

東海大學經濟學系研究所

碩士論文

臺灣工業及服務業人力資本存量之估計

The Estimation of Human Capital Stock for Industrial Sectors in Taiwan

指導教授：王宜甲 博士

研究生：朱佩璇

中華民國 一百零一年 六月

## 謝誌辭

兩年的日子即將進入尾聲，衷心的感謝指導教授王宜甲老師，老師總是不厭其煩的一在鞭策與鼓勵，讓個性粗心的我在老師嚴格的要求下，能夠順利的完成論文。也特別感謝兩位口試委員靜宜大學鄧嘉宏教授以及逢甲大學陳麗如教授，於百忙之中給予論文寫作過程的寶貴意見。

回想兩年前剛進研究所，承蒙系上陳文典教授、羅台雄、劉仲成、廖培賢、廖恩愛、林佳慧以及賀惠玲教授的苦心教導，為論文紮下堅實的基礎，在此對於您們的付出，表達最誠摯的謝意。更要感謝在同師們的弘毅與雨真，在寫作上遇到挫折時互相鼓勵與幫助，我想未來我會懷念與惠文、嘉樺、詠丞、裕文、馨芸、亞璇以及涵汝為了期中期末考及大小報告在研究室努力的日子，一起吃喝玩樂的日子。也非常感謝系上的佩雯助理、雅嵐及曉惠助教在我們碩士生活上的付出與協助。

最後，要感謝我的父母及弟弟，及身邊許多好朋友的鼓勵並提供我寶貴的意見，還有美茹姐與雅鈴你們的體諒與協助讓我可以兼顧打工與課業。

# 臺灣工業及服務業人力資本存量之估計

## 摘要

本篇論文的主要目的在於建構跨部門的人力資本指標，試圖找出一個可以代表臺灣產業人力資本存量的變數。以臺灣四大工業部門及四大服務業部門的年資料為樣本，估計出最能代表這八大部門的人力資本存量，並以其對經濟成長的貢獻，作為檢驗跨部門人力資本估計存量的合理性，樣本期間為 1993 年至 2007 年。由於勞工的人力資本絕大部分可以反映在薪資的報酬上，故我們以各部門的平均月薪資所得為起點，建立非對數的工資迴歸模型 (Mincer (1974))，並使用三種薪資 — 每月平均總薪資、每月平均經常性薪資與每月平均非經常性薪資 — 作為被解釋變數。除了以各部門的平均勞工教育水準作為衡量薪資差異的解釋變數之外，我們認為勞動工時也是一個重要且可反映薪資高低的因素。而為了檢驗工資迴歸模型所建立的跨部門薪資配適值是否為恰當的人力資本指標，我們必須進一步假設人力資本為成長會計方程式中的一項要素投入。實證結果發現，以每月平均總薪資或經常性薪資的配適值作為跨部門的人力資本指標，使之進入成長會計方程式的解釋變數，會讓實物資本要素投入的迴歸係數不顯著，這樣的結果並不符合我們在經濟理論上的預期。但若以每月平均非經常性薪資的配適值是作為跨部門人力資本存量，就不會發生上述的情況，故我們認為，每月平均非經常性薪資的配適值是做為跨部門人力資本存量最適當的指標。最後，我們以此人力資本指標，與各部門的勞動生產力做一連結，發現人力資本指標與勞動生產力有很強的相關性，人力資本存量的高低與勞動生產力成長率呈現正相關，但是人力資本存量的成長率與勞動生產力成長率反而呈現負相關，這也再次確認了本文所建構的人力資本指標是極具合理性的。

關鍵詞：人力資本、固定效果、隨機效果、臺灣

JEL codes：C2；E24；O47

# The Estimation of Human Capital Stock for Industrial Sectors in Taiwan

## Abstract

The purpose of this paper is to construct the most representative indicators of human capital stock for eight major industrial and service sectors in Taiwan. Our panel dataset covers the period from 1993 to 2007 for these sectors. We start by estimating Mincer (1974) wage regressions using three dependent variables: average monthly wage, average regular monthly wage, and average irregular monthly wage. For each of the dependent variable, the set of explanatory variables includes educational attainment and monthly working hours in each sector. Then with the fitted value of the three Mincer regressions, we can test whether or not they can best represent the stock of sector-level human capital by running growth-accounting regressions. This paper concludes that the fitted value of average irregular monthly wage from Mincer regressions is the best representative stock of sector-level human capital. We generate the series of sector-level human capital stock at the end of this paper for further related research.

Keywords: Human capital; Fixed effect; Random effect; Taiwan

JEL codes: C2; E24; O47

## 目錄

第一章	緒論.....	1
第二章	文獻回顧.....	3
2.1	人力資本概念的興起.....	3
2.2	衡量人力資本的方法.....	4
第三章	計量模型.....	6
3.1	固定效果模型.....	7
3.2	隨機效果模型.....	7
第四章	變數說明及數據描述.....	9
4.1	迴歸變數說明.....	9
4.2	數據描述.....	12
第五章	迴歸結果.....	19
5.1	迴歸模型.....	19
5.2	實證結果.....	20
5.2.1	以部門總薪資估計人力資本水準.....	20
5.2.2	以部門經常性薪資估計人力資本水準.....	23
5.2.3	以部門非經常性薪資估計人力資本水準.....	25
5.2.4	薪資迴歸方程式總結.....	27
5.3	實證結果進一步分析.....	30
第六章	結論.....	34
參考文獻.....		37
附錄一	數據來源.....	38
附錄二	人力本存量指標.....	39
附錄三	人力本存量指標成長率.....	40

## 圖目錄

圖 1：各部門每月平均總薪資、經常性薪資以及非經常性薪資之 1993 年值至 2007 年值之增量 .....	14
圖 2：各部門勞工受高中、大學教育程度比例 1993 年與 2007 年年值之增量.....	15
圖 3：1993 年與 2007 年各部門平均教育年數.....	15
圖 4：1993 年與 2007 年各部門每月平均勞動工時.....	17
圖 5：1993 年與 2007 年各部門勞動人口數.....	17
圖 6：各部門勞動生產力與人力資本存量在 1993-2007 年之 CAGR .....	31
圖 7：1993 年各部門人力資本與勞動生產力之 CAGR .....	33
圖 8：2007 年各部門人力資本與勞動生產力之 CAGR .....	33

## 表目錄

表 1：各部門代號說明.....	9
表 2：1993 年與 2007 年各部門實質產出佔臺灣實質產出之比重.....	10
表 3：實證模型變數說明.....	11
表 4：本篇論文所使用變數之敘述統計值.....	12
表 5：薪資變數之敘述統計值.....	13
表 6：人力資本（教育）變數之敘述統計值.....	13
表 7：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均總薪資 (WAGE).....	21
表 8：成長會計迴歸方程式估計結果.....	22
表 9：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均經常性薪資 (WAGE_REG).....	24
表 10：成長會計迴歸方程式估計結果.....	25
表 11：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均非經常性薪資 (WAGE_IRREG) .....	26
表 12：成長會計迴歸方程式估計結果.....	27
表 13：在薪資迴歸中教育程度對薪資的影響.....	28
表 14：在薪資迴歸中勞動工時對薪資的影響.....	28
表 15：成長會計迴歸方程式 Model (1) 之估計果.....	29
表 16：各部門 1993–2007 年勞動生產力之 CAGR.....	30
表 17：各部門 1993–2007 人力資本存量之 CAGR.....	30
表 18：各部門 1993 年人力資本存量指標.....	31
表 19：各部門 2007 年人力資本存量指標.....	31

## 第一章 緒論

人力資本 (human capital) 在經濟成長的重要性，在 1960 年代之後開始受到學者的重視，例如 Schultz (1961) 與 Becker (1962)，他們認為勞工所具有的知識與技術能力可以視為一種資本，是經濟成長的因素之一。隨後，Mincer (1974) 開始在勞動經濟學的理论中，對人力資本的形成建構更完整的個體理論基礎。近年來，人力資本的內生化，更成為了內生經濟成長理論的重要基石。傳統經濟學著重於實物資本 (Physical Capital) 與勞動要素投入對總產出的貢獻，但是到了 1980 年代內生成長理論興起，以 Romer (1986) 及 Lucas (1988) 為首之重要文獻均強調人力資本的要素投入，在生產上的重要性可能高於實物資本，而人力資本的累積，往往具有遞增規模報酬的特性及外溢效果 (spillover effect)，其對經濟成長的提升有重要幫助，可說是經濟成長的引擎。許多實證研究支持這樣的論點，如：Barro (1991)、Benhabib and Spiegel (1994)、Tallman and Wang (1994) 和 Carlino (1995) 皆得到人力資本存量與經濟成長有著正向關係的發現。

臺灣是個地狹人稠的海島，不像其他物資豐沛的歐美國家，但是我們卻能在國際的競爭下，擠身亞洲四小龍之列，並創造了舉世聞名的經濟奇蹟。許多國內外的學者認為這都要歸功於一項關鍵性的要素投入——人力資本。有鑑於人力資本對經濟成長的重要性，人力資本是否能正確且合理的被估計，便成為影響實證結果的重要關鍵。因此，本篇論文的主要目的在於建構跨部門的人力資本指標，試圖找出一個可以代表臺灣產業人力資本存量的變數。我們以四大工業部門及四大服務業部門的年資料為樣本，估計出最能代表這八大部門的人力資本水準，並以其對經濟成長的貢獻作為檢驗跨部門人力資本估計水準的合理性。

由於人力資本存量的衡量並不如實物資本來的容易，且人力資本的概念亦較為抽象，因此在文獻上衡量人力資本的方法大多採用以正式教育年數、非正式教育年數、在職訓練、邊做邊學 (learning by doing) 的效果以及醫療與健康程度等，Romer (1989) 甚至利用整體人口的識字率及訂閱報紙與收聽廣播的比率來衡量各個國家的人力資本水準。

在衡量正式教育方面，入學率與教育年數是較常見的衡量方法。如 Maddison (1987)、Pencavel (1991)、Tallman and Wang (1994) 將初等教育、中等教育以及高等教育年數依比例使用不同權數來衡量人力資本的水準，而 Tallman and Wang (1994) 認為若勞工之間的人力資本

差異可以透過教育彌補，則勞動之間的替代性越高，非初等教育的權重應該要較高。另一方面，Barro (2001) 使用自然學科分數、數學學科分數、閱讀學科分數、全部學科的分數以及男性上學率做為解釋變數來解釋經濟成長，他發現若用女性的上學率來衡量人力資本，對產出的貢獻並沒有顯著的解釋能力，且係數為負。

以上衡量人力資本的方法大多以可觀測的教育程度來衡量，但是卻無法反映勞動的異質性，就算受過同等教育或是上學年數相同的勞工，其在生產上的貢獻也會有所不同，故莊奕琦與李鈞元 (2003) 認為在勞動同質勞工異質的情況下，勞動所得即可反應人力資本的生產力與報酬。故使用勞動經濟學中，Mincer (1974) 的薪資迴歸方程式來衡量人力資本。莊奕琦與李鈞元 (2003) 以薪資做為被解釋變數，並用會影響薪資的外在具體特徵做為解釋變數，這些外在特徵則包括：教育程度、畢業科系、員工人數、行業別、職業別、工作縣市、婚姻狀況、性別、現職前年資以及現職年資。

在臺灣，工業與服務業兩大產業的產值共佔了臺灣總產值的 80% 以上，故我們以這兩個產業的八個子部門做為本篇論文的研究對象。而這八個子部門分別為 (1) 礦業及土石採取業、(2) 製造業、(3) 水電燃氣業、(4) 營造業、(5) 批發零售及住宿餐飲業、(6) 運輸倉儲及資訊傳播業、(7) 金融保險及不動產業、以及 (8) 綜合服務業。由於本篇論文的主要樣本包括了這八個臺灣的代表性產業部門的時間序列資料，因此我們使用追蹤資料模型，依迴歸中對截距項的假設不同分為「固定效果 (fixed effect) 模型」和「隨機效果 (random effect) 模型」。

本篇論文延續莊奕琦與李鈞元 (2003) 的想法，認為每個勞工所擁有的人力資本性質皆相同，彼此之間可以完全替代對方所貢獻的勞動力，但是每個勞工所擁有的人力資本存量卻不同，而這樣的差異會完全的反映在勞動報酬上面，因此人力資本的差異並無法確切地單由教育程度來代表，而是反映在亦為同質的薪資差異上。故我們以各部門的平均月薪資所得為起點，建立非對數的工資迴歸模型 (Mincer (1974))，除了以各部門的平均勞工教育水準作為衡量薪資差異的解釋變數之外，我們認為勞動工時也是一個重要且可反映薪資高低的因素。

本文隨後將依序介紹的章節內容如下。第二章簡單的介紹人力資本對一國之重要性，以及衡量人力資本在實證研究上相關的文獻；第三章介紹本文所使用的計量方法；第四章將對本文所使用數據來源及變數定義、特性加以說明；第五章則呈現實證的結果並加以分析；第六章總結本文的研究結果。

