

東海大學經濟學系

碩士論文

外資直接投資對小型開發中國家的外溢效果，以台灣地區為例

**Direct and Spillover Effects of Foreign Direct Investment on  
Labor Productivity in Taiwan**

郭倩瑩

東海大學經濟系研究生

王宜甲

東海大學經濟系助理教授（指導教授）

中華民國一百年六月

東海大學經濟學系碩士班

郭倩瑩所撰之碩士論文

外資直接投資對小型開發中國家的外溢效果，  
以台灣地區為例

業經本委員會審議通過

論文口試委員會委員：

王真甲

方貴惠

姚名愷

論文指導教授：

王真甲

經濟系系主任：

陳錦

中華民國 一 百 年 六 月 二 十 二 日

## 謝辭

研究所的日子飛快的結束了，在這兩年中，能在興趣中不斷的發掘更多新奇有趣的知識真的是非常幸運與幸福。在此感謝我的指導教授王宜甲老師，讓我從零開始慢慢的打下基礎，當中經歷了倦怠期，也因為老師不厭其煩的幫助，讓我又找回了寫作的動力。除了我的指導教授外，也非常感謝兩位口試委員，賀惠玲老師與國立高雄應用科技大學財政稅務系的姚名鴻老師，因為這兩位老師的評論，讓我發現了許多自己從沒注意過的問題，並能進一步的使自己的論文更紮實。

我也非常感謝所上的所有老師以及助教，在不同的時間給我所有需要的幫助，並且永遠那麼的熱情。還有班上的同學，正杰、如芸、懿綉、博丞，感謝這幾位同學總是能讓我保持愉悅的心情，在快樂的環境中學習。

最後，感謝我的家人，總是讓任性的我能學習自己有興趣的科目，在遇到挫折時給予我適當的鼓勵，這兩年過得很充實也非常開心。

郭倩瑩 謹誌

于東海大學經濟學系

民國一十年六月

# 外資直接投資對小型開發中國家的外溢效果，以台灣地區為例

郭倩瑩、王宜甲

## 摘要

本篇論文以代表性的小型開放經濟體系——台灣為例，檢驗外資直接投資 (Foreign Direct Investment (FDI)) 對勞動生產力的直接影響與外溢效果。研究數據涵蓋台灣地區九大主要產業部門 1993 年後的年資料，以此追蹤資料考慮產業間的固定效果，並以適當的工具變數解決迴歸變數的內生性問題。透過 Hausman 檢定 (Hausman test)，本篇論文的實證結果支持不同產業有顯著的固定效果；透過 Hausman 內生性檢定 (Hausman endogeneity test)，本篇論文發現大部分既有文獻 (包含本篇論文) 所用來解釋勞動生產力的變數均具有內生性；透過 Sargan 檢定 (Sargan test)，本篇論文所使用的變數一階落後項以及一階差分項均為可靠且外生的工具變數。透過上述三大檢定結論，本篇論文最後以二階段迴歸 (two-stage least squares) 結合外生工具變數的二元固定效果模型得到最佳的實證結果。實證結果顯示，各個產業部門的勞動生產力受到受雇人數、實物資本存量、人力資本存量正面且顯著的影響。雖然 FDI 本身對勞動生產力呈現顯著的負面影響，但若考慮到 FDI 的外溢效果，亦即當一個產業部門累積至足夠的實物資本存量時，FDI 的影響不但轉負為正，更會讓實物資本對勞動生產力的貢獻提升。與既有文獻不同的是，大部分實證文獻均支持 FDI 的外溢效果取決於人力資本的存量，例如：Borensztein *et al.* (1998)、Alfaro *et al.* (2004)、Ford *et al.* (2008) 與 Wang and Wong (2009) 等，但這樣的結果並不被本篇論文所探討的台灣地區所支持。

**關鍵字：** FDI、外商直接投資、人力資本、實物資本、外溢效果、固定效果

**JEL 分類代號：** C50, O19, O32

# Direct and Spillover Effects of Foreign Direct Investment on Labor Productivity in Taiwan

Chien-Yin Kuo; Yi-Chia Wang

## Abstract

In this paper we investigate the direct and spillover impacts of foreign direct investment (FDI) on the labor productivity in Taiwan, a small open economy. We utilize the yearly panel data from 1993 onwards with nine cross industrial sectors. Through Hausman test, Hausman endogeneity test and Sargan test, we find that the two-way fixed effect model using two-stage least squares estimation with first-differenced and first order lagged regression variables as instruments can best fit our panel data. Our empirical evidence shows that the number of employment, physical capital stock and human capital stock can positively contribute to the sectoral labor productivity. Although FDI is found to have direct and negative impact on the productivity, with sufficient stock of physical capital, FDI can not only produce positive effect on labor productivity but physical capital can also generate higher levels of contribution to labor productivity. Abundant empirical evidences such as Borensztein *et al.* (1998), Alfaro *et al.* (2004), Ford *et al.* (2008), and Wang and Wong (2009) argued that sufficient stock of human capital is a key threshold for FDI to positively boost economic growth; however, this paper does not support this argument in the case studies of the nine major industrial sectors in Taiwan.

**Keywords:** FDI; Human capital; Physical capital; Spillover effects; Fixed effects

**JEL Code:** C50; O19; O32

## 目錄

|        |                                          |    |
|--------|------------------------------------------|----|
| 第一章    | 緒論                                       | 1  |
| 第二章    | 文獻回顧                                     | 4  |
| 2.1    | 地理因素、FDI 與經濟成長                           | 4  |
| 2.2    | 政經情況、FDI 與經濟成長                           | 4  |
| 2.3    | 金融市場健全性、FDI 與經濟成長                        | 5  |
| 2.4    | 國內投資、FDI 與經濟成長                           | 5  |
| 2.5    | 人力資本、FDI 與經濟成長                           | 6  |
| 2.6    | 以成長率為解釋變數的理論模型                           | 6  |
| 2.7    | 成長會計理論                                   | 8  |
| 2.8    | 文獻回顧總結                                   | 9  |
| 第三章    | 理論模型                                     | 10 |
| 第四章    | 數據描述、變數定義與計量方法                           | 12 |
| 4.1    | 數據描述及變數定義                                | 12 |
| 4.2    | 計量模型                                     | 18 |
| 4.2.1  | 追蹤資料模型 (panel data model)                | 19 |
| 4.2.2  | Hausman 檢定 (Hausman test)                | 20 |
| 4.2.3  | Hausman 內生性檢定 (Hausman endogeneity test) | 21 |
| 4.2.4  | Sargan 檢定 (Sargan test)                  | 22 |
| 第五章    | 迴歸模型與結果                                  | 23 |
| 第六章    | 結論                                       | 30 |
| 附錄一    |                                          | 31 |
| 附錄二    |                                          | 32 |
| 參考文獻   |                                          | 33 |
| 數據來源附錄 |                                          | 35 |

## 表目錄

|                              |    |
|------------------------------|----|
| 表 1：FDI 相關資料摘要 .....         | 2  |
| 表 2：實證模型解釋變數 .....           | 12 |
| 表 3：各分部門說明 .....             | 13 |
| 表 4：一元固定效果與隨機效果模型之迴歸結果 ..... | 25 |
| 表 5：二元固定效果迴歸結果 .....         | 26 |
| 表 6：本文與過去文獻的實證結果比較 .....     | 29 |
| 表 7：Sargan 檢定 .....          | 31 |
| 表 8：Hausman 內生性檢定 .....      | 32 |



## 圖目錄

|                                        |    |
|----------------------------------------|----|
| 圖 1：台灣地區核准華僑及外國人投資趨勢圖.....             | 2  |
| 圖 2：1993 年與 2000 年各部門之每人實質產出.....      | 14 |
| 圖 4：1993 年與 2000 年各部門之受雇員工數.....       | 16 |
| 圖 5：1993 年與 2000 年各部門之每人國內實質實物資本.....  | 17 |
| 圖 6：1993 年與 2000 年各部門之高中職以上教育人口比率..... | 18 |
| 圖 7：解決模型內生性問題之流程圖.....                 | 24 |
| 圖 8：部門固定效果.....                        | 27 |
| 圖 9：時間固定效果.....                        | 27 |





## 第一章 緒論

經濟體系的開放伴隨著關稅降低使得全球貿易越趨頻繁，外資直接投資 (Foreign Direct Investment (FDI)) 成為發展中國家極欲爭取的目標。根據聯合國貿易暨發展協會 (United Nations Conference on Trade and Development (UNCTAD)) 的定義，FDI 的流入與流出包含由外國投資者直接向其投資的地主國企業提供資本 (無論是直接或通過其他相關企業)，或是直接從外國直接投資者收到的資本均屬之。FDI 主要包含三個部分，分別是權益資本 (equity capital)、再投資收益 (reinvested earnings) 及公司內貸款 (intra-company loans)。權益資本指的是外國直接投資者在其他國家購買其國內企業的股份。再投資收益包括直接投資者的股份收益 (按照其直接的資本參與成正比) 不會因為子公司或是將其收益匯給直接投資者而分散掉，這些留存的利潤能夠使企業再投資。公司內貸款或公司內部的債務交易是指短期或長期的借款或是在直接投資者 (母公司) 和子公司間貸款資金。

跨國公司每年的海外業務受到世界的經濟情勢影響甚巨，例如在表 1 的數據中，外國子公司的總值在 2008 年和 2009 年分別下降了 4.3% 及 5.7%。對投資國來說，因為人力成本高及資源限制，為了尋求更高的利潤及邊際報酬，發展中國家便成為先進國家的主要投資對象，而被投資國也因此得到新的技術與管理方法，也增加了與國際接軌的機會。根據 UNCTAD 的統計資料並經過筆者的整理，自二十世紀後半期開始，全球的外商直接投資急遽增加，在 2007 年達到高峰，雖然在 2008 年因金融風暴導致全球 FDI 存量下跌了大約 14%，但 2009 年金融風暴過後，FDI 存量則增加了 14.5%。2010 年全球 FDI 流量大約為 1.2 兆美元，而 2011 年 UNCTAD 預估 FDI 流量將會達到 1.3 至 1.5 兆美元。FDI 流入發展中國家的金額不斷增加，讓其資本結構也產生變化。許多國家也對外資的進入放寬標準，希望能藉由 FDI 引進國外技術，促進國內經濟成長。透過表 1 所整理的 FDI 與外國子公司生產總值的數據，便可大略觀察到此一趨勢。

表 1：FDI 相關資料摘要

| 項目        | 現值     |        |        |        | 年成長率 (百分比) |           |           |       |       |
|-----------|--------|--------|--------|--------|------------|-----------|-----------|-------|-------|
|           | 1990   | 2005   | 2008   | 2009   | 1991-1995  | 1996-2000 | 2001-2005 | 2008  | 2009  |
| FDI 流量    | 208    | 986    | 1,771  | 1,114  | 22.5       | 40.0      | 5.2       | -15.7 | -37.1 |
| FDI 存量    | 2,082  | 11,525 | 15,491 | 17,743 | 9.3        | 18.7      | 13.3      | -13.9 | 14.5  |
| 名目 GDP    | 22,121 | 45,273 | 60,766 | 55,005 | 5.9        | 1.3       | 10.0      | 10.3  | -9.5  |
| 外國子公司生產總值 | 1,477  | 4,327  | 6,163  | 5,812  | 6.8        | 7.0       | 13.9      | -4.3  | -5.7  |
| 外國子公司受雇人數 | 24,476 | 57,799 | 78,957 | 79,825 | 5.5        | 9.8       | 6.7       | -3.7  | 1.1   |
| 固定資本形成毛額  | 5,099  | 9,833  | 13,822 | 12,404 | 5.4        | 1.1       | 11.0      | 11.5  | -10.3 |

註：除了外國子公司受雇人數的單位為千人外，其餘各變數之現值皆為十億美元。資料來源：UNCTAD 2010 年世界投資報告 (World Investment Report)。

圖 1 為台灣 1980 年至 2010 年華僑及外國人投資的趨勢圖，可以發現 2007 年的 FDI 亦達到高點，而在 2008 年國際金融風暴下，FDI 明顯下降，這也顯示台灣的 FDI 與國際整體經濟情況有很大的關聯。

科技技術在國際間移轉的主要途徑就是透過 FDI，但是許多研究並沒有顯示出 FDI 與科技外溢有正向的關聯 (Blomström and Kokko (1998) 與 Mohnen (2001))，反倒是有研究發現 FDI 與勞動者受教育程度顯著關係。Urata and Kawai (2000) 發現，衡量中學的入學率是決定 FDI 對經濟體系是否能有貢獻的一個重要因素。Borensztein *et al.* (1998) 透過研究 FDI 流量在發展中國家的追蹤資料 (panel data)，發現當人力資本未達到一定門檻時，FDI 對經濟成長的貢獻將是負面的，但在 Borensztein *et al.* (1998) 文章中的大部分國家都已到達此一門檻，因此 FDI 除了對經濟成長有正面的貢獻外，其貢獻更可能超越國內投資。



圖 1：台灣地區核准華僑及外國人投資趨勢圖 (1980-2010)。資料來源：經濟部投資審議委員會

除了發展中國家的實證研究外，已開發國家的數據亦支持 FDI 對人力資本的外溢效果 (spillover effect)，例如 Ford *et al.* (2008) 研究美國各州的在地公司及外資投資公司，評估這些公司長期的成長效應與 FDI 存量的關係，其結果與 Borensztein *et al.* (1998) 相當類似，當一個州的人力水準到達一定門檻後，FDI 對這些公司的長期成長均有顯著貢獻，而外資投資公司所得到 FDI 的效益比在地公司還要高。

