

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

國際鋁料價格變動之研究

A Study on the Price Movement of Alumni Prices

指導教授：黃開義 博士

王凱立 博士

研究生：卓子見 撰

中華民國 106 年 6 月

誌謝

本論文的付梓，首先要感謝指導教授王凱立博士的細心指導與付出，從確立論文題目後就一路指導到論文初稿完成，並協助口試後的修正，更要感謝黃開義博士在論文研究目的之指點和圖表與統計方法等的指導，讓論文得以完成，在此深表感謝。

在學研究期間遇到了許多恩師：王凱立老師的論文指導、黃開義老師的人生目標的指導、張國雄老師的行銷課程、許恩得老師的社會企業入門介紹與郭炳宏老師在產品價值創新的教導等。此外，還有系上許多師長不斷的敦促與提攜，感謝所有師長們的教導。

另外，在碩士研讀期間，有幸認識了來自各行各業優秀的同學與系辦的秘書們，多虧有大家的陪伴彼此扶持，不僅就學期間充滿歡笑更讓課業可以有驚無險通過，謝謝大家。最後，感謝所有關愛的人，有你們教導與支持，本論文才得以完成，謝謝。

卓子見 謹誌於

東海大學高階經營管理碩士在職專班

2017年06月12日

中文摘要

本文探討影響國際鋁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，進而建立國際鋁料價格預測模式，提供公司採購參考。本研究先以敘述性統計與因果關係檢定瞭解影響鋁原料價格波動的經濟指標，觀察彼此間交互影響，再利用迴歸分析找出關鍵經濟指標，建立出預測國際鋁原料主要價格走勢方向的判斷變數。實證分析結果顯示國際鋁價與主要經濟指標具有長期均衡關係，且影響國際鋁價變化的關鍵因素為鋁供應量、鋁料期貨價格、國際油價、美元指數、工業生產與物價指數，其中，短期變動以鋁期貨價格影響最大，其次為鋁供給量；而長期走向則由上述其他總體經濟因素所影響。此外，以不同構面分析對鋁價的影響層面差異上，從供給面而言，國際鋁價因供需狀況呈現反向關聯，雖 2008 年後因中國供給需求擴大，但因鋁交易市場上庫存量尚比需求還多，使得其影響價格呈現反向走勢。就需求面而言，國際鋁價會受到國際上主要國家經濟發展狀況有正向關聯，進而帶動鋁需求增加，因而影響長期走向。就成本面而言，國際油價短期上漲反應在國際鋁價購買需求減少，然長期則呈正向關係影響，因此當國際油價上漲，除反映經濟發展外，也隱含著未來物價上漲情形。就貨幣面而言，美元指數與國際鋁價呈現反向關聯，代表貿易雙方的匯率變動匯兌損失價格將使鋁價產生變化。就投機面而言，國際鋁價與 LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨因具有高度相關性因此具相同趨勢走勢。同時，以鋁價期貨作為預測現貨未來 3 個月走勢上亦具有高度解釋性，亦說明國際鋁價仍具有價格發現的特性。

關鍵字：國際鋁料價格、共整合分析、因果關係檢定、迴歸分析

Abstract

This study shows the major economic indicators which impact the price movement of international aluminum price in different levels or facts, to understand the international economic situation through related indicators, and to build the forecast model of international aluminum price in order to provide company with purchase reference. This study begins with descriptive statistics and causality test to understand the economic indicators that affect the price of aluminum raw material, observe the interaction between each other. Further, using the regression analysis to figure out the key economic indicators, and establish the determination variables which predict the main price trend of international aluminum raw materials. The result of empirical analysis shows the key factors which affect the change of international aluminum price are supply chain of aluminum, future price of aluminum, global oil price, US dollar index, industrial production, and price index. Moreover, future price of aluminum has the most impact on short-term changes, followed by supply of aluminum; movement of long-term international aluminum price would be affected by global oil price, US dollar index, industrial production and price index. In addition, the results of analyzing the impact of aluminum price are different based on different levels or facts. From supply perspective, international aluminum price has negative correlation with supply and demand. After 2008, the demand increased in China due to expansion, but since the supply amount in the meanwhile was still larger than the demand amount which causing the price going in negative way. From demand perspective, international aluminum price has positive correlation with economic development in global major countries, which leads the growth of aluminum demand and makes the international aluminum price increases. From cost perspective, international aluminum price has positive correlation with global oil price in the short term, but it has negative correlation in the long term, because when the global oil price increases, not only reflects the economic development but also includes

the future price increases. From currency perspective, US dollar index has the negative correlation with global oil price, which represents the losses caused by the changes in exchange rate within trade and would result in the change of alumni price. From the speculation perspective, international alumni price is highly relevant to 3-month future prices of aluminum in London Metal Exchange (LME), and this describes the efficiency of using as prediction, as well as international alumni price has characteristic of price-finding.

Keyword: International alumni price, Cointegration analysis, Causality test, Regression analysis

目 錄

中文摘要	I
目 錄	III
表 目 錄	VI
圖 目 錄	VII
第一章 緒論	1
第一節 研究動機	1
第二節 研究目的	4
第三節 研究架構	4
第四節 研究流程	6
第二章 文獻回顧	7
第一節 影響原物料價格變動之相關文獻	7
第二節 原物料在價格預測之相關研究	9
第三節 原物料採購決策之相關研究	11
第四節 原物料期貨價格發現之相關研究	12
第三章 研究方法	14
第一節 變數選擇說明	14
第二節 資料特性檢定判斷	18
第三節 迴歸模型設定	27
第四節 預測分析模型	28
第四章 實證結果	35
第一節 資料特性說明	35
第二節 資料特性檢定	39
第三節 迴歸模型分析	43
第四節 預測分析模式	47
第五章 結論與建議	51
第一節 研究結論	51
第二節 研究建議	53
參考文獻	55

表目錄

表 1 各變數構面定義	17
表 2 樣本變數名稱與代號對照表	35
表 3 敘述性統計量	37
表 4 相關係數檢定	38
表 5 ADF 單根檢定.....	39
表 6 共整合檢定	40
表 7 因果關係檢定	41
表 8 結構點檢定	42
表 9 迴歸模型估計結果	43
表 10 迴歸模型估計結果	44
表 11 迴歸模型估計結果.....	45
表 12 國際鋁料價格現貨與期貨近 30 天價格變動	47

圖目錄

圖 1 全球鋁料生產量	2
圖 2 研究流程	6
圖 3 各變數原始走勢	36
圖 4 鋁 3 個月期貨價格與鋁料現貨當月價格比較	49
圖 5 鋁 3 個月期貨價格與實際 3 個月後鋁料價格比較 (月平均價).....	49
圖 6 鋁 3 個月期貨價格與實際 3 個月後鋁料價格比較 (單日平均價).....	50

第一章 緒論

第一節 研究動機

隨著經濟與人口持續增長與環保意識的增加，鋁製品的消費量不斷增加，其因來自於鋁是一種具延展的金屬，除導電散熱性好、易於機械加工處理等優良性能外，其輕量高強度以及耐腐蝕最受重視。目前利用鋁及其合金製造的結構產品非常廣泛，除大量運用在航太工業上、交通車輛和建築結構材料領域也非常重要，其中，來自汽車或自行車的鋁需求近年增幅最大。此外，鋁合金在 PC、家電、通信等領域的用量亦逐年增加，尤其在行動裝置的 NB、平板、手機與數位相機等外殼的應用更為大宗。其因來自於鋁合金非常適用於需重視散熱、輕巧與美感設計的電子產品，以符合生命週期的縮短、需求不斷地被創造的 3C 產品，能驅動著產品製造加工技術持續的提升。上述均說明鋁料在各項工業及產品上都有非常大的貢獻，也因此產業對鋁料需求持續成長，然鋁價格波動在專案的損益管控上，一向是相當棘手的風險因素，鋁價又受到國內外各種市場因素直接或間接的複雜影響，因此，如何針對此一風險，發展對實務決策具參考價值的管理工具，是本研究嘗試探討的課題。

根據世界金屬統計局(WBMS)最新公布的報告指出，2016 年全球原鋁需求年增 74.8 萬噸至 5874 萬噸，年增率約 1.3%，高於原鋁產量年增 42.1 萬噸或 0.7%，2016 年全球鋁市供給短缺 98.5 萬噸，供給少於需求 65.9 萬噸情況更加嚴重，其造成今來倫敦金屬交易所期貨價格已上漲約 13%。其中，中國大陸的原鋁產量 3,187 萬噸，佔全球生產 55%，為全球最大的鋁生產國。說明全球對鋁的需求不斷增加。然而，對於鋁價的影響因素中，除了供需是主要因素外，總體經濟指標預測仍是主要的判斷因素，目前文獻研究顯示，國際油價、工業生產指數與匯率為主要的

影響因素(林昌祐, 2010)。其中，油價是實務上判斷鋁價格的主要指標，主要是因為鋁的提煉，同時大部分的國家均以進口鋁為主，扮演航運成本的油價漲跌也相對反映其價格的關鍵因素，因此在成本面觀點上，油價是主要影響鋁價因素之一。此外，鋁價上揚可能抑制鋁的需求亦或造成更多存貨的釋出，使鋁庫存量提高，尤當供求關係失衡時，鋁價會大幅波動，因此可就供給面的因素作為鋁價變動的考量。再者，由於國際上主流的鋁交易均以美元計價，作為主要的進出口商品之一，貿易雙方的匯率變動對於價格的影響明顯，也將使進出口成本增加，貨幣價值面因素將為考量點。

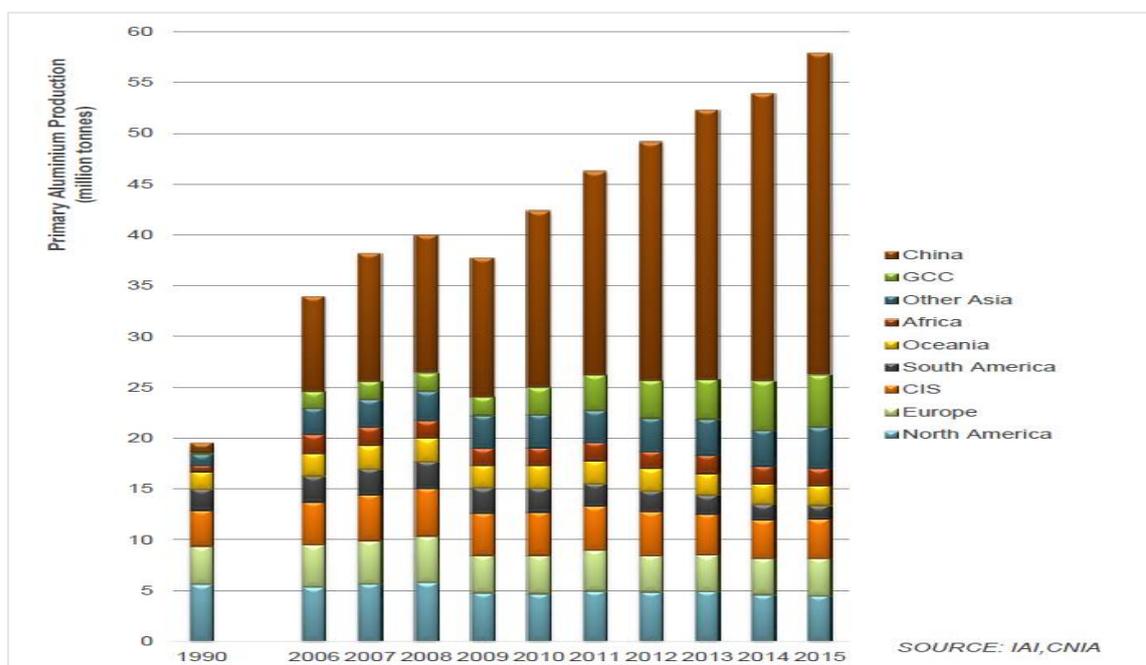


圖 1 全球鋁料生產量

資料來源：世界鋁公會網站年報 <http://www.world-aluminium.org/publications/#853>

另一方面，至於代表景氣榮枯的工業生產之影響也是鋁價的漲跌考量因素，由於鋁製產品市場的需求多反映在工業生產的實踐上，因此可代表市場需求面因素，如林昌祐 (2010) 針對鋁價之影響因素進行研究，實證結果顯示鋁現貨價格與工業生產產值之正向互動關係並具有長期的影響，且約在三個月後對鋁現貨價產

生顯著正向影響，顯示終端商品需求的增加，反應至原物料—鋁金屬的價格上揚，有時間遞延效果，建議原物料的採購商應關注國際上主要國家之工業生產值的變化，故可將其作為需求面的替代因素。最後，如目前鋁產量最大的中國若經濟增速保持穩定，以及美國近期川普的基建計劃一旦推動，就有可能導致對鋁的需求增長，國際就可能出現短缺情況，使得鋁價也可能出現較快增長，市場上為避免其短缺與未來價格預期的差異，投機與避險資本因此會在期貨市場操作，在鋁價多僅由供需關係決定的基礎上，相對鋁的金融屬性就會發揮出來，說明國際鋁價具有價格發現的特性，文獻也多獲得驗證(I Figuerola-Ferretti and Gibert, 2005; Aroui, Jawadi and Mouak, 2011；費星與王婧, 2013)，因此三個月期貨價格走勢可提供現貨價格漲跌較佳的判別因素之一。因此，本研究將以不同經濟指標作為主要的判別構面。

在面對世界經濟情勢波動下，LME 鋁金屬現貨價格隨之波動起伏甚大，這會影響國際鋁金屬原料需求產業甚巨。如何透過採購模式的改進，明確指出良好的採購下單時間點，好的鋁金屬價格是重要課題。因此，若公司採購部門在經驗與情勢未明情況下，容易誤判採購時間點，造成採購成本提高的現象。過去文獻指出經濟指標對貴金屬價格判斷對採購決策有很大的影響性(溫景翔, 2016；李燕蘋, 2012；陳睿勳, 2012)。如溫景翔 (2016) 利用 LME 銅現貨價格與 LME 銅庫存、黃金現價、石油價格、美國工業生產指數等相關指標與銅價正反關係作為國際經濟情勢預測，提供銅價變化判斷的依據，加上採購策略的運用，建立銅金屬採購模式，作為降低採購成本增加公司獲利的模式。李燕蘋(2012)則進一步將此採購模式在個案公司作檢視，其能將整體採購成本降低 2.79%，降低銅價變動的成本風險。此說明有效利用經濟指標作為貴金屬價格判斷預測對採購決策有很大的幫助。因此，本研究另一主要研究目的在於利用經濟指標作為國際鋁料價格預測模型之建置，並瞭解降低採購成本之成效。

總合上述，本文將探討影響國際鋁價價格變動的主要經濟指標，並就不同構面來探討，包括(1)供給面；(2)需求面；(3)成本面；(4)貨幣面；(5)投機面與(6)其他等方向，以進而選擇最佳預測國際鋁料價格趨勢方向的關鍵因素，建立國際鋁料價格預測模式，提供採購部門能準確透過相關指標瞭解國際經濟情勢的現況，作為公司採購策略運用的參考構面。因此，本研究將從文獻中找出影響鋁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，建立出預測國際鋁原料的價格走勢，提供相關產業採購鋁原料價格的決策參考，以降低鋁價變動的成本風險，增加企業獲利能力為主要方向。

第二節 研究目的

總合本文研究動機，本文研究目的除探討影響國際鋁價價格變動的主要經濟指標，並建立國際鋁價價格預測模式，作為採購部門透過相關指標了解國際經濟情勢的現況，提供鋁價變化判斷的依據，並能配合公司於採購策略的運用，來降低採購成本，增加公司獲利。因此，本研究將從文獻中找出影響鋁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，建立出屬於鋁原料的新採購模式。本文的研究目的如下：

- (一)探討影響國際鋁料價格變動的關鍵因素。
- (二)針對國際鋁料格價變動原因，分析不同構面指標影響程度之差異。
- (三)分析國際鋁料價格變動趨勢關鍵因素，提供企業採購及避險決策之參考。

第三節 研究架構

本研究在確立研究的主要議題之後，即開始著手蒐集文獻資料，並且經由相關報告與文獻研讀，予以歸納出國際鋁價的供需環境概況。在研究架構建立之後，對於影響鋁價的基本變數資料進行蒐集，以便利於預測模型的建置；並且進行統

