

國際商品指數與台灣物價指數之關聯性：以 GSCI 與 CRB 商品為例

The Relationship between International Commodity Index and Inflation Index in Taiwan : Evidence from GSCI and CRB

洪瑞成 Jui-Cheng Hung¹

張文一 Wen-Yi Chang²

摘要

近年來台灣物價指數逐年上升，油電及瓦斯雙雙飆漲，物價波動居高不下，隨著資金過熱流入商品市場，將影響未來物價通膨甚鉅。因此，身為現代人應具有基本理財概念，投資金融商品變成不錯的選擇工具，若能從國際原物料價格波動，觀察當前通膨反應，間接影響台灣物價指數波動，藉此關係變化投資國外金融商品標的，亦是從國外商品指數，瞭解台灣物價指數之波動，檢定兩者是否具有因果關係或共整合關係等，相對投資者可從金融商品預測國內通膨指數未來走勢，以利投資者日後作為決策參考之指標。本研究以國際商品指數(GSCI 指數與 CRB 指數)與台灣物價指數(CPI 指數與 WPI 指數)為變數是否相互影響，其相互影響程度如何，並分析 ETF 上市前後期間的國際商品物價指數與台灣通膨現象有何分別。

關鍵字：國際商品指數、台灣物價指數

Abstract

In recent years, Taiwan's CPI increased year by year, both soaring oil and electricity and gas, the commodity price volatility remains high, with the inflow of funds overheated commodity markets, which will affect commodity price and inflation. As a modern man should have basic financial concepts, it is important to understand financial products connected with international commodity prices. Thus, this study aims to examine the relationship between international commodity prices and price index of Taiwan. Specifically, we use a VAR model to test whether any granger-causal relationship exists between the international commodity price index and the price index in Taiwan. The international commodity price index is measured by

1 中國文化大學財金系副教授(聯絡地址：臺北市 11114 陽明山華岡路 55 號，聯絡電話：02-2861-0511 轉 36240，E-mail: hung660804@gmail.com)。

2 中國文化大學國際企業在職專班二年級學生(聯絡電話：0937-027-753，E-mail:william7426@yahoo.com.tw)

the GSCI index and CRB index, and the price index in Taiwan is measured by CPI index and WPI index. The results can be regarded as references for investors or enterprises demanding to fight against inflation.

Keywords: Granger-causality Relationship, International Commodity price Index, Price Index in Taiwan, VAR Model

壹、緒論

國際原物料價格自 2005 年逐年上升，物價波動居高不下，加上 2010 年 6 月底美國實施寬鬆政策，造成全球市場過熱，資金轉移實質資產，使原物料市場大幅上漲，間接影響全球性通膨問題。投資者擔心未來商品高漲受通膨影響，而削減貨幣購買力，將資金投入原物料市場，看好未來投資獲利潛力及規避通膨之風險。惟台灣目前無推出 ETF 商品，使投資者僅能以國外金融商品參考，目前全球商品指數以 CRB 及 GSCI 為主，其發展商品多樣化，如何追蹤物價指數，投資最佳商品，以達到規避通膨之風險。

由於台灣天然資源缺乏，須仰賴國外進口原油及原物料，具體反應企業間交易所需成本價格，若透過躉售物價指數衡量台灣之進出口商品價格變動程度。當商品價格變動時，相對影響我們日常生活中物價成本之波動，也反應在消費者物價指數之變化。若投資者能利用商品價格變動，當通貨膨脹時商品價格過高，景氣衰退時價格滑落，因此我們可利用原物料價格之變動，產生利率匯差關係，投資各類原物料商品標地，並從中機會取得避險及套利。

鑑於過去研究多注重於原物料、股票、貨幣及匯率之影響關係探討通膨問題，但針對國際商品之探討則是缺乏，因此，本文研究探討當前國際商品指數 CRB 及 GSCI 與台灣 CPI(消費者物價指數)及 WPI(躉售物價指數)通膨指數之關聯性，研究期間從 1981 年至 2013 年。此外，根據 Barclays Global Investors 的資料，1993 年為 ETF 剛推出，全球僅 3 檔發行，惟 2004 年至 2009 年期間發行數量從 336 檔倍增至 1768 檔，此段期間為 GSCI 與 CRB 商品推出時間，若從 ETF 金融商品推出前後做為探討，分析是否會造成國際商品指數與台灣物價指數的關係產生變化。

貳、文獻探討

一、台灣物價指數介紹

消費者物價指數 (Consumer Price Index, CPI)，以消費者的立場衡量財貨及勞務的價格變動之情形。反應民生有關的產品及勞務價格所統計出的物價變動指標，計算方法為在某一時期衡量一籃固定的財貨與勞務價格，並依其權數計算後再與基期的物價水準作比較。簡單來說，若消費者物價指數持續上升，表示通膨有上升趨勢，在相同所得下，會使得人民的實質購買力隨物價上漲而因此下降。

躉售物價指數（Wholesale Price Index，WPI）係以企業角度衡量原材料採購品的物價狀況，通常也代表上游廠商大宗物資批發的加權平均價格變動幅度，包含產品原物料、中間產品、最終產品，依國產內銷值、進口總值及出口總值比例分攤其權數。目前我國貿易以進出口品為主，容易受到國際商品行情影響，較能反應企業生產成本高低，總而言之，可將躉售物價指數視為消費者物價指數的先行指標。

二、國際商品指數介紹

國際金融商品指數，就目前最具代表商品指數以六種為主，包含路透研究局商品指數、德意志銀行流動商品指數、高盛商品指數、道瓊商品指數、羅傑斯國際商品指數及標普商品指數。本文研究標的以 CRB 商品指數及 GSCI 商品指數，其定義介紹如下：

