

臺灣經濟預測與政策
中央研究院經濟研究所
42:1 (2011), 39-74

臺灣不同族群薪資差異的世代變遷

徐美*

國立臺北大學經濟學系

陳明郎

中央研究院經濟研究所

關鍵詞: 薪資差異、移民、本地人、Oaxaca 分解分析

JEL 分類代號: J31, O15

* 聯繫作者: 徐美, 國立臺北大學經濟學系, 新北市 237 三峽區大學路 151 號。電話: (02) 8674-7129; 傳真: (02) 2673-9880; E-mail: mhsu@mail.ntpu.edu.tw。作者感謝兩位匿名審查人提供的寶貴意見。

摘 要

既存移民文獻大多是探討經濟移民，本文則是探討政治移民。本文比較1949年後由中國大陸移入臺灣的移民第二代相對於臺灣本地閩南人和客家人的薪資差異。本研究發現父親為第一代移民的身分和父母族群婚配組成的不同對於子女薪資並無顯著的影響，移民子女融入勞動市場的速度，與母親是否為本地人無關，但是與母親的教育程度有正向顯著的關係。本地人在公部門工作或是使用國語有顯著的薪資溢酬。其次，大陸移民與本地人之薪資差異顯著為正但是幅度不大，造成薪資差異的主要來源是可解釋的部份（生產力的差異），無法解釋的部份（歧視）不僅是非常小，且結果顯示本地人在勞動市場中有工作上的優勢。族群內之世代薪資差異不但顯著，而且大陸移民和本地人族群間之世代薪資差異也非常明顯。但是大陸移民和本地人間之世代薪資差異會隨著出生世代的年輕化而縮減。

1. 前言

近年來許多國際移民 (以下簡稱移民) 的文獻, 尤其是美國的文獻, 分析移民或在移居地勞動市場的表現 (Chiswick, 1978, 1986; Duleep and Regets, 1996, 1997; La Londe and Topel, 1991, 1993)。這些文獻的共同發現為, 移入國所有的移民世代之薪資所得相對於本地人, 並未有收斂或是顯著上升的現象。隨之而來的問題是, 移入時間的增長, 或是移民第二代, 是否能減少所得上的劣勢呢? 這問題深獲研究移民學者的重視, 激起許多對第二代移民的研究。

對第二代國際移民的研究中, 有比較各族群教育差異的分析, 也有從世代教育傳遞的角度剖析國際移民的不同。此外, 不但有研究各移民族群在勞動市場表現的差異, 也有探討勞動參與率的差異, 和分析薪資所得決定因素的不同。既存移民文獻中所探討的移民, 不論移民的膚色、種族、或是在文化背景皆與本地人有顯著的差異。最重要的是, 既存的移民研究主要是以歐洲、北美和澳洲的資料為主, 所以對於移民在目的地國的融合過程和在勞動市場的表現, 也僅限於這些地區。此外, 移民和本地人間薪資差異之變動分析並不多見, 尤其缺乏文化因素差異的分析, 例如缺乏使用語言和不同族群間父母婚配差異對於薪資差距的影響探討。在文化背景差異考量下, 現存的移民研究無法說明移民和本地人薪資差異的世代變遷, 以及不同族群間世代薪資是會收斂抑或是發散。本文將研究文化背景相似的移民和本地人。研究的目的是探究自 1949 年以後遷移到臺灣之中國大陸 (以下簡稱大陸) 移民, 其第二代移民在臺灣勞動市場的經濟表現是否與本地人有顯著差異。我們將著重在大陸移民與本地人間之世代差異, 剖析決定移民和本地人薪資差異的主要因素。文中亦將檢定母親的省籍是否會影響移民子女的薪資, 也就是不同族群父母婚配的結果對於子女在勞動市場的表現是否存在有顯著的影響。最終, 本文將進一步檢定使用國語是否存在有薪資溢酬之現象。

本文與先前既存的移民研究有下列的區隔及貢獻。首先，文獻上並未對移民的異質動機詳加探討，因為政治難民和經濟移民的區分是很重要的。以政治避難動機為主的移民，本質上與以經濟移民動機者差異甚大，政治難民遷移出來源國後會很難、甚至無法再回到其來源地，但經濟移民則無此限制。因此，在勞動市場上的表現也會有很大的差異。由於國共內戰 1949 年前後，約有一百萬大陸人口遷移至臺灣，遷移人口以公務員、軍人和學生為主，其後甚難回歸其來源地，所以大陸第一代移民即是所謂的政治難民。在國外相關文獻的研究中，主要是以經濟移民之研究為主，對於政治難民在勞動市場中的行為分析不多。基本上，移民和本地人族群差異分析的相關研究議題，可分成教育差異和薪資差異兩類。國內有關於移民研究之文獻，主要是大陸移民和本地人第一代之間或是第二代之間教育成就的不均等為分析主軸，例如 Tsay (2006)、陳婉琪 (2005)、吳慧瑛 (2007) 以及黃芳玫與吳齊殷 (2010) 等，對於兩類族群在勞動市場薪資表現的分析並不多見。本文以大陸移民和本地人第二代之間勞動市場薪資差距作為探究重點，這是本研究與國內其他研究的不同之處。

第二，移民文獻集中於北美和歐洲國家經驗的研究，鮮少檢視亞洲國家的資料並分析本地人與移民的薪資差異。對於臺灣經驗的剖析將有助於我們對於移民研究通盤的瞭解。在北美和歐洲的移民分析中，移民目的國之本地人以白種人族裔為主，移民來源國則來自世界各地，大多數是非白人且族群呈現多樣化。因此在北美和歐洲各國的移民，本地人和移民間不論在膚色、語言和文化上相去甚遠；相反地，臺灣本地人（以本地人為主）與大陸移民不僅膚色相同且分享著相同的文化背景，兩族群的相似程度非常高。本文主要的研究發現是，移民和本地人間存有顯著的薪資差異。在這些薪資的差異中，可解釋的部份（勞動市場生產力差異）是薪資差異的主要來源，而無法解釋的部份（由於歧視所造成的）估計結果，則顯示是有助於本地人。族群內世代薪資差異顯著，且大陸移民和本地人間世代薪資差異也非常明顯。但是大陸移民和本地人間世代薪資差異隨世代的年輕化在縮減之中。

第三，父母族群婚配組成的不同，對於移民子女薪資所得不具有顯著的影響效果。最後，本地人在公部門工作有顯著的薪資溢酬，且使用國語也會顯

著提高薪資,但是移民使用國語並無顯著的薪資利得存在,此可能反映本地人在勞動市場中具有閩南語和國語雙語之優勢。父親具有國小和高中及以上的教育程度,或是母親具有高中及以上的學歷時,對子女的薪資具有顯著正向的影響,且影響程度隨母親教育程度提高而顯著遞增。

本研究章節組成如下:第二節是相關文獻的探討,第三節說明資料來源與變數定義,解釋本地人和大陸移民在調查資料統計上的差異分析。第四節討論理論和實證模型,以及估計方法。第五節是呈現 Heckit two-stage 估計結果,和 Blinder-Oaxaca 分解分析實證結果。第六節是結論。

2. 文獻探討

文獻上衡量第二代移民在移入國的成就,有二種衡量指標。其一,是勞動市場的表現,包括了薪資和就業狀況,其二是教育成就。因而,第二代移民的研究方向和探討焦點,也有不同的面向。有重視移民子女教育成就的研究 (Chiswick, 1988; Gang and Zimmermann, 2000; Tsay, 2006; Zimmermann, 1995),也有側重於健康狀況和勞動市場表現的研究 (Boyd and Grieco, 1998; Behrenz et al., 2007; Chiswick, 1977; Chiswick and Miller, 1985; Maani, 1994; Riphahn, 2003; Rooth and Ekberg, 2003; van Ours and Veenman, 2003; Palameta, 2007)。基本上,他們發現移民子女在勞動市場的表現,會因移民族群的不同而產生極大的差異。

在既存移民文獻的研究中,主要是連結移民世代變遷與二項移民成就指標作為研究主軸。首先,Chiswick (1978) 和 Carliner (1980) 研究美國的人口普查資料,認為國際移民子女相對於本地人子女的薪資差距並未有顯著縮減的現象。Rooth and Ekberg (2003) 和 Vilhelmsson (2000) 研究瑞典移民資料,所得的結果與美國人口普查資料相似,即在 1970 年之前出生的移民子女,在勞動市場的表現較年輕世代為佳。此外,Rooth and Ekberg (2003) 研究瑞典移民資料,發現第一代移民的群族文化背景對於移民子女在移入國勞動市場中的表現扮演著重要的角色。由非歐洲區域移入瑞典的移民與瑞典本

地人在文化背景差異上相去甚遠，對於移民子女的就業機會和薪資有負面的影響，顯示出第一代移民和第二代移民間的經濟代間移轉關聯性對薪資呈現負面的影響。Rooth and Ekberg (2003) 亦發現若第二代移民的父母親中有一位是本地人，其在勞動市場上的表現會較父母親同是移民為佳。

其次，van Ours and Veenman (2003) 的研究發現，由於第一代移民教育水準較低導致移民子女的教育成就也相對較同年齡層之本地人為低。Tsay (2006) 分析華人家庭動態資料庫中大陸移民在臺子女的教育成就，發現第一代大陸移民相對本地人有較高的教育水準，對於其子女的教育成就具有正面顯著的影響。Rooth and Ekberg (2003) 和 van Ours and Veenman (2003) 雖採用不同國家的資料，前者著重於移民在移入國勞動市場的分析，後者側重於影響移民子女教育成就因素的探討。兩者皆在檢驗跨代移轉機制是否存在，以及其傳遞的過程和重要決定因素。

移民文獻對於第二代移民的定義有二類。大多數文獻是定義在移入國內出生的子女為第二代移民，另一類文獻認定在移入國出生的子女，或是在 6 歲前隨父母親移入者，皆稱為第二代移民 (van Ours and Veenman, 2003)，此二類文獻主要是以父親的族群為子女族群的分類標準。依循以上兩種文獻的分類方式，本研究是以父親的籍貫為子女的籍貫分類，父親是在 1949 年 (含) 由大陸遷移來臺的政治移民 (第一代移民)，其子女於臺灣出生者為第二代大陸移民或是稱為政治移民第二代，以下本文稱為大陸移民第二代。據此，大陸移民第二代是在臺灣出生、成長、受教育，並且在臺灣勞動市場中工作。