## 第二章 文獻回顧

### 2.1 人力資本概念的興起

在二次戰後，人力資本的概念首先被 Schultz (1961) 提出，並由 Becker (1962) 加以闡述。Schultz (1961) 認為當時無法用實物資本及勞動人口來解釋的國民所得增加，其發現從事農業的勞工收入，比從事工業的勞工收入低；年齡大小不同的勞工收入也不同，甚至國內各城市的勞工收入也有所差異，這似乎違反古典經濟學成長理論中，勞動同質的觀點，因此認為勞動顯然是異質性的。Schultz (1961) 認為人力資本應該包括質與量兩個方面，量指的是勞工人數、勞動工時，而質指的是技術、知識、教育程度等。Becker (1962) 對投資人力資本的支出與收入等問題展開分析，花在教育、訓練、醫療保健等費用，都可視為是對人力資本的投資，而知識、技術、身心健康等，亦是造成人力資本差異的一部份。

這兩位學者認為，透過對勞工的投資，可以提高其生產力，藉由知識與技能的傳遞使工作更有效率，而使得勞工的收入有所差異，故比起教育程度較低的人，受過較高教育者，在勞力市場上更有價值。日後更有許多理論與實證研究證明人力資本在經濟成長中扮演著重要角色，使得人力資本在相關領域中日漸受到重視。

由 Romer (1986) 及 Lucas (1988) 在 1980 年代提出的內生成長理論，就人力資本是如何影響一國的經濟成長這個議題，建構了一個完整的理論基礎。Romer (1986) 以內生化的處理方式，將技術進步因子納入模型內，並認為技術進步可經由知識的累積來完成。Lucas (1988) 將人力資本視為與實物資本同等重要的生產要素，即強調人力資本是內生成長的動力核心。

Lucas (1988) 認為在開放貿易國家中，由於各國環境造成比較優勢不同，對特定產品的生產，在人力資本累積上有知識外溢的效果，故造成每個國家人力資本的成長率也會有所差異。另外，若勞動力是流動的，其為人力資本所帶來的外部利益，可使一個貧窮的國家變得富有。人力資本的提升，可以彌補本身天然資源不富裕國家的劣勢，使其經濟快速的發展。而許多實證研究支持這樣的論點，如：Tallman and Wang (1994) 以 Lucas (1988) 與 Romer (1989) 的內生成長理論為基礎，在實證上檢驗臺灣 1965-1989 年間經濟的快速成長的原因，而人力資本是否扮演了重要的角色。Tallman and Wang (1994) 發現臺灣人力資本之份額皆在 0.5 至 0.65 之間，與實物資本存量有很高的替代性，且具有固定規模報酬特性的人力資本累積與經濟成長有相輔

相成的效果。

另外，Barro (1991) 與 Benhabib and Spiegel (1994) 在跨國的實證研究中，皆得到人力資本存量與經濟成長有著正向關係的發現。Carlino (1995) 利用了美國各州的橫斷面資料做實證，他認為教育會產生外溢效果，勞工在工作上的互動關係，讓知識得以互相交流，進而促進經濟成長。

## 2.2 衡量人力資本的方法

由於人力資本具有累積增加的存量概念，在理論上並沒有具體的衡量方法，不像實物資本可以被準確的計算，故實證上，代替人力資本的變數包括正式教育年數、受正式教育比例、識字率、在職訓練、邊做邊學的效果以及醫療與健康程度等。

與教育相關的變數，是實證上最常見用來代表人力資本存量的數據。而在教育年數方面，Lau et al. (1990) 利用勞動人口之平均就學年數做為衡量人力資本存量，Barro and Lee (1993) 使用一個國家二十五歲以上人口的平均就學年數來衡量人力資本存量。則 Maddison (1987)、Pencavel (1991) 認為若受一年初等教育的勞工產出是一單位，那麼受中等教育與高等教育的勞工的產出則分別為 1.4 與 2 單位，也就是說，同樣受一年初等、中等以及高等教育的勞工，其生產力會有所差異。故對初等、中等以及高等教育年數提出一個權重比。

Tallman and Wang (1994) 以教育年數來代表人力資本存量，並使用臺灣六歲以上人口的教育年數數據，建立了兩種人力資本指標。第一種人力資本指標，為依照 Maddison (1987)、Pencavel (1991) 對初等、中等以及高等教育年數，所提出的權重比 (1、1.4、2) 計算而得到。但 Tallman and Wang (1994) 認為，勞工之間的人力資本差異可以透過教育彌補，則勞動之間的替代性越高，權重也應該加大。故其建立了第二種人力資本指標，對初等、中等以及高等教育年數，提出了另一種權重，為 (1、2、4)。

Romer (1989) 認為一國的識字率是知識傳播的最基本條件，一旦識字率越高，知識與技術傳播則越快速。故利用一國十五歲以上人口的識字率及訂閱報紙與收聽廣播的比率來衡量人力資本。Sachs and Warner (1997) 以該國人口識字率、平均壽命以及中等教育水準來衡量該國的人力資本存量，並發現一國人口的平均壽命為六十五年時，會讓經濟成長率達到最大。

Barro (2001) 以男性的上學率代表人力資本，其對經濟成長率的影響為顯著的正相關。其也採用女性的上學率來代表人力資本，但是沒有顯著的解釋力，且係數為負。因為許多國家的文化習俗，會阻礙女性受教育機會，故女性較容易受到歧視。但若在生育率固定的情況下，女性的上學率對經濟成長率也會有正向但不顯著的影響，而生育率不是固定的時候，女性的上學率對經濟成長將有正向且顯著的影響，這是因為較低的生育率則會刺激女性的上學率。

Barro (2001) 也嘗試用自然學科分數、數學學科分數、閱讀學科分數、全部學科的分數以及男性上學率做為解釋變數來解釋經濟成長。其發現用自然學科分數做為解釋變數，會與用男性上學率做為解釋變數的結果相同，故其認為用自然學科的分數最可以代表人力資本的質量。

莊奕琦與李鈞元 (2003) 認為以教育年數來代表人力資本存量的指標，沒有客觀且準確理論依據來的訂定權數標準。而以入學率或是識字率來做為一個經濟體的人力資本存量，缺點在於當經濟發展到一定的程度之後，這些比率就不會再上升，顯然無法反映經濟體系日益增加的知識，這與人力資本存量的概念背道而馳。

莊奕琦與李鈞元 (2003) 假設在一個完全競爭的勞動市場中，每個勞工所擁有的人力資本存量不同，而這樣的差異大部分會反映在勞動報酬上面，因此人力資本的差異並無法確切地單由教育程度來代表，而是反映在亦為同質的薪資差異上，他們認為以薪資報酬做為人力資本指標較為適當。故莊奕琦與李鈞元 (2003) 使用勞動經濟學中，Mincer (1974) 的薪資迴歸方程式來衡量人力資本。以薪資為被解釋變數，並用會影響薪資的外在具體特徵做為解釋變數，這些外在特徵則包括：教育程度、畢業科系、員工人數、行業別、職業別、工作縣市、婚姻狀況、性別、現職前年資、現職年資。

不同於以往的文獻，只以單一的教育程度來做為人力本存量，本篇論文延用莊奕琦與李鈞元 (2003) 的想法，在勞動同質勞工異質的概念下，即勞工擁有的人力資本具有同質性，對生產所貢獻的技能是相同的，但勞工擁有的人力資本數量卻不同。以 Mincer (1974) 迴歸式，來估計人力資本存量。在文獻上衡量人力資本的對象大多為國家人口、勞動抽樣人口，很少看到以單一國家跨部門產業的勞動人口做為樣本。單以勞動抽樣人口為估計的對象，則未考慮各產業部門間的特性存在。因為考慮一個經濟體不同產業特性，本文使用臺灣八大產業部門之總體經濟的變數，來進行分析，試圖找到一個可以代表臺灣人力資本存量的方法指標。

### 第三章 計量模型

依據研究資料的不同，分析方法可分為時間序列分析 (time series analysis) 與橫斷面分析 (cross-section analysis)。在使用橫斷面資料來分析時，因為各個觀察部門存在相異特性，可能產生異質變異性 (heteroskedasticity) 現象，導致模型估計不具效率性 (efficiency)，若使用時間序列資料分析時，由於只考慮相關變數的時間序列資料，則會發生序列相關 (serial correlation) 之問題，造成模型估計亦非最佳。為克服橫斷面資料無法分析時間變動的問題和時間序列資料無法比較各個部門不同的問題，本研究採用同時兼具時間序列及橫斷面分析特性的追蹤資料 (panel) 模型。

使用追蹤資料可以避免下列問題發生。第一、最小平方法 (ordinary least squares) 假設所有部門的樣本皆有同樣的截距項，會產生偏誤，若採用追蹤資料分析，我們可以利用虛擬變數捕捉部門間與時間性的固定效果，避免這樣的偏誤發生。第二、在時間序列分析時，常會因為樣本期間太短而發生共線性 (multi-collinearity) 問題，追蹤資料分析的資訊完整能大幅提高自由度，使估計更具有效性，故能降低在時間序列經常發生的共線性問題。第三、因為在追蹤資料分析中，藉由對截距項做的不同假設，可以消除隨時間固定的不可觀測變數，與隨部門固定的不可觀測變數所引起的遺漏重要自變數偏誤。

追蹤資料的基本模型如下：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ijt} + \alpha_i + \lambda_t + \mu_{it} \quad (1)$$

其中，下標  $i$  表示第  $i$  個部門， $i = 1, 2, \dots, n$ 。 $t$  表示第  $t$  年， $t = 1, 2, \dots, T$ ，故樣本數為  $N = n \times T$ 。 $\alpha_i$  為隨部門改變但不隨時間改變的跨部門固定效果 (cross-section fixed effects)，截距項，可表現出無法觀測到的個體差異、部門異質效果， $\lambda_t$  為隨時間改變但不隨部門改變的時間固定效果 (time-specific fixed effects)， $\beta_j$  表示第  $j$  個解釋變變數的迴歸係數， $\mu_{it}$  為純誤差項 (pure white noise)。

追蹤資料的模型依照截距項的假設不同分為「固定效果模型」和「隨機效果模型」。

### 3.1 固定效果模型

固定效果模型，假設各部門之間是有差異性的，將個別部門的差異性包含在截距項中，也就是說  $E(\alpha_i | x_{ijt}) \neq 0$ ，又可稱為最小平方虛擬變數模型 (least square dummy variable model)，可分成兩種，若僅考慮部門差異的為一元固定效果模型 (one way fixed effects model)，如下：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ijt} + \sum_{i=1}^n \alpha_i D_i + \mu_{it} \quad (2)$$

也可以表示成

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ijt} + \alpha_i + \mu_{it} \quad (3)$$

其中

$\alpha_i$ ：表第  $i$  個部門之截距項係數，即第  $i$  個部門的個別效果

$D_i$ ：為虛擬變數，當  $i = 2$  時， $D_2 = 1$ ；否則為 0。

固定效果模型的使用時機通常在於迴歸模型的被解釋變數具有顯著的區間固定特性 ( $\alpha_i$ )，例如產業部門本身的特性。

### 3.2 隨機效果模型

隨機效果模型又稱誤差成分模型 (error component model)，此模型的差異不是來自各個部門，而是來自個體之間的差異隨時間變動，個體間的差異將會隨著不同的個體呈現出隨機分布的型態，而此隨機性來自樣本隨機抽樣的方式，也就是說  $E(\alpha_i | x_{ijt}) = 0$ 。其模型如下：

$$Y_{it} = \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ijt} + \alpha_i + \lambda_t + \mu_{it} = \bar{\alpha} + v_{it} + \sum_{j=1}^k \beta_j x_{ijt} + \lambda_t + \mu_{it} \quad (4)$$

隨機效果模型中假設  $\alpha_i$  為隨機參數， $\alpha_i = \bar{\alpha} + v_{it}$ ， $\bar{\alpha}$  為截距項之平均值， $v_{it}$  為截距項之誤差項。

隨機效果模型的使用時機通常在於迴歸模型的被解釋變數具有顯著的區間異質性，例如在莊奕琦與賴偉文 (2011) 在引述 Mincer (1974) 的工資迴歸方程式時就認為個人能力的異質性會造成不同的薪資水準差異。

### 4.3 Hausman 檢定

為 Hausman (1978) 所提出之檢定，用來檢測資料型態，確認解釋變數與截距之誤差項是否具有相關性，若兩者具有相關性，使用固定效果所估計出的結果才會是不偏且一致，反之，則使用隨機效果模型。虛無假設為  $H_0 : E(\alpha_i | x_{ijt}) = 0$  表示差異性是隨機分佈的，不是隨部門

而改變的。其檢定統計量為：

$$H = (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})' [\text{Var}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})]^{-1} (\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}) \sim \chi^2(k-1) \quad (5)$$

此檢定統計量服從卡方分配，自由度為解釋變數的個數  $k$  不含常數項，故為  $k-1$ 。在第 (5) 式中， $\text{Var}(\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE})$  為一共變異矩陣， $\hat{\beta}_{FE}$  為使用固定效果所估計的迴歸係數向量， $\hat{\beta}_{RE}$  為採用隨機效果所估計出的迴歸係數向量。若這兩者之間的差異， $\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$  很大的時候，則檢定統計量  $H$  將更有機會落入拒絕域，此時虛無假設被拒絕後，我們應採用固定效果模型。反之，若  $\hat{\beta}_{FE} - \hat{\beta}_{RE}$  沒有很大的差異時，則跨部門的固定效果並不顯著，此時採用隨機效果模型比固定效果模型更有效率。

