

貨櫃船新船造價影響變數與預測模式之研究 — 整合時間序列分析與灰色理論

Influential Factors and Forecasting Model of New-building Containership Prices by Integrating Time Series Analysis with Grey Theory

丁士展 (Shih-Chan Ting)^{①*}、李泓逸 (Hing-Yi Lee)^②、呂亦宸 (Yi-Chen Lu)^③

摘要

近年來由於定期航運產業受到船舶大型化之影響，航商在主要航線投入大型貨櫃船營運以降低貨櫃運送之單位固定成本，然而船舶造價影響固定成本中之折舊成本，因此航商在進行船舶投資決策時必須更加謹慎小心。海運市場受到全球經濟景氣及各國間貿易量的影響，導致運價與新船造價波動，故建構貨櫃船新船造價預測模式，以找出影響貨櫃船造價波動的因子非常重要。本研究蒐集相關影響變數資料，將變數經過時間序列分析，並且優先投入灰關聯度高且含有落後期數項之變數，建構灰色 GM(1, N) 預測模式。研究結果發現投入六變數：(1) 新船價格 (前一季)、(2) 新船價格 (前兩季)、(3) 新船價格 (前三季)、(4) 貨櫃船租賃價格 (前一季)、(5) 貨櫃船租賃價格 (當季)、(6) CRU 全球鋼鐵價格指數 (前一季)，即可建構貨櫃船新船造價預測模式，可達到 99.5% 的精準度。

關鍵字：時間序列分析、灰色理論、灰關聯度、貨櫃船新船造價

①* 通訊作者，國立臺灣海洋大學運輸科學系助理教授；聯絡地址：基隆市 20224 中正區北寧路 2 號；電話：02-24622192 轉 7050；E-mail: ericting@mail.ntou.edu.tw。

② 國立臺灣海洋大學運輸科學系碩士，長榮海運公司業務部專員；E-mail: jjmssmj@hotmail.com。

③ 國立臺灣海洋大學運輸科學系碩士，國立臺灣科技大學工業管理系博士生；E-mail: barrycom82@hotmail.com。

Abstract

Increasing average size of new containership deliveries and vessel deployment brings fierce market competition in the liner industry. Most of large liner companies ordered extra-large size containerships to reduce their operating unit costs and achieve economies of scale. But overcapacity leads to low freight rates and low returns, and thus, carriers have to struggle throughout these years. Hence, carriers have to consider their large containership deployment strategy with much more carefulness, especially in placing new-building orders. In dynamic new-building ship market, prices are influenced by various factors. It is important for carriers to figure out these critical influential factors and to derive forecasting models for predicting the trend of new-building prices. In this paper, time series analysis and grey theory are applied, by collecting related data, to explore key factors influencing new-building ship prices and to derive a price forecasting model. The results show that new-building ship prices are affected by (1) new-building price last quarter, (2) new-building price last two quarter, (3) new-building price last three quarter, (4) containership charter hire last quarter, (5) containership charter hire on the spot, and (6) CRU world steel price index last quarter. The forecasting model of these six factors can achieve 99.5% determination ratio.

Keywords: Time series analysis, Grey theory, Grey relational grade, New-building containership price

壹、前言

定期航運產業受到船舶大型化趨勢影響，航商逐漸傾向於訂造大型貨櫃船舶投入歐美主要航線營運，導致航商購置船舶的成本提高，故航商在進行訂造船舶相關決策時，必須更加謹慎小心。且定期航運產業深受全球經濟景氣榮枯之影響，景氣

影響各國貨物之進出口量，而使得海運運量需求亦隨之上下波動，導致航商可能蒙受船舶價格與造價波動之損失，船舶為航商之主要生財工具，新船造價影響航商之資金投入，與未來營運之折舊成本，對於航商獲利性有一定程度的影響。故本研究欲瞭解影響貨櫃船新船造價之因素，探討航商於造船決策時所需考量之因素，建構

貨櫃船新船造價預測模式，以瞭解船價之波動因素與趨勢。

影響新船造價的變數極多，甚至具有無法量化之變數，在實務上無法全部蒐集分析，因此本研究嘗試以灰色理論進行研究，灰色理論主要是針對系統不明確性與資訊不完整性之下，進行系統變數的關聯分析及模式建構；並能有效的處理變數的不確定性、多變量、離散數據，以及不完整的數據（溫坤禮等人，2006）。本研究以新造貨櫃船價格為依變數，結合時間序列與灰色理論探討貨櫃船新船造價與影響因素間互動關係，並建構與改善新船造價之預測模式。

本研究先透過文獻回顧、相關分析及 Granger 因果關係模式，篩選出可能會影響船舶價格之變數，進而透過 Clarkson Research Services Limited 網站 (2012)、AREMOS 臺灣經濟統計資料庫 (2012) 及臺灣經濟新報資料庫蒐集 1997 年到 2006 年季資料，並進行單根檢定偵測數據資料是否呈現定態性質，之後透過共整合檢定判斷船價與影響因素之變數組合是否具有共整合關係，若具有共整合關係則運用向量誤差修正模式 (Vector Error Correction Model, VECM)，若無共整合關係則運用向量自我迴歸模式 (Vector Auto-Regression, VAR)，得到變數之落後期數，並運用時間序列與灰關聯建構較精準的新船造價預測模式。

貳、文獻回顧

Alizadeh and Nomikos (2003) 進行散裝船買賣市場之研究，研究結果指出高運費收入將吸引航商進行資金借貸，以增加船噸供給，滿足客戶運輸需求，獲取營運利潤，亦將導致船舶買賣交易量大增，而當船舶買賣交易量增加時，將能有效減低船價波動起伏，減少以過高價格購入船舶之風險，進而促使船舶買賣市場之興盛，因此，船舶買賣交易的頻繁，會促使船舶價格較為穩定。

陳永順 (2004) 進行船舶價格波動與風險規避之研究，發現由於貨櫃船價格與海運市場皆受到市場價格機制的影響，運價與船價價格波動劇烈，航商或海運投資人更必須承受巨大價格波動風險，故投資者需要瞭解船價波動特性，以實施避險策略，進行投資套利。此外管理者風險偏好程度不同、管理理念的差異、對市場環境展望看法不同，皆會影響船舶投資時機，因此，任何船舶買賣決策與時機的判定，皆無固定可遵循之方法，故船舶投資存在著巨大的不確定性與風險 (Iliadis, 2005)。

當客戶貨運需求大於航商船噸供給，市場運價愈高，航商購船意願就愈高，將會引發短期新船價格、船舶租金、二手船價格、及船舶交易量上升，但長期下，船價、租金與船舶交易量，將會趨於平衡 (Adland and Cullinane, 2006)，故高運價市

場將會吸引航商進行短期船舶資產操作，以滿足顧客貨運需求並賺取短期利潤。

Alizadeh and Nomikos (2007) 更利用股票投資分析中的本益比觀念 (Ship Price/Earnings) 衡量船舶投資時機，發現船舶價格與航商利潤中，包含了許多相當重要的投資訊息，作者認為航商利潤與船價將能有效反應海運市場，可以給予投資者進行船舶投資時機判定參考；此研究是在假設海運市場為有效率情況下，但是海運市場在實務上並非一定為有效率市場，再加上投資者在衡量船舶投資時機時，並不只有考量利潤與船價，仍有許多其他因素會影響其投資決策。

