

民营资本持股比例对国有企业运营效率的影响研究

刘懿, 方玉

(湖南大学经济与贸易学院, 湖南长沙, 410079)

摘要: 我国政府现已推行一系列政策以助力国有企业发展, 其中国有企业出让股份以引入民营资本共同管理是核心举措。但国有企业运营效率如何, 借助民营资本是否能够助推资源配置效能优化, 这些问题的研究对未来国企改革具有重要指导意义。基于此, 本文测算并分析国有企业运营效率, 并探讨民营资本对国有上市企业运营表现有何影响。即: (1) 应用 DEA 方法测算国有企业运营效率并分析; (2) 利用测算得到的运营效率作为因变量建立 Tobit 模型, 从民营资本角度探究我国国有上市企业运营效率影响因素模型。结论为: (1) 运营效率呈“东-中-西”阶梯状递减格局, 即发展状况较好的地区其企业运营效率相对较高; (2) 我国国有上市企业样本运营效率与民营资本参股之间存在“U 型”变化趋势。

关键词: 国有上市企业; 运营效率; 民营资本参股; 数据包络法; Tobit 回归;

中图分类号: F276.1 **文献标识码:** A

0 引言

在国民经济建设进程中, 市场经济的基石是企业, 而其中产权归于国家公民的国有企业则是重中之重, 国有企业(以下简称为国企)现已成为我国经济发展的中流砥柱, 其发展关乎到国家、社会以及全体公民的利益实现。鉴于此, 政府推行了一系列政策以助力国有企业长久、稳健发展。其中, 以改善公司治理模式为落脚点, 出让股份于民间资本以实现国有、民营共同参股企业的改革模式被提上日程(以下将混合所有制改革简称为混改)。而改革关键之处在于出让国企股份吸引民营成分入驻, 积极发挥民营资本治理效能以此推进混改。十九大更是重申了通过国企改革优化国有经济布局, 最大程度发掘国有经济潜力, 推动各行各业国企逐步迈进一流企业行列。

在此背景下, 国有企业改革特别是产权结构调整与优化、有效且合理地配置国有资本、保障国有企业运营效率等任务尤为重要。由此, 如何借助资本平台落实国有企业改革并据此提升企业持续发展能力, 已成为各方探讨的焦点。鉴于此, 本文结合国家大力推行国企改革的宏观背景, 基于民营资本持股比例视角探讨国有上市企业运营效率的影响因素具有理论及实际意义。

1 国内外文献综述

1.1 国有企业运营效率测算

近年来国内外学者依据不同评测方法对国企效率进行测算及分析, 相关文献大致可归纳为分别运用参数法以及非参数法进行效率测算的两类文献^[1]。具体而言, 在使用参数法进行效率测评的研究中, 姚洋(1998)采用随机前沿模型测评样本企业的效率水平, 进而展开效率影响因素研究^[2]。黄宇华(2017)基于 Stochastic Frontier Analysis (SFA) 模型对我国计算机、通信和其他电子设备制造业的上市公司效率进行测算^[3]。而在使用非参数法评价效率的研究中, 数据包络法(Data Envelopment Analysis, DEA)应用较为广泛。DEA 作为一种“面向数据”的测评方法, 用于评价具有多投入和多产出的决策单元的相对效率^[4]。同时, 与参数方法相比, DEA 方法无需事先假定具体的函数形式^[5], 因而广泛应用于企业效率测评^[6]。

具体而言, 魏楚和沈满洪(2008)基于 DEA 非参数法, 在查阅经济普查数据后确定选取工业类型行业为研究样本进而评价相应的效率^[7]。朱南和谭德彬(2015)借助数据包络

法,在估计了中国财务企业的资金使用效率表现后,结合现有文献深入探讨了哪些因素会优化或恶化资金配置能力^[8]。张涛等(2018)采用 DEA 模型(多阶段)测算了我国国有以及民营制造业上市公司的生产效率^[9]。不难看出,相较于使用参数法而言,采用非参数法估测效率表现会更简单些,并且效率的测算结果是经过相对客观的线性规划求解得到的,因此既能够规避出现设置模型不当的现象也可以使估计结果不那么主观,因此利用非参数法进行效率测算的研究较为常见^[6]。

1.2 民营资本持股与国有企业运营效率

现有研究较多探究的是民营资本持股与企业经营获利、创新效率及投资效率及其相关研究。较少从国有企业占用资产创造收入和利润的运营效率角度研究民营资本对我国国有企业优化资本配置方面发挥的重大作用^[10]。具体而言,Kang 和 Kim(2012)通过构造政府持股二元变量指标,并结合总资产报酬率来反映企业的经营业绩高低,以此探究所有权结构与企业经营表现间的关系^[11]。陈建林(2015)针对家族所有权这一非国有类型产权,通过采用总资产净利润率衡量公司经营绩效,研究其与国有股权关于公司经营业绩间的交互效应^[12]。祁怀锦等(2018)通过设置国有资产保值增值率指标来测算企业投资效率,以研究混合产权对企业资产投资回报的影响^[13]。此外,罗宏和秦际栋(2019)则基于家族企业创新投入的视角探索国有成分参股家族企业将对其创新效率产生何种影响^[14]。

进一步地,鉴于现有文献主要从企业经营绩效方面探索民营资本的作用,据此梳理后发现绩效指标选取多采用某一企业绩效的不完全代理变量。具体来说,董梅生和洪功翔

(2017)则选用传统的销售利润率和成本费用利润率作为被解释变量来度量中国上市企业以及未上市企业的绩效^[15]。而郝阳和龚六堂(2017)选用总资产收益率 ROA 来说明企业业绩表现,发现民营资本参股将有可能增强企业的激励力度并强化其盈利动机^[16]。此外,刘汉民等(2018)使用托宾 Q 值来衡量企业绩效水平,认为应积极利用民营资本的治理效应以优化企业经营^[17]。祁怀锦等(2019)通过构造“投资回报率占资本成本率的比例”变量来说明资本配置效率,结果发现当民营资本参股占比介于 1/3 至 2/3 区间时,国企改革对资本配置效率产生的影响最为显著^[18]。

1.3 文献述评

通过对相关研究进行整理归纳,如下:

第一,现行关于我国国有企业效率的考察方法多样。主要有单一或综合指标测评、运用 DEA 方法测评以及随机前沿法(SFA)测评。文献通常采用单一或综合指标来衡量公司经营情况,但往往带有主观性且难以综合量化效率高低。现行使用较多的方法为后两者,其中被广泛使用的 DEA 方法可规避因错误的模型设定招致的问题。基于此,本文将采用 DEA 方法测算国有上市企业运营效率,以分析民营资本持股比例对其影响。

