

台灣對中國大陸直接投資與進出口 貿易互動關聯性之研究 —Panel VECM 之應用

劉祥熹*、高振洲**

摘 要

本文研究旨在檢測台灣對中國大陸外人直接投資與進出口貿易之決定因素及其互動關聯性，藉以瞭解台海兩岸外人投資與經貿之互動關係。文內分析過程採併合時間序列以橫斷面資料，即引用 1993 年 1 月至 2007 年 12 月月資料分析並瞭解國內四大產業（資訊電子業、金屬機械業、化學業、民生業）在台海兩岸有關進出口貿易及台灣對大陸投資之決定因素。另外，本文為進一步探討台灣對中國大陸外人直接投資與進出口貿易之互動關係，則採用 panel 共整合分析，配合完全修正最小平方法 (FMOLS) 求解共整合向量之長期關係，該項 panel 向量誤差修正模型 (Panel VECM) 實證結果指出台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易該三變數具有一共同隨機趨勢之共整合系統，台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易在長期將趨向一均衡關係，顯示台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易間之互動具有共移現象，此引申台灣與中國大陸市場具投資經貿整合之可能性。根據該項實證結果所獲資訊有利於產業界及政府單位擬定台灣與中國大陸投資及進出口貿易相關政策擬定之參考。

關鍵詞：外人直接投資、出口與進口、Panel 單根檢定、Panel 共整合、Panel VECM、完全修正 OLS

JEL 分類代號：F14, C32, C33

* 國立台北大學國際企業研究所教授兼所長，本文聯繫作者。電話：(02)26736270，Email：hsiang@mail.ntpu.edu.tw。

** 國立台北大學國際企業研究所碩士。

台灣對中國大陸直接投資與進出口 貿易互動關聯性之研究 —Panel VECM 之應用

劉祥熹、高振洲

壹、前言

近年來由於兩岸的互動頻繁，台灣對中國大陸兩岸進出口貿易上升，中國大陸經濟實力快速崛起，並吸引台商對大陸直接投資，政府雖對投資設限，尚有產業外移情形。此時，可藉由投資帶動從台灣對大陸出口原物料，並將半成品由大陸進口至台灣，再加以加工製造成品，故產業不必完全外移。有鑒於台灣對中國大陸貿易增加趨勢，從台灣引進技術、資金等因素，將為對大陸投資貿易發展一大優勢，藉以擴張台灣產業之發展。在國際投資增加與全球貿易自由化潮流的趨勢下，全球經濟轉為開放經營體系，中國大陸身列金磚四國及東協成員之一，台灣為避免被邊緣化，宜考慮強化對於本身經濟發展及與大陸之經貿關係，故台灣對中國大陸投資與進出口貿易的重要性受到國內產官學界所重視。中國素有世界工廠之稱，製造業亦為一國發展基礎，也是台灣對中國大陸投資與貿易的重要產業，故本研究以製造業觀點，探討投資與進出口貿易決定因素，提供台灣對大陸投資或貿易經營者，以及政府單位可做出正確的政策。因此，研究台灣對中國大陸外人直接投資與進出口之決定因素與其連動性，成為本研究之重要研究課題。

1980 年代，台灣總體經濟環境發生變遷，包括：台幣升值、勞動成本上升，加以政府解除外匯管制等總體因素之影響，國內廠商為避免總體因素改變對自身競爭力產生衝擊，故陸續進行外人直接投資免受成本的衝擊，而中國大陸即為台灣廠商因應此成本變

化之主要投資地點。兩岸相繼先後進入世界貿易組織 (World Trade Organization, WTO)，台灣於 2002 年初加入 WTO。隨後，中國在同年年底加入 WTO，關稅對於貿易之限制降低。在二十一世紀後 (2000 年-2004 年間)，外資呈現快速成長。外人直接投資看準 2008 後奧運與花博的商機，紛紛湧入作投資。然而，現今台商投資大陸產業，政府尚有設定投資限額之法律規定。在台灣對大陸的經貿政策中，從 1985 年以前全面禁止，至 1987 年解除戒嚴，政府開放國人可前往大陸探親，使得兩岸的投資與經貿活動開始活絡起來，除了 1989 年天安門事件，影響外資進入長達三年之久。由國際貿易比較利益觀點，台灣國內勞動成本偏高，而中國大陸擁有大量勞力，勞動成本相對低廉，故容易吸引台商至大陸設廠投資。根據經濟部投資審議委員會的資料，台灣核准對中國大陸投資的金額，自 1996 年的 12.29 億美元，成長為 2006 年的 76.42 億美元，近十年之內，年成長率高達 20.05%。根據行政院陸委會之相關報導「台商對中國大陸投資統計-行業別」，指出 1991 至 2006 年以來，投資金額最高之前九名產業分別為：電腦、電子產品及光學製品製造業，電子零組件製造業、金屬製品製造業、塑膠製品製造業、非金屬礦物製品製造業、機械設備製造業、紡織業、食品製造業、化學製品製造業，各項投資累積金額皆達八億美元以上。其中資訊電子業、金屬機械業、化學業及民生業之對中國大陸投資金額達 64.0 億美元，占台灣對中國大陸前九名產業投資金額 (76.42 億美元) 的 84%，占有相當高的比例關係，正說明該四大產業是前九名產業的主要構成產業，尤其該 4 大產業對中國大陸進出口貿易累積金額占台灣對中國大陸進出口累積金額，在估計期間均達 77% - 87% 之譜，極具進出口分析之代表性。故本文以包含上述產業之國內四大產業 (資訊電子業、金屬機械業、化學業、民生業) 為主要探討個案，研究台灣對中國大陸外人直接投資之決定因素與其互動關聯性。

本文以製造業國內四大產業 (資訊電子業、金屬機械業、化學業、民生業) 觀點，主要是因為整體無法看出個別產業的貢獻度。故模型利用 panel 資料，估計 panel 共整合模型 (panel co-integration model)，冀望可瞭解台灣對中國大陸製造業外人直接投資與進出口貿易決定因素。接著做 panel 單根、panel 共整合檢定及 Panel 向量誤差修正模型 (panel

vector error correction model, Panel VECM) 之估計，以進一步瞭解台灣對中國大陸投資與貿易之互動性。故本文除了以外人直接投資，進出口貿易之時間序列資料外，更加上個別產業做個案分析，讓樣本基數擴大，統計上之檢定力更為加強。冀望本研究之分析結果，能提供製造業對中國投資或貿易決策及政府制定相關政策措施之參考。

本文其餘之結構如下：第二部分相關理論與文獻回顧，第三部分模型建立，第四部分實證計量方法，第五部分實證結果與意涵而結論與啓示，則在第六部分做總結。

貳、相關理論與文獻回顧

本文旨在研究台灣對大陸外人直接投資與進出口貿易互動之關聯性，為建構本文實證模式，有必要先對進出口貿易及投資之相關理論先進行探討。

一、貿易與投資關係之理論

古典學派之國際貿易理論主要是絕對利益與比較利益法則，絕對利益是一國會生產其生產成本較其他國家低的產品。比較利益係機會成本的概念，說明一國會生產其相對成本較低的產品，故兩國生產之機會成本不同，亦為導致國際貿易發生之原因。而匯率又會影響進口品與出口品的價格，故為本文探討進出口貿易決定因素之一。Heckscher – Ohlin 理論又稱要素稟賦理論，國際貿易是由於各國要素稟賦不同，在假設雙方擁有相同的生產技術下，一國會傾向出口密集使用本國充裕資源所生產的產品，即出口該國具有比較利益、機會成本較低的產品。另一方面，進口該國資源缺乏的產品，經貿易後仍同時專業生產進口品與出口品。

Mundell (1957) 採用 Heckscher-Ohlin 模型框架，假設最初由於各種原因，生產要素不能在兩個國家之間相互流動，同時又不存在任何貿易障礙。在這種情況下，由於資源稟賦的相對差異兩個國家必然會發生貿易，假定 A 國將出口 a 與進口 b，而 B 國則正好

相反。貿易的結果可達成世界均衡並實現商品與要素價格的均等。若由於某種外部原因，資本在兩個國家之間的流動障礙全部消除，在這種條件下，如果兩個國家的資本邊際產量相同，資本流動障礙的消除就不會產生資本的國際流動，原有的均衡也不會被打破，但如果資本的邊際產量出現差異，資本的國際流動就必然會產生。貿易障礙之所以會導致資本的國際流動或直接投資，乃貿易障礙產生資本邊際產量的差異。另外，由於資本具流動性，因此 A 國較高的資本邊際產量必然誘使資本從 B 國流入 A 國，從而產生資本的國際流動或者直接投資，關稅或貿易障礙之所以會引致投資，乃其可改變兩個國家之間的資本邊際產量，資本邊際產量的差異最終導致資本的國際流動。當存在國際貿易障礙的情況下，將會促使原出口廠商前往該投資生產，即貿易的障礙會促成海外投資，投資的障礙也將反應在貿易上，因此投資與貿易呈現替代關係。Schmitz and Helmberger (1970) 認為若要素的移動受到限制，將以貿易取代受限制的要素移動。但若要素為可以移動，將會移往具有更高生產力的國家，其所生產的產品不僅價格來的更低，且產品數量更多，因此將刺激貿易的擴張，尤其在原生產國的要素供給彈性越高的條件下，將會更加速要素的移動投資與貿易的產生，因此貿易與投資會呈現互補關係。

Kojima (1973) 提出「貿易導向型」的對外投資理論，針對日本企業在 1960-1970 年代對台灣、南韓等國的投資熱潮分析發現。當一國的生產環境惡化，包括工資上升、地價飆漲等，以致於廠商對外喪失競爭力時，廠商便會向國外尋求發展，在生產要素較低廉的國家進行生產以求生存，此種因總體環境變遷，而衍生出來的投資行為稱為「防禦型投資」，將不具競爭力的產業轉移到外國的投資。例如：日本對開發中國家的直接投資，若為資源產業，其產品往往運回日本在加工；若為製造業，其設備及零件則來自日本國內的廠商，透過防禦型投資，母公司與子公司的經濟活動加以整合，帶動本國的進出口貿易量，故對外投資與出口貿易為呈現互補關係。為追求市場占有率的「擴張型投資」，將本國具備優勢的產品，以直接投資的方式移到較不具備比較優勢的國家生產，通常以產品的一致性與符合當地消費者的偏好為主要考量，此種類型的對外投資對貿易活動會有減少之影響。

二、相關文獻回顧

根據國內外貿易與投資之主要文獻分析指出國與國間的貿易及直接投資大致上具有互動性，文獻中 Schneider (2005) 研究指出國與國間的貿易中，進口對國內市場會帶來額外的競爭與變化，有益於顧客，而出口會增加國內生產的市場，有益於商人。貿易對國內廠商和國外廠商對市場都有一個很好的發展機會，並且可以確認顧客的需求，來創造生產的效率，貿易給與廠商改善資本的投入方式。Udomkerdmongkol et al. (2008) 調查在匯率變動下，美國對 16 個新興經濟體的外人直接投資所造成的影響，研究期間為 1990-2002 年，使用 panel data 分析法，並考慮匯率變動影響，其研究結果發現：當地主國的貨幣被看好有升值機會時，則會帶動更多的投資金額。匯率波動幅度與外人直接投資金額呈負向變動。地主國的經濟狀況與外國投資者的信心，對於美國對外的外人直接投資是有顯著相關。Herrero and Koive (2009) 探討中國的進出口貿易會受到人民幣實質匯率波動的影響，分析結果指出：中國與東南亞的貿易是歸因於貿易產品的垂直整合，並且可以發現出東南亞國家的總出量會與人民幣的價值呈現負相關，表示中國在一定程度上依賴著東亞國家的出口。Li and Yu (2010) 說明台灣出口至中國大陸的製造業材料以台商在中國大陸投資的企業為主，台灣與中國大陸在外人直接投資與出口貿易上，彼此有著強勁的經濟關係。透過計量分析結果發現，由於受到外人直接投資與出口的關連性因素，中國大陸的出口也會連帶受到台灣的總體經濟環境所影響。

