

海岬型船租金費率與船價波動關係 之時間序列研究

AN EMPIRICAL STUDY ON THE RELATIONSHIP BETWEEN HIRE RATE AND SHIP PRICE VOLATILITY OF CAPE-SIZE BULK CARRIERS

楊鈺池 Yi-Chih Yang¹

王志敏 Chih-Min Wang²

(94 年 12 月 9 日收稿，95 年 3 月 8 日第一次修改，95 年 10 月 20 日定稿)

摘要

自 2003 年起中國經濟建設發展，帶動海運需求的增加，尤其是載運鐵礦的海岬型散裝船無論在租金或是船價方面，皆呈現暴漲的趨勢。為探究近年來海運經濟是否存在變異特性，本文選擇以國際散裝乾貨船市場海岬型船標準船型即期與遠期租金對船價之影響作為實證研究標的，以實證方法探討租金與船價之領先或落後關係，以及衝擊反應關係。利用向量自我迴歸 (VAR)、衝擊反應分析 (impulse response analysis)、變異數分解法 (variance decomposition) 等分析方法，進行檢定海岬型船租金費率對於船價是否存有顯著的影響效應，以及了解新船與二手船價的變動間之相互影響關係。經研究結果發現，海岬型船租金對於新造船價沒有顯著影響力，且五年二手船價在短期受租金影響衝擊較大，長期還是受到新船船價單向影響，並發現海岬型船新船船價的變異值幾乎只能由本身過去的變異來解釋，惟五年二手船船價受過去租金的衝擊影響，在短期內較能解釋其變異情形，但是影響力極快消

-
1. 國立高雄海洋科技大學航運管理系暨研究所副教授 (聯絡地址：81157 高雄市楠梓區海專路 142 號高雄海洋科技大學航運管理系；電話：07-3617141 轉 3158；E-mail：hgyang@mail.nkmu.edu.tw)。
 2. 國立高雄海洋科技大學航運管理研究所暨研究所碩士生 (E-mail：wang8200@mail.nkmu.edu.tw)。

失，長期的變異情形有部分還是受到新船船價的衝擊所影響，且時間越長所產生的衝擊越大。

關鍵詞：船價；租金；散裝船；變異數分解法

ABSTRACT

Strong infrastructure construction development in China has resulted in an increasing demand for sea transportation, especially the market for Capesize bulk carriers that transport iron ore has boosted recently. To examine the interactive relationships between the hire rate and ship price of Capesize bulk carriers as well as the price variances of newbuild ships and second-hand ships, we adopted the Vector Auto Regression, impulse response analysis and variance decomposition approaches. The findings of this study show that there is no significant relationship between the newbuild ship price and the hire rate of Capesize bulk carriers. The 5-year second-hand ship price impulse responds to the hire rate in short term and to newbuild ship price in long term. Moreover, the price variance of newbuild ships can only be well explained by their own past variance, and the 5-year second-hand ship price can be well explained by the past variance of the hire rate in short term, however, the strength of effect disappears very soon, and its long-term variance is also partially impacted by newbuild ship price.

Key Words: Ship price; Hire; Bulk carrier; Variance decomposition

一、研究動機與目的

在國際乾散貨海運市場中，船舶租金代表收入，船價則為成本的主要項目，兩者之間存在著極微妙的關係，其中對於新造船價、二手船價與租金的任何投資決策，卻深邃地影響海運投資績效。而自 2003 年中國大陸需求鋼材暴增拉抬下，國際散裝乾貨船市場運費、租金費率及船價出現急速飆漲，至 2005 年受到中國二度實施宏觀調控，管制盲目投資，因而降低鋼鐵需求熱度。並且歐美鋼廠為挽救跌跌不休鋼價祭出減產措施，同時呼籲中國大陸鋼鐵業者配合減產，導致國際散裝海運市場行情從 2004 年底歷史天價一路下跌，此波高低跌幅超過 60% 以上。顯證國際散裝乾貨船市場價格風險極高，故如何掌握市場行情走勢，正確地進行營運操作，乃成為散裝海運經營者暨運輸需求者所需面對之最迫切課題。

每當海運市場出現超額利潤時，即會吸引資金競相投入建造新船或購買二手船，但經過一段時間卻因為船噸供給增加，造成租金大跌。有鑑於此，為探討如何適切選擇觀測目標，及如何適時採取適宜營運投資策略，本研究擬探討國際散裝乾貨船市場中海岬型船之租金費率變動走勢與新造船價、二手船價間相互影響關係，包括領先與衝擊影響關係。並期望所得實證結果除提供散裝海運經營者暨運輸需求者參考外，也希望引起研究者對於海

運投資營運操作研究議題之興趣。

本文內容共分五部分，第一部分為研究動機與目的；第二部分為相關文獻探討；第三部分為研究方法與資料分析；第四部分為實證結果及討論；最後一部分為本研究結論，並提出對後續研究之建議。

二、文獻探討

過去 Beenstock^[1] 利用下述之供需方程式探討二手船價：

$$\frac{F * PS_t}{W_t} = f_{ps} \left(\frac{E_t P_{t+1}}{PS_t}, \frac{E_t PS_{t+1}}{PS_t}, i_t \right), \text{ 其中,}$$

PS ：二手船價； F ：船隊； i ：利率；

W ：世界財產（船舶資產總值）；

$E_t P_{t+1}$ ：營運收入期望值（論時傭船費率－營運成本）；

$E_t PS_{t+1}$ ：次年二手船價期望值。

亦有 Kavussanos^[2] 利用「自我相關條件異質變異」模式（ARCH，autoregressive conditional heteroskedasticity），驗證了巴拿馬極限型船、輕便型船之二手船價與即期租金有關，以及海岬型二手船價與論時租金有關。也有學者（Glen^[3]）採用誤差修正模式（error correction model），在長短期間，以新造船價與論時傭船租金為變數，驗證二手船價之變動情形。

近期 Tsolakis 等人^[4] 使用下列供需架構模式解釋二手船價：

需求模式：

$$Q_{SH}^D = f(fr, secondhand, nb, LIBOR)$$

供給模式：

$$Q_{SH}^S = f(Orderbook / Fleet, secondhand)$$

在需求＝供給假設情形下，模式可以轉換成

$$secondhand = f(fr^+, nb^+, \frac{Orderbook^{+/-}}{Fleet}, LIBOR^-), \text{ 其中,}$$

fr ：日平均論時傭船租金；

nb ：新造船價；

$Orderbook/Fleet$ ：建造船舶數佔現有船舶船隊數百分比；

LIBOR (the interest rate)：利率。

結果確認無論短期或長期，新造船價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。

本文以上述學者的研究為基礎，以海岬型船價與租金為主要標的，探討兩者互動關係所得到的結果，是否存在不同的差異性。

三、時間序列分析理論基礎

本文以 E-view 軟體建立向量自我迴歸模型，探討海岬型船租金費率與船價間的價格領先與落後關係。研究步驟如以下小節所述。

3.1 單根檢定 (unit root test)

在對變數進行共整合檢定之前，必須先確定變數是否皆為相同整合級次，此為進行單根檢定的最重要目的。一般的時間序列可依定態 (stationary) 和非定態 (nonstationary) 加以區別。

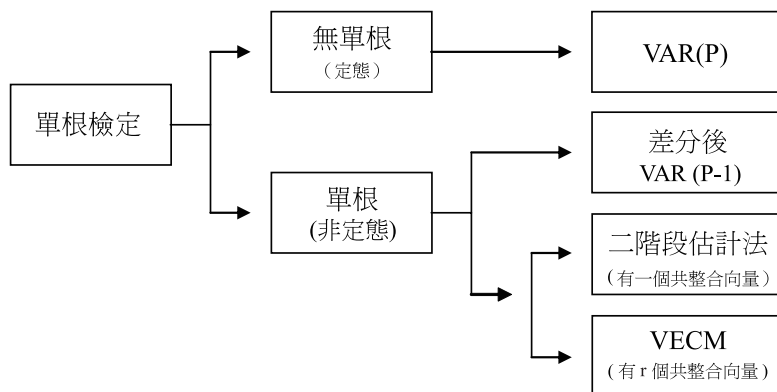


圖 1 模式檢定程序

採用 Dickey 與 Fuller^[5]所提出 DF 或 ADF 方法進行數列的單根檢定，可以確定時間序列的整合級次，藉以判斷其定態與否。若時間序列 X_t 的一階和二階動差隨時間而異，亦即有趨勢 (trend) 的特性，必須將其經過 d 次差分方能維持定態，則整合級次便確定為 d ，表示為 $X_t \sim I(d)$ ；若時間序列 X_t 的一階及二階動差不因時間而改變，符合定態時間序列的條件，便可確定其整合級次為 0，以 $X_t \sim I(0)$ 表示之。

單根檢定常用的二個方法為：

1. 單根檢定法 (dickey-fuller, DF) ;
2. 增量單根檢定法 (augmented dickey-fuller, ADF) 。

3.2 共整合檢定 (co-integration test)

