

國立交通大學

經營管理研究所

碩士論文

外人直接投資對台灣失業率及出口的衝擊

The Impulse of Foreign Direct Investment to
Unemployment Rate and Export in Taiwan

研究生：趙立珍

指導教授：胡均立 教授

中華民國九十六年十二月

外人直接投資對台灣失業率及出口的衝擊

The Impulse of Foreign Direct Investment to Unemployment
Rate and Export in Taiwan

研究生：趙立珍

Student : Li-Chen Chao

指導教授：胡均立

Advisor : Dr. Jin-Li Hu

國立交通大學

經營管理研究所

碩士論文

A Thesis

Submitted to Institute of Business and Management

College of Management

National Chiao Tung University

in Partial Fulfillment of the Requirements

for the Degree of

Master

of

Business Administration

December 2007

Taipei, Taiwan, Republic of China

中華民國九十六年十二月

外人直接投資對台灣失業率及出口的衝擊
The Impulse of Foreign Direct Investment to Unemployment
Rate and Export in Taiwan

研究生：趙立珍

指導教授：胡均立 博士

國立交通大學經營管理研究所碩士班

摘 要

對外投資對國內生產與失業的影響，一直以來是個爭議不休的問題，而台商對中國大陸投資熱度未減，產業不斷西移，致使資金外流，讓人關心是否會影響國內失業率。本文以 Granger 因果關係檢定及向量自我迴歸 VAR 模型來探討外人直接投資與我國失業率及出口之關係。研究期間自 1993 年 1 月起至 2007 年 5 月止，共 173 筆月資料。研究變數之名目資料以 GDP 平減指數(2001 年為基期)進行平減，消除物價變動因素之影響，並在取 \ln (自然對數) 及將有單根之時間序列取差分後進行相關分析。

研究結果顯示，一、外來投資增加，短期內國內失業率會下降。二、對外投資增加，不論對中國大陸或是中國大陸以外地區投資，短期內國內失業率都會增加。三、不論對任何地區之出口貿易，包括中國大陸或是中國大陸以外地區，短期內本國的失業率都會減少。四、無論是中國大陸或是中國大陸以外地區，對外投資與本國出口貿易之間均無領先落後關係，而台商對中國大陸投資短期內可顯著誘發我國對中國大陸之出口效果，未獲本研究証實結果支持。

關鍵詞：對外投資、失業率、Granger 因果關係檢定、向量自我迴歸模型、衝擊反應。

The Impulse of Foreign Direct Investment to Unemployment Rate and Export in Taiwan

Student: Li-Chen Chao

Advisor: Dr. Jin-Li Hu

Institute of Business and Management
National Chiao Tung University

ABSTRACT

This thesis studies the impulse of foreign direct investment (FDI) to unemployment rate and export in Taiwan. The research period is from Jan 1993 to May 2007, including 173 monthly observations. Following the unit root test and data differencing adjustment, this paper applies the Granger Causality test and VAR model to examine the relationship of FDI and domestic unemployment rate. The GDP deflator is used to transform all nominal variables into the real variables in the 2001 price level.

Our major findings are as follows: 1. When the inward FDI increases, the domestic unemployment rate will descend in the short-term. 2. When the outward FDI (either to China or to other areas) increases, the domestic unemployment rate will rise up in the short-term. 3. When the exports increase, unemployment rate will descend in the short-term. 4. There is no evidence that outward FDI in China can significantly induce more export from Taiwan to China in the short-term.

Keywords: FDI, unemployment, Granger Causality, vector autoregression model, impulse response function.

致 謝

回顧過往兩年研究所時光，在兼顧課業及工作的兩難中掙扎，如人飲水，點滴在心頭，今天終於可以擺脫蠟燭二頭燒的日子，回歸正常的生活，真是值得慶祝的一天。

在闊別學校生活 13 年後，慶幸來到交大經管所，在這裡認識了許多老師、同學和學長姐們，有幸與你們一同渡過這段時光，共同切磋學業，互相討論，重溫當學生的樂趣，享受追求知識及學習的快樂，因為你們，讓我的研究所生涯豐富而精彩，過去點點滴滴將成為我美好的回憶。

謝謝在這段時間所有幫助過我的人，首先感謝指導教授胡均立老師，在論文撰寫的過程中，提供指引及建議，讓我得以完成本篇論文。同時也感謝口試委員周雨田教授撥冗審核論文初稿及在論文口試時提供許多建議，謝謝黃智聰教授及許牧彥教授，在論文口試時給予的修正建議，讓我的論文得以更臻完善。

謝謝在公務上幫助過我的人，經濟部投審會的朱萍組長，感謝您的包容及承擔，讓我得以無後顧之憂安心上課，感謝研發會同仁幫忙，淑容、明輝、碧書，盈如等，謝謝您們的體貼及熱心，總在我最需要幫助的時候，伸出援手。

最後，特別感謝我的家人，母親默默地支持及關心，是我不斷向前邁進的力量來源，謝謝姐姐為我分擔大部分的家務，讓我能全心全意在課業及工作中努力，感謝您們陪伴我渡過生命中的許多挫折及低潮，這份畢業的喜悅將與我最愛的家人和天上的父親一同分享。

趙立珍 謹誌

中華民國九十六年十二月

目錄

中文摘要.....	i
英文摘要.....	ii
誌謝	iii
目錄	iv
表目錄	v
圖目錄	vi
第一章 緒論.....	1
1.1 研究動機與目的.....	1
1.2 研究流程.....	3
第二章 背景說明與文獻回顧.....	5
2.1 我國對外投資概況.....	5
2.2 我國對外貿易概況.....	14
2.3 我國失業概況.....	21
2.4 文獻回顧.....	28
第三章 研究方法.....	36
3.1 單根檢定 (Unit Root Test)	36
3.2 最適落後期選取標準.....	41
3.3 Granger 因果關係檢定 (Granger Causality)	42
3.4 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model)	43
3.5 衝擊反應函數.....	44
第四章 實證分析.....	46
4.1 資料來源與變數說明.....	46
4.2 單根檢定.....	48
4.3 外來投資、對外投資與失業率.....	53
4.4 中國大陸地區投資、出口與失業率.....	58
4.5 中國大陸以外地區投資、出口與失業率.....	62
4.6 小結.....	67
第五章 結論與建議.....	69
5.1 研究結論與建議.....	69
5.2 研究限制.....	70
5.3 未來研究方向.....	70
參考文獻.....	71

表目錄

表 2-1	我國 FDI 投資額與國際主要國家之比較.....	5
表 2-2	我國 FDI 投資額占 GFCF 及 GDP 比率與國際主要國家之比較.....	6
表 2-3	我國核准對外投資比重—地區別.....	8
表 2-4	2003 至 2005 年對外投資調查最主要投資地區.....	9
表 2-5	我國核准對中國大陸以外地區投資分業比重.....	10
表 2-6	我國核准對中國大陸地區投資分業比重.....	11
表 2-7	對中國大陸投資動機.....	12
表 2-8	中國大陸投資事業產品在各地區銷售比例.....	12
表 2-9	機器設備、原料、零組件及半成品之採購來源比例.....	13
表 2-10	中華民國對外貿易統計表.....	15
表 2-11	中華民國對各洲（地區）貿易統計.....	16
表 2-12	中華民國主要出口商品變動趨勢.....	17
表 2-13	中華民國主要進口商品變動趨勢.....	18
表 2-14	我國對美國貿易統計表.....	18
表 2-15	我國對中國大陸（含港澳）貿易統計表.....	20
表 2-16	台灣三級產業 GDP 比重.....	24
表 2-17	台灣地區三級產業就業人數佔全經濟就業人數比重.....	25
表 2-18	我國各產業勞動投入係數之變動.....	26
表 2-19	就業者特性.....	27
表 2-20	長期失業者特性.....	28
表 4-1	本研究變數一覽表.....	48
表 4-2	單根檢定.....	51
表 4-3	本研究變數之穩態階次.....	52
表 4-4	VAR (P) 之 AIC 值與 SBIC 值.....	53
表 4-5	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=2）.....	54
表 4-6	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=7）.....	54
表 4-7	對外投資、外來投資與失業率之因果關係檢定.....	54
表 4-8	VAR (7) 之迴歸係數與 T 值.....	55
表 4-9	VAR (P) 之 AIC 值與 SBIC 值.....	58
表 4-10	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=3）.....	59
表 4-11	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=7）.....	59
表 4-12	對中國大陸投資、出口與失業率之因果關係檢定.....	59
表 4-13	VAR (7) 之迴歸係數與 T 值.....	60
表 4-14	VAR (P) 之 AIC 值與 SBIC 值.....	63
表 4-15	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=1）.....	63
表 4-16	殘差之 Q 檢定結果（落後期 P=7）.....	64
表 4-17	對中國大陸以外地區投資、出口與失業率之因果關係檢定.....	64
表 4-18	VAR (7) 之迴歸係數與 T 值.....	65

圖目錄

圖 1-1	研究流程.....	4
圖 2-1	我國對外投資金額趨勢圖.....	7
圖 2-2	勞動參與率與失業率.....	22
圖 4-1	本研究變數之時間序列趨勢圖.....	51
圖 4-2	對外投資與外來投資對失業率之衝擊反應圖.....	56
圖 4-3	失業率對外來投資與對外投資之衝擊反應圖.....	57
圖 4-4	中國大陸投資對失業率之衝擊反應圖.....	61
圖 4-5	失業率對中國大陸投資之衝擊反應圖.....	61
圖 4-6	中國大陸出口對失業率之衝擊反應圖.....	62
圖 4-7	失業率對中國大陸出口之衝擊反應圖.....	62
圖 4-8	中國大陸以外地區投資對失業率之衝擊反應圖.....	66
圖 4-9	失業率對中國大陸以外地區投資之衝擊反應圖.....	66
圖 4-10	中國大陸以外地區出口對失業率之衝擊反應圖.....	67
圖 4-11	失業率對中國大陸以外地區出口之衝擊反應圖.....	67



第一章 緒論

1.1 研究動機與目的

台灣自 1952 年開始引進外資，政府訂定許多優惠措施吸引跨國企業來台灣投資，期望藉由外人直接投資及鼓勵出口貿易政策，來帶動國內經濟發展。1960 年代開始採行出口擴張政策後，勞力密集產品出口大增，帶動就業人口的快速成長；1970 年代發展重化工業促進工業升級，製造業雇用人數持續增加。1980 年代中期以前，外人來台投資興盛，而台灣對外投資情況並不普遍，但在中期以後，國內經濟及投資環境出現了重大變化，對外貿易順差規模擴大、台幣大幅升值、國內工資及土地成本上漲、民眾環保意識抬頭，加上政府放寬對外投資等因素，造成對外投資快速成長。

我國對外投資活動，因政治因素，早期係以東南亞投資為主，1978 年中國大陸經濟改革開放後，因具備充沛廉價勞工、廣大潛在市場，故而吸引大量的外人投資。而中國大陸與台灣地理位置鄰近，加以台商具備語言及文化上之優勢，遂成為台灣廠商主要的投資地區。根據經濟部投審會統計，核准台商赴中國大陸投資金額 1991 年為 1 億 7,416 萬美元，至 2006 年已快速上升至 76 億 4,234 萬美元，其占我國對外投總額比重亦由 1991 年 9.52% 大幅上升至 2006 年之 63.91%，居各投資地區之冠。

近年來，台灣廠商對外投資急遽加速，尤其是對中國大陸投資方面，不僅投資規模擴大，且廠商因應全球布局之需，配合上游國外大廠，帶動周邊衛星產業登陸，逐漸形成集團化趨勢。而對外投資項目亦從早期不具比較利益的勞力密集產業（成衣、鞋帽傘、玩具等），轉變成目前仍具比較利益的產業（電子及資訊通信產業）。

台灣對外投資增加、投資地區集中及投資產業之轉變，影響台灣廠商生產運籌布局，出現了「台灣接单、海外生產」的情況，而中國大陸則是台灣在海外最主要的生產基地，超過 7 成的海外生產集中在此。台商以委外代工方式將訂單交由在中國大陸投資的台商代為生產，以降低生產成本，增加出口競爭力，而這些

以「海外接單、海外生產與出口」的對外投資廠商，基於成本及其他因素考量，大幅縮減及關閉國內生產線，致使台灣就業機會減少，並衝擊出口貿易。而台商對大陸投資熱度未減，產業不斷西移，致使資金外流，讓人憂心是否會妨礙國內資本形成及影響經濟成長。就當台灣對外投資、外銷訂單及生產與出口之間的關係產生顯著變化的同時，國內投資有停滯現象，2001 年國內經濟首次出現負成長，失業率開始上升，更使得產業空洞化的疑慮普遍瀰漫。

對外投資是否會對國內產業造成空洞化，進而影響國內經濟發展，至今國內看法仍舊分歧。有人認為廠商大舉對外投資行為，將減少國內投資、就業及出口貿易，並使製造業產值下降，進而造成產業空洞化危機；持相反看法者主張，基於國際分工與全球布局考量，廠商為進一步尋求市場、技術及原料，以拓展事業版圖而增加對外投資，這種擴張性的對外投資，有利國內產業發展，與國內投資相輔相成，可帶動國內產業升級，非但不會產生產業空洞化現象，相反地對國內生產、就業、出口及研究發展均有正面影響。

而文獻研究有關對外投資對國內生產與就業的影響，一直以來亦是個爭議不休的問題。近年來文獻探討對外投資對母公司生產活動的影響，即所謂的母國效果（home country effect），尚無一致性的結論。國外文獻中，持對外投資不利母國就業主張者（Kravis and Lipsey, 1988；Blomstrom et al., 1997）認為將勞力密集活動配置在開發中國家，會減少對國內的勞力雇用。而持相反看法者（Lipsey and Weiss, 1981, 1984；Lipsey et al., 2000）則認為：廠商對外投資後將增加其對國內機器設備、零組件及半成品等中間財的需求，因此可增加投資母國的出口；若廠商因海外投資提高其產品在國際市場的競爭力，為支持海外子公司活動，會進一步增加對母國的管理和服務人員的需求，因此對外投資不見得會減少國內就業機會。

國內文獻早期多以次級資料或問卷調查，去分析對外投資對國內就業的影響。而近年來，因台商有集中對中國大陸地區投資之趨勢，因此對中國大陸地區投資對我國就業之影響，亦有學者陸續探討。目前研究結果大多認為對中國大陸投資會降低國內就業機會，尤其不利非技術員工之雇用（顧瑩華 2005、林祖嘉等 2006）。

本研究主要目的在於探討外人直接投資與我國失業率及出口之關係，包括外人投資及對外投資 2 部分，對外投資與失業率之間的關係是探討重點，而外人投資對失業率之影響雖較少文獻探討，但有其經濟意義，故本研究將納入該變數進行討論。

過去國外文獻針對已開發中國家對外投資之研究結果，不見得適用於屬開發中國家的台灣，故有必要就台灣對外投資情況做實証研究。過去文獻其研究方式多以產業關聯表、次級資料、實地調查進行分析，以量化模型研究之文獻較少；此外，研究資料普遍採用年資料或季資料，無法適切捕捉時間序列變數動態的變化；而研究對象多以產業或廠商資料來研究，僅能觀察個別情況，無法探究對外投資對整體經濟層面之影響。

鑑於以上理由，本研究以高頻率之月資料及總體經濟變數，基於相關理論架構設定時間序列分析 (time-series analysis) 模型來探討相關統計檢定與實証迴歸方程式之預估，藉由建立對外投資與失業率及出口過去和現在的關係，捕捉台灣對外投資變數時間序列之動態變化，相信在本研究所建立之時間序列模型下，能客觀評估對外投資與我國失業率及出口的關係，對政府擬定相關政策有所貢獻。

1.2 研究流程

為達成前述研究目的，本研究共分五章，除本章外，第二章先針對我國對外投資、出口貿易及失業現況作一背景說明，再將國內外相關文獻作扼要回顧及整理；第三章詳述研究方法；第四章為實證模型的建立及分析，檢定流程參考 Pagan and Wickens (1989) 與 Hondroyiannis and Papapetrou (2001) 之研究建議；第五章則為結論與建議。研究流程如下圖所示：

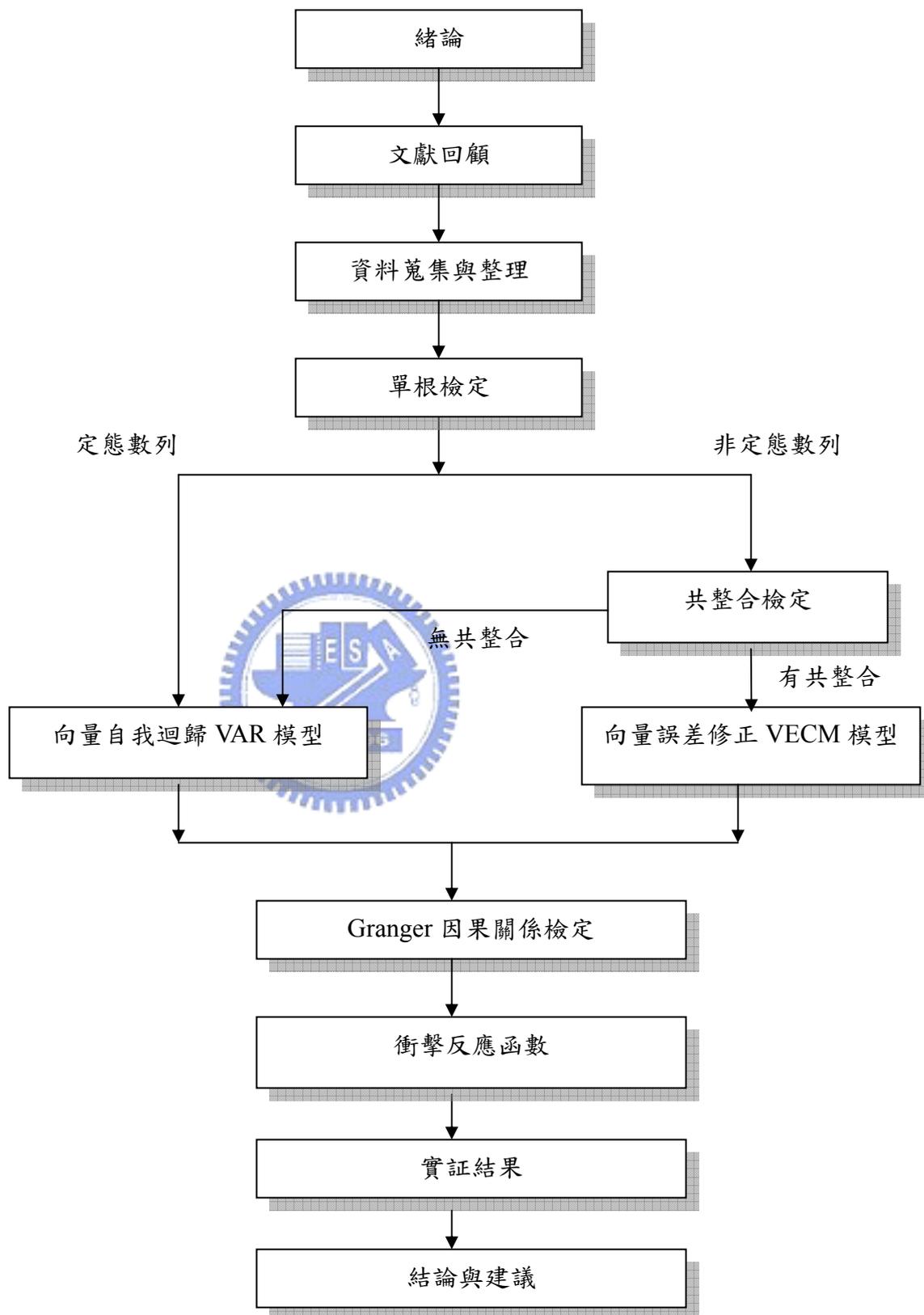


圖 1-1 研究流程

第二章 背景說明與文獻回顧

2.1 我國對外投資概況

2.1.1 我國對外投資與國際比較

我國自 1980 年代中期後，對外貿易順差規模擴大、台幣大幅升值、工資土地成本上漲，加以對外投資放寬，造成對外投資快速成長。在 1990 年代與美、歐、日等先進國家同為對外直接投資（foreign direct investment, 簡稱 FDI）淨輸出國，而東亞國家多為 FDI 的接受國，其中香港和新加坡較為特殊，其為城市轉口經濟，故對於 FDI 的引進和輸出均十分積極；南韓則是積極地投資國外市場，以促使國內產業升級；至於中國大陸則是較為依賴外資輸入的國家（表 2-1）。

表 2-1 我國 FDI 投資額與國際主要國家之比較

單位：百萬美元

國家	FDI inward stock			FDI outward stock		
	1990	2000	2005	1990	2000	2005
美國	394,911	1,256,867	1,625,749	430,521	1,316,247	2,051,284
歐盟	768,160	2,179,706	4,499,128	810,277	3,050,067	5,475,025
日本	9,850	50,322	100,899	201,441	278,442	386,581
台灣	9,735	17,581	41,929	30,356	66,655	97,293
韓國	5,186	37,474	63,199	2,301	26,833	36,478
新加坡	30,468	112,633	186,926	7,808	56,766	110,932
香港、中國大陸	45,073	455,469	532,956	11,920	388,380	470,458
中國大陸	20,691	193,348	317,873	4,455	27,768	46,311

資料來源：UNCTAD，World Investment Report，2006年10月。

依據聯合國貿易暨發展會議（UNCTAD；United Nations Conference on Trade and Development）2006 年世界投資報告資料顯示，以 FDI 占各國 GDP 比重來看（表 2-2），2005 年除美、歐及台灣，流出較流入比重大，其他東亞地區多數國家的外資流入比重皆大於流出比重。而香港和新加坡兩個地區，無論是外資的流入或流出占 GDP 比重皆很高，反映出這兩個地區特殊的商業屬性。

2005 年流入台灣的 FDI 達 419 億美元，占固定資本形成 2.3%，由台灣流出的 FDI 達 972 億美元，占固定資本形成 8.5%，流出及流入兩者之間相差了 3.7 倍，也就是說國外投資台灣每 1 塊錢，就有 3.7 元走出台灣到國外去投資。

表 2-2 我國 FDI 投資額占 GFCF 及 GDP 比率與國際主要國家之比較

單位：%

國家	FDI flows as a percentage of GFCF			FDI stocks as a percentage of GDP		
	1990	2000	2005	1990	2000	2005
	美國	Inward 2.6	5.5	4.0	6.9	12.9
	outward 6.4	9.9	-0.5	7.5	13.5	16.4
歐盟	inward 11.8	8.6	16.1	10.9	26.3	33.5
	outward 13.3	13.4	21.1	11.5	36.8	40.7
日本	inward 20.0	8.5	25.9	7.9	18.7	29.4
	outward 10.4	22.0	11.5	2.1	7.5	16.3
台灣	inward 0.8	2.8	2.3	6.1	5.7	12.1
	outward 10.4	10.5	8.5	18.9	21.7	28.1
韓國	inward 2.1	3.8	3.1	2.0	7.3	8.0
	outward 1.9	2.3	1.9	0.9	5.2	4.6
新加坡	inward 46.5	58.0	78.9	82.6	121.7	158.6
	outward 14.1	33.3	21.7	21.2	61.3	94.1
香港	inward 40.6	96.4	97.0	59.4	275.4	299.9
中國大陸	outward 16.4	129.5	88.0	15.7	234.9	264.7
中國大陸	inward 8.6	8.0	9.2	5.4	17.9	14.3
	outward —	0.2	1.4	1.2	2.6	2.1

資料來源：UNCTAD，World Investment Report，2006 年 10 月。

註：GFCF: gross fixed capital formation(固定資本形成毛額)

依據經濟部投審會核准對外投資統計，我國對外投資（不含對中國大陸投資）金額自 1991 年 16.56 億美元上升至 2000 年達高峰 50.7 億美元，近年來有下降趨勢，2006 年總投資金額為 43.2 億美元。而核准對中國大陸投資金額則自 1991 年之 1.74 億美元逐步攀升至 2003 年達到最高峰 76.9 億美元，2006 年總投資金額為 76.4 億美元。由圖 2-1 可看出，自 2002 年起，我國對中國大陸投資已大幅超過對中國大陸以外地區之投資。

