

南華大學

管理經濟學系經濟學碩士班

碩士論文

外國直接投資與二氧化碳之因果關係

The Granger Causality Test between FDI and CO_2

指導教授:陳寶媛 博士

研究生:高嘉璘

中華民國九十八年一月

南 華 大 學
管理經濟學系經濟學碩士班
碩士學位論文

外國直接投資與二氧化碳之因果關係

研究生：高嘉璘

經考試合格特此證明

口試委員：李源明
林象應
陳寶媛

指導教授：陳寶媛

系主任(所長)：陳寶媛

口試日期：中華民國 97 年 12 月 26 日

摘 要

外國直接投資的唯一目的就是獲取最大額度的利潤，在這樣一個動機下所進行的投資經營，除了對地主國的經濟成長帶來正面影響外，還會產生一定的負面影響，其中，最重要的就是對環境的影響。

已有實證研究指出：部份國家或地區急於吸收外資，加上環境規制的不完善，外國直接投資在某些方面對環境造成了一定的負面影響。環境污染的原因與國家或地方政府盲目引進外資不無關係，對於引進外資往往提供十分優惠的條件，對於一些污染環境破壞生態的企業也不加限制，只注重引進的項目數和資金額，完全忽略環境保護，即使經濟在短期內成長，而資源與環境卻因此付出沉重的代價。

本文進行外國直接投資與二氧化碳污染間之因果關係檢定。以 1992-2005 年 200 個國家的外國直接投資金額與二氧化碳排放量之 Panel Data 進行實證分析，使用 Levin, Lin and Chu Test 與 Im, Pesaran and Shin Test 來檢定資料是否為定態，再利用 Granger 因果關係檢定方法，對外國直接投資金額與二氧化碳排放量進行因果關係檢定。

由實證結果得知，就已開發國家而言：外國直接投資流入與流出金額都與二氧化碳排放量存在著相互影響的雙向因果關係，這顯示：就已開發國家而言，外國直接投資的流入與流出在促進經濟成長的同時，也對環境造成了一定的影響。

就開發中國家而言：二氧化碳排放量影響到外國直接投資的流入變化，但二氧化碳排放量與外國直接投資流出並無相互關係，這也說明污染天堂假說在開

發中國家得到驗證。由於已開發國家環境管制與標準普遍高於開發中國家，在資源配置全球化背景下，導致已開發國家的一些污染產業必將轉移到發中國家，進而對發展中國家的生態環境造成負面影響。

關鍵字：Panel Data Granger 因果檢定、Inward FDI flows、outward FDI flows

Abstract

In recent years, greenhouse gases caused global climate change issues have gradually become the focus of international attention. Global carbon dioxide emissions over is the main factors that cause the greenhouse effect. In particular, the Kyoto Protocol entered into force in 2005. Led all countries in the world directly or indirectly influenced by the reduction of greenhouse gas pressure. At this time, if able to master to have great influence on the greenhouse effect of carbon dioxide emissions, they will be in the relevant units to assist the development of appropriate countermeasures to prevent the continued accumulation of greenhouse gases on the environment. Foreign direct investment will help the country's economic development. Foreign direct investment and carbon dioxide emissions is affecting each other or not, and their causality relationship? It is the most important issues in this paper.

Globalization is the main trend on economic development and corporate investment in the world. This paper using the panel data of the carbon dioxide emissions and the amount of foreign direct investment in 1992-2005 years cross 200 countries to carry out empirical analysis. The countries were classified into two groups developed and developing to carry out Panel Data Granger causality test. Variable of Carbon dioxide emission measured by the calendar year emissions on the country selected from 1992-2005 year. Variables of foreign direct investment classified into inflow of foreign direct investment and outflow of foreign direct investment measured by the calendar year amount on the country selected from 1992-2005 year.

The results from the empirical analysis, in the developed countries found that have the existence of mutual influence two-way causal relationship between carbon dioxide emissions and the amount of foreign direct investment (inflow and outflow).The inflow and outflow foreign direct investment will help the country's economic development. In the other hand, it will also impact on the environment. But in the developing countries found that Carbon dioxide emissions will affect the inflow of foreign direct investment, to the outflow of foreign direct investment are not. This also shows that the pollution haven hypothesis in developing countries has been verified.

Keywords : Panel Data Granger Causality test 、 Inward FDI flows 、 outward FDI flows

章節目錄

口試合格證明書.....	I
中文摘要.....	II
英文摘要.....	IV
章節目錄.....	VI
表圖目錄.....	VIII
第一章 緒論.....	1
第一節 研究背景.....	1
第二節 研究動機與目的.....	3
第三節 研究架構與流程.....	4
第二章 相關文獻探討.....	5
第三章 研究方法與實證模型.....	13
第一節 Panel Data 之特性.....	13
第二節 Panel 單根檢定.....	13
第三節 Panel Data Granger 因果關係檢定.....	16
第四節 固定效果模型與隨機效果模型.....	17
第五節 Hausman 檢定.....	20
第六節 實證模型.....	21
第四章 實證結果.....	23

第一節 資料說明.....	23
第二節 Panel 單根檢定結果.....	24
第三節 Panel Data Granger 因果關係檢定結果.....	25
第四節 Hausman 檢定估計結果.....	29
第五章 結論.....	32
參考文獻.....	34
附錄.....	37
附表 1 已開發國家之固定效果.....	37
附表 2 開發中國家之固定效果.....	38

表圖目錄

表 1-1 2007 年世界外國直接投資排名.....	2
表 2-1 相關文獻整理.....	10
表 4-1 變數代號、變數定義與資料來源.....	24
表 4-2 Panel 單根檢定-世界各國資料.....	25
表 4-3 Panel 單根檢定-已開發國家資料.....	25
表 4-4 Panel 單根檢定-已開發國家資料.....	25
表 4-5 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-世界國家資料.....	26
表 4-6 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-已開發國家資料.....	27
表 4-7 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-開發中國家.....	27
表 4-8 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-世界各國資料.....	28
表 4-9 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-已開發國家資料.....	28
表 4-10 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-開發中國家資料.....	28
表 4-11 INFDI 對 CO_2 之估計結果-已開發國家資料.....	29
表 4-12 CO_2 對 INFDI 之估計結果 -已開發國家資料.....	30
表 4-13 OUTFDI 對 CO_2 之估計結果-已開發國家資料.....	30
表 4-14 CO_2 對 OUTFDI 之估計結果 -已開發國家資料.....	30
表 4-15 OUTFDI 對 CO_2 之估計結果-開發中國家資料.....	31
圖 1-1 世界外國直接投資流入量.....	1

第一章 緒論

第一節 研究背景

聯合國貿易暨發展委員會(United Nations Conference on Trade and Development, 以下簡稱 UNCTAD)發布的 2007 年《世界投資報告》指出：2006 年全球外國直接投資流入量連續第三年成長，接近 2000 年的歷史最高水平。在發展中國家中，中國吸引的外國直接投資總額仍居首位，不過與往年相比出現小幅下降。報告指出，2006 年全球外國直接投資達到 1 萬 3060 億美元，比 2005 年成長了 38%，接近 2000 年 1 萬 4110 億美元的歷史紀錄¹，詳見圖 1-1。

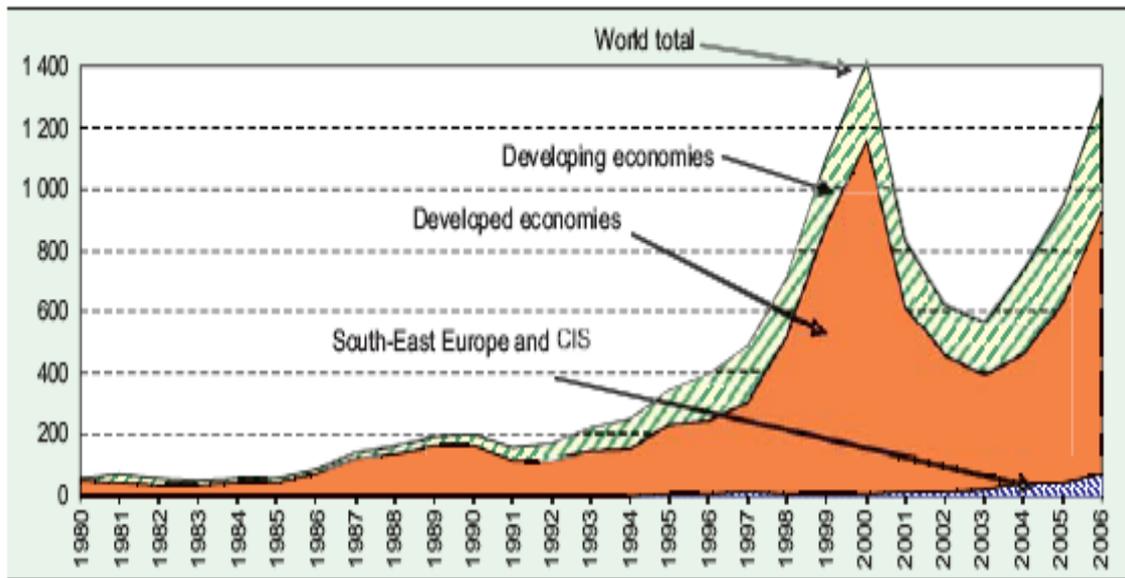


圖 1-1 世界外國直接投資流入量 1980-2006(Billion of dollars)

