

散裝超輕便極限型船市場與 BSI 指數之預測¹

The Baltic Supramax Market and Forecasting BSI Index in Bulk Shipping Sectors

鍾政棋 Cheng-Chi Chung²

林成蔚 Cheng-Wei Lin³

高國軒 Guo-Hsuan Kao⁴

摘要

散裝航運市場中，近年以次要乾散貨相關指數變化最頻繁。本文分析波羅地海超輕便極限型(Supramax)船市場，針對波羅地海超輕便極限型船指數(BSI)進行預測，期能精確掌握此市場運價趨勢，以降低航運市場風險。主要採用灰色理論之灰預測 GM(1,1)模式，構建波羅地海 BSI 指數預測模式，進行實證分析。為探討預測精確度，以指數平滑法與之比較，並以後驗差檢驗模式進行分析。實證結果顯示，整體而言，BSI 指數未來三季(2008 年一月至九月)將朝上漲趨勢發展。就平均精確度而言，灰預測 GM(1,1)模式預測結果優於指數平滑法。研究結果可以提供船東或傭船人作為傭船決策之參考。

關鍵詞：散裝航運、傭船決策、波羅地海超輕便極限型船指數

ABSTRACT

In the dry bulk shipping market, the related indices of the minor dry bulk seaborne cargo fluctuate most frequently in recent years. This research analyzes the market of the Baltic Supramax vessels and forecasts Baltic Supramax Index (BSI) in order to predict the trends accurately and reduce risks in shipping market effectively. Therefore, we adopted the Grey Model (1,1) of Grey theory to construct the BSI forecast model; then used the exponential smoothing model to compare the accuracy, and also used posterior check to analyze the forecast results.

¹ 本文係行政院國家科學委員會專題研究計畫(NSC 95-2416-H-424-002)之部分研究成果，感謝國科會之經費補助。本文初稿已於 2007 年 6 月在第五屆十校聯盟學術研討會發表。

² 國立臺灣海洋大學航運管理學系助理教授，(聯絡地址：基隆市 20224 中正區北寧路二號，電話：02-24622192 轉 3421，E-mail: jackie@mail.ntou.edu.tw)。

³ 開南大學物流與航運管理學系助理教授，(聯絡地址：桃園縣 33857 蘆竹鄉開南路一號，電話：03-3412500 轉 6024，E-mail: cwlin@mail.knu.edu.tw)。

⁴ 國立臺灣海洋大學航運管理研究所碩士。

In general, the result of this research shows that the trend of the bulk shipping market in the upcoming three seasons (from Jan. to Sept. 2008) would be at an upward trend. According to average accuracy, the empirical evidence shows that the GM(1,1) model has a better result than the exponential smoothing model. The results of this research can be provided as chartering decision-making references to shipowners or charterers.

Key words: Bulk shipping, Chartering decisions, Baltic Supramax Index

壹、前言

航運相關產業中，近年來以散裝航運市場變化最為劇烈，其風險管理有別於定期航運領域(鍾政棋^[11])。散裝航運市場運價朝夕不一，船舶調配又受船貨供需直接影響，全球任一船東或傭船人均無法改變市場運價。散裝航運之經營，不但具有資本密集之特性，其市場運價又具有波動性、季節性與景氣興衰循環之特性，其風險管理格外重要。因此於高度競爭環境下，船東或傭船人若未能有效預測市場運價之變化，或將蒙受投資上或營運上之重大損失；相反地，若能確實掌握航運市場現況，進而精準預測未來運價發展趨勢，預先擬定適當之傭船策略，必能提升傭船業務營運績效。

散裝航運市場可區分為主要乾散貨與次要乾散貨兩大市場。根據 2006 年聯合國貿易暨發展委員會(United Nations Conference on Trade and Development; UNCTAD)資料^[37]顯示，煤礦、鐵礦砂、穀類、鋁土與磷礦石等五大主要乾散貨，全球年總載運量約計十億七千萬公噸；而鋼鐵製成品、廢鐵、林產品、水泥、肥料、糖與鹽等次要乾散貨，全球年總載運量約計九億五千萬公噸。基此，散裝航運市場中，除了主要乾散貨之外，次要乾散貨數量亦相當可觀。此等次要乾散貨主要由超輕便極限型(Supramax)、輕便極限型(Handymax)與輕便型(Handysize)等船舶提供運輸服務。根據 Alizadeh-M and Nomikos^[15]研究顯示，不同船型對主要散裝貨載承運比率，如表 1 所示。

表 1 不同船型對主要散裝貨載承運比率

單位：%

船型	鐵礦砂	煤礦	穀類	鋁土	磷礦石
海岬型船(Capesize)	70	45	5	-	-
巴拿馬極限型船(Panamax)	22	40	45	45	20
輕便型船(Handysize)	8	15	50	55	80

註：本表輕便型船係包含超輕便極限型、輕便極限型與輕便型三種船舶。

由表 1 可知，以次要乾散貨為主之輕便型船，就主要乾散貨方面，主要承載磷礦石、鋁土與穀類。根據 2006 年德國航運經濟與物流研究中心(Institute of Shipping Economic and Logistics; ISL)資料顯示，全球散裝輕便型船總計有 4,596 艘、巴拿馬極限型船有 1,249 艘、海岬型船有 796 艘。以新船訂單而言，超輕便極限型(Supramax)船有 210 艘，而輕便極限型(Handymax)與輕便型(Handysize)二者僅 47 艘(Heideloff *et al.*^[23])。換言之，全球船舶大型化發展下，於次要乾散貨市場中，超輕便極限型船將扮演愈來愈重要之角色。

為能真實反映散裝航運各子市場(Submarkets)運價變化，當前波羅地海乾散貨 BDI (Baltic Dry Index)綜合指數區分為波羅地海新輕便型船指數(Baltic Handy Size Index; BHSI)、波羅地海超輕便極限型船指數(Baltic Supramax Index; BSI)、波羅地海巴拿馬極限型船指數(Baltic Panamax Index; BPI)與波羅地海海岬型船指數(Baltic Capesize Index; BCI)等四種。近年來波羅地海乾散貨 BDI 綜合指數與各子市場不同指數變化趨勢，如圖 1 所示。

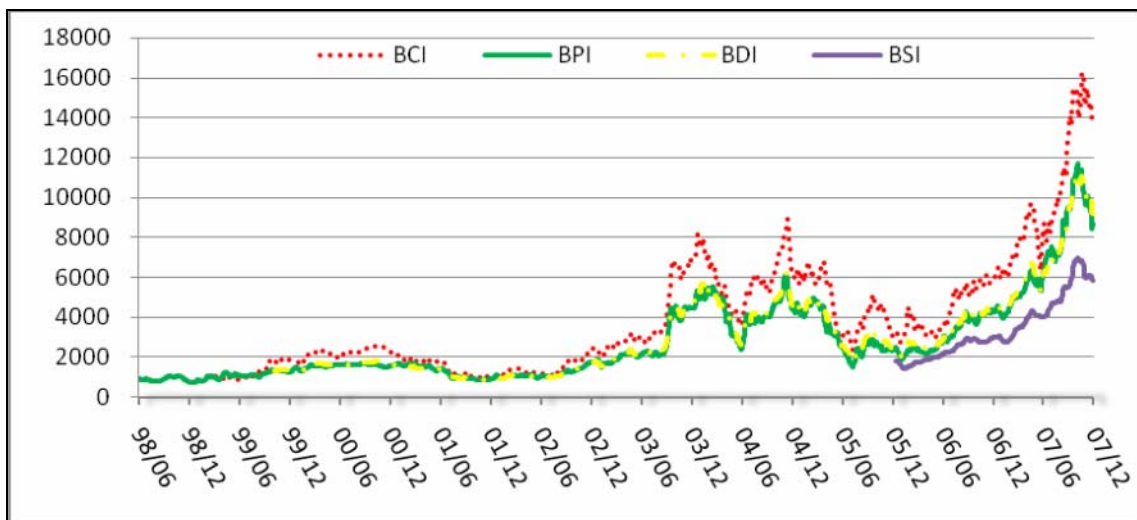


圖 1 BDI 綜合與各子市場不同指數變化趨勢

由圖 1 可知，2006 年初 BSI 指數首次發布，隨後該指數受到市場景氣因素影響，發布之初 BSI 指數原為 1,819 點，其間 2006 年 2 月 2 日下跌為 1,422 點，至 2007 年 12 月 24 日為 5,817 點，漲幅約為四倍，顯見超輕便極限型船市場變化甚為劇烈。因此，對營運管理此類船舶之船東或傭船人而言，如何掌握此特定市場運價之變化，確實是重要之研究課題。