計檢定作架構的必要修正與再確認，以期理論架構與研究的結果獲得相互印證，而能夠提出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

本章主要是以用來說明本論文之研究背景與動機、研究目的、研究架構。

第二章 文獻回顧

本章節回顧過去研究針對經濟指標對貴金屬原料價格影響作一探討，彙整國內外的相關經濟指標，以作為本文探討價格預測模式的參考方針。

第三章 研究方法

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，作為對於鋁價的影響環境做定義性的說明，以利瞭解鋁價影響著重因素。

第四章 實證分析

針對本文資料做簡要的說明，以及各變數原始走勢分析與基本統計量，並進行時間序列資料事前檢定，包括單根檢定，共整合檢定及因果檢定，再進行迴歸分析，針對國際鋁料價變動原因，分析不同構面指標影響程度之差異，並進行價格預測模式的之建立與模型效能之評估，並嘗試作為企業如何配合採購部門的決策，彙整共同因應策略建構管理決策。

第五章 結論與建議

總結上述研究之實證結果與分析來做歸納與結論，並提出本研究不足之處，以供後續研究者的參考建議與依據。

第四節 研究流程

本研究針對三個研究目的，從回顧過去研究針對經濟指標對貴金屬原料價格影響作一探討，彙整國內外的相關經濟指標，以作為本文探討價格預測模式的參考方針。本研究的整個研究過程可分為兩個階段，第一階段主要在相關文獻的蒐集、廣泛的閱讀與深入之探討，確定研究目的、研究範圍與研究方法，並整合資料後運用既有的研究架構作分析。第二階段則針對鋁價進行模型估計與預測等。第三階段則針對鋁價模型效能之評估上作應用等。

本研究流程如圖 2 所示：

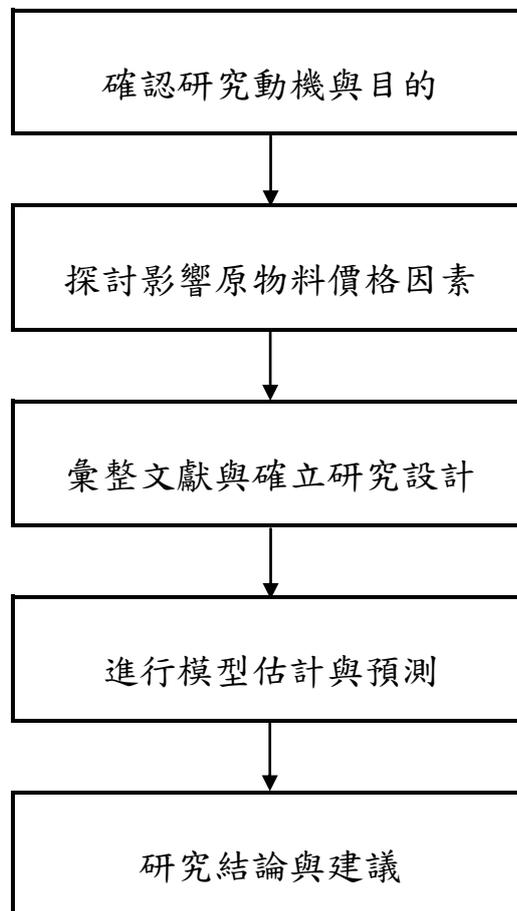


圖 2 研究流程

第二章 文獻回顧

本章節目的在於透過相關文獻的探討及整理，瞭解經濟指標對於鋁料價格之影響方式，以作為本研究分析之理論基礎。由於過去文獻對於影響鋁價實證研究與價格預測模型相對較少，因此，本研究將以下列三大部分作探討，進而建置本文研究架構，包括：第一部分為經濟指標對於金屬價格影響之文獻，乃針對過去文獻針對金屬價格影響作概括性的歸納與陳述；第二部分為經濟指標對於貴金屬價格預測之相關研究，作為本文研究鋁價格預測結果之參考；第三部分則就經濟指標對貴金屬採購決策之相關研究說明，提供本文對於採購成本上的建議。

第一節 影響原物料價格變動之相關文獻

林昌祐 (2010) 針對鋁價之影響因素進行研究，以實證分析方式針對其影響因素加以分析。實證資料選取了倫敦金屬交易所的鋁現貨價、鋁庫存量以及布蘭特原油價格、美國三月期國庫券利率、上海證券綜合指數、OECD 工業生產指數與 OECD 消費者物價指數-能源加以分析，研究資料從 1991 年 1 月至 2010 年 4 月之月資料。實證結果發現：(1)鋁現貨價格與 OECD 工業生產指數存在雙向因果關係。顯示鋁現貨價格與工業生產產值之正向互動關係；鋁現貨價格對鋁庫存量存在單向 Granger 因果關係，顯示鋁價上揚可能抑制鋁的需求亦或造成更多存貨的釋出，使鋁庫存量提高；油價以及庫存量未如預期對鋁現貨價格存在 Granger 因果關係，顯示此兩因素在統計上並不領先鋁現貨價格。(2)衝擊反應函數顯示 OECD 工業生產指數及利率約在三個月後對鋁現貨價產生顯著正向影響，顯示終端商品需求的增加，反應至原物料—鋁金屬的價格上揚，有時間遞延效果；而利率與鋁價格之變動為長期正相關，則可能與美國聯邦準備理事會抑制通膨有關。(3)預測誤差之變異分解顯示鋁現貨價之變動對其自身變動之解釋力逐漸降低；而 OECD 工業生產指數及利率對於鋁現貨價之變動解釋力則逐漸提高，顯見工業生產產值以及利

率對於鋁現貨價格有長期的影響。本研究對原物料的採購商建議，必須關注國際上主要國家之工業生產值的變化以及美國利率之變動，此兩因素對鋁現貨價格長期有顯著之影響。

莊晶妃 (2014) 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，其採用 2001 年 5 月至 2011 年 2 月期間月資料，選取國際鋼鐵價格指數、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為變數作迴歸分析，迴歸結果顯示研究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。此外，雖然運輸成本佔金屬品成本的比重遠少於原料成本，但研究期間油價與金屬品出口的關聯性並不亞於鋼鐵價格指數。

黃弘欣 (2014) 探討鎳價現貨價格、布蘭特原油現貨價格、匯率與不銹鋼股價指數之間的互動關係。其利用單根檢定、VAR 向量自我迴歸模型、Granger 因果關係、衝擊反應與預測變異數分解分析探討彼此之間的關聯性。就研究期間 2003 年 1 月至 2012 年 12 月的資料結果顯示：其由因果關係檢定結果發現，匯率變動率與油價變動率互為因果關係；油價變動率影響鎳價變動率；匯率變動率影響鎳價變動率；鎳價變動率影響不銹鋼股價指數報酬率。此外，由衝擊反應分析結果發現均受到本身的衝擊反應最大，呈現短期正向衝擊。油價變動率與匯率變動率互為短期負向關係；匯率變動率對鎳價變動率為短期負向關係，表示匯率變動率上升將使鎳價變動率下跌；鎳價變動率對不銹鋼股價指數報酬率為短期正向關係，表示鎳價變動率上升將使不銹鋼股價指數報酬率上升。再者，由預測誤差變異數分解結果顯示：油價變動率及匯率變動率、鎳價變動率自發性極高，不易受外在變數影響；不銹鋼股價指數報酬率雖自發性甚高，然匯率高低些微影響不銹鋼股價指數報酬率表現。

王尊賢 (2006) 探討國際銅價決定機制與影響因素。首先，以相關趨勢圖觀察國際銅價決定機制及相關影響因素做敘述性探討，其考量之相關因素包括國際經

濟發展、供需關係、銅生產成本、全球物價水準、投資基金操作、相關商品如美元匯率、石油的價格波動、與用銅行業發展趨勢的變化等方向；而後以 VECM 方法估計銅及線纜產業及其兩者相關性，並觀察各影響因素間之衝擊反應函數，以分析變數間的相互影響情形，也同時分析各因素間之長短期影響關係研究實證果發現：LME 庫存量、中國及大陸工業生指數，OPEC 原油價格等皆會對 LME 銅價產生長短期影響，另一方面 LME 庫存量與 LME 銅價為反向影響係，美國及大陸工業生產數、OPEC 原油價格與 LME 銅價則為正向影響關係。建議國內電線電纜相關產業在採購銅板時，應觀察與其相關之影響因素包含國際上主要國家經濟發展狀況、銅供需狀況、相關商品價格(例如油價等)。當這些因素會影響到長期國際銅價上漲時，應增加長約採購之比例，以降低營運風險。

第二節 原物料在價格預測之相關研究

黃鴻仁 (2012) 運用 Elman 類神經網路與時間序列模型預測 LME 銅價之研究，資料來源為 2003 年 1 月 2 日至 2011 年 7 月 14 日的 LME 三月期銅價，並依文獻探討選取 LME 的銅庫存、三月期鋁價、三月期鉛價、三月期鎳價、三月期鋅價、三月期錫價，以及金價、銀價、石油價格、美國生產者物價指數、美國消費者物價指數、聯邦資金利率作為影響因素的分析資料。時間序列分析、類神經網路已被廣泛的用於預測股市及期貨，本研究先藉由向量自我迴歸模型篩選出有影響力的變數，同時建置 GARCH 時間序列預測模型與具有遞迴的 Elman 類神經網路預測模型，再整合兩者建置 GARCH-Elman 類神經網路預測模型。研究之向量自我迴歸模型顯示：銅價與金、鋁、銅庫存前第 1 期；自身前第 2 期；鎳、錫前第 3 期；鋅前第 4 期的變動有負向的影響；受到石油前第 2 期的變動有正向的影響，這其中以銅的自我解釋變異最高，銅庫存最低，推測其影響已有效率地反映到銅價上。也驗證預測模型必須考量總體經濟變數，且變數先經向量自我迴歸模型的篩選能因減少雜訊而提升類神經網路的預測能力。依此建置的 GARCH 模型有

33.81%的累積報酬率、Elman 類神經網路 38.11%、整合兩者的 GARCH-Elman 類神經網路 56.46%，皆優於實際銅價指數的累積報酬率。

呂明旗 (2011) 則利用小波轉換(wavelet transform, WT)和倒傳遞類神經網路(back-propagation neural network, BPN)，整合建立鋁原料現金價格的時間序列預測模型以進行預測。由於小波轉換具有處理混沌訊號的能力，可用以突顯時間序列資料中隱含的特徵，因此本研究將小波轉換作為資料前處理之工具，利用小波轉換中的多尺度解析(Multi-Resolution analysis, MRA)來分析將每一個預測變數之時間序列資料，解構成不同尺度的多個子序列，然後將解構成出來的子序列當成倒傳遞類神經網路的輸入變數，以建構預測模型。本研究使用 2001~2010 年的倫敦鋁價之月平均價格進行方法驗證，同時以灰預測之 GM(1,1)模式進行效果比較。研究結果顯示，雖然神經網路本身就有容錯能力，但是經由小波所檢選的特徵值，當作類神經網路的輸入變數構成的小波神經網路，擁有比倒傳遞類神經網路以及灰預測有更佳的預測能力。

張仁和 (2010)以倫敦交易所(LME)銅 LME3 個月期貨銅價量、美元數、黃金價格、中國工業生產數、美國工業生產指數、原油價格等影響因素，以迴歸模型探討各因素對國際銅價價格影響之程度與差異，並分別以迴歸模型、移動平均、指數平滑等方式預測國際銅價走勢，並驗證預測模式績效作為有效提昇銅價變動之預測能力的判斷準則，其研究果發現：倫敦交易所銅價或上海交易所銅價和各影響因素的方向關係性一致，其中前一期的倫敦交易所銅價本身、美元指數、國際金價、中國工業生產指數、美國工業生產數等皆與當期市場銅價成正向關係，相對的前三期的倫敦交易所期銅價格與前一期的布蘭特原油價格、倫敦交易所銅庫存量等三項影響因素則與當期市場銅價成反向關係。另一方面，以迴歸模型預測樣本外資料時，依據誤差均方根(RMSE)、平均絕對誤差(MAE)與平均絕對誤差百分比(MAPE)為衡量預測績效時，迴歸模型預測法績效高於簡單移動平均法、加權移動平均法與數平滑法。

第三節 原物料採購決策之相關研究

陳睿勳 (2012) 透過訪談國內鎳金屬原料使用的鎳金屬製品生產公司，其內部管理與採購人員的訪談，並參考相關的採購模式，並且從文獻中找出影響鎳原料價格波動的經濟指標，再利用統計上，Granger 因果關係檢定模型(Granger Causality test) 找出四種關鍵的經濟指標，作為經濟指標與鎳金屬價格之關係建立的鎳金屬採購下單模式，結果分別是 LME 庫存、黃金價格、美元匯率，以及布蘭特原油價格，指標作統計檢定，確定兩者之間的因果關係之後，建立出屬於鎳原料的新採購模式。研究結果發現，整體面而言，新的採購模式可以節省 1.46% 的價格成本，使得採購流程更有效率。

溫景翔 (2016) 利用 LME 銅現貨價格與 LME 銅庫存、黃金現價、石油價格、美國工業生產指數等相關指標與銅價正反關係作為國際經濟情勢預測，提供銅價變化判斷的依據，加上採購策略的運用，建立銅金屬採購模式，作為降低採購成本增加公司獲利的模式。李燕蘋(2012) 並透過實際驗證得知價格起伏明顯有上漲或下跌時，下單模型效益會較顯著。例如國際銅價下跌時，以現貨價格購買的材料價格會較好，且增加下單數量或訂定合約，使用 15 日均價的就必須靠廢料的數量來換取平均價格的時間；反之，當銅金屬上漲態勢明顯時，15 日均價的價格就相對便宜，可以增加下單數量與訂定合約，現貨價格報價的材料就要能盡量在起漲前下單，或是分散時間與增加下單次數來分散風險。則進一步將此採購模式在個案公司作檢視，其能將整體的採購成本降低 2.79%，降低銅價變動的成本風險。此說明有效利用經濟指標作為貴金屬價格判斷預測對採購決策有很大幫助。

李培仁(2011)研究以金鹽(Potassium Gold Cyanide)價格為研究對象，應用時間序列(Time Series)方法，預測國際金價波動方向，透過迴歸分析，瞭解金鹽價格與國際金價具有高度正相關，進而預測金鹽價格未來一個月的走勢。研究期間以 2006 年 7 月到 2010 年 12 月之國際金價月平均價與金鹽成交月平均價資料作為實證研

究資料。本研究分析以移動平均法(Moving Averages, MA)、指數平滑法(Exponential Smoothing, ES)及線性迴歸分析(linear regression),實證結果顯示以線性迴歸法結果最佳,顯示近年來國際金價漲多跌少,呈顯價格穩定的上揚,利用此採購預測模式,可使採購成本降低約 1.28%。

總合上述文獻針對原物料採購決策之相關研究,說明考量總體經濟變數作為國際經濟情勢預測時,是有助於降低採購成本。

第四節 原物料期貨價格發現之相關研究

一、期貨價格發現的功能

Schroeder et (1997) 指出,價格發現 (Price Discovery)是指買賣雙方在給定的時間和地方對一種商品的質量和數量達成交易價格的過程。其因涉及市場結構、市場行為、市場信息、期貨市場和風險管理。價格發現並不混同於一般意義上的價格決定(Price Determination)。因價格發現是期貨市場的一個重要的經濟功能,也是期貨市場存在和發展的基礎。

期貨市場之所以具有價格發現的功能,主要是原因有(1)期貨交易的參與者眾多,除了會員以外,還有他們所代表的眾多的商品生產者、銷售者、加工者、進出口商以及投機者等。這些成千上萬的買家和賣家聚集在一起進行競爭,可以代表供求雙方的力量,有助於價格的形成。(2)其次,期貨交易中的交易人士大都熟悉某種商品行情,有豐富的經營知識和廣泛的信息渠道以及一套科學的分析、預測方法。他們把各自的信息、經驗和方法帶到市場上去,結合自己的生產成本、預期利潤,對商品供需和價格走勢進行判斷、分析和預測,報出自己的理想價格,與眾多對手競爭。這樣形成的期貨價格實際上反映了大多數人的預測,因而能夠比較接近地代表供求變動趨勢。(3)再者,期貨交易的透明度高,競爭公開化、公平化,有助於形成公正的價格。期貨市場是集中化的交易場所,自由報價,公開

