

专业化、技术效率改善与产业技术进步

——基于中国农药制造业的实证研究

刘剑^{1,2}, 胡浩¹

(1. 南京农业大学 经济管理学院, 江苏 南京 210095; 2. 金陵科技学院 商学院, 江苏 南京 211169)

摘要:为探寻我国农药制造业的专业化与生产效率增长之间的关系, 本文运用区位熵测算了我国农药制造业的专业化水平, 运用 DEA 的 Malmquist 指数方法测算了农药制造业的全要素生产率增长状况。并采用回归分析方法实证分析了专业化等因素对全要素生产率增长状况的影响, 结果表明: 专业化有利于农药制造业的技术效率改善、行业技术进步及 TFP 的增长; 区域企业规模较小的省区农药制造业 TFP 增长较快, 区域企业规模小有利于技术效率改善而不利技术进步; 资本密集度对 TFP 增长、技术效率改善均有显著正向影响; FDI 有利于技术效率改善, 但不利于产业技术进步; 国有资产比重对农药制造业的 TFP 增长、技术进步及技术效率改善等均无明显影响。

关键词:专业化; 农药制造业; 全要素生产率; 技术效率改善; 技术进步

中图分类号:F124.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2013)03-0091-08

一、引言

19 世纪 90 年代 Marshall(1890)对集聚、专业化与生产率的关系进行了阐述。他认为, 在外部性经济优势存在的情况下, 随着经济、劳动力资源的聚集, 知识和技术的溢出效应增强, 各种支持性的产业服务功能逐步完善, 各种相应的交通设施也陆续建立, 这些都使集聚区域内的企业能以更高的生产率来生产产品或提供服务^[1]。上世纪 90 年代初, 以 Krugman 为代表的新经济地理学派开始将空间因素纳入到经济增长理论的分析框架。Krugman(1991)认为, 受外部经济环境的限制, 产业布局将呈现出不同特征的空间集聚形态。在路径依赖特性存在的情况下, 产业的空间集聚具有显著的自我强化特征, 集聚形态一旦形成, 便将继续发展和壮大。在此过程中, 企业规模会增大, 专业化和分工水平会随着中间投入品数量的增加而提高, 并带动生产率水平的进一步提升^[2]。Martin 和 Ottaviano(2001)以及 Baldwin, Martin 和 Ottaviano

(2001)着重强调贸易成本和规模报酬递增的相互作用, 他们认为, 产业会向那些增长速度较快、技术水平较高的地区集聚。随着地区经济集聚程度的提高, 在外部溢出效应存在的情况下, 企业研发创新的成本不断降低, 随之而来的则是技术进步水平的提高以及地区经济增长速度的加快^[3-4]。

但到目前为止相关的实证分析对于专业化是否能促进生产率的增长结论并不一致, 大多数支持集聚促进生产率增长的研究。例如, Henderson(1995)认为专业化对不同产业的经济效应存在差异, 专业化经济大多存在于传统产业中, 而在高科技产业专业化与多样化对经济都有显著影响^[5]。另外一部分学者通过测算劳动生产率反映技术创新与技术进步, 进而研究区域专业化与区域集聚对生产率的影响。Ciccone(2002)、Cingano 和 Schivardi(2004)的研究发现, 专业化和规模对全要素生产率增长有显著的正影响, 但是竞争和多样性对全要素生产率增长的影响却不显著^[6-7]。我国学者的实证研究多数认为专业化对制造业全要素生产率的增长有显著作用。如, 柴志贤、黄祖辉

收稿日期:2012-06-26

基金项目:江苏省教育厅哲学社会科学基金项目“江苏农药产业集聚与效率研究”(09SJD790019)

作者简介:刘剑,女,南京农业大学博士生,金陵科技学院商学院副教授,主要研究方向为技术经济。

胡浩,男,南京农业大学经济管理学院教授,博士生导师,主要研究方向为农业经济、产业经济。

(2008)利用 Malmquist 指数测算了中国 19 个二位行业的全要素生产率、技术效率与技术进步指数,结果显示,总体趋势上落后地区的生产率提高相对较快,发达地区的生产率提高相对趋缓;不论传统行业还是高新技术行业,专业化更有利于促进行业技术效率提高,而不太有利于促进行业技术进步。以上的研究大多是从集聚、专业化对整体工业生产率的影响,而对于具体的行业影响分析较少^[8]。

