

第一章 緒論

1.1 研究背景與動機

不定期船運市場為一個開放性完全競爭市場，運價決定於市場供需。沒有單一或部分船東或貨方，船噸規模或貨物量足以操控市場。就市場進出限制而言，不定期船航運業是不受限管制之自由市場，市場供需自然決定業者的進出與淘汰。

始於 1985 年波羅的海運費指數 (Baltic Freight Index ; BFI) 為不定期海運市場中，散裝船經營者掌握乾散貨市場運價變化之主要國際指數，於 1999 年被波羅的海乾散貨指數 (Baltic Dry Index ; 以下簡稱 BDI) 所取代。指數計算綜合考量整體乾散貨市場，納入三項乾散貨船指數;波羅的海海峽型指數 (Baltic Capesize Index，以下簡稱 BCI)、波羅的海巴拿馬極限型指數 (Baltic Panamax Index，以下簡稱 BPI) 與波羅的海輕便極限型指數 (Baltic Handymax Index，以下簡稱 BHMI) 加權計算而來。各指數分別代表不同船型，所包含不同路線於簽訂運送契約時市場之參考運價。故藉由 BDI 的變化，即可看出散裝航運市場景氣之變化。

長久以來，不定期海運市場的運價皆由市場供需變化決定，卻忽略市場景氣並非完全無法預測。然而，影響市場運價變動之因素相當廣泛，諸如國際經濟發展、政治變動、大規模戰爭、天災、船噸的供給、貨物供需等。近年中國進口的鐵礦砂量，以及中國政府對鋼鐵產業的整頓與決策措施，也成為影響市場景氣的重要決定性因素，為乾散貨船經營者觀察的重點，形成所謂「中國因素」。

影響市場景氣因素之多，可見散裝航運市場經營之困難度。倘若

散船經營者能善用因素分析並做適當的預測，在市場預期低靡前，做好完善的經營管理與市場準備，雖處於較低靡的市場景氣，仍可能為公司帶來利潤。

經營散裝航運，需充分了解影響散裝航運市場景氣因素，才能正確預測整體市場趨勢。然最佳的預測，是綜合考量影響市場因素所得之結果。本研究針對影響不定期海運中乾散貨市場景氣之因素做探討，並試圖以影響因素建立預測 BDI 短期變化之模式，期能供船東、租傭船人作為經營市場與決策之參考。

1.2 研究目的與限制

一、本研究之研究目的如下：

1. 探討影響不定期海運中乾散貨船運市場景氣之因素。
2. 建立預測 BDI 之模式，以預測未來散裝船運市場景氣之變化，供經營散裝船運業者，決策經營之重要考量依據。

二、研究限制

影響乾散貨航運市場之可能因素相當廣泛，主要有全球經濟成長率、政治因素、船噸供給、戰爭、貨物之季節性、國際油價、大規模天災，與近年相當熱門之「中國因素」等等。要利用影響乾散貨航運市場景氣因素建立預測模式，需有全球歷年 GDP 值、船噸供需與貨物供需流向等各方面因素資料。然而，影響各層面之因素又有許多，故對於內部影響因素將不再深入探討。本研究主要針對探討何項因素影響乾散貨航運景氣，並綜合考量各項因素建立預測模式。主要影響因素資料，以國際權威性機構所提供

之資料為準，不再另行深入推估、探討資料之可用度與正確性。

預測模式之建立，須視影響 BCI、BPI、BHMI 市場景氣因素所建立模式之資料而定，倘若重要因素資料不易取得而無法完全納入考量，本研究將僅考量可量化因素資料建立 BDI 短期預測模式。

1.3 研究內容與方法

本篇論文共分為六章，依研究流程內容，可列舉於下：第一章為緒論，在界定課題研究範圍，包含研究背景、動機與目的。第二章文獻回顧，將分別針對影響指數變化之因素、預測指數變化以及研究方法方面之相關文獻，進行回顧與評析。第三章為影響 BDI 之因素探討。第四章研究模式建構，分別使用時間序列以及迴歸分析等方法，個別建立兩種 BDI 預測模式。第五章為時間序列預測模式之評估與應用，針對所建立之各模式進行殘差標準誤大小比較，選擇誤差較小之模式對 BDI 作預測。第六章為結論建議，對本研究結果作一綜合歸納，提出本研究之結論與對後續研究之建議。

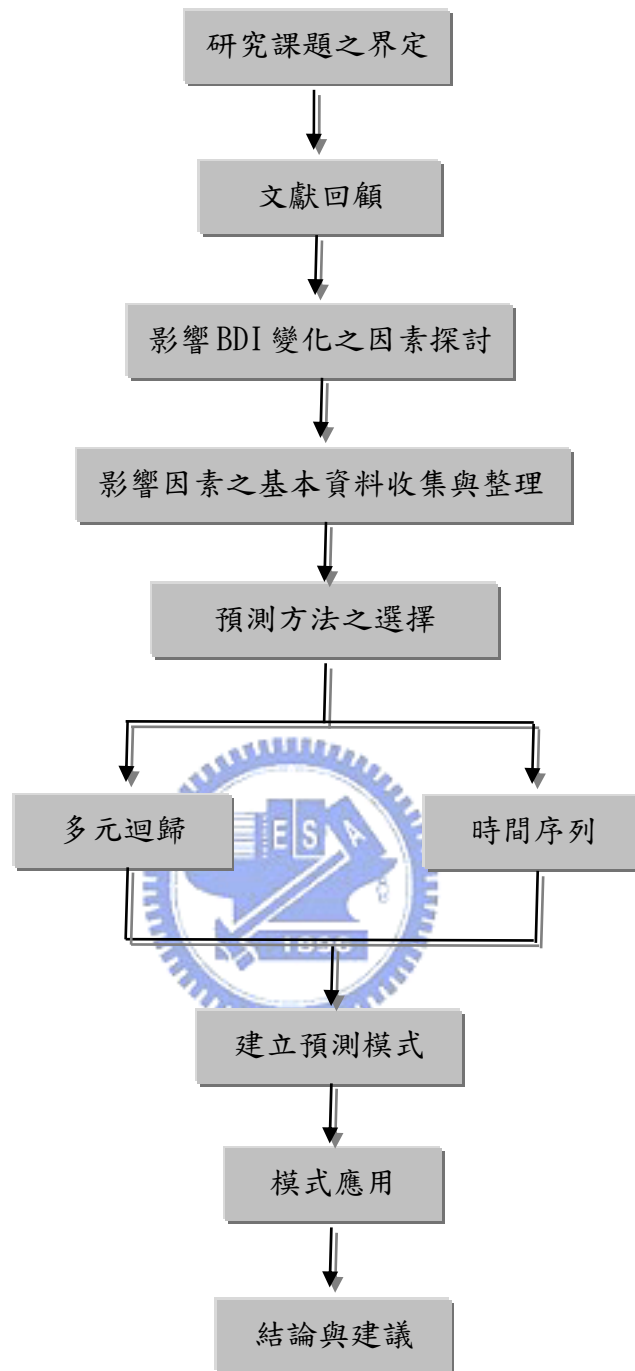


圖 1-1 研究流程圖

在影響 BDI 因素分析方面，蒐集多方面資料，如：乾散貨市場報告、專題研究、論文及專家訪談。分別針對影響 BCI、BPI、BHMI、BDI 四指數變化之因素，作資料收集並進行整理與分析，將眾多因素

作歸納並試圖選出代表變數，如：歷年散裝船噸位之供需、大宗貨物歷年之供需等，進行迴歸分析，而資料來源以國際權威機構所提供的資料為主。

最後以 BDI 計算方式，結合 BCI、BPI、BHMI，建立一 BDI 預測模式，並與直接對 BDI 分析所建立之模式作一比較，選擇較佳模式進一步作應用。

預測方法分為二類：一為計量經濟方法，二為時間序列方法。前者以多元迴歸方法為代表，將相關可能之影響因素納入預測模式，建立各指數之預測模式。而時間序列方法方面則選擇 ARIMA 與介入模式 (Intervention Model) 建立預測模式。BDI 預測模式之建立，皆採用二種預測方式，一為分別針對 BCI、BPI 與 BHMI 變化作預測，再利用 BDI 之計算方式整合為單一預測指數；二為直接針對 BDI 單一指數建構其預測模式。

本研究將針對此二類研究方法所建立的二種 BDI 預測模式，作優缺點評估與比較，進而選擇較合適之 BDI 預測模式作未來 1~6 個月 BDI 之預測應用。建立預測模式程序詳如圖 1-2。

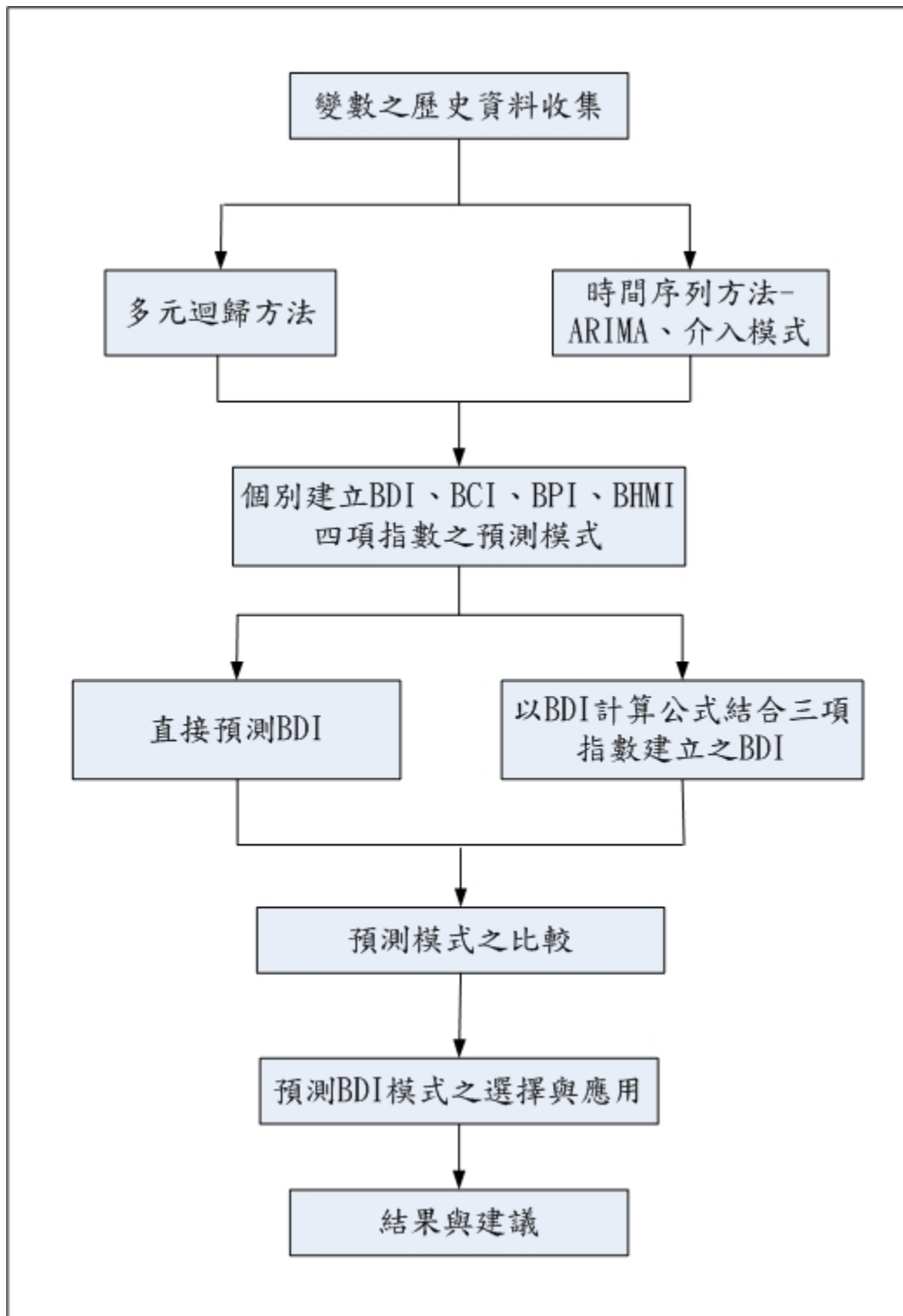


圖 1-2 建立 BDI 預測模式之流程圖

第二章 文獻回顧

2.1 影響 BDI 因素之文獻

溫佩玲 (2005) 以多變量 GARCH (1,1) 模式結合自我迴歸項，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。

該研究發現油價、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，證明原物料價格上漲時，運價會隨之揚升，意謂原物料的需求會推動海運需求量。但運價似乎不會影響到原物料價格起伏，可能是因為原油價格受到中東政治情勢影響，煤價、鋼價主要受到全球景氣影響。從研究實證中看到海運價格 (BPI、BCI) 的不確定因素高，且運價的變動率均會受自身前期的影響，說明了儘管影響海運市場價格之諸多因素雖無法正確預測，然前期運價在經營者作決策時，亦為一重要的經濟參數。

運價的波動劇烈，說明雖運價決定繫於海運市場的供需平衡，亦受其他複雜多變的因素影響 (如圖 2-1 所示)。研究中提到全球商船由各類船舶所組成，不同類別之船舶為市場區隔的基礎之一，當某船型之運費高於市場預期，產生超額利潤時，將會促成其他船型船舶加入競爭，故海運市場間有潛在的替代性。未來可進一步驗證各船舶子市場間的關聯性，更深入探討不同船型間的關係及其對運價的影響。又因在蒐集資料有限的情況下，建議未來研究可納入其他更多影響因素之時間序列資料，納入模式中分析。

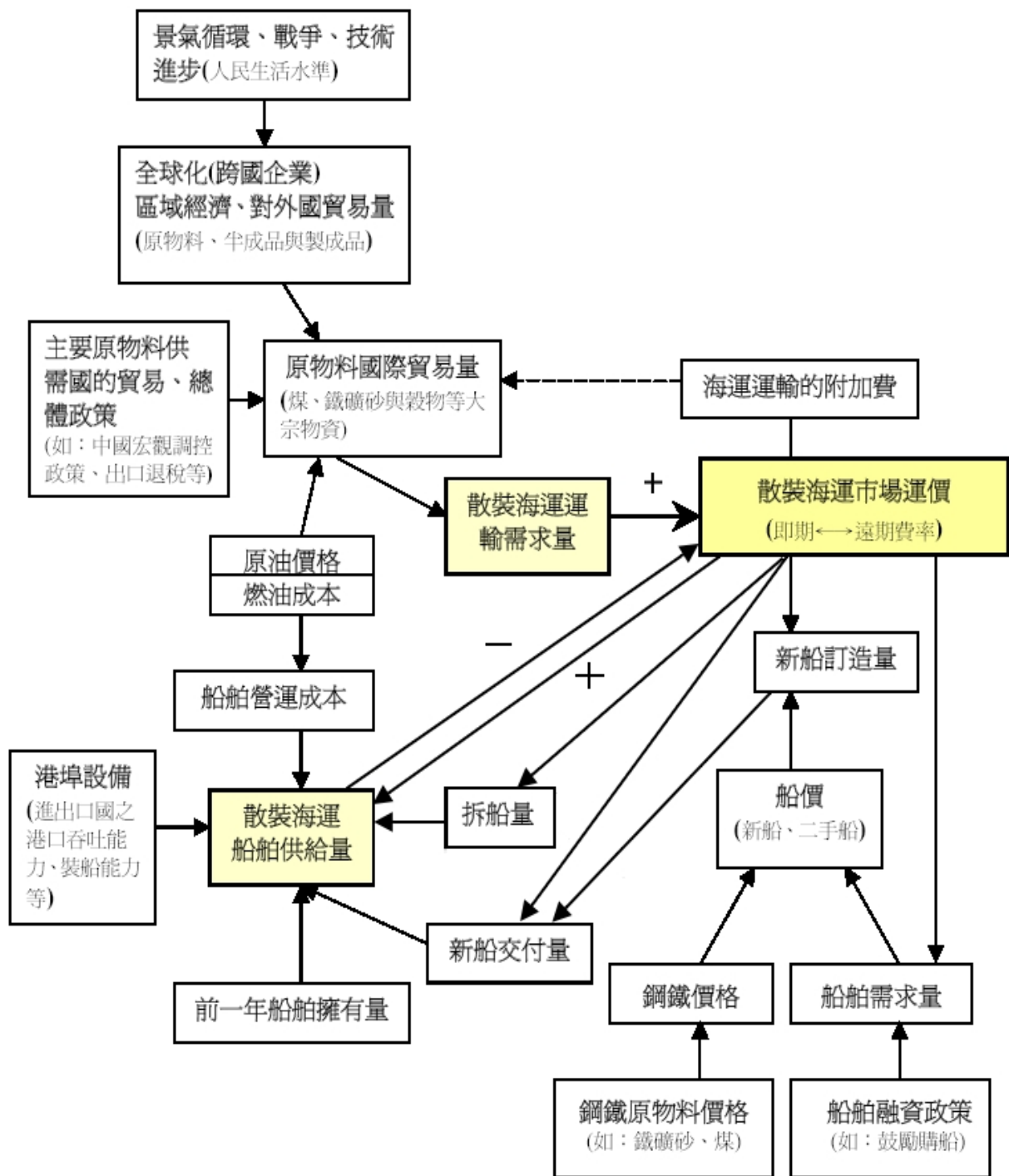


圖 2-1 散裝海運市場關係圖

資料來源：溫佩玲碩士論文

陳永順 (2005)提出散裝乾貨船無固定航線或限定區域，營運大多形成單向有貨，回程無貨的現象，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，為因應舉辦奧運與世博會大興土木，帶動礦砂與煤炭海運量大幅增加，航運市場價格出現狂飆，其中亦實行嚴厲抑制措施，導致中國大陸對鋼鐵需求減緩。散裝乾貨船市場的規模夠大，符合完全競爭市場，市場價格決定於供需間平衡狀況。不定期海運市場有許多不規則事件影響行為，例如：戰爭、裝卸貨港壅塞等，無法預先以計量模型予以模型化預測，只能以事件分析其衝擊程度與影響持續時間長短。

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改變等產生結構變動，短期間受季節性淡旺季、或突發事件如礦災、罷工、天候、基礎設施不足等影響，且影響因素可能有重疊出現或甚至交互效應影響。有需規律影響因素可藉由過去發生歷史資料，透過合適計量模型可加以模式化，作為預測未來市場變動。若非規則性或過去未曾發生判定會影響船噸需求變動之事件，一般很難找到合適計量模型可加以模式化來預測未來可能影響的變動，為企圖瞭解那些無法納入計量模型作為解釋變數之因素，可藉由事件分析，將過去發生事件類別、衝擊大小、影響期間長短期等。各事件依影響程度分層級加以量化，從而以情況假設來模擬，如此可得到各重疊事件之主要影響效應與彼此交互效應之總和對價格反應程度，以此結果做為未來市場發生類似事件時，以人為主觀判定加以調整之。

2.2 BDI 之預測

K. P. B. Cullinane, K.J. Mason & M. Cape (1999)利用時間序列 Box-Jenkins (ARIMA) 方法對波羅的海乾散貨運價指數作預測，以 1993 至 1996 之運費指數為建立預測模式之原始資料，依 Box-Jenkins 建立預測模式之步驟，建立 BDI 預測模式，預測 BDI 每日、每 5、10、15、20 日之變化。ARIMA 模式對於作 BDI 短期預測有較佳的結果。

Veenstra 與 Franses (1997)利用共整合之向量自我迴歸模式(VAR)來預測乾散貨海運市場之運費率，僅藉由散裝運價之長期資料，無法改善短期或長期預測之準確性，模式建立時不能單純僅以過去之運價資料對未來運價作預測，主要因素在於散裝船運價之變動，在本質上大部分具隨機性，相當不容易預測得知，航運市場備船之運價變化不定，船舶調配與佈置受船噸供給與貨源需求之直接影響。建議未來研究可考慮建立外生變數，因無外生解釋變數之時間序列模式是無法準確地預測未來運價變化。

Chang, Y. T. and Chang, H. B. (1996) 透過統計迴歸分析方法，找出 BIFFEX (Baltic International Freight Futures Exchange) price 與 BFI (Baltic Freight Index) 之間的關係，對乾散貨海運市場作預測。就精確度而言，預測結果顯示對未來一個月的預測能力高達 90%，但六個月之預測能力僅有 23%，即其精確度將隨預測期間遞增而大幅遞減，建議未來相關研究可以使用多變量時間序列分析 (Multivariate time series analysis)，如移動平均模式 (moving average model)，對模式的定義、參數的校估、結果檢定有較為謹慎的程序。

