

國立政治大學社會科學院經濟學系

碩士論文

Department of Economics

College of Social Sciences

National Chengchi University

Master Thesis

跨市場指標對國際班輪運輸公司之波動外溢效果

- 蘇伊士運河塞港事件為例

The Spillover Effect of Cross-market Indicators on International Liner
Shipping Companies - Case of the Suez Canal Port Blockage

許家睿

Hsu, Chia - Jui

指導教授：林 靖 博士

蕭明福 博士

中華民國 111 年 6 月

June, 2022

誌謝

時光匆匆一轉眼碩士班的生活將步入了尾聲，回想過去這兩年就如同昨天一般，內心五味雜陳，此時的心中充滿了喜躍卻依依不捨，但也懷抱著無限的感恩與感激。

本論文研究的完成，一開始必須非常感謝我的指導教授—林靖教授與蕭明福教授一直以來悉心的教導與栽培，使我在碩士求學的過程中收穫良多、受益匪淺。而老師對學術研究的嚴謹態度是學生我的學習的典範，在完成論文的過程中也遇到了許多困難，但由於一路以來一直獲得老師的鼓勵與支持，很多問題也能迎刃而解。在過去這兩年中，除了學習到學術上的專業知識外，更了解到許多待人處事的哲學道理，培養出了用不同角度及想法解決問題，還帶領我嘗試學習從未接觸過的領域，豐富我的知識與生活，能夠幸運遇見恩師是學生的福氣，在此獻上最誠摯的感謝。

此外，承蒙口試老師許鉅秉教授、黃智聰教授，懇切惠賜許多寶貴的建議與指正，謹致以最深的謝意。另外也很感謝台北大學與政治大學共同協助的各位同學夥伴，有了各位的陪伴更能讓我能夠安心的順利走完研究之路。

最後我要感謝我的家人，一直以來全心全力的支持我，讓在學業的道路上心無旁騖，家人成為我最大的支柱，非常的感激我的家人。研究所的這兩年來，與同學夥伴們相處的生活點滴不僅僅是我最美好的回憶，更將成為我今後面對問題或在職場上不怕困難的動力。

許家睿 謹誌於

政治大學經濟學研究所

中華民國一一年六月

摘要

過去的航運市場表現相當穩定，不論是股票市場或是營運的營收方面都是非常平穩且沒有較大的波動存在，故過去相關研究少之又少，直到 2020 年疫情大規模的在全球爆發，航運市場開始出現過去從沒見過的蓬勃發展，從能源市場的變化像是石油價格的波動到勞動市場由於疫情因素使各大碼頭面臨缺乏工作人員被迫停工，種種因素開始導致讓航運市場產生波動，隨之帶動相關的股票市場，讓大家開始關注到各家航運公司，進一步開始研究航運市場相關議題。

我們會發現影響航運市場的原因不單單航運公司本身的因素而已，是跨市場的因素所引發，包含了像是能源市場、原物料市場、匯率市場等，每個市場的波動似乎都深深的影響到了航運市場，本研究主要透過 GARCH-MIDAS 模型來探討跨市場之航運金融傳導變數波動如何外溢到航運市場，而航運市場接收此外溢效果的程度如何，並且考慮了航運市場在 2021 年發生的重大突發事件蘇伊士運河塞港，來探討此事件對於市場間的波動外溢是否有足夠的影響力。

本篇研究針對不同的資料頻率來做分析探討，故在資料的選取上我們使用了過去較少使用的小時頻率的資料，如此更能準確的掌握資料的趨勢變化，加上本研究運用個別的國際航運公司，能針對不同公司性質與特色作出分析，有別於過去用相關指數去代表整體航運市場的發展，這是本篇研究所做出的突破。

關鍵詞：波動外溢、GARCH-MIDAS、跨市場、原油、航運金融、農產品、原物料市場、西德州原油、匯率市場、集裝箱指數、蘇伊士運河。

目次

第一章 緒論	5
第一節 研究動機	5
第二節 研究目的	7
第三節 研究架構	8
第四節 研究限制	9
第二章 文獻回顧	10
第一節 航運金融文獻	10
第二節 能源金融文獻	12
第三節 金融傳導文獻	14
第四節 GARCH-MIDAS 文獻	18
第三章 研究設計	21
第一節 變數定義與衡量	21
第二節 研究方法	26
第三節 實證流程	28
第四節 研究假說與模型代號設定	29
第四章 實證結果	31
第一節 資料描述	31
第二節 敘述性統計	45
第三節 單根檢定	47
第四節 GARCH-MIDAS 實證結果	48
第五章 結論	69
第一節 研究成果與發現	69
第二節 經濟意涵、研究突破與建議	72
參考文獻	74

第一章 緒論

第一節 研究動機

近兩三年來，全球疫情的肆虐造成全世界不論是社會、經濟還是文化都造成前所未有的影響，就從經濟方面觀察可以發現疫情是不分產業的影響著，像是供應鏈的失衡、科技本身的進步或是市場供需失衡等影響，也能從各個市場觀察到過去沒發生過的現象，像是能源市場中的石油價格出現低於零元的價格，原物料市場中的鋼、鋁、銅等也發生價格劇烈波動的情況，還有航運市場中全球的航運公司出現過去二十年來都沒有過的獲利情形，逐漸的大家開始研究疫情下與疫情後的經濟現象，尤其是在航運市場的研究更為主要。

過去的航運市場由於相當穩定，不論是相關的股票市場或是營運的營收都是非常平穩且沒有較大的波動存在，故過去相關研究少之又少，直到 2020 年疫情大規模的在全球爆發，航運市場開始出現過去從沒見過的蓬勃發展，從能源市場的變化像是石油價格的波動到勞動市場由於疫情因素使各大碼頭面臨缺乏工作人員被迫停工，種種因素開始導致讓航運市場產生波動，隨之帶動相關的股票市場，讓大家開始關注到各家航運公司，進一步開始研究航運市場相關議題。

加上 2021 年發生了航運市場的重大事件蘇伊士運河塞港，事件發生時長榮海運之長賜輪正前往荷蘭鹿特丹港，船上載有兩萬多個貨櫃的貨物，由於強風的吹襲，導致船體失控偏離航道而打橫擱淺，阻塞了兩側運河約兩百多艘船，當天受影響的船隻合共約有 1690 萬噸的載重量。以便打撈作業，首先將長賜輪上的燃料、壓艙水和幾個貨櫃從船上卸下，以減輕重量好讓重型機械挖出船身，八艘拖船嘗試將長賜輪拉離岸邊，挖泥船和挖掘機也被用來挖出貨船前端周圍的沙土，三天後清除長賜輪周圍沉積物的工程已經完成，但還須要滿足風向和潮汐等條件才可移動船隻，而隨著船舶的規模和重量也引起了打撈業的擔

憂，最終長賜輪於六天後成功脫困，蘇伊士運河不久後亦重新恢復雙向航運。蘇伊士運河掌管了全球約 12% 的貿易流量，每天約有五十艘船通過運河，專家警告此事件可能會導致全球消費者的日常物品運輸延遲，並說明蘇伊士運河即使是短期中斷，也會誘發整個供應鏈中持續幾個月的骨牌效應，運輸成本將上漲，根據勞埃德船舶日報估計航道堵塞期間蘇伊士運河管理局每天的運河營運收入減少約 1400 萬至 1500 萬美元，Bloomberg News 指出如果蘇伊士運河的阻塞情況持續，依賴此航道取得中東石油的歐美煉油廠可能被迫要找替代來源，如此一來有可能推高地區的油價，而亞洲和歐洲之間海上運輸的替代路線是繞行非洲的好望角航線，航程增加約 6,480 公里，耗時增加約 9 至 10 天加上運費要上漲 30% 至 40%。

綜上所述，我們會發現影響航運市場的原因不單單是各家國際航運公司本身的因素而已，而是多重的事件所引發，並且是跨市場的因素，包含了像是能源市場、原物料市場、匯率市場等，每個市場的波動似乎都深深的影響到了航運市場，2021 年的蘇伊士運河也帶給航運市場過去從來沒有過的衝擊，且透過許多統計數據顯示是對全球經濟產生非常重大的影響，故本研究主要透過每個市場的代表指標來探討每個市場的波動如何外溢到航運市場，而航運市場接收此外溢效果的程度如何，並且考慮了航運市場在 2021 年發生的重大突發事件蘇伊士運河塞港，來探討此事件對於市場間的波動外溢是否有足夠的影響力。

第二節 研究目的

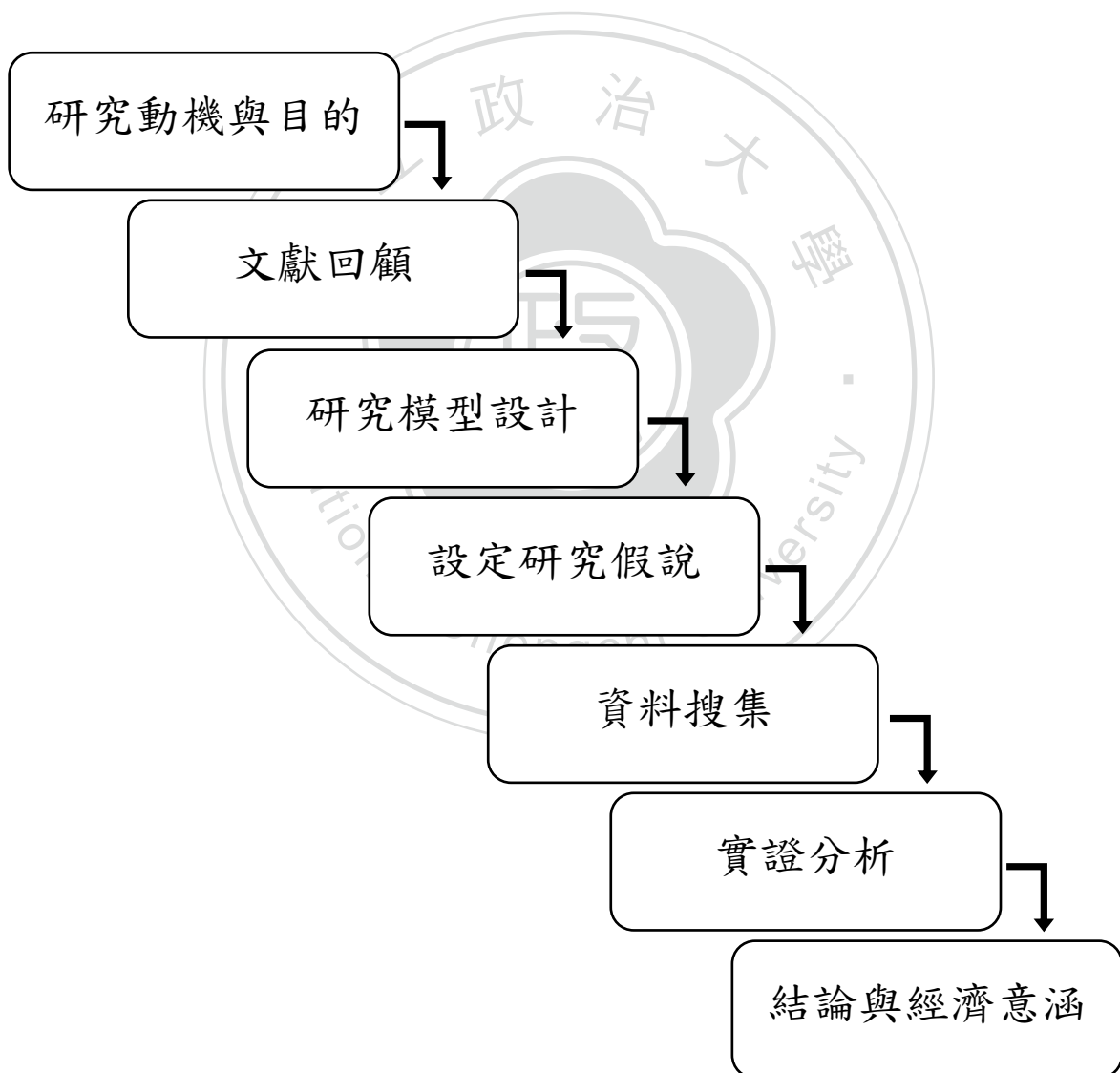
本研究認為從 2019 年開始的全球疫情衝擊，帶給市場前所未有的影響效應，而本研究想要探討不同市場與班輪航運市場間的波動傳導與連結的關係，我們會針對本研究所提出的研究假說以計量分析來加以實證，根據許多統計數據可以發現航運業對全球的經濟成長有高度的相關可以說是至關重要的一部分，目前全球有高達 90% 的商品都是透過海上運輸來運送，而航運的運價就成為了大家關注的議題，而影響運價的因素可以說是非常的多元，從能源市場可以發現油價的因素，以及航運市場本身供需的因素，到像是原物料市場各個國家需要的原物料不同等等因素，皆會使運價出現高低波動的情形，而為了準確掌握各家航運公司的運價標準，各國使用各家航運公司的個別運價或其他指數編制了不同指標，以用來觀察航運市場整體的運價，間接的也能夠衡量航運市場的發展狀況，像是波羅的海乾散貨指數、中國出口集裝箱運價指數等，從上述可以了解到影響航運市場的因素主要為運價，而運價會透過不同的市場以及不同的方式來造成波動。

Lin (2018) 實證分析波羅的海乾散貨指數、商品期貨、匯率和股票市場產生外溢效果，發現波羅的海乾散貨指數在特定範圍下，像是 2015 至 2018 年中國經濟放緩期間、2018 至 2020 年中美貿易戰，產生的外溢效果是顯著的，說明了在某些特定重大事件的發生下，不同市場與不同指標變數可能增加或減少其波動外溢效果，故本研究中考慮了航運市場的重大事件 2021 年的蘇伊士運河塞港事件，蘇伊士運河的商船每天承載著約 100 萬桶原油和 8% 液態天然氣以及佔全球貿易至少 12% 的商品，國際航運業刊物《勞合船舶日報》數據顯示，每天滯留貿易金額估計高達 96 億美元。

綜上本研究想透過 GARCH-MIDAS 模型來探討跨市場之航運金融傳導變數的波動外溢對各家國際航運公司之影響，並探討蘇伊士運河塞港下，波動外溢是否存在不同的影響。

第三節 研究架構

本篇研究流程圖如下所示，首先我們介紹研究的動機與目的，了解本研究所想探討的問題以及想法，再來透過文獻的回顧，分別討論航運金融、能源、金融傳導與 GARCH-MIDAS 模型相關文獻過去的發展，而在方法論中我們使用 GARCH-MIDAS 的模型以此作為根據來探討本篇研究，我們將會建構有關本篇主題的研究假說，進一步搜集相關資料並利用 GARCH-MIDAS 模型得出實證結果，最終說明本篇的結論與經濟意涵。



第四節 研究限制

本篇研究在實證過程中出現許多研究的限制，由於本篇研究運用到過去較少使用的每小時資料，像是航運公司相關股票市場的數據，資料索取上較困難，且常常存有缺漏的資料，實證模型的設計也會因為方法論而有所限制。

首先會遇到各國資料的指數數據開盤日期與時間不一致，有些數據資料會因為非交易日而缺失，加上航運公司相關的股市數據想順利獲得更是困難，由於船運公司的每小時股市資料並非像其他指數和期貨資料能容易於公開網站上所取得，是需要透過特定的軟體才能授權使用，所以資料的全面性、對稱性與完整性需要透過不同軟體的交叉比對以及藉由事後資料的調整才能夠實證出完整且準確的結果，才能夠避免些許偏差。

由於 GRACH-MIDAS 模型可以處理不同資料頻率的實證過程，是在目前學界上屬於較新的方法理論，但 GARCH-MIDAS 模型是只能看出強弱相關及正負關係，對於數據漲跌一單位沒有準確的解釋依據，也無法使用估計出的數據資料來預測我們所關注的目標變數。

第二章 文獻回顧

第一節 航運金融文獻

過去航運一直是全球運輸業重要的一環，不論是上游的原料還是到最終的成品絕大多數都需要航運的運送過程，但先前卻較少受到關注與討論，原因可能是過去的運費和燃油價都相對穩定，而獲利來源也未有較大的波動，導致先前未有較多的研究探討航運市場對全球經濟的影響。而自 2018 中美貿易的緊張情緒升溫，以及近兩年來疫情爆發，加上許多影響全球運輸與經濟的重大事件發生，像是擱淺塞港等，造成過去穩定的航運市場發生變化，無論是股票市場還是貨櫃運輸的價格，都出現了前所未有的改變，這使得航運市場逐漸被眾人所關注與研究，開始探討與其他市場間的交互作用。

過去對運輸的研究時常用三個面向，第一個面向是從生產過程切入 Qiu et al. (2019) 又分為兩個角度看待兩個市場之間相互依存的關係，過去由於經濟的不景氣導致股票市場下跌，通常說明生產已經開始收縮，進一步減少了對原材料的需求，而這也減少了貿易和運輸原材料的需求，例如鐵礦石、煤炭、原油，會對航運市場造成負面影響。第二個角度是消費的過程，受到經濟下滑的衝擊，Stopford (2009) 觀察到股市下跌也反映了整體收入的下跌，隨之而來減少了消費，貿易和運輸製成品的需求也下降，並對貨運市場造成負面的影響。第三個面向則是 Papapostolou (2016) 對航運需求的下降，將會減少船舶運營商的收入，尤其是在供過於求的情況下，較低的運費有時無法支付運營成本，迫使船東出售船舶進行拆除。這會減少運輸能力的供應，從而對貨運市場產生正面積極影響。最後，反映對未來經濟的期望，使船東對新船和拆除的決定對股票市場能夠產生影響，進而影響了貨運市場上的可用容量，例如當在股市中形成樂觀的期望時，船東傾向於投資建造更多新船以滿足未來需求。

2018 年中美貿易戰的爆發也更凸顯了運輸業的重要性，不再是只有影響原料及商品本身了，進而是改變了整個供應鏈，Liu and Woo (2018) 在過去的傳統上航運和股票市場之間的動態依賴被認為是至關重要的問題，因為它能改善市場預測和投資組合多元化方面發揮著重要的作用，尤其是在經濟增長緩慢的情況下，像是前陣子中美貿易戰再次強調了這一點。作為世界商品貿易的前兩個進出口商，貿易從 2018 年初開始的中美衝突已經傷害了兩個經濟體，也對世界經濟產生了衰退的壓力，但在以前的研究中 Alizadeh and Muradoglu (2014); Li et al. (2014); Lin et al. (2019)，動態依賴問題並沒有得到足夠的重視，這些研究主要關注航運貨運和航運衍生品市場之間的相互作用，但可惜的是不太關注股票市場。Yang et al. (2022) 航運市場作為供應鏈中不可或缺的一環，受商品市場運輸需求、總體經濟環境以及競爭對手市場威脅等因素影響，並發現小型船舶更容易受到相關市場的影響，大宗商品市場在市場穩定時對航運市場產生深遠影響，而燃油市場的影響則代表市場的波動，美元兌人民幣匯率市場和集裝箱航運市場對乾散貨航運市場的影響不顯著。

從上述可以發現不論從供給面還是需求面來看，影響因素不外乎是對未來市場的預期或是成本的衡量，前段尚未探討較多運輸成本的部分，但這也是影響航運與股票市場的重要因素，航運運輸服務的需求能夠促使工業的生產增加，Bildirici (2015) 因為航運運輸商品的運費主要受原物料價格的影響，故航運運費常會受到匯率、原物料、農產品市場等變化而有所影響。Alizadeh and Muradoglu (2014) 運輸運費具有捕捉工業和製造業需求變化的能力，因此可以用作衡量實際經濟活動或其他大宗商品的指標，作為形成對股票市場未來經濟預期的基礎，而油價更是直接影響運費的關鍵指標。Bai et al. (2021) 油輪運輸是在全球範圍內運送能源產品的關鍵因素，油輪運輸市場按地理位置進行區域化和細分，在同航線上作業但不同尺寸船舶的運費依賴度較高，而在相鄰區域作業的相同尺寸船舶的運費依賴度高於在較遠地區作業的船舶。A.Michail et al. (2021) 調查和量化農產品與遠洋運費之間的關係，結果支持了船級高度相互關

聯的觀點，其次證實了大宗商品價格可以對大多數船級的運費產生重大影響。對於對運費沒有影響的商品，存在替代效應的可能性，此外這些產品的交易市場可能是未來運費走勢的重要決定因素。D.Melas et al. (2021) 發現在商品價格大幅下跌的情況下，運費關係的高低可以發生強烈變化。在這種情況下商品價格影響更多傳遞給運費，而油價的普遍性則變得不那麼重要，結果也支持商品價格和運費之間存在領先滯後關係，可以發現從成本面探討航運市場，關鍵因素不外乎是運輸方面所產生的，而直觀上可以直接想到運費和油價，先前的研究也證實運費與原油價格的波動確實會帶來給運輸業一定的影響，但影響的程度是否會因為當時其他經濟事件的發生而有不同，是我們可以繼續探討研究的方向。

而 Shieh, C. H. (2021) 研究了冠狀病毒大流行期間集裝箱航運公司股票收益對全球集裝箱運費指數的動態影響，在股票收益和集裝箱運費指數之間觀察到了統計上顯著的積極結果，說明了各個集裝箱貨運指數的衡量與股票收益標的結構是穩健的關係。Açık, A., Kasapoğlu, E. B., & Ayaz, İ. S. (2021) 研究全球主要班輪航運公司股票價值與衡量集裝箱市場貨運收入的貨運指數之間的波動溢出效應，而發現集裝箱運費指數已經確定了一些公司股票價值的波動溢出效應，此外還確定了一些公司股票價值對運費指數的一些波動溢出效應。這些結果表明，一些股票投資者根據貨運指數的信息流來定位他們的投資組合。

第二節 能源金融文獻

石油在能源中有舉足輕重的地位，石油的波動更會造成許多全面性的影響，不論是各個產業甚至是股票市場，許多研究都集中在已開發和新興經濟體的股票市場與石油價格的關係，Bastianin et al. (2016); Ding et al. (2017); Kang et al. (2017)，而 Maghyereh et al. (2016) 發現石油和股票之間產生的關聯性是由市場之間的雙向資訊溢出所建立的，過去 Arouri et al. (2012) 和 Antonakakis et

al. (2018) 也研究了石油價格和股票市場的互動關係。以前的研究 Cong et al. (2008) ; Miller and Ratti (2009) ; Sadorsky (2009) 還表明，油價和股票之間存在著顯著負向的關係。Hussain et al. (2021) 在疫情爆發之前，石油與市場之間存在微小但顯著的負相關性，疫情爆發後，整體依賴結構的聯繫開始急劇下降且不穩定。Wan and Kao (2015) 全球石油生產的任何積極衝擊都會增加石油供應，如果對石油的需求增加不能驅動石油供應的增加，那麼石油價格就會下跌。Wen et al. (2022) 研究石油價格的供需和風險衝擊對股市風險收益關係的影響，發現石油需求衝擊和石油風險衝擊分別對股票風險收益關係產生正向和負向影響，而與石油供應無關。

