

國際乾散貨航運市場報酬時變動差實證研究

An Empirical Evidence of Time-Varying Moments in International Bulk Shipping Market

陳永順 Yung-Shun Chen^{*}、王旭堂 Shiu-Tung Wang^{**}

摘要

本研究目的在探討國際乾散貨航運市場報酬時變波動、偏態及峰態之特性。投資人若能正確認知散裝海運市場價格波動，將有助於擬訂船舶資產定價、資產配置及風險管理等交易策略。GARCH 類模型容許應用於研究散裝乾貨船三種標準型船：海岬型船(Capesize)、巴拿馬極限型船(Panamax)及輕便極限型船(Handymax)等樣本期間日報酬的時變波動、偏態及峰態。本研究發現乾貨散裝船三種標準型船的日報酬顯著存在有條件偏態及峰態，以及發現時變偏態及峰態之設定表現優於固定之設定。而且在報酬變動方面，較大型船比較小型船顯現更有槓桿效應。相反地，較小型船比較大型船出現更大波動叢聚效應。

關鍵詞：時變、條件波動、持續性效應、槓桿效應

ABSTRACT

The purpose of this paper is to investigate the characteristics of return volatility, skewness and kurtosis in international bulk freight market. The investors can exactly recognize return volatility in freight market, it is helpful to make decision for trading strategy on asset pricing, asset allocation, arbitrage and risk management. A GARCH-type model allowing for time-varying volatility, skewness and kurtosis is applied to daily return for three standard types of dry bulk vessel namely Capesize, Panamax and Handymax. Based upon the estimation using freight return data provided by Baltic Freight Exchange Ltd over April 1, 1999 -Jan. 30, 2004, it is found that there existed significant conditional skewness and kurtosis. It is also found that specifications allowed for time-varying skewness and kurtosis outperform specification with constant third and fourth moments. Moreover the larger bulk vessel appears much more leverage effect than smaller bulk vessel in the return movement. Conversely, the smaller bulk vessel appears much more reaction effect than larger bulk vessel in the return movement.

Keywords : Time-Varying ; Conditional Volatility ; Persistent Effect ; Leverage Effect

* 國立台灣海洋大學航運管理研究所博士班研究生，聯絡地址：806 高雄市前鎮區民權二路 8 號 32 樓；yschen@mail.csebulk.com。

** 國立台灣海洋大學航運管理研究所教授，stwang@mail.ntou.edu.tw。

壹、緒論

一、研究動機

波動為量測報酬分配離散的程度，其不僅不會影響分配形狀，而且可決定有多少權重分配在中心附近，以及同時間有多少報酬權重分佈在極端值。小波動比大波動呈現更多權重在中心附近，因此對船舶資產定價、投資組合選擇及風險管理應用等模型分析報酬波動是一件非常重要的工作。有很多文獻曾研究金融資產報酬分配，多數認為金融資產報酬分配呈現負偏態與過度峰態(Harvey 及 Siddique,1999)[1]。特別地，過度峰態使更多極端觀察值數目超過一般常態情況，其意味市場極端觀察值發生機率高於一般常態分配。然而都存在負偏態有強調左側分配的效應。亦即市場資產價格下跌機率高於市場價格上漲機率。這些課題在選擇權定價方面已被廣泛分析。例如眾所周知，在基本資產報酬分配中波動微笑(Volatility Smile)及嬉笑效應(Smirk Effect)與存在過度峰態和負偏態有非常密切的關係。惟本研究發現鮮有文獻進行國際乾散貨航運市場報酬分配的特性之研究。故作者認為國際散裝乾貨船市場價格波動劇烈，投資風險非常高，對投資人而言，擬在此市場採取風險管理等投資組合、避險策略或甚進行投機套利時，有必要正確瞭解此市場波動特性，進而引起作者對本課題之研究興趣。

二、文獻回顧

Bollerslev(1986)[2]依 ARCH 模型(Engle,1982)[3]推展為一般化自我迴歸條件異質性變異(GARCH)模型，此模型容許應用在分析時變波動，但無法應用在時變偏態與峰態。近期有文獻提出在平均數方程式中誤差項在非中心 t 分配下進行聯合估計時變變異數及偏態(Harvey 及 Siddique,1999)。採用此研究方法於數個金融資產報酬數列，他們發現自我迴歸條件偏態極為重要，因偏態衝擊會影響波動的持續性(Persistence)。惟 Harvey 及 Siddique(1999)研究中雖容許時變偏態，但是仍然假設峰態為固定。因此 Premaratne 及 Bera(2001)[4]建議利用皮爾森第四型分配(Pearson type IV)可捕捉不對稱及過度峰態，其包含有三個參數能夠分別解釋波動、偏態與峰態特性。此為近似於學者 Pearson 及 Merrington(1958)[5]所提出的非中心 t 分配。可是，上述學者在使用時變條件平均數與變異數時，仍然設定偏態與峰態隨時間固定的。

本研究目的擴展學者 Harvey 及 Siddique(1999)的研究，假設平均方程式的誤差項分配為非中心的偏態與峰態。尤其我們採用 Gram-Charlier 常態機率密度函數數列展開式。值得注意的是我們一併考慮時變峰態，此為 Harvey 及 Siddique(1999)

的研究所沒有考慮。我們的概似函數是以常態機率密度函數的數列展開式為基礎，其比採用以非中心 t 分配為基礎之概似函數更平穩，且較容易估計。

時變波動、偏態與峰態的聯合估計對檢定資產定價模型方面非常有用，其明確地提供基本資產報酬分配的第三與第四動差。在分析選擇權隱含偏態與峰態係數的資訊內涵也非常有用。

本研究採用散裝乾貨船三種標準型船日報酬資料用以估計提出模型，資料樣本期間從 1999 年 4 月 1 日至 2004 年 1 月 30 日。由各型船的日租金數列可反應他們各別市場區分的報酬發展，使用三標準型船日租金數列作為交易策略中基本資產。我們研究結果發現各型船日報酬分配顯著存在條件偏態與峰態，且設定容許時變偏態與峰態情況下，其表現優於設定第三與第四動差為固定之情況。本研究主要架構除上述緒論外，下一部分討論海運市場日租金與日報酬資料的理論基礎，第三部分介紹 GARCH 模型聯合估計時變變異數、偏態與峰態。第四部分樣本統計分析與模型估計之實證結果。最後，第五部分結論與討論。