Tsay (2006) 的研究中，探究臺灣出生的第二代大陸移民相對於第二代本地人教育成就的差異，文中對於第二代大陸人的定義是採用 Smith (2003) 的分類，父親或是母親其中一方 (父母親中至少有一方) 是自大陸遷移來臺者，其於 1949 年後在臺灣出生的子女即稱為第二代大陸移民。Tsay (2006) 研究的優點是，若是母親是來自大陸的第一代移民，將其子女也分類為大陸移民第二代 (父母親中至少有一方是自大陸遷移來臺者)，與本省人第二代在教育上的比較會更明確。基本上，由於日據時代受教育的權利受到強烈的管控，女性受教育更是不易，所以造成具有外省籍貫的母親相較本省籍母親的教育水準較高，對於子女的教育相對有顯著正向的影響。

吳慧瑛 (2007) 對於族群省籍分組, 是以父親之族群省籍為主, 此作法與蔡淑鈴 (2004) 一致。黃芳玫與吳齊殷 (2010) 的論文研究資料中顯示, 子女的籍貫或是家庭的籍貫是依照父親的省籍而定, 所以父親是外省籍貫子女亦是如此, 兩篇論文並沒有提到母親在省籍上對於子女的影響。本文是以父親的省籍作為子女的籍貫, 外省的第二代是指在 1949 年後在臺灣出生, 但是父親是由大陸遷移過來, 與吳慧瑛 (2007) 以及黃芳玫與吳齊殷 (2010) 的分類作法相同。國外學者的研究中, 多半也是以父親的族群為子女族群的分類標準。

臺灣過去的文獻皆沒有探討本地人和移民間薪資差異現象, 也沒有分析母親族群省籍和語言流利對此差異的影響, 無法與國外移民議題與相關文獻作比較。因此, 本研究延續過去國外移民相關研究的議題焦點, 以臺灣資料探討在 1949 年後移入的政治難民及其在臺灣出生的第二代移民, 與本地人 (閩南人和客家人) 在勞動市場中之經濟行為表現的差異性。

3. 資料來源與變數定義說明

臺灣主要有四大族群, 佔人口比例最大者是臺灣閩南人, 約為 78.6%。臺灣客家人約佔了臺灣總人口的 12.0% 左右, 大陸移民及其子女約佔總臺灣人口的 13.1%, 而原住民人口佔臺灣總人口比例不到 2.0%。¹ 本研究中, 以佔臺灣人口比例最大的閩南人做為分析中的本地人, 與大陸移民進行薪資差異研究。

本研究採用全國性的調查資料「臺灣社會變遷調查資料」, 其調查設計之目的是記錄分析自 1980 年代解嚴後, 臺灣社會變動的情況。調查資料具有橫剖面資料特性, 調查問卷於 1985 年首次執行, 迄今已超過 20 年。臺灣社會變遷調查是國際社會調查方案 (International Social Survey Programme, ISSP) 的會員, 部份的基礎問項與 ISSP 的問項類似。在問卷中有關受訪者使用語言的問項始於 1992 年, 但於 1994 年和 1996 年問卷中並無薪資和工作狀態的問項, 因此本研究採用 1992、1993、1995、2000、2003 和 2005 共六

¹ 請參見內政部統計處網頁,「中華民國九十一年臺閩地區國民生活狀況調查」或內政統計年報。

年的資料,並篩選 15 歲至 64 歲的樣本,以檢視隨著臺灣社會的變遷,移民—本地人在勞動市場中薪資差異變動的狀況。

本論文篩選 15 歲至 64 歲的樣本,由於僱主、無酬家屬工作者以及自營作業者的薪資所得和工作時數並不精確,會造成迴歸估計上的困難,所以限定公部門和私部門受僱工作者之樣本,以利分析進行。國內外文獻估計薪資所得時,除了考量研究所需外,也是採用相同的樣本篩選法。因此,本論文中的研究樣本共計有 15,994 人,本地人共計有 14,240 人,而移民在本研究中的人口數為 1,754 人。

研究中第一階段勞動參與率迴歸式中的模型設定是完全相同,勞動參與迴歸中控制了年齡及其平方、男性和已婚虛擬變數、教育變數、以及非勞動所得變數。根據人力資本理論預期,年齡對於勞動參與有正向的影響,而其平方項對於勞動參與為負向的影響,年齡越大其參與勞動市場的機率下降,此表示在生命週期過程中,勞動供給的變動是先升後降(接近退休時)。縱軸是勞動參與率,在面對橫軸是時間軸時,所呈現的是一條貝殼型的曲線。預期男性的勞動參與機率應顯著的高過女性,已婚者因有家庭負擔,所以勞動供給也大於其他婚姻狀態者。高教育者有較高的勞動參與,非勞動所得越高對於勞動參與有不利的影響效果。

薪資函數中的變數「父親是第一代移民」是表示父親是在大陸出生並於 1949 年後遷移至臺灣,因此父親為第一代移民的子女被稱為第二代移民。² 第一代和第二代大陸移民可歸納為總「大陸移民」樣本。「已婚」變數是以其他婚姻狀況做為參考組,預期已婚者的薪資較高。由於遷移至臺灣的時間相近,定義本地人包括了閩南人和客家人,以與 1949 年後遷移來臺的大陸移民作

² 在社會變遷調查基本調查有關於工作收入的問項中,收入薪資問項是以「組距」的方式表達,並無提供連續數值,例如 4-5 萬元的勾選項,因此無法直接使用具有連續數值的薪資進行估計。為達成迴歸估計薪資的目的,採用組中點的方式來計算薪資,例如,當薪資組距為「4-5 萬元以下」,以組中點 4.5 萬元(上下限之和再除以 2,取平均值)為該樣本點的薪資,其他依此類推。至於「30 萬元以上」的金額,則是採用 40 萬元的數值取代之。在真實觀察值不知道的情況下,取組中點數值的原因主要取該組兩間距的平均值,可形成一連續變數便於估計。其次,在取組距平均值時,所造成的衡量誤差應是最小。

區分比較。³ 父親、母親以及自身的教育程度是以虛擬變數表達, 分別為「未受教育」、「國小」學歷、「初中」學歷以及「高中及以上」四種學歷虛擬變數, 並以「未受教育」為參考組。在文獻中的實證結果, 父親和母親教育程度對於子女的影響是不對稱的, 但是高教育程度的父母親對於子女的薪資有正向影響。「使用國語」定義為相對於較常使用其他語言的虛擬變數, 此變數再加上教育變數皆為人力資本變數, 可衡量本地人和移民之間人力資本投資報酬率的差異。此外, 在臺灣受教育過程中, 授課皆使用國語, 教育程度的提升會增加國語的使用機率和說寫流利性, 因此「使用國語」變數是衡量教育高低的另一項變數, 所以預期「使用國語」會提高薪資水準。

「公部門工作」虛擬變數設定為在公部門工作者為 1, 否則為 0, 以私部門之工作者為參考組。在「公部門工作」表示工作薪資較穩定, 其必須是某一教育層級者才能參加考試, 並經過考試及格才能任用, 所以也是衡量人力資本的另一項變數。「配偶在私部門工作」虛擬變數, 表示受訪者的配偶在私部門工作, 則變數設為 1, 否則為 0。在研究中雖然篩選受訪者是在公部門或是在私部門之受僱工作者, 對於配偶的工作身分則無限制, 所以「配偶在私部門工作」之參考組為, 沒有配偶或是配偶的工作身分為其他狀況, 其包括了僱主、公部門受僱員工、無酬家屬工作者、或是不在勞動力中。配偶在私部門工作, 雖會為家庭帶來額外一份收入, 但是又不如在公部門工作收入穩定。配偶有在工作, 表示其教育程度應不低, 預期對薪資所得可能有正向影響效果, 可呈現出婚姻配對的正向性, 也正如 Becker (1981) 的婚姻市場理論所預測。「母親為大陸籍」虛擬變數等於 1 表示母親的籍貫屬於大陸各省, 參考組是本地人, 包括了閩南人和客家人, 主要是衡量女性本地人婚配男性大陸移民的情況下, 子女有較高的文化差異認知, 對於當地勞動市場的資訊可能會較豐富, 其移民子女可能享有更多文化資源並能降低族群差異性, 融合於勞動市場的速度較快。世代變數有四項虛擬變數, 分別是「1950_59 出生世代」、「1960_69 出生世代」、「1970_79 出生世代」、「1980_89 出生世代」, 其中是以「1980_89

³ 閩南人和客家人遷移至臺灣的時間約為距今三、四百年以前, 請參見臺大華語文網站, <http://www.education.ntu.edu.tw/wwwcourse/chneduweb/default.htm>。

出生世代」為參考組。潛在工作經驗變數是沿用勞動經濟學的定義，即年齡減去受教育年數再減去 6。預期潛在工作經驗越多，其薪資就越高。

在表 1 中的統計敘述，本地人的性別分配中女性多於男性，而大陸移民則是男性多於女性。就教育分配而言，有 48.46% 的大陸移民父親具有高中以上的教育程度，初中和小學學歷者，分別有 15.28% 和 20.98%，未受教育者約佔了 12.66%。相對的，本地人父親具有高中以上教育水準者有 12.75%，初中和小學教育程度者之比例，分別為 10.39% 和 46.57%。16.59% 的大陸移民母親具有高中以上的教育程度，分別有 12.43% 初中和 40.42% 的小學學歷者，移民母親約有 29.42% 是未受教育。而本地人母親具有高中以上、初中、以及國小教育之比率分別為 5.88%、38.83%，以及 48.76%。平均而言，大陸移民父親擁有高中以上教育程度的比例較高，本地人父親的教育程度多半分佈於小學教育水準。⁴ 在職業分佈中，大陸移民大部分集中於「專業人員及助理專業人員」(21.44%) 和「事務工作人員與服務人員」(23.33%) 二大類，遠高於本地人在此二類職業的分佈比例，分別為 12.75% 和 20.06%。本地人在「機械設備操作工及組裝工」和「非技術工及體力工」二類職業中的人口比例較高，分別為 18.24% 和 5.47%。

受訪的大陸移民具有較高的平均教育年數 (11.71 年)，也有較高比例的人口具有高中以上的學歷 (84.61%)。整體而言，大陸移民的勞參率 (79.99%) 和在公部門工作的人口比例 (19.73%) 較高，能夠流利地使用國語的比例 (90.88%) 較多，且大陸移民的平均薪資水準較高。⁵ 在所有的婚姻配對中，同為本閩南人結婚的比例最高 (69.34%)，其次是同為本地客家人結婚比例 (11.009%)，同為大陸移民婚配比例為 4.95%。通婚比例最低者是大陸女性移民婚配本地客家男性，僅有 0.03%，由上可看出本地人迎娶大陸外省女性的比例甚少。若就樣本分類來看，大陸移民樣本中男女性同為大陸移民婚配比例 (45.10%)，遠低於本地人樣本中男女性同為本省閩南人婚配比例 (91.90%)

