

# 江蘇省工業轉型區域差異的 再反思，1952-2003（下）

• 游五嶽、李飛躍、章奇、劉明興

編者按：本文第一至四節已於2019年8月號刊出；本期刊出第五至七節。

## 五 實證檢驗

關於江蘇省工業增長與轉型的實證檢驗，本文所用的計量方程為：

$$Y_i = \alpha + \beta P_i + X_i \gamma' + \varepsilon_i$$

這裏  $Y_i$  為  $i$  縣的被解釋變量，用人均產值增長率代表工業增長，或用產值佔比的變化代表所有制結構的轉型程度， $P_i$  為實際政治權力指標， $X_i$  代表控制變量的向量， $\varepsilon_i$  為誤差項， $\alpha$  為常數項， $\beta$  為實際政治權力結構的系數， $\gamma$  為控制變量的系數向量。 $\beta$  是本文關心的系數，代表實際政治權力結構對工業增長與所有制變化的影響。

### （一）1952至1965年：轉型前期

表3報告了1952至1965年期間的迴歸結果。在模型1、2中，被解釋變量是1952至1965年人均工業總產值的年均指數增長率，控制了初始的工業產值及其他經濟與地理因素。模型1為OLS（最小二乘法）迴歸，穩健性方差，模型2使用非華中根據地的虛擬變量作為解釋變量的工具變量，穩健性方差。兩個模型中山東幹部比例的系數都不顯著。模型3、4把被解釋變量變為1965年的人均國有工業產值，模型5、6把被解釋變量換成1965年人均集體工業產值，採用與模型1、2相同的方法進行估計。結果山東幹部比例的系數整體上看仍然是不顯著。模型7、8用相同的方法考察實際政治權力結構對集體經濟

比重的影響，結果仍是負向不顯著。由於1965年中國工商業已經歷了社會主義改造，工業中除了集體所有制企業，剩下的基本就是國有制企業，所以1965年國有工業產值佔比的分析在此表中不再贅述。

這些結果與我們假說1的理論預期是一致的。可以看出，建國初期的地方政治權力結構並沒有在文化大革命之前對當地的經濟增長績效和內部結構產

表3 1952至1965年工業增長和工業結構的OLS(最小二乘法)分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	1952至1965年人均工業總產值指數增長率(%)	1952至1965年人均工業總產值指數增長率(%)	1965年人均國有工業產值(元,取對數)	1965年人均國有工業產值(元,取對數)	1965年人均集體工業產值(元,取對數)	1965年人均集體工業產值(元,取對數)	1965年集體工業產值佔比(%)	1965年集體工業產值佔比(%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸		工具變量迴歸		工具變量迴歸
<b>解釋變量</b>								
1949至1965年山東根據地出身幹部佔比(%)	-0.005 (0.020)	0.018 (0.025)	-0.000 (0.003)	0.003 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.002 (0.004)	-0.016 (0.074)	-0.078 (0.121)
<b>初始經濟社會指標</b>								
初始經濟水平	-7.117*** (0.670)	-7.213*** (0.583)	0.186** (0.088)	0.181** (0.074)	0.206*** (0.073)	0.207*** (0.065)	0.271 (1.947)	0.391 (1.697)
1952年人均本級財政支出(元,取對數)	-0.748 (0.879)	-0.799 (0.784)	-0.095 (0.126)	-0.097 (0.112)	-0.033 (0.144)	-0.032 (0.127)	0.080 (3.459)	0.122 (3.152)
1952年人口數(萬人,取對數)	-0.119 (1.214)	0.256 (1.233)	-0.031 (0.197)	-0.003 (0.189)	0.151 (0.191)	0.143 (0.176)	2.333 (5.332)	1.683 (5.208)
1952年人均耕地面積(公頃/萬人,取對數)	0.089 (2.042)	0.423 (1.930)	0.264 (0.280)	0.286 (0.258)	-0.627** (0.285)	-0.633** (0.250)	-16.446*** (5.743)	-16.947*** (5.313)
漢族人口佔比(%)	-3.337 (2.367)	-3.751* (2.116)	-0.421 (0.364)	-0.471 (0.323)	-0.039 (0.378)	-0.025 (0.338)	5.290 (9.452)	6.467 (8.441)
<b>地理控制變量</b>								
沿海的虛擬變量	1.834 (1.279)	1.987* (1.184)	0.246 (0.164)	0.259* (0.152)	0.203 (0.218)	0.199 (0.196)	-1.683 (3.811)	-2.007 (3.566)
平地佔比(%)	0.033 (0.041)	0.037 (0.039)	0.009 (0.008)	0.011 (0.008)	-0.014* (0.008)	-0.015** (0.007)	-0.390** (0.189)	-0.424** (0.179)
平均海拔(千米)	0.130** (0.052)	0.098* (0.051)	0.013 (0.010)	0.011 (0.009)	0.010 (0.011)	0.010 (0.011)	-0.046 (0.293)	0.002 (0.282)
到南京的距離(千米,取對數)	0.876 (1.010)	0.550 (1.005)	0.031 (0.162)	0.007 (0.153)	0.086 (0.181)	0.093 (0.170)	2.390 (5.185)	2.946 (4.969)
到上海的距離(千米,取對數)	-7.725*** (1.147)	-7.473*** (1.117)	-0.977*** (0.145)	-0.934*** (0.143)	-0.545** (0.223)	-0.557*** (0.203)	7.352** (3.362)	6.369* (3.282)
一階段F值		55.54		51.02		51.02		51.02
觀測數	57	57	53	53	53	53	53	53
R <sup>2</sup>	0.889	0.886	0.796	0.792	0.690	0.689	0.333	0.323