第二,关于民营资本参股与国有企业运营效率的实证研究,目前文献更多是集中于探究民营资本与国有企业经营业绩、创新效率及投资效率方面,或借助财务数据估计企业业绩,难以全面衡量企业效率水平高低。但是“效率”和“绩效”,“运营效率”和“投资效率”、“创新效率”均存在一定差异。“绩效”往往衡量的是关于经济和社会产出方面的经营情况;而“效率”是基于投入产出视角分析,量化了资源实际使用情况,相比之下可以更全面地反映企业综合运营能力。另一方面,“投资效率”、“创新效率”分别指的是以实现企业资产保值增值能力、创新活力和持续发展能力为目的,而“运营效率”则是指国有企业通过运营资产实现收入增长以及创造利润的能力^[10]。由此可知对国有上市企业运营效率的研究是非常有必要的。

1.4 研究内容

本文从微观层面对国有上市企业样本运营效率测算及时空演进分析,并基于此研究民营资本持股占比同我国国有上市企业运营效率的关系。具体过程:第一,在企业进行混合所

有制改革的背景下,应用 DEA 方法测算国有上市企业运营效率并分析;第二,开展民营资本持股占比对我国国有上市企业运营效率影响的实证研究。

2 基于 DEA 国有企业运营效率测算及分析

本文以非参数 BCC 模型为基础,放宽“规模报酬不变”这一假定,尝试对 2008-2018 年国有上市企业样本运营效率进行指标构建及测算,并基于此对国有上市企业运营效率展开时空演进分析。

2.1 DEA 方法及模型选取

本文假设子样本含有 n 个决策单元 (Decision Making Units, DMU), 即 n 个被评价国有上市企业。假设每个 DMU 分别有 m 种投入 X , s 种产出 Y 。企业层面投入变量分别为员工人数 (emp)、总资产 (ass), 以及企业高管薪酬 (inc); 产出变量则为企业价值 (Y)。简言之, 模型假设样本国有企业通过资产管理、人员参与公司经营运转, 从而为企业实现价值增值。对于第 j 个 DMU ($j=1, \dots, n$) 而言, x_{ij} 为其第 i 种投入品的投入量 ($i=1, \dots, m$), y_{rj} 为第 r 种产出品产出量 ($r=1, \dots, s$), 因此企业 j 的投入向量和产出向量可分别表示为 $x_j = (x_{1j}, \dots, x_{mj})$ 、 $y_j = (y_{1j}, \dots, y_{sj})$, $x_{ij} > 0, y_{rj} > 0$ (即投入产出分量非负)。由于各行业间甚至行业内各企业主营业务不同, 因此本文针对每项投入产出品赋予差异性权重, 具体而言 v_i 为对第 i 种投入权重, u_r 为对第 r 种产出权重。

鉴于被评价企业 j ($j=1, 2, \dots, n$) 为多投入或多产出的经济决策单元, 其运营效率 h 可表示为:

$$h_j = \frac{u^T y_j}{v^T x_j} = \frac{\sum_{r=1}^s u_r y_{rj}}{\sum_{i=1}^m v_i x_{ij}}, j=1, 2, \dots, n$$

上式中, h_j 表示第 j 个被评价企业的运营效率, $u^T = u(u_1, \dots, u_r, \dots, u_s)$ 为各产出的权重系数矩阵, $v^T = v(v_1, \dots, v_i, \dots, v_m)$ 为各投入的权重系数矩阵, $y_j = y(y_{1j}, \dots, y_{rj}, \dots, y_{sj})$ 为第 j 个被评价企业的各产出值, $x_j = x(x_{1j}, \dots, x_{mj})$ 为第 j 个被评价企业的各投入值。

进一步, 基于以投入为导向的 BCC 模型, 企业运营效率可规定为 s 个产出品加权之和与 m 个投入品加权之和的比率。即: $\text{Max } h_j(u, v) \text{ s.t. } h_j \leq 1$ 的解为相对效率值。魏权龄(2000)指出, 应用 DEA 方法可以确定产出权重 u_r 和投入权重 v_i 的思想, 将测评模型转化为线性规划问题, 模型转化为如下形式^[19]:

$$\text{Min } \theta \quad \text{s.t.} \quad \begin{cases} \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} \leq \theta x_{ik} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{rj} \geq y_{rk} \\ \sum_{j=1}^n \lambda_j = 1 \\ \lambda_j \geq 0, i=1, 2, \dots, m; r=1, 2, \dots, s; j=1, 2, \dots, n \end{cases}$$

x 表明每个企业的各种投入量, y 表明每个企业的各种产出量, λ 则表明了各决策单元的线性组合系数。线性规划解 θ 即为投入导向下 BCC 模型的相对效率值, 是恒介于 0 及 1 间的数值。效率值为 1 表明该企业是效率最高的企业, 效率值为 0 则表明该企业效率最低或者无效率。效率值关于 1 的偏离程度恰反映该低效率企业相对于最优企业其效率表现还能够提高的程度^[20]。

本文参照张涛等 (2018)、丁一兵和付林 (2015) 等前人文献, 放宽了“规模报酬不

变”这一假定,选取规模收益可变的投入导向型 BCC-DEA 模型进行国有上市企业效率测算^{[9][21]}。同时运用以下效率指标对测算后的国有上市企业运营效率进行评价。具体而言,基于 CCR 模型测算得出的效率指标为综合效率,又称技术效率(Technical Efficiency, TE)。它指企业整体的效率水平,综合了规模效率和纯技术效率。其中,基于 BCC 模型测算得到效率指标为纯技术效率(Pure Technical Efficiency, PTE),指受到企业管理和技术水平等因素影响的运营效率。当纯技术效率为 1 时,表明在当前管理以及技术水平上,该企业投入的资源利用情况是最有效率的,运营管理层面已达到了最优的状态。最后,规模效率(Scale Efficiency, SE)指在企业规模因素作用下的运营效率水平,故它反映的是企业实际生产规模同最佳规模间的差距^[9]。综合效率(TE)、纯技术效率(PTE),以及规模效率(SE)三者的关系如下: $TE=PTE \times SE$ 。

2.2 指标选取及数据来源

2.2.1 投入及产出指标选取

本文以测度国有企业资本配置与运营效率为主要研究目标,并依据企业层面运营管理特点确定所选取的投入指标与产出指标分别如下^{[1][9]}:

首先,本文采用的投入指标分别为员工人数(emp)、总资产(ass)以及企业高管薪酬(inc)。具体而言,本文采用国有企业员工人数¹和企业高管薪酬分别衡量劳动者投入与企业家才能,采用企业的总资产(ass)作为资本投入^{[9][22]}。前期研究表明,同民营企业相较,国有企业高管薪酬推行激励契约更具有绩效导向。故研究国有企业运营效率时不可忽视高管薪酬这一企业投入指标^{[9][28][29][30]}。其次,本文选用企业价值(Y)为效率测算的产出指标,主要由净利润与全部资本成本之差构成。其优势在于不仅能反映企业创造的利润水平,同时也能体现企业支付的资本成本,因此能较为真实客观地衡量企业运营所创造的价值。同时,为更好地确保样本选取的连续性及其可比性,选取 2008-2018 年均重复出现的企业,经过分析确定国泰安 2008-2018 年国有上市企业共计 902 家样本量。基于进一步确保时空演进分析的正确性及真实性的考虑,在本节将剔除各年份入选企业仅一家的省份数据,筛选剔除后共计 814 家样本量面板数据²。

