

# 中国地区性工业效率固定效应趋势与差异的 Panel Data 检验

孙巍 何彬 王铮

(吉林大学数量经济研究中心, 吉林大学商学院, 长春 130012)

**摘要:** 在中国经济快速增长的过程中, 各地区经济增长呈现出显著的差异性。地区间的发展既存在着“极化效应”也存在着“扩散效应”。现有研究成果的一个重要观点是将地区经济发展的差异归结为制度的制约和制度创新对生产力发展的促进, 区域间工业技术效率的高低可以认为是决定各地区生产力发展的一个重要原因, 因此也是决定地区差异的决定性因素。本文采用基于生产前沿面的非参数测度方法计算得到 1992 年—2001 年期间六个截面 30 个省市自治区直辖市的工业技术效率, 并用面板数据 (Panel Data) 的固定效应模型 (FEM) 检验了剔除了各地区生产要素投入水平差异因素后决定工业生产效率单元个体差异的固定效应参数  $\alpha_i$  的变化趋势和差异化特征。检验结果表明, 整个计算期间中国地区性工业增长呈现收敛—发散—收敛的趋势性特征。

**关键词:** 地区差异; 非参数生产前沿面; 面板数据

**中图分类号:** F224.0

**文献标识码:** A

## 1 引言

中国是国内地区间自然地理、人口资源、经济和社会差异最大的国家之一。地区发展不平衡是中国国情的基本特征。改革开放以来, 中国任何一个地区都比二十多年前富裕得多、进步得多。但是, 在中国经济快速增长的过程中, 各地区经济增长却呈现出了显著的差异性, 特别是三大区域间的差距已经扩大, 中西部地区发展相对落后, 对中国经济发展、社会稳定、民族团结带来了严峻挑战。所以地区差异的变化引起了众多国内外学者的兴趣。1949 年之后, 特别是改革开放期间, 我国各个地区都取得了巨大的发展。但是, 在面对纵向快速的“帕累托改进”的同时, 各个区域和地区的横向发展是不同步的, 仍然存在着人均 GDP、人均生活水平和发展水平上的较大差异 (胡鞍钢, 王绍光, 康晓光, 1995)。对处于制度、结构双重转型阶段的中国来讲, 非传统要素, 即制度、组织要素更为重要。具体地讲, 在双重转型过程中, 东部地区在市场化 and 市场体系建设、所有制结构变革、企业制度创新上都取得了巨大成功, 而中西部地区在上述各方面的制度创新速度缓慢, 并且水平与规模较低, 这种制度上的地区差异最终影响了各地区的经济增长速度, 形成了经济增长的区际差异 (魏后凯, 2000)。随着市经济体制改革的深入展开, 一些制约生产力发展的障碍被清除, 各种资源按照市场经济的规律重新组合, 多种经济成分的活力在市场化进程中逐渐展示出对经济发展的推动作用。1999 年与 1978 年和 1990 年相比, 地区间居民收入差距增大了 (林毅夫, 1998)。从这些学者的观点可以看出, 影响区域经济差异化的因素有很多, 比如各地区原有资源禀赋、投资、人口、原有资产水平、制度创新以及生产效率和生产率水平等等。区域间工业技术效率的提高对区域经济增长的作用非常重要。所以对区域间技术效率差异的研究也就非常有必要了。

已有的研究增进了我们对有关问题的了解, 但在实证方面测算和分析这些差距和这些差距的变化趋势却显得不足。我们认为地区间的发展既存在着“极化效应”也存在着“扩散效应”, 即区域间经济增长的发散性和收敛性两种作用机制应该是并存的, 在特定经济政策和市场机制作用下, 有些时候会表现为极化效应大于扩散效应, 区域经济就呈现差距扩大的趋势, 如果与之相反就会呈现扩

