

# 外人直接投資、貿易與經濟成長 - 東亞與拉丁美洲實證之研究

## FOREIGN DIRECT INVESTMENT, TRADE AND ECONOMIC GROWTH: A MULTI-COUNTRY EVIDENCE

邱魏頌正

南華大學經濟學研究所

黃秋閔

南華大學經濟學研究所

Song-Zan Chiou Wei  
*Graduate Institute of Economics  
Nan Hua University*

Chiou-Ming Huang  
*Graduate Institute of Economics  
Nan Hua University*

邱魏頌正為南華大學經濟學研究所所長  
黃秋閔為南華大學經濟學研究所助理研究員

聯絡人：邱魏頌正

住址：南華大學經研所 622 嘉義縣大林鎮中坑里中坑 32 號

電話：（05）2721001 分機 2370

傳真：（05）2427194

電子信箱：[chiouwei@mail.nhu.edu.tw](mailto:chiouwei@mail.nhu.edu.tw)

# 外人直接投資、貿易與經濟成長

## - 東亞與拉丁美洲實證之研究

### 摘要

本研究主要探討外人直接投資 (inward FDI)、貿易(包括進、出口)與經濟成長三者之間的因果關係。過去實證研究使用橫斷面資料分析多國現象,但橫斷面資料只適合分析多國的平均整體現象,無法反應個別國家的單一現象,再加上實證上大多使用雙變數 Granger 因果關係或誤差修正模型(VECM)作為分析架構,未能完全詮釋出口為主國家的經濟現象,且在他們的研究中並沒有說明清楚彼此間的因果關係,並忽略進、出口可能有不對稱的影響。本研究利用結構性向量自我迴歸(structural VAR),檢定 1965 年到 2000 年東亞(台灣、新加坡、韓國、馬來西亞、泰國),與拉丁美洲國家(阿根廷、巴西、墨西哥、哥倫比亞)外人直接投資、貿易與經濟成長三者之間的因果關係。

實證結果得知,出口的增加會吸引外人直接投資,此理論是被肯定,但進口增加,卻不是吸引外人直接投資考慮的因素。且對拉丁美洲而言,進、出口與經濟成長的增加會吸引外人直接投資,但外人直接投資卻無法促進當地的進、出口與經濟成長。但在東亞地區的國家,外人直接投資顯著增加當地的出口與經濟成長。最後,外人直接投資在地點的選擇方面,不單只考慮低工資與勞力密集等因素。

關鍵字: 外人直接投資、經濟成長、貿易、結構性 VAR、脈衝反應、預測變異數分解

### ABSTRACT

Although there is considerable empirical evidence on the link between foreign direct investment (FDI) and economic growth or trade and economic growth in the developing countries, casual patterns among these variables have not been yet fully explored. This paper constructs a structural vector autoregression model (structural VAR) to study the interactions among four important macroeconomic variables, which are FDI, export, import and GDP growth, with observations through 1965-2000 from nine economies in East Asia and Latin America. The main results can be summarized as follow: First, we find that export expansion is the main determinants of inward FDI. Second, in Latin America, export, import and GDP influence FDI but FDI doesn't have a significant impact on the other variables. Third, in East Asia, FDI have a positive effect on GDP and export. At last, low wage level and high labor supply are not the significant determinants of inward FDI.

Keywords: inward FDI, Economic Growth, Structural VAR, Innovation Accounting

# 壹、緒論

## 一、研究背景與動機

五十年代初期以後多國籍企業 ( multinational corporations ; MNC ) 的崛起，不但改變了全球的貿易型態與投資方式，再加上隨著國際經濟投資環境惡化，企業為了取得或確保生產原料之穩定供給，利用被投資國之低廉勞力，降低生產成本，逐漸將傳統的生產活動轉移到國外進行，亦即由傳統的輸出型態轉變為外人直接投資 ( inward foreign direct investment ; FDI )，<sup>1</sup>其中大量外人直接投資主要流入開發中國家。

近幾年來外人直接投資理論對發展中國家的經濟成長、競爭力、與貿易等影響頗有爭議。一般而言，有正向與負向的影響兩方的看法。就其正向影響而言，Borensztein *et al.* ( 1998 ) 認為外人直接投資是取得先進國家技術、管理與行銷知識的主要管道；其次，由於外人直接投資的產出 ( output ) 通常運往地主國與母國 ( home country ) 以外的第三國銷售，而其投入 ( input ) 部分所使用的資本財與中間投入通常由地主國與其他國家提供，因此、外人直接投資可增加地主國的進出口且使出口產品多樣化，而高出口成長率，使出口活動中的技術提升，進而提升當地公司的國際競爭力，增加地主國的外匯收入，因而能夠進口為了提高生產效率和生活水準所需的產品、服務及技術。最後，Chen *et al.* ( 1995 ) 認為外人直接投資可藉由引進先進的技術、管理與行銷知識，提升當地公司的競爭力，革新當地管理者與政府官員的觀念，接納市場經濟的原則，因而增加投資者對此市場的信賴感。

就其負向影響而言，Chen ( 1996 ) 和 Broadman and Salisu ( 1996 ) 提出，如果地主國的教育程度和基礎建設狀況等先決條件不足，外人直接投資可能只能增加投資者的私人報酬並無法影響地主國的經濟成長，甚至會有阻礙當地經濟發展的可能。另外，Rueber *et al.* ( 1973 ) 指出，多國籍企業外人直接投資的動機是為了利用當地勞力密集，來降低生產成本，則生產投入由母國供應而不會在當地購買，所以也不會促進地主國的出口成長。再加上多國籍企業因擁有先進的技術、當地稅的優惠、進口優勢、專利權利與商標等優勢，建立進入障礙，壓制地主國公司與排擠國內投資。

過去實證研究結果亦不一致。在探討外人直接投資、貿易與成長關係之實證文獻中，大部分的文獻均在探討貿易與外人直接投資，或者經濟成長與外人直接投資二者間的因果關係，只有 Khan and Leng ( 1997 ) 以亞洲三小龍為研究對象，探討出口、外人直接投資與經濟成長三者間之因果關係，但是在他們的研究中並沒有說明清楚彼此間的因果關係。再者之前研究並無加入進口因素，且實際上進

出口可能有不對稱的影響。在過去實證研究中均利多位學者使用橫斷面的資料作為研究分析,例如 Dollar (1992), Marin( 1992 ), Edward (1993), 與 Enders( 1995 ), 但使用橫斷面資料有諸多缺點,其原因有二:第一、橫斷面資料只適合分析多國的平均整體現象,無法反應個別國家的單一現象,所以在使用橫斷面資料分析應避免在他們的樣本中做有關個別國家推論。第二、橫斷面資料分析產生的結果可能不一致,因為橫斷面分析通常是觀察"平均"期間,而不是單一觀察值,且橫斷面序列若呈現不穩定及趨勢現象,則計算出來的平均值將不具代表性。所以構成不同國家的橫斷面資料分析無法產生固定的平均值,迴歸結果也無法告訴我們任何一個國家的行為。鑑於早期學者探討有關外人直接投資與經濟成長關係大多應用 Granger( 1969 )或 Sim( 1980 )因果檢定法探討二變數間的關係,例如 Riezman, *et al.* ( 1996 ) 利用 Granger ( 1969 ) 因果檢定,檢定出口對成長有直接因果關係。但是 Ibrahim ( 2000 ) 於研究指出使用二元共整合法無法檢定出馬來西亞股價與匯率之間存在長期因果關係,而 Granger ( 1969 ) 因果關係只能檢定變數間短期因果關係。

## 二、研究目的

本研究針對橫斷面解釋之不足性,以及多國分析文獻之缺乏,選擇以出口為主之國家,包含東亞各國(台灣、新加坡、韓國、馬來西亞、泰國),與拉丁美洲國家(阿根廷、巴西、墨西哥、哥倫比亞),為研究對象,探討外人直接投資與地主國的貿易發展、經濟成長之關係,其中本文更進一步假設進口與出口有不對稱影響的可能性。

本研究另一目的為重新驗證 Jun and Singh ( 1996 ) Khan and Leng ( 1997 ) Luiz. and Kilchiro. (2000), 與 Zhang ( 2001 ) 等之實證結果,並利用 Blanchard and Quah ( 1989 ) 所提的結構性 VAR ( structural VAR ), 建立一個 VAR 結構模型,輔以理論基礎來確認辨認條件,賦予干擾項結構性的意義,再透過結構干擾項之間不具有相關的假設,以脈衝反應函數及預測誤差變異數分解來解釋各個變數之間的關係。

本研究共分 6 節。第 2 節為東亞與拉丁美洲外人直接投資發展介紹;第 3 節為理論與文獻回顧;第 4 節介紹研究方法;第 5 節為資料說明與實證結果;第 6 節提出本研究的結論與建議。

## 貳、東亞與拉丁美洲外人直接投資的發展過程

### 一、1965-2000 年東亞與拉丁美洲外人直接投資的發展過程

在過去幾十年間，東亞與拉丁美洲在全球經濟中，其接受外人直接投資的情勢已經改變。由表 1 說明 1960 到 1999 年東亞與拉丁美洲平均接受外人直接投資之金額的發展趨勢，可得到以下兩點結論。第一、東亞與拉丁美洲在 1960 年開始成為開發中國家中接受外人直接投資資金最多的地區，東亞與拉丁美洲占開發中國家接受外人直接投資資金比例在 1960-1969 年大約 79%左右，1970-1979 年間有 80%，1986-1990 年間有 89%，到了 1990 年代後期甚至高達 91%。第二、在 1986 年以前拉丁美洲的外人直接投資金額均高於東亞，到了 1986 年以後東亞開始超越拉丁美洲。Braga (1992) 說明此現象可能的原因為拉丁美洲在 1990 年代，早期缺乏開放的經濟制度與吸引外人直接投資的政策，以及約 400 億美元的龐大負債，總體經濟不穩定等因素造成。相對於拉丁美洲，大部分的東亞國家在 1960 年代以前經濟水準低落，但促使東亞經濟改善的原因在於快速的教育改革，人力資本提高，以及穩定的總體經濟環境，例如於 1965 年東亞國家雖然貧窮，但登記教育人數也有 70%以上。

表 1 東亞與拉丁美洲外人直接投資平均金額(1960-2000)

區域	1960-1969	1970-1979	1980-1985	1986-1990	1991-1995	1996-2000
開發中國家						
FDI 金額(十億美元)	2.2	5	13	23	60	198
FDI 成長率(%)	13	21	4	22	16	11
東亞國家						
FDI 金額(十億美元)	0.4	1	5	14	35	101
FDI 占開發中國家(%)	16	20	38	54	59	51
FDI 成長率(%)	11	16	7	28	21	10
拉丁美洲國家						
FDI 金額(十億美元)	1.4	3	6	9	18	80
FDI 占開發中國家(%)	63	60	46	35	29	40
FDI 成長率(%)	15	20	-5	17	19	18