2.2.2 数据来源及描述性统计

本文以沪深两市国有上市企业为样本对象进行实证研究。参照蔡贵龙等(2018)、祁怀锦等(2019)以 2008 年作为研究起点^{[18][31]},这是因为股权分置改革在 2007 年年末才基本完成,而在股改完成之前民营股东不易参股至国有上市企业。所用数据来源于国泰安数据库。

通过观察表 1,可以发现员工人数、总资产、薪酬等指标存在最大值与最小值间差异较大的现象。例如,样本期间总资产指标最小值为 0.77 亿元,最大值 2993.98 亿元;员工人数最小值为 10 人,最大值为 64817 人。原因是由于不同行业内国有企业存在规模差异。同理,位于不同地理区位的国有企业,会由于地区经济发展的不平衡导致上述指标的差异。另外,不同样本的企业价值表现同样存在着较大差异。根据本文对“企业价值”的界定,可知当企业经营创造收益能力较强(弱)时,其净利润更能(难)“覆盖”其资本成本支出,从而企业价值较大(小)。同时,国有企业的管理、经营业务发展等能力的差距表现在企业的盈利能力、覆盖资本成本的能力等方面。换言之,国有企业价值指标数值较大,表明该企业运营

¹ 目前从宏、微观层面通过 DEA 方法测算效率并采用员工人数作为投入变量的相关文献中,在测算指标环节大都未细分行业类型为技术密集、亦或是劳动密集型,如张涛(2018)^[25]、常亚青和宋来(2006)^[86]、樊宏(2007)^[21]、魏楚和沈满洪(2008)^[23]、韩英和马立平(2019)^[87]、王滨(2010)^[88]、李春顶(2009)^[89],以及李丹和胡小娟(2008)^[90]等。主要原因是 DEA 方法并非直接比较各企业投入指标,而是通过线性规划确定权重的思想来反映企业利用既定投入组合谋求最大化产出的能力。故样本数据涉及多个行业类型时,采用员工人数作为投入变量仍可以反映企业资本配置及运营能力。

² 子样本获取:从全样本中剔除各年份入选企业仅一家的省份数据,即河北、安徽、黑龙江、江西、山西、甘肃、广西、新疆。而 11 年里无连续存续企业的省份:宁夏、西藏、河南、云南、青海、内蒙古。未考虑台湾、香港、澳门。

管理能力和创造收益能力较强，反之亦然³。

表 1 投入产出变量的描述性统计

Tab. 1 Descriptive statistics of input-output variables

变量符号	变量类型	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Emp	员工人数 (人)	814	5345.88	8602.96	10.00	64817.00
Ass	总资产 (亿元)	814	154.90	372.52	0.77	2993.98
Inc	高管薪酬 (万元)	814	182.69	142.55	11.26	1137.08
Y	企业价值 (亿元)	814	188.92	23.22	0.04	387.18

注：鉴于 DEA 测算要求样本所有数据为正值，而本文企业价值含有负值项，因此对所有产出指标进行整体平移。具体而言，此处将进行的是将原始企业价值的最小值加 1 的处理，即在保证满足正数化要求的同时，尽量减少样本数据大幅变化。

2.3 国有企业运营效率时空演进分析

基于前文提到的 BCC-DEA 模型对样本期间（2008-2018 年）我国国有上市企业运营效率进行指标构建及测算，现将展开基于区位的时空分析。

2.3.1 区位视角下国有企业运营效率的时空演变

为直观反映空间分布状态，本文采用自然间断点分级法，将测算后 2008-2018 年国有上市企业样本运营效率值，依据归属省市划分为 5 类水平区（高、中高、中等、中低、低）。为利于研究及确保结论的可靠性，本文将着眼于 2014 年至 2018 年连续五年分析。

观察表 2 可知，样本期间表现为中高及高效率水平的省份数量大体上保持增加趋势。2014 年和 2015 年分别共有 4 省、5 省处于中高及高效率水平区，2016 年、2017 年依次为 7、6 省，2018 年数量回升并达到 8 省。2014-2018 年间北京、上海、广东大都处于中等及以上效率水平区，而湖南、贵州、四川等部分中西部省份处于较低效率水平。其中 2015 年福建和吉林分别递次向上转移至中高、中等水平区，山东、广东也分别递次向上转移，其余大部分地区保持不变，诸如上海、北京、海南、四川等 11 个省市。其次，相较于 2015 年，2016 年至 2018 年中等及上效率水平区的省份数量有所变动。国有上市企业样本运营效率向上、向下递次转移同时发生。2016 年，共计 10 省市稳定在原水平区内，其余省市以较小幅度递次变化，如北京及广东递次向上转移至中高及高水平区，而贵州、四川则由中等、中低水平区向下递次转移至低水平区。2017 年，福建、湖北分别由中等水平等级区、中低水平等级区向下递次转移至中低水平区、低水平等级区，重庆同样向下递次转移，而四川经过发展效率略微提升，由低水平区递次向上转移至中低水平区，其余省市如上海、江苏、辽宁、湖南等 11 省市效率水平保持不变。此外，2018 年，上海、广东由中高水平区递次向上转移至高水平区，山东、湖北、北京亦递次向上转移，重庆则递次转移至中低效率水平区，天津得益于产业结构优化调整使得其总体效率状况改善，而湖南效率发展较差且一直处于低水平区。整体分析可以发现，研究期间上海、北京、广东、辽宁及海南大多处于中等或以上水平区。

³ 值得注意的是，由于 DEA 模型测算效率对于样本数据要求较高，因此在数据筛选过程中，本文对样本国有企业的选择条件几近苛刻。加之，特大型中央企业或关系到国计民生关键行业中央企业可能并未上市或参与市场运行。因此，以上不可避免的因素将可能导致本文指标测算出现偏差。

特别指出的是,效率表现突出的省份如辽宁及海南,因其入选样本存在着石油、煤矿等国家战略能源企业或当地政府大力扶持产业内龙头企业而效率表现较为突出。而重庆等地入选企业也以交通运输设备、先进制造业等行业领头者为主而导致效率表现略有不同。但总体来看,2014年至2018年间,大部分样本省市效率表现为稳定保持在同一水平区,其中个别地区逐年递次向上或向下转移,样本总体波动幅度较小。以上大部分省份与宋周莺等(2019)全国投入产出效率分布格局的背景相符合^[32]。

