

國立成功大學

交通管理科學研究所

碩士論文

散裝海運運價指數與經濟成長率、

鋼鐵指數、農金指數、能源指數間之因果分析

Causality Analysis of BDI with the indices of GDP,

CRU, DAX and Energy

研究生：張娟華

指導教授：張瀨之 博士

中華民國一零七年六月

國立成功大學

碩士在職專班論文

散裝海運運價指數與經濟成長率、鋼鐵指數、農金指數、能源指數間之因果分析

Causality Analysis of BDI with the indices of GDP, CRU, DAX and Energy

研究生：張娟華

本論業經審查及口試合格特此證明

論文考試委員：

謝金原

沈宗緯

張瀟之

指導教授：張瀟之

系(所)主管：廖俊雄

中華民國 107 年 6 月 22 日

摘要

本研究探討波羅地海指數變化的影響因素，根據過去文獻研究，使用全球實質 GDP 成長率、全球鋼鐵指數、全球農金指數、以及布蘭特原油期貨，探討其因果關係。資料時間取自 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，研究透過自我迴歸分配落後模型 (autoregressive distributed lag – ARDL) 邊際共整合，及誤差修正模型 (error correction model, ECM)，分析 BDI 指數與各變數間長期均衡與短期動態調整，最後再以 Granger 因果關係檢定，探討變數間因果關係。本研究結論為確立波羅地海海運指數 BDI、全球實質經濟成長率 GDP、全球鋼鐵指數 CRU、全球農金指數 DAX 以及布蘭特原油期貨間有長期均衡關係。落後一期至四期的全球實質 GDP 成長率對波羅地海海運指數 BDI 有顯著正向關係，證實當全球實質經濟成長率為散裝海運運價指數的影響因子。

關鍵字：波羅地海指數、GDP、布蘭特原油、ARDL 共整合、誤差修正模型、因果關係。

Causality Analysis of BDI with the indices of GDP, CRU, DAX and Energy

Jyuan-Hua Chang

Ching-Chih Chang

Department of Transportation and Communication Management Science

SUMMARY

The aim of the research presented in this paper is to analyse influencing factors of the Baltic Dry Index. Based on past literature research, the global real GDP growth rate, global steel index, global agribusiness index, and Brent crude are used to explore the causal relationship. The data was taken from Q1 in 2009 to Q1 in 2018. The research used the marginal co-integration through autoregressive distributed lag-ARDL and the error correction model (ECM), which analyzed the relationship of long-term and short-term between the BDI index and each variable. Finally Granger causality is used to explore the causal relationship between variables. The conclusion of this research is to establish there are a long-term relationship between the Baltic Dry Index (BDI) and global real economic growth rate (GDP), global steel index (CRU), global agricultural gold index (DAX), Brent crude. The global real GDP growth rate from the first to the fourth period has a significant positive relationship with the Baltic Dry Index, confirming that the global real economic growth rate is the Baltic Dry Index impact factor.

Key words: Baltic Dry Index, GDP, Brent crude, ARDL co-integration, ECM, causality analysis

INTRODUCTION

According to the Review of Maritime Transport (2017), more than 70% of the world's trade volume is transported by sea, and sea transport is the most important part of globalization. The United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD) (2017) predicts that world seaborne trade will increase by 2.8% in 2017, reaching a total of 10.6 billion tons. The medium-term forecast also shows that it will continue to expand, with a compound annual growth rate of 3.2% from 2017 to 2022. Cargo flow grew fastest with container and bulk commodity transactions.

In recent years, the policies of the countries in the world have been positive and negative, and they have affected the prospects of the world economy and commodity trade. From the 2016 British referendum to Brexit. It's continued adjustment of domestic demand in China, to the US President Trump's US-first slogan, the rise of national protectionism. However, compared with US protectionism, Japan actively seeks cooperation partner, such as the established Trans-Pacific Partnership (TPP) and Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP. In addition, in July 2017, Japan and the European Union have concluded an Economic Partnership Agreement (EPA). These are highlighting the positive intentions of Japan and the EU for regional economic integration.

The reason why the world shipping trade can continue depends to a large extent on the development of the world economy and trade. Although the relationship between economic output and commodity trade is changing, the growth rate of trade growth rate and GDP has shown a downward trend in recent years. This shows that the demand for maritime transport is still heavily dependent on the performance of the world economy.

According to UNCTAD (2017), the world fleet growth has been decelerating from 2012 to the fifth consecutive year in 2017. Despite this, the supply growth rate of shipping capacity is still higher than demand. The continued overcapacity in global production resulting in downward pressure on freight rates and revenue. At present, overcapacity in shipping has limited the freight and profitability of most shipping markets.

The BDI has always been the shipping freight rate indicator for bulk carriers. The bulk carrier is mainly engaged in carrying industrial raw materials and civilian biological resources. It belongs to the front end of the overall economic supply chain, so BDI can be regarded as an economic leading indicator.

Affected by the world economy and global trade, the bulk shipping price is mainly based on market supply and demand, which makes the bulk shipping operation more risky and uncertain. This research analyzes the factors affecting the bulk shipping freight rate and provides bulk shipping operators with one more consideration in decision analysis, thereby reducing operational risks and increasing revenue. The factors that influence the price of the bulk market are as global economy, market demand and fuel price. Therefore, the research is causality analysis of BDI with the indices of GDP, CRU, DAX and energy.

MATERIAL AND METHOD

The research mainly discusses the relationship and correlation between the bulk market and the economic growth rate, the steel index, the global agribusiness index and the energy index. The index is time series data, so the research makes use of the Unit Root test to make sure the date is stationary. After that, Co-Integration test is used to check the long-term

equilibrium. If the data is existed Co-Integration, the Error Correction Model is used to check the short-term relationship. Conversely, there isn't existed Co-Integration that Vector Autoregression Model Data are used to check the variables relationship. Finally, Granger Causality test is used to explore the causal relationship between the variables. The datas were taken from Q1 2009 to 2018 Q1, Baltic Dry Index (BDI), Steel Index, Economic Growth Rate (GDP), Global Agribusiness Index (DAX) and Brent crude.

RESULT AND DISCUSSION

All data were separately tested using ADF & PP Unit Root test to mark sure that the data are the status of I(0) or I(1). To make sure the time series variables are not I(2), the marginal co-integration through autoregressive distributed lag-ARDL could be used to check the long term relationship. By EViews version 10.0, the most good model is ARDL (5, 5, 5, 5, 3) of the 6480 model per AIC as selecting the lag structure in the ARDL model. The main purpose of estimating the ARDL model is to use it as the basis for applying the Bounds Test. As the table 1, the F-statistic for the Bounds Test is 12.4486, and this clearly exceeds even the 1% critical value for the upper bound. Accordingly, we strongly reject the hypothesis of "No Long-Run Relationship".

Table 1. F-Bounds Test

Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	12.4486	10%	1.9	3.01
k	4	5%	2.26	3.48
		2.50%	2.62	3.9
		1%	3.07	4.44

It is confirmed that there is a long-term equilibrium relationship between variables, and Granger causality is used to explore the relationship between leading and backward variables. Table 2 shows only GDP has a one-way causal relationship with the BDI index.

Table 2. F-Bounds Test

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_BDI	1.2498	0.3112
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_CRU	0.5891	0.6275
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_BDI	1.4380	0.2536
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_DAX	0.4695	0.7060
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_BDI	3.8687	0.0201*
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_GDP	0.5091	0.6793

LOG_OIL does not Granger Cause LOG_BDI	2.2636	0.1038
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_OIL	0.8765	0.4655
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_CRU	1.1308	0.3542
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_DAX	0.1808	0.9085
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_CRU	0.1645	0.9193
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_GDP	1.0202	0.3991
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_CRU	1.5974	0.2131
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_OIL	1.3069	0.2925
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_DAX	0.9415	0.4343
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_GDP	0.3045	0.8219
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_DAX	1.1333	0.3532
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_OIL	0.6595	0.5841
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_GDP	0.0272	0.9938
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_OIL	0.3954	0.7573

CONCLUSION

This research establishes a long-term equilibrium relationship between BDI, GDP, CRU, DAX, and Brent crude. The BDI index and the global real GDP growth rate are significantly lower than the one to four periods, and the regression coefficient is positive, indicating that when the global economy changes, the adjustment of the bulk shipping freight index is relatively fast. The BDI index and the DAX are significantly lower than the one-stage regression coefficient and the third-stage regression coefficient, but their adjustments are inconsistent. The BDI index and the Brent crude are significantly lower than the first period. In the long run, the crude oil price will affect the BDI index. The Granger causality test confirmed that the real GDP growth rate has a leading Baltic price index BDI, and the number of lagging periods of causality is chosen to be four, indicating that the global climate change will have a one-year time to adjust the shipping freight index BDI.

誌謝

兩年多來的碩專生的生活隨著論文完成將告一段落，這段時間一邊工作，下班之餘要跑學校上課，並且需要和老師討論論文方向，利用假日的時間寫論文，雖然是忙著團團轉，但隨著論文的進度，我也漸漸成長，有時會碰到卡住的地方，最後找出方式解決，這些過程中，有很多幫助我的人，讓我完成了論文，從中我也學到很多，最重要的是如何解決問題的能力。

首先要感謝我的指導教授張瀨之老師，想當初去找老師的忐忑不安，沒想到老師竟然在我們談完後，很迅速地說要收我為學生，另我覺得驚訝又開心，謝謝老師不辭辛勞地協助指導我論文，也不厭其煩的討論論文方向，除了課業上外，老師就像我的心靈導師，每次與老師聊天都覺得我人生充滿希望和方向，亦師亦友的師生關係，讓我在碩士生活中，成長了許多。接著，感謝兩位審查教授沈宗緯老師和謝金原老師，謝謝兩位教授在論文口試時，給我很多寶貴的意見。

此外要感謝我朋友欣芝，在我怠惰論文時，他會講很多道理，讓我有衝勁的打開電腦寫。謝謝我妹妹雅嵐，在我很煩躁的時候，聽我抱怨，給我鼓勵。謝謝我同學們，他們努力的態度，讓我不得不加把勁追上他們。最後謝謝我先生，一直在旁邊陪伴著我一起完成論文。我真的很感謝這兩年遇到的人，尤其我又交了一群好朋友們，感謝你們。

娟華 謹誌

目錄

第一章 緒論	1
1.1 研究背景&動機.....	1
1.2 研究目的.....	7
1.3 研究架構.....	7
第二章 文獻回顧	10
2.1 季節性分析相關文獻.....	10
2.2 VAR、VECM 和共整合相關文獻.....	12
第三章 研究方法	18
3.1 單根檢定 (Unit Root test)	19
3.2 共整合檢定 (Co-Integration)	21
3.2.1 Johansen 共整合檢定.....	21
3.2.2 自我迴歸分配落後模型 (autoregressive distributed lag – ARDL) 邊際共整合	22
3.3 向量自我迴歸 (Vector Autoregression Model)	23
3.3.1 衝擊反應函數 (Impulse Response Function)	25
3.3.2 預測誤差變異數分解 (Variance Decomposition)	26
3.4 誤差修正模型 (Error Correction Model)	27
3.5 Granger 因果關係檢定 (Granger Causality test)	28
第四章 實證分析	30
4.1 資料與變數說明.....	30
4.2 單根檢定.....	32
4.3 邊際共整合檢定.....	35
4.4 誤差修正模型.....	41
4.5 Granger 因果關係檢定.....	42
第五章 結論與建議	43
5.1 結論與建議.....	43
5.2 未來研究方向.....	44
參考文獻	45

表目錄

表 1.1	散裝船貿易量	5
表 4.1	單根檢定-未經過差分	33
表 4.2	單根檢定-經過差分	34
表 4.3	ARDL 模型(AIC 為最適落後期數).....	36
表 4.4	Q 檢定-殘差沒有自我相關	37
表 4.5	模型選擇標準表	38
表 4.6	邊界檢定表	39
表 4.7	ARDL 長期均衡關係.....	40
表 4.8	ARDL-ECM.....	41
表 4.9	因果關係檢定	42



圖目錄

圖 1.1 GDP & 全球貿易出口成長率	2
圖 1.2 散裝船供給 & 需求成長率	3
圖 1.3 波羅的海乾散貨運價指數	4
圖 1.4 散裝貨物比率	4
圖 1.5 研究流程	9
圖 3.1 研究方法流程圖:	18
圖 4.1 BDI 指數、鋼鐵指數、農金指數、能源指數與 GDP 指數原始數據	31
圖 4.2 前 20 個 AIC 模型	38



第一章 緒論

1.1 研究背景&動機

根據 Review of Maritime Transport (2017)指出，全世界的貿易量超過 70% 以上是以海運運輸，海運運輸為全球化最重要的一環。聯合國貿易和發展會議 (United Nations Conference on Trade and Development, UNCTAD) (2017)預測 2017 年世界海運貿易量將增長 2.8%，總量達到 106 億噸。中期預測也顯示將持續擴張，預計 2017 年至 2022 年的複合年均增長率將達到 3.2%。貨物流量以貨櫃和散裝商品交易量增長最快。

