

区域经济和谐发展的全要素生产率研究^{*}

——基于对 1995-2004 年 28 个省市大中型工业企业的非参数生产前沿分析

涂正革

摘要：地区间的发展差距随着工业经济的快速增长而收敛，地区间人均产出的变异系数从 1995 年的 0.4，下降到 2004 年的 0.33；地区间增长速度的变异系数从 1996 年的 3.01，下降到 2004 年的 0.73；全要素生产率(TFP)增长对缩小地区间工业经济发展差距的作用越显突出，对地区工业增长的贡献超过 60%，地区间全要素生产率的变异系数从 1996 年的 1.16，下降到 2004 年的 0.665；要素投入贡献的地区差异非常巨大，而且变化不定，通过要素投入缩小地区间差异的效应逐渐减弱；地区间的技术效率差距不断缩小，地区大中型工业的平均技术效率从 1995 年的 51.6%，增长到 2004 年的 76.5%。全要素生产率，特别是技术进步和规模效率的提高，已成为区域经济和谐发展的中坚力量。中国工业起飞阶段的增长特征更符合内生性经济增长理论：技术进步是区域工业经济收敛的源泉。

关键词：全要素生产率 区域经济 和谐

一、引言

自亚当·斯密发表《国民财富的性质和原因的研究》(以下简称《国富论》)以来，衡量财富创造的经济增长理论一直是经济学的核心。外生性增长理论模型的开创者 Robert Solow(1957)指出技术进步是经济持久增长的源泉，同时强调资本积累是经济增长收敛的重要原因；而内生性经济增长理论的代表人物，如 Paul Romer(1986)、Robert E. Lucas(1988)等人则强调实物资本和人力资本是经济增长的主要引擎，国家或地区间的技术差距是经济收敛出现与否的关键。随着对技术进步测度研究的深入，研究者发现除了技术进步，技术效率及其变化对经济增长也有重要的影响。Farrell(1957)在经济学文献中引入技术效率的概念，并将技术效率的测度变成经济增长理论的一个重要领域。Nishinazu 和 Page(1982)首次采用参数前沿方法，将全要素生产率(TFP)的增长分解成前沿技术变化和相对前沿的技术效率的变化。而 Fare 等人(1994)首次采用非参数方法分解全要素生产率的增长。Kumar, Russell(2002)用非参

数方法构造了世界生产前沿，并将各国劳动生产率的增长分解为技术进步、技术效率变化和资本积累三大贡献，并据此讨论经济增长的收敛性。这些关于全要素生产率的研究方法，对于研究我国区域经济的和谐发展值得借鉴。

中国经济 26 年的快速发展举世瞩目，同时，在学术界对中国经济快速增长的背后动力及其前景的争论从未停止过。王志刚等(2006)采用 1978-2003 年的分省宏观数据和随机前沿模型分析发现地区之间的差距基本保持不变，且 20 世纪 90 年代后全要素生产率有下降的趋势。郭庆旺、赵志耘和贾俊雪(2005)采用 DEA-Malmquist 指数方法和 1979-2003 年的分省数据，同样发现中国省份之间经济增长的差异较大且有增大的趋势，主要是全要素生产率的差异造成的。李胜文、李大胜(2006)基于 1990-2004 年的省际数据，发现人均资本存量和研发投入(R&D)的下降是导致我国 TFP 下降的主要原因，而外贸依存度的增长对地区全要素生产率的提高没有显著的作用。沈能(2006)用基于非参数的 Malmquist 指数方法，研究了 1985-2003 年中国制造业全要素

^{*} 本研究为国家社科基金项目《环境、资源约束下的中国工业增长模式研究》(编号：07BJY019)和湖北省社科基金项目《湖北省工业增长模式研究》(编号：2007-030)的阶段性成果。

生产率,发现 TFP 年均增长主要得益于技术进步水平的提高,而技术效率变化反而产生负面影响,而且东部、中部和西部地区制造业 TFP 以及技术进步增长率差距呈发散趋势,地区 TFP 差距持续扩大很大部分可以由地区技术进步程度的差异来解释。总结上述研究,不难发现所得结论有一点是相同的:中国经济在 20 世纪 90 年代后 TFP 的贡献逐渐下降,且省际之间的增长差距在扩大。

上述研究从宏观上考察中国经济的动力,得出许多有政策意义和理论研究价值的结论。但是,这些研究忽略了两个问题。其一,采用包括农业、服务业在内的宏观数据忽略了中国经济的多层次性、复杂性等多元特征。其二,地区之间人员的流动被忽略。上述研究都采用地区或整个国家的国内生产总值(GDP),劳动投入数量却是当地居民就业人数,而为 GDP 做出巨大贡献的外来工没有计算在内。结果是外来工输入地区的人均产出和劳动生产率大幅增长,所计算的全要素生产率增长也非常快,如广东等东部沿海地区。相反,工业产值(注意不是国民收入指标)相对较少的外来工输出地区,外出务工人员却被输出地区计算人均 GDP,当然结果是计算出的全要素生产率和人均产出相对于输入地(如广东)的差距加大,如四川、河南等内陆地区。忽略上述问题可能导致研究结论的局限性甚至误导。