單位:千美元

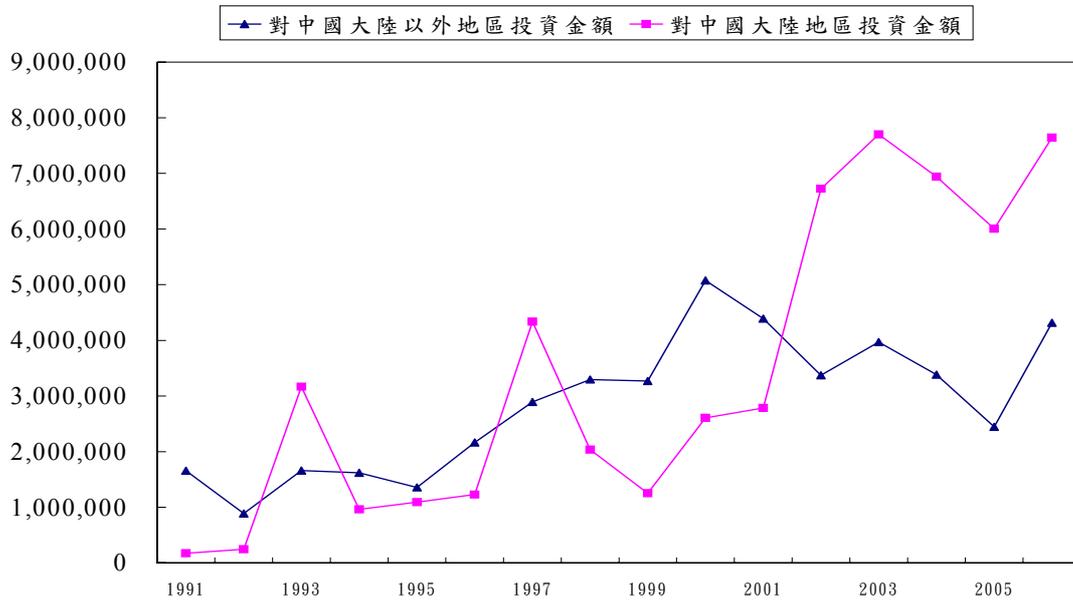


圖 2-1 我國對外投資金額趨勢圖

2.1.2 我國對外投資地區

1990 年以前，我對外投資地區主要為美國，比重達 50% 以上，其次為東南亞占 30% 左右。自 1991 年台灣開放對中國大陸投資，1993 年對中國大陸投資比重為 65.61%，首次超過對中國大陸以外所有其他地區之對外投資比重 34.39%，而自 2002 年起，我國對中國大陸投資比重皆高達 6 成以上，且每年皆超過對中國大陸以外地區之投資比重近 2 成左右，顯示我國對外投資地區過度集中在中國大陸（表 2-3）。

表 2-3 我國核准對外投資比重—地區別

單位：%

年別	中國 大陸	中國大陸以外地區													其他 地區
		美國	中南美	歐洲	日本	韓國	東南亞	新加坡	菲律賓	泰國	馬來 西亞	印尼	越南		
1987	0.00	100.00	68.18	9.92	0.19	3.39	0.44	15.66	1.27	2.57	5.22	5.67	0.92	0.00	2.22
1988	0.00	100.00	56.39	3.20	5.49	0.90	0.05	27.05	2.94	16.56	5.43	1.24	0.88	0.00	6.92
1989	0.00	100.00	54.64	9.89	0.25	0.04	0.16	30.52	0.56	7.12	5.54	17.04	0.03	0.00	4.94
1990	0.00	100.00	27.62	25.08	6.20	0.12	0.04	36.56	3.07	7.96	9.62	11.91	3.99	0.00	4.39
1991	9.52	90.48	16.27	18.96	3.31	0.19	0.01	39.69	0.69	0.07	4.72	24.15	8.76	0.94	12.8
1992	21.78	78.22	17.02	22.53	4.05	0.47	0.00	27.34	0.77	0.11	7.34	13.73	3.52	1.78	6.99
1993	65.61	34.39	10.96	4.37	5.30	1.31	0.01	9.07	1.44	0.14	2.26	1.34	0.53	3.28	3.56
1994	37.31	62.69	5.58	32.70	0.86	0.88	0.01	15.86	3.91	0.37	2.22	3.92	0.80	4.20	7.67
1995	44.61	55.39	10.13	22.00	2.44	0.36	0.11	14.56	1.29	1.46	2.09	2.75	1.31	4.41	8.28
1996	36.21	63.79	7.99	34.48	0.63	0.20	0.18	17.35	4.86	2.19	2.10	2.76	2.43	2.96	3.06
1997	59.96	40.04	7.57	18.71	1.82	0.45	0.00	8.92	3.19	1.76	0.80	1.18	0.77	1.18	2.65
1998	38.17	61.83	11.23	38.18	0.64	0.56	0.03	9.02	2.97	0.73	2.46	0.37	0.37	2.06	2.31
1999	27.71	72.29	9.84	40.11	1.82	2.70	1.79	11.79	7.18	0.65	2.49	0.30	0.16	0.76	4.74
2000	33.93	66.07	11.21	40.08	1.63	4.06	1.21	5.18	2.86	0.17	0.65	0.25	0.44	0.70	2.92
2001	38.80	61.20	15.23	29.53	0.65	2.36	0.17	7.51	5.27	0.64	0.23	0.63	0.09	0.43	6.19
2002	66.61	33.39	5.72	18.76	1.53	0.23	0.05	3.31	0.26	0.82	0.06	0.32	0.09	0.55	6.23
2003	65.99	34.01	4.00	19.40	0.66	0.86	0.09	2.67	0.23	0.02	0.42	0.43	0.11	1.35	6.57
2004	67.24	32.76	5.40	12.80	0.60	1.45	0.06	9.49	7.97	0.02	0.08	0.34	0.02	0.92	3.22
2005	71.05	28.95	3.72	15.38	3.54	0.50	0.04	3.28	1.16	0.18	0.24	0.33	0.11	1.11	2.78
2006	63.91	36.09	4.05	15.46	3.88	0.09	0.13	9.13	6.74	0.11	0.68	0.26	0.07	1.03	3.78

資料來源：經濟部投審會「中華民國華僑及外國人投資、技術合作、對外投資、對外技術合作、對大陸間接投資統計月報」。

依據經濟部2005年「製造業對外投資實況調查報告」調查國內企業對外投資區域現況(表 2-4)，中國因潛藏龐大商機與內銷市場需求等因素，為國內業者首要考量的對外投資地區，2003年至2005年3年來投資比重從77.75%攀升至81.18%；居次的美國則在15.93%至17.01%之間；其他地區則未超過10%。

表 2-4 2003 至 2005 年對外投資調查最主要投資地區

單位: %

投資地區	2003	2004	2005
中國	77.75	76.70	81.18
美國	15.93	18.30	17.01
香港	8.26	8.09	7.13
越南	4.97	5.53	5.38
泰國	4.75	4.63	4.73

資料來源：2003年至2005年經濟部「製造業對外投資實況調查報告」。

註：上表為我國對外投資前五名國家，比率为複選。

2.1.3 我國對外投資分業

我國對中國大陸以外地區投資，在製造業方面，對外投資比重自1991年的91.3%逐漸下降至2003年的18.74%最低點，2006年比重為34.95%（表 2-5）。反觀服務業對外投資比重，近年來有逐漸上升的趨勢，自1994年起每年比重皆維持在5成以上，2003年達高峰81.07%。

製造業中，2006年之投資比重前三名分別為，電子零組件製造業、化學材料及化學製品及電力機械器材及設備製造修配業，合占對外投資比重29.26%，其中電子零組件製造業自1994年起，歷年來都居對外投資之前三名，2004年投資比重更高達30.04%。此外，電腦、通信及視聽電子產品製造業對外投資金額亦相當高，1997年達高峰，為我國對外投資金額第一名，比重高達10.46%，但其後開始下降，至2006年對外投資比重已不到1%，主要投資重心已轉移至中國大陸地區。

服務業中，2006年之投資金額前三名分別為，金融投資業、批發零售業及金融及其輔助業，合占對外投資比重60.67%。其中金融投資業自2002年起開始出現大幅成長，對外投資比重為20.88%，2006年更高達46.06%。而我國對中國大陸以外地區投資結構，自1994年起服務業之投資比重已超過製造業。

表 2-5 我國核准對中國大陸以外地區投資分業比重

單位：%

投資分業	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	
農林漁牧礦業	8.70	11.99	0.06	0.30	0.06	1.07	1.37	0.24	0.00	0.05	0.02	0.01	0.05	0.04	2.12	0.01	
製造業	91.30	88.01	53.07	34.50	42.58	30.01	33.39	31.46	29.88	19.10	40.30	25.70	18.74	45.22	27.07	34.95	
民生工業	食品、飲料菸草	2.57	2.99	0.87	4.00	2.45	1.20	1.93	1.70	0.03	0.08	0.06	1.04	0.56	0.05	0.93	0.20
	紡織品	29.65	12.22	5.74	4.36	10.39	3.36	3.17	2.69	3.04	0.79	1.17	1.31	2.82	1.48	1.39	1.17
	皮革、毛皮製品	0.00	0.00	0.08	0.35	0.46	2.87	0.13	0.01	0.04	0.03	0.10	0.16	0.75	0.58	1.25	0.01
	木竹製品	12.64	14.79	0.03	0.04	2.26	0.08	0.02	0.02	0.00	0.02	0.00	0.25	0.02	0.00	0.00	0.00
	家具及裝設品	0.00	0.00	0.67	0.02	0.25	0.91	0.04	3.07	0.00	0.01	0.02	0.10	0.04	0.03	0.00	0.02
	造紙及印刷	1.62	0.87	6.65	0.37	0.19	0.05	0.05	0.06	0.01	0.00	0.02	0.04	0.01	0.01	0.05	0.09
化學工業	化學材料及化學品	5.09	15.99	18.68	1.48	5.16	1.13	1.42	2.71	1.68	1.85	2.85	3.38	2.60	2.94	1.50	6.59
	石油、煤製品	0.26	0.54	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.12
	橡膠製品	0.00	0.00	0.01	0.08	0.07	0.01	0.16	0.00	0.00	0.00	0.03	0.09	0.29	0.34	0.29	0.00
	塑膠製品	24.38	34.42	0.44	0.18	0.57	0.36	0.23	0.21	0.15	0.44	0.22	0.41	0.24	0.22	0.30	0.65
	非金屬礦製品	14.89	5.46	1.44	1.87	3.12	3.77	0.58	0.06	0.11	0.25	0.07	0.04	0.00	0.13	0.25	0.01
金屬機械	基本金屬製品	0.20	0.73	1.26	2.23	0.85	3.29	3.36	2.46	0.17	0.60	0.23	0.86	2.26	0.27	2.57	1.04
	機械設備	0.00	0.00	0.19	0.66	0.66	0.11	1.10	0.83	0.54	0.03	0.13	0.11	0.28	0.57	1.17	0.34
	電力機械設備	0.00	0.00	1.22	1.12	1.51	3.17	1.61	3.24	2.26	0.93	0.25	1.12	1.19	0.47	2.93	1.20
	運輸工具製造	0.00	0.00	10.33	0.47	1.17	0.59	2.30	1.42	0.89	2.21	1.88	0.91	0.26	3.51	0.98	0.60
	電腦、通信及電子	0.00	0.00	4.08	4.61	7.47	5.06	10.46	6.47	6.35	4.28	4.43	7.60	2.47	3.40	4.06	0.97
資訊電子	電子零組件	0.00	0.00	0.98	12.22	5.43	3.39	6.10	5.91	13.96	7.40	28.36	7.16	3.40	30.04	8.51	21.47
	精密光學器材	0.00	0.00	0.41	0.01	0.13	0.05	0.52	0.53	0.51	0.15	0.39	1.10	1.08	1.18	0.71	0.18
其他工業製品	0.00	0.00	0.00	0.45	0.43	0.61	0.20	0.06	0.14	0.04	0.09	0.03	0.49	0.02	0.18	0.29	
營造及水電燃氣業	0.00	0.00	0.00	2.42	0.83	0.89	0.16	0.27	0.05	0.26	0.06	0.07	0.00	0.14	0.10	0.10	
服務業	0.00	0.00	44.46	64.37	56.46	68.76	64.98	68.25	69.86	80.79	59.61	74.28	81.07	54.64	70.71	64.94	
批發零售業	0.00	0.00	11.78	23.10	12.75	10.13	17.42	8.80	11.65	4.90	4.80	8.69	6.91	7.42	7.31	11.03	
住宿、餐飲業	0.00	0.00	0.57	0.73	0.74	1.30	0.02	0.00	0.02	0.15	0.23	0.00	0.06	0.30	0.00	0.51	
運輸、倉儲、通信	0.00	0.00	1.44	7.99	2.05	6.33	8.22	1.82	7.24	3.97	8.86	3.82	4.61	2.62	0.72	1.24	
金融及其輔助業	0.00	0.00	22.79	24.91	35.87	44.51	28.08	51.79	43.91	54.65	29.44	30.88	32.21	19.81	17.61	3.58	
金融投資業	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	2.52	6.26	20.88	28.72	16.85	38.38	46.06	
証券期貨業	0.00	0.00	0.92	0.52	1.82	1.64	5.82	1.58	1.57	1.02	1.59	0.70	0.20	2.32	0.13	0.14	
保險業	0.00	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.05	0.00	0.04	0.00	0.00	0.38	0.01	0.00	0.74	0.00	
不動產、租賃業	0.00	0.00	3.72	3.21	1.52	1.26	0.59	1.02	0.82	0.71	0.26	0.04	0.34	0.15	0.41	0.32	
專業、技術服務	0.00	0.00	3.05	0.49	1.47	2.35	3.08	3.17	4.24	9.59	6.35	7.37	6.98	4.65	3.76	1.66	
其他服務業	0.00	0.00	0.19	3.42	0.25	1.24	1.68	0.06	0.37	3.29	1.81	1.52	1.03	0.52	1.65	0.41	

資料來源：經濟部投審會「中華民國華僑及外國人投資、技術合作、對外投資、對外技術合作、對大陸間接投資統計月報」。

我國對中國大陸地區投資主要是以製造業為主，自 1991 年至 2006 年對中國大陸地區投資比重皆在 87% 以上。在 1998 年以前，投資產業主要集中在食品飲料、紡織品、塑膠製品、基本金屬及化學製品等（表 2-6）；2000 年以後，電子零組件製造業、電腦、通信及視聽電子產品製造業及電力機械器材及設備製造修配業為投資比重前三名，2006 年此三者比重合占 44.8%。而我國對中國大陸服務業投資比重亦有逐漸增加之趨勢，2003 年投資比重首度超過 1 成，2006 年為 12.05%，其中主要集中在批發零售業及專業技術等服務業。

表 2-6 我國核准對中國大陸地區投資分業比重

單位：%

投資分業	1991	1992	1993	1994	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006
農林漁牧礦業	0.52	0.25	1.04	1.26	0.49	1.18	1.27	1.19	0.55	0.23	0.41	0.59	0.76	0.50	0.68	0.13
製造業	99.37	99.75	93.30	92.14	91.42	90.74	90.17	89.98	93.08	91.45	90.30	90.40	88.55	90.55	87.93	87.01
民生工業																
食品、飲料菸草	11.09	18.79	10.24	15.16	10.75	9.90	7.68	3.44	4.65	1.66	2.10	2.27	4.59	1.29	0.89	1.30
紡織製品	15.40	12.86	8.84	6.96	7.39	8.67	6.35	6.91	3.23	2.19%	3.30	3.02	5.30	2.82	3.14	2.16
皮革、毛皮製品	4.37	7.44	8.20	1.87	0.97	0.21	4.38	2.12	0.61	0.16	0.37	0.96	1.59	0.74	0.68	0.88
木竹製品	2.29	2.62	2.04	1.22	0.11	0.32	1.18	0.55	0.02	0.08	0.37	0.37	0.27	0.19	0.18	0.14
家具及裝設品	1.33	0.44	1.87	0.41	1.19	1.29	1.49	0.33	0.29	0.00	0.19	1.25	0.80	0.17	0.07	0.14
造紙及印刷	1.06	2.96	2.98	1.28	1.87	2.60	2.49	1.67	2.14	1.33	3.33	2.41	1.86	2.12	2.44	1.01
化學工業																
化學材料及化學品	1.71	4.96	5.82	9.29	8.65	8.04	5.31	7.14	11.42	4.14	5.84	7.05	7.68	6.45	6.04	7.17
石油、煤製品	0.00	0.21	0.05	0.00	0.00	0.00	0.02	0.08	0.00	0.11	0.04	0.01	0.05	0.06	0.01	0.02
橡膠製品	18.34	4.20	2.52	2.02	3.36	1.81	1.67	2.93	0.73	0.42	2.23	1.94	1.27	1.51	1.79	0.84
塑膠製品	9.80	13.21	6.79	6.45	5.56	5.15	7.30	3.09	7.69	7.00	5.47	5.80	5.05	3.75	4.15	2.88
非金屬礦製品	3.28	1.81	5.85	8.59	4.30	2.92	8.85	4.32	2.69	3.20	3.84	3.20	5.86	6.07	2.99	5.06
金屬機械																
基本金屬製品	5.35	3.83	7.55	8.55	10.66	10.08	8.51	5.70	7.61	6.52%	5.81	7.95	7.80	9.74	9.12	5.84
機械設備	4.93	2.12	3.07	5.55	4.14	4.69	5.26	6.59	4.29	3.15	5.74	5.52	5.79	3.63	7.31	5.08
電力機械設備	7.26	9.34	7.41	7.76	6.52	6.97	7.26	7.90	9.48	16.40	9.52	9.37	9.64	8.55	9.33	8.70
運輸工具	0.00	3.01	4.23	3.71	9.33	9.28	3.72	4.14	2.55	2.05	2.06	3.25	4.17	3.74	3.02	1.85
電腦、通信及電子	8.00	4.04	3.28	4.49	4.60	8.36	6.44	15.57	21.15	23.97	13.98	13.41	10.03	13.95	16.40	14.92
資訊電子																
電子零組件	2.87	0.62	3.49	4.24	9.32	7.19	6.54	13.83	12.29	15.82	21.57	16.18	10.60	21.36	14.15	21.18
精密光學器材	0.00	1.40	1.80	0.93	0.53	1.49	1.36	1.43	1.09	2.85	4.18	3.16	3.13	3.01	4.95	5.54
其他工業製品	2.29	5.90	7.24	3.66	2.17	1.75	4.34	2.24	1.15	0.40	0.34	3.28	3.08	1.43	1.26	2.30
營造及水電燃氣業	0.00	0.00	0.35	0.39	0.43	0.54	0.63	0.17	0.22	0.82	1.08	1.08	0.53	1.02	0.52	0.81
服務業	0.11	0.00	5.30	6.21	7.66	7.55	7.93	8.67	6.15	7.50	8.21	7.93	10.16	7.93	10.87	12.05
批發零售業	0.11	0.00	2.23	2.20	5.14	2.46	2.88	4.20	1.58	2.22	4.21	2.19	2.28	2.64	4.57	4.09
住宿、餐飲業	0.00	0.00	0.93	0.63	0.24	0.54	0.98	0.28	0.96	0.38	0.05	0.08	0.33	0.38	0.60	0.21
運輸、倉儲、通信	0.00	0.00	0.27	1.52	1.30	1.34	0.70	0.57	0.64	0.36	0.59	1.01	0.34	0.31	1.68	1.40
金融及其輔助業	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.81	0.00	0.00	1.44	0.00	0.00	0.01	0.00	0.00	0.00	0.00
金融投資業	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.50	0.12
証券期貨業	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.13	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
保險業	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.34	0.98	0.73	0.00	0.69
不動產、租賃業	0.00	0.00	0.09	0.41	0.00	0.40	0.12	0.05	0.10	0.01	0.05	0.07	2.57	0.38	0.27	0.63
專業、技術服務	0.00	0.00	0.27	0.60	0.33	0.28	1.70	1.54	0.77	1.54	2.23	2.52	1.18	1.69	2.17	3.03
其他服務業	0.00	0.00	1.49	0.86	0.65	1.59	1.54	2.04	0.67	2.99	1.07	1.70	2.49	1.80	1.0%	1.88

資料來源：同上表。

2.1.4 台商赴中國大陸投資概況

一、投資動機

台商赴中國大陸投資動機，從過去到現在所考慮之因素並未有太大改變。依據經濟部投審會2005年「中國大陸投資事業營運狀況調查」，國內製造業赴大陸投資的動機，前三名主要為勞工成本低廉（80.43%）、大陸內銷市場廣大（65.68%）及土地成本低廉（43.32%）等。只是近年來大陸市場潛力因素，受重視的程度愈來愈高，早期台商希望利用大陸廉價勞工及土地成本從事生產，因此登陸的廠商多屬勞力密集型產業；而近期登陸者則著重在大陸內銷市場之開拓（高長，2001）。

表 2-7 對中國大陸投資動機

赴大陸投資的動機	比率(%)
勞工成本低廉	80.43
土地成本低廉	43.32
利用當地原物料資源	27.80
當地內銷市場廣大	65.68
利用當地外銷配額	4.04
利用當地最惠國待遇及優惠關稅	6.37
租稅優惠及其他獎勵措施	19.10
配合國外客戶要求	20.34
配合國內中、下游廠商登陸	38.98
國內投資環境不佳	17.24
有效利用公司資本技術	10.40
其他	1.24

資料來源：經濟部投審會2005年「中國大陸投資事業營運狀況調查」。

註：比率為複選。

二、銷售當地化

依據經濟部投審會2005年「中國大陸投資事業營運狀況調查」，台商對中國大陸投資之市場導向可分為當地市場銷售、外銷第三地及回銷台灣等三種取向，其中以在中國大陸當地之銷售比例占4成以上最高。過去台商赴中國大陸投資係利用廉價勞工成本製造產品銷售全球，但隨著大陸經濟發展及國民所得提高，台商為爭取廣大的大陸市場，對中國大陸內銷的比重有逐年增加的趨勢。

表 2-8 中國大陸投資事業產品在各地區銷售比例

年度	產品在各地之銷售比例(%)		
	回銷台灣	在當地銷售	外銷其他國家
2004	23.44	43.40	33.25
2005	26.17	40.19	33.64

資料來源：經濟部投審會 2005 年「中國大陸投資事業營運狀況調查」。

回銷比例高低常被視為產業空洞化的指標之一，而不同產業在大陸市場之銷售狀況亦有所差異。依據高長（2001）研究，皮革製品、紡織與成衣製品、橡膠製品、其他工業製品、非金屬製品、金屬製品等，其回銷台灣比例較高，同時也是外銷至大陸以外市場比例較高的行業。這些產業直接從大陸生產產品出口，會與台灣本地企業產品產生競爭，而未來隨著台商在大陸當地投資企業的技術移轉與外溢效果，在大陸低成本的競爭優勢下，對台灣產品將產生相當威脅。

另一類產業如精密儀器、運輸機械、金屬基本工業、化學、塑膠、紙製品等，其回銷台灣比例也不低，但因產業生產製程較長，或是產品多元化，會將部分勞力密集的製品或附加價值較低的產品移往大陸生產，再將半成品運回台灣加工轉成高附加價值財貨再出口或在台灣銷售。

而隨著大陸開放國內市場，需求呈現多樣化，台商企業為擴大當地市場佔有率，可能移轉較先進的技術或較新的產品設計，結果造成以大陸本土市場取代國際市場，尤其對於那些目前的銷售結構已呈高回銷與高大陸以外市場併存現象的產業，後續發展值得注意。

三、採購來源

依據中華經濟研究院之調查，台商在中國大陸所使用的機器設備，在1993年至1994年有55%來自台灣母公司，向大陸當地企業購置則不到2成。1999年仍有一半機器設備來自台灣母公司，向大陸當地企業購置則有27%。此外，在原材料和半成品部分，隨著中國大陸的產業、經濟不斷發展，尤其外商企業進入的結果，使得台商自當地購置原料及半成品比重，較台商初至中國大陸時大幅增加。

依據經濟部投審會調查資料顯示，2005年國大陸投資事業採購來源（表2-9）以向中國大陸當地採購最多占39%，包括向中國大陸當地台商企業採購占25.85%及向中國大陸非台商採購占13.15%，而向台灣採購次之占34.38%，此顯示機器設備、原料、零組件及半成品由台灣母公司供應者所佔比重已明顯下降。

表 2-9 機器設備、原料、零組件及半成品之採購來源比例
單位:%

年度	向台灣採購	向大陸當地台商 企業採購	向大陸非台商採購	自其他國家進口
2004	34.00	20.32	23.29	22.38
2005	34.38	25.85	13.15	26.62

資料來源：經濟部投審會2005年「中國大陸投資事業營運狀況調查」。

依據高長（2001）研究，台商企業在中國大陸當地的採購行為會因投資產業不同而有差別。基本上，若產業投入的原材料或半成品為中國大陸蘊藏較豐富的

初級原材料或技術層次較低的中間財，在中國大陸當地採購比例自然會較高；反之，若屬於高技術、高附加價值財貨，海外採購比例就可能較高。此外，企業在中國大陸投資存續期間長短，也可能影響在當地的採購行為。存續期間愈長的企業，累積當地市場的訊息更多，當地採購的可能性也會提高。值得注意的是晚進入中國大陸的台商企業，在當地採購的比例反而高於早期進入者，顯示中國大陸產製的工業原材料供應條件與供應能力已有所改善，並能滿足台商企業的需求。

我國赴中國大陸投資當地化程度不斷提高，依據高長（2002）研究，對台灣經濟的影響有利有弊，在主要機器設備及其零件配件、原材料和半成品等之採購，當地化程度提高，可能會使兩岸產業的整合程度降低，由投資帶動的出口擴張效果和兩岸垂直分工架構減弱；人才晉用當地化可能造成技術優勢和經營主控權流失等問題；至於市場行銷和周轉資金的籌措與取得，當地化程度提高在某種意義上代表企業國際化經營，對台灣經濟而言並非絕對不利。

2.2 我國對外貿易概況

2006年我國對外貿易總額4,267.1億美元，出口總值為2,240.1億美元，成長12.9%，進口總值為2,026.9億美元，增加11.0%，出超達213.2億美元，成長34.8%，貿易總額為4,200億美元，進、出口成長率達2位數以上之成長（表2-10）。

