

美國黃豆現貨價格的影響因素分析

The Factor Effect Analysis of US Soybean Spot Price

連春紅¹

崑山科技大學 全球商務與行銷系 副教授

chlien@mail.ksu.edu.tw

李政峯²

國立高雄科技大學 企業管理系 教授

jflee@nkust.edu.tw

楊哲璋³

國立高雄科技大學 企業管理系碩士在職專班 研究生

J109257101@nkust.edu.tw

摘要

黃豆由於具有高蛋白質和可大規模生產的特性，廣泛地應用在食用油業和飼料上，因此食用油和肉品的價格和黃豆價格產生密切的關聯，而自中美貿易戰和新冠肺炎疫情蔓延以來，全球供應鏈逐漸脫鉤，加上中國對美國黃豆施加的高關稅，全球黃豆價格急遽地上升，故本研究探討美國黃豆現貨價格與全球黃豆市場因素、美國消費者物價指數和新冠肺炎疫情因素之間是否有長期均衡關係。

實證結果顯示，首先，經由單根檢定確認各資料型態均呈現具有單根；其次透過共整合檢定發現美國黃豆現貨價格與各自變數之間皆具有一個共整合關係；最後以 FM-OLS 估算其共整合係數後發現，美國黃豆現貨價格與所有變數均呈現顯著關係，基於上述實證結果，本文認為影響美國黃豆現貨價格主要因素依序為美國消費者物價指數，其次分別為全球黃豆需求量、全球黃豆供給量與全球黃豆庫存量，再則為新冠肺炎全球每日死亡數與新冠肺炎全球每日確診數，此結果可作為未來預測黃豆價格時之參考。

關鍵詞：單根檢定、共整合檢定、FM-OLS、黃豆現貨價格、黃豆市場因素、消費者物價指數、新冠肺炎疫情因素。

Keywords: Unit Root Test, Co-integration Test, FM-OLS Test Estimation, Soybean Spot Price, Soybean Market Factor, Consumer Price Index, Coronavirus Pandemic

1. 緒論

1.1 研究背景

黃豆由於擁有高營養價值且易種植特性，普遍存在於大眾的飲食之中，黃豆最主要的產品有黃豆油和黃豆粉，其中黃豆油為世界上最普遍使用的油品，使用率達到總使用量的 30%，使用率超過我們熟知的葵花油、花生油、橄欖油等油品，此外，黃豆價格還會對眾多食品價格造成影響，進而影響大眾日常生活開銷。

要預測黃豆價格的變動局勢就必須瞭解黃豆的供應現況，由於現今黃豆多為大規模機械化栽種，黃豆產地都集中在美國、巴西和阿根廷，但近年發生的中美貿易戰對黃豆價格造成很大的影響，美國黃豆的價格和銷量因此大減，而巴西和阿根廷黃豆的價格和銷量則是大增，同時中國豬肉因為黃豆價格的大漲，降低了豬隻的飼養量，在大量宰殺豬隻的時期，大量的豬肉傾銷至全球，也使全球豬肉價格短期間的崩跌。

目前盛行的新冠肺炎疫情封閉了全球供應鏈，也對黃豆價格造成了影響，在黃豆的供給面成本中，可大致區分為黃豆的原物料成本、人力成本和運輸成本，而新冠肺炎疫情造成的經濟危機促使各國不停印製鈔票，進而造成通貨膨脹，導致黃豆各項成本也跟著上漲，此外，因新冠肺炎的防疫政策，使農場的人力投入變得相較不容易，人力成本也跟著提高，而在運輸成本方面，由於大眾的消費習慣因新冠肺炎疫情轉變成以網購為主，使全球的貨運量大

增，加上新冠肺炎疫情也影響到運輸業的人力調度，造成每單位貨品的運輸費用大幅調升，進而拉升黃豆的整體成本；在黃豆需求面上，因新冠肺炎疫情，民眾的飲食習慣轉變成外帶餐點和自行烹煮，使餐廳的營收大幅下降，根據台灣財政部統計，台灣餐飲業就因新冠肺炎疫情衝擊，西元 2020 年的成長率就從原先的 5.2% 銳減到 0.6%，而在今年台灣出現第一起的新冠肺炎本土案例後，更是屢傳餐廳倒閉的消息，餐飲業面臨更嚴峻的挑戰，而上述情況也改變了大眾食用食材的取向，連帶影響黃豆相關製品的需求量，由於黃豆的供給需求面都因新冠肺炎疫情有所改變，也影響到黃豆的價格。

近年黃豆價格的高漲幅拉抬了各項食品價格，除了上述提到豬肉、雞肉和食用油品以外，還對有數種以黃豆為主原料的食品價格造成影響，例如豆腐、豆漿、豆皮等各項相當常出現於日常生活中的食品，其價格都明顯上漲，而這些食品價格的提升，也拉升了我們的日常生活開銷。

1.2 研究動機

近年國際上發生許多的事情，舉凡中美貿易戰、新冠肺炎和美國施行的貨幣無限寬鬆政策皆對黃豆的價格造成影響，因黃豆已與許多人的生活密不可分，像是由黃豆加工製成的豆腐、醬油、豆漿、大豆沙拉油等食材都是我們生活不可或缺的食品，加上黃豆還可經過加工製成黃豆粉，由於黃豆粉又為蛋白質飼料的主要原料，使黃豆粉對於肉品的價格影響也是相當巨大的，綜合以上分析，如何從現有資訊預測出黃豆價格的走勢是目前急需研究的課題，而因黃豆現貨價格較能確切反應黃豆的實際價值，因此筆者就想分析其影響因素，期許能以研究結果預測黃豆現貨價格的走勢。

台灣是海島國家，大多數的物資都仰賴進口方式取得，而黃豆也不例外，台灣每年平均進口約 2,000 公噸的黃豆，需求量是非常龐大的，而以這些黃豆約產出 1,500 公噸作為飼料的黃豆粉和 350 公噸的大豆油，其中黃豆粉主要作為蛋白質飼料的主要原料，也使黃豆粉和肉品的關係是相當密切的，因為與黃豆相關的主要產品黃豆油和肉品皆是我們生活的必需品，可推知一旦黃豆價格有所波動，將會對我們生活必需品的價格造成很大的影響。

在中美貿易戰期間，台灣購買到大量且價格便宜的美國黃豆，因中國對美國黃豆加徵 25% 的高額關稅並減少進口，使原要銷售給中國的黃豆就傾銷到台灣，根據台灣區植物油製煉工業同業公會的統計，如圖 3 所示，西元 2018 年台灣的黃豆進口量相較西元 2017 年增長了 2.08%，西元 2019 年黃豆進口量相較西元 2017 年更是增長了 5.29%，顯示台灣進口黃豆的數量在中國減少進口美國黃豆的期間有所增加，而以黃豆的主要製造成品的大豆沙拉油和作為豬隻飼料的黃豆粉在台灣的銷售量也所上升，顯示購買到便宜黃豆確實有提升台灣相關產業的競爭力，若依本研究的結果可有效預測黃豆的價格走勢，那業者將可參考本研究，藉此壓低原物料成本，持續保有在市場上的競爭力。

1.3 研究目的

基於以上的研究背景及動機，擬研究美國黃豆現貨價格和全球黃豆市場因素、美國消費者物價指數和新冠肺炎疫情因素之間的關係，因此提出本研究目的如下：

1. 先行檢定所有變數是否具有單根性質；若是，再進一步作共整合分析。
2. 探討美國黃豆現貨價格與全球黃豆市場因素是否有長期均衡關係。
3. 探討美國黃豆現貨價格與美國消費者物價指數是否有長期均衡關係。
4. 探討美國黃豆現貨價格與新冠肺炎疫情因素是否有長期均衡關係。
5. 根據實證分析結果，對未來美國黃豆現貨價格做出預測，並提出相關建議，以提供業界擬定策略之參考。

2. 文獻探討

黃豆現貨價格深受眾多因素影響，以近年來說，以中美貿易戰、美國貨幣無限寬鬆政策和全球新冠肺炎疫情對黃豆現貨價格的影響最為顯著，全球黃豆市場因素、物價指數和全球新冠肺炎疫情與黃豆價格關係之相關文獻與分析如下：

2.1 全球黃豆市場因素與黃豆價格關係的相關文獻

2.1.1 全球黃豆供應量

近年因為中美貿易戰的關係，中國針對美國黃豆加徵 25% 的高額關稅，使全球黃豆的整體價格上升，對於黃豆三大供給國造成的影響也不太相同，對於美國黃豆而言，因為被全球最大黃豆需求國-中國加徵 25% 高額關稅的關係，壓縮了美國黃豆的稅前報價，也壓縮了美國黃豆農民的利潤，使部分小農無法支付貸款和隔年的原物料(種子/肥料)費用，根據美國聯準會(Fed)西元 2017 年第一季的報告，美國農民貸款的拖欠率(Delinquency rate)已自西元 2014 年第三季低點約 0.7% 一線，激增至 1.5%，貸款拖欠率出現翻倍的漲幅，再加上美國政府祭出的補助集中於大戶及白人農民，使散戶和黑人農民在中美貿易戰期間較難以支撐，但由於種植大戶會滿足短缺的黃豆需求，且在此期間美國黃豆的價格有相對優勢，使中美貿易戰沒有對美國黃豆產業造成長期不良的影響。