散裝航運市場中，近年以次要乾散貨相關指數之調整最為頻繁。次要乾散貨航運市場中，由於貨種複雜與貨源不集中之因素，形成 BSI 指數並未列計論程備船(Voyage charter; V/C)路線。而且 V/C 現貨市場運費波動，與論時備船(Time charter; T/C)租金變化息息相關(Veenstra^[39])。因此，BSI 指數僅藉由單一航次論時備船(Trip T/C)路線，反映超輕便極限型船市場運價之變化。然而 BSI 指數演進過程如何？其基準船型規格之調整為何？現階段 BSI 指數組成路線為何？未來 BSI 市場運價變化趨勢又將如何？如何協助船東或備船人進行有利之備船決策(Chartering decisions)？基础研究背景是乃引發本文研究動機。

回顧過去對散裝航運市場運價之研究，主要係以巴拿馬極限型船或海岬型船為研究對象(陳永順與王旭堂^[7])，探討 V/C 與 T/C 市場運價波動關係(Dikos and Papapostolou^[20])，或運費與期貨關係為主(Kavussanos and Nomikos^[27])。2006 年 1 月 3 日波羅地海交易中心首次發布 BSI 指數，因此未發現有超輕便極限型船研究。而且過去主要以大筆資料進行預測，根據 Veenstra and Franses^[38]研究，散裝運價之長期資料，並無法改善短期或長期預測之精確性，而且運價變化在本質上大部分具隨機性，相當不易精確預測。因此本文將針對超輕便極限型船為研究對象，主要目的為探求超輕便極限型船市場運價變化，期能構建 BSI 指數預測模式進行 BSI 指數預測，俾能提供船東或備船人掌握此一航運市場運價發展趨勢。

由於 BSI 指數受全球政治、經濟、戰爭、天候等因素影響，如船貨供需變化，素來具有強烈之不確定性，使 BSI 指數處於訊息不完整之系統狀態。因此本文研究方法主要採用灰色理論之灰預測 GM(1,1)模式，以 2007 年 1 月 2 日至 2007 年 12 月 24 日(末日)之 BSI 日指數資料進行預測，並以最常被使用四點建模方式，構建 BSI 指數預測模式。為探求預測精確度，復以指數平滑法(Exponential smoothing)與之比較，並藉由後驗差檢驗(Posterior check)模式進行預測結果分析。不僅考量時間長短給予不同權重，又依不同風險偏好給定不同樂觀值與悲觀值，以探求不同時間下，未來市場運價變化可能趨勢。研究內容第二節回顧航運市場運價相關文獻；第三節分析超輕便極限型船市場現況；第四節說明預測方法；第五節構建 BSI 指數預測模式，並進行實證分析；第六節提出結論與建議。

貳、文獻回顧與評析

本節將引為研究基礎之相關文獻加以回顧，包括散裝航運市場、波羅地海指數及預測方法等，並提出綜合評析。

2.1 散裝航運市場

航運市場具有景氣興衰循環特性，運價主要由船貨供需決定，且易受能源危機與石油價格等外部因素影響(Goulielmos and Psifia^[21])。根據 Tvedt^[35]認為，由於船噸無法隨運價起伏而增減，且造船前置時間較長，無法即時反映市場變化，因此船噸供給短期缺乏彈性。貨源需求與船噸供給相同，對主要貨源需求不會巨幅增減，造成短期需求亦缺乏彈性。Tvedt^[36]進一步指出，高運價引發大量造船，但交船後導致運價下跌，因此從下單造船到交船期間，或將出現運價最高點。

散裝航運市場風險特性，Lu *et al.*^[32]指出，各子市場每日報酬率出現自我相關趨勢，且皆具備非定態性(Non-stationary)與非線性(Non-linear)特徵，亦即具有運價波動大與高風險特性。市場運價波動方面，Dikos and Papapostolou^[20]認為，V/C 市場大於 T/C 市場。Kavussanos and Alizadeh-M^[26]指出，除船貨供需影響運價外，季節性因素亦為運價波動因素之一。不同貨物之運價，其季節性形態(Seasonality pattern)不同，但時間長季節效應之衝擊會逐漸減少。Adland and Cullinane^[14]研究顯示，運價變化短期內易出現暴漲暴跌，但長期仍趨於平穩。根據 Cullinane^[19]研究，以船東立場而言，當目前運價較高且預期未來將下跌時，應於運價下跌前締結 T/C 契約，以獲取較高之租金收入；當目前運價較低且預期未來將上漲時，則應選擇將船舶投入現貨市場，以 V/C 方式經營，以賺取較高之運費收入。

2.2 波羅地海指數

1985 年 1 月 4 日波羅地海交易中心首度發布波羅地海運費指數(Baltic Freight Index; BFI)，當時由十三條 V/C 路線組成。其後歷經數十次修正與調整，目前已被 BDI 綜合指數取代。過去對 BFI 運費指數之研究，例如 Berg-Andreassen^[18]以 BFI 日資料檢驗是否具隨機漫步(Random walk)特性顯示，散裝運費市場具非定態性。Berg-Andreassen^[17]又以 BFI 季資料檢驗 V/C 與 T/C 關係，亦證實運費市場具有非定態性。Kavussanos and Nomikos^[27]以 BFI 日資料探討運費與運費期貨之關係，亦獲得相同結果。李正宏與袁紹宏^[2]探討 BFI 指數與船噸關係顯示，指數變化與船噸閒置量呈現負相關。換言之，航運市場景氣時船噸需求增加；蕭條時則船噸過剩。劉建林^[8]以 BDI 與 BCI 指數檢驗發現，兩者具有穩定連動關係。

2006 年 1 月 3 日波羅地海交易中心發布 BSI 指數，目的在反映 BSI 市場運價。綜觀國內外相關研究，目前尚未發現針對 BSI 指數進行研究。雖透過選擇權或遠期運費契約能進行運費避險，然而根據 Kavussanos and Alizadeh-M^[25]、Haigh^[22]、Kavussanos and Nomikos^[28]等人均指出，波羅地海國際運費期貨交易(Baltic

International Freight Futures Exchange; BIFFEX)契約避險效益不佳。因此，若直接以 BSI 指數進行市場運價預測，或將比以其他金融工具避險更為直接有效。

2.3 預測方法

預測方法種類繁多，林水順等人^[3]採用移動平均法、指數平滑法、簡單迴歸分析及灰預測等方法，對產險業進行產值預測發現，灰預測結果較其他三種方法精確。曹銳勤^[6]採用指數平滑法、模糊迴歸分析及灰預測方法，構建模糊指數平滑預測模式，針對網際網路用戶數進行預測顯示，透過整合後之模糊指數平滑預測模式預測績效比採單一預測模式為佳。Snyder *et al.*^[33]指出，指數平滑法普遍使用於存貨控制，而且能精確預測存貨量，進而預測前置時間需求，有效協助存貨管理，以制定最適訂購策略。