⁴ 這此年齡層之本地人父親的就學期正好處於日據時代，受到許多學習上的限制，是教育年數較低的主因。

⁵ 子女對於公私部門工作的選擇，會因父親是大陸移民本省或是本省閩南之籍貫差異而有不同，與 Lin and Lee (1999) 發現相同。

表 1 變數統計量

變數	總樣本		大陸移民		本地人	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
男性	0.4966	0.5000	0.5108	0.5000	0.4949	0.5000
女性	0.5034	0.5000	0.4892	0.5000	0.5051	0.5000
已婚	0.7433	0.4368	0.6802	0.4665	0.7511	0.4324
大陸移民	0.1097	0.3125	1.0000	0.0000	—	—
本地人	0.8903	0.3125	—	—	1.0000	0.0000
閩南人	0.7545	0.4304	—	—	0.8475	0.3595
客家人	0.1358	0.3426	—	—	0.1525	0.3595
父親是第一代移民	0.0920	0.2891	0.8392	0.3674	—	—
父親教育程度						
未受教育	0.2687	0.4433	0.1266	0.3326	0.2862	0.4520
國小	0.4377	0.4961	0.2098	0.4073	0.4657	0.4988
初中	0.1092	0.3119	0.1528	0.3599	0.1039	0.3051
高中及以上	0.1667	0.3727	0.4846	0.4999	0.1275	0.3336
母親教育程度						
未受教育	0.4664	0.4989	0.2942	0.4558	0.4876	0.4999
國小	0.3900	0.4878	0.4042	0.4909	0.3883	0.4874
初中	0.0660	0.2483	0.1243	0.3300	0.0588	0.2353
高中及以上	0.0663	0.2489	0.1659	0.3721	0.0541	0.2262
自身教育程度						
教育年數	9.8845	4.7771	11.7138	5.0186	9.6592	4.6977
未受教育	0.0523	0.2226	0.0182	0.1339	0.0565	0.2308
國小畢業	0.2059	0.4044	0.0576	0.2330	0.2242	0.4170
中學畢業	0.1501	0.3572	0.0781	0.2684	0.1590	0.3657
高中及以上	0.5913	0.4916	0.8461	0.3610	0.5600	0.4964
使用國語	0.6284	0.4833	0.9088	0.2880	0.5938	0.4911
公部門工作	0.1125	0.3160	0.1973	0.3980	0.1020	0.3027
配偶在私部門工作	0.3850	0.4866	0.4510	0.4977	0.3769	0.4846
母親為大陸籍	0.0519	0.2218	0.4510	0.4977	0.0027	0.0523
1950.59 出生世代	0.1117	0.3151	0.1117	0.3151	0.1826	0.3863
1960.69 出生世代	0.2605	0.4391	0.2605	0.4391	0.2735	0.4457
1970.79 出生世代	0.3455	0.4757	0.3455	0.4757	0.2886	0.4531
1980.89 出生世代	0.2172	0.4125	0.2172	0.4125	0.1905	0.3927
潛在工作經驗	24.6955	13.8476	21.2913	12.3388	25.1148	13.9654
潛在工作經驗平方	8.0161	7.6946	6.0548	6.5069	8.2577	7.7946
民意代表企業主管及經理人員	0.0386	0.1927	0.0564	0.2308	0.0364	0.1874
專業人員及助理專業人員	0.1387	0.3457	0.2223	0.4159	0.1284	0.3346
技術工及有關工作人員	0.0567	0.2313	0.0758	0.2648	0.0544	0.2267
事務工作人員與服務人員	0.1955	0.3966	0.2223	0.4159	0.1922	0.3940
農林漁牧工作人員	0.0393	0.1942	0.0034	0.0584	0.0437	0.2044
機械設備操作工及組裝工	0.1768	0.3815	0.1100	0.3130	0.1850	0.3883

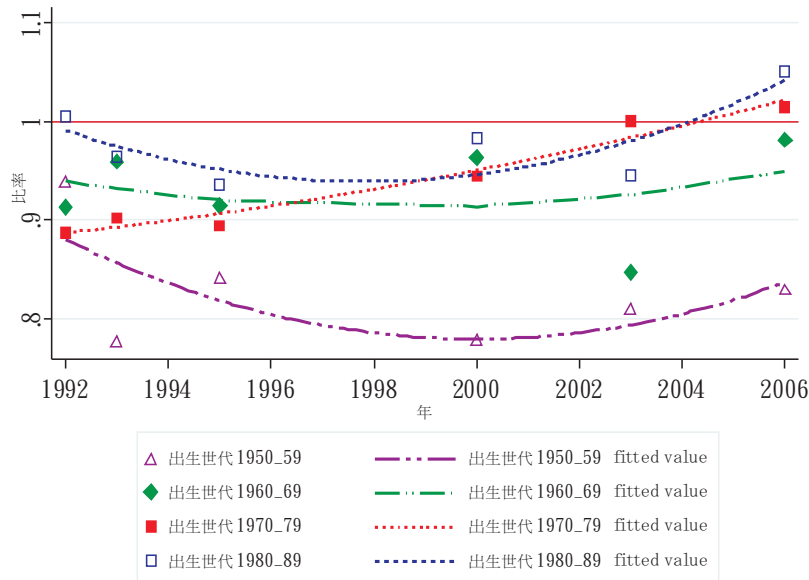
表 1 變數統計量 (續)

變數	總樣本		大陸移民		本地人	
	平均值	標準差	平均值	標準差	平均值	標準差
非技術工及體力工	0.0501	0.2182	0.0291	0.1681	0.0527	0.2235
勞動參與率	0.7735	0.4186	0.7999	0.4002	0.7702	0.4207
log 薪資	4.2672	2.4763	4.6613	2.3828	4.2187	2.4834
年齡	40.5800	11.3620	39.0051	10.8688	40.7740	11.4067
非勞動所得	28,006.44	51,180.71	27,428.73	44,274.29	28,077.60	51,968.89
婚姻配對 (男性/女性)						
大陸移民/大陸移民	0.0495	0.2168	0.4510	0.4977	—	—
大陸移民/本省閩南	0.0436	0.2043	0.3979	0.4896	—	—
大陸移民/本省客家	0.0087	0.0928	0.0792	0.2702	—	—
本省閩南/本省閩南	0.6934	0.4611	—	—	0.9190	0.2729
本省閩南/大陸移民	0.0022	0.0467	—	—	0.0029	0.0538
本省閩南/本省客家	0.0143	0.1188	—	—	0.0190	0.1364
本省客家/大陸移民	0.0003	0.0158	—	—	0.0018	0.0429
本省客家/本省閩南	0.0166	0.1277	—	—	0.1220	0.3274
本省客家/本省客家	0.1100	0.3129	—	—	0.8099	0.3925
樣本數	15,994		1,754		14,240	

註：金額已依基年物價水準調整並以臺幣表示。婚配比例是指第一代的婚配比例。

大陸移民和本地人婚配之比例，可能的主因是 1949 年自大陸遷移至臺灣的女性佔總移民人口相當地少，應不超過 3%。

在圖 1 中是按出生世代呈現大陸移民/本地人薪資比，每一條曲線代表的是各出生世代薪資比率變動的預測值，是根據實際比率點所繪。本地人相對移民薪資比率在不同世代呈現出不同程度的收斂情況，薪資比率差距最大的是 1950_59 之出生世代，其次是 1960_69 出生世代，差距最小的為 1980_89 世代，收斂速度最快的則是 1970_79 出生世代。1970_79 世代和 1980_89 世代兩族群薪資差異在 2005 年左右達成收斂，本地人和移民間的薪資差距逐漸消失而相等。而 1950_59 世代和 1960_69 世代直到 2006 年仍存在有很大差異。因此，在此研究中必須區分出生於 1950_59 年、1960_69 年、1970_79 年、以及 1980_89 年各世代間的薪資差異。



資料來源: 社會變遷調查資料, 本研究整理。

圖 1 移民/本地人出生世代薪資差異比

4. 模型設定與研究方法

爲了描述大陸移民和本地人在勞動市場中的表現差異, 本研究採用 Heckit 二階段估計法 (Heckman, 1979)。首先, 分別估計大陸移民與本地人的 Probit 勞動參與率模型, 以探究影響勞動參與機率的重要決定因素, 並求導出 Heckman 矯正因子 (Heckman lambda)。其次, 在薪資迴歸估計中加入 Heckman 矯正因子, 分別對移民和本地人的薪資矯正選擇性偏誤迴歸 (selectivity-corrected earnings regressions) 進行估計。最後, 將 Blinder-Oaxaca 分解法用於大陸移民與本地人間的薪資差異。以下是模型設定和相關假設的詳細說明。

4.1 勞動力參與 Probit 模型

於第一階段估計中, 令潛在變數 LFP^* 代表參與勞動市場工作的意願, 而 LFP

為二元變數, 當 LFP 等於 1, 表示參與勞動市場工作, 當 LFP 等於 0 則否。LFP* 是無法觀察到的潛在變數, 所以

$$\begin{aligned} \text{LFP} &= 1, & \text{若 } \text{LFP}^* > 0 & \text{ 參與勞動市場工作,} \\ \text{LFP} &= 0, & \text{若 } \text{LFP}^* \leq 0 & \text{ 其他.} \end{aligned}$$

在誤差為常態的假設下, LFP 和 LFP* 之關係可以用 Probit 模型估計之。因此, 勞動 Probit 模型可以表示為:

$$P(\text{LFP} = 1) = P(\text{LFP}^* > 0 | \mathbf{x}) = \beta' \mathbf{x}_i + \eta_i, \quad (1)$$

其中向量 \mathbf{x} 為可觀測的解釋變數, 包括個人、家庭特性、教育程度、省籍背景以及其他會影響勞動參與機率的社會經濟變數。 β 為我們所需估計的參數, η_i 則代表影響勞動參與機率但無法觀測的變數, 假設其服從期望值為 0、變異數為 σ^2 的標準常態分配。

