

地区性因素、集约性特征与资金投入

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。工业经济的地区差距是各地经济差距的一个最重要的表现。初始禀赋等工业地区性因素、工业增长的集约性特征和要素的投入水平是可能导致工业经济的地区差距的主要原因。本文采用生产率的非参数测度方法计算得到 1992 年——2002 年期间七个截面 30 个省市自治区直辖市的反映工业增长集约性特征的技术进步率和资源配置效率, 并结合面板数据 (Panel Data) 的固定效应计量经济模型 (FEM), 揭示出了在所研究时间区间内造成工业经济省际差异的成因。本文的研究表明, 代表集约型增长特征的技术变革和效率演化对各地工业的增长也呈现波动交替作用的乘数效应, 1992——1999 期间, 中国工业经济呈现出粗放性特征, 资金的投入和各地工业基础与初始禀赋因素是导致中、东、西地区工业经济的地区差异的重要原因, 初始禀赋的“遗传效应”很明显。从 1999 年起中国工业经济进入了一个集约化增长的新阶段, 导致省际工业差异的决定性因素变为各地区工业发展形成的新的资金、效率和技术实力, 即呈现出典型的禀赋“遗忘效应”。

关键词: 地区经济差异; 非参数方法; 面板数据

中图分类号: F224.0

文献标识码: A

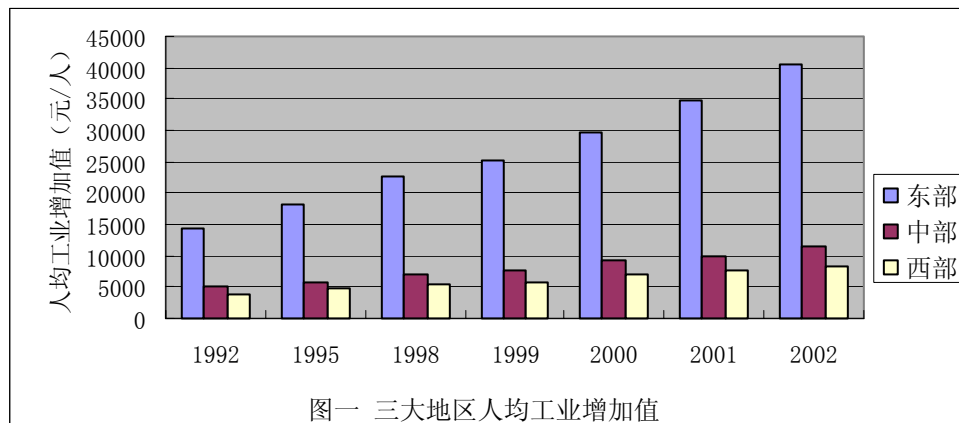
1 引言

中国自 1978 年改革开放以来, 伴随着整体经济发展水平的上升, 省际间经济发展水平的差距也在扩大。以可比价格计算, 中国的人均 GDP 标准差从 1978 年的 330 元上升到了 2000 年的 1366 元¹。中央政府为了各地区的协调发展和共同繁荣的目标, 采取了一系列区域经济政策以缩小地区间地区性因素的差异。例如支持欠发达地区从事国家鼓励发展的项目建设; 适当压缩国家对东部沿海地区的直接投资比例而转用于中西部地区; 对于直接用国家财政投资、三大政策性银行贷款新建及改扩建的大中型建设项目, 在同等条件下优先安排给中西部地区; 对贫困地区及少数民族地区, 国家有计划、有重点地安排一些有利于开发利用当地资源和带动地区经济发展的骨干项目, 并在项目审批权、地方配套资金比例、贷款利率及偿还期限等方面给予优惠等等。