船舶市場大致可區分為新船市場、二手船市場、貨運市場、船舶租賃市場、及拆解船市場，其中由於航運市場受到不確定性與週期性市場特性之影響，導致很難有效評估與訂定投資決策 (Engelen et al., 2007)，再加上運輸需求的不確定性，因此航商難以預測需求面運量資料，故航商在船舶的取得方面係透過新船市場、二手船市場與船舶租賃市場等，以因應客戶不確定之貨運需求。

本研究整理歷年來國內外學者對於影響船舶價格與投資因素之相關研究，如下表 1。在以往研究文獻中較少對於貨櫃船新造船價影響因素之主題進行分析，本研究整合時間序列分析與灰理論，處理樣本少的資料或是具有自我相關的時間序列資料，以克服統計迴歸上的問題。另外，在

新造船價波動劇烈之情況下，貨櫃船投資時機與策略更加難以掌握，因此，建構貨櫃船新造船價預測模式，可以瞭解影響船價波動的主要因素，將有助於定期航運決策者進行船舶資產操作，減低船舶價格波動虧損之風險。

參、研究方法

3.1 Granger 因果關係模式

經濟模式常在不同假設前提下，進而推論變數之間關聯性，但是關聯程度高並不代表兩者間具有因果關係之存在，即使變數間出現顯著的關聯性，也有可能是無意義或是推論錯誤而得來的，因此 Granger (1969) 提出，從預測能力角度來定義變數間之因果關係，簡單來說就是以預測誤差值能否降低作為因果關係判斷之準則，但所謂的因果關係並不一定具有 X 導致 Y 的涵義，正確來說應該是變數間具有領先、落後之關係存在。一般而言，假設對 X 與 Y 兩變數做因果關係檢定，當對 X 變數做預測時，除 X 自己本身的落後期變數之外，加入 Y 變數，可以增加對 X 做預測的準確度，此時稱 Y 為 X 的因 (Y causes X)，反之則 X 為 Y 的因 (X causes Y)，若同時出現兩種情況時，則稱 X 與 Y 變數間具有回饋關係 (Feedback Causality) 之存在。Granger 因果關係檢定假說如下：

表 1 影響船價與船舶投資相關因素之研究

作者 (出版年)	研究主題	研究方法	影響因素
Alizadeh and Nomikos (2003)	船舶交易價格與交易數量之關聯性	Granger 因果關係檢定、GARCH 模型、E-GARCH 模型	船舶交易價格、船舶交易數量。
Tsolakis et al. (2003)	二手船價經濟模型	OLS 最小平方迴歸分析、AR 模型、SEM 模型	二手船價、新船價格、論時備船租金、LIBOR 利率。
Tvedt (2003)	散裝市場價格動態	時間序列分析 ADF 檢定	新船價格、二手船價、船舶遠期租金費率、船舶即期租金費率、波羅的海運價指數。
溫珮伶 (2005)	散裝海運市場運價	VAR 模型、GARCH 模型	燃煤、原油、鋼鐵等原物料價格。
王雲召 (2007)	影響散裝船、油輪與貨櫃船新造船舶數量之因素	相關分析、迴歸分析與 ARIMA 模式	新船造價、可用船噸、二手船價、拆解船數量、運價、全球貿易量、全球經濟成長率、原物料價格、燃油成本。
楊金樺 (2008)	定期船運價決定因素與趨勢預測	迴歸分析、灰色理論、ARIMA 時間序列模型	20 呎及 40 呎貨櫃運價、國內生產總值 (GDP)、經常帳餘額、進出口貿易總額、歐元匯率、西德州原油月均價。
鍾政棋、林承逸 (2008)	散裝航運公司之二手船購船決策關鍵影響因素分析	層級分析法 (AHP)	市場景氣預測、運價高低、新船價格、交船時間、船舶交易數量、購船資金取得、船舶資產操作、匯率與利率波動、自備額與貸款率、船舶折舊、船舶價格、船齡高低、造船地與船級、船舶前手資料、船舶規格與設備、經紀人信譽、連結買賣雙方、提供融資管道、佣金支出高低、附加約款內容。
鍾政棋、林哲逸 (2009)	散裝航運購置二手船之決策分析	ADF 單根檢定、逐步迴歸與複迴歸	新船價格、二手船價格、一年期論時備船租金、二手船交易量、船舶拆解量、新船每噸建造成本、原油價格、LIBOR 利率。

資料來源：本研究整理。

$$\begin{cases} H_0: \beta_i = 0 \\ H_1: \beta_i \neq 0 \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_0: \delta_i = 0 \\ H_1: \delta_i \neq 0 \end{cases}$$

1. 對 X 做因果關係檢定

$$X_t = \sum_{i=1}^P \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^P \beta_i Y_t + \varepsilon_t \quad (1)$$

2. 對 Y 做因果關係檢定

$$Y_t = \sum_{i=1}^P \theta_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^P \delta_i X_t + \mu_t \quad (2)$$

其中， α_i 、 β_i 、 θ_i 、 δ_i 為迴歸係數、 ε_t 與 μ_t 為非相關干擾項、 P 為落後期數。

由上述之方程式可以得知，對 X 做因果關係檢定時，若拒絕 $\beta_i = 0$ 虛無假設，

則表示 Y 會影響 X ，即 Y 領先 X ，反之，對 Y 做因果關係檢定時，若拒絕 $\delta_i = 0$ 虛無假設，則表示 X 會影響 Y ，即 X 領先 Y ，若上述虛無假設皆同時拒絕時，則表示 X 與 Y 變數間具有回饋關係，若皆無拒絕虛無假設時，則表示 X 與 Y 變數為互相獨立之變數，此時透過 Granger 模式將可初步篩選會影響依變數之自變數。

3.2 單根檢定 (Unit Root Test)

時間序列分析是指分析一連串按時間數據蒐集之資料的方法，透過時間序列分析若發現到資料出現定態性質時，表示相關變數在過去歷史上呈現出一穩定狀態，此時即可利用此長期穩定狀態，進行未來相關預測之研究。有鑒於此，Dickey and Fuller (1979) 提出 DF (Dickey-Fuller) 單根檢定，進行資料定態性質之檢定，即為單根檢定最早期之雛型，以下為本研究所使用之檢定法。

由於 DF 檢定是在於假設殘差為白噪音 (White Noise) 的基礎下之檢定方法，實際上迴歸式的殘差常常具有顯著的自我相關之特性，而並非具有所謂的白噪音性質，因此為瞭解此問題的發生，將加入被解釋變數的落後項，以解決殘差自我相關問題，即為所謂的 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定。ADF 單根檢定模式可區分為以下三種型態：(1) 無截距項與時間趨勢項；(2) 有截距項但無時間趨勢

項；(3) 有截距項與時間趨勢項。當檢定結果拒絕虛無假設時，此序列資料即為定態時間序列資料。此外由於模式具有三種不同的模式，其模式的差異可能導致研究結果的不同，因此 Enders (2004) 提出其相關單根檢定之流程 (圖 1) 以進行模式之判斷。