2008 年的金融危機後，也開始針對一些重大事件對石油能源與股票市場做分析研究，試圖找尋石油扮演的角色，Du & He (2015) 發現，在 2008 年金融危機之前，股票市場對原油市場存在正的風險溢出效應，而原油市場對股票市場存在負的溢出效應。然而在 2008 年之後，加強了雙向的正向風險溢出與不對稱的關聯性。Fayyad and Daly (2011) 對 2005 年至 2010 年的每日數據進行了分析，分析了海灣合作委員會 (GCC) 國家和英國、美國等一些發達經濟體的油價與股票市場之間的關係。結果表明，在全球金融危機期間，石油價格上漲之後，石油價格對股票收益的預測能力有增強的趨勢。Atukeren et al. (2021) 研究全球金融危機期間和之後，使用每日數據分析西德州原油期貨和布蘭特原油期貨價格之間的波動溢出模式，發現波動溢出的方向從西德州原油期貨到布蘭特原油期貨價格是單向的。Li et al. (2022) 研究表明了 COVID-19 的爆發加強了原油市場和中國主要能源期貨市場的總體波動溢出效應，從長期來看，國際原油市場對中國市場的波動溢出效應非常強勁，並且在疫情大流行期間大幅增加。

Xu et al. (2021) 建構隨時間變化的全球能源市場不確定性，結果顯示實際油價能夠強烈回應總體能源市場的不確定性衝擊，還發現對不同類型和大小的不確定性衝擊有不同反應，石油的實際價格受到的影響最大。而在 2000 年至

2010 年間進行的研究 El-Masry et al. (2010) ; Drobetz et al. (2010) 表明，油價上漲與運輸股票報酬之間存在正相關的關係，因為航運的需求來自油輪運輸。

第三節 金融傳導文獻

金融傳導可能是跨國之間、跨不同市場、跨不同產業或是跨不同城市，發生的原因也非常多種不論是經濟因素還是非經濟因素，都有可能產生傳導效果，而金融傳導現階段主要有分為三種定義，第一類，是國家與國家之間互相傳遞外溢效果，而此傳遞效果在沒有金融衝擊以外的時候也會有機會發生，第二類，是在金融產生衝擊下對其他相關國家造成的影響大過於未發生金融衝擊時的狀態，稱做金融傳導，第三類，是超越國家之間的連結，傳導到其他不同國家，當對國家間的衝擊無法被基本的連結解釋，或者超額共變動 (Excess co-movement) 稱做金融傳導。以上三種金融傳導的定義，現階段第一種定義較為多數人接而獲得共識。

近年來全球貿易蓬勃發展，國際之間的金融網絡連結越來越緊密，各個國家彼此相互牽連有所關係，加上伴隨著商品市場傳導至股票市場等，過去的文獻中開始試圖找尋金融傳導的路徑，希望在短時間內，事前做出決策預防金融危機傳導的波擊傷害，而過去研究發現航運金融通常為金融重大事件發生的領先指標，故本研究注重於航運產業，加上近年因疫情因素或是航運塞港事件導致的經濟衝擊事件，使得航運市場的研究越來越被重視與研究。Sun et al. (2018) 在過去幾年中，運費的大幅上漲以及石油價格的上漲為確定航運市場價格與石油價格之間的關係提供了一個有趣的經濟環境。Corbet et al. (2021) 西德州原油期貨被廣泛認為是所有分析市場的波動接收器，但在負定價事件期間，西德州原油期貨迅速成為波動發射器，發現對股票、貨幣和期貨市場的溢出效應也很大。

Acemoglu et al. (2012) 經濟體中的產業會通過複雜的商品和服務交易網絡相互聯繫，主要因為一個產業生產的產出作為其他產業生產過程的投入。通過這些相互聯繫，特定行業的衝擊可能會在整個經濟中傳播導致總體波動。大量的實證研究已經研究了石油價格衝擊與整體經濟變量之間的關係，Kilian and Lee (2014) 石油價格衝擊對實體經濟有重要影響。總體經濟的不確定性會導致公司投資減少，進一步對石油的需求減少，這對航運公司造成影響，不僅因為油輪運輸減少，還因為石油需求下降，通過班輪運輸的全球海上貨物運輸也將減少。Lin et al. (2019) 這種情況最終對總體能源政策，經濟發展和股市情緒產生了不利影響。而 Kristjanpoller and Concha (2016) 指出，若油價上漲是由於能源消耗增加而促進經濟增長，那麼油價可能會對運輸企業產生積極影響。Conrad et al. (2014) 也說明了長期石油波動反週期行為，石油波動動態顯現出了兩種狀況明顯不同的狀態，即高揮發性狀態和低揮發性狀態，這一研究凸顯出總體經濟變數在石油有波動率下預測中的重要性，對未來的波動在石油基本變量可以提供有關歷史波動率以外可以利用的信息。Chen et al. (2022) 表明股票波動率對於石油波動率預測具有重要價值，股票波動率對不良波動率預測的附加影響進一步證實了股票波動率的信息含量，有助於投資者規避風險。Xie et al. (2021) 探討國際原油市場與中國股市之間的聯繫，結果表明由外部事件如罷工、地緣政治和自然災害引起的石油供需衝擊將對中國股市造成壓力，而多頭和空頭事件如原油產量減少和頁岩油繁榮有助於穩定股市。Zhu et al. (2021) 研究 COVID-19 流行期間原油、美國和中國股市之間的多維風險溢出，發現在 COVID-19 期間，石油庫存風險溢出明顯強於正常期間，而美國和中國股市對石油市場存在重大風險溢出效應，還發現石油市場受到二板股票市場也稱為創業板市場的極大影響，尤其是在 COVID-19 爆發期間，中國與石油的雙向風險溢出迅速增加。Abuzayed et al. (2021) 表明研究期間股票市場存在顯著的系統性石油風險溢出，特別是在 COVID-19 期間，油價系統性風險對股票市場回報的影響比疫情流行之前要大得多。

在對油價和運費之間關係的深入研究中，Lundgren (1996) 發現由於石油價格的衝擊，燃油價格每上漲 1%，貨運價格就會上漲 0.39%。Beverelli et al. (2010) 觀察到，油價的確會影響運輸運費和海運業，尤其是集裝箱和散貨貿易，其估計彈性在不同細分市場之間會有所不同，原油價格上漲 10%，導致集裝箱運費從 1.9% 上升到 3.6%。Kutin et al. (2018) 的研究探索了決定航運業運費率的因素，指出原油價格在市場不確定時會顯著影響運費。

從避險的角度來看，Alizadeh and Nomikos (2004) 石油現貨市場與期貨市場之間的關係起至關重要的作用，因為貨運市場一直航運業從業者和決策者關注的投資組合。Alizadeh (2004) 的開創性研究還強調了航運業對石油價格波動的脆弱性，並指出實物和期貨石油市場之間的價格差異中的信息內容對貨運市場很重要。Gong et al. (2021) 分析了石油天然氣期貨市場中四種主要能源商品即原油、汽油、取暖油和天然氣之間的動態波動溢出效應，定向溢出是不對稱的，而原油和取暖油期貨市場是波動風險信息的主要淨傳遞者，汽油和天然氣期貨市場是淨接收者，對於天然氣期貨市場，原油期貨市場的成對波動溢出影響最為顯著。

Zheng et al. (2022) 原物料市場對能源市場產生重大影響，不論是原油市場還是可再生能源市場，還說明某些特定的原物料會增加市場體系的風險轉移，Mensi (2013) 在全球經濟活動中發現了股票與貨幣市場之間的關係。Mo (2017) 更說明了美元與商品波動性呈現負相關的關係，商品市場和貨幣市場存在顯著外溢效果。Lopez (2014) 比較在金融危機期間與危機後，商品期貨市場與股票市場有顯著的波動性連結。Grahama (2016) 進一步發現標普高盛商品指數和波羅的海乾散貨指數在股票市場波動的結果有顯著差異。

表 2-1 跨市場航運金融傳導因子分類

文獻回顧	變數	市場類別
Antonakakis and Kizys (2015)	美元指數 (US Dollar Index)	匯率市場
Corbet et al. (2021) Atukeren et al. (2021)	西德州原油期貨 (West Texas Intermediate)	原油市場
Kavussanos et al. (2014)	大豆期貨	農產品市場
Kavussanos et al. (2014)	標普高盛商品指數 (S&P Goldman Sachs Commodity Index)	原物料市場
Gusanu et al. (2012) Alizadeh (2015)	波羅的海運費指數 (Baltic Dry Index)	航運金融市場
Shieh, C. H. (2021) Açık, A., Kasapoğlu, E. B., & Ayaz, İ. S. (2021)	中國出口集裝箱運價指數 (China Containerized Freight Index) 上海出口集裝箱運價指數 (Shanghai Containerized Freight Index)	航運金融市場
Shieh, C. H. (2021) Açık, A., Kasapoğlu, E. B., & Ayaz, İ. S. (2021)	中國出口集裝箱運價指數 (China Containerized Freight Index) 上海出口集裝箱運價指數 (Shanghai Containerized Freight Index)	航運金融市場

第四節 GARCH-MIDAS 文獻

最早是由 Engle (1982) 提出 ARCH 模型用來分析時間序列中變異性之後，Bollerslev (1986) 接著提出 GARCH 模型，而 GARCH 是用來針對不同金融資料數據所設計出來的回歸模型，GARCH 是對誤差變異數進一步建模，非常適用波動的分析甚至是預測，能夠給予投資者重要的決策依據。一開始的 ARCH 存在一些問題，就是因為為了要保證條件變異數總合為正，但當要能夠相對準確地建立模型時，我們會需要很多期滯後項來設定模型，此時會發現各項非負的限制條件可能無法滿足。而過去為解決此瑕疵經常使用設置曇線性減少的係數的方式來任意確定滯後項階數，來確保滿足非負的條件限制。

一般基本 GARCH 模型可以表示：

$$\begin{aligned}r_t &= c_1 + \sum_{i=1}^R \phi_i r_{t-i} + \sum_{j=1}^M \phi_j \epsilon_{t-i} + \epsilon_t \\ \epsilon_t &= u_t \sqrt{h_t} \\ h_t &= k + \sum_{i=1}^q G_i h_{t-i} + \sum_{i=1}^p A_i \epsilon_{t-i}^2\end{aligned}$$

(1) 式稱為條件平均數方程，(3) 式稱為條件變異數式，其中 h_t 為條件變異數， u_t 為獨立同分配的隨機變數， h_t 與 u_t 互相獨立， u_t 為標準正態分佈。為了配合收益率的分佈有高峽峰且厚尾的特征，也可假設服從其他不同分佈，Bollerslev (1986) 服從廣義 t 分佈，Nelson (1991) 提出 EGARCH 模型服從 GED 分佈。但有許多研究說明收益率的影響還存在非對稱性，像是若一市場面臨衝擊時，且此衝擊是存在負面的影響倒是股票市場的價值隨著下跌，此時的收益率條件變異數會逐漸擴大，反而會使波動性更大，相反的情況會使波動性減小。由於 GARCH 模型中，不論事正或負的衝擊影響條件變異數是對稱的，故 GARCH 模型無法描述收益率條件變異數波動的非對稱性。

為了能夠體現出收益率波動非對稱性，Glosten, Jagannathan and Runkel (1989) 提出了 GJR 模型方法，在條件變異數方程中加入衝擊的杠桿效應。Nelson (1991) 則提出了 EGARCH 模型，過去許多研究指出其實不同的模型設定會使條件變異數對收益率產生正負不同的影響。

Eric Ghysels (2019) 說明了許多混合數據採樣 MIDAS 不同的回歸模型，包括準線性 MIDAS、權重差異的非參數模型、邏輯平滑過渡和半參數規範等，並且以 GARCH-MIDAS 模型的樣本外 OOS 預測功能進行其他模型，像是 HAR 比較，結論說明在未來二到三個月的預測範圍內，名行預測明顯勝過於所有其他不同模型。Ghysels (2007) 進一步發展了 MIDAS 回歸方法，而 Engle (2013) 提出 GARCH-MIDAS 模型，將波動率分為短期和長期，分別為 GARCH 成分與解釋變量驅動，Dorion (2016) 研究發現 GARCH-MIDAS 模型對於分析金融衝擊與總體經濟變數之間的連結是更加有效率的。

接下來在 GARCH-MIDAS 中，單位變異數分量會隨時間變化的長期分量波動，長期分量是解釋變量的函數，加上考慮混合頻率的設定，因此可以補足每日收益與低頻解釋變量之間的差距。定義 $r_{i,t}$ 表示每日的對數報酬，其中 $t = 1, \dots, \dots, T$ 表示某個時間段（例如一周或一個月）， $i = 1, \dots, \dots, I_t$ 表示到該期間內的天數。為簡化分析會將收益建模為 $r_{i,t} = \mu + \varepsilon_{i,t}$ 。M-GARCH 模型設定可按比例收益寫成下列

$$\frac{\varepsilon_{i,t}}{\sqrt{\tau_t}} = \sqrt{g_{i,t}} Z_{i,t}$$

$$\sigma_{i,t}^2 = g_{i,t} \tau_t$$

其中將 τ_t 定義低頻解釋變量 X_t 、 $g_{i,t}$ 依據 GARCH 方程、 $Z_{i,t}$ 平均數為零變異數為 1 且 i.i.d。加上設定 $F_{i,t}$ 表示在時間 t 到第 I 天發生的信息，並定義 $F_t = F_{I_t, t}$ ， τ_t 取決於的滯後項 X_t 。(2) 式是每日收益之條件變異數，即 $\sigma_{i,t}^2 =$

$var(\varepsilon_{i,t}|F_{i-1,t})$ 將 $g_{i,t}$ 稱為短期波動率成分， τ_t 稱為長期波動率成分。而 $g_{i,t}$ 每天都在變化，但 τ_t 在時段 t 內都是恆定不變的，故變化會依照較低的頻率。

短期成分是每日波動率聚類，且遵循平均數回覆單位變異數 GJR-GARCH (1,1) 的過程：

$$g_{i,t} = \left(\frac{1 - \alpha - \gamma}{2 - \beta} \right) + \left(\alpha + \gamma I_{\varepsilon_{i-1,t} < 0} \right) \frac{\varepsilon_{i-1,t}^2}{\tau_t} + \beta g_{i-1,t}$$

等式中定義 M-GARCH 模型的兩個特徵，假設比例收益 $\varepsilon_{i,t}/\sqrt{\tau_t}$ 遵照 GARCH 的過程，而等式中的強制變量 $\varepsilon_{i-1,t}^2/\tau_t$ 能分開 M-GARCH 與基本 GARCH 模型這兩部分，假設 $\tau_t = 1$ ，故收益本身是遵循 GARCH 的過程。Engle and Lee (1999) 的模型加性成分 GARCH 模型假設 $\tau_t = 1$ 並將 $g_{i,t}$ 分解為兩個以上 GARCH 成分，強制變量 $\varepsilon_{i-1,t}^2$ 。

Zhiyuan Pan (2017) 使用了 GARCH-MIDAS 模型，探討石油供應予需求的水平和波動率，加上對西德州原油和布倫特原油價格波動的預測，總體經濟數據基本面可以提供未來石油波動的有用信息來做預測。此研究還說明了結構性斷裂會造成更多程度的持續性 GARCH 隱含波動率。而在預測樣本波動率時，GARCH-MIDAS 模型更為有效且精準，因為波動率預測對於許多研究至關重要，像是投資組合優化、風險計算等。Elder and Serletis (2010) 年加上原油是現代原料的主要投入項目，油價的不確定性會根據實物期權理論來影響未來的投資支出等，進一步對實體經濟發展產生負面影響。GARCH-MIDAS 模型在檢測高頻波動率和低頻總體經濟變量之間的連接上變得更加盛行且普遍。以上整理 GARCH-MIDAS 模型的文獻回顧，本次研究會以 GARCH-MIDAS 模型進行實證分析。

第三章 研究設計

第一節 變數定義與衡量

本研究為了探討航運公司與第二章文獻回顧中所發現的傳導變數之間的交互作用關係，首先選取了世界 11 家市佔率與裝運能力較大且有公開發行上市的航運公司個別資料，馬士基集團 (Maersk)、長榮海運 (Evergreen Marine Corporation)、東方海外貨櫃航運公司 (The Orient Overseas Container Line)、陽明海運 (Yang Ming Marine Transport Corporation)、現代商船 (Hyundai Merchant Marine)、中國遠洋海運集團 (China COSCO Shipping Corporation Limited)、日本郵船株式會社 (Nippon Yusen Kabushiki Kaisha)、川崎汽船株式會社 (Kawasaki Kisen Kaisha Ltd.)、大阪商船會社 (Mitsui O.S.K. Lines, Ltd.)、萬海航運 (Wan Hai Lines, Ltd.)、宏海箱運集團有限公司 (Regional Container Lines)，最新調查顯示這 11 家航運公司在全球的市佔率高達 51.6%，佔世界總裝運能力達 48.8%。

從第二章的文獻回顧中，選取七種變數當作傳導因子變數，其中包括匯率市場、原油市場、農產品市場、原物料市場、航運金融市場，運用了波羅的海乾散貨指數、美元指數、西德州原油期貨、高盛商品指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數。

一、航運公司

上述 11 家航運公司可以簡單分類為遠洋業務為主與近海業務為主，除了萬海航運和宏海箱運集團有限公司是近海業務為主，其餘 9 家航運公司皆是遠洋業務為主，目前市佔率最大的是丹麥的馬士基集團高達 16.9%，也是世界上最大的貨櫃船運經營者及貨櫃船供應商，而長榮海運、陽明海運、萬海航運總市佔率也提升至 9.2%。

二、波羅的海乾散貨指數 (Baltic Dry Index)

波羅的海乾散貨指數可以說是上運輸成本的重要關注指標，甚至可以衡量商品交易量，在目前更是觀察經濟活動的領先指標，在航運相關文獻探討波羅的海乾散貨指數與運輸產業類股 Gusanu et al. (2012) ; Andriosopoulos et al. (2013)，所以將波羅的海乾散貨指數作為傳導變數之一，過去的研究也發現 BDI 與原油價格高度相關，進一步也能夠衡量航運公司的運輸成本，與美元呈現正相關的關係，在初級市場上與價格也是正相關。散裝船運以運輸鋼材、紙漿、穀物、煤、礦砂、磷礦石等民生物資及工業原料為主，因此散裝航運營運狀況與全球經濟景氣的榮枯和原物料行情高低有密切的關係，故波羅的海指數可視為經濟領先指標。波羅的海乾散貨指數的組成是由三項國際乾散貨船指數所綜合組成，分別為噸位在 5 萬噸以下波羅的海輕便型指數 (BHMI)、噸位 5 至 8 萬噸的波羅的海巴拿馬指數 (BPI) 以及噸位在 8 萬噸以上的波羅的海海岬型指數 (BCI)，包含了有不同船型、不同航行路線與主要運輸貨物的不同，在簽訂運送契約當下的市場參考運價為準，能反映即期市場的行情變化，如此能夠反映國際乾散貨運輸市場的趨勢走向。

三、美元指數 (US Dollar Index)

美元指數又稱美匯指數，是衡量美元在國際外匯市場匯率變化的一項綜合指標，由美元對六個主要國際貨幣的匯率經過加權幾何平均數計算獲得，此六種貨幣分別為歐元 (EUR)、日圓 (JPY)、英鎊 (GBP)、加幣 (CAD)、瑞典克朗 (SEK) 與瑞士法郎 (CHF)，目前這六種貨幣的比重分別是歐元 57.6%、日圓 13.6%、英鎊 11.9%、加幣 9.1%、瑞典克朗 4.2%、瑞士法郎 3.6%，計算公式如下：

$$USDX = 50.14348112 * EURUSD^{-0.576} * USDJPY^{0.136} * GBPUSD^{-0.119} \\ * USDCAD^{0.091} * USDSEK^{0.042} * USDCHF^{0.036}$$

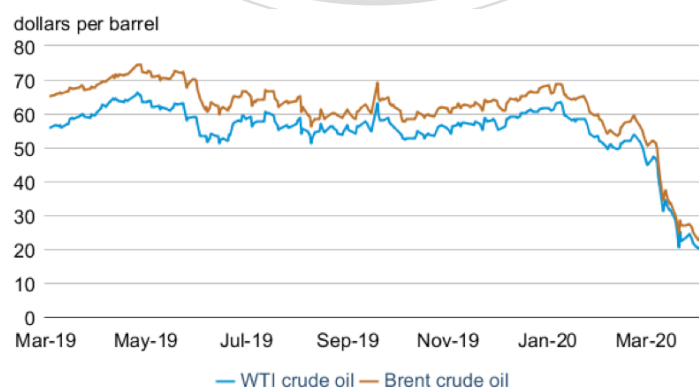
美元指數是參照 1973 年 3 月六種貨幣對美元匯率變化的幾何平均加權值計算的，而美元指數的計算方法並不會作出定期調整，只有在歐元推出時作出了一次的修改，指標以當年的匯率指數當作基準，指數基期等於 100。美元指數可以反

映美元本身的強弱，而美元是目前全世界流通性最強的貨幣，重要性不言而喻，大部分跨國的商品交易都需要透過美元買賣，因此美元的走勢也影響著國際貿易商品的價格，Antonakakis and Kizys (2015) 過去的實證結果也指出商品期貨市場和匯率市場擁有顯著的報酬波動性外溢效果，主要就是以美元指數佔比最多的貨幣有關。當美元越強，用美元購買外國計價的商品就越便宜，另外美元的走勢也會一定程度影響著其他國家匯率，畢竟各國兌換貨幣時，經常先統一換成美元再兌換，從美元指數的變化，我們也可以快速看出其他國家相對於美元的變化。

四、西德州原油期貨 (West Texas Intermediate)

西德州原油產主要供給來自加拿大以及墨西哥灣進口至美國中西部與海灣區沿岸提煉的原油，屬於輕質低硫油種。該原油也是紐約商品交易所 (New York Mercantile Exchange) 石油期貨合同的標的物。北美地區的原油現貨交易主要參考 WTI 期貨價格作為定價基準並與之聯動，佔全球石油交易約 25%。布蘭特與西德州原油各自反應不同原油市場，布蘭特原油主要反應全球供需，西德州原油則主要反應美國供需。比較布蘭特原油期貨與西德州原油期貨之長期走勢，兩者相關度將近 96%，價差出現主因布蘭特受中東地緣政治影響較大。西德州則受美國頁岩油或其他傳統原油供應數量多寡所支配。

圖 3-1 西德州原油價格與布蘭特原油價格走勢圖



eia CME Group and Intercontinental Exchange, as compiled by Bloomberg L.P.; WTI=West Texas Intermediate

五、標準普爾高盛商品指數 (S&P Goldman Sachs Commodity Index)

高盛商品指數創立於 1991 年，設計目的是為商品市場投資提供一個可靠、公開可行的基準。目前高盛商品指數是國際市場上資金跟蹤量最大的商品指數。是全球包括養老基金、保險公司等長期投資者投資商品市場運用得最多的商品指數。2007 年標準普爾公司從高盛公司手中購買了該指數被重新命名為標普高盛商品指數 (S&P GSCI)。Kavussanos et al. (2014) 藉由散裝航運運價與農產品市場等商品期貨，發現遠期運價與商品期貨價格有顯著的波動性外溢，再以不同船型的遠期運價，依不同權重進行實證研究，亦發現資訊會先反應在大宗商品期貨，再傳導至遠期運費，而大宗商品期貨在資訊上存在領先指標的特性。標準普爾高盛商品指數它是按全球商品產量給各指數成份賦予權重，指數中每種商品的份量是由最近 5 年該商品產量的平均價值所決定，這種權重系統每年調節，每年 1 月份實施調整。該指數的主要構成為能源產品 79.04%，農產品 9.16%，基本金屬 5.82%，貴金屬 1.61%，以上比重會根據過去五年中 OECD 數據的平均美元價值每年重新評估一次。