競爭，避免現貨交易中一對一交易方式容易產生的欺詐和壟斷行為，因此，期貨交易發現的價格具有較高的權威性。

由於期貨市場上買賣雙方通過公開競價形成的成交價格是不同交易者對目前市場供求關係的認識和對未來市場預期的綜合反映，同時因標準化的合約買賣總是持續地進行，使得交易者可以不斷地根據所獲得的最新信息修正原先對市場的看法，形成新的成交價格，因此能夠動態地反映市場供求關係，故具有前瞻性，其有助於資源的合理配置，使生產經營者、投資者和金融機構根據這一價格作出合理的生產經營決策和投資決策。故對於國際鋁料價格預測應具價格參考指標。

二、期貨價格發現的驗證

國外學者選用期貨交易所的一些期貨品種的價格和現貨價格，多利用共整合檢定、Granger 因果關係檢定、向量自我回歸模型(VAR)、向量誤差修正模型(VECM)等最新的計量方法來檢驗期貨價格能否發現現貨價格。

如費星與王婧 (2013) 探討金屬鋁期貨市場與現貨市場的價格發現能力，利用共整合分析、向量誤差修正模型、衝擊反應函數等方法對金屬鋁期貨價格與金屬鋁現貨價格之間的聯繫進行了實證研究。研究結果顯示，金屬鋁期貨價格與現貨價格之間存在長期均衡關係，期貨市場對於現貨市場存在價格發現功能。

王駿與張宗成 (2005) 運用 Johansen 共整合檢定、向量誤差修正模型(VECM)、Granger 因果檢定、衝擊反應函數(IRF)、變異數分解等方法，對上海期交所的銅、鋁期貨進行了實證分析。研究表明，銅、鋁期貨與現貨價格存在雙向的 Granger 因果關係與共整合關係，而且銅、鋁期貨市場在價格發現功能中均居於主導地位。

綜合上述經濟指標對於金屬價格影響之文獻，與經濟指標對於金屬原物料價格預測之相關研究，以及經濟指標對貴金屬採購決策之相關研究說明，提供本文下節相關研究變數與模型設計之考量依據。

第三章 研究方法

本本章節部分針對本研究所需進行之實證分析，提出相關之分析研究方法作一說明，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。由於本研究所使用的資料屬於時間數值型態，所以選定使用時間數列分析技術，包括資料特性檢定判斷，如單根檢定(Unit Root Test)、共整合分析(Co-Integration Test)、因果關係檢定(Granger Causality)等；再者，針對價格走勢預測上，以迴歸分析(Regression Model Analysis)預測未來價格走勢。再將預測出的數據與真實的資料相比較，以判斷預測值的準確程度，進而找出國際鋁價的最佳的預測方法。

第一節 變數選擇說明

從金屬屬性來看，可以將影響鋁價格的因素分為以下幾類：

(1)總體經濟形勢：由於鋁製產品市場的需求多反映在工業生產的實踐，其需求量可能與經濟形勢密切相關，除經濟增長率(或 GDP 增長率)能代表經濟情勢變動，另一個則為工業生產增長率。其代表當經濟繁榮時，鋁需求增加從而帶動鋁價上升，經濟蕭條時，鋁需求萎縮從而促使鋁價下跌。

(2)供需關係原因：根據經濟學原理，價格和供需互相影響，實現在供需關係重要指標即是庫存。

(3)相關市場因素：由於期貨市場是現貨市場的遠期交易，故現貨市場的價格與期貨市場的價格具有很強的聯動性。同時，期貨市場屬於金融市場，與供求無關的因素及其市場運行狀況也會影響鋁價變動。

(3)成本因素：由於鋁提煉過去以原油為最大宗成本，同時大部分的國家均以進口鋁為主，扮演航運成本的油價漲跌也相對反映其價格的關鍵因素，因此在成本面觀點上，油價是主要影響鋁價因素之一。此外，鋁料交易一般以美元標價，

而國際上幾種主要貨幣均實行浮動匯率制。隨著 1999 年 1 月 1 日歐元的正式啟動，國際外匯市場形成美元、歐元和日元三足鼎立之勢。由於這三種主要貨幣之間的比價經常發生較大變動，以美元標價的國際鋁價也會受到匯率的影響。

(4)資金因素：從最近十年的鋁市場演變來看，資金因素在諸多的大行情中都起到了推波助瀾的作用。股市是金融市場交易中反映多空雙方資金爭奪的重要指標，雖然不能明確指示出市場價格的運行方向，但對於預測市場價格的波動性幅度具有重要的參考意義。

(5)其他因素：對於目前影響國際鋁價的環境因素還有下列幾點：(1)國際貿易進出口政策：鋁進出口關稅的調整將影響國內鋁價。如中美貿易摩擦升級，鋁材出口可能受到影響，進而導致供應相對過剩，價格將產生下跌的結果；(2)政府環保規範的具體執行：環保規範具體情況其不僅會影響當季鋁產量，也會對市場預期造成影響。(3)鋁應用趨勢變化的影響：其包括汽車製造、建築工程、電線電纜等行業用鋁量的變化及產業調整，都將對鋁的生產和市場價格產生極大的影響。可作為產業政策面的結構改變以及市場前瞻面為考量因素。

因此，總合過去文獻與本研究採用包含 LME 現貨鋁價、LME 鋁庫存量，原油價格、OECD 工業生產指數、美元指數、LME 三個月鋁期貨價格，消費者物價指數、股價指數、作為解釋變數，進行國際鋁價分析，實證模型的變數包含：

(一)現貨鋁價、庫存量：本文分別採用「倫敦金屬交易所現貨鋁價(London Metal Exchange Spot Alumumi)進行。LME 現貨價(簡稱現貨鋁價)是在倫敦金屬交易所(London Me Exchange; LME)交易的鋁現貨價格。倫敦金屬交易所是 1877 年成立、世界最早是最大的有色金屬交易市場，每日公布的價格在業內被視作現貨金屬契約定價的主要依據，作為鋁料來源所需的供給面因素。

(二)原油價格：世界主要的石油現貨價格有西德州原油價格、北海布蘭特原以及杜拜原油價格三種。其中，西德州原油價格是自加拿大與墨西哥灣進口、美國

中西部生產提煉，而在紐約商業交易所交易的價格，油品品質最高，價格變化主要反映美國原供需狀態；北海布蘭特原油是北海生產、西提煉的 15 種原價格綜合而成品質略低於州原油在倫敦國際原油交易所(International Petroleum Exchange 交易亦為中東、非洲運往西方世界的原油價格基準，價格部份反映全球原市供需狀態，而杜拜原油價格則主要反映世界主要產區中東國家。本研究以西德州原油價格，作為鋁價提煉所需的成本面因素。

(三)美元指數：採用美國州交易所(Inter Continental Exchange；ICE)自 1973 年開始編制、包含美元相對六種主要國貨幣匯率(歐元、日圓、英鎊、加幣、瑞典克朗及瑞士法郎)幾何平均變化情形的指標。由於代表原物料貨幣幣值升貶的美元指數某種程度可以代表原物料的需求，當經濟衰退的時候對原物料的需求也會下降，進而導致出口衰退最後幣值下降。因此作為鋁價走勢的貨幣面因素。

(四)工業生產指數：由於鋁製產品市場的需求多反映在工業生產的實踐，其需求量可能與經濟形勢密切相關，除經濟增長率(或 GDP 增長率)能代表經濟情勢變動，另一個則為工業生產增長率。其代表當經濟繁榮時，鋁需求增加從而帶動鋁價上升，經濟蕭條時，鋁需求萎縮從而促使鋁價下跌，因此可代表市場需求面因素，故本文以 OECD 主要國家之工業生產值的變化，作為需求面的替代因素。

(五)期貨價格：市場上為避免其短缺與未來價格預期的差異，投機與避險資本因此會在期貨市場操作，在鋁價多僅由供需關係決定的基礎上，相對鋁的金融屬性就會發揮出來，本文以市場上交易最活絡倫敦交易所 LME 的三個月期貨價格走勢作為現貨價格漲跌判別因素，作為投機面因素。

(六)股價指數：本文選擇道瓊工業股價指數(簡稱美股指數)進行，係由美國證券交易所編製，是美國 30 檔各產業龍頭股票的加權股價指數，自 1928 年 10 月開始編制，常用作指標判斷美國整體經濟情勢狀況，以及整體資金流向。判斷方法採納所有掛牌交易之普通股的股價指數並以發行量做權數加權計算而得，其走勢

被視為了解國際資金走向的指標，因此本文作為資金面因素。

(七)消費者物價指數：通貨膨脹是經濟快速發展時會發生的現象。通貨膨脹雖然會造成物價上漲，也會造成原物料價格的上升。原物料價格的上升短期內可以增加出口值，卻也伴隨著經濟過熱的風險，此外，消費者物價指數亦反映民生消費基本價格水準，本研究以消費者物價指數作為研究變數，作為前瞻變數對於電子產品之需求。

針對各變數定構面分述如下表 1 所示：

表 1 各變數構面定義

代表類別	名稱	代號
價格面	國際鋁料現貨價格	ALU _t
供給面	國際鋁料鋁庫存量價格	ALV _t
成本面	原油現貨價格	OIL _t
貨幣面	美元指數	USD _t
資金面	美國道瓊工業平均股價指數	DJI _t
投機面	國際鋁料 3 個月期貨價格	ALF _t
需求面	IPI 工業生產指數	IPI _t
前瞻面	CPI 消費者物價指數	CPI _t

對於資料運用作如下說明：鋁料價格是倫敦市場下午定盤價格的資料，以美元標價，該價格是國際鋁料價格的基準，對全球鋁料需求價格走勢具有指導意義，也是大多數同類研究中所採用的資料。另一方面股票指數均採用美國的資料，主要是考慮美國的這些經濟運營資料與鋁料市場關係最為密切，美國的資本市場與國際貴金屬市場之間的一體化程度也最高，所以利用美國的資料更符合實際。同

時用美元標價可以消除匯率折算對鋁料價格的直接影響，減少研究中的噪音。

在長期決定因素的分析上，除了以上分析的幾個重要因素外，政治因素、投機因素、心理因素，甚至鋁料開掘地點發現等也會對價格造成相當的影響。但由於這些因素的影響是短期的，且較不屬於經濟面因素，因此不是本文分析的重點。這樣的研究可以剔除大量的反映國際鋁料價格短期變動的因素。

第二節 資料特性檢定判斷

在分析資料之前，可先用基本敘述性統計量(static)與原始資料走勢圖(graph)作分析前檢視，瞭解國際鋁料價格過去走勢概況與市場結構。此外，針對描繪後的圖形，可協助判斷資料本身為定態(stationary)或非定態(nonstationary)時間序列資料。若資料為定態資料，則我們可以直接進行迴歸估計，但若是資料為非定態資料時，直接進行迴歸估計會產生虛假迴歸(spurious problem)，造成估計錯誤的情況發生。由於大多總體經濟指標的時間序列資料多有非定態性質，造成資料本身有非定態性質的可能原因為趨勢項(trade term)或單根(unit root)的存在，因此若我們確定資料呈現非定態性質是來自於趨勢項，則去除趨勢項即可確保資料回復穩定，若我們確定非定態性質來自於單根，則我們必須進行一階差分(first difference)才能確保資料為穩定，如此才可以進行之後的估計推論。再者，運用圖形與結構性檢定(Structural Test)可使得知所估計的迴歸模型係數在不同時間點是否發生改變，以利我們適度地將資料進行分期動作與之後估計的合宜性。

此外，針對國際鋁價與經濟指標的關係，可用共整合分析(Co-Integration)判斷變數彼此間是否維持一個長期穩定、均衡的相關性的長期趨勢。再者可用 Granger 領先檢驗(Granger Causality Test)，分析變數間的因果關係。但首先要檢定變數是否為定態(stationary)。若變數為不定態，具有單根(unit root)，便會出現虛假(spurious)關係。若變數間不存在共整合(co-integration)的關係，則須將各變數進行差分

(differencing)，直到各變數的某一階段差分為定態。再以 Granger 方法分析變數間的因果關係。

一、單根檢定

單根檢定 (Unit Root Test)可測定變數是否達到定態，其概念為若發現到資料出現定態性質時，表示相關變數在過去變化呈現出一穩定狀態，此時即可利用此長期穩定狀態，進行未來相關預測之研究。本文以 Dickey and Fuller (1979)提出 ADF (Augmented Dickey-Fuller)作為檢視相關變數在過去歷史上是否呈現出一穩定變動的狀態。單根檢定最早期雛型為 DF 檢定，其基本假設是在於殘差為白噪音 (White Noise)的基礎下作檢定。然實際上迴歸式的殘差常常具有顯著的自我相關之特性，而並非具有所謂的白噪音性質，因此為瞭解決此問題的發生，將加入被解釋變數的落後項，以解決殘差自我相關問題，即為所謂的 ADF (Augmented Dickey-Fuller)單根檢定，即加入了 ΔY_t 的落後項來消除數列相關。ADF 單根檢定模式可區分為以下三種型態判斷是否有固定趨勢：(1)無截距項與時間趨勢項；(2)有截距項但無時間趨勢項；(3)有截距項與時間趨勢項。當檢定結果拒絕虛無假設時，此序列資料即為定態時間序列資料。各模型如下所示：

模型(1)無截距項與時間趨勢項，即為一純隨機漫步模型

$$\Delta Y_t = \rho_0 Y_t + \sum_{i=1}^m \rho_i Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

模型(2)有截距項但無時間趨勢項，即為一漂浮隨機漫步模型

$$\Delta Y_t = \alpha + \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \rho_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

模型(3)含截距項及時間趨勢項，即為一趨勢漂浮隨機漫步模型：

$$\Delta Y_t = \alpha + \beta t + \rho_0 Y_{t-1} + \sum_{i=1}^m \rho_i \Delta Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

模型中 Y_t 為樣本在 t 期的時間序列， Δ 表一次差分運算因子， $\Delta Y_t = Y_t - Y_{t-1}$ ， α 代表漂移項(drift，或稱為截距項)， t 為時間趨勢， m 為最大的落後期數， ε_t 為白噪音(white

noise)。單根檢定的假設定為：

$$\begin{cases} H_0: \rho_0 = 0 (y_t \text{ 具有單根, 為非恆定的時間數列}) \\ H_1: \rho_0 \neq 0 (y_t \text{ 不具有單根, 為恆定的時間數列}) \end{cases}$$

若接受虛無假設 (即 $H_0: \rho_0 = 0$)，則表示該序列存在單根，即變數為非穩定的數列；若拒絕虛無假設 H_0 ，則代表時間序列為定態(stationary)，不存在單根的現象。反之，若模型檢定結果 ρ_0 顯著異於零，則為拒絕單根的虛無假設，說明變數為穩定的數列。如果變數的水準值為非穩定的數列，我們將對變數取一階差分，再予以檢定，結果若拒絕虛無假設，則認定變數為 $I(0)$ 的時間數列。

此外，在進行單根檢定之前，需對模型設定最適落後期數，以使得殘差項通過白噪音檢定，而後再對其水準值進行檢定。但是目前在落後期數選擇上，並無特定評定之準則，目前最為普遍利用於選定最適落後期數為此兩種準則，分別為 AIC 準則(Akaike Information Criterion) 與 SBC 準則(Schwartz Bayesian Criterion)：

$$AIC = \ln\left(\frac{SSE}{T}\right) + \frac{2K}{T} \quad (3.4)$$

$$SBC = \ln\left(\frac{SSE}{T}\right) + \frac{K}{T} \ln T \quad (3.5)$$

其中， T 為樣本總數、 K 為估計參數數量、 \ln 為自然對數、 SSE 為殘差平方和。AIC 準則是由 Akaike (1973) 以最大概似函數法的概念發展出來的，以 AIC 值最小者為最適落後期；SBC 準則是由 Schwartz (1978) 衍生自貝氏法提出，選取 SBC(Schwarz Criteria) 值最小者為最適落後期。AIC 與 SBC 計算出來的值愈小愈好，代表模式配適程度愈好。其判斷準則來自於包含兩部分，即誤差平方和(SSE)以及自由度懲罰項，因此增加解釋變數或落後期數可使得 SSE 減少，但是另一項自由度懲罰項卻會增加其值，因此最適模型應落在 AIC 以及 SBC 值最低的時候，除此之外，調整後的 R^2 亦可作為判斷的參考。目前選用何準則為最適落後期數評定之準則並無一致之結論，楊奕農 (2009) 指出 AIC 與 SBC 可根據以下差異進行選取判定：當 SBC 準則傾向於估計參數較少或傾向於大樣本數之模式，其檢定結

