

第五章 實證結果

第一節 敘述統計

各個變數之敘述統計可詳見表 5-1。在被解釋變數方面來說，台灣 23 個縣市，8 個年份的吉尼係數平均值為 0.3，標準差為 0.01，最小值為 2000 年台中縣的 0.28，最大值為 2004 年新竹市的 0.35。在解釋變數方面，65 歲以上人口占總人口之比率平均值為 0.1，標準差為 0.02，最小值則是在 1997 年台北縣的 0.06，而最大值為 2004 年澎湖縣的 0.15；實質社會福利支出決算數平均值為 4.08 千元/每人，標準差為 3.39 千元/每人，1999 年彰化縣的 1.04 千元/每人為觀察資料中的最小值，而最大值則是 2001 年南投縣的 35.62 千元/每人；工業就業人口比率平均值為 0.35，標準差為 0.1，2003 年澎湖縣的 0.15 在資料排名中為最小，排名最大則是 1998 年新竹縣的 0.56；高等教育比率平均值約為 0.06，標準差約為 0.04，最小值為 1997 年台東縣的 0.15，最大值為 2004 年台北市的 0.25；實質所得收入者平均每人可支配所得平均值大約為 48.5 萬元，標準差大約為 8.27 萬元，擁有最少可支配所得在 1998 年的台東縣，大約為 36.97 萬元，有最多可支配所得則是 2003 年的台北市，大約為 76.46 萬元；婦女勞動參與率平均值為 45.5%，標準差為 3.83%，婦女勞動參與率最少的為 2000 年高雄縣的 32.8%，而婦女勞動參與率最高的為 2000 年新竹市的 55.2%。

表 5-1 各變數之敘述統計

變數名稱	變數說明	單位	平均數	標準差	最小值	最大值	預測方向
GINI	吉尼係數	比率	0.3	0.01	0.28	0.35	
OLD	65 歲以上人口數除以總人口	比率	0.1	0.02	0.06	0.15	+
WEL	利用實質社會福利支出決算 數除以總人口數	千元/每人	4.08	3.39	1.04	35.62	?
IND	工業就業人口數除以總就業 人口數	比率	0.35	0.1	0.15	0.56	-
EDU	大學以上畢業人數除以總人 口數	比率	0.06	0.04	0.02	0.25	-
INC	實質所得收入者平均每人可 支配所得	萬元	48.5312	8.26983	36.9722	76.4743	+
INCSQ	實質所得收入者平均每人可 支配所得平方項	萬元 ²	2423.1	897.305	1370	5850	-
FEMALE	婦女勞動參與率	%	45.5	3.83	32.8	55.2	?
NORTH	北部地區	北部地區為 1，其餘為 0	0.30	0.47	0	1	?
MIDDLE	中部地區	中部地區為 1，其餘為 0	0.26	0.44	0	1	?
SOUTH	南部地區	南部地區為 1，其餘為 0	0.35	0.48	0	1	?
EAST	東部地區	東部地區為 1，其餘為 0	0.09	0.28	0	1	?
樣本數	184						

第二節 實證結果與分析

本研究主要目的為探討台灣地區人口老化對於所得分配之影響，因此選用吉尼係數來表示各地之所得分配狀況，而除了所關注的人口老化做解是變數之外，也根據文獻選用了社會福利變數、產業變數、教育程度變數、經濟發展變數、婦女勞動參與率以及區域變數來做為解釋變數，希望藉此觀察影響台灣各縣市所得分配之因素，而其實證結果可見表 5-2。

關於人口老化對於所得分配之影響在本文選用 65 歲以上人口占總人口之比率 (*old*) 來做為人口老化變數，其與所得分配之關係為正相關且結果為顯著，與預期符號相同，代表當各地人口老化越來越嚴重時，則各地的所得分配會更加的不平均，因此人口老化對於所得不均是個不平均化之因子，與 Deaton and Paxson (1994)、Schultz (1997) 及邱忠榮 (1999) 所提出之理論或者是實證出之結果相同。

為了觀察經濟發展對所得分配之影響，同時也為了觀察 Kuznets 曲線是否在台灣發生，特別選用了實質所得收入者平均每人可支配所得 (*inc*) 以及實質所得收入者平均每人可支配所得平方項 (*indsq*) 來代表經濟變數之因素，首先就實質所得收入者平均每人可支配所得來說，實證結果得出其與所得分配有正向之關係且此結果為顯著，與預期符號相同，說明了當各地實質所得收入者平均每人可支配所得越高時，所得分配更加不均，為所得不均的不均化因子，再來則是實質所得收入者平均每人可支配所得平方項就實證結果來說也是顯著但是與所得分配間呈現負相關，為所得不均的平均化因子，會抵消了一部分實質所得收入者平均每人可支配所得與所得分配間的正向關係，導致經濟發展與所得分配呈現倒 U 型之形狀，符合 Kuznets 曲線。

婦女勞動參與率 (*female*) 也是文獻中常提到影響所得分配之因素，而其結果為顯著並且與所得分配間有著正向的關係，代表當一個地區之婦女勞動參與率越高時，會造成該地所得分配更加的惡化，為不均化之因子。

