

中国区域全要素生产率与决定因素:1996 - 2003

金相郁

摘要: Malmquist 指数分析表明,在 1996 - 2003 年期间,各省市区的全要素生产率平均增加了 3.8%,而东部地区的全要素生产率增加了 7.6%,中西部地区增加了 3.8%。Malmquist 指数还表明,全要素生产率改善的主要来源是技术变化,并不是效率的变化,因而,1996 - 2003 年期间的各省市区的要素平均利用效率并不是很高。全要素生产率的决定因素分析设立 6 个假设,利用 Malmquist 指数与 8 个变量,进行回归分析。为了提高回归分析结果的客观性,运用了 4 种回归分析方法,即 OLS、SWR、2SLS、GMM。回归分析结果表明,工业总产值的规模、专业技术人员对从业人员中的比重和财政自立度是 1996 - 2003 年期间中国各区域全要素生产率的差异的主要解释变量。

关键词: Malmquist 指数 数据包络法 全要素生产率

一、引言

生产率是衡量效率程度的核心指标。以往对生产率的研究大多集中在国家或企业层次上的分析,而区域层次的实证研究不多。但是,区域经济的生产率研究具有重要的意义:首先,随着经济全球化的发展,国家的作用缩小,而区域的作用相对扩大。区域经济在世界经济中逐渐成为独立的竞争单位,并且在某种意义上,区域竞争力直接影响国家竞争力。其次,区域生产率的研究对资源的有效配置具有重要意义。有限的资源如何分配给各区域是很重要的问题。地方保护主义经常损害资源的有效配置,从而,区域生产率的科学理解能够帮助实现资源的最佳配置。再次,区域发展差距日益扩大,区域生产率分析能为发展差距的改善提供有意义的理论根据。

Coelli, T. (1996) 提出两种效率研究方法,一种方法是数据包络法 (DEA),另一种方法是随机前沿面法。与随机前沿面法相比,数据包络法具有分析方法上的优点,可以避免数据缺乏的约束条件。至今,全要素生产率的研究不少,但是,对区域全要素生产率的 DEA 方法研究还处于初级阶段,其中,郭庆旺、赵志耘、贾俊雪 (2005) 的研究具有代表性。本文也利用 Malmquist 生产率指数来衡量中国各省市区的全要素生产率和东中西部地区的全要素生产率,在此基础上,进一步分析造成各区域生产率差异的主要影响因素。

二、理论与模型

(一) 效率与生产率

在评价生产组织成果的时候,我们通常利用效率和生产率的概念。生产组织效率是指实际产出对最优产出的比率,包括实际产出对最大潜在产出的比率以及实际投入对最小潜在投入的比率。Debreu 和 Farrell 把技术效率定义为:在能够保持一定的产出水平的情况下,从 1 减去所有投入的最大比率减少 (Maximum Equiproportionate Reduction) 就是技术效率;如果该值等于 1,投入减少是不可能的,因此,有技术效率性;如果该值小于 1,就是技术非效率 (Coelli, T., 1996)。Debreu 和 Farrell 的效率可以利用产出的最大比率增加的角度来表达。生产组织的生产率就是产出对投入的比率。如果投入和产出都是一种要素,其分析较容易。但是,如果投入要素种类多,其分析很复杂。我们要注意,效率分析比较侧重在特定时点实际投入产出对最佳投入产出的比率,而生产率分析比较侧重在特定时段投入产出关系的变化,就是生产率的变化。生产率的差异取决于生产技术的差异、生产过程中的效率差异以及生产环境的差异等。因此,生产率分析的主要问题就是其变化的原因。生产率的变化原因大致包括生产体系的效率变化与技术变化。从而,生产率分析应该说明生产率的变化是来自生产体系的效率变化,还是来自其技术变化。

