 灰色預測理論

傳統統計方法在處理隨機過程，是利用統計值求得過程的規律性，當數據資料愈多，愈可以顯現出統計特性，因此在構建模式時，需要適足的數據以及統計分布規律；然而灰色預測理論以累加生成數建立微分方程，所需之數據量較少，模式本質上要求數據等間隔且須超過四筆數據。灰色理論假設任何隨機過程都是在一定幅值範圍與時間內變化的灰色量，此隨機過程即稱為灰色過程，將原始數據列經累加生成後產生指數規律，為光滑離散函數的特性，而 GM 模式為一階線性常微分方程式，不受到自由度之限制。

灰色理論將離散不規則的原始數列透過累加生成(Accumulated Generating Operation, AGO)之運算，產生明顯指數規律的生成序列，建立微分方程，然而生成後的序列與原始序列層次不同，因此再經過累減生成(Inverse Accumulated Generating Operation, IAGO)運算還原成和原始序列同層次的序列，構建灰色 GM(1, 1)數列預測模式。本研究以 GM(1, 1)時間數列預測模式為基礎，在有限數據之情況下，對定期船運價進行預測。假設定期船運價原始數據序列如下所示：

$$x^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n)) \cdots (4-1)$$

將運價進行 AGO 生成運算，得累加生成數據序列：

$$x^{(1)} = (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n))$$

$$= \left(\sum_{k=1}^1 x^{(0)}(k), \sum_{k=1}^2 x^{(0)}(k), \dots, \sum_{k=1}^n x^{(0)}(k) \right) \cdots (4-2)$$

再對生成數列建構 GM (1, 1) 微分方程式

$$\frac{d x^{(1)}}{d t} + a x^{(1)} = b \cdots (4-3)$$

利用最小平方法求解

$$\hat{\alpha} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = (B^T B)^{-1} B^T Y_N \cdots (4-4)$$

$$B = \begin{bmatrix} -\frac{1}{2}[x^{(1)}(1) + x^{(1)}(2)] & 1 \\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(2) + x^{(1)}(3)] & 1 \\ \dots & \dots \\ -\frac{1}{2}[x^{(1)}(n-1) + x^{(1)}(n)] & 1 \end{bmatrix}$$

常數項向量 Y_n 為：

$$Y_N = [x^{(0)}(2), x^{(0)}(3), \dots, x^{(0)}(n)]$$

將所求得係數帶入微分方程可得近似關係式

$$\hat{x}^{(1)}(k+1) = \left[x^{(0)}(1) - \frac{b}{a} \right] e^{-ak} + \frac{b}{a} \cdots (4-5)$$

由上式再經一次 IAGO 生成，可得所求數列如下

$$\hat{x}^{(0)}(k+1) = (1 - e^a) \left[x^{(0)}(1) - \frac{b}{a} \right] e^{-ak} \cdots (4-6)$$

將不同 K 值帶入以求出不同期的預測值經過上述生成及構建模型後，需進一步檢驗模型之精確度，以了解實際值和估計值間之誤差 $e(k)$ ，本研究使用殘差檢驗法，根據實際值與估計值作殘差比較，由鄧聚龍(2000)提出殘差比較公式如下：

$$e(k) = \left| \frac{x^{(0)}(k) - \hat{x}^{(0)}(k)}{x^{(0)}(k)} \times 100\%, k = 2, 3, \dots, n \right| \dots (4-7)$$

預測精確度之衡量準則

本研究採用之預測精確度衡量準則是以絕對平均百分比誤差(Mean Absolute Percentage Error, MAPE)以及 Theil' s U, 又稱為 Theil' s Inequality Coefficient, 來衡量預測值與實際值之差異, 其計算公式如下:

一. Mean Absolute Percentage Error (MAPE)

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|F_t - A_t|}{A_t}$$

其中, F_t 為第 t 期之預測值, A_t 為第 t 期之實際值, n 為期數。

MAPE 主要在衡量模式中未被解釋部份之百分比。MAPE 之值愈小, 表示模型正確預測能力愈強, 預測模式估計結果與歷史資料吻合精確度愈大。Lewis(1982)依據 MAPE 值之大小, 將模式預測能力分為四種等級, 如下表 4.4 所示, 當 MAPE 小於 10% 時, 表示模型之預測能力高度精確。

表 4.4 MAPE 預測能力之等級

MAPE 值	預測能力
<10%	高度精確
10%~20%	良好
20%~50%	合理
>50%	不正確

二. Theil' s U (Theil' s Inequality Coefficient)