Cullinane (1992)利用時間序列 Box-Jenkins (ARIMA) 方法，針對 BIFFEX 建立一適當預測模式進行短期預測，以推測實體市場運價，作為市場經營者決策之參考。在模式建立的過程中，藉由比較、檢驗各時間序列模式 (MA、AR、ARMA、ARIMA) 對於 BFI (Baltic Freight Index) 之預測合適度，選擇其中最為適當之方法作模式應用。建議未來研究可朝向針對歷年 BFI 變化是否存在季節性因素作探討，以多變量因素分析方法進行預測。

2.3 時間序列與迴歸分析文獻

杜威毅 (2003) 以 ARMAX-GARCH 方法作預測，比較 ARMA、ARCH、GARCH、ARMAX-GARCH 等時間序列方法之差異，進而建立 ARMAX-GARCH 探討失業率對匯率的關聯。匯率的資料除了具有隨著時間而改變的情況之外，對於匯率的變異程度也會隨著時間的經過而改變。因此，為捕捉匯率資料對於變異數隨著時間而改變的特性，根據 Bollerslev 發展的一般自我回歸條件異質變異數模式 (GARCH) 進行匯率波動性的研究，採用 ARMAX-GARCH 模式來預測失業率對匯率的影響，除了能有效凸顯匯率波動程度，更能精準的預測匯率。結果就預測值方面，因研究期間太長將重要事件的衝擊分散趨於無形，建議可加入大事件波動之虛擬變數。

林蕙萍 (2003) 應用四種計量模式—ARIMA、GARCH、GARCH-M 與類神經網路模型，針對台灣地區匯率作預測，實證結果顯示，模型對新台幣對美元匯率的預測能力，不論是以平均誤差平方 (MSE)、平均誤差平方根 (RMSE)、泰勒不等係數 (U)、系統誤差 (UB)、

迴歸誤差 (UR) 及隨機干擾誤差 (UD) 之評估準則，評估結果皆以類神經網路模型的預測能力均較佳。

徐甄璟 (2002)，採聯立迴歸模型分析法討論分紅入股制度對台灣高科技公司獲利之影響，台灣本身相關於此議題的實證研究卻相當少，為進一步釐清分紅入股制度對公司獲利表現的影響，本研究採用台灣上市電子產業資料為樣本，以其 1992-2001 年之財務資料進行實證研究。由於公司獲利與員工分紅兩變數間存在相互影響關係，採用單一迴歸方法易造成結果的偏誤 (Simultaneous equation bias)，故採聯立迴歸模型進行分析。實證結果指出，使用單一迴歸模式時，無論現金分紅抑或是股票分紅，對於公司獲利表現皆有正面且顯著的效果。若改採聯立迴歸模式，股票分紅的顯著性仍能維持，但現金分紅的顯著性卻會消失，顯示股票分紅對公司獲利之影響效果較現金分紅為佳。

陳靜如 (2002)，分別利用單一迴歸與聯立迴歸方程式，研究國內海運進出轉口貨櫃量影響因子，主要目的是希望透過研究中建構國內進、出、轉口貨櫃量影響因素的架構模式，來了解影響貨櫃量之因素為何。研究分別針對高雄港、基隆港以及兩港加總作為整體模式，利用單一迴歸與聯立迴歸方程式進行實證分析。結果顯示，國內之進出口貨櫃量由於多為了滿足國內外有關工業與民生方面之需求，故其數量之變動仍主要由國內外之經濟因素所主導。而影響轉口貨櫃量之兩股力量在此則多為顯著之情況，包括國內進出口貿易面與港埠效率面之影響因素。也驗證了研究中所提出之假設，國內海運進、出口以及轉口貨櫃量之間並非相互獨立，其間是存在相互聯動之關係。

王琇嫻 (2003)，應用迴歸模型對台灣連鎖便利超商市場需求作預測，研究在一定市場推銷費用(可控制因素)水平的假設下，以 1996 年 1 月到 2003 年 8 月共使用 92 筆月資料，在相關理論及文獻的基礎建構含有 13 個量性變數的迴歸模型，並透過 E-views 軟體進行單根檢定、共線性檢定、顯著性檢定、自我相關檢定及變異數不齊一檢定等統計檢定以修正此模型，最後得出最終迴歸模型。實證結果顯示經濟成長率、戶籍登記家戶數、消費者物價指數(商品類指數)、台灣超級市場營業額、批發零售業受雇員工人數、消費者物價指數(非耐久性消費品)、消費者物價指數(半耐久性消費品)及等七個解釋變數對於市場需求預測具有顯著性影響。發現未來五年中台灣連鎖便利超商市場需求預測，便利超商市場需求的年成長率僅約 1%，此經濟意涵代表連鎖便利超商的發展已趨飽和，產業的轉型和產品的創新是業者突破發展瓶頸的最重要努力目標。

林倉龍 (2004) 利用 Box-Jenkins 的四個步驟建立 ARIMA 預測模型以及迴歸模型，另外，再以預測組合模式評估績效並選出最佳之預測組合。針對國內國家風景特定區分北、中、南、東四大區域建立預測模式。研究顯示預測組合確實能改善模型的精確度，根據結果三種預測組合的 MAPE 值與泰勒不等係數值都較迴歸預測方法所求的的數值低，原因為組合預測融合兩種預測方法理論的優點，可得到較精確的預測值。

李世錡 (2002) 利用 ARIMA 與介入模式，比較 921 地震發生前後市場交易價格變動。評估地震災害對住宅價格衝擊分析時，以震災前之不動產住宅交易資料，進行震災後住宅價格之預測，並與震災後

實際交易資料進行比較分析。藉由其模式中所得之係數，可觀察到地震災害對住宅交易價格產生之影響與負面衝擊的程度，以瞭解地震災害對不動產住宅市場價格之實質影響。



第三章 影響 BDI 變化之因素探討

BDI 乃由 BCI、BPI、BHMI 三項指數加權計算後所得到的值，為散乾船貨市場之運價綜合指標。三者之差異在於船噸大小之不同，所載運之貨物不同，航行之路線亦不同。表 3.1 為三項指數所載運貨物種類與簡稱對照表。

表 3.1 海峽型、巴拿馬極限型、輕便極限型船舶之簡介

船型 項目	海峽型 Capesize	巴拿馬極限型 Panamax	輕便極限型 Handymax
波羅的海指數簡稱	BCI	BPI	BHMI
船噸大小	8 萬-16 萬噸	6 萬-8 萬噸	4 萬-6 萬噸
裝載貨種	礦砂、煤炭	礦砂、煤炭、穀類	肥料、鋁礬土、穀類、鋼品、廢鐵、廢鋼等
航線	遠洋航線	遠洋航線	遠洋航線

本章第一小節將針對影響 BDI 因素進行瞭解，第二小節將影響指數變化因素做歸納整理。然而，為深入了解影響 BDI 變化之因素，第三小節將組成 BDI 之三項指數(BCI、BPI、BHMI)影響因素及可能用於迴歸模式之代表參數分別作討論，第四小節再統合討論 BDI。

3.1 影響 BDI 因素之分析

影響 BDI 變化之因素相當廣泛，在作因素分析前，應先將眾多影響因素作一分類。主要影響因素可分為二大類：一為影響乾散貨船噸供需方面之因素；二為影響乾散貨物供需方面之因素。船噸供需與貨物供需，加上外在因素影響所達成之平衡，決定不定期海運乾散貨市場運價與 BDI 值。

3.1.1 影響乾散貨船之船噸供需因素分析

有些影響貨物供需因素又同時影響船噸之需求，統整影響船噸供需因素可歸納為：

1. 船東對市場景氣之預期心理：當船東預期未來市場景氣佳時，將增加新造船舶訂單，使船噸供給增加。
2. 貨物供需變化：散乾船運主要裝載之貨物為鐵礦砂、煤礦、及穀類。全球鐵礦砂及煤礦運輸需求量之變化，必定影響新船建造與拆解船隻數量。然全球穀物運輸需求量歷年皆處於較為穩定的狀況，變化量不大，對新船噸供給影響有限。下表為 2000 年～2005 年之全球乾散裝貨之運輸需求資料與預測。

表 3.2 全球散裝運輸需求

單位：百萬噸

年度	2000	2001	2002	2003	2004f	2005f
鐵礦砂	450	453	482	524	583	631
煤炭	514	546	568	613	646	676
小計	964	999	1,050	1,137	1,229	1,307
成長率	10.9%	3.6%	5.1%	8.3%	7.9%	6.3%
穀類	264	260	271	263	265	268
其他乾散貨	780	779	785	815	831	846
全球乾散貨合計	2,008	2,038	2,106	2,215	2,325	2,421
乾散貨需求年成長率	6.6%	1.5%	3.3%	5.2%	4.9%	4.1%

資料來源：Clarkson，f 年次為預測值

3. 港口擁擠：港口內船隻停泊需求過多，產生塞港之現象。
此現象可能導致船舶船期不易控制、運能不足，影響船噸

供給。目前中國、澳洲、巴西等國家港口內發生頻率相當頻繁。

4. 國際船用燃油平均油價：原油價格大幅走高時，將抑制經濟發展，提高散裝市場成本，可能會降低船舶營運之意願。

3.1.2 影響乾散貨物供需之因素分析

1. 全球經濟成長率(GDP 成長率)：全球經濟成長率乃由 IMF 等多家機構進行預測。當全球經濟成長開始放緩，國際間對大宗商品的需求將會受到影響，進而影響到 BDI 走勢。反之，在全球經濟景氣增長的環境下，工商業發達，人們對於糧食與煤炭、燃油等的需求上揚，船噸的需求亦上升，將使 BDI 上升。如近年中國經濟快速增長對世界經濟與 BDI 產生的重大影響。
2. 中國因素：近幾年來，中國為因應 2008 年世界奧運與 2010 年之世博會大興建設，對鐵礦砂的進口需求量大增，加上中國經濟快速增長，對世界基礎原材料的需求，原油、鐵礦石、煤炭、銅、氧化鋁、大豆、棉花等大宗商品進口貿易不斷擴大，拉動了國際航運業的快速發展。中國的貿易成為目前世界乾散貨運輸價格的主要影響因素，國際海運市場密切關注中國對大宗商品的需求。

表 3.3 中國鐵礦砂之進口量與全球鐵礦砂海運量、成長率

年度	2001	2002	2003	2004	2005/1~10
中國鐵礦砂進口量	92	111	148	208	270
成長率	31%	21%	33%	40%	29%
全球鐵礦砂海運量	453	481	519	589	631
成長率	-	6.4%	8.7%	11.3%	8.2%
中國佔全球之比例	20.3%	23.1%	28.5%	35.3%	42.7%

資料來源：Clarkson，本研究整理。

單位：百萬噸

3. 政治因素：一國之大宗貨物進出口限制政策，將會影響國際間貨物之供需與往來。2005 年中國實行對鐵礦砂進口之限制，對不定期海運市場亦有不小的影響。
4. 大規模戰爭及天然災害：當國際間發生大規模的戰爭或天災時，直接影響全球經濟成長，間接影響貨物供需。另外原油價格亦可能受到影響而攀高。2003 年初美伊戰爭，美國進出口貨物量與經濟受到影響，影響全球經濟成長率由 3% 向下修正為 2.2%。
5. 貨物之季節性：人類對煤炭等貨物之季節性需求。在冬天緯度高的國家因天寒而廣泛於家中燒煤取火，對於煤炭的需求量因此而大增。於此季中專載運煤炭的船舶可能因船噸不敷使用，運費因此看漲。對穀物而言，於秋天大量收成時貨物產量即突然增加，船噸需求較全年之其他季節微大，但因人類對穀類的需求非隨之收成而有大量的增減，因此對船噸影響有限。

3.2 影響因素歸納

本小節試圖將上述之眾多影響因素分別作歸納與整理，將影響因素種類分別歸類為影響船噸供給、需求面與貨物供給、需求面，以及其他共五方面，敘述如下：

一、 船噸供給之變動

船噸供給受到外在因素影響，如塞港效應、拆船與新造船數量與載重噸、船塢空位、國際經濟等，故以目前市場上船噸數或船舶艘數即可作為參數代表，BDI 計算，包含的船型有海峽型、巴拿馬極限型與輕便極限型，故以三種船舶之船噸數加總，做為 BDI 乾散貨船噸數供給量之參數代表。

二、 船噸需求之變動

船噸需求即對貨物需求。在 2003 年以前，波羅的海指數一直維持在某一（1000~2000）水平範圍中動盪，主要因散裝船貨之每年供需變化皆不大，故市場之變動相對較容易受其他外在因素所影響。當對貨物有強烈需求時，對船噸的需求才會跟著上升，例如：中國對鐵礦砂之需求，日本因政策限制核能發電，轉對煤炭之需求大增。

三、 貨物供給之變動

提供供給大量貨物予需求之國家，若本身有貨物方面之政策限制、經濟或天災等因素導致貨物輸出產生變化，皆會影響供需平衡。其他如：主要散裝貨物供給國家政策之改變、新興工業化國家發展建設、貨載量變化、國家經濟成長條件等。美

國之 CRB 指數¹為一項包含二十幾種商品的指數值，亦可作為貨物供給的代表。其乃為全球商品價格波動的領先指標，又包含六大類子指數，可依商品類型不同，又可分別作為 BCI、BPI 與 BHMI 之參數。

四、貨物需求之變動

即乾散貨需求成長變動，貨物需求種類包含穀類、鐵礦砂、煤炭為主要三大運送物，其他如鋼品、木材。主要散裝貨物供需國家政策之改變、新興工業化國家發展建設、貨載量變化、國家經濟成長條件等，皆會影響對乾散貨物的需求。目前變動較大且可做為代表為中國對鐵礦砂之大量需求與全球煤炭之進出口量，將來可能以許多新興國家（如；印度）大興建設時，對原料之強烈需求量為參數。

五、其他因素方面

諸如國際海運組織之限制、大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病等，因無法量化故於本研究暫不做考慮。

本研究將歸納出的五大因素，於下節各指數影響因素分析中，作為因素歸納之項目。

¹ CRB 商品指數 1957 年被開發出來後，常被用於反映商品價格整體水準的指標，該指數經歷了 9 次調整，綜合反映商品價格的整體走勢。紐約期貨交易所從 1986 年起開始交易 CRB 商品期貨指數，2001 年該指數更名為路透社 CRB 指數。該指數是全球商品價格波動的領先指標，涵蓋了能源、工業用原料、貴金屬、穀物、畜產品和軟性商品等商品期貨由於 CRB 指數包括了核心商品的價格波動，因此，總體反映世界主要商品價格的動態資訊，廣泛用於觀察和分析商品市場的價格波動與宏觀經濟波動，並能在一定程度上揭示宏觀經濟的未來走向。

3.3 影響 BCI、BPI、BHMI 變化之因素分析

BDI 為國際間散裝船運市場運價之主要指標，由 BCI、BPI、BHMI 三者加權計算出來的。而 BCI、BPI、BHMI 之計算，為波羅的海交易所（The Baltic Exchange）以該船型所包含之不同路線於簽訂運送契約時之運價，給予加權所計算出來的值。然 BDI 加權統合此三項指數值，成為衡量乾散貨市場之單一性指標。

在指數計算方面，波羅的海交易所確保 1999 年將 BFI 轉換為 BDI 後之連續性，建構乘數 α 作為 BDI 值之調整（ $\alpha = 0.99800799$ ），建構乘數 β 作為 BHMI 納入 BDI 計算時之數值調整（ $\beta = 0.112183226$ ）2005 年前 BDI 之計算公式為：

$$BDI = [(BCI + BPI + BHMI * \beta) / 3] * \alpha \dots\dots\dots (1)^2$$

波羅的海交易所（Baltic Exchange）公布，2006 年將以 BSI（超輕便極限型指數，Baltic Supramax Index，以下簡稱 BSI）取代 BHMI 納入 BDI 作計算。在波羅的海交易所決定將 BSI 取代 BHMI 納入 BDI 之計算的同時，BSI 與 BHMI 兩指數並行半年，且建構一乘數使得 BHMI 在被替代的同時，不至於改變 BDI 計算的基礎，以確保指數的延續性。至 2006 年後，BDI 之計算公式改為：

$$[(BSI + BPI + BCI) / 3] * 0.99800799 \dots\dots\dots (2)^3$$

² 資料來源：The Baltic Exchange.

³ 資料來源：The Baltic Exchange.

BDI 是衡量國際不定期海運之乾散貨船運的權威性指數，指數值計算由目前市場上海峽型、巴拿馬極限型、輕便極限型，三種散裝貨船型主要航行路線所洽定之運價，作權重運算所得之數值，在乾散貨船運市場上供其他同業在洽約定價之參考定價，為呈現場景氣重要指標之一。

BDI 之計算，包含 BCI、BPI、BHMI 三項指數共 24 條航線。航線之選定為綜合目前市場上多數大型乾散貨船運公司之路徑，以船噸、船舶航行路線區分，並給予適當權重，下列簡述之。

一、 船噸

在 BDI 計算上，作為船型之分類標準。依船噸大小之範圍可分為三種船型，海峽型、巴拿馬極限型及輕便極限型，為納入計算 BDI 之三項指標船型。巴拿馬極限型之船舶噸位範圍較為固定，主要為能通過巴拿馬運河，其寬度與船舶吃水深度受到限制。在海峽型船舶方面目前有愈造愈大趨勢，主要為了能增加載運噸數，減低運送貨物之單位成本，以提高利潤。較小型的輕便極限型亦順應著市場趨勢增加噸位，由先前的 45,000 噸增加為以 52,000 噸為主的船隻，而波羅的海交易所為順應此一趨勢，在 2006 年後將 BSI 取代 BHMI 納入 BDI 之計算。

二、 船舶航行路線

在國際乾散貨指數中，其所涵蓋之航行路線表現出貨物的供給方與需求方。兩方的狀態（對貨物的供需）缺一不可。當貨物需求方對貨物的需求強烈時，會出現其他的供給，可能不限於單一供給路線，或該路線上將有更多的船噸供給來滿足，

進而形成較高的權重值。藉由分析航行路線區域範圍內之社會、經濟、政治變化，即可得知可能影響各指數變化之因素。散裝船運市場中往往哪裡有貨，船就往哪裡走，需求愈多其所佔的重要性愈強。

三、 權重

有愈多艘同船型船舶航行該路線，則表示該路線對於該船所載運之貨物種類供需愈強烈，故其所佔的權重將愈大。另一方面，權重值愈大也表示有較大的貨物需求產生。隨著供需地區的改變，航行路線亦會隨之不同，所佔的權重亦不同，故 BDI 之計算並非一陳不變的。



因三種船型所載運之貨種不同，市場景氣受影響因素亦不完全相同。本節將 BCI、BPI、BHMI 之各項影響因素分別作探討，以利本研究進行三項指數各別預測，而再納入 BDI 之計算原則，合併建立短期 BDI 預測模式。

3.3.1 影響 BCI 變化之因素

計算指數值時，所納入考量之船舶噸位、載運貨物種類、航行的路線與權重，會隨著時間變遷而緩慢地作些微調整，以符合現行乾散貨市場上的變化。

一、BCI 之組成

BCI 始於 1999 年 3 月。表 3.4 為計算 BCI 所納入考量的路線與權重等詳細資料。

表 3.4 BCI 之組成路線、運送貨物種類與權重表

路徑	船噸大小	貨物種類	路徑描述	權重
C1	120,000	Coal	Ceases Publication	
C2	160,000	Iron Ore	Tubarao to Rotterdam	10%
C3	150,000	Iron ore	Tubarao to Beilun-Baoshan	15%
C4	150,000	Coal	Richard's Bay to Rotterdam	5%
C5	150,000	Iron Ore	West Australia to Beilun-Baoshan	15%
C6	120,000	Coal	Ceases Publication	
C7	150,000	Coal	Bolivar to Rotterdam	5%
C8	161,000	T/C	Delivery Gib-Hamburg transatlantic round voyage, duration 30-45 days	10%
C9	161,000	T/C	Delivery ARA or passing Passero, redelivery China-Japan, duration about 65 days	5%
C10	161,000	T/C	Delivery China-Japan, round voyage, duration 30-40 days	20%
C11	161,000	T/C	Delivery China-Japan, redelivery ARA or passing Passero, duration about 65 days	5%
C12	150,000	T/C	Gladstone to Rotterdam	10%

