

中國大陸、墨西哥、 日本與美國的貿易收支

Trade Balances of the United States with China, Mexico and Japan

洪淑芬*

Shu-Fen HUNG

摘要

中國大陸、墨西哥、日本是美國貿易逆差主要三大來源國。在川普 (Donald Trump) 政府不但以關稅向中國大陸、墨西哥和日本施壓，迫使增加自美國的進口、減少對美國的出口，並以貨幣操縱者 (currency manipulator) 之名向中、日兩國施壓，以削減美國對中、墨、日三國貿易逆差背景下，本研究的目的是實證檢驗進口、出口、名目匯率和 GDP 等因素如何影響中美、墨美和日美的貿易收支。

實證樣本為 1980 年至 2018 年的年度數據，研究方法包括單根檢定、Johansen 共整合檢定、向量誤差修正模型。結果顯示，出口、名目匯率和美國實質 GDP 對中美貿易收支有正面影響，進口對中美貿易收支是負面影響。墨美貿易收支受到五個變量的顯著影響，但是名目匯率是負向影響。日美貿易收

* 洪淑芬 臺灣國立政治大學國際關係研究中心助理研究員
收稿日期：2020 年 2 月 3 日；通過日期：2020 年 4 月 21 日。

支受到五個變量的顯著影響，但是日本實質 GDP、美國實質 GDP 對日美貿易收支影響並不與理論預期相符。

根據實證結果，有以下結論可以避免或減少中國大陸、墨西哥、日本與美國的貿易爭端。(1) 中國大陸、墨西哥以及日本可以向美國開放更多的國內市場，增加自美國進口，並更多元地開拓美國除外的國際市場，以減少對美國的出口。(2) 人民幣和日元的升值將有助於減輕與美國的貿易順差。(3) 美國應盡力使其產品在中國大陸、墨西哥以及日本市場上更具競爭力，以改善美國的貿易逆差。

關鍵詞

中美貿易收支、日美貿易收支、墨美貿易收支、Johansen 共整合檢定

Abstract

Exports, imports, nominal exchange rates and disposable incomes are important factors affecting trade balances. Given that the major sources of U.S. trade deficits are related to China, Mexico and Japan, the purpose of this study is to examine empirically the impact of five variables, namely, export; import; nominal exchange rate; disposable income in China/Mexico/Japan and in the U.S. and the Sino-U.S., Mexico-U.S. and Japan-U.S. trade balances.

The empirical samples were annual data from 1980 to 2018. The research methods included the unit root test and the Johansen cointegration test. Results showed that exports, nominal exchange rates and the real GDP of the U.S. had a significant positive impact on the Sino-U.S. trade balance, whereas imports had a negative impact on the Sino-U.S. trade balance. The Mexican-U.S. trade balance was significantly affected by these five variables, but the nominal exchange rate was not consistent with theoretical expectations. Although these

five variables also significantly affected the Japan-U.S. trade balance, the impacts of the real GDP of Japan and the real GDP of the U.S. on this trade balance were not consistent with theoretical expectations.

On the basis of the empirical results, the following tactics could avoid or reduce trade disputes with the U.S. if the Trump administration triggered international trade disputes in East Asia and North America. (1) China, Mexico and Japan could expand the number of domestic markets that to accommodate imports from the U.S. and search for additional international markets to reduce exports to the U.S. (2) The appreciation of the Renminbi and the Japanese yen could help alleviate trade surplus with the U.S., as China and Japan had been accused by President Trump of manipulating currencies in favour of their economies. (3) The U.S. should make its products more competitive in the Chinese, Mexican and Japanese markets to improve its trade deficit.

Keywords

Japan-U.S. trade balance, Johansen cointegration test, Mexico-U.S. trade balance, Sino-U.S. trade balance

一 前言

1 研究動機

1.1 川普貿易政策與美國貿易收支逆差

美國川普 (Donald Trump) 總統在 2016 年選舉過程中即多次強調全球貿易環境對美國不公平的論點，並認為其是導致美國貿易收支逆差的主因。¹ 相較於前幾任美國總統的貿易

1 貿易收支 (也稱貿易差額或貿易餘額 [trade balance]) 是一個國家的出口和進口金額在一定時期內的差額。當出口金額大於進口金額，稱為貿易順差，反之，則為貿易逆差。

政策，川普政府的貿易政策更直接強調「美國優先」與「公平貿易」，且更傾向於使用「以牙還牙」的單邊手段，以單邊施壓的方式重新議定美國對外貿易協定，來縮減美國過大的貿易赤字。美國貿易代表署（United States Trade Representative, USTR）於 2017 年 3 月 31 日全面闡述川普政府貿易政策，在「美國優先」（“America First”）的「公平貿易」理念中，提出貿易政策的四大優先事項：貿易政策要維護美國國家主權、嚴格執行美國貿易法、利用槓桿作用打開出口市場、達成更好的貿易協定（United States Trade Representative 2017, 2017 Trade Policy Agenda and 2016 Annual Report）。

多年來中國大陸、墨西哥和日本是美國貿易逆差的前三大來源國。川普政府上任後為了削減美國貿易逆差，遂提出公平貿易政策，威脅對來自於中國大陸、墨西哥和日本的進口商品課徵較高的關稅，以施壓中國大陸、墨西哥和日本增加來自美國的進口、減少對美國的出口，且以貨幣操縱者（currency manipulator）之名（BBC News, 2018），施壓中、日兩國正視美國縮減貿易逆差的訴求，施壓美國的國外工廠回流美國以增加美國人收入，但強勁的美國經濟仍擴大了美國的進口額。根據美國商務部的數據，川普總統前述的強硬貿易政策在執行年餘後，仍未能達成降低美國貿易收支逆差的成效。美國在 2018 年的貨物貿易逆差為 8,786.8 億美元，比 2017 年增加 10.4%，為 2006 年以來的歷史新高。中國大陸、墨西哥和日本分別是美國的第一、二和第四大貿易逆差來源國，逆差金額分別為 4,191.6 億美元（連續兩年創歷史新高，約佔美總逆差額近 50%），815.2 億美元（創歷史新高）和 676.3 億美元。

1.2 川普貿易政策的主要措施與中、墨、日的反應

川普政府就任初期貿易政策主要的措施有：關稅 (Tariffs)、² 重新談判《北美自由貿易協定》(North American Free Trade Agreement, NAFTA)，以及退出跨太平洋夥伴關係協定 (Trans-Pacific Partnership, TPP)。川普認為美國貿易逆差最大的原因來自於關稅稅率的不平等，所以，不但對來自加拿大、墨西哥、歐盟和日本等國的進口鋼鐵和鋁 (Long, 2018)、太陽能電池板和洗衣機徵收關稅 (Swanson and Plumer, 2018)，並且與加拿大、墨西哥和南韓就貿易協議進行重新談判，作為美國縮小貿易差距的途徑。川普積極地利用貿易關稅，已改寫全球貿易協定和關稅慣例。尤其，自 2018 年 7 月以來，川普政府正式對來自中國大陸價值 340 億美元的商品加徵 25% 關稅，代表川普政府對中國大陸關稅政策正式實施 (Swanson, 2018)。而中國大陸的報復措施則在美國加徵關稅措施生效後即行實施，並指控美國違反世界貿易組織 (World Trade Organisation, WTO) 規則，發動了史上規模最大的貿易戰。中美開始互相課徵關稅，可視為中美貿易戰的開端。美國自 2018 年 7 月起，至 2019 年 6 月，對來自中國大陸的 2,500 億美元商品徵收關稅 (該年中對美出口 5,390 億美元)，中國大陸也已對 1,100 億美元的美國產品徵收關稅 (該年美對中出口 1,200 億美元)，美、中兩大經濟體貿易紛爭白熱化。

2 美國貿易法為美國總統提供一定的權力，美國總統可根據調查和其他要求，單方面對貿易對象實施貿易限制，其中包括 1962 年的「貿易擴展法」第 232 條 (Section 232 of the Trade Expansion Act of 1962，以下稱 232 條)，和 1974 年的「貿易法」第 201 條和第 301 條 (Sections 201 and 301 of the Trade Act of 1974，以下稱 201 條和 301 條)。自 1995 年世界貿易組織 (World Trade Organisation, WTO) 成立以來，232 條、201 條和 301 條已很少被用於解決貿易爭議。

2019年8月1日，川普政府因不滿中國政府對美國農產品的購買進程，川普總統在推特（Twitter）宣佈於2019年9月1日起，對總價3,000億美元、還未受先前貿易戰爭波及的「剩餘」中國大陸輸美商品徵收10%的懲罰性關稅。8月5日，人民幣兌美元匯率跌破7關口。同日，美國財政部宣佈將中國大陸列為匯率操縱國。其後，北京宣佈暫停購買美國農產品，並於8月24日宣佈對約750億美元美國商品加徵10%或5%關稅、對美國汽車及其零組件恢復加徵關稅；而美國在次日也增加之前加徵的3,000億美元中國貨品的稅率至15%，以及2,500億中國貨品加徵的25%關稅至30%作為反制。直到2020年1月13日，中美簽署第一階段貿易協議前夕，美國取消對中國匯率操縱國的認定。1月15日美中簽署了第一階段貿易協議，兩國分別減免於貿易戰期間新增的關稅，但相當一部分美國對中國的關稅並未移除，中國承諾兩年進口2,000億美國商品，世界兩大經濟體歷時18個月的貿易戰暫時停火。

除中國大陸之外，因為日本和墨西哥長期以來，不但是美國最主要的貿易夥伴，也是美國主要的貿易逆差來源國，川普在實現「公平貿易」過程中，日本以及墨西哥難以豁免於貿易紛爭之外。尤其，川普上任後首訪日本即嚴詞批判日本在貿易上佔盡便宜，美日雙邊貿易既不公平也不開放，徒令美國蒙受巨額貿易逆差，並於2018年3月對來自日本的鋼鐵和鋁加徵關稅。至2019年10月，美日簽署了日美貿易協定，日本向來重視的汽車工業，避免了向美國出口時被加徵高額關稅及數量限制的待遇，但川普表示此協定並非是一籃子協議，有許多暫時擱置的懸案，仍需進一步談判。美國對墨西哥則重啟北美自由貿易協議（North American Free Trade Agreement, NAFTA）談判，不但採取高壓手段，甚至威脅退出協議，最後，2018年9月，美墨加三國議定《美墨加協定》

(United States-Mexico-Canada Agreement, USMCA)，取代自 1994 年起生效的 NAFTA，希望工廠回流美國，增加美國就業 / 收入。川普宣稱重新訂定《美墨加協定》是「歷史性的」、「全世界最進步的貿易協定」，而且是「美國貿易關係的新模式」(Frankel, 2018)。

2 研究目的

川普最在意的是美國貿易赤字過大，中、墨、日三個主要美國貿易逆差來源國則是川普政府的關注對象。究竟(減少對美國)進口、(增加美國對外)出口、匯率和強勁的經濟(GDP)等如何影響中美、墨美和日美的貿易收支？以致於美國對中國大陸、墨西哥和日本的巨額貿易收支(逆差)未能改善或甚至持續創新高？

本文的目的是探討影響中美貿易收支、墨美貿易收支、日美貿易收支的重要因素。其中，貿易收支是商品進出口貿易間的差額，而出口和進口主要受到可支配收入和名目匯率的影響，因此，本文透過出口、進口、名目匯率、可支配收入等影響貿易收支(餘額)的重要因素，以縱向時間序列，實證檢驗出口、進口、名目匯率、中國大陸 / 墨西哥 / 日本可支配收入、美國可支配收入五個影響因素(變量)在中美貿易收支、墨美貿易收支、日美貿易收支中的影響，以及比較美國對外貿易收支的三個重要逆差國影響因素的差異，乃至由短期不均衡狀態調整至長期均衡的過程，試圖發現出口、進口、名目匯率、中國大陸 / 墨西哥 / 日本可支配收入、美國可支配收入如何影響中美的貿易收支、墨美的貿易收支和日美的貿易收支。

研究方法採用單根檢定、Johansen 共整合檢定(cointegration test)。實證數據因受限於觀察樣本起訖時間以及

某些數據（例如可支配收入或實質 GDP、匯率）並未有月或季度的資料，因此採用 1980 年至 2018 年的年度資料。資料來源是世界銀行、聯合國商品貿易統計數據庫（UN Comtrade 資料數據庫）和經濟合作及發展組織（OECD）等資料庫。

3 本文架構

第一是前言；第二是中國大陸、墨西哥、日本對美國進出口貿易的變化；第三是相關文獻回顧與理論架構；第四是研究方法；第五是實證結果與分析；第六是結論。另外，因為美國在其與香港的貿易關係中並未出現貿易嚴重失衡的情況，甚至享有順差，因此本文的中國大陸貿易數字並不包含香港的貿易數據。

二 中國大陸、墨西哥和日本對美國貿易金額的變化

1 中國大陸對美國的貿易

中國大陸自 1994 年開始持續對全球貿易順差，尤其 2001 年加入世界貿易組織之後，2003 年起，其進口、出口和進出口金額快速增加，進出口總金額和進口分別於 2004 年和 2003 年超越日本，直追美國。其中，中國大陸的出口於 2004 年超越日本，2007 年超越美國，成為世界最大的出口國。又 2010 年中國大陸名目 GDP 超越日本，成為僅次於美國的第二大經濟體。此外，2015 年中國大陸貿易順差達到 6,787.80 億美元的歷史新高，其貿易順差主要來自美國。

中國大陸對美貿易順差始於 1993 年的 63.4 億美元，到 2018 年已達歷史新高的 3,244.3 億美元。2018 年中國大陸對美國出口 4,806.9 億美元也創出口新高，該金額佔中國大陸對

全球總出口的比重高達 19.22%，相對於 1999 年的 21.55% 高點，略為減少，由此顯示，中國大陸對全球的出口持續擴大，同時美國持續為中國大陸很重要的出口對象。

