

中国粮油加工业上市公司 技术效率及影响因素研究

——基于三阶段DEA模型

吴闻潭 钱煜昊 曹宝明

内容提要 本文利用2011-2015年中国粮油加工业上市公司的面板数据,采用三阶段DEA模型方法测算中国粮油加工业上市公司的技术效率,并通过固定效应模型分析了影响技术效率的主要因素。提出改善中国粮油加工企业技术效率的政策建议。

关键词 粮油加工业 技术效率 影响因素 三阶段DEA

吴闻潭、钱煜昊,南京财经大学应用经济学博士生 210046

曹宝明,南京财经大学粮食经济研究院教授 210003

一、研究价值与文献分析

近年来,中国粮油加工业进入了快速发展的阶段,行业总体投资增长较快,整体生产能力迅猛扩张,但低水平重复建设现象普遍,粮油加工企业经营效益不容乐观(樊琦,2014)。粮油加工企业是粮食产业中重要的市场参与主体,粮油加工业上市公司是这些企业中的优秀代表。拥有高效率的粮油加工业上市公司,有利于推动我国粮油加工行业整体效率的提高。对于企业而言,效率问题远比提高企业利润和保护投资者更重要(孙兆斌,2006)。因此,深入研究粮油加工业上市公司的技术效率及其影响因素问题,对全面把握粮油加工业发展现状,促进粮油加工业效率水平提升,推动农产品加工业供给侧改革具有重要的现实意义。

Farrell(1957)提出一个经济体的综合效率由技术效率和配置效率组成^[1],并从投入视角解释了技术效率,即衡量企业在既定产出水平下可投入最小成本的能力。而Leibenstein(1966)从产出视角,认为技术效率是指在既定投入要素不变的条件下,实际产出与最优产出水平的比值。因此,无论是从投

本文为国家自然科学基金项目“进口扩大背景下国产大豆产业发展政策研究”(71373116)、中国科协高端科技创新智库青年项目“提高我国粮食流通产业技术效率的政策研究”(DXB-ZKQN-2016-22)的阶段性成果。通讯作者:曹宝明。

[1]在Farrell的文献表述中,使用的是价格效率(price efficiency),现今多用配置效率(allocative efficiency)。

人还是产出视角来看,技术效率表示的是在现有技术水平下,经济体(或企业)获得最大产出的能力。

技术效率的测算方法主要包括以下两种:一是以随机前沿生产函数分析法(SFA)为代表的是参数估计法,另一种则是以数据包络分析法(DEA)为代表的非参数估计法。国内外众多学者采用不同的方法对不同行业的技术效率水平进行了测算。Monchuk et al.(2010)基于1999年中国2000多个县的农业投入和产出的截面数据,采用随机前沿分析法研究了中国的农业生产效率;Jajri & Ismail(2006)采用数据包络分析方法测算了马来西亚制造业的全要素生产率和技术效率的增长;顾乃华、李江帆(2006),孙久文、年猛(2011),黄莉芳(2011),王恕立(2012)先后采用随机前沿生产函数方法,考察了中国服务业技术效率的变化特征以及区域差异。李崇光、陈诗波(2009)采用数据包络分析方法研究了湖北省农产品加工业的技术进步和技术效率的变动情况。季凯文、孔凡斌(2014)基于三阶段DEA模型分析了中国生物农业上市公司的技术效率,并提出了改进技术效率的路径。

综上,随机前沿方法(SFA)和传统数据包络分析方法(DEA)在测算技术效率问题上各有优缺点。现有的绝大多数研究均采用单一的方法进行测算技术效率,忽略了环境变量等因素对各行业(或者企业)技术效率的影响。为数不多的三阶段DEA方法更多的应用于测算制造业、农业等大行业的技术效率,关于粮油加工业技术效率的测算还比较少。鉴于此,本文基于粮油加工业33家上市公司的数据,使用结合了传统DEA和SFA方法的三阶段DEA模型,测算中国粮油加工业上市公司的技术效率,并在此基础上分析影响技术效率的相关因素,给出提高我国粮油加工业技术效率的政策建议。

二、粮油加工业上市公司技术效率测算

1. 研究方法

本文采用Friede et al.(2002)提出的三阶段DEA模型。该模型通过剔除外部环境、随机误差等因素,进而有效剔除非经营因素对决策单元效率值的干扰,使得估算出的效率值更能精确地体现决策单元的效率水平。该模型主要包含以下三个阶段:

(1)传统DEA分析阶段:采用的是Banker et al.(1984)提出的规模报酬可变的BCC-DEA模型,以初始投入和产出变量为基础,测算出不同决策单元的效率水平。

假设一共有有 K 个决策单元,记为 $DUM_1, DUM_2, \dots, DUM_K$,每个 DUM 有 m 种投入变量和 n 种产出变量。 x_{ij} 表示 DUM_j 的第 i 种投入的数量, y_{rj} 表示 DUM_j 的第 r 种产出的数量, α_i 与 β_r 分别表示第 i 种投入和第 r 种产出的权重系数, Y_i 和 μ_s 分别表示 DUM_i 的技术效率与规模报酬指标。其具体形式如下:

$$\begin{aligned} \text{Max } Y_i &= \sum_{r=1}^n \beta_r y_{rs} - \mu_s; \quad r=1,2,\dots,n; \quad s=1,2,\dots,k \\ \text{s.t. } &\begin{cases} \sum_{i=1}^m \alpha_i x_{is} = 1; \quad i=1,2,\dots,m \\ \sum_{r=1}^n \beta_r y_{rs} - \sum_{i=1}^m \alpha_i x_{is} - \mu_s \leq 0 \\ \alpha_i, \beta_r \geq 0 \end{cases} \end{aligned} \quad (1)$$