資料來源：本文作者整理、計算，表4至表10同。

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平為1952年人均工業總產值(元,取對數)。

生影響。一個重要的原因在於，文革前的計劃經濟體系下，絕大部分經濟資源都依賴於國家的分配。在政治權力競爭中處於弱勢的地方幹部雖然有經濟分權的動機，但在計劃經濟體系嚴格控制下對經濟的促進作用相對有限；而那些與省級精英關係密切的幹部雖然更有動力通過汲取地方資源以獲得晉升的資本，但同時也會獲得更多的資源分配，所以政治權力結構對經濟增長的效應並不確定。

## (二) 1965 至 1994 年：第一次轉型

表4報告了1965至1994年期間工業增長的情況。模型1、2的被解釋變量為這一時期人均工業產值的指數增長率，模型1為OLS迴歸，穩健性方差，模型2使用非華中根據地的虛擬變量作為解釋變量的工具變量，穩健性方差。初始地方實際政治權力結構的系數為正向顯著，表明初始的山東幹部比例愈高，也就是說政治地位愈邊緣化，工業增長的速度愈快。模型3、4把被解釋變量變為同期的人均國有工業產值指數增長率，模型5、6把被解釋變量換成同期人均集體工業產值指數增長率，採用與模型1、2相同的方法進行估計。結果表明地方實際政治權力結構對國有和集體兩種所有制形式的工業增長都有影響。相比較來說，對集體工業的影響更大更顯著。OLS的迴歸結果為3.8%，工具變量的迴歸結果為5.3%。用工具變量的迴歸結果計算，若山東幹部比例增加一個標準差(25%)，集體工業增長率將提高1.33個百分點，相對於這個時期集體工業的平均增長率18.98%<sup>①</sup>，提高了7%。

表4 1965至1994年工業增長的OLS分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
	1965至 1994年人 均工業總 產值指數 增長率 (%)	1965至 1994年人 均工業總 產值指數 增長率 (%)	1965至 1994年人 均國有工 業產值指 數增長率 (%)	1965至 1994年人 均國有工 業產值指 數增長率 (%)	1965至 1994年人 均集體工 業產值指 數增長率 (%)	1965至 1994年人 均集體工 業產值指 數增長率 (%)
		工具變量 迴歸		工具變量 迴歸		工具變量 迴歸
<b>解釋變量</b>						
1949至1965年山東 根據地出身幹部佔比 (%)	0.029** (0.011)	0.039** (0.016)	0.017 (0.011)	0.023* (0.014)	0.038*** (0.009)	0.053*** (0.013)
<b>初始經濟社會指標</b>						
初始經濟水平	-1.884*** (0.605)	-1.910*** (0.549)	-2.676*** (0.487)	-2.689*** (0.438)	-2.032*** (0.586)	-1.998*** (0.518)
1965年人均本級財政 支出(元，取對數)	0.568 (1.170)	0.719 (1.120)	0.653 (1.172)	0.721 (1.078)	0.419 (1.346)	0.583 (1.235)
1952年人口數(萬 人，取對數)	-0.509 (0.784)	-0.297 (0.753)	-0.883 (0.784)	-0.793 (0.710)	-0.584 (0.985)	-0.381 (0.843)

1952年人均耕地面積 (公頃/萬人, 取對數)	-3.405*** (0.888)	-3.223*** (0.795)	0.422 (1.048)	0.487 (0.947)	-3.003** (1.152)	-2.834*** (1.023)
漢族人口佔比 (%)	0.450 (1.174)	0.318 (1.078)	-0.231 (1.163)	-0.335 (1.069)	0.395 (1.071)	0.186 (0.914)
<b>地理控制變量</b>						
沿海的虛擬變量	-2.574*** (0.644)	-2.496*** (0.590)	-0.730 (0.556)	-0.693 (0.512)	-2.192*** (0.753)	-2.125*** (0.695)
平地佔比 (%)	-0.087*** (0.020)	-0.086*** (0.018)	-0.025 (0.031)	-0.022 (0.028)	-0.047 (0.039)	-0.039 (0.035)
平均海拔 (千米)	-0.034 (0.025)	-0.048* (0.029)	-0.018 (0.046)	-0.023 (0.040)	-0.046 (0.040)	-0.057 (0.036)
到南京的距離 (千米, 取對數)	0.277 (0.542)	0.132 (0.509)	-0.231 (0.698)	-0.290 (0.613)	-0.591 (0.562)	-0.729 (0.537)
到上海的距離 (千米, 取對數)	-2.696*** (0.842)	-2.573*** (0.747)	-1.599* (0.822)	-1.506** (0.762)	-3.974*** (0.770)	-3.698*** (0.779)
一階段F值		57.05		46.96		45.63
觀測數	60	60	56	56	56	56
R <sup>2</sup>	0.733	0.728	0.716	0.714	0.748	0.741

說明：(1) 括號內為異方差穩健的t統計量；(2) \*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3) 初始經濟水平分別對應1965年人均工業總產值(取對數，模型1和2)、1965年人均國有工業產值(取對數，模型3和4)、1965年人均集體工業產值(取對數，模型5和6)。

這個結果符合假說2的預期。許多研究已經注意到了經濟分權實際上在1960年代末至1970年代初就已經出現，因為文革的爆發衝擊了計劃經濟體系，使得經濟分權成為可能，從而為中國經濟增長提供了宏觀上的條件<sup>②</sup>。上層直接分配資源的權力弱化了，本地幹部進行經濟分權的動機更可能付諸實現，加上文革期間中央強調對地方的經濟分權，也使地方工業企業獲得了更多的發展機會。改革開放後的經濟發展則是這一時期經濟增長的延續。