农药与种子、化肥并称为影响农作物产量的三大因素,农药的应用对保证农业丰产、提高人民生活水平有着非常重要的作用。改革开放 30 年来,特别是上世纪 90 年代以后,我国农药制造业有了较大的发展。自 2000 年以后,我国农药产量的年平均增幅为 14.44%,2010 年我国化学农药产量(折有效成分 100%)达到 248.71 万 t/a。目前我国已成为农药生产和出口大国,在全球排第一位。2010 年我国农药出口量和出口额实现了同步增长,已占全球进出口总量的 12.3%。近些年来我国农药制造业在空间上呈现出明显的集中趋势,产业集聚水平较高,主要集中在江苏、山东、浙江等东部沿海地区几个省份(刘剑,张瑜,2010)^[9]。我国农药制造业的产业区域集聚对技术效率的提升有着显著的正向影响(刘剑,2011)^[10]。

无论是马歇尔的外部规模经济还是近期的新经济地理学,都认为产业集聚及与之联系的外部性往往是制造业增长和生产率提高的最大动力源泉。但对于中国农药制造业的集聚与专业化是否促进了全要素生产率增长这个问题,还没有相关的研究。本文首先对我国农药制造业的地区专业化与全要素生产率状况进行测度;然后分析农药制造业的专业化与全要素生产率增长之间的关系;最后是结论与政策建议。

二、专业化与全要素生产率测度

1. 地区专业化水平测度

目前对于地区专业化水平的测度,主要有以下几个:区位熵、部门内贸易指数、地区专业化指数以及产业结构相似性系数等,考虑到数据的可获得性,本文借鉴梁琦等(2006)的方法,选取区位熵测度地区专业化^[11]。

区位熵在实际应用中,可以选择企业数量、产业总产值、产业销售收入等指标分别进行计算。公式为:

$$L = (A_{ji}/A_i)/(A_j/A) \quad (1)$$

其中:L 表示区位熵, A_{ji} 代表第 j 省农药制造业工业产值, A_i 代表全国农药制造业工业总产值, A_j 代表 j 省工业总产值,A 代表全国工业总产值。如果 L 大于 1,表示区域 j 的产业 i 的专业化程度大于高层次区域行业的专业化程度,L 越大,表明区域 j 的行业 i 的专业化程度越高。

表 1 反映了我国农药制造业不同时期不同省份的专业化程度,可以看出江苏在农药制造业方面专业化水平最高,有较大的比较优势。

2. 全要素生产率测度

我们运用 Caves、Christensen (1982) 构造的产出角度 (Output-oriented) 的莫氏生产率指数 (Malmquist productivity index) 来测度全要素生产率^[12]。该方法不仅可度量生产率 TFP 的逐期变化动态,而且将这一变化更进一步分解为技术进步、技术效率改进和规模效率变动等几个重要组成部分。

用 (X_s, Y_s) 和 (X_t, Y_t) 分别表示时期 s、t 的投入产出向量。用 $D_o^s(X_s, Y_s)$ 表示以 t 时期技术为参照,时期 s 的投入产出向量的产出距离函数,用 $D_o^s(X_t, Y_t)$ 表示以 s 时期技术为参照,时期 t 的投入产出向量的产出距离函数。s 时期产出角度的莫氏生产率指数为:

$$M_o^s(X_s, Y_s, X_t, Y_t) = \frac{D_o^s(X_t, Y_t)}{D_o^s(X_s, Y_s)} \quad (2)$$

为了避免对时期选择的任意性所带来的差异,仿照 Fisher 理想指数的构造方法,Fare (1994) 等人以两个时期技术莫氏生产率指数的几何平均值,作为衡量从 s 时期到 t 时期生产率变化的 Malmquist 指数。该指数大于 1 时,表明从 s 时期到 t 时期全要素生产率为正增长^[13]。

即莫氏生产率指数: $M_o(X_s, Y_s, X_t, Y_t)$:

$$M_o(X_s, Y_s, X_t, Y_t) = \left(\frac{D_o^s(X_t, Y_t)}{D_o^s(X_s, Y_s)} \times \frac{D_o^t(X_t, Y_t)}{D_o^t(X_s, Y_s)} \right)^{\frac{1}{2}} \quad (3)$$

如此定义的 Malmquist 生产率指数具有良好的理论性质^①。它可以分解为不变规模报酬假定下技术效率变化指数 (Ech) 和技术进步指数 (Tch)。

① 该指数包含了 Fisher 指数和 Tornqvist 指数,是更为一般性的生产率指数,更为详细的说明可以参考 Caves, D. W., Christensen, L. R., Diewert, W. E. . "The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input and Output, and Productivity." *Econometrica* 50, 1982.