依國際貿易、投資與匯率相關文獻回顧可知對外投資與貿易互動的原因相當多，唐彥博 (2007) 從國際貿易的比較利益法則，來比較台灣與中國大陸在天然資源、技術發展及產業結構均有顯著的差異，台灣可從大陸引進豐富的天然資源、農工原料，而大陸則可從台灣輸入所需之機械設備、塑膠原料及工業用的零配件，可知兩岸貿易具有高度的互補性。許振明 (2004)、陳美玲等 (2004)、高長與蔡依帆 (2006)、蔡宏明 (2006)、夏樂生 (2009) 及林昱君 (2009) 等文獻指出台灣對中國大陸的投資是因為台灣投資環境惡化的結果，對中國直接投資的廠商，主要以機械設備、電腦、視聽通訊產品、電子零件

為主，兩岸貿易往來主要仍是由台商投資中國所帶動，當台商投資的型態與內涵調整，兩岸分工的產業產生變化，對兩岸貿易的未來發展趨勢，都具有程度上的影響。Cheng and Kwan (2000)、Xing (2004) 及 Udomkerdmongkol et al. (2008) 之文獻中，工資率部份皆顯示其影響為負向關係、與中國大陸 GDP 成長為正向關係，本文實證研究納入兩岸實質工資比與大陸國內生產毛額進行實證分析，研究台灣對大陸外人直接投資的決定因素。高長與蔡慧美 (2003)、王儷容 (2006)、黃智聰與歐陽宏 (2006)、傅澤偉與丁裕家 (2009)、Herrero and Koive (2009) 及 Li and Yu (2010) 等文獻則對中國大陸人民幣升值的趨勢分析，短期內，人民幣被低估則有利於大陸出口擴張，也會促進台灣對中國大陸出口的影響，長期下，人民幣升值對以出口導向為主的台商，在中國大陸生產的成本和商品的海外售價提高，不利於該出口品的國際價格競爭，人民幣的升值也可能帶動亞洲國家的貨幣的升值，新台幣的匯率也會有所波動，對以外貿為主的國家，雙邊國家匯率變動的因素，容易影響一國的貿易表現。故本文納入新台幣對人民幣的匯率變動變數，研究台灣對中國大陸進出口貿易及投資的互動關聯性。該些實證文獻對本文模型建構與實證結果分析均有相當之啓示。

參、台灣對大陸外人直接投資、進出口決定因素與互動關聯模型建立

本節分別建構台灣對大陸外人直接投資與進出口之決定因素及其互動關連性模型，並對相關影響變數加以說明。分別如下所表示：

一、台灣對中國大陸外人直接投資、進口與出口決定因素模型之建立

根據台灣對中國大陸外人直接投資與進出口貿易互動之相關資訊，本研究分別建立三條迴歸方程式，分別代表台灣對大陸之外人直接投資、台灣自大陸進口及台灣對大陸出口，檢定各決定因素對其方程式左邊變數的影響大小，本研究所建構之實證模型如下：台灣對大陸外人直接投資方程式：

$$FDI_{i,t} = f(EX_{i,t}, IM_{i,t}, D_{i,t}, E_{i,t}, R_{i,t}, PGDPC_{i,t}, W_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

台灣自大陸進口方程式：

$$IM_{i,t} = f(EX_{i,t}, FDI_{i,t}, D_{i,t}, E_{i,t}, PGDPT_{i,t}, W_{i,t}, OIM_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

台灣對大陸出口方程式：

$$EX_{i,t} = f(IM_{i,t}, FDI_{i,t}, D_{i,t}, E_{i,t}, PGDPC_{i,t}, W_{i,t}, OEX_{i,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

其中 i 代表產業別， t 代表時間， ε 代表殘差項。而內生變數 $FDI_{i,t}$ 為時間 t 下，台灣 i 產業別對大陸外人直接投資， $IM_{i,t}$ 為時間 t 下，台灣 i 產業別自大陸進口額， $EX_{i,t}$ 為時間 t 下，台灣 i 產業別對大陸出口額。外生變數 D 為積極開放有效管理政策虛擬變數 ($D = 1$, 2001 年 1 月-2007 年 12 月； $D = 0$, 其他期間)， R 為大陸銀行放款利率， W 為兩岸實質工資比 (臺灣每人實質平均工資對中國大陸每人實質工資相除而得)， $PGDP$ 為每人國內生產毛額， E 為新台幣對人民幣實質匯率， OIM 為台灣自其他國家 (除中國大陸) 之進口， OEX 為台灣對其他國家 (除中國大陸) 之出口。

(一) 模式變數間之理論關係說明

本段針對各模型討論其決定因素對方程式中左邊變數之可能之影響：

台灣對大陸外人直接投資方程式中，台灣對大陸出口 (EX)：由外人直接投資理論可知，若台灣對中國大陸出口達到一定程度，廠商也許會改採對中國大陸外人直接投資以節省勞力及運輸等成本，故預期台灣對中國大陸出口與台灣對中國大陸外人直接投資之影響為正向；台灣自大陸進口 (IM)：若台商赴大陸投資係以貿易為動機，則台灣自大陸進口增加會誘使台商赴大陸投資，因而降低生產成本，提升其競爭力。然而，依國際貿易理論可知，台灣對大陸進口，台商可不必對大陸投資即可取得低廉產品，故對投資是有負向的效果。如此，台灣自中國大陸進口對台商對中國大陸外人直接投資之影響為不確定；積極開放有效管理政策之虛擬變數 (D)：依貿易互動理論，當兩岸政策互動不良，台灣對中國大陸外人直接投資之風險會提高，因而減少台灣對大陸外人直接投資；反之，則會使得台灣對中國大陸外人直接投資增加，故預期兩岸政策互動之虛擬變數與台灣對中國大陸外人直接投資影響為不一定；兩岸實質匯率比（新台幣對美元實質匯率， E ）：由國際貿易理論，若新台幣相對於人民幣升值，在生產以出口導向之產品基礎下，則大陸產品相對於台灣產品更有競爭力減弱，會使得台灣對中國大陸外人直接投資減少，故預期兩岸實質匯率比與台灣對中國大陸外人直接投資影響為負向；大陸銀行貸款利率 (R)：由外人投資理論，投資的多少與資金成本之高低有關。當市場利率越低，廠商對外投資的誘因即增強，故會增加對中國大陸的投資，故預期大陸放款利率與台灣對中國大陸外人直接投資影響為負向；大陸每人國內生產毛額 ($PGDPC$)：由於大陸經濟快速成長，迅速吸引外資進入，多國對大陸投資會排擠掉台灣對大陸外人直接投資，故預期中國大陸每人國民生產毛額與台灣對中國大陸外人直接投資之影響為負向；兩岸實質工資比 (W)：台灣對大陸外人直接投資之動機主要為取得低廉的勞動力，而台灣勞力成本相對較高，故預期兩岸實質工資與台灣對大陸外人直接投資影響為正向。

台灣自中國大陸進口方程式中，台灣對中國大陸出口 (EX)：兩岸產業間存在分工現

象，台灣對大陸出口原材料及關鍵零組件，由大陸工廠加工後再對外出口，再回銷台灣。就本文所分析為據的四大產業確實存在產業內貿易，即該四大產業產品在其上、中、下游的供應鏈呈現兩岸同時進出口電子、機械、化學及紡織產品而表現兩岸在同一產業具有分工的現象，故預期台灣對大陸出口與台灣自大陸進口之影響為正向；台灣對大陸外人直接投資 (*FDI*)：因台灣對中國大陸外人直接投資為取得低廉的勞力，而生產低廉及具競爭力之產品會回銷台灣。又台商利用當地原材料，可能是台灣自大陸進口之原材料減少，故台灣對中國大陸外人直接投資與台灣自中國大陸進口之影響為不一定；積極開放有效管理政策之虛擬變數 (*D*)：當兩岸互動狀況不佳，台灣會增加自大陸進口限制，因此減少台灣自大陸進口；反之，則會使台灣自大陸進口增加。故預期兩岸政策互動之虛擬變數與台灣自大陸進口之影響為不一定；兩岸實質匯率比 (*E*)：由國際貿易理論，匯率的升貶，會影響到進口與出口商品的價格，進而影響到進口與出口。故新台幣對人民幣實質匯率對台灣自大陸進口會造成影響。當人民幣相對於台幣升值時，將不利於台灣自大陸進口。因此，預期新台幣對人民幣匯率與台灣自中國大陸進口影響為負向；台灣每人國內生產毛額 (*PGDPT*)：依兩岸經貿互動理論，台灣國內生產毛額增加，會帶動台灣大陸進口。故預期台灣每人國內生產毛額與台灣自大陸進口之影響為正向；兩岸實質工資比 (*W*)：依國際貿易理論，當大陸勞動成本相對低廉時，其產品價格降低，有利於中國大陸出口，即有利於台灣自中國大陸進口。故台灣相對於大陸之工資比與台灣自大陸進口之影響為正向；台灣自其他國家之進口 (*OIM*)：依國際貿易理論，當台灣對其他國家進口增加，可能會排擠掉原本自中國大陸進口的金額，故預期台灣自其他國家之進口對於台灣自中國大陸進口之影響為負向。

台灣對大陸出口方程式中，台灣自大陸進口 (*IM*)：兩岸間存在產業分工的現象，台商利用大陸工廠進行技術性較低的生產後，再出口至台灣，接著由台灣工廠進行高階技術加工後，再對外出口，故預期台灣自大陸進口對於台灣對大陸出口之影響為正向；台灣對大陸投資 (*FDI*)：台商至大陸投資會帶動台灣對大陸出口的擴張，台商會藉由將零件或機器由台灣出口至大陸，故預期台商對大陸投資對於台灣對大陸出口之影響為正

向；積極開放有效管理政策之虛擬變數 (D)：當兩岸互動情形不良時，會使台灣對中國大陸出口減少，反之，則使得台灣對中國大陸出口增加。故預期兩岸政策互動之虛擬變數對於台灣對大陸出口之影響為不一定；台幣對人民幣實質匯率 (E)：匯率影響貨幣的升貶值，會影響出口與進口品的價格，進而影響出口與進口。故新台幣對人民幣的實質匯率會對台灣對大陸出口造成影響，當新台幣相對於人民幣貶值時有利於台灣對大陸的出口。因此，預期新台幣對人民幣實質匯率對於台灣對大陸出口影響為正向；大陸國內生產毛額 ($PGDPC$)：當大陸每人國內生產毛額增加時，市場潛力增加，將使得台灣對中國大陸出口增加，故預期中國大陸每人國內生產毛額與台灣對中國大陸出口之影響為正向；兩岸實質工資比 (W)：由比較利益法則中，現今台灣勞動力成本相對較高，台灣出口價格會提升，對產品出口相對不利。故兩岸實質工資比對於台灣對大陸出口影響為負向；台灣對其他國家之出口 (OEX)：依國際貿易理論，台灣對其他國家之出口若增加，將會排擠掉對中國大陸之出口，故預期台灣對其他國家之出口對於台灣對中國大陸出口之影響為負向。

(二) 研究產業之選定與資料來源

鑑於 1992 年鄧小平南巡後，台灣對大陸投資與貿易開始蓬勃發展時期。因此，本研究範圍從 1993 年 1 月至 2007 年 12 月，共 180 筆月資料。研究之產業以國內四大產業為主，包含資訊電子業、金屬機械業、化學業以及民生業，即為本文橫斷面分析對象。至於本文之變數資料來源分述如下：台灣對大陸外人直接投資額來自經濟部投資審議委員會，台灣自大陸進口、台灣對大陸出口、台灣自其他國家進口以及台灣對其他國家出口皆來自於國際貿易局進出口統計整理而得。台幣對人民幣實質匯率來自於中央銀行統計資料。其餘變數大陸銀行貸款利率、兩岸實質工資比、每人國內生產毛額皆來自於台灣經濟新報資料庫。

橫斷面之國內四大行業係參考「製造業對外投資實況調查」之分類，根據中華民國分業標準（第八次修訂）之中行業別，並針對這製造業四大業別，納入其相對貿易貨品

於研究期間內，進出口貿易累積金額皆達額 10 億美金以上者作研究，尤其該 4 大產業對中國大陸進出口貿易累積金額占台灣對中國大陸進出口累積金額，在估計期間均達 77% - 87% 之譜，極具進出口分析之代表性，整理如表 1。