表5進一步報告了1965至1994年期間國有工業和集體工業相對變化的OLS分析結果。可以看到，山東根據地幹部大大促進了集體工業在工業體系中比重的上升，以及國有工業比重的降低，由此可見在計劃經濟仍然主導的時期，經濟分權的政策更多地使基層集體工業從中受益，而國有工業由於仍然依賴於計劃經濟的指令和分配的資源，從分權中的受益就很有限，甚至在整個經濟中的比重也受到了集體工業的擠壓。從迴歸結果中可以計算出，1965年之前山東幹部比例每提高一個標準差(25%)，1965至1994年集體工業產值佔比的增加值將提高約5.7%。山東根據地幹部對於這一時期集體經濟的推動作用不僅僅體現在有着悠久工商業傳統的蘇南地區，正如我們在上篇提到的，位於江蘇北部的邳縣，雖然1965年的集體工業產值佔比只有17.13%，但到了1994年，其鄉及鄉以上集體工業佔比也達到了67.58%；位於江蘇隴海線以北的沛縣、豐縣和贛榆縣，1994年的集體工業佔比則分別高達56.83%、61.16%和62.07%，也要優於原屬華中根據地的淮陰地區的發展<sup>③</sup>。

表5 1965至1994年工業結構的OLS分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	1965至1994年國 有工業產值佔比 變化值(%)	1965至1994年國 有工業產值佔比 變化值(%)	1965至1994年集 體工業產值佔比 變化值(%)	1965至1994年集 體工業產值佔比 變化值(%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸
<b>解釋變量</b>				
1949至1965年 山東根據地出身 幹部佔比(%)	-0.118** (0.053)	-0.127 (0.085)	0.169** (0.078)	0.227** (0.110)
<b>初始經濟社會指標</b>				
初始經濟水平	-0.899*** (0.102)	-0.898*** (0.091)	-1.142*** (0.173)	-1.135*** (0.156)
1965年人均本級 財政支出(元， 取對數)	1.612 (5.824)	1.512 (5.043)	-3.116 (8.381)	-2.490 (7.391)
1952年人口數 (萬人，取對數)	-2.718 (4.445)	-2.848 (3.574)	-0.003 (6.026)	0.803 (5.219)
1952年人均耕地 面積(公頃/萬 人，取對數)	16.300** (7.968)	16.191** (6.747)	-29.012*** (7.757)	-28.331*** (6.830)
漢族人口佔比(%)	0.506 (8.570)	0.651 (7.832)	6.540 (10.033)	5.637 (9.142)
<b>地理控制變量</b>				
沿海的虛擬變量	2.963 (2.689)	2.913 (2.467)	-6.121 (3.688)	-5.809* (3.523)
平地佔比(%)	0.011 (0.180)	0.006 (0.174)	-0.072 (0.225)	-0.041 (0.208)
平均海拔(千米)	-0.117 (0.213)	-0.110 (0.176)	-0.021 (0.247)	-0.065 (0.230)
到南京的距離 (千米，取對數)	0.317 (3.366)	0.406 (2.954)	2.770 (4.499)	2.218 (4.133)
到上海的距離 (千米，取對數)	6.437** (2.999)	6.288** (3.102)	0.426 (4.725)	1.352 (4.864)
一階段F值		41.83		41.83
觀測數	56	56	56	56
R <sup>2</sup>	0.763	0.763	0.695	0.692

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平分別對應1965年國有工業產值佔比(模型1和2)、1965年集體工業產值佔比(模型3和4)。

值得說明的是，早在改革開放以前，政治地位邊緣化的地區就已經形成了以集體工業、甚至鄉鎮工業為主導的經濟局面。例如上篇提到沙洲縣(今張家港市)1978年的集體工業產值佔比已經達到了75.82%；太倉縣和吳縣的這一比值則分別為53.63%和67.75%。而位於江蘇北部的淮陰地區情況卻大不一樣，盱眙縣集體工業的佔比甚至從1965年的19.01%下降到1978年的2.92%；而洪澤縣、灌雲縣、泗洪縣同時期也出現了集體工業佔比的下降④。

為了說明地方政治權力結構對於經濟發展的影響早在改革開放之前就已經發生，我們對1965至1978年期間的工業發展情況又單獨做了迴歸分析。表6報告了1965至1978年人均工業總產值增長率、人均國有工業產值增長率、人均集體工業產值增長率和集體工業產值佔比變化值的迴歸結果。在控制了