4.2 薪資選擇性偏誤修正函數和分解分析

大陸移民和本地人的薪資函數可展開如下:

$$\ln W_{\text{Main}} = \beta'_{\text{Main}} \mathbf{z} + \gamma'_{\text{Main}} \hat{\lambda}_{\text{Main}} + \varepsilon_{\text{Main}}, \quad (2)$$

$$\ln W_{\text{Ho}} = \beta'_{\text{Ho}} \mathbf{z} + \gamma'_{\text{Ho}} \hat{\lambda}_{\text{Ho}} + \varepsilon_{\text{Ho}}, \quad (3)$$

其中 $\hat{\lambda}_{\text{Main}}$ 和 $\hat{\lambda}_{\text{Ho}}$ 為樣本選擇偏誤調整因子, 分別由第一階段大陸移民和本地人樣本勞動參與 Probit 模型導出, 亦被稱作 Heckman's lambda。下標的 Main 和 Ho 分別是表示大陸移民和本地人。樣本選擇偏誤經過矯正之後, $\varepsilon_{\text{Main}_i}$ 和 $\varepsilon_{\text{Ho}_i}$ 的條件期望值為 0。因此, 我們可從大陸移民和本地人薪資矯正樣本選擇偏誤迴歸得到符合一致性的估計量。然而, 在第二階段中, 殘差項 $\hat{\varepsilon}_{\text{Main}_i}$ 和 $\hat{\varepsilon}_{\text{Ho}_i}$ 的變異數並不具有齊一性, 因此我們採用拔靴法 (bootstrapping) 以估計其標準誤。此外, 為了避免在第二階段產生線性重合的現象, 以

確認變數是可估計的, 解釋變數向量 \mathbf{z} 是變數向量 \mathbf{x} 的子集合, 表示有些變數出現在勞動參與 Probit 模型中, 但不在薪資函數中 (Wooldridge, 2001), 如在勞動參與迴歸式中加入 \log 非勞動所得, 可達到兩階段迴歸確認的目的。⁶

在 Heckit 兩階段中模型變數的設定, 我們是先控制第一階段 Probit 模型在具有相同的變數群組之下, 變化第二階段中薪資迴歸的模型變數設定, 以探究不同變數對於薪資的影響效果。在第二階段薪資迴歸估計中, 共有五種不同的模型設定。模型 (1) 至模型 (5) 設定的不同, 是在於增加迴歸變數並逐漸擴大模型。模型 (1) 是基本模型設定, 模型 (2) 是加入母親的籍貫, 模型 (3) 中是在基本模型中加入出生世代變數群組, 而模型 (4) 是加入經驗變數, 模型 (5) 完整模型是模型 (4) 再加入職業變數, 如此可檢測出變數的影響差異性。

4.3 大陸移民與本地人間薪資差異的分解式

大陸移民和本地人之間的薪資差異, 將以 Blinder-Oaxaca 分解法加以分析 (Blinder, 1973; Oaxaca, 1973)。分解大陸移民和本地人之間的薪資差異時, 會因假設的參考組不同, 分解方式也不相同。首先, 假設大陸移民可能在勞動市場上擁有較多優勢。依據 (2) 式及 (3) 式, 令向量 $\beta_M = [\beta'_{Main} \gamma'_{Main}]$, $\beta_H = [\beta'_{Ho} \gamma'_{Ho}]$, $\mathbf{x}_M = [\mathbf{z} \hat{\lambda}_{Main}]$, 以及 $\mathbf{x}_H = [\mathbf{z} \hat{\lambda}_{Ho}]$ 。在此分解模型中, \mathbf{x} 變數向量中包括了選擇偏誤矯正項, 因此分解分析模型可表達如下式:

$$\ln \hat{W}_M - \ln \hat{W}_H = \hat{\beta}_M (\bar{\mathbf{x}}_M - \bar{\mathbf{x}}_H) + \bar{\mathbf{x}}_H (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_H), \quad (4)$$

其中, 下標 “M” 和 “H” 分別代表大陸移民和本地人。大陸移民和本地人間的薪資差異, 可歸因於等式右邊第一項, 為兩種族群間「平均特質的差異或是稟賦差異」, 是可觀察到的差異, 並以移民薪資迴歸估計係數為權數。此第一項稱為可解釋薪資差異的部分 (explained part)。平均特質的差異主要是反應出教育程度, 甚至在勞動市場上生產力的差別。

⁶ 請見 Wooldridge (2001, pp. 564–565)。感謝審查委員的建議, 使得論文中模型設定更加清楚。

等式右邊的第二項，為「特質報酬的差異」，為對特質無法觀察到價值評估（報酬）並以本地人的平均特性為權數。此第二項稱為無法解釋薪資差異的部份（unexplained part）。由於不同族群的特質在勞動市場上所受到的主觀評價有所差別，且無法觀察到的，因此稱為無法解釋薪資差異的部份，亦是勞動市場中所謂的歧視。

另一個相對地假設是本地人在勞動市場上有較多的優勢，因此移民/本地人的薪資差異分解式可以下式表示：

$$\overline{\ln \hat{W}_M} - \overline{\ln \hat{W}_H} = \hat{\beta}_H (\bar{x}_M - \bar{x}_H) + \bar{x}_M (\hat{\beta}_M - \hat{\beta}_H), \quad (5)$$

上式各項經濟意義解釋與 (4) 式相仿。本研究將同時呈現 (4) 式和 (5) 式的實證分解結果，並進一步呈現因素分解分析的結果。

5. 實證結果

在 Heckit 二階段迴歸估計中，在第一階段勞動參與迴歸模型設定相同，只是相對應的第二階段的薪資函數估計模型的設定不同。所以勞動參與迴歸估計實證結果相似，但拔靴法標準誤估計值是不同的，迴歸結果請參見本文中的表 2-1、表 3-1 和表 4-1。在第二階段估計薪資中，控制個人的社會經濟變數、人力資本變數、家庭背景變數、出生世代、職業變數、母親的省籍以及是否使用國語之虛擬變數，以探討父母族群婚配、家庭與文化背景差異對於薪資的影響效果。為了探討各項因素的影響效果，採用五種不同的模型設定。模型 (1) 是基本模型設定，控制基本的個人特質，如性別、婚姻狀態、父親是第一代移民、父母親及自己的教育程度變數、用來衡量語言流利性的「使用國語」變數、是否在公部門工作，以及配偶在私部門工作。模型 (2) 至模型 (3) 則是分別加入母親的大陸省籍、和 3 個出生世代的虛擬變數包括，1950_59 出生世代、1960_69 出生世代、1970_79 出生世代，以 1980_89 出生世代為參考

表 2-1 全部樣本勞動參與機率模型 (Heckit 薪資迴歸第一階段)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
年齡	0.2060*** (0.0167)	0.2060*** (0.0167)	0.1507*** (0.0161)	0.1498*** (0.0156)	0.1521*** (0.0156)
年齡平方	-0.2563*** (0.0184)	-0.2563*** (0.0184)	-0.1986*** (0.0185)	-0.1987*** (0.0178)	-0.2011*** (0.0178)
男性	0.5934*** (0.0462)	0.5935*** (0.0462)	0.6185*** (0.0458)	0.6232*** (0.0459)	0.6212*** (0.0459)
已婚	0.1498* (0.0611)	0.1499* (0.0611)	0.2914*** (0.0584)	0.3071*** (0.0581)	0.2954*** (0.0580)
國小	0.1421 (0.1050)	0.1421 (0.1050)	0.1834 (0.1035)	0.1878 (0.1030)	0.1831 (0.1028)
初中	0.0484 (0.1156)	0.0484 (0.1156)	0.0850 (0.1150)	0.0820 (0.1144)	0.0791 (0.1141)
高中及以上	0.3159** (0.1075)	0.3159** (0.1075)	0.3318** (0.1082)	0.3167** (0.1082)	0.3186** (0.1078)
log 非勞動所得	-0.0289*** (0.0044)	-0.0289*** (0.0044)	-0.0389*** (0.0051)	-0.0413*** (0.0049)	-0.0393*** (0.0048)
截距項	-2.8722*** (0.3492)	-2.8720*** (0.3491)	-1.7206*** (0.3302)	-1.6716*** (0.3190)	-1.7227*** (0.3209)
Log likelihood	-9,461.7299	-9,461.7009	-9,289.4052	-9,265.4965	-8,908.3443
樣本數	15,994				

註：估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第一階段模型設定相同，差別在第二階段模型的設定，迴歸估計值相近但標準差不同。本表呈現五種迴歸模型的估計結果。 $*p < 0.05$; $**p < 0.01$; $***p < 0.001$ 。

組。模型 (4) 至模型 (5) 額外控制了工作經驗以及職業種類等變數，其中模型 (5) 是完整設定的模型。

薪資迴歸結果列於表 2-2、表 3-2 和表 4-2 中，其中表 2-2 呈現的是全部樣本的迴歸結果，表 3-2 和表 4-2 則分別是大陸移民和本地人樣本迴歸估計結果。

5.1 全部樣本估計 — 世代薪資差異顯著

Probit 勞動參與機率迴歸結果呈現在表 2-1、表 3-1 和表 4-1 中，估計結果皆相似。年齡和年齡平方的估計結果對勞動參與有顯著的影響，符合人力資本理論的預期，隨年齡增加薪資會顯著提升，但提升的速度會因耗老且屆齡