2018 年中國大陸來自美國的進口額 1,562.6 億美元也創進口新高，該金額佔中國大陸自全球進口總額的比重達 7.32%，為 2013 年以來的低點，顯示中國大陸自美國進口不若中國大陸對美國出口重要。自 1993 年至今，中對美出口佔比超越中自美進口佔比，也就是說鄧小平九二南巡後，美國市場就成為中國大陸重要的出口對象。2018 年中國大陸對美國進出口貿易額佔中國大陸總貿易額的 13.74%，相對於 1999 年 17.05% 的高點，顯示美國仍是中國大陸很重要的貿易對象（表 1）。

整體而言，中國大陸進出口貿易金額屢創新高，而且持續高踞世界之冠，又中國大陸對美國出口的佔比持續明顯高於中國大陸自美國進口的佔比，這也是川普總統非常在意中美貿易戰、習近平主席不敢掉以輕心之所在。

2 墨西哥對美國的貿易

美國是墨西哥的第一大貿易夥伴，墨西哥 60% 以上的外貿與美國有關（表 1），2000 年前後，墨對美貿易佔墨總貿易的比重曾高達 80%。

NAFTA（北美自由貿易協議）是墨西哥對美貿易的重要分水嶺。1994 年 1 月 1 日 NAFTA 正式生效前，美國對墨西哥尚有些微的貿易順差，但 1994 年 NAFTA 生效之後，美對墨貿易轉為逆差，且持續擴大。墨西哥對美國出口佔墨西哥出口總額的比重於 2000 年曾高達 88.82%，其前、後 9 年的出口佔比都在 80% 以上，近年出口比重雖有減少，但 2018 年墨西哥對美國出口 3,443.2 億美元，仍佔其出口總額高達 76.49%。

1996年墨西哥自美進口佔總進口的比重曾達到75.59%的高點，之後逐漸下降至2018年的46.59%。1999年墨對美的進出口貿易總額的比重高達80.73%，之後雖有所下降，但仍佔61%以上。2018年墨西哥對美國貿易順差高達1,283.2億美元，可見美國是墨西哥最大的貿易夥伴。

3 日本對美國的貿易

日本與美國的貿易關係比中美貿易發展久遠，甚至自1950年代，日、美就有以紡織品為主的貿易摩擦。1981-2010年日本原為貿易順差國，³出口對象主要為美國和中國大陸。

日本對美國的出口金額從1980年的319.1億美元增加到2018年的1,399.2億美元，然而，日對美的出口佔日本出口總額的比重卻從1980年的24.46%下降為2018年的18.97%，日對美出口金額的高點為2006年的1,472.3億美元，但只佔日本總出口的22.76%。日對美出口佔日本出口總額的比重最高為1986年的38.87%，該年日對美輸出819.3億美元。在2001年（中國大陸加入WTO）之前，日本對美輸出大致呈現增加趨勢，佔日本出口總額的比重約在30%上下，然而，中國加入WTO之

3 其中1994年和1993年的貿易順差分別高達1,220.45億美元和1,206.41億美元。主要出口地區為亞洲及北美；亞洲以亞洲四小龍（臺灣、香港、南韓、新加坡，約21%）及中國大陸（約19%）為主，北美以美國（約20%）為主。自2011年3月福島核災後，日本進口更多的天然氣等燃料，2011年日本貿易轉為逆差324.337億美元，再加上2013年後油價高漲、日圓政策性貶值的背景下，進口金額遠超過出口，使日本巨額的貿易逆差持續到2015年，其中，2014年逆差高達1,220.08億美元，其逆差主要來自中國大陸。2018年下半年，全球汽車市場銷售狀況不佳，亞洲半導體相關設備需求放緩，出口動能轉弱，然而對於美國、俄羅斯、中東地區液化天然氣、原油相關商品需求強勁，日本貿易餘額於2018年出現186.25億美元逆差。

後，日本對美輸出佔日本出口總額的比重，明顯減少（表 1）。

在進口方面，日本自美國的進口，無論是金額或比重都小於日本對美國的出口。進出口貿易總金額上，2004 年以前，日本與美國的進出口貿易總金額佔日本對全球貿易金額的比重均在 20% 以上。日本對美國貿易總額佔日本貿易總額的比重曾於 1986 年達最高的 32.9%，然而，自 2004 年開始，儘管日本對美國的出口和進口金額有所增加，但是，日本對美國進出口貿易總金額佔日本對全球貿易總金額的比重均已下降至 20% 以下。

日本對美國的貿易收支於 2006 年高達 779 億美元，相對於中國大陸對美國貿易收支高點的 3,244.3 億美元相差甚遠，但是，日對美的出口、進口、以及貿易總額，佔日本對全球的出口、進口、以及貿易總額的比重，均比中國大陸對美的出口、進口、以及貿易總額，佔中國大陸對全球的出口、進口、以及貿易總額的比重稍微高些（2018 年的出口比重除外）。

4 美國對中墨日的貿易

根據 2018 年美國人口調查局（United States Census Bureau, USCB）數據，美國的貿易逆差始於 1970 年，1976 年開始持續貿易逆差，初始金額不大，但逐年增加，至 1997 年突破 2,000 億美元。此後，貿易逆差明顯增加，2006 年更創下 8,921.10 億美元的歷史新高，直到 2018 年美國貨物貿易逆差達 8,787 億 200 萬美元，再創貿易逆差新高。中國大陸、墨西哥和日本分別是美國 2018 年的第一、第三和第四大的貿易夥伴，與美國貿易的金額佔美國總貿易金額的比重分別為 15.7%、14.5% 和 5.2%，貿易金額分別為 6,598 億美元、6,115 億美元、2,176 億美元。

1980年代到1990年代日本曾是美國貿易逆差的最大來源國。1981和1982年美國對日本貿易逆差佔美國逆差總額的44%以上，1985年美對日逆差額達497.49億美元，約為1975年的17.9倍，佔美國貿易逆差總額的33.5%。當時，美國除了以經濟手段迫使日本自我限制出口、開放國內市場外，另一方面則以貨幣手段緩解美國對日本的貿易逆差。⁴2018年美國自日本的進口為1,426億美元，佔美國進口總額的5.6%，排名第四；出口到日本750億美元，佔美國出口總額的4.5%，僅次於加、墨和中；美國對日本的貿易逆差金額676億美元，僅次於中、墨、德，是美國貿易逆差第四大來源國。

2018年美國自中國大陸進口金額5,395億美元，佔美國進口總額的21.2%，排名第一；美國出口中國大陸1,203億美元，佔美出口總額的7.2%，排名第三。2018年美國對中國大陸的貿易逆差激增11.7%，從2017年的3,752億美元上升至4,192億美元，連續兩年創美國對中國大陸貿易逆差的歷史新高金額。

2018年美國自墨西哥進口3,465億美元，佔美國進口總額的13.6%，排名第二；對墨出口2,650億美元，佔美國出口總額的15.9%，僅次於加拿大；對墨貿易逆差815億美元，僅次於中國大陸。

4 1985年美國發起「廣場協議」(Plaza Accord)，促使美元對其他主要貨幣匯率穩步下降，以解決美國與他國貿易收支逆差和貿易摩擦的重要工具，日圓則為美國施壓的主要對象。而受「廣場協議」簽訂影響，日圓兌美元匯率相應迅速升值，1987年已升至二戰後最高水準，1988年日圓匯率幾乎飆升到1985年的一倍。

表 1 1980-2018 年中國大陸、墨西哥和日本對美國的貿易

單位：10 億美元 %

國家	中國大陸對美國貿易				墨西哥對美國貿易				日本對美國貿易			
	出口 %	進口 %	總額 %	餘額 10 億美元	出口 %	進口 %	總額 %	餘額 10 億 美元	出口 %	進口 %	總額 %	餘額 10 億美元
1980	5.42	19.64	12.78	-2.85	64.72	61.57	62.97	-1.91	24.46	17.39	20.78	7.34
1981	7.01	21.65	14.35	-3.18	55.29	63.82	60.02	-4.68	25.66	17.69	21.79	13.61
1982	8.07	22.76	14.88	-2.54	52.47	59.76	55.50	2.12	26.40	18.38	22.49	12.36
1983	7.75	12.92	10.29	-1.04	58.41	60.47	59.00	7.58	29.49	19.60	24.91	18.54
1984	9.32	14.78	12.11	-1.52	57.95	62.35	59.35	7.05	35.59	19.75	28.54	33.54
1985	8.55	12.24	10.79	-2.86	60.35	66.60	62.86	3.49	37.62	20.00	30.15	40.58
1986	8.39	10.90	9.85	-2.09	82.29	65.81	75.04	4.93	38.87	23.04	32.90	52.52
1987	7.68	11.19	9.51	-1.81	64.60	64.68	64.63	4.19	36.75	21.18	30.60	53.06
1988	7.13	11.98	9.74	-3.23	65.92	66.67	66.30	-0.89	34.05	22.54	29.28	47.98
1989	8.34	13.30	10.96	-3.45	70.13	68.23	69.14	-0.95	34.21	23.02	29.36	45.70
1990	8.47	12.25	10.21	-1.28	69.34	66.11	67.57	-2.99	31.66	22.45	27.52	38.28
1991	8.61	12.54	10.46	-1.81	79.50	73.93	76.37	-6.60	29.27	22.66	26.44	38.57
1992	10.04	10.87	10.45	-0.30	81.10	71.27	75.23	-11.24	28.45	22.62	26.08	44.02
1993	18.51	10.26	14.14	6.34	83.30	71.20	76.26	-8.08	29.47	23.14	26.94	50.95
1994	17.72	12.08	14.96	7.44	85.31	71.85	77.38	-10.77	30.03	22.99	27.14	55.63
1995	16.61	12.20	14.54	8.62	83.57	74.52	79.04	7.08	27.53	22.57	25.39	46.15
1996	17.68	11.64	14.79	10.55	84.02	75.59	79.75	6.28	27.50	22.85	25.36	33.28
1997	17.90	11.46	15.08	16.45	85.60	74.84	79.98	4.13	28.09	22.43	25.57	42.41
1998	20.68	12.11	16.97	21.00	87.92	74.49	80.67	0.73	30.85	24.04	27.99	52.20
1999	21.55	11.76	17.05	22.51	88.27	74.15	80.73	4.60	31.04	21.73	27.08	62.67
2000	20.94	9.94	15.72	29.82	88.82	72.51	80.19	12.21	30.10	19.10	25.24	71.50
2001	20.39	10.77	15.80	28.17	87.43	67.56	76.83	15.85	30.41	18.25	24.77	58.99
2002	21.51	9.22	15.67	42.81	88.11	63.18	75.00	28.95	28.84	17.38	23.71	61.61
2003	21.14	8.22	14.87	58.72	87.57	61.79	74.08	32.61	24.87	15.64	20.74	57.49
2004	21.09	7.98	14.72	80.44	87.51	56.32	71.11	47.05	22.73	13.98	18.83	65.00
2005	21.43	7.42	14.93	114.35	85.68	53.45	68.82	57.90	22.86	12.70	18.15	70.55
2006	21.04	7.49	14.95	144.57	84.75	50.90	67.13	73.67	22.76	11.98	17.67	77.90
2007	19.15	7.32	13.95	163.18	82.07	49.49	65.01	75.29	20.38	11.62	16.30	73.31
2008	17.69	7.22	13.06	171.06	80.16	49.05	63.70	73.11	17.77	10.36	14.11	59.96
2009	18.42	7.75	13.56	143.61	80.58	47.97	63.64	65.92	16.42	10.96	13.76	34.86
2010	17.97	7.31	12.97	181.72	79.97	48.10	63.49	84.98	15.65	9.95	12.95	51.46
2011	17.10	6.84	12.20	205.69	78.53	49.70	63.67	89.61	15.53	8.91	12.16	51.60
2012	17.20	7.08	12.44	223.90	77.63	49.93	63.38	91.63	17.79	8.83	13.08	63.82
2013	16.69	7.54	12.40	222.03	78.80	49.12	63.50	100.94	18.81	8.64	13.34	62.46
2014	16.95	7.85	12.80	242.96	80.21	48.82	64.00	111.37	18.92	8.99	13.55	57.51
2015	18.01	9.04	14.31	265.92	81.16	47.26	63.40	110.85	20.23	10.54	15.30	58.05
2016	18.24	8.54	14.10	254.05	80.91	46.38	62.85	112.30	20.22	11.42	15.96	61.13
2017	19.02	8.46	14.32	278.81	79.84	46.28	62.35	120.65	19.35	11.00	15.26	61.24
2018	19.22	7.32	13.74	324.43	76.49	46.59	61.31	128.32	18.97	11.18	15.02	55.35

註：餘額 = 出口金額 - 進口金額。負號「-」表示中、墨、日對美國貿易逆差。

出口 % = 中、墨、日三國各別對美國出口額 / 中、墨、日三國各別對全球總出口 * 100。

進口 % = 中、墨、日三國各別自美國進口額 / 中、墨、日三國各別自全球總進口 * 100。

總額 % = 進出口總額 % = 中、墨、日三國各別對美國進出口總額 / 中、墨、日三國各別對全球總進出口 * 100。

資料來源：國際貨幣基金組織線上圖書館數據庫 (International Monetary Fund, IMF eLibrary), <http://data.imf.org/regular.aspx?key=61013712>

聯合國商品貿易統計數據庫 (UN comtrade), <https://comtrade.un.org/data/>

三 文獻回顧

追求更多更好的貿易收支是許多國家的貿易目標，尤其是日本和中國大陸等以出口為導向的東亞國家。在全球產業鏈尚未形成之前，國家通常以追求貿易收支順差為目標，但是在全球價值鏈（Global Value Chain）形成後，中間產品多次跨境貿易及重複計算，使得傳統的貿易統計已經無法準確地呈現各國真實的貿易狀況，貿易收支逆差與經濟成長也可能同時存在（張博欽，2014）。有關貿易收支的研究有許多，但是每個研究的結果和結論都不盡相同。