中国经济处于起飞阶段,工业在整个国民经济中占据绝对主导地位。地区经济的发展极大地依赖于工业的发展,地区之间经济差距实质上主要是工业的差距。以工业企业加总所得到的行业数据,可以避免劳动就业人数的错误计算,而且适宜于分析中国经济的层次性和多样性。本文采用 Malmquist 指数和 DEA 技术,研究中国 28 个省市 1995-2004 年大中型工业企业的生产力源泉以及地区间的发展差距。每年约 2.2 万家的大中型工业企业在整个国民经济中占据非常重要的地位,其创造的工业增加值占全国 GDP 比重从 1995 年的 12% 上升到 2004 年的 25.7%。因此,以大中型工业企业作为单位研究区域经济的协调发展,其结论将具有现实指导意义。

文章结构安排为:第二部分,给出非参数生产前沿理论方法;第三部分是数据及变量说明;第四部分给出了实证分析结果;最后是文章的结论部分。

二、非参数生产前沿理论框架

全要素生产率的增长是经济增长的核心。全要素生产率的增长可以进一步分解为技术效率的变化、技术进步、规模效率和资源投入配置效率等。技术效率衡量了一个企业在等量要素投入下,与最佳实践之间的差距。距离越大,效率越差。技术进步衡量了生产可能性边界的移动。生产前沿(边界)是判断生产者个体生产效率高低的基准。落在生产前

沿上的生产点被称为“最佳实践者”,落在生产前沿“内部”的生产点,称为在技术上存在效率损失。数据包络分析(Data Envelopment Analysis, 缩写为 DEA)技术是一种应用非常广泛的非参数方法,通过数学规划计算生产技术前沿、评价生产者的技术效率。非参数方法的最大优点是不需要设定生产者最优行为目标,诸如成本最小化、利润最大化等,而且也不需要设定生产函数的形式作特殊的假定。DEA 技术的概念最初由 Farrell(1957)提出,其基本思想是用“最小的”或“匹配最紧密”的凸面球壳包络投入产出数据集,得到数据集的边界就代表“最佳实践”的技术前沿。DEA 是一种数据驱使(Data-driven)方法,依靠投入产出的数据挖掘出两大信息:技术前沿和相对于参照技术的效率评价。

(一)技术前沿、距离函数和技术效率

按照 Farrell(1957)关于技术结构和技术效率的概念,假定有 $k=1, \dots, K$ 个决策单位,每一时期 $t=1, \dots, T$ 使用 $n=1, \dots, N$ 种要素 $x_n^{k,t}$, 生产 $m=1, \dots, M$ 种产品 $y_m^{k,t}$ 。每一观察值 $\{(x^{k,t})_{N \times 1}, (y^{k,t})_{M \times 1}\}$ 都严格为正值。观察的生产者个数每一时期都保持一致。用样本数据集构造第 t 期规模报酬不变(CRS)的技术前沿 S^t :

$$S^t = \{ (X^t, Y^t) \mid R^2_+ | y^{k,t} \leq \sum_{k=1}^K z^{k,t} y^{k,t}, x^{k,t} \geq \sum_{k=1}^K z^{k,t} x^{k,t}, z^{k,t} \geq 0, \forall k \} \dots\dots\dots (1)$$

技术 S^t 包含了第 t 期所有投入、产出向量 (X^t, Y^t) 的可行集合。

距离函数被引入到生产率研究领域是因为距离函数不仅可以描述多产出 - 多要素投入的生产前沿技术,也可以对不同生产者、不同时期生产活动的生产效率进行比较评价。距离函数分为产出型和投入型距离函数。产出型距离函数衡量了给定投入下,实际产出向量相对于所参照的技术前沿能够扩张的最大比例。

根据 Farrell(1957)对产出型技术效率的定义,即在给定技术结构特征和要素投入,实际产出与最大产出的比例。同期产出距离函数(t 期的生产 $\{x^t, y^t\}$ 属于 t 期的生产可行集 S^t)的倒数正好是产出型技术效率。Farrell 定义的技术效率有两大局限:一是不能用基期(或当期)的技术前沿评价当期(基期)生产的技术效率;二是其技术效率的取值在 $[0,1]$ 之间。用距离函数评价生产效率就不受这两大约束限制。为了表达方便,下面计算的距离函数的口径与产出技术效率一致。根据 Shephard(1970),相对于参照技术 S^t ,生产者在 t 期的产出距离函数可以定义为:

$$D_0^t(x^t, y^t) = \min_K \{K : (x^t, y^t/K) \in S^t\} = (\max_{\theta} \{ \theta : (x^t, y^t \theta) \in S^t \})^{-1} \dots\dots\dots (2)$$

这里产出距离函数定义了给定投入 x^t , 产出向量 y^t 在技术 S^t 范围内能够扩张的最大比例的倒

数。求解(2)中最小化问题所得到的目标函数值 κ 表示,给定投入 x^t 下实际产出与最大产出的比率。这正是产出技术效率的概念。(2)中求解最大化所得到的目标函数值 θ ,表示实际产出向量相对于所参照的技术前沿能够扩张的最大比例,其倒数正是技术效率值。产出距离函数 $D_0^T(x^t, y^t) \leq 1$, 与产出技术效率的取值范围一致。