在接下來的章節將介紹本文所使用之數據資料及變數特性，並針對本文迴歸變數代號加以定義。

## 第四章 變數說明及數據描述

### 4.1 迴歸變數說明

不同產業的薪資結構之差異，是本篇論文選擇八個臺灣的代表性產業部門做為人力資本差異性比較的主要因素。依據主計處的產業結構報表統計，1993年至2007年服務業產值為歷年佔實質GDP比重最高的產業，比重高達50%以上，其次為工業，比重佔實質GDP的30%以上，這兩大產業的產值共佔了臺灣總產值的80%以上，故我們以這兩個產業為主要的研究樣本。這兩大產業的子部門如表1所列。另外，將1993年與2007年各部門實質GDP佔臺灣實質GDP之比重列於表2。

表1：各部門代號說明

代號	部門分類
工業：包含S1至S4之子部門	
Goods-producing industries, including subsectors S1 to S2	
S1	礦業及土石採取業 Mining and Quarrying
S2	製造業 Manufacturing
S3	水電燃氣業，包含「電力及燃氣供應業」、「用水供應及污染整治業」 Electricity and Gas Supply, Water Supply and Remediation Services
S4	營造業 Construction
服務業：包含S5至S8之子部門	
Services-producing industries, including subsectors S5 to S8	
S5	批發零售及住宿餐飲業，包含批發零售業、住宿餐飲業 Wholesale, Retail Trade, Accommodation, Food Services
S6	運輸倉儲及資訊傳播業，包含運輸倉儲業、資訊傳播業 Transportation and Storage, Information and Communication
S7	金融保險及不動產業，包含金融保險、不動產業 Finance and Insurance, Real Estate
S8	綜合服務業，包含專業、科學及技術服務業、支援服務業、教育服務業、醫療保健及社會工作服務業、藝術、娛樂及休閒服務業、其他服務業 Professional, Scientific and Technical Services, Support Services, Education, Human Health and Social Work Services, Arts, Entertainment and Recreation, Other Services

工業所包含的子部門有：礦業及土石採取業 (S1)、製造業 (S2)、水電燃氣業 (S3) 以及營造業 (S4)，而其中佔工業產值比重最重的為製造業 (S2)，其次為營造業 (S4)。服務業包含的子部門有批發零售及住宿餐飲業 (S5)、運輸倉儲及資訊傳播業 (S6)、金融保險及不動產業 (S7) 以及綜合服務業 (S8)。其中占服務業產值比重最重的為批發零售及住宿餐飲業 (S5)，其次為金融保險及不動產業 (S7)，詳見表 2。

表 2：1993 年與 2007 年各部門實質產出佔臺灣實質產出之比重

年度	S1：礦業及土石採取業	S2：製造業	S3：水電燃氣業	S4：營造業
1993	1.97%	23.30%	1.82%	5.38%
2007	0.38%	28.25%	1.90%	2.68%

年度	S5：批發零售及 住宿餐飲業	S6：運輸倉儲及 資訊傳播業	S7：金融保險及 不動產業	S8：綜合服務業
1993	18.84%	5.34%	16.63%	13.09%
2007	20.35%	6.69%	16.26%	14.82%

由於在我們的樣本期間內，產業類別之分類受到三次法令的修改，導致農林漁牧業及公共行政業的樣本資料不夠詳盡，這也是本篇論文沒有採用這兩個產業之樣本為研究對象的主要原因。

將本篇論文所使用的變數詳列於表 3。表 3 中的實質 GDP 為臺灣地區每年最終消費財貨勞務的市場總額，用來衡量景氣好壞的指標；每月平均總薪資為樣本期間每年的月平均總薪資收入，可以分成每月平均「經常性」薪資與每月平均「非經常性」薪資兩個部分。每月平均經常性薪資為總薪資中的固定基本薪資收入，如每月底薪。每月平均非經常性薪資為總薪資中的非基本薪資的薪資收入，包括：加班費、紅利獎金。勞動工時為每月平均的勞動時數，勞動人口為每年各產業中的勞動力。

本篇論文使用了勞工人口受高中教育的比例、勞工人口受大學教育的比例、勞工平均受教育年數以及勞工加權的受教育年數來做為捕捉教育程度 (educational attainment) 的變數。加權的教育年數我們使用 Pencavel (1991) 及 Tallman and Wang (1994) 對初等、中等、高等教育所提出的權重比例加以計算而得到。

表 3：實證模型變數說明

變數代號	迴歸變數說明	單位
GDP	實質國內生產毛額 (基期：2006 年)	新台幣百萬元
WAGE	每月平均總薪資	新台幣元
WAGE_REG	每月平均經常性薪資	新台幣元
WAGE_IRREG	每月平均非經常性薪資	新台幣元
HS	受過高中職教育程度的勞動人口占該產業勞動人口的比例	百分比
UNI	受過大學教育程度勞動人口占該產業勞動人口的比例	百分比
EDU	平均受教育年數	年
EDU_PEN	Pencavel (1991) 加權受教育年數	年
EDU_TW	Tallman and Wang (1994) 加權受教育年數	年
HOUR	各產業每月平均勞動工時	小時
E	各產業勞動人口	千人
K	實物資本 (Physical Capital) 固定存量 (基期：2006 年)	新台幣百萬元

資料來源：GDP、HOUR、E 皆來自行政院主計處《中華民國統計資訊網》，K、WAGE、WAGE\_REG 以及 WAGE\_IRREG 皆來自行政院主計處〈薪資及生產力〉統計專區。

註一：平均受教育年數、Pencavel (1991) 加權受教育年數以及 Tallman and Wang (1994) 加權受教育年數，在計算時均假設受高等教育的年數為大學四年。而 Pencavel (1991) 與 Tallman and Wang (1994) 加權受教育年數，初等、中等、高等的權值分別為 (1、1.4、2) 及 (1、2、4)

## 4.2 數據描述

由於本篇論文使用變數的起始年份為 1993 年，末尾年份為 2007 年，故我們將各部門變數 1993 及 2007 的值列於表 4 至表 6。但並未列出 Pencavel (1991) 及 Tallman and Wang (1994) 的加權教育年數，因加權後的教育年數僅是未加權的教育年數的放大值，故只列出未經加權的教育年數。其中製造業 (S2) 的實質 GDP、實物資本以及勞動工時變數值皆為八個部門中最高，表示此部門投入最多的勞動人口、實物資本、勞動工時，進而創造出較高的產值。與表 2 對照，我們發現製造業 (S2) 自 1993 年至 2007 年間其產值占實質 GDP 比例成長幅度最大，推估是因為由於近年來臺灣為全球電子及 3C 產品代工的主要生產國家，造成製造業 (S2) 發展興盛。

表 4：本篇論文所使用變數之敘述統計值

部門代號	GDP		K		E		HOUR	
	單位：新台幣百萬元		單位：新台幣百萬元		單位：千人		單位：時	
	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值
S1	125,395	47,487	21,810	31,174	19	6	193	184
S2	1,481,670	3,557,193	1,972,150	5,121,120	2,483	2,842	202	187
S3	115,801	239,754	854,454	1,564,272	36	28	190	178
S4	342,132	337,509	75,369	143,894	879	846	191	177
S5	1,198,112	2,562,420	538,160	788,751	1,806	2,463	195	174
S6	339,826	842,888	786,112	1,813,647	463	621	191	176
S7	1,057,489	2,047,154	225,416	614,341	277	478	189	169
S8	832,024	1,866,584	553,783	1,153,895	1,464	2,068	199	185

註一：由於數據限制，水電燃氣業 (S3) 在 2007 年之勞動人口，僅包含「電力及燃氣供應業」。

註二：批發零售及住宿餐飲業 (S5) 在 1993-1998 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間平均月工作時數採用「算術平均」。

註三：運輸倉儲及資訊傳播業 (S6) 在 1993-2000 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間平均月工作時數採用「算術平均」。

註四：金融保險及不動產業 (S7) 在 1993-1998 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間平均月工作時數採用「算術平均」。

註五：綜合服務業 (S8) 之勞動人口資料有缺漏，故 1993-2007 之樣本期間，其平均月工作時數採用「算術平均」。

註六：變數名稱詳見表 3，部門代號詳見表 1。

另外，在礦業及土石採取業 (S1) 的實質 GDP、勞動人口都有下降的趨勢，推估是因為此產業逐漸趨向式微，所以產業人口逐漸外流。

表 5：薪資變數之敘述統計值

部門代號	WAGE		WAGE_REG		WAGE_IRREG	
	單位：元		單位：元		單位：元	
	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值
S1	32,875	51,057	27,683	40,676	5,192	10,381
S2	28,822	43,169	23,376	34,065	5,446	9,104
S3	49,412	71,448	37,432	50,962	11,980	20,486
S4	33,638	40,327	29,638	36,138	4,000	4,189
S5	24,749	35,611	20,906	31,366	3,844	4,245
S6	41,774	54,051	31,848	42,706	9,926	11,345
S7	46,219	69,872	34,210	52,315	12,009	17,557
S8	29,787	40,890	25,037	35,289	4,750	5,601

註一：批發零售及住宿餐飲業 (S5) 在 1993-1998 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間每月平均總薪資、每月平均經常性薪資、每月平均非經常性薪資皆採用「算術平均」。

註二：運輸倉儲及資訊傳播業 (S6) 在 1993-2000 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間每月平均總薪資、每月平均經常性薪資以及每月平均非經常性薪資皆採用「算術平均」。

註三：金融保險及不動產業 (S7) 在 1993-1998 年間之勞動人口，並無分開之子部門數據，故此樣本期間每月平均總薪資、每月平均經常性薪資、每月平均非經常性薪資皆採用「算術平均」。

註四：綜合服務業 (S8) 之勞動人口資料有缺漏，故 1993-2007 之樣本期間，其每月平均總薪資、每月平均經常性薪資、每月平均非經常性薪資皆採用「算術平均」。

註五：變數名稱詳見表 3，部門號詳見表 1。

表 6：人力資本 (教育) 變數之敘述統計值

部門代號	HS		UNI		EDU	
	單位：%		單位：%		單位：年	
	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值	1993 年值	2007 年值
S1	42.11	66.67	10.53	16.67	8.79	11.17
S2	48.33	75.23	13.41	35.36	10.04	12.41
S3	83.33	89.29	38.89	57.14	12.81	13.54
S4	32.42	50.59	9.1	16.55	9.04	10.67
S5	55.76	73.77	16.28	29.31	10.39	12.02
S6	56.59	80.84	19.44	45.73	10.76	13.07
S7	90.61	96.86	44.77	70.08	13.37	14.69
S8	68.92	84.43	37.7	55.95	11.99	13.56

註一：由於數據限制，水電燃氣業 (S3) 在 2007 年受教育人口樣本，僅包含「電力及燃氣供應業」。

註二：變數名稱詳見表 3，部門代號詳見表 1。

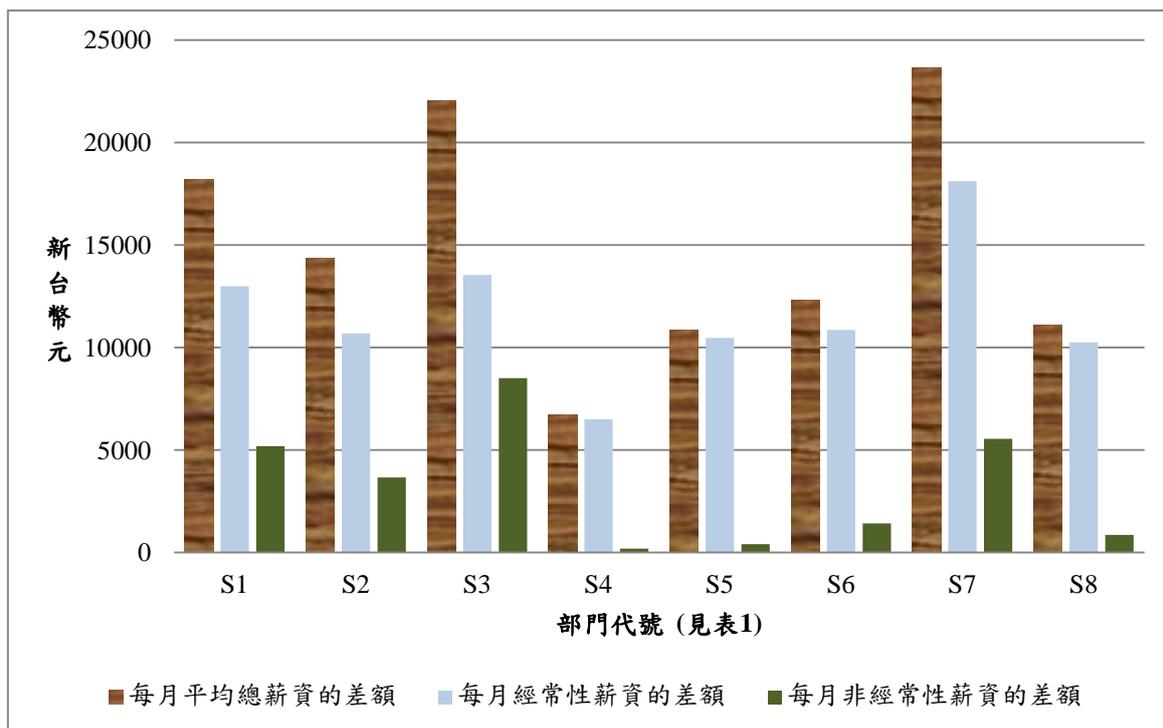


圖 1：各部門每月平均總薪資、經常性薪資以及非經常性薪資之 1993 年值至 2007 年值之增量

圖 1 為每月平均總薪資、經常性薪資以及非經常性薪資這三個變數，2007 年年值減去 1993 年年值後的差異，由圖 1 可以看出各部門自 1993 至 2007 年間這三個變數都有上升，在金融保險不動產業 (S7) 其每月平均總薪資、經常性薪資的成長幅度為八個部門之冠，在水電燃氣業 (S3) 其每月平均非經常性薪資樣本期間成長最大。

