

# 國際散裝海運市場巴拿馬極限型船運價指數與船價波動 因果關係研究

## The Causality Analysis on Volatility between Baltic Exchange Panamax Indices and Ship Price in International Dry Bulk Market

張瀨之 Ching-Chih Chang<sup>1</sup>

王志敏 Chih-Min Wang<sup>2</sup>

周梅菁 Mei-Ching Chou<sup>3</sup>

### 摘要

本文藉由Johansen共整合向量與Granger因果關係檢定探討波羅的海巴拿馬極限型船運價指數 (Baltic Exchange Panamax Indices; BPI) 與巴拿馬極限型船船價之因果關係。本研究實證後得到以下幾點結論：(1)單根檢定顯示指數與船價之時間序列，呈現非定態序列 (Non-stationary Series)；經一次差分後指數與船價之時間序列，呈現定態序列 (Stationary Series)，有助於增加本研究之精確性。(2) Granger因果關係檢定，顯示BPI與船價間具有單向因果關係。(3)Johansen共整合檢定，顯示BPI與船價存在長期之均衡趨勢。(4)變異數分解與衝擊反應函數檢定結果，驗證二手船價在短期受BPI與自身之影響較大；但長期而言，BPI與新船之船價則對二手船價有較大之解釋能力；另外，BPI與二手船價對新船船價之影響有限。另外進行季節效應檢定發現巴拿馬極限型船運價指數有顯著之季節效應，但船價並無明顯之季節性變動。

關鍵字：向量自我迴歸、向量誤差修正、巴拿馬極限型船運價指數、船價、季節效應

### Abstract

The methodology of this paper adopted Vector Auto-regression approaches to test the causality between the Baltic Panamax Indices and ship price. The purpose of this paper could provide the characteristic and information transmission situation of BPI and ship price, but also utilize the effective reference information to draw up investment portfolio strategy. The finding on this paper could be summarized as: (1) empirical tests of BPI and ship are non-stationary. However, they are all stationary after using first difference. (2) The ship price is Granger Cause by BPI. (3) Johansen co-integration test is discovered that the ship price and BPI are cointegrated with one common stochastic trend. (4) Adopting impulse response analysis and variance decomposition approaches the secondhand ship price impulse was responded by owned past variance and BPI at short strength that was impulse responded by BPI and new-build ship price at long strength. Moreover, the BPI have presented relative high level or low level on the specific month every year, but ship price hasn't a significantly seasonal effect apparently.

Keywords: Vector auto-regression, Vector Error Correction, Seasonal Effect

<sup>1</sup>國立成功大學交通管理科學系暨電信所助理教授 (聯絡地址：：701台南市大學路1號；連絡電話：06-2757575；e-mail：chan5305@mail.ncku.edu.tw)。

<sup>2</sup>國立高雄海洋科技大學航運管理系暨研究所碩士

<sup>3</sup>國立高雄海洋科技大學航運管理系四年級

# 壹、前言

## 1.1 研究動機

近年來，中國經濟成長快速，再加上全球復甦之帶動，使得載運原物料之散裝海運市場租金與船價出現飆漲，新船船價亦因造船成本揚升，上漲逾倍，尤其二手船價在租金之帶動下，水漲船高；自 2004 年起，不論是新船或二手船價一直在高檔震盪，因此於國際乾散貨海運市場中，購置船舶之任何投資決策，皆深邃地影響海運投資績效，若盲目搶購船舶，將存在極高之經營風險。

我國散裝海運市場在近年發展快速，散裝航運公司任何經營策略之釐訂，將影響該公司之獲利，因此對於散裝海運船舶營運管理者而言，研究散裝海運市場船舶之投資風險，可對投資與風險控管決策提供思考方向，在面對市場劇烈之變動下，倘能積極地嚴控成本，採取船價低買高賣、船隊之擴充或縮小等長短投資策略，除了能達到避險功能，更可將企業成本變動所帶來之損失控制在最小外，亦能獲得額外之操作利潤，因此對於瞭解指數與船價間之關係，進而預測船價未來變化與資產分配比重應有極大之幫助。例如，若看好未來市場，則採取購置二手船舶或建造新船，以獲取上漲之利益；若看壞未來市場，則採取賣出部份船舶，資產重新分配，規避下跌之損失。

表 1 為 2004 年至 2006 年上市散裝航運公司購買與出售船舶之統計。若以近年獲利最佳之新興與裕民為例，此二公司在船舶營運之操作上相當靈活，近年來屢出售船舶且獲利數億元；另外，在購置船舶上，表 1 之 6 家上市散裝海運公司也達新台幣百億元，數字相當龐大；因此如何嚴控營運成本與操作船舶之風險，乃是散裝海運經營者應注意之課題。

表 1 2004-2006 上市散裝航運公司購買與出售船舶統計

公司名稱	購買船舶			出售船舶		
	艘數	載重噸	金額(仟元)	艘數	載重噸	獲利金額(仟元)
益航	3	157,782	2,080,095	1	66,734	23,463
新興	3	824,000	6,740,107	2	334,852	52,858
裕民	2	235,000	964,373	3	287,669	85,734
中航	0	0	0	0	0	0
台航	4	220(拖船)	813,000	0	0	0
四維航	11	207,470	1,121,085	1	40,864	19,800
合計	23	1,424,472	11,718,660	7	730,119	181,855

資料來源：6 家散裝航運公司網頁與證券交易所公司重大訊息說明（2006.12.31 止）

## 1.2 研究目的

本文之研究目的係探討國際散裝海運市場指數之變化對於船價之影響，在海運市場中，船舶之價格走勢，通常反應在運輸市場交易者對於未來運價之預期，因此散裝航運業者必須更積極地考量所承擔之風險。此處所引發之重要議題為，應如何即時地評估與控管營運成本風險！唯有良好之船舶買賣風險控管，才能強化企業整體運籌管理之機制，達到提升企業競爭力之最終目標。本研究是以巴拿馬極限型船運價指數（BPI）與船價波動為分析對象，探討兩者間之關係，藉以鑑別影響標的與影響大小。並期盼研究結果與其他研究進行比對，（例如：楊鈺池<sup>[1]</sup>（2006）研究海岬型船標準船型即期與遠期租金對船價之影響）。

綜上所述，本文所欲達成之研究目的有三：

1. BPI漲跌是否帶動新船與二手船船價漲跌？亦即研究散裝航運市場預期獲利與船價間是否存在關聯性？
2. 二手船價與新船船價間是否存在明顯之關聯性？
3. 散裝船價與巴拿馬極限型船運價指數(以下簡稱BPI)是否存在明顯之季節性波動？

### 1.3 研究範圍

本研究之研究對象係針對國際散裝海運市場之巴拿馬極限型船為主，包括代表波羅的海綜合運價指數巴拿馬極限型船租金之BPI與巴拿馬極限型船之新船船價以及巴拿馬極限型船五年之二手船價。資料來源為Clarkson Research Limited 資料庫。研究樣本期間自2000年1月至2006年12月止之月資料，共84筆觀察值。