(二) DEA 模型

目前有不同类型的效率与生产率的分析方法。其中 DEA 方法比较常用,因为它能够考虑投入产出体系的非效率性,并且,它没有必要估计参数。DEA 是一种线性规划模型,自从 Farrell (1957) 分析单一投入与单一产出的技术效率之后,Charnes, Cooper 和 Rhodes (1978) 则将其扩展为 CCR 模型,使其能够处理多项投入与多项产出的问题。Banker, Charnes 和 Cooper (1984) 在 CCR 模型的基础上发展 BCC 模型。DEA 的基本模型主要有 CCR 模型与 BCC 模型两种,CCR 模型的假设是分析主体在固定规模报酬下运营,但实际上并非每一分析主体都在固定规模报酬下生产,若存在变动规模报酬,则导致在衡量技术效率时规模效率亦混杂其中。因此必须考虑变动规模报酬的情况,BCC 模型将 CCR 模型中的固定规模报酬的假设剔除,以衡量处于不同规模报酬状态下的相对效率值。从而,技术效率 (Technology Efficiency, TE) 可再分为纯技术效率 (Pure Technology Efficiency, PTE) 和规模效率 (Scale Efficiency, SE)。也就是说,技术非效率除了来自于投入产出配置不当的因素外,也可能来自于决策单位 (Decision Making Unit, DMU) 的规模因素,因此我们就可以通过调整规模因素以改进其非效率的状态。由 BCC 模型所求得的纯技术效率比 CCR 模型所得到的技术效率大。BCC 模型中的规模效率值 (SE),可比较某一区域在固定规模报酬下的技术效率与在变动规模报酬下的技术效率,两者若没有差异,则表示该区域的非效率并非来自于规模的因素;但是若两者之间存在差异,则表明该区域的非效率来自于规模非效率。通过 BCC 模型,我们可以将区域的技术效率 (TE) 分解为纯技术效率 (PTE) 和规模效率 (SE),并可以了解区域的技术非效率有多少是来自于纯技术非效率,有多少是来自于规模非效率。

(三) Malmquist 生产率指数

Malmquist 生产率指数是由 Malmquist (1953) 所提出来的,就是利用距离函数的比率来计算投入指数。 (x^t, y^t) 和 (x^{t+1}, y^{t+1}) 分别为 t 期和 $t+1$ 期的投入产出关系。投入产出关系从 (x^t, y^t) 向 (x^{t+1}, y^{t+1}) 变化就是生产率的变化。生产率的变化不仅来自于技术水平的变化,还来自于技术效率的变化。技术水平的变化是生产前沿面的移动。技术效率是生产技术的利用效率,也就是生产前沿面和实际产出量之间的距离。我们利用距离函数可以计算技术效率性和技术进步。Färe, Grosskopf, Lindgren 和 Roos (1994) 把 Malmquist 指数定义为:

$$M^{t,t+1} = [M^t M^{t+1}]^{1/2} = \left[\frac{D^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^t(x^t, y^t)} \cdot \frac{D^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \dots \dots \dots (1)$$

Grosskopf (1993) 指出, (1) 式的 Malmquist 指数是在固定规模报酬的假定下的距离函数,也就是全要

素生产率,因此,其指数大于 1,就是生产率的进步;其指数小于 1,就是生产率的退步;其指数等于 1,就是生产率没有变化。(1) 式中的生产率指数可以分为技术效率的变化与技术水平的变化。

$$M_c^{t,t+1} = \frac{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_c^t(x^t, y^t)}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)} \right]^{1/2} \dots \dots \dots (2)$$

(2) 式中的第一项表明效率的变化,就是在 t 期和 $t+1$ 期中技术效率的变化对生产率的贡献程度,第二项表明技术的变化,就是生产前沿面的移动对生产率变化的贡献程度。但是, (2) 式的 Malmquist 指数要固定规模报酬的假定,从而, (2) 式无法表明规模经济对生产率的贡献。Färe, Grosskopf, Norris 和 Zhang (1994) 指出,进一步发展的 Malmquist 指数:

$$M_{v,c}^{t,t+1} = \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_v^t(x^t, y^t)} \times \left[\frac{D_v^t(x^t, y^t)}{D_c^t(x^t, y^t)} \cdot \frac{D_v^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right] \times \left[\frac{D_c^t(x^t, y^t)}{D_c^{t+1}(x^t, y^t)} \cdot \frac{D_c^t(x^{t+1}, y^{t+1})}{D_c^{t+1}(x^{t+1}, y^{t+1})} \right]^{1/2} \dots \dots \dots (3)$$

(3) 式的第一项表明纯效率变化,第二项表明规模效率变化,第三项表明技术变化。(3) 式的第三项与 (2) 式的第二项是一样的。(3) 式的第一项和第二项是 (2) 式的第一项的分解。其中,纯效率变化是在变动规模报酬的假定下的技术效率变化。