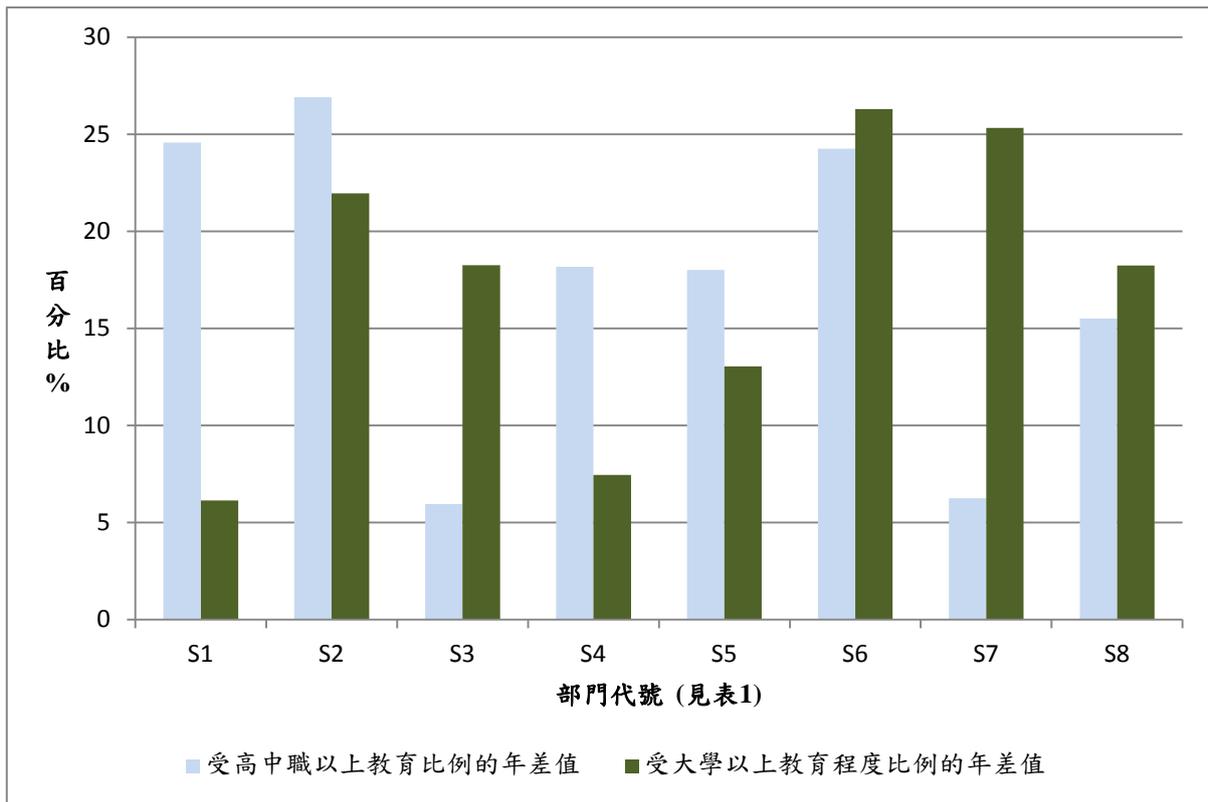


圖 2：各部門勞工受高中、大學教育程度比例 1993 年與 2007 年年值之增量

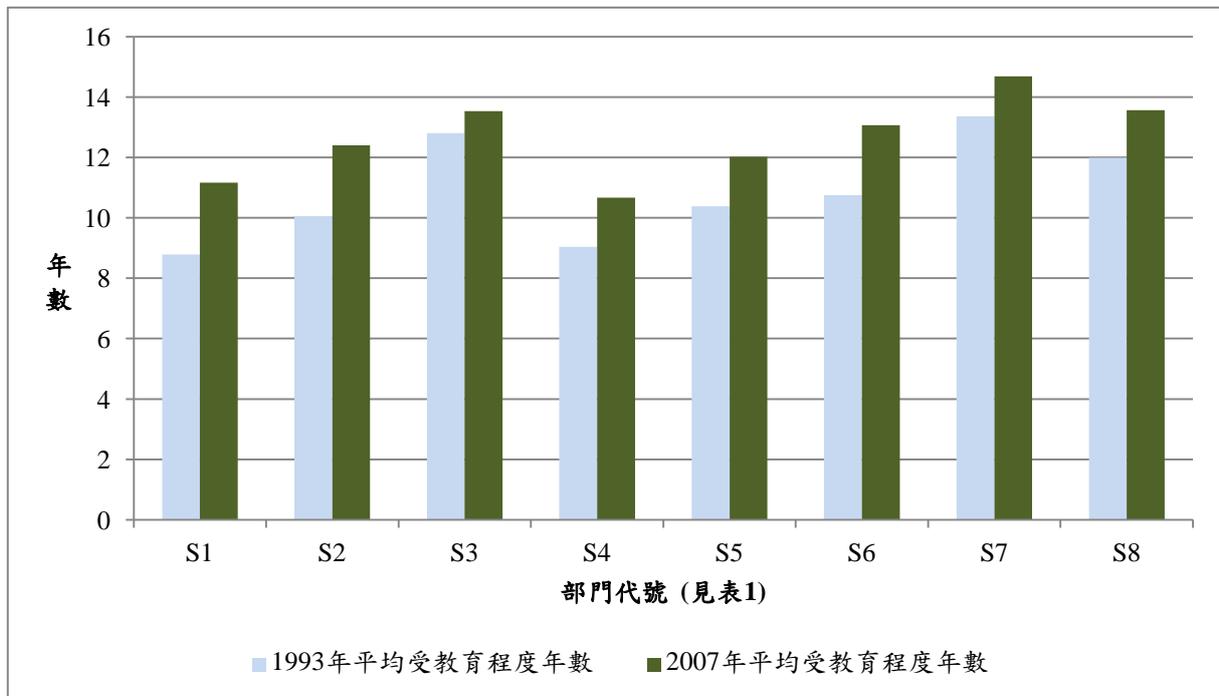


圖 3：1993 年與 2007 年各部門平均教育年數

圖 2 為勞工人口受高中教育程度比例以及大學教育程度的比例這兩個變數，2007 年年值減去 1993 年年值的差異，由圖 2 可以看出各個部門在樣本期間勞工受高中及大學教育程度的比例都有上升，可見不論是高中或大學教育程度都有越來越普及化的現象。其中受高中教育程度上升最多的為製造業 (S2)，受大學教育程度上升最多的為運輸倉儲及資訊傳播業 (S6)。

由圖 3 可以看出在 1993 至 2007 這兩年間，各部門的平均受教育程度都有上升，而與表 6 對照後發現不論是在 1993 年或是 2007 年用受高中教育程度、受大學教育程度、教育年數來捕捉教育程度，在金融保險及不動產業 (S7) 這個部門中的教育程度皆為最高，可見在此部門中勞工教育程度有一定的水準。

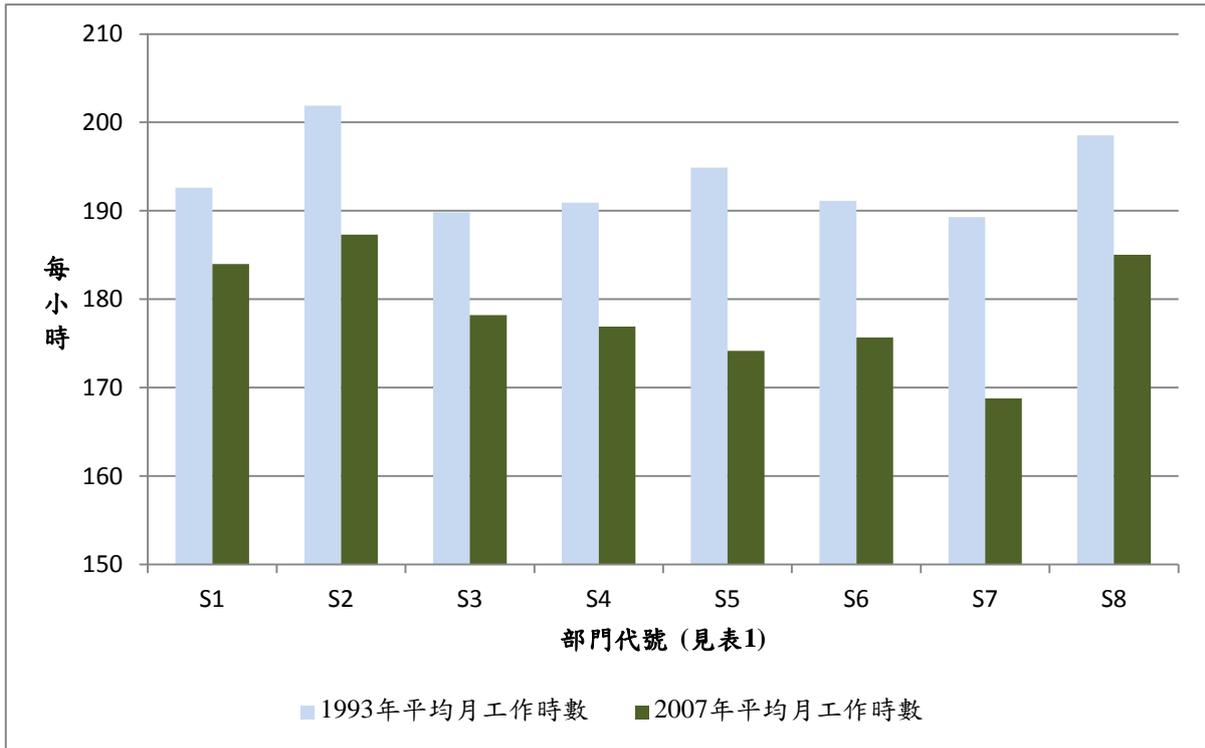


圖 4：1993 年與 2007 年各部門每月平均勞動工時

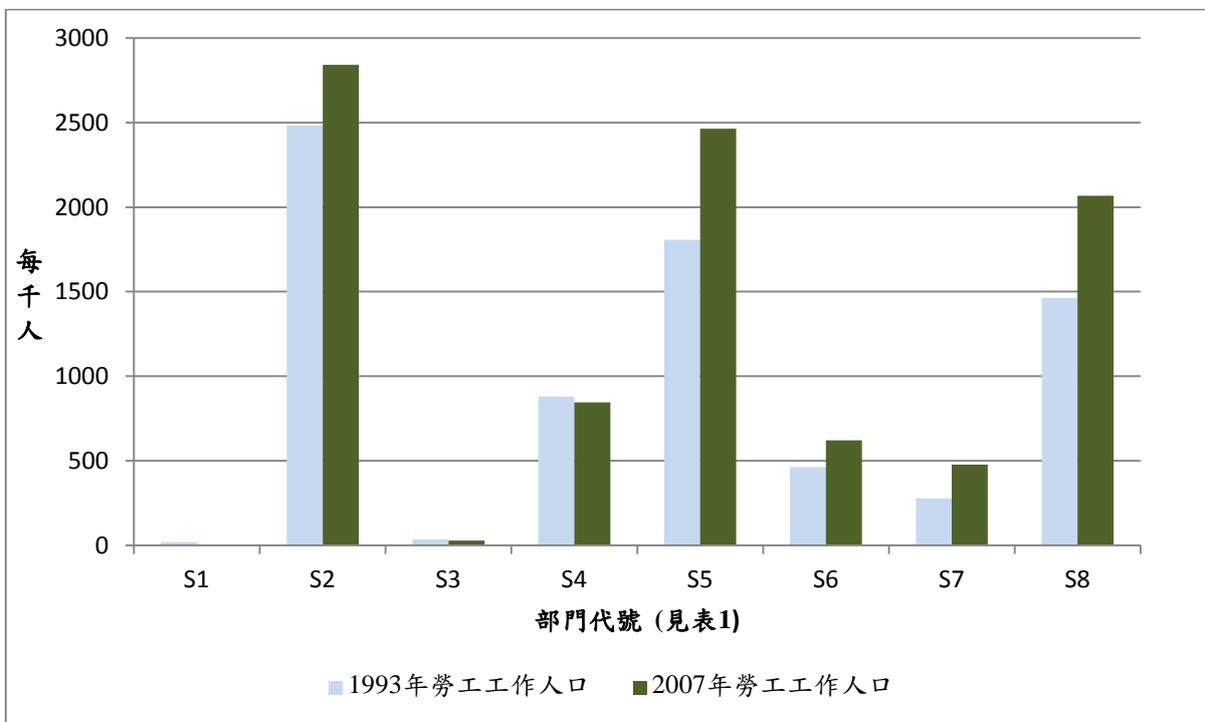


圖 5：1993 年與 2007 年各部門勞動人口數

由圖 4 可以發現在 1993 至 2007 這兩年間，各部門的每月平均勞動工時明顯下降許多，推估是因為這與政府在 2001 年推動了週休二日，平均勞動工時必然下降。與表 4 對照後發現，除了礦業及土石採取業 (S1) 以外，其他七個部門，在樣本期間雖然勞動工時在下降，但是教育程度的普及化，實質 GDP 以及每月平均薪資的也跟著上升，推估是因為臺灣的人力資本在樣本期間有所提升。