本文結構歸納如下：本文共分五節，首先為本研究之研究動機與目的，接著為相關文獻探討，其次為研究方法，再者為實證結果與分析，最後為本文之結論與建議。

## 貳、文獻探討

本節之文獻探討分成二部分，首先探討散裝海運市場運價或租金與船價時間序列之相關文獻，接著探討海運之週期性異常現象與時間序列間波動關係模型之相關文獻。

### 2.1 研究散裝海運市場運價或租金與船價之相關文獻

過去學者Beenstock (1985) <sup>[2]</sup> 利用下述之供需方程式探討二手船價：

$$\frac{F \times PS}{W} = f_{ps} \left( \frac{E_t P_{t+1}}{PS}, \frac{E_t PS_{t+1}}{PS}, i_t \right) \text{ 其中}$$

$PS$ ：二手船價、 $F$ ：船隊、 $i$ ：利率、 $W$ ：世界財產 (船舶資產總值)

$E_t P_{t+1}$ ：次年營運收入期望值 (論時備船費率扣除營運成本)

$E_t PS_{t+1}$ ：次年二手船價期望值。

學者利用此理論模型，得出二手船價值與船舶資產總值係受船價期望值之迴歸變化影響。

學者 Kavussanos (1997) <sup>[3]</sup> 利用「自我相關條件異質變異」(ARCH, Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型驗證了巴拿馬極限型船與輕便型船之二手船價受到海岬型船論時租金與利率正面影響，並且小型船之二手船價所受之影響效果，遠小於大型船二手船價。另外，學者Glen(1997) <sup>[4]</sup> 採用誤差修正模型 (Error Correction Model) 研究長短期間新造船價與論時備船二手船價租金之共整合情形，研究結果顯示各船型之二手船價與新船船價存在長期共整合現象。

近期Tsolakis (2003) <sup>[5]</sup> 等人使用下列供需架構模型解釋二手船價：

需求模型： $Q_{SH}^D = f(fr, Secondhand, nb, LIBOR)$

供給模型： $Q_{SH}^S = f(Orderbook / Fleet, Secondhand)$

需求 = 供給之假設情形下，模型可轉換成

$$\text{sec ondhand} = f( \overset{+}{fr}, \overset{+}{nb}, \frac{\overset{+/-}{Orderbook}}{\overset{-}{Fleet}}, \overset{-}{LIBOR} )$$

其中， $fr$ 為日平均論時備船租金、 $nb$ 為新造船價、 $Orderbook/Fleet$ 為建造船舶數佔現有船舶船隊數百分比、 $LIBOR$  (London Interbank offer rate)倫敦銀行間拆款利率。研究結果認為無論短期或長期，新造船價格與論時備船租金費率為二手船價之最佳變數，而且新造船價對二手船價影響係數高於論時備船租金費率，驗證了船舶所有人之主要海運成本來自新造船價，並具重要影響力。

本文以上述學者之研究為基礎，以巴拿馬極限型船價與其租金為主要標的，探討兩者互動關係是否存在不同之差異性。

## 2.2 海運之週期性異常現象與時間序列間波動關係模型之相關文獻

Eung and Shim(1989)<sup>[6]</sup> 探討國際股市連動關係，分析國際股市傳導效果之強弱、效率以及是否存在領導市場。研究範圍以美國、加拿大、英國、法國、德國、日本、澳大利亞、瑞士、香港等股市為主，研究期間自1979/12/31至1985/12/20 止之日資料。研究方法為向量自我迴歸(VAR)模型，研究結果獲得(1)各國股市明顯存在多邊連動效果；(2)美國股市是國際傳導之主要影響來源，亦即美股之變動將迅速引起其它國家股市變動。但，其它國家之股市變動則無法解釋美股變動；(3)美國股市資訊成為影響其它國家股市變動之主要國外來源。

Cheung and Mak(1992)<sup>[7]</sup> 研究全球股市變動之因果關係。研究範圍以台灣、香港、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國與澳洲等股市為主，研究期間自1977年至1989年止之週資料。研究方法為Granger 因果關係檢定法，研究結果顯示美國股市領先台灣、韓國及泰國以外之所有亞太新興股市；日股領先香港、新加坡、泰國等股市；另亦發現全球性因素對亞太新興股市之影響，比區域性因素大。

劉宗達<sup>[8]</sup>(1995)研究大陸與美日台港股價領先落後，以Granger因果關係檢定法探討1991年1月至1993年10月止之美國、日本、臺灣與香港等股市之因果關係。研究發現(1)美股領先大陸股市變動7個月；(2)大陸股市領先日股變動6個月；(3)大陸股市領先台股變動4個月。

劉興唐(1998)<sup>[9]</sup> 研究國際股市之連動效應，以狀態空間模型與向量自我迴歸(VAR)模型進行研究，實證發現(1)美國道瓊指數仍領導市場，美國那斯達克之影響力僅次於美國道瓊指數；(2)香港在亞洲股市中之影響力最大；(3)臺灣在國際股市中，受到美國道瓊指數、那斯達克指數及港股之影響較大。

胡峻毓(2000)<sup>[10]</sup> 研究國際股市之連結性，以1993年至1998年之美國、日本、英國、法國、德國與香港等16 個地區股市之日交易資料為主。研究方法為向量自我迴歸(VAR)模型，實證發現(1)美股居世界領導市場地位；(2)日股與已開發國家股市連動優於其與新興國家股市之連動；(3)印尼股市影響東南亞國家股市較強。

聶建中等(2004)<sup>[11]</sup> 研究亞洲金融風暴前後對先進國家之股匯市連動關係，研究範圍自1990年3月1日至1999年8月31日止之美、英、德、日與法國等國之股價與匯率之日資料。研究方法為因果關係檢定、共整合檢定，在共整合檢定中顯示，先進國家間之互動，受風暴之影響極巨，風暴期間無論股市及匯市皆無共整合之均衡關係存在；於風暴後，各國受風暴衝擊之影響漸遠，各國開始走向股價與匯率之共移現象。在向量自我迴歸(VAR) 模型與向量自我迴歸誤差修正模型(VECM)檢定中發現，於金融風暴發生後，各國無論股價或匯價，其間之短期互動關係皆有下降之趨勢，此證明了亞洲金融風暴影

響所及不僅是區域性，亦是全球性之金融危機。自Granger因果關係檢定中發現，美國股市雖歷經金融風暴之衝擊，但對其它國家股市仍具領先之地位。反之，德國股市及匯市在經金融危機之打擊後，其影響力均逐漸下降；其中先進國家中唯一位於亞洲之日本，在各項檢定中發現，其對美國股市之影響於金融風暴後有明顯上升之跡象。