表 1 我国各省区农药制造业区位熵变化(2001—2007 年)

省份	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007	平均值
北京	0.0809	0.0703	0.0906	0.0747	0.2323	0.3496	0.2528	0.1645
天津	0.8488	0.8267	1.3023	0.8023	0.3180	0.3805	0.2416	0.6743
河北	1.6757	1.7549	1.0771	0.9848	0.8730	0.8473	0.8228	1.1480
山西	0.1175	0.2128	0.1263	0.1867	0.1423	0.1094	0.1694	0.1521
内蒙古	0.0994	0.1899	0.2812	0.2356	0.1724	0.2518	0.2810	0.2159
辽宁	0.5027	0.5701	0.4404	0.4889	0.5278	0.5714	0.5694	0.5244
吉林	0.1326	0.1787	0.2578	0.2153	0.2252	0.3401	0.4130	0.2518
黑龙江	0.1903	0.1674	0.1030	0.1842	0.2451	0.1454	0.1249	0.1658
上海	0.6106	0.5873	0.5749	0.4863	0.4038	0.4199	0.3448	0.4896
江苏	3.1127	2.9201	3.4300	3.4750	3.7404	3.5254	3.5218	3.3893
浙江	1.5683	1.2985	1.4785	1.7669	1.5111	1.4540	1.4630	1.5058
安徽	0.4563	0.5684	0.7437	0.7270	0.9215	1.0335	1.1587	0.8013
福建	0.4507	0.3439	0.3151	0.3245	0.2470	0.2694	0.2714	0.3174
江西	1.0041	1.3224	0.8624	0.7587	0.6157	0.8430	1.0959	0.9289
山东	0.8418	0.9031	1.2591	1.1251	1.2518	1.4852	1.4717	1.1911
河南	0.8027	1.0501	0.5939	0.6192	0.6990	0.6123	0.6419	0.7170
湖北	1.8577	1.5504	1.2622	1.3626	1.5154	1.3990	1.4509	1.4854
湖南	1.7992	1.9800	1.3168	1.2915	1.2858	1.2094	1.1511	1.4334
广东	0.1175	0.2048	0.2238	0.1604	0.1371	0.1478	0.1375	0.1613
广西	1.0132	2.2169	1.3732	1.3509	1.0028	1.0800	1.1984	1.3193
海南	0.2479	0.5495	0.6874	0.5592	0.4587	0.5202	0.6807	0.5291
重庆	1.5752	1.1731	1.0032	0.7099	0.7341	0.6549	0.6017	0.9217
四川	0.5713	0.4753	0.4893	0.4780	0.5714	0.5613	0.6990	0.5494
贵州	0.1142	0.2126	0.1978	0.1942	0.2213	0.1660	0.0301	0.1623
云南	0.4085	0.2704	0.0989	0.0802	0.0909	0.0696	0.0630	0.1545
陕西	0.0542	0.0806	0.1078	0.0866	0.1093	0.0956	0.1841	0.1026
甘肃	0.0065	0.0409	0.0264	0.0342	0.0333	0.0646	0.3275	0.0762
宁夏	0.1917	0.0969	0.0878	0.0732	0.3251	1.0394	1.1935	0.4297

数据来源:中华人民共和国统计年鉴,国研网 2001—2007 年数据,经计算而得。

$$M_o(X_s,Y_s,X_t,Y_t)$$
$$= \left(\frac{D_o^s(X_t,Y_t)}{D_o^s(X_s,Y_s)} \times \frac{D_o^t(X_t,Y_t)}{D_o^t(X_s,Y_s)} \right)^{\frac{1}{2}}$$
$$= \frac{D_o^t(X_t,Y_t)}{D_o^s(X_s,Y_s)} \times \left(\frac{D_o^s(X_t,Y_t)}{D_o^t(X_t,Y_t)} \times \frac{D_o^s(X_s,Y_s)}{D_o^t(X_s,Y_s)} \right)^{\frac{1}{2}}$$
$$= Ech \times Tch$$

(4)

效率变化 Ech=技术效率变化 TEch×规模效率变化 SEch

所以总要素生产率的变化 TFPch,可分解为技术进步、技术效率变化和规模效率变化三个部分,即:

TFPch = Tch×TEch×Sech

(5)

