

# 原油價格、黃金價格及美國道瓊工業指數之關聯性

## The Price Relationship among Oil, Gold, and Dow Jones Industrial Indexes

藍淑榕<sup>1</sup>

國立高雄科技大學 國際企業系碩士班 研究生

1105346105@nkust.edu.tw

### 摘要

從總體經濟分析角度來看黃金、石油價格、股票指數可以瞭解其重要性已不再只是單純金融市場上投資者關注的焦點，而是可以衡量全球性經濟波動的標的。因此，本研究旨在探討西德州原油現貨價格、紐約黃金現貨價格與美國道瓊工業指數三者之間關連性，研究資料則採用 2000 年 1 月 4 日至 2018 年 5 月 4 日的日資料。本研究將應用單根檢定、MGARCH-BEKK 模型等研究方法進行實證研究，以了解西德州原油現貨價格、紐約黃金現貨價格與美國道瓊工業指數之間互相影響的結果。本研究結果顯示，西德州原油現貨價格、紐約黃金現貨價格與美國道瓊工業指數三者變數皆彼此具有一定的關聯性。

**關鍵詞：**石油價格、黃金價格、美國道瓊工業指數、ADF 單根檢定、MGARCH-BEKK

**Keywords:** Oil price, Gold price, Dow Jones Industrial Indexes, ADF, MGARCH-BEKK Model

### 第一章 緒論

#### 第一節 研究背景與動機

商品市場中其中有一項影響全球經濟的標的為石油，石油通常被視為是一種戰略物資也是地球上為重要的能源之一，常被討論因許多因素而造成市場價格的變動。在原油市場及財務市場間的互相影響是逐漸被認定的。自 2002 年至 2007 年，國際間的石油價格有著從每桶 20 美元升到每桶 90 美元的歷史紀錄，但在 2008 年下半年，石油價格下跌歷時六個月，從每桶 \$147 美元的高點下跌至每桶 \$30 美元，跌幅超過 70%。雖然之後石油價格有稍微平穩，但在（亞洲金融季報夏季號，2016）2016 年第一季的石油價格深受產油國家減產協商會議的結果影響，在季初因為沙烏地阿拉伯處決什葉派著名教士，引起伊朗不滿，縱火破壞沙國使館，導致中東宗教衝突擴大與沙烏地阿拉伯和伊朗的斷交，使得兩個產油大國緊張關係推升 2016 年初的油價。不過，由於產油數量並沒有因此下降，加上伊朗經濟制裁解禁在即，國際油價在 1 月初的波段高點後，一路下滑，西德州、杜拜、與布蘭特原油雙雙跌破 30 美元，1 月 20 日西德州與布蘭特原油分別為一桶 26.55 美元與 26.43 美元，1 月 21 日杜拜原油則來到一桶 22.49 美元，紛紛創下 10 年來的新低點。許多產油國家因低油價造成的財政問題而苦不堪言，終在 1 月底左右，俄羅斯開始釋出減產風向球，尋求與石油輸出國組織（Organization of the Petroleum Exporting Countries, OPEC）舉行會談的可能性。之後，身陷經濟困境的委內瑞拉為力促產油國的減產共識而四處奔走，原油價格也從低點爬升，但 2 月中阿拉伯聯合大公國卻表示 OPEC 有準備開始談論減產的可能性，而俄羅斯、沙烏地阿拉伯、卡達與委內瑞拉等產油國也將於 2 月 16 日舉行杜哈會談，國際油價應聲上漲，但會談結果，只達成「凍產」共識，也就是將產量凍結在 1 月的產量，油價立刻止升反跌。不過，會後伊朗也受邀加入 3 月 20 日的「凍產」協商，原油價格也開始穩定慢慢攀升。但由於伊朗不滿沙烏地阿拉伯與俄羅斯的原油產量已達每日一千萬桶左右的高產量，卻要求一天不到 300 萬桶的伊朗凍產，導致 3 月 20 日的會談沒有成行，油價漲勢無以為繼。3 月底美國公佈的庫存油量劇增，導致油價震盪走跌。

以往在討論石油議題時，也有許多學者討論過石油對股市的關聯，猶如上述，石油價格是重要的能源之一，它能轉化成種種不同的產品，因此油價上漲便會使得原物料成本增加，若生產者無法吸收這樣的成本便會反映在物價上，進而可能影響股市，也伴隨著另一個問題，則是發生通貨膨脹的現象，進而造成經濟不穩定，影響投資人對於投資股市的期望。

黃金不僅是一種珍貴的貴重金屬也是商品，也能當成貨幣使用，全球金融風暴從 2007 年美國房市泡沫化，次

貸風暴爆發。2008 年雷曼兄弟公司破產，引起歐美多家銀行受創，造成全球股市崩盤。許多世界各國受到金融海嘯影響，經濟極為疲軟，紛紛推出穩定金融與刺激經濟的措施，然而，這些國家採取寬鬆的貨幣政策，藉此引導投資增加與引導匯率貶值，達到刺激經濟成長之動能，使得政府債持續升高。自 2008 年全球金融風暴席捲全球迄今，全球經濟因已開發國家經濟復甦緩慢，通貨膨脹之隱憂，寬鬆貨幣政策後之影響，造成黃金需求上升。黃金常被認為是對抗經濟動盪及通貨膨脹的最佳保值商品。從古至今，沒有任何一種物資像黃金一樣，能和社會經濟有如此密切的關聯，在後金融海嘯時代中，黃金已轉變成為今日重要的金融商品之一。

綜上所述，從總體經濟分析角度來看黃金、石油價格、股票指數可以瞭解其重要性已不再只是單純金融市場上投資者關注的焦點，而是可以衡量全球性經濟波動的標的之一。然而，各項變數彼此之間似乎存在著互相影響或存在著正負相關性，但變數間價格變化如何和其影響程度大小及是否本身或對彼此帶來多大的程度影響，三者間的互動關係有必要再做進一步討論。因此，本研究將探討西德州原油現貨價格、紐約黃金現貨價格與美國道瓊工業指數安是否存在長期關係，是否存在互相影響或正負相關性。

## 第二節 研究目的

根據研究背景與動機，本研究採用樣本為 2000 年 1 月 4 日至 2018 年 5 月 4 日共 4,594 筆日資料，採用 ADF 單根檢定檢測資料是否恆定，並使用 M GARCH 中的 BEKK 模型檢定西德州原油價格、紐約黃金市場價格與美國道瓊工業股票指數之間的影响是否顯著並為正相關性還是負相關性。