由圖 5 可以發現，在礦業及土石採取業 (S1)、水電燃氣業 (S3) 以及營造業 (S4) 這三個部門中勞動人口都有減少，而製造業 (S2)、批發零售及住宿餐飲業 (S5)、運輸倉儲及資訊傳播業 (S6)、金融保險及不動產業 (S7) 以及綜合服務業 (S8) 勞動人口都有上升。不論在 1993 年或 2007 年間製造業 (S2) 所投入的勞動人口皆為八個部門之冠。

在接下來的章節將介紹本文所建構的迴歸模型以及其估計結果，並詳細描述應用上述計量方法處理本文所採用的資料數據的過程。

## 第五章 迴歸結果

### 5.1 迴歸模型

本篇論文的主要目的在於建構跨部門的人力資本指標，然而如前所述，這類的指標大多以平均教育年數為初步的指標，而本篇論文則延續莊奕琦與李鈞元 (2003) 勞動同質勞工異質的想法，而當一個勞工擁有越高的人力資本存量，我們相信其對生產的貢獻度也越高，雇主願意支付的薪資相對也會增加。故在下面的迴歸模型中，本章使用一些明顯的外在特徵，來建立一個能夠代表臺灣各個產業部門的人力資本指標，並預期所建構的人力資本指標可以對各產業部門的實質產出有正面的貢獻。

為了建立跨部門的人力資本指標，本章將以各部門的平均月薪資所得為起點，除了以各部門的平均勞工教育水準作為衡量薪資差異的解釋變數之外，我們認為勞動工時也是一個重要且可反映薪資高低的因素。由於人力資本存量累積越高的國家，其勞動生產的效率相對也高，換句話說，同樣一份工作，人力資本存量較高的勞工（本身技能越高的勞工），所需要花費的勞動工時越少，故我們認為勞動工時也是一個可以做為人力資本存量的參考指標。

我們首先考慮一個非對數的工資迴歸模型 (Mincer (1974))，使用勞動工時及五種不同教育程度的計算方式來解釋跨部門的薪資差異，其模型如下：

$$W_{i,t} = \beta_1 + \beta_2 hours_{i,t} + \beta_3 ea_{i,t} + residual_{i,t} \quad (6)$$

其中， $W_{i,t}$  為部門  $i$  在時間  $t$  的每月平均薪資報酬，為了建構較完整的人力資本指標，本篇論文分別嘗試使用了每月平均總薪資、經常性薪資以及非經常性薪資為第 (6) 式的被解釋變數。 $ea_{i,t}$  代表部門  $i$  在時間  $t$  的人力資本的教育程度 (educational attainment)，本篇論文所使用的五項  $ea$  計算方式 (HS、UNI、EDU、EDU\_PEN、EDU\_TW) 如第四章變數說明及數據描述所述。而這五種教育程度變數可以分為教育程度比例、教育年數兩類，我們在薪資迴歸中一次只選擇一種教育程度來當作解釋變數，若將這兩類的教育變數一起放入薪資迴歸，會產生共線性問題，因為教育程度的變數皆來自同一組樣本計算後而得到。 $hours_{i,t}$  代表部門  $i$  在時間  $t$  的每月平均勞動工時。

為了檢驗工資迴歸方程式 (6) 所建立的跨部門薪資配適值是否為恰當的人力資本指標，

我們必須進一步假設人力資本為成長會計方程式中的一項要素投入，考慮一個 Cobb-Douglas 生產函數如下：

$$GDP_{i,t} = AK_{i,t}^{\alpha_K} E_{i,t}^{\alpha_E} W_{i,t}^{\alpha_W} \quad (7)$$

其中， $GDP_{i,t}$ 、 $A$ 、 $K_{i,t}$ 、 $E_{i,t}$ 、 $W_{i,t}$  分別代表，部門  $i$  於時間  $t$  的總產出、外生且假設為固定的技術水準、實物資本存量、總勞動人口以及以薪資所得代替的人力資本存量。 $\alpha_K$ 、 $\alpha_E$ 、 $\alpha_W$  均為實數常數，分別代表對應要素的產出彈性。將第 (7) 式線性化後，可以得到以下的迴歸模型：

$$\ln GDP_{i,t} = \ln A + \alpha_K \ln K_{i,t} + \alpha_E \ln E_{i,t} + \alpha_W \ln W_{i,t} + residual_{i,t} \quad (8)$$

在第 (8) 式中，本文預期三項要素投入 ( $K_{i,t}$ 、 $E_{i,t}$ 、 $W_{i,t}$ ) 均會對部門  $i$  的總產出具有顯著且正向的貢獻，若透過工資迴歸方程式 (6) 所建立的人力資本指標 (包括第 (6) 式所預測出來的每月平均總薪資、經常性薪資與非經常性薪資) 無法得到我們預期的結果，則該人力資本指標便無法代表該部門的人力資本存量。

在估計第 (6) 及第 (8) 式之前，我們必須考慮到跨部門的固定效果或者是隨機效果，將表現在這兩個式子的  $residual_{i,t}$  項上，其包含了先前介紹的部門固定效果  $\alpha_i$ 、時間固定效果  $\gamma_t$  以及純誤差項  $\varepsilon_{i,t}$ 。最後藉由 Hausman 檢定來決定將使用固定效果模型或隨機效果模型來估計第 (6) 及第 (8) 式。

## 5.2 實證結果

### 5.2.1 以部門總薪資估計人力資本水準

首先，本文以每月平均總薪資為被解釋變數，在表 7 呈現薪資迴歸方程式的估計結果。薪資迴歸的係數皆為顯著，五種方式所計算的教育程度 (HS、UNI、EDU、EDU\_PEN、EDU\_TW) 均對每月平均總薪資有正面的貢獻，但這五種教育程度對每月平均總薪資的影響差距甚大。而在每月平均勞動工時方面，其係數為顯著的負相關。在第四章變數說明及數據描述就已經發現，樣本期間各部門的每月平均勞動工時有逐漸下降的趨勢，且各部門的每月平均勞動工時相差不大。在考慮了教育程度這項解釋變數後，需要增加越多的勞動工時來完成工作的勞工其本身之

人力資本存量越低，故每月平均勞動工時對每月平均總薪資的邊際影響為負相關。

由於五種教育程度的計算方式不同，Model (3) 至 Model (5) 所使用的教育程度與 Model (1) 及 Model (2) 不同，HS、UNI 為勞工受高中、大學教育程度的比例，而 EDU、EDU\_PE 以及 EDU\_TW 使用的是考慮過權數的勞工受教育年數。詳見第四章變數說明及數據描述。比較 Model (1) 與 Model (2)，我們可以發現勞工受大學教育的比例對總薪資的影響比勞工受高中教育的比例來的大，表示高等教育越普及對於每月平均總薪資有較高的邊際貢獻。也就是說，當該部門擁有高中職學歷勞工的比例增加百分之一時，其部門每月平均總薪資將增加 226.87 元新台幣；而若考慮的是大學學歷的話，這個邊際增加量將會變成 436.68 元新台幣。

表 7：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均總薪資 (WAGE)

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
解釋變數	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	112,188 <sup>***</sup> (16,858)	84,088 <sup>***</sup> (16,029)	83,482 <sup>***</sup> (19,090)	73,533 <sup>***</sup> (19,200)	79,023 <sup>***</sup> (19,065)
Hours	-447 <sup>***</sup> (70)	-284 <sup>***</sup> (74)	-394 <sup>***</sup> (67)	-337 <sup>***</sup> (71)	-354 <sup>***</sup> (71)
HS	22,687 <sup>***</sup> (6,768)				
UNI		43,668 <sup>***</sup> (7,808)			
EDU			2,926 <sup>***</sup> (650)		
EDU_PEN				2,276 <sup>***</sup> (452)	
EDU_TW					1,783 <sup>***</sup> (374)
Hausman test P-value	0.6593	0.7580	0.7165	0.8193	0.7936

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以隨機效果模型 (Random-effect Models) 最為適當。

\*、\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準，括號內數值表示配適值之標準差。

從 Model (3) 至 Model (5) 發現，教育程度的貢獻度有明顯下降的趨勢，當教育年數依照初等、中等、高等教育分別加權之後，權數差距拉大之後的指標對每月平均總薪資的邊際貢獻越低。由於加權過後的教育年數，將會膨脹教育程度對薪資的影響效果，故會降低對其被解釋變數的邊際貢獻度。

在總薪資迴歸中，Hausman test 結果發現每月平均總薪資並沒有隨部門改變的固定效果，部門之間的薪資差異是隨機的，故採用隨機效果。而之後不論是經常性薪資迴歸方程式或非經常性薪資迴歸方程式在 Hausman test 結果，皆與總薪資迴歸方程式相同採用隨機效果模型。

藉由表 7 的估計結果，可以預測出各個部門的每月平均總薪資配適值，並將之取自然對數後，作為估計成長會計方程式 (8) 的其中一項解釋變數。第 (8) 式的估計結果如表 8 所呈現。

表 8：成長會計迴歸方程式估計結果，被解釋變數為： $\ln(GDP)$

解釋變數	依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
	Model (0)	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	1.3953** (0.7166)	-2.8953* (1.5853)	-7.0300*** (1.5932)	-3.0797* (1.6518)	-3.7888** (1.6533)	-3.5360** (1.6440)
$\ln(K)$	0.4045*** (0.0477)	0.1837** (0.0867)	-0.0776 (0.0801)	0.1655* (0.0924)	0.1210 (0.0941)	0.1371 (0.0930)
$\ln(E)$	1.1079*** (0.0755)	1.1243*** (0.0731)	0.9426*** (0.0604)	1.1410*** (0.0737)	1.1410*** (0.0726)	1.1424*** (0.0730)
總薪資配適值取自然對數： $\ln(\hat{W})$		0.6636*** (0.2206)	1.4731*** (0.2191)	0.6938*** (0.2325)	0.8148*** (0.2366)	0.7706*** (0.2334)
Hausman test P-value	0.0000	0.0006	0.0573	0.0005	0.0010	0.0007

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以固定效果模型 (Fixed-effect Models) 最為適當。\*、

\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

在表 8 中，先估計最傳統的成長會計方程式，其暫且排除人力資本對總產出的影響，我們將得到的結果列入表 8 的 Model (0) 中，其顯示傳統的實物資本及勞動人口要素投入，對實質 GDP 皆有顯著且正向的影響，這個結果符合我們在經濟理論上的預期。若加入人力資本後的模型無法得到這樣的結果，我們將合理地認為這樣的變數並非適當的跨部門人力資本指標，這些模型由 Model (1) 至 Model (5) 所呈現，這五個模型所使用的人力資本存量，與表 7 相對應。在表 7 的五個模型中，我們藉由薪資迴歸方程式 (1) 所預測出來的總薪資配適值 (即人力資本存量)，對部門的總產出皆有顯著的正向影響，人力資本要素投入的係數皆在 0.66 到 1.47

之間，其中以 Model (2) 係數最高。另外，可以發現以薪資迴歸配適值，考慮了加權教育年數後的 Model (4) 與 Model (5) 對總產出的貢獻較未加權的教育年數 Model (3) 來的大，這符合 Pencavel (1991) 認為受中等、高等的勞工，對生產的貢獻大於受初等教育的勞工之想法。

而勞動人口要素的係數皆在 1 左右，五種模型之間差距不大，顯示臺灣的產業部門存在勞力密集的現象。然而，實物資本存量的迴歸係數在 Model (2)、(4)、(5) 中並不顯著，這樣的結果並不符合我們在經濟理論上的預期，也使得這三個模型的估計結果與 Model (0) 相矛盾，因此以總薪資作為跨部門的人力資本指標，使之進入成長會計方程式的解釋變數，並不適當。

在表 8 成長會計迴歸中，Hausman test 結果發現總產出有隨部門改變的固定效果，故採用固定效果模型。而之後不論是經常性薪資或非經常性薪資迴歸方程式之配適值做為成長會計方程式的一項要素投入時，在 Hausman test 結果，皆顯著的拒絕虛無假設，故也採用固定效果模型。

