

---

---

# 晋升激励、竞争驱动与产能扩张： 来自中国电改的证据

谢伦裕 王宇澄 晋晶\*

---

**内容提要** 本文从中国国有企业“做大”的规模目标和晋升激励角度构建双重激励竞争模型,研究了国有企业产能扩张行为。理论模型的数值模拟结果发现:国有企业间竞争程度的增加将导致企业规模扩张,而价格管制的存在会强化这一机制。此外,本文构建电厂层面微观面板数据,利用在2002年电力体制改革中国国家电力公司“一拆五”带来的竞争程度增加这一自然实验,使用双重差分法研究发现:在国家电力公司拆分后,中央企业所属电厂装机容量相对于非中央企业电厂得到显著提高。机制分析进一步排除其他导致产能扩张的原因,并验证了晋升激励的存在性。本研究对进一步深化国有企业改革和持续推进供给侧结构性改革具有重要意义。

**关键词** 晋升激励 产能扩张 中国电力体制改革 中央企业

---

## 一 引言

随着中国经济的高速发展,国内部分行业产能迅速扩张,形成许多体量庞大的企业。产能扩张对经济生产和社会民生产生巨大影响:一方面显著提升了人民的生产生

---

\* 谢伦裕:中国人民大学应用经济学院 北京市海淀区中关村大街59号;王宇澄(通讯作者):美国匹兹堡大学经济系 230 S Bouquet St, Pittsburgh PA 15260;晋晶:中国人民大学经济学院。电子邮箱:lunyuxie@ruc.edu.cn(谢伦裕);yuw143@pitt.edu(王宇澄);jennyjin17@ruc.edu.cn(晋晶)。

作者感谢国家自然科学基金项目(71703163)和中国人民大学科学研究基金项目(17XNS001、11XNL004)的资助,感谢中国人民大学郑新业和秦萍对本文的帮助,以及审稿专家提出的宝贵意见。当然,文责自负。

活水平;但另一方面也引发了一定的过度投资和产能过剩问题。以电力行业为例,在产能形成初期,发电能力的增加极大提高了电力的可获得性。中国自1990年至今人均电力消费量平均增速约9%<sup>①</sup>,远超世界平均水平;同时电网覆盖率不断扩大,已于2015年年底全面解决无电人口问题。然而,过度扩张也导致产能过剩的风险持续上升。董敏杰等(2015)测算,2001-2011年中国发电行业产能利用率在各行业中处于较低水平。国家能源局对绝大部分地区都提出了煤电产能过剩的风险预警<sup>②</sup>。火电规模的快速扩张间接引发了电网的“弃风”现象(Ren *et al.*, 2021)。因此,在当前去产能的背景下,理解产能扩张这把“双刃剑”的形成机制,已经成为政策制定者和学术界关注的重大理论问题之一。

已有研究主要从3个视角对产能扩张现象进行解释。一是在位厂商策略性竞争。根据Spence(1977)与Dixit(1980)的模型,在位厂商可能通过规模扩张方式阻止潜在竞争者进入,以实现其利润最大化。二是信息不对称导致的潮涌现象。根据林毅夫(2007)与林毅夫等(2010)的研究,进入厂商只能看到行业前景而难以预期其他厂商决策,从而导致产能过度扩张。白让让(2016)也证实了这一现象的存在。三是地方政府竞争(江飞涛等,2012)与官员晋升激励(杨其静和吴海军,2016;干春晖等,2015)引致的政府产业政策(寇宗来等,2017)与行政干预(刘诚和钟春平,2018)对企业投资行为的扭曲。

本文结合中国行业分布和企业所有制结构特点,尝试为产能扩张现象提供一个新的解释视角。产能快速扩张的传统行业<sup>③</sup>往往是处于工业上游或带有公共服务属性的行业。从企业所有制特点看,这些行业多为国有企业特别是中央国有企业(后文简称中央企业)集中的行业,例如煤炭、钢铁、电解铝及煤电行业等。根据上述现象,本文提出以下问题:中央企业是否天然存在产能扩张冲动?其扩张的激励因素是什么?背后的制度因素和作用机制又是什么?

中央企业的一个重要特点是其负责人拥有行政级别,具有准官员性质,因此存在晋升激励。中央企业董事长可能同时身为中央委员或中央候补委员,并有机会赴任其他党政领导岗位,实现由企业管理者向官员转变。不同中央企业的董事长之间存在升

① 数据来源于国际能源署(IEA)统计数据。

② 详见《国家能源局关于建立煤电规划建设风险预警机制暨发布2019年煤电规划建设风险预警的通知》(国能电力[2016]42号)。

③ 产能快速扩张的传统行业,主要指《国务院关于加快推进产能过剩行业结构调整的通知》(国发[2006]11号)中提出的产能明显过剩行业和潜在过剩行业。

迁竞争,是否升迁取决于考核结果。杨瑞龙等(2013)研究发现,相比于国有资本保值率,中央企业负责人的考核更看重营业收入增长率,存在规模导向。因此,晋升激励和“做大做强”的考核目标<sup>①</sup>可能导致中央企业负责人将扩大规模作为自己的政绩,在利润最大化目标之外引入规模目标<sup>②</sup>,产生企业负责人之间的政绩锦标赛,引发过度投资和产能扩张。这一竞争在主营业务相似的中央企业间更为激烈,由此产生的产能扩张效果更加明显。因此,本文从中央企业负责人具有准官员晋升激励角度,研究了中央企业产能扩张背后的制度因素,为理解中央企业行为提供新视角,具有重要的学术价值和政策含义。