六、大豆期貨

美國大豆期貨是國際上最權威的豆類期貨品種，其價格不僅是美國農業生產、加工的重要參考價格，而且也是國際農產品貿易中的權威價格。從合約規模上看，CBOT 大豆期貨合約相對較大。最後交割日為交割月份最後交易日之後第 2 個營業日，CBOT 大豆期貨合約實行價格限制制度。CBOT 日盤交易時間部分重合，對跨市場套利的投資者而言，交易效率提高，當遇到極端價差時，可以及時進行操作，降低時間差帶來的不確定性風險。

七、中國出口集裝箱運價指數 (China Containerized Freight Index)

中國出口集裝箱運價指數是 1998 年由上海航運交易所 (Shanghai Shipping Exchange) 編製發佈的，目前已被編入聯合國貿發會議海運年報中，編製中國出口集裝箱運價指數的目的希望有客觀且能準確反映中國出口集裝箱班輪運輸市場上運價的變動情況，使船公司、代理、經紀人、貨主等航運相關人士及時地瞭解集裝箱運輸市場供需的變化，掌握必要的市場信息，提供企業經營決策的參考，制定相應的航運政策。樣本航線選擇了 11 條航線作為代表，並以這些航線的運價和箱量為依據計算運價指數，計算公式為拉氏公式，而權數為運費收入就是運輸額，採用的運價就是在各種因素影響下的綜合運價，即為所有港口的主要船公司運價的總體加權平均。

八、上海出口集裝箱運價指數 (Shanghai Containerized Freight Index)

新版上海出口貨櫃運價指數，於 2009 年正式對外發布，取代 2005 年起發布的原上海出口集裝箱運價指數，其反映上海出口集裝箱即期運輸市場運價變化的指數，包括 15 條分航線市場運價和綜合指數，包含的貿易流向及出口地區有歐洲、地中海、美西、美東、波斯灣、澳新、西非、南非、南美、日本關西、日本關東、東南亞、韓國、台灣和香港航線，針對一般貨主即期市場主流眾數的成交價格的評估價，不因船型、船齡、承運船公司或箱量的特殊性等影響成交價格。運價包含海運費及海運相關附加費，附加費的構成有燃油附加費、緊急燃油附加費、幣值附加費、旺季附加費、戰爭附加費、港口擁擠附加費、運河附加費等。航線權重分為小於 5%、5% 至 10%、10% 至 15%、大於 15% 分別由不同數量的編委會成員單位提供運價信息。綜合指數根據航線加權平均法計算，即各航線當期平均運價除以基期平均運價，再乘以航線權重和基期指數後求和。

表 3-1 樣本時間週期

樣本	期間	單一樣本數	重大事件
全樣本	2020/9/15-2021/9/15	1010	由於疫情後，航運有別於過去的穩定，開始出現大量的波動情形。
子樣本一	2020/9/15-2021/3/23	510	蘇伊士運河長賜號擱淺事件前，疫情下使航運市場波動。
子樣本二	2021/3/24-2021/9/15	500	蘇伊士運河長賜號擱淺事件雙向暫停行駛後，使航運市場出現無法意料的運輸延遲。

第二節 研究方法

首先需檢驗資料是否具有平穩性質，因此使用單根檢定 ADF。如果資料在時間序列中是非平穩性質的，一般都會顯示出明顯的記憶性和波動持續性，會運用差分的方法消除此非平穩的性質，可將資料轉換為平穩的序列型態，Fuller (1976) 提出 Dickey-Fuller 單根檢定，說明若資料存在自我相關迴歸，而在一階自我迴歸的模型中，只適用於服從白噪音的假設，在對資料上有較多之侷限。後來 Said and Dickey (1984) 提出 Augmented Dickey-Fuller 檢定，針對 DF 檢定做出修正，改善迴歸方程式的殘差項通常會有高階序列相關的顯著自我相關，在模型中加入差分落後期數的調整，用來解決殘差項序列相關，以及不符合白噪音假設問題，以確保殘差項之間不存在序列相關。

GARCH-MIDAS 中條件變異數被乘以分解為短期和長期的分量，長期成分表示為可觀察解釋變量的函數，如此能夠研究各個指數間波動性，以及金融方面

或總體經濟的決定因素。在過去研究經驗中，我們考慮了每小時航運公司股價與每日各指數收益解釋性變量。假設使用每小時航運公司股價報酬率來定義， $r = 100 * \ln(P_{i,t}/P_{i-1,t})$ ，其中 $t = 1 \dots T$ 表示每日頻率， $i = 1 \dots N$ 表示天數，且假設報酬條件平均數是固定的，即

$$r_{i,t} = \mu + \varepsilon_{i,t}$$

$$\varepsilon_{i,t} = \sqrt{h_{i,t}\tau_t}Z_{i,t}$$

假設 $Z_{i,t}$ 為 i.i.d. 且平均數為 0、變異數為 1， $h_{i,t}$ 和 τ_t 分別為條件變異數的短期和長期部分。短期成分 $h_{i,t}$ 是每小時變化，遵循變異數 GARCH(1,1) 過程

$$h_{i,t} = (1 - \alpha - \beta) + \alpha \frac{\varepsilon_{i-1,t}^2}{\tau_t} + \beta h_{i-1,t}$$

其中 $\alpha > 0$ 、 $\beta \geq 0$ 、 $\alpha + \beta < 1$ 。長期分量按每日頻率變化，

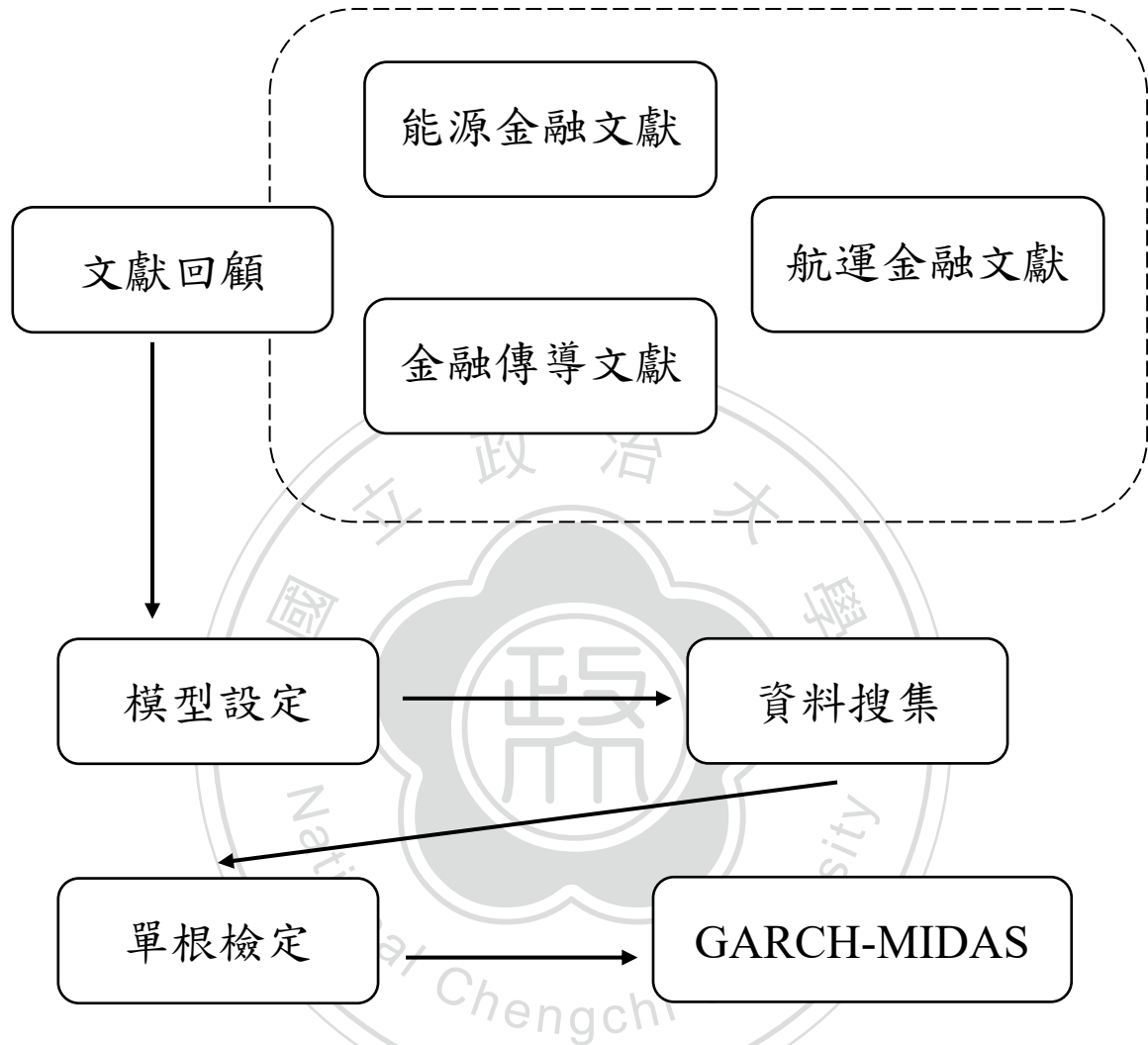
$$\tau_t = m + \sum_{k=1}^K \phi_k(\omega_1, \omega_2) X_{t-k}$$

其中 X 表示解釋變量， $\phi_k(\omega_1, \omega_2)$ 表示特定的加權方案

$$\phi_k(\omega_1, \omega_2) = \frac{\left(\frac{k}{K+1}\right)^{\omega_1-1} (1 - k/(K+1))^{\omega_2-1}}{\sum_{j=1}^K (j/(K+1))^{\omega_1-1} (1 - j/(K+1))^{\omega_2-1}}$$

權重 $\phi_k(\omega_1, \omega_2) \geq 0$ 、 $k = 1, \dots, K$ ，總和為 1。加上 $\omega_1 = 1$ 的限制，代表權重單調遞減的特性。依照 Conrad and Loch (2015) MIDAS 滯後，即選擇 $K = 12$ 作為每日的解釋變量。經驗結果表明估計權重在滯後 12 之前接近零的意義，這種選擇是適當的，而 Christian and Onno (2018) 運用 GARCH-MIDAS 模型多次的實證比對與研究不同滯後期的趨勢，結果說明滯後 $K = 12$ 與 $K = 66$ 在本篇的資料頻率上，對研究實證的結果並沒有顯著的差異，故我們選擇使用 $K = 66$ ，通過準最大似然估計 GARCH-MIDAS 模型。

第三節 實證流程



實證流程如圖所示，總結來說本篇主要將針對影響航運公司的變數因子判定流向，以及航運公司之間關係緊密程度，運用小時與日資料判段波動傳遞效果，這幾年疫情的影響以及航運市場發生重大的塞港意外事件，而過去航運市場代表性指標 BDI 的研究發現得出金融商品市場中顯著影響航運市場的商品變數，除了此指數外也希望透過不同市場，像匯率市場、原油市場、農產品市場等，尋找出影響航運公司的外溢效果。

第四節 研究假說與模型代號設定

過去研究中也有關注航運市場與其他不同市場的交互作用關係，但過去航運市場表現相對穩定，不同市場的外溢效果也相當有限，直到這兩年全球疫情的爆發，航運市場產生了不同於過去的變化，人們也開始關注航運公司的相關資訊。為了探討在疫情期間各家航運公司的蓬勃發展下，針對不同跨市場指數是否有波動外溢效果，我們使用 GARCH-MIDAS 模型來做研究，除了探討不同指標的波動外溢效果外，還能配合不同的頻率資料做出更準確的結果，加上航運市場也發生了許多的重大事件，使全球深深的被航運市場影響著，本研究想透過 GARCH-MIDAS 模型來探討在蘇伊士運河塞港事件下，跨市場指標對國際班輪運輸公司之波動外溢效果，本研究在此方面提出以下假說：

$H_{null\ 1}$ ：原油市場之西德州原油期貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 2}$ ：航運金融市場之波羅的海乾散貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 3}$ ：匯率市場之美元指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 4}$ ：原物料市場之標準普爾高盛商品指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 5}$ ：農產品市場之大豆期貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 6}$ ：航運金融市場之中國出口集裝箱運價指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null\ 7}$ ：航運金融市場之上海出口集裝箱運價指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

本研究總共有 11 家國際航運公司，分別針對不同國家之國際航運公司作出以上假說。

依據上述研究假說，設定 GARCH-MIDAS 模型，並定義跨市場傳導因子之變數代號如下：

表 3-2 跨市場航運金融傳導因子代碼

變數代號	變數	市場分類
WTI	西德州原油期貨 (West Texas Intermediate)	原油市場
BDI	波羅的海乾散貨指數 (Baltic Dry Index)	航運金融市場
DXY	美元指數 (US Dollar Index)	匯率市場
GSCI	標準普爾高盛商品指數 (S&P Goldman Sachs Commodity Index)	原物料市場
ZS	大豆期貨	農產品市場
CCFI	中國出口集裝箱運價指數 (China Containerized Freight Index)	航運金融市場
SCFI	上海出口集裝箱運價指數 (Shanghai Containerized Freight Index)	航運金融市場

第四章 實證結果

第一節 資料描述

本研究選取的航運金融傳導相關變數為西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數以及上海出口集裝箱運價指數，在本研究個別簡稱為 WTI、BDI、DXY、GSCI、ZS、CCFI、SCFI，其走勢如圖 4-1 至圖 4-7，資料來源為 Bloomberg 和 Investing.com 香港資料庫的收盤價格、股價指數，全資料樣本期間為 2020 年 9 月 15 日至 2021 年 9 月 15 日，總計有 1414 筆資料。本研究選取個別航運公司資料為馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、陽明海運、現代商船、中國遠洋海運集團、日本郵船株式會社、川崎汽船株式會社、大阪商船會社、萬海航運以及宏海箱運集團有限公司，個別簡稱為 Maersk、Evergreen、OOCL、YangMing、HMM、COSCO、Nippon、KLINE、OSK、WanHai、RCL，其走勢圖如下，資料來源為 Bloomberg 和 Investing.com 香港資料庫的每日中每小時股價，全資料樣本期間為 2020 年 9 月 15 日至 2021 年 9 月 15 日，總計有 11110 筆資料。以上所有變數與公司股價分別計算每日報酬率和每小時報酬率，先將資料取對數來做運算，當我們將變數取自然對數以後再做一階差分時，就會得到變數的成長率近似值。

報酬率計算公式如下：

$$R_{i,t} = \ln\left(\frac{P_{i,t}}{P_{i,t-1}}\right) * 100$$

在航運金融傳導變數中 $R_{i,t}$ 為第 t 期的日報酬率，而公司股價的 $R_{i,t}$ 為第 t 期的小時報酬率， $P_{i,t}$ 為第 t 期之收盤價格， $P_{i,t-1}$ 為第 $t-1$ 期之收盤價格，並將收盤價格轉換成報酬率後，進行單根檢定，檢定所有相關變數資料是否為定態，確定各項變數皆為定態的時間序列資料後，接續著才進行 GARCH-MIDAS 模型估計。

本研究將資料期間做出分割，分割的標準是以蘇伊士運河長賜號擱淺事件為標準，第一期間為全樣本資料時期，資料期間為 2020 年 9 月 15 日至 2021 年 9 月 15 日，第二分割期間為蘇伊士運河長賜號擱淺事件前時期，資料期間為 2021 年 9 月 15 日至 2021 年 3 月 23 日，400 公尺長的長榮海運貨櫃船長賜號於 2021 年 3 月 23 日在埃及蘇伊士運河擱淺，國際航運業刊物《勞合船舶日報》(Lloyd's List) 數據顯示，每天滯留貿易金額估計達 96 億美元，相當於每小時 4 億美元，每分鐘 670 萬美元。，大約 370 艘油輪、貨輪和其他船隻滯留運河兩端，包括至少 41 艘集裝箱貨輪和 24 艘油輪，由航運市場的突發事件衍生為全球性的金融事件，第三分割期間為蘇伊士運河長賜號擱淺事件雙向暫停行駛後，資料期間為 2021 年 03 月 24 日至 2021 年 9 月 15 日。



圖 4-1 西德州原油期貨走勢圖與報酬波動圖

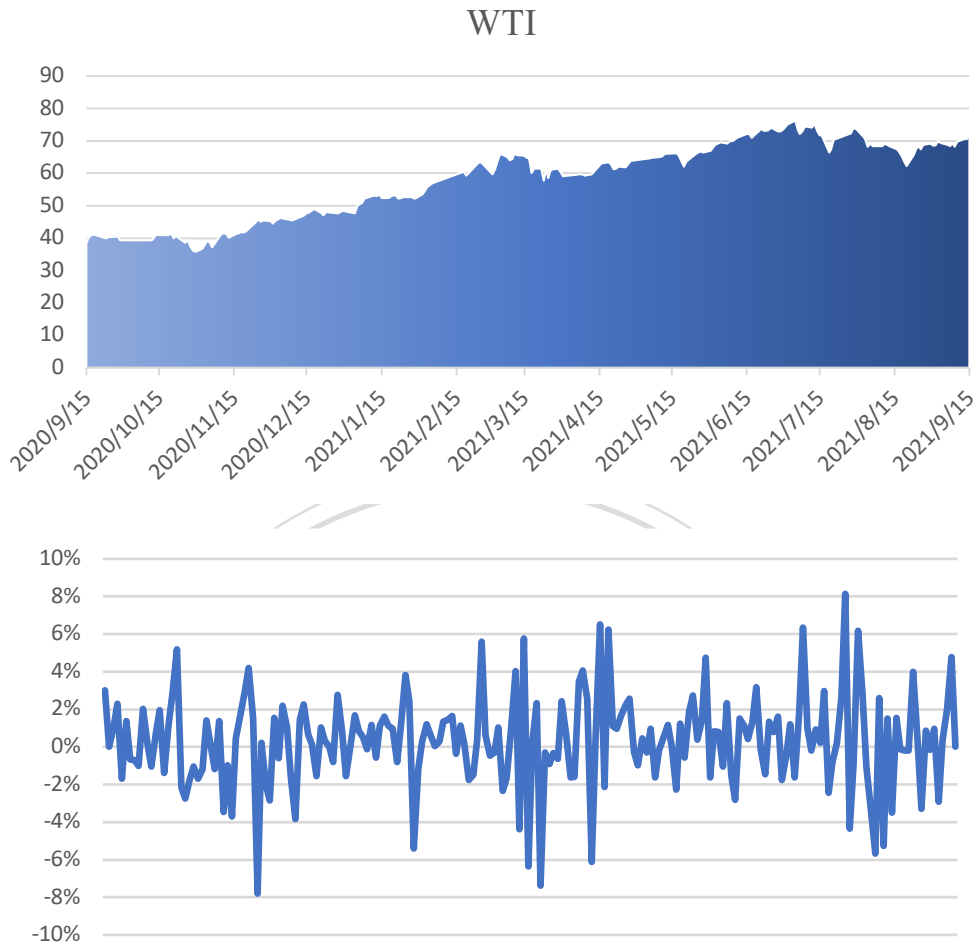
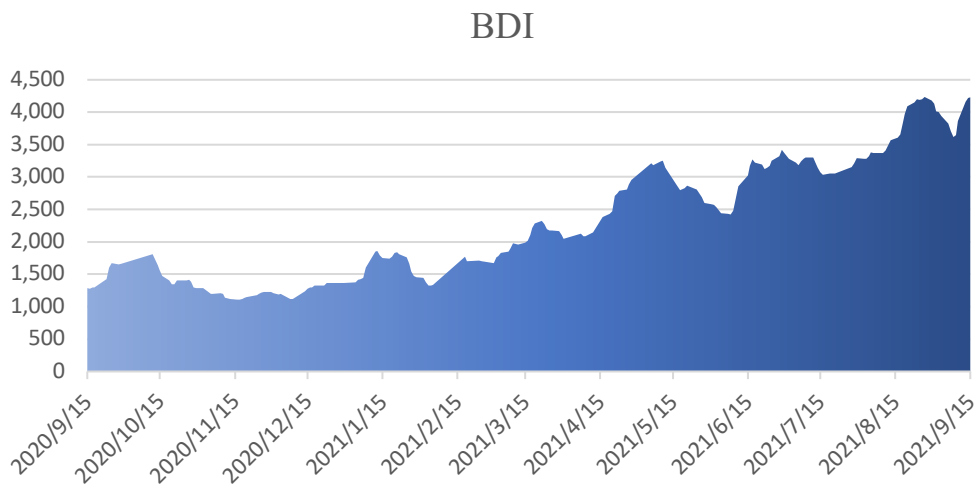