Engle 與 Granger^[6] 提出共整合的觀念，指出即使個別經濟變數是依循隨機漫步的過程，但假若變數間存在共整合關係時，則這些變數的線性組合在長期內必藉由短期的動態調整，而回復至長期的均衡水準，也顯示具有一個長期共同的趨勢。本研究將應用 Engle 與 Granger 的兩階段法與 Johansen 的共積檢定法來進行分析。Engle 與 Granger 的兩階段模型係以檢定殘差項的恆定性為基礎，亦即檢定變數間線性組合的誤差項是否為平均數等於零的恆定數列，其檢定的步驟如下：

階段一：利用最小平方方法 (OLS) 求得共整合迴歸式的殘差項 Z_t

$$Z_t = C_0 + X_{it} - \sum_{i \neq j, j=1}^N \beta_{ij} X_{jt} \quad i, j = 1, 2, 3, \dots, N \quad (1)$$

階段二：利用 ADF 及 PP 模型檢定 Z_t 是否為均衡的殘差項(equilibrium error)，亦即以式 (2) 進行單根檢定：

$$\Delta Z_t = \alpha + \rho Z_{t-1} + \sum_{i=0}^p \theta_i \Delta Z_{t-1} + v_t \quad (2)$$

其中虛無假設為 $H_0: \rho = 0$ 或無共整合關係，而所適用的臨界值異於單根檢定，可參考 MacKinnon^[7] 的模擬值。倘若實證結果支持 Z_t 為恆定數列，則隱含各變數間存在長期的均衡關係。Johansen^[8] 及 Johansen 與 Juselius^[9] 提出的共積檢定法，乃利用無共整合限制的高斯向量自我迴歸模型 (Gaussian vector autoregressive model)，以最大概似法導出其共整合向量的估計式，再以概似比 (likelihood ratio) 統計量來檢定共整合向量的數目。首先假設變數 X_t 為 $N \times 1$ 的 $I(1)$ 數列，其向量自我迴歸 (VAR) 可表示如下式：

$$X_t = A_1 X_{t-1} + A_2 X_{t-2} + \dots + A_k X_{t-k} + \mu_0 + \varepsilon_t \quad (3)$$

其中殘差項 ε_t 為 iid 的高斯過程 (Gaussian process)， μ_0 為常數項。

再令 L 為落後運算元 (lag operator)， $\Delta = 1 - L$ 為差分運算因子，即可將式 (3) 改寫為式 (4)：

$$X_t = \Gamma_1 \Delta X_{t-1} + \Gamma_2 \Delta X_{t-2} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta X_{t-k+1} + \Pi X_{t-k} + \mu_0 + \varepsilon_t \quad (4)$$

其中， $\Gamma_i = -I + A_1 + \dots + A_i$ ， $i = 1, 2, \dots, k-1$ ， $\Pi = -I + A_1 + \dots + A_k$

Π 包括了所有隱含在 X_t 中的長期資訊，稱為「長期衝擊矩陣」(long-run impact matrix)， Π 的納入使得 (4) 式不會遺漏長期訊息，因研究中常將原始資料差分，以消除原資料數列中低頻率現象 (或長期現象)，來研究其短期動態關係。因此該項的加入可以將差分後所遺

失的長期關係引回，故稱其為誤差修正項； Γ_i 表示 X_t 中各變數的短期動態關係，即當體系受到干擾而脫離均衡時，各變數的變動情形。至於長期衝擊矩陣的秩次 (rank) 則決定共整合向量的個數。倘若 Π 為全秩 (full rank)，則表示 X_t 的本身水準都是定態的數列，不符合 $I(1)$ 的要求；若 Π 的秩次 r 為零，則表示變數間無長期共同關係，式 (3) 可經一次差分後，以標準自我向量迴歸模型 (VAR) 進行統計分析；若 r 介於零與 N 之間時，意謂著變數間有 r 個共整合向量存在，也就是有一個或多種長期的共同趨勢。Johansen 提出兩種概似比統計量 (likelihood ratio statistics)，以檢定共整合向量 r 的個數。軌跡檢定 (trace test)，其概似比檢定統計量為：

$$LR = -2\ln(\theta) = -T \sum_{i=r+1}^p \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (5)$$

H_0 ：最多有 r 個共整合向量；

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量。

式中， T 為樣本個數， $\hat{\lambda}_i$ 為矩陣中的特性根 (eigenvalue)。

另一為最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)，其概似比檢定統計量為：

$$LR = -2\ln(\theta, r | r+1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (6)$$

H_0 ：最多有 r 個共整合向量；

H_1 ：最少有 $r+1$ 個共整合向量。

以上兩種檢定法若所得結果拒絕 H_0 ，則代表 N 個變數間至少存在 $r+1$ 個長期的共同趨勢。

3.3 向量自我迴歸模型 (vector autoregression model)

Sims^[10] 提出向量自我迴歸模型 (vector autoregression, VAR)，針對以上問題提出解答。本模型不需在多個變數間的因果關係未明之前進行內外生變數的假設，只需直接針對資料本身進行分析。模型內各變數皆視為內生，以一組迴歸方程式來描述變數間的互動關係。該模型的理論基礎便在於經濟活動的特性經常會表現在資料本身的時間序列之上，若直接對資料本身進行分析，便不難得知經濟活動的本質。模型中所有的迴歸方程式皆以變數的落後項為解釋變數，該解釋變數便已涵蓋了所有相關訊息。但是在使用 VAR 模型時必須注意隨機衝擊項的處理，因為經由 Cholesky 分解的正交過程是隨意的，變數的排序由研究者主觀決定，排序不同將會產生不同的結果。由 VAR 模型發展出下列三種重要的應用模型，可分析本研究擬探討課題，以呈現代表意義：

1. 因果關係檢定 (causality test)；
2. 衝擊反應分析 (impulse response analysis)；
3. 預測誤差變異數分解 (forecast error variance decomposition)。

3.4 因果關係檢定、衝擊反應分析與預測誤差變異數分解

(一) Granger 因果關係檢定 (Granger causality test)

VAR 模型中為了避免變數間的當期相關，因此必須藉由正交化過程以轉化衝擊項，但是這個轉換過程會使得 VAR 模型若改變變數的排列順序，將會產生不同的分析結果，這種現象是 VAR 模型一項令人爭議的缺點。為解決此缺失，本研究將先利用 Granger 因果關係檢定分析哪些變數對其他變數較具影響力，依據變數對其它變數影響力的大小作為 VAR 模型中變數的排列順序。亦即利用 Granger 因果關係檢定，探討海岬型標準散裝船型之即期與遠期租金費率與新船船價、二手船價等變數彼此間影響力大小，作為 VAR 模型中變數排列順序的依據，並藉以觀察變數間的因果關係。

Granger 採用線性預測 (linear predictor)，並且以均方誤 (mean square error) 的大小判斷其預測能力，且將訊息產生的時間納入考慮，並將預測變數間的因果關係分成四種。以下說明 Granger 的因果關係定義：

假設 (X_t, Y_t) 為一組聯合共變異定態 (jointly covariance stationary) 特性的線性隨機過程，且令：

1. Ω_{t-1} 為包含變數 X_t 和 Y_t 的過去值所形成的資訊集合；
2. X_t, Y_t 分別表示變數本身當期值所形成的資訊集合；
3. $\tilde{X}_{t-1}, \tilde{Y}_{t-1}$ 分別表示預測變數本身過去值所形成的資訊集合；
4. $\sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1})$ 為資訊集合下對變數 Y_t 的最佳線性均方誤 (minimum mean squared error of optimal linear predictor)。

定義一：因果關係 (causality)

若 $\sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1}) < \sigma^2(\tilde{Y}_t/\Omega_{t-1})$ ，則稱為 X 影響 Y 。

表示預測 Y 變數時，除了利用變數 Y 本身過去值外，再加上變數 X 的過去值，會降低預測誤差之均方誤，有助於 Y 預測能力的提高。

定義二：瞬間因果關係 (instantaneous causality)

若 $\sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1}, X_t) < \sigma^2(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})$ ，則稱 X 瞬間影響 Y 。

表示預測 Y 變數時，除了利用變數 Y 本身過去之值與 X 的過去值外，再加上 X 當期值，會降低預測誤差之均方誤，有助於 Y 預測能力的提高。

定義三：反饋因果關係 (feedback causality)

若 $\sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1}) < \sigma^2(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})$ ， $\sigma^2(X_t/\Omega_{t-1}) < \sigma^2(X_t/\tilde{X}_{t-1})$

此時則表示變數 X 與 Y 變數存在雙向因果關係。亦即 X 變數對 Y 變數存在因果關係，且變數 Y 對變數 X 亦存在因果關係。

定義四：獨立性 (independence)

若 $\sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1}, X_t) = \sigma^2(Y_t/\Omega_{t-1}) = \sigma^2(Y_t/\tilde{Y}_{t-1})$ ，

$$\text{且 } \sigma^2(X_t/\Omega_{t-1}, Y_t) = \sigma^2(X_t/\Omega_{t-1}) = \sigma^2(X_t/\tilde{X}_{t-1})$$