为了利用 Malmquist 生产率指数思想, 下面定义用 t 期的生产技术作为参照衡量 $t+1$ 期生产 (x^{t+1}, y^{t+1}) 效率的产出距离函数:

$$D_0^T(x^{t+1}, y^{t+1}) = (\max_{\theta} \{\theta : (x^{t+1}, y^{t+1} \theta) \in S^T\})^{-1} \quad (3)$$

这个距离函数描述了 $t+1$ 期的投入 x^{t+1} , 参照于 t 期的技术前沿 S^T , y^{t+1} 所能够扩张的最大比例的倒数。当技术前沿向上大幅推进, 生产点 (x^{t+1}, y^{t+1}) 可能落在第 t 期生产前沿面的外部, 那么该距离函数衡量的技术效率值就大于 1。同样, 可以考察 t 期的生产 (x^t, y^t) 参照于 $t+1$ 期技术 S^{T+1} 的距离函数 $D_0^{T+1}(x^t, y^t)$ 。下面讨论距离函数的具体测算方法。

产出距离函数值的测度。Caves、Christensen 和 Diewert(1982, 简称 CCD) 提出了投入型、产出型和生产率 Malmquist 指数的经济理论。Fare 等人 (1994) 在 CCD 理论研究的基础上, 采用非参数线性规划方法测算距离函数。

基于固定规模报酬的技术前沿定义, 接下来用数学规划来求解四个与生产率变化有关的产出型距离函数值: $D_0^T(x^t, y^t)$ 、 $D_0^{T+1}(x^t, y^t)$ 、 $D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 和 $D_0^T(x^{t+1}, y^{t+1})$ 。在固定规模报酬的技术 S^T 下, 生产者 $(x^{k,t}, y^{k,t})$ 在 t 期的产出型距离函数为:

$$(D_0^T(x^{k,t}, y^{k,t}))^{-1} = \max_{\theta^k} \theta^k \text{ st: } \theta^k y^{k,t} \leq \sum_{k=1}^K z^{k,t} y^{k,t}, x^{k,t} \geq \sum_{k=1}^K z^{k,t} x^{k,t}, z^{k,t} \geq 0 \quad \forall k \quad (4)$$

距离函数 $D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 的计算与此完全相同, 仅仅将 t 换成 $t+1$ 。跨期距离函数稍微复杂一点, 参照技术与生产活动不属于同一时期。用 t 期的参照技术评价 $t+1$ 期生产的效率, 其距离函数为:

$$(D_0^T(x^{k,t+1}, y^{k,t+1}))^{-1} = \max_{\theta^k} \theta^k \text{ st: } \theta^k y^{k,t+1} \leq \sum_{k=1}^K z^{k,t} y^{k,t}, x^{k,t+1} \geq \sum_{k=1}^K z^{k,t} x^{k,t}, z^{k,t} \geq 0 \quad \forall k \quad (5)$$

值得注意的是, 这个距离函数的计算涉及到了 t 期和 $t+1$ 期的观察值, 用 t 期的技术作为参照去评价 $t+1$ 期生产 (x^{t+1}, y^{t+1}) 的技术效率。因为 (x^{t+1}, y^{t+1}) 并不一定属于技术 S^T 的生产可行集, 所以在技术进步情况下 $D_0^T(x^{k,t+1}, y^{k,t+1})$ 的取值可能大于 1。用 $t+1$ 的技术 S^{T+1} 作为参照衡量 t 期的生产 $(x^{k,t}, y^{k,t})$ 的效率, 其距离函数为:

$$(D_0^{T+1}(x^{k,t}, y^{k,t}))^{-1} = \max_{\theta^k} \theta^k \text{ st: } \theta^k y^{k,t} \leq \sum_{k=1}^K z^{k,t+1} y^{k,t+1}, x^{k,t} \geq \sum_{k=1}^K z^{k,t+1} x^{k,t+1}, z^{k,t+1} \geq 0 \quad \forall k \quad (6)$$

下面, 本文将讨论在非参数前沿框架下产出增长的分解路径。

(二) 工业增加值增长的源泉分解

给定投入 x^t , 实际产出 y^t 与在参照技术 S^T 下可能达到的最大潜在产出 $\bar{y}_T(x^t)$ 的比率就是该生产的技术效率 $D_0^T(x^t, y^t)$, $D_0^T(x^t, y^t)$ 也被称为产出型距离函数。在 t 期的参照技术 S^T 下, 潜在产出、实际产出和产出距离函数值之间的关系为: $\bar{y}_T(x^t) = y^t / D_0^T(x^t, y^t)$ 。同样, 在参照技术 S^{T+1} 下, $t+1$ 期的潜在最大产出 $\bar{y}_{T+1}(x^{t+1}) = y^{t+1} / D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$ 。距离函数既衡量了生产者的技术效率, 同时也暗含给定投入的前沿技术结构, 即给定一个组投入, 在前沿技术结构下就可以得到相对应的潜在最大产出。图 1 给出了单一产出与单一投入之间技术结构变化的示意图。

