

第五章、實證結果與模型檢定

本研究主要的研究目的，在於驗證中國的財政地方分權是否對於地區性經濟成長存在影響，且其影響方向如何。於是本研究針對中國自 1996 年至 2004 年，31 個省市地區的追蹤資料，利用普通最小平方法加以分析，並希冀經由本研究的實證結果，能為中國財政地方分權化對其地區性經濟成長影響之效果，在實證文獻上不一致的現象做出解釋。本章先於第一節中分析實證模型的估計結果，再於第二節對模型的相關統計檢定加以補充說明。最後，於第三節中進行本章內容之小結。

第一節、實證結果分析

茲將兩種實證模型，即第 (21) 式之估計結果，列示於表 9 之中。而在實證估計結果控制了異質變異 (heteroscedasticity) 的計量問題後，由表 9 可知，模型一中除了各省市地區人口成長率外，所有的解釋變數之係數估計值，皆顯著地異於零；而模型二中所有解釋變數的係數估計值，均顯著地異於零。以下將優先說明，本研究主要目的之財政地方分權效果，與加入分析的財政地方分權變數平方項之效果，是否符合預期。其次，再審視其他解釋變數的效果。最後，再分析時間趨勢變數及不同區域間差異，與地區性經濟成長間之關係。

一、財政地方分權之效果

首先，綜觀兩種實證模型，兩種財政地方分權變數 FDA 與 FDB 的係數估計值皆顯著且為負值，這表示財政地方分權程度對於地區性經濟成長具有負向的作用力。也就是說，若某一地區財政地方分權的程度提高，反而會對該地區經濟成長帶來不利的影響。這樣負向的發現，雖與部分實證

表 9：實證估計結果

變數	模型一		模型二	
	係數	t 統計量	係數	t 統計量
COSTANT	-12.14	-3.96	-12.25 ***	-3.83
FDA _{t-1}	-0.13 ***	-4.66		
FDASQ _{t-1}	1.20×10 ⁻³ ***	3.63		
FDB _{t-1}			-0.11 ***	-4.29
FDBSQ _{t-1}			8.84×10 ⁻⁴ ***	3.49
GFA _{t-1}	5.75×10 ⁻² ***	5.39	5.96×10 ⁻² ***	5.53
log(OPEN _{t-1})	0.42 ***	4.45	0.44 ***	4.09
GPOP _{t-1}	-5.80×10 ⁻²	-1.50	-6.28×10 ⁻² *	-1.61
RPI _{t-1}	0.19 ***	6.52	0.19 ***	6.39
EAST _t	0.96 ***	3.46	1.04 ***	3.58
CENTRAL _t	0.74 ***	3.20	0.80 ***	3.36
T _t	0.41 ***	9.69	0.38 ***	7.98
樣本數	279		279	
修正後判定係數	0.56		0.56	
F 檢定	40.80 ***		40.05 ***	
B-P 檢定	83.25 ***		79.28 ***	
LM 檢定	0.23		0.15	
RESET 檢定	0.85		0.71	

註：1. 自變數為每年中國各省市實質 GDP 成長率。

2. 迴歸係數之估計結果皆使用 White (1980)修正異質變異。

3. 一顆星號(*)表示在顯著水準為 10%下顯著，5% (**)與 1% (***) 亦同理。

文獻相同，⁷⁷卻與財政地方分權理論所認知的效果大相逕庭；而再觀察表 9 之兩種實證模型，兩種財政地方分權變數的平方項，FDASQ 與 FDBSQ，估計係數的符號都為正向且相當顯著。財政地方分權變數的平方項之估計

⁷⁷ 以中國為例，即有 Zhang and Zou (1998)。

係數的正向表示，財政地方分權程度越高，對地區性經濟成長刺激的斜率值將越大。以下針對本研究實證估計結果中，財政地方分權變數之迴歸係數為負號，而財政地方分權變數平方項之迴歸係數卻為正號做出可能的解釋。