从一般的经济学规律来看, 中国在市场经济体制的建立过程中, 伴随国内市场一体化程度的逐步提高, 地区间的经济差距应该逐步缩小, 即地区间的经济应该趋同。那么, 究竟是什么因素导致了中国的地区差异, 就成为了许多中、外经济学家关注的焦点。众多学者在这一方面做出了许多努力, 从各种角度提出了导致地区性差异的因素。一些研究 (如 Fleisher、Chen, 1997) 将中国地区差距的原因归结为中央政府的地区倾斜政策或地理因素, 认为中央政府对东部地区的优先投资是中西部地区落后于东部地区的根源。同时, 中西部不利的地理条件也限制了这些地区的发展。Chen 和 Feng (Chen、Feng, 2000) 在对 1978—1989 年中国 19 个省的经验研究中, 强调了私有企业对经济增长的促进作用, 认为私有企业的发展状况能够对地区差距产生影响。而一些研究 (Yue、Changjun、Hua, Ping, 2000) 强调了不同地区的外商直接投资量导致了不同区域之间的差距。Young (Young, 2000) 认为地区性保护政策是地区差距拉大的关键, 因为地区性的市场保护会使本地企业的资源配置状况偏离本地的比较优势。还有的研究将导致地区差距的因素归结为: 乡镇企业发展的地区差异 (万广华, 1998; Rozzelle, 1994)、地方性权力增强 (Raiser, 1998)、开放程度的地区差异 (王绍光、胡鞍钢, 1995)、交通等基础设施的地区差异 (Demurger, 2001)。这些研究结果表明导致经济地区性差异的因素很多, 但地区性因素例如各地区工业化的方式、生产要素的禀赋状态却是导致地区差异的一个重要原因。知道这些因素是如何导致地区差异, 以及它们对地区差异

影响的变化趋势对于我们缩小地区差异，对于保持中国经济的持续稳定增长是非常重要的。所以如何用实证的方法检验分析各个因素对地区差异的影响，特别是分离出地区性因素对地区差异的影响就显得非常有意义了。

经济学中所研究的地区差异，主要包括以下三个基本方面，一是经济发展水平差距，主要体现在工业化水平、经济结构和基础设施发展水平上，最终表现为综合产出水平和产出效率上。二是生活水平差距，这主要体现在居民的实际收入水平和消费水平上。三是体制、文化背景的差距，主要体现在市场化程度、经济开放度和商业意识等方面。从图一可以看到中国东部、中部、西部三大地区的人均工业增加值（经过可比性处理）在 1992—2002 年间呈现出一个逐渐扩大的趋势。与人均 GDP 和劳均 GDP 的变异系数以及人均 GDP 和劳均 GDP 的基尼系数在 1990 年之后均呈现上升的趋势相符合。一些学者（范剑勇、朱国林，2002）通过基尼系数将地区差距与产业结构联系起来，发现地区差距的主要原因是制造业的高份额和非农产业一起在地区间的不平衡分布。从上述学者的研究中可以看到工业经济的地区差距是地区经济差距的一个最重要的表现。反映工业经济增长模式的投入性因素和集约性因素以及地区性因素（例如各地区工业化的方式、生产要素的禀赋结构等）均可能是导致中国工业地区差距的原因。由于选用合适的指标测度和反映这些因素非常困难，所以有关的实证工作就很少，使得这方面研究显得明显不足。本文试图采用生产率指数的非参数分解和面板数据回归相结合的方法研究上述因素对地区工业经济差距的影响，进而初步揭示区域经济差距的成因。



2 生产率指数的非参数分解方法和面板数据的回归模型

分析省际工业差异的技术水平和效率状态的定量刻画和反映各地地区性因素或禀赋的指标测算是本文研究的两个关键。为此，首先对所采用的计量经济分析工具——生产率指数的非参数分解方法和面板数据的回归模型给予简要介绍。

2.1 生产率指数的非参数分解方法

厂商或生产部门在同一时期的效率差距可以采用资源配置测度与分解的方法进行研究。在多时期的动态条件下，不仅生产资源配置效率要发生变化，技术水平也要发生变化，亦即要有技术进步发生。全要素生产率的增长应该包含要素资源配置效率的变化和技术水平变化两个方面。

采用法雷尔技术效率函数描述的基于投入的 Malmquist 生产率指数为：

$$M^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1}, u^t, x^t) = \left[\frac{F_i^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1} | C, S)}{F_i^{t+1}(u^t, x^t | C, S)} \cdot \frac{F_i^t(u^{t+1}, x^{t+1} | C, S)}{F_i^t(u^t, x^t | C, S)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