資料來源：

【1】：1999 與 2001 年世界投資報告 (World Investment Report) / UNCTAD 發行

【2】：Balance of Payments Statistical Yearbook / IMF 發行

## 二、外人直接投資區位選擇模式

外人直接投資的部門分布狀況，可讓執政者了解外人直接投資推動力，有益於制定和實施經濟戰略與經濟政策。在過去十年間，服務業部門在國際生產中變得更加重要，主要是因為這個部門是比較新近向外人直接投資開放的，而在服務業部門中，外人直接投資的分布比較廣，反映了接近消費者的重要性。根據聯合國世界投資報告(2000)統計製造業分布狀況指出，一個產業的技術水準越是先進，在開發國家集中的程度越高，例如，生物科技業、半導體業等高技術產業的外國子公司往往集結在開發國家，而食品與飲料業、紡織業等低技術產業，主要是分布在開發中國家。

表 2 說明 1988-1990 年東亞與拉丁美洲外人直接投資的部門分配。此二個地區有相似的分佈，在 1988 年二地區的製造業部門所占比例最高大約占 60% 以上，服務業部門約占 20~30%，但到了 1997 年東亞外人直接投資的部門分配比例改變不大，製造業部門所占比例仍是最高為 61.5%，服務業部門 29.2%到 32.8% 有上升的趨勢，但上升幅度不高；拉丁美洲的外人直接投資的部門分配比例改變很大，製造業從 67.3%降到 38.8%，而服務業所占比例最高從 23.8%升到 55.5%。由以上資料得知，在 1990 年代，拉丁美洲開放政策的實施較東亞晚。就兩區的製造業技術程度分佈狀況而言，投資在東亞的製造業部門，技術程度相對高於投資在拉丁美洲的製造業部門。

表 2 東亞與拉丁美洲接受外人直接投資的部門分佈

部門/行業	1988				1997			
	東亞		拉丁美洲		東亞		拉丁美洲	
	值	所占比例	值	所占比例	值	所占比例	值	所占比例
所有行業	68329	100	39379	100	90473	100	83995	100
基層部門	5730	8.4	3480	8.8	30958	3.4	4817	2.7
製造業	42192	61.7	26518	67.3	555587	61.5	32549	38.8
服務業	19983	29.2	9362	23.8	296280	32.8	46607	55.5
其他	424	0.7	19	0.1	20648	2.3	22	0

註：

【1】：接受外人直接投資資金，單位為十億美元

【2】：1999 年世界投資報告 ( World Investment Report ) / UNCTAD 發行

### 三、外人直接投資吸引力的測度

聯合國世界投資報告(2000)利用三個比例的平均值(該區域接受外人直接投資對該區域的國內生產總值、就業與出口等比例)為測定一個國家對外人直接投資的吸引力,即為接受外人直接投資指數,指數值若趨近1,則表示一國在吸引外人直接投資方面與其經濟地位相符,指數越高,表此國家吸引外人直接投資的成功度越高。

由表3可知,1988-1990年兩地區的外人直接投資指數比例均小於一,但於1998-2000年間拉丁美洲的外人直接投資指數大於一,而東亞的外人直接投資指數小於一且出現下降的趨勢。可能原因為拉丁美洲雖然經濟體系薄弱,但由於天然資源豐富,所以外人直接投資指數大於一(高於其經濟地位),而南亞、東亞與東南亞外人直接投資指數小於一,可能原因為東亞有些國家經濟地位雖高(例如日本),但卻施行限制外人直接投資政策,所以造成外人直接投資比例小於一。

表3 1988-1990年和1998-2000年接受外人直接投資的區域分佈

地區	1988-1990				1998-2000			
	【1】 接受外人 直接投資 份額/國內 生產總值 份	【2】 接受外人 直接投資 份額/雇用 人數份額	【3】 接受外人 直接投資 份額/出口 份額	【4】 接受外人 直接投資 指數	【1】 接受外人 直接投資 份額/國內 生產總值 份額	【2】 接受外人 直接投資 份額/雇用 人數份額	【3】 接受外人 直接投資 份額/出口 份額	【4】 接受外人 直接投資 指數
發展中國家	1.0	0.2	0.7	0.6	1.0	0.3	0.7	0.7
【5】拉丁美洲國家	0.8	0.6	1.0	0.8	1.1	1.0	1.6	1.2
【6】東亞	1.3	0.2	0.7	0.7	1.1	0.2	0.6	0.6

註：資料來源：2001世界投資報告

【1】 該區域接受外人直接投資對該區域在國內生產毛額總值中的份額的比值

【2】 該區域接受外人直接投資對該區域在雇用人數中的份額的比值，數據來自國際勞工組織的LABSTA數據資料庫及世界銀行的2001世界發展指數

【3】 該區域接受外人直接投資對該區域食品出口和因素服務中的份額的比值

【4】 根據聯合國對發展中國家的定義

【5】 拉丁美洲包括拉丁美洲國家與加勒比等國家。

【6】 東亞包括南亞、東亞與東南亞等國家。

#### 四、外人直接投資對各國經濟成長的影響

由表 4 可知拉丁美洲與東亞國家外人直接投資金額占國內生產毛額的比例均有增加，拉丁美洲的四個國家（除了墨西哥）所占比例最大，墨西哥在 1994 年受古巴危機影響，外人直接投資金額占國內生產毛額很小，到了 1994-1995 年以後墨西哥政府積極進行穩定總體經濟與結構性的改革，導致墨西哥 1995 年以後外人直接投資金額占國內生產毛額相對增加很多。東亞國家中以馬來西亞與新加坡所占比例最大。從表中也可看出東亞國家因 1997 年亞洲金融危機，導致國外投資者到當地投資的意願降低，但隨著經濟的復甦對外投資金額又上升。

表 4 東亞與拉丁美洲各國 FDI 平均金額與占 GDP 百分比(1985-1999)

國家	1985-1995		1996		1997		1998		1999	
	FDI 金額	占 GDP%	FDI 金額	占 GDP%	FDI 金額	占 GDP%	FDI 金額	占 GDP%	FDI 金額	占 GDP%
阿根廷	2.2	7.0	6.5	13.2	9.2	16.1	7.3	12.2	24.1	47.7
巴西	1.8	2.2	10.5	7.0	18.7	11.7	28.5	18.4	31.4	31.3
哥倫比亞	0.7	7.7	3.1	14.8	5.6	26.2	4.2	24.4	4.0	38.6
墨西哥	4.5	9.2	9.2	15.5	12.8	16.4	11.6	13.2	11.9	11.7
韓國	0.9	0.9	2.3	1.2	3.1	1.8	5.4	5.7	10.6	9.3
馬來西亞	2.9	17.1	7.3	17.0	6.5	15.1	2.7	13.9	3.5	20.1
新加坡	4.1	29.3	9.0	25.6	8.1	22.1	6.3	20.6	7.2	26.1
台灣	1.0	2.7	1.9	3.0	2.2	3.4	0.2	0.4	2.9	4.4
泰國	1.4	4.1	2.4	3.2	3.7	7.8	5.1	11.6	3.6	15.4

註：

【1】：單位為十億美元

【2】：1999 與 2001 年世界投資報告 ( World Investment Report ) / UNCTAD 發行

【3】：Balance of Payments Statistical Yearbook / IMF 發行

## 參、理論與文獻回顧

之前學者探討有關東亞與拉丁美洲外人直接投資的主題中，大致分成三個主題探討，第一，外人直接投資與經濟成長關係；第二，外人直接投資與貿易關係。第三，外人直接投資與經濟成長、貿易三變數間因果關係的實證文獻回顧。

### 一、外人直接投資與經濟成長的關係

#### (一) 外人直接投資對一國經濟發展之影響---理論面

外人直接投資對地主國經濟的影響，一般文獻回顧分為兩部分討論，一是以成長理論為基礎，探討外人直接投資如何促進當地的經濟成長，例如，Borensztein *et al.* (1998)。另外一方面為外人直接投資如何被地主國吸引，此部分建構在多國籍企業決定對外直接投資的因素與地主國的所得水準、市場大小有關。就第一部分而言，內生成長理論的特點為長期而言經濟成長起因於技術進步與人口成長。Balasubramanyam *et al.*(1996)利用內生成長理論說明外人直接投資與地主國經濟成長的關係，認為應將外人直接投資視為資本股(capital stock)、實際知識(know-how) 和技術(technology) 等之通稱。外人直接投資可透過多國籍資金的投資、產品銷售到國際市場等有關生產、行銷、管理知識、和技術移轉等，將有助於地主國資源有效運用，進而促成當地的經濟成長。

就第二部分而言，外人直接投資如何被地主國吸引，必須區分因動機不同會有不同型態呈現。第一動機為市場導向型外人直接投資(market-seeking FDI)。Markusen *et al.* (1996) 說明由於技術的革新及其不斷增加的成本與風險，為了追求效率，利用世界市場使產品運輸在全球的範圍內變的十分經濟或者將某些生產活動移到成本低的市場生產，以降低生產成本。另一動機為成長導向型外人直接投資(growth-driven FDI)。Wheeler and Mody (1992) 與 Zhang (2000) 說明市場規模大小、人力資源的品質、與基礎建設的良窳等，作為判斷吸引外人直接投資的條件。例如、一個國家的市場規模(其利用國內生產毛額來判斷)隨著經濟成長的提高，會鼓勵國外公司增加他們的投資意願。快速的經濟成長則會提高總需求，內需增加相對吸引外人直接投資意願。

#### (二) 外人直接投資對一國經濟發展之影響---實證面

外人直接投資對地主國經濟成長影響之因果關係實證結果一直受學者爭議。因為外人直接投資提供地主國例如，國外交換需求、技術、管理資源和生產資本，所以可能增加地主國的經濟成長。但是 Karikari(1992)利用迦納 1961-1988

的資料,研究顯示外人直接投資不能影響經濟成長且增加經濟成長可能引起外人直接投資之消退;DeMello(1997)觀察 OECD 各國與拉丁美洲等國家外人直接投資與地主國的經濟成長之關連,其結果顯示外人直接投資會增加技術模仿者的經濟成長,但不會增加技術領導者的經濟成長。