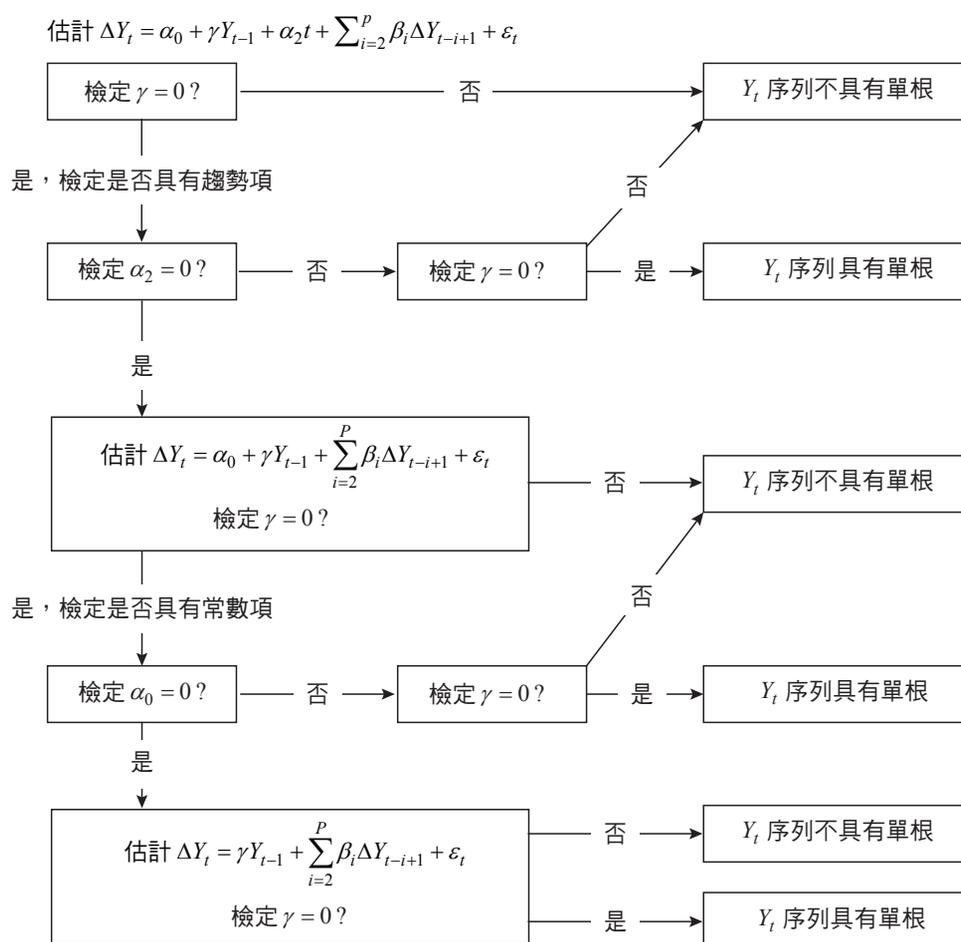
此外，在進行單根檢定時首先必須先決定其模式應包含之落後期數，但是目前在落後期數選擇上，並無特定評定之準則，目前最為普遍利用於選定最適落後期數為此兩種準則，分別為 AIC 準則 (Akaike Information Criterion) 與 SBC 準則 (Schwartz Bayesian Criterion)，其準則計算公式分別如下：

$$AIC = T \ln(SSE) + 2K \quad (3)$$

$$SBC = T \ln(SSE) + K \ln(T) \quad (4)$$

T 為樣本總數、 K 為估計參數數量、 \ln 為自然對數、 SSE 為殘差平方和。其中，AIC 與 SBC 計算出來的值愈小愈好，代表模式配適程度愈好，目前選用何準則為最適落後期數評定之準則並無一致之結論，楊奕農 (2009) 指出 AIC 與 SBC 可根據以下差異進行選取判定：

1. SBC 準則傾向於估計參數較少之模式。
2. SBC 準則傾向於大樣本數之模式，其檢定結果較具一致性與精確性。
3. AIC 準則傾向於落後期數較長之模式。
4. 不同樣本數情況下，使用 SBC 作為模



資料來源：Enders (2004)。

圖 1 ADF 單根檢定程序圖

式準則時，將容易產生不一致現象，此時採用 AIC 準則將具有較佳配適度。

由於本研究樣本只有 42 筆季資料，因此本研究將採取 AIC 準則為模式檢定準則，並以 AIC 最小值作為最適落後期數選定標準。

3.3 共整合檢定 (Co-integration)

根據 Engle and Granger (1987) 進行共

整合檢定，其基本定義為，當一組非定態時間序列經過線性組合，其變數組合可能會轉變成具有定態時間性質之組合，後來 Johansen and Juselius (1990a) 提出以最大似估計法進行共整合檢定，其檢定步驟分別如下：

假設欲進行檢定之變數為 Y_t ，其自我迴歸式模式如下：

$$Y_t = W_1 Y_{t-1} + W_2 Y_{t-2} + W_3 Y_{t-3} + \dots + W_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中， Y_{t-1} 為落後 1 期之內生變數、 p 為落後期數、 W_i 為 Y_{t-i} 之係數、 ε_{it} 為誤差項、 $i=1, 2, \dots, p$ 。再將 Y_t 自我迴歸式做一階差分後模式如下：

$$\Delta Y_t = \sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i} + \Pi Y_{t-p} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中， Π_i 為短期調整係數、 $\sum_{i=1}^{p-1} \Pi_i \Delta Y_{t-i}$ 為 Y_t 之短期動態關係、 Π 為各期落後項係數之線性組合，亦稱為長期衝擊矩陣 (Long Run Impact Matrix)、 ΠY_{t-p} 說明 Y_t 之長期均衡關係、 ε_{it} 為誤差項。

透過分析長期衝擊矩陣 Π 來決定 Y_t 之長期均衡關係， Π 的秩 (Rank) 共可分為三種情形：

1. $\text{Rank}(\Pi) = p$ ，表示 Π 為滿秩，亦即向量 Y_t 內所有變數皆為定態。
2. $\text{Rank}(\Pi) = 0$ ，表示 Π 為空矩陣，即向 Y_t 內所有變數皆不存在共整合關係。
3. $0 < \text{Rank}(\Pi) = r < p$ ，表示向量 Y_t 存有 r 個共整合向量。

因此透過上述之 Π 可發展出兩種共整合檢定方法，分別為：

1. 軌跡檢定 (Trace Test)

$H_0: \text{Rank}(\Pi) \leq r$ ，表示變數間最多有 r 個共整合向量。

$H_1: \text{Rank}(\Pi) > r$ ，表示變數間至少有 $r+1$ 個共整合向量。

統計量為：

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=t+1}^n \ln(1 - \lambda_i) \quad (7)$$

其中， T 為樣本數、 n 為 Y_t 內之變數個數、 λ_i 為顯著特性根個數。

當拒絕 H_0 時，表示變數間至少存在 $r+1$ 種長期共整合趨勢關係，其檢定原理為，當變數間具有一種共整合向量關係時， $\text{Rank}(\Pi) = r = 1$ ，此時 $\lambda_1 \neq 0$ ， $\lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n$ ，而當 $\text{Rank}(\Pi) = r = 0$ ， $\lambda_1 = \lambda_2 = \lambda_3 = \dots = \lambda_n = 0$ ，則代表變數間不具有任何一種共整合向量。