三、中国各区域全要素生产率的估计

(一) 变量与数据

DEA 方法和 Malmquist 指数的关键是投入产出变量的选取。DEA 方法可以利用多种投入和产出变量。虽然 DEA 方法假定投入变量和产出变量之间的关系,但是没有具体的要求,从而,变量选取不能避免任意性问题。就产出变量而言,大部分的实证分析都采用国内生产总值 (GDP),但是,最近中国 GDP 的历史数据发生了较大变化。从而,本文不利用各省市区的历史数据。本文主要利用工业数据来测量各区域工业的全要素生产率。目前工业是中国经济增长的重要部分,在以往研究中,工业的产出有两种,即工业总产值和工业增加值。以增加值为基础的产出只包括劳动和资本等基本要素,不包括中间投入要素,从而,增加值产出的全要素生产率高于总产值产出。并且,如果我们要利用增加值产出变量,必须要增加值和中间投入要素之间的独立性假定,但是从产业关联来看这个假定是不现实的。因此,本文主要利用各区域的工业总产值,而以 1990 年不变价格为准。投入变量主要包括资本存量和劳动力,其中资本存量是较有争论的变量。张军、章元 (2003) 指出,对中国当代经济的很多实证研究都牵涉到资本存量变量,特

别是关于经济增长和全要素生产率的研究,但是,现有相关研究几乎都采取了各自不同的测算方法,而它们所得出的数据间却又存在很大的差距。赵伟、马瑞永和何元庆(2005)在分析各省市区的全要素生产率的时候利用各地区的资本形成总额代替资本存量。但是,资本形成总额是全部产业的总合,本文的分析需要工业的资本形成总额。李郇等人(2005)所采用的永续盘存法模拟各省市区的资本存量。但是,最近GDP的调整对此方法造成限制。因此,本文引用蔡金续(2000)的方法,利用工业的资金总额(即流动资产年平均余额+固定资产净值年平均余额)代替资本存量。第二投入要素是劳动力变量。不同的研究利用不同的指标,如郭庆旺和贾俊雪(2005)利用就业人数,杜宽旗(1998)、王宁等人(2005)利用职工人数,蔡金续(2000)、叶裕民(2002)、赵伟等人(2005)利用从业人数。2001年以前《中国统计年鉴》提供从业人员口径,2002年以后提供就业人员口径。就业人员是指在16周岁及以上,从事一定社会劳动并取得劳动报酬或经营收入的人员,反映一定时期内全部劳动力资源的实际利用情况。而职工人数不包括乡镇企业、私营企业的就业人员和城镇个体劳动者。从而,本文认为,就业人员口径更适合于劳动力变量。本文的数据来自《中国统计年鉴》各年度。

(二) 各省市区全要素生产率的比较

本文的分析期间为1996 - 2003年。1997年以后的重庆有单独的口径,为了口径的统一,1997年以后的重庆包括在四川省内。《中国统计年鉴》不提供2003年的各行业的就业人数,因此,本文利用各省市区第二产业的就业人数和各地区按行业分城镇单位就业人员数两个口径,估计了2003年各省市区的就业人数。本文利用Malmquist指数估计各省市区的全要素生产率,具体计算利用DEAP 2.1 - XP软件。其估计结果表明,1996 - 2003年,区域总体的全要素生产率增加了3.8%,并且,其全要素生产率的增长主要来自于技术变化,而不是效率变化。在

分析期间,技术效率下降了2.7%(其中纯效率变化下降了1.3%,规模效率变化下降了1.4%),而技术变化上升了6.6%。技术效率表明各种生产要素的集约利用效率,而技术变化表明技术改进或者技术进步。从而,本文的分析得出初步的结论,虽然中国在1996 - 2003年全要素生产率有一定改善,但是其主要来源并不是生产要素的利用效率。

从各区域的全要素生产率来看,1996 - 2003年除了安徽省、湖北省、贵州省、西藏自治区、青海省以外,其他的省市区都呈现全要素生产率的提高。安徽省的全要素生产率下降了1.6%,湖北省下降了1.3%,贵州省下降了0.01%,西藏自治区下降了7.0%,青海省下降了1.5%。上海市的增长率最高,Malmquist指数为1.143。其次为天津市和北京市,全要素生产率分别增加了11.6%和10.1%。但是,我们要注意各省市区的全要素生产率的主要来源。上海市的全要素生产率最高,但是它的主要来源并不是效率变化,而是技术变化;北京市全要素生产率的上升主要依靠技术变化,而效率变化却下降了;天津市也主要依靠技术变化,效率变化增加1.7%,并且技术变化也增加9.8%。