果較具一致性與精確性。AIC 準則傾向於落後期數較長之模式。或不同樣本數情況下，此時採用 AIC 準則將具有較佳配適度，使用 SBC 作為模型準則時，將容易產生不一致現象。由於本研究樣本為月資料，因此本研究將採取 AIC 準則為模式檢定準則，並以 AIC 最小值作為最適落後期數選定標準。

二、共整合檢定

Engle and Granger (1987)提出共整合理論，指出一組非定態時間序列變數經過線性組合，其變數組合可能會轉變成具有定態時間性質之組合後成為定態序列，此種現象稱為「共整合」(Co-Integration)現象，即數個 $I(1)$ 的非定態序列做了線性組合後，竟然會產生一個 $I(0)$ 的定態序列，表示兩個數列有長期的共同移動關係存在，隱含了這些變數長期而言，是具有往「均衡方向調整」的特性。因此，共整合是假設模型中的變數，彼此間維持一個長期穩定、均衡的相關性。此外，若變數存有共整合關係，可經由線性組合使其不必透過差分即可成為穩定的數列，避免犧牲變數間的長期訊息，以觀察其長期穩定關係。

明確說明，若有一行向量 $Y_t=(Y_{1t}, Y_{2t}, \dots, Y_{nt})$ ，為非定態時間數列資料取差分後即可成為定態資料，且所有變數整合階次相同，則可能存在共整合向量 (cointegration vector) 為 $\beta=(\beta_1, \beta_2, \dots, \beta_n)$ ，使其與變數 Y_t 之線性組合 $Y_t=\beta_1 Y_{1t}+\beta_2 Y_{2t}+\dots+\beta_n Y_{nt}$ ，有共同整合階次為 $I(d-b)$ ， $b>0$ ，此時 Y_t 間之變數具有共整合關係，為共整合變數(cointegrated variables)共整合定義分為以下三點：

- 1、變數之整合階次 $I(d)$ 必須一致。
- 2、當變數間有共整合關係時，表示變數間有一線性組合關係且具有長期均衡狀態。
- 3、如果有 n 個變數，則至多只有 $n-1$ 個線性獨立共整合向量，一般共整合向量數目也稱為變數的秩(rank)。

共整合的檢定方法主要為兩種，第一種為 Engle-Granger(1987)的兩階段分析法，假設變數之間最多只存在一個共整合關係，並且採取兩階段程序，以第一階段的殘差在第二階段檢定共整合關係，並建立誤差修正模型。Engle-Granger(1987)檢定的步驟如下：

(1)對時間數列進行單根檢定，確定其為非定態數列。

(2)利用最小平方法估計簡單迴歸式：獲得 ε_t 。

(3)對殘差項 ε_t 進行單根檢定，其虛無假設與對立假設各為 $H_0: \rho=0$ 與 $H_1: \rho \neq 1$ ，若接受虛無假設 H_0 ，則表示存在單根現象，即無共整合關係存在；反之，拒絕 H_0 則表示共整合關係存在。

第二種方法為 Johansen and Juselius (1990)所提出的最大概似估計法(Maximum Likelihood Approach)。由於 Engle-Granger 的兩階段分析法，不管變數有幾個，只能允許一個共整合關係，需事先以經濟理論來認定共整合係數，亦無法檢定共整合係數是否符合理論值，且單條方程式估計，須先區分何者為內生變數，何者為外生變數，會產生內生性問題。而 Johansen 最大概似檢定法是在假設誤差項為常態分配的前提下，考慮了所有可能影響變數的因素，Gonzalo (1994)也指出，Johansen 的「最大概似估計法」所估得的參數估計值，具有不偏性、效率性，分配具對稱性。故本研究在此即採用 Johansen (1988) 提出軌跡檢定(Trace Test)和最大特性根檢定(Maximum Eigenvalue Test)兩種方法作為檢定的工具，是否具有共整合的關係。兩種檢定方法分述如下：

(一)軌跡檢定(Trace Test)：

在軌跡檢定中，虛無假設與對立假設之設定如下：

H_0 ：各經濟指數與國際鋁料價格最多有 r 個共整合向量 ($rank \leq r$)

H_0 ：各經濟指數與國際鋁料價格至少有 $r + 1$ 個共整合向量($rank > r$)

最大概似比(maximum likelihood ration)統計量為：

$$\lambda_{trace}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln(1 - \hat{\lambda}_i) \quad (3.6)$$

其中， $\hat{\lambda}_i$ 為特徵根的估計值。 T 為觀察值的個數， r 為共整合向量個數。如果虛無假設 H_0 為真，則 $\lambda_{r+1}, \lambda_{r+2}, \dots, \lambda_{r+k}$ 都會很接近零，則跡檢定量 $\lambda_{trace}(r)$ 會很小。當 $r = 0$ 時或 $r = k$ 時，代表各經濟指數不具有共整合關係；若 r 介於 0 至 k 之間，則代表各指數具有共整合關係。

(二)最大特性根檢定(Maximum Eigenvalue Test)：

最大特性根檢定中，虛無假設與對立假設之設定如下：

H_0 ：各經濟指數與國際鋁料價格有 r 個共整合向量(最多只有 r 個共整合關係)

H_1 ：各經濟指數與國際鋁料價格有 $r + 1$ 個共整合向量(最多只有 $r+1$ 個共整合關係)

最大概似比統計量為：

$$\lambda_{max}(r, r + 1) = -T \ln(1 - \hat{\lambda}_{r+1}) \quad (3.7)$$

如果虛無假設 H_0 為真，則 $\hat{\lambda}_{r+1}$ 會很接近零，最大特性根檢定量 $\lambda_{max}(r, r + 1)$ 會很小；反之，在對立假設成立時，此兩種檢定量會較大。

本文使用 Johansen (1988, 1990) 的最大概似法為共整合檢定國際鋁料價格與經濟指數是否具有共整合的現象，以避免 Engle-Granger 兩階段共整合檢定法的缺失，並提高檢定力。此外，在進行 Johansen 共整合檢定前，需要決定 VAR(p) 模型的階次，選定最適落後期數，以消除殘差項數列自我相關，確定模型的殘差符合白噪音，估計的結果才能具有一致性。但若為使殘差項無自我相關而使落後期數選取過長，那麼待估計的參數則會太多，所得的估計結果會缺乏效率；但若變數的落後期數選取過短，則所得的估計結果會因參數過於精簡而產生偏誤。本研究依據 SBC 準則，選定落後期為 p 期，作為探討共整合向量個數時之最適落後期數。

三、因果關係

Grange (1969)所提出因果關係(Granger Causality)概念，是以預測的角度來檢驗變數間領先與落後的關係，它是用來解釋變數間(X與Y)是否有領先(Granger cause)、落後(does not Granger cause)、互相領先，或兩者無任何關係¹。之後 Grange 因果關係就被廣泛的運用在「領先-落後」的檢定上。其假設有X、Y兩個變數，當對Y作預測時，除了使用Y過去的數值外，若加入另一個相關變數X過去的數值，使得對Y的預測更為準確，也就降低了原預測誤差，此一現象稱之為X是Y的因，表示事件X領先事件Y，即 X Granger Causes Y 。同理，若Y過去的數值，使得對X的預測更為準確，則 Y Granger Causes Y 。當上述兩種情形同時存在時，則稱X和Y有回饋關係(Feedback)。如果X與Y落後期的值都是不顯著的，則X與Y是互相「獨立」的。此檢定結果整理如下：

(1)雙向回饋關係(feedback)：若變數X、Y之間皆可相互影響對方並能改善另一方的解釋能力，代表各變數過去資訊的加入，有助於相互預測彼此，則互為因果關係。

(2)單向因果關係(causality)：若變數X和Y只有一方可以影響對方並能改善另一方的解釋能力，表示有單向的因果關係，亦即 X Granger causes Y ，表示X領先Y，但Y的變動並不會有助於對X變動的預測，故只存在單向因果關係。

(3)獨立關係(independent)：若變數X和X之間彼此無法影響對方並且改善另外一方的解釋能力，則變數間沒有因果關係存在，亦即為X、Y相互獨立。

$$X_t = \alpha_0 + \sum_{i=0}^p \alpha_1 x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \alpha_2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

$$Y_t = \beta_0 + \sum_{i=0}^p \beta_1 x_{t-i} + \sum_{i=0}^p \beta_2 y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

¹ Granger 領先檢驗只能檢驗是否領先—領先只表示時間上的因果(先後)關係，不能檢驗完全的因果關係，詳情可參閱 Gujarati (2003) 和 Granger (1969)。

即檢定 $H_0: \alpha_2 = 0$ 或 $\beta_2 = 0$ 。 p 為最適落後期數。

此由於經濟模式常在不同假設前提下，進而推論變數之間關聯性，但是關聯程度高並不代表兩者間具有因果關係之存在，即使變數間出現顯著的關聯性也有可能是無意義或是推論錯誤而得來的。其檢定方式主要以預測誤差值能否降低作為因果關係之作為判斷準則，同時定義因果關係為變數間具有領先與落後之關係存在，但並不一定具有 X 導致 Y 的涵義。

針對國際鋁價與經濟指標的關係，透過 Granger 領先檢驗來分析變數間的因果關係。就是藉由對變數落後項係數做聯合 F 檢定，以決定變數間的因果關係。若該解釋變數之所有落後項之檢定為不拒絕係數均為零的虛無假設，表示該解釋變數，非被解釋變數之因(不是領先)；反之若顯著時，則稱該解釋變數為被解釋變數之因(是領先)；若彼此都顯著時，表示存在互為因果關係。其中，基於有效檢定力及精簡模型的原則，同樣由 AIC 準則最小值決定迴歸式的最適落後期數 p 。

四、結構轉變檢定

由於近十年來，全球金融市場遭遇種重大事件而波動頻仍，且大部分重大事件的影響都極其全面，造成經濟社會逐漸產生結構上的改變上，因此，有結構性轉變(Structural Change)的可能，本文首先用 Chow (1960)提出的結構性檢驗(Chow test)，檢定有否結構變動。分別在 10%和 5%顯著水準下有否結構性轉變。若有再做成虛擬變加入迴歸式中，分析其對國際鋁料價格之影響。

Chow Test 是一種統計和計量經濟的檢驗。它可以測試兩組不同數據的線性回歸係數是否相等。因此，假設若在變動點 τ 之前與之後，設 Y_t 為截距與敘率均不同的序列，則

$$y_t = \begin{cases} \alpha + \rho y_{t-1} + e_t, & \text{if } t < \tau \\ (\alpha + \gamma_0) + (\rho + \gamma_1)y_{t-1} + e_t, & \text{if } t > \tau \end{cases} \quad (3.10)$$

在已知變動點 τ ，檢定結構性變動即檢定 $H_0: \gamma_0 = \gamma_1 = 0$ 。針對以上假設我們可以用 F 檢定(或是 Wald 檢定)，即是文獻的 Chow 檢定(Chow test)。在全期樣本跑迴歸獲得的總誤差 RSS_c ，與上述變動點 τ 前後兩時期樣本分別跑出 RSS_1 與 RSS_2 ，Chow 檢定的 F 統計量為

$$F_{test} = \frac{RSS_c - (RSS_1 + RSS_2)/k}{(RSS_1 + RSS_2)/n - 2k} \quad (3.11)$$

若 F 統計量呈現顯著，則代表拒絕兩時期相對應的估計參數皆相等的虛無假設，則兩時期模型係數不完全相等，故需分別估計之。

五、最適落後期數選擇

本研究進行實證分析包括：單根檢定法、Johansen 共整合分析、Granger 因果關係檢定、迴歸分析(最小平方估計值)，在進行上述實證分析前皆必須決定一個最適落後期(Lagged Differences)，以修正殘差自我相關的問題，以使得殘差項符合白噪音。因為如果落後期數過長，容易發生過度參數化(overparameterization)，使得自由度減少，造成估計結果無效率；反之如果落後期數過短，則會因參數過於精簡(Parsimonious Parameterization)而產生估計結果偏誤的問題，因此選擇一個最適的落後期對時間序列的檢定或估計是非常重要的。

關於最適落後期數之選定一般有兩種準則，分別為 Akaike (1973)所發展 AIC(Akaike Information Criterion)準則以及 SBC(Schwartz's Bayesian Information Criterion)準則。如上述方程式，依據 Engle and Yoo (1987)之建議，選擇 AIC 準則的最適落後期較佳，且 AIC 準則為一般計量實證分析在進行最適落後期的選取時較常採用的選取準則，因此本研究將使用 AIC 準則來選取最適落後期數。

第三節 迴歸模型設定

由於國際鋁價的變動受很多因素影響，長期影響因素產生了它的長期變化趨勢，而短期的干擾導致了變動的不規則性，使得精確的預測幾乎不可能。如果能把這些不同因素分離開來，則規律性將會愈加明顯而更易於預測。

因此，本研究利用迴歸模式(Regress Model)來探討國際鋁料價格與總體經濟變數的因果關係，以期建立國際鋁料價格變動的預警制度。經由實證結果顯示，可由經濟面的訊息找到鋁料價格變動的答案，使鋁料價格在尚未變動前，即以掌握資訊，提前做好穩定鋁料價格的因應對策。其方程式設定如下：

$$\begin{aligned} \ln(ALU_t) = & \beta_0 + \beta_1 \ln(ALV_t) + \beta_2 \ln(OIL_t) + \beta_3 \ln(USD_t) \\ & + \beta_4 \ln(ALF_t) + \beta_5 \ln(DJI_t) + \beta_6 \ln(IPI_t^O) + \beta_7 \ln(CPI_t^O) + \varepsilon_t \end{aligned} \quad (3.12)$$

其中， \ln 為取自然數， ALU_t 為國際鋁料現貨價格， ALV_t 為國際鋁料庫存量，代表供給面因素， OIL_t 為國際石油價格， USD_t 為美元指數代表貨幣面因素， ALF_t 為國際鋁料三個月期貨價格，代表投機面因素， IPI_t^O 為國際主要國家工業生指數，代表需求因素， CPI_t^O 為國際主要國家消費者物價指數，代表前瞻面因素， DJI_t 為美國道工業股價指數，代表資金流動面因素。

模型檢定適合度以多元判定係數 R^2 (Multiple Determination Coefficient)，倘若自變數對應變數的解釋能力良好，則 R^2 會很接近 1；反之，若自變數對應變數的解釋能力欠佳則 R^2 接近 0， R^2 值介於 0 和 1 之間。同時以 F 統計量大小作為檢視模型配適下比較的依據。再者，以檢定統計量 Durbin-Watson (DW 值)作為殘差是否具常態的檢驗統計量，當 DW 值愈接近 2，代表其誤差項之間愈具相互獨立。另外，迴歸係數的 t 值，表示自變數和應變數之間是否有顯著的直線關係，或自變數是否顯著影響應變數。當 t 值顯著時意指自變數和應變數存在顯著的直線關係，或自變數顯著地影響應變數。

第四節 預測分析模型

一、預測模式分析方法

對於長期趨勢預測的方法，其中一種是將所分析的時間數列 Y ，逐年、逐季、逐月或逐日順序移動，陸續取若干年、季、月或日的數值平均之，得一連串由平均數構成的數列，如移動平均法(moving average method)、指數平滑法(exponential smoothing method)。以下將介紹常用的移動平均法、指數平滑法、迴歸分析、時間數列分析預測方法。

(一)預測模式

(1)移動平均法

移動平均法(moving average method)是以過去資料為依據，將最近期資料之算術平均或加權平均值作為下一期之預測值，以此進行預測的方法。換言之，即是以固定數量的最近歷史觀察值的平均，來預測未來的觀察值。其可視為一種簡單平滑預測技術，概念乃根據時間序列資料、逐項推移，依次計算包含一定項數的序時平均值，以反映長期趨勢的方法。移動平均法可以分為簡單移動平均和加權移動平均。簡單移動平均法是簡單移動平均的各元素的權重都相等。其假設如下：