1 貿易與匯率相關文獻

匯率反映不同貨幣之間的價格比較，在國際貿易中，匯率的波動直接表現為不同國家貨幣購買力的相對變化，進出口商品的成本和價格都由於匯率的傳導而出現波動，所以，匯率變動對國際貿易收支的重要影響普遍受到研究者關注。Gustav Cassel（1866-1945）在其1922年出版的《1914年以後的貨幣與外匯》一書中，提出購買力平價理論（Theory of Purchasing Power Parity）：兩國貨幣的購買力比率為決定匯率價格的主要基礎，Cassel的理論奠定了匯率與貿易收支關係研究的基礎。一般認為，當匯率變動時，以外幣表示的出口商品價格和以本幣表示的進口商品價格也將隨之變動，而價格的相對變動又將引起進出口商品供求關係的變動。例如，當本幣貶值時，出口商品因成本等原因使其外幣價格下降，外國對本國產品的需求增加；同時，本國從外國進口商品的本幣價格上升，本國需要花更多的本幣來進口外國產品，於是進口需求下降，結果是本幣貶值導致貿易順差，使國際收支改善；反之，當本幣升值時，出口商品的外幣價格上升，出口需求減少，而進口產品的

本幣價格下降，進口需求增加，升值導致貿易逆差，國際收支變差。然而，在匯率和國際貿易關係實證檢驗中，矛盾或不明確的實證結論表明，匯率變動對貿易收支的影響是不確定的。因此，不斷有研究從理論上解釋匯率與國際貿易的關係，相關理論也不斷發展。

任兆璋、寧忠忠（2004）的分析顯示，人民幣實際匯率與中美貿易差額不具有共整合關係（任兆璋、寧忠忠，2004：頁29–34）。鄧佳佳（2012）研究人民幣匯率和中美貿易差額的關係，分析人民幣升值是否能減少美國對中國大陸的貿易逆差。結果顯示，人民幣匯率波動對中美貿易差額沒有影響，中美的巨額貿易順差並非因人民幣匯率被低估造成。人民幣升值無法減少中對美貿易順差的主因：一是受中美貿易商品結構的影響，中國大陸對美國的貿易主要為加工貿易，且商品的價格需求彈性比較小，所以人民幣升值對中國大陸出口影響有限。二是中國大陸自身比較優勢的影響，因中國大陸人力的比較優勢短期內不會消失，所以目前由中國大陸加工、美國消費的貿易形態，短期內很難調整。三是美對中貿易限制的影響，使得人民幣升值無法大大提升美國對中國大陸的出口（鄧佳佳，2012）。

Ng et al.（2008）透過單根檢定、共整合分析和向量誤差修正模型等，實證檢驗馬來西亞實際匯率與貿易餘額之間的關係。結果是貿易收支與匯率存在長期關係，由此顯示，實質匯率是貿易餘額的重要變數（Ng, Har and Tan, 2008: pp. 130–137）。

江朝宗（2011）認為臺灣的經濟發展中，外貿是非常重要的環，尤其對美貿易更是重要，所以採用 ADF 單根檢定和 VAR 模型，針對實質所得、相對價格和匯率，實證分析臺灣與美國的貿易關係。結果顯示，美國的實質所得、臺灣的出口

匯率，對臺灣出口到美國有顯著影響；臺灣的進口匯率和實質所得，對臺灣來自美國進口也有影響（江朝宗，2011）。該研究只針對臺美的貿易關係，並未有臺灣與其他的主要貿易關係的結果。

Schaling and Kabundi (2014) 以 1994 年至 2011 年的季度數據進行實證分析，結果顯示，從長期來看，淨出口是由較弱的實際有效匯率推動的，但是短期則不存在這種效應，因此，實證結果支持南非貿易餘額與匯率之間具有 J 曲線效應 (Schaling and Kabundi, 2014: pp. 601–608)。Yusoff and Sabitu (2015) 考察東協 (Association of Southeast Asian Nations, ASEAN) 各國與中國大陸在雙邊出口貿易中，匯率波動性、中國大陸實質 GDP、實際匯率的影響。結果顯示，這些變量的系數具有預期的符號並具有統計學意義。具體而言，若匯率波動率上升 1%，出口下降 0.21%；若實際匯率貶值 1%，出口增加 1.12%；當中國大陸的實際 GDP 增加 1%，東協對中國大陸出口增加 1.86 (Yusoff and Sabitu, 2015: pp. 479–482)。

Chaudhary et al. (2016) 採用自我迴歸遞延模型邊界檢定 (Autoregressive distributed lag bounds test, ARDL)，以共整合分析和誤差修正模型，探討南亞和東南亞主要的經濟體，於 1979-2010 年進口、出口與匯率之間的關係。結果顯示，一半以上的樣本國家在匯率與出口之間具有長期關係，匯率和進口的長期關係只存在於一個樣本國家，而大多數的樣本國家則未能發現變量之間具有顯著的短期關係 (Chaudhary, Hashmi and Khan, 2016: pp. 85–93)。Shah and Majeed (2014) 使用共整合分析和誤差修正的自我迴歸遞延模型邊界檢定 (ARDL) 檢驗巴基斯坦於 1980 年至 2011 年期間，貿易餘額、收入、貨幣供應和實際有效匯率之間的長期和短期關係。結果顯示，貿易餘額、收入、貨幣供應和實際有效匯率之間具有穩定的長期關

係，尤其是實際有效匯率的增加對貿易餘額產生負面影響。此外，貨幣供應是貿易餘額長期的決定因素，而不是短期的決定因素；同時，透過衝擊反應函數（impulse response function）與變異數分解（variance decomposition）分析發現，貿易餘額和有效實際匯率與收入有長期關係。

楊家明（2015）以向量自我迴歸模型，輔以 Granger 因果關係檢定、衝擊反應函數及變異數分解，探討於 1989 年至 2014 年期間，在浮動匯率制度下，匯率變動對臺灣進出口之影響。實證結果發現，匯率變動對進出口市場的影響並不完全符合理論預期，主要因為臺灣仰賴進口中間財貨的投入，以供出口，最終導致財貨導向為主的經貿形態，所以當台幣升值，出口市場首當其衝受到匯率負面影響，再連帶影響臺灣進口，甚至對臺灣經濟成長造成負面影響（楊家明，2015）。Ousseini and Aboubacar（2017）實證估計西非經濟和貨幣聯盟（West African Economic and Monetary Union, WAEMU）八個會員國於 1980 年至 2013 年間，其貨幣供應量（M2）、實際匯率、收入、通貨膨脹、投資和家庭消費支出對貿易和經常帳戶餘額的影響。結果顯示，貨幣供應量和家庭消費支出與貿易餘額有顯著的負向關係，實際匯率、收入和通貨膨脹與貿易餘額有顯著的正面關係，又實際匯率，收入和家庭消費支出也對經常帳戶產生積極影響，而外商直接投資（foreign direct investment, FDI）對其貿易餘額則沒有顯著的影響（Ousseini and Aboubacar, 2017: pp. 834–861）。

以上這些文獻對於影響貿易的相關因素研究上，都提供了某種程度的參考方向。然而，由於探討的重點、研究方法、經濟變量的選擇以及樣本區間的不同，匯率對進出口貿易的影響，目前仍然尚未形成統一的結論。同時，有關貿易的研究上，應可透過擴展其他一些國家或總體經濟變量，如貿易收支

(差額)、出口、進口或可支配所得，來記錄更全面的結果。

2 理論框架

在經濟理論中，一個國家的貿易收支主要受出口和進口的影響。為了更清楚了解出口和進口對貿易收支的影響，本文引入了可支配收入和名目匯率，以分析進口貿易和出口貿易對貿易收支的影響。

2.1 出口貿易方面

一國的出口有兩個主要決定因素：一是一國的外國可支配收入。具體而言，如果外國可支配收入達到較高水準，對（一國）國內商品的需求將會增加，所以，外國將從一國國內進口貨物，一國國內的出口將會增加。相反，如果國外可支配收入處於較低水準，對（一國）國內商品的需求將會降低，所以，一國國內出口將減少。出口的另一決定因素是名目匯率，名目匯率將反映在國內商品在外國市場的相對價格上。如果國內商品的價格低於外國商品的價格，國內商品的需求將會增加，所以一國的出口會比以前多。相反地，如果一國國內商品的價格高於外國商品的價格，一國國內商品的需求將會減少，那麼，一國的出口將會減少。出口需求函數可以數學式表示為：

$$EX = \alpha_0 + \alpha_1 DI^f + \alpha_2 NER + \varepsilon_\alpha \quad (1)$$

此處 EX 代表出口， DI^f 代表外國可支配收入， NER 代表名目匯率， ε_α 代表白噪音， α_0 代表常數項， α_1 和 α_2 是估計的系數。

2.2 進口貿易方面

一國的進口有兩個主要決定因素：一是一國的可支配收入。當一國的可支配收入達到較高水準時，對外國商品的需求將會增加；相反地，如果一國的可支配收入處於較低水準時，對外國商品的需求將減少。另一個進口的決定因素是名目匯率，名目匯率將反映在外國商品在國內市場的相對價格上。如果外國商品的價格低於國內商品的價格，則對外國商品的需求會增加；相反地，如果外國商品的價格高於國內商品的價格，則對外國商品的需求會減少。進口需求函數可以數學式表示為：

$$IM = \beta_0 + \beta_1 DI^d + \beta_2 NER + \varepsilon_\beta \quad (2)$$

此處 IM 代表進口， DI^d 代表國內可支配收入， NER 代表名目匯率， ε_β 代表白噪音， β_0 代表常數項， β_1 和 β_2 是估計的系數。

(1) 減去 (2) 得：

$$BT = EX - IM = (\alpha_0 - \beta_0) + \alpha_1 DI^f - \beta_1 DI^d + (\alpha_2 - \beta_2) NER + \varepsilon_\alpha - \varepsilon_\beta \quad (3)$$

將等式 (3) 重新寫為：

$$BT = \gamma_0 + \gamma_1 DI^f + \gamma_2 DI^d + \gamma_3 NER + \varepsilon_\gamma \quad (4)$$

此處 BT 代表貿易收支， DI^f 代表外國可支配收入， DI^d 代表國內可支配收入， NER 代表名目匯率， $\varepsilon_\gamma = \varepsilon_\alpha - \varepsilon_\beta$ 代表白噪音， $\gamma_0 = \alpha_0 - \beta_0$ 代表常數項， γ_1 和 γ_2 都是估計的系數， $\gamma_1 = \alpha_1$ ， $\gamma_2 = -\beta_1$ 。

因此，由以上數學式 (1)、(2)、(3) 和 (4) 顯示，出口、

進口、匯率、外國可支配收入和國內可支配收入，均是影響貿易收支的重要因素。其與貿易收支的理論預期正「+」、負「-」關係分別為：出口是正「+」向關係、進口是負「-」向關係、匯率是正「+」向關係、國內可支配收入是負「-」向關係、外國可支配收入是正「+」向關係。

四 研究方法與變數

1 研究目標與研究方法

本研究利用實證檢驗影響貿易收支的五個主要變量：出口、進口、名目匯率、中國大陸/墨西哥/日本的可支配收入、美國的可支配收入，在中國大陸、墨西哥、日本對美國貿易收支的影響。貿易收支等於出口減去進口，因此，實證的貿易收支理論模式是上述的(3)式，化簡之後得到的(4)式。研究方法採用時間序列的 ADF 單根檢定、Johansen 共整合檢定 (co-integration test)，以及向量誤差修正模式。

2 樣本、資料來源與處理

本文樣本大小受限於資料庫提供的樣本起訖時間與樣本的一致性，採用不同來源的數據，並選擇 1980 年至 2018 年年度資料，共計 39 筆觀察值。出口、進口金額和貿易收支(出口減進口)來自國際貨幣基金組織的線上圖書館 (International Monetary Fund, IMF eLibrary) 數據庫。考量到美國對三個國家匯率數據資料的完整與一致性，所以本文採用名目匯率，名目匯率來自經濟合作暨發展組織 (Organization for Economic Co-operation and Development, OECD) 數據庫。由於很難找到中國大陸、墨西哥、日本和美國的可支配收入，所以本文以實

質 GDP 取代四國的可支配收入，中國大陸、墨西哥、日本、美國的 GDP 平減物價指數和 GDP 的數據來自世界銀行。考量到異質變異 (heteroscedasticity) 問題，所以所有變量都採取對數。本研究使用 Eviews 9.0 軟體完成各項統計分析，變數代號與變數說明如表 2。

表 2 變數代號與說明

變數名稱	變數代號	變數說明
出口金額	logEXC	中國大陸對美國出口金額
	logEXJ	日本對美國出口金額
	logEXM	墨西哥對美國出口金額
進口金額	logIMC	中國大陸自美國進口金額
	logIMJ	日本自美國進口金額
	logIMM	墨西哥自美國進口金額
貿易餘額	logBTC	中國大陸對美國貿易差額 (出口金額 - 進口金額)
	logBTJ	日本對美國貿易差額
	logBTM	墨西哥對美國貿易差額
名目匯率	logNERC	人民幣對美元匯率 (人民幣 / 美元)
	logNERJ	日圓對美元匯率 (日圓 / 美元)
	logNERM	墨西哥披索對美元匯率 (墨西哥披索 / 美元)
中國大陸的實質 GDP	logCGDP	中國名目 GDP / 平減指數 *100
美國的實質 GDP	logUGDP	美國名目 GDP / 平減指數 *100
日本的實質 GDP	logJGDP	日本名目 GDP / 平減指數 *100
墨西哥的實質 GDP	logMGDP	墨西哥名目 GDP / 平減指數 *100

資料期間：1980 年至 2018 年

資料類型：年資料

3 單根檢定 (unit root test)

時間序列變數往往具有非定態 (non-stationary) 性質，實證分析前須先確認資料是否為定態 (stationary)，⁵ 因為若直接對非定態的變數進行分析，容易有偏誤及虛假迴歸 (spurious regression) 的問題 (Granger and Newbold, 1974: pp. 111–120)，使得檢驗結果不具意義。判斷資料是否為定態的方法，本研究採用 ADF (augmented Dickey-Fuller) 單根檢定，⁶ 無單根為定態數列，若有單根則為非定態時間序列，透過取一階差分 (first order difference) 處理成為定態時間序列，此差分後定態 (difference stationary) 時間序列則可進行後續的分析。

ADF (Augmented Dickey-Fuller) 單根檢定法有三種不同的迴歸方程式，分別為：

(1) 不含截距項與時間趨勢項 (Trend)：

$$\Delta X_t = \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (5)$$

(2) 含截距項 (Drift)：

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (6)$$

5 定態與非定態時間序列的差別在於，定態時間序列之長期預測將收斂之無條件的平均值和數列具有未隨時間變動之條件變異數，而非定態時間序列的平均值和變異數會隨時間的變動而改變。

6 ADF 單根檢定的特點是在原始的 D (Dickey & Fuller, 1979 檢定迴歸式中加入 p 期的因變數遞延落後 (lagged) 項 (Dickey and Fuller 1979)，以修正 DF 方程式中假設誤差項不存在自我相關 (serial correlation)，而忽略移動平均項所造成的白噪音 (white noise) 問題。若 e_t 為一圍繞在零附近的一個隨機變數，變異數為固定，且具有本期的資料與前期資料無關的特性，即 $E(\varepsilon_t, \varepsilon_s) = 0$ ($t \neq s$)，如此的數列，一般稱為白噪音 (white noise)。簡言之，若一時間序列變數符合三個定義：(a) 期望值為 0，(b) 變異數為固定常數，(c) 自我共變數 (autocovariance) 也為零，則此變數即可稱為白噪音 (white noise) Dickey, D.A. and Fuller, W.A. (1979), "Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root," *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366): 427–431.