(一)CRB 商品指數：1957 年正式推出，涵蓋了能源、金屬、農產品、畜產品和軟性商品等期貨合約，最初以農產品的權重較大，經多次的調整後，能源價格走勢愈來愈重要。2005 年更名為 RJ/CRB 指數，涵蓋 19 種商品期貨，其中以原油占 23% 比例為最多，另 ETF 投資基金商品高達近 151 種。它能夠較好地反應出生產者物價指數（PPI）和消費者物價指數（CPI）的變化。

(二)GSCI 商品指數：1991 年正式推出，涵蓋五大類別 24 種商品所組成，分別為 6 種能源、5 種工業金屬、8 種農產品、3 種畜牧產品、2 種貴金屬。按標普高盛商品指數計算方法，大量權重集中在能源產品上，占該指數近 70% 的權重，由於所占比重極大，波動性又高，成為目前國際市場上資金追蹤量最大的商品指數，商品期貨合約在芝加哥商品交易所（CME）上市交易，另 ETF 投資基金商品高達近 40 種。

【表 1】：CRBETF 與 GSCIETF 商品資訊

交易代碼	CRBQ	GSG
ETF 名稱	全球商品股票指數 ETF	iShares 標普高盛商品指數 ETF
發行人	Jefferies	iShares (BlackRock)
上市日期	2009 年 9 月 21 日	2006 年 7 月 10 日
追蹤標的指數	Thomson Reuters CRB Commodity Producers Index	S&P GSCI Total Return Index
交易單位	1,000 個受益權單位	1,000 個受益權單位
交易時間	美國上午 9:30~下午 3:30	美國上午 9:30~下午 3:30
交易所	紐約證券交易所	紐約證券交易所
投資區域	全球	美國
交易幣別	美元	美元
月均成交量(股)	15,745(股)	345,688(股)

選擇權交易	不可	可
融資交易	不可	可
管理費	0.65%	0.75%
配息頻率	季配	不分配
總資產規模	44.21 百萬(美元)	833.76 百萬(美元)

三、物價通膨指數研究

原物料價格以石油對通膨具有明顯影響，與物價指數連動關係較為敏感，如 Askari and Krichene (2007)、Ajmera et al. (2012)、郭宗憲(2008)、郭柱廷(2011)。惟以周國偉與曾翊恆(2011)針對臺灣的情況進行分析，發現油價短期的傳遞效果不顯著，不支持油價與臺灣物價具有相對的關係，但長期來說臺灣的現象仍然符合全球化氛圍下之傳遞效果降低狀況。Cunado and Gracia (2003)發現，國際油價對各國之通貨膨脹所產生之衝擊不盡相同，未必皆呈現正相關。

其次，以貨幣與匯率影響通膨問題，對物價指數具有長期均衡關係，如 Browne and Cronin (2010)、Chow (2012)、林柏君和吳中書(2013)。Jongwanich and Park (2011)利用向量自我迴歸模型分析，發現國際原物料變動會透過匯率調整影響開發中亞洲國家之進口物價，導致生產者物價指數間接或直接影響 CPI。惟王燕春(2006)研究發現，台灣與中國油價和匯率無共整合關係。另在因果檢定上，日本與台灣匯率顯著領先於油價；油價則不顯著領先於匯率。

另外，金融商品與物價指數關係，大部分研究指出與通膨具有正相關關係，Gordon and Rouwenhorst (2006)發現商品期貨報酬與通貨膨脹具有正向關係。楊瑩瑛(2007)探討 1991 年至 2006 年期間發現通貨膨脹的變動領先美國 GDP 佔全球 GDP 的比重，而美國 GDP 佔全球 GDP 比重和經濟成長率具有雙向的回饋關係。惟以 Hess, Huang and Niessen (2008)認為金融商品在總體經濟消息發佈影響，以景氣循環擴張與衰退期兩階段探討，研究發現，景氣衰退時總體消息發佈對商品指數影響的顯著，但景氣擴張時則為不顯著。

四、國際商品指數相關研究

GSCI 及 CRB 商品指數研究，發現 GSCI 商品指數報酬受到貨幣政策、通膨等經濟變數影響，如 Nijman and Swinkels (2003)、Vrugt, Bauer, Molenaar and Steenkamp (2004)，另外 CRB 商品期貨指數可被用來解釋消費者物價指數，如 Bhar and Hamori (2008)、Browne and Cronin (2010)、洪珮菁(2013)，影響台灣物價指數探討，蔡睿宇 (2008) 發現 CRB 指數波動性單向外溢至台股指數，推測原因為台灣對原物料之需求大，因此容易受到 CRB 指數影響；美日匯率波動性則會單向外溢至 R/J CRB 商品指數，則因為日圓利率低，投資人大量舉債投資於原物料。惟謝賓宇(2010) 研究發現，原物料指數(CRB)與總體指標之間(CPI、PPI 及 GDP)的長期均衡關係不明顯。由此得知，通常國際商品指數影響物價指數

波動，可解釋 CPI 消費者物價指數，因此，本文探討國際物價指數與台灣物價之關聯性，並研究變數之衝擊反應，期盼從中觀察兩者波動之關係，以供投資人與企業規避物價變動風險之參考。

參、研究方法

一、資料來源說明

本研究主要探討國際商品指數及台灣物價指數為研究對象，樣本期間為 1981 年 5 月至 2013 年 9 月之月資料，依據行政院主計總處物價指數開始提供時間做參考，通貨膨脹我們選擇最常見的消費者物價指數(CPI)與躉售物價指數(WPI)來做為討論目標，資料來源則為行政院主計總處中華民國統計資訊網所提供。而 GSCI 與 CRB 國際商品指數以彭博(Bloomberg)資料擷取。在國際商品指數方面，就 CRB 商品而言以農業、基本與工業金屬、能源與貴金屬相關 ETF 為主。