从年度变化来看,1997年中国工业的平均全要素生产率下降了0.002%,其主要原因是技术效率和规模效率的下降。1998年又下降了7.3%,下降幅度较大,其主要原因还是技术效率的大幅度下降以及技术变化的下降。1999年中国工业的全要素生产率增加了5.5%,其主要原因是技术变化,并不是技术效率。2000 - 2003年,全要素生产率都呈现改善,但是变化幅度较大。2000年中国工业的全要素生产率增加了6.9%,2001年又增加了6.3%,2002年大幅度增加了,其Malmquist指数为1.130,但是2003年其幅度又下降了,Malmquist指数为1.034。本文初步发现一种趋势,2000年以前中国工业的全要素生产率不太高,而2000年以后发生逐年大幅度的改善,但是其改善幅度逐渐缩小(见表1)。

表 1 中国各省市区的 Malmquist 指数(1996 - 2003)

	效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数		效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数
北京	0.997	1.104	1.000	0.997	1.101	广西	0.987	1.057	0.993	0.994	1.043
天津	1.017	1.098	1.019	0.998	1.116	海南	1.009	1.098	1.034	0.976	1.109
河北	0.998	1.030	0.990	0.998	1.018	四川	0.995	1.047	0.997	0.999	1.042
山西	0.962	1.044	0.966	0.995	1.004	贵州	0.961	1.040	0.971	0.990	0.999
内蒙古	1.001	1.061	1.009	0.991	1.062	云南	0.926	1.081	0.934	0.991	1.001
辽宁	1.001	1.090	1.003	0.998	1.091	西藏	0.873	1.065	1.000	0.873	0.930
吉林	1.049	1.078	1.053	0.995	1.131	陕西	0.959	1.060	0.964	0.995	1.017
黑龙江	0.959	1.062	0.965	0.994	1.019	甘肃	0.953	1.070	0.964	0.989	1.020
上海	1.000	1.143	1.000	1.000	1.143	青海	0.890	1.106	0.987	0.902	0.985
江苏	0.965	1.063	0.965	1.000	1.026	宁夏	0.953	1.082	0.976	0.976	1.031
浙江	1.012	1.037	1.012	1.000	1.049	新疆	0.926	1.101	0.959	0.966	1.019
安徽	0.955	1.030	0.959	0.996	0.984	1997	0.990	1.008	1.007	0.983	0.998
福建	1.018	1.045	1.019	0.999	1.063	1998	0.947	0.979	0.935	1.013	0.927
江西	0.974	1.030	0.981	0.993	1.004	1999	0.986	1.070	1.009	0.976	1.055

续表 1 中国各省市区的 Malmquist 指数(1996 - 2003)

	效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数		效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数
山东	1.001	1.055	1.001	1.000	1.056	2000	0.952	1.123	0.975	0.977	1.069
河南	0.980	1.030	0.982	0.998	1.010	2001	0.978	1.088	0.995	0.983	1.063
湖北	0.929	1.062	0.931	0.998	0.987	2002	1.010	1.119	1.010	1.000	1.130
湖南	0.973	1.030	0.977	0.996	1.003	2003	0.952	1.086	0.978	0.973	1.034
广东	1.007	1.097	1.000	1.007	1.105	平均	0.973	1.066	0.987	0.986	1.038

(三) 东中西部地区全要素生产率的比较

本文把决策单位划分为东部地区和中西部地区,进行 Malmquist 指数分析,其过程与前面一样。本文的分析发现,总体来看,1996 - 2003 年东部地区的工业全要素生产率远高于中西部地区,东部地区的全要素生产率增加了 7.6%,而中西部地区增加了 3.8%。从年度变化来看,东部地区的全要素生产率逐年都呈现正的增长趋势。但是,中西部地区的全要素生产率逐年变化较大,1997 年增加了 3.5%,1998 年下降了 8.7%,1999 年又增加了 8.9%。而且,2002 年中西部地区的全要素生产率相当高,其 Malmquist 指数为 1.159,但 2003 年下降幅度也相当大,其指数为 0.937(见表 2)。其分析结果表明,东部地区工业的增长较稳定,可以初步判断其增长已经进入成熟阶段,但是中西部地区工业的增长不稳定,就意味着该地区的工业还处于增长的初级阶段。值得注意的是,2000 年以后东部地区全要素生产率的主要来源也是技术变化而不是效率变化,但是,效率变化中的规模效率变化有改善,纯效率变化没有改善。