然而，FDI 在高度開放的經濟體系會有何跨部門的產業外溢效果呢？本篇論文以台灣地區為樣本，針對 1993 至 2007 年九大產業部門<sup>1</sup>，檢視各個部門的實質產出如何受到民間實物資本存量、FDI 流量、受雇員工人數以及平均受雇員工教育水準的直接影響，以及 FDI 的技術與知識外溢效果。本篇論文隨後的結構如下：第二章簡單的回顧 FDI 與經濟成長的相關文獻，第三章為本篇論文所延伸之既有理論之模型；第四章描述本篇論所使用的數據、變數定義與計量方法；第五章介紹本篇論文所使用的模型與估計結果；最後於第六章總結本論文。

---

<sup>1</sup> 這些部門包括 1. 礦業及土石採取業；2. 製造業；3. 水電燃氣業；4. 營造業；5. 批發、零售及餐飲業；6. 運輸、倉儲及通信業；7. 金融、保險及不動產業；8. 工商服務業；以及 9. 社會服務及個人服務業。

## 第二章 文獻回顧

FDI 對經濟成長的影響力很少被單獨估計，都是要配合地主國的經濟發展條件或區域特性才能對地主國有顯著的影響。這些地主國的條件或特性包括：地理位置、政經情況、金融市場健全性、國內投資情況以及人力資本水準等。這些條件或特性，大部分顯示地主國是否有足夠能力吸收 FDI 帶入的技術水準。一般探討 FDI 與經濟成長的理論，多著重在 FDI 所帶來的技術外溢效果，使得經濟成長率有正面的提升。或者在傳統 Cobb-Douglas 生產函數為基礎上，以成長會計的線性化方程式，來探討總要素生產力 (total factor productivity (TFP)) 如何透過 FDI 而成長。本章首先將 FDI 與經濟成長的實證文獻，以其所探討之地主國的經濟發展條件或區域特性等不同來分類回顧。在介紹完這些實證文獻後，本章最後將介紹支持實證文獻的經濟理論，以及本篇論文對於這些既有理論的延伸。

### 2.1 地理因素、FDI 與經濟成長

對外投資廠商對區位的選擇有廠商集中之考量，並藉此掌握技術發展的過程或享用當地的研發優勢。由於廠商的聚集，可藉由彼此的生產及研發一起分享外溢效果，這會產生集聚的優勢。Baptista and Swann (1998) 認為廠商在強大的產業群聚中會比在其他區位中更能產生創新，並且從產業的群聚會產生一些正向的回饋。Wen (2007) 使用追蹤資料，透過量化的市場機制研究 FDI 如何促進中國地區的發展，在中國東部、中部及西部的出口和所得的成長都不相同，這樣的差異取決於不同地區 FDI 的定位，例如在中國東部有出口的地理優勢，認為區域的優勢能夠吸引 FDI 的流入並促進出口，對區域的所得成長具有正向的關係，但可能對國內的產業帶來排擠效果 (crowding-out effect)，這是因為外資擴大，所需要的資源變多，所以可能會排擠掉其他非外資產業的資源。相反的，FDI 對以地區出口為導向的中部地區有著負面的影響，削弱此地區的所得成長。而西部地區，特別是山區，則因交通條件差，成本效率損失大。改善市場機制會吸引 FDI 流入、促進出口且直接地刺激地區的所得成長，例如提高投資份額，以及提高區域工業的附加值等。

### 2.2 政經情況、FDI 與經濟成長

以跨國資料或先進國家為樣本，探討政經情況如何影響 FDI 對經濟成長貢獻的文獻並不多，大部分為中低開發中國家為主要樣本，例如 Ngugi and Nyang'oro (2005) 與 Gwenhamo (2009)。Ngugi and Nyang'oro (2005) 的研究注重在 FDI 流量與各種制度因子間的關係，因為肯亞在過去 10 年間 FDI 流量不斷的流失，故 Ngugi and Nyang'oro (2005) 以開

發中國家為研究對象，作為肯亞的借鏡。Ngugi and Nyang'oro (2005) 的結果顯示，肯亞必須改進它的總體經濟環境並強化經濟的制度基礎。為了讓投資大幅成長，特別是 FDI 的流量，政府應該投入大量的資源在制止犯罪以及恢復法律及秩序並採納良好的民主政體、保持政治穩定，做到零貪汙。當經濟體系需要更多外部資源使公共投資增加時，有效率的使用這些資源去促進投資及經濟成長是很重要的，故吸引 FDI 的關鍵因素則在於總體經濟的穩定性。Gwenhamo (2009) 研究辛巴威的 FDI 對產權的影響，即使影響 FDI 的總體經濟因素在過去已經有相當程度的實證研究，但產權的保護和司法制度的效率等外部因素的作用仍尚未被充分探索。Gwenhamo (2009) 的實證結果顯示即使沒有新的外國資本流入，產權在辛巴威仍然是 FDI 的一個重要解釋變數。而實質 GDP，資本密集度、對外債務占 GDP 的比率、政治的不穩定性以及教育水準等，亦為其他影響 FDI 的因素。

### 2.3 金融市場健全性、FDI 與經濟成長

Hermes and Lensink (2003) 使用 1970 年至 1995 年，67 個國家為樣本（其中包含了 37 個擁有健全金融體系的國家），討論 FDI 以及其與人力資本、金融發展的交乘項對經濟成長的影響。其結果顯示，樣本中擁有完整金融體系的國家，例如中國、印度及墨西哥等大部分位於拉丁美洲及亞洲的 37 個國家，FDI 與金融發展程度的交乘項為正向顯著的關係，但是 FDI 本身對經濟成長則為負向的關係，這表示一個國家金融發展要達到某一個程度才能使 FDI 對經濟成長有正向的幫助；而其他金融體系較不完整的國家，例如瓜地馬拉、甘比亞等，FDI 對經濟成長則沒有正向的影響。Omran and Bolbol (2003) 以阿拉伯國家為研究對象，發現當金融體系發展到達一個門檻，則 FDI 對經濟成長會產生一個良好的效果；而一國若有持久且可信的改革，則 FDI 本身也能夠提升金融的發展。Alfaro *et al.* (2004) 研究 FDI、金融市場與經濟成長的各種連結方式（或管道），探討當一個國家有較好的金融體系時，是否就能夠更有效率的運用 FDI。採用 1975 年至 1995 年發展中國家的跨國資料，探討 FDI 對經濟成長的影響，並加入金融發展程度與外商直接投資的交乘項，Alfaro *et al.* (2004) 發現 FDI 在促進經濟成長上的貢獻並不明顯，但 FDI 與金融發展的交乘項為正向顯著的關係，因此金融發展的程度對 FDI 影響經濟成長的程度有一定的關連性。所以說，FDI 是否能在地主國帶來技術進步進而帶動經濟成長，地主國的金融發展是否健全，也是一個很重要的因素。

### 2.4 國內投資、FDI 與經濟成長

不同的 FDI 來源因為不同的投資動機，所造成的外溢效果也不盡相同，而這些外溢效

果對地主國的經濟發展也會產生不一致的影響。在某種程度上，FDI 與國內投資同時具有互補性與替代性。de Mello (1999) 認為當 FDI 的流入僅能帶入技術等功用時，FDI 便是作為國內投資為互補的角色；反之，若 FDI 能夠自由在地主國投資，此時便與國內投資互相替代。Javorcik (2004) 認為，許多國家努力吸引 FDI，希望藉由跨國公司將知識外溢至國內產業，並增加其生產力。Javorcik (2004) 著重在跨產業的經營效果，其結果顯示，FDI 經由外國子公司與當地供應商的上游部門結合，使其生產具有正向的產業外溢效果，這樣的效果是與國內外產權共享有關，而不是完全屬於外國投資。

## 2.5 人力資本、FDI 與經濟成長

過去大部分的文獻顯示，FDI 對經濟成長有顯著貢獻的前提是地主國要從 FDI 吸收到新的技術，但這也勢必要做一些花費，例如雇用更高階技術的員工與管理人員，或是對於現有人員的技術方面的訓練，因此擁有一定水準的人力資本對於 FDI 影響經濟成長的大小，也是一項重要的必要門檻。Borensztein *et al.* (1998) 使用 69 個發展中國家，共 20 年的數據，利用跨國迴歸模型檢測 FDI 對經濟成長的影響，其結果指出 FDI 可作為技術移轉的工具，並將人力資本視為重要的影響變數，當人力資本水平太低時，FDI 對經濟成長並不會有正面（甚至是負面的）影響。類似的研究也由 Ford *et al.* (2008) 所驗證，其以就業量為基礎建立美國各州的 FDI 存量，用以研究 FDI 對美國各州產出的長期影響。Ford *et al.* (2008) 的研究結果顯示 FDI 對人均產出的正面影響較國內投資更強的前提是要該州的人力資本到達一定門檻。由 FDI 引進的新技術，有些需要受雇員工有較高的知識水準才能夠操作，因此有些學者認為人力資本與技術的操作是有直接關係的，例如 Xu (2000) 的研究指出，從技術移轉中得到利潤的條件就是人力資本水準須達到的最低門檻。地主國的人力資本是否達到一個足夠的門檻以吸收新的技術，是影響 FDI 在生產力表現的主要關鍵。Wang and Wong (2009) 沿用 Borensztein *et al.* (1998) 的資料，採用 69 個國家，1970 至 1979 及 1980 至 1989 年的數據，以 FDI 外溢人力資本項去解釋 TFP 的成長，並得到正向且顯著的結果，這顯示 FDI 與人力資本在促進總要素生產力的成長有強烈的互補效果。單獨 FDI 的流入並不能促進地主國總要素生產力的增加，只有達到人力資本一定的門檻時，FDI 才會對生產力產生正面的貢獻。

## 2.6 以成長率為解釋變數的理論模型

FDI 所帶給地主國的，有部分為國外先進的科技水準，因此在本小節所將介紹的理論模型中，透過 FDI 所帶來的科技進步，將反映在研究與發展 (R&D) 部門的中間財貨



(intermediate goods) 數量上。在 Barro and Sala-i-Martin (1995) 的第六章所介紹的模型中，假設一經濟體系具有固定規模報酬 (constant return to scale) 的 Cobb-Douglas 生產函數為：

$$Y = AH^\alpha K^{1-\alpha}, \quad (2.1)$$

其中， $Y$  為經濟體系的實質總產出； $A$  表示生產部門的技術水準，亦即先前所述之總要素生產力 (TFP)； $H$  為具有人力資本但假設為固定值的勞動投入，反應一個經濟體系的規模效果。 $K$  代表一個經濟體系透過 R&D 部門所加總而得的各種中間財貨，亦即：

$$K = \left[ \int_0^N x(j)^{1-\alpha} dj \right]^{\frac{1}{1-\alpha}}, \quad (2.2)$$

其中  $N$  代表所有中間財貨  $x(j)$  的數量。

Barro and Sala-i-Martin (1995) 假定每種中間財  $x(j)$  均在獨占性競爭市場研發，研發者以  $p(j)$  的價格賣出每單位的中間財  $x(j)$ 。生產最終財貨的廠商對於商品  $x(j)$  的需求，在利潤極大化的條件下，保證  $x(j)$  的邊際產出 ( $MP_{x(j)}$ ) 必等於其單位價格，亦即：

$$MP_{x(j)} = \frac{\partial Y}{\partial x(j)} = A(1-\alpha)H^\alpha x(j)^{-\alpha} = p(j)。 \quad (2.3)$$

由 (2.3) 式可進一步得到生產最終財貨的廠商對中間財的要素需求函數為：

$$x(j) = H \left[ \frac{A(1-\alpha)}{p(j)} \right]^{\frac{1}{\alpha}}。 \quad (2.4)$$

在此模型中，研發廠商生產每單位  $x(j)$  的邊際成本被單位化為 1，則  $[p(j) - 1]$  為此研發廠商的加成 (markup)。當研發者決定要研發此經濟體系的新產品  $x(j)$  的數量時，除了固定為 1 的邊際成本外，所必須考慮的還有固定成本<sup>2</sup>。研發新產品的固定成本，會隨著經濟體系擁有的科技水準提高而降低，而此模型的科技水準是藉由中間財貨  $x(j)$  的數量來決定，也就是 (2.2) 式的變數  $N$ ，因此固定成本  $F = F(N)$ ，在這樣的設定下，中間財貨研發廠商研發新產品  $x(j)$  的未來川流利潤總和為：

$$\pi(j) = -F(N) + \int_0^\infty [p(j) - 1]x(j)e^{-rt} dt, \text{ 其中 } \frac{\partial F}{\partial N} < 0, r \text{ 代表實質利率。} \quad (2.5)$$

當中間財貨研發廠商極大化 (2.5) 式的利潤時，中間財貨  $x(j)$  的定價將為：

$$p(j) = \frac{1}{1-\alpha}, \quad (2.6)$$

<sup>2</sup> 此處所指的固定成本較類似於設廠成本 (set-up cost)。

此價格  $p(j)$  對所有的  $x(j)$  都是相同的 (by symmetry)。因為沒有加入市場的障礙，所以獨占競爭在研發任何中間財貨  $x(j)$  在長期的利潤  $\pi(j)$  必然為零，因此由第 (2.6) 式可進一步得到經濟體系的實質利率水準為：

$$r = \frac{H}{F(N)} A^{\frac{1}{\alpha}} \alpha (1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}}。 \quad (2.7)$$