則表示變數 X 與變數 Y 之間互為獨立變數，不存在因果關係。亦即預測變數 Y 時，額外加入變數 X 的訊息並無法改變對變數 Y 的預測能力。反之，在預測變數 X 時亦有相同的情況。

本研究採用 Granger 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海岬型標準散裝船型之即期與遠期租金費率與新船船價、二手船價變數間的線性因果關係，並藉此觀察變數間彼此影響大小，作為 VAR 模型變數排列順序的參考依據。其模型建構如下：

$$Y = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t$$

$$X = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j Y_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中 α 及 β 為迴歸係數， ε_t 為非相關之干擾項， p 為 Y 最佳落後期數， q 為 X 最佳落後期數。

檢定之虛無假設為 $H_0: \beta_j = 0, j = 1, 2, \dots, q$ ，亦即 X_t 並非為 Y_t 之因，則模式如下：

$$Y = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (7)$$

檢定過程乃利用 F 統計量，直接檢定 β 是否為 0；若上述的 β 係數不全為 0，則認為 X_t 對 Y_t 具有因果關係。同理可證，若以 X_t 為自變數，則

$$X = \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \varepsilon_t \quad (8)$$

檢定過程利用 F 統計量，直接檢定 β 是否為 0；若上述的 β 係數不全為 0，則認為 Y_t 對 X_t 具有因果關係。若上述之兩模式之虛無假設皆拒絕，亦即兩模式之 β 係數皆不全為 0，則表示 Y_t 與 X_t 具有回饋因果關係。

(二) 衝擊反應分析

衝擊反應分析主要研究當 VAR 模型中某一變數受到外生變數或殘差項影響時，其他變數所受到的衝擊程度。首先，將依照 World 分解定理 (world decomposition theorem) 轉換為 MA 模式 (moving average)，則每個變數即可以當期和各落後期的隨機衝擊項表示。因此藉著將變數帶入衝擊反應函數，便能了解模型中變數間的相互影響關係。例如，影響型態究竟為持續性或跳動性、影響方向為正或負、程度大或小和影響時間的長短。衝擊反應函數為：

$$Y_t = \mu + \varepsilon_t + \psi_1 \varepsilon_{t-1} + \psi_2 \varepsilon_{t-2} + \psi_3 \varepsilon_{t-3} + \dots + \psi_i \varepsilon_{t-i} \quad (9)$$

$\varepsilon_{t-i} = \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt-i} \\ \varepsilon_{xt-i} \end{bmatrix}$ ， ε_{yt-i} 指第 $t-i$ 期沒有包含在對下一期 (即第 $t-i+1$ 期) Y_{t-i+1} 估計式內的誤差 ε_{yt-i} ，同樣地， ε_{xt-i} 也有相同的意義。由誤差 ε_{t-i} 可以解釋 $t-i$ 期的未預期之衝擊改變，將式 (9) 對 ε_{t-i} 微分，即可得到落後一期的衝擊時，當期變數的影響為 $\frac{\partial Y_t}{\partial \varepsilon_{t-1}} = \psi_1$ ，因此， ψ_1 矩陣包含了四個衝擊參數，即

$$\psi_1 = \begin{bmatrix} \psi_{11}^{(1)} & \psi_{12}^{(1)} \\ \psi_{21}^{(1)} & \psi_{22}^{(1)} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_{yt-1}} & \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_{xt-1}} \\ \frac{\partial x_t}{\partial \varepsilon_{yt-1}} & \frac{\partial x_t}{\partial \varepsilon_{xt-1}} \end{bmatrix} \quad (10)$$

其中 $\psi_{11}^{(1)} = \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_{yt-1}}$ 代表 y_t 變數的方程式落後一期的衝擊 $\partial \varepsilon_{yt-1}$ 對 y_t 的影響程度之大小； $\psi_{22}^{(1)} = \frac{\partial x_t}{\partial \varepsilon_{xt-1}}$ 代表 x_t 變數的方程式落後一期的衝擊 $\partial \varepsilon_{xt-1}$ 對 x_t 的影響程度之大小； $\psi_{12}^{(1)} = \frac{\partial y_t}{\partial \varepsilon_{xt-1}}$ 和 $\psi_{21}^{(1)} = \frac{\partial x_t}{\partial \varepsilon_{yt-1}}$ 則是交叉影響。

(三) 預測誤差變異數分解

藉由預測誤差變異數分解，我們可以了解變數的預測誤差變異數有多少來自本身的衝擊，多少來自其他變數的衝擊。但預測誤差變異數分解必須在正交變動過程下分解才具意義，隨機衝擊項 U_{t-1} 為序列無關且當期無關，因此可由此計算唯一的誤差變異數分解之百分比，再由百分比大小來判斷變數間相對解釋程度。以兩變數向量自我迴歸動態模型如式(11)及(12)：

$$y_t = b_{10} + b_{11}y_{t-1} - \beta_{12}x_t + b_{12}x_{t-1} + e_{yt} \quad (11)$$

$$x_t = b_{20} + b_{21}y_{t-1} - \beta_{21}y_t + b_{22}x_{t-1} + e_{xt} \quad (12)$$

$$\beta Y_t = B_0 + B_1 Y_{t-1} + e_t \quad (13)$$

$$\text{矩陣 } \beta = \begin{bmatrix} 1 & \beta_{12} \\ \beta_{21} & 1 \end{bmatrix}, Y_t = \begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix}, B_0 = \begin{bmatrix} b_{10} \\ b_{20} \end{bmatrix}, B_1 = \begin{bmatrix} b_{11} & b_{12} \\ b_{21} & b_{22} \end{bmatrix}, e_t = \begin{bmatrix} e_{yt} \\ e_{xt} \end{bmatrix}$$

$$\begin{bmatrix} y_t \\ x_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} \phi_{10} \\ \phi_{20} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \phi_{11} & \phi_{12} \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} y_{t-1} \\ x_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix} \quad (14)$$

上述 $\begin{bmatrix} \varepsilon_{yt} \\ \varepsilon_{xt} \end{bmatrix}$ 為殘差矩陣，設定為 ε_t ，則 $\varepsilon_t = \frac{1}{(1 - \beta_{12}\beta_{21})} \begin{bmatrix} e_{yt} - \beta_{12}e_{xt} \\ e_{xt} - \beta_{21}e_{yt} \end{bmatrix}$ ，令 $\sigma_y^2 = \text{var}(e_{yt})$ 、 $\sigma_x^2 = \text{var}(e_{xt})$ 。將式 (14) 以矩陣表示如式 (15)：

$$Y_t = \phi_0 + \phi_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (15)$$

由式 (15) 可推算出向前 n 期向量自我迴歸矩陣表示如式 (16)，以式 (16) 分別獲得向前 n 期之預測期望值與向前 n 期之預測值之誤差如式 (17) 和 (18)：

$$Y_{t+n} = \phi_0(I + \phi_1 + \phi_1^2 + \dots + \phi_1^{n-1} + \phi_1^n Y_t + \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_1^n \varepsilon_{t-n+1} \quad (16)$$

$$EY_{t+n} = \phi_0(I + \phi_1 + \phi_1^2 + \dots + \phi_1^{n-1}) + \phi_1^n Y_t \quad (17)$$

$$Y_{t+n} - EY_{t+n} = \varepsilon_t + \phi_1 \varepsilon_{t-1} + \dots + \phi_1^n \varepsilon_{t-n+1} \quad (18)$$

向前 n 期預測誤差之變異數向量如式 (19)：

$$\Omega_y = \Omega_{10} \sigma_y^2 + \Omega_{11} \sigma_x^2 \quad (19)$$

上述等號右邊 $\Omega_{10} \sigma_y^2$ 代表 σ_y^2 造成 y_t 向前預測 n 期之變異程度，而 $\Omega_{11} \sigma_x^2$ 代表 σ_x^2 造成 y_t 向前預測 n 期之變異程度。將式 (19) 除以 Ω_y ，再以百分比的形成表示如式(20)，同樣方法也可算出 σ_y^2 和 σ_x^2 造成 x_t 向前預測 n 期之變異程度所佔百分比。

$$\frac{\Omega_{10} \sigma_y^2}{\Omega_y} + \frac{\Omega_{11} \sigma_x^2}{\Omega_y} = 100\% \quad (20)$$

四、資料特性與實證分析

4.1 資料分析

本文擬研究海岬型標準散裝船型之即期與遠期租金費率與新船船價、二手船價間領先與衝擊反應關係，研究結果將提供海運市場投資人使能準確利用租金價格與船價動態行為關係模型，選擇適當時機進行最適投資，以降低風險；此即為本文研究重心所在。本文參考倫敦權威海運研究機構 Clarkson Research Limited 發行之“Shipping Intelligence Weekly”所報導之每週各型船租金費率水準，並選取 Clarkson Research Limited 所採用海岬型船(Capesize, 172,000Dwt) 之租金費率與船價作為研究對象。研究資料樣本期間係自 2002 年 1 月至 2005 年 10 月，以週為時間單位，總共 196 筆觀察值。