表 2-10 中華民國對外貿易統計表

單位：億美元；%

年 別	貿易總額		出 口		進 口		出 (入) 超	
	金 額	年增率 (%)						
1986	640.4	26.0	398.6	29.7	241.8	20.3	156.8	47.6
1987	886.6	38.4	536.8	34.7	349.8	44.7	187.0	19.2
1988	1,103.4	24.5	606.7	13.0	496.7	42.0	110.0	-41.2
1989	1,185.7	7.5	663.0	9.3	522.7	5.2	140.3	27.7
1990	1,219.3	2.8	672.1	1.4	547.2	4.7	124.9	-11.0
1991	1,390.2	14.0	761.8	13.3	628.6	14.9	133.2	6.4
1992	1,534.8	10.4	814.7	7.0	720.1	14.5	94.6	-28.9
1993	1,621.5	5.7	850.9	4.4	770.6	7.0	80.3	-15.1
1994	1,784.0	10.0	930.5	9.3	853.5	10.8	77.0	-2.2
1995	2,152.1	20.6	1,116.6	20.0	1,035.6	21.3	81.0	5.4
1996	2,183.1	1.0	1,159.4	3.8	1,023.7	-1.1	135.7	67.4
1997	2,365.1	8.3	1,220.7	5.3	1,144.3	11.8	76.4	-43.7
1998	2,152.5	-9.0	1,105.8	-9.4	1,046.7	-8.5	59.2	-22.7
1999	2,322.8	7.9	1,215.9	10.0	1,106.9	5.8	109.0	84.2
2000	2,883.3	24.1	1,483.2	22.0	1,400.1	26.5	83.1	-23.8
2001	2,342.8	-18.7	1,263.1	-14.8	1,079.7	-22.9	183.5	120.8
2002	2,485.5	6.1	1,353.1	7.1	1,132.4	4.9	220.7	20.3
2003	2,786.0	12.1	1,505.9	11.3	1,280.1	13.0	225.9	2.3
2004	3,511.1	26.0	1,823.6	21.1	1,687.5	31.8	136.1	-39.7
2005	3,810.3	8.5	1,984.2	8.8	1,826.1	8.2	158.1	16.2
2006	4,267.1	12.0	2,240.1	12.9	2,026.9	11.0	213.2	34.8

資料來源：我國海關進出口統計。

註：我國海關統計資料，2001-2006年資料含復進、出口。

復進口：指貨物出口後，在國外其外表形狀、本質、型式或效用等未經重大加工改變即又進口者，或出口貨物之被退貨運回者。

復出口：指貨物進口後，在國內其外表形狀、本質、型式或效用等未經重大加工改變即予出口者，或進口貨物之退運出口者。

2006年我國與主要貿易夥伴的往來，第1大出口市場為中國大陸（含香港），占我國出口比重達39.8%，成長率為14.8%；第2大出口市場為美國，占出口比重14.4%，成長11.2%；對東南亞國協出口比重則為13.7%，出口增加13.8%；對歐盟出口也有兩位數成長，對亞洲地區的出口成長僅略高於歐美地區（表2-11）。

表 2-11 中華民國對各洲（地區）貿易統計

單位:億美元; %

國別	2006 年				占我國貿易總額/出/進口比重			減增比率(%)			
	總額	出口金額	進口金額	出(入)超	貿易(%)	出口(%)	進口(%)	總額	出口金額	進口金額	出(入)超
亞洲	2,626.4	1,467.3	1,159.1	308.2	61.5	65.5	57.2	11.7	13.7	9.2	34.5
日本	625.9	163.0	462.9	-299.9	14.7	7.3	22.8	2.3	7.9	0.5	-3.1
香港及中國大陸	1,158.6	891.9	266.7	625.2	27.2	39.8	13.2	16.0	14.8	20.1	12.7
中國大陸	765.9	518.1	247.9	270.2	18.0	23.1	12.2	20.2	18.7	23.3	14.8
南韓	221.5	71.5	150.0	-78.5	5.2	3.2	7.4	15.9	21.7	13.3	6.6
印度	27.2	14.7	12.5	2.3	0.6	0.7	0.6	11.2	-7.1	44.9	-68.8
孟加拉	5.2	5.0	0.2	4.7	0.1	0.2	0.0	13.0	12.2	31.7	11.3
東南亞國協	539.5	306.5	233.0	73.5	12.6	13.7	11.5	12.3	13.8	10.4	26.1
新加坡	143.9	92.8	51.1	41.7	3.4	4.1	2.5	10.6	15.4	2.9	35.5
泰國	79.0	45.8	33.2	12.6	1.9	2.0	1.6	17.7	19.8	14.9	34.9
馬來西亞	109.9	49.4	60.5	-11.1	2.6	2.2	3.0	15.7	15.4	16.0	18.6
印尼	77.0	25.0	52.0	-27.0	1.8	1.1	2.6	11.6	6.0	14.6	23.8
菲律賓	72.6	44.8	27.8	17.0	1.7	2.0	1.4	2.0	3.7	-0.7	11.7
越南	57.2	48.7	8.5	40.2	1.3	2.2	0.4	19.1	18.7	21.2	18.2
北美洲	581.7	341.3	240.4	100.9	13.6	15.2	11.9	9.1	10.8	6.9	21.5
美國	550.2	323.6	226.6	97.0	12.9	14.4	11.2	9.4	11.2	7.1	22.1
加拿大	31.4	17.7	13.7	4.0	0.7	0.8	0.7	4.3	4.7	3.8	7.9
NAFTA (2)	596.6	352.0	244.6	107.4	14.0	15.7	12.1	9.4	11.1	7.1	21.5
歐洲	477.2	261.5	215.7	45.8	11.2	11.7	10.6	4.7	10.6	-1.6	164.9
俄羅斯	25.1	6.0	19.0	-13.0	0.6	0.3	0.9	-7.6	17.0	-13.4	-22.7
歐盟	423.9	246.1	177.8	68.3	9.9	11.0	8.8	6.3	10.2	1.4	42.7
德國	111.5	50.1	61.4	-11.3	2.6	2.2	3.0	4.7	12.2	-0.7	-34.4
荷蘭	67.5	44.1	23.4	20.7	1.6	2.0	1.2	4.5	0.4	13.3	-11.1
英國	52.9	35.1	17.8	17.3	1.2	1.6	0.9	6.3	7.6	3.9	11.7
法國	37.9	15.7	22.2	-6.5	0.9	0.7	1.1	-5.3	7.7	-12.7	-40.0
義大利	37.4	21.9	15.5	6.4	0.9	1.0	0.8	15.1	22.1	6.4	87.8
比利時	15.0	9.4	5.6	3.8	0.4	0.4	0.3	-2.5	0.1	-6.6	12.2
瑞典	10.7	5.0	5.7	-0.7	0.3	0.2	0.3	-1.4	3.5	-5.4	-41.4
中東	293.9	44.6	249.3	-204.7	6.9	2.0	12.3	26.1	7.3	30.2	36.5
沙烏地阿拉伯	103.0	5.3	97.7	-92.4	2.4	0.2	4.8	29.9	6.8	31.4	33.1
科威特	51.2	1.1	50.1	-49.0	1.2	0.0	2.5	16.0	-5.7	16.6	17.2
大洋洲	94.6	33.4	61.2	-27.8	2.2	1.5	3.0	12.5	10.8	13.5	16.9
中南美洲	89.5	46.5	43.0	3.5	2.1	2.1	2.2	18.0	17.0	19.1	-3.8
非洲	75.9	20.7	55.2	-34.5	1.8	0.9	2.7	44.8	26.0	53.3	76.1
南非	19.0	9.3	9.7	-0.5	0.4	0.4	0.5	14.1	27.6	3.6	-77.7
其他	28.0	24.8	3.2	21.6	0.7	1.1	0.1	12.9	14.6	1.0	16.9
總計	4,267.1	2,240.1	2,026.9	213.2	100.0	100.0	100.0	12.0	12.9	11.0	34.8

資料來源：我國海關進出口統計。

在進口方面，2006年我國自日本進口比重占22.8%，為我國第1大進口國，也是我國最大貿易出超國，進口成長0.5%；我國第2大進口國為中國大陸（含香港），占我國進口比重達13.2%，成長20.1%；自美國進口比重為11.2%，成長7.1%；自東南亞國協進口比重為11.5%，成長10.4%；自歐盟進口比重為8.8%，進口成長1.4%。

依據經濟部貿易局分析，我國前10大主要出口產品中，出口比重最高者為電機設備，其出口市場半數出口至中國大陸，其次為美國、日本、東協等，偏重於整個東亞地區及美國，因此未來區域內若有經貿動盪情況發生，將對我國該產品之出口有很大影響。第2項出口比重較高產品為機械用具，2006年之出口比重為13.0%，比重較2005年下降1.8%，近6年來比重更是從26.6%大幅下降至13.0%，縮減幅度超過50%以上，此乃因機械用具中，最重要的資訊產品出口已連續6年出現衰退，因廠商外移效應發酵，使得資訊產品國內生產量下滑，進而影響出口動能（表2-12）。

表 2-12 中華民國主要出口商品變動趨勢

年別	電機設備 及其零件		機械用具 及其零件		光學儀器		塑膠及其 製品		礦物燃料		鋼鐵	
	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重
1995	26.7	21.4	31.6	22.3	16.2	1.7	25.7	6.4	37.5	0.7	50.8	1.7
1996	4.0	21.5	15.8	24.9	1.2	1.7	-5.8	5.8	33.4	0.9	15.7	1.9
1997	9.1	22.3	10.5	26.1	13.4	1.8	-0.6	5.4	10.5	0.9	30.9	2.4
1998	-6.4	23.0	-6.2	27.0	-8.7	1.8	-11.1	5.3	-31.9	0.7	-1.1	2.6
1999	21.7	25.5	27.9	27.3	28.3	2.1	10.4	5.4	26.9	0.8	13.8	2.7
2000	39.2	29.1	18.9	26.6	43.2	2.5	22.0	5.4	66.0	1.1	28.6	2.9
2001	-16.3	28.6	-14.7	26.6	-12.5	2.5	-12.1	5.5	8.2	1.4	-17.6	2.8
2002	12.1	29.9	1.3	25.2	43.7	3.4	10.3	5.7	19.3	1.6	22.7	3.2
2003	19.4	32.1	-4.9	21.5	66.5	5.1	13.3	5.8	56.1	2.2	27.3	3.6
2004	27.6	33.8	2.3	18.2	55.4	6.5	26.9	6.1	63.2	3.0	30.9	3.9
2005	11.8	34.7	-11.3	14.8	18.1	7.1	16.2	6.5	62.7	4.5	13.6	4.1
2006	19.7	36.8	-0.8	13.0	28.7	8.0	8.2	6.2	21.7	4.8	13.3	4.1

資料來源：我國海關進出口統計。註：2001-2006年資料含復出進口。

我國前10大進口產品以電機設備與礦物燃料兩大類為主，合占我國進口比重約4成。第2大進口產品礦物燃料，有7成以上來自中東地區，進口來源相當集中，因此易受國際原物料價格波動之遽烈影響（表2-13）。

表 2-13 中華民國主要進口商品變動趨勢

單位：%

年別	電機設備及其零件		礦物燃料		機械用具及其零件		光學儀器		鋼鐵		有機化學品	
	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重	成長率	比重
1993	14.4	18.7	1.4	7.4	-0.2	12.6	17.0	2.9	33.2	7.6	5.6	4.9
1994	17.0	19.7	4.0	6.9	7.5	12.3	34.8	3.5	-13.6	5.9	20.1	5.3
1995	32.9	21.6	20.7	6.9	27.0	12.8	24.7	3.6	27.8	6.2	44.7	6.4
1996	-4.7	20.8	15.7	8.1	10.3	14.3	33.3	4.9	-23.8	4.8	-14.7	5.5
1997	17.1	21.8	10.0	7.9	10.3	14.1	20.7	5.3	11.3	4.8	-1.7	4.8
1998	1.1	24.1	-26.1	6.4	9.5	16.9	-18.8	4.7	-20.3	4.1	-17.5	4.4
1999	10.8	25.3	21.7	7.4	27.9	20.4	20.5	5.3	-4.4	3.7	-2.6	4.0
2000	36.6	27.3	59.6	9.3	23.0	19.9	49.6	6.3	17.0	3.5	26.8	4.0
2001	-21.6	27.8	-9.4	10.9	-35.0	16.7	-32.3	5.5	-34.6	2.9	-30.8	3.6
2002	7.9	28.6	-1.4	10.3	1.0	16.1	6.8	5.6	34.0	3.8	12.0	3.9
2003	8.2	27.3	30.5	11.9	1.1	14.4	31.4	6.5	30.0	4.3	27.1	4.3
2004	21.4	25.2	41.4	12.7	32.0	14.4	46.3	7.3	75.4	5.7	37.2	4.5
2005	6.9	24.9	30.7	15.4	-3.9	12.8	-10.7	6.0	-4.4	5.1	12.4	4.7
2006	7.8	24.2	30.4	18.1	0.7	11.6	9.7	5.9	-1.6	4.5	13.7	4.8

資料來源：我國海關進出口統計。註：2001-2006 年資料含復出進口。

美國市場向來穩居台灣產品之首要出口地區，1980 年代達 48% 高峰，其後我國對美國的出口比重即持續下降。如 1995 年我國對美國的出口比重為 23.6%，至 2006 年已降至 13.0%（表 2-14），取而代之的是對中國大陸的出口逐年增加。

表 2-14 我國對美國貿易統計表

單位：億美元；%

年別	貿易總值			輸 出			輸 入			出超或入超
	金額	年增率 (%)	占貿易總值百分比	金額	年增率 (%)	占輸出總值百分比	金額	年增率 (%)	占輸入總值百分比	
1995	471.8	11.3	21.9	264.1	8.5	23.6	207.7	15.1	20.1	56.4
1996	468.4	-0.7	21.5	268.7	1.7	23.2	199.7	-3.8	19.5	68.9
1997	527.9	12.7	22.3	295.5	10.0	24.2	232.3	16.4	20.3	63.2
1998	490.6	-7.1	22.8	293.8	-0.6	26.6	196.8	-15.3	18.8	97.0
1999	506.0	3.1	21.8	309.0	5.2	25.4	197.0	0.1	17.8	112.0
2000	599.4	18.5	20.8	348.1	12.7	23.5	251.3	27.6	17.9	96.9
2001	465.4	-22.4	19.9	281.4	-19.2	22.3	184.1	-26.7	17.0	97.3
2002	456.2	-2.0	18.4	273.6	-2.7	20.2	182.6	-0.8	16.1	91.1
2003	435.5	-4.5	15.6	265.5	-3.0	17.6	170.0	-6.9	13.3	95.6
2004	505.3	16.0	14.4	287.5	8.3	15.8	217.8	28.2	11.9	69.7
2005	502.8	-0.5	13.2	291.1	1.3	14.7	211.7	-2.8	12.5	79.4
2006	550.2	9.4	12.9	323.6	11.2	13.0	226.6	7.1	11.2	97.0

資料來源：我國海關進出口統計。註：2001-2006 年資料含復出進口。

我國對中國大陸順差比重自 1993 年（鄧小平南巡後引發新一波大陸熱）後大

幅提昇。自 2000 年起，台灣對美國出口比重每年皆低於對中國大陸出口比重，而 2000 年台灣對中國大陸貿易順差達 274.1 億美元，中國大陸已是我國最主要的貿易順差來源國，而同年我國整體貿易順差僅 83.1 億美元，如扣除對中國大陸順差部分，台灣已成為貿易入超國。

中國大陸主要的進口來源集中在亞洲，其中進口比重最大的國家是日本。台灣對中國大陸出口，在 1980 年代後半期開始急速增加，東亞國家中僅次於日本。韓國在 1990 年代對中國大陸出口開始急速增加，東亞中排行在日本與台灣之後。根據任耀廷(2005)研究，自 1990 年代後期，中國大陸進口來源呈現擴散的發展，最大進口國日本的比重呈下降趨勢，台灣、韓國，以及東協馬來西亞、泰國比重則呈現明顯上升趨勢，此種趨勢轉變與這些國家間所形成的資訊通訊技術之機械設備零組件供應鏈網絡有密切關連，中國大陸資訊、通信機械設備的出口使中國大陸成為東亞經濟的主要牽引力之一，也讓全球感受到中國大陸經濟崛起的威脅。

2006 年我國對中國大陸貿易總額達 1,161.4 億美元，較 2005 年成長 15.9%，其中出口 894.5 億美元，成長 14.7%，進口 266.9 億美元，成長 20.0%，貿易出超達 627.6 億美元，成長 12.5%。比重方面，貿易總額、出口、進口分占 27.2%、39.9%、13.2%，中國大陸持續保有我國第一大出口市場和最大貿易出超來源地位。2006 年我國對中國大陸（含香港）出口成長率（14.7%）超過我整體出口成長率（12.9%），且中國大陸（含香港）在我出口市場之占有率亦逐年上升（表 2-15）。

表 2-15 我國對中國大陸（含港澳）貿易統計表

單位：億美元；%

年別	貿易總值			輸 出			輸 入			出超或入超
	金 額	年增率 (%)	占貿易總值百分比	金 額	年增率 (%)	占輸出總值百分比	金 額	年增率 (%)	占輸入總值百分比	
1994	249.4	16.9	13.9	215.3	15.9	23.0	34.1	23.6	4.0	181.1
1995	316.3	26.8	14.6	266.7	23.9	23.7	49.6	45.3	4.8	217.1
1996	324.4	2.6	14.7	276.5	3.7	23.6	47.9	-3.4	4.7	228.5
1997	355.7	9.7	14.9	296.3	7.2	24.0	59.5	24.1	5.2	236.8
1998	320.8	-9.8	14.7	259.7	-12.3	23.2	61.0	2.6	5.8	198.7
1999	354.9	10.6	15.1	288.2	11.0	23.5	66.7	9.2	6.0	221.6
2000	443.2	24.9	15.2	358.7	24.4	24.0	84.6	26.9	6.0	274.1
2001	419.0	-5.5	17.9	339.0	-5.5	26.8	80.0	-5.4	7.4	259.1
2002	536.9	28.1	21.6	437.7	29.1	32.4	99.1	23.9	8.8	338.6
2003	670.3	24.8	24.1	540.6	23.5	35.9	129.6	30.8	10.1	411.0
2004	887.0	32.3	25.3	695.6	28.7	38.1	191.3	47.6	11.3	504.3
2005	1,002.4	13.0	26.3	780.0	12.1	39.3	222.4	16.2	12.2	557.7
2006	1,161.4	15.9	27.2	894.5	14.7	39.9	266.9	20.0	13.2	627.6

資料來源：我國海關進出口統計。註：2001-2006 年資料含復出進口。

近年來，中國大陸經歷油價高漲、利率調升及宏觀調控等抑制經濟過熱之政策下，經濟仍持續高速成長，使我國對其出口表現暢旺，至 2004 年的出口更登上高峰，大幅增長 28.7%，惟自 2005 年起，我國對中國大陸出口成長出現趨緩現象。依據經濟部貿易局分析，主因一方面是我國出口產品在大陸市場逐漸被南韓所取代，另一方面因兩岸無法直航，台商基於成本考量，以「投資代替貿易」方式，直接將相關零組件廠設於中國大陸，以降低自台灣進口之成本，致使我國對中國大陸出口之優勢逐漸喪失。

依經濟部委託中華經濟研究院「對中國大陸貿易與產業分工之研究」報告（2003）分析台灣對中國大陸龐大貿易順差原因，台灣與中國大陸在美國市場雖皆為順差，但台灣對美順差逐年減少，反之中國大陸對美順差逐年增加，顯示兩者之間有消長關係，可能出現台灣透過對中國大陸貿易取代直接出口美國市場，即所謂的出口移轉效果。部份研究也指出可能是中國大陸向台灣購買半成品與原物料，產品再外銷美國市場之三角作業流程，誘發台灣對中國大陸直接投資之出口效果。此外，我國尚存在對中國大陸進口限制以及海峽兩岸無法直接三通所形

成的貿易障礙，相對於其他國家，我國自中國大陸進口的貿易比重相對偏低，然隨著二岸皆加入 WTO 後，我國對中國大陸產品進口障礙面臨撤除的壓力，亦意謂著這種龐大的貿易順差無法長期存在。

2.3 我國失業概況

2.3.1 失業原因初探

1990年代以前，我國是以勞力密集產業發展為主，各產業所需技術層次都不高，無明顯的結構性失業。勞力密集產業因勞動投入較高，創造了大量就業機會，使我國失業率在1987年至1996年之間，均維持在2%以下的低水準。1990年後，因全球化競爭，加快國內產業結構之調整速度，並使我國跳脫勞力密集朝向資本密集與技術密集產業發展，許多傳統產業明顯沒落，取而代之的是資訊電子、通訊等高科技產業（辛炳隆，2004）。

我國失業率自1995年的1.79%跳升至1996年的2.6%，至2001年又突然跳升至4.57%，2002年更高達5.17%，創下近50年來的最高紀錄，2004年即使經濟景氣攀升，失業率也僅回降至4.44%。在勞動參與率部分，勞動人口成長是一種自然現象，但近年來未見勞動參與率有大幅增加，國內勞動參與率自1988年達60.21%水準後，即持續下降。依據林美惠等（2004）之研究，以各業受雇員工的結構來觀察，我國服務業受雇員工自1980年以來就持續增加，而工業部門在1987年達到高峰後，即持續下降，顯示新增勞動力的吸納是以服務業為主。我國製造業的受雇人數一直都是最低，而且自2000年以後也有明顯下滑的跡象出現。以三大行業（農業、製造業、服務業）來觀察都顯示就業人數普遍下降。總言之，台灣失業率的上升和勞動參與率下降是目前就業市場的概況（如圖2-2）。

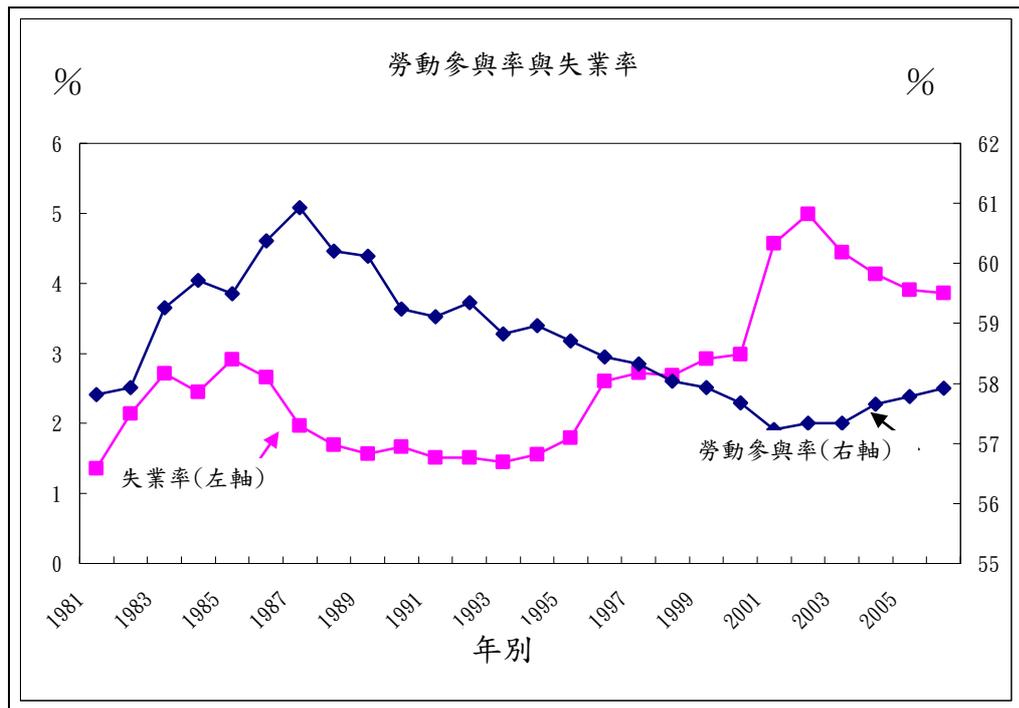


圖 2-2 勞動參與率與失業率

我國經濟成長率從1994年的7.39%，下挫至1995年的6.49%，此後一路下滑，甚至在2001年呈現2.17%的負成長。而同時的失業率自1995年下半年起就一直攀升，至2002年衝上5%的歷史新高，失業人數達45萬人，其中因工作場所歇業或業務緊縮的失業者高達20萬人，幾乎佔總失業人數的一半，顯示失業率攀升部分原因是受到景氣衰退影響。另外根據國內許多文獻分析(李誠 2001、趙弘靜 2002、張聖英 2002、邱秋瑩 2002)，近年來自然失業率的持續上升部分原因可能來自於結構性失業的增加。

產業結構變化是經濟發展過程中的自然現象，但其可能對失業造成影響。依據張隆宏(2005)研究認為不同產業要求勞動者不同的技能，從衰退產業退出來的勞動者，有一部分無法在成長產業中找到工作，這種結構性失業人數的多寡，主要視成長與衰退產業中，勞動者知識或技能之差異程度而定，差異程度愈大，表示兩部門勞動力的移轉比例低。此外，產業結構調整速度愈快，或是調整幅度越大，則在短期間不同部門間移轉之勞動力就比較多，在其他條件不變下，就會有比較多的失業人數。

依據曾敏傑（2002）的分析，我國結構性失業人口自1996年的64,595人遽增為2000年的110,357人，其占失業人口的比例也由34.6%上升為47.4%，尤其自1980年代起，政府將資訊電子、通信、光電等高科技產業列為重點輔導對象，由於這些產業資本密集度較傳統製造業高，故相同產出水準所能創造出來的就業機會相對減少，而其所需勞動力品質亦較傳統製造業高，因此，即使近幾年來這些產業使經濟成長率得以持續上升，但無法吸納傳統產業衰退所增加之失業人口。