近年來世界各國政策積極和消極的不確定，衝擊世界經濟和商品貿易的前景。從 2016 年英國公投脫歐，中國對國內需求的持續調整，到美國總統川普以美國為優先的口號下，國家保護主義興起，美國貿易政策方向持續修正等負面風險持續衝擊世界經濟。但相對於美國保護主義，日本積極的尋求合作體系，像是已籌組的跨太平洋夥伴關係 (The Trans-Pacific Partnership, TPP)，之後由於美國的退出，該協議改組為跨太平洋夥伴全面進展協定 (Comprehensive and Progressive Agreement for Trans-Pacific Partnership, CPTPP)，此外 2017 年 7 月日本與歐盟已締結經濟夥伴協定 (Economic Partnership Agreement, EPA)，凸顯日本與歐盟對區域經濟整合的積極企圖心，此總體貿易直達 11.88 兆美元，占全球貿易總值的 35.8% (中華經濟研究院 2017)，無疑地對於世界經濟注入活水。

世界海運貿易能夠持續的原因，很大程度上取決於世界經濟和貿易的發展，儘管經濟產出和商品貿易之間關係正在改變，近年來貿易增長率和國內生產總

值的增長率呈現下降趨勢，這說明了海運運輸需求依然嚴重倚賴世界經濟的表現，如圖 1.1 所顯示。

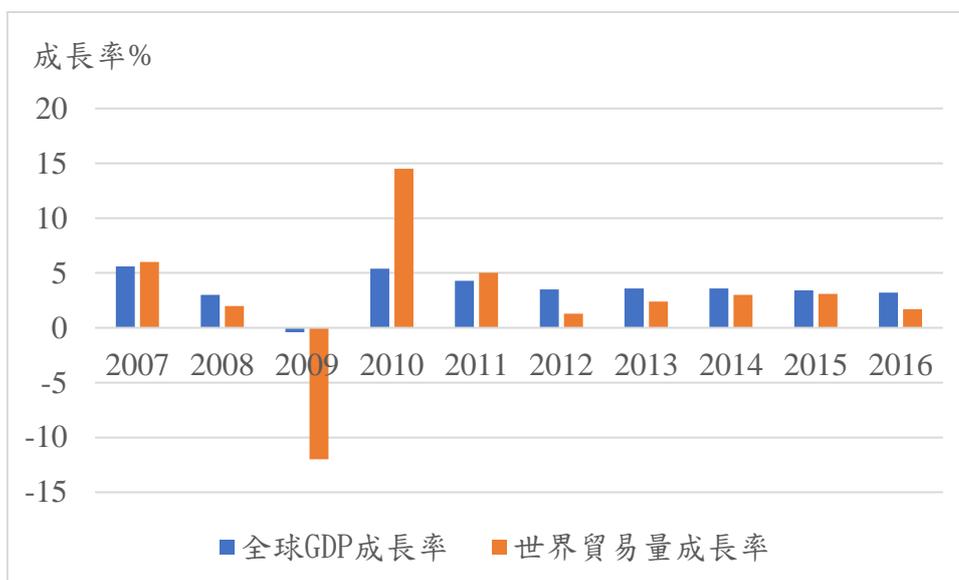


圖 1.1 GDP&全球貿易出口成長率

資料來源: 世界銀行、WTO、本研究整理

根據 UNCTAD(2017)統計，從 2012 年起至 2017 年連續第五年，世界船隊增長一直在減速。儘管如此，船舶運力的供應增長速度還是高於需求，因此導致全球產能持續過剩，造成運價和收益有下行壓力。目前船噸產能過剩已經限制了大部分航運市場的運費和盈利能力。在散裝船方面，圖 1.2 所顯示的，2009 年散裝船乘載成長率達到最高峰，但需求變動率受到 2008 年金融海嘯影響，其變動量呈現負成長，讓散裝船獲利瞬間下滑。雖然從 2010 年開始貿易量有些微成長，但隨著新船的投入，供給呈現大幅增加，使得供需嚴重失衡，再面臨全球貿易蕭條，讓航運業景氣步入寒冬時期，運價疲乏，無法大幅調升。

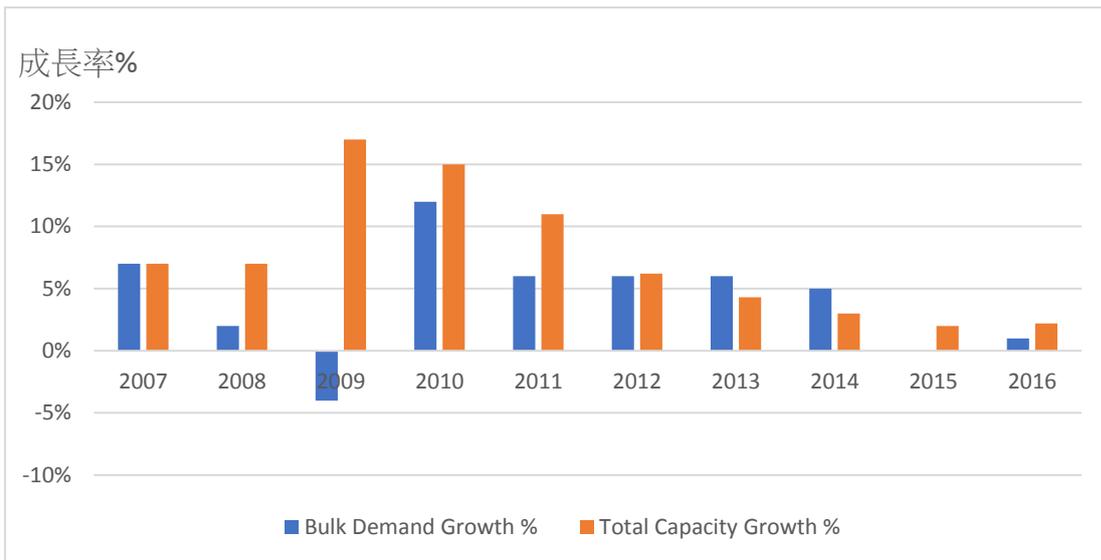


圖 1.2 散裝船供給&需求成長率

資料來源: Clarksons Research、本研究整理

波羅的海乾散貨運價指數(Baltic Dry Index, BDI)，係由海岬型指數(BCI)、巴拿馬型指數(BPI)及輕便型指數(BSI) 各佔三分之一的權重所組成的綜合指數。BDI 指數一向是散裝船的航運運價指標，而散裝船以載運工業原料及民生物資為主，屬於整體經濟供應鏈前端，其營運狀況與全球經濟景氣榮枯、原物料行情高低息息相關，故 BDI 可視為經濟領先指標。

BDI 指數曾經在 2008 年衝到歷史最高點 11,793 點，也在 2016 年年初創下歷年最低點 290 點，跌幅超過 97%，如圖 1.3。影響散裝航運運費與船東利潤的最大因素為散貨市場需求與全球大宗物資貿易量，過去因景氣復甦不如預期，全球大宗物資原物料需求不如往年，連帶使得散裝航運價格一蹶不振。近年來雖貿易量增加，但散裝市場供給過剩以及船商削價競爭，使得 BDI 指數都在千點附近波盪。

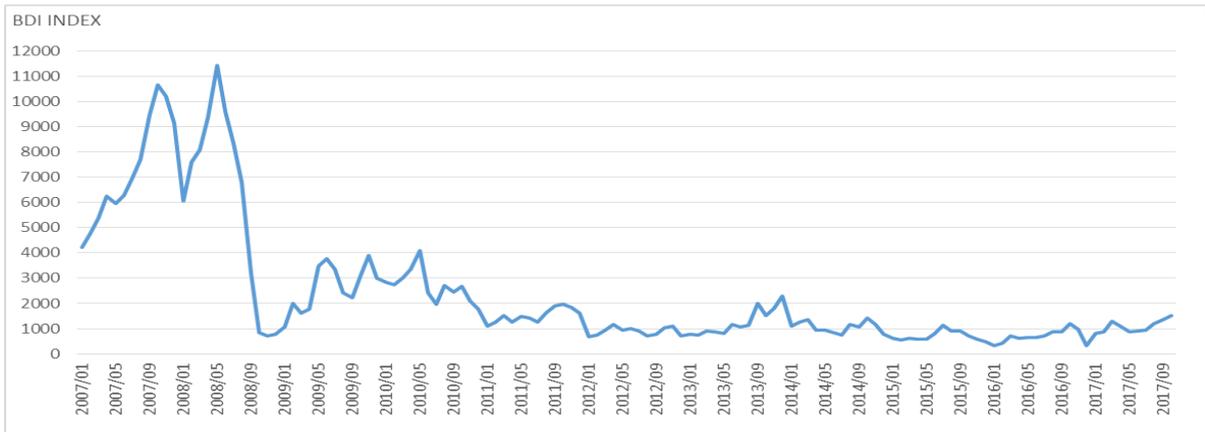


圖 1.3 波羅的海乾散貨運價指數

資料來源: <http://value500.com/BDI.asp>、本研究整理

資料長度:2007 年 1 月至 2017 年 9 月月底資料

散裝船最主要裝載的貨物為運載輸鋼材、鐵礦砂與大豆、玉米、小麥等等農工業基本原物大宗貨物。如圖 1.4 與表 1.1，散裝貨物量近年增加速度趨緩，儘管散裝船報廢，交貨延遲，和訂單取消等原因，且 2016 年船舶訂單量大幅減少，但其船隊運力亦增長 2.22%，是自 1999 年以來的最低增長率 (Clarksons Research, 2017)。鑑於目前的船噸供應過剩和未來的需求預期，與歷史數據相比，運費相對過去仍然較低。



圖 1.4 散裝貨物比率

資料來源: Clarkson Research、本研究整理

表 1.1 散裝船貿易量

Dry Bulk Trades	Million Tonnes									
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
Iron Ore	787	849	902	997	1058	1115	1194	1342	1368	1415
Coal	773	797	808	932	1001	1121	1184	1218	1144	1140
Grains	306	319	321	343	345	375	392	432	459	481
MAJOR BULKS	1866	1965	2031	2272	2404	2611	2770	2992	2971	3036
% Change	8%	5%	3%	12%	6%	9%	6%	8%	-1%	2%
Steel Products	388	381	287	340	354	360	355	395	406	406
Forest Products	308	292	277	304	323	317	337	347	346	354
Agribulks	121	121	126	128	138	150	148	159	164	162
Sugar	49	49	48	55	56	57	56	54	56	62
Fertiliser~	135	129	105	126	136	139	143	154	155	150
Bauxite	64	66	47	54	61	76	108	72	94	81
Alumina	31	29	28	32	32	31	32	35	34	33
Cement	127	116	98	104	92	101	104	108	103	110
Scrap	94	103	94	100	106	106	106	104	101	101
Petroleum Coke	45	46	47	52	59	59	61	64	65	67
Anthracite	52	44	53	51	62	59	63	52	48	50
Nickel Ore	21	18	22	32	54	73	80	56	44	41
Manganese Ore	15	18	15	20	21	21	25	26	26	25
Coke	23	23	8	13	13	12	15	18	20	18
Salt	32	39	36	44	47	40	45	49	49	43
Others	132	128	111	123	128	134	144	149	154	159
MINOR BULKS	1637	1602	1402	1578	1682	1735	1822	1842	1865	1862
% Change	7%	-2%	-12%	13%	7%	3%	5%	1%	1%	0%
Total Dry Trades	Million Tonnes									
	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016
TOTAL DRY BULK	3503	3567	3433	3850	4086	4346	4592	4834	4836	4898
% Change	7%	2%	-4%	12%	6%	6%	6%	5%	0%	1%

資料來源: Clarksons Research、本研究整理

根據 Clarkson Research 之資料，平均散裝船獲利指數，其獲利高低起伏極大，市場大好的時候，平均獲利可高達 70,000 USD/PER DAY，近年來的平均獲利在 10,000 USD/PER DAY 徘徊，獲利率差距達 7 倍，對於船公司經營者而言，其經營風險極高，存在市場的不確定性。

受到世界經濟和全球貿易影響，其散裝船運價完全按照市場供需為主，使散裝海運營運更面臨極高的風險和不確定性。本研究針對影響散裝海運運價之因子來分析，提供散裝海運經營者，在決策分析多一個考量，進而降低營運風險而增加營收。歸納出影響散裝市場價格的因素如下：

(1)全球景氣：

Natalia Wagner(2015)經由頻譜分析，利用實質 GDP 和工業生產指數，驗證貨運市場週期性與經濟循環波動有相當大的關連性。Zhang & Tong (2017)，為了探討航運市場與中國經濟關係，利用衝擊反應函數和變異分解，得知 BDI 影響 GDP 正相關 22%。因此，顯示 GDP 是一個重要的指標，本研究因此利用全球 GDP 增長率，來表達國際經濟情勢，分析其與散裝海運運費之因果關係。

(2)市場需求：

溫珮伶(2005)探討散裝船運市場運價決定機制及影響因素，油價、煤價及鋼價等原物料價格皆會影響到散裝船運市場 BCI、BPI 的價格。原物料價格上漲時，運價也會隨之上揚，此意謂原物料的需求會推動海運需求。散裝船最主要載貨為工業用原物料和農業原物料等大宗散裝物品，因此本研究利用 CRU 全球鋼鐵指數和 DAX 全球農金指數，來探討其與散裝市場的因果關係。