二、方法研究設計

本研究主要針對以國際金融商品指數 CRB 對台灣物價指數(CPI 與 WPI)影響及國際金融商品指數 GSCI 對台灣物價指數(CPI 與 WPI)影響，以月資料進行分析，進一步瞭解此二者物價波動與通膨反應之關係。過去文獻研究計量經濟問題，先以單根檢定(ADF)方法，檢定變數是否為定態，須確保變數於定態的條件下再進行向量自我迴歸分析。此模型主要判別變數間是否為因果關係及各變數間衝擊反應影響程度之分析。所以本研究先運用 Granger 因果關係檢定，瞭解變數間的領先或落後關係；再利用衝擊反應函數進一步分析變數之間的互動，觀察物價波動衝擊有無影響台灣通膨及國際金融商品指數相互反應程度如何。

(一)單根檢定

Said and Dickey (1984)衍生 Dickey and Fuller (1979)之單根檢定，提出在 DF 單根檢定迴歸式中加入了應變數落後項的差分，藉以消除殘差項的序列相關，使其成為白噪音。所以在上述概念下提出 ADF，ADF (Augmented Dickey-Fuller test) 又稱「修正後 DF 檢定」。

而 ADF 單根檢定的模型如下：

(1) 不具截距項且不具時間趨勢項

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

(2) 具截距項但無時間趨勢

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

(3) 具截距項且具時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_1 t + \sum_{i=2}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$$

其中 y_t : 序列資料； t : 時間趨勢項； ε_t : 殘差項

ADF 之假設檢定的虛無假設為

$H_0: \gamma = 0$ ，存在單根，序列非定態(γ 的統計值不顯著異於零)。此時需將資料進行差分的動作，對差分後的資料再進行單根檢定，直到 $H_1: \gamma \neq 0$ ，不存在單根，序列為定態(的統計值顯著異於零)。

(二) 共整合檢定

當時間序列資料為非定態，而利用差分使其變為定態序列，雖然解決假性迴歸的問題，但也造成資料本身喪失長期的重要資訊，可能有不當的結果出現。為了解決上述問題，Engle and Granger (1987) 提出共整合觀念指出非定態的變數會隨時間而發散，但是兩個(或多個)非定態變數在線性組合後成為定態，則認為兩變數存在共同長期均衡關係。

(三) 向量自我迴歸模型

隨著總體經濟環境越來越複雜，在迴歸模型資料中，對於內生變數(endogenous variable，亦稱因變數)或外生變數(exogenous variable，亦稱自變數)判別不易，倘若設定變數錯誤，將使模型失去意義，造成研究結果錯誤的評估。為了解決這個問題，Sims (1980) 提出向量自我迴歸 (VAR) 模型，將所有變數都當作內生變數，解決了內、外生變數判斷上的困難。利用多個變數、多條迴歸方程式來探討各變數間的相互影響，且每一迴歸方程式都用本身及其他變數之落後項做為解釋變數。

VAR 模型是由一組多變數、多條方程式所組成的，每條方程式中，皆有自身落後項與其他解釋變數落後項作為解釋，並考慮了相關變數間會有相互影響的作用。每一迴歸方程式都用本身及其他變數之落後項做為解釋變數。其一般模型如下：

$$Y_t = \alpha + \sum_{i=1}^m \beta_i Y_{t-i} + \varepsilon_t, \quad \begin{cases} E(\varepsilon_t) = 0 \\ E(\varepsilon_t \varepsilon_t') \neq 0 \end{cases}$$

由 VAR 模型發展出三種重要的應用模型：1. 因果關係檢定 (Causality Test)；2. 衝擊反應分析 (Impulse Response Analysis)；3. 預測誤差變異數分解 (Forecast Error Variance Decomposition)。藉由此三模型，VAR 模型將在分析上具有意義。

肆、實證結果

本研究主要針對以國際金融商品指數 CRB 與 GSCI，分別對台灣物價指數 CPI 與 WPI 之影響，本章首先介紹變數資料來源，觀察變數間在研究期間的相對走勢圖，後續開始做統計實證分析，由單根檢定先判別各時間序列變數是否符合定態數列，再以共整合檢定 Engle-Granger 檢定，觀察變數間是否具共整合關係，若有共整合關係以 VECM 模型來作為迴歸分析，沒有共整合則用 VAR 模型，其次利用 Granger 因果關係的結果來探究變數間之領先落後關係，接著並進一步利用變異數分解及衝擊反應函數分析變數之間的互動，觀察物價波動衝擊影響台灣物價指數與國際商品指數相互反應程度如何，

一、資料期間及敘述統計

在研究變數的選取上，本研究擷取 1981 年 5 月至 2014 年 9 月之國際商品指數(GSCI)與(CRB)及台灣物價通膨指數(CPI)與(WPI)的月資料型態，資料來源為台灣經濟新報資料庫及彭博網站上 Reuters/Jefferies CRB 與 S&P GSCI Index 的報價。

並以國際商品指數 ETF 上市時間分界來建立模型，探討探討當前國際商品指數 CRB 及 GSCI 與台灣物價指數 CPI 及 WPI 之關聯性，及 EFF 商品基金推出時間前後期間的因果關係變化。將研究期間分為：

(一)全樣本期間，以 1981 年 5 月至 2014 年 9 月之國際商品指數(GSCI)與(CRB)及台灣物價通膨指數(CPI)與(WPI)的月資料，樣本數共計 401 筆。

(二)CRB 商品 ETF 上市前後分析，以 2009 年 9 月做區隔之國際商品指數(CRB)商品指數及台灣物價通膨指數(CPI)與(WPI)的月資料，前期樣本數計有 342 筆，後期樣本數計有 59 筆。

(三) GSCI 商品 ETF 上市前後分析，以 2006 年 6 月做區隔之國際商品指數(GSCI)商品指數及台灣物價通膨指數(CPI)與(WPI)的月資料，前期樣本數計有 302 筆，後期樣本數計有 99 筆。