从地理区位(东中西)角度进一步分析,我国国有上市企业运营效率表现出东中西区域分布不均衡特性,西南西北等西部国有企业运营效率往往处于较低水平,如贵州、四川以及陕西等省市国有企业样本期间大多位于中低甚至低效率水平区;而东部地域诸如北上广、福建、江苏等地国有上市企业效率大都居于中等水平及以上;中部地区国有上市企业运营效率有一定提升空间,在中高至中低水平区间波动较为频繁。值得注意的是,全国区域分布中北京、广东及上海等国内发达省市的入选企业样本占比居多,而西部省市入选较少,特别是经济不发达的云南、西藏及宁夏等地未有连续生存并上市的国有企业。这也在一定程度上凸显出我国国有上市企业运营表现的不均衡性。发展状况较好的北京、广东、上海等地国有企业得益于其当地市场经济发展而不断改善企业运营能力,从而能够持续存续并上市。而发展较差地区企业由于资金、人才等资源获取渠道较窄导致难以持续生存、被迫退市甚至破产。

表 2 2008-2018 年国有企业运营效率空间演变⁴

Tab. 2 The spatial evolution of the operational efficiency of state-owned enterprises from 2008 to 2018

等级	2014 年	2015 年	2016 年	2017 年	2018 年
高水平区	辽宁省、重庆市	重庆市	广东省、海南省、辽宁省、重庆市	海南省、辽宁省	广东省、海南省、上海市、北京市
中高水平区	海南省、上海市	福建省、海南省、辽宁省、上海市	吉林省、上海市、北京市	广东省、吉林省、重庆市、上海市	吉林省、辽宁省、天津市、陕西省
中等水平区	江苏省、湖北省、贵州省、福建省、北京市	江苏省、贵州省、广东省、吉林省、北京市	江苏省、福建省	江苏省、北京市	山东省、湖北省、四川省
中低水平区	浙江省、广东省、吉林省、天津市、陕西省、四川省	山东省、湖北省、浙江省、天津市、陕西省、四川省	山东省、湖北省、浙江省、天津市、陕西省	山东省、浙江省、福建省、天津市、陕西省、四川省	江苏省、浙江省、贵州省、福建省、重庆市
低水平区	山东省、湖南省	湖南省	湖南省、贵州省、四川省	湖北省、湖南省、贵州省	湖南省

注:该表所表示的国有上市企业样本运营效率是指经 BCC 模型测算得到的纯技术效率(PTE),即假定企业规模报酬变化时所得到的效率水平。由于各行政区内国企运营效率是基于其连续存续企业得到的,因此仅部分反映了各省市总体国企效率,同时因 DEA 方法和样本选取等不可避免的因素也可能导致本文结果出现偏差。

综上所述,我国国有上市企业运营效率呈现出明显的区域差异。结合研究背景分析,其原因可以归于各行政区位战略布局差异,以及地区间不平衡的经济发展情况。地区战略布局差异及经济发展不平衡会导致区域内国有企业生存发展软硬环境不同,进而从资源禀赋、交通以及信息化水平等方面影响企业运营效率。例如,华北地区由于“京津冀一体化”形成区域联动协调发展,带动地区企业稳定发展^[33]。因此,为改善各区位间的国有企业运营效率水平,需要从经济分区、东中部一体化、西部北部扶持发展等方面对国企发展进行战略调整。具体而言,西部省份国有上市企业应抓住“一带一路”等机遇,加大优势资源开发规模,加强对外经贸、技术合作与交流,进而提高地区企业运营能力。此外还需加强其基础设施建设,将欠发达地区与发达地区相联接,以此实现地区经济发展,企业效率提升^{[34][35]}。

⁴ 特别指出的是,效率表现突出的省份如辽宁及海南,因其入选样本存在着石油、煤矿等国家战略能源企业或当地政府大力扶持产业内龙头企业而效率表现较为突出。而重庆等地入选企业也以交通运输设备、先进制造业等行业领头者为主而导致效率表现略有不同。

3 民营资本持股比例对国有企业运营效率影响的实证研究

3.1 变量选取及数据来源

从现有理论出发并结合前期文献,确定有六个方面因素(表3)影响着目前我国国有上市企业的运营效率。为确保结论普适性,样本数据是国泰安数据库中2008-2018年共902家样本国有上市企业面板数据。

3.1.1 国有企业运营效率变量来源及说明

国有企业运营效率变量(xiaolv):即通过DEA方法测算得到的国有上市企业样本运营效率。具体来说,以非参数BCC模型为基础,放宽了“规模报酬不变”这一假定,结合DEA模型测算得到的我国2008-2018年样本国有上市企业运营效率。本文以该变量作为Tobit回归模型的因变量,进而分析研究民营资本持股比例对国有上市企业运营效率的影响。

表4报告了本文国有上市企业样本运营效率的描述性统计情况。结果表明,样本期间我国国有上市企业运营效率(xiaolv)的均值为0.4003,与最大值1相比存在较大差距,这说明了不同国有上市企业其效率表现具有差异性,并且国有上市企业运营能力仍有较大提升空间。

3.1.2 民营资本持股比例变量选取及现状描述

民营资本持股比例及其平方项变量(nonstate、nonstate²):以总股本中非国有股所占比例来度量民营资本持股比例。民营资本持股比例的升高(国有股比例的降低)意味着民营资本进入国有领域,在一定程度上也许可以解决国有企业“国有成分独大”的现状。然而郝云宏和汪茜(2015)指出在股份制改革初始阶段,民营资本话语权不足力量薄弱,可能造成民营成分融入国有企业初始出现效率损失^[36]。但随着改革逐步深化,民营资本话语权提升且可充分激发市场活力,企业效率得以改善。由此猜想民营资本同国有企业运营效率之间呈非线性关系。因而设置股权结构的二次型变量。预期模型一次型系数符号为负,而模型二次型系数符号为正。

根据表4中民营资本持股比例的描述性统计情况,可知民营资本持股比例变量(nonstate)最大值达到0.9999,最小值为0.1703,反映了不同国有企业其民营资本参股程度具有差异性,即样本企业产权结构改革程度存在一定差异。

3.1.3 其他控制变量选取及说明

本文根据研究目的,从国有企业自身的资产质量状况、经营状况、创新能力以及风险控制能力等五个方面选取以下变量作为影响国有上市企业运营效率的其它因素,对指标的解释如下:

股权集中度指标(shrcr1):具体以第一大股东持股占比来反映股权集中程度。股权集中程度越高,可能控股股东就会具有越程度的激励,从而经营管理方面更加用心;同时,也可能由于股权集中在少数人手里,导致企业缺乏有效监督,使得企业运营效率变低^{[9][37]}。结合相关文献,预期股权越集中,企业运营效率会越低,即预期系数符号为负。

企业规模(lnass):具体用年末总资产取自然对数后来表示。一般而言,大型企业拥有更为雄厚的资金实力,声誉优势和规模效应也更为明显,进而表现在企业运营水平更高^[38]。但若企业规模过大,可能会造成企业监督管理成本上升,应对市场调整更为迟钝,因而导致效率损失。结合文献及实际情况,初步预期企业规模越大企业运营效率越高,即预期系数符号为正。

