

東海大學高階經營管理碩士在職專班(研究所)

碩士學位論文

國際鋅價格預測模型之研究

The Prediction Model Study of International Zinc Alloy Price

指導教授：黃開義 博士

王凱立 博士

研 究 生：黃馨儀 撰

中華民國 107 年 6 月

## 謝 誌

一定要先感謝我的指導教授王凱立老師與教授黃開義老師，一直以來的教導，從毫無頭緒開始不斷鼓勵我，一點一滴排開空檔時間指導我論文，老師煞費苦心、殷殷指導，在此向兩位老師表達我最由衷的敬意。

再來感謝姍瑩學妹協助跑統計分析，以縮短摸索統計分析操作時間，也要感謝口試委員，魏清圳老師、蔡政言老師、林江峰老師，幫忙審閱論文並指導論文中的疏漏，學生受益良多。

感謝一路陪伴我寫論文長鈞、Cora、采姿、身慧這一群好朋友及 Ken 哥協助安排論文寄送和口試委員連繫及安排，還有貼心的婕榆擔心我餓到隨時準備熱熱的湯品與豐盛的食物來餵養我，讓我精力充沛迎接論文這個大作業!

在回來東海大學就讀高階經營管理碩士在職專班 EMBA 二年期間，充滿新奇豐富的生活，有滿滿學習不完的老師課程分享，也有同學們不同社會歷練的分享，處處都是值得懷念回味的地方，這份情誼一定要長長久久永續長存!

黃馨儀 謹誌於

東海大學高階經營管理在職專班

中華民國 107 年 06 月

論文名稱：國際鋅價格預測模型之研究

校所名稱：東海大學高階經營管理碩士在職專班(研究所)

畢業時間：107 年 6 月

研究生：黃馨儀

指導教授：黃開義博士、王凱立 博士

### 論文摘要：

本文探討影響國際鋅價價格變動的主要經濟指標，並就不同構面來探討，透過相關指標瞭解國際經濟情勢的現況，而建立國際鋅料價格預測模式，提供公司採購參考。本研究先以敘述性統計瞭解影響國際鋅料價格波動的經濟指標，再利用迴歸分析找出關鍵經濟指標，建立起預測國際鋅料主要價格走勢方向的判斷變數。實證研究結果顯示：LME 鋅庫存遞延二個月、國際鋼鐵指數遞延三個月、彭博商品指數遞延四個月、國際鉛價格遞延一個月及鋅現貨和三個月期貨溢價遞延六個月，提供國際鋅價格最為精簡的解釋能力，顯示公司可以採用上述資訊作為未來判斷國際鋅價格變化之參考，提供決策之重要依據。

關鍵字：國際鋅價、單根檢定、共整合分析、迴歸分析

Title of Thesis : The Prediction Model Study of International Zinc Alloy Price

Name of Institute : Tunghai University

Executive Master of Business Administration Program

Graduation Time : 06/2018

Student Name : HUANG, HSIN-YI

Advisor Name : HUANG, KAI-I Ph.D.

WANG, KAI-LI Ph.D.

**Abstract :**

This article explores the main economic indicators that affect the changes of International Zinc prices and examines them through different aspects. Through understanding the current state of international economic conditions by the relevant indicators, the forecast model of international Zinc price can be established and provides the company with valuable reference for procurement.

In this study, the descriptive statistics were first used to understand the economic indicators affecting the price fluctuations of international Zinc material, then regression analysis was used to identify the key economic indicators for establishing the judging variables that can predict the direction of the main price trend of international Zinc materials.

As the result of empirical research shows that with reference to LME Zinc inventory deferred two months, International Steel Index deferred three months, Bloomberg Commodity Index deferred four months, International Lead price deferred one month and Zinc Actuals and three-month futures premium deferred six months, it can provide the most simplistic capability of interpretation on International Zinc prices, this indicates the information shown above is capable to be used as the valuable reference to judge the international Zinc price changes in the future also provides the significant basis for decision-making.

Key words: International zinc prices, Augmented Dickey–Fuller test , Cointegration analysis, Regression analysis



# 目次

第一章	緒論.....	1
第一節	研究背景與動機.....	1
第二節	研究目的.....	4
第三節	研究架構.....	5
第四節	研究流程.....	6
第二章	文獻探討.....	7
第一節	鋅產業的發展趨勢與應用.....	7
第二節	國際鋅交易市場簡介.....	10
第三節	影響原材料價格因素之探討.....	12
第四節	影響鋅價格因素之探討.....	14
第五節	變數的選取與介紹.....	15
第三章	研究方法與模型設定.....	18
第一節	常態性檢定.....	18
第二節	單根檢定(Unit Root Test)：.....	18
第三節	最適落後期之選取與序列相關檢定方法.....	22
第四節	共整合檢定 (Cointegration Test).....	24
第五節	計量模型選取程序與模型建立.....	27
第四章	實証結果與分析.....	30
第一節	資料來源與敘述.....	30
第二節	單根檢定.....	34
第三節	共整合檢定.....	35
第四節	迴歸分析.....	41
第五章	結論與建議.....	55
第一節	研究結論.....	55
第二節	未來研究建議.....	56

## 表 次

表 2-1 世界礦產鋅產量(單位：萬公噸) .....	9
表 3-1 DF 檢定的虛無假設與其統計量 .....	19
表 4-1 各變數資料來源、期間及資料類型 .....	31
表 4-2 變數之敘述統計量 .....	33
表 4-3 ADF 單根檢定 .....	34
表 4-4 國際鋅價格和產業面變數之共整合檢定 .....	36
表 4-5 國際鋅價格和總體面變數之共整合檢定 .....	37
表 4-6 國際鋅價格和外溢效果變數之共整合檢定 .....	38
表 4-7 國際鋅價格和衍生市場變數之共整合檢定 .....	39
表 4-8 國際鋅價格和整合模型變數之共整合檢定 .....	40
表 4-9 國際鋅價格和產業面變數之迴歸估計結果(當期) .....	41
表 4-10 國際鋅價格和產業面變數之迴歸估計結果(當期 VS 最適期) .....	42
表 4-11 國際鋅價格和總體面變數之迴歸估計結果(當期) .....	43
表 4-12 國際鋅價格和總體面變數之迴歸估計結果(最適期) .....	44
表 4-13 國際鋅價格和外溢效果變數之迴歸估計結果(當期) .....	45
表 4-14 國際鋅價格和外溢效果變數之迴歸估計結果(最適期) .....	46
表 4-15 國際鋅價格和衍生市場變數之迴歸估計結果(當期) .....	47
表 4-16 國際鋅價格和衍生市場變數之迴歸估計結果(最適期) .....	48
表 4-17 國際鋅價格和總合模型變數之迴歸估計結果(當期) .....	49
表 4-18 國際鋅價格和總合模型變數之迴歸估計結果(最適期) .....	50
表 4-19 國際鋅價格和精簡模型變數之迴歸估計結果(當期) .....	52
表 4-20 國際鋅價格和精簡模型變數之迴歸估計結果(最適期) .....	53

## 圖 次

圖 1-1 全球基本金屬供給缺口(2017 年 1-11 月).....	2
圖 1-2 鋁鉛鋅走勢圖(2008 年至今).....	2
圖 1-3 基本金屬漲跌幅走勢對照圖(2008 年至今).....	2
圖 1-4 LME 庫存量與鋅價走勢圖(2010 年至今).....	3
圖 1-5 國際油品價格比較趨勢圖(2008 年至今).....	3
圖 1-6 研究流程圖 .....	6
圖 2-1 全球鋅工業用途 .....	7
圖 2-2 全球鋅礦產量(2017 年).....	9
圖 3-1 時間序列計量模式選取模式圖 .....	27
圖 4-1 各變數原始走勢圖 .....	32

# 第一章 緒論

## 第一節 研究背景與動機

隨著經濟景氣恢復與飾品需求成長，鋅合金制品的消費量不斷增加，其因來自於鋅合金熔點低，流動性好，易熔焊、鐵焊和塑性加工，在大氣中耐腐蝕，殘廢料便於回收和重熔；但蠕變強度低，易發生自然時效引起尺寸變化。熔融法製備，壓鑄或壓力加工成材。目前利用鋅合金制造的產品非常廣泛，尤其在裝飾方面，如傢俱配件、建築裝飾、浴室配件、燈飾零件、玩具、領帶夾、皮帶扣、各種流行時尚飾扣等都廣泛用到鋅合金壓鑄件，這也就要求其鑄件表面的品質要高，並需具有良好的表面處理性能。上述均說明鋅合金在裝飾產品使用上有非常大的貢獻，也因此裝飾產業對鋅合金需求持續成長，然鋅價格波動在損益管控上，一直是相當棘手的風險因素，如何針對此風險，發展對國際鋅價預測模型有實務考價值的管理工具，是本研究試探討的課題。

根據世界金屬統計局（World Bureau of Metal Statistics, WBMS）2018年2月21日發布月報表示，2017年全球鋅市場供應短缺71萬噸，2016年為供應短缺20.2萬噸。2017年全球精煉鋅產量較之前一年增加0.2%，消費量增加3.9%。同期，日本需求為54.02萬噸，較2016年增加14.9%。2017年全球需求量較2016年增加54.1萬噸。中國表觀需求為696.4萬噸，占全球消費總量的48%以上。2017年12月，全球鋅產量為121.3萬噸，消費量為126.65萬噸。

依圖1-1可以看出2017年1-11月鋅合金供給缺口是基本金屬之最。說明供給少於需求情況更加嚴重，其價格在2017年全年上漲約20%，在全球對鋅的需求不斷增加。而嘉能可在2015年10月宣佈削減旗下三分之一的鋅礦產能，相當於50萬噸，導致鋅出現嚴重供不應求，國際鋅價格呈現漲勢。對於鋅價的影響因素中，可以看出庫存量及供需是主要因素，在產業面經濟指標是主要的判斷因素，影響幅度是本研究試探討方式。



圖 1-1 全球基本金屬供給缺口(2017 年 1-11 月)

資料來源：世界金屬統計局(World Bureau of Metal Statistics, WBMS)

依圖 1-2 及圖 1-3 可以了解國際上各種基本金屬價格及漲跌幅近十年來走勢圖及對照圖，從中可以看出鎳、鋁、鉛呈現下跌趨勢並無太大的漲幅，錫價近十年的走勢變化較大，而鋅價從 2016 年漲幅在基本金屬原料中最大。

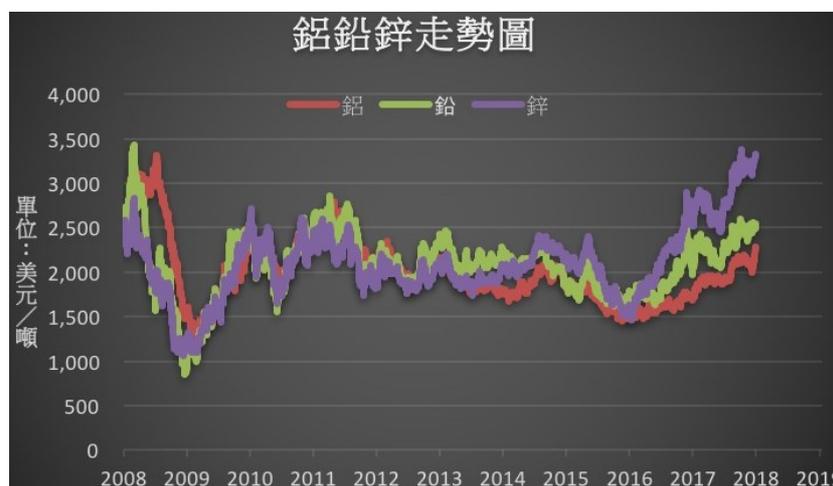


圖 1-2 鋁鉛鋅走勢圖(2008 年至今)

資料來源：Money DJ 新聞 2018-01-16



圖 1-3 基本金屬漲跌幅走勢對照圖(2008 年至今)

資料來源：Money DJ 新聞 2018-01-16

依圖 1-4 可以看出從 2013 年開始鋅合金庫存呈現遞減趨勢，而在 2016 年鋅合金庫存量與鋅合金價格呈現反向波動，出現遞增走勢。但在 2010 年至 2016 年期間鋅合金價和鋅庫存量並未出現這相對等的變動趨勢，故需針對這段期間再探討其它鋅價的影響因素。



圖 1-4 LME 庫存量與鋅價走勢圖(2010 年至今)

資料來源：Money DJ 新聞 2018-01-16

依圖 1-5 可以看出從 2015 年開始國際原油價格波動趨勢和鋅價呈現遞增趨勢，而在 2014 年 8 月到 2015 年 1 月國際原油價格驟跌，主因為 2014 年 11 月 28 日沙烏地阿拉伯為主的石油輸出國組織 OPEC 決定不減產，迎戰美國頁岩氣。石油輸出國組織不減產的消息一宣佈，當天布蘭特原油油價立刻跌破一桶七十美元的「國際設定理想共識價格」，油價創下 2009 年以來的最低點；而鋅價並未受此原因而相等比例跌價。



圖 1-5 國際油品價格比較趨勢圖(2008 年至今)

資料來源：經濟部能源局/國際原油價格

## 第二節 研究目的

本文研究目的為探討國際鋅合金價格變動的主要經濟指標，建立國際鋅價價格預測模式，提供採購部門透過相關指標判斷鋅價變化的依據，並能配合公司於採購策略的運用，來掌控及降低採購成本，增加公司獲利。因此本研究將從文獻中找出影響對原料價格波動的經濟指標，再利用統計檢定與迴歸分析找出關鍵的經濟指標，建立鋅合金原料波動幅度，以利公司避險決策之參考。本文的研究目的如下：

- (一) 探討國際鋅合金產業發展趨勢與應用。
- (二) 針對國際鋅合金價格變動原因，分析不同構面指標(總體面、產業面、外溢效果、衍生市場)影響程度之差異。
- (三) 依據國際鋅合金價格變動關鍵因素，建立價格預測模型，提供企業避險決策之參考。

### 第三節 研究架構

本研究在研究架構建立後，對於影響鋅價的基本變數資料進行蒐集，以利於預測模型建置，並從檢定架構的建立進行修正與確認，以期預測模型置與本研究的結論與建議。因此，本論文研究架構設定，共分為五個章節，主要研究架構，摘要敘述，說明如下：

#### 第一章 緒論

本章主要用來說明本研究之研究背景與動機、研究目的及研究架構。

#### 第二章 文獻探討

本章主要探討過去研究經濟指標對原材料價格影響，彙總國際國內的相關經濟指標，以作為本研究探討價格預測模型的參考方針。

#### 第三章 研究方法與模型設定

敘述本研究所用之研究方法作一說明，包括變數選擇說明，資料特性檢定，迴歸模型設定，以及預測模式內容，作為對鋅價的影響環境做定義性的說明，以利了解鋅價影響因素。

#### 第四章 實証結果與分析

針對本研究資料做簡要的說明及各變數原始走勢分析與敘述統計，並進行迴歸分析，針對國際鋅料價變動原因，分析不同構面指標影響程度之差異，進行價格預測模式之建立與模型效能之評估。

