

## 臺灣教育不均與所得差距之關係： 空間計量方法應用

林俊宏\*、張振皓\*\*、王淳玄\*\*\*

### 摘要

臺灣從 1968 年實施九年國民教育，教育不均度開始逐年下降，但所得差距卻逐年提升，代表所得分配的惡化。過去文獻大都關注在所得不均，鮮少聚焦在教育不均上，因此本研究將以 1999 年到 2014 年臺灣各縣市區域資料，探討教育不均度與所得差距之間的關係。現今各縣市交通運輸方便，除受自身影響外，也受到鄰近縣市外溢效果的影響，故本研究將使用空間計量模型，並使用聯立方程式以消除內生性。實證結果顯示教育不均度與所得差距皆有空間相關性，即各縣市間存在教育不均外部性和所得差距外部性，因此教育不均與所得差距會因為空間外溢效果受到鄰近區域的影響，所得差距越小的縣市亦會互相相鄰。再者，我們也發現教育不均度與所得差距互為因果的關係。

**關鍵詞：**教育不均度、所得差距、空間計量模型

---

\* 作者為淡江大學產業經濟學系教授，E-mail: chlin@mail.tku.edu.tw。

\*\* 作者為永豐金證券科長。

\*\*\* 通訊作者為銘傳大學財務金融學系副教授，E-mail: chhwang@mail.mcu.edu.tw。

## 一、前言

隨著科技日新月異，經濟蓬勃的發展，教育成爲了一個國家進步不可或缺的基礎人力資本投資，教育會影響到一個人的價值觀、基礎知識的概念、個人特質的培養，進而影響到一個國家的就業市場，所以教育研究的問題對於國家進步是相當重要。實現教育公平分配是現代政府積極追求的目標之一，一個國家平均教育年數越高，該國的教育資源分配越平均，普遍相信越能有效改善國家的國民所得水準。

臺灣自從 1968 年開始實施九年國民教育，基礎教育成爲義務教育，依照國民教育法規定，6 歲至 15 歲國民，應受國民義務教育，以養成德、智、體、群、美五育均衡發展，提升全國國民基礎素養，中小學數量也從 1968 年的 2731 間提升到 3365 間。基礎教育穩固之後，政府更積極的提升高等教育，在 1997 年後廣設大學、鼓勵專科升級爲技術學院或是將獨立學院規模擴大改制爲大學，我國的平均教育年數也逐年上升，25 歲以上的國民平均就學年數從 2007 年的 10.9 年到 2017 年的 12.1 年。

隨著平均教育程度不斷提升，表示我國的平均人力資本水平提高，一般擁有較高教育水平的國家其經濟發展程度也越好，但是在經濟繁榮的同時，卻隱含著貧富差距擴大的現象。由行政院 105 年主計處家庭收支調查報告來看，臺灣的吉尼係數及所得五等分位差距倍數從 1997 年的 0.32 及 5.41 到 2016 年的 0.336 及 6.31，都有明顯的提升，表示我國的貧富差距日益擴大。

過去許多文獻探討造成所得不均的問題，如 Rosen (1983)、Park (1996)、Chu and Jiang (1997)、Keller (2010)、陳建良(2014)，影響所得不均因素包含人口老齡化、教育程度、戶長性別、政府投入教育經費等，其中對於教育程度對所得不均的影響更是有許多不同的看法，王保進(1989)、Gregorio and Lee (2002)、Lin (2007)都指出教育發展程度越高對於所得不均惡化都能有改善的效果，而 Hendel et al.(2005)、李念蓓(2010)、陳建豪(2015)、Koutmeridis (2018)則是有相反的結果，提升教育程度並不會改善所得不均，反而會使其惡化，或是根本不會造成影響。

再者，概念上而言，教育乃決定薪資(所得)的重要因素之一。平均而言，教育程度愈高，則平均所得愈高；反之，亦然。故當某區域之教育不均度愈高時，其所得亦可能呈現愈不均的情形。反之，所得的高低亦可能影響到子女受教育的機會。所得愈高的家庭，其子女受到高的教育程度之機會較高；而所得較低的家庭，其子女的受教水準較低。故所得不均亦會影響到教育的不均度。由以上的討論，此二者有相互的因果關係，此即本文所提及之內生性的問題。

然而以上文獻都是以國家來探討，鮮少有人將樣本細分為區域，以區域為觀察目標探討教育不均度與互相影響之關係。Anselin (1988)指出幾乎所有空間數據都具有空間相關性，區域間的教育發展以及所得差距也不例外。臺灣各縣市的經濟、人口、文化都各有所不同，而且地理位置的差距也會造成人口移動的問題，大部分的人都會想移居到經濟發展程度較高的城市，因為經濟發展越高的城市能提供更高的勞工薪資環境，分配到的教育資源也相對較多，以上結果就會造成區域間的差距，而其效果也會因為縣市間的政策不同而有不同的影響。

本研究與過去文獻較不同的地方為使用國內區域間的資料來探討各區域(縣市)教育發展及所得不均之間的關係，教育發展之程度將以教育不均度進行計算，進一步了解各縣市間教育資源分配的狀況，而所得不均將以所得差距倍數去觀察前 10%所得的人與後 10%所得的人之間的差距倍數。因為兩項變數都有可能互為因果關係(内生性)，所以使用兩階段空間聯立方程來消除其内生性，探討兩者之間互相關係，以提供學術界及政府作為政策制定的參考依據。

本研究結構如下，第一部分為研究動機及目的，第二部分為文獻回顧，第三則為資料來源與分析，第四部分為研究方法與模型，第五為實證結果分析。最後為結論及對此研究進行結果整理，並討論其後續研究建議。

## 二、文獻回顧

教育自古以來都被視為一個國家人力資本累積重要項目之一，通常對教育資源投入越多，則人力資本水平上升，反之，教育發展投入越少，人力資本水平也會減少，透過教育擴張來提升人力資本，進而帶動總體經濟發展以及增加平均所得，許多文獻中都有證實，例如：Rosen (1983)、Park (1996)、Barro (2001)、Abdullah et al. (2011)。先前也有文獻關注於區域間或城鄉間學童教育不均度的研究，如 Brunello and Checchi (2007)、Pfeffer (2008)、Breen et al. (2009)等，這些研究部分是分析世界各國教育不均度的現象和變化的趨勢，部分研究則是針對某一特定國家來分析，並探討其變化的主要因素。

### (一) 教育發展與所得不均之間的關係

教育是人力資本形成的重要因素，直觀來看教育發展確實能有效改善所得差距的問題，而教育發展越高該地區的教育不均度則會下降，所以教育不均度與所得不均度的關係是正向關係。Becker and Chiswick (1966)使用美國、加拿大、墨西哥等區域樣本，研究教育資源的投入對於收入分配的影響，結果說明平均教育水平越低的國家其所得分配越不平均，而 Gregorio and Lee (2002)觀察 1960 年至 1990 年多國數據，以教育年數的標準差代表教育不均度，研究教育如何影響所得分配，實證結果為教育程度越高且教育分配越平均會使得所得不均度下降，而且社會支出的增加也會讓所得分配惡化的問題得到改善。

臺灣地區相關的文獻有王保進(1989)以民國 53 年至 76 年臺灣經濟發展、教育發展、政治民主、所得不均等指標，探討所得不均的發展，研究結果顯示教育發展對所得分配有顯著的影響，隨著教育普及化，國民教育分配越來越平均，有效改善社會所得不均的問題。近年來對於臺灣高等教育的擴張對於所得分配的影響也有文獻研究，如：Lin (2007)觀察臺灣從 80 年代末開始擴張高等教育，提升平均教育水平，使用 1976 年至 2003 年教育擴張與所得不均度的關係進行實證分析，導入教育 Gini 係數分析臺灣教育擴張下教育不