綜合以上文獻，由於學界極少利用向量自我迴歸(VAR)模型研究海運市場之特性，因此本研究主要探討運價指數(BPI)與船價波動關係，通過因果關係與共整合檢定，來衡量各變數間領先之地位，並找出主要影響變數，從而分析海運市場中，船舶之價格走勢之觀測指標，將有助於海運市場之經營策略決定。

## 參、研究方法與步驟

本研究主要目的是為瞭解波羅的海綜合運價指數之巴拿馬極限型指數與其新船船價與二手船價之連動關係。本章第一節將以假設條件進行推論指數連動關係，第二節檢定上述連動關係之計量方法，第三節為研究步驟之說明。

### 3.1 指數連動關係假設推論

波羅的海巴拿馬極限型運價指數(BPI)，係以10條巴拿馬極限型船航線之運價與租金作為參考，再依據航線之繁忙度施以不同比重組合而成。船價本身為船舶資產之價值，新造船舶不同於一般商品可隨選隨用，一般而言，新造船舶自簽訂造船合約至交船需要一段長時間，船公司若為及時所需或配合市場需求，惟有購買二手船(現成船)以因應市場之營運，因此在散裝海運市場中，有時會出現二手船價格高於新船船價之奇特現象。

楊鈺池、王志敏(2006)研究海岬型船標準船型即期與遠期租金對船價之影響，研究發現海岬型船即期租金與船價間存在共整合關係，同時亦獲得二手船船價受到即期租金落後期數影響顯著。因此本研究假設BPI與船價亦具有相同之情形，故假設推論代表運價之BPI、新船船價與二手船價間存在共整合關係。

綜合上論，本研究對BPI與船價間連動關係假設推論如下：

假設推論1：BPI與新船船價及二手船價無因果關係。

假設推論2：BPI與新船船價間不存在共整合關係。

假設推論3：BPI與二手船價間不存在共整合關係。

假設推論4：BPI與新船船價短期互動關係中，BPI顯著領導地位。

假設推論5：BPI與二手船價短期互動關係中，BPI顯著領導地位。

假設推論6：BPI與新船船價長期互動關係中，BPI顯著領導地位。

假設推論7：BPI與二手船價長期互動關係中，BPI顯著領導地位。

### 3.2 計量方法說明

本研究首先利用單根檢定(Unit Root Test)方法，檢驗上述指數是否呈現定態(Stationary Process)；若原始序列呈現非定態(Non-stationary)，才可以共整合檢定之方法，檢驗船價與波羅的海指數間是否具有長期穩定之關係；若BPI與船價之時間序列間無共整合關係，以向量自我迴歸模型(VAR)來觀察變數間之短期互動關係；若存在共整合關係則用誤差修正模型(VECM)來觀察。最後以Grange因果關係檢定，檢定變數間是否存在領先與落後關係。下列分別對此計量方法加以介紹：

### 3.2.1 單根 ADF 檢定

Granger and Newbold(1974)<sup>[12]</sup> 發現，在對非恆定變數進行迴歸分析時，傳統之  $t$  和  $F$  檢定會過度拒絕虛無假設，而產生錯誤之統計推論，雖然迴歸分析之結果有很高之  $R^2$ ， $t$  統計量亦顯著，但 Durbin-Watson 值卻偏低，此即為 Granger & Newbold (1974) 稱之假性迴歸(spurious regression)，故在對時間序列作分析之前，需先檢定時間序列是否為定態數列，以避免傳統檢定方法可能造成之偏誤。

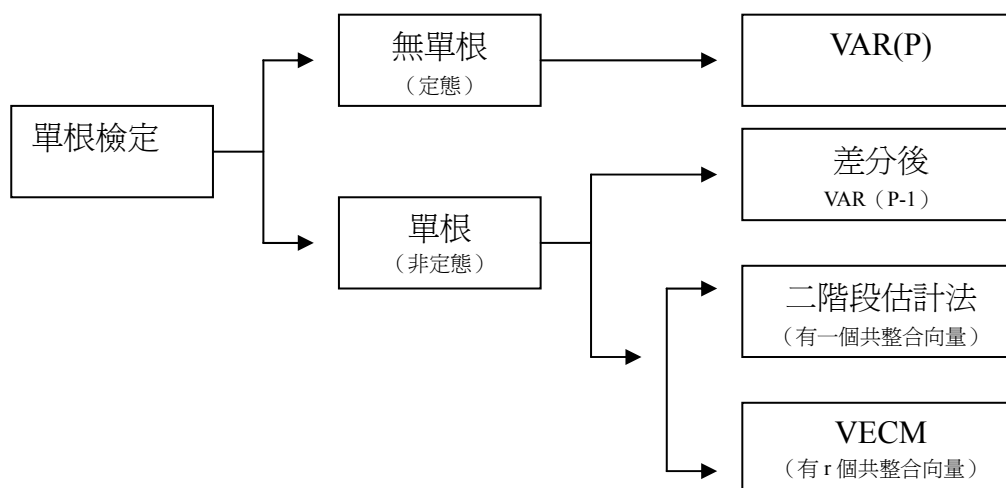


圖1 變數單根檢定之向量自我迴歸模型選擇(摘自李俊賢，2004<sup>[13]</sup>)

常用之單根檢定有 Dickey-Fuller (DF) 檢定、Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定及 Phillips & Perron (PP) 檢定；ADF 檢定較 DF 檢定強而穩定，且 ADF 及 PP 均足以修正移動平均項所造成之噪音問題，其中又以 ADF 較 PP 為佳 (Schwart, 1987)<sup>[14]</sup>，因此本研究採用 ADF 檢定來驗證時間序列資料是否呈現穩定之狀態。

ADF 檢定之形式在於將非定態之變數經過一階差分後，對變數本身滯延一期之序列及變數一階差分之滯延項進行迴歸分析，檢定方式可分無常數項及有常數項之時間趨勢與無時間趨勢等方法。

選擇適當之滯延期數  $n$  以確保誤差項之間為不相關之 White Noise。若  $Y_t$  不為定態，則  $\beta_1=0$ ，而若  $Y_t$  為定態則  $\beta_1 \neq 0$ ，其統計檢定假設為  $H_0: \beta_1=0$  ( $Y_t$  數列存在單根，為非定態之時間序列)  $H_1: \beta_1 \neq 0$  ( $Y_t$  數列不存在單根，為定態之時間序列)。

若數列 ( $Y_t$ ) 經過 ADF 檢定而無法拒絕虛無假設 ( $H_0$ )，則需將數列進一步差分，並且再次代入 ADF 模型中進行檢定，以視其是否為定態數列。以無常數項，無時間趨勢為例，其方程式如下：