为了得到生产率随时间变化的 Malmquist 生产率指数,首先必须计算距离函数(Distance Function)。假若要计算任意相邻(s=t-1)的两年的莫氏生产率指数,对年份 t 的投入产出向量(X_t,Y_t),就要计算四个不同的距离函数,D_o^{t-1}(X_t,Y_t|C)、D_o^t(X_t,Y_t|C)、D_o^{t+1}(X_t,Y_t|C)和 D_o^t(X_t,Y_t|V)。

本文选择的投入指标包括:①资本投入指标。

资本指标分别采用固定资产净值(千元)及流动资产净值(千元)来度量资本投入。由于统计年鉴上得到的资产值只是账面价值,因此,分别对其以固定资产投资价格指数、生产资料价格指数进行折算。②劳动投入指标,选取农药制造业年全部从业人员平均人数。③物耗成本投入,由于数据的可获得性,本文使用农药制造业的产品销售成本表示农药制造业生产物耗的价值指标(千元),平减时采用原材料、燃料、动力价格指数。以上指数平减均以 2001 年为基期。

产出指标的选择。本文选取农药制造业总产值(千元)作为产出指标,利用工业品的出厂价格指数将当年价的工业总产值折算成以 2001 年为不变价,从而消除了价格变化的影响。

本文从《中国统计年鉴》获取各年份省市工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数、分行业工业品出厂价格指数。从国研网获取农药制造业的工业总产值、固定资产净值平均余额、流动资产平均余额、产品销售成本和全部从业人员年平均人数等数据。由于 2000 年以前缺乏农药工业总产值

的数据,并且数据统计口径不同;2008 年以后缺乏农药工业总产值与固定资产净值数据,因此本文仅采用 2001—2007 年的投入产出数据,同时除去了没有统计资料的西藏及统计数据不全的青海、新疆,选择了我国 28 个省市、自治区作为决策单元。表 2 是测度结果。

表 2 我国各省份农药制造业 TFP 总增长及构成 (2001—2007)

省份	TFPch	TEch	EFFch	PEch	SEch	
江苏	1.1204	1.1609	0.9947	0.9510	1.0459	区位熵>1
浙江	1.1012	1.1529	0.9819	0.9944	0.9875	
湖北	1.0569	1.1544	0.9895	0.9863	1.0033	
湖南	1.0842	1.1889	0.9547	0.9679	0.9863	
广西	1.2155	1.1372	1.0655	1.0576	1.0075	
山东	1.1617	1.2047	1.0313	1.0312	1.0001	
河北	1.0766	1.1912	0.9699	0.9540	1.0167	区位熵<1
平均值	1.1166	1.1700	0.9982	0.9918	1.0068	
北京	1.1790	1.1949	1.0337	1.0236	1.0099	
天津	1.0449	1.1399	0.9744	0.9277	1.0503	
山西	1.3367	1.2442	1.1218	1.2804	0.8762	
内蒙古	1.0726	1.1240	0.9760	0.8502	1.1481	
辽宁	1.0423	1.1056	0.9756	0.9566	1.0200	
吉林	1.1927	1.2094	1.0659	1.0310	1.0338	
黑龙江	1.0037	1.1642	0.9057	0.8860	1.0222	
上海	1.1360	1.1287	1.0281	0.9623	1.0684	
安徽	1.1250	1.1985	1.0162	1.0306	0.9860	
福建	1.1529	1.1447	1.0688	1.0799	0.9897	
江西	1.0918	1.1900	0.9766	0.9894	0.9871	
河南	1.1710	1.2176	1.0482	1.0469	1.0012	
广东	1.1245	1.1393	1.0115	1.0194	0.9922	
海南	1.1449	1.2187	1.0153	0.9941	1.0213	
重庆	1.0329	1.1486	0.9579	0.9696	0.9879	
四川	1.1591	1.1728	1.0739	1.1351	0.9461	
贵州	1.3743	1.1864	1.1747	1.2468	0.9421	
云南	0.9969	1.1015	0.9142	0.9242	0.9893	
陕西	1.0424	1.1104	0.9287	0.9277	1.0010	
甘肃	1.5603	1.0847	1.4107	1.7109	0.8245	
宁夏	1.2700	1.1077	1.0838	1.0155	1.0672	
平均值	1.1549	1.1587	1.0363	1.0480	0.9983	
全国平均	1.1454	1.1615	1.0268	1.0339	1.0004	