圖 4-2 波羅的海乾散貨指數走勢圖與報酬波動圖



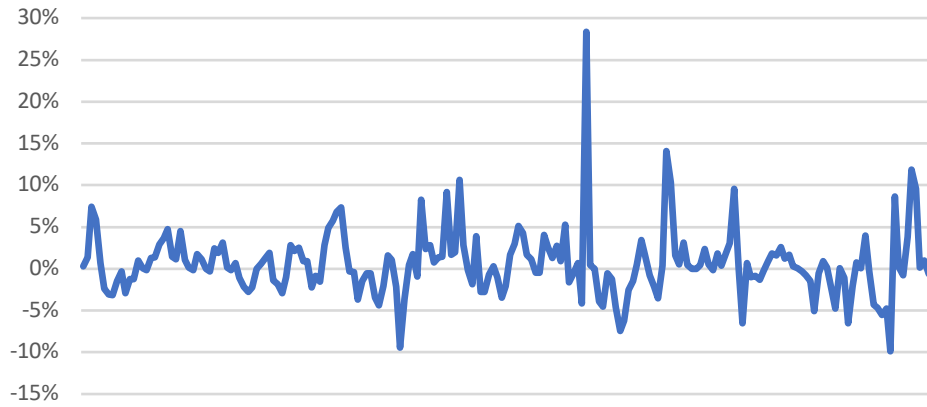


圖 4-3 美元指數走勢圖與報酬波動圖

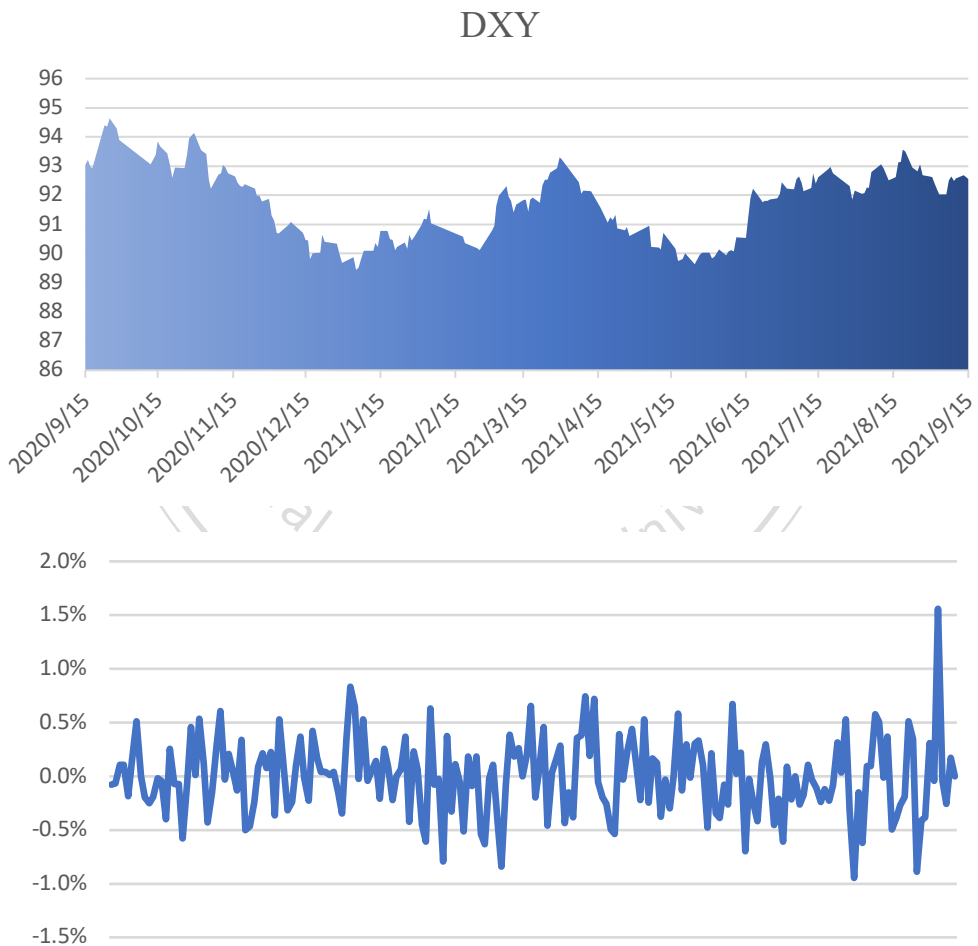


圖 4-4 標準普爾高盛商品指數走勢圖與報酬波動圖

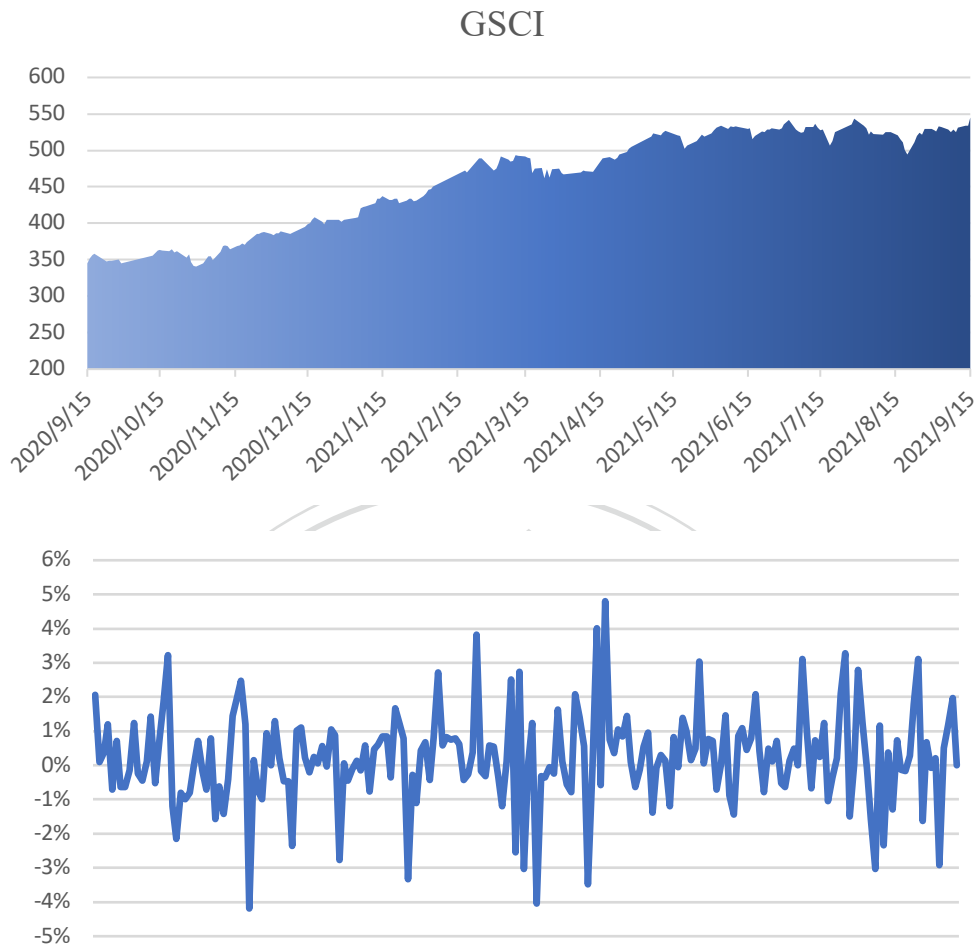
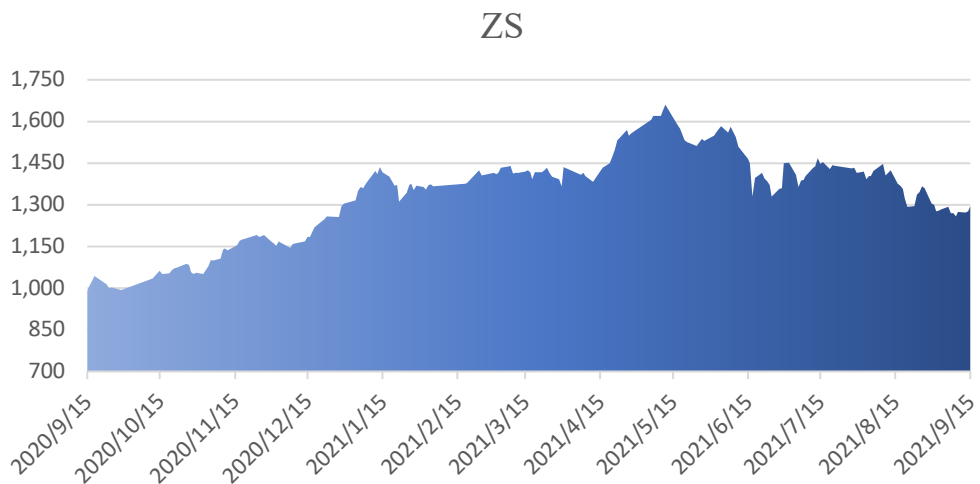


圖 4-5 大豆期貨走勢圖與報酬波動圖



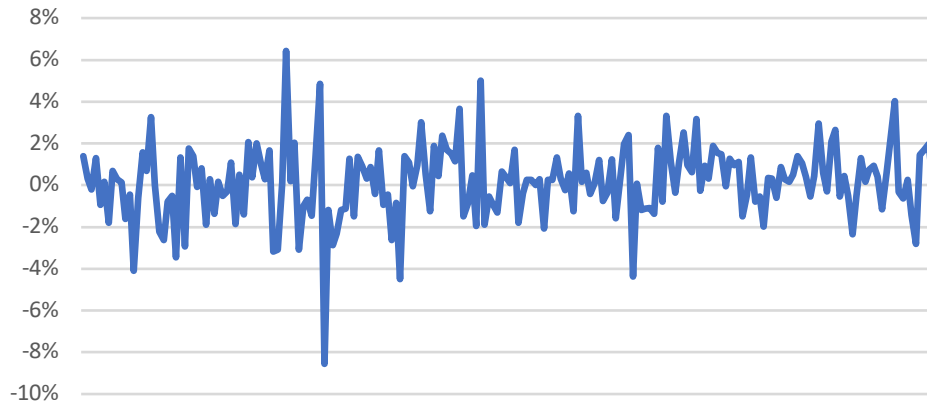


圖 4-6 中國出口集裝箱運價指數走勢圖與報酬波動圖

CCFI

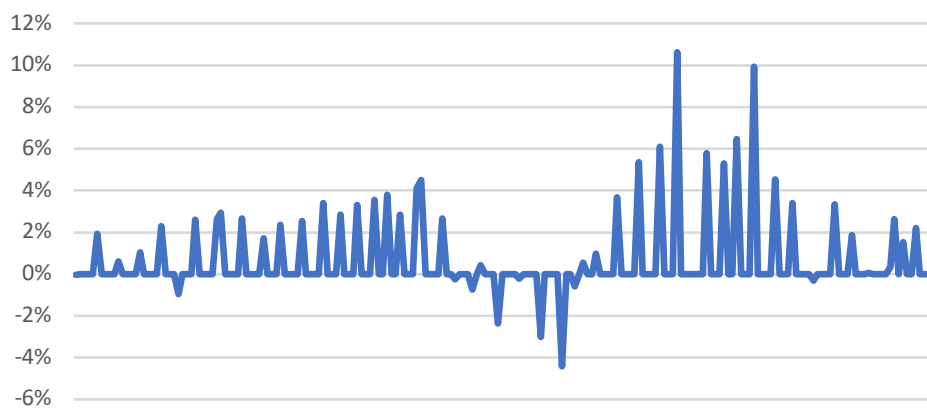
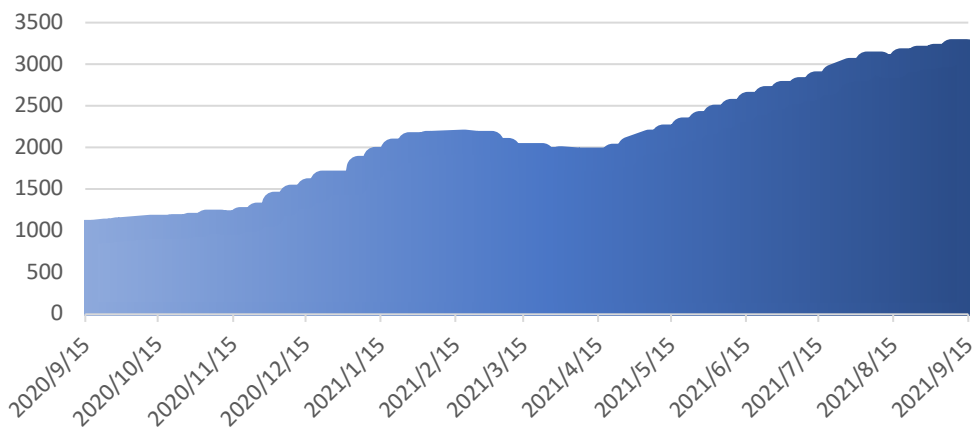


圖 4-7 上海出口集裝箱運價指數走勢圖與報酬波動圖

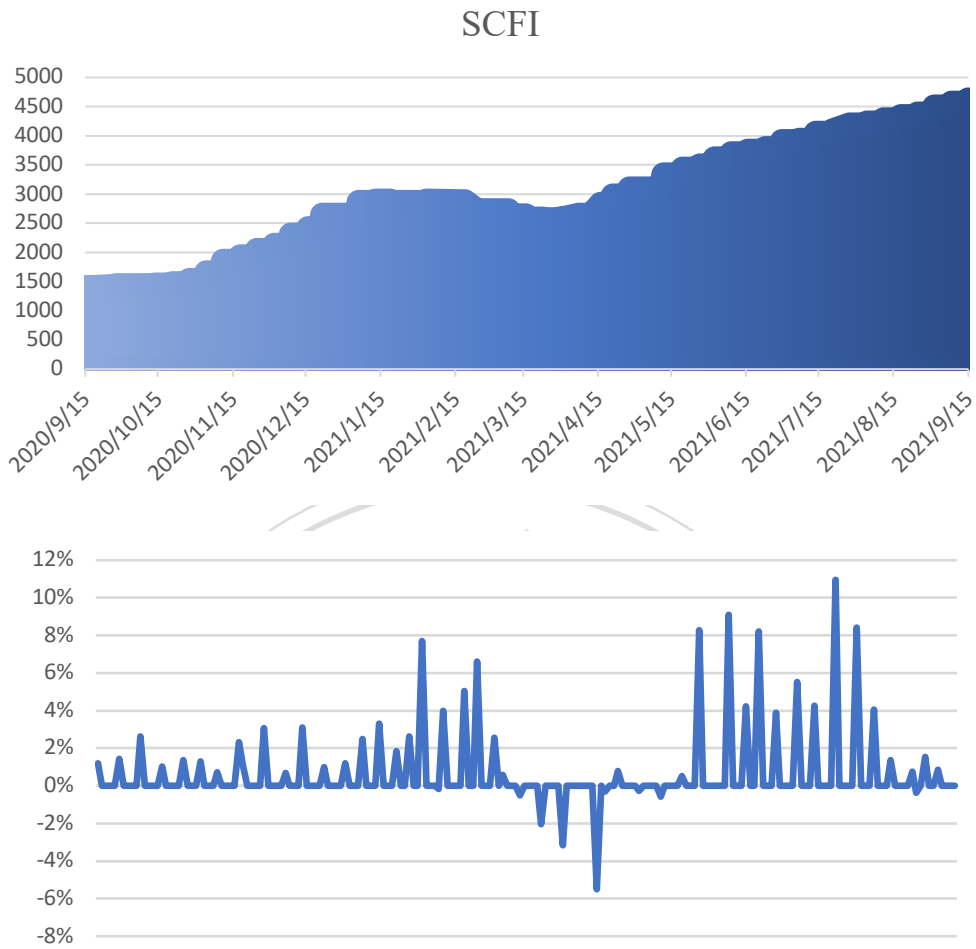
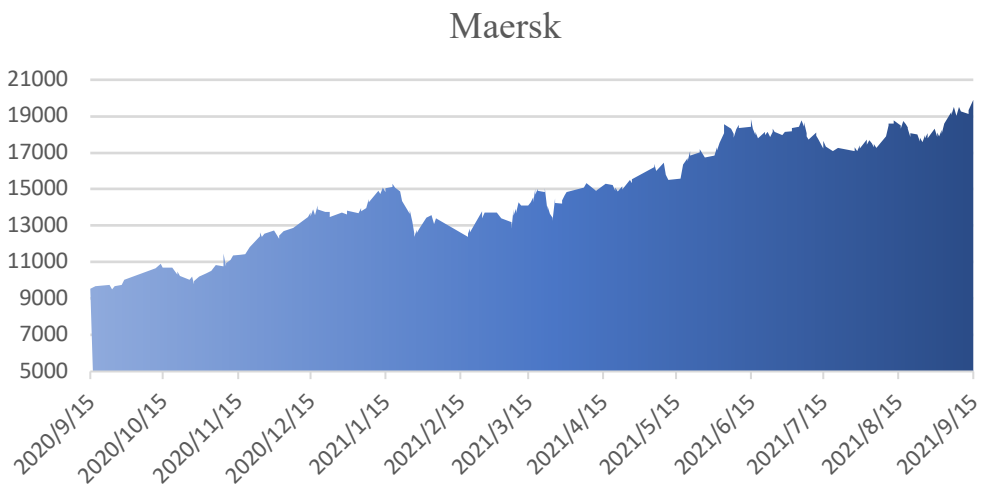


圖 4-8 馬士基集團股價走勢圖與報酬波動圖



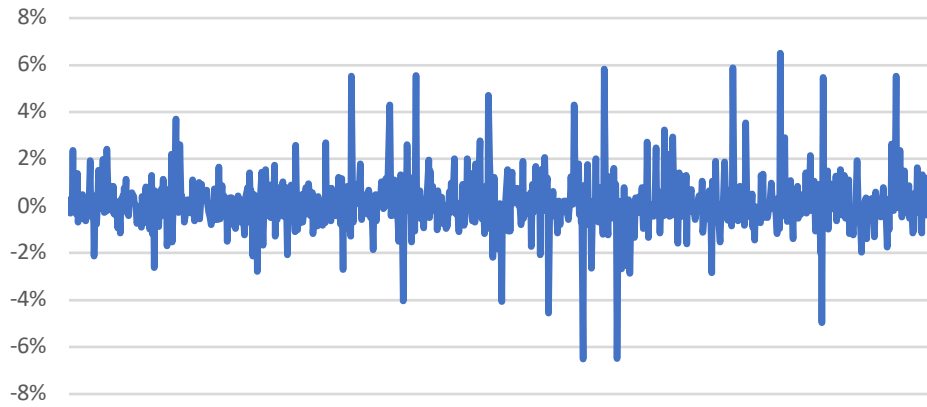


圖 4-9 長榮海運股價走勢圖與報酬波動圖

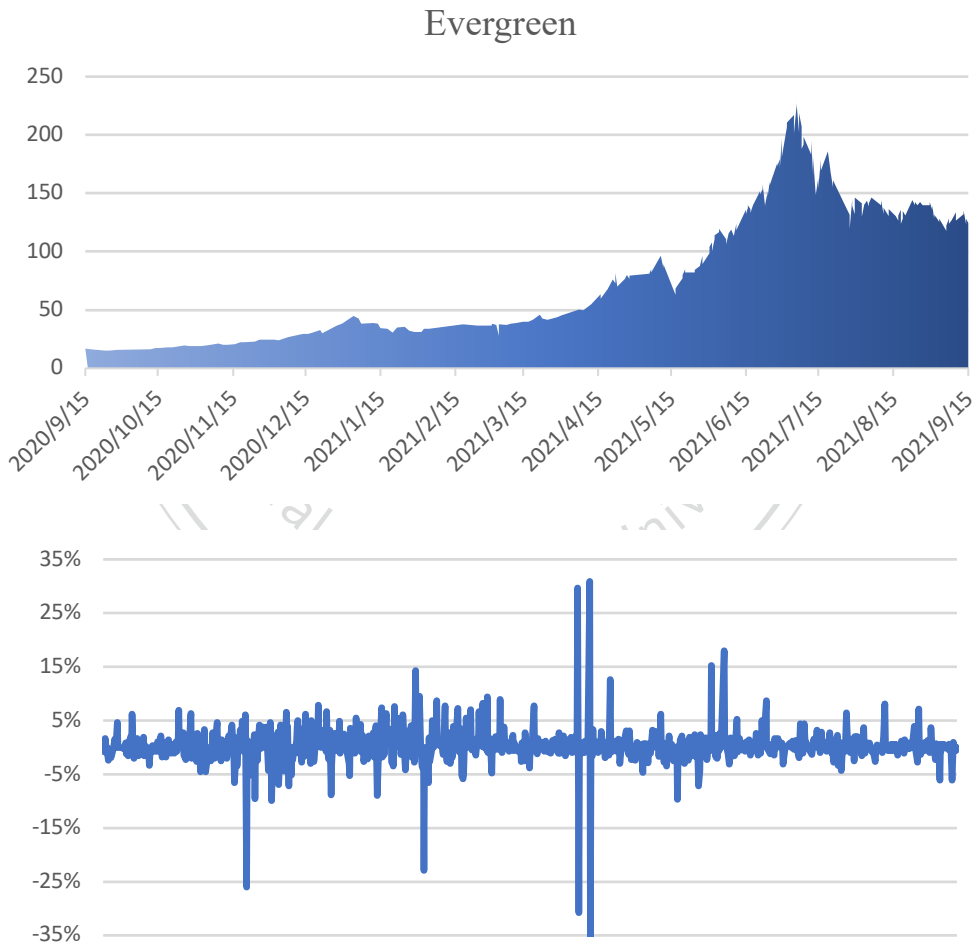


圖 4-10 東方海外貨櫃航運公司股價走勢圖與報酬波動圖

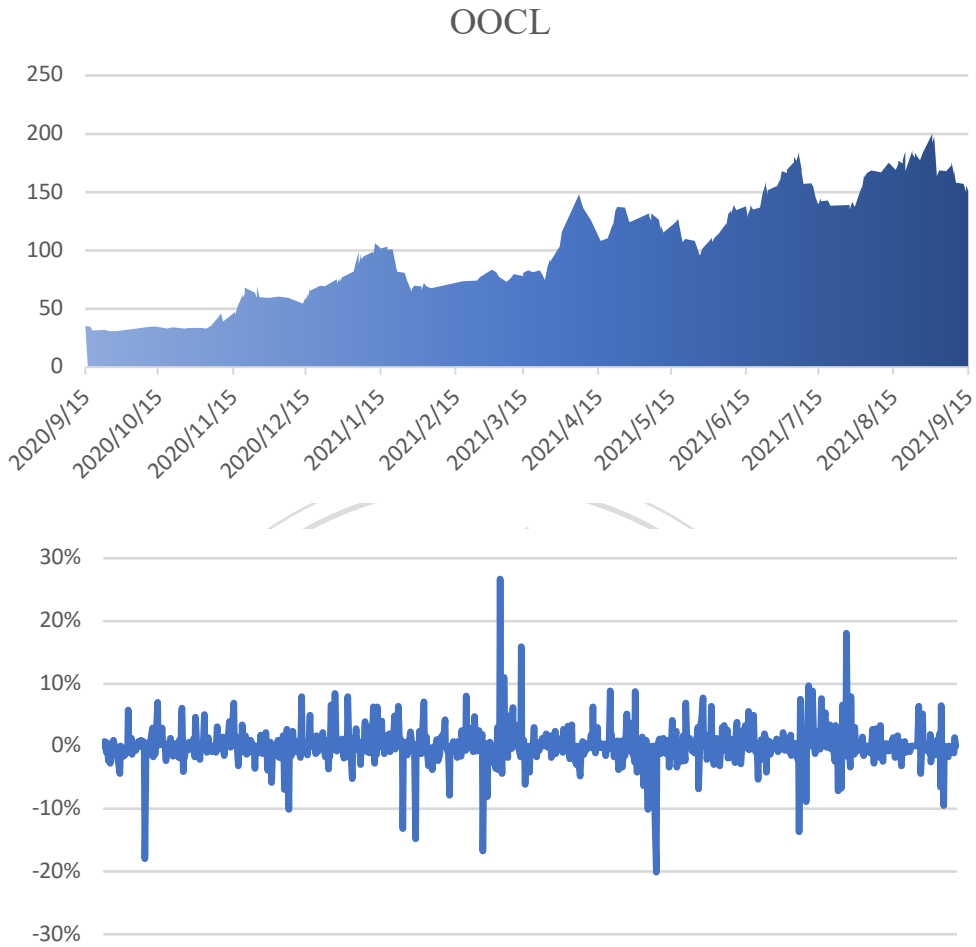
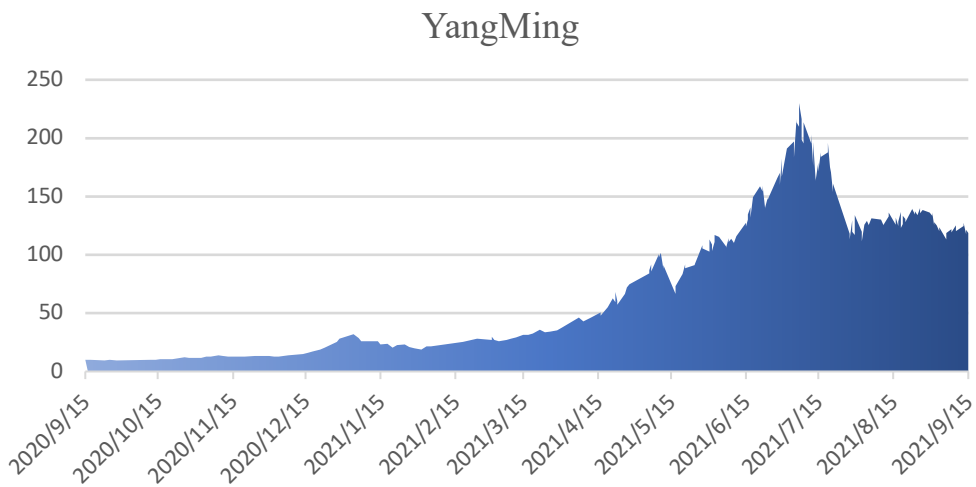


