

## 第五章 實證結果與模型檢定

在本章中，將說明本文實證模型的迴歸分析結果。第一節針對實證模型估計結果加以分析。為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第二節中以更多的方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。並在第三節的本章小節部分，將結果加以綜合說明。

### 第一節 實證模型結果分析

本研究主要分為兩個模型，來深入探討何種社會福利支出形式較能改善所得分配，第一個模型的社會福利支出變數 ( $SUB_{t-1}$ )，放的是各縣市年度社會福利支出決算審定數，研究對象為台灣 23 個縣市，研究期間為 1994 年至 2004 年，共有 253 個樣本數。根據模型估計結果發現，影響台灣各縣市所得分配的決定因素中，顯著的因素有實質社會福利支出決算審定數、教育程度變異數、北部虛擬變數、中部虛擬變數、東部虛擬變數及 2001 年虛擬變數。第二個模型的社會福利支出變數 ( $SUB_{t-1}$ )，則改放各縣市社會福利支出中的低收入戶生活扶助金額，研究期間則為 1994 年至 2004 年，共有 253 個樣本數。根據模型結果發現，影響台灣各縣市所得分配的決定因素中，顯著的因素更進一步包括實質低收入戶生活扶助、工業就業人口比例、服務業就業人口比例、北部虛擬變數、中部虛擬變數、東部虛擬變數及 2001 年虛擬變數。經由 OLS 模型之估計，其基本統計量詳列於表 12 中。

本篇研究比較模型一及模型二的結果發現，總額社會福利決算審定數及低收入戶生活扶助皆能顯著降低各縣市的吉尼係數。然而，低收入戶生活扶助的係數值為 0.0095，僅較總額社會福利決算審定數的係數值 0.0098

表 12：實證模型結果

變數	模型一		模型二	
	係數值	t 統計量	係數值	t 統計量
<i>COSTANT</i>	0.63 ***	9.14	0.61 ***	10.24
<i>log(SUB<sub>t-1</sub>)</i>	-9.8×10 <sup>-3</sup> ***	-3.61	-9.5×10 <sup>-3</sup> ***	-4.40
<i>I<sub>t-1</sub></i>	-1.4×10 <sup>-4</sup>	-0.18	-2.2×10 <sup>-5</sup>	-0.03
<i>ISQ<sub>t-1</sub></i>	1.8×10 <sup>-6</sup>	0.38	6.3×10 <sup>-7</sup>	0.14
<i>INDUS<sub>t-1</sub></i>	-1.1×10 <sup>-3</sup> ***	-3.68	-1.3×10 <sup>-3</sup> ***	-4.43
<i>SERVICE<sub>t-1</sub></i>	-9.3×10 <sup>-4</sup> ***	-3.55	-1.0×10 <sup>-3</sup> ***	-3.86
<i>EDUVAR<sub>t-1</sub></i>	3.1×10 <sup>-4</sup>	0.29	6.9×10 <sup>-4</sup>	0.60
<i>WOMAN<sub>t-1</sub></i>	-6.9×10 <sup>-5</sup>	-0.21	-3.2×10 <sup>-4</sup>	-0.95
<i>NORTH</i>	-1.5×10 <sup>-2</sup> **	-2.43	-1.7×10 <sup>-2</sup> ***	-2.64
<i>MIDDLE</i>	-2.0×10 <sup>-2</sup> ***	-3.53	-2.4×10 <sup>-2</sup> ***	-4.02
<i>EAST</i>	-1.5×10 <sup>-2</sup> ***	-2.61	-1.8×10 <sup>-2</sup> ***	-3.14
<i>Y2001</i>	3.4×10 <sup>-2</sup> ***	5.49	3.4×10 <sup>-2</sup> ***	5.62
觀察值個數	253		253	
調整後 R <sup>2</sup> 值	0.39		0.41	
F 統計量	15.94 ***		17.00 ***	
異質變異檢定	15.85		32.84	