表6 1965至1978年工業增長和工業結構的OLS分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8
	1965至1978年人均工業總產值指數增長率(%)	1965至1978年人均工業總產值指數增長率(%)	1965至1978年人均國有工業產值指數增長率(%)	1965至1978年人均國有工業產值指數增長率(%)	1965至1978年人均集體工業產值指數增長率(%)	1965至1978年人均集體工業產值指數增長率(%)	1965至1978年集體工業產值佔比變化值(%)	1965至1978年集體工業產值佔比變化值(%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸		工具變量迴歸		工具變量迴歸
<b>解釋變量</b>								
1949至1965年山東根據地出身幹部佔比(%)	-0.015 (0.013)	-0.009 (0.018)	-0.044*** (0.014)	-0.048*** (0.019)	0.065** (0.029)	0.091*** (0.034)	0.205*** (0.054)	0.269*** (0.077)
<b>初始經濟社會指標</b>								
初始經濟水平	-4.824*** (0.840)	-4.838*** (0.735)	-2.574*** (0.908)	-2.567*** (0.806)	-5.993*** (1.321)	-5.933*** (1.187)	-0.408*** (0.150)	-0.401*** (0.135)
1965年人均本級財政支出(元，取對數)	0.913 (1.677)	0.998 (1.582)	1.465 (1.764)	1.424 (1.524)	5.579* (3.221)	5.870** (2.932)	5.538 (6.398)	6.224 (5.704)
1952年人口數(萬人，取對數)	-1.070 (1.459)	-0.949 (1.448)	-1.120 (1.239)	-1.173 (1.132)	1.931 (2.431)	2.291 (2.161)	5.607 (6.540)	6.488 (5.850)
1952年人均耕地面積(公頃/萬人，取對數)	-3.325* (1.696)	-3.222** (1.639)	2.851* (1.639)	2.813* (1.480)	-9.403*** (2.766)	-9.102*** (2.445)	-24.800*** (7.444)	-24.054*** (6.671)
漢族人口佔比(%)	2.498 (1.830)	2.423 (1.627)	3.152 (2.400)	3.214 (2.070)	-2.000 (3.206)	-2.371 (2.911)	-2.553 (6.528)	-3.541 (6.042)
<b>地理控制變量</b>								
沿海的虛擬變量	-2.677*** (0.605)	-2.633*** (0.530)	-2.294*** (0.839)	-2.315*** (0.737)	-2.516* (1.291)	-2.397** (1.205)	-2.379 (3.393)	-2.037 (3.105)
平地佔比(%)	-0.084*** (0.022)	-0.083*** (0.020)	-0.082** (0.039)	-0.084** (0.034)	-0.063 (0.083)	-0.049 (0.076)	0.126 (0.260)	0.160 (0.230)
平均海拔(千米)	-0.051 (0.035)	-0.058 (0.038)	-0.019 (0.067)	-0.016 (0.063)	-0.147 (0.128)	-0.167 (0.107)	-0.123 (0.354)	-0.171 (0.320)
到南京的距離(千米，取對數)	0.034 (0.765)	-0.048 (0.759)	1.177 (0.976)	1.212 (0.874)	-0.768 (1.311)	-1.013 (1.170)	-5.950 (4.089)	-6.554* (3.694)
到上海的距離(千米，取對數)	-2.284* (1.138)	-2.214** (1.047)	-1.195 (1.273)	-1.250 (1.191)	-2.447 (1.759)	-1.957 (1.692)	2.705 (2.766)	3.719 (2.711)
一階段F值		57.05		46.96		45.63		41.83
觀測數	60	60	56	56	56	56	56	56
R <sup>2</sup>	0.760	0.760	0.752	0.752	0.611	0.604	0.604	0.598

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平分別對應1965年人均工業總產值(取對數，模型1和2)、1965年人均國有工業產值(取對數，模型3和4)、1965年人均集體工業產值(取對數，模型5和6)、1965年集體工業產值佔比(模型7和8)。

相應的初始經濟水平後，我們可以看到，山東根據地幹部依然能夠顯著地提高1965至1978年間集體工業的增長速度和佔比，實際政治權力結構在這一時期就已經顯示出積極的促進作用。不過與表4的結果相比較，在改革開放前，實際政治權力結構對國有工業的增長卻有顯著的負向影響，導致對工業整體的發展速度並沒有顯著的推動作用。這意味着在表4中看到的地方政治權力結構對國有工業及工業整體的促進作用，主要發生在改革開放之後。我們認為，這是因為在1965至1978年這段時期國有工業的份額比較高，國有經濟高度依賴於計劃經濟體系的資源分配，政治地位比較中心化的地區借助與上層精英的密切政治關係，更容易獲得更多的資源，把國有經濟發展得更好。總體來說，實際政治權力結構對集體經濟的影響在改革開放前就已開始了，不過對國有經濟乃至整個宏觀經濟的影響則要等到改革開放後、集體經濟的規模比較大的時候才出現。

### (三) 1994至2003年：第二次轉型

根據我們的假說3，通過長期分權所形成的利益分配結構，使原先在政治權力競爭中處於弱勢的幹部以及他們所培養的年輕幹部在當地逐漸獲得了穩定的權力基礎，並與企業精英、下級官僚形成穩固的政治經濟關係。當上層政治結構因為外來幹部的到來發生改變時，他們有能力、也有激勵去抵制激進的企業改制所帶來的利益再分配。因此，我們預期初始的實際政治地位邊緣化的地區在1994至2003年工業私有化的速度會更慢。

在表7中，我們依次對1994至2003年人均國有工業產值指數增長率、國有工業產值佔比變化值進行了OLS和引入工具變量後的迴歸分析。我們可以看到，初始政治結構中山東幹部比例更高的地區，在這一階段國有企業衰退的速度會更慢。如前所述，長期分權使當地形成相對穩固的政治經濟關係和利益分配格局，使其在之後轉型中的表現也較為溫和，符合假說3的預期。但是，對於那些原先因為有緊密的上層政治聯繫而沒有激勵採用分權政策發展本地經濟的地方，當1990年代後期省委結構轉變，這些地方的上層支持逐漸衰落時，當地的政治經濟結構和利益分配格局則更有可能急劇瓦解重組，即更容易出現相對激進的轉型策略。

為了對政治結構指標的解釋力進行穩健性的檢驗，在模型5和6對1994至2003年人均國有工業產值增長率的迴歸分析中，我們分別加入了替代性的解釋變量，分別是1994年人均本級財政收入，以及1998年國有企業銷售利潤率。一方面，我們擔心所觀察到的政治結構的影響實際上是通過地方財政收入起作用，例如國有工業衰退速度慢是因為地方財政有能力承擔企業的虧損，但是在模型5中，我們並沒有發現轉制前的財政收入對於國有企業衰退速度有顯著影響，而山東幹部比例這一指標仍然顯著。另一方面，我們關心國有企業轉制速度是由其經營績效決定的，例如在經濟緊縮時期，那些經營困難的企業會更傾向於選擇轉制，所以我們加入了1998年國有企業的銷售利潤率，但是這一指標依然沒有顯著影響。總的來說，政治結構因素確實在企業轉制中發揮着作用。

