

船舶價格與運費波動之關聯分析

The Relationship between the Fluctuations of Ship Prices and Freight Rates in the International Tramp Shipping Industry

吳偉銘¹ Wei-Ming Wu

洪榮良² Jung-Liang Hung

國立高雄第一科技大學企業管理研究所

國立高雄第一科技大學運籌管理系

¹Graduate Institute of Business Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology and ²Department of Logistics Management, National Kaohsiung First University of Science and Technology

(Received June 12, 2008; Final Version November 2, 2009)

摘要：本研究首先藉由 Hedonic 函數方法來建構綜合船價指數，以克服資料不對稱問題。之後，再以 VAR 模型來探討不定期海運市場中各價格波動間之關聯。本研究經由共整合分析發現：新造船、二手船、報廢船及貨運市場之價格波動，確實呈現環環相扣之連動關係，並且是一穩定之長期均衡關係。短期上，前期報廢船價波動，將可作為新造船與二手船價之先期變動指標。然面對市場價格體系之短期失衡時，貨運市場之調整最敏感，而新造船則較遲緩。另外，報廢船價波動干擾對二手船價之衝擊影響最直接且快速；相對的，運費波動干擾對二手船價之衝擊影響卻較溫和但深遠。另外，運費水準則受來自二手船價波動之衝擊影響最大。而報廢船舶價格之衝擊反應，主要是受來自貨運市場之價格波動影響。最後，新造船價之波動反應主要是反應影響造船成本之鋼鐵價格變動，所以其受報廢船價格波動之衝擊影響最大。

關鍵字：Hedonic 函數、不定期海運、共整合分析、衝擊反應

本文之通訊作者為吳偉銘，e-mail: ww@ccms.nkfust.edu.tw。

本文是國科會研究專題計畫 (NSC96-2416-H-327 -005-MY2) 之部分研究成果。作者感謝國科會之經費補助，同時也感謝審查委員對本文所提供之寶貴意見。

Abstract: In order to solve the problem of asymmetric data, this study has firstly applied Hedonic function to construct a set of comparable ship price indices. A vector autoregressive (VAR) model is then formulated to investigate the relationship between the price fluctuations of shipbuilding, secondhand ship, scrapping ship and freight markets in the international tramp shipping industry. By utilizing the co-integration analysis, this study suggests that the price fluctuations from the four aforementioned markets are closely interdependent and show a stable long-term equilibrium relationship. In the short term, the previous price fluctuation of scrapping ship market could be viewed as an indicator for the price fluctuations of both new shipbuilding and secondhand ship markets. When the market price structure shows temporary disequilibria, the freight market has the most sensitive adjustment, different from the new shipbuilding market that reacts in fairly sluggish. In responding to the price shock of scrapping ship market, the price adjustment of secondhand ship market is strong and quick; however, when triggered by the price shock of freight market, its price adjustment is moderate and can last for a long while. In addition, the price shock of secondhand ship market plays a crucial role to trigger the impulse response of freight market. The price adjustment of scrapping market is mainly caused by the price shock of freight market. In reflection with the concern of the steel cost on shipbuilding, the price shock of scrapping ship market has the largest impact on the price adjustment of shipbuilding market.

Keywords : Hedonic Function, Tramp Shipping, Cointegration Analysis, Impulse Response

1. 前言

自 2003 年下半年起，不定期海運市場因全球經濟景氣所引發之強勁需求，而致使運費水準出現數倍漲幅現象。同一期間，新船與二手船之交易也都出現價格急遽上升情形。但自 2005 年中起，基於大量新造船舶將投入市場之預期，此一波海運價格水準之強勁漲勢才出現回跌走勢。之後，另一波肇因於以中國大陸為主之新興國家對原物料需求，更是將國際海運市場之船價與運費水準推向前所未有紀錄。但自 2008 年下半年起，國際海運市場更因全球金融風暴而出現暴跌現象。實務上，不定期海運市場乃是由船舶市場 (ship market) 與貨運市場 (租傭船) (freight market) 兩大大市場所組成。而前者則又包含：新造船、二手船與報廢船等三個子市場。而不定期海運市場整個體系之價格波動變化，更是反映上述四個環環相扣子市場之供需變動，所衍生之市場連動結果。

在不定期海運研究中有關船價與運費之探索，方法上，大多是以供需理論觀點，來建構一

涵蓋內生與外生變數之結構式 (structural form) 模型，以具體反映各子市場之行為模式 (Charemza and Gronicki, 1981; Hawdon, 1978)。然有鑒於過去船價與運費之相關研究中，並無一嚴謹理論架構，Beenstock (1985) 與 Beenstock and Vergottis (1993) 便利用船舶與貨運市場價格間之互動關係，提出決定船價與運費之理論架構。雖然 Beenstock and Vergottis (1989a, 1989b) 皆是以 Beenstock (1985) 之理論模型為基礎，將四個子市場之行為結構關係，同時納入研究模型中。但在模型估計過程卻是以針對個別市場之方法，來進行各別市場之迴歸係數估計。再者，在統計方法上，以結構式進行迴歸分析時須面對：迴歸函數形式 (functional form) 選取、函數中外生變數選取、變數自我相關 (autocorrelation)、變數恆定性 (stationarity) 與異質變異數 (heteroscedasticity) 等問題。但近年來，受惠於計量經濟方法發展，採以簡約式 (reduced form) 函數之向量自我迴歸模型 (vector autoregression model, VAR) 不僅可規避上述諸如選取外生變數等問題外，同時亦可使研究資料更符合統計上有關恆定特性之要求。甚且，更適合採用週期較短之月或週資料，來分析變數之短期變動行為與長期趨勢關係。因此過去近 10 餘年來，採以簡約式迴歸模型來進行有關船價與運費之研究，便成為此類研究主流 (Glen, 2006)。

然採以簡約式迴歸模型，而將前述四個子市場之價格函數具體納入模型，以探討整體海運市場中各子市場價格波動間之關聯，實務上，卻往往因各市場之價格資料缺乏對稱性，以致造成此類研究之不可行。雖然於國際海運實務上，目前市場雖已有定期公告之運費指數、船價指數與拆船指數可依循 (諸如：Shipping Intelligence Weekly 公告之各種航運相關價格指數等)，但由於貨運市場之運費水準是以不同船型之運費指數來表示；船舶市場之二手船價則是以各種船型噸位但不同船齡之交易船舶價格來表示；新船價格則是以不同船型噸位之價格來表示；而報廢船價水準雖主要是反應國際鋼價水準，但一般亦是以船型形式來表示。因此若要進行四個子市場價格波動間之關聯研究，則首要克服難題便是如何取得一組船型與船齡皆為對稱之船舶價格 (含新船、二手船與報廢船價) 與運費指數。

文獻上，Beenstock and Vergottis (1993) 已說明如何利用分離船舶屬性價值之 Hedonic 函數法，來建構二手船舶價格指數。吳偉銘、陳奕誠 (民 98) 則是以商品供需函數均衡之觀點，來推導出分離商品內涵屬性價值之 Hedonic 價格函數，進而俱以建構一個排除船噸與船齡影響之綜合二手船價指數。而本研究主要目的便是利用 Hedonic 價格函數方法，來編製船舶市場中新造船與二手船之綜合價格指數。之後，再配合貨運市場之運費指數以及拆船市場之船噸價格指數，來探討不定期海運市場中各子市場價格波動間之連動關係。事實上，過去因各子市場價格資料間之不對稱難題，而致使研究者一直無法進行有關整體不定期海運市場價格之連動分析，則終將因應用 Hedonic 價格函數方法來建構相關之船價指數，而致使此類研究變為可行，而此亦是本研究之重要性所在。