均度的變化，實證結果為臺灣的平均受教育年數逐年增加，教育不均度得到改善且有利於所得分配。

但是也有部分文獻認為教育不均與所得分配之間是呈現負向關係，兩者無法互相改善，Hendel et al. (2005)指出教育能夠提升個人能力，但並非每個人都有能力負擔教育支出，政府透過經濟補助使所有人能夠有均等的機會完成教育，但卻未注意到教育政策所導致的所得不均擴張問題，研究結果顯示當平均受教育的程度上升，市場上教育程度較低的人減少，雇主相對會用較低的薪資去雇用教育程度較差者，導致高教育程度者與低教育程度者的所得差距會擴大。部分學者也有研究亞洲區域教育對於所得分配的影響，李念蓓(2010)探討 1980 年到 2007 年臺灣、日本、中國大陸，教育經費、經濟成長與所得不均的相互關係。其結果顯示，教育經費的投入對經濟成長有負向關係，而教育經費的投入無法改善所得不均，反而是經濟成長能帶動所得不均的改善。亦有研究是將教育程度細分為高等、中等和低等教育做更進一步的探討，陳建豪(2015)使用臺灣主計處家庭收支調查資料，將 1982 年到 2013 年臺灣家庭戶長教育程度分為高、中、低，探討不同教育程度對於所得不均度的影響，以及拆解所得來源分析不同教育程度所得不均的原因，實證結果為教育越高的戶長期所得不均越高，而惡化高等教育的所得不均來源為受僱人員報酬、產業主所得、資本收入。Koutmeridis (2018)使用美國資料發現當高等教育擴大時，使接受過高等教育者與未受過高等教育者的技術差異擴大，這將會減少未受過高等教育者的工資，而受過高等教育者的薪資相對維持平穩，造成兩者的所得差距日益擴大。以上文獻可以觀察教育跟所得分配存在正負關係，而本文將加入區域間的空間外溢效果觀察兩者互相的關係。

由於本研究使用區域分布的資料，在研究方法上有必要考量到資料的問題和分析方法。在實證研究上，針對資料的特殊性，近幾年的相關文獻已經開始運用空間計量模型 (spatial econometric model)來探討。在空間計量實證方法上，Anselin (1988)提到空間計量模型可以用來處理空間相關性 (spatial dependence)和空間異質(spatial heterogeneity)的問題，尤其在使用區域資料，上述的特性更應該被注重。所以在分析空間資料時，若僅採用傳統的計量模

型，將有可能造成偏誤。因此空間計量模型普遍使用於實證分析上，學者也證明忽略空間效果將可能因為解釋變數內生性的問題導致模型推論錯誤，相關文獻如 Anselin (2001)；Lesage and Pace (2009)等。討論各區域教育發展或社會變遷時，其變化的來源除了區域間人口和資本流動所帶來的外溢效果外，區域間無形的交流所帶來的經濟與社會層面的外溢也是不可不考慮的因素。由於過去文獻較少使用空間聯立方程式來解釋臺灣地區教育不均度及所得分配之間的關係，所以本研究使用空間聯立方程式分析從 1999 年至 2014 共 16 年臺灣 20 縣市的區域資料，探討臺灣地區間教育不均度以及所得不均的相互關係。

### 三、資料來源與變數敘述

本節將對於本研究所需的變數以及資料來源進行詳細說明，並且加入空間權重，區別出傳統 OLS 模型與二階空間聯立方程式的差異。本節將分為三部分：第一為資料來源的說明，第二為本研究模型所需變數的建立方法與說明，第三部分則為各變數的敘述統計量之呈現。

#### (一) 資料來源

本研究實證模型所需要的變數包括臺灣各縣市的人口教育不均度、所得差距、教育程度、性別組成比例、家庭人口大小、產業結構、人口老齡化和教育支出比例，時間為 1999-2014 年共 16 年 20 個縣市的資料，資料來源主要是來自於行政院主計處臺灣家庭收支調查報告資料以及中華民國統計資訊網和財稅資料中心，其中教育不均度及所得差距為本研究透過中華民國統計資訊網及財稅資料中心的資料自行計算。

行政院主計處之「臺灣家庭收支調查報告」資料調查區域為臺灣各縣市，調查對象為居住於臺灣地區內具有中華民國國籍之個人及其所組成之家庭，調查項目包含家庭設備及住宅狀況、經常性收支、家庭戶口組成，根據以上項目計算出家庭設備普及率、平均每戶可支配所得、自有住宅率、消費及儲

蓄。中華民國統計資訊網為行政院主計處所架設的統計資訊網站，其資料內容為臺灣的總體經濟資料包含物價指數、國民所得、經濟成長與社會指標等項目，也有其他部門發布以縣市為單位統計出各縣市的指標，如土地面積、人口概況、教育文化、產業概況等。財稅資料中心為財政部所建立的財政資訊中心，其資料內容分為國稅資訊、地方稅資訊，細項包括綜合所得稅結算、營利事業所得稅、貨物稅及菸酒稅、房屋稅等。

本研究將以 2014 年最新的縣市地區進行資料分類，臺灣行政區變更成 6 直轄市、3 市、13 縣，並將先前未合併過之縣市資料加總得到新的數據，如桃園市與桃園縣、臺中市與臺中縣、臺南市與臺南縣以及高雄市與高雄縣。因本研究著重在探討空間外溢效果所帶來的影響，故在臺灣縣市資料中將納入離島澎湖的資料，以確認空間外溢效果之存在與否，但因金門、馬祖的人口過少，加上資料年數不夠齊全，所以不納入考慮。

本研究將先以尚未考慮空間外溢效果的情況下先進行一般傳統的追蹤迴歸模型估計，之後再使用兩階段空間聯立方程模型加入空間權重矩陣衡量空間外溢效果及消除變數間的內生性。

## (二) 變數定義

### 1. 教育不均度 (egini)

教育不均度的值應介於 0 與 1 之間，值越小代表教育分配越平均，值越大代表教育分配越不平均。臺灣從 1968 年開始推動九年國民義務教育，2011 年更積極擴張教育水平，改為 12 年國民基本教育，在教育不斷的擴張下，應該會拉近我國國民的教育不均度，並且因各縣市提供的教育資源不同，而有不同的變化。我們將使用 Gini 係數的概念來計算各縣市人口的教育不均度，因此將教育程度分成以下 7 類：不識字、小學畢業、國中畢業、高中職畢業、專科畢業、大學畢業、碩士以上學歷，其受教育年數則分別為 0、6、9、12、14、16、18 以上等。各縣市人口的平均受教育年數為：

$$\mu = \sum_{x=1}^7 P_i E_i \quad (1)$$

其中 $P_i$ 為第 $i$ 類學歷的人口比例， $E_i$ 為第 $i$ 類學歷的人受教育年數。

教育不均度則可由 Gini 係數的公式計算：

$$\text{educational Gini} = \left(\frac{1}{\mu}\right) \sum_{i=2}^7 \sum_{j=1}^{i-1} P_i |E_i - E_j| P_j \quad (2)$$

我們亦可由各縣市人口的學歷分配描繪出圖 1「教育羅倫斯曲線」(Educational Lorenz Curve)。透過教育 Gini 係數的估算及教育羅倫斯曲線的描繪，在不同的時期及不同的縣市或區域，我們將可清楚觀察到各縣市人口教育不均的發展趨勢。其中 45 度對角線為完全平均線(line of equality)，而曲線部分則是該縣市人口真實教育程度的分布狀況，由圖 2 能觀察到臺灣的教育羅倫斯曲線(由上而下分別為 1999 年、2007 年及 2014 年)，有越來越平緩的趨勢，而臺灣的教育 Gini 係數逐年的變小，表示以整個臺灣來看，教育資源分配有越來越平均的現象。