本文的核心观点是,中央企业负责人的准官员性质激励其扩大企业规模以提高政绩,这是造成中国上游行业产能扩张的重要原因;而中央企业这种政绩锦标赛带来的产能扩张效果,在锦标赛竞争程度增加时表现得更为明显。为验证该观点,本文首先结合中央企业负责人具有准官员性质的制度背景,构建晋升和利润双重激励下的企业规模竞争模型,并通过数值模拟,研究当中央企业负责人存在晋升激励时,锦标赛竞争程度和行业价格管制对均衡产能的影响;然后利用企业电厂层面微观数据,借助2002年中国电力体制改革中国家电力公司拆分为“五大发电集团”这一自然实验,对理论假说进行经验检验。研究发现,拆分导致中央企业负责人间锦标赛竞争程度上升,显著增加了中央企业下属电厂装机容量;机制分析证明存在晋升激励,且排除了利润激励对这一产能扩张现象的影响。

本文创新之处和贡献主要体现在:首先,从中央企业负责人晋升激励角度,为理解国有企业的多重目标提供了微观基础。国有企业决策具有多重目标是学术界的共识<sup>③</sup>,也是研究国有企业低效率(刘瑞明,2013)、过度投资(孙晓华和李明珊,2016)及导致经济波动(李敏波和王一鸣,2008)等问题的理论前提。本文通过发现中央企业规模竞争具有“重相对排名,轻绝对数量”的特点,在模型中借助“位置物品”概念刻画中央企业的晋升激励,为理解国有企业多重目标提供了新视角。其次,为中央企业多重目标和行为的研究提供了定量证据。由于中央企业相关公开数据较少且非利润目标难以度量,以及内生性问题较难处理,该方面文献一直较为缺乏。本文利用电厂层

① 事实上,“做大”的目标往往比“做强”的目标更加重要。因为规模目标更容易被衡量与考核。

② 规模目标包括业务规模、资产总量和营业收入等。

③ 除传统厂商理论中的利润最大化目标外,国有企业可能考虑规模目标(王曦,2005)、企业可支配收益目标(刘小玄和刘芍佳,1998)、政府税收目标、政策负担目标(林毅夫和李周,1997)及GDP拉动目标(唐雪松等,2010)等。

面数据<sup>①</sup>,借助国家电力公司拆分的自然实验,找到了相对外生地中央企业负责人间竞争程度的冲击,解决了竞争程度和规模大小相互影响带来的内生性问题。第三,本文关注具有中国特色的国有企业制度安排,从晋升激励和竞争驱动角度解释了国有企业投资行为及其引致的产能扩张现象,有助于理解中国上游行业产能形成的制度因素,促进政策制定者优化国有企业考核标准,防范和化解相似行业产能过剩风险。同时,本文论证的政绩锦标赛竞争程度增加影响国有企业产能扩张这一论点,对进一步深化国有企业改革和持续推进供给侧结构性改革具有重要意义。

本文余下部分安排为:第二部分构建理论模型并提出假说;第三部分借助电力体制改革的自然实验对假说进行检验;第四部分为机制分析和稳健性检验;最后是本文结论和建议。

## 二 理论模型

### (一) 中央企业的考核体系与双重目标

中央企业的形成始于20世纪90年代国有企业“抓大放小”改革(Hsieh and Song, 2015)。小型国有企业特别是地方国有企业部分民营化(Huang *et al.*, 2017),而大型国有企业在“做大做强”思想的引导下,经历了一系列兼并重组,形成了由国务院国有资产监督管理委员会(后文简称国资委)控股的大型企业集团,即可称为中央企业。之后经过多年重组与发展,中央企业在其经营范围内逐渐形成主导优势。

不同于职业经理人利润激励模式,中央企业负责人面临业绩与政绩的双重激励。首先,中央企业负责人存在业绩考核,主要包括利润总额、净资产收益率和经济增加值等指标(张先治和李琦,2012)。业绩考核与中央企业负责人绩效薪金挂钩,旨在通过其薪资奖金激励,提升中央企业经营业绩(周权雄和朱卫平,2010)。此外,中央企业负责人还存在政绩考核,主要体现在:首先,中央企业负责人存在由“准官员”变为官员的可能。中央企业负责人享受副部级待遇却不是真正意义上的官员,其晋升轨迹通常是先平级调动到党政系统岗位完成官员身份转变,再在党政系统内进一步升迁<sup>②</sup>。在中国现任省部级以上官员中,有相当一部分来自中央企业负责人岗位。其次,中央

<sup>①</sup> 一家发电企业通常拥有多个下属电厂。电厂层面数据的重要价值已逐渐被学者发现。使用该数据的研究还包括魏楚和郑新业(2017)、Chen *et al.* (2018a)及Chen *et al.* (2018b)等研究。

<sup>②</sup> 例如现任中共中央政治局委员郭声琨曾任中国铝业公司总经理、党组书记;现任交通运输部部长李小鹏曾任华能集团公司总经理、党组书记;现任黑龙江省委书记张庆伟曾任中国航天科技集团公司总经理、党组书记。

企业负责人拥有超龄退休的权利,这是对其政绩的肯定<sup>①</sup>。中央企业负责人有退休制,履职年龄上限通常为63岁。由于他们往往掌握大量的经济和政治资源,延迟退休实际上让他们对中央企业保持了更长时间的控制,是巨大的隐性福利。第三,政绩考核体系也暗含对竞争失败者的惩罚。在中央企业竞争中,规模较小的中央企业可能会被合并<sup>②</sup>。当中央企业被合并时,两家负责人通常存在职位冲突,特别是“一把手”(包括董事长、党组书记和总经理)间,合并后其中一位必然面临退休、调离或担任二把手的安排。无论是哪一种安排均是对“一把手”实际权利的削弱。因此,政绩考核上至少要“不被淘汰”也是很多中央企业“一把手”的重要决策目标。

由此可见,政绩考核在中央企业行为决策中的意义往往比业绩考核更为重要<sup>③</sup>,而企业规模正是政绩考核的重要指标。一方面,中央企业必须拥有相当的规模和市场影响力,才能确保中央对涉及国家安全、国计民生的重大战略行业具有足够掌控力(王宇澄等,2018)。“做大”也是国资委明确的国有企业三大发展目标之一。另一方面,在对中央企业负责人进行政绩排名时,规模是最为显性、易度量、可比较的指标。在一般情况下,中央企业“一把手”相比于其他主要负责人更看重晋升激励和政绩考核。