## 第三節 研究架構

本研究共分為五個章節，各個章節分布與內容所示如下：

第一章為緒論，內容包含研究背景與動機、研究目的、研究架構及研究流程圖 1-1

第二章文獻回顧，分別針對研究方法文獻回顧、石油價格、黃金價格與美國道瓊工業指數之間關聯的文獻，進行文獻回顧

第三章為研究方法，本研究所使用之實證分析方法採用時間序列研究方法，利用 ADF 單根檢定檢測資料是否恆定，再使用 M GARCH 中的 BEKK 模型分析

第四章為實證結果為分析，依照第三章的方法所得出之實證結果，進行分析與比較，並依其得出結論

第五章為結論與建議，根據結論提出本論文之貢獻並呼應其研究目的，進一步對後續的研究提供建議與方向。

本文研究架構如下圖所示

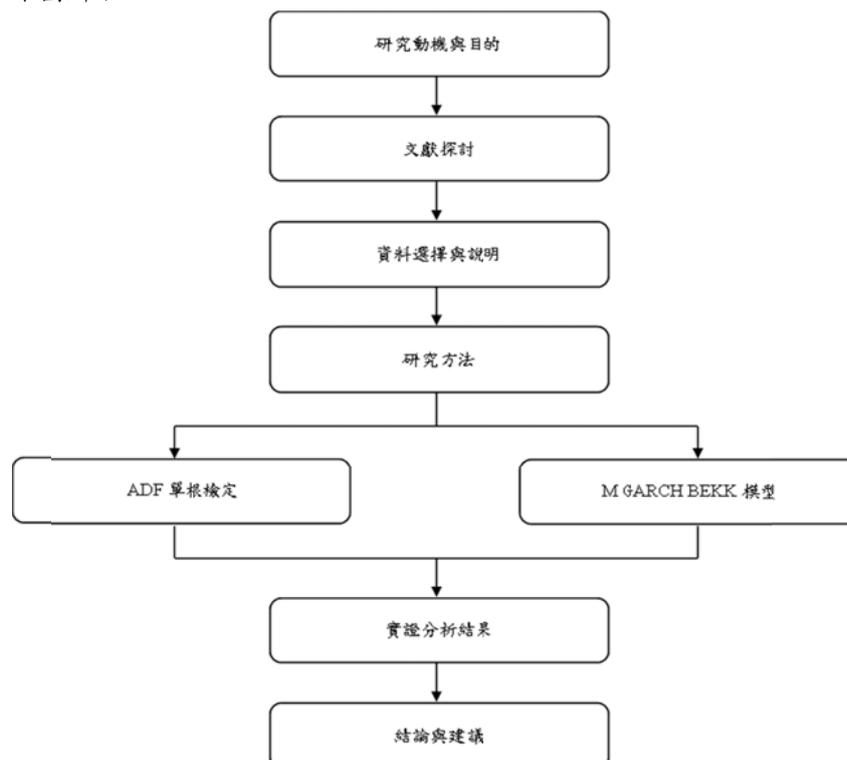


圖 1-1 研究流程

## 第二章 文獻探討

本研究主要在探討石油、黃金及股票指數之間的互動關係。有關於探討這類議題的文獻，將股票指數、石油及黃金三者之間關連性來進行相關文獻回顧。有關本章內容將在以下各節次中，詳細加以介紹。

### 第一節 石油、黃金及股票指數之關聯性

石油一直是全球重要的原物料之一，不論是戰略物資，或者是民生用品，許多都是由石油當成原物料來製成，但由於近年來石油價格不斷飆漲，許多研究都指向高油價是造成通貨膨脹的主因，而投資黃金或其他原物料商品就可說是預防通貨膨脹的最佳避險工具。

石油、黃金、股票指數對一國的經濟來說，存在著不可忽視的重要性，針對這三者的研究，像 Kettering(2006) 探討黃金價格、石油價格與股票價格相關性的轉變，研究 1976 年至 2005 年的歷史數據，採用簡單的相關係數進行分析，歷史數據顯示黃金與股價在長期間的區間裡存在預期的負相關論點，表示道瓊工業指數和黃金價格相關係數存在著負向關係。而謝蘭君(2011)主要在探討股價、金價、油價與匯率間的關聯性，並以美國道瓊工業指數、紐約黃金價格、布蘭特原油價格與美元匯率為對象。並採用時間序列進行實證分析，經由驗證後發現，股價與油價之間呈現雙向互饋的因果關係；而金價則會呈現單向領先於油價的因果關係；匯率則呈現單向領先於油價的因果關係；而金價、匯率與股價則呈現無關的情況。陳淑華(2011)以 1992 年至 2010 年共 19 年的日資料，除了採用最小平方迴歸外，亦運用 Koener 與 Bassett (1978)所提出的分量迴歸來分析股價指數、波動率指數、石油價格對黃金價格的影響程度。實證結果發現，最小平方迴歸和分量迴歸都顯示股價指數對黃金價格有負的顯著影響，而石油價格對黃金價格有正的顯著影響，這也證實了金融危機與高油價為黃金價格持續攀升的重要因素，也意味著黃金是一種權益資產組合避險與對抗通貨膨脹的資產工具。

另外也有國外學者 Moore(1990)探討領先訊息與紐約市場黃金價格之關係。運用 VAR 模型實證結果發現，黃金價格和股市及債券的走勢為負向關係，即當黃金價格上漲時，股市及債市為下跌走勢，也表示黃金價格與股票市場存在著負向相關的情況。Kilian (2009) 提出高油價水準對於經濟的成長是不利的，並且衝擊降低股票價格。相較於對石油價格衝擊如何影響實質經濟的研究，只有極少數的文獻檢驗油價衝擊對股市的影響，然而，有些研究提及石油價格衝擊和股市績效間存在負向關係。

### 第二節 石油及股票之關聯性

原油價格大漲同時也帶動汽油和天然氣等石油產品價格攀上新高，高油價對全球股市和外匯市場皆有明顯影響。由以下文獻可得知石油與股市之關聯性。

Papapetrou(2001)研究石油價格與股票市場、經濟及就業率之關係，以希臘 1989 年 1 月至 1999 年 6 月之月資料進行分析，發現石油價格變動會對經濟及就業率有影響，為負向關係。石油價格的上漲亦會影響股票價格，為負向關係。

Sadorsky (1999) 以向量自我迴歸 (Vector Autoregression; VAR) 分析，用 1947 年 1 月至 1996 年 4 月的月資料，探討美國利率、工業指數、股價報酬與油價間的關係。研究結果發現油價衝擊對於實質股價報酬與產出有很大的影響，並發現在 1986 年以後，油價的變動相較於利率更能夠用來解釋實質股價報酬的預測誤差變異數。

Basher and Sadorsky (2006)探討能源股價報酬受到油價波動的影響程度，採用國際間多因子模型，允許非條件及條件的風險因子，來研究油價風險與能源股價報酬間的關係。實證結果發現，在能源股市中，油價波動風險會影響股價的報酬。而其他風險因子像市場風險、總風險、偏態係數及峰態係數也有一樣的結果。

Hondroyannis and Papapetrou (2001)研究石油價格與股票市場、經濟及就業率之關係，採用多元向量自我迴歸模型進行分析，以希臘之 1989 年 1 月至 1999 年 6 月之月資料進行研究，發現石油價格的變動會對經濟及就業率有影響，為負向關係。石油價格的上漲亦會影響股票價格，為負向關係。

Hung et al. (1996)以 1980 年代的原油與熱熱油期貨、美國三個月公債利率、S&P 500 與各類股指數之日資料，利用簡單的交互相關 (cross-correlation) 法與 VAR，來檢視變數間領先、落後以及回饋的關係，發現除了個別石油公司股價報酬之外，其餘類股及 S&P 500 股價指數報酬與原油期貨間沒有顯著的領先、落後關係。