由兩種財政地方分權變數 *FDA* 與 *FDB* 的係數估計值皆顯著且為負值，可推知中國進行的財政地方分權化，在剛開始進行分權而分權程度尚未達到一定水準前，在分權程度逐漸提升的過程中將對其地區性經濟成長產生不利的效果；但由財政地方分權變數平方項迴歸係數為正號可顯示出，隨著分權程度慢慢地提高，此負向效果會逐漸地減弱，而經過一個財政地方分權對於地區性經濟成長不利影響達極大的臨界水準後，隨著分權程度的再增加，開始為地區性經濟成長帶來財政地方分權理論所支持的效率利得，並進一步刺激地區性經濟的成長。

依據本研究之實證估計結果發現，在越過財政地方分權對地區性經濟成長影響最不利的臨界水準之後，財政地方分權將發揮其刺激經濟效率提升的效果，對地區性經濟成長帶來正面的作用。這意味著，中國的財政地方分權對其地區性經濟成長的影響，並非線性，而是呈現類似正 U 型的曲線。值得注意的是，為了確認實證結果的一致性，本文以兩種實證模型加以檢測，而皆有相同的發現。

為表現中國財政地方分權與地區性經濟成長間正 U 型的關係，茲將兩種實證模型，設定財政地方分權變數與財政地方分權變數平方項由 0% 逐增至 100%，並控制其餘的解釋變數以其平均值代入兩條實證迴歸式，模擬出財政地方分權程度由完全集權至完全分權的歷程，對地區性經濟成長率的影響，如圖 4 所示。而圖 4 的模擬結果，符合支持財政地方分權變數係數為負，但財政地方分權變數平方項之係數為正之實證估計。又依據本研究的實證估計結果算出，使用 *FDA* 與 *FDB* 所衡量的財政地方分權程度，

經濟成長率(%)

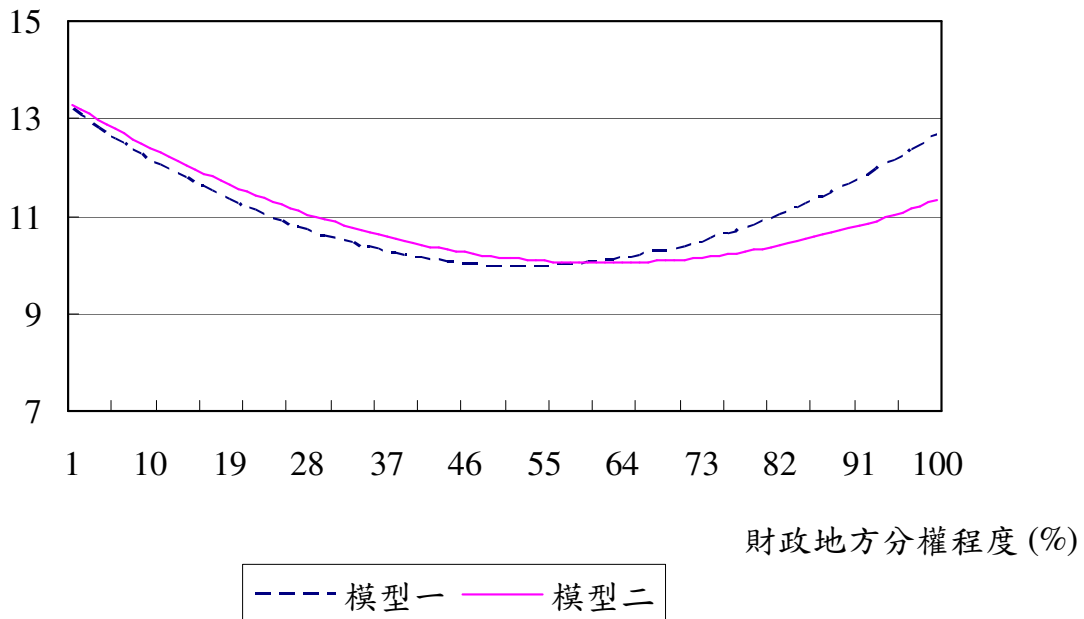


圖 4：財政地方分權程度與地區性經濟成長

在不考慮其他變數的情況下，對地區性經濟成長不利影響最大的臨界水準分別在 52.56% 以及 61.67%。而 2003 年中國全國的財政地方分權程度，若以 *FDA*、*FDB* 而言，分別僅有 45.35% 與 52.77%。本研究之實證結果亦顯示出，中國目前的財政地方分權程度，仍然不足。