数据来源:国研网 2001—2007 年相关数据,经计算而得。

三、专业化水平与全要素生产率的增长

1. 指标的选取与模型设定

(1) 被解释变量 $TFPI_{it}$

本研究的目的不仅要分析农药 TFP 的增长及其构成的变化,而且要对我国农药制造业 TFP 的决定因素进行解析。因此,被解释变量的基本数据分别采用非径向的基于 SBM 超效率 DEA 模型的 Malmquist 生产率指数方法测算出的农药制造业决策单元的全要素生产率(TFPch)、技术进步(Tech)、技术效率改善(EFFch)、纯技术性率增长(PEch)和规模效率增长(SEch)。

(2) 解释变量

一定时期全要素生产率的提高受多种因素的影响,并非单一因素作用的结果。因此,为避免结果的偏差,除了区域专业化因素外,还应将其他可能影响到农药制造业生产率增长的因素考虑在内。

专业化指标选取。专业化分工协作,有利于生产率提高;能够吸引大量专业人才聚集于区域内部,有利于技术改进与效率提高。我们选择了区位熵方法来做为我国农药产业地区专业化指标,基本数据均采用第二部分计算的各地区不同时期的农药制造业区位熵值。

区域企业规模指标选取。一般而言,规模越大的企业越有可能产生规模经济,当一个企业的规模达到一定程度时,可以采用专门化的设备与工具,

可以实行更细密的分工,节约管理费用,从而更有能力开展科学研究和技术革新,有利于生产率增长(刘艳萍,2010)^[14]。但是,中小企业具有反应敏捷,善于捕捉市场机会等优点,而且在现阶段,中小企业很可能比大企业更多地利用了劳动力便宜的比较优势。因此,对于生产率的影响不确定(姚洋,章奇,2001)^[15]。本文采用各地区农药制造业固定资产净值与该地区企业单位数之比来表示该地区企业平均规模,为减少异方差,估计时采取了取对数方法。对于固定资产净值,采用固定资产投资价格指数对其进行了平减,将它们统一于基于2001年的不变价格。

资本—劳动比率指标选取。反映了农药制造业生产要素配置是否合理,人均资本衡量了企业所使用技术的资本密集程度,是反映劳动装备水平和技术性质的重要指标。本文用各省份农药制造业年末固定资产净值与年末平均从业人员的比例来表示,为减少异方差,估计时采取了取对数方法。固定资产净值采用固定资产投资价格指数对其进行了平减,将它们统一于基于2001年的不变价格。

外商直接投资指标选取。一般认为,随着FDI向发展中国家的注入,外国公司必然会带来新的技术和专业知识与操作技能。通过成立比东道国公司具有更高技术、更有生产效率的外国公司,从而使其带来的技术革新和优良管理方式向东道国公司扩散,有利于生产率的提高。本文借鉴孙文杰等(2007)、田泽永等(2009)的处理方法,用各省份外资企业总资产值占全部总资产值的百分比表示^[16-17]。

产权结构指标选取。该变量反映产权结构与经营效率的关系,“国有”是指传统的国有独资的产权性质,而“非国有”是指农药制造业中的多元化产权性质。产权的清晰程度主要决定了企业的内部治理机制及其影响力,从而影响了企业效率。在此我们用各省份国有资产占全部国有及规模以上非国有企业总资产值的比重表示。

关于专业化、区域企业规模等因素与全要素生产率增长的关系,我们借鉴王艾敏(2007)^[18]与田素妍(2008)^[19]的方法,采用以下模型:

$$TFPI_{it} = \beta_0 + \beta_1 LQ_{it} + \beta_2 LnScal_{it} + \beta_3 LnRcl_{it} + \beta_4 PSR_{it} + \beta_5 FDI_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,被解释变量 $TFPI_{it}$ 为农药制造业第*i*个决策单元在*t*年的DEA效率值。解释变量为农药制造业的地区专业化(LQ)、区域企业规模

(SCAL)、资本劳动比率(RCL)、外商直接投资(FDI)、产权结构(PSR)。 β_0 表示回归式的常数项; $\beta_1 \cdots \beta_5$ 为各个解释变量的待估计系数;*i*表示农药制造业的第*i*个地区(省份);*t*表示时间; ε_{it} 为随机扰动项。

2. 实证结果分析

在分析影响我国农药制造业生产率、技术进步及技术效率增长因素时,采用2001—2007年28个省区的面板数据,回归利用Eviews6.0进行估计。由于DEA测算的是相对于上一年的全要素生产率指数,是一种环比指数,且从第二期才有,因此,我们将农药制造业的生产率指数转化为累积指数,以2001年为基期,相应的时间范围变为2002—2007年。