2. 最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test)

$H_0: \text{Rank}(\Pi) = r$ ，表示變數間有 r 個共整合向量。

$H_1: \text{Rank}(\Pi) = r+1$ ，表示變數間有 $r+1$ 個共整合向量。

統計量為：

$$\lambda_{\text{max}}(r, r+1) = -T \ln(1 - \lambda_{r+1}) \quad (8)$$

同理可知，當拒絕 H_0 時，表示變數間具有 $r+1$ 種長期共整合關係。透過上述之兩種 Johansen 共整合檢定法，即可偵測出向量裡變數間是否具有共整合關係，也就是偵測變數間是否具有長期均衡趨勢關係，此外由於檢定模式的不同，其估計結果一定也會產生差異，因此 Johansen and Juselius (1990b) 指出，因為軌跡檢定具備考慮所有特性根之性質，軌跡檢定將比最

大特性根檢定更具說服力，因此本研究在共整合關係檢定上，將採取軌跡檢定判定變數間之共整合關係。

3.4 向量誤差修正模式 (Vector Error Correction Model, VECM)

若變數間存在共整合關係，即代表變數間存有長期均衡趨勢關係，但是共整合檢定只可用於進行變數間是否擁有共整合關係之判定，無法用於探討變數間之互動關係。因此 Engle and Granger (1987) 提出，以向量自我迴歸模式 (Vector Auto-Regression, VAR) 解決此問題的產生，然而，在使用向量自我迴歸模式的基本假設為，變數必須具有一穩定關係，即為變數具有定態之性質，才可使用 VAR 模式，但是若變數本身為非定態序列時，則必須先經由差分程序，使其轉變為定態序列資料，才可使用 VAR 模式，探討其變數互動關係，但是當具有共整合關係之變數進行差分整合時，此時經過整合後之變數，將會使短期偏離長期均衡之調整予以刪除，但是此舉反而造成檢定方程式的設定錯誤及產生估計值偏誤效果。因此 Engle and Granger (1987) 認為若兩變數間為同整合階次狀態，並存有共整合關係時，應採取向量誤差修正模式，探討變數間之互動關係，否則應以向量自我迴歸模式探討序列間之動態關係。

3.5 向量自我迴歸模式 (Vector Auto-Regression, VAR)

當多變數時間序列模式以線性迴歸方式呈現時，其隱含著變數間可能存在因果關係之假設，也就是說迴歸方程式中的應變數會受到自變數的影響，而自變數並不會受到應變數的影響。然而在多變化的經濟體系下，並不能百分之百確定變數是應變數還是自變數，因此迴歸式中將變數進行應變數與自變數的假設，將會產生一定的問題，特別是以迴歸方程式估計經濟變數之間的關係時，其變數的假設可能會受到質疑。

然而，變數間存在這種錯綜複雜的關係時，實證上經常採用結構方程式 (Structural Equation Modelling, SEM) 進行估計，而在時間序列分析中，Sims (1980) 則提出以向量自我迴歸模式 (VAR) 進行分析，其亦可視為結構方程式的縮減式，此種方法是將所有的變數，均以應變數來處理，以用之克服變數假設的質疑性。

在 VAR 模式中，不需先預設變數為應變數還是自變數，而是將變數皆視為應變數，透過一組多變數、多條迴歸式，探討變數間之互動關係，在此迴歸式中，不需擔憂因果關係的假設問題，而且迴歸式中能以應變數自身落後期與其他變數之落後期為解釋變數時，將可避免傳統計量分析結構設計偏誤問題，且能有效反應變數間之動態互動關係。

向量自我迴歸模式是將落後項納入模式考量，使得 VAR 模式具有變數的落後資訊，並用之檢視變數間之互動狀態。並透過得到含有落後資訊之自變數，進行後續之灰色理論預測模式建構與改善。

3.6 灰關聯分析

灰關聯度為灰色系統理論中的一大支柱，主要功能是做離散序列之間的測度計算，傳統的灰關聯度是計算兩序列的關聯程度，為定性分析，並將各個關聯度值的大小加以排序。從所有序列中只取出序列 $X_1(k)$ (貨櫃船新船造價) 為參考序列，其他為比較序列，稱為局部性 (Localization) 灰色關聯度，其傳統的步驟 (鄧聚龍、郭洪，1996) 為：

步驟 1：計算灰關聯係數 (Deng's Grey Relational Coefficient)

$$\gamma(X_i(k), X_1(k)) = \frac{\Delta \min + \zeta \Delta \max}{\Delta_{oi}(k) + \zeta \Delta \max}$$

$$i = 1, 2, 3, \dots, m, k = 1, 2, 3, \dots, n \quad (9)$$

a. X_1 為參考序列， X_i 為一特定之比較序列。

$$b. \Delta_{oi}(k) = |X_1(k) - X_i(k)| \quad (10)$$

表示 X_1 與 X_i 之間第 k 項評量值之差的絕對值，稱為差序列。

c. $\Delta_{\min} = \min_{i \in N} \min_k |X_1(k) - X_i(k)|$ (11)
為 $X_i(k)$ 序列內最小值與參考序列最小值之差；其中的最小值。

$$d. \Delta_{\max} = \max_{i \in N} \max_k |X_1(k) - X_i(k)| \quad (12)$$

為 $X_i(k)$ 序列內最大值與參考序列最大值之差；其中的最大值。

e. ζ 為辨識係數 (Distinguishing Coefficient)： $\zeta \in [0, 1]$ ，主要功能是做背景值和待測物之間的對比，一般而言其數值取 0.5，但為了加大結果的差異性，可依實際需要調整， ζ 數值的變化只會變化相對數值的大小，並不會影響灰色關聯度的排序。

若兩比較序列在各點都重合在一起，則灰關聯係數皆為 1，灰關聯度也為 1，表示兩序列間有著很高的關聯程度。

步驟 2：計算灰色關聯度 (Grey Relational Grade)

傳統方式 (鄧聚龍與郭洪，1996) 取灰關聯係數的平均值為灰色關聯度：

$$\gamma(X_i, X_j) = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \gamma(X_i(k), X_0(k)) \quad (13)$$

但實際系統上，各因子對系統的重要程度並不完全相同，因此因子權重不同的實際情形可將上式延伸為：

$$\gamma(X_i, X_j) = \sum_{k=1}^n \beta_k \gamma(X_i(k), X_1(k)) \quad (14)$$

其中 β_k 為因子 k 的常態化權重，由使用者決定，但必須滿足 $\sum_{k=1}^n \beta_k = 1$ ，由於本研究並未取得各影響變數橫斷面之權重比，僅為探討個自變數序列與依變數序列

間的關聯程度，因此採用傳統的灰色關聯度計算法。計算出的灰關聯度排序，即是貨櫃船新船造價與參考序列關聯程度大小的排序。

3.7 灰色模式 (Grey Model) GM(1, N)