Zhang(2001)利用誤差修正模型與 Granger 因果關係分析東亞與拉丁美洲共十一國外人直接投資與經濟成長的因果關係。<sup>2</sup>但是結果顯示,11個國家中有5個國家支持外人直接投資可以增加地主國的經濟成長,這五個國家(香港、印尼、新加坡和台灣)除了墨西哥均位在東亞。外人直接投資在地主國的經濟所扮演的角色,主要依賴地主國的經濟條件而定,例如採用自由貿易體制、人力資本條件良好、政府鼓勵出口導向的外人直接投資、與總體經濟環境穩定的國家。另外,各國外人直接投資與國內生產毛額的長、短期因果關係為:在拉丁美洲地區,阿根廷的外人直接投資與國內生產毛額的長、短期均沒有因果關係,巴西國內生產毛額對外人直接投資有短期單向因果關係,哥倫比亞國內生產毛額對外人直接投資有長期因果關係,墨西哥外人直接投資對國內生產毛額有長期均衡關係。在東亞地區,韓國、馬來西亞與台灣國內生產毛額對外人直接投資存在單向因果關係,台灣外人直接投資對國內生產毛額存在長期均衡關係,新加坡國內生產毛額對外人直接投資存在單向短期因果關係。

## 二、外人直接投資與貿易的關係

### (一) 外人直接投資與一國貿易的關係---理論面

外人直接投資對貿易的響影也有正反兩面的說法,就反對者而言,誠如前文 Chen(1996)、Broadman and Salisu(1996)及 Rueber *et al.*(1973)所提,外人直接投資並不會增加地主國的出口。而 Caves,(1996)和 Helleiner,(1989)贊成外人直接投資可增加地主國出口,並可分為直接影響與間接影響二種。直接與間接影響的區別在於,直接影響指的是外國子公司在地主國的出口活動,對地主國出口的影響;間接影響為當地公司透過外國子公司而提升競爭力,而增加地主國的出口。

Zhang and Song(2000)認為外人直接投資對地主國貿易的影響,主要來源為外國分公司的貿易活動,共分為三方面,第一、出口當地天然資源;第二、出口最終財;第三、垂直整合促進地主國的進、出口。其中第一是指外國分公司比地主國公司有較好的潛力出口當地的天然資源,因為外國分公司的業務主要在國外。第二、由於外國分公司在地主國生產過程可能擁有較好的先進技術與行銷技術,產品品質的規範,例如產品的設計、包裝、通路分佈和服務等品質保證,所以最終產品的可信度較高,且由於外國分公司分佈全球,所以他們可以更快速改

變以迎合消費者的喜好增加出口，而地主國公司也藉由取得外國分公司的公司專業化優勢（firm-specific advantages），例如生產過程的技術、管理與行銷技術、當地政府的支持等而提升競爭力。最後、所謂垂直整合是指國外分公司進口未完成的半成品或中間財，在選擇在低成本的市場生產，再出口至其他國家銷售，所以會促進當的進、出口，且出口的貢獻大於進口。

## （二） 外人直接投資與一國貿易的關係---實證面

Jun and Singh (1996) 探討 1969-1993 年十一個高度外人直接投資接收國，外人直接投資與出口的因果關係，結果顯示泰國、厄瓜多爾、葡萄牙、與希臘出口對外人直接投資有單向因果關係；新加坡外人直接投資對出口有單向因果關係；而哥倫比亞、哥斯大黎加、埃及、馬來西亞、墨西哥、與奈及利亞六國外人直接投資與出口沒有因果關係。

Luiz. and Kilchiro. (2000)利用誤差修正模型(VECM)與 Granger(1987)因果關係，探討東亞與拉丁美洲貿易與外人直接投資的因果關係。結果顯示長期間，阿根廷、厄瓜多爾、秘魯、印尼與新加坡，進口對外人直接投資有單向因果關係；阿根廷出口對外人直接投資有單向因果關係；智利外人直接投資對出口有單向因果關係。

Liu, Wang and Wei (2001) 利用 Granger 因果關係探討 1984-1998 年，19 個國家（母國）對中國大陸直接投資與貿易之間的因果關係。結果顯示，中國的進口對外人直接投資有單向因果關係；中國出口對外人直接投資也有單向因果關係。

Zhang, and Felmingham, (2001) 利用共整合與誤差修正模型探討中國共 464 省（分成高度外人直投資的省、中度外人直投資的省與低度外人直投資的省）<sup>3</sup> 外人直接投資與出口的因果關係，結果顯示高度外人直投資的省與低度外人直投資的省的出口與外人直接投資有雙向因果關係；中度外人直投資的省的出口對外人直接投資有單向因果關係。

由因果關係的觀點來看，過去的文獻無法清楚指出是外人直接投資導致出口成長，還是出口成長導致外人直接投資的增加，或是它們之間雙向因果關係存在，並且忽略進、出口之間可能存在不對稱的影響。

### 三、外人直接投資與經濟成長、貿易三變數間因果關係

大部分有關外人直接投資相關的研究鮮少探討外人直接投資、經濟成長與貿易三者之間的因果關係。Khan and Leng (1997) 研究利用 Engle-Granger (1987) 二階段法、Johansen (1988, 1990) 最大概似共整合法與 Granger (1987) 因果關係，探討 1965-1995 年 (年資料) 韓國、新加坡、台灣這三個國家出口、外人直接投資、與經濟成長，三個變數之間的因果關係。因為此三變數缺乏清晰的理論架構，所以 Khan and Leng (1997) 利用上述統計過程來證明外人直接投資增加則出口就會增加，出口增加可提高一國的經濟成長的先驗假設適用於每個國家，結果顯示新加坡與其他國家相反，順序為一國經濟成長的增加，會導致出口的增加，因而增加對外直接投資。

## 肆、研究方法

Sim(1980)針對傳統計量方法在模型設定上有先驗假設之限制，提出無先驗限制的縮減式向量自我迴歸模型(reduced form structural vector auto-regression model)的實證方法。由於其未做先驗之假設限定，不僅在估計和檢定上有其方便性，而且能充分顯現總體經濟變數間的動態相互關係。因此，Blanchard and Quah(1989)提出結構式向量自我迴歸模型加以改善，根據先驗的理論基礎建立一個實證結構模型，再透過迴歸分析求得模型的參數值，並利用檢定來驗證理論。

首先，我們假設  $Y_t$  是一個  $(n \times 1)$  的變數向量，並且假設  $Y_t$  的動能關係可由經濟理論所決定的結構模型所表示：

$$Y_t = \sum_{i=0}^p B_i Y_{t-i} + A v_t \quad (1)$$

其中  $v_t$  是序列無關的結構式衝擊向量，且  $E(v_t v_t') = \Sigma_v$  是一個對角矩陣， $v_t$  中的各結構式干擾項均具結構式解釋能力。 $B_j$  是  $n \times n$  的係數矩陣，顯示模型中各經濟變數的傳導過程。 $A$  是一個  $n \times n$  的非奇異矩陣(nonsingular matrix)，其對角元素等於一而其餘的元素可以設定為任意數。由於(1)式有許多須估計的參數，因此必須先估計縮減式向量自我迴歸模型：

$$Y_t = \sum_{j=1}^p C_j Y_{t-j} + \mu_t \quad (2)$$

其中  $C_j = (I - B_0)^{-1} B_j$ 。  $\mu_t$  是一個序列無關的縮減式衝擊向量，

$E(\mu_t \mu_t') = \Sigma_\mu$  為對稱矩陣，而且滿足下列關係式：

$$\mu_t = B_0 \mu_t + A v_t \quad (3)$$

(3)式表示結構式衝擊向量與縮減式衝擊向量的同時性(contemporaneous)關係，估計過程可分兩階段。首先估計(2)式的縮減式向量自我迴歸模型得到  $\mu_t$ ，再估計(3)式。由(3)式可以得  $\Sigma_v$ ， $\Sigma_\mu$ ，A 和  $B_0$  之間的關係為：

$$\Sigma_v = A^{-1} (I - B_0) \Sigma_\mu (I - B_0)' (A^{-1})' \quad (4)$$

求得  $B_0$  後，則可求的結構式衝擊向量。但是，根據樣本估計只能得到  $\Sigma_\mu$  中的  $n(n+1)/2$  個相異共變異數。所以我們有模型不能完全認定的問題。為了使(4)是可以完全認定，Blanchard and Quah (1989) 利用零限制條件加在變數間的同时性交互影響上，而且這些零限制條件是根據經濟理論加以設定(其中  $B_0$  不一定是下三角矩陣)。

本研究模型為四變數結構式向量自我迴歸，首先我們先假設 A 是  $4 \times 4$  的單位矩陣。所以我們需要至少 6 個短期動態相互關係的零限制條件。這些零限制條件指的是我們假設一個干擾項間在一年之內不受另一個干擾項的影響。

以下為本研究零限制條件的解釋，首先外人直接投資(FDI)的決定權操之在國外投資者，所以假設外人直接投資(FDI)為一外生變數，即外人直接投資不影響國內生產毛額、出口與進口。其次，根據成長模型理論，國內生產毛額只受進、出口影響。且國內生產與出口為正相關，與進口為負相關。最後國內出口不影響國外進口，而國外進口也不影響國內出口，並假設其有不對稱影響的可能。一共有 6 個零限制條件，模型可以矩陣表示為：

$$\begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} 1 & 0 & 0 & 0 \\ 0 & 1 & 1 & 1 \\ 1 & 1 & 1 & 0 \\ 1 & 1 & 0 & 1 \end{bmatrix} \begin{bmatrix} \mu_{1t} \\ \mu_{2t} \\ \mu_{3t} \\ \mu_{4t} \end{bmatrix} + \begin{bmatrix} v_{1t} \\ v_{2t} \\ v_{3t} \\ v_{4t} \end{bmatrix} \quad (5)$$

其中  $\mu_{it}$  及  $v_{it}$ ， $i=1,2,3,4$ ，分別代表外人直接投資、國內生產毛額、出口與進口的縮減式與干擾項。

## 伍、資料來源與實證結果

### 一、資料來源說明

本研究欲探討阿根廷、哥倫比亞、墨西哥、馬來西亞、泰國、新加坡、巴西、韓國、台灣等國，外人直接投資、貿易與經濟成長的三者間之因果關係。觀察期間為 1965-2000 年，主要因為一般開發中國家有關直接投資的資料一向零散不整，可靠性有限，尤其是大部份開發中國直接投資的歷史均相當短促，難以針對跨國作有意義的總和性時間數列分析，因此偏向個案調查或橫斷面分析。本研究為了各國資料的一致性，例如：新加坡資料最早只從 1965 年開始，故選擇從 1965 年為研究起始年。