通过对所使用面板数据进行F检验与Hausman检验,由于概率均小于0.05,推翻原假设,所以,应该选择固定效应模型。由于横截面单元个数比较多,而时间序列比较短,考虑到省区之间的特质性,如地理特征、制度背景、区位条件、初始状态等影响因素在短期内都不会发生明显的变化,地区的个体成员间存在截面异方差,采用个体固定效应的GLS估计方法。

(1)从表3的回归结果显示,地区专业化水平对农药制造业全要素生产率的增长、技术效率改善、技术进步、纯技术效率增长及规模效率增长均有显著正向的影响。地区专业化水平较为显著地促进了全要素生产率的增长,当地区专业化水平提高1%,TFP增长率提高0.45%,技术进步率为0.25%,技术效率提升0.79%。表明地区专业化水平更多地通过效率改善来影响全要素生产率。通过对纯技术效率的变化和规模效率变化的回归来看,当地区专业化水平提高1%时,纯技术效率增长与规模效率增长分别提高0.44%和0.29%。地区专业化水平对技术进步的影响在5%水平下显著,说明专业化促进了农药企业间的信息溢出,包括先进技术拥有者的企业向其它企业的技术扩散、技术人员在企业间的流动等。由于目前我国农药地区专业化水平主要表现为行业内同种类型、相似技术、处于同一生产阶段的小企业在地域上的集中,而我国农药企业生产的是多为过期专利产品,因此新技术相对容易学习和掌握,就使得企业更多依靠改进组织形式、管理方式等来提高企业的经营效率,故此时专业化对技术效率的影响更大。

表 3 影响中国农药制造业生产率增长及构成因素的估计结果

影响因素	变量	因变量:TFPch	因变量:Tch	因变量:EFFch	因变量:PEch	因变量:SEch
常数项	C	3.8375 *** (6.5757)	0.9057 *** (3.0806)	0.9115 *** (7.8712)	1.6385 *** (6.5626)	0.9151 *** (4.4136)
专业化	LQ	0.4570 *** (3.9086)	0.2596 ** (2.1217)	0.1337 *** (2.8294)	0.4442 *** (3.9720)	0.2914 ** (2.5991)
企业规模	SCAL	-0.388 *** (-4.6362)	0.0157 0.3568	-0.0404 ** (-2.3719)	-0.1059 *** (-2.9264)	0.0162 (0.5109)
资本-劳动比	RCL	0.1485 * (1.6659)	-0.0771 (-0.7446)	0.2373 ** (2.2604)	0.0753 (1.5750)	0.2034 ** (2.8774)
外商直接投资	FDI	-0.0347 (-0.1769)	-0.4764 ** (-2.3064)	0.2784 (-1.0255)	0.4321 *** (2.7296)	0.0040 (0.0183)
产权结构	PSR	0.0507 (0.5509)	0.1537 (0.9093)	-0.2147 (-1.3189)	-0.0429 (-0.0429)	-0.0125 (-0.0914)
R ²		0.3698	0.2085	0.7088	0.3156	0.2404
F 统计值		2.3030	1.5156	9.5880	1.6793	1.2479
D—W 统计值		2.3341	2.2119	1.9985	2.2725	2.2530
观察值数		169	169	169	169	169
Hausman 检验		固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:***表示在 1% 水平下显著,**表示在 5% 水平下显著,*表示 10% 水平下显著;括号内为 t 值。

(2) 企业规模(SCAL)对全要素生产率的增长、技术效率的改善和纯技术效率提高都有显著负向影响;对技术进步的变化及规模效率改善影响不显著,但系数为正。意味着目前我国农药制造业地区平均企业规模较小的比平均企业生产规模较大的更有利于促进全要素生产率的增长和技术效率的改善。进一步分析,最主要的原因是区域企业规模小有利于纯技术效率的提升。当地区平均企业规模提高 1%,纯技术效率下降 0.11%。这与贺灿飞和潘峰华(2005)的研究结果一致,企业的规模越大,其效率越低^[20]。可能的原因是农药制造业中随着企业规模的扩大,使用的机器设备技术要求越高,生产工艺也越复杂,因而,劳动者不能熟练地运用技术设备和掌握生产工艺,使得技术效率下降;另一方面可能是规模小的企业管理的效率更高,劳动者的积极性也较高。因此,在技术和投入既定的前提下,产出也较高。