表 2-2 全部樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
男性	0.3782*** (0.0165)	0.3782*** (0.0165)	0.4278*** (0.0155)	0.4425*** (0.0152)	0.4565*** (0.0152)
已婚	0.1874*** (0.0181)	0.1874*** (0.0181)	0.0789*** (0.0190)	0.0941*** (0.0195)	0.0868*** (0.0187)
父親是第一代移民	0.0089 (0.0225)	0.0046 (0.0280)	0.0242 (0.0272)	0.0204 (0.0272)	0.0256 (0.0263)
父親國小	0.0517* (0.0225)	0.0517* (0.0225)	0.0523* (0.0221)	0.0467* (0.0221)	0.0329 (0.0210)
父親初中	0.0494 (0.0293)	0.0495 (0.0293)	0.0461 (0.0289)	0.0460 (0.0288)	0.0251 (0.0277)
父親高中及以上	0.1340*** (0.0313)	0.1342*** (0.0313)	0.1252*** (0.0305)	0.1242*** (0.0306)	0.0727* (0.0294)
母親國小	0.0020 (0.0181)	0.0022 (0.0181)	0.0281 (0.0178)	0.0271 (0.0177)	0.0211 (0.0170)
母親初中	0.0019 (0.0308)	0.0016 (0.0308)	0.0417 (0.0302)	0.0377 (0.0303)	0.0092 (0.0297)
母親高中及以上	0.1605*** (0.0378)	0.1596*** (0.0381)	0.1932*** (0.0369)	0.1949*** (0.0371)	0.1618*** (0.0355)
國小	0.3347*** (0.0576)	0.3347*** (0.0576)	0.3403*** (0.0559)	0.2087*** (0.0616)	0.1049 (0.0583)
初中	0.5612*** (0.0586)	0.5613*** (0.0586)	0.6002*** (0.0571)	0.4058*** (0.0676)	0.2457*** (0.0638)
高中及以上	0.8461*** (0.0580)	0.8462*** (0.0580)	0.9154*** (0.0565)	0.7271*** (0.0673)	0.4622*** (0.0642)
使用國語	0.1687*** (0.0172)	0.1686*** (0.0172)	0.1824*** (0.0171)	0.1741*** (0.0171)	0.1381*** (0.0164)
公部門工作	0.1182*** (0.0175)	0.1178*** (0.0175)	0.0810*** (0.0172)	0.0923*** (0.0174)	0.0926*** (0.0171)
配偶在私部門工作	0.0330 (0.0180)	0.0331 (0.0180)	0.0164 (0.0177)	0.0156 (0.0178)	-0.0165 (0.0170)
母親為大陸籍		0.0100 (0.0376)	-0.0369 (0.0363)	-0.0243 (0.0364)	0.0062 (0.0350)
1950_59 出生世代			0.3612*** (0.0297)	0.3275*** (0.0390)	0.2798*** (0.0368)
1960_69 出生世代			0.4448*** (0.0235)	0.3358*** (0.0344)	0.2739*** (0.0327)
1970_79 出生世代			0.3085*** (0.0210)	0.2116*** (0.0265)	0.1753*** (0.0254)
潛在工作經驗				0.0187*** (0.0039)	0.0189*** (0.0037)

表 2-2 全部樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果 (續)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
潛在工作經驗平方				-0.0420*** (0.0072)	-0.0436*** (0.0069)
民意代表企業主管 及經理人員					0.7956*** (0.0386)
專業人員及助理專 業人員					0.5470*** (0.0268)
技術工及有關工作 人員					0.5570*** (0.0312)
事務工作人員與服 務人員					0.3728*** (0.0255)
機械設備操作工及 組裝工					0.3468*** (0.0247)
非技術工及體力工					0.1951*** (0.0328)
常數項	4.4750*** (0.0587)	4.4750*** (0.0587)	4.1007*** (0.0576)	4.1738*** (0.0673)	4.1260*** (0.0664)
lambda	-0.7419*** (0.1164)	-0.7386*** (0.1054)	-0.3590** (0.1202)	0.1563 (0.1627)	-0.1435 (0.1615)
LR_chi_square	1,347.0340	1,054.0247	1,648.5264	1,520.8172	2,449.1344
樣本數	8,401				

註: 1. 估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第二階段模型的設定有五種, 對應於第一階段估計結果表 2-1。

2. 職業以農林漁牧工作人員為參考組。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

退休而下降。男性的勞動參與機率顯著地高過女性, 已婚的狀態對於參與勞動機率有顯著正向的影響, 表示已婚者會較考慮家中經濟負擔並積極地參與勞動市場工作。相較未受教育的人而言, 教育層級越高者具有較高的機率參與勞動市場工作, 同時該機率隨著教育程度提高而增加。⁷ 在表 2-1 全部樣本 and 表 4-1 本地人樣本的估計結果顯示, 高中及以上學歷會顯著正向影響勞動參與, 但是表 3-1 移民樣本估計結果則呈現, 教育對於勞動參與是沒有影響

⁷ 表 2-1 中移民樣本的迴歸結果顯示, 已婚的狀態對於參與勞動機率影響為正但是並不顯著。移民樣本中, 教育層級越高對於參與勞動市場工作具有較高的機率, 但是也並不顯著。移民樣本數目不多, 有可能是不顯著的原因之一。

表 3-1 移民樣本勞動參與機率模型 (Heckit 薪資迴歸第一階段)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
年齡	0.2700* (0.1095)	0.2740** (0.0857)	0.2176*** (0.0445)	0.2181*** (0.0440)	0.2177*** (0.0445)
年齡平方	-0.3444** (0.1121)	-0.3485*** (0.0886)	-0.2890*** (0.0512)	-0.2905*** (0.0505)	-0.2902*** (0.0509)
男性	0.4513*** (0.1314)	0.4494*** (0.1308)	0.3991** (0.1288)	0.3943** (0.1279)	0.4069** (0.1263)
已婚	0.0996 (0.3515)	0.0870 (0.2846)	0.2595 (0.1612)	0.2694 (0.1621)	0.2672 (0.1625)
國小	0.2617 (0.5317)	0.2551 (0.5219)	0.4198 (0.4906)	0.4116 (0.4870)	0.4178 (0.4844)
初中	0.1463 (0.4959)	0.1411 (0.4920)	0.3245 (0.4567)	0.3217 (0.4522)	0.3256 (0.4503)
高中及以上	0.3382 (0.4642)	0.3338 (0.4618)	0.4752 (0.4197)	0.4674 (0.4153)	0.4708 (0.4120)
log 非勞動所得	-0.0494 (0.0302)	-0.0484* (0.0235)	-0.0733*** (0.0154)	-0.0745*** (0.0150)	-0.0725*** (0.0147)
截距項	-3.7186 (2.3299)	-3.8008* (1.8303)	-2.6656** (0.9302)	-2.6522** (0.9220)	-2.6603** (0.9330)
Log likelihood	-986.1219	-985.9075	-953.6753	-953.0962	-916.4104
樣本數	1,754				

註：估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第一階段模型設定相同，差別在第二階段模型的設定，迴歸估計值相近但標準差不同。本表呈現五種迴歸模型的估計結果。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

的。如同人力資本理論預期，較高的非勞動所得會顯著地減少勞動參與機率。

表 2-2 中是全部樣本第二階段矯正樣本選擇偏誤之薪資估計結果，在所有的模型估計結果中均顯示大陸移民的薪資水準顯著地較本地人為高。在模型 (1) 至模型 (3) 中，已婚狀態對於薪資有正向顯著的影響。在模型 (1) 至模型 (5) 中，父親教育對於子女的薪資的顯著影響效果，呈現於父親是國小和高中及以上的教育程度，母親教育程度越高，其影響程度就越大。高教育程度的母親教育才對子女的薪資有顯著正向的影響，具有高中及以上教育程度的母親影響效果顯著最大。本身的教育程度對其薪資同樣具有正向顯著的影響，而且教育報酬率是遞增的。在公部門工作較在私部門工作具有較高的工作保

表 3-2 移民樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
男性	0.3896*** (0.0570)	0.3874*** (0.0506)	0.4238*** (0.0399)	0.4285*** (0.0401)	0.4746*** (0.0425)
已婚	0.1585** (0.0587)	0.1560** (0.0538)	0.0297 (0.0505)	0.0312 (0.0510)	0.0328 (0.0485)
父親國小	0.0147 (0.0789)	0.0147 (0.0784)	-0.0172 (0.0754)	-0.0168 (0.0755)	-0.0406 (0.0726)
父親初中	0.0454 (0.0834)	0.0455 (0.0832)	0.0137 (0.0798)	0.0194 (0.0801)	0.0127 (0.0782)
父親高中及以上	0.0913 (0.0781)	0.0925 (0.0781)	0.0483 (0.0749)	0.0518 (0.0749)	0.0200 (0.0722)
母親國小	-0.0075 (0.0526)	-0.0033 (0.0519)	0.0181 (0.0502)	0.0141 (0.0500)	0.0033 (0.0483)
母親初中	0.0565 (0.0671)	0.0550 (0.0671)	0.0476 (0.0648)	0.0442 (0.0647)	0.0110 (0.0620)
母親高中及以上	0.2376** (0.0729)	0.2330** (0.0737)	0.2415*** (0.0704)	0.2386*** (0.0701)	0.1926** (0.0679)
國小	0.7951*** (0.2365)	0.7873*** (0.2265)	0.7870** (0.2555)	0.7183** (0.2707)	0.7010** (0.2458)
初中	0.9893*** (0.2485)	0.9861*** (0.2296)	1.0254*** (0.2479)	0.9056*** (0.2720)	0.8535*** (0.2473)
高中及以上	1.4039*** (0.2549)	1.4013*** (0.2285)	1.4635*** (0.2409)	1.3423*** (0.2697)	1.1420*** (0.2451)
使用國語	0.0646 (0.0703)	0.0609 (0.0702)	0.0792 (0.0703)	0.0787 (0.0703)	0.0905 (0.0661)
公部門工作	0.0731 (0.0420)	0.0683 (0.0420)	0.0559 (0.0400)	0.0607 (0.0404)	0.0990* (0.0420)
配偶在私部門工作	0.1528** (0.0496)	0.1553** (0.0496)	0.1239* (0.0488)	0.1243* (0.0489)	0.1090* (0.0473)
母親為大陸籍		0.0274 (0.0403)	-0.0417 (0.0390)	-0.0348 (0.0390)	-0.0156 (0.0377)
1950_59 出生世代			0.5279*** (0.0787)	0.5177*** (0.0989)	0.4664*** (0.0932)
1960_69 出生世代			0.4306*** (0.0631)	0.3977*** (0.0839)	0.3450*** (0.0795)
1970_79 出生世代			0.3552*** (0.0559)	0.3254*** (0.0656)	0.2840*** (0.0629)
潛在工作經驗				0.0073 (0.0092)	0.0089 (0.0090)
潛在工作經驗平方				-0.0178 (0.0178)	-0.0236 (0.0173)

表 3-2 移民樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果 (續)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
民意代表企業主管 及經理人員					0.6002*** (0.1027)
專業人員及助理專 業人員					0.4252*** (0.0682)
技術工及有關工作 人員					0.4601*** (0.0839)
事務工作人員與服 務人員					0.3118*** (0.0676)
機械設備操作工及 組裝工					0.2095** (0.0722)
非技術工及體力工					0.0260 (0.1120)
常數項	4.0345*** (0.3377)	4.0346*** (0.2846)	3.7226*** (0.2502)	3.7970*** (0.2801)	3.6905*** (0.2600)
lambda	-0.1312 (0.2800)	-0.0850 (0.2856)	0.3004 (0.3391)	0.8101* (0.3929)	0.5184 (0.4010)
LR_chi_square	114.6357	175.1281	185.4980	174.7704	330.1429
樣本數	964				