各國資料來源除了台灣取自 Taiwan Statistical Data Book 之外，其餘各國均摘錄自 International Monetary Fund(IMF)之 International Financial Statistics(IFS)資料庫。本研究的變數包括：出口(EX)：為出口總額除以生產毛額平減指數(1995年=100)，單位為十億美元；進口(IM)：為進口總額除以生產毛額平減指數(1995年=100)，單位為十億美元；生產毛額(GDP)：名目生產毛額總額除以生產毛額平減指數(1995年=100)，單位為十億美元；外人直接投資(inward FDI)：名目外人直接投資總額除以生產毛額平減指數(1995年=100)，單位為十億美元。所有的變數均季節調整，並以對數的形式表示。

### 二、落後期數之選取與模型診斷性檢測

探討結構 VAR 模型分析之前，需選定最適落後期數，因為落後項期數太少，則會因參數過度精簡而產生偏誤，但若所選用的落後期數太長，則會因參數過度化(overparameterization)而使得估計無效，故本研究採用 AIC(Akaike Information Criterion)與 SBC(Schwarz Information Criterion)準則<sup>4</sup>來選取最適落後期數。當兩種準則所選取的最適落後期不一致時，再運用概似比檢定(Likelihood Ratio Test)來協助判斷，<sup>5</sup>另以 Ljung Box 的 Q 統計量檢定變數的殘差項是否為白色噪音(white noise)，與利用 Jarque-Bera 檢定變數的常態性(normality)。檢定結果發現，Q 統計量與 Jarque-Bera 統計量在第 1 期，5%的顯著水準下顯著，模型之迴歸殘差皆不存在有序列相關，故選定模型內各國最適落後期數均為 1。

### 三、單根檢定

一般檢定是否為恆定的數列常用的單根檢定法有三種，即 DF (Dickey-Fuller ; 1979 , 1981 ) , ADF ( Augmented Dickey Fuller ; 1984 ) 與 PP ( Phillips and Perron ; 1988 ) 單根檢定法。本研究採用 PP 檢定，因為 PP 檢定較其他檢定能容忍殘差項序列相關 ( serially correlated ) 和異質性 ( heterogeneity ) 的存在。

單根檢定提供不同實證方式。若單根檢定結果變數為恆定數列，以結構性 VAR 檢定變數間的關係。若結果發現變數均為不恆定數列，則將以誤差修正模型取代之。

表 5 提供單根檢定結果馬來西亞、新加坡與台灣的變數呈非恆定數列，所以用誤差修正模型檢定變數間的關係；而阿根廷、巴西、哥倫比亞、墨西哥、韓國、台灣等國的資料特性，有些變數呈現恆定現象，有些呈現非恆定現象，所以本研究將非恆定的數列，經過一階差分，使得阿根廷、巴西、哥倫比亞、墨西哥、韓國、台灣等國的資料特性，均呈現恆定現象，並使用結構性 VAR 分析變數間的因果關係。

表 5 單根檢定結果

	FDI		EX		GDP		IM	
	原始 序列	一階 差分	原始 序列	一階 差分	原始 序列	一階 差分	原始 序列	一階 差分
阿根廷	-3.47	-5.54*	-3.31	-5.56*	-4.22*	-7.31*	-2.97	-5.29*
巴西	-1.54	-6.40*	-6.72*	-10.33*	-2.90	-7.45*	-2.05	-4.74*
哥倫比亞	-2.85	-12.59*	-2.82	-22.21*	-3.77*	-27.38*	-2.04	-18.01*
墨西哥	-3.66*	-7.14*	-2.13	-3.72*	-1.55	-5.67*	-2.93	-4.41*
馬來西亞	-1.63	-4.79*	-2.87	-5.02*	-2.61	-5.86*	-2.32	-4.02*
韓國	-4.21*	-9.63*	-1.38	-5.03*	0.61	-3.29	-2.08	-4.38*
新加坡	-2.26	-6.36*	-1.99	-4.52*	-0.73	4.26*	-1.25	-3.86*
台灣	-4.06*	-8.46*	-1.60	-4.91*	-0.91	-5.01*	-2.01	-5.24*
泰國	-3.48	-6.16*	-2.52	-4.58*	-1.20	-3.69*	-2.18	-4.17*

註：

【1】 PP 單根檢定為有常數項且有時間趨勢項 5%，顯著水準值為-3.54。

【2】 \*表示拒絕虛無假設，為恆定序列。

#### 四、共整合檢定

如果變數之間具有共整合關係(長期均衡關係),則根據 Granger 代表性定理 (representation theorem),必存在一誤差修正模型,反之也成立。Engle and Yoo(1987)曾說明誤差修正模型,在長期預測上優於向量自我迴歸模型,但短期則是向量自我迴歸模型表現較佳。因此,變數之間如果存在共整合關係,向量自我迴歸模型必須修正為向量誤差修正模型,否則會遺漏掉變數之間的長期訊息,而影響模型預測的能力。為了這個目的,本研究採用 Johansen (1988), Johansen 和 Juselius (1990) 最大似法檢定,檢定變數之間的長期均衡關係。

進行 Johansen 的多變量共整合分析法之前其所需具備的基本條件為:變數必須是非恆定的數列,且整合級次必須相同。因此,由表 6 PP 檢定 (1988)結果得知馬來西亞、新加坡與泰國的變數存在序列不穩定的現象,經一階差分後再進行一次單根檢定,所有變數均為恆定數列,亦即具有相同的整合級次 I(1)。我們運用 Johansen 最估計方法之假設如下:

$$\begin{aligned} H_1 : \Delta X_t &= \sum_{i=1}^{k-1} \Gamma_i \Delta X_{t-i} + \Pi X_{t-1} + \mu \phi D_t + \varepsilon_t \\ H_2 : \Pi &= \alpha \beta' \end{aligned} \quad (7)$$

其軌跡檢定 (trace test) 與最大特性根檢定 (maximal eigenvalue test) 統計值如下:

$$\begin{aligned} \text{軌跡檢定: } -2 \ln(Q; H_2 | H_1) &= -T \sum_{i=r-1}^p \ln(1 - \lambda_i) \\ H_0 : \text{rank}(\Pi) &\leq r \end{aligned} \quad (8)$$

$$\begin{aligned} \text{最大特性根檢定: } -2 \ln(Q; H_2(r) | H_1(r+1)) &= -T \ln(1 - \lambda_{r+i}) \\ H_0 : \text{rank}(\Pi) &= r \end{aligned} \quad (9)$$

本研究利用軌跡檢定與最大特性根檢定兩種統計量,檢定馬來西亞、新加坡與泰國的共整合向量的個數。但一般常用 Johansen 共整合法的概似比率 (likelihood Ratio ; LR) 是在樣本為常態分配的假設下成立,並取得理論上顯著水準值 (critical value),違反這個假設可能使結果產生偏誤 Cheung and Lai (1993) 檢定出實證上樣本數推估出來的顯著水準值,與利用 Johansen 共整合法理論基礎得到的顯著水準值若有偏誤,則結果顯示會顯著差異。因此,本研究根據 Reimers (1991)應用 Reinsel-Ahn 方法去調整 Johansen and Juselius (1990) 共整合方法的軌跡檢定與最大特性根檢定的臨界值。<sup>6</sup>

由表 6 結果顯示，調整後馬來西亞與泰國的軌跡檢定與最大特性根檢定結果，共整合向量為 0；而新加坡的軌跡檢定結果共整合向量為 1，但最大特性根檢定的結果，共整合向量為零。然而 Johansen and Juselius 指出兩者的檢定結果未必一致，主要原因在於特性根較小者，其所對應的共整合向量將會相當接近非定態範圍(nonstationary boundary)。學者曾提出當特性根分佈不均勻時，兩者統計量出現不一致的結果時，將以最大特性根為準。根據上述檢定結果得知，馬來西亞、新加坡與泰國變數間並未存在長期共整合關係，故仍以結構性 VAR 探討之間的關係。

表 6 調整後 Johansen 共整合檢定

	軌跡檢定			最大特性根檢定		
	虛無假設	統計檢定值	95%顯著水準	虛無假設	統計檢定值	95%顯著水準
馬來西亞	r = 0	45.93	53.11	r = 0	20.66	30.45
	r = 1	25.27	33.39	r = 1	14.28	23.59
	r = 2	10.99	17.34	r = 2	10.93	15.83
	r = 3	0.06	4.23	r = 3	0.06	4.23
新加坡	r = 0	56.91*	53.11	r = 0	26.80	30.45
	r = 1	30.10	33.39	r = 1	16.39	23.59
	r = 2	13.72	17.34	r = 2	8.54	15.83
	r = 3	5.18	4.23	r = 3	5.18	4.23
泰國	r = 0	40.19	53.11	r = 0	22.08	30.45
	r = 1	18.11	33.39	r = 1	10.68	23.59
	r = 2	7.43	17.34	r = 2	6.55	15.83
	r = 3	0.88	4.23	r = 3	0.88	4.23

註：

【1】、\*表在 95%顯著水準下顯著

【2】、調整前跡檢定與最大特性根檢定臨界值引自 Johansen & Juselius (1990) 之統計表

## 五、VAR 結構模型

### (一) 區塊外生性檢定

區塊外生性檢定( block exogeneity test )是利用最大概似比率檢定( likelihood ratio test )決定是否將某一變數納入 VAR 模型中。檢定的方法為在 VAR 模型中, 將被檢定變數或變數群之係數設定為零( 即自變數對應變數沒有影響), 檢定結果為拒絕虛無假設時, 表示此變數具外生性。本研究使用 Hamilton ( 1994 ) 之區塊外生性檢定, 檢定對外直接投資是否符合外生變數之假設。檢定假設為二: 第一為外人直接投資不會影響國內生產毛額, 進、出口; 第二為一國的國內生產毛額與進、出口也不會影響外人直接投資。

表 7 檢定結果得知, 除了馬來西亞與台灣外人直接投資會影響出口與國內生產毛額之外, 其他國家大致符合第一先驗假設外人直接投資不影響國內生產毛額, 進、出口。除了馬來西亞進口與巴西國內生產毛額會影響外人直接投資之外, 各國也大致符合第二先驗假設, 國內生產毛額, 進、出口不影響外人直接投資