#### 第五章 結論與建議

總結上述研究之發現來做歸納與結論，並對後續研究者提出參考建議與依據。

#### 第四節 研究流程

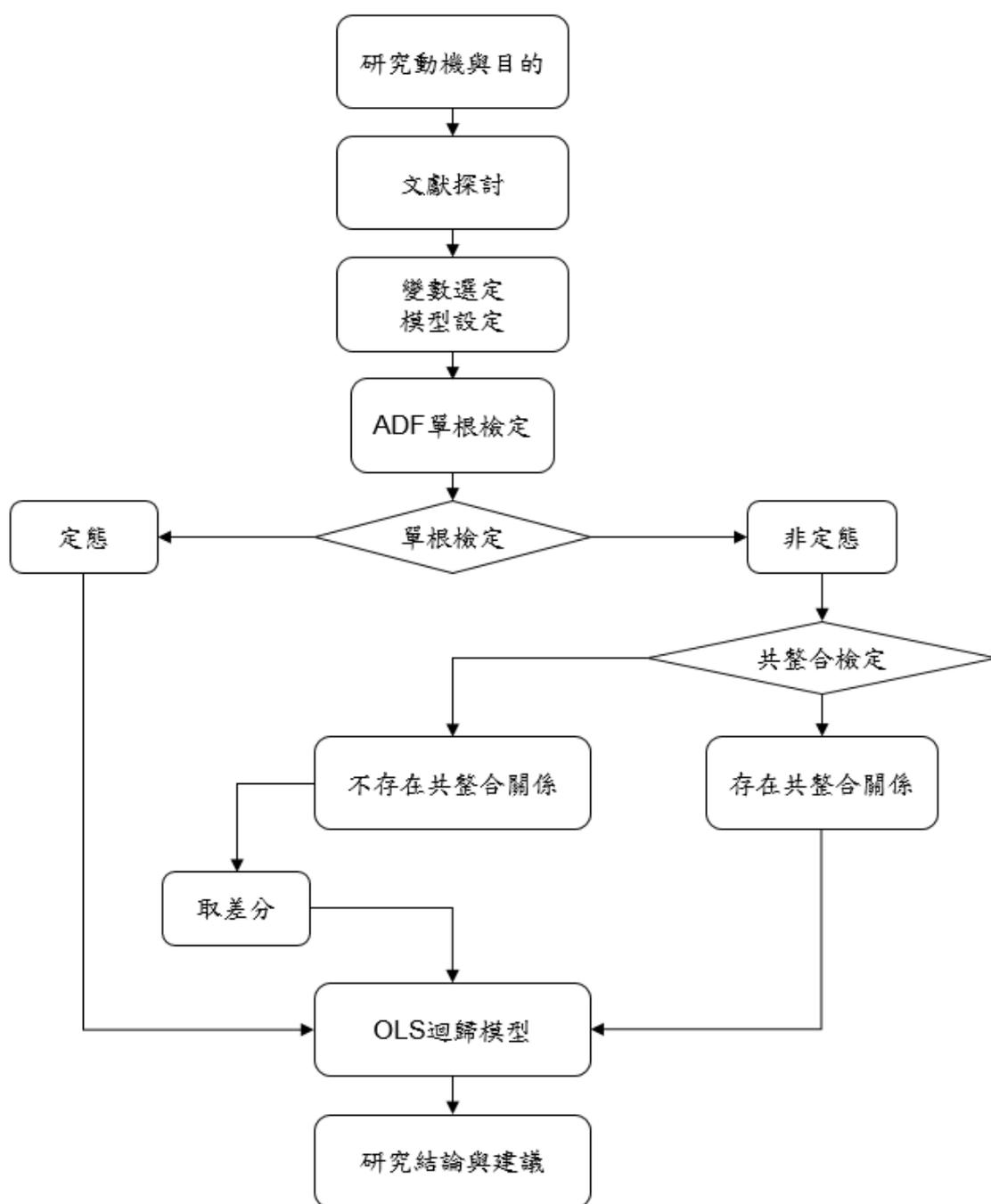


圖 1-6 研究流程圖

## 第二章 文獻探討

### 第一節 鋅產業的發展趨勢與應用

鋅是自然界中分布較廣的金屬元素。主要以硫化物、氧化物狀態存在。礦物有閃鋅礦、菱鋅礦、硅鋅礦、異極礦、水鋅礦。金屬鋅，化學符號 Zn，原子量 65.4，熔點為 419℃，沸點 907 攝氏度。純鋅是白色略帶藍灰色的金屬，密度為  $7.19 \times 10^3 \text{kg/m}^3$ ，具有六方晶格，無同素異構轉變，其新鮮斷面呈現出金屬光澤的結晶形狀。鋅是常用的有色金屬之一，其產量與消費量僅次於銅和鋁。

鋅由於其良好的金屬性能，鋅的消費在有色金屬中僅次於銅和鋁。目前全球鋅的用途廣泛，主要用於鍍鋅 52%、青銅和黃銅合金 17%、合金 16%、鋅的半成品 6%、化學製品 6%，見圖 2-1。

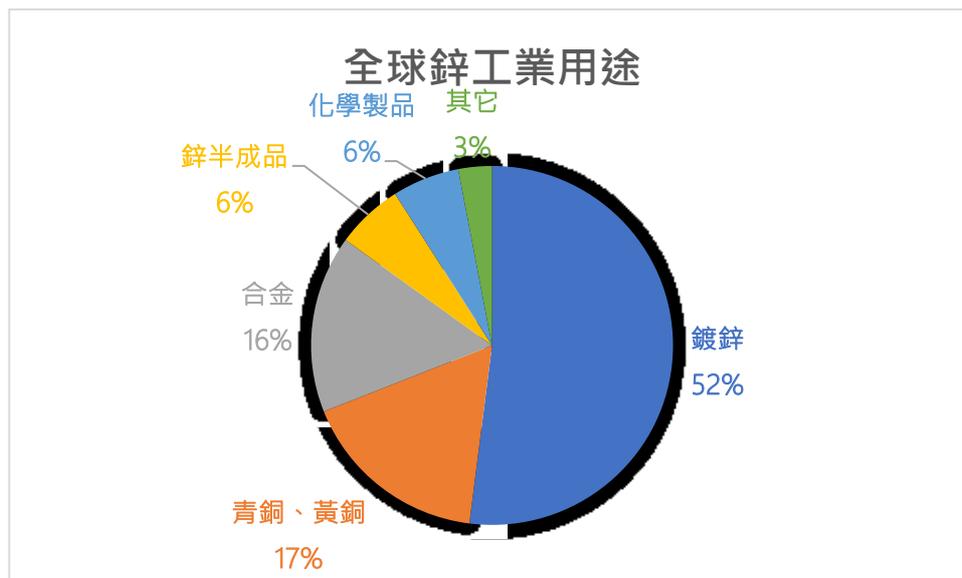


圖 2-1 全球鋅工業用途

資料來源：2017 年國際鉛鋅研究組織(ILZSG)

鋅基合金是以鋅為基加入其他元素組成的合金。常加的合金元素有鋁、銅、鎂、錳、鉛、鈦等。鋅基合金因鋅的熔點比較低，熔體流動性好，鑄造過程中可使鑄模各細小部分充滿，具有良好的造型性能，熔點低，流動性好，熔化與壓鑄時不吸鐵、不腐蝕壓型、不粘模，可以壓鑄形狀複雜、薄壁的精密件，鑄件表面光滑；易熔焊，鐵焊；有很好的常溫力學性能和耐磨性，在大氣中耐腐蝕；廢料便於回收和重熔；

可進行表面處理，如電鍍、噴塗、噴漆等。常被用作鋼鐵的保護層，如鍍鋅的板、管和絲。但其蠕變強度低，易發生自然時效引起的尺寸變化。與巴氏合金相比，除了擁有顯著的性價比優勢外，還具有更高的強韌性、更低的比密度和更寬的應用範圍等特點。廣泛應用於汽車、機械製造、印製電路板、電池陰極等。

鋅基合金特點熔點低，熔液流動性好，製備技術比較簡單，易熔焊、鐵焊和塑性加工，強度硬度接近於低碳鋼，耐壓、耐磨性能比較好。有良好的重熔性和重鑄性，殘廢料便於回收和重熔反復利用，且性能變化不大。機械加工性好，容易得到光亮的表面。價格比低熔點合金便宜，原料供應方便。有一定的收縮性，且收縮不夠穩定，蠕變強度低，防腐蝕性較差，易發生自然時效引起尺寸變化，所以不適用於製造高精度及大型的成形模具。

鋅基合金的熔煉工藝有兩種：直接熔煉法與中間合金熔煉法。直接熔煉法是將鋅、銅、鋁按其成分比例倒入坩堝直接進行熔煉的方法。中間合金熔煉法是先將銅、鋁熔煉成中間合金，然後將鋅與中間合金配製成鋅合金。此方法可減少合金元素的氧化、燒損和金屬熔液過熱，便於控制合金化學成分，節約能源，縮短熔煉週期。

鋅也是人類自遠古時就知道其化合物的元素之一。但金屬狀鋅的獲得比銅、鐵、錫、鉛要晚得多，一般認為這是由於碳和鋅礦共熱時，溫度很快高達 1000°C 以上，而金屬鋅的沸點是 906°C，故鋅即成為蒸汽狀態，隨煙散失不易為古代人們所察覺，只有當人們掌握了冷凝氣體的方法後，單質鋅才有可能被取得。世界上最早發現並使用鋅的是中國，在 10-11 世紀中國是首先大規模生產鋅的國家。明朝末年宋應星所著的『天工開物』一書中有世界上最早的關於煉鋅技術的記載。

目前利用鋅基合金制造的產品非常廣泛，尤其在裝飾方面，如傢俱配件、建築裝飾、浴室配件、燈飾零件、玩具、領帶夾、皮帶扣、各種流行時尚飾扣等都廣泛用到鋅合金壓鑄件。上述均說明鋅合金在裝飾產品使用上有非常大的貢獻，也因此裝飾產業對鋅合金需求持續成長。

20 世紀 90 年代以來，中國一直是位居世界第一鋅礦生產國。而澳大利亞則從 20 世紀 80 年代以來始終是世界第二重要鋅礦生產國，此外，加拿大、美國等也是

重要的鋅生產國。見圖 2-2 直至 21 世紀秘魯產量穩定生長，從 2016 年起為第二生產國，而澳大利亞則從 2016 年產量減半，主因為一大鋅礦區澳洲 Century 在 2015 年關閉，故近十年總生產產量已由秘魯超前(表：2-1)。



圖 2-2 全球鋅礦產量(2017 年)

資料來源：國際鉛鋅研究組織(ILZSG)

表 2-1 世界礦產鋅產量(單位：萬公噸)

國家(地區)	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	合計
中國	304.77	334.26	332.44	384.22	405.00	485.91	518.77	511.84	478.90	526.98	499.70	4,782.79
秘魯	144.44	160.26	150.91	147.05	125.59	128.12	135.13	131.87	142.15	133.43	147.30	1,546.25
印度	54.67	61.55	69.49	74.14	82.49	72.50	81.70	71.21	81.88	65.30	82.35	797.29
美國	80.30	77.80	73.60	74.80	76.90	73.80	78.40	83.20	80.75	79.80	77.30	856.65
澳大利亞	151.40	151.50	128.60	147.50	151.00	153.61	152.20	150.60	161.00	85.99	75.89	1,509.29
墨西哥	45.20	45.36	48.98	57.00	63.19	66.03	64.25	65.99	69.45	66.12	68.33	659.91
玻利維亞	21.41	37.90	43.09	41.14	42.71	38.98	40.73	44.87	44.22	48.70	50.46	454.21
哈薩克斯坦	38.60	38.74	39.84	40.53	37.67	37.05	41.70	38.60	38.37	36.56	34.70	422.36
加拿大	63.05	75.05	69.89	64.91	62.26	64.11	42.65	35.21	28.96	32.18	34.43	572.70
俄羅斯	17.70	20.50	24.36	21.40	19.70	18.90	19.30	19.20	20.10	28.20	29.40	238.76
愛爾蘭	40.09	39.82	38.73	35.39	34.45	33.76	32.67	28.26	23.64	14.66	13.47	334.93
小計	961.62	1,042.74	1,019.92	1,088.07	1,100.96	1,172.78	1,207.51	1,180.84	1,169.42	1,117.92	1,113.34	12,175.12
比例 %	85.62%	87.45%	88.01%	87.26%	87.74%	87.93%	88.41%	87.12%	87.44%	86.41%	84.63%	87.10%
全球開採鋅供應	1,123.18	1,192.42	1,158.90	1,246.90	1,254.77	1,333.80	1,365.85	1,355.48	1,337.32	1,293.76	1,315.46	13,977.84

資料來源：國際鉛鋅資料研究組織(Internation Lead and Zinc study Group , ILZSG)

本研究整理。

## 第二節 國際鋅交易市場簡介

非鐵金屬(或稱有色金屬)，是工業上對金屬的一種分類，指除鐵、鎳、錳外，存在自然界中的金屬(不包括人工合成元素)。常用的非鐵金屬包括銅、鋁、鉛、鋅、鎳、錫、銻、汞、鎂及鈦；目前世界最大的非鐵金屬交易市場有英國倫敦金屬交易所(LME)和中國上海期貨交易所(SHFE)及美國紐約商品交易所(NYMEX)的金屬商品交易所(COMEX)三個市場。

### 1、 倫敦金屬交易所(London Metal Exchange，簡稱 LME)：

倫敦金屬交易所(LME)是世界首要的非鐵金屬交易市場，其價格和庫存對世界範圍的非鐵金屬生產和銷售有著重要的影響，成立於 1877 年。在 19 世紀中期，英國曾是世界上最大的錫和銅的生產國，隨著時間的推移，工業需求不斷增長，英國又迫切地需要從國外的礦山大量進口工業原料。在當時的條件下，由於穿越大洋運送礦砂的貨輪抵達時間沒有規律，所以金屬的價格起伏波動很大，金屬商人和消費者要面對巨大的風險，1877 年一些金屬交易商人成立了倫敦金屬交易所並建立了規範化的交易方式。成立迄今，已有一百多年的歷史，為非鐵金屬交易市場的先驅；它提供 7 種基本非鐵金屬交易(銅、鋁、鉛、鋅、鎳、錫和鋁合金)。LME 採用國際會員資格制。LME 每天都公佈一系列官方價格，這些價格在業內被作為金屬實貨合同定價的依據。

### 2、 上海期貨交易所(Shanghai Futures Exchange，簡稱 SHFE)：

中國期貨市場試驗開始初期，上海相繼開辦了金屬、石油、農資、糧油、建材、化工等 6 家期貨交易所；1994-1995 年期貨市場規範整頓，保留了金屬、糧油兩家交易所，另外四家交易所合併組成商品交易所；1998-1999 年進一步規範整頓，根據中國國務院的決定，將金屬、商品、糧油三家交易所合併組建為上海期貨交易所，為中國四家期貨交易市場之一，(另外三家交易所分別為大連商品交易所、鄭州商品交易所以及 2006 年 9 月成立的中國金融期貨交易所)。上海期貨交易所為事業法人單位，採取會員制的組織模式，並接受中國証監會集中統一的監督管理，於 1999 年 12 月開始運作。交易品種有銅、鋁、天然橡膠和燃料油等四個品種的標準

