

臺灣散裝航運類股指數與波羅的海綜合運價指數關聯性分析^①

An Analysis of the Relationships between Taiwan Bulk Shipping Stock Index and Baltic Dry Index

周明道(Ming-Tao Chou)^{②*}、陳鵬百(Peng-Bai Chen)^③

摘要

本文的目的是藉由向量自我迴歸整合平均移動模式 (VARMA) 用於解構出臺灣散裝航運類股指數 (TAIBX) 與波羅的海綜合運價指數 (BDI) 的關聯性影響，TAIBX 是由國內主要六家散裝航運公司股價進行編製而成；另外，以 TAIBX 與 BDI 分別對六家散裝航運公司股價進行模擬預測分析，經過個別模擬並計算出每家公司股價之模擬值與實際數值後，進行均方根百分比誤差 (RMSPE) 分析。實證結果發現 TAIBX 與 BDI 彼此具備雙向影響關係，代表 TAIBX 與 BDI 具備連動的訊息，前期 BDI 會影響下期 TAIBX，而前期的 TAIBX 亦會影響 BDI；經過統整加總後的模擬預測結果，顯示出 TAIBX 之加總 RMSPE 值為 39.38%，而 BDI 之加總 RMSPE 值為 45.13%，TAIBX 之 RMSPE 值較 BDI 之 RMSPE 值小，此部分驗證了 TAIBX 相對於 BDI 對於分析散裝航運類股股價具備更強的解釋能力，因此證明 TAIBX 指數確實發揮其本文原有創建之功效。

關鍵詞：臺灣散裝航運類股指數、波羅的海綜合運價指數、向量自我迴歸整合平均移動模式

^① 本文承兩位匿名審查委員提供寶貴意見暨長榮大學之研究經費補助在此一併致謝。

^{②*} 通訊作者，長榮大學航運管理學系助理教授；聯絡地址：臺南市歸仁區長大大路 1 號；電話：(06) 2785123 轉 2262；E-mail: mtchou@gmail.com。

^③ 長榮大學航運管理學系碩士生；E-mail: whales0308@yahoo.com.tw。

Abstract

This paper investigates the relationship between Taiwan Bulk Shipping Index (TAIBX) and Baltic Dry Index (BDI) using Vector Autoregressive Moving Average Model (VARMA). TAIBX is compiled with the stock prices of six major bulk carriers in Taiwan. The stock prices of each of the six carriers are also simulated, using TAIBX and BDI. The simulated values and actual values of the stock prices are then carried out by Root-Mean-Square Percentage Error (RMSPE) analysis. The empirical results identified a two-way relationship between TAIBX and BDI indices. Namely, the BDI in one period influences TAIBX in the subsequent period and the TAIBX in one period also influences the subsequent BDI. The results show that the total RMPSE value of the TAIBX is 39.38%, while the total RMSPE value for the BDI is 45.31%, indicating that the TAIBX is a more suitable index to explain the stock prices of domestic bulk shipping carriers.

Keywords: Taiwan Bulk Shipping Index (TAIBX), Baltic Dry Index (BDI), Vector Autoregressive Moving Average Model (VARMA)

壹、緒論

世界貿易之進出口貨物大部分都須依靠海運運輸，海運運輸的貨物多寡與世界景氣息息相關。從 2002 年開始，世界經濟的成長與新興國家對原物料的強烈需求下，使得世界經濟快速成長，並且引申散裝大宗貨物需求量快速增加，因此散裝航運貨運量需求相對大增，波羅的海綜合運價指數 (Baltic Dry Index, BDI) 亦開始同步上漲 (洪明君，2002)。航運市場分成定期航運市場與散裝不定期航運市場兩類，散裝不定期航運市場主要運送大宗物資、

煤與鐵礦砂等原物料，沒有固定的航班，其屬性為依照貨物運送地點決定航程，依照船型大小與運送貨物種類可分成：1. 海岬型船、2. 巴拿馬極限型船、3. 超輕便極限型船、及 4. 輕便型船等四種類型 (The Baltic Exchange, 2008)。由於散裝不定期航運市場運價波動比起貨櫃定期航運市場激烈，運價不容易預測，市場類型趨向完全競爭市場 (Kavussanos, 1996)，市場供給與需求和整體大環境皆會影響運價的高低，為了提供業者可參考的運價指標，英國波羅的海交易所建立了 BDI 指數。BDI 目前係由波羅的海海岬型運價指數 (Baltic Capsize Index, BCI)、波羅的海巴拿馬極

限型船運價指數 (Baltic Panamax Index, BPI)、波羅的海輕便極限型船運價指數 (Baltic Supramax Index, BSI) 與波羅的海輕便型船運價指數 (Baltic Handysize Index, BHSI)，合組而成的運價指數 (The Baltic Exchange, 2008)；近年來 BDI 指數愈來愈被專家學者關切，漸漸被投資者關心 (周明道、林仕展，2010)。

國際金融市場使國家與國家之間的經濟依賴度愈來愈密切，國際間經濟金融變動愈來愈使學者關心，因此 BDI 指數的走勢也漸漸被投資者所關注。股價指數是最有代表性的經濟景氣領先指標，可以用於預測未來景氣之好壞。指數與股價之間有著一定關係之互動，當指數與股價具備長期均衡關係時，投資者可以藉由觀察指數趨勢，來預測未來股價之趨勢，如 Abdalla and Murinde (1997) 探討新興市場股價與匯率之間長短期動態關係。溫珮伶、林師模 (2008) 使用 VECM 模式結果證實大宗貨物價格對 BDI 指數存在關聯性等文獻均可說明之。目前臺灣航運類股指數主要包含海運與空運，海運內又包含定期航運與散裝航運兩類，但是目前航運類股指數較大部分比例為空運公司或是定期航運公司為主，散裝航運公司所占有之比例相當微小，所以直接從航運類股指數觀察臺灣散裝航運公司目前的營運或股價將會產生偏誤。本研究擬將各家上市之散裝航運公司，依照各家散裝航運公司收入之普通股股本比例，採用正規化方法，進而創

建出臺灣散裝航運類股指數 (Taiwan Bulk Shipping Stock Index, TAIBX) 並與 BDI 指數進行分析，希望可以發現出 TAIBX 指數與 BDI 指數之間是否存在相關或領先落後關係，若成功說明其關係將可採用 TAIBX 指數作為散裝航運公司之參考指標，用於業者與相關投資者參考使用。

本研究擬採用多變量時間數列模型之 VARMA 建立模式，加入所編製的 TAIBX 指數與 BDI 指數作為主要變數，判斷出 TAIBX 指數與 BDI 指數之間有無領先或是落後情形；本研究之 BDI 指數是採用波羅地海交易所每日資料並彙整成週資料，而 TAIBX 指數採用臺灣上市主要六家散裝航運公司股價於臺灣證券交易所編製之發行量加權股價指數 (Taiwan Stock Exchange Index, TAIEX) 每週之收盤平均價格編製而成，資料蒐集範圍從西元 2004 年 1 月 1 日至 2013 年 3 月 31 日止，共計 111 個月 480 筆資料，來源分別從臺灣證券交易所網站與波羅的海交易所取得。