註：符號\*\*\*、\*\*、\*分別表示在 1%、5%、10%的統計顯著水準下，拒絕估計值為零的虛無假設。

小了 0.0003。也就是說，社會福利支出決算審定數扣除低收入戶生活扶助後，對其改善所得分配的政策目標，僅有約 0.0003 的效果。如果政府的社會福利支出主要目的是在改善所得分配，縮小貧富差距，則較具體且有效率的方式，應為增加低收入戶生活扶助金額，以現金形式發放給所得較低的國民，使其生活與富人的差距不致擴大。

模型結果亦顯示經濟發展變數在近幾年似乎對所得分配並沒有顯著的影響。但仍可發現台灣近幾年所得分配狀況符合 Kuznets 的倒 U 型假說 (Kuznet's inverted U-shape curve)，此與 1970 及 1980 年代違反的情況有所不同。這也顯示，台灣已逐漸越朝向已開發國家的經濟結構，即經濟成長的同時，可能使其所得分配越趨向不均。此外，工業人口比例及服務業人

口比例的增加，可明顯改善以往產業轉型初期所得分配不均的增加，即一個縣市的經濟發展若多偏向第二產業或第三產業，都將較其他縣市有較低的所得分配不均度。此實證結果驗證了郭婉容（1976）及劉錚錚（1978）分析產業結構對所得分配的影響。

再者，教育程度變異數也對所得分配產生顯著的影響。教育程度變異數越大，即教育程度差異越大，將導致所得分配的惡化。此實證結果亦驗證了林金源、朱雲鵬（2000）所指出教育程度為1983年之後所得分配不均的重要因子。

然而，與早期台灣社會發展有所不同的情況，現代社會追求兩性平等工作權，使婦女普遍參與勞動市場，造成越低的婦女勞動參與率，反而有使得所得分配惡化的趨勢。此實證結果亦與張鶯釗與張清溪（1987）的分析婦女勞動參與對所得分配影響的結果相同。

而就地區別來看，以南部為比較基準來看，北部與南部的所得分配並無差異。但是，中部的所得分配較南部為平均，而東部則較南部不平均。簡言之，台灣所得最不平均的地方為東部，其次為北部與南部，最平均者為中部。

最後，根據本篇研究實證結果，可明確算出若台灣政府欲趕上社會福利先進的國家，將基尼係數由2004年的0.338縮減至其最新平均的0.306。則在其他條件不變下，依照模型一的社會福利支出決算審定數的係數換算，將差距0.032除以0.0098，可得地方政府平均需增加約3.27%的社會福利決算，而全台灣23個縣市共需增加約768億元的總社會福利支出決算，<sup>17</sup>即相當於多增加社會福利決算審定數佔GDP的0.71%，才可能迅速將0.032

---

<sup>17</sup> 以數學式可表示為  $\sum_{i=1}^{23} SUB_{2004,i} \times (0.032 / 0.0098) \%$ 。

的吉尼係數差距給縮短。然而，在其他條件不變下，若以模型二的低收入戶生活扶助金額換算，將差距0.032除以0.0095，可得地方政府平均需增加約3.37%的低收入戶生活扶助金額支出，而全台灣23個縣市共僅需增加相對較低的35億元的低收入戶生活扶助金額，相當於多增加低收入戶生活扶助佔GDP的0.03%，即可將差距趕上。也就是說，政府若將2004年低收入戶生活扶助佔社會福利支出決算審定數的比例，由原本的6%提高至10.6%，就可達成此目標。<sup>18</sup>上述的金額換算，是為了給政府一個具體明確的參考數字，以更實際的方式呈現本篇研究的貢獻與結果。

---

<sup>18</sup> 2004年全國社會福利支出決算審定數為2798億元。2004年全國低收入戶生活扶助金額為46億元。

## 第二節 模型正確性之相關檢定

對實證模型正確性的相關檢定，能減少其發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹。本文以下利用殘差值常態分配檢定、異質變異檢定、共線性（Collinearity）檢定和 RESET 檢定（Regression Specification Error Test）來驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