合約，2008 年 1 月 9 日起，上海期貨交易所加設有黃金期貨。隨著近年來中國經濟的蓬勃發展，期銅交易功能顯著，成為期貨市場的一個成熟品牌，目前已成為世界第二大期銅交易中心。

### 3、 紐約商品期貨交易所(New York Mercantile Exchange，簡稱 NYMEX)：

紐約商品期貨交易所是全球最大規模的商品期貨交易場所，總部設於美國紐約。它於 1882 年成立，於 1994 年與紐約商品期貨交易所合併，並於 2006 年在紐約證券交易所上市。它有 NYMEX 及 COMEX ( Commerce Exchange ) 兩大分部：

NYMEX 負責能源、鉑金及鈾金交易，通過公開競價來進行交易的期貨和期權合約有原油、汽油、燃油、天然氣、電力、煤、丙烷、鈾的期貨合約，該交易所的歐洲布倫特原油和汽油也是通過公開競價的方式來交易的。在該交易所上市的還有 e-miNY 能源期貨、部分輕質低硫原油和天然氣期貨合約，合約通過芝加哥商業交易所的 GLOBEX 電子貿易系統進行交易，通過紐約商業期貨交易所(NYMEX)的票據交換所清算。

COMEX 負責有金、銀、銅、鋁的期貨和期權合約。COMEX 的黃金期貨交易市場為全球最大，它的黃金交易往往可以主導全球金價的走向，買賣以期貨及期權為主，實際黃金實物的交收占很少的比例；參與 COMEX 黃金買賣以大型的對沖基金及機構投資者為主，他們的買賣對金市產生極大的交易動力。

### 第三節 影響原材料價格因素之探討

張興曙(2011)研究指出台灣黃銅價與國際銅價、國際鋅價、國際合成黃銅價之間，皆具有顯著的線性關係；台灣黃銅價與國際銅、國際鋅價、國際合成黃銅價之間具有共整合關係，亦即彼此間具有長期的均衡關係。

王尊賢(2006)研究指出 LME 庫存量、中國及大陸工業生產數，OPEC 原油價格等皆會對 LME 銅價產生長短期影響；LME 庫存量與 LME 銅價為反向影響關係，美國及大陸工業生產指數、OPEC 原油價格與 LME 銅價為正向影響關係。

張仁和(2010)認為，原油與銅的需求數量會隨著經濟發展而快速變化，進而影響原油與國際價的漲跌，布蘭特原油與國際銅價存在著長期性的正相關走勢；研究中表示，黃金是人類最早發現與利用的金屬，主要用於國際儲備、飾品製造、工業與高新技術產業與投資避險等四方面，黃金現貨價格可相對應到購買力，不能增值也有保值的作用，可視為對景氣看法的反向指標。

黃智家(2004)在探討國內物價變動的研究指出，由於國際原油及原物料價格上漲，進口物價出現明顯漲勢，在進口物價的帶動下，基本金屬工業產品、石油、化學材料的價格，反應出原料成本的上漲而呈現走高的趨勢。

唐維琳(2008)，研究顯示以銅金屬對象，LME 銅庫存量最佳預測模式為三個月加權平均法，利用三個月加權移動平均法預測 LME 銅庫存量與銅價變化趨勢，推導出最適採購決策模式。

蔣序標和周志明(2004)研究顯示，倫敦金屬交易所三個月期銅價滯後引導上海期貨交易所五個月期銅價格，但是上海期貨交易所對倫敦金屬交易所的期銅價格不具有滯後價格引導關係。

劉慶富和仲偉俊(2007)研究表明從價格發現功能方面來看，銅、鋁的期貨價格與現貨價格之間存在長期均衡關係和雙向引導關係，它們之間相互作用、相互影響。期貨市場與現貨市場均扮演著重要的價格發現角色，但期貨市場在價格發現中處於主導地位；並且，相對於金屬鋁現貨市場而言，銅現貨市場的價格發現能力要強些。從波動溢出效應方面看，銅、鋁的期貨市場與現貨市場之間存在雙向的波動溢出關

係，但現貨市場來自期貨市場的波動溢出要強於期貨市場來自現貨市場的波動溢出；而且，隨著期貨市場的發展，期貨市場與現貨市場之間的波動溢出效應均呈增強態勢，期貨市場的運行愈加有效。

劉慶福，張金清和華仁海(2008)研究顯示 LME 和 SHFE 之間的期銅市場存在雙向的價格引導關係和雙向的波動溢出關係，而期鋁市場存在雙向的價格引導關係，但不存在顯著的波動溢出關係；同時，LME 與 SHFE 之間的價格信息傳遞是迅速的，一個市場的交易信息可以在日內被另一市場吸收；並且，無論在價格引導、波動溢出力度上，還是在信息傳遞速度上，LME 市場均比 SHFE 市場更具影響力，仍在信息傳遞中居主導地位。

#### 第四節 影響鋅價格因素之探討

莊晶妃(2011)研究指出採用 2001 年 5 月至 2011 年 2 月期間月資料，探討原物料指數及價格的變化與台灣金屬製品出口金額的關聯性，選取變數為國際鋼鐵價格指數、巴西鐵礦價格、倫敦鋅、鎳、銅現貨價，西德州原油價，波羅的海海岬型指數等。迴歸結果顯示這段期間與整體金屬出口金額關聯性最高的為國際鋼鐵價格指數、倫敦鋅現貨價及西德州原油現貨。運輸成本一般來說佔金屬品成本的比重遠少於原料成本，但在這十年間油價與金屬品出口的關聯性並不亞於鋼鐵價格指數。

易礦網(2017)指出鋅的礦物類型-自然界中的鋅元素和鉛元素具有類似的外層電子結構，有強烈的親硫性，易形成易溶絡合物，因此，這兩種元素的礦物常常緊密共生。常見的鋅工業礦物有閃鋅礦、纖維鋅礦、菱鋅礦、異極礦、矽鋅礦、水鋅礦等，不同鋅工業礦物中的鋅含量有所不同，而閃鋅礦中的鋅含量最高，達到 67.1%，是最重要的鋅工業原料礦物。

呂林(2012)針對中國國內外鋅期貨價格與現貨價格動態關係實證分析，研究中指出(1)國內外期貨市場同國內現貨市場鋅價格存在很強的相關性，相關係數在 0.9 以上；(2) 國際鋅期貨市場、中國鋅期貨市場以及中國鋅現貨市場三大市場之間存在著協整關係，表明各市場間整合程度很高，資訊在市場間的傳導能夠快速進行，且世界鋅期貨市場表現出主導作用，中國鋅期貨目前作用有限，但價格發現功能已經明顯體現；(3)雖然中國在世界鋅期貨訂價的影響中有限，但作為世界鋅價和國內鋅價的中間傳導體，使得中國國內訂價與世界訂價聯繫更加緊密；(4)價格波動溢出效應明顯，中國國內現貨和期貨之間的波動溢出效應一致，存在槓桿效應，“利空消息”大於“利好消息”。

靳湘云和馮君從(2010、2011)針對鋅市場分析中提到 2010 年鋅市場有大量過剩，制約了鋅價的表現。緊縮政策或預期將改變市場流動性，從而對金屬價格形成負面影響。其基本面依然處於供應過剩的格局。隨著消費旺季的到來，春季行情依然值得期待。領頭羊銅市場基本面和後續需求強勁均十分給力，將帶動其他金屬的價格走勢。後市關注焦點：政策面和基本面。

## 第五節 變數的選取與介紹

根據上述文獻，本研究試分別依下列四個構面：(1)產業面-包括整體產業的銷售量、價格標準、產品效能、國外競爭。本研究採用 LME 鋅庫存、國際鋼鐵指數；(2)總體面-通常包括國際和國內各經濟指標，如 GDP 成長率、通貨膨脹、利率、匯率、生產力和能源價格。本研究採用布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數；(3)外溢效果-指事物一個方面的發展帶動了該事物其它方面的發展。本研究採用彭博商品指數、其它基本金屬鉛價格；(4)衍生市場-是指以交易金融合約為特徵的市場。本研究採用 LME 鋅現貨對三個月期貨溢價；來探討各個構面影響國際鋅價格的情況及總合四個構面影響狀況。

本研究依上述四個構面，實証研究中有影響變數及經常採用來分析，重要變數有：LME 鋅庫存、國際鋼鐵指數、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數、彭博商品指數、國際鉛價格、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價等八個變數，本研究就是以此歸納出之變數予以進行探討。並分述如下：

### 一、 LME 鋅庫存

LME 公告每日鋅期貨交易下的庫存量，可以代表市場上期貨交易者對於鋅的需求多寡。當 LME 鋅庫存量增加時，代表鋅期貨交易市場上的需求不足；反之，當 LME 鋅庫存減少時，代表鋅期貨交易市場上的需求強勁。

### 二、 國際鋼鐵指數

國際鋼鐵(價格)指數是指由英國的商品研究機構-主要從事國際市場分析，研究金屬、礦業、化學行業的成本和預測未來市場發展情況。每月出版鋼材、長材、板材、扁平材（不鏽鋼）、煉鋼原材料、鐵合金、鎳鉻鉬 7 份月報；每周發佈 8 個加權價格指數。在這 8 個價格指數中，用於碳鋼的主要是國際（全球）、板材、長材、北美、歐洲、亞洲指數，另外還有不鏽鋼、生鐵廢鋼價格指數。

### 三、 布蘭特原油價格

WTI、布蘭特原油和杜拜原油一起並稱為世界三大基準油。布蘭特原油是由英國北海布蘭特地區所產的原油。國際能源現貨市場方面，目前世界上除了部分中東

和遠東原油外，絕大部分地區（包括北海、歐洲、非洲、地中海地區）的原油市場均以布蘭特原油定價。WTI 是指美國西德克薩斯輕質原油，含硫量較低，定價相對較高，現在美國生產或銷往美國的原油都以 WTI 進行報價，同時，WTI 在美國紐約商業交易所 (NYMEX) 有相關原油期貨合約上市，並且 NYMEX WTI 也是全球最大的原油期貨交易品種。杜拜原油是指阿聯酋出產的原油。由於含硫量相對較高，所以一般認為其是國際含硫原油的定價基準，尤其用於為中東出口至亞洲的原油定價，是倫敦洲際交易所和美國商品交易所的原油期貨交易標的，布蘭特原油被稱為國際原油價格的標杆。

布蘭特原油，在英國倫敦國際石油交易所 (IPE) 進行交易。本研究用布蘭特原油價格指英國國際石油交易所的布倫特的期貨一桶價格。

#### 四、 美元指數

美元指數 (US Dollar Index, USDX) 是通過平均美元與六種國際主要外匯的匯率得出的。美元指數顯示的是美元的綜合值。一種衡量各種貨幣強弱的指標。

USDX 是綜合反映美元在國際外匯市場的匯率情況的指標，用來衡量美元對一籃子貨幣的匯率變化程度。它通過計算美元和對選定的一籃子貨幣的綜合變化率，來衡量美元的強弱程度，從而間接反映美國的出口競爭能力和進口成本的變動情況。

美元指數上漲，說明美元與其他貨幣的比價上漲也就是說美元升值，那麼國際上主要的商品都是以美元計價，那麼所對應的商品價格應該下跌的。美元升值對國家的整個經濟有好處，提升本國貨幣的價值，增加購買力。但對一些行業也有衝擊的，比如說，進出口行業，貨幣升值會降低出口商品的價格，因此對一些公司的出口商品有影響。若美指下跌，則相反。

#### 五、 美國工業生產指數

美國工業生產指數由美國聯邦儲備委員會(Federal Reserve Board)搜集資料，其引用數據是確實生產數據，絕大部分是估計數據(因資料搜集不易)。樣本為 250 家個別企業，代表 27 種不同的工業，以 1987 年為基期。內容有三種不同類別：所

有工業；市場分類：包括最終產品、中產品和原料市場；工業類別：包括製造業(耐久財與非耐久財)、礦業及公用事業。

美國於每月 15 號公佈上個月的統計結果。指數上揚，代表經濟好轉，利率可能會調高，對美元應是偏向利多，反之為利空。

## 六、 彭博商品指數

自 1998 年面世以來，重新命名的彭博商品指數已發展成為領先的商品指數系列。利用極具流動性的期貨合約，這一旗艦指數在全球提供涵蓋 22 種大宗商品的多元化投資機會。同時，該指數還擁有全面的分類指數來衡量單一大宗商品和產業，例如農業、能源和金屬等。

## 七、 國際鉛價格

倫敦金屬交易所 (LME) 是世界首要的有色金屬交易市場，同時也是世界上最大的有色金屬交易所，其中多於 95% 的交易來自海外市場。交易品種有銅、鋁、鉛、鋅、鎳和鋁合金。交易所的交易方式有公開喊價交易，此種交易在“場”內進行，也被稱作是“場內交易”，它的運行有 24 小時電話下單市場與 LMEselect 螢幕交易系統的支援。LME 每天都公佈一系列官方價格，這些價格在業內被作為金屬實貨合同定價的依據。從本世紀初起，倫敦金屬交易所開始公開發佈其成交價格並被廣泛作為世界金屬貿易的定價價格。本研究是採用 LME 交易所鉛現貨價格。

## 八、 LME 鋅現貨對三個月期貨溢價

期貨溢價是指一般指在正常的供需關係下，現貨相對低於期貨價格，近期合約低於遠期合約價格。本研究是採用 LME 鋅現貨價格與鋅三個月期貨價格做溢價計算。

## 第三章 研究方法與模型設定

### 第一節 常態性檢定

利用 Jargue-Bera 統計量(以下簡稱 JB 統計量)檢定，可以檢定時間數列資料是否為常態分配，其計算式如下：

$$JB = \frac{S^2}{6/n} + \frac{(K-3)^2}{24/n} \sim \chi_2^2$$

其中，n 表觀察值之數量(或自由度)；

S 是樣本偏態(skewness)；

K 是樣本峰態(kurtosis)；

$\chi_2^2$  表自由度 2 之卡方分配。

### 第二節 單根檢定(Unit Root Test)：

所謂定態之時間序列資料，數列之期望值、變異數及自我相關係數，不會隨著時間不同而改變，如下列條件所示：

$$E(Y_t) = E[(Y_{t-1})] = \mu_y$$

$$E[(y_t - \mu)^2] = E[(y_{t-1} - \mu)^2] = \sigma_y^2$$

$$E[(y_t - \mu)(y_{t-1} - \mu)] = E[(y_{t-j} - \mu)(y_{t-j-1} - \mu)] = \gamma_y$$