臺灣教育不均與所得差距之關係：空間計量方法應用

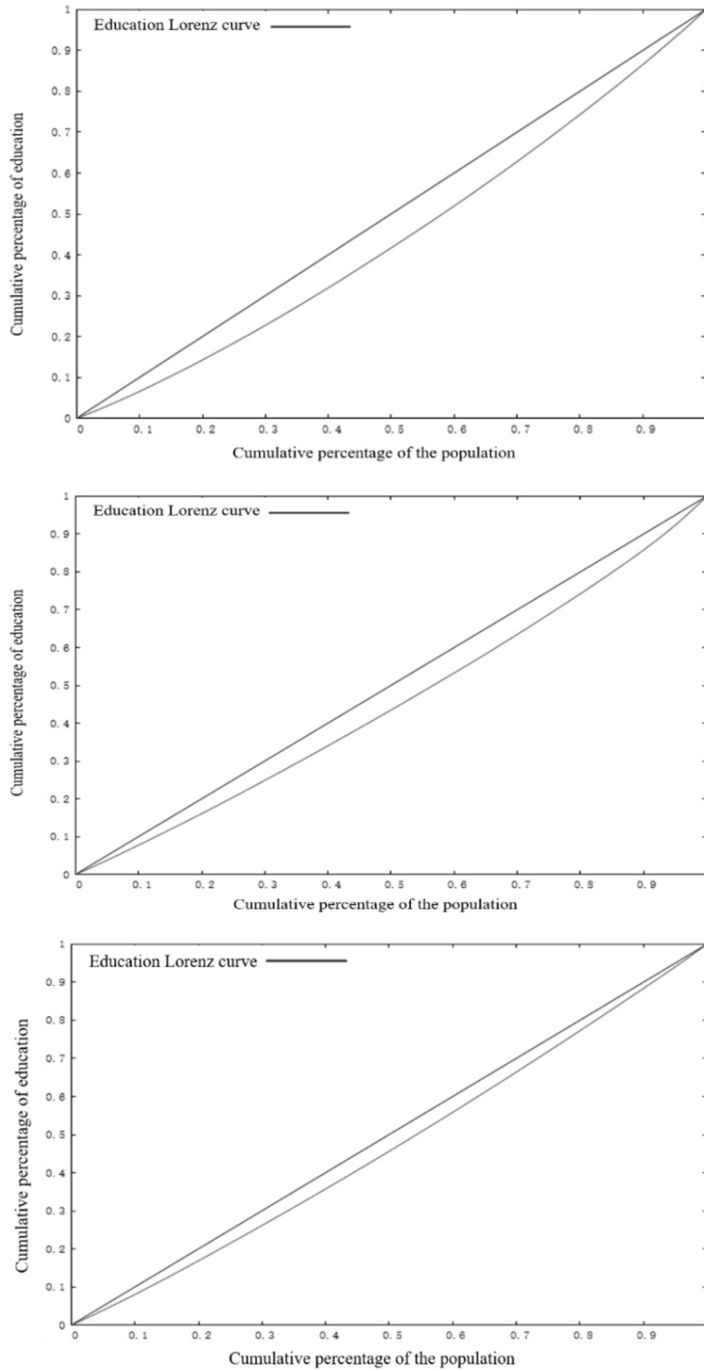


圖 1：臺灣教育羅倫斯曲線(1999 年、2007 年、2014 年)

表 1：1999-2014 年臺灣各縣市教育不均衡度

縣市	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014
臺北市	0.1953	0.1897	0.1849	0.1806	0.1624	0.1606	0.1580	0.1561	0.1555	0.1547	0.1528	0.1505	0.1478	0.1456	0.1436	0.1419
高雄市	0.2062	0.2031	0.2016	0.1998	0.1873	0.1856	0.1839	0.1820	0.1803	0.1788	0.1772	0.1741	0.1726	0.1711	0.1693	0.1675
臺中市	0.1968	0.1939	0.1920	0.1897	0.1775	0.1759	0.1740	0.1724	0.1709	0.1692	0.1674	0.1644	0.1627	0.1614	0.1599	0.1582
基隆市	0.1987	0.1960	0.1946	0.1922	0.1782	0.1765	0.1746	0.1731	0.1712	0.1701	0.1683	0.1674	0.1664	0.1651	0.1638	0.1620
臺南市	0.2184	0.2162	0.2150	0.2138	0.2040	0.2021	0.1999	0.1979	0.1961	0.1944	0.1922	0.1884	0.1863	0.1844	0.1824	0.1803
嘉義市	0.2037	0.2005	0.1978	0.1943	0.1828	0.1808	0.1786	0.1768	0.1723	0.1708	0.1693	0.1677	0.1653	0.1649	0.1628	0.1609
新竹市	0.2065	0.2032	0.1987	0.1960	0.1819	0.1799	0.1778	0.1758	0.1729	0.1703	0.1682	0.1663	0.1642	0.1622	0.1621	0.1582
新北市	0.1893	0.1872	0.1853	0.1836	0.1708	0.1688	0.1679	0.1667	0.1629	0.1621	0.1611	0.1604	0.1596	0.1588	0.1579	0.1568
宜蘭縣	0.2179	0.2211	0.2202	0.2193	0.2071	0.2057	0.2035	0.2018	0.1963	0.1945	0.1925	0.1908	0.1887	0.1870	0.1850	0.1826
桃園市	0.2136	0.2045	0.1983	0.1936	0.1756	0.1736	0.1712	0.1698	0.1652	0.1640	0.1629	0.1616	0.1605	0.1591	0.1575	0.1559
新竹縣	0.2034	0.2005	0.1987	0.1965	0.1856	0.1847	0.1822	0.1804	0.1752	0.1736	0.1720	0.1702	0.1686	0.1666	0.1645	0.1622
苗栗縣	0.1985	0.1991	0.1989	0.1980	0.1893	0.1874	0.1859	0.1845	0.1782	0.1777	0.1763	0.1750	0.1737	0.1723	0.1709	0.1690
南投縣	0.2119	0.2129	0.2135	0.2135	0.2018	0.2002	0.1983	0.1969	0.1918	0.1905	0.1888	0.1875	0.1861	0.1825	0.1813	0.1793
彰化縣	0.2461	0.2145	0.2394	0.2370	0.2233	0.2208	0.2185	0.2162	0.2101	0.2082	0.2056	0.2038	0.2016	0.1994	0.1973	0.1950
雲林縣	0.2551	0.2537	0.2525	0.2517	0.2385	0.2358	0.2332	0.2311	0.2250	0.2231	0.2209	0.2174	0.2150	0.2130	0.2105	0.2077
嘉義縣	0.2476	0.2465	0.2454	0.2441	0.2328	0.2306	0.2279	0.2266	0.2199	0.2177	0.2157	0.2139	0.2121	0.2102	0.2080	0.2056
屏東縣	0.2228	0.2210	0.2189	0.2169	0.2053	0.2032	0.2008	0.1992	0.1936	0.1918	0.1899	0.1879	0.1862	0.1846	0.1828	0.1807
花蓮縣	0.1956	0.1955	0.1949	0.1958	0.1865	0.1859	0.1841	0.1828	0.1757	0.1746	0.1735	0.1725	0.1713	0.1703	0.1691	0.1675
臺東縣	0.2139	0.2135	0.2136	0.2130	0.2033	0.2028	0.2012	0.2003	0.1943	0.1932	0.1913	0.1903	0.1893	0.1889	0.1870	0.1852
澎湖縣	0.2145	0.2149	0.2144	0.2137	0.2081	0.2072	0.2062	0.2059	0.1985	0.1970	0.1947	0.1939	0.1931	0.1916	0.1899	0.1876

資料來源：整理及計算自中華民國統計資訊網

表 1 能觀察到各縣市從 1999 年至 2014 年教育 Gini 的變化，平均值最小的三個縣市分別為臺北市(0.1612)、新北市(0.1687)、臺中市(0.1741)，表示這三個縣市的教育分配最為平均，而平均值最大的三個縣市分別為雲林縣(0.2302)、嘉義縣(0.2252)、彰化縣(0.2148)，表示這三個縣市的教育相較其他縣市分配較不平均，從區域來看北部及中部教育分配較平均，而南部教育分配較不平均。