GM(1, N) 為一種以 N 個變數進行數值投入的預測模式，假設預測新船價格之系統受 $N-1$ 個解釋變數影響。令新船造價為 $X_1^{(0)}(k)$ ；而各自變數數列為 $X_2^{(0)}(k), X_3^{(0)}(k), X_4^{(0)}(k), \dots, X_N^{(0)}(k)$ 。則可以建立 GM(1, N) 預測模式。步驟如下：

步驟 1：建立原始序列

$$\begin{aligned} X_1^{(0)} &= \{X_1^{(0)}(1), X_1^{(0)}(2), \dots, X_1^{(0)}(k)\} \\ X_2^{(0)} &= \{X_2^{(0)}(1), X_2^{(0)}(2), \dots, X_2^{(0)}(k)\} \\ X_3^{(0)} &= \{X_3^{(0)}(1), X_3^{(0)}(2), \dots, X_3^{(0)}(k)\} \\ &\dots \\ X_N^{(0)} &= \{X_N^{(0)}(1), X_N^{(0)}(2), \dots, X_N^{(0)}(k)\} \end{aligned} \quad k=1, 2, 3, \dots, n \quad (15)$$

步驟 2：建立累加生成 (Accumulated Generating Operation, AGO) 序列

$$\begin{aligned} X_1^{(1)} &= \{X_1^{(1)}(1), X_1^{(1)}(2), \dots, X_1^{(1)}(k)\} \\ X_2^{(1)} &= \{X_2^{(1)}(1), X_2^{(1)}(2), \dots, X_2^{(1)}(k)\} \\ X_3^{(1)} &= \{X_3^{(1)}(1), X_3^{(1)}(2), \dots, X_3^{(1)}(k)\} \\ &\dots \\ X_N^{(1)} &= \{X_N^{(1)}(1), X_N^{(1)}(2), \dots, X_N^{(1)}(k)\} \end{aligned} \quad k=1, 2, 3, \dots, n \quad (16)$$

步驟 3：寫出標準形式

根據 GM(1, N) 的形式將 AGO 後的數式組合成

$$X_1^{(0)}(k) + az_1^{(1)}(k) = \sum_{i=2}^N b_i X_i^{(1)}(k) \quad (17)$$

其中

$$z_1^{(1)}(k) = 0.5X_1^{(1)}(k) + 0.5X_1^{(1)}(k-1), k \geq 2 \quad (18)$$

步驟 4：利用上式代入數值可得

$$\begin{aligned} X_1^{(0)}(2) + az_1^{(1)}(2) &= b_2 X_2^{(1)}(2) + \dots + b_N X_N^{(1)}(2) \\ X_1^{(0)}(3) + az_1^{(1)}(3) &= b_2 X_2^{(1)}(3) + \dots + b_N X_N^{(1)}(3) \\ &\dots \\ X_1^{(0)}(n) + az_1^{(1)}(n) &= b_2 X_2^{(1)}(n) + \dots + b_N X_N^{(1)}(n) \end{aligned} \quad (19)$$

再將上述方程式轉成矩陣形式：

$$\begin{bmatrix} X_1^{(0)}(2) \\ X_1^{(0)}(3) \\ \vdots \\ X_1^{(0)}(n) \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} -z_1^{(1)}(2) & X_2^{(1)}(2) & \dots & X_N^{(1)}(2) \\ -z_1^{(1)}(3) & X_2^{(1)}(3) & \dots & X_N^{(1)}(3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -z_1^{(1)}(n) & X_2^{(1)}(n) & \dots & X_N^{(1)}(n) \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a \\ b_2 \\ \vdots \\ b_N \end{bmatrix} \quad (20)$$

根據最小平方方法則，解出 $\hat{a} = (B^T B)^{-1} B^T Y_N$ ，其中

$$\begin{aligned}
 Y_N &= \begin{bmatrix} X_1^{(0)}(2) \\ X_1^{(0)}(3) \\ \vdots \\ X_1^{(0)}(n) \end{bmatrix} \\
 B &= \begin{bmatrix} -z_1^{(1)}(2) & X_2^{(1)}(2) & \cdots & X_N^{(1)}(2) \\ -z_1^{(1)}(3) & X_2^{(1)}(3) & \cdots & X_N^{(1)}(3) \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ -z_1^{(1)}(n) & X_2^{(1)}(n) & \cdots & X_N^{(1)}(n) \end{bmatrix} \\
 \hat{a} &= \begin{bmatrix} a \\ b_2 \\ \vdots \\ b_N \end{bmatrix} \tag{21}
 \end{aligned}$$

由 GM(1, N, X⁽⁰⁾) 之派生型可得知建模後預測序列 X₁⁽⁰⁾ 為：

$$\begin{aligned}
 \hat{X}_1^{(0)}(k) &= \sum_{i=2}^N \beta_i X_i^{(1)}(k) - \alpha X_1^{(1)}(k-1) \\
 \Rightarrow \beta_i &= \frac{b_i}{1+0.5a}, \quad \alpha = \frac{a}{1+0.5a} \tag{22}
 \end{aligned}$$

此時即可建構灰色理論之預測模式，並運用後驗差檢定進行模式預測精準能力之檢驗。預測模式產生後須進一步計算預測值是否有可靠度，因此首先定義預測誤差：

$$\begin{aligned}
 \varepsilon(k) &= X^{(0)}(k) - \hat{X}^{(0)}(k), \quad k = 1, 2, 3, \dots, n; \\
 n &\geq 4 \tag{23}
 \end{aligned}$$

其中 X⁽⁰⁾(k) 與 X̂⁽⁰⁾(k) 分別為實際數列與預測數列，定義原始數列的標準差為 S₁、殘差的標準差為 S₂：

$$S_1 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (X^{(0)}(k) - \bar{X}^{(0)})^2} \tag{24}$$

$$S_2 = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{k=1}^n (\varepsilon(k) - \bar{\varepsilon})^2} \tag{25}$$

其中

$$\bar{X}^{(0)} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n X^{(0)}(k), \quad \bar{\varepsilon} = \frac{1}{n} \sum_{k=1}^n \varepsilon(k) \tag{26}$$

並定義「後驗差比值 C」以及「最小誤差頻率比值 p」分別為

$$C = \frac{S_2}{S_1} \tag{27}$$

$$p = p\{|\varepsilon(k) - \bar{\varepsilon}| < 0.6745S_1\} \tag{28}$$

按照 C 與 p 的計算結果對照下表 2 評定模式精確度等級，當 C 與 p 值相近時，平均殘差值愈小愈好，代表預測模式的配適度愈高。

表 2 GM 預測模式精度對照與準則表

模式預測之精度對照與準則表	C 值	p 值
第一級 (極佳)	C < 0.35	p > 0.95
第二級 (合格)	0.35 ≤ C < 0.50	0.95 ≥ p > 0.80
第三級 (勉強)	0.50 ≤ C < 0.65	0.80 ≥ p > 0.70
第四級 (不合格)	C > 0.65	p ≤ 0.70