灰色理論由鄧聚龍^[10]教授於 1982 年提出，以構建灰色模式進行預測及決策。近年受到廣泛使用，Lin and Yang^[31]應用灰預測 GM(1,1)模式推估臺灣光電產業之產出顯示，灰預測結果之誤差率低於 10%。航運市場方面，馬豐源^[4]應用灰預測於經濟與運量、船舶進出艘數、貨櫃裝卸及貨物吞吐量等成長率之估算顯示，灰預測模式具有可靠性與合理性。鍾政棋等人^[13]採用灰預測 GM(1,1)模式，構建 BDI 綜合指數預測模式，實證分析顯示，灰預測比指數平滑法能更精確預測市場運價變化。鄭美幸與詹志明^[9]以灰色理論構建匯率預測模式，並與隨機漫步模式和 GARCH (Generalized Auto-Regressive Conditional Heteroscedasticity)模式進行比較發現，當預測期間不超過一季時，灰預測與 GARCH 模式之預測績效皆優於隨機漫步模式，且灰預測結果較 GARCH 模式為佳。灰預測精確度與構建模式之樣本數有關，當樣本數控制在四筆時，模式精確度較高。

2.4 綜合評析

綜上可知，近年許多研究著重於散裝市場運價課題，有構建船貨供需平衡模式探討運價變化(Tvedt^[35])，有運價季節性形態(Kavussanos and Alizadeh-M^[26])，以及運價非定態性之研究(Kavussanos and Nomikos^[27]；Berg-Andreassen^[18])等。除了探求散裝市場風險影響因素外，主要透過構建模式，探求未來市場運價變化。航運市場運價短期波動劇烈，Veenstra and Franses^[38]指出，散裝航運市場運價之長期資料，並無法改善短期或長期預測之精確性，且運價變化在本質上大部分具隨機性，相當不易精確預測。根據灰色理論研究顯示，灰預測適用於短期或無法取得完整訊息之分析。而且 BSI 指數各航行路線，單一航次 T/C 航行天數約 30-65 天。是故 BSI 指數預測符合灰色理論短期預測特性。因此本文主要採用灰色理論之灰

預測 GM(1,1)模式，構建 BSI 指數預測模式，以進行 BSI 指數實證分析。

參、超輕便極限型船市場

本節分析超輕便極限型船市場現況，包括波羅地海指數之形成，次要乾散貨市場指數之演進，並表列 BSI 指數現行組成路線與基準船型規格，及次要乾散貨市場船貨供需分析，並提出綜合討論。

3.1 波羅地海指數之形成

1985 年 1 月 4 日波羅地海交易中心首度發布 BFI 指數，主要作為散裝航運市場運費之參考。此運費指數由全球主要十三條 V/C 路線組成，包含五條輕便型船路線，五條巴拿馬極限型船路線，三條海岬型船路線，權重分別占 20%、65%與 15%。貨物含蓋由輕便型船承運之 14,000 噸肥料，至由海岬型船承運之 120,000 噸煤礦運務。BFI 指數以全球為對象，並未依船型載重噸大小區分，屬於綜合性指標。BFI 指數亦即當前 BDI 綜合指數之前身。

3.2 次要乾散貨運價指數之演進

為真實反映航運市場運價，波羅地海指數歷經數十次修正與調整。次要乾散貨市場相關指數之演進，可區分三個階段：**第一階段**由 BFI 指數調整為三個子市場，亦即 BHI、BPI、BCI 三種指數之過程。1997 年 1 月 7 日正式發布輕便型船指數(Baltic Handysize Index; BHI)，當時每週發布二次，1999 年 4 月 26 日改為每日發布。BHI 指數最初僅有 T/C 路線組成，船型載重噸為 43,000 噸以下船舶。

第二階段由 BHI 至 BHMI 指數之演進。1999 年 11 月 1 日由 BDI 綜合指數取代 BFI 指數。2000 年 10 月 2 日引入波羅地海輕便極限型船指數(Baltic Handymax Index; BHMI)。2000 年 12 月 22 日停止發布 BHI 指數，2001 年 1 月 2 日由 BHMI 取代 BHI 指數，並列入 BDI 綜合指數計算。BHMI 指數亦僅考量 T/C 路線，船舶載重噸為 45,496 噸，且船齡低於十五年。

第三階段由 BHMI 至 BSI 指數之過程。2005 年 6 月 1 日 BSI 指數試行，並與 BHMI 指數併行半年，至 2006 年 1 月 3 日由 BSI 取代 BHMI 指數。此階段船舶載重噸為 52,454 噸，航行路線僅有小幅度變化。雖然 2007 年 1 月 2 日再次發布波羅地海新輕便型船指數(Baltic Handy Size Index; BHSI)，船舶載重噸調整為 28,000 噸。由於 BHSI 指數發布迄今為期尚短，於次要乾散貨市場之發展有待觀察。

上述分析可知，為追求單位運輸成本降低，船舶朝向大型化發展，使次要乾散貨市場運價指數陸續調整，俾能適時反映特定船型市場運價之變化，以符合船東與備船人進行備船決策之需求。次要乾散貨市場運價指數演進時程(The Baltic Exchange^[34])，綜整如表 2 所示。

表 2 次要乾散貨市場運價指數演進時程

指數中文名稱	指數英文名稱	試行日期	發布日期	終止日期
波羅地海輕便型船指數	Baltic Handysize Index (BHI)	1996.10.15	1997.01.07	2000.12.22
波羅地海輕便極限型船指數	Baltic Handymax Index (BHMI)	2000.09.04	2001.01.02	2005.12.23
波羅地海超輕便極限型船指數	Baltic Supramax Index (BSI)	2005.06.01	2006.01.03	-
波羅地海新輕便型船指數	Baltic Handy Size Index (BHSI)	2006.05.23	2007.01.02	-

3.3 現行組成路線與船舶規格

散裝 BSI 指數現行組成路線與權重，如表 3 所示。航行範圍已延伸至近年來經濟不斷成長之中國。指數發布迄今有些許調整，原本 S4 越大西洋路線，權重占 25%，自 2007 年 1 月 2 日更改為 S4A 與 S4B 兩條路線，權重各占 12.5%，目前 BSI 指數計有六條 T/C 路線。

表 3 BSI 指數現行組成路線與權重

路線	船舶大小	航行路線	權重
S1A	52,454	Del. Antwerp / Skaw for a trip of 60/65 days, Redel. Singapore / Japan inclgd China 5 % comm. total. Laycan 5/10 days in advance.	12.5%
S1B	52,454	Del. passing Cannakkale for a trip of 50/55 days, Redel. Singapore / Japan inclgd China 5 % comm. total. Laycan 5/10 days in advance.	12.5%
S2	52,454	Del. S. Korea / Japan for 1 Australian or Trans. Pacific round voy. for 35/40 days trip, Redel. S. Korea / Japan 5 % comm. total. Laycan 5/10 days in advance.	25%
S3	52,454	Del. S. Korea / Japan for a trip of 60/65 days, Redel. Gibraltar / Skaw 5 % comm. total. Laycan 5/10 days in advance.	25%
S4A	52,454	Del. US Gulf for a trip of about 30 days, Redel. Skaw / Passero range, 5% comm. total, Laycan 5/10 days in advance.	12.5%
S4B	52,454	Del. Skaw / Passero range for a trip of about 30 days, Redel. US Gulf, 5% comm. total, Laycan 5/10 days in advance.	12.5%

資料來源：本文整理自The Baltic Exchange^[34]。

根據 Kite-Powell^[29]研究，隨著全球貿易量增加，於規模經濟驅使下，導致全球船舶朝向大型化發展，次要乾散貨市場亦不例外，為確實反映不同船型市場運價，波羅地海交易中心遂發布 BSI 指數。但船舶大型化亦受限於船舶結構考量、吃水與船寬之限制。近年次要乾散貨市場基準船型船舶規格之變化，如表 4 所示。