表 1 研究對象分類表

製造業國內 四大行業	中行業 編號	行業名稱	代碼 (HS)	研究期間內，貿易累積金額達 10 億 美金以上貨品名稱
資訊電子	26	電子零組件製造業	84	機械用具及其零件
	27	電腦、電子產品及光 學製品製造業	90	光學、照相等儀器及其零附件
	28	電力設備製造業	85	電機與設備及其零件
金屬機械	24	基本金屬製造業	72	鋼鐵
			73	鋼鐵製品
			74	銅及其製品
			76	鋁及其製品
	25	金屬製品製造業		
	29	機械設備製造業		
	30	汽車及其零件製造業	87	車輛之零附件
化學	13	皮革、毛皮及其製品製 造業	41	生皮（毛皮除外）及皮革
			64	鞋靴、綁腿及類似品之零件
	15	紙漿、紙及紙製品製 造業		
	17	石油及煤製品製造業		
	18	化學材料製造業		
	19	化學製品製造業	29	有機化學產品
			28	無機化學品
	38		雜項化學產品	
	21	橡膠製品製造業		
	22	塑膠製品製造業	39	塑膠及其製品

表 1 研究對象分類表 (續)

製造業國內 四大行業	中行業 編號	行業名稱	代碼 (HS)	研究期間內，貿易累積金額達 10 億美 金以上貨品名稱
	8	食品製造業		
	9	飲料製造業		
	10	菸草製造業		
	11	紡織業	61	針織或針織之衣著及服飾附屬品
	12	成衣及服飾品製造業		
	14	木竹製品製造業	44	木及木製品；木炭
民生	23	非金屬礦物製品製造業	27	礦物燃料、礦油及其蒸餾產品
	32	家具製造業	94	家具、寢具；未列名之燈具及照明配件；照明標誌，照明名牌及類似品；組合式建築物
	33	其他製造業	71	天然珍珠或養珠、寶石或次寶石、貴金屬、被覆貴金屬之金屬及其製品；仿首飾；鑄幣
			95	玩具、遊戲品與運動用品及其零附件

資料來源：本研究整理。

二、互動關聯性實證模式建立

本研究使用 Pedroni (2004) panel 共整合 (co-integration) 迴歸方法之殘差 (剩餘) 項 $\ell_{i,t}$ 變數間的關係設定如下：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} x_{1i,t} + \beta_{2i} x_{2i,t} + \dots + \beta_{Mi} x_{Mi,t} + \ell_{i,t} \quad (4)$$

於此模式中，將上述中國大陸外人直接投資 (FDI)、台灣自大陸進口 (IM) 以及台灣對大陸出口 (EX) 三項變數納入，依據 Engle and Granger (1987) 之共整合理念，台灣對

中國大陸外人直接投資、台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口三者非恒定數列透過其組合所產生之新序列為穩定之數列，則謂之中國大陸外人直接投資、台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口具有共整合特性，亦即其具有共移與連動關係，即驗證 panel 共整合方程式可用外人直接投資與其他兩項（台灣自大陸進口 (IM) 及台灣對大陸出口 (EX)) 之進行 panel 迴歸，並檢定其是否具有共整合現象：

$$FDI_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_{1i} IM_{1i,t} + \beta_{2i} EX_{2i,t} + \ell_{i,t} \quad (5)$$

或

$$\ell_{i,t} = Z_{i,t} = FDI_{i,t} - \alpha_i - \delta_i t - \beta_{1i} IM_{1i,t} - \beta_{2i} EX_{2i,t} \quad (6)$$

該式即該三變數具有 panel 單根，在驗證過程若使其組合後成一定態序列，在長期將趨向一均衡關係，代表台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易間具有共移現象，即進一步引申出台灣與中國大陸市場具經貿整合之可能性。

根據 Panel VECM 相關文獻 (Koop et al., 2006)，為檢測台灣對中國大陸外人直接投資、進口與出口間是否有因果關係存在，此三項變數檢測任兩種變數對另一變數之因果關係。建立互動關聯之 Panel VECM 如下：

$$\begin{aligned} \Delta FDI_{i,t} &= u_{1i} + \alpha_{3i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k c_{1i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k c_{2i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k c_{3i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \varepsilon_{FDI,t} \\ \Delta IM_{i,t} &= u_{2i} + \alpha_{2i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k b_{1i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k b_{2i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k b_{3i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \varepsilon_{IM,t} \\ \Delta EX_{i,t} &= u_{3i} + \alpha_{1i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k a_{1i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k a_{2i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k a_{3i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \varepsilon_{EX,t} \end{aligned}$$

其中， i 為產業別， μ 代表截距項， $z_{i,t-1}$ 代表誤差修正項， k 代表落後期數，而 ε 代表殘差項， ΔFDI_t 代表第 t 期台灣對大陸外人直接投資金額變動率； ΔIM_t 代表第 t 期台灣對大陸進口金額變動率； ΔEX_t 代表第 t 期台灣對大陸出口金額變動率。此處之互動關聯性模

型係利用先前求出之 panel 共整合迴歸模型，建立此 panel 向量誤差修正模型，檢測台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口間是否具有因果關係，探討其影響方向及其領先落後關係。

肆、實證計量方法

為獲本文實證結果之有效性，本文所用之計量方法逐一說明如下：

一、Panel 單根與 Panel 共整合檢定方法

有關 panel 單根與 panel 共整合檢定方法說明如下：

(一) Panel 單根

Panel 單根檢定是結合時間數列與橫斷面兩者的資料（縱橫資料），主要可以提升傳統單根檢定力的不足。本文結合了由 Im et al. (2003) 與 Levin et al. (2002) 所主張的非穩定 panel 單根檢定，稱為 IPS 檢定與 LLC 檢定。這些檢定之虛無假設為時間序列有 panel 單根。單根檢定之檢定力增加是由與研究中橫斷面 (cross-sectional) 資料增加。Levin et al. (2002) 提出一個 panel 基礎的 Augmented Dickey-Fuller (ADF) 檢定限制參數 γ_i ，由保持相同的橫斷面區域如下：

$$\Delta y_{i,t} = \alpha_i + \gamma_i y_{i,t-1} + \sum_{j=1}^k \alpha_j \Delta y_{i,t-j} + e_{i,t} \quad (7)$$

這裡的 $t = 1, \dots, T$ 時間與 $i = 1, \dots, N$ 為 panel 的一部份。LLC 檢定虛無假設對於所有的 i ， $\gamma_i = \gamma = 0$ ，而對立假設為對於所有的 i ， $\gamma_1 = \gamma_2 \dots = \gamma < 0$ ，而檢定統計量為

$t_{\gamma} = \hat{\gamma} / s.e.(\hat{\gamma})$ 。然而， γ 在虛無與對立假設下有個缺點是都受同一橫斷區域所限制。

基於上述理由，Im et al. (2003) 放寬假設是相同的 LLC 檢定一階自我回歸係數，允許 γ 在對立假設下橫越區域。IPS 檢定虛無假設為對於所有 i $\gamma_i = 0$ ，而對立假設為對於所有 i $\gamma_i < 0$ ，IPS 檢定為平均數群組分析，即利用平均 t_{γ_i} 統計量來呈現接下來的 \bar{z} 統計量：

$$\bar{z} = \frac{\sqrt{N}(\bar{t} - E(\bar{t}))}{\sqrt{Var(\bar{t})}} \quad (8)$$

此處的 $\bar{t} = (1/N) \sum_{i=1}^N t_{\gamma_i}$ ，而 $E(\bar{t})$ 與 $Var(\bar{t})$ 分別是 t_{γ_i} 之平均數與變異數之統計量，而他們是由模擬與 Im et al. (2003) 製表而成的。 \bar{z} 的形式會收斂到標準常態分配。基於蒙地卡羅試驗的結果，Im et al. (2003) 證明他們對無限樣本特性的檢定比 LLC 檢定更穩健 (robust)。

1. Levin, Lin and Chu 單根檢定 (LLC)

根據其檢定法可表示為：

$$\Delta y_{it} = \delta_i t + y_i q_{it-1} + u_{it} \quad (9)$$

其中 $t = 1, \dots, T$ 和 $i = 1, \dots, N$ ，亦即有 N 個時間序列與 T 個觀察值，且 $-2 < \beta_i \leq 0$ ， Δy_{it} 為 y_{it} 的一階差分，而誤差項 u_{it} 之方程式如下：

$$u_{it} = \alpha_i + \theta_i + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

其中， α_i 為個別的特性影響， θ_i 為共同影響要素，而對於所有 i 而言， ε_{it} 移動平均為

$\varepsilon_{it} = \sum_{j=0}^{\infty} \theta_{ij} \varepsilon_{it-j} + u_{it}$ 。而依原始 LLC 設計之虛無與對立假設分別如下：

$$H_0 : \beta_1 = \dots = \beta_N = \beta = 0$$

$$H_a : \beta_1 = \dots = \beta_N = \beta < 0$$

虛為假設為所有序列皆為單根，而對立假設為所有序列皆為穩定數列。但 LLC 的檢定方法對於時間序列的假設隱含各序列的自我迴歸係數 (autoregressive coefficient) 必須相同之限制。因此，若各組間序列穩定性質不一致時，上述之檢定模型設立將不再適用。故 Im et al. (2003) 將此問題作修正。

2. Im, Pesaran and Shin 單根檢定 (IPS)

首先對於 IPS 檢定之實證方法作介紹。假設有一組 N 個 X_{it} ，其時間數列如下：

$$\tilde{\chi}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{\chi}_{it-1} + \eta_{it} \quad i = 1, \dots, N \quad (11)$$

其中 $\tilde{\chi}_{it} = X_{it} \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N X_{it}$ ，而 IPS 檢定之虛無假設為： $H_0 : \hat{a}_i < 1$ for all i

因 η_{it} 被設為恆定，故其用 ADF 之方式校正 η_{it} 的序列相關，即：

$$\Delta \tilde{\chi}_{it} = \alpha_i + \beta_i \tilde{\chi}_{it-1} + \sum_{j=1}^{w_i} \gamma_{ij} \Delta \tilde{\chi}_{it-j} + \xi_{it} \quad (12)$$

其中，假設 ξ_{it} 不存在序列及同時期相關。將上式中 $\hat{\beta}_i = 0$ 之 t 統計量表示成 $t_{it}(w_i)$ 。 \bar{t} 統計量定義為：

$$\bar{Z}_{INT} = \sqrt{N} [\bar{t}_{NT} - a_{NT}] / \sqrt{b_{NT}} \quad (13)$$

其中， $\bar{t}_{NT} = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N t_{it}(w_i)$ ， $a_{NT} = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=1}^N E[t_{it}(w_i)]$

且 $b_{NT} = \left(\frac{1}{N} \right) \sum_{i=0}^N V[t_{it}(w_i)] E[t_{it}(w_i)] v[t_{it}(w_i)]$ 。而 $E[t_{it}(w_i)]$ 和 $v[t_{it}(w_i)]$ 為 $t_{it}(w_i)$ 之平均

數及變異數。檢定統計之調整項 a_{NT} 與 b_{NT} 取決於落後期間 w_i 與樣本大小 T 之選擇，而 \bar{Z}_{INT} 漸近於常態分配。

(二)Panel 共整合

Pedroni (2000, 2004) 共整合檢定時間序列包含橫斷面資料，較傳統純粹時間序列檢定更具檢定力。Pedroni 檢定在本質上與 Engle and Granger (1987) 分析相似。然而，他們需要使用從 panel 導出之剩餘項；也需要使用非參數來修正。因此 Pedroni 檢定方法來檢定台灣對大陸外人直接投資與進出口間，虛無假設為無共整合。Pedroni 方法使用由共整合迴歸的剩餘項，給定：

$$y_{i,t} = \alpha_i + \delta_i t + \beta_1 x_{1i,t} + \beta_2 x_{2i,t} + \cdots + \beta_M x_{Mi,t} + \ell_{i,t} \quad (14)$$

$$t = 1, 2, \dots, T, \quad i = 1, 2, \dots, N$$

其中， M 為迴歸係數，假設 $x_{mi,t}$ ($m = 1, \dots, M$) 整合序列為一階，而 $x_{mi,t} = x_{mi,t-1} + \varepsilon_{mi,t}$ 。方程式描述一個共整合迴歸系統允許在 panel 中的異質性，由於異質性斜率係數、固定效果與個別明確的決定趨勢都是被允許的。