这里, μ_s 的符号表示决策单元处于不同的规模报酬状态,即 μ_s 为正、零和负数时分别别是 DUM_s 处于规模报酬递减、规模报酬不变以及规模报酬递增阶段。

(2)投入和产出的调整阶段:即选取合适的环境变量,采取SFA方法过滤掉这些环境变量对效率值的干扰。SFA回归模型的被解释变量是第一阶段产生的投入松弛变量,解释变量是 t 个环境变量,具体形式如下:

$$S_{is} = f^i(z_s; \beta) + v_{is} + u_{is}, \quad i=1 \cdots m, \quad s=1 \cdots k \quad (2)$$

S_{is} 表示DUMs第*i*个投入变量的松弛变量(即投入冗余值), $f^i(z_i;\beta^i)$ 为确定可行松弛前沿函数,描述的是环境变量对 S_{is} 的影响。 $z_i=(z_{i1},z_{i2},\dots,z_{is})$ 表示DUMs的*t*个环境变量的集合, β^i 为待估系数向量, $v_{is}+u_{is}$ 为误差混合项。假定 $v_{is}\sim N^+(0,\sigma_{v_i}^2)$ 反映统计噪音, $u_{is}\sim N^+(u_i,\sigma_{u_i}^2)\geq 0$ 反映管理非效率,且 v_{is},u_{is} 和 z_{is} 之间相互独立。(2)式中的*K*个回归模型能够通过最大似然估计法计算出待估参数向量 $(\beta,u_i,\sigma_{v_i}^2,\sigma_{u_i}^2)$ 。由于这个模型中环境变量 z_{is} 和统计噪音 v_{is} 已被剔除,所以任何超过 $f^i(z_i;\beta^i)$ 的松弛量都归为管理非效率。因此,可以使用式(2)的回归结果对生产投入变量进行调整,方式如下:

$$x_{is}^A=x_{is}+[\max\{z_i,\hat{\beta}^i\}-z_i,\hat{\beta}^i]+[\max\{\hat{v}_{is}\}-\hat{v}_{is}],\quad i=1\cdots m,\quad s=1\cdots k\quad (3)$$

在此式中 x_{is}^A 和 x_{is} 分别代表调整后和调整前投入数量。式(3)右边第一调整项使所有决策单元在同一生产环境中生产,即观察样本中最不利环境。第二调整项使所有决策单元的随机误差调整到相同水平,即遇到最坏的运气。

(3)调整后的DEA分析阶段:使用第二阶段调整过的投入指标 x_{is}^A 替代第一阶段中的初始数据 x_{is} ,但仍采用第一阶段的初始产出值为产出指标,再次使用BCC-DEA模型进行分析,进而得出过滤掉外部环境与随机误差因素影响的各决策单元的真实效率值。

2. 样本选择及数据来源

在样本选择的行业因素上,本文以中国证监会发布的《中国上市公司行业分类指引》为主要分类标准,结合wind数据库中的行业分类,选取了代表谷物加工、食用植物油加工、饲料加工、包含豆制品加工的主要食品加工以及调味品加工的企业。本文参照大多数学者的常用做法,剔除曾被ST、PT以及*ST的公司,最终选取了33家粮油加工业上市公司作为研究对象^[1]。在样本选择的时间因素方面,由于三阶段DEA方法对数据完整性的要求比较严格,为保证观测值数据的充分性和可信性,时间跨度为2011-2015年。本文的相关数据主要来源于wind数据库,部分缺失数据选自巨潮资讯网所披露的各上市公司的年报。极个别样本的缺失数据,本文沿用Flannery & Rangan(2006)的处理方法,将少数缺失值视为0。此外,环境变量里宏观经济指标数据来源于历年《中国统计年鉴》。最终,本文采用的是33家样本公司5年的平衡面板数据进行分析(见表1),具体采用的软件主要为DEAP2.1以及

表1 我国粮油加工业上市公司概况

所属行业	股票代码	公司名称	上市时间	主营业务	总资产(亿)
大豆加工	600095	哈高科	1997	大豆深加工	1119.35
植物食用油加工类	000639	西王食品	1996	食用油、淀粉类	6689.67
	000893	东凌国际	1998	大豆油、豆制品	5170.86
	600127	金健米业	1998	食用油、粮食	1813.84
饲料加工类	000048	康达尔	1994	饲料加工	1959.74
	000702	正虹科技	1997	饲料加工	640.14
	000876	新希望	1998	饲料加工	37385.04
	600438	通威股份	2004	饲料加工	21398.65
	002100	天康生物	2006	饲料及饲料原料	4490.82
	002124	天邦股份	2007	饲料加工	2490.09
	002157	正邦科技	2007	饲料加工	12258.95
	002311	海大集团	2009	饲料加工	10287.89
	002385	大北农	2010	饲料加工	15258.18
	002548	金新农	2011	饲料加工	3408.02
	002567	唐人神	2011	饲料加工	4733.21
	603609	禾丰牧业	2014	粮食及饲料加工	5169.47
	603668	天马科技	2017	饲料加工	983.83