上式可以分解为技术进步率和生产资源配置效率变化率两个部分（孙巍，张屹山，2000）。即在规模收益恒定且要素自由处置（C，S）条件下，基于投入的技术水平变化率（或技术进步率）为

$$TC^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1}, u^t, x^t) = \left[\frac{F_i^t(u^t, x^t | C, S)}{F_i^{t+1}(u^t, x^t | C, S)} \cdot \frac{F_i^t(u^{t+1}, x^{t+1} | C, S)}{F_i^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1} | C, S)} \right]^{\frac{1}{2}}$$

基于投入的资源配置效率变化率为

$$AC^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1}, u^t, x^t) = \frac{F_i^{t+1}(u^{t+1}, x^{t+1} | C, S)}{F_i^t(u^t, x^t | C, S)}。$$

2.2 面板数据的回归模型

面板数据 (panel data) 是指在时间序列上选择多个截面, 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, 使用面板数据计量经济模型有三方面的优点 (Hsiao.C, 2003):

(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)。在实证研究中一般通过对数据的 Hausman 检验以确定是选用固定效应模型还是随机效应模型。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 (Greene, 1997)。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, β 为 $K \times 1$ 向量, K 为解释变量个数。 u_{it} 为随机扰动项。 α_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 α_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 (Wooldridge, 1999)。

2.3 模型的建立

带有各地区特征的地区性因素例如工业化的方式、生产要素的禀赋结构、制度、政策等因素均会对该地区的工业经济产生影响。由于各地区的地区性因素对工业经济的影响不能观测到, 也很难找到合适的指标来度量, 所以一直就是对此类问题进行实证研究的难点。如果忽略地区性影响, 直接采用普通的回归模型将会得到带有严重偏误的估计系数值。

为了避免上述提到的问题, 合理地得到地区性因素和反映工业经济增长模式的投入性因素和集约性因素对地区工业经济的影响。选用技术进步因子和效率因子作为集约性因素的反映, 资金投入是投入性因素的反映。建立如下的固定效应模型:

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

其中 y_{it} 代表 i 省在时间 t 的人均工业增加值; x_{it}^1 代表 i 省在时间 t 的工业技术水平因子, 它作为该地区工业技术状况的反映; x_{it}^2 代表 i 省在时间 t 的工业生产效率因子, 它作为该地区工业效率水平的反映; x_{it}^3 代表 i 省在时间 t 的工业资金投入。之所以没有引入劳动力人数是由于考虑到现阶段我国劳动力相对过剩状态一直存在, 所以一直不是制约产出水平的关键因素。

通过生产率指数的非参数分解仅仅可以得到技术水平的变化率和效率的变化率。在不知道初始水平的情况下如何估计各地工业的技术水平因子和效率因子成为本文研究的关键。本文的解决方法是先将各地区初始的技术水平因子和效率因子设为 1, 然后由各年的变化率推算相应各年的技术水平因子和效率因子。这种处理方法突出特点是忽略了初始时期各地区在技术和效率的差距, 而这种差距又是客观存在的。所以模型中的固定效应 α_i 就成为反映要素投入、技术水平、效率状态以及制度和政策基础等各方面初始状态差异的综合性指标, 可以把它看作是工业发展地区禀赋差异的度

量指标，它的变化可以看作是历史继承的工业禀赋的变化。它和要素投入变化、技术水平变迁、效率状态演化等各方面因素一起，构成了各地工业经济发展的完整分析体系。

综合上述分析可知，拟合效果好的固定效应（FEM）模型使我们在研究中既可以看到生产要素投入水平以及技术进步、效率对工业经济的影响，还可以看到地区性禀赋因素对工业经济的影响。

3 数据和计算结果

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。以后各年统计数据比较完整，所以选择 1998、1999、2000、2001、2002 年的统计数据作为第三、四、五、六、七个样本点。