本文章節主要可以區分成五小節，首先說明為何使用 TAIBX 指數與 BDI 指數進行分析，第二節則整理國內外散裝航運市場運價指數分析與相關股市互動影響文獻，藉由相關文獻以作為本研究之參考；第三節說明 VARMA 模式等研究方法。第四節依據研究架構，將 TAIBX 與 BDI 指數進行 VARMA 分析；最後將本研究結果提出結論與建議，藉以提供後續專家學者或是投資者作為參考。

貳、文獻回顧

定期海運業與散裝海運業有多種不同之經營特性主要包含：1. 市場環境、2. 營運導向、3. 營運模式、及 4. 適用法律(陳永順, 2005)。其中不定期船營運以貨物運送者，並優先適用租傭船契約，其次國內外海上貨物運送法。雙方有著不同的差異性，散裝不定期航運市場運價波動起伏比貨櫃定期航運市場激烈，運價波動起伏不容易預測，散裝航運公司需要可以避險的方法與依據，通常採用 BDI 指數用於決策參考使用。BDI 指數除了被散裝航運公司用來選擇避險之方案外，也常被用來衡量散裝航運產業的一個重要指標。散裝運價的波動會受到原物料的需求量以及船噸供給量之影響，而散裝運價的波動亦會影響到 BDI 指數的漲跌，就散裝航運業而言，對於 BDI 指數的重要性依舊存在。散裝航運市場屬於完全競爭市場(Hawdon, 1978; Kavussanos, 1996)，市場供給與需求和整體大環境皆會影響運價的高低(溫珮伶、林師模, 2008)，這些年來世界整體經濟成長快速，尤其是亞洲的部分(Wilson, 2012)，藉由原物料需求拉引的效果，使得 BDI 指數在 2010 年時衝上萬點的天價(BRS, 2011)。目前 BDI 指數由於受到 2010 金融海嘯的衝擊影響，BDI 指數回歸至千點水準。Stopford (2005) 提出當經濟從成長到成熟階段，對於大宗原物料需

求量將持續增加，在此與 2004 年至 2010 年之 BDI 指數現況相同(BRS, 2011)。由於散裝航運無固定班次與航線，因此與全球大宗物資市場需求關係密集，受到經濟景氣、原料行情等因素影響相當大，波動也相對定期貨櫃航運激烈(蕭堯仁、周恆志, 2011)。鍾政棋、徐嘉陽(2009)亦曾對各種船型指數進行分析與瞭解其變動狀態。BDI 指數為了要真實的反映出不同船型的市場運價及租金的變化前提下，現今 BDI 指數已經過數次修正，自 2007 年開始 BDI 的子航線加入 BHSI，BDI 指數由 BCI、BPI、BSI 與 BHSI 四種不同運價指數以相同權重平均計算組成綜合指數再乘上 1.192621362 後，形成目前的 BDI 指數(The Baltic Exchange, 2008)。

股票是公司籌措資金為目的，發給投資人固定金額或面值的憑證作為參與投資公司之證明，可分成普通股與特別股兩種，當然散裝航運公司亦同，普通股是當散裝航運公司只發行一種股票，此股票即是普通股；特別股則是當散裝航運公司發行兩種以上不同型態之股票時，之中假如有股票提供持有者享有部分優先權利或是設有限制條款，此股票即是特別股(臺灣證券交易所, 2012)。而一種綜合性的指標能代表整體股價水準變動之情形，這種綜合性指標的產生，一般是把各個股票的價格予以「平均」、或「加權平均」最常用，當然公司的績效亦是股票市場的參考指標之一(吳貞慧、劉維琪, 2006)。本文之

TAIBX 亦是採用此種觀點用於臺灣六家散裝航運公司之股價編製而成。因此 TAIBX 可以用來表示股價水準的指標，亦可以提供投資者另外一種投資組合績效評估指標以符合市場多樣性需求。因此從編製 TAIBX 指數開始，本文會先設定一個基期用於計算時點的平均股價與某一個特定時點平均股價互相比較，再乘以一個特定數值，這個指數在基期時就訂為一百（臺灣證券交易所，2012）。

一般而言，股價指數是最有代表性的經濟景氣領先指標之一，可以預測未來景氣之好壞。股價上下起伏與總體經濟有非常密切的關係，總體經濟勢必會影響股價波動起伏，股價價格決定理論是探討股價形成的原因與決定因素，也同時分析股價漲跌之原因 (Malkiel and Fama, 1970)。由於市場資訊都是公開，絕大多數人無法預知股票走勢，只能依循刻板的印象進行投資決策，但通常此種投資決策會產生偏誤 (Shefrin, 2002)。當然本文所建立之散裝航運類股指數，亦屬於經濟指標之一，因此可供投資人參考使用。就理性的投資者而言，追求利潤最大通常為其第一考量，當市場反映出最新資訊時，如好或壞的市場訊息同時到來，股價會隨時調整到新的位置，呈現隨機走勢 (Malkiel and Fama, 1970)。部分投資者對於公司評估亦會採用公司之獲得利潤的能力稱作每股盈餘 (Earnings Per Shares, EPS)，意思是公司

普通股在一個會計期間所賺的盈餘或發生的損失。假如投資者願意進入市場進行投資，推測公司未來每股盈餘會有成長，進一步提高股票市價，最終獲得利潤 (劉錦花，2009)。當然本文所採用的六家散裝航運公司亦可以採用 EPS 用於衡量目前公司的營運狀態，但有時投資人對於不同型態的資訊來源亦會做出不同反應，如過度注重資訊的強度亦有可能產生偏誤的投資行為 (Brav and Heaton, 2002)。由於股價指數是最有代表性的經濟景氣領先指標之一，所以可以預測未來景氣好壞。本文所設定的 TAIBX 指數亦屬於類似的指標當然也可以用於觀測相關的散裝航運公司股價現況，原因為公司與公司之間相對也會互相影響，因此經濟變數亦可以用來預測未來之股價指數 (Wongbangpo and Sharma, 2002)。如 Maysami and Koh (2000) 以股價指數與總體經濟作為變數，研究其是否具備共整合關係與長期均衡關係等。

由於 BDI 指數與散裝航運產業息息相關，自 2003 年起全球經濟快速成長，相對 BDI 指數也逐漸上漲 (周明道、林仕展，2010; BRS, 2010)，BDI 指數與全球股價指數、市場的供需和各國景氣等也常被拿來討論 (張靜之、劉錫謙，2010；蕭堯仁、周恆志，2011)。因此，本文採用 BDI 指數與 TAIBX 指數用於實際分析使用，期望由兩項數列瞭解目前的情況並進一步解釋彼此的關係。