以下有關本研究相關文獻之回顧，將於下節中予以闡述。而有關如何建構船舶市場之綜合

價格指數方法，則將於第 3 節中提出說明。之後，於第 4 節中本研究將針對不定期海運市場船價與運費之波動，進行實證分析。最後，本研究之結論則將於第 5 節中說明。

2. 文獻回顧

由於國際海運市場中，船價與運費之波動極為密切且息息相關，因此一旦某一市場之供需條件出現變動，則必會引發另一市場之價格波動。文獻上，Tsolakis *et al.* (2003) 以分析二手船價之循環特性，來驗證新造船與運費水準對二手船價確具相當影響力。而 Merikas *et al.* (2008) 則以考量運費收入、資金成本與資產未來價值等投資報酬觀點，來探討油輪市場業者購置二手船舶或訂造新船之決策依據。在該研究中，作者設定以二手船價對新船價之比來作為被解釋變數，以探討各解釋變數對船價比率之影響，進以了解各解釋變數在業者購船決策上之重要性。而該研究則發現：在油輪市場上運費水準對二手船價之影響，將更甚於對新造船價之衝擊。

然一般有關國際不定期海運市場之價格波動分析，方法上，則多採以侷限於某單一子市場、某些特定船型、抑或某特定航線之傭船市場 (voyage charter)，來進行有關運費或船價之實證研究。其中，又多是以探討各種船價或運費之決定因子為主要研究重點。Charemza and Gronicki (1981) 利用市場供需均衡條件，以採迴歸方法來探索船價調整與運費波動間之關係。而溫珮伶等 (民 97) 則探討國際原物料價格與不定期海運市場運費指數波動間，是否存在一連動關係。另一方面，Beenstock (1985)、Beenstock and Vergottis (1989a) 與 Tvedt (2003) 則都依據資產配置理論 (portfolio theory) 觀點，以引進資本定價 (capital pricing) 理論模型來詮釋船東持有船舶之動機。之後，再藉由船舶市場之均衡船舶量，來導得貨運市場之總運能供給量，並進以達到船舶與貨運市場價格出現連動的結果。而陳永順、王旭堂 (民 92) 則以投資組合 (investment portfolio) 觀點，來探討於不同市場條件下，船東之最佳船舶資產組合配置。事實上，同時考量船舶與貨運市場各自特有供需函數之內涵，並將其連結為一結構模型，確實是有關不定期海運價格波動研究之重要理論基礎。

另外，有關不定期海運市場相關價格是否為可預測，亦是另一重要研究主題。長久以來，針對不同船價或運費進行預測或預測模式之比較，在海運之學術研究上，便是一經常被討論之課題。Goulielmos and Psifia (2007) 則藉由檢測被視為現貨價格之論程傭船運費指數與視為期貨價格之論時傭船運費指數之常態性與一致性，來說明兩者可能出現非線性相依性 (nonlinear dependence) 結果，並俱以支持海運運費水準之可預測性。相對的，亦有研究者是以驗證貨運或船舶市場之效率市場假說 (efficient market hypothesis)，來間接支持或否定進行市場價格預測之可行性 (Adland and Koekebakker, 2004; Glen, 1997; Hale and Vanags, 1992; Kavussanos and Alizadeh, 2002; Veenstra and Franses, 1997)。然有關不定期海運市場是否符合效率市場假說之實

證研究，方法上，幾乎都是採驗證不同船型之船價間是否存在著共整合關係 (cointegrated relationship) 來進行。

文獻上，Hale and Vanags (1992) 認為：一旦不同船舶價格間存在著共整合關係，便意謂著不同船價間存在著一種長期對應關係，所以研究者若能探得此一關係，則將有助對船舶價格之預測。但 Glen (1997) 則重複 Hale and Vanags (1992) 之研究並利用 Johansen 最大概似法 (maximum likelihood method)，來檢測不同船型價格間之共整合關係。雖然該研究亦發現不同船價間確實存在一共整合關係，但該研究卻指出：驅動多個數列型態之共同走勢 (common trend) 因子若是受隨機趨勢 (stochastic trend) 所驅使，則縱使不同價格間存在著代表長期關係之共整合現象，其終將無助於對價格之預測。另外，Veenstra and Franses (1997) 也藉由分析三條不同航線之論程備船運費發現：不同航線間之運費波動，確實存在著長期穩定的共整合現象。而 Veenstra and Franses (1997) 亦也認同 Glen (1997) 之觀點：不同運費 (船價) 間若出現共整合關係，並無助於對價格之預測。

儘管上述文獻結果顯示：若針對不定期海運價格進行預測，則效益將是極為有限。然由於二手船與貨運市場極具循環性 (extreme cyclicity)，因此若能掌握循環週期之高低點，則投資者仍將有獲利空間，但問題是何時介入 (Tsolakis *et al.*, 2003)。亦即若能針對影響船價與運費之相關因素進行系統性分析，則將有助研究者了解相關價格之動態走勢與連動關係，並進而在市場決策上取得先機。事實上，基於前述有關對船價或運費水準預測為不可行或效益有限之觀點，本研究乃捨棄一般針對相關價格波動之預測研究，而改採以同時考量前述四個子市場的模型架構，來探討整體不定期海運市場中運費與船價波動間之連動關係，以期協助業者能更清楚研判各子市場價格之未來波動方向，而此亦是本研究之動機所在。

3. 建構新造與二手船舶市場之綜合價格指數

由於新造與二手船舶市場上，並沒有如貨運市場一樣具有可供參考之綜合價格指數，因此新造與二手船舶市場之船價指數，實務上，則是依據不同種類 (如：油輪、散裝船、乾雜貨船、瓦斯船等) 與船齡 (一般是以 5 年、10 年或 15 年為基準) 之交易價格，來呈現不同船舶類型與船齡 (新船不分船齡) 之船舶價格指數。然而採個別船型、種類或船齡之新造或二手船價格指數，則將極易受個別市場波動影響，進而造成推論誤差。再者，基於與其他市場價格資料對稱之考量，本研究確需建構代表新造與二手船舶市場之綜合價格指數，來探討前述各子市場價格間之連動關係。

依據實務觀察，船舶價格乃決定於船舶屬性 (如：用途、船齡、容量、航速等) 與交易當時海運市場景氣等條件，因此不同船型船舶將可視為一異質化商品。然為將各商品中不同屬性因