註: 1. 估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第二階段模型的設定有五種, 對應於第一階段估計結果表 3-1。

2. 職業以農林漁牧工作人員為參考組。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

障與薪資穩定性, 有顯著的薪資溢酬存在。配偶在私部門工作, 會對受訪者的薪資有正向變動的影響, 但效果不顯著。

在 Chiswick (2001) 研究中指出, 語言技能為人力資本投資形態的一種, 能提升個人的生產力和薪資水準。臺灣的研究資料實證結果支持, 使用國語確實會顯著增加個人之薪資水準。使用國語的迴歸係數估計值約在 13.81% 至 18.24% 之間, 表示較能流利地使用國語的人的薪資約增加 1.13 到 1.18 倍之多。在模型 (5) 之完整模式設定中, 使用國語的薪資利得相對較小, 可能是因為職業變動反應出部份語言的使用效果所致。

在全部的樣本研究中, 母親為大陸移民對薪資並未有任何影響。出生世代對薪資則呈現顯著不同的影響效果, 平均而言, 1960_69 出生世代相對於

表 4-1 本地人樣本勞動參與機率模型 (Heckit 薪資迴歸第一階段)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
年齡	0.2060*** (0.0167)	0.2060*** (0.0167)	0.1507*** (0.0161)	0.1498*** (0.0156)	0.1521*** (0.0156)
年齡平方	-0.2563*** (0.0184)	-0.2563*** (0.0184)	-0.1986*** (0.0185)	-0.1987*** (0.0178)	-0.2011*** (0.0178)
男性	0.5934*** (0.0462)	0.5935*** (0.0462)	0.6185*** (0.0458)	0.6232*** (0.0459)	0.6212*** (0.0459)
已婚	0.1498* (0.0611)	0.1499* (0.0611)	0.2914*** (0.0584)	0.3071*** (0.0581)	0.2954*** (0.0580)
國小	0.1421 (0.1050)	0.1421 (0.1050)	0.1834 (0.1035)	0.1878 (0.1030)	0.1831 (0.1028)
初中	0.0484 (0.1156)	0.0484 (0.1156)	0.0850 (0.1150)	0.0820 (0.1144)	0.0791 (0.1141)
高中及以上	0.3159** (0.1075)	0.3159** (0.1075)	0.3318** (0.1082)	0.3167** (0.1082)	0.3186** (0.1078)
log 非勞動所得	-0.0289*** (0.0044)	-0.0289*** (0.0044)	-0.0389*** (0.0051)	-0.0413*** (0.0049)	-0.0393*** (0.0048)
截距項	-2.8722*** (0.3492)	-2.8720*** (0.3491)	-1.7206*** (0.3302)	-1.6716*** (0.3190)	-1.7227*** (0.3209)
Log likelihood	-8,451.4263	-8,451.4064	-8,305.7750	-8,282.5786	-7,959.3163
樣本數	14,240				

註: 估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第一階段模型設定相同, 差別在第二階段模型的設定, 迴歸估計值相近但標準差不同。本表呈現五種迴歸模型的估計結果。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

1980.89 出生世代薪資差距最大, 此表示出生世代差異確實是顯著存在於薪資差距上。潛在工作經驗的估計結果, 正如人力資本理論預期, 在生命週期中具有先升後降的薪資輪廓 (earnings profile)。最後, 以農林漁牧工作人員為參考組下, 其他職業的人員皆具有顯著較高的薪資, 其中以民意代表、企業主管及經理人的薪資溢酬為最高。

5.2 母親的大陸省籍會影響子女對於不同文化的認知, 降低族群差異?

國語流利性會增加薪資溢酬嗎?

表 3-2 和表 4-2 分別呈現大陸移民和本地人的第二階薪資迴歸估計結果, 在表 3-2 中, 移民男性相較女性的薪資較高, 已婚者有顯著的婚姻溢酬。表

表 4-2 本地人樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
男性	0.3768*** (0.0179)	0.3767*** (0.0179)	0.4305*** (0.0168)	0.4462*** (0.0164)	0.4546*** (0.0163)
已婚	0.1905*** (0.0196)	0.1904*** (0.0196)	0.0856*** (0.0205)	0.1036*** (0.0211)	0.0944*** (0.0203)
父親國小	0.0549* (0.0235)	0.0549* (0.0235)	0.0575* (0.0232)	0.0507* (0.0231)	0.0371 (0.0219)
父親初中	0.0508 (0.0314)	0.0507 (0.0314)	0.0483 (0.0311)	0.0459 (0.0311)	0.0224 (0.0298)
父親高中及以上	0.1460*** (0.0353)	0.1460*** (0.0353)	0.1410*** (0.0344)	0.1395*** (0.0345)	0.0784* (0.0333)
母親國小	0.0027 (0.0193)	0.0027 (0.0193)	0.0289 (0.0190)	0.0286 (0.0189)	0.0242 (0.0181)
母親初中	-0.0122 (0.0352)	-0.0121 (0.0352)	0.0416 (0.0345)	0.0369 (0.0348)	0.0079 (0.0342)
母親高中及以上	0.1195** (0.0459)	0.1200** (0.0460)	0.1614*** (0.0447)	0.1647*** (0.0452)	0.1406** (0.0430)
國小	0.3166*** (0.0589)	0.3166*** (0.0589)	0.3217*** (0.0571)	0.1849** (0.0631)	0.0794 (0.0596)
初中	0.5444*** (0.0602)	0.5444*** (0.0602)	0.5822*** (0.0586)	0.3821*** (0.0696)	0.2185*** (0.0655)
高中及以上	0.8190*** (0.0597)	0.8190*** (0.0597)	0.8877*** (0.0581)	0.6947*** (0.0693)	0.4299*** (0.0660)
使用國語	0.1770*** (0.0178)	0.1770*** (0.0178)	0.1880*** (0.0177)	0.1791*** (0.0177)	0.1395*** (0.0170)
公部門工作	0.1246*** (0.0192)	0.1247*** (0.0192)	0.0862*** (0.0190)	0.0983*** (0.0192)	0.0872*** (0.0187)
配偶在私部門工作	0.0176 (0.0193)	0.0176 (0.0193)	0.0028 (0.0190)	0.0018 (0.0190)	-0.0337 (0.0182)
母親為大陸籍		-0.0315 (0.1160)	-0.0018 (0.1049)	0.0025 (0.1066)	0.0663 (0.1032)
1950_59 出生世代			0.3461*** (0.0319)	0.3084*** (0.0423)	0.2605*** (0.0399)
1960_69 出生世代			0.4443*** (0.0254)	0.3246*** (0.0378)	0.2618*** (0.0359)
1970_79 出生世代			0.3008*** (0.0228)	0.1935*** (0.0292)	0.1586*** (0.0279)
潛在工作經驗				0.0200*** (0.0043)	0.0201*** (0.0040)
潛在工作經驗平方				-0.0445*** (0.0079)	-0.0457*** (0.0074)

表 4-2 本地人樣本 Heckit 薪資兩階段估計結果 (續)

變數	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
民意代表企業主管 及經理人員					0.8276*** (0.0414)
專業人員及助理專 業人員					0.5643*** (0.0293)
技術工及有關工作 人員					0.5723*** (0.0336)
事務工作人員與服 務人員					0.3802*** (0.0275)
機械設備操作工及 組裝工					0.3610*** (0.0262)
非技術工及體力工					0.2110*** (0.0343)
常數項	4.4941*** (0.0602)	4.4942*** (0.0602)	4.1177*** (0.0596)	4.1888*** (0.0701)	4.1388*** (0.0691)
lambda	-0.8222*** (0.1025)	-0.8219*** (0.1315)	-0.4424*** (0.1332)	0.0530 (0.1567)	-0.2416 (0.1526)
LR_chi_square	1,312.2706	1,003.2387	1,092.1172	1,293.6479	2,091.1953
樣本數			7,437		

註: 1. 估計值下方之括號為 bootstrap 標準差。Heckit 兩階段迴歸估計之第二階段模型的設定有五種, 對應於第一階段估計結果表 4-1。

2. 職業以農林漁牧工作人員為參考組。* $p < 0.05$; ** $p < 0.01$; *** $p < 0.001$ 。

3-2 移民樣本中雖然大部分父親和母親的教育程度對於子女的薪資有正向提升的效果, 但是並不顯著, 但是母親具有高中及以上教育程度影響效果較強且顯著。表 4-2 本地人樣本迴歸結果與全部樣本結果相同, 即父親教育對於子女薪資的顯著影響效果, 呈現於父親是國小和高中及以上的教育程度, 當母親具有高中及以上的學歷時, 母親教育才對子女的薪資有顯著正向的影響。同時在移民和本地人樣本中, 迴歸結果皆顯示自身教育程度對於薪資影響效果, 遠大於父親和母親的教育程度效果, 不僅非常顯著且報酬率隨教育層級遞增, 此顯示移民投資在教育上的報酬率是非常高的。

表 3-2 中估計結果顯示, 移民在使用國語上亦存有薪資溢酬但是不顯著, 其溢酬百分率約介於 6.46% 至 9.05% 之間。在公部門工作的薪資高於私部

門工作者，移民在公部門工作的薪資溢酬最高約為 9.90% (模型 5)，即移民在公部門工作之薪資約為其在私部門工作薪資的 1.09 倍，但是此報酬率明顯地低於全體和本地人樣本迴歸中公部門工作的溢酬。⁸ 移民配偶在私部門工作的比例不低，約有 45%，估計結果呈現其有顯著較高的薪資，這可能是因為配偶在私部門工作，表示配偶的教育可能在某一水準上，與受訪者之間有正向配對的效果；或是夫妻間薪資和工作穩定性是具有互補性，迴歸估計顯示受訪者需賺取較高的薪資以維持家庭既定的生活水準。此結果表示在同一家戶中，配偶間的工作保障性是存在搭配效果的。

大陸籍母親對於移民子女薪資並無顯著的影響。大陸移民出生世代的不同對於薪資有顯著的影響。相對年輕出生世代 1980_89、出生世代 1950_59、1960_69、以及 1970_79 皆有顯著較高的薪資。在模型 (3) 至模型 (5) 中，世代效果估計值的變動呈現遞減的現象潛在工作經驗變數對於移民的薪資變動沒有顯著影響。除了非技術工及體力工之職業外，其他各類職業的工人相較農林漁牧工人，薪資顯著地較高。其中，職業薪資溢酬最高的是為民意代表、企業主管及經理人員 (60.02%)，其次是技術工及有關工作人員 (46.01%)。