Pedroni (2000) 總共設置七個共整合檢定模型，參考在範圍內為基礎的統計量簡單地當作 panel 共整合統計量。首先，他建構一個非參數的變異數比率統計量。第二個檢定的統計量是 panel 形式的非參數統計量，與 rho-統計量相似。第四個檢定，他建構一個類似 ADF 檢定形式的參數檢定，來決定在模型中落後之數量。其他三個 panel 共整合統計量是基於一個群組之平均數分析。第一個類似 Phillips-Perron (PP rho-statistics)，其他兩個與 Phillips-Perron t-statistics 與 ADF 相似。這些統計式在 Pedroni (2004) 中發表。

這些不同的統計量是基於模型假設兩個個別的成員共整合關係是異質性，而定義為：

組內 (within) 統計量：

$$\text{Panel V_stat} \quad Z_v^w = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \tilde{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-1} \quad (15)$$

$$\text{Panel Rho_stat} \quad Z_\rho^w = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\ell}_{it-1} \Delta \hat{\ell}_{it} - \hat{\lambda}_t) \quad (16)$$

$$\text{Panel Adf_stat} \quad Z_t^w = \left(\tilde{S}_{NT}^{*2} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} \hat{\ell}_{it-1}^{*2} \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T L_{11i}^{-2} (\hat{\ell}_{it-1}^* \Delta \hat{\ell}_{it}^*) \quad (17)$$

$$\text{Panel PP_stat} \quad Z_{pp}^w = \left(\hat{\sigma}^2 \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} (\hat{\ell}_{it-1}^2 \Delta \hat{\ell}_{it} - \hat{\lambda}_t) \quad (18)$$

組間 (between) 統計量：

$$\text{Group Rho_stat} \quad Z_\rho^B = \left(\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T \hat{L}_{11i}^{-2} \hat{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (\hat{\ell}_{it-1} \Delta \hat{\ell}_{it} - \hat{\lambda}_t) \quad (19)$$

$$\text{Group Adf_stat} \quad Z_t^B = \sum_{i=1}^N \left(\hat{\sigma}_i^2 \sum_{t=1}^T \hat{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_t (\hat{\ell}_{it-1} \Delta \hat{\ell}_{it} - \hat{\lambda}_t) \quad (20)$$

$$\text{Group PP_stat} \quad Z_{pp}^B = \sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T \tilde{S}_i^{*2} \hat{\ell}_{it-1}^2 \right)^{-1} \sum_t (\hat{\ell}_{it-1}^* \Delta \hat{\ell}_{it}^*) \quad (21)$$

其中， $\hat{\lambda}_t = T^{-1} \sum_{s=1}^K 1 - \frac{S}{1-K} \sum_{t=s+1}^T \hat{\mu}_{it} \hat{\mu}_{i,t-s}$ ， $\hat{S}_i = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{it}^2$ ， $\hat{\sigma}_i^2 = \hat{S}_i^2 + 2\hat{\lambda}_t$ ， $\hat{\sigma}_{N,T}^2 = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{\sigma}_i^2$

$$\hat{S}_i^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\mu}_{it}^{*2}，\hat{S}_{N,T}^{*2} = N^{-1} \sum_{i=1}^N \hat{S}_i^{*2}，\hat{L}_{11i}^2 = T^{-1} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{it}^2 + 2T^{-1} \sum_{s=1}^K 1 - \frac{S}{1-K} \sum_{t=1}^T \hat{\eta}_{it} \hat{\eta}_{it}$$

而殘差項為 $\hat{\mu}_{it} = \hat{\ell}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{\ell}_{it-1}$ ， $\hat{\mu}_{it}^* = \hat{\ell}_{it} - \hat{\rho}_i \hat{\ell}_{it-1} + \sum_{k=1}^K \hat{\rho}_{ik} \hat{\ell}_{i,t-k}$ ， $\hat{y}_{it} = \sum_{m=1}^M \hat{b}_{mi} \Delta \mathcal{X}_{mi,t} + \hat{\eta}_{it}$

Panel 資料的共整合分析由四個步驟所構成：第一步、檢定 panel 單根；第二步、檢定 panel 資料共整合，利用異質性 panel 共整合，允許不同個別的影響橫斷面的相互影響；

第三步、長期關係使用完全修正最小平方 (fully modified ordinary least squares, FMOLS) 估計出的異質 panel 共整合 (Pedroni, 1999, 2000)；最後，若存在 panel 共整合，即可建立一個 panel 誤差修正模型，作為檢驗在模型之間短期與長期之因果關係。

(三)完全修正最小平方法 (FMOLS)

共整合檢定中，無法得知共整合向量，只能瞭解變數是否存在長期關係，若共整合檢果顯示台灣對大陸外人直接投資，與台灣自大陸進口、台灣對大陸出口存在關聯性，本研究即應用 FMOLS 之方式分析台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易間變動方向與程度，使實證分析具有經濟解釋意義。

Pedroni (2000, 2001) 提出之 FMOLS 估計法，先介紹傳統的 OLS 估計法，在推導出 FMOLS，為了改善 OLS 之估計式中，內生性 (endogeneity) 與序列相關 (serial correlation) 的問題。FMOLS 之估計式為：

$$\hat{\beta}_{FM} = \left[\sum_{i=1}^N \sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)(x_{i,t} - \bar{x}_i)' \right]^{-1} \left[\sum_{i=1}^N \left(\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) \hat{y}_{i,t}^+ - T \hat{\Delta}_{\varepsilon u}^+ \right) \right] \quad (22)$$

Pedroni (2000) 所作實證結果分析顯示，組間 (between group) 比組內 (within group) 估計值較不會受到小樣本估計而有顯著性的扭曲，且橫斷面資料之共整合斜率沒必要為受限之單一值的對立假說，故本研究採用組間估計檢定，組間平均數之 FMOLS 估計式為：

$$\hat{\beta}_{GFM}^* = N^{-1} \sum_{i=1}^N \left[\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i)^2 \right]^{-1} \left[\sum_{t=1}^T (x_{i,t} - \bar{x}_i) \hat{y}_{i,t}^* - T \hat{\gamma}_i \right] \quad (23)$$

$$\text{其中：} \hat{y}_{i,t}^* = (y_{i,t} + \bar{y}_i) - \frac{\hat{\Omega}_{21,i}}{\hat{\Omega}_{22,i}} \Delta X_{i,t}, \quad \hat{\gamma}_i = \hat{\Gamma}_{21,i} + \hat{\Omega}_{21,i}^0 - \frac{\hat{\Omega}_{21,i}}{\hat{\Omega}_{22,i}} (\hat{\Gamma}_{22,i} + \hat{\Omega}_{22,i}^0)$$

而組間 FMOLS 之 t 統計量為：

$$t_{\hat{\beta}_{GFM}^*} = N^{-\frac{1}{2}} \sum_{i=1}^N (\hat{\beta}_{FM,i}^* - \beta) \left(\hat{\Omega}_{1,i}^{-1} \sum_{t=1}^T (X_{i,t} - \bar{X}_i)^2 \right)^{\frac{1}{2}} \Rightarrow N(0,1) \quad (24)$$

(四) Panel 誤差修正模型 (Panel VECM)

根據 Koop et al. (2006) 將 panel 資料一般 VECM 式，檢測不同產業間，台灣對中國大陸外人直接投資，台灣自中國大陸進口、台灣對大陸出口是否存在因果關係。令下標 i 代表橫斷面稱之個別單位 ($i = 1, \dots, N$)，而對於個別 i 在時間 t^2 下， $x_{i,t}$ 為獨立變數觀察值之向量。若 $\beta_i' X_{i,t-1} = Z_{i,t-1}$ ，則 panel VECM 之模型可表示為：

$$\Delta X_{i,t} = u_i + \alpha_i (\beta_i' X_{i,t-1}) + \sum_{h=1}^k \gamma_{i,h} \Delta X_{i,t-h} + \varepsilon_{i,t} \quad (25)$$

其中， α_i 和 β_i' 為滿秩的 $n \times r_i$ 矩陣，模型允許共整合關係數字橫越個體變化，因此擴充先前之標記，如：共整合空間現在是 $p_i = sp(\beta_i)$ ，式中 $\beta_i' X_{i,t-1}$ 即前述誤差修正項 $Z_{i,t-1}$ 可加以對照。向量 $\varepsilon_{i,t}$ 之共變異數矩陣假設為：

$$E(\varepsilon_{i,t} \varepsilon_{j,s}') = \sum_{ij} \quad \text{for } t = s$$

換句話說，假設誤差在期間內無相關，但對於給定個體和相關橫斷面個體等式為相關，模型在一般共整合的秩假設上較具彈性。故本文以動態 panel (dynamic panel) 方式使用 GMM (general method moment) 估計法，針對 panel 向量誤差修正項做為分析依據。

伍、實證結果與意涵

依據本文所建構之台灣對大陸外人直接投資、進口與出口決定因素之基本模式，配合本文研究期間相關資料及前述相關計量方法進行實證，其結果分別說明如下：

一、外人直接投資、進口與出口決定因素之實證結果與分析

本研究係採用橫斷面與時間序列資料結合之 panel 資料，進行混合迴歸模式之估計，探討不同產業對於外人直接投資、進口與出口之影響。而混合迴歸模式之兩個統計方式：固定效果模型 (fixed effects model) 及隨機效果模型 (random effects model) 中。故本文經由模型選取後選定固定效果模型，僅考慮產業間可能存在之差異。本文所建立模型之方程式變數取對數後，再由各變數之變動率計算，並以 D-W 值檢定自我相關 (autocorrelated)，而模型也用 White 檢定無異質變異，本節先以資料描述，再說明合適模式選取，最後再以估定效果模式三階段最小平方法分析。

(一)資料描述

本文研究之各內外生變數資料取自於教育部 AREMOS 經濟統計資料庫與 TEJ 台灣經濟新報資料庫，資料期間從 1993 年 1 月至 2007 年 12 月，共 180 筆月資料。下列變數時間序列資料皆取自然對數。

接著探討各項變數基本統計量，依表 2 顯示各內生變數取變動率後之平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarque-Bera 常態分配檢定統計量與表 3 之 Ljung-Box 統計檢定值。在偏態係數方面，發現各項內生變數中，有一半皆為負偏，資訊電子業、民生業台灣對中國大陸投資與進口、金屬業台灣對大陸投資以及化學業台灣對大陸投資為負

偏，另一半皆為正偏。而峰態係數方面，各產業台灣對大陸投資與進出口皆為高狹峰。此外，由 Jarque-Bera 之常態分配檢定，各產業台灣對大陸投資與進出口皆不符合常態分配之虛無假設。表 3 中利用 Ljung-Box 之 Q 統計量來檢定內生變數，其檢定統計量皆拒絕內生變數為白噪音之虛無假設，表示內生變數無序列相關與異質變異性。

表 2 內生變數取變動率後之基本統計量

		平均值	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera
對中國大陸外人 直接投資 (ΔFDI)	資訊電子(elec.)	4953.687	146292.50	-0.3804	9.3050	300.8117***
	金屬機械(metal)	1326.737	41315.28	0.4188	6.9445	121.2790***
	化學(chem.)	998.0223	55908.24	-0.2471	5.96138	67.2292***
	民生(people)	-94.07263	65466.03	-0.8170	13.9165	908.7405***
台灣自中國大陸進口 (ΔMI)	資訊電子(elec.)	7,776,671	79,875,737	-0.3264	11.1476	498.2960***
	金屬機械(metal)	1,852,698	32,430,462	-0.3634	6.4304	91.71102***
	化學(chem.)	1,368,332	14,897,366	0.0093	11.2317	505.3951***
	民生(people)	1,526,461	27,664,233	-0.4252	8.2090	207.7739***
台灣對中國大陸出口 (ΔEX)	資訊電子(elec.)	30,964,729	3.21E+08	0.2693	12.7337	708.8155***
	金屬機械(metal)	3,672,434	69,308,581	0.2898	10.1342	382.1208***
	化學(chem.)	8,191,343	96,149,940	0.2550	11.2454	509.0089***
	民生(people)	2,202,863	29,211,482	1.1104	8.6925	278.4768