散效应起主导作用的收敛状态。在现有研究成果中，一个重要观点是将地区经济发展的差异归结为制度的制约和制度创新对生产力发展的促进，但制度变迁对生产效率的变化到底有什么样的作用，这种作用的结果是促进了技术效率的收敛还是导致了发散（或极化），在剔除了生产要素投入水平差异之后，各地区工业生产效率呈现什么样的特征和演化趋势。本文期望对此给出具体的检验和分析。

在具体研究方案的设计时，为了更好地检验工业生产效率对生产要素资源配置的作用关系，本文采用实证方法，研究中国地区之间投入效率与投入要素作用关系的差距和变动趋势。研究思路是，先用非参数生产前沿面方法测算出中国 30 个省市自治区直辖市 6 年来基于投入的工业技术效率。再用面板数据（Panel data）模型分析各地区之间剔除各地区工业生产要素投入水平差异的固定效应的差异和变动趋势。本文在第二部分先简要介绍所采用的分析工具——基于非参数投入前沿面的技术效率测度方法和固定效应的面板数据计量经济学模型，在第三部分详细介绍了数据的处理与计算结果，第四部分给出本文的结论。

## 2 测度效率的非参数方法和 Panel data 数据回归模型

### 2.1 工业技术效率测度的非参数方法

传统的描述生产技术的经济模型是单产出生产函数模型这类参数生产函数有很多种例如科布道格拉斯生产函数 CES 生产函数和超越对数生产函数等。这些参数生产函数尽管可能构造多产出的描述形式但同时却失去了单产出生产函数比较完整的理论与方法基础。生产前沿面测度的非参数方法——数据包络分析法(DEA)是 1978 年由美国学者 Charnes 等人提出并迅速发展起来的一类全新的计量经济学方法。早期的 DEA 方法并不是为生产前沿面研究构造的，所表达的决策单元效率规划模型的经济意义并不明显，而其对偶规划才是生产决策单元经济效率的直接表达模型。八十年代中期以后美国学者 Rolf Fare 等人逐步发展了 Charnes 的方法，以生产理论的集合论描述为基础，形成了以数据包络分析方法为基础的描述生产过程中多种经济意义下的基于非参数模型的理论体系。生产前沿面研究的非参数方法由于避免了参数方法在实际应用时对模型具体形式的依赖，且具有对于多种经济问题的普遍适应性和对于大样本研究的实用性，因而得到了广泛的应用和迅速的发展。

从生产技术模型的投入集和产出集以及生产可能集最大产出边界和等产量线的最小投入边界的描述可知，在假定投入确定条件下的产出扩张和在假定产出确定条件下的投入压缩是提高资源配置效率（或经济效率）的两个途径。

同非参数模型建模时的假定相同，假定有  $k=1, \dots, K$  个生产者通过  $n=1, \dots, N$  种投入生产  $m=1, \dots, M$  种产出，投入参量  $x_{kn}$  表示第  $k$  个生产者第  $n$  种投入的数量，产出参量  $u_{km}$  表示第  $k$  个生产者第  $m$  种产出的数量。可以用投入矩阵  $N$  和产出矩阵  $M$  来简化模型描述。

$$N = \begin{bmatrix} x_{11} & \cdots & x_{1N} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ x_{K1} & \cdots & x_{KN} \end{bmatrix}, \quad M = \begin{bmatrix} u_{11} & \cdots & u_{1M} \\ \vdots & \ddots & \vdots \\ u_{K1} & \cdots & u_{KM} \end{bmatrix}$$

生产效率水平是由确定生产过程投入产出关系的技术水平或技术状态决定的。因此，既定产出下现有投入水平在投入可行域中的最大压缩程度称为基于投入的技术效率。考虑规模收益不变 (CRS) 且投入可以自由处置 (Strong Disposability) 的投入集 (简称为 (C,S) 投入集)。

$$L(u|C, S) = \{x : u \leq zM, zN \leq x, z \in R^M_+, u \in R^M_+\}.$$

对于  $\lambda > 0$  由于 (C,S) 投入集满足

$$\begin{aligned} L(\lambda u|C, S) &= \{x : \lambda u \leq zM, zN \leq x, z \in R^M_+\} \\ &= \lambda L(u|C, S) \end{aligned}$$