資料來源：Baltic Exchange (2005/09)

依上表之 BCI 表格內容可分析如下：

(一) 海峽型船舶乾散貨物之供給點

巴西之圖巴朗 (Tubarao)、位於南非之理查德灣 (Richard's Bay)、西澳大利亞 (Australia)、南美哥倫比亞之波利瓦 (Bolivar)、中國-日本(China-Japan)、西北歐之

阿姆斯特丹、鹿特丹、安特衛普(ARA)、位於西班牙之直布羅陀至德國漢堡港(Gibrattar-Hamburg)橫渡太平洋航線。海峽型船舶供給點遍佈亞洲(中國大陸、日本)、歐洲(德國、西北歐、西班牙)、南美洲(巴西、哥倫比亞)、南非。

(二) 海峽型船舶乾散貨物之需求點

荷蘭之鹿特丹(Rotterdam)，中國之北崙/寶山(Beilun-Baoshan)，澳大利亞(Australia)、中國-日本(China-Japan)、德國之漢堡港(Hamburg)。海峽型船舶需求點遍佈亞洲(中國大陸、日本)、歐洲(德國、荷蘭)、澳洲。

(三) 運送貨物種類

以鐵礦為主、煤礦、T/C(運輸貨種由僱船人決定，但幾乎皆為鐵礦)。

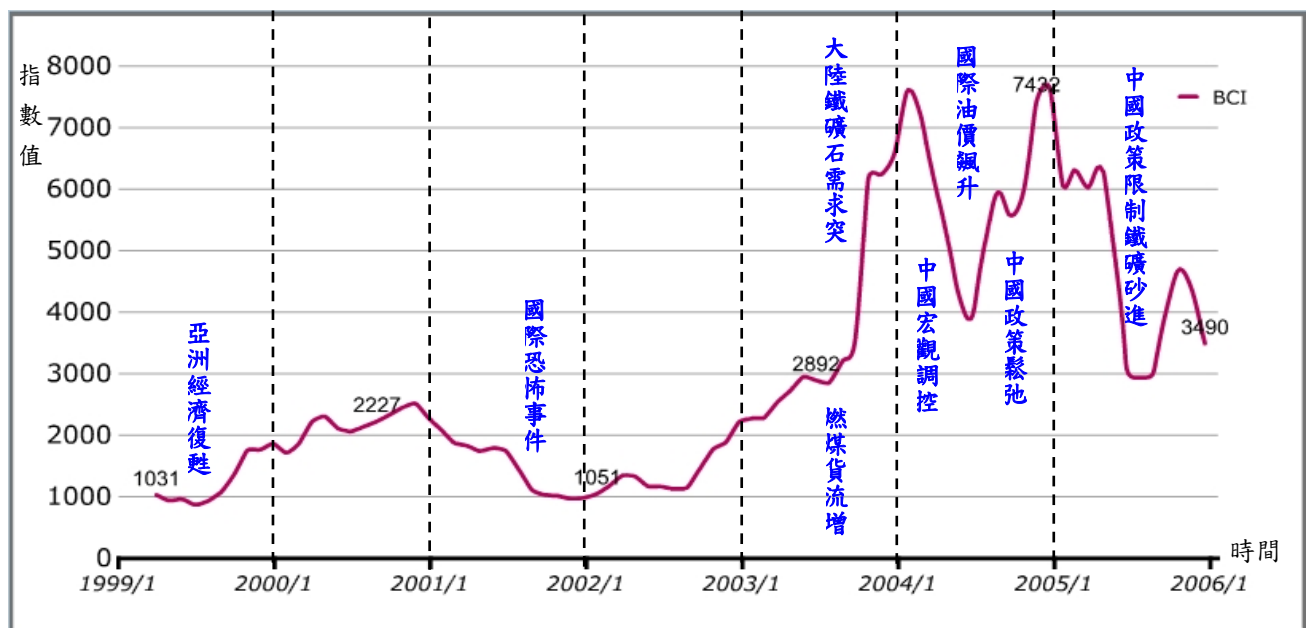
(四) 影響因素之分析

海峽型船舶所載運之乾散貨物以鐵礦、煤礦等為主，故穀類方面之變化將不會影響到BCI變化，但其主要載運貨物之供給、需求地區之經濟、政治或政策上限制，將會影響該指數變化。

二、BCI之影響因素歸納

市場上，船噸供給載重噸數影響相當大，圖3-1指數在2003年突然上升，以船舶供給面觀03年全年之海峽型船噸位，扣除

拆除船舶噸位後，僅增 400 萬噸。在強烈的鐵礦砂貨物需求推進下，BCI 指數值向上飆升。相較於 2004 年 1-7 月，海峽型船舶就已增加近 400 萬載重噸，全年增加的載重噸更達 780 萬噸。05 年又較 04 年全年增加 832 萬載重噸，再加上中國對鐵礦砂的進口限制，使得指數在 05 年指數有呈現下滑的趨勢。BCI 之歷史指數與可能影響之歷史事件探討，如圖 3-1。



資料來源：本研究整理與繪製

圖 3-1 BCI 之歷史指數與發生事件(1999.3~2005.12)

在此試圖將眾多影響 BCI 因素作歸納與整理，將因素分別歸類為影響船噸供給需求、貨物供給需求與其他共五方面，各影響因素整理如表 3.5，分別敘述如下：

(一) 船噸供給之變動

船噸供給受到外在因素影響，如塞港效應、拆船與新造船數量與載重噸、船塢空位、國際經濟等，故以目前市場上海峽型船噸或船舶艘數即可作為參數代表。

(二) 船噸需求之變動

船噸需求即對貨物需求，在 2003 年以前，波羅的海指數一直維持在某一（1000~2000）水平範圍中動盪，主要因散裝船貨之每年供需變化皆不大，故市場之變動相對較容易受其他外在因素所影響。當對貨物有強烈需求時，對船噸的需求才會跟著上升，在 BCI 方面，如：中國對鐵礦砂之強烈需求。

(三) 貨物供給之變動

提供供給大量貨物予需求之國家，若本身有貨物方面之政策限制、經濟或天災等因素導致貨物輸出產生變化，皆會影響供需平衡。美國 CRB 中之金屬類指數可作為 BCI 之參數代表。

(四) 影響貨物需求方面

即乾散貨需求成長變動，鐵礦、煤炭供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長條件，故以中國鐵礦砂大量需求與其經濟成長率為參數代表，將來可能以許多新興國家（未開發或開發中國家，如；印度）大興建設時，對原料之強烈需求為參數。海峽型船舶所載運之貨種，實務上以鐵礦砂為主，佔 80%。影響因素整理如表 3.5。

(五) 其他因素方面

大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病等，因無法量化故於本研究暫不做考慮。

表 3.5 BCI 之影響因素分析

BCI 因素歸納	可能影響因素	可代表參數
船噸供給	BCI 船噸需求、塞港效應、拆船數量、新造船隻數量、經濟	市場之 BCI 船噸供給量
船噸需求	對礦砂、煤炭貨物之需求、市場運價等	船噸需求是由貨物需求而產生
貨物供給	礦砂、煤炭供給國家政策之改變、貨物經濟上或價格變化、供給國家貨物量變化等	CRU 國際鋼鐵指數、CRU 亞洲鋼鐵指數
貨物需求	礦砂、煤炭供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長	中國之鐵礦砂進口量
其他因素	大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病	無法量化

3.3.2 影響 BPI 變化之因素

計算 BPI 指數值時，所納入考量之船舶噸位、載運貨物種類、航行的路線與權重，亦會隨著時間變遷而緩慢地作些微調整，以符合現行乾散貨市場上的變化。

一、BPI 之組成

BPI 始於 1998 年 11 月。表 3.6 為計算 BPI 所納入考量的路線與權重等詳細資料。

表 3.6 BPI 之組成路線、運送貨物種類與權重表

路線	船噸	貨物種類	路線描述	權重
P1	55,000	Light Grain	US Gulf to ARA	10%
P1A	74,000	T/C	Skaw-Gib to Skaw-Gib, Transatlantic RV, duration 50-60 days	20%

P2	54,000	HSS	US Gulf to S. Japan	12.5%
P2A	74,000	T/C	Skaw-Gibraltar to Taiwan-Japan, duration 60-65 days	12.5%
P3	54,000	HSS	US Pacific coast to S. Japan	10%
P3A	74,000	T/C	Transpacific round voyage, duration 35-50 days	20%
P9	74,000	T/C	Delivery Japan-Korea, redelivery Skaw-Gibraltar, 50-60 days duration	15%

資料來源：Baltic Exchange (2005/09)

由表 3.6 中，可觀察出供給點、需求點、貨物種類及相關影響因素分別敘述如下：

(一) 巴拿馬極限型船舶乾散貨之供給點

美國墨西哥灣 (US Gulf)、以丹麥日德蘭半島之斯卡角橫渡大西洋至位於西班牙之直布羅陀 (Skaw-Gibrattar)、美國太平洋沿岸、日本 (Japan)、韓國 (Korea)、環太平洋航線。巴拿馬極限型船舶供給點遍佈亞洲 (日本、韓國)、歐洲 (丹麥、西班牙)、美洲 (北美太平洋沿岸、墨西哥灣)

(二) 巴拿馬極限型船舶乾散貨之需求點

西北歐之阿姆斯特丹、鹿特丹、安特衛普(ARA)、台灣 (Taiwan)、日本 (Japan)、丹麥日德蘭半島之斯卡角至位於西班牙之直布羅陀 (Skaw-Gibrattar)、美國太平洋沿岸(US Pacific coast)。巴拿馬極限型船舶需求點遍佈美洲 (北美太平洋沿岸)、亞洲 (日本、台灣)、歐洲 (西北歐、丹麥、西班牙)

(三) 運送貨物種類

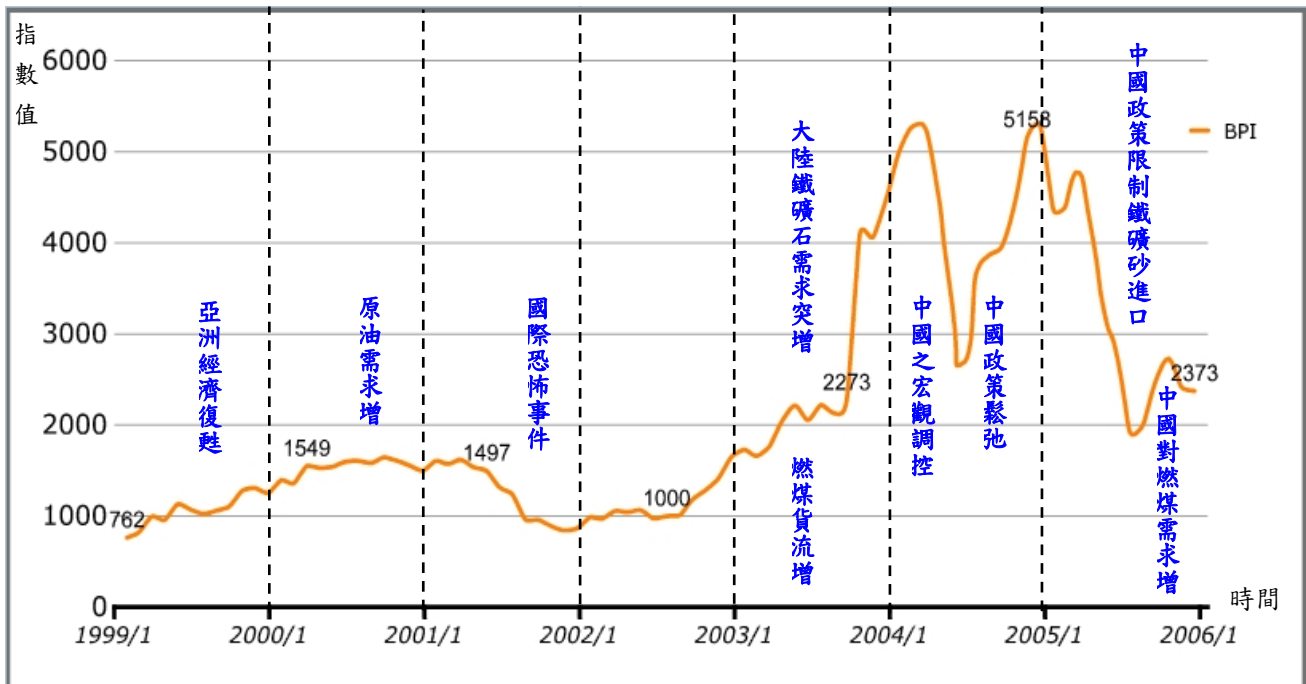
輕穀物、重穀類 (HHS—紅麥、黃豆、高樑)、 T/C
(運輸貨種由傭船人決定—煤炭、鐵礦、穀類皆涉及)

(四) 影響因素之分析

巴拿馬極限型船舶所載運之乾散貨物以鐵礦、煤礦與穀類為主，故該主要載運貨物之需求變化，皆會影響到 BPI 變化。其他如：經濟、政治或政策上限制主要載運貨物，亦會影響該指數變化。

二、BPI 之影響因素歸納

BPI 歷史資料與歷史事件整理如圖 3-2 所示。市場上，在巴拿馬極限型船噸供給方面，圖中指數在 2003 年下半年突然上升。綜觀 2003 年全年之船噸位，扣除拆除船舶噸位後，僅增 130 萬噸，在鐵礦砂與煤炭強烈的需求推進下，BPI 指數值向上飆升。相較於 2004 年上半年 1-6 月，巴拿馬極限型船舶就已增加 252 萬載重噸，全年增加的載重噸更達 590 萬噸，但在中國宏觀調控政策鬆弛後，市場又一度恢復景氣。但好景不長，在 05 年上半年載重噸增加量更高達 316 萬噸，全年較 04 年全年增加 710 萬載重噸，在 05 年指數有呈現下滑的趨勢。



資料來源：本研究整理與繪製

圖 3-2 BPI 之歷史指數與發生事件(1999.1~2005.12)

將眾多影響 BPI 因素作歸納與整理，分為影響船噸供給需求、貨物供給需求與其他共五方面，各影響因素整理如表 3.7，分別敘述如下：

(一) 船噸供給之變動

即運能的成長率，本身受到外在因素影響，如塞港效應、拆船與新造船數量與載重噸、船塢空位、國際經濟等，故以目前市場上巴拿馬極限型船噸或船舶艘數即可作為參數代表。

(二) 船噸需求之變動

船噸需求即對貨物需求，在 2003 年以前，波羅的海指數一直維持在某一（1000~2000）水平範圍中動盪，主要因散裝船貨之每年供需變化皆不大，故市場之變動相對較容易受其他外在因素所影響。當對貨物有強烈需求時，

對船噸的需求才會跟著上升，在 BPI 方面，如：中國對鐵礦砂之強烈需求；日本因政策限制核能發電，轉對煤炭之需求大增等。

(三) 貨物供給之變動

提供供給大量貨物予需求之國家，若本身有貨物方面之政策限制、經濟或天災等因素導致貨物輸出產生變化，皆會影響供需平衡。美國 CRB 中之能源類（煤炭）與穀類指數皆可作為 BPI 之參數代表。

(四) 影響貨物需求方面

即乾散貨需求成長變動，鐵礦、煤炭、穀類供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長條件，巴拿馬極限型所載運的貨種，實務上煤炭所佔比例相當高。

(五) 其他因素方面

大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病等，因無法量化故於本研究暫不做納入考慮。

表 3.7 BPI 之影響因素分析

BPI 因素歸納	可能影響因素	可代表參數
船噸供給	BPI 船噸需求、塞港效應、拆船數量、新造船隻數量、經濟	市場之 BPI 船噸供給量
船噸需求	包含礦砂、煤炭、穀類之貨物需求、市場運價等	船噸需求是由貨物需求而產生
貨物供給	礦砂、煤炭、穀類供給國家政策之改變、貨物經濟上或價格變化、供給國家貨物量變化	CRB 穀物類指數、CRU 亞洲鋼鐵指數

貨物需求	礦砂、煤炭、穀類等供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長條件	中國鐵礦砂進口量、全球煤炭、穀類進出口量
其他因素	大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病	無法量化

3.3.3 影響 BHMI 變化之因素

計算 BHMI 指數值時，所納入考量之船舶噸位、載運貨物種類、航行的路線與權重，亦會隨著時間變遷而緩慢地作些微調整，以符合現行乾散貨市場上的變化。

一、BHMI 之組成

BHMI 計算由六條不同路線所組成，船噸大小在 45,500 噸左右，每一路線各有其權重值。路線與權重皆會隨時間而作適當的調整，非永久固定不變。BHMI 始於 2000 年 9 月。表 3.8 為計算 BHMI 所納入考量的路線與權重等詳細資料。

表 3.8 BHMI 之組成路線、運送貨物種類、權重表

路線	船噸	路線描述	權重
M1A	45,496	Delivery Antwerp-Skaw, redelivery Spore-Japan incl. China, duration 60-65 days	12.5%
M1B	45,496	Delivery Canakkale, redelivery Spore-Japan incl. China, duration 50-55 days	12.5%
M2	45,496	Delivery S.Korea-Japan, Australia or transpacific round voyage, 1 laden leg	25%
M3	45,496	Delivery S.Korea-Japan, redelivery Gib-Skaw, duration 60-65 days	25%

M4A	45,496	Delivery Antwerp-Skaw, redelivery US Gulf, duration 30-35 days	12.5%
M4B	45,496	Delivery US Gulf, redelivery Skaw-Passero, duration 30-35 days	12.5%

資料來源：Baltic Exchange

(一) 輕便極限型乾散貨物之供給點

比利時之安特衛普 (Antwerp)、位於東歐土耳其之伊斯坦堡卡那卡勒 (Canakkale)、日本 (Japan)、南韓 (South Korea)、環大西洋航線 (Transatlantic round voyage)。輕便極限型船舶供給點遍佈歐洲 (西北歐、比利時、東歐)、亞洲 (日本、韓國)、美洲。

(二) 輕便極限型乾散貨物之需求點

遠東地區 (Far East)、南韓 (South Korea)、澳洲 (Australia)、北太平洋 (North Pacific)、位於西班牙之直布羅陀 (Gibrattar)、丹麥日德蘭半島之斯卡角 (Skaw range)。輕便極限型船舶需求點遍佈歐洲 (西班牙、丹麥)、亞洲 (日本、韓國)、澳洲、北美洲。

(三) 貨物種類

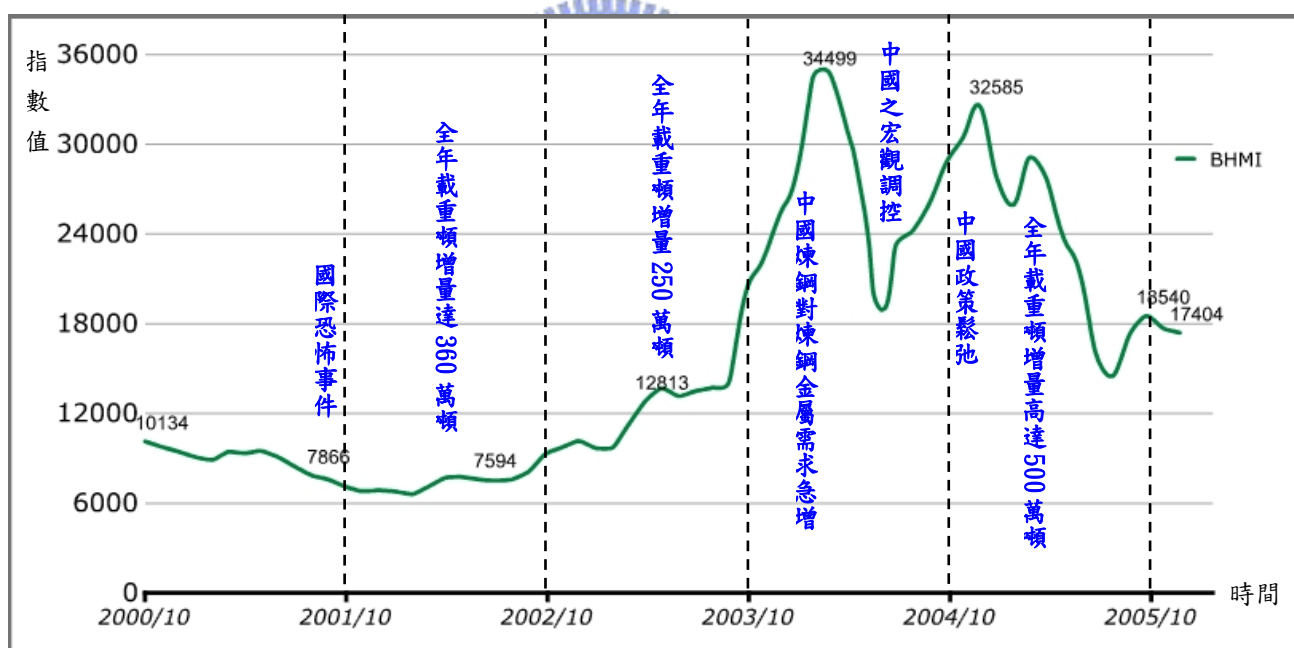
T/C (運輸貨種由傭船人決定—多為生鐵廢鋼品、穀類、肥料等)。

(四) 影響因素之分析

影響穀物、生鐵廢鋼、肥料等貨種之因素外，其他貨種之影響因素皆不影響 BHMI 之變化。而在經濟與影響穀類進出口之限制將會影響 BHMI 之變化。

二、BHMI 之影響因素歸納

在輕便極限型船噸供給方面，2001 年 10 月到次年 10 月船載重噸，在扣除拆除船舶噸位後，增加高達 360 萬載重噸。但在 03 年 10 月前，增加的趨勢逐漸減緩，僅 255 萬噸。輕便極限型所載運的貨種較為複雜，包含穀類、鋼品以及美國之廢鋼等亦皆由該船型載運。在中國煉鋼需求上升情況下，BHMI 在船噸供應有限下，隨之飆升，相對也受中國對鐵礦砂進口限制影響。相較於 04 年到 05 年 10 月，輕便極限型船舶就增加了將近 500 萬載重噸，市場行情逐漸降溫，如圖 3-3。