[1]高冲(2015)认为当上市公司某一类业务的营业收入超过总量的一半或者某一类业务的营业收入占比比其他类型业务的营业收入占比高出30%以上时,该上市公司就界定为此类业务相对应的行业类别。

食品加工类	002286	保龄宝	2009	淀粉类、粮食	1931.56
	002604	龙力生物	2011	淀粉类、保健食品	4226.45
	300268	万福生科	2011	淀粉类、米面类	238.42
	000716	黑芝麻	1997	方便食品	3115.70
	002216	三全食品	2008	方便食品	4152.08
	002661	克明面业	2012	米面类、调味品	2473.49
	603866	桃李面包	2015	方便食品	2365.91
	603886	元祖股份	2016	焙烤食品	1783.01
调味品加工类	600872	中炬高新	1995	调味品	4910.87
	600873	梅花生物	1995	调味品、食品添加剂	16983.01
	600186	莲花健康	1998	调味品、淀粉类	2075.51
	600305	恒顺醋业	2001	调味品、保健食品	2264.05
	002650	加加食品	2012	调味品、食用油	2850.59
	603288	海天味业	2014	调味品	13463.59
	603696	安记食品	2015	调味品	744.57
	603027	千禾味业	2016	调味品、食品添加剂	1026.66

数据来源:Wind数据库,截止至2016年12月31日。

Frontier4.1。

3. 变量界定与数据说明

(1)投入和产出变量。粮油加工业属于传统制造业,适合采用生产法选择投入产出变量。本文遵循大多数学者的通常做法,选取固定资产净值和从业员工总人数作为投入变量,选取营业总收入为产出变量。固定资产净值衡量的是企业的资本投入,本文采用固定资产投资价格指数对该变量进行平减处理;从业员工人数衡量一个企业的人力资本投入,该指标同时包含了管理人员的投入,本文采用年初在职员工人数和年末在职员工人数的平均值来反映当年平均劳动力投入情况;营业总收入是衡量一个企业生存发展的重要指标,可以反映企业的经营状态和运营能力,本文采用农副食品加工业生产者出厂价格指数对其进行平减,所有价格指数均以2010年为基期。

(2)环境变量。环境变量的选择是三阶段DEA方法的关键步骤,变量选取的好坏直接关系到最终测算出的技术效率值的准确程度。结合粮油加工业自身特点,本文基于众多学者已有研究结果,采用以下变量作为本文的环境变量,具体如下:

a. 宏观环境变量。任何一个行业的发展,均离不开人才、技术和关联产业的支撑,这些因素无疑均受到经济社会发展水平的制约。粮油加工业作为国民经济的一个子行业,在考察其技术效率问题时,必须要考虑宏观经济水平作为整体经济发展环境变量对其产生的影响。本文选取GDP增长率来衡量宏观经济发展水平对粮油加工业上市公司技术效率的影响;此外,本文选取是否是主产区作为衡量地区环境因素的虚拟变量。取值为1时,表示该公司注册地为粮食主产区。

b. 行业环境变量。粮油加工,是粮食流通过程中的重要环节。上游投入原料是主要粮食品种,加工出来的粮油食品直接面对居民消费。因此,从产业链视角看,不仅要关注粮油加工业自身结构对粮油加工企业技术效率的影响,也应考虑上下游的生产和消费对粮油加工业的影响。粮油加工业的整体水平代表着粮油加工企业的平均技术水平,本文采用食品工业产值占工业总产值中的比例来衡量粮油加工业在工业制造业中的地位和水平。在上游粮食生产方面,考虑人均粮食产量水平作为环境变量,而下游粮食消费方面,拟采用人均居民消费水平来衡量居民的购买力水平。

c. 政策环境变量。本文采用是否享受政府财税补贴来衡量政策环境对粮油加工业上市公司技术效率的影响。从理论上来讲,政府财税补贴对上市公司技术效率的影响既有积极作用,也有消极效应。积极作用体现在政府的财税补贴可以改善公司的财务状况,从而刺激上市公司增加研发支出,从而改善技术效率;而消极作用主要体现在两个方面:一是政府补贴有可能引发上市公司改变已有的资

本和劳动投入比例,从而导致资源配置失当,影响产出增长;另一方面,政府补贴直接计入企业的当期利润,提高了企业的资产利润率,诱发企业管理层的寻租行为或者懈怠情绪,致使技术无效率。因此,政府财税补贴对技术效率影响的方向不确定。

综上,本文拟采用GDP增长率、是否是粮食主产区、食品工业占工业总产值的比例、人均粮食产量、人均居民消费水平、是否收到政府财税补贴作为宏观环境、行业环境以及政策环境变量。但是,考虑到是否是粮食主产区与人均粮食产量间存在高度相关性,本文剔除人均粮食产量变量。最终,本文三阶段DEA方法所选取投入、产出和环境变量的定义与数据说明如表2所示。