### 5.2.2 以部門經常性薪資估計人力資本水準

接著，我們以每月平均經常性薪資為被解釋變數，在表 9 呈現薪資迴歸方程式的估計結果。

在表 9 的估計結果中，可以看出薪資迴歸的係數皆為顯著，五種方式所計算的教育程度 (HS、UNI、EDU、EDU\_PEN、EDU\_TW) 均對每月平均經常性薪資有正面貢獻，其中以 Model (2) 的係數最高，也就是說每增加 1% 的勞工受大學的教育比例，會造成該部門每月平均經常性薪資上升新台幣 271 元。而於每月平均總薪資迴歸相同的是，每月平均工時對每月平均經常性薪資的影響都是負向的。在這裡我們也可以看出每月平均勞動工時每增加一小時，其勞動生產的邊際效率會遞減，代表人力資本的每月平均經常性薪資會減少約新台幣 314 到 399 元之間。

而在教育程度的係數方面，與每月平均總薪資迴歸相同，以 Model (1) 與 Model (2) 來比較，發現勞工受大學教育的比例對薪資的影響都比勞工受高中教育來的大。從 Model (3) 至 Model (5) 使用教育年數或教育年數的加權值來反映教育程度，發現教育程度的貢獻度隨著權重比的拉大有明顯下降的趨勢。

表 9：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均經常性薪資 (WAGE\_REG)

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
解釋變數	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	98,888 <sup>***</sup> (11,229)	85,887 <sup>***</sup> (10,822)	76,971 <sup>***</sup> (12,607)	71,792 <sup>***</sup> (12,681)	75,066 <sup>***</sup> (12,593)
Hours	-399 <sup>***</sup> (47)	-314 <sup>***</sup> (50)	-357 <sup>***</sup> (45)	-322 <sup>***</sup> (47)	-332 <sup>***</sup> (47)
HS	16,161 <sup>***</sup> (4,507)				
UNI		27,053 <sup>***</sup> (5269)			
EDU			2,142 <sup>***</sup> (429)		
EDU_PEN				1,610 <sup>***</sup> (299)	
EDU_TW					1,275 <sup>***</sup> (247)
Hausman test P-value	0.9791	0.6627	0.9536	0.8534	0.9003

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以隨機效果模型 (Random-effect Models) 最為適當。\*、\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

藉由表 9 的估計結果，可以預測出各個部門的每月平均經常性薪資配適值，並將之取自然對數後，作為估計成長會計方程式 (8) 的其中一項解釋變數。第 (8) 式的估計結果如表 10 所呈現。

同樣地，本文將傳統的成長會計方程式的結果列入表 10 的 Model (0) 中，Model (1) 至 (5) 是第 (8) 式的成長會計方程式的估計結果，藉由薪資迴歸方程式所預測出來的每月平均經常性薪資，來代表部門的人力資本存量；其對部門的總產出皆有顯著的正向影響，人力資本要素投入的係數皆在 0.72 到 1.11 之間，其中以 Model (2) 係數最高。而勞動人口要素的係數與表 8 相同皆在 1 左右，也顯示臺灣的產業部門存在勞力密集的現象。然而，除了 Model (1) 之外，實物資本存量的係數在 Model (2)、(3)、(4)、(5) 中並不顯著，這樣的結果與每月平均總薪資迴歸相同，並不符合本文在經濟理論上的預期，也使得這四個模型的估計結果與 Model (0) 相矛盾，因此以每月平均經常性薪資作為跨部門的人力資本指標，使之進入成長會計方程式的解釋變數，並不適當。

表 10：成長會計迴歸方程式估計結果，被解釋變數為： $\ln(GDP)$

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型						
解釋變數	Model (0)	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	1.3953** (0.7166)	-2.9631* (1.5523)	-4.9998*** (1.6254)	-3.2095** (1.6129)	-3.8393** (1.6155)	-3.6254** (1.6072)
$\ln(K)$	0.4045*** (0.0477)	0.1616* (0.0901)	0.0336 (0.0968)	0.1379 (0.0961)	0.0957 (0.0976)	0.1107 (0.0965)
$\ln(E)$	1.1079*** (0.0755)	1.1130*** (0.0726)	1.0430*** (0.0717)	1.1293*** (0.0729)	1.1256*** (0.0719)	1.1283*** (0.0722)
經常性薪資配適值取 自然對數 $\ln(\bar{W})$		0.7172*** (0.2289)	1.1119*** (0.2578)	0.7611*** (0.2410)	0.8762*** (0.2452)	0.8355*** (0.2421)
Hausman test P-value	0.0000	0.0012	0.0297	0.0010	0.0019	0.0015

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以固定效果模型 (Fixed-effect Models) 最為適當。\*、\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

### 5.2.3 以部門非經常性薪資估計人力資本水準

最後，本文以每月平均非經常性薪資為被解釋變數，在表表 11 呈現薪資迴歸方程式的估計結果。

觀察每月平均非經常性薪資迴歸的結果，五種方式所計算的教育程度 (HS、UNI、EDU、EDU\_PEN、EDU\_TW) 係數均對非經常性薪資有顯著且正面貢獻，其中以 Model (2) 的係數最高，也就是說每增加 1% 的勞工受大學的教育比例，會造成該部門每月平均經常性薪資上升新台幣 162 元，是使用勞工受高中職教育比例的 Model (1) 的兩倍以上。與前面兩種薪資迴歸方程式不同的是，每月平均工時的係數皆不顯著，由於每月平均非經常性薪資為紅利、業績獎金，與基本的勞動工時無關，故每月平均非經常性薪資不受勞動工時的影響，這是合理的結果。

表 11：薪資迴歸方程式估計結果，被解釋變數為：每月平均非經常性薪資 (WAGE\_IRREG)

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
解釋變數	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	12,769 <sup>*</sup> (7,415)	-1,062 (7,196)	6,232 (8,651)	1,721 (8,756)	3,805 (8,653)
Hours	-46 (31)	27 (33)	-37 (31)	-15 (33)	-21 (33)
HS	6,819 <sup>**</sup> (2,976)				
UNI		16,205 <sup>***</sup> (3,506)			
EDU			797 <sup>***</sup> (295)		
EDU_PEN				668 <sup>***</sup> (206)	
EDU_TW					513 <sup>***</sup> (170)
Hausman test P-value	0.1366	0.6071	0.2092	0.3204	0.2681

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以隨機效果模型 (Random-effect Models) 最為適當。

\*、\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

而在教育程度的係數方面，與前面兩種薪資迴歸相同的是，以 Model (1) 與 Model (2) 來比較，發現勞工受大學教育的比例對薪資的影響都比勞工受高中教育來的大。從 Model (3) 至 Model (5) 使用教育年數或教育年數的加權值來反映教育程度，發現教育程度的貢獻度隨著權重比的拉大有明顯下降的趨勢。

藉由表 11 的估計結果，可以預測出各個部門的非經常性薪資配適值，並將之取自然對數後，作為估計成長會計方程式 (8) 的其中一項解釋變數。第 (8) 式的估計結果如表 12 所呈現。

同樣的將傳統的成長會計方程式的結果一併列入表 12 的 Model (0) 中，Model (1) 至 (5) 是第 (8) 式的成長會計方程式的估計結果，藉由薪資迴歸方程式所預測出來的每月平均非經常性薪資，對部門的總產出皆有顯著的正向影響，人力資本要素投入的係數皆在 0.28 到 0.36 之間，其中以 Model (2) 的係數最高為 0.8299，為 Model (1) 人力資本要素係數的三倍，可見受高等教育的普及率越高對實質 GDP 的貢獻越大。而勞動人口要素的係數與前面兩條成長會

計方程式相同，皆在 1 左右，也顯示臺灣的產業部門存在勞力密集的現象。而實物資本彈性在 Model (1) 至 (5) 皆為正向且顯著，這樣的結果比較符合在經濟理論上的預期，使用每月平均非經常性薪資作為人力資本指標，使之進入成長會計方程式的解釋變數，較每月平均總薪資、經常性薪資適合。故在下個小節的分析中，我們將以每月平均非經常性薪資做為人力資本指標，繼續做其他的討論。

表 12：成長會計迴歸方程式估計結果，被解釋變數為： $\ln(GDP)$

解釋變數	依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
	Model (0)	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
Constant	1.3953** (0.7166)	-0.0705 (1.0628)	-2.3788** (1.0777)	-0.0475 (1.1063)	-0.4013 (1.0982)	-0.2447 (1.0927)
$\ln(K)$	0.4045*** (0.0477)	0.3012*** (0.0731)	0.1513** (0.0721)	0.3016*** (0.0768)	0.2703*** (0.0785)	0.2829*** (0.0777)
$\ln(E)$	1.1079*** (0.0755)	1.1420*** (0.0769)	1.0527*** (0.0709)	1.1498*** (0.0788)	1.1586*** (0.0780)	1.1561*** (0.0784)
非經常性薪資配適值取 自然對數 $\ln(\widehat{W})$		0.2924* (0.1580)	0.8299*** (0.1869)	0.2842* (0.1670)	0.3636** (0.1704)	0.3294* (0.1673)
Hausman test P-value	0.0000	0.0000	0.0029	0.0000	0.0000	0.0000

註：Hausman 檢定之 P-value 在顯著水準 10% 下判定，上表內的迴歸以固定效果模型 (Fixed-effect Models) 最為適當。\*、\*\*、\*\*\* 分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

#### 5.2.4 薪資迴歸方程式總結

將三種薪資迴歸的教育程度係數列在表 13，三種薪資迴歸比較之後發現，不論是使用哪一種教育程度對每月平均總薪資的影響最大，且五個模型之間的係數差距也最大，次之為經常性薪資，最後才是非經常性薪資，這是因為總薪資為經常性薪資與非經常性薪資加總來的。

不論使用那一種薪資作為被解釋變數，教育程度的係數以 Model (2) 為最高，接者為 Model (1) 次之，由 Model (3)、Model (4)、Model (5) 可以看出加權教育年數的拉大會減少對薪資的影響。

表 13：在薪資迴歸中教育程度對薪資的影響

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
	HS	UNI	EDU	EDU_PEN	EDU_TW
被解釋變數					
每月平均總薪資	22,687*** (6,768)	43,668*** (7,808)	2,926*** (650)	2,276*** (452)	1,783*** (374)
每月平均經常性薪資	16,161*** (4,507)	27,053*** (5,269)	2,142*** (429)	1,610*** (299)	1,275*** (247)
每月平均非經常性薪資	6,819** (2,976)	16,205*** (3,506)	797*** (295)	668*** (206)	513*** (170)

註：\*、\*\*、\*\*\*分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

表 14：在薪資迴歸中勞動工時對薪資的影響

依照不同教育程度計算方式所建構的五種模型					
	Model (1)	Model (2)	Model (3)	Model (4)	Model (5)
	HS	UNI	EDU	EDU_PEN	EDU_TW
被解釋變數					
每月平均總薪資	-447*** (70)	-284*** (74)	-394*** (67)	-337*** (71)	-354*** (71)
每月平均經常性薪資	-399*** (47)	-314*** (50)	-357*** (45)	-322*** (47)	-332*** (47)
每月平均非經常性薪資	-46 (31)	27 (33)	-37 (31)	-15 (33)	-21 (33)

註：\*、\*\*、\*\*\*分別代表 10%、5%、1% 的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

在總體經濟理論中，廠商利潤極大化的條件為勞動的邊際產量等於勞動需求（薪資）。將三種薪資迴歸的勞動工時的係數列在表 14，而在薪資迴歸中對勞動工時偏微分後，總薪資迴歸與經常性薪資迴歸中，可以發現勞動的邊際效率呈現遞減的結果，而非經常性薪資的勞動邊際效率則為固定的常數。

不論是用那一種薪資配適值，將之取自然對數後，作為估計成長會計方程式的其中一項解釋變數，在 Model (1) 的迴歸結果皆為正向且顯著，在臺灣國民義務教育雖然只有九年，但是

高中畢業的勞動人口較大學畢業來的普遍，故這些勞動人口都帶有一定水準的人力資本存量，這也是勞基法中規定基本薪資的依據，所以用勞工高中職畢業的比例來做為教育水準，會比其他計算方式顯著。故以 Model (1) 估計之非經常性薪資來做為人力資本存量指標，是最合適的。故將 Model (1) 的三種成長會計方程式列在表 15 比較。

表 15：成長會計迴歸方程式 Model (1) 之估計果，被解釋變數為： $\ln(GDP)$

薪資配適值對 應之解釋變數	每月平均總薪資	每月平均經常性薪資	每月平均非經常性薪資
Constant	-2.8953* (1.5853)	-2.9631* (1.5523)	-0.0705 (1.0628)
$\ln(K)$	0.1837** (0.0867)	0.1616* (0.0901)	0.3012*** (0.0731)
$\ln(E)$	1.1243*** (0.0731)	1.1130*** (0.0726)	1.1420*** (0.0769)
薪資配適值取 自然對數 $\ln(\widehat{W})$	0.6636*** (0.2206)	0.7172*** (0.2289)	0.2924* (0.1580)