表 7 1994 至 2003 年轉制期間國有工業變化的 OLS 分析結果

	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	1994 至 2003 年人均國有工業產值指數增長率 (%)	1994 至 2003 年人均國有工業產值指數增長率 (%)	1994 至 2003 年國有工業產值佔比變化值 (%)	1994 至 2003 年國有工業產值佔比變化值 (%)	1994 至 2003 年人均國有工業產值指數增長率 (%)	1994 至 2003 年人均國有工業產值指數增長率 (%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸		
<b>解釋變量</b>						
1949 至 1965 年山東根據地出身幹部佔比 (%)	0.283** (0.111)	0.459*** (0.175)	0.093*** (0.031)	0.117*** (0.040)	0.255** (0.121)	0.284** (0.108)
1994 年人均本級財政收入 (元, 取對數)					13.127 (7.871)	
1998 年國有企業銷售利潤率 (%)						0.686 (0.784)
<b>初始經濟社會指標</b>						
初始經濟水平	7.062 (8.812)	5.637 (7.867)	-0.932*** (0.124)	-0.914*** (0.112)	-1.438 (8.512)	5.906 (8.102)
1994 年人均本級財政支出 (元, 取對數)	-0.657 (12.414)	0.629 (12.076)	-3.585 (3.440)	-3.515 (3.104)		-2.198 (13.362)
1952 年人口數 (萬人, 取對數)	4.256 (7.197)	7.844 (7.185)	-0.210 (2.679)	0.325 (2.391)	4.636 (6.375)	6.560 (8.067)
1952 年人均耕地面積 (公頃/萬人, 取對數)	5.102 (10.423)	9.541 (9.798)	1.643 (3.021)	1.811 (2.768)	15.020 (13.781)	5.370 (10.472)
漢族人口佔比 (%)	31.634** (14.434)	31.739*** (12.262)	-0.846 (5.927)	-0.623 (5.153)	27.266** (13.337)	37.666* (20.493)
<b>地理控制變量</b>						
沿海的虛擬變量	-10.989 (9.236)	-9.356 (8.460)	1.962 (2.080)	2.104 (1.846)	-9.748 (8.143)	-10.490 (9.501)
平地佔比 (%)	0.098 (0.381)	0.142 (0.337)	-0.152 (0.112)	-0.144 (0.097)	0.133 (0.341)	0.112 (0.401)
平均海拔 (千米)	-0.089 (0.392)	-0.304 (0.408)	-0.251* (0.144)	-0.271** (0.132)	-0.190 (0.380)	0.006 (0.426)
到南京的距離 (千米, 取對數)	-8.055 (7.054)	-11.943 (7.304)	-0.203 (1.903)	-0.663 (1.721)	-7.801 (6.565)	-9.943 (8.404)
到上海的距離 (千米, 取對數)	-3.671 (8.187)	-1.147 (8.316)	1.737 (1.584)	2.055 (1.556)	1.127 (7.386)	-5.177 (7.928)
一階段 F 值		57.65		63.27		
觀測數	51	51	51	51	51	51
R <sup>2</sup>	0.327	0.304	0.861	0.860	0.368	0.349

說明：(1) 括號內為異方差穩健的 t 統計量；(2) \* 表示在 10% 水平上顯著，\*\* 表示在 5% 水平上顯著，\*\*\* 表示在 1% 水平上顯著；(3) 初始經濟水平分別對應 1994 年人均國有工業總產值 (取對數，模型 1 和 2，模型 5 和模型 6)、1994 年國有工業產值佔比 (模型 3 和 4)；(4) 由於財政收入與財政支出高度相關，為避免迴歸中多重共線性問題，我們在加入「1994 年人均本級財政收入」的模型 5 中，不再加入「1994 年人均本級財政支出」。

作為轉制的主要成果，迅速崛起的股份制和私有制工業是反映國有企業和集體企業衰退趨勢的另一個側面。在表8中，我們依次對2003年人均股份制和私有制工業產值、1994至2003年股份制和私有制工業產值佔比變化值進行了OLS和引入工具變量後的迴歸分析。與表7中的結果相對應，初始政治結構中山東幹部比例更高的地區，在國有工業衰退速度更慢的同時，股份制和私有制工業也會增長得更慢。

表8 1994至2003年轉制期間股份制和私有制工業變化的OLS分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	2003年人均 股份制和私有制 工業產值 (元，取對數)	2003年人均 股份制和私有制 工業產值 (元，取對數)	1994至2003年 股份制和私有制 工業產值佔比 變化值(%)	1994至2003年 股份制和私有制 工業產值佔比 變化值(%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸
<b>解釋變量</b>				
1949至1965年山東根據地出身幹部佔比(%)	-0.008* (0.004)	-0.001 (0.005)	-0.305*** (0.102)	-0.249* (0.128)
<b>初始經濟社會指標</b>				
初始經濟水平	0.708*** (0.239)	0.587*** (0.217)	-1.025*** (0.196)	-0.988*** (0.192)
1994年人均本級財政支出(元，取對數)	0.925* (0.519)	1.077** (0.473)	8.266 (11.694)	7.629 (10.834)
1952年人口數(萬人，取對數)	0.469* (0.263)	0.616*** (0.225)	11.566 (7.377)	12.441* (6.353)
1952年人均耕地面積(公頃/萬人，取對數)	-0.190 (0.303)	-0.124 (0.260)	-1.132 (9.928)	-0.164 (8.318)
漢族人口佔比(%)	1.180** (0.519)	1.152** (0.469)	12.189 (18.882)	12.313 (16.907)
<b>地理控制變量</b>				
沿海的虛擬變量	-0.114 (0.213)	-0.086 (0.208)	1.036 (6.082)	1.363 (5.459)
平地佔比(%)	0.013* (0.008)	0.014* (0.007)	0.332 (0.268)	0.344 (0.227)
平均海拔(千米)	0.017 (0.011)	0.011 (0.011)	0.644* (0.340)	0.576* (0.341)
到南京的距離(千米，取對數)	-0.511** (0.191)	-0.631*** (0.188)	-2.497 (7.171)	-3.433 (6.360)
到上海的距離(千米，取對數)	0.027 (0.317)	0.040 (0.325)	14.480** (5.680)	15.242*** (5.541)
一階段F值		57.95		44.26
觀測數	51	51	51	51
R <sup>2</sup>	0.848	0.839	0.536	0.533