子納入指數之計算考量，學者 (Berndt *et al.*, 1995; Harhoff and Moch, 1997; Knight *et al.*, 1995; Murray and Sarantis, 1999) 大都以採結合時間虛擬變數 (dummy variables of time) 之 Hedonic 迴歸方程式，來建構考量異質商品特性之價格指數。而本研究也將引用此方法，來建構新造與二手船舶之綜合價格指數。理論上，船舶的實質價格實為船舶實質價值之反應。而船舶之實質價值，則是各項船舶屬性變數 (attribute variables) 價值之具體展現，所以其關係式可表之如下：

$$R_{it} = f(X_{it}) \quad (1)$$

其中， R_{it} 表船舶 i 於第 t 期之實質價格； X_{it} 表船舶 i 於第 t 期之屬性向量。

然船舶實際交易價格(名目價格)除反應船舶本身之實質價值外，亦受反應船舶交易當時整體市場供需情況之價格水準所影響。因此每艘船舶於各期之名目價格，即等於當期船舶屬性變數之實質價值乘以反應當期市場供需情形之船價指數 (可參考 Beenstock and Vergottis, 1993, pp. 69-70)。簡言之，船舶名目價格、實質價格與船價指數間之關係可表之如下：

$$P_{it} = I_t R_{it} = I_t f(X_{it}) \quad (2)$$

其中， P_{it} 表船舶 i 在第 t 期出售之名目價格； I_t 表第 t 期之船舶價格指數。

假設船舶之實質價值與各船舶屬性變數之函數關係可表之如下：

$$f(X_{it}) = \prod_{i=1}^k X_{it}^{\beta_i} \quad (3)$$

而船舶名目價格與其他屬性變數間之函數關係，則可經式(2)及式(3)導得：

$$P_{it} = I_t * \left[\prod_{i=1}^k X_{it}^{\beta_i} \right] \quad (4)$$

之後，上式經兩邊取自然對數後可得：

$$\ln P_{it} = \ln I_t + \sum_{i=1}^k \beta_i \ln X_{it} + e_{it} \quad (5)$$

由於式(5)迴歸式之函數設定，除將影響船舶實質價值之個別船舶屬性因子，納入價值函數中以反應個別船舶之實質價值外，同時該式也另將反應整體市場價格水準之因子納入以 $\ln I_t$ 項考量之。因此藉由對 $\ln I_t$ 項之估計，將可導得不同時期之市場價格水準。最後，再俱以編訂市場交易船舶之價格指數。而式(5)中多加上殘差項(e_{it})，乃是用以表達其他未納入船舶實質價值函數之隨機因子對船舶價格之影響。

有關式(5)中 $\ln I_t$ 項之導得，由於 $\ln I_t$ 項是不可觀察，方法上，將可透過於式(5)中加入一時間虛擬變數，而將上式改寫成以下之迴歸式：

$$\ln P_{it} = \sum_{i=1}^k \beta_i \ln X_{it} + \sum_{t=1}^T \ln I_t D_t + e_{it} \quad (6)$$

其中，當 $D_t = 1$ 表第 t 期發生之船舶交易； $D_t = 0$ 表非於第 t 期發生之船舶交易。再者，由於式(6)之 $\ln I_t$ 項可視為時間虛擬變數項 (D_t) 之係數，因此透過對式(6)所有虛擬變數之係數估計，便可推算出各期市場交易船舶之價格水準，並進而再調整為以基期為基準之船舶綜合價格指數。

4. 實證分析

4.1 時間數列資料分析相關研究方法之說明

在迴歸分析中，一般皆假設殘差項具恆定性質。但當以時間數列資料 (time series data) 來進行迴歸分析時，依據學理則必須先檢定各數列之恆定性，以避免因數列之不恆定而造成所謂假性迴歸 (spurious regression) 現象 (Granger and Newbold, 1974)。若一數列資料經由單根檢定 (unit root test) 後發現不具恆定性時，統計上，雖可透過多次差分 (difference) 方式來使原始數列轉為具恆定狀態之新數列。但若以差分後變數來調查變數間關係，則變數間所傳達之因果關係將只具短期性質而已。事實上，多個不恆定變數間之線性組合，其仍是有可能具恆定性，而學理上則稱此一情況為變數間存在長期穩定關係之共整合 (cointegration) 現象。另一方面，一旦變數間存在共整合現象時，研究者若基於考量變數之非恆定性質，而逕將變數予以差分來進行研究，則經由變數間共整合現象所傳達之長期關係便將因而被捨棄。基於維護變數間之長期關係，Engle and Granger (1987) 提出誤差修正模式 (error correction model, ECM)，來呈現變數間於面對短期失衡情況下，回復長期均衡關係之調整內涵 (方向與速度)。

雖然早期文獻多以單一迴歸式，來探討一組解釋變數與被解釋變數間之共整合關係，進以分析模型中相關變數間之長期均衡關係與短期失衡之變動調整行為。但是在涉及兩個變數以上之共整合研究，除非變數間之弱式外生性 (weakly exogenous) 檢定受到支持，否則若以單一迴歸式設定來詮釋變數間之動態調整行為，則模型內變數間可能存在之內生性問題便將因而被忽略，並進而出現迴歸式設定問題。同時，在以單一迴歸式之模型設定時，其更意謂著一旦因短期波動而致變數間之關係偏離長期均衡時，則整個系統回復均衡之力量，便需完全依賴此一迴歸式中變數間之短期調整機能了 (Kulshreshtha *et al.*, 2001)。同時，在某些議題之實證研究上，以單一迴歸式之模式設計，則恐將流於以偏概全之嫌。從實務運作之觀察而言，一旦市場出現失衡現象時，則整體市場便須完全借重某單一市場短期之調整力量來回復均衡。顯然的，此一

研究設計將是極不合理的，因此本研究將採涵蓋多個（四個）變數之 VAR 模型來進行分析。

雖然在兩個變數之簡單迴歸模式下，變數間之共整合現象最多只有一組。但是在多個變數之 VAR 模型中，變數間之共整合關係並非為唯一。學理上，有別於一般只考量兩個變數數列條件下，來檢測共整合關係之方法，Johansen and Juselius (1990) 提出以最大概似檢定方法，來檢測 VAR 模型中變數間是否存在共整合關係。而 Gonzalo (1994)、Kulshreshtha *et al.* (2001) 與 Maddala and Kim (1998) 皆指出：採以利用最大概似法之 Johansen 法，來檢測多個變數間之共整合關係，將是較為恰當之方法。而方法上，一旦變數間之共整合關係確定後，研究者便可俱以建構一向量誤差修正模式 (vector error correction model, VECM)，來探索變數間之長期均衡關係，以及短期失衡下之動態調整行為。最後，研究者可再透過衝擊反應函數 (impulse response function)，來分析模型變數受外在因素變動干擾而產生波動時，對整個系統內其他變數的衝擊影響程度 (可參 Enders, 2004)。

4.2 資料說明

以往貨運市場之運費指標乃是以傳統波羅的海運費指數 (Baltic Freight Index, BFI) 為代表，然基於考量船舶大型化與專業化趨勢，自 1999 年起便採利用美、英、挪、義、日五國十一家大型仲介商 (shipping broker) 之交易紀錄所建構三種船型之運費指數：波羅的海輕便型運費指數 (Baltic Handysize Index, BHI)、巴拿馬極限型運費指數 (Baltic Panamax Index, BPI) 與海岬型運費指數 (Baltic Capesize Index, BCI)，以各佔三分之一權重來建構另一綜合運費指數：波羅的海乾貨散裝船運費指數 (Baltic Dry Index, BDI)，以作為反應不定期海運市場的景氣指標。

本研究在建構二手與新造船之綜合價格指數時，所需船舶交易資料是依據國際海運市場研究機構 Clarkson 所公佈之交易資料，分別收集自 1995 年 1 月至 2004 年 12 月止，共計 120 月期之 1398 與 720 筆二手散裝與新造散裝船舶之交易資料。由於 Clarkson 是採每月公布所有船舶交易資料方式進行，故本研究之新建與二手船價綜合指數將以月為時間單位。然基於資料對稱性之考量，本研究之綜合運費與報廢船指數亦以月為單位。

由於本研究所收集之二手船舶交易資料期間為自 1995 年起至 2004 年底止，而 BDI 卻是從 1999 年起才啟用，因此基於資料連續性以及與船價資料對稱之考量，本研究之運費指數勢必須以 BFI 來代表¹。另外，由於報廢船舶終將進入廢鐵市場，因此報廢船價格受船型用途影響甚微。