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

表 3 內生變數取變動率後之 Q 統計量

		$Q(6)$	$Q(12)$	$Q^2(6)$	$Q^2(12)$
對中國大陸外人 直接投資 (ΔFDI)	資訊電子(elec.)	36.6065***	52.5807***	40.5005***	80.1818***
	金屬機械(metal)	24.8052***	28.4215***	15.3077**	28.7572***
	化學(chem.)	50.6083***	97.4776***	12.7781**	13.2490*
	民生(people)	28.3392***	29.6213***	61.2442***	62.8026***
台灣自中國大陸 進口 (ΔIM)	資訊電子(elec.)	55.8835***	96.5943***	35.5394***	39.7199***
	金屬機械(metal)	7.8952*	12.1921*	113.2612***	192.4314***
	化學(chem.)	63.5728***	101.7582***	71.3548***	76.1261***
	民生(people)	60.3245***	78.9182***	68.5077***	74.1301***
台灣對中國大陸 出口 (ΔEX)	資訊電子(elec.)	25.6216***	54.1900***	33.6016***	37.1629***
	金屬機械(metal)	71.2545***	82.1753***	40.1724***	42.7475***
	化學(chem.)	66.0533***	72.1367***	40.7371***	42.7054***
	民生(people)	27.5226***	31.2737**	77.4958***	86.8043***

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

依表 4 及表 6 顯示各外生變數取變動率後之平均數、標準差、偏態係數、峰態係數、Jarsqe-Bera 常態分配檢定統計量與表 5 之 Ljung-Box 統計檢定值。在偏態係數方面，發現各項外生變數中，僅有金屬業台灣對其他國家進口、大陸放款利率、台灣每人國內生產毛額與兩岸實質工資比為負偏，其餘外生變數皆為正偏。而峰態係數方面，大陸每人國內生產毛額為低闊峰外，其餘外生變數皆為高狹峰。此外，由 Jarsqe-Bera 之常態分配檢定，各產業台灣對大陸投資與進出口皆不符合常態分配之虛無假設。而表 5 中利用 Ljung-Box 之 Q 統計量來檢定內生變數，其檢定統計量皆拒絕內生變數為白噪音之虛無假設，表示內生變數無序列相關與異質變異性。

表4 台灣對其它國家進口及出口取變動率後之基本統計量

		平均值	標準差	偏態	峰態	Jarque-Bera
	資訊電子(elec.)	25,442,821	5.81E+08	0.3126	4.1418	12.6417**
台灣對其他國家 進口 (ΔOIM)	金屬機械(metal)	5,939,283	1.62E+08	-0.0393	7.3219	139.3610***
	化學(chem.)	8,422,654	1.43E+08	0.2968	4.7314	24.9871***
	民生(people)	24,725,363	3.66E+08	0.8211	6.3555	104.0976***
	資訊電子(elec.)	57,049,658	7.33E+08	0.1275	4.9855	29.8882***
台灣對其他國家 出口 (ΔOEX)	金屬機械(metal)	7,377,195	1.14E+08	0.3574	3.8053	8.6490***
	化學(chem.)	4,413,237	64791601	0.3101	5.0765	35.0313***
	民生(people)	6,775,892	1.28E+08	0.2668	6.6534	101.6771***

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

表5 外生變數取變動率後之Q統計量

		$Q(6)$	$Q(12)$	$Q^2(6)$	$Q^2(12)$
台灣對其他 國家進口 (ΔOIM)	資訊電子(elec.)	42.792***	73.743***	19.829***	22.235**
	金屬機械(metal)	60.171***	69.573***	42.854***	44.252***
	化學(chem.)	50.510***	56.156***	26.755***	31.407***
	民生(people)	66.104***	73.008***	44.095***	67.380***
台灣對其他 國家出口 (ΔOEX)	資訊電子(elec.)	26.113***	67.185***	21.617***	38.678***
	金屬機械(metal)	63.714***	116.14***	19.907***	39.140***
	化學(chem.)	61.428***	85.819***	19.778***	25.421**
	民生(people)	43.158***	76.842***	123.11***	169.06***

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

表 6 外生變數取變動率後之基本統計量

	ΔR	$\Delta PGDPT$	$\Delta PGDPC$	ΔE	ΔW
Mean	-0.0065	9.7094	10.6871	0.0062	-0.0356
Std. Dev.	0.2515	55.2971	7.7199	0.1183	0.5484
Skewness	-0.1946	-0.0740	0.9096	0.3297	-1.5749
Kurtosis	23.0646	3.2519	2.7016	13.0901	18.1928
Jarque-Bera	3003.7670***	16.6368*	25.3475***	762.5835***	1795.5490***
$Q(6)$	19.5601*	85.9950***	893.3400***	19.0945*	14.1570**
$Q(12)$	17.7020*	187.1400***	1535.2000***	35.9850***	33.5730***
$Q^2(6)$	11.2443*	128.5900***	880.2300***	45.1830***	18.6022*
$Q^2(12)$	14.6168*	167.4500***	1475.7000***	45.6400***	19.0890*

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

(二)適當模式選取

上述模式中，各變數採 panel data 進行實證分析，將因固定效果或隨機效果考量所呈現結果皆不同，主要是在模型截距上假設為不同的結果。由於設立模式不適當會使得估計參數產生偏誤，故要對變數做合理解釋，須先利用下列統計量來選取適當模式。檢定結果如下表：

表 7 分別針對三項模式做 white 與 D-W 檢定，顯示皆無自我相關或異質變異問題，結果可得固定效果模型所獲得之參數較具說服力，故本文採用固定效果模型做為分析基礎。本研究內生變數間存在相互關係，若以一般 OLS 估計，容易產生偏估現象，故本文採用固定效果模型之三階段最小平方方法估計之。

表 7 模型選取之檢定表

		統計值
方程式 (1)：	F 值 = 19.3691***	Hausman = 52.7857***
台灣對大陸外人直接投資	拒絕 OLS	拒絕隨機效果模型
結論	接受固定效果模型	
方程式 (2)：	F 值 = 83.7231***	Hausman = 67.8641***
台灣自大陸進口	拒絕 OLS	拒絕隨機效果模型
結論	接受固定效果模型	
方程式 (3)：	F 值 = 107.2260***	Hausman = 73.6903***
台灣對大陸出口	拒絕 OLS	拒絕隨機效果模型
結論	接受固定效果模型	

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

(三)固定效果模型之三階段最小平方法估計結果

本節分別探討台灣對大陸接外人投資、台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口三個固定效果模型之三階段最小平方法估計結果，表示如下：

1. 台灣對大陸外人直接投資方程式之估計結果

依據表 8 固定效果模型之實證結果說明，台灣對大陸出口 (ΔEX)、台灣自大陸進口 (ΔIM)與兩岸實質匯率比 (ΔE) 之估計係數具顯著性。其中，又以兩岸實質匯率比 (E) 之影響幅度最大，顯示透過兩岸實質匯率比為影響台灣對大陸外人直接投資之重要決定因素，此表示兩岸實質匯率變動會帶動台灣對大陸外人直接投資。針對以上變數，分別說明如下：

表 8 台灣對大陸外人直接投資 (ΔFDI) 固定效果模型三階段最小平方法估計結果

變數名稱	變數代號	係數	<i>t</i> 值
台灣對大陸出口	ΔEX	0.5145	1.6480*
台灣自大陸進口	ΔIM	0.6404	2.6590***
兩岸政策之虛擬變數	D	0.3152	0.6519
兩岸實質匯率比	ΔE	3.9162	2.0120**
大陸銀行放款利率	ΔR	0.4944	0.2142
大陸每人國內生產毛額	$\Delta PGDPC$	20.1219	1.3848
兩岸實質工資比	ΔW	0.1378	0.4920
四大行業截距項係數 (C_i)			
資訊電子業 (elec.)		-0.181710	
金屬機械(metal)		-0.179034	
化學業(chem.)		-0.190243	
民生業(people)		-0.215656	
White	0.4393		
D-W	2.8545		
R ²	0.5726		
Adjust R ²	0.5347		

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

台灣對大陸出口 (ΔEX) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向關係，而估計係數具統計顯著性。顯示當台灣對大陸出口增加時，台灣對大陸外人直接投資也會顯著連帶增加，存在出口帶動投資之現象。代表台灣對大陸出口增加，會使得台灣四大行業廠商產生對大陸外人直接投資之動機。台灣自大陸進口 (ΔIM) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向關係，且估計係數具顯著性，顯示台灣四大行業對大陸進口增加，會顯著地增加對大陸外人直接投資。積極開放有效管理政策之虛擬變數 (D) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向關係，然而估計係數不具統計顯著性。顯示台灣此一政策施行無法證明使得台灣對

大陸外人直接投資有顯著地增加。

兩岸實質匯率比 (ΔE) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向，而估計係數具統計顯著性，此與理論預期相反，其主要原因乃估計期間（1993 年 1 月-2007 年 12 月）實質匯率比變化不大，加上中國官方對匯率政策的操控在吸引國際的外人直接投資，受到非市場因素及至大陸投資市場大且生產成本低，均可導致即使實質匯率比提升，但台灣對大陸直接投資仍呈現增加之趨勢。大陸銀行放款利率 (ΔR) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向關係，然而估計係數不具統計顯著性。顯示大陸貸款利率越高，不能證明能顯著增加台灣對中國大陸外人直接投資之動機。大陸每人國內生產毛額 ($\Delta PGDPC$) 影響台灣對大陸外人直接投資為正向關係且影響幅度很大，然而估計係數不具顯著性。不能證明大陸每人國內生產毛額增加，而顯著增加台灣對中國大陸外人直接投資。兩岸實質工資比 (W) 影響台灣對大陸投資為正向關係，然而估計係數不具顯著性。顯示台灣勞工成本相對大陸高，並沒有顯著增加台灣對大陸外人直接投資。

2. 台灣自大陸進口方程式之估計結果

依據表 9 固定效果模型之實證結果說明，台灣對大陸出口 (ΔEX)、台灣對大陸外人直接投資 (ΔFDI)、兩岸實質工資比 (ΔW) 與之台灣對其他國家進口 (ΔOIM) 估計係數具顯著性。其中，又以台灣對其他國家進口 (ΔOIM) 之影響幅度最大，顯示透過台灣對其他國家進口為影響台灣自大陸進口之重要決定因素。台灣自大陸進口會因台灣每人國內生產毛額與台灣對其他國家進口增加而顯著增加，針對以上變數，分別說明如下：台灣對大陸出口 (ΔEX) 影響台灣自大陸進口為正向關係，且估計係數具統計顯著性。顯示當台灣對大陸出口增加時，台灣對大陸進口也會顯著連帶增加，顯示兩岸存在產業分工之現象，使得台灣對大陸出口與自大陸進口同時增加。此外，台灣對大陸進口之商品限制逐漸放寬，也使台灣對大陸出口與自大陸進口同時增加。台灣對大陸外人直接投資 (ΔFDI) 影響台灣自大陸進口為正向關係，而估計係數具統計顯著性。顯示台灣對大陸投資增加時，台商將產品回銷台灣，故台灣對大陸進口會顯著增加。

表 9 四大行業台灣自大陸進口 (ΔIM) 固定效果模型三階段最小平方法估計結果

變數名稱	變數代號	係數	t 值
台灣對大陸出口	ΔEX	0.3168	6.7605***
台灣對大陸外人直接投資	ΔFDI	0.0118	1.9076*
兩岸政策之虛擬變數	D	0.0532	0.8167
兩岸實質匯率比	ΔE	-0.0258	-0.1008
台灣每人國內生產毛額	$\Delta PGDPT$	-0.4063	-0.7473
兩岸實質工資比	ΔW	0.1814	4.7224***
台灣對其他國家進口	ΔOIM	0.6220	11.2021***
四大行業截距項係數 (C_i)			
資訊電子業 (elec)		0.010459	
金屬機械 (metal)		0.0141	
化學業 (chem.)		0.0100	
民生業 (people)		0.0051	
White	1.3726		
D-W	2.6800		
R ²	0.7383		
Adjust R ²	0.7276		

資料來源：本研究整理。

註：*、***表在 10%、1%顯著水準下為顯著。

積極開放有效管理政策之虛擬變數 (D) 影響台灣自大陸進口為正向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法說明台灣此一政策施行，會顯著使得台灣自大陸進口減少。兩岸實質匯率比 (ΔE) 影響台灣自大陸進口為負向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法證明兩岸實質匯率比增加，會顯著使得台灣自大陸進口減少。台灣每人國內生產毛額 ($\Delta PGDPT$) 影響台灣自大陸進口為負向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法證明台灣每人國內生產毛額增加，會顯著減少自大陸進口商品之數量。兩岸實質工資比 (ΔW) 與台灣自大陸進口為正向關係，而估計係數具統計顯著性。顯示大陸工資相對