(3)燃料價格：

Chou, M. T. (2011) 研究遠期貨運協議與燃油指數之間的關係，用一年的遠期貨運協議（FFAs）和全球油指數的變量來分析之間的關係，證實海岬型 FFAs 與全球石油指數之間存在一階段滯後效應，發現兩種對沖成分之間的關係的相互影響。因此本研究使用國際石油指數布蘭特原油期貨來探討其與散裝市場的因果關係。

1.2 研究目的

散裝海運屬於高資本密集產業，往往需先投入大量成本資金，但運費價格卻須由市場供需決定，使得散裝海運經營風險增加。航商於經營上若無法優先掌握脈動，並且在合適的時機點調整營運策略，將導致財務或是營運上的困境。因此本研究目的將探討散裝市場之景氣循環、季節性、趨勢分析，以及散裝市場與經濟成長率、鋼鐵指數、農金指數與能源指數之因果關係。研究結果可提供航商與相關業者參考。

1.3 研究架構

有關本研究之研究流程如圖 1.5，並分述如下：

第一章緒論：研究背景、研究動機、研究目的，確立研究主題和方向。

第二章文獻回顧：針對散裝海運季節性特性，回顧散裝海運走勢相關文獻，及針對時間序列及因果關係，回顧其 VAR、VECM 和共整合相關文獻之研究方法。

第三章研究方法：說明單根、共整合、VAR 模型、VECM 模型及 Granger 因果關係檢定之模型。

第四章實證分析：定義變數與資料處理後，利用單根和共整合方法檢定變數是否有定態，再使用 VECM 模型、VAR 模型及 Granger 因果關係檢定分析變數間關係。

第五章結論與建議：就實證方法探討波羅地海指數與經濟成長率、鋼鐵指數、農金指數、能源指數等因果關係，並對於後續研究提出建議。



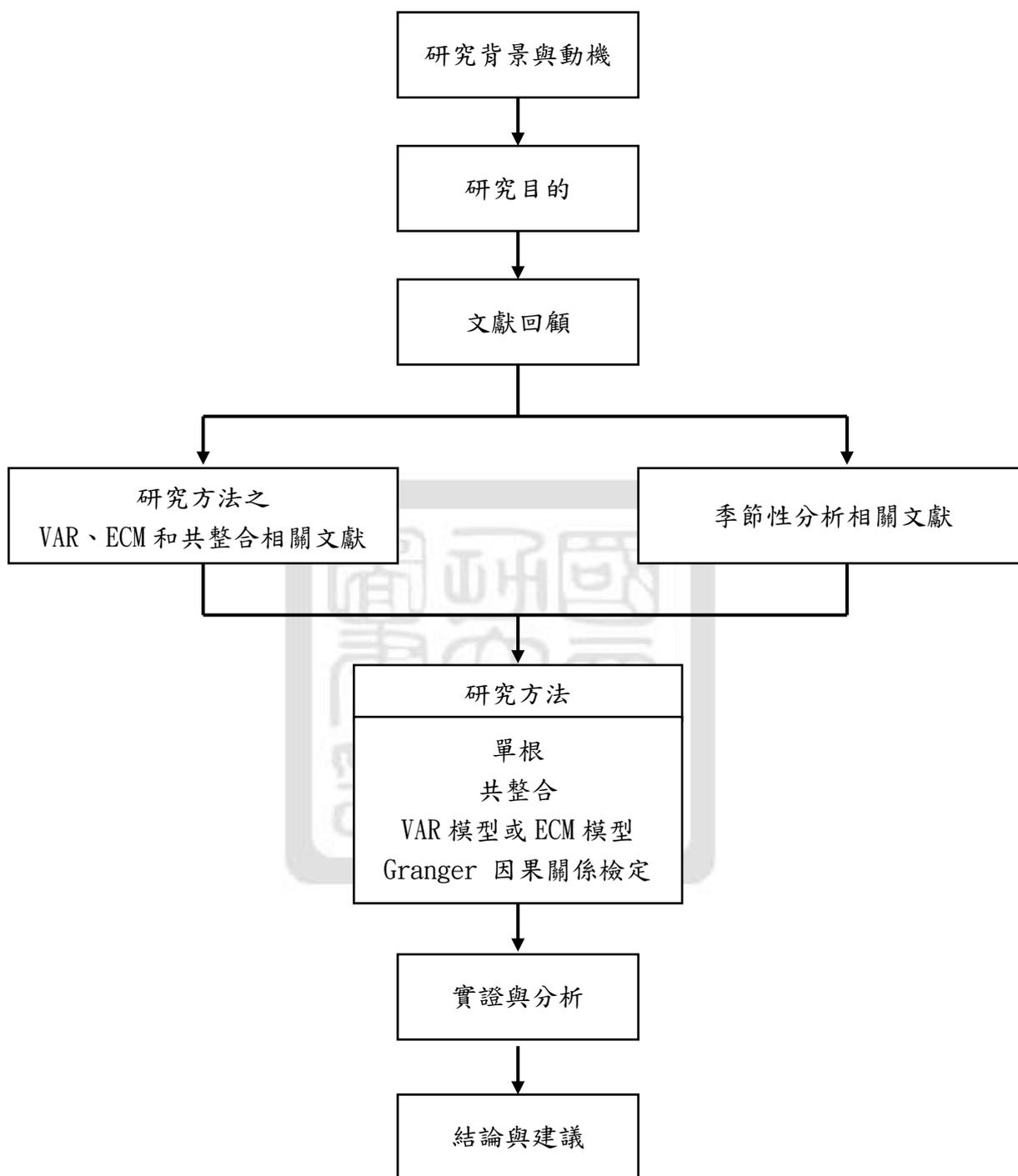


圖 1.5 研究流程

第二章 文獻回顧

2.1 季節性分析相關文獻

Kavussanos & Alizadeh (2001) 利用 ARIMA 和 VAR 模型，分析散裝市場的季節性和運費的時間特性，涵蓋自 1980 年起至 1996 年為止之月資料，分別針對不同船型規模（Capesize，Panamax 和 Handysize）的運費，租金合約期限（現貨，1 年和 3 年）和市場條件（峰谷）進行了對比。經研究結果發現基本上，春季初期，即 3 月和 4 月，運價有所上升，6 月和 7 月份運價大幅下滑。巴拿馬和輕便型即期匯率在秋季也呈上漲趨勢。其結果，雖然沒有隨機季節性的證據，但一年內個別月份運價的確定性季節性則從-18.2%變為 15.3%。大型船舶的現貨匯率與較小的船隻相比出現較高的季節性波動。另外，對於每艘船隻的大小，隨著合同期限的增加，其季節性波動較弱。不同市場條件下運價具有不對稱性的季節性波動，歸因於各市場條件如船舶尺寸、靈活性、路線等公司策略下預期供給的高低彈性。

Kavussanos & Alizadeh (2002) 使用 VAR、ARIMA 模型和馬可夫轉換模型，研究油輪貨運市場的季節性(確定性或隨機性)的存在和性質，在資料期間 1978 年 1 月至 1996 年 12 月對其行業和不同市場條件（擴張性和緊縮性）進行衡量和比較。首先用 VAR、ARIMA 模型發現到，所有貨運系列的隨機季節性的存在被拒絕，而確定性季節性的結果表明 11 月和 12 月的利率上升，1 月至 4 月的利率下降。油輪行業部分季節性格局相似性歸因於這些船舶運輸的商品貿易性質與格局，而其差異來自油輪運輸和石油市場的因素，如船舶尺寸、靈活性、路線等。再使用馬可夫轉換模型，在不同市場條件下的季節性比較，顯示出市場復甦時的季節性波動幅度比市場下滑時的較小變化更為顯著。這與航運市場

擴張和緊縮期預期供應的低和高彈性是一致的。其結果對航運業務有幫助，如預算計畫、船塢停泊時間、船舶調速和重新定位。

Chisté & Van Vuuren (2014) 使用 HP 濾波法和傅立葉分析，研究散裝市場週期性行為。採用 1990 年 1 月到 2001 年 10 月 BDI 指數，經研究結果發現利用 HP 濾波法乾貨運費指數數據分為兩個組成部分，短期波動疊加在長期平均水平上。而這些元素可能表現出或可能不顯示循環行為，因此使用傅立葉分析檢測週期活動，得知短期數據顯示年度週期性，表示全球季節變化對年度需求和供給的影響；長期週期的特點為頻率比較高，有雙峰週期較長的 7 年週期和較短的 4 年週期，而這些週期反映了航運週期，相似於商業或是經濟循環，經濟衰退的經濟周期是經由航運活動的經濟增長，平穩化的活動以及到緊縮。

Poblacion (2015) 使用卡爾曼濾波方法 (Kalman-filter methodology)，研究運價動態隨機季節性行為，資料時間 2009 年 1 月 1 日至 2014 年 2 月 25 日波羅的海定義的五條路線的現貨和遠期的相等租金收益 TCE (Time Charter Equivalent) 和世界油船費率 WS (World Scale) 價格的每周觀察值，提出隨機行為因素模型和季節性因素模型，發現隨機季節性模型的表現優於具有確定性季節性的模型，意謂運價有季節性，而且這個季節性是隨機的而不是確定性的。因此，船主和租船人可以根據事實來適應他們的經營策略：(1) 冬季和春季的運費比夏季和秋季高，而(2) 這些差異不是確定性的，而是隨機的。這些事實對衍生品價值和避險也有重要的影響。

綜合以上文獻，海運市場基本上是有季節性變動，但會隨著不同的市場條件下，如市場規模、經濟環境、航運規模、船舶大小等因素，季節性變動等因子的影響程度會降低。

2.2 VAR、VECM 和共整合相關文獻

溫珮伶(2005) 利用 VAR 和 GARCH 模型探討散裝海運市場運價決定機制及影響因素分析，研究期間為 1999 年 9 月 3 日至 2005 年 6 月 3 日止，以 BPI 和 BCI 海運價格、燃煤價格、原油價格、鋼鐵價格指數探討其之間關係，研究結果發現(1)運價的價格波動較其他市場劇烈，顯示運價的決定繫於海運市場的供需平衡，也受到其他複雜多變因素影響；(2)巴拿馬型船舶的運力介於海峽型船舶與輕便型船舶之間，當海峽型船舶運力或輕便型船舶吃緊時，海運需求會轉入巴拿馬型船舶市場，而大型船舶的運價波動性較小型的大；(3)海運價格 BPI、BCI 不確定性高，且其變動率均受自身前期影響，但前期運價提供經營者制定決策時為重要的參數；(4)油價、煤價及鋼鐵價格等原物料價格皆會影響海運市場價格，意謂原物料的需求會推動海運需求量，但運價似乎不會影響原物料價格，原物料價格主要受到景氣影響，若全球建設蓬勃發展，煤與鋼鐵需求隨之上升，運送價格對其而言不無影響性。

陳續文(2008)，主要是利用 Pesaran et al. 邊界共整合檢定，加上 Johansen 及 Gregory and Hansen 共整合檢定的結果作為參考依據，並使用線性及非線性因果檢定，檢定實質國內生產毛額成長率與股價報酬率之因果關係，採用以十個經濟合作暨發展組織國家澳洲、加拿大、芬蘭、法國、義大利、韓國、墨西哥、瑞士、英國以及美國作為研究對象，資料期間依不同國家有不同期間，大約是從 1960 第一季到 2007 年第二季，共整合檢定結果顯示，加拿大、芬蘭、義大利與美國共計四個國家存在長期均衡關係。線性因果關係檢定結果顯示：澳洲、加拿大、芬蘭、法國、瑞士、英國與美國的股價報酬率對實質 GDP 成長率存在單向因果關係，義大利的兩個變數則互不相關，而韓國則存在線性的反饋因果關係。非線性因果關係結果顯示：加拿大、法國、韓國的股票報酬率

對實質 GDP 成長率存在單向非線性因果關係，芬蘭、瑞士、英國與美國皆檢定出存在反饋非線性因果關係。

Odhiambo (2009)，採用 Pesaran et al. 自我迴歸分配落後模型(ARDL)邊際共整合，考察了坦桑尼亞能源消費與能源消耗之間的跨期因果關係，資料期間為 1971 年到 2006 年，使用人均能源消費總量和人均用電量變量，各個能源消費指標與經濟增長之間存在穩定的長期關係。短期間的因果關係，利用 Granger non-causality 因果檢驗結果表明，從能源消費總量到經濟增長之間存在單向因果關係，以及從電力消費到經濟增長的初步因果關係，總體來說，發現能源消費刺激了坦桑尼亞的經濟增長。

Ozturk & Acaravci (2010)使用兩階段 Engle and Granger 模型，分析阿爾巴尼亞，保加利亞，匈牙利和羅馬尼亞的能源與經濟增長之間的因果關係，資料期間為 1980 年到 2006 年包含其人均能源消耗、人均電力消費和實際人均 GDP 變量為變數。第一步為了探索長期關係，使用自我迴歸分配落後模型 (autoregressive distributed lag - ARDL) 邊際共整合檢驗，得出在阿爾巴尼亞，保加利亞和羅馬尼亞其人均實際國內生產總值和能源消費之間沒有長期關係的和沒有共整合關係，而匈牙利變量之間有長期均衡關係，所以再採用動態誤差修正模型 (ECM) 測試匈牙利變量之間的因果關係，得知其人均能源使用量與實際人均 GDP 之間的關係以及雙向的證據。