¹ 本研究何以不模仿實務上編列運費指數之方法，採與 BFI 相同成分比率之方法來建構船價指數，其主要原因是：在二手船舶市場中，市場之交易數據是以船型與船齡來分類表示。例如，在 Clarkson 所發行 Shipping Intelligence Weekly 的 Secondhand prices 中，其 Bulkcarrier prices 是分別以 17、15、7.3、... 萬噸不等之 5 年、10 年、15 年二手船舶價格來表示，因此若要採如同 BFI 之成份比率，逕將採 25% - 75% 方式來計算二手船舶價格綜合指數，顯然此仍將無法排除船齡因素之干擾。

實務上，報廢船價除受二手船價影響外，主要是受國際鋼鐵價格影響，所以本研究將以市場之每噸報廢船價，來代表報廢船市場之綜合價格指數。

4.3 新船與二手船舶市場綜合價格指數之建構

實務上，新造船舶投入市場之前置時間約需一年以上，因此新造船價格受現貨市場（即二手船市場）與貨運市場之價格波動因素影響較小，但受造船成本因素之影響較大。再者，基於考量船舶交易資料中所揭露相關訊息的可測量性，故本實證研究只將船噸屬性一項納入新造船價值函數之中。相對的，基於二手船舶真實價值主要是受船噸與船齡兩因素影響，所以本研究之二手船舶價值函數將涵蓋船齡與船噸兩變數。易言之，對應於新造船市場之式(6)迴歸式的 X 向量，將只包含船噸變數；而對應於二手船舶市場之 X 向量則將包含：船噸與船齡兩項變數²。

由於本研究之研究期間共計涵蓋 120 月期，因此各迴歸式將涵蓋 119 個時間虛擬變數，以提供建構各期綜合價格指數之用。而方法上，只須將式(6)之 119 個時間虛擬變數的係數估計出來，再取自然對數便可求得代表各期的船舶價格指數。有關式(6)迴歸式中各船舶屬性變數之係數估計結果（不包含時間虛擬變數之係數），則整理於表 1 中。經由參考表 1 各船舶屬性變數之係數估計結果可知：船舶屬性對二手船價與新造船價確實具顯著影響。雖然此一研究結果極合乎市場對船價決定因素之認知，故並不具實務上之獨特見解。但相對的，其卻彰顯藉由 Hedonic 迴歸式來將船舶屬性排除於船價指數之外，以建構一反應船舶市場價格水準之綜合船價指數，其確實有理論與實務上之合理性。實際上，吳偉銘、陳奕誠（民 98）亦已驗證此一觀點。

表 1 船舶市場各船價之 Hedonic 迴歸式係數估計結果

變數	新造船市場			二手船市場		
	估計係數	t-ratio	p-value	估計係數	t-ratio	p-value
常數項	12.3*	268.2	0.0	13.46*	146.5	0.0
船噸	0.46*	121.8	0.0	0.46*	62.64	0.0
船齡	n.a.	n.a.	n.a.	-0.65*	-66.77	0.0
\overline{R}^2		0.96			0.91	

註：*表 1%顯著水準下，拒絕係數為零之虛無假設。

² 實務上，影響船舶價格之因素除船齡與船噸外，船速、引擎特性、建造船廠與容量亦是重要因素之一。但由於容量與船噸之相關性極強，因此若將其納入 Hedonic 價格函數，則於估計過程中將會出現共線 (multicollinearity) 題，故予以捨棄。另外其他變數則因部份船舶交易資料並沒公佈其數據，故本研究亦予以捨棄。

4.4 單根檢定

本研究所採用的指數資料皆為取自然對數後，並以1995年1月為基期來進行相關實證分析。然基於符號表示方便考量，以下將以 *NBB* 表新造船市場之綜合價格指數；*SHB* 表二手船市場之綜合價格指數；*TF* 表不定期貨運市場之運費指數；*S* 表報廢船舶市場之價格指數。有關變數之恆定性檢定，本研究則採 Said and Dickey (1984) 之 ADF 法，來進行個別數列之單根檢定。其中，各變數之函數則同時納入漂浮 (drift) 及時間趨勢 (time trend) 項。而有關最適落後期數的決定，則採 AIC (Akaike information criterion) 或 BIC (Bayesian information criterion) 準則，以選取對應於不同落後期數下之最小 AIC 或 BIC 值為最適落後期數 (依學理，此兩者之最適落後其可能出現不一致之結果，而相關檢定方法則可參考 Enders, 2004)。本研究各價格指數數列之單根檢定結果，可經由表 2 得知：所有價格指數均為非恆定數列，但經過一次差分後將可呈現恆定狀態。

4.5 共整合檢定

在時間數列方法上，一旦研究變數經單根檢定後呈非恆定結果，之後就須再進行變數間是否存在共整合關係之檢定。由於本研究之 VAR 模型中含蓋四個市場之價格指數 (亦即為 VAR(4) 模型)，所以將利用 Johansen and Juselius (1990) 提出之最大概似檢定方法，來檢測變數間是否存在共整合關係。而有關本研究 VAR(4) 模型之最適落後階數，則可依據表 3 所示之 AIC 與 BIC 值得知：本研究之 VAR(4) 模型最適落後期數為二期。

依據學理，在給定二期落後期條件下，本研究 VAR(4) 模型將可表以：

$$Y_t = A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + U_t, \quad t = 1, 2, \dots, n \quad (7)$$

表 2 單根檢定結果

變數	Log(X_t)			一階差分		
	ADF	Lag	Stationary	ADF	Lag	Stationary
<i>NBB</i>	-0.15	4	NO	-3.81*	3	YES
<i>SHB</i>	-1.01	6	NO	-3.42*	6	YES
<i>TF</i>	-1.45	1	NO	-6.93**	1	YES
<i>S</i>	-0.61	1	NO	-6.78**	1	YES

註：1. ADF 檢定之臨界值係參考 Mackinnon (1991)。而 5%、1% 顯著水準下之臨界值分別為：-3.41、-3.96。

2. *與**分別表示在 5%與 1%顯著水準下，拒絕數列存在單根之虛無假設。

表3 VAR 模型各落後期之 AIC 與 BIC 值

落後期數	AIC	BIC
1	-2696.3	-2641.4
2	-3011.4*	-2912.6*
3	-2969.5	-2826.8
4	-2934.4	-2747.8

註：*代表最適落後期數

其中， $Y'_t = (NBB_t, SHB_t, TF_t, S_t)$ ； A_1, A_2 皆為 4×4 之係數矩陣；而 U_t 為一個 4×1 之殘差向量； $E(U_i U'_j) = 0$ 當 $i \neq j$ ； $Cov(U_i U'_j) = \Omega \neq 0$ 當 $i = j$ ；而 Ω 為一個 4×4 之殘差項變異數與共變數矩陣。

首先，本研究將利用最大特性根檢定法，來檢測模型中各變數間是否存在共整合關係³。而經由表 4 之實證結果將可發現：研究中四個市場之價格指數間，只存在一組共整合向量為： $[-0.2333, -0.2532, 0.8585, -0.3802]$ （變數排列依序為： NBB, SHB, TF, S ）。事實上，經由觀察圖 1 所示之四個綜合價格指數走勢可發現：四個市場之價格波動走勢其實是非常相似，而此一現象則是反應前述四個價指數間，存在共整合關係之必然結果。顯然的，藉由驗證共整合關係之存在，不僅說明不定期海運中新造船、二手船、報廢船與貨運市場間之價格波動，確實是一環環相扣之連動關係，且存在著長期均衡關係。同時，其亦突顯本研究所探討不定期海運中各市場價格波動關聯性的價值所在。