### 一、實證模型殘差值是否呈常態分配？

在檢驗殘差值是否呈現常態分配方面，本文使用 Jarque-Bara (JB) 常態分配檢定加以測試：

$$JB = \frac{T}{6} \left( S^2 + \frac{(K-3)^2}{4} \right) \quad (14)$$

其中， $T$  為觀察值的個數； $S$  為偏態 (skewness)，代表 0 附近殘差的對稱程度； $K$  為峰態 (Kurtosis)，表示殘差值分配的“高狹低闊”程度。計算出模型一的 JB 統計量為 11.73，小於卡方檢定值  $\chi^2_{12,0.05} = 21.03$ ；模型二的 JB 統計量的數值為 5.37，小於卡方檢定值  $\chi^2_{12,0.05} = 21.03$ ，顯示模型一及模型二中的殘差值皆呈常態分配。符合 OLS 模型假設殘差項必須為常態分配的基本條件。

### 二、實證模型是否存在異質變異？

在使用橫斷面資料時，時常會遇到異質變異的問題，若使用具有異質變異性的模型加以估計，將和殘差項存在自我相關一樣，會導致錯誤的結果。故本文亦透過 Breusch-Pagan (BP) 統計值對此問題予以檢定。

假設：

$$\sigma_i^2 = \sigma^2 f(\alpha_0 + \alpha'z_i) \quad (15)$$

其中， $Z_i$  為一自變數向量。若  $\alpha = 0$ ，此模型屬於同質變異 (homoskedastic)。該檢驗可透過以下的簡單迴歸來完成。

$$LM = \frac{e_i^2}{e'e/n} \text{ 對 } z_i \text{ 的迴歸中已解釋的平方和的一半} \quad (16)$$

為便於計算，令  $g$  為對  $g_i = e_i^2 / (e'e/n) - 1$  的觀測值向量， $Z$  為對  $(1, z_i)$  觀測值的  $n \times p$  階矩陣。則

$$LM = \frac{1}{2} [g'Z(Z'Z)^{-1}Z'g] \quad (17)$$

在同質變異的虛無假設 (the null hypothesis) 下， $LM$  漸進地服從自由度 (degrees of freedom) 等於  $z_i$  中的變量數目的卡方分布。<sup>19</sup> 本文資料計算出模型一的 BP 值為 15.85，小於卡方檢定值  $\chi^2_{11,0.05} = 19.68$ ，代表觀察值並不具異質變異之特性；模型二的 BP 值為 32.84，大於卡方檢定值  $\chi^2_{11,0.05} = 19.68$ ，代表模型原先具異質變異，但在以 White 檢定法修正異質變異後，已無誤。

### 三、解釋變數間是否具共線性？

當許多解釋變數以某種規律性的方式一起變動時，稱為具有共線性，或者當有數個變數牽涉在內時，稱為線性重合 (multicollinearity)。其將使最小平方估計式無法定義，並由於資料中未包含關於解釋變數個別影響的足夠資訊，使不足以精確地估計實證模型裡的所有參數。本文檢定共線性的方法是使用成對解釋變數間的樣本相關係數。檢定的結果，皆未發現成對解釋變數間的樣本相關係數有大於 0.85 的情況。故得知本文解釋變數間不具共線性之關係。

<sup>19</sup> 關於 Breusch-Pagan 檢定，請參見 Greene (2003)。

#### 四、實證模型是否設定錯誤（misspecification）？

在檢定實證模型是否設定錯誤方面，本文使用 RESET 檢定加以測試。當實證模型中遺漏重要變數、納入不相關的變數、選擇錯誤的函數形式或違反複迴歸模型的假設，都會得出設定錯誤的模型。RESET 檢定的用意即是發現遺漏的變數以及不正確的函數形式，其步驟如下。首先，令本文實證模型之預測值以第（18）式表示。

$$\hat{Gini}_{i,t} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{i,t} \quad (18)$$

其中， $k$  表示第  $k$  項， $X$  表示變項。此時考慮加上預測值的平方，如第（19）式。

$$Gini_{i,t} = \beta_{0i} + \sum_1^K \beta_k X_{i,t} + \gamma_1 \hat{Gini}_{i,t}^2 + \varepsilon_{i,t} \quad (19)$$