肆、選取預測變數

由於貨櫃船船型分類不同，新建價格差異甚大，本研究採用加權平均新造船價格 (Weighted Average Newbuilding Ships Prices)，資料由海運研究公司 Clarkson Research Services Limited 發行之 Container Intelligence Monthly，加權綜合八種船型 (Feedermax 725 TEU，Handy 1,000 TEU，Handy 1,700 TEU，Sub-Panamax 2,000 TEU，Sub-Panamax 2,750 TEU，Panamax 4,600 TEU，Post-Panamax 6,200 TEU，Post-Panamax 8,100 TEU) 求得新船價格 (NP)。

對於影響新船價格之影響因素，本研究先經由相關分析，初步篩選出與新船價格有顯著關聯之相關變數，如下 (數字為相關係數)：平均每噸建造成本 (0.994)、二手船平均價格指數 (0.946)、CRU 全球鋼鐵價格指數 (0.879)、新加坡進出口貿易總額 (0.860)、貨櫃船租賃價格指數 (0.856)、西德州原油現貨價格 (0.799)、布蘭特原油現貨價格 (0.794)、杜拜原油現貨價格 (0.781)、中國進出口貿易總額 (0.773)、全球粗鋼生產量 (0.770)、美國進出口貿易總額 (0.742)、380 CST 燃油價格 (0.714)、貨櫃船交船數量 (0.712)、美元兌人民幣匯率 (-0.601)、美元兌新加坡幣匯率 (-0.592)、拆解船數量 (-0.588)，本研究以這 16 個與新船價格顯著相關之變

數，進行時間序列分析。

4.1 Granger 因果關係檢定

本研究透過 Granger 因果關係檢定，初步求得新船價格與影響因素之因果關係，並篩選出影響新船造價之五個變數：租賃價格指數 ($P = 0.0068$)、中國貿易總額 ($P = 0.0096$)、美國貿易總額 ($P = 0.0183$)、全球粗鋼生產量 ($P = 0.0219$)、鋼鐵價格指數 ($P = 0.0211$)。

4.2 ADF 單根檢定

本研究利用 ADF 單根檢定，檢定變數資料是否為定態數列，表 3 顯示各變數原始資料單根檢定之 P 值，皆大於 5% 顯著水準，因此接受單根存在之虛無假設，此時有單根之存在，而變數一階差分後之 P 值，皆小於 5% 顯著水準，因此拒絕單根存在之虛無假設，此時無單根之存在，也就是說上列之變數原始資料皆為非定態數列資料，一階差分後變數資料皆為定態數列資料。

4.3 Johansen 共整合檢定

以新船價格為應變數，探討新船造價與其他相關經濟變數間之共整合關係。根據表 4 可以得知，新船造價與美國進出口貿易總額出現拒絕變數間無共整合向量關係存在之虛無假設，表示變數間具有共整合關係，因此在此將其具有共整合關係之

表 3 ADF 單根檢定表

變數	差分	落後期數	t 值	臨界值 (5%)	P
新船價格 (NP)	0	2	-2.0474	-3.5366	0.5569
	1	8	-2.3115	-1.9524	0.0224*
貨櫃船租賃價格指數 (TC)	0	3	-2.2724	-2.9458	0.1860
	1	2	-2.1949	-1.9503	0.0289*
中國進出口貿易總額 (CT)	0	6	3.1503	-1.9513	0.9993
	1	5	-2.4089	-1.9516	0.0176*
美國進出口貿易總額 (AT)	0	5	2.0279	-1.9510	0.9882
	1	4	-2.0777	-1.9510	0.0379*
全球粗鋼生產量 (CP)	0	5	-1.2920	-3.5484	0.8730
	1	6	-3.9363	-3.5577	0.0219*
CRU 全球鋼鐵價格指數 (CRU)	0	1	-2.5828	-3.5330	0.2898
	1	0	-3.7324	-1.9498	0.0004*

註：* 表示在 5% 水準下顯著。

表 4 新船價格 Johansen 共整合檢定 (Trace Test)

(新船價格, 變數)	Hypothesized No. of CE(s)	Trace Statistic	臨界值 (5%)	P
美國進出口貿易總額 (AT)	None*	27.6824	25.8721	0.0295*
	At most 1	11.5079	12.5179	0.0733

註：* 表示在 5% 水準下顯著；CE(s) 表示 Co-integrating Vector 共整合向量數目。

變數，納入 VECM 模式進行研究探討，至於其餘無共整合關係之變數，則會代入 VAR 模式進行分析。

從新船價格 VECM 模式中可以看出在 5% 顯著水準下，新船價格會受到自身價格落後第二季、美國進出口貿易總額落後第三季之影響。

4.4 VECM 模式

表 5 新船價格 VECM 模式係數檢定表

(新船價格, 變數)	影響變數	統計量	
美國進出口貿易總額 (AT)	新船價格 NP(-2)	參數估計值	-0.4831
		T 統計量	-2.5531*
	美國進出口貿易總額 AT(-3)	參數估計值	0.0236
		T 統計量	2.8477*

註：(P) 表示落後期數；* 表示在 5% 水準下顯著。

4.5 VAR模式

從新船價格 VAR 模式可以看出在 5% 顯著水準下，會受到自身價格落後一至三季、貨櫃船租賃價格指數落後一季、中國

進出口貿易總額落後第三季、全球粗鋼生產量落後一季及 CRU 全球鋼鐵價格指數落後一季之影響。

表 6 新船價格 VAR 模式係數檢定表

(新船價格, 變數)	影響變數	統計量	
貨櫃船租賃價格指數 (TC)	貨櫃船租賃價格指數 TC(-1)	參數估計值	66.9841
		T 統計量	3.7871*
中國進出口貿易總額 (CT)	中國進出口貿易總額 CT(-3)	參數估計值	0.0314
		T 統計量	3.5788*
	新船價格 NP(-1)	參數估計值	0.6073
		T 統計量	3.2680*
	新船價格 NP(-2)	參數估計值	-0.5342
		T 統計量	-2.6889*
新船價格 NP(-3)	參數估計值	0.4399	
	T 統計量	2.1653*	
全球粗鋼生產量 (CP)	新船價格 NP(-1)	參數估計值	0.4381
		T 統計量	2.4551*
	全球粗鋼生產量 CP(-1)	參數估計值	0.0604
		T 統計量	2.8326*
CRU 全球鋼鐵價格指數 (CRU)	新船價格 NP(-1)	參數估計值	0.3074
		T 統計量	2.0759*
	鋼鐵價格指數 CRU(-1)	參數估計值	37.6986
		T 統計量	2.4154*

註：(P) 表示落後期數；* 表示在 5% 水準下顯著。

透過 VECM 與 VAR 模式，將可以得到會影響依變數之具有落後期數自變數，其分別為貨櫃船新船價格落後一至三季、貨櫃船租賃價格指數落後一季、中國進出口貿易總額落後第三季、美國進出口貿易總額落後第三季、全球粗鋼生產量落後一季及 CRU 全球鋼鐵價格指數落後一季之影響，透過時間序列分析，即可得含有落

後期數項之影響變數，並納入後續灰色預測模式之建構。

伍、灰色預測模式

5.1 影響變數與預測精準度

本研究第一階段先以時間數列分析，

利用 VAR 與 VECM 模式找出五個主要影響新船造價因素 (包含有落後期數的因素共 13 個)，第一階段尚無法確認各因素影響程度 (係數)；第二階段接續再以灰色預