假定我国各省、自治区、直辖市的工业具有近似的加总技术特征，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²。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。为了消除价格的影响，对每年的工业投入产出指标进行了保证可比性的平减处理。平减处理以 1992 年底作为基期，各指标的可比性平减处理方法基本参照了中国社会科学院数量经济技术经济研究所在生产率研究中所采用的方法（李京文，钟学义，1998）。

采用上述的非参数测度效率的方法和技术、效率因子推算方法，得到了 30 个省市自治区直辖市六个时间截面的技术水平因子和效率因子³。各年东中西部工业效率和技术因子平均值结果见表 1。

表 1 中国三大地区六个时间截面的平均技术水平因子和效率因子

地区		1992 年		1995 年		1998 年		1999 年		2000 年		2001 年		2002 年	
		技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子	技术水 平因子	效率因 子
东部	均值	1	1	0.7091	0.8502	0.7208	0.8616	0.7078	0.9380	0.8187	0.9788	0.8835	0.9674	0.9400	1.0330
	标准差	0	0	0.1109	0.1444	0.1024	0.1842	0.0982	0.1891	0.0977	0.1670	0.1087	0.1680	0.1025	0.0914
中部	均值	1	1	0.9191	0.8695	0.9380	0.9124	0.9078	1.0033	1.0264	1.0073	1.0474	1.0438	1.0009	1.0892
	标准差	0	0	0.1073	0.0776	0.2166	0.1386	0.2665	0.1447	0.3319	0.1683	0.3583	0.1516	0.2012	0.0907
西部	均值	1	1	0.8407	0.9441	0.8290	0.9050	0.7910	0.9595	0.8710	0.9975	0.8837	1.0232	1.0902	0.9775
	标准差	0	0	0.1299	0.0940	0.2176	0.1193	0.2208	0.1074	0.2474	0.1736	0.2037	0.1609	0.1871	0.1370

为了确定使用固定效应模型与数据是否符合，先对数据进行 Hausman 检验（检验结果见表 2）。检验结果表明采用固定效应模型是合适的。因此按照模型（2），利用 Gauss 得到如下固定效应模型。

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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i - 0.106698x_{it}^1 + 0.642715x_{it}^2 + 0.740028 \ln x_{it}^3 \quad (3)$$

(-0.869877) (4.639170) (9.007567)

$R^2=0.997334$ Adjusted $R^2=0.994175$

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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i + 0.868801x_{it}^1 + 0.846395x_{it}^2 + 0.551644 \ln x_{it}^3 \quad (4)$$

(3.434180) (3.982137) (10.06936)

$$R^2=0.995506 \quad \text{Adjusted } R^2=0.990180$$

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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i + 0.550532x_{it}^1 + 1.005699x_{it}^2 + 0.360799 \ln x_{it}^3 \quad (5)$$

(3.087016) (12.96384) (7.032142)

$$R^2=0.999554 \quad \text{Adjusted } R^2=0.999026$$

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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i + 1.042156x_{it}^1 + 0.481222x_{it}^2 + 0.412466 \ln x_{it}^3 \quad (6)$$

(7.053070) (2.905221) (2.129488)

$$R^2=0.998081 \quad \text{Adjusted } R^2=0.995806$$

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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i + 0.745544x_{it}^1 + 1.002408x_{it}^2 + 0.972194 \ln x_{it}^3 \quad (7)$$

(6.574016) (6.849671) (10.28592)

$$R^2=0.999342 \quad \text{Adjusted } R^2=0.998563$$

2001年—2002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：

$$\ln y_{it} = \alpha_i + 0.539327x_{it}^1 + 1.170365x_{it}^2 + 1.104609 \ln x_{it}^3 \quad (8)$$

(2.775863) (6.319414) (9.274861)

$$R^2= 0.999455 \quad \text{Adjusted } R^2=0.998810$$

三大地区的固定效应 α_i 在所研究的时间段中的平均值汇总见表 2。从表 2 可以看出在所研究的时间段内工业化方式、生产要素禀赋状态差异等地区性因素对各个地区的人均工业增加值有着明显的影响。