由圖 1-1 得知，在 2006 年已開發國家、發展中國家和經濟轉型國家的外國直接投資流入量都出現成長。其中，已開發國家成長 45%，增幅遠高於前兩年；發展中國家和經濟轉型國家的外資流入量都達到了歷史最高水平分別為 3790 億美元和 690 億美元。

¹ United Nations Conference on Trade and Development(UNCTAD),*World Investment Report* 2007(New York : United Nation Publication , 2007),p.32.。

表 1-1 2007 年世界外國直接投資排名

單位：百萬美元

排名	2007 年 (流量)				截至 2007 年累計 (存量)			
	外人投資		對外投資		外人投資		對外投資	
	國家	金額	國家	金額	國家	金額	國家	金額
1	美國	232,839	美國	313,787	美國	2,093,049	美國	2,791,269
2	英國	223,966	英國	265,791	英國	1,347,688	英國	1,705,095
3	法國	157,970	法國	224,650	香港	1,184,471	法國	1,399,036
4	加拿大	108,655	德國	167,431	法國	1,026,081	德國	1,235,989
5	荷蘭	99,438	西班牙	119,605	比利時	748,110	香港	1,026,587
6	中國大陸	83,521	義大利	90,781	荷蘭	673,430	荷蘭	851,274
7	香港	59,899	日本	73,549	德國	629,711	西班牙	636,830
8	西班牙	53,385	加拿大	53,818	西班牙	537,455	比利時	612,641
9	俄羅斯	52,475	香港	53,187	加拿大	520,737	瑞士	603,622
10	德國	50,925	盧森堡	51,649	義大利	364,839	日本	542,614
11	比利時	40,628	瑞典	50,968	巴西	328,455	加拿大	520,737
12	瑞士	40,391	比利時	49,667	中國大陸	327,087	義大利	520,084
13	義大利	40,199	俄羅斯	45,652	俄羅斯	324,065	瑞典	308,563
14	巴西	34,585	瑞典	37,707	澳洲	312,275	澳洲	277,917
15	奧地利	30,675	奧地利	31,437	瑞士	278,155	俄羅斯	255,211
16	愛爾蘭	30,591	荷蘭	31,162	墨西哥	265,736	丹麥	166,213
17	墨西哥	24,686	澳洲	24,209	瑞典	254,459	台灣	158,361
18	沙烏地阿拉伯	24,318	英屬維京群島	22,591	新加坡	249,667	英屬維京群島	154,862
19	新加坡	24,137	中國大陸	22,469	愛爾蘭	187,184	新加坡	149,526
20	印度	22,950	愛爾蘭	20,774	丹麥	146,632	愛爾蘭	144,070
21	日本	22,549	丹麥	16,992	土耳其	145,556	挪威	133,274
22	澳洲	22,266	南韓	15,276	波蘭	142,110	巴西	129,840
23	土耳其	22,029	科威特	14,203	日本	132,851	奧地利	126,748
24	瑞典	20,952	印度	13,649	奧地利	126,895	芬蘭	113,046
25	波蘭	17,580	沙烏地阿拉伯	13,139	南韓	119,630	盧森堡	96,282
26	智利	14,457	新加坡	12,300	葡萄牙	114,192	中國大陸	95,799
27	阿聯大公國	13,253	冰島	12,127	智利	105,558	葡萄牙	69,237
28	奈及利亞	12,454	挪威	11,168	捷克	101,074	南韓	66,220
29	開曼群島	11,743	台灣	11,107	匈牙利	97,397	馬來西亞	58,175
30	埃及	11,578	馬來西亞	10,989	挪威	93,688	南非	54,562
42	台灣	8,161						
49					台灣	48,640		

資料來源：彙整聯合國 2008 年世界投資報告。

由表 1-1 得知，美國是 2007 年吸引外國直接投資最多的國家，其次是英國和法國。南亞、東亞和東南亞的外國直接投資流入量總體保持繼續成長，不過東亞的成長有所放緩，但同時，東亞的外國直接投資正轉向知識密集型和高附加值的活動。中國和香港保持了區域最大外國投資接受方的地位，隨後是新加坡和印度。已開發國家的跨國公司仍是外國直接投資的主要來源，佔全球外資流出量的 84%；來自發展中國家和轉型期國家的跨國公司也不斷向海外擴展。南亞、東亞和東南亞的外國直接投資流出量成長 60%，中國和印度正成為外國直接投資的重要來源。

第二節 研究動機與目的

世界各國利用引進外資來促進經濟發展，然而藏在背後的环境污染問題卻不容忽視。尤其在空氣污染方面，近年來溫室氣體引發全球氣候變遷問題逐漸成為國際矚目的焦點，全球二氧化碳過量排放是造成溫室效應的主要因素。京都議定書(Kyoto Protocol)在 2005 年生效，使得世界各國直接或間接受到溫室氣體減量壓力，在外國直接投資對國家經濟發展注入了強大動力的同時，外國直接投資與二氧化碳排放量是否互相影響？又兩者之因果關係為何？乃是本文最主要的課題。

世界的經濟發展趨勢已是全球一體，各國企業的投資已是全球佈局，故本文使用 1992-2005 年 200 個國家的二氧化碳排放量與外國直接投資金額之追蹤資料(Panel Data)進行實證分析，並將這些國家區分成已開發和開發中國家兩組資料分別進行 Panel Data Granger 因果檢定，其中二氧化碳(CO_2)排放變數，以選取之國家 1992-2005 年歷年排放量來衡量，外國直接投資變數分成流入外國直接投資(Inward FDI flows)與流出外國直接投資(Outward FDI flows)兩類，以選取之國家 1992-2005 年歷年金額來衡量。

二氧化碳產生的主要原因為石化燃料的使用與森林的砍伐，加上急劇上升的人口及工業革命，令二氧化碳的數量以驚人的速度倍增。工業化使工廠數目不斷增加，因而需要更多的發電廠，這些發電廠以煤為原料，釋放大量二氧化碳及其他有害的化學物質到大氣中。另外，運輸工具的進步也是使大氣中二氧化碳增加的原因。

此外，二氧化碳也是一種溫室氣體，會使大氣層變暖、溫度上升，情況如同溫室一樣，我們稱這種現象為「溫室效應」。事實上，相較於其他溫室氣體，每單位二氧化碳造成的溫室效應其實並不高，不過由於二氧化碳在大氣中的含量遠大於其他溫室氣體，以全球而言，二氧化碳含量就占了所有溫室氣體七成的比率，使其成為各類溫室氣體當中，對全球溫室效應貢獻量最高的氣體，這也是氣候公約將二氧化碳列為首要管制對象的原因之一。

二氧化碳對空氣的影響範圍是全球性的，此為溫室氣體跨國界的特質。正因如此，本文擬以二氧化碳排放量做為空氣污染指標以探討外國直接投資與二氧化碳排放量之因果關係。

第三節 研究架構與流程

本文研究架構與流程如下：第一章為緒論，主要說明本文之研究背景、研究動機與目的、研究架構與流程。第二章為相關文獻探討。第三章說明本文採用之研究方法與實證模型。第四章為實證結果，主要敘述資料說明與實證結果。第五章為結論，說明本文結論。

第二章 相關文獻探討

進入 1980 年代以來，有關經濟成長、外國直接投資(FDI)、進出口貿易及環境汙染之間的關係逐漸引起學者們的關注。國外文獻對於環境汙染與外國直接投資及經濟成長之間的論述很多，主要集中在環境汙染與經濟成長之間的關係及影響等方面。在這些眾多的相關研究中，探討環境汙染與外國直接投資之間關係的文獻相對較少，故本文將針對這些文獻做進一步探討(見表 2-1)。

眾所皆知，由於當地經濟發展的迫切性、法律法規的不完善及環境規制的低標準，因而吸引了外國直接投資，外國直接投資除了給地主國帶來正面的經濟效益外，還會帶來和產生嚴重的環境問題，這就是所謂的環境「汙染天堂(避難所)假說² (pollution haven hypothesis)」所描述的情形。汙染天堂假說認為，由於已開發國家的環境標準非常嚴格而導致跨國公司成本上升。由於利潤最大化的考慮，跨國公司可能會把汙染產品的生產活動轉移到開發中國家，因而資本也隨之由已開發國家流向開發中國家Jensen(1996)。