台灣工資低廉，故大陸商品人工成本較低，使得台灣自大陸進口顯著增加。台灣對其他國家進口 (ΔOIM) 影響台灣對大陸進口為正向關係，而估計係數具統計顯著性，並未如預期產生排擠效果，其主要原因乃就本文分析的四大產業而言，台灣對大陸進口的產品有許多屬於台商在大陸投資設廠回銷，加上台灣對大陸進口商品限制逐漸放寬，此可能達成台灣對其他國商品進口增加時，不一定排擠台灣對大陸商品進口增加之金額。

3. 台灣對大陸出口方程式之估計結果

依據表 10 固定效果模型之實證結果說明，台灣自大陸進口 (ΔIM)、兩岸實質工資比 (ΔW) 與之台灣對其他國家出口 (ΔOEX) 估計係數具顯著性。其中，又以台灣對其他國家出口 (ΔOEX) 之影響幅度最大，顯示透過台灣對其他國家出口為影響台灣自大陸進口之重要決定因素。顯示台灣出口商商業活動熱絡，對其他國家出口增加，能帶動對大陸出口增加。針對以上變數，分別說明如下：台灣自大陸進口 (ΔIM) 影響台灣對大陸出口為正向關係，而估計係數具統計顯著性。顯示台灣自大陸進口商品增加，將半成品或原料進口，由台灣工廠進行高階加工製造出口至大陸，故顯著增加台灣對大陸出口。台灣對大陸外人直接投資 (ΔFDI) 影響台灣對大陸出口為正向關係，而估計係數不具統計顯著性。無法證明台灣對大陸外人直接投資增加時，因投資所帶動之零件或機器需求之零組件出口，使得台灣對大陸出口顯著增加。

積極開放有效管理政策之虛擬變數 (D) 影響台灣對大陸出口為正向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法證明台灣此一政策施行，有助於台灣對大陸出口顯著地增加。兩岸實質匯率比 (ΔE) 影響台灣對大陸出口為負向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法證明當台幣相對於人民幣貶值時，台灣出口商品價格降低，會帶動台灣對大陸出口顯著增加。大陸每人國內生產毛額 ($\Delta PGDPC$) 影響台灣對大陸出口為正向關係，然而估計係數不具統計顯著性。無法證明大陸每人國內生產毛額增加時，市場潛力增加，會顯著帶動台灣對大陸出口增加。兩岸實質工資比 (ΔW) 影響台灣對大陸出口為負向關係，而估計係數具統計顯著性。顯示台灣實質工資高於大陸時，台灣商品之生產成本較高，台灣商品之出口競爭力下降，因此會顯著減少台灣對大陸出口。台灣對其他國家出

口 (ΔOEX) 影響台灣對大陸出口為正向關係，而估計係數具統計顯著性且影響幅度最大。顯示台灣對其他國家出口增加，及台灣出口產業發展活絡，連帶顯著影響台灣對大陸出口增加。

表 10 四大行業台灣對大陸出口 (ΔEX) 固定效果模型三階段最小平方法估計結果

變數名稱	變數代號	係數	T 值
台灣自大陸進口	ΔIM	0.1078	3.1904***
台灣對大陸外人直接投資	ΔFDI	0.0051	0.9787
兩岸政策之虛擬變數	D	0.0305	0.5675
兩岸實質匯率比	ΔE	-0.1550	-0.7331
大陸每人國內生產毛額	$\Delta PGDPC$	0.7309	0.4644
兩岸實質工資比	ΔW	-0.1912	-6.2144***
台灣對其他國家出口	ΔOEX	0.8176	12.1687***
四大行業截距項係數 (C_i)			
資訊電子業 (elec)		-0.004323	
金屬機械 (metal)		-0.0048	
化學業 (chem.)		-0.0050	
民生業 (people)		-0.0016	
White		0.4324	
D-W		2.4245	
R ²		0.8000	
Adjust R ²		0.7918	

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

二、外人直接投資、進口與出口互動關聯性之實證結果與分析

本節將對資料先做傳統單根的處理，在加入橫斷面資料，做 panel 單根檢定，再應用 panel 共整合與完全修正最小平方方法來探討台灣對中國大陸外人直接投資、台灣自中國大陸進口與台灣對中國大陸出口之互動關聯性。

(一)傳統單根檢定之估計結果與分析

本研究將探討台灣對中國大陸外人直接投資、進口與出口之決定因素與互動關聯性，在進一步探討變數間之共整合關係前，必須先對各別變數進行單根檢定，確定其是否為一定態數列。本文將引用前述 ADF 檢定與 PP 檢定來對各變數進行單根檢定。兩檢定之虛無假設皆為存在單根，若檢定結果無法拒絕虛無假設，表示此為非定態序列，須經一階差分之後，若明顯拒絕虛無假設，表示此變數為 $I(1)$ 時間序列。

各產業之直接對外投資與進出口趨勢皆呈現隨時間增加，而台灣自中國大陸進口與台灣對中國大陸出口量遞增之趨勢。因此，此兩項變數採取含截距項與時間趨勢項之模型估計。而台灣對中國大陸外人直接投資呈現大幅波動，但無明顯時間趨勢，故單根檢定採用含截距項之迴歸模式。依表 11 至表 13 之結果可得，僅資訊電子業台灣對中國大陸外人直接投資、金屬機械業台灣自中國大陸進口以及民生業台灣對中國大陸出口，在 PP 單根檢定水準值下拒絕存在單根之虛無假設，為 $I(0)$ 之時間序列。其餘皆無法拒絕，須經過一階差分後，均明顯拒絕虛無假設。故表示台灣對中國大陸外人直接投資、台灣自中國大陸進口以及台灣對中國大陸出口部分為 $I(1)$ 時間序列。為修正傳統單根檢定之檢定力不足問題，加入橫斷面資料作 panel 單根檢定來檢驗其是否皆為 $I(1)$ 時間序列。各項變數取變動率後，單根檢定結果如表 14 至表 16，顯示各變數取變動率後在 ADF 與 PP 單根檢定中，均顯著拒絕虛無假設，整合皆次皆為 $I(0)$ 之時間序列資料。

表 11 台灣對中國大陸外人直接投資 (ΔFDI) 單根檢定結果

行業別	ADF		PP	
	Series in level	Series in first difference	Series in level	Series in first difference
資訊電子 (elec.)	2.9836 [1]	-10.5699*** [1]	-4.1650***	-19.2530***
金屬機械 (metal)	-1.7981 [5]	-8.4525*** [5]	-1.2573	-28.2630***
化學 (chem.)	-0.340531 [2]	-7.6573*** [2]	-0.7936	-31.2687***
民生 (people)	-0.5250[4]	-7.0291*** [4]	-1.1652	-29.2763***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

3. 括弧[]代表變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

表 12 台灣自中國大陸進口 (ΔIM) 單根檢定結果

行業別	ADF		PP	
	Series in level	Series in first difference	Series in level	Series in first difference
資訊電子(elec.)	-0.3596 [5]	-7.3339*** [5]	-2.3320	-32.8966***
金屬機械(metal)	-2.6257 [1]	-10.9748*** [1]	-2.9291	-15.6233***
化學(chem.)	2.3943 [5]	-8.7598*** [5]	-0.8845	-36.9363***
民生(people)	-0.7258 [4]	-9.7326*** [4]	-5.0321***	-32.6734***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

3. 括弧[]代表變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

表 13 台灣對中國大陸出口 (ΔEX) 單根檢定結果

行業別	ADF		PP	
	Series in level	Series in first difference	Series in level	Series in first difference
資訊電子 (elec.)	-1.4449 [2]	-8.2295*** [2]	-2.3834	-21.8193***
金屬機械 (metal)	-1.9872 [4]	-9.6177*** [4]	-7.1489***	-35.6772***
化學 (chem.)	1.1976 [4]	-8.1955*** [4]	-1.7153	-31.3704***
民生 (people)	-0.6326 [1]	-10.0490*** [1]	-2.0473	-18.9218***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

3. 括弧[]代表變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

表 14 外生變數取變動率後之單根檢定結果

變數	最適落後期數	ADF	PP
		Series in level	Series in level
大陸放款利率 (ΔR)	5	-5.4960***	-13.3033***
台灣每人國民生產毛額 ($\Delta PGDPT$)	5	-5.9125***	-6.2438***
大陸每人國民生產毛額 ($\Delta PGDPC$)	6	-6.8026***	-17.4439***
兩岸實質匯率比 (ΔE)	5	-5.9125***	-15.8543***
兩岸實質工資比 (ΔW)	6	-8.4142***	-29.4868***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

3. 變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

表 15 台灣對其它國家進口及出口取變動率後之單根檢定結果

變數名稱	行業別	最適落後期數	ADF	PP
			Series in level	Series in level
台灣對其他國家 進口 (ΔOIM)	資訊電子 (elec.)	1	-15.2816***	-22.1986***
	金屬機械 (metal)	1	-15.1957***	-24.3290***
	化學 (chem.)	3	-9.7238***	-26.0462***
	民生 (people)	1	-20.0268***	-20.2444***
台灣對其他國家 出口 (ΔOEX)	資訊電子 (elec.)	3	-9.7502***	-22.9913***
	金屬機械 (metal)	1	-15.4668***	-26.2691***
	化學 (chem.)	3	-9.8850***	-29.8347***
	民生 (people)	5	-8.3664***	-26.3900***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

3. 變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

表 16 内生變數取變動率後之單根結果

變數名稱	行業別	最適落後期數	ADF	PP
			Series in level	Series in level
對中國大陸外人 直接投資 (ΔFDI)	資訊電子 (elec.)	5	-10.3516***	-32.3754***
	金屬機械 (metal)	1	-11.4598***	-19.0487***
	化學 (chem.)	2	-11.6613***	-21.0997***
	民生 (people)	1	-11.6946***	-19.5148***
台灣自中國大陸 進口 (ΔIM)	資訊電子 (elec.)	4	-10.2308***	-30.8311***
	金屬機械 (metal)	1	-10.9748***	-15.6233***
	化學 (chem.)	4	-10.6340***	-33.3394***
	民生 (people)	3	-12.2215***	-28.9298***

表 16 内生變數取變動率後之單根結果 (續)

變數名稱	行業別	最適落後期數	ADF	PP
			Series in level	Series in level
台灣對中國大陸 出口 (ΔEX)	資訊電子 (elec.)	1	-14.1837***	-19.2149***
	金屬機械 (metal)	4	-9.6177***	-35.6772***
	化學 (chem.)	3	-11.4661***	-29.3049***
	民生 (people)	4	-6.2989***	-18.8709***

資料來源：本研究整理。

註：1. ADF 與 PP 檢定係由含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

3. 變數之最適落後期數，利用 AIC 準則選取。

(二)panel 單根檢定之估計結果與分析

由於 panel 單根檢定於時間序列資料中，加入橫斷面資訊做為分析，故更能加強傳統單根檢定力。本研究採用 Levin et al. (2002) 及 Im et al. (2003) 兩項檢定方法，其虛無假設皆為存在單根之非恆定數列。若無法拒絕存在單根之虛無假設，表示變數為非恆定數列。在經一階差分後，若能拒絕存在單根之虛無假設，代表變數為一階整合變數 $I(1)$ ，即可修正傳統單根檢定之不足。

各項内生變數的檢定結果列於表 17，代表台灣對中國大陸外人直接投資、台灣自中國大陸進口以及台灣對中國大陸出口皆為 $I(1)$ 時間序列，有相同之整合階數。

表 17 台灣對中國大陸外人直接投資與進出口 panel 單根檢定結果

變數名稱	LLC		IPS	
	Series in level	Series in first difference	Series in level	Series in first difference
台灣對大陸外人直接投資(ΔFDI)	-0.6663 (0.2526)	-34.2955 (0.0000)***	-3.6095 (0.2000)	-33.0927 (0.0000)***
台灣自大陸進口(ΔIM)	5.2007 (1.0000)	-12.7309 (0.0000)***	5.3144 (1.0000)	-20.4162 (0.0000)***
台灣對大陸出口(ΔEX)	4.6981 (1.0000)	-24.1245 (0.0000)***	3.4625 (1.0000)	-23.0511 (0.0000)***