註：\*、\*\*、\*\*\*分別代表 10%、5%、1%的顯著水準。括號內數值表示配適值之標準差。

由表 15 可以看出，彈性最大的為勞動要素，每月平均總薪資與每月平均經常性薪資配適值作為解釋變數時，其人力資本彈性皆為實物資本彈性的三倍以上，在每月平均非經常性薪資作為解釋是變數時，人力資本要素彈性則是 0.29 近似實物資本彈性。由此可知臺灣的產業結構在樣本期間除了有勞力密集的現象，對於人力資本的依賴仍高於實物資本。成長會計方程式的迴歸估計係數 ( $\alpha_K$ 、 $\alpha_E$ 、 $\alpha_W$ ) 相加後皆大於一，發現規模報酬遞增的現象。

由以上的結果，我們可以發現人力資本存量是臺灣八大產業部門非常重要的要素投入，其對產出的貢獻並不亞於實物資本。故下個小節中，我們將以非經常性薪資的配適值作為人力資本存量的指標，並與勞動生產力做一連結，期望在各個產業部門中，人力資本指標與勞動生產力有很強的相關性，藉此來說明本文所建構的人力資本指標是極具合理性的。

### 5.3 實證結果進一步分析

為了瞭解各部門在研究樣本期間（1993–2007 年）勞動生產力之變化，及比較本文認為適用的人力資本存量配適值是否與勞動生產力可以互相呼應。表 16 列出各部門勞動生產力 1993–2007 年的年均複合成長率（Compound Annual Growth Rate，簡稱 CAGR）。可以發現八個部門之成長率皆為正向，顯示勞動生產力皆有提升，以水電燃氣業（S3）成長率最大，為八個部門之冠，最低為礦業及土石採取業（S1）。

前一個小節中，本文提到以 Model (1) 估計之非經常性薪資配適值，為最適合代表人力資本存量之指標，故表 17 列出其人力資本 1993–2007 年的 CAGR。而八個部門之人力資本成長率也為正向，顯示當人力資本與勞動生產力的成長是一致的，人力資本成長率約在約在 0.39% 至 3.87% 之間，最高的為營造業（S4），最低為水電燃氣業（S3）。

表 16：各部門 1993–2007 年勞動生產力之 CAGR

部門別	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
1993–2007 年勞動生產力 CAGR 單位：%	1.64	6.00	7.73	0.72	4.10	5.12	1.65	3.88

註：部門代號詳見表 1，勞動生產力為每位勞工每小時之產值（以新台幣計算）。

表 17：各部門 1993–2007 人力資本存量之 CAGR

部門別	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
1993–2007 年人力資本存量 CAGR 單位：%	2.08	2.45	0.39	3.87	3.50	1.57	0.69	2.40

註：部門代號詳見表 1，人力資本存量為以 Model (1) 估計之非經常性薪資配適值。

為了比較勞動生產力與人力資本存量之間的關係，圖 6 為勞動生產力與人力資本存 CAGR 相關圖。發現雖然這八個部門的勞動生產力與人力資本存量都有成長，但這兩個變數的 CAGR 呈現負相關。這是因為擁有高度人力資本存量的部門，其人力資本存量成長的空間有限，故成長率會比較低；但是在該部門擁有較好的勞動品質條件下，其勞動生產力成長率上升的幅度，

就會比其他人力資本存量相對低的部門快速。換句話說，人力資本存量的高低與勞動生產力成長率呈現正相關，但人力資本存量的成長率與勞動生產力成長率反而呈現負相關。

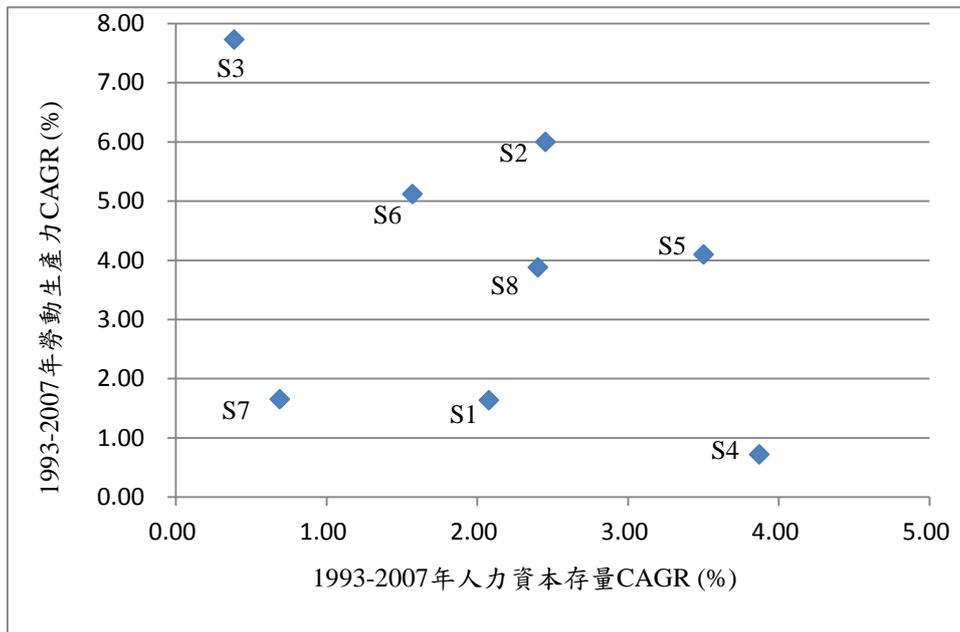


圖 6：各部門勞動生產力與人力資本存量在 1993–2007 年之 CAGR

表 18 與表 19 為 1993 年與 2007 年的人力資本存量指標，若將圖 6 橫軸之人力資本成長率換成人力資本存量配適值，在圖 7 與圖 8 都可以發現，不論是使用 1993 年或是 2007 年的人力資本存量，與該部門的勞動生產力之 CAGR 呈現正相關。

表 18：各部門 1993 年人力資本存量指標

部門別	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
1993 年人力資本 存量估計值	6211.65	6211.17	16944.13	2686.51	3531.39	9713.34	13595.29	4265.91

註：部門代號詳見表1，人力資本存量為以Model (1) 估計之非經常性薪資配適值。

表 19：各部門 2007 年人力資本存量指標

部門別	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
2007 年人力資本 存量估計值	8283.91	8720.18	17888.42	4572.35	5717.99	12081.63	14970.04	5948.25

註：部門代號詳見表1，人力資本存量為以Model (1) 估計之非經常性薪資配適值。

在圖 7 與圖 8 中，八個產業部門在這兩年的變化並不大，圖 7 與圖 8 非常相似。由其是以礦業及土石採取業 (S1)、水電燃氣業 (S3)、營造業 (S4) 以及運輸倉儲及資訊傳播業 (S6) 這四個產業部門所觀測到之正相關性最為明顯。

另外，我們可以發現人力資本存量配適值最高的為水電燃氣業 (S3)，故其勞動生產力之 CAGR 也最高。營造業 (S4) 其本身人力資本存量最低，雖其人力資本存量之 CAGR 是工業部門中最高的，但是過低的人力資本存量讓樣本期間其勞動生產率之 CAGR 成長相當緩慢。

礦業及土石採取業 (S1) 其樣本期間因為臺灣煤產不具競爭優勢，隨著進口煤的增加，煤業持續萎縮，而其產業內勞動人口逐漸銳減，雖然造成勞動生產力的上升，但因該部門本身人力資本不高，故上升的幅度並不大。另外，運輸倉儲及資訊傳播業 (S6) 由於其本身人力資本存量不低，故也推動了勞動生產力之 CAGR 之成長，成長率為服務業部門中最高。

金融保險及不動產業 (S7) 之勞動生產力與人力資本存量皆為服務業部門中最高的，故這兩個變數的成長空間較有限，所以較看不出人力資本存量對其勞動生產力 CAGR 之影響。而製造業 (S2) 本身勞動生產力，為八個部門中最低的。由於 1998 至 2000 年亞洲金融風暴對國際經濟之衝擊逐漸消失，加上千禧年需求增加，國際景氣回暖，帶動製造業 (S2) 成長轉強，故其勞動生產力之 CAGR 高達 6%，其勞動生產率的成長來自於國際需求的增加，其與人力資本的關聯性並不像其他部門一樣密切。

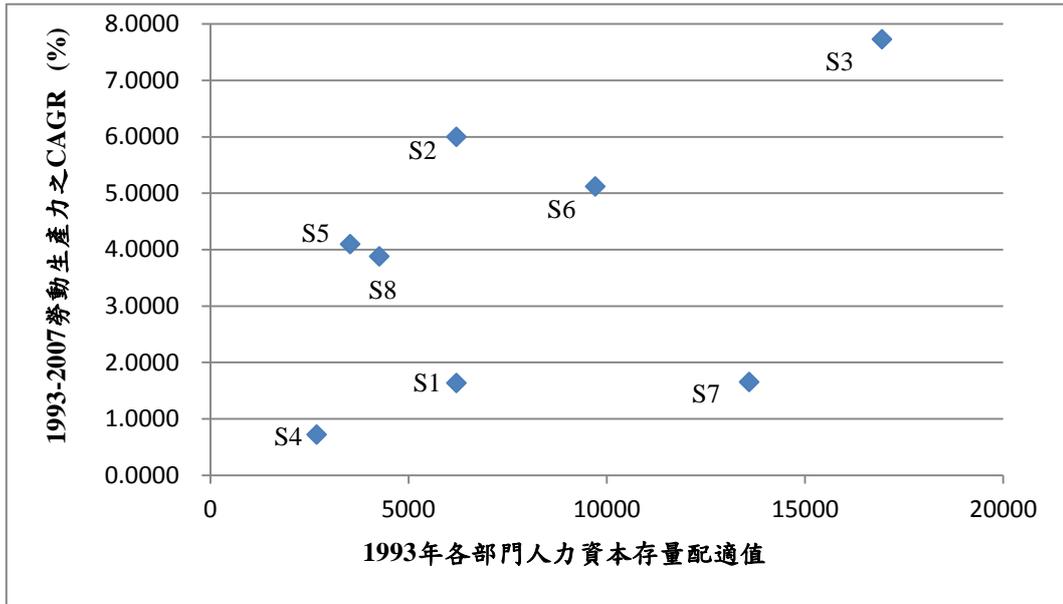


圖 7：1993 年各部門人力資本與勞動生產力之 CAGR

註：人力資本存量為以 Model (1) 估計之非經常性薪資。

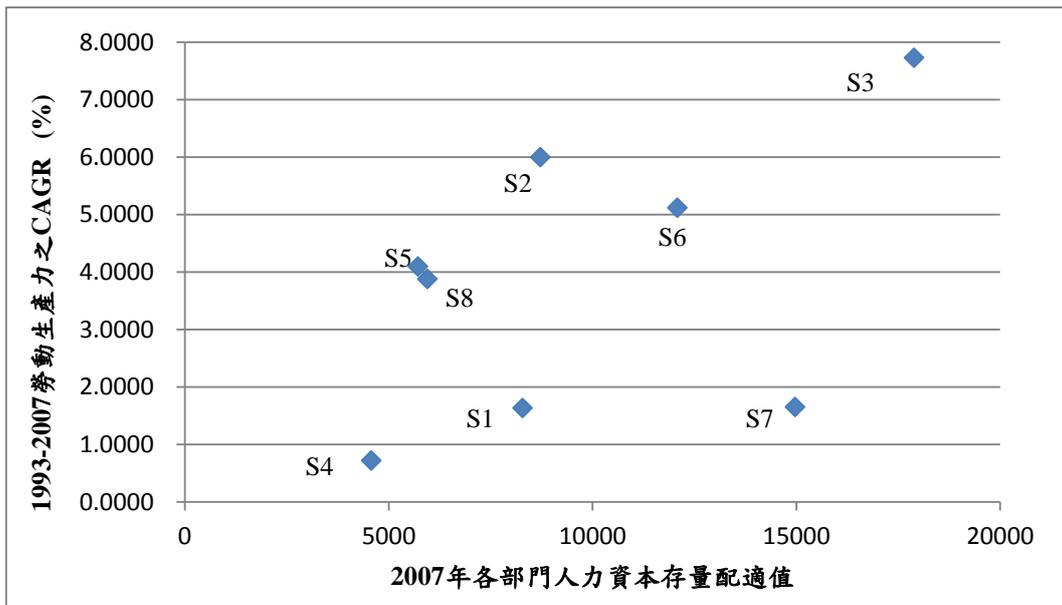


圖 8：2007 年各部門人力資本與勞動生產力之 CAGR

註：人力資本存量為以 Model (1) 估計之非經常性薪資。

## 第六章 結論

本文以臺灣地區 1993 至 2007 年臺灣工業及服務業兩大產業部門之八大子部門為樣本，來估計跨部門之人力資本存量。我們使用每月平均總薪資、每月平均經常性薪資以及每月平均非經常性薪資做為衡量各產業部門人力資本水準的標的，因為勞工人力資本存量的差異性，絕大部分將反應在勞動薪資報酬上面。