表 2 中国东中西部地区的 Malmquist 指数(1996 - 2003)

	东部地区						中西部地区				
	效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数		效率变化	技术变化	纯效率变化	规模效率变化	Malmquist 指数
1997	1.006	1.036	1.001	1.005	1.042	1997	0.946	1.095	0.945	1.001	1.035
1998	1.046	1.006	1.028	1.018	1.052	1998	1.026	0.890	1.031	0.995	0.913
1999	0.986	1.071	1.000	0.986	1.056	1999	1.05	11.036	1.060	0.992	1.089
2000	0.992	1.123	0.988	1.004	1.113	2000	0.974	1.114	0.984	0.990	1.085
2001	0.989	1.091	0.984	1.005	1.079	2001	1.013	1.054	1.026	0.988	1.068
2002	0.988	1.119	0.985	1.003	1.106	2002	0.826	1.403	0.847	0.975	1.159
2003	0.995	1.090	0.994	1.000	1.085	2003	1.099	0.853	1.133	0.970	0.937
平均	1.000	1.076	0.997	1.003	1.076	平均	0.987	1.051	1.000	0.987	1.038

通过各省市区的 Malmquist 指数分析,本文发现各区域的全要素生产率都不同,呈现较大的差距,包括各省市区和东中西部地区之间。虽然 Malmquist 指数可以分解效率变化和技术变化,但是其指数只能说明投入要素和产出之间的技术关系,而不能解释清楚什么因素造成其技术关系的差异。从而,本文进一步进行全要素生产率差异的决定因素分析。

四、中国各区域全要素生产率的决定因素

(一) 理论假设

通过上述分析,本文发现各区域间呈现全要素生产率的增加率的差异。笔者将进一步分析造成其差异的原因。为此,首先总结生产率差异的理论假设。第一假设是,全要素生产率的增加率和产出增加率之间具有正的相关关系,也就是 Verdoorn 原理。其假设表明,生产规模越高,技术变化以及生产率的增加也越高,其关系实际上来自于规模经济效应。第二假设是教育水平对全要素生产率增长的正面影响。Rauch(1993)指出,人力资本是该区域的公共物品,因此,它对区域经济增长以及生产率的提高具有积极影响,也具有外部效应。人力资本的外

部效应是来自于从业人员之间的相互作用所带来的技术共享和扩散。他的研究还发现,区域的平均教育年限 1%的增加带来 2.8%的全要素生产率的提高。第三假设是区域全要素生产率的增长率和技术开发能力之间存在正的相关关系。研发(R&D)投资对生产率的影响包括直接影响和间接影响,前者是指对投资对象行业的影响,后者是指对投资对象有关行业的影响。第四假设是聚集经济和全要素生产率之间的关系。聚集经济包括地方化经济和城市化经济。大部分的研究把城市人口规模当做城市化经济的代理变量,就意味着人口规模的增加带来外部规模经济,从而人口规模大的城市能够发展多样的产业。因此,城市人口规模与全要素生产率之间会存在正的相关关系。第五假设是区域的全要素生产率受到区域产业结构的影响。从理论角度来看,区域产业结构的差异对全要素生产率的增加产生一定影响,但是具体的分析并不容易,以往的研究利用资本集约率(资本/劳动比率)以及区域产业的多样化程度等指标。第六假设是产业基础设施对全要素生产率的正面影响。良好的产业基础设施能够减少物流成本等生产成本,并且能够提高劳动力和资本