中美貿易戰對巴西黃豆而言，則是一大利多，因為全球黃豆價格拉升的關係，也大幅提升巴西黃豆農民的利潤，也促使巴西農民的擴產意圖增加，根據美國農業部外國農業局的報告，在西元 2021/2022 銷售年度，巴西黃豆種植面積將達到 4,000 萬公頃，巴西黃豆的產量也將達到創新高的 1.41 億噸，而巴西本地分析機構 AgRural 和 Agroconsult 也提出類似的預測結果，其預測的黃豆產量分別為 1.33 億噸和 1.37 億噸，主要是供給中國黃豆的需求，預期將會對美國黃豆的需求造成壓力；而對於阿根廷而言，由於巴西黃豆尚不足以滿足中國龐大的需求量，阿根廷也向中國出口不少黃豆，根據中國海關公布的資料顯示：在西元 2017 年 7 月，阿根廷向中國出口 107 萬噸的黃豆，相較前月以及去年同期分別大增 328% 與 269%，分析師認為在中美貿易戰衝突持續升溫下，以及未來巴西庫存黃豆的供應將逐漸耗盡下，中國會轉向尋求阿根廷的黃豆來滿足需求。

整體來說，美國黃豆和阿根廷黃豆的產量大致持平，而巴西黃豆的產量則是大幅上升，也提升了全球黃豆的總產量，加上耕種技術提升的關係，使單位耕種面積可收成的黃豆數量也些許提升，也使整體黃豆的供應量足以供給逐漸增加的全球黃豆需求量，但由於黃豆供給量增長的幅度仍尚不足滿足全球成長快速的需求量，黃豆的價格仍然逐步提升。

2.1.2 全球黃豆需求量

黃豆為全球主要糧食作物，其主要用途為作為飼料原料的黃豆粉和最多人使用的黃豆油，根據全球人口統計，全球人口成長率雖然逐年下滑，但總人口數仍持續增加，在西元 2020 年世界人口總數已達 78 億人，而聯合國預估在西元 2100 年將達 112 億人，再加上全球各新興國家的強勁的經濟成長幅度，使黃豆的市場供需結構改變，其中以中國、印度、俄羅斯和巴西最為突出，這四個新興國家在西元 2003~2007 年間的平均經濟成長率分別為 10.62%、8.48%、3.56% 和 6.92%，其成長幅度都相當高，且根據 IMF 的統計，中國、印度和俄羅斯這三個國家對全球經濟成長占全球經濟成長的約 50%，由於國家經濟的壯大，促使都市人口的增加，根據統計，每年平均有約 8,000 萬人移居至都市，其中以中國移居人口數最多，每年平均的移居人數高達約 2,000 萬人，因為都市人口的肉品需求是高於偏郊人口的，而每單位的肉品是需要消耗數倍單位的一級農作物才能產出的，這情況提升都市人口的黃豆量需求，也連帶提升全球整體對黃豆的需求量，而根據供需法則，由於全球對黃豆的需求量不斷增加，也拉升了黃豆的價格。

此外，黃豆的運費也隨著全球物資運輸的需求量而提升，特別是近年因全球新冠肺炎的蔓延，全球運輸量快速地提升，促使每單位貨品的運費持續攀高，而因為 85% 的黃豆皆是產自巴西、美國和阿根廷三國，大多數國家所需的黃豆皆需從這三國運送至國內的，使大多數要購買黃豆的國家都須支付高額の運費，且因全球物資供應鏈活絡的關係，自西元 2000 年以來就大幅上漲，與石油相關的柴油、汽油、天然氣等常見的運輸能源的價格皆上揚，也使黃豆的運費漲幅更為巨大。

由於黃豆和玉米都可加工製成生質燃料，因運輸能源價格的上漲，部分業者就將黃豆的主要替代品玉米作為生質燃料，根據歐洲再生能源委員會(European Renewable Energy Council, EREC)的調查及預測資料，西元 2001 年生質

能源消費量為 10.8 億公噸油當量，占整體能源消費比重的 10.8%，預計在西元 2020 年將成長至 1709 億公噸油，比重提升至 15.7%，顯示在各國政府的積極推動下，為減少對石油的依賴，生質能源的需求量也逐年上升，將玉米作為玉米的數量正持續增加，而也連帶提升黃豆的價格。

中國自西元 2020 年非洲豬瘟疫情的趨緩，也大幅提升中國對於黃豆的需求量，也提升中國黃豆的進口量，相較西元 2018~2019 年中國流行非洲豬瘟的期間，中國在西元 2020~2021 年期間的黃豆進口量屢創新高，根據美國農業部駐北京參贊報告，主要受到黃豆粉飼料需求持續增長的帶動，分別創下 1 億噸和 1.02 億噸進口量的紀錄，而美國黃豆年出口量相較去年同期增加 56% 至 5,827 萬噸，中國對於黃豆強勁的需求量也拉升了美國黃豆的售價。

2.1.3 全球黃豆庫存量

根據美國農業部西元 2021 年 6 月 30 日的庫存報告，顯示全球黃豆的庫存量正不斷下探，而這情況的主因是全球為滿足中國強勁的黃豆需求，使全球的黃豆庫存量不斷下降，甚至全球最大黃豆生產國巴西還因此庫存量不足，還須進口黃豆以應付國內需求；由於各地庫存量持續下降，使黃豆供需市場在缺乏庫存緩衝調節的情況下，市場信息對價格的影響程度升高，也造成短期庫存的變動對價格的影響程度大增，價格不穩定性因此升高，少了足夠庫存量這個要素，是近年黃豆價格穩定性下降的原因之一。

2.2 消費者物價指數與黃豆價格關係相關文獻

黃豆價格與市場認定黃豆應具有的價格有很大的關係，其中包含肥料、種子、農藥等原物料費用、運輸費用及通貨膨脹率都有很大的關係，其牽涉的範圍相當廣闊，因此就藉由整體的消費者物價指數作為評估黃豆價格的重要指標。市場認定黃豆應具有的價格受市場上的流通貨幣數量的影響，近年因美國貨幣無限寬鬆政策的影響，全球的貨幣灌至市場內，連帶拉升貨幣通膨的程度，而此情況可以很明顯從消費者物價指數觀察到，在西元 2022 年，美國就因貨幣無限寬鬆產生的效應，通貨膨脹率持續地攀高，根據西元 2022 年 2 月 10 日美國勞工部(BLS)發布的數據顯示，為經季調的美國 2022 年 1 月 CPI 指數同比上漲 7.5%，創 40 年以來的新高，已為美國消費者價格指數(CPI)連續第二個月突破 7%，各項物資包含黃豆的價格也持續提高。以下文獻會探討物價指數和物價指數與黃豆價格之間的關係。

黃豆的價格深受其生產過程需要的肥料、種子和運費等價格因素影響，而消費者物價指數可有效衡量這些費用的漲跌幅，由於黃豆的生產成本可大致分為原物料成本和運輸成本兩方面，黃豆生產成本也和肥料、農藥、種子和原油價格有一定關聯，而黃豆售價有很大程度受其生產成本的影響，若黃豆售價小於其生產成本，則農民的耕種意願會消逝，傾向不生產，並促使提高售價，因此可推斷黃豆售價和消費者物價指數存在一定關係。

根據王美智(2017)，在西元 2012 年至 2015 年期間，中國物價指數影響美國採購經理指數和油價的短期變化甚鉅，中國身為全球的生產大國，其生產成本會大大影響物價指數，同理可推斷，因高達 85% 的黃豆皆是產自於美國、巴西和阿根廷三國，因三國皆位於美洲，美洲的消費者物價指數應和黃豆價格有密切關係。

林進雄(2016)以門檻模型建構菲利浦曲線，評估油價及匯率對稱產者物價指數的長、短期轉嫁效果；根據研究結果，台灣物價本身的失衡狀態牽動其向均衡收斂的速度外，也會影響油價及匯率的短期轉嫁程度；自美國施行貨幣無限寬鬆政策以來，全球各國的物價就越來越傾向失衡狀態，通貨膨脹的狀態日趨嚴重，物價指數也日趨增高，同時油價和匯率的波動對物價指數的影響程度也跟著增加，而因近期發生的烏俄戰爭，油價飆升，連帶也快速拉升消費者物價指數，同時，因美國預期於西元 2022 年升息 6~8 碼的關係，美元兌其他貨幣的匯率拉升，連帶也影響到各國購買以美元計價的商品售價，必須以更高的金額購買，進而增加生產成本，並拉高消費者物價指數；因大多數黃豆都是產自於美洲，其計價大多是以美元計價的，使各國必須以更高的國內貨幣來購買黃豆，直接就拉高相關產品的生產成本，也使產品售價受迫也跟著升高。