(3) 含截距項與時間趨勢項：

$$\Delta X_t = \alpha_0 + \alpha_1 X_{t-1} + bt + \sum_{j=1}^k \beta_j \Delta X_{t-j+1} + \varepsilon_t \quad (7)$$

當虛無假設： $H_0: \alpha_1 = 0$ ，則迴歸模式具有單根，該變數為非定態資料；反之，當拒絕虛無假設時，則此序列為定態時間序列，稱為 $I(0)$ 序列。

實際上，測試序列的正確順序是從 (7) 式，然後是 (6) 式到 (5) 式。任何拒絕虛無假設的檢定，都意味其原始序列為定態時間序列。只要任何模式的一個結果拒絕虛無假設，原始假設即可視為定態。當三個模式的所有檢定結果都不拒絕原假設時，原始序列被視為非定態。

4 共整合檢定 (co-integration test)

共整合檢定的目的是要檢測非定態變數之間是否具有長期均衡的關係 (long term equilibrium relationship)。Engle & Granger (1987) 提出共整合概念以解決經濟變數之時間序列若不符合定態時，傳統的統計檢定方法，所造成假性迴歸的偏誤以及差分的缺點。Engle & Granger 指出，共整合允許短時間變數有各自發展的趨勢，但長期而言，因各變數長期移動形態相似，使其長期趨勢某程度上會相互抵消，回到均衡水準，此即共整合 (Engle & Granger, 1987: pp. 251–276)。

共整合分析中，對於三個或以上的變量一般採用 Johansen (1991) 的最大概似估計法 (maximum likelihood method)。Johansen 運用最大概似估計量的概念提出最大特徵根 (Maximum Eigen Value) 和軌跡檢定 (Trace Statistic) 兩種方法來檢定共整合關係 (Johansen, 1991: pp. 1551–1580)，因為最大概似估計法可以找出一組以上的共整合向量關係，本文的模型分析包含六個變量，所以採用 Johansen 的最大概似估計法。

五 實證結果與分析

鑑於資料定態與否將影響所採用的計量方法，經由本研究的初步測定，發現貿易收支與出口、進口、匯率、中國大陸 / 墨西哥 / 日本的實質 GDP 變數呈現非定態，因此依共整合定義，變數之間有共移趨勢的共整合關係，須以誤差修正的多變量向量自我迴歸模型分析之。

1 單根檢定

為檢測出口、進口、匯率、中國大陸 / 墨西哥 / 日本的實質 GDP、美國實質 GDP 五變量在中美、墨美、日美貿易收支中是否具有長期的關係，本文分別對各個變量進行 ADF 單根檢定，以檢定確認各數列的整合階次 (order integration)。如同前述，測試序列的正確順序是從有截距項和趨勢項的 (7) 式開始，然後是只有截距項的 (6) 式，再到無趨勢項與截距項的 (5) 式。只要 (5)、(6)、(7) 三式中任何模式的一個結果拒絕虛無假設，原始假設即可視為定態序列。

有截距項和趨勢項的 ADF 單根檢定結果 (表 3) 顯示，中國對美國貿易收支在水準項下，所有變量均無法拒絕有單根的虛無假設；而將變數一階差分之後，除了中國大陸實質 GDP 在 10% 顯著水準、美國實質 GDP 在 5% 顯著水準下，拒絕有單根之虛無假設之外，其餘所有變數，在 1% 顯著水準下，均拒絕有單根之虛無假設，成為定態數列，因此，所有的數列均為一階整合數列。

日本對美國貿易收支、出口、進口、匯率、日本實質 GDP、美國實質 GDP 變量的有截距項和趨勢項的 ADF 單根檢定結果如表 4。結果顯示，在 1% 顯著水準下，所有變量均無法拒絕有單根的虛無假設；將變數一階差分之後，在 1% 顯著

水準下，所有變數均拒絕有單根之虛無假設，成為恆定數列，因此，得到所有的數列均為一階整合數列（表 4）。

墨西哥對美國貿易收支、出口、進口、匯率、墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 變量的有截距項和趨勢項的 ADF 單根檢定結果如表 5。結果顯示，在 1% 顯著水準下，所有變量均無法拒絕有單根的虛無假設；將變數一階差分之後，在 1% 顯著水準下，所有變數均拒絕有單根之虛無假設，成為定態數列，因此，所有的數列均為一階整合數列（表 5）。

表 3 中國大陸對美國貿易收支單根檢定結果——趨勢項與截距項

變數	水準項			一階差分項		
	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.
LogEXC	-0.239436	-4.219126	0.9897	-5.025171	-4.226815	0.0012***
LogIMC	-2.916462	-4.219126	0.1689	-5.999009	-4.226815	0.0001***
LogBTC	-1.209467	-4.219126	0.8942	-4.854571	-4.226815	0.0020***
LogNERC	-1.737431	-4.219126	0.7147	-5.525627	-4.226815	0.0003***
LogCGDP	-1.681786	-4.226815	0.7393	-3.213861	-4.226815	0.0974*
LogUGDP	-2.892638	-4.226815	0.1763	-3.989795	-4.226815	0.0178**

註：1 以 Schwarz Bayesian information criterion (SBC) 作為選擇標準。

2 *** 代表在 1% 顯著水準，** 代表在 5% 顯著水準下，* 代表在 10% 顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設，表示呈現定態。

表 4 日本對美國貿易收支單根檢定結果——趨勢項與截距項

變數	水準項			一階差分項		
	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.
LogEXJ	-2.726311	-4.219126	0.2324	-4.416791	-4.252879	0.0067***
LogIMJ	-1.484031	-4.219126	0.8177	-5.999009	-4.226815	0.0013***
LogBTJ	-0.115546	-4.219126	0.9284	-4.879113	-4.252879	0.0021***
LogNERJ	-2.255320	-4.226815	0.4466	-4.586487	-4.226815	0.0040***
LogJGDP	-1.673744	-4.219126	0.7433	-5.169595	-4.226815	0.0008***
LogUGDP	-2.892638	-4.226815	0.1763	-3.989795	-4.226815	0.0178***

註：1 以 Schwarz Bayesian information criterion (SBC) 作為選擇標準。

2 *** 代表在 1% 顯著水準，** 代表在 5% 顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設，表示呈現定態。

表 5 墨西哥對美國貿易收支單根檢定結果——趨勢項與截距項

變數	水準項			一階差分項		
	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.	T-statistic	1% Test Critical Value	Prob.
LogEXM	-0.681249	-4.219126	0.9674	-5.145657	-4.226815	0.0009***
LogIMM	-1.291091	-4.219126	0.8751	-4.902074	-4.226815	0.0017***
LogBTM	-2.317090	-4.219126	0.4151	-5.956263	-4.226815	0.0001***
LogNERM	-2.942393	-4.219126	0.1614	-4.219362	-4.226815	0.0102**
LogMGDP	-0.482628	-4.219126	0.4979	-6.703124	-4.226815	0.0000***
LogUGDP	-2.892638	-4.226815	0.1763	-3.989795	-4.226815	0.0178***

註：1 以 Schwarz Bayesian information criterion (SBC) 作為選擇標準。

2 *** 代表在 1% 顯著水準，** 代表在 5% 顯著水準下，拒絕存在單根的虛無假設，表示呈現定態。

2 共整合檢定

2.1 Lag 期數選擇

進行 Johansen 共整合檢定時，先要決定每個序列模式的最適落後期數。本文採用貝氏準則 (Schwarz Bayesian information criterion, SBC) 最小，來選出配適度最佳的落後期數，使模型的殘差項為白噪音，消除殘差項的自我相關。由於 Johansen (1988) 最大概似估計法共整合檢定，是以 VAR 模型為基礎 (Johansen, 1988: pp. 231–254)，因此，以 VAR 計算落後期模式之 SBC 數值發現 (表 6)，中國大陸對美國貿易收支之間，SBC 值 2 期為最小，落後期為 2 期；墨西哥對美國貿易收支之間，SBC 值 3 期為最小，落後期數為 3 期；日本對美國貿易收支之間，SBC 值均為 1 期最小，落後期數選擇 1 期。

確定各模型之最適落後期數後，接着，以最大特性根 (Eigenvalue) 檢定與軌跡 (Trace) 檢定來決定變數間是否具有共整合關係，且進一步確定共整合向量數目。

表 6 各落後期數對應之 SBC 值

落後期數	中國大陸對美國 貿易收支	墨西哥對美國 貿易收支	日本對美國 貿易收支
0	-0.573512	1.900744	-12.03433
1	-12.07557	-8.309677	-19.91687*
2	-12.17505*	-9.232840	-19.01419
3	-11.48583	-10.87196*	-17.59902

註：* 代表最適落後期數

2.2 中國大陸對美國貿易收支共整合檢定

在中國大陸對美國貿易收支、出口、進口、匯率（人民幣/美元）、中國大陸實質 GDP、美國實質 GDP 等變量均為 I(1) 非恆定時間序列條件下，透過 Johansen 共整合檢定各變量之間的長期關係。

2.2.1 軌跡檢定與最大特性根檢定

從表 7 中國大陸對美國貿易收支軌跡（Trace）共整合檢定，以及表 8 最大特性根（Maximum Eigenvalue）共整合檢定的結果顯示，在 5% 顯著水準下，p 值均無法拒絕最多存在五個共整合關係的虛無假設。因此，中國大陸對美國貿易收支、出口、進口、匯率、中國實質 GDP、美國實質 GDP 之間存在共整合關係。也就是說，六個變數之間具有長期均衡的關係。

表 7 中國大陸對美國貿易收支軌跡共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	軌跡統計量	5% Critical Value	Prob. **
0 組 *	0.858276	229.6268	103.8473	0.0000
最多 1 組 *	0.823724	159.2874	76.97277	0.0000
最多 2 組 *	0.709622	96.80200	54.07904	0.0000
最多 3 組 *	0.527959	52.28541	35.19275	0.0003
最多 4 組 *	0.385336	25.26058	20.26184	0.0094
最多 5 組	0.193462	7.740143	9.164546	0.0925

軌跡檢定顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在五個共整合關係。

* 表示在 5% 顯著水準下拒絕虛無假設。以下表 8、表 11、表 12、表 15、表 16 同。

表 8 中國大陸對美國貿易收支最大特性根共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	最大特性根統計量	5% Critical Value	Prob. **
0 組 *	0.858276	70.33941	40.95680	0.0000
最多 1 組 *	0.823724	62.48538	34.80587	0.0000
最多 2 組 *	0.709622	44.51659	28.58808	0.0002
最多 3 組 *	0.527959	27.02483	22.29962	0.0101
最多 4 組 *	0.385336	17.52043	15.89210	0.0275
最多 5 組	0.193462	7.740143	9.164546	0.0925

最大特性根檢定顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在五個共整合關係。

依據 Johansen 共整合檢定的估計結果，在共整合向量中，將中國大陸對美國貿易收支變數的系數予以標準化 (standardisation) 後，中國大陸對美國貿易收支、出口、進口、匯率 (人民幣 / 美元)、中國實質 GDP、美國實質 GDP 估計的共整合方程式 (8) 可表示如下：

$$\log TBC = 3.799^{***} \log EXC + 5.148^{**} \log IMC + 2.462^* \log NERC + 2.747 \log CGDP + 31.366^{**} \log UGDP - 153.763 \quad (8)$$

[-2.67413] [2.19840] [-1.75147] [-0.99569] [-2.24826]

理論預期符號 (+) (-) (+) (-) (+)

- () 括號中的數字表示的是各個共整合系數估計值的 t 值。
 () 括號中的正「+」負「-」符號代表理論模式中，預期該變數與貿易收支之正負關係。
 *** 代表在 1% 顯著水準下，** 代表在 5% 顯著水準下，* 代表在 10% 顯著水準下，拒絕虛無假設。
 1%、5%、10% 之顯著水準臨界值分別為 ± 2.61 、 ± 1.98 、 ± 1.66 。

以下共整合方程式 (15)、共整合方程式 (22) 同共整合方程式 (8) 是中美貿易收支與各影響變量之間的長期均衡關係式，代表的是每個變量在中國大陸對美國貿易收支的具體影響。在 10% 顯著水準下，中國大陸對美國出口增加 1% 可帶來中對美貿易餘額增加 3.799%，名目匯率（人民幣 / 美元）增加（人民幣貶值）1% 可以使貿易收支增加 2.462%，美國可支配收入增加 1% 會導致貿易收支增加 31.366%。中國大陸自美國進口增加 1% 可導致貿易收支減少 5.148%。中國可支配收入估計的 t 值顯示，此估計變數的影響是不顯著的。因此，對中美貿易餘額影響的大小依序是，美國可支配收入、進口、出口、匯率。