## 2. 所得不均度 (ineq)

各縣市所得不均度一般由行政院主計處臺灣家庭收支調查報告之樣本資料計算而得，但由於家庭收支調查報告是以臺灣地區整體代表為主要考量進行抽樣，而抽樣調查將難以顯示各個縣市真實的代表性，因此本研究使用財稅資料中心每年綜合所得稅的申報資料，以所得差距倍數作為所得不均度的替代變數，當所得差距倍數減少時，代表所得分配越平均，反之，所得差距倍數增加時，表示所得分配越不平均。所得差距倍數是依據全國每年每戶申報的綜合所得稅之稅後總額，將各家戶所得由小至大排序後，依照總戶數分為十等分，再將最高百分之十申報戶之綜合稅後所得總額除以最低百分之十申報戶之綜合稅後所得，算出所得差距倍數。

表 2 能觀察到 1999-2014 年臺灣各縣市所得差距倍數的變化，平均差距最大為臺北市(56.17)及新竹市(50.19)，平均差距最小為嘉義縣(8.28)及雲林縣(8.94)，從標準差來看可以發現變化最為劇烈的為新竹市(13.12)，變化最小的為南投縣(1.5)，由此可見，臺灣各縣市間的所得差距倍數都有很大的不同，尤其是以北部區域倍數差距較大，代表該縣市的所得分配越不平均。

## 3. 人口教育結構—大專以上 (education)

現今我國教育為 12 年基本國民教育，隨著大專院校及大學的大量增設，目前我國國民教育幾乎都在大學以上，因此本研究依行政院主計處中華民國統計資訊網之統計資料，以 15 歲以上民間人口受大專以上教育者占 15 歲以上民間人之百分比，代表我國平均教育程度之高低。

## 4. 性別比 (gender)

過去在傳統觀念束縛下，男性所分配到的教育資源遠遠大過於女性，但

表 2：1999-2014 年稅後所得差距倍數基本統計：依縣市區分

變數	稅後所得差距倍數(各縣市)				
	縣市	平均值	標準差	最小值	最大值
臺北市		56.17	5.89	48.69	67.72
新竹市		50.19	11.35	30.52	68.75
新竹縣		31.68	13.12	13.28	50.76
桃園市		23.19	4.31	17.09	30.88
新北市		20.52	4.03	15.73	27.63
高雄市		20.35	2.94	15.98	25.06
嘉義市		18.72	1.74	16.62	22.44
臺中市		17.12	3.44	12.36	24.1
臺南市		17.06	3.30	13.03	23.71
基隆市		14.17	2.43	10.81	17.73
澎湖縣		13.39	3.32	8.96	19.82
苗栗縣		11.29	3.02	7.16	16.61
南投縣		10.07	1.50	8.34	12.93
彰化縣		9.93	3.03	6.55	16.90
屏東縣		9.85	2.04	6.74	13.10
花蓮縣		9.79	2.49	6.27	13.99
宜蘭縣		9.56	2.73	6.14	13.98
臺東縣		8.97	2.71	5.32	14.47
雲林縣		8.94	2.21	5.86	12.89
嘉義縣		8.28	2.37	4.90	12.36

資料來源：整理及計算自財政部財稅資料中心

在性別平等化的推動下，男性與女性的教育程度越來越接近，此解釋變數是由中華民國統計資訊網所計算，計算方法為男性人口對於女性人口的比例，即每百位女性所對應男性的比例。

### 5. 家庭大小 (famsize)

家庭的人口數的多寡，會影響到平均每人的教育程度，家裡人口越多所需要負擔的教育費用越昂貴，使得每人分配到的教育資源越少，此解釋變數

來自中華民國統計資訊網，定義為平均每一戶之人口數，計算方法為總人數除以總戶數。

#### 6. 老化指數 (oldpeopler)

老化指數為衡量一個地區人口老化程度之指標，計算方式為 65 歲以上的老年人口相對於 0~14 歲幼年人口之數量，老齡化程度越高可能會造成所得不均更加嚴重，也因為幼年人口減少，使得每個人分配到的教育資源較多。

#### 7. 教育科學文化支出 (expandr)

教育科學文化支出為各縣市教育科學文化支出占歲出的百分比，其細項為教育、科學、文化等事業及補助之支出均屬之，對於教育科學文化支出越高的縣市，其教育分配應越平均。

#### 8. 就業者之行業結構—工業 (industry)

就業者之行業結構—工業為從事包括礦業及土石採取業、製造業、水電燃氣業與營造業之就業者占總就業者之百分比。工業人口比越高的縣市，其都市化程度應越完善，教育資源也相對較為豐沛。

#### 9. 就業者之行業結構—服務業 (service)

就業者之行業結構—服務業為從事包括批發零售業、住宿及餐飲業、運輸倉儲及通信業、金融及保險業、不動產及租賃業、專業科學及技術服務業、教育服務業、醫療保健及社會福利服務業、文化運動及休閒服務業、其他服務業與公共行政業之就業者占總就業者之百分比。

### (三) 變數敘述統計與分析

從表 3 模型變數的統計摘要來觀察，臺灣地區自 1999 年至 2014 年 20 個縣市的各變數的平均值分別為：教育不均度平均為 0.1901，所得差距倍數平均為 18.46，人口教育結構—大專以上平均為 28.28%，性別比平均為 104.874，家庭大小平均為 3.3505 人，就業者之行業結構—工業平均為 34.17%，就業者之行業結構—服務業平均為 55.55%，老年人口比平均為 11.2%，教育支出比為 34.56%。另外有關各變數之標準差、最小值及最大值詳見表 3。

表 3：模型變數之敘述統計

變數名稱	變數代碼	平均數	標準差	最小值	最大值
教育不均度 (x100)	egini	19.01	2.23	14.18	25.51
稅後所得差距倍數	ineq	18.46	13.92	4.90	68.75
人口教育結構—大專以上	education	0.2828	0.1051	0.0832	0.7221
性別比 (人)	gender	104.87	4.744	92.11	116.45
家庭大小 (人)	famsize	3.3505	0.3179	2.54	4.18
就業者之行業結構—工業	industry	0.3417	0.0952	0.1455	0.5508
就業者之行業結構—服務業	service	0.5555	0.1264	0.1693	0.8104
老年人口比 (x100)	oldpeopler	11.20	2.27	6.31	16.84
教育支出比	expendr	0.3456	0.0577	0.164	0.4776

資料來源：本研究整理

由於我們使用 20 個縣市 1999 年至 2014 年的追蹤資料，因此除了全樣本變數的敘述統計外，表 4 及表 5 分別列出了以年度區分的教育不均度及所得差距的敘述統計量，藉此觀察兩變數在不同年度間的變化，從表 4 可以觀察到教育不均度明顯逐年下降，從 1999 年平均為 0.2127 至 2014 年平均為 0.1732，而教育不均度的標準差也逐年縮減，從 1999 年 0.0182 至 2014 年 0.0174，代表臺灣的教育分配有越來越平均的趨勢。在所得差距倍數方面，從表 5 可以觀察到所得差距倍數有逐年擴大的趨勢，1999 年平均差距倍數為 13.33 至 2014 年平均差距倍數為 24.72，16 年就擴增 1.85 倍，標準差也逐年擴大，從 1999 年 10.35 至 2014 年 16.4，顯示各縣市的所得差距變動更為劇烈，代表臺灣各縣市間的所得分配有惡化的趨勢。

表 4：教育不均度基本統計：依年度區分

變數	教育不均度(各縣市)			
	平均值	標準差	最小值	最大值
1999	0.2127	0.0182	0.1892	0.2551
2000	0.2093	0.0171	0.1871	0.2537
2001	0.2089	0.0190	0.1848	0.2524
2002	0.2071	0.0195	0.1805	0.2516
2003	0.1950	0.0204	0.1624	0.2385
2004	0.1934	0.0202	0.1606	0.2357
2005	0.1913	0.0201	0.1579	0.2332
2006	0.1898	0.0201	0.1561	0.2311
2007	0.1852	0.0189	0.1554	0.2250
2008	0.1838	0.0186	0.1546	0.2230
2009	0.1820	0.0183	0.1528	0.2209
2010	0.1801	0.0181	0.1504	0.2174
2011	0.1785	0.0180	0.1477	0.2150
2012	0.1769	0.0178	0.1456	0.2129
2013	0.1752	0.0176	0.1435	0.2104
2014	0.1732	0.0174	0.1418	0.2077