此外，張隆宏（2005）從我國產業結構的變化趨勢來分析，認為我國三級產業之結構變化與先進國家的發展軌跡相似，即農業部門之GDP比重逐漸下降，工業部門之GDP比重先升後降，服務業部門之GDP比重則逐漸上升。由表2-16可以發現，在1981年至1987年間台灣服務業GDP比重變化不大，大約佔50%左右，產業結構主要是由農林漁牧業轉向工業，特別是製造業，在這一段期間農業比重由7.10%下降至5.18%，減少了1.92個百分點，工業及製造業比重分別由42.91%與33.66%，上升至44.49%與37.21%，分別上升1.58與3.55個百分點。

1987年之後農業部門GDP比重仍持續下降，工業部門GDP比重也開始下降，取而代之的是服務業。一般而言，服務業對基本知識的要求較高，但農業與工業部門相繼釋出的初級勞動力，其一般性的知識水準並不高，使得勞動力的移轉出現困難，此時產業結構變化對失業率可能有較大的影響，換言之，1980年代後期起，台灣的結構性失業可能變的較以前嚴重，而我國長期失業率在1990年前後達到最低，隨後即開始攀升。

表 2-16 台灣三級產業 GDP 比重

年別	單位: %			
	農業	工業	製造業	服務業
1981	7.10	42.91	33.66	49.99
1982	7.54	41.83	33.32	50.63
1983	7.12	42.83	34.31	50.05
1984	6.17	43.81	35.74	50.02
1985	5.63	43.81	35.68	50.57
1986	5.41	44.81	37.58	49.78
1987	5.18	44.49	37.21	50.34
1988	4.90	42.28	35.19	52.83
1989	4.75	39.58	32.50	55.67
1990	4.04	38.39	31.21	57.58
1991	3.65	38.02	31.09	58.33
1992	3.45	36.90	29.48	59.65
1993	3.49	35.90	28.05	60.61
1994	3.36	34.20	26.49	62.43
1995	3.33	32.78	25.32	63.89
1996	3.05	32.42	25.47	64.53
1997	2.42	31.88	25.18	65.70
1998	2.36	31.22	24.81	66.42
1999	2.43	29.90	24.02	67.66
2000	1.98	29.09	23.76	68.93
2001	1.85	27.62	22.73	70.53
2002	1.74	28.28	23.68	69.98
2003	1.66	27.96	23.69	70.38
2004	1.64	27.57	23.72	70.79
2005	1.66	26.77	23.05	71.57
2006	1.53	26.81	23.02	71.65

資料來源:行政院主計處。

我國就業結構與產業結構的變動趨勢相似，農業就業人數比重逐年下降；工業及製造業之就業人數比重在 1987 年達到高峰之後開始下降；服務業就業人數比重則逐年上升（表 2-17）。比較就業結構與產業結構，可以看出不同產業之生產力差異，在 2006 年，農業之 GDP 比重僅 1.53%，但就業人數比重則有 5.49%，工業之 GDP 比重為 26.81%，其就業人數佔 36.02%，而服務業 GDP 比重為 71.65%，就業人數比重只佔 58.49%，此顯示服務業平均每人的生產力大於工業，而工業又大於農業。

表 2-17 台灣地區三級產業就業人數佔全經濟就業人數比重

單位：%

年別	農業	工業	製造業	服務業
1981	18.84	42.39	32.40	38.77
1982	18.85	41.30	31.83	39.83
1983	18.63	41.15	32.28	40.23
1984	17.60	42.27	34.17	40.15
1985	17.46	41.57	33.67	40.98
1986	17.03	41.58	34.07	41.39
1987	15.28	42.77	35.17	41.96
1988	13.73	42.47	34.56	43.80
1989	12.91	42.09	33.86	45.01
1990	12.85	40.83	32.03	46.32
1991	12.95	39.93	30.79	47.13
1992	12.34	39.61	29.95	48.05
1993	11.49	39.09	28.39	49.43
1994	10.92	39.22	27.80	49.85
1995	10.55	38.74	27.08	50.71
1996	10.12	37.48	26.71	52.39
1997	9.57	38.16	28.01	52.26
1998	8.85	37.93	28.11	53.22
1999	8.27	37.21	27.74	54.51
2000	7.80	37.24	27.97	54.98
2001	7.55	35.99	27.57	56.46
2002	7.50	35.24	27.11	57.26
2003	7.27	34.83	27.06	57.90
2004	6.56	35.21	27.29	58.23
2005	5.94	35.79	27.42	58.27
2006	5.49	36.02	27.42	58.49

資料來源：行政院主計處。

我國因應全球化競爭，產業結構由勞力密集轉向資本密集與技術密集，但單位產出所需之勞動投入卻可能因此相對減少。表2-18所列是歷年國內各產業勞動投入係數之變動，其中除了2001年由於經濟不景氣，產出相對減少，導致勞動投入大幅增加之外，其餘各年各產業的勞動投入係數大都呈現下降趨勢。此外，根據林安樂等（1997）分析發現，國內勞動生產力持續提高，但產業結構調整對創造就業投下不利的變數。有學者如林大侯等（2002）曾模擬預測未來產業發展對就業創造之影響，其結果指出若任由產業自行發展，則其所創造就業機會將不足以吸納國內勞工。

表 2-18 我國各產業勞動投入係數之變動

單位：人/NT百萬美元

年別	農林 漁牧	工業	礦業、 土石採 取	製造業	水電 燃氣	營造業	批發、 零售及 餐飲業	運輸、 倉儲及 通信業	金融保 險及不 動產業
1992	-0.10	-0.06	-0.12	-0.08	-0.07	0.01	-0.04	-0.07	0.01
1993	-0.12	-0.06	-0.01	-0.10	-0.09	0.06	-0.05	-0.04	0.05
1994	-0.10	-0.04	-0.12	-0.07	-0.07	0.02	-0.03	-0.05	-0.03
1995	-0.08	-0.06	-0.22	-0.07	-0.06	-0.03	-0.04	-0.07	0.01
1996	-0.09	-0.09	-0.12	-0.07	-0.09	-0.13	-0.03	-0.05	0.01
1997	-0.10	-0.03	-0.13	0.00	-0.06	-0.11	-0.05	-0.08	-0.01
1998	-0.10	-0.04	-0.12	-0.03	-0.04	-0.07	-0.02	-0.02	0.05
1999	-0.11	-0.06	-0.13	-0.06	-0.05	-0.08	-0.02	-0.06	0.00
2000	-0.10	-0.04	-0.05	-0.04	-0.03	-0.07	-0.04	-0.04	-0.04
2001	-0.02	-0.02	-0.07	0.00	-0.01	-0.08	0.02	0.03	0.02
2002	-0.04	-0.06	-0.14	-0.05	-0.04	-0.07	-0.25	-0.06	-0.12
2003	-0.05	-0.03	-0.14	-0.02	-0.03	-0.06	-0.03	-0.02	-0.04
2004	-0.13	-0.03	-0.18	-0.03	-0.06	-0.02	-0.04	-0.05	-0.03
2005	-0.12	-0.01	-0.04	-0.02	-0.07	0.04	-0.04	-0.06	0.01
2006	-0.10	-0.02	-0.04	-0.03	-0.04	0.00	-0.03	-0.03	-0.04

資料來源：行政院主計處。

註：勞動投入係數指每生產一單位產出所投入之勞動數量。本文以就業人數來衡量所投入之勞動數量，以實質 GDP 衡量產出水準，因此，勞動投入係數＝就業人數/實質 GDP。

另外，依據林美惠等（2004）研究，我國失業率上升之結構性因素，除了傳統勞力密集產業因國內人力雇用成本上升，喪失比較利益外，加以引進外勞雇用，對國內勞動的供給產生替代效果。此外，又因產業外移中國大陸或海外，造成國內整廠關閉或只留管銷部門的現象，進而減少國內勞動之需求。

2.3.2 失業結構分析

依據行政院主計處統計，2006 年男女就業比重，其中男性占 57.62%，女性占 42.38%。近 20 年來，女性就業者平均年增率達 2.07%，較同期男性之 0.96% 高出 1.11 個百分點，致使女性就業人數占總就業者比率由 1986 年之 37.17% 上升至 42.38%（表 2-19）。

由就業者教育程度觀察，大專及以上程度者所占比率已由 1986 年之 12.11%，上升至 2006 年之 36.33%，就業人力素質明顯提升。

表 2-19 就業者特性

單位：%

項 目 別	1986 年	1991 年	1996 年	2001 年	2005 年	2006 年
總 計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
男	62.83	62.18	60.17	59.05	58.00	57.62
女	37.17	37.82	39.83	40.95	42.00	42.38
年 齡						
15-24 歲	20.03	15.34	12.38	11.67	9.42	8.73
25-44 歲	54.91	60.20	62.24	59.93	58.67	58.82
45-64 歲	23.81	22.95	23.78	26.88	30.28	30.77
65 歲以上	1.25	1.51	1.60	1.52	1.63	1.68
教 育 程 度						
國中及以下	64.05	54.26	44.34	35.64	29.34	27.58
高中（職）	23.85	29.89	33.69	35.97	36.32	36.09
大專及以上	12.11	15.85	21.96	28.39	34.34	36.33
行 業						
農 業	16.94	13.12	10.32	7.47	6.09	5.54
工 業	42.19	40.12	37.53	36.04	35.68	36.01
服 務 業	40.88	46.77	52.15	56.49	58.23	58.45
職 業						
白領工作	22.72	29.08	36.01	38.71	42.13	42.98
藍領工作	44.12	40.97	36.94	35.14	33.08	32.59
其 他	33.16	29.95	27.04	26.15	24.79	24.43
從 業 身 分						
雇 主	4.25	5.04	5.35	5.17	5.06	5.14
自營作業者	20.43	18.80	16.98	15.84	14.57	13.92
無酬家屬工作者	10.69	9.35	8.51	7.15	6.74	6.39
受 雇 者	64.62	66.81	69.16	71.83	73.63	74.55
受政府雇用	11.44	10.83	11.40	10.24	9.62	9.16
受私人雇用	53.19	55.98	57.76	61.59	64.01	65.38

資料來源：行政院主計處。

註：白領工作人員包括民代及主管人員、專業人員、技術員及助理專業人員、事務工作人員。

藍領工作人員包括技術工及有關工作人員、機械設備操作工及組裝工、非技術工及體力工。

其他包括服務工作人員、農事工作人員。

以年齡別觀察，青少年（15-24歲者）所占比率於近20年間呈下滑趨勢，降幅達11.30個百分點；中高齡（45-64歲者）所占比率則由1986年之23.81%微降至1991年之22.95%，其後快速上升至2006年之30.77%。

隨產業結構變遷，近20年來，行、職業結構均有顯著改變。以行業結構而言，農業所占比率由1986年之16.94%持續降至2006年之5.54%，工業亦由42.19%下降至36.01%，服務業則由40.88%持續升至58.45%；以職業結構而言，白領就業者（民代及主管人員、專業人員、技術員及助理專業人員、事務工作人員）所占比率由1986年之22.72%持續升至42.98%；藍領（生產操作體力工）就業者則由44.12%下降至32.59%。

失業者特性，依據行政院主計處分析，2006年失業者其中男性占63.25%，女性占36.75%。觀察其年齡分布，以25-44歲年齡者占5成以上居第一位，其次是45歲以上者，而15-24歲失業者最少。就教育程度別觀察，2003年以前以國中程度以下者失業比重最高，但在2004年以後，以高中（職）失業最嚴重，2006年則為大專及以上程度者失業比重最高（表2-20）。

表 2-20 長期失業者特性

項目別	單位：%					
	2001年	2002年	2003年	2004年	2005年	2006年
總計	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00	100.00
男	77.52	77.27	72.75	74.17	64.44	63.25
女	22.48	22.73	27.25	25.83	35.56	36.75
年齡						
15-24 歲	16.88	14.10	15.77	8.57	15.62	17.65
25-44 歲	58.64	58.01	55.47	60.40	59.95	54.43
45 歲以上	24.48	27.89	28.76	31.03	24.42	27.92
教育程度						
國中及以下	38.88	45.20	38.93	30.62	33.44	27.54
高中（職）	43.27	34.20	37.35	44.05	36.17	35.81
大專及以上	17.84	20.60	23.72	25.33	30.39	36.65
有無從事過工作						
初次尋職	15.05	12.34	13.88	13.24	18.22	20.00
非初次尋職	84.95	87.66	86.12	86.76	81.78	80.00

資料來源：行政院主計處。

註：長期失業者係指失業期間達1年（53週）以上之失業者。

2.4 文獻回顧

經濟學上討論國與國之間的生產與投資行為關係，一般均以外人直接投資（foreign direct investment, 簡稱FDI）的議題進行討論，在這議題中可分為外來投資（inward FDI）與對外投資（outward FDI）兩大項；前者的文獻主要在討論廠商在海外設廠投資對於子國（host countries）當地經濟的影響，影響範圍包括對子國當地廠商生產行為的衝擊與投資廠商所可能在當地產生的外溢效果（spillover effect）；後者的文獻主要在討論廠商進行對外投資對於母國（home countries）經濟的影響，重點在於對外投資對母公司生產與經營或母國經濟活動的正反面效益。本節主要目的在探討過去文獻中有關外來投資對於子國及對外投資對於母國經濟活動之影響。

2.4.1 外來投資對子國經濟影響

Luiz and Kilchiro (2000) 利用誤差修正模型 (VECM) 與Granger因果關係檢定, 探討1970年至1994年之間, 東亞6國與拉丁美洲10國之貿易與外來投資的因果關係。結果顯示, 外來投資對智利之出口具單向因果關係; 阿根廷出口對外來投資具單向因果關係; 而阿根廷、厄瓜多爾、秘魯、印尼與新加坡, 其進口對外來投資有單向因果關係。

Liu, Wang and Wei (2001) 使用panel資料, 利用Granger 因果關係檢定探討1984年至1998年之間, 19個國家對中國大陸直接投資與貿易之間的因果關係。結果顯示, 中國大陸的進口成長可吸引外來投資, 二者之間有單向因果關係; 外來投資對中國大陸出口也有單向因果關係存在, 二者之間有互補作用。

吳重禮等 (2002) 為了解外資對中國大陸市場的積極投入, 對於台灣地區吸納外資的相對效應。以1965至1999年為研究期間, 設定迴歸模型進行實証分析, 研究結果顯示, 勞動人力素質對於台灣地區吸納外資有顯著正面影響, 而市場利率變動幅度、三階段的政府獎勵政策效應, 以及中國大陸吸引外資等因素, 與台灣地區外商投資的變動並無顯著的因果關係。

邱魏頌正等 (2004) 探討1965年至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) 之外人投資、貿易與經濟成長三者之間的因果關係, 其以結構性向量自我迴歸進行檢定。研究結果顯示, 出口的增加會吸引外來投資, 但進口增加, 卻不是吸引外來投資考慮的因素。對拉丁美洲而言, 進、出口與經濟成長的增加會吸引外來投資, 但外來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, 外來投資顯著增加當地的出口與經濟成長。

綜上所述, 近期有關外來投資的實証研究文獻, 多針對外來投資與當地進、出口作因果關係分析, 但出口強勁是否能吸引外資流入或外來投資能否促進被投資國當地經濟成長, 因實証研究國家紛歧, 而不同國家產業發展程度不同, 使得外來投資效果亦有所不同, 並沒有一致性之結論。而以往認為獎勵措施可作為吸引外資的政策工具, 研究發現並無顯著效果, 而攸關生產品質、效率的人力素質

才是吸引外資的力量。

2.4.2 對外投資對母國經濟影響

本節就對外投資對於母國生產活動的影響，主要針對出口及就業等二方面之母國效果（home country effect），進行文獻探討。

一、對外投資對母國出口影響

提出對外投資與出口之間具有替代關係，最早是由Mundell（1957）以Heckscher-Ohlin模型為基礎所推導出來的。而Purvis（1972）擴充Heckscher-Ohlin模型，考量各國生產技術的差異，證明國際間資本移動可能會擴大國際貿易量，認為貿易和生產因素的移動方向可能呈互補關係。

Lipsey and Weiss（1981,1984）分別利用產業出口及個別廠商出口資料，分析美國及其他13個出口國，其對外投資與出口之間的關係。結果發現美國大部份的廠商，對外投資可增加其產品的出口，尤其對開發中國家更為明顯；但其他13個國家的對外投資並不會促進其本國產品之出口。而1984年的研究指出，不論是中間產品或最終產品，美國廠商對外投資愈多，產品出口亦愈多，投資與出口之間是呈現互補關係。

對外投資與母國出口之間是否存在必然關係，有學者以廠商對外投資與母公司之間關係屬於水平或垂直分工之角度，來看對外投資與貿易之間是呈現替代或互補關係。如Blonigen（2001）以汽車產品別（product-level）資料，選取零組件及最終消費兩大類產品，以SUR（seeming-unrelated regression）迴歸分析進行研究，結果發現廠商的對外投資與母公司之間存在水平分工，在美國生產製造的日本汽車產品，不論是汽車零組件或最終消費財，與日本出口至美國的相同產品之間會產生替代作用；若廠商的對外投資與母公司之間存在垂直分工，如日本公司在美國生產製造汽車並自日本輸出相關零組件，則在美國生產的產品與日本出口（零組件）之間會有互補效果。Markusen and Maskus（2001）的研究，亦認為對外投資與母國出口之間並不存在必然關係，需視廠商的對外投資與母公司之間關係屬於平行分工或垂直分工而定。

另外有文獻發現對外投資與母國出口之間的關係並不顯著，如Blomstrom et al. (1988) 利用美國政府對外投資普查公司資料，設定迴歸模型進行實証分析，發現國外投資與母國出口貿易間並不具統計顯著性關係。

有學者討論影響對外投資或出口的決定性因素，如Dunning (1977) 提出OLI架構，認為除非具有所有權(ownership)、區位(location)、國際化(internalization)等三種優勢情況下，廠商才會有強烈的對外投資動機。而Markusen (1995) 發現當廠商擁有以知識為基礎的資產如專利權、know-how、R&D等獨特性資產優勢時，才能與被投資國當地廠商競爭，也才會選擇對外投資，這種優勢使得在不同地區進行生產比在單一地區進行生產來得有利，故而使得廠商傾向對外投資，進而減少母公司的出口。

另有學者如Helpman et al. (2004) 認為除貿易障礙、市場經濟規模以外，廠商的異質性亦會影響對外投資或出口的決策，例如當國際貿易成本高或相對市場經濟規模小的情況下，對外投資會替代出口，但尚需視廠商生產力高低而異，若不具生產力的廠商，只能留在國內市場發展；具中級生產力的廠商則會傾向出口；只有最具生產力的廠商才有能力對外投資。另外Rob and Vettas (2003) 以市場需求的角度來看廠商如何決定出口或對外投資。理論上，對外投資面對的邊際成本比出口來得小，但所投入的承諾比出口來得大，因此只有在面對一個需求確定的市場，廠商才會考慮對外投資；當面對一個不確定的市場，廠商會考慮出口，因為當市場需求降低時，不必承擔閒置產能的風險，此時出口會較具彈性。

在國內文獻部分，多利用產業關聯表、次級資料或問卷調查方式進行研究。根據嚴宗大等 (1992) 的研究認為資本財及中間原料會產生輸出誘發效果。該研究以美、日、歐各國製造業對外投資的資料來分析，廠商剛進入海外生產的初期，因不了解當地原料、零組件供應商的品質及供貨穩定性，寧可負擔額外運輸成本進行跨國採購，故對外投資初期往往會增加本國出口生產設備等資本財輸出至被投資國，而產生資本財輸出誘發效果；而當廠商進入全面生產階段，又會促使本國增加出口中間財及零組件至被投資國，因此形成原料及半成品的輸出誘發效果，此兩種效果皆使得對外投資與本國貿易呈現互補的關係。

陳添枝（1995）以實地調查結果發現，台商在對外投資的初期，在東南亞海外公司所需之原物料及零組件，只有37.8%是在當地採購，其餘多達62.2%是由進口補充，而這些進口的零組件中有2/3是來自台灣，其餘的1/3由新加坡、日本及美國等世界其他地方供應。台商在東南亞的投資，使得國內外的生產網路關係更加密切，具有促進台灣出口貿易的效果，亦即對外投資與貿易兩者之間存在互補的關係，當台商對當地投資愈多，台灣對當地的出口也就增加得愈快。

高長（2001）研究認為，對外投資對母國貿易經濟可能造成下列幾方面影響：隨著對外投資增加，廠商不斷向國內採購所需原材料、半成品及機器設備，帶動國內出口，產生資本資出口誘發效果；對外投資就地生產供應當地市場，或由投資地直接行銷海外，取代了本國原有的出口，而產生出口替代效果；為維持外銷競爭力將生產基地轉移至國外者，對外投資將促使出口訂單轉移；海外投資生產的半成品或產品會回銷國內。

依據劉碧珍等（2002）的研究指出，廠商的對外投資若屬「台灣生產下游、海外生產上游」時，對台灣的外銷接單有顯著的幫助，二者呈現互補關係；反之，對外投資屬於「台灣生產上游、海外生產下游」時，其對於台灣的外銷接單有負面影響，二者呈現替代關係。本研究亦發現，廠商對外投資時間愈長，當地化可能性愈高，此對台灣接單有不利的影響，顯著地降低廠商外銷接單的成長率。

綜上所述，國外文獻研究認為市場確定性、擁有資產之獨特性、廠商能力等會影響對外投資與出口之決策，而對外投資與出口之間究竟為替代或互補效果，需視生產技術、競爭優勢及對外投資與母公司之間是垂直或平行分工而定。而國內文獻研究則認為對外投資初期會產生資本財及原料半成品之輸出誘發效果，而隨著台商對外投資時間越長，愈傾向在當地採購。

二、對外投資對母國就業影響

國外文獻中認為對外投資對國內就業有正面影響的學者，如 Lipsey（1994）認為對外投資使海外市場擴大，因而會增加對國內管理和技術人員的需求，故對外投資不見得會減少國內的就業。

有些學者發現不同產業類型，如對外投資是屬勞力或技術密集，其對國內雇

用有不同的影響。如 Kravis and Lipsey (1988) 指出美國充分利用國際要素的差異，將勞力密集活動配置在開發中國家，因此對外投資造成國內就業減少；而 Blomstrom et al. (1997) 研究美國及瑞典二個國家發現，美國跨國公司多在開發中國家設置勞力密集工廠，對國內勞力需求降低；而瑞典將技術密集的活動投資在如歐美等高所得國家，而將勞力密集的產業則留在國內，反而有助瑞典藍領階級人力的雇用。另外 Lipsey et al. (2000) 則指出日本對發展中國家投資後，為了支援海外子公司的活動，大量增加雇用日本國內的管理及服務人員，因而使得國內的就業增加。

也有學者研究防禦型或擴張型投資對國內雇用的影響。高長 (2001) 認為海外投資對母國影響效果主要取決投資行為動機。如果一國對外投資目的，是在將國內不具比較利益的產業移到海外去生產，或為利用海外廉價勞工、原料或其他生產資源、或是為了避免貿易障礙、接近消費市場，而將國內部份生產活動移往海外投資，則對外投資與國內投資兩者之間具有競替關係，這種海外投資行為將造成國內資本形成減緩，短期內有減少就業機會之效果，而隨著時間的演進，國內資本形成的減少不利於國內技術進步，甚至侵蝕本國產品對外競爭能力，長期而言，對國內就業機會之創造亦相當不利。然而，一國對外投資的目的，主要是在蒐集商情、取得稀有資源、擴大行銷、建立產銷作業垂直整合體系，或者是為了開發新產品，並非只是將生產基地轉移至國外來替代國內的生產，則對外投資並不一定會減少國內資本形成，亦不會對國內就業有太大負面影響，甚至由於廠商對外投資，對國內機械設備、原料及中間財貨的需求增加，反而對國內就業具有正面影響。

而 Chen and Ku (2000) 以台灣 1986 至 1994 年紡織業與電子產業之個別廠商資料，將對外投資區分為防禦型及擴張型二類，以迴歸模型研究不同動機的對外投資對本國勞動雇用的影響。實証結果顯示，擴張型對外投資有助於母公司成長，而防禦型對外投資則無顯著影響。惟此二種類型的對外投資，並未發現有降低國內就業的效果。

而童振源 (2000) 藉由次級資分析發現：我國對中國大陸投資並未形成資金排擠效應；而中小企業對外投資擴大對國內大企業生產的中間財與機器設備之需

求，進而形成新的國際間分工體系，有助台灣產業升級。同時該研究亦指出，我國對外投資對失業率沒有直接負面影響，真正的問題是勞工轉業問題，因國內某些產業已失去相對國際競爭力，才產生勞力重新配置需求與對外投資，而不是對外投資造成失業問題。

另外，劉碧珍等（2005）以外銷訂單、出口、工廠校正及工業生產資料，串聯1999、2000、2002及2003等4年結合橫斷面與時間序列的平棋盤式資料（balanced panel data），採最小平方虛擬變數模型（least-square dummy-variable model）研究對外投資及委外生產二種因素對國內雇用之直接影響，同時也研究上述二種因素透過研發活動對國內雇用的間接影響。其結果顯示，對外投資會增加對國內員工的雇用，其直接效果為正；委外生產之直接效果為負，表示委外生產有替代國內就業效果，然委外生產不利研發，對技術提升有不利影響，此間接效果反而有利國內雇用。另外，對外投資有利於國內廠商研發投入與委外生產操作，進而會降低國內員工雇用，故其所帶來的間接效果為負。在該研究中，直接及間接效果二者合計之淨效果為負，故整體而言，對外投資會降低國內員工雇用。