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (F_t - A_t)^2}}{\sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (F_t)^2} + \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_t)^2}}$$

其中， F_t 為第 t 期之預測值， A_t 為第 t 期之實際值， n 為期數。

Theil' s U 的分子稱為誤差均方根 (root mean square, rms)。rms 是衡量模擬變數與它的時間路徑之偏離。Theil' s U 除上分母是為了使 Theil' s U 值總是介於 0 與 1 之間，如果 $U=0$ ，對所有的 t ， $F_t=A_t$ 且有一個完美的配適，如果 $U=1$ ，模型的預測績效是相當糟糕的。

Theil' s U 衡量相對之誤差，其目的為求算每個預測誤差值達到最小，而非以預測差平均概念來衡量，因此當 Theil' s U 值越小，表示其預測誤差和越小，預測能力越佳。



第五章 實證結果與分析

5.1 Panel Data 模型分析

本研究是以 Panel Data 模型來研究定期船運價的決定因素，Panel Data 主要是以混合時間序列(國家自變數的月資料)與橫斷面(各國)為資料進行分析，此模型除了普通最小平方法外，尚有固定及隨機效果等三種模型。運用 Baltagi 的 F 檢定、Breusch and Pagan 的 LM 檢定與 Hausman 檢定法，即可選取出最適合的研究模型。

一. 最小平方法

對於採取最小平方法，如表 5.1 所示。 R^2 值為 0.821679，代表模型解釋能力還不錯，在 5% 顯著水準下，國內生產總值與原油月均價均呈顯著，表示此兩個自變數對於運價因變數有一定程度的影響。而在 1% 的顯著水準下，國內生產總值與原油月均價依然呈現顯著，代表這兩個自變數對於運價的影響程度很大，需要納入考量。

表 5.1 最小平方法估計之結果

自變數	係數	t 統計量	P-value
國內生產總值	0.000246113	2.08	0.002 **
經常帳	0.000775149	1.57	0.210
進出口貿易總額	-0.00022045	-0.44	0.446
原油月均價	23.1679	8.56	0.000 **
歐元變動匯率	-1.06794	-0.11	0.771
虛擬變數	-0.000298716	-2.03	0.123
常數項	-2870.34	-9.15	0.000 **
R^2	0.821679		
Adjusted R^2	0.808522		

註：* Significant at the 5% level

** Significant at the 1% level

根據最小平方法迴歸模型雖然使得國內生產總值與原油月均價這兩個自變數呈現顯著，但由表 5.2 可知，最小平方法在估計參數時過於簡化，使得模型的殘差項具有自我相關，估計式會產生偏誤不具有有效性，且由 Jarque-Bera 常態性檢定知殘差項不符合常態分配，模式的配適度有極大的改善空間。

表 5.2 最小平方法檢定之統計量

檢定名稱	統計量	P-value
Durbin-Watson	0.807	<0.000 **
Ramsey' s RESET2	6.21237	0.009 **
Jarque-Bera test	9.58712	0.013

註：**表示 p-value 小於 1% 以下

另外在自變數的共線性診斷上，由 vif 值 (Variance Inflation factor) $=1/1-R_i^2=1.2368$ ，其值是越接近 0 越好，表示可以減少共線性問題，故 OLS 模型之自變數並不具有高度的相關性，因此自變數對於應變數定期船運價具有一定的解釋效果。

二. 最小平方法與固定效果模型

至於採取固定效果的方面，如表 5.3 所示。R² 值為 0.918233，代表模型解釋能力良好，在 5% 的顯著水準下，國內生產總值、原油月均價及歐元變動匯率 3 個自變數皆呈顯著，且其變動方向與運價呈現正向的關係；但在 1% 的顯著水準下，則只有原油月均價這個自變數呈現顯著。另外在最小平方法與固定效果之檢定下，F 統計量之 p-value 為 0.001，小於 1% 的顯著水準，因此檢定結果拒絕虛無假設，表示應採用固定效果模型較為恰當。

表 5.3 固定效果模型估計之結果

自變數	係數	t 統計量	P-value
國內生產總值	0.0000475461	2.57	0.021 *
經常帳	0.0000971124	1.09	0.184
進出口貿易總額	-0.000224873	-2.02	0.155
原油月均價	15.7776	7.11	0.000 **
歐元變動匯率	1.41887	1.70	0.041 *
虛擬變數	-0.0033447	-1.59	0.199
常數項	-1516.22	-6.64	0.000 **
R ²	0.918233		
Adjusted R ²	0.901105		