因此是规模收益不变 (CRS) 的：由于  $zN \leq x$ ，则对任意  $y \geq x \in L(u|C, S)$  有  $y \in L(u|C, S)$ ，即具有投入的强可处置性（或称为自由处置能力）。

现在用  $(x^k, u^k)$  表示第  $k$  个厂商的投入产出向量, 则基于投入的技术效率测度函数可以定义为:

$$F_i(u^k, x^k | C, S) = \min \{ \lambda : \lambda x^k \in L(u^k | C, S), k = 1, \dots, K \}$$

## 2. 2 panel data 计量经济学模型

面板数据 (panel data) 指在时间序列上取多个截面, 在这些截面上同时选取样本观测值所构成的样本数据。面板数据计量经济学模型是近 20 年来计量经济学理论的重要发展之一。与纯横截面数据或纯时间序列数据比较起来, 使用面板数据有以下优点:

(1) 通过对不同横截面单元不同时间观察值的结合, 使得面板数据成为更多信息、更可变、变量之间更少共线性、更多自由度、更有效的数据。

(2) 面板数据对同一截面单元集进行观察, 能更好地研究经济行为变化的动态性。

(3) 面板数据能使我们对更复杂的行为模型进行研究。

在实际研究中经常采用的 Panel data 回归模型是固定效应模型 (fixed effect model, FEM) 和随机效应模型 (random effect model, REM)。当横截面的单位是总体的所有单位时, 固定效应模型是合理的模型。

固定效应模型, 可表示为

$$y_{it} = \alpha_i + x_{it}\beta + u_{it}, i = 1, \dots, n; t = 1, \dots, T \quad (1)$$

其中  $x_{it}$  为  $1 \times K$  向量,  $\beta$  为  $K \times 1$  向量,  $K$  为解释变量个数。  $u_{it}$  为随机扰动项。

$\alpha_i$  称为非观测效应 (unobserved effect) 也就是横截面单元的固定效应。它概括了影响着  $y_{it}$  的全部观测不到的, 在时间上恒定的因素。也就是说  $\alpha_i$  为模型中被忽略的反映个体差异变量的影响。所以模型的截距项抓住了每个截面单位的本质特征。它随个体或截面单元而变化, 但不随时间变化。

针对要研究的问题, 建立如下的固定效应模型:

$$y_{it} = \alpha_i + \beta_1 x_{it}^1 + \beta_2 x_{it}^2 + \beta_3 x_{it}^3 + \beta_4 x_{it}^4 + u_{it} \quad i = 1, \dots, 30; t = 1, \dots, 6 \quad (2)$$

其中  $y_{it}$  代表  $i$  省在时间  $t$  的投入效率,  $x_{it}^1$  代表  $i$  省在时间  $t$  的劳动力,  $x_{it}^2$  代表  $i$  省在时间  $t$  的固定资产净值,  $x_{it}^3$  代表  $i$  省在时间  $t$  的流动资金,  $x_{it}^4$  代表  $i$  省在时间  $t$  的产品销售成本。拟合效果好的固定效应模型使我们在研究中可以剔除生产要素投入水平的差异, 得到一个反映各地工业效率个体性差异的一个测度。既上述模型中固定效应  $\alpha_i$  可以认为是剔除了要素投入水平差异之后标志地区间工业技术效率差异的关键参数, 用其可以检验地区性工业增长呈现出的极化效应或扩散效应。