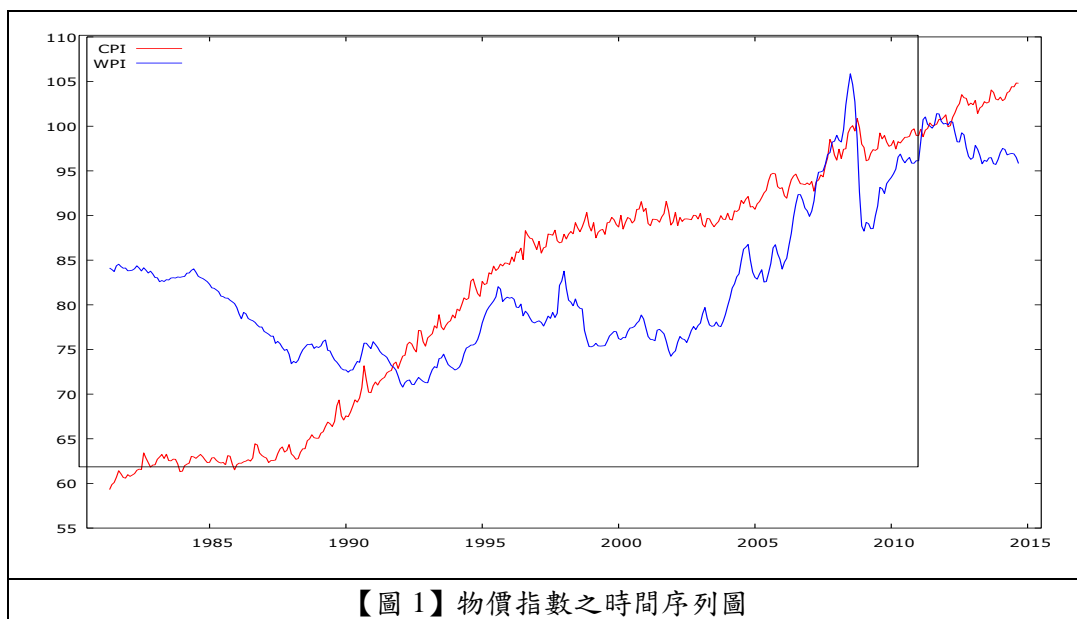
由【表 2】可知，台灣物價指數與國際商品指數之平均數、偏態係數較為接近，但國際商品指數之標準差較物價指數大，由於國際商品指數近期波動幅度較大，反應出商品交易價格變化之波動，由其以 2003 年 1 月到 2008 年 6 月，適逢新興市場崛起及全球能源供過於需，使得原油及原物料價格飆漲，因此可能造成國際商品指數之波動較物價指數大。另 WPI 物價指數及國際商品指數之偏態皆顯著為負(左偏)，與 CPI 物價指數之偏態係數不同，峰態係數亦皆為高狹峰且顯著，Q(12)一階自我相關檢定皆顯著。由 ADF 單根檢定結果可知，四種指數以原始資料方式，在無截距無趨勢項的檢測下其檢定值皆不顯著，無法拒絕虛無假設，表其非定態資料，但經一階差分後，顯著的拒絕虛無假設，表示在一階差分後都成為定態，同為 I(1)數列。另由 Engle-Granger 二階段共整合檢定，發現各種指數均無顯著，即表示長期無均衡關係，係以 VAR 模型分析有無因果關係。

【表 2】基本統計量

	物價指數		國際商品指數	
	Δ CPI	Δ WPI	Δ GSCI	Δ CRB
Panel A: 基本統計量				
平均數	0.113 ^{***}	0.029	0.826	0.504
標準差	0.711	0.801	22.169	9.101
偏態係數	0.161	-1.250 ^{***}	-1.495 ^{***}	-0.860 ^{***}
峰態係數	4.333 ^{***}	13.902 ^{***}	15.363 ^{***}	14.528 ^{***}
JB 常態檢定	31.392 ^{***}	2084.93 ^{***}	2696.73 ^{***}	2264.27 ^{***}
Q(12)	45.959 ^{***}	145.269 ^{***}	57.489 ^{***}	63.189 ^{***}
ADF (水準項)	-1.695(14)	-2.158(7)	-1.811(14)	-1.838(16)
ADF (差分項)	-4.543 ^{***} (13)	-4.675 ^{***} (20)	-7.631 ^{***} (13)	-4.620 ^{***} (28)
Panel B: Engle-Granger 二階段共整合檢定				
回歸殘差定態檢定	(CPI,GSCI)	(CPI,CRB)	(WPI,GSCI)	(WPI,CRB)
	-1.811 (11)	-1.616 (11)	-2.722 (12)	-2.323 (16)