根據 Meyer & von Cramon-Taubadel(2002)和 Frey & Manera(2007)的研究，生產成本是產品訂價的主要依據，當產品訂價對成本增加或減少有不同的調整幅度時，則稱為價格不對等(price asymmetry)；造成價格不對等的原因為

指有極少數廠商參與訂價過程，譬如廠商的勾結行為(collusive behavior)，因為成本的上升會侵蝕寡占廠商的利潤，因此就促使廠商快速地提高售價。依黃豆目前的供需狀況來分析，現在因烏俄戰爭和化學肥料高達 40~60%漲幅的關係，部分黃豆轉由滿足其他農產品的需求，加上生產成本的增加，黃豆的價格因此水漲船高，因黃豆是以船運方式運送至各國，一船的運送量約為 2 萬公噸，有能力負擔的廠商不多，因此各國各地實際的黃豆售價會比黃豆供應商提供的牌價高不少。

近年來，黃豆的價格還因為消費者物價指數持續上升，價格上漲的幅度也相當可觀，根據美國聯邦局的公開資料，西元 2020 年 3 月美國的消費者物價指數為 255.944，而西元 2022 年的同期就飆升到 287.708，其兩年的漲幅就高達 12.4%，漲幅相當驚人，這情況也影響到黃豆的價格，根據 TRADING ECONOMICS 的資料，西元 2020 年 3 月黃豆的價格為 994.27USD/Bu，而西元 2022 年 3 月黃豆的價格就漲至 1682.6USD/Bu，漲幅高達約 70%。說明在這兩年間，消費者物價指數和黃豆價格的走勢是相當相似的。

消費者物價指數的波動會反映在原油和其他大宗原物料的價格上，根據郭柱延(2011)，發現世界油價若持續上漲 1%，會造成國內國內躉售物價指數 (WPI)和消費者物價指數分別上漲 0.2857%與 0.2795%，由此可得知油價和 CPI 指數是相關的。根據王志強(2014)，國際油價與食物類物價總指數、穀類及其製品、肉類、肉類製品、蛋類、水產品、加工水產品、加工蔬菜、加工水果、乳類、食用油、調味品、酒、調理食品與其他食品分類物價指數均呈正向長期均衡關係，說明了國際油價和包含黃豆的農產品售價具有長期均衡關係，而根據郭宗憲(2007)，研究西元 1991 年至 2007 年的數據，變數期間採用月資料，而由共整合檢定發現，台灣的消費者物價指數和原物料的進口價格指數並未存在著長期的均衡關係，但由短期的 Granger 因果關係分析來看，進口原油價格指數以及玉米價格指數和消費者物價指數有單向的因果關係；這根據作者的推斷，可能是因為原油價格如果上升，會促使有部分的玉米會轉成生質燃料的原料，同時也會拉升玉米的價格，而玉米和黃豆身為農作物的功能相當類似，一旦玉米價格拉升，黃豆價格也會跟著受影響，進而可以推斷原油價格可能和黃豆價格存在相關性。

Collins(2008)和 Mitchell(2008)指出近期全球糧食價格飆升，背後的主要原因是美國和歐洲各國大幅增加生產生質燃料。Runge & Senauer(2007)的研究指出美國高額補貼以玉米生產生質酒精產業，加劇石油價格對糧食價格的影響。這幾年生質酒精產業的擴張，玉米使用量也跟著增加，導致玉米的價格持續高居不下，加上近年要求的永續經營目標，使農作物的耕作面積受限，在有限的耕種面積，其他農作物被轉由滿足玉米原先的需求，黃豆價格也在近年水漲船高。

根據以上文獻，消費者物價指數和原油價格存在長期均衡關係，且原油價格跟黃豆價格存在一定的關係，故推斷黃豆價格可能和消費者物價指數存在相關性。

2.3 新冠肺炎疫情與黃豆價格相關文獻

新冠肺炎病毒已擴散至全球各地，根據世界健康組織(World Health Organization)的調查，截至西元 2021 年 6 月 18 日，共有 43 個國家的死亡數超過 10,000 人，其中已有 9 個國家的死亡人數超過 100,000 人，新冠肺炎病毒因為其高傳染性、高變異性和將近 2.9%的致死率使各國紛紛制定防範疫情擴散的政策，但即使各國全力防堵疫情的擴散，根據新冠肺炎 Dashboard的統計，截至西元 2021 年 10 月 11 日，全球已累計逾 2.37 億例的確診個案，其中逾 485.14 萬人死亡，而根據來自聖路易斯華盛頓大學的專家Panos Kouvelis在西元 2020 年 2 月 7 號發表的預測，新冠肺炎疫情已對全球供應鏈產生超過 3,000 億美金的影響，而此波影響可能會持續長達兩年之久。

此波疫情對許多社會面向都造成影響，舉凡供應鏈面、能源市場面及環境與氣候面等面向的現況也都不同於過往，在供應鏈面，根據楊慧恩(2021)的研究，海運股在西元 2019 年至 2021 年的股價報酬率增高 0.5419 個單位，而營業資產報酬率是衡量公司是否擁有可運用營業活動所需資產的重要指標，由此指標也可看出公司創造稅後淨利的能力和公司運用資產的獲利能力，這也表示在這段期間海運股的營收表現是亮眼的，根據鄧涵文(2021)的研究，比較西元 2019 年至 2020 年間的國航航班載客數的數據可得知：西元 2020 年與西元 2019 年相比，航班次數減少 90,753 次航班，載客數減少 270 萬多人次，可推知在這疫情期間國民的出國頻率大減，只能因必要的工作和健康事由移動

，因出門的不便性增加的關係，使民眾大多轉由以網購的方式購買所需的物資，加上因為無法出國旅遊的關係，大眾也將旅費轉而購買其他的物資，使海運的運輸量激增，也使每單位的運輸費用不斷升高，而由於大多數的黃豆皆是從巴西、美國和阿根廷三大黃豆生產國運輸至各國的，黃豆的售價也因運輸費用的增加大幅提升。

在能源市場面，因為新冠肺炎疫情的關係，全球的物資需求大多下降，也使各地工廠開工率降低，進而導致能源的需求量降低，也促使俄羅斯和OPEC多次同意原油的減產，而由於原油消耗量銳減的關係，也稍稍緩解人為開發對環境的衝擊，也稍稍緩和溫室效應造成的影響，也稍緩和氣候對黃豆收成的衝擊。

新冠肺炎疫情也重創台灣的餐飲業，根據張秀靜(2021)的研究，新冠肺炎疫情對台灣企業營收衝擊巨大，粗估的經濟損失規模就達到 1,051.55 億台幣，其中服務相關產業損失最多，損失金額高達 562.91 億元，由此可推知新冠肺炎疫情對全球的服務相關產業造成的衝擊程度，而服務相關產業內又以餐飲業受到的波擊最為顯著，著名老店倒閉的消息也時有所聞，而這情況也使黃豆的需求量有所改變，也有些許影響黃豆的價格。

3.研究方法

本研究主要探討全球黃豆市場因素變數(如全球黃豆供應量、全球黃豆需求量及全球黃豆庫存量)、美國消費者物價指數、全球新冠肺炎因素變數(如全球新冠肺炎新增確診數、全球新冠肺炎新增死亡數)與美國黃豆現貨價格之長期關係，並以研究結果對未來黃豆現貨價格進行預測。資料蒐集來源取自美國聯準會、Microtrends 網站、MacroMicro 網站...等公開統計資料。

本研究方法採共整合(co-integration)分析來探討全球黃豆市場因素變數(如全球黃豆供應量、全球黃豆需求量及全球黃豆庫存量)、美國物價指數因素變數(如美國生產者物價指數、美國消費者物價指數)、全球新冠肺炎因素變數(如全球新冠肺炎新增確診數、全球新冠肺炎新增死亡數)，各變數與美國黃豆現貨價格之長期變動方向是否有特殊關係，首先利用單根檢定(Unit Root Test)檢驗黃豆市場因素(如全球黃豆供應量、全球黃豆需求量及全球黃豆庫存量)、美國消費者物價指數、全球新冠肺炎因素變數(如全球新冠肺炎新增確診數、全球新冠肺炎新增死亡數)各變數是否呈恆定(stationary)；若序列呈非恆定(non-stationary)，再以共整合檢定(co-integration test)方法來檢測變數間是否具有長期均衡之關係，最後以完全修正普通最小平方法(Fully Modified -Ordinary Least Squares，以下簡稱FM-OLS)來觀察並檢定變數間長期之互動關係，如下列各節之說明。