參、研究方法

3.1 向量自我迴歸移動平均模式簡介

多變量時間數列分析法之主要目標在於能瞭解一個系統各種變數間之因果關係，而多變量時間數列 VARMA 模式 (Vector Autoregressive Moving Average Model) 即能有效地用來建構變數間動態關係，並解釋變數與變數間之因果關係。因此本文的研究數列 TAIBX 指數數列與 BDI 指數數列，就是想藉由 VARMA 模式用於解釋兩變數間所存在的關係為何。因此，本研究決定採用 VARMA 模型為本文分析工具，用以解構 TAIBX 指數數列與 BDI 指數數列之相對應關係為何。假設其他條件不變下，單變量 ARIMA 模式數列具定態與隨機行為並用於分析時，此模式稱為單變量時間數列模式 (Hillmer and Tiao, 1979; Tiao and Box, 1981)，若同時考慮多個時間數列變數，則可推廣延伸至 VARMA 模式 (楊奕農, 2005; 林茂文, 2006; Tiao and Box, 1981)。單變量 Z_t 之 ARMA(p, q) 模式 (Tiao and Tsay, 1983) 之隨機差分方程式之形式為： $\phi_p(B)Z_t = C + \theta_q(B)a_t$ ， B 為後移運算子上式 ($\phi_1, \phi_2, \dots, \phi_p$) 稱為自我迴歸參數 (AR)，($\theta_1, \theta_2, \dots, \theta_p$) 為移動平均參數 (MA)， C 為常數，ARMA(p, q) 模式具有 AR(p) 與 MA(q) 過程之平穩與可逆條件。即若 $\phi_p(B) = 0$

之根落於單位圓之外時 ARMA(p, q) 為平穩型；若 $\phi_p(B) = 0$ 之根落於單位圓之外時，ARMA(p, q) 具有可逆性。在此如以 TAIBX 為數列型態解釋 VARMA 模式時，因此之 TAIBX 之 ARMA 模式可表示為：

$$\phi(B)TAIBX_t = C + \theta(B)a_{TAIBX_t} \quad (1)$$

式中 $\phi(B) = 1 - \phi_1 B - \dots - \phi_p B^p$ ， $\theta(B) = 1 - \theta_1 B - \dots - \theta_q B^q$ 為 B 之矩陣多項式， ϕ 與 θ 為 $k \times k$ 矩陣， c 為 $k \times 1$ 固定值向量， a_t 為一序列獨立之常態分配之隨機振動向量，其平均值為零，互變異數矩陣為 Σ ，常數項向量 C 如同常數項 C 可表示為：

$$C(I - \phi_1 - \phi_2 - \dots - \phi_p)\mu \quad (2)$$

TAIBX 之 VARMA 模型可改寫為 $\phi(B)TAIBX_t = \theta(B)a_t$ 式中 $TAIBX_t = TAIBX_t - \mu$ 。此外，也需要假設多項式行列式 $|\phi(B)|$ 與 $|\theta(B)|$ 之單根落於單位圓之外，當 $|\phi(B)|$ 之根皆落於單位圓之外時，則數列 Z_t 為平穩型，當 $|\theta(B)|$ 之根皆落於單位圓之外，則數列將為可逆性 (林茂文, 2006)。

假設 TAIBX 指數與 BDI 指數最後模式 VARMA(1,1)，則將其矩陣與向量的所有元素寫出為：

$$\begin{aligned} & \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \phi_1 & \phi_2 \\ \phi_{21} & \phi_{22} \end{bmatrix} B \right) \begin{bmatrix} TAIBX_{1t} \\ BDI_{2t} \end{bmatrix} \\ & = \left(\begin{bmatrix} 1 & 0 \\ 0 & 1 \end{bmatrix} - \begin{bmatrix} \theta_{11} & \theta_{12} \\ \theta_{21} & \theta_{22} \end{bmatrix} B \right) \begin{bmatrix} a_{TAIBX_t} \\ a_{BDIt} \end{bmatrix} \quad (3) \end{aligned}$$

上式參數 ϕ_{ij} 與 θ_{ij} 可以表示為第 i 數

列如何被 j 數列影響。其中 Tiao and Box (1981) 亦提及 PAR 矩陣的型式也可以利用符號表式，當標準化係數大於 2 時以「+」表示，小於 2 時以「-」表示，若介於兩者之間以「•」表示 (Liu and Gregory, 2004)。

3.2 延伸交叉相關矩陣

由於時間數列之最佳階次不易判定，因此為了判定模式最適階次通常會對分析時產生自我迴歸模式的特性，Tiao and Box (1981) 提出利用偏自我迴歸 (Partial Autoregression, PAR) 矩陣方法，PAR 矩陣在多變量時間數列的應用與 PACF 在單變量 ARMA 模型的應用有其相同的意義。在 I 個時差 PAR 矩陣的估計值可利用擬合 AR(I) 過程求得，一般將 $\hat{\phi}_I$ 矩陣稱為 $\hat{P}(I)$ 。為了獲得 PAR 矩陣，將逐步擬合一系列自我迴歸模式。PAR 最後衍生出延伸的交叉相關矩陣 (Extended Cross Correlation Matrices, ECCM) 模式用於判別多變量時間數列模式的階次判別，一般而言，我們定義 m 次 ESCC 之矩陣為 $\hat{\rho}_{(m)}(j) = W_{m,t}^{(j)}$ 落後 j 期之樣本交叉相關矩陣，大樣本 ECC 矩陣 $\hat{\rho}_{(m)}(j)$ 的特性如式所示，能具體說明模式階數。將整理後的結果列於表 1。表中的項目每一項皆為 $k \times k$ 矩陣。行次中的數目 0, 1, 2, ... 為 AR 的階數，列次中的數目則為 MA 的階數 (孫金華、王偉聰，1999；林茂文，2006；Liu and Gregory, 2004)。

表 1 延伸的交叉相關矩陣表

MA \ AR	0	1	2	3
0	$\hat{\rho}_{(0)}^{(1)}$	$\hat{\rho}_{(0)}^{(2)}$	$\hat{\rho}_{(0)}^{(3)}$	$\hat{\rho}_{(0)}^{(4)}$
1	$\hat{\rho}_{(1)}^{(1)}$	$\hat{\rho}_{(1)}^{(2)}$	$\hat{\rho}_{(1)}^{(3)}$	$\hat{\rho}_{(1)}^{(4)}$
2	$\hat{\rho}_{(2)}^{(1)}$	$\hat{\rho}_{(2)}^{(2)}$	$\hat{\rho}_{(2)}^{(3)}$	$\hat{\rho}_{(2)}^{(4)}$
3	$\hat{\rho}_{(3)}^{(1)}$	$\hat{\rho}_{(3)}^{(2)}$	$\hat{\rho}_{(3)}^{(3)}$	$\hat{\rho}_{(3)}^{(4)}$

資料來源：林茂文，2006

其中藉由三角形邊界的表示方法，在行與列座標的最高點分別明確的表示 AR 和 MA 的階次 (林茂文，2006；Tiao and Tsay, 1983)。由於 ECCM 的個別估計參數過多，因此造成了模式判斷的困擾，因此最小正準相關分析 (Smallest Canonical Correlation Analysis, SCAN) 由 ECCM 演化出圖形辨識的方式，使得複雜的 VARMA 模式可以依其直角交點快速判別出其最佳階次 (Tiao and Tsay, 1983；Liu and Gregory, 2004)。