He & Wang (2011) 利用共整合和誤差修正模型，分析國際原油和實際價格與世界經濟、世界原油產量與 OECD 石油庫存的關係，資料時間為 1988 年 1 月到 2007 年 12 的月數據，使用 Kilian 經濟指數來反映全球實際經濟狀況，此文獻假定原油實際價格是內生的，建立誤差修正模型，並進行 Granger 因果關係檢驗，其顯示，(1) 國際原油實際價格，OECD 石油庫存和 Kilian 經濟指數存在長期共整合關係。在長期，Kilian 經濟指數對原油實際價格有顯著影響，

彈性大約為 2.05%。(2) 隨著全球經濟擴張以及 OECD 石油庫存下滑，即相對於長期均衡的負向離差加大，原油實際價格上升，反之油價下降。(3) Granger 因果關係檢驗，短期內世界經濟，OECD 石油庫存和世界原油產量變動是原油實際價格變動的 Granger 原因。

Zheng(2012)使用共整合動態應用計量經濟方法，研究散裝貨運輸船舶訂購的內在影響機制，資料來源 2002 年 1 月至 2010 年 6 月的月數據，分析了 3 種主要散裝船型的新船價格、二手船價格和期租金率與新船訂購量之間的動態關係。研究結果表明：不同船型的新船價格之間、二手船價格之間均不存在共整合關係，而各種船型的訂購量、新船價格、二手船價格和一年期租金率之間存在共整合關係；船舶訂購量與一年期租金率負相關，與新船價格正相關；Capsize 型船舶的二手船價格與其訂購量正相關，Panamax 型船舶的二手船價格與其訂購量負相關，Handymax 型船舶的二手船價格與其訂購量關係不顯著；各種船型的一年期租金率對於船舶訂購量的衝擊最大；Handymax 型船舶的新船造價對於訂購量的衝擊在各類船舶中最小；Panamax 型船舶的二手船價格對於訂購量的衝擊是正向的，而 Capsize 型船舶和 Handymax 型船舶二手船價格對於訂購量的衝擊是負向。

Shaki & Medrano (2012)使用 ADF 單根、共整合、誤差修正模型(VECM)、脈衝回應函數和 Granger 因果分析等計量經濟方法，分析亞洲股市和美國主要股市指數關係。其文獻主要關注亞洲（日本、香港、印尼、韓國、馬來西亞、菲律賓、新加坡、泰國和台灣）九大股票市場與美國三大股票市場（道瓊斯，納斯達克和 S&P500），研究期為 1990 年 1 月的第一周至 2007 年 6 月的最後一周的每周 Inform Winner Plus 2000 數據。使用 ADF 單根，分析 9 個亞洲股市和 3 個美國主要股票指數，從原始數據發現，所有股票都存在非平穩狀況，其原始數據使用第一個差異後，結果發現所有變量達到平穩；使用共整合，全球

股市走勢保持穩定。研究顯示 9 個亞洲股市，3 個主要美股指數之間存在線性和長期均衡關係；使用誤差修正模型(VECM)，除了印尼，韓國和馬來西亞外，大多數股票指數存在共整合，這意味著這些指數的短期動態或共整合變量調整達到他們的平衡值；從脈衝回應函數發現到，美國股指在世界上領先於其他市場並沒有受到其他市場波動，其影響力將直接或間接地影響到全球市場，另外發現區域性股指數發展與比起其它地區市場的關係較高，市場屬於經濟發展相似的地區，大部分亞洲股市比起美國指數，日本和香港指數受影響更多。Granger 因果關係，發現到香港股市影響到此區域大部分股票指數。是因為 1997 年以來香港回歸中國與中國有密切關係，也可以說代表中國經濟發展，因為好的公司在中國的股票想在香港市場上市，同時，很多外國公司利用香港在亞洲設立分行進入中國市場，這些因素為香港在亞洲創造了重要的地位。另外也發現到，美國股指為世界上主要地位，尤其是道瓊斯指數，其指數動態走勢在全球股票市場中具有重要意義。

Ko (2013)使用 VAR 模型和時變係數模型，分析散裝市場的期限結構，根據 1992 年 1 月至 2012 年 5 月的月度數據，針對不同船型規模（Capesize，Panamax 和 Handysize）的運費及租金合約期限（現貨，6 個月，1 年和 3 年），得出三種結論(1).利用 VAR 得知長期費率對短期結構性震盪的反應相對較小，差異無統計學意義，但短期結構性震盪對長期費率反應較大，具有統計顯著。(2).利用時數變數調整速度，在現貨溢價下，短期利率下降，但長期上漲，但相反下，沒有證據顯示短期和長期運費的穩定調整速度程式。(3).利用共整合發現到當市場相對高於正常水平(如逆價差)時，隱含的論時傭船租金率(IFTC)對實際論時傭船租金率(TC)的影響變大。在基於 IFTC 預測未來 TC 時，建議比起正價差要更加地重視 IFTC 的逆價差。

郭筱君(2014)利用 ARDL 模型及 ECM 誤差修正模型，探討台灣企業儲蓄與景氣循環變化關係，資料期間為 1962 年到 2012 年，使用實際國內生產毛額成長率、貨幣總計數變動率、通貨膨脹率為變數，透過 ARDL 共整合分析法，結合誤差修正模型(ECM)，分別解讀企業儲蓄率與各變數間長期均衡及短期動態調整關係。得出企業儲蓄與景氣循環變數間具有長期共整合關係，落後一期的實質 GDP 成長率對於企業儲蓄率有負向關係，證明了企業儲蓄是企業用來作為因應景氣循環調節工具。

Chang(2016)使用共整合、誤差修正、Granger 因果關係，研究全球航運船隊的碳排放量，載重噸數 (DWT)，燃料油消耗量以及海洋運輸經濟活動的因果關係，資料時間為 1980 年到 2006 年年資料，討論了碳排放和能源消耗的強度，除了排放彈性和 DWT 之外。(1) 利用單根的 PP & ADF 測試，其在 5% 顯著水準上，表示 1980 年和 2006 年間這些變量之間存在著長期的關係；(2) Granger 因果關係，全球船隊的 DWT 和燃料燃燒的二氧化碳排放量具有 5% 顯著水準的雙向因果關係；GDP 對於二氧化碳排放在 10% 顯著水準，具有單向因果關係；GDP 對於全球船隊的 DWT 在 5% 顯著水準，具有單向因果關係。GDP 和 DWT 在長期和短期內都引發了氣候變化，控制燃油燃燒的政策在管理 DWT 方面是有最有效的。因此較高水平的經濟活動，比起排放成長促使更多的 DWT 成長；和 (3) 燃料油消耗是產生二氧化碳排放的弱外生變量。此研究還發現，減緩成本在增加，因此碳融資在未來可能會更加普遍。

Amann & Middleditch (2017)使用 Granger 因果關係檢定和共整合，評估英國經濟成長與公共債務之間的關係，資料期間涵蓋 1995 年 1 月到 2013 年 12 月，英國實質 GDP 和政府總體總負債的月數據，使用英國國內 GDP 增長率和主債權對 GDP 的比率之每月時間序列數據，測試金融危機的開始和結束進行了兩次結構性破壞，使用單根證實，這兩個結構性破壞在分析中發揮關鍵作用，

省略它們可能導致誤導性的結果。並且使用 Toda & Yamamoto (1995) Granger 檢定和 Johansen (2000) 共整合，修正結構性破壞，發現對於英國的情況，沒有證據表明兩個變量在任一方向上都有直接的因果關係。在線性分析中，發現沒有證據表明在金融危機期間的結構性破裂中，英國經濟增長與債務之間的時間依賴關係，得出結論，直接針對公共支出的任何政策措施只是為了加強經濟增長的希望，可能是一個過於簡單的方法來解決更複雜的經濟問題。

綜合以上文獻，共整合檢定主要觀察變數間是否具有長期均衡關係，其依照變數單根是否有同階或是不同階分別選擇了 Johansen 共整合或是 Pesaran et al. 邊界共整合檢定，並用 VAR 或是 ECM 模型檢定變數間短期互動影響關係，其模型適用於本研究探討散裝市場與經濟成長率、鋼鐵指數、農金指數與能源指數之因果關係。



第三章 研究方法

本研究主要是探討散裝市場與經濟成長率、鋼鐵指數、農金指數與能源指數之連動關係與關聯性，其指數為時間序列資料，因此利用單根檢定、共整合檢定、向量自我迴歸與向量誤差修正模型探討其五個變數關聯性。資料取自2009年Q1至2018年Q1，波羅的海乾散貨指數(BDI)、鋼鐵指數、經濟成長率(GDP)、全球農金指數(DAX)和布蘭特原油期貨。

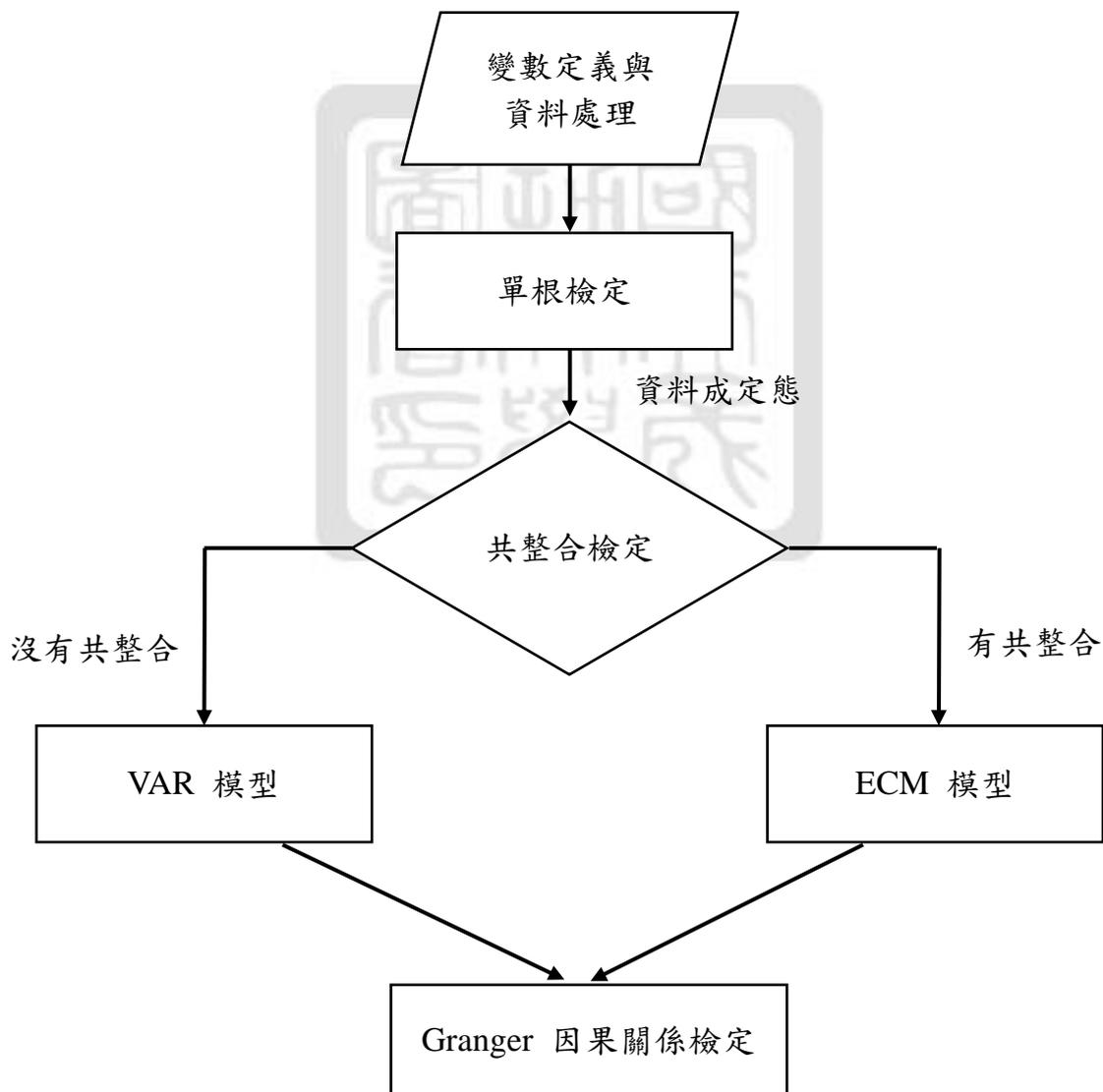


圖 3.1 研究方法流程圖

3.1 單根檢定 (Unit Root test)

若時間序列的統計性質不會隨時間經過而改變，則稱該時間序列是穩定的或是定態的。任何時間序列數據都需要測試單根，以確保數據是否呈現定態。一般單根檢定最常用的是 Fuller (1976) 和 Dickey and Fuller (1979) 所提出的 Dickey-Fuller 單根檢定 (DF 檢定) 與 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定 (ADF 檢定)，以及 Phillips and Perron (1988) 所提出的 PP 單根檢定法。由於 ADF 單根檢定沒有考慮到殘差是否有自我相關及異質變異的問題，而 PP 單根檢定考慮了殘差可能存在自我相關及異質變異，利用無母數方法修正了 ADF 的估計式，並且使其與原來的 ADF 有相同的漸進分配，因此其臨界值亦會相同。因此本研究採用 ADF 檢定法和 PP 檢定法來進行單根檢定。