表 7 區塊外生性檢定

國家	FDI				EX			
	檢定變數群	自由度	<sup>2</sup>	P 值	檢定變數群	自由度	<sup>2</sup>	P 值
阿根廷	EX、GDP、IM	3	2.26	0.52	FDI、GDP、IM	3	4.14	0.25
	EX	1	0.01	0.92	FDI	1	3.23	0.07
	GDP	1	2.24	0.13	GDP	1	0.19	0.66
	IM	1	0.00	0.95	IM	1	0.43	0.51
巴西	EX、GDP、IM	3	6.78	0.08	FDI、GDP、IM	3	0.71	0.87
	EX	1	0.06	0.80	FDI	1	0.12	0.73
	GDP	1	4.81	0.03*	GDP	1	0.21	0.65
	IM	1	2.30	0.13	IM	1	0.45	0.50
哥倫比亞	EX、GDP、IM	3	0.17	0.98	FDI、GDP、IM	3	0.25	0.97
	EX	1	0.02	0.90	FDI	1	0.17	0.68
	GDP	1	0.16	0.69	GDP	1	0.00	0.97
	M	1	0.01	0.91	IM	1	0.21	0.64
墨西哥	EX、GDP、IM	3	4.51	0.21	FDI、GDP、IM	3	1.74	0.62
	EX	1	1.61	0.20	FDI	1	0.13	0.72
	GDP	1	0.40	0.53	GDP	1	1.47	0.22
	IM	1	1.01	0.31	IM	1	0.08	0.78
韓國	EX、GDP、IM	3	7.28	0.06	FDI、GDP、IM	3	6.05	0.11
	EX	1	0.13	0.72	FDI	1	2.67	0.10
	GDP	1	2.49	0.11	GDP	1	0.36	0.55
	IM	1	2.50	0.11	IM	1	2.19	0.14
馬來西亞	EX、GDP、IM	3	20.36	0.00*	FDI、GDP、IM	3	4.73	0.19
	EX	1	0.38	0.54	FDI	1	4.32	0.03
	GDP	1	0.35	0.55	GDP	1	0.37	0.54
	IM	1	4.52	0.03*	IM	1	0.82	0.37
新加坡	EX、GDP、IM	3	3.28	0.35	FDI、GDP、IM	3	0.69	0.87
	EX	1	0.13	0.72	FDI	1	0.32	0.57
	GDP	1	3.26	0.07	GDP	1	0.21	0.65
	IM	1	1.76	0.19	IM	1	0.59	0.44
台灣	EX、GDP、IM	3	3.20	0.36	FDI、GDP、IM	3	9.98	0.02
	EX	1	0.17	0.68	FDI	1	4.30	0.04
	GDP	1	0.38	0.54	GDP	1	0.05	0.82
	IM	1	1.86	0.17	IM	1	4.85	0.03
泰國	EX、GDP、IM	3	1.02	0.80	FDI、GDP、IM	3	4.00	0.26
	EX	1	0.39	0.53	FDI	1	3.77	0.05
	GDP	1	0.09	0.76	GDP	1	0.13	0.72
	IM	1	0.00	0.95	IM	1	0.15	0.70

註：區塊外生性檢定，變數需為穩定序列，藉由表 5 可知馬來西亞、新加坡與泰國各變數需經由一階差分，使變數達到穩定；墨西哥、韓國與台灣的 EX、GDP 與 IM 需經由一階差分，使變數達到穩定；阿根廷與哥倫比亞的 FDI、EX 與 IM 需經由一階差分，使變數達到穩定；巴西的 FDI、GDP 與 IM 需經由一階差分，使變數達到穩定。

續表 7 區塊外生性檢定

國家	GDP				IM			
	檢定變數群	自由度	<sup>2</sup>	P 值	檢定變數群	自由度	<sup>2</sup>	P 值
阿根廷	FDI、 EX、 IM	3	0.33	0.96	FDI、 EX、 GDP	3	1.40	0.70
	FDI	1	0.00	0.99	FDI	1	0.88	0.35
	EX	1	0.05	0.82	EX	1	0.18	0.68
	IM	1	0.30	0.58	GDP	1	0.21	0.65
巴西	FDI、 EX、 IM	3	5.81	0.12	FDI、 EX、 GDP	3	1.58	0.66
	FDI	1	2.90	0.09	FDI	1	0.94	0.33
	EX	1	0.18	0.67	EX	1	0.07	0.79
	IM	1	2.77	0.10	GDP	1	0.032	0.86
哥倫比亞	FDI、 EX、 IM	3	4.96	0.17	FDI、 EX、 GDP	3	0.22	0.97
	FDI	1	0.75	0.39	FDI	1	0.06	0.81
	EX	1	1.95	0.16	EX	1	0.11	0.74
	IM	1	3.90	0.05	GDP	1	0.05	0.82
墨西哥	FDI、 EX、 IM	3	1.51	0.68	FDI、 EX、 GDP	3	4.93	0.18
	FDI	1	0.84	0.36	FDI	1	0.28	0.60
	EX	1	0.40	0.53	EX	1	3.46	0.06
	IM	1	0.66	0.42	GDP	1	0.74	0.39
韓國	FDI、 EX、 IM	3	16.72	0.00*	FDI、 EX、 GDP	3	10.96	0.01
	FDI	1	1.12	0.29	FDI	1	0.46	0.50
	EX	1	2.08	0.15	EX	1	10.78	0.00
	IM	1	4.60	0.03*	GDP	1	0.01	0.93
馬來西亞	FDI、 EX、 IM	3	13.46	0.00*	FDI、 EX、 GDP	3	4.00	0.26
	FDI	1	12.95	0.00*	FDI	1	0.01	0.92
	EX	1	3.01	0.08	EX	1	2.62	0.11
	IM	1	7.18	0.01*	GDP	1	0.86	0.35
新加坡	FDI、 EX、 IM	3	8.41	0.04*	FDI、 EX、 GDP	3	8.64	0.03
	FDI	1	1.02	0.31	FDI	1	0.56	0.46
	EX	1	0.14	0.71	EX	1	1.08	0.30
	IM	1	3.97	0.05	GDP	1	7.38	0.01
台灣	FDI、 EX、 IM	3	8.65	0.03*	FDI、 EX、 GDP	3	13.03	0.00
	FDI	1	5.44	0.02*	FDI	1	0.00	0.95
	EX	1	1.84	0.17	EX	1	0.62	0.43
	IM	1	2.71	0.10	GDP	1	1.63	0.20
泰國	FDI、 EX、 IM	3	7.40	0.06	FDI、 EX、 GDP	3	9.83	0.02
	FDI	1	0.82	0.36	FDI	1	3.88	0.05
	EX	1	4.83	0.03*	EX	1	7.08	0.01
	IM	1	0.47	0.49	GDP	1	0.13	0.72

## （二）脈衝反應

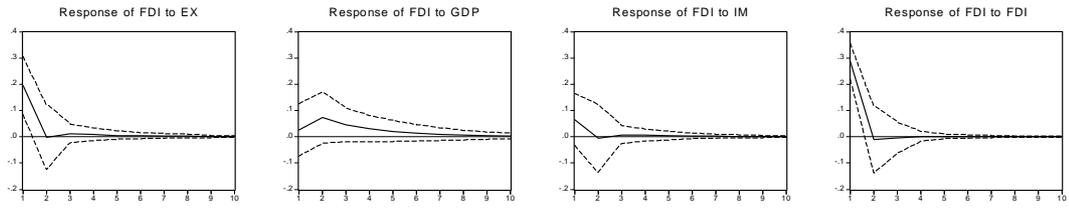
脈衝反應（impulse response）主要觀察隨著時間的過程中，變數受衝擊後的反應型態。換言之，由脈衝反應函數我們可看出某一變數的自發性干擾，引起其他變數在時間過程中所產生的反應，亦可觀察某一變數受到其他變數的自發性干擾，在時間過程中所產生的各種可能反應。由此，可透過衝擊反應來了解我們關心的變數發生變化時對其他變數的衝擊效果究竟是持續性、跳動性，是長期抑或短期的效果。本研究利用脈衝反應函數來觀察外人直接投資受到外生衝擊，對本身變數與進、出口、國內生產毛額所產生的動態衝擊反應的影響。脈衝反應圖中虛線代表一個標本差區段，欲達百分之五之顯著水準值，則點估計值（point estimate）必須在兩個標準差內。

圖一介紹為各國外人直接投資發生自發性變動時，對本身及模型內三個變數的衝擊。結果顯示，當外人直接投資發生自發性的變動時，各國外人直接投資受到本身影響均很顯著，其中台灣、墨西哥與韓國影響顯著且為正向影響，阿根廷、巴西、哥倫比亞、馬來西亞、新加坡、與泰國等六個國家只有當期是正向影響，第二期之後為負向影響且漸漸收斂。就對出口的影響而言，一般均為正向影響，但是對巴西、哥倫比亞與韓國的影響卻是負向的。馬來西亞一開始正向影響之後轉為負向影響，其他國家均為正向影響。另外對國內生產毛額的影響而言，馬來西亞、台灣、墨西哥、新加坡與韓國有明顯的負向影響。最後，對進口的影響只有韓國是負向影響，其他均為正向影響。

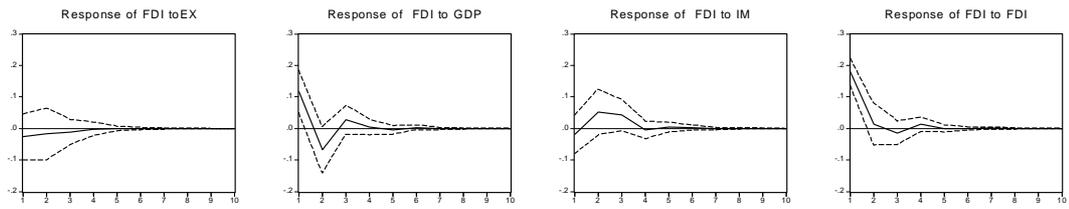
表 8 為歸納以上所述，發現當外人直接投資發生自發性的變動時，各國進出口與經濟成長的正負影響沒有一定的規則。可能的原因為，以邊際貢獻的觀點來看，在某一期間出口與進口對經濟成長的邊際貢獻是正向的，但到達某一轉折點之後，此期間出口與進口對經濟成長的邊際貢獻會達到零甚至負向的影響，所以造成各國現象不一的情況發生。

就外人直接投資對經濟成長影響而言，拉丁美洲國家（除了墨西哥之外）與泰國有正向的經濟成長，造成此現象產生的可能原因除了上述理由之外，可能原因為此四個國家（除了泰國之外）同屬防禦型外人直接投資的地主國，<sup>7</sup> 因此地主國可能藉由先進國家到當地投資，而增加就業率與取得先進技術，因而提升國家競爭力與經濟成長。