其中， $\mu_y$ 、 $\sigma_y^2$ 、 $\gamma_y$  皆為常數

若序列呈現定態時，此序列會在長期平均值附近波動，而有迴歸平均值的情況，且當定態序列受到外部衝擊時，只會產生短暫性影響，但外部衝擊對於非定態之數列而言，影響則是永久的。

根據 Engle and Granger (1987) 之研究，若一時間序列為非定態，即時間序列具單根特性，對此一序列進行差分則可令其調整為定態序列。若一具有單根之時間序列資料必須差分 d 次後才能調整為定態序列，表示該序列具有 d 個單根，以 I(d) 表示；當時間序列資料呈現定態時，表示此序列無單根現象，以 I(0) 表示。

檢定時間序列是否為定態的方法多，實証上普遍採用 Diskey and Fuller (1979) 所提出的 DF 檢定，Said and Dickey (1984)修正 DF 檢定的 ADF (Augmented Dickey-Fuller) 檢定及 Phillips and Perron (1988) 所提之 PP 檢定法，以下針對上述檢定方法逐一簡介。

(一) DF (Dickey and Fuller) 檢定法

DF 檢定法乃是對一時間序列 $\{Y_t\}$ ，以下列三種模型進行最小平方法 OLS 分析，並估計各參數是否為零的假設檢定，其檢定模式分述如下：

模式 1：隨機漫步模式

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

模式 2：含截距項之隨機漫步式模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t$$

模式 3：含截距項與趨勢項之隨機漫步式模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + \varepsilon_t$$

其中， $\varepsilon_t \overset{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ ，模式 1 不考慮截距項與時間趨勢，模式 2 加入截距項，但不考慮時間趨勢，模式 3 同時考慮截距項與時間趨勢的影響； $\Delta Y_t$  表示將原時間序列差分，三個模型的殘差項  $\varepsilon_t$  滿足獨立且分配相同的假設。下表 3-1 為 DF 檢定的虛無假設及其統計量：

表 3-1 DF 檢定的虛無假設與其統計量

估計模式	虛無假設	DF 檢定統計量
$\Delta Y_t = \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\beta = 0$	t-ratio
$\Delta Y_t = \alpha + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\beta = 0$ $\alpha = \beta = 0$	t-ratio F-test
$\Delta Y_t = \alpha + \delta t + \beta Y_{t-1} + \varepsilon_t$	$\beta = 0$ $\alpha = \beta = 0$ $\alpha = \beta = \delta = 0$	t-ratio F-test F-test

## (二) ADF (Augment Dickey-Fuller) 檢定法

在 Dickey and Fuller (1981) 提出 DF 檢定法中，假設殘差項  $\varepsilon_t$  為白噪音，但事實上迴歸的殘差項通常存在顯著的自我相關，使得檢定的結果備受質疑。因此 Said and Dickey (1984) 提出修正後的 ADF 檢定法，在模型右邊加入被解釋變數的延遲項，以去除殘差項序列相關所產生的問題。其檢定模式分述如下：

模式 1：無截距項及趨勢項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

模式 2：含截距項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

模式 3：含截距項及趨勢項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \varepsilon_t$$

其中， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ ，

其中， $\alpha_0$ ：截距項 (drift term)

T：時間趨勢項 (time trend)

$\Delta Y_t$ ：原數列差分

p：自我迴歸項遞延期數

上述三種檢定模式之假設檢定為：

$$H_0: \alpha_1 = 0$$

$$H_1: \alpha_1 \neq 0$$

假若檢定結果無法拒絕虛無假設  $H_0$ ，即表示數列存在單根，為非定態之數列，且依上述三種檢定模式可知，當  $\rho = 0$  時，ADF 檢定即為 DF 檢定。

## (三) PP (Phillips-Perron) 檢定

ADF 檢定雖已改善殘差項假設為符合白噪音之缺點，但仍存有異質性 (heteroscedasticity) 的問題，因此 Phillips and Perron (1988) 提出 PP 檢定，將序列  $\Delta Y_t$  由 AR(p) 提升為 ARMA(p,q) 之型態，其檢定模式如下所示：

模式 1：無截距項及趨勢項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \rho_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

模式 2：含截距項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \rho_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

模式 3：含截距項及趨勢項模式

$$\Delta Y_t = \alpha_0 + \alpha_1 Y_{t-1} + \alpha_2 T + \sum_{i=1}^p \gamma_i \Delta Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \rho_j \varepsilon_{t-j} + \varepsilon_t$$

其中， $\alpha_0$ ：截距項 (drift term)

T：時間趨勢項 (time trend)

$\Delta Y_t$ ：原數列差分

p：自我迴歸項遞延期數

q：移動平均項遞延期數

Phillips and Perron 認為  $Z_t$  較 ADF 與 DF 檢定差限制為弱，允許殘差  $Z_t$  具有弱相依與異質變異 (weak dependence and heterogeneity)，而 PP 檢定統計量為：

$$S_{TM}^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2 + Z_T + \sum_{s=1}^t W_{sm} \sum_{t=s+1}^T \varepsilon_t$$

修正 ADF 檢定統計量，步驟為先求出 DF 統計量  $T_\mu$ 、ADF 統計量  $T_\tau$ ，再利用母數方法調整  $T_\mu$ 、 $T_\tau$ ，以避免當誤差項不為白噪音時對極限分配之影響，統計量  $Z(T_\mu)$ 、 $Z(T_\tau)$  如下：

$$Z(\tau_\mu) \frac{s}{S_{TM}} - \frac{1}{2} [S_{TM}^2 - s] T \left\{ S_{TM}^2 \times \sum_{t=2}^T (x_t - x_{t-1})^{-2} \right\}^{\frac{1}{2}}$$

$$Z(\tau_\tau) \frac{s}{\hat{S}_{TM}} \tau_\tau - \frac{1}{2} [\hat{S}_{TM} - \hat{s}^2] T^3 \left\{ 4S_{TM}^2 \times [3P_{XX}]^{\frac{1}{2}} \right\}^{-1}$$

$$D_{XX} = \left[ \frac{T^2(T^2-1)}{12} \right] \sum X_{t-1}^2 - T \left( \sum tX_{t-1} \right)^2 + T(T+1) \sum tX_{t-1} \times \sum X_{t-1} \\ - \left[ \frac{T(T-1)(2T+1)}{6} \right] \left( \sum X_{t-1} \right)^2$$

$$S_{TM}^2 = T^{-1} \sum_{i=1}^T \varepsilon_i^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^t W_{sm} \sum_{t=s+1}^t \varepsilon_t \varepsilon_{t-s}$$

其中，T 為樣本數， $S^2$  為樣本變異數， $S_{TM}^2$  為虛無假設成立下之殘差變異數， $D_{XX}$  為 X X 之形式列值；當 T 趨近無限大時，PP 統計量之極限分配與 DF、ADF 檢定統計量之分配趨於一致，故臨界值與 DF、ADF 相同。

### 第三節 最適落後期之選取與序列相關檢定方法

#### (一) 最適落後期選取

在進行單根檢定時，必須對非定態序列進行差分來求得一定態序列，此過程須選取一最適落後期數，假若落遲期數過多，會使得參數過多將導致檢定力下降，估計無效率；若落後期數選取不夠，則使參數不足而產生偏誤，無法確保  $\varepsilon_t$  為白噪音過程。一般選取方法有二：

##### 1. AIC (Akaike Information Criterion) 準則

Akaike (1973) 提出 AIC 準則，選取的方法為 AIC 愈小之  $p$  愈佳。

其模型如下：

$$AIC(p) = T \times \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + 2 \times p$$

其中， $p$  是落後期數

$T$  為有效樣本數

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$  為殘差變異數， $\sigma_\varepsilon^2$  為最大概似估計值。

##### 2. SBC (Schwarz Bayesian Criterion) 準則

Schwarz (1978) 根據貝氏方法 (Bayesian Criterion) 提出 SBC 準則，最佳選取階次為使  $SBC(p)$  最小之階次。其模型如下：

$$SBC(p) = n \times \ln(\hat{\sigma}_\varepsilon^2) + p \times \ln(n)$$

其中， $p$ ：落後期數

$N$ ：有效樣本數

$\hat{\sigma}_\varepsilon^2$ ：落後期數為  $p$  時之  $\sum \varepsilon_t^2$

#### (二) 序列相關性檢定

在傳統的時間序列模型中，有一項假設，即  $\varepsilon_t$  誤差項必須符合白噪音過程，也就是資料無序列相關，亦即前期殘差不會影響本期。要檢定資料是否具有序列相關，有以下兩種方法：

##### 1. Box-Pierce 檢定

Box-Pierce 於 1970 年提出，假設  $H_0: \rho_1 = \dots = \rho_s = 0$  v.s  $H_1$ ：任意  $\rho_k \neq 0$ 。在  $H_0$  為真之下，檢定統計量為

$$Q = T \sum_{k=1}^s \gamma_k \sim \chi^2(s)$$

$$\text{其中 } \gamma_k = \frac{\sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})(e_{t-k} - \bar{e})}{\sum_{t=1}^T (e_t - \bar{e})^2}, \quad \bar{e} = \frac{\sum_{t=1}^T e_t}{T}$$

$T$ ：樣本數

$\rho_k$ ：誤差項遞延  $k$  期之自我相關係數

$\gamma_k$ ：誤差項遞延  $k$  期之樣本自我相關係數

$\bar{e}$ ：誤差項之樣本平均數

$s$ ：誤差項之遞延期數

檢定結果若拒絕  $H_0$ ，則表示資料存在序列相關；若接受  $H_0$ ，則表示資料無序列相關。

## 2. Ljung-Box 檢定

因為上述檢定有一限制，因此 Ljung-Box (1978) 將改進 Box-Pierce 檢定之檢定統計量以適用於小樣本之情形，現今皆多以此作為序列相關檢定方法。假設  $H_0: \rho_1 = \dots = \rho_s = 0$  v.s.  $H_1$ ：任意  $\rho_k \neq 0$ 。在  $H_0$  為真之下，檢定統計量為：

$$Q = \frac{T(T+2) \sum_{k=1}^s \gamma_k}{T-K} \sim \chi^2(s)$$

檢定結果若拒絕  $H_0$ ，則表示資料存在序列相關；若接受  $H_0$ ，則表示資料無序列相關。

## 第四節 共整合檢定 (Cointegration Test)

一般時間序列資料大多不為定態數列，因而須將資料差分轉換為定態數列，但此一過程常數項會被刪除，使得長期資訊消失，因此必須將遺失的資訊納入模型方屬正確。

當二個或二個以上的非定態數列，存在一線性組合能使得變數整合其數列為定態，則變數之間存在共整合 (cointegration) 關係。要檢定數列間是否存有共整合關係，通常有 Engle and Granger (1987) 所提出的兩階段共整合檢定法與 Johansen(1998) 提出共整合模型，分述如後：

### (一) Engle and Granger 兩階段共整合模型

假設兩個變數  $y_t$  與  $z_t$  皆可進行一階整合，若要檢定兩變數間是否存有共整合關係，可運用 OLS 求其誤差項  $e_t$ ，再利用單根檢定（如 DF 或 ADF）來檢定誤差項是否為定態序列，據以判斷變數間有無存在共整合關係。若誤差項檢定結果存有單根，則表示變數間無共整合關係 反之，則表示變數間存有共整合關係。

但兩階段共整合檢定法有一些限制。第一，當有數個變數存有不只一個的共整合向量時，兩階段共整合無法運用；第二，若先前建構模型變數之影響關係錯誤時，將影響統計推論；第三、兩階段共整合法不能得知其極限分配情形。

### (二) Johansen 共整合模型

Johansen (1988) 提出以最大概似估計式來檢定多重共整合向量，假若有一個  $n$  個變數的一階 VAR 模式， $X_t = A_1 X_{t-1} + \epsilon_t$ ，將此式兩邊各減去  $X_{t-1}$  可得：

$$\begin{aligned}\Delta X_t &= A_1 X_{t-1} - X_{t-1} + \epsilon_t \\ &= (A_1 - 1) X_{t-1} + \epsilon_t \\ &= \pi X_{t-1} + \epsilon_t\end{aligned}$$

式中， $X_t$ 、 $\epsilon_t$  皆為 $(n \times 1)$ 的向量矩陣， $A_1$  為 $(n \times n)$ 的參數矩陣， $I$  為 $(n \times n)$ 的單位矩陣， $\pi$  定義為 $(A_1 - I)$ 。

$\pi$  矩陣秩 (rank) 的數量等於共整合向量矩陣的數目，有一些常用的方法可來推論此模式。

3. 此模式可加上一個常數 (drift) 項來修飾，如下：

$$\Delta X_t = A_0 + \pi X_{t-1} + \epsilon_t$$

其中， $A_0$  為 $(n \times 1)$ 的常數矩陣 $(\alpha_{01}, \alpha_{01}, \dots, \alpha_{0m})$ ， $\pi$  矩陣的秩可視為序列中共整合關係數量，假若 $\pi$ 矩陣的秩為1，則有一個共整合向量。此外，季節性的虛擬變數亦可加入此式，如下：

$$\Delta X_t = A_0 + \pi X_{t-1} + \psi D_t + \epsilon_t$$

其中， $\psi$  為 $[n \times (f-1)]$ 的參數矩陣， $D_t$  為 $[(f-1) \times 1]$ 的季節性虛擬變數矩陣，而 $f$ 為時間頻率，若使用計資料，則有三個季節性的虛擬變數。

納入 $n+1$ 變數使得 $X_{n+1}$ 等於1，如 $X_{n+1,1}=1, X_{n+1,2}=1, \dots$ 。因此：

$$\Delta X_t = \pi^* X_{t-1}^* + \epsilon_t$$

其中， $X_t = (X_{t1}, X_{t2}, \dots, X_{tn})'$ ， $X_{t-1}^* = (X_{1t-1}, X_{2t-1}, \dots, X_{nt-1})'$ ，而

$$\pi^* = \begin{bmatrix} \pi_{11} & \pi_{12} & L & \pi_{1n} & \pi_{10} \\ \pi_{21} & \pi_{22} & L & \pi_{2n} & \pi_{20} \\ L & & & & \\ \pi_{n1} & \pi_{n2} & L & \pi_{nn} & \pi_{n0} \end{bmatrix}$$

則共整合向量的形式為：

$$\pi_{11}X_{1t} + \pi_{12}X_{2t} + \pi_{13}X_{3t} + \dots + \pi_{1n}X_{1n} + \pi_{10} = 0$$

$$\pi_{21}X_{1t} + \pi_{22}X_{2t} + \pi_{23}X_{3t} + \dots + \pi_{2n}X_{1n} + \pi_{20} = 0$$

...