财务杠杆(er):采用产权比率即负债/所有制权益来衡量企业借债经营情况。企业负债越多,意味着企业经营所需资金需要凭大举借债来提供,资本结构不合理,企业效率难以

改善^[20]。但同时, 产权比率的适当提高又会利于增扩生产规模, 从而创造较高的收益。故预期系数符号正负性待定。

上市时长 (lnipo): 通过公司已公开上市时长的自然对数来衡量。公司经营管理经验越丰富, 从资本市场获得资源的可能性也越高, 公司效率越好; 但亦有学者持相异看法, 认为公司上市早所形成的治理模式可能比较陈旧且不随时代调整, 阻碍企业效率提升^{[39][40]}。因此, 本文将这一因素放入研究范围。

创新投入 (lnrd): 本文以研发费用支出来衡量企业的 R&D 水平。企业创新方面资金投入决定着所使用的技术水平和创新能力, 从而会对企业运营管理能力造成影响。创新投入的增加可能会提高企业综合竞争水平, 企业整体效率得以提升。因此, 本文预期创新投入同企业运营效率间可能存在正向关系, 预期符号为正。

表 4 亦报告了上述本文所用的其他控制指标的描述性统计情况。结果显示, 影响国有上市企业运营效率的其余控制变量在样本期间其数值均表现出一定程度的波动性。同时, 本文还将被解释变量同解释变量间的相关系数进行了检验, 观察表 5 其他各变量之间的相关性系数均未超过 0.5, 说明变量的选取基本合理, 回归模型各变量间不存在严重共线性的问题。

表 3 变量定义

Tab. 3 Variable definitions

变量符号	变量名称	具体定义
nonstate	民营资本持股比例	总股本中非国有股所占比例
nonstate ²	民营资本持股比例的平方	总股本中非国有股所占比例的平方
shrcr1	股权集中度	第一大股东持股比例, 用以衡量股权集中程度
lnass	企业规模	总资产的自然对数 (亿元)
er	财务杠杆	产权比率, 即负债/所有制权益
lnipo	上市时长	公司已上市时长的自然对数
lnrd	创新投入	研发支出的自然对数 (千万元)

注: 本文数据来源于国泰安 CSMAR 数据库, 时间跨度为 2008-2018 年。由于被解释变量和关键解释变量均为比例形式, 故为了保证数据的平稳性, 本文对其他变量采取对数化处理。上述提及的对数化处理是指采取“加 1”操作后的自然对数, 即 $\ln(\text{变量}+1)$ 。

表 4 变量的描述性统计

Tab. 4 Descriptive statistics of variables

变量符号	变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
xiaolv	效率水平	902	0.4003	0.2778	0.0261	1
nonstate	民营资本持股比例	902	0.7357	0.2333	0.1703	0.9999
nonstate ²	民营资本持股比例的平方	902	0.5957	0.3227	0.0290	0.9999
shrcr1	股权集中度	902	0.3963	0.1606	0.1025	0.8941
lnass	企业规模	902	3.8909	1.4328	0.5714	8.0047

er	财务杠杆	902	3.0017	24.2929	-5.1078	685.9467
lnipo	上市时长	902	2.7294	0.3511	0	3.2958
lnrd	创新投入	902	0.0032	0.0185	0	0.3276

注：本文数据来源于国泰安 CSMAR 数据库，时间跨度为 2008-2018 年。每个解释变量的定义和构建详见表 3.1。

表 5 变量间的 pearson 相关系数

Tab. 5 Pearson correlation coefficient between variables

	xiaolv	nonstate	nonstate ²	shrcr1	lnass	er	ipo	lnrd
xiaolv	1.0000							
nonstate	-0.0120	1.0000						
nonstate ²	-0.0100	0.9911	1.0000					
shrcr1	-0.0632	-0.4773	-0.4261	1.0000				
lnass	0.0532	-0.0574	-0.0591	0.2270	1.0000			
er	0.0408	0.0248	0.0328	-0.0089	-0.0523	1.0000		
lnipo	-0.0022	0.0955	0.1163	-0.0546	-0.0165	-0.0049	1.0000	
lnrd	-0.0362	0.0683	0.0711	-0.0760	-0.0256	0.0219	0.0423	1.0000

3.2 面板数据模型设定

实证研究的因变量为国有上市企业运营效率，关键解释变量为民营资本持股比例及其平方项。鉴于因变量为 DEA 模型测算的效率值，属于截断式数据，故本文采用 tobit 模型。同时，根据前人的研究，为了解决 Tobit 回归模型中可能存在的内生性问题，本文将参照相关文献对股东持股量取一年滞后替代当期值，以控制股权结构的内生性问题^{[14][16][17][18][41]}。带有滞后关键解释变量的 Tobit 回归模型如下式。

$$xiaolv = \begin{cases} xiaolv^*_{i,t}, & \text{若 } 0 < xiaolv_{i,t} < 1 \\ 1 & \text{, 若 } 1 \leq xiaolv_{i,t} \\ 0 & \text{, 若 } 0 \geq xiaolv_{i,t} \end{cases}$$

其中， $xiaolv^*_{i,t} = \alpha_i + \beta_1 * nonstate_{i,t-1} + \beta_2 * nonstate^2_{i,t-1} + \beta_3 * shrcr1_{i,t-1} + \beta_4 * lnass_{i,t} + \beta_5 * er_{i,t} + \beta_6 * lnipo_{i,t} + \beta_7 * lnrd_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$

上述变量中，被解释变量为国有上市企业运营效率值（xiaolv）。关键解释变量为 nonstate、nonstate2，即民营资本持股比例及其平方项。控制变量有：shrcr1 为股权集中度指标，亦用滞后一阶的第一大股东持股比例衡量；lnass 为企业规模；er 为财务杠杆；lnipo 为上市时长；lnrd 为创新投入。 $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。

基于前文提出的回归方程中国有上市企业运营效率影响因素，作出以下六个假设：

假设一：民营资本持股占比与国有上市企业运营效率成 U 型关系。

假设二：股权集中程度越高，国有上市企业运营效率表现就越差。

假设三：国有上市企业规模越大，其运营效率表现就会越好。

假设四：国有上市企业的财务杠杆（产权比率）越高，企业运营效率水平反而越低。

假设五：国有企业上市年限越久，其运营效率情况越好。

假设六：国有上市企业创新投入越多，其运营表现亦会越好。

3.3 模型回归结果分析

基于以上假设，以及构建的混合所有制改革背景下我国国有上市企业运营效率影响因素的带有滞后关键解释变量的 Tobit 模型，对回归结果进行如下分析。

3.3.1 基准回归

利用 Stata 软件进行 Tobit 回归模型的测算（详见表 6）。考虑到内生性和异方差等问题，本文采用了稳健性标准误、固定效应，通过逐次添加变量的方法进行回归，并在回归考虑了年份、企业特征等因素。表 6 汇报了采用稳健标准误的 Tobit 模型的回归结果。