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平分別對應1994年人均工業總產值(取對數，模型1和2)、1994年股份制和私有制工業產值佔比(模型3和4)。

接着，我們依次對1994至2003年人均集體工業產值指數增長率、集體工業產值佔比變化值進行了OLS和引入工具變量後的迴歸分析。在表9中可以看出，初始的政治權力結構對於這一時期人均集體工業產值的增長率仍有正向的影響，但是僅在工具變量迴歸中作用顯著。而在集體工業產值佔比變化的迴歸中，初始政治權力結構都沒有顯著影響。這可能是幾方面原因造成的：第一，集體工業的控制權多數掌握在鄉鎮及以下層級的政府手中，也很分散，對於它們的改制進度，縣級領導的控制能力是很有限的；第二，1994年

表9 1994至2003年轉制期間集體工業變化的OLS分析結果

	模型1	模型2	模型3	模型4
	1994至2003年人均集體工業產值指數增長率(%)	1994至2003年人均集體工業產值指數增長率(%)	1994至2003年集體工業產值佔比變化值(%)	1994至2003年集體工業產值佔比變化值(%)
		工具變量迴歸		工具變量迴歸
<b>解釋變量</b>				
1949至1965年山東根據地出身幹部佔比(%)	0.186 (0.232)	0.488* (0.276)	-0.057 (0.054)	-0.035 (0.070)
<b>初始經濟社會指標</b>				
初始經濟水平	8.697 (13.283)	4.093 (12.963)	-0.941*** (0.114)	-0.953*** (0.104)
1994年人均本級財政支出(元，取對數)	13.577 (21.584)	17.791 (19.692)	1.614 (4.859)	1.460 (4.250)
1952年人口數(萬人，取對數)	7.358 (12.237)	13.563 (10.997)	-2.734 (4.062)	-2.358 (3.992)
1952年人均耕地面積(公頃/萬人，取對數)	-6.185 (20.386)	-4.041 (19.202)	-12.193* (6.242)	-12.066** (5.546)
漢族人口佔比(%)	44.610 (50.538)	44.544 (44.067)	-12.262 (12.816)	-12.096 (11.145)
<b>地理控制變量</b>				
沿海的虛擬變量	2.855 (10.361)	4.404 (9.784)	-3.418 (2.820)	-3.320 (2.435)
平地佔比(%)	0.319 (0.403)	0.360 (0.356)	-0.226 (0.143)	-0.221* (0.122)
平均海拔(千米)	-0.346 (0.590)	-0.675 (0.584)	-0.211* (0.125)	-0.234* (0.135)
到南京的距離(千米，取對數)	-15.909 (10.497)	-22.648** (10.442)	0.589 (3.821)	0.161 (3.443)
到上海的距離(千米，取對數)	22.363** (10.238)	22.908*** (8.539)	3.545 (2.701)	3.831* (2.300)
一階段F值		54.39		49.66
觀測數	51	51	51	51
R <sup>2</sup>	0.289	0.255	0.819	0.818

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平分別對應1994年人均集體工業總產值(取對數，模型1和2)、1994年集體工業產值佔比(模型3和4)。

的集體工業數據只是鄉及鄉以上工業情況的統計，不包括村一級的情況，而2003年的集體工業數據反映的則是全部集體工業的情況，由於此時村一級的集體工業力量已經十分壯大，因此兩個年份的數據可比性並不太強；第三，如李宏彬和羅思高 (Scott Rozelle) 的研究表明，江浙鄉鎮企業的私有化其實主要是把企業賣給此前已經有實際控制權的「內部人」，完成了這些集體企業的「摘帽」<sup>⑥</sup>，因此集體工業這一統計指標的變化並不能完全反映實際上私有化的激進程度。

## 六 機制：政治權力結構與經濟分權

值得注意的是，在上述迴歸分析中，我們所控制的各期期初的人均本級預算內財政支出對各期的經濟增長速度、集體工業或國有工業的增長變化並沒有顯著影響。這說明縣級政府的財政投入程度並不是政治權力結構影響經濟績效與所有制轉型的主要渠道，尤其是正式財政安排下資金投入的作用非常有限<sup>⑦</sup>。而根據我們的假說，缺乏上層政治聯繫的弱勢幹部群體，會更傾向於通過經濟分權的政策，向基層幹部、企業精英與民眾分配利益，以此獲得他們長期的政治支持，從而帶來了經濟績效、尤其是實際控制權在基層政府和企業精英手中的集體經濟績效的長期增長；而這種持續的經濟分權政策也會在地方形成穩定的政治、經濟精英的結盟，從而削弱了上層激進的利益再分配政策的衝擊。因此，我們認為，地方政治權力結構形塑下的經濟分權是理解兩次所有制結構轉型與長期經濟增長的關鍵。在這一部分，我們將實證檢驗江蘇省各縣的政治權力結構與縣內經濟分權的關係。

衡量縣內經濟分權程度的困難在於，我們從統計資料中無法獲得鄉鎮一級的財政數據，因而難以測度縣級以下政府的財政分權程度。現有文獻中常用的「財政收入指標」<sup>⑧</sup>、「財政支出指標」<sup>⑨</sup>、「財政自給度指標」<sup>⑩</sup>、「稅收分成指標」<sup>⑪</sup>等，都局限於分析縣級政府及以下的政府間的分權關係。作為替代性的方法，我們在這裏選取了各縣的工商稅稅率來衡量縣內的經濟分權水平。各縣工商稅稅率反映了政府對企業的攫取程度，較低的稅率意味着更多的企業利潤被留在企業內部，由企業精英進行投資和分配決策，從而相當於政府對企業的分權；並且，在私有化改制之前，大量的集體企業（如鄉鎮企業）是由基層政府和幹部所控制，因而較低的稅率也就意味着大量的企業利潤被留在基層政府，如鄉鎮甚至村集體、社隊內部，而不受正式財政安排的限制，從而促成基層政府的經濟管理權和財政自主權的提高。因此，工商稅稅率也可以看作縣內政府間經濟分權程度的測度指標<sup>⑫</sup>。