貳、海運市場傭金與報酬理論基礎

一、即期傭金費率

海運產業係以生產銷售船舶運輸服務以收取報酬的事業，其交易型態雖有別於金融市場商品交易，但市場價格高低漲跌仍一樣由供需平衡強度來決定。唯金融商品交易過程係採標準化，金融商品取得計算成本簡單，由買賣價差間立見分曉盈虧。而海運市場進行交易船舶運輸服務普遍存在以兩種方式計算報酬，其中以所謂運價(Freight Rate)條件計收報酬，另一係以傭金條件計收報酬。若以運價計收報酬，則船東須負擔的成本除船舶固定成本(即取得船舶資本成本及船舶管理操作成本)外，另包括船舶營運變動成本(即燃油成本及港埠成本)等。嚴格說，對船東而言，船舶營運變動成本應可從運費上轉嫁給買方負擔，形同代收代付費用性質。若係以傭金(Hire)條件計收報酬，則船東只須負擔船舶固定成本，而營運變動成本一般由租方負擔。事實上，無論以運價或傭金收取報酬，船東最關心船舶營運淨效益，以外部收益報酬之對等每日計時傭金收益與船舶每日固定成本相比較，即可得知船舶在特定營運期間之盈虧。故一般不管營運收益名目如何，全部將收益轉換成統一標準化的對等傭金收益(Time Charter Equivalent, TCE)。以選定所需標準型船為研究對象，就能建構以時間構面的租金水準數列，以作為研究比較分析之有價值參考資料。

過去有學者包括 Koopmans(1939)[6], Hawdon(1978)[7]及 Beenstock(1985)[8]等曾對運費市場進行分析。在上述學者的研究中均支持乾散貨船市場屬於完全

競爭的觀點。海運運輸服務需求屬於完全無彈性，其將受到市場成交的即期傭金(Spot Time Charter,STC)的調整將迅速引導運輸服務需求與供給達到平衡；因此即期傭金隨工業生產成長條件(即反應海運服務需求量)直接變化。有些學者過去曾將燃油價格變數納入模型中研究，結果發現燃油價格因素對市場運價或甚至傭金影響不顯著。其中原因可能為燃油成本屬於船舶營運變動成本是可從運價上轉嫁給買方負擔，形同代收代付費用性質，而不可能轉變成或影響外部收益效果；另外市場可使用船噸儲存量(以 KD 表示)將對傭金及運價水準產生負面壓力，如供給過剩的海運服務將使費率產生下跌走勢，故即期傭金水準為工業生產指數(以 IP 表示)與可使用船噸儲存量之函數，如下式(1)：

$$STC = f\left(IP^+, KD^- \right) \quad (1)$$

上述變數上標符號為偏微分。租金費率的縮減式之右側變數為外生變數。

二、海運市場報酬

從一般文獻發現研究金融資產所採用報酬來源，係將前後期價格取百分位對數值即得到報酬資訊。惟以投資實體船舶之取得期初每日船舶成本並非市場前期傭金價格，而且取得船舶投資資產組成成本較複雜，例如不同時期投資取得相同型態船舶資產時，其船舶資本結構將產生差異。首先我們以選定之樣本期間來建構各船舶產業投資報酬時間數列。本研究選用倫敦波羅的海運交易所(Baltic Freight Exchange Ltd)報導所選定三標準型船對等每日傭金(TCE)之報酬收益資訊，作為船舶營運收益水準來源；而船東會依財務資金結構及船舶設備使用年限條件、船舶每年應支出船務管理成本等資料，在當時船價水準下購入新船，此為船舶投資每日應分擔之固定成本。如此我們即可以求算船舶在營運使用年限期間每日應分擔固定成本，然後，由上述市場收益水準及船舶每日應分擔之固定成本，則可求得船舶投資每日報酬率水準。本研究即假設船舶採用 20 年直線折舊法，T 為船舶船齡(即 $T=1, \dots, 21$)³，船舶年度營運天數為 355 天，船舶購入船價為 V，資本成本率為 I，我們可求算出船舶每日資金成本 C_c 及使船舶每日操作成本(Operating Cost)為 C_o ，船舶每日固定成本為 C_f ¹，並假設 t 期間相等每日租金收益為 X_t 。結果我們能夠求得樣本期間所選定三標準型船之報酬資料則可依下列式(2)獲得：

$$C_c = \left[\frac{V}{20} + V \left(1 - \frac{T-1}{20} \right) * I \right] / 365$$

$$C_f = C_c + C_o$$

³一般航運公司投資船舶資產在其公司規定使用年限內(如 20 年),有採用直線折舊法或定率遞減法,為易於估計,多數公司均採直線折舊法,則每年折舊金額為 $V/20$ 。船舶新建營運第一年($T=1$)無折舊費用,最後一年攤還折舊應第 21 年(即 $T+1$)。假設各船舶以新船購入,依 1994 年平均船價為投資船價,設定使用年限 20 年依當時長期貸款利率,以及某船公司年度船舶管理成本水準,則我們可獲得各類型及大小船舶之每日分攤固定成本(即所謂船舶每日成本),結果海岬型船為 14,554 美元,巴拿馬極限型船為 9,032 美元及大型輕便型船為 8,445 美元。依此船舶成本及各船舶市場相等於傭金收益,我們可求出各船舶報酬時間數列。

$$r_t = \ln\left(\frac{X_t}{C_{f(i)}}\right), t=0,1,2,\dots,T, \quad i = c(\text{Cape}), p(\text{Pmx}), h(\text{Hmx}) \quad (2)$$