另外，競爭到底假說(race to the bottom hypothesis)以汙染天堂假說為基礎，認為國家間為爭取外資會主動降低環境標準。高收入國家的汙染者(公司)會因嚴格的環境標準而承擔很高的成本，為保持競爭力，這些公司就向那些更需要工作和收入的低收入國家轉移生產。地主國政府為了吸引外資和發展經濟，常常以犧牲環境為代價而不對廠商進行應有處罰。高收入國家為了抑制不斷外流的資本就會放鬆本國的環境標準，但收效甚微，因為低收入國家幾乎沒有任何

² 由於已開發國家環境管制與標準普遍高於開發中國家，在資源配置全球化背景下，導致已開發國家的一些汙染產業必將轉移到開發中國家，進而對發展中國家的生態環境造成負面影響。

環境標準。隨著競爭加速到底，所有國家都收斂於同一個地獄般的、讓底層民眾受盡折磨的污染水準(Wheeler,2001)。

Eskeland和Harrison(2003)研究墨西哥、委內瑞拉、摩洛哥和象牙海岸四個開發中國家時發現，外資集中於空氣高污染行業，但證據尚不充分。Wagner 和 Timmins(2004)對OECD成員國和部分非OECD成員國 1995-2002 年六個污染密集型行業的追蹤資料進行分析，結果說明污染天堂假說在大多污染密集型行業被證實成立。Hoffmann, Lee, Ramasamy和Yeung(2005)的分析更為細緻，他們使用 112 個國家且時間長短不同，從 15-28 年的資料，對外國直接投資與二氧化碳進行Granger因果檢定。得到的結果發現外國直接投資與二氧化碳之間是否存在因果關係決定於地主國的發展水準，在低所得國家水準二氧化碳是外國直接投資流入的Granger原因，在中所得國家則相反，在高所得國家則沒有發現Granger因果關係。這表明污染天堂假說只在低所得國家得到驗證，而在中所得和高所得國家則不成立。

Jie.(2002)為了更了解在中國城市中外國直接投資對二氧化硫污染情況的影響，建立了一個 simultaneous system。外國直接投資一方面擴大中國的先進技術直接減少污染的效果，在另一方面，影響污染的各種經濟要素造成污染變化。作者以 1993-1999 年二氧化硫濃度超過 80 個中國的城市的追蹤資料，使用固定效果估計方法進行分析。此外，為了修正追蹤資料潛在的一階序列相關性和異質性問題，使用 GMM 估計，實證結果顯示，外國直接投資增加 1%，預期二氧化硫濃度減少 0.0139%。因為根據 Panel Data 進行分析，這樣的結果不能直接用來預測未來二氧化硫污染與外國直接投資的關係在中國進入世界貿易組織之後。但是，透過這種結構體系做更深入了解外國直接投資與空氣污染之間的關係，特別是在城市地區的二氧化硫濃度指標。

楊濤(2003)使用 1998-2001 年中國大陸 30 個省市自治區的 Panel Data 進行回歸分析，認為無論對於國家還是地區，環境規制的嚴格化對吸收外國直接投資是存在影響的。實證結果得知這種環境規制對外國直接投資流入的影響是負面的，但不是主要因素，像經濟發展水準和經濟成長速度這些因素對於跨國公司的直接投資是起決定作用的。

吳玉鳴(2006)利用 1998-2001 年中國大陸除西藏外 30 個省市自治區的 Panel Data 對中國外國直接投資與環境規制之間的關係進行實證分析。實證結果發現，環境規制確實對中國各地區引進外資具有一定負面影響，而且短期內外商直接投資是環境規制的原因，此與楊濤的結論類似。當然，決定外國直接投資的因素主要是經濟市場化進程與經濟發展水準，環境規制嚴格化對外國直接投資流入的影響較小。但是，研究環境規制與外國直接投資之間的關係與其對經濟成長的影響，對中國加入世界貿易組織後正確處理引進外資與環境保護及經濟成長之間的關係，具有重要的政策參考價值及前瞻性的意義。

以上研究的一個不足之處是引用的解釋變數較少，未能控制一些重要變數對外國直接投資的影響，故吳玉鳴(2007)再將數據拉長、更新到 1998-2004 年，然後控制住了人口密度和地理位置變量對外國直接投資的影響，利用 Panel Data 模型和時間序列模型對中國各地區外商直接投資與環境規制之間的關係上進行實證分析。實證結果顯示，環境規制確實對中國各個地區引進外資具有一定影響，而且這種影響呈現負面的。當然，影響外商直接投資的決定因素主要是地理區位、經濟發展水準和市場化進程，而勞動力成本也逐漸成為外商企業投資選擇時考慮的因素。該研究結果具有重要的政策含義，即在中國各個地方政府在引進外資時，外國直接投資對當地環境的負面影響需要逐漸引起各級地方政府在環境保護和政策制定過程中一定程度的關注。

Cole, M.A. and Elliott, R.J.R.(2006)探討嚴格的環境政策與外國直接投資之間的關係，使用來自 33 個國家 1982 年至 1992 年的 Panel Data 去進行實證分析，發現外國直接投資確實會影響環境政策，認為如果地方政府腐敗程度愈高，外國直接投資會導致環境政策更嚴格，外國直接投資從而有助於創造一個污染避難所。

黃順武(2007)利用多元線性回歸模型與Granger因果檢定模型，對環境規制及其他相關變數對中國外國直接投資的影響做實證分析，實證結果顯示，環境規制對外國直接投資的負向影響是不顯著的，且二者之間不存在因果關係，而GDP等總體經濟變數對外國直接投資的影響更為顯著。

一些學者還研究了外國直接投資對地主國環境污染的影響。Collins 和 Harris(2002)透過研究英國金屬製造業企業層面的資料研究，認為國外投資公司由於使用了更先進的生產技術從而產生的污染較少。Arora and Gangopadhyay (1995)則認為生產效率較高的企業願意採取超標準服從(overcompliance)當地環境法規的趨勢，且已經在開發中國家得到驗證。Eskeland 和 Harrison(2003)研究發現在墨西哥、委內瑞拉、摩洛哥和象牙海岸四個開發中國家，外資企業比國內企業排放污染明顯要少得多，也就是說，外國直接投資的流入將帶來更先進的技術和環境管制，從而有助於改善環境。

馬麗、劉衛東與劉毅(2003)則從定性描述和定量描述的角度，分別對外商投資和國際貿易對中國沿海地區的資源環境影響進行分析。透過研究發現，儘管在總產值上，外國直接投資和國際貿易對地區資源壓力和環境污染的影響在逐漸減緩，表示外國直接投資和國際貿易並不是導致中國沿海地區資源環境壓力加大的罪魁禍首，反而是減緩這種壓力的主要貢獻力量。但是，不可否認，

在中國接受經濟全球化影響的早期階段，由於部分地區急於吸引外資，以及中國環境管理體系的不完善，的確在某些方面，外資和外貿對沿海地區的資源和環境造成了負面影響。

沙文兵、石濤(2006)利用中國30個省1999-2004年的追蹤資料建立一實證模型。從對外國直接投資的環境效果進行檢定。實證結果顯示，外國直接投資對中國生態環境具有顯著的負面效果。就總體情況而言，工業總資產每增加1%，工業廢氣排放量增加0.358%。進一步對中國東、中、西部三大區域的研究顯示，與外國直接投資在中國的區域分佈特徵相一致，外國直接投資對中國生態環境的負面效果也呈現出明顯的東高西低的梯度特徵。

表 2-1 相關文獻整理

作者	資料說明	實證結果
Jie. (2002)	1993-1999 年二氧化硫濃度超過 80 個中國的城市追蹤資料	實證結果顯示，外國直接投資增加 1%，預期二氧化硫濃度減少 0.0139%。因為根據 Panel Data 進行分析，這樣的結果不能直接用來預測未來二氧化硫污染與外國直接投資的關係在中國進入世界貿易組織之後。但是，透過這種結構體系做更深入了解外國直接投資與空氣污染之間的關係。
Wagner& Timmins (2004)	OECD 成員國和部分非 OECD 成員國 1995-2002 年六個污染密集型行業的追蹤資料	結果說明污染天堂假說在大多污染密集型行業被證實成立。
Eskeland &Harrison (2003)	墨西哥、委內瑞拉、摩洛哥和象牙海岸四個開發中國家的 Panel Data	外國直接投資的流入將帶來更先進的技術和環境管制，從而有助於改善環境。