### (二)位置物品与准官员的晋升激励

政绩考核主要基于中央企业负责人的相对位次排名,而非绝对成绩。政绩考核实为政绩锦标赛,锦标赛中得分高低的依据之一正是企业资产规模。因此,对中央企业负责人而言,企业资产规模是一种位置物品(positional goods),即消费带来的效用不取决于绝对消费量而取决于相对消费量(Frank,2005)。中央企业负责人看重的不仅是自身资产规模的绝对值,更是相较于其他中央企业规模的大小及其在锦标赛中的相对位置。即企业负责人的效用函数不仅受自身企业规模影响,还受其他企业规模影响。参与锦标赛的企业之间业务越接近,竞争就越激烈,效用水平受其他企业规模影响的程度就越大。这也是本文经验研究部分“中央企业拆分导致其负责人间竞争程度加

① 时任长江三峡集团董事长李永安68岁退休,时任中国国际工程咨询公司总经理包叙定69岁退休(杨瑞龙等,2013)。

② 2003-2010年,时任国资委主任李荣融曾多次提出,“如果中央企业做不到各自行业的前3名,就需要自己找婆家,并入前3名的中央企业中。如果找不到婆家,国资委将会主导重组。”8年间,中央企业数量由196家减至123家。这里的行业前3名是以企业规模衡量的。规模小的中央企业被合并的可能性更大。

③ 中央企业普遍存在多级子公司并存、股权结构复杂以及非主营业务庞大等问题,导致对中央企业真实利润的核算非常困难,需要借助专业审计机构才能实现。对于中管干部,国资委提供的业绩考核只能给中共中央组织部提供参考作用,还可能存在利润考核主观化的问题(卢闯等,2010)。比如,国资委在进行经济增加值考核时,会根据中央企业“承担社会责任的多少”“承担国家结构调整任务”以及“消化以前年度潜亏”等对业绩得分进行主观调整,并且最终打分结果在各中央企业间差距很小。

剧”的逻辑根源。拆分直接导致发电行业同时出现多家业务相似的企业,加剧了这些企业间相对绩效(位置物品)的竞争。

本文假设政绩锦标赛中有两家中央企业  $i$  和  $j$ , 用企业规模的效用函数  $g_i(k_i, k_j, \theta)$  刻画中央企业  $i$  的规模对其负责人效用的影响。 $g_i(k_i, k_j, \theta)$  可以看作是中央企业  $i$  的位置得分,它不仅取决于自身规模  $k_i$ , 同时取决于企业  $j$  的规模  $k_j$ ; 外生参数  $\theta (\theta \geq 0)$  表示政绩锦标赛的竞争程度;满足  $\frac{\partial g_i(k_i, k_j, \theta)}{\partial k_i} > 0$  和  $\frac{\partial g_i(k_i, k_j, \theta)}{\partial k_j} < 0$ 。为简化分析,假设效用函数形式为  $g_i(k_i, k_j, \theta) = \left(\frac{k_i}{k_j}\right)^\theta$ 。用比值的方式刻画位置物品的相对性,竞争程度  $\theta$  可以理解为比值的重要性。当假设两个企业同质时,市场均衡为  $k_i^* = k_j^* = k^*$ , 此时位置得分与  $k_i$  和  $k_j$  的水平值无关。也就是说,在锦标赛模式下,政绩考核只影响中央企业负责人的策略互动,不影响均衡时效用的绝对值<sup>①</sup>。

### (三)最优化问题的构建

进一步假设市场由这两家同质的中央企业  $i$  和  $j$  构成;中央企业  $i$  代表性负责人的效用函数由利润激励和晋升激励两部分组成,其中利润激励由企业利润水平  $\pi_i(k_i, k_j)$  衡量;晋升激励由企业规模带来的效用函数  $g_i(k_i, k_j, \theta)$  衡量。中央企业  $i$  负责人的效用函数(utility function)为:

$$\max_{k_i} U_i = \max_{k_i} [\gamma \cdot \pi_i(k_i, k_j) + (1 - \gamma) \cdot g_i(k_i, k_j, \theta) - rk_i] \quad (1)$$

其中,  $\gamma \in [0, 1]$  表示利润激励的相对权重,越有政治抱负的负责人越看重晋升激励,  $\gamma$  越小;  $r$  表示资本价格。

参照刘瑞明和石磊(2011)与钱学锋等(2019)刻画中国上游行业寡头竞争模型的思路,本文构建含有晋升激励的寡头数量竞争模型。中国上游行业是强管制行业,存在价格管控,因此上游中央企业本质上进行的是一种数量博弈而非价格博弈。用反需求曲线的价格弹性刻画价格管制程度。设定市场的反需求曲线为  $p = \beta - \alpha Q$ , 其中  $p$  为价格,  $\beta$  刻画市场规模容量;  $\alpha (\alpha \geq 0)$  为反需求曲线的斜率,表示市场价格对产量

① 中央企业竞争也可以从标尺竞争理论的角度进行建模。标尺竞争主要基于委托-代理理论和产业规制文献(Shleifer, 1985)。委托人通过引入相对绩效考核的标尺竞争以消除信息不对称带来的影响。本文模型与标尺竞争理论模型的区别在于:标尺竞争是一种“自上而下”的机制,是由委托人设置相对绩效标准以满足激励相容的条件。使用标尺竞争理论,不仅需要刻画中央企业(代理人)的效用函数,还需要刻画国资委(委托人)的最优化问题和其对中央企业的支付(payoff)。因此,基于标尺竞争理论框架建模的关键是如何刻画委托人的效用函数以及研究委托人和代理人的效用是否一致。本文模型实际上忽略了委托-代理的层级结构,相当于假设委托人可完全观测代理人的行为。这样简化了模型也减少了假设,同时并不会对本文观点和分析逻辑产生重大影响。