參、條件變異數、偏態與峰態等模型設定

本研究擴展 Harvey 及 Siddique(1999)所提出的條件變異數與偏態模型,並加以考慮條件峰態。已知由波羅的海運交易所報導三種標準型船四條航線即期日傭金水準之平均值,即可獲得三種標準型船日傭金資料數列 $\{X_0, X_1, \dots, X_T\}$, 以及假設投資人取得三標準型船之日船舶成本為固定; 即 $C_{f(c)} = \text{US\$}14,554$, $C_{f(p)} = \text{US\$}9,032$, $C_{f(h)} = \text{US\$}8,445$ 。時間 t 日報酬定義如式(2)。資產報酬模型包含非線性不對稱 GARCH(1,1)或 N-GARCH(1,1)之條件變異數⁴, 以及條件偏態與峰態之 N-GARCH(1,1)結構, 也可表示為 N-GARCHSK, 設定如下式(3):

$$\begin{aligned} r_{i,t} &= E(r_{i,t} | r_{i,t-1}, r_{i,t-2}, \dots) + \varepsilon_{i,t} \\ h_{i,t} &= \beta_{i,0} + \beta_{i,1}(\varepsilon_{i,t-1} + \beta_{i,3}h_{i,t-1}^{1/2})^2 + \beta_{i,2}h_{i,t-1} \\ s_{i,t} &= \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^3 + \gamma_{i,2}s_{i,t-1} \\ k_{i,t} &= \delta_{i,0} + \delta_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^4 + \delta_{i,2}k_{i,t-1} \end{aligned} \quad (3)$$

此 $h_{i,t} = \text{var}(r_{i,t} | r_{i,t-1}, r_{i,t-2}, \dots)$, $s_{i,t} = E(\varepsilon_{i,t}^3 | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots)$, $k_{i,t} = E(\varepsilon_{i,t}^4 | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots)$, 及 $\varepsilon_{i,t} | \varepsilon_{i,t-1}, \varepsilon_{i,t-2}, \dots$ 殘差項條件分配跟隨非常態偏態與峰態。採用 Gram-Charlier 常態機率密度展開式⁵及在第四動差截斷, 我們獲得標準殘差 $\eta_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$ 在時間 $t-1$ 可使用資訊集條件下的機率密度函數如下式(4):

$$g(\eta_{i,t}|I_{i,t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} e^{-\eta_{i,t}^2/2} \left[1 + \frac{s_{i,t}^*}{3!} (\eta_{i,t}^3 - 3\eta_{i,t}) + \frac{k_{i,t}^* - 3}{4!} (\eta_{i,t}^4 - 6\eta_{i,t}^2 + 3) \right] \quad (4)$$

此 $s_{i,t}^*$ and $k_{i,t}^*$ 分別表示為 $\eta_{i,t}$ 之條件偏態與峰態，以及 $I_{i,t-1}$ 為 t-1 時間的資訊集。由式(4) 機率密度函數可獲得下面條件期望值： $E_{t-1}(\eta_{i,t}) = 0$ ， $E_{t-1}(\eta_{i,t}^2) = 1$ ， $E_{t-1}(\eta_{i,t}^3) = s_{i,t}^*$ 及 $E_{t-1}(\eta_{i,t}^4) = k_{i,t}^*$ 。因 $\eta_{i,t} = \varepsilon_{i,t} / \sqrt{h_{i,t}}$ ，則 $s_{i,t} = E_{t-1}(\varepsilon_{i,t}^3) = s_{i,t}^* h_{i,t}^{3/2}$ ；

⁴ 由於數列存在有槓桿效果，我們選用學者 Duan(1995)[9]所提出 A-GARCH(1,1)模型設定條件變異數方程式。

⁵ 當分配相對於常態分配差異頗大時，則 Gram-Charlier 估計有不錯表現。建議先檢驗偏離常態性，如果存在顯著偏離常態性，則我們應訴諸於 Gram-Charlier 近似估計法。

$k_{i,t} = E_{t-1}(\varepsilon_{i,t}^4) = k_{i,t}^* h_{i,t}^2$ ，以及殘差 $\varepsilon_{i,t}$ 的機率密度函數分配如式(5)：

$$g(\varepsilon_{i,t}|I_{i,t-1}) = \frac{1}{\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\sqrt{h_{i,t}}} e^{-\varepsilon_{i,t}^2/2} \left[1 + \frac{s_{i,t}^*}{3!} (\eta_{i,t}^3 - 3\eta_{i,t}) + \frac{k_{i,t}^* - 3}{4!} (\eta_{i,t}^4 - 6\eta_{i,t}^2 + 3) \right] \quad (5)$$

因此，在省略不重要常數項後，對一觀察值的對數概似函數如式(6)：

$$L = -\frac{1}{2} \ln h_{i,t} - \frac{1}{2} \eta_{i,t}^2 + \ln \left[1 + \frac{s_{i,t}^*}{3!} (\eta_{i,t}^3 - 3\eta_{i,t}) + \frac{k_{i,t}^* - 3}{4!} (\eta_{i,t}^4 - 6\eta_{i,t}^2 + 3) \right] \quad (6)$$

$s_{i,t}^* = 0$ 如前述，此概似函數明顯地比非中心 t 分配為基礎更為平滑且更易於估計。事實上，式(6)概似函數相同於標準常態情況下再加上考慮時變偏態與峰態之調整項(在式 6 右手邊對數函數內最後項)。以 Gram-Charlier 數列展開式為基礎之一般機率密度要求加以作某些限制，以利於易被檢定。最後應注意 A-GARCHSK 模型是巢聚 GARCH (1,1) 模型之設定條件變異數，當式(3)中的 $\beta_{i,3} = 0$ 時。值得注意者，式(5)是以 Gram-Charlier 數列展開式為基礎，其巢聚常態機率密度(當 $s_{i,t}^* = 0$ 及 $k_{i,t}^* = 3$)，當非中心 t 分配不存在時。因此常態機率密度函數相對於以此巢聚情況為 GARCHSK 模型。

肆、樣本統計分析與模型估計之實證結果

一、樣本資料統計

本研究採用乾散貨船三種標準型船日報酬資料估計模型，資料樣本期間從1999年4月1日至2004年1月30日。樣本資料取自於倫敦波羅的海運交易所報導三種標準型船各四條航線即期日傭金水準之平均值，其作為對等於船舶每日傭金(TCE)之報酬收益資訊，即可獲得三種標準型船日傭金資料數列 $\{X_0, X_1, \dots, X_T\}$ 。再依假設投資取得三種標準型船當時船價及在財務條件、船務管理成本，則可獲得各型船舶每日應分擔之固定成本，即船舶每日成本。然後可建構樣本期間三種標準型船之報酬時間數列如圖1所示。表1呈現三種標準型船樣本期間各報酬數列之統計摘要。研究發現無論依偏態與峰態係數或常態性統計量(JB)均顯示三種標準型船之報酬分配非屬於中心常態分配，而是為過度峰態厚尾型且為右偏。同時標準差可說明樣本離散程度，結果顯示愈大型船離散程度愈大，亦即波動愈大，故以海岬型船波動最大，巴拿馬極限型其次，輕便極限型船最小。