資料來源：整理及計算自中華民國統計資訊網

表 5：稅後所得差距倍數基本統計：依年度區分

變數	稅後所得差距倍數(各縣市)				
	年度	平均值	標準差	最小值	最大值
	1999	13.33	10.35	4.90	50.02
	2000	13.84	11.38	4.96	51.90
	2001	14.69	11.79	5.68	52.77
	2002	15.15	10.83	6.19	50.94
	2003	15.85	11.22	6.90	52.00
	2004	15.37	11.09	6.74	48.69
	2005	16.42	12.17	7.19	51.62
	2006	17.00	12.40	7.61	52.86
	2007	17.95	13.81	7.84	55.44
	2008	18.58	14.03	8.22	58.48
	2009	20.31	12.64	9.79	56.14
	2010	23.41	16.81	10.83	68.48
	2011	23.25	17.28	10.36	68.75
	2012	21.54	13.86	10.51	56.92
	2013	22.51	13.99	11.83	61.76
	2014	24.72	16.40	12.31	67.72

資料來源：整理及計算自財政部財稅資料中心

## 四、研究方法與模型

### (一) 空間計量分析法

本研究的資料是從臺灣 1999 年至 2014 年共 16 年的資料進行分析。若僅以橫斷面進行觀察，可能會忽略不同時期資料間存在差異性的問題，使得變異性增加，所以此研究先透過追蹤迴歸(panel regression)的方式，結合橫斷面資料(Cross Sectional Data)及時間序列資料(Time Series Data)的特性，使資料能夠包含不同時間的個體資料，使其變異性增加，並且減少變數間可能產



生共線性的問題。再加上追蹤資料提供更多樣本上的資訊，增加樣本數及自由度，並且考慮各區域的固定效果，降低估計上的偏誤，甚至能對資料進行動態行為分析。由於個體間常會具有某些不可觀察的因素(Unobserved Effect)造成變數之間的不同，追蹤資料可以經由控制這些遺漏變數，來捕捉不同個體間的差異性(heterogeneity)。

再者，傳統的計量模型會忽略掉空間效應造成結果的偏誤，所以近年來各國對於空間計量的研究逐漸增加，而空間計量是以空間統計、計量經濟和地理資訊等方法為基礎，探索空間效果對於現實狀態的影響，空間計量的最大特色在於在模型中考慮到空間相關性(spatial dependence)及空間異質性(spatial heterogeneity)。

應用空間計量模型前，必須先利用空間相關的檢定來做為資料有空間相關性存在的佐證，所以在進行空間相關之假設檢定則為先行工作。文獻上常使用的方法有二：最早是由 Moran (1950) 提出的空間相關指數 Moran's I，另一個是 Geary (1954)所定義的 Geary C。在空間相關分析應用文獻裡，兩者的作用基本上相同，而 Moran's I 在過去相關文獻中較常被應用，因此我們使用 Moran's I 來做檢定。Moran's I 統計值的估計方法如下：

$$\text{Moran's I} = \frac{n}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \quad (3)$$

式(3)中， $x_i$ 表示空間單位  $i$  的變數(被觀察的指標)； $n$  表示區域內空間單位的個數； $w_{ij}$  表示空間加權矩陣元素。

分析結果 Moran's I 值會介於 -1 至 1 中間，當 I 值大於 0 表示觀測值有空間正相關，代表具有相似屬性聚集在一起，以本研究為例教育越不平均的縣市會與教育越不平均的區域相鄰在一起，教育越平均的縣市會與教育越平均的縣市相鄰在一起，反之，當 I 值小於 0 表示觀測值有空間負相關，代表具有相異屬性聚集在一起，教育越平均縣市會與教育越不平均的縣市相鄰，當 I 值等於 0 時表示屬性為隨機分布，或是不存在空間相關性。更重要的是 Moran's I 值的檢定結果也要顯著，才會有後續需要使用到空間模型的必要，

否則使用傳統 OLS 模型估計即可。

爲了更進一步了解空間的關聯性，需要對空間的位置進行定義及量化，Anselin(1988)認爲空間效果依結構的不同可使用地理上的距離或鄰近等性質概念，或者可用經濟或社會社交網絡上的空間概念。若基於鄰近的空間權重矩陣爲例，根據研究區域的相對位置創造出鄰近(Contiguity)指標，使用 0 或 1 進行表示，1 表示空間單位元相鄰，0 表示空間單位元不相鄰，而 $W$ (空間加權矩陣)是由  $n$  個空間單爲元組成的對稱矩陣，當 $W_{ij} = 0$ ，代表區域  $i$  與區域  $j$  不相鄰，而當 $W_{ij} = 1$ 代表區域  $i$  與區域  $j$  相鄰， $W$ 爲一對角線爲零的對稱矩陣，依造不同的相鄰關係又可以區分爲以下三種(如圖 2)，第一種爲 Rook 相鄰，即相鄰的區域  $i$  和區域  $j$  有共同的邊，記爲 $W_{ij} = 1$ ，反之則爲 $W_{ij} = 0$ 。第二種爲 Bishop 相鄰，即兩個相鄰的區域  $i$  和區域  $j$  有共同的頂點但卻沒有共同的邊，記爲 $W_{ij} = 1$ ，反之則爲 $W_{ij} = 0$ 。第三種爲 Queen 相鄰，即相鄰的區域  $i$  和區域  $j$  有共同的邊或共同的頂點，則記爲 $W_{ij} = 1$ ，反之則爲 $W_{ij} = 0$ 。

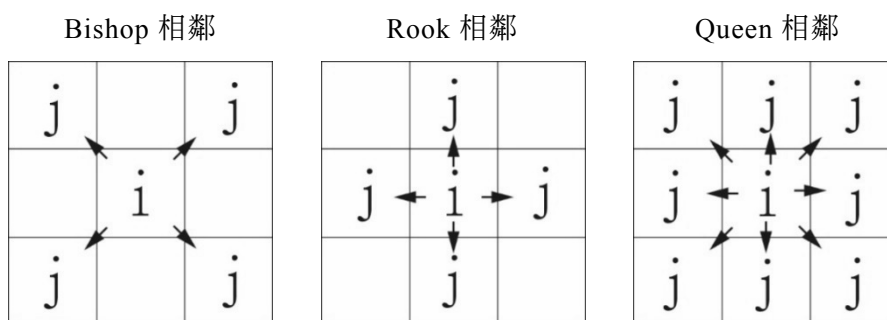


圖 2：空間相鄰關係圖

若基於地理距離的空間權重矩陣是根據空間地理位置座標計算出兩個區域間的距離，是常用的空間指標，在建立距離矩陣時，需要計算出兩個區域中心點或是首都的地理距離。在研究時需要採用有限距離的設定，即是先定義一個門檻基值  $d$  (Threshold Distance)，在門檻值範圍內設定權重定義爲 1，超過給定的門檻基值，則區域間的相互作用則忽略不計，權重定義爲 0。

因本研究資料臺灣有離島地區，如果使用鄰近矩陣將無法有效觀察到離島所帶來的空間效果，故本研究的 $W$ (空間加權矩陣)是使用空間距離矩陣，其空間距離矩陣如下：

$$W = [W_{ij}]_{n \times n} \begin{pmatrix} 0 & \cdots & W_{1n} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ W_{n1} & \cdots & 0 \end{pmatrix} \quad (4)$$

$$W_{i,j} = \left( \frac{1}{d_{i,j}} \right)$$

$d_{i,j}$ 代表兩縣市的相對距離，依各縣市行政劃分的經緯度實際資料求取各縣市的相對距離，對其相對距離取倒數，再將所求得的對稱矩陣取常態標準化，代表兩縣市相對距離越遠則獲得的權重越小，在空間上的關聯性則越疏遠。