3.3 時間數列模式適用性之檢定

多數學者認為必須執行樣本外的預測以避免資料的探勘疑慮 (Hong and Stien, 1999；Chan et al., 2004)，時間數列模式由於在預測模式建立之後，無法得知此模式之預測力之好壞優劣，因此本文採用 RMSPE 用於 VARMA 模式之組外預測，用以判別此模式之配適度為何，其中以均方根百分比誤差 (Root-Mean-Square Percentage Error, RMSPE) 的方法來評估

TAIBX 指數與 BDI 指數之 VARMA，其中 TAIBX 指數的 RMSPE 如下所示：

$$RMSPE = \sqrt{\frac{1}{T} \sum_{t=1}^T \frac{(\hat{Y}_t - Y_t)^2}{Y_t}} \quad (4)$$

$t = 1, 2, \dots, T$

上式之 RMSPE 的值愈小愈好，表示模擬值與觀察值的相對誤差愈小，表示模式預測能力愈好（孫金華、王偉聰，1999）。

肆、實證分析

本研究 TAIBX 指數與 BDI 指數蒐集資料期間從 2004 年 1 月至 2013 年 3 月 31 日，其中 TAIBX 指數主要由臺灣六家上市散裝航運公司所組成，其中包含裕民、新興、中航、東森、益航與臺航等，共 480 筆週資料。本研究依正規化模式用以創建 TAIBX 指數。當進行時間數列分析時先對資料數列進行單根檢定，藉由單根檢定樣本資料是否為定態的數列。假如 TAIBX 指數與 BDI 指數是非定態則進行差分的動作再行檢測。模型判斷藉由自我相關函數、偏自我相關函數、最小正準相關分析法以估計適合模式之參數與統計值。接著對個別模式進行評估，評估方法為計算均方根百分比誤差值，均方根百分比誤差值愈小則代表模式有最佳的預測水準。

4.1 TAIBX 指數與 BDI 指數之現況

散裝航運產業與國內之港口進出港散裝大宗貨物量、進出口貿易總值與臺灣經濟景氣皆有相關，散裝航運公司皆會受到貨運量與總值而影響公司之營收利潤，進而影響股價之波動起伏。因此本文是以 2004 年 1 月 2 日作為散裝航運類股指數之基期來進行創建，可分成四個步驟：

1. 首先觀察基期當天之散裝航運公司航運收入之比例，求出各家散裝航運公司已發行普通股股本航運收入之股本；
2. 再將單家散裝航運公司航運收入之已發行普通股股本，除以六家散裝航運公司航運收入之已發行普通股加總之股本，求出單家散裝航運公司所佔之比例；
3. 將單家散裝航運公司每日之開盤價格，除以航運公司已發行普通股股本之比例；
4. 最後將六家航運公司加總即可求出當日散裝航運公司類股開盤指數。

步驟一：單家散裝航運公司基期日總發行普通股股本 ÷ 單家散裝航運公司航運收入比例 = 單家散裝航運公司航運收入普通股股本。

步驟二：單家散裝航運公司航運收入普通股股本 ÷ 六家散裝航運公司航運收入普通股股本 = 單家散裝航運公司比例。

步驟三：單家散裝航運公司每日開盤

價 ÷ 單家散裝航運公司比例 = 單家散裝航運公司之散裝航運類股指數。

步驟四：六家散裝航運公司之散裝航運類股指數加總，求出散裝航運公司類股指數。

圖 1 為本文所建立之 TAIBX 指數圖形，此圖為六家散裝航運公司相關資料所共同構成。圖 1 之第一區間，我國從 2004 至 2007 年進出港之散裝大宗貨物量皆維持 2 億至 1.9 億公噸之間（交通部統計處，2013），股價從 2004 年至 2006 年皆維持每股 20 至 30 元之間來回波動，相對其他區間而言，顯現出相對平穩的狀態。2004 年 10 月進入了散裝航運傳統旺季，散裝船陸續進入換約高峰，資金也逐漸將焦點轉向，BDI 指數持續上漲，帶動航運股上漲。至 2005 年 5 月因為巴西乾旱導致穀糧短缺，船運需求大增，航運公司轉往大西洋線，造成太平洋線供給緊縮，

BDI 指數上漲，11 月時中國鋼鐵礦砂廠同意明年將適度減產，因此散裝航運市場預估明年鋼鐵礦砂合約價漲幅將在 10% 以上，BDI 指數也跟著上漲（BRS, 2005）。2006 年 7 月中國鋼鐵礦砂需求量大增，巴西與澳洲不准 25 年以上舊型船舶進港等因素導致需求提高與供給不足情況下，BDI 指數開始大漲。

圖 1 第二區間之漲跌主要為 2007 年 1 月中國與巴西鐵礦砂供應商談定售價協議，決議內容決定 4 月起開始調漲，因此在散裝航運市場上發生搶運貨物現象，希望在漲價之前從澳洲與巴西等地搶運比較低價格的鐵礦砂，因此運價開始上漲。2007 年 8 月 BDI 指數更急速上漲，主要是兩個原因造成：1. 中國限制國產煤出口，導致日本、南韓與臺灣必須從更遠的地方，如澳洲或印尼進口，使得原本從中國進口的海運期拉長至 24 ~ 25 天，運能

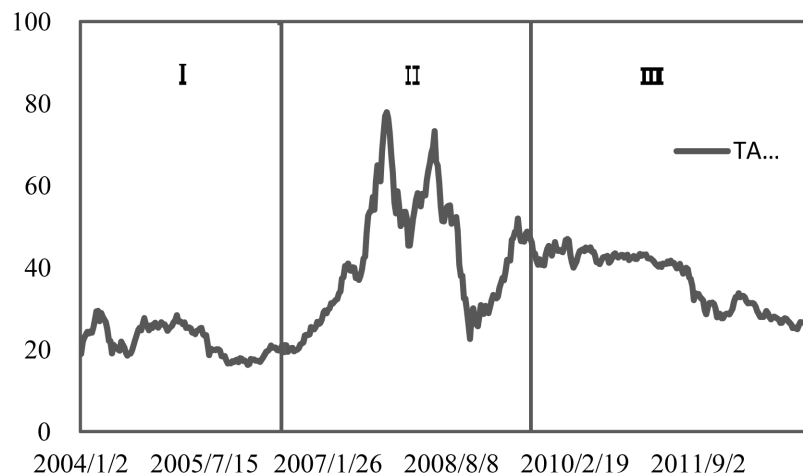


圖 1 臺灣散裝航運類股指數走勢

更加緊縮。2. 澳洲煤碳與鐵礦砂的港口嚴重塞港，此二因素導致 BDI 指數居高不下 (BRS, 2007)。運費的高漲帶動散裝航運公司股價上漲，包括新興、裕民、中航、臺航與四維航等，其中中國航運以 124 元的漲停價創掛牌以來新高，裕民也正式站上 101 元，11 月時煤炭與鐵礦砂的基本需求，與加上中國內需建設的需求拉引，再加上第 4 季為穀物出口的傳統旺季，導致 BDI 指數衝上 10,995 點之高點；2008 年 1 月由於鐵礦砂價格談判陷入僵局，買賣雙方一再拖延交易希望換取談判優勢，導致 BDI 指數大跌，指數跌破 6,000 點。但是到了 4 月時油價大漲，導致鋼鐵廠與電廠搶煤炭，加上全世界糧食缺少，糧食運送需求大增，BDI 指數又回升至 9,000 點。但到了 2008 年 9 月因中國鋼鐵等原物料庫存太多，導致需求減少，加上中國農作物收成比預期好，也預期將減少進口數量導致運價下跌 (BRS, 2008)。2009 年 7 月鋼鐵礦砂需求又開始增加運價因而上揚，在 9 月份時慧洋海運正式興櫃掛牌交易，資本額為 22 億元，政府也於此時提出「因應景氣振興經濟方案」，期望能全面提升經濟，相對於其他區間而言，此區間的 TAIBX 變化相當大。