在表 4-2 的本地人樣本估計結果，男性和已婚變數估計結果皆是非常顯著，父親和母親的教育程度對於子女的薪資之影響效果與全部樣本估計相同，即父親具有國小和高中及以上的教育程度，或是母親具有高中及以上的學歷時，對子女的薪資具有顯著正向的影響，且影響程度隨母親教育程度而顯著遞增。自身教育程度對薪資的影響效果是顯著遞增，此與全部樣本和大陸移民樣本估計結果相同。本地人使用國語在薪資上有顯著之溢酬，此與大陸移民樣本估計結果不同。在本地人會使用閩南語的情況下，本地人可能在工作上有雙語的相對優勢，工作的選擇性較高，因此使用國語的薪資溢酬顯著較高。

本地人在公部門工作不僅有顯著的薪資溢酬存在，且比大陸移民公部門工作的薪資溢酬還高。配偶在私部門工作以及母親為大陸移民，對於薪資並無顯著的影響，因為大陸移民母親的影響已透過母親的教育呈現在子女的薪資提升上，此與大陸移民實證結果相同。相對於 1980_89 本地人出生世代，

⁸ 表 2-2 和表 4-2 中，全體和本地人樣本迴歸中公部門工作的溢酬率分別為 8.10% 至 11.82%，8.72% 至 12.46%，皆高於表 3-2 中移民公部門工作的薪資溢酬率。

1960_69 出生世代在薪資迴歸中的係數估計值最大, 表示 1960_69 出生世代應是最有生產力的世代, 這與移民樣本的估計結果有些差異。移民 1950_59 出生世代相對 1980_89 出生世代的薪資差異為最大, 且差異隨著世代年輕化而遞減。

潛在工作經驗有顯著正向的影響效果, 其平方項則為負且顯著, 表示以工作經驗為橫軸的薪資輪廓曲線呈現先升後降的貝殼曲線形狀。職業變數的估計結果與大陸移民估計結果相似, 而各項職業均較農林漁牧工作人員有較高的薪資溢酬, 其中以民意代表、企業主管及經理人的薪資溢酬為最高。

綜合大陸移民和本地人樣本的薪資迴歸結果顯示, 男性和已婚者的薪資較高, 移民與本地人樣本均實證父親具有國小和高中及以上的教育程度, 或是母親具有高中及以上的學歷時, 對子女的薪資具有顯著正向的影響, 且影響程度隨母親教育程度而顯著遞增。此外, 自身教育程度對薪資的影響效果是顯著遞增。本地人國語流利性呈現顯著的薪資利得, 但對移民薪資並沒有影響。本地人和大陸移民在公部門工作, 均有顯著的薪資溢酬, 然本地人公部門工作的溢酬率較移民為高。這估計結果顯示, 公部門較私部門的平均薪資為高, 若本地人一旦在公部門工作, 其薪資優勢會較大。大陸移民在公部門工作的比例較高, 工作人口性質較具齊一性, 所以薪資上的優勢程度並不如本地人為高。

無論在大陸移民樣本或是本地人樣本中, 母親為大陸移民之身分對子女薪資雖有些負向的影響但是效果並不顯著。這表示在臺灣的資料中, 父母婚姻組成的不同對子女薪資的影響是不顯著的。此結果與 Rooth and Ekberg (2003) 以瑞典資料所作的研究結果相左。出生世代薪資差異在大陸移民和本地人樣本中均呈現顯著差異, 但是其差異變動型態有些微不同。實證發現本地人的世代薪資差異最鉅, 尤以 1960 世代與年輕世代的薪資差異最大且顯著, 而 1970 世代與年輕世代薪資差異減少。大陸移民和本地人間世代薪資效果之差異隨世代的年輕化在縮減之中。

最後, 大陸移民和本地人樣本之迴歸估計結果中, 皆存有職業溢酬現象, 其中尤以民意代表、企業主管及經理人員的職業溢酬為最高; 不同的是, 本地

人所從事的職業, 所獲得的相對報酬率之估計值均較大陸移民之估計值為高。

5.3 薪資差異分解 — 歧視存在嗎?

薪資差異的分解結果列示於表 5 和表 6 中, 兩項表格皆呈現出採用不同族群薪資結構為參考組的分解結果。表 5 列示五種模型設定之下, 大陸移民和本地人各別的 log 薪資估計值是由 Heckit 第二階段的薪資迴歸估計式所得, 可據以計算出兩群組薪資差異估計值和對應的標準差。在表 5 中, 兩族群薪資分解結果均顯示薪資差異之估計值 (第一個小表格的第 3 列) 雖小為正且顯著異於 0。其中, 我們發現在模型 (4) 設定下, 大陸移民和本地人的薪資差異估計值為最大, 而模型 (1) 設定之下的薪資差異估計值為最小。

不論是以大陸移民或是本地人薪資結構為參考組, 分解結果均顯示可解釋薪資差異部份之估計值雖小為正且顯著異於 0, 而無法解釋薪資差異部份之估計值有些部份是為負, 其絕對值較可解釋部分估計值之絕對值小許多。無法解釋薪資差異的估計值為負, 表示薪資較低的一方在勞動市場中所面對是有利的環境。在以大陸移民薪資結構為參考組下的分解, 可解釋薪資差異的估計值在模型 (2) 中的值為最大, 其次是模型 (3)。在以本地人薪資結構為參考組之分解結果中, 模型 (5) 中的可解釋薪資差異部分的估計值最大, 而模型 (2) 的值為最小。表 5 中不論是以大陸移民薪資結構為參考組下所做的分解結果 (第 1 部分), 或是以本地人薪資結構為參考組所做的分解結果 (第 2 部分) 是非常相似的, 且表 6 中也呈現相同結果。

在表 6 中第 1 部分分解結果, 是以大陸移民薪資結構為參考組所求導出來分解分析結果, 並以百分比率表示, 可對應表 5 中第 1 部分的 (A) 和 (B) 估計結果。表 6 中第 2 部分分解結果則是以本地人薪資結構為參考組, 分解分析結果是對應表 5 中第 2 部分之 (A) 和 (B) 兩項。表 6 中顯示兩族群薪資的差異, 主要是由市場生產力或是可解釋的特性所說明, 而不可解釋的部分佔薪資差異非常微小的比例, 並且有的是負值, 表示實證結果顯示本地人在臺灣

表 5 薪資差異分解——以薪資水準表示

log 薪資估計值	模型 (1)		模型 (2)		模型 (3)		模型 (4)		模型 (5)			
大陸移民	5.8992		5.9024		5.8447		5.8422		5.8432			
本地人	5.6993		5.6994		5.6320		5.6199		5.6262			
薪資差異		標準差		標準差		標準差		標準差		標準差		
$(\ln \hat{W}_M - \ln \hat{W}_H)$	估計值	0.1999***	0.0678	估計值	0.2029***	0.0524	估計值	0.2127***	0.0268	估計值	0.2169***	0.0265
1. 以大陸移民薪資結構為參考組之分解結果												
差異分解	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差
(A) 可解釋薪資	0.2332***	0.0329	0.2441***	0.0360	0.2043***	0.0368	0.2059***	0.0370	0.2178***	0.0357		
差異的部份												
$\beta_M(\bar{x}_M - \bar{x}_H)$												
(B) 無法解釋薪資												
差異的部份												
$\bar{x}_H(\beta_M - \beta_H)$	-0.0333***	0.0802	-0.0412***	0.0631	0.0084***	0.0420	0.0163***	0.0418	-0.0008***	0.0399		
2. 以本地人薪資結構為參考組之分解結果												
差異分解	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差	估計值	標準差
(A) 可解釋薪資	0.2160***	0.0147	0.2026***	0.0516	0.2245***	0.0475	0.2262***	0.0483	0.2307***	0.0472		
差異的部份												
$\beta_H(\bar{x}_M - \bar{x}_H)$												
(B) 無法解釋薪資												
差異的部份												
$\bar{x}_M(\beta_M - \beta_H)$	-0.0161	0.0674	0.0004***	0.0715	-0.0118***	0.0505	-0.0039***	0.0509	-0.0138***	0.0495		

資料來源：由表 3 和表 4 薪資迴歸結果計算而得。

表 6 薪資差異分解結果 — 以百分比率表示

1. 以大陸移民薪資結構為參考組					
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
(A) 可解釋薪資差異的部分 可觀察特性的差異 (稟賦差異)	24.20	25.30	21.10	23.00	22.30
(B) 無法解釋薪資差異的部分 (歧視) = (B1) + (B2)	-3.60	-4.30	0.80	1.80	0.50
(B1) 係數的差異	42.40	41.70	40.30	41.00	45.30
(B2) 常數項的差異	-46.00	-46.00	-39.50	-39.20	-44.80
(C) 總差異 = (A) + (B)	20.70	21.00	21.90	23.00	22.80
(D) 可解釋的部分佔總差異的比例 (A/C)	117.10	120.50	96.30	92.30	98.00
(E) 歧視佔總差異的比例 (B/C)	-17.10	-20.50	3.70	7.70	2.00
2. 以本地人薪資結構為參考組					
	模型 (1)	模型 (2)	模型 (3)	模型 (4)	模型 (5)
(A) 可解釋薪資差異的部分 可觀察特性的差異 (稟賦差異)	22.30	21.00	48.50	23.10	23.60
(B) 無法解釋薪資差異的部分 (歧視) = (B1) + (B2)	-1.70	0.10	-1.10	-0.20	-0.70
(B1) 係數的差異	44.30	46.10	38.40	39.00	44.10
(B2) 常數項的差異	-46.00	-46.00	-39.50	-39.20	-44.80
(C) 總差異 = (A) + (B)	20.70	21.00	21.90	23.00	22.80
(D) 可解釋的部分佔總差異的比例 (A/C)	108.00	99.60	105.10	100.70	103.20
(E) 歧視佔總差異的比例 (B/C)	-8.00	0.40	-5.10	-0.70	-3.20

資料來源: 由表 3 和表 4 薪資迴歸結果計算而得, 表 6 第 1 部分可對應到表 5 中的第 1 部分, 而表 6 第 2 部分可對應到表 5 中的第 2 部分。