測模式 (詳見 3.7 小節) 求得各因素對於新船造價的影響程度，將時間數列分析所得之五個變數 (詳見表 3) 建構 GM(1,5) 模式如下：

$$NP^{(0)}(k) = 19.2692TC^{(1)}(k) - 0.0081CT^{(1)}(k) - 0.0235AT^{(1)}(k) + 0.0338CP^{(1)}(k) + 52.1737CRU^{(1)}(k) - 0.0431NP^{(1)}(k-1) \quad (29)$$

再將此五個變數透過時間序列分析取得 13 個含有落後期數之變數 (詳見

表 6)，建構 GM(1,13) 模式如下：

$$NP^{(0)}(k) = 55.8458TC^{(1)}(k) + 0.0055CT^{(1)}(k) + 0.0002AT^{(1)}(k) - 0.0225CP^{(1)}(k) + 9.9453CRU^{(1)}(k) + 1.1614\{NP(-1)\}^{(1)}(k) - 0.5964\{NP(-2)\}^{(1)}(k) + 0.3601\{NP(-3)\}^{(1)}(k) - 30.7471\{TC(-1)\}^{(1)}(k) - 19.6737\{CRU(-1)\}^{(1)}(k) + 0.0222\{CP(-1)\}^{(1)}(k) - 0.0045\{CT(-3)\}^{(1)}(k) + 0.0015\{AT(-3)\}^{(1)}(k) \quad (30)$$

GM(1,5) 與 GM(1,13) 兩模式精準度如表 7 所示，可以明顯看出含有時間效果變數之 GM(1,13) 比未考量時間效果變數之 GM(1,5)，具有更高的預測精準度。

探討導入變數的多寡，是否對於模式精準度有所提升。因此運用灰色理論中的灰關聯分析，計算各變數序列對於依變數新船價格序列的關聯程度大小，並逐步刪除較低灰關聯度之變數。關聯度數值的大小，其實際意義並不重要，序列之間的關聯順序才是分析之關鍵，即依灰關聯度由大

5.2 灰關聯分析

為了進一步改善預測模式，本研究將

表 7 GM(1,5) 與 GM(1,13) 模式精準度

年季	GM(1,13)			GM(1,5)	
	實際值	估計值	誤差率 %	估計值	誤差率 %
1997Q2	19952.2	20556.3	3.0	6916.6	65.3
1997Q3	19952.2	19740.5	1.1	9456.2	52.6
1997Q4	19777.8	19441.8	1.7	11601.2	41.3
...
2006Q2	24075.1	24327.5	1.0	23737.5	1.4
2006Q3	24534.3	24562.0	0.1	22028.8	10.2
2006Q4	24268.1	23914.1	1.5	19743.3	18.6
平均誤差率 %			1.3		12.6
C 值			0.0972		1.0190
p 值			1.0000		0.6154

至小之排序，愈大者表示與參考序列（新船價格），關聯程度愈大，由表 8 得灰關聯度排序為：NP(-1) > NP(-2) > NP(-3) > TC(-1) > TC > CRU(-1) > CRU > CP(-1) > CP > AT(-3) > AT > CT(-3) > CT。

5.3 建構 GM(1,N) 預測模式

依據上節灰關聯分析得到影響新船價格變數之關聯程度排序為：新船價格(-1) > 新船價格(-2) > 新船價格(-3) > 貨櫃船租賃價格(-1) > 貨櫃船租賃價格 > CRU 全球鋼鐵價格指數(-1) > CRU 全球鋼鐵價格指數 > 全球粗鋼生產量(-1) > 全球粗鋼生產量 > 美國進出口貿易總額(-3) > 美國進出口貿易總額 > 中國進出口貿易總額(-3) > 中國進出口貿易總額。

將 GM(1,13) 內 13 個變數依灰關聯度

較低者逐步刪除，依序建立 GM(1,12)、GM(1,11)、GM(1,10)、…、GM(1,3)、GM(1,2)、GM(1,1) 13 模式，並檢驗模式精準度，如表 9 所示。13 項模式預測所得數值與 40 筆實際資料比較後之平均精準度最低之 GM(1,1) 仍有 88.4%，顯示貨櫃船新船價格之預測相當適合運用 GM(1,N) 模式分析，除 GM(1,1) 外，其他模式之平均精準度都在 98% 左右，平均差異並不大，然而預測值之精準度則有較大差異。

表 9 顯示 GM(1,6) 模式在預測未來值上有著高達 99.5% 的精準度，其中的六個變數分別為：(1) 新船價格(-1)、(2) 新船價格(-2)、(3) 新船價格(-3)、(4) 貨櫃船租賃價格(-1)、(5) 貨櫃船租賃價格、(6) CRU 全球鋼鐵價格指數(-1)，其模式如下：

表 8 各變數序列灰關聯係數及灰關聯度表

年	季	1997Q1	1997Q2	1997Q3	...	2006Q2	2006Q3	2006Q4	灰關聯度
參考序列	NP	1.0000	1.0000	1.0000	...	1.0000	1.0000	1.0000	
比較序列	TC	1.0000	0.9924	0.9822	...	0.9975	0.9830	0.9468	0.9597
	CT	1.0000	0.9186	0.9024	...	0.3709	0.3401	0.3333	0.6619
	AT	1.0000	0.9673	0.9637	...	0.7928	0.7888	0.7866	0.8703
	CP	1.0000	0.9680	0.9750	...	0.8622	0.8686	0.8578	0.9097
	CRU	1.0000	0.9778	0.9781	...	0.8794	0.8731	0.8903	0.9485
	NP(-1)	1.0000	0.9849	1.0000	...	0.9965	0.9932	0.9961	0.9910
	NP(-2)	1.0000	0.9862	0.9862	...	0.9948	0.9883	0.9957	0.9832
	NP(-3)	1.0000	0.9927	0.9939	...	0.9960	0.9794	0.9834	0.9765
	TC(-1)	1.0000	0.9982	0.9802	...	0.9756	0.9804	0.9724	0.9651
	CRU(-1)	1.0000	0.9841	0.9769	...	0.9399	0.8837	0.8691	0.9521
	CP(-1)	1.0000	0.9836	0.9667	...	0.8903	0.8656	0.8640	0.9127
	CT(-3)	1.0000	0.9719	0.9034	...	0.4276	0.4142	0.4349	0.7292
	AT(-3)	1.0000	0.9839	0.9671	...	0.8179	0.8026	0.8061	0.8756

表 9 模式精準度比較

模式	預測值精準度 %	平均精準度 %
GM(1,1)	97.4	88.4
GM(1,2)	96.8	96.9
GM(1,3)	97.3	97.2
GM(1,4)	97.8	97.2
GM(1,5)	97.2	97.8
GM(1,6)	99.5	97.9
GM(1,7)	98.8	98.1
GM(1,8)	97.8	98.5
GM(1,9)	97.7	98.5
GM(1,10)	98.0	98.5
GM(1,11)	98.2	98.6
GM(1,12)	98.2	98.6
GM(1,13)	98.5	98.7

$$\begin{aligned}
 NP^{(0)}(k) = & 34.0737\{NP(-1)\}^{(1)}(k) + 1.4138\{NP(-2)\}^{(1)}(k) - 0.561\{NP(-3)\}^{(1)}(k) \\
 & + 0.0568\{TC(-1)\}^{(1)}(k) - 31.7701TC^{(1)}(k) + 9.2771\{CRU(-1)\}^{(1)}(k) \\
 & - 0.9696NP^{(1)}(k-1)
 \end{aligned} \tag{31}$$