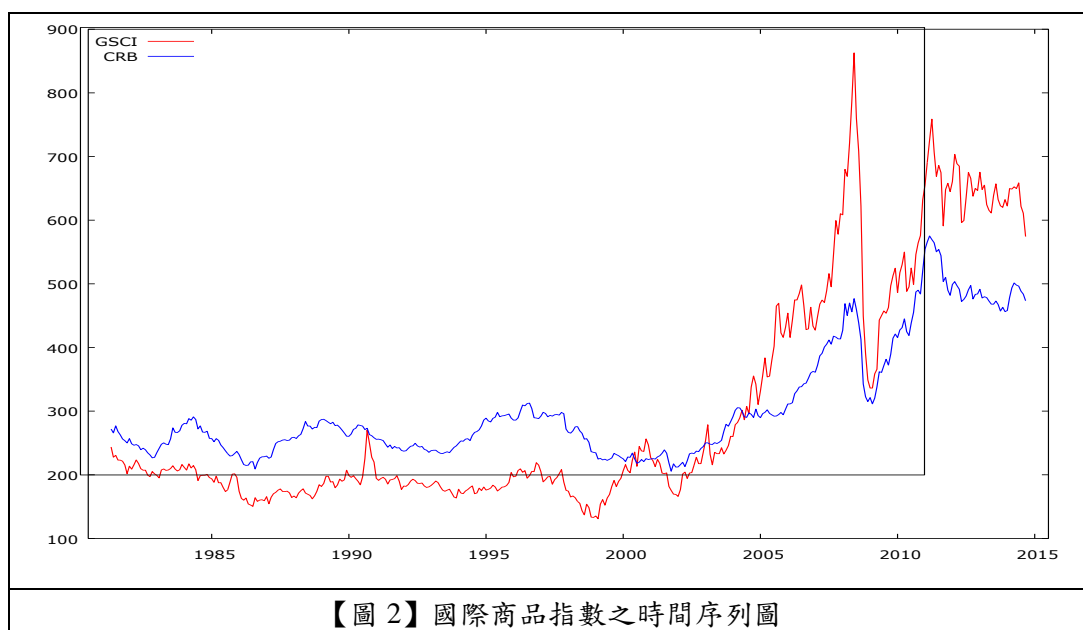
註解: 1. Q(12)與 $Q^2(12)$ 表示 Ljung-Box (1978)一階與二階自我相關檢定。2. * 表示 5%顯著水準。3. ADF 表示 augmented Dickey-Fuller (1981)單根檢定, 括弧內外數字分別表示統計值與 AIC 的最適落後期。

【圖 1】為台灣 CPI 指數、WPI 指數之原始資料趨勢圖, 自 1981 年至 2013 年, 台灣消費者物價指數逐年上升, 1981 年至 1988 年, 歷經 70 年代能源危機的高通膨時期, 但隨著國際能源價格回穩, 國內物價指數均於 60 至 65 波動, 價格明顯走緩。此階段因進口原物料價格的走跌, 國內生產製造成本降低, 影響躉售物價指數有下降之趨勢。1989 年至 2000 年, 景氣逐漸復甦, 熱錢大量流入股市與房地產市場, 經濟大幅成長, 在內需過多支撐下, 即使進口價格遲緩, 消費者物價指數仍逐年大幅上揚, 惟躉售物價波動幅度較小。直到 2008 年因美國金融風暴, 資金抽離股票、房地產等市場, 金融市場波動不穩定與危機等, 另國際石油價格恢復浮動機制, 物價開始出現較大的反應, 其中多屬民生必需品的核心物價, 諸如石油、食品等價格逐步升高, 造成台灣通膨物價指數居高不下, 消費者物價指數逐年攀升, 躉售物價指數在 2008 年 7 月以 105 為最高點。



【圖 1】物價指數之時間序列圖

由【圖 2】CRB 及 GSCI 指數的走勢圖可以看出，1981 年至 2002 年間指數皆位於 200 至 300 點之間波動，波動起伏較小，但於 2003 年起因新興市場崛起及國際間熱錢轉投資原物料市場，推升原物料價格漲勢。另近期又因國際間戰爭頻繁，石油需求量大增，供不應求，石油價格屢創新高，國際原油價格從 2001 年 12 月的 19.9（美元/桶）開始上揚，2008 年 6 月達到最高峰 134.78（美元/桶），此時 GSCI 商品指數最高來到 862 點，直到 2008 年底次級房貸事件衝擊，引發全球經濟崩盤，此時原油價格再度下滑，2009 年 2 月的 45.47（美元/桶）降至這波原油價格底部。此時 GSCI 與 CRB 商品指數分別回到 300 多的低點位置，之後再向上反彈至今。2010 年至今實施 QE 寬鬆政策，熱錢再度流入原物料市場。



【圖 2】國際商品指數之時間序列圖

綜合以上各變數的走勢動態，可以發現從 2002 年起，美元因實施擴張性的財政及貨

幣政策開始大幅貶值，台灣 WPI 物價指數、CRB 商品指數及 GSCI 商品指數亦於約當同期左右開始呈現相反方向的大幅漲勢，其中台灣 WPI 物價指數與 GSCI 商品指數皆在 2008 年中飆漲至最高點，兩者指數走勢趨近相同

二、VAR 模型分析

以下分別對 CPI 指數、WPI 指數、GSCI 指數及 CRB 指數等變數資料進行向量自我迴歸模型分析與 Granger 因果關係檢定，另外進行 VAR 模型落後期之選取，以 SBC 準則作為選取落後期之判斷準則較為精簡，因此本文採用 SBC 準則作為落後期之選取準則。從【表 3】至【表 6】實證結果發現，Granger 因果關係檢定在 1% 顯著水準下，有下列領先關係：GSCI 指數領先 WPI 指數變化；WPI 指數領先 GSCI 指數變化；CRB 指數領先 WPI 指數變化，另在 5% 顯著水準下為 GSCI 指數領先 CPI 指數變化。整體看來，GSCI 指數領先 WPI 指數與 CPI 指數；WPI 指數領先 GSCI 指數；CRB 指數領先 WPI 指數，且 GSCI 指數與 WPI 指數為雙向回饋的關係；但 CPI 指數未對任何變數有領先關係。