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (1)$$

如果此數列 ( $Y_t$ ) 拒絕虛無假設，時間序列資料呈現定態此時資料符合 ARMA，( $Y_t$ ) 為  $I(1)$  數列，大多數之經濟變數通常呈現  $I(1)$  之性質。若一階差分仍無法拒絕虛無假設，則需再次差分，直到拒絕虛無假設為止。資料經過  $d$  次差分後呈現定態，以  $I(d)$  表示之。

至於最適落後期數  $P$  之選取，本研究依 Box-Jenkins 之精簡法則 (Principle of Parsimony)，採取 AIC (Akaike's Information Criterion) 準則，當 AIC 值最小時，為最適

落後期數。其公式為：

$$AIC = T \ln(RSS) + 2n \quad (2)$$

其中：

$RSS$ : 為殘差平方和；

$T$ : 為觀察值個數；

$N$ : 為預估之參數個數。

### 3.2.2 共整合檢定法 - Johansen 共整合檢定

本文使用Johansen(1988, 1994)<sup>[15]</sup>及Johansen and Juselius(1990)<sup>[16]</sup>之最大概似估計法 (Maximum Likelihood Estimation)以檢定變數間是否具共整合關係。Johansen(1988)最先提出以最大概似估計法(Maximum likelihood Estimation) 來檢定變數間之共整合關係。Johansen and Juselius(1990)進一步利用Gaussian 向量自我迴歸模型(VAR)，以最大概似估計法之理論基礎，使得模型更加一般化。

Johansen(1990)藉由分析係數矩陣 $\Pi$ 來決定存在於向量 $X_t$  中變數間之長期均衡關係之個數。 $\Pi$ 之秩有以下三種情形：

1.  $\text{Rank}(\Pi) = p$ ，即矩陣 $\Pi$ 為滿秩(full rank)。
2.  $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ，即矩陣 $\Pi$ 為零秩矩陣，則表 $X_t$ 之間沒有任何共整合向量。
3.  $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$ ，表示 $X_t$  有 $r$  個共整合向量存在。

若有 $r$  個共整合向量存在，則 $\Pi$ 之特性方程式  $|\Pi - \lambda I| = 0$  之 $\lambda$ 會有 $r$  個異於0。

Johansen 提出二種檢定法，一是Trace 統計量： $H_0: r \leq q$  (最多有 $q$ 個共整合向量)  
 $H1: r > q$  (最少有 $q+1$  個共整合向量)，二為最大特性根檢定法，以下分別敘述。

#### 1.軌跡測試

$H_0$ ：代表變數間沒有存在任何一組共整合向量( $H_0: r \leq N$ )，

$$\text{Trace Stat.} = -T \sum_{i=r+1}^N \ln(1 - \lambda_i) \quad (3)$$

其中， $T$ 為觀察值之個數， $\lambda_i$  為顯著特性根值之數目。如果拒絕 $H_0$ ，表示變數間存在  $N$  種長期共整合趨勢關係。

#### 2.最大特性根檢定法

$H_0$ ： $\text{rank}(\pi) = r$ ，有 $r$ 個共整合向量，

$H_1$ ： $\text{rank}(\pi) = r+1$ ，有 $r+1$ 個共整合向量。

檢定統計量 =  $T \ln(1 - \lambda_{r+1})$

若無法拒絕 $H_0$ ，表示變數間有 $r$ 個共整合向量，本研究採用最大特性根檢定法，此法與軌跡測試法相同，兩者之臨界值則參考Osterwald-Lenum(1992)<sup>[17]</sup>。

二種檢定方法皆先假設變數間不存在共整合關係( $r=0$ )，若拒絕虛無假設，再加一個共整合向量再次檢定，直到無法拒絕虛無假設為止。若檢定結果變數間存在一個或一個以上共整合向量，代表變數間具有長期穩定均衡關係。本研究藉由BPI與船價等變數，

所形成  $X_t$  向量序列，經Johansen之最大概似估計檢定法，探討其變數間是否具有共整合關係存在。

### 3.2.3 向量自我迴歸模型 VAR 模型與向量誤差修正模型 VECM

Sims(1980) <sup>[18]</sup>認為傳統迴歸是根據先驗理論建立之模型，並假設因變數(內生變數)是受自變數(外生變數)影響，而自變數不被因變數影響，但有時候並無法確定哪一個變數是因變數或是自變數。因此便提出向量自我迴歸模型(Vector Autoregressive Model; VAR)，其主要特點在於直接從資料本身之特性為基礎，將所有有關之經濟變數視為模型之內生數，並選取變數之最適落後期為解釋變數，使變數之落後項涵蓋所有相關訊息。但在使用VAR 模型時必須注意隨機衝擊項之處理，因經由Cholesky 分解之正交過程是隨意的，變數之排序由研究者主觀決定，排序不同將會產生不同之研究結果。

一般型態之VAR 模型如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i \cdot \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

$Y_t$  為(n×1)向量所組成具有聯合共變異定態(Jointly covariance stationary)之  $Y_t$  線性隨機過程(linearly stochastic process)；

$Y_{t-1}$  是由  $Y_t$  向量第i期落差期數所組成之(n×1)向量； $\beta_i$  為(n×n)之係數矩陣， $\varepsilon_t$  為結構干擾項； $\Sigma$  為(n×n)之共變異矩陣，在最適落差期之選擇上，仍採用之前所提之AIC準則。

根據Engle and Granger(1987) <sup>[19]</sup>所提出"Granger Representation Theory" 之理論，當兩個變數間存在共整合關係時，不能只檢驗本身與另一個變數之落後值對當期變數之影響，還需考慮長期失衡之調整，即共整合關係與存在一個前期誤差修正項之誤差修正模型(Error Correction Model)同時存在。

### 3.2.4 Granger 因果關係檢定

經濟學之理論模型，常在不同之假設前提下，推論出變數間之關聯性。但卻往往無法確定其變數間之因果為何，Granger(1969) <sup>[20]</sup> 首先提出由預測能力之角度來定義變數間之領先落後關係，使用雙因子之VAR 模型來決定其變數間之因果關係。

本研究採用Granger (1969) 雙變數因果關係檢定法，建立雙元變數自我迴歸模型，以探討BDI運價與船價變數間之線性因果關係。

模型建構如下：

$$X_t = \sum_{j=1}^k \alpha_j X_{t-j} + \sum_{j=1}^k b_j Y_{t-j} + \varepsilon_t \quad (5)$$

$$Y_t = \sum_{j=1}^k c_j Y_{t-j} + \sum_{j=1}^k d_j X_{t-j} + \mu_t \quad (6)$$

其中 $\alpha$ 、 $b$ 、 $c$ 及 $d$ 為迴歸係數， $\varepsilon_t$ 及 $\mu_t$ 為非相關之干擾項， $k$ 為兩式中模型所選擇之落後階數，理論上可以無限大，但實務上受限於樣本個數，所以 $k$ 值應為有限。若式(5)中， $b_j$ 之係數不全為0，即可認定 $Y_t$ 影響 $X_t$ ；相同地，若式(6)中 $d_j$ 之係數不全為0，則可認定 $X_t$ 影響 $Y_t$ 。若兩種情況皆成立，則 $X_t$ 、 $Y_t$ 間有回饋之關係存在，一般是以F檢定之方式檢驗 $b_j$ 和 $d_j$ 是否全為0。