令過去時段 1 到時段 t 的資料為 Y_1, Y_2, \dots, Y_t ，則在 $t + 1$ 時段的預測值為

$$F_{t+1} = \frac{1}{K}(Y_1 + Y_2 + \dots + Y_t) \quad (3.13)$$

其中， T 為資料之期間， K 為移動平均之期數， Y 為期數之實際值， F 預測值。

而加權移動平均法是利用加權移動平均給固定跨越期限內的每個變數值以不同的權重。不同於簡單平均法做預測是以過去所有 t 筆資料平均當做下一時段 $t+1$ 的預測值，加權移動平均法是以算不同期數下所求的預測值，選擇其均方差最小者，做為定該用期的歷史觀察值的依據。其假設如下：

它是最近的 k 期資料 $Y_{t-k+1} \dots, X_t$ 的平均：

$$F_{t+1} = \frac{1}{K} (Y_{t-k+1} + Y_{t-k+2} + \dots + X_t) \quad (3.14)$$

當過了時段 $t + 1$ ，看到觀察值 Y_{t+1} 後，對下一時段 $t + 1$ 的預測值為

$$F_{t+1} = Y_{t+1} \quad (3.15)$$

移動平均預測法的優點，在於計算簡單易於瞭解，並可依決策者的需求加入多個資料點；同時使用移動平均法進行預測能平滑掉需求的突然波動對預測結果的影響。然移動平均值並不能總是良好反映出趨勢，其因來自於是選擇期數的平均值，預測值總是停留在過去的水平上而無法預計會導致將來更高或更低的波動，另一方面移動平均法的期數擴大（即加大 K 值）會使平滑波動效果更好，但會使預測值對數據實際變動更不敏感。

(2) 指數平滑法

指數平滑法(exponential smoothing method)是一種簡單計算加權平均的程序，係利用時間數列資料作短期預測。該做法是改良自移動平均法，將越久遠的觀察值對預測的影響降低，唯一的不同點是指數平滑法數值時，以最近期的資料給予較高的比重。

指數平滑法之種類很多，裡所提的為簡單指數平滑法此法所保留的資訊，計算方便且預期之正確性較易獲得，為最便宜且應用廣泛的一種短期預測方法，指數平滑法通常在沒有明顯的趨勢、週期性或季節影響的情形下，也就是時間序列為相當穩定時使用平滑法將時間序列的不規則成份予以平滑。其數學式如下：

$$F_{t+1} = \alpha Y_t + (1 - \alpha) F_t \quad (3.16)$$

其中， Y_t 與 F_t 分別是 t 期間實際觀察值與預測值， F_{t+1} 為時間序列在 $t + 1$ 期間的預測值。 α 為平滑係數 ($0 \leq \alpha \leq 1$)。

若設新預測 F_{t+1} 等於前面的預測值 F_t 加上一個修正項，為 α 乘以最近 Y_t 及 F_t 間的預測差，也就是說在 $t+1$ 期的預測是將 t 期的預測作某部分的預測誤差修正。重覆這樣過程， F_{t+1} 則可表示為如下方程：

$$F_{t+1} = \alpha Y_t + (1 - \alpha)Y_{t-1} + (1 - \alpha)^2 Y_{t-2} + (1 - \alpha)^3 Y_{t-3} + \dots + (1 - \alpha)^{n-1} Y_{t-(n-1)} + (1 - \alpha)^n F_{t-(n-1)} \quad (3.17)$$

以此類推， $t+1$ 期預測值為所有以前時間序列實際值的加權平均，因此指數平滑法很簡單而且需要的歷史資料也較少，一旦選定平滑常數，若要預測 $t+1$ 期間預測值，只要知道 Y_t 及 F_t 即可。判定平滑常數值的準則就是選擇能使均方誤差MSE最小的值，當預測越精確，MSE越小。

(3)迴歸分析預測方法

迴歸分析(Regression Analysis)是一種統計分析方法，它利用一組預測變數(或稱獨立變數)的數值，對某一準則變數(或稱應變數)做預測，它也可以做為評估預測變數對準則變數的影響程度。迴歸預測模式是說明變數間如何相關連。在迴歸模式中，要預測的變數叫相依(因變數)或反應變數(dependent or response)；用來預測反應變數的值變數，稱為獨立(自變數)或預報者(independent or predictor)變數。迴歸分析只包含一個獨立變數及一個相依變數，二者間的關係以直線近似，稱為簡單線性迴歸(simple linear regression)；迴歸分析包含兩個或多個獨立變數者，稱為多重迴歸(multiple regression)。其概念為若一時間序列為一線性趨勢時，最小平方(least squares)法將可決定未來預測的趨勢線。

傳統用最小平方法所建立估計迴歸方程式如下：

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 X_{1t} + b_2 X_{2t} \dots + b_i X_{it} \quad (3.18)$$

其中， \hat{Y}_t 為因變數估計值， b_0 估計迴歸方程式截距， b_i 為各自變數 X_{it} 與因變數間估計迴歸方程式斜率。用樣本資料，可以下式算出 b_0 及 b_i 值。

$$b_i = \frac{\sum X_{it}Y_t - \frac{\sum X_{it} \sum Y_t}{n}}{\sum X_{it}^2 - \frac{(\sum X_{it})^2}{n}}; b_0 = \bar{Y} - \sum b_i \bar{X}_i$$

一般而言，在建立估計迴歸方程式時，要考慮許多種自變數的可能組合，所以部份迴歸分析法，專注於自變數的選擇，以便能建立最好的預測模式。

(4)時間數列分析預測方法

時間序列(Time Series)預測方法是指根據某個現象過去一段時間內發展情況中找出規律，並對該現象來預測其在未來的一定時間內的發展趨勢稱之，其主要概念在時間序列的後續發展和前期資料有密切的聯繫，也就是前期資料決定了時間序列發展的大致方向。分析方法主要利用資料的自我相關性來做動態的預測。

如迴歸預測模式中，若發生在所有自變數都是同一個時間序列的過去的值。即只有時間，這種的時間序列趨勢線性方程式假設如下：

設時間序列值為 $Y_1, Y_2, \dots, Y_{n-1}, Y_n$ ，要估計一個迴歸方程式，表示 Y_t 與最近過去時間序列值 Y_{t-1}, Y_{t-2}, \dots 的關係。例如用三個最近期的實際值作自變數，估計的迴歸方程式為：

$$\hat{Y}_t = b_0 + b_1 Y_{t-1} + b_2 Y_{t-2} + b_3 Y_{t-3} \quad (3.19)$$

這種以時間序列的過去值為自變數的迴歸模式，稱為自我迴歸模式 (autoregressive models)。其中， \hat{Y}_t 因變數估計值， b_0 估計迴歸方程式截距， b_1 估計迴歸方程式斜率， Y 為自變數值。用樣本資料，可以算出 b_0 及 b_1 值。

$$b_1 = \frac{\sum tY_t - \frac{\sum t \sum Y_t}{n}}{\sum t^2 - \frac{(\sum t)^2}{n}}; b_0 = \bar{Y} - b_1 \bar{t}$$

時間數列建模時最重要的觀念即是如何利用過去的資料來判定一個變量的未來走向及不同變量間同期(concurrent)或前後期(lead-lag)之關聯性。若歷史資料中尚

包含其他相關之時間序列資料，這種預測過程稱為因果方法。因此，對於本研究所要研究影響國際鋁料價格因素上，因果關係預測模式可提供與預測事項有關的時間序列，說明事項發生的因果關係。實際上，迴歸分析常用來建立這種因果模式，相關的時間序列變成自變數，而要預測的時間序列變成因變數，並考量變數本身的前期變化的資訊，因此常用具有自我迴歸整合移動平均 ARIMA 或自我迴歸移動平均模型 ARMA 模型作為預測的基礎模型，此為 Box Jenkins 於 1980 年代以遞迴的方式對時間數列所提出進階的建模技術。ARIMA 模型由移動平均過程 (MA)、自我迴歸過程 (AR)，以及定態整合過程 (I) 等三部分所組成。說明如下：

其中，移動平均過程 (Moving Average processes; MA) 模型為最簡單的時間數列模型，依變數 $Y(t)$ 由 q 期的相互獨立且有相同分配的隨機變數 iid (independently and identically distributed random variables) 之加權平均所產生，以 MA(q) 表示如 (3.20) 式所示。

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^q \theta_i \mu_{t-i} + v_t \quad (3.20)$$

另一方面，自我迴歸過程 (Autoregressive processes; AR) 模型之依變數 $Y(t)$ 則是由該變數本身之前 p 期的值加上一誤差項所組成，以 AR(p) 表示如 (3.21) 式。

$$y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + u_t \quad (3.21)$$

其中， p 為自我迴歸過程中之最大落後期數， ϕ_i 為 $t-i$ 期變數本身的係數。

在時間數列模型的分析中，其基本假設為該數列為一定態之數列，而上述 AR 與 MA 模型都是用於穩定 (Stationary) 狀態的時間數列上的，而實務上常會遇到不穩定的非定態 (No stationary) 時間數列，必須以差分 (difference) 轉換為定態數列方可分析，因此若可用 d 階差分使之平穩，其過程即為整合過程，以 I(d) 表示如 (3.22) 式：

$$\Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^d \omega_i y_{t-i} + u_t \quad (3.22)$$

其中， Δy_t 為時間數列 y_t 與其前 i 期時間數列 y_{t-i} 之差分， μ 為常數項， d 為差分轉換的最高階次， ω_i 為第 $t-i$ 期該時間數列值的係數，時間數列經差分轉換後，成為一定態之時間數列，再以 ARMA 模型應用之，即成為 ARIMA 模型，本研究以 ARIMA(p,d,q) 表示如(3.23)式所示：

$$\Delta^d y_t = \mu + \sum_{i=1}^p \phi_i y_{t-i} + \sum_{i=1}^q \theta_i \mu_{t-i} \quad (3.23)$$

方程式中， μ 為常數項， $\Delta^d y_t$ 為經 d 階差分轉換後之定態數列，加上自我迴歸過程(AR)及移動平均過程(MA)而來。

ARIMA 與 ARMA 模型主要區別之處僅在於前者的自我迴歸特性含有單位根的处理，差分有助於將非平穩序列轉化為平穩序列，其餘估計方式同估計 ARMA 步驟相同。其主要的四個步驟包括：(1)模型設定判定：其對時間序列進行單位根檢定，除判斷時間序列的平穩性外，並以具為自我相關函數 ACF、偏自我相關函數 PACF 以及相關圖表 correlogram，以圖形判定 ARIMA 模型之階數。(2)進行參數估計：使用最大似似估計法(Maximum Likelihood Method)進行參數估計。(3)檢驗模型的有效性：以 AIC 與 SBC 值作為判斷的準則，如果變數不顯著，即表示該參數所對應對因變數的影響不明顯，該引數予以刪除，作為選取較佳的模式，此外，同樣利用 ACF、PACF 之圖形可檢驗所估計模型之殘差項是否呈現顯著的自我相關。(4)進行預測分析：利用上述步驟選取最適模型，預測序列的未來走勢。

二、模型預測的精確度

在樣本預測能力的評比指標上，大多採用均方根誤差(Root Mean Square Error, RMSE) MAD 與絕對平均誤差 MAPE(Mean Absolute Error) 來檢視各種預測方法

的績效。比較不同預測模式在實際值與預測值的偏差程度，數值越小表示模式預測的準確性越高，因此，RMSE、MAE 與 MAPE 越接近 0 表示推估效果最佳，本研究將以此準則判斷預測的好壞。

(1)均方根誤差(Root Mean Square Error；RMSE)

$$\text{RMSE} = \sqrt{\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n (y_t - \hat{y}_t)^2} \quad (3.24)$$

(2)絕對平均誤差(Mean Absolute Error；MAE)

$$\text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n |y_t - \hat{y}_t| \quad (3.25)$$

(3)絕對平均誤差率(Mean Absolute Error；MAPE)

$$\text{MAE} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \left| \frac{y_t - \hat{y}_t}{y_t} \right| \quad (3.26)$$

綜合本章節探討內容，本研究將經由上述各種資料檢定與預測方法探討後，再對照比較本研究國際鋁料價格預測之數據特性，事先決定本研究所將採取模型設定與分析技術，再以 Eviews 統計軟體進行本研究的實證分析，最後，選擇較適合的模型作估計和探討。

第四章 實證結果

在本章節中，將先說明實際所蒐集得之研究資料與來源，並依照前章所述的流程，建構鋁金屬之價格預測模式，再與過去傳統迴歸模型進行預測模式比較。在資料來源方面，主要的鋁價變數為倫敦現貨鋁價每月的平均價格。實證分析以 Eviews 統計軟體進行。

第一節 資料特性說明

一、資料選擇與處理

表 2 樣本變數名稱與代號對照表

代號	名稱	單位	資料來源	研究期間
ALU	LME 倫敦屬交易所鋁現貨價格 (London Metal Exchange Spot Aluminium)	US\$/MT	DataStream	
ALV	LME 倫敦屬交易所鋁庫存量 (Aluminium-Stocks, LME In Warehouses-MT: Inventory volume)	MT	DataStream	
ALF	LME 倫敦屬交易所鋁 3 個月期貨價格 (London Metal Exchange Future Copper)	Index	DataStream	2000M01
OIL	WTI 原油現貨價格 (Crude Oil-WTI Spot Cushing US\$/BBL-DS MID PRICE)	\$/barrar	DataStream	至
USD	美元指數 (The US Dollar Index)	Index	DataStream	2016M12
DJA	道瓊工業平均股價指數 (Dow Jones Industrial Average Index)	Index	DataStream	月資料
IPI	OECD 工業生產指數 (OECD production-total industry excl. construction vola INDEX (2010=100))	Index	DataStream	
CPI	消費者物價指數 (OECD Consumer Price index) (2010=100)	Index	DataStream	

資料來源：本研究整理

本研究另包含 LME 現貨鋁價、LME 鋁庫存量，WTI 原油價格、DAX 美元指數、LME 三個月鋁期貨價格，OECD 工業生產指數、OECD 消費者物價指數、DJA 美國股價指數、作為解釋變數，進行國際鋁價分析，資料來源包含彭博指數資料庫(Bloomberg)統計資料庫各變數並以可取得數據取每月交易日之收盤數字作平均做為月資料，資料期間為 2000 年 1 月至 2016 年 12 月，共 204 筆。變數代號列於表 4-1，各變數原始值走勢則如圖 2 所示。