Sadorsky(2003)使用 1986 年 7 月至 1999 年 4 月之日資料，分析美國科技類股股價波動的總體決定因素。而科

技類股是以太平洋科技股指數，亦即美國前 100 大科技股編制的指數。此研究新的特點是包含了科技類股股價與油價變動之關聯性分析。實證結果顯示：產業生產量的波動、油價、聯邦基金利率、違約風險溢酬、消費者物價指數、匯率，每一個因素皆對科技類股股價具有顯著性之影響。其中，油價對科技類股之影響為正相關。

陳保元(2008)採用多項時間序列方法來檢測美國西德州原油價格與大陸 A 股指數、台灣加權股價指數之間的互動關係。實證結果發現，於誤差修正模型中，台灣股價指數與大陸上海 A 股指數均受前二期原油價格影響較為顯著，而油價受兩市場股價指數影響相對不顯著。

陳旭怡(1991)利用複迴歸分析建立國際總體經濟因素對亞太各國股票報酬率之解釋模型，再分別針對各國的日、月、季、年資料進行實證研究，結論如下：

國際原油價格的上揚，並不會對亞太股市造成全面性的影響。其中，日、新、韓、泰等國股市的變化與油價呈負向關係；期間較長下，澳、馬股市與油價則顯著地呈現正向關係。在月報酬率模型時的馬來西亞與新、台、泰等國之股價季報酬均會受到油價前期變化率顯著的影響。

劉筱筠(2005)以台灣股票市場之大盤，電子，塑化與金融類股指數為分析對象，利用門檻 GARCH-M 模型，在控制匯率變動的因子下以 2000 年 1 月 6 日至 2005 年 6 月 30 日之台灣類股與大盤指數報酬率、利率變動與西德州原油現貨價格變動率為資料的探究。實證結果發現大盤、塑化、電子與金融類股報酬和油價變動皆存在門檻非線性的關係，其中塑化與金融類股對油價變動資訊的調整速度較快。結論顯示：正的油價變動衝擊對於大盤、電子與塑化類股屬負面消息。在報酬波動度方面，大盤與三種類股報酬對於高油價之負面訊息的反應均較大，此不對稱行為即為槓桿效果，且塑化類股的非條件變異數受高油價變動的影響最大。

胡怡文(2005)進行能源類股與國際油價連動之跨國比較分析，採用了向輻自我迴歸(VAR)、共整合檢定與向量誤差修正模型(VECM)，以及衝擊反映函數和預測誤差變異分解等方法，探討美國、歐洲及台灣三地面對油價衝擊時，能源相關類股在股市的反應，此研究採用且各類股股價指數採月底最終值，樣本資料選擇自 1999 年 01 月至 2005 年 12 月，研究結果顯示，油價衝擊對石油供給類股股價影響以歐洲地區最為明顯，且與石油供給類股股價指數間存在正向相關；在美國仍以石油供給類股股價影響最明顯，但其他變數受到油價的外生衝擊之影響較輕。歐洲石油供給類股股價之影響來的平穩。此外，在美國方面，雖仍以石油供給類股股價影響最明顯，但其油價對美國石油供給類股股價的影響會逐步遞增。而當進一步將歐美變數聯合分析發現，美國石油供給類股受到原油價格衝擊會有正向反應，且高於歐洲石油供給類股股價指數的正向影響；至於在台灣部分，實驗結果顯示，耗能產業中的運輸類股股價指數與化學類股股價指數受到油價的衝擊比較明顯且呈負向影響；電子類股股價指數直接受到油價衝擊時的反應並不明顯。綜言之，台灣地區的類股股價指數直接受到原油價格衝擊的影響較小，但類股股價指數間的互相影響會較原油衝擊對類股股價指數的影響來的顯著。

孫維鴻(1989)以最小平方方法和逐步迴歸方法分析 1971 至 1984 之油價、股價、匯率、貨幣供給、貼現率等經濟變數季資料，考慮金融市場健全與否，分為二個階段進行研究，發現在第一階段金融市場未臻健全下，石油價格與股價亦呈反向關係。

張懿芬(2003)討論亞洲各國股價波動的因素，以股價、通貨膨脹率、貨幣供給、實質油價、實質匯率等月資料，建立一個 VAR 模型，發現在 1997 年亞洲金融風暴前，油價與匯率波動對股價報酬造成顯著的影響。

曾家煒(2004)分析油價與台灣分類股價指數兩者之間的連動關係。研究期間從 1999 年 1 月至 2004 年 12 月的日資料，股價樣本為水泥、食品、塑膠、紡織纖維、電機機械、電器電纜、化學生技醫療、玻璃陶瓷、造紙、鋼鐵、橡膠、汽車、電子、營造建材、運輸、觀光、金融保險、百貨貿易共十八類。而油價樣本選取紐約輕甜原油期貨價格。實證結果發現：

- (1)油價與塑膠類股股價指數、鋼鐵類股股價指數呈正相關。
- (2)利用 Johansen 最大似共整合檢定發現，油價與塑膠類股、鋼鐵類股股價指數，分別存在一組共整合向量。
- (3)以誤差修正模型發現，油價與塑膠類股股價指數長期的均衡關係，主要是透過油價來調整完成；而油價與鋼鐵類股股價指數長期的均衡關係，也是透過油價來調整。
- (4)Granger 因果關係檢定發現，塑膠類股股價指數、鋼鐵類股股價指數、橡膠類股股價指數與運輸類股股價

指數優先油價；油價則領先汽車類股股價指數與電子類股股價指數。

### 第三節 石油及黃金之關聯性

謝鎮州(2006)利用多種時間序列方法，探討 1990 年 9 月至 2006 年 1 月間台灣加權股價指數、原油現貨、原油期貨、黃金現貨與黃金期貨之間連動關係。由預測誤差變異數分析的實證結果指出股價指數的波動容易受原油現貨及期貨變動的影響。

Cashin, McDermott and Scott (1999)使用 1960 年 4 月至 1985 年 11 月間七種商品的資料，發現石油和黃金間存在顯著相關。Hammoudeh and Yuan (2008)檢驗三種金屬(黃金、白銀與銅)間的波動行為，發現石油衝擊在貴重金屬(除銅以外)有穩定效果(calming effects)。Lescaroux (2009)研究原油與貴重金屬之間的相關性，大多數研究指出原油與貴重金屬傾向共同移動。

Soytas, Hammoudeh and Hacıhasanoglu (2009)使用 2003 年 5 月至 2007 年 3 月的數據及 Toda-Yamamoto 線性因果關係方法，研究石油價格分別對黃金與白銀價格之長、短期影響，但並沒有發現存在因果關係。

Narayan et al. (2010)檢驗黃金與石油的現貨、期貨市場，推論出黃金可當對抗通貨膨脹的避險工具，與石油市場可以用來預測黃金市場，兩者並存在雙向因果關係。

Zhang and Wei (2010)研究 2000 年 1 月至 2008 年 3 月期間，原油和黃金市場間的因果關係，發現原油和黃金價格存在一致的趨勢。石油價格線性 Granger 領先黃金價格的波動但是黃金價格的變動不會線性 Granger 領先石油價格的波動。