## 肆、實證分析

### 4.1 資料分析

#### 4.1.1 變數定義

本文之研究變數有二，一為 BPI，另一為 PMX 新船船價與五年之二手船價，變數資料係來自 Clarkson Research Limited 資料庫。研究樣本期間自 2000 年 1 月至 2006 年 12 月止之月資料，共 84 筆觀察值。本文之研究結果預期將可提供海運市場投資者利用指數與船價之動態行為關係，適時進行較佳之船舶買賣，以降低投資風險。

表 2 變數名稱與其簡稱縮寫

中文名稱（簡稱）	英文簡稱
波羅的海巴拿馬極限型運價指數(巴拿馬極限型運價指數)	BPI
巴拿馬極限型船新船船價（新船船價）	PMXNP
巴拿馬極限型船五年二手船價（二手船價）	PMXSP5

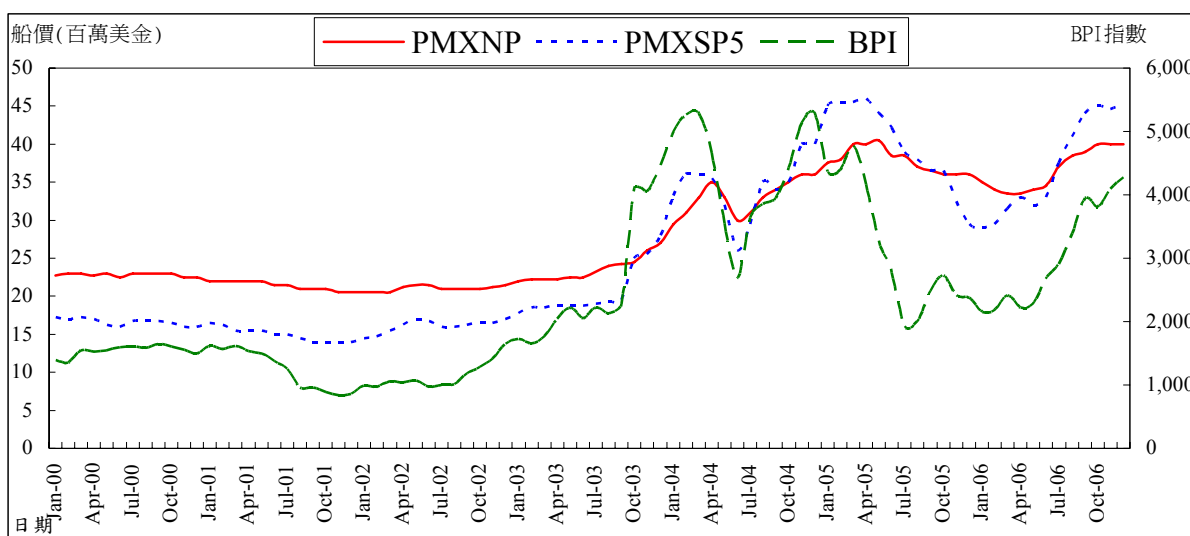


圖 2 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價趨勢

圖 2 為 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價趨勢，可以發現數據資料在 2000 年至 2003 年中都呈現較平穩形態，2003 年末後有二個較大之漲幅，一是在 2003 年末到 2004 年初，另一是於 2004 中未至 2005 年中，之後即呈平穩成長趨勢；表 3 為 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價之敘述統計分析。經表 3 得知，在常態性檢定結果發現 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價之變動在 5% 顯著水準下，呈現顯著，表示為可拒絕虛無假設之常態分配；另由偏態係數與峰態係數得知，BPI 與船價之變動係屬於微右偏低闊峰分配；以標準差大小來判斷指數與船價之高低波動程度，其中 BPI 最大，五年二手船價為次，新船船價最小，如果以變異係數來判斷指數與船價之高低波動程度，結果如同標準差之判斷。

表 3 為 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價之敘述統計

	BPI	PMXNP	PNXSP5
Mean	2434.466	28.0506	25.6851
Std. Dev.	1313.629	7.1324	10.8878
Skewness	0.7458	0.4454	0.5393

	BPI	PMXNP	PNXSP5
Kurtosis	2.27279	1.5008	1.7519
變異係數	0.6413	0.3084	0.5768
Jarque-Bera	9.6381	10.6441	9.5241
Probability	0.0080*	0.0049*	0.0085*

註：\*表示在 5%顯著水準下，常態性檢定統計量出現顯著。

#### 4.1.2 變數時間序列分析

本研究採用美國統計局X11分解法 (decomPosition)對變數時間序列之四個特性：趨勢(T)、季節(S)、循環(C)與隨機(I)進行分析。趨勢、循環、與隨機以圖示；而季節性變動計算模型，是採取相加與相乘兩模型進行分析，並探討分析結果是否一致。圖3為BPI與PMX新船船價與五年二手船價長期趨勢與循環變動趨勢，自2000年至2002年來呈平穩狀態，2002年末漸漸上升至今，中間雖有波動，但只有BPI指數振幅較大；圖4為BPI與PMX新船船價與五年二手船價之不規則變動趨勢，此圖得知，只有BPI指數在2003年至2005年受到伊拉克與美國戰爭之影響而產生不規則變動；圖5為BPI與PMX新船船價與五年二手船價相乘模型之季節性變動；圖6為BPI與PMX新船船價與五年二手船價相加模型之季節性變動。