接著，以下針對研究中國財政地方分權的實證文獻，進行其與本研究之實證效果的比較。就財政地方分權化對地區性經濟成長的影響效果而言，Zhang and Zou (1998) 與 Jin and Zou (2005) 之研究中，都得到財政地方分權化不利於地區性經濟成長的實證結果；⁷⁸反之，於 Ma (2000) 與 Lin and Liu (2000) 之分析，均發現財政地方分權化程度與地區性經濟成長間呈現正向且顯著的關係。

⁷⁸ Zhang and Zou (1998) 之研究期間為 1980 年至 1992 年，得到高度財政地方分權化，將連繫著低度的地區性經濟成長。而 Jin and Zou (2005) 則是於 1979 年至 1993 年之研究期間，得到支出的分權與地區性經濟成長呈現負向的關係，又於 1994 年至 1999 年，得到與稅收的分權與地區性經濟成長呈現顯著且負向的關係。

上述文獻多是探討自中國 1978 年的改革開放至 1994 年的分稅制改革此段期間，僅 Jin and Zou (2005) 一文對 1994 年進行財政體制改革後的效果作分析。與其結論相似之處，為本研究估計發現，1994 年之後的財政地方分權化在分權程度未達臨界水準前，亦不利於地區性經濟成長。此外，本研究利用變數平方項的特性，發現中國的財政地方分權化，對地區性經濟成長之刺激存在非線性的關係，此為本研究之結論不同於以往實證文獻之所在。透過本文的實證結果發現，本文加入的財政地方分權變數平方項，提供了對於實證上結論分歧的一種解釋。意即，關於財政地方分權化對於地區性經濟成長之影響效果，在實證文獻上出現正或是負的結論，可能是僅觀察到正 U 型曲線的負向階段或是正向階段，而無法捕捉到財政地方分權化效果的全貌所致。

二、其他解釋變數

就其他解釋變數而言，觀察表 9 可發現，在兩實證模型中的其他解釋變數，估計係數的正、負向出現完全相同的結果，且除了模型一中之各省市地區人口成長率為不顯著外，其餘所有變數皆顯著。

首先，就各省市固定資產投資成長率而言，本研究發現各省市固定資產投資成長率，對於該省市之經濟成長具有正向的貢獻，此一結果符合理論與研究財政地方分權等實證文獻所期待。⁷⁹就各省市進出口貿易總額而言，理論上預期開放程度的提高將刺激經濟效率的提升，而本研究之實證結果亦符合此一觀點。⁸⁰對於中國各省市勞動力的成長，是否影響地區性

⁷⁹ 探討刺激經濟成長的因素中，投資向來被認為是重要的正向推動力，Zhang and Zou (1998)、Lin and Liu (2000) 與 Jin and Zou (2005) 此三篇研究中國財政地方分權對地區性經濟成長影響的實證研究中，亦支持此一觀點且得到投資對於經濟成長具有正向貢獻的結論。

⁸⁰ 開放性的優點詳見 Feder (1983)。Zhang and Zou (1998)、Xie et al. (1999) 與 Jin and Zou (2005) 之研究亦支持開放性對於經濟成長的正向影響。

經濟成長，本研究發現呈現負向的作用；⁸¹意即，中國已經過剩的勞動力，將使得勞動力成長無法為其經濟成長帶來正向的影響，甚至出現對經濟成長不利的現象。此發現亦意味著中國存在著嚴重的人口問題，而此變數之影響方向，符合預期。⁸²

而最後加入考慮的物價因素，經本研究之實證結果發現，通貨膨脹與地區性經濟成長間具有正向的關係，亦符合理論與實證所預期。⁸³

三、時間趨勢變數與區域虛擬變數

觀察表 9 之實證估計結果，兩模型中不論是區域虛擬變數或時間趨勢變數，皆呈現顯著且正向的效果。依表 9 之實證結果顯示，不論是東部或中部區域，相較於西部區域而言均有較顯著的經濟成長，符合預期；而觀察迴歸係數發現東部更高於中部，顯示出東部區域在經濟成長的表現上，較中部區域更為出色。由於財政地方分權變數顯著且為負，而財政地方分權變數之平方項顯著且為正；這呼應著本研究所假設，在財政地方分權化的過程中，對地區性經濟成長的效果先呈現負向，但此負向的效果將隨著分權的持續進行而慢慢減弱，並於經過臨界水準後效果將轉為正向。而本研究之實證結果，亦得到時間趨勢變數與地區性經濟成長間，具有正向關係的效果，符合預期。