Šimáková (2011)聚焦在石油和黃金價格間的關係。使用 Granger 因果檢定、Johansen 共整合檢定與 VECM，發現變數間存在著長期關係。

Wo and Hui (2012)檢驗美元/日圓、黃金期貨、VIX 指數、原油與數種股票指數間的非線性動態關係。根據研究結果顯示，黃金的角色取決於原油價格。從此方面來看，當原油價格偏低，黃金具避險功能；然而對於發展中的國家，當石油價格偏高時，黃金同時具避險與保值(避風港；safe haven)的功能。

Tang and Xiong (2010)發現在 2004 年後，因為金融化過程結果，非能源商品的期貨價格與石油的關聯性越來越強。這個過程讓投資人能透過金融工具在原油、黃金與其他商品市場交易。因此，原油和黃金市場在金融海嘯期間與金融海嘯後期呈現高度相關。

Chang, Huang and Chin (2013) 使用 Granger 因果檢定，研究 2007 年至 2011 年原油與黃金價格之間的關係。結果顯示原油與黃金價格兩種商品間存在短期的交互關係。Bampinas and Panagiotidis (2015)使用線性與非線性 Granger 因果關係檢定，檢驗原油與黃金價格在不同到期日的因果關係。發現在金融海嘯後期(post-crisis period)，兩種商品間存在雙向非線性因果關係。需求與供給的力量不完全決定黃金與原油之市場價格，但也受其他商品市場之交互影響。

Melvin 和 Sultan (1990) 提出油價影響金價的原因，可能是受到出口所得途徑的影響。為了分散市場風險與維持商品價值，主要石油出產國利用石油賺取高所得轉而投資黃金。由於數個國家包括石油生產國，保留黃金為國際準備的投資組合資產，假使輸出國購買黃金與石油所得上升一致，則黃金為石油出產國的資產投資組合的重要部分。因此，石油的所得增加增強黃金市場的投資，這將導致石油價格和黃金價格同時上漲的趨勢。在這種情況下，石油的價格增加導致黃金的需求增加。

許多研究的實證探討石油價格衝擊影響黃金價格。例如，Sari et al. (2010) 探討四種貴重金屬(金、銀、鉑、鈱)、石油和美元/元匯率之現貨價格的方向關係，發現石油和黃金價格間存在弱與非對稱關係。

Hunt (2006) 與 Hooker (2002) 提出通貨膨脹似乎是最常用於說明石油及黃金價格市場關係的途徑，根據這一點，原油價格的上漲導致總體價格水準上升。當物價水準上漲，對黃金價格跟著漲價。黃金將扮演對抗通貨膨脹的避險工具，就這一點而言，黃金真是有效的工具。Pindyck 和 Rotemberg (1990) 提出，因此通貨膨脹將隨油價高漲而增加，增加市場對黃金的需求，因此導致黃金價格的上漲。

姜淑美、林淑卿(2009)為了能了解原油價格上漲之後所連帶的影響，分析油價、替代性能源及抗通膨資產之關連，發現當油價持續上漲引發通膨疑慮時，黃金價格也會同步上揚，顯示黃金具有保值增值的效果，是能夠抗通膨

的投資工具，長期而言，黃金與原油價格呈現正相關，表示黃金具有抗通膨之效果，相較於大部份的變數均存在較高的風險，唯有投資黃金的風險相對較低，此顯示在此研究期間中，投資黃金同時具有低風險與高報酬率，應是投資人較佳的投資工具。

#### 第四節 金價及股票之關聯性

Moore(1990)為了探討黃金價格是否受到通貨膨脹等市場因素影響，採用由哥倫比亞大學對於國際經濟州期研究所所提供之通貨膨脹領先訊號，並測試自 1970 年以來，領先訊號對紐約黃金價格的關係。實證結果顯示，在 1970 年至 1988 年，黃金價格與股市、債券走勢呈現負向關係，即當黃金價格上漲時，股市及債市呈現下跌的狀況。

Graham(2001)以 1991 年至 2001 年的資料，探討金價與美國六種股價指數之間的短期相關性、因果關係以及長期共整合關係。發現金價報酬與股價指數報酬的相關性並不顯著。且經過共整合檢定得知，金價和股價並不存在長期均衡的關係；因果關係的方向是由股價指數報酬影響黃金價格變動。

Baur 和 Lucey (2010) 提出將黃金作為投資股票的避險工具，平均上黃金與股票報酬不相關，可作為當市場受到衝擊的安全避風港，雖文獻有提及但非常稀少。例如，Baur 和 Lucey (2010)研究美國、英國與德國的股票和債券報酬和黃金間之固定與隨著時間不斷變化的關係，探討黃金是否為一安全避風港。他們發現，在極端的股票市場條件下，平均而言，黃金的避險為對抗股票價格下跌的安全避風港。然而，黃金既不是債券的避風港，也不是債券的避險工具。

Baur 和 McDermott (2010) 研究黃金在全球金融體系扮演的角色，他們的研究檢定黃金作為主要新興國家和發展中國家的股市安全避風港的假說。研究中採用 1979 年至 2009 年的樣本以敘述性統計和計量經濟分析，結果顯示，在主要的歐洲股票市場和美國，黃金兼具避險和安全避風港，但澳洲、加拿大、日本和大型的新興市場國家，例如巴西、俄羅斯、印度和中國卻非如此，該研究也還發現，觀察具體的金融危機時期，尤其在近期的金融危機高峰期，對某些已開發國家市場，黃金是穩健的安全避風港。

王麗梅(1992)，探討總體經濟因素對於股價報酬之影響，針對台灣上市公司作實證分析，研究變數包含通貨膨脹率、工業生產指數與黃金價格變動率，選取主成分因素分析與正準相關分析之多變量統計方法。研究結果發現未預期之黃金價格變動率與股票報酬率為正相關，表示國際黃金價格之波動會對國內股市產生波動影響。

### 第三章 研究方法

本章之內容將依序分別介紹為 ADF 單根檢定用來衡量資料是否為定態序列，再採用 MGARCH 模型進行分析檢測。以下將針對本研究所採用之研究方法進行一一說明：

#### 第一節 ADF 單根檢定

用時間序列資料來說，通常分為兩種型態：定態(Stationary)序列及非定態(Nonstationary)。而 Granger and Newbold(1974)發現，在非定態之變數中，會出現假性迴歸(Spurious Regression)的情況，若不解決非定態變數之單根問題，就會產生假性迴歸之問題。所以當使用時間序列分析資料時，務必先透過單根檢定來檢測資料是否為定態序列，若為非定態序列，則必須取得差分後定態才能使用，否則會產生假性迴歸的問題。

單根檢定最早由 Dickey and Fuller(1979)發表，可分為 DF 檢定、由 DF 檢定所延伸的 Augmented Dickey-Fuller (ADF)檢定、較為普遍的 Phillips-Perron (PP)檢定及 Kwiatkowski, Phillips, Schmidt and Shin(KPSS)檢定等，而本研究採用 Said and Dickey(1984)由 DF 檢定所延伸的 ADF 檢定來進行單根檢定，將原始資料的非定態之變數，由 AR(1)，擴增至為落後  $p$  階的 AR( $p$ )，而檢定的模型選擇，同時考慮以有截距項、有截距項和趨勢項及無截距項與無趨勢項三種檢定方式。