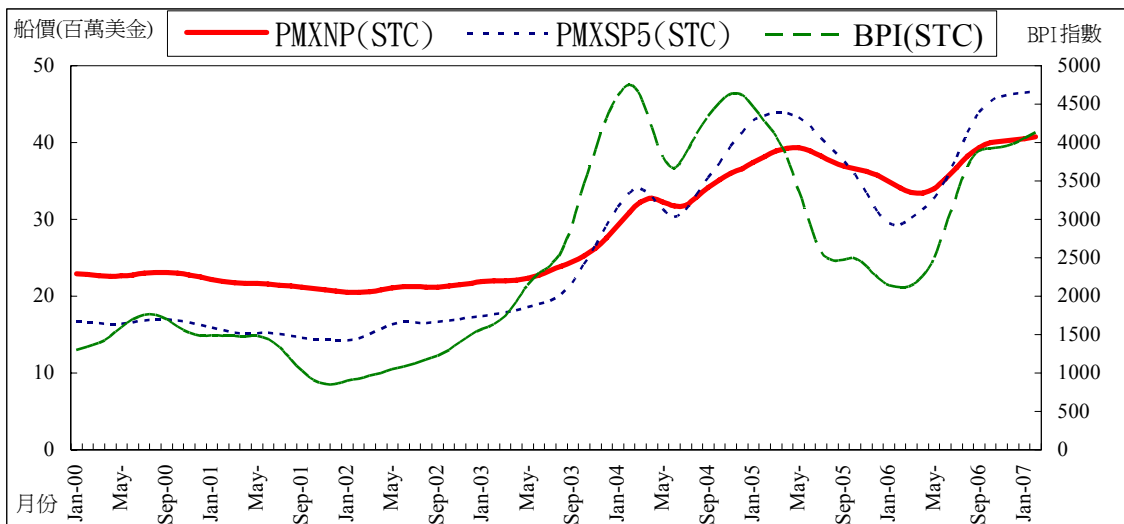


圖3為BPI與PMX新船船價與五年二手船價長期趨勢與循環變動趨勢

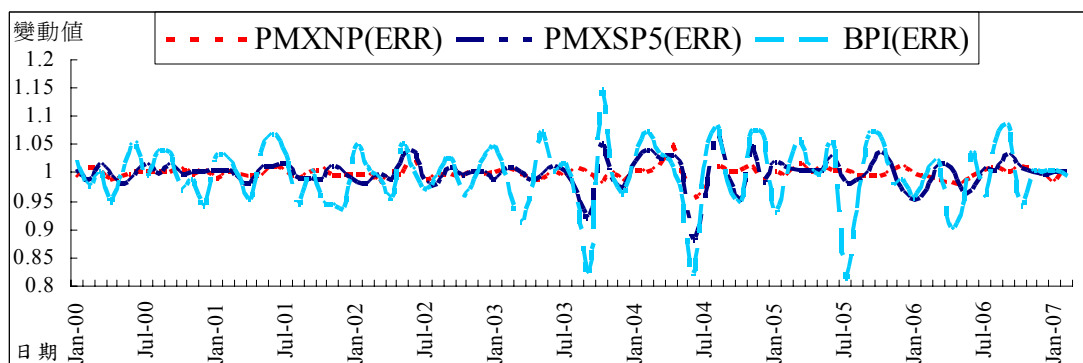


圖 4 為 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價之不規則變動趨勢

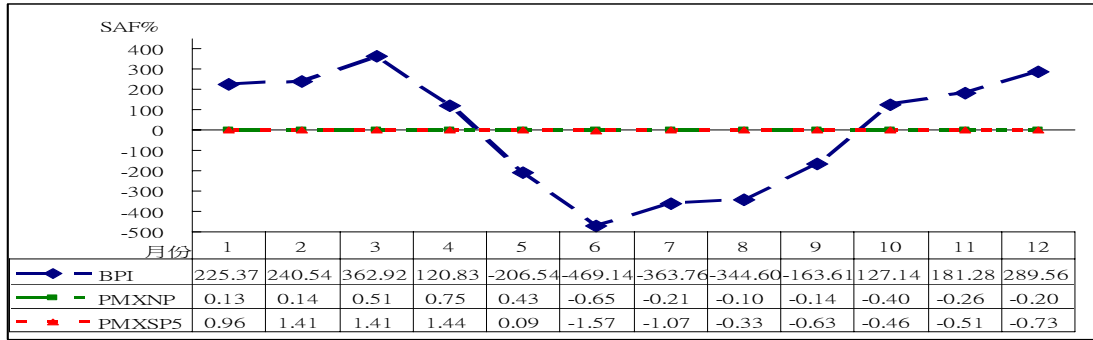


圖5 BPI與PMX新船船價與五年二手船價相乘季節模型變動趨勢及資料

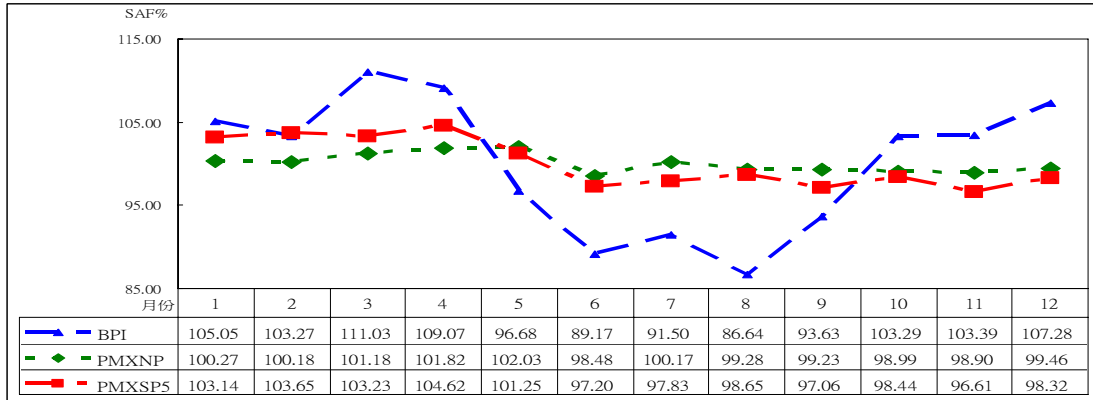


圖6 BPI 與 PMX 新船船價與五年二手船價相加季節模型變動趨勢及資料

經由圖 5、圖 6 之分析結果發現，在相乘與相加模型下二者間之差異不大。BPI 指數之高點約位於每年之 2、3 月，4 月起運價慢慢走軟，低點約發生在每年之 6~8 月，此表示 BPI 指數之變動，高點大約出現於春季，低點約在夏季，此結果與南、北半球穀類收穫季節有關，南半球穀類收穫在 2-3 月，北半球穀類收穫在 8-10 月，因此在收穫季節巴拿馬型船之需求量增加，又加上冬季為傳統之散裝海運旺季，故大致結論 10 月至隔年之 3 月為巴拿馬極限型船船價之旺季。

#### 4.2 數據資料單根檢定分析

為避免產生虛假迴歸問題，本研究利用Augmented Dickey-Fuller(ADF)單根檢定法，檢定BPI指數與船價波動是否為定態數列。虛無假設  $H_0$ ：BPI指數與船價波動率變動具有單根，非定態數列。表4顯示BPI指數與船價波動率單根檢定ADP之P值皆大於顯著水準0.05，因此接受單根存在之假設，亦即BPI指數與船價波動數列為非定態數列。

表 4 BPI 指數與船價波動率單根 ADF 檢定

檢定方式	項目	差分	ADF	遞延期數	最小 AIC	臨界值 (1%)	P
單根 ADP 檢定	BPI	0	-0.2267	1	14.7918	-2.5935	0.6016
	PMXNP	0	1.1803	1	2.5230	-2.5935	0.9379
	PMXSP5	0	0.7874	1	4.0949	-2.5935	0.8812
差分後單根 ADF 檢定	BPI	1	-6.7864	0	14.7680	-2.5935	0.0000*
	PMXNP	1	-5.6768	0	2.5158	-2.5935	0.0000*
	PMXSP5	1	-6.0836	0	4.0782	-2.5935	0.0000*