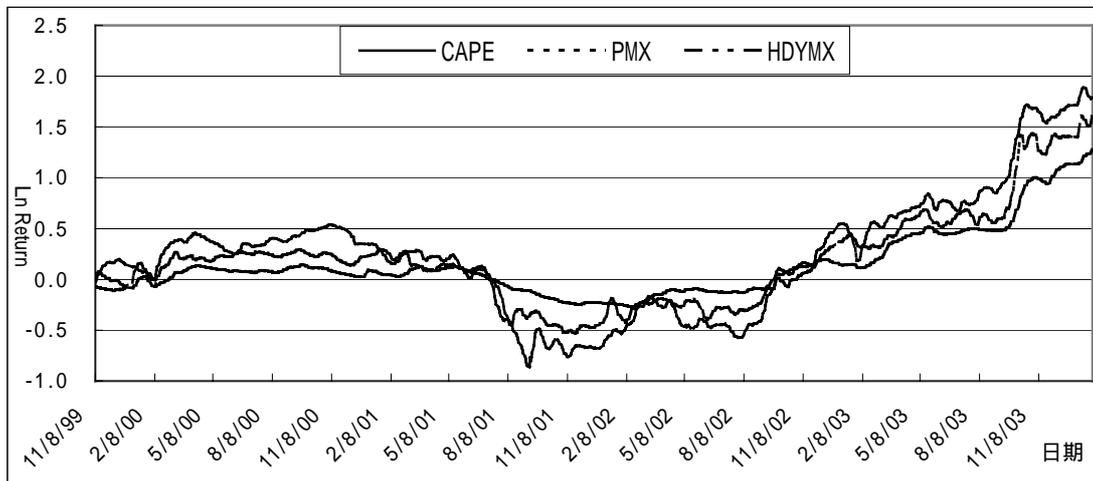


圖 1 三種標準型船樣本期間報酬時間數列

表 1 樣本期間(1999.04.01~2004.01.30)三種標準型船報酬資料統計摘要

統計量	海岬型船	巴拿馬極限型船	輕便極限型船
觀察值	1063	1063	1063
平均數	0.23858	0.18986	0.13317
極大值	1.88600	1.62500	1.27700
極小值	-0.86300	-0.53200	-0.26600
標準差	0.59972	0.46149	0.32357
偏態係數	0.61005	1.03601	1.61720
峰態係數	3.39760	4.25301	5.45964
常態性檢定統計量(J-B) (P-value)	72.94 (0.0000)	259.69 (0.0000)	731.31 (0.0000)

在估計 N-GARCHSK 模型之前，分析平均數方程式如式(3)的動態結構。特別是 ARMA 的結構，以最大化 SIC(Schwarz Information Criterion)準則，以選取適當落後期的長度。假設誤差項維持 Gram-Charlier 數列展開分配如式(5)，以最大概似法估計下列每一模型所隱含所有參數，以及採用頑強標準誤(Bollerslev 及 Wooldridge,1992) [10]。SIC 的定義為 $\ln(L_{LM}) - (q/2)\ln(T)$ ，此 q 為估計參數數目， T 為觀察數目，以及 L_{LM} 為使用 q 估計參數對數概似函數值，然後選取一個具有最高 SIC 之模型。

採用 Ljung-Box(1978)[11]統計量來檢定數列是否存在數列自我相關，其公式為 $Q(k) = T(T+2) \sum_{j=1}^k \rho_j^2 / (T-j)$ ，此 ρ_j 為第 j 落後期的自我相關係數， k 為自我相關期數， T 為樣本數。在虛無假設 $H_0: \rho_j = 0$ 下，若拒絕虛無假設，即代表數列存在有數列相關。由表 2 則呈現 AR(1)模型(無常數項)殘差 ($\varepsilon_{i,t}$) 的平方 ($\varepsilon_{i,t}^2$)、三次方 ($\varepsilon_{i,t}^3$) 及四次方 ($\varepsilon_{i,t}^4$) 等階次 20 之 Ljung-Box 統計量，表示為 LB(20)。所有動差 LB(20)統計量均相當大(在所有情況下 P 值=0)。換句話說，對 $\varepsilon_{i,t}^2$ 、 $\varepsilon_{i,t}^3$ 及 $\varepsilon_{i,t}^4$ 等數列有顯著數列相關而呈現時變波動、偏態與峰態，以及證明我們在方程式(3)所定義之 N-GARCH 模型具有時變波動、偏態與峰態之估計。

表 2 以 AR(1)模型殘差二次、三次及四次方之 Ljung-Box 自我相關性統計量

LB(20) (p-value)	海岬型船	巴拿馬極限值船	輕便極限值船
ε_t^2	1346.54 (0.00000)	1516.24 (0.00000)	2015.67 (0.00000)
ε_t^3	523.98 (0.00000)	674.12 (0.00000)	845.07 (0.00000)
ε_t^4	486.79 (0.00000)	543.68 (0.00000)	727.73 (0.00000)

註：本表說明 ε_t^2 , ε_t^3 and ε_t^4 殘差二次、三次及四次方數列階次 20 Ljung-Box[LB(20)] 統計量 (括弧內值為漸近 p-value) LB(20), ε_t 為 AR(1)模型無常數項之殘差項。

二、時變波動、偏態與峰態之模型估計

表 3 至表 5 顯示對三種標準型船報酬數列在下列四個巢聚模型的估計結果，四個巢聚模型說明如下：

平均數：
$$r_{i,t} = \alpha_{i,1}r_{i,t-1} + \varepsilon_{i,t} \quad (7-1)$$

變異數(對稱 GARCH)：
$$h_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^2 + \beta_{i,2}h_{i,t-1} \quad (7-2)$$

變異數 (N-GARCH)：
$$h_{i,t} = \beta_{i,0} + \beta_{i,1}(\varepsilon_{i,t-1} + \beta_{i,3}h_{i,t-1}^{1/2})^2 + \beta_{i,2}h_{i,t-1} \quad (7-3)$$