表4 不定期船市場價格最大特性根檢定

特徵值	$\lambda_{\max} = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1})$	臨界值
$\hat{\lambda}_1 = 0.2414$	31.769*	28.14
$\hat{\lambda}_2 = 0.1714$	21.618	22.00
$\hat{\lambda}_3 = 0.0661$	7.866	15.67
$\hat{\lambda}_4 = 0.0308$	3.595	9.24

註：1. 檢定式之臨界值係參考 Osterwald-Lenum (1992)

2. *表 5%顯著水準下具顯著性

³ 計量經濟學理上，目前已發展出兩種檢定共整合向量個數的方法：軌跡檢定法(trace test)與最大特性根檢定法(maximum eigenvalue test)。雖然兩者檢定後的結果有時會有衝突，但 Johansen and Juselius (1990) 提出：此兩種檢定方法，以最大特性根檢定法之結果較佳。

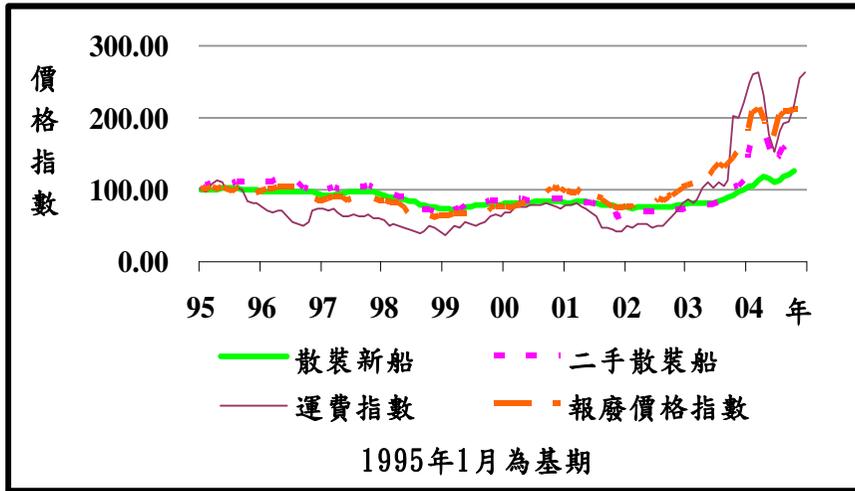


圖 1 四種綜合價格指數趨勢圖

4.6 向量誤差修正項模式估計結果

依據前小節說明，由於研究變數間出現共整合現象，因此本研究原本 VAR(4) 遞延兩階 (lag 2) 模型，將可發展為一個 VECM。而此一 VECM 則可藉由將式(7)作一次差分後來導得：

$$\Delta Y_t = B_1 Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-1} + U_t \quad (8)$$

其中， $B_1 = -I + A_1 + A_2$ ； $B_2 = -A_2$ ； I 為單位矩陣。

事實上，當變數間確定存在共整合關係時，則表示其間具有穩定的長期關係，此時便需於模式中加入誤差修正項 (error correction term)，以觀察變數於面對短期失衡時，回復長期均衡關係之調整內涵。學理上，式(8)之 $B_2 \Delta Y_{t-1}$ 項乃代表著過去 Y_t 向量短期變動的影響，而 $B_1 Y_{t-1}$ 則可視為說明 Y_t 向量中各個變數之長期均衡與短期變動間之連動關係。再者，藉由矩陣拆解則 B_1 可拆解成 $B_1 = \alpha \beta'$ ，而其中 α 為一個 $k \times r$ 矩陣以表達變數間於面對短期失衡時之調整速度 (the speed of adjustment to disequilibrium)。而 β' 則為一個 $r \times k$ 矩陣以反應整體模型中所存在之 r 個共整合向量。所以 $\beta' Y_{t-1}$ 是模型變數間所具有之 r 種線性組合，用以展現變數間所存在之 r 個長期關係 (共整合關係)。然若將 $B_1 = \alpha \beta'$ 帶入式(8)，且將 Y_t 、 Y_{t-1} 與 ΔY_{t-1} 向量中所涵蓋之研究變數表示出來，則將可獲得下式：

$$\begin{aligned}
 \Delta Y_t &= \begin{bmatrix} \Delta NBB_t \\ \Delta SHB_t \\ \Delta TF_t \\ \Delta S_t \end{bmatrix} = \alpha \beta' Y_{t-1} + B_2 \Delta Y_{t-1} + U_t \\
 &= \alpha \beta' \begin{bmatrix} NBB_{t-1} \\ SHB_{t-1} \\ TF_{t-1} \\ S_{t-1} \end{bmatrix} + B_2 \begin{bmatrix} \Delta NBB_{t-1} \\ \Delta SHB_{t-1} \\ \Delta TF_{t-1} \\ \Delta S_{t-1} \end{bmatrix} + U_t
 \end{aligned} \tag{9}$$

其中， ΔY_t 為經過差分處理後成一恆定狀態的變數向量，而 Y_{t-1} 雖然為非恆定狀態，但經過與 β' 矩陣轉換之線性組合後亦成恆定數列。由於式(9)中每一項皆滿足恆定性條件，所以研究者便可利用一般最小平方法 (ordinary least square, OLS)，來進行式(9)中各項短期調整係數之估計。

在進行 VECM 估計之前，本研究先將共整合向量 (即誤差修正項： ECT_{t-1}) 係數做正規化 (normalization) 處理，以使導得之共整合向量： $[-0.2333, -0.2532, 0.8585, -0.3802]$ 轉換成以運費水準為基準之共整合向量： $[-0.272, -0.296, 1, -0.443]$ 。而整個 VECM 係數估計之結果則呈現於表 5 之中。之後，經參考誤差修正項中之各係數符號，以及其對應於各市場短期價格變動式之係數 (亦即為式(9)中由 B_1 矩陣所拆解出之 α 向量： $[0.0002, 0.0004, -0.0008, 0.0004]$)，研究者將可清楚發現：整體不定期海運市場之價格體系實為一穩定均衡體系 (stable equilibrium system)。再者，由於表 5 中四條迴歸式之誤差修正項 (ECT_{t-1}) 係數，在 1% 顯著水準下均具顯著性，所以當個別市場之價格出現變動而致脫離長期均衡關係時，其不僅會以某一調整速度回復到長期均衡，同時在回復長期均衡關係之調整過程中，也會誘發其他市場進行價格變動之調整。顯然的，整體海運市場不僅是一長期穩定體系，同時此一長期均衡關係之維持，更是牽動船舶與貨運市場短期波動之主要力量。甚且，以學理觀點而言，上述結果亦排除模型變數間出現弱式外生性之可能，因而更也間接突顯本研究以考量變數間內生性之 VAR 結構模型，來進行不定期海運市場價格波動研究之合理性。

另一方面，本研究亦利用誤差修正項之係數估計，來研判各市場於面對短期失衡情況下，回復長期均衡之調整速度。而依據表 5 所示：四個市場中以運費指數之調整速度最快 (誤差修正項係數估計值為 -0.0008)，其次則為二手船價格指數與報廢船價格指數 (誤差修正項係數估計值皆為 0.0004)，最後則為新造船價格指數 (誤差修正項係數估計值為 0.0002)。事實上，此一實証結果實乃肇因於幾無彈性之海運運輸需求，以致造成運能供給勢必扮演著決定運費水準之主要力量。因此當某一市場價格水準出現波動時，則必將引發貨運市場價格之調整，進而再牽動二手船與報廢船市場價格之波動。顯然的，在不定期海運市場之價格變動中，運費水準之調整將扮演最敏感之第一線角色，而其他三個市場之價格波動，則可視為是貨運市場運費波動下之延