(3) 资本劳动比(RCL)对 TFP 增长的影响在 10% 水平上显著为正。资本劳动比率对 TFP 增长的正向作用,意味着该地区技术的资本密集程度越高,其 TFP 增长的速度越快。资本劳动比率对与 TFP 增长密切相关的技术效率和技术进步的变化影响,从显著水平和系数上看,对技术效率改善在 5% 水平上显著为正;资本劳动比率对技术进步的影响不明显,且系数为负。通过对纯技术效率的变化和规模效率变化的回归来看,RCL 对规模效率提高在 5% 水平上显著为正,该指标每增长一个

百分点,农药制造业的规模效率将增长 0.20 个百分点。

(4) 外商直接投资(FDI)对农药制造业技术进步及纯技术效率有显著影响,但对 TFP 增长、技术效率改善及规模效率均无显著影响。从系数上来看,FDI 对农药制造业的技术进步并没有起到促进作用,反而起到了阻碍作用,当该地区 FDI 增加 1%,技术进步增长率下降 0.47%。对于这种结果的一种解释是农药新技术的应用或是新产品的开发投资巨大、耗时较长、风险大,从事农药研发的均是实力雄厚的世界农药工业的领军企业,为保护其研发成果专利已经成为重要手段,新产品的专利保护期一般为 16~20 年,甚至于更长,显然不利于技术扩散推广。但 FDI 有利于地区的纯技术效率的提升,表明 FDI 对我国农药制造业效率的提升主要通过改进组织形式,运用先进的管理理念,提高劳动者的积极性等方面来提高产出效率的。

产权结构(PSR)对地区的农药制造业 TFP 的增长、产业技术进步、技术效率改善、纯技术效率改善及规模效率提高均无统计上的显著性。其原因可能是我国农药制造业国有资产比重较低,2007 年仅为 4.13%,因此,产权结构的变化对全要素生产率无明显影响。从系数上来看,产权结构对 TFP 增长的构成因素技术进步和技术效率影响完全不同,意味着近些年来大型国有农药企业注重技术进步,能够购买先进的机器设备或是进行新产品新技术的研发,其农药制造业的技术进步提高得较快,

有利于技术进步的发展。但国有产权这种所有制结构不利于内部管理水平和管理能力的提高,对技术效率改善不利。

四、主要结论与对策建议

本文运用2001—2007年我国28个省区的农药制造业的面板数据,实证分析了专业化与技术效率改善、技术进步及全要素生产率的关系。研究表明,专业化水平较高的七个省份的生产率平均增长11.66%,低于全国平均值14.54%;技术进步率为17%,高于其他省份的16.15%;而技术效率改善除广西与山东增长以外,其余省份均表现为下降,整体为下降0.18%。这说明,专业化省区应更注重提高对现有资源的利用效率。近几年来广西的TFP增长速度超过东部的江苏、浙江等省份,显示了较强的发展势头。因此,各省区要根据农药制造业的这种区域特征,明确产业定位,发挥区位优势,使我国的农药产业布局日趋合理。东部专业化生产区的农药制造业应以外向型、技术创新为发展目标;而中西部专业化生产区则应以国内市场需求及产品专业化为导向。

本研究还表明,地区专业化有利于农药制造业的技术进步,而FDI不利于农药制造业技术进步。也进一步说明我国农药制造业的集聚吸引了大量专业人才,使得集聚区域企业容易获取外部性,有利于技术改进与效率提高。但同时也发现,目前FDI的进入没有刺激本土农药企业的技术进步,而是使本土企业过分依赖外国的技术,从而降低了自主研发的能力。因此,政府在制定相关农药产业政策时,一方面要进一步推动农药制造业向优势生产区集聚;另一方面,应充分发挥服务能力,对我国农药企业的技术创新给予支持、保护,鼓励我国企业合作创新,加强对知识产权的保护。

研究还表明,农药企业规模较小不利于产业的技术进步。农药企业规模小,抗风险能力弱,加之农药新产品的开发投资大、技术难度高、研制周期长、风险大,会使得众多中小企业后劲不足,缺乏竞争力。因此,未来仍需要大力推动农药企业升级改造和兼并重组,坚持农药企业向集团化方向发展,引导企业通过联合、兼并、重组等形式,减少企业数量,扩大企业规模,形成一批拥有知识产权、核心能力强的大企业和企业集团,不断提高我国农药企业的竞争能力。

参考文献:

[1] Marshall A. Principles of Economics: An Introductory (9th Ed) [M]. London: Macmillan, 1890.