為了觀察區域間所得分配之差異，以北部區域為基準設立了中部虛擬變數 (*middle*)、南部虛擬變數 (*south*) 以及東部虛擬變數 (*east*) 來做為控制區域之變數，三個虛擬變數所得出結果皆為顯著，且皆與所得分配有正向的關係，代表不管是中部、南部或者是東部其所得分配皆比北部區域較不平均，結果也顯示所得分配最不平均的為東部地區，其次則是南部地區，接著則是中部地區，最後則是北部地區。

而不顯著之變數如下：實質社會福利支出決算數 (*wel*)、工業就業人口比率 (*ind*) 以及高等教率比率 (*edu*)，其中在文獻上來說，社會福利支出會惡化所得不均或者是改善所得不均之論點皆有人提出，而工業就業人口與高等教育比率在文獻上皆認為兩個皆與所得不均呈現負相關，亦即為平均化之因子，但上述三個變數在本研究中並未通過統計上之顯著水準。

表 5-2 實證結果

變數名稱	估計係數	標準差	P-value
Constant	0.19803	0.03012	5.54E-10 ***
OLD	0.30983	0.04849	1.48E-09 ***
WEL	-0.00025	0.00022	0.26197
IND	-0.00547	0.00895	0.54239
EDU	0.04945	0.03547	0.16508
INC	0.00203	0.00084	0.01757 **
INCSQ	-1.88E-5	7.86E-6	0.01751 **
FEMALE	0.00039	0.00021	0.06823 *
MIDDLE	0.00371	0.00140	0.00890 ***
SOUTH	0.00590	0.00122	2.90E-06 ***
EAST	0.01506	0.00250	9.84E-09 ***
樣本數	184		
調整後 R ²	0.46251	F 值	16.75

註：***為 1%之顯著水準，**為 5%之顯著水準，*為 10%之顯著水準。

第三節 模型正確性之相關檢定

為了增加實證模型之可信度，減少其發生錯誤之機會，使得研究過程更加的嚴謹，本文選用了異質變異檢定、共線性（Collinearity）檢定以及 Reset（Regression Specification Error Test）檢定，以確定其研究成果之可信度。

一、實證模型是否存在異質變異？

在使用橫斷面資料時，常常會遇到異質變異之問題，而若在存在著異質變異時去做迴歸分析時，將會導致所估計之結果產生錯誤，因此本文使用 Breusch-Pagan（BP）統計量來對此異質變異之問題來做檢定。首先假設有 Z_{i1}, \dots, Z_{ir} r 個非隨機變數，其中自變數亦可包含，而 σ_i^2 則為這些變數之函數，即 $\sigma_i^2 = f(\alpha_0 + \alpha_1 Z_{i1} + \dots + \alpha_r Z_{ir})$ ，其中函數 f 為任意連續函數，而在 BP 檢定時其虛無假設為 $H_0: \alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_r = 0$ ，對立假設 H_1 : 至少一個不為 0，有上述假設可得知當無法拒絕虛無假設時，則 $\alpha_1 = \alpha_2 = \dots = \alpha_r = 0$ ，為同質變異，反之則存在著異質變異。

經過計算之後我們得出本研究資料之 BP 值為 78.8，同時間也得知所得出之 P 值趨近於 0，因此拒絕虛無假設，即代表著本研究模型是存在著異質變異之問題，因此此模型最後有經過 White 檢定法之修正，消除因為異質變異所產生的錯誤。

二、解釋變數間是否存在共線性？

當解釋變數以某種規續性之方式變動時，則可稱為共線性，或者也可以稱為線性重合。而線性重合將會導致最小平方之估計係數無法就解釋變數方面提供正確地資訊，使得對於解釋變數之影響產生的不精確的解釋。

而本文檢定共線性之方式則是利用各個解釋變數間的相關係數，一般來說若相關係數大於 0.85 時，則代表之中存在著共線性，而根據本文所得出之相關係數皆未大於 0.85，因此根據檢定結果顯示，本文中之解釋變數間無共線性之問題存在。

三、實證模型是否設定錯誤？

當實證模型中遺漏變數時、納入不相關之變數時、選擇錯誤函數形式時或者是違反迴歸假設時，都會造成設定錯誤之問題，而本文則是使用了 RESET 檢定來測試，來測驗在模型中是否有遺漏變數或者是不正確的函數形式，而 RESET 檢定之第一步驟首先就是保留被解釋變數之估計值，在本研究中即是保留 $\widehat{Gini}_{i,t}$ ，再將其平方後視為一解釋變數至原先之模型做估計，即表示對 $Gini_{i,t} = \beta_1 + \sum_{i=1}^r \beta_i X_i + \gamma_1 \widehat{Gini}_{i,t}^2 + \varepsilon_i$ 做迴歸估計，而此時虛無假設則為 $H_0: \gamma_1 = 0$ ，對立假設 $H_1: \gamma_1 \neq 0$ ，若沒有拒絕虛無假設則表示模型中沒有存在著設定錯誤之問題，而本文實證模型經過檢定之後，通過了 RESET 檢定，表示沒有設定錯誤之問題。

經過上述檢定，本研究之模型通過共線性以及 Reset 檢定，而在 BP 檢定方面則發現本實證模型中存在著異質變異之問題，但以經過 White 檢定法來做修正，增加模型之可信度。