偏態：
$$s_{i,t} = \gamma_{i,0} + \gamma_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^3 + \gamma_{i,2}s_{i,t-1} \quad (7-4)$$

峰態：
$$k_{i,t} = \delta_{i,0} + \delta_{i,1}\varepsilon_{i,t-1}^4 + \delta_{i,2}k_{i,t-1} \quad (7-5)$$

首先估計條件變異數之兩個標準模型：GARCH(1,1)模型(如式 7-1 及 7-2)，以及 N-GARCH(1,1)模型(如式 7-1 及 7-3)，此乃假設非條件標準化誤差 $\eta_{i,t}$ 為常態分配。我們也估計具有時變偏態與峰態一般化標準 GARCH 及 N-GARCH 模型，稱為 GARCHSK 模型(如式 7-1、7-2、7-4 及 7-5)及 N-GARCHSK 模型(如式 7-1、7-3、7-4 及 7-5)，在此兩情況均假設分配如式(5)以 Gram-Charlier 數列展開為基礎，以及對平均數方程式為 AR(1)設定。在變異數方程式 N-GARCH 設定中， $\beta_{i,3}$ 為負值隱含衝擊與條件變異數間為負的相關性。

值得注意者，概似函數為高度非線性，故在選取參數起始值時應審慎小心。一般在此情況下，已知巢聚四個模型，依照下列數階段執行估計，以及採用從較簡單模型估計參數當作複雜模型之起始值。結果由表 3、4 及 5 分別呈現海岬型船、巴拿馬極限型船與輕便極限型船等條件變異數、偏態與峰態之模型估計結果。因在 GARCHSK 及 N-GARCH 兩模型設定方程式中三個動差所有係數出現顯著，故顯示三標準型船存有條件變異數、偏態及峰態。同時如預期，因落後期波動的係數(β_2)很大為正且顯著發現波動有持續性效應，亦即高條件波動跟隨高條件波動。且發現因落後期偏態與峰態係數(γ_2 及 δ_2)為正且顯著，高度偏態(過度峰態)期間也緊跟高度偏態(過度峰態)期間，但落後期偏態與峰態係數之大小低於落後期變異數係數。另外值得注意者，當條件變異數方程式加入條件偏態與峰態至模型中後，落後期條件變異數係數出現降低的現象，以海岬型船為例，從 0.94 降低至 0.91。

表 3 海岬型船條件變異數、偏態與峰態等模型估計結果

	參數	GARCH (p-value)	NGARCH (p-value)	GARCHSK (p-value)	NGARCHSK (p-value)
平均數方程式	α_1	0.23535 (0.0052)	0.21643 (0.0145)	0.22658 (0.0000)	0.22982 (0.0000)

變異數方程式	β_0	0.1245 (0.0156)	0.1223 (0.0187)	0.1437 (0.0000)	0.1414 (0.0000)
	β_1	0.0489 (0.0000)	0.0437 (0.0002)	0.0468 (0.0000)	0.0494 (0.0000)
	β_2	0.9454 (0.0000)	0.9378 (0.0000)	0.9143 (0.0000)	0.9162 (0.0000)
	β_3		-0.6234 (0.0004)		-0.3078 (0.0000)
偏態方程式	γ_0			0.3167 (0.0000)	0.32076 (0.0000)
	γ_1			0.1689 (0.0000)	0.1725 (0.0000)
	γ_2			0.5354 (0.0000)	0.5446 (0.0000)
峰態方程式	δ_0			2.1346 (0.0000)	2.2674 (0.0000)
	δ_1			0.0895 (0.0000)	0.0874 (0.0000)
	δ_2			0.3670 (0.0000)	0.3867 (0.0000)
Log-Likelihood		-2563.65	-2543.68	-1735.93	-1605.62
SIC		-2584.87	-2566.79	-1545.32	-1145.68

註：本表每行顯示係數是從海岬型船樣本期間報酬數列以最大概似估計下列模型。此 $h_t = \text{var}(r_t | r_{t-1}, r_{t-2}, \dots)$, $s_t = E(\varepsilon_t^3 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$, $k_t = E(\varepsilon_t^4 | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots)$, 在 GARCH 和 NGARCH 模型下 $\varepsilon_t | \varepsilon_{t-1}, \varepsilon_{t-2}, \dots$ 跟隨一個 $N(0, h_t)$ 分配, 以及在 GARCHSK 和 NGARCHSK 模型如式(5)所示之 Gram-Charlier 數列展開。所有模型採用學者 Bollerslev and Wooldridge(1992)提出準最大概似估計程序來估計(括弧內為 p-值) GARCHSK (NGARCHSK) 表示為具有條件偏態與峰態之 GARCH (NGARCH)。

表 4 巴拿馬極限型船條件變異數、偏態與峰態等模型估計結果

	參數	GARCH (p-value)	NGARCH (p-value)	GARCHSK (p-value)	NGARCHSK (p-value)
--	----	--------------------	---------------------	----------------------	-----------------------

平均數方程式	α_1	0.1816 (0.0035)	0.1848 (0.0024)	0.1886 (0.0000)	0.1892 (0.0000)
變異數方程式	β_0	0.1236 (0.0156)	0.1212 (0.0187)	0.1298 (0.0000)	0.1314 (0.0000)
	β_1	0.0889 (0.0000)	0.0837 (0.0002)	0.0868 (0.0000)	0.0904 (0.0000)
	β_2	0.8854 (0.0000)	0.8978 (0.0000)	0.8543 (0.0000)	0.8562 (0.0000)
	β_3		-0.6867 (0.0004)		-0.3357 (0.0000)
偏態方程式	γ_0			0.3687 (0.0000)	0.3789 (0.0000)
	γ_1			0.5135 (0.0000)	0.5168 (0.0000)
	γ_2			0.2476 (0.0000)	0.2765 (0.0000)
峰態方程式	δ_0			2.7786 (0.0000)	2.6931 (0.0000)
	δ_1			0.1165 (0.0000)	0.1154 (0.0000)
	δ_2			0.5768 (0.0000)	0.5654 (0.0000)
Log-Likelihood		-1787.12	-1692.44	-1236.33	-1010.87
SIC		-1187.43	-1254.98	-993.10	-846.34