的敏感程度,同时也衡量价格管制程度,当  $\alpha = 0$  时,市场价格为严格的指令性价格。 $Q$  为总产量,  $Q = q_i + q_j$ , 其中  $q_i$  和  $q_j$  分别为各自企业的产量。为简化分析,假设企业规模  $k$  用该企业的资本存量来度量。同时假设资本为唯一生产要素,且企业生产函数规模报酬不变。中央企业  $i$  的生产函数为  $q_i = f(k_i) = Ak_i$ , 其中  $A$  为外生参数。利润水平为  $\pi_i(k_i, k_j) = pq_i = pAk_i$ 。假设中央企业  $i$  行为决策时面临利润非负约束,求解中央企业  $i$  的效用( $U_i$ )最大化时的投资水平,其最优化问题的一阶条件为:

$$\frac{\partial U_i}{\partial k_i} = \gamma \cdot \frac{\partial \pi_i(k_i, k_j)}{\partial k_i} + (1 - \gamma) \cdot \frac{\partial g_i(k_i, k_j, \theta)}{\partial k_i} - r = 0 \quad (2)$$

由(2)式可得企业  $i$  资本水平对企业  $j$  资本水平的最优反应函数  $k_i = K(k_j)$  的决定方程为:

$$\gamma A [\beta - 2\alpha \cdot Ak_i - \alpha \cdot Ak_j] + (1 - \gamma)\theta k_i^{\theta-1} k_j^{-\theta} = r \quad (3)$$

同理,可得企业  $j$  反应函数  $k_j = K(k_i)$  的决定方程为:

$$\gamma A [\beta - 2\alpha \cdot Ak_j - \alpha \cdot Ak_i] + (1 - \gamma)\theta k_j^{\theta-1} k_i^{-\theta} = r \quad (4)$$

联立(3)和(4)式,可得均衡资本  $k_i^*$  的决定方程为:

$$\beta\gamma A - r - 3\alpha\gamma A^2 k_i^* = (\gamma - 1)\theta \frac{1}{k_i^*} \quad (5)$$

均衡时企业  $i$  和  $j$  的规模为  $k_i^* = k_j^* = k(\alpha, \beta, \gamma, \theta, A, r)$ 。

#### (四)命题的提出

首先,晋升激励的相对权重影响企业均衡规模的最优反应函数。图1对负责人的最优反应曲线与  $\gamma$  之间的关系进行了数值模拟。从图1可知,随着晋升激励权重逐步增加( $\gamma$  逐步减小),最优反应曲线的形状逐步由向下倾斜变为向上倾斜,反应函数斜率增加。这意味着随着晋升激励权重增加,企业的最优策略从规模互补逐步变为规模竞争,且竞争程度逐渐加强。由此我们提出本文命题1。

**命题1:** 晋升激励的存在是中央企业进行规模竞争的必要条件。即  $\gamma < 1$  是  $\frac{\partial k_i}{\partial k_j} >$

0 的必要条件。

其次,在存在晋升激励情况下,锦标赛竞争程度的增加将导致企业产能扩张。如图1所示,晋升激励权重的增加并不一定带来均衡规模的增加。通过数学推导可以证明<sup>①</sup>,在一定参数组合下,晋升激励权重的增加甚至会导致均衡规模的减少。这说明,仅存在晋升激励,不足以导致中央企业负责人扩大企业规模。这是本文模型与已有规

① 具体推导可到本刊网站下载附件。

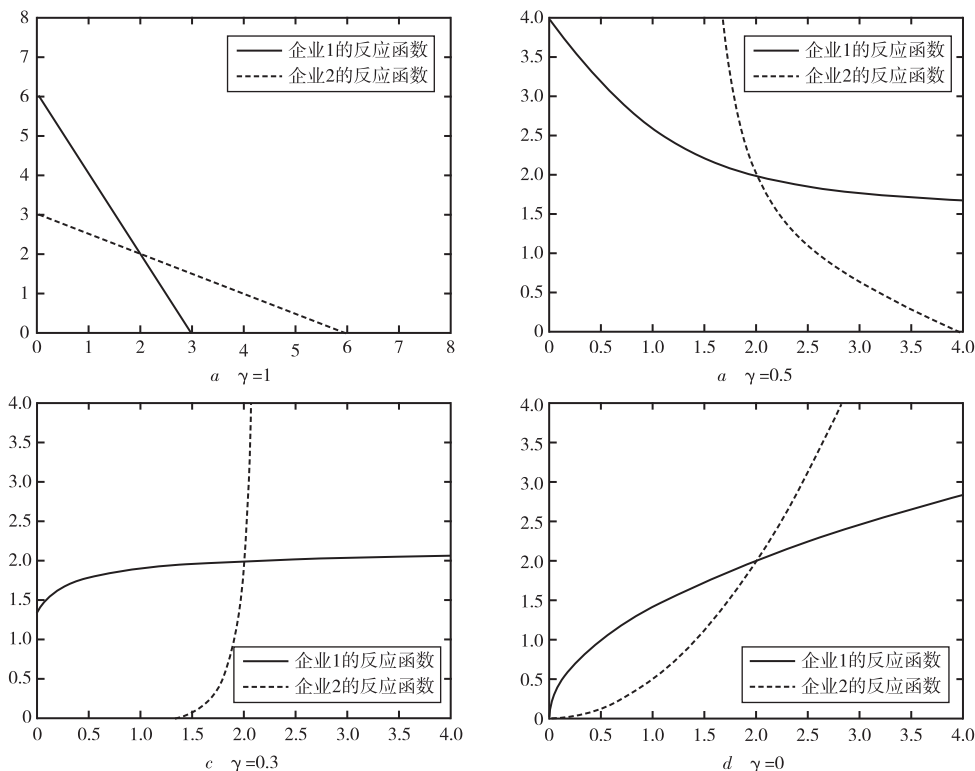


图1 企业最优规模反应函数

说明:根据(2)式数值模拟得到。横轴为企业 $i$ 的规模,纵轴为企业 $j$ 的规模。参数设定为 $\alpha = 0.5, \beta = 4, \theta = 2, A = 1, r = 1$ 。均衡规模和 $\gamma$ 的关系是不确定的。本图的参数设定给出了一个均衡规模不随 $\gamma$ 变化的情况。在其他参数设定下,均衡规模随 $\gamma$ 的变化可能是单增或单减,而最优反应函数斜率变化的基本结论不变。