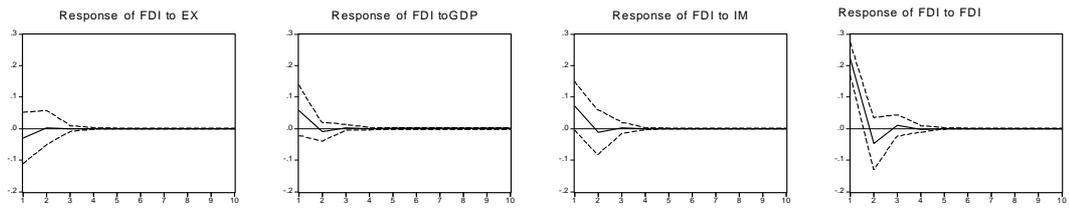
### 阿根廷



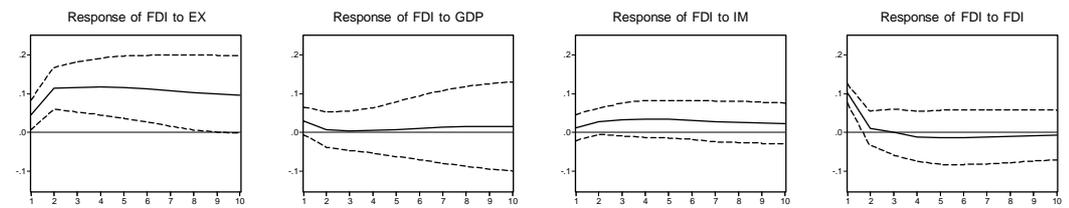
### 巴西



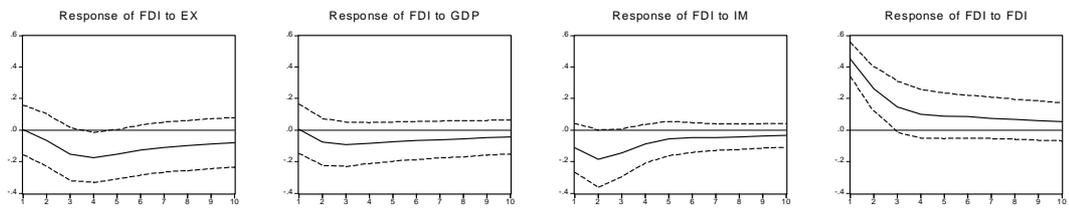
### 哥倫比亞



### 墨西哥

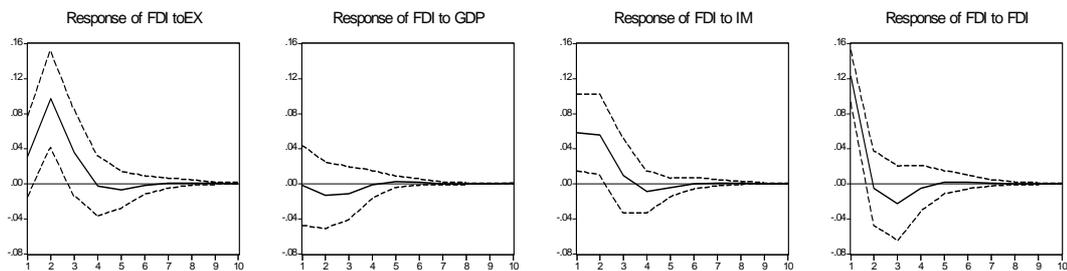


### 韓國

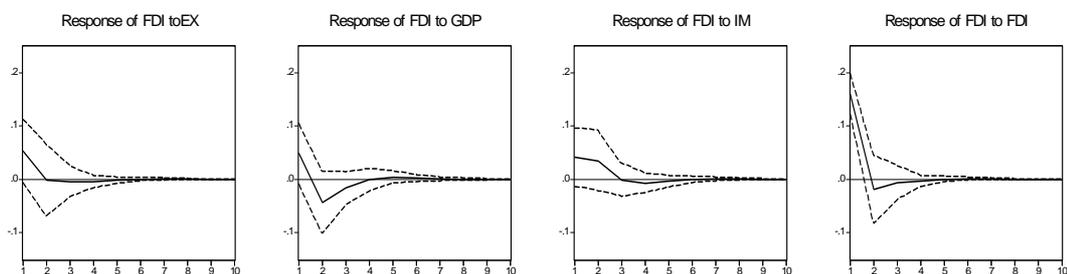


圖一 脈衝反應圖

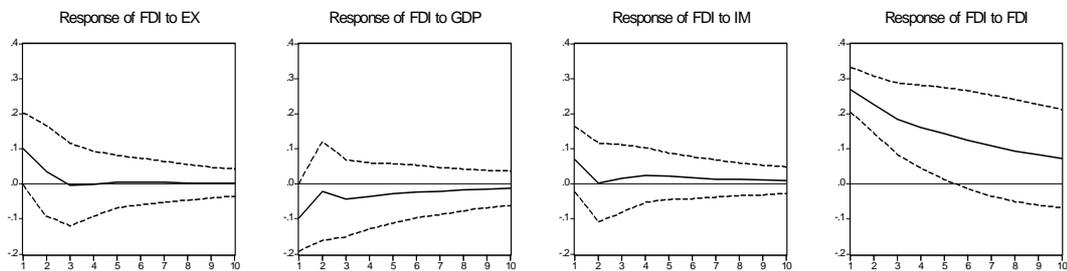
### 馬來西亞



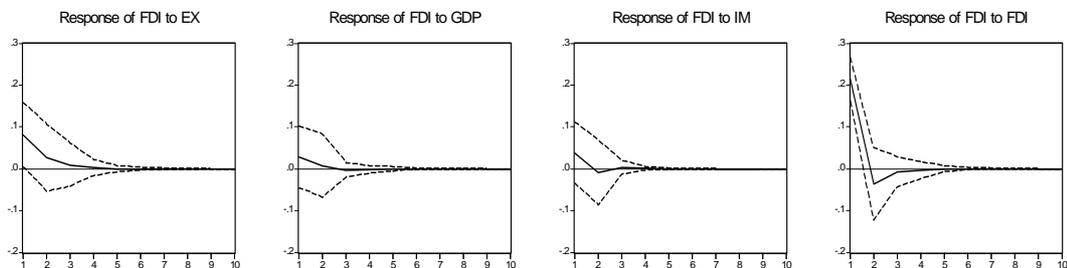
### 新加坡



### 台灣



### 泰國



續圖一 脈衝反應圖

表 8 各國外人直接投資發生衝擊時其他變數反應表

地區	國 家 變數	出口	國內生產毛額	進口
拉 丁 美 洲	阿根廷	+	+	+
	巴西	-	+	-
	哥倫比亞	-	+	-
	墨西哥	+ *	- *	+ *
東 亞 國 家	馬來西亞	+	-	+
	韓國	- *	- *	- *
	新加坡	+	-	+
	台灣	+	- *	+ *
	泰國	+	+	+

註：\*表示在 5%顯著水準下顯著

### (三) 預測誤差變異數分解分析

預測誤差變異數分解(Variance Decomposition)是用來衡量每一個變數的預測變異數被本身變動(innovation)和其他變數的變動所解釋的程度。一變數隨著時間的經過，在預測誤差變異數分解中，變數影響比例若是顯著，則可以稱其為「外生變數」；反之則為內生變數。本研究主要探討的主題有二：第一，當外人直接投資產生變動時受其他變數的變動的解釋的程度；第二，為出口、國內生產毛額與進口產生變異時是否受外人直接投資影響。目的是為了解外人直接投資是否符合先前假設為一外生變數，並且了解各國變數間的因果關係。

就第一主題而言，由表 9 當外人直接投資產生變異時，除了新加坡與馬來西亞非常明顯受到出口影響之外，因為此二國出口解釋外人直接投資的比例比外人直接投資解釋本身的變異比例還要高，但大部分其他國家外人直接投資產生變異數的部分，外人直接投資解釋自己的變異所占比例仍是最高，尤其是哥倫比亞與台灣，高達 70%以上，所以這二個國家外人直接外生性很強。其他國家外人直接投資解釋自身的變異所占比例雖然高，但可明顯的發現外生性沒前幾個國家強，因為會受其他變數影響，所以為不完全外生或內生，例如阿根廷與泰國外人直接投資自己解釋自己的變異所占比例為 60%左右，但出口所占的比例也有高達 30%之多，所以出口明顯影響外人直接投資；巴西外人直接投資自己解釋自己的變異所占比例為 50%左右，明顯受到國內生產毛額與進口的影響；韓國只有在第一期時外人直接投資自己解釋自己的變異高達 70-80%，第二期以後明顯降到 40-50%左右，而出口與進口明顯的增加，即韓國外人直接投資明顯受出口與進口的影響。