Anselin (1988)提到空間的觀察值之間可能存在空間相依性(spatial dependence)與空間異質性(spatial heterogeneity)，若其存在於迴歸模型中可能造成模型設定錯誤，因而違反高斯馬可夫(Gauss-Markov)的假設。通常常見的空間模型可概分為空間自相關模型(spatial autoregressive model, SAR)以及空間誤差模型(spatial error model, SEM)兩大類(Anselin, 1988; Lesage and Pace, 2009)。

空間自相關模型(SAR)可以衡量空間外溢的效果，可被單一變數  $Wy$  所解釋，其模型如下：

$$y = \alpha + \rho Wy + \sum_{i=1}^n \beta X + \varepsilon \quad \varepsilon \sim iid N(0, \sigma^2) \quad (5)$$

其中  $y$  為被解釋變數， $W$  為空間權重矩陣(spatial weight matrix)， $Wy$ 為被解釋變數乘以空間權重矩陣，用以衡量空間相依性及空間外溢效果， $\rho$ 則為衡量空間效果解釋變數之係數； $x$  為解釋變數或環境變數， $n$  為樣本數，空間權重矩陣由式(4)來定義。

SEM 模型則表示：當空間效果存在於誤差項時，殘差項可能不是白噪音(White noise)，因而造成空間異質性(spatial heterogeneity)情況，其模型可表示為：

$$y = \alpha + \sum_{i=1}^n \beta X + \varepsilon$$

$$\varepsilon = \lambda W\varepsilon + e \quad e \sim^{iid} N(0, \sigma^2) \quad (6)$$

其中 $\beta$ 為各解釋變數之迴歸係數， $\varepsilon$ 為誤差項向量， $\lambda$ 為空間誤差係數；其餘變數定義與 SAR 模型相同。

估計方法則使用 Lesage and Pace (2009)所提出之的空間計量最大概似估計法(Maximum likelihood estimation)估計，然而 Arraiz et al. (2008)發現最大概似估計法的問題。首先需要假設殘差為常態分布或是其他特定分布，並且為同質性，並且亦不能處理其他的內生性問題，因此本研究乃使用 Kelejian and Prucha (1999,2001,2004)等提出的廣義空間兩階段最小平方法(Generalized spatial Two-stage least squares, GS2SLS)解決上述問題，其模型可表示為：

$$\begin{cases} EGINI_{i,t} = \rho_1 W\_EGINI_{i,t} + EGINI_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta x_{1i,t} + \varepsilon_{1i,t} & (7) \\ Lnineq_{i,t} = \rho_2 W\_Lnineq_{i,t} + Lnineq_{i,t} + \sum_{i=1}^n \beta x_{2i,t} + \varepsilon_{2i,t} & (8) \end{cases}$$

教育不均度(egini)與所得差距(ineq)為被解釋變數，W 為空間權重矩陣(Spatial weight matrix)， $\rho$ 則為衡量空間效果解釋變數之係數；x 為解釋變數或環境變數，n 為樣本數，空間權重矩陣同樣的由式(4)來定義。另由於本研究採用各區域的 panel data，故在實證模型的估計中均含有考慮各區域的固定效果之存在。

## 五、實證結果分析

由於現今各縣市間交通運輸即極為便利，人口往來密切，故各個縣市的教育發展及所得差距，除受自身條件影響外，也會受到鄰近縣市外溢效果的影響，此為傳統計量 OLS 模型無法解釋的部份。故在本研究會加入空間矩

陣，衡量空間外溢所帶來的效果，使實證結果更加精準，再加上教育不均度與收入差距彼此會互相影響，亦可能會產生內生性問題，所以本研究也加入了兩階段空間聯立方程式去探討教育不均與收入差距之間的因果關係。

### (一) 空間自我相關檢定分析結果

本研究為觀察不同年度的教育不均度與收入差距是否有空間外溢的效果，利用臺灣 20 縣市 1999 年至 2014 年共 16 年的資料分別加以估計，並以 Geoda 軟體建立距離矩陣，以 Moran's I 檢定其空間效果，最後再使用 stata 軟體完成兩階段空間聯立方程式估計，以了解教育不均與收入差距間互相影響之關係。

Moran's I 檢定主要是用來判定資料是否有空間相關性，在做任何空間迴歸模型前都需要確認資料有空間效果，以做進一步分析。Moran's I 之虛無假設為無空間自我相關，若結果為拒絕虛無假設則表示資料有空間相關性，必須使用空間迴歸才不致忽略其空間效果，造成估計結果的偏誤。

而 Moran's I 值會介在 -1 與 1 之間，大於 0 表示觀測值與其他空間觀測值具有正相關，其值越接近 1 代表各區域之間越有相似屬性而聚集在一起，即教育越平均的縣市會與教育越平均的縣市相鄰在一起；所得差距越小的城市會與所得差距小的城市相鄰在一起，反之，教育越不平均的縣市會與教育越不平均的縣市相鄰在一起，所得差距大的城市會與所得差距大的城市相鄰在一起。小於 0 表示觀測值與其他空間觀測值具有負向關係，其值越接近 -1 代表各區域有相異屬性聚集在一起，即教育越平均的縣市會與教育越不平均的縣市相鄰，所得差距越大的縣市會與所得差距越小的縣市相鄰。如果 Moran's I 值越接近於 0，代表屬性為隨機分布或是不存在空間自相關性。

從表 6 中，我們可以觀察到 1999 年至 2014 年除了 1999 年外，教育不均度都有空間相關性，其檢定都有達到 10% 的顯著水準，而所得差距倍數則是過了 2007 年後其空間檢定才達到 10% 顯著水準，兩者的檢定結果為正數表示各縣市間存在正向的空間相關性，故可判定我國這 20 縣市內某些區域存在空間相關性或有發生空間外溢的效果，即各縣市間存在教育不均外部性

和所得差距倍數外部性，因此教育不均和所得不均會因為空間外溢效果而對鄰近區域造成影響，所以在估計時為了避免結果有所偏誤，應考慮將空間外溢效果放入欲估計的實證模型中。

表 6：Moran's I 估計結果

Moran's I	教育不均	所得差距
1999	0.0479 (0.104)	0.0549 (0.185)
2000	0.0053* (0.071)	0.0706 (0.143)
2001	0.0668* (0.053)	0.0788 (0.138)
2002	0.0710** (0.048)	0.0500 (0.178)
2003	0.1061** (0.035)	0.0724 (0.147)
2004	0.1056** (0.032)	0.1021 (0.123)
2005	0.1094** (0.027)	0.1027 (0.132)
2006	0.1115** (0.025)	0.1241 (0.110)
2007	0.1133** (0.026)	0.1391* (0.096)
2008	0.1147** (0.028)	0.1473* (0.082)
2009	0.1149** (0.026)	0.1640* (0.088)
2010	0.1086** (0.029)	0.1871* (0.065)
2011	0.1116** (0.020)	0.2061* (0.084)
2012	0.1158** (0.028)	0.1832* (0.076)
2013	0.1126** (0.021)	0.1887* (0.092)
2014	0.1165** (0.024)	0.1981* (0.071)

註：Moran's I 檢定的虛無假設為無空間自我相關。括弧內為 P 值 \*\*\*p<0.01,\*\*p<0.05,\*p<0.1

## (二) 追蹤迴歸分析

首先透過表 7 追蹤迴歸分別分析本研究主要觀察的變數，觀察教育不均與所得差距倍數與各個變數的影響，接著考慮到第一節所檢定出教育不均與所得差距皆具有空間外部性，以及內生性問題，使用兩階段空間聯立方程(GS2SLS)的方式消除教育不均度及收入差距具有內生性問題及把空間外溢效果加入，可以更加清楚兩者之間互相影響的關係，而非單方面解釋變數間單向的因果關係。