【表 3】VAR 模型估計與因果關係檢定

應變數	ΔCPI_t		$\Delta GSCI_t$
Panel A: VAR 模型估計			
α_0	0.071 (0.049)	β_0	4.003** (1.557)
$\alpha_{1,1}$	-0.256*** (0.057)	$\beta_{1,1}$	1.737 (1.734)
$\alpha_{1,2}$	-0.249*** (0.059)	$\beta_{1,2}$	0.022 (1.938)
$\alpha_{1,3}$	-0.227*** (0.056)	$\beta_{1,3}$	0.130 (2.006)
$\alpha_{1,4}$	-0.059 (0.050)	$\beta_{1,4}$	-1.297 (2.146)
$\alpha_{1,5}$	-0.135** (0.059)	$\beta_{1,5}$	-1.710 (1.724)
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$\alpha_{1,27}$	0.074 (0.054)	$\beta_{1,27}$	-2.893 (1.844)
$\alpha_{2,1}$	0.001*** (0.001)	$\beta_{2,1}$	0.163 (0.094)
$\alpha_{2,2}$	0.006 (0.001)	$\beta_{2,2}$	0.013 (0.088)
$\alpha_{2,3}$	-0.001 (0.001)	$\beta_{2,3}$	0.047 (0.098)
$\alpha_{2,4}$	0.002 (0.001)	$\beta_{2,4}$	0.033 (0.095)
$\alpha_{2,5}$	0.004*** (0.001)	$\beta_{2,5}$	-0.144 (0.092)
\vdots	\vdots	\vdots	\vdots
$\alpha_{2,27}$	-0.001 (0.001)	$\beta_{2,27}$	-0.137* (0.075)
Adjusted R ²	0.214		0.144
Durbin-Watson	2.007		2.008
Q(12)	4.113		1.176

Panel B: 因果關係檢定

虛無假設	F 統計值	因果關係
$H_0 : \alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,27} = 0$	1.760**	GSCI \rightarrow CPI

$$H_0: \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \dots = \beta_{2,27} = 0$$

1.043

-

Note: 1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準。 2. Q(12)代表 Ljung-Box (1978)落後期為 12 的序列相關檢定。 3.-表示無顯著的因果關係。

【表 4】VAR 模型估計與因果關係檢定

應變數	ΔWPI_t		$\Delta GSCI_t$
Panel A: VAR 模型估計			
α_0	0.000 (0.030)	β_0	0.873 (1.039)
$\alpha_{1,1}$	0.407*** (0.059)	$\beta_{1,1}$	0.136 (0.094)
$\alpha_{1,2}$	-0.137** (0.069)	$\beta_{1,2}$	-0.001 (0.087)
$\alpha_{1,3}$	-0.043 (0.076)	$\beta_{1,3}$	0.095 (0.118)
$\alpha_{1,4}$	-0.145** (0.065)	$\beta_{1,4}$	0.071 (0.098)
$\alpha_{1,5}$	0.135** (0.058)	$\beta_{1,5}$	-0.089 (0.089)
$\alpha_{1,6}$	-0.024 (0.049)	$\beta_{1,6}$	-0.060 (0.068)
$\alpha_{2,1}$	0.013*** (0.002)	$\beta_{2,1}$	6.227*** (2.036)
$\alpha_{2,2}$	0.003** (0.001)	$\beta_{2,2}$	-5.621*** (2.108)
$\alpha_{2,3}$	0.004* (0.002)	$\beta_{2,3}$	-2.960 (2.168)
$\alpha_{2,4}$	-0.001 (0.002)	$\beta_{2,4}$	0.851 (2.171)
$\alpha_{2,5}$	0.003 (0.002)	$\beta_{2,5}$	2.457 (2.214)
$\alpha_{2,6}$	-0.000 (0.001)	$\beta_{2,6}$	-4.442** (2.232)
Adjusted R ²	0.450		0.098
Durbin-Watson	2.000		1.991
Q(12)	6.197		20.871*
Panel B: 因果關係檢定			
虛無假設		F 統計值	因果關係
$H_0: \alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,6} = 0$		9.353***	GSCI → WPI
$H_0: \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \dots = \beta_{2,6} = 0$		3.339***	WPI → GSCI

Note: 1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準。 2. Q(12)代表 Ljung-Box (1978)落後期為 12 的序列相關檢定。 3.-表示無顯著的因果關係。

【表 5】VAR 模型估計與因果關係檢定

應變數	ΔCPI_t		ΔCRB_t
Panel A: VAR 模型估計			
α_0	0.166*** (0.041)	β_0	1.130* (0.607)
$\alpha_{1,1}$	-0.235*** (0.050)	$\beta_{1,1}$	0.196** (0.086)
$\alpha_{1,2}$	-0.202*** (0.052)	$\beta_{1,2}$	0.118 (0.073)
$\alpha_{1,3}$	-0.159*** (0.051)	$\beta_{1,3}$	0.034 (0.080)
$\alpha_{1,4}$	-0.030 (0.052)	$\beta_{1,4}$	0.008 (0.087)
$\alpha_{1,5}$	-0.089 (0.055)	$\beta_{1,5}$	0.096 (0.073)
$\alpha_{1,6}$	-0.050 (0.054)	$\beta_{1,6}$	-0.058 (0.077)

$\alpha_{1,7}$	-0.137*** (0.051)	$\beta_{1,7}$	0.033 (0.085)
$\alpha_{1,8}$	-0.027 (0.051)	$\beta_{1,8}$	-0.152 (0.102)
$\alpha_{1,9}$	0.008 (0.050)	$\beta_{1,9}$	-0.070 (0.061)
$\alpha_{1,10}$	0.014 (0.055)	$\beta_{1,10}$	0.056 (0.066)
$\alpha_{1,11}$	0.103** (0.049)	$\beta_{1,11}$	0.138** (0.059)
$\alpha_{1,12}$	0.209*** (0.053)	$\beta_{1,12}$	-0.166** (0.068)
$\alpha_{2,1}$	-0.002 (0.004)	$\beta_{2,1}$	-1.253 (0.564)
$\alpha_{2,2}$	0.001 (0.003)	$\beta_{2,2}$	-1.220 (0.634)
$\alpha_{2,3}$	0.003 (0.004)	$\beta_{2,3}$	-0.861 (0.569)
$\alpha_{2,4}$	0.007 (0.004)	$\beta_{2,4}$	-0.838 (0.748)
$\alpha_{2,5}$	0.008 (0.003)	$\beta_{2,5}$	-0.746 (0.722)
$\alpha_{2,6}$	0.002 (0.003)	$\beta_{2,6}$	-0.402 (0.781)
$\alpha_{2,7}$	0.002 (0.003)	$\beta_{2,7}$	0.451 (0.710)
$\alpha_{2,8}$	-0.002 (0.004)	$\beta_{2,8}$	0.224 (0.718)
$\alpha_{2,9}$	-0.000 (0.003)	$\beta_{2,9}$	0.075 (0.776)
$\alpha_{2,10}$	-0.004 (0.004)	$\beta_{2,10}$	-0.053 (0.693)
$\alpha_{2,11}$	-0.000 (0.004)	$\beta_{2,11}$	-0.829 (0.677)
$\alpha_{2,12}$	0.000 (0.003)	$\beta_{2,12}$	-0.832 (0.757)
Adjusted R ²	0.120		0.119
Durbin-Watson	2.028		1.992
Q(12)	2.677		1.457