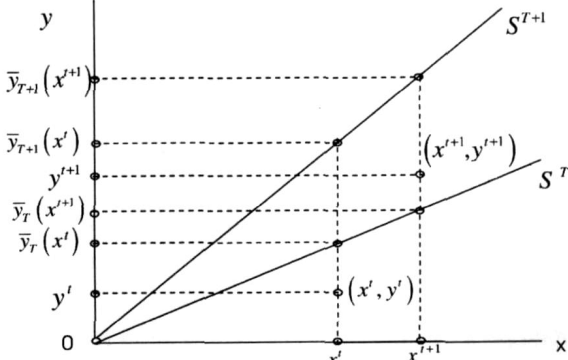


图 1 技术结构、效率和产出距离函数

在产出距离函数框架下, 生产者 $t+1$ 期与 t 期工业增加值的比率可以用距离函数衡量的效率值和潜在产出来表达(以下生产者角标 k 省略):

$$\frac{y^{t+1}}{y^t} = \frac{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^T(x^t, y^t)} \times \frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^t)} \quad (7)$$

这样, 工业增加值的比率变成了两个时期技术效率的比率与潜在最大产出比率的乘积。对(7)式右边上下同乘 $\bar{y}_T(x^{t+1})$ 。 $\bar{y}_T(x^{t+1})$ 表示在 t 期参照技术 S^T 下, x^{t+1} 投入所能够达到的最大潜在产出。于是,

$$\frac{y^{t+1}}{y^t} = \frac{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^T(x^t, y^t)} \times \frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^{t+1})} \times \frac{\bar{y}_T(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^t)} \quad (8)$$

这样, 工业增加值的变化就分解为三个部分: 第一部分, $D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})$, 表示技术效率变化对产出增长的效应, 衡量了技术落后者追赶先进的速度。如果该比率大于 1, 说明生产者在逐渐靠近前沿; 相反, 表示与前沿的距离越来越远。技术效率可以进

一步分解为纯技术效率和规模效率的变化。第二部分, $\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})/\bar{y}_T(x^{t+1})$, 以 $t+1$ 期的投入 x^{t+1} 作为基准, 衡量了技术前沿的进步对产出增长的效应。第三部分, $\bar{y}_T(x^{t+1})/\bar{y}_T(x^t)$, 衡量了沿着 t 期的技术前沿 S^T , 要素投入的变化对产出变化的贡献, 本文称为要素增长效应。同样, 要素增长效应可以进一步分解为资本增长效应和劳动增长效应。

显然, 我们也可以 t 期的投入 x^t 作为基准衡量技术进步, 以 $t+1$ 期的技术前沿 S^{t+1} 作为参照衡量要素投入变化对产出增长的效应。于是, 对 (7) 式右边上下同乘 $\bar{y}_{T+1}(x^t)$, 得到:

$$\frac{y^{t+1}}{y^t} = \frac{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^T(x^t, y^t)} \times \left\{ \frac{\bar{y}_{T+1}(x^t)}{\bar{y}_T(x^t)} \times \frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^{t+1})} \right\}^{1/2} \times \left\{ \frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_{T+1}(x^t)} \times \frac{\bar{y}_T(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^t)} \right\}^{1/2} \dots \dots \dots (9)$$

(9) 式的解释与 (8) 式基本上相同, 唯一的区别是参照基准不同。用基期的投入 x^t 来衡量技术前沿变化对产出增长的贡献, 以 $t+1$ 期的技术作为参照来衡量要素投入的增长对产出增长的贡献。因此, 产出变化的分解存在路径依赖问题。为避免分解路径选择的随意性, 我们根据 Fisher(1922) 的指数理论思想, 也参照 Caves 等人(1982) 以及 Fare 等人(1994) 指数方法, 取两种分解路径所得指数的几何平均值。于是,

将产出的增长率分解为经济意义不同但可以相加的三个部分:

$$\begin{aligned} \text{ydot} &= \ln \left(\frac{y^{t+1}}{y^t} \right) = \ln \left(\frac{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^T(x^t, y^t)} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{\bar{y}_{T+1}(x^t)}{\bar{y}_T(x^t)} \times \frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^{t+1})} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{\bar{y}_{T+1}(x^{t+1})}{\bar{y}_{T+1}(x^t)} \times \frac{\bar{y}_T(x^{t+1})}{\bar{y}_T(x^t)} \right) \\ &= \ln \left(\frac{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^T(x^t, y^t)} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{D_0^T(x^t, y^t)}{D_0^{T+1}(x^t, y^{t+1})} \right) + \ln \left(\frac{D_0^T(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) + \frac{1}{2} \ln \left(\frac{D_0^T(x^t, y^t)}{D_0^T(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) + \\ &\ln \left(\frac{D_0^{T+1}(x^t, y^t)}{D_0^{T+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right) + 2 \ln \left(\frac{y^{t+1}}{y^t} \right) \} = \text{effdot} + \text{tpdot} + \text{feffdot} = \text{tfpdot} + \text{feffdot} \dots \dots \dots (11) \end{aligned}$$