表 4 次要乾散貨市場基準船型之船舶規格

船型與指數	基準船型船舶規格
波羅地海輕便型船與指數 Baltic Handysize Vessel Baltic Handysize Index (BHI)	43,000mt dwt, less than 15 years old, max. loa 190m, max. beam 32.3m, average laden/ballast about 14 knots on 24mt (180) plus 2mt mdo, 5h/h, 4x25mt cranes.
波羅地海輕便極限型船與指數 Baltic Handymax Vessel Baltic Handymax Index (BHMI)	45,496mt dwt, less than 15 years old, loa 185.74m, beam 30.4m, draft 11.62m, 2,020,315 cu ft grain/1,962,273 cu ft bale, average laden/ballast about 14 knots on 29.5mt (180) no diesel at sea, 5h/h, 4x25t.
波羅地海超輕便極限型船與指數 Baltic Supramax Vessel Baltic Supramax Index (BSI)	52,454mt dwt, max. age 10 years old, loa 190m, beam 32.26m, draft 12.02m, 67,756 c.um grain / 65,600 c.um bale, average laden/ballast about 14/14.5 knots on 30mt (380) no mdo at sea, 5h/h, 4x30t cranes with 12 c.um grabs, not ice classed.
波羅地海新輕便型船與指數 Baltic Handy Size Vessel Baltic Handy Size Index (BHSI)	28,000mt dwt, max. age 15 years old, loa 169m, beam 27m, draft 9.78m, 37,523 c.um grain / 35,762 c.um bale, average laden/ballast about 14 knots on 22 mt (380) no diesel at sea, 5h/h, 4x30t cranes.

資料來源：本文整理自The Baltic Exchange^[34]。

3.4 船貨供需分析

本節分析次要乾散貨市場船貨供需，於船噸供給方面，散裝航運市場運價會受船貨供需之影響，而船噸發展趨勢可藉由船噸成長得知。為了解次要乾散貨市場船噸之供給變化，茲整理全球散裝船舶近年船噸供給情況，如表 5 所示。

表 5 全球散裝船舶船噸供給情況

單位：百萬載重噸

時間 船型	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	平均 成長率%
海岬型船	86.8 (-)	90.2 (3.92)	89.2 (-1.11)	93.5 (4.82)	102.1 (9.20)	110.8 (8.52)	120.5 (8.75)	5.68
巴拿馬 極限型船	65.0 (-)	71.2 (9.54)	78.9 (10.81)	80.1 (1.52)	86.4 (7.87)	93.7 (8.45)	102.3 (9.18)	7.90
輕便 極限型船	45.5 (-)	49.3 (8.35)	54.4 (10.34)	57.2 (5.15)	61.1 (6.82)	66.5 (8.84)	72.1 (8.42)	7.99
輕便型船	77.4 (-)	75.5 (-2.45)	72.1 (-4.50)	71.3 (-1.11)	72.6 (1.82)	73.7 (1.52)	74.8 (1.49)	-0.54
合計	274.7 (-)	286.2 (4.19)	294.6 (2.94)	302.1 (2.55)	322.2 (6.65)	344.7 (6.98)	369.7 (7.25)	5.09

註：()為成長率。

資料來源：本文整理自 Clarkson Research Statistics^[24]。

由表 5 可知，全球散裝船噸供給，2000-2006 年平均成長率而言，以輕便極限型船(含超輕便極限型船)最高，為 7.99%，明顯高於輕便型船(-0.54%)成長。另外，根據 ISL^[23]發現，2006 年全球散裝船舶中，輕便極限型船(含超輕便極限型船)與輕便型船艘數分別為 1,713 與 2,883 艘，載重噸分別為 77.2 與 51.2 百萬噸。就 2006

年新船訂單而言，超輕便極限型船有 210 艘，輕便極限型船與輕便型船合計只有 47 艘(Heideloff *et al.*^[23])。可知於船舶大型化發展趨勢下，在次要乾散貨市場中，超輕便極限型船將扮演著愈來愈重要之角色。

就貨源需求方面，除少數五大主要乾散貨之外，超輕便極限型船承運之貨載以次要乾散貨為主。根據 Clarkson^[24]統計資料，近年全球次要乾散貨量之統計，如表 6 所示。

表 6 全球次要乾散貨量之統計

單位：百萬噸

時間 貨種	2003	2004	2005	2006	平均成長率%
農產品					
糖	45 (-)	46 (2.22)	46 (0)	48 (4.35)	2.19
豆類	42 (-)	42 (0)	45 (7.14)	46 (2.22)	3.12
油籽	26 (-)	21 (-19.23)	20 (-4.76)	24 (20)	-1.33
米	28 (-)	27 (-3.57)	28 (3.70)	25 (-10.71)	-3.53
肥料					
磷礦石	16 (-)	16 (0)	17 (6.25)	17 (0)	2.08
鉀鹼	25 (-)	26 (4)	26 (0)	27 (3.85)	2.62
硫磺	22 (-)	22 (0)	22 (0)	23 (4.55)	1.52
尿素	12 (-)	12 (0)	13 (8.33)	13 (0)	2.78
小計	216 (-)	212 (-1.85)	217 (2.36)	223 (2.76)	1.09
金屬和礦石					
焦煤	24 (-)	24 (0)	25 (4.17)	25 (0)	1.39
生鐵	9 (-)	17 (88.89)	17 (0)	17 (0)	29.63
廢鐵	80 (-)	93 (16.25)	94 (1.08)	94 (0)	5.78
還原鐵	8 (-)	7 (-12.50)	7 (0)	8 (14.29)	0.60
鹽	23 (-)	24 (4.35)	24 (0)	24 (0)	1.45
錳礦	8 (-)	10 (25)	11 (10)	12 (9.09)	14.70
水泥	47 (-)	60 (27.66)	60 (0)	65 (8.33)	12.00
小計	199 (-)	234 (17.59)	237 (1.28)	245 (3.38)	7.42
製成品					
鋼鐵製成品	205 (-)	211 (2.93)	217 (2.84)	218 (0.46)	2.08
林產品	163 (-)	166 (1.84)	170 (2.41)	174 (2.35)	2.20
小計	369 (-)	378 (2.44)	387 (2.38)	392 (1.29)	2.04

註：(-)內為成長率。

資料來源：本文整理自 Clarkson Research Statistics^[24]。

由表 6 可知，次要乾散貨市場中，貨物種類繁多。2006 年以鋼鐵製成品數量最多有 218 百萬噸，其次依序是林產品、廢鐵、水泥、糖等，分別有 174、94、65、48 百萬噸。2003-2006 平均成長率而言，以生鐵成長最多為 29.63%，其次依序是錳礦、水泥、廢鐵、豆類等，分別成長 14.70%、12.00%、5.78%、3.12%。換言之，

於次要乾散貨市場中，近年以「製成品」與「金屬和礦石」二大類成長最明顯。

3.5 綜合討論

為適時反映不同船型市場運價，次要乾散貨運價指數歷經四次重大調整：(1) 1997 年 1 月發布 BHI 指數；(2) 2001 年 1 月發布 BHMI 指數，以取代原 BHI 指數；(3) 2006 年 1 月發布 BSI 指數，以取代原 BHMI 指數；(4) 2007 年 1 月發布 BHSI 指數，以有效反映新輕便型船運價。換言之，主要將次要乾散貨船舶，區分為 52,454 噸之超輕便極限型與 28,000 噸之新輕便型二種船舶，即為 BSI 與 BHSI 二種指數。為降低單位運輸成本，次要乾散貨市場中，確實有船舶大型化趨勢，且將以超輕便極限型船為主力。就貨源需求而言，除了主要乾散貨外，次要乾散貨在數量上主要以鋼鐵製成品、林產品、廢鐵、水泥與糖為主。近年次要乾散貨量不但有明顯成長，BSI 指數亦大幅上揚。基於船貨供需存在高度不確定性，因此為了解次要乾散貨市場運價之發展，本文針對超輕便極限型船進行探討，並以波羅地海交易中心發布之 BSI 指數進行預測，期能深入了解超輕便極限型船市場運價變化，並提供營運此類船型之船東或傭船人作為傭船決策之參考。