1. ADF 檢定可分成三種型態：

(1) 無截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

(2) 有截距項、無時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

(3) 有截距項及時間趨勢項

$$\Delta Y_t = \alpha + \gamma t + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

其中， Δ 表一階差分，

ΔY_t 表所要預測的指數，

α 為截距項，

β 為自我迴歸係數，

t 為時間趨勢項，

ε_t 為誤差項，

$\sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-1}$ 為被解釋變數的落後項， p 表示使殘差項，

ε_t 趨近白色噪音的落後期數。

ADF 單根檢定的虛無假設為 $H_0 : \beta = 0$ ，對立假設為 $H_1 : \beta < 0$ ，若拒絕虛無假設，表示拒絕有單根的存在，其波羅的海乾散貨指數、鋼鐵指數、經濟成長率指數、全球農金指數和能源指數為定態，成穩定的狀態。若無法拒絕虛無假設，表示檢定結果接受單根的存在，其五項預測數據為非定態的時間數列，需藉由共整合才可使其為定態的時間數列。

2.PP 檢定:

(1)無時間趨勢項

$$Y_t = \alpha + \alpha_1 Y_{t-1} + \mu_t \quad (3.4)$$

(2)有時間趨勢項

$$Y_t = \alpha + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_1 \left(t - \frac{T}{2} \right) + \mu_t \quad (3.5)$$

其中， α 為截距項， t 為時間趨勢項， T 為樣本的觀察數， μ_t 為殘差項，並且 $E(\mu_t) = 0$ 。PP 檢定允許殘差項 μ_t 可以為弱相依性和異質性，取代了 ADF 檢定建立 μ_t 為相同的獨立分配，因此使用 PP 檢定輔助 ADF 檢定。

3.2 共整合檢定 (Co-Integration)

3.2.1 Johansen 共整合檢定

由於 Granger and Newbold(1974) 提出非定態時間序列間可能會出現假性迴歸問題後，時間數列的研究開始從定態時間數列轉移到非定態時間數列。而因為假性迴歸的發現，使得過去時間數列的實證結果遭到質疑。到 Engle and Granger(1987) 提出共整合理論，指出非定態時間序列假如存在共整合關係時，則假性迴歸的問題就不存在。Engle and Granger(1987) 提出，若一組非定態時間數列變數，透過線性組合後變成定態，則稱為這組非定態變數存在共整合現象，隱含這些變數長期而言，是具有往「均衡方向調整」的特性。

Engle-Granger 兩階段檢定法必須對變數跑迴歸以取殘差，再對殘差作單根檢定，其方式對於小樣本下可能會產生參數估計的誤差，且 Engle-Granger 檢定法限制模型只有一組的共整合關係，當模型若具有多變數的話，則可能在不只有一組的共整合關係。Johansen 共整合檢定可以克服這些問題的，Johansen 提出兩種共整合檢定如下：

1. 跡檢定(Trace Test)

$H_0 : \text{rank}(\pi) \leq r$ ，變數間至多有 r 個的共整合向量

$H_1 : \text{rank}(\pi) > r$ ，變數間至少有 $r + 1$ 個的共整合向量

$$\text{統計量為：}\lambda_{\text{trace}}(\gamma) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.6)$$

其中 $\hat{\lambda}_i$ 為特性根估計值， T 為觀察值。

如果不拒絕虛無假設 H_0 ，表示有 r 組的共整合關係存在，相反地若是拒絕虛無假設，則表示超過 r 組的共整合關係存在。

2. 最大特性根檢定 (Maximum Eigenvalue Test)

H_0 : $\text{rank}(\pi) = \gamma$ ，變數間有 r 個的共整合向量

H_1 : $\text{rank}(\pi) > \gamma$ ，變數間有 $r + 1$ 的共整合向量

$$\text{統計量為：}\lambda_{\text{max}}(\gamma, \gamma + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.7)$$

如果不拒絕虛無假設 H_0 ，表示有 r 組的共整合關係存在，相反地若是拒絕虛無假設，則表示有 $r+1$ 組的共整合關係存在。

以上這兩個測試都假定變量不存在共整合，即 $r=0$ 。若是經過測試後拒絕虛無假設，則需要加入向量進行測試，直到完全接受虛無假設。當結果有一個或多個顯著特性根時，這意味著變量具有長期均衡關係。

3.2.2 自我迴歸分配落後模型 (autoregressive distributed lag – ARDL)

邊際共整合

不管是 Engle-Granger 兩階段檢定法或是 Johansen 共整合檢定法，會受限制為必須所有變數為同一階次才能適用。 $I(0)$ 表示為時間序列數值為原始資料； $I(1)$ 為一階差分，離散函數中連續相鄰兩項之差； $I(2)$ 為二階差分，一階差分的

差分為二階差分。而 Pesaran et al. (2001) 提出自我迴歸分配落後模型 (autoregressive distribution lag model, ARDL)，其模型相較傳統共整合模型，其優點如下：(1)在檢定過程中，並不需要考慮變數的階次，無論變數為定態 I(0) 或非定態 I(1)，甚至同時為 I(0)或 I(1)，都不會影響檢定的結果，但其變數不能為 I(2)。(2)改善當資料為小樣本時，檢定力低弱的問題。(3)不同的變量可以分配不同的落後期長度。其模型如下：

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1, j=1}^{n, q} \gamma_i \Delta X_{it-j} + \theta_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^n \theta_i X_{it-1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

其中 α 為常數項， β_i 及 γ_i 為自變係數及 Peasran et al. (2001) 提出以 Wald 統計值或 F 統計值的邊界檢定，其虛無假設為變數間不存在共整合關係。即：

$$H_0 : \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n = 0$$

$$H_1 : \theta_0 = \theta_1 = \theta_2 = \dots = \theta_n \neq 0$$

當 F 值大於 I(1) 的臨界值，則拒絕 H_0 ，表示模型中的變數具有長期關係；

當 F 值小於 I(0) 的臨界值，則無法拒絕 H_0 ，代表變數間不具有長期關係；

當 F 值介於 I(0) 及 I(1) 之間，則結果是不確定的。

3.3 向量自我迴歸 (Vector Autoregression Model)

Sims(1980) 所提出向量自我迴歸模型，簡稱 VAR 模型。傳統計量模型中，經濟變數內生或是外生認定不易，因此提出將所有變數都當成內生變數，進行分析時依據資料本身的特性，克服內外生變數認定的質疑，避免了任意限制經濟變數之間的關係。

其模型為：

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

$$E(\varepsilon_t) = 0$$

$$E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = \Sigma \neq 0$$

$$E(\varepsilon_t, y_{t-1}) = 0$$

y_t 為內生向量迴歸

p 為時間滯留的長度

A_i 為係數向量

α 為常數向量

ε_t 為誤差值

$E(\varepsilon_t) = 0$ 為每個迴歸預期的誤差值等於零

$E(\varepsilon_t \varepsilon_t) = \Sigma \neq 0$ 為對角線和共變異數向量，其值不等於零，那就意味著交互功能的同時性錯誤與其他相關。

$E(\varepsilon_t, y_{t-1}) = 0$ 每個函數都有獨立的時間序列標準、誤差和滯後期，其是相互獨立的。

向量自我迴歸模型，主要目的是預測某一個變數改變對在模型中的所有變數的影響，其稱為「衝擊反應函數」。除此之外，向量自我迴歸模型也常利用「預測誤差變異數分解」來分析變數之間的變動關係。以下兩小節分別介紹衝擊反應函數和預測誤差之變異數分解。

3.3.1 衝擊反應函數 (Impulse Response Function)

衝擊反應主要分析當其他衝擊不變下，特定衝擊對於內生變數動態之影響。Sims(1980)建議將向量自我迴歸模型，經由 Wold 分解定理(Wold Decomposition Theorem)轉換成移動平均(Moving Average, MA)的形式，其過程如下：

$$y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

$$y_t - \sum_{i=1}^p A_i y_{t-i} = \alpha + \varepsilon_t$$

$$(y_t - A_1 y_{t-1} - A_2 y_{t-2} - \dots - A_p y_{t-i}) = \alpha + \varepsilon_t$$

利用落遲運算元推導出以下：

$$(1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) y_t = \alpha + \varepsilon_t$$

$$y_t = (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} \alpha + (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} \varepsilon_t$$

$$y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.11)$$

其中 λ 為 $(n \times 1)$ 的常數矩陣， C_i 為 $(n \times n)$ 的矩陣，且 C_0 為單位矩陣。

其上式中，每一個變數都可以表示由模型內所有變數的當期和落後期隨機衝擊項的線性組合。若隨機衝擊項與當期無關，則可求的唯一預測誤差變異數分解百分比，並沒有自我相關的問題，但隨機衝擊項具有當期相關性質存在時，經常使用 Cholesky 分解法 (Cholesky FaktORIZATION) 來處理正交化

(Orthogonalization)過程來除去當期相關性，其方法是把上式加入下三角矩陣 K (lower triangular matrix)為：

$$y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i K K^{-1} \varepsilon_{t-1} \quad (3.12)$$

$$y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} R W_{t-1} \quad (3.13)$$

令 $R = C_i K$ ， $W_{t-1} = K^{-1} \varepsilon_{t-1}$ ，其中 W_{t-1} 為無自我相關及無當期相關隨機衝擊項。藉由衝擊反應函數的變化，可以觀察模型中變數間相互影響之關係。

3.3.2 預測誤差變異數分解 (Variance Decomposition)

預測誤差變異數分解是用來計算某一個變數的預測誤差變異，有多少比例是由其他變數之預測誤差變異所貢獻。藉由 y_t 向前推算 n 期可以能到一個 y_{t+n} 的向量，並將 y_{t+n} 取期望值可以得到 $E y_{t+n}$ 的向量，其向前 n 期預測時的誤差可表示：

$$y_{t+n} - E y_{t+n} \quad (3.14)$$

利用(3.10)可以將上式導出：

$$\begin{aligned} y_{t+n} - E y_{t+n} &= \sum_{i=0}^{n-1} C_i \varepsilon_{t+n-i} \\ &= \varepsilon_{t+n} + C_1 \varepsilon_{t+n-1} + C_2 \varepsilon_{t+n-2} + \cdots + C_{n-1} \varepsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (3.15)$$

$$\begin{aligned} \sigma_y^2 = \text{MSE}(E_t y_{t+n}) &= \sum_{j=1}^n \text{Var}(\varepsilon_{jt}) (a_j a_j + c_1 a_j a_j c_1 + c_2 a_j a_j c_2 + \cdots \\ &\quad + c_{n-1} a_j a_j c_{n-1}) \end{aligned}$$

而 y_t 向前推算 n 期的預測誤差變異，來自第 j 個變數所帶來的預測誤差變異為：

$$\sigma_j^2 = \text{Var}(\varepsilon_{jt})(a_j \hat{a}_j + c_1 a_j \hat{a}_j \hat{c}_1 + c_2 a_j \hat{a}_j \hat{c}_2 + \cdots + c_{n-1} a_j \hat{a}_j \hat{c}_{n-1})$$

其所占 y_t 之預測誤差變異的比率為： σ_j^2 / σ_y^2 。

經由誤差變異數分解可觀察影響各變數之最顯著來源為自身或其他變數。

3.4 誤差修正模型 (Error Correction Model)

向量自我迴歸模型並沒有考慮到變數間若存在有共整合關係，如果變數都具有單根且無共整合關係，可以利用 VAR 模型進行分析。但變數之間存在共整合關係時，此時如果使用 VAR 模型分析，將無法分析出變數在長期下的均衡關係，因此當變數有共整合關係時，就是變量有長期均衡關係，但短期內這些變量會有偏差現象，須將整合誤差項加入，即成向量誤差修正模型。

Engle and Granger (1987) 提出的「Granger 表現定理」(Granger representation theorem)，可以利用誤差修正模型來描述變數之間的長期均衡關係與短期的動態調整。當外生衝擊發生時，造成變數之間發生短期失衡現象，透過向量誤差修正模型調整，經由誤差修正項將短期失衡狀況逐漸調整至長期均衡狀態。

其模型：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \sum_{j=1}^p P_j \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.16)$$

其中， α 為截距項

β 為長期誤差修正項的調整係數

Y_{t-1} 為誤差修正項

P_j 為短期的動態調整

ε_t 為誤差項

若是經由 ARDL 邊際共整合模型，確認模型間的變數具有長期關係後，就進一步使用誤差修正模型（error correction model, ECM）分析變數間短期動態調整關係，稱之為 ARDL-ECM，其模型如下：

$$\Delta Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{i=1, j=1}^{n, q} \gamma_i \Delta X_{it-j} + \lambda \text{ecm}_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

其 ecm_{t-1} 即為誤差修正項。

3.5 Granger 因果關係檢定 (Granger Causality test)

Granger (1969) 提出由預測能力的角度來定義變數的因果關係，在自迴歸模型中透過一系列的檢定進而揭示不同變量之間的時間落差相關性，如果額外增加一個變量 X 來解釋變量 Y 的更多行為，且可以減少變量 Y 的條件方差，稱 X Granger 影響 Y。使用雙因子 VAR 模型決定其變數間的因果關係，其模型為：

$$\begin{aligned} X_t &= c + \sum_{i=1}^p \alpha_i X_{t-i} + \sum_{i=1}^p \beta_i Y_i + \varepsilon_t \\ Y_t &= d + \sum_{i=1}^p \gamma_i Y_{t-i} + \sum_{i=1}^p \delta_i X_i + \mu_t \end{aligned} \quad (3.18)$$