註：\*表示顯著水準  $\alpha = 0.05$  之下，出現顯著。

表 5 BPI 指數與船價波動率之 PP 檢定

檢定方式	項目	差分	ADF	Bandwidth	最小 AIC	臨界值 (1%)	P
差分後 PP 檢定	BPI	1	-6.8153	2	14.7680	-2.5935	0.0000*
	PMXNP	1	-5.7096	3	2.5158	-2.5935	0.0000*
	PMXSP5	1	-6.1134	1	4.0782	-2.5935	0.0000*

註：\*表示顯著水準  $\alpha = 0.05$  之下，出現顯著。

表5為BPI指數與船價之PP (Phillips-Perron) 經一次差分後之檢定結果。檢定結果發現所有P值皆小於顯著水準0.05，表示殘差項彼此間無自我相關且非異質變異，因此所有數據資料已為定態，往後之分析結果將更具精確性。

#### 4.3 因果關係檢定(Granger Causality Test)

本節首先探討 BPI 指數與船價之因果關係。表 6 為巴拿馬極限型指數與船價波動率因果關係檢定結果，首先發現二手船價是引起新船船價漲跌之因素。其次 BPI 指數對新船船價與二手船價存在單向之領先落後因果關係，表示新船船價與二手船價會隨著 BPI 指數之漲跌而變動。

表 6 巴拿馬極限型指數與船價波動率因果關係檢定結果

Null Hypothesis	F 統計量	P 值	虛無假設檢定結果	因果關係
PMXSP5 does not Granger Cause PMXNP	9.24	0.0003	拒絕	單向因果關係
PMXNP does not Granger Cause PMXSP5	0.92	0.4018	接受	
BPI does not Granger Cause PMXNP	17.65	0.0000	拒絕	單向因果關係
PMXNP does not Granger Cause BPI	0.14	0.8664	接受	
BPI does not Granger Cause PMXSP5	5.96	0.0039	拒絕	單向因果關係
PMXSP5 does not Granger Cause BPI	0.05	0.9501	接受	

#### 4.4 Johansen 共整合檢定

表 7 為 BPI 指數與船價之共整合檢定結果。若 BPI 與船價具有共整合現象，表示 BPI 與船價間具有長期均衡關係，換句話說，對 BPI 與船價長期而言，具有往均衡方向調整之特性，亦即在短期間 BPI 與船價可能存在偏離之現象，但是此種短期偏離，經過長時間會逐漸縮小，最後呈現均衡跟隨之現象。經由共整合檢定結果，由表 7 中之 P-value 得知，BPI 指數與新舊船價共整合之 P 值皆小於顯著水準 0.05，表示拒絕虛無假設，亦即代表檢定結果呈現顯著，表示 BPI 對於新舊船價存在一組或一組以上之共整合現象，即代表 BPI 與船價具有長期均衡關係；而新船船價與二手船價虛無假設之 P 值大於顯著水準 0.05，表示無法拒絕虛無假設，即代表檢定結果呈現不顯著，因此新船船價與二手船價不具有長期均衡現象。

表 7 巴拿馬極限型指數與船價波動率共整合檢定

		HyPoththesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Trace Statistic	1 Percent Critical Value	P-value
BPI	PMXNP	None *	0.1647	15.4946	12.3209	0.0142*
		At most 1	0.0113	0.9189	4.1299	0.3910
	PMXSP5	None *	0.1351	10.9234	12.3209	0.0492*
		At most 1	0.0021	0.1665	4.1299	0.7356
PMXNP	PMXSP5	None	0.0320	4.7227	12.3209	0.6067
		At most 1	0.0254	2.0877	4.1299	0.1751

註：\*表示在顯著水準  $\alpha = 0.05$  拒絕虛無假設

#### 4.5 向量自我迴歸模型及向量誤差修正模型

依上述共整合檢定結果，BPI與船價具有共整合向量則適用VECM檢定來進行下一步分析，而新船船價與二手船價不具有共整合向量則適用VAR檢定。在進行VECM與VAR模型估計時，須先選定最適落後期數P值，本研究依Box-Jenkins精簡法則(Principle of Parsimony)採取AIC(Akaike's Information Criterion)準則為判斷標準，當AIC 值最小時，為最適落後期數。表8與表9為VECM及VAR模型之檢定結果，由此表得知新舊船價受BPI落後期數影響。

表8 BPI對船價之VECM模型之最適落後期檢定結果

VECM (P)	Log Likelihood	AIC(最小)	殘差檢定
BPI vs PMXNP (3)	-664.5641	17.0141	不顯著
BPI vs PMXSP5 (6)	-688.8405	18.6192	不顯著

表9 新船船價與二手船價之VAR模型之最適落後期檢定結果

VAR (P)	Log Likelihood	AIC(最小)	殘差檢定
PMXNP vs PMXSP5 (4)	-223.907	5.9977	不顯著

表10實證結果顯示新舊船船價受到BPI落後1期影響，表示新舊船船價由VECM模型中得出新舊船船價受BPI落後一期影響，於實務上即表示前一個月之BPI變動，對隔月新舊船船價產生影響。表11顯示新船船價受二手船價落後1,4期和自身落後1期之影響顯著，舊船船價受新船船價落後3期和自身落後1期之影響顯著，表示新船船價和二手船價之變動也會受到互相與自身之影響。

表10 巴拿馬極限型船價與BPI指數之VECM模型

自變數	應變數	D(PMXNP)	D(PMXP5)
	CointEq1		<b>【0.0004】</b> [3.6871]*
D(BPI(-1))		<b>【8.74E-04】</b> [3.8792]*	<b>【0.0019】</b> [2.5291]*

註：1.  $t_{0.01}=2.326$ ，t統計量絕對值>2.326表示顯著。

2.\*表示在1%之水準下顯著

3.【】為參數估計值；[]為t統計量。

巴拿馬極限型指數與船價波動率VECM之模型如下：

1.新船船價與指數之VECM模型

$$\Delta PMXNP = 0.0004 e_{t-1} + 0.0009 D(BPI(-1))$$

2.二手船價與指數之VECM模型

$$\Delta PMXSP5 = 0.0019(BPI(-1))$$

表 11 巴拿馬極限型新船船價與二手船價 VAR 模型

自變數 \ 應變數	PMXNP	PMXSP5
PMXNP(-1)	<b>【0.9380】</b>	<b>【0.1746】</b>
	[ 6.7474]*	[ 0.5306]
PMXNP(-3)	<b>【0.0065】</b>	<b>【1.1505】</b>
	[ 0.0336]	[ 2.5329]*
PMXSP5(-1)	<b>【0.2173】</b>	<b>【1.3695】</b>
	[ 3.6303]*	[ 9.6657]*
PMXSP5(-4)	<b>【-0.1945】</b>	<b>【-0.2550】</b>
	[-3.1410]*	[-1.7403]