資料來源：本研究整理與繪製

圖 3-3 BHMI 之歷史指數與發生事件(2000.10~2005.12)

將眾多影響 BHMI 因素作歸納與整理，分別歸類為影響輕便極限型船噸供給需求、貨物供給需求與其他共五方面，各影響因素整理如表 3.9，分別敘述如下：

(一) 船噸供給之變動

即運能的成長率，本身受到外在因素影響，如塞港效應、拆船與新造船數量與載重噸、船塢空位、國際經濟等，故以目前市場上輕便極限型船噸或船舶艘數即可作為參數代表。

(二) 船噸需求之變動

船噸需求即對貨物需求，在 2003 年以前，波羅的海指數一直維持在某一（1000~2000）水平範圍中動盪，主要因散裝船貨之每年供需變化皆不大，故市場之變動相對較容易受其他外在因素所影響。當對貨物有強烈需求時，對船噸的需求才會跟著上升，在 BHMI 方面，如：中國對鐵礦砂之強烈需求，日本因政策限制核能發電，轉對煤炭之需求大增等。

(三) 貨物供給之變動

提供供給大量貨物予需求之國家，若本身有貨物方面之政策限制、經濟或天災等因素導致貨物輸出產生變化，皆會影響供需平衡。美國 CRB 中之金屬類與穀類指數皆可作為 BHMI 之參數代表。

(四) 影響貨物需求方面

即乾散貨需求成長變動，載運貨種較多，包含肥料、鋼品、廢鋼鐵、其他金屬類，故貨物供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長條件，皆會影響指數變化。輕便極限型所載運的貨種，實務上，穀類、

廢鋼多以輕便型船舶載運。故在此以全球穀類之進出口量、美國廢鋼指數作為貨物需求之代表參數。

(五) 其他因素方面

大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病等，因無法量化故於本研究暫不做納入考慮。

表 3.9 BHMI 之影響因素分析

BHMI 因素歸納	可能影響因素	可代表參數
船噸供給	BHMI 船噸需求、塞港效應、拆船與新造船隻數量與載重噸、經濟數量	市場之 BHMI 船噸供給量
船噸需求	肥料、鋁礬土、穀類、鋼品等貨物需求、市場運價等	船噸需求是由貨物需求而產生
貨物供給	肥料、鋁礬土、穀類、鋼品等貨物供給國家政策之改變、貨物經濟上或價格變化、供給國家貨物量變化等	CRB 工業類指數、CRB 穀類指數、CRU 生鐵廢鋼指數
貨物需求	肥料、鋁礬土、穀類、鋼品等供需國家政策改變、新興工業化國家發展、貨載流量國家經濟成長條件等	全球穀類進出口量
其他因素	大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病	無法量化

三、 BHMI 與 BSI 之差異

由於 2006 年起，波羅的海交易所將以 BSI 取代 BHMI 加入 BDI 之計算。本研究順應此一趨勢，在此比較 BSI 與 BHMI 之間的差異：

(一) 船噸大小

為順應目前船舶愈造愈大的趨勢，BDI 計算所包含之指數內容也作了異動，以 BSI 之 52,000 船噸大小取代

BHMI 之 45,000 噸。

(二) 航線組成

BSI 由五條航線所組成，其中第四航線是由 BHMI 指數 4A 和 4B 航線合併而成，將歐陸/美灣航線、美灣/歐陸航線合併為環大西洋航線，權重亦為二者之總和，共佔 25%。

在兩者指數替換時，波羅的海交易所亦建構一替換參數，使 BDI 資料延續而不至受影響，兩者指數所包含之航行路線與權重無大幅改變，在此列出 BSI 所包含之航線、權重內容，見表 3.10。

表 3.10 BSI 之組成路線權重表

路線	船噸	貨物種類	路線描述	權重
S1A	52,454	T/C	Antwerp to Skaw Trip Far East duration 60-65 days	12.5%
S1B	52,454	T/C	Canakkale Trip Far East duration 50-55 days	12.5%
S2	52,454	T/C	Japan to South Korea/NOPAC or Australia round voyage	25%
S3	52,454	T/C	Delivery Japan/South Korea Trip redelivery Gibraltar/Skaw range	25%
S4	52,454	T/C	Transatlantic round voyage. duration 45-50 days	25%
S5	52,454	Trial route	Trial-West Africa via ECSA to Far East	0%
S6	52,454	Trial route	Trial-Japan-SK trip via Aus/India	0%

資料來源：Baltic Exchange

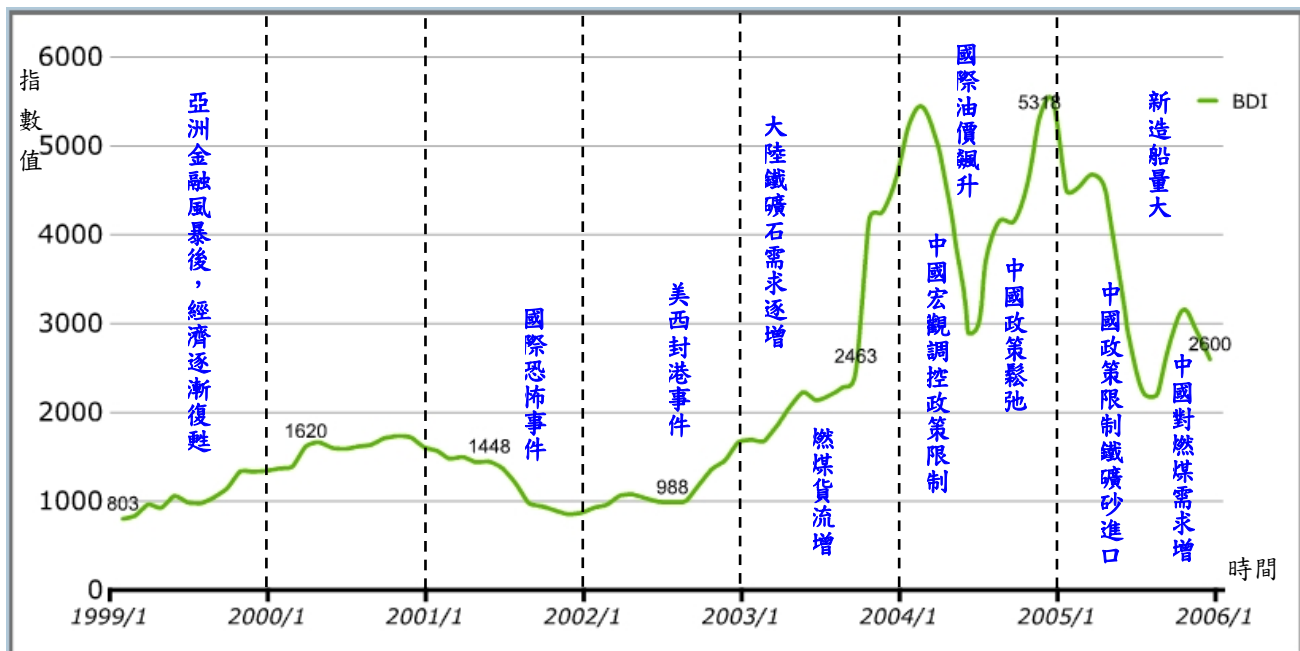
3.3.4 影響 BDI 變化之因素

BDI 為結合 BCI、BPI、BHMI 三項指數加權計算而來，故其組成即為三指數之所有航線。BDI 計算方法於本章 3.3 節中已詳細介紹。

一、BDI 之影響因素歸納

BDI 包含海峽型船、巴拿馬極限型船舶與輕便極限型三種船舶，故指數受影響之因素範圍相當廣大，諸如各種散裝船型之新造船噸供給載重噸、拆解船噸數、國際恐怖事件、戰爭、政策限制、油價、貨物強烈需求等等，圖 3-4 為 BDI 之歷史指數與可能影響 BDI 變化之歷史發生事件整理。

市場上，船噸供給載重噸數影響相當大，圖中指數在 2003 年突然上升的幅度相當大。主要因素除了鐵礦砂與煤炭的需求增加外，觀看 03 年全年之散裝船噸位，在扣除拆除船舶噸位後，三種船型船舶之載重噸僅增加 710 萬噸。故在中國強烈的鐵礦砂需求推進下，BDI 指數值向上飆升。相較於 2004 年上半年，散裝船噸位就已增加 751 萬載重噸，全年增加的載重噸更達 1850 萬噸。05 年全年又較 04 年增加 2181 萬載重噸，加上中國對鐵礦砂進口限制，指數在 05 年呈現下滑的趨勢。



資料來源：本研究整理與繪製

圖 3-4 BDI 之歷史指數與發生事件(1999.1~2005.12)

將本章所探討之影響 BCI、BPI 與 BHMI 變動之因素作歸納後，可得影響 BDI 變化之因素整理如表 3.11。

表 3.11 BDI 之影響因素分析

因素歸納	可能影響因素	可用之代表參數
船噸供給	乾散貨船噸需求、塞港效應、拆船與新造船數量與載重噸、船塢空位、國際經濟等	散裝船舶市場之總船噸數
船噸需求	散裝貨物需求等	船噸需求是由貨物需求而產生
貨物供給	散裝貨物供給國家政策之改變、運送貨物價格變化、供給國家貨物量變化等	CRB 穀類指數、CRU 亞洲與國際鋼鐵指數
貨物需求	主要散裝貨物供需國家政策之改變、新興工業化國家發展建設、貨載量變化、國家經濟成長條件	中國對鐵礦砂之進口量、全球煤炭、穀類之進出口量
其他因素	國際海運組織之限制、大規模天災、戰爭及全球恐慌性疾病	無法量化

二、 指數比較

統整 BDI、BCI、BPI、BHMI 之歷史指數值，可由圖 3-5 綜合指數比較中發現，BPI 與 BDI 兩項指數走勢相當趨近。主要可能因素在於巴拿馬極限型之船型，所載運之貨物廣泛包含鐵礦砂、煤炭與穀類等貨物，且全球 BPI 之船噸數所佔比例亦高，故呈現此一趨勢。

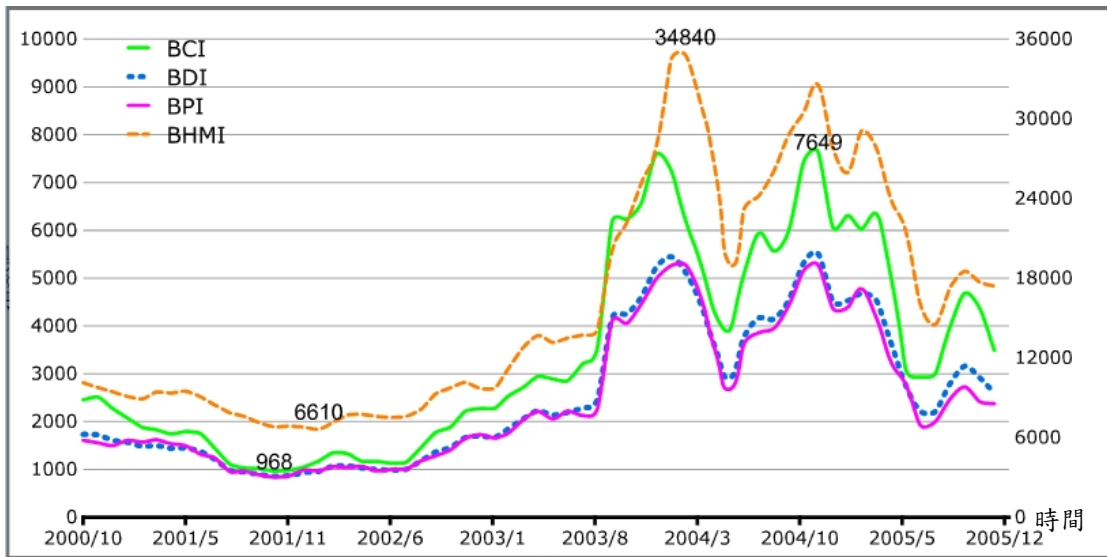


圖 3-5 2000 年至 2005 年 BHMI、BDI、BCI、BPI 指數曲線圖

第四章 研究模式建構

BDI 為衡量乾散貨航運市場景氣之指標。由於影響指數變化因素過於廣泛，長期預測之準確性不佳且無意義，故本研究以月、季為單位，對 BDI 進行短期預測。

預測模式之建立，將個別探討影響 BCI、BPI、BHMI 指數變化之因素，使用迴歸與時間序列方法之 ARIMA 與介入模式，分別建立兩種 BDI 預測模式。一為針對三項指數個別作預測，再納入 BDI 之計算公式，建立預測模式。二為直接針對 BDI 作短期預測並建立模式。由所建立之 BDI 預測模式進行評估，以有較佳預測能力之模式作未來預測之應用。

本章第一節對研究方法作一簡介，第二節開始以迴歸方法、第三節以時間序列方法，分別建立 BCI、BPI、BHMI、BDI 指數預測模式，第四節探討四項指數之離群值並建立介入預測模式。

4.1 模式之介紹

一、迴歸

迴歸分析是將要研究的變數區分為依變數與自變數，並根據相關理論建立函數模式，然後利用所獲得的樣本資料去估計模式中參數的方法。線性迴歸分析(Linear Regression Analysis)，為一般最常使用的預測方法之一，常用來分析一個或一個以上自變數與依變數間的數量關係。

$$\text{多變數迴歸模式： } Y_i = \beta_0 + \beta_1 X_{1i} + \beta_2 X_{2i} + \beta_k X_{ki} + \dots + \varepsilon_i$$

Y_i 為內生變數; X_{ki} 外生變數($k=1\dots n$); ε_i 誤差項

線性迴歸分析方法(林惠玲、陳正倉, 2000)：迴歸模式及估計迴歸模式，一般採普通最小平方法，此法是使樣本觀察值與估計值的差異平方和為最小的估計法。利用此一估計法所得到的估計式稱為普通最小平方估計式(Ordinary least square estimator, OLSE)。評判迴歸模式及解釋迴歸模式完成估計後，必須進行二種檢視，以判定所估計的模式或參數是否可接受：

(一) 理論上的判斷

通常根據經濟或相關理論來判斷所估計的迴歸係數的符號與數值大小是否與理論一致。如果一致則接受；反之則拒絕並持續修正模式。當迴歸模式實證結果在理論上為可接受時，則必須進一步進行統計檢定，看看實證結果是否具備統計顯著性。否則應拋棄重新設立與估計。

(二) 統計上的檢定

包括兩部份，一為檢視迴歸方程式的配適度，根據變異數分析法，可將變異數總誤差分解為可解釋的差異及隨機差異，其可解釋差異佔總變異的比例稱為配適度，同時也可衡量迴歸方程式的解釋能力。另一個為對 β_0 、 β_1 等參數作檢定，將總變異數分解為迴歸方程式可解釋變異及不可解釋變異，由此進行F檢定。當迴歸模型通過理論上的判定與統計檢定，而被認為是可以接受的模型時，可進一步來解釋模型。若符號為正號，表示X與Y之間有正向關係(positive linear relationship)；反之為負號則為反向關係(Negative linear relationship)。

最後，利用估計的迴歸模型對依變數做預測，此乃迴歸分析重要的目的之一。

二、時間序列模式—ARIMA、介入模式

(一) ARIMA (Autoregressive Integrated Moving Average Models)

同時擁有 AR 與 MA 性質，且將資料由非穩定性 (Non-Stationary) 經由差分 (differencing) 轉換為穩定性 (Stationary)，以下簡介該模式之源由。

1. 自我迴歸模式(Autoregressive models)

自我迴歸模式係利用變數序列前 p 期的資料來預測本期資料之變化，由於形式類似迴歸分析模式，故名之。

$$\begin{aligned} \text{AR}(1) : Y_t &= \phi Y_{t-1} + a_t \quad \text{or} \quad \varepsilon_t = \phi \varepsilon_{t-1} + a_t \quad a_t \sim N(0, \sigma_a^2) \\ &Y_t = \phi Y_{t-1} + a_t \\ &\Rightarrow Y_t = \phi B Y_t + a_t \\ &\Rightarrow (1 - \phi B) Y_t = a_t \\ &\Rightarrow Y_t = (1 - \phi B)^{-1} a_t \\ &\Rightarrow Y_t = \frac{a_t}{(1 - \phi B)} \end{aligned}$$

$$\text{AR}(0) : Y_t = a_t \Rightarrow \text{white noise}$$

$$\text{AR}(P) : (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p) Y_t = a_t$$

$$\text{Define : } Y_t = \phi_1 Y_{t-1} + \phi_2 Y_{t-2} + \dots + \phi_p Y_{t-p} + a_t$$

$$\text{or } Y_t = (1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)^{-1} a_t$$

$$\text{general AR}(p) : \phi(B) Y_t = a_t$$

2. 移動平均模式(moving average models)

移動平均模式係利用變數序列前 q 期之誤差值來預測

本期資料之變化。

$$\text{MA}(0) : Y_t = c + a_t (\text{white noise})$$

$$\text{MA}(1) : Y_t = c + (a_t + \theta a_{t-1}) = c + (1 - \theta B)a_t$$

$$\text{MA}(q) : Y_t = c + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)a_t = c + \theta(B)a_t$$

3. 混合自我迴歸移動平均模式(Autoregressive Moving Average Models)

混合自我迴歸移動平均模式 ARMA(p,q)係整合 AR(p) 及 MA(q)兩模式所形成的。

$$\text{ARMA}(1,1) \Rightarrow (1 - \phi B)Y_t = c + (1 - \theta B)a_t$$

$$Y_t = c' + \frac{1 - \theta B}{1 - \phi B} a_t$$

$$Y_t = c' + (1 - \phi B)^{-1}(1 - \theta B)a_t$$

ARMA (p,q) :

$$(1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p)Y_t = c + (1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q)a_t$$

$$\Rightarrow Y_t = c' + \frac{1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q}{1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p} a_t$$

$$\phi(B)Y_t = c + \theta(B)a_t$$

$$\text{or } Y_t = c' + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t$$

$$\text{or } Y_t = c' + \phi(B)^{-1}\theta(B)a_t$$

4. 整合自我迴歸移動平均模式(Autoregressive Integrated Moving Average Models)

整合自我迴歸移動平均模式 ARIMA (p,d,q) 除整合 AR (p) 及 MA(q)兩模式外，還納入差分方程式，可進一步用於預測不平穩之時間需列資料。

Y_t ：不平穩之時間序列資料 (Non-stationary data)

ARMA(p,q) model for W_t

$$\phi(B)W_t = c + \theta(B)a_t$$

$$\Rightarrow \phi(B)(1-B)^d Y_t = c + \theta(B)a_t$$

$$\Rightarrow (1-B)^d Y_t = c + \frac{\theta(B)}{\phi(B)} a_t \quad \text{where } \begin{cases} \phi(B) = 1 - \phi_1 B - \phi_2 B^2 - \dots - \phi_p B^p \\ \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q \end{cases}$$