等的生产效率。从而,产业基础设施以及地方政府的财政能力对全要素生产率有一定积极影响。

(二) 变量与数据

本文的因变量为 1996 - 2003 年各区域工业的全要素生产率平均增长率 (TFPG)。自变量中的产出增长率是各区域在 1996 - 2003 年工业总产值的年平均增长率 (GOG), 数据来自于《中国统计年鉴》, 工业总产值数据还是以 1990 年不变价格为准。教育水平利用《中国劳动统计年鉴》中的各区域从业人员接受教育程度的数据。本文将从业人员中接受教育程度初中以上比重的年平均增长率作为教育水平的代理变量 (ELG)。技术开发能力变量利用各区域 2003 年研究开发人员对从业人员的比重 (RDW), 数据来自于《中国统计年鉴》的各地区城镇单位专业技术人员的统计, 技术开发能力的第二种变量是各区域 2003 年政府支出中科学事业费的比重 (GERD)。就聚集经济而言, 大部分的研究利用人口指标代替城市化经济, 本文利用 1996 - 2003 年各区域总人口的年平均增长率 (POPG), 其数据来自于《中国统计年鉴》。本文利用 HHI (Hirschman - Herfindahl Index), 它能够反映区域产业的多样性 (Henderson, V., 1995)。HHI 表明 1997 年各区域产业的集中度 (即非多样性), 其计算公式为:

$$HHI_j = \sum_{i=1}^{10} \left(\frac{X_{ij}}{X_j} \right)^2 \quad (i = 1, \dots, 10) \quad \dots\dots\dots (4)$$

其中, X_{ij} 是 j 区域 i 产业的产量; X_j 是 j 区域工业总产量。本文利用各区域前 10 位工业行业的工业总产值计算 HHI, 从而, 其范围为 $0.1 \leq HHI \leq 1$ 。本文利用公路铺装率和财政自立度代替基础设施变量, 即各区域公路铺装率 (公路里程/区域面积) 在 1996 - 2003 年的年平均增长率 (HWG) 和各区域 2003 年的财政自立度 (GBI, 就是财政收入对财政支出的百分比), 其数据来自于《中国统计年鉴》各年度。本文的区域基本上是以省市区为单位的, 并且, 回归分析不包括重庆市、四川省和西藏自治区。

(三) 分析结果

本文分析利用 OLS、SWR、2SLS 和 GMM 方法。除了 OLS 方法以外, 利用手段变量 2SLS 和 GMM 方法的主要原因是产出增加率所带来的内生问题。分析模型的基本结构为:

$$TFPG_{ij} = a_{ij} + b_{ij}X_{ij} + \varepsilon_{ij} \quad \dots\dots\dots (5)$$

其中, X_{ij} 为自变量向量, i 为 28 个省市区。有趣的是, 本文的四种方法的分析结果基本上是一致的。表 3 的分析结果表明, 工业经济的规模 (GOG) 和工业全要素生产率之间存在正的相关关系。第一假设指出, 生产率的增加需要一定的经济规模。经济规模太小, 很难呈现其生产率的改善。本文的分析还发现, 技术开发能力 (RDW) 是全要素生产率的重要决定因素之一。尤其是表 3 的 SWR 结果表明

RDW 是核心变量之一。

表 3 全要素生产率决定因素分析结果 (1996 - 2003)

变量	OLS	SWR	2SLS	GMM
常数	- 19.6236 * (- 1.9829)	- 6.5182 *** (- 3.8745)	- 19.6236 * (- 1.9829)	- 19.6236 *** (- 2.7149)
GOG	0.2759 *** (3.0267)	0.3778 *** (6.8597)	0.2759 *** (3.0267)	0.2759 *** (3.1881)
ELG	- 0.2099 (- 0.5874)	-	- 0.2099 (- 0.5874)	- 0.2099 (- 1.0454)
RDW	0.9699 *** (2.9840)	0.8165 *** (3.6788)	0.9699 *** (2.9840)	0.9699 *** (3.8056)
GERD	- 2.9181 (- 0.6209)	-	- 2.9181 (- 0.6209)	- 2.9181 (- 0.5322)
POPG	1.3891 (1.1833)	-	1.3891 (1.1833)	1.3891 (1.1861)
HHI	- 6.9113 (- 0.7197)	-	- 6.9113 (- 0.7197)	- 6.9113 (- 0.9549)
HWG	- 0.1160 (- 1.0640)	-	- 0.1160 (- 1.0640)	- 0.1160 (- 1.3879)
LOG (GBI)	9.9405 (1.5680)	-	9.9405 (1.5680)	9.9405 ** (1.9640)
R ²	0.7442	0.6931	0.7442	0.7442
D.W.	2.0170	1.7812	2.0170	2.0170