資料來源：本研究整理。

註：1. 台灣對大陸外人直接投資 (ΔFDI) panel 單根檢定採含有截距項之迴歸模型中計算而得，台灣自大陸進口 (ΔIM) 與台灣對大陸出口 (ΔEX) panel 單根檢定採用含截距項及趨勢項的迴歸模型中計算而得。

2. *、**、***表在 10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

(三)Panel 共整合檢定之估計結果與分析

本研究利用 Pedroni (2004) 提出之共整合檢定，虛無檢設為無共整合關係。其中七個統計量包含兩大類，組內與組間統計量。組內 (within) 統計量有：Panel Rho_stat、Panel Adf_stat、Panel PP_stat、Panel V_stat。而組間統計量有 Group Rho_stat、Group Adf_stat、Group PP_stat。在上述七個統計量中，僅 Panel V_stat 為右尾檢定，共整合結果須為正值才能拒絕虛無假設，其餘六個統計量皆為左尾檢定，共整合結果須為負值才可拒絕虛無假設。

依表 18 之 panel 共整合檢定結果可知，檢定統計量皆拒絕無共整合之虛無假設。因此，可得台灣對中國大陸外人直接投資與台灣自大陸進口及台灣對大陸出口間具有長期共整合趨勢。

表 18 Pedroni (2004) panel 共整合檢定之結果

	Cointegration Result
組內 (within) 統計量：	
Panel V_stat	9.8387**
Panel Rho_stat	-26.3279**
Panel PP_stat	-13.1895**
Panel Adf_stat	-3.1895**
組間 (between) 統計量：	
Group Rho_stat	-28.6792**
Group Adf_stat	-16.9434**
Group PP_stat	-7.0776**

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

(四)完全修正 OLS (FMOLS) 之估計結果與分析

Pedroni (2000) 利用消除最小平方法估計偏誤之修正法，發展出可說明 panel 資料異質性之完全修正 OLS (FMOLS) 估計法。本研究以此估計法來分析台灣自大陸進口、台灣對大陸出口兩項自變數對於應變數台灣對大陸外人直接投資之影響程度與方向，以了解各產業間台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易關係，如下共整合迴歸式：

$$FDI_{i,t} = \beta_{1i}IM_{1i,t} + \beta_{2i}EX_{2i,t} + \ell_{i,t}$$

依表 19 之實證估計結果可得共整合迴歸式如式 (26)：

$$FDI_{i,t} = 0.32 * IM_{1i,t} + 0.16 * EX_{2i,t} + \ell_{i,t} \quad (26)$$

(-31.03) (-40.18)

表 19 台灣對中國大陸外人直接投資 FMOLS 估計結果

變數	行業別	β	<i>t-statistics</i>
台灣自大陸進口	資訊電子業	0.35	-8.65***
	金屬機械業	0.29	-19.52***
	化學業	0.35	-15.71***
	民生業	0.28	-18.18***
PANEL GROUP		0.32	-31.03***
台灣對大陸出口	資訊電子業	0.03	-16.29***
	金屬機械業	0.07	-35.12***
	化學業	0.20	-17.71***
	民生業	0.36	-11.24***
PANEL GROUP		0.16	-40.18***

資料來源：本研究整理。

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

此一共整合迴歸式顯示台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口各行業皆達到 1% 水準下為顯著，顯示各產業間台灣對中國大陸外人直接投資具有一致性，皆存在共移現象，僅強弱有所不同。而各項產業 β 值皆介於 0.07~0.35 之間，皆為正向影響。其中資訊電子業、金屬機械業與化學業台灣自大陸進口強度大於台灣對大陸出口，顯示此類產業皆由台商於大陸生產，自大陸進口效果較強。而民生業台灣對大陸出口強度大於台灣自大陸進口，因為台灣對大陸進口上有限制，加以大陸貨品品質較差，故有此一現象。

(五)Panel 向量誤差修正模型 (Panel VECM) 之估計結果與分析

根據先前求得之 panel 共整合結果與 FMOLS 之結果，可知台灣對中國大陸外人直接投資與進出口間具有 panel 共整合關係。故可知研究對象間必存在一對應之 panel VECM。此 VECM，即為將本身向量誤差修正項加入自我迴歸模型中，其優點為當經濟變數受到外部衝擊時，會使變數暫時脫離長期均衡，此時向量誤差修正模型利用誤差修正項逐漸調整至長期均衡。

本節進一步建構 Panel VECM，並探討台灣對大陸外人直接投資與進出口間長短期動態調整過程，Panel VECM 建構如下：

$$\begin{aligned}\Delta FDI_{i,t} &= u_{3i} + \alpha_{3i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k a_{1i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k a_{2i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k a_{3i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \varepsilon_{FDI,it} \\ \Delta IM_{i,t} &= u_{2i} + \alpha_{2i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k b_{1i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k b_{2i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k b_{3i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \varepsilon_{IM,it} \\ \Delta EX_{i,t} &= u_{1i} + \alpha_{1i} Z_{i,t-1} + \sum_{h=1}^k c_{1i,h} \Delta EX_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k c_{2i,h} \Delta IM_{i,t-h} + \sum_{h=1}^k c_{3i,h} \Delta FDI_{i,t-h} + \varepsilon_{EX,it}\end{aligned}$$

其中， i 為產業別， μ 代表截距項， $Z_{i,t-1}$ 代表誤差修正項， k 代表落後期數，而 ε 代表殘差項， ΔFDI_t 代表第 t 期台灣對大陸外人直接投資金額變動率； ΔIM_t 代表第 t 期台灣對大陸進口金額變動率； ΔEX_t 代表第 t 期台灣對大陸出口金額變動率。

此處 Z_{t-1} 由式 (26) 轉置而得，

$$Z_{t-1} = FDI_t - 0.32 * IM_t - 0.16 * EX_t \quad (27)$$

(-31.03) (-40.18)

其中 FDI_t 、 IM_t 、 EX_t 分別為第 t 期之台灣對中國大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口金額取對數值。

本模型根據 SBC 準則之最小值找出模型之最適落後期數，依據表 20 找出台灣對大陸外人直接投資變動率、台灣自大陸進口變動率與台灣對大陸出口變動率皆為落後三期，故於 panel VECM 中，將所選取之最適落後期數皆選為三期作分析，上述整個 VECM 所估系統之 White 檢定值為 115.1086（自由度為 120）於 5% 顯著水準下無法棄卻異質變異之假設，亦即模型不存在異質變異。

表 20 台灣對中國大陸外人直接投資與進出口貿易 Panel VECM 落後期數

落後期數	AIC	SBC
1	1.8520	1.9310
2	1.3443	1.4827
3	1.2753	1.4730#
4	1.2226	1.4796
5	1.1921	1.5084
6	1.1975	1.5731
7	1.1993	1.6343
8	1.1822#	1.6764

資料來源：本研究整理。

註：#表 AIC 與 SBC 為最小。

有關各該 Panel VECM 之序列相關檢測，根據表 21、22 與 23 中可發現，台灣對大陸外人直接投資與進出口之 panel 向量誤差修正模型中，經 Ljung-Box 之 Q 統計檢測殘差，顯示不存在一階動差之序列相關，代表殘差符合白噪音之假設，故模型推論據統計之正確性與有效性。

1. 台灣對中國大陸外人直接投資 Panel VECM 之估計結果

依據表 21 結果，影響本期台灣對大陸外人直接投資變動率之因素，於影響方向上，除了受本身落後一至三期於顯著水準 1% 下之顯著負向影響外。落後三期之台灣自大陸進口變動率於顯著水準 1% 下有顯著正向影響 (0.6416)，而落後一期之台灣對大陸出口變動率於顯著水準 1% 下有顯著負向影響 (-0.4366)。而向量誤差修正項為負值 (-0.3063) 且於顯著水準 1% 下顯著，顯示短期可能會因外部衝擊影響脫離均衡，但可透過誤差修正項調整至長期均衡。而台灣自大陸進口與台灣對大陸出口皆會影響台灣自大陸外人直接投資，因此具有交叉外溢效果。

調整速度方面，落後三期之台灣自大陸進口影響效果最大 (0.6416)，顯示台灣自大陸進口最能影響台灣對大陸外人直接投資。其次為落後一期之台灣對大陸出口 (-0.4366)。領先落後關係上，影響台灣對大陸外人直接投資中，台灣自大陸進口與台灣

對大陸出口居有領先台灣對大陸外人直接投資關係。

表 21 台灣對大陸外人直接投資 Panel VECM

被解釋變數： $\Delta FDI_{i,t}$		
變數	係數	<i>t</i> 值
Constant	0.0483	1.1549
<i>Z</i>	-0.3063	-7.0718***
$\Delta FDI_{i,t-1}$	-0.4244	-8.7529***
$\Delta FDI_{i,t-2}$	-0.2159	-4.5816***
$\Delta FDI_{i,t-3}$	-0.0838	-2.2091***
$\Delta IM_{i,t-1}$	0.3023	1.2728
$\Delta IM_{i,t-2}$	0.3298	1.2437
$\Delta IM_{i,t-3}$	0.6416	2.7953***
$\Delta EX_{i,t-1}$	-0.4366	-2.2239***
$\Delta EX_{i,t-2}$	-0.0699	-0.3286
$\Delta EX_{i,t-3}$	0.1613	0.8413
<i>Q</i> (6)	3.1470	
<i>Q</i> (12)	10.489	
<i>Q</i> (18)	20.641	

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

2. 台灣自中國大陸進口 Panel VECM 之估計結果

依據表 22 結果，影響本期台灣自大陸進口變動率之因素，於影響方向上，除了受本身落後一至三期於顯著水準 1% 下有負向顯著影響外，落後一期之台灣對大陸外人直接投資變動率於顯著水準 10% 下有顯著正向影響 (0.0149)，落後二期之台灣對大陸外人直接投資變動率於顯著水準 10% 下有顯著負向影響 (-0.0145)，落後一期之台灣對大陸出口變動率於顯著水準 1% 下有負向顯著影響 (-0.1581)。而台灣自大陸進口變動率之誤差修正項為負值 (-0.0171) 且於顯著水準 1% 下有顯著影響，顯示短期可能會因外部衝擊影

響脫離均衡，但可透過誤差修正項調整至長期均衡。台灣對大陸外人直接投資與台灣對大陸出口皆會顯著影響台灣自大陸進口，顯示具有交叉外溢效果。調整速度方面，台灣自大陸進口受本身落後一期之影響效果顯著最大 (-0.5014)，顯示其本身調整受到預期心理之影響，調整具有僵硬性。

表 22 台灣自大陸進口 Panel VECM

被解釋變數： $\Delta IM_{i,t}$		
變數	係數	t 值
Constant	0.0264	3.5685***
Z	-0.0171	-2.2274***
$\Delta FDI_{i,t-1}$	0.0149	1.7411*
$\Delta FDI_{i,t-2}$	-0.0145	-1.7445*
$\Delta FDI_{i,t-3}$	-0.0026	-0.3897
$\Delta IM_{i,t-1}$	-0.5014	-11.912***
$\Delta IM_{i,t-2}$	-0.2108	-4.4863***
$\Delta IM_{i,t-3}$	-0.1375	-3.3812***
$\Delta EX_{i,t-1}$	-0.1581	-4.5456***
$\Delta EX_{i,t-2}$	-0.0600	-1.5900
$\Delta EX_{i,t-3}$	-0.0647	-1.9056*
$Q(6)$		3.5317
$Q(12)$		10.505
$Q(18)$		19.953

註：*、**、***表在 10%、5%、1%顯著水準下為顯著。

3. 台灣對中國大陸出口 Panel VECM 之估計結果

依據表 23 結果，影響本期台灣對大陸出口因素，除了受本身落後一至二期於顯著水準 1% 下有顯著負向影響外，亦受落後一期之台灣自大陸進口於顯著水準 10% 下有顯著正向影響 (0.0838)。而模型之誤差修正項為正值 (0.0015) 且不顯著。調整速度方面，台灣對大陸出口受本身落後一期之影響效果最大 (-0.5082)，顯示其本身調整受到預期心理之影響，調整具有僵硬性。