Augmented Dickey-Fuller (ADF)檢定模型如下：

一、 有截距項

$$y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.1)$$

## 二、有截距項與趨勢項

$$y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.2)$$

## 三、無截距項與無趨勢項

$$y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.3)$$

以上式子中：

$\Delta$ 表一階差分

$y_t$ 表時間序列之變數

$a_0$ 表截距項

$\gamma$ 表自我迴歸之變數

$\sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ 為解釋變數落後之期數

$\varepsilon_t$ 為殘差項

可由下列式子看出虛無假設為：

$H_0: \gamma = 0$  有單根現象(非定態)

$H_1: \gamma \neq 0$  無單根現象(定態)

若檢定拒絕虛無假設，則 $H_1: \gamma \neq 0$ 為顯著，表示此數列不具單根現象，為定態數列，反之，若無法拒絕虛無假設，則 $H_0: \gamma = 0$ ，則表示此數列具單根現象，為非定態數列，必須進行差分直到數列為定態才能接下去作分析。

## 第二節 最適落後期數選擇

因 ADF 檢定法的結果會受到落後期數(Lagged Differences)影響，所以需選擇最適合模型的落後期數，消除殘項序列之問題。若選擇落後期數過長，會導致估計值過度參數化而形成估計無效化，但如果落後期數過短時，則會導致參數過於簡單，而產生估計誤差。關於最適落後期數的選擇最常用的準則為 Akaike information criterion (AIC)與 Schwartz Bayesian information criterion(SBC)，其計算是如下：

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

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

其中， $\sigma$ 為殘差項， $K$ 為待估參數， $T$ 為觀測樣本數。

本研究將採用 AIC 準則，落後期數則採最小化後之期數為最適當之落後期數。

## 第三節 GARCH 模型

一般運用在跟金融資產有關的時間序列上，多用 AR 模型、ARMA 模型等時間序列方式來進行，但上述的模型皆假設變異數為固定不變，以至於無法將波動因素納入考量，於是開始有學者嘗試不同類型的方法或模型來解決此問題，其中最具代表性為 Engle(1982)所提出的自我迴歸條件異質變異模型 (Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model)，簡稱 ARCH 模型，ARCH 基本模型如下：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t \mathbf{a}, \sigma_t^2) \quad (3.6)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t \mathbf{a}, \quad (3.7)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \alpha_1 \varepsilon_{t-1}^2 + \alpha_2 \varepsilon_{t-2}^2 + \dots + \alpha_q \varepsilon_{t-q}^2 \quad (3.8)$$

而 Engle 的學生 Bollerslev (1986)將傳統時間序列模型的觀念加入 ARCH 模型，並簡化在處理高皆 ARCH 模型時會出現參數過多的問題，提出了一般化自我迴歸條件異質變異數模型(Generalized Autoregressive Conditional Heteroskedasticity model)，簡稱 GARCH 模型，條件變異數受到過去  $q$  期殘差項及過去  $p$  期條件變異數的影響，則此模型稱為 GARCH(p,q)，其認為條件異質變異數不僅受到前期預測誤差項平方的影響，也受到前期條件變異數的影響。之後的學者，在處理金融資產價格的時間序列資料時，也多利用此類相關的條件異質變異數模型。GARCH(p,q) 基本模型如下：

$$y_t | \Omega_t \sim N(x_t a, \sigma_t^2) \quad (3,9)$$

$$\varepsilon_t = y_t - x_t a, \quad (3,10)$$

$$\sigma_t^2 = \alpha_0 + \sum_{i=1}^q \alpha_i \varepsilon_{t-i}^2 + \sum_{j=1}^p \beta_j \sigma_{t-j}^2 \quad (3,11)$$

其中  $p, q$  是 GARCH 過程的皆數,  $y_t$  為外生變數  $x_t$  的函數;  $x_t$  是迴歸式的自變數,  $a$  是迴歸式的係數向量,  $x_t a$  則表示在集合  $\Omega_t$  中所能獲得變數之線性組合,  $\varepsilon_t$  為第  $t$  期的殘差項,  $\sigma_t^2$  表示過去  $p$  期殘差平方項與過去  $q$  期異質條件變異數函數,  $\varepsilon_{t-i}^2$  為第  $i$  期的殘差平方項,  $\sigma_{t-j}^2$  為過去第  $j$  期的條件變異數。

#### 第四節 多變量 GARCH 模型

目前全球金融市場快速變遷, 及伴隨金融商品不斷推陳出新之情況下, 投資人不會再只是持有單一金融資產, 基於雞蛋不要放在同一個籃子裡, 投資者會投資兩種以上不同之金融資產或產品來分散風險, 以獲取更高之超額報酬, 而各種金融資產(如: 股票、基金等)之連動性甚高, 且考量該商品價格或彼此間之關聯性時, 應考慮不同商品間之交互作用影響, 此時單變量 GARCH 模型無法同時考量多個金融產品彼此之關係, 因單變量 GARCH 是以單一商品做為分析標的, 所以必須利用多變量 GARCH 模型加以分析。

##### 一、對角化表示法

為了解決大量參數於向量 GARCH 中被估計之問題, Bollerslev et al. (1988) 提出對角化表示法來大量簡化估計參數矩陣, 假設變異數語共變異數矩陣內每一元素  $h_{ij,t}$  只受本身過去值和  $\varepsilon_{k,t} \varepsilon_{l,t}$  過去值之影響, 則代表變異數本身遞延期誤差交叉項影響, 因此  $A_i$  及  $B_j$  參數矩陣可表示為對角矩陣, 即可大量減少待估計之參數數目至  $(p+q+1)n(n+1)/2$ 。於對角化表示法中, MGARCH(p,q) 之條件變異數方程式如下:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t \quad (3,12)$$

$$\text{vech}(H_t) = w + \sum_{i=1}^q \text{diag}\{A_i\} \otimes \text{vech}(\varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}') + \sum_{j=1}^p \text{diag}\{B_j\} \otimes \text{vech}(H_{t-j}) \quad (3,13)$$

上述(3,13)公式  $\otimes$  為 Hadamard 乘積。

若以二元向量 GARCH(1,1) 模型為例, 對角化表示法可表示如下:

$$\text{vech}(H_t) = \begin{bmatrix} h_{11,t} \\ h_{12,t} \\ h_{22,t} \end{bmatrix} = \begin{bmatrix} w_{11} \\ w_{12} \\ w_{22} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} a_{11} & 0 & 0 \\ 0 & a_{22} & 0 \\ 0 & 0 & a_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 \\ \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} b_{11} & 0 & 0 \\ 0 & b_{22} & 0 \\ 0 & 0 & b_{33} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} h_{11,t-1} \\ h_{12,t-1} \\ h_{22,t-1} \end{bmatrix} \quad (3,14)$$