## 3 数据与计算结果

由于我国经济在 1992 年前后开始出现了新一轮的经济过热表现为比较典型的粗放型增长, 同时我国统计工作从这一年开始在统计指标统计口径行业统计分类等方面都进行了较大幅度的调整。为保证研究工作的科学性和可比性, 选择 1992 年底的统计数据作为起始样本点。1995 年可以认为是实现过热经济软着陆和开始实施经济增长方式转变的转折点所以选择 1995 年底的统计数据作为第二个样本点。为了研究投入技术效率和生产要素作用关系的动态特征选择 1998, 1999, 2000, 2001 年的统计数据作为第二, 三, 四, 五, 六个样本点。

选择全国 30 个省自治区直辖市的独立核算 1998 年统计时改为规模以上工业加总数据作为样本 1 为了保证各时间点的可比性新建立的直辖市重庆市并入四川省计算。

根据现阶段我国工业经济发展的特点和现有统计资料的情况, 选择固定资产净值年平均余额 (亿元)、流动资金年平均余额 (亿元) 作为两类资金投入或占用的指标。选择产品销售成本 (亿元) 作

为生产物耗的价值指标。选择劳动力人数（万人）作为劳动投入的数量指标。产出指标选用工业增加值亿元指标。

采用上述的非参数测度效率的方法，得到了 30 个省市自治区直辖市六个时间截面的投入技术效率（测算结果见表 1）。

表 1 30 个省市自治区直辖市六个时间截面的投入技术效率

	1992 年	1995 年	1998 年	1999 年	2000 年	2001 年
北京	0.978880107	0.73738106	0.72316018	0.779166437	0.88317051	0.825374322
天津	0.822261817	0.75187837	0.561988087	0.69285937	0.82578027	0.813468085
河北	0.7310206	0.73245373	0.739241429	0.857266151	0.84785759	0.850508777
山西	0.742860389	0.64364787	0.586950786	0.64401453	0.62342482	0.647179721
内蒙古	0.676315487	0.62168874	0.591875842	0.648824814	0.61762863	0.695603468
辽宁	0.722165907	0.50068897	0.48221407	0.566275389	0.66379916	0.662074408
吉林	0.621876091	0.52876251	0.465606719	0.592109414	0.67501114	0.717426264
黑龙江	0.908397509	0.76253361	0.787508966	1	1	1
上海	1	1	0.963223034	1	1	1
江苏	1	0.90618934	0.838947149	1	0.99819487	1
浙江	1	0.90259776	0.804108577	0.962190854	0.99011587	0.998475325
安徽	0.714375279	0.76302825	0.681613702	0.792365707	0.67563265	0.744979554
福建	0.877236332	0.75983513	0.8616414	0.971888383	0.96388494	0.918994394
江西	0.707576202	0.57923401	0.522638345	0.61353952	0.64667156	0.673946144
山东	0.87444463	0.80387365	0.851835915	1	1	1
河南	0.721753211	0.78597247	0.746252218	0.848327938	0.85915576	0.845094556
湖北	0.769023394	0.70284158	0.799618572	0.869703839	0.8886207	0.868612989
湖南	0.770117022	0.70060148	0.715208289	0.76074526	0.74166623	0.80410996
广东	1	0.95326986	0.779532225	0.998911649	1	1
广西	0.809250174	0.72997075	0.650592846	0.718538886	0.69273137	0.716055007
海南	0.788713932	0.44275405	0.631335727	0.718819516	0.76576295	0.751605535
四川	0.692137572	0.57328142	0.553127244	0.602796871	0.64980843	0.676911535
贵州	0.818411481	0.70407957	0.630847298	0.696260253	0.68115322	0.652301727

云南	1	1	1	1	1	1
西藏	1	1	1	1	1	1
陕西	0.662350069	0.57430587	0.487122428	0.621696559	0.61606078	0.642634536
甘肃	0.746660449	0.64630652	0.526367548	0.594910887	0.5612524	0.652245392
青海	0.702092536	0.5686268	0.539896826	0.606634398	0.61213688	0.644286079
宁夏	0.691795038	0.56990882	0.485641717	0.546180574	0.58762002	0.58949137
新疆	0.812526099	0.677778	0.714403508	0.753408785	1	1