3.1 實證模型

本研究主要探討影響美國黃豆現貨價格之關鍵因素，其影響因素分為全球黃豆市場因素、美國物價指數及新冠肺炎因素三大類變數，作為研究因素，並以研究結果預測未來的美國黃豆現貨價格。

本研究將自變數分別為全球黃豆市場因素、美國物價指數和新冠肺炎疫情因素變數三大類；依變數為美國黃豆現貨價格。

全球黃豆市場因素:包含全球黃豆供給量($X_{1.1}$)、全球黃豆需求量($X_{1.2}$)、全球黃豆庫存量($X_{1.3}$)，共三項變數。

美國物價指數因素:包含美國消費者物價指數($X_{2.1}$)，共一項變數。

新冠肺炎疫情因素:包含全球新冠肺炎每日死亡數($X_{3.1}$)、全球新冠肺炎每日確診數($X_{3.2}$)，共兩項變數。依變

數則為美國黃豆現貨價格(y)。

本研究變數採用資料期間為 2020 年 1 月至 2021 年 12 月，使用月資料。本研究研究模型分為三個部分，分別為全球黃豆市場因素變數對美國黃豆現貨價格的影響、美國物價指數變數對美國現貨價格的影響，以及新冠肺炎疫情變數對美國現貨價格的影響。模型分別如下：

(一)全球黃豆市場因素變數對美國黃豆現貨價格之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 \chi_{1.1} + \beta_2 \chi_{1.2} + \beta_3 \chi_{1.3} + \varepsilon \quad (1)$$

y 為依變數美國現貨價格， $\chi_{1.1}$ 至 $\chi_{1.3}$ 皆為全球黃豆市場因素變數之自變數，分別為全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量。

(二)美國物價指數因素變數對美國黃豆現貨價格之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 \chi_{2.1} + \varepsilon \quad (2)$$

y 為依變數美國黃豆現貨價格， $\chi_{2.1}$ 為美國物價指數變數之自變數，為美國消費者物價指數。

(三)新冠肺炎疫情因素變數對美國黃豆現貨價格之影響：

$$y = \alpha + \beta_1 \chi_{3.1} + \beta_2 \chi_{3.2} + \varepsilon \quad (3)$$

y 為依變數美國黃豆現貨價格， $\chi_{3.1}$ 至 $\chi_{3.2}$ 皆為新冠肺炎疫情變數之自變數，分別為全球新冠肺炎每日新增死亡數及全球新冠肺炎每日新增確診數。

3.2 單根檢定(Unit Root Test)

一般時間序列的性質可分為恆定 (stationary) 和非恆定 (nonstationary)。如果時間序列是以隨機移動過程進行的，則隨機過程的概率分佈將隨時間變化。當發生外來衝擊 (exogenous shocks) 時，對變數的影響是永久性的，即隨著時間流逝，該序列將不會恢復至其原始的平均值，並且對時間序列的影響將永遠存在。此變數稱為非恆定時間序列或具有單根的序列；反之，若其分配不隨時間變化，則時間的變化或外來衝擊對序列只會產生短期影響。一段時間後，它將逐漸返回至初始的水平，這稱為恆定時間序列，或不具有單根的序列。在恆定時間序列中，衝擊事件造成的影響是暫時性的，衝擊將隨著時間的流逝逐漸消失，並收斂到長期的平衡均值(李鈺瑩, 2014)。因 Nelson and Plosser (1982) 指出，大多數的總時間序列都被歸類為非恆定序列。在分析前，必須先檢定它是否為恆定序列。在恆定的時間數列時，它才符合傳統的漸近分配理論，並且相關的驗證才是正確的，而若序列為非恆定序列，則須採不同的分析方式才可檢定。因此在進行時間序列分析之前，必須先確定數列為恆定還是非恆定序列。

經由單根檢定可確定時間序列為恆定還是非恆定，因此本研究採用傳統之 ADF 單根檢定法 (Augmented Dickey-Fuller Test) 及 DF-GLS 單根檢定法，並輔以更高驗證能力之 Ng-Perron 單根檢定法 (下述簡稱為 NP 檢定) 來進行單根檢定，以提昇檢定之正確性。

3.2.1 ADF 單根檢定法(Augmented Dickey-Fuller Test)

ADF 檢定法是 DF 檢定法的擴展。Dickey-Fuller test (DF 檢定) 為單根檢定之始祖，重要的假設是誤差項必須符合白噪聲 (white noise)，如果數列中包含自我迴歸和移動平均值，則模型的誤差項將具有序列自我相關現象(李鈺瑩, 2014)。Said and Dickey (1984) 提出 Augmented Dickey-Fuller 檢定，誤差項是一個恆定的，可逆 (invertible) 的 ARMA(p, q) 過程，該過程允許 DF 單根檢驗的迴歸式中包括應變數的後向差異，從而使誤差項符合白噪聲並消除了序列相關性錯誤項。ADF 單根檢定加入了 Δy_t 的落後項來消除數列相關，其估計模型有下列三種類型：

1. 不含截距項 (drift term) 及時間趨勢項 (time trend)

$$\Delta y_t = \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3)$$

2. 為含截距項、不含時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (4)$$

3. 含截距項及時間趨勢項

$$\Delta y_t = \alpha + \beta t + \rho y_{t-1} + \sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (5)$$

其中 Δ 為一階差分， α 為截距項， t 為時間趨勢項， p 為最適落後期數， $\sum_{i=1}^p r_i \Delta y_{t-i}$ 為最適落後項， ε 為誤差項。欲檢定的假設如下：

$$H_0: \rho = 0 \quad (y_t \text{ 具有單根，為非定的時間數列})$$

$$H_1: \rho < 0 \quad (y_t \text{ 不具有單根，為恆定的時間數列})$$

在執行單根檢定之前，必須為模型設置最佳的落後期數，以使殘差項通過白噪音檢查，然後再對其 ρ 值進行檢定。如果 ρ 顯著不同於零，則它是拒絕單根的虛無假設，即變數是一個非恆定的序列；否則，虛無假設是單根不能被拒絕，即變數是一個非恆定序列。如果變數的水準值是一個非恆定序列，我們將對變數進行一階差分處理，然後再進行檢查。如果否定假設被拒絕，則確定變量 $I(0)$ 的時間序列。ADF 測試方法對於選擇最佳落後期數也非常重要。如果落後數較長，則大小會更穩定，但檢力會降低。如果落後數較短，則檢力會更高，但大小會更差。可以通過使用諸如 AIC, SBC 或 MAIC 之類的訊息準則來確定落後期的選擇，首先設置最大階次，然後根據訊息準則選擇最佳順序。

3.2.2 DF-GLS 單根檢定

由 Elliott, Rothenberg, and Stock (1996) 提出 DF-GLS 檢定，與 ADF 檢定不同之處，DF-GLS 檢定首先先以 GLS 法去除固定趨勢， \rightarrow 後再採用下列 ADF 迴歸式進行估計：

$$\Delta y_t^d = \pi y_{t-1}^d + \sum_{j=1}^p \phi_j \Delta y_{t-j}^d + \varepsilon_t \quad (6)$$

其中 y_t^d 為去除趨勢後的數列。

虛無假設為序列存在非恆定現象，即是：

$$H_0: \pi = 0, H_a: \pi < 0 \quad (\text{左尾檢定})$$

以 t -統計量檢定上述假設，其中最適落後期選擇需搭配修正 AIC (modified AIC, MAIC) 或修正 SIC (modified SIC, MSIC)，DF-GLS 檢定的漸近分配與 ADF 檢定相同。

3.2.3 Ng-Perron 單根檢定

儘管 ADF 測試是最常用的單根測試，但是當實際 AR(1) 係數接近 1 時，即 ADF 檢定的型 II 誤差 (Accept H_0 when H_1 is true) 錯誤率真的很高。實際上這是一個恆定時間數列，但是它卻不能拒絕具有單根的虛無假設。一般來說，在傳統的單根驗證方法中，可能存在兩個問題：首先，當自我迴歸多項式 AR(p) 的解 (root) 非常接近且值接近 1 時，將導致檢定力 (power) 不足；第二個是一階差分序列的移動平均多項式 MA(1) 的殘差項為負根且值較大時，會產生誤差扭曲的問題。因此，NP 單根測試解決了傳統單根驗證中可能出現的問題。Ng and Perron (2001) 建構了三個檢定統計值 MZ_α , MZ_t , MSB 。

Ng-Perron 之檢定統計量如下：

$$MZ_\alpha = (T^{-1} y_T^2 - S_{AR}^2) \left[2T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 \right]^{-1} \quad (7)$$

$$MZ_t = MZ_\alpha \times MSB \quad (8)$$

$$MSB = \left[T^{-2} \sum_{t=1}^T y_{t-1}^2 / S_{AR}^2 \right]^{\frac{1}{2}} \quad (9)$$