肆、預測方法

本節說明應用於 BSI 指數預測方法，包括灰預測與指數平滑法之特性，及其模式構建之步驟，在預測結果分析方面，則包含平均絕對百分比誤差、均方差、及後驗差檢驗模式。

4.1 灰色預測方法

灰色模式(Grey Model; GM)是灰色系統之基礎，也是灰色系統理論之核心。灰色系統理論將一切隨機變量看成是一定範圍內變化之灰色量，及與時間相關之灰過程。對灰色量之處理並非藉尋找統計規律之方法達成，而是將雜亂無章之原始數據經過處理後，來尋找數的內在規律性，經由處理過後之數列轉化為微分方程，建立灰預測 GM 模式。

於此說明本文所使用數列一階線性灰色模式 GM(1,1)之建模方法(鄧聚龍^[10])。灰預測 GM(1,1)模式之一階微分方程為：

$$\frac{dx^{(1)}}{dt} + ax^{(1)} = b \quad (1)$$

其中 t 為系統之自變數， a 為發展係數， b 為灰色控制變數， a 、 b 為模式之待
定參數。假設原始數列如下所示，

$$x^{(0)} = (x^{(0)}(1), x^{(0)}(2), \dots, x^{(0)}(n)) \quad (2)$$

灰色系統在建模時，須先對原始數列作一次累加生成(Accumulated Generating
Operation; AGO)，作為提供建模之中間信息，以弱化原始數列之隨機性。於此定
義 $x^{(1)}$ 為 $x^{(0)}$ 的一次 AGO 數列，即

$$\begin{aligned} x^{(1)} &= (x^{(1)}(1), x^{(1)}(2), \dots, x^{(1)}(n)) \\ &= \left(\sum_{k=1}^1 x^{(0)}(k), \sum_{k=1}^2 x^{(0)}(k), \dots, \sum_{k=1}^n x^{(0)}(k) \right) \end{aligned} \quad (3)$$

由(1)、(3)式及最小平方法，求得係數向量 \hat{a} 為：

$$\hat{a} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = (B^T B)^{-1} B^T y_n \quad (4)$$

其中累加矩陣 B 為：

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

常數項向量 y_n 為：

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

將所求出係數向量 \hat{a} 之內含係數 a 與 b 分別代入微分方程，求解(1)式後可得
近似關係為：

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

將(5)式所得到之數列做一次累減生成(Inversed-Accumulated Generating Operation; IAGO)，可求得所要還原之數列如下所示：

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

令 $k = 1, 2, \dots, n$ ，得還原數列為：

$$\hat{x}^{(0)} = (\hat{x}^{(0)}(1), \hat{x}^{(0)}(2), \dots, \hat{x}^{(0)}(n))$$

經過上述生成及構建模式後，須進一步檢驗模式之精確度，以了解實際值和估計值間之誤差 $e(k)$ 。本文使用殘差檢驗法，根據實際值與估計值作殘差比較，公式如下(鄧聚龍^[10])：

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

精確度為 $1 - e(k)$ ，若平均精確度大於 90%，則此模式之預測效能良好。

4.2 指數平滑法

時間數列(Time series)以固定時間間隔為基礎，對檢測對象進行連續觀察，藉由時間變化而顯現之時間數列規則推算未來之時間數列。根據曹銳勤^[6]與方世榮^[11]之研究，一般指數平滑法 α 值選取之參考準則，如表 7 所示。

表 7 指數平滑法 α 值選取參考準則

α 值	參考準則
0.05~0.2	時間數列呈現不規則變動，但接近較穩定之常數
0.1~0.4	時間數列波動不大，長期趨勢變動緩慢
0.6~0.9	時間數列波動較大，長期趨勢變動快速且明顯

於許多應用中，最靠近現在時間點之資料比過去歷史資料更能代表未來值，而指數平滑法係以最簡單且最具邏輯性方法處理時間性資料，其模式如(8)式：

$$y_{t+1}^* = \alpha y_t + (1 - \alpha) y_t^* \quad (8)$$

其中 y_t^* 代表第 t 期的預測值， y_t 代表第 t 期的實際值， y_{t+1}^* 代表第 $t+1$ 期的預測值，而 α 為平滑化常數(Smoothing constant)。將(9)式合併入(8)式，並繼續擴展後，可得(10)式：

$$y_t^* = \alpha y_{t-1} + (1-\alpha)y_{t-1}^* \quad (9)$$

$$y_{t+1}^* = \alpha y_t + \alpha(1-\alpha)y_{t-1} + \alpha(1-\alpha)^2 y_{t-2} + \dots + \alpha(1-\alpha)^{t-1} y_1 \quad (10)$$

因為 $y_t, y_{t-1}, y_{t-2}, \dots, y_1$ 的係數愈來愈小，愈接近目前時間的資料權重愈大。一般而言，指數平滑法具下列優點：(1)模式計算容易，預測精確度高；(2)僅需最低資料儲存；(3)藉由 α 值變化，容易求算模式正確性。指數平滑法預測值是預測時點上一期之實際值和上一期預測值之加權平均，平滑係數 α 愈大，預測值愈不穩定，但對實際數據變動反應愈敏感。相反地，平滑係數 α 愈小，預測值愈穩定，但對實際數據變動反應愈遲緩。因此選擇平滑係數 α 對預測結果至關重要。

4.3 預測方法比較

本文採用平均絕對百分比誤差(MAPE)、均方差(MSE)以及後驗差檢驗，進行預測結果之分析，其計算公式簡述如下。

1. 平均絕對百分比誤差

$$MAPE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n \frac{|F_t - A_t|}{A_t} \times 100\% \quad (11)$$

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。

平均絕對百分比誤差(MAPE)主要係衡量模式中未被解釋部分之百分比。MAPE 值愈小，表示模式正確預測能力愈強，預測模式估計結果與歷史資料吻合精確度愈大。本文根據 Lewis^[30]所提出預測能力等級加以修正，依照 MAPE 值之大小，將模式預測能力區分為四種等級，如表 8 所示，當 MAPE 值小於 10%時，表示預測能力為高度精確。

表 8 平均絕對百分比誤差(MAPE)預測能力之等級

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

2. 均方差

$$MSE = \frac{1}{n} \sum_{t=1}^n (A_t - F_t)^2 \quad (12)$$

均方差(MSE)為實際值 A_t 與預測值 F_t 差異平方的平均， n 為預測值個數。於此情況下，若實際值與預測值差異愈小則預測值愈精確。因此，本文以均方差最小模式，作為預測 BSI 指數最適預測模式。

3. 後驗差檢驗

使用灰色模式欲進行預測時，一般須通過殘差檢驗方可進行，此即所謂の後驗差檢驗，即利用統計方法對原始數列與誤差數列進行誤差分析。

定義後驗差比值 C 為：

$$C = \frac{S_2}{S_1} \quad (13)$$

S_1 為原始數據之標準差， S_2 為殘差數據之標準差。

另外，定義小誤差頻率比值 P 為：

$$P = \text{prob.} \left\{ \left| q^{(0)}(k) - \bar{q} \right| < 0.6745S_1 \right\} \quad (14)$$

其中， $q^{(0)}(k) = x^{(0)}(k) - \hat{x}^{(0)}(k)$ ； $k = 2, 3, 4$ 為殘差項。按 C 值與 P 值計算結果對照模式精確度等級具體指標對照表，評定模式精確度等級。本文根據曹軍與胡萬義^[5]所提出預測精確度等級綜合評定對照表加以修正，如表 9 所示。