表 5 向量誤差修正模式 (VECM) 之係數估計表

變數	新造船價指數	二手船價指數	運費指數	報廢船價指數
	ΔNBB_t	ΔSHB_t	ΔTF_t	ΔS_t
常數項	-0.003 (-1.96)*	-0.006 (-1.46)	0.02 (1.79)*	-0.002 (0.62)
ΔNBB_{t-1}	0.08 (0.71)	-0.11 (-0.43)	-0.5 (-0.82)	-0.23 (-0.8)
ΔSHB_{t-1}	0.08 (1.48)	0.21 (1.66)*	0.07 (0.23)	0.08 (0.56)
ΔTF_{t-1}	0.01 (0.37)	0.05 (1.05)	0.13 (1.23)	0.05 (1.03)
ΔS_{t-1}	0.13 (3.025)**	0.31 (3.11)**	0.39 (1.65)	0.19 (1.72)*
ECT_{t-1}	0.0002 (1.6×10^7)**	0.0004 (1.4×10^7)**	-0.0008 (-1.2×10^7)**	0.0004 (1.3×10^7)**
\bar{R}^2	0.23	0.23	0.039	0.052

註：1. *表 10%顯著水準下具顯著性；**表 1%顯著水準下具顯著性。

2. 括號內為 t-ratio

3. $ECT_{t-1} = -0.272NBB_{t-1} - 0.296SHB_{t-1} + TF_{t-1} - 0.443S_{t-1}$

伸。相對的，新造船市場價格調整較遲之實證結果，除反映該市場之價格主要是受造船成本因素所影響外，為期一年多之交船前置時間，更是船東於面對短期運費波動時，仍必須審慎研判一、兩年後貨運市場之運費水準，以便決定是否訂造新船。而 Tsolakis *et al.* (2003) 亦發現：新造船市場於面對短期市場波動時，價格調整之反應速度將比其他市場緩慢。

依據上述研究發現，本研究認為：當市場脫離長期均衡而致各市場之價格水準出現波動調整時，貨運市場之價格波動循環將呈現較快速之現象，甚且可能會出現過度反應 (overshooting) 情形。實際上，當運費水準受來自市場因素之干擾，而致出現過度反應之波動情況，此時無論是在現貨之論程備船或期貨之論時備船上，交易者所面對之交易風險都將比船舶市場大。而近年來盛行於國際海運市場之運費指數相關衍生性商品，或許就是基於此一因素考量，而逐漸成為市場業者之重要避險工具 (Kavussanos and Visvikis, 2006)。

另外，經由觀察表 5 中 ECT_{t-1} 項之係數估計值 (亦即 α 向量) 亦可得知：除代表貨運市場價格水準變化之 ΔTF_t 迴歸式，其 ECT_{t-1} 項的估計係數為顯著負值以外，其他代表船舶市場價格變動之三個迴歸式之 ECT_{t-1} 項係數估計，則皆為顯著正值。而此一研究結果則意謂著：當不定期海運市場脫離長期均衡關係時，回復均衡之力量將是來自面對短期失衡時，貨運市場與船舶市

場間反向之價格調整機制所致結果。具體而言，當貨運市場之運費水準超過長期均衡水準時（可視為因 TF_{t-1} 太高而致使 ECT_{t-1} 項為正），市場很快地便會透過運能供需調節，而出現運費向下修正調整之壓力（此乃因為在誤差修正項中， TF_{t-1} 項係數為-0.0008，而致使正向失衡之 ECT_t 波動會對 ΔTF_t 造成負向衝擊）。然高出長期均衡水準之運費水準，亦將導引短期市場對二手船與新造船之需求增加，進而推升這兩個市場之船舶價格水準（因為正向之 ECT_t 波動分別乘上正的 ECT_t 項係數，致使對 ΔNBB_t 與 ΔSHB_t 造成正向衝擊）。甚且，偏高之運費水準也將誘使二手船舶延遲拆解，而降低報廢船舶之供給，進而拉引報廢船舶價格之水準。同時，遞延拆解報廢船所增加之運能供給，則將可用於填補貨運市場對運能需求之缺口，並迫使運費向下修正。

至於有關不同市場之價格波動對其他市場價格之衝擊，亦可由表 5 所示結果得知：除前一期報廢船價指數變動 (ΔS_{t-1}) 將會對下一期新造船價格指數 (ΔNBB_t) 與二手船價格指數 (ΔSHB_t) 之變動，造成顯著正向連動關係外，模型內其他三個價格指數之前期波動，對其他市場短期價格指數之衝擊雖有影響但卻都不顯著。事實上，報廢船舶價格上揚除反應來自需求面（即是國際鋼鐵市場）之變動影響外，亦會受來自供給面之變動所影響。當業者對海運市場前景持正向看法時，便會繼續持有現有或租備更多二手船舶，以致迫使報廢船舶之供給減少，進而促使報廢船價指數上揚。顯然的，伴隨著對海運市場前景之樂觀預期，以致因報廢船舶減少而致報廢船價上揚，則不僅會帶動二手船舶市場交易，同時亦會吸引業者更積極投入新造船市場，以為預期之強勁市場運能需求預作準備。綜言之，前期報廢船價之波動，將可視為市場對未來中長期海運市場景氣預期之具體展現，並進而可作為新造船價與二手船價之先期變動指標。

4.7 衝擊反應函數

學理上，衝擊反應函數 (impulse response function) 乃在探討當模型中某個變數受到外生變數或殘差項之波動影響時，直接或間接對於整個系統內其他變數的衝擊影響程度。而本研究將可藉由衝擊反應函數來了解不定期海運之各子市場，於面對來自某一市場之外在瞬間變動干擾時，各子市場短期價格波動之反應情形。而有關本研究之衝擊反應分析結果，則呈現於表 6 之中^{4, 5}。

整體而言，不定期海運之各子市場，於面對來自其他市場之外在干擾時，將以二手船價所

⁴ 一般衝擊反應分析多呈現 10 期以上之結果，但表 6 卻只呈現 5 期之結果，其除基於篇幅考量外，主要原因就是研究中各市場之衝擊反應量，大約皆在第 5 期時便出現只剩不足前期(第 4 期)反應量 50%之急遽收斂情形，故表 6 只呈現 5 期之結果。

⁵ 以表 6 來呈現衝擊反應分析結果，確實是不易解讀。但讀者可採固定表 6 中橫向某一市場啟動之干擾，來比較四個市場所受之衝擊反應情形。另外，亦可採固定表 6 中縱向某一市場之衝擊反應，來探知其受來自哪個市場啟動之干擾影響較大。

表 6 不定期航運市場相關價格指數衝擊反應結果

啓動價格干 擾之市場	衝擊反應函數 遞延期數	新造船價格指 數(NBB)	二手船價格指 數(SHB)	運費指數 (TF)	報廢船價格 指數(S)
新造船市場	1	0.0177	0.0000	0.0000	0.0000
	2	0.0013	-0.0020	0.0012	-0.0014
	3	-0.0006	-0.0018	0.0003	-0.0012
	4	-0.0003	-0.0007	-0.0002	-0.0002
	5	-0.0001	-0.0002	-0.0001	0.0000
二手船市場	1	0.0000	0.0421	0.0000	0.0000
	2	0.0033	0.0089	0.0056	0.0034
	3	0.0014	0.0028	0.0036	0.0009
	4	0.0005	0.0009	0.0019	0.0003
	5	0.0002	0.0003	0.0009	0.0000
運費市場	1	0.0000	0.0000	0.0991	0.0000
	2	0.0037	0.0048	0.0384	0.0053
	3	0.0014	0.0044	0.0156	0.0033
	4	0.0010	0.0025	0.0067	0.0015
	5	0.0005	0.0012	0.0030	0.0001
報廢船市場	1	0.0000	0.0000	0.0000	0.0473
	2	0.0060	0.0146	0.0063	0.0091
	3	0.0028	0.0052	0.0023	0.0015
	4	0.0008	0.0014	0.0018	0.0002
	5	0.0002	0.0004	0.0009	0.0000