模最大化模型(王曦,2005)的显著区别,也是后文经验分析的重点。图2a展示了企业均衡规模受政绩锦标赛竞争程度变化的影响情况。企业均衡规模随 $\theta$ 的上升而增加,但增加程度趋于平缓。竞争程度的增加会使企业负责人晋升激励的边际效用增加。具体来说,竞争程度增加使自身规模扩张产生更高的政绩锦标赛得分,同时也使对手规模扩张给自己带来更大的得分损失。因此负责人在面对更为激烈的竞争时倾向于增加自身规模,以获得更高得分,同时抵消对方扩张带来的得分损失。由此我们提出本文命题2。

命题2:在晋升激励存在情况下,政绩锦标赛竞争程度的增加将推动企业均衡规



模增加。即在  $\gamma < 1$  情况下,  $\frac{\partial k_i^*}{\partial \theta} > 0$ 。

最后,价格管制程度降低对均衡规模增加产生抑制作用,从而弱化产能扩张行为。图 2b 展示了企业均衡规模受价格管制程度变化的影响情况。随着价格管制程度的增加,产品市场价格对产量的敏感程度下降,均衡企业规模增加,尤其当  $\alpha$  下降至接近 0 时,均衡规模将产生爆炸式增长。当价格敏感度下降时,企业利润与规模之间的关系随之弱化。这是因为企业在规模扩张时,面临的利润损失减小了,从而利润对规模目标的约束能力下降,强化了企业的投资行为。由此我们提出本文命题 3。

**命题 3:** 价格管制程度的降低有助于降低均衡规模。即  $\frac{\partial k_i^*}{\partial \alpha} < 0$ 。

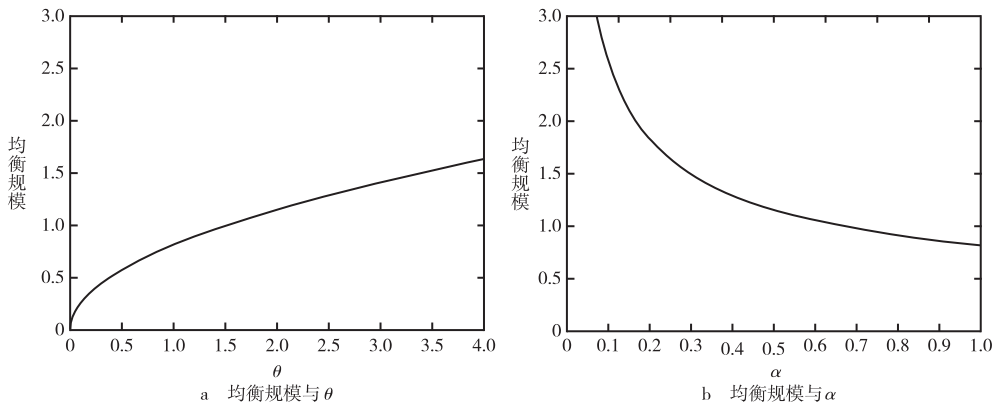


图 2 均衡规模影响因素的数值模拟结果

说明:根据(5)式数值模拟得到。模型中的参数设定为  $\alpha = 0.5, \beta = 2, \gamma = 0.5, \theta = 2, A = 1, r = 1$ 。基本结论对不同参数设定保持稳健<sup>①</sup>。

### 三 经验分析

为验证晋升激励驱动的规模竞争会引致产能扩张,我们借助国家电力公司拆分的自然实验,识别政绩锦标赛竞争程度增加对产能扩张的影响。首先论述本文理论模型应用到发电行业的适用性;其次简述 2002 年中国电力体制改革中国家电力公司拆分

① 命题详细证明过程和具体模拟结果,可到本刊网站下载附件。

这一制度背景及其与本文理论模型的结合;最后构建双重差分模型,并基于电厂层面微观数据进行经验分析。

### (一)理论模型在发电行业的适用性

本文模型以古诺数量竞争模型为基础,该模型有产品同质性和产量连续性等基本假设。本部分简单讨论理论模型在中国发电行业的适用性<sup>①</sup>。首先,电是现实中很少见的同质产品。消费者从电网消费的电可能来自任何一个连入此网的发电企业。因此,发电行业满足古诺模型的产品同质性假设。其次,中国发电行业是强管制行业,存在上网电价管制。本文在理论模型设定中通过反需求曲线的斜率刻画了这一价格管制。再次,中国电厂产量受计划控制。在本文研究时间,中国发电量分配采取计划行政方式,制定和调整发电量计划需经行政审批,发电企业按照分配计划发电<sup>②</sup>。该模式采用分配发电利用小时数的发电配额制度。在大多数情况下,同一地区各发电企业无论效率高低均有大致相同的发电配额。发电量仅与企业装机容量挂钩,这也与本文理论模型相符。中央企业在产能扩张上有较强的自主性,因此从产能竞争角度,他们是可以进行装机容量竞争的。由此可见,不同于传统产量竞争,本文构建的是产能竞争模型。最后,关于产量连续性的假设,虽然发电小时数受计划控制,但发电量与装机容量成正比。在发电行业中要求企业能以不变的边际成本投资任意规模的装机容量。由于装机容量的投资决策在企业层面,不由政府设定配额,因此产量连续性假设也成立。综上可知,本文理论模型可以适用于对中国发电行业的研究。