註：* Significant at the 5% level

** Significant at the 1% level

三. 最小平方法與隨機效果模型

至於採取隨機效果的方面，如表 5.4 所示。R² 值為 0.818406，代表模型解釋能力依然相當良好，在 5% 顯著水準下，國內生產總值、經常帳、原油月均價、歐元變動匯率及虛擬變數皆呈顯著，且其變動方向與運價呈現正向的關係。但在 1% 的顯著水準下，則只有國內生產總值及原油月均價兩個自變數呈現顯著。另外在最小平方法與隨機效果之檢定下，LM 統計量之 p-value 為 0.008，小於 1% 的顯著水準，因此檢定結果拒絕虛無假設，表示應採用隨機效果模型較為恰當。

表 5.4 隨機效果模型估計之結果

自變數	係數	t 統計量	P-value
國內生產總值	0.0000578813	3.04	0.008 **
經常帳	0.00051169	2.01	0.040 *
進出口貿易總額	-0.000201145	-1.49	0.156
原油月均價	25.3348	8.87	0.000 **
歐元變動匯率	1.97135	2.44	0.019 *
虛擬變數	0.0039004	1.06	0.041 *
常數項	-1793.55	-4.47	0.000 **
R ²	0.818406		
Adjusted R ²	0.794028		

註：* Significant at the 5% level

** Significant at the 1% level

四. 固定效果模型與隨機效果模型

以 Hausman 檢定來檢定固定效果模型及隨機效果模型選取的判定。判別結果整理如下表 5.5，結果顯示出 Hausman 檢定量為 17.12，且其 p-value 為 0.161，大於 1% 的顯著水準，表示檢定結果不拒絕虛無假設，也就是說，採用隨機效果模型來配適，其結果會比採用固定效果模型來的好。

表 5.5 Panel Data 最適模型檢定結果

	檢定統計量	適用模型

OLS 迴歸模型與固定效果模型之比較	F 檢定量 19.645 P-value 0.001 **	固定效果模型
OLS 迴歸模型與隨機效果模型之比較	LM 檢定量 8.041 P-value 0.008 **	隨機效果模型
固定效果模型與隨機效果模型之比較	Hausman 檢定量 17.12 P-value 0.161	隨機效果模型

註：**表示 p-value 小於 1% 以下

資料來源：本研究整理

五. 修正殘差項自我相關

根據 Panel Data 最適模型檢定結果，發現最小平方法迴歸模型、固定效果模型及隨機效果模型 3 種方法所得之殘差項皆具有一階自我相關 (First-order Autocorrelation) 的情形。所以將檢定結果整理如下表 5.6

表 5.6 Panel Data 一階自我相關情形

	DW 檢定統計量	P-value
OLS 迴歸模型	0.807	0.000
固定效果模型	1.223	0.000
隨機效果模型	0.406	0.000

DW 檢定統計量是用來判斷殘差項是否具有一階自我相關，檢定之臨界值如表 5.7 所示，可根據解釋變數個數及樣本數查出 DW 的臨界值 dL 及 dU。判定法則為

1. 若 $DW < dL$ ，則判定殘差項為正的自我相關。
2. 若 $DW > 4 - dL$ ，則判定殘差項為負的自我相關。
3. 若 $dU < DW < 4 - dU$ ，則判定不相關。
4. 若 $dL < DW < dU$ ， $4 - dU < DW < 4 - dL$ ，則無法判定。

表 5.7 DW 檢定統計量之臨界值

正相關	無法判定區	無自我相關	無法判定區	負相關
0	dL	dU	4-dU	4-dL

一般當 DW 值在 2 左右，判定無自我相關。透過檢定得 DW 檢定統計量之 p-value 均呈現顯著，表示殘差項均具有一階自我相關，由於模型具有自我相關，所以估計出來的估計值不具有的一致性，即使自變數呈現顯著仍然應該修正模型中的一階自我相關情形。修正結果如下表 5.8 所示。

表 5.8 修正一階自我相關後結果

自變數	係數	Z 統計量	P-value
國內生產總值	0.00016	3.01	0.002 **
經常帳	0.00087	1.75	0.154
進出口貿易總額	-0.00009	-0.48	0.618
原油月均價	56.76512	9.21	0.000 **
歐元變動匯率	-0.3179	-0.42	0.592
虛擬變數	0.00451	1.39	0.047 *
常數項	-2749.883	-8.11	0.000 **
R ²	0.8574		
Adjusted R ²	0.8298		