註：同表 3。

表 5 輕便極限型船條件變異數、偏態與峰態等模型估計結果

	參數	GARCH (p-value)	NGARCH (p-value)	GARCHSK (p-value)	NGARCHSK (p-value)
平均數方程式	α_1	0.0923 (0.0025)	0.0947 (0.0013)	0.0946 (0.0000)	0.0955 (0.0000)
變異數方程式	β_0	0.1119 (0.0356)	0.1102 (0.0317)	0.1045 (0.0000)	0.1057 (0.0000)
	β_1	0.0983 (0.0000)	0.0971 (0.0002)	0.0963 (0.0000)	0.0953 (0.0000)
	β_2	0.8664 (0.0000)	0.8623 (0.0000)	0.8454 (0.0000)	0.8438 (0.0000)

	β_3		-0.5265 (0.0004)		-0.2346 (0.0000)
偏態方程式	γ_0			1.2756 (0.0000)	1.2965 (0.0000)
	γ_1			0.5675 (0.0000)	0.5877 (0.0000)
	γ_2			0.2654 (0.0000)	0.2432 (0.0000)
峰態方程式	δ_0			3.1659 (0.0000)	3.1713 (0.0000)
	δ_1			0.4687 (0.0000)	0.4664 (0.0000)
	δ_2			0.4765 (0.0000)	0.4823 (0.0000)
Log-Likelihood		-1688.32	-1535.56	-1356.66	-11403.33
SIC		-1702.55	-16367.98	-504.64	-446.13

註：同表 3。

圖 2 3 及 4 分別描述海岬型船 巴拿馬極限型船及輕便極限型船以 N-GARCHSK 模型所估計的條件變異數、偏態與峰態之估計值。由上述圖表可發現海岬型船時變變異數的波動最顯著，巴拿馬極限型船其次，輕便極限型船最小，此與非條件變異數估計結果相一致。在條件偏態結合槓桿及上下尖銳振盪效應可對應解釋條件偏態圖形；我們發現輕便極限型船條件偏態參數 $\gamma_1 + \gamma_2$ 大小及條件峰態參數 $\delta_1 + \delta_2$ 大小均大於其他兩型船，亦即條件偏態與峰態則以輕便極限型船最大、巴拿馬極限型船其次，海岬型船最小，此意味較小型船的報酬分配更遠離常態性分配，故海岬型船報酬分配相較其他兩型船應較高機率在中心位置。惟輕便極限型船偏態持續性參數 γ_2 卻明顯小於其他兩型船，反之，輕便極限型船 γ_1 最大，意味輕便極限型船市場價格出現較顯著的上下振盪游動(Reaction 或 Spiky)。

最後，值得注意者，在表 3、4 及 5 顯示 SIC 數值中，在所有情況下，當我們從最簡單模型至最複雜模型時，SIC 數值出現單調的上升，以 N-GARCHSK 模型之 SIC 數值最高。因此，依 SIC 準則判斷，認為採用 N-GARCHSK 模型設定分析三標準船市場條件三動差似乎最恰當。