圖 1 第三區間鐵礦砂又開始進入價格談判，加上南美地區大宗穀物出口旺盛，運量需求增加，BDI 指數大漲，6 月時受到中國政府影響房地產興建導致對鋼鐵廠進口量縮減，而且印度進入梅雨季節，南

美洲穀物運送季節結束，需求量回復先前水準，間接造成 BDI 指數下跌，12 月時慧洋海運上市，主要為輕便型與超級輕便型船舶。2011 年 3 月，日本東北大地震災後重建對於鐵礦砂有大量需求，但是短期因當地進出口停止，BDI 指數再次下跌。10 月時進入傳統第 4 季散裝航運市場旺季，中國進口鐵礦砂價格低於合約價格，使得中國到澳洲運量需求大增，帶動 BDI 指數上漲 (BRS, 2011)；2012 年 4 月散裝航運市場穀物需求增加，BDI 指數上漲。10 月時中國十一長假影響，散裝航運市場穀物、煤炭或鋼鐵等運量需求減少，BDI 指數下跌，因此 TAIBX 在此區間亦維持平盤。2013 年 4 月，散裝航運公司分析明年散裝航運景氣會回升，便開始積極交船，中國基礎建設持續興建，印度、印尼、東南亞國家、南非、南美等經濟成長，預測景氣在 2014 年或 2015 年間會恢復。

圖 2 第一區間顯示，BDI 指數在 2004 年 1 月至 2007 年 1 月期間之狀態是呈現較小幅度之波動，指數波動約介於 2,000 點至 6,000 點間，其中 2004 下半年起，受惠於中國大陸對大宗貨物與鐵礦砂需求大量增加之影響，BDI 指數飆漲至 6,000 多點。圖 2 第二區間正值 2007 年時中國對鐵礦砂、煤的強烈需求，使得波羅的海海岬型船運價指數上漲，使得指數價格持續飆漲，指數價格持續飆漲主要有幾種原因：

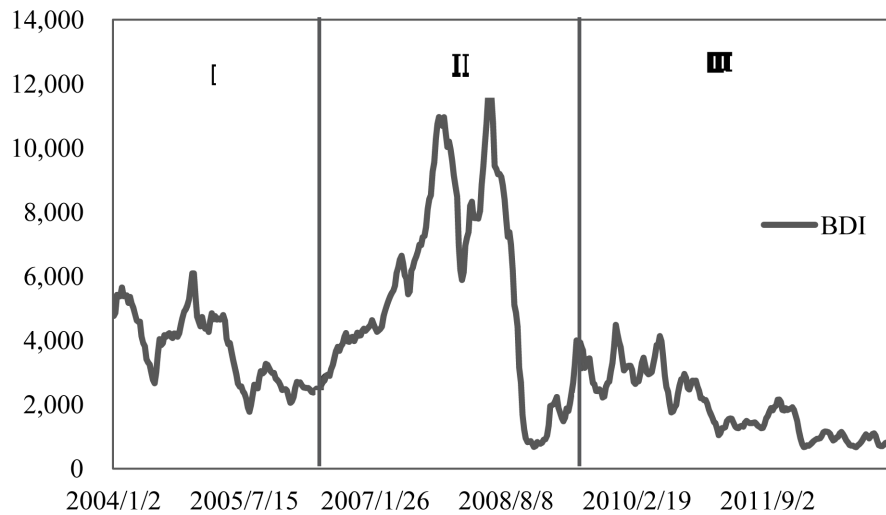


圖 2 BDI指數走勢

1. 澳洲港口壅塞：由於中國 2008 年即將舉辦北京奧運，興建工程材料需求大增，對澳洲鐵礦砂與煤炭需求量大，導致指數持續升高 (BRS, 2007)；
2. 印度政府徵鐵礦砂出口關稅：2007 年 3 月印度政府徵鐵礦砂出口關稅，使得中國鐵礦砂進口轉到巴西，增加散裝航程時間，及海岬型船與巴拿馬型船的需求；
3. 全世界鋼鐵業景氣大好，中國需求量大增：從 2002 年開始全世界粗鋼生產量都有相當高的成長率，特別是中國需求量相當大，鐵礦砂進口數量大幅成長；
4. 全世界船噸供給量不足，老舊船舶淘汰速度影響實際運量與增加幅度：從 2003 年開始至 2005 年，散裝航運市場貿易興盛，散裝航運公司為了增加利潤因此便積極購買新型船舶來擴增船隊規

模，使得運量成長率快速提升。但是散裝航運公司大量購買船舶造成各大造船廠訂單已滿，要等 3 年後才能交船，因此新船增加速度將逐漸降低。也由於大宗原料貨物出口大國澳洲與巴西有環保與安全考量因素存在，於是禁止船齡 25 年以上的老舊船舶進出港口裝卸貨物，使得運量更加吃緊運價維持高價 (Clarkson Research Studies, 2007)。因此 BDI 指數多次衝破 11,000 點的高峰。到了 2008 年下半年時，由於散裝航運市場先行預測奧運結束中國鋼鐵廠會恢復正常生產，鐵礦砂須提早預備材料，因此，波羅的海海岬型運價指數首先停止下跌，相反的指數開始上漲，此也影響 BDI 指數與波羅的海巴拿馬極限型船運價指數。但是接著由於中國鋼鐵需求量不大，加上鐵礦砂存放成本較高，

鋼鐵價格與鐵礦砂價格下跌，導致鐵礦砂進口量需求快速下降，使波羅的海海岬型運價指數與 BDI 指數又再一次的大幅度下跌 (BRS, 2008)。2009 年，由於煤炭與穀物的貿易量增加，中國也在此時投資約四兆人民幣，加強鋼鐵、汽車、紡織、與船舶產業等公共建設，以及四川大地震之後重建計畫，將增加對於原物料之需求，在波羅的海巴拿馬極限型船運價指數與波羅的海超巴拿馬極限型船運價指數一起上漲之下，BDI 指數依舊持續上漲，中國也由於需求量大增，出口量則是逐漸減少，也顯示中國從 2009 年開始，從煤炭出口國轉變成進口國，原本向中國進口煤炭的其他國家，需更改從澳洲、俄羅斯與印尼等國家進口來替代，使得煤炭運輸距離拉長、成本相對增加。