註：* Significant at the 5% level

** Significant at the 1% level

5.2 時間序列預測結果分析

5.2.1 單根檢定

資料進行單根檢定，目的在測試資料是否為定態，本研究以 ADF 法進行單根檢定，透過 EViews 軟體來測試，ADF 法有三種模型，包含無截距項與時間趨勢項、有截距項無時間趨勢項及有截距項與時間趨勢項。檢定結果如下表 5.9 所示。

表 5.9 原始運價之單根檢定結果 (cosco 公司 20 呎)

	無截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		有截距項與時間趨勢項	
	γ 值	p-value	γ 值	p-value	γ 值	p-value
07 年運價月資料	-0.001	0.604	-0.002	0.702	-0.004	0.877

表 5.10 原始運價之單根檢定結果 (Hanjin 公司 20 呎)

	無截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		有截距項與時間趨勢項	
	γ 值	p-value	γ 值	p-value	γ 值	p-value
07 年運價月資料	-0.000	0.587	-0.031	0.501	-0.044	0.635

表 5.11 一階差分後之單根檢定結果 (cosco 公司 20 呎)

	無截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		有截距項與時間趨勢項	
	γ 值	p-value	γ 值	p-value	γ 值	p-value
07 年運價月資料	-0.504	0.000	-0.443	0.000	-0.601	0.000

表 5.12 一階差分後之單根檢定結果 (Hanjin 公司 20 呎)

	無截距項與時間趨勢項		有截距項無時間趨勢項		有截距項與時間趨勢項	
	γ 值	p-value	γ 值	p-value	γ 值	p-value
07 年運價月資料	-0.543	0.000	-0.637	0.002	-0.811	0.003

表 5.9 及表 5.10 顯示不論哪間船公司的 3 種頻率運價資料的 p-value 皆大於 1% 的顯著水準，表示均不為定態，因此取一階差分再進行單根檢定。檢定結果如下表 5.11 及表 5.12 所示。因此後續時間序列的分析，均採用一階差分後的資料來進行模式之建立與驗證。

5.2.2 ARIMA 模型分析

確定資料為定態後，進行 ARIMA 模型的配適。p、q 值之決定可根據自我相關函數 (ACF) 及偏自我相關函數 (PACF) 之圖形來判斷。

一. 07 年 cosco 公司運價 ARIMA 模型配適與預測 (20 呎)

運價資料經由一階差分後呈現定態，表示 ARIMA (p, d, q) 模型中 d 值等於 1。本研究配適 ARIMA (2, 1, 1) 及 ARIMA (1, 1, 1)，採用兩種模型中 SC 值最小者為實證研究模型。

表 5.13 ARIMA 模型之配適結果 (cosco 公司)

	ARIMA (2, 1, 1)		ARIMA (1, 1, 1)	
	有常數項	無常數項	有常數項	無常數項
SC 值	23.411	23.510	23.247	23.304
AR 係數	1.973 -1.467	1.981 -1.473	1.642 **	1.647 **
MA 係數	1.771	1.786	1.079 **	1.088 **

註：**表示 p-value 小於 1% 以下

由表 5.13 可以看出 SC 值最小之模型為有常數項之 ARIMA (1, 1, 1) 模型，且模型中的 Q 統計量為 15.441，小於 5% 顯著水準的卡方臨界值 22.36，表示接受虛無假設，模式殘差項已不具序列相關。因此研究採用有常數項之 ARIMA (1, 1, 1) 來進行預測，預測結果如下表 5.14 所示。

表 5.14 ARIMA 模型 08 年運價預測值 (cosco 公司)

單位：USD

日期	實際運價	預測運價	殘差 (%)
2008 年 1 月	2172	2198	1.197%
2008 年 2 月	1971	2067	4.870%
2008 年 3 月	1972	2069	4.918%
2008 年 4 月	1980	2077	4.898%

註：殘差四捨五入至小數第三位表示。

二. 07 年 Hanjin 公司運價 ARIMA 模型配適與預測 (20 呎)

運價資料經由一階差分後呈現定態，表示 ARIMA (p, d, q) 模型中 d 值等於 1。本研究配適 ARIMA (2, 1, 1) 及 ARIMA (1, 1, 0)，採用兩種模型中 SC 值最小者為實證研究模型。

表 5.15 ARIMA 模型之配適結果 (Hanjin 公司)