4 实证结果的分析

首先分析效率变化、技术进步以及资金对人均工业增加值的影响。由面板数据回归方程 (2) 可以看到，由于采用了半对数模型的形式， β_1 、 β_2 分别是各地工业技术进步率、效率状态变化率和资金投入对人均工业增加值变化的乘数。而 β_3 是资金投入对人均工业增加值变化的弹性系数，即 β_3 衡量了资金对工业经济影响的变化率。由于本文在使用面板数据计量经济模型时，使用两个横截面为一组来进行计算和分析，因此每一组的结果都会随着变量之间作用关系和作用程度的变化而变化，因此多个横截面结果可以反映变量之间作用关系的变化趋势信息。在图二中可以看到效率、技术进步以及资金三个因素对工业增加值的影响以及变化趋势。

效率对人均工业增加值的影响在 1992-1999 年间在逐渐增大由 0.642715 变为 1.005699；在 1999-2000 年间又下降为 0.481222；在 2000-2002 年间逐步上升为 1.170365。技术对人均工业增加值的影响在 1992-1998 年间由 -0.106698 迅速上升为 0.868801；到 1999 年下降为 0.550532；在 1999-2000 年间又上升为 1.042156；从 2000—2002 年间一直下降到 0.539327。初步判断在高速的工业经济增长过程中，技术的变革和效率状态的演化比较复杂，对各地工业的增长也呈现波动性的交替乘数效应。

资金对人均工业增加值的弹性系数 β_3 ，在 1992-1999 年间由 0.740028 变为 0.360799，呈明显的下降趋势，而在 1999—2002 年间又由 0.360799 变为 1.104609，呈现出了明显的上升趋势。在所研究的时间段内资金对人均工业增加值的影响的变化率大体上为一条 U 型曲线。这里，通过引入各地平均的生产率水平的变化趋势⁴，结合各时期工业发展集约性特征的分析，研究资金对人均工业增加值的影响。从图二和图三的比较可以发现，在 1992—1999 年期间，生产率指数呈下降趋势，即以资金为主的工业要素投入呈现明显的粗放性，但资金对各地的工业经济的产出弹性在降低，即这种影响的粗放性程度在逐渐减小；而在 1999 年—2002 年期间，生产率指数平均值呈现上升趋势，说明资金等工业生产要素投入总体上表现为集约化特征，但资金的产出弹性在变大，即资金的集约

化效应在变小。

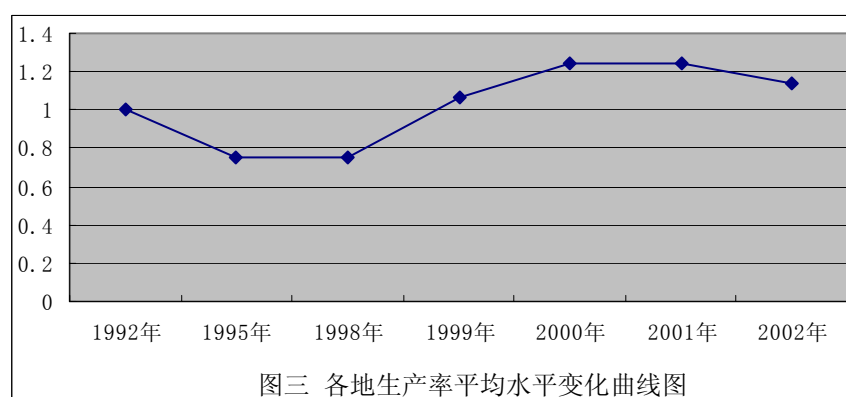
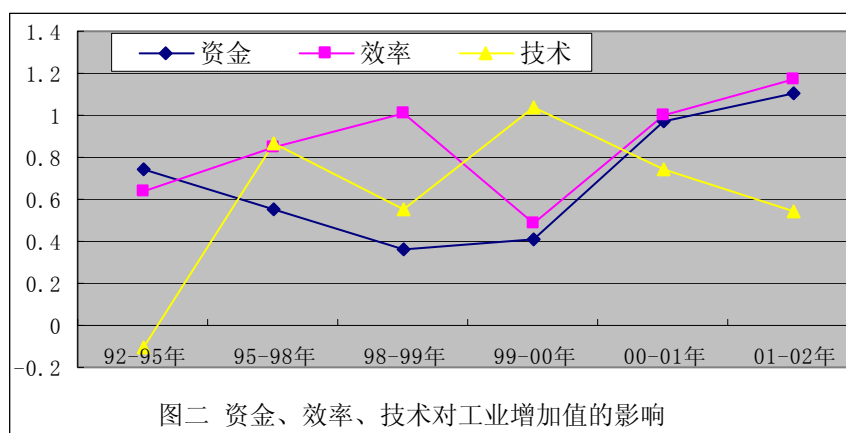