在此經濟體系中，代表性個人的目標將是極大化其終身效用折現值： $\int_0^{\infty} \left(\frac{c^{1-\theta}}{1-\theta}\right) e^{-\rho t} dt$ ，其中： $\rho$  為代表性個人之時間偏好率， $\theta$  為跨期替代彈性的倒數， $c$  為每人消費水準。透過 Hamiltonian 函數求解代表性個人極大化問題後，此經濟體系的經濟成長率（即每人消費成長率）為：

$$\gamma_c = \frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} (r - \rho)。 \quad (2.8)$$

在 (2.8) 式中，經濟體系的實質利率  $r$  已由研發部門的利潤極大化過程所決定，因此，結合第 (2.7) 及第 (2.8) 式後，此經濟體系的成長率為：

$$\gamma_c = \frac{1}{\theta} \left[ \frac{H}{F(N)} A^{\frac{1}{\alpha}} \alpha (1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}} - \rho \right]。 \quad (2.9)$$

在 (2.9) 式中，會讓經濟成長率提高的因素有：代表性個人之時間偏好率 ( $\rho$ )、跨期彈性倒數 ( $\theta$ ) 及總要素生產力 ( $A$ )。越低的時間偏好率將使得儲蓄傾向越高，有利於資本累積。越低的  $\theta$  值表示跨期替代彈性越高，代表性個人傾向減少當期消費，增加儲蓄使資本累積，使經濟成長率提高。總要素生產力  $A$  越高，當然也提升了經濟成長率的水準。(2.9) 式存在著兩種規模效果，第一，當經濟體系的人力資本存量  $H$  越高，對於經濟體系成長率有著與總要素生產力提升相同的直接貢獻。第二，當中間財貨  $x(j)$  的數量  $N$  越多，經濟體系的技術水準提升時，將更能節省研發新產品的固定成本  $F(N)$ ，間接提升經濟成長率。

## 2.7 成長會計理論

依據 Barro (1999) 的闡釋，成長會計主要將影響產出的因子分解成要素投入與非要入投入的部分，其中非要入投入即傳統的總要素生產力，TFP，又稱為 Solow 殘差 (Solow residual)。TFP 的變動直接影響生產力，而 TFP 包含要素價格、要素利用率、外溢效果以及收益遞增等無法由傳統勞力與資本投入所捕捉的部分。傳統的成長會計方法分離出 TFP，被視為衡量科技進步的外生因子，在之後的內生成長理論允許以更廣的角度來解釋 TFP，例如透過有目的性的研究來提高技術的進步。為了說明方便，我們假設一個 Cobb-Douglas



的傳統成長會計生產函數：

$$Y = AK^{s_K}L^{s_L}, \quad (2.10)$$

其中， $Y$ 、 $A$ 、與  $K$  如先前所定義， $L$  為傳統勞動力的投入， $s_K$  與  $s_L$  分別代表資本與勞動投入的產出彈性。以每勞動力為單位，並將 (2.10) 式線性化，我們可以得到每勞動投入的產出為：

$$\ln\left(\frac{Y}{L}\right) = \ln A + s_K \ln\left(\frac{K}{L}\right) + (s_L + s_K - 1)\ln L \quad (2.11)$$

(2.11) 式中，若假設生產函數具有固定規模報酬的特性，即  $(s_L + s_K) = 1$ ，則「每勞動投入的實質產出  $\left(\frac{Y}{L}\right)$ 」所無法被「每勞動投入的資本存量  $\left(\frac{K}{L}\right)$ 」所解釋的部分，便成為 Solow 殘差，也就是  $\ln A$ ，而  $A$  則為代表總要素生產力的重要元素。在研究 FDI 與經濟成長的文獻中，雖然多數文獻以經濟成長率作為被解釋變數，例如 Borensztein *et al.* (1998) 與 Ford *et al.* (2008)，但依然存在部分文獻以成長會計的方式，利用 FDI 與其他要素投入，例如人力資本，來解釋 TFP 的成長，如 Wang and Wong (2009)。成長會計的線性模型具有相當多元的延伸性，在本篇論文隨後將以成長會計作為實證模型的基礎。

## 2.8 文獻回顧總結

本章將本研究所參考的理論與相關的實證文獻做一個簡單的回顧，由過去實證研究發現，影響 FDI 的因素非常多，過去 FDI 對經濟成長影響的實證文獻大多是使用以成長率為被解釋變數的理論模型作為迴歸的架構，而本研究認為，不論是以成長率或生產力為被解釋變數，均有一致的理論背景。因此本篇論文以成長會計為實證模型的基礎，使用台灣地區 1993 年至 2007 年各產業部門的資料作為分析的樣本，本研究著重於 FDI、國內實物資本與人力資本對勞動生產力的直接影響，以及 FDI 對國內實物資本及人力資本的外溢效果。下一章我們將描述本研究所使用的數據及變數的定義。

### 第三章 理論模型

由第二章的 (2.9) 式中，我們可以發現，會讓經濟成長率提高的因素有：代表性個人之時間偏好率 ( $\rho$ )、跨期彈性倒數 ( $\theta$ ) 及總要素生產力 ( $A$ )。越低的時間偏好率將使得儲蓄傾向越高，有利於資本累積。越低的  $\theta$  值表示跨期替代彈性越高，代表性個人較傾向減少當期消費，增加儲蓄累積資本，使經濟成長率提高。總要素生產力  $A$  越高，當然也提升了經濟成長率的水準。(2.9) 式存在著兩種規模效果：第一，當經濟體系的人力資本存量  $H$  越高，對於經濟體系成長率有著與總要素生產力提升相同的直接貢獻；第二，當中間財貨  $x(j)$  的數量  $N$  越多，經濟體系的技術水準提升時，將更能節省研發新產品的固定成本  $F(N)$ ，間接提升經濟成長率。

另外，FDI 對經濟成長影響主要透過中間財貨數量  $N$  的提升，在此我們將  $N$  分解為三個部分，也就是分別由國內廠商與外國廠商製造的中間財數量  $n$  與  $n^*$ ，以及國內外所研發之商品技術外溢後的附加影響，在本文中稱為國內外資本的擴大因子 (amplifying factor)  $\delta$ ，因此  $N = n + n^* + \delta nn^*$ 。這樣的設定是本篇論文對 Barro and Sala-i-Martin (1995) 模型的一大延伸。我們可以進一步將國內外廠商所生產的中間財貨數量以比例的方式表現：

$$\frac{N}{N} = \frac{n}{N} + \frac{n^*}{N} + \delta \frac{nn^*}{N}, \text{ 其中國內外資本的擴大因子係數 } \delta > 0 \quad (3.1)$$

最後，經濟體系的中間財貨數量  $N$  將等於：

$$N = N \left( \frac{n}{N} + \frac{n^*}{N} + \delta \frac{nn^*}{N} \right). \quad (3.2)$$

將 (3.2) 式結合 (2.5) 式的  $\frac{\partial F}{\partial N}$ ，我們可以得到：

$$\frac{\partial F}{\partial \left(\frac{n}{N}\right)} < 0, \frac{\partial F}{\partial \left(\frac{n^*}{N}\right)} < 0 \text{ 且 } \frac{\partial F}{\partial \left(\delta \frac{nn^*}{N}\right)} < 0. \quad (3.3)$$

較先進的經濟體系所擁有的中間財貨數量較多，這樣的規模效果能以較低的成本創造新產品，在 (3.3) 式中，中間財貨的數量可透過國內廠商自行研發，或者透過 FDI 的形式引進國內，也因此  $n$  與  $n^*$  的多寡也必然反應國內研發的相對成本是否高於 FDI 所帶來的技術外溢。也就是說，如果外國公司選擇了在國內經濟體系生產，便表示國內有一定的生產優勢。隨著越來越多的外國公司增加在地主國的中間財貨研發，那麼對於研發或生產新產品所需的知識也會再外溢至地主國，若這樣的外部知識能進一步與國內既有技術結合，便

能更進一步降低研發成本，加速國內中間財貨的研發。透過國內外資本的擴大因子促成更高的經濟成長率。結合上述的概念，決定經濟體系成長率的 (3.3) 式將可進一步寫成 (其中  $\varphi = \alpha(1 - \alpha)^{\frac{2-\alpha}{\alpha}}$ )：

$$\gamma = \frac{1}{\theta} \left[ A^{\frac{1}{\alpha}} \varphi F \left( \frac{n}{N}, \frac{n^*}{N}, N, \frac{N^*}{N}, \delta \frac{nn^*}{N} \right)^{-1} H - \rho \right] \quad (3.4)$$

在絕對收斂假說成立下，一國的所得相對越低，則經濟成長率將會相對越高，因此代表著外國與本國的相對技術水準的  $\frac{N^*}{N}$ ，便可在 (3.4) 式中捕捉此一相似的概念<sup>3</sup>。在一個經濟體系中，生產相對少於外國生產的中間財貨數量，在經濟成長率上較具有優勢，因為這個經濟體系有一個擁有更高技術水準的對象能夠學習。在 (3.4) 式中，國內外資本的擴大因子使國內的中間財貨數量能結合透過 FDI 的方式引入的國外技術水準，對彼此產生正向的技術外溢效果，此效果的大小將由  $\delta$  所決定。在本篇論文的隨後實證模型中，將會以成長會計的模型架構，以台灣地區為樣本估計出  $\delta$  的大小。

<sup>3</sup> Borensztein *et al.* (1998) 以樣本的最初所得 (initial GDP) 解釋經濟成長率，得到顯著的負相關，顯示絕對收斂假說的成立。

## 第四章 數據描述、變數定義與計量方法

本篇論文以台灣地區九大生產部門的追蹤資料為樣本，分析實物資本 (physical capital)、FDI、受雇員工人數 (employment) 與以教育程度表示之人力資本 (human capital) 如何影響各個部門所創造之國內生產毛額 (gross domestic product (GDP))。

### 4.1 數據描述及變數定義

上述變數我們均以部門為單位收集數據，表 2 所呈現的是本篇論文隨後將使用的迴歸變數及其說明。

表 2：實證模型解釋變數

| 迴歸變數符號     | 變數說明                          |
|------------|-------------------------------|
| <i>FDI</i> | 實資外資直接投資，單位為美金千元 (基期為 2006 年) |
| <i>GDP</i> | 實質國內生產毛額，單位為美金千元 (基期為 2006 年) |
| <i>HS</i>  | 高中職以上教育人口比率，單位為百分比            |
| <i>EM</i>  | 受雇員工人數，單位為千人                  |
| <i>K</i>   | 實質國內實物資本，單位為美金千元 (基期為 2006 年) |

資料來源：外資直接投資來源於經濟部投資審議委員會的《統計月報》文件下載中的 [核准華僑及外國人投資分業統計表]。國內生產總值、人力資本來自於行政院主計處的《中華民國統計資訊網》。受雇員工人數由行政院主計處的《主計處統計專區》取得。國內實物資本則由財團法人經濟資訊推廣中心 AREMOS 資料庫取得。教育程度由行政院主計處《人力資源統計年報》取得。實質變數以每個部門的 GDP 平減指數 (基期為 2006 年) 校正名目變數而得。不同的產業部門的追蹤年度並不相同，請詳見表 3。

表 2 中的 GDP 為台灣地區內一段特定時間 (一般為一年) 裡生產的所有最終商品和服務的市場價值，在主計處的資料中，其原單位為新台幣，為了統一所有資料的單位，我們使用了美元即期美元匯率轉換 GDP 的單位為美金。FDI 是指外國企業為獲得利益在台灣所作的經濟投資，一樣是以美元為單位。HS 為各部門員工具有高中職以上教育程度的比率。本文所使用的數據如國內生產毛額、FDI 與國內實物資本均為實質變數，以 GDP 平減指數過濾通貨膨脹的影響，基期為 2006 年<sup>4</sup>。

由於我們所蒐集的資料是由不同的資料庫所提供，而各個資料庫對於部門類別的分類均不相同，因此我們將相同類別的部門整理並彙整成如表 3。農林漁牧業在本篇論文並未被採用，原因是由於該部門並無 FDI 資料的紀錄。本文中所使用的 9 個部門詳列在表 3：

<sup>4</sup>沒有使用 FDI 及實物資本的物價指數是由於資料取得的困難，所以本篇以 GDP 平減指數校正名目 FDI 及實物資本為實質變數。

表 3：各分部門說明

| 部門代號 | 部門分類                                                                                                                             |
|------|----------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|
| S1   | 礦業及土石採取業<br>Mining and Quarrying                                                                                                 |
| S2   | 製造業<br>Manufacturing                                                                                                             |
| S3   | 水電燃氣業，包含電力及然氣供應及用水供應及污染整治業<br>Electricity, Gas Supply, Water Supply and Remediation Services                                     |
| S4   | 營造業<br>Construction                                                                                                              |
| S5   | 批發、零售及餐飲業，包含批發及零售業及住宿及餐飲業<br>Wholesale, Retail Trade, Accommodation and Food Services                                            |
| S6   | 運輸、倉儲及通信業，包含運輸及倉儲業及資訊及通訊傳播業<br>Transportation, Storage, Information and Communication                                            |
| S7   | 金融、保險及不動產業，包含金融及保險業及不動產業<br>Financial, Insurance and Real Estate                                                                 |
| S8   | 工商服務業，包含專業、科學及技術服務業、支援服務業及其他服務業<br>Professional, Scientific, Technical, Support and other Services                               |
| S9   | 社會服務及個人服務業，包含教育服務業、醫療保健及社會工作服務業及藝術、娛樂及休閒服務業<br>Education, Human Health, Social Work Services, Arts, Entertainment and Recreation |