...

$$\pi_{n1}X_{1t} + \pi_{n2}X_{2t} + \pi_{n3}X_{3t} + \dots + \pi_{nn}X_{1n} + \pi_{n0} = 0$$

4. 多變量模式亦可使用多階自我迴歸程序的推論，若有一個模式如下：

$$\Delta X_t = \sum_{i=1}^{p-1} \pi_i \Delta X_{ti} + \pi X_{tp} + \epsilon_t$$

式中之  $\pi$  與前所序之  $\pi$  無異。

共整合向量的數量可經由檢定  $\pi$  矩陣的特徵根(characteristic roots)求得，假定  $\pi$  矩陣的特徵根為  $\lambda_1 > \lambda_2 > \dots > \lambda_n$ ，假若  $\pi$  矩陣的秩與特徵根皆為 0，則  $\ln(1-\lambda_i)=0$ ，表示變數間無共整合關係。檢定  $\pi$  矩陣秩與特徵根的方式有軌跡檢定與最大特徵根檢定等兩種，分述如次：

(1) 軌跡檢定 (trace test)

$$H_0: \text{rank}(\pi) \leq r$$

$$H_1: \text{rank}(\pi) > r$$

檢定統計量為： $\lambda \text{ trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^n \ln[1 - \hat{\lambda}_i]$ ，其中， $\hat{\lambda}_i$  為  $\pi$  矩陣特徵根的估計值， $T$  為樣本數目， $r$  為向量的秩數量。

(2) 最大特徵根檢定 (maximum eigenvalue test)

$$H_0: \text{rank}(\pi) \leq r$$

$$H_1: \text{rank}(\pi) > r+1$$

檢定統計量為： $\lambda \max(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_i]$ ，其中， $\hat{\lambda}_i$  為  $\pi$  矩陣特徵根的估計值， $T$  為樣本數目， $r$  為向量的秩數量。經由軌跡檢定及最大特徵根檢定，可決定  $r$  的個數，以判斷變數間共整合關係。

## 第五節 計量模型選取程序與模型建立

一般進行總體經濟實証分析時，所選取的時序列資料需為穩定性 (stationarity) 之資料型態。所謂定態通常是指時間序列變數的資料產生過程 (data generation process ; DGP) 之性質，也就是時序列資料的平均數、變異數和自我共變數都需為有限的常數項，不會隨時間變動而改變，也只有當時間序列資料具穩定性時才能進行時間序列與統計相關分析，若未檢定時間序列是否為定態即進行迴歸分析時，可能產生 Granger and Newbold (1974) 所提出的假性迴歸 (spurious regression) 問題，即分析結果  $R^2$  可能會很高，T 統計量及 F 統計量皆很顯著，但 DW 值 (durbin-watson 檢定值) 卻趨近於 0，過度拒絕無序相關之假設，造成統計結果之偏誤。因此，自從 Nelson and Plosser (1982) 指出總體經濟普遍存在單根 (亦即非定態) 現象以來，進行時間序列資料分析時，需先進行單根檢定 (Unit Root Test) 來檢查時間序列資料是否為定態資料，再進行迴歸分析以避免因虛假迴歸而得到錯誤的結論。

本研究先利用單根檢定來判定所選取的變數資料是否為定態，接下來再進行 Johansen 共整合檢定，以確定變數間之相互影響關係，我們圖 3-1 表示本研究時間序列計量模式的選取過程。

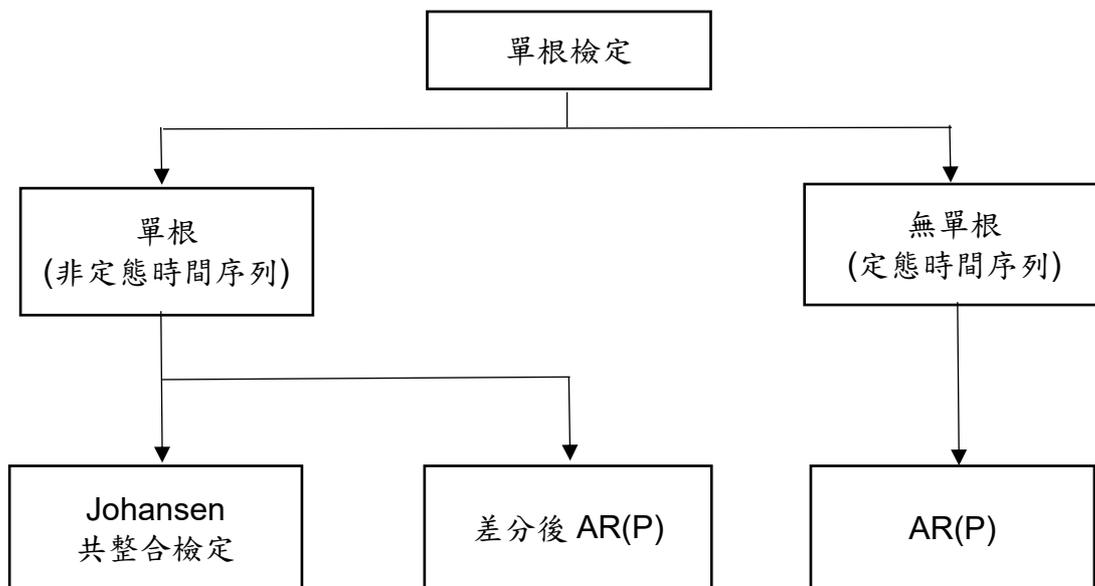


圖 3-1 時間序列計量模式選取模式圖

資料來源：本研究整理

共整合(cointegration)的概念，是假設模型中的變數，彼此間維持一個穩定、均衡的相關性。本研究「國際鋅價格預測模型之研究」，我們以 Johansen 共整合檢定，其目的在檢定時間序列變數間是否存在長期均衡關係，即若存在共整合現象，則長期這些時間序列存在共同移動行為，設定模型如下：

一、 產業面

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{11}X_{11\_LME,t} + \beta_{12}X_{12\_RBO,t} + \epsilon_t \dots\dots\dots (1)$$

二、 總體面

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{21}X_{21\_BRENT,t} + \beta_{22}X_{22\_USDx,t} + \beta_{23}X_{23\_IPI,t} + \epsilon_t \dots\dots\dots (2)$$

三、 外溢效果

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{31}X_{31\_BCOM,t} + \beta_{32}X_{32\_PBD,t} + \epsilon_t \dots\dots\dots (3)$$

四、 衍生市場

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{41}X_{41\_CO,t} + \epsilon_t \dots\dots\dots (4)$$

五、 總合模型

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{11}X_{11\_LME,t} + \beta_{12}X_{12\_RBO,t} + \beta_{21}X_{21\_BRENT,t} + \beta_{22}X_{22\_USDx,t} + \beta_{23}X_{23\_IPI,t} + \beta_{31}X_{31\_BCOM,t} + \beta_{32}X_{32\_PBD,t} + \beta_{41}X_{41\_CO,t} + \epsilon_t \dots\dots\dots (5)$$

上式中，

Y：LME 鋅現貨價

β：為常數項

X<sub>11\_LME</sub>：LME 總庫存(萬噸)..... 產業面

X<sub>12\_RBO</sub>：國際鋼鐵指數 WPU101 2007 年 12 月=100..... 產業面

X<sub>21\_BRENT</sub>：布蘭特原油價格..... 總體面

X<sub>22\_USDX</sub>：美元指數..... 總體面

X<sub>23\_IPI</sub>：美國工業生產指數 IPI 2012 年=100-SA 季節調整(指數)..... 總體面

X<sub>31\_BCOM</sub>：彭博商品指數..... 外溢效果

$X_{32\_PBD}$ ：其它基本金屬-倫鉛 ..... 外溢效果

$X_{41\_CO}$ ：LME 鋅現貨對三個月期貨溢價 ..... 衍生市場

$\varepsilon$ ：為殘差項

迴歸分析結果若各解釋變數與被解釋變數皆呈顯著關係，則再對殘差項進行單根檢定，若檢定結果為穩態，則判定彼此間具有長期均衡關係；然而為了看出短期效果，我們對各變數皆取一階差分，並以當期的台灣黃銅價格作為被解釋變數，以 LME 總庫存、國際鋼鐵指數、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數、彭博商品指數、國際倫敦鉛價、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價作為解釋變數，進行 Johansen 共整合檢定。

迴歸分析結果若各解釋變數與被解釋變數皆呈顯著關係，則再對殘差項進行單根檢定，若檢定結果仍為穩態，即國際鋅價與 LME 總庫存、國際鋼鐵指數、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數、彭博商品指數、國際倫敦鉛價、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價之間亦具有穩定的線性關係，則我們可以說「以短期效果來看是支持長期效果的」。

## 第四章 實証結果與分析

### 第一節 資料來源與敘述

本研究以國際鋅價為研究對象，首先對 LME 鋅庫存、國際鋼鐵指數、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數、彭博商品指數、國際鉛價格、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價進行敘述性探討；再分別依產業面-LME 鋅庫存、國際鋼鐵指數；總體經濟面-布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數；外溢效果-彭博商品指數、國際鉛價格；衍生市場-LME 鋅現貨對三個月期貨溢價，分別四個層面做與國際鋅價格互動之研究及配置最適模型，研究期間為 2008 年 1 月 31 日到 2017 年 12 月 31 日。

#### 一、資料來源、樣本期間及取樣頻率

- (一) 國際鋅價格取自於「香港利記集團」提供的資料，資料期為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (二) LME 總庫存取自於「香港利記集團」提供的資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (三) 國際鋼鐵指數取自於「美聯儲經濟數據 FRED」發佈的資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (四) 布蘭特原油價格取自於「香港利記集團」提供的資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (五) 美元指數取自於「香港利記集團」提供的資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (六) 美國工業生產指數 IPI 取自台灣經濟新報 (TEJ) 資料庫。資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (七) 彭博商品指數取自於「彭博(Bloomberg)」每日發佈資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。
- (八) 國際倫敦鉛價由「香港利記集團」提供的資料，其取至倫敦金屬交易所(London Metal Exchange LME, 本文簡稱為倫鉛)每日發佈現貨價格，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。

(九) LME 鋅現貨對三個月期貨溢價取自於「香港利記集團」提供的資料，資料期間為 2008 年 1 月到 2017 年 12 月，每月最後一個交易日之數據。

依上述資料，整理各變數資料如表 4-1。

表 4-1 各變數資料來源、期間及資料類型

變數名稱	資料名稱	資料來源	資料期間	資料類型	資料筆數
Y	倫敦鋅價格(現貨)	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X11_LME	LME 鋅庫存萬噸	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X12_RBO	國際鋼鐵指數	美聯儲經濟數據 FRED	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X21_BRENT	布蘭特原油價格	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X22_USDX	美元指數	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X23_IPI	美國 IPI 2012=100-SA	TEJ	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X31_BCOM	彭博商品指數	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X32_PBD	倫敦鉛價格(現貨)	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120
X41_CO	LME 現貨對三個月期貨溢價	香港利記	2008 年 1 月 ~2017 年 12 月	月資料	120

資料來源：本研究整理

## 二、 原始走勢圖

本研究期間自 2008 年 1 月至 2017 年 12 月，先將各時間序列的資料，呈現歷史資料曲線圖，根據線圖變化，觀察時間序列的變動情況，大略瞭解國際鋅價格隨著時間而變動的趨勢，進而求出各變數間時間序列變動的相互關係。圖 4-1 為國際鋅價與各變數之間關係的原始走勢圖，由圖看出鋅價格在 2008 年<sup>1</sup>發生金融海嘯導致經濟衰退，鋅價格也呈現大幅度跌價；在 2014 年 11 月 28 日石油大戰開打，使鋅價格也呈現跌價趨勢，直到 2015 年 10 月嘉能可為了防止鋅價持續走低，宣佈減產旗下三分之一鋅礦產能，相當於 50 萬噸，導致鋅出現嚴重供不應求，國際鋅價格呈現漲勢。

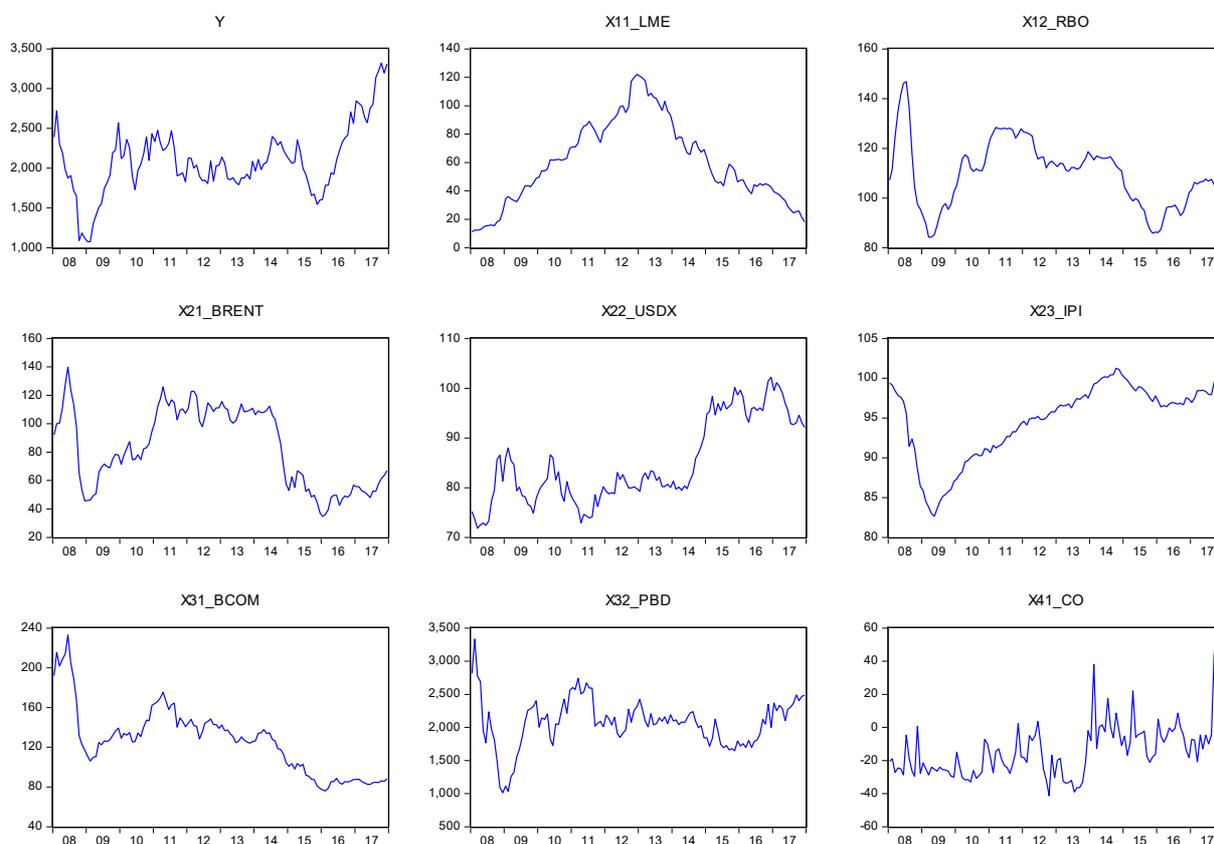


圖 4-1 各變數原始走勢圖

資料來源：本研究整理

<sup>1</sup> 2008 年世界金融危機、次貸危機、信用危機、2008 年華爾街金融危機、2008 年金融崩潰，在 2008 年又出現了金融海嘯及華爾街海嘯等名稱，是一場在 2007 年 8 月 9 日開始浮現的金融危機。自次級房屋信貸危機爆發後，投資者開始對抵押證券的價值失去信心，引發流動性危機。即使多國中央銀行多次向金融市場注入巨額資金，也無法阻止這場金融危機的爆發。直到 2008 年 9 月，這場金融危機開始失控，並導致多間相當大型的金融機構倒閉或被政府接管，並引發經濟衰退。