表2 变量的名称与定义

变量类别	变量名称	单位	定义
产出变量	营业总收入	万元	主营业务收入+其他业务收入
投入变量	固定资产净值	万元	固定资产原值-累计折旧
	从业员工人数	人	(期初员工人数+期末员工人数)/2
环境变量	GDP增长率	%	按不变价格计算,上年=100%
	食品工业占工业总产值比例	%	食品工业产值/工业总产值
	人均居民消费水平	元	居民消费总额/居民人数
	是否是粮食主产区	—	1表示注册地在粮食主产区,0表示不在
	是否收到政府补贴	—	1表示收到政府补贴,0则表示没有

4. 效率测算结果分析

(1)第一阶段结果分析:本文使用DEAP2.1软件包,基于初始的投入和产出数据测算出中国33家粮油加工业上市公司的技术效率,结果如表3所示。由表3可知,在未考虑环境因素和随机误差项影响前,2011-2015年,中国33家粮油加工业上市公司的综合技术效率平均值为0.406,总体效率水平明显偏低,其中纯技术效率为0.506,规模效率平均为0.82。规模效率平均值明显大于纯技术效率,这说明较低的综合效率主要是由纯技术效率低下导致的。从样本个体来看,各公司间技术效率差异明显。33家样本公司中,仅东凌国际、新希望、金新农、禾丰牧业、天马科技5家上市公司的综合技术效率值在0.7以上。特别注意的是,哈高科、保龄宝、龙力生物、万福生科、梅花生物、恒顺醋业等6家公司的综合技术效率不足0.2。

表3 第一阶段和第三阶段中国33家粮油加工业上市公司技术效率情况

上市公司	综合技术效率		纯技术效率		规模效率	
	调整前	调整后	调整前	调整后	调整前	调整后
哈高科	0.132	0.037	0.284	0.878	0.465	0.042
西王食品	0.345	0.182	0.370	0.755	0.931	0.241
东凌国际	1.000	0.980	1.000	1.000	1.000	0.980
金健米业	0.239	0.157	0.268	0.872	0.893	0.180
康达尔	0.399	0.184	0.444	0.979	0.899	0.188
正虹科技	0.426	0.182	0.470	0.914	0.907	0.199
新希望	0.876	1.000	1.000	1.000	0.876	1.000
通威股份	0.568	0.712	0.607	0.846	0.935	0.842
天康生物	0.334	0.358	0.344	0.999	0.971	0.358
天邦股份	0.321	0.221	0.346	0.961	0.928	0.230
正邦科技	0.539	0.689	0.596	0.828	0.904	0.831
海大集团	0.662	0.951	0.942	0.989	0.702	0.961
大北农	0.507	0.527	0.552	0.702	0.919	0.750
金新农	0.847	0.205	0.891	0.992	0.950	0.207
唐人神	0.593	0.557	0.613	0.857	0.967	0.650
禾丰牧业	0.725	0.646	0.753	0.807	0.963	0.801
天马科技	0.705	0.067	0.974	0.980	0.724	0.068
保龄宝	0.131	0.090	0.307	0.848	0.426	0.107
龙力生物	0.143	0.087	0.265	0.830	0.539	0.105
万福生科	0.144	0.029	0.840	0.996	0.171	0.029
黑芝麻	0.371	0.117	0.425	0.998	0.874	0.117
三全食品	0.285	0.256	0.294	0.778	0.972	0.330
克明面业	0.325	0.119	0.389	0.901	0.836	0.133
桃李面包	0.260	0.130	0.284	0.748	0.913	0.174
凌国际、新希望、金新农、禾丰牧业、天马科技	0.458	0.103	0.531	0.695	0.861	0.148
中炬高新	0.218	0.199	0.231	0.867	0.945	0.230
梅花生物	0.085	0.383	0.095	0.462	0.901	0.829
莲花健康	0.258	0.152	0.284	0.816	0.906	0.186
恒顺醋业	0.155	0.112	0.197	0.903	0.788	0.124
加加食品	0.488	0.165	0.523	0.900	0.933	0.183
海天味业	0.284	0.632	0.286	0.742	0.992	0.852
安记食品	0.372	0.030	1.000	0.987	0.372	0.031
千禾味业	0.200	0.061	0.293	0.949	0.681	0.064
平均值	0.406	0.313	0.506	0.872	0.820	0.369

(2)第二阶段基于SFA方法的环境变量分析:本阶段采用Frontier4.1软件包,以GDP增长率、是否是粮食主产区、食品工业占工业总产值的比例、人均居民消费水平、是否收到政府财税补贴5个环境变量作为解释变量,通过极大似然估计法(MLE),对第一阶段DEA模型估计结果中的投入冗余变量进行SFA回归分析,分别估算出环境变量对两个投入变量冗余的影响情况(见表4)。

结果显示,两个模型的LR单边检验值很大,均通过了1%的显著性水平检验,表明模型的总体效果较好。主要环境变量均通过了1%或5%水平的显著性检验,说明主要环境变量的选择比较合理,且确实显著影响着粮油加工业上市公司的投入冗余变量。