这里, ydot 是产出增长率的近似值。(11) 式将产出的增长率分解为全要素生产率增长 tfpdot(包括技术效率的追赶速度 effdot 和技术进步率 tpdot) 及要素增长效应 feffdot 之和。由于篇幅限制, 为了简洁本文没有给出技术效率分解为纯技术效率和配置效率的表达式, 同样, 要素增长效应分解为资本增长效应和劳动增长效应的表达式也没有给出, 我们下面的实证分析中都进行了这样的分解。

三、数据及变量的定义

(一) 大中型工业企业在国民经济中的地位

本文数据来源于国家统计局大中型工业企业 1995-2004 的年度统计数据, 原始数据范围稳定在每年约 23000 家企业。根据第一次全国经济普查资料, 并按照新的大中型工业企业划分标准, 2004 年我国共有中型企业 25557 户, 大型企业 2135 户, 大中型企业占全部工业企业单位数的 2%。但是, 我国大中型企业尤其是大型企业以极少的数量, 贡献着较大的经济总量, 对整个工业的持续较快发展起着很大的推动作用。数据表明, 2004 年大中型工业企业拥有资产 154179 亿元, 占全部工业企业总资产的 64.1%; 完成工业总产值 133375 亿元, 占全部工业企业的 60%; 实现主营业务收入 134039 亿元, 占全部工业企业的 61.3%; 实现利润总额 9184 亿元, 占全部工业企业的 70.3%。各项经济指标均占全部工业企业的六成以上, 其中大型企业所占比例略高于中型企业。

大中型工业企业的年度统计数据正式纳入国家统计年鉴是从 1995 年开始的, 也与 1994-1995 年度的第二次工业普查有关。20 世纪 90 年代初经济改革的重心是大中型工业, 具体的政策是“抓大放小”, 另外, 统计指标的设计逐渐与国际统计的惯例接轨, 适应市场经济发展的要求。中国大中型工业企业在整个工业乃至整个国民经济中占有十分重要的地位。首先, 从企业数量上看, 大中型工业企业的数量占规模以上工业企业的比例, 从 1998 年的 14.2% 逐步下降到 2004 年的 10.6%, 其中重要的原因是规模以上工业企业的数量不断扩大, 由 1998 年的 16 万多家发展到 2004 年的约 22 万家。但是从创造的工业增加值来看, 大中型工业企业报告的工业增加值占规模以上工业企业的比重始终稳定在 60% 以上, 大中型工业企业占整个工业增加值的比重从 1995 年的 39.04% 增加到 2004 年的 55.72%, 占国家总 GDP 的比重从 1995 年的 16.5% 增加到 2004 年的 25.6%。就从业人数看, 大中型工业企业从业人数占规模以上企业的 50% 左右, 占工业全部从业人数的 20% 左右, 占包含服务业在内的城镇就业人数的 12%, 占包括农业从业人口在内的中国全部就业人口的 4.3%。由此可见大中型工业企业的地位。因此, 代表了中国先进生产力的大中型工业企业, 其经济增长方式在很大程度上体现了我国工业乃至整个经济的增长方式特点, 这是我们以大中型工业企业为研究对象的意义所在。

本文以 28 个省市自治区作为研究对象, 西藏自治区

的数据不全,故没有进入分析,另外,重庆市列入到四川省,青海省和宁夏回族自治区合并作为一个地区单位。1995-2004 年的数据来源于企业数据的加总。

(二) 变量定义及其统计描述

关于投入产出变量的选择。反映企业产出的变量大致有三类:工业总产值(现价和不变价格)、销售收入和工业增加值。投入要素变量包括:固定资本、土地、劳动力、原材料和能源等。工业总产出与这些所有要素投入相对应,但是工业增加值却只与固定资本、土地和劳动相关。因为工业增加值不包括中间投入。支付土地的租金应该是增加值的一部分,但是大中型企业大多是国有企业,或由国有企业转制而来,土地资本都归属固定资产。另外,由于各行业的原材料的要素和能源要素及其价格的数据很难得到,因此本文只考虑以增加值作为真正财富创造的产出指标,相应地,投入要素主要选择劳动和包含土地在内的固定资产。

表 1 主要变量的统计描述

Variable	Obs	Mean	Std.Dev.	Min	Max
avalue (现价,10 亿元)	280	623.9416	649.3981	20.84558	4 360
nvfixa (现价,10 亿元)	280	1297.951	972.3797	66.48556	5 040
labor(万人)	280	116.9342	84.3601	4.87	419.72
pk95 (资本价格指数)	280	1.077179	0.065959	0.966	1.359
py95 (工业产品价格指数)	280	1.03425	0.099737	0.882	1.708

数据来源:根据大中型工业企业数据库和历年统计年鉴整理, pk95、py95 是以 1995 年价格作为基期。

本文研究涉及到的变量主要包括,地区工业增加值(avalue)、固定资产净值年平均余额(nvfixa)、从业人员年均人数(labor),以及资本与工业增加值的地区价格指数。