### 三、敘述統計量分析

本研究針對實証資料作敘述性統計分析，以了解國際鋅價格、LME 鋅庫存、國際鋼鐵價格、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數、彭博商品指數、國際鉛價格、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價原始資料之基本特性。利用平均數、中位數、最大值、最小值、標準差、偏態係數、峰態係數及 J-B(Jarque and Bera)常態性檢定統計量，來做為資料分析的工具。

由表 4-2 各變數的敘述統計分析得知：就偏態係數而言，除了布蘭特原油價格、美國工業生產指數、國際鉛價格差左偏外，其餘均為右偏。就峰態係數而言，當峰態係數等於 3 時為常態分佈，小於 3 低峰，大於 3 為高峽峰分佈，由表 4-2 可看出除彭博商品指數、國際鉛價格、LME 鋅現貨對三個月期貨溢價、國際鋅價格屬於高峽峰分佈外，其餘均屬低闊峰分佈。就常態分配而言，經由 Jarque-Bera 檢定，在 10%顯著水準下，除國際鋼鐵指數無法拒絕虛無假設外，其餘均拒絕虛無假設。

表 4-2 變數之敘述統計量

	Y	X <sub>11_LME</sub>	X <sub>12_RBO</sub>	X <sub>21_BRENT</sub>	X <sub>22_USDX</sub>	X <sub>23_IPI</sub>	X <sub>31_BCOM</sub>	X <sub>32_PBD</sub>	X <sub>41_CO</sub>
平均數	2,095.57	59.91	109.75	82.83	84.95	94.76	126.23	2,072.26	-13.98
中位數	2,069.75	55.99	111.47	82.51	81.58	96.58	127.4	2,090.63	-17.63
最大值	3,320.00	122.08	146.76	139.83	102.21	101.24	233.03	3,335.00	57
最小值	1,075.50	11.13	84.2	34.74	71.8	82.65	75.95	1,012.00	-41.25
標準差	433.83	29.11	13.48	27.62	8.49	4.75	33.66	368.97	16.47
偏態	0.36	0.29	0.2	-0.04	0.5	-0.9	0.68	-0.22	1.38
峰態	3.98	2.22	2.85	1.57	1.93	2.83	3.49	4.39	6.17
J - B	*** 7.34	* 4.73	0.94	*** 10.24	*** 10.78	***16.48	*** 10.51	*** 10.67	*** 88.44
觀測值	120	120	120	120	120	120	120	120	120

註：J-B 為 jaruue-bera 常態性檢定

\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

## 第二節 單根檢定

本研究採 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定來推估變數之單根情形，作為檢定變數之單根情形，檢視相關變數在歷史資料是否呈現一個穩定變動的狀態。若為定態資料時，表相關變數在過去變化呈現穩定狀態，即可利用此長期穩定狀態，進行未來相關預測之研究。其檢定方式若接受變數具有單根的虛無假設，即表示歷史資料為不定態的時間序列，必須對原始的時間序列進行差分，直到拒絕虛無假設為止。

由表 4-3 可看出在原始資料中，在 5%顯著水準下國際鋼鐵指數的有截距及有截距/有趨勢為定態、在 5%顯著水準下美國工業生產指數的有截距/有趨勢為定態、在 1%顯著水準下國際鉛價格的有截距及有截距/有趨勢為定態及 LME 鋅現貨對三個月期貨溢價無截距/無趨勢及有截距及有截距/有趨勢皆為定態，其餘變數均非定態資料。在經過一階差分處理後，在 1%顯著水準下，變數均拒絕存在單根之虛無假設，亦即所有變數為 I(1)定態的時間序列。

表 4-3 ADF 單根檢定

檢定型式 變數	H <sub>0</sub> 檢定假設： 有截距		H <sub>0</sub> 檢定假設： 有截距/有趨勢		H <sub>0</sub> 檢定假設： 無截距/無趨勢	
	原始值	一階差分值	原始值	一階差分值	原始值	一階差分值
Y	0.6384[1]	0.0000***	0.4693[1]	0.0000***	0.7533[1]	0.0000***
X <sub>11</sub> _LME	0.6822[2]	0.0000***	0.9402[2]	0.0000***	0.5202[2]	0.0000***
X <sub>12</sub> _RBO	0.1954[1]	0.0000***	0.3042[1]	0.0000***	0.4980[1]	0.0000***
X <sub>21</sub> _BRENT	0.5854[5]	0.0000***	0.7836[5]	0.0000***	0.3931[5]	0.0000***
X <sub>22</sub> _USDx	0.5406[4]	0.0000***	0.4809[4]	0.0000***	0.8403[4]	0.0000***
X <sub>23</sub> _IPI	0.4458[2]	0.0000***	0.7344[2]	0.0000***	0.6937[2]	0.0000***
X <sub>31</sub> _BCOM	0.3816[4]	0.0000***	0.5216[4]	0.0000***	0.2972[4]	0.0000***
X <sub>32</sub> _PBD	0.1812[1]	0.0000***	0.4382[1]	0.0000***	0.2729[1]	0.0000***
X <sub>41</sub> _CO	0.7316[2]	0.0000***	0.1511[2]	0.0000***	0.1913[2]	0.0000***

註：本研究 ADF 單根檢定採用 Dickey and Fuller 之 ADF(Augmented Dickey Fuller)統計量，表內為估計參數換算之 p 值。[n]為以 AIC 準則最小最適落後期數\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

### 第三節 共整合檢定

在第二節單根檢定中，已確定所有變數皆為  $I(1)$  定態的時間序列，代表具有相同的整合級次為 1 階的定態特性。但將原始資料取差分後，會忽略變數間之長期均衡，無法反映迴歸模型所有訊息，因此須繼續進行共整合檢定，以判斷變數間是否具有長期均衡關係，因若變數間未存在長期均衡關係時採用原始資料進行迴歸分析會產生虛假迴歸問題，產生不正確估計結果。

本研究分別應用 Johanson and Juselius(1990)、Johanson(1991)所提出之軌跡  $\lambda$ -trace(Trace test)檢定與最大特性根  $\lambda$ -max(max eigenvalue test)檢定進行共整合檢定。若不具有長期均衡關係，須以原始資料取差分來進行迴歸分析。若具有長期均衡關係，則以原始資料來進行迴歸分析。

## 一、 產業面因素之共整合檢定

表 4-4 為國際鋅價格與產業面因素變數間之 Johansen 共整合檢定結果。由表 4-4 顯示，無論採用軌跡檢定( $\lambda$ -trace)或最大特性根檢定( $\lambda$ -max)檢定標準，在 5% 顯著水準下，拒絕無共整合向量(rank=0)之虛無假設，說明各變數間存在共整合之關係，代表長期均衡關係之存在。

表 4-4 國際鋅價格和產業面變數之共整合檢定

產業面		$\lambda$ -trace 檢定統計值		$\lambda$ -max 檢定統計值	
虛無假設	特徵值	檢定統計值	p-value	檢定統計值	p-value
rank=0	0.212828	46.16321**	0.0229	27.52054**	0.0296
rank $\leq$ 1	0.101713	18.64267	0.3024	12.33556	0.3846
rank $\leq$ 2	0.053368	6.307110	0.4223	6.307110	0.4223

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

## 二、 總體面因素之共整合檢定

表 4-5 國際鋅價格與總體面因素變數間之 Johansen 共整合檢定結果。由表 4-5 顯示，無論採用軌跡檢定( $\lambda$ -trace)或最大特性根檢定( $\lambda$ -max)檢定標準，在 5%顯著水準下拒絕無共整合向量(rank=0)之虛無假設，說明各變數間存在共整合之關係，代表長期均衡關係之存在。

表 4-5 國際鋅價格和總體面變數之共整合檢定

總體面		$\lambda$ -trace 檢定統計值		$\lambda$ -max 檢定統計值	
虛無假設	特徵值	檢定統計值	p-value	檢定統計值	p-value
rank=0	0.244424	51.99917**	0.0194	32.23154**	0.0117
rank $\leq$ 1	0.129905	19.76762	0.4387	16.00263	0.2247
rank $\leq$ 2	0.027392	3.764995	0.9216	3.193989	0.9330
rank $\leq$ 3	0.004953	0.571006	0.4499	0.571006	0.4499

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

### 三、外溢效果因素之共整合檢定

表 4-6 國際鋅價格與外溢效果因素變數間之 Johansen 共整合檢定結果。由表 4-6 顯示，無論採用軌跡檢定( $\lambda$ -trace)或最大特性根檢定( $\lambda$ -max)檢定標準，在 10%顯著水準下，拒絕無共整合向量(rank=0)之虛無假設，說明各變數間存在共整合之關係，代表長期均衡關係之存在。

表 4-6 國際鋅價格和外溢效果變數之共整合檢定

外溢效果		$\lambda$ -trace 檢定統計值		$\lambda$ -max 檢定統計值	
虛無假設	特徵值	檢定統計值	p-value	檢定統計值	p-value
rank=0	0.157774	34.49168**	0.0134	19.74623*	0.0772
rank $\leq$ 1	0.119961	14.74545*	0.0646	14.69572**	0.0427
rank $\leq$ 2	0.000432	0.049726	0.8235	0.049726	0.8235

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

#### 四、 衍生市場因素之共整合檢定

表 4-7 國際鋅價格與衍生市場因素變數間之 Johansen 共整合檢定結果。由表 4-7 顯示，採用軌跡檢定( $\lambda$ -trace)檢定標準，在 10%顯著水準下，拒絕無共整合向量(rank=0)之虛無假設，說明各變數間存在共整合之關係，代表長期均衡關係之存在。

表 4-7 國際鋅價格和衍生市場變數之共整合檢定

衍生市場		$\lambda$ -trace 檢定統計值		$\lambda$ -max 檢定統計值	
虛無假設	特徵值	檢定統計值	p-value	檢定統計值	p-value
rank=0	0.087506	16.85202*	0.0812	10.53102	0.3501
rank $\leq$ 1	0.053482	6.320999**	0.0119	6.320999**	0.0119

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

## 五、 整合模型因素之共整合檢定

表 4-8 國際鋅價格與整合模型因素變數間之 Johansen 共整合檢定結果。由表 4-8 顯示，無論採用軌跡檢定( $\lambda$ -trace)或最大特性根檢定( $\lambda$ -max)檢定標準，在 5% 顯著水準下，拒絕無共整合向量(rank=0)之虛無假設，說明各變數間存在共整合之關係，代表長期均衡關係之存在。

表 4-8 國際鋅價格和整合模型變數之共整合檢定

總合模型		$\lambda$ -trace 檢定統計值		$\lambda$ -max 檢定統計值	
虛無假設	特徵值	檢定統計值	p-value	檢定統計值	p-value
rank=0	0.430869	261.3139***	0.0000	64.81907**	0.0105
rank $\leq$ 1	0.370026	196.4948***	0.0001	53.13880**	0.0415
rank $\leq$ 2	0.319954	143.3560***	0.0026	44.34343*	0.0787
rank $\leq$ 3	0.232555	99.01259**	0.0293	30.43918	0.3955
rank $\leq$ 4	0.209758	68.57341*	0.0626	27.07287	0.2595
rank $\leq$ 5	0.152438	41.50054	0.1732	19.02002	0.4130
rank $\leq$ 6	0.126278	22.48052	0.2725	15.52420	0.2539
rank $\leq$ 7	0.058667	6.956320	0.5827	6.952724	0.4947
rank $\leq$ 8	0.000031	0.003595	0.9511	0.003595	0.9511

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

## 第四節 迴歸分析

從表 4-1 到表 4-8 各產業共整合分析顯示，各變數間皆存在共整合關係，說明長期均衡的存在，因此也提供本研究以原始資料作分析的基礎，故以下迴歸分析，則皆以原始(level)數據資料為探討依據。

### 一、 產業面對鋅價格之迴歸分析

本研究針對國際鋅價格產業面影響因素，包括 LME 鋅總庫存(萬噸)與國際鋼鐵指數。產業面迴歸模型設定如前方程式(1)所示，而估計結果分別依當期及最適期落後期數進行變數間迴歸分析，則產業面因素迴歸分析估計結果如表 4-9 與 4-10 可知：

#### (一) 以當期進行迴歸

首先，以各變數間之當期關係作迴歸分析，實証結果如下表。

表 4-9 國際鋅價格和產業面變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	1366.29	315.3887	4.33208***	0.0000
X <sub>11</sub> _LME,t	-3.31026	1.384227	-2.39141**	0.0184
X <sub>12</sub> _RBO,t	8.45191	2.988987	2.82768***	0.0055
模型配適檢定				
R-squared	0.082999	Mean dependent var		2095.571
Adjusted R-squared	0.067324	S.D. dependent var		433.8321
S.E. of regression	418.9741	Akaike info criterion		14.93818
Sum squared resid	20538095	Schwarz criterion		15.00786
Log likelihood	-893.2906	Hannan-Quinn criter.		14.96648
F-statistic	5.294906	Durbin-Watson stat		0.161303
Prob(F-statistic)	0.006290			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從產業面變數間當期模型迴歸分析中，LME 鋅總庫存拒絕虛無假設，顯示在 5%顯著水準下，LME 鋅總庫存和國際鋅價格為顯著負相關，即 LME 鋅總庫存增加時，國際鋅價格受到影響而下跌，反之則會使國際鋅價格上漲。

當期模型迴歸分析中，國際鋼鐵指數拒絕虛無假設，顯示在 1%顯著水準下，國際鋼鐵指數和國際鋅價格為高度顯著正相關，當國際鋼鐵指數上升，而國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

(二) 以最適落後期數進行迴歸

若進一步考量變數間之最適落後期數，則得到估計結果如下表。

表 4-10 國際鋅價格和產業面變數之迴歸估計結果(當期 VS 最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	1430.925	418.9605	3.415418***	0.0009
X <sub>11_LME,t</sub>	-15.76512	4.650678	-3.389854***	0.0010
X <sub>11_LME,t-2</sub>	8.973301	4.426242	2.027296**	0.0452
X <sub>12_RBO,t</sub>	22.40229	3.349109	6.689030***	0.0000
X <sub>12_RBO,t-10</sub>	-11.92944	2.475114	-4.819755***	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.476146	Mean dependent var		2105.768
Adjusted R-squared	0.456190	S.D. dependent var		432.6926
S.E. of regression	319.0826	Akaike info criterion		14.41317
Sum squared resid	10690442	Schwarz criterion		14.53592
Log likelihood	-787.7242	Hannan-Quinn criter.		14.46295
F-statistic	23.85938	Durbin-Watson stat		0.31103
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