虛無假設 H_0 : 數列非恆定，

對立假設 H_1 : 數列為恆定。

以上三式之檢定統計量都需要估計 S_{AR}^2 與 MZ_{α} 的統計量可以視為 Phillips (1987) 與 Phillips and Perron (1988) 的 Z_{α} 與 Z_T 檢定之統計量進一步修正。

為適合小樣本的單根檢定，本研究採用 Ng and Perron (2001) 發展出之單根檢定法中的 MZ_{α}^{GLS} ，修正傳統的 ADF 單根檢定之 Z 統計量，用來檢定變數之單根情形。

本研究擬採用上述 ADF 單根檢定、DF-GLS 單根檢定及 NP 單根檢定來檢定變數之單根情形。若接受變數具有單根的虛無假設，則可於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與共整合向量的個數。

3.3 共整合檢定(Co-Integration Test)

Engle and Granger (1987) 提出了共整合理論，該理論表明一組非恆定時間序列的線性組合成為恆定序列，這種現象稱為共整合現象，如果在非恆定時間序列中存在共整合現象，則不存在虛假迴歸的問題。當時間序列不穩定時，使用傳統迴歸方程式（例如 OLS 或 GLS）估計變數數據時，就會產生所謂的假迴歸問題。這時，我們可以使用可差分方式使變數成為恆定序列。但是，如果藉由差分方式將變化直接變為恆定序列，則可能會失去變數之間的長期均衡關係。因此，有必要檢查是否存在共整合關係，以確保不會出現虛假迴歸或損失變數之間的長期均衡關係，此即是變數共整合檢定，即數個 I(1) 非恆定序列的線性組合後，竟會生成一個恆定序列 I(0)，表明這兩個序列具有長期的共同移動關係，這意味著這些變數具有“均衡調整”的長期特徵。

Granger (1986) 指出具有整合階次相同的一個或多個非恆定序列，可能具有一個或多個長期共同趨勢，因此變數之間的線性組合可以使其成為一恆定序列，這意味著變數間存在有長期穩定的均衡關係。Nelson and Plosser (1982) 研究顯示，許多經濟變數的時間序列通常是非恆定隨機過程，並且在它們之間通常存在一個共同的趨勢 (common trend)。

如果一組變數是具有單根的非恆定序列時，則應考慮共整合分析。因為如果變數之間沒有出現共整合現象時，則可能會發生虛假迴歸，這可能會導致驗證結果存在偏差。因此，在實證上必須作共整合驗證，以確定該數列是否會產生虛假迴歸。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，第二種方法為 Johansen (1988) 所提出的最大似估計法 (Maximum Likelihood Approach)。

3.3.1 Engle-Granger 的兩階段分析法

Engle and Granger 指出二個或二個以上單根變數之線性組合可能存在恆定情形，亦即存在長期關係，因此提出兩階段共整合檢定法，並且定義，當 y_t 的所有數列 $(y_{1t}, y_{2t}, \dots, y_{nt})'$ 皆為非恆定 I(1) 且存在 $(n \times 1)$ 向量 β ，使 $\beta' y_t = \beta_1 y_{1t} + \dots + \beta_n y_{nt} = u_t$ ，且 $u_t \sim I(0)$ 恆定，則 y_t 具有一個共整合關係。Engle and Granger 認為直接檢定兩個非恆定 I(1) 數列的失衡誤差 (equilibrium error) u_t 是否為恆定 I(0)，當時為解決虛假迴歸的一大突破。

Engle-Granger 的兩階段分析方法是於第一階段運用最小平方方法 (OLS) 來估計第一階段變數的迴歸式，並獲得殘差。然後，再使用單根檢定來驗證共整合關係。儘管很簡單，但缺點是無論變數數量有多少個，僅允許一個共整合關係，並且無法確定該共整合係數是否符合理論值，而且使用一條方程式來估算，因此必須首先區分這是一個內生變數或外生變數，此將導致內生性問題，而兩階段過程可能產生效率不高，因為它使用第一階段的殘差來驗證共整合關係並在第二階段構造誤差校正模型，並且在第一階段生成的估算誤差將會進入下一階段。

3.3.2 Johansen的最大似估計法

Johansen 最大似估計法使用 VAR 模型作為分析的基礎，並同時考慮變數之間的相互作用關係，這可以修正 Engel 和 Granger 提出的兩階段共整合驗證方法的不足，Gonzalo (1994) 也指出，Johansen 的「最大似估計法」所估得的參數估計值，具有不偏性、效率性，分配具對稱性。

最大似估計法在假設誤差項為常態分佈的前提下，考慮了可能影響變數的所有因素。該方法以 VAR 為起點，在系統中找到具有最大似函數的共整合向量，並使用最大似比來同時檢查 n 個變數之間是否存在共整合關係，並驗證最大共整合關係之間的個數，及驗證約束條件下共整合向量值的大小。共整合分析的步驟如下：

1. 以單根檢定量確定所有變數均為 I(1)。
2. 執行共整合檢定 (Johansen)，確定具有共整合關係，與共整合的個數。
3. 對所有 I(1)變數 (水準值不是差分) 配適向量誤差修正式 (VECM)，並估計之。
4. 在 VECM 中解釋並檢定變數的長短期關係。
5. 以 LR 統計量檢定共整合係數是否符合理論值 (選擇性)。

以下簡單介紹 Johansen 共整合檢定的程序。N 個 I(1)變數可寫成下式：

$$\Delta Y_t = \varphi D_t + \Pi Y_{t-1} + \Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k} + \varepsilon_t \quad (10)$$

長期矩陣 $\Pi = \alpha\beta'$ ， Π 為所有落後項係數之線性組合， $\alpha\beta$ 為 $n \times r$ 矩陣， α 為調整係數，代表回復均衡的速度，

當係數越大，代表變數在失衡的狀態下，往均衡水準的調整速度越快；而 β 是 r 個行向量， β 也就是共整合向量， ΠY_{t-1}

為誤差修正項，表示變數間的長期關係，當 $\Pi = \alpha\beta'$ 時，即使 Y_t 中的所有變數皆為單根，但是經過線性組合後形成

恆定的關係， $\Gamma \Delta Y_{t-1} + \dots + \Gamma_{k-1} \Delta Y_{t-k}$ 為各變數的短期動態關係，當個體受到干擾時，各變數脫離均衡時的動

態情形。為了得知共整合向量的個數，將利用 Π 矩陣的秩 (rank) 來檢定變數間共整合向量的個數，是 Johansen 最大似估計法中估計與檢定的核心，共有以下三種：

1. 若 $\text{rank}(\Pi) = 0$ ，則 Π 為零矩陣，代表 VAR 模型中，沒有共整合的關係，意即各變數間不存在長期均衡關係，直接以 ΔY_t 估計 VAR 模型。

2. 若 $\text{rank}(\Pi) = n$ ，則 Π 為全秩 (full rank) 矩陣， Y_t 為一恆定數列，直接以 Y_t 估計 VAR 模型。

3. 若 $0 < \text{rank}(\Pi) = r < n$ ，存在有 r 個共整合向量，使得 Y_t 線性組合變成恆定的時間序列。

Johansen and Juselius (1990) 提出兩種不同決定共整合向量個數的檢定統計量：一為跡檢定 (Trace test)，另一為最大特性根檢定 (maximum eigenvalue test)。

1. 跡檢定

檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0: & \text{最大共整合階次為 } r & (\text{最多只有 } r \text{ 個共整合關係}) \\ H_1: & \text{最大共整合階次為 } k & (\text{最多只有 } k \text{ 個共整合關係}) \end{cases}$$

$$\lambda_{\text{trace}}(r) = -T \sum_{i=r+1}^k \ln[1 - \hat{\lambda}_i] \quad (11)$$

$\hat{\lambda}_i$ 特徵根的估計值

T 觀察值的個數

r 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 $\lambda_{\text{trace}}(r)$ 會很小。

λ_{r+2} 最大特性根檢定

(1)檢定之假設為：

$$\begin{cases} H_0: \text{最大共整合階次為 } r \text{ (最多只有 } r \text{ 個共整合關係)} \\ H_1: \text{最大共整合階次為 } r+1 \text{ (最多只有 } r+1 \text{ 個共整合關係)} \end{cases}$$

(2)最大特性根檢定量

$$\lambda_{max}(r, r+1) = -T \ln[1 - \hat{\lambda}_{r+1}]_{r+1} \quad (12)$$

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。

本研究使用Johansen的最大概似估計法檢定全球黃豆供應量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量、美國消費者物價指數、新冠肺炎全球每日新增確診數和新冠肺炎全球每日新增死亡數各變數間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。