註 1：部門 S1 至 S5 的樣本期間為 1993–2007，但部門 S1 的 FDI 數據在 1993、1995 以及 2002 年有所缺漏。部門 S6 至 S9 的樣本期間為 1993–2000。

註 2：由於資料庫中多數資料沒有 1993 年以前的資料，因此本研究樣本期間以 1993 年為起始年。

我們以 1993 年與 2000 年這兩年的數據，觀察各變數在不同部門的變化。其中，1993 年為所有部門樣本期間的起始年，而 2000 年為 S6 至 S9 這幾個部門樣本期間的最後一年，所以我們以這兩個年度為主要觀察的依據。

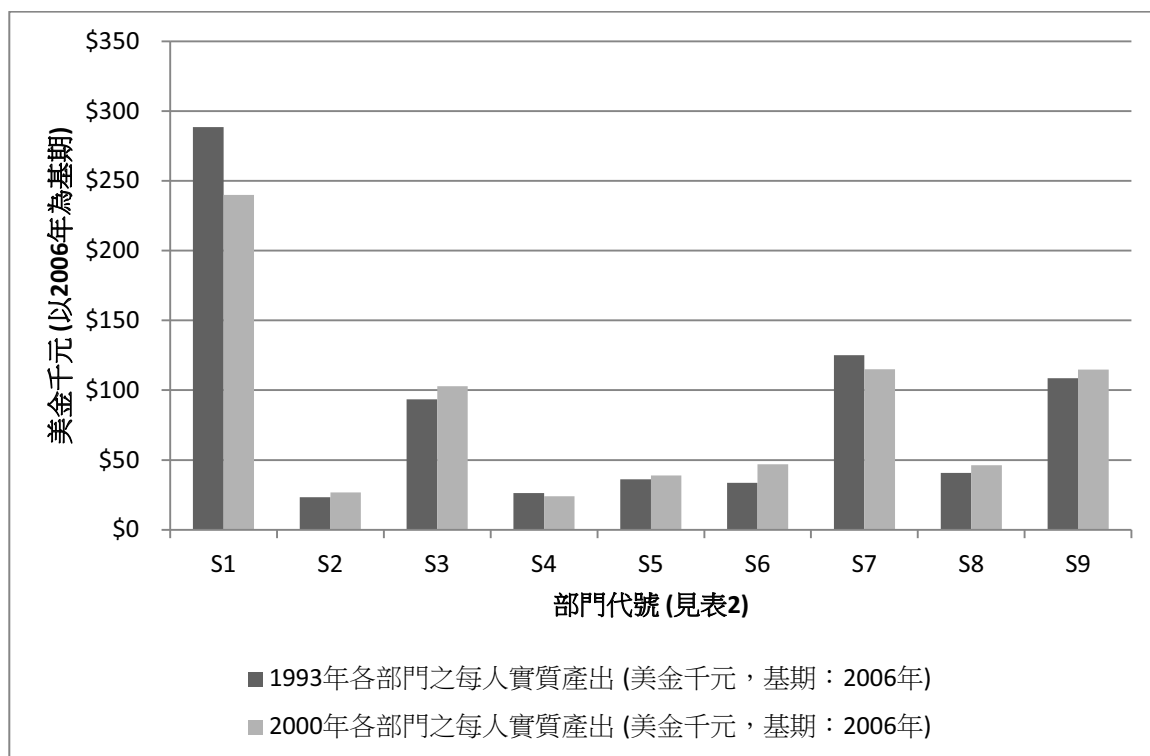


圖 2：1993 年與 2000 年各部門之每人實質產出

由圖 2 可以發現，在 1993 年，礦業及土石採取業 (S1) 是所有各個部門之每人實質產出中比例最高的，佔了大約 37.2%。第二高的是金融、保險及不動產業 (S7)，約佔全部的 16.1%。社會服務及個人服務業 (S9) 則佔了 14.0%，水電燃氣業 (S3) 佔了 12.1%。到了 2000 年，礦業及土石採取業 (S1) 仍為比例最高的，約佔 31.7%。金融、保險及不動產業 (S7) 約佔 17.2%，為第二高。社會服務及個人服務業 (S9) 則佔了 14.0% 佔了 15.2%，水電燃氣業 (S3) 佔了 13.6%。

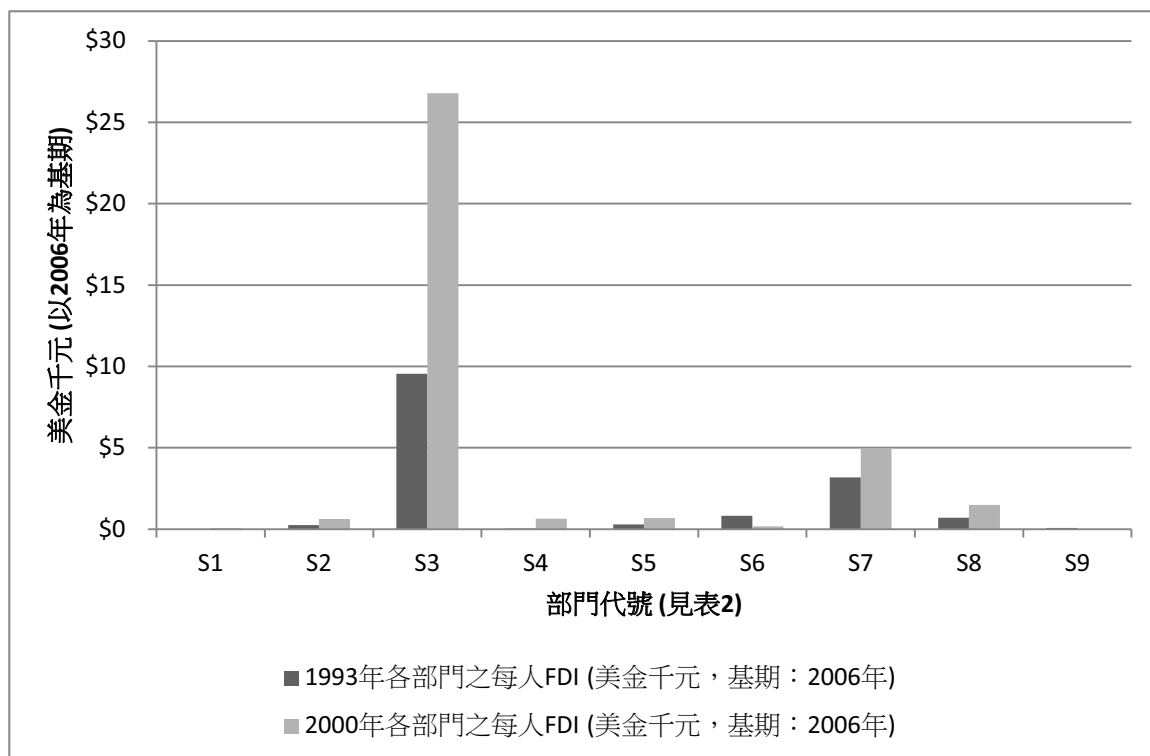


圖 3：1993 年與 2000 年各部門之每人 FDI

由圖 3 可知，水電燃氣業 (S3) 為所有各個部門之每人 FDI 所佔比例最高的，其次是金融、保險及不動產業 (S7)，再來為工商服務業 (S8)。而水電燃氣業 (S3) 在 1993 年時所佔的比例為 64.1%，金融、保險及不動產業 (S7) 佔了 21.3%，工商服務業 (S8) 則佔了 4.7%。到了 2000 年，水電燃氣業 (S3) 仍為比例最高的部門，所佔比例為 75.8%，金融、保險及不動產業 (S7) 佔了 13.9%，工商服務業 (S8) 佔了 4.2%。由圖 2 與圖 3 發現，在製造業 (S2)、水電燃氣業 (S3)、批發零售及餐飲業 (S5)、工商服務業 (S8)，當每人實質產出由 1993 年至 2000 年為成長的狀態時，這四個部門也跟著呈現成長的狀態。

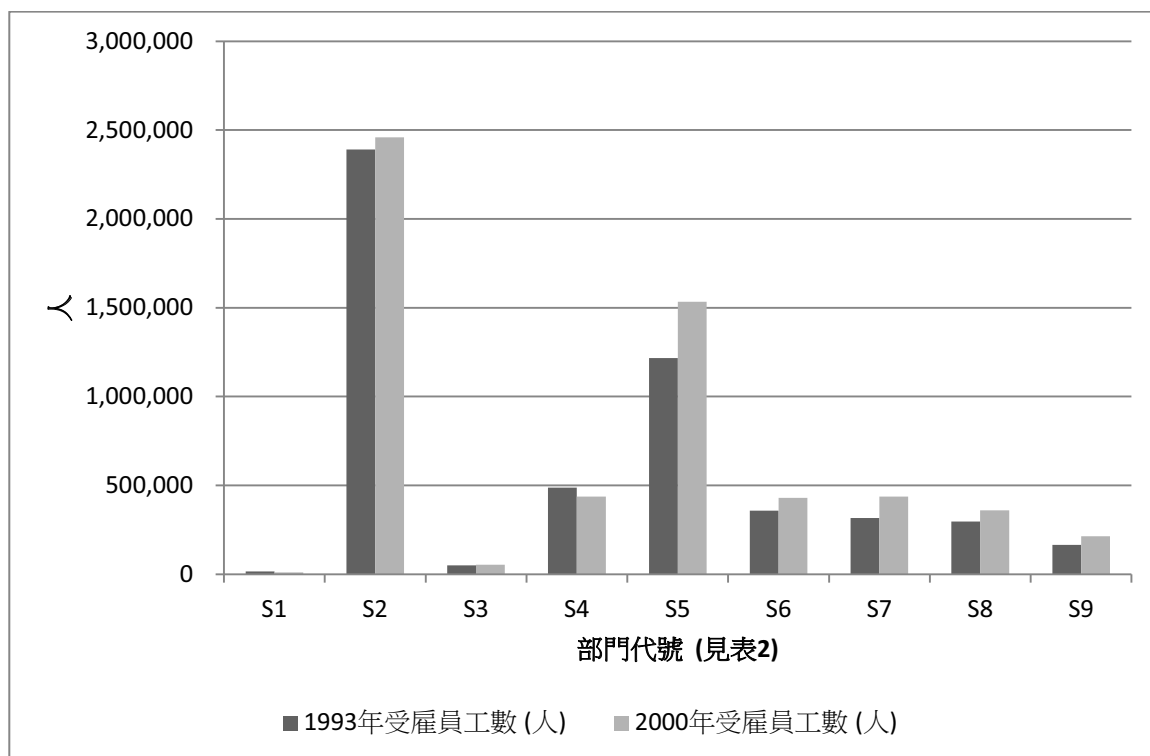


圖 4：1993 年與 2000 年各部門之受雇員工數

從圖 4 可以看到，在 1993 年，製造業 (S2) 為所有受雇員工數比例最高，佔了 45.1%。其次是批發、零售及餐飲業 (S5) 的 22.9%，運輸、倉儲及通信業 (S6) 的 6.8%。到了 2000 年，製造業 (S2) 佔了 41.4%，批發、零售及餐飲業 (S5) 佔了 25.8%，而第三高的部門則變成了金融、保險及不動產業 (S7) 的 7.4%。



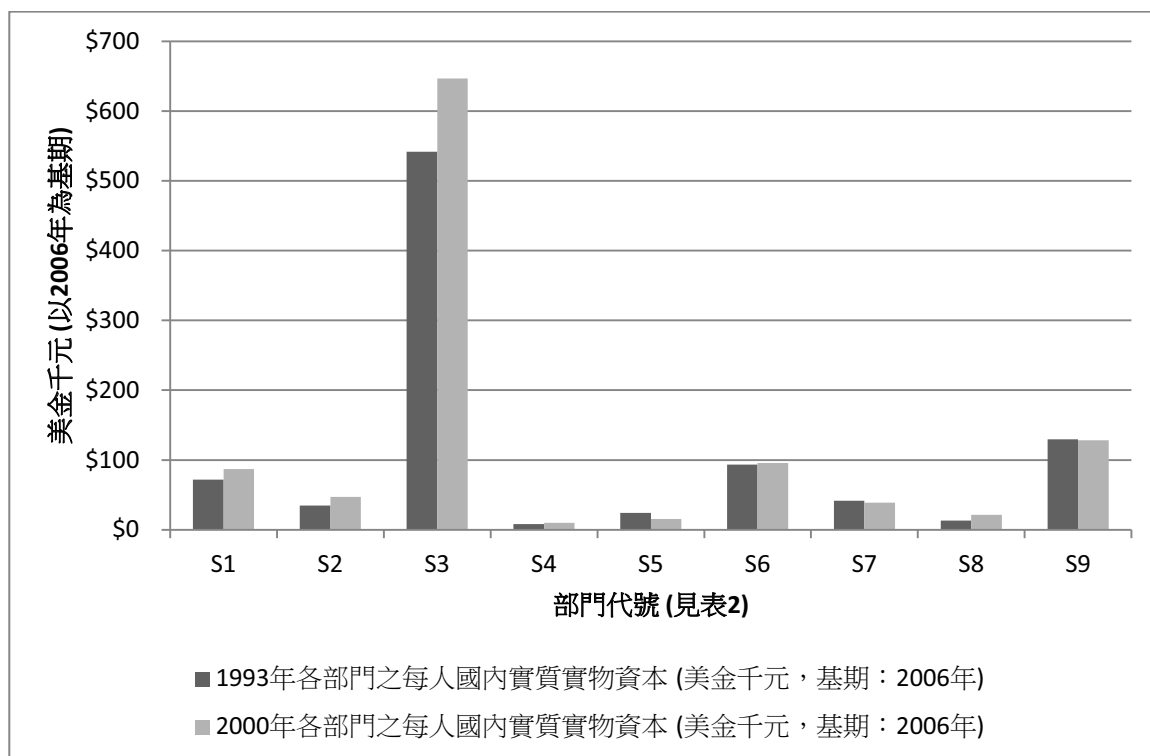


圖 5：1993 年與 2000 年各部門之每人國內實質實物資本

由圖 5 可知，在 1993 年時，各部門的國內實質實物資本以水電燃氣業 (S3) 所佔的比例最高，其次為社會服務及個人服務業 (S9)，再來是運輸、倉儲及通信業 (S6)，所佔比例各分別為 56.5%、13.5% 及 9.7%。到了 2000 年，其順序仍以水電燃氣業 (S3) 為最高，其次為社會服務及個人服務業 (S9)，再來是運輸、倉儲及通信業 (S6)，其所佔比例分別為 59.3%，11.8% 以及 8.8%。