Panel B: 因果關係檢定

虛無假設	F 統計值	因果關係
$H_0 : \alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,12} = 0$	1.119	-
$H_0 : \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \dots = \beta_{2,12} = 0$	1.262	-

Note : 1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準。 2. Q(12)代表 Ljung-Box (1978)落後期為 12 的序列相關檢定。 3.-表示無顯著的因果關係。

【表 6】VAR 模型估計與因果關係檢定

應變數	ΔWPI_t	ΔCRB_t
Panel A: VAR 模型估計		
α_0	-0.006 (0.031)	β_0 0.391 (0.443)
$\alpha_{1,1}$	0.446*** (0.062)	$\beta_{1,1}$ 0.190** (0.082)
$\alpha_{1,2}$	-0.084 (0.070)	$\beta_{1,2}$ 0.101 (0.074)
$\alpha_{1,3}$	-0.102 (0.075)	$\beta_{1,3}$ 0.037 (0.080)
$\alpha_{1,4}$	-0.175*** (0.063)	$\beta_{1,4}$ 0.047 (0.098)
$\alpha_{1,5}$	0.107* (0.057)	$\beta_{1,5}$ 0.111 (0.088)
$\alpha_{1,6}$	-0.040 (0.053)	$\beta_{1,6}$ -0.040 (0.073)
$\alpha_{2,1}$	0.019*** (0.006)	$\beta_{2,1}$ 0.731 (0.954)

$\alpha_{2,2}$	0.013 ^{***} (0.004)	$\beta_{2,2}$	-1.468 (0.974)
$\alpha_{2,3}$	0.005 (0.005)	$\beta_{2,3}$	-0.202 (1.081)
$\alpha_{2,4}$	-0.001 (0.004)	$\beta_{2,4}$	-0.857 (0.881)
$\alpha_{2,5}$	0.013 ^{***} (0.004)	$\beta_{2,5}$	0.487 (0.965)
$\alpha_{2,6}$	0.004 (0.004)	$\beta_{2,6}$	-1.537 [*] (0.823)
Adjusted R ²	0.412		0.077
Durbin-Watson	2.006		1.99
Q(12)	6.429		24.778 ^{**}

Panel B: 因果關係檢定

虛無假設	F 統計值	因果關係
$H_0 : \alpha_{2,1} = \alpha_{2,2} = \dots = \alpha_{2,6} = 0$	6.801 ^{***}	CRB \rightarrow WPI
$H_0 : \beta_{2,1} = \beta_{2,2} = \dots = \beta_{2,6} = 0$	1.305	-

Note : 1. *、**與***分別表示在 10%、5%與 1%的顯著水準。 2. Q(12)代表 Ljung-Box (1978)落後期為 12 的序列相關檢定。 3. -表示無顯著的因果關係。

伍、結論

自 2003 年起原物料多頭以來，全球熱錢紛紛流動原物料市場，本文以國際金融商品指數與台灣物價指數為研究對象，利用 VAR 模型等實證方法，探討變數間的關聯性。傳統原物料商品常侷限於油價或金價內，我們利用 CRB 商品指數特性，每 15 秒鐘更新一次，資訊透明即時反應，為國際商品價格波動參考指標，深遠地影響美國的貨幣政策及國際金融局勢的變動，較能反應全球物價之趨勢，另 GSCI 商品波動性高，成為目前國際市場上資金追蹤量最大的商品指數，適合投資者選擇商品之工具，本研究觀察重點，近年來台灣物價指數波動與國際金融商品指數趨勢，是否有相互影響關係，其相互程度如何。期望可供投資人與企業規避物價變動風險之參考，其實證結果如下：

本研究從 VAR 模型可發現，GSCI 指數領先 WPI 指數與 CPI 指數；WPI 指數領先 GSCI 指數；CRB 指數領先 WPI 指數，且 GSCI 指數與 WPI 指數為雙向回饋的關係；但 CPI 指數未對任何變數有領先關係。本文臆測可能原因為，GSCI 指數波動程度較 CRB 指數高，價格起伏較大，影響台灣物價指數波動(CPI 指數與 WPI 指數)；相對 CRB 指數僅對 WPI 指數有影響；另外 WPI 指數反應原物料商品進出口價格，受國際商品指數(GSCI 指數與 CRB 指數)波動影響。因此，從台灣物價指數波動觀察，其中 WPI 指數較 CPI 指數反應較為明顯，且與 GSCI 指數關係密切，投資國際金融商品 ETF 可有套利的空間，運用商品價差關係取得規避投資風險及獲利機會。

參考文獻

- 王天賜 (2005)，原油價格、台灣股價指數與總體經濟關聯性，國立東華大學經濟研究所碩士論文。
- 王允俊 (2007)，匯率、金價與油價關係之研究，國立高雄應用科技大學金融資訊研究所碩士論文。