表 7 為教育不均度(egini)與所得差距倍數(ineq)各自的追蹤迴歸結果，由教育不均度的追蹤迴歸結果來看，人口教育結構(education)其結果是顯著的，結果與 Thomas, Wang and Fan (2003)一致，隨著平均受教年數增加，教育不均度(egini)將逐漸下降，直到教育擴張完成，達到教育均衡，也就是當大學教育越來越普及的情況下，每個人的學歷都有所提升，相對教育不均度就會下降，表示教育程度越來越平均。

性別比(sexr)則是與教育不均度(egini)有正向關係，結果為顯著的，表示當男性人數愈多時其教育不均度會提升，使教育分配越不平均，因為相對於較都市化的縣市中人們因為產業比較趨向服務業，與農業較為偏重的縣市相比不需要過多的男性勞力人口，且重男輕女的觀念不會那麼嚴重，所以一級產業發達的縣市男性人口會多於女性，而一級產業發達的縣市教育資源又比三級產業發達的都市分配到更少教育資源，所以教育不均度會上升。

老化指數(oldpeopler)與教育不均度(egini)呈現負向關係，結果是顯著的，說明老年人口越多的縣市，其教育不均度也會跟著下降，由於老年人口較多的縣市，其幼年人口相對較低，各個學校的入學學生減少，學校減班及合併的現象將會越來越多，平均下來每個學生所分配到的教育資源也會比較多，教育程度也會越來越平均。

接著表 7 由所得差距(ineq)的追蹤迴歸結果來看，大學人口比率(colleger)與所得差距倍數(ineq)有正向關係，結果是顯著的，代表人口就讀大學比例越多的縣市，其所得差距也會因此擴大，現階段的教育體制可能出現嚴重的問題，導致人人雖然都擁有差不多的教育水平，但還是會因學校教育品質的不

同，造成就職後的薪資有明顯差距，造成所得差距擴大的現象。

老化指數(oldpeopler)與所得差距倍數(ineq)呈現負向關係，結果是顯著的，可能原因為當大部分老年人口受到政府的福利政策照顧下，都能累積到一定的積蓄，有助於拉近家戶之間的所得差距，改善所得不均。

表 7：追蹤迴歸結果

解釋變數	Panel Egini	解釋變數	panel ineq
constant	5.701 (4.961)	Constant	51.467 (50.253)
education	-6.478*** (1.271)	Education	46.80*** (8.04)
Ineq	-0.015* (0.009)	Egini	-0.632*** (0.372)
gender	(0.042) 0.669***	Gender	-1.429*** (0.268)
famsize	(0.247) -2.136	famsize	0.743 (1.601)
industry	(2.023) -1.656	industry	8.051 (12.970)
service	(1.308) -0.376***	service	-7.248 (8.390)
oldpeopler	(0.055) 0.389	oldpeopler	-1.857*** (0.367)
expendr	(0.734) (0.247)	expendr	3.069 (4.70)
樣本數量	320	樣本數量	320
R <sup>2</sup>	0.8786	R <sup>2</sup>	0.6278

註：括號內為標準差，\*\*\*p 值<0.01,\*\*p 值<0.05,p 值<0.1



### (三) 二階段空間聯立方程分析

表 8 為二階段空間聯立方程(GS2SLS)分析結果，同時加入空間外溢效果及使用聯立方程式消除變數內生性，其中教育不均度(egini)及所得差距倍數(ineq)的空間外溢效果皆為顯著，從教育不均度來看，空間效果是正向且顯著的，表示各縣市教育不均度的確會因為空間外溢的效果造成鄰近縣市上有正向的影響，教育越平均的縣市其鄰近縣市的教育也會越平均，而教育越不平均的縣市其鄰近縣市教育也會跟著越不平均；所得差距倍數方面來觀察，其空間效果也是正相關且顯著的，造成各縣市所得差距的確會因為空間外溢的效果造成鄰近縣市有正向的影響，即所得差距越大的縣市其鄰近縣市的所得差距越大，而所得差距越小的縣市其鄰近所得差距也會跟著越小。因此表 5-2 結果沒加入空間效果會產生估計結果偏誤，使得所有數值影響都有高估的現象，且使用 2 階段空間聯立方程(GS2SLS)結果的 $R^2$ 都提升，因此證明加入空間外溢效果是必要的。

從表 8 教育不均度(egini)與各個解釋變數有何明顯的差異，家庭人口數(famsize)與教育不均度是正向關係，結果是顯著，表示平均家庭人口數越多的縣市其教育分配越不平均，家庭人口多相較家庭人口少，教育資源一定分配較不平均。

服務業比例(service)的部分，在追蹤迴歸模型下為不顯著，而加入空間後第三級產業比例較多的縣市，其教育不均度會下降，而第三級產業較多的縣市，一般其都市化程度較高，該縣市所提供的教育資源也相對豐富，有效改善其區育的教育不均度，讓更多人能享有教育資源。

所得差距(ineq)與教育不均度(egini)為負向關係，結果為顯著的，代表收入差距的縮小反而會使教育越不平均，可能原因是我們教育體制跟教育報酬率的改變，使收入差距直接影響個人的人力資本投入水平，影響到教育報酬率的下降，使大眾認為教育的高低不再能提升收入，讓這些負面效果影響到教育分配上，因此可見收入差距是造成教育不均的原因之一，若不加以改善，依這種狀態將會造成馬太效應。

表 8：兩階段空間聯立方程式結果

GS2SLS		GS2SLS	
解釋變數	Egini	解釋變數	ineq
constant	6.473 (4.516)	Constant	58.723 (60.32)
w_egini	0.037*** (0.005)	w_ineq	0.026** (0.013)
education	-4.425*** (1.199)	Education	42.103*** (8.386)
Ineq	-0.0179** (0.008)	Egini	-0.658* (0.373)
gender	0.114*** (0.040)	Gender	-1.278*** (0.279)
famsize	0.445* (0.227)	Famsize	1.125 (1.615)
industry	-1.067 (1.848)	Industry	8.593 (12.993)
service	-1.959* (1.112)	Service	-4.249 (8.534)
oldpeopler	-0.289*** (0.052)	oldpeopler	-2.021*** (0.377)
expendr	-0.177 (0.674)	expendr	3.252 (4.708)
樣本數量	320	樣本數量	320
$R^2$	0.9654	$R^2$	0.9550

註：括號內為標準差，\*\*\*p 值<0.01,\*\*p 值<0.05,p 值<0.1

接著表 8 由所得差距倍數(ineq)的兩階段空間聯立方程式結果來觀察，老年人口比率(oldpeoplerate)的增加與所得差距倍數(ineq)為負向關係，結果在空間迴歸中為顯著的，老年人口的增加會使得所得差距減少，近年來由於人

口老化的現象越來越嚴重，政府也透過強化敬老福利生活津貼和勞工退休金條例還有積極修改勞工保險條例，強化老年人口的經濟保障，讓總體所得差距得以下降。

最後教育不均度(egini)也與所得差距倍數(ineq)呈現負向關係，結果為顯著，說明教育不均度的下降會造成所得差距擴大，這主要是人力資本出現了偏差，通常教育越平均會使教育不均度下降，並有利於人力資本的累積，提升了每個人的邊際生產力，造就了工資的上漲，將有利於收入分配的改善，但當薪資高於一定水準後，窮人的收入雖然得到改善，但薪資成長的速度還是仍然不及於富人的成長，反而使得所得分配惡化。

## 六、結論

本研究主要目的為探討臺灣教育不均度及所得差距之相互關係，考慮了人力資本、人口家庭結構、產業結構及財政支出等解釋變數，並搜集臺灣 1999 年至 2014 年共 20 縣市的資料，先依追蹤迴歸模型進行檢測，但因為各縣市間存在人口移動、地理環境、政策發展上的不同等因素，在經過 Moran's I 檢定後，發現各縣市存在空間相關性，所以將模型加入空間矩陣並使用聯立方程式，以確保模型能夠捕捉到追蹤模型沒觀察到的空間外溢效果以及教育不均度和所得差距之間的內生性。