其假設檢定為：

$$\begin{cases} H_{01} : \beta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p \\ H_{02} : \delta_i = 0, i = 1, 2, \dots, p \end{cases}$$

$$\begin{cases} H_{11} : \beta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, p \\ H_{12} : \delta_i \neq 0, i = 1, 2, \dots, p \end{cases}$$

其檢定結果為：

1. 若僅拒絕 H_{02} 虛無假設，表示 X 會影響 Y，即 X 領先 Y 變數。
2. 若僅拒絕 H_{01} 虛無假設，表示 Y 會影響 X，即 Y 領先 X 變數。
3. 若同時拒絕 H_{01} 和 H_{02} 虛無假設，表示 X 和 Y 變數間存在因果關係，其變數間有回饋關係。
4. 若同時無法拒絕 H_{01} 和 H_{02} 虛無假設，表示 X 和 Y 變數間無因果關係，其變數為互相獨立的變數。

F 檢定統計求取可經由估計受虛無假設成立下的限制的模型及未受限制下的完整迴歸方程式而得，其為：

$$F = \frac{(SSE_r - SSE_c)/P}{SSE_c / (N - 2p - 1)} \quad (3.19)$$

其中， SSE_r 為受限制模式下的殘差平方和

SSE_c 為完整迴歸模式下的殘差平方和

N 為樣本個數

P 為落後期數

第四章 實證分析

4.1 資料與變數說明

本研究主題是分析散裝市場運價是受到本身主要與載運貨運量，全球經濟景氣，以及燃料價格的因果關係，因此 BDI 指數為應變數，而實質全球 GDP 成長率、CRU 鋼鐵指數、DAX 農金指數，及布蘭特原油期貨為自變數。圖 4.1，觀測 2008 年至今約 10 年的 BDI 指數、CRU 指數、DAX 指數、全球實質 GDP 成長率以及布蘭特原油期貨走勢，數據因受到金融海嘯影響，其前後年度數據漲跌大，避免特例的數據影響檢驗的干擾，需排除變異性的數據，因此資料採取自從 2009 年 1 月後的資料。由於全球 GDP 成長率，只有每三個月一季公布其成長率，為了配合 GDP 成長率季資料特性，其他四個變數資料，利用連續三個月月末資料加總後除以 3 表示為季資料。因此本研究的資料時間使用為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1。

其各數據資料來源如下：

1. BDI 指數：發布機關為英國倫敦波羅的海交易所，資料期間為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，共 37 筆資料，資料取自 Value500 投資導航。變數表示為 BDI。
2. 實質全球 GDP 成長率：資料期間為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，共 37 筆資料，資料取自世界銀行。變數表示為 GDP。
3. CRU 全球鋼鐵指數：發布機關為英國的商品研究機構，資料期間為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，共 37 筆資料，資料取自中國前瞻數據庫。變數表示為 CRU。
4. DAX 全球農金指數：發布機關為德意志證交所集團，資料期間為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，共 37 筆資料，資料取自 MARKETS INSIDER。變數表示為 DAX。

5. 布蘭特原油期貨：資料期間為 2009 年 Q1 到 2018 年 Q1，共 37 筆資料，資料取自鉅亨網。變數表示為 OIL。

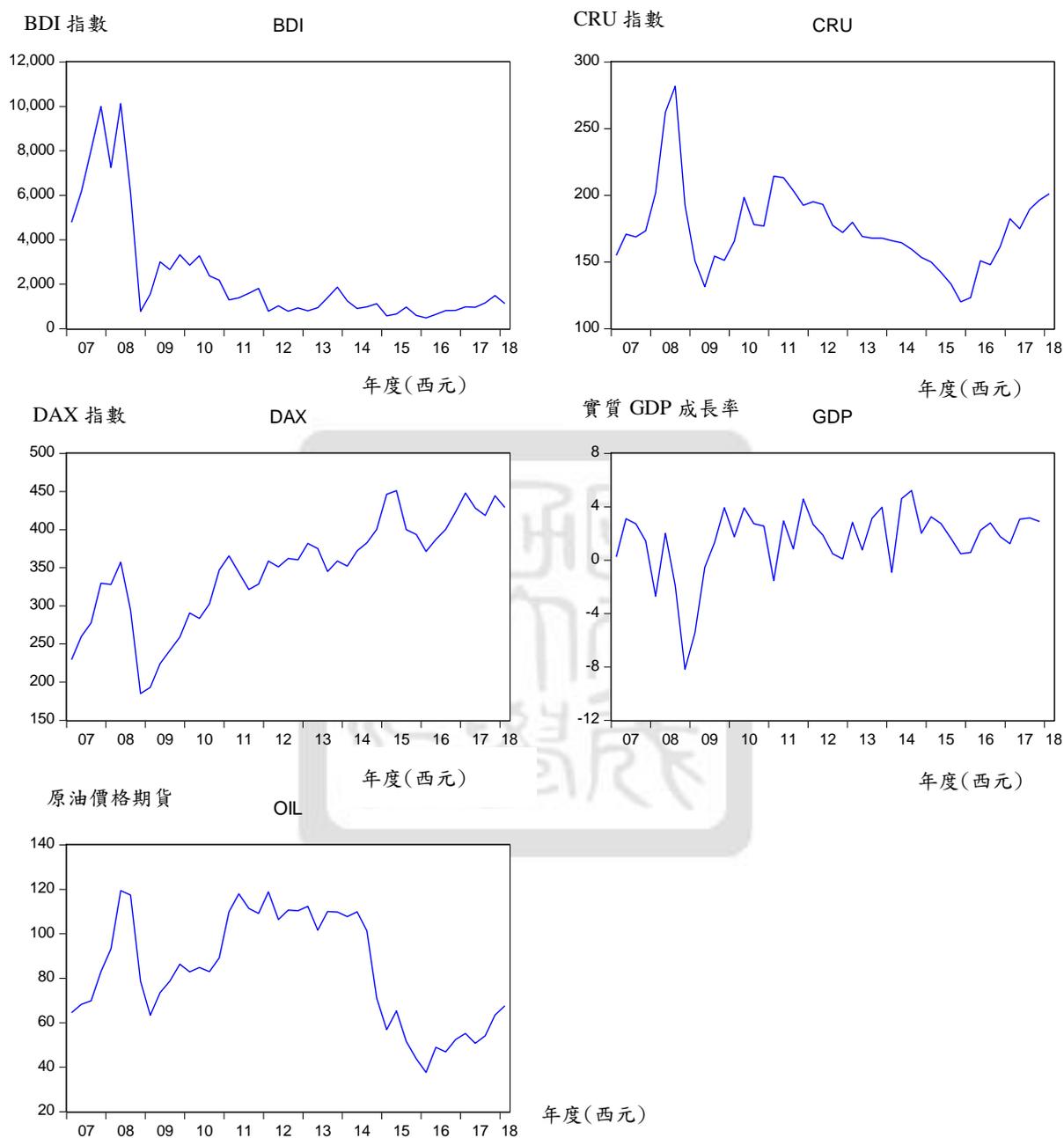


圖 4.1 BDI 指數、鋼鐵指數、農金指數、能源指數與 GDP 指數原始數據

4.2 單根檢定

時間序列數據再分析之前，需要檢視其資料是否是平穩性 $I(0)$ ，或是非平穩性 $I(1)$ 、 $I(2)$ 的形式，才能決定採取最適因果關係檢定方式。數據採用對數進行單根檢定(表 4.1)，GDP 在單根檢定未差分狀況下，其 ADF 和 PP 單根檢定，P-Value 都小於 0.05，表示說 GDP 的時間序列無單根，資料成定態形式。DAX 在單根檢定原始資料下，ADF 單根檢定含有截距項，以及 PP 單根檢定含有截距項、有截距項及時間趨勢，其結果為定態形式。而 BDI 指數、CRU 指數、布蘭特原油期貨在三種單根檢定模式下，不管是 ADF 或是 PP 檢定，其他變數都大於臨界值 5% 的顯著水準，表示其時間序列具有單根，資料成非定態的型式。

若檢定變數間存在不同階級，就無法使用 Johansen 共整合分析其長期因果關係，若是要使用 ARDL 變態共整合檢定，就需要確保其變數沒有 $I(2)$ 。表 4.2 為做一階差分後，三種單根模式的檢定，其結果大部分的數值都小於臨界值 5% 的顯著水準，拒絕虛無假設，說明其變數為整合階次 $I(1)$ 的非定態變數。要探討變數 $I(0)$ 和 $I(1)$ 間關係，需要藉由 Pesaran et al. (2001) 邊界檢定法進行共整合檢定，其優點在於不需考慮變數的共整合階次，亦即無論變數具有 $I(0)$ 或 $I(1)$ 的特性，均可進行檢定。

表 4.1 單根檢定-未經過差分

變數	ADF 檢定			PP 檢定		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
BDI	-0.2984 (0.5712)	-1.9258 (0.3172)	-2.6097 (0.2785)	-0.3317 (0.5587)	-1.8021 (0.3736)	-2.6761 (0.2518)
GDP	-3.5809* (0.0007)	-4.9788* (0.0002)	-4.9147* (0.0017)	-3.6366* (0.0006)	-4.9708* (0.0003)	-4.9075* (0.0018)
CRU	0.5258 (0.8247)	-1.6003 (0.4721)	-1.5552 (0.7908)	0.5210 (0.8235)	-1.7851 (0.3816)	-1.7494 (0.7080)
DAX	1.9999 (0.9875)	-3.8887* (0.0051)	-3.2885 (0.0848)	1.9999 (0.9875)	-5.0251* (0.0002)	-5.6492* (0.0002)
OIL	-0.0030 (0.6751)	-1.1454 (0.6869)	-2.0929 (0.5322)	-0.0179 (0.6702)	-1.3202 (0.6096)	-2.1458 (0.5040)

註：

1. ADF 檢定的最適落後期數是透過軟體 E-VIEWS 10.0 所自動選取，其選取為 SBIC 標準。
PP 檢定的最適落後期數由 E-VIEWS 10.0 帶入預設 Newey-West Bandwidth，選取小於 $4(T/100)^{2/9}$ 所計算的最大整數當作建議值，並使用 Bartlett kernel 的預估方式。

2. 5% 的顯示水準

None-無截距項及時間趨勢項：-1.9504

Intercept-有截距項、無時間趨勢項：-2.9458

Trend and Intercept-有截距項及時間趨勢項：-3.5403

3. *代表 5% 顯著水準下顯著，ADF 檢定和 PP 檢定拒絕虛無假設，即無單根存在。

表 4.2 單根檢定-經過差分

變數	ADF 檢定			PP 檢定		
	None	Intercept	Trend and Intercept	None	Intercept	Trend and Intercept
BDI	-7.5149* (0.0000)	-7.4398* (0.0000)	-7.4732* (0.0000)	-7.7315* (0.0000)	-7.7887* (0.0000)	-10.2260* (0.0000)
CRU	-6.4059* (0.0000)	-6.4438* (0.0000)	-6.3379* (0.0000)	-6.3738* (0.0000)	-6.3974* (0.0000)	-6.3074* (0.0000)
DAX	-4.8572* (0.0000)	_____	-5.2468* (0.0008)	-4.8450* (0.0000)	_____	_____
OIL	-5.1715* (0.0000)	-5.0958* (0.0002)	-5.0206* (0.0014)	-5.1676 (0.0000)	-5.0958 (0.0002)	-5.0206 (0.0014)

註：

1. ADF 檢定的最適落後期數是透過軟體 E-VIEWS 10.0 所自動選取，其選取為 SBIC 標準。

PP 檢定的最適落後期數由 E-VIEWS 10.0 帶入預設 Newey-West Bandwidth，選取小於 $4(T/100)^{2/9}$ 所計算的最大整數當作建議值，並使用 Bartlett kernel 的預估方式。

2. 5% 的顯示水準

None-無截距項及時間趨勢項：-1.9507

Intercept-有截距項、無時間趨勢項：-2.9484

Trend and Intercept-有截距項及時間趨勢項：-3.5443

3. *代表 5% 顯著水準下顯著，ADF 檢定和 PP 檢定拒絕虛無假設，即無單根存在。

4.3 邊際共整合檢定

由 4.1 單根檢定結果得知，BDI 指數、鋼鐵指數、農金指數與布蘭特原油期貨和 GDP 指數為不同階次 $I(0)$ 和 $I(1)$ 。若是藉由 Johansen 共整合檢定，其先決條件只能變數在同等階次 $I(1)$ 下，才能確認這些指數是否具有長期均衡關係存在。因此本研究採用 Pesaran et al. (2001) 邊界檢定法進行共整合檢定，此檢定方法不需考慮到變數共整合階次，同時也改善當資料為小樣本時檢定力低落的問題。

藉由 EViews 10.0 版本，使用 ARDL 模型，利用 AIC 來做 ARDL 模型最適落後期數，設立因變量和主體迴歸因子的最適落後期數設置為 5，其結果為表 4.3，其模型有 6480ARDL，其中最佳模型為 ARDL(5, 5, 5, 5, 3)。