顧瑩華（2005）利用經濟部統計處工廠校正資料（現更名為工業統計調查），分析在1993年至2002年間台商至中國大陸投資對國內就業的影響。研究結果顯示投資不同地區的台商企業對國內就業的貢獻不同，其中以投資中國大陸以外地區的台商對國內就業貢獻最大；只投資中國大陸地區的台商對國內就業的影響則是負面的；投資中國大陸及其他地區之台商，其對國內就業的影響可以分成兩個階段來看：第一個階段是1993年至1999年間，台商對中國大陸投資對國內就業不但沒有負面影響，反而增加國內雇用成長10.24%；但第二階段2000年至2002年間，台商對中國大陸投資對國內就業產生不利的影響。

林祖嘉等（2006）將勞動拆解為產業內變動及產業間變動，以SUR（seeming-unrelated regression）迴歸分析進行研究。結果發現對外投資對台灣勞動力之變化，先是減少產業內、非技術勞動為主，在1987年之後，再擴大為產業間減少；而對中國大陸以外地區投資造成對國內技術員工之增加，而赴中國大陸投資則造成對於國內非技術員工需求之減少。

綜上所述，投資動機、投資產業類型及對外投資地區之不同，對國內員工雇

用皆會有不同的影響，至於國內外文獻研究對外投資對母公司勞動力雇用影響，並無一致性的結論，但均顯示對外投資對非技術員工不利，但對技術性或管理階層的員工是有利的。

2.4.3 本研究之定位

國外文獻研究對外投資對出口或就業之影響，其研究對象多為已開發中國家如美、日、瑞典等，而台灣為開發中國家，經濟發展情況與已開發中國家不同，因此國外文獻之研究結果，不見得適用於台灣，故有必要就本國對外投資情況做實証研究。

在研究方法方面，國內文獻多以產業關聯表、次級資料或實地調查方式來研究，以量化方式研究本議題之文獻並不多；國外文獻多以數學模型推導或單一迴歸方程式進行分析，而使用單一迴歸方程式僅能探討變數之間單向的關係，忽略了變數之間亦存在雙向因果關係的可能性，故本研究以 Granger 因果關係檢定來觀察變數之間相互影響之過程，以期得到較完整的結果。

在資料選取方面，國內外文獻使用之資料頻率均為年資料，無法補捉時間序列變數動態的變化，本研究以較高頻率的月資料來進行量化分析，以補過去文獻之不足。此外，在研究變數方面，過去文獻多以個別資料來進行研究，僅能得知個別產業或廠商之對外投資對其出口或員工雇用之影響，無法探究對外投資對整體國家出口或就業影響之全貌。本研究以總體經濟角度切入，以對外投資金額、出口金額及失業率等總體經濟變數來分析，以期獲得總體經濟層面之實証結果。

鑑於過去研究之不足，本研究選取高頻率之月資料及總體經濟變數，基於相關理論架構設定時間序列分析 (time-series analysis) 模型，以 Granger 因果關係檢定及向量自我迴歸 VAR 模型，來評估對外投資與我國失業率及出口的關係。另因我國對中國大陸投資日益增加，故本研究將對外投資及出口資料，區分為對中國大陸及中國大陸以外地區 2 部分，來比較不同地區之投資及出口與失業率之間是否有不同的影響關係。

第三章 研究方法

本章將介紹第四章實証分析時，所需運用到的統計方法與其概念，其中包括單根檢定、最適落後期選取標準、向量自我迴歸模型、Granger 因果關係檢定及衝擊反應函數。

3.1 單根檢定 (Unit Root Test)

3.1.1 定態時間序列

時間序列資料係指隨著時間經過而獲得變數的觀察值，這類資料往往隱含重要訊息，如過去事件可能會影響到未來事件；或是某事件發生不會立即反應，延後幾期才會出現影響，產生遞延效果。在進行時間序列資料分析時，最重要的先決條件便是該資料必須具有定態的性質，以符合統計的假設條件。

所謂定態時間序列 (stationary time series) 是指時間序列的統計特性，如平均數、變異數等，不會隨時間變動而變化，意謂著定態時間序列不因暫時性之外來衝擊而導致永久性改變。舉例而言，對於定態時間序列，若產生一個衝擊，則此衝擊的效果只是暫時存在，並會隨著時間慢慢的變小，亦即衝擊在 $t+2$ 期所產生的效果會比 $t+1$ 期的效果來的小。然對於非定態時間序列，若同樣產生一個衝擊，則此衝擊的效果並不會隨著時間慢慢的變小，而是恆常存在的，使得時間序列不會收斂至長期均衡的狀態。

依據 Box-Jenkins (1976) 對定態所提出的概念，定態可分為強式定態 (strictly stationary) 以及弱式定態 (weakly stationary) 兩種，其定義如下：

一、強式定態：

強式定態是指產生時間序列之聯合機率分配之各階動差與絕對時間無關，僅與時間距離長短有關聯。如有一隨機過程 $\{y_t : t=1, 2, \dots\}$ ，在 $1 \leq t_1 < t_2 < \dots < t_k$ 的時間點條件下，若其 $(y_{t_1}, y_{t_1+1}, \dots, y_{t_1+k})$ 之聯合機率分配與 $(y_{t_1+m}, y_{t_1+m+1}, \dots, y_{t_1+m+k})$ 之聯合機率分配相同，且 $m \geq 1$ ，則稱此隨機過程為強式定態過程。以數學式表達即為：

$$p(y_t, y_{t+1}, y_{t+2}, \dots, y_{t+k}) = p(y_{t+m}, y_{t+1+m}, \dots, y_{t+k+m})$$

其中，對任何之 t 、 k 、 m 而言， $p(y_t) = p(y_{t+m})$ 恆成立。

二、弱式定態：

弱式定態是放寬強式定態所要求的限制條件，即產生時間序列之聯合機率分配的平均數（一階動差）及變異數（二階動差）與絕對時間無關，只與時間距離有關，意謂著對任何 t 、 k 、 m 而言，若一隨機過程能滿足下列條件，則稱其為弱式定態過程。

時間序列 y_t 之平均數固定

$$E(y_t) = E(y_{t+m}) = u_y < \infty \quad (3.1)$$

時間序列 y_t 之變異數固定

$$E[(y_t - u_y)^2] = E[(y_{t+m} - u_y)^2] = \sigma_y^2 < \infty \quad (3.2)$$

時間序列 y_t 和其落後期 k 之共變數相同

$$COV(y_t, y_{t+k}) = COV(y_{t+m}, y_{t+k+m}) < \infty \quad (3.3)$$

一般而言，文獻上所用的定態條件均是指弱式定態，故本文亦採用弱式定態的條件來進行分析。

此外，Granger and Newbold (1974) 提出「假性迴歸」(spurious regression) 問題。該篇文章指出過去許多的計量文獻在分析時間序列資料時，所應用的迴歸式都有很高的配適度 (degree of fitting) 也就是 R^2 (判定係數) 或調整後 R^2 都非常高，迴歸係數也都顯著異於 0，表面上看來似乎為一良好迴歸模型，但 Durbin-Watson 的值趨近於 0，容易拒絕無自我相關的虛無假設，而可能存在殘差自我相關的問題，結果導致在解釋迴歸係數時產生錯誤，並造成錯誤的因果關係推論。

如果以任兩個具有非定態性質的時間序列變數進行迴歸分析，便有可能出現假性迴歸，使得原本沒有因果關係的兩個變數，被誤認為具有因果關係。嚴重的是，有許多文獻均指出，一些總體經濟變數如國民所得、物價或股價指數，或是財務方面的資料，均是呈現非定態的性質。例如 Nelson and Plosser (1982) 以多

項美國總體經濟變數進行單根檢定，結果發現除了失業率外，其餘如利率、物價指數均為非定態變數。故從事有關經濟變數研究，若發現研究變數為非定態變數，則需進一步檢定變數之間是否存在共整合關係，或以經過差分轉換後的定態時間序列進行實証分析研究。

在進行時間序列資料分析時，首先必須要先進行檢定，以確定所蒐集到的時間序列資料是否具有定態的性質，一般而言，係以單根檢定來確認變數是否為定態。

3.1.2 單根檢定

所謂單根，是指不可預測之外生衝擊 (shock) 對變數所產生永久性的影響，即經由數學推導其平均數、變異數與共變數都非有限常數，即違反前述的弱式定態定義，而為非定態變數。

一般在文獻上較常使用的單根檢定有兩種，一是 Dickey-Fuller 單根檢定 (簡稱 DF 檢定)，另一個則是 Phillips-Perron 單根檢定 (簡稱 PP 檢定)。而為了解決 DF 檢定殘差有自我相關的問題，而進一步發展出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定 (簡稱 ADF 檢定)，ADF 檢定與 DF 檢定最大的差異即加入了自變數差分的落後期，使得估計出的殘差能夠符合白噪音 (white noise) 的統計性質，消除殘差有自我相關的問題。茲將三種單根檢定的模式分述如下：

一、Dickey-Fuller 單根檢定

由 David and Fuller (1979) 提出，其透過一般最小平方法 (OLS) 來進行估計檢定，不過其檢定臨界值並不適用一般的 t 檢定臨界值，故 Mackinnon (1991) 利用蒙地卡羅模擬法建立檢定的臨界值。DF 檢定之假設及為配合不同的變數資料產生過程，而有以下三種不同的檢定模式，分述如下：

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \gamma = 0, \text{ 存在單根(非定態)} \\ H_1 : \gamma \neq 0, \text{ 不存在單根(定態)} \end{array} \right.$$

模式一：包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.4)$$

模式二：包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.5)$$

模式三：不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.6)$$

上式 Δy_t 為 y_t 的一階差分， a_0 為截距項， t 為時間趨勢項， ε_t 為一白噪音， $\varepsilon_t \stackrel{iid}{\sim} N(0, \sigma^2)$ ， γ 與 a_2 為迴歸係數。以第三式為例，若 $\gamma=0$ ，則 $\Delta y_t = \varepsilon_t$ ，表示 y_t 需經一階差分後才能轉成定態變數，故 y_t 不是一個定態變數。

DF 檢定的虛無假設為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。此外，在不同的檢定模式下，檢定的臨界值也會有所不同，一般而言，在相同的樣本數與相同的顯著水準下，DF 檢定中的待估參數越多，其檢定臨界值的絕對值也就越大（楊奕農，2005）。

二、Augmented Dickey-Fuller 單根檢定

由於 DF 檢定法是假設殘差項 ε_t 是為白噪音，但實証結果常發現 ε_t 存在自我相關問題。當 ε_t 非白噪音時，會造成 DF 值不正確，以至於產生無法拒絕錯誤的虛無假設： $\gamma=0$ 的機率增加，亦即使得 DF 檢定的檢定力不足（楊奕農，2005）。故 Said and Dickey（1984）提出 Augmented Dickey-Fuller 單根檢定法，加入了自變數差分的落後項，來解決殘差具有自我相關的問題，ADF 檢定之假設及三種模型形式，分述如下：

$$\left\{ \begin{array}{l} H_0 : \gamma = 0, \text{ 存在單根(非定態)} \\ H_1 : \gamma \neq 0, \text{ 不存在單根(定態)} \end{array} \right.$$

模式一：包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.7)$$

模式二：包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.8)$$

模式三：不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t \quad (3.9)$$

與 DF 檢定相比，ADF 檢定多了自變數差分的落後項，也就是 $\sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1}$ ， P 為足夠大的落後期。而其虛無假設與 DF 檢定相同，為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。

ADF 檢定須決定最適落後期 P ，藉以修正殘差項之自我相關問題，使殘差項符合白噪音。至於選定落後期的方法，一般以 AIC 或 SBIC 選取準則來決定，將於 3.2 節中介紹。

三、Phillips-Perron 單根檢定

ADF 檢定雖然已考量殘差可能有自我相關的情形，但仍忽略殘差可能有異質變異的情形。為了解決這個問題，Phillips and Perron (1988) 年提出 Phillips-Perron 單根檢定(簡稱 PP 檢定)。PP 檢定應用函數中央極限定理(functional central limit theorem)之無母數方法，推導出單根檢定的估計式及其檢定統計量之分配，且 PP 檢定統計量與 DF 檢定統計量具有相同的漸近分配，故能沿用 DF 檢定所導出的分配，且檢定所用的臨界值亦相同。但 PP 檢定修正殘差自我相關問題及允許殘差項存在異質變異，PP 檢定之假設及三種模型形式，分別列述如下：

$$\begin{cases} H_0: \gamma=0, \text{ 存在單根(非定態)} \\ H_1: \gamma \neq 0, \text{ 不存在單根(定態)} \end{cases}$$

模式一：包含截距項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.10)$$

模式二：包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = a_0 + \gamma y_{t-1} + a_2 t + \varepsilon_t \quad (3.11)$$

模式三：不包含截距項與時間趨勢項

$$\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.12)$$

其檢定統計量為：

$$Z(\tau_\mu) = \left(\frac{S_\mu}{S_{T\ell}} \right) \tau_\mu - \frac{1}{2} (S_{T\ell}^2 - S_\mu^2) \left\{ S_{T\ell} \left[T^{-2} \sum_{t=2}^T Y_{t-1} - \bar{Y}_{t-1} \right]^2 \right\}^{-1}$$

$$Z(\tau_T) = \left(\frac{S_\mu}{S_{T\ell}} \right) \tau_T - (S_{T\ell}^2 - S_\mu^2) T^3 \left\{ 4 S_{T\ell} (3C_y)^{\frac{1}{2}} \right\}^{-1}$$

PP 檢定將 DF 檢定統計量 τ_{μ} 、 τ_T 轉換成為 $Z(\tau_{\mu})$ 與 $Z(\tau_T)$ ，使其擁有與 DF 檢定相同的漸進分配，此處下標 μ 與 T 各代表了迴歸式具有截距項與具有時間趨勢項及截距項。而其虛無假設與 DF 檢定相同，為 $H_0: \gamma=0$ ，若無法拒絕虛無假設，則代表此變數具有單根，為非定態變數。

PP 檢定的寬帶 (Bandwidth) 選取標準，本研究是利用 Newey and West (1994) 選取標準，並透過 Bartlett kernel 的方式進行評估，而統計軟體 EViews5.0 均有內建選取標準，可以方便快速的運用。

除了上述幾種單根檢定的方式之外，還有由 Kwiatkowski et al. (1992) 提出的 KPSS 單根檢定，主要在解決傳統單根檢定無法正確區別具有單根與近似單根的變數，KPSS 單根檢定不依照傳統設虛無假設為有單根，而將虛無假設改為不具有單根的檢定方式，來解決這個問題，避免一些具有定態性質但非常接近單根過程的變數，被誤判成為非定態變數。

3.2 最適落後期選取標準

決定適當的落後期數是進行檢定時的首要步驟，ADF 單根檢定以加入自變數差分的落後項來消除殘差自我相關，故進行檢定前，必須先判定落後項的期數。若加入的落後期數過長，迴歸模型容易產生過度參數 (over-parameterization) 情形，使得自由度減少，造成估計結果無效率。若加入的落後期數過短，迴歸模型容易產生過度簡化參數 (parsimonious parameterization) 情形，使得估計結果產生偏誤。一般最常用來判斷最適落後期的標準為 AIC 及 SBIC 準則，分述於下：

3.2.1 AIC (Akaike Information Criterion)

Akaike (1973) 提出 AIC 選取準則，以 AIC 值最小的期數作為最適落後期數。但因 AIC 準則的懲罰函數 (penalty function) 較小，對於增加落後期數所減少的自由度較不敏感，所以傾向選取落後期數較長 (over-parameterization) 的模型，易有過度配適 (overfitting) 的問題。

$$\text{AIC 的計算公式為：} \text{AIC} = T \times \ln(\text{SSE}) + 2k \quad (3.13)$$

其中 T 是樣本總數， $\ln(\text{SSE})$ 是殘差平方和取自然對數， k 是待估參數總數。

而若用於求取向量自我迴歸的最適落後期數，AIC 的計算公式為：

$$\text{AIC} = T \times \ln|\Sigma| + 2k \quad (3.14)$$

其中 Σ 代表共變數矩陣。

3.2.2 SBIC (Schwartz Bayesian Information Criterion)

Schwartz (1978) 提出另一項 SBIC 準則，以選取 SBIC 值最小的期數作為最適落後期。與 AIC 選取準則相比，SBIC 準則會傾向選擇較精簡的模型，也就是落後期數較短的模型，故比較不會產生過度配適的問題。此外，當樣本資料越大時，SBIC 準則的準確程度比 AIC 準則高，具有一致性。

$$\text{SBIC 的計算公式為：} \text{SBIC} = T \times \ln(\text{SSE}) + k \ln(T) \quad (3.15)$$

而 T 是樣本總數， $\ln(\text{SSE})$ 是殘差平方和取自然對數， k 是待估參數總數， $\ln(T)$ 是樣本總數取自然對數。

而若用於求取向量自我迴歸的最適落後期數，SBIC 的計算公式為：

$$\text{SBIC} = T \times \ln|\Sigma| + k \ln(T) \quad (3.16)$$

其中 Σ 代表共變數矩陣。

3.3 Granger 因果關係檢定 (Granger Causality)

Granger (1969) 由預測能力的角度，發展出定義兩變數之間的因果關係方法，檢定某一變數是否可增加另一變數未來值的預測能力，亦即在對經濟變數 Y 進行預測時，除了使用 Y 過去數值所提供的訊息外，若是因 X 過去數值的加入而使得對於 Y 的預測結果更為準確，則稱 X 為 Y 之因 (X cause Y)。然 Granger 所論之因果，不必然有「 X 導致 Y 」的含義，而是表示變數間有「領先—落後」之關係。如上所述，因 X 過去數值的加入而使得對於 Y 的預測結果更為準確，則稱 X 為 Y 之因；反之則稱 Y 為 X 之因。若二者同時存在，便稱 X 與 Y 之間具有回饋(feedback)關係。Granger 針對因果關係提出實証迴歸模型如下：

$$\text{未限制迴歸式： } Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \sum_{j=1}^q \beta_j X_{t-j} + \varepsilon_t \quad (3.17)$$

$$\text{限制迴歸式： } Y_t = \sum_{i=1}^p \alpha_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.18)$$

其中 α 及 β 為迴歸係數， ε_t 為獨立之干擾項， p 為 Y 的最適落後期數， q 為 X 最
適落後期數。其虛無假設為 $H_0: X$ 非 Y 之因，檢定方式是針對上述二條方程式之
殘差平方項計算 F 統計量，檢定係數 β_j 是否拒絕虛無假設。若拒絕虛無假設，
表示 X 為 Y 之因；若無法拒絕虛無假設，則代表 X 非 Y 之因，即 X 不會影響 Y 。
若二者同時存在，便稱 X 與 Y 之間具有回饋關係。

3.4 向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression Model)

時間序列模型若以線性迴歸式來進行分析，隱含著變數之間存在因果關係的
假設，即迴歸式中因變數會受到自變數影響，而自變數並不會受到因變數影響。
然而在經濟體系中，變數之間要區分何者是因變數，何者是自變數並不容易，且
變數之間亦可能產生交互影響，或根本不存在因果關係。因此傳統計量迴歸模型
必須先根據經濟變數先驗 (Prior) 理論為基礎，建構出具有經濟意義的迴歸模型，
透過實證的方式來檢驗理論的正確性。但若研究的變數缺乏經濟理論為依據，就
可能在解釋結論時產生錯誤。

Sims (1980) 提出向量自我迴歸模型 (Vector Autoregression, 簡稱為 VAR),
其將所有變數皆視為內生變數 (endogenous variable), 因此可以解決內生或外生
變數認定的問題，以資料本身的特性，而不預設經濟先驗理論來判別變數之的關
係來進行分析。

向量自我迴歸模型是一組由多變數、多條迴歸方程式所組成。在每一條方程
式中，因變數皆以本身的落後期，再加上其他變數的落後期來進行迴歸分析，使
模型可以涵括所有變數所釋出的訊息。以下以一個簡單的三變數、一階自我相關
的 VAR 模型來進行說明。

假設有三個變數，分別為 x_t 、 y_t 以及 z_t ，則 VAR 模型包含了三條迴歸式：

$$x_t = a_{10} + a_{11}x_{t-1} + a_{12}y_{t-1} + a_{13}z_{t-1} + \varepsilon_{1t} \quad (3.19)$$

$$y_t = a_{20} + a_{21}x_{t-1} + a_{22}y_{t-1} + a_{23}z_{t-1} + \varepsilon_{2t} \quad (3.20)$$

$$z_t = a_{30} + a_{31}x_{t-1} + a_{32}y_{t-1} + a_{33}z_{t-1} + \varepsilon_{3t} \quad (3.21)$$

其中 ε_{1t} 、 ε_{2t} 、 ε_{3t} 為白噪音 (white noise)，而上述 VAR 模型可以矩陣與向量的模式來表示：

$$\begin{pmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{pmatrix} = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} x_{t-1} \\ y_{t-1} \\ z_{t-1} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$$

再令 $Y_t = \begin{pmatrix} x_t \\ y_t \\ z_t \end{pmatrix}$ ， $A_0 = \begin{pmatrix} a_{10} \\ a_{20} \\ a_{30} \end{pmatrix}$ ， $A_1 = \begin{pmatrix} a_{11} & a_{12} & a_{13} \\ a_{21} & a_{22} & a_{23} \\ a_{31} & a_{32} & a_{33} \end{pmatrix}$ ， $\varepsilon_t = \begin{pmatrix} \varepsilon_{1t} \\ \varepsilon_{2t} \\ \varepsilon_{3t} \end{pmatrix}$ ，則上述矩陣的形式

式可以簡化寫成：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + \varepsilon_t \quad (3.22)$$

上式稱為 VAR(1) 模型。如果想把模式再擴充至 n 個變數 p 階自我相關的 VAR(p)，則可表示為：

$$Y_t = A_0 + A_1 Y_{t-1} + A_2 Y_{t-2} + A_3 Y_{t-3} + \dots + A_p Y_{t-p} + \varepsilon_t \quad (3.23)$$

或者簡化成為一般式：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.24)$$

而上式必須符合下列統計條件

$$E(\varepsilon_t) = 0, \quad E(\varepsilon_t, Y_{t-i}) = 0, \quad i=1, 2, 3, \dots, p$$

$$\text{var}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-k}) = \sigma^2 \rho_k, \quad \text{cov}(\varepsilon_t, \varepsilon_{t-i}) = 0$$

而 VAR 模型之變數落後期的判斷，可依據前述之 AIC 值或 SBIC 值的方式來決定。

3.5 衝擊反應函數

向量自我迴歸模型構建之後，常需繼續探討後續的意涵，例如以衝擊反應函數 (impulse response function) 來預測模型中一個變數的改變對整個 VAR 系統中所有變數的影響。

Sims (1980) 建議可藉由 Wold 分解定理 (Wold decomposition)，將向量自我迴歸模型轉換成為移動平均 (moving average, 簡稱為 MA) 的表示方式，轉換過程表示如下：

$$Y_t = A_0 + \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} + \varepsilon_t \quad (3.25)$$

$$Y_t - \sum_{i=1}^p A_i Y_{t-i} = A_0 + \varepsilon_t$$

$$(Y_t - A_1 Y_{t-1} - A_2 Y_{t-2} - \dots - A_p Y_{t-p}) = A_0 + \varepsilon_t$$

以落遲運算元的方式表示($L^i y_t = y_{t-i}$)，則可以將上式改寫成為：

$$(1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p) Y_t = A_0 + \varepsilon_t$$

$$Y_t = (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} A_0 + (1 - A_1 L - A_2 L^2 - \dots - A_p L^p)^{-1} \varepsilon_t$$

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i \varepsilon_{t-i} \quad (3.26)$$

其中 λ 為 $(n \times 1)$ 的常數項矩陣， C_i 為 $(n \times n)$ 的矩陣，且 C_0 為單位矩陣。

在上式中，每一個變數均可由模型內所有變數的當期及落後期之隨機誤差項的線性組合來表示。但是這些隨機誤差項雖然沒有自我相關的問題，但可能會有當期相關的性質存在。而這個問題，可以使用正交化 (orthogonalization) 過程來去除當期相關的特性。研究者經常利用 Choleski 分解法 (Choleski factorization) 來完成隨機誤差項的正交化，其作法是利用一個下三角矩陣 K (lower triangular matrix)，將上式轉變成為：

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i K K^{-1} \varepsilon_{t-i} \quad (3.27)$$

令 $C_i^* = C_i K$ ， $e_{t-i} = K^{-1} \varepsilon_{t-i}$ ，則可以將上式轉變成為：

$$Y_t = \lambda + \sum_{i=0}^{\infty} C_i^* e_{t-i} \quad (3.28)$$

其中 e_{t-i} 為無自我相關及無當期相關隨機誤差項。

由上式看來，每一個變數皆可表示成為隨機衝擊項的函數，藉由此衝擊反應函數，可以觀察每一個變數受到其他變數自發性衝擊時，其參數是如何變化，因此可以用來解釋變數之間的動態關係，並藉此發掘衝擊反應的大小；反應的程度呈持續性 (persistence) 或跳動性 (volatility)；影響方向為正向或負向；以及影響時間的長短等關係。