本文使用三種薪資來建立薪資迴歸模型—(1) 每月平均總薪資、(2) 每月平均經常性薪資與 (3) 每月平均非經常性薪資 — 做為被解釋變數。在解釋變數中用來解釋薪資差異的五種教育程度的計算方式，分別為 (1) 勞工人口受高中教育的比例、(2) 勞工人口受大學教育的比例、(3) 勞工平均受教育年數、(4) Pencavel (1991) 的加權受教育年數以及 (5) Tallman and Wang (1994) 的加權受教育年數來做為捕捉教育程度的變數。在加權教育的年數中，我們利用 Pencavel (1991) 及 Tallman and Wang (1994) 對初等、中等以及高等教育所提出的權重來計算之。

而在各種不同跨部門教育水準衡量方式中，我們發現使用勞工受高中教育的比例來做為此一水準的衡量，會比以受勞工大學教育的比例、教育年數、及以 Pencavel (1991) 或是 Tallman and Wang (1994) 的加權教育年數等計算方式，更能顯著地解釋跨部門的人力資本水準。莊奕琦與賴偉文 (2011) 文中提到臺灣較年輕的世代 (指 1940 年以後出生的勞工)，所受的高等教育是為了彌補先天上的不足之處，而這個彌補效果 (supplementary effect)，在愈年輕的世代，其教育對個人能力的彌補性也愈強。

目前臺灣的高等教育較著重於通才性的課程，這樣的課程可以彌補個人能力的不足，但是並沒有強化個人能力的效果 (strengthened effect)，故在職場上有無受過高等教育的勞工其人力資本水準的差異性並不甚明顯，其投入生產的人力資本存量與受過高中教育的勞動人口差異不大，故反映在薪資的差異上也不大。大學畢業生與高中畢業生的平均起薪，大約都在新台幣兩萬初左右。故使用受高中教育的勞工比例來代表教育水準，會比其他計算方式更能顯著的解釋人力資本水準。

而為了檢驗工資迴歸模型所建立的跨部門薪資配適值是否為恰當的人力資本指標，我們必須進一步假設人力資本為成長會計 (Growth Accounting) 方程式中的一項要素投入，並在檢驗後發現，以每月平均總薪資與經常性薪資作為跨部門的人力資本指標，使之進入成長會計方程

式的解釋變數，會讓實物資本要素投入的迴歸係數不顯著，對跨部門的實質 GDP 不具解釋能力，這樣的結果並不符合我們在經濟理論上的預期，因此以每月平均總薪資、經常性薪資的配適值做為人力資本指標並不適當。然而，若以每月平均非經常性薪資的配適值做為部門的人力資本指標，成長會計的解釋變數皆會得到合理顯著的解釋能力，故我們發現，每月平均非經常性薪資在 Mincer (1974) 迴歸中的配適值，是作為跨部門人力資本水準的最適當指標。

在成長會計方程式的估計結果中，我們發現每月平均非經常性薪資是臺灣跨產業部門最具代表性的人力資本指標。因為非經常性薪資為不包含底薪的薪水，其扣除了勞工之間相同的人力資本存量，也就是勞基法中規定基本薪資的部分，只保留勞工之間薪資的差異性，能力高的勞工就會領取較高的紅利獎金，故以此數據估計出的人力資本存量更為精確。

最後，我們將非經常性薪資的配適值與勞動生產力做一連結，在各個產業部門中，人力資本指標與勞動生產力呈現高度相關性，人力資本估計水準的成長率與勞動生產力成長率則呈現顯著的負相關。以在八個部門中的「水電燃氣業」與「運輸倉儲及資訊傳播業」為例，這兩個產業的人力資本估計水準相當高，使得該部門勞動生產力的成長率相當高，但也伴隨著低人力資本估計水準的成長率。也就是說，人力資本存量與勞動生產力成長率呈現正相關，但是人力資本存量的成長率與勞動生產力成長率反而呈現負相關，這也代表另類的  $\beta$  收斂 ( $\beta$ -convergence) 情況。

人力資本的概念代表了人力資本的質與量，較高品質的勞動相對可以創造較高的勞動生產力。在文獻上，用來代表人力資本的指標相當多，但因其概念過於抽象或簡略，較難真正反映出人力資本的特性。因此，本文的核心貢獻以成長會計方程式及估計後之人力資本存量與勞動生產力的強烈相關性所凸顯，這也使本文所建構的跨部門人力資本存量具有相當的合理性。

以薪資迴歸的配適值作為的成長會計方程式的一項要素投入，我們發現臺灣產業除了有勞力密集的現象，還具有規模報酬遞增的特色，且人力資本之重要性並不亞於實物資本。我們所使用的內生成長理論中，成長的動力主要來自於，規模報酬遞增、技術創新及人力資本的累積，以臺灣為樣本加入人力資本的成長會計方程式估計與內生成長理論相符合。

在已開發國家中，經濟成長主要表現在平均勞動生產力的提高，而生產力提高使生產同樣數量商品與勞務所需要的人力減少，多餘的人力可用以生產更多的傳統產品，或從事研發工作。因此隨看著經濟成長，產業結構從以農業轉型為工業以至於服務業，人力資本對產出的貢獻益

形重要。在本篇論文的樣本期間中，臺灣的工業及服務業產共佔實質 GDP 的百分之 80 以上，代表臺灣的產業結構逐漸轉型朝著已開發國家的水準前進，唯其勞力密集的產業，若無相對應的人力資本水準提高，在將來面對國際勞動市場的價格競爭下，將逐漸失去該產業的競爭力。

## 參考文獻

- Barro, R. J.** 1991. "Economic Growth in a Cross Section of Countries." *The Quarterly Journal of Economics*, 106(2), 407-443.
- Barro, R. J.** 2001. "Human Capital and Growth." *American Economics Review*, 91(2), 12-17.
- Barro, R. J. and J.-w. Lee.** 1993. "International Comparison of Educational Attainment." *Nation Bureau of Economic Research Working Paper*, 4349.
- Becker, G. S.** 1962. "Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis." *Journal of Political Economy*, 70(5), 9-49.
- Benhabib, J. and M. M. Spiegel.** 1994. "The Role of Human Capital in Economic Development: Evidence from Aggregate Cross-Country Data." *Journal of Monetary Economics*, 34(2), 143-173.
- Carlino, G. A.** 1995. "Do Education and Training Lead to Faster growth in Cities?" *Business Review*, (January), 15-22.
- Lau, L. J., D. T. Jamison and F. F. Louat.** 1990. "Education and Productivity in Developing Countries: An Aggregate Production Function Approach." *The World Bank working paper*, WPS 612.
- Lucas, R. E., Jr.** 1988. "On The Mechanics of Economic Development." *Journal of Monetary Economics*, 22, 3-42.
- Maddison, A.** 1987. "Growth and Slowdown in Advanced Capitalist Economies: Techniques Quantitative Assessment." *Journal of Economic Literature*, 25(2), 649-698.
- Mincer, J. A.** 1974. "Schooling, Experience, and Earnings." *National Bureau of Economic Research*.
- Pencavel, J.** 1991. "Higher Education, Productivity, and Earnings: A Review." *Journal of Economic Education*, 331-359.
- Romer, P. M.** 1989. "Human Capital and Growth: Theory and Evidence." *Nation Bureau of Economic Research Working Paper*, 3173.
- Romer, P. M.** 1986. "Increasing Returns and Long-Run Growth." *Journal of Political Economy*, 94(5), 1002-1037.
- Sachs, J. and A. M. Warner.** 1997. "Fundamental Sources of Long-Run Growth." *American Economics Review*, 87(2), 184-188.
- Schultz, T. W.** 1961. "Investment in Human Capital." *American Economics Review*, 51(1), 1-17.
- Tallman, E. W. and P. Wang.** 1994. "Human capital and endogenous growth Evidence from Taiwan." *Journal of Monetary Economics*, 34 101-124.
- 莊奕琦與李鈞元. 2003. "如何衡量人力資本:理論與臺灣實證." *經濟論文叢刊*, 31(1), 51-85.
- 莊奕琦與賴偉文. 2011. "不同世代下之教育報酬與能力差異." *經濟論文叢刊*, 39(1), 81-113.

## 附錄一 數據來源

變數	網址	路徑
實質 GDP	<a href="http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=14616&amp;CtNode=3564&amp;mp=4">http://www.stat.gov.tw/ct.asp?xItem=14616&amp;CtNode=3564&amp;mp=4</a>	中華民國統計資訊網 > 國民所得及經濟成長 > 統計表 > 歷年各季國內生產毛額依行業分(按當期價格及按 95 年價格)
實物資本	<a href="http://www.dgbas.gov.tw/public/Attachment/972410341671.xls">http://www.dgbas.gov.tw/public/Attachment/972410341671.xls</a>	主計處 > 政府統計 > 資訊服務 > 出版品及統計資訊提供 > 電子書 > 薪資及生產力統計 > 多因素生產力統計年報 > 「96 年多因素生產力統計 > 表二」以及「98 年多因素生產力統計 > 表三」
勞動人口	<a href="http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp">http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp</a>	中華民國統計資訊網 > 勞工統計 > 勞動力人口統計 > 各行業就業人口 > 「行業分類第六次修訂(1978-2001 年)-年」、「行業分類第七次修訂(1999-2006 年)-年」以及「行業分類第八次修訂(2001 年以後)-年」
薪資	<a href="http://www.dgbas.gov.tw/np.asp?ctNode=2830">http://www.dgbas.gov.tw/np.asp?ctNode=2830</a> <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
勞動工時	<a href="http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp">http://ebas1.ebas.gov.tw/pxweb/Dialog/statfile9L.asp</a>	中華民國統計資訊網 > 勞工統計 > 薪資與生產力統計 > 受雇員工每人每月平均工時 > 年
教育程度	<a href="http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=18844&amp;ctNode=4943">http://www.dgbas.gov.tw/ct.asp?xItem=18844&amp;ctNode=4943</a>	主計處 > 政府統計 > 主計處統計專區 > 就業.失業統計 > 查詢系統 > 表 44

## 附錄二 人力本存量指標

年份	部門代號							
	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
1993	6211.65	6211.17	16944.13	2686.51	3531.39	9713.34	13595.29	4265.91
1994	5696.69	6286.94	16844.77	2559.41	3614.90	9687.92	13581.98	4361.12
1995	6234.47	6397.92	17135.86	2683.82	3939.23	9955.72	13766.93	4575.65
1996	6930.22	6595.79	16888.56	2929.12	4248.39	10220.50	13924.41	4705.10
1997	6580.15	6661.42	17015.65	3062.95	4329.30	10222.96	13957.10	4774.15
1998	7443.00	7021.16	17349.12	3260.26	4474.12	10339.72	14168.43	4955.56
1999	6749.67	7146.81	17587.84	3531.99	4534.32	10659.28	14449.80	5021.90
2000	6772.78	7283.33	17540.17	3468.48	4591.28	10812.66	14551.92	5090.62
2001	6447.06	8068.29	17837.40	3958.77	4967.75	11175.53	14925.87	5446.79
2002	7327.53	8082.76	18073.82	4239.92	5119.00	11271.32	14777.56	5569.40
2003	7930.46	8208.84	18110.79	4359.01	5250.23	11362.16	14756.37	5645.10
2004	7620.63	8219.56	18064.58	4308.63	5325.11	11327.32	14719.99	5690.97
2005	7773.14	8438.90	17835.28	4352.84	5404.00	11504.47	14814.57	5815.77
2006	7694.57	8643.09	18038.15	4427.30	5590.46	11673.09	14823.93	5831.39
2007	8283.91	8720.18	17888.42	4572.35	5717.99	12081.63	14970.04	5948.25

註一：部門代號詳見表 1。

註二：人力本存量指標為以 Model (1) 估計之非經常性薪資迴歸配適值。

註三：單位：新台幣元。

### 附錄三 人力本存量指標成長率

年份	部門代號							
	S1	S2	S3	S4	S5	S6	S7	S8
1994	-8.29	1.22	-0.59	-4.73	2.36	-0.26	-0.10	2.23
1995	9.44	1.77	1.73	4.86	8.97	2.76	1.36	4.92
1996	11.16	3.09	-1.44	9.14	7.85	2.66	1.14	2.83
1997	-5.05	1.00	0.75	4.57	1.90	0.02	0.23	1.47
1998	13.11	5.40	1.96	6.44	3.35	1.14	1.51	3.80
1999	-9.32	1.79	1.38	8.33	1.35	3.09	1.99	1.34
2000	0.34	1.91	-0.27	-1.80	1.26	1.44	0.71	1.37
2001	-4.81	10.78	1.69	14.14	8.20	3.36	2.57	7.00
2002	13.66	0.18	1.33	7.10	3.04	0.86	-0.99	2.25
2003	8.23	1.56	0.20	2.81	2.56	0.81	-0.14	1.36
2004	-3.91	0.13	-0.26	-1.16	1.43	-0.31	-0.25	0.81
2005	2.00	2.67	-1.27	1.03	1.48	1.56	0.64	2.19
2006	-1.01	2.42	1.14	1.71	3.45	1.47	0.06	0.27
2007	7.66	0.89	-0.83	3.28	2.28	3.50	0.99	2.00

註一：部門代號詳見表 1。

註二：人力本存量指標為以 Model (1) 估計之非經常性薪資迴歸配適值。

註三：單位：%