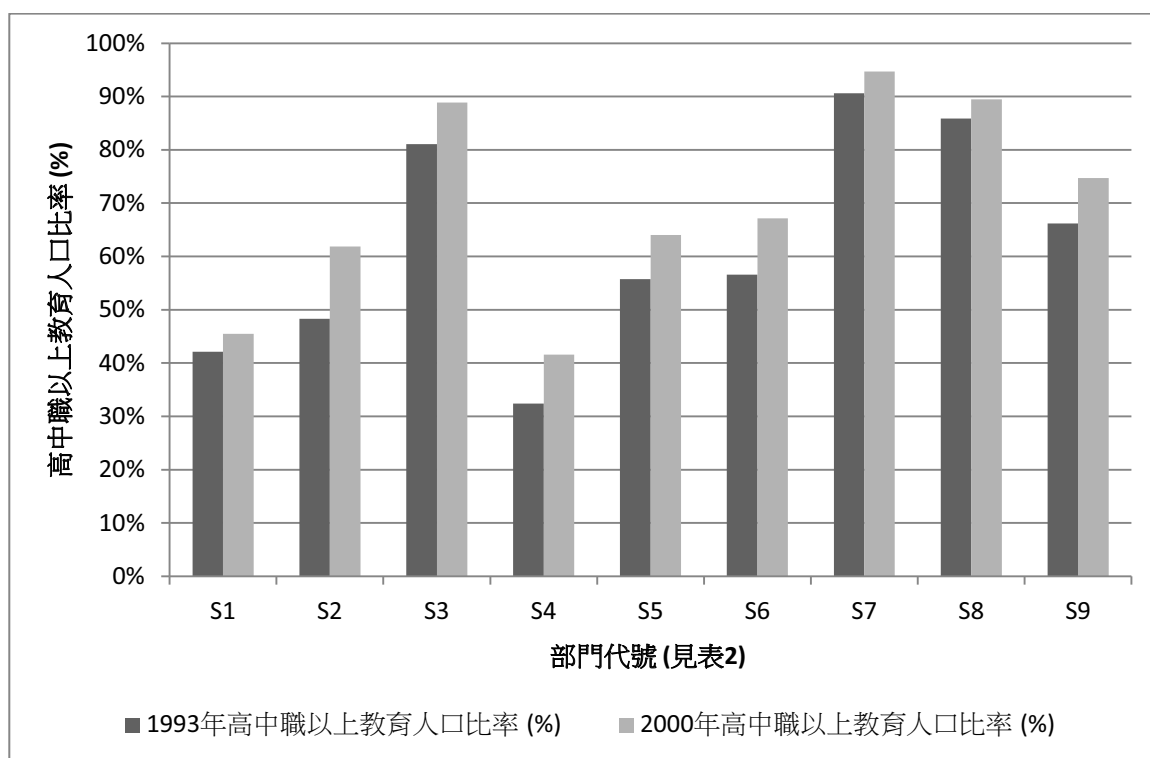


圖 6：1993 年與 2000 年各部門之高中職以上教育人口比率

由圖 6 可以知道，高中職以上教育人口比率在各部門中所佔的比例相較於其他變數而言較為平均。在 1993 年時，以金融、保險及不動產業 (S7) 所佔比例為最高，接著是工商服務業 (S8)，再來為水電燃氣業 (S3)，其比例分別是 16.2%，15.4% 及 14.5%。到了 2000 年，仍是金融、保險及不動產業 (S7) 所佔的 15.1% 為最高，接著工商服務業 (S8) 與水電燃氣業 (S3) 為 14.2%。可以觀察到，各部門的高中職以上教育人口比率在 2000 年均呈現明顯的成長，這與每人實質產的變化較為接近，顯示單獨觀察變數與每人實質產出的關係，高中職以上教育人口比率有較顯著的相關性，但若單獨觀察其他變數與每人實質產出的關係，則沒有太大的顯著關係。

我們以 1993 年與 2000 年為例，由圖 2 到圖 6 可以觀察到各個部門與各個變數在這兩年之間的變化，本論文將會於第五章中對各部門的每人 FDI、受雇員工數、每人國內實質實物資本以及高中職以上教育人口比率與每人實質產出之間的關係做實證分析。

## 4.2 計量模型

當資料同時包含橫斷面與時間序列的特性時，採用追蹤資料特有的模型進行分析具有以下幾個優點：1. 避免估計上的偏誤：傳統最小平方法 (ordinary least square (OLS)) 容易因為遺漏重要的解釋變數而產生估計的偏誤，若採用追蹤資料，我們可以利用虛擬變數 (dummy variable) 捕捉部門間與時間性的固定效果，避免這樣的偏誤產生。2. 使模型的訊

息更完整：追蹤資料包含了橫斷面資料與時間序列資料，因此能夠擁有更完整的訊息，藉以降低估計時因資訊不完整產生的偏誤及模型設定的錯誤。3. 減少共線性 (multi-collinearity) 的問題。若時間序列資料本身的樣本期間太短及訊息不完整，會存在缺乏自由度及並可能產生共線性的問題，因此使用追蹤資料能夠提高樣本數及自由度，藉此降低共線性的問題。

追蹤資料模型結合了橫斷面資料與時間序列的資訊，橫斷面資料來自於個體資料，可以用來解釋個體間的差異性；而追蹤資料可以進一步觀測同一個體隨著時間經過的改變，只要樣本個體數與時間點足夠，追蹤資料便可解決時間序列資料常因時間太短等因素產生的自由度不足的效率問題，並有效降低橫斷面資料遺漏重要的解釋變數導致的估計偏誤的可能性，使分析結果更為正確及效率。

以追蹤資料設定之基本迴歸模型如下：

$$Y_{it} = \alpha_i + \gamma_t + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (4.1)$$

其中，下標  $i$  表示第  $i$  個部門； $t$  表示第  $t$  年； $Y_{it}$  為被解釋變數； $\gamma_t$  為不隨部門而改變的時間差異 (time-specific factors)； $\alpha_i$  表示第  $i$  個部門各自的截距項 (sector-specific factors)，可表現出個體間的差異性； $\beta_j$  表示第  $j$  個解釋變數  $X_{jit}$  的迴歸係數； $\varepsilon_{it}$  則為純誤差項 (pure white noise)。接下來的幾個小節將介紹 (4.1) 式的不同追蹤資料模型、如何決定最適當的模型、以及如何避免模型中的解釋變數具有內生性 (endogeneity) 的問題。

#### 4.2.1 追蹤資料模型 (panel data model)

追蹤資料模型與最小平方法模型之間最大的差異在於截距項假設的不同。追蹤資料模型允許樣本個體間擁有不同的截距項  $\alpha_i$ ，以表現個體間的差異性；此外依照截距項之特性假設不同，又可區分為固定效果模型 (fixed-effect model) 及隨機效果模型 (random-effect model)。

一般迴歸分析中，常會發生遺漏重要解釋變數的問題，我們應將所有遺漏變數加入模型當中以增加模型的解釋能力，但常常因為缺乏理論的支持及遺漏變數難以衡量而無法達成這個目標。因此我們使用固定效果模型進行實證研究。

固定效果可分成「部門固定效果」(sector-specific fixed effect)及「時間固定效果」(time-specific fixed effect)。「部門固定效果」是在控制其他解釋變數下，各個部門會因其本身擁有的部門特性，而對部門內的被解釋變數造成長期的固定影響，此一影響不隨時間改

變；而「時間固定效果」為在控制其他解釋變數下，時間的不同將對各部門的被解釋變數造成影響，且此影響不隨部門而異。

固定效果模型又稱為最小平方虛擬變數模型 (least squares dummy variable (LSDV) model)，除了同時考慮橫斷面及時間序列並存的資料外，還可觀察到不同時間與部門所存在的差異性。模型中以加入虛擬變數的方式將「區域固定效果」或「時間固定效果」呈現於截距項上，如下式表示：

$$Y_{it} = \sum_{l=1}^S \alpha_l D_l + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (4.2)$$

(4.2) 式為一元固定效果模型 (one-way fixed effect model) 模型，截距項為可表現各區域之區域常數項 (region constant term)，共有  $S$  個部門，不隨時間變動。 $\alpha_l$  為第  $l$  個部門各自的截距項，可表現出個體間的差異性，為部門之虛擬變數  $D_l$  的係數。除了跨部門的固定效果之外，若同時考慮時間的固定效果，則此模型被稱為二元固定效果模型 (two-way fixed effect model)，如 (4.3) 式。

$$Y_{it} = \sum_{l=1}^S \alpha_l D_l + \sum_{t=1}^T \gamma_t E_t + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (4.3)$$

其中  $T$  表示樣本期間， $\gamma_t$  為特定時間的固定效果，為時間虛擬變數  $E_t$  的係數。

若沒有觀察到的部門固定效果及時間固定效果與其他變數無關時，個體間的差異將會隨著不同的個體而呈現出隨機分布的型態，在這樣的情況下，我們將可建構一隨機效果模型，又稱為誤差成分模型 (error component model)，此模型於表現部門特定效果與時間效果的方式與固定效果模型相同，皆呈現於迴歸式的截距項上，其設定如下：

$$Y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \gamma_t + \varepsilon_{it} = \bar{\alpha} + \mu_i + \sum_{j=1}^k \beta_j X_{jit} + \varepsilon_{it} \quad (4.4)$$

其中： $\bar{\alpha}$  為截距項 (即固定效果) 的平均值， $\mu_i$  為截距之誤差項。

與固定效果模型相比，隨機效果模型較注重於樣本整體的關係，而非個別個體間的差異，其將觀察資料中的個體視為隨機取樣於一個相似性極高的母體，亦即假設個體之間的差異性為隨機產生。

#### 4.2.2 Hausman 檢定 (Hausman test)

由前面所述，我們知道追蹤資料模型又可分成固定效果模型和隨機效果模型，在計量方法上，我們可透過 Hausman (1978) 所提出的檢定來做判斷，確認解釋變數與截距之誤差項是否具有相關性，若兩者之間存在相關性，此時固定效果模型的估計具有一致性，而隨機

效果模型則否，故應採用固定效果模型。反之則採用隨機效果模型。Hausman 檢定的方法是，首先我們先建立虛無假設  $H_0: E(\alpha_i X_{jit}) = 0$ ，表示解釋變數與無法觀測到，而包含在誤差項的固定效果無關。我們可以用 Hausman 檢定的檢定統計量來判斷，固定效果模型與隨機效果模型所得到的係數估計值是否有太大差異，並以之決定是否要拒絕虛無假設。此統計量  $\text{III}$  為：

$$\text{III} = (\hat{\beta}_{\text{FE}} - \hat{\beta}_{\text{RE}})' [\text{Var}(\hat{\beta}_{\text{FE}} - \hat{\beta}_{\text{RE}})]^{-1} (\hat{\beta}_{\text{FE}} - \hat{\beta}_{\text{RE}}) \sim \chi^2(k) \quad (4.5)$$

(4.5) 式的檢定統計量  $\text{III}$  為卡方分配。其中  $\hat{\beta}_{\text{FE}}$  為固定效果模型所估計出來的估計式向量， $\hat{\beta}_{\text{RE}}$  為隨機效果模型估計出來的估計式向量， $k$  為卡方檢定的自由度，等於解釋變數（不含常數項）的個數。若  $\hat{\beta}_{\text{FE}}$  與  $\hat{\beta}_{\text{RE}}$  並無太大差異，則表示 (4.2) 與 (4.4) 式對於截距項的假設並無不同，則我們傾向接受  $E(\alpha_i X_{jit}) = 0$  的虛無假設，此時隨機效果模型的估計值將比固定效果模型還要有效率。反之，若  $\hat{\beta}_{\text{FE}}$  與  $\hat{\beta}_{\text{RE}}$  差異甚大，則檢定統計量  $\text{III} > \chi^2(k)$  的機率增加，則我們傾向拒絕虛無假設，表示解釋變數與截距之誤差項具有相關性，此時若使用固定效果模型，將使我們的估計值一致且不偏；反之，若  $\text{III} < \chi^2(k)$  則我們不拒絕虛無假設，即兩種模型的估計並無太大的差異，或解釋變數與截距之誤差項不具有相關性，這時應使用隨機效果模型較佳。本文將依據 Hausman 檢定來決定該採用固定效果或隨機效果作為本研究的主要模型。

### 4.2.3 Hausman 內生性檢定 (Hausman endogeneity test)

若迴歸式中的解釋變數具有內生性的問題，即該變數與殘差項並不獨立，此時的迴歸估計值將得到不一致且偏誤的結果，在計量方法上，我們需要尋找適當且外生的工具變數來解決此一問題。但首先，我們必需利用 Hausman 內生性檢定來檢測我們所使用的解釋變數是否真的具有內生性問題，我們以下列迴歸式為例：