3.4 完全修正普通最小平方方法(FM-OLS)

在上述共整合檢定中，僅能得知各變數之間是否存在長期均衡關係，無法知道其共整合係數，因此，當全球黃豆供應量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量、美國消費者物價指數、新冠肺炎全球每日新增確診數和新冠肺炎全球每日新增死亡數等各變數間存在共整合關係後，本文接著應用 FM-OLS 的方法來估計並檢定之間的共整合係數值，以了解各變數間變動方向與程度，以提供影響涵義。

在具有共整合關係的迴歸方程式中，如果通過普通最小平方方法 (OLS) 估算了共整合係數，則儘管共整合係數估計值是一致的，但大樣本分配是不存在的，且有較大的樣本偏差錯誤，不對稱性和擾攘參數(nuisance parameter)的影響使傳統的驗證程序 (例如 t 檢定和 F 檢定) 無法執行，因此為了解決上述問題，Phillips and Hansen(1990)提出完全修正普通最小平方方法(FM-OLS)，針對 OLS 估計值做了兩項的修正，分別是內生性偏誤修正與二階偏誤修正，使得最後的 t-檢定量具有大樣本分配為標準常態分配。

在本文的模型中，假設 y_t ， x_{1t} 與 x_{2t} 分別為單根變數，且具有一個共整合向量 $[\beta_0, \beta_1, \beta_2, \dots, \beta_k x_k]$ ，成為以下的迴歸方程式：

$$y_t = \beta_0 + \beta_1 x_{1t} + \beta_2 x_{2t} + \dots + \beta_k x_k + \varepsilon_t \quad (13)$$

由於推導過程相當繁複，在此僅簡單說明其概念。令 $\hat{\beta}^+$ 為修正後的 OLS 估計值，其對應的修正後 t 統計量如下：

$$t^+ = (\hat{\beta}_i^+ - \beta_i) / s.e(\hat{\beta}_i^+) \rightarrow N(0,1) \quad i=1 \dots k$$

此處 $s.e$ 為標準誤。由於分配為標準常態分配，所以可以使用傳統的檢定程序，來檢定共整合係數是否顯著。

4. 實證分析

4.1 資料來源與處理

本研究採用 Macrotrends 網站提供 2000 年~2021 年間黃豆現貨價格資料，全球黃豆市場因素(全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量)和新冠肺炎疫情因素(新冠肺炎全球新增確診數、新冠肺炎全球新增死亡數)係採用 Macromicro 網站資料，美國消費者物價指數係採用美國聯準會的公開資料。資料的頻率為月資料，數據資料除新冠肺炎因素變數以外，皆各 252 筆，新冠肺炎疫情變數為 23 筆，以進行實證分析。

4.2 敘述統計

表 4-1 美國現貨價格和全球黃豆市場因素於 2000 年~2021 年各項區域變數之敘述統計表

	美國黃豆現貨價格(USD/Bushel)	全球黃豆供給量(百萬噸/年)	全球黃豆需求量(百萬噸/年)	全球黃豆庫存量(百萬噸/年)
平均值	9.3868	314.2650	251.5540	61.7076
中位數	9.3725	304.4300	238.8117	57.1750
最大值	17.6825	461.8300	362.7000	114.4800
最小值	4.1825	184.7667	160.2092	26.2583
標準差	3.1883	85.9453	61.6601	24.3605
偏態係數	0.2233	0.3344	0.3304	0.4762
峰態係數	2.1781	1.9346	1.8787	2.1891
Jarque-Bera	9.6259**	17.4046***	18.6342***	17.2102***
p-值	0.00812	0.00017	0.00009	0.00018
觀察值	264	264	264	264

註 1: *、**和***分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下。

註 2: Jarque-Bera 統計量之虛無假設為常態分配。

表 4-1 為美國黃豆現貨價格和黃豆市場因素變數之敘述統計結果表。從表 4-1 各項變數之統計結果可知，就平均值而言，美國黃豆現貨價格為 9.3868(USD/Bushel)、全球黃豆供應量為 314.2650(百萬噸/年)、全球黃豆求量為 251.5540(百萬噸/年)、全球黃豆庫存量為 61.7076(百萬噸/年)。就離散程度而言，美國黃豆現貨價格為 3.1883(USD/Bushel)、全球黃豆供應量為 85.9453(百萬噸/年)、全球黃豆求量為 61.6601(百萬噸/年)、全球黃豆庫存量為 24.3605(百萬噸/年)。由偏態係數可看出，美國黃豆現貨價格、全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量之偏態係數分別為 0.2233(USD/Bushel)、0.3344(百萬噸/年)、0.3304(百萬噸/年)、0.4762(百萬噸/年)，均為正數(>0)，其資料分佈型態屬於右偏型態分配。另由峰態係數可看出，美國黃豆現貨價格為 2.1781(USD/Bushel)、全球黃豆供給量為 1.9346(百萬噸/年)、全球黃豆需求量為 1.8787(百萬噸/年)、全球黃豆庫存量為 2.1891(百萬噸/年)，其值均小於 3，均呈低闊峰的型態。另外，Jarque-Bera 常態檢定在 1%顯著水準下，各變數全部拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故為非標準常態分配。

表 4-2 美國消費者物價指數與新冠肺炎疫情變數之敘述統計表

	美國消費者物價指數	全球新冠肺炎每日新增確診數(人/日)	全球新冠肺炎每日新增死亡數(人/日)
平均值	219.8600	32494	609
中位數	220.8295	0	0
最大值	280.1260	893272	14313
最小值	169.3000	0	0
標準差	28.2461	126335	2228
偏態係數	-0.07931	4.2745	3.8974
峰態係數	1.9684	21.4702	18.2267
Jarque-Bera	11.9837***	4556.557***	3218.696***
p-值	0.0025	0.0000	0.0000
觀察值	264	264	264

註 1: *、**和***分別代表在 10%、5%與 1%顯著水準下。

註 2: Jarque-Bera 統計量之虛無假設為常態分配。

表 4-2 為美國消費者物價指數和全球新冠肺炎疫情變數之敘述統計結果表。從表 4-2 各項變數之統計結果可知，就平均值而言，美國消費者物價指數為 219.8600、全球新冠肺炎每日新增確診數為 32494(人/日)、全球新冠肺炎每日新增死亡數為 609(人/日)。就離散程度而言，美國消費者物價指數為 28.2461、全球新冠肺炎每日新增確診數為 126335(人/日)、全球新冠肺炎每日新增死亡數為 2228(人/日)。由偏態係數可看出，全球新冠肺炎每日新增確診數、全球新冠肺炎每日新增死亡數之偏態係數分別為 4.2745(人/日)、3.8974(人/日)，兩者均為正數(>0)，其資料

分佈型態屬於右偏型態分配，美國消費者物價指數的偏態係數為-0.07931，其值為負數(<0)，呈左偏型態分配。另由峰態係數可看出，新冠肺炎全球每日新增確診數為 21.4702、新冠肺炎全球每日新增死亡數為 18.2267，兩者數值均高於 3，均為高狹峰型態，美國消費者物價指數為 1.9684，兩者其值小於 3，則呈低闊峰的型態。另外，Jarque-Bera 常態檢定在 1% 顯著水準下，除人口數變數為不顯著常態分配外，其餘各變數皆為拒絕標準常態分配(N(0,1))之虛無假設，故為非標準常態分配。

4.3 單根檢定

對美國黃豆現貨價格、全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量、美國消費者物價指數所有變數(Level)進行單根檢定，可發現在 1%、5% 與 10% 的顯著水準下，均無法拒絕單根之虛無假設，表示都具有單根的特徵；換句話說，它們顯示了在未經差分的時間序列呈現非恆定的漂浮隨機漫步走勢。

4.4 共整合檢定

本研究之各變數的跡檢定(λ -trace)及最大特性根檢定(λ -max)統計量均大於 5% 臨界值，表示在 5% 的顯著水準下，可拒絕無共整合的虛無假設 $H_0: r=0$ ，而在 5% 顯著水準下，無法拒絕一個共整合的虛無假設 $H_0: r \leq 1$ ，顯示美國黃豆現貨價格與全球黃豆市場因素、美國物價指數因素和新冠肺炎疫情因素的各變數二者之間是否存有一個共整合向量，即這兩個變數間是否彼此具有長期均衡狀態。

接著再分析美國黃豆現貨價格與全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量和美國消費者物價指數之間的共整合關係，結果顯示美國黃豆現貨價格確實與全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量和美國消費者物價指數變數之間具有共整合關係。

4.5 完全修正普通最小平方方法(FM-OLS)