第四章 實證分析

本研究主要以 Granger 因果關係檢定及向量自我迴歸 VAR 模型來探討外人直接投資對我國失業率及出口之關係。外人直接投資 (FDI) 可分為外來投資與對外投資兩大項，其中外來投資議題主要討論廠商在海外投資對子國當地經濟之影響，而對外投資則討論廠商赴海外投資對母國經濟之影響。本文研究重點在於探討對外投資與失業率及出口之關係，然為了解不同地區之投資及出口與失業率之間的關係是否有所差異，將對外投資及出口 2 項變數，區分為對中國大陸及中國大陸以外地區 2 部分，分別觀察其與失業率之間的互動關係。

在經濟體系中，對外投資與出口之間要區分何者是因變數，何者是自變數並不容易；而失業率上升，代表該地區投資機會相對較差，可能會使外資投資意願下降，國內資本形成不足，進而減緩國內生產、出口及對外投資活動，失業率可作為一種預測外人直接投資之指標，故本研究以 Sims (1980) 提出之向量自我迴歸 VAR 模型，將對外投資、出口及失業率等變數皆視為內生變數，不預設經濟先驗理論來判別變數之間的關係，而以資料本身的特性來進行分析。

本研究所有變數研究期間，自 1993 年 1 月起至 2007 年 5 月止，共計 173 筆月資料。對外投資金額變數，係以經濟部投審會所公布核准對外投資金額為實証研究資料。核准對外投資金額表示廠商投資動機或意圖，但常會遞延於其後年度實現，與核准當年度實際發生投資金額之間存有差異。以經濟部核准對中國大陸投資金額與中國大陸商務部外國投資管理司統計台商實際投資金額 1991 年至 2006 年之年資料來看，二者之間相關係數 $\rho = 0.34$ ，核准金額與實際投資金額之間存在正相關，在無法獲得實際台商對外投資金額之月資料情況下，本研究以代表台商欲赴海外投資意圖之核准金額月資料作為代理變數，來探討對外投資與我國失業率及出口之間的關係。

4.1 資料來源與變數說明

4.1.1 外來投資金額 (inward FDI)

資料來源為經濟部投審會。本項變數是以經濟部投審會核准華僑及外國人對本國投資金額之加總。該變數在模型中以 INFDI 表示，單位為千美元。

本項變數，若以名目資料進行分析，會受到物價變動因素之影響，故以 GDP 平減指數(基期為 2001 年)進行平減，以獲得該變數之實質金額，計算方式如下：
實質外來投資金額 = 名目外來投資金額 / GDP 平減指數。

4.1.2 對外投資金額 (outward FDI)

資料來源為經濟部投審會。本項變數是以經濟部投審會核准對中國大陸地區及中國大陸以外地區投資金額之加總，該變數在模型中以 OUTFDI 表示，單位為千美元，名目資料同樣以 GDP 平減指數進行平減，實質對外投資金額 = 名目對外投資金額 / GDP 平減指數。

4.1.3 中國大陸地區投資金額

資料來源為經濟部投審會。本項變數是經濟部投審會核准對中國大陸地區投資金額，在模型中以 CHFDI 表示，單位為千美元，名目資料亦以 GDP 平減指數進行平減，實質中國大陸地區投資金額 = 名目中國大陸地區投資金額 / GDP 平減指數。

4.1.4 中國大陸以外地區投資金額

資料來源為經濟部投審會。本項變數是經濟部投審會核准對外投資金額(不包括對中國大陸投資金額)，在模型中以 OTHFDI 表示，單位為千美元，名目資料亦以 GDP 平減指數進行平減，實質中國大陸以外地區投資金額 = 名目中國大陸以外地區投資金額 / GDP 平減指數。

4.1.5 中國大陸出口金額

資料來源為財政部關稅總局。本項變數包含對香港出口部分，以下簡稱中國大陸出口。該變數在模型中以 CHEX 表示，單位為千美元，名目資料以 GDP 平減指數進行平減，實質中國大陸出口金額 = 名目中國大陸出口金額 / GDP 平減指數。

4.1.6 中國大陸以外地區出口金額

資料來源為財政部關稅總局。該變數係扣除我國對中國大陸及香港地區以外

之出口金額，在模型中以 OTHEX 表示，單位為千美元，名目資料以 GDP 平減指數進行平減，計算方式如下：名目整體對外出口金額－名目中國大陸出口金額＝名目中國大陸以外地區出口金額。實質中國大陸以外地區出口金額＝名目中國大陸以外地區出口金額／GDP 平減指數。

4.1.7 失業率

資料來源為行政院主計處。該變數在模型中以 UEM 表示，單位為％。依據行政院主計處定義，失業率係指失業者在勞動力中所占之比率，其計算方法如下：失業率（％）＝（失業者／勞動力）×100％＝（失業者／（失業者＋就業者））×100％。

上述研究變數皆為時間序列資料，彙整如表 4-1：

表 4-1 本研究變數一覽表

INFDI	外來投資金額
OUTFDI	對外投資金額
CHFDI	中國大陸投資金額
OTHFDI	中國大陸以外地區投資金額
CHEX	中國大陸出口金額(含香港地區出口金額)
OTHEX	中國大陸以外地區出口金額
UEM	失業率

4.2 單根檢定

在分析時間序列資料時，定態過程（stationary process）扮演相當重要的角色。Granger and Newbold（1974）提出假性迴歸（spurious regression）問題，其指出過去許多的計量文獻在分析時間序列資料時，所應用的迴歸式 R^2 （判定係數）或調整後 R^2 都很高，表面上看來似乎為一良好迴歸模型，但 Durbin-Watson 的值卻趨近於 0，可能存在殘差自我相關的現象，此將導致在解釋迴歸係數時產生偏誤。如以任兩個具有非定態性質的時間序列變數進行迴歸分析，便有可能出現假性迴歸，而造成錯誤的因果關係推論，使得原本沒有因果關係的兩個變數，被誤認為具有因果關係。

以往文獻指出總體經濟變數資料，如國民所得、物價或股價指數，均呈現

非定態的性質，故從事有關經濟變數研究的研究者，若發現其研究變數為非定態變數，需進一步檢定變數之間是否存在共整合關係，或以經過差分轉換後的定態時間序列進行實証分析研究。

本研究變數皆為時間序列資料，故需進行單根檢定以確定所蒐集到的時間序列資料是否具有定態性質。本研究採用 Augmented Dickey-Fuller test (簡稱 ADF 檢定) 與 Phillips-Perron test (簡稱 PP 檢定) 二種單根檢定法來進行交叉驗證，ADF 檢定與 PP 檢定模式說明如下：

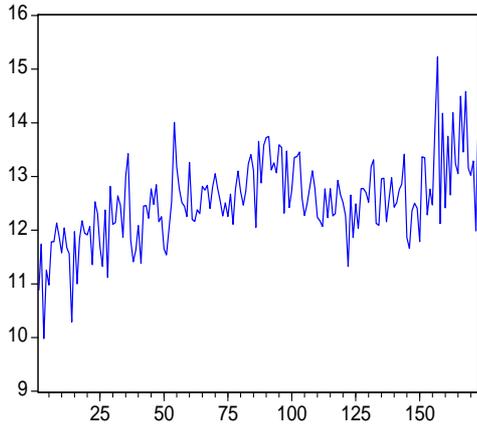
Augmented Dickey-Fuller 單根檢定的三種檢定模式為：

1. 截距模式 (包含截距項)： $\square y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ_u 。
2. 截距趨勢模式 (包含截距項與時間趨勢項)： $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ_t 。
3. 標準式 (無截距項與時間趨勢項)： $\square y_t = \gamma y_{t-1} + \sum_{i=1}^p \beta_i \Delta y_{t-i+1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 τ 。

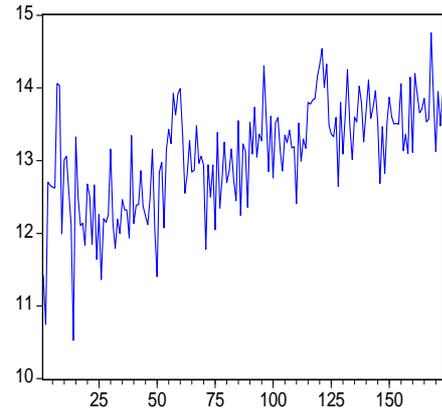
Phillips-Perron 單根檢定的三種檢定模式為：

1. 截距模式 (包含截距項)： $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau_u)$ 。
2. 截距趨勢模式 (包含截距項與時間趨勢項)： $\Delta y_t = \alpha_0 + \gamma y_{t-1} + \alpha_2 t + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau_t)$ 。
3. 標準式 (無截距項與時間趨勢項)： $\Delta y_t = \gamma y_{t-1} + \varepsilon_t$ ，檢定統計量為 $Z(\tau)$ 。

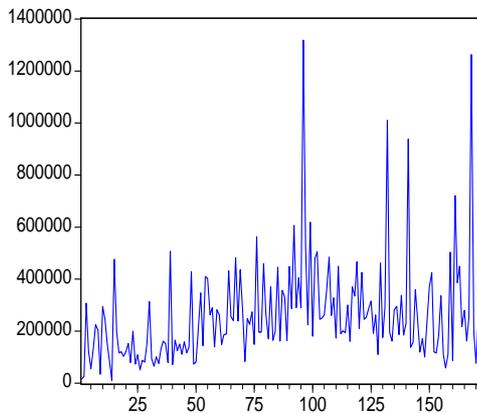
在進行單根檢定時，上述三種單根檢定模式，究竟要用那一種形式比較好，文獻上尚無一致的結論。Enders (2004) 指出，若一非定態變數真實的 DGP (data generating process) 和用來檢定的模型形式不同，此時單根檢定的檢定力 (power of the test) 會下降，即拒絕錯誤的虛無假設之機率會降低，因單根檢定的虛無假設是存在單根，所以檢定力不足時，將造成過度接受有單根的情況。Enders 建議進行單根檢定之前，先畫圖出來看看，以幫助檢定時決定是否加入截距或時間趨勢項。而本研究各變數的時間序列圖如下：



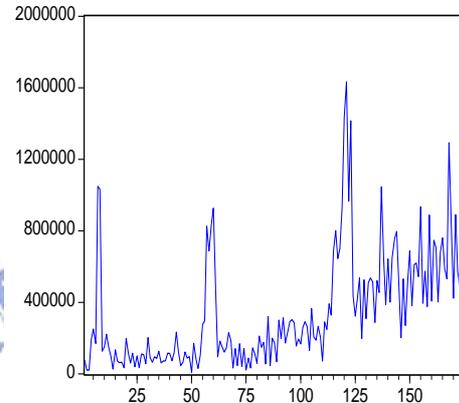
— INFDI



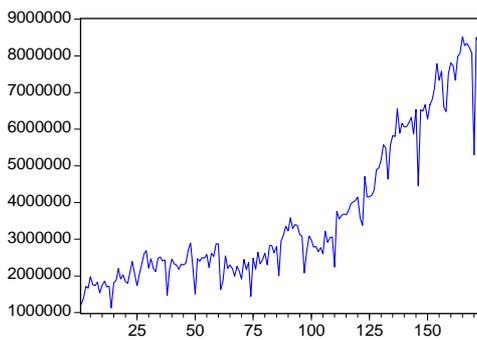
— OUTFDI



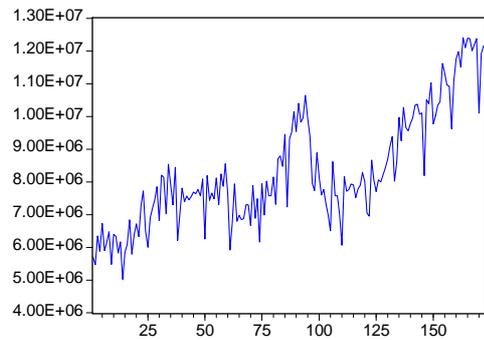
— OTHFDI



— CHFDI



— CHEX



— OTHEX

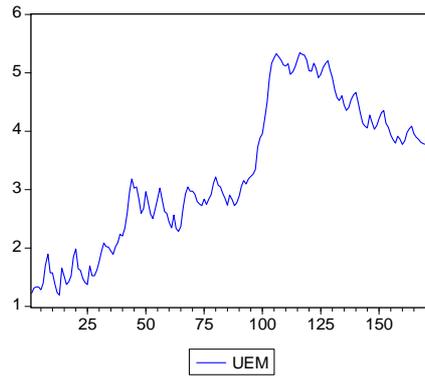


圖 4-1 本研究變數之時間序列趨勢圖

上述 7 項變數大部分呈現出有截距情形，但似乎沒有明顯的時間趨勢，應不須考慮加入時間趨勢項，故本研究之單根檢定採用截距模式（包含截距項，無時間趨勢項）。

本研究所有變數資料，皆在取 \ln （自然對數）後之數值進行各項檢定，ADF 檢定之最適落後期數係藉由 Eviews 5.0 軟體自動選取，選取標準為 SBIC 值。而 PP 檢定的寬帶選取標準，係利用 Newey and West 方法，選取 $4 \times (T/100)^{2/9}$ 的最大整數為最適寬帶，並透過 Bartlett Kernel 的方式進行評估。單根檢定結果如表 4-2 所示。

表 4-2 單根檢定

Variable	ADF Test Statistic	PP Test Statistic
	τ_u	$Z(\tau_u)$
lnINFDI	0.0002***	<0.0001***
lnOUTFDI	0.0959	<0.0001***
lnCHFDI	0.0261**	<0.0001***
lnOTHFDI	0.0550	<0.0001***
lnCHEX	0.9460	0.3027
lnOTHEX	0.7945	0.0607
lnUEM	0.0505	0.2098
□ lnINFDI	—	—
□ lnOUTFDI	<0.0001***	—
□ lnCHFDI	—	—
□ lnOTHFDI	<0.0001***	—
□ lnCHEX	0.0375**	0.0001***
□ lnOTHEX	0.0006***	0.0001***
□ lnUEM	0.2570	<0.0001***

註 1： τ_u 表示 ADF 檢定檢定模式包含截距項， $Z(\tau_u)$ 表示 PP 檢定模式包含截距項。

註 2：變數差分以 Δ 表示，如外來投資 INFDI 的一階差分以 Δ INFDI 表示。

註 3：ADF 檢定臨界值：依據 Mackinnon(1991)，在 1%、5%、10% 的顯著水準下， τ_u 的檢定臨界值為 -3.43、-2.86、-2.57；PP 檢定臨界值與 ADF 檢定臨界值相同。

註 4：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

上述 ADF 檢定 (τ_μ) 與 PP 檢定 $Z(\tau_\mu)$ 之單根檢定結果並不一致，惟 PP 檢定修正殘差自我相關及允許誤差項具有變異數異質性存在，因此本研究將採取 PP 檢定的結果 $Z(\tau_\mu)$ 。以顯著水準 5% 來看，除中國大陸出口、中國大陸以外地區出口及失業率等 3 項變數時間序列有單根，為非定態時間序列外，其餘 4 項變數皆為無單根之定態時間序列，而上述 3 項非定態時間序列在一階差分後，已拒絕有單根之虛無假設成為 $I(0)$ 定態時間序列，是為整合階次為 $I(1)$ 之非定態時間序列，故本研究將中國大陸出口金額、中國大陸以外地區出口金額及失業率等 3 項變數進行一階差分後，以 VAR 模型進行分析。

以下將分為 3 部分來探討外人直接投資對我國失業率之影響。第 1 部分先以「INFDI、OUTFDI、UEM」三項變數建構模型，探討外來投資、對外投資與失業率之間的關係；第 2 部分以「CHFDI、CHEX、UEM」三項變數，探討對中國大陸地區投資、出口與失業率之間的關係；最後，以「OTHFDI、OTHEX、UEM」三項變數，探討對中國大陸以外地區投資、出口與失業率之間的關係。

檢定之步驟，首先建構向量自我迴歸 VAR 模型，決定最適落後期，再以 Granger 因果關係檢定，觀察各項變數之間的因果關係，並配合 VAR 模型迴歸及衝擊反應函數，探討每一項變數受到其他變數自發性衝擊時的反應變化。

以下各節進行 VAR 模型分析及 Granger 因果關係檢定時，所有變數資料，皆為取 \ln (自然對數) 後之數值，如有單根，則以取差分後的定態時間序列資料進行分析。

表 4-3 本研究變數之穩態階次

\ln INFDI	外來投資金額
\ln OUTFDI	對外投資金額
I	
\ln CHFDI	中國大陸投資金額
\ln OTHFDI	中國大陸以外地區投資金額
I	
$\Delta \ln$ CHEX	中國大陸出口金額(含香港地區出口金額)
$\Delta \ln$ OTHEX	中國大陸以外地區出口金額
$\Delta \ln$ UEM	失業率
註： \ln 代表變數取自然對數， Δ 代表變數之差分值。	

4.3 外來投資、對外投資與失業率

4.3.1 VAR 模型(一)之建構

本節以失業率 ($\Delta \ln UEM$)、外來投資 ($\ln INFDI$) 及對外投資 ($\ln OUTFDI$) 等 3 項變數建構 VAR 模型，產生以下 3 條迴歸式， p 為落後期，而以 p_1 、 p_2 、 p_3 分別表示各迴歸式之落後期：

$$\Delta \ln UEM_t = a_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_{1i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_{1i} \ln OUTFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \chi_{1i} \ln INFDI_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.1)$$

$$\ln OUTFDI_t = a_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{2i} \ln OUTFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \beta_{2i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \chi_{2i} \ln INFDI_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4.2)$$

$$\ln INFDI_t = a_3 + \sum_{i=1}^{p_3} \alpha_{3i} \ln INFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \beta_{3i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \chi_{3i} \ln OUTFDI_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.3)$$

由上述模型可知，每一個變數都是由自己本身落後項與其他變數的落後項所解釋，因為有 3 個變數，故共有 3 條迴歸式。

4.3.2 決定適當落後期

在進行向量自我迴歸分析時，首先要決定變數的最適落後期，本研究採用 AIC (Akaike's information criterion) 及 SBIC (Schwarz's Bayesian criterion) 準則來決定。初始以落後期數為 6 期的 VAR (6) 模型進行分析。此外，為求分析的樣本一致，在進行估計時，已將模型的樣本期間均調整成為第 10 個樣本至第 173 個樣本，以避免樣本數目不一樣所造成判定時的誤差。估計結果如下表：

表 4-4 VAR (p) 之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6
AIC	0.7714	0.5230	0.4906	0.4605	0.3932	0.3473
SBIC	0.9982	0.9200	1.0576	1.1977	1.3005	1.4247

表 4-4 估計結果顯示，VAR (6) 的 AIC 值最小，VAR (2) 的 SBIC 值最小，惟以 AIC 及 SBIC 準則所決定的最適落後期並不相同，基於參數精簡 (parsimony) 原則，以 SBIC 當作選擇模型準則時，會傾向對待估參數較少 (即較精簡) 的模型有利，而 SBIC 又比 AIC 準則來得嚴苛，故本研究以 SBIC 準則決定最適落後期為 2，惟須對 3 條方程式所產生的殘差進行檢定，以確認是否無殘差自我相關，如果殘差有自我相關，則必須增加變數的落後期，直到殘差無自我相關為止。本

研究利用 Q 檢定來檢驗，落後期數取 36 期，並自落後期數為 2 期的 VAR (2) 模型開始檢定，結果發現在 5% 顯著水準下，3 條方程式中 3 條式子的殘差均有自我相關，檢定結果呈現於下表 4-5：

表 4-5 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=2)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0312	0.860	0.8454	0.358	0.0465	0.829
2	0.0367	0.982	3.9576	0.138	1.7550	0.416
35	115.35	<0.001***	56.686	0.012***	46.997	0.085**
36	146.78	<0.001***	60.842	0.006***	50.030	0.060**

註：「***」，「**」，表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

故必須將 VAR (2) 之落後期數延長，以使殘差無自我相關。而最後結果是延長落後期數至 7 期，才使得殘差無自我相關，檢定結果如下表 4-6：

表 4-6 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=7)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.5660	0.452	0.0530	0.818	0.1547	0.694
2	0.7008	0.704	0.0530	0.947	1.4194	0.492
35	43.033	0.138	23.841	0.923	19.781	0.982
36	43.173	0.162	23.875	0.939	19.994	0.986

註：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

至此可確定所構建的 VAR 模型為一個 VAR (7) 模型。Granger 因果關係檢定結果如表 4-7，VAR 模型迴歸結果如表 4-8。

表 4-7 對外投資、外來投資與失業率之因果關係檢定

虛無假設	F-Statistic	P 值
lnOUTFDI does not Granger Cause Δ lnUEM	5.64095	<0.00001
Δ lnUEM does not Granger Cause lnOUTFDI	3.82444	0.00074***
lnINFDI does not Granger Cause Δ lnUEM	3.04767	0.00500***
Δ lnUEM does not Granger Cause lnINFDI	3.75215	0.00089***
lnINFDI does not Granger Cause lnOUTFDI	0.71610	0.65846
lnOUTFDI does not Granger Cause lnINFDI	1.04158	0.40460

註：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

本研究採用 Granger 對因果關係之定義，來檢視外人直接投資與失業率之間的因果關係。Granger 因果關係是以預測誤差能否被降低為判定標準，例如當 X 變數的過去資料有助於 Y 變數之預測時，即認為 X 在統計上為 Y 之因，惟此處所論之因果，不必然有「X 導致 Y」的含義，而是表示變數間有「領先—落後」之關係。而檢定之方式是將二變數所有落後項作聯合 F 檢定，若結果皆拒絕沒有影響關係存在之虛無假設，則表示二變數相互影響，有雙向回饋關係；若僅拒絕其中一個虛無假設，則表示具有領先落後關係；當檢定結果皆無法拒絕沒有影響關係存在之虛無假設，則表示二者之間屬於互不影響之獨立關係。

表 4-7 之 Granger 因果關係檢定結果發現，對外投資及外來投資與失業率之間，存在雙向回饋關係。而對外投資與外來投資之間並無領先落後關係存在。

表 4-8 VAR (7) 之迴歸係數與 T 值

	$\Delta \ln UEM$		$\ln OUTFDI$		$\ln INFDI$	
	係數	T 值	係數	T 值	係數	T 值
$\Delta \ln UEM (-1)$	0.0865	1.1598	1.8761	2.6207***	2.3558	2.8069***
$\Delta \ln UEM (-2)$	-0.0008	-0.0117	0.2644	0.3671	-0.4236	-0.5017
$\Delta \ln UEM (-3)$	-0.0215	-0.2963	-0.3796	-0.5444	0.3505	0.4287
$\Delta \ln UEM (-4)$	-0.0007	-0.0103	-0.4737	-0.6875	1.1571	1.4324
$\Delta \ln UEM (-5)$	-0.2085	-2.9101***	1.0089	1.4682	2.1849	2.7119***
$\Delta \ln UEM (-6)$	0.2616	3.5398***	-1.9179	-2.7062***	-1.3298	-1.6005
$\Delta \ln UEM (-7)$	-0.0454	-0.6109	-2.4550	-3.4407***	-1.7409	-2.0812**
$\ln OUTFDI (-1)$	0.0028	0.3343	0.1116	1.3537	-0.0736	-0.7616
$\ln OUTFDI (-2)$	0.0132	1.5899	0.2469	3.0900***	0.1931	2.0608**
$\ln OUTFDI (-3)$	0.0006	0.0806	0.1783	2.2275**	-0.1808	-1.9266*
$\ln OUTFDI (-4)$	-0.0208	-2.4244**	0.1171	1.4200	-0.0651	-0.6738
$\ln OUTFDI (-5)$	-0.0403	-4.8256***	0.1819	2.2681**	0.0446	0.4753
$\ln OUTFDI (-6)$	0.0033	0.3880	0.0892	1.0732	0.2470	2.5336**
$\ln OUTFDI (-7)$	0.0297	3.5223***	-0.1881	-2.3218**	-0.1044	-1.0992
$\ln INFDI (-1)$	-0.0009	-0.1263	0.0505	0.6896	0.2106	2.4514**
$\ln INFDI (-2)$	0.0049	0.6366	0.1012	1.3560	0.2214	2.5281**
$\ln INFDI (-3)$	-0.0090	-1.1695	0.0930	1.2507	0.0737	0.8458
$\ln INFDI (-4)$	-0.0143	-1.8742*	-0.0544	-0.7442	0.0254	0.2968
$\ln INFDI (-5)$	-0.0087	-1.1435	0.0947	1.2939	0.2311	2.6923***
$\ln INFDI (-6)$	0.0109	1.4470	0.0023	0.0322	-0.0601	-0.7089
$\ln INFDI (-7)$	0.0247	3.4037***	-0.0606	-0.8711	0.09312	1.1407
C	0.0604	0.5432	0.6069	0.5687	1.7991	1.4381

註：「***」表示在 1% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 2.576。

「**」表示在 5% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.96。

「*」表示在 10% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.645。

在 5% 顯著水準下，利用 t 分配進行檢定，上述 VAR(7) 模型迴歸結果顯示，對外投資與外來投資落後期對於當期失業率均無立即影響；反之，失業率落後期對於當期對外投資與外來投資則有立即影響，如前 1 個月的失業率，對於對外投資及外來投資均有顯著正向影響。

4.3.3 衝擊反應分析

本節就上述建構的 VAR(7) 模型，配合衝擊反應圖，探討相關變數之間產生一單位標準差衝擊之影響。

如圖 4-2，受到對外投資一單位標準差衝擊時，失業率在 4 個月內是呈正向反應，反應幅度約 +0.005%，表示對外投資增加，短期內本國失業率會增加，而反應期數大約為 9 個月，之後呈現小幅波動漸趨平緩。