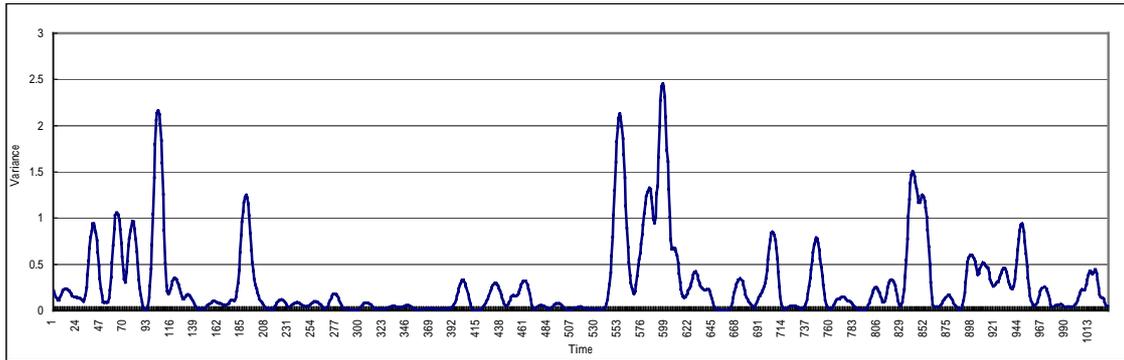


圖 2-1 以 N-GARCHSK 模型估計海岬型船條件變異數

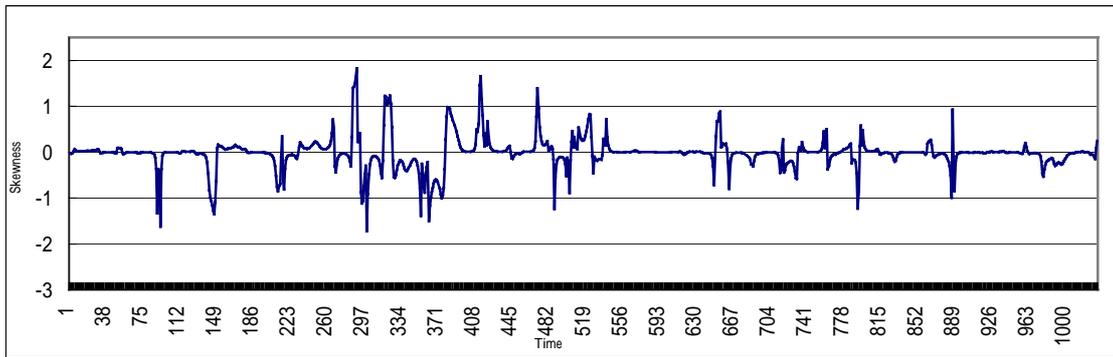


圖 2-2 以 N-GARCHSK 模型估計海岬型船條件偏態

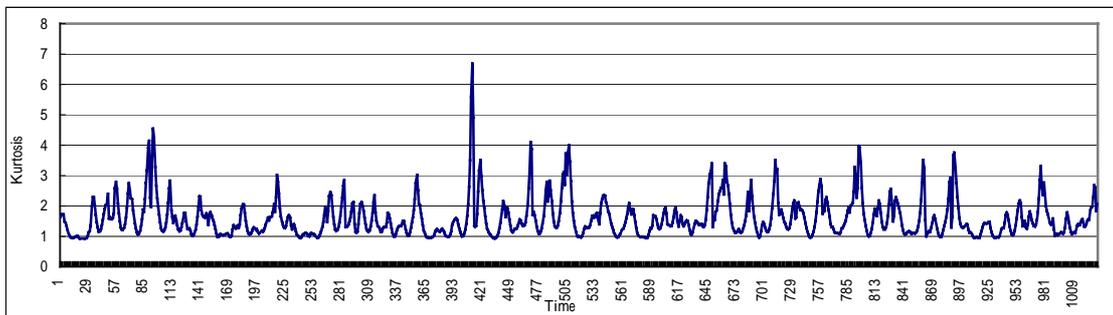


圖 2-3 以 N-GARCHSK 模型估計海岬型船條件峰態

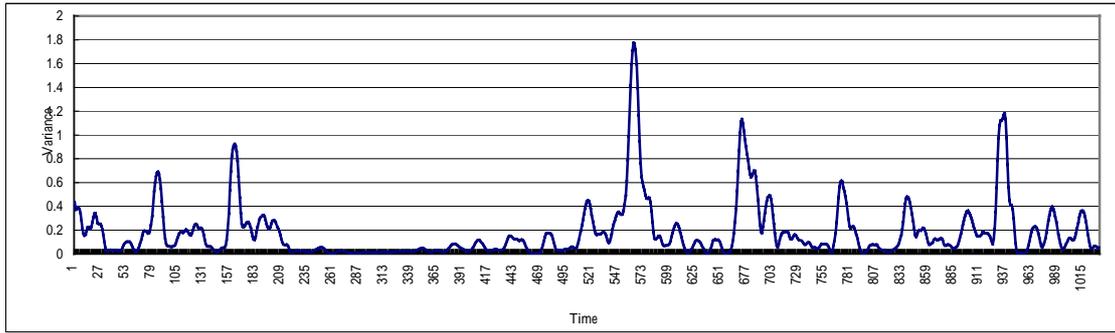


圖 3-1 以 N-GARCHSK 模型估計巴拿馬極限型船條件變異數

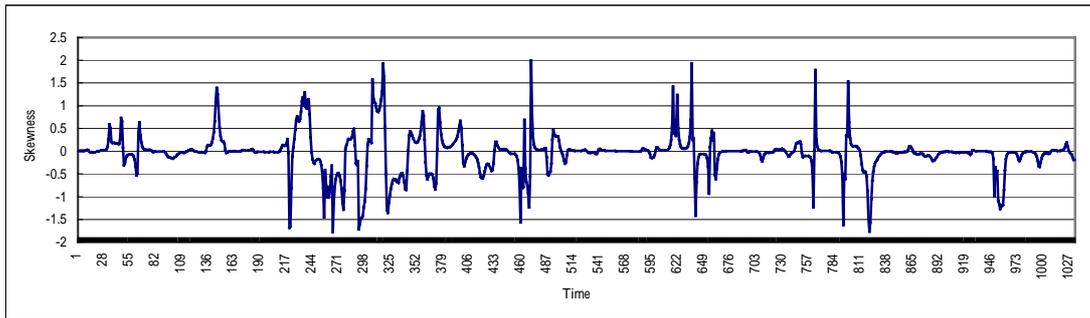


圖 3-2 以 N-GARCHSK 模型估計巴拿馬極限型船條件偏態

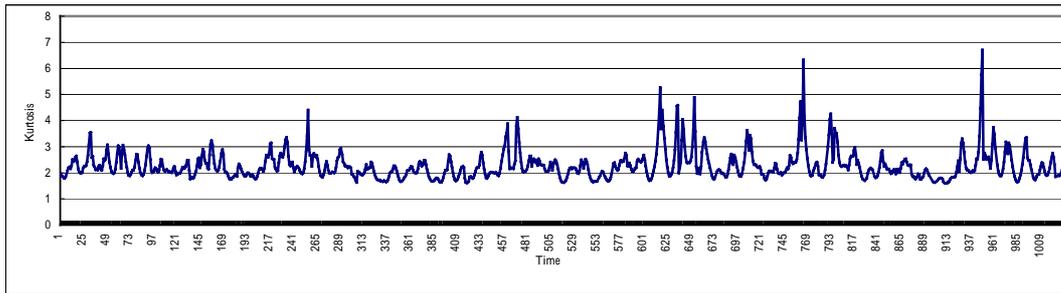


圖 3-3 以 N-GARCHSK 模型估計巴拿馬極限型船條件峰態

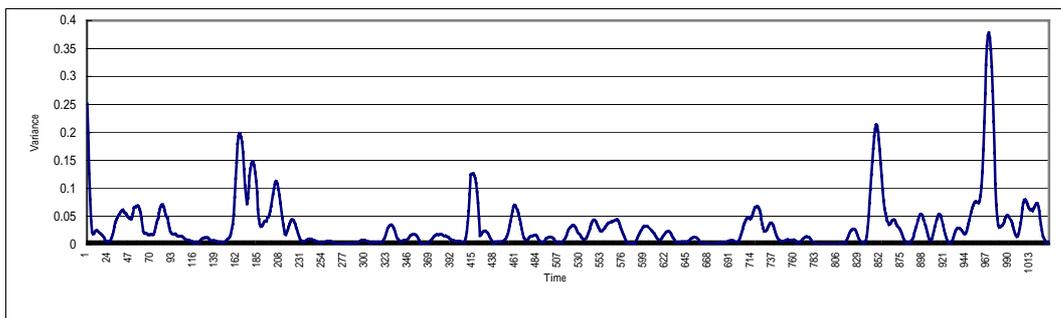


圖 4-1 以 N-GARCHSK 模型估計輕便極限型船條件變異數

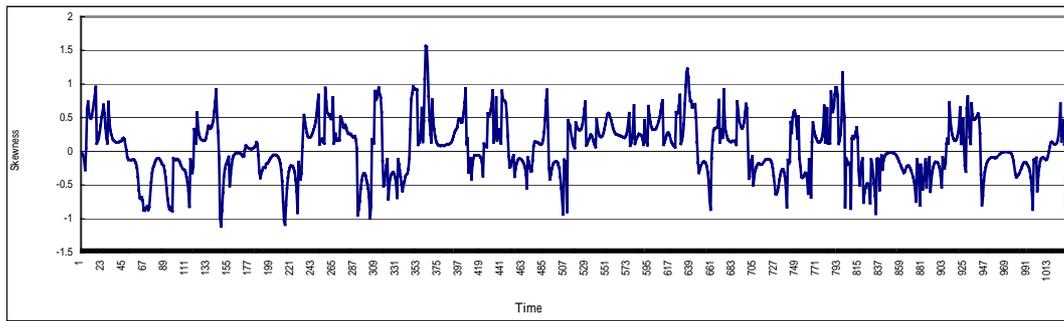


圖 4-2 以 N-GARCHSK 模型估計輕便極限型船條件偏態

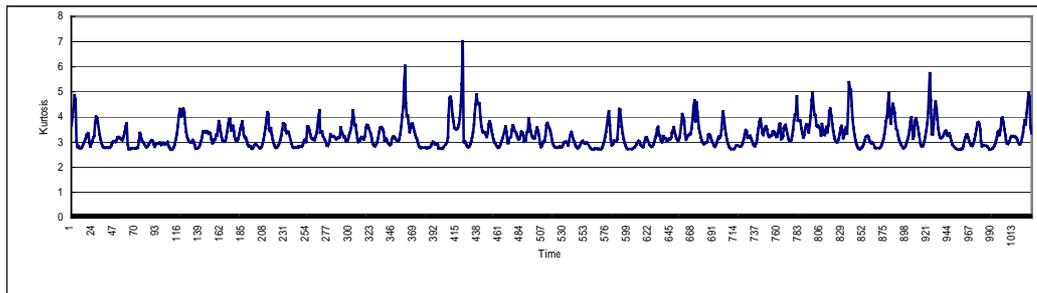


圖 4-3 以 N-GARCHSK 模型估計輕便極限型船條件峰態

伍、結論與建議

眾所周知 Bollerslev(1986)所推展的一般化自我迴歸條件異質變異(GARCH)模型容許考慮時變波動，可是沒有考慮到時變偏態或時變峰態。然而時變偏態與時變峰態在資產定價研究文獻中已逐漸引起注意，聯合考慮條件第三及第四動差將有助於模型分析。

Harvey 及 Siddique(1999)提出一方法來聯合估計時變條件變異數及偏態，他們假設平均方程式的誤差項分配屬於一個非中心 t 分配。因此，作者提出使用 GARCH 類模型容許一起考慮時變波動、偏態與峰態。本研究估計模型時係假設條件平均數方程式中誤差項為一 Gram-Charlier 常態機率密度函數之數列展開式。此分配比學者 Harvey 及 Siddique 所主張的非中心 t 分配更加平滑且更易於估計。而且作者所提出方法同時考慮到時變偏態及峰態，而學者 Harvey 及 Siddique(1999)所主張的方法僅考慮到時變偏態。故本研究所採用模型對執行估計時變波動、偏態與峰態，經實證結果發現比其他簡單傳統方法更恰當。

作者應用此方法來估計乾散貨船市場三種標準型船報酬分配之時變波動、偏態及峰態。研究結果發現三標準型船報酬分配存在有顯著條件偏態及峰態現象。另外也發現模型設定容許考慮時變偏態及峰態時，其表現優於模型設定在具有固定第三及第四動差。

最後，本研究使用 N-GARCHSK 模型實證結果，發現有下列三個重要意義；第一、在考慮非常態偏態與峰態之海運船舶資產定價模型時，對未知參數，採用此模型來估計未來波動、偏態與峰態係數是非常有用。例如以過去三標準型船之報酬時間數列為基礎，採用 N-GARCHSK 模型估計波動、偏態與峰態係數，其能夠與在樣本外的船舶資產定價績效條件下之資產定價隱含係數相比較。第二、三標準型船間報酬波動之上下尖銳振盪(Reaction)與槓桿(Leverage)效應，因船型大小不同出現顯著差異。較大型散裝船比小型散裝船顯現更大槓桿效應，相反地，較小型散裝船比大型散裝船顯現更大上下尖銳振盪效應。第三、在條件偏態結合槓桿及上下尖銳振盪效應，較小型散裝船的條件偏態參數 $\gamma_1 + \gamma_2$ 及條件峰態參數 $\delta_1 + \delta_2$ 之大小將大於較大型散裝船。此意味較小型船的報酬分配更遠離常態性分配。惟較小型散裝船之偏態持續性參數小於較大型散裝船；相反地，較小型散裝船市場價格出現較顯著的上下振盪游動(Reaction 或 Spiky)。