表 9 預測精確度等級具體指標綜合評定對照表

精確度檢定評定等級	P 值	C 值
等級 1 : Good	$P \geq 0.95$	$C \leq 0.35$
等級 2 : Qualified	$0.95 > P \geq 0.8$	$0.35 < C \leq 0.5$
等級 3 : Just the mark	$0.8 > P \geq 0.7$	$0.5 < C \leq 0.65$
等級 4 : Unqualified	$P < 0.7$	$C > 0.65$

伍、實證分析

本節進行灰預測 GM(1,1)模式預測，並以指數平滑法與之進行精確度比較，以平均絕對百分比誤差、均方差及後驗差檢驗進行分析，最後以區間預測進行討論。

5.1 灰預測結果分析

本文資料以 2007 年最後發布指數(12 月 24 日)為基準，分別就 BSI 指數日、週(平均數)、月(平均數)、季(平均數)之指數往前推四期。因此，BSI 指數日、週、月、季之指數，如表 10 所示。

表 10 BSI 指數日、週、月、季之指數

日指數		週指數		月指數		季指數	
期間	指數	期間	指數	期間	指數	期間	指數
2007 年 12 月 19 日	5,968	2007 年 11 月 26-30 日	5,994	2007 年 9 月	5,434	2007 年 第一季	3,025
2007 年 12 月 20 日	5,911	2007 年 12 月 3-7 日	6,048	2007 年 10 月	6,449	2007 年 第二季	3,977
2007 年 12 月 21 日	5,864	2007 年 12 月 10-14 日	6,098	2007 年 11 月	6,525	2007 年 第三季	4,842
2007 年 12 月 24 日	5,817	2007 年 12 月 17-21 日	5,965	2007 年 12 月	6,023	2007 年 第四季	6,365

根據灰預測 GM(1,1)模式及表 10 之 BSI 指數，利用近期四日、四週、四個月與四季之指數，求算不同期間 BSI 指數預測值。於此以「季指數」為例說明如下：

由(2)式及表 10 得原始數列 $x^{(0)}$ ，即

$$x^{(0)} = (3025, 3977, 4842, 6365)$$

由(3)式求得 $x^{(0)}$ 之一次 AGO 數列 $x^{(1)}$ 為：

$$x^{(1)} = (3025, 7002, 11844, 18209)$$

及累加矩陣 B 與常數項向量 y_n 如下：

$$B = \begin{bmatrix} -5014 & 1 \\ -9423 & 1 \\ -15027 & 1 \end{bmatrix}, \quad y_n = \begin{bmatrix} 3977 \\ 4842 \\ 6365 \end{bmatrix}$$

由(4)式得 \hat{a} 為：

$$\hat{a} = \begin{bmatrix} a \\ b \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.2399646 \\ 2704.640274 \end{bmatrix}$$

將 a 與 b 代入(6)式得預測模式：

$$\hat{x}^{(0)}(k) = 14295.997697e^{0.2399646(k-1)}(1 - e^{-0.2399646}) \quad (15)$$

將 $k = 2, 3, 4$ 代入(15)式得估計值，分別為 2845, 3072, 3859 與 4849，即還原數列為：

$$\hat{x}^{(0)} = (3025, 3877, 4929, 6265)$$

分別將 $x^{(0)}(k)$ 與 $\hat{x}^{(0)}(k)$ ， $k = 2, 3, 4$ 代入(7)式，可得到殘差。令 $k = 5, 6, 7$ ，由(15)式得未來三個季預測值分別為 7964, 10124, 12870。

此外，將日指數、週指數與月指數，重複上述之步驟，可得日指數、週指數、月指數之預測模式，分別如式(16)、(17)、(18)所示。茲將預測結果彙整，灰預測 BSI 日、週、月、季之實際值、預測值和殘差，如表 11 所示。

$$\hat{x}^{(0)}(k) = -740458.824468 e^{-0.008015(k-1)}(1 - e^{0.008015}) \quad (16)$$

$$\hat{x}^{(0)}(k) = -891730.722892 e^{-0.0068396(k-1)}(1 - e^{0.0068396}) \quad (17)$$

$$\hat{x}^{(0)}(k) = -200788.673709 e^{-0.0331279(k-1)}(1 - e^{0.0331279}) \quad (18)$$

表 11 灰預測 BSI 日、週、月、季之實際值、預測值和殘差

K 值	日指數			週指數			月指數			季指數		
	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)
1	5,968	-	-	5,994	-	-	5,434	-	-	3,025	-	-
2	5,911	5,911	0	6,048	6,078	0.50	6,449	6,543	1.45	3,977	3,877	2.51
3	5,864	5,864	0	6,098	6,037	1.00	6,525	6,330	3.00	4,842	4,929	1.79
4	5,817	5,817	0	5,965	5,996	0.52	6,023	6,123	1.67	6,365	6,265	1.57
5		5,771			5,955			5,924			7,964	
6		5,725			5,914			5,731			10,124	
7		5,679			5,874			5,544			12,870	
平均精確度	100%			99.33%			97.96%			98.04%		

註：實際值與預測值均以四捨五入之整數表示。

以預測之平均精確度而言，BSI 指數日、週、月、季之精確度分別為 100%、99.33%、97.96%、98.04%，顯示預測模式之預測效能相當良好。

5.2 指數平滑法精確度分析

為進一步分析預測精確度，本節以指數平滑法與之比較。根據曹銳勤^[6]與方世榮^[1]認為，在時間數列波動較大，長期趨勢變動快速且明顯情況下， α 值介於 0.6 至 0.9 為較佳範圍。本文以表 10 之 BSI 指數原始資料，進行指數平滑法之預測，並分別假設 $\alpha=0.6$ 及 $\alpha=0.9$ 時，指數平滑法 BSI 指數日、週、月、季之實際值、預測值和殘差，如表 12 所示。

表 12 指數平滑法 BSI 指數日、週、月、季之實際值、預測值和殘差

K 值	日指數			週指數			月指數			季指數		
	$\alpha=0.6$											
	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)
1	5,968	-	-	5,994	-	-	5,434	-	-	3,025	-	-
2	5,911	5,968	0.96	6,048	5,994	0.89	6,449	5,434	15.74	3,977	3,025	23.94
3	5,864	5,934	1.19	6,098	6,026	1.17	6,525	6,043	7.39	4,842	3,596	25.73
4	5,817	5,892	1.29	5,965	6,069	1.75	6,023	6,332	5.13	6,365	4,344	31.76
平均精確度	98.85			98.73			90.58			72.86		
	$\alpha=0.9$											
	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)	實際值	預測值	殘差(%)
1	5,968	-	-	5,994	-	-	5,434	-	-	3,025	-	-
2	5,911	5,968	0.96	6,048	5,994	0.89	6,449	5,434	15.74	3,977	3,025	23.94
3	5,864	5,917	0.90	6,098	6,043	0.91	6,525	6,348	2.72	4,842	3,882	19.83
4	5,817	5,869	0.90	5,965	6,092	2.14	6,023	6,507	8.04	6,365	4,746	25.44
平均精確度	99.08			98.69			91.17			76.93		

註：實際值與預測值均以四捨五入之整數表示。

由表 12 可知，以平均精確度而言，當 $\alpha = 0.6$ 時，BSI 指數日、週、月、季分別為 98.85%、98.73%、90.58%、72.86%；當 $\alpha = 0.9$ 時，則分別為 99.08%、98.69%、91.17%、76.93%。由此可知，當預測期間愈短，其精確度愈高；反之亦然。若進一步與 5.1 節之結果比較發現，就平均精確度而言，灰預測 GM(1,1) 模式預測結果優於指數平滑法之結果。

5.3 預測結果比較分析

為進一步掌握 BSI 指數發展，本節採用 MAPE 值與 MSE 值作預測精確度衡量標準。若兩者皆為預測績效績優模式，則以 MSE 最小模式代表 BSI 指數最適預測模式。BSI 指數預測精確度之比較，如表 13 所示。