受外來投資一單位標準差衝擊時，失業率呈負向反應，顯示外來投資增加，短期內本國失業率會降低，而反應期數大約為 11 個月，1 年以後變動幅度較趨平緩。

Response to Cholesky One S.D. Innovations

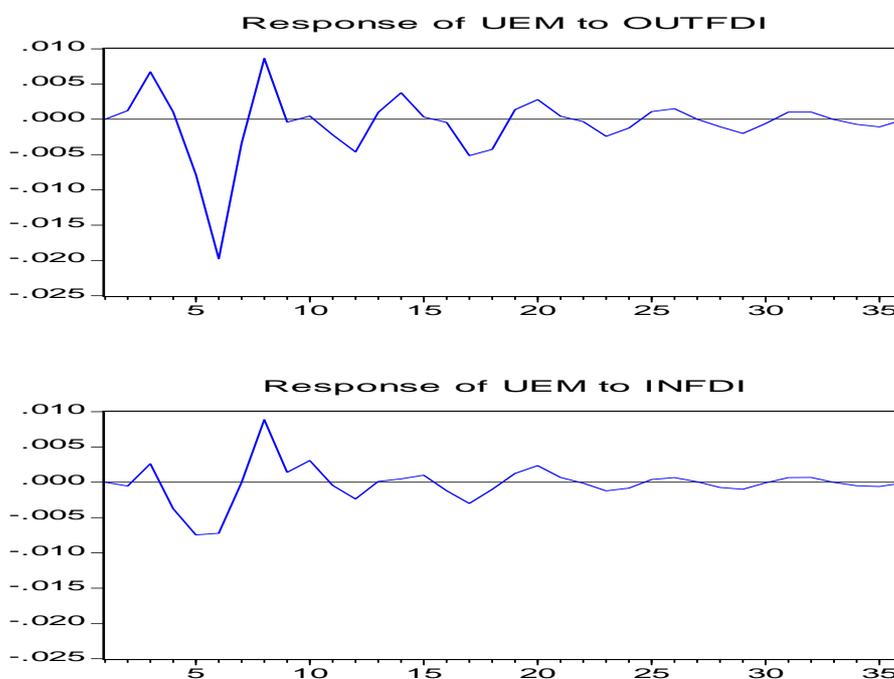


圖 4-2 對外投資與外來投資對失業率之衝擊反應圖

而受失業率一單位標準差衝擊時如圖 4-3，對外投資及外來投資均為負向反應，反應幅度均超過-0.1%，表示失業率上升時，對外投資及外來投資都會減少，即國內失業率上升時，外資來台投資及國內廠商赴海外投資的意願均會降低。

Response to Cholesky One S.D. Innovations

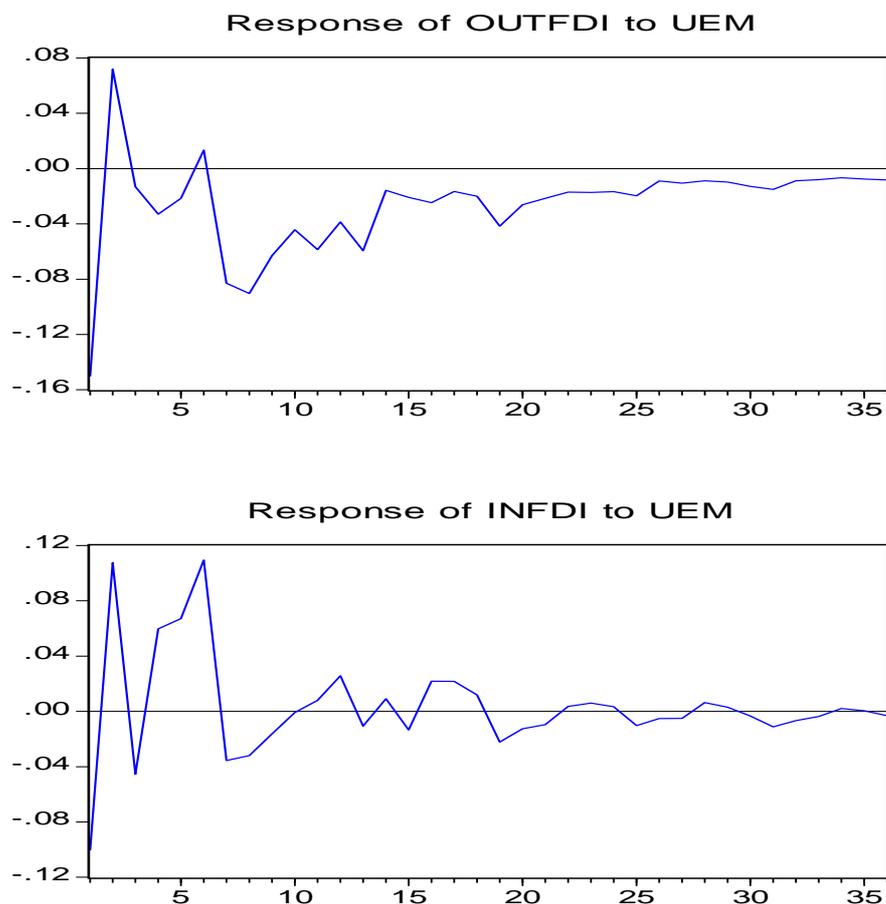


圖 4-3 失業率對外來投資與對外投資之衝擊反應圖

由前述分析可知，當外來投資增加，短期內國內失業率會下降，但對外投資增加時，國內失業率卻會增加。為了解不同地區之對外投資及出口與國內失業率之間是否有不同的關聯效果，故擬將對外投資及出口 2 項變數，區分為對中國大陸及中國大陸以外地區 2 部分，於 4.4 節及 4.5 節中建構 2 個模型來比較。

4.4 中國大陸地區投資、出口與失業率

4.4.1 VAR 模型(二)之建構

本節以失業率 ($\Delta \ln UEM$)、中國大陸投資 ($\ln CHFDI$) 及中國大陸出口 ($\Delta \ln CHEX$) 等三項變數建構一個 VAR 模型，產生以下 3 條迴歸式：

$$\Delta \ln UEM_t = a_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_{1i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_{1i} \ln CHFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \chi_{1i} \Delta \ln CHEX_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.4)$$

$$\ln CHFDI_t = a_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{2i} \ln CHFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \beta_{2i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \chi_{2i} \Delta \ln CHEX_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4.5)$$

$$\Delta \ln CHEX_t = a_3 + \sum_{i=1}^{p_3} \alpha_{3i} \Delta \ln CHEX_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \beta_{3i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \chi_{3i} \ln CHFDI_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.6)$$

4.4.2 決定適當落後期

最適落後期採用 AIC 及 SBIC 準則來決定。初始仍以落後期數為 6 期的 VAR (6) 模型開始。而為求分析的樣本一致，在進行估計時，將模型的樣本期間均調整成為第 10 個樣本至第 173 個樣本，以避免樣本數目不一樣所造成判定時的誤差。估計結果如表 4-9：

表 4-9 VAR(p) 之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6
AIC	-1.6680	-1.9808	-2.1651	-2.2233	-2.2145	-2.6225
SBIC	-1.4411	-1.5839	-1.5981	1.4861	-1.3073	-1.5451

根據表 4-9，VAR (6) 的 AIC 值及 VAR (3) 的 SBIC 值皆為最小，基於參數精簡 (parsimony) 之原則，以 SBIC 準則決定最適落後期為 3，惟仍須對 3 條方程式所產生的殘差進行檢定，以確認是否無殘差自我相關，否則就增加變數的落後期，直到殘差無自我相關為止。同樣利用 Q 檢定來檢驗，落後期數取 36 期，並自 VAR (3) 落後期 3 開始檢定，結果發現在 5% 顯著水準下，有 2 條方程式中殘差存在自我相關，檢定結果如表 4-10：

表 4-10 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=3)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.4306	0.512	0.4989	0.480	0.9339	0.334
2	1.2409	0.538	0.7766	0.678	2.143	0.342
35	85.489	<0.001***	32.481	0.590	91.313	<0.001***
36	102.41	<0.001***	34.376	0.546	130.44	<0.001***

註：「***」,「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

故將 VAR (3) 之落後期數延長，而最後結果是延長落後期數至 7 期，才使得殘差無自我相關，檢定結果如表 4-11：

表 4-11 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=7)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.0232	0.879	0.1666	0.683	0.2769	0.599
2	0.5683	0.753	0.1757	0.916	0.4421	0.802
35	31.486	0.639	25.361	0.884	28.333	0.780
36	31.486	0.683	25.458	0.905	43.358	0.186

註：「***」,「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

至此確定所構建的 VAR 模型為一個 VAR (7) 模型。Granger 因果關係檢定如表 4-12，VAR 模型迴歸結果如表 4-13。

表 4-12 對中國大陸投資、出口與失業率之因果關係檢定

虛無假設	F-Statistic	P 值
lnCHFDI does not Granger Cause Δ lnUEM	5.48273	<0.0001***
Δ lnUEM does not Granger Cause lnCHFDI	3.28817	0.00278***
Δ lnCHEX does not Granger Cause Δ lnUEM	11.0665	<0.00001***
Δ lnUEM does not Granger Cause Δ lnCHEX	7.21810	<0.00001***
Δ lnCHEX does not Granger Cause lnCHFDI	1.72967	0.10603
lnCHFDI does not Granger Cause Δ lnCHEX	0.43657	0.87796

註：「***」,「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

Granger 因果關係檢定顯示，中國大陸投資及中國大陸出口與失業率之間，皆為雙向回饋關係。而中國大陸投資與中國大陸出口之間則無領先落後關係存在，表示對於中國大陸出口該項變數進行預測時，加入中國大陸投資變數不能增加對中國大陸出口之預測能力。過去國內研究以產業關聯表或次級資料及對個別

廠商問卷調查之研究結果，認為對中國大陸投資會誘發對中國大陸之出口效果，並不為本研究結果所支持。

表 4-13 VAR (7) 之迴歸係數與 T 值

	$\Delta \ln UEM$		$\ln CHFDI$		$\Delta \ln CHEX$	
	係數	T值	係數	T值	係數	T值
$\Delta \ln UEM$ (-1)	0.0723	0.8893	2.6743	2.4331**	0.2276	0.9839
$\Delta \ln UEM$ (-2)	0.0915	1.3111	0.4999	0.5300	-0.2390	-1.2042
$\Delta \ln UEM$ (-3)	0.0554	0.8297	-0.2942	-0.3260	0.3314	1.7447*
$\Delta \ln UEM$ (-4)	-0.0411	-0.6189	-0.5842	-0.6498	-0.0625	-0.3303
$\Delta \ln UEM$ (-5)	-0.3362	-5.1269***	0.2094	0.2364	0.3680	1.9739**
$\Delta \ln UEM$ (-6)	0.2783	3.9290***	-1.1352	-1.1861	-0.7102	-3.5259***
$\Delta \ln UEM$ (-7)	-0.0671	-0.9449	-2.3077	-2.4057**	-0.9178	-4.5463***
$\ln CHFDI$ (-1)	0.0084	1.3197	0.2130	2.4721**	0.0060	0.3351
$\ln CHFDI$ (-2)	0.0045	0.6938	0.3993	4.6095***	-0.0403	-2.2147**
$\ln CHFDI$ (-3)	0.0019	0.2840	0.1676	1.8198*	-0.0093	-0.4836
$\ln CHFDI$ (-4)	-0.0163	-2.3930**	0.1384	1.4968	-0.0052	-0.2713
$\ln CHFDI$ (-5)	-0.0245	-3.5958***	0.1299	1.4211	0.0382	1.9868**
$\ln CHFDI$ (-6)	0.0107	1.6779*	-0.0738	-0.8515	0.0178	0.9525
$\ln CHFDI$ (-7)	0.0120	2.0677**	-0.0979	-1.2422	-0.0232	-1.4035
$\Delta \ln CHEX$ (-1)	-0.0842	-2.9137***	0.7860	2.0136**	-0.8017	-9.7590***
$\Delta \ln CHEX$ (-2)	0.0232	0.6508	-0.7751	1.6067	-0.5586	-5.5024***
$\Delta \ln CHEX$ (-3)	0.0255	0.6478	1.3102	2.4610**	-0.4084	-3.6451***
$\Delta \ln CHEX$ (-4)	-0.0499	-1.1826	0.8450	1.4797	-0.1802	-1.4998
$\Delta \ln CHEX$ (-5)	-0.1912	-4.5334***	0.4641	0.8143	0.0688	0.5740
$\Delta \ln CHEX$ (-6)	-0.1987	-4.8970***	0.3233	0.5898	0.0845	0.7331
$\Delta \ln CHEX$ (-7)	-0.0263	-0.7995	0.1435	0.3230	-0.0157	-0.1689
C	0.0487	0.8723	1.4923	1.9771**	0.2371	1.4929

註：「***」表示在 1% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 2.576。

「**」表示在 5% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.96。

「*」表示在 10% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.645。

在 5% 顯著水準下，利用 t 分配進行檢定，上述 VAR (7) 迴歸結果顯示，中國大陸投資落後期對當期失業率無立即影響，至落後 4 個月及 5 個月的中國大陸投資對當期失業率始有顯著而負向的影響。

而中國大陸出口落後期對當期失業率有立即影響及連動關係，落後 1、4、5 個月的中國大陸出口對當期失業率有顯著負向的影響，顯示對中國大陸出口愈多，國內失業率愈可能降低。此外，失業率對於中國大陸投資及中國大陸出口亦存在互動關係。

4.4.3 衝擊反應分析

依據圖 4-4，受中國大陸投資一單位標準差衝擊時，短期內失業率呈正向反應，表示對中國大陸投資增加，短期內失業率會上升，至第 4 個月的正向反應最大接近 0.07%，但在第 6 個月出現負向反應達-0.16%，之後變動幅度較趨平緩。而受失業率一單位標準差衝擊時如圖 4-5，對中國大陸投資為負向反應，表示國內失業率上升，短期內對中國大陸之投資會減少。

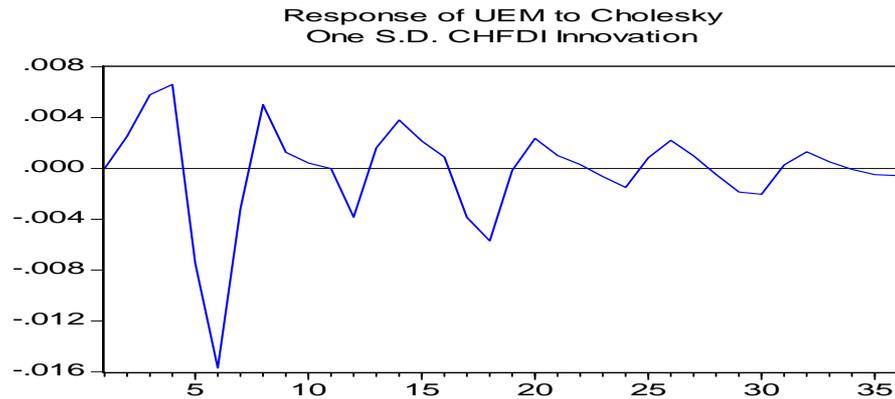


圖 4-4 中國大陸投資對失業率之衝擊反應圖

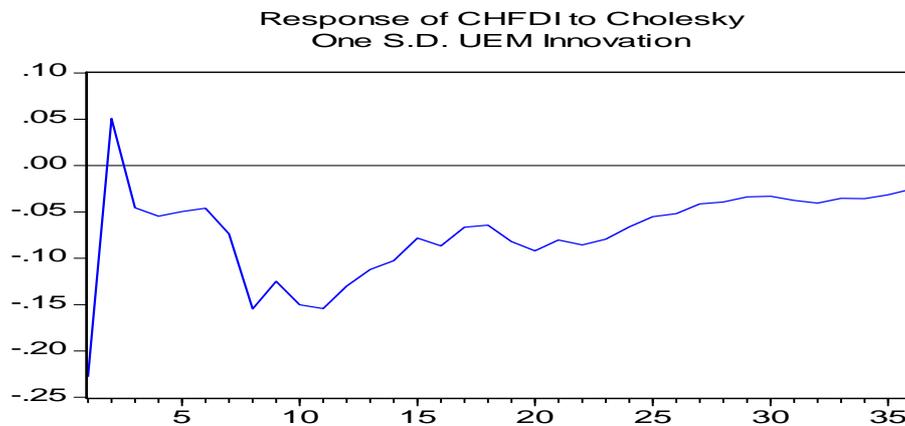


圖 4-5 失業率對中國大陸投資之衝擊反應圖

而受中國大陸出口一單位標準差衝擊時如圖 4-6，短期內失業率呈負向反應，表示對中國大陸出口增加，短期內失業率會降低，尤其至第 6 個月的負向反應最大接近-0.2%，而在 1 年以後變動幅度較趨平緩。而受失業率一單位標準差衝擊時如圖 4-7，對中國大陸出口為負向反應，表示國內失業率上升，短期內對中國大陸之出口會減少。

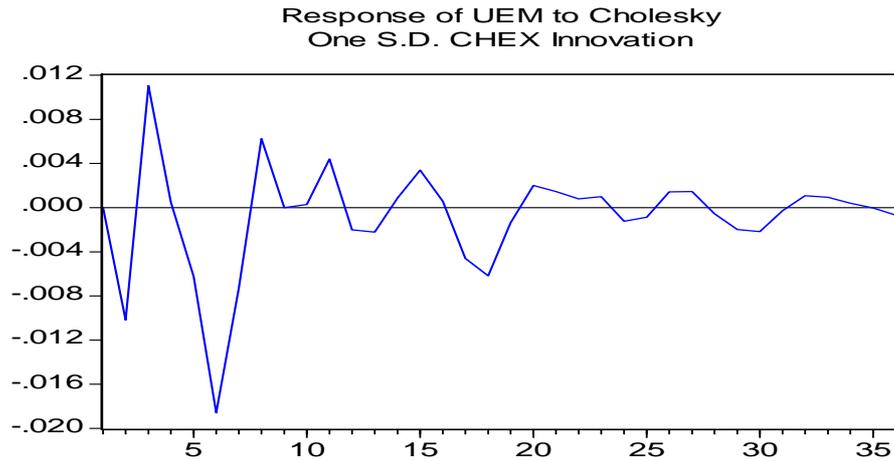


圖 4-6 中國大陸出口對失業率之衝擊反應圖

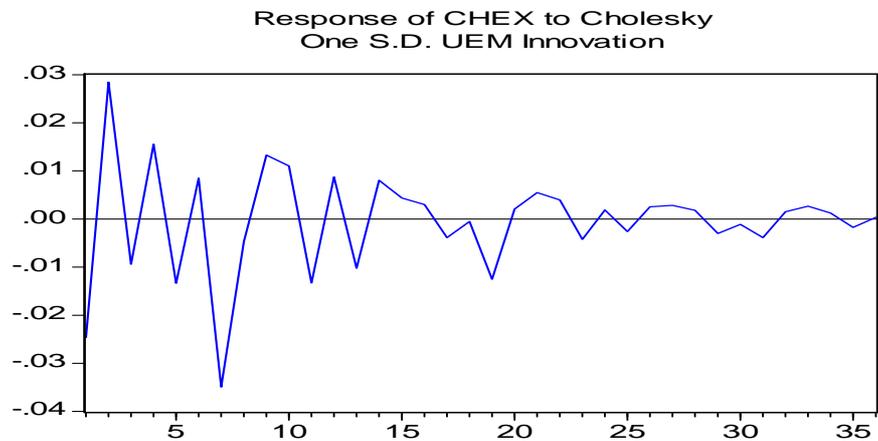


圖 4-7 失業率對中國大陸出口之衝擊反應圖

4.5 中國大陸以外地區投資、出口與失業率

由上述分析可知，對中國大陸投資增加，短期內國內失業率會上升；對中國大陸出口增加，短期內國內失業率會下降；中國大陸投資與中國大陸出口之間無領先落後關係存在。而本節就中國大陸以外地區進行探討，觀察在中國大陸以外地區的投資及出口與國內失業率之間是否有不同的影響關係。

4.5.1 VAR 模型（三）之建構

本節以失業率 ($\Delta \ln UEM$)、中國大陸以外地區投資 ($\ln OTHFDI$) 及中國大陸以外地區出口 ($\Delta \ln OTHHEX$) 等 3 項變數建構一個 VAR 模型，產生以下 3 條迴歸式：

$$\Delta \ln UEM_t = a_1 + \sum_{i=1}^{p_1} \alpha_{1i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \beta_{1i} \ln OTHFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_1} \chi_{1i} \Delta \ln OTHEX_{t-i} + \varepsilon_{1t} \quad (4.7)$$

$$\ln OTHFDI_t = a_2 + \sum_{i=1}^{p_2} \alpha_{2i} \ln OTHFDI_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \beta_{2i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_2} \chi_{2i} \Delta \ln OTHEX_{t-i} + \varepsilon_{2t} \quad (4.8)$$

$$\Delta \ln OTHEX_t = a_3 + \sum_{i=1}^{p_3} \alpha_{3i} \Delta \ln OTHEX_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \beta_{3i} \Delta \ln UEM_{t-i} + \sum_{i=1}^{p_3} \chi_{3i} \ln OTHFDI_{t-i} + \varepsilon_{3t} \quad (4.9)$$

4.5.2 決定適當落後期

最適落後期以 AIC 及 SBIC 準則來決定，初始仍以落後期數為 6 期的 VAR(6) 模型開始。而為求分析的樣本一致，將模型的樣本期間均調整成為第 10 個樣本至第 173 個樣本。估計結果如表 4-14：

表 4-14 VAR (p) 之 AIC 值與 SBIC 值

Criterion	P=1	P=2	P=3	P=4	P=5	P=6
AIC	-2.7154	-2.8028	-2.9040	-2.8909	-2.9561	-3.2768
SBIC	-2.4886	-2.4059	-2.3370	-2.1538	-2.0488	-2.1994

根據表 4-14，VAR (6) 的 AIC 值及 VAR (1) 的 SBIC 值皆為最小，基於參數精簡 (parsimony) 之原則，以 SBIC 準則決定最適落後期為 1，惟仍須對 3 條方程式所產生的殘差進行檢定，以確認其無殘差自我相關。同樣利用 Q 檢定來檢驗，落後期數取 36 期，並自 VAR (1) 落後期開始檢定，結果發現在 5% 顯著水準下，3 條方程式中殘差均存在自我相關，檢定結果呈現如表 4-15：

表 4-15 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=1)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	3.E-05	0.995	2.E-05	0.996	3.0741	0.080
2	1.9392	0.379	2.3202	0.313	13.986	0.001
35	111.88	<0.001***	82.668	<0.001***	123.31	<0.001***
36	142.01	<0.001***	82.675	<0.001***	139.88	<0.001***

註：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

故將 VAR (1) 之落後期數延長，最後結果是延長落後期數至 7 期，才使得殘差無自我相關，檢定結果如表 4-16：

表 4-16 殘差之 Q 檢定結果 (落後期 p=7)

lags	e _{1t}		e _{2t}		e _{3t}	
	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob	Q-Stat	Prob
1	0.6626	0.416	0.3224	0.570	0.0234	0.878
2	0.6789	0.712	0.343	0.842	0.1351	0.935
35	38.211	0.326	41.166	0.186	18.141	0.992
36	44.082	0.167	41.308	0.214	18.162	0.994

註：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

至此確定所構建的 VAR 模型為一個 VAR (7) 模型。Granger 因果關係檢定如表 4-17，VAR 模型迴歸結果如表 4-18。

表 4-17 對中國大陸以外地區投資、出口與失業率之因果關係檢定

虛無假設	F-Statistic	P 值
lnOTHFDI does not Granger Cause Δ lnUEM	3.78117	0.00083***
Δ lnUEM does not Granger Cause lnOTHFDI	2.59005	0.01498***
Δ lnOTHEX does not Granger Cause Δ lnUEM	6.96060	<0.00001***
Δ lnUEM does not Granger Cause Δ lnOTHEX	6.89531	<0.00001***
Δ lnOTHEX does not Granger Cause lnOTHFDI	1.05101	0.39820
lnOTHFDI does not Granger Cause Δ lnOTHEX	0.86619	0.53481

註：「***」，「**」表示在 1%、5% 的顯著水準下，拒絕虛無假設。

Granger 因果關係檢定中，中國大陸以外地區投資與失業率之間，及中國大陸以外地區出口與失業率之間，皆為雙向回饋關係。而中國大陸以外地區投資與中國大陸以外地區出口之間則無領先落後關係存在。