观察表 6 分析可知，民营资本持股比例变量一次项系数符号显著为负，二次型系数符号显著为正。这一特点，在统计学上可解释为“因变量是自变量的凹函数”。也就是说，国有上市企业运营效率与民营资本参股之间存在“U 型”变化趋势，即“阈值效应”。通过计算可得出“阈值”点位于约 75%处，即民营资本持股比例 75%位置（见表 6 最后一行）。通过将国企运营效率与民营资本持股规模之间的“U 型”关系划分成两个部分，可以发现：在“阈值”左侧，即民营资本持股较少（政府持股较多）的区间，随着民营资本持股比例分布的增大，企业效率出现下降。民营资本初始注入到国有企业中，民营资本的增大对于企业效率产生负的影响。然而，如果民营资本持股足够多，民营持股比例和企业效率间关系就会出现拐点。在“阈值”右侧，即民营资本持股较多（政府持股较少）的区间，民营资本逐渐成为企业的主导资本力量，企业效率随着民营资本的增加而升高，即民营资本的增大对于企业效率产生了正的影响。该“阈值”发生在政府持股 30%附近，这是监管当局和市场上认可的相对控股界限^[42]。也就是说，当民营资本作为第二大力量初始注入到国有企业中，暂时无法改善甚至恶化国企效率困境；只有当民营资本参股推动政府持股小于控股界线，以致其不再成为企业的控股股东时，民营持股才可以有一定的正面边际效应，混合所有制改革初见成效。另外注意到，拐点并未在民营持股 70%（政府持股 30%）位置上，而是略大于 70%。这是由于国有股的特殊性，政府持股对企业运营影响深远，政府对企业经营管理的影响并未随着控股地位的失去而立刻下跌，民营资本在获得控股地位后，仍需增持股份才可充分利用民营成分的活力。

具体来说，在混合所有制改革初期阶段，民营资本注入国有企业内部参与企业治理，此时仍是处于“国有资本一股独大”的股权结构，张文魁（2017）定义该阶段为名义性混合所有制^[43]。也就是，此时的混改仍维持了国有成分独大的情况，未将市场机制真正引入企业中。这时候民营资本参股程度的增加虽然会在一定程度上缓解国有企业“一股独大”局面，但是由于民营资本话语权不够，公司治理结构仍然旧式化，此时企业虽然股份制了，但本质上为半市场化。并且鉴于民营资本与国有资本间尚未形成有效的制衡，民营成分的引入不但不会缓解反而会进一步恶化两种成分的冲突性、矛盾性，进而引起企业运营效率下跌^[36]。这主要归因于民营资本与国有资本的运营目标差异性，国有股权目标是社会福利最大化，而民营股权则是致力于利润最大化^[15]。但是，随着这两种相异产权属性资本的融合程度逐渐加深，引入的民营资本比例增加且跨越了“股权结构拐点”，民营资本作为股东其力量不断增强，此时国有企业也迈入了实质性混合所有制改革阶段^[43]。此时，混合所有制有助于改善公司治理模式，不同主体的股权能够彼此相互制衡，实现较好的企业治理均衡^[44]。并且由于民营资本持股比例大于 75%（即政府持股小于 25%），政府不再是企业的控股主体，企业性质由此变为民营绝对控股。该阶段下国有企业治理模式会转变为市场化运营，而非政府主导。以往因国有股权致力于最大化社会福利而导致企业承担较多政策性负担的局面得到

改善^[15]。之后,由于民营资本已成为企业的主导资本力量,企业效率会随着民营资本的增加而升高,国有企业混合所有制改革得以初步实现。

同时,关于其余控制指标对国企运营效率的影响。根据表6中带滞后回归变量的Tobit模型估计结果最后一列可知,股权集中度指标(shrcr1)对企业运营效率起负向作用,且通过1%显著性检验。这表明了企业股权集中不利于企业运营效率的改善。究其原因,可能是当股权资本归属于某一小部分人时,容易产生“内幕交易”、“大股东侵占小股东”等行为,即造成企业治理管理失衡,极不利于企业长期发展。企业财务杠杆指标(er)在回归结果中也多次显示于5%以上显著性水平上对运营效率发挥着显著负向作用。另外,通过观察表6,发现企业资产规模(lnass)与运营效率一直保持正向关系,因为企业规模反映了企业在获取资源及实现投资机会的能力,规模越大,越容易获得高素质人员、技术及资金,反映在企业运营效率上就表现为效率水平较高。以上变量实证结果表现均与相关假设一致(假设一到假设四),但假设五与假设六却不成立。具体来看,企业上市时长(lnipo)多次对运营效率有负向影响,表6企业上市时长变量的系数符号多次为负,这可能是由于相比于新上市的企业,上市时间较早的企业,其形成的经营治理模式大都固化且比较旧式,会妨碍企业创新,造成效率提升困难。另外,就创新投入变量(lnrd)而言,表6中其在1%水平上显著为负,与预期假设不符的原因可能在于:一方面,国家对知识产权保护力度不够招致搭便车行为泛滥。企业研发创新的目的是为了获得垄断利润,当其它企业能够较易地模仿领先企业技术,就会挫伤研发企业的自主创新积极性,进而降低了社会总体的研发水平^[45];另一方面,还可能存在时滞原因。当期的创新投入未必会当期就对企业运营发挥作用。因此,创新投入与企业效率可能并不构成正向关系。

表6 带有滞后关键解释变量的Tobit回归估计结果

Tab. 6 Tobit regression estimation results with lagging key explanatory variables

解释变量	被解释变量: 企业运营效率 xiaolv						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
nonstate _{i,t-1}	-0.8171** (0.3884)	-0.8995** (0.3910)	-0.9238** (0.3962)	-0.9738** (0.3979)	-0.9254** (0.3959)	-0.9810** (0.4082)	-1.1977*** (0.4335)
nonstate ² _{i,t-1}	0.5253* (0.2729)	0.5788** (0.2747)	0.5980** (0.2789)	0.6312** (0.2858)	0.5930** (0.2789)	0.6299** (0.2941)	0.7584** (0.3142)
shrcr1 _{i,t-1}	-0.2132*** (0.0829)	-0.2571*** (0.0855)	-0.2637*** (0.0857)	-0.2707*** (0.0804)	-0.2697*** (0.0857)	-0.2777*** (0.0836)	-0.2539*** (0.0741)
lnass _{i,t}	-	0.0150* (0.0077)	0.0149* (0.0077)	0.0156* (0.0087)	0.0128 (0.0083)	0.0135 (0.0091)	0.0108 (0.0096)
er _{i,t}	-	0.0005 (0.0004)	0.0005 (0.0004)	-0.0010** (0.0004)	0.0005 (0.0004)	-0.0011** (0.0004)	-0.0013*** (0.0003)
lnipo _{i,t}	-	-	-0.0045 (0.0345)	-0.0037 (0.0273)	-0.0242 (0.0442)	-0.0233 (0.0291)	0.0186 (0.0322)
lnrd _{i,t}	-	-	-0.6415 (0.5515)	-0.5875*** (0.1431)	-0.6323 (0.5519)	-0.5726*** (0.1425)	-0.6278*** (0.1880)
N	820	820	820	820	820	820	820