圖 2 第三區間主要從 2010 年開始，隨著中國接受澳洲鐵礦砂廠商上漲九成，海岬型船需求量增加，其他世界各國也開始提升經濟計畫，煤炭也隨著中國與俄羅斯需求量大增，歐洲地區生產量也相對增加，造成 BDI 指數開始緩慢回復 (BRS, 2010)。2011 年時，中國的鐵礦砂需求量依然持續成長，從澳洲與巴西大量進口，澳洲的 BHP Billiton 與 Rio Tinto 兩家公司維持穩定的生產，印度因基礎建設需求量也逐漸大增，也由於運量之需求，船舶噸位數開始增加，多艘訂購船隻開始交船 (BRS, 2011)。

4.2 TAIBX 指數與 BDI 指數之結構關係假設

本研究為建立 TAIBX 指數與 BDI 指數之結構影響關係，在未經由模式正確之結果產生前，如先敘述影響關係之假設，對於本研究之過程與程序皆有所幫助：首先假設一為 TAIBX 指數對於 BDI 指數有單向影響關係；假設二為 BDI 指數對於 TAIBX 指數有單向影響關係；假設三是 TAIBX 指數與 BDI 指數有雙向影響關係。最後假設四是以兩者之間無影響關係作為假設前提。

4.3 TAIBX 指數與 BDI 指數之單根檢定

大部分的總體經濟變數皆非定態數列，本文之 TAIBX 指數與 BDI 指數亦為總體經濟變數，因此本文在進行 VARMA 模式估計前須先對每個變數進行單根檢定 (Nelson and Plosser, 1982)。本研究採用 (Augmented Dickey Fuller, ADF) 單根檢定 (Dickey and Fuller, 1981)，並檢定 TAIBX 指數與 BDI 指數是否為定態數列。由表 2 原始數列均未能通過 ADF 檢定。TAIBX 指數與 BDI 指數經過一階差分後，TAIBX 指數與 BDI 指數呈現一階差分之定態效果，且 TAIBX 指數與 BDI 指數之單根檢定之檢定效果均在 1% 顯著水準之下，因此可得 TAIBX 指數與 BDI 指數皆為 I(1) 數列 (Engle and Granger, 1987)，其相關數值如表 2 所示：

表 2 TAIBX 指數與 BDI 指數之單根檢定

	原始數列值	一階差分值
ADF 檢定	-1.941	-17.221***
ADF 檢定	-2.023	-12.597***

附註：ADF 單根檢定之臨界值在 1%、5%、10% 之顯著水準分別為 -3.443、-2.867、-2.569，顯著符號分別為 ***、**、*。

接著檢定六家臺灣散裝航運公司個股股價是否為定態數列，表 3 為臺灣散裝航運公司個股股價之 ADF 單根檢定之統計量與臨界值比較。發現數值皆不顯著，因此無法拒絕存在單根的虛無假設。表 3 為經過一階差分後的 ADF 單根檢定結果，顯示 ADF 值小於臨界值 1%，顯示發現經過差分之後的統計量與臨界值。在 1% 顯著水準之下，因此可得臺灣散裝航運公司個股股價為 $I(1)$ 數列。

表 3 臺灣散裝航運公司股價之單根檢定表

		原始數列值	一階差分值
裕民航運	ADF 檢定	-2.217	-17.571***
中國航運	ADF 檢定	-1.798	-16.933***
益航航運	ADF 檢定	-1.645	-17.061***
新興航運	ADF 檢定	-1.953	-17.751***
東森國際	ADF 檢定	-2.470	-20.072***
臺灣航業	ADF 檢定	-2.423	-16.415***

附註：ADF 單根檢定之臨界值在 1%、5%、10% 之顯著水準分別為 -3.443、-2.867、-2.569，顯著符號分別為 ***、**、*。

4.4 TAIBX 指數與波羅的海運價綜合指數 VARMA 結構式

依表 4 之 ECCM 與表 5 之 SCAN 表歸納可得，當 p 與 q 之階次各為 1 時為模式之最佳狀態，因此 TAIBX 指數與 BDI 指數之 VARMA 最佳候選模式為 VARMA(1, 1)。

表 4 ECCM 表

Q	0	1	2	3	4	5	6
(P=0)	+	+	+	+
	++	++	++	++	+	+	++
(P=1)	..	-	..	+
	.-	-	-
(P=2)	-	.-	..	+
	--	.-	+
(P=3)	+-
	+-	-	-+
(P=4)	+-	+-	+	+
	+.+	-+	-	.-
(P=5)	.-	+
	++	..	-	+-
(P=6)	++	-	-	+	..
	+-	+.+	-	..	-

附註：當標準化係數大於 2 時以「+」表示，小於 2 時以「-」表示，若介於兩者之間以「.」表示。

表 5 SCAM 表

Q	0	1	2	3	4	5	6
0	X	X	X	X	O	O	O
1	X	O	O	O	O	O	O
2	O	O	O	O	O	O	O
3	O	O	O	O	O	O	O
4	O	O	O	O	O	O	O
5	O	O	O	O	O	O	O
6	O	O	O	O	O	O	O

附註：模式適當階數以「O」表示，模式不適當階數以「X」表示。

本模式評估使用最大概似法進行推估，矩陣形式 VARMA(1,1) 為本文之最佳

模式，其中矩陣形式 VARMA(1,1) 如下所示：

$$\begin{bmatrix} TAIBX_t \\ BDI_t \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -0.001 \\ (0.003) \\ 0.001 \\ (0.001) \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.537*** & 0.085 \\ (0.102) & (0.273) \\ 0.063 & 0.787*** \\ (0.036) & (0.071) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} TAIBX_{t-1} \\ BDI_{t-1} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{TAIBX_t} \\ a_{BDI_t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} 0.063 & 0.086 \\ (0.115) & (0.294) \\ 0.014 & 0.616*** \\ (0.052) & (0.093) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{TAIBX_{t-1}} \\ a_{BDI_{t-1}} \end{bmatrix}$$

附註：當標準化係數大於 2 時，1% 之顯著符號為 ***。

TAIBX 指數與 BDI 指數之模式展開結果如下：

$$\begin{aligned} TAIBX_t &= -0.001 + 0.537TAIBX_{t-1} \\ &\quad + 0.085BDI_{t-1} + a_{TAIBX_t} \\ &\quad + 0.063a_{TAIBX_{t-1}} + 0.086a_{BDI_t} \\ BDI_t &= 0.001 + 0.063TAIBX_{t-1} + 0.787BDI_{t-1} \\ &\quad + a_{BDI_t} + 0.014a_{TAIBX_{t-1}} + 0.616a_{BDI_{t-1}} \end{aligned}$$

如果不考慮顯著符號，TAIBX 指數與 BDI 指數呈現出雙向關係，雖然部分參數不顯著，如放寬限制至 5% 或 10% 話，其實參數為顯著的，因本文使用 1% 當成程