表4 第二阶段回归结果

	固定资产净值冗余		从业员工平均数冗余	
	估计系数	T值	估计系数	T值
截距项	-898.62***	-3.66	526.10***	54.62
GDP增长率	-333.41***	-24.33	-282.25***	-8.53
是否是粮食主产区	-230.24***	-3.88	211.69**	2.85
食品工业占比	323.23***	6.26	567.07***	15.73
人均居民消费水平	-519.48***	-7.83	-405.42**	-3.35
是否收到政府补贴	-486.01**	-3.15	-251.76*	-1.95
$\sigma^2 = \sigma_v^2 + \sigma_u^2$	36078.14***	65.35	14778.46***	3.56
$\gamma = \sigma_v^2 / \sigma^2$	0.90***	104.35	0.88***	37.74
LR值	219.96***		171.90***	

注: *、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

(3)第三阶段调整后的效率分析:本阶段使用上阶段经环境变量调整后的投入数据,结合原始产出数据,利用DEAP2.1软件包对中国粮油加工业上市公司的技术效率进行再分析,测算出中国粮油加工业上市公司2011-2015年剔除了环境因素和随机误差影响的真实效率值(见表5)。

表5 投入调整后的中国33家粮油加工业上市公司规模报酬变动情况

公司名称	2011年	2013年	2015年	公司名称	2011年	2013年	2015年	公司名称	2011年	2013年	2015年
哈高科	递增	递增	递增	海大集团	递增	递减	不变	克明面业	递增	递增	递增
西王食品	递增	递增	递增	大北农	递增	递增	递增	桃李面包	递增	递增	递增
东凌国际	递增	不变	不变	金新农	递增	递增	递增	元祖股份	递增	递增	递增
金健米业	递增	递增	递增	唐人神	递增	递增	递增	中炬高新	递增	递增	递增
康达尔	递增	递增	递增	禾丰牧业	递增	递增	递增	梅花生物	递增	递增	递减
正虹科技	递增	递增	递增	天马科技	递增	递增	递增	莲花健康	递增	递增	递增
新希望	不变	不变	不变	保龄宝	递增	递增	递增	恒顺醋业	递增	递增	递增
通威股份	递增	递增	递增	龙力生物	递增	递增	递增	加加食品	递增	递增	递增
天康生物	递增	递增	递增	万福生科	递增	递增	递增	海天味业	递增	递增	递减
天邦股份	递增	递增	递增	黑芝麻	递增	递增	递增	安记食品	递增	递增	递增
正邦科技	递增	递增	递增	三全食品	递增	递增	递增	千禾味业	递增	递增	递增

a. 总体效率分析:从第一和第三阶段的结果可以得出,环境因素和随机误差显著影响着粮油加工业上市公司样本的技术效率,其平均综合技术效率值由原来的0.406下降到0.313。其中,平均纯技术效率值由原来的0.506调整为0.872,增长了72.3%;而平均规模效应则从之前的0.82下降为调整后的0.369。显然,规模效率较大幅度的降低直接拉低了综合技术效率水平,意味着粮油加工业上市公司实际上拥有不错的管理水平,应继续扩大经营规模,以促进整体技术效率水平的提升。

b. 规模报酬分析:表5反映的是第三阶段DEA模型估计出的中国33家粮油加工业上市公司规模报酬变动情况(由于篇幅有限,仅展现了3年的情形)。结果显示,除了新希望、东凌国际、梅花生物、海天味业和海大集团外,其他28家样本公司的规模报酬均为递增状态。这表明大多数粮油加工企业的规模与其自身的技术效率水平是不相匹配的,规模扩张是提升我国粮油加工企业技术效率的重要保证,这符合当前我国粮油加工企业数量众多但规模不大、实力不强的现实。2015年,仅8家企业的营业收入超过了100亿元,有21家企业的营业收入不超过30亿。营业总收入最大的是新希望,为615亿元,这与本文的研究结论相符。

三、技术效率影响因素的实证分析

从第三部分的研究结果可以看出,中国粮油加工业上市公司的技术效率普遍偏低。究竟是哪些因素影响着样本公司的技术效率,并且影响的方向和程度如何? 本节将对此问题展开探讨。

1. 变量选择和数据说明

目前,学术界在研究影响企业技术效率的因素方面还没有形成统一的理论框架(韩清等,2011)。前面文献综述部分对影响企业技术效率的因素进行了简短的概括,本文从现有的理论出发,基于上文提到的影响因素并结合数据的可行性,选择以下因素作为解释变量:

(1)股权结构:股权结构对上市公司技术效率的影响主要取决于控股股东“掏空行为”与“支持行为”的相互作用(孙兆斌,2006)。股权结构包括股权集中度、股权制衡度以及所有制形式三个部分。由于无法判别那种作用的效果更明显,因此,三者对技术效率影响的方向具有不确定性。本文选用前五大股东持股比例平方代表股权集中度(CR5),以第二到第五大股东持股比例和与第一大股东持股比例的比值来衡量股权制衡度(Z)。