本研究將相關變數定義如下：

Cape	海岬型即期租金 (論程備船租金)
Cape1	海岬型遠期一年租金 (論時備船租金)
Cape3	海岬型遠期三年租金 (論時備船租金)
Np	新造船價
Sp5	五年二手船價

由圖 2 與表 1 說明樣本敘述統計分析。經常態性檢定結果發現海岬型船租金與船價分配在 1% 顯著水準下，呈現顯著，即代表可拒絕虛無假設之常態分配，另偏態係數與峰態係數顯示海岬型船租金與船價係屬於右偏低闊峰，長尾向左，再由標準差大小來判斷海岬型船與巴拿馬極限型船兩者租金之高低波動程度比較，其中以海岬型船最大，其次巴拿馬極限型船，意味著海岬型船營運風險最大，巴拿馬極限型船次之，此現象與 Kavussanos^[11] 所研究結果一致。另外從海岬型船與巴拿馬極限型船兩者船價的標準差高低波動程度比較，亦發現船價波動以海岬型船最大，其次巴拿馬極限型船，意味著海岬型船購船風險最大，巴拿馬極限型船次之，並且兩種船型之二手船船價波動亦比新船船價大，亦表示購買二手船風險高於新船風險，此結果與 Kavussanos 以變異數大小來作判定三型船市場風險大小相同。然實務上，在比較不同市場風險大小時，係以樣本標準差除以樣本平均數之變異係數作比較，結果發現二種船型之即期租金變異係數最大，遠期 1 年租金次之，遠期 3 年租金最小，此意味著即期租金風險最大，遠期 1 年租金風險次之，遠期 3 年租金風險最小。而在船價市場風險評估，同樣以變異係數作比較，二種船型二手五年船價變異係數最大，新船船價變異係數較小，亦代表二手五年船價風險最大，新船船價風險較小。

表 1 樣本期間海岬型船與巴拿馬極限型船租金與船價之敘述統計分析

船型	平均值	標準差	偏態係數	峰態係數	變異係數	P
Cape	44211.96	26528.72	0.349122	-1.08738	0.6000	0.0000*
Cape1	39581.15	21670.37	0.180047	-1.50479	0.5475	0.0000*
Cape3	29530.22	12953.14	0.228650	-1.46201	0.4386	0.0000*
Np	48.50	12.08	0.227700	-1.55114	0.2491	0.0000*
Sp5	45.79	16.34	0.218679	-1.60544	0.3568	0.0000*
Pmx	22175.22	12644.01	0.345772	-1.25253	0.5702	0.0000*
Pmx1	21951.48	11892.74	0.460969	-1.09282	0.5418	0.0000*
Pmx3	16002.98	6318.56	0.477360	-1.03516	0.3948	0.0000*
Pmx Np	28.48	7.03	0.303738	-1.53993	0.2468	0.0000*
Pmx Sp5	27.34	10.52	0.320583	-1.42662	0.3848	0.0000*

註：* 表常態性檢定統計量下 P 值，在 1% 顯著水準下，出現顯著。

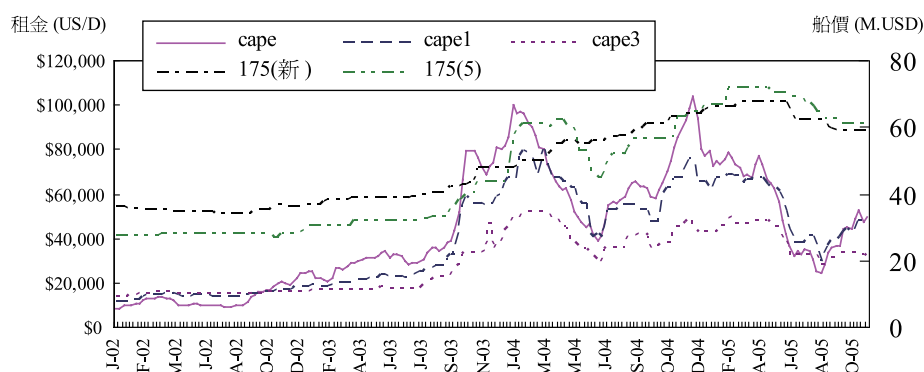


圖 2 海岬型船租金與船價變動趨勢

表 2 海岬型船租金與船價相關係數分析

	Cape	Cape1	Cape2	Np	Sp5
Cape	1.00	0.96	0.92	0.71	0.74
Cape1	0.96	1.00	0.98	0.82	0.86
Cape3	0.92	0.98	1.00	0.85	0.90
Np	0.71	0.82	0.85	1.00	0.97
Sp5	0.74	0.86	0.90	0.97	1.00

由表 2 得知船價與租金間相關係數介於 0.97 至 0.71 間，呈現彼此之間存有極高的相關情形。

4.2 單根檢定

Phillips 與 Perron^[12] 提出以無母數方式求出 t 統計值，統稱 PP 統計量，此方法亦被廣為運用，因此本研究將以 ADF 與 PP 統計量來檢定海岬型船租金費率與船價時間數列是否為定態數列。虛無假設為「海岬型船租金費率與船價時間數列具有單根，不是定態數列」。

首先對所有的變數進行定態測試，表 3-1 為海岬型船即期租金費率與船價的 ADF 單根檢定，統計量與臨界值進行比較。ADF 值皆大於臨界值 1%，結果發現海岬型船即期租金費率與船價的原始序列呈現不顯著水準，無法拒絕存在單根的虛無假設。表 3-2 為海岬型船租金費率與船價差分後的 ADF 單根檢定，ADF 值皆小於臨界值 1%，結果發現海岬型船租金費率與船價的差分後統計量與臨界值進行比較，皆在 1% 的顯著水準上（統計量小於臨界值），拒絕虛無假設，表示經過差分後的序列成為定態現象。

表 3-1 海岬型船租金費率與船價單根檢定

	ADF	遞延期數	最小 AIC	臨界值 (1%)	P
Cape	-0.515926	1	18.99114	-2.576936	0.4920
Cape1	-0.200719	1	18.79660	-2.576936	0.6128
Cape3	0.005346	0	18.09765	-2.576875	0.7159
Np	1.787669	1	1.918291	-2.576936	0.9823
Sp5	0.949143	1	3.290029	-2.576936	0.9088

表 3-2 海岬型船租金費率與船價差分後單根檢定

	ADF	遞延期數	差分次數	最小 AIC	臨界值 (1%)	P
Cape	-8.327068	0	1	18.98221	-2.576936	0.0000
Cape1	-10.71757	0	1	18.78650	-2.576936	0.0000
Cape3	-15.52604	0	1	18.09039	-2.576936	0.0000
Np	-10.77223	0	1	1.924490	-2.576936	0.0000
Sp5	-10.01502	0	1	3.284401	-2.576936	0.0000

表 3-3 為海岬型船租金費率與船價差分後的 PP (phillips-perron) 單根檢定結果，因為檢定式的殘差必須是無自我相關和具有同質變異，所以經由檢定海岬型船租金費率與船價差分後的 PP 單根檢定，ADF 值小於臨界值 1%。表示經由差分後租金費率時間數列為定態數列。

表 3-3 海岬型船租金費率與船價差分後之 PP 單根檢定

	ADF	自我相關落後期數	差分次數	臨界值 (1%)	P
Cape	-8.304143	0	1	-2.576936	0.0000
Cape1	-10.66897	0	1	-2.576936	0.0000
Cape3	-15.47914	0	1	-2.576936	0.0000
Np	-10.84330	0	1	-2.576936	0.0000
Sp5	-10.21833	0	1	-2.576936	0.0000

4.3 Johansen 共整合檢定

海岬型船租金費率與船價之共整合檢定，其目的在探討上述變數在依循隨機漫步的過程，假若存在共整合關係時，則租金費率與船價的線性組合在長期內必藉由短期的動態調整，而回復至長期的均衡水準，顯示具有一個長期共同的趨勢。

海岬型船租金費率與船價經由共整合檢定，從表 4-1 及 4-2 均顯示第一組之 $LR > 1\%$ 臨界值，所以強烈地拒絕沒有任何一組共整合向量存在的虛無假設，而第二組與第三組之 $LR < 5\%$ 臨界值，因此顯示只有一組共整合向量存在，而且表示海岬型船即期與遠期一年租金費率對於船價存在有長期均衡現象。表 4-3 三組之 $LR < 5\%$ 臨界值，表示在共整合檢定遠期三年租金費率對於船價不存在有長期均衡現象。

表 4-1 即期租金與船價共整合檢定

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.211020	52.30051	24.31	29.75
At most 1	0.038580	7.978747	12.53	16.31
At most 2	0.003318	0.621457	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

表 4-2 遠期租金 1 年與船價共整合檢定

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None **	0.223192	54.91678	24.31	29.75
At most 1	0.038839	7.687580	12.53	16.31
At most 2	0.001496	0.279888	3.84	6.51