[2] Krugman P. Geography and Trade [M]. Cambridge, MA: MIT Press, 1991.

[3] Martin P, Ottaviano GIP. Growth and Agglomeration [J]. International Economic Review, 2001, 42(04): 947-968.

[4] Baldwin R E, Martin P, Ottaviano G P. Global Income Divergence, Trade and Industrialization: the Geography of Growth Take-off [J]. Journal of Economic Growth, 2001 (06): 5-37.

[5] Henderson J V, Kuncoro A, Turner M. Industrial Development in Cities [J]. Journal of Political Economy, 1995, 103 (05): 1067-1090.

[6] Ciccone A. Agglomeration effects in Europe [J]. European Economic Review, 2002(46): 213-227.

[7] Cingano, Sehiardi. Identifying the Sources of Local Productivity Growth [J]. Journal of the European Economic Association, 2004(2): 720-742.

[8] 柴志贤, 黄祖辉. 集聚经济与中国工业生产率的增長——基于DEA的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2008(11): 3-15.

[9] 刘剑, 张瑜. 我国农药制造业空间集聚现象的实证研究[J]. 安徽农业科学, 2010, 38(7): 3752-3754.

[10] 刘剑. 我国农药制造业技术效率的省区差异及影响因素分析[J]. 河南农业科学, 2011, 40(5): 114-119.

[11] 梁琦, 詹亦军. 地方专业化、技术进步和产业升级: 来自长三角的证据[J]. 经济理论与经济管理, 2006(1): 56-62.

[12] Caves D W, Christensen L R, Diewert W E. Multilateral comparisons of output, input, and productivity using superlative index number [J]. Economic Journal, 1982, (8): 73-861.

[13] Fare R S, Grosskopf M. Norris, et al. Productivity Growth, Technical Progress and Efficiency Changes in Industrialized Countries [J]. American Economic Review, 1994 (84): 66-83.

[14] 刘艳萍. 产业集聚、企业规模与全要素生产率增长——基于长三角制造业行业面板数据的分析[J]. 技术经济, 2010(02): 54-59.

[15] 姚洋, 章奇. 中国工业企业技术效率分析[J]. 经济研究, 2001(10): 13-19, 28.

[16] 孙文杰, 沈坤荣. 技术引进与中国企业的自主创新[J]. 世界经济, 2007(11): 32-43.

[17] 田泽永, 江可申. FDI与江苏民营制造业全要素生产率的改进——基于Malmquist生产率指数[J]. 中国科技论坛, 2010(3): 50-55.

[18] 王艾敏. 中国饲料加工业区域集中与效率研究[D]. 南京农业大学, 2007.

[19] 田素妍. 中国肥料制造业全要素生产率的动态分析[D]. 南京农业大学, 2008.

[20] 贺灿飞, 潘峰华. 外部集聚经济、外资溢出效应与制造业企业效率[J]. 产业经济研究, 2005(03).

(责任编辑: 宋雪飞)

A Study on Specialization, Technological Efficiency Improvement & Technical Progress: An Empirical Analysis on China' Pesticide Manufacturing Industry

LIU Jian^{1,2}, HU Hao¹

(1. College of Economics and Management, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. School of Business, Jinling Institute of Technology, Nanjing 211169, China)

Abstract: For the purpose of inquiring into the relationship between the specialization level and productivity of our agricultural chemical manufacturing, this paper uses location quotient to measure the level of specialization, and uses Malmquist index of DEA to measure the total factor productivity, technique efficiency and technology change in our agricultural chemical manufacturing and uses the regression analysis to empirically analyzes the effect of the factors such as specialization level on the growth of Total Factor Productivity (TFP). The results show that the specialization is beneficial to the total factor productivity through the efficiency improvement, technical progress and TFP growth; TFP of agricultural chemical manufacturing increases greatly in the regions with small-sized regional enterprises, and small-sized regional enterprise is beneficial to the technical efficiency improvement but not to the technical progress. The capital density has a positive impact on both the TFP growth and technical efficiency improvement. FDI is conducive to the technical efficiency improvement, but not to the industrial technical progress. The proportion of state-owned assets has no obvious effect on the TFP growth, technical progress and technical efficiency improvement.

Key words: Specialization; Agricultural Chemical Manufacturing Industry; Total Factor Productivity (TFP); Efficiency Improvement; Technical Progress