產業面最適落後期數模型迴歸分析中，LME 鋅總庫存(萬噸)和國際鋼鐵指數均拒絕虛無假設，表示在 5%顯著水準下，對國際鋅價格是具有顯著影響。

從產業面變數間當期與最適落後期數模型迴歸分析中，LME 鋅總庫存(萬噸)當期與最適期係數總和後，仍可得到 LME 鋅總庫存(萬噸)和國際鋅價格為顯著負相關，且 LME 鋅總庫存為國際鋅價領先二個月，即 LME 鋅總庫存量為上漲時，二個月後國際鋅價格會出現下跌趨勢，反之則國際鋅價格會出現上升趨勢。

國際鋼鐵指數當期與最適期係數總和後，仍可得國際鋼鐵指數和國際鋅價格為顯著正相關，且國際鋼鐵指數領先十個月，即國際鋼鐵指數為上升時，十個月後國際鋅價也會為上升趨勢，反之則國際鋅價格會出現下跌趨勢。

## 二、 總體面對鋅價格之迴歸分析

本研究針對國際鋅價格總體面影響因素，包括布蘭特原油、美元指數與美國工業生產指數 IPI。總體面迴歸模型設定如前方程式(2)所示，而估計結果分別依當期所有變數進行迴歸及最適期落後期數進行迴歸分析，則總體面因素迴歸分析估計結果如表 4-11 與 4-12 可知：

### (一)以當期進行迴歸

表 4-11 國際鋅價格和總體面變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	-1519.219	805.6903	-1.885611*	0.0618
X <sub>21</sub> _BRENT,t	-1.682927	3.207629	-0.524664	0.6008
X <sub>22</sub> _USDx,t	-4.607953	11.37117	-0.405231	0.6861
X <sub>23</sub> _IPI,t	43.74655	11.83418	3.696626***	0.0003

模型配適檢定			
R-squared	0.193449	Mean dependent var	2095.571
Adjusted R-squared	0.172590	S.D. dependent var	433.8321
S.E. of regression	394.6228	Akaike info criterion	14.8265
Sum squared resid	18064346	Schwarz criterion	14.91942
Log likelihood	-885.5902	Hannan-Quinn criter.	14.86424
F-statistic	9.274079	Durbin-Watson stat	0.185879
Prob(F-statistic)	0.000015		

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從總體面變數間當期模型迴歸分析中，布蘭特原油價格與美元指數皆無法拒絕虛無假設，表示當期對國際鋅價格並不具顯著影響性，但該模型分別除掉布蘭特原油價格或美元指數，而模型解釋能力都會降低，表示此兩個變數存在對國際鋅價格是有此重要性，為國際鋅價格重要解釋變數，而會出現 p-value 不顯著的情況，是變數間出現共線性降低其顯著性。

總體面變數間當期模型迴歸分析中，美國工業生產指數拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格為高度顯著正相關，即當美國工業生產指數上升，而國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

(二)以最適落後期數進行迴歸

表 4-12 國際鋅價格和總體面變數之迴歸估計結果(最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	-381.5457	614.2496	-0.621157	0.5358
X <sub>21</sub> _BRENT,t-8	-11.56327	1.411836	-8.190237***	0.0000
X <sub>22</sub> _USDIX,t-1	-23.51112	5.439942	-4.321943***	0.0000
X <sub>23</sub> _IPI,t-1	57.83578	7.995170	7.233840**	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.475012	Mean dependent var		2092.638
Adjusted R-squared	0.460429	S.D. dependent var		441.3887
S.E. of regression	324.2244	Akaike info criterion		14.43581
Sum squared resid	11353115	Schwarz criterion		14.53290
Log likelihood	-804.4053	Hannan-Quinn criter.		14.47520
F-statistic	32.57296	Durbin-Watson stat		0.33285
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

最適落後期數模型迴歸分析中，布蘭特原油、美元指數及美國工業生產指數均拒絕虛無假設，表示在 1%顯著水準下，對國際鋅價格是具有顯著影響性。

從總體面變數間最適落後期數模型迴歸分析中，布蘭特原油價在 1%顯著水準下和國際鋅價格為高度顯著負相關，即依布蘭特原油價格的波動，國際鋅價格會在八個月後反應，即布蘭特原油價格為上漲時，八個月後國際鋅價格會出現下跌趨勢。

美元指數在 1%顯著水準下和國際鋅價格為高度顯著負相關，即美元指數的波動，國際鋅價格會在一個月後反應，即美元指價上升時，一個月後國際鋅價格會出現下跌趨勢，反之則國際鋅價格為上升趨勢。

美國工業生產指數在 1%顯著水準下和國際鋅價格為非常顯著正相關，即美國工業生產指數上升時，表示經濟的景氣狀況上升，則國際鋅價格會在一個月後會呈現上升趨勢，反之則國際鋅價格會呈現下跌趨勢。

### 三、外溢效果對鋅價格之迴歸分析

本研究針對國際鋅價格外溢效果影響因素，包括彭博商品指數與國際鉛價格。外溢效果迴歸模型設定如前方程式(3)所示，而估計結果分別依當期所有變數進行迴歸及最適期落後期數進行迴歸分析，則外溢效果迴歸分析估計結果如表 4-13 與 4-14 可知：

#### (一)以當期進行迴歸

表 4-13 國際鋅價格和外溢效果變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	604.5439	115.1420	5.250421***	0.0000
X <sub>31</sub> _BCOM,t	-6.515878	0.632694	-10.29863***	0.0000
X <sub>32</sub> _PBD,t	1.116418	0.057722	19.34119***	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.765056	Mean dependent var		2095.571
Adjusted R-squared	0.761040	S.D. dependent var		433.8321
S.E. of regression	212.0725	Akaike info criterion		13.57642
Sum squared resid	5262043	Schwarz criterion		13.64610
Log likelihood	-811.5849	Hannan-Quinn criter.		13.60472
F-statistic	190.4956	Durbin-Watson stat		0.551178
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從外溢效果變數間當期模型迴歸分析中，彭博商品指數拒絕虛無假設，表示在 1%顯著水準下，對國際鋅價格是具有非常顯著影響性；彭博商品指數和國際鋅價格為高度顯著負相關，當彭博商品指數上升時，國際鋅價格會受到影響而下跌，反之則會使國際鋅價格上漲。

從外溢效果變數間當期模型迴歸分析中，國際鉛價格拒絕虛無假設，表示在 1%顯著水準下，對國際鋅價格是具有非常顯著影響性；國際鉛價格和國際鋅價格為非常顯著正相關，即當國際鉛價格上升，而國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌。

(二)以最適落後期數進行迴歸

表 4-14 國際鋅價格和外溢效果變數之迴歸估計結果(最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	1071.815	154.8959	6.919580***	0.0000
X <sub>31</sub> _BCOM,t-4	-6.693683	0.673640	-9.936585***	0.0000
X <sub>32</sub> _PBD,t-1	0.912965	0.066117	13.8084***	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.701847	Mean dependent var		2084.974
Adjusted R-squared	0.69657	S.D. dependent var		435.9094
S.E. of regression	240.1185	Akaike info criterion		13.82566
Sum squared resid	6515227	Schwarz criterion		13.89688
Log likelihood	-798.8885	Hannan-Quinn criter.		13.85457
F-statistic	133.0000	Durbin-Watson stat		0.979656
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從外溢效果變數間最適期模型迴歸分析中，彭博商品指數拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格是具有高度顯著影響性；彭博商品指數和國際鋅價格為顯著負相關，當彭博商品指數上升時，四個月後國際鋅價格會受到影響而下跌，反之則會使國際鋅價格上漲。

從外溢效果變數間最適期模型迴歸分析中，國際鉛價格拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格是具有高度顯著影響性；國際鉛價格和國際鋅價格為顯著正相關，即當國際鉛價格上升，而一個月後國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌。

#### 四、 衍生市場對鋅價格之迴歸分析

本研究針對國際鋅價格衍生市場因素-LME 鋅現貨對三個月期貨溢價。迴歸模型設定如前方程式(4)所示，而估計結果分別依當期所有變數進行迴歸及最適期落後期數進行迴歸分析，則衍生市場因素迴歸分析估計結果如表 4-15 與 4-16 可知：

##### (一)以當期進行迴歸

表 4-15 國際鋅價格和衍生市場變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	2261.243	46.67171	48.44996***	0.0000
X <sub>41_CO,t</sub>	11.85048	2.165672	5.471966***	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.202392	Mean dependent var		2095.571
Adjusted R-squared	0.195633	S.D. dependent var		433.8321
S.E. of regression	389.0889	Akaike info criterion		14.78202
Sum squared resid	17864037	Schwarz criterion		14.82848
Log likelihood	-884.9211	Hannan-Quinn criter.		14.80089
F-statistic	29.94241	Durbin-Watson stat		0.279635
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從衍生市場變數間當期模型迴歸分析中，鋅現貨對三個月期貨溢價拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，表示鋅現貨對三個月期貨溢價對國際鋅價格具有顯著正相關，即當鋅現貨對三個月期貨溢價增加，而國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

(二)以最適落後期數進行迴歸

表 4-16 國際鋅價格和衍生市場變數之迴歸估計結果(最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	2248.248	48.70003	46.16523***	0.0000
X <sub>41_CO,t-1</sub>	10.88662	2.257297	4.822858***	0.0000
模型配適檢定				
R-squared	0.165835	Mean dependent var		2093.080
Adjusted R-squared	0.158705	S.D. dependent var		434.8038
S.E. of regression	398.8113	Akaike info criterion		14.83152
Sum squared resid	18608907	Schwarz criterion		14.87823
Log likelihood	-880.4753	Hannan-Quinn criter.		14.85048
F-statistic	23.25996	Durbin-Watson stat		0.329598
Prob(F-statistic)	0.000004			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從衍生市場變數間最適期模型迴歸分析中，鋅現貨對三個月期貨溢價拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，表示鋅現貨價對三個月期貨溢價對國際鋅價格具有顯著正相關，即當鋅現貨對三個月期貨溢價增加，一個月後國際鋅價格也會為上漲趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

## 五、 總合模型對鋅價格之迴歸分析

本研究針對國際鋅價格影響因素，依產業面、總體面、外溢效果與衍生市場四個構面做分析，包括 LME 鋅總庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數 IPI、彭博商品指數、國際鉛價格及 LME 鋅現貨對三個月期貨溢價。總合迴歸模型設定如前方程式(5)所示，而估計結果分別依當期所有變數進行迴歸及最適期落後期數進行迴歸分析，則總合模型迴歸分析估計結果如表 4-17 與 4-18 可知：

### (一)以當期進行迴歸

表 4-17 國際鋅價格和總合模型變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	51.52897	449.3549	0.114673	0.9089
X <sub>11</sub> _LME,t	-4.459786	0.951440	-4.687406***	0.0000
X <sub>12</sub> _RBO,t	11.02598	2.422330	4.551805***	0.0000
X <sub>21</sub> _BRENT,t	2.750948	2.212705	1.243251	0.2164
X <sub>22</sub> _USDx,t	7.731786	5.644461	1.369800	0.1735
X <sub>23</sub> _IPI,t	-8.135009	5.225388	-1.556824	0.1224
X <sub>31</sub> _BCOM,t	-8.754601	1.420488	-6.163094***	0.0000
X <sub>32</sub> _PBD,t	1.032575	0.045892	22.50027***	0.0000
X <sub>41</sub> _CO,t	3.384298	1.153879	2.932974***	0.0041
模型配適檢定				
R-squared	0.888185	Mean dependent var		2095.571
Adjusted R-squared	0.880126	S.D. dependent var		433.8321
S.E. of regression	150.2050	Akaike info criterion		12.93392
Sum squared resid	2504330	Schwarz criterion		13.14298
Log likelihood	-767.0350	Hannan-Quinn criter.		13.01882
F-statistic	110.2136	Durbin-Watson stat		1.083061
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從總合模型變數間當期模型迴歸分析中，布蘭特原油價格、美元指數和美國工業生產指數皆無法拒絕虛無假設，表示當期對國際鋅價格不具顯著影響性。另一方面，LME 鋅庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、彭博商品指數、國際鉛價格和鋅現貨與三個月期貨溢價，共五個變數拒絕虛無假設，顯示在 1%顯著水準下，對國際鋅價格具有高度顯著影響。

在 1%顯著水準下，LME 鋅庫存(萬噸)和彭博商品指數此二個變數均和國際鋅價格為高度顯著負相關，即當 LME 鋅庫存(萬噸)增加或彭博商品指數上升，國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格會為上漲。

在 1%顯著水準下，國際鋼鐵指數、國際鉛價格與鋅現貨和三個月期貨溢價此三個變數均和國際鋅價格為高度顯著正相關，即當國際鋼鐵指數上升或國際鉛價格上升或鋅現貨和三個月期貨溢價增加，國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

(二)以最適落後期數進行迴歸

表 4-18 國際鋅價格和總合模型變數之迴歸估計結果(最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	1361.591	592.4272	2.298325**	0.0235
X <sub>11</sub> _LME,t-2	-6.915916	1.211249	-5.709738***	0.0000
X <sub>12</sub> _RBO,t-1	10.80045	2.944200	3.668383***	0.0004
X <sub>21</sub> _BRENT,t-5	3.249019	1.888974	1.719992*	0.0884
X <sub>22</sub> _USDX,t-4	-11.18461	6.504461	-1.719530*	0.0884
X <sub>23</sub> _IPI,t-2	5.965293	6.925440	0.861359	0.3910
X <sub>31</sub> _BCOM,t-4	-12.91491	1.800402	-7.173346***	0.0000
X <sub>32</sub> _PBD,t-1	0.852848	0.077508	11.00328***	0.0000
X <sub>41</sub> _CO,t-2	1.177139	1.473975	0.798615	0.4263
模型配適檢定				
R-squared	0.833786	Mean dependent var		2085.891
Adjusted R-squared	0.821242	S.D. dependent var		437.7046
S.E. of regression	185.0607	Akaike info criterion		13.35427
Sum squared resid	3630231	Schwarz criterion		13.56909
Log likelihood	-758.8707	Hannan-Quinn criter.		13.44147
F-statistic	66.46661	Durbin-Watson stat		1.585498
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從總合模型變數間最適期模型迴歸分析中，美國工業生產指數和鋅現貨與三個月期貨溢價無法拒絕虛無假設，表示最適期對國際鋅價格並不具有顯著影響性。另一方面，LME 鋅庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、彭博商品指數和國際鉛價格，共四個變數拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格具有高度顯著相關。

在 1%顯著水準下，LME 鋅庫存(萬噸)、彭博商品指數均和國際鋅價格為高度顯著負相關，即當 LME 鋅庫存(萬噸)增加或彭博商品指數上升時，分別二個月或四個月後國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格會為上漲。

在 1%顯著水準下，國際鋼鐵指數、國際鉛價格均和國際鋅價格均為高度顯著正相關，即當國際鋼鐵指數上升或國際鉛價格上升時，一個月後國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