	ARIMA (2, 1, 1)		ARIMA (1, 1, 0)	
	有常數項	無常數項	有常數項	無常數項
SC 值	27.468	27.471	27.487	27.476
AR 係數	2.047 -1.711	2.058 -1.726	1.642 **	1.647 **
MA 係數	1.652	1.669		

註：**表示 p-value 小於 1% 以下

由表 5.15 可以看出 SC 值最小之模型為有常數項之 ARIMA (2, 1, 1) 模型，且模型中的 Q 統計量為 19.238，小於 5% 顯著水準的卡方臨界值 22.36，表示接受虛無假設，模式殘差項已不具序列相關。因此研究採用有常數項之 ARIMA (2, 1, 1) 來進行預測，預測結果如下表 5.14 所示。

表 5.16 ARIMA 模型 08 年運價預測值 (Hanjin 公司)

單位：USD

日期	實際運價	預測運價	殘差 (%)
2008 年 1 月	2516	2498	-0.715%
2008 年 2 月	2372	2401	1.222%
2008 年 3 月	2372	2406	1.433%
2008 年 4 月	2375	2450	3.158%

註：殘差四捨五入至小數第三位表示。

5.3 灰預測結果分析

由於定期船運價受油價變動、經濟、匯率、社會等因素之影響，向來具有強烈之不確定性，使定期船運價處於訊息不完整之系統狀態，符合灰色理論之特性。鄭美幸、詹志明(2002)研究發現以大量樣本進行 GM(1, 1) 模型之預測，其績效較小樣本(六筆資料)來的差，本研究比較六筆及十二筆之績效，發現以六筆資料建模之預測績效較好。因此本研究對每一期之預測，採用預測當期的前六期之觀測值並重新估計參數之方式來進行預測，以提升預測精確度。

本研究預測資料以 2007 年 12 月為基準，分別往前推六期及十二期。因此，兩家定期船公司運價之結果，如下表 5.17、表 5.18 所示：

表 5.17 2007 年 COSCO 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	運 價 (20 / 40 / 40HQ)
1 月	1457 / 2805 / 3022
2 月	1473 / 2835 / 3055
3 月	1457 / 2804 / 3023
4 月	1586 / 3063 / 3287
5 月	1602 / 3095 / 3314
6 月	1651 / 3191 / 3412
7 月	2129 / 4036 / 4257
8 月	2129 / 4038 / 4258
9 月	2183 / 4145 / 4368
10 月	2264 / 4306 / 4528
11 月	2179 / 4246 / 4470
12 月	2175 / 4238 / 4464

表 5.18 2007 年 HANJIN 公司遠洋歐洲線運價資料

單位：USD

月 份	運 價 (20 / 40 / 40HQ)
1 月	1538 / 3022 / 3239

2 月	1555 / 3055 / 3275
3 月	1539 / 3023 / 3241
4 月	1723 / 3336 / 3554
5 月	1740 / 3369 / 3589
6 月	1789 / 3468 / 3689
7 月	2267 / 4423 / 4644
8 月	2267 / 4034 / 4644
9 月	2323 / 4535 / 4758
10 月	2487 / 4862 / 5084
11 月	2347 / 4582 / 4806
12 月	2402 / 4690 / 4917

本文根據灰預測 GM(1, 1) 模型及表 5.17、表 5.18 之兩間定期船公司運價，利用近六期與十二期之運價來作為樣本內資料建模，求算 08 年 1 到 4 月定期船運價預測值。以 COSCO 公司 07 年 20 呎貨櫃說明如下：

原始序列

$$x^{(0)} = (2129, 2129, 2183, 2264, 2179, 2175)$$

一次 AGO 生成序列

$$x^{(1)} = (2129, 4258, 6441, 8705, 10884, 13059)$$

求均值

$$z^{(1)} = (3193.5, 5349.5, 7573, 9794.5, 11971.5)$$

累加矩陣 B 及常數項向量 Y_N 如下

$$B = \begin{pmatrix} -3193.5 & 1 \\ -5349.5 & 1 \\ -7573 & 1 \\ -9794.5 & 1 \\ -11971.5 & 1 \end{pmatrix} \quad Y_N = \begin{pmatrix} 2129 \\ 2183 \\ 2264 \\ 2179 \\ 2175 \end{pmatrix}$$

由前述得

$$\hat{\alpha} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = (B^T B)^{-1} B^T Y_N = \begin{pmatrix} -0.0048469 \\ 2149.29 \end{pmatrix}$$

帶入得預測模型

$$x^{(0)}(k+1) = (1 - e^{-0.0048469})(2127 + 2149.29 / 0.0048469)e^{0.0048469k}$$