表 2-1 相關文獻整理(續)

作者	資料說明	實證結果
楊濤 (2003)	1998-2001 年中國大陸 30 個省市自治區的Panel Data	環境規制對外國直接投資流入的影響是負面的，但不是主要因素，像經濟發展水準和經濟成長速度這些因素對於跨國公司的直接投資是起決定作用的。
Hoffmann, Lee, Ramasamy & Yeung (2005)	112 個國家且時間長短不同，從 15-28 年的資料	得到的結果發現外國直接投資與二氧化碳之間是否存在因果關係決定於地主國的發展水準，在低所得國家水準二氧化碳是外國直接投資流入的 Granger 原因，在中所得國家則相反，在高所得國家則沒有發現 Granger 因果關係。這表明污染天堂假說只在低所得國家得到驗證，而在中所得和高所得國家則不成立。
吳玉鳴 (2006)	1998-2001 年中國大陸除西藏外 30 個省市自治區的Panel Data	環境規制確實對中國各地區引進外資具有一定負面影響，而且短期內外商直接投資是環境規制的原因，。

表 2-1 相關文獻整理(續)

作者	資料說明	實證結果
Cole, M.A.& Elliott, R.J.R (2006)	1982-1992 年 33 個國家的Panel Data	發現外國直接投資確實會影響環境政策，認為如果地方政府腐敗程度愈高，外國直接投資會導致環境政策更嚴格，外國直接投資從而有助於創造一個污染避難所。
沙文兵、石濤 (2006)	1999-2004 年中國 30 個省的Panel Data	進一步對中國東、中、西部三大區域的研究顯示，與外國直接投資在中國的區域分佈特徵相一致，外國直接投資對中國生態環境的負面效果也呈現出明顯的東高西低的梯度特徵。
吳玉鳴 (2007)	將數據拉長、更新到 1998-2004 年，然後控制住了人口密度和地理位置變量對外國直接投資的影響。	環境規制確實對中國各個地區引進外資具有一定影響，而且這種影響呈現負面的。

資料來源:本研究整理

第三章 研究方法與實證模型

第一節 Panel Data 之特性

Panel Data 結合時間序列(Time-series)與橫斷面(Cross-sectional)兩者進行分析，在資料上除具有豐富性和多變性之特性外，擁有更多自由度、效率性佳及減少解釋變數間的共線性之優點。此外，運用 Panel Data 模型也可控制橫斷面上個體異質性與變數在時間序列的自我相關性問題，對於實證研究與模型的衡量效果上相對較佳。另外，對於一些較複雜或屬於個體範圍的資料可利用 Panel Data 模型來建立樣本資料，並進行動態調整分析，以獲得最佳的研究結果。故 Panel Data 在實證分析上很有潛力，為計量經濟學近年來重要研究之一。

第二節 Panel 單根檢定

Panel 單根檢定(panel unit root test)是以時間序列與橫斷面資料檢定變數是否為定態，主要用來彌補傳統單根檢定力的不足，並藉此方法可以改善小樣本資料的限制，提高統計檢定力，使研究的實證結果更加精確。本文主要針對 Levin,Lin and Chu(2002)及 Im,Pesaran and Shin(2003)的單根檢定逐一介紹：

1. Levin,Lin and Chu Test

Levin,Lin and Chu(2002)首先提出以 ADF Test 為主的追蹤資料單根檢定，其假設為：

$$\Delta Y_{it} = \alpha_i + \beta_1 Y_{i,t-1} + \gamma_i t + \sum_{j=1}^k \delta_{ij} \Delta Y_{i,t-j} + \varepsilon_{it} \quad (3-1)$$

假設 ε_{it} 是平均數為 0 與變異數為 ρ^2 的分配，Levin,Lin and Chu test(LLC test)

在有限樣本數下，其檢定統計量為：

$$t_{\beta} = \frac{\hat{\beta}_i}{se(\hat{\beta}_i)} \quad (3-2)$$

其中， $\hat{\beta}_i$ 代表對方程式作最小平方的估計量， $se(\hat{\beta}_i)$ 為 $\hat{\beta}_i$ 的標準差，在有限樣本數下， t_{β} 的性質可以由蒙地卡羅(Monte Carlo)模擬中得到。LLC test 的虛無假設是有序列具有單根，對立假設則是每個序列皆為穩定，並具有相同的迴歸係數，其虛無與對立假設如下：

$$H_0: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_1: \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta < 0$$

其中，虛無假設為所有序列皆有單根，而對立假設為所有序列皆為定態。

LLC test 在 N 與 T 很大時， t_{β} 會趨近於標準常態分配；此檢定主要是將 ADF test 更一般化，它允許截距項、時間趨勢項、殘差項與高階自我相關單獨個別化，也就是可以隨著每個國家的不同而不同，但限制每個國家的時間序列長度需相同，而且限制各國家時間序列需有相同的自我迴歸係數 β ，一旦組間各序列不穩定時，上述檢定模型將不再適用，這也是此檢定的主要缺點之一。

但由於 LLC test 引進橫斷面資料，因而有拉長整個資料的廣度，故本檢定有助於提升檢定力。然而，雖然 Levin, Lin and Chu 希望能藉由在各迴歸方程式中加入落遲(lag)期數，以使殘差項可以成為白噪音的方式來修正殘差項異質序列相關問題，但由於模型中仍限制各迴歸方程式之落遲期數須一致，若只透過上述方式僅能使殘差項異質序列相關的問題獲得部分改善，且於該檢定方法中，關於殘差項具同時期相關問題也未獲得任何具體的解決，不過，Levin, Lin

and Chu 所倡導的追蹤資料單根檢定仍廣泛被使用且成為後來追蹤資料單根檢定新發展的基礎。

二.Im,Pesaran and Shin Test

由於 LLC test 的對立假設是所有數列的 β_1 係數值都相同，明顯有太大的限制，所以 Im,Pesaran and Shin(2003)提出放寬對立假設需要各序列方程式的迴歸係數 β_1 要有相同的限制，以 t-bar 檢定統計量做為使用單一國家 ADF 其 t_{β_i} 的平均值。

檢定 t 統計量 t-bar，其定義為：

$$t\text{-bar} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t}_{NT} - \mu_t)}{\sqrt{\text{Var}(\bar{t}_{NT})}} \quad (3-3)$$

其中 $\bar{t}_{NT} = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^N t_{\beta_i}$ ， μ_t 為平均數， $\text{Var}(\bar{t}_{NT})$ 為變異數。IPS test 能在殘差項異質序列相關的問題上得到比 LLC test 更精確的檢測結果。其虛無與對立假設如下：

$$H_0 : \hat{\beta}_1 = \hat{\beta}_2 = \dots = \hat{\beta}_N = \beta = 0$$

$$H_a : \hat{\beta}_i < 0$$

Im,Pesaran and Shin(2003)證明 t-bar 的檢定統計量會趨近於標準常態極限分配，但其臨界值必須由 $N(0,1)$ 分配的左尾中求得。IPS test 的 Monte Carlo 模擬顯示在有限樣本下，利用 t-bar 檢定統計量可以提高檢定力。

第三節 Panel Data Granger 因果關係檢定

國外現有的 Panel Data 的因果關係檢定方法大都是基於傳統 Granger 因果檢定的概念，再將其推廣到 Panel Data 的情形。本文採用 Panel Data Granger 因果關係檢定方法，建立以下 VAR 模型：

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta^{(k)} x_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (3-4)$$

其中， $V_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$ ， $i = 1, \dots, N$ ， $t = 1, \dots, T$ ， $\varepsilon_{i,t} \sim iid(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ，我們假設 $\gamma^{(k)}$ 為自我迴歸係數， $\beta^{(k)}$ 為迴歸係數斜率。

Hurlin and Venet(2001)提出了 Panel Data Granger 因果關係檢定的四個基本假設：

(1).同質無因果關係假設(Homogenous Non Causality Hypothesis,HNC)：

任何個體都不存在因果關係，即 $E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}) = E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}, \bar{x}_{i,t}) (\forall i \in [1, N])$ ，其中

$$\bar{y}_{i,t} = (y_{i,t-p}, \dots, y_{i,0}, \dots, y_{i,t-1})' , \bar{x}_{i,t} = (x_{i,t-p}, \dots, x_{i,0}, \dots, x_{i,t-1})' ;$$

(2).同質因果關係假設(Homogenous Causality Hypothesis, HC)：

存在 N 個因果關係，且根據 x 、 y 的過去值得到個體 i 相同的變量 y 的

預測值，即 $E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}) \neq E(\bar{y}_{i,t}, \bar{x}_{i,t}) (\forall i \in [1, N])$ ；