然后, 再将投入的技术效率作为被解释变量, 投入的生产要素做为解释变量按照模型 (2), 建立固定效应模型。

1992年—1995年两个截面的 Panel Data 模型的参数估计结果和统计检验结果为

$$y_{it} = \alpha_i - 0.000222x_{it}^1 - 0.000447x_{it}^2 + 1.18 \times 10^{-5}x_{it}^3 + 0.0002888x_{it}^4$$

(-1.336061) (-1.0157394) (0.036638) (2.142567)

$R^2=0.896925$       Adjusted  $R^2=0.766099$

1995年—1998年两个截面的 Panel Data 模型的参数估计结果和统计检验结果为

$$y_{it} = \alpha_i - 4.31 \times 10^{-5}x_{it}^1 + 1.15 \times 10^{-5}x_{it}^2 - 7.38 \times 10^{-5}x_{it}^3 + 4.80 \times 10^{-5}x_{it}^4$$

(-0.256626) (0.230625) (-0.601810) (0.592363)

$R^2=0.941898$       Adjusted  $R^2=0.868152$

1998年—1999年两个截面的 Panel Data 模型的参数估计结果和统计检验结果为

$$y_{it} = \alpha_i - 0.002736x_{it}^1 - 0.000158x_{it}^2 - 0.000134x_{it}^3 + 0.000233x_{it}^4$$

(-4.596474) (-3.084165) (-0.588439) (2.760844)

$R^2=0.985059$       Adjusted  $R^2=0.966096$

1999年—2000年两个截面的 Panel Data 模型的参数估计结果和统计检验结果为

$$y_{it} = \alpha_i - 0.002939x_{it}^1 - 0.000167x_{it}^2 - 0.000570x_{it}^3 + 0.000242x_{it}^4$$

(-3.195770) (-1.696371) (-3.18490) (3.659763)

$R^2=0.974704$       Adjusted  $R^2=0.942597$

2000年—2001年两个截面的 Panel Data 模型的参数估计结果和统计检验结果为

$$y_{it} = \alpha_i - 0.000655x_{it}^1 + 1.80 \times 10^{-5}x_{it}^2 - 4.48 \times 10^{-5}x_{it}^3 + 2.21 \times 10^{-5}x_{it}^4$$

(1.086811) (0.218605) (-0.478454) (0.439242)

$R^2=0.987804$       Adjusted  $R^2=0.972325$

以上各模型的固定效应  $\alpha_i$  值的估计结果按东部、中部和西部汇总如表 2、表 3 和表 4。各模型的拟合结果都比较理想。据此可以推断, 要素投入水平对各地区工业效率的作用是一致的, 而各地区工

业生产效率的差异就由参数  $\alpha_i$  决定。

表 2 东部省份固定效应及其平均值

沿海地区	92—95 年	95—98 年	98—99 年	99—00 年	00—01 年
浙江	0.812456	0.882255	1.551967	2.85567	1.192909
福建	0.812161	0.830638	1.310702	1.889172	1.030857
广东	0.941969	0.901878	2.124843	4.858952	1.295586
江苏	0.704768	0.886555	2.102767	4.135836	1.301813
海南	0.628471	0.55851	0.748411	0.868004	0.766597
山东	0.95302	0.8435	2.228397	3.860973	1.295586
河北	0.867184	0.759804	1.614342	2.48068	1.00858
北京	0.875968	0.765965	1.160162	1.953627	0.933771
上海	0.892221	1.030028	1.559716	3.261708	1.146552
广西	0.793426	0.711531	1.024378	1.31756	0.759515
天津	0.773728	0.692215	1.022407	1.73017	0.891896
辽宁	0.813888	0.548793	1.659394	2.857534	0.836018
平均值	0.822438	0.784306	1.508957	2.672491	1.038307