圖 4-11 陽明海運股價走勢圖與報酬波動圖



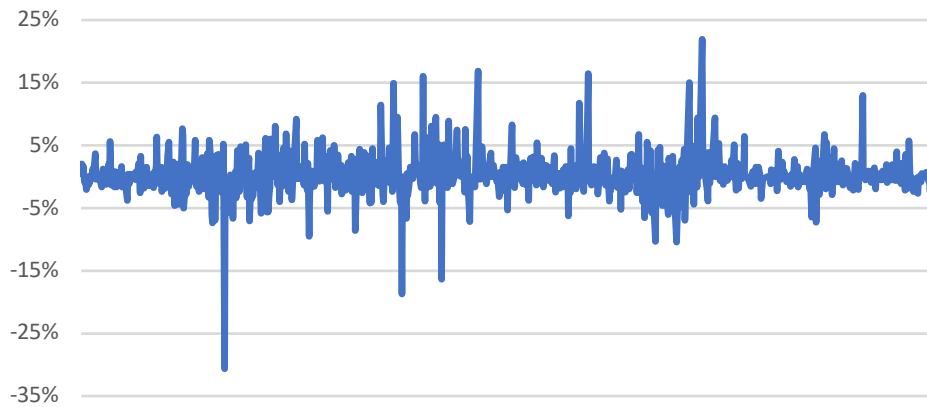


圖 4-12 現代商船股價走勢圖與報酬波動圖

HMM

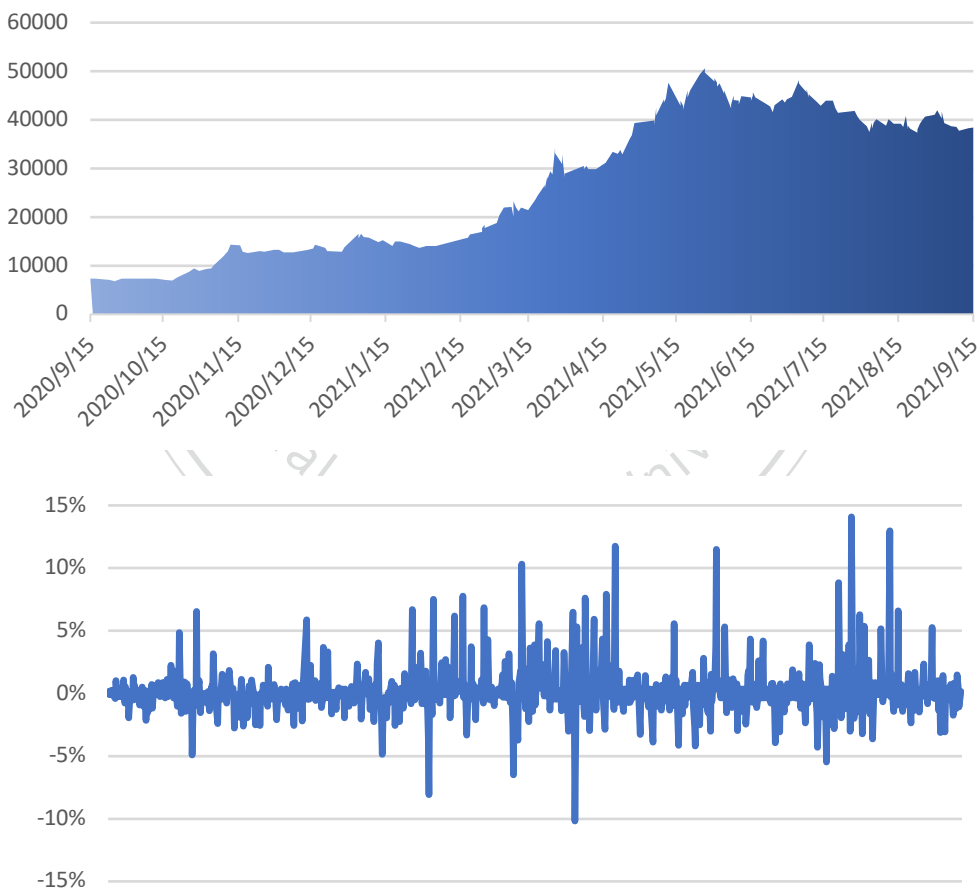


圖 4-13 中國遠洋海運集團股價走勢圖與報酬波動圖

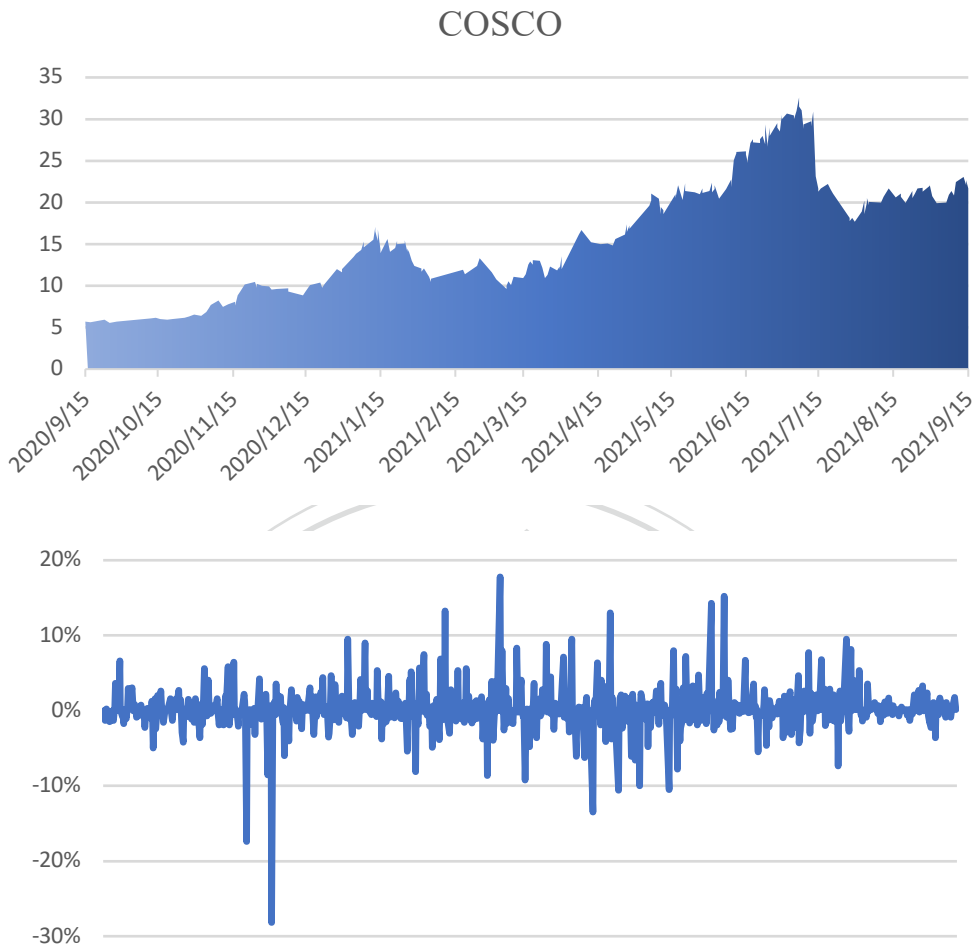
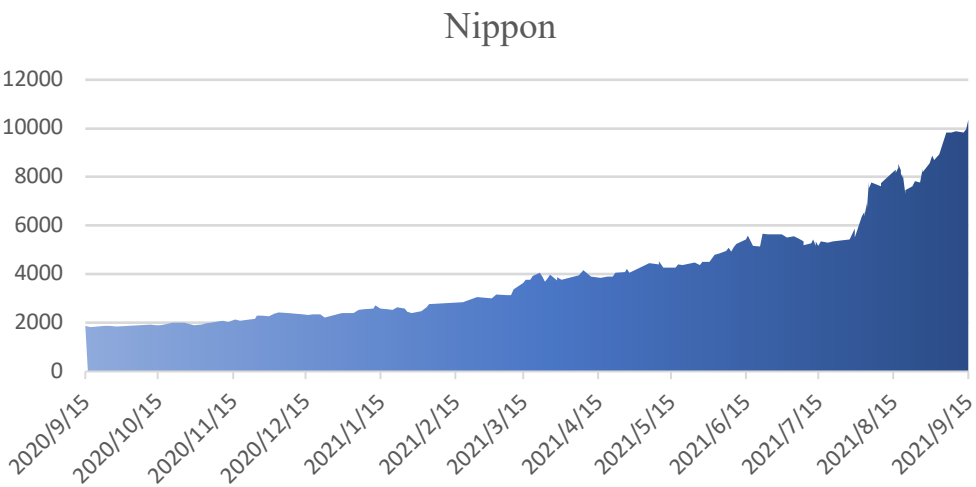


圖 4-14 日本郵船株式會社股價走勢圖與報酬波動圖



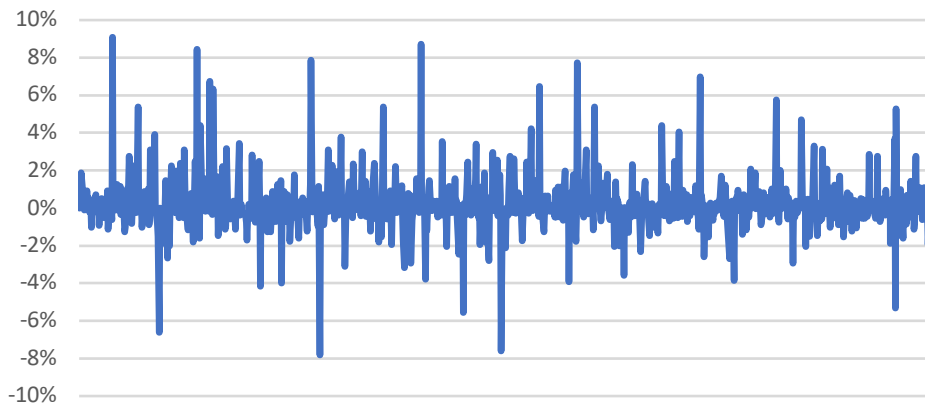


圖 4-15 川崎汽船株式會社股價走勢圖與報酬波動圖

KLINE

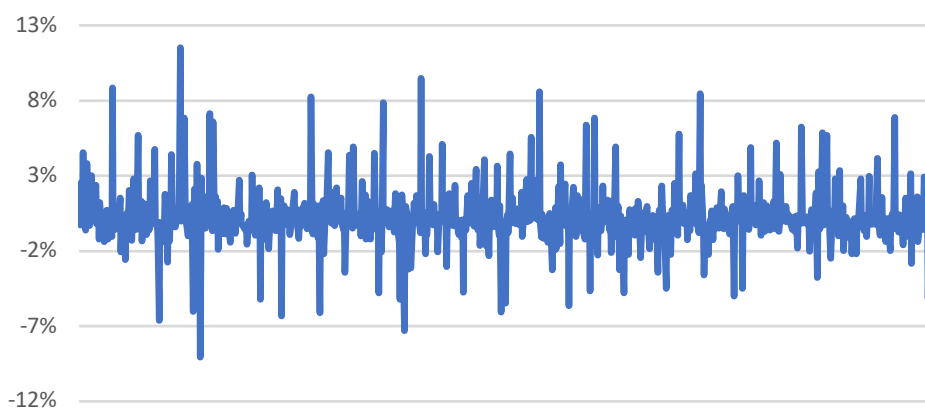
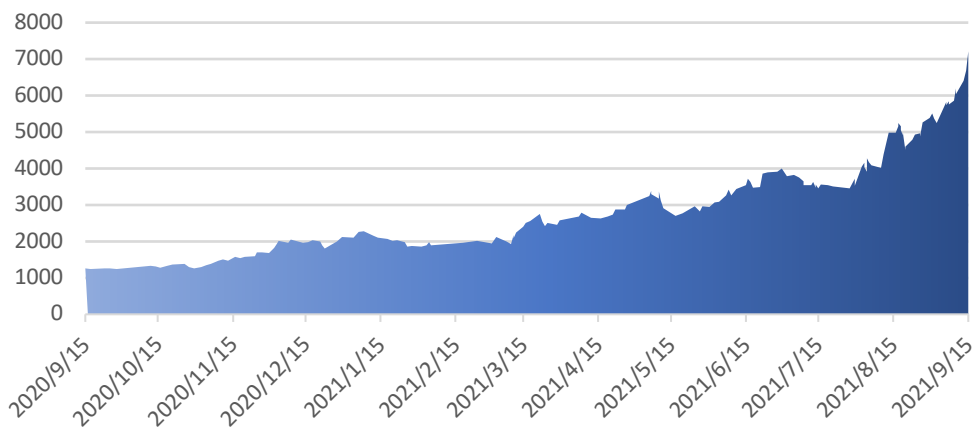


圖 4-16 大阪商船會社股價走勢圖與報酬波動圖

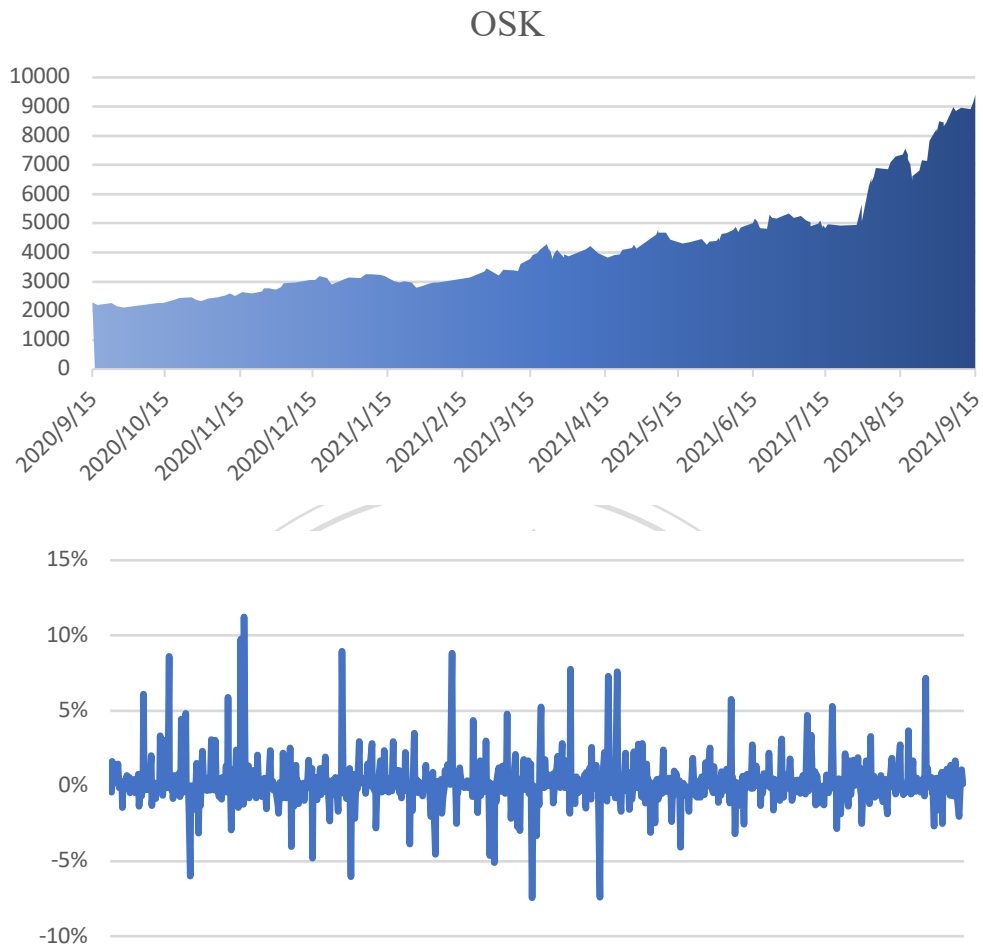
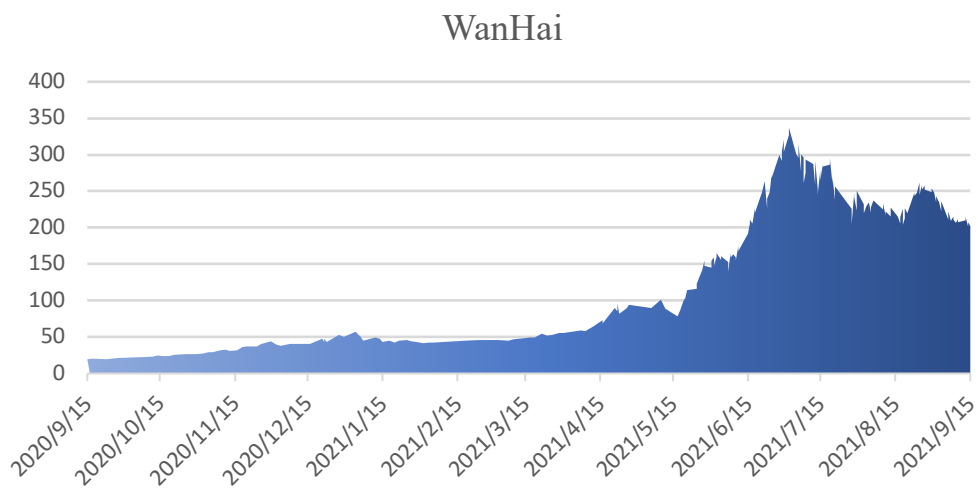


圖 4-17 萬海航運股價走勢圖與報酬波動圖



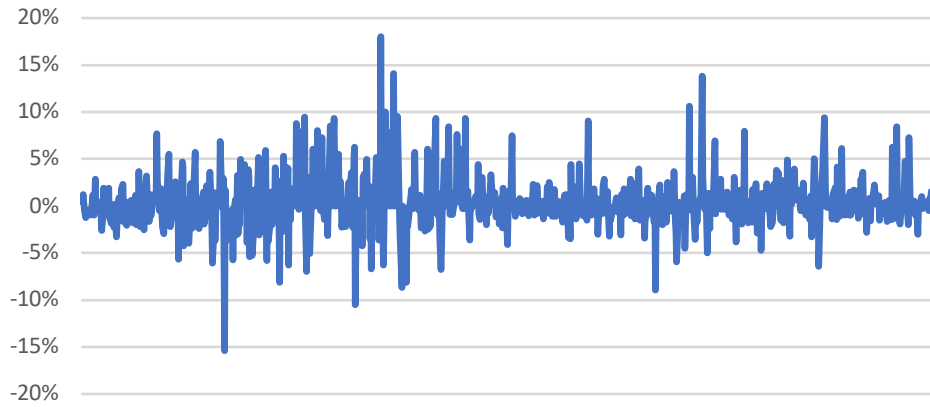
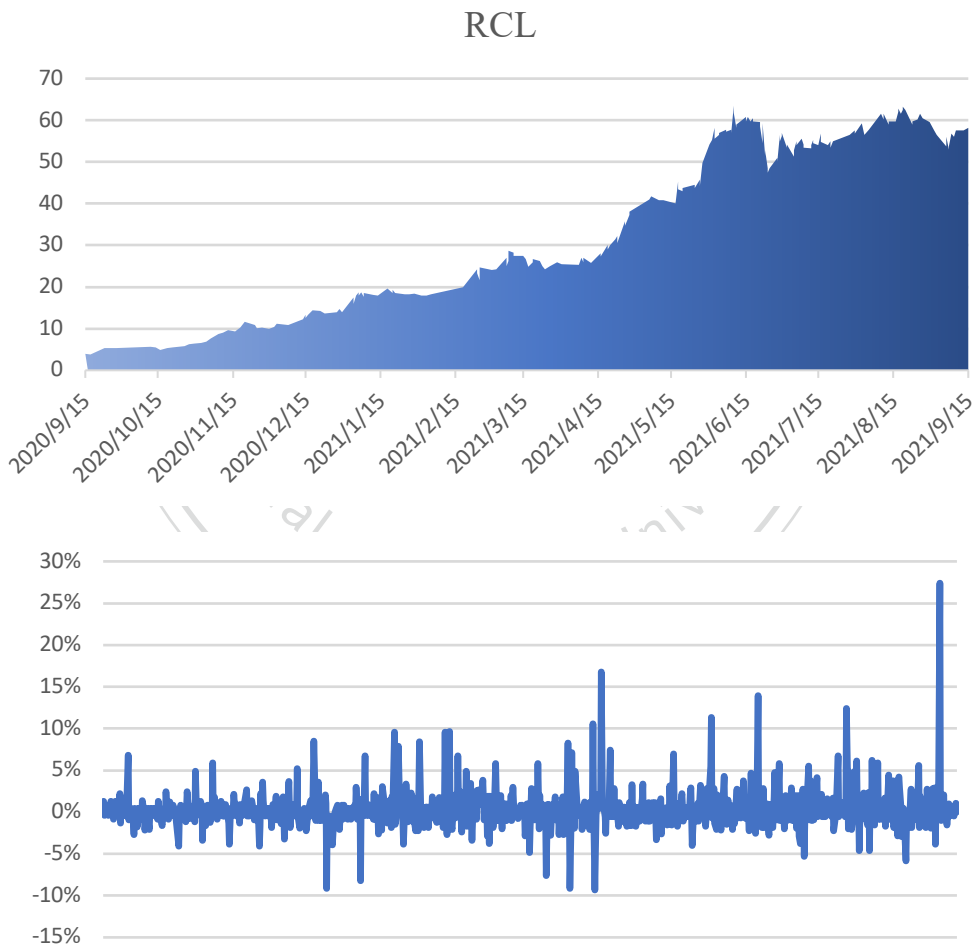


圖 4-18 宏海箱運集團有限公司股價走勢圖與報酬波動圖



第二節 敘述性統計

在實證分析前，先要觀察各個變數的敘述性統計，從中了解每個變數資料的特性及特點，關於航運金融傳導變數與航運公司的敘述性統計如下表，在平均報酬可以發現不論是航運金傳導變數還是航運公司股價，只有美元指數為負的報酬，而其他則皆為正的報酬。再來看到標準差資料，可以發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數報酬的波動最大，其值為 0.03981，西德州原油期貨報酬次之，其值為 0.02438，在航運公司中則是長榮海運股價報酬波動最大，其值為 0.03317，其次為陽明海運股價報酬，其值為 0.03056。

以峰態係數而言，若峰態係數大於 3，代表變數皆呈現高狹峰情況，從下表可發現所有航運公司的峰態係數皆大於 3，呈現高峽峰，而航運金融傳導變數中則是波羅的海乾散貨指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的峰態係數大於 3，呈現高峽峰。

在偏態係數方面，航運金融變數中波羅的海乾散貨指數、美元指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的偏態係數大於零，代表樣本呈右偏分配，即樣本多分佈在平均值的左側，而西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨的偏態係數則小於零，代表樣本呈左偏分配，亦即樣本多分佈在平均數右側；而航運公司中只有長榮海運、陽明海運與中國遠洋海運集團的偏態係數則小於零，呈現左偏分配，其餘皆大於零，呈現右偏分配。