(3)異質因果關係假設 (Heterogenous Causality Hypothesis, HEC)：

存在 N 個因果關係，且根據 x 、 y 的過去值得到個體 i 不同的變量 y 的

預測值，即 $E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}) \neq E(\bar{y}_{i,t}, \bar{x}_{i,t}) (\forall i \in [1, N])$ 且 $\exists (i, t)$ 使

$$E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}) \neq E(\bar{y}_{j,t}, \bar{x}_{j,t}) ;$$

(4)異質無因果關係假設(Heterogenous Non Causality Hypothesis, HENC)：

部分個體存在因果關係，但最多有 $N-1$ 個個體不存在因果關係，即

$$E(y_{i,t} | \bar{y}_{i,t}) = E(y_{j,t} | \bar{x}_{j,t}) (\forall i \in [1, N_1], N_1 < N)。$$

第四節 固定效果模型與隨機效果模型

傳統上使用追蹤資料進行分析時，採用 pooled 迴歸方法進行分析，通常假設參數固定不變，然而容易產生異質性偏誤(heterogeneity bias)的問題。為解決追蹤資料這種個體異質性的問題，故採用固定效果模型(fixed effect model)和隨機效果模型(radom effect model)。

一、固定效果模型

固定效果模型又稱為最小平方虛擬變數模型 (Least Squares Dummy Variable Model—LSDV)，同時考慮橫斷面與時間序列並存的資料進行估計。當在時間序列資料無差異性存在的情形下容許橫斷面資料有差異性存在。此可由迴歸式中每個國家未觀察到的效果部份(截距項)不相等來代表，其模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \beta_2 X_{it2} + \dots + \beta_k X_{itk} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3-5)$$

其中， $i=1,2,\dots,N$ ， $t=1,2,\dots,T$ ， ε_{it} 為特性誤差項， α_i 為未觀察到的效果，以固定的方式出現，表示不受時間的影響， β_0 為常數項， $\beta_1 \sim \beta_k$ 表示各個解釋變數的迴歸係數， X_{itk} 表示第 i 個個體第 t 期之第 k 個解釋變數，而 i 代表橫斷面觀察個體的數量共有 N 個，而 t 代表時間序列的長度，共有 T 期。

在統計檢定方面，為了解不同個體間的差異，Greene (2003) 以 F 統計量來檢定常數項是否全部相等，其虛無假設為：

$$H_0 : \alpha_1 = \alpha_2 = \alpha_3 = \dots = \alpha_N$$

H_1 : 至少一個不相等

在虛無假設檢定中，若 F 分配檢定無法拒絕 H_0 ，則表示各個個體之間異質性不存在，此時採用具 Panel Data 性質之混合迴歸模型 pooled(OLS) 即可；反之，若 F 分配檢定拒絕 H_0 則表示各個個體存有異質性，此時則須選用「固定效果模型」來估計。F 檢定如下：

$$F(n-1, nT-n-K) = \frac{(R_{LSDV}^2 - R_{Pooled}^2) / (n-1)}{(1 - R_{LSDV}^2) / (nT - n - K)} \quad (3-6)$$

其中 LSDV 表固定效果模型，Pooled 表混合迴歸模型。

二、隨機效果模型

隨機效果模型又稱誤差成分模型 (Error Components Model)，與固定效果模型相似，也同時考慮橫斷面與時間序列並存的資料，且容許橫斷面和縱剖面同時有差異性存在。也就是說各個個體不同的特質，不但來自個別特性的差異，亦會隨時間不同而有所變動。此模型假設表現個體結構差異或時間變動所造成差異是隨機而生，而此隨機性來自樣本的隨機抽樣方式，亦即個體結構的差異或時間變動所造成之差異，其表現形式將落於殘差項。在此模型下，個體效果視為誤差項之一，所以和迴歸式不相關。但若個體效果與迴歸式間有相關性，則可能會造成結果之偏差，其模型如下：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 X_{it1} + \dots + \beta_k X_{itk} + (\alpha_i + u_i) + \varepsilon_{it} \quad (3-7)$$

其中 α_i 為未觀察到的效果，以隨機的方式出現， u_i 代表截距項的誤差， ε_{it} 為特性誤差項。

在統計檢定方面，Breusch and Pagan (1980) 在 OLS 殘差基礎下，導出拉氏乘數 (Lagrange-multiplier; LM) 檢定隨機效果模型，其虛無假設和檢定統計值如下：

$$H_0 : \sigma_u^2 = 0$$

$$H_1 : \sigma_u^2 \neq 0$$

LM 值檢定如下：

$$LM = \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2$$

$$= \frac{nT}{2(T-1)} \left[\frac{\sum_{i=1}^n (Te_i)^2}{\sum_{i=1}^n \sum_{t=1}^T e_{it}^2} - 1 \right]^2 \quad (3-8)$$

其中， e_{it} 是 H_0 為真下，採用 OLS 所得之殘差。在虛無假設下，LM 是自由度為 1 的卡方分配；當 LM 統計值大於卡方檢定值，則拒絕虛無假設，即應採用隨機效果模型，但對此判斷需加以保留，因為固定效果也可能引起同樣的結果。

三、固定效果模型與隨機效果模型的比較

在實證模型的運用上，往往是依照樣本資料性質與研究的方向來選取何者為較適合的模型，因此我們就這些特性對固定效果與隨機效果做一討論，並選取何者為本文研究較適合的模型。

在固定效果中，其優點是不需要對模型做太多假設，使得模型接近真實情形，而其所推估出的估計式也會滿足最佳線性不偏，而隨著 N 與 T 趨近於無窮

大的時候，其估計式將具有一致性；但相對來說隨著 N 增加，其遺漏的自由度也會增加。

在隨機效果模型中，我們需對模型做較多假設，我們是先假設無效率因子 u_i 與解釋變數 X_{it} 無關，如此得到的估計式才會滿足不偏性，而此模型最大的優點便是降低遺失自由度的問題，因此我們將可以充分利用資訊，當 N 與 T 趨近於無窮大的時候，所有估計式會符合漸進不偏估計式。

固定效果模型與隨機效果模型的差異，主要在於固定效果以固定截距來表示橫斷面個體之不同特性，而隨機效果模型則以隨機型態之截距項來表示橫斷面個體之不同結構，故隨機誤差項為 $(\mu_i + \varepsilon_i)$ ，不再是 *iid*，所以必須採用一般最小平方法來估計。

第五節 Hausman test

使用 panel data 分析時，會遇到要選取何者為最適模型之問題，應先判斷該使用固定效果模型或是隨機效果模型。本文利用 Hausman(1978)提出的 Hausman test 來檢定隨機效果模型中的 μ_i 與 X_{it} 是否具有統計相關。若模型中的 μ_i 與 X_{it} 具有統計相關時，則應採用固定效果模型；反之若模型中的 μ_i 與 X_{it} 不具有統計相關時，則應採用隨機效果模型。Hausman test 檢定步驟如下：

$$H_0 : E(\mu_i, X_{it}) = 0$$

$$H_1 : E(\mu_i, X_{it}) \neq 0$$

$$H = \frac{\sum_{m=1}^k (\hat{\beta}_{FEm} - \hat{\beta}_{REm})^2}{\frac{1}{N} \left[\sum_{m=1}^k \text{var}(\hat{\beta}_{FEm}) - \sum_{m=1}^k \text{var}(\hat{\beta}_{REm}) \right]} \sim \chi^2(k) \quad (3-9)$$

其中， $\chi^2(k)$ 代表自由度為 k 之卡方分配， k 代表自變數個數， i 代表所觀察橫斷面個體數量， t 代表時間序列期數， $\hat{\beta}_{FEm}$ 代表不包含時間的固定效果模型估計值， $\hat{\beta}_{REm}$ 代表不包含時間的隨機效果模型估計值，若檢定結果不拒絕 H_0 ，採隨機效果模型；若檢定結果拒絕 H_0 ，則採固定效果模型。

第六節 實證模型

本文研究的焦點就是要找出 FDI 與 CO_2 排放量兩個變量之間的 Granger 因果關係，故本文使用 Hurlin and Venet(2001)所提出的 Panel Data Granger 因果關係檢定方法進行實證分析，其中主要包含三個步驟，以下逐一介紹：

(1).首先進行同質無因果關係檢定，建立實證模型如下：

$$y_{i,t} = \sum_{k=1}^p \gamma^{(k)} y_{i,t-k} + \sum_{k=1}^p \beta^{(k)} x_{i,t-k} + V_{i,t} \quad (3-10)$$