价格因素的处理。工业增加值和固定资产净值经过价格指数调整后都是以 1995 年不变价表示的。尽管 1995-2004 年期间中国零售物价波动不大,但是工业品价格波动在各行业间差异较大,这主要体现在能源、矿产品价格较大幅上升,工业加工产品价格下降。而地区间产业结构的差异导致各地区产出价格有较大差异。比如,黑龙江、山西和新疆等省区主要产业为石油和煤矿矿产品,因此其该地区的价格涨幅就相对较大,而上海、江苏、浙江、福建和广东等以加工业为主省份的工业产品的价格相对于 1995 年的价格水平有所下降。工业增加值的价格指数数据来源于 2005 年中国统计年鉴关于 13 个主要工业产品出厂价格指数。对固定资产净值的价格处理,直接采用中国统计年鉴上提供的各地区固定资产价格指数对固定资产净值进行价格调整。之所以这样做是因为固定资产的价格在地区之间变化不大,对分析地区之间生产效率的差异研究影响不大。

四、主要实证结果

根据经济增长的非参数因素分解框架,本文以 28 个省、直辖市和自治区为基本单位,以大中型工业企业为研究对象,考察中国工业在起飞阶段(1995- 2004)经济增长的源泉以及区域之间发展的差异。具体地本文将考察中国大型工业区域经济增长的差距是扩大还是缩小,以及其内在因素。本文所有的计算都采用 Matlab7.1 程序。

(一) 地区间工业发展差距:扩大还是缩小

中国工业经济虽然增长很快,但是地区之间的差距仍然很大。下面将从人均产出和工业增加值增长率的角度考察地区间工业发展的差距是扩大还是缩小。

1. 人均产出的差距及其变化特征

以 1995 年不变价格,我国大中型工业增加值由 1995 年的 9650 万亿元增长到 2004 年的 32021 万亿元,10 年实际增长了 2.32 倍,年增长率为 15.5%,其中 1999 年以后都保持两位数的增长速度。1995 年大中型工业的人均增加值,云南省最高为 6.45 万元,陕西省最低为 1.59 万元,2004 年云南省增长到 17.66 万元,但是山西省最低为 5.55 万元。

为了衡量地区工业人均产出的差异及其变化特点,我们构造收敛系数,即用当年各地区人均产出的标准差除以人均产出。这样,地区之间人均产出的差异可以在不同年份之间进行比较,收敛系数大说明地区之间发展差距拉大,反之则说明地区发展差距缩小。从人均产出的变动情况看,1995 年 28 个省市人均工业增加值平均为 2.87 万元,标准差为 1.14 万元,变异系数为 0.40,到 2004 年人均工业增加值增长到 10.60 万元,标准差为 3.45 万元,变异系数下降到 0.33。

表 2 1995-2004 年各地区人均工业增加值的变异系数

	1995	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
人均 GDR(万元)	2.88	3.08	3.48	4.14	5.24	6.55	7.64	9.00	9.78	10.60
标准差(万元)	1.14	1.30	1.48	1.78	2.17	2.74	2.96	3.25	3.38	3.45
变异系数	0.40	0.42	0.43	0.43	0.42	0.42	0.39	0.36	0.35	0.33

数据来源:本研究根据大中型工业企业数据库整理。

由表 2 可以发现 1997-1998 年的人均工业增加值的变异系数最高到达 0.43,但是 2001 年后人均产出的变异系数逐渐减小。因此,从人均产出角度,随着人均产出的较快增长,地区之间的差异在缩小。

2. 产出增长速度的差距及其变化特征

财富的增长依赖于经济增长的速度。从 11 年的发展看,地区之间工业增长的差距相当显著。福建、浙江、江苏、山西与广东 5 省工业增加值平均增长速度在 20% 左右,然而黑龙江、云南及广西 3 省区的增长速度不到 8%,特别是 2004 年,增长最快的省份高达 25%,而最低省份下降 1.6%。

根据 1995-2004 年各地区工业不变价格增加值的增长速度平均值进行排序,增长最快的 5 个地区依次是福建 22.9%、浙江 21.3%、江苏 20.1%、山西 19.8% 和广东 19.8%; 增长最慢的地区是广西 8.6%、云南 7.8% 和黑龙江 5.4%。表 3 是本文计算的地区增长率收敛系数。

表 3	地区工业增长率收敛系数								
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
平均增长率 (%)	3.88	8.78	8.51	14.64	12.78	15.96	16.35	31.26	11.17
标准差 (%)	11.68	10.19	7.20	9.72	8.15	11.79	6.18	15.21	8.21
变异系数	3.01	1.16	0.85	0.66	0.64	0.74	0.38	0.49	0.73

数据来源:本研究根据大中型工业企业数据库整理

地区间工业增长率的变异系数从 1996 年的 3.01 变化到 2003 年的 0.49、2004 年的 0.73,表明地区之间的增长速度逐渐趋同,差距缩小。另外,还有一个特点是增长速度较快的年度变异系数较小,如 1999 年开始增长速度超过 10%,反映地区发展差异的变异系数都低于 0.74,相反在经济增长速度低于 10% 的 1996-1998 年,变异系数却明显较大。