註：1.  $t_{0.01}=2.326$ ，t統計量絕對值>2.326表示顯著。

2.\*表示在1%之水準下顯著

3.【】為參數估計值；[]為t統計量。

1.新船船價之VAR模型

$$\Delta PMXNP = 0.9380(PMXNP(-1)) + 0.2173(PMXSP5(-1)) - 0.1945(PMXSP5(-4))$$

新船船價VAR模型實證發現，新船船價受二手船價落後期影響，其係數由0.2173至(-0.1945)，另受自身落後期之影響係數為0.9380，因此顯示新船船價受自身落後期影響較二手船價大，亦指前1-2個月之新船船價變動，會在隔月對於新船船價產生較大影響。

2.二手船價之VAR模型

$$\Delta PMXSP5 = 1.1505(PMXNP(-3)) + 1.3695(PMXSP5(-1))$$

由二手船價VAR模型實證發現二手船價受新船船價落後期影響，其係數為1.1505，另受自身落後期之影響係數為1.3695，由此判定二手船價受新船船價與自身落後期有顯著影響。實務上，新船船價通常會在1-4個月後影響二手船價，因此亦顯示新船船價為二手船價領先指標。

## 伍、結論與建議

### 5.1 結論

本研究選擇以國際散裝乾貨船市場之巴拿馬極限型船運價指數（BPI）與船價為實證研究標的，以實證方法探討BPI與船價之因果關係與季節效應。驗證結果有以下幾點結論：

1.VAR 模型及 VECM 模型實證顯示，就研究期間，新船船價與二手船價皆受自身之影響；但除自身之影響外，BPI 對其亦有解釋能力。

2. 巴拿馬極限型船之新船船價與二手船價間因果關係檢定，發現新船船價與二手船價存在單向之領先落後因果關係，二手船價是引起新船船價變動主因，亦即二手船價變動會對新船船價產生同向之影響。
3. BPI與船價時間序列存在單根，即表示屬於非定態之時間序列，因此將所有變數經一階差分且均呈定態後，再進行後續之研究工作。而且BPI存在明顯之季節效應，在一年中之高檔期出現在每年之2-3月；低檔出現在每年之6-8月；亦即高點位於冬季，低點約在夏季。船價一年中並無特別之高低檔期出現亦即無明顯之季節效應。

綜觀上述之實證結果，顯示巴拿馬極限型船運價市場對巴拿馬極限型船新舊船船價之漲跌有解釋能力，但是船價市場在訊息反應以及價格發現之功能上，發現巴拿馬極限型新船船價可做為二手船船價之領先指標。另外，在季節週期實證上，巴拿馬極限型船運價具有季節性變動趨勢，本研究之結論，可提供散裝海運經營者或研究者在配置資產或遴選投資標的時參考。

## 5.2 建議

1. 本研究所使用之方法亦可作為其它船種(包括油輪、乾散貨船)之船型租金(租金指數)與船價互動關係探討，研究結果可提供海運投資者決策依據。
2. 自本研究可獲得海運市場具有極高之季節變動，因此後續之研究，可針對季節、週期、趨勢等變動因素，進行深入分析，將可提供經營者之參考。

## 參考文獻

1. 楊鈺池、王志敏，“巴拿馬極限型船租金費率與船價波動關係之時間序列研究”，*運輸計劃季刊*，第三十五卷第四期，pp. 415-442，2006。
2. Beenstock, M, “A Theory of Ship Prices”, *Maritime Policy and Management*, 12, pp.215-225, 1985.
3. Kavussanos, MG, “The dynamics of time-varying volatilities in different size second-hand ship prices of the dry-cargo sector”, *Applied Economics*, 29, pp. 433-443, 1997.
4. Glen, DR., “The market for second-hand ships: Further results on efficiency using cointegration analysis”, *Maritime Policy and Management*, 24, pp. 245-260, 1997.
5. Tsolakis, S., Cridland, C., & Haralambides, H., “Econometric Modeling of Second-hand Ship Prices”, *Maritime Economics and Logistics*, 5, pp.347-377, 2003).
6. Eung C., S. Shim, “International transmission of stock market movements”, *Journal of Financial Quantitative Analysis*, 24, pp.241-256, 1989.
7. Cheung, Y. L. and S. C. Mak, “A Study of the International Transmission of Stock Market Fluctuation between the Developed Markets and the Asian Pacific Markets”, *Applied Financial Economics*, 2, pp.43-47, 1992.
8. 劉宗達，“大陸股市研究”，未出版碩士論文，成功大學企業管理研究所，台南，1995。
9. 劉興唐，“國際股市連動效應之實證研究-狀態空間模型之應用”，未出版碩士論文，國立中興大學企業管理研究所，台中市，1998。
10. 胡峻毓，“國際股市之連結性研究”，未出版碩士論文，元智大學企管研究所，桃園

縣, 2000。

11. 聶建中、李文傳、洪榆雲(2002)，“金融風暴前後對先進國家之股匯市連動關係”，台灣財務金融學會，台北，1-20。
12. Granger C. W. J. and P. Newbold， “Spurious Regressions in Econometrics” , *Journal of Econometrics*, pp.111-120, 1974.
13. 李俊賢，“經濟部加工出口區薪資所得與教育之時間序列實證研究”，未出版碩士論文，中山大學經濟研究所，高雄市, 2004。
14. Schwart, G. W., “ Effects of Model Specification on Tests for Unit Roots in Macroeconomic Data” , *Journal of Monetary Economics*, 20, pp.73-103, 1987.
15. Johansen, S, “Statistical Analysis of Cointegration Vectors, *Journal of Economic Dynamic and Control*” , 12, pp.231-254, 1988.
16. Johansen, S. and Juselius, K, “Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money” , *Oxford Bulletin of Economics and Statistic*, 52, pp.169-209, 1990.
17. Osterwald-Lenum, M., “A note with quantiles of the asymptotic distribution of the maximum likelihood cointegration rank test statistics: four cases” , *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 54, pp.461-72, 1992.
18. Sims, C. A, “Macroeconomics and Reality” , *Econometrica*, 48, 1-48 , 1980 .
19. Engle, R. F. and Granger, C. W. J, “Co-integration and Error Correction: Epresentation, Estimation, and Testing, *Econometrica*” , 55, pp.251-276 , 1987.
20. Granger, C.W.J., “ Investigating Causal Relations by Econometric Methods and Cross-Spectral Methods” , *Econometrica*, 34, pp.424-438 , 1969.