##### 二、BEKK 表示法

於向量表示法中, 模型之假設條件變異數  $H_t$  矩陣, 必須符合正定之限制條件, 但該假設在向量或對角化表示法中, 很難被檢定得之, 因此 Baba, et al. 針對確保  $H_t$  矩陣為正定之問題提出另一個模型, Engle and Kroner(1995) 將其模型稱為 BEKK 表示法。BEKK 可視為向量表示法之受限情, 亦即使條件變異數矩陣保持正定, 其模型如下表示:

$$\varepsilon_t = H_t^{1/2}(\theta) z_t \quad (3,15)$$

$$H_t = C_0^* C_0^* + \sum_{i=1}^q \sum_{k=1}^K A_{ik}^* \varepsilon_{t-i} \varepsilon_{t-i}' A_{ik}^* + \sum_{j=1}^p \sum_{k=1}^K G_{ik}^* H_{t-j} G_{ik}^* \quad (3,16)$$

上述(3,16)公式, 其中  $A_{ik}^*$  與  $G_{ik}^*$  為  $n \times n$  參數矩陣;  $C_0^*$  為上三角型矩陣,  $K$  為加總限制, 其選取是決定過程一般化之程度。所以雙變量 GARCH(1,1) 可表示如下:

$$\begin{aligned} H_t &= C_0^* C_0^* + A_{11}^* \varepsilon_{t-1} \varepsilon_{t-1}' A_{11}^* + G_{11}^* H_{t-1} G_{11}^* \\ &= C_0^* C_0^* + \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \varepsilon_{1,t-1}^2 & \varepsilon_{1,t-1} \varepsilon_{2,t-1} \\ \varepsilon_{2,t-1} \varepsilon_{1,t-1} & \varepsilon_{2,t-1}^2 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} a_{11}^* & a_{12}^* \\ a_{21}^* & a_{22}^* \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} H_{t-1} \begin{bmatrix} g_{11}^* & g_{12}^* \\ g_{21}^* & g_{22}^* \end{bmatrix} \end{aligned} \quad (3,17)$$

如同對角化多變量 GARCH 模型, 若愚 BEKK 中假設  $A_{ik}^*$  與  $G_{ik}^*$  均為對角化參數矩陣, 則稱對角化 BEKK 表示法, 其待估計參數數目為  $(p+q)Kn^2 + n(n+1)/2$  和  $(p+q)Kn + n(n+1)/2$ 。另外, BEKK 模型適用本身矩陣過去  $p$  期之值, 和過去  $q$  期之殘差項平方, 來建立一線性函數以描述條件變異數矩陣之動態過程。

## 第四章 實證分析

### 第一節 資料選擇與說明

本研究以美國道瓊工業指數、西德州原油價格及紐約黃金現貨價格為本次研究之資料選擇。研究期間為 2000 年 1 月 4 日至 2018 年 5 月 4 日，共 4,594 筆日資料。

表 4-1 研究資料來源

使用資料	資料來源	資料型態	本研究代號
美國道瓊工業指數	Yahoo! Finance	日資料	DJI
西德州原油價格	Investing.com	日資料	OIL
紐約黃金現貨價格	Investing.com	日資料	GOLD

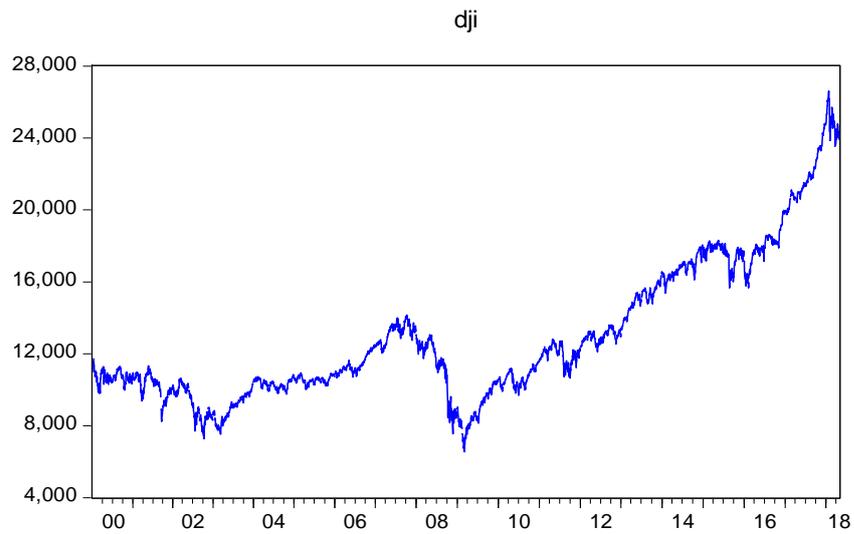


圖 4-1 道瓊工業指數 2000 年至 2018 年走勢圖

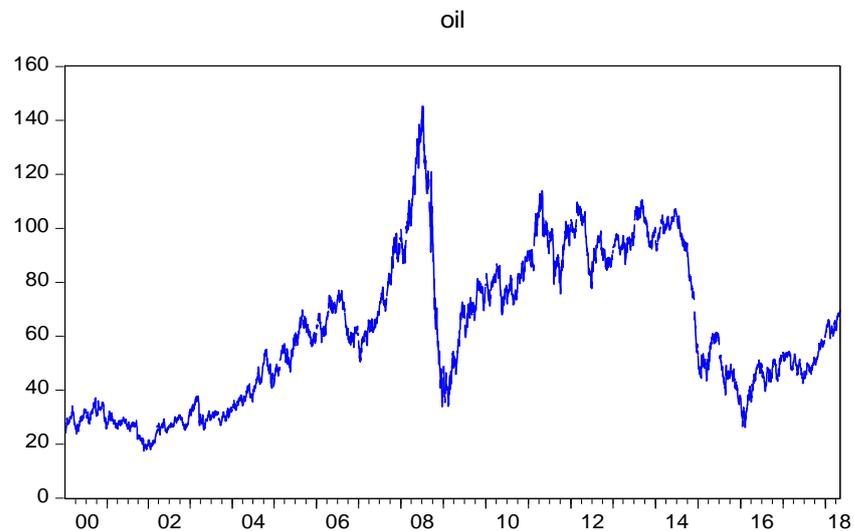


圖 4-2 西德州原油價格 2000 年至 2018 年走勢圖



圖 4-3 紐約黃金現貨價格 2000 年至 2018 年走勢圖

## 第二節 敘述統計

表 4-2 為本次研究中 DJI、OIL 以及 GOLD 原始資料的敘述統計量(取自然對數)，從敘述統計表中可以看出，在偏態係數部分，DJI 偏態係數為 0.608171 大於零，顯示 DJI 的分布型態是呈現向右偏或偏向右；若像 OIL 偏態係數-0.278980 及 GOLD 偏態係數-0.420543 皆小於零，則顯示 OIL 及 GOLD 的分布型態呈現向左偏或偏向左。另外，在峰態係數部分，三者係數皆小於 3，屬於低闊峰分配。由 Jarque-Bera 值及所估計的結果及其 P 值皆在 0.01 顯著水準下均為顯著，美國道瓊工業指數、西德州原油價格及紐約黃金現貨價格的分布型態均為非常態性分配。