表2 三大地区的平均固定效应值以及Hausman检验值

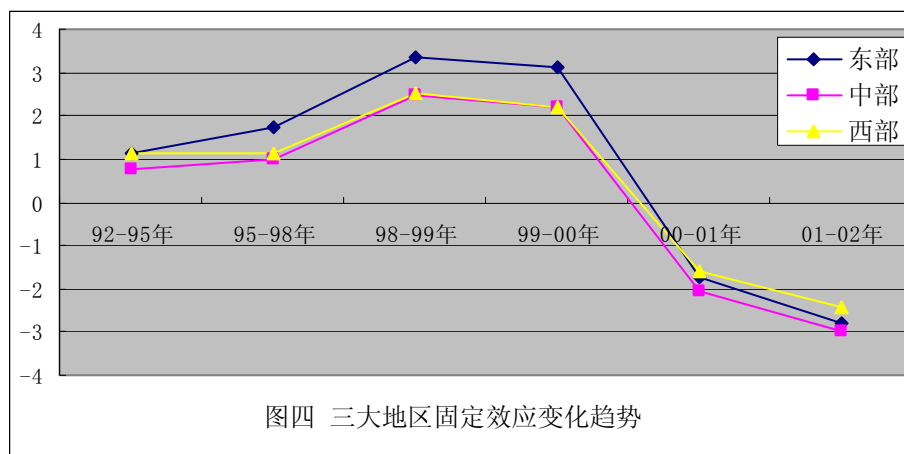
时间段		1992—1995	1995—1998	1998—1999	1999—2000	2000—2001	2001—2002
东部	均值	1.13686	1.728718	3.370139	3.127332	-1.72852	-2.80418
	标准差	0.718566	0.681619	0.634959	0.593743	0.720287	0.764744
中部	均值	0.759393	0.9782	2.47423	2.207082	-2.0572	-2.99401
	标准差	0.455042	0.334896	0.309324	0.266124	0.509661	0.643161
西部	均值	1.128164	1.146197	2.529425	2.210871	-1.61768	-2.44275
	标准差	0.736275	0.547938	0.438166	0.418257	0.908024	1.084591
Hausman 检验		0.13059	0.0052907	0.0051525	0.0079122	0.16998	0.80319

为分析地区性禀赋因素 α_i 对工业经济的影响，将 30 个省分成东部（包括浙江、福建、广东、上海、江苏、北京、河北、辽宁、山东、天津）、中部（包括海南、河南、湖北、湖南、安徽、江西、吉林、黑龙江、山西、内蒙古）、西部（包括四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西）三大地区。它们在所研究的六个时间段的固定效应平均值见表 1 和图四。

从图四可以看到，东部、中部、西部的固定效应值的变化趋势都比较接近。在 1992—2002 年间三大地区的地区性因素对工业经济的影响大体上呈一个倒 U 字型。地区性基础或禀赋因素在 1992—1995 年间，对各地区的工业经济的影响都呈平缓的上升趋势，到 1995—1998 年期间影响程度开始增大，说明在市场经济发展初期的粗放型增长阶段，起始的技术和效率状态以及地域优势禀赋等各方面地区性因素对这段时期各地工业的影响很大，初始禀赋的“遗传效应”很明显。这与王铮、葛昭攀（2002）的研究结论⁵相一致。同时，这段时间东部地区明显高于全国平均水平，中、西部保