本研究的 FM-OLS 實證結果如下：

表 4-3

變數	全球黃豆供給量		全球黃豆需求量	
美國黃豆現貨價格	常數項	-2.508*** (0.001)	常數項	-2.947*** (0.000)
	係數	0.827*** (0.000)	係數	0.938*** (0.000)
變數	全球黃豆庫存量		美國消費者物價指數	
美國黃豆現貨價格	常數項	-0.001 (0.987)	常數項	-8.811*** (0.000)
	係數	0.548*** (0.000)	係數	2.039*** (0.000)
變數	新冠肺炎全球每日新增確診數		新冠肺炎全球每日新增死亡數	
美國黃豆現貨價格	常數項	2.157*** (0.000)	常數項	2.157*** (0.000)
	係數	0.027** (0.050)	係數	0.038* (0.051)

註：()內數字為 p-值。*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

當美國黃豆現貨價格上升 1% 時，全球黃豆供給量同時顯著影響上升 0.827%，表示全球黃豆供給量的上升會帶動美國黃豆現貨價格的上揚，這現象違反供給法則，而這可能的原因是因為供給量依然無法滿足需求量，加上全球持續通貨膨脹，使黃豆價格變相上揚。

當美國黃豆現貨價格上升 1% 時，全球黃豆需求量同時顯著影響上升 0.938%，表示全球黃豆需求量的上升會帶動美國黃豆現貨價格的上揚，因全球黃豆需求量持續大於供給量，加上中國飼養業和美國生質燃油的發展，全球黃豆需求量持續不能充分被滿足的情況加劇，使美國黃豆現貨價格上揚。

當美國黃豆現貨價格上升 1% 時，雖新冠肺炎全球每日新增確診數同時上升 0.027%，其影響性為不顯著，表示美國黃豆現貨價格不太因全球新冠肺炎每日的確診數而有所影響。

當美國黃豆現貨價格上升 1% 時，雖新冠肺炎全球每日新增死亡數同時上升 0.038%，其影響性雖高於確診數，但其影響性仍不顯著，表示美國黃豆現貨價格不太因全球新冠肺炎每日的死亡數而有所影響。

5. 結論與建議

5.1 結論

國際供應鏈斷鏈造就了黃豆價格的高漲幅，自 2018 年以來，中美貿易戰和新冠肺炎疫情促使全球的貿易方向逐漸轉向為保護主義，國內需要的物資漸傾向於自己生產，且對他國產品加徵高額關稅，進而導致全球的供應鏈斷鏈，其中影響最大的產品之一就是黃豆，因中國對美國黃豆加徵高額關稅，導致全球黃豆的價格大幅提升，同時也影響到與黃豆相關的各項產品，大幅度地影響大眾的日常生活，也使研究黃豆漲跌幅變成學者爭相探討的議題。

本研究使用時間數列方法，旨在探討黃豆現貨價格與全球黃豆市場變數(如全球黃豆供給量、全球黃豆需求量及全球黃豆庫存量)、美國消費者物價指數及新冠肺炎疫情變數(如全球新冠肺炎全球每日新增確診數與全球新冠肺炎全球每日新增死亡數)之間的長期關係。黃豆價格的漲跌幅與食用油、肉品等相關民生必需品的價格變化習習相關，預測黃豆價格走勢，有助於讓購買黃豆的廠商能夠擬定黃豆的購買策略，在這個高通膨的時代，可作為廠商持續保有競爭力的因應之道。本研究實證結果如下：

一、透過三種單根檢定(ADF、DF-GLS、Ng-Perron)，本研究選取之全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量、美國消費者物價指數、新冠肺炎全球每日確診數及新冠肺炎全球每日新增死亡數，其資料型態均呈現具有單根 $I(1)$ 之非恆定時間序列，且具有相同的階次。

二、經共整合檢定實證結果得知，本研究選取之全球黃豆供給量、全球黃豆需求量、全球黃豆庫存量、美國消費者物價指數、新冠肺炎全球每日確診數及新冠肺炎全球每日新增死亡數，兩兩變數之間均存有一個共整合向量，具有長期共整合關係。

本研究的變數還存在共整合關係，其分析如下所示：

美國的消費者物價指數和眾多產品的售價息息相關，因消費者物價指數若提升，會連帶影響肥料、種子、人工等黃豆的生產成本，進而導致黃豆價格也跟著提升，同時因為黃豆為大規模生產的農作物，全球有 85% 的黃豆皆是產自於美國、巴西和阿根廷三國，雖黃豆的生產成本增加，但黃豆價格的漲幅會更大，因此整體的利潤仍會提升，也提供給黃豆的主產國加速擴產的動機，但同時黃豆漲價的趨勢會造成業者傾向增加黃豆的庫存量，以降低其生產成本，也使全球黃豆的庫存量跟著提升；同時都市人口的增加也會提升消費者指數的提升，因都市人口的消費力遠高於鄉村人口，對商品可接受的價格也較高，同時，這些人口對食物的選擇也較傾向以肉品為主，而對肉品增加的需求量就連帶提升黃豆的需求量，由於根據統計，全球每年新增的都市人口約為 8 千萬人，而這快速增加的都市人口也加大黃豆的需求量；而近年來蔓延的新冠肺炎疫情，導致全球的供應鏈斷鏈，導致包含黃豆的眾多產品價格快速上升，也拉高了消費者物價指數，同時也對黃豆的供給需求市場造成很大的衝擊。

三、經 FM-OLS 檢定實證結果如下所述：

本研究選取的全球黃豆供給量、全球黃豆需求量和全球黃豆庫存量與美國黃豆現貨價格皆有顯著關係，每提升 1% 的全球黃豆供給量，美國黃豆現貨價格會提升 0.827% (p 值=0.000)；每提升 1% 的全球黃豆需求量，美國黃豆現貨價格會提升 0.938% (p 值=0.000)；每提升 1% 的全球黃豆庫存量，美國黃豆現貨價格會提升 0.548% (p 值=0.000)。

本研究選取的美國消費者物價指數和美國黃豆現貨價格有顯著關係，每提升 1% 的美國消費者物價指數 2.039%，其影響程度是所有變數中最多的。

本研究選取的新冠肺炎全球每日新增確診數和新冠肺炎全球每日新增死亡數與美國黃豆現貨價格皆有顯著關係，但影響程度不高，每提升 1% 的新冠肺炎全球每日新增確診數，美國黃豆現貨價格僅會提升 0.027% (p 值=0.050)；

每提升 1% 的新冠肺炎全球每日新增死亡數，美國黃豆現貨價格會提升 0.038% (p 值=0.051)，導致新冠肺炎疫情變數和美國黃豆現貨價格相關性較低和 p 值較高的原因可能是分析的樣本數較少，因新冠肺炎 2020 年 2 月起才開始傳染至全球各地，加上本研究數據皆是採用月數據，樣本數僅有 23 筆，其數量遠低於其他變數。

5.2 建議

本研究的架構未臻完備，且有諸多研究限制及有需改進之地方，因此對後續研究者建議如以下所述：

一、本研究的新冠肺炎疫情變數是採用 2020 年 2 月至 2021 年 12 月年間之資料，建議後續研究可以較適合的分析方式分析此變數與黃豆價格的關係，以提高研究之準確性。

二、本研究所採用之變數，無論是全球黃豆市場因素變數或物價指數變數，均僅為其中的一部分，恐有遺漏其它重要之影響變數，建議後續研究者可持續增加本研究未納入其它不同之變數，例如：全球黃豆市場因素就可列入全球都市人口數、全球禽類豬隻飼養數...等變數；全球物價指數就可加入國內生產毛額(Gross Domestic Product)、生產者物價指數(Producer Price Index)來進行更深入研究探討。

三、本研究僅探討美國黃豆現貨價格與全球黃豆市場因素、美國消費者物價指數和新冠肺炎疫情變數之間的關係，建議後續研究者可針對其它黃豆價格，例如：期貨價格、巴西黃豆價格、阿根廷黃豆價格作為研究對象，交互比對其驗證結果，增加研究的參考價值。