表 9 中美貿易收支一組標準化之共整合

<i>TBC</i>	<i>EXC</i>	<i>IMC</i>	<i>NERC</i>	<i>CGDP</i>	<i>UGDP</i>	<i>C</i>
1	-3.799003	5.148151	-2.462048	-2.747251	-31.36590	237.4384
	(1.42065)	(2.34177)	(1.40570)	(2.75914)	(13.9512)	(92.3538)
		[2.19840]	[-1.75147]	[-0.99569]	[-2.24826]	
	[-2.67413] ***	**	*		**	[2.57097]

註：1 未括號為估計之系數，() 表示括號內之數字為標準差。[] 表示括號內之數字為檢定統計量 t 值。
 2 *，**，*** 分別表示 10%，5%，1% 顯著水準，拒絕虛無假設。
 3 10%、5% 和 1% 之顯著水準臨界值分別為 ± 1.66 、 ± 1.98 和 ± 2.61 。
 4 以下表 13 和表 17 的註同此。
 資料來源：本研究整理

2.2.2 向量誤差修正模型

依據 Granger 表述定理 (Granger representation theorem) (Engle and Granger, 1987)，當一組 I(1) 變數間存在長期均衡 (共整合) 關係，則必存在一個向量誤差修正模型 (Vector Error Correction Model, VECM) 與之對應，並可進一步以誤差修正模型作為分析各相關右邊變數對左邊變數之影響效果。⁷ 這是模型為了使時間數列資料具恆定 (stationary) 特性，對原始資料直接進行差分處理以避免虛假迴歸，而使模型遺漏有關變數之長期均衡關係，所以在估計上需透過加入誤差修正項 (error correction term) 的誤差修正模型加以估計，代表解決短期線性組合偏離長期均衡的一種離差資訊所產生之偏誤估計。

中美貿易收支的六條 VECM 方程式在 5% 顯著水準下的各別估計結果如下：

第一條方程式

$$\Delta TBC_t = -0.1627EC_{t-1} + 0.877\Delta TBC_{t-1} - 4.837\Delta EXC_{t-1} + \dots - 17.314\Delta CGDP_{t-2} - 31.33\Delta UGDP_{t-2} \quad (9)$$

檢定結果顯示式 (9)， ΔTBC_{t-1} 、 ΔEXC_{t-1} 、 ΔIMC_{t-1} 、 $\Delta CGDP_{t-2}$ 、 $\Delta UGDP_{t-2}$ 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，表示中美當期貿易收支變動受到自身前一期、進口前一期變動之短期正向影響，及受到出口前一期、中國大陸 GDP 前二期、美國 GDP 前二期變動之短期負向影響，不受匯率變動之短期影響，也不受長期 (共整合) 均衡之影響。其意涵為：整體中國大陸對美國貿易收支之變動，在短期，會依據自身前一期變動之 87.7%、進

7 其誤差修正項， EC_{t-1} 是長期均衡 (共整合) 關係式之前一期的非均衡誤差，對變數 ΔX_t (即 X_t 當期之變動量) 有反向調整作用。當 X_t 的前一期即 (X_{t-1}) 相對於均衡值過高 (或過低)，當期會透過誤差修正項的反向調整作用，使 ΔX_t 減少 (或增加)，而系數向量 α 表示誤差修正項的調整速度。

口前一期變動之 631.9% 作正向變動，以及出口前一期變動之 483.7%、中國 GDP 前二期變動之 1731%、美國 GDP 前二期變動之 3133% 作反向變動。

第二條方程式

$$\Delta EXC_t = -0.059EC_{t-1} + 0.173\Delta TBC_{t-1} - 0.970\Delta EXC_{t-1} + \dots - 2.158\Delta CGDP_{t-2} - 5.654\Delta UGDP_{t-2} \quad (10)$$

檢定結果顯示式 (10)， EC_{t-1} 、 ΔTBC_{t-1} 、 ΔEXC_{t-1} 、 ΔIMC_{t-1} 、 $\Delta CGDP_{t-1}$ 、 $\Delta CGDP_{t-2}$ 、 $\Delta UGDP_{t-1}$ 、 $\Delta UGDP_{t-2}$ 等項的係數在 5% 顯著水準下顯著異於零，表示中對美當期出口變動受到貿易收支前一期、進口前一期、中國大陸 GDP 前一期、美國 GDP 前一期變動之短期正向影響，及受到出口（自身）前一期、中國大陸 GDP 前二期、美國 GDP 前二期變動之短期負向影響；在長期，中對美當期出口變動亦受到誤差修正項之長期負向影響，即可透過誤差修正項作反向調整。其意涵為：整體中國大陸對美國出口之變動，在短期，會依據貿易收支前一期變動之 17.3%、進口前一期變動之 88.4%、中國 GDP 前一期變動之 131.5%、美國 GDP 前一期變動之 428.6% 作正向變動，以及按出口前一期變動之 97%、中國 GDP 前二期變動之 215.8%、美國 GDP 前二期變動之 565.4% 作反向變動；在長期，則受到貿易收支、出口、進口、匯率、中國 GDP 和美國 GDP（以下稱貿易收支等六變數）長期（共整合）均衡之負向影響，作 5.9% 誤差修正項之反向調整。

第三條方程式

$$\Delta IMC_t = -0.057EC_{t-1} + 0.138\Delta TBC_{t-1} - 0.741\Delta EXC_{t-1} + \dots - 0.815\Delta CGDP_{t-2} - 2.619\Delta UGDP_{t-2} \quad (11)$$

檢定結果顯示式 (11)， ΔTBC_{t-1} 、 ΔEXC_{t-1} 、 $\Delta UGDP_{t-1}$ 、 $\Delta UGDP_{t-2}$ 等項的係數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是整體中自美進口

變動，在短期，會依據受到貿易收支前一期變動之 13.8%、美國 GDP 前一期變動之 316% 作正向變動，以及出口前一期變動之 74.1%、美國 GDP 前二期變動之 261.9% 作反向變動。在長期，則受到貿易收支等六變數長期均衡之負向影響，作 5.7% 誤差修正項之反向調整。

第四條方程式

$$\Delta NERC_t = 0.011EC_{t-1} + 0.042\Delta TBC_{t-1} + 0.213\Delta EXC_{t-1} + \dots + 0.566\Delta CGDP_{t-2} + 0.567\Delta UGDP_{t-2} \quad (12)$$

檢定結果顯示式 (12)， ΔTBC_{t-2} 、 $\Delta NERC_{t-1}$ 、 $\Delta CGDP_{t-1}$ 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，即人民幣 / 美元匯率變動，在短期，會依據受到自身前一期變動之 49.6% 作正向變動，以及貿易收支前二期變動之 6.2% 作負向變動，不受長期均衡之影響。

第五條方程式

$$\Delta CGDP_t = 0.002EC_{t-1} - 0.031\Delta TBC_{t-1} + 0.145\Delta EXC_{t-1} + \dots + 0.145\Delta CGDP_{t-2} + 0.319\Delta UGDP_{t-2} \quad (13)$$

檢定結果顯示式 (13)，中國 GDP 變動，在短期，會依據受到自身前一期變動之 63.5% 作正向變動，以及貿易收支前一期變動之 3.1% 作負向變動，不受長期均衡之影響。

第六條方程式

$$\Delta UGDP_t = 0.003EC_{t-1} + 0.004\Delta TBC_{t-1} - 0.024\Delta EXC_{t-1} + \dots - 0.071\Delta CGDP_{t-2} + 0.034\Delta UGDP_{t-2} \quad (14)$$

檢定結果顯示式 (14)，美國 GDP 變動，在短期，會依據受到人民幣 / 美元匯率前二期變動之 6.5%、中國大陸 GDP 前一期變動之 27.2%、自身前一期變動之 34.2% 作正向變動。在長期，則受到貿易收支等六變數長期均衡之正向影響，作 0.3% 誤差修正項之正向調整。

表 10 中美誤差修正模型檢定結果

Error Correction:	ΔTBC_t	ΔEXC_t	ΔIMC_t	$\Delta NERC_t$	$\Delta CGDP_t$	$\Delta UGDP_t$
EC_{t-1}	-0.162730 (0.09221) [-1.76473] *	-0.059853 (0.01068) [-5.60340] ***	-0.057758 (0.01257) [-4.59339] ***	0.011516 (0.00857) [1.34322]	0.002281 (0.00380) [0.60053]	0.003156 (0.00151) [2.08673] **
ΔTBC_{t-1}	0.877488 (0.32076) [2.73563] ***	0.173649 (0.03716) [4.67354] ***	0.138180 (0.04374) [3.15918] ***	0.042555 (0.02982) [1.42697]	-0.031717 (0.01321) [-2.40015]***	0.004251 (0.00526) [0.80792]
ΔTBC_{t-2}	-0.474413 (0.31711) [-1.49604]	-0.051789 (0.03673) [-1.40988]	0.053637 (0.04324) [1.24040]	-0.062126 (0.02948) [-2.10724] **	0.009440 (0.01306) [0.72261]	0.003234 (0.00520) [0.62170]
ΔEXC_{t-1}	-4.837002 (2.32476) [-2.08064] **	-0.970835 (0.26929) [-3.60515] ***	-0.741978 (0.31700) [-2.34059] **	0.213090 (0.21614) [0.98591]	0.145207 (0.09577) [1.51615]	-0.024160 (0.03813) [-0.63357]
ΔEXC_{t-2}	0.904610 (1.99075) [0.45441]	0.304871 (0.23060) [1.32208]	-0.031448 (0.27146) [-0.11585]	0.133081 (0.18508) [0.71904]	0.014783 (0.08201) [0.18025]	0.011035 (0.03265) [0.33793]
ΔIMC_{t-1}	6.319935 (1.79974) [3.51158] ***	0.884369 (0.20847) [4.24209] ***	0.366448 (0.24541) [1.49319]	-0.048638 (0.16732) [-0.29068]	-0.138357 (0.07414) [-1.86604] *	0.008261 (0.02952) [0.27986]
ΔIMC_{t-2}	0.597836 (1.32268) [0.45199]	0.002846 (0.15321) [0.01857]	-0.259989 (0.18036) [-1.44149]	-0.159514 (0.12297) [-1.29716]	0.085352 (0.05449) [1.56635]	-0.003359 (0.02170) [-0.15484]
$\Delta NERC_{t-1}$	2.292121 (1.97779) [1.15893]	0.331697 (0.22910) [1.44783]	-0.012919 (0.26969) [-0.04790]	0.496689 (0.18388) [2.70119] ***	-0.092615 (0.08148) [-1.13667]	-0.014794 (0.03244) [-0.45603]
$\Delta NERC_{t-2}$	0.280797 (1.60976) [0.17443]	0.143397 (0.18647) [0.76902]	0.054650 (0.21951) [0.24896]	0.013201 (0.14966) [0.08820]	0.050366 (0.06632) [0.75946]	0.065901 (0.02640) [2.49585] **

$\Delta CGDP_{t-1}$	9.293714 (5.07945) [1.82967] *	1.315208 (0.58838) [2.23529] **	0.888429 (0.69263) [1.28268]	-0.398638 (0.47224) [-0.84414]	0.635845 (0.20926) [3.03855] ***	0.272609 (0.08332) [3.27199] ***
$\Delta CGDP_{t-2}$	-17.31475 (5.39018) [-3.21228] ***	-2.158788 (0.62438) [-3.45751] ***	-0.815941 (0.73501) [-1.11012]	0.566566 (0.50113) [1.13057]	0.145262 (0.22206) [0.65416]	-0.071813 (0.08841) [-0.81225]
$\Delta UGDP_{t-1}$	18.30070 (9.86798) [1.85455] *	4.286996 (1.14307) [3.75043] ***	3.160694 (1.34560) [2.34891] **	-0.040130 (0.91744) [-0.04374]	-0.227984 (0.40653) [-0.56080]	0.342079 (0.16186) [2.11342] **
$\Delta UGDP_{t-2}$	-31.33088 (8.83149) [-3.54763] ***	-5.654766 (1.02300) [-5.52761] ***	-2.619621 (1.20426) [-2.17529] **	0.567869 (0.82107) [0.69162]	0.319272 (0.36383) [0.87752]	0.034283 (0.14486) [0.23667]

資料來源：本研究整理

註：1 未括號為估計之系數，() 表示括號內之數字為標準差。[] 表示括號內之數字為檢定統計量 t 值。

2 * , ** , *** 分別表示 10% , 5% , 1% 顯著水準，拒絕虛無假設。

3 10%、5% 和 1% 之顯著水準臨界值分別為 ± 1.645 、 ± 1.960 和 ± 2.576 。

4 以下表 14 表 18 的註同此。

2.3 日本對美國貿易收支共整合檢定

在日本對美國貿易收支、出口、進口、匯率(日圓/美元)、日本實質 GDP、美國實質 GDP 均為 I(1) 非恆定時間序列條件下，透過 Johansen 共整合檢定各變量之間的長期關係。

2.3.1 跡檢定與最大特性根檢定

表 11 顯示日本對美國貿易收支軌跡 (Trace) 共整合檢定的結果，從 p 值得知，在 5% 顯著水準下，無法拒絕最多存在三個共整合關係的虛無假設，因此，日本對美國貿易收支、

出口、進口、匯率、日本實質 GDP、美國實質 GDP 之間存在三個共整合關係。表 12 的最大特性根共整合檢定結果顯示，在 5% 顯著水準下，無法拒絕最多存在一個共整合關係的虛無假設，因此日本對美國貿易收支、出口、進口、匯率、日本實質 GDP、美國實質 GDP 之間存在一個共整合關係。綜合表 11 和表 12 可知，日本對美國貿易收支、出口、進口、匯率、日本實質 GDP、美國實質 GDP 六個變數之間具有長期穩定的關係。

表 11 日本對美國貿易收支軌跡共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	軌跡統計量	5% Critical Value	Prob.**
0 組	0.704787	116.7013	83.93712	0.0000
最多 1 組*	0.529296	71.55910	60.06141	0.0039
最多 2 組*	0.416808	43.67867	40.17493	0.0213
最多 3 組	0.312029	23.72682	24.27596	0.0585
最多 4 組	0.211092	9.888491	12.32090	0.1236
最多 5 組	0.029701	1.115575	4.129906	0.3386

顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在三個共整合關係。

表 12 日本對美國貿易餘額最大特性根共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	最大特性根統計量	5% Critical Value	Prob.**
0* 組	0.704787	45.14217	36.63019	0.0040
最多 1 組	0.529296	27.88043	30.43961	0.1009
最多 2 組	0.416808	19.95185	24.15921	0.1680
最多 3 組	0.312029	13.83833	17.79730	0.1787
最多 4 組	0.211092	8.772915	11.22480	0.1308
最多 5 組	0.029701	1.115575	4.129906	0.3386

最大特性根檢定顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在一個共整合關係。

依據 Johansen 共整合檢定的估計結果，在共整合向量中，將日本對美國貿易餘額變數的系數予以標準化 (standardisation) 後，日本對美國貿易收支、出口、進口、匯率 (日圓 / 美元)、日本實質 GDP、美國實質 GDP 估計的共整合方程式 (6) 如下：

$$\log TBJ = 2.725^{***} \log EXJ - 1.144^{***} \log IMJ + 0.285^{**} \log NERJ + 0.286^* \log JGDP - 1.204^{***} \log UGDP \quad (15)$$

[-22.5087] [8.98866] [-2.10934] [1.76676] [4.57667]

理論預期符號 (+) (-) (+) (-) (+)

共整合方程式 (15) 表明，每個變量在日本對美國貿易收支的具體影響。在 10% 顯著水準下，日本對美國出口增加 1% 可帶來日本對美國貿易收支增加 2.725%，日本自美國進口增加 1% 可使貿易收支減少 1.144%，名目匯率 (日圓 / 美元) 增加 (日圓貶值) 1% 可以使貿易收支增加 0.285%，日本可支配收入增加 1% 可導致貿易收支增加 0.286%，美國可支配收入增加 1% 會導致貿易收支減少 1.204%。但是，日本可支配收入增加 1% 會導致貿易收支增加 0.286%，以及美國可支配收入增加 1% 會導致貿易收支減少 1.204%，是不符合理論預期的。然而，有別於中國大陸與墨西哥的對美貿易，日本對美國的直接投資一定程度地影響了美國對日本貿易逆差，而顯現在日本、美國 GDP 對美日貿易收支的影響上。1980 年代的日美貿易戰影響了日本的產業佈局，例如，日本汽車製造商被要求在美國建廠生產，出口限額也促使日本將高端產品的製造更多地轉移到美國，日本以擴大對美國的直接投資減緩了對美國的貿易順差。目前美國是日本的主要投資對象，川普總統執政後，日本加大了在美國能源、汽車、基礎設施等領域的投資，2018 年美國依舊是日資企業最熱衷的海外市場，日資企業對美投資額佔日本海外投資的三分之一。

對日美貿易餘額影響的大小依序是，出口、美國可支配收入、進口、日本可支配收入、匯率。

表 13 日美貿易收支一組標準化之共整合向量

<i>BJ</i>	<i>EXJ</i>	<i>IMJ</i>	<i>NERJ</i>	<i>JGDP</i>	<i>UGDP</i>
1	-2.724845	1.143808	-0.284633	-0.285830	1.203870
	(0.12106)	(0.12725)	(0.13494)	(0.16178)	(0.26305)
	[-22.5087] ***	[8.98866] ***	[-2.10934] **	[-1.76676] *	[4.57667] ***

資料來源：本研究整理

2.3.2 向量誤差修正模型

日美貿易收支的六條 VECM 方程式在 5% 顯著水準下的各別估計結果如下：

第一條方程式

$$\Delta TBJ_t = 1.18EC_{t-1} - 1.547\Delta TBJ_{t-1} + 3.474\Delta EXJ_{t-1} + \dots - 1.179\Delta JGDP_{t-1} + 2.912\Delta UGDP_{t-1} \quad (16)$$

檢定結果顯示式 (16)， EC_{t-1} 、 ΔTBJ_{t-1} 、 ΔEXJ_{t-1} 、 ΔIMJ_{t-1} 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是整體日本對美國貿易收支之變動，在短期，會依據貿易收支前一期變動之 154.7%、進口前一期變動之 263.9% 作負向變動、出口前一期變動之 347.4% 作正向變動。在長期，則受到貿易收支、出口、進口、匯率、日本 GDP 和美國 GDP 長期均衡之正向影響，作 118.0% 誤差修正項之正向調整。

第二條方程式

$$\Delta EXJ_t = 0.696EC_{t-1} - 0.846\Delta TBJ_{t-1} + 180.0\Delta EXJ_{t-1} + \dots - 0.335\Delta JGDP_{t-1} + 2.07\Delta UGDP_{t-1} \quad (17)$$

檢定結果顯示式 (17)， EC_{t-1} 、 ΔTBJ_{t-1} 、 ΔEXJ_{t-1} 、 ΔIMJ_{t-1} 、 $\Delta UGDP_{t-1}$ 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是整體日本對美國出口之變動，在短期，會依據貿易收支前一期變動之 84.6%、進口前一期變動之 130% 作負向變動，出口前一期變動之 180%、美國 GDP 前一期變動之 207.5 作正向變動。在長期，則受到各變數長期均衡之正向影響，作 69.6% 誤差修正項之正向調整。

第三條方程式

$$\Delta IMJ_t = 0.249EC_{t-1} - 0.183\Delta TBJ_{t-1} + 0.145\Delta EXJ_{t-1} + \dots + 0.873\Delta JGDP_{t-1} + 1.202\Delta UGDP_{t-1} \quad (18)$$

檢定結果顯示式 (18)，沒有一項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是日本自美進口的變動，無論在短期或長期，都不受到貿易收支等六變數之影響。

第四條方程式

$$\Delta NERJ_t = 0.055EC_{t-1} + 0.574\Delta TBJ_{t-1} - 1.385\Delta EXJ_{t-1} + \dots - 0.864\Delta JGDP_{t-1} + 0.005\Delta UGDP_{t-1} \quad (19)$$

檢定結果顯示式 (19)，只有 ΔIMJ_{t-1} 、 $\Delta NERJ_{t-1}$ 的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，即日圓 / 美元匯率變動，在短期，會分別依據受到進口前一期變動之 124%、自身前一期變動之 42.5% 作正向變動，但不受長期均衡之影響。

第五條方程式

$$\Delta JGDP_t = 0.132EC_{t-1} - 0.130\Delta TBJ_{t-1} + 0.221\Delta EXJ_{t-1} + \dots + 0.39\Delta JGDP_{t-1} + 0.423\Delta UGDP_{t-1} \quad (20)$$

檢定結果顯示式 (20)，在 5% 顯著水準下，日本 GDP 變動，在短期，會依據受到進口前一期變動之 19.9%、日圓 / 美元匯率前一期變動之 9.2% 作負向變動，以及自身前一期變動之 39%、美國 GDP 前一期變動之 42.3% 作正向變動。在長期，則受到貿易收支、出口、進口、匯率、日、美 GDP 長期均衡之正向影響，作 13.2% 誤差修正項之正向。

第六條方程式

$$\Delta UGDP_t = 0.073EC_{t-1} - 0.1740\Delta TBJ_{t-1} + 0.331\Delta EXJ_{t-1} + \dots - 0.062\Delta JGDP_{t-1} + 0.686\Delta UGDP_{t-1} \quad (21)$$

檢定結果顯示式 (21)，在 5% 顯著水準下，美國 GDP 變動，在短期，會依據受到貿易收支前一期變動之 17.4%、進口前一期變動之 22.2% 作負向變動，以及出口前一期變動之 33.1%、自身前一期變動之 68.6% 作正向變動。在長期，則受到貿易收支、出口、進口、匯率、日本 GDP 和美國 GDP 長期均衡之正向影響，作 7.3% 誤差修正項之正向調整。

表 14 日美誤差修正模型檢定結果

Error Correction:	ΔTBJ_t	ΔEXJ_t	ΔMJ_t	$\Delta NERJ_t$	$\Delta JGDP_t$	$\Delta UGDP_t$
EC_{t-1}	1.180173 (0.29401) [4.01410] ***	0.696096 (0.17180) [4.05176] ***	0.249626 (0.17911) [1.39370]	-0.055709 (0.19136) [-0.29112]	0.132972 (0.03082) [4.31508] ***	0.073331 (0.03073) [2.38622] **
ΔTBJ_{t-1}	-1.547477 (0.63563) [-2.43456] **	-0.846458 (0.37142) [-2.27895] **	-0.183910 (0.38723) [-0.47494]	0.574124 (0.41371) [1.38774]	-0.130211 (0.06662) [-1.95448] *	-0.174701 (0.06644) [-2.62951] ***
ΔEXJ_{t-1}	3.474441 (1.48708) [2.33643] **	1.800790 (0.86896) [2.07235] **	0.145872 (0.90593) [0.16102]	-1.385946 (0.96789) [-1.43192]	0.221257 (0.15586) [1.41955]	0.331814 (0.15544) [2.13474] **

ΔIMJ_{t-1}	-2.639800 (0.81436) [-3.24156] ***	-1.300062 (0.47587) [-2.73199] ***	-0.168556 (0.49611) [-0.33975]	1.240246 (0.53004) [2.33989] **	-0.199607 (0.08536) [-2.33855] **	-0.222676 (0.08512) [-2.61601] ***
$\Delta NERJ_{t-1}$	0.193930 (0.29263) [0.66272]	-0.049399 (0.17099) [-0.28889]	-0.296819 (0.17827) [-1.66500] *	0.425224 (0.19046) [2.23259] **	-0.092757 (0.03067) [-3.02427] ***	0.006839 (0.03059) [0.22360]
$\Delta JGDP_{t-1}$	-1.179273 (1.65528) [-0.71243]	-0.335297 (0.96725) [-0.34665]	0.873193 (1.00840) [0.86592]	-0.864016 (1.07737) [-0.80197]	0.390807 (0.17349) [2.25257] **	-0.062064 (0.17302) [-0.35871]
$\Delta UGDP_{t-1}$	2.912365 (1.60475) [1.81484] *	2.075928 (0.93772) [2.21380] **	1.202416 (0.97762) [1.22994]	0.005622 (1.04448) [0.00538]	0.423281 (0.16820) [2.51657] **	0.686453 (0.16774) [4.09248] ***

2.4 墨西哥對美國貿易收支共整合檢定

在墨西哥對美國貿易收支、出口、進口、匯率 (Mexican Peso 披索 / 美元)、墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 均為 I(1) 非恆定時間序列條件下，透過 Johansen 共整合檢定各變量之間的長期關係。

2.4.1 跡檢定與最大特性根檢定

表 15 顯示墨西哥對美國貿易收支軌跡 (Trace) 共整合檢定的結果，從 p 值得知，在 5% 顯著水準下，無法拒絕最多存在三個共整合關係的虛無假設，因此，墨西哥對美國貿易餘額、出口、進口、匯率、墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 之間存在三個共整合關係。表 16 最大特性根共整合檢定結果顯示，在 5% 顯著水準下，無法拒絕最多存在一個共整合關係的虛無假設，因此墨西哥對美國貿易收支、出口、進口、匯率、

墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 之間存在一個共整合關係。綜合表 15 和表 16 可知，墨西哥對美國貿易收支、出口、進口、匯率、墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 六個變數之間具有長期穩定的關係。

表 15 墨西哥對美國貿易收支軌跡共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	軌跡統計量	5% Critical Value	Prob.**
0* 組	0.980757	386.3740	107.3466	0.0000
最多 1 組*	0.946288	248.1030	79.34145	0.0000
最多 2 組*	0.894017	145.7588	55.24578	0.0000
最多 3 組*	0.645770	67.20226	35.01090	0.0000
最多 4 組*	0.555126	30.87891	18.39771	0.0005
最多 5 組	0.069738	2.530124	3.841465	0.1117

軌跡檢定顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在五個共整合關係。

表 16 墨西哥對美國貿易收支最大特性根共整合檢定

虛無假設之共整合個數	特性根	最大特性根統計量	5% Critical Value	Prob.**
0* 組	0.980757	138.2710	43.41977	0.0000
最多 1 組*	0.946288	102.3442	37.16359	0.0000
最多 2 組*	0.894017	78.55658	30.81507	0.0000
最多 3 組*	0.645770	36.32335	24.25202	0.0008
最多 4 組*	0.555126	28.34878	17.14769	0.0008
最多 5 組	0.069738	2.530124	3.841465	0.1117

最大特性根檢定顯示，在 5% 顯著水準下，最多存在五個共整合關係。

依據 Johansen 共整合檢定的估計果，在共整合向量，將墨西哥對美國貿易餘額變數的系數予以標準化 (standardisation) 後，墨西哥對美國貿易餘額、出口、進口、匯率 (墨西哥披索 / 美元)、墨西哥實質 GDP、美國實質 GDP 估計的共整合方程式 (22) 如下：

$$\log TBM = 14.336^{***} \log EXM - 13.784^{***} \log IMM - 3.633^{**} \log NERM - 2.859^{**} \log MGDP + 10.607^{**} \log UGDP$$

[-13.8281] [13.1240] [2.56371] [2.30987] [-2.57690]

理論預期符號 (+) (-) (+) (-) (+)

共整合方程式 (22) 表明，每個變量在墨西哥對美國貿易收支的具體影響。在 10% 顯著水準下，墨西哥對美國出口增加 1% 可帶來墨西哥對美國貿易收支增加 14.336%，墨西哥自美國進口增加 1% 可使貿易收支減少 13.784%，名目匯率 (披索 / 美元) 增加 (披索貶值) 1% 可以使貿易收支減少 3.633%，墨西哥可支配收入增加 1% 可導致貿易收支減少 2.859%，美國可支配收入增加 1% 會導致貿易收支增加 10.607%。其中，名目匯率 (披索 / 美元) 增加 (披索貶值) 1% 可以使貿易收支減少 3.633%，其影響是顯著但不符合理論預期的。墨西哥比索是新興市場主要貨幣之一，有研究顯示，全球價值鏈的興起，生產的不同階段在不同國家進行，匯率與中間產品 (作為其他經濟體出口的投入) 貿易之間的聯繫已被削弱，其中，墨西哥、匈牙利、羅馬尼亞和泰國等經濟體，因參與全球價值鏈的程度大大提高而尤其受到影響 (World Economic Outlook, October 2015)。