表 13 BSI 指數預測精確度比較

模式與比較	灰預測GM(1,1)模式	指數平滑法預測模式	
		($\alpha = 0.6$)	($\alpha = 0.9$)
MAPE值	1.167	9.745	8.531
MSE值	7,501	661,165	481,309

由表 13 可知，於 MAPE 值部分，灰預測與指數平滑法分別為 1.167% 與 9.745% ($\alpha = 0.6$) 和 8.531% ($\alpha = 0.9$)，皆低於 10%，顯示兩種模式預測能力為「高度精確」狀態。基此，就精確度而言，灰預測高於指數平滑法。於 MSE 值部分，灰預測與指數平滑法分別為 7,501 與 661,165 ($\alpha = 0.6$) 和 481,309 ($\alpha = 0.9$)。因此灰預測之預測績效亦優於指數平滑法之結果。因此，本文以後驗差檢驗法檢驗灰色理論 GM(1,1) 模式預測精確度等級，並進行預測結果分析。灰預測 BSI 指數日、週、月、季指數之模式評估結果，如表 14 所示。

表 14 灰預測 BSI 指數日、週、月、季指數之模式評估結果

指數	評估準則	後驗差檢驗		精確度檢定評定等級	
		P值	C值	P值	C值
日指數		1	0	Good	Good
週指數		1	0.299	Good	Good
月指數		1	0.113	Good	Good
季指數		1	0.005	Good	Good

由表 14 可知，經由後驗差檢驗發現，於灰預測 GM(1,1) 模式下，日、週、月、季指數精確度皆呈現良好(Good)等級。簡言之，灰預測整體預測能力高。

5.4 區間預測分析

為掌握市場運價發展趨勢，本節以區間預測替代單一預測進行討論。從悲觀與樂觀角度，將灰預測值分別增減不同比率，以探求預測之可能結果。對區間預測值之範圍，除考量樂觀與悲觀不同程度，又將預測時間因素納入。換言之，當 k 值愈大，區間預測調整值亦愈大(或愈小)。例如當 $k=5$ 時，樂觀、較樂觀與最樂觀分別給予 2.5%、5%與 7.5%之調整；當 $k=6$ 時，則分別給予 5%、7.5%與 10%之調整，其餘依此類推。本文根據 Berg-Andreassen^[16]的分類，將「最悲觀」和「較悲觀」歸類為風險趨避者；將「悲觀」和「樂觀」歸類為風險中立者；將「較樂觀」和「最樂觀」歸類為風險愛好者，以提供不同風險偏好者參考。波羅地海 BSI 指數日、週、月、季之區間預測值，如表 15 所示。

表 15 BSI 指數日、週、月、季之區間預測值

K 值	風險偏好	風險趨避者		風險中立者		風險愛好者		
	期間	最悲觀	較悲觀	悲觀	預測值	樂觀	較樂觀	最樂觀
5	調整值	-7.5%	-5%	-2.5%	100%	2.5%	5%	7.5%
	日預測	5,338	5,482	5,627	5,771	5,915	6,060	6,204
	週預測	5,508	5,657	5,806	5,955	6,104	6,253	6,402
	月預測	5,480	5,628	5,776	5,924	6,072	6,220	6,368
	季預測	7,367	7,566	7,765	7,964	8,163	8,362	8,561
6	調整值	-10%	-7.5%	-5%	100%	5%	7.5%	10%
	日預測	5,153	1,431	5,439	5,725	6,011	6,154	6,298
	週預測	5,323	1,479	5,618	5,914	6,210	6,358	6,358
	月預測	5,158	1,433	5,444	5,731	6,018	6,161	6,161
	季預測	9,112	2,531	9,618	10,124	10,630	10,883	10,883
7	調整值	-12.5%	-10%	-7.5%	100%	7.5%	10%	12.5%
	日預測	4,969	5,111	5,253	5,679	6,105	6,247	6,389
	週預測	5,140	5,287	5,433	5,874	6,315	6,461	6,608
	月預測	4,851	4,990	5,128	5,544	5,960	6,098	6,237
	季預測	11,261	11,583	11,905	12,870	13,835	14,157	14,479

註：預測值均以四捨五入之整數表示。

由表 15 可知，於悲觀與樂觀不同程度與不同時間下 BSI 指數之區間預測值。以「月預測」為例，當 k 值=5，灰預測單一預測值為 5,924，若預測值分別減少或增加 7.5%、5%與 2.5%時，則灰預測區間預測值分別介於[5,480, 6,368]、[5,628, 6,220]與[5,776, 6,072]之間，其餘依此類推。如此，便可進一步掌握 BSI 指數之發展趨勢。船東或傭船人可依個人不同風險偏好，採取不同之傭船策略。

有關區間預測分析，可提供不同風險偏好者選擇不同傭船決策之參考。就傭船決策應用而言，若屬風險愛好者，船東可參考樂觀值部分，依期間長短不同，

於運價未上漲前，將自有船舶投入現貨市場逐船逐貨營運，伺市場運價上漲時，選擇以 T/C 方式營運；備船人可預先締結遠期 V/C 契約，以避免運輸成本增加。相反地，若屬風險趨避者，船東可參考悲觀值部分，於運價下跌前，將自有船舶以 T/C 方式營運，或採轉備或轉租之備出策略(鍾政棋、黃承傳^[12])，以趨避市場風險；備船人於運價下跌前，先以 V/C 方式營運，待市場運價下跌，選擇簽訂 T/C 契約，以獲得較低之運輸成本。

陸、結論與建議

6.1 結論

1. 散裝航運市場中，波羅地海交易中心為適時反映不同船型市場運價，次要乾散貨運價指數歷經數十次調整，以期能有效反映新輕便型船運價。由此可知，為追求單位運輸成本降低，全球船舶朝向大型化發展，承運次要乾散貨之船舶有明顯大型化趨勢，而且將次要乾散貨市場劃分為 BSI 與 BHSI 二種指數，以供不同船型有明確基準，將有助於船東或備船人，有效掌握次要乾散貨不同船型市場運價之變化。
2. 本文採用灰預測 GM(1,1)模式，構建 BSI 指數預測模式，進行 BSI 指數預測。有關預測值方面，整體而言，BSI 指數日、週、月、季均呈現上漲趨勢。依航運市場供需結構推知，超輕便極限型船市場有漸趨熱絡趨勢。就預測精確度而言，以日預測結果優於週預測，週預測結果優於月預測，月預測結果優於季預測，亦即隨著時序拉長，預測精確度亦相對降低。
3. 有關平均精確度方面，BSI 指數日、週、月、季之精確度，於灰預測 GM(1,1)模式下，分別為 100%、99.33%、97.96%、98.04%；於指數平滑法模式下，當 $\alpha = 0.6$ 時，分別為 98.85%、98.73%、90.58%、72.86%；當 $\alpha = 0.9$ 時，則分別為 99.08%、98.69%、91.17%、76.93%。由此可知，有關 BSI 指數之預測，上述兩種模式均有良好預測績效，其中又以灰預測 GM(1,1)模式優於指數平滑法之結果。
4. 就備船決策應用而言，面對未來超輕便極限型船運價上漲，就船東角度而言，建議以 T/C 方式租進船舶，若握有長期運送契約(COA)者，則應將此運務予以轉備；就備船人角度而言，應儘早與船東締結 T/C 契約或 COA 契約。船東或備船人可考量個人不同風險偏好，就悲觀與樂觀不同角度，適時締結不同契約，或藉由船舶備入或備出策略，或以船舶轉備或轉租模式等備船策略組合，