二、原始走勢圖

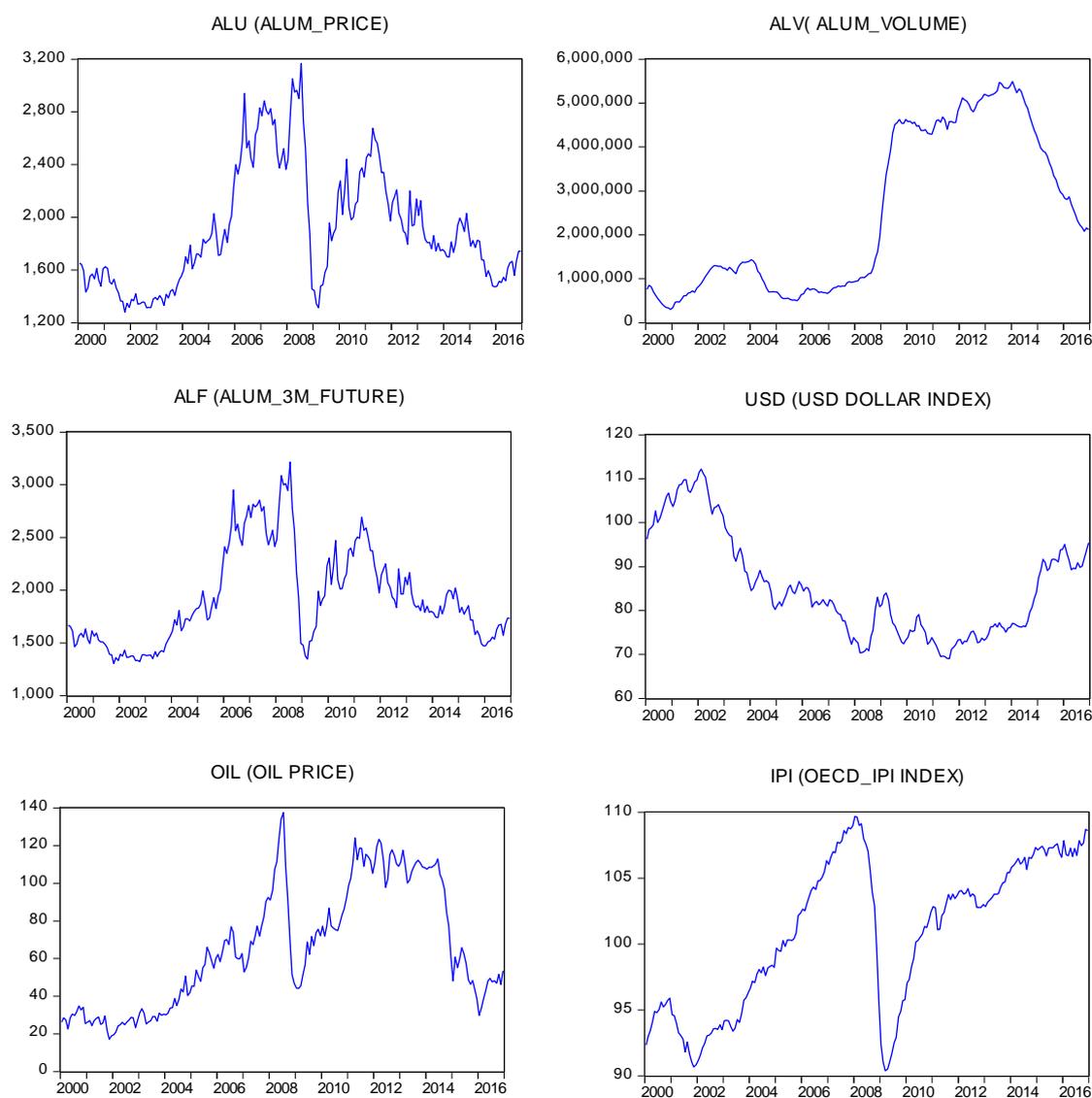


圖 3 各變數原始走勢

首先，本研究將各時間序列的資料，繪製成歷史資料曲線圖，根據圖形變化，觀察時間序列的變動情況，大略瞭解國際鋁料價格隨著時間而變動的趨勢，進而求出其與經濟指標間時間序列變動的相互關係。圖 2 是國際鋁料與各經濟指標之間關係的原始走勢圖，其中，LME 鋁料 3 個月期貨價格與鋁料現貨價格呈近似相同的正向走勢，其次，國際原油價走勢方向與國際鋁料現貨價格呈現明顯同向走勢。同時，由於歷經 2008 年金融海嘯的衝擊，國際鋁料價格與其他經濟變數於 2008 年時呈現大幅變動的結果。而 OECD 價格指數與國際鋁料現貨價格於 2008 年前仍呈現明顯同向走勢。鋁庫存量則因中國為最大製造國於 2008 年金融海嘯呈現大幅增加後，與國際鋁料現貨價格走勢關聯不明顯。

三、基本統計量

表 3 敘述性統計量

	ALU_t	ALV_t	ALF_t	OIL_t	USD_t	IPI_t^O	CPI_t^O	DJI_t
平均數	1906.65	2481140.0	1926.39	65.17	85.17	100.86	91.80	12200.35
中位數	1809.50	1389463.0	1833.25	59.98	82.41	102.48	94.69	11141.11
最大值	3167.00	5492325.0	3215.00	137.54	112.20	109.69	122.73	19852.24
最小值	1279.50	300575.0	1304.00	17.15	69.06	90.38	56.72	7223.98
標準差	449.81	1838743.0	454.72	32.36	11.64	5.64	20.04	2928.89
偏態	0.75	0.36	0.73	0.36	0.70	-0.28	-0.19	0.77
峰態	2.66	1.40	2.62	1.84	2.41	1.71	1.70	2.58

註：(1)指數為原始型態，資料均來自 DataStream 資料庫，期間為 2000 年 1 月至 2016 年 12 月底月平均資料。(2) ALU_t 為國際鋁料現貨價格， ALV_t 為國際鋁料庫存量， OIL_t 為國際石油價格， USD_t 為美元指數， ALF_t 為國際鋁料三個月期貨價格， IPI_t^O 為國際 OECD 主要國家工業生產指數， CPI_t^O 為 OECD 國際主要國家消費者物價指數， DJI_t 為美國道瓊工業平均股價指數。

表 3 是模型中使用的原始資料基本統計量，其中，國際鋁料現貨價格平均落在 1906.65 美元，中位數約在 1809.50，最大值發生於 2008 年 07 月金融海嘯前 3167.00 美元，而最小值發生於 2001 年 10 月，約 1279.50 美元，而金融海嘯使得

國際鋁料價格 2008 年 11 月崩跌至 1313.75 美元，成為次低最小點，因此，標準差約為 449.81。另一方面型態參數中，偏態為 0.75 與峰態為 2.66，因此資料呈現右偏的低闊峰，且具厚尾現象，代表除了金融海嘯期間價格大幅波動外，國際鋁料價格在 2000 年後多呈穩定上漲趨勢。

四、相關係數

本文利用皮爾森相關係數 (Pearson's Correlation Coefficients) 來觀察國際鋁料價格與每個變數的相關強度與方向，若兩變數之間的相關係數絕對值較大，則表示彼此相互共變的程度較大。結果如下表所示：

表 4 相關係數檢定

	ALU_t	ALV_t	ALF_t	OIL_t	USD_t	IPI_t^o	CPI_t^o	DJI_t
ALU_t	1.000							
ALV_t	0.062	1.000						
ALF_t	0.989***	0.078	1.000					
OIL_t	0.642***	0.685***	0.659***	1.000				
USD_t	-0.691***	-0.585***	-0.702***	-0.858***	1.000			
IPI_t^o	0.602***	0.301***	0.606***	0.608***	-0.563***	1.000		
CPI_t^o	0.464***	0.800***	0.480***	0.882***	-0.777***	0.748***	1.000	
DJI_t	0.114	0.430***	0.118	0.353***	-0.199***	0.784***	0.644***	1.000

註：(1) ALU_t 為國際鋁料現貨價格， ALV_t 為國際鋁料庫存量， OIL_t 為國際石油價格， USD_t 為美元指數， ALF_t 為國際鋁料三個月期貨價格， IPI_t^o 為國際 OECD 主要國家工業生產指數， CPI_t^o 為 OECD 國際主要國家消費者物價指數， DJI_t 為美國道瓊工業平均股價指數。(2) ***代表 t 統計量達 1% 顯著水準。

其中，除美元指數與國際鋁料價格呈負相關外，其他變數均和國際鋁料價格呈現正向相關，代表這些變數上漲時，國際鋁料價格應也有相同方向的變動。本文發現國際鋁料現貨價格與 LME 倫敦 3 個月鋁價期貨(ALF_t)具有高度相關性，達到 0.989 正向關聯，且走勢趨於一致，說明利用其作為現貨預測的有效性；其次國

際鋁料價格走勢具中度關聯為美元指數(USD_t)為-0.691 反向關聯、原油價格(OIL_t)為 0.642 正向關聯，以及工業生產指數(IPI_t^O)為 0.602 正向關聯，再者消費者物價指數(CPI_t^O)呈 0.464 正向相聯，而美股(DJI_t)則與國際鋁料價格最不具關聯性。

第二節 資料特性檢定

一、單根檢定

表 5 ADF 單根檢定

檢定型式 變數名稱	H ₀ 檢定假設：		H ₀ 檢定假設：		H ₀ 檢定假設：	
	有常數項但無確定趨勢		有常數項和確定趨勢		無常數項無確定趨勢	
	原始值	一階差分	原始值	一階差分	原始值	一階差分
ALU_t	0.232[0]	0.000[0]***	0.559[0]	0.000[0]***	0.544[0]	0.000[0]***
ALV_t	0.475[3]	0.007[2]***	0.777[3]	0.003[2]***	0.383[3]	0.000[2]***
ALF_t	0.270[0]	0.000[0]***	0.614[0]	0.000[0]***	0.544[0]	0.000[0]***
OIL_t	0.312[1]	0.000[0]***	0.657[1]	0.000[0]***	0.447[1]	0.000[0]***
USD_t	0.633[1]	0.000[0]***	0.976[1]	0.000[0]***	0.619[1]	0.000[0]***
IPI_t^O	0.202[3]	0.001[2]***	0.037[3]	0.005[2]***	0.809[3]	0.000[2]***
CPI_t^O	0.447[2]	0.000[1]***	0.343[1]	0.000[1]***	0.874[2]	0.000[1]***
DJI_t	0.968[0]	0.000[0]***	0.686[0]	0.000[0]***	0.940[0]	0.000[0]***

註：(1)本研究 ADF 單根檢定採用 Dickey and Fuller 之 ADF (Augmented Dickey Fuller)統計量，表格內各值為估計參數換算之 P 值。[p]為以 AIC 準則最小最適落後期數***表示在 1%下為顯著。

本研究採用 ADF(Augmented Dickey-Fuller)單根檢定來推估變數之單根情形，作為檢視相關變數在過去歷史上是否呈現出一個穩定變動的狀態。若資料出現定態性質時，表示相關變數在過去變化呈現出一穩定狀態，此時即可利用此長期穩定狀態，進行未來相關預測之研究。其檢定方式為若接受變數具有單根的虛無假設(即不穩定的時間數列)，則需對原始的時間數列進行差分，直至拒絕虛無假設為

止，以判斷數列的整合階次，若各變數的整合階次相同，則可以下一小節的共整合檢定，來確定變數間是否存在共整合關係。

基於有效檢定力及精簡模型的原則，本文以 AIC(Akaike Information Criterion) 準則，分別選取其最小者為最適落後期數。由表 5 所示，各變數原始值不論在有或無確定趨勢項下，均無法一致拒絕有單根的虛無假設(H_0)。而經一階差分後，所有變數在 1% 的顯著水準下，均拒絕單根的虛無假說。則可以認定模型中所使用的變數均為 I(1) 的時間數列。

二、共整合檢定

在上一小節的單根檢定中，已確定各變數均為 I(1) 序列，代表具有相同的整合級次為 1 階的定態特性；因此繼續進行 Johansen 共整合檢定，判斷變數間是否具有長期均衡關係。

表 6 共整合檢定

虛無假設	特徵值	λ -trace 檢定統計值		λ -max 檢定統計值	
		檢定統計值	P-Value 值	檢定統計值	P-Value 值
rank = 0	0.252	200.14 ^{***}	0.000	59.138 ^{***}	0.009
rank ≤ 1	0.195	141.01 ^{***}	0.004	44.270 [*]	0.080
rank ≤ 2	0.168	96.74 ^{**}	0.043	37.504 [*]	0.095
rank ≤ 3	0.121	59.236	0.260	26.286	0.304
rank ≤ 4	0.058	32.950	0.560	12.259	0.922
rank ≤ 5	0.053	20.691	0.377	11.116	0.636
rank ≤ 6	0.028	9.575	0.315	5.884	0.628
rank ≤ 7	0.018	3.691	0.055	3.691	0.055

註：(1)模型最適落後期數由 AIC 值檢定為 4 期。(2) *表示達 10%的顯著水準，**表示達 5%的顯著水準，***表示達 1%的顯著水準。

本研究以 Johansen 共整合檢定，來決定變數間是否存在共整合關係，檢定結果如表 6 所示，由共整合向量數目統計可以看出，無論採用軌跡檢定(λ -trace)或最大特性根檢定(λ -max)檢定標準，在rank = 0 的 λ -trace 及 λ -max 統計量在 1% 顯著水準下，共同拒絕共整合向量數目為 0 的檢定，顯示國際鋁料價格與各變數間至少存有一組明顯的共整合向量，代表變數間存在共整合長期關係。此外，由表 6 得知，在rank ≤ 1 與rank ≤ 2 之 λ -trace 及 λ -max 統計量結果不一，僅 λ -trace 能有小於 5% 臨界值，拒絕虛無假設的結果，因此，本研究認為僅拒絕共整合向量數目為 0 的統計推論，代表國際鋁價與各經濟變數至少存有一組明顯的共整合向量。

三、因果關係檢定

根據上述共整合關係檢定結果，我們發現國際鋁料價格與經濟指標間有明顯的長期均衡關係，因此，本文進一步以 Granger (1969)提出 Granger 因果關係檢定，從預測能力角度繼續探討兩變數間是否具有領先落後關係(因果關係)，檢視國際鋁料價格的可能影響因素，表 7 為國際鋁料現貨價格與各變數因果關係檢定結果：

表 7 因果關係檢定

變數名稱	H0 : X 不會影響因變數 ALU_t		H0 : ALU_t 不會影響自變數 X	
	F 統計量	P-值	F 統計量	P-值
ALV_t	0.9975	0.3698	0.5551	0.5745
ALF_t	56.475***	0.0000	7.5053***	0.0006
OIL_t	6.9464***	0.0011	0.6338	0.5311
USD_t	3.9193**	0.0207	0.1942	0.8236
IPI_t^0	8.7498***	0.0002	4.7382***	0.0093
CPI_t^0	4.7322***	0.0093	1.2596	0.2850
DJI_t	1.6010	0.2031	1.6526	0.1929

註：(1) **，***表示達 5%與 1%的顯著水準。(2)最適落後期數由 AIC 值檢定為 2 期。

首先，左欄代表各變數是否對 ALU_t 具有預測能力，右欄代表 ALU_t 對各變數是否亦具有雙向預測能力。實證結果顯示：首先， ALF_t 落後期的國際鋁料 3 個月期貨價格變動對當期國際鋁料現貨價格變動(ALU_t)具有預測能力，其 P-值為 0.0000；同時表 7 的右欄顯示，落後期的 ALU_t 亦可解釋當期 ALF_t 落後期的國際鋁料 3 個月期貨價格變動，其 P-值亦接近於 0，表示在短期上， ALU_t 與 ALF_t 兩者的短期關係為雙向的因果關係。此外，國際鋁料價格與其他各經濟變數間， ALU_t 價格及 OECD 工業生產指數 IPI_t^O 亦存在雙向的領先落後關係；而 OIL_t 、 USD_t 、 CPI_t^O 則顯示有單向的因果關係，說明落後期的國際油價、美元指數，與消費者指數可以改善預測國際鋁料價格走勢的解釋能力。而 DJI_t 則與國際鋁料現貨價格呈現獨立關係。

四、結構性檢定

由於近年可供選擇之重大事件極多研究使用影響最為全面的為金融海嘯，與美國政府為因應金融海嘯後市，連續三次推行量化寬鬆政策(Quantitative Easing, QE)與扭轉操作方案(Operation Twist；QT)，因此進行分析先定義清楚重大事件的時間區段前後是否有差異，將分析其對鋁料價格之影響。

表 8 結構點檢定

測試 結構點	F 統計量	Prob. $F_{(10,184)}$	最大 概似比	Prob. $\chi^2(10)$	Wald 統計量	Prob. $\chi^2(2)$
2008 年 11 月	0.9786	0.4636	10.571	0.3919	1.8702	0.3925
2008 年 12 月	0.7479	0.4747	1.520	0.4677	1.4668	0.4803

註：卡方檢定 $\chi^2(n)$ 為自由度 n；Prob. 為 P-值機率。

由於圖 2 顯示，國際鋁料價格於 2008 年底時因金融海嘯衝擊使價格有明顯下跌的走勢，為檢視是否造成結構點轉變，本研究以 Chow 檢定結果如表 8 所示，檢定 2008 年 11 月與 2008 年 12 月兩個期間點，以 F 統計量，最大概似比與 Wald 統計量換算的 P-值顯示，皆大於 10% 顯著水準，檢定「沒有結構性變動」的虛無