表 9 預測誤差變異數分解

國家	期數 (年)	EX				GDP				IM				FDI			
		EX	GDP	IM	FDI												
阿根廷	1	100	0	0	0	5.06	94.93	0	0	30.54	0.38	69.07	0	30.25	0.56	3.49	65.68
	6	87.65	2.25	0.21	9.87	5.63	93.16	1.19	0.001	29.27	1.91	65.92	2.88	28.33	7.09	3.37	61.19
	12	87.61	2.30	0.21	9.87	5.64	93.13	1.21	0.002	29.26	1.95	65.89	2.88	28.30	7.20	3.37	61.11
	18	87.61	2.30	0.21	9.87	5.64	93.13	1.21	0.002	29.26	1.95	65.89	2.88	28.30	7.20	3.37	61.11
	24	87.61	2.30	0.21	9.87	5.64	93.13	1.21	0.002	29.26	1.95	65.89	2.88	28.30	7.20	3.37	61.11
巴西	1	100	0	0	0	2.57	97.42	0	0	4.33	3.10	92.55	0	1.43	29.12	0.69	68.73
	6	97.78	0.48	1.31	0.41	2.14	82.69	8.42	6.73	5.15	5.43	87.14	2.27	1.93	32.90	8.33	56.83
	12	97.78	0.48	1.31	0.41	2.14	82.69	8.42	6.73	5.15	5.43	87.14	2.27	1.93	32.90	8.33	56.83
	18	97.78	0.48	1.31	0.41	2.14	82.69	8.42	6.73	5.15	5.43	87.14	2.27	1.93	32.90	8.33	56.83
	24	97.78	0.48	1.31	0.41	2.14	82.69	8.42	6.73	5.15	5.43	87.14	2.27	1.93	32.90	8.33	56.83
馬來西亞	1	100.	0.00	0.00	0.00	71.83	28.16	0.00	0.00	43.21	16.61	40.16	0.00	10.26	0.51	20.49	68.72
	6	78.25	9.00	9.17	3.56	61.08	15.34	13.4	10.14	49.00	24.42	24.26	2.31	40.48	13.59	9.12	36.79
	12	63.73	15.55	14.87	5.83	49.81	18.88	19.46	11.83	47.49	25.53	22.79	4.17	43.34	16.14	8.23	32.26
	18	57.56	18.45	17.25	6.73	46.77	20.99	21.00	11.22	46.38	25.66	22.64	5.30	43.76	16.59	8.22	31.41
	24	54.22	20.03	18.53	7.20	45.59	22.15	21.58	10.67	45.65	25.65	22.65	6.03	43.85	16.72	8.29	31.12
韓國	1	100	0	0	0	11.64	88.35	0	0	23.47	0.11	76.41	0	0.001	0.02	5.80	94.16
	6	79.36	3.21	4.87	12.54	45.54	40.47	7.12	6.85	41.51	0.45	55.41	2.62	18.55	5.90	15.19	60.34
	12	76.84	4.43	5.24	13.47	46.70	35.85	7.59	9.85	41.82	0.78	54.37	3.01	23.21	7.33	14.38	55.07
	18	76.25	4.70	5.33	13.69	46.94	34.94	7.67	10.43	41.87	0.87	54.13	3.11	24.21	7.62	14.20	53.94
	24	76.11	4.77	5.36	13.74	47.00	34.72	7.69	10.57	41.89	0.89	54.07	3.14	24.46	7.69	14.16	53.67
台灣	1	100	0	0	0	65.85	34.14	0	0	45.22	7.75	47.02	0	10.47	9.71	5.01	74.79
	6	75.02	1.95	9.24	13.77	50.49	26.51	6.30	16.68	45.48	12.84	36.88	4.78	4.57	5.62	2.54	87.25
	12	72.41	2.00	8.99	16.58	48.27	25.49	6.11	20.11	44.76	12.70	36.33	6.20	3.94	5.31	2.42	88.31
	18	71.94	2.01	8.94	17.09	47.87	25.31	6.07	20.72	44.62	12.67	36.22	6.47	3.84	5.26	2.40	88.48
	24	71.85	2.01	8.93	17.19	47.80	25.27	6.07	20.84	44.60	12.67	36.20	6.52	3.82	5.25	2.40	88.51
哥倫比亞	1	100	0	0	0	22.29	77.70	0	0	1.27	11.05	87.67	0	1.44	5.69	8.88	83.98
	6	99.20	0.008	0.28	0.50	13.08	80.02	5.35	1.53	1.37	11.06	87.37	0.18	1.39	5.63	8.71	84.25
	12	99.20	0.008	0.28	0.50	12.26	80.29	5.77	1.66	1.37	11.06	87.36	0.18	1.39	5.63	8.71	84.25
	18	99.20	0.008	0.28	0.50	11.99	80.38	5.91	1.70	1.37	11.06	87.36	0.18	1.39	5.64	8.71	84.24
	24	99.20	0.008	0.28	0.50	11.86	80.42	5.98	1.72	1.37	11.07	87.36	0.18	1.39	5.64	8.71	84.24
墨西哥	1	100	0	0	0	0.28	99.71	0	0	4.67	3.47	91.85	0	2.85	1.58	10.24	85.30
	6	94.65	4.86	0.36	0.11	1.21	95.43	2.65	0.70	18.46	5.13	76.02	0.37	24.97	0.61	14.66	59.75
	12	94.57	4.85	0.38	0.18	1.47	94.73	2.72	1.06	18.54	5.11	75.73	0.60	28.97	0.68	13.90	56.42
	18	94.52	4.85	0.39	0.22	1.59	94.41	2.75	1.23	18.58	5.10	75.59	0.71	30.00	0.70	13.71	55.56
	24	94.51	4.85	0.39	0.23	1.64	94.25	2.77	1.31	18.60	5.10	75.53	0.76	30.39	0.71	13.64	55.24
泰國	1	100.	0.00	0.00	0.00	47.48	52.51	0.00	0.00	35.81	0.00	64.17	0.00	9.83	0.65	2.63	86.88
	6	81.42	2.21	6.75	9.59	65.89	16.38	2.48	15.23	67.37	0.40	18.62	13.60	18.75	1.910	2.05	77.27
	12	73.63	4.36	7.27	14.72	64.39	10.75	5.03	19.80	65.10	2.36	15.57	16.95	24.81	2.75	2.58	69.84
	18	70.52	5.11	7.21	17.14	63.61	9.47	5.79	21.11	64.40	3.48	13.66	18.44	29.05	3.23	3.08	64.62
	24	68.81	5.51	7.20	18.46	63.26	8.88	6.13	21.71	64.01	4.10	12.51	19.35	32.20	3.60	3.47	60.71
新加坡	1	100.	0.00	0.00	0.00	11.23	88.76	0.00	0.00	35.24	21.99	42.75	0.00	35.71	21.95	13.52	28.80
	6	94.21	0.04	2.51	3.22	42.58	42.86	3.79	10.75	78.19	4.96	11.80	5.02	66.71	8.01	6.38	18.88
	12	91.81	0.06	3.10	5.02	57.72	25.17	4.06	13.04	80.77	2.76	8.47	7.97	71.53	5.35	5.52	17.58
	18	90.94	0.07	3.22	5.74	61.40	21.16	4.05	13.37	81.09	2.26	7.64	8.99	72.71	4.71	5.32	17.23
	24	90.62	0.08	3.26	6.02	62.50	19.99	4.04	13.44	81.15	2.10	7.37	9.35	73.08	4.52	5.26	17.12

就第二主題而言，阿根廷、台灣、泰國與韓國當出口的變異數分解部分，外人直接投資解釋出口的比例高達接近 10%上下，所以出口會受外人直接投資影響；馬來西亞、韓國、泰國與台灣外人直接投資解釋國內生產毛額變異的部分在 10~20%左右，所以此四國的國內生產毛額明顯受外人直接投資的影響；泰國與新加坡的外人直接投資解釋進口的變異數分解的部分，約占 10%上下，顯示新加坡與泰國的進口會受外人直接投資的影響。

總結以上結果我們獲致二個結論。第一，本研究各國外人直接投資產生變異時，解釋自身變異所占比例仍較其他變數高，表示外人直接投資對其他變數而言為一外生變數，與本研究的先驗假設一致。且由變異數分解結果了解變數間之互動關係與之前區塊外生性檢定、脈衝反應之結果一致。第二，歸納上述分析可得到表 10 各國各變數間的因果關係，其中哥倫比亞與墨西哥變數間沒有顯著的因果關係。

表 10 各國變數間因果關係

拉丁美洲國家		東亞國家				
阿根廷	巴西	馬來西亞	韓國	新加坡	台灣	泰國
EX < => FDI	GDP => IM	EX => IM	EX < => FDI	EX => FDI	FDI => EX	FDI => EX
	GDP => FDI	EX => FDI	IM => FDI	FDI => IM	FDI => GDP	FDI => GDP
		FDI => GDP	FDI => GDP			IM => FDI

#### (四) 與過去實證研究結果之比較

本研究與 Jun and Singh (1996)、Khan and Leng (1997)、Luiz. and Kilchiro. (2000)、與 Zhang (2001) 等研究，比較結果發現，由於各個研究使用不同的研究方法，導致實證結果各有差異，但綜合本研究與各位學者的結論不難發現，出口的增加會吸引外人直接投資的是被肯定的，但進口的增加卻不是吸引外人直接投資的主要因素。可能原因為，各個國家為了保護國內產業，均定有進口限制(例如關稅或非關稅等限制)。

拉丁美洲國家的進、出口與經濟成長的增加會吸引外人直接投資，但外人直接投資卻無顯著的增加此地區的進、出口與經濟成長。而在東亞地區的國家，出口的增加是顯著影響外人直接投資的原因，而且外人直接投資顯著增加這些國的出口與經濟成長。

再者，我們可以發現外人直接投資在地點的選擇上，工資低與勞力密集並不是外商考慮的唯一因素(因台灣、新加坡與韓國非屬工資低與勞力密集地區)，而可能會考量當地的經濟、社會、教育、資源稟賦、政治安定、開放情況等因素。

## 陸、結論與建議

### 一、結論

本研究企圖藉由多國時間數列資料來探討 1965 年到 2000 年東亞國家（台灣、新加坡、韓國、馬來西亞、泰國），與拉丁美洲（阿根廷、巴西、墨西哥、哥倫比亞），外人直接投資、貿易成長，與經濟成長之關聯。本研究重新驗證許多過去實證結果，包括 Jun and Singh (1996)、Khan and Leng (1997)、Luiz. and Kilchiro. (2000)，與 Zhang (2001) 等，並加入進口為控制變項，建構一理論性 VAR 結構模型，進行多國分析比較。實證方法本研究利用單根檢定、結構性 VAR 模型、並輔以脈衝反應與預測誤差變異數分解。但因資料取得的限制，造成年資料過少之自由度不足問題。為了避免估計時產生偏誤，本研究採用 Reimers(1991) 應用 Reinsel-Ahn 方法去調整 Johansen and Juselius (1990) 共整合方法的軌跡檢定與最大特性根檢定之臨界值。實證結果得到以下結論：

1. 區塊外生檢定結果：外人直接投資為一外生變數，Khan and Leng (1997) 之實證結果獲得實證。

2. 脈衝反應結果：發現當外人直接投資發生自發性的變動時，各國進出口與經濟成長的正負影響沒有一定的規則，以邊際貢獻的觀點來看，在某一期間出口與進口對經濟成長的邊際貢獻是正向的，但到達某一轉折點之後，此期間出口與進口對經濟成長的邊際貢獻會達到零甚至負向的影響，所以造成各國現象不一的情況發生，此結論與本研究的預測誤差變異數的結論相同，亦與 Khan and Leng(1997) 實證結果相同。另一結論為外人直接投資會增加拉丁美洲國家(除了墨西哥以外)與泰國的經濟成長，與 Zhang (2001) 實證結果拉丁美洲部分結論相同，但泰國的部分結論是相反的。

3. 預測誤差變異數分解結果：各國各變數間的因果關係為泰國外人直接投資對出口有單向因果關係，對國內生產毛額有單向因果關係，進口對外人直接投資有單向因果關係；新加坡出口對外人直接投資有單向因果關係，外人直接投資對進口有單向因果關係；馬來西亞出口與進口對外人直接投資有單向因果關係；哥倫比亞與墨西哥外人直接投資與進口、出口、國內生產毛額沒有因果關係。

4. 與先前研究比較發現，出口的增加會吸引外人直接投資，但進口的增加卻不會增加外人直接投資。再者拉丁美洲國家的進、出口與經濟成長的增加會吸引外人直接投資，但外人直接投資卻無顯著的增加此地區的進、出口與經濟成長。而在東亞地區的國家，出口的增加是顯著影響外人直接投資的原因，而且外人直接投資顯著增加這些國的出口與經濟成長。最後，外人直接投資在地點的選擇上，工資低與勞力密集並不是他們考慮的唯一因素。

## 二、建議

本文研究結果提供一些政策思考，就東亞國家而言，由於外人直接投資可促進當地的貿易與經濟的成長，所以國家決策者，應制定吸引外人直接投資的法令，或創造良好投資環境，藉由外人直接投資提升國家的競爭力，以達到良好的循環。