表 4-1 樣本資料期間敘述統計

變數	樣本數	平均值	標準差	峰態係數	偏態係數	最小值	最大值
WTI	202	0.00317	0.02438	1.57197	-0.18363	-0.07803	0.08141
BDI	202	0.00589	0.03981	12.15186	2.06396	-0.09880	0.28355
DXY	202	-0.00003	0.00357	1.24930	0.30401	-0.00947	0.01559
GSCI	202	0.00226	0.01365	1.71643	-0.11825	-0.04189	0.04802
ZS	202	0.00132	0.01760	3.33995	-0.41703	-0.08554	0.06426
CCFI	202	0.00576	0.01712	11.23406	2.77461	-0.04415	0.10616
SCFI	202	0.00588	0.01884	11.21281	2.91806	-0.05503	0.10958
Maersk	1010	0.00073	0.01037	11.07090	-0.68853	-0.06509	0.06504
Evergreen	1010	0.00198	0.03317	40.97047	-0.93668	-0.35574	0.30891
OOCL	1010	0.00144	0.02694	21.76238	0.32652	-0.20089	0.26672
YangMing	1010	0.00246	0.03056	18.63994	-0.16966	-0.30631	0.21921
HMM	1010	0.00162	0.01780	14.63095	2.05680	-0.10178	0.14082
COSCO	1010	0.00134	0.02541	25.51402	-0.79517	-0.28166	0.17775
Nippon	1010	0.00170	0.01347	12.94903	1.30909	-0.07811	0.09083
KLINE	1010	0.00174	0.01701	9.29111	1.00009	-0.09053	0.11512
OSK	1010	0.00142	0.01417	15.53462	1.77027	-0.07439	0.11227
WanHai	1010	0.00233	0.02553	7.59727	0.93978	-0.15380	0.18017
RCL	1010	0.00269	0.02286	26.72494	2.90723	-0.09319	0.27392

第三節 單根檢定

接著要來檢視樣本資料是否定態，是否定態的結果會嚴重影響到之後的模型設計，本研究會先對航運金融傳導變數西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數、上海出口集裝箱運價指數以及馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、陽明海運、現代商船、中國遠洋海運集團、日本郵船株式會社、川崎汽船株式會社、大阪商船會社、萬海航運、宏海箱運集團有限公司不同航運公司股價，選取最適落後期數下進行 ADF 單根檢定：

$$ADF_{-t} = \frac{\hat{\delta}}{\sqrt{\text{var}(\hat{\delta})}}$$

若資料呈現非定態下，資料呈現會如同下式，在隨機漫步序列中加入一個飄移項 (Drift)：

$$y_t = \beta_0 + y_{t-1} + \varepsilon_t ; \text{A Time Series with Drift}$$

可以很明顯的看出，當飄移項為正，序列資料會有向上的趨勢，反之則是向下的趨勢。此外，我們將時間序列資料除了這些有可能出現的性質外，根據其資料特性像是期望值和相關係數等，可以將資料分為弱定態、嚴格定態與非定態等，若資料為非定態的情況會將每筆變數資料經由差分的運算，將時間序列資料轉換為定態序列資料，再進一步進行單根檢定。

下表是 ADF 單根檢定的結果，從表中來看，不論是無截距與時間趨勢項、含截距但無時間趨勢項、含截距與時間趨勢項，檢定統計量均小於 1% 的顯著水準下，表示在該顯著水準下各變數均拒絕序列中含有單根之虛無假設，說明了由表的數據可知 ADF 值在 1% 的顯著水準下，ADF 可以拒絕單根現象的存在，代表本研究中航運金融傳導變數與不同航運公司股價的資料皆已呈現定態序列，可以直接進行接下來的實證分析。

表 4-2 航運金融傳導變數之單根檢定

單根檢定/變數	WTI	BDI	DXY	GSCI	ZS	CCFI	SCFI
ADF	-4.3918***	-5.2129***	-4.9341***	-5.2874***	-5.2218***	-1.4589***	1.8661***

單根檢定為 t 值，*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設

表 4-3 國際航運公司股價報酬變數之單根檢定

單根檢定/變數	Maersk	Evergreen	OOCL	YangMing	HMM	COSCO
ADF	-8.8458***	-11.766***	-11.496***	-9.4928***	-7.9167***	-9.9246***
單根檢定/變數	Nippon	KLINE	OSK	WanHai	RCL	
ADF	-9.8798***	-9.8484***	-9.9272***	-9.9439***	-9.5545***	

單根檢定為 t 值，*** 表示在 1% 的顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設

第四節 GARCH-MIDAS 實證結果

本研究透過第二章文獻回顧，將探討在蘇伊士運河塞港事件下，跨市場指標對國際班輪運輸公司之波動外溢效果，將利用數據檢測以下假說：

$H_{null} 1$ ：原油市場之西德州原油期貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 2$ ：航運金融市場之波羅的海乾散貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 3$ ：匯率市場之美元指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 4$ ：原物料市場之標準普爾高盛商品指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 5$ ：農產品市場之大豆期貨指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 6$ ：航運金融市場之中國出口集裝箱運價指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

$H_{null} 7$ ：航運金融市場之上海出口集裝箱運價指數日報酬對國際航運公司小時股價報酬具有波動外溢效果

在本節中，我們分析了長短期不同國際航運公司股價波動性的決定因素，而我們可以通過 GARCH(1,1) 流程來描述短期的波動性。作為不同國際航運公司股價波動性潛在的驅動因素，我們考慮了原油市場、航運金融市場、匯率市場、原物料市場與農產品市場波動性的度量。

表 4-4 至表 4-14 依序為馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、陽明海運、現代商船、中國遠洋海運集團、日本郵船株式會社、川崎汽船株式會社、大阪商船會社、萬海航運以及宏海箱運集團有限公司不同國際航運公司實證結果在下表我們包括在蘇伊士運河塞港事件前後 θ 估計值顯著的解釋變量，在表中可以先發現 $\alpha + \beta \leq 1$ 這代表 α 和 β 的估計值是滿足變異數平穩性的條件，換句話說明了考慮長期波動有存在減少短期成分的持久性。表格報告了 GARCH-MIDAS 模型的估計結果，其中包括每日解釋變量 X 的 1 個 MIDAS 滯後年 $K=66$ 。表 4-15 至表 4-20 為各家國際航運公司波動外溢比較，可衡量蘇伊士運河塞港前後，各個航運金融傳導變數之波動外溢效果變化。

表 4-4 為馬士基集團 (Maersk) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現波羅的海乾散貨指數對馬士基集團股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而只有美元指數的日波動則對馬士基集團股價報酬存在負相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對馬士基集團股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，還發現波羅的海乾散貨指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的日波動對馬士基集團股

價報酬存在正相關的波動外溢效果，而西德州原油期貨的日波動則對馬士基集團股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-5 為長榮海運 (Evergreen) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、大豆期貨與上海出口集裝箱運價指數對長榮海運股價報酬有 α 波動趨勢的顯著效果，西德州原油期貨對長榮海運股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而美元指數與上海出口集裝箱運價指數的日波動則對長榮海運股價報酬存在負相關的波動外溢效果，西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨與中國出口集裝箱運價指數的日波動對長榮海運股價報酬存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨對長榮海運股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的日波動對長榮海運股價報酬存在正相關的波動外溢效果，而波羅的海乾散貨指數的日波動則對長榮海運股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-6 為東方海外貨櫃航運公司 (OOCL) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨對東方海外貨櫃航運公司股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而美元指數的日波動則對東方海外貨櫃航運公司股價報酬存在負相關的波動外溢效果，大豆期貨與上海出口集裝箱運價指數的日波動對東方海外貨櫃航運公司股價報酬存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中西德州原油期貨、美元指數與標準普爾高盛商品指數對東方海外貨櫃航運公司股價報酬波動產生趨勢即 α 有明顯的顯著效果，在西德州原油期貨、美元指數與標準普爾高盛商品指數對東方海外貨櫃航運公司股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨的日波動對東方海外貨櫃航運公司股價報酬存在正相關的

波動外溢效果，而西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數與中國出口集裝箱運價指數的日波動則對東方海外貨櫃航運公司股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-7 為陽明海運 (YangMing) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現美元指數對陽明海運股價報酬有 α 波動趨勢的顯著效果，西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對陽明海運股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的日波動則對陽明海運股價報酬存在負相關的波動外溢效果，美元指數的日波動對陽明海運股價報酬存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對陽明海運股價報酬波動產生趨勢即 α 有明顯的顯著效果，在波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨對陽明海運股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的日波動對陽明海運股價報酬存在正相關的波動外溢效果，而波羅的海乾散貨指數與美元指數的日波動則對陽明海運股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-8 為現代商船 (HMM) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對現代商船股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而西德州原油期貨與標準普爾高盛商品指數的日波動對現代商船股價報酬存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數的日波動對現代商船股價報酬存在正相關的波動外溢效果，而西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨的日波動則對現代商船股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-9 為中國遠洋海運集團 (COSCO) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對中國遠洋海運集團股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數與大豆期貨對中國遠洋海運集團股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現上海出口集裝箱運價指數的日波動對中國遠洋海運集團股價報酬存在正相關的波動外溢效果，而波羅的海乾散貨指數與美元指數的日波動則對中國遠洋海運集團股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-10 為日本郵船株式會社 (Nippon) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨與中國出口集裝箱運價指數對日本郵船株式會社股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中西德州原油期貨對日本郵船株式會社股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現大豆期貨的日波動則對日本郵船株式會社股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-11 為川崎汽船株式會社 (KLINE) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對川崎汽船株式會社股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數、美元指數、大豆期貨、中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數對川崎汽船株式會社股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現中國出口集裝箱運價指數的日波動對川崎汽船株式會社股價報酬存在正相關的波動外溢效果。

表 4-12 為大阪商船會社 (OSK) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現波羅的海乾散貨指數與大豆期貨對大阪商船會社股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而波羅的海乾散貨指數的日波動對大阪商船會社股價報酬

存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數與上海出口集裝箱運價指數對大阪商船會社股價報酬波動產生趨勢即 α 有明顯的顯著效果，我們還發現美元指數的日波動對大阪商船會社股價報酬存在負相關的波動外溢效果。

表 4-13 為萬海航運 (WanHai) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現大豆期貨與中國出口集裝箱運價指數對萬海航運股價報酬有 α 波動趨勢的顯著效果，西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數與上海出口集裝箱運價指數對萬海航運股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而波羅的海乾散貨指數與標準普爾高盛商品指數的日波動則對萬海航運股價報酬存在負相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中波羅的海乾散貨指數、美元指數與上海出口集裝箱運價指數對萬海航運股價報酬波動產生趨勢即 α 有明顯的顯著效果，在西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數、大豆期貨與上海出口集裝箱運價指數對萬海航運股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著效果，我們還發現西德州原油期貨、標準普爾高盛商品指數與中國出口集裝箱運價指數的日波動對萬海航運股價報酬存在正相關的波動外溢效果。

表 4-14 為宏海箱運集團有限公司 (RCL) 在蘇伊士運河塞港事件前後的實證結果，塞港前，可以發現西德州原油期貨、波羅的海乾散貨指數、美元指數、標準普爾高盛商品指數與大豆期貨對宏海箱運集團有限公司股價報酬有 β 短期叢聚的顯著效果，而大豆期貨的日波動則對宏海箱運集團有限公司股價報酬存在負相關的波動外溢效果，波羅的海乾散貨指數與標準普爾高盛商品指數的日波動對宏海箱運集團有限公司股價報酬存在正相關的波動外溢效果。塞港後，我們發現在航運金融傳導變數中上海出口集裝箱運價指數對宏海箱運集團有限公司股價報酬波動產生趨勢即 α 有明顯的顯著效果，在西德州原油期貨與美元指數對宏海箱運集團有限公司股價報酬呈現出短期叢聚之現象即 β 有明顯的顯著

效果，我們還發現波羅的海乾散貨指數的日波動對宏海箱運集團有限公司股價報酬存在正相關的波動外溢效果。

本研究主要是想探討跨市場之航運金融傳導變數的日波動性是否可以預測樣本外其他不同的國際航運公司股價，我們以每日的 RV 作為長期驅動因素，若當日跨市場航運金融傳導變數的 RV 增加一個標準差，則下一期不同國際航運公司股價波動率的長期組成部分將增加幾個百分比。

過去 Welch and Goyal (2008) ; Paye (2012) 的研究發現模型的不確定性和許多問題，指出 GARCH(1,1) 只運用單個總體變量來做出預測，是很難成功準確預測出報酬率和波動性，而我們發現具有跨市場航運金融傳導變數的模型估計值始終低於沒有基本變量的 GARCH-MIDAS 模型的參數估計值，這代表我們所選取的跨市場航運金融傳導變數是影響不同國際航運公司股價波動的潛在因素，這和過去 Beltratti and Morana (2006) 的研究觀點是相同的，說明總體經濟變量的因素會推動波動趨勢的產生。

表 4-4 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 馬士基集團

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	1.276 (1.754)	0.016* (0.008)	0 (1.361)				1584.104	-789.052
WTI	0.065 (0.055)	0.03 (0.049)	0 (0.464)	0.524* (0.273)	-0.007 (0.005)	16.77 (19.83)	1420.426	-691.926
BDI	0.058 (0.051)	0 (0.032)	0.842*** (0.194)	0.44* (0.234)	-0.001 (0.001)	4.531 (3.316)	1424.104	-693.765
DXY	0.052 (0.055)	0.027 (0.06)	0 (0.855)	0.971** (0.393)	-1.035** (0.468)	1.384 (0.946)	1409.976	-686.7
GSCI	0.072 (0.055)	0.019 (0.074)	0 (1.287)	0.656 (0.484)	-0.037 (0.045)	1 (2.253)	1419.301	-691.363
ZS	0.069 (0.053)	0.019 (0.114)	0 (2.153)	-0.117 (0.443)	0.04 (0.041)	1.549 (1.887)	1421.798	-692.612
CCFI	0.063 (0.052)	0.022 (0.095)	0 (1.544)	0.449 (0.371)	-0.005 (0.012)	23.81* (13.2)	1427.791	-695.608
SCFI	0.059 (0.062)	0 (0.058)	0.746 (1.592)	0.368 (0.51)	-0.002 (0.016)	12.54 (14.18)	1430.221	-696.823
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	0.826 (0.839)	0.026 (0.031)	0 (0.996)				1339.801	-666.901
WTI	0.052 (0.039)	0 (0.002)	0.006 (0.439)	0.12 (0.2)	-0.02*** (0.005)	45.77 (31.27)	1139.675	-551.618
BDI	0.055 (0.042)	0 (0.017)	0.901*** (0.266)	-0.736** (0.287)	0.009* (0.006)	1 (0.881)	1150.867	-557.215
DXY	0.05 (0.041)	0 (0.053)	0.905 (0.628)	-1.395 (0.882)	2.037 (1.334)	1 (1.122)	1147.842	-555.702
GSCI	0.059 (0.065)	0 (0.033)	0.631 (0.591)	0.211 (0.426)	-0.064 (0.047)	19.44 (147.9)	1149.995	-556.778
ZS	0.064 (0.046)	0 (0.021)	0.858* (0.509)	-0.139 (0.242)	-0.003 (0.006)	3.158 (2.814)	1172.962	-568.262
CCFI	0.067 (0.041)	0 (0.011)	0.912*** (0.169)	-1.412*** (0.483)	0.058** (0.026)	2.631 (2.033)	1150.596	-557.079
SCFI	0.066 (0.042)	0 (0.003)	0.919*** (0.088)	-1.025*** (0.288)	0.039** (0.017)	1 (1.777)	1149.061	-556.311

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-5 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 長榮海運

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	198.1*** (18.08)	0.087*** (0.018)	0 (0.091)				3950.476	-1972.238
WTI	1.206*** (0.295)	0.158** (0.062)	0.842*** (0.042)	-5.377 (4.389)	0.077*** (0.013)	76.79*** (28.16)	2611.293	-1287.359
BDI	0.334*** (0.119)	0.113* (0.066)	0 (0.004)	1.23*** (0.352)	0.009*** (0.002)	6.321*** (1.888)	2314.414	-1138.919
DXY	-0.373** (0.166)	0.71*** (0.235)	0.238 (0.273)	12.97*** (3.832)	-9.825** (4.97)	1* (0.567)	3123.925	-1543.675
GSCI	0.305** (0.122)	0.118 (0.079)	0 (0.004)	0.937*** (0.325)	0.151*** (0.026)	224.8* (119.8)	2378.761	-1171.093
ZS	0.359* (0.189)	0.166** (0.069)	0 (0.004)	-0.688 (0.95)	0.457*** (0.068)	1.002*** (0.373)	3006.894	-1485.16
CCFI	0.431** (0.219)	0.523 (0.468)	0 (0.01)	-12.09*** (2.548)	1.044*** (0.2)	9.217*** (0.489)	2999.822	-1481.623
SCFI	0.215 (0.171)	0.162** (0.073)	0 (0.004)	7.48*** (1.271)	-0.136*** (0.027)	4.73*** (0.5680)	2875.85	-1419.638
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	8.89*** (1.394)	0.178*** (0.025)	0 (0.126)				2546.938	-1270.469
WTI	0.065 (0.134)	0 (0.007)	0.994*** (0.008)	0.538 (0.385)	0.017** (0.008)	26.85 (24.69)	2206.448	-1085.005
BDI	0.069 (0.132)	0 (0.003)	0.993*** (0.004)	1.534*** (0.299)	-0.009*** (0.004)	3.643** (1.591)	2230.484	-1097.023
DXY	0.069 (0.193)	0.035 (0.048)	0.965*** (0.028)	0.567 (1.929)	0.331 (0.633)	4.967 (3.478)	2250.83	-1107.197
GSCI	0.069 (0.131)	0 (0.005)	0.995*** (0.006)	0.342 (0.346)	0.055** (0.026)	39.02 (31.77)	2207.816	-1085.689
ZS	0.037 (0.149)	0.029 (0.024)	0.969*** (0.016)	1.112 (0.977)	-0.011 (0.018)	2.293* (1.202)	2247.777	-1105.669
CCFI	-0.052 (0.139)	0.005 (0.008)	0 (0.142)	-0.224 (0.516)	0.128*** (0.029)	539.02*** (92.49)	2229.215	-1096.388
SCFI	0.071 (0.142)	0.008 (0.009)	0 (0.142)	1.361** (0.557)	0.053** (0.027)	524.9*** (61.21)	2252.497	-1108.03

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-6 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 東方海外貨櫃航運公司

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	6.484 (28.93)	0.004 (0.01)	0 (4.457)				2405.322	-1199.661
WTI	0.159 (0.116)	0 (0.007)	0.998*** (0.008)	0.331 (0.559)	0.001 (0.007)	1.098 (0.684)	2131.816	-1047.62
BDI	0.243** (0.112)	0 (0.128)	0.816*** (0.308)	2.044*** (0.215)	-0.002 (0.001)	16.29 (34.44)	2147.082	-1055.233
DXY	0.179* (0.102)	0 (0.009)	0.994*** (0.01)	2.029*** (0.774)	-1.751*** (0.656)	1.132*** (0.395)	2107.063	-1035.244
GSCI	0.157 (0.113)	0 (0.012)	0.997*** (0.012)	0.697 (0.531)	-0.026 (0.019)	11.76 (12.38)	2120.221	-1041.823
ZS	0.198* (0.113)	0.063 (0.061)	0.714*** (0.142)	1.079*** (0.391)	0.084** (0.039)	2.396 (1.606)	2134.598	-1049.012
CCFI	0.172 (0.113)	0 (0.068)	0 (0.862)	1.465*** (0.417)	0.014 (0.011)	4.526* (2.386)	2132.624	-1048.024
SCFI	0.146 (0.119)	0 (0.078)	0 (1.006)	1.212*** (0.39)	0.022** (0.011)	10.31 (18.48)	2124.592	-1044.008
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	195.8*** (18.53)	0.085*** (0.017)	0 (0.09)				3862.792	-1928.396
WTI	1.569*** (0.215)	0.757*** (0.054)	0.23*** (0.053)	13.14*** (3.382)	-0.318*** (0.083)	1*** (0.271)	2795.681	-1379.622
BDI	-0.032 (0.352)	0.858 (0.523)	0 (0.003)	8.164** (3.953)	-0.043*** (0.013)	2.339*** (0.156)	3113.835	-1538.698
DXY	-8.653* (4.526)	0.691*** (0.073)	0.309* (0.167)	-11.06*** (1.449)	11.7*** (2.123)	5.873*** (0.201)	3719.03	-1841.296
GSCI	-3.603*** (0.816)	0.139*** (0.017)	0.861*** (0.031)	-8.41*** (1.907)	0.528*** (0.118)	13.95*** (3.563)	3517.775	-1740.668
ZS	0.178 (0.117)	0.057 (0.042)	0 (0.005)	0.455 (0.279)	0.096*** (0.018)	192.3 (344.5)	2361.026	-1162.294
CCFI	0.129 (0.211)	0.125 (0.079)	0 (0.005)	10.93*** (2.847)	-0.33*** (0.11)	6.321*** (0.628)	3199.954	-1581.758
SCFI	0.055 (12.73)	0.331 (185.5)	0 (1.342)	8.008 (266.6)	-0.169 (0.98)	1 (90.37)	3199.462	-1581.512

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-7 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 陽明海運

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	6.204	0	0.065				2437.129	-1215.565
WTI	0.257* (0.133)	0 (0.017)	1*** (0.018)	0.513 (0.716)	-0.014*** (0.005)	2.701** (1.112)	2164.538	-1063.982
BDI	0.297* (0.179)	0.027 (0.077)	0.973*** (0.119)	0.655 (5.839)	-0.003 (0.003)	1 (1.486)	2209.695	-1086.56
DXY	0.25* (0.141)	0.021* (0.011)	0.979*** (0.015)	-1.118 (1.106)	1.721** (0.709)	587.7*** (92.62)	2158.856	-1061.141
GSCI	0.278 (0.184)	0 (0.029)	1*** (0.029)	0.523 (0.855)	-0.048*** (0.015)	2.801* (1.551)	2171.603	-1067.514
ZS	0.265** (0.116)	0.047 (0.031)	0.895*** (0.034)	1.672** (0.714)	0.032 (0.063)	1.076** (0.448)	2193.404	-1078.415
CCFI	0.226* (0.117)	0 (0.006)	0.995*** (0.008)	2.052*** (0.666)	-0.045*** (0.011)	13.77 (10.88)	2135.265	-1049.345
SCFI	0.176 (0.112)	0 (0.008)	0.991*** (0.013)	3.007** (1.409)	-0.065*** (0.023)	1 (1.758)	2117.936	-1040.681
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	25.11*** (3.595)	0.088*** (0.016)	0 (0.136)				2936.936	-1465.468
WTI	-0.039 (1.592)	0.064 (0.586)	0.936 (0.618)	-0.478 (138.7)	0.048 (0.678)	8.975 (31.86)	2678.867	-1321.214
BDI	0.029 (0.186)	0.065*** (0.002)	0.935*** (0.002)	6.255** (2.474)	-0.065*** (0.023)	1.178*** (0.259)	2499.115	-1231.338
DXY	-0.036 (0.128)	0.046*** (0.017)	0.954*** (0.015)	6.038*** (0.647)	-7.434*** (1.809)	1.235*** (0.213)	2520.117	-1241.839
GSCI	0.037 (0.672)	0.068*** (0.017)	0.932*** (0.096)	-0.762 (10.19)	0.134 (0.081)	5.373* (3.042)	2711.65	-1337.606
ZS	0.193 (0.193)	0.046 (0.039)	0.671*** (0.223)	1.387*** (0.431)	0.062*** (0.015)	1* (0.59)	2493.042	-1228.302
CCFI	-0.037 (0.169)	0.086* (0.048)	0 (0.053)	1.698 (1.539)	0.077** (0.057)	16.54*** (3.166)	2625.202	-1294.382
SCFI	0.038 (0.179)	0.092* (0.052)	0 (0.049)	2.585*** (0.952)	0.034** (0.029)	21.41*** (7.52)	2630.045	-1296.803