ARDL 模型成立的先決條件是為了確保模型中的殘差是互相獨立的，沒有時間序列相關，使用 Q 檢定來確保參數估計一致性，其檢驗結果為 4.4，在落後期數 5 期下方程式所產生的殘差，並無自我相關。

在 6480 個 ARDL 模型中，儘管最終選擇了 ARDL(5, 5, 5, 5, 3)，本研究進一步追蹤模型其他參數，圖 4.2 可以觀察出其他模型前 20 個最小化 AIC，及表 4.5 模型選擇標準包含 AIC、BIC、HQ 及調整過後的 R-squared 可以看觀察出，ARDL(5, 5, 5, 5, 3) 為最佳模型。

表 4.3 ARDL 模型(AIC 為最適落後期數)

Selected Model: ARDL(5, 5, 5, 5, 3)

Variable	Coefficient	Std. Error	Statistic	Prob.*
LOG_BDI(-1)	-0.0110	0.1515	0.0729	0.9447
LOG_BDI(-2)	0.0500	0.0977	0.5117	0.6307
LOG_BDI(-3)	0.2265	0.1080	2.0968	0.0901
LOG_BDI(-4)	0.3224	0.1028	3.1350	0.0258*
LOG_BDI(-5)	-0.2408	0.0774	3.1123	0.0265*
LOG_CRU	0.5211	0.5376	0.9694	0.3769
LOG_CRU(-1)	0.1630	0.5952	0.2739	0.7951
LOG_CRU(-2)	0.0753	0.4756	0.1583	0.8804
LOG_CRU(-3)	-0.0251	0.5971	0.0421	0.9681
LOG_CRU(-4)	-0.7798	0.5403	1.4432	0.2086
LOG_CRU(-5)	0.9876	0.4061	2.4322	0.0592
LOG_DAX	1.6080	0.6560	2.4512	0.0579
LOG_DAX(-1)	-2.9071	0.8109	3.5849	0.0158*
LOG_DAX(-2)	2.7478	0.7217	3.8075	0.0125*
LOG_DAX(-3)	0.1098	0.8481	0.1295	0.9020
LOG_DAX(-4)	1.6934	0.8047	2.1044	0.0892
LOG_DAX(-5)	-3.1651	0.7448	4.2498	0.0081*
LOG_GDP	0.0664	0.0294	2.2581	0.0735
LOG_GDP(-1)	0.0250	0.0293	0.8525	0.4329
LOG_GDP(-2)	-0.0026	0.0315	0.0823	0.9376
LOG_GDP(-3)	-0.1576	0.0286	5.5039	0.0027*
LOG_GDP(-4)	-0.0851	0.0403	2.1112	0.0885
LOG_GDP(-5)	-0.1615	0.0389	4.1558	0.0089*
LOG_OIL	-0.2996	0.2261	1.3251	0.2424
LOG_OIL(-1)	1.2122	0.2999	4.0424	0.0099*
LOG_OIL(-2)	-1.3550	0.2755	4.9179	0.0044*
LOG_OIL(-3)	0.2680	0.2739	0.9784	0.3728

R-squared 0.9923

Adjusted R-squared 0.9527

表 4.4 Q 檢定-殘差沒有自我相關

	AC	PAC	Stat	Prob*
1	-0.2430	-0.2430	2.0789	0.1490
2	-0.0280	-0.0920	2.1065	0.3490
3	-0.1800	-0.2250	3.3244	0.3440
4	-0.0070	-0.1320	3.3261	0.5050
5	0.1050	0.0370	3.7688	0.5830
6	-0.1720	-0.2080	5.0029	0.5430
7	0.1530	0.0470	6.0194	0.5370
8	-0.2440	-0.2380	8.7100	0.3670
9	0.1700	0.0000	10.0780	0.3440
10	-0.1210	-0.1470	10.8030	0.3730
11	0.0720	-0.0490	11.0690	0.4370
12	-0.0680	-0.1640	11.3240	0.5010
13	0.0870	0.0600	11.7630	0.5470
14	0.0470	-0.0640	11.8980	0.6140
15	-0.0670	0.0010	12.1860	0.6650
16	-0.0400	-0.1850	12.2920	0.7240
17	-0.0600	-0.0480	12.5530	0.7660
18	0.0570	-0.1670	12.8070	0.8030
19	-0.0710	-0.1170	13.2270	0.8270
20	0.2190	0.0660	17.5870	0.6150
21	-0.0060	0.1080	17.5900	0.6750
22	0.0280	0.0340	17.6750	0.7250
23	-0.0170	0.1440	17.7100	0.7730
24	-0.1240	-0.1150	19.7980	0.7080

Akaike Information Criteria (top 20 models)

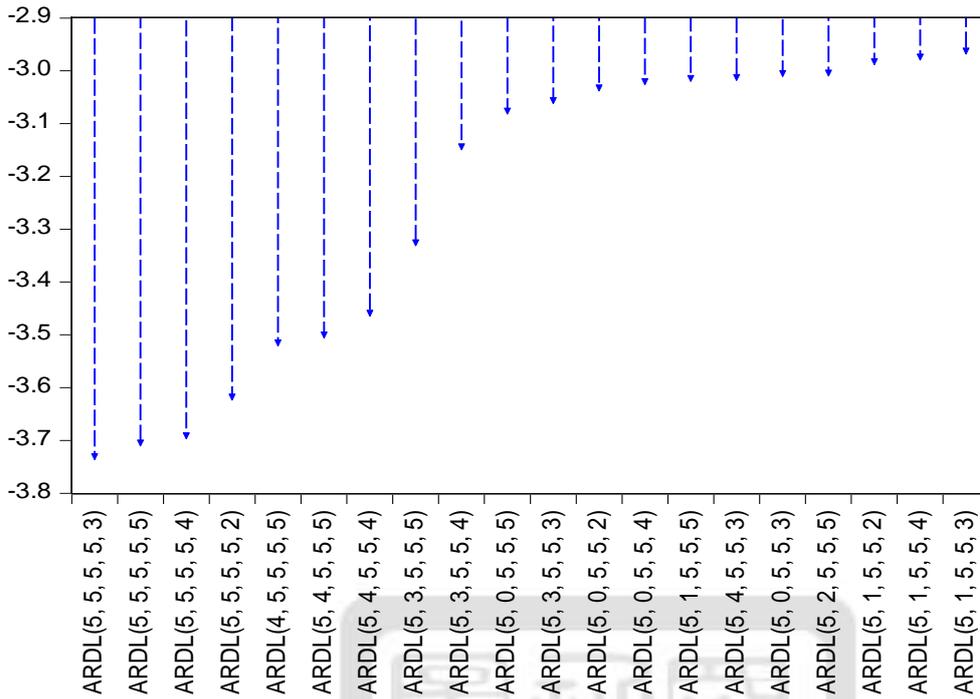


圖 4.2 前 20 個 AIC 模型

表 4.5 模型選擇標準表

Model	LogL	AIC*	BIC	HQ	Adj. R-sq	Specification
3	86.6765	-3.7298	-2.4931	-3.3198	0.9527	ARDL(5, 5, 5, 5, 3)
1	88.2626	-3.7039	-2.3756	-3.2636	0.9287	ARDL(5, 5, 5, 5, 5)
2	87.0481	-3.6905	-2.4080	-3.2654	0.9423	ARDL(5, 5, 5, 5, 4)
4	83.8736	-3.6171	-2.4262	-3.2223	0.9531	ARDL(5, 5, 5, 5, 2)
1297	84.2318	-3.5145	-2.2320	-3.0894	0.9312	ARDL(4, 5, 5, 5, 5)
217	83.9945	-3.4997	-2.2171	-3.0745	0.9302	ARDL(5, 4, 5, 5, 5)
218	82.3350	-3.4584	-2.2217	-3.0485	0.9380	ARDL(5, 4, 5, 5, 4)
433	80.1933	-3.3246	-2.0879	-2.9146	0.9292	ARDL(5, 3, 5, 5, 5)
434	76.2884	-3.1430	-1.9521	-2.7483	0.9247	ARDL(5, 3, 5, 5, 4)
1081	73.2039	-3.0752	-1.9759	-2.7109	0.9318	ARDL(5, 0, 5, 5, 5)
435	73.8914	-3.0557	-1.9106	-2.6761	0.9250	ARDL(5, 3, 5, 5, 3)
1084	69.5070	-3.0317	-2.0698	-2.7128	0.9372	ARDL(5, 0, 5, 5, 2)
1082	71.3163	-3.0198	-1.9663	-2.6706	0.9315	ARDL(5, 0, 5, 5, 4)
865	73.2145	-3.0134	-1.8683	-2.6338	0.9217	ARDL(5, 1, 5, 5, 5)
219	74.1843	-3.0115	-1.8206	-2.6168	0.9141	ARDL(5, 4, 5, 5, 3)
1083	70.0717	-3.0045	-1.9968	-2.6705	0.9333	ARDL(5, 0, 5, 5, 3)

估算 ARDL 模型的主要目的是將其用作應用邊界測試的基礎，再確認 ARDL(5, 5, 5, 5, 3)沒有殘差自我相關及最佳模型後，假設檢定是設定零假設是變量之間不存在長期關係，利用軟體 E-VIEWS 10.0，其結果為表 4.6，邊際測試 F 統計量為 12.4486，明顯超過 1% 上限的臨界值，因為拒絕了沒有長期關係的假設，表示其有共整合現象，有長期關係。

表 4.6 邊界檢定表

F-Bounds Test				
Test Statistic	Value	Signif.	I(0)	I(1)
F-statistic	12.4486	10%	1.9	3.01
k	4	5%	2.26	3.48
		2.50%	2.62	3.9
		1%	3.07	4.44

由表 4.7 ARDL 長期均衡關係結果可見，落後一期到四期的 CRU 指數沒有顯著性，說明了 CRU 鋼鐵指數變動不能解釋 BDI 指數變化。落後一期到四期的全球實質 GDP 成長率有顯著性，其迴歸係數為正向，表示全球景氣與散裝海運運價指數具有正向關係，海運運價指數會隨著全球景氣做波動。DAX 全球農金指數在落後一期迴歸係數-1.3858 和四期迴歸係數 3.1651 有顯著性，但影響正負方向性不一致，需待後續研究深入探討原因。布蘭特原油期貨只有在落後一期有顯著型，原油價格會影響 BDI 指數變化。

根據 Granger 表現定理 (Granger Representation Theorem)，若存在共整合的關係，則變數間存在長期均衡關係，但短期內這些變數會有偏差的現象，因此需要估計的模型必須考慮誤差修正項，否則會出現模型誤設的偏誤，下節使用誤差修正模型，探討變數間短期關係。

表 4.7 ARDL 長期均衡關係

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
LOG_BDI(-1)	-0.6530	0.1196	5.4597	0.0028*
LOG_CRU(-1)	0.9421	0.4516	2.0859	0.0914
LOG_DAX(-1)	0.0867	0.2420	0.3583	0.7347
LOG_GDP(-1)	-0.3154	0.0936	3.3683	0.0199*
LOG_OIL(-1)	-0.1743	0.2311	0.7542	0.4847
D(LOG_BDI(-1))	-0.3580	0.1355	2.6425	0.0458*
D(LOG_BDI(-2))	-0.3080	0.1263	2.4391	0.0587
D(LOG_BDI(-3))	-0.0815	0.1035	0.7879	0.4664
D(LOG_BDI(-4))	0.2408	0.0774	3.1123	0.0265*
D(LOG_CRU)	0.5211	0.5376	0.9694	0.3769
D(LOG_CRU(-1))	-0.2580	0.6365	0.4053	0.7020
D(LOG_CRU(-2))	-0.1827	0.6178	0.2957	0.7793
D(LOG_CRU(-3))	-0.2078	0.5194	0.4002	0.7056
D(LOG_CRU(-4))	-0.9876	0.4061	2.4322	0.0592
D(LOG_DAX)	1.6080	0.6560	2.4512	0.0579
D(LOG_DAX(-1))	-1.3858	0.4496	3.0825	0.0274*
D(LOG_DAX(-2))	1.3619	0.5406	2.5194	0.0532
D(LOG_DAX(-3))	1.4717	0.5951	2.4730	0.0563
D(LOG_DAX(-4))	3.1651	0.7448	4.2498	0.0081*
D(LOG_GDP)	0.0664	0.0294	2.2581	0.0735
D(LOG_GDP(-1))	0.4067	0.0828	4.9128	0.0044*
D(LOG_GDP(-2))	0.4042	0.0706	5.7266	0.0023*
D(LOG_GDP(-3))	0.2466	0.0593	4.1587	0.0088*
D(LOG_GDP(-4))	0.1615	0.0389	4.1558	0.0089*
D(LOG_OIL)	-0.2996	0.2261	1.3251	0.2424
D(LOG_OIL(-1))	1.0870	0.2756	3.9444	0.0109*
D(LOG_OIL(-2))	-0.2680	0.2739	0.9784	0.3728

4.4 誤差修正模型

前一節共整合檢定的結果，其變量間存在長期均衡關係，因此，若短期偏離均衡狀態，如何修復至均衡狀態，即是誤差修正模型探討的問題。表 4.8 顯示出長期均衡誤差項為-0.6530，為短期動態均衡將負向收斂調整向長期均衡，且估計值顯著。