表 23 台灣對中國大陸出口 panel 向量誤差修正模型

被解釋變數： $\Delta EX_{i,t}$		
變數	係數	t 值
Constant	0.0252	2.8262***
Z	0.0015	0.1628
$\Delta FDI_{i,t-1}$	-0.0088	-0.8578
$\Delta FDI_{i,t-2}$	-0.0085	-0.8468
$\Delta FDI_{i,t-3}$	0.0045	0.5581
$\Delta IM_{i,t-1}$	0.0838	1.6519*
$\Delta IM_{i,t-2}$	0.0201	0.3550
$\Delta IM_{i,t-3}$	-0.0797	-1.6243
$\Delta EX_{i,t-1}$	-0.5082	-12.1096***
$\Delta EX_{i,t-2}$	-0.2082	-4.5736***
$\Delta EX_{i,t-3}$	-0.0100	-0.2456
Q(6)	5.0125	
Q(12)	13.457	
Q(18)	19.351	

註：*、**、***表在 10%、5%、1% 顯著水準下為顯著。

誤差修正項方面，依據表 21-23 結果，台灣對大陸外人直接投資 (-0.3063) 與台灣自大陸進口 (-0.0171) 變動率之誤差修正項之估計係數皆於顯著水準 1% 下有顯著負向影響，這表示台灣對大陸外人直接投資與台灣自大陸進口變動率在受到外部衝擊之影響而偏離長期均衡關係時，可透過誤差修正項之調整來達到最終平衡，即修正至長期之均衡；而台灣對大陸出口變動率皆為正 (0.0015)，然而因不顯著，並不影響到最終之調整；此外，表示台灣自大陸出口變動率最快達到長期均衡外，亦顯示出台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口變動率之間的關係為藉由台灣自大陸出口變動率使其三變數緊密結合，即台灣自大陸出口變動率於此三項變數中居於領導地位。台灣對大陸外人直接投資與進出口貿易非屬效率市場，因可用過去資訊預測未來變數之變動率。此外，台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口變動率皆會受到自身歷史資訊影響，台灣對大陸外人直接投資變動率受到自身落後一至三期之影響；台灣自大陸進口變動率受到自身落後一至三期之影響；最後，台灣對大陸出口變動率亦受到自身落後一至二期之影響。這顯示台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口變動率皆具有自我外溢效果 (own-volatility spillover)。綜合以上 panel 向量誤差修正模型結果，發現台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口與台灣對大陸出口間具有互動關係，且對彼此間具有影響力。因此兩岸雙邊市場投資與貿易間關係密切，且彼此間相互影響，故可知兩岸具有經濟整合之效應與可能性。

陸、結論與建議

茲將本文分析所獲得結論與建議分別說明如下：

一、結論

- (一) 台灣對大陸外人直接投資模型中，發現台灣對大陸外人直接投資與台灣對大陸出口、台灣自大陸進口、大陸銀行放款利率、積極開放有效管理政策之虛擬變數、兩岸實質匯率比、大陸每人國內生產毛額以及兩岸實質工資比皆呈現正向關係。其中又以兩岸實質匯率比之影響幅度最大，顯示透過兩岸實質匯率比為影響台灣對大陸外人直接投資之重要決定因素，此表示兩岸實質匯率變動會帶動台灣對大陸外人直接投資。
- (二) 台灣自大陸進口模型中，發現台灣自大陸進口與台灣對大陸出口、台灣對大陸外人直接投資、積極開放有效管理政策之虛擬變數、兩岸實質工資率以及台灣自其他國家進口呈現正向關係。而兩岸實質匯率比、台灣每人國內生產毛額呈現負向關係。其中又以台灣對其他國家進口之影響幅度最大，顯示透過台灣對其他國家進口為影響台灣自大陸進口之重要決定因素。
- (三) 台灣對大陸出口模型中，發現台灣自大陸進口、台灣對大陸外人直接投資、積極開放有效管理政策之虛擬變數、大陸每人國內生產毛額以及台灣對其他國家出口呈現正向關係。而與兩岸實質工資比、兩岸實質匯率比呈現反向關係。其中，以台灣對其他國家出口影響幅度最大，代表台灣對其他國家出口增加，及台灣出口產業發展活絡，連帶顯著影響台灣對大陸出口增加。
- (四) 依據 Panel VECM 之估計與檢定發現台灣對大陸外人直接投資變動率與台灣自大陸進口變動率在受到外在衝擊的影響而偏離長期均衡關係時，可藉由誤差修正項吸收此三項變數變動率互動之共同資訊並且調整變動率之波動，進而達到長期之均衡。顯示台灣對大陸外人直接投資與進出口三項因素均能促進兩岸經濟整合，但其中以台灣對大陸外人直接投資與台灣自大陸進口相對能力較強，故兩岸經濟整合主要為台灣對大陸外人直接投資與台灣自大陸進口所帶動，此三項變數彼此互相影響與互動，達成兩岸經濟整合。

二、建議

(一) 由於兩岸間台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口在各產業間，台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易之關連性增強，而根據台灣對大陸外人直接投資與進出口貿易之決定因素模型下，兩岸實質工資比為台灣自大陸進口與台灣對大陸出口之共同決定因素，故台灣對大陸進出口貿易商應注意兩岸實質工資變動，以調整其進出口貿易。兩岸實質匯率比為台灣對大陸外人直接投資之決定因素，故近來大陸開放匯率變動，台灣對大陸外人直接投資將因此相對波動。因此台商應掌握上述外人直接投資與進出口貿易相關資訊，才能達到將其風險降至最低以及利益最大化之雙重目標。

(二) 台灣對大陸外人直接投資、台灣自大陸進口以及台灣對大陸出口於國內四大行業間，相互為彼此之決定因素，且台灣與大陸外人直接投資與進出口貿易存在有明顯的連動性，本研究發現台灣對大陸出口居於主導地位，領先台灣對大陸外人直接投資與台灣自大陸進口。為促進兩岸經貿發展，政府宜加速市場活絡運作及提供兩岸經貿交流資訊，並制定相關有利之兩岸經貿交流互動之經貿政策，以利改善投資與貿易環境，如此可減少台灣產業對大陸外人直接投資與進出口貿易所承擔之風險。

(收件日期為民國 99 年 3 月 22 日，接受日期為民國 99 年 10 月 19 日)

參考文獻

(1) 中文部分

1. 王儷容，2006，「「十一五規劃」及WTO對人民幣匯率決定之影響」，經濟前瞻，103：115-118。
2. 林昱君，2009，「金融危機前後兩岸經貿往來之觀察」，經濟前瞻，126：12-18。
3. 高長與蔡慧美，2003，「大陸外匯體制變遷及人民幣升值趨勢分析」，經濟前瞻，90：64-69。
4. 高長與蔡依帆，2006，「兩岸雙邊貿易、投資與產業分工發展趨勢」，經濟情勢暨評論，12：1-20。
5. 唐彥博，2007，「兩岸經貿發展趨勢與展望」，展望與探索，5：20-40。
6. 夏樂生，2009，「當前兩岸經貿關係的轉變與展望」，展望與探索，7：78-106。
7. 許振明，2004，「台灣的兩岸經貿政策及兩岸經濟合作之分析」，國家政策論壇，春季號：50-68。
8. 黃智聰與歐陽宏，2006，「世界各國對中國大陸直接投資決定因素之研究」，遠景基金會季刊，7：36-45。
9. 傅澤偉與丁裕家，2009，「兩岸經貿往來關係之實證研究：總體經濟變數動態模型」，多國籍企業管理評論，3：135-151。
10. 陳美玲、王凱立與吳家豪，2004，「台灣對外直接投資、出口及匯率動態關聯之研究：多變量時間序列模型之應用」，農業經濟半年刊，76：139-172。
11. 蔡宏明，2006，「臺灣經貿發展對兩岸經貿互動之影響」，遠景基金會季刊，7：20-28。

(2)英文部分

1. Cheng, L. K. and Y. K. Kwan, 2000, "What Are the Determinants of Location of Foreign Direct Investment? The China Experience," *Journal of International Economics*, 51: 379-400.
2. Engle, R. F. and C. W. J. Granger, 1987, "Co-integration and Error Correction: Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55: 251-276.
3. Herrero, A. G. and T. Koive, 2009, "China's Exchange Rate Policy and Asian Trade," *BIS Working Papers*, 282: 1-27.
4. Im, K. S., M. H. Pesaran, and Y. Shin, 2003, "Testing for Unit Roots in Heterogeneous Panels," *Journal of Econometrics*, 115: 53-74.
5. Kojima, K., 1973, "A Macroeconomic Approach to Foreign Direct Investment," *Hitotsubashi Journal of Economics*, 14: 1-21.
6. Koop G., R. L. Gonzalez, and R. Strachan, 2006, "Bayesian Inference in a Cointegrating Panel Data Model," *Working Paper*, Department of Economics, Leicester University.
7. Levin, A., C. F. Lin, and C. S. J. Chu, 2002, "Unit Root Tests in Panel Data: Asymptotic and Finite-sample Properties," *Journal of Econometrics*, 108: 1-24.
8. Li, C. S. and C. P. Yu, 2010, "Analysis of the Economic Relationship between China and Taiwan," *The Chinese Economy*, 43: 26-43.
9. Mundell, R. A., 1957, "International Trade and Factor Mobility," *The American Economic Review*, 47: 321-335.
10. Pedroni, P., 1999, "Critical Values for Co-integration Tests in Heterogeneous Panels with Multiple Regressors," *Oxford Bulletin of Economics and Statistics*, 61: 653-670.
11. Pedroni, P., 2000, "Fully Modified OLS for Heterogeneous Co-integrated Panels," *Non-stationary Panels, Panel Co-integration and Dynamic Panels*, 15: 93-130.
12. Pedroni, P., 2001, "Purchasing Power Parity Tests in Co-integrated Panels," *The Review of*

- Economics and Statistics*, 83: 727-731.
13. Pedroni, P., 2004, "Panel Co-integration: Asymptotic and Finite Sample Properties of Pooled Time Series Tests with An Application to the PPP HYP," *Econometric Theory*, 20: 597-625.
 14. Schmitz, A. and H. P. Helmberger, 1970, "Factor Mobility and International Trade: The Case of Complementarity," *The American Review*, 60: 761-767.
 15. Schneider, P. H., 2005, "International Trade, Economic Growth and Intellectual Property Rights: A Panel Data Study of Developed and Developing Countries," *Journal of Development Economics*, 78: 529-547.
 16. Udomkerdmongkol, M., O. Morrissey, and H. Gorg, 2008, "Exchange Rates and Outward Foreign Direct Investment-US FDI in Emerging Economies," *The World Institute for Development Economics Research*, 102: 1-18.
 17. Xing, Y., 2004, "Why Is China So Attractive for FDI? The Role of Exchange Rate," *China Economic Review*, 17: 198-209.

A Study on the Interactive Relationships among Foreign Direct Investment, Import and Export between Taiwan and Mainland China: An Application of Panel VECM

Hsiang-Hsi Liu^{*} and Jan-Jo Kao^{**}

Abstract

The main purpose of this study is to investigate the determinants and relationships among foreign direct investment, import and export of four manufacturing industries between Taiwan and Mainland China. First, the simultaneous equation model is constructed to detect the determinants of foreign direct investment, import and export by applying the panel data from January 1993 to December 2007. The fixed effect model is estimated and has indicated that foreign direct investment, import and export are positively interacted one another between Taiwan Mainland China. Furthermore, the study tries to explore linkage effects of foreign direct investment, import and export relationship between Taiwan and Mainland China. By using panel co-integration analysis and fully modified OLS (FMOLS) to resolve the long-term relationship of co-integration vector, the result shows there is a long-term co-movement among foreign direct investment, import and export between Taiwan and Mainland China. Based on the estimated results of panel vector error correction model (Panel VECM), it points out that a

^{*} Professor and Director, Institute of International Business, National Taipei University.
Corresponding Author. Tel: 886-2-26736270, Email: hsiang@mailntpu.edu.tw.

^{**} Master, Graduate Institute of International Business, National Taipei University.

possible space for market and/or economic integration between Taiwan and Mainland China. Basically, the empirical results of this study would provide useful information for firm to managerial strategy and policy-making for government agent.

Keywords: Foreign Direct Investment, Export and Import, Panel Unit Root, Panel Co-integration, Panel VECM, FMOLS

JEL Classification: F14, C32, C33