最適模式為 GM(1,6)，其中包括了許多經時間效果處理之變數，顯示將變數做時間序列分析並投入灰色預測系統確實有顯著的精準度提升效果，並且依灰關聯排序逐步刪除變數後，投入以上六變數即可建構貨櫃船新船價之最佳 GM(1,N) 預測模式。

陸、結論與建議

綜合本研究分析之結果，提出下列幾點結論與建議，期望能提供航運業者、投資者或後續研究在擬定船舶投資決策與延伸研究之參考。

6.1 結論

1. 新船造價與影響因素間互動關係

經過時間序列分析，發現到新船價格受到新船造價前一至三季、前一季 CRU 鋼鐵價格、前一季租賃船舶價格、前一季粗鋼生產量、前第三季美國進出口貿易總額、前第三季中國進出口貿易總額所影響，因此建議投資者在建構貨櫃新造船價格預測模式時，至少必須要將這些變數，一起納入模式考量，進而判定其貨櫃新造船投資決策。

2. 貨櫃船新船造價預測模式 GM(1,6)

GM(1,6) 模式在預測未來值上有著高達 99.5% 的精準度，其中的六個變數

分別為：(1) 新船價格 (-1)、(2) 新船價格 (-2)、(3) 新船價格 (-3)、(4) 貨櫃船租賃價格 (-1)、(5) 貨櫃船租賃價格、(6) CRU 全球鋼鐵價格指數 (-1)。

3. 整合時間序列分析、灰預測、灰關聯之模式預測效果較佳

經由本研究實證分析發現，在傳統上當運用有時間效果變數資料，建構灰色理論 GM(1,N) 預測模式時，研究者通常只會將變數直接納入模式考量並預測未來值，雖然也有一定的準確率，但是若能先經由時間序列與灰關聯分析步驟，對預測模式之建立，將有明顯提升準確率之效果。

4. 資料取得與實證期間的限制

本研究採用 1997 ~ 2006 年期間相關資料進行實證，與現今有相當的時間落差，全球經濟在 2008 ~ 2009 年歷經能源價格上揚帶動各項基本原料價格上漲，期間亦歷經金融海嘯，對於全球貿易、運費或船價都造成不同程度影響，實證期間未涵蓋上述期間，實有不足之處；本研究因受限於資料格式與取得年數，樣本數較少，但也有 42 季的資料約 10 年的歷史資料，長期分析亦具有瞭解趨勢與影響變數之效果。

6.2 建議

1. 本研究發現到相關經濟變數資料皆存在具有單根之現象，因此建議未來研究者在進行相關研究分析時，應先考慮數

據資料之性質，再進行未來後續研究發展，以避免出現統計推論錯誤。

2. 本研究所使用之分析方法，亦可作為其他市場投資決策之分析方法，例如航空運輸、陸地運輸或是散裝船市場等不同層面之運輸市場。
3. 未來建構有時間性質之灰色 GM(1,N) 預測模式時，研究者可以先使用時間序列與灰關聯分析方法，依據灰關聯排序找出最適合模式之影響變數，以提高預測模式之準確度。

參考文獻

AREMOS 臺灣經濟統計資料庫，2012，<http://net.aremos.org.tw/>，2012 年 3 月 12 日。

王雲召，2007，新造船舶之影響因素分析與預測，國立交通大學運輸科技與管理學系碩士論文，新竹市。

陳永順，2004，價格波動與最適避險模式之研究 —— 以散裝乾貨船市場為例，國立臺灣海洋大學航運管理學系博士論文，基隆市。

楊金樺，2008，定期船運價決定因素與趨勢預測之研究，國立交通大學運輸科技與管理學系碩士論文，新竹市。

楊奕農，2009，時間序列分析：經濟與財務上之應用，第二版，雙葉書廊有限公司，臺北市。

- 溫佩伶，2005，散裝海運市場運價決定機制及影響因素分析，中原大學國際貿易學系碩士論文，中壢市。
- 溫坤禮、張簡士琨、葉鎮愷、王建文、林慧珊，2006，*MATLAB 在灰色系統理論的應用*，全華科技圖書股份有限公司，臺北縣。
- 鄧聚龍、郭洪，1996，*灰預測原理與應用*，全華科技圖書有限公司，臺北市。
- 鍾政棋、林承逸，2008，二手船購船決策關鍵影響因素之分析，2008 管理創新與科技整合學術研討會論文集，1-15，新竹市。
- 鍾政棋、林哲逸，2009，散裝航運購置二手船之決策分析，2009 管理創新與科技整合學術研討會論文集，1-14，新竹市。
- Adland, R. and Cullinane, K., 2006. The non-linear dynamics of spot freight rates in tanker markets. *Transportation Research Part E*, 24(3), 211-224.
- Alizadeh, A.H. and Nomikos, N.K., 2003. The price-volume relationship in the sale and purchase market for dry bulk vessels. *Maritime Policy and Management*, 30(4), 321-337.
- Alizadeh, A.H. and Nomikos, N.K., 2007. Investment timing and trading strategies in the sale and purchase market for ships. *Transportation Research Part B*, 41(2), 126-143.
- Clarkson Research Services Limited, 2012, Shipping Databases. Available at: <http://www.crsl.com> (accessed 12 March 2012).
- Dickey, D.A. and Fuller, W.A., 1979. Distribution of the estimators for autoregressive time series with a unit root. *Journal of the American Statistical Association*, 74(4), 427-431.
- Enders, W., 2004. *Applied Econometric Time Series*, Rutledge: London.
- Engelen, S., Dullaert, W. and Vernimmen, B., 2007. Multi-adaptive systems in dry bulk shipping. *Transportation Planning and Technology*, 30(4), 377-389.
- Engle, R.F. and Granger, C.W.J., 1987. Co-integration and error correction representation, estimation, and testing. *Econometrica*, 55(2), 251-276.
- Granger, C.W.J., 1969. Investigating causal relations by econometric models and cross-spectral methods. *Econometrica*, 37(4), 424-438.
- Iliadis, I., 2005. *Measuring Risk in Shipping*, Freight Metrics Ltd.: Greece.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990a. Maximum likelihood estimation and inference on co-integration: with applications to the demand for money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52(2) 169-254.
- Johansen, S. and Juselius, K., 1990b. Some structural hypothesis in multivariate co-integration analysis of purchasing power parity and the uncovered parity for the U.K. *Journal of Econometrics*, 53(2), 211-244.

Sims, C.A., 1980. Macroeconomics and reality. *Econometrica*, 48(1), 1-48.

Tsolakis, S., Cridland, C. and Haralambides, H., 2003. Econometric modelling of second-hand ship prices. *Maritime Economics and Logistics*, 5(4), 347-377.

Tvedt, J., 2003. A new perspective on price dynamics of the dry bulk market. *Maritime Policy and Management*, 30(3), 221-230.