6. 參考文獻

6.1 中文文獻

1. 吳郁娟 (2015/07/23)。即刻救援 以淨水技術解決人道危機。取自：<http://goo.gl/to3bWJ>。
2. 林進雄(2015)，國際油價對生產者物價指數分類指數的轉嫁效果，應用經濟學系研究所碩士論文。
3. 呂學樺(2008)，散裝船運市場運價影響因素之分析，國立交通大學運輸科技與管理研究所碩士論文。
4. 呂軒宇(2010)，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。
5. 呂軒宇(2010)，油價波動與台灣 CPI 通貨膨脹：以食品類物價指數為例，佛光大學應用經濟學系研究所碩士論文。
6. 李鈺瑩(2014)，高雄市財政收入與支出長期均衡關係之研究，國立高雄應用科技大學企業管理系碩士在職專班碩士論文。
7. 高鐵梅(2006)，劑量經濟分析方法與建模-EViews 應用及實例，清華大學出版社。
8. 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研究所碩士論文。
9. 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鍵性分析，國立交通大學經營管理研究所碩士論文。
10. 許庭碩(2017)，原物料價格走勢與台灣運輸類股價格之關係，國立中正大學財務金融研究所碩士論文。
11. 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。
12. 張秀靜(2021)，COVID-19 對消費、生活模式及其經濟之影響：結合 DEMATEL、ANP 以及產業關聯模型之應用，朝陽科技大學企業管理系台灣產業策略發展博士班博士論文。
13. 曾翊恆和周國偉(2011)，國際油價震盪轉嫁至各分類物價指數程度及其變遷：台灣的實證研究，第十屆全國實證研討會。
14. 楊慧恩(2021)，總體經濟因素在新冠肺炎的影響下觀察陸海空運公司的績效能力表現，亞洲大學財務金融學系碩士在職專班碩士論文。
15. 楊智超(2015)，我國航運業經營績效特性之分析，銘傳大學企業管理研究所碩士論文。
16. 王美智(2017)，油價、生產者物價指數與採購經理人指數關係再審視-以美國和中國為例，逢甲大學金融博士學位學程博士論文。
17. 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。

18. 美國家禽蛋品出口協會(2020), 2017 年各國雞肉生產量, 擷取自 2021 年 8 月 20 日, 自 <http://www.usapeec.org.tw/content.asp?contentid=3311>。
19. 茂群峪畜牧網 (1989), 黃豆粉在動物飼料的利用情形, 擷取自 2021 年 8 月 22 日, 自 <http://www.miobuffer.com.tw/fnm/198904/03.htm>。
20. 風傳媒(2019), 中美貿易戰之「被挾持的大豆」: 川普補貼 99% 流向白人, 非裔農民苦哈哈, 擷取自 2021 年 8 月 14 日, 自 <https://www.storm.mg/article/1552693>。
21. 台灣經濟研究院(2020), 2019-2020 年國際經濟情勢回顧與展望, 擷取自 2020 年 8 月 23 日, 自 <http://reurl.cc/Q9geQ5>。
22. 聯合國糧食及農業組織 (2019), 2019 冠狀病毒病(COVID-19), 擷取自 2021 年 8 月 20 日, 自 <https://www.fao.org/2019-ncov/zh/>。
23. 聯合國糧食及農業組織(2021), COVID-19 大流行一對糧食和農業的影響, 擷取自 2021 年 10 月 2 日, 自 http://www.tarm.org.tw/archive/files/20210622_FAO%E5%BE%8C%E7%96%AB%E6%83%85QA.pdf。
24. 股感知識庫(2021), 黃豆, 全球第二大植物油與最重要的飼料原料, 擷取自 2021 年 10 月 3 日, 自 <https://www.stockfeel.com.tw/%E9%BB%83%E8%B1%86%EF%BC%8C%E6%9C%9F%E8%B2%A8%E5%B8%82%E5%A0%B4%E7%9A%84%E7%86%B1%E9%96%80%E6%A8%99%E7%9A%84/>。
25. 國際開發援助現場(2021), COVID-19 疫情下的全球糧食安全, 擷取自 2021 年 8 月 23 日, 自 https://icdfblog.org/2021/03/30/development_focus_quarterly_issue3_01-2/。
26. 環境資訊中心(2014), 全球糧食供應面臨雙重挑戰, 擷取自 2021 年 8 月 20 日, 自 <https://e-info.org.tw/node/96369>。
27. 環境資訊中心(2019), 作物單一化: 無法滿足授粉昆蟲食物需求危及糧食安全, 擷取自 2021 年 8 月 20 日, 自 <https://e-info.org.tw/node/219111>。
28. 環境資訊中心(2020), 助長毀林? 巴西銷往歐洲的黃豆 至少 20% 來自森林砍伐, 擷取自 2021 年 8 月 21 日, 自 <https://e-info.org.tw/node/225853>。
29. 經濟日報(2020), 全球貨櫃運輸量恐減 30%, 擷取自 2020 年 4 月 23 日, 自 <https://reurl.cc/VEgzpA>。
30. 自由財經(2019), 美中首波關稅滿一週年! 「他們」怨: 成效在哪?, 擷取自 2021 年 8 月 19 日, 自 <https://ec.ltn.com.tw/article/breakingnews/2844584>。
31. 自由財經 (2020), 傳中國正放棄購買昂貴的巴西大豆轉向美國供應, 擷取自 2021 年 8 月 21 日, 自 <https://ec.ltn.com.tw/article/breakingnews/3256423>。
32. 自由財經(2021), 中國 3 月從美進口大豆年激增 320%, 擷取自 2021 年 4 月 20 日, 自 <https://ec.ltn.com.tw/article/breakingnews/3505609>。
33. 中央廣播電台(2021), 報告: 人類為農牧需求砍伐熱帶森林近 7 成違法, 擷取自 2021 年 8 月 23 日, 自 <https://www.rti.org.tw/news/view/id/2100188>。
34. 中央廣播電台(2021), 疫情重創觀光 去年來台旅客僅 137.5 萬人次, 擷取自 2021 年 8 月 21 日, 自 <https://www.rti.org.tw/news/view/id/2088990>。
35. 產業信息網(2020), 2019 年全球及中國大豆行業產量分布、消費結構、進出口量及庫存分析: 大豆消費量達到 3.50 億噸, 全球大豆庫存處於歷史高位, 擷取自 2022 年 9 月 23 日, 自 <https://www.chyxx.com/industry/202004/857598.html>。
36. 產業信息網(2021), 2020 年全球豆粕生產、出口情況分析, 擷取自 2021 年 8 月 23 日, 自 <https://www.chyxx.com/industry/202101/922823.html>。

37. Discover Thomson Reuters(2018)，熱點聚焦:中美打貿易戰 全球養豬業慘遭屠戮，擷取自 2021 年 8 月 22 日，自 <https://www.reuters.com/article/insight-sinuous-trade-war-global-hog-1029-idCNKCS1N30B5>。
38. HEHO 健康電子報(2021)，借鏡防疫模範生紐西蘭！台灣防疫拼圖少了哪一塊？，擷取自 2021 年 8 月 25 日，自 <https://heho.com.tw/archives/186998>。
39. MoneyDJ 理財網新聞(2020)，巴西黃豆售罄導致供應不足 國內黃豆價格創歷史新高，擷取自 2021 年 8 月 24 日，自 <https://www.moneydj.com/KMDJ/news/newsviewer.aspx?a=566d9c7b-ab1a-416f-9c07-7314ee20f973>。
40. Newtalk 新聞(2020)，貿易戰奏效！中國爆買美國玉米大豆 4 月貿易額達 397 億美金，擷取自 2021 年 8 月 17 日，自 <https://newtalk.tw/news/view/2020-06-15/421855>。
41. Reuters Graphics(無日期)，各國豬肉出貨量，擷取自 2021 年 8 月 22 日，自 <https://fingfx.thomsonreuters.com/gfx/editorcharts/USA-TRADE-CHINA-HOGS/0H0014BRE1X2/index.html>。
42. Taiwan Trend Research(2021)，餐飲業發展趨勢，擷取自 2021 年 8 月 21 日，自 <https://www.twtrend.com/trend-detail/food-and-beverage-service-activities-2021/>。

6.2 英文文獻

1. Meyer & von Cramon-Taubadel (2006), "The impact of cross-sectional data aggregation on the measurement of vertical price transmission: An experiment with German food prices" *Agribusiness Papers* No. 505-522.
2. Frey & Manera (2007), "Econometric models of asymmetric price transmission" ,*Journal of Economic Surveys*, Vol 21, Issue 2, Papers No.349-415.
3. Runge & Senauer(2007). "How biofuels could starve the poor." *Foreign affairs*, 86(3):41-53.
4. Elliott, G., Rothenberg, T. and Stock J. (1996). Efficient tests for an autoregressive unit root. *Econometrica*, 64, 813-836.
5. Ng, S. & Perron, P. (2001). Lag length selection and the construction of unit root tests with good size and power. *Econometrica*, 69, 1519-1554.
6. Engle, R. F. and Granger, C. W. J. (1987). Co-Integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing. *Econometrica*, 55, 251-276.
7. Granger, C.W.J. (1986). Developments in the Study of Cointegrated Economic Variables. *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 48, 213-228.
8. Nelson C. R. and Plosser C. I. (1982). Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications. *Journal of Monetary Economics*, 10, 139-162.
9. Johansen, S. (1988). Statistical Analysis of Cointegration Vectors. *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12, 231-254.
10. Gonzalo, J.(1994). Comparison of five alternative methods of estimating long-run equilibrium relationships. *Journal of Econometrics*, 60, 203-233.
11. Phillips, P.C.B. and Hansen, B.E. (1990). Statistical Inference in Instrumental Variables Regression with I(1) Processes, *Review of Economics Studies*, 57, 99-125.