表 4-18 VAR (7) 之迴歸係數與 T 值

	ΔlnUEM		lnOTHFDI		ΔlnOTHEX	
	係數	T值	係數	T值	係數	T值
Δ lnUEM (-1)	0.1501	1.8734*	1.3960	1.3562	0.0950	0.7005
Δ lnUEM (-2)	0.0470	0.6749	0.5228	0.5842	-0.1659	-1.4067
Δ lnUEM (-3)	-0.0436	-0.6651	-0.0177	-0.0210	0.4039	3.6361***
Δ lnUEM (-4)	-0.0164	-0.2432	0.1016	0.1171	-0.1753	-1.5332
Δ lnUEM (-5)	-0.3326	4.9116***	1.0879	1.2508	0.1372	1.1975
Δ lnUEM (-6)	0.2678	3.7525***	-1.6924	-1.8468*	-0.2679	-2.2185**
Δ lnUEM (-7)	-0.0688	-0.9664	-1.4745	-1.6117	-0.5275	-4.3759***
lnOTHFDI (-1)	0.0064	0.9904	-0.0278	-0.3341	-0.0057	-0.5240
lnOTHFDI (-2)	0.0141	2.2152**	0.0558	0.6829	-0.0185	-1.7205*
lnOTHFDI (-3)	0.0049	0.7587	0.1293	1.5599	0.0025	0.2350
lnOTHFDI (-4)	-0.0044	-0.6871	0.1380	1.6678*	0.0011	0.1047
lnOTHFDI (-5)	-0.0305	-4.9281***	0.2467	3.1034***	0.0024	0.2348
lnOTHFDI (-6)	-0.0091	-1.3357	0.1688	1.9152*	0.0023	0.2017
lnOTHFDI (-7)	0.0140	2.1119**	-0.0072	-0.0851	-0.0138	-1.2261
ΔlnOTHEX(-1)	-0.1367	-2.9458***	-0.0284	-0.0476	-0.7853	-9.9975***
ΔlnOTHEX(-2)	0.0091	0.1618	0.5120	0.7039	-0.5152	-5.3756***
ΔlnOTHEX(-3)	-0.0013	-0.0224	0.3266	0.4215	-0.2983	-2.9224***
ΔlnOTHEX(-4)	-0.1054	-1.7469	-0.2641	-0.3409	-0.0616	-0.6038
ΔlnOTHEX(-5)	-0.2865	-4.7475***	-0.1640	-0.2116	0.1241	1.2151
ΔlnOTHEX(-6)	-0.2448	-4.0206***	-0.5277	-0.6749	0.1923	1.8670*
ΔlnOTHEX(-7)	-0.0125	-0.2512	-0.2341	-0.3658	0.0649	0.7697
C	0.0656	0.5646	3.6607	2.4511**	0.3759	1.9105

註：「***」表示在 1% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 2.576。

「**」表示在 5% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.96。

「*」表示在 10% 顯著水準下顯著及 t 統計量絕對值大於 1.645。

在 5% 顯著水準下，利用 t 分配進行檢定，上述 VAR (7) 迴歸結果顯示，中國大陸以外地區投資落後期對當期失業率無立即顯著影響；中國大陸以外地區出口落後期對當期失業率則有立即影響及連動關係，落後 1、5、6 個月的中國大陸以外地區出口對當期失業率有顯著負向影響，表示對中國大陸以外地區出口愈多，國內失業率愈可能降低。而失業率對當期中國大陸以外地區出口及中國大陸以外地區投資則無顯著立即影響。

4.5.3 衝擊反應分析

受中國大陸以外地區投資一單位標準差衝擊時如圖 4-8，短期內失業率呈正向反應，表示對中國大陸以外地區投資增加，短期內失業率會提升，至第 3 個月的正向反應最大，接近 0.01%，但在第 6 個月出現負向反應達 -0.16%，直至 2 年後變動幅度較趨平緩。而受失業率一單位標準差衝擊時如圖 4-9，對中國大陸以

外地區投資為負向反應，表示國內失業率上升，短期內對中國大陸以外地區之投資會減少。

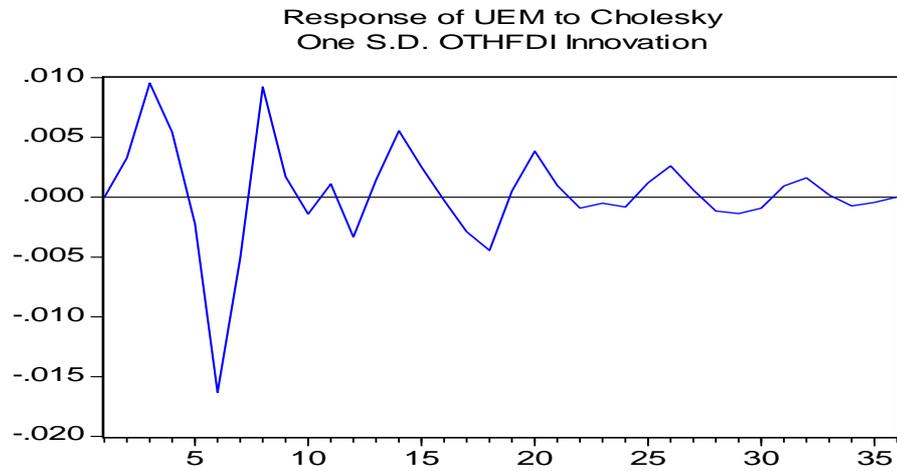


圖 4-8 中國大陸以外地區投資對失業率之衝擊反應圖

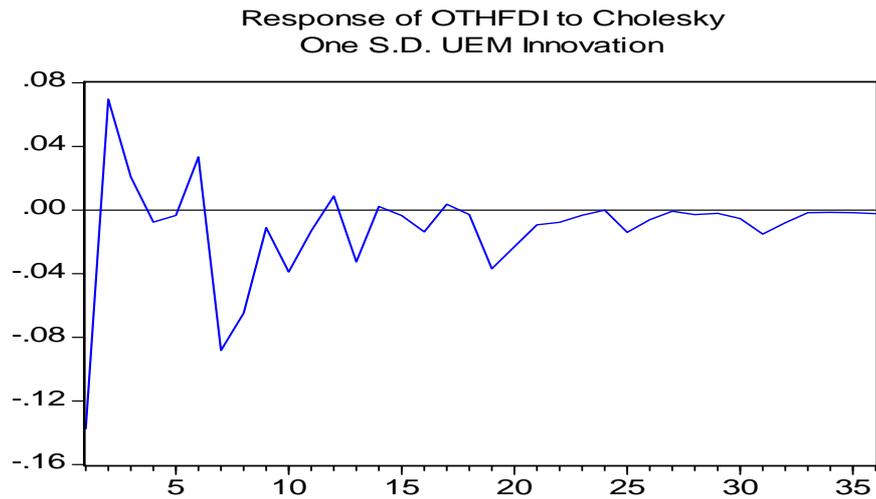


圖 4-9 失業率對中國大陸以外地區投資之衝擊反應圖

受中國大陸以外地區出口一單位標準差衝擊時如圖 4-10，短期內失業率呈負向反應，表示對中國大陸以外地區出口增加，短期內失業率會下降，尤其至第 6 個月的負向反應最大接近-0.02%，之後變動幅度較趨平緩。而受失業率一單位標準差衝擊時如圖 4-11，對中國大陸以外地區出口為負向反應，表示國內失業率上升，短期內對中國大陸以外地區之出口會減少。

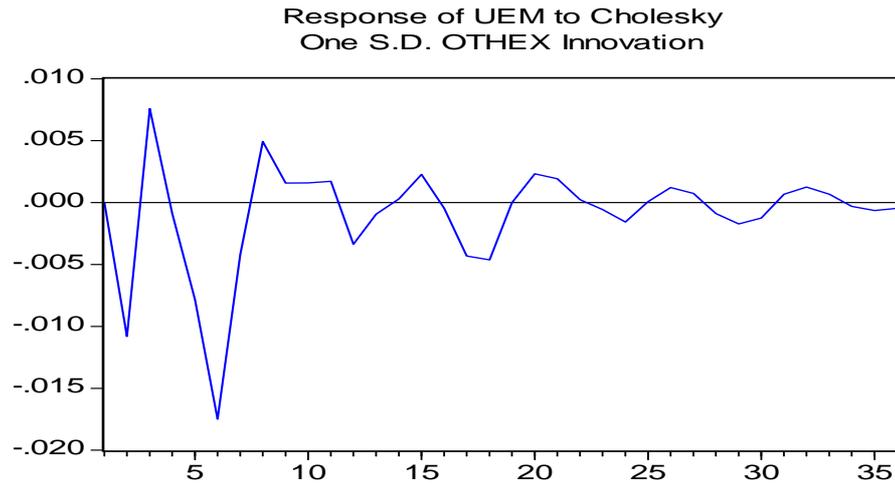


圖 4-10 中國大陸以外地區出口對失業率之衝擊反應圖

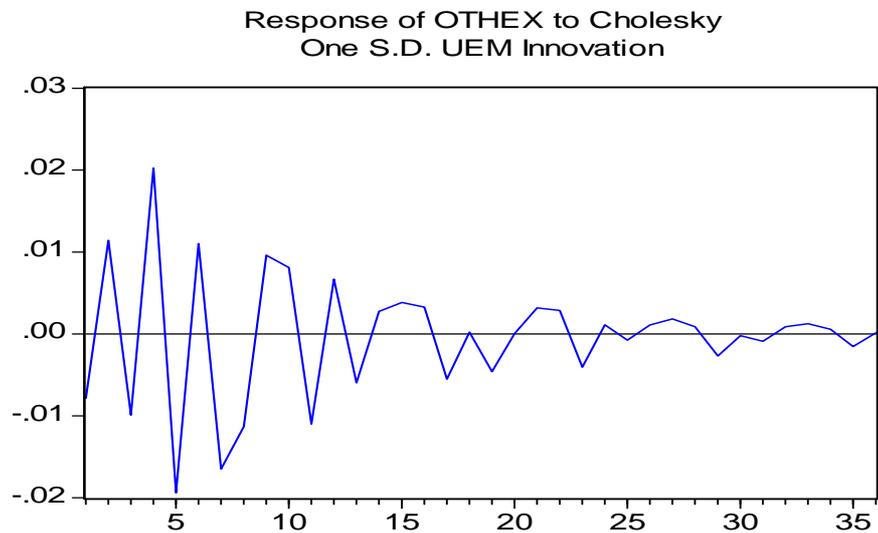


圖 4-11 失業率對中國大陸以外地區出口之衝擊反應圖

4.6 小結

Granger 因果關係檢定對外投資及外來投資與失業率之間，皆存在雙向回饋關係；對外投資與外來投資之間則無領先落後關係。VAR 模型分析顯示，失業率落後期對於當期對外投資與外來投資有立即顯著正向影響。衝擊反應顯示，對外投資增加，短期內國內失業率會增加，但外來投資增加，短期內國內失業率會降低；失業率上升，外資對本國投資及國內廠商赴海外投資的意願均會下降。

Granger 因果關係檢定中，中國大陸投資及中國大陸出口與失業率之間，皆為雙向回饋關係；中國大陸投資與中國大陸出口之間無領先落後關係。VAR 模型分析顯示，中國大陸出口落後期對當期失業率有立即負向影響；而失業率對於中國大陸投資及中國大陸出口存在互動關係。衝擊反應顯示，對中國大陸投資增加，

短期內失業率會上升；對中國大陸出口增加，短期內國內失業率會下降；國內失業率上升，短期內對中國大陸之投資及出口會減少。

Granger 因果關係檢定顯示，中國大陸以外地區投資及中國大陸以外地區出口與失業率之間，皆為雙向回饋關係；中國大陸以外地區投資與中國大陸以外地區出口之間無領先落後關係。VAR 模型分析顯示，中國大陸以外地區出口落後期對當期失業率有立即負向影響。衝擊反應顯示，對中國大陸以外地區投資增加，短期內失業率會上升；對中國大陸以外地區出口增加，短期內失業率會下降；國內失業率上升，短期內對中國大陸以外地區之投資及出口會減少。

與過去文獻比較，本研究實証結果發現如下：

- 1、過去文獻認為對中國大陸投資不利本國就業，而本研究實証結果顯示，不論對中國大陸或中國大陸以外地區投資與本國失業率之間，短期內皆有負向關係。
- 2、本研究實証結果顯示，外來投資、對外投資及出口貿易，其與失業率之間皆有雙向回饋關係。相較於過去文獻僅討論變數之間單向關係，本研究將失業率視為內生變數，作為預測對外投資與出口之指標，研究結果顯示，當失業率上升時，外來投資及對外投資會減少，同時出口也會減少。
- 3、本研究以時間序列資料並以 Granger 因果關係檢定結果顯示，無論是中國大陸或是中國大陸以外地區，對外投資與本國的出口貿易之間並無領先落後關係，表示對於中國大陸出口該項變數進行預測時，加入中國大陸投資變數不能增加對中國大陸出口之預測能力，對中國大陸投資不能用以解釋我國近年來對中國大陸出口遽增之現象。相較於過去國內文獻以產業關聯表或次級資料及個別廠商問卷調查之研究結果，認為對中國大陸投資會顯著誘發我國對中國大陸之出口效果，未獲本研究實証結果支持。

第五章 結論與建議

5.1 研究結論與建議

由本研究實証結果得知，外來投資增加，短期內國內失業率會下降，此表示政府應鼓勵外人來台投資，因此政府除現行提供土地取得 006688 方案，投資租稅優惠、研發抵減及輔導等協助措施外，如何積極改善國內投資環境，讓國內企業願意根留台灣，台商願意回國投資，外國人願意來台投資，是政府應積極努力的方向。

至於在國內廠商對外投資方面，由實証結果得知，對外投資增加，不論對中國大陸或是對中國大陸以外地區投資，短期內國內失業率都會增加，在面對全球化潮流，台商未減緩對外投資之情況下，政府應擬定因應配套措施，以減少對外投資對國內失業之衝擊。

出口貿易為台灣經濟主要成長動力，出口榮枯對國內經濟發展扮演關鍵性角色，而本研究結果支持出口貿易有利國內就業。我國政府對於推廣貿易一直不遺餘力，協助廠商運用物流及全球運籌方式，強化出口拓銷，拓展海外市場，排除貿易障礙以創造有利經貿環境。近年來，為分散出口市場，政府積極鼓勵及協助廠商拓展中國大陸以外地區之出口，但由實証結果顯示，出口貿易對我國經濟發展基本上是有利的，不論任何地區，包括中國大陸或是中國大陸以外地區之出口貿易，短期內本國的失業率都可減少。惟目前我國靠對中國大陸龐大的出超來維持經濟發展，近年來我國出口產品在大陸市場有逐漸被南韓取代的趨勢，如未來對中國大陸出口優勢喪失，則對我國失業及經濟發展將產生不利影響。因此建議政府出口貿易政策不必強調分散市場，如何維持台灣的出口動能不墜，才是政策重點。

此外，本研究結果顯示，無論是中國大陸或是中國大陸以外地區，對外投資與本國的出口貿易之間並無領先落後關係，對中國大陸投資短期內可誘發我國對中國大陸之出口效果，未獲本研究証實。我國對中國大陸出口，可能是在全球產業分工體系中，原本即對台灣產品有其需求所致，建議政府應分開思考及擬訂出口與投資政策。

綜言之，以本研究結果顯示，外來投資增加，短期內國內失業率會下降，政

府應設法吸引外資；出口政策應予開放，對於出口地區則不應有所限制，而維持本國產品自台灣出口之動能，才是維持經濟發展之關鍵。此外，政府在鼓勵產品出口的同時，不表示應開放產業赴當地投資，對於對外投資產業應有適當限制，將具比較利益及有助台灣經濟發展之產業根留台灣，並營造有利的國內投資環境，讓有競爭力的產品能源源不絕自台灣出口外銷至全球，才能使台灣經濟永續發展。

5.2 研究限制

本研究採用經濟部投審會所公布核准對外投資金額來進行量化分析，惟該部分資料，僅為政府核准數字，與實際對外投資金額存有差異，此為本研究之限制之一。

此外，本文所採用之研究方法，僅能獲知變數之間短期內的正負向關係，至於變數之間長期互動關係，由本文研究方法無法得知，此為本研究之另一項限制。

5.3 未來研究方向

依據我國對外投資概況分析，1990 年以前，我國主要對外投資國家為美國；1993 年對中國大陸投資比重首次超過對中國大陸以外其他地區；自 2002 年起，我國對中國大陸投資比重皆高達 6 成以上，對中國大陸投資已大幅超過對中國大陸以外地區。對外投資該項時間序列資料在這段期間是否發生結構性轉變問題，可於未來研究中加以檢驗，分別就不同階段研究不同時點之對外投資對失業率之影響，以獲得較深入之研究結果。

此外，國內外文獻均指出，對外投資對非技術員工不利，但對技術性或管理階層的員工是有利的。而本研究僅針對整體失業率進行探討，而未來可將失業對象作更進一步區分，以探究對外投資對於不同性別、年齡、教育程度、行業者之失業率，是否會產生不同的影響效果。

參考文獻

【中文】

- 任耀廷，「改革開放後中國大陸對外貿易的探討－貿易結構與生產波及效果的變化」，中國大陸研究，第6卷第3期，1-64頁，2005年7月。
- 吳重禮、尤淑儀，「大陸市場對於外人來台直接投資的影響評估」，中國大陸研究，第45卷第1期，223-256頁，2002年1月。
- 辛炳隆，「台灣產業結構調整與就業創造」，新世紀第二期國家建設計畫研擬專題研究系列II，71-88頁，2004年。
- 李誠，「我國失業率上升不能避免」，經濟前瞻，第74期，20-32頁，2001年3月。
- 宋承穎，「外人直接投資對台灣經濟的影響評估」，國立中山大學經濟學研究所碩士論文，2003年。
- 林大侯、王弓、吳再益、井上隆一郎，「產業發展策略與中長期就業對策」，台灣經濟研究院，經建會委託研究，2002年。
- 林安樂、王素彎，「各行業雇用就業係數之研究」，中華經濟研究院，勞委會職訓局委託研究，1997年。
- 林美惠、官德星，「台灣近年來失業原因之探討」，經社法制論叢，第34期，125-164頁，2004年7月。
- 林祖嘉、黃啟宏，「對外投資與勞動結構調整：台灣的實證分析」，人文及社會科學期刊，第18卷第1期，171-214頁，2006年3月。
- 邱秋瑩，「當前台灣失業率攀升分析與對策」，自由中國之工業，第92卷第6期，1-44頁，2002年6月。
- 邱魏頌正、黃秋閔，「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」，環境與管理研究，第5卷第1期，41-76頁，2004年。
- 高長，「科技產業全球分工與IT產業兩岸分工策略」，遠景季刊，第3卷第2期，223-256頁，2002年4月。

高長、季聲國、吳世英，「台商與外商在大陸投資經驗之調查研究—以製造業為例」，中華經濟研究院，1994年、1995年、1999年。

高長，「製造業赴大陸投資經營當地化及其對台灣經濟之影響」，經濟情勢暨評論，第7卷第1期，138-173頁，2001年6月。

莊奕琦、許碧峰，「國際貿易、外人直接投資與產業生產力：中國大陸實證研究」，經濟論文，第29卷第2期，221-249頁，2001年。

張隆宏，「景氣波動與產業結構調整對台灣失業率之影響」，經濟情勢暨評論，第11卷第1期，98-115頁，2005年6月。

張聖英，「台灣地區失業率與經濟變遷之研析」，主計月刊，第559期，102-113頁，2002年7月。

陳奕佐，「台灣、中國大陸與美國貿易金額之共整合分析」，國立交通大學經營管理研究所碩士論文，2006年。

陳添枝，「我國對外投資對東南亞國家經濟及社會影響之實證研究」，中華經濟研究院，1995年。

黃旭淳，「國際原油價格對總體經濟變數之影響」，國立交通大學經營管理研究所碩士論文，2006年。

童振源，「台灣與『中國』經貿關係—經濟與安全的交易」，遠景季刊，第1卷第2期，31-82頁，2000年4月。

曾敏傑，「技術脫節勞工就業政策之研究」，經建會人力規劃處成果報告，2002年。

楊奕農，時間序列分析：經濟與財務上之應用，台北：雙葉書廊，2005年。

趙弘靜，「當前失業問題與因應對策—淺論自然失業率與結構性失業」，台灣經濟金融月刊，第38卷第6期，33-65頁，2002年6月。

劉碧珍，「對外投資、海外生產 對國內研發、勞工僱用與薪資的影響」，經濟部委外研究報告，2005年。

劉碧珍、陸雲，「從廠商外銷接單、出口行為與國內外投資看台灣產業的發展」，

經濟部委外研究報告，2002年。

劉孟俊等，「對大陸貿易與產業分工之研究」，經濟部國貿局委外研究報告，2003年9月。

顧瑩華，「台商西進對台灣就業的影響」，經濟前瞻，第99期，76-81頁，2005年5月。

嚴宗大、林昱君、鍾琴，「臺商大陸投資及貿易之研究」，中華經濟研究院，1992年。

【英文】

Akaike, H., 1973, "Information Theory as an Extension of the Maximum Likelihood Principle," In : Petrov, B.N. and Csaki, F.(Eds), Second International Symposium on Information Theory, Akademiai Kiado, Budapest, Hungary, 267-281.

Blomström, M., R. E. Lipsey, and K. Kulchychyky, 1988, "U.S. and Swedish Direct Investment and Exports," NBER Working Paper, No 2390.

Blomström, M., G. Fors, and R. E. Lipsey, 1997, "Foreign Direct Investment and Employment: Home Country Experience in the United States and Sweden," Economic Journal, 107: 1787-1797.

Blonigen, B. A., 2001, "In Search of Substitution between Foreign Production and Exports," Journal of International Economics, 53: 81-104.

Box, G. E. P., and G. M. Jenkins, 1976, "Time Series Analysis: Forecasting and Control," 2nd ed., San Feancisco, Holden-Day.

Chen, Tain-Jy and Ying-Hua Ku, 2000, "The Effect of Foreign Direct Investment and Firm Growth : The Case of Taiwan's Manufacturers," Japan and the World Economy, 12: 153-172.

Dickey, D. A., and W. A. Fuller, 1979, "Distribution of the Estimators for Autoregressive Time Series with a Unit Root," Journal of the American Sataistical Association, 74: 427-431.

- Doldado, J., T. Jenkinson and S. Sosvilla-Rivero, 1990, "Co-Integration and Unit Roots," *Journal of Economic Surveys*, 4: 249-273.
- Dunning, J. H., 1977, "Trade, Location of Economic Activity and MNE : A Ssearch for an Eclectic Approach," In Ohlin, B., P.O. Hesselborn, and P.M. Wijkman, eds., *The International Allocation of Economic Activity*. London: Macmillan, 395-418.
- Enders, W., 2004, *Applied Econometric Times Series, Second Edition*, New York : John Wiley.
- Engle, R. F., and C. W. J. Granger, 1987, "Co-Integration and Error Correction : Representation, Estimation, and Testing," *Econometrica*, 55: 251-276.
- Granger, C., 1969, "Investigating Causal Relations by Econometric Modes and Cross-Spectral Methods," *Econometrica*, 37: 422-438.
- Granger, C. W. J., and P. Newbold, 1974, "Spurious Regressions in Econometrics," *Journal of Econometrics*, 2: 111-120.
- Granger, C. W. J., 1981, "Some Properties of Time Series Data and Their Use in conometric Model Specification," *Journal of Econometrics*, 16: 121-130.
- Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple., 2004, "Export versus FDI with Heterogeneous Firms," *American Economic Review*, 94: 300-316.
- Hondroyannis, G., and E. Papapetrou, 2001, " Macroeconomic Influences on the Stock Market," *Journal of Economics and Finance*, 25: 33-49.
- Kravis, I. B., and R. E. Lipsey, 1988, "National Price Levels and the Prices of Tradables and Nontradables," NBER Working Paper, No 2760.
- Kwiatkowski, D., P. C. B. Phillips, P. Schmidt, and Y. Shin, 1992, "Testing the Null Hypothesis of Stationarity Against the Alternative of a Unit Root," *Journal of Econometrics*, 54: 159-178.
- Lipsey, R. E., and M. Y. Weiss, 1981, "Foreign Production and Exports in Manufacturing Industries," *Review of Economics and Statistics*, 63: 488-494.

- Lipsey, R. E., and M. Y. Weiss, 1984, "Foreign Production and Exports of Individual Firms," *Review of Economics and Statistics*, 66: 304-308.
- Lipsey, R. E., E. D. Ramstetter, and M. Blomström, 2000, "Outward FDI and Parent Exports and Employment: Japan, The United State, and Sweden," *Global Economic Quarterly*, 1: 285-302.
- Liu, X., C. Wang, and Y. Wei, 2001, "Causal Links between Foreign Direct Investment and Trade in China," *China Economic Review*, 12: 190-202.
- Luiz, R. and F. Kilchiro, 2000, "Trade and Foreign Direct Investment in Latin America And Southeast Asia: Temporal Causality Analysis," *Journal of International Development*, 12: 903-924.
- Markusen, J. R., and K. E. Maskus, 2001, "General-Equilibrium Approaches to the Multinational Firm: A Review of Theory and Evidence," NBER Working Paper No 8334.
- Mundell, R., 1957, "International trade and factor mobility," *American Economic Review*, 47: 321-35.
- Nelson, C. R., and C. I. Plosser, 1982, "Trends and random walks in macroeconomic time series: Some evidence and implications," *Journal of Monetary Economics*, 10: 139-162.
- Newey, W. K., and K. D. West, 1994, "Automatic Lag Selection in Covariance Matrix Estimation," *Review of Economic Studies*, 61: 631-653.
- Pagan, A. R., and M. R. Wickens, 1989, "A survey of some recent econometric methods," *Economic Journal*, 99: 962-1025.
- Purvis, D. D., 1972, "Technology, Trade and Factor Mobility," *Economic Journal*, 82: 991-99.
- Phillips, P. C. B., and P. Perron, 1988, "Testing for a Unit Root in Time Series Regression," *Biometrika*, 75: 335-346.
- Rob, R., and N. Vettas, 2003, "Foreign Direct Investment and Exports with Growing

Demand," *Review of Economic Studies*, 70: 629-648.

Said, S. E., and D. A. Dickey, 1984, "Testing for Unit Roots in Autoregressive-moving Average of Unknown Order," *Biometrika*, 71: 599-607.

Schwartz, G., 1978, "Estimating the Dimension of a Model," *Annals of Statistics*, 6: 461-464.

Sims, C. A., 1980, "Macroeconomics and Reality," *Econometrica*, 48: 1-47.