注: ***, $P < 0.01$; **, $P < 0.05$; *, $P < 0.10$; 括号里的值为 t 统计量。

专业技术人员在从业人员中的比重间接地影响投入要素的利用效率, 还直接地影响先进的生产技术开发。但是, 本文所制定的第二种技术开发能力没呈现统计显著性, 并且它的回归系数是负值。本文利用财政支出中科学事业费代替技术开发能力 (GERD), 从而, 其结果表明, 中国各区域的全要素生产率的改善还需要更多的研究开发投资。第二个出乎意料的结果是教育水平 (ELG) 对全要素生产率的影响。本文利用就业人员中受初中以上教育水平的比重作为工业的教育水平, 但是, 回归分析结果表明, 两者呈现负的关系。安徽省在 1996 - 2003 年期间全要素生产率下降 1.6%, 而就业人员中初中以上教育水平比重从 1996 年的 42.5% 增加为 2003 年的 60.0%; 湖北省的全要素生产率下降 1.3%, 而其教育水平的比重从 1996 年的 52.1% 增加为 2003 年的 61.7%; 贵州省和青海省也是如此。虽然聚集经济的代理变量 (POPG) 没有统计显著性, 但是其回归系数呈现正值。从而, 生产活动的空间集中对全要素生产率的提高具有一定的影响。HHI 表明区域产业的集中度, HHI 值越高, 区域产业的集中度越高。如果一个产业中几个行业的比重太高, 产业内部的联系必然很薄弱, 最终造成生产率的负面影响。分析表明, 即使其结果没有统计显著性, 但是 HHI 和全要素生产率之间呈现负的相关关系。有些区域的主导产业是以自然资源为主的资源型产业, 同时它占有区域工业总产值的绝大部分, 这样的区域产业结构很难形成创新基础。比如, 1996 年云南省的烟草加工业的总产值占前 10 位行业的 48%。另外, 财政自立度 (GBI) 对各区域的全要素生产率的差异具有

重要的意义。财政能力直接决定当地政府的投资能力,尤其是基础设施投资能力,良好的基础设施是经济活动的动脉。总之,本文的决定因素分析表明,工业总产值的规模、专业技术人员对从业人员中的比重和财政自立度是在1996 - 2003 年间中国各区域全要素生产率的差异的重要解释变量。

五、结语

生产率是经济发展的重要原动力。经济发展需要不断增加要素总量,但是我们的经济发展还要重视要素的生产率。如果经济发展仅靠要素总量的投入,其经济发展必然会面临结构矛盾。改革开放以来中国经济发展取得了前所未有的成就,区域经济发展也是如此,但是其发展差距极大。那么,各区域的生产率尤其是全要素生产率如何?本文利用 DEA 方法和 Malmquist 指数估计了 1996 - 2003 年中国各省市的全要素生产率。本文发现,各省市的全要素生产率呈现较大的差异,而且还发现东部地区的全要素生产率远高于中西部地区。Malmquist 指数可以说明,全要素生产率是来自于利用要素的技术,还是来自于技术本身的进步。本文的 Malmquist 指数表明,大部分区域的要素利用效率并不理想。其发现对中国经济增长提出重要的建议,就是生产方式的转变。本文进一步进行全要素生产率的决定因素分析后发现,工业总产值的规模、技术开发能力和基础设施是主要决定因素,其结果具有重要的现实意义。中国的工业还要增长,并且,其增长需要更高的技术开发能力和更充分的基础设施。

注释:

参见杜宽旗(1998)、蔡金续(2000)、王小鲁(2000)、叶裕民(2002)、田成诗和盖美(2004)、郭庆旺和贾俊雪(2005)等。

Chavas 和 Aliber(1993)把它分为参数方法与非参数方法;Lovell(1993)把它分为计量经济学方法和数理计划法;Grosskopf(1993)把它分为前沿面方法与非前沿面方法;Sudit(1995)把它分为指数法、线性计划法和计量经济学法等。

参见胡斌等(2005)、樊华(2005)、魏华等(2005)、金相郁(2006)研究的比较。

李郇等(2005)利用各自省区的 GDP 缩减指数进行平滑,得到实际 GDP,使各城市的 GDP 数据具有可比性。

参见贺菊煌(1992)、唐志红(1999)、王小鲁和樊纲(2000)、黄勇峰等(2002)、宋海岩等(2003)、张军和章元(2003)、张军等(2004)、郭庆旺和贾俊雪(2005)等人的研究。