(2)多元化经营程度:多元化经营是企业自身寻求与其组织能力最相匹配的产品生产活动的试错过程(Matsusaka,2001)。那么,企业经营效率的变化趋势就取决于这种试错过程所产生的负向和正向效应的相互作用结果。多元化经营程度由多元化经营指数(HI)来衡量,其值等于各项主营业务占总营业收入比重的平方和。该数值越小,表示多元化经营程度越高。

(3)财政补贴:长期以来,政府一直采用财税补贴方式来扶持农业部门发展,这也必将在某种程度上影响着我国粮油加工业上市公司的效率变动。本文采用单位主营业务收入财税补贴(TS)来衡量补贴强度。

此外,本文还选择了若干控制变量。①资本结构:上市公司可以合理利用合理负债的“税盾效应”,有效防范股权稀释,降低代理成本,实现公司价值最大化,提升企业经营效率(管延德,2011)。因此,合理的资本结构对上市公司技术效率产生积极影响。以资产负债率指标衡量资本结构(DA);②公司规模:大企业具有小企业无法比拟的资源优势,无论是资金实力、人力资本还是技术水平。因此,公司规模势必是影响企业效率的重要因素之一。本文采用上市总资产来衡量公司规模(SIZE)。③研发投入:企业研发支出的投入是企业自主研发获取满足自身发展所需技术的重要途径。研发投入(R&D)水平在一定程度上反应了一个企业的技术实力和创新能力,对企业的技术效率产生较大影响;④时间趋势变量:选择上市公司成立至今的年份(YEAR)。

本节的被解释变量即是第三部分测算出的33家样本上市公司经调整后的技术效率值。解释变量的数据主要来源于wind数据库,

部分缺失数据选自巨潮资讯网所披露的各上市公司的年报。

2. 数据统计性描述

表6呈现的是各变量的均值、标准差、最大值和最小值。综合技术效率的均值为0.3127,最大值为1,最小值为0.01,足以说明中国粮油加工业上市公司技术效率总体偏低,且各样本在不同年份中的技

表6 技术效率及其影响因素变量的统计性描述

变量	样本数量	均值	标准差	最大值	最小值
综合技术效率(TE)	165	0.3127	0.2932	1	0.001
纯技术效率(PTE)	165	0.8721	0.1257	1	0.939
规模效率(SE)	165	0.3689	0.3338	1	0.001
股权集中度(CR5)	165	0.1787	0.1318	0.6805	0.0120
股权制衡度(Z)	165	0.6350	0.1938	0.9790	0.2177
多元化经营程度(HI)	165	0.2061	0.2178	0.7677	0
财政补贴(TE)	165	84.6174	215.6409	2278.2600	0
资本结构(DA)	165	0.4278	0.1921	0.9947	0.0436
公司规模(SIZE)	165	40.0142	57.2180	352.1708	2.4774
研发投入(R&D)	165	0.7925	0.7295	504.3959	0
时间变量(YEAR)	165	16.9091	3.9997	29	7

术效率水平存在显著差异。同样可以看出各解释变量的差异性也很明显。

3. 模型设定及回归结果

从系统论的角度来看,影响粮油加工业上市公司效率差异的因素应是内外界因素综合作用的结果。基于前文的分析,本节采用面板数据模型,对上述各影响因素对上市公司相互作用机制及影响程度进行实证分析和检验。具体模型如下:

$$Y_{it}=X_{it}'\beta+\alpha_i+\mu_t+\varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中, Y_{it} 为被解释变量,即表示上市公司*i*在*t*年的综合技术效率(TE)、纯技术效率(PTE)以及规模技术效率(SE); X_{it} 为一组包含解释变量和控制变量的向量,本节内容重点考察股权结构、财政补贴以及多元化经营程度对效率的影响; α_i 表示粮油加工业上市公司的非观测效应,不随时间变化而改变; μ_t 则表示年份效应,主要控制随时间变化所有样本都普遍受到影响的情况; ε_{it} 表示随机误差项,假设它的数学期望值为0,且不存在序列相关。

表7 模型估计结果

	LNTE(1)	LNPTE(2)	LNSE(3)	TLNE(4)	LNPTE(5)	LNSE(6)
LNCR5	0.2111** (0.0937)	0.0520** (0.0243)	0.1599* (0.0905)			
LNZ				-0.0752 (0.1945)	0.0090 (0.0504)	-0.0854 (0.1864)
LNHI	0.1199* (0.0641)	-0.0020 (0.0166)	0.1213* (0.0619)	0.1174* (0.0655)	-0.0020 (0.0170)	0.1187* (0.0628)
LNTE	-0.0914*** (0.0320)	-0.0225*** (0.0083)	-0.0690** (0.0309)	-0.0884*** (0.0332)	-0.0207** (0.0086)	-0.0678** (0.0319)
LNDA	-0.0386 (0.0795)	-0.0265 (0.0206)	-0.0107 (0.0768)	-0.0284 (0.0826)	-0.0262 (0.0214)	-0.0007 (0.0791)
LNSIZE	0.7526*** (0.0860)	-0.0141 (0.0223)	0.7664*** (0.0831)	0.7568*** (0.0877)	-0.0131 (0.0227)	0.7697*** (0.0840)
LNRD	0.0785** (0.0312)	0.0917*** (0.0301)	-0.0127 (0.0081)	0.0856*** (0.0317)	-0.0106 (0.0082)	0.0967*** (0.0304)
LNYEAR	-2.0514*** (0.2752)	0.0219 (0.0714)	-2.0760*** (0.2658)	-2.2078*** (0.2713)	0.0177 (0.0703)	-2.1934*** (0.2599)
C	2.2778*** (0.6067)	0.0318 (0.1574)	2.2566*** (0.5860)	2.2112*** (0.6225)	0.0256 (0.1613)	2.1955*** (0.5965)
Hausman	24.30	6.53	26.92	25.15	6.08	27.90
Prob>chi2	0.0020	0.587	0.0007	0.0015	0.6386	0.0005
N	165	165	165	165	165	165
R-sq	0.5527	0.1120	0.5663	0.5350	0.0797	0.5562