** denotes rejection of the hypothesis at the 5%(1%) level

表 4-3 遠期租金 3 年與船價共整合檢定

Hypothesized No. of CE(s)	Eigenvalue	Likelihood Ratio	5 Percent Critical Value	1 Percent Critical Value
None	0.077317	21.13414	24.31	29.75
At most 1	0.033989	6.971562	12.53	16.31
At most 2	0.005018	0.885396	3.84	6.51

檢定結果，從表 5-1、5-2 顯示海岬型船即期與遠期一年租金費率，只存在一組標準化共整合向量的組合，分別為 (1.000, 1343.63, -2224.45)、(1.000, 1064.8, -1879.91)。

表 5-1 即期租金與船價標準化共整合向量係數

	CAP	NP	SP5
Coefficients	1.000000	1343.625	-2224.450
Standard errors		(288.130)	(297.611)
Log likelihood	-2177.236		

表 5-2 遠期 1 年租金與船價標準化共整合向量係數

	CAP1	NP	SP5
Coefficients	1.000000	1064.802	-1879.908
Standard errors		(168.654)	(173.891)
Log likelihood	-2167.320		

4.4 因果關係檢定 (Granger causality test)

因果關係的檢定概念，其目的在於研判租金變動對船價間的因果關係，進而決定最佳的變數順序，因此先檢驗租金對船價間因果關係，確認變數順序。

表 6 海岬型船租金費率與船價因果關係的檢定

	常數項	Coefficient	P 值	因果關係
Cap vs Np	-31207.37	1554.989	0.0000	雙向因果關係
Np vs Cap	34.24060	0.000323	0.0000	
Cap vs Sp5	-10794.44	1201.227	0.0000	雙向因果關係
Sp5 vs Cap	25.65465	0.000455	0.0000	
Cap1 vs Np	-31834.94	1472.450	0.0000	雙向因果關係
Np vs Cap1	30.38355	0.000458	0.0000	
Cap1 vs Sp5	-12715.19	1142.045	0.0000	雙向因果關係
Sp5 vs Cap1	20.10532	0.000649	0.0000	
Cap3 vs Np	-14567.39	909.2004	0.0000	雙向因果關係
Np vs Cap3	25.14061	0.000791	0.0000	
Cap3 vs Sp5	-3049.847	711.4821	0.0000	雙向因果關係
Sp5 vs Cap3	12.37639	0.001132	0.0000	

經由因果關係檢定，發現海岬型船租金費率與船價之間皆呈現雙向因果關係，表示在三種租金與新船、二手船相互間都會影響，此表示租金與船價在上漲下跌過程會有交替影

響的現象，亦即當某種租金因供給吃緊租金上漲時，會影響船價，並帶動船價跟隨上漲，下跌時亦同。

4.5 向量自我迴歸模型

定態後之租金費率時間序列可直接進行 VAR 模型的估計，以探討海岬型船租金費率與船價變數間的動態關係，而無需加入誤差修正項。至於模型的最適落後期數，依 AIC 準則結果來選定。本研究將以不同租金分別與新造船船價、二手船價進行 VAR 模型之實證。

由表 7-1 可發現在 VAR 模型之最適落後期檢定中，在 VAR (8) 期殘差檢定呈現殘差自我迴歸不顯著情形，表示 VAR (8) 為最適落後期模式，表 7-2 為 VAR 模型之實證結果，五年二手船船價受即期租金費率顯著影響，而只受新造船價落後 1、6、8 期時有影響。新造船價受即期租金費率與五年二手船船價影響呈現不顯著。即期租金費率受到新造船價落後 4、5、8 期時影響顯著，而不受五年二手船船價影響。

表 7-1 海岬型即期 VAR 模型之最適落後期檢定結果

VAR (p)	AIC	殘差檢定 (36 期自我相關)
7	24.41532	部分顯著
8	24.46545	不顯著
9	24.57739	不顯著

表 7-2 海岬型即期租金費率與船價 VAR 模型之實證結果

因變數 自變數	Cape		Newbuild price		Second-hand (5 年)	
	VAR	t	VAR	t	VAR	t
Cape(-1)	1.439848	18.4354*	1.74E-05	1.16016	0.000138	5.26899*
Cape(-2)	-0.48652	-3.57166*	-3.51E-05	-1.33835	-0.00019	-4.04318*
Cape(-3)	0.066436	0.44772	7.09E-05	2.48536	0.000117	2.35491*
Cape(-4)	0.039258	0.26100	-3.44E-05	-1.18848	-8.34E-05	-1.65354*
Cape(-5)	-0.11758	-0.78147	-2.03E-05	-0.70005	0.000123	2.44585*
Cape(-7)	-0.24302	-1.62987	-3.27E-05	-1.13984	-9.77E-05	-1.95428*
Cape(-8)	0.165811	1.91000*	1.15E-05	0.69076	9.20E-05	3.16232*
NP(-1)	-295.125	-0.72612	1.173095	15.0121*	-0.25848	-1.89694*
NP(-2)	148.679	0.23666	-0.23433	-1.93999*	0.295365	1.40236
NP(-4)	-1104.57	-1.75386*	0.163091	1.34691	0.06047	0.28640
NP(-5)	1155.969	1.86208*	-0.09536	-0.79896	0.103352	0.49659

表 7-2 海岬型即期租金費率與船價 VAR 模型之實證結果 (續)

因變數 自變數	Cape		Newbuild price		Second-hand (5 年)	
	VAR	t	VAR	t	VAR	t
NP(-6)	-727.102	-1.16477	-0.04892	-0.40761	-0.45517	-2.17491*
NP(-8)	968.8658	2.25362*	-0.04645	-0.56194	0.281605	1.95383*
SP5(-1)	-132.35	-0.57451	-0.01771	-0.39990	1.097088	14.2051*
SP5(-2)	177.5736	0.51251	-0.02601	-0.39050	-0.21507	-1.85150*
SP5(-4)	101.1407	0.29937	-0.13715	-2.11143*	-0.1764	-1.55740
SP5(-7)	601.6464	1.82948*	0.065921	1.04259	0.012221	0.11084

註：*表示在 5% 之顯著水準下顯著及 t 統計量 > 絕對值 1.645。

表 7-3 海岬型遠期一年 VAR 模型之最適落後期檢定結果

VAR (p)	AIC	殘差檢定 (36 期自我相關)
7	24.25586	部分顯著
8	24.34383	不顯著
9	24.47290	不顯著

表 7-4 海岬型遠期一年租金費率與船價 VAR 模型之實證結果

因變數 自變數	Cape1		Newbuild price		Second-hand (5 年)	
	VAR	t	VAR	t	VAR	t
CAP1(-1)	1.226682	15.4809*	-1.90E-06	-0.10709	9.01E-05	2.71549*
CAP1(-2)	-0.44315	-3.56851*	4.09E-05	1.47287	-6.74E-05	-1.29563
CAP1(-3)	0.35391	2.74709*	-7.82E-06	-0.27156	0.000112	2.07655*
CAP1(-4)	-0.26278	-2.00411	5.52E-06	0.18850	-6.09E-05	-1.10981
NP(-1)	-154.338	-0.43848	1.162721	14.7843*	-0.39298	-2.66611*
NP(-2)	522.3146	0.95822	-0.25232	-2.07168*	0.521672	2.28539*
NP(-3)	-239.996	-0.43098	-0.01379	-0.11085	-0.41547	-1.78168
NP(-8)	-616.871	-1.67201*	0.005161	0.06260	0.319155	2.06574*
SP5(-1)	268.4602	1.42198	-0.0272	-0.64477	1.108754	14.0242*
SP5(-2)	-8.64796	-0.03064	-0.02081	-0.32991	-0.26735	-2.26192*
SP5(-4)	-507.449	-1.77038*	-0.15823	-2.47064*	-0.15313	-1.27578
SP5(-5)	-513.76	-1.75808*	0.094783	1.45163	-0.03081	-0.25173
SP5(-6)	600.476	2.04309*	-0.07887	-1.20106	0.146343	1.18904
SP5(-7)	134.768	0.45914	0.115394	1.75950*	-0.01071	-0.08717

註：*表示在 5% 之顯著水準下顯著及 t 統計量 > 絕對值 1.645。

再由表 7-3 所顯示於研究樣本期間之資料中，依 AIC 法則及殘差自我相關檢定結果，判別最適落後期數應為第 8 期。表 7-4 首先發現海岬型新造船價不受海岬型遠期一年租金各期的影響，只受本身新造船價落後 1、2 期影響顯著，而受五年二手船價落後 4、7 期影響顯著。至於五年二手船價受海岬型遠期一年租金落後 1、3 期呈現顯著的影響，其他期租金對其影響力不顯著。另外海岬型遠期一年租金受五年二手船價落後 4、5、6 期影響顯著，亦受海岬型新造船價落後 8 期影響顯著。所以可以確認海岬型遠期一年租金費率對於五年二手船價具有價格最領先的功能。其次，新造船價對於租金的影響非常不顯著。