(二) 介入模式 (林茂文 1992)

1. 介入模式概述

在某些情況下，由於很多外在事件(exogenous events)發生在於樣本觀察期間內，進而影響到變數走勢。例如：進行某些促銷活動將使銷售量增加，故以虛擬變數方式將採行促銷活動的期間以1表示，而無促銷活動的期間以0表示。如此包含了利用虛擬變數當做輸入變數的動態模式，一般稱為介入模式。近幾年來，介入時間數列分析法的實際應用包括有下述各類：

- (1) 各種不同促銷方式對銷售量的影響。
- (2) 罷工(以一個時點impulse表示)對製造品銷售量與價格及商品價格的影響。
- (3) 政策或立法的改變(以一個階段step function表示，改變前以0表示改變後以1表示)對商業與經濟時間數列的影響。

一般在統計上利用t顯著性檢驗法，來探討兩個平均數的差異問題，需考慮介入事件發生前後，兩個具有相同變方的常態獨立觀察值數列之平均值 u_1 及 u_2 的差異檢定。而一般我們所面臨的時間序列通常都有顯示序列相依，且常為無定向型與季節效應。因此一般參數或無參數統計方法將不適用於此種資料狀況，此種問題可用下列方法來處理。建立介入模型時，我們必須確知：

(1) 外在因素介入的起始點(starting point)。

(2) 外在因素影響的型態(the shape of the intervention)。

假設資料... $Z_{t-1}, Z_t, Z_{t+1}, \dots$ 為一等長時間間隔之觀測數列，根據Box-Jenkins模式表示法，可利用下列一般化形式代表介入模式：

$$Z_t = f(k, \xi, t) + N_t$$

式中： $Z_t = F(z_t)$ 為 z_t 經一合適之轉換後的形式，(如取 $\log Z_t$ 或 Z 或原值式 Z_t)。

$f(k, \xi, t)$ = 外生變數 ξ 在時間 t 的固定效果，為某些包含有參數 k 之時間函數。

N_t = 代表隨機干擾項數列。

k = 一組未知參數。

2. 干擾項之隨機模式

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

$$\varphi(B)N_t = \theta(B)a_t$$

式中:

(1) B 為後移運算因子, 使 $BZ_t = Z_{t-1}$ 。

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

$$(3) \theta(B) = 1 - \theta_1 B - \theta_2 B^2 - \dots - \theta_q B^q$$

$$\varphi(B) = 1 - \varphi_1 B - \varphi_2 B^2 - \dots - \varphi_p B^p$$

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

(4) $\theta(B)$ 之根落於單位圓之外, $\varphi(B)$ 之根落於單位圓上或其外部。為了表示某些均齊性非平穩數列(homogeneous nonstationary series), 運算子 $\varphi(B)$ 轉變定義為:

$$\varphi(B) = (1 - B)^d \psi(B)$$

其中, $\psi(B)$ 之根均落於單位圓之外。此即表示第 d 次差分後將數列轉換成平穩型模式。同時, 對於具有週期 s 之季節性資料

(月資料s=12)一般可寫為：

$$\varphi(B) = \varphi_1(B)\varphi_2(B^S)$$

$$\theta(B) = \theta_1(B)\theta_2(B^S)$$

$$\varphi_2(B^S) = (1 - B^S)^D \psi_2(B)$$

來表示季節性非平穩數列。因此，干擾模式之一般型式可表示為：

$$\psi_1(B)\psi_2(B^S)(1-B)^d(1-B^S)^D N_t = \theta_1(B)\theta_2(B^S)a_t$$

式中： $\psi_1(B), \psi_2(B^S), \theta_1(B), \theta_2(B^S)$ 分別表示為 p_1, p_2, q_1, q_2 階之多項式。

3. 介入動態模式

一般外生變數 ξ 之影響可以用下述動態模式來表示：

$$f(\delta, \omega, \xi, t) = \sum_{j=1}^k Y_{tj} = \sum_{j=1}^k \left[\frac{\omega_j(B)}{\delta_j(B)} \right] \xi_{tj}$$

(1) Y_{tj} 表示由 ξ 動態轉換而得之。

(2) 先前的參數 k 改以 δ 與 ω 表示。

(3) $\delta_j(B) = 1 - \delta_{1j}B - \dots - \delta_{rj}B^r$ 與

$\omega_j(B) = 1 - \omega_{1j}B - \dots - \omega_{sj}B^s$ 為 r 與 s 階的 B 之多項式。

(4) 假設 $\omega_j(B)$ 之根落於單位圓之外， $\delta_j(B)$ 之根落於單位圓上或單位圓之外。

一般而言， ξ_{tj} 可能為外生時間數列， ξ 所受之影響必須加以

說明，但在本章所述之 ξ_{ij} 變數稱為虛擬變數，以0與1分別表示介入因素不發生與發生之情況。

例如：假設模式中僅有一項外生變數，則模式為

$$Z_t = Y_t + N_t = \left[\frac{\omega(B)}{\delta(B)} \right] \xi_t + \left[\frac{\theta(B)}{\varphi(B)} \right] a_t$$

則由下列線性差分方程式將 ξ_t 轉換為 Y_t

$$\delta(B)Y_t = \omega(B)\xi_t !$$

定義如此虛擬變數為 $\xi_t = S_t^{(T)} \mu$ 式中！

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

以下各節將分別介紹以迴歸、ARIMA、介入方法所建立之 BDI 預測模式。



4.2 迴歸預測模式之建立

將組成 BDI 之 BCI、BPI、BHMI 三項指數值，分開討論並個別建立迴歸預測模式。最後再藉由 BDI 公式，結合三項指數預測模式，對 BDI 進行預測。利用迴歸方法以月為單位建立預測模式時，試圖以虛擬變數表現季節性變動，但因該變數皆呈現不顯著的情況下，在此不將季節性納入做考量。

4.2.1 BCI、BPI、BHMI、BDI 之迴歸預測模式

在建立四項指數之迴歸模式時，所使用之參數個數多且有重覆性，在此先定義各指數之變數。而後再分別將 BCI、BPI、BHMI、

BDI 影響因素納入作迴歸分析。

一、各變數之定義

本研究之各變數定義，如表 4.1 所示，分別說明如下：

(一) 應變數 (依變數)

Y_{BCI} ：波羅的海海峽型指數值，因 BCI 始於 1999 年 3 月，分析之資料範圍設定為 1999/3~2005/12，以月為單位為一個樣本，共 82 樣本數。

Y_{BPI} ：為波羅的海巴拿馬極限型指數值，BPI 始於 1998 年 11 月，分析之資料範圍設定為 1999.1~2005.12，以月為單位為一個樣本，共 84 樣本數。

Y_{BHMI} ：為波羅的海輕便極限型指數值，BHMI 始於 2000 年 9 月，分析之資料範圍為 2000/10~2005/12，以月為單位為一個樣本，共 63 樣本數。

Y_{BDI} ：為波羅的海乾散貨指數值，分析之資料範圍設定為 1999.1~2005.12，以月為單位為一個樣本，共 84 樣本數。

(二) 自變數

1. 船噸數變數

X_{BCIDWT} ：為海峽型船舶市場上之船舶載重噸供給量。

X_{BPIDWT} ：為巴拿馬極限型船舶市場上之船舶載重噸供給量。

$X_{BHMIDWT}$ ：為輕便極限型船舶市場上之船舶載重噸供給量。

X_{BDIDWT} ：為乾散貨船舶市場之船舶載重噸供給量，散乾貨船共有三種主要不同船型船舶，在此考量海峽型船舶、巴拿馬極限型、輕便極限型外，並將載重噸較小之輕便型一起納入總載重噸。

2. CRU 鋼鐵指數(CRU steel price index-簡稱 CRUspi)⁴：

X_{CRUG} ：英國 CRU 國際鋼鐵指數值，因海峽型船舶以載運鐵礦砂為主體，而鐵礦砂為煉鋼主要原料故以其為變數。

X_{CRUA} ：英國 CRU 亞洲之鋼鐵指數值，因海峽型、巴拿馬極限型船舶以載運鐵礦砂、與煤炭為主體，近來中國鐵礦砂進口量需求強烈、日本對煤炭需求增，故以其為變數。

X_{CRUM} ：英國 CRU 生鐵廢鋼指數，因輕便極限型船舶，多載運生鐵廢鋼，美國廢鋼多以輕便極限型載運。

3. CRB 指數⁵：

X_{CRBI} ：美國 CRB 工業用原料類指數值，所包含的種類

⁴英國商品研究所，主要從事國際市場分析，研究金屬、礦產、化學行業的成本與預測未來市場發展情況。每週發佈鋼材、不鏽鋼、生鐵廢鋼價格指數等共 8 項加權價格指數。Global 國際鋼材價格指數的形成乃選擇美國中西部、德國、中國南方城市港口 39 個鋼材市場中的五種鋼鐵產品的市場交易價格進行採集，而後對這五種鋼鐵產品在北美、西歐、亞洲市場的消費格加權後得出國際鋼材價格指數，即為 CRUspi(CRU steel price index)。

資料來源：<http://www.cruspi.com/HomePage.aspx>

⁵ CRB 商品指數 1957 年被開發出來後，常被用於反映商品價格整體水準的指標，該指數經歷了 9 次調整，綜合反映商品價格的整體走勢。紐約期貨交易所從 1986 年起開始交易 CRB 商品期貨指數，2001 年該指數更名為路透社 CRB (Reuters CRB) 指數。該指數是全球商品價格波動的領先指標，涵蓋了能源、工業用原料、貴金屬、穀物、畜產品和軟性商品等商品期貨。由於 CRB 指數包括了核心商品的價格波動，因此，總體反映世界主要商品價格的動態資訊，廣泛用於觀察和分析商品市場的價格波動與宏觀經濟波動。資料來源：<http://www.crbtrader.com/crbindex>

有銅片、鉛片、鋼鐵片、錫、鋅，故以其為變數。

X_{CRBG} ：美國 CRB 穀類指數值，所包含的種類玉米、可可、小麥、糖類，故以其為變數。

4. 其他

X_{CI} ：中國對鐵礦砂之進口量。發展中國家—中國對鐵礦砂之需求量大增，指數即有明顯的上揚，故在此以中國對鐵礦砂之需求為變數放入模式中。

將收集到各項變數之歷史資料，以 SPSS 10.0 之線性迴歸中逐步分析方法，視變數與各指數之影響關係程度，並試圖建立各指數之迴歸預測模式。



二、BCI

海峽型船舶以載運鐵礦砂為主體，將可能影響因素放入模式中，藉由迴歸方法中之逐步分析法，找出顯著之解釋變數。資料範圍為 1999.3~2005.12，以月為一個樣本單位，共有 82 個樣本，如表 4.1。

表 4.1 BCI 模式之變數平均數、標準差、與個數資料

變數名稱	平均數	標準差	個數
BCI (Y_{BCI})	2989.5000	1974.0770	82
BCI 載重噸數(X_{BCIPT}) /百萬噸	89.9887	8.8668	82
CRU 全球鋼鐵指數 (X_{CRUG})	104.1540	29.6227	82
CRU 亞洲鋼鐵指數 (X_{CRUA})	101.3674	31.6974	82
中國鐵礦砂進口量 (X_{CI}) /千噸	11635.1220	6337.9605	82

依 BCI 之變數定義，模式可寫成：

$$Y_{BCI} = \beta_0 + \beta_1 X_{BCIDWT} + \beta_2 X_{CRUG} + \beta_3 X_{CRUA} + \beta_4 X_{CI} + \varepsilon_t \quad (3)$$

BCI 之迴歸模式相關變數，經迴歸逐步分析法分析結果顯示，初始自變數之中國鐵礦砂進口量（千噸）、海峽型載重噸數（百萬噸）、CRU 全球鋼鐵指數，因不顯著而遭剔除。模式之預測變數（自變數）僅剩 CRU 亞洲鋼鐵指數，如表 4.2 所示。

表 4.2 BCI 迴歸相關變數表

變數	項目
因變數	BCI
初始自變數	中國鐵礦砂進口量（千噸）、海峽型載重噸數（百萬噸）、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRU 全球鋼鐵指數
模式排除變數	中國鐵礦砂進口量（千噸）、海峽型載重噸數（百萬噸）、CRU 全球鋼鐵指數
模式預測變數	CRU 亞洲鋼鐵指數

應變數與自變數之間或各自變數間，各有其相關性，藉由表 4.3 Pearson 相關，可看出變數之間的關係與其顯著性。

表 4.3 BCI 之 Pearson 相關表

		相關				
		BCI	BCIDWT	CRUA	CRUG	CI
Pearson 相關	BCI	1.000	.689	.883	.845	.721
	BCIDWT	.689	1.000	.818	.818	.970
	CRUA	.883	.818	1.000	.980	.861
	CRUG	.845	.818	.980	1.000	.851
	CI	.721	.970	.861	.851	1.000

顯著性 (單尾)	BCI	.	.000	.000	.000	.000
	BCIDWT	.000	.	.000	.000	.000
	CRUA	.000	.000	.	.000	.000
	CRUG	.000	.000	.000	.	.000
	CI	.000	.000	.000	.000	.

由附錄得知，BCI 模式之 $F = 282.0$ ， $P < 0.05$ ，達顯著水準，我們即可說這一個預測變數來預測 BCI 是有根據的。模式之決定係數 R^2 達 0.779 且 $\bar{R}^2 = 0.776$ 。另外共線性診斷中之容忍度及變異數波動因素 (VIF)⁶，是作為檢定自變數項間是否有共線性重合的依據，在 BCI 模式中無共線性問題發生。

在 $\alpha = 0.05$ 之顯著水準下，依 BCI 模式係數，迴歸模式可寫成：

$$Y_{BCI} = -2582.47 + 54.968X_{CRUA} \quad (4)$$

$$(t = -7.432) \quad (t = 16.793)$$

$$R = 0.779, \bar{R}^2 = 0.776$$

三、BPI

巴拿馬極限型船舶以載運鐵礦砂、煤炭與穀類等貨物種類，將可能影響因素放入模式中，藉由迴歸之逐步分析法，找出顯著之解釋變數。資料範圍為 1999.1~2005.12，以月為一個樣本單位，共有 84 個樣本。

⁶ 容忍度為 VIF 之倒數，其值介於 0~1。VIF 值愈大（即容忍度愈接近 0），即表示變項間線性重合問題愈嚴重。

表 4.4 BPI 模式之變數平均數、標準差、與個數資料

變數名稱	平均數	標準差	個數
BPI (Y_{BPI})	2152.3333	1334.3746	84
BPI 載重噸數(X_{BPIDWT})/百萬噸	76.4693	8.4312	84
CRB 穀類指數 (X_{CRBG})	183.0018	25.6471	84
CRU 亞洲鋼鐵指數 (X_{CRUA})	100.6507	31.6517	84

依 BPI 之變數定義，模式可寫成：

$$Y_{BPI} = \beta_0 + \beta_1 X_{BPIDWT} + \beta_2 X_{CRBG} + \beta_3 X_{CRUA} + \varepsilon_t \quad (5)$$

BPI 之迴歸模式相關變數，經迴歸逐步分析法分析結果顯示，初始自變數之巴拿馬極限型載重噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數，皆為顯著。故模式之預測變數（自變數）為巴拿馬極限型載重噸數,CRU 亞洲鋼鐵指數,CRB 穀類指數三項，如表 4.5 所示。

表 4.5 BPI 迴歸相關變數表

變數	項目
因變數	BPI
初始自變數	巴拿馬極限型載重噸數、CRB 穀類指數、CRU 亞洲鋼鐵指數
模式排除變數	無
模式預測變數	巴拿馬極限型載重噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數

應變數與自變數之間或各自變數間，各有其相關性，藉由 Pearson 相關，可看出變數之間的關係與其顯著性。

表 4.6 BPI 之 Pearson 相關表

		相關			
		BPI	BPIDWT	CRBG	CRUA
Pearson 相關	BPI	1.000	.607	.655	.887
	BPIDWT	.607	1.000	.510	.754
	CRBG	.655	.510	1.000	.600
	CRUA	.887	.754	.600	1.000
顯著性 (單尾)	BPI	.	.000	.000	.000
	BPIDWT	.000	.	.000	.000
	CRBG	.000	.000	.	.000
	CRUA	.000	.000	.000	.

由附錄二 BPI 的部分中，可知其 $F=123.485$ ， $P<0.05$ ，達顯著水準。模式之決定係數 $R^2=0.822$ 且 $\bar{R}^2=0.816$ 。另外，由共線性診斷中之容忍度及變異數波動因素，可知 BPI 模式之三變數容忍度皆在可接受範圍，顯示變數之間沒有嚴重之共線性問題。

在 $\alpha=0.05$ 之顯著水準下，依 BPI 模式係數，迴歸模式可寫成：

$$Y_{BPI} = -1539.03 - 26.938X_{BPIDWT} + 37.558X_{CRUA} + 10.77X_{CRBG} \quad (6)$$

(t=-2.039) (t=-2.359) (t=11.477) (t=3.492)

$$R = 0.822, \bar{R}^2 = 0.816$$

四、BHMI

輕便極限型船舶載運貨種較多且較為複雜，在此將可能影響因素放入模式中，藉由迴歸之逐步分析法，找出顯著之解釋變數。又因 BHMI 始於 2000 年 9 月，故資料分析範圍設為 2000.10~2005.12，以月為一個樣本單位共有 63 個樣本。

表 4.7 BHMI 模式之變數平均數、標準差、與個數資料

變數名稱	平均數	標準差	個數
BHMI (Y_{BHMI})	15893.6508	8624.9149	63
BHMI 載重噸數($X_{BHMIDWT}$)/百萬噸	55.4300	5.6571	63
CRB 穀類指數 (X_{CRBG})	189.0825	26.7072	63
CRB 工業指數 (X_{CRBI})	209.2665	44.9368	63
CRU 生鐵廢鋼指數 (X_{CRUM})	126.3140	49.9126	63

依 BHMI 之變數定義，模式可寫成：

$$Y_{BHMI} = \beta_0 + \beta_1 X_{BHMIDWT} + \beta_2 X_{CRBG} + \beta_3 X_{CRBI} + \beta_4 X_{CRUM} + \varepsilon_t \quad (7)$$

BHMI 之迴歸模式相關變數，經迴歸逐步分析法分析結果顯示，初始自變數之 CRU 工業指數，因不顯著而遭剔除。模式之預測變數（自變數）為輕便極限型載重噸數、CRB 穀類指數、CRU 生鐵廢鋼指數共三項，如表 4.8 所示。

表 4.8 BHMI 迴歸相關變數表

變數	項目
因變數	BHMI
初始自變數	輕便極限型載重噸, CRB 穀類指數, CRB 工業指數, CRU 生鐵廢鋼指數
模式排除變數	CRB 工業指數
模式預測變數	輕便極限型載重噸, CRB 穀類指數, CRU 生鐵廢鋼指數

應變數與自變數之間或各自變數間，各有其相關性，藉由 Pearson 相關，可看出變數之間的關係與其顯著性。

表 4.9 BHMI 之 Pearson 相關表

		相關				
		BHMI	BHMIDWT	CRBG	CRUM	CRBI
Pearson 相關	BHMI	1.000	.686	.618	.908	.776
	BHMIDWT	.686	1.000	.447	.842	.789
	CRBG	.618	.447	1.000	.487	.567
	CRUM	.908	.842	.487	1.000	.799
	CRBI	.776	.789	.567	.799	1.000
顯著性 (單尾)	BHMI	.	.000	.000	.000	.000
	BHMIDWT	.000	.	.000	.000	.000
	CRBG	.000	.000	.	.000	.000
	CRUM	.000	.000	.000	.	.000
	CRBI	.000	.000	.000	.000	.