注: *、**、***分别代表 10%、5%和 1%的显著性水平。

(1)股权结构因素:股权集中度对三种效率的影响是显著的,股权集中度对综合技术效率的影响能通过 5%的显著性水平,方向为正,说明主要股东控股数量越多,能起到很强的激励效应,主要股东间就越有动力采取“支持行为”,从而提高企业的技术效率;而股权制衡的效果并不显著,且股权制衡对上市公司综合效率的影响是负的。产生这种情况的原因可能是中国上市公司治理体系存在不足,无法发挥出股权制衡的有利作用(防止“内部人控制”),反而导致内部消耗,阻碍了企业技术效率的提升。本文没有考虑控股股东属性对公司技术效率的影响,这是因为样本的局限性,33 家样本公司中只有 5 家属于国有资本控股企业,因此在固定效应模型的回归中受限。

(2)多元化经营因素:多元化经营对综合技术效率和规模效率的影响可以通过 10%的显著性水平,且方向为正,而对纯技术效率的影响为负。由于该指标是个反向指标,即数值越小,多元化经营程度越高。因此,多元化经营程度越高,不利于规模效率和综合技术效率的提高。上市公司更应该将主要精力用于拓展主营业务上,做大做强主业,发挥规模经济效益,从而促进技术效率的提高。

(3)政府财税补贴因素:政府补贴对上市公司三种效率的影响是最显著的,均能通过1%的显著性水平。政府补贴阻碍了企业技术效率的提升,这与邹彩芬等(2006)和季凯文(2014)等学者的结论相符。2015年,33家样本公司平均获取政府补贴2457.74万元,政府补贴占主营业务收入比重平均高达107%。可见,上市公司对政府补贴的依赖性过重,抑制其加强公司管理和技术创新的动力。

(4)其他控制变量:企业规模、研发投入以及时间趋势变量对综合技术效率以及规模效率的影响是显著的,但未能发现资本结构与技术效率之间的显著性影响。具体来说,公司规模与研发支出对综合技术效率影响的途径各有不同。企业规模越大,规模效率越高,综合技术效率越高;研发支出越大,越有利于技术创新和技术进步,纯技术效率越高,从而提高了综合技术效率。时间趋势变量对综合技术效率和规模效率的影响是负的,但对纯技术效率的影响为正。可能是因为粮油加工业上市公司在“干中学”的能力不强,纯技术效率的增长不够明显,而且公司发展较慢,无法达到提高综合技术效率水平下的理想规模,规模效率的低下拖累了综合技术效率的提升。

3. 稳健性检验

本文采用调整关键变量和控制变量方法,对上文模型进行稳健性检验,进一步验证前文结论的可靠性。具体采用以下步骤:①将股权集中度和股权制衡度指标同时纳入模型进行回归分析;②增加控制变量——经营风险(RISK);③将股权集中度指标由之前的前五大股东持股比例平方和改为第一大股东持股比例(CR1);④将股权制衡度指标由第一大股东持股比例与前五大股东持股比例之比换成第一大股东比例与前三大股东持股比例之比(Z1);⑤将多元化经营指标由原来的熵指数换成了主营业务项目个数(K)。由于篇幅的问题,本文只展示了上述五种变换对综合技术效率的影响结果。模型的回归结果如表8所示,结果显示,除了多元化经营指标没有通过显著性检验外,上文通过显著性检验的其他变量依然显著。值得注意的是,上文中的多元化经营指数(HI)是个反向指标,这里的主营业务个数(K)是个正向指标,而前后的系数也相反,验证了模型的准确性。