表 3 中部省份固定效应及其平均值

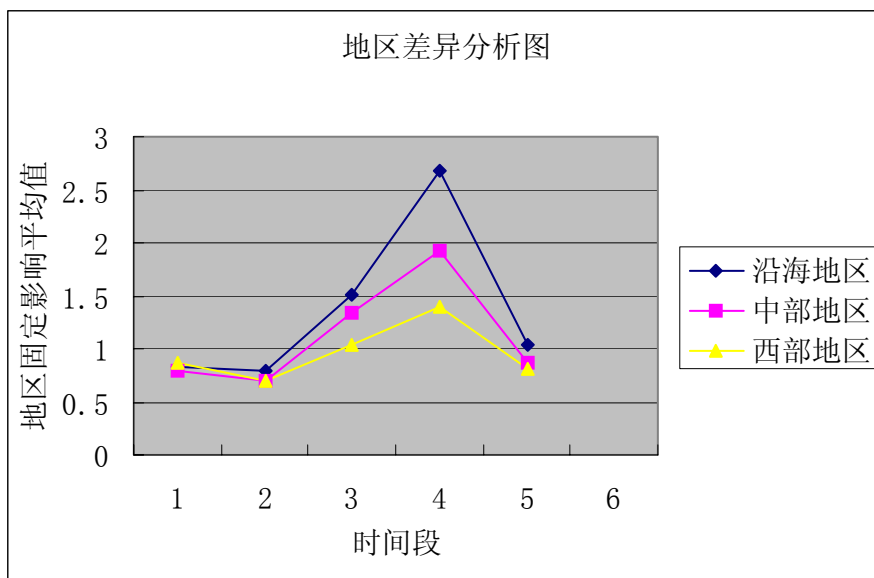
中部地区	92—95 年	95—98 年	98—99 年	99—00 年	00—01 年
安徽	0.750338	0.74606	1.26957	1.725699	0.811187
河南	0.869469	0.799394	1.865437	2.831287	1.069532
湖北	0.789591	0.783878	1.617116	2.439266	1.022386
江西	0.67867	0.577982	0.9854	1.318254	0.730479
吉林	0.686402	0.534857	1.093866	1.659927	0.783758
内蒙古	0.740618	0.626141	0.970557	1.24245	0.707063
山西	0.845153	0.648274	1.320861	1.850386	0.759526
湖南	0.788333	0.732136	1.324016	1.773401	0.876958
黑龙江	1.032118	0.809352	1.679937	2.404656	1.121546
平均值	0.797855	0.695342	1.347418	1.916147	0.875826

表 4 西部省份固定效应及其平均值

西部地区	92—95 年	95—98 年	98—99 年	99—00 年	00—01 年
新疆	0.832172	0.708585	1.001945	1.352342	1.023571
云南	1.502389	1.013909	1.318043	1.675026	1.054188
四川	0.751875	0.621824	1.758387	2.884054	0.865465
陕西	0.683088	0.553471	1.120954	1.547968	0.712896
贵州	0.848884	0.700236	0.933604	1.23747	0.718952
甘肃	0.769509	0.609338	0.896277	1.202824	0.667274
西藏	1.014362	1.002287	1.010931	1.022184	1.001936
宁夏	0.654899	0.541667	0.618633	0.739738	0.603439
青海	0.674612	0.568274	0.677511	0.822529	0.639834
平均值	0.859088	0.702177	1.037365	1.387126	0.809728

#### 4 实证结果的分析

为了更清楚的看到东部沿海地区、中部地区、西部地区在剔除了要素投入水平差异之后工业生产率的特征和变化趋势，对三大地区所包括的省份的 6 个时间段的固定效应  $\alpha_i$  进行平均，得到结果如表 2、表 3 和表 4。