表 4.8 ARDL-ECM

Variable	Coefficient	Std. Error	t-Statistic	Prob.
D(LOG_BDI(-1))	-0.3580	0.0675	-5.3004	0.0032*
D(LOG_BDI(-2))	-0.3080	0.0690	-4.4638	0.0066*
D(LOG_BDI(-3))	-0.0815	0.0688	-1.1848	0.2893
D(LOG_BDI(-4))	0.2408	0.0540	4.4581	0.0067*
D(LOG_CRU)	0.5211	0.2924	1.7824	0.1348
D(LOG_CRU(-1))	-0.2580	0.2629	-0.9812	0.3716
D(LOG_CRU(-2))	-0.1827	0.2456	-0.7438	0.4904
D(LOG_CRU(-3))	-0.2078	0.3115	-0.6671	0.5342
D(LOG_CRU(-4))	-0.9876	0.2166	-4.5598	0.0061*
D(LOG_DAX)	1.6080	0.4476	3.5923	0.0157*
D(LOG_DAX(-1))	-1.3858	0.3151	-4.3975	0.0070*
D(LOG_DAX(-2))	1.3619	0.3426	3.9753	0.0106*
D(LOG_DAX(-3))	1.4717	0.3946	3.7293	0.0136*
D(LOG_DAX(-4))	3.1651	0.4953	6.3899	0.0014*
D(LOG_GDP)	0.0664	0.0180	3.6935	0.0141*
D(LOG_GDP(-1))	0.4067	0.0357	11.3993	0.0001*
D(LOG_GDP(-2))	0.4042	0.0385	10.5095	0.0001*
D(LOG_GDP(-3))	0.2466	0.0348	7.0850	0.0009*
D(LOG_GDP(-4))	0.1615	0.0219	7.3722	0.0007*
D(LOG_OIL)	-0.2996	0.1389	-2.1566	0.0835
D(LOG_OIL(-1))	1.0870	0.1564	6.9508	0.0009*
D(LOG_OIL(-2))	-0.2680	0.1490	-1.7990	0.1319
CointEq(-1)*	-0.6530	0.0617	-10.5848	0.0001*
R-squared	0.9856			
Adjusted R-squared	0.9505			

4.5 Granger 因果關係檢定

確認變數間有長期均衡關係，利用 Granger 因果關係探討其變數間領先與落後關係。表 4.9 表示，BDI 指數對於 CRU 指數、DAX 指數和布蘭特原油期貨其 Prob. 不顯著，並未有領先與落後關係，且指數間也沒有領先與落後關係。只有 GDP 對於與 BDI 指數有單向因果關係。

表 4.9 因果關係檢定

Null Hypothesis:	F-Statistic	Prob.
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_BDI	1.2498	0.3112
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_CRU	0.5891	0.6275
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_BDI	1.4380	0.2536
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_DAX	0.4695	0.7060
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_BDI	3.8687	0.0201*
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_GDP	0.5091	0.6793
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_BDI	2.2636	0.1038
LOG_BDI does not Granger Cause LOG_OIL	0.8765	0.4655
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_CRU	1.1308	0.3542
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_DAX	0.1808	0.9085
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_CRU	0.1645	0.9193
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_GDP	1.0202	0.3991
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_CRU	1.5974	0.2131
LOG_CRU does not Granger Cause LOG_OIL	1.3069	0.2925
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_DAX	0.9415	0.4343
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_GDP	0.3045	0.8219
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_DAX	1.1333	0.3532
LOG_DAX does not Granger Cause LOG_OIL	0.6595	0.5841
LOG_OIL does not Granger Cause LOG_GDP	0.0272	0.9938
LOG_GDP does not Granger Cause LOG_OIL	0.3954	0.7573

第五章 結論與建議

海運市場多變，運費價格波動幅度大，BDI 指數可以從 2008 年歷史最高點 11,793 點，下滑到 2016 年歷史最低點 290 點，到近期都在千元波盪。近期受到全世界各國貿易政策影響，增加海運市場的不確定性，因此本研究分析影響散裝海運影響因子連動性探討，主要分析波羅地海海運指數 BDI、全球實質經濟成長率 GDP、全球鋼鐵指數 CRU、全球農金指數 CRU 以及布蘭特原油期貨，透過 ARDL 變際共整合分析和 ECM 探討其變數間長期均衡關係、短期動態均衡以及使用 Granger 因果關係探討之間互動關係。因此本章節分兩部分，第一部分為結論與建議，第二部分為未來研究方向。

5.1 結論與建議

根據本論文之研究成果，綜合結論如下：

(1)變數的定態與否，全球實質經濟成長率屬於定態 $I(0)$ ，全球農金指數依據不同模型型態，變數屬於 $I(0)$ 或是 $I(1)$ ，除了兩項變數外，其他三個變數波羅地海海運指數 BDI、全球鋼鐵指數 CRU 以及布蘭特原油期貨都屬於 $I(1)$ ，因此本研究模型存在階次不一致的現象。

(2)確立波羅地海海運指數 BDI、全球實質經濟成長率 GDP、全球鋼鐵指數 CRU、全球農金指數 DAX 以及布蘭特原油期貨模型間有長期均衡關係。

(3)ARDL 長期均衡結果部分，BDI 指數與全球實質 GDP 成長率落後一到四期有顯著性，其迴歸係數正向，表示當全球景氣變化時，散裝海運運價指數的調整相對較快。BDI 指數與 DAX 農金指數落後一期迴歸係數和三期迴歸係數有顯著性，但其調整正負方向性不一致。BDI 指數與布萊特原油期貨落後一期有顯著型，長期來看原油價格會影響 BDI 指數。

(4) 長期均衡誤差項為-0.6530，為短期動態均衡將負向收斂調整向長期均衡，且估計值顯著。

(5) Granger 因果關係檢定，證實了實質 GDP 成長率有領先波羅地海運價指數 BDI，因果關係之落後期數選擇為四期，表示說全球景氣變化約會有一年的時間調整海運運價指數 BDI。

綜合以上，散裝海運運價指數 BDI 主要是受到全球景氣影響，而其他變數長期而言影響性較低，且其正負方向性不一致，參考性較低。

5.2 未來研究方向

對於後續的研究，本論文提出一些建議供參考：

(1)本研究使用全球數據探討指數間變動關係，後續可以探討貿易大國如美國、歐盟、中國以及近年來關注力大的東南亞之間其實質 GDP 和散裝海運運價指數 BDI 之間變化性。

(2)本研究只侷限於全球實質經濟成長率 GDP、全球鋼鐵指數 CRU、全球農金指數 DAX 以及布蘭特原油期貨作為解釋變量，但其中只有全球實質經濟成長率 GDP 影響較為顯著，未來研究者可以根據世界變動因素，加入其他解釋變量。

(3)本研究為了探討金融海嘯過後，散裝海運運價指數 BDI 變化，排除 2007 年與 2008 年異常值，但現今經濟環境變化多端，若是拉長時間長度，不排除 2007 年和 2008 年的數值，是否可以不同頻率資料值可以得到相同結果。

參考文獻

- A'Hearn, B., & Woitek, U. (2001). More international evidence on the historical properties of business cycles. *Journal of Monetary Economics*, 47(2), 321-346.
- Atkins, F. J., & Coe, P. J. (2002). An ARDL bounds test of the long-run Fisher effect in the United States and Canada. *Journal of Macroeconomics*, 24(2), 255-266.
- Amann, J., & Middleditch, P. (2017). Growth in a time of austerity: evidence from the UK. *Scottish Journal of Political Economy*, 64(4), 349-375.
- Beaulieu, J. J., & Miron, J. A. (1993). Seasonal unit roots in aggregate US data. *Journal of econometrics*, 55(1-2), 305-328.
- Chou, M. T. (2011). Research on the relationship between forward freight agreements and the fuel oil index. *African Journal of Business Management*, 5(20), 8033.
- Chistè, C., & Van Vuuren, G. (2014). Investigating the cyclical behaviour of the dry bulk shipping market. *Maritime Policy & Management*, 41(1), 1-19.
- Chang, C. C. (2016). Causal analysis of carbon emissions, deadweight tonnage of global shipping fleet, fuel oil consumption, and economic activities in marine transportation. *Energy Sources, Part B: Economics, Planning and Policy*, 11(4), 303-308.
- De Vita, G., & Abbott, A. (2004). Real exchange rate volatility and US exports: an ARDL bounds testing approach. *Economic Issues*, 9(1), 69-78.
- Fuinhas, J. A., & Marques, A. C. (2012). Energy consumption and economic growth nexus in Portugal, Italy, Greece, Spain and Turkey: an ARDL bounds test approach (1965–2009). *Energy economics*, 34(2), 511-517.
- Greenwood, R., & Hanson, S. G. (2014). Waves in ship prices and investment. *The Quarterly Journal of Economics*, 130(1), 55-109.
- Hoque, M. M., & Yusop, Z. (2010). Impacts of trade liberalisation on aggregate import in Bangladesh: An ARDL Bounds test approach. *Journal of Asian Economics*, 21(1), 37-52.
- He, Y. N., & Wang, S. Y. (2011). The global economy and world crude oil price: An analysis of the cointegration with Kilian economic index. *Xitong Gongcheng Lilun yu Shijian/System Engineering Theory and Practice*, 31(2), 221-228.

- Kavussanos, M. G., & Alizadeh-M, A. H. (2001). Seasonality patterns in dry bulk shipping spot and time charter freight rates. *Transportation Research Part E: Logistics and Transportation Review*, 37(6), 443-467.
- Kavussanos, M. G., & Alizadeh-M, A. H. (2002). Seasonality patterns in tanker spot freight rate markets. *Economic Modelling*, 19(5), 747-782.
- Ko, B. W. (2013). Analysis of term structure in dry bulk freight market. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 29(1), 1-22.
- Lardic, S., & Mignon, V. (2008). Oil prices and economic activity: An asymmetric cointegration approach. *Energy Economics*, 30(3), 847-855.
- Lun, Y. V., & Quaddus, M. A. (2008). An empirical model of the bulk shipping market. *International Journal of Shipping and Transport*. Logistics, 1(1), 37-54.
- Morley, B. (2006). Causality between economic growth and immigration: An ARDL bounds testing approach. *Economics Letters*, 90(1), 72-76.
- Odhiambo, N. M. (2009). Energy consumption and economic growth nexus in Tanzania: An ARDL bounds testing approach. *Energy Policy*, 37(2), 617-622.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2010). The causal relationship between energy consumption and GDP in Albania, Bulgaria, Hungary and Romania: Evidence from ARDL bound testing approach. *Applied Energy*, 87(6), 1938-1943.
- Ozturk, I., & Acaravci, A. (2011). Electricity consumption and real GDP causality nexus: Evidence from ARDL bounds testing approach for 11 MENA countries. *Applied Energy*, 88(8), 2885-2892.
- Pesaran, M. H., Y. Shin and R. J. Smith (2001), Bounds Testing Approaches to the Analysis of Level Relationships, *Journal of Applied Econometrics*, 16, 289-326.
- Poblacion, J. (2015). The stochastic seasonal behavior of freight rate dynamics. *Maritime Economics & Logistics*, 17(2), 142-162.
- Sims, C.A. (1980). Macroeconomics and Reality. *Ekonometria*, 48, 1-47.
- Shaki, M. K. & Medrano, M. L. (2012). Discussing relationship between Asian and us financial markets. *Studies in Fuzziness and Soft Computing*, 287, 219-234.
- Tsioumas, V., Papadimitriou, S., Smirlis, Y., & Zahran, S. Z. (2017). A Novel Approach to Forecasting the Bulk Freight Market. *The Asian Journal of Shipping and Logistics*, 33(1), 33-41.

- Veenstra, A. W. & P. H. Franses (1997). A co-integration approach to forecasting freight rates in the dry bulk shipping sector. *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 31(6), 447-458.
- Wagner, N. (2015). Connections between the Dry Bulk Freight Index and the Cyclical Economic Activity of the G7 Countries. *Logistics and Transport*, 25(1), 71-82.
- Zheng, S. Y. (2012). Intrinsic influence mechanisms of dry bulk ship investment and ordering. *Jiaotong Yunshu Gongcheng Xuebao/Journal of Traffic and Transportation Engineering*, 12(1), 87-94.
- 周明道 & 林仕展 (2010)。波羅的海運價綜合指數與鋼價指數相關性之分析-以 VAR 模型之應用。 *運輸學刊*, 22(2), 211-232
- 郭哲麟(2013)。金融發展與所得不均的關係-台灣實證研究。淡江大學經濟學系碩士班學位論文, 1-59。
- 郭筱君(2014)。企業儲蓄與景氣循環: 台灣實證研究 1962-2012。臺灣大學經濟學研究所學位論文。
- 溫珮伶(2005)。散裝海運市場運價決定機制及影響因素分析。中原大學國際貿易學系碩士論文。
- 陳績文(2008)。股價報酬與實質經濟活動: 跨國的實證研究。東海大學經濟系碩士論文。
- 陳柏如(2015)。臺灣房價與貸款成數: 房屋使用者成本相關性的檢驗。 *經濟研究 (Taipei Economic Inquiry)*, 51(2), 225-256.
- 黃旭淳(2005)。國際原油價格對總體經濟變數之影響。國立交通大學經營管理系碩士論文。
- 楊奕農(2017)。時間序列分析-經濟與財務上之應用(第三版)。台北市: 雙葉書廊有限公司。