各變數對墨美貿易收支影響的大小依序是，出口、進口、美國可支配收入、匯率、墨西哥可支配收入。

表 17 墨美貿易收支一組標準化之共整合向量

TBM	EXM	IMM	NERM	MGDP	UGDP	C
1	-14.33600	13.78411	3.632557	2.859418	-10.60736	59.53563
	(1.03673)	(1.05029)	(1.41691)	(1.23791)	(4.11632)	(23.2482)
	[-13.8281]***	[13.1240]***	[2.56371]**	[2.30987]**	[-2.57690]***	[2.56087]**

資料來源：本研究整理

2.4.2 向量誤差修正模型

墨美貿易收支的六條 VECM 方程式在 5% 顯著水準下的各別估計結果如下：

第一條方程式

$$\Delta TBM_t = -0.288EC_{t-1} + 0.102\Delta TBM_{t-1} + 0.044\Delta EXM_{t-1} + \dots - 4.628\Delta MGDP_{t-3} + 11.222\Delta UGDP_{t-3} \quad (23)$$

檢定結果顯示式 (23)， $\Delta NERM_{t-2}$ 、 $\Delta MGDP_{t-2}$ 的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是整體墨美貿易收支之變動，在短期，會依據墨西哥披索 / 美元前二期變動之 1102.9%、墨西哥 GDP 前二期變動之 1487.7% 作反向修正；不受墨西哥對美國貿易收支、出口、進口、匯率、墨西哥 GDP 和美國 GDP 等變數長期均衡之影響。

第二條方程式

$$\Delta EXM_t = 0.033EC_{t-1} - 0.009\Delta TBM_{t-1} + 0.042\Delta EXM_{t-1} + \dots - 0.020\Delta MGDP_{t-3} - 1.612\Delta UGDP_{t-3} \quad (24)$$

檢定結果顯示式 (24)，沒有任何一項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，表示墨對美出口變動較為獨立，不受貿易收支等六變數之短期變動影響，也不受長期均衡之影響。

第三條方程式

$$\Delta IMM_t = 0.032EC_{t-1} - 0.0006\Delta TBM_{t-1} + 0.053\Delta EXM_{t-1} + \dots + 0.126\Delta MGDP_{t-3} - 3.072\Delta UGDP_{t-3} \quad (25)$$

檢定結果顯示式 (25)，只有 ΔIMM_{t-3} 系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，也就是墨西哥自美國進口變動，會受自身前三期變動之 58.7% 短期正向影響，不受貿易收支等變數長期均衡之影響。

第四條方程式

$$\Delta NERM_t = -0.131EC_{t-1} + 0.076\Delta TBM_{t-1} - 1.49\Delta EXM_{t-1} + \dots - 0.529\Delta MGDP_{t-3} + 3.085\Delta UGDP_{t-3} \quad (26)$$

檢定結果式 (26)， EC_{t-1} 、 ΔTBM_{t-1} 、 ΔTBM_{t-2} 、 ΔTBM_{t-3} 、 ΔEXM_{t-1} 、 ΔEXM_{t-2} 、 ΔEXM_{t-3} 、 ΔIMM_{t-1} 、 ΔIMM_{t-2} 、 ΔIMM_{t-3} 、 $\Delta NERM_{t-1}$ 、 $\Delta UGDP_{t-1}$ 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，即墨西哥披索 / 美元匯率變動，會受到貿易收支前一、二、三期變動之 7.6%、9%、6.9% 短期正向影響，和出口前一、二、三期變動之 149.4%、130.5%、101.2% 作負向變動，進口前一、二、三期變動之 132.1%、90.6%、47.5% 作正向變動，以及美國 GDP 前一期變動之 376.2% 作正向變動；長期，則受到貿易收支等六變數長期均衡之影響，以 13.1% 誤差修正項之負向調整。

第五條方程式

$$\Delta MGDP_t = 0.094EC_{t-1} - 0.061\Delta TBM_{t-1} + 1.327\Delta EXM_{t-1} + \dots - 0.203\Delta MGDP_{t-3} - 2.625\Delta UGDP_{t-3} \quad (27)$$

檢定結果顯示式 (27)， EC_{t-1} 、 ΔTBM_{t-1} 、 ΔTBM_{t-2} 、 ΔTBM_{t-3} 、 ΔEXM_{t-1} 、 ΔEXM_{t-2} 、 ΔEXM_{t-3} 、 ΔIMM_{t-1} 、 ΔIMM_{t-2} 、 ΔIMM_{t-3} 、 $\Delta NERM_{t-2}$ 、 $\Delta MGDP_{t-2}$ 、 $\Delta UGDP_{t-1}$ 、 $\Delta UGDP_{t-3}$ 等項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，即墨西哥 GDP 變動，在短期，會依據受到貿易收支前一、二、三期變動之 6.1%、3.8%、4.4% 作負向變動，出口前一、二、三期

變動之 132.7%、79.6%、99.5% 作正向變動，進口前一、二、三期變動之 108.5%、73.1%、58.7% 作負向變動，墨西哥披索 / 美元匯率前二期變動之 37.4% 作負向變動，墨西哥 GDP 前二期變動之 66.4% 和美國 GDP 前一、三期變動之 226.9%、262.5% 作負向變動；在長期，則受到貿易收支等六變數長期均衡之影響，以 9.4% 誤差修正項之正向調整。

第六條方程式

$$\Delta UGDP_t = 0.003EC_{t-1} - 0.003\Delta TBM_{t-1} + 0.065\Delta EXM_{t-1} + \dots + 0.063\Delta MGDP_{t-3} - 0.185\Delta UGDP_{t-3} \quad (28)$$

檢定結果顯示式 (28)，沒有任何一項的系數在 5% 顯著水準下顯著異於零，表示美國 GDP 變動，不受貿易收支等六變數之短期變動影響，也不受長期均衡之影響。

表 18 墨美誤差修正模型檢定結果

Error Correction:	ΔTBM_t	ΔEXM_t	ΔIMM_t	$\Delta NERM_t$	$\Delta MGDP_t$	$\Delta UGDP_t$
EC_{t-1}	-0.288224 (0.29647) [-0.97218]	0.033321 (0.02959) [1.12609]	0.032568 (0.02666) [1.22139]	-0.131474 (0.02213) [-5.94102] ***	0.094263 (0.01093) [8.62121] ***	0.003429 (0.00356) [0.96458]
ΔTBM_{t-1}	0.102483 (0.34984) [0.29294]	-0.009788 (0.03492) [-0.28031]	-0.000660 (0.03146) [-0.02097]	0.076382 (0.02611) [2.92500] ***	-0.061826 (0.01290) [-4.79200] ***	-0.003026 (0.00420) [-0.72134]
ΔTBM_{t-2}	0.107818 (0.29026) [0.37146]	-0.011392 (0.02897) [-0.39323]	-0.032339 (0.02611) [-1.23877]	0.090779 (0.02167) [4.18994] ***	-0.038248 (0.01070) [-3.57306] ***	-0.000703 (0.00348) [-0.20193]
ΔTBM_{t-3}	-0.152183 (0.25971) [-0.58597]	-0.031273 (0.02592) [-1.20644]	-0.015559 (0.02336) [-0.66608]	0.069967 (0.01939) [3.60915] ***	-0.044896 (0.00958) [-4.68735] ***	-0.000163 (0.00311) [-0.05225]
ΔEXM_{t-1}	0.044889	0.042725	0.053118	-1.494125	1.327598	0.065583

	(5.15475)	(0.51449)	(0.46362)	(0.38477)	(0.19011)	(0.06181)
	[0.00871]	[0.08304]	[0.11457]	[-3.88314] ***	[6.98345] ***	[1.06101]
ΔEXM_{t-2}	-0.109589	0.204218	0.397419	-1.305873	0.796351	0.000844
	(4.70270)	(0.46937)	(0.42296)	(0.35103)	(0.17343)	(0.05639)
	[-0.02330]	[0.43509]	[0.93961]	[-3.72013] ***	[4.59164] ***	[0.01496]
ΔEXM_{t-3}	0.707042	0.046271	-0.175525	-1.012933	0.995212	0.048491
	(4.23658)	(0.42285)	(0.38104)	(0.31624)	(0.15624)	(0.05080)
	[0.16689]	[0.10943]	[-0.46065]	[-3.20309] ***	[6.36958] ***	[0.95451]
ΔIMM_{t-1}	0.424929	-0.045275	0.065314	1.321291	-1.085329	-0.053783
	(4.08253)	(0.40747)	(0.36718)	(0.30474)	(0.15056)	(0.04895)
	[0.10408]	[-0.11111]	[0.17788]	[4.33583] ***	[-7.20846] ***	[-1.09862]
ΔIMM_{t-2}	-1.204027	-0.319716	-0.544265	0.906320	-0.731612	0.010018
	(3.52165)	(0.35149)	(0.31674)	(0.26287)	(0.12988)	(0.04223)
	[-0.34189]	[-0.90960]	[-1.71835] *	[3.44778] ***	[-5.63308] ***	[0.23723]
ΔIMM_{t-3}	-0.891757	0.216309	0.587965	0.475674	-0.587714	-0.021389
	(3.17795)	(0.31719)	(0.28582)	(0.23722)	(0.11720)	(0.03811)
	[-0.28061]	[0.68196]	[2.05708] **	[2.00524] **	[-5.01453] ***	[-0.56129]
$\Delta NERM_{t-1}$	3.997603	0.302255	0.476111	0.141929	-0.307503	0.039406
	(4.42703)	(0.44185)	(0.39817)	(0.33045)	(0.16327)	(0.05309)
	[0.90300]	[0.68406]	[1.19576]	[0.42950]	[-1.88342] *	[0.74231]
$\Delta NERM_{t-2}$	-11.02974	-0.102372	0.435449	-0.334013	-0.374751	0.015947
	(4.19054)	(0.41825)	(0.37690)	(0.31280)	(0.15455)	(0.05025)
	[-2.63206] ***	[-0.24476]	[1.15535]	[-1.06782]	[-2.42484] **	[0.31736]
$\Delta NERM_{t-3}$	-0.591744	0.342592	0.602364	-0.493366	-0.025391	0.039543
	(6.67527)	(0.66625)	(0.60037)	(0.49827)	(0.24618)	(0.08005)
	[-0.08865]	[0.51421]	[1.00332]	[-0.99016]	[-0.10314]	[0.49400]
$\Delta MGDP_{t-1}$	7.714367	0.541640	0.649547	-0.090649	-0.273910	0.010162
	(6.56577)	(0.65532)	(0.59052)	(0.49010)	(0.24214)	(0.07873)
	[1.17494]	[0.82653]	[1.09995]	[-0.18496]	[-1.13118]	[0.12906]

$\Delta MGDP_{t-2}$	-14.87751 (5.20803) [-2.85665]***	0.061127 (0.51980) [0.11760]	0.506356 (0.46841) [1.08101]	0.116726 (0.38875) [0.30026]	-0.664973 (0.19207) [-3.46212] ***	0.026077 (0.06245) [0.41756]
$\Delta MGDP_{t-3}$	4.628606 (7.97748) [0.58021]	-0.020547 (0.79622) [-0.02581]	0.126364 (0.71749) [0.17612]	-0.529278 (0.59547) [-0.88884]	-0.203702 (0.29421) [-0.69237]	0.063212 (0.09566) [0.66080]
$\Delta UGDP_{t-1}$	25.05499 (24.5334) [1.02126]	-0.535177 (2.44863) [-0.21856]	-2.718257 (2.20653) [-1.23192]	3.762790 (1.83127) [2.05474] **	-2.269720 (0.90479) [-2.50857] **	0.223855 (0.29419) [0.76093]
$\Delta UGDP_{t-2}$	7.409428 (22.1607) [0.33435]	-0.601409 (2.21182) [-0.27191]	0.645608 (1.99313) [0.32392]	1.225766 (1.65417) [0.74102]	0.261741 (0.81728) [0.32026]	0.007105 (0.26574) [0.02674]
$\Delta UGDP_{t-3}$	11.22246 (23.3496) [0.48063]	-1.612422 (2.33048) [-0.69188]	-3.072634 (2.10006) [-1.46312]	3.085627 (1.74291) [1.77039] *	-2.625961 (0.86113) [-3.04944] ***	-0.185846 (0.27999) [-0.66375]
C	2.284067 (3.60282) [0.63397]	0.175286 (0.35959) [0.48746]	0.123753 (0.32404) [0.38191]	0.630081 (0.26893) [2.34292] **	-0.839106 (0.13287) [-6.31517] ***	0.004690 (0.04320) [0.10856]

六 結論

長期以來，中國大陸、墨西哥以及日本都是美國最主要的前三大貿易逆差來源國，改善美國貿易逆差是川普政府貿易政策的核心。川普政府認為，由於全球貿易環境對美國不公平而使得美國貿易赤字過大。為了削減美國貿易逆差，對中、墨、日三個美國主要貿易逆差來源國的產品課徵額外關稅，施壓中國大陸、墨西哥和日本增加來自美國的進口、減少對美國的出口，並將中、日列入美國主要貿易夥伴外匯

政策報告的匯率操縱國的觀察名單 (BBC News, 2018)，以貨幣操縱者 (currency manipulator) 之名施壓中、日兩國，譴責人為低估人民幣和日圓對美元匯率，以促進產品廉價出口美國。川普政府已將避免貨幣競貶的條款包含在新議定的「美墨加協定」(USMCA) 中，要求成員國不得操控匯率，以免取得不公平的競爭優勢。而且，對於未來所有貿易協定談判，美國都將列入防止匯率操控條款，反映出川普政府即使採取非傳統手段也要縮減貿易逆差的決心，並將目標對準正與美國協商貿易協議的日本、中國大陸及歐盟上，使得美國與中、日的貿易關係持續繃緊。