(上表中 1 代表 1992—1995 年、2 代表 1995—1998 年、3 代表 1998—1999 年、4 代表 1999—2000 年、5 代表 2000—2001 年)

上图显示了 1992—2001 的 6 个时间段的三大地区在剔除了生产要素投入水平之后的固定效应  $\alpha_i$  的平均变动情况。具体特征如下：

(1) 三大地区工业技术效率在剔除了生产要素投入水平之后的固定效应  $\alpha_i$  的变动趋势并不呈现出一种单调趋势，而近似呈倒“V”字形。

- (2) 各地区的固定效应  $\alpha_i$  从 1992 到 1998 年呈缓慢下降且接近比较一致的收敛状态。
- (3) 从 1998 年到 2000 年三大地区固定效应  $\alpha_i$  都呈现上升趋势, 且差距在不断加大。
- (4) 而从 2000 后三大地区固定效应  $\alpha_i$  呈现下降且差距趋于减小的状态。

对三大地区剔除了生产要素投入水平差异之后决定工业生产率的固定效应  $\alpha_i$  的变动趋势和差距演化特征的可以给出初步的解释。我国经济在 1992 年前后进入社会主义市场经济的转轨初期开始, 出现了一轮学术界称之为经济过热的快速增长, 但在快速增长的背后, 从 1992 到 1998 年三大地区的平均固定影响值都呈下降趋势且趋于收敛, 表明各地区工业增长的差异主要由以投资为代表的工业生产要素投入水平的明显差异所决定, 而剔除要素投入差异之后的反映各地技术效率本质差异的固定效应  $\alpha_i$  的下降和收敛, 说明三大地区无论工业技术基础本身差别多大, 都表现为依赖稀缺要素资源投入的粗放性增长和相对水平接近的状态。

而到 1998 至 2000 期间, 由于软着陆和其他相关宏观经济政策的调整取得成效, 剔除了生产要素投入水平差异之后, 三大地区决定工业生产率的固定效应  $\alpha_i$  变动趋势的一致性增长表明, 效率的提高不是由要素投入起决定性作用的, 因而可以认为是呈现一致性的集约型增长特征; 三大地区固定效应  $\alpha_i$  差距扩大的趋势, 说明剔除要素因素的工业生产率的变化是决定地区工业差异扩大的主要诱因。在这一阶段, “极化效应” 居主导地位。所以图中的三条折线从 1998 到 2000 年都在上升, 但其差距也在不断扩大。这两个时期工业增长方式特征的结果和作者早期的研究结论相一致(孙巍, 张屹山, 2002)

从 2000 年开始, 由于国家经济政策开始向区域经济协调化发展方向的调整以及技术的“扩散效应”和各地之间经济发展的“赶超效应”的出现, 剔除要素投入水平因素之后的技术效率开始呈现收敛的趋势, 三条折线的差距开始缩小, 地区差距发散的状况有所改善。但以零售物价水平降低为特征的通货紧缩和新一轮改革的制度瓶颈制约了技术效率的发挥, 从而表现为固定效应的降低。这种新趋势还有待于进一步观察和分析。

## 5 结论

本文通过对相关计量经济学方法及其在中国地区性工业生产率的应用研究, 得到如下基本结论:

(1) 现有地区差距方面的研究成果将现阶段中国地区经济发展的差异归结为制度因素对生产力发展的影响, 因此各地区工业技术效率可以认为是反应中国地区性工业发展差异的重要指标。

(2) 各地区工业技术效率和对应的各种生产要素投入之间的 Panel Data 固定效应计量模型所得到的固定效应参数  $\alpha_i$ , 剔除了地区间要素投入水平的差异, 其变化趋势的上升和下降是增长方式集约性和粗放性的标志性指标; 其差异化程度可以描述地区间工业发展出现“极化效应”和“扩散效应”的诱因和趋势。