對拉丁美洲國家而言，造成拉丁美洲外人直接投資無法促進當地的進、出口與經濟成長，可能原因有三。首先，可能為外人直接投資對地主國進、出口與經濟成長的影響屬於短期現象，所以長期影響並不顯著。再者，出口雖然增加，但外國分公司進口太多，導致淨外匯收入減少，產生高出口，低成長率的現象。最後，可能每個國家都有不同的經濟、歷史、地理，文化和政治環境，而開放政策是否只偏向吸引特定產業的投資，但此產業只能增加國家靜態比較競爭優勢，無法增加國家動態比較優勢。建議執政者汲取成功利用外人直接投資來提高其國家競爭力的發展中國家經驗並配合自身的政經條件，制定出符合本身國情的法令。

最後，雖然出口擴張是吸引外人直接投資的必要條件，但只有這項條件是不夠的，多邊貿易自由化是支持多國籍企業願到地主國投資的原因，所以地主國應進一步解決關稅或非關稅壁壘等問題。

## 三、未來研究方向

因為影響一國的經濟成長是多方面的，例如：就業比例、勞動人口比例、研究發展...等。對於變數的考量方面，且除了考慮外人直接投資影響一國的經濟成長因素有那些之外，還需同時考慮吸引國外投資意願因素，例如：市場大小、勞動成本、貿易障礙、稅務等。所以本研究建議利用總體經濟模型，探討對外直接投資與地主國經濟之間之關係。就樣本選取方面，增加樣本數、加入不同區域的國家，可使得跨國分析更具完整性。

## 註釋

- 1、本研究所提到的外人直接投資均指 inward foreign direct investment。
- 2、所提國家有阿根廷、巴西、哥倫比亞、墨西哥、香港、印尼、馬來西亞、新加坡、台灣與泰國共 11 國。
- 3、高度外人直接投資接受省(HFDI)共 144 省；中度外人直接投資接受省( MFDI ) 共 192 省；低度外人直接投資接受省 ( LFDI ) 共 128 省
- 4、 $AIC=T\log|\Sigma|+2N$  ；  $SC=T\log|\Sigma|+N\log(T)$  ，其中 $|\Sigma|$ 為殘差項互變異數矩陣之行列式值； $N$  為待估參數之個數； $T$  為觀察值個數。
- 5、分別計算受限制( $H_0$ )與未受限制( $H_1$ )模型之概似函數  $L_R$  與  $L_U$ ，令  $Q=\frac{L_R}{L_U}$ ，則  
概似比檢定統計量  $LR=-2\ln(Q)$ ； $H_0|H_1\sim\chi^2(r)$ ，其中自由度  $r$  為限制式個數
- 6、模擬臨界值( $CR_T$ ) 為  $CR_L \times \left( \frac{T}{T-kp} \right)$ ，其中  $CR_L$  為原始臨界值， $T$  為樣本數， $k$  為變數個數， $P$  為落後期數。
- 7、防禦型對外直接投資，指廠商因總體環境的惡化而進行的對外直接投資，尋求低廉的成本以維持競爭力，

## 參考文獻

- 1、Balasubramanyam, V.N., Salisu, M. and Sapsford, D., “Foreign Direct Investment and Growth in EP and IS Countries,” Economic Journal , Vol.106 , 1996 , pp 92-105.
- 2、Blanchard, Oliver and Danny Quah., “The Dynamic Effects of Aggregate Demand and Supply Disturbances,” American Economic Review, Vol.79 , 1989 , pp.655-673.
- 3、Borensztein, E., Gregorio, J.D. and Lee, J.W., “How Does Foreign Direct Investment Affect Economic Growth?” Journal of International Economics, Vol.45 , 1998 , pp.115-135 .
- 4、Braga. C.“Foreign Direct Investment in Latin America and East Asia : A Comparative Assessment.”World Bank Discussion Paper, Vol.3 , 1992 .
- 5、Caves, R. Multinational Enterprises and Economic Analysis (2nd ed.), 1996 , Cambridge , MA. Cambridge Univ. Press.
- 6、Chen, C. “Regional Determinants of Foreign Direct Investment in Mainland China,” Journal of Economic Studies , Vol.23 , 1996 , pp.18-30 .
- 7、Chen, C., Chang, L. and Zhang, Y., “The Role of Foreign Direct Investment in China’s Post-1978 Economic Development,” World Development, Vol.23 , 1995 , pp.691-703 .
- 8、Cheung and Lai, “Finite-Sample Sizes of Johansen’s Likelihood Ratio Tests for Cointegration” , Oxford Bulletin of Economics and Statistics, Vol.55 , Issue.3 , 1993 , pp55-63.
- 9、De Mello, L., “Foreign Direct Investment in Development Countries and Growth : A Selective Survey,” University of Kent, Department of Economics Working Paper 97/1. 1997 .
- 10、Dickey, D. and Fuller, W. A., “Distribution of the Estimates for Autoregressive Time Series with a Unit Root,” Journal of the American Statistical Association, Vol.74 , 1979 , pp.427-31 .
- 11、Dickey, D. and Fuller, W. A. “Likelihood Ratio Statistics for Autoregressive Time Series with a Unit Root, ” Econometrica, Vol.49 , 1981 , pp.1057-72.
- 12、Dollar, D., “Outward-oriented Developing Economies Really Do Grow More Rapidly: Evidence from 95 LDCs. 1976-1985, ” Economic Development and Cultural Change, Vol.40 , Issue3 , 1992 , pp.523-544 .
- 13、Edwards, S. “Openness, Trade Liberalization, and Growth in Development Countries.” Journal of Economic Literature, Vol.31 , Issue3 , 1993 , pp.1358-1393.
- 14、Engle, R. F. and Granger , C. W.J., “Co-integration and Error Correction Representation, Estimation and Testing,” Econometrica, Vol.66 , 1987 ,

pp.251-276 .

- 15、 Enders, W., *Applied Econometric Time Series*, New York, NY. John Wiley and Sons., 1995.
- 16、 Fackler, J. S., “Federal Credit, Private Credit and Economic Activity,” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1990 , pp.444-464.
- 17、 Granger, C. W.J., “Testing for Causality : A Personal Viewpoint,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.2, 1987, pp.329-352.
- 18、 Granger, C. W.J., “Investigating Causal Relations by Econometric Models and Cross-Spectral Methods, ” *Econometrica*, Vol.37, 1969 , pp.424-438.
- 19、 Hamilton, J., *Time Series Analysis*, Princeton University Press, Princeton, NJ. 1994.
- 20、 Hellemer, G. “Transnational Corporations and Direct Foreign Investment.” In : H. Chenery. & T. N. Srinivasan. ( Eds. ) , *Handbook of Development Economics*, 1989 , pp.1441-1480 . Amsterdam : Elsevier.
- 21、 Ibrahim, M. H., “Cointegration and Granger Causality Test of Stock Price and Exchange Rate Interactions in Malaysia.” *ASEAN Economic Bulletin*, Vol.17 , Issue1 , 2000 , pp.136-47.
- 22、 Johansen, S., “Statistical Analysis of Cointegration Vectors,” *Journal of Economic Dynamics and Control*, Vol.12 , 1988 , pp.231-254.
- 23、 Johansen, S. and Juselius, K., *Some Structural Hypotheses in a Multivariate Cointegration Analysis of Purchasing Power Parity and the Uncovered Interest Parity for the UK , Denmark : University of Copenhagen*. 1990.
- 24、 Jung, W. S., and Peyton J. M., “Exports, Growth and Causality in Developing Countries,” *Journal of Development Economics*, Vol.18, 1985 , pp.1-12 .
- 25、 Karikari, J., “Causality Between Direct Foreign Investment and Economic Output in Ghana,” *Journal of Economic Development*, Vol.17 , 1992 , pp.7-77 .
- 26、 Khan, H. and Leng, K. B., “Foreign Direct Investment, Exports and Economic Growth in the Three Little Dragons : Evidence from Cointegration and Causality Tests,” *The Singapore Economic Review*, Vol.42 , Issue1 , 1997 , pp.40-60 .
- 27、 King, S., “Monetary Transmission : Through Bank Loans, or Bank Liability ? ” *Journal of Money, Credit and Banking*, 1986 , pp.290-303.
- 28、 Liu, X. , Wang, C. and Wei, Y., “Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China,” *China Economic Review*, Vol.12 , 2001 , pp.190-202.
- 29、 Luiz, R., and Kiichiro, “Trade And Foreign Direct Investment In Latin America And Southeast Asia : Temporal Causality Analysis,” *Journal of International Development* , Vol.12 , 2000 , pp.903-924.
- 30、 Markusen, J., A. Venables. D. Konan. And K. Zhang, “A Unified Treatment of Horizontal Direct Investment, Vertical Direct Investment, and the Pattern of

- Trade in Goods and Services,”NBER Working Paper, 1996 , pp.5696.
- 31、 Marin, D., “Is the Export-Led Hypothesis Valid for Industrialized Countries?”  
Review of Economics and Statistics, Vol.74 , 1992 , pp.678-87.
  - 32、 Phillips, P., and Pierre, P., “Testing for a Unit Root in Time Series Regression,”  
Biometrika, Vol.75 , 1988 , pp.335-46.
  - 33、 Reimers, H. E., “Comparisons of Tests for Multivariate Cointegration,” Working  
Paper Number 58, Institute of Statistics and Econometrics, University of Kiel,  
1991.
  - 34、 Rueber, G.L., Crookell, H., Emerson, M. and Gallais-Hamonno, G., Private  
Foreign Investment in Development, Clarendon Press, Oxford. 1973
  - 35、 UNCTAD, “ World Investment Report ” , 2000.
  - 36、 Sims, C.A., “Macroeconomics and Reality,” Econometrica , 1980 , pp.1-48.
  - 37、 Wheeler, D., and A. Mody., “International Investment Location Decisions: The  
Case of U.S. Firms,” Journal of International Economics, Vol.33 , 1992 ,  
pp.57-76
  - 38、 Zhang, K. H., “Human Capital, Country Size, and North-South Manufacturing  
Multinational Enterprises,” International Economics, Vol.53 , Issue2 , 2000 ,  
pp.237-60 .
  - 39、 Zhang, K. H. and Song. S., “Promoting Exports The Role of Inward FDI in  
China,” China Economic Review, 2000 , pp385-396 .
  - 40、 Zhang, K. H., “Does Foreign Direct Investment Promote Economic Growth?  
Evidence from East Asia and Latin America,” Contemporary Economic Policy,  
Vol.19 , Issue 2 , 2001 , pp.175-185 .