其中， $V_{i,t} = \alpha_i + \varepsilon_{i,t}$ ， $i=1, \dots, N$ ， x 與 y 分別為流入外國直接投資(INFDI)及流出外國直接投資(OUTFDI)與 CO_2 排放量， $\varepsilon_{i,t}$ 為 $i.i.d(0, \sigma_\varepsilon^2)$ ，我們假設 $\gamma^{(k)}$ 為自我迴歸係數， $\beta^{(k)}$ 為迴歸係數斜率， i 為國家， t 為時間。其虛無與對立假設如下：

$$H_0 : \beta^{(k)} = 0, \forall t \in [1, N], \forall k \in [1, p]$$

$$H_1 : \exists(i, k) / \beta^{(k)} \neq 0$$

其中，虛無假設為不存在因果關係，若拒絕虛無假設，則有證據顯示具有 Granger 因果關係。

(2).接著 Hurlin and Venet(2001)提出利用殘差平方和計算 F 檢定統計量：

$$F_{hnc} = \frac{(RSS_2 - RSS_1)/(Np)}{RSS_1 [SN - N(1+p) - p]} \quad (3-11)$$

其中，SN 為樣本數， RSS_2 為在虛無假設下，受限制的殘差平方和， RSS_1 為不受限制的殘差平方和。

(3).最後，檢定 FDI 與 CO_2 為單向或是雙向關係，並將(4-1)式模型中 x 與 y 兩個變量相互交換進行實證分析。

Panel Data Granger 因果關係檢定方法進行實證分析之後，本文採用固定效果模型和隨機效果模型去解決追蹤資料個體異質性的問題，透過 Hausman test 來選取適合模型，判斷該使用固定效果模型或是隨機效果模型進行實證分析。

第四章 實證結果

第一節 資料說明

為了使我們的迴歸分析不至於數據太少，同時為了分析空氣污染與外國直接投資之間的關係及空氣污染對外國直接投資在不同國家的影響的差異，所有資料來源皆取自世界發展指標(World Development Indicators)。

本文選擇之研究變數是參考相關實證文獻之分析，使用 1992-2005 年 200 個國家的二氧化碳排放量與外國直接投資金額之 Panel Data 進行實證分析，並將這些國家區分成已開發和開發中國家兩組資料分別進行 Panel Data Granger 因果檢定，其中二氧化碳(CO_2)排放變數，以選取之國家 1992-2005 年歷年排放量來衡量，外國直接投資變數分成流入外國直接投資(Inward FDI flows)與流出外國直接投資(Outward FDI flows)兩類，以選取之國家 1992-2005 年歷年金額來衡量。

已開發與開發中國家資料區分標準是經過聯合國與世界銀行認可，所謂「已開發國家」(developed country)是指高度工業化的國家，這些國家由於財富及科技，使得國民能享受高水準的生活，只要年平均所得超過二萬美元就可以比照已開發國家標準。

二氧化碳對空氣的影響範圍是全球性的，此為溫室氣體跨國界的特質。正因如此，本文擬以二氧化碳排放量做為空氣污染指標。變數代號、變數定義與資料來源彙整於表 4-1。

表 4-1 變數代號、變數定義與資料來源

變數名稱	變數代號	資料來源
外國直接投資流入金額	INFDI	世界發展指標
外國直接投資流出金額	OUTFDI	世界發展指標
二氧化碳排放量	CO_2	世界發展指標

資料來源:本研究整理

第二節 Panel 單根檢定結果

有鑑於傳統單根檢定對小樣本具有統計檢定力不足的問題，使用虛無假設經過特別的設計及涵蓋多項優點的 Panel 單根檢定來彌補傳統單根檢定力的不足，並檢定資料是否定態。

本文分別利用 Levin, Lin and Chu Test 與 Im, Pesaran and Shin Test 來檢定資料是否為定態。此兩種 Panel 單根檢定可以允許序列的殘差是否具有異質趨勢項，而它們的虛無假設都為所有序列皆有單根，對立假設則為每個序列皆穩定，由於 LLC test 的對立假設是所有數列的 β_1 係數都相同，但 IPS test 提出放寬此假設，改以 $t\text{-bar}$ 檢定統計量來提高檢定力。

從表 4-2、4-3、4-4 中的 Levin, Lin and Chu Test 與 Im, Pesaran and Shin Test 的結果可以明顯看出，不管是世界資料、已開發國家資料或開發中國家資料，三個被檢定變數的 t 值檢定統計量都顯著地拒絕虛無假設，表示變數 INFDI 及 OUTFDI 與 CO_2 皆為定態，代表所有序列皆沒有單根，故可以直接進行變數間的 Panel Data Granger 因果關係檢定。

表 4-2 Panel 單根檢定-世界國家資料

	Levin,Lin and Chu Test		Im,Pesaran and Shin Test	
	Statistic	Probability	Statistic	Probability
INFDI	-17.3595	0.0000***	-18.3093	0.0000***
OUTFDI	-15.6375	0.0000***	-16.5709	0.0000***
CO ₂	-18.4117	0.0000***	-16.0908	0.0000***

註:***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-3 Panel 單根檢定-已開發國家資料

	Levin,Lin and Chu Test		Im,Pesaran and Shin Test	
	Statistic	Probability	Statistic	Probability
INFDI	-4.77535	0.0000***	-5.51692	0.0000***
OUTFDI	-2.01093	0.0000***	-6.41120	0.0000***
CO ₂	-9.62174	0.0000***	-8.25061	0.0000***

註:***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

表 4-4 Panel 單根檢定-開發中國家資料

	Levin,Lin and Chu Test		Im,Pesaran and Shin Test	
	Statistic	Probability	Statistic	Probability
INFDI	-16.8091	0.0000***	-17.7413	0.0000***
OUTFDI	-16.0076	0.0000***	-15.5227	0.0000***
CO ₂	-16.0936	0.0000***	-13.9110	0.0000***

註:***表示 1%顯著水準，**表示 5%顯著水準，*表示 10%顯著水準。

第三節 Panel Data Granger 因果關係檢定結果

在進行 Panel Data Granger 因果關係檢定之前必須先檢定變數是否為定態，因此，本文上一節先進行了 Panel Data 的單根檢定。對於 CO₂ 與 FDI 之間的因果關係之估計結果可能有四個：(1).FDI 影響 CO₂；(2).CO₂ 影響 FDI；(3).FDI 影響

CO_2 ，且 CO_2 影響 FDI，表示兩者互為因果關係；(4).FDI 與 CO_2 之間互不影響，表示兩者之間無因果關係。

本文在 Granger 因果關係檢定中的 Lag 期數分別為 1、2 期。首先利用 INFDI 與 CO_2 的統計資料進行 Granger 因果關係檢定，結果見表 4-5、表 4-6 和表 4-7。

表 4-5 為世界國家 INFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-5 中，Lag 期數為 1、2 時，在 5%與 10%的顯著水準下都拒絕虛無假設，可以解釋 INFDI 是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也是引起 INFDI 變化的原因，這說明 INFDI 與 CO_2 之間存在相互影響的雙向因果關係。

表 4-5 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-世界國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
INFDI→ CO_2	1	100.413	3.3E-23**
	2	22.7788	1.6E-10**
CO_2 →INFDI	1	64.8494	1.2E-15**
	2	26.7125	3.4E-12**

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

表 4-6 為已開發國家 INFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-6 中，Lag 期數為 1 時，INFDI 不是引起 CO_2 變化的原因，但 CO_2 卻是引起 INFDI 變化的原因。Lag 期數為 2 時，在 5%與 10%的顯著水準下都拒絕虛無假設，可以解釋 INFDI 是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也是引起 INFDI 變化的原因。因此，雖然 Granger 因果關係檢定無法直接證明 INFDI 與 CO_2 互為因果關係，但卻得出 CO_2 是引起 INFDI 變化的原因，這意味著已開發國家的二氧化碳引起更多外國直接投資流入變化。

表 4-6 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-已開發國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
INFDI → CO_2	1	1.20514	0.27289
	2	7.47686	0.00065**
CO_2 → INFDI	1	19.0466	1.6E-05**
	2	12.1352	7.6E-06**

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

表 4-7 為開發中國家 INFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-7 中，Lag 期數為 1、2 時，INFDI 皆不是引起 CO_2 變化的原因，但 CO_2 卻都是引起 INFDI 變化的原因，這意味著開發中國家的二氧化碳引起更多外國直接投資流入變化。

表 4-7 INFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-開發中國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
INFDI → CO_2	1	0.05550	0.81377
	2	0.35584	0.70063
CO_2 → INFDI	1	29.5321	6.1E-08**
	2	14.4715	5.8E-07**

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

表 4-8 為世界國家 OUTFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-8 中，Lag 期數為 1、2 時，在 5%與 10%的顯著水準下都拒絕虛無假設，可以解釋 OUTFDI 是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也是引起 OUTFDI 變化的原因，這說明 OUTFDI 與 CO_2 之間存在相互影響的雙向因果關係，Granger 因果關係檢定直接證明 OUTFDI 與 CO_2 互為因果關係的結論。