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-8 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 現代商船

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	3.658	0	6.306				2172.221	-1083.11
WTI	0.281*** (0.101)	0 (0.011)	0 (0.479)	0.99*** (0.345)	0.012* (0.006)	4.661*** (1.206)	1932.044	-947.734
BDI	0.259*** (0.099)	0 (0.014)	0.98*** (0.022)	0.961* (0.545)	0.002 (0.002)	1.675*** (0.488)	1930.407	-946.916
DXY	0.209 (0.502)	0 (0.116)	0.999*** (0.132)	-1.366 (14.21)	2.039 (10.52)	6.087 (149.1)	1884.897	-924.161
GSCI	0.235** (0.109)	0 (0.036)	0.979*** (0.032)	0.707* (0.425)	0.048** (0.02)	3.369** (1.656)	1921.907	-942.666
ZS	0.253 (0.263)	0 (0.023)	0.974*** (0.032)	1.561 (2.945)	-0.029 (0.279)	8.243 (322.3)	1942.389	-952.907
CCFI	0.274 (0.168)	0 (0.029)	0.982*** (0.039)	1.586*** (0.554)	-0.013 (0.018)	1 (14.01)	1939.878	-951.652
SCFI	0.276** (0.129)	0 (0.022)	0.981*** (0.025)	1.547*** (0.274)	-0.011 (0.009)	1 (1.047)	1940.322	-951.873
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	3.929*** (0.775)	0.079*** (0.016)	0 (0.178)				2053.494	-1023.747
WTI	0.013 (0.106)	0.071 (0.199)	0 (2.803)	1.901*** (0.727)	-0.038* (0.019)	1.939*** (0.548)	1729.049	-846.306
BDI	-0.029 (0.069)	0.065 (0.185)	0 (2.747)	-0.019 (0.276)	0.019** (0.008)	16.52*** (4.575)	1664.132	-813.847
DXY	0.111 (0.131)	0.075 (0.227)	0 (4.035)	1.858 (1.33)	-1.238 (1.954)	1.036* (0.545)	1767.88	-865.721
GSCI	0.04 (0.331)	0.072 (0.673)	0 (11.18)	2.124** (0.902)	-0.134* (0.08)	1.786*** (0.361)	1726.16	-844.861
ZS	0.053 (0.076)	0.07 (0.352)	0 (5.286)	1.662*** (0.612)	-0.026* (0.013)	4.347 (3.832)	1733.186	-848.374
CCFI	0.109 (0.119)	0.075 (0.155)	0 (2.908)	2.082* (1.198)	-0.046 (0.049)	1 (1.425)	1759.94	-861.751
SCFI	0.078 (0.116)	0.079 (0.224)	0 (3.064)	1.059 (1.007)	0.009 (0.037)	418.2 (266.8)	1781.624	-872.593

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-9 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 中國遠洋海運集團

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	5.317	0	0.055				2357.239	-1175.62
WTI	0.214 (0.13)	0 (0.019)	1*** (0.019)	0.439 (1.212)	-0.007 (0.005)	2.991* (1.56)	2140.392	-1051.908
BDI	0.474** (0.188)	0 (0.013)	1*** (0.013)	-0.022 (0.556)	0.001 (0.001)	6.069 (10.74)	2134.491	-1048.958
DXY	0.156 (0.119)	0 (0.014)	1*** (0.014)	0.118 (0.749)	0.098 (0.489)	45.71 (80.67)	2134.556	-1048.991
GSCI	0.155 (0.124)	0 (0.013)	1*** (0.014)	0.211 (0.821)	-0.004 (0.008)	3.206 (3.029)	2137.058	-1050.242
ZS	0.204* (0.113)	0 (0.049)	0 (0.94)	1.555*** (0.266)	0.034 (0.022)	465.5** (198.5)	2126.751	-1045.088
CCFI	0.189* (0.114)	0 (0.011)	1*** (0.014)	0.591 (1.466)	-0.018 (0.022)	27.61* (14.12)	2112.41	-1037.918
SCFI	0.323** (0.137)	0 (0.012)	1*** (0.014)	0.515 (1.094)	-0.015 (0.017)	2.525 (2.277)	2119.455	-1041.44
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	6.323	0	0.057				2396.428	-1195.214
WTI	0.068 (0.156)	0 (0.009)	0.996*** (0.008)	0.221 (0.67)	0.012 (0.013)	6.028** (2.983)	2055.408	-1009.485
BDI	0.091 (0.093)	0 (0.004)	0.994*** (0.006)	1.37** (0.605)	-0.013* (0.007)	1 (0.989)	2020.392	-991.977
DXY	0.114 (0.089)	0 (0.006)	0.992*** (0.008)	3.037*** (0.666)	-4.099*** (1.0002)	1*** (0.183)	1961.237	-962.399
GSCI	0.109 (0.162)	0 (0.29)	0.924 (0.999)	2.786* (1.516)	-0.136 (0.243)	1 (2.041)	2039.564	-1001.563
ZS	0.097 (0.129)	0 (0.021)	0.891*** (0.122)	1.339*** (0.335)	0.019 (0.015)	1 (0.618)	2067.572	-1015.567
CCFI	0.022 (0.108)	0 (0.006)	0.078 (0.444)	0.784 (1.079)	0.054 (0.043)	506.3*** (84.78)	2060.242	-1011.902
SCFI	0.049 (0.108)	0 (0.038)	0.002 (2.036)	1.105* (0.63)	0.042* (0.024)	561.4 (481.7)	2058.209	-1010.885

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-10 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 日本郵船株式會社

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	1.337* (0.595)	0.039** (0.013)	0 (0.43)				1620.124	-807.062
WTI	0.154*** (0.054)	0 (0.009)	0.829*** (0.145)	0.292 (0.273)	-0.0003 (0.006)	4.365 (9.045)	1425.429	-694.427
BDI	0.159*** (0.053)	0 (0.004)	0.843*** (0.077)	0.154 (0.189)	0.001 (0.001)	93.65 (310.4)	1417.416	-690.414
DXY	0.153*** (0.054)	0 (0.006)	0.798*** (0.131)	0.067 (0.408)	0.339 (0.619)	8.212* (4.974)	1423.171	-693.298
GSCI	0.156*** (0.049)	0 (0.053)	0.0001 (0.007)	0.298* (0.161)	-0.001 (0.005)	1 (2.332)	1424.198	-693.811
ZS	0.145*** (0.052)	0 (0.003)	0.747*** (0.135)	0.588* (0.356)	-0.033 (0.028)	5.368** (2.326)	1418.757	-691.091
CCFI	0.151*** (0.054)	0 (0.003)	0.766*** (0.115)	0.63* (0.331)	-0.013 (0.009)	39.79 (30.8)	1412.079	-687.752
SCFI	0.151*** (0.051)	0 (0.027)	0 (0.001)	0.698* (0.404)	-0.015 (0.012)	1 (2.658)	1414.702	-689.063
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	2.036	0	0.057				1837.822	-915.911
WTI	0.188** (0.074)	0 (0.007)	0.846*** (0.143)	0.492 (0.368)	0.013 (0.013)	1.889** (0.776)	1606.466	-785.014
BDI	0.222*** (0.071)	0 (0.007)	0 (0.415)	0.826*** (0.183)	-0.0008 (0.001)	1 (1.107)	1610.609	-787.085
DXY	0.25*** (0.069)	0 (0.007)	0.018 (0.463)	0.636* (0.352)	0.364 (0.531)	491.6*** (143.9)	1602.598	-783.079
GSCI	0.19*** (0.068)	0 (0.007)	0 (0.397)	0.456 (0.414)	0.041 (0.043)	2.274* (1.222)	1604.426	-783.994
ZS	0.182*** (0.07)	0 (0.007)	0 (0.406)	1.195*** (0.315)	-0.019* (0.011)	1* (0.523)	1599.638	-781.599
CCFI	0.214*** (0.069)	0 (0.007)	0 (0.394)	0.561 (0.794)	0.012 (0.039)	416.7* (224.01)	1613.502	-788.525
SCFI	0.224*** (0.071)	0 (0.007)	0.014 (0.418)	0.722 (0.473)	0.004 (0.025)	381.1 (427.6)	1611.16	-787.361

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-11 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 川崎汽船株式會社

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	2.18	0	0.055				1905.078	-949.539
WTI	0.153** (0.074)	0 (0.007)	0 (0.351)	0.825*** (0.24)	0.002 (0.005)	4.32 (6.255)	1692.988	-828.207
BDI	0.139 (0.132)	0 (0.351)	0.844 (0.721)	0.941 (0.886)	-0.001 (0.001)	45.01 (47.83)	1696.397	-829.911
DXY	0.173** (0.074)	0 (0.006)	0 (0.276)	0.503 (0.326)	0.646 (0.489)	13.47 (25.84)	1686.486	-824.955
GSCI	0.141* (0.074)	0 (0.007)	0 (0.348)	0.839*** (0.257)	0.005 (0.021)	2.633 (2.777)	1693.427	-828.426
ZS	0.141* (0.077)	0 (0.007)	0 (0.339)	1.04*** (0.398)	-0.015 (0.036)	1.069 (1.175)	1692.933	-828.179
CCFI	0.153** (0.072)	0 (0.055)	0.643*** (0.243)	1.158*** (0.272)	-0.009 (0.008)	21.36 (13.13)	1689.473	-826.449
SCFI	0.159** (0.074)	0 (0.065)	0.914*** (0.279)	1.197*** (0.461)	-0.011 (0.01)	1 (2.953)	1695.788	-829.606
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	1.628*** (0.272)	0.221*** (0.035)	0.512*** (0.075)				2190.77	-1092.385
WTI	0.43 (0.502)	0.552 (1.672)	0.108 (0.288)	2.669 (3.693)	-0.014 (0.018)	698.4*** (95.64)	2012.577	-988.069
BDI	0.229** (0.111)	0.009 (0.033)	0.958*** (0.026)	0.968** (0.466)	0.009 (0.011)	2.527*** (0.671)	1956.483	-960.022
DXY	0.25** (0.098)	0 (0.044)	0.971*** (0.063)	0.785 (0.799)	1.07 (1.705)	1** (0.423)	1965.015	-964.288
GSCI	0.491* (0.273)	0.747 (0.616)	0.085 (0.081)	2.354 (3.384)	0.081 (0.054)	1** (0.476)	2008.494	-986.028
ZS	0.201** (0.098)	0 (0.008)	0.979*** (0.014)	1.571*** (0.337)	-0.014 (0.014)	1.86 (1.135)	1955.597	-959.579
CCFI	0.291*** (0.104)	0.045 (0.049)	0.491*** (0.082)	-0.379 (0.901)	0.104** (0.051)	550.4*** (79.46)	1963.682	-963.622
SCFI	0.245** (0.102)	0.003 (0.034)	0.959*** (0.032)	0.518 (0.858)	0.051 (0.053)	558.4*** (85.15)	1948.036	-955.799

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-12 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 大阪商船會社

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	1.423	0	0.056				1686.374	-840.187
WTI	0.119 (0.128)	0 (0.154)	0.857 (1.13)	0.209 (0.439)	0.006 (0.006)	37.69 (70.17)	1493.634	-728.529
BDI	0.126** (0.057)	0 (0.007)	0.654** (0.257)	0.259 (0.203)	0.001* (0.001)	20.85 (15.4)	1476.996	-720.211
DXY	0.122** (0.062)	0 (0.002)	0 (0.439)	0.824*** (0.295)	-0.544 (0.425)	1 (1.501)	1493.668	-728.547
GSCI	0.123* (0.065)	0 (0.076)	0.002 (2.189)	0.114 (0.249)	0.029 (0.018)	50.68 (83.66)	1481.431	-722.428
ZS	0.108 (0.074)	0.006 (0.017)	0.994*** (0.014)	0.224 (0.972)	-0.041 (0.035)	4.688** (2.234)	1492.525	-727.975
CCFI	0.126** (0.058)	0 (0.002)	0 (0.289)	0.948** (0.427)	-0.017 (0.011)	1 (3.399)	1483.374	-723.399
SCFI	0.119** (0.061)	0 (0.038)	0 (0.003)	0.865* (0.475)	-0.015 (0.013)	1 (9.03)	1487.593	-725.509
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	3.408*** (0.81)	0.073*** (0.014)	0 (0.235)				2024.045	-1009.023
WTI	0.224* (0.117)	0.062** (0.029)	0 (0.656)	0.817 (1.422)	0.018 (0.047)	1 (3.118)	1788.487	-876.024
BDI	0.251** (0.108)	0.057 (0.21)	0 (3.846)	0.936*** (0.313)	0.006 (0.006)	583.8*** (100.9)	1785.315	-874.438
DXY	0.225*** (0.081)	0.053 (0.143)	0 (2.853)	2.548*** (0.889)	-2.532* (1.435)	1.326** (0.567)	1764.958	-864.259
GSCI	0.221** (0.095)	0.065** (0.029)	0 (0.511)	1.101** (0.535)	0.018 (0.039)	8.233* (4.392)	1793.707	-878.634
ZS	0.155 (2.175)	0.056 (7.329)	0 (126.7)	1.853 (9.459)	-0.031 (0.347)	1.16 (5.813)	1761.654	-862.608
CCFI	0.249** (0.107)	0.059 (0.108)	0 (2.257)	0.159 (1.859)	0.052 (0.07)	1 (18.08)	1786.557	-875.059
SCFI	0.238*** (0.084)	0.065** (0.029)	0 (0.612)	1.594*** (0.603)	-0.019 (0.027)	2.704*** (0.789)	1793.144	-878.353

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-13 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 萬海航運

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	3.584 (102.8)	0 (0.017)	0.097 (25.9)				2156.3	-1075.15
WTI	0.182* (0.097)	0 (0.006)	0.997*** (0.007)	0.795* (0.437)	-0.012 (0.008)	1 (1.097)	1896.189	-929.807
BDI	0.144 (0.089)	0 (0.045)	0.877*** (0.083)	1.851*** (0.299)	-0.005** (0.002)	1* (0.537)	1882.819	-923.122
DXY	0.187* (0.101)	0 (0.006)	0.997*** (0.007)	1.058 (0.754)	-0.911 (0.624)	1 (1.347)	1900.92	-932.173
GSCI	0.179* (0.094)	0 (0.013)	0.998*** (0.014)	1.076** (0.464)	-0.081** (0.031)	1* (0.579)	1873.684	-918.554
ZS	0.192** (0.09)	0.166*** (0.062)	0 (0.262)	2.008*** (0.458)	-0.057 (0.038)	1 (1.011)	1903.271	-933.348
CCFI	0.2** (0.092)	0.216** (0.094)	0 (0.21)	1.307*** (0.306)	0.005 (0.006)	1 (1.058)	1909.668	-936.547
SCFI	0.179* (0.103)	0 (0.008)	0.996*** (0.008)	1.146* (0.682)	-0.021 (0.014)	1 (6.406)	1894.098	-928.761
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	8.214	0	0.061				2530.17	-1262.085
WTI	0.016 (0.113)	0.022 (0.017)	0.974*** (0.014)	0.314 (0.577)	0.012* (0.006)	24.51* (13.86)	2183.473	-1073.517
BDI	-0.002 (0.106)	0.037* (0.021)	0.962*** (0.015)	0.098 (0.983)	0.002 (0.005)	6.499 (5.285)	2196.18	-1079.871
DXY	-0.014 (0.106)	0.03** (0.013)	0.968*** (0.009)	-0.334 (0.711)	0.975 (0.601)	3.049** (1.353)	2189.253	-1076.408
GSCI	0.014 (0.112)	0.025 (0.018)	0.972*** (0.014)	0.256 (0.595)	0.032* (0.019)	18.81 (12.52)	2186.963	-1075.262
ZS	0.007 (0.106)	0.035* (0.019)	0.963*** (0.014)	0.285 (0.556)	0.007 (0.006)	9.856 (9.23)	2193.813	-1078.687
CCFI	0.017 (0.129)	0 (0.034)	0 (0.164)	-0.235 (0.715)	0.118*** (0.031)	1 (1.388)	2196.567	-1080.064
SCFI	0.012 (0.108)	0.033* (0.018)	0.965*** (0.014)	0.094 (1.106)	0.009 (0.031)	2.955 (2.206)	2196.691	-1080.126

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-14 蘇伊士運河塞港事件前後 GARCH-MIDAS 宏海箱運集團有限公司

before	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	6.402*** (0.335)	0.411*** (0.034)	0 (0.02)				2441.217	-1217.608
WTI	0.346*** (0.12)	0 (0.037)	0.386** (0.172)	1.518*** (0.259)	0.007 (0.005)	16.47 (12.73)	2085.471	-1024.448
BDI	0.337*** (0.116)	0.009 (0.048)	0.555*** (0.141)	1.569*** (0.173)	0.001* (0.001)	482.7 (445.8)	2068.006	-1015.715
DXY	0.333** (0.169)	0 (0.022)	0.999*** (0.021)	-0.475 (0.741)	0.539 (0.38)	18.52** (7.265)	2076.484	-1019.955
GSCI	0.373*** (0.119)	0 (0.027)	0.59*** (0.077)	1.42*** (0.257)	0.032* (0.019)	14.3 (14.89)	2077.288	-1020.357
ZS	0.307*** (0.11)	0.001 (0.038)	0.742*** (0.1)	2.676*** (0.323)	-0.101*** (0.025)	2.979*** (1.006)	2057.112	-1010.269
CCFI	0.375 (2.568)	0 (7.553)	0.407 (48.97)	1.932 (4.782)	-0.005 (0.143)	180.9 (218.9)	2092.878	-1028.151
SCFI	0.367 (0.106)	0 (1.024)	0.434 (5.600)	1.999*** (0.618)	-0.008 (0.016)	3.049 (11.16)	2092.014	-1027.719
after	μ	α	β	m	θ	w_2	BIC	LLH
GARCH (1,1)	4.279*** (1.282)	0.07*** (0.015)	0 (0.296)				2148.794	-1071.397
WTI	0.177 (0.112)	0 (0.01)	1*** (0.008)	0.498 (0.549)	-0.025 (0.027)	2.532 (4.203)	1927.228	-945.395
BDI	0.087 (0.088)	0.072 (0.086)	0 (1.264)	0.702*** (0.255)	0.014*** (0.004)	3.82 (3.744)	1868.234	-915.898
DXY	0.166 (0.134)	0 (0.012)	1*** (0.009)	0.278 (1.052)	-0.377 (1.092)	2.416** (0.959)	1969.044	-966.303
GSCI	0.171* (0.098)	0.081 (0.415)	0 (2.848)	2.181*** (0.69)	-0.093 (0.079)	2.118 (2.242)	1891.835	-927.698
ZS	0.102 (0.113)	0.08 (0.058)	0 (0.004)	1.579*** (0.353)	-0.003 (0.008)	100.3 (115.1)	1915.452	-939.507
CCFI	0.125 (0.108)	0.083 (0.059)	0 (0.841)	1.523*** (0.226)	-0.0001 (0.002)	1.017 (29.75)	1917.073	-940.317
SCFI	0.06 (0.085)	0.082** (0.033)	0 (0.396)	1.009 (0.736)	0.026 (0.026)	1 (2.285)	1905.948	-934.755

括號中的數字是 HAC 標準錯誤。***, **, * 分別表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-15 馬士基集團與長榮海運波動外溢效果比對表

	馬士基集團		長榮海運	
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	不顯著	顯著***	顯著***	顯著**
BDI	不顯著	顯著*	顯著***	顯著***
UXY	顯著**	不顯著	顯著**	不顯著
GSCI	不顯著	不顯著	顯著***	顯著**
ZS	不顯著	不顯著	顯著***	不顯著
CCFI	不顯著	顯著**	顯著***	顯著***
SCFI	不顯著	顯著**	顯著***	顯著**

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-16 東方海外貨櫃航運公司與陽明海運波動外溢效果比對表

	東方海外貨櫃航運公司		陽明海運	
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	不顯著	顯著***	顯著***	不顯著
BDI	不顯著	顯著***	不顯著	顯著***
UXY	顯著***	顯著***	顯著**	顯著***
GSCI	不顯著	顯著***	顯著***	不顯著
ZS	顯著**	顯著***	不顯著	顯著***
CCFI	不顯著	顯著***	顯著***	顯著**
SCFI	顯著**	不顯著	顯著***	顯著**

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-17 現代商船與中國遠洋海運集團波動外溢效果比對表

	現代商船		中國遠洋海運集團	
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	顯著*	顯著*	不顯著	不顯著
BDI	不顯著	顯著**	不顯著	顯著*
UXY	不顯著	不顯著	不顯著	顯著***
GSCI	顯著**	顯著*	不顯著	不顯著
ZS	不顯著	顯著*	不顯著	不顯著
CCFI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
SCFI	不顯著	不顯著	不顯著	顯著*

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-18 日本郵船株式會社與川崎汽船株式會社波動外溢效果比對表

	日本郵船株式會社		川崎汽船株式會社	
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
BDI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
UXY	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
GSCI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
ZS	不顯著	顯著*	不顯著	不顯著
CCFI	不顯著	不顯著	不顯著	顯著**
SCFI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-19 大阪商船會社與萬海航運波動外溢效果比對表

	大阪商船會社		萬海航運	
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	不顯著	不顯著	不顯著	顯著*
BDI	顯著*	不顯著	顯著**	不顯著
UXY	不顯著	顯著*	不顯著	不顯著
GSCI	不顯著	不顯著	顯著**	顯著*
ZS	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著
CCFI	不顯著	不顯著	不顯著	顯著***
SCFI	不顯著	不顯著	不顯著	不顯著

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

表 4-20 宏海箱運集團有限公司波動外溢效果比對表

宏海箱運集團有限公司		
	蘇伊士運河塞港前	蘇伊士運河塞港後
WTI	不顯著	不顯著
BDI	顯著*	顯著***
UXY	不顯著	不顯著
GSCI	顯著*	不顯著
ZS	顯著***	不顯著
CCFI	不顯著	不顯著
SCFI	不顯著	不顯著

***, **, * 表示 1%, 5% 和 10% 的顯著性

第五章 結論

第一節 研究成果與發現

本研究透過探討先前的影響航運市場的金融傳導的相關文獻，找出不同市場會影響航運市場的變數以及之間的相互作用關係，而本研究為了找出航運金融傳導變數間的波動外溢傳導效果，我們使用能夠探討不同頻率資料的方法論 GARCH-MIDAS，在第三章第四節中建立了本研究的假說模型，並在第四章實證探討出此假說模型是否能夠成立，接續本章提出實證研究後的解釋意涵與討論。