可见,在中国经济转型时期地区之间差距随着经济的快速增长而收敛。这个现象是反映外生经济增长理论中投资是经济收敛的源泉,还是更符合内生经济增长理论中技术进步才是经济收敛的源泉?下面我们基于对经济增长的分解探讨经济增长收敛的源泉。

(二) 地区间增长差异收敛的因素分析

根据工业增加值增长源泉的分解,经济增长等于全要素生产率的提高加上投入要素的增长。因此,地区间经济增长率的差距收敛就可以从全要素生产率和要素投入增长率中寻找原因。

1. 全要素生产率增长已成为区域经济和谐发展的主动力

10 年间大中型工业企业增加值的增长率平均为 15.5%,其中全要素生产率增长率平均为 9.2%,对经济增长的贡献接近 60%,特别是,自 1999 年全要素生产率对经济增长的贡献都超过了 60%。从地区分布看,天津、海南、北京、新疆和上海 5 个地区的全要素生产率的 10 年平均增长率都在 14.7% 以上,但是湖南、云南、河南、湖北和黑龙江 5 省的全要素生产率增长率平均低于 5%。从总体趋势看,1999 年是全要素生产率增长的跳跃点。1996-1998 全要素生产率增长分别为 -9.6%、2.4% 和 3%,但是 1999 年后分别为 13.3%、8.5%、7.5%、10.9%、18.2% 和 10.4%。

地区之间全要素生产率的差距呈现怎样的变化特征呢?同样,通过全要素生产率增长率的收敛系数来考察地区间经济增长差距的原因。

表 4 中,TFP 增长的变异系数从 1996 年的 1.16、1997 年的 12.08、1998 年 6.38,下降到 2004 年的 0.665,TFP 变异系数的变化趋势表明全要素生产率

增长的地区间的差距在缩小,特别是 2002 年至 2004 年地区之间的差距显著缩小。如何解释各地区工业全要素生产率的变化演进轨迹以及趋势特征?一般理论的解释是,假使后进地区有能力吸收和采纳先进地区技术,满足自己的需要,技术知识的公共特征(技术扩散)往往会使后进地区从中受益,在这里后进地区对先进地区的模仿、赶超或先进地区的“技术溢出”效应成为后进地区的“技术后发优势”。新技术的扩散、传播和转移速度的加快,以及后进地区技术学习和创新能力的提高终将使它们实现技术水平的跨越。当代许多工业化国家或地区的发展经验表明,后来者常常会利用技术上的模仿优势。这一机制在工业化国家中表现得更为显著。例如,日本和兴起的新兴地区我国台湾省等就成功地进行了技术模仿或技术引进。

表 4 全要素生产率增长的地区收敛系数变化特征										
	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	
TFP平均增长率	-0.117	0.012	0.029	0.120	0.079	0.075	0.110	0.176	0.119	
TFP增长率的标准差	0.136	0.145	0.186	0.154	0.140	0.090	0.077	0.107	0.079	
TFP变异系数	1.160	12.081	6.387	1.276	1.788	1.195	0.698	0.609	0.665	

数据来源:本研究根据大中型工业企业数据库整理。

地区间差距的收敛也可从平均技术效率的变化发现相同的特征。技术效率水平反映了个体的产出水平与相同投入下达到最优产出的生产前沿水平之间的距离大小,技术效率的平均水平反映了全国地区之间的差异程度。如果技术效率水平不断提高,那就说明地区之间的效率差距收敛,相应地经济增长会收敛。相反,则地区之间的差距会扩大。中国各地区的技术效率水平的加权平均值由 1995 年的 51.6%,增长到 2004 年的 76.5%,每年增长约 2~3 个百分点。技术效率平均值的提高表明,在相同的投入和技术结构条件下,各省的实际产出水平与最有效率省份的产出水平的差距在缩小。

2. 要素投入对地区增长差异的影响波动不定

经济增长一方面来源于效率的提高,另一方面来源于要素投入的增长。外生性增长理论强调资本积累是经济增长收敛的重要原因。毋庸置疑,没有资本的投入就根本没有经济的增长。资本等要素的投入对于区域经济的收敛到底起到多大作用呢?要素投入的差异也会导致地区之间经济增长的差异。从我们前面的计算结果知,要素的变化对经济增长的贡献约占 40%。但是其贡献率逐年下降,从 1996 年的 350% (因为全要素生产率的贡献为负值) 下降到 2004 年的 6.5%。1995-2004 年的 10 年间,在保持全要素生产率不变下,各地区大中型工业仅依靠要素投入产出增长约 6.3%。从时间变化看,因为要素投入增长导致的边际产出增长率在不同年份波

动较大,1996年至1998年经济增长主要依靠要素的投入增长,但是到了1999年情况发生明显变化,经济增长的动力主要依靠效率的提高。另外,我们通过比较两大要素的贡献,发现资本要素的投入对工业增加值的增长占绝对主导地位。1996年至2004年的9年间,劳动力对经济增长的贡献在6个年份为负或者几乎为零,仅仅在2001年至2003年有少许的积极贡献。这反映了中国大中型工业正逐渐从劳动密集型产业向资本密集型产业转变。