在第（19）式中令虛無假設  $H_0: \gamma_1 = 0$  和對立假設  $H_A: \gamma_1 \neq 0$ 。拒絕  $H_0$  表示原始的模型不夠妥當，尚可以改進。無法拒絕  $H_0$  則表示此檢定無法發現任何模型設定錯誤的情況。迴歸結果顯示模型一及模型二皆通過 RESET 檢定。

通過上述統計檢定後證實，本實證模型不會產生殘差值為非常態分配、異質變異、共線性、模型設定錯誤或遺漏變數的問題。可知本研究在探討社會福利支出，及其他相關因素，對所得分配影響的實證結果，是具有相當高的可信度的。

### 第三節 本章小結

在第五章介紹完研究設計後，本章第一節即依前述之研究方法對實證模型加以估計，並分析迴歸結果，說明其經濟意義。為了減少實證模型和估計結果發生錯誤的機會，並使研究過程更為嚴謹，在第二節中以多種方法，對本文實證模型和估計結果加以檢定之。本章的重點說明如下：

#### 一、實證結果

本篇研究比較模型一及模型二的結果發現，總額社會福利決算審定數及低收入戶生活扶助皆能顯著降低各縣市的吉尼係數。然而，低收入戶生活扶助的係數值為0.0095，僅較總額社會福利決算審定數的係數值0.0098小了0.0003。也就是說，社會福利支出決算審定數扣除低收入戶生活扶助後，對其改善所得分配的政策目標，僅有約0.0003的效果。如果政府的社會福利支出主要目的是在改善所得分配，縮小貧富差距，則較具體且有效率的方式，應為增加低收入戶生活扶助金額，以現金形式發放給所得較低的國民，使其生活與富人的差距不致擴大。

模型結果亦顯示經濟發展變數在近幾年似乎對所得分配並沒有顯著的影響。但仍可發現台灣近幾年所得分配狀況符合Kuznets的倒U型假說。此外，工業人口比例及服務業人口比例的增加，可明顯改善以往產業轉型初期所得分配不均的增加。再者，越高的教育程度變異數，有使得所得分配惡化的趨勢。最後，就地區別來看，台灣所得最不平均的地方為東部，其次為北部與南部，最平均者為中部。

#### 二、模型正確性之相關檢定

以 OLS 模型對模型一及模型二的殘差值進行統計分析。在檢驗殘差值



是否呈現常態分配方面，本文使用 Jarque-Bara (JB) 常態分配檢定加以測試。計算出模型一的 JB 統計量為 11.73，小於卡方檢定值  $\chi^2_{12,0.05}=21.03$ ；模型二的 JB 統計量的數值為 5.37，小於卡方檢定值  $\chi^2_{12,0.05}=21.03$ ，顯示模型一及模型二中的殘差值皆呈常態分配。此外，在使用橫斷面資料時，時常會遇到異質變異(heteroskedasticity)的問題，故本文亦透過 Breusch-Pagan (BP) 統計值予以檢定，模型一的 BP 值為 15.85 小於卡方檢定值  $\chi^2_{11,0.05}=19.68$ ，可知觀察值不具異質變異之特性；模型二結果計算出的 BP 值為 32.84，大於卡方檢定值  $\chi^2_{11,0.05}=19.68$ ，代表觀察值原本具異質變異之特性，但在模型修正後已解除。再者，為避免發生變數間共線性的問題，分別對模型一及模型二做共線性檢定，檢定的結果，皆未發現成對解釋變數間的樣本相關係數有大於 0.85 的情況。故得知本文解釋變數間不具共線性之關係。最後，為避免錯誤的模型設定或變數的遺漏，故對模型一及模型二分別做 RESET 檢定，迴歸結果顯示模型一及模型二皆通過 RESET 檢定。通過上述統計檢定後證實，本實證模型不會產生殘差值為非常態分配、異質變異、共線性及模型設定錯誤或遺漏變數的問題。可知本研究在探討社會福利支出，及其他相關因素，對所得分配影響的實證結果，是具有相當高的可信度的。可供政府在制訂縮小貧富差距的社會政策時，作為瞭解現實狀況的實證依據。