### (二)中国电力体制改革

在2002年电力体制改革之前,中国的国家电力公司是纵向一体化的超级垄断型集团公司,拥有全国60%以上发电资产和80%以上电网资产。为“打破垄断,引入竞争”,国务院于2002年3月出台《电力体制改革方案》,将国家电力公司拆分为“两大电网、五大发电和四大辅业”集团。具体来说,电力体制改革将中央发电企业由1家拆分为5家,每家发电集团在各省发电市场的装机容量份额不超过20%;而电网企业,依据地域被划分为国家电网和南方电网两家公司,但并未改变其垄断性质;此外,电力体制改革并没有直接对非中央发电企业造成影响。国家电力公司被拆分为5家同质的发电集团,发电企业负责人的政绩锦标赛竞争程度随之增加。一方面,拆分使

① 需要说明的是,尽管本部分讨论了理论模型在发电行业的适用性,但模型实际上并非模拟了电力体制改革本身。我们没有直接刻画拆分导致市场结构由完全垄断向垄断竞争的转变和企业数量的变化,而是用 $\theta$ 刻画竞争程度。这样能使模型的普适性更强。

② 详见《电网调度管理条例》(中华人民共和国国务院令第115号)。

得同行业有了相似可对标的企业，中央企业负责人的政绩考核出现参照物，这会加剧负责人间的竞争程度。另一方面，拆分增加了企业数量，从而增加了负责人数量。由于准官员的晋升职位有限，人数的增加也会使政绩锦标赛竞争程度增加。由此可见，电力体制改革在不影响下属电厂生产能力的情况下改变了中央发电企业负责人的政绩锦标赛竞争程度。因此，这次改革可以看作是一次对理论模型中竞争程度的外生冲击。

### (三) 识别策略和计量模型

本文经验分析采用双重差分法，将受国资委管理的中央企业电厂作为处理组，受地方国资委管理的国有电厂和民营（含合资）电厂统称为非中央企业电厂作为对照组。非中央企业电厂可以作为对照组的原因在于，一是电力体制改革前中央企业电厂和非中央企业电厂业务相似，且竞争格局尚未形成（刘戒骄，2000）；二是改革仅对中央企业电厂引入了竞争，没有改变非中央企业电厂的行业环境。具体计量模型设定为：

$$y_{hst} = \tau_1 central_{ht} \times I_t^{Post} + \tau_2 central_{ht} + X_{hst} \psi + \sigma_t + \varepsilon_{ht} \quad (6)$$

其中，下标  $h$  表示具体电厂， $s$  表示电厂所在省份， $t$  表示样本年份； $y_{hst}$  是被解释变量，在模型中为电厂的装机容量和发电量； $central_{ht}$  为虚拟变量，处理组取值为 1，对照组取值为 0； $I_t^{Post}$  为虚拟变量，表示电力体制改革是否实施，2002 年之后取值为 1，否则为 0；交互项  $central_{ht} \times I_t^{Post}$  刻画了改革前后中央企业电厂和非中央企业电厂产能规模的双重差分量；回归系数  $\tau$  度量竞争程度增加对产能规模的影响，若  $\tau > 0$ ，表示竞争程度增加会使产能规模增加。 $X_{hst}$  为电厂层面和省份层面的控制变量矩阵，其中电厂层面控制变量包含电厂发电利用小时数（ $usage$ ）的 1 阶和 2 阶滞后项以及单位发电煤耗（ $coal$ ）的 1 阶滞后项。控制发电小时数是因为中国发电市场存在计划调控，得到发电小时数越多可能代表某种政治关联越强。控制单位发电煤耗是因为其衡量了电厂的生产效率，以控制生产技术因素对电厂投资和规模的影响。加入高阶滞后项是为了刻画电厂投资的建设时滞。省份层面的控制变量包括电力消费、人口规模、城镇化率、经济总量、固定资产存量、产业结构及国有企业占比等。 $\psi$  为控制变量的回归系数矩阵。 $\sigma_t$  为年份固定效应； $\varepsilon_{ht}$  为误差项。

### (四) 数据和变量

中国燃煤发电厂运行数据来自中国电力企业联合会编制的 1998–2011 年《电力工业统计资料汇编》，涵盖各省 6000 千瓦及以上电厂生产情况的详细信息，包括电厂名称、所在省份、装机容量、发电量、发电设备平均利用小时数、厂用电率、发电标准煤

耗、供电标准煤耗及发电耗用原煤量等基本运行数据。

虚拟变量  $central_h$  将电厂分为中央企业电厂和非中央企业电厂两类。中央企业电厂包括华能集团、国电集团、大唐集团、华电集团及国家电力投资集团“五大发电集团”所属电厂,以及神华集团、华润集团、国家开发投资集团及国家电网4家中央企业所属电厂。其余电厂在本文中划分为非中央企业电厂。对于中央企业电厂的识别,主要采用3种方法:第一种是根据电厂名称识别所属电厂,若名称中包含华能、大唐等关键词,则判定为中央企业电厂;第二种是查找中央企业各集团公司和分公司官网,以及各集团在役电厂的名单列表,与数据库中的电厂名称进行匹配;第三种是查找1998-2011年中央企业上市公司信息披露的年报和财报等信息,整理各集团历史电厂名单并匹配。控制变量方面,本文匹配了电厂所在省份相应年份的省级面板数据,数据来自各年《中国统计年鉴》。