表 7-5 海岬型遠期三年 VAR 模型之最適落後期檢定結果

VAR (p)	AIC	殘差檢定 (36 期自我相關)
18	24.46545	部分顯著
19	24.74042	不顯著
20	24.88237	不顯著

表 7-6 海岬型遠期三年租金費率與船價 VAR 模型之實證結果

因變數 自變數	Cape 3		Newbuild price		Second-hand (5 年)	
	VAR	T	VAR	T	VAR	t
CAP3(-1)	0.991643	10.6742	2.86E-05	1.00015	0.000233	4.39171*
CAP3(-6)	0.174325	1.28099	-3.67E-05	-0.87477	0.000144	1.85010*
CAP3(-8)	0.064914	0.46910	0.000112	2.62754*	-4.59E-05	-0.58136
CAP3(-9)	-0.05593	-0.39671	-0.00011	-2.63501*	-5.11E-05	-0.63558
NP(-1)	-9.86291	-0.03309	1.221938	13.3041*	-0.22183	-1.30444
NP(-2)	-135.89	-0.29098	-0.32045	-2.22666*	0.18176	0.68212
NP(-3)	972.0522	2.06494*	-0.08713	-0.60063	-0.34105	-1.26979
NP(-4)	-1810.77	-3.75254*	0.287028	1.93021*	0.035284	0.12815
NP(-5)	1676.493	3.26332*	-0.21706	-1.37107	0.360268	1.22906
NP(-6)	-1360.34	-2.54192*	0.014844	0.09001	-0.41452	-1.35753
NP(-7)	1245.275	2.31088*	0.328518	1.97829*	0.348018	1.13189
NP(-8)	-551.567	-1.00249	-0.52962	-3.12367*	-0.18151	-0.57820
NP(-9)	165.904	0.28851	0.484242	2.73263*	0.53445	1.62890
NP(-12)	627.0771	1.02984	0.367218	1.95700*	0.207106	0.59612
NP(-13)	-106.562	-0.17846	-0.41601	-2.26084*	0.062397	0.18315
SP5(-3)	251.9722	1.12126	0.09167	1.32374	0.221516	1.72763*
SP5(-4)	-662.148	-2.94111*	-0.17518	-2.52492*	-0.26291	-2.04672*

表 7-6 海岬型遠期三年租金費率與船價 VAR 模型之實證結果 (續)

因變數 自變數	Cape 3		Newbuild price		Second-hand (5 年)	
	VAR	T	VAR	T	VAR	t
SP5(-5)	213.1968	0.89658	0.145678	1.98802*	-0.02745	-0.20231
SP5(-12)	-195.956	-0.81166	-0.12718	-1.70943*	-0.10833	-0.78641
SP5(-13)	355.3469	1.45550	0.085507	1.13654	0.28991	2.08121*
SP5(-14)	-311.544	-1.28262	-0.0092	-0.12286	-0.31732	-2.28965*
SP5(-15)	204.284	0.82622	0.017471	0.22929	0.252349	1.78876*
SP5(-16)	-172.866	-0.68140	-0.03492	-0.44665	-0.26838	-1.85410*
SP5(-18)	-200.768	-0.78934	0.164369	2.09706*	0.12369	0.85231
SP5(-19)	-12.6291	-0.07865	-0.04976	-1.00561	-0.16011	-1.74752*

註：*表示在 5% 之顯著水準下顯著及 t 統計量 > 絕對值 1.645。

由表 7-5 所顯示於研究樣本期間之資料中，依 AIC 法則及殘差自我相關檢定結果，判別最適落後期數應為第 19 期。在表 7-6 首先發現海岬型新造船價受海岬型遠期三年租金落後 8、9 期的影響，亦受五年二手船價落後 4、5、12、18 期影響，而五年二手船價受遠期三年租金落後 1、6 期的影響，亦受自身落後多期呈現顯著的影響，但是不受新船船價影響。另外海岬型遠期三年租金受新造船價落後 3-7 期影響顯著，所以可以確認新造船價對於海岬型遠期三年租金費率具有價格領先的功能。

綜合以上結論：就研究樣本期間，新造船價與海岬型遠期三年租金間存在相互影響關係，五年二手船價受即期租金影響最為顯著，其次為一年與三年租金。亦表示即期租金為五年二手船價的領先指標。另外新船船價與五年二手船價幾乎呈現沒有影響關係。一年租金與五年二手船價間存在相互影響關係，遠期三年租金則受到新造船價顯著影響。

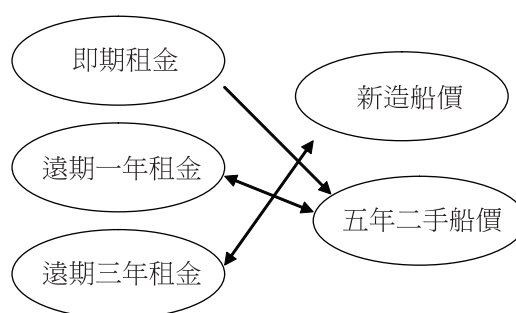


圖 3 海岬型租金費率與船價 VAR 模型之實證結果關係

4.6 衝擊反應函數

進一步分析當模式內某一內生變數發生自發性干擾時，對模式內其他內生變數當期與未來數期的影響過程，利用 E-views 統計軟體，將海岬型船即期與遠期租金對船價進行衝擊反應檢定。

圖 4-1，4-2 及 4-3 分別顯示海岬型船即期租金和新船船價、五年二手船船價自發性干擾與衝擊反應大小等圖形。檢定結果發現即期租金衝擊反應大小大多來自自發性干擾，有一小部分來自新船船價，而受五年二手船船價負面衝擊。新船船價衝擊反應大小大多來自自發性干擾，而受五年二手船船價變數前幾期產生弱勢負衝擊後，逐漸負面衝擊增加。五年

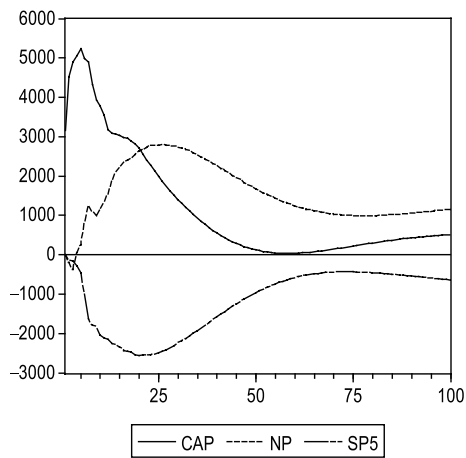


圖4-1 即期租金衝擊反應大小

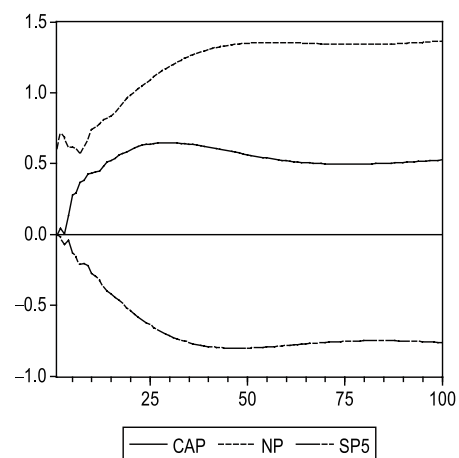


圖4-2 新造船價衝擊反應大小

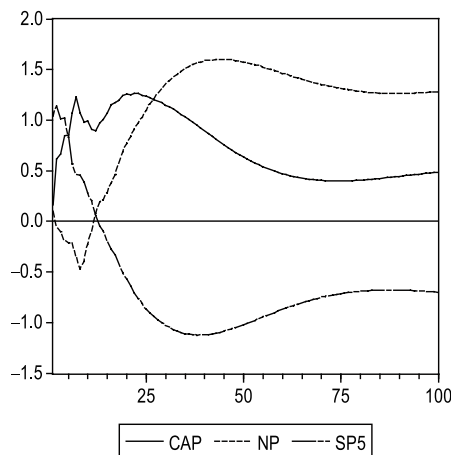


圖4-3 五年二手船價衝擊反應大小

二手船船價衝擊反應大小大多來自即期租金，而受自發性干擾由微弱正衝擊逐漸轉變為負衝擊，但受新船船價前幾期影響為負衝擊之後轉為逐漸增大的正衝擊。

圖 5-1、5-2 及 5-3 檢定結果發現，遠期一年租金衝擊反應大小大多來自自發性干擾，有一小部分來自新船船價，而五年二手船船價則造成負面衝擊。新船船價衝擊反應大小大多來自自發性干擾，而受五年二手船船價變數前幾期影響產生弱勢負衝擊後，逐漸負面衝擊增加。五年二手船船價衝擊反應大小大多來自遠期一年租金，而受自發性干擾影響由微弱正衝擊逐漸轉變為負衝擊，但受新船船價前幾期影響為負衝擊之後轉為逐漸增大的正衝擊。