參考文獻

- [1]Harvey, C. R. and Siddique A.. "Autoregressive Conditional Skewness", Journal of Financial and Quantitative Analysis, 34,1999,, pp.465-487.
- [2]Bollerslev,T."Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity", Journal of Econometrics,31,1986,pp.307-327.
- [3]Engle,R.F. "Autorgressive Conditional Heteroskedasticity with Estimates of the Variance of United Kingdom Inflation", Econometrica,50,1982,pp.987-1007.
- [4]Premaratne, G. and Bera, A.K. "Modeling Asymmetry and Excess Kurtosis in Stock Return Data", Working Paper, Department of Economics, University of Illinois.
- [5]Pearson, E. S., and Merrington M.,"An Approximation to the Distribution of Non-Central t", Biometrika, 45,1958,pp.484-491.
- [6] Koopmans, T. C. "Tanker Freight Rates and Tankship Building", Haarlem, Hollow: F. Bohn,1939.
- [7]Hawdon,D."Tanker Freight Rates in the Short and Long Run", Applied Economics,1.10,1978,pp.203-217.

- [8]Beenstock, M and Vergottis, A. "An Econometric Model of the World Market for Dry Cargo Freight and SHIPPING", *applied Economics*,21,1989,pp.339-356.
- [9]Duan, J-C. "The GARCH Option Pricing Model", *Mathematical Finance*,5(1),1995,pp.13-32
- [10]Bollerslev, T. and Wooldridge J. "Quasi-Maximum Likelihood Estimation and Inference by Dynamic Models with Time-Varying Covariances", *Econometric Reviews* ,11,1992, pp.143-172
- [11]Ljung, G. M. and Box, G.E.P. "On a Measure of Lack of Fit in Time Series Models", *Biometrika*,65,1978,pp.297-303.