的勞動市場中是較有優勢的工作環境, 例如一般職場是以閩南語為主, 較歡迎能同時使用流利的閩南語和國語的職工。

綜上, 不論在何種的薪資結構參考組之下, 模型設定不同但是實證結果是一致, 薪資差異分解分析結果顯示差異的主要的變動來源是可解釋的勞動

生產力之差異, 顯著且比例很高, 此也表示本研究實證結果是具有完善性 (robustness)。

6. 結論

移民文獻中以研究經濟移民為主, 且少有研究亞洲移民資料。本文分析以政治避難為動機的中國大陸移民在臺灣勞動市場中的表現, 正好填補此一研究上的需要。本研究探究自 1949 年以後由中國大陸移入臺灣之移民與本地人間薪資差異的主要決定因素, 以及薪資差異主要的解釋來源。論文中分析大陸移民與本地人間之出生世代薪資差異變動, 並檢視隨著移民時間增加, 族群間的世代薪資差異是否會漸漸消失。本研究使用「臺灣社會變遷調查資料」中, 1992、1993、1995、2000、2003 和 2005 等六年的橫斷面資料進行此項研究。

研究的結果如下。首先, 影響薪資差異的因素主要是, 父親具有國小和高中及以上的教育程度, 或是母親具有高中及以上的學歷時, 對子女的薪資具有顯著正向的影響, 且影響程度隨母親教育程度增加而顯著遞增。自身的教育程度、在公部門工作、工作經驗以及職業選擇的不同皆是解釋大陸移民和本地人薪資重要的決定因素。實證結果顯示, 父親為第一代移民的身分並無顯著影響子女薪資的效果, 父母族群婚配組成的不同, 對於移民子女薪資所得是沒有影響的, 表示移民子女融入勞動市場的速度, 與母親是否為本地人無關, 但是與母親的教育程度有正向顯著的關係。這項結果和國外的研究結論是不同的, 主要是因為國外移民和本地人間的文化和語言差異較大所致。本地人在公部門工作有顯著的薪資溢酬, 且使用國語也會顯著提高薪資, 但是移民使用國語並無顯著的薪資利得存在, 此可能反映本地人在勞動市場中具有閩南語和國語雙語之優勢。

其次, 族群間薪資差異顯著存在但是幅度不大, 造成薪資差異的主要來源是可解釋的部份 (生產力的差異), 而無法解釋的部份 (歧視) 不僅是非常小, 且結果顯示勞動市場工作環境是有利於本地人的。族群內之世代薪資差

異不但顯著，而且大陸移民和本地人族群間之世代薪資差異也非常明顯。但是大陸移民和本地人間之世代薪資差異會隨著出生世代的年輕化而縮減。

本論文探究和比較具有政治難民經驗的大陸第一代移民與臺灣本地人在勞動市場中薪資差異的原因和決定因素，就如 Chiswick (2001) 研究的論述，若政治難民有能力，其會傾力投資小孩的教育，因為這是一種可攜帶式的資產 (portable assets)，不會受到再次遷移的影響。這也是政治難民和經濟移民在移民接受國的遷移動機之顯著差異。本研究實證結果支持此種觀點，不僅大陸移民的子女平均教育程度較高，且其教育報酬率也很高。更重要的是，過去國外的移民研究中，移民的平均薪資是低於本地人薪資，移民是正向地融入本地市場。相對的，本研究中移民的平均薪資是高過本地人的薪資，所探討的是移民負向融入勞動市場的情況，也是既存文獻中所缺乏的。

參考文獻

- 吳慧瑛 (2007), 「家庭背景與教育成就 — 五個出生世代的比較分析」, 《人口學刊》, 34, 109–143。
- 黃芳玫與吳齊殷 (2010), 「臺灣國中學生個人特質、家庭背景與學業成績 — 追蹤調查資料之研究」, 《經濟論文叢刊》, 38(1), 65–97。
- 陳婉琪 (2005), 「族群、性別與階級 — 再探教育成就的省籍差異」, 《臺灣社會學》, 10, 1–40。
- 蔡淑鈴 (2004), 「高等教育的擴展對教育機會分配的影響」, 《臺灣社會學》, 7, 47–88。
- Becker, G. (1981), *A Treatise on the Family*, Cambridge, MA: Harvard University Press.
- Behrenz, L., M. Hammarstedt, and J. Mansson (2007), “Second-Generation Immigrants in the Swedish Labour Market,” *International Review of Applied Economics*, 21(1), 157–174.
- Blinder, A. S. (1973), “Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates,” *Journal of Human Resources*, 8, 436–454.
- Boyd, M. and E. M. Grieco (1998), “Triumphant Transitions: Socioeconomic Achievements of the Second Generation in Canada,” *International Migration Review*, 32(4), 853–876.

- Carliner, G. (1980), "Wages, Earnings, and Hours of First, Second, and Third Generation American Males," *Economic Inquiry*, 18(1), 87–102.
- Chiswick, B. R. (1977), "Son of Immigrants: Are They at an Earnings Disadvantage?" *American Economic Review*, 67, 376–380.
- Chiswick, B. R. (1978), "The Effect of Americanization on the Earnings of Foreign-Born Men," *Journal of Political Economy*, 86, 897–922.
- Chiswick, B. R. (1986), "Is the New Immigration Less Skilled than the Old?" *Journal of Labor Economics*, 4, 168–192.
- Chiswick, B. R. (1988), "Differences in Education and Earnings across Racial and Ethnic Groups: Tastes, Discrimination, and Investments in Child Quality," *Quarterly Journal of Economics*, 103(3), 571–597.
- Chiswick, B. R. (2001), "A Mode of Destination-Language Acquisition: Application to Male Immigrants in Canada," *Demography*, 38(3), 391–409.
- Chiswick, B. R. and P. Miller (1985), "Immigrant Generation and Income in Australia," *Economic Record*, 61(173), 540–553.
- Duleep, H. O. and M. Regets (1996), "The Elusive Concept of Immigrant Quality: Evidence from 1970–1990," *IZA Discussion Paper*, No. 631.
- Duleep, H. O. and M. Regets (1997), "Measuring Immigrant Wage Growth Using Matched CPS Files," *Demography*, 34, 239–249.
- Gang, I. N. and K. F. Zimmermann (2000), "Is Child Like Parent? Educational Attainment and Ethnical Origin," *Journal of Human Resources*, 35(3), 550–569.
- Heckman, J. (1979), "Sample Selection Bias as a Specification Error," *Econometrica*, 47(1), 153–161.
- La Londe, R. J. and R. H. Topel (1991), "Immigrants in the American Labor Market: Quality, Assimilation, and Distributional Effects," *American Economic Review Papers and Proceedings*, 81(2), 297–302.
- La Londe, R. J. and R. H. Topel (1993), "Economic Impact of International Migration and the Economic Performance of Migrants," in M. R. Rosenzweig and O. Stark, (eds), 799–850, *Handbook of Population and Family Economics*, Amsterdam; New York: Elsevier.
- Lin, H. and H. C. Lee (1999), "The Crossroads of Ethnicity and Gender: Intergenerational Household Resource Allocation Strategies in Taiwan," *Journal of Social*

- Sciences and Philosophy*, 11(4), 475–528.
- Maani, S. A. (1994), “Are Young First and Second Generation Immigrants at a Disadvantage in the Australian Labor Market?” *International Migration Review*, 28(4), 865–882.
- Oaxaca, R. (1973), “Male-Female Differentials in Urban Labor Markets,” *International Economic Review*, 14, 693–709.
- Palameta, B. (2007), “Economic Integration of Immigrants’ Children,” *Perspectives on Labor and Income*, 8(10), 3–16.
- Riphahn, R. T. (2003), “Cohort Effects in the Educational Attainment of Second Generation Immigrants in Germany: An Analysis of Census Data,” *Journal of Population Economics*, 16(4), 711–737.
- Rooth, D.-O. and J. Ekberg (2003), “Unemployment and Earnings for Second-Generation Immigrants in Sweden, Ethnic Background and Parent Composition,” *Journal of Population Economics*, 16(4), 787–814.
- Smith, J. P. (2003), “Assimilation across the Latino Generations,” *American Economic Review*, 93(2), 315–319.
- Tsay, W. J. (2006), “The Educational Attainment of Second-Generation Mainland Chinese Immigrants in Taiwan,” *Journal of Population Economics*, 19, 749–767.
- van Ours, J. C. and J. Veenman (2003), “The Educational Attainment of Second Generation Immigrants in the Netherlands,” *Journal of Population Economics*, 16(4), 739–753.
- Vilhelmsson, R. (2000), *Ethnic Differences in the Swedish Youth Labor Market*, Stockholm: Institute of Social Research, Stockholm University.
- Wooldridge, M. J. (2001), *Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data*, Cambridge, MA: The MIT Press.
- Zimmermann, K. F. (1995), “Tackling the European Migration Problem,” *Journal of Economic Perspectives*, 9, 45–62.

**ACCOUNTING FOR EARNINGS DIFFERENTIALS
BETWEEN SECOND-GENERATION
IMMIGRANTS AND NATIVES IN TAIWAN**

Mei Hsu*

Department of Economics
National Taipei University

Been-Lon Chen

Institute of Economics
Academia Sinica

Keywords: Wage differentials, Immigrants, Natives, Oaxaca decomposition

JEL Classification: J31, O15

* Correspondence: Mei Hsu, Department of Economics, National Taipei University, New Taipei City 237, Taiwan. Tel: (02) 8674-7129; Fax: (02) 2673-9880; E-mail: mhsu@mail.ntpu.edu.tw. The authors are grateful to anonymous referees for valuable comments and suggestions.

ABSTRACT

Most existing research on immigrants has focused on immigrants with economic motivation. This paper fills the gap by studying political immigrants to Taiwan. We compare the labor market performance between the generations of the immigrants from China to Taiwan after 1949 and natives in Taiwan. Natives are represented by Hokkien and Hakka. Three main findings are as follows. First, the status of an immigrant's father being a first-generation mainlander and/or an immigrant's mother being a native has no significant effect on earnings of adult children. Instead, the status of being a more highly educated mother affects earnings of those second-generation children significantly. Meanwhile, as compared to their immigrant counterparts, natives have higher earnings if they work in the public sector or if they have language proficiency in Mandarin. Second, different from other countries, immigrants on average have wages higher than natives in Taiwan. The wage differential can be almost fully explained by explainable factors, the productivity differential in the labor market, rather than unexplainable or "discrimination" factors. Finally, wage differentials within a specific ethnic cohort and between immigrants and natives across cohorts are significant, but the earnings gap between immigrants and natives have shrunk for younger cohorts.