假設，代表無顯著的差異，2008 年金融海嘯未明顯造成研究期間結構轉變現象，因此本研究仍以全期時間作分析。

第三節 迴歸模型分析

本文針對國際鋁料價格影響因素，包括國際鋁料庫存量、國際鋁料三個月期貨價格、國際石油價格、美元指數、美國道瓊工業股價指數、國際 OECD 主要國家工業生指數，與 OECD 主要國家消費者物價指數。迴歸模型設定如前方程式(3.12)所示，而估計結果如下表所示：

(一)以當期所有變數進行迴歸

表 9 迴歸模型估計結果

變數	係數值	標準差	T 統計量	P-Value 值
C	0.0004	(0.0004)	0.9983	0.3194
$\Delta \ln(ALV_t)$	-0.0158	(0.0085)	-1.8701*	0.0630
$\Delta \ln(ALF_t)$	1.0403	(0.0138)	75.5710***	0.0000
$\Delta \ln(OIL_t)$	0.0061	(0.0133)	0.4595	0.6464
$\Delta \ln(USD_t)$	0.0255	(0.0435)	0.5856	0.5588
$\Delta \ln(DJI_t)$	-0.0059	(0.0202)	-0.2909	0.7714
$\Delta \ln(IPI_t^o)$	-0.1476	(0.0900)	-1.6413	0.1023
$\Delta \ln(CPI_t^o)$	-0.0446	(0.0331)	-1.3479	0.1792
模型配適檢定				
R-squared	0.9766	Mean dependent var		0.0006
Adjusted R-squared	0.9757	S.D. dependent var		0.0623
S.E. of regression	0.0097	Akaike info criterion		-6.3944
Sum squared resid	0.0185	Schwarz criterion		-6.2643
Log likelihood	660.23	Hannan-Quinn criter.		-6.3418
F-statistic	1166.9	Durbin-Watson stat		2.3850
Prob(F-statistic)	0.0000			

註：(1) ALU_t 為國際鋁料現貨價格， ALV_t 為國際鋁料庫存量，代表供給面因素， OIL_t 為國際石油價格， USD_t 為美元指數代表貨幣面因素， ALF_t 為國際鋁料三個月期貨價格，代表投機面因素， IPI_t^O 為國際 OECD 主要國家工業生指數，代表供給面因素， CPI_t^O 為國際 OECD 主要國家消費者物價指數，代表前瞻面因素； DJI_t 為美國道工業股價指數，代表資金流動面因素。(2) Δ 代表變動量；(3) **、*、* 分別代表 1%、5%、10% 顯著水準。

首先，本研究以當期所有變數進行迴歸檢視模型估計的良好度。由表 9 迴歸模型的判定係數 R 為 0.9766，修正後 Adj (判定係數 0.9757)，表示使用當期價格資料可以解釋 97.7% (97.5%) 國際鋁料價格變化，但所有解釋變數中，僅有 3 個月期貨的迴歸係數 1.04 具有 1% 顯著性，其次為國際鋁料庫存量迴歸係數 -0.016 為負向相關。綜合看來，雖其他變數係數均不具顯著性，且模型 DW (Durbin-Watson) 統計量值 2.38 偏高，顯示模型仍具有正向自我相關性，故以當期資料的迴歸估計並無法得到令人滿意的結論。因此，下一步將針對各解釋變數進行細部修正，以增加其對於被解釋變數的解釋能力。

(二) 以最適落後期數進行迴歸

其次，以個別變數最適落後期數進行迴歸檢視模型估計的良好度。

表 10 迴歸模型估計結果

變數	係數值	標準差	T 統計量	P-Value 值
C	0.0007	(0.000)	1.7699	0.0783*
$\Delta \ln(ALU_{t-1})$	-0.3135	(0.097)	-3.2413	0.0014**
$\Delta \ln(ALU_{t-2})$	-0.2108	(0.062)	-3.3980	0.0008***
$\Delta \ln(ALV_{t-1})$	-0.0422	(0.011)	-3.9064	0.0001***
$\Delta \ln(ALF_t)$	1.0320	(0.009)	116.41	0.0000***
$\Delta \ln(OIL_{t-3})$	-0.0117	(0.006)	-1.9921	0.0478**
$\Delta \ln(USD_{t-1})$	-0.0112	(0.033)	-0.3403	0.7340
$\Delta \ln(DJI_{t-1})$	-0.0076	(0.015)	-0.5021	0.6161
$\Delta \ln(IPI_{t-6}^O)$	-0.1215	(0.052)	-2.3284	0.0209**
$\Delta \ln(CPI_{t-1}^O)$	-0.0628	(0.026)	-2.4385	0.0156**

模型配適檢定

R-squared	0.9814	Mean dependent var	0.0006
Adjusted R-squared	0.9806	S.D. dependent var	0.0623
S.E. of regression	0.0087	Akaike info criterion	-6.6075
Sum squared resid	0.0146	Schwarz criterion	-6.4449
Log likelihood	683.97	Hannan-Quinn criter.	-6.5418
F-statistic	1139.4	Durbin-Watson stat	2.0435
Prob(F-statistic)	0.0000		

註：變數說明如前表所示。

檢視表 10 以個別變數最適落後期數進行迴歸配適性。迴歸模型的判定係數 R 為 9814，修正後 Adj (判定係數 0.9806)，DW (Durbin-Watson) 統計量值 2.043，表示使用最適落後期價格資料可相對當期資料提昇解釋國際鋁料價格變化。

(三)以具顯著性解釋力變數進行迴歸

再者，以綜合相關係數檢定，因果檢定與迴歸檢定，由於資本面的股價指數多呈現與國際鋁料價格的關聯性與因果性上較為微弱，因此本研究首先將股價指數去除，再次跑迴歸，得到更有效能的估計結果作為預測模式，如表 11 所示：所有顯著性結果與表 10 相同，反而整體模型配適度的 F 統計量提昇至 1893.7，說明模型精簡的必要性。

表 11 迴歸模型估計結果

變數	係數	標準差	T 統計量	P-Value 值
C	0.0006	(0.0005)	1.2360	0.2179
$\Delta \ln(ALU_{t-1})$	-0.0195	(0.0102)	-1.9152*	0.0569
$\Delta \ln(ALV_{t-1})$	-0.0597	(0.0168)	-3.5443***	0.0005
$\Delta \ln(ALF_{t-1})$	1.0329	(0.0097)	106.68***	0.0000
$\Delta \ln(OIL_{t-3})$	-0.0163	(0.0068)	-2.3847**	0.0180
$\Delta \ln(IPI_{t-6}^O)$	-0.1661	(0.0681)	-2.4400**	0.0156

模型配適檢定

R-squared	0.9795	Mean dependent var	0.0006
Adjusted R-squared	0.9790	S.D. dependent var	0.0623
S.E. of regression	0.0090	Akaike info criterion	-6.5486
Sum squared resid	0.0161	Schwarz criterion	-6.4510
Log likelihood	673.95	Hannan-Quinn criter.	-6.5091
F-statistic	1893.7	Durbin-Watson stat	2.0451
Prob(F-statistic)	0.0000		

註：變數說明如前表所示。

因此，根據表 11 迴歸模型分析，本研究發現，國際鋁料價格除受到前期價格走勢外，並受到鋁料期貨與庫存量，以及國際油價與工業生產指數影響較為敏感。其中，鋁料期貨價格的影響性仍最為明顯。此外，就各構面分析如下：

(1)就價格面而言，國際鋁價會受前期價格走勢影響而調整自身價格的穩定趨勢，因此前期國際鋁價會因而上漲，對於現貨價格具有 10% 的顯著影響。

(2)就供給面而言，國際鋁價會受到鋁供需狀況明顯呈現地反向影響關係，若將供需狀況反應在交易市場庫存量時，即說明當國際市場鋁供給增加，需求減少亦即鋁交易市場上庫存量增時，國際鋁價會下跌；反之，當國際市場鋁供給減少需求增加，亦即鋁交易市場上庫存量減少時，國際鋁價會因而上漲，對於現貨價格具有 1% 的反向顯著影響。

(3)就需求面而言，國際鋁價主要會受到國際上主要國家經濟發展狀況正向影響，即經濟發展時亦會使工業生產指數增加時，會帶動鋁需求增加，因而使得國際鋁價上漲；當經濟蕭條亦或工業生產數降低時，會帶動鋁需求減少而得國際鋁價下跌。然而，當前期工業生產指數上漲時，代表將預測鋁料需求將會減少，使得價格將趨於下跌。

(4)就成本面而言，國際油價反會對國際鋁價有反向影響關係，具 5% 顯著水準

的影響性，當國際油價前期上漲時，除反映經濟狀發展外，也隱含著物價上漲情形，因此，國際鋁價會受到相關影響而上漲，反之則會使得國際鋁價下跌。

(5)就投機面而言，LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨對國際鋁料具 1%顯著水準影響，說明利用其作為現貨預測的有效性。也說明國際鋁價仍具有價格發現的特性。

第四節 預測分析模式

由於上述 LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨對國際鋁料具 1%顯著水準影響，且為主要影響因素，說明利用其作為現貨預測的有效性。也說明國際鋁價仍具有價格發現的特性。其來自於兩者呈現高度相關與雙向因果關係，且相對其他經濟變數具相同程度影響性。同時，本研究事先以各種預測方法比較下，國際鋁料價格現貨仍對期貨變化具說明性，因此本研究進一步以鋁價期貨作為預測模式分析。

表 12 國際鋁料價格現貨與期貨近 30 天價格變動

日期	現貨價格		期貨價格		匯率
	最低	最高	最低	最高	兌新台幣
2017/5/31	1919.0	1919.5	1918.0	1919.0	30.14
2017/5/30	1943.0	1943.5	1943.0	1943.5	30.14
2017/5/26	1949.0	1950.0	1952.5	1953.5	30.14
2017/5/25	1953.0	1954.0	1955.0	1956.0	30.115
2017/5/24	1943.0	1944.0	1943.0	1944.0	30.2
2017/5/23	1925.5	1926.0	1928.0	1930.0	30.17
2017/5/22	1941.0	1943.0	1941.0	1941.5	30.09
2017/5/19	1937.5	1938.0	1937.5	1938.0	30.235
2017/5/18	1904.0	1905.0	1905.5	1906.0	30.25
2017/5/17	1927.0	1928.0	1925.5	1926.0	30.185
2017/5/16	1914.0	1915.0	1912.0	1912.5	30.165
2017/5/15	1899.0	1899.5	1904.0	1905.0	30.195
2017/5/12	1879.0	1880.0	1883.0	1884.0	30.23

2017/5/11	1885.0	1887.0	1889.0	1890.0	30.25
2017/5/10	1869.5	1870.0	1874.0	1875.0	30.305
2017/5/09	1873.5	1874.0	1879.0	1880.0	30.290
2017/5/08	1878.5	1879.0	1883.0	1884.0	30.215
2017/5/05	1906.0	1907.0	1912.0	1914.0	30.230
2017/5/04	1909.0	1909.5	1916.0	1916.5	30.175
2017/5/03	1915.0	1916.0	1922.0	1922.5	30.100
2017/5/02	1907.0	1909.0	1917.0	1917.5	30.110
2017/4/28	1929.5	1930.0	1937.0	1938.0	30.245
2017/4/27	1954.0	1954.5	1961.5	1962.0	30.205
2017/4/26	1957.0	1957.5	1963.5	1964.0	30.160
2017/4/25	1942.0	1943.0	1953.5	1954.0	30.190
2017/4/24	1927.5	1928.0	1933.0	1933.5	30.320
2017/4/21	1932.0	1932.5	1939.0	1939.5	30.400
2017/4/20	1932.5	1933.0	1942.0	1942.5	30.455
2017/4/19	1894.5	1895.5	1908.0	1909.0	30.460
2017/4/18	1915.0	1915.5	1928.0	1930.0	30.450
月平均	1918.7	1919.6	1923.5	1924.4	30.227

資料來源：台灣區金屬品冶製工業同業公會資訊網 <http://www.trmsa.org.tw/Metal.aspx?Al>。

表 12 為國際鋁料價格現貨與期貨近 30 天價格變動同時最高與最低價格，以作為瞭解價格波動概況，平均而言，鋁料期貨價格最高與最低價格大約在 1923.5 與 1924.4 元，均略高於現貨價格最高與最低價格的 1918.7 與 1919.6 元，其來自於時間價值。此外，本研究發現期貨價格與現貨差距很小，同時鋁料期貨對於現貨間變化趨同。如圖 4，是以研究期間 2000 年至 2016 年月資料，鋁料現貨與期貨價格當期變動走勢，兩數據資料相關係數 $CORR=0.989$ ，並以迴歸式作預測，其期貨價格對當期現貨具影響性顯著外，模型解釋性 R^2 亦有 0.9759。

為進一步瞭解鋁料期貨價格短期對與長期對現貨價格走勢判斷的能力，本研究分別以 2000 年至 2016 年間鋁三個月期貨價格月平均價與實際三個月後鋁料價

格單日平均價作比較，瞭解期貨價格對現貨價格的關係。

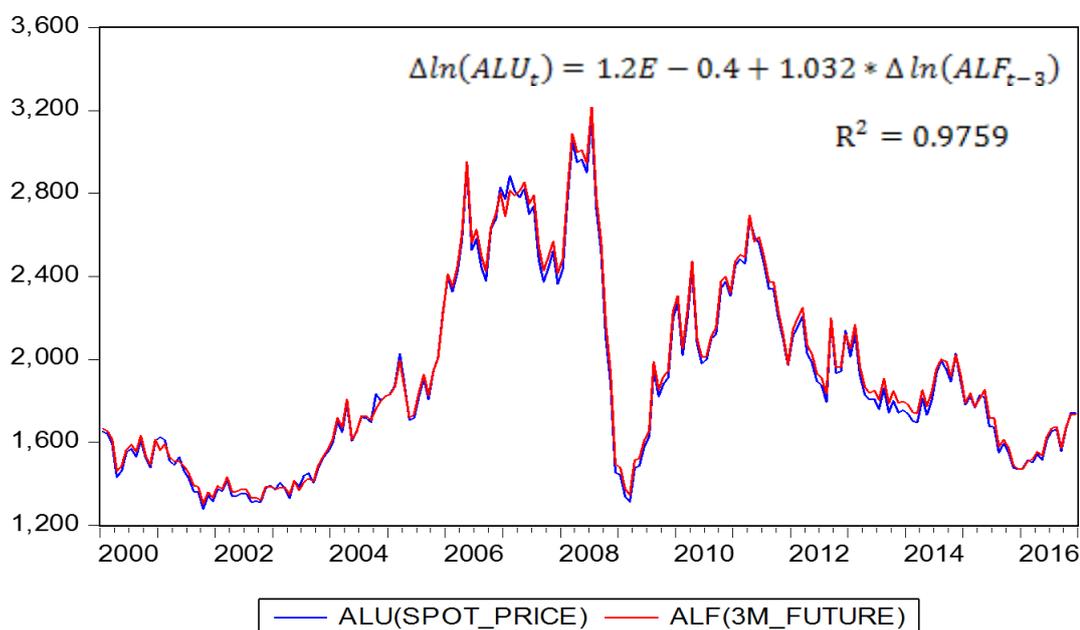


圖 4 鋁料現貨與期貨價格變動走勢

首先，圖 5 為鋁三個月期貨價格與實際三個月後鋁料價格比較(月平均價)，兩數據資料相關係數 $CORR=0.8827$ ，並以迴歸式作預測，其日期貨價格對現貨具影響性顯著外，模型解釋性 R^2 亦有 0.7792 。