⁸¹ 由於中國統計勞動力的制度不具可信度，因此本研究以各省市人口成長率來替代各省市勞動成長率。

⁸² Zhang and Zou (1998)、Xie et al. (1999) 與 Jin and Zou (2005) 分析財政地方分權與經濟成長的實證研究中，都考慮入了勞動力成長率，而 Zhang and Zou (1998) 與 Jin and Zou (2005) 甚至得到中國勞動力成長，對其經濟成長有利的實證結果。

⁸³ Zhang and Zou (1998) 對中國財政地方分權與省級經濟成長之研究中，即考慮入通貨膨脹率，並以商品零售價格指數替代之。而後 Jin and Zou (2005) 對中國之研究，亦將通貨膨脹率納入考慮，並於 1979 年至 1993 年的期間得到通貨膨脹率對於刺激經濟成長有正向效果的結論。

第二節、實證模型之相關檢定

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 RESET 檢定（Regression Specification Error Test）、LM 檢定（Lagrange multiplier test）、共線性（collinearity）檢定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（22）式表示。

$$GG\hat{D}P_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} \quad (22)$$

其中， k 表示第 k 項， X 表示自變數。此時考慮下列兩個分別加上預測值的平方之模型，如第（23）式。

$$GGDP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \gamma_1 GG\hat{D}P_{it}^2 + \varepsilon_{it} \quad (23)$$

在第（23）式中，令虛無假設 $H_0: \gamma_1 = 0$ 且對立假設 $H_A: \gamma_1 \neq 0$ 。若拒絕 H_0 即表示原始設定的模型不夠妥當，尚可以改進。無法拒絕 H_0 則表示 RESET 檢定無法發現任何模型設定錯誤的情況。⁸⁴ 檢定結果得知實證模型一和模型二的 γ_1 之 P 值，分別為 0.85 和 0.71，在 $\alpha = 0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 γ_1 為零之虛無假設，故表示無法發現本文實證模型有任何設定錯

⁸⁴ RESET 檢定之意義，僅在表示模型設定上是否有缺失。

誤的地方。

二、殘差項是否存在自我相關 (autocorrelation) ？

在處理與時間序列有關之資料時，也要考慮到自我相關的可能性，若忽略自我相關的問題，可能導致估計值的高估或低估，而影響區間估計及假設檢定的準確性。本文對此問題將採用 LM 檢定予以檢測。首先，令本文實證模型之殘差項遵循一階自我迴歸模型如 (24) 式所示。

$$\varepsilon_{it} = \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (24)$$

其中，假設 v_{it} 是具有分配 $N(0, \sigma_v^2)$ 的獨立隨機誤差。若 $\rho=0$ ，則 $\varepsilon_{it} = v_{it}$ ，因而 (24) 式中將不具自我相關。將本文實證模型改寫為 (25) 式。

$$GGDP_{it} = \beta_0 + \sum_{k=1}^K \beta_k X_{kit} + \rho\varepsilon_{i(t-1)} + v_{it} \quad (25)$$

若 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 是可以觀察的，則檢定虛無假設 $H_0: \rho=0$ 的一個方式是將 $GGDP_{it}$ 對 X_{kit} 與 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 進行迴歸，並檢定係數 ρ 的顯著性。因為 $\varepsilon_{i(t-1)}$ 無法觀察，因此以延遲的最小平方殘差 $\hat{\varepsilon}_{i(t-1)}$ 代替之。檢定結果得知係數 ρ 之 P 值在兩實證模型分別為 0.23 和 0.15，在 $\alpha=0.10$ 的顯著水準下，無法拒絕 ρ 為零之虛無假設。故得知本文實證模型之殘差項不具自我相關。