表 4-2 原始序列基本統計量

統計量	DJI	OIL	GOLD
平均數	9.430469	4.023482	6.634281
中位數	9.347343	4.075671	6.839530
最大值	10.18929	4.978732	7.543644
最小值	8.786770	2.859340	5.541656
標準差	0.278302	0.473984	0.620254
偏峰係數	0.608171	-0.278980	-0.420543
峰態係數	2.651862	1.994957	1.668472
Jarque-Bera 值	306.3980	252.9438	474.7881
P 值	0.000000***	0.000000***	0.000000***

註：\*\*\*表示在 1% 以下的顯著水準下為顯著

## 第三節 ADF 單根檢定

在進行研究之前為了判斷研究中所採用之時間序列數據是定態資料或是非定態資料，以避免迴歸估計上產生偏差，因此必須先以單根檢定來檢測本次研究的各項時間序列數據是否為定態時間序列，為定態後才能再進行下一步檢定。本研究採用 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 單根檢定法。

由表 4-3 之檢定之結果顯示，當以原始序列資料進行檢定之後，無論在 10%、5% 或 1% 顯著水準之下，原始序列資料皆無法拒絕虛無假設，也就表示 DJI、OIL 及 GOLD 皆具有單根現象，故我們再進行第二次的檢定，這次採用一皆差分檢定來檢測，如表 4-4 檢定之結果，經過差分檢定之後，不論在 10%、5% 或 1% 顯著水準之下，皆可拒

絕虛無假設，表示一皆差分後的 DJI、OIL 及 GOLD 數列資料皆為定態資料。

表 4-3 序列資料水準值檢定

	截距項	截距項與趨勢項	無
道瓊工業指數 DJI	-0.077209 [0.9501]	-2.212075 [0.4821]	1.129797 [0.9336]
西德州原油價格 OIL	-2.076920 [0.2542]	-2.086598 [0.5526]	0.372387 [0.7919]
紐約黃金現貨價格 GOLD	-1.335569 [0.6151]	-1.018356 [0.9399]	1.868264 [0.9857]

註：每項檢定皆以 t 值顯示，[ ] 內則為 P 值，\*表示在 10% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*表示在 5% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*\*表示在 1% 以下的顯著水準下為顯著

表 4-4 序列資料一階差分檢定

	截距項	截距項與趨勢項	無
道瓊工業指數 DJI	-52.54579 [0.0001]***	-52.57127 [0.0000]***	-52.53197 [0.0001]***
西德州原油價格 OIL	-70.50241 [0.0001]***	-70.50104 [0.0000]***	-70.50366 [0.0001]***
紐約黃金現貨價格 GOLD	-68.49116 [0.0001]***	-68.49930 [0.0000]***	-68.43784 [0.0001]***

註：每項檢定皆以 t 值顯示，[ ] 內則為 P 值，\*表示在 10% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*表示在 5% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*\*表示在 1% 以下的顯著水準下為顯著

#### 第四節 MGARCH BEKK 模型

在估計 MGARCH(1,1)-BEKK 模型之前，我們必須先確認 MGARCH(1,1)模型的均數方程組合。我們將美國道瓊工業指數、西德州原油價格、紐約黃金現貨價格的 AR(p)-GARCH(1,1)模型估計結果產生標準化殘差，並利用交叉相關係數判斷各變數標準化殘差的領先落後關係，以確認 MGARCH 模型的標準化殘差服從白噪音；若殘差不服從白噪音，就修改模型的均數方程式。最後再以 Portmanteau Autocorrelations Test 的聯合 Q 檢定進行最終均數方程組合的確認。

本研究將採用 GARCH(1,1)進行 BEKK 模型分析，其模型如下表示：

$$DJI = M(1,1) + A1(1,1)^2 * RESID1(-1)^2 + B1(1,1)^2 * GARCH1(-1) \quad (4,1)$$

$$OIL = M(2,2) + A1(2,2)^2 * RESID2(-1)^2 + B1(2,2)^2 * GARCH2(-1) \quad (4,2)$$

$$GOLD = M(3,3) + A1(3,3)^2 * RESID3(-1)^2 + B1(3,3)^2 * GARCH3(-1) \quad (4,3)$$

$$COV DJI\_OIL = M(1,2) + A1(1,1) * A1(2,2) * RESID1(-1) * RESID2(-1) + B1(1,1) * B1(2,2) * COV1\_2(-1) \quad (4,4)$$

$$COV DJI\_GOLD = M(1,3) + A1(1,1) * A1(3,3) * RESID1(-1) * RESID3(-1) + B1(1,1) * B1(3,3) * COV1\_3(-1) \quad (4,5)$$

$$COV OIL\_GOLD = M(2,3) + A1(2,2) * A1(3,3) * RESID2(-1) * RESID3(-1) + B1(2,2) * B1(3,3) * COV2\_3(-1) \quad (4,6)$$

表 4-5 MGARCH(1,1)-BEKK 變異係數轉換

	Coefficient	Std.Error	z-Statistic	Prob.
<b>M(1,1)</b>	1.38E-06	1.39E-07	9.937332	0.0000***
<b>M(1,2)</b>	3.13E-07	1.42E-07	2.19427	0.0282**
<b>M(1,3)</b>	-9.47E-08	6.82E-08	-1.3879	0.1652
<b>M(2,2)</b>	2.47E-06	5.32E-07	4.644122	0.0000***
<b>M(2,3)</b>	4.95E-07	1.24E-07	3.980314	0.0001***
<b>M(3,3)</b>	2.21E-06	1.21E-07	18.23142	0.0000***
<b>A1(1,1)</b>	0.300285	0.008088	37.12747	0.0000***
<b>A1(2,2)</b>	0.210499	0.006211	33.89191	0.0000***
<b>A1(3,3)</b>	0.186679	0.005042	37.02809	0.0000***
<b>B1(1,1)</b>	0.948685	0.002688	352.8707	0.0000***
<b>B1(2,2)</b>	0.975801	0.00151	646.3913	0.0000***
<b>B1(3,3)</b>	0.973549	0.001124	866.0132	0.0000***

註：\*表示在 10% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*表示在 5% 以下的顯著水準下為顯著，\*\*\*表示在 1% 以下的顯著水準下為顯著

由上述(4,1)、(4,2)及(4,3)的式子及表 4-5 中的變異係數，可以發現 Prob 皆在 1% 以下的顯著水準下為顯著，表示三個變數皆有連續性的波動效果，而在(4,4)中可以發現兩個變數也皆在 1% 以下的顯著水準下為顯著，即可表示美國道瓊工業指數及西德州石油價格具有一定的相關性。(4,5)式中兩個變數也皆在 1% 以下的顯著水準下為顯著，表示美國道瓊工業指數及紐約黃金現貨價格具有相關性。最後在(4,6)式子，也能發現兩個變數也都在 1% 以下的顯著水準下為顯著，即表示西德州原油價格與紐約黃金現貨價格具有相關性，由上述結果可以推知，美國道瓊工業指數、西德州原油價格及紐約黃金現貨價格三者之間具有相關性。

## 第五章 結論與建議

本研究利用 MGARCH-BEKK 模型，研究西德州原油現貨價格、紐約黃金現貨價格與美國道瓊工業指數之關連性，透過第四章實證分析結果得知，美國道瓊工業指數及西德州石油價格有顯著影響，表示兩者之間具有關聯性。美國道瓊工業指數及紐約黃金現貨價格也有顯著影響，西德州原油價格與紐約黃金現貨價格具有相關性，由上述結果可以推知，美國道瓊工業指數、西德州原油價格及紐約黃金現貨價格三者之間具有相關性。