由附錄之 BHMI 部分，可知模式之 $F=163.141$ ， $P<0.05$ ，達顯著水準。模式之決定係數 $R^2=0.892$ ， $\bar{R}^2=0.887$ 。另外，在共線性診斷中之容忍度及變異數波動因素中可看出三變數沒有強烈共線性存在。

在 $\alpha=0.05$ 之顯著水準下，依 BHMI 之模式係數，BHMI 模式可寫成：

$$Y_{BHMI} = 3731.358 - 462.049X_{BHMIDWT} + 79.241X_{CRBG} + 180.427X_{CRUM} \quad (8)$$

$(t=0.653) \quad (t=-3.818) \quad (t=5.003) \quad (t=12.848)$

$$R^2 = 0.892, \bar{R}^2 = 0.887$$

五、BDI

BDI 為結合上述三項指數所加權計算出的值。故在此將上述之所有可能影響因素放入模式中，藉由迴歸之逐步分析法，找出顯著之解釋變數。BDI 資料分析範圍設定為 1999.1~2005.12，以月為一個樣本單位共有 84 個樣本。

表 4.10 BDI 模式之變數平均數、標準差、與個數資料

變數名稱	平均數	標準差	個數
BDI (Y_{BDI})	2222.8810	1389.8969	84
散乾貨船載重噸數(X_{BDIDWT})/百萬噸	293.1677	22.1831	84
CRB 穀類指數 (X_{CRBG})	183.0018	25.6471	84
中國鐵礦砂進口量 (X_{CI}) /千噸	11437.9762	6390.4912	84
CRU 全球鋼鐵指數 (X_{CRUG})	103.4663	29.5971	84
CRU 亞洲鋼鐵指數 (X_{CRUA})	100.6507	31.6517	84

依 BDI 之變數定義，模式可寫成：

$$Y_{BDI} = \beta_0 + \beta_1 X_{BDIDWT} + \beta_2 X_{CRBG} + \beta_3 X_{CI} + \beta_4 X_{CRUG} + \beta_5 X_{CRUA} + \varepsilon_t(9)$$

BDI 之迴歸模式相關變數，經迴歸逐步分析法分析結果顯示，初始自變數之中國進口鐵礦砂量、CRU 全球鋼鐵指數，因不顯著而遭剔除。模式之預測變數(自變數)為乾散貨船總噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數共三項，如表 4-11 所示。

表 4.11 BDI 迴歸相關變數表

變數	項目
因變數	BDI
初始自變數	散乾貨船總載重噸數、中國鐵礦砂進口量、CRB 穀類指數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRU 全球鋼鐵指數

模式排除變數	中國鐵礦砂進口量、CRU 全球鋼鐵指數
模式預測變數	散乾貨船總載重噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數

應變數與自變數之間或各自變數間，各有其相關性，藉由 Pearson 相關，可看出變數之間的關係與其顯著性。

表 4.12 BDI 之 Pearson 相關

		相關						
		BDI	CRBI	CRBG	CI	BDIDWT	CRUG	CRUA
Pearson 相關	BDI	1.000	.766	.648	.734	.674	.866	.901
	CRBI	.766	1.000	.563	.746	.673	.771	.789
	CRBG	.648	.563	1.000	.517	.496	.516	.600
	CI	.734	.746	.517	1.000	.965	.854	.864
	BDIDWT	.674	.673	.496	.965	1.000	.804	.808
	CRUG	.866	.771	.516	.854	.804	1.000	.981
	CRUA	.901	.789	.600	.864	.808	.981	1.000
顯著性 (單尾)	BDI	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	CRBI	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	CRBG	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	CI	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	BDIDWT	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	CRUG	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000
	CRUA	.000	.000	.000	.000	.000	.000	.000

由附錄 BDI 部分可得知， $F=138.413$ ， $P<0.05$ ，達顯著水準。模式之決定係數 $R^2=0.838$ ， $\bar{R}^2=0.832$ 。另外，共線性診斷中之容忍度及變異數波動因素可看出三變數之共線性皆在可接受範圍內。

在 $\alpha=0.05$ 之顯著水準下，依 BDI 模式係數，迴歸模式可寫成：

$$Y_{BDI} = -618.77 - 10.060X_{BDIDWT} + 9.221X_{CRBG} + 40.770X_{CRUA} \quad (10)$$

(t = -0.512) (t = -2.105) (t = 3.027) (t = 11.214)

$$R^2 = 0.838, \bar{R}^2 = 0.832$$

4.2.2 分析各指數之迴歸模式結果

一、BCI

海峽型船舶載運貨物以鐵礦砂為主，將可能影響變數以迴歸逐步分析法進行分析，結果呈現出顯著之預測變數僅有 CRU 亞洲鋼鐵指數。而海峽型船舶載重噸與中國鐵礦砂進口量卻不顯著因素。主要的解釋在於中國進口量存在庫存問題，當庫存量多時進口量相對減少；當進口量減少時，市場之船舶載運供給量亦會隨之減少，但在供給量減少的同時，BCI 並不一定會隨之下降。然而，在將國際與亞洲鋼鐵指數皆放入考量的同時，亞洲鋼鐵指數為顯著之因素，即間接證明了中國對於煉鋼需求強烈，進而對鐵礦砂的需求量增加。

分析船噸供應量不顯著之可能市場因素為海峽型船舶有大部分船噸供應量屬於私人企業所擁有，其載運貨物多限於該本身公司之需求，較不受開放市場運作的影響，而偏向寡占。故該因素在 BCI 之迴歸模式中，呈現不顯著。

探討 BCI 與中國鐵礦砂進口量強烈增加兩者之關係時，往往忽略了鐵礦砂的庫存量與鋼鐵產量互相交互影響，故僅

考慮中國鐵礦砂進口量亦無法直接表現出 BCI 之變動，見表 4.13。

表 4.13 BCI 迴歸相關變數與關係表

變數	項目
因變數	BCI
初始自變數	中國鐵礦砂進口量(千噸)、海峽型載重噸數(百萬噸)、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRU 全球鋼鐵指數
模式排除變數	中國鐵礦砂進口量(千噸)、海峽型載重噸數(百萬噸)、CRU 全球鋼鐵指數
模式預測變數	CRU 亞洲鋼鐵指數(+)
預測模式	$Y_{BCI} = -2582.47 + 54.968X_{CRUA}$

二、BPI

以迴歸逐步分析法之結果可看出，中國之煉鋼需求影響原來以載運煤炭與穀類為主的巴拿馬極限型船舶，部分轉運中國的鐵礦砂，故在迴歸模式中，CRU 亞洲鋼鐵指數呈現顯著的關係。在進行 BPI 之迴歸分析時，因全球煤炭與穀類進出口量之變數資料無法取得，在此無法分析全球煤炭與穀類進出口量與 BPI 之間的關係，但穀類與 BPI 的關係可藉由 CRB 穀類指數反應，呈現正相關。而船舶載重之供給量，與指數值為負相關，可知當船噸數增加時，指數值會隨之下降。見表 4.14 BPI 迴歸相關變數與關係表。

表 4.14 BPI 迴歸相關變數與關係表

變數	項目
因變數	BPI
初始自變數	巴拿馬極限型載重噸數、CRB 穀類指數、CRU 亞洲鋼鐵指數
排除變數	無
預測變數	巴拿馬極限型載重噸數(-)、CRU 亞洲鋼鐵指數(+)、CRB 穀類指數(+)
預測模式	$Y_{BPI} = -1539.03 - 26.938X_{BPIDWT} + 37.558X_{CRUA} + 10.77X_{CRBG}$

三、BHMI

由迴歸逐步分析法，得到變數與 BHMI 之關係表如表 4.15。

BHMI 所載運的貨物種類較為繁雜。主要有穀類、生鐵廢鋼，故將其放入模式中探討。所得之結果可發現 BHMI 與 CRB 穀類指數、CRU 生鐵廢鋼指數皆呈現正相關，而與船舶之載重噸供給量呈現負相關，可知當船噸供給量愈大時而需求面無隨之增加時，BHMI 指數值可能會減少。

表 4.15 BHMI 迴歸相關變數與關係表

變數	項目
因變數	BHMI
初始自變數	輕便極限型載重噸, CRB 穀類指數, CRB 工業指數, CRU 生鐵廢鋼指數
排除變數	CRB 工業指數
預測變數	輕便極限型載重噸(-), CRB 穀類指數(+), CRU 生鐵廢鋼指數(+)
預測模式	$Y_{BHMI} = 3731.358 - 462.049X_{BHMIDWT} + 79.241X_{CRBG} + 180.427X_{CRUM}$

四、BDI

BDI 之計算統合 BCI、BPI、BHMI 三項指數加權計算而來，船舶供給方面的變數，應包含海峽型、巴拿馬極限型、輕便極限型三種船舶載重供給，在此之載重噸亦加入船噸量較小的輕便型放入 BDI 模式中。貨種方面，也應將所有可能載運貨種放入探討。由迴歸逐步分析結果顯示，BDI 與散乾貨船總載重噸供給量呈現負相關，而與 CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數呈現正相關。中國鐵礦砂進口量就如先前 BCI 所提到庫存因素，亦呈現不顯著而被排除於模式外。

表 4.16 BDI 迴歸相關變數與關係表

變數	項目
因變數	BDI
初始自變數	散乾貨船總載重噸數、中國鐵礦砂進口量、CRB 穀類指數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRU 全球鋼鐵指數
模式排除變數	中國鐵礦砂進口量、CRU 全球鋼鐵指數
模式預測變數	散乾貨船總載重噸數(-)、CRU 亞洲鋼鐵指數(+)、CRB 穀類指數(+)
預測模式	$Y_{BDI} = -618.77 - 10.060X_{BDIDWT} + 9.221X_{CRBG} + 40.770X_{CRUA}$

4.3 時間序列預測模式—ARIMA 之建立

配合 BHMI 始於 2000 年 9 月，BDI、BCI、BPI、BHMI 之預測樣本範圍設定為 2000 年 10 月至 2005 年 12 月，以月為一個樣本共 63 個樣本數，建構指數預測模式。

一、BCI：原始數列 Z_t 之自我相關係數值為一無定向型數列，故需取差分。進一步利用自我相關函數 (Autocorrelation Function，以下簡稱 ACF)、與部分自我相關函數 (Partial Autocorrelation Function，以下簡稱 PACF) 觀察該資料是否有季節性型態顯示，因其於 12、24 等期數之自我相關數值無特別顯著，故可知該數列無季節性性質存在，由 BCI 之 ACF 判斷 BCI 數列資料為無定向型數列，需取差分，其一階差分後該資料已成定向型數列，並依 PACF 可判定 BCI 數列無季節性存在。如圖 4-1~圖 4-4。

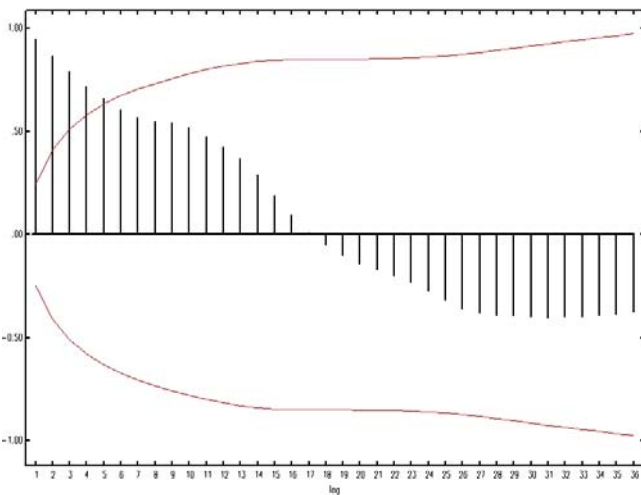


圖 4-1 BCI 之 ACF

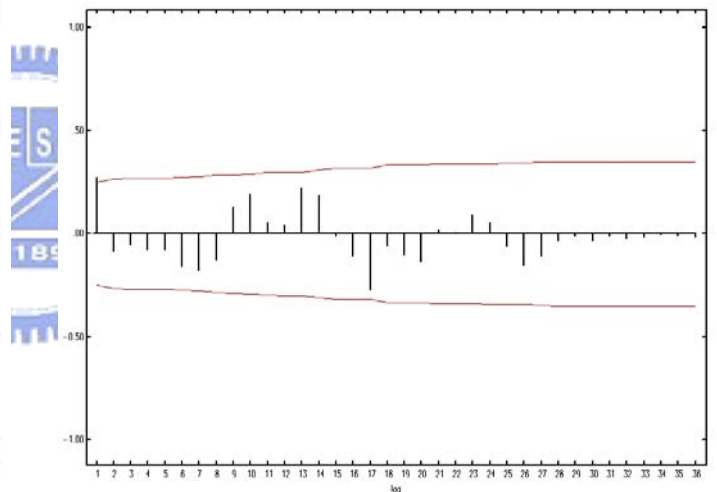


圖 4-2 BCI 一階差分之 ACF

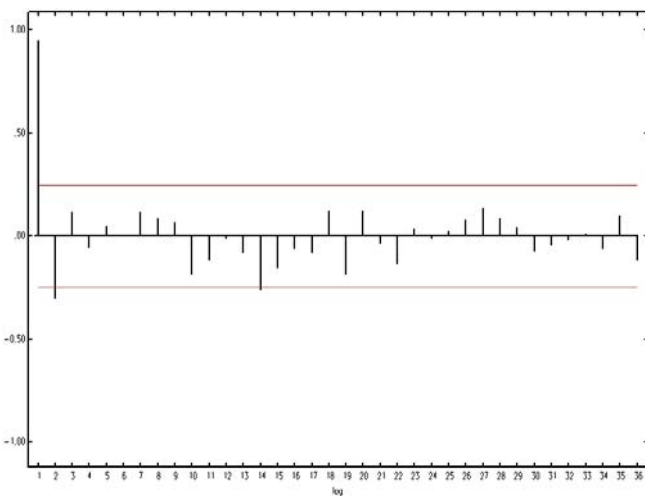


圖 4-3 BCI 之 PACF

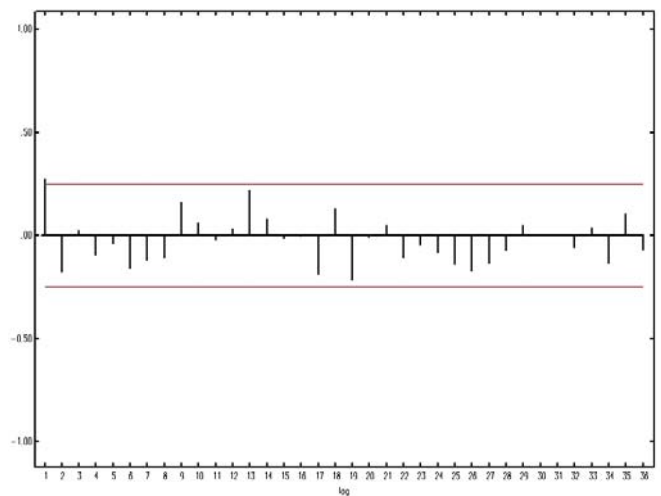


圖 4-4 BCI 一階差分之 PACF

由 EACF 認定 BCI 數列合適模式為 ARIMA (0,1,1)，基本模式為下列形式：

$$(1-B)Z_t = C + (1-\theta_1B)a_t \quad (11)$$

表 4.17 SCA 之 BCI 模式係數值

參數	估計值	標準誤差	T 值
θ_1	-0.3469	0.1195	-2.90

再將 SCA 軟體所得之數值代入基本模式，可得到 BCI 之預測模式為：

$$(1-B)BCI = (1+0.3727B)a_t \quad (12)$$

二、BPI：同理，由 BPI 之 ACF 判斷 BPI 數列資料為無定向型數列，需取差分，其一階差分後該資料已成定向型數列，並依 PACF 可判定 BPI 數列無季節性存在。如圖 4-5~圖 4-8。

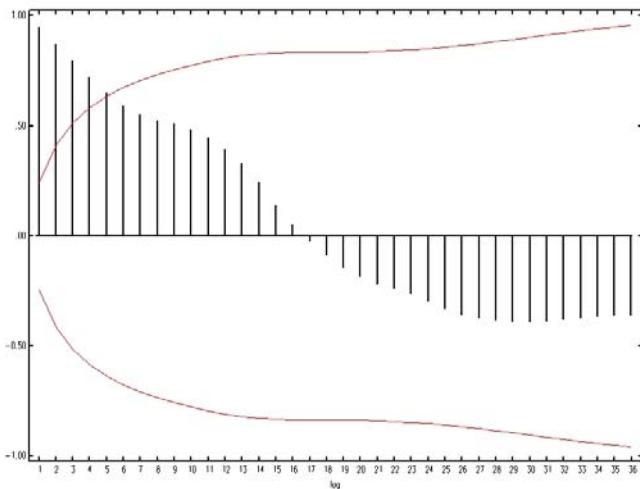


圖 4-5 BPI 之 ACF

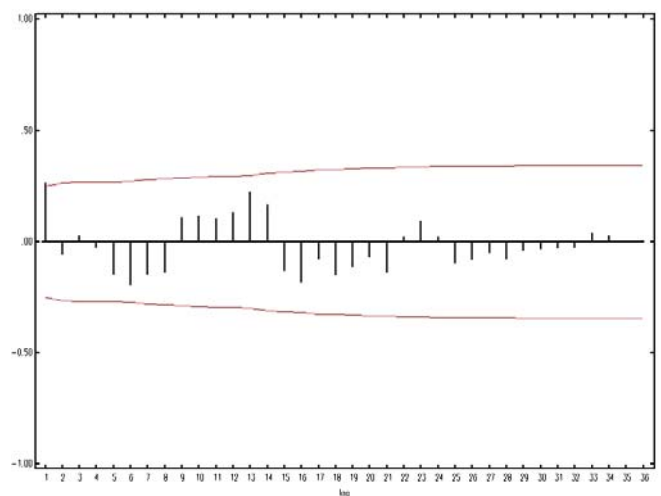


圖 4-6 BPI 一階差分之 ACF

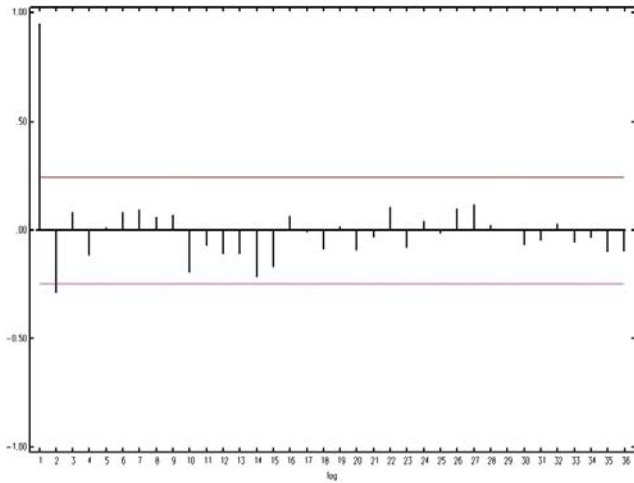


圖 4-7 BPI 之 PACF

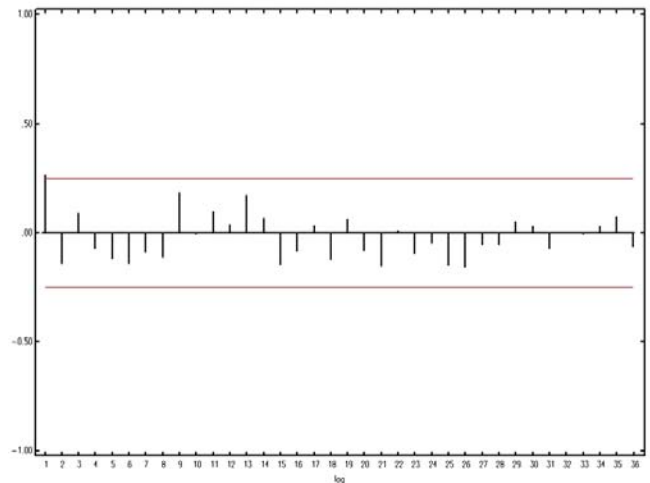


圖 4-8 BPI 一階差分之 PACF

表 4.18 SCA 之 BPI 模式係數值

參數	估計值	標準誤差	T 值
θ_1	-0.3469	0.1195	-2.90

由 EACF 認定 BCI 數列合適模式為 ARIMA (0,1,1)，再將 SCA 軟體所得之數值代入基本模式，可得到預測模式。

$$(1-B)BPI = (1 + 0.3469B)a_t \quad (13)$$

三、BHMI：原始數列 Z_t 之自我相關係數值為一無定向型數列，故需取差分。進一步利用 ACF、PACF 觀察該資料是否有季節性型態顯示，因其於 12、24 等期數之自我相關數值無特別顯著，故可知該數列無季節性性質存在，如圖 4-9~圖 4-12。