分別帶入不同 K 值求取各期之運價，下表 5.19 為模型預測值。

表 5.19 COSCO 公司 20 呎貨櫃運價預測值(六筆資料建模) 單位:USD

日期	實際值	預測值	殘差 (%)
2007 年 7 月	2129	2129	0
2007 年 8 月	2129	2165	1.69
2007 年 9 月	2183	2175	-0.36646
2007 年 10 月	2264	2186	-3.4452
2007 年 11 月	2179	2197	0.8260
2007 年 12 月	2175	2207	1.4712
2008 年 1 月	2172	2218	2.1178
2008 年 2 月	1971	2229	13.089
2008 年 3 月	1972	2240	13.590
2008 年 4 月	1980	2250	13.636

表 5.20 HANJIN 公司 20 呎貨櫃運價預測值(六筆資料建模)

單位:USD

日期	實際值	預測值	殘差(%)
2007年7月	2267	2267	0
2007年8月	2267	2306	1.72
2007年9月	2323	2335	0.5165
2007年10月	2487	2364	-4.945
2007年11月	2347	2393	1.9599
2007年12月	2402	2423	0.8742
2008年1月	2516	2452	-2.5437
2008年2月	2372	2483	4.6795
2008年3月	2372	2513	5.9443
2008年4月	2375	2544	7.1157

表 5.21 HANJIN 公司 20 呎貨櫃預測值(12筆資料建模)

單位:USD

日期	實際值	預測值	殘差(%)
2007年1月	1538	1538	0
2007年2月	1555	1570	1.35
2007年3月	1539	1655	7.537
2007年4月	1723	1739	0.9286
2007年5月	1740	1827	5
2007年6月	1789	1920	7.3225
2007年7月	2267	2017	-11.027
2007年8月	2267	2119	-6.528

2007年9月	2323	2226	-4.175
2007年10月	2487	2339	-5.950
2007年11月	2347	2457	4.686
2007年12月	2402	2581	7.452
2008年1月	2516	2712	7.79
2008年2月	2372	2849	20.1096
2008年3月	2372	2993	26.18
2008年4月	2375	3144	32.378

表 5.22 COSCO 公司 20 呎貨櫃預測值 (12 筆資料建模) 單位: USD

日期	實際值	預測值	殘差 (%)
2007年1月	1457	1457	0
2007年2月	1473	1481	0.05431
2007年3月	1457	1552	6.52
2007年4月	1586	1627	2.58
2007年5月	1602	1705	6.42
2007年6月	1651	1786	8.17
2007年7月	2129	1872	-12.07
2007年8月	2129	1962	-7.84
2007年9月	2183	2056	-5.81
2007年10月	2264	2154	-4.85
2007年11月	2179	2258	3.62
2007年12月	2175	2360	8.78
2008年1月	2172	2479	14.13
2008年2月	1971	2598	31.81
2008年3月	1972	2723	38.08

2008 年 4 月	1980	2854	44.14
------------	------	------	-------

5.4 預測績效之評估

本研究採用 MAPE 值及 Theil' s U 值作為績效評估的標準。MAPE 值小於 10% 表示模型之預測績效優良，為可採信之預測模型；Theil' s U 值則是越接近零表示預測誤差越小。

以 COSCO 公司為例，20 呎貨櫃的運價資料以六筆資料及十二筆資料建模，可以計算出其 MAPE 分別為 5.02% 及 12.21%，表示以六筆資料建模的預測效果較佳。而 HANJIN 公司的 MAPE 值計算出來分別是 3.02% 及 9.27%，也可以明顯看出六筆資料建模預測效果來的較好，而其值皆小於 10%，表示此兩模型的預測能力是相當不錯的。

接著再進一步比較 cosco 公司分別由 ARINMA 建模及 GM (1, 1) 建模所計算出來的 MAPE 值及 Theil' s U 值來判定預測模型的績效。由下表 5.23 可以看出，兩種預測模型之 MAPE 值均小於 10%，分別為 5.02% 與 3.970%；而 Theil' s U 值則分別為 1.147% 及 0.297%，也相當的接近 0。因此兩種模型預測績效皆相當優良，在運價的預測上皆屬於合適之預測模型，一比較 MAPE 值與 Theil' s U 值，預測績效最佳為 ARIMA 模型，其次是 GM (1, 1) 模型。