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 x_{it} + \epsilon_{it} \quad (4.6)$$

其中  $x_{it}$  為疑似可能與  $y_{it}$  的迴歸殘差  $\epsilon_{it}$  相關的內生變數。之後我們以可能為內生變數的  $x_{it}$  作為被解釋變數，並得到其估計式為：

$$x_{it} = \mathbf{z}_{it}' \hat{\boldsymbol{\gamma}} + e_{it} \quad (4.7)$$

其中  $\mathbf{z}_{it}'$  是一個向量，包含一些我們預先選定的適當且外生的工具變數（包括常數項）。 $\hat{\boldsymbol{\gamma}}$  是對應  $\mathbf{z}_{it}'$  的迴歸係數的向量。由 (4.7) 式的迴歸結果，我們可以得到預測的  $\hat{x}_{it} = \mathbf{z}_{it}' \hat{\boldsymbol{\gamma}}$ ，

以及迴歸式的殘差估計值  $e_{it}$ 。之後我們將  $y_{it}$  對一個常數項、 $\hat{x}_{it}$  和  $e_{it}$  做迴歸分析，若  $e_{it}$  在這裡為顯著的，則我們的結論為  $x_{it}$  和  $y_{it}$  皆為內生變數。

#### 4.2.4 Sargan 檢定 (Sargan test)

在前一節中，我們提到所謂「適當且外生的工具變數」，其必需能夠解釋具有內生性的解釋變數（即 (4.7) 式的  $x_{it}$ ），且為不與 (4.6) 式中  $y_{it}$  的迴歸殘差  $\epsilon_{it}$  相關的外生變數。我們利用 Sargan 檢定來判斷工具變數的適當與外生性。我們所建立的虛無假設  $H_0$  為「所使用的工具變數均為外生變數」。若此虛無假設被拒絕，則代表我們所使用的工具變數並不是那麼的合適。首先，我們先以事先選定的工具變數  $z_{it}$  為 (4.6) 式做二階段迴歸 (two-stage least squares (2SLS))，並得到估計出來的殘差值，以此估計的殘差值作為被解釋變數， $z_{it}$  為解釋變數，我們可以得到此迴歸的判定係數  $R^2$ ，再以此模型所使用的總資料筆數  $N$  乘以  $R^2$ ，此檢定統計量將會是一自由度  $h$  之卡方分配 ( $h$  為「過度判定」的個數)，記為： $N \times R^2 \sim \chi^2(h)$ 。若  $N \times R^2 < \chi^2(h)$ ，則不拒絕  $H_0$ ，表示我們所使用的工具變數均為外生變數，也是我們期望得到的結果。

## 第五章 迴歸模型與結果

從第二章的文獻回顧中可以知道，本研究的理論模型可分成兩大類，第一類是以成長率為被解釋變數，第二類為以勞動生產力為被解釋變數的成長會計理論。本研究除了成長會計理論之外，也曾嘗試以成長率為被解釋變數建立模型，但在這樣的模型中並無法得到合理的線性迴歸方程式，因此本篇文章的實證模型建立在成長會計理論的架構下，假設一個 Cobb-Douglas 生產函數如下：

$$GDP_{i,t} = AK_{i,t}^{\alpha_K} EM_{i,t}^{\alpha_{EM}} FDI_{i,t}^{\alpha_{FDI}} G(\cdot)_{i,t}, \quad (5.1)$$

其中  $G(\cdot)_{i,t}$  為捕捉 TFP 的要素投入，包含人力資本與 FDI 之外溢效果，而此外溢效果包括 FDI 外溢人力資本項<sup>5</sup>及 FDI 外溢實物資本項<sup>6</sup>，我們將會在 (5.3) 式中詳加解釋。以每受雇員工為單位表示的生產函數如 (5.2) 式：

$$\left(\frac{GDP}{EM}\right)_{i,t} = A \left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t}^{\alpha_K} \left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t}^{\alpha_{FDI}} (EM)_{i,t}^{\alpha_{EM} + \alpha_K + \alpha_{FDI} - 1} G(\cdot)_{i,t} \quad (5.2)$$

我們將 (5.2) 式線性化，轉換為線性方程式如下：

$$\ln\left(\frac{GDP}{EM}\right)_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln\left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t} + \beta_2 \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t} + \beta_3 \ln EM_{i,t} + \ln G(\cdot)_{i,t} + \epsilon_{i,t} \quad (5.3)$$

其中  $\ln G(\cdot)_{i,t} = \beta_4 HS_{i,t} + \beta_5 HS_{i,t} \times \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t} + \beta_6 \ln\left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t} \times \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t}$ 。 $\beta_1$  代表  $\alpha_K$ ，為產出的資本彈性； $\beta_2$  代表  $\alpha_{FDI}$ ，為產出的 FDI 彈性； $\beta_3$  所估計的值为  $\alpha_{EM} + \alpha_K + \alpha_{FDI} - 1$ ，可用來換算  $\alpha_{EM}$ ，即產出的受雇員工數彈性； $\beta_4$  為估計人力資本本身對勞動生產力的影響； $\beta_5$  是用來估計 FDI 外溢人力資本項對勞動生產力的影響； $\beta_6$  則是用來估計 FDI 外溢實物資本項對勞動生產力的影響。

在 (5.3) 式中， $\ln G(\cdot)_{i,t}$  所要表現的是部門  $i$  在樣本期間所具有的人力資本水準以及 FDI 的外溢效果，此外溢效果由 FDI 與實物資本  $K$  及教育程度  $HS$  (人力資本的估計) 的交乘項所表現。 $\epsilon_{i,t}$  為迴歸殘差項。此外，若外溢效果可以在理論模型中正面影響成長率，也就是  $\gamma = \Delta \ln\left(\frac{GDP}{EM}\right)_{i,t}$ ，如 (3.4) 式，則此包含國內外資本擴大因子的外溢效果也將會是正面影響  $\ln\left(\frac{GDP}{EM}\right)_{i,t}$  的重要變數。

<sup>5</sup> FDI 外溢人力資本項是藉由 FDI 與人力資本的交乘項，在迴歸式中估計其對勞動生產力或經濟成長率的影響。

<sup>6</sup> FDI 外溢實物資本項是藉由 FDI 與實物資本的交乘項，在迴歸式中估計其對勞動生產力或經濟成長率的影響。



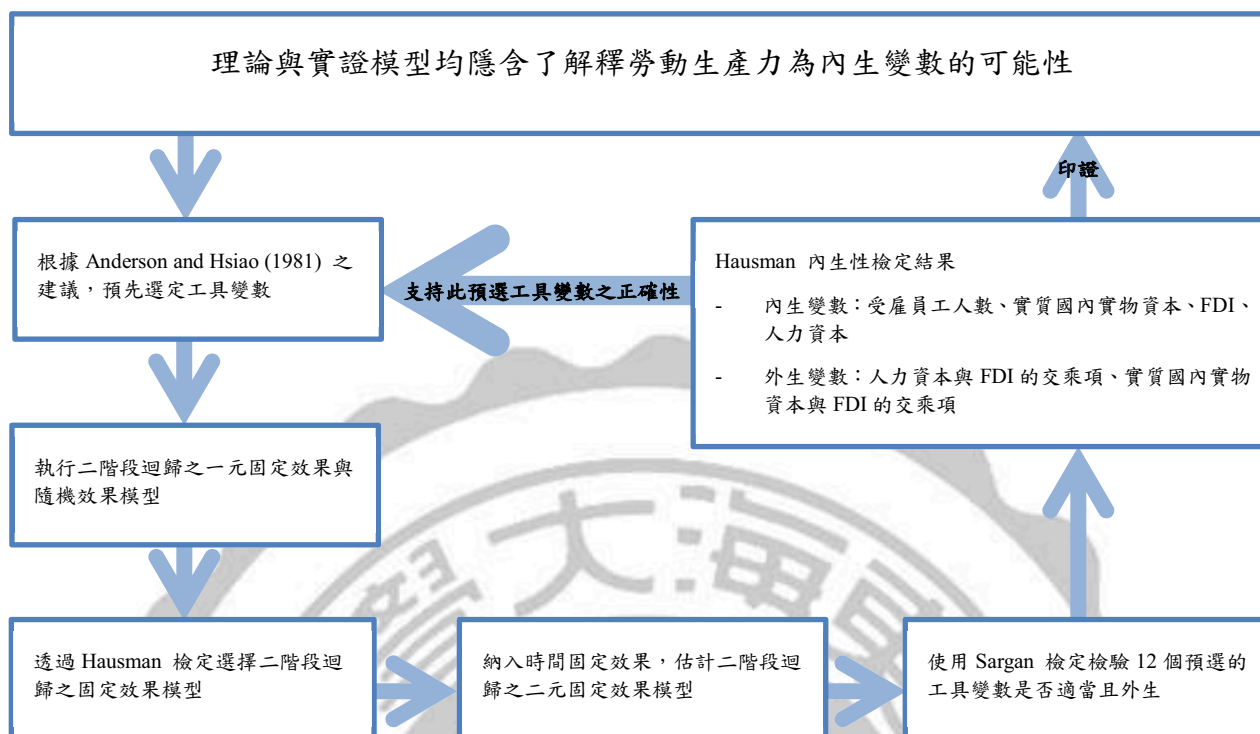


圖 7：解決模型內生性問題之流程圖

圖 7 是針對模型中具有內生性問題時的解決流程圖。在本篇論文所介紹的實證或理論模型中，我們納入的變數均具有內生性之問題（即與隨後之被解釋變數「勞動生產力」互為內生變數），導致此迴歸係數估計值產生偏誤及不一致的結果，因此我們必須選擇適當的工具變數，修正具有內生性之解釋變數。Anderson and Hsiao (1981) 提出，迴歸變數的一次落後項及一階差分可以是適當且外生的工具變數，因此在本篇論文中，我們選定以下 12 個工具變數：常數項、一階差分的解釋變數： $\Delta \ln(EM)_{i,t}$ 、 $\Delta \ln\left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t}$ 、 $\Delta \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t}$  與  $\Delta HS_{i,t}$  以及落後一期的解釋與被解釋變數： $\ln\left(\frac{GDP}{EM}\right)_{i,t-1}$ 、 $\ln(EM)_{i,t-1}$ 、 $\ln\left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t-1}$ 、 $\ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t-1}$ 、 $HS_{i,t-1}$ 、 $\ln(HS)_{i,t-1} \times \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t-1}$  與  $\ln\left(\frac{K}{EM}\right)_{i,t-1} \times \ln\left(\frac{FDI}{EM}\right)_{i,t-1}$ <sup>7</sup>。接著我們以這些外生工具變數執行二階段迴歸，並以 Hausman 檢定決定是否應使用固定效果或隨機效果模型。最後倘若固定效果模型優於隨機效果模型，則我們將進一步加入時間固定效果，執行二階段迴歸之二元固定效果模型，並以之作為本研究最後使用的主要迴歸模型。在執行完此模型估計後，我們可以回過頭來使用 Sargan 檢定檢驗我們預設的工具變數，並透過 Hausman 內生性檢定，印證我們一開始對於變數內生性之推測的正確性。

<sup>7</sup>我們將在隨後的附錄一中對這些工具變數執行 Sargan 檢定其適當性，證實這些工具變數均為合理的外生變數。



我們利用一般追蹤資料模型及二階段迴歸之追蹤資料模型兩種方法來分析，其中，二階段迴歸加入了上述的 12 個工具變數。我們分別以一元固定效果及一元隨機效果來估計 (5.3) 式，得到的結果如表 4：

表 4：一元固定效果與隨機效果模型之迴歸結果，被解釋變數為  $\ln(GDP/EM)_{i,t}$

| 解釋變數                                       | Model (1)                    | Model (2)              | Model (3)                    | Model (4)              |
|--------------------------------------------|------------------------------|------------------------|------------------------------|------------------------|
|                                            | Fixed Effect                 | Random Effect          | 2SLS Fixed Effect            | 2SLS Random Effect     |
| 常數項                                        | -2.2166**<br>(0.7874)        | -0.4729<br>(0.7715)    | -1.0334<br>(1.4046)          | 2.3478**<br>(1.0826)   |
| $\ln(EM)_{i,t}$                            | 0.3765***<br>(0.0525)        | 0.2287***<br>(0.0533)  | 0.2674**<br>(0.1028)         | 0.0149<br>(0.0765)     |
| $\ln(K/EM)_{i,t}$                          | 0.2131***<br>(0.0495)        | 0.2785***<br>(0.0463)  | 0.1457*<br>(0.0778)          | 0.1367*<br>(0.0709)    |
| $\ln(FDI/EM)_{i,t}$                        | -0.1056***<br>(0.0209)       | -0.1340***<br>(0.0247) | -0.1751***<br>(0.0510)       | -0.2354***<br>(0.0460) |
| $HS_{i,t}$                                 | 1.0255***<br>(0.2103)        | 0.8837***<br>(0.1476)  | 1.5565***<br>(0.2544)        | 1.4556***<br>(0.2397)  |
| $HS_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$        | 0.0127*<br>(0.0382)          | 0.0299*<br>(0.0422)    | -0.1999<br>(0.1341)          | -0.0622<br>(0.1235)    |
| $\ln(K/EM)_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$ | 0.0205***<br>(0.0055)        | 0.0214***<br>(0.0058)  | 0.0656***<br>(0.0144)        | 0.0601***<br>(0.0137)  |
| Hausman 檢定統計量                              | $\chi^2_{0.05}(6) = 30.2469$ |                        | $\chi^2_{0.05}(6) = 14.1856$ |                        |