(3) 1992—1998 期间中、东、西地区都表现为依赖稀缺要素资源投入的粗放性增长和地区间固定效应收敛的状态。

(4) 1998—2000 期间中、东、西地区呈现一致性的集约型增长特征, 但固定效应  $\alpha_i$  差距呈扩大趋势, “极化效应”居主导地位。

(5) 2000—2001 期间中、东、西地区开始呈现出固定效应水平下降, 对生产要素投入水平依赖程度提高, 且固定效应差距缩小的收敛性新趋势。

参考文献:



- [1] Charnes, A., W. W. Cooper and E. Rhodes, Measuring the efficiency of decision making units [J]. *European Journal of Operational Research*, 1978, 2, 429-444.
- [2] Fare, R. and S. Grosskopf and C. A. K. Lovell. *Production Frontiers* [M]. Cambridge University Press, 1994.
- [3] Farrell, M.J. The Measurement of Productive Efficiency [J]. *Journal of the Royal Statistical Society Series A, General*, 1957, 120, Part 3, 253-281.
- [4] Green, Willian H. *Econometric Analysis* (third edition) [M]. Prentice—Hall International Inc, 1997.
- [5] Wooldridge, J. M. *Econometric Analysis of cross section and Panel Data* [M]. MIT press, 1999.
- [6] 胡鞍钢, 王绍光, 康晓光. 中国地区差距报告[M]. 辽宁人民出版社, 1995 年.
- [7] 胡大源. 经济转轨与地区差距 [M]. 北京大学出版社, 2000 年.
- [8] 李子奈, 叶阿忠. 高级计量经济学[M]. 清华大学出版社, 2000 年.
- [9] 林毅夫. 中国经济转型时期的地区差距分析 [J]. *经济研究*, 1998 年 6 期.
- [10] 孙巍, 叶正波. 转轨时期中国工业的效率与生产率——动态非参数生产前沿面理论及其应用[J], *中国管理科学*, 2002 年 4 期.
- [11] 孙巍, 张屹山. 工业经济增长方式转变的区域性特征 [J]. *中国软科学*, 2002 年 10 期.
- [12] 孙巍. 生产资源配置效率——生产前沿面理论及其应用 [M]. 社会科学文献出版社, 2000 年.
- [13] 魏后凯. 21 世纪中西部工业发展战略 [M]. 河南人民出版社, 2000 年.
- [14] 殷醒民. 中国工业增长模式的实证研究 [M]. 立信会计出版社, 1996 年.

## Panel testing for the trends and disparities of the fixed effects of regional industrial efficiencies in china

Sun Wei, He Bin, Wang Zheng

(Quantitative Research Center of Economics in Jilin University, Changchun, 130012, China)

**Abstract:** There are obvious interregional disparities between provincial industries during china's rapid economic development. Interregional development is effected by both Convergence and divergence effects. The relative paper gives us a common idea that the regional productivity disparities caused by institutional transition of economic reform are the main reason of regional economic disparities. The relative technical efficiencies of regional industries are the main factor to determine the Convergence or divergence of growth because they will determine the regional industrial productivities. The cross-sectional relative technical efficiencies of the industries in 30 provinces during 1992-2001 is measured by means of the non-parametric approach of production frontiers. And then the fixed effects model(FEM) of Panel data is used to test the trends and disparities of the fixed effects  $\alpha_i$  that eliminated the input differences of production factors between regions. The result shows that Chinese regional industrial efficiencies present the trends of convergence-disparity-convergence.

**Key words:** regional economic disparities; non-parametric production frontiers; panel data

**收稿日期:** 2004-01

**基金项目:** 国家自然科学基金(70172035)、教育部规划项目(01JA790061);

**作者简介:** 孙巍(1963—),男(汉族),吉林大学数量经济研究中心教授,吉林大学商学院,研究方向:企业经济与产业组织;

何彬、王铮:吉林大学数量经济学硕士研究生。