主要变量的定义、单位和描述性统计结果见表1,其中年末发电设备装机容量和总发电量为被解释变量,代表发电企业对产能的实物投资。

表1 描述性统计

变量名称	变量定义	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>capacity</i>	年末发电设备装机容量(万千瓦)	22 474	22.271	39.210	0.600	200.000
<i>electricity</i>	发电量(亿千瓦时)	21 820	11.641	21.142	0.028	108.883
<i>usage</i>	发电设备利用小时数(小时)	21 085	4921.876	1792.310	277	8670
<i>coal</i>	供电标准煤耗率(克/千瓦时)	18 582	466.203	169.617	178	1249
<i>central</i>	是否为中央企业电厂(是为1,否则为0)	22 930	0.190	0.392	0	1
<i>ele_consume</i>	电力消费(亿千瓦时)	22 912	1400.015	990.556	36.690	4399.000
<i>population</i>	人口总数(万人)	22 988	5980.267	2629.677	251.540	10 504.850
<i>pop_density</i>	人口密度(人/平方千米)	22 988	439.792	383.805	2.096	4047.345
<i>city</i>	城镇化率	22 988	0.446	0.126	0.174	0.893
<i>GDP</i>	实际国内生产总值(亿元)	22 988	10 789.490	19 437.060	91.810	473 104.000
<i>realGDP</i>	实际人均GDP(万元)	22 988	1.773	1.391	0.091	6.232
<i>rail</i>	铁路营业里程(万公里)	22 980	0.305	0.149	0.000	0.920
<i>road</i>	公里里程(万公里)	22 988	11.011	6.286	0.410	28.330
<i>structure</i>	二、三产业增加值占比(%)	22 988	87.343	5.618	62.090	99.400
<i>SOE</i>	国有企业工业总产值比重	22 988	0.406	0.207	0.107	0.899

## (五) 基准回归结果

图3展示了1998-2011年中央企业电厂和非中央企业电厂的总装机容量和单个

电厂平均装机容量的变化趋势。2002 年改革前,中央企业电厂和非中央企业电厂总装机容量接近且增长趋势相近;中央企业电厂平均装机容量显著高于非中央企业电厂,但两者的变化趋势接近平行。而改革后,中央企业电厂总规模增长速度显著提高;平均装机容量增速明显高于非中央企业电厂。由理论模型分析可知,推动中央企业规模扩张的是锦标赛竞争程度,而不仅是存在晋升激励。因此在电力体制改革前,尽管中央企业负责人也存在晋升激励,但中央企业电厂总装机容量的发展趋势与非中央企业电厂并不存在明显差异。

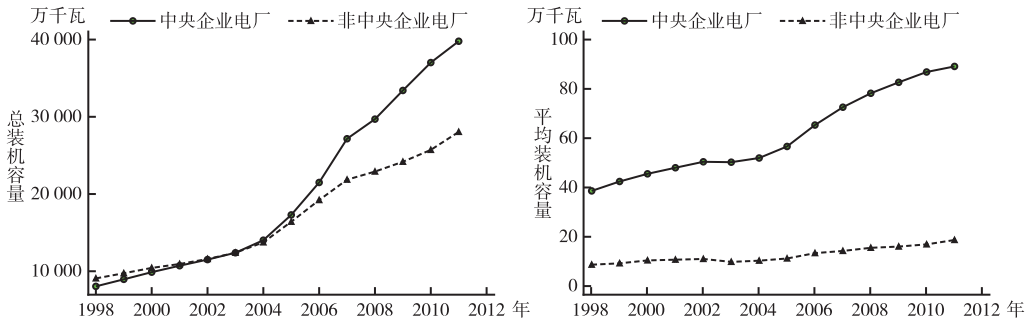


图3 中央企业电厂与非中央企业电厂总装机容量和平均装机容量时间趋势

双重差分估计的基准回归结果见表 2A 部分。第(1)和(2)列的被解释变量为装机容量,用于衡量企业规模,其中第(1)列为仅控制地区固定效应的回归结果,  $central_h \times I_t^{Post}$  的系数在 1% 的显著性水平下显著为正。其经济学含义为,电力体制改革导致中央企业电厂装机容量平均扩张 10.35 万千瓦,为中央企业电厂平均装机容量的 15.9%,说明锦标赛竞争程度加剧对中央企业产能扩张的影响显著。第(2)列加入企业和年份固定效应,以及电厂和省份层面控制变量。与第(1)列结果相比,关键解释变量系数估计值的符号、大小及显著性均没有明显改变,说明本文结论的稳健性。第(3)和(4)列使用装机容量的对数值作为被解释变量,估计结果表明电力体制改革导致中央企业电厂规模增加了 5.3%。第(5)和(6)列与第(7)和(8)列的被解释变量分别为发电量及其对数值。所有列的  $central_h \times I_t^{Post}$  估计系数均在 1% 水平下显著为正。以第(5)列为例,回归结果显示,中央企业电厂的年发电量平均增加 6.28 亿千瓦时,增幅为 20.4%。这一结果表明电力体制改革导致中央企业电厂产量增加。以上回归结果验证了本文命题 2,即在晋升激励存在情况下,政绩锦标赛竞争程度的增加将推动企业均衡规模增加。

进一步,我们将处理组中的五大发电集团和其他中央企业进行区分。理论上,五大发电集团间的业务相似性更强,政绩竞争程度更强,其所属电厂在改革之后规模扩张的激励也更强。其他中央企业并不以发电为主营业务,改革未必直接加剧这些企业负责人间的政绩锦标赛竞争程度。因此,表2B将五大发电集团的电厂从全部中央企业电厂中挑选出来,单独作为处理组进行回归。与理论预期一致,无论是装机容量还是发电量,处理效应均在五大发电集团样本中统计显著,且大于基准回归中的结果。这说明全样本处理效应主要由五大发电集团所属电厂驱动。