\* 顯著水準 10%以\*表示；5%與 1%分別以\*\*及\*\*\*表示。括號內數字表示估計值之標準差。

\* Hausman 檢定統計量的臨界值來自自由度 6 之卡方分配，顯著水準 5%，即：12.59。

在一般追蹤資料模型，即 Model (1) 與 Model (2) 中，Hausman 檢定統計量大於臨界值，因此模型 (5.3) 式中存在著顯著跨部門的固定效果，若以隨機效果作為估計，迴歸估計係數將會得到不一致的結果，因此我們以固定效果模型作為一致性的估計方法。由前面的成長會計模型中，我們可以知道生產函數的要素投入，包含受雇員工數、人力資本、FDI 與實物資本均可能具有內生性的問題，我們在隨後的附錄二中做正式的 Hausman 內生性檢定，得知除了人力資本與 FDI 的交乘項及國內實物資本與 FDI 的交乘項之外，其餘要素投入均為內生變數。在過往文獻中，使用一般的固定效果或隨機效果模型，而沒有考慮到解釋變數內生性的問題，可能產生偏誤的結果，因此我們必然要使用二階段迴歸之追蹤資料模型，即 Model (3) 與 Model (4)，以工具變數來修正內生性的問題。

雖然 Model (3) 已經考慮了區域的固定效果，但在近 20 年間，台灣地區經歷過數次的產業轉型等結構性轉變，因此我們更進一步考慮時間固定效果，將此結合工具變數之二元固定效果模型的估計結果陳列在表 5。

表 5：二元固定效果迴歸結果，被解釋變數為  $\ln(GDP/EM)_{i,t}$

| 解釋變數                                       | Model (5)<br>2SLS Fixed Effect     |
|--------------------------------------------|------------------------------------|
| 常數項                                        | -1.6514<br>(1.2134)                |
| $\ln(EM)_{i,t}$                            | 0.3186 <sup>***</sup><br>(0.0810)  |
| $\ln(K/EM)_{i,t}$                          | 0.1821 <sup>**</sup><br>(0.0626)   |
| $\ln(FDI/EM)_{i,t}$                        | -0.1595 <sup>***</sup><br>(0.0355) |
| $HS_{i,t}$                                 | 1.3188 <sup>***</sup><br>(0.3267)  |
| $HS_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$        | 0.0255<br>(0.0987)                 |
| $\ln(K/EM)_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$ | 0.0344 <sup>***</sup><br>(0.0115)  |

\* 顯著水準 10%以\*表示；5%與 1%分別以\*\*及\*\*\*表示。括號內數字表示估計值之標準差。

從表 5 的估計結果顯示，FDI 對台灣的勞動生產力呈現顯著且負向的影響，因此若不考慮其他因素，則 FDI 並不像直覺上那樣可以直接刺激勞動生產力，因此在過往文獻中 Borensztein *et al.* (1998)、Ford *et al.* (2008) 及 Wang and Wong (2009) 均提出 FDI 要正面促進經濟成長的前提必須要有足夠的人力資本存量，否則無法吸收透過 FDI 帶入的新穎技術，反而讓 FDI 造成產業勞動生產力的負面影響。然而在本篇論文中，FDI 與人力資本項的交乘項並無法顯著的提高勞動生產力，反而是 FDI 具有對實物資本正面的外溢效果，而這個外溢效果可以對應到 (3.1) 式的國內外資本的擴大因子 ( $\delta$ ) 之估計值。

我們利用表 5 的估計結果，可以進一步計算出 FDI 能夠顯著且正面的促進勞動生產力的每人國內實物資本的門檻為 103.45 (美金千元)，根據我們的數據，只要達到此門檻，FDI 便會對勞動生產力產生顯著正向的影響，在本篇論文的數據中，西元 2000 年時為水電燃氣業 (S3) 及社會服務及個人服務業 (S9) 這兩個部門的每人國內實物資本均超過此門檻，因此能使 FDI 對這兩個部門產生顯著且正向的影響，尤其以水電燃氣業 (S3) 更為顯著。在 2007 年時礦業及土石採取業 (S1) 也超過了國內實物資本的門檻，而其他部門的 FDI 因為均未能達到門檻，因此對這些未達門檻的部門，FDI 將對其勞動生產力造成負面的影響，但以整個台灣地區來說，FDI 透過國內的實物資本存量，對勞動生產力還是有顯著的正向影響。

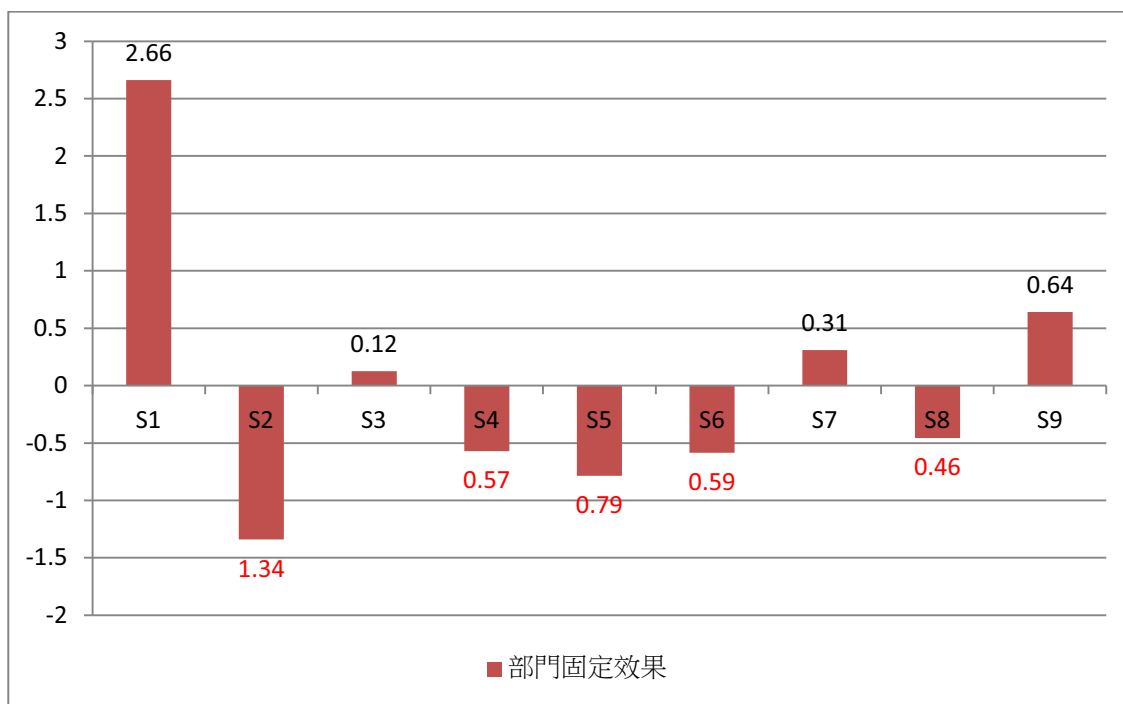


圖 8：部門固定效果

圖 8 是利用表 5 所估計之跨部門不隨時間改變的固定效果，其中礦業及土石採取業 (S1)、水電燃氣業 (S3)、金融、保險及不動產業 (S7) 和社會服務及個人服務業 (S9) 這四個部門的固定效果為正，其餘皆為負。

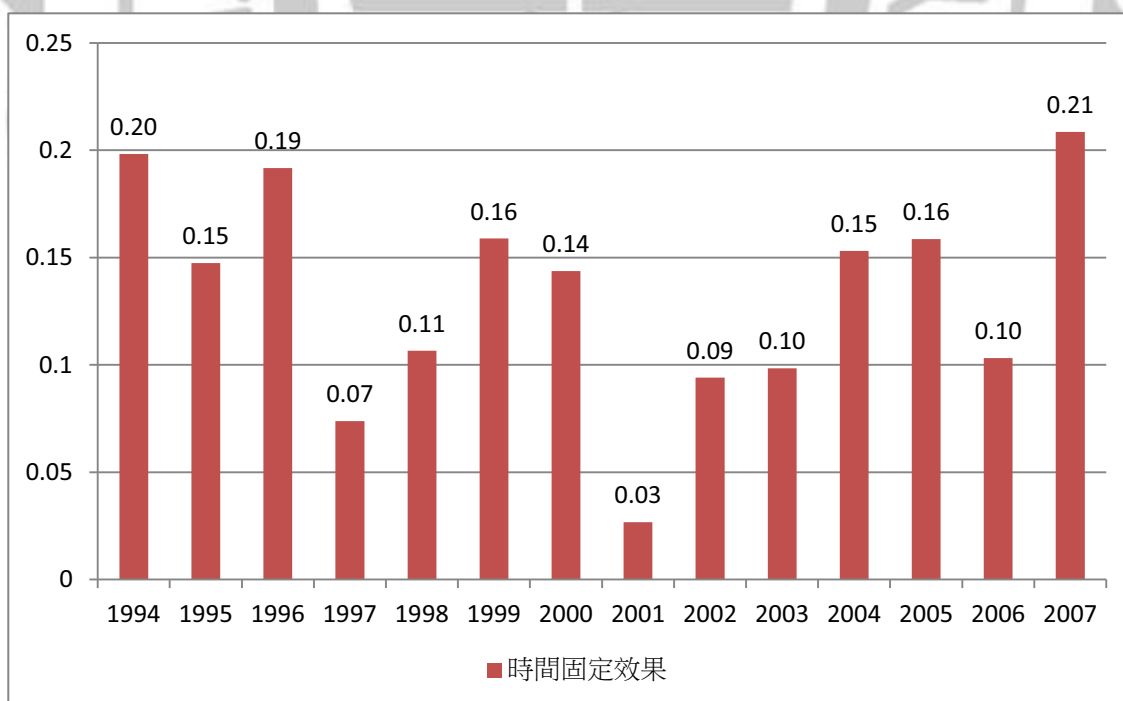


圖 9：時間固定效果

圖 9 亦為透過表 5 所估計出的不隨部門改變的固定效果，由 1993 年至 2007 年，其時間固定效果均為正，顯示勞動生產力隨著時間經過在各部門均有正向的長期成長趨勢，在這趨

勢中，以 2007 年為最高峰。

Xu (2000) 的文章中指出外商直接投資對經濟成長的助益來自於帶動技術進步，de Mello (1999) 則認為外商直接投資對經濟成長的幫助在技術相對較高的國家並不會很大。而國內資本變數對勞動生產力有顯著的相關，表示固定資本形成也是 FDI 的考量依據。FDI 並不只是單純的為開發中國家帶來國外的技術，而是能夠因應國內的經濟情勢而產生外溢效果的一個工具，在我們表 5 的估計結果中，支持 FDI 在台灣地區與國內投資為互相互補的角色。有關於 FDI 與經濟成長相互影響的相關文獻，例如 Borensztein *et al.* (1998) 和 Balasubramanyam *et al.* (1999) 均認為 FDI 對經濟成長的影響還需要其他變數的配合，而這些其他變數，並不單單包括人力資本，實物資本更需納入考量，這在本研究裡已然以台灣地區做為例證。

我們可以將本篇論文的研究結果與 Borensztein *et al.* (1998)、Ford *et al.* (2008)、及 Wang and Wong (2009) 這三篇與本文較為相似的文獻加以比較，如表 6。



表 6：本文與過去文獻的實證結果比較

|                                        | <b>Borensztein <i>et al.</i> (1998)</b> | <b>Ford <i>et al.</i> (2008)</b> |
|----------------------------------------|-----------------------------------------|----------------------------------|
| 數據年間                                   | 1970–1979, 1980–1989                    | 1978–1997                        |
| 樣本                                     | 69 個發展中國家                               | 美國 48 州                          |
| <b>經濟成長率的引擎<br/>(Growth Effect)</b>    | <b>結果</b>                               | <b>結果</b>                        |
| FDI                                    | 負向 (-4.1850 <sup>**</sup> )             | 負向 (-0.0490 <sup>*</sup> )       |
| 人力資本                                   | 負向 (-0.0104)                            | 正向 (0.1007 <sup>***</sup> )      |
| FDI 外溢人力資本項                            | 正向 (3.5432 <sup>***</sup> )             | 正向 (0.0192 <sup>**</sup> )       |
| 實物資本                                   | 正向 (0.1493 <sup>**</sup> )              | N/A                              |
| 實物資本與 FDI 交乘項                          | N/A                                     | N/A                              |
|                                        | <b>Wang and Wong (2009)</b>             | <b>本篇研究</b>                      |
| 數據年間                                   | 1970–1979, 1980–1989                    | 1993–2007                        |
| 樣本                                     | 69 個發展中國家                               | 台灣地區九大主要產業部門                     |
| <b>生產力的成長來源<br/>(Level/TFP Effect)</b> | <b>結果</b>                               | <b>結果</b>                        |
| FDI                                    | 負向 (-2.4814 <sup>**</sup> )             | 負向 (-0.1595 <sup>***</sup> )     |
| 人力資本                                   | 正向 (0.0031)                             | 正向 (1.3188 <sup>***</sup> )      |
| FDI 外溢人力資本項                            | 正向 (2.2923 <sup>**</sup> )              | 正向 (0.0255)                      |
| 實物資本                                   | N/A                                     | 正向 (0.1821 <sup>**</sup> )       |
| FDI 外溢實物資本項                            | N/A                                     | 正向 (0.0344 <sup>***</sup> )      |