圖 6-1、6-2 及 6-3 檢定結果發現，遠期三年租金衝擊反應大小大多來自自發性干擾並

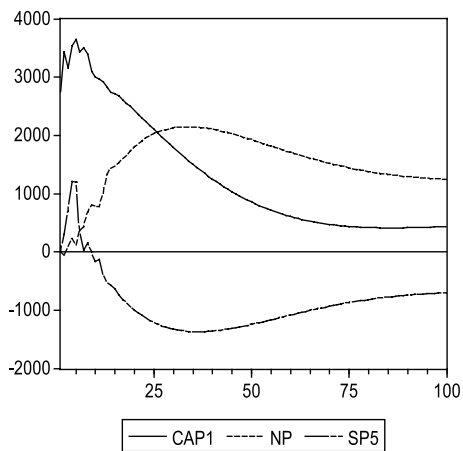


圖5-1 遠期一年租金衝擊反應大小

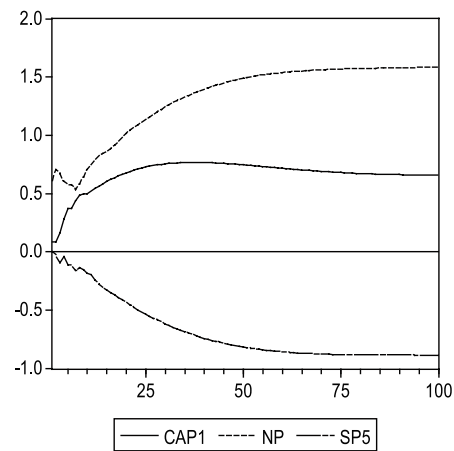


圖5-2 新造船價衝擊反應大小

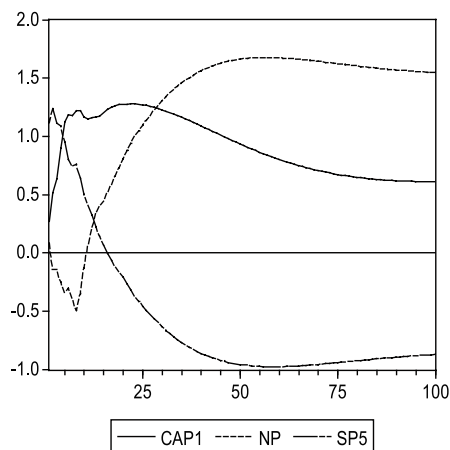


圖5-3 五年二手船價衝擊反應大小

現逐漸降低，有一小部分影響來自新船船價，而受五年二手船船價負面衝擊。新船船價衝擊反應呈應大小大多來自自發性干擾，而受五年二手船船價變數影響產生負衝擊後並逐漸增加。五年二手船船價衝擊反應大小大多來自遠期三年租金，而受自發性干擾影響由微弱正衝擊逐漸轉變為負衝擊，但受新船船價前幾期影響為負衝擊之後轉為逐漸增大的正衝擊。

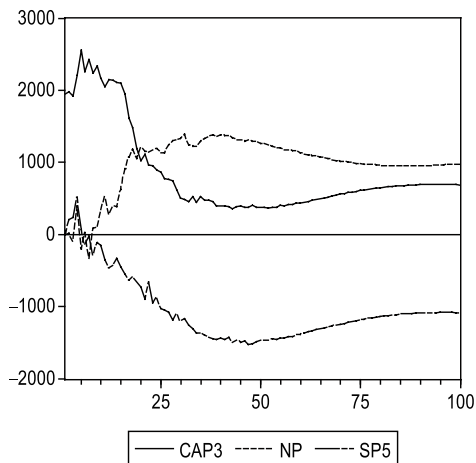


圖6-1 遠期三年租金衝擊反應大小

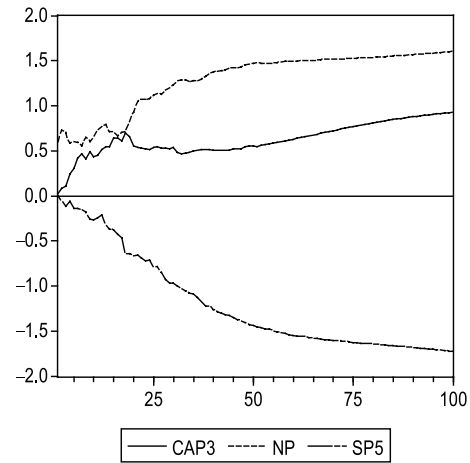


圖6-2 新造船價衝擊反應大小

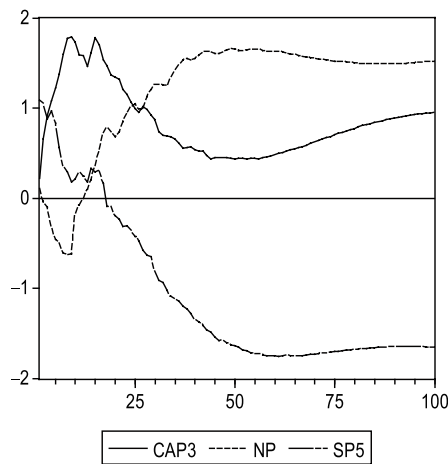


圖6-3 五年二手船價衝擊反應大小

由圖 7 可以發現無論即期或遠期租金都受到自發性干擾，租金與新船船價之間衝擊皆為正衝擊但反應不大，五年二手船船價都產生逐漸衰弱的正衝擊反應，故遠期一年租金市場行情表現似乎無法扮演著影響船價的主要角色。由以上結果可知，衝擊反應函數的結果與 VAR 的實證結果，基本上是一致的。

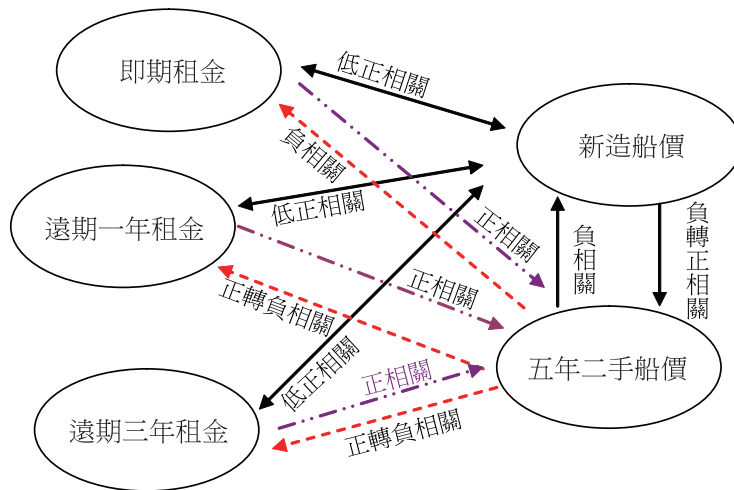


圖 7 海岬型船租金與船價關係

4.7 變異數分解

利用變異數分解可了解分析項目之變異數，受本身與其他變數的變動，所能解釋的程度。首先，進行觀察散裝乾貨船海運船價的變異數可以由哪些變異來解釋。綜合圖 8 至圖 10 結果可知，海岬型即期租金與新船船價，基本上只能由自身的變異來解釋，其他租金的變異並不會對其造成太大的影響。海岬型五年二手船價可由自身的變異來解釋，但是影響快速消失，但受新船船價影響，初期則是由 0% 開始逐漸上升，在落後 100 期時影響最大，增加至 40%-50% 附近，另受遠期租金影響則是由 5.5% 隨著時間逐漸上升至 25 期時最大，增加至 70%-80%，而後逐漸降低。因此整體分析結果顯示，新造船價不會受到租金的影響。五年二手船價短期受租金影響較大，特別是遠期三年租金的影響最大，長期則是受新船船價所產生的衝擊所影響。