我們利用了從1993年開始統計公開的《全國地市縣財政統計資料》，這項資料記錄了全國地市縣級的財政收支各項明細數據以及經濟社會發展情況，由於其最早記錄時間為1993年，我們無法獲取更早年份的地方財政收支情況；而統計資料中對工商稅收的記錄覆蓋了1993到1997年的每個年份<sup>⑬</sup>。建國以來，中央和地方財政關係分別經歷了中央計劃的統收統支制度（1949-1978）、

財政包乾制度(1979-1993)和分稅制(1994-2018)⑬。1949至1978年期間，雖然經濟運行和財政管理處於中央計劃體制下，但1958至1960年的大躍進以及1966至1976年的文革都是顯著的分權化時期⑭。改革開放之後，在財政包乾體制下，地方政府由於對剩餘稅收有了支配權，因而有了更大激勵謀求經濟發展；但同時也有了隱藏稅源、降低稅收以減少上繳的激勵⑮。而1994年的分稅制改革則是1960年代以來分權化過程中中央政府的一次集權努力⑯。但是在分稅制下，中央政府所確定的固定的稅收分成比例僅指它與省政府間的分配，在市縣內徵收的大多數主要稅種，稅收分成比例卻往往因地而異。有研究發現，地方政府的偏好和稅收分成比例都會影響企業的實際稅率⑰。

在表10的模型1、2、3中，我們分別以分稅制改革前後，即1993、1994、1995年三個年份工商稅收佔當年工業總產值的比例作為被解釋變量，解釋變量仍為1949到1965年的山東幹部比例。控制變量包括期初的經濟水平和其他社

表10 山東根據地幹部佔比與工商稅稅率

	模型1	模型2	模型3	模型4
	1993年工商稅收佔工業總產值比例(%)	1994年工商稅收佔工業總產值比例(%)	1995年工商稅收佔工業總產值比例(%)	1993至1997年工商稅收佔工業總產值比例(%)
<b>解釋變量</b>				
1949至1965年山東根據地出身幹部佔比(%)	-0.020** (0.008)	-0.004** (0.002)	-0.004** (0.002)	-0.011*** (0.003)
<b>初始經濟社會指標</b>				
初始經濟水平	-1.820*** (0.630)	-0.292* (0.158)	-0.318** (0.150)	-0.940*** (0.247)
1952年人口數(萬人，取對數)	-0.441 (0.425)	-0.119 (0.074)	-0.186** (0.086)	0.002 (0.175)
1952年人均耕地面積(公頃/萬人，取對數)	0.388 (0.954)	0.058 (0.188)	0.056 (0.232)	0.648* (0.390)
漢族人口佔比(%)	-0.994 (1.172)	0.153 (0.216)	-0.196 (0.170)	0.072 (0.403)
<b>地理控制變量</b>				
沿海的虛擬變量	0.415 (0.435)	0.236* (0.127)	0.167 (0.142)	-0.030 (0.168)
平地佔比(%)	-0.016 (0.020)	-0.002 (0.007)	0.001 (0.004)	-0.010 (0.009)
平均海拔(千米)	-0.021 (0.019)	-0.006 (0.008)	-0.005 (0.005)	-0.008 (0.008)
到南京的距離(千米，取對數)	0.035 (0.328)	-0.053 (0.088)	-0.040 (0.097)	-0.048 (0.108)
到上海的距離(千米，取對數)	-0.187 (0.574)	0.192 (0.131)	0.147 (0.141)	-0.311 (0.240)
觀測數	60	59	60	297
R <sup>2</sup>	0.518	0.551	0.584	0.454

說明：(1)括號內為異方差穩健的t統計量；(2)\*表示在10%水平上顯著，\*\*表示在5%水平上顯著，\*\*\*表示在1%水平上顯著；(3)初始經濟水平為1978年人均工業總產值(取對數)。

會、經濟、地理變量。可以看出，不管是在分稅制改革前（1993年），還是分稅制改革後（1994、1995年），山東幹部比例都能顯著降低工商稅率；而在分稅制改革前，即財政包乾時期，山東幹部比例對工商稅率的降低程度更大。可見，在中央與地方財政關係分權時期，地方向下分權的動機也更容易付諸實現。而在分稅制改革後，一方面，稅收徵管權向上集中，執行更加嚴格；另一方面，工商稅中的增值稅大部分由中央分享，因此地方分權對地方工商稅稅率的影響程度也在下降。在模型4中，我們把1993至1997年歷年的工商稅稅收佔當年工業總產值的比例混合到一起，解釋變量和控制變量與前三個模型相同，並加入了年份的固定效應，結果顯示山東幹部比例的效果仍然顯著為負。

## 七 結論

本文從地方政治權力結構的角度，分析了從上世紀50年代到本世紀初以江蘇省為代表的工業所有制結構變遷以及由此而來的經濟增長，發現地方政治精英的不同權力基礎通過塑造他們的政策選擇動機，對所有制結構以及經濟績效產生了地區間差異化的影響。本文的研究也是對中共革命所留下的長期歷史遺產及其作用機制的一個有力證據。但囿於數據的限制，我們僅刻畫了建國初期江蘇各地的政治權力結構，至於其在之後將近四十年對於經濟增長和所有制結構的長期影響，我們仍然需要進一步研究其與後續權力結構之間的關聯，從而檢驗它的持續影響是否通過政治關係繁衍的路徑依賴機制。