受之衝擊反應最大⁶。本研究有關二手船價之衝擊反應分析，則可依據表 6 所示結果得知：二手船價對來自報廢船市場干擾之初期反應最大 (0.0146)，但卻也收斂的很快；相對的，來自貨運市場干擾之反應則較溫和 (0.0048) 但深遠。由於海運實務運作上，報廢船市場之熱絡與否，實將牽動著船舶市場之二手船舶供給水準，因此一旦報廢船市場價格出現波動情形，則勢必會間接引發二手船舶市場供給曲線之移動。另一方面，由於運費收入所創造出之船舶價值，將牽動著航商對二手船舶之需求，因此貨運市場價格之波動將可視為造成二手船舶市場需求曲線移動之外生變數 (亦即對二手船舶之需求可視為對貨運市場需求之引申需求)。俱此，若依循經濟學供需均衡條件來分析，則上述實證結果將意謂：二手船舶市場之供給曲線將較需求曲線更具價格彈性，因此來自供給面之波動將主宰二手船舶市場之價格波動。事實上，此一結果亦充分反

⁶ 雖然當干擾來自運費市場時，二手船之第二期衝擊反應為 0.0048 小於報廢船之 0.0053，但二手船最後一期衝擊反應為 0.0012 則大於報廢船之 0.0001。再者，若將各期衝擊反應加總起來，則整體上仍是以二手船價所受之衝擊反應最大。

應不定期海運市場之運輸需求較不具價格彈性之特性，因而連帶促使其對二手船舶之引伸需求，亦較不具彈性之結果。而此一觀點正是何以二手船舶市場之價格水準，受供給條件變化之衝擊（即來自報廢船舶市場之干擾衝擊）會更甚於受需求條件變化衝擊（即來自貨運市場之干擾衝擊）之原因所在。

再者，有關運費水準之衝擊反應，本研究發現：以受來自二手船價格之波動干擾影響最大。由於不定期航運市場之運輸需求，主要是受國際經濟景氣影響，而且貨物屬性多屬一般較不具價格彈性之原物料運輸需求，因此一旦船舶運能供給出現變化，則對貨運市場運費產生之衝擊將最為直接。事實上，由於船舶市場是貨運市場運能供給來源，所以來自報廢船與新造船市場之波動干擾，其對運能供給之衝擊勢必會比二手現貨船來的間接些。甚且，由於不定期航運之貨物屬性較不具價格彈性，因此航商在維持利潤的前提下，當二手船舶價格上漲則定會拉引貨運市場價格水準的上揚，以致運費水準受二手船舶價格波動之干擾影響最大。

至於報廢船價之衝擊反應，則以來自運費之波動干擾影響最大，之後才是來自二手船價之波動干擾。實際上，當一艘船舶不堪使用而不具海值（seaworthy），或是於租備船市場所收取之運費，已無法支應船舶營運所衍生各項成本支出時，其勢必會進行報廢。所以運費水準高低對船舶報廢與否之決策，將造成直接影響。文獻上，Charemza and Gronicki (1981) 認為：報廢船舶噸數與運費成反向關係。而 Stopford (1997) 亦指出：報廢船舶市場之價格決定，通常受報廢船的供給與鋼鐵市場需求的強弱所影響。因此當國際經濟景氣復甦而致運輸需求增加，航商為了把握賺取超額利潤之機會，便會延遲淘汰舊船以致報廢船舶供給的減少，並進而拉升報廢船舶價格。易言之，報廢船舶價值之高低，將端視其在貨運市場所創造之營運價值所決定，因此報廢船價之波動衝擊反應，主要將受來自運費水準之干擾變動影響所致。

而有關新造船價之衝擊反應，則主要是受來自報廢船價之波動干擾影響。由於新造船往往需要一年多之造船前置期，因此現貨二手船舶與貨運市場價格之波動干擾，對新船價格之衝擊勢必是較為間接。相對的，與國際鋼鐵價格波動密切相關之報廢船價，則將具體反映造船要素成本變動對新造船價格之衝擊影響。顯然的，造成新造船價波動之因素，主要是來自反應造船成本因素之報廢船價波動所致。

最後，有關運費市場之波動干擾所引發其他市場之衝擊反應，則可依據表 6 之數據得知：運費市場之波動干擾所引發二手船價之衝擊反應，將遠甚於對新船市場之衝擊反應。而此一實證結果亦驗證了 Merikas *et al.* (2008) 以財務投資觀點，來針對油輪市場之研究發現：於國際海運市場中，運費之波動干擾對二手船舶價格產生之衝擊反應，將更甚於對新船價格波動之影響。事實上，由於業者考量貨運市場短期價格波動，對收益現金流所直接造成之變動影響，將遠甚於對未來船舶資產價值變化之衝擊，因此二手船價受運費波動干擾之影響，將遠較新造船所受之衝擊為大。

5. 結論

經由觀察相關價格之歷史資料可知：不定期海運市場上，貨運或船舶市場一直都持續進行著大小不等之價格波動。然爲了有助業者於租傭、買賣或建造船舶時之決策參考，眾多船東與研究機構皆已投下龐大人力與物力，來分析市場相關訊息，進以了解整個海運市場之價格波動行爲。事實上，不定期海運之價格波動本身不僅存在著週期循環性，且不同價格波動間亦存在著相互連動關係。方法上，本研究首先利用 Hedonic 函數來建構船價綜合指數。之後，再採以簡約式表示之 VAR 模型，來分析整個不定期海運市場船價與運費波動之關聯性。具體而言，本研究不僅有助於解決以往研究者所面臨之資料不對稱問題；而且亦可迴避於一般採結構方程式研究時，所需面臨函數設定之問題。同時，本研究之發現亦具相當之實務意涵，各可提供業者決策之參考，而此亦是本研究之具體貢獻所在。

本研究藉由採考量變數內生性之 VAR 模式，來探討不定期市場中船舶與貨運市場價格波動之關聯。首先，本研究驗證了：不定期海運各子市場之價格波動間，確實存在著穩定之長期均衡關係，所以船舶與貨運市場之短期價格波動，不僅受制於維繫市場長期均衡之力量所牽引外，同時更是一環環相扣之市場短期變動反應結果。顯然的，海運市場之交易決策者，必須能全盤掌握船舶與貨運市場間之關聯性，如此才可能於市場交易中佔得先機。而上述意涵若再配合：「當脫離長期均衡關係時，貨運市場之運費調整方向將與船舶市場三種價格指數之調整方向完全相反」的研究發現，如此業者便可俱此來推測市場出現失衡而致回復均衡之價格連動反應關係。例如：當市場運費水準出現波動下滑訊號時，此時將意謂著船舶運能供給已悄悄出現過剩情形，因此未來船舶之交易價格必會出現下跌走勢。而船價走跌之趨勢也將持續到市場運能供給出現萎縮現象時，貨運價格水準才會有反轉上揚之可能。然上述市場運能供給之萎縮，其有部份將是來自二手船舶因運費水準下滑而致被轉入報廢船舶市場之結果。