從總合模型變數間最適期模型迴歸分析中，布蘭特原油價格和美元指數，這二個變數均拒絕虛無假設，在 10%顯著水準下，對國際鋅價格有顯著相關。美元指數和國際鋅價格為顯著負相關，即當美元指數上升時，在五個月後國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格會為上漲；在 10%顯著水準下，布蘭特原油價格和國際鋅價格為顯著正相關，即布蘭特原油價格上升，四個月後國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅格為下跌趨勢。

## 六、精簡模型對鋅價格之迴歸分析

根據上述分析結果，針對國際鋅價格影響因素建立精簡模型，包括 LME 鋅總庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、彭博商品指數、國際鉛價格與 LME 鋅現貨對三個月期貨溢價。精簡迴歸模型設定如下方程式(6)所示，分別依當期所有變數進行迴歸及最適期落後期數進行迴歸分析，則精簡模型迴歸分析估計結果如表 4-19 與 4-20 可知：

$$Y_t = \beta_0 + \beta_{11}X_{11\_LME,t} + \beta_{12}X_{12\_RBO,t} + \beta_{31}X_{31\_BCOM,t} + \beta_{32}X_{32\_PBD,t} + \beta_{41}X_{41\_CO,t} + \varepsilon_t \dots\dots\dots (6)$$

(一)以當期進行迴歸

表 4-19 國際鋅價格和精簡模型變數之迴歸估計結果(當期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	47.60586	134.8615	0.352998	0.7247
X <sub>11_LME,t</sub>	-3.978898	0.538000	-7.395725***	0.0000
X <sub>12_RBO,t</sub>	12.21184	1.894217	6.446907***	0.0000
X <sub>31_BCOM,t</sub>	-8.809045	0.769968	-11.44079***	0.0000
X <sub>32_PBD,t</sub>	1.013628	0.043968	23.05356***	0.0000
X <sub>41_CO,t</sub>	3.03785	1.032048	2.943517***	0.0039
模型配適檢定				
R-squared	0.885171	Mean dependent var		2095.571
Adjusted R-squared	0.880134	S.D. dependent var		433.8321
S.E. of regression	150.1998	Akaike info criterion		12.91052
Sum squared resid	2571836	Schwarz criterion		13.04989
Log likelihood	-768.631	Hannan-Quinn criter.		12.96712
F-statistic	175.7555	Durbin-Watson stat		1.074758
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從精簡模型變數間當期模型迴歸分析中，LME 鋅庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、彭博商品指數、國際鉛價格和鋅現貨與三個月期貨溢價，共五個變數均拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格具有高度顯著相關。

在 1%顯著水準下，LME 鋅庫存(萬噸)、彭博商品指數均和國際鋅價格為高度顯著負相關，即當 LME 鋅庫存(萬噸)增加或彭博商品指數上升，國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格會為上漲。

在 1%顯著水準下，國際鋼鐵指數、國際鉛價格、鋅現貨和三個月期貨溢價均和國際鋅價格為高度顯著正相關，即當國際鋼鐵指數上升或國際鉛

價格上升或鋅現貨和三個月期貨溢價增加，國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

(二)以最適落後期數進行迴歸

表 4-20 國際鋅價格和精簡模型變數之迴歸估計結果(最適期)

變數	係數	標準差	T 統計量	P-value
C	377.4776	171.4598	2.201551**	0.0298
X <sub>11</sub> _LME,t-2	-4.397674	0.707461	-6.216135***	0.0000
X <sub>12</sub> _RBO,t-3	13.25255	2.591087	5.114668***	0.0000
X <sub>31</sub> _BCOM,t-4	-10.32956	1.088776	-9.487317***	0.0000
X <sub>32</sub> _PBD,t-1	0.917562	0.061501	14.91942***	0.0000
X <sub>41</sub> _CO,t-6	2.385075	1.424628	1.674174	0.0970
模型配適檢定				
R-squared	0.823200	Mean dependent var		2087.741
Adjusted R-squared	0.815015	S.D. dependent var		439.1853
S.E. of regression	188.8933	Akaike info criterion		13.37144
Sum squared resid	3853514	Schwarz criterion		13.51545
Log likelihood	-756.172	Hannan-Quinn criter.		13.42988
F-statistic	100.5718	Durbin-Watson stat		1.573542
Prob(F-statistic)	0.000000			

註：\*、\*\*、\*\*\*分別表示具有 10%、5%、1%顯著水準

從精簡模型變數間最適期模型迴歸分析中，LME 鋅庫存(萬噸)、國際鋼鐵指數、彭博商品指數和國際鉛價格，共四個變數均拒絕虛無假設，在 1%顯著水準下，對國際鋅價格具有高度顯著相關。而鋅現貨與三個月期貨溢價是拒絕虛無假設，在 5%顯著水準下，對國際鋅價格具有顯著相關。

LME 鋅庫存(萬噸)和國際鋅價格為高度顯著負相關，即當 LME 鋅庫存(萬噸)增加，二個月後國際鋅價為下跌，反之則國際鋅價格為上漲；彭博商品指數和國際鋅價格為高度顯著負相關，即當彭博商品指數上升，四個月後國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格為上漲。

國際鋼鐵指數和國際鋅價格為高度顯著正相關，即當國際鋼鐵指數上升，三個月後國際鋅價格為上漲，反之則國際鋅價格為下跌；國際鉛價格和國際鋅價格為高度顯著正相關，國際鉛價格為高度顯著正相關，當國際鉛價格上升，一個月後國際鋅價格為上漲，反之則國際鋅價格為下跌；鋅現貨和

三個月期貨溢價和國際鋅價格為顯著正相關，當鋅現貨和三個月期貨溢價增加，則六個月後國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅價格為下跌。

根據以上六個模型進行迴歸分析比較下列 R-squared、Adjusted R-squared、Akaike info criterion(A.I.C)與 Schwarz criterion(S.C)數值，本研究得到預測模型國際鋅價格最佳模型為精簡模型，本研究最後針對此精簡模型得出相關的結論與建議。

## 第五章 結論與建議

### 第一節 研究結論

本文研究目的為探討國際鋅合金價格變動的主要經濟指標，建立國際鋅價價格預測模式，提供採購部門透過相關指標判斷國際鋅價格變動趨勢，利於掌控及降低採購成本，增加公司獲利。因此本研究依文獻中找出影響對原料價格波動的經濟指標，再利用統計檢定與迴歸分析找出關鍵影響國際鋅價格的指標，並得到國際鋅價格當期精簡模型。希望對使用鋅料加工飾品產業的企業者，能有科學化且更為準確的預測國際鋅價格漲跌趨勢，依此判斷與鋅料供應商簽訂合約的價格及期間，減少價格趨勢誤判而提高生產成本。主要結論說明如下：

- (一) 本文共整合檢定實証結果顯示，國際鋅價格在產業面(LME 鋅庫存、國際鋼鐵指數)、總體面(布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數)、外溢效果(彭博商品指數、國際鉛價格)、衍生市場(鋅現貨和三個月期貨溢價)考量下，各變數間均存在長期均衡關係。
- (二) 本文重要研究目的，擬針對各解釋變數與國際鋅價格的當期與最適期(遞延期)之相關性作分析，期能探討各變數當期價格變動之影響及作為預測模型之依據。

本文所得到之重要結論，以下分別依據不同構面作說明：

#### (一) 產業面：

就需求面而言，國際鋅價格主要會受到鋅供需狀況明顯呈現負相關，若將供給狀況反應在交易市場庫存量，即國際鋅市場供給增加 LME 鋅庫存增加時，國際鋅價會下跌；反之，當 LME 鋅庫存量減少時，國際鋅價格會因而上漲。若將需求狀況反應在交易國際鋼鐵指數上，因鋅料主要用於鍍鋅<sup>2</sup>，所以當國際鋼鐵指數上升時，表示鋼鐵市場活絡需求大增，間接使用鋅

---

<sup>2</sup>鍍鋅指在鐵或鋼表面上鋪上金屬鋅的防鏽的方法。

料也增大，所以國際鋅價會上漲；反之，當國際鋼鐵指數下跌時，國際鋅價會下跌。

#### (二) 外溢效果：

就外溢效果面而言，當彭博商品指數上升，國際鋅價格為下跌趨勢，反之則國際鋅價格會為上漲。當國際鉛價格上漲時，國際鋅價格為上升趨勢，反之則國際鋅價格為下跌趨勢。

#### (三) 衍生市場：

就衍生市場面而言，本研究採用鋅現貨與三個月期貨溢價做為變數，實証結果發現當鋅現貨與三個月期貨溢價增加時，國際鋅價格為上漲趨勢。反之則國際鋅價格為下跌。

#### (四) 總體面：

本研究總體面採用了布蘭特原油價格、美元指數、美國工業生產指數，依本文實証分析結果，總體面三個變數在國際鋅價格上並無顯著之影響。

此外，本文重要研究目的之一，擬針對國際鋅價格的變化，探討其重要顯著之影響因素，提供廠商預測國際鋅價格模型之參考，本文結果顯示 LME 鋅庫存遞延二個月、國際鋼鐵指數遞延三個月、彭博商品指數遞延四個月、國際鉛價格遞延一個月及鋅現貨和三個月期貨溢價遞延六個月，提供國際鋅價格最為精簡的解釋能力，顯示廠商可以採用上述資訊作為未來判斷國際鋅價格變化之參考，提供決策之重要依據。

## 第二節 未來研究建議

(一) 本研究產業面有一變數鋅冶煉廠開工率，因為資料取得無法從 2008 年開始資料，因資料不齊全故本文分析，並未包含此一變數。

(二) 本研究資料選用月資料，採用是月底最後交易日資料，用月底資料所存在可能調整問題，本文未做考慮。因此，後續欲更進一步之觀察，建議採用日資料或者週資料更詳細做分析研究。

(三) 本研究資料收集期間為 2008 年初至 2017 年底，這段期間發生金融海嘯、石油危險及生產商為控制市場價格，刻意停產導致供需嚴重失衡，本文未將此期間做更細部處理。因此，後續欲更進一步之研究，建議資料時段需再調整。

## 參考文獻

### 一、中文文獻

1. 王邦杰和李红梅编著，「实用模具材料手册」，湖南科学技术出版社，2014.06。
2. 王尊賢，2006年，「國際銅價決定機制與影響因素之實証分析」，中原大學國際貿易研究所學位論文，1-62頁。
3. 呂林，2012年，「國內外鋅期貨價格與現貨價格動態關係實證分析」，吉林財經大學碩士學位論文。
4. 莊晶妃，2011年，「原物料指數與台灣金屬製品出口之關聯性」，成功大學企業管理學系碩士在職專班學位論文。
5. 唐維琳，2007年，「原料採購模式之研究-以銅金屬為例」，交通大學管理學院管理科學學程碩士論文。
6. 張仁和，2010年，國際銅價影響因素分析與預測模式探討，東海大學管理碩士在職專班碩士論文。
7. 張興曙，2011年，「國際銅、鋅價格與國內黃銅價格互動之研究」，佛光大學經濟學系碩士在職專班碩士論文。
8. 黃智家，2004年，「近期國內物價之探討」經濟研究年刊，第5期，131~150頁。
9. 靳湘云和馮君從，2010年，「下半年鋅市場影響因素分析」，中國金屬通報，第36期，28-29頁。
10. 靳湘云和馮君從，2011年，「鋅市場影響因素分析」，中國金屬通報，第7期，28-30頁。
11. 蔣序標和周志明，2004年，「LME與SHFE期銅價格引導關係實証研究」系統工程，第9期，66-68頁。
12. 劉慶富和仲偉俊，2007年，「我國金屬期貨與現貨市場之間的價格發現與波動溢出效應研究」，東南大學學報（哲學社會科學版），9卷3期，28-35頁。
13. 劉慶福和張金清和華仁海，2008年，「LME與SHFE金屬期貨市場之間的資訊傳遞效應研究」，管理工程學報，第2期，155-159頁。

## 二、英文文獻

1. Box, George E.P. and Pierce, David A. , 1970 , 「 Distribution of Residual Autocorrelations in Autoregressive-Integrated Moving Average Time Series Models 」 , Journal of the American Statistical Association , 65: 1509 – 1526 。
2. Dickey, D. A. and W. A. Fuller , 1979 , 「 Distribution of the Estimation for Autoregression Times Series with a Unit Root 」 , Journal of American Statistical Association , 74:427-431 。
3. Dickey, D. A. and W. A. Fuller , 1981 , 「 Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root 」 , Econometrica , 49:1057-1072 。
4. Engel, R. F. and C. W. J. Granger , 1987 , 「 Cointegration and Error Correction : Representaton, Estimation, and Testing 」 , Econometrica , 55:251-276 。
5. Granger and Newbold , 1974 , 「 Spurious Regession In Econometrics 」 , Journal of Econometrics , 2:111-120 。
6. Greta M. Ljung and George E. P. Box , 1978 , 「 On a measure of lack of fit in time series models 」 , Biometrika , 65(2):297-303 。
7. H. Akaike , 1973 , 「 Information theory and an extension of the maximum likelihood principle 」 , Proc. 2nd Int. Symp. Inform. Theory suppl. Problems of Control and Inform. Theory, 267-281 。
8. Johansen, S. , 1988 , 「 Statistical analysis of cointegration vectors 」 , Journal of Economic Dynamics and Control , 12:231-254 。
9. Nelson and Plosser , 1982 , 「 Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications 」 , Journal of Monetary Economics , 10(2):139-162 。
10. Phillips, P. C. B. and Perron, P. , 1988 , 「 Testing for unit root in time series regression 」 , Biometrika , 75(2): 335-346 。
11. Said, S. and Dickey, D. A. , 1984 , 「 Testing for Unit Roots in Autoregressive Moving Average Models of Unknown Order 」 , Biometrika , 71: 599–607 。
12. Schwarz G. , 1978 , 「 Estimating the Dimension of a Model 」 , The Annals of Statistics , 6(2):461-464 。

### 三、網站

1. MoneyDJ 理財網：<https://www.msn.com/>
2. MoneyDJ 新聞：<https://www.moneydj.com/KMDJ/News/>
3. SMM 有色資訊：<https://news.smm.cn/>
4. 文茜的世界周報：<http://www.ctitv.com.tw/>
5. 中國電子報：<http://www.chinatimes.com/newspapers/>
6. 世界金屬統計局(WBMS)：<http://www.world-bureau.com/>
7. 台灣博碩士知識加值系統：<https://ndltd.ncl.edu.tw/>
8. 百度百科：<https://baike.baidu.com/item/>
9. 金投網：<https://read01.com/>
10. 易礦網：<https://kknews.cc/finance/2qnakze.html>
11. 美聯儲經濟數據 FRED：<https://fred.stlouisfed.org/categories/33537>
12. 能源局：<https://www2.moeaboe.gov.tw/oil102/>
13. 國際鉛鋅研究組織(ILZSG)：<http://www.ilzsg.org/>
14. 鉅亨網：<https://news.cnyes.com/news/>