俾能有效掌握次要乾散貨航運市場運價之變化。

6.2 建議

1. 本文以灰預測模式預測波羅地海 BSI 指數，並且將預測結果與指數平滑法進行比較，建議後續研究能與其他研究方法作比較，才能得知灰預測是否最適合作為波羅地海 BSI 指數之預測工具。本文僅單純以 BSI 指數為對象，並未加入其他影響運價之因素。因此建議後續研究可透過其他預測方法，進行影響運價因素分析。若從區間預測值觀之，可進一步掌握 BSI 指數可能趨勢，惟悲觀與樂觀不同程度與時間因素，本文係主觀給定增減一定比率，後續研究亦可針對區間預測進行深入探討。
2. 散裝航運市場運價變化快速，以固定資料構建預測模式，往往無法捕捉到即時訊息。後續研究可構建動態灰預測模式或結合其他不同預測方法，以隨不同時間變動進行調整，應可提升預測精確度。另外 2007 年 1 月 2 日發布 BHSI 指數，受限於該指數發布期間尚短，無法與 BSI 指數進行比較，後續研究可進一步探討 BSI 與 BHSI 指數關係，或可進一步掌握次要乾散貨市場運價之變化。

參考文獻

1. 方世榮，“統計學導論”，華泰文化事業股份有限公司，台北市，2001。
2. 李正宏、袁紹宏，“波羅的海運價指數相關性分析”，**水運管理**，第二十六卷第八期，頁 24-27，2004。
3. 林水順、莊英慎、楊川明，“以灰預測模式為基的產險業產值預測分析”，**計量管理期刊**，第二卷第二期，頁 219-236，2005。
4. 馬豐源，“以灰色系統論探討海運成長率預測與經濟成長率關聯性”，**石油季刊**，第四十一卷第四期，頁 71-80，2005。
5. 曹軍、胡萬義，“灰色系統理論與方法”，東北林業大學出版社，哈爾濱，1993。
6. 曹銳勤，“以灰色預測值建構模糊指數平滑模型”，**中國工程學刊**，第十八卷第六期，頁 95-103，2001。
7. 陳永順、王旭堂，“國際散裝船市場之時間變動避險比率估計：應用 BGARCH 及 RGARCH 方法”，**風險管理學報**，第六卷第一期，頁 33-56，2004。
8. 劉建林，“波羅的海運價指數與樣本航線期租的協整關係研究”，**數理統計與管理**，第二十五卷第三期，頁 293-296，2006。
9. 鄭美幸、詹志明，“灰色理論與時間序列模型在匯率預測績效上之比較”，**臺灣金融財務季刊**，第三卷第二期，頁 95-104，2002。
10. 鄧聚龍，“灰色系統理論與應用”，高立圖書公司，台北市，2000。
11. 鍾政棋，“我國散裝航運公司船舶設籍與營運績效之分析”，國立交通大學交通

- 運輸研究所博士論文，2004。
12. 鍾政棋、黃承傳，“散裝船傭船鏈經營形態之分析”，*運輸學刊*，第十五期第一期，頁 99-113，2003。
 13. 鍾政棋、梁金樹、陳桓毅，“灰色理論應用於波羅地海運價指數之預測”，*海運學報*，第十五期，頁 49-70，2006。
 14. Adland, R. and Cullinane, K., “The Non-linear Dynamics of Spot Freight Rates in Tanker Markets,” *Transportation Research Part E*, Vol. 42, pp. 211-224, 2006.
 15. Alizadeh-M, A. H. and Nomikos, N. K., *The Dry Bulk Shipping Market, In: The Handbook of Maritime Economics and Business*, Edited by Grammenos, C. T. H., London: Lloyd's of London Press Ltd, 2002.
 16. Berg-Andreassen, J. A., “A Portfolio Approach to Strategic Chartering Decision,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 25, No. 4, pp. 375-389, 1998.
 17. Berg-Andreassen, J. A., “The Relationship Between Period and Spot Rates in International Maritime Markets,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 24, No. 4, pp. 335-350, 1997.
 18. Berg-Andreassen, J. A., “Some Properties of International Maritime Statistics,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 23, No. 4, pp. 381-395, 1996.
 19. Cullinane, K., “A Portfolio Analysis of Market Investments in Dry Bulk Shipping,” *Transportation Research Part B*, Vol. 29, No. 3, pp. 181-200, 1995.
 20. Dikos, G. and Papapostolou, N., “The Assessment of Market Efficiency in Shipping Sector: a New Approach,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 29, No. 2, pp. 79-181, 2002.
 21. Goulielmos, A. M. and Psifia, M., “Shipping Finance: Time to Follow a New Track?” *Maritime Policy and Management*, Vol. 33, No. 3, pp. 301-320, 2006.
 22. Haigh, M. S., “Cointegration, Unbiased Expectations and Forecasting in the BIFFEX Freight Futures Market,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 20, No. 6, pp. 545-571, 2000.
 23. Heideloff, C., Monden, R. and Stockmann, D., “The Dry Bulk Market,” Institute of Shipping Economics and Logistics (ISL), *Shipping Statistics and Market Review*, Vol. 50, No.5, pp. 1-5, 2006.
 24. Henriette V. N. (2006), “Dry Bulk Freight Analyst,” *Clarkson Research Statistics*, London, pp. 1-35.
 25. Kavussanos, M. G. and Alizadeh-M, A. H., “The Expectations Hypothesis of the Term Structure and Risk Premium in Dry Bulk Shipping Freight Market: an EGACH-M Approach,” *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 36, No. 2, pp. 267-304, 2002.
 26. Kavussanos, M. G. and Alizadeh-M, A. H., “Seasonality Patterns in Dry Bulk Shipping Spot and Time Charter Freight Rates,” *Transportation Research Part E*, Vol. 37, pp. 443-467, 2001.
 27. Kavussanos, M. G. and Nomikos, N. K., “Price Discovery, Causality and Forecasting in the Freight Futures Market,” *Review of Derivatives Research*, Vol. 6, pp. 203-230, 2003.
 28. Kavussanos, M. G. and Nomikos, N. K., “The Forward Pricing Function of Shipping,

- Freight Futures Market,” *Journal of Futures Markets*, Vol. 19, No. 3, pp. 353-376, 1999.
29. Kite-Powell, H. L., *Encyclopedia of Marine Science*, New York: Springer-Verlag, pp. 2768-2776, 2001.
30. Lewis, C. D., *Industrial and Business Forecasting Method*, London: Butterworths, 1982.
31. Lin, C. T. and Yang, S. Y., “Forecast of the Output Value of Taiwan’s Opto-electronics Industry Using the Grey Forecasting Model,” *Technological Forecasting and Social Change*, Vol. 70, pp. 177-186, 2003.
32. Lu, J., Wei, F and Chen, Q., “Study on the Fluctuant Characteristics of Freight Index in World Dry Bulk Shipping Market Subdivided with ARCH Model,” *Proceedings of the 2006 IEEE/SMC International Conference on System of Systems Engineering*, pp. 368-373, 2006.
33. Snyder, R. D. and Koehler, A. and Ord, K., “Forecasting for Inventory Control with Exponential Smoothing,” *International Journal of Forecasting*, Vol. 18, pp. 5-18, 2002.
34. The Baltic Exchange (2007), *Baltic Index History*, London: the Baltic Exchange.
35. Tvedt, J., “Shipping Market Models and the Specification of Freight Rate Processes,” *Maritime Economics and Logistics*, Vol. 5, pp. 327-346, 2003a.
36. Tvedt, J., “A New Perspective on Price Dynamics of the Dry Bulk Market,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 30, No. 3, pp. 221-230, 2003b.
37. UNCTAD, *Review of Maritime Transport*, United Nations Conference on Trade and Development, United Nations, UNCTAD/RMT, New York and Geneva, 2006.
38. Veenstra, A. W. and Franses, P. H., “A Co-integration Approach to Forecasting Freight Rates in the Dry Bulk Shipping Sector,” *Transportation Research Part A*, Vol. 31, No. 6, pp. 447-458, 1997.
39. Veenstra, A. W., “The Term Structure of Ocean Freight Rates,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 26, No. 3, pp. 279-293, 1999.