註 1：本篇論文的樣本期間，部門 S1 至 S5 的樣本期間為 1993–2007，但部門 S1 的 FDI 數據在 1993、1995 以及 2002 年有所缺漏。部門 S6 至 S9 的樣本期間為 1993–2000。

註 2：Borensztein *et al.* (1998) 的結果在文獻的 132 頁，表 4，模型 4.9。Ford *et al.* (2008) 的結果在文獻的 103 頁，表 1 中的 LSDVc 模型。Wang and Wong (2009) 的結果在文獻第 707 頁，表 3，SUR8。Alfaro *et al.* (2004) 的結果在文獻的 106 頁，表 7，模型 1。而本篇研究的結果顯示在第 23 頁，表 5，模型 5。

其中與本篇研究最為相似的文獻為 Borensztein *et al.* (1998)，其探討開發中國家的開放經濟體系，並且也是使用追蹤資料的迴歸模型。其次是 Ford *et al.* (2008)，使用美國各州的追蹤資料，但這追蹤資料類型與本篇研究所使用的追蹤資料較為相像，都是為單一國家跨部門的資料。Wang and Wong (2009) 所使用的是 Borensztein *et al.* (1998) 的數據，但主要是以檢驗 FDI 對 TFP 的影響為主要迴歸模型。由表 6 可以發現在這三篇文章中，單獨估計 FDI 對經濟成長的影響均為負面且顯著的效果，這表示 FDI 對地主國的經濟成長並沒有正面的幫助。然而，這三篇文章所估計的 FDI 外溢人力資本項對經濟成長的影響都是呈現正向的關係，但這樣的外溢效果在本篇論文所使用的台灣地區樣本並不被支持。

## 第六章 結論

台灣為小型的開放經濟體系，經濟成長的引擎有一部分來自於 FDI 所帶來的國外技術，因此本篇論文使用 1993 年至 2007 年台灣地區九大部門的追蹤資料，以二元固定效果模型估計數個變數對勞動生產力的影響，包含受雇員工數、國內實物資本、FDI、國內人力資本以及 FDI 的外溢效果，其中 FDI 的外溢效果包含了 FDI 外溢人力資本項及 FDI 外溢實物資本項。我們的研究結果發現，雖然過去文獻的研究結果大多顯示地主國的人力資本水準是決定 FDI 能否正面影響經濟成長的重要關鍵，然而在台灣地區，這樣的結果並不被支持，反而是台灣地區的實物資本存量必須達到一定的門檻，才能使 FDI 對勞動生產力有正面且顯著的貢獻。

相較於早期的文獻，我們的重點在於各產業 FDI 的外溢效果。我們的研究結果認為，生產力的外溢效果會產生向後關聯 (backward linkages)，而生產力的效益並非完全來自於 FDI，還必須靠著其他的因素，在迴歸方程式中以相交乘估計，才能夠產生顯著且正向的影響。通過不同的影響因素，會產生不同的外溢效果。本篇研究發現，台灣的人力資本水準對於勞動生產力的影響其實並不顯著，反而是透過本研究所提出的國內外資本的擴大因子，才能讓國內的實物資本加強 FDI 所帶來的技術與資源，對勞動生產力產生一加一大於二的顯著影響，這是本研究與過去文獻最大的不同之處，也是對既有文獻的一大貢獻。

## 附錄一

我們利用 Sargan 檢定來判斷二階段迴歸中工具變數的外生性。Sargan 檢定的虛無假設  $H_0$  為「所使用的工具變數均為外生變數」。若此虛無假設被拒絕，則代表我們所使用的工具變數並不是那麼的合適，檢驗的結果如表 7：

表 7：Sargan 檢定，被解釋變數為表 5 中 Model (5) 之殘差估計值， $N = 93$ ， $R^2 = 0.07$

| 解釋變數                                           | 估計值     | 標準差    |
|------------------------------------------------|---------|--------|
| $C$                                            | -0.1355 | 0.1684 |
| $\Delta[\ln(EM)]_{i,t}$                        | -0.1314 | 0.1926 |
| $\Delta[\ln(K/EM)]_{i,t}$                      | 0.0104  | 0.0609 |
| $\Delta[\ln(FDI/EM)]_{i,t}$                    | -0.0007 | 0.0063 |
| $\Delta(HS)_{i,t}$                             | -0.2559 | 0.2113 |
| $\ln(GDP/EM)_{i,t-1}$                          | 0.0197  | 0.0232 |
| $\ln(EM)_{i,t-1}$                              | 0.0060  | 0.0084 |
| $\ln(K/EM)_{i,t-1}$                            | -0.0062 | 0.0078 |
| $\ln(FDI/EM)_{i,t-1}$                          | 0.0067  | 0.0156 |
| $HS_{i,t-1}$                                   | 0.0154  | 0.0792 |
| $HS_{i,t-1} \times \ln(FDI/EM)_{i,t-1}$        | -0.0486 | 0.0326 |
| $\ln(K/EM)_{i,t-1} \times \ln(FDI/EM)_{i,t-1}$ | 0.0057  | 0.0040 |

\* $NR^2 = 6.51 < 11.07 = \chi^2_{0.05}(5)$ ，不拒絕 Sargan 檢定的虛無假設

由表 7 的結果顯示，我們所使用的工具變數皆為外生變數，因此表 7 所列之所有變數，便是本篇論文所採用的工具變數，這與 Anderson and Hsiao (1981) 所建議的相符合。

## 附錄二

表 4 中的 Model (1) 與 Model (2) 所使用之解釋變數，在本篇論文的理論模型裡為內生變數，若要正式檢定這些變數在迴歸式中是否亦為內生變數，亦即與迴歸的殘差項有相關而產生估計結果偏誤的內生性問題，我們可以利用 Hausman 內生性檢定來檢測迴歸式中的解釋變數，檢定結果如表 8：

表 8：Hausman 內生性檢定，被解釋變數為  $\ln(GDP/EM)_{i,t}$

| 目標變數                                       | 檢定統計量   | 結果   |
|--------------------------------------------|---------|------|
| $\ln(EM)_{i,t}$                            | -8.2281 | 內生變數 |
| $\ln(K/EM)_{i,t}$                          | 1.8878  | 內生變數 |
| $\ln(FDI/EM)_{i,t}$                        | 4.6363  | 內生變數 |
| $HS_{i,t}$                                 | -2.1947 | 內生變數 |
| $HS_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$        | -0.1208 | 外生變數 |
| $\ln(K/EM)_{i,t} \times \ln(FDI/EM)_{i,t}$ | -0.1404 | 外生變數 |

\* 表 8 中的檢定統計量來自下列步驟：(1) 以表 7 中的外生工具變數為解釋變數，解釋此表中的目標變數，也就是疑似為內生變數的解釋變數。(2) 由步驟 (1) 得到目標變數之估計值與殘差估計值。(3) 以步驟 (2) 的目標變數估計值及殘差估計值，加上常數項作為解釋變數，解釋  $\ln(GDP/EM)_{i,t}$ ，則表 8 中的檢定統計值則為此迴歸中的殘差估計值之 t 統計量，若此統計量判定殘差估計值為顯著，則目標變數即為內生變數。

由表 8 的檢定結果可以發現，本篇論文在實證部分所採用的解釋變數，只有 FDI 與人力資本及實物資本的交乘項被檢測為外生變數，其餘皆為內生變數。因此，若以一般的迴歸估計方法，例如 Model (1) 與 Model (2)，或者過去文獻中未考慮此內生性問題的模型，迴歸估計結果將產生偏誤。在本篇論文中，二階段迴歸的追蹤資料模型將合理解決此內生性問題，得到不偏且一致的估計結果。



## 參考文獻

- Alfaro, L., A. Chanda, S. Kalemli-Ozcan and S. Sayek (2004). "FDI and economic growth: the role of local financial markets." Journal of International Economics **64**(1): 89-112.
- Anderson, T. W. and C. Hsiao (1981). "Estimation of dynamic models with error components." Journal of the American Statistical Association **76**(375): 598-606.
- Balasubramanyam, V., M. Salisu and D. Sapsford (1999). "Foreign direct investment as an engine of growth." Journal of International Trade & Economic Development **8**(1): 27-40.
- Baptista, R. and P. Swann (1998). "Do firms in clusters innovate more?" Research policy **27**(5): 525-540.
- Barro, R. J. (1999). "Notes on growth accounting." Journal of Economic Growth **4**(2): 119-137.
- Barro, R. J. and X. Sala-i-Martin (1995). Economic Growth, McGraw-Hill, New York.
- Blomström, M. and A. Kokko (1998). "Multinational corporations and spillovers." Journal of Economic Surveys **12**(3): 247-277.
- Borensztein, E., J. De Gregorio and J.-W. Lee (1998). "How does foreign direct investment affect economic growth? ." Journal of International Economics **45**(1): 115-135.
- de Mello, L. R. (1999). "Foreign direct investment-led growth: evidence from time series and panel data." Oxford Economic Papers **51**(1): 133-151.
- Ford, T. C., J. C. Rork and B. T. Elmslie (2008). "Foreign Direct Investment, Economic Growth, and the Human Capital Threshold: Evidence from US States." Review of International Economics **16**(1): 96-113.
- Gwenhamo, F. (2009). "Foreign Direct Investment in Zimbabwe: The Role of Institutional Factors." ERSA Working Papers.
- Hausman, J. A. (1978). "Specification tests in econometrics." Econometrica 1251-1271.
- Hermes, N. and R. Lensink (2003). "Foreign direct investment, financial development and economic growth." Journal of Development Studies **40**(1): 142-163.
- Javorcik, B. S. (2004). "Does foreign direct investment increase the productivity of domestic firms? In search of spillovers through backward linkages." American Economic Review **94**(3): 605-627.
- Mohnen, P. (2001). International R&D Spillovers and economic growth, Oxford University Press.
- Ngugi, R. and O. Nyang'oro (2005). Institutional Factors and Foreign Direct Investment Flows: Implications for Kenya, Kenya Institute for Public Policy Research and Analysis.
- Omran, M. and A. Bolbol (2003). "Foreign Direct Investment, Financial Development, and Economic Growth: Evidence from the Arab Countries." Review of Middle East Economics and Finance **1**(3): 231-249.
- Urata, S. and H. Kawai (2000). Intrafirm Technology Transfer by Japanese Manufacturing Firms in Asia. The role of foreign direct investment in East Asian economic development, University of Chicago Press: 49-77.
- Wang, M. and M. C. S. Wong (2009). "Foreign Direct Investment and Economic Growth: The Growth Accounting Perspective." Economic Inquiry **47**(4): 701-710.
- Wen, M. (2007). Foreign Direct Investment, Regional Market Conditions and Regional

Development - A Panel Study on China. Economics of Transition. **15**: 125-151.

Xu, B. (2000). "Multinational enterprises, technology diffusion, and host country productivity growth." Journal of Development Economics **62**(2): 477-493.



## 數據來源附錄

| 變數          | 網址                                                                                                                                                                                                                                                                                                          | 路徑                                                                                  |
|-------------|-------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------------|-------------------------------------------------------------------------------------|
| 外商直接投資      | <a href="http://www.moeaic.gov.tw/system_external/ctrl?PRO=PublicationLoad&amp;id=87">http://www.moeaic.gov.tw/system_external/ctrl?PRO=PublicationLoad&amp;id=87</a>                                                                                                                                       | 經濟部投資審議委員會首頁 > 出版品資訊 > 業務統計 > 統計月報 > 文件下載中的 [核准華僑及外國人投資分業統計表]                       |
| 國內生產毛額      | <a href="http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=NA0102A2A&amp;ti=國內生產及要素所得-年&amp;path=../PXfile/NationalIncome/&amp;lang=9&amp;strList=L">http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=NA0102A2A&amp;ti=國內生產及要素所得-年&amp;path=../PXfile/NationalIncome/&amp;lang=9&amp;strList=L</a>     | 中華民國統計資訊網 > 總體統計資料庫 > 國內生產及要素所得 > 年 > 當期價格 > 國內生產毛額                                 |
| 國內生產毛額平減指數  | <a href="http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=NA0103A1A&amp;ti=國內各業生產及平減指數-年&amp;path=../PXfile/NationalIncome/&amp;lang=9&amp;strList=L">http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/varval.asp?ma=NA0103A1A&amp;ti=國內各業生產及平減指數-年&amp;path=../PXfile/NationalIncome/&amp;lang=9&amp;strList=L</a> | 中華民國統計資訊網 > 總體統計資料庫 > 國內生產及要素所得 > 年 > 平減指數 > 國內生產毛額                                 |
| 受雇員工人數      | <a href="http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/earning/ht456.asp">http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc5/earning/ht456.asp</a>                                                                                                                                                                                   | 主計處首頁 > 政府統計 > 主計處統計專區 > 薪資及生產力統計 > 查詢系統                                            |
| 國內實物資本      | AREMOS 經濟統計資料庫                                                                                                                                                                                                                                                                                              | AREMOS 國內資料庫 > 「多因素生產力」(MFP.bnk) > 實質固定資本存量 (不含土地) 淨額                               |
| 人力資本 (教育程度) | <a href="http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc4/manpower/year/year_f.asp?table=44">http://win.dgbas.gov.tw/dgbas04/bc4/manpower/year/year_f.asp?table=44</a>                                                                                                                                                   | 主計處首頁 > 政府統計 > 主計處統計專區 > 就業、失業統計 > 查詢系統 > 人力資源統計年報資料查詢 > 表 44 「臺灣地區就業者之行業按教育程度與年齡分」 |