表8 调整相关变量后的估计结果

LNTE	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
LNCR5	0.2141** (0.0941)	0.2121** (0.0937)			0.2048** (0.0954)
LNZ	-0.1016 (0.1917)				
LNCR1			0.3505** (0.1702)		
LNZ1				-0.0011 (0.0210)	
LNK					-0.0222 (0.0393)
LNHI	0.1174* (0.0644)	0.1298** (0.0650)	0.1269* (0.0644)	0.1190* (0.0656)	
LNTE	-0.0952*** (0.0328)	-0.0901*** (0.0320)	-0.0860*** (0.0320)	-0.0855*** (0.0326)	-0.0969*** (0.0322)
LNDA	-0.0304 (0.0812)	-0.0231 (0.0812)	-0.0462 (0.0799)	-0.0344 (0.0811)	-0.0272 (0.0819)
LNSIZE	0.7526*** (0.0863)	0.7400*** (0.0871)	0.7576*** (0.0863)	0.7575*** (0.0890)	0.7391*** (0.0868)
LNRD	0.0770** (0.0314)	0.0809** (0.0313)	0.0827*** (0.0312)	0.0866*** (0.0316)	0.0831*** (0.0315)
LNYEAR	-2.0453*** (0.2762)	-1.9720*** (0.2881)	-2.0901*** (0.2732)	-2.2119*** (0.2725)	-2.0318*** (0.2794)
LN RISK		-0.0271 (0.0290)			
C	2.2406*** (0.6125)	2.1081*** (0.6335)	2.3047*** (0.6093)	2.2389*** (0.6187)	2.2537*** (0.6161)
Hausman	24.03	22.96	24.09	25.08	22.10
Prob>chi2	0.0043	0.0063	0.0022	0.0015	0.0047
N	165	165	165	165	165
R-sq	0.5537	0.5558	0.5498	0.5345	0.5413

注: *、**、***分别代表10%、5%和1%的显著性水平。

四、结论及启示

本文利用2011-2015年中国粮油加工业上市公司的面板数据,首先采用三阶段DEA模型方法测算了中国粮油加工业上市公司的综合技术效率、纯技术效率以及规模效率,然后采用固定效应模型分

析了影响技术效率的主要因素,并进行了稳健性检验。结果显示:第一,2011—2015年,中国粮油加工业样本上市公司的平均综合技术效率为0.313,平均纯技术效率为0.872,平均规模效率为0.369。较低的综合技术效率主要由低的规模效率贡献;第二,中国绝大部分粮油加工业上市公司处于技术效率非前沿面,处于规模报酬递增阶段;第三,影响因素的回归结果显示,股权集中度、多元化经营、财政补贴、企业规模、研发投入对企业综合技术效率的影响是显著的,其中,股权集中度、企业规模和研发投入对综合技术效率产生积极影响。第四,未能发现股权制衡度、资本结构、经营风险与企业综合技术效率间的显著性影响的证据。从回归结果来看,其对技术效率的影响都是负面的。

因此,本文得出了以下几点启示:第一,应营造良好的市场环境,积极发挥资本市场在促进粮油加工业健康发展过程中的支撑作用;第二,政府在保持一定扶持力度同时,要合理利用补贴政策,创新补贴方式。要加强粮油加工企业的“造血”能力,而非“吸血”能力;第三,粮油加工企业应聚焦主业,做大做强,发挥规模优势,提高企业效率;第四,粮油加工业上市公司应完善股权结构,在鼓励大股东采取“支持行为”同时,通过股权制衡,防止其采取“掏空”行为。

参考文献

1. 樊琦、祁华清:《粮油加工业产能过剩测度与影响因素实证研究》,〔长沙〕《粮食科技与经济》2014年第4期。
2. 顾乃华、李江帆:《中国服务业技术效率区域差异的实证分析》,〔北京〕《经济研究》2006年第1期。
3. 管延德:《中国农业上市公司前沿效率评价及影响因素研究》,《沈阳农业大学博士学位论文》2011年。
4. 韩长赋:《大力推进农产品加工业转型升级加快发展》,〔北京〕《农民日报》2017年6月。
5. 韩清、朱平芳、郭蓉:《企业技术效率的影响分析》,〔北京〕《统计研究》2011年第10期。
6. 胡朝霞:《FDI对中国服务业全要素生产率的影响——基于随机前沿面板数据模型的分析》,《厦门大学学报:哲学社会科学版》2010年第4期。
7. 黄莉芳、黄良文、洪琳琳:《基于随机前沿模型的中国生产性服务业技术效率测算及影响因素探讨》,〔北京〕《数量经济技术经济研究》2011年第6期。
8. 李崇光、陈诗波:《湖北省农产品加工业生产效率及其影响因素分析》,〔武汉〕《科技进步与对策》2009年第10期。
9. 季凯文、孔凡斌:《中国生物农业上市公司技术效率测度及提升路径——基于三阶段DEA模型的分析》,〔北京〕《中国农村经济》2014年第8期。
10. 井深、肖龙铎:《农村正规与非正规金融发展对农业全要素生产率的影响》,〔南京〕《江苏社会科学》2017年第4期。
11. 孙久文、年猛:《服务业全要素生产率测度及其省际差异》,〔重庆〕《改革》2011年第9期。
12. 孙兆斌:《股权集中,股权制衡与上市公司的技术效率》,〔北京〕《管理世界》2006年第7期。
13. 王恕立、胡宗彪:《中国服务业分行业生产率变迁及异质性考察》,〔北京〕《经济研究》2012年第4期。
14. 魏楚、沈满洪:《工业绩效、技术效率及其影响因素——基于2004年浙江省经济普查数据的实证分析》,〔北京〕《数量经济技术经济研究》2008年第7期。
15. 姚洋、章奇:《中国工业企业技术效率分析》,〔北京〕《经济研究》2001年第10期。
16. 邹彩芬、许家林、王雅鹏:《政府财税补贴政策对农业上市公司绩效影响实证分析》,〔南京〕《产业经济研究》2006年第3期。

〔责任编辑:天 则〕