年份	-	-	-	-	+	+	+
行业	-	-	-	+	-	+	+
省份	-	-	-	-	-	-	+
Prob>chi2 或 (Prob>F)	0.04294**	0.0255**	0.0484***	0.0000***	—	0.0000***	—
阈值点	0.7777	0.7770	0.7724	0.7714	0.7803	0.7787	0.7896

注：表中系数是解释变量的边际效应，括号中为稳健性标准误（如（1）-（7）列），***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。“-”和“+”分别表示不加入、加入控制变量。

3.3.2 稳健性检验

为了验证上述 Tobit 模型回归结果的可靠性，本文借鉴蔡贵龙等（2018）、罗宏和秦际栋（2019）的方法^{[14][31]}，替换因变量来开展稳健性检验。在应用 Tobit 模型基础上，参照陈小悦和徐晓（2001）采用主营业务资产收益率（CROA）指标，在反映公司绩效上它比市场上规定的 ROE 更为优越且稳定，被操纵的程度小^[46]。

通过观察表 7，将回归被解释变量替换为主营业务资产收益率（CROA）指标后结果基本不变。当民营资本参股处于低水平时，民营资本增加会对国有企业运营效率造成负向影响，但随着民营资本成为企业主导资本力量，民营资本的增加会对运营效率产生正向影响。另外就各控制变量而言，股权集中度指标、资产规模指标、上市时长指标、以及创新投入指标仍与企业运营效率依次成显著负向、正向、负向、负向关系。由此经过分析，结果表明国有上市企业运营效率与民营资本参股之间“U 型”的阈值关系仍然存在。虽然表 7 中“阈值”集中于 65%左右位置，但关键变量符号及显著性与前文仍保持一致，拐点位置的差异可能是由于因变量衡量的方式不同所导致的。但总的来说，稳健性检验下关键解释变量以及其它大部分控制变量的系数符号和显著性情况均与表 6 无根本性出入，这表明回归结果是有效且稳健。

表 7 Tobit 模型下替换因变量（CROA）的稳健性回归结果

Tab. 7 Robust regression results of the replacement dependent variable (CROA) under the Tobit model

解释变量	被解释变量：主营业务资产收益率 (CROA)					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
nonstate _{i,t-1}	-0.1900*	-0.1945*	-0.2202**	-0.2388**	-0.2321**	-0.2463**
	(0.1055)	(0.1064)	(0.1065)	(0.1079)	(0.1075)	(0.1069)
nonstate ² _{i,t-1}	0.1564**	0.1595**	0.1783**	0.1921**	0.1864**	0.2003***
	(0.0741)	(0.0747)	(0.0748)	(0.0759)	(0.0756)	(0.0752)
shrcr1 _{i,t-1}	-0.0019	-0.0038	-0.0042	-0.0056	-0.0024	-0.0032
	(0.0226)	(0.0233)	(0.0233)	(0.0233)	(0.0232)	(0.0231)
lnass _{i,t}	-	0.0007	0.0005	0.0004	0.0004	0.0028
		(0.0021)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0021)	(0.0022)
er _{i,t}	-	-	-0.0007**	-0.0007**	-0.0008**	-0.0008**
			(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)	(0.0003)
lnipo _{i,t}	-	-	-	-0.0099	-0.0105	-0.0103

				(0.0094)	(0.0093)	(0.0119)
$\ln rd_{i,t}$	-	-	-	-	0.3917***	-0.4177***
					(0.1500)	(0.1494)
N	820	820	820	820	820	820
年份	-	-	-	-	-	+
Prob>chi2 或 (Prob>F)	0.0281**	0.0565*	0.0014***	0.0020***	0.0003***	0.0011***
阈值点	0.6333	0.6483	0.6476	0.6284	0.6447	0.6158

注：表中系数是解释变量的边际效应，括号中为稳健性标准误（如（1）-（6）列），***、**、*分别表示 1%、5%、10% 的显著水平。“-”和“+”分别表示不加入、加入控制变量。

4 政策建议

基于上述研究结论以及综合考虑我国国有企业发展现状，为充分发挥我国国有企业在现代化建设及经济高质量发展中的积极作用，本文提出以下建议。

①制定区域发展战略，加强地区协调发展。从政府层面上具体而言，各级政府应以协调发展为基本出发点，制定相关区域发展战略，以期逐步扭转区域间国有企业运营效率差距逐渐拉大的趋势。

②助推跨区域合作交流，发挥引领带动作用。各级政府应当积极营造有利企业长期发展的营商环境，并助推区域内企业跨地区开展互动与合作，增强区域中心城市的集聚引领和带动作用，强化区域间商业合作及技术交流。

③完善公司治理模式，从根本上破除效率困境。应以市场化为国企改革导向，秉持资源市场化配置规则，确保参股至国企中的民营股东有充足的话语权以期能够介入公司治理，进而有效利用民营股权优越的治理模式来运营企业。

④制度先行做好保障，构建完善法律法规体系。充分利用 5G 发展机遇打造网络化行政审批平台，为民营成分进入提供优质的营商环境。

参考文献

- [1]刘懿,方玉.国有上市企业运营效率测算和时空演进分析[J].经济地理,2020,40(02):117-124+131.
- [2]姚洋.非国有经济成分对我国工业企业技术效率的影响[J].经济研究,1998(12):29-35.
- [3]黄宇华.基于 SFA 模型的企业效率及其影响因素研究——以计算机、通信和其他电子设备制造业为例[J].区域金融研究,2017(08):86-90.
- [4]Charnes A.W.,Cooper W.W.,and Rhodes.E,1978,Measuring the Efficiency of Decision Making Units, European Journal of Operational Research, 2, 429-444.
- [5]樊宏.中国钢铁、汽车、房地产行业运行效率研究(2000~2004)——基于 33 家上市公司面板数据的 DEA 实证分析[J].数量经济技术经济研究,2007(02):54-63+81.
- [6]张宁,胡鞍钢,郑京海.应用 DEA 方法评测中国各地区健康生产效率[J].经济研究,2006(07):92-105.
- [7]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[J].数量经济技术经济研究,2008(07):18-30.
- [8]朱南,谭德彬.我国财务公司资金使用效率、动态变化及影响因素研究——基于 DEA 方法的实证分析[J].金融研究,2015(01):177-192.
- [9]张涛,刘宽斌,熊雪.中国国有和民营制造业企业生产效率对比研究[J].数量经济技术经济研究,2018,35(06):78-94.