为了考察要素投入的差异对地区经济增长的影响,我们同样构造了要素投入对经济增长的变异系数。从表5可以看出,要素投入贡献的地区差异非常巨大,而且变化不定,从1996年的0.952、1999年的-29.892,到2004年的4.885。但是,随着要素投入在经济增长中贡献的减少,要素投入的差异对地区经济增长的影响也会相应缩小。

表5 要素投入对地区间增长贡献差异的变异系数

	1996	1997	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004
要素贡献的平均值(%)	11.7	7.6	6.3	-0.5	2.9	7.8	5.0	8.2	0.9
要素贡献的标准差(%)	11.1	7.4	13.4	13.5	10.2	14.0	5.6	14.7	4.4
要素贡献变异系数	0.952	0.978	2.133	-29.892	3.462	1.795	1.122	1.786	4.885

数据来源:本研究根据大中型工业企业数据库计算。

基于上述对全要素生产率和要素对经济增长的贡献及其差异分析看,随着经济的快速增长,要素生产率因素对缩小地区间的差异的作用将日益突出。

五、结论

本文以中国28个省市的大中型工业作为研究单位,采用距离函数构造非参数生产前沿,将各地区工业增加值的增长分解为3个部分:要素投入效应、技术前沿的进步和技术效率的追赶效应,发现中国大中型工业在1995-2004年间:

首先,区域经济增长逐渐收敛。地区间人均产出的变异系数从1995年的0.4,下降到2004年的0.33,地区间增长速度的变异系数从1996年的3.01,下降到2004年的0.73。可见地区间的发展差距随着工业经济的快速增长而收敛。

其次,TFP对于区域经济的收敛逐渐起主导作用。TFP对地区工业增长的贡献超过60%,特别是1999年后TFP在产出增长中逐渐占主导地位,地区间TFP增长率的变异系数从1996年的1.16,下降到2004年的0.665,可见,TFP增长对缩小地区间工业经济发展差距的作用越显突出。

第三,要素投入贡献的地区差异非常巨大,而且变化不定。地区间要素投入贡献的变异系数从1996年的0.952、1999年的-29.892,到2004年的4.885,可见,随着要素投入在经济增长中贡献的减

少,要素投入的差异对地区经济增长的影响也相应缩小。

最后,地区间的技术效率差距不断缩小。地区大中型工业的平均技术效率从1995年的51.6%,增长到2004年的76.5%,每年增长约2~3个百分点,这个现象验证张五常关于中国经济快速发展的假说:地区之间以政府主导的竞争直接地推动了技术从发达地区向欠发达地区的扩散,间接推动了中国经济的全面发展。

基于此,本文认为全要素生产率,特别是技术进步和规模效率的提高,是区域经济和谐发展的中坚力量。因此,中国工业起飞阶段的增长特征更符合内生性经济增长理论:技术进步是经济收敛的源泉。

注释:

(1)式所构造参照技术的特征是规模报酬不变,而且投入要素具有可处置性(生产相同的产品,所需投入要素的组合可以改变,比如减少资本、增加劳动力)。变量 z^k 是强度变量,既反映决策单元评价技术效率的权重,同时也是衡量技术结构的参数。构造可变规模报酬的技术,仅仅增加约束 $\sum_{k=1}^K z^k \cdot t = 1$ 。固定规模报酬技术下的技术效率可以分解为可变规模报酬技术下的纯技术效率和规模效率。从构造参照技术的约束条件看,固定规模报酬的技术包括可变规模报酬和非递增规模报酬的技术特征(Farettc.,1997)。

Malmquist指数思想是比较两个生产函数、投入与产出都不相同经济体的生产率的差异,这与跨期生产生产率评价类似。

由于统计年鉴上缺乏1995年和1996年的各省份工业产品价格指数,但是有工业13大行业产品的出厂价格指数,于是根据大中型工业各行业在各地区的产出份额计算1995年、1996年各地区工业产品的价格指数。

我们也采用常用的永续盘存法对固定资产进行价格调节,结果没有显著的区别,为了与本项目的其他研究结果对比分析,我们直接采用固定资产价格指数对固定资产进行缩减处理。

有兴趣的读者可以向作者索取所有的数据结果、与本文计算相关的Matlab程序。

参考文献:

1. 郭庆旺、赵志耘、贾俊雪:《中国省份经济的全要素生产率分析》,载《世界经济》,2005(5)。
2. 李胜文、李大胜:《我国全要素生产率增长的地区差异》,载《数量经济技术经济研究》,2006(9)。
3. 沈能:《中国制造业全要素生产率地区空间差异的实证研究》,载《中国软科学》,2006(6)。
4. 涂正革、肖耿:《中国工业增长模式的转变——大中型工业企业劳动生产率的非参数生产前沿动态分析》,载《管理世界》,2006(10)。
5. 王志刚、龚六堂、陈玉宇:《地区间生产效率与全要素生产率增长率分解(1978-2003)》,载《中国社会科学》,2006(2)。
6. Atkinson S.E. and Cornwell, C., 1994. "Parametric Estimation of Technical and Allocative Inefficiency with Panel Data." International Economic Review, 35, pp. 231-243.

(作者单位:华中师范大学经济学院 武汉 430079
(责任编辑:陈永清)