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。共線性將使得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，因而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 0.80 的情況。故得知本文解釋變數間不具共線性之關係。

透過上述統計檢定，本文實證模型並無法被證明為設定錯誤，且不存在自我相關和共線性的問題。⁸⁵因此，本文在實證模型中所獲得的研究結論，具有相當的可信度。

⁸⁵ 關於 RESET 檢定、LM 檢定及共線性的檢定，請參見 Hill et al. (2001)。

第三節、本章小結

本章主要欲分析，中國的財政地方分權化以及其他重要解釋變數，對中國地區性經濟成長的影響效果，並透過時間趨勢變數及區域虛擬變數，進一步分析時間趨勢及區域特性是否對於中國地區性經濟成長有所影響。最後，再對本研究之實證模型進行相關假設檢定，確保實證結果的正確性與頑強性（robustness）。本章重點整理如下：

一、實證結果分析

首先，綜觀本研究兩實證模型之實證結果，發現除模型一之各省市地區勞動力成長率外，兩模型中所有的解釋變數之係數估計值皆顯著地異於零。由兩種財政地方分權變數之係數估計值皆顯著且為負值，可推知中國進行的財政地方分權化，在剛開始進行分權而分權程度尚未達到一定水準前，在分權程度逐漸提升的過程中將對其地區性經濟成長產生不利的效果；但由財政地方分權變數平方項之迴歸係數為正號可顯示出，隨著分權程度慢慢地提高，此負向效果會逐漸地減弱。在經過一個財政地方分權對於地區性經濟成長不利影響達極大的臨界水準後，隨著分權程度的再增加，開始為地區性經濟成長帶來財政地方分權理論所支持的效率利得，並進一步刺激地區性經濟的成長。

這意味著，中國的財政地方分權對其地區性經濟成長的影響，並非線性，而是呈現類似正 U 型的曲線。值得注意的是，為了確認實證結果的一致性，本文以兩種實證模型加以檢測，而皆有相同的發現。而以往財政地方分權化在實證文獻中被觀察到的正向或負向影響，可能是因無法捕捉到財政地方分權化效果的全貌所致。

另外，就各省市固定資產投資成長率而言，本研究發現固定資產投資成長率，對於該省市經濟成長具有正向的貢獻，此結果符合理論與研究財政地方分權等實證文獻所期待；就各省市進出口貿易總額而言，理論上預期開放程度提高將刺激經濟效率的提升，本研究實證結果亦符合此觀點；對於中國各省市勞動力的成長，是否影響地區性經濟成長，本研究之發現呈現負向的作用；意即，中國已經過剩的勞動力，將使得勞動力成長無法為其經濟成長帶來正向的影響。此發現亦意味著中國存在著嚴重的人口問題，而此項變數之影響方向，皆符合預期。最後加入考慮的物價因素，本研究實證發現通貨膨脹與地區性經濟成長間具有正向的關係，亦符合理論與實證所預期。

若以區域別來劃分，本研究的實證結果發現東部與中部區域虛擬變數皆為顯著，且方向為正向。此表示東部與中部區域的省市相較於西部區域，在控制其他相關因素後，表現出較高的經濟成長，而觀察迴歸係數值發現東部更高於中部，與預期相同。另外，本文的時間趨勢變數，係數估計值顯著且正向，與預期之效果相同。

二、實證模型之相關檢定

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。故本研究利用 RESET 檢定、LM 檢定與共線性檢定來驗證實證模型的正確性，以及研究結果的可信度。

首先，關於估計的樣本是否具有自我相關的問題，本研究利用 LM 檢定的結果判定，兩種實證模型都無法拒絕樣本間不具自我相關的虛無假設。且為檢定模型是否有設定錯誤，利用 RESET 檢定，結果發現兩種實證模型皆未有設定錯誤之問題。最後，利用兩兩變數間的相關係數（correlation coefficient）檢定變數之間是否具有共線性的問題，由於任何

一種模型的相關係數都不大於 0.80，因此本研究判定兩兩變數之間並不具有共線性的問題。由上述的檢定結果可知，本研究的兩種實證模型結果，應具有相當的正確性與頑強性。

新增參考文獻：Hill et al. (2001)