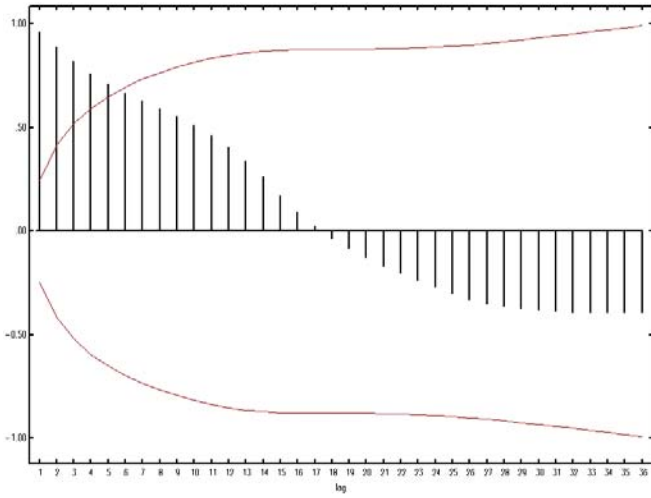


圖 4-9 BHMI 之 ACF

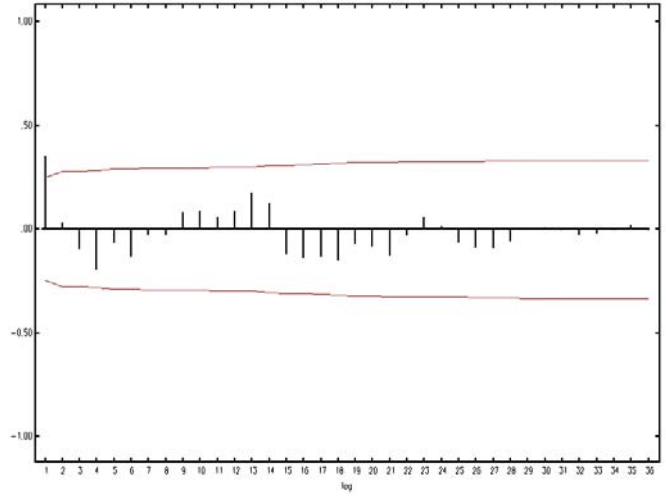


圖 4-10 BHMI 一階差分之 ACF

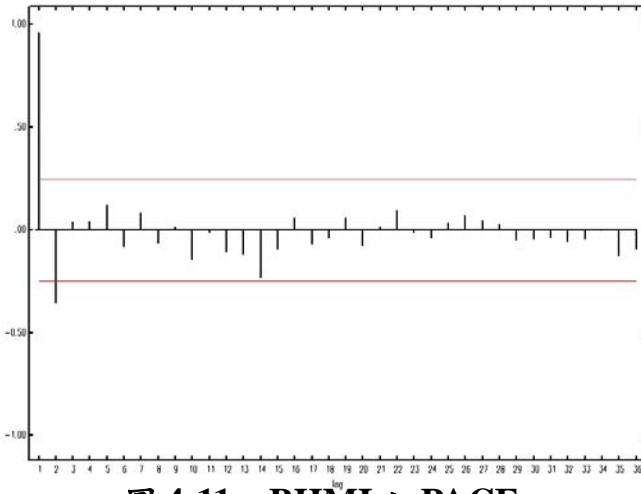


圖 4-11 BHMI 之 PACF

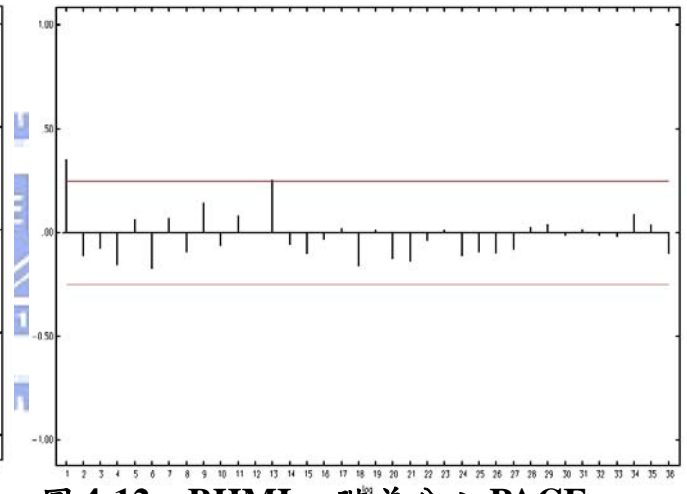


圖 4-12 BHMI 一階差分之 PACF

由 EACF 認定 BHMI 數列合適模式為 ARIMA (0,1,1)，
再將 SCA 軟體所得之數值代入基本模式，可得到預測模式。

表 4.19 SCA 之 BHMI 模式係數值

參數	估計值	標準誤差	T 值
θ_1	-0.4430	0.1130	-3.92

$$(1 - B)BHMI = (1 + 0.3846B)a_t \quad (14)$$

四、 BDI：同理，由 BDI 之 ACF 判斷 BDI 數列資料為無定向型數列，需取差分，其一階差分後該資料已成定向型數列，並依 PACF 可判定 BDI 數列無季節性存在。如圖 4-13~圖 4-16。

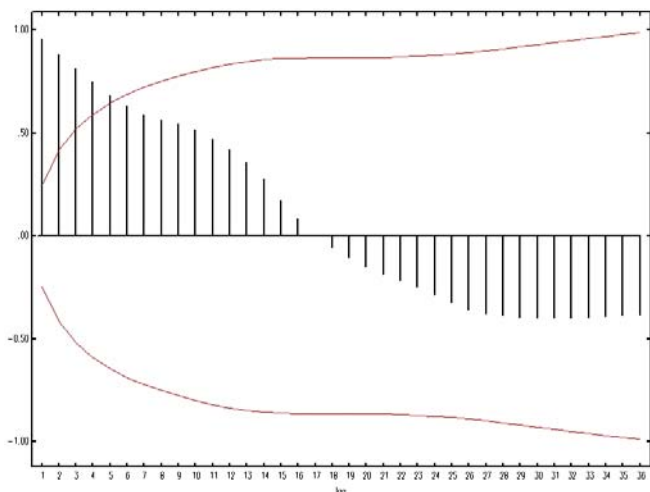


圖 4-13 BDI 之 ACF

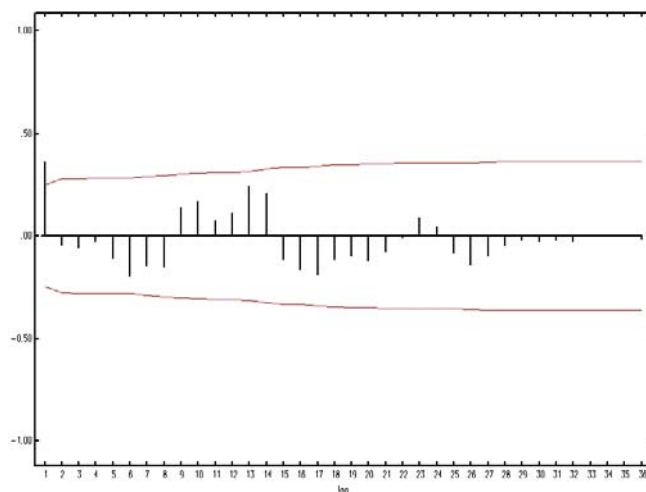


圖 4-14 BDI 一階差分之 ACF

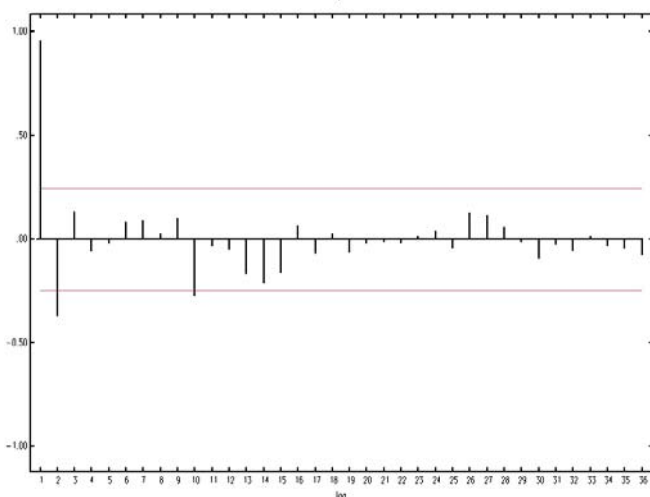


圖 4-15 BDI 之 PACF

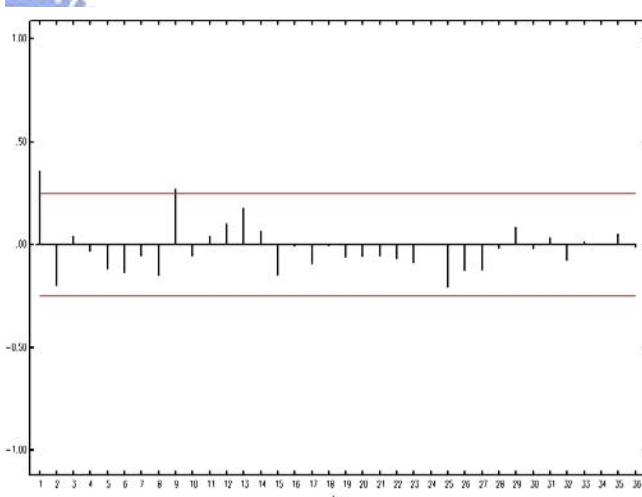


圖 4-16 BDI 一階差分之 PACF

由 EACF 認定 BDI 數列合適模式為 ARIMA (0,1,1)，再將 SCA 軟體所得之數值代入基本模式，可得到預測模式。

表 4.20 SCA 之 BDI 模式係數值

參數	估計值	標準誤差	T 值
θ_1	-0.4430	0.1130	-3.92

$$(1 - B)BDI = (1 + 0.4430B)a_t \quad (15)$$

4.4 時間序列預測模式－介入模式之建立

一般介入模式建立時，需正確瞭解事件發生時點，但往往時點的確認與事件的影響程度是相當難以確認的。藉由時間序列之離群值分析，可正確找出影響事件發生之時間點與影響程度種類，再藉由將該時間點帶入，形成的介入模式。

由 SCA 軟體得到的結果，四項指數各出現一些離群值，分析離群值的出現時間點與種類後，以試誤方式選擇可降低模式殘差標準誤之離群值放入介入模式。

4.4.1 離群值之種類

離群值型式共有四種（林茂文，1992），分別為相加性離群值、創新性離群值、水平移動、暫時性變動，在此簡單介紹離群值的種類與代表含意：

1. 相加性離群值（Additive Outlier，簡稱 AO）：一事件的效應僅影響時間序列的一個時期，多發生在序列資料其中一筆資料因記錄錯誤而產生離群的情況，此離群值的發生，。
2. 水平移動（Level Shift，簡稱 LS）：一事件發生的影響效應，將影響該事件發生以後之已知期間內的時間序列資料，產生永久且長期性的大幅改變。
3. 暫時性變動（Temporary Change，簡稱 TC）：一事件發生產生的影響效應為一段期間，對時間序列的影響由該起始點而後漸漸消失，稱為暫時性變動。根據遞減因子（ δ ）， $\delta = 0$ ，即為 AO；當 $\delta = 1$ ，即為 LS。

4. 創新性離群值 (Innovational Outlier, 簡稱 IO): 當一個數列有創新性離群值發生, 則該時點之後的觀測值均會受到影響。實用上, 將 IO 稱為一種外部原因的肇端。

以下將分別探討 BCI、BPI、BHMI 與 BDI 之離群值出現時間點與種類。將主要之離群值發生時點, 藉由介入模式分析, 試圖得出誤差較小之預測模式。

4.4.2 各指數之介入模式分析

一、BCI 之介入模式

以 SCA 軟體, 針對 BCI 所得之離群值發生的時間點、T 值與離群值種類整理如下:

表 4.21 BCI 發生離群值之期數

BCI 時點	日期	T 值	離群值種類
37	2003/10	16.37	LS
46	2004/7	3.05	IO
52	2005/1	-7.77	AO
56	2005/5	-5.06	IO

眾離群值經過交錯測試對指數值之影響, 並觀察該離群值對預測模式的貢獻。BCI 選擇以 $t=37$, 離群值性質為 LS; $t=52$, 離群值性質為 AO; $t=56$, 離群值性質為 IO, 三個最為顯著之時點為介入因素, 基本模式為:

$$(1-B)Z_t = C_0 + (1-B)C_1\xi_{1t} + (1-B)C_2\xi_{2t} + (1-B)C_3\xi_{3t} + (1-\theta B)a_t \quad (16)$$

假設 BCI 之介入因素所造成之可能改變量設為 C_1 、 C_2 、 C_3 ， C_0 為常數項。

$$\xi_{C1t} = \begin{cases} 0, t < 37 (= 1, 2, \dots, 36) \\ 1, t \geq 37 (= 37, 38, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{C2t} = \begin{cases} 0, t < 52 (= 1, 2, \dots, 51) \\ 1, t \geq 52 (= 52, 53, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{C3t} = \begin{cases} 0, t < 56 (= 1, 2, \dots, 55) \\ 1, t \geq 56 (= 56, 57, \dots, 63) \end{cases}$$

表 4.22 BCI 介入模式之係數值 (1)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_0	61.3863	85.1634	0.72
C_1	2016.0276	116.7971	17.26
C_2	-1459.9387	200.1210	-7.30
C_3	300.5486	209.0415	1.44
θ_1	-0.9990	0.0515	-19.39

將參數帶入，預測模式可寫成：

$$(1-B)BCI = 61.39 + 2016.03(1-B)\xi_{C1t} - 1459.94(1-B)\xi_{C2t} + 300.55(1-B)\xi_{C3t} + (1+0.9990B)a_{Ct} \quad (17)$$

若將不顯著之常數項排除後，模式可重寫成：

表 4.23 BCI 介入模式之係數 (2)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_1	2015.8126	129.6883	15.54
C_2	-1815.6312	224.7181	-8.08
C_3	-669.9037	237.2669	-2.82
θ_1	-0.9985	0.0535	-18.66

$$(1-B)BCI = 2015.81(1-B)\xi_{C1t} - 1815.63(1-B)\xi_{C2t} - 669.90(1-B)\xi_{C3t} + (1+0.9985B)a_{Ct} \quad (18)$$

二、 BPI 之介入模式

以 SCA 軟體，針對 BPI 所得之離群值發生的時間點、T 值與離群值種類整理如下：

表 4.24 BPI 發生離群值之期數

BPI 時點	日期	T 值	離群值種類
37	2003/10	8.85	LS
44	2004/5	-3.58	IO
46	2004/7	5.39	LS
52	2005/1	-4.13	LS
55	2005/4	-3.45	IO
58	2005/7	-3.61	TC

同理，BPI 選擇以 $t=37$ ，離群值性質為 LS; $t=46$ ，離群值性質為 LS; $t=52$ ，離群值性質為 LS，三個最為顯著之時點為介入因素。假設介入因素所造成之可能改變量設為 C_1 、 C_2 、 C_3 ， C_0 為常數項。

$$\xi_{P1t} = \begin{cases} 0, t < 37 (= 1, 2, \dots, 36) \\ 1, t \geq 37 (= 37, 38, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{P2t} = \begin{cases} 0, t < 46 (= 1, 2, \dots, 45) \\ 1, t \geq 46 (= 46, 47, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{P3t} = \begin{cases} 0, t < 52 (= 1, 2, \dots, 51) \\ 1, t \geq 52 (= 52, 53, \dots, 63) \end{cases}$$

表 4.25 BPI 介入模式之係數值 (1)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_0	5.3234	62.4410	0.09
C_1	1739.9429	271.6498	6.41
C_2	-471.4858	312.6284	-1.51
C_3	-716.9300	265.3601	-2.70
θ_1	-0.5655	0.1322	-4.28

將參數帶入，模式可寫成：

$$(1-B)BPI = 5.32 + 1739.94(1-B)\xi_{P1t} - 471.49(1-B)\xi_{P2t} - 716.93(1-B)\xi_{P3t} + (1 + 0.5655B)a_{Pt} \quad (19)$$

若將不顯著之常數項排除後，模式可重寫成：

表 4.26 BPI 介入模式之係數值 (2)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_1	1743.5846	269.4340	6.47
C_2	-466.7768	308.9974	-1.51
C_3	-714.0740	263.1913	-2.71
θ_1	-0.5624	0.1305	-4.31

$$(1-B)BPI = 1743.58(1-B)\xi_{P1t} - 466.77(1-B)\xi_{P2t} - 714.07(1-B)\xi_{P3t} + (1 + 0.5624B)a_{Pt} \quad (20)$$

三、BHMI 之介入模式

以 SCA 軟體，針對 BHMI 所得之離群值發生的時間點、T 值與離群值種類整理如下：

表 4.27 BHMI 離群值發生之時點與種類

時點	日期	T 值	離群值種類
37	2003/10	4.29	IO
41	2004/2	5.00	TC
44	2004/5	-3.56	TC
45	2004/6	-6.78	TC
52	2005/1	-3.96	LS
58	2005/7	-4.24	IO

BHMI 選擇以 t=37，離群值性質為 IO; t=52，離群值性質為 LS，二個最為顯著之時點為介入因素。假設介入因素所造成之可能改變量設為 C_1 、 C_2 ， C_0 為常數項。

$$\xi_{H1t} = \begin{cases} 0, t < 37 (= 1, 2, \dots, 36) \\ 1, t \geq 37 (= 37, 38, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{H2t} = \begin{cases} 0, t < 52 (= 1, 2, \dots, 51) \\ 1, t \geq 52 (= 52, 53, \dots, 63) \end{cases}$$

表 4.28 BHMI 介入模式之係數 (1)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_0	99.2355	349.6992	0.28
C_1	5278.6322	1801.8189	2.93
C_2	-4292.9138	1805.8023	-2.38
θ_1	-0.4112	0.1164	-3.53

將參數帶入，模式可寫成：

$$(1-B)BHMI = 99.2355 + 5278.6(1-B)\xi_{H1t} - 4292.9(1-B)\xi_{H2t} + (1+0.4112B)a_{Ht} \quad (21)$$

若將不顯著之常數項排除後，模式可重寫成：

表 4.29 BHMI 介入模式之係數 (2)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_1	5321.4812	1787.1847	2.98
C_2	-4212.1036	1790.9163	-2.35
θ_1	-0.4160	0.1154	-3.60

$$(1-B)BHMI = 5321.5(1-B)\xi_{H1t} - 4212.1(1-B)\xi_{H2t} + (1+0.4160B)a_{Ht} \quad (22)$$

四、BDI 之介入模式

以 SCA 軟體，針對 BDI 所得之離群值發生的時間點、T 值與離群值種類整理如表 4.30。

表 4.30 BDI 離群值發生之時點與種類

時點	日期	T 值	離群值種類
37	2003/10	11.41	LS
44	2004/5	-3.16	IO
46	2004/7	5.69	IO
50	2004/11	3.28	IO
52	2005/1	-5.72	LS
56	2005/5	-3.90	IO

BDI 選擇以 $t=37$ ，離群值性質為 LS; $t=46$ ，離群值性質為 IO; $t=52$ ，離群值性質為 LS，三個最為顯著之時點為介入因素。假設介入因素所造成之可能改變量設為 C_1, C_2, C_3 ， C_0 為常數項。

$$\xi_{D1t} = \begin{cases} 0, t < 37 (= 1, 2, \dots, 36) \\ 1, t \geq 37 (= 37, 38, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{D2t} = \begin{cases} 0, t < 46 (= 1, 2, \dots, 45) \\ 1, t \geq 46 (= 46, 47, \dots, 63) \end{cases}$$

$$\xi_{D3t} = \begin{cases} 0, t < 52 (= 1, 2, \dots, 51) \\ 1, t \geq 52 (= 52, 53, \dots, 63) \end{cases}$$

表 4.31 BDI 介入模式之係數 (1)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_0	14.8809	57.9364	0.26
C_1	1393.7852	138.8089	10.04
C_2	-501.9813	161.6609	-3.11
C_3	-903.5101	148.7345	-6.07
θ_1	-0.8467	0.0719	-11.78

將參數帶入，模式可寫成：

$$(1-B)BDI = 4.88 + 1393.79(1-B)\xi_{D1t} - 501.88(1-B)\xi_{D2t} - 903.51(1-B)\xi_{D3t} + (1 + 0.8467B)a_{Dt} \quad (23)$$

若再將不顯著之常數項排除後，模式可重寫成：

表 4.32 BDI 介入模式之係數 (2)