研究結果指出縣市間的教育不均度及所得差距的確會受到鄰近縣市的影響，且為空間正相關，代表教育不均度越高的縣市會與教育不均度越高的縣市相鄰，反之，教育不均度越低的縣市會與教育不均度越低的縣市相鄰，所得差距也跟教育不均度也有相同的解釋。而兩者之間的關係為負相關，減緩所得差距會使教育越不平均的原因可能為收入差距直接影響到人力資本的投入水平，使得教育報酬率下降，當教育的高低不能提升收入，將會越少人願意升學擴大教育不均度，而教育不均度下降會使得所得差距擴大的原因為當人力資本水平到達一個水平之後，窮人的薪資與富人薪資的成長速度將

會擴大，造成所得分配惡化。

從行政院主計處的家庭收支調查報告來看，臺灣的所得分配確實有逐年惡化的跡象，而臺灣的教育水平卻是逐年的上升，這代表我國的教育制度可能出現了一些需要改善的問題，而且各縣市間存在著明顯的差異變化，地方政府的資源分配應該要更平均，才能使縣市間的差距不會擴大，讓各縣市的每個人都能享有公平的福利。

本研究因財政部財稅資料中心的限制只能使用 1999 年至 2014 年的資料，因此只有 16 年的資料，未來待財稅資料中心累積更多年的資料能夠讓樣本數能夠擴大，使得實證的估計結果更加貼近現實，各縣市的資料也會因戶籍地與居住地的不同影響變數的實際數值，之後研究的方向也能夠從將教育程度進行切割，細微的觀察基礎教育、中等教育、高等教育對於所得差距的影響，並加入落後期觀察，前後期的影響關係或是找出其他影響教育不均度或所得差距的變數，讓研究的結果更貼近現實。

## 參考文獻

### 中文部分

- 王保進 (1989), 《經濟、教育發展、政治民主與所得分配繫國家發展指標之探索》, 國立政治大學教育研究所碩士論文。
- 陳建良 (2014), 〈臺灣家戶所得不均長期變化趨勢之分解〉, 《臺灣經濟預測與政策》, 44(2), 頁 1-44。
- 陳建豪 (2015), 《教育程度與所得不均：以臺灣為例》, 逢甲大學財稅研究所碩士論文。

### 外文部分

- Abdullah, A. J., H. Doucouliagos and E. Manning (2011), “*Education and Income Inequality: A Meta-regression Analysis*,” Unpublished Manuscript, Deakin University.
- Anselin, L. (1988), “*Spatial Econometrics: Methods and Models*,” Dordrecht: Kluwer Academic Publishers.
- Anselin, L. (2001), “Spatial Econometrics,” *A Companion to Theoretical Econometrics*, (Chap. 14, 310-330). Blackwell Publishing.
- Arraiz, I., D. M. Drukker, H. H. Kelejian and I. R. Prucha (2008), “Spatial Cliff-Ord-type model with heteroskedastic innovations: Small and large sample results,” Technical report, Department of Economics, University of Maryland. <http://www.econ.umd.edu/prucha/Papers/WP Hetero GM IV MC.pdf>.
- Barro, R. J. (2001), “Human Capital: Growth, History, and Policy a Session to Honor Stanley Engerman,” *American Economic Review*, 91(2), 12-17.
- Becker, G. S. and B. R. Chiswick (1966), “Education and the Distribution of Earnings,” *The American Economic Review*, 56(1/2), 358-369.
- Breen, R., R. Luijkx, W. Müller, and R. Pollak (2009), “Long-term Trends in Educational Inequality in Europe: Class Inequalities and Gender Differences,” *European Sociological Review*, 26(1), 31-48.
- Brunello, G. and D. Checchi (2007), “Does School Tracking Affect Equality of Opportunity? New International Evidence,” *Economic Policy*, 22(52), 782-861.
- Chu, C. Y. and L. Jiang (1997), “Demographic Transition, Family Structure, and Income Inequality,” *Review of Economics and Statistics*, 79(4), 665-669.

- Geary, R. C., (1954), "The contiguity ratio and statistical mapping," *Incorporated Statistician*, 5, 115-145.
- Gregorio, J. D. and J. W. Lee (2002), "Education and Income Inequality: New Evidence from Cross-Country Data," *Review of Income and Wealth*, 48(3), 395-416.
- Hendel, I., J. Shapiro and P. Willen (2005), "Educational Opportunity and Income Inequality," *Journal of Public Economics*, 89(5-6), 841-870.
- Kelejian, H. H. and I. R. Prucha (1999), "A generalized moments estimator for the autoregressive parameter in a spatial model," *International Economic Review*, 40, 509-533.
- Kelejian, H. H. and I. R. Prucha (2001), "On the asymptotic distribution of the Moran I test statistic with applications," *Journal of Econometrics*, 104, 219-257.
- Kelejian, H. H. and I. R. Prucha (2004), "Estimation of simultaneous systems of spatially interrelated cross sectional equations," *Journal of Econometrics*, 118, 27-50.
- Keller, K. R. (2010), "How can Education Policy Improve Income Distribution? An Empirical Analysis of Education Stages and Measures on Income Inequality," *Journal of Developing Areas*, 43(2), 51-77.
- Koutmeridis, T. (2018), "Misallocation, Education Expansion and Wage Inequality," Retrieved from SSRN: <https://ssrn.com/abstract=3124897>
- LeSage, J. and R. K. Pace (2009), *Introduction to Spatial Econometrics*, Chapman and Hall/CRC.
- Lin, C. H. A. (2007), "Education Expansion, Educational Inequality, and Income Inequality: Evidence from Taiwan, 1976-2003," *Social Indicators Research*, 80(3), 601-615.
- Moran, P. A. P. (1950). "Notes on Continuous Stochastic Phenomena," *Biometrika*, 37, 17-23.
- Park, K. H. (1996), "Educational Expansion and Educational Inequality on Income Distribution," *Economics of Education Review*, 15(1), 51-58.
- Pfeffer, F. T. (2008), "Persistent Inequality in Educational Attainment and Its Institutional Context," *European Sociological Review*, 24(5), 543-565.
- Rosen, S. (1983), "Specialization and Human Capital," *Journal of Labor Economics*, 1(1), 43-49.
- Thomas, V., Y. Wang and X. Fan (2003), "Measuring Education Inequality: Gini Coefficients of Education for 140 Countries, 1960-2000," *Journal of Education, Planning and Administration*, 17(1), 5-33.

# The Relationship between Education Inequality and Income Gap in Taiwan: An Application of Spatial Econometrics

Chun-Hung Lin<sup>\*</sup>, Chen-Hao Chang<sup>\*\*</sup>, Chun-Hsuan Wang<sup>\*\*\*</sup>

## Abstract

Taiwan has implemented nine-year national education since 1968. The educational inequality in Taiwan has been declining yearly, but the income gap has increased year by year. However, most of the literature focused on the uneven distribution of income, and only few of them studied the issue of education inequality. This study uses regional data from 1999 to 2014 in Taiwan to explore the relationship between education inequality and income gap. Because the transportation is convenient to most of the counties and cities in Taiwan, the educational development and income gap of each county and city will be affected by the spillover effects of neighboring counties and cities in addition to their own influence. Therefore, this study will use the spatial econometric model, as well as simultaneous equations for eliminating the endogenousness. The empirical results show that both educational inequality and income gap have positive spatial autocorrelation, in which there exist externality of educational inequality and externality of income gap. As a consequence, educational inequality and income gaps in a county or city will be affected by neighboring counties and cities due to the spillover effects. Moreover, we find the causality between educational inequality and income gap.

**Keywords:** Educational Inequality, Income Gap, Spatial Econometric

---

\* Author: Chun-Hung Lin, Professor, Department of Industrial Economics, Tamkang University, E-mail: chlin@mail.tku.edu.tw.

\*\* Chen-Hao Chang, Section Chief, SinoPac Securities.

\*\*\* Coresponding author: Chun-Hsuan Wang, Associate Professor, Department of Finance, Ming Chuan University, E-mail: chhwang@mail.mcu.edu.tw.