表 4-9 為已開發國家 OUTFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-9 中，Lag 期數為 1、2 時，在 5%與 10%的顯著水準下都拒絕虛無假設，可以解釋 OUTFDI 是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也是引起 OUTFDI 變化的

原因，這說明 OUTFDI 與 CO_2 之間存在相互影響的雙向因果關係，此也與表 4-8 的結果一致。

表 4-8 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-世界國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
OUTFDI → CO_2	1	24.3405	8.6E-07**
	2	13.3118	1.8E-06**
CO_2 → OUTFDI	1	224.756	9.71-49**
	2	105.073	2.11-44**

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

表 4-9 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-已開發國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
OUTFDI → CO_2	1	13.2872	0.00030**
	2	30.7522	3.5E-13**
CO_2 → OUTFDI	1	44.2225	8.5E-11**
	2	25.8810	2.6E-11**

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

表 4-10 為開發中國家 OUTFDI 與 CO_2 的 Panel Data Granger 因果關係檢定結果，在表 4-10 中，Lag 期數為 1、2 時，在 5%與 10%的顯著水準下都不拒絕虛無假設，可以解釋 OUTFDI 不是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也不是引起 OUTFDI 變化的原因，這說明 OUTFDI 與 CO_2 之間不存在相互影響的因果關係。

表 4-10 OUTFDI 與 CO_2 Granger 因果關係檢定-開發中國家資料

因果關係檢定	Lag 期數	F 值	P 值
OUTFDI → CO_2	1	0.00444	0.94690
	2	0.00074	0.99926
CO_2 → OUTFDI	1	0.06007	0.80642
	2	0.03275	0.96778

註：*表示 5%的顯著水準，**表示 10%的顯著水準。

第四節 Hausman 檢定估計結果

在 Panel Data Granger 因果關係檢定方法進行實證分析之後，本文採用固定效果模型和隨機效果模型去解決追蹤資料個體異質性的問題，透過 Hausman test 來選取適合模型，判斷該使用固定效果模型或是隨機效果模型進行實證分析。為了能夠更完整呈現外國直接投資流入與流出和二氧化碳之相互關係，本文分成已開發和開發中國家資料分別進行 Hausman test。

根據上一節 Panel Data Granger 因果關係檢定結果發現已開發國家的 INFDI 與 OUTFDI 是引起 CO_2 變化的原因，且 CO_2 也是引起 INFDI 與 OUTFDI 變化的原因。因此，可以進行 Hausman test，結果見表 4-11、4-12、4-13、4-14。

由表 4-11、4-12、4-13、4-14 的實證結果得知 Hausman 檢定統計量分別為 43.351810、17.880721、99.632347 與 42.277500，皆顯示拒絕虛無假設亦即選擇固定效果模型較為適當。

表 4-11 INFDI 對 CO_2 之估計結果-已開發國家資料

被解釋變數	解釋變數	CO_2
	固定效果	隨機效果
INFDI	0.000607 (0.000113)	0.000627 (0.000113)
國家個數 N	35	
Hausman test	43.351810	

註：未括號者為估計係數，括號者為標準差，*表達 10%的顯著水準，**表達 5%的顯著水準，***表達 1%的顯著水準，Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合。

表 4-12 CO_2 對 INFDI 之估計結果 - 已開發國家資料

被解釋變數	解釋變數	INFDI
	固定效果	隨機效果
CO_2	99.725222 (18.49817)	22.53748 (2.996220)
國家個數 N	35	
Hausman test	17.880721	

註：未括號者為估計係數，括號者為標準差，*表達 10%的顯著水準，**表達 5%的顯著水準，***表達 1%的顯著水準，Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合。

表 4-13 OUTFDI 對 CO_2 之估計結果-已開發國家資料

被解釋變數	解釋變數	CO_2
	固定效果	隨機效果
OUTFDI	0.000836 (0.000109)	0.000869 (0.000109)
國家個數 N	35	
Hausman test	99.632347	

註：未括號者為估計係數，括號者為標準差，*表達 10%的顯著水準，**表達 5%的顯著水準，***表達 1%的顯著水準，Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合。

表 4-14 CO_2 對 OUTFDI 之估計結果 - 已開發國家資料

被解釋變數	解釋變數	OUTFDI
	固定效果	隨機效果
CO_2	138.2992 (17.99072)	22.04768 (2.001490)
國家個數 N	35	
Hausman test	42.277500	

註：未括號者為估計係數，括號者為標準差，*表達 10%的顯著水準，**表達 5%的顯著水準，***表達 1%的顯著水準，Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合。

表 4-15 OUTFDI 對 CO_2 之估計結果-開發中國家資料

被解釋變數	解釋變數	OUTFDI
	固定效果	隨機效果
CO_2	2.755783 (0.426820)	2.239316 (0.327755)
國家個數 N	165	
Hausman test	3.568307	

註：未括號者為估計係數，括號者為標準差，*表達 10%的顯著水準，**表達 5%的顯著水準，***表達 1%的顯著水準，Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合。

根據上一節 Panel Data Granger 因果關係檢定結果發現開發中國家 INFDI 不是引起 CO_2 變化的原因，且 OUTFDI 與 CO_2 之間不存在相互影響的因果關係，因此，不需要進行 Hausman test，僅對 CO_2 是引起 INFDI 變化的原因之結論進行 Hausman test，結果見表 4-15。

本文以固定效果模型估計已開發和開發中國家 INFDI、OUTFDI 與 CO_2 之相互關係，由實證結果得知，估計係數均為正值，表 4-12、表 4-14 已開發國家的 CO_2 估計係數分別為 99.725222 與 138.2992，可以說明 CO_2 對 INFDI 與 OUTFDI 有著顯著的影響。

本文 Hausman 檢定結果顯示採用固定模型比較適合，故將已開發和開發中國家之固定效果分別列於後面附錄。

第五章 結論

外國直接投資的唯一目的就是獲取最大額度的利潤，在這樣一個動機下所進行的投資經營，除了對地主國的經濟成長帶來正面影響外，還會產生一定的負面影響，其中，最重要的就是對環境的影響。

已有實證研究指出：部份國家或地區急於吸收外資，加上環境規制的不完善，外國直接投資在某些方面對環境造成了一定的負面影響。環境污染的原因與國家或地方政府盲目引進外資不無關係，對於引進外資往往提供十分優惠的條件，對於一些污染環境破壞生態的企業也不加限制，只注重引進的項目數和資金額，完全忽略環境保護，即使經濟在短期內成長，而資源與環境卻因此付出沉重的代價。

本文進行外國直接投資與二氧化碳污染間之因果關係檢定。以 1992-2005 年 200 個國家的外國直接投資金額與二氧化碳排放量之 Panel Data 進行實證分析，使用 Levin, Lin and Chu Test 與 Im, Pesaran and Shin Test 來檢定資料是否為定態，再利用 Granger 因果關係檢定方法，對外國直接投資金額與二氧化碳排放量進行因果關係檢定。

由實證結果得知，就已開發國家而言：外國直接投資流入與流出金額都與二氧化碳排放量存在著相互影響的雙向因果關係，這顯示：就已開發國家而言，外國直接投資的流入與流出在促進經濟成長的同時，也對環境造成了一定的影響。

就開發中國家而言：二氧化碳排放量影響到外國直接投資的流入變化，但二氧化碳排放量與外國直接投資流出並無相互關係，這也說明污染天堂假說在開發中國家得到驗證。由於已開發國家環境管制與標準普遍高於開發中國家，在資源配置全球化背景下，導致已開發國家的一些污染產業必將轉移到發中國家，進而對發展中國家的生態環境造成負面影響。

參考文獻

沙文兵、石濤(2006)，「外國直接投資的環境效應：基於中國省級面板的實證分析」，*世界經濟研究*，第6期。

吳玉鳴(2006)，「外商直接投資對環境規制的影響」，*國際貿易問題*，第4期。

吳玉鳴(2007)，「外商直接投資與環境規制關聯機制的面板數據分析」，*經濟地理*，第1期。

馬麗、劉衛東與劉毅(2003)，「外商投資與國際貿易對中國沿海地區資源環境的影響」，*自然資源學報*，第9期。

張志輝(2005)，「汙染避難所假說」的研究進展，*學海*，(2):187-191。

楊濤(2003)，「環境規制對中國 FDI 影響的實證分析」，*世界經濟研究*，第5期。

黃順武(2007)，「環境規制對FDI影響的經驗分析：基於中國的數據」，*當代財經*，第6期。

Albrecht, J.(1998),“Environmental Policy and inward investment position of U.S. dirty industrs”, *Intereconomics*, 33(4), 186-194.