本文的目的是探討影響貿易收支的五大因素，在中美、墨美以及日美貿易收支的影響。透過出口減去進口等於貿易收支，來建構研究的模式，以及主要的影響因素。同時，理論上預期，模式中的出口、匯率、美國 GDP 等三個因素對貿易收支均為正向影響，進口、中國大陸 / 墨西哥 / 日本的 GDP 對貿易收支則為負向影響。研究方法是以前 1980 年至 2018 年的年度數據做共整合分析。結果表明，中國大陸 / 墨西哥 / 日本對美國的貿易收支，與出口、進口、匯率、中 / 墨 / 日的實質 GDP、美國實質 GDP 變數之間具有長期均衡的關係。

1 長期均衡關係

(1) 中國大陸、墨西哥以及日本對美國的出口和進口，分別在中美、墨美、日美的貿易收支中，均具有符合理論預期的顯著影響。(2) 中國大陸的名目匯率 (人民幣 / 美元)、以及日本的名目匯率 (日圓 / 美元)，分別在中美、日美的貿易收支中，具有符合理論預期的顯著影響。墨西哥的名目匯率 (墨西哥披索 / 美元) 在墨美貿易收支中，具有顯著但是符合理論

預期的影響，其原因應與北美自由貿易協定（NAFTA）相關，墨西哥的 NAFTA 成員國身份加上與美國在地理位置上相鄰，導致其對世界上最大消費市場（美國）的經濟發展高度敏感，尤其在簽署 NAFTA 後，墨西哥的資金、技術、市場強烈依賴美國，不但貿易量增加數倍，許多商品（尤其是汽車）之製造必須透過多次跨境而完成。所以 NAFTA 對墨美貿易的影響，已改變了墨西哥在名目匯率理論上對墨美貿易收支中的影響。（3）中國大陸的可支配收入對中美的貿易收支不具有顯著影響，其原因應與中國大陸擁有全世界最大的人口數以及全球最高的儲蓄率有關，對美國商品的需求不足以顯著地影響中美貿易收支。墨西哥的可支配收入對墨美貿易收支，具有符合理論預期的負向顯著影響。日本的可支配收入對日美貿易收支，具有顯著但不符理論預期的正向影響，其原因應與日本人的消費習慣以及美日的貿易結構有關。美國的可支配收入對中美、墨美貿易收支均具有正向顯著影響，對日美貿易收支具有顯著但不符理論預期的負向影響，美、日兩國的可支配收入在日美貿易收支中均不符合理論預期的原因，應是受到中國經濟崛起，中國大陸對美國的巨額貿易輸出有關，同時日本企業赴中國大陸的直接投資也減少了美國對日本巨額的貿易逆差，中國大陸取代日本成為美國貿易逆差最主要來源國，改變了美日兩國的消費需求結構。

2 短期動態影響

中美、墨美、日美貿易中，各變數對美國貿易收支之短期動態影響，透過向量誤差修正模型方程式，於 5% 顯著水準下的估計結果如下：

2.1 中美之短期影響

(1) 中美當期貿易收支變動會受到自身或其他變數或正或負變動之短期影響，但不受匯率變動之短期影響，也不受長期（共整合）均衡之影響。(2) 中對美當期出口變動會受到自身或其他變數或正或負變動之短期及長期均衡之影響，但不受匯率變動之短期影響。(3) 中自美進口，只有不受自身及匯率短期變動之影響。(4) 人民幣 / 美元匯率變動，只受到短期自身（人民幣 / 美元匯率）正向及貿易收支負向變動影響。(5) 中國 GDP 變動只受到自身正向及貿易收支變動之負向影響。(6) 美國 GDP 受人民幣 / 美元匯率、中國大陸 GDP、自身前（美國 GDP）短期變動之正向影響。長期則受到誤差修正項之長期負向影響。

2.2 日美短期動態調整

(1) 日對美貿易收支之變動，短期受貿易收支、進口負向影響，出口正向影響；長期則受變數長期均衡之正向影響。(2) 出口會受貿易收支、進口負向影響，以及出口、美國 GDP 正向影響；也會受到長期均衡之正向影響。(3) 日自美進口的變動，無論短期或長期，都不受各變數之影響。(4) 日圓 / 美元匯率變動會受到進口、自身變動之正向影響，但不受長期均衡之影響。(5) 日本 GDP，受到進口、日圓 / 美元匯率變動之負向影響，以及自身、美國 GDP 作正向變動。(6) 美國 GDP 只不會受到匯率、日本 GDP 變動之短期影響。

2.3 墨美短期動態調整關係

(1) 墨美貿易收支會受墨西哥披索 / 美元匯率、墨西哥

GDP 變動之短期反向影響。(2) 當期墨對美出口，不受變數短期變動影響，也不受長期均衡之影響。(3) 當期墨自美進口只受到自身變動之正向短期影響。(4) 墨西哥披索 / 美元匯率變動只不受本身以及墨西哥 GDP 變動之短期影響。(5) 墨西哥 GDP 變動受到貿易收支、進口、墨西哥披索 / 美元匯率、墨西哥 GDP 和美國 GDP 變動之負向影響，出口變動之正向影響；長期則受到變數長期均衡之影響。(6) 美國 GDP 的變動較為獨立，不受變數短期變動影響，也不受長期均衡之影響。

3 建議

綜上所述，在川普政府發動國際貿易紛爭之際，為平衡與美國貿易差額，建議各國採取以下措施：(1) 中國大陸、墨西哥以及日本向美國開放更多的國內市場，增加自美國進口，並更多元地開拓美國除外的國際市場，以減少對美國的出口。(2) 人民幣、日圓對美元的升值有助於減緩中國大陸、日本對美國的貿易順差。(3) 墨西哥可採減稅措施，以增加墨西哥人民的可支配收入，進而平衡墨美貿易收支。(4) 美國的可支配收入使其國人有更強的消費力，美國政府應盡力使其產品在中、墨、日市場上更具競爭力，以改善其貿易逆差。

此外，限於篇幅，本文無法在此深入探討美國與中國大陸、墨西哥和日本三國貿易收支差異的原因。因此，也建議將深入探討美國與三國貿易收支差異的原因作為未來首要的研究方向之一。

參考文獻

- 任兆璋、寧忠忠 (2004)：〈人民幣實際匯率與貿易收支實證分析〉，載《現代財經——天津財經學院學報》，第 11 期，頁 29–34。
- 江朝宗 (2011)：《實質所得、相對價格、匯率與國際貿易之關聯分析：以臺灣對美日貿易為例》，台北：中國文化大學國際貿易學系碩士論文。
- 張博欽 (2014)：〈臺灣與中、美、日、韓的貿易收支情勢分析——以全球價值鏈之附加價值方法計算〉，載《APEC 通訊》，第 176 期，台北：中華台北 APEC 研究中心，頁 8–10。
- 楊家明 (2015)：《匯率波動對三角貿易的影響：以臺灣進出口市場為例》，台中：朝陽科技大學財務金融系碩士學位論文。
- 鄧佳佳 (2012)：《人民幣匯率波動對中美貿易差額的影響》，四川省：西南財經大學金融學碩士學位論文。
- BBC News (2018)，〈美中貿易戰正酣 特朗普重提「匯率操縱」〉，<https://www.bbc.com/zhongwen/trad/business-45256961>，瀏覽日期：2019 年 7 月 26 日。
- Chaudhary, Ghulam Mujtaba, Hashmi, Shujahat Haider, and Khan, Muhammad Asif (2016), “Exchange Rate and Foreign Trade: A Comparative Study of Major South Asian and South-East Asian Countries,” *Procedia - Social and Behavioral Sciences*, 230 : 85–93.
- Dickey, D. A., and Fuller, W. A. (1979), “Distribution of the estimators for autoregressive times series with a unit root,” *Journal of the American Statistical Association*, 74 (366) : 427–431.
- Engle, R. F., and Granger, Clive W. J. (1987), “Co-integration and error correction: Representation, estimation, and testing,” *Econometrica*, 55 (2): 251–276.
- Frankel, Jeffrey (2018), “The New and Not Improved NAFTA,” *Project Syndicate*, 9 Oct, <https://www.project-syndicate.org/commentary/nafta-usmca-trade-trump-protectionism-by-jeffrey-frankel-2018-10?barrier=accesspaylog>, accessed date: 31 August, 2018.
- Granger, Clive (1981), “Some properties of time series data and their use in econometric model specification,” *Journal of Econometrics*, 16 (1): 121–130. Granger, Clive W.J., and Newbold, P. (1974), “Spurious regressions in econometrics,” *Journal of Econometrics*, 2 (2): 111–120.

- International Monetary Fund (IMF) (2015), “World Economic and Financial Surveys,” October, *World Economic Outlook: Adjusting to Lower Commodity Prices*, Washington DC: IMF Fund, <https://www.imf.org/en/Publications/WEO/Issues/2016/12/31/Adjusting-to-Lower-Commodity-Prices>, accessed date: 21 August, 2019.
- International Monetary Fund (IMF) eLibrary (資料庫數據), <http://data.imf.org.proxy.lib.duke.edu/regular.aspx?key=61013712>, accessed date: 4 March, 2019.
- Johansen, Soren (1991), “Estimation and hypothesis testing of cointegration vectors in Gaussian vector autoregressive models,” *Econometrica*, 59 (6): 1551–1580.
- Johansen, Soren (1988), “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, 12 (2–3): 231–254.
- Long, Heather (2018), “Trump has officially put more tariffs on U.S. allies than on China,” *Washington Post*, May 31, https://www.washingtonpost.com/news/wonk/wp/2018/05/31/trump-has-officially-put-more-tariffs-on-u-s-allies-than-on-china/?noredirect=on&utm_term=.35c6de706402, accessed date: 31 August, 2018.
- Ng, Yuen-Ling, Har, Wai-Mun, and Tan, Geoi-Mei (2009), “Real Exchange Rate and Trade Balance Relationship: An Empirical Study on Malaysia,” *International Journal of Business and Management*, 3 (8): 130–137.
- Organization for Economic Co-operation and Development (OECD) (資料庫數據), <https://data.oecd.org/conversion/exchange-rates.htm>, accessed date: 21 February, 2018.
- Ousseini, Amadou Maiga, Hu, Xiaojuan, and Aboubacar, Badamassi (2017), “WAEMU Trade and Current Account Balance Deficit Analysis: A Panel VAR Approach,” *Theoretical Economics Letters*, 7 (4): 834–861.
- Schaling, E., and Kabundi, A. (2014), “The exchange rate, the trade balance and the J-curve effect in South Africa,” *South African Journal of Economic and Management Sciences*, 17 (5): 601–608.
- Shah, A., and Majeed, M. T. (2014), “Real exchange rate and trade balance in Pakistan: An ARDL co-integration approach,” MPRA Paper No. 57674, <https://mpra.ub.uni-muenchen.de/57674/>, accessed date: 31 August, 2018.

- Swanson, Ana (2018), "Trump's Trade War Against China Is Officially Underway," *The New York Times*, July 5, <https://www.nytimes.com/2018/07/05/business/china-us-trade-war-trump-tariffs.html>, accessed date: 31 August, 2018.
- Swanson, Ana, and Plumer, Brad (2018), "Trump Slaps Steep Tariffs on Foreign Washing Machines and Solar Products," *The New York Times*, 22 January, https://www.nytimes.com/2018/01/22/business/trump-tariffs-washing-machines-solar-panels.html?_ga=2.260991630.2002084770.1533061455-1292541129.1533061455, accessed date: 10 June, 2018.
- The Brookings Institution (2018), "The future of trade in U.S.-Japan relations," 2 May, <https://www.brookings.edu/events/the-future-of-trade-in-u-s-japan-relations/>, accessed date: 10 July, 2018.
- The White House (2017), "Presidential Executive Order Addressing Trade Agreement Violations and Abuses," 29 April, http://globaltraderelations.net/images/Trump_EO_on_WTO_and_Trade_Agreements_White_House_4.29.17_.pdf, accessed date: 3 February, 2019.
- The White House (2017), "President Donald J. Trump: Standing up to Unfair Steel Trade Practices," 20th April, <https://www.whitehouse.gov/briefings-statements/president-donald-j-trump-standing-unfair-steel-trade-practices/>, accessed date: 3 February, 2019.
- The White House (2017), "Presidential Executive Order on Establishing Enhanced Collection and Enforcement of Antidumping and Countervailing Duties and Violations of Trade and Customs Laws," 31th March, <https://www.whitehouse.gov/presidential-actions/presidential-executive-order-establishing-enhanced-collection-enforcement-antidumping-countervailing-duties-violations-trade-customs-laws/>, accessed date: 4 February, 2019.
- The White House (2017), "Presidential Executive Order on Buy American and Hire American" April 18, <https://www.White.house.Gov/presidential-actions/presidential-executive-order-buy-americanhire-american/>, accessed date: 4 February, 2019.
- The White House (2017), "Presidential Executive Order Regarding the Omnibus

Report on Significant Trade Deficits,” 31th March, <http://www.thecre.com/oira/wp-content/uploads/2017/01/Presidential-Executive-Order-Regarding-the-Omnibus-Report-on-Significant-Trade-Deficits.pdf>, accessed date: 4 February, 2019.

The World Bank DataBank, <https://databank.worldbank.org/data/reports.aspx?source=2&type=metadata&series=NY.GDP.DEFL.ZS#>, accessed date: 1 March, 2019.

UN Comtrade Database, <https://comtrade.un.org/db/dqBasicQueryResults.aspx?cc=0&px=S3&r=156&y=1992&p=76&rg=1,2&so=9999>, accessed date: 2 March, 2019.

United States Census Bureau (美國人口調查局數據), <https://www.census.gov/foreign-trade/index.html>, accessed date: 5 March, 2019.

United States Trade Representative (2017), “2017 Trade Policy Agenda and 2016 Annual Report,” March, <https://ustr.gov/sites/default/files/files/reports/2017/AnnualReport/AnnualReport2017.pdf>, accessed date: 17 October, 2018.

Yusoff, Mohammed B., and Sabit, Ahmed Hossain (2015), “The Effects of Exchange Rate Volatility on ASEAN-China Bilateral Exports,” *Journal of Economics, Business and Management*, 3 (5): 479–482.