- 王燕春(2007)，「油格與匯率互動關係的研究」，國立高雄應用科技大學金融資訊研究所碩士論文。
- 沈于平，2007，黃金價格影響因子之探討，長庚大學企業管理研究所碩士論文。
- 林宏銘 (2010)，美元、股票市場、債券市場及商品市場之互動關係研究，成功大學財務金融研究所學位論文。
- 吳怡慧 (2011)，消費者物價指數與生產者物價指數之實證研究，國立清華大學經濟學研究所碩士論文。
- 林柏君和吳中書(2013)，通貨膨脹與匯率轉嫁—以臺灣進口物價為例，《臺灣經濟預測與政策》，第43卷，第2期，51-81。
- 洪珮菁(2013)，兩種商品市場指標與股市、匯率以及經濟指標關聯性之研究—以美國與金磚四國為例。中原大學企業管理研究所學位論文。
- 莊雅惠 (2008)，股價指數、利率、工業生產指數與原物料指數之關聯性分析，國立高雄第一科技大學金融營運研究所碩士論文。
- 黃旭淳 (2006)，國際原油價格對總體經濟變數之影響，國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
- 黃朝熙 (2007)，台灣通貨膨脹預測，《中央銀行季刊》，29(1)，5-29。
- 陳玉樹 (2010)，原物料指數與股市、匯市關聯性的研究，政治大學金融研究所學位論文。
- 郭宗憲(2008)，世界主要原物料價格指數與台灣消費者物價指數的關聯性，國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
- 郭柱廷(2011)，石油危機時期之物價問題與相關經濟政策分析，國立中正大學國際經濟學研究所碩士論文。
- 陳虹均、郭炳伸、林信助 (2011)，能源價格衝擊與台灣總體經濟」，台灣經濟預測與政策。
- 楊瑩瑛(2007)，黃金價格：全球要求報酬理論實證研究，國立雲林科技大學財務金融系碩士論文。
- 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，南華大學經濟研究所碩士論文。
- 張筱嵐(2009)，原物料指數與總經物價指數關聯性分析，國立政治大學金融研究所碩士論文。
- 張韶勳(2012)，計量經濟及高等研究法，五南出版社。
- 趙翊伶(2010)，「CRB 商品指數與高息或幣匯率之關係」，國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
- 鄧傑明 (2006)，「澳洲的匯率和原物料價格變動之間的關係」，臺灣大學國際企業學研究所碩士論文。
- 蔡睿宇 (2008)，「CRB 商品指數與股價指數、匯率及油價關聯性之研究」，淡江大學管理科學研究所碩士論文。
- 劉美君(2012)，台灣商品類通膨與服務類通膨之關係，國立高雄應用科技大學管理學院國際企業系碩士論文。
- 謝賓宇 (2010)，原物料指數與總經物價指數關聯性分析，國立政治大學金融研究所學位論文。

- Ajmera, R., Kook, N., & Grilley, J. (2012). Impact of commodity price movements on CPI inflation. *Monthly Lab. Rev.*, 135, 29.
- Askari, H. and Krichene, N. (2007) . Inflationary Trends in World Commodities Markets: 2003-2007. IMF Working Paper.
- Baffes, J. (2007). Oil spills on other commodities. *Resources Policy*, 32(3), 126-134.
- Bhar, R., & Hamori, S. (2008). Information content of commodity futures prices for monetary policy. *Economic Modelling*, 25(2), 274-283.
- Browne, F., & Cronin, D. (2010). Commodity prices, money and inflation. *Journal of Economics and Business*, 62(4), 331-345.
- Chou, K. W., & Tseng, Y. H. (2011). Pass-through of oil prices to CPI inflation in Taiwan. *International Research Journal of Finance and Economics*, 69, 73-83.
- Chow, G. C. (2012). A model of inflation in Taiwan. *Economics Letters*, 117(2), 464-466.
- Cologni, A., & Manera, M. (2008). Oil prices, inflation and interest rates in a structural cointegrated VAR model for the G-7 countries. *Energy Economics*, 30(3), 856-888.
- Cunado, Juncal, and Fernando Perez de Gracia, 2003, "Do oil price shocks matter? Evidence for some European countries," *Energy Economics*, 25, pp.137-154.
- Faugere, C. & J. V. Erlach (2005) 'The Price of Gold: A Global Required Yield Theory', *The Journal of Investing*, Spring 2005, 99-111.
- Gorton, Gary and K. Geert Rouwenhorst (2006), "Facts And Fantasies About Commodity Futures," *Financial Analysts Journal*, v62(2,Mar/Apr),47-68.
- Hamori, S. (2007), The Information Role of Commodity Prices In Formulating Monetary Policy: Some Evidence From Japan, *Economics Bulletin*, vol.5, No.13, pp. 1-7
- Hess, Dieter, He Huang, and Alexandra Niessen. "How do commodity futures respond to macroeconomic news?." *Financial Markets and Portfolio Management* 22.2 (2008): 127-146.
- Jongwanich, J., & Park, D. (2011). Inflation in developing Asia: pass-through from global food and oil price shocks. *Asian-Pacific Economic Literature*, 25(1), 79-92.
- Liu, L. and Tsang, A. (2008). Pass-through effects of global commodity prices on China's inflation: An empirical investigation. *China World Economy*, 16(6), 22-34.
- Nijman, T., and Swinkels, L. (2003). Strategic and tactical allocation to commodities for retirement savings schemes. Tilburg University.
- Rumler, F. (2012). the Pass-through of commodity Prices to consumer Prices of Selected Products. *Monetary Policy & the Economy*, (1), 92-104.
- Tully, E., & Lucey, B. M. (2007). A power GARCH examination of the gold market. *Research in International Business and Finance*, 21(2), 316-325.