- [10]黄群慧,余菁.国有企业改革的进程、效率与未来方向[J].南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2019,56(01):87-98+160.
- [11]Kang Y S, Kim B Y. Ownership structure and firm performance: Evidence from the Chinese corporate reform[J]. China Economic Review, 2012, 23(2): 471-481.
- [12]陈建林.家族所有权与非控股国有股权对企业绩效的交互效应研究——互补效应还是替代效应[J].中国工业经济,2015(12):99-114.
- [13]祁怀锦,刘艳霞,王文涛.国有企业混合所有制改革效应评估及其实现路径[J].改革,2018(09):66-80.
- [14]罗宏,秦际栋.国有股权参股对家族企业创新投入的影响[J].中国工业经济,2019(07):174-192.
- [15]董梅生,洪功翔.中国混合所有制企业股权结构选择与绩效研究[J].上海经济研究,2017(03):71-77.
- [16]郝阳,龚六堂.国有、民营混合参股与公司绩效改进[J].经济研究,2017,52(03):122-135.
- [17]刘汉民,齐宇,解晓晴.股权和控制权配置:从对等到非对等的逻辑——基于央属混合所有制上市公司的实证研究[J].经济研究,2018,53(05):175-189.
- [18]祁怀锦,李晖,刘艳霞.政府治理、国有企业混合所有制改革与资本配置效率[J].改革,2019(07):40-51.
- [19]魏权龄.数据包络分析(DEA)[J].科学通报,2000(17):1793-1808.
- [20]孙兆斌.股权集中、股权制衡与上市公司的技术效率[J].管理世界,2006(07):115-124.
- [21]丁一兵,付林.中美大型企业社会责任对其企业效率的影响机制研究——基于 DEA-Tobit 两步法的分析[J].产业经济研究,2015(06):21-31.
- [22]范建双,虞晓芬,赵磊.中国国有、私营和外资工业企业地区间效率差异研究[J].数量经济技术经济研究,2015,32(06):21-38.
- [23]常亚青,宋来.中国企业相对效率和全要素生产率研究——基于 37 个行业 5 年数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2006(11):3-12+30.
- [24]韩英,马立平.京津冀产业结构变迁中的全要素生产率研究[J].数量经济技术经济研究,2019,36(06):62-78.
- [25]王滨.FDI 技术溢出、技术进步与技术效率——基于中国制造业 1999~2007 年面板数据的经验研究[J].数量经济技术经济研究,2010,27(02):93-103+117.
- [26]李春顶.中国制造业行业生产率的变动及影响因素——基于 DEA 技术的 1998~2007 年行业面板数据分析[J].数量经济技术经济研究,2009,26(12):58-69.
- [27]李丹,胡小娟.中国制造业企业相对效率和全要素生产率增长研究——基于 1999~2005 年行业数据的实证分析[J].数量经济技术经济研究,2008(07):31-41.
- [28]姜付秀,朱冰,王运通.国有企业的经理激励契约更不看重绩效吗?[J].管理世界,2014(09):143-159.
- [29]辛清泉,谭伟强.市场化改革、企业业绩与国有企业经理薪酬[J].经济研究,2009,44(11):68-81.
- [30]刘慧龙,张敏,王亚平,吴联生.政治关联、薪酬激励与员工配置效率[J].经济研究,2010,45(09):109-121+136.
- [31]蔡贵龙,柳建华,马新啸.非国有股东治理与国企高管薪酬激励[J].管理世界,2018,34(05):137-149.
- [32]宋周莺,康蕾,刘毅.中国区域投入产出效率的综合测度与时空格局[J].地理研究,2019,38(02):326-336.
- [33]张志伟.京津冀区域协调问题研究[J].中国商论,2018(23):139-140.
- [34]丁如曦,倪鹏飞.中国经济空间的新格局:基于城市房地产视角[J].中国工业经济,2017(05):94-112.
- [35]刘修岩,李松林,秦蒙.城市空间结构与地区经济效率——兼论中国城镇化发展道路的模式选择[J].管理世界,2017(01):51-64.
- [36]郝云宏,汪茜.混合所有制企业股权制衡机制研究——基于“鄂武商控制权之争”的案例解析[J].中国工业经济,2015(03):148-160.
- [37]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[J].中国农村经济,2014(08):42-57+75.
- [38]郭华,王程,李后建.政策不确定性、银行授信与企业研发投入[J].宏观经济研究,2016(02):89-105+112.
- [39]赵世勇,陈其广.产权改革模式与企业技术效率——基于中国制造业改制企业数据的实证研究[J].经济研究,2007(11):71-81.

- [40]覃家琦,邵新建.交叉上市、政府干预与资本配置效率[J].经济研究,2015,50(06):117-130.
- [41]徐莉萍,辛宇,陈工孟.股权集中度和股权制衡及其对公司经营绩效的影响[J].经济研究,2006(01):90-100.
- [42]田利辉.国有股权对上市公司绩效影响的 U 型曲线和政府股东两手论[J].经济研究,2005(10):48-58.
- [43]张文魁.混合所有制的股权结构与公司治理[J].新视野,2017(04):11-19.
- [44]沈昊,杨梅英.国有企业混合所有制改革模式和公司治理——基于招商局集团的案例分析[J].管理世界,2019,35(04):171-182.
- [45]宗庆庆. 中国工业企业 R&D 投入的策略互动行为研究[J]. 财经研究, 2013,(10):46-59.
- [46]陈小说,徐晓东.股权结构、企业绩效与投资者利益保护[J].经济研究,2001(11):3-11+94.

Research on the Influence of Private Capital Shareholding Proportion on the Operational Efficiency of State-owned Enterprises

LIU Yi ,FANG Yu

(School of Economics and Trade, Hunan University, Changsha 410079,Hunan)

Abstract: The Chinese government has now implemented a series of policies to help the development of state-owned enterprises, of which the transfer of shares by state-owned enterprises to introduce joint management of private capital is the core measure. However, the research on the operational efficiency of state-owned enterprises and whether the use of private capital can help optimize the efficiency of resource allocation has important guiding significance for the future reform of state-owned enterprises. Based on this, this article measures and analyzes the operational efficiency of state-owned enterprises, and discusses the impact of private capital on the operational performance of state-owned listed companies. Namely: (1) Apply the DEA method to measure and analyze the operating efficiency of state-owned enterprises; (2) Use the measured operating efficiency as a dependent variable to establish a Tobit model to explore the operating efficiency of my country's state-owned listed enterprises from the perspective of private capital Influencing factor model. The conclusions are as follows: (1) The operating efficiency shows a "east-middle-west" stepwise decline pattern, that is, the development status The operational efficiency of enterprises in better regions is relatively high; (2) There is a "U-shaped" trend between the operational efficiency of the sample of state-owned listed companies in China and the participation of private capital.

Keywords: State-owned listed companies; Operational efficiency; Private capital participation; Data Envelopment Analysis; Tobit regression;