严格来讲,Verdoorn 原理是指劳动生产率的增加率和生产总量增长率间的关系,最近,众多的研究表明,全要素生产率和生产增加率之间也存在同样的原理。

但是,Moomaw 和 Williams(1991)的实证分析表明,两者之间呈现负相关关系。

1997 年各省市区的统计年鉴中的行业划分有所不同,但是总体来看可以比较,上海市和新疆维吾尔自治区利用 1998 年的数据。

参考文献:

1. 蔡金续:《中国区域工业生产率的评价与分析》,载《经

济与管理》,2000(4)。

2. 杜宽旗:《广西 1986 - 1995 年独立核算工业企业生产率变动因素分析》,载《数量经济技术经济研究》,1998(4)。

3. 郭庆旺、贾俊雪:《中国潜在产出与产出缺口的估算》,载《经济研究》,2004(5)。

4. 郭庆旺、贾俊雪:《中国全要素生产率的估计:1979 - 2004》,载《经济研究》,2005(6)。

5. 樊华:《长江三角洲各城市经济发展有效率研究》,载《开发研究》,2005(3)。

6. 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)。

7. 黄勇峰、任若恩、刘晓生:《中国制造业资本存量永续盘存法估计》,载《经济学(季刊)》,2002(2)。

8. 贺菊煌:《我国资产的估计》,载《数量经济技术经济研究》,1992(8)。

9. 胡斌、章仁俊、邵汝军:《基于改进 DEA 的江苏各城市经济运行系统效率分析》,载《统计与决策》,2005(4)。

10. 金相郁:《中国城市规模效率的实证分析:1990 - 2003》,载《财贸经济》,2006(6)。

11. 李郇、徐现祥、陈浩辉:《20 世纪 90 年代中国城市效率的时空变化》,载《地理学报》,2005(4)。

12. 宋海岩、刘涪楠、蒋萍:《改革时期中国总投资决定因素的分析》,载《世界经济文汇》,2003(1)。

13. 唐志红:《中国平均利润率的估算》,载《经济研究》,1999(5)。

14. 田成诗、盖美:《中国地区劳动生产率的空间统计分析》,载《东北财经大学学报》,2004(2)。

15. 王宁、冯英浚、赵雪燕:《基于 DEA - like 模型的我国全要素生产率研究》,载《技术经济》,2005(9)。

16. 王小鲁、樊纲:《中国经济增长的可持续性——跨世纪的回顾与展望》,北京,经济科学出版社,2000。

17. 魏华、吕永成、吕永霞:《广西城市经济发展的 DEA 相对效率评价》,载《广西社会科学》,2005(9)。

18. 叶裕民:《全国及各省区市全要素生产率的计算和分析》,载《经济学家》,2002(3)。

19. 杨开忠、谢燮:《中国城市投入产出有效性的数据包络分析》,载《地理学与国土研究》,2002(3)。

20. 赵伟、马瑞永、何元庆:《全要素生产率变动的分解——基于 Malmquist 生产率指数的实证分析》,载《统计研究》,2005(7)。

21. 张军、章元:《对中国资本存量 K 的再估计》,载《经济研究》,2003(7)。

22. 张军、吴桂英、张吉鹏:《中国省际物质资本存量估:1952 - 2000》,载《经济研究》,2004(10)。

24. Coelli, T. J. , 1996. "A Guide to DEAP version 2.1: a Data Envelopment Analysis (Computer) Program." CEPA Working Paper 96/08, Center for Efficiency and Productivity Analysis.

25. Färe, R. ; Grosskopf, S. ; Norris, M. and Zhang, Z. , 1994. "Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Change in Industrialized Countries." American Economic Review, 84, pp. 66 - 83.

26. Henderson, V. ; Ari, K. and Matt, T. , 1995. "Industrial Development in Cities." Journal of Political Economy, 103(5), pp. 1 067 - 1 090.

27. Krugman, P. , 1994. "The Myth of Asia's Miracle." Foreign Affairs, 73(6), pp. 62 - 78.

28. Rauch, J. E. , 1993. "Productivity Gains from Geographic Concentration of Human Capital: Evidence from the Cities." Journal of Urban Economics, 34, pp. 380 - 400.

(作者单位:南开大学中国城市与区域经济研究中心
天津 300071)
(责任编辑: S)