參數	估計值	標準誤差	T 值
C_1	1395.7522	139.1155	10.03
C_2	-499.1880	161.9726	-3.08
C_3	-901.5224	148.7962	-6.06
θ_1	-0.8458	0.0723	-11.70

$$(1-B)BDI = 1395.75(1-B)\xi_{D1t} - 499.19(1-B)\xi_{D2t} - 901.52(1-B)\xi_{D3t} + (1+0.8458B)a_{Dt} \quad (24)$$

4.4.3 各指數之離群值統合整理與分析

藉由離群值的偵測，可觀察出指數變化的時點，以及該時點因素所產生的影響效應（離群值之種類）。因船型載貨種類的不同，受影響之指數亦不同。鐵礦、煤礦主要由海峽型與巴拿馬極限型載運，故該貨種對 BCI 與 BPI 受影響層面較大。穀類由巴拿馬與輕便極限型船舶所載運，故該貨種對 BPI 與 BHMI 之影響層面較大，而不論是鐵礦、煤炭或穀類，當影響因素之效應達到一定程度時，即會影響 BDI 變化。下表 4.33 為統整各指數值離群值所發生之時間點與種類，並在 BDI 中出現離群值與其種類為主作歸納。

表 4.33 各指數離群值發生之時點與種類

期數	日期	出現離群值指數	離群值種類
37	2003/10	BHMI、BPI、BCI、BDI	LS
44	2004/5	BHMI、BPI、BDI	IO
46	2004/7	BPI、BCI、BDI	IO
52	2005/1	BHMI、BPI、BCI、BDI	LS
56	2005/5	BCI、BDI	IO

在建立各指數之介入模式時，考量事件發生時所產生的影響不一定為即時影響，且在無法得知該事件對指數之影響是否有達到一定程度的情況下，直接界定事件發生時點來建立介入模式，為較困難的進行方式。實際運作上，乃藉由離群值的分析後，找出重要影響指數變化因素之時點，在以該時點為介入因素放入介入模式內。

由於本論文研究之各指數所偵測出的離群值時點多，考量介入時點個數並非愈多愈好。故本研究以試誤方式僅選取二到三個介入時點作模擬，篩選標準在於該因素之介入對模式的貢獻，視其是否降低模式之殘差標準誤為選入標準。

依統整四項指數之離群值發生時間點，可推知主要發生的事件。2003年10月(第37期)，在BDI之介入模式中其係數為1395，可知此一時期BDI受大幅的影響，且該影響為正。推知當時主因在於中國因大興土木，煉鋼需求強烈增加進而對鐵礦砂有大量需求。此一事件，不僅使得載運鐵礦砂的海峽型與巴拿馬極限型船舶受到影響，也進而影響到輕便極限型船舶載運的穀類與生鐵廢鋼的量增加。而使得原低靡的海運市場為之一振，在有限的船舶供給下，BDI在一時之間形成水平性大幅上漲的趨勢。

在2005年1月(第52期)離群值的產生，推測主要因素可能在於中國對鐵礦砂進口執行政策上的限制。BDI介入模式中所得該介入因素係數為負數，可知原熱絡市場受到中國影響而使BDI產生下滑趨勢。

第五章 時間序列預測模式之評估與應用

利用迴歸模式預測 BDI 存在困難度，並需擁有所有自變數之未來預測值。故利用迴歸預測 BDI 的前提，需藉由國際之權威機構所作之預測值作基礎。倘若無此方面預測，則所做之迴歸預測將無可看性。經考量後，本研究利用迴歸模式分析影響因素對 BDI 的影響與因果關係，而選擇時間序列方法對未來 BDI 變化作預測。

本研究將二種方法預測 BDI 模式，一為針對 BCI、BPI、BHMI 個別作預測再合併計算 BDI。二為直接以 BDI 之歷史指數資料建立預測模式進行評估。並以殘差標準誤為績效評估方法，評估預測模式之誤差與準確度，據以選擇較小誤差之預測模式，應用於 BDI 之預測。



5.1 預測績效之評估方法

常用於時間序列預測之績效評估的方法有下列數種：

- (1) 泰爾不等係數 (Theil Inequity Coefficient：簡稱 U)

$$U = \frac{\sqrt{\frac{1}{T} \sum (Y_t^0 + Y_t^f)^2}}{\sqrt{\frac{1}{T} \sum (Y_t^0)^2 + \frac{1}{u} \sum (Y_t^f)^2}} \quad 0 \leq U \leq 1 \quad (24)$$

$\Rightarrow u \leq 0.1$ best $u \leq 0.2$ good $u \leq 0.3$ acceptable

- (2) 單一根平均平方誤差 (Root Mean Square Error)：

$$RMSE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T (Y_t^0 - Y_t^f)^2} \quad ; \text{此值愈小代表預測績效愈好} \quad (25)$$

- (3) 相關誤差項(Relative Error)：

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \left(\frac{Y_t^0 - Y_t^f}{Y_t^0} \right)^2} \quad (26)$$

(4) 中位數絕對誤差(Mean Absolute Error)：

$$MAE = \frac{1}{T} \sum |Y_t^0 - Y_f^t| \quad (27)$$

(5) 中位數絕對誤差百分比(Mean Absolute Percent Error)：

$$MAPE = \frac{1}{T} \sum \left| \frac{Y_t^0 - Y_f^t}{Y_t^0} \right| \quad (28)$$

5.2 BCI、BPI、BHMI 預測模式之評估

本節將以迴歸、ARIMA 與介入模式所建立之各項指數預測模式作一績效評估與比較。

一、BCI 之預測與評估

針對 BCI 以迴歸、ARIMA、介入模式三種方法作預測，並評估其預測績效。首先以 R 平方為標準評估，迴歸模式之績效較時間序列之績效來的差。而時間序列方法中，又以第 37 期、52 期與 56 期為介入因素之介入模式，較 ARIMA 所建立的預測模式為佳。二者之殘差標準誤差分別為 388.1 與 633.3。

在預測 BCI 時，比較預測結果可以發現，介入模式之殘差標準誤較 ARIMA 之誤差小。可知以介入方法所建立之模式對 BCI 進行預測為最佳方法，見表 5.1。

表 5.1 BCI 預測模式之比較

模式 評估標準	迴歸	ARIMA	介入模式
R 平方	0.779	0.905	0.959
殘差標準誤 (RSE)	—	0.6333E+03	以第 37、52、56 期 為介入因素 0.3881E+03

二、BPI 之預測與評估

針對 BPI 以迴歸、ARIMA 與介入模式三種方法作預測，並評估其預測績效。首先以 R^2 為標準評估，迴歸模式之績效較時間序列之績效來的差。而時間序列方法中，又以第 37 期、46 期與 52 期為介入因素之介入模式，較 ARIMA 所建立的預測模式為佳。二者之殘差標準誤差分別為 314.5 與 421.2。

在預測 BPI 時，比較預測結果可以發現，介入模式之殘差標準誤較 ARIMA 之誤差小。可知以介入方法所建立之模式對 BPI 進行預測為最佳方法，見表 5.2。

表 5.2 BPI 預測模式之比較

模式 評估標準	迴歸	ARIMA	介入模式
R 平方	0.822	0.910	0.950
殘差標準誤 (RSE)	—	0.4212E+03	以第 37、46、52 期為介入因素 0.3145E+03

三、BHMI 之預測與評估

針對 BHMI 以迴歸、ARIMA 與介入模式三種方法作預測，並評估其預測績效。首先以 R 平方為標準評估，迴歸模式之績效較時間序列之績效來的差。而時間序列方法中，又以第 37 期與 52 期為介入因素之介入模式，較 ARIMA 所建立的預測模式為佳。二者之殘差標準誤差分別為 1960 與 2176。

在預測 BHMI 時，比較預測結果可以發現，介入模式之殘差標準誤較 ARIMA 之誤差小。可知以介入方法所建立之模式對 BHMI 進行預測，為最佳方法，見表 5.3。

表 5.3 BHMI 預測模式之比較

模式 評估標準	迴歸	ARIMA	介入模式
R 平方	0.892	0.927	0.947
殘差標準誤 (RSE)	—	0.2176E+04	以第 37、52 期 為介入因素 0.1960E+04

五、BDI 之預測與評估

直接以迴歸、ARIMA 與介入模式三種方法對 BDI 作預測，並評估其預測績效。首先以 R 平方為標準評估，迴歸模式之績效較時間序列之績效來的差。而時間序列方法中，又以第 37 期、46 期與 52 期為介入因素之介入模式，較 ARIMA 所建立的預測模式為佳。二者之殘差標準誤差分別為 248 與 385.3。

在預測 BDI 時，比較預測結果可以發現，介入模式之殘差標準誤較 ARIMA 之誤差小。可知以介入方法所建立之模式對 BDI 進行預測為最佳方法，見表 5.4。

表 5.4 直接預測 BDI 之預測模式比較

模式 評估標準	迴歸	ARIMA	介入模式
R 平方	0.838	0.930	0.971
殘差標準誤 (RSE)	—	0.3853E+03	以第 37、46、52 期 為介入因素 0.2480E+03

以殘差標準誤比較時間序列方法中之 ARIMA、介入模式之預測結果，其中可以發現介入模式之誤差較 ARIMA 之誤差來的小。將所建立的時間序列各預測模式之殘差標準誤作一比較，如表 5.5。

表 5.5 各指數之時間序列模式殘差標準誤比較

指數	模式之殘差標準誤	
	ARIMA 模式	介入模式
BCI	0.6333E+03	以第 37 期、第 52 期、第 56 期 為介入因素 0.4165E+03
BPI	0.4212E+03	以第 37 期、第 46 期、第 52 期 為介入因素 0.3145E+03
BHMI	0.2176E+04	以第 37 期、第 52 期為介入因素 0.1959E+04
BDI	0.3853E+03	以第 37 期、第 46 期、第 52 期 為介入因素 0.2476E+03

5.3 BDI 預測模式之比較

本小節將藉由 BDI 計算方法，結合 BCI、BPI、BHMI 三項指數，得出一 BDI 預測模式，再將其與直接建立之 BDI 預測模式做比較。

一、結合 BCI、BPI、BHMI 預測 BDI

在指數計算方面，波羅的海交易所確保 1999 年將 BFI 轉換為 BDI 後之連續性，建構乘數 α 作為 BDI 值之調整 ($\alpha = 0.99800799$)，建構乘數 β 作為 BHMI 納入 BDI 計算時之數值調整 ($\beta = 0.112183226$)。

2005 年前 BDI 之計算公式為：

$$BDI = [(BCI + BPI + BHMI * \beta) / 3] * \alpha \quad (29)$$

將乘數 α 、 β 帶入，可得：

$$BDI = [(BCI + BPI + BHMI * 0.112183226) / 3] * 0.99800799 \quad (30)$$

將第三章所建立之 BCI、BPI、BHMI 之預測模式帶入上式公式。分別可得迴歸、ARIMA 與介入模式之 BDI 預測模式。

(一) 迴歸

已知 BCI、BPI、BHMI 之個別迴歸預測模式為：

$$Y_{BCI} = -2582.47 + 54.968X_{CRUA}$$

$$Y_{BPI} = -1539.03 - 26.938X_{BPIDWT} + 37.558X_{CRUA} + 10.77X_{CRBG}$$

$$Y_{BHMI} = 3731.358 - 462.049X_{BHMDWT} + 79.241X_{CRBG} + 180.427X_{CRUM}$$

將個別預測模式結合後，

$$Y_{BDI} = (-3702.904 - 26.938X_{BPIDWT} - 51.834X_{BHMDWT} + 19.67X_{CRBG} + 92.526X_{CRBA} + 20.241X_{CRUM}) / 3 \times 0.99800799 \quad (31)$$

可得結合之 BDI 迴歸預測模式為：

$$Y_{BDI} = -1231.843 - 8.961X_{BPIDWT} - 17.244X_{BHMDWT} + 6.545X_{CRBG} + 30.781X_{CRBA} + 6.734X_{CRUM} \quad (32)$$

(二) ARIMA

已知 BCI、BPI、BHMI 個別預測模式為：

$$BCI = \frac{(1 + 0.3727B)a_t}{(1 - B)}$$

$$BPI = \frac{(1 + 0.3469B)a_t}{(1 - B)}$$

$$BHMI = \frac{(1 + 0.3846B)a_t}{(1 - B)}$$

將個別預測模式結合，可得 BDI 預測模式為：

$$BDI = \left\{ \left[\frac{(1 + 0.3727B)a_t}{(1 - B)} + \frac{(1 + 0.3469B)}{(1 - B)} + \frac{(1 + 0.3846B)}{(1 - B)} * 0.112183 \right] \div 3 \right\} * 0.99800799$$

(33)

(三) 介入模式

$$BCI = [2015.81(1 - B)\xi_{C1t} - 1815.63(1 - B)\xi_{C2t} - 669.90(1 - B)\xi_{C3t} + (1 + 0.9988B)a_{Ct}] / (1 - B)$$

$$BPI = [1743.58(1 - B)\xi_{P1t} - 466.77(1 - B)\xi_{P2t} - 714.07(1 - B)\xi_{P3t} + (1 + 0.5624B)a_{Pt}] / (1 - B)$$

$$BHMI = [5321.5(1 - B)\xi_{H1t} - 4212.1(1 - B)\xi_{H2t} + (1 + 0.4160B)a_{Ht}] / (1 - B)$$

將個別預測模式結合，可得 BDI 預測模式為：

$$BDI = \left\{ \begin{aligned} & [2015.81(1 - B)\xi_{C1t} - 1815.63(1 - B)\xi_{C2t} - 669.90(1 - B)\xi_{C3t} + (1 + 0.9988B)a_{Ct}] + \\ & [1743.58(1 - B)\xi_{P1t} - 466.77(1 - B)\xi_{P2t} - 714.07(1 - B)\xi_{P3t} + (1 + 0.5624B)a_{Pt}] + \\ & [5321.5(1 - B)\xi_{H1t} - 4212.1(1 - B)\xi_{H2t} + (1 + 0.4160B)a_{Ht}] \times 0.112183226 \end{aligned} \right\} \div$$

$$(1 - B) \times 0.99800799$$

(34)

二、預測 BDI 方法之比較

計算三項指數值預測 BDI 模式之殘差標準誤後，再將其與直接預測 BDI 的模式作比較，觀察表 5.6 結果可發現，以介入模式之預測績效較佳，而 BDI 之介入模式中又以直接預測 BDI 所得之模式較佳。

表 5.6 BDI 預測模式殘差標準誤之比較

殘差標準誤 (RSE)		
BDI 模式	ARIMA	介入模式
結合三指數之 BDI 模式	0.4320E+03	0.3069E+03
直接預測 BDI 模式	0.3853E+03	0.2480E+03

直接預測模式之預測效果較佳，可能因素在於各船型所載運的貨物存在替代關係而非個別獨立。在無法考慮市場貨物需求與各指數間之交互影響關係的情況下，使得直接 BDI 預測模式所得到的結果較佳。

5.4 預測模式之應用

藉由各模式之誤差比較，可知時間序列中以介入模式之預測誤差較小。在二種預測 BDI 方法中，又以直接預測模式較整合三指數預測模式為佳，故以直接預測 BDI 之介入模式，對 2006 年後 BDI 變化作預測。預測模式為：

$$(1-B)BDI = 1395.75(1-B)\xi_{D1t} - 499.19(1-B)\xi_{D2t} - 901.52(1-B)\xi_{D3t} + (1+0.8458B)a_{Dt}$$

表 5.7 為以直接預測方式利用 ARIMA 與介入模式，針對 2006 年 1~6 月 BDI 預測結果與實際資料之比較。ARIMA 之 MAPE 約為 5.5%，而介入模式之 MAPE 僅約 2.9%。

表 5.7 ARIMA、介入模式之 BDI 預測值與誤差

期數	時間	實際值	ARIMA	介入模式
64	2006/1	2251	2528	2313
65	2006/2	2431	2541	2465
66	2006/3	2599	2553	2387
67	2006/4	2465	2566	2442
68	2006/5	2444	2579	2419
69	2006/6/1~23	2724	2592	2641
MAPE			0.05511225	0.028854804

第六章 結論與建議

6.1 結論

茲將本研究所獲得之主要結論綜合彙整如下。

一、影響因素方面

1. 本研究於 BDI 之影響因素分析時，將諸多可能因素歸納為五個層面，並以虛擬變數之設定方式將季節性因數納入考量，經檢定結果發現季節性之影響並不顯著，故在所建立之各項指數迴歸模式中並未考量季節性因素。
2. BCI 迴歸模式中，經將中國鐵礦砂進口量、海峽型載重噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRU 全球鋼鐵指數等變數納入考量，僅有 CRU 亞洲鋼鐵指數為顯著。在 BCI 迴歸模式中，BCI 與中國鐵礦砂進口量呈現不顯著。主要原因可能在於中國鐵礦砂進口量存在庫存問題。一般在探討 BCI 與中國鐵礦砂進口量之關係時，往往忽略了鐵礦砂的庫存量與鋼鐵產量之交互影響關係，故僅考慮中國鐵礦砂進口量並無法直接表現出 BCI 之變動。
3. 巴拿馬極限型船舶是以載運煤炭、穀類為主的船舶。在 BPI 迴歸模式中，巴拿馬極限型載重噸數、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數皆呈現顯著。其中，BPI 與船舶載重噸呈現負相關，而與穀類、亞洲鋼鐵指數皆呈現正相關之關係。可推測中國之煉鋼需求影響原來巴拿馬極限型船舶市場，部分轉運中國的鐵礦砂，故在迴歸模式中，CRU 亞洲鋼鐵指數呈現顯著的關係。

4. 輕便極限型船舶所載運的貨物種類較為複雜。在 BHMI 迴歸模式中，輕便極限型載重噸, CRB 穀類指數, CRU 生鐵廢鋼指數皆呈現顯著。其中，BHMI 與 CRB 穀類指數、CRU 生鐵廢鋼指數皆呈現正相關，而與船舶之載重噸供給量呈現負相關，可知在需求不變的情況下船噸供給量愈大 BHMI 指數值愈小。
5. BDI 模式中，散乾貨船總載重噸、CRU 亞洲鋼鐵指數、CRB 穀類指數為顯著。BDI 與乾散貨船舶載重噸呈現負相關，而與穀類、亞洲鋼鐵指數呈現正相關。一般認為與 BDI 有高度相關的中國鐵礦砂進口量卻呈現不顯著，其可能原因如上述之庫存因素，而被模式排除在外。

二、預測模式之評估結果與應用

1. 利用迴歸所建立之預測模式，由於預測所須之各項解釋變數資料種類繁多且其預測資料取得困難，國際權威機構亦無法提供。故本研究僅應用迴歸方法，探討影響 BDI 變化之因素。BDI 預測，係以時間序列方法中之 ARIMA 與介入模式二種方法為主。
2. 經比較以 ARIMA、介入模式兩種時間序列方式，個別建立之直接預測 BDI 模式與結合三項指數所建立的 BDI 預測模式中，可發現無論是 ARIMA 或介入模式，皆以直接預測 BDI 所得之誤差較結合預測模式之誤差來的小，可能因素在於各船型所載運的貨物存在替代關係而非個別獨立。在無法考慮

市場貨物需求與各指數間之交互影響關係的情況下，使得直接預測 BDI 模式所得到的結果較佳。

3. 經以 2006 年 1 月～6 月 BDI 實際值與 ARIMA、介入模式所得到預測值加以比較得知，ARIMA 所得之中位數絕對誤差百分比 (MAPE) 約為 5.5%，而介入模式所得之 MAPE 約為 2.9%。顯示介入模式所得到之預測效果較 ARIMA 模式為佳。
4. 以時間序列方法建立之預測 BDI 模式，預測所需變數僅為指數之歷史資料，其應用相當簡便。其中又以介入模式較佳，故以介入模式所建立之 BDI 預測模式，作為日後預測之應用，可提供散裝船業者於決策時之參考。



6.2 建議

1. 本研究比較 BDI 之預測模式，只選擇以迴歸分析與時間序列之 ARIMA 與介入模式三種預測方式。未來研究可再考量納入其他時間序列方法如 ARCH、GARCH 等，或聯立迴歸等其他方法並與本研究之方法綜合比較，以求完整。
2. 本研究變數資料來源取自於國際權威機構之付費網站，在資源有限的情況下，僅以可收集到之部分變數資料進行迴歸分析，後續研究可考量收集更多其他可能影響因素之歷史資料，或許有助於提高迴歸模式之解釋能力。另外，因船噸供需與指數間存有直接關係，故未來研究亦可探討船噸供給與散裝船貨運量兩者間供需差距與 BDI 的關係。