隨着時代的變遷，尤其是1990年以來私有制經濟、股份制經濟以及外商投資的繁榮，地方政治格局和社會力量也變得更加多元化，曾經由革命歷史塑造的政治權力結構逐漸變得更加複雜，不同所有制經濟的發展也相應演變成中央與地方、官員與社會力量多方博弈的遊戲，這些都有待於學者對當代政治權力結構的進一步研究。（本期續完）

### 註釋

①③④ 參見游五嶽、李飛躍、章奇、劉明興：〈江蘇省工業轉型區域差異的再反思，1952-2003（上）〉，《二十一世紀》（香港中文大學·中國文化研究所），2019年8月號，頁60-61，表1；56；55-56。

② Chenggang Xu, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", *Journal of Economic Literature* 49, no. 4 (2011): 1076-1151; Audrey Donnithorne, "Centralization and Decentralization in China's Fiscal Management", *The China Quarterly*, no. 66 (June 1976): 328-40; "China's Cellular Economy: Some Economic Trends since the Cultural Revolution", *The China Quarterly*, no. 52 (October-December 1972): 605-19; Michel Oksenberg and James Tong, "The Evolution of Central-Provincial Fiscal Relations in China, 1971-1984: The Formal System", *The China Quarterly*, no. 125 (March 1991): 1-32.

- ⑤ Hongbin Li and Scott Rozelle, "Privatizing Rural China: Insider Privatization, Innovative Contracts and the Performance of Township Enterprises", *The China Quarterly*, no. 176 (December 2003): 981-1005. 在 1990 年代之前，大量「私營企業」（實際控制權在個人）為了獲得經營的合法性和相關政策支持，會選擇掛靠國有企業、集體企業，戴上「紅帽子」。而在 1990 年代的轉制浪潮中，很多企業的轉制過程是對這些「戴帽」企業的實際控制人的私有產權確權，即「摘帽」。
- ⑥ 但是並不排除，縣級政府預算外財政投入的力度或結構會影響我們所關心的被解釋變量。預算外收入與支出由於不受預算管理的限制，它的規模也意味着縣級政府在經濟管理上的自主權，即分權的程度。
- ⑦ 賈俊雪、郭慶旺：〈政府間財政收支責任安排的地區經濟增長效應〉，《經濟研究》，2008 年第 6 期，頁 37-49；王文劍：〈中國的財政分權與地方政府規模及其結構——基於經驗的假說與解釋〉，《世界經濟文匯》，2010 年第 5 期，頁 105-19。
- ⑧ Chien-Hsun Chen, "Fiscal Decentralization, Collusion and Government Size in China's Transitional Economy", *Applied Economics Letters* 11, no. 11 (2004): 699-705; Tao Zhang and Heng-fu Zou, "Fiscal Decentralization, Public Spending, and Economic Growth in China", *Journal of Public Economics* 67, no. 2 (1998): 221-40；張晏、龔六堂：〈分稅制改革、財政分權與中國經濟增長〉，《經濟學（季刊）》，2005 年第 4 期，頁 75-108。
- ⑨ 朱恆鵬：〈分權化改革、財政激勵和公有制企業改制〉，《世界經濟》，2004 年第 12 期，頁 14-24；陳碩：〈分稅制改革、地方財政自主權與公共品供給〉，《經濟學（季刊）》，2010 年第 4 期，頁 1427-46。
- ⑩ 毛捷、呂冰洋、陳佩霞：〈分稅的事實：度量中國縣級財政分權的數據基礎〉，《經濟學（季刊）》，2018 年第 2 期，頁 499-526。
- ⑪ 由於數據的限制，我們無法計算政府預算外收入中來自企業的貢獻，而事實上，在鄉鎮企業等迅速發展的時期，也是政府預算外收入膨脹的時期，據統計，1975 年全國預算外收入達到 251.48 億元，佔預算收入的比重為 30.83%，而 1961 年的這一比重只有 16.12%（參見〈預算外資金的歷史沿革〉，中華人民共和國財政部網，[http://nx.mof.gov.cn/mofhome/yusuanzi/zhengwuxinxi/lilunyanjiu/200809/t20080925\\_78407.html](http://nx.mof.gov.cn/mofhome/yusuanzi/zhengwuxinxi/lilunyanjiu/200809/t20080925_78407.html)）。預算外財政收入由於不受財政預算管理的限制，它的膨脹也意味着地方政府、尤其是基層鄉鎮政府在經濟管理自主權上的提升，以及集體企業作為向基層精英和民眾分配利益的渠道，發揮着重要的作用。
- ⑫ 財政部國庫司、財政部預算司編：《全國地市縣財政統計資料》（北京：中國財政經濟出版社）公布了 1993 年及之後歷年的地市縣年度財政信息。
- ⑬ 項懷誠：〈中國財政體制改革六十年〉，《中國財政》，2009 年第 19 期，頁 18-23。
- ⑭ Chenggang Xu, "The Fundamental Institutions of China's Reforms and Development", 1076-1151.
- ⑮ 田毅、趙旭：《他鄉之稅》（北京：中信出版社，2008）；劉克崙、賈康：《中國財稅改革三十年：親歷與回顧》（北京：經濟科學出版社，2008）。
- ⑯ 陳碩、高琳：〈央地關係：財政分權度量及作用機制再評估〉，《管理世界》，2012 年第 6 期，頁 43-59；白惠天、周黎安：〈M 型結構的形成：1955-1978 年地方分權與地方工業的興起〉，《經濟學報》，2018 年第 2 期，頁 1-42。
- ⑰ 呂冰洋、馬光榮、毛捷：〈分稅與稅率：從政府到企業〉，《經濟研究》，2016 年第 7 期，頁 13-28。

游五嶽 中央財經大學金融學院講師

李飛躍 南開大學經濟學院副教授

章 奇 復旦大學經濟學院副教授

劉明興 北京大學中國教育財政科學研究所教授