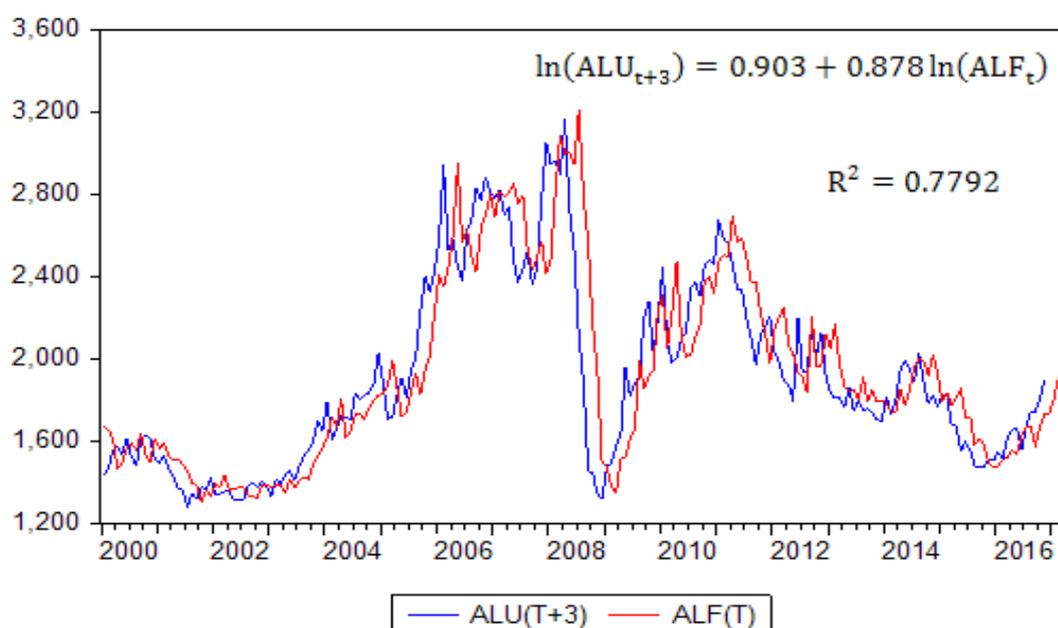


圖 5 鋁 3 個月期貨價格與實際 3 個月後鋁料價格比較 (月平均價)

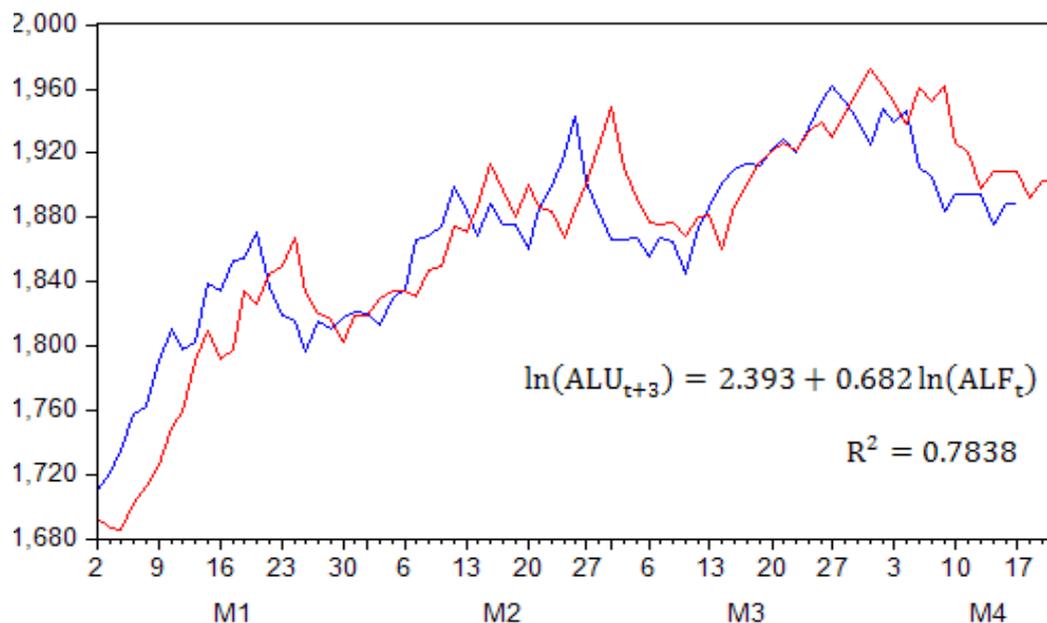


圖 6 鋁 3 個月期貨價格與實際 3 個月後鋁料價格比較 (單日平均價)

其次，本研究並以研究期間外的 2017 年 01 月至 2017 年 4 月 20 日的時間作預測。圖 6 為鋁三個月期貨價格與實際三個月後鋁料價格比較(單日平均價)，兩數據資料相關係數 $CORR=0.8958$ ，並以迴歸式作預測，其日頻率期貨價格對現貨具影響性顯著外，模型解釋性亦有 0.7838 。說明其與前月平均價格方式模型差異不大，國際期貨價格仍是預測鋁料現貨價格方向的主要依據。

綜合以上方式均說明，就預測能力上，短期國際鋁價變動上主要由預期性的鋁 3 個月期貨價格所驅動，預測性可達 70% 以上。建議對鋁料需求的企業者，短期能依此判斷鋁料價格趨勢降低預測誤差成本。而對投資者而言，可借由期貨價格發現特性與高度相關性上，作為預期現貨未來走勢的代表性指標。而長期國際鋁料現貨價格的趨勢方向上，可以從原油價格，美元指數，工業生產指數等總體經濟變數間所存在長期均衡關係走勢所判斷，亦說明這些經濟變數可以提供改善預測國際鋁料價格走勢的解釋能力。

第五章 結論與建議

第一節 研究結論

本文研究目的除探討影響國際鋁價價格變動的主要經濟指標，並從不同構面瞭解其影響程度，進而建立國際鋁價價格預測模式，作為採購部門透過相關指標瞭解國際經濟情勢現況，提供未來鋁價變化判斷的依據。因此，本研究將從文獻中找出影響鋁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，建立出屬於鋁原料價格變動的參考方向，希望對鋁料需求的企業者，能更為準確的預測漲跌趨勢，依此判斷原物料供應商簽訂合約的價格與期間，使其免於價格趨勢的誤判而提高生產成本，並提出建議供未來研究者參考。主要結論說明如下：

本文以實證分析探討影響國際鋁料現貨價格變動的關係因素，研究樣本以 2000 年至 2016 年為主之月資料進行實證研究。實證方法上，首先利用 Pearson 相關係數，檢視國際鋁料現貨價格與變數間的關聯程度與方向，再者，以 ADF 單根檢定法進行時間序列穩定性檢定，接著以 Johansen 最大概似估計法之共整合分析，驗證國際鋁料現貨價格與經濟變數間的長期均衡走勢是否存在，並進而以 Granger 因果關係檢定探討價格間的領先落後，再者以 OLS 迴歸模型建立分析探討影響程度，進而提供鋁料價格預測。

對於影響國際鋁料價格的因素，總合各分析結果說明如下：

(一)就相關係數統計，從描述國際鋁料價格與變數間線性相關的程度和相關方向的統計指標，瞭解可能關聯的高低程度，本研究結果發現國際鋁料現貨價格與 LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨具有高度相關性，達到 0.989 正向關聯，且走勢趨於一致，說明利用其作為現貨預測的有效性；其次，與國際油價以及工業生產指數具正向中度關聯，與美元指數價格則具反向關聯，再者，為消費者物價指數呈低

度正向關聯。

(二)就因果關係檢定，從預測能力角度繼續探討兩變數間是否具有領先落後關係(因果關係)，檢視國際鋁料價格的可能影響因素。本研究結果發現國際鋁料現貨價格與 LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨以及工業生產指數為雙向的因果關係。此外，國際油價、美元指數與消費者物價指數對鋁料現貨價格為單向的因果關係，說明這些經濟變數可以提供改善預測國際鋁料價格走勢的解釋能力。

(三)就共整合分析，國際鋁料價格與經濟變數至少存在一組共整合向量，代表國際鋁料與上述變數間具有長期均衡，說明即使短期鋁價走勢偏離，仍與主要因素間具有長期共同穩定趨勢。

(四)就迴歸分析，從不同構面探討影響國際幫助了解變數間的解釋力，研究結果，發現國際鋁料現貨價格主要受國際鋁料 3 個月期貨價格變化程度最大，其次影響因素為鋁庫存量。再者，就經濟指數而言，主要影響因素仍為國際油價與工業生產指數。

此外，以主要影響的構面分別說明如下：

(一)就需求面而言，國際鋁價主要會受到國際上主要國家經濟發展狀況正向影響，即經濟發展狀況良好時會使工業生產指數增加，進而帶動鋁需求增加，因而使得國際鋁價上漲；當經濟蕭條亦或工業生產數降低時，則會帶動鋁需求減少而得國際鋁價下跌。

(二)就供給面而言，國際鋁價會受到鋁供需狀況明顯呈現地反向影響關係，若將供需狀況反應在交易市場庫存量，即當國際市場銅供給增加，需求減少亦即鋁交易市場上庫存量增時，國際鋁價會下跌；反之，當國際市場鋁供給減少需求增加，亦即鋁交易市場上庫存量減少時，國際鋁價會因而上漲。

(三)就成本面而言，國際油價會對國際鋁價有長期反向影響關係，當國際油價

上漲。除反映經濟狀發展外，也隱含著物價上漲情形，因此，國際鋁價會受到相關影響而上漲；反之則會使得國際鋁價下跌。

(四)就投機面而言，國際鋁價與 LME 倫敦 3 個月期鋁價期貨具有高度相關性，說明利用其作為現貨預測的有效性，也說明國際鋁價仍具有價格發現的特性。

因此，本研究歸納上述各分析結果，短期而言，國際鋁價走勢主要受供需關係與成本面因素所影響，而價格變動上仍以具預期性的 3 個月期貨變化所趨動。實證結果顯示，長期而言，國際鋁料現貨價格可以從原油價格，美元指數，工業生產指數等總體經濟變數間所存在長期均衡關係走勢所判斷。其中，由於國際鋁料現貨價格變動主要來國際鋁料 3 個月期貨價格的波動影響性最大，其來自於兩者呈現高度相關與雙向因果關係，且相對其他經濟變數具影響性，建議對鋁料需求的企業者，能依此判斷鋁料價格趨勢降低預測誤差成本。而對投資者而言，可借由期貨價格發現特性與高度相關性上，作為預期現貨未來走勢的代表性指標。

第二節 研究建議

本研究在實證分析建議以下列幾點改進，以求更精確的實證分析：

(一)資料頻率問題：由於迴歸係數不顯著，可能原因應是由於本研究選用月資料進行，而現今全球金融市場發展近似於效率市場，訊息的反應及時而迅速，可能在一個月內就可以觀察到直接的變化，但以「月」為單位進行切割時，相關變化被彼此弭平，反而難以顯現影響性。

(二)變數資料取得限制：由於實證資料取得限制，本研究僅選取 LME 鋁庫存量、OPEC 工業生產指數，原油價格與 LME 鋁現貨價格間探討相互影響關係，對於後續研究建議，未來研究者增加影響鋁價非經濟類的量化指標。此外，在變數選取方面，由於變數之間關係複雜，複迴歸分析所建立的數學模型只能反映出依變數與自變數之間的直接關係，而不能反映其間接關係，故建議後續可使用路徑

分析(Path analysis)來評估變數間之相互關係。此外，本研究可採用之資料筆數有限，很可能會降低對國際鋁價漲跌方向預測之精確性，未來應加長資料之測試以及驗證期間，以確認此模型之穩定度與獲利性。

(三)模型設定之方式：由於迴歸模型資料性質乃根基於為穩定(stationary)和常態(normality)的假設，與金融市場經濟或財務的資料屬性並不太相符，以致於產生許多使用上的限制，在適用性及準確性上，本研究結果所提供在實務操作者應謹慎為之。此外，在研究實證方法上，本研究僅以因果關係與迴歸分析作預測模式，然原物料價格波動日趨明顯，建議未來可以能考量變異數具異質性特性 GARCH (Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity) 模型作相互預測。

參考文獻

一、中文文獻

1. 王尊賢 (2006),「國際銅價決定機制與影響因素之實證分析」, 中原大學國際貿易研究所學位論文, 1-62。
2. 李培仁 (2011),「金鹽價格預測模型之研究--以 U 公司 PCB 事業部為例」, 國立交通大學管理學院管理科學學程學位論文, 1-69。
3. 何艾成 (2010),「國際工程公司金屬價格避險研究」, 臺灣大學財務金融學研究所學位論文, 1-70。
4. 吳宗原 (2014),「原物料鉬、鋁、銅及匯率之價格波動與半導體及面版產業股價關係探討」, 成功大學財務金融研究所碩士在職專班學位論文, 1-35。
5. 呂明旗 (2011),「以小波和倒傳遞類神經網路建構鋁價預測模型」, 國立成功大學經營管理碩士學位學程學位論文, 1-56。
6. 李燕蘋 (2012),「原物料價格波動下的採購下單模式建立—以銅金屬採購為例」, 中央大學工業管理研究所碩士在職專班碩士論文。
7. 林昌佑 (2010),「鋁價影響因素之實證分析」, 臺灣大學商學研究所學位論文, 1-41。
8. 張仁和 (2010),「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。
9. 費星與王婧 (2013),「金屬鋁期貨與金屬鋁現貨市場之間的价格发现能力研究」, 中国证券期貨, 7, 11。
10. 許雅雯 (2011),「影響白銀價格因素及其動態關聯性之研究」, 樹德科技大學金融與風險管理系碩士班學位論文, 1-47。
11. 陳睿勳 (2016),「以經濟指標與鎳金屬價格之關係建立的鎳金屬採購下單模式」, 國立中央大學工業管理研究所在職專班碩士班學位論文, 1-46。
12. 黃弘欣 (2014),「鎳價、油價、匯率與不銹鋼股價關聯性之研究」, 國立中正大學財務金融研究所碩士論文, 1-48。

13. 黃鴻仁 (2012),「運用 Elman 類神經網路與時間序列模型預測 LME 銅價之研究」, 國際政治大學資訊管理研究所碩士論文, 1-75。
14. 楊奕農 (2009), 時間序列分析: 經濟與財務上之應用。雙葉書廊。
15. 溫景翔 (2016),「銅金屬價格波動下的採購策略」, 中央大學工業管理研究所碩士在職專班碩士論文。

二、英文文獻

1. Akaike, H. (1973), "Information Theory and an Extension of the Maximum Likelihood Principle", In B. N. Petrov and F. Csaki (Eds.), 2nd International Symposium on Information Theory, 267-281.
2. Arouri, M. E. H., Jawadi, F., and Mouak, P. (2011). The speculative efficiency of the aluminum market: A nonlinear investigation. *International Economics*, 126, 73-89.
3. Boschi, M., and Pieroni, L. (2009). Aluminium market and the macroeconomy. *Journal of Policy Modeling*, 31(2), 189-207.
4. Chow, G.C. (1960). Tests of equality between sets of coefficients in two linear regressions, *Econometrica*, 28, 591-605.
5. Dickey, D.A. and Fuller, W.A., (1979). Distribution of the estimators for autoregressive time series with a Unit Root. *Journal of the American Statistical Association*, 74, 427-431.
6. Engle, R.F. and Granger, C.W., (1987). Cointegration and error correction: representation, estimation and testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
7. Engle, R. F., and Yoo, B. S. (1987). Forecasting and testing in co-integrated systems. *Journal of econometrics*, 35(1), 143-159.
8. Figuerola-Ferretti, I., and Gilbert, C. L. (2005). Price discovery in the aluminum market. *Journal of Futures Markets*, 25(10), 967-988.

9. Granger C.W.J. and P. Newbold (1974). Spurious Regression in Econometrics, *Journal of Econometrics*, 2, 111-120.
10. Granger, C.W.J. (1969). Investigating Causal Relation by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, *Econometrica*, 37(3), 424-438.
11. Gonzalo, J. (1994). Five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of econometrics*, 60(1-2), 203-233.
12. Gujarati, D. N., & Porter, D. C. (2003). *Basic Econometrics*. 4th. Tata McGraw-Hill Education.
13. Johansen, S. and Juselius, K. (1990). Maximum Likelihood Estimation and Inference on Cointegration-With Application to the Demand for Money. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 52, 169-210.
14. Johansen, S., (1988). Statistical analysis of cointegrating vectors. *Journal of Economic Dynamics and control*, 12, 231-254.
15. Radetzki, M. (1983). Long-run Price Prospects for Aluminium and Copper. In *Natural Resources Forum* (Vol. 7, No. 1, pp. 23-36). Blackwell Publishing Ltd.
16. Schwarz G. (1978). Estimating the Dimension of a Model, *The Annals of Statistics*, 6 (2), 461-464.

三、網站資源

1. World Bureau of Metal Statistics (WBMS) ◦ <http://www.world-bureau.com/> ◦
2. 台灣區金屬品冶製工業同業公會資訊網 ◦ <http://www.trmsa.org.tw/> ◦