表 5.23 cosco 公司運價預測模型之 MAPE 值與 Theil' s U 值

	GM (1, 1) 模型	ARIMA 模型
MAPE 值	5.02%	3.970%
Theil' s U 值	1.147%	0.297%

另一間 Hanjin 公司分別由 ARINMA 建模及 GM(1,1)建模所計算出來的 MAPE 值及 Theil' s U 值來判定預測模型的績效。由下表 5.23 可以看出，兩種預測模型之 MAPE 值均小於 10%，分別為 3.02% 與 1.632%；而 Theil' s U 值則分別為 0.967% 及 0.218%，也相當的接近 0。因此兩種模型預測績效皆相當優良，在運價的預測上皆屬於合適之預測模型，一比較 MAPE 值與 Theil' s U 值，預測績效最佳為 ARIMA 模型，其次是 GM (1, 1) 模型。

表 5.24 Hanjin 公司運價預測模型之 MAPE 值與 Theil' s U 值

	GM (1, 1) 模型	ARIMA 模型
MAPE 值	3.02%	1.632%
Theil' s U 值	0.967%	0.218%



第六章 結論與建議

6.1 結論

一. 影響運價的自變數

由於受到諸多經濟因素的影響，不論是散裝船或定期船的價格波動都甚為劇烈，本研究針對定期船運價決定因素作一探討。在選定可能影響的自變數上，總共分為以下 3 類，包含中國大陸及歐洲主要經濟體的總體經濟變數、歐元變動匯率及西德州原油的月均價。經原始模型的檢定結果發現，總體變數中的國內生產總值對於定期船運價的影響相當顯著，且與運價波動呈現正向的相關，表示當主要經濟國的國內生產總值上升，定期船的運價也有極高的可能性會跟著上揚。另外將原油的月均價當成自變數納入模型來考量，可以發現不論在原始的最小平方法迴歸模型、固定效果模型、隨機效果模型及修正一階自我相關後的模型中，都是呈現極為顯著的狀況，這也表示說隨著現今高油價的時代來臨，西德州原油每桶交易價格已突破 120 美元的情形下，油價的飆漲對於定期船的運價勢必會有相當程度的影響，必然會帶動定期船運價的上揚，使得運輸的成本會有所提高。

二. 趨勢預測

本研究應用時間序列 ARIMA (p, d, q) 計量模型與灰預測 GM (1, 1) 模型來進行定期船運價之預測，且以 MAPE 值及 Theil' s U 值來做為預測績效評估之標準，比較兩種模型樣本外預測之績效，來選出最合適的預測模型。研究結論如下：

1. 根據運價的資料來建構模式，以 cosco 公司來說，配適有常數項之 ARIMA(1, 1, 1) 模式及 GM (1, 1) 模式，可以發現兩種模型之 MAPE 值分別為 5.02% 及 3.970%，皆小於 10%，表示兩模式之預測能力都相當不錯。另外 Theil' s U 值也相當接近 0，也表示模式預測能力相當不錯。最後進一步一同比較 MAPE 值與 Theil' s U 值，預測績效最佳為 ARIMA 模型，其次是 GM (1, 1) 模型。也可以發現，在建構 GM (1, 1) 模式時，如果選用較少資料比數來建模，其預測能力會較多筆資料建模來的佳。
2. 根據運價的資料來建構模式，以 Hanjin 公司來說，配適有常數項之 ARIMA(2, 1, 1) 模式及 GM (1, 1) 模式，可以發現兩種模型之 MAPE 值分別為 3.02% 及 1.632%，皆小於 10%，表示兩模式之預測能力都相當不錯。另外 Theil' s U 值也相當接近 0，也表示模式預測能力相當不錯。最後進一步一同比較 MAPE 值與 Theil' s U 值，預測績效最佳為 ARIMA 模型，其次是 GM (1, 1) 模型。也可以發現，在建構 GM (1, 1) 模式時，如果選用較少資料比數來建模，其

預測能力會較多筆資料建模來的佳。

3. 在短期的運價預測上，灰預測利用少比的資料建模（最少 4 筆資料）較為方便，遠比 ARIMA 模式建構來的容易許多，且短期的運價預測上，精確度也相當的不錯，長期的運價預測上，因為灰預測的模式建構為一遞增的指數函數，因此隨著時間的拉長，可能造成的誤差也越大。所以如果較長時間的運價預測上，選用 ARIMA (p, d, q) 模式來預測較為恰當。