式之主要判斷之顯著水準，因此在結構式只有顯現出 1% 之顯著水準。

本文最佳模式 VARMA(1,1) 模式中可看出，TAIBX 指數受到上一期的影響 (0.537)，其數值為正而且影響的係數超過 0.5 以上，可看出 TAIBX 受到前期的影響非常大，相對地受到 BDI 指數的影響則不高 (0.085)。而 BDI 指數則受到上一期 TAIBX 指數 (0.063) 與 BDI 指數 (0.787) 之影響，由此可看出 BDI 受前一期指數影響相當高，因此可以發現其實 BDI 指數主要還是受到自身前一年的影響較高，其實這

也可以合理的說明臺灣的散裝航運公司要影響全世界的指數波動是非常小的，主要原因為 BDI 指數為全世界散裝海運之總體的經濟變數，而 TAIBX 主要為臺灣地區所使用之指數。

4.5 TAIBX 指數與 BDI 指數之對臺灣散裝航運公司之 VARMA 模式

由表 6 可以觀察出臺灣各家散裝航運

公司股價與 TAIBX 指數之 VARMA 最佳模式與相對應之 RMSPE 值。益航航運為 VARMA(0,1) 其 RMSPE 值為 7.05%；東森國際為 VARMA(1,1) 其 RMSPE 值為 13.72%；臺灣航業為 VARMA(0,1) 其 RMSPE 值為 2.11%；中國航運為 VARMA(1,0) 其 RMSPE 值為 5.90%；新興航運為 VARMA(1,2) 其 RMSPE 值為 6.52%；裕民航運則為 VARMA(2,1) 其 RMSPE 值為 4.08%，如表 6 所示：

表 6 臺灣散裝航運股價與 TAIBX 指數之最佳化 VARMA 模式與 RMSPE 值表

	益航航運	東森國際	臺灣航業	中國航運	新興航運	裕民航運
VARMA(p, q)	VARMA(0, 1)	VARMA(1, 1)	VARMA(0, 1)	VARMA(1, 0)	VARMA(1, 2)	VARMA(2, 1)
RMSPE	7.05%	13.72%	2.11%	5.90%	6.52%	4.08%

接著由表 7 可以觀察出臺灣各家散裝航運公司股價與 BDI 指數之 VARMA 最佳模式與相對應之 RMSPE 值。益航航運為 VARMA(1,0) 其 RMSPE 值為 6.96%；東森國際為 VARMA(1,0) 其 RMSPE 值為 14.28%；臺灣航業為 VARMA(1,0) 其 RMSPE 值為 2.18%；中國航運為 VARMA(1,1) 其 RMSPE 值為 6.35%；新興航運為 VARMA(1,1) 其 RMSPE 值為 6.39%；裕民航運則為 VARMA(1,1) 其 RMSPE 值為 9.54%，如表 7 所示：

由表 8 顯示出經由加總可得知 BDI 指數與 TAIBX 指數用於預測臺灣散裝航運股價之間差異，表 8 可以瞭解每家散裝航運公司經由 BDI 之 RMSPE 值與經由 TAIBX 之 RMSPE 值分別為：益航航運 BDI 之 RMSPE 值為 6.39%、TAIBX 之 RMSPE 值為 7.05%，東森國際 BDI 之 RMSPE 值為 14.28%、TAIBX 之 RMSPE 值為 13.72%，臺灣航業 BDI 之 RMSPE 值為 2.18%、TAIBX 之 RMSPE 值為 2.11%，中國航運 BDI 之 RMSPE 值為 6.35%、TAIBX

表 7 臺灣散裝航運股價與 BDI 指數之最佳化 VARMA 模式與 RMSPE 值表

	益航航運	東森國際	臺灣航業	中國航運	新興航運	裕民航運
VARMA(p, q)	VARMA(1, 0)	VARMA(1, 0)	VARMA(1, 0)	VARMA(1, 1)	VARMA(1, 1)	VARMA(1, 1)
RMSPE	6.96%	14.28%	2.18%	6.35%	6.39%	9.54%

表 8 最佳化 VARMA 模式之 RMSPE 總合

散裝航運公司	BDI	TAIBX
益航航運	6.39%	7.05%
東森國際	14.28%	13.72%
臺灣航業	2.18%	2.11%
中國航運	6.35%	5.90%
新興航運	6.39%	6.52%
裕民航運	9.54%	4.08%
總計	45.13%	39.38%

之 RMSPE 值為 5.90%，新興航運 BDI 之 RMSPE 值為 6.39%、TAIBX 之 RMSPE 值為 6.52%，裕民航運 BDI 之 RMSPE 值為 9.54%、TAIBX 之 RMSPE 值為 4.08%。由六家散裝航運公司 RMSPE 值加總後比較，可以得知 TAIBX 指數之預測較為精準。對於投資者與散裝航運公司而言，在未來進行投資或避險決策時，亦可先觀察 TAIBX 指數來做為本週投資之參考。

伍、結論與建議

近年來，由於開發中國家的崛起，也因此帶動散裝航運市場的大量需求，投資者逐漸開始關注此市場的動態。因此，本研究目的是以投資者關心的股價指數進行創建新的指數用於此市場的投資避險參考。由於目前臺灣航運類股指數主要包含陸運、海運與空運三類，但是航運類股指數較大部分比例為空運或是定期航運業為主，散裝航運業所占有之比例相當微小，

如直接從航運類股指數用於觀察臺灣散裝航運公司目前的營運，會產生誤判的情形，因此，本文從臺灣上市六家散裝航運公司依照各家公司之航運收入普通股股本比例，採用正規化方法結合創建 TAIBX 指數，藉由 TAIBX 指數以提供後續專家學者或是投資者作為參考，投資者與散裝航運公司投資於散裝航運類股指數前，可先行參考 TAIBX 指數瞭解股價，對於航商與投資者皆有幫助。

本研究主要是以自行創建之 TAIBX 指數與 BDI 指數進行分析，因資料筆數較多，且部分上市之散裝航運公司，如四維航運、慧洋航運尚未納入創建 TAIBX 指數，主要原因為四維航運之原始資料未蒐集到運費收入之部分；而慧洋航運屬於新公司其相關資料尚不足以用於時間數列分析之用，因此在本文 TAIBX 指數建置尚未置於其中。

就本文最佳模式 VARMA(1,1)，雖說在 1% 之顯著水準下部分參數不顯著，如放寬顯著水準則可以達到顯著之門檻，所以本文將其定義為 TAIBX 指數與 BDI 指數彼此為雙向關係。經由因果關係證實彼此落後期數為一期，由矩陣式可知 TAIBX 指數與 BDI 指數具備相互影響。藉由以 TAIBX 指數與 BDI 指數分別用於推估六家散裝航運公司股價，其結果發現 TAIBX 指數的推估優於使用 BDI 指數進行之推估。這個結果證明這個新創建的指數用於

預測臺灣散裝公司股價效果比 BDI 指數優良。至於未來相關研究者可以將 TAIBX 指數的母體加入四維航運、慧洋航運兩公司，如此將可以使 TAIBX 指數更加完備。本文研究顯示出東森國際之 RMSPE 之誤差值非常大，建議未來研究者可以對於東森國際之權重再重新設定，或者對於 TAIBX 之權重再提出較好的設定方式，如此將可以使 TAIBX 之相關後續研究更加完整與具體，使得 TAIBX 真正發揮出對散裝航運業或投資者的投資與避險功效。