持在平均水平附近。说明在 1992—1999 年期间资金等要素的投入水平和东部地区的初始禀赋优势，是东部和中西部地区工业发展水平拉开差距的根本原因。

地区性因素在 1999—2000 期间对各地区的工业经济的影响总体呈平缓的下降趋势，到 2000—2002 期间开始呈现急剧下降。说明在进入集约化发展阶段时，各地工业的初始禀赋和地区性因素不再是拉大各地工业经济差距的因素，甚至到最后两年反而成为导致省级工业差距缩小的诱因，但是这种诱因并没有导致地区性差异的缩小，而是还在加大。因此可以说从 1999 年起中国工业经济又进入到了一个新阶段，在这个集约化增长的新阶段，导致省际工业差异的决定性因素由早期的各地区基础或初始禀赋因素，转变为各地区工业发展形成的新的资金、效率和技术实力。这种禀赋“遗忘效应”从理论上讲应该是必然存在的，只是有什么时候开始“遗忘”和“遗忘”程度多大的问题。因此这一结论也在一定程度上验证了本文研究方法体系设计和运用的合理性。



图四 三大地区固定效应变化趋势

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 1999 年三大地区的固定效应值都呈上升趋势且趋于发散，并且资金对工业经济的影响逐渐减弱，效率和技术对工业经济的影响并没有地区性因素对工业经济的影响大。表明在 1992—1999 年各地区工业增加值的差异主要由各地区的地区性差异所决定。

而到 1999 至 2002 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，三大地区决定工业工业增加值的固定效应 α_i 一致性减小，效率、资金对工业增加值的影响明显增大，技术进步对工业增加值的影响明显下降。导致工业经济省际差异的原因变为的各地区的效率和资金投入的差异。

5 结论

根据本文使用相关的计量经济学方法对 1992—2002 年间中国工业经济省际差异原因的应用研究，得到如下基本结论：

(1) 本文的 Panel Data 固定效应计量模型所得到的固定效应参数 α_i ，是反映要素投入、技术水平、效率状态以及制度和工业化基础等各方面状态差异的综合性指标，可以把它看作是工业发展地区禀赋差异的度量指标。它和要素投入变化、技术水平变迁、效率状态演化等各方面因素一起，构成了各地工业经济发展的完整分析体系。

(2) 1992—2002 期间，伴随工业经济的高速增长，代表集约型增长特征的技术变革和效率演化比较复杂，对各地工业的增长也呈现波动交替作用的乘数效应。

(3) 1992—1999 期间，中国工业经济呈现出粗放性特征，资金的投入和各地区的工业基础与初始禀赋因素是导致中、东、西地区工业经济的地区差异的重要原因。但资金对各地工业经济影响的粗放性程度在逐渐减小，地区性因素对工业经济的影响在 1999—2002 期间一直在下降。起始的技术和效率状态以及地域优势禀赋等地区性因素对各地工业的影响较大，初始禀赋的“遗传效应”很明显。同时，这段时间东部地区明显高于全国平均水平。

(4) 从 1999 年起中国工业经济进入了一个集约化增长的新阶段, 导致省际工业差异的决定性因素由早期的各地区基础或初始禀赋因素, 转变为各地区工业发展形成的新的资金、效率和技术实力, 即呈现出典型的禀赋“遗忘效应”。资金等工业生产要素投入总体上表现为集约化特征, 但资金的产出弹性在变大, 即资金的集约化效应在变小。