本研究在進行實證過程中，發現仍有待進一步探討的研究方向，以下提出幾點研究建議以供日後研究發展參考：

1. 後續研究方向可以再利用不同時間序列模型下去延伸，如 GJR GARCH、VS-GARCH 等，探討不同模型是否能掌握金融市場變數間之波動性。
2. 本研究是針對美國道瓊工業指數、西德州石油價格及紐約黃金現貨之每日收盤價為研究資料，後續研究可延續日資料繼續探討，再做進一步研究分析。
3. 本研究所選取樣本為美國道瓊工業指數，後續研究可考慮不同類別指數，與石油價格、黃金價格之間的連動關係，去探談其關聯性。

## 參考文獻

### 中文文獻

1. 王麗梅(1992)，總體經濟因素對股票報酬之影響-台灣上市公司之實證研究，國立交通大學碩士論文。
2. 胡怡文(2005)，能源類股與國際油價連動之跨國比較分析，中原大學國際貿易研究所碩士論文。
3. 曾家煒(2004)，油價與台灣分類產業股價指數之關聯性，國立高雄第一科技大學碩士論文。
4. 姜淑美、林淑卿(2009)，油價、替代性能源及抗通膨資產間關聯性之探討。金融創新與科技整合學術研討會。

5. 陳旭怡(1991)，國際總體經濟因素對亞太地區股價的影響，輔仁大學企業管理研究所碩士論文。
6. 陳保元(2008)，原油價格與股價關係之探討-以台灣股市及大陸A股為例，暨南國際大學財務金融學系未出版碩士論文。
7. 陳淑華 (2011)，黃金價格與股價指數、石油價格及波動率指數關係之研究。逢甲大學風險管理與保險學系研究所碩士論文。
8. 張懿芬(2004)，股價波動的總體因素--以台灣、南韓、新加坡及香港為例，南華大學經濟所碩士論文。
9. 孫維鴻(1989)，金融經濟因素與股價關係—台灣證券市場之實證研究，中興大學企業管理學碩士論文。
10. 劉筱筠(2005)，應用門檻GARCH-M模型分析國際原油價格變動與台灣股價報酬波動之關連性，國立台北大學經濟學系研究所碩士論文。
11. 謝鎮州(2006)，股票、黃金與石油價格互動關係之研究-以台灣為例，逢甲大學經濟學研究所論文。
12. 謝蘭君(2010)，股價、金價、油價與匯率之關聯性，國立高雄第一科技大學金融所碩士論文。
13. 亞洲研究中心(2016)，石油與黃金價格近期的發展與變動，亞洲金融學報，夏季號。

英文文獻

1. Basher, S. A. and Sadorsky, P.(2006), Oil price risk and emerging stock markets, *Global Finance Journal*, 17(2), 224-251.
2. Baur, D.G., Lucey, B.M. (2010). Is gold a hedge or a safe haven? An analysis of stocks, bonds and gold, *The Financial Review* 45,217-229.
3. Baur, D.G., McDermott, T.K. (2010). Is gold a safe haven? International evidence, *Journal of Banking and Finance* 34(8),1886-1898.
4. Chang, H. F., Huang, L. C., Chin, M. C., (2013). Interactive relationships between crude oil prices, gold prices, and the NT-US dollar exchange rate—A Taiwan study. *Energy Policy*, 63, 441-448.
5. G. Bampinas ., T. Panagiotidis.,(2015). On the relationship between oil and gold before and after financial crisis linear, nonlinear and time-varying causality testing,pp.13.
6. Graham, S. (2001), The price of gold and stock price indices for the United States, *World Gold Council*.
7. Hammoudeh, S., Yuan, Y., (2008), Metal volatility in presence of oil and interest rate shocks. *Energy Econom.* 30, 606-620.
8. Hunt, B. (2006). Oil price shocks and the U.S. stagflation of the 1970s: Some insights from GEM, *Energy Journal* 27, 61-80.
9. Hooker, M.A. (2002). Are oil shocks inflationary? Asymmetric and nonlinear specifications versus changes in regime, *Journal of Money, Credit and Banking* 34, 540-561.
10. Hondroyannis, G and Papapetrou, E. (2001), Macroeconomic Influences on the Stock Market, *Journal of Economics and Finance*, 25(1), 33-49.
11. Kilian, L. (2009). Not all oil price shocks are alike: Disentangling demand and supply shocks in the crude oil market, *American Economic Review* 99(3), 1053-1069.
12. Koenker, R., & Bassett, G.. (1978). Regression quantiles. *Econometrica*, 46, 33-50.
13. Lescaroux, F., (2009), On the excess co-movement of commodity prices: a note about the role of fundamental factors in short-run dynamics. *Energy Policy* 37,3906-3913.
14. Melvin, M., Sultan, J. (1990). South African political unrest, oil prices, and the time varying risk premium in the fold futures market, *Journal of Futures Markets* 10, 103-111.
- Moore,G.H(1990), Gold Prices and a Leading Index of Inflation, *Challenge*, 33(4), 52-56.
15. Narayan, P.K., Narayan, S., Zheng, X., (2010), Gold and oil futures markets: Are markets efficient?, *Applied Energy*, 87, 3299-3303.

16. Papapetrou, E.(2001), Oil Price Shocks, Stock Market, Economic Activity and Employment in Greece, *Energy Economics*, 23(5), 511-532.
17. Pindyck, R. & Rotemberg, J. (1990). The excess co-movement of commodity prices, *Economic Journal*, 100, 1173-1189.
18. Ronald and Kettering(2006), The Changing Relationships between Gold,Oil, and Stock Prices, *Allied Academies International Conference*,11(1), 37-40
19. Sadorsky, P. (1999),“Oil Price Shocks and Stock Market Activity”, *Energy Economics* 21(5), 449-469.
20. Sadorsky, P. (2003), The Macroeconomic Determinants of Technology Stock Price Volatility, 21, 191-205.
21. Sari, R., Hammoudeh, S., Soytas, U. (2010). Dynamics of oil price, precious metal prices, and exchange rate, *Energy Economics* 32, 351-362.
22. Šimáková, J., (2011). Analysis of the relationship between oil and gold prices. *J. Financ.* 51 (1), 651–662
23. Soytas, U., Sari, R., Hammoudeh, S., Hacıhasanoglu, E., (2009), World oil prices, precious metal prices and macroeconomy in Turkey, *Energy Policy* 37, 5557-5566.
24. Tang, K. Xiong, W., (2010). Index investment and the financialization of commodities, NBER Working Paper w16385, National Bureau of Economic Research, Cambridge, MA. Princeton, NJ.
25. Wo, C.L., Hui, N.L., (2012). Threshold effects in the relationships between USD and gold futures by panel smooth transition approach. *Appl. Econ. Lett.* 19 (11), 1065–1070.
26. Zhang, Y.J., Wei, Y. M., (2010). The crude oil market and the gold market: Evidence for cointegration, causality and price discovery, *Resources Policy*, 35, 168-177.