另外，透過前期報廢船價波動將可作爲新造船價與二手船價變動先期指標之研究結果，將有助相關業者了解：當報廢船市場出現短期價格波動時，可預期的船舶市場將出現另一波價格連鎖反應。同時，若再參考本研究之衝擊反應分析結果：「報廢船市場對二手船現貨價格之決定，扮演著相當重要角色。短期上，報廢船價之波動對二手船價之影響將是直接且快速；而長期上，二手船價主要是受貨運市場運費走勢所影響，而效果則較溫和但深遠」等研究發現，則將有助業者更清楚體認：短期上，於二手船舶之交易中，業者若能更清楚掌握報廢船舶市場之動態，則將有助其於船舶交易中獲取較高之報酬。但長期而言，二手船價之走勢主要還是受運費波動影響，因此交易者亦不能忽略貨運市場之變化。易言之，在二手船舶之交易市場中，對屬從事短期財務（投機）操作之投資者而言，應更注意報廢船舶市場之波動；但對屬長期營運需求之海運貨運業者而言，二手船舶之購買決策，則應更注意評估貨運市場運費水準之長期走勢。

參考文獻

- 吳偉銘、陳奕誠，「二手貨櫃船舶價格指數之建構—Hedonic 價格迴歸模型之應用」，運輸學刊，第二十一卷第一期，民國 98 年，1-24 頁。
- 陳永順、王旭堂，「國際海運產業投資報酬時間變動相關性之實證研究」，航運季刊，第十二卷第四期，民國 92 年，23-41 頁。
- 溫珮伶、林晉勗、林師模，「國際原物料價格與散裝海運運價指數之連動及其對運價指數預測之影響」，運輸學刊，第二十卷第四期，民國97年，351- 376頁。
- Adland, A. and Koekebakker, S., “Market Efficiency in the Second-hand Market for Bulk Ships,” *Maritime Economics & Logistics*, Vol. 6, 2004, pp. 1-15.
- Beenstock, M., “A Theory of Ship Prices,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 12, No. 3, 1985, pp. 215-225.
- Beenstock, M. and Vergottis, A., “An Econometric Model of the World Tanker Market,” *Journal of Transport Economics and Policy*, Vol. 23, 1989a, pp. 263-280.
- Beenstock, M. and Vergottis, A., “An Econometric Model of the World Market for Cargo Freight and Shipping,” *Applied Economics*, Vol. 21, 1989b, pp. 339-356.
- Beenstock, M. and Vergottis, A., *Econometric Modeling of World Shipping*, London: Chapman & Hall, 1993.
- Berndt, E. R., Griliches, Z., and Rappaport, N. J., “Econometric Estimates of Price Indexes for Personal Computers in the 1990’s,” *Journal of Econometrics*, Vol. 68, 1995, pp. 243-268.
- Charemza, W. and Gronicki, M., “An Econometric Model of World Shipping and Shipbuilding,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 8, No. 1, 1981, pp. 21-30.
- Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, 2nd ed., John Wiley & Sons, 2004.
- Engle, R. E. and Granger, C., “Cointegration and Error-correction: Representation, Estimation, and Testing,” *Econometrica*, Vol. 55, 1987, pp. 251-276.
- Glen, D., “The Market for Second-hand Ships: Further Results on Efficiency Using Cointegration Analysis,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 24, No. 3, 1997, pp. 245-260.
- Glen, D., “The Modeling of Dry Bulk and Tanker Markets: A Survey,” *Maritime Policy and Management*, Vol. 33, No. 5, 2006, pp. 431-445.
- Gonzalo, J., “Five Alternative Methods of Estimating Long-run Equilibrium Relationships,” *Journal of Econometrics*, Vol. 60, 1994, pp. 203-233.
- Goulielmos, A. and Psifia, M., “A Study of Trip and Time Charter Freight Rate Indices: 1968-2003,”

- Maritime Policy and Management*, Vol. 34, No. 1, 2007, pp. 55-67.
- Granger, C. and Newbold, P., "Spurious Regression in Econometrics," *Journal of Econometrics*, Vol. 2, 1974, pp. 111-120.
- Hawdon, D., "Tanker Freight Rates in the Short and Long Run," *Applied Economics*, Vol. 10, 1978, pp. 230-217.
- Hale, C. and Vanags, A., "The Market for Second-hand Ships: Some Results on Efficiency Using Cointegration," *Maritime Policy and Management*, Vol. 19, No. 1, 1992, pp. 31-40.
- Harhoff, D. and Moch, D., "Price Indexes for PC Database Software and the Value of Code Compatibility," *Research Policy*, Vol. 26, 1997, pp. 509-520.
- 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.
- Kavussanos, M. and Alizadeh, A., "Efficient Pricing of Ships in the Dry Bulk Sector of the Shipping Industry," *Maritime Policy and Management*, Vol. 29, No. 3, 2002, pp. 303-330.
- Kavussanos, M. and Visvikis, I., "Shipping Freight Derivatives: A Survey of Recent Evidence," *Maritime Policy and Management*, Vol. 33, No. 3, 2006, pp. 223-235.
- Knight, J. R., Dombrow, J., and Sirmansx, C., "A Varying Parameters Approach to Constructing House Indexes," *Real Estate Economics*, Vol. 23, No. 2, 1995, pp. 187-205.
- Kulshreshtha, M., Nag, B., and Kulshreshtha, M., "A Multivariate Cointegration Vector Autoregressive Model of Freight Transport Demand: Evidence from Indian Railways," *Transportation Research Part A*, Vol. 35, No. 1, 2001, pp 29-45.
- Mackinnon, J. G., "Critical Values for Cointegration Tests," In R. Engle, and C. W. Granger (Eds.), *Long-run Economic Relationships: Readings in Cointegration*, Oxford University Press, 1991.
- Maddala, G. and Kim, I., *Unit Roots, Cointegration and Structural Change*, Cambridge University Press, 1998.
- Merikas, A. G., Merika, A. A., and Koutroubousis, G., "Modeling the Investment Decision of the Entrepreneur in the Tanker Sector: Choosing between a Second-hand Vessel and a Newly Built One," *Maritime Policy and Management*, Vol. 35, No. 5, 2008, pp. 433-447.
- Murray, J. and Sarantis, N., "Price-Quality Relations and Hedonic Price Indexes for Cars in the United Kingdom," *International Journal of the Economics of Business*, Vol. 6, No. 1, 1999, pp. 5-27.
- Osterwald-Lenum, M., "A Note with Quantiles of the Asymptotic Distribution of the Maximum Likelihood Cointegration Rank Test Statistics," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, Vol. 54,

- 1992, pp. 461-471.
- Said, S. and Dickey, D., "Testing for Unit Roots in Autoregression-moving Average Models with Unknown Order," *Biometrika*, Vol. 71, 1984, pp. 599-607.
- Stopford, M., *Maritime Economics*, London: Routledge, 1997.
- Tsolakis, S., Cridland, C., and Haralambides, H., "Econometric Modelling of Second-hand Ship Prices," *Maritime Economics & Logistics*, Vol. 5, 2003, pp. 347-377.
- Tvedt, J., "Shipping Market Models and the Specification of Freight Rate Processes," *Maritime Economics & Logistics*, Vol. 5, 2003, pp. 327-346.
- Veenstra, A. and Franses, P., "A Co-integration Approach to Forecasting Freight Rates in the Dry Bulk Shipping Sector," *Transportation Research Part A*, Vol. 31, No. 6, 1997, pp. 447-458.