参考文献

- [1] 范剑勇, 朱国林. 中国地区差距演变及其结构分解[J]. 管理世界, 2002, 7: 37—44.
- [2] 胡鞍钢, 王绍光, 康晓光. 中国地区差距报告[R]. 沈阳: 辽宁人民出版社, 1995.
- [3] 李京文, 钟学义. 中国生产率分析前沿[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 1998.
- [4] 孙巍. 生产资源配置效率——生产前沿面理论及其应用[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2000.
- [5] 孙巍. 基于非参数投入前沿面的 Malmquist 生产率指数研究[J]. 中国管理科学, 2000, 1: 22—26.
- [6] 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, 10: 98—102.
- [7] 孙巍, 张屹山. 全要素生产率的非参数测度与分解研究[C]. 21 世纪数量经济学 (第一卷). 北京: 中国统计出版社, 2000: 256—264.
- [8] 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, 4: 1—6.
- [9] 万广华. 中国农村区域间居民收入差异变化的实证分析[J]. 经济研究, 1998, 5: 36—41.
- [10] 王铮, 葛昭攀. 中国区域经济发展的多重均衡态与转变前兆[J]. 中国社会科学, 2002, 4: 31—39.
- [11] Chen. Baizhu. and Yi Feng. Determinants of Economic Growth in China: Private Enterprise, Education and Openness[J]. China Economic Review, 2000, 11(1): 1—15.
- [12] Demurger.S, Infrastructure Development and Economic Growth. An Explanation for Regional Disparities in China? [J]. J.C.E, 2001, 29(1): 95-117.
- [13] Fleisher.Belton M.and Jian Chen. The Coast-Noncoast Income Gap Productivity, and Regional Economic Policy in China[J]. Journal of Comparative Economcs, 1997, 25(2): 220—236.
- [14] Lee, Jongchul. Regional Differences in the Impact of the Open Door Policy on Income Growth in China[J]. Journal of Economic Development, 1994, 19 (1): 215—34.
- [15] Raiser, Martin. Subsidising Inequality: Economic Reforms, Fiscal Transfers and Convergence Across Chinese Provinces[J]. The Journal of Development Studies, 1998, 34(3): 1-26.
- [16] Scott.Rozelle, Rural industrialization and increasing inequality. emerging patterns in China's reforming economy[J]. JCE, 1994, 19: 362-391.
- [17] Willian H.Green. Econometric Analysis, Prentice—Hall International Inc[M]. 1997.
- [18] Wooldridge, J.M. Econometric Analysis of cross section and Panel Data[M]. MIT press, 1999.
- [19] Young, Alwyn, The Razor's Edge. Distortions and Incremental Reform in the People Republic of China[J]. Quarterly Journal of Economics, 2000, CXV(11): 1091—1135.
- [20] Yue, Changjun and Hua, Ping. "Does comparative advantage explains export patterns in China" [J]. China Economic Review, 2002, 13(2): 276—296.

Regional factors, intensive characteristics and capital investment

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. The regional disparity of industries is a most important factor to cause the regional disparity. Regional factors such as original gifts, the intensive characteristics of industrial economic growth, and the input of production factors are the main factors to cause the regional industrial disparities. The 7 cross-sectional technological progress and location efficiencies of the industries in 30 provinces during 1992-2002 are measured by means of the non-parametric approach of production frontiers. And by means of the fixed effects models(FEM) of Panel data, the cause of regional industrial disparities is revealed. The result shows that the technical change and efficiency evolvement take the alternative multiplier effects to the regional industrial growth. The Chinese industrial economics presents extensive characteristics during 1992-1999. The investment and regional factors are the main reason to cause the regional disparities and the inheritance effect of regional original industrial gifts is obvious. Chinese industrial economy comes to a new period of intensive growth since 1999. The definitive factors to cause disparities between provincial industries become the capital, efficiency and technology. That means the oblivion effect of regional original industrial gifts.

Key words: regional economic disparities; non-parametric approach; panel data

收稿日期: 2004-3-20;

作者简介: 孙巍(1963-), 男, 吉林大学数量经济研究中心教授, 博士生导师。

¹根据《新中国五十年统计资料汇编》以及《中国统计年鉴 2000》的相关数据计算得到。

²数据来源: 相关年度的《中国统计年鉴》。

³本文所有生产率指数及其分解的计算结果, 都是采用本课题组开发的软件 Production frontier Ver. 2.0 计算得到的。

⁴各地生产率平均水平也是采用前文提到的基于生产前沿面的非参数方法计算得到。

⁵王铮、葛昭攀(2002)研究结果表明, 1995年—1999年我国的省区差异主要是地区性差异造成的。