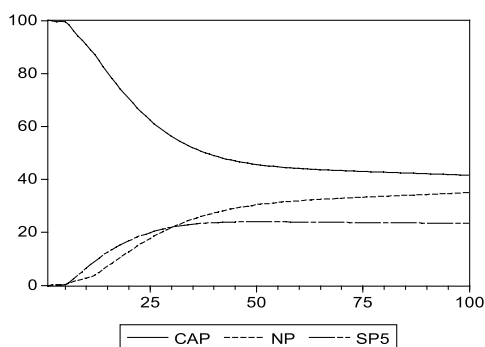


圖8-1 即期租金變異數分解圖

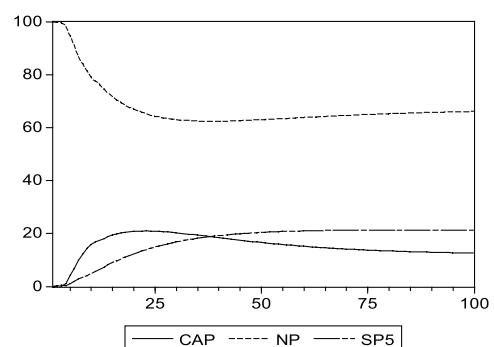


圖8-2 新船船價變異數分解

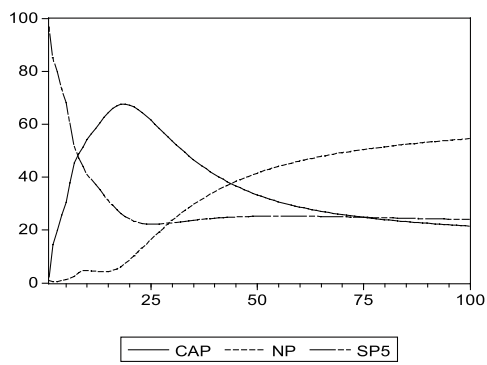


圖8-3 五年二手船價變異數分解

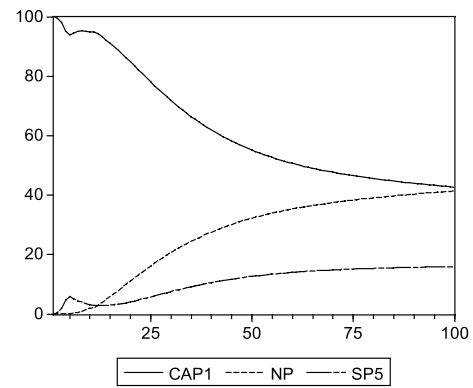


圖9-1 遠期一年租金變異數分解

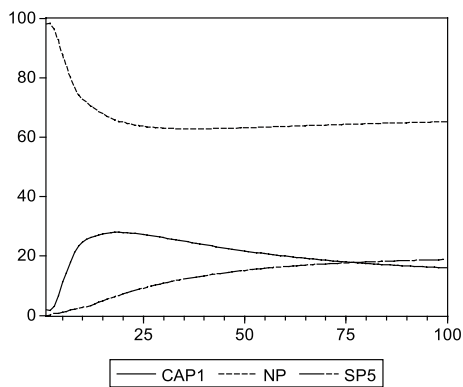


圖9-2 新船船價變異數分解

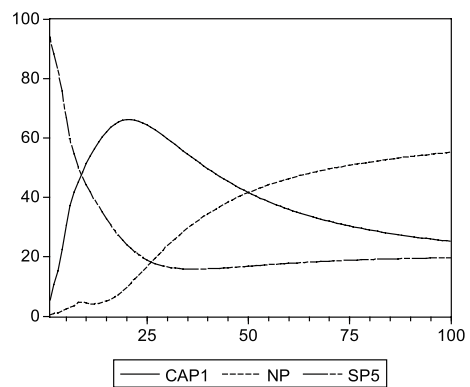


圖9-3 五年二手船價變異數分解

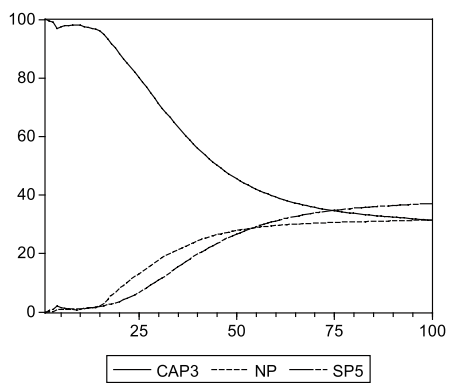


圖10-1 遠期三年租金變異數分解

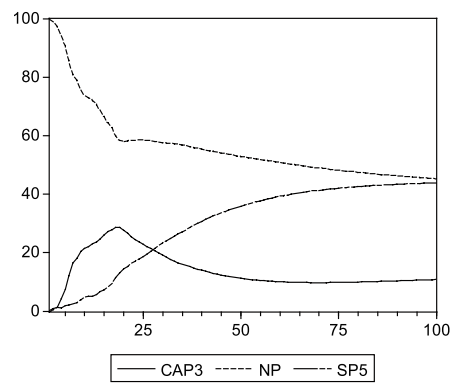


圖10-2 新船船價變異數分解

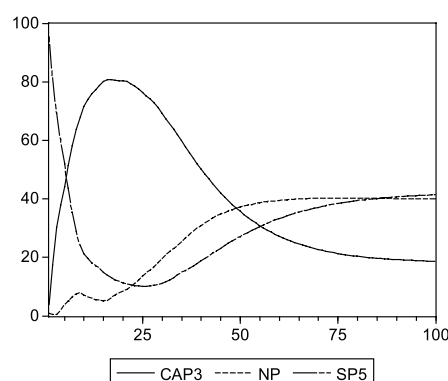


圖10-3 五年二手船價變異數分解

五、結 論

本研究選擇以國際散裝乾貨船市場海岬型標準船之即期與遠期租金對其船價影響作為實證研究標的，以實證方法探討租金與船價之領先或落後關係，以及衝擊反應關係。經本研究實證分析後得到以下幾點發現：

- (一) 海岬型船原始租金與船價數列資料存有單根，即代表上述數列屬於非定態的時間數列。因此將所有變數經一階差分使之均呈定態後，才能進行所欲研究工作。另外，本研究發現經共整合檢定之海岬型船租金與船價存在有長期均衡現象。
- (二) VAR 模型實證顯示，就研究期間而言，海岬型新造船價對於海岬型即期或遠期租金各期的影響呈現不顯著的結果，並且彼此不會相互影響；五年二手船則只受遠期一年租金影響，此結果符合 Kavussanos 所述海岬型二手船價與論時租金有關之結論。
- (三) 觀察衝擊反應函數實證結果得知，在研究期間，整體而言，海岬型租金與新造船價間雖然相互影響，但是衝擊函數不高，影響相當有限，二手船價對於新造船價的衝擊為負向關係。五年二手船價受到租金的衝擊都呈現極高的影響，所以租金對二手船價之影響居於領先的地位，另外新造船價對於二手船價剛開始衝擊為負向，但是數期後逐漸轉為正向影響並且衝擊力隨時間延續而增加。由以上結論可知，衝擊反應函數的結果與 VAR 的實證結果，基本上是一致的。
- (四) 以變異數分解進行散裝乾貨船租金與船價的變異數分析，發現海岬型船租金與新造船價之變化基本上只能由自身的變異來解釋，五年二手船船價的變異並不會對其造成太大的影響。五年二手船船價短期內受自身過去的衝擊較大，而受租金影響則依時間延長逐漸加大，尤其是受遠期三年租金影響力特別高。新造船價對其衝擊短期內影響較小，但是影響力逐漸增加，長期還是受到新造船價所產生的衝擊所影響。

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

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

最後，提供本文所得幾點心得供後續研究者參考，簡述如下：

- (一) 本研究已證實海岬型二手船船價在波動中存在有領先之現象，且與租金、新造船價之間呈現短長期正向關係，未來亦可以巴拿馬極限型與輕便極限型船價、租金作為研究對象，探討其兩者間的關係，作為投資者避險之參考。
- (二) 代表散裝船之運價指數 BDI 是由三項標準船運價指數 (BCI、BPI、BSI) 所組合，因此運價指數間存有明顯的互動現象，後續研究尚可考慮採用長時間的研究數據，探討不同運價指數與租金費率間變動是否存在顯著相關連動，若顯著其關係如何?亦是可研究之方向。

參考文獻

1. Beenstock, M., "A Theory of Ship Prices", *Maritime Policy and Management*, Vol. 12, 1985, pp. 215-225.
2. Kavussanos, M. G., "The Dynamics of Time-varying Volatilities in Different Size Second-hand Ship Prices of the Dry-cargo Sector", *Applied Economics*, Vol. 29, No. 4, 1997, pp. 433-443.
3. Glen, D. R., "The Market for Second-hand Ships: Further Results on Efficiency Using Cointegration Analysis", *Maritime Policy and Management*, Vol. 24, pp. 245-260.
4. Tsolakis, S., Cridland, C., and Haralambides, H., "Econometric Modelling of Second-hand Ship Prices", *Maritime Economics and Logistics*, Vol. 5, 2003, pp. 347-377.
5. Dickey, D. and Fuller, W., "Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root", *Journal of Econometrica*, Vol. 49, 1981, pp. 1057-1072.
6. Engle, R. F. and Granger, C. W. J., "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing", *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
7. MacKinnon, J. G., "Critical Values for Cointegration Tests", *Long-Run Economic Relationships*, R. F. Engle and C. W. J. Granger, Eds., Oxford University Press, London, Oxford, 1991, pp.

267-276.

8. Johansen, S., "Statistical Analysis of Cointegration Vectors", *Journal of Economic Dynamic and Control*, Vol. 12, 1988, pp. 231-254.
9. Johansen, S. and Juselius, K., "Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration with Application to the Demand for Money", *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 52, 1990, pp. 169-209.
10. Sims, C. A., "Macroeconomics and Reality", *Econometrica*, Vol. 48, 1980, pp. 1-48.
11. Kavussanos, M. G., "Comparisons of Volatility in the Dry-cargo Ship Sector, Spot versus Time-charters, and Smaller versus Larger Vessels", *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 30, No. 1, 1996, pp. 67-82.
12. Phillips, P. C. B. and Perron P., "Testing for a Unit Root in Time Series Regression", *Biometrika*, Vol. 75, 1988, pp. 335-346.