Arora, S., Gangopadhyay. S. 1995, “Toward a Theoretical Model of Voluntary Overcompliance”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 28 (3), 289-309.

- Cole , M. A. and Elliott, R. J. R(2006), “Endogenous Pollution Havens: Does FDI Influence Environmental Regulations?”, *Scandinavian Journal of Economics*, 108 (2), 157-178.
- Collins , A., Harris, R. I. D. (2002),“Does Plant Ownership Affect the Level of Pollution Abatement Expenditure?”, *Land Economics*, 78 (2), 171-189.
- Eskeland , G.S., A. E. Harrison (2003), “Moving to greener pastures? Multinationals and the Pollution haven hypothesis”, *Journal of Development Economics*,70, 1–23.
- Greene, W. (2003), *Econometric Analysis*, 5th ed, Prentice Hall.
- Hausman , J. A. (1978), “Specification Tests in Econometrics”, *Econometrica*,46, 1251-1271.
- Hurlin C.and B Venet(2001),“Granger causality tests in panel data models with fixed coefficients” *Working Paper*. EURISCO , Universit’e Paris IX Dauphin.
- Hoffmann, R., Lee, C. G., Ramasamy, B., Yeung, M.(2005),“FDI and pollution: a Granger causality test using panel data”, *Journal of International Development*, 17(3),311-317.
- Im, K. S., H. M. Pesaran and Y. Shin (2003),“Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels”, *Journal of Econometrics* ,115(1),53-74.
- Jensen , V. (1996), “The Pollution Haven Hypothesis and the Industrial Flight Hypothesis: some Perspectives on Theory and Empirics”, *Working Paper*

1996.5.Centre for Development and the Environment, University of Oslo.

Jie , H.E.(2002),“The Foreign Direct Investment and air pollution in China: The Case of SO₂ concentration in Chinese Cities”, *Better Air Quality in Asian and Pacific Rim Cities Conference*, Hong Kong.

Levin, A. , Lin,C. F. and Chu,C. S.(2002),“Unit root tests in panel data: Asymptotic and finite-sample properties”, *Journal of Econometrics*,108(1),1-24.

Wagner, U. J., Timmins,C.,(2004),“Agglomeration Effects in Foreign Direct Investment and the Pollution Haven Hypothesis”, *Department of Economics Yale University*.

Wheeler, D.(2001), “Racing to the Bottom? Foreign Investment and Air Pollution in Developing Countries”, *The Journal of Environment Development*, 10(3), 225-245.

附錄

附表 1 已開發國家之固定效果

已開發國家	效果	已開發國家	效果
Austria	-263.311	Slovenia	-309.64
Belgium and Luxembourg	-213.312	Spain	-45.4199
Cyprus	-318.005	Sweden	-280.525
Czech Republic	-211.983	United Kingdom	185.8209
Denmark	-270.827	Gibraltar	-321.084
Estonia	-307.418	Iceland	-322.463
Finland	-275.375	Norway	-286.964
France	28.54293	Switzerland	-289.271
Germany	507.914	Canada	208.4193
Greece	-231.78	United States	5137.617
Hungary	-269.404	Australia	3.667329
Ireland	-293.9	Bermuda	-328.894
Italy	101.3396	Israel	-269.923
Latvia	-316.592	Japan	807.3356
Lithuania	-309.515	New Zealand	-292.132
Malta	-322.305	Netherlands	-108.9
Poland	-22.6836	Slovakia	-286.034
Portugal	-271.592		

附表 2 開發中國家之固定效果

開發中國家	效果	開發中國家	效果
Algeria	10.4595	Grenada	-71.9984
Egypt	46.84528	Guadeloupe	-70.5439
Libyan Arab Jamahiriya	-29.3331	Haiti	-70.8785
Morocco	-42.5549	Jamaica	-62.3524
Sudan	-65.8766	Martinique	-70.3821
Tunisia	-54.098	Montserrat	-72.1331
Benin	-70.7895	Netherlands Antilles	-61.3072
Burkina Faso	-71.2523	Puerto Rico	-42.4319
Cape Verde	-72.0387	Saint Kitts and Nevis	-72.0803
Cote d' Ivoire	-66.6177	Saint Lucia	-71.9213
Gambia	-71.9352	Saint Vincent and the Grenadines	-72.0362
Ghana	-67.6066	Trinidad and Tobago	-46.2636
Guinea	-70.9283	Turks and Caicos Islands	-72.1792
Guinea-Bissau	-71.8314	Bahrain	-55.2315
Liberia	-72.7812	Iran, Islamic Republic of	240.8658
Mali	-71.6527	Iraq	2.409636
Mauritania	-69.0506	Jordan	-57.4294
Niger	-71.051	Kuwait	-18.0365
Nigeria	19.06355	Lebanon	-58.5323
Saint Helena	-72.1753	Oman	-52.8699
Senegal	-68.1751	Qatar	-39.7843
Sierra Leone	-71.2796	Saudi Arabia	211.9847
Togo	-71.0649	Syrian Arab Republic	-26.5128
Burundi	-71.8176	Turkey	103.6381
Cameroon	-65.6902	United Arab Emirates	36.48312
Chad	-72.0056	China	3179.589

附表 2 開發中國家之固定效果(續)

開發中國家	效果	開發中國家	效果
Central African Republic	-71.8882	Yemen	-60.8641
Congo	-69.1018	Hong Kong, China	-180.899
Congo, Democratic Republic of	-69.0283	Korea, Democratic People's Republic of	2.933198
Equatorial Guinea	-69.6504	Korea, Republic of	316.2896
Gabon	-66.854	Mongolia	-64.45
Rwanda	-71.4522	Taiwan Province of China	115.6744
Sao Tome and Principe	-72.0995	Afghanistan	-70.8835
Comoros	-72.0964	Bangladesh	-44.9362
Djibouti	-70.3451	Bhutan	-71.899
Eritrea	-71.2889	India	837.3235
Ethiopia	-69.0219	Maldives	-71.7094
Kenya	-64.402	Nepal	-69.9124
Madagascar	-70.5207	Pakistan	25.53018
Mauritius	-69.3059	Sri Lanka	-62.9407
Reunion	-70.0303	Brunei Darussalam	-68.359
Seychelles	-71.5992	Cambodia	-71.6897
Somalia	-71.5437	Indonesia	182.8568
Uganda	-70.9453	Lao People's Democratic Republic	-71.4913
United Republic of Tanzania	-69.2531	Malaysia	27.74866
Angola	-58.8904	Philippines	-9.0109
Botswana	-69.0106	Singapore	-16.4018
Lesotho	-71.9962	Thailand	92.13463
Malawi	-71.4358	Viet Nam	-26.5922
Mozambique	-70.7483	Cook Islands	-72.1327
Namibia	-70.3791	Fiji	-71.19
South Africa	293.5973	French Polynesia	-71.4539
Swaziland	-71.2427	Kiribati	-72.1586

附表 2 開發中國家之固定效果(續)

Zambia	-69.9799	Nauru	-72.0204
Zimbabwe	-58.7003	New Caledonia	-70.2596
Argentina	48.13893	Niue	-72.1908
Bolivia	-63.4996	Papua New Guinea	-69.2713
Brazil	230.739	Samoa	-72.0455
Chile	-32.3964	Solomon Islands	-72.0111
Colombia	-20.2946	Tonga	-72.0644
Ecuador	-51.9313	Vanuatu	-72.0976
Falkland Islands (Malvinas)	-72.1533	Albania	-69.0656
French Guiana	-71.2942	Bosnia and Herzegovina	-59.6013
Guyana	-70.8179	Bulgaria	-21.4481
Paraguay	-68.9869	Croatia	-53.7289
Peru	-46.8798	Czechoslovakia (former)	43.77327
Suriname	-70.5744	Macedonia, TFYR	-63.1953
Uruguay	-66.3855	Romania	35.9517
Venezuela	56.00633	Armenia	-63.9186
Belize	-71.64	Azerbaijan	-31.8812
Costa Rica	-67.4338	Belarus	-12.386
El Salvador	-67.3197	Georgia	-66.3321
Guatemala	-64.4699	Kazakhstan	88.9417
Honduras	-67.6283	Kyrgyzstan	-64.8647
Mexico	272.7702	Moldova, Republic of	-63.2588
Nicaragua	-68.8587	Russian Federation	1549.579
Panama	-66.969	Tajikistan	-66.4287
Antigua and Barbuda	-71.6888	Turkmenistan	-44.7243
Aruba	-71.3242	Ukraine	298.914
Bahamas	-68.7798	Dominican Republic	-58.0186
Barbados	-70.7709		
Cayman Islands	-90.9675		
Cuba	-40.4986		
Dominica	-72.0966		