參考文獻

- 中國航運股份有限公司，2012，<http://www.agcmt.com.tw>，2012 年 8 月 22 日。
- 交通部統計處，2013，臺灣地區各國際商港進出港散裝大宗貨物量，*交通統計月報*，第 538 期，152-155。
- 吳貞慧、劉維琪，2006，臺灣上市公司績效與投資人行為偏誤之研究，*財務金融學刊*，第 14 卷，第 2 期，1-39。
- 周明道、林仕展，2010，波羅的海運價綜合指數與波羅地海相關性之分析——以 VAR 模型之應用，*運輸學刊*，第 22 卷，第 2 期，211-232。
- 林茂文，2006，*時間數列分析與預測——管理與財經之應用*，華泰文化事業有限公司，臺北市。
- 洪明君，2002，*我國海運業近況與展望*，臺灣工業銀行，臺北市。
- 孫金華、王偉聰，1999，臺灣生鮮鮪魚產地拍賣價格與日本進口價格：向量 ARMA 模型之預測分析，*農業經濟半年刊*，第 66 期，49-84。
- 益航航運股份有限公司，2012，<http://www.firsteam.com.tw/en/index.php>，2012 年 8 月 22 日。
- 東森國際股份有限公司，2012，<http://www.emic.com.tw/www/index.php>，2012 年 8 月 22 日。
- 張靜之、劉錫謙，2010，時間序列方法探討波羅的海運價指數與運輸類股之研究——以美國與臺灣為研究對象，*臺灣銀行季刊*，第 61 卷，第 2 期，191-207。
- 陳永順，2005，*散裝海運經營學——理論與實務*，文笙書局，臺北市。
- 裕民航運股份有限公司，2012，<http://www.uming.com.tw>，2012 年 9 月 8 日。
- 楊奕農，2005，*時間序列分析：經濟與財務上之應用*，雙葉書局，臺北市。
- 溫珮伶、林師模，2008，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 20 卷，第 4 期，351-376。
- 新興航運股份有限公司，2012，<http://snc.com.tw>，2012 年 8 月 22 日。
- 劉錦花，2009，每股盈餘預測之分析，*商業現代化學刊*，第 5 卷，第 2 期，125-140。

- 蕭堯仁、周恆志，2011，波羅的海乾散貨運價指數與金磚四國股價之關聯性，*航運季刊*，第 20 卷，第 4 期，1-24。
- 臺灣航業股份有限公司，2012，<http://www.taiwanline.com.tw>，2012 年 8 月 24 日。
- 臺灣證券交易所，2012，<http://www.twse.com.tw/ch/index.php>，2012 年 9 月 30 日。
- 鍾政棋、徐嘉陽，2009，散裝波羅地海海岬型船市場與 BCI 指數預測，*運輸學刊*，第 21 卷，第 1 期，25-46。
- Abdalla, I.S.A. and Murinde, V., 1997. Exchange rate and stock price interactions in emerging financial markets: evidence on India, Korea, Pakistan and the Philippines. *Applied Financial Economics*, 7(1), 25-35.
- Brav, A. and Heaton, J.B., 2002. Competing theories of financial anomalies. *Review of Financial Studies*, 15(2), 575-606.
- Barry Rogliano Salles (BRS), 2005. Annual Review 2005. Available at: <http://www.brs-paris.com/index.php?page=annualreview#> (accessed May 16, 2013)
- Barry Rogliano Salles (BRS), 2007. Annual Review 2007. Available at: <http://www.brs-paris.com/index.php?page=annualreview#> (accessed May 16, 2013)
- Barry Rogliano Salles (BRS), 2008. Annual Review 2008. Available at: <http://www.brs-paris.com/index.php?page=annualreview#> (accessed May 16, 2013)
- Barry Rogliano Salles (BRS), 2010. Annual Review 2010. Available at: <http://www.brs-paris.com/index.php?page=annualreview#> (accessed May 16, 2013)
- Barry Rogliano Salles (BRS), 2011. Annual Review 2011. Available at: <http://www.brs-paris.com/index.php?page=annualreview#> (accessed May 16, 2013)
- Chan, W., Frankel, R. and Kothari, S.P., 2004. Testing behavioral finance theories using trends and consistency in financial performance. *Journal of Accounting and Economics*, 38(1), 3-50.
- Clarkson Research Studies, 2007. *Shipping Intelligence Weekly*, Clarkson PLC: London.
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1981. Likelihood ratio statistic for autoregressive time series with a unit root. *Econometrics*, 49(4), 1057-1072.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and error correction: representation estimation, and testing. *Econometrics*, 55(2), 251-276.
- Hawdon, D., 1978. Tanker freight rates in the short and long run. *Applied Economics*, 1(10), 203-217.
- Hillmer, S.C. and Tiso, G.C., 1979. Likelihood function of stationary multiple autoregressive moving average models. *Journal of the American Statistical Association*, 74(367), 652-660.

- Hong, H. and Stien, J.C., 1999. A unified theory of under reaction, momentum trading, and overreaction in asset markets. *Journal of Finance*, 54(6), 2143-2184.
- Kavussanos, G.M., 1996. Comparisons of volatility in the dry-cargo ship sector: spot versus time charter, and smaller versus larger vessels. *Journal of Transport Economics and Policy*, 30(1), 67-82.
- Liu, L.M. and Gregory. B.H., 2004. *Forecasting and Time Series Analysis Using the SCA Statistical System Volume 1 and 2*, Scientific Computing Associates Corp: USA.
- Malkiel, B.G. and Fama, E.F., 1970. Efficient capital markets: a review of theory and empirical. *The Journal of Finance*, 25(2), 383-417.
- Maysami, R.C. and Koh, T.S., 2000. A vector error correction model of the Singapore stock market. *International Review of Economics and Finance*, 9(1), 79-96.
- Nelson, R.C. and Plosser R.C., 1982. Trends and random walks in macroeconomic time series: some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10(2), 139-162.
- Shefrin, H., 2002. Behavioral decision making, forecasting, game theory, and role-play. *International Journal of Forecasting*, 18(3), 375-382.
- Stopford, M., 2005. *China in Transition: It's Impact on Shipping in the Last Decade and the Next*, Marintec: Shanghai.
- The Baltic Exchange, 2008. *Manual for Panellists - A Guide to Freight Reporting and Index Production*, Baltic Exchange: London.
- Tiao, G.C. and Box, G.E.P., 1981. Modeling multiple time series with applications. *Journal of the American Statistical Association*, 76(376), 802-816.
- Tiao, G.C. and Tsay, R.S., 1983. Multiple time series modeling and extended sample cross-correlations. *Journal of Business and Economics Statistics*, 1(1), 43-56.
- Wilson, J.D., 2012. Chinese resource security policies and the restructuring of the asia-pacific iron ore market. *Resources Policy*, 37(3), 331-339.
- Wongbangpo, P. and Sharma, S.C., 2002. Stock market and macroeconomic fundamental dynamic integrations: ASEAN-5 countries. *Journal of Asian Economics*, 13(3), 27-51.