6.2 建議

1. 在找出可能影響定期船運價的自變數上，本研究僅考慮歐洲幾個通過港口的主要經濟國及中國大陸的經濟總體指標，未考慮其他幾個可能具影響力國家的經濟指標，而且海運的發展瞬息萬變，並不會特別重心偏重於哪個國家。因此對於其他可能有影響國家之經濟指標，均可再深入探討。
2. 未來可以再找尋如同原油的價格及歐元變動匯率等重要的自變數納入模式的建構中，以期對於運價預測有更精確的能力，提供船東作為實務上的參考。



參考文獻

1. 于宗先(1972)，經濟預測，台北市：中央經濟研究院。
2. 溫珮伶，「散裝海運市場運價決定機制及影響因素分析」，中原大學國際貿易學系碩士論文，民國 94 年。
3. 鄧聚龍，「灰色系統理論與應用」，高立圖書公司，民國 89 年。
4. 謝尚行、呂志哲，「中國大陸經濟發展對亞洲主要港埠貨櫃量影響之分析與預測」，國立交通大學運輸科技與管理學系碩士論文，民國 93 年。
5. 李彌(1978)，「海運運價之研究」，碩士論文，中國文化學院海洋研究所航運組。
6. 陳敏生(1994)，「海運經營」，文笙書局。
7. 林 科(1994)，兩岸通航多評準決策分析之研究，國立交通大學交通運輸研究所碩士論文。
8. 鄧聚龍(2000)，灰色系統理論與應用，台北市：高立圖書公司。
9. 陳澄隆，「國內定期海運公司營運績效之研究—應用資料包絡分析法 (DEA)」，國立交通大學交通運輸研究所，民國 89 年。
10. 交通部運輸研究所港灣技術研究中心，「港埠運量預測之研究」，民國 88 年。
11. 吳柏林，「時間數列分析導論」，華泰文化，民國 84 年。
12. 黃台心，「計量經濟學」，雙葉書廊，民國 94 年。
13. 許巧鶯、溫裕弘，「台灣地區國際航空客運量之預測—灰色預測模式之應用」，運輸計劃季刊，第三期，525-556 頁，民國 86 年。
14. Kavussanos, M. G. and Alizadeh-M, A. H., "Efficient Pricing of Ships in the Dry Bulk Sector of the Shipping Industry," Maritime Policy and Management, 29(3), pp. 303-330, 2002.
15. Bendall, H. and Stent, A. F., "Investment Strategy in Market

- Uncertainty,” *Maritime Policy and Management*, 30(4), pp. 293–303, 2003.
16. Gray, J. W. (1986), *Financial Risk Management in the Shipping Industry*, New York: Fairplay Publications Limited.
17. Kavussanos, M. G. and Alizadeh-M, A. H., “Seasonality Patterns in Dry Bulk Shipping Spot and Time Charter Freight Rates,” *Transportation Research E*, 37, pp 443–467, 2001.
18. Lin, M. (1989) “An Application of the GM(1,1) Model: the Prediction of Flight Safety,” *The Journal of Gray System*, 1 (1), 99–102 .
19. Denning, K. C., Riley W. B., and Delooze J. P., “Baltic Freight Futures: Random Walk or Seasonally Predictable,” *International Review of Economics*, Vol. 3, pp. 399 – 428, 1994.
20. Veenstra, A. W. and Franses, P. H., “A Co-integration Approach to Forecasting Freight Rates in the Dry Bulk Shipping Sector,” *Transportation Research A*, 31(6), pp. 447–458, 1997.
21. Tilak Abeysinghe, Ding Lu, “China as an Economic Powerhouse: Implication on its Neighbors,” *China Economic Review*, pp. 164–185, 2003.
22. Chang, Y. T., Chang, H. B., “Predictability of the Dry Bulk Shipping Market by BIFFEX,” *Maritime Policy and Management*, 23(2), pp. 103–114, 1996.
23. Jane R C Boyes, “The China effect,” *Containerisation International*, pp. 89–91, 2003.
24. Anderson, Seth C., Coleman, Jay, Frohlich, Charyl J., and Steagall, Jeffrey W., “A Multifactor Analysis of Country Fund Returns,” *The Journal of Financial Research*, 24(3), pp. 331–346, 2001.

簡歷

資本資料				
中文姓名	楊金樺	性別	男	
英文姓名	Yang Chin-Hua	生日	73.07.26	
聯絡地址	台南市大同路 2 段 61 巷 160 號			
E-mail	Kyo0726.tem95g@nctu.edu.tw			
學歷	交通大學運輸科技與管理學系研究所---民國 97 年 6 月 成功大學交通管理科學系-----民國 95 年 6 月			