本篇利用 7 個航運金融傳導變數與 11 家國際航運公司股價報酬，運用計量統計模型進行實證分析，利用 GARCH-MIDAS 模型實證航運金融傳導變數的日波動是否對航運公司股價報酬之小時波動具有波動外溢的傳遞效果，以下為我的研究結論。

首先先來觀察蘇伊士運河塞港事件對各金融傳導變數是否有顯著的影響力，先從西德州原油期貨來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 3 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運、陽明海運與現代商船，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 5 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、現代商船與萬海航運。波羅的海乾散貨指數來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 4 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運、大阪商船會社、萬海航運與宏海箱運集團有限公司，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 7 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、陽明海運、現代商船、中國遠洋海運集團與宏海箱運集團有限公司。美元指數來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 4 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司與陽明海運，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 4 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為東方海外貨櫃航運

公司、陽明海運、中國遠洋海運集團與大阪商船會社。標準普爾高盛商品指數來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 5 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運、陽明海運、現代商船、萬海航運與宏海箱運集團有限公司，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 4 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、現代商船與萬海航運。大豆期貨來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 3 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運、東方海外貨櫃航運公司與宏海箱運集團有限公司，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 4 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為東方海外貨櫃航運公司、陽明海運、現代商船與日本郵船株式會社。中國出口集裝箱運價指數來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 2 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運與陽明海運，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 5 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為馬士基集團、長榮海運、東方海外貨櫃航運公司、川崎汽船株式會社與萬海航運。上海出口集裝箱運價指數來看，在蘇伊士運河塞港事件前共有 3 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，分別是長榮海運、東方海外貨櫃航運公司與陽明海運，而經過蘇伊士運河塞港事件後轉變為 3 家航運公司股價報酬會受其波動外溢影響，依序為馬士基集團、長榮海運與中國遠洋海運集團。以上可以發現除了標準普爾高盛商品指數在經過蘇伊士運河塞港事件後顯著的波動外溢效果影響的航運公司家數下降外，其餘都是增加或維持其顯著波動外溢效果影響家數，可以說明蘇伊士運河塞港事件確實對金融傳導變數以及航運市場有顯著且明顯的影響效果。

我們可以發現日本的日本郵船株式會社、川崎汽船株式會社、大阪商船會社、韓國的現代商船與泰國的宏海箱運集團有限公司可能由於市場份額較小，所以受不同市場的指數與期貨影響較少，在蘇伊士運河塞港前後差異也不明顯。馬士基集團則可以發現在蘇伊士運河塞港後西德州原油期貨的外溢效果變的顯著，貨櫃運價的相關指數中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數波動外溢變為顯著，可能原因為塞港已經造成市場供需失衡，已大幅影響運價與收益，而

此時的原油市場波動會更加劇運價的波動，馬士基集團同時有運送原油的業務，以至於航運市場對馬士基集團未來股票報酬波動連結更為緊密。再來我們可以觀察中國遠洋海運集團與東方海外貨櫃航運公司，可以發現蘇伊士運河塞港後對於這兩家航運公司股票報酬受波動外溢影響效果有大幅增加的，比較特別的是我們發現中國出口集裝箱運價指數較容易波動外溢給東方海外貨櫃航運公司，而上海出口集裝箱運價指數的波動外溢則容易影響至中國遠洋海運集團。最後我們看到長榮海運、陽明海運與萬海航運，可以發現長榮海運股價報酬皆會受到不同市場指數與期貨波動外溢的影響，除了美元指數與大豆期貨，而可以了解到大豆期貨為散裝航運的業務範圍，故後續對長榮海運沒有顯著的影響，陽明海運則是在西德州原油期貨和標準普爾高盛商品指數在蘇伊士運河塞港後沒有顯著效果，其原因為標準普爾高盛商品指數也是散裝航運較關注的指標，與陽明海運之業務有所差異，在中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數的波動外溢效果都對長榮海運以及陽明海運有顯著的影響效果，而萬海航運主要業務為近海而非遠洋，西德州原油期貨有對其股票報酬有波動外溢效果，但只有中國出口集裝箱運價指數對外海航運有顯著的波動外溢，上海出口集裝箱運價指數則沒有。

第二節 經濟意涵、研究突破與建議

以投資角度可以了解到在市場發生重大經濟事件的情況下，透過 GARCH-MIDAS 可以發現確實會有顯著的短期影響，因此當全球發生相關緊急事件與情況下，我們更因該去關注會對相關市場產生波動外溢的指標來做決策，像是本研究發現當蘇伊士運河塞港事件下，我們的中國出口集裝箱運價指數與上海出口集裝箱運價指數有相當顯著的波動外溢效果，因此若這兩項指標在重大事件發生初期有產生波動率，我們可以預期會受此兩項指標影響的航運公司股票也會產生波動，而當此兩項指標的波動逐漸平緩，相反的我們將預期會受此兩項指標影響的航運公司股票波動也會開始緩和下來。從中我們也發現散裝航運所關注的指標也會影響到貨櫃航運市場，說明了業務範圍有所差異，但透過不同市場的不同商品與指標，仍會跨市場的影響其他不同市場。本篇研究中考慮了蘇伊士運河塞港，其中我們也加入了近海業務為主的航運公司，我們發現雖然近海業務的航運公司不會經過蘇伊士運河，沒有直接的影響關係，但透過實證結果卻發現近海業務的航運公司還是會受到一定的影響，其原因是塞港時許多貨櫃運輸已經停擺，但許多商品仍要持續送達其目的地，只能改道而行，而許多航運公司為了能夠節省成本，透過附近近海業務的航運公司先將其貨物送至附近大港口，在集中運用貨櫃船改道運輸，故我們發現近海業務之航運公司也會受其蘇伊士運河塞港影響。而我們從模型角度在第四章很明顯的可以發現 GARCH-MIDAS 模型研究國際航運公司股價報酬波動性預測優於 GARCH (1,1) 模型的預測，從中我們也能透過長期波動與短期叢聚的分析來利用於我們的投資組合，這與 Christian Conrad (2019) 利用 GARCH-MIDAS 探討股市、總體經濟數據的波動外溢效果的結論一致，認為 GARCH-MIDAS 的模型相較於 GARCH (1,1) 來得會更有解釋力。

本研究使用了新穎的研究方法 GARCH-MIDAS 來進行研究實證，可以針對不同的資料頻率來做分析探討，故在資料的選取上我們使用了過去較少使用

的小時頻率的資料，如此更能準確的掌握資料的趨勢變化，而非使用最後的收盤定價或平均值，加上本研究運用個別的國際航運公司，能針對不同公司性質與特色作出分析，有別於過去用相關指數去代表整體航運市場的發展，這是本篇研究所做出的突破。

在金融傳導變數方面，影響航運市場的因素眾多，從上游到下游每個層面都有關係，像是船隻噸位的供給與需求、船隻的租約市場等，但由於有很多航運市場相關資料不易獲得，且資料複雜需花會大量資源整理，希望未來建議可以增加本篇還未涵蓋市場的金融傳導變數，建構更加完整的模型。

在 GRACH-MIDAS 的運用上，屬於較新的實證理論，而現階段 GARCH-MIDAS 模型是只能看出強弱相關及正負關係，對於數據漲跌一單位沒有準確的解釋依據，也無法使用估計出的數據資料來預測我們所關注的目標變數。過去在 Zhiyuan Pan (2017) 提到以 RS GRACH-MIDAS 可以準確預測不同頻率之間解釋變數漲跌一單位的波動，建議研究的方向可以利用 RS GRACH-MIDAS 的方法論做後續更深入完整的研究。未來也希望能透過更完備的模型設計來探討變數之間衝擊效果多久可以產生、會持續多久的時程與多久後會開始慢慢回復，提供更多的研究貢獻。

參考文獻

1. Alizadeh, A.H., Muradoglu, G., (2014). Stock market efficiency and international shipping-market information. *J. Int. Financ. Market. Instit. Money* 33, 445–461.
2. Arouri, M.E.H., Jouini, J., Nguyen, D.K., (2011a). Volatility spillovers between oil prices and stock sector returns: implications for portfolio management. *J. Int. Money Financ.* 30 (7), 1387–1405.
3. Arouri, M.E.H., Lahiani, A., Nguyen, D.K., (2011b). Return and volatility transmission between world oil prices and stock markets of the GCC countries. *Econ. Model.* 28 (4), 1815–1825.
4. Arouri, M.E.H., Jouini, J., Nguyen, D.K., (2012). On the impacts of oil price fluctuations on European equity markets: volatility spillover and hedging effectiveness. *Energy Econ.* 34, 611–617.
5. Antonakakis, N., Cunado, J., Filis, G., Gabauer, D., De Gracia, F.P., (2018). Oil futures volatility, oil futures and gas firms and portfolio diversification. *Energy Econ.* 70, 499–515.
6. Acemoglu, D., Carvalho, V.M., Ozdaglar, A., Tahbaz-Salehi, A., (2012). The network origins of aggregate fluctuations. *Econometrica* 80 (5), 1977–2016.
7. Antonakakis, N., & Kizys, R. (2015). Dynamic spillovers between commodity and currency markets. *International Review of Financial Analysis*, 41, 303-319.
8. Alizadeh, A. H., Kappou, K., Tsouknidis, D., & Visvikis, I. (2015). Liquidity effects and FFA returns in the international shipping derivatives market.
9. Açıık, A., Kasapoğlu, E. B., & Ayaz, İ. S. (2021). Information flow between revenue and stock exchanges: An empirical research on liner shipping

- companies. *Journal of Sustainable Development of Transport and Logistics*, 6(1), 81-89.
10. Alizadeh, A.H., Nomikos, N.K., (2004). Cost of carry, causality and arbitrage between oil futures and tanker freight markets. *Transp. Res. Part E: Logist. Transp. Rev.* 40 (4), 297–316.
 11. Abdullahi D. Ahmed, Rui Huo (2021). Volatility transmissions across international oil market, commodity futures and stock markets: Empirical evidence from China.
 12. Batchelor, R., Alizadeh, A., Visvikis, I., (2007). Forecasting spot and forward prices in the international freight market. *Int. J. Forecast.* 23 (1), 101–114.
 13. Bildirici (2015). Services Exports and Economic Growth in Sri Lanka: Does the Export-Led Growth Hypothesis Hold for Services Exports ?
 14. Bastianin, A., Conti, F., Manera, M., (2016). The impacts of oil price shocks on stock market volatility: evidence from the G7 countries. *Energy Policy* 98, 160–169.
 15. Beverelli, C., Benamara, H., Asariotis, R., (2010). Oil prices and maritime freight rates: An empirical investigation. *United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD/DTL/TLB/2009/2)*.
 16. Bollerslev, T. (1986). Generalized autoregressive conditional heteroskedasticity. *Journal of econometrics*, 31(3), 307-327.
 17. Bisma Hamdi, Mouna Aloui, Faisal Alqahtani, Aviral Tiwari (2019). Relationship between the oil price volatility and sectoral stock markets in oil-exporting economies: Evidence from wavelet nonlinear denoised based quantile and Granger-causality analysis.

18. Biao Zheng, Yuquan W. Zhang, Fang Qu Yong Geng, Haishan Yu (2022). Do rare earths drive volatility spillover in crude oil, renewable energy, and high-technology markets ? - A wavelet-based BEKK- GARCH-X approach.
19. Bing Xu, Rong Fu, Chi Keung Marco Lau (2021). Energy market uncertainty and the impact on the crude oil prices.
20. Bana Abuzayed and Nedal Al-Fayoumi (2021). Risk spillover from crude oil prices to GCC stock market returns: New evidence during the COVID-19 outbreak.
21. Chen, S.-S., (2010). Do higher oil prices push the stock market into bear territory? *Energy Econ.* 32, 490–495.
22. Cong, R.-G., Wei, Y.-M., Jiao, J.-L., Fan, Y., (2008). Relationships between oil price shocks and stock market: an empirical analysis from China. *Energy Policy* 36 (9), 3544–3553.
23. Conrad, C., Loch, K., Rittler, D., (2014). On the macroeconomic determinants of long-term volatilities and correlations in US stock and crude oil markets. *J. Empir. Finance* 29, 26–40.
24. Ding, Z., Liu, Z., Zhang, Y., Long, R., (2017). The contagion effect of international crude oil price fluctuations on Chinese stock market investor sentiment. *Appl. Energy* 187, 27–36.
25. Du, L., He, Y., (2015). Extreme risk spillovers between crude oil and stock markets. *Energy Econ.* 51, 455–465.
26. Dorion, C. (2016). Option valuation with macro-finance variables. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 51, 1359–1389.
27. Debasish Maitra, Saurabh Chandra, Saumya Ranjan Dash (2020). Liner shipping industry and oil price volatility: Dynamic connectedness and portfolio diversification.

28. Danyan Wen, Yudong Wang, Chaoqun Ma, Yaojie Zhang (2020). Information transmission between gold and financial assets: Mean, volatility, or risk spillovers ?
29. Drobetz, W., Schilling, D., Tegtmeier, L., (2010). Common risk factors in the returns of shipping stocks. *Maritime Policy Manage.* 37 (2), 93–120.
30. El-Masry, A.A., Olugbode, M., Pointon, J., (2010b). The exposure of shipping firms' stock returns to financial risks and oil prices: a global perspective. *Maritime Policy Manage.* 37 (5), 453–473.
31. Eric Ghysels (2019). Mixed data sampling (MIDAS) regression models.
32. Engle, R. F., Ghysels, E., & Sohn, B. (2013). Stock market volatility and macroeconomic fundamentals. *Review of Economics and Statistics*, 95, 776–797.
33. Elder, J., Serletis, A., (2010). Oil price uncertainty. *J. Money Credit Bank.* 42 (6), 1137–1159.
34. Erdal Atukeren, Emrah İsmail Çevik, Turhan Korkmaz (2021). Volatility spillovers between WTI and Brent spot crude oil prices: an analysis of granger causality in variance patterns over time.
35. Fayyad, A., Daly, K., (2011). The impact of oil price shocks on stock market returns: comparing GCC countries with the UK and USA. *Emerg. Mark. Rev.* 12 (1), 61–78.
36. Fenghua Wen, Minzhi Zhang, Jihong Xiao, Wei Yue (2022). The impact of oil price shocks on the risk-return relation in the Chinese stock market.
37. Grahama (2016). Global economic activity as an explicator of emerging market equity returns.
38. Gusanu, A., Merika, A. A., and Triantafyllou, A. (2012). Is There a Lead-lag Relationship between Freight Rates and Stock Returns in the Drybulk Shipping Industry. Unpublished Manuscript, 1-34.

39. Glosten, Jagannathan and Runkel (1989). On the relation between the expected value and the volatility of the nominal excess return on stocks.
40. Ghysels (2007). MIDAS regressions: Further results and new directions.
41. Henriques, I., Sadorsky, P., (2008). Oil prices and the stock prices of alternative energy companies. *Energy Econ.* 30, 998–1010.
42. Huang, R.D., Masulis, R.W., Stoll, H.R., (1996). Energy shocks and financial markets. *J. Futur. Mark.* 16 (1), 1–27.
43. Hoover, K.D., Perez, S.J., (1994). Post hoc ergo propter once more an evaluation of ‘does monetary policy matter?’ in the spirit of James Tobin. *J. Monetary Econ.* 34 (1), 47–74.
44. Hamilton, J.D., Herrera, A.M., (2004). Comment: oil shocks and aggregate macroeconomic behavior: the role of monetary policy. *J. Money Credit Bank.* 36 (2), 265–286.
45. Jones, C.M., Kaul, G., (1996). Oil and the stock markets. *J. Financ.* 51 (2), 463–491.
46. Jin, X., Lin, S. X., & Tamvakis, M. (2012). Volatility transmission and volatility impulse response functions in crude oil markets. *Energy Economics*, 34(6), 2125-2134.
47. Jialin Yang, Ying-En Ge, Kevin X.Li (2022). Measuring volatility spillover effects in dry bulk shipping market.
48. Jingyu Li, Ranran Liu, Yanzhen Yao, Qiwei Xie (2022). Time-frequency volatility spillovers across the international crude oil market and Chinese major energy futures markets: Evidence from COVID-19.
49. Killian, L., (2009). Not all oil price shocks are alike: disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *Am. Econ. Rev.* 99 (3), 1053–1069.

50. Kang, S.H., McIver, R., Yoon, S.-M., (2017). Dynamic spillover effects among crude oil, precious metal, and agricultural commodity futures markets. *Energy Econ.* 62, 19–32.
51. Kavussanos, M. G., Visvikis, I. D., & Dimitrakopoulos, D. N. (2014). Economic spillovers between related derivatives markets: The case of commodity and freight markets. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 68, 79-102.
52. Kilian, L., (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market. *Am. Econ. Rev.* 99 (3), 1053–1069.
53. Kilian, L., Lee, T.K., (2014). Quantifying the speculative component in the real price of oil: The role of global oil inventories. *J. Int. Money Fin.* 42, 71–87.
54. Kilian, L., Park, C., (2009). The impact of oil price shocks on the US stock market. *Int. Econ. Rev.* 50 (4), 1267–1287.
55. Kristjanpoller, W.D., Concha, D., (2016). Impact of fuel price fluctuations on airline stock returns. *Appl. Energy* 178, 496–504.
56. Kutin, N., Moussa, Z., Vallée, T., (2018). Factors behind the freight rates in the liner shipping industry.
57. Konstantinos D.Melas and Nektarios A.Michail (2021). The relationship between commodity prices and freight rates in the dry bulk shipping segment: A threshold regression approach.
58. Liu, T., Woo, W.T. (2018). Understanding the U.S.-China trade war. *China Econ. J.* 11 (3), 319–340.
59. Li, K.X., Qi, G., Shi, W., Yang, Z., Bang, H.S., Woo, S.H., Yip, T.L., (2014). Spillover effects and dynamic correlations between spot and forward tanker freight markets. *Marit. Pol. Manage.* 41 (7), 683–696.

60. Lin, A.J., Chang, H.Y., Hsiao, J.L., (2019). Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets? *Transp. Res. Part E* 127, 265–283.
61. Lee, B.J., Yang, C.W., Huang, B.N., (2012). Oil price movements and stock markets revisited: a case of sector stock price indexes in the G-7 countries. *Energy Econ.* 34, 1284–1300.
62. Lin, A.J., Chang, H.Y., Hsiao, J.L., (2019). Does the Baltic Dry Index drive volatility spillovers in the commodities, currency, or stock markets? *Transp. Res. Part E* 127, 265–283.
63. Lopez, R., (2014). Volatility contagion across commodity, equity, foreign exchange and treasury bond markets. *Appl. Econ. Lett.* 21 (709), 646–650.
64. Lundgren, N.G., (1996). Bulk trade and maritime transport costs: The evolution of global markets. *Resour. Policy* 22 (1–2), 5–32.
65. Maghyreh, A.I., Awartani, B., Tziogkidis, P., (2017). Volatility spillovers and cross-hedging between gold, oil and equities: evidence from the Gulf cooperation council countries. *Energy Econ.* 68, 440–453.
66. Miller, J.I., Ratti, R.A., (2009). Crude oil and stock markets: stability, instability, and bubbles. *Energy Econ.* 31 (4), 559–568.
67. Mensi, W., Beljid, M., Boubaker, Al, Managi, S., (2013). Correlations and volatility spillovers across commodity and stock markets: Linking energies, food, and gold. *Econ. Model.* 32, 15–22.
68. Mo, E., Gupta, R., Li, B., Singh, T., (2017). The macroeconomic determinants of commodity futures volatility: Evidence from Chinese and Indian markets. *Econ. Model.* 70, 543–560.
69. Narayan, P.K., Sharma, S.S., (2011). New evidence on oil price and firm returns. *J. Bank. Finance* 35 (12), 3253–3262.

70. Nelson (1991). Close relationships as including other in the self.
71. Nektarios A.Michail and Kostis D.Melas (2021). Market interactions between agricultural commodities and the dry bulk shipping market.
72. Papapostolou, N.C., Pouliasis, P.K., Nomikos, N.K., Kyriakou, I. (2016). Shipping investor sentiment and international stock return predictability. *Transp. Res. Part E* 96, 81–94.
73. Park, J., Ratti, R.A., (2008). Oil price shocks and stock markets in the us and 13 european countries. *Energy Econ.* 30 (5), 2587–2608.
74. Pengfei Zhu, Yong Tang, Yu Wei, Tuantuan Lua (2021). Multidimensional risk spillovers among crude oil, the US and Chinese stock markets: Evidence during the COVID-19 epidemic.
75. Qiu, L.D., Zhan, C., Wei, X. (2019). An analysis of the China-US trade war through the lens of the trade literature. *Econ. Polit. Stud.* 7 (2), 148–168.
76. Qiwei Xie, Ranran Liu, Tao Qian, Jingyu Lia (2021). Linkages between the international crude oil market and the Chinese stock market: A BEKK-GARCH-AFD approach.
77. Stopford, M. (2009). *Maritime Economics*, third ed.
78. Sadorsky, P., (2009). Renewable energy consumption, CO2 emissions and oil prices in the G7 countries. *Energy Econ.* 31 (3), 456–462.
79. Sun, X., Liu, H., Zheng, S., Chen, S., (2018). Combination hedging strategies for crude oil and dry bulk freight rates on the impacts of dynamic cross-market interaction. *Maritime Policy Manage.* 45 (2), 174–196.
80. Saiful Izzuan Hussain, R.Nur-Firyal, Nadiah Ruza (2021). Linkage transitions between oil and the stock markets of countries with the highest COVID-19 cases.

81. Shieh, C. H. (2021). Dynamic Common Correlated Effect of COVID-19 and Stock Return: Evidence from Container Ship Industry. *International Journal of Business and Economics*, 6(2), 104-122.
82. Sufang An, Xiangyun Gao, Haizhong An, Feng An, Qingru Sun, Siyao Liu (2020). Windowed volatility spillover effects among crude oil prices.
83. Shaen Corbet, John W. Goodell, Samet Günay (2020). Co-movements and spillovers of oil and renewable firms under extreme conditions: New evidence from negative WTI prices during COVID-19.
84. Shaen Corbet, Yang (Greg) Hou, Yang Hu, Les Oxley (2021). Volatility spillovers during market supply shocks: The case of negative oil prices.
85. Wang, Y., Wu, C., Yang, L., (2013). Oil price shocks and stock market activities: evidence from oil-importing and oil-exporting countries. *J. Comp. Econ.* 41, 1220–1239.
86. Wan, J.Y., Kao, C.W., (2015). Interactions between oil and financial markets-Do conditions of financial stress matter? *Energy Econ.* 52, 160–175.
87. Xu Gong, Yun Liu, Xiong Wang (2021). Dynamic volatility spillovers across oil and natural gas futures markets based on a time-varying spillover method.
88. Xiwen Bai and Jasmine Siu Lee Lam (2021). Freight rate co-movement and risk spillovers in the product tanker shipping market: A copula analysis.
89. Yuting Gong, Kevin X. Li, Shu-Ling Chen, Wenming Shi (2020). Contagion risk between the shipping freight and stock markets: Evidence from the recent US-China trade war.
90. Yan Chen, Gaoxiu Qiao, Feipeng Zhang (2022). Oil price volatility forecasting: Threshold effect from stock market volatility.
91. Zhiyuan Pan (2017). Oil price volatility and macroeconomic fundamentals: A regime switching GARCH-MIDAS model.