表2 基准回归结果

被解释变量	装机容量		装机容量对数		发电量		发电量对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
A 全部中央企业电厂作为处理组								
$central_h \times I_t^{Post}$	10.350 <sup>***</sup> (2.000)	9.630 <sup>***</sup> (2.034)	0.053 <sup>*</sup> (0.030)	0.052 <sup>*</sup> (0.028)	6.276 <sup>***</sup> (1.146)	6.266 <sup>***</sup> (1.182)	0.204 <sup>***</sup> (0.047)	0.181 <sup>***</sup> (0.051)
$I_t^{Post}$	2.789 <sup>***</sup> (0.543)		0.144 <sup>***</sup> (0.019)		5.725 <sup>***</sup> (1.012)		0.148 <sup>**</sup> (0.072)	
样本量	22 474	22 474	12 980	12 980	21 820	21 805	21 820	21 805
R <sup>2</sup>	0.061	0.075	0.079	0.084	0.062	0.070	0.022	0.029
电厂数量	3200	3200	2335	2335	3159	3156	3159	3156
B 仅五大发电集团样本作为处理组								
$central_h \times I_t^{Post}$	10.600 <sup>***</sup> (2.135)	6.812 <sup>***</sup> (2.079)	0.057 <sup>*</sup> (0.032)	0.038 (0.026)	6.339 <sup>***</sup> (1.122)	4.755 <sup>***</sup> (1.018)	0.209 <sup>***</sup> (0.048)	0.137 <sup>***</sup> (0.047)
$I_t^{Post}$	2.786 <sup>***</sup> (0.543)		0.144 <sup>***</sup> (0.019)		5.549 <sup>***</sup> (0.976)		0.140 <sup>*</sup> (0.070)	
样本量	21 896	12 605	21 896	12 605	21 244	12 561	21 244	12 561
R <sup>2</sup>		0.057		0.077	0.066	0.069	0.021	0.152
电厂数量	3109	2267	3109	2267	3066	2248	3066	2248
电厂层面控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
省份层面控制变量	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
企业固定效应	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制	未控制	控制
年份固定效应	未控制	控制	未控制	控制	控制	控制	控制	控制

说明:括号内的值为聚类到省份层面的稳健标准误;\*、\*\*及\*\*\*分别表示在10%、5%及1%的水平下显著。后表同。

(六)平行趋势检验

平行趋势假设是双重差分模型适用的前提,即处理组如果没有受到冲击,其被解释变量随时间变化的趋势应与对照组一致。本文参考 Nunn and Qian(2011)的方法,设计了滚动估计(rolling window estimation)模型以检验平行趋势假设,并研究改革的动态效果。具体为:

$$y_{hst} = \sum_{m=1999}^{2011} \tau_1^m central_h \times I_t^m + \tau_2 central_h + X_{hst} \psi + \sigma_t + v_{ht} \quad (7)$$

其中,  $I_t^m$  为年份虚拟变量,当年份为  $m$  年时,仅该年份的年份虚拟变量为 1,其余为 0。模型的其他设定与(6)式一致。 $central_h \times I_t^m$  的系数  $\tau_1^m$  捕捉处理组和对照组之间  $y_{hst}$  差异的变化趋势,反映在  $m$  年时,中央企业电厂相较于非中央企业电厂的产能规模与 1998 年产能规模差异的变化值。如果平行趋势假设成立,  $\tau_1^{1999}$  至  $\tau_1^{2002}$  联合检验应当不显著。

图 4 为滚动估计模型的回归结果,图 4a 和 b 的被解释变量分别为装机容量和发电量。 $\tau_1^{1999}$  至  $\tau_1^{2002}$  均不显著,说明在 2003 年前,中央企业电厂和非中央企业电厂满足平行趋势假设,处理组和对照组具有可比性。此外,图 4 还显示  $\tau_1^{2003}$  后回归系数开始显著且逐年增大,说明中央企业的规模扩张逐年增大,改革引入竞争存在长期政策效果。 $\tau_1^{2011}$  估计值为 17.31,表示平均每家中央企业电厂相较于非中央企业电厂,装机容量规模在 1998-2011 年间扩大 17.31 万千瓦,进一步验证了竞争加剧导致规模扩张这一假说<sup>①</sup>。

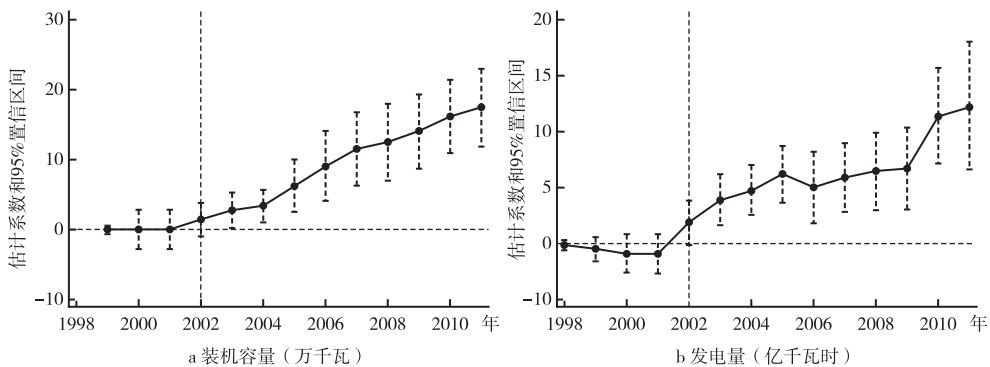


图 4 滚动估计模型回归结果

① 限于篇幅,具体估计结果未报告,可到本刊网站下载附件。

## 四 机制分析和稳健性检验

### (一) 激励驱动机制检验

前文研究结果表明,中央企业拆分导致了中央企业所属电厂的扩张。但产能扩张不一定由晋升激励引发的规模竞争所致,也可能来自利润激励。换言之,本文需要排除这样一种可能性:晋升激励并不存在,只是由于整体发电行业处于利润上升期,企业出于利润最大化目标而扩张产能。首先,我们从图形上对比展示火电行业中央企业与整个行业的利润变化趋势,以判断在本文研究期内火电行业是否处于利润上升期,然后利用计量模型量化中央企业电厂和非中央企业电厂规模决策对利润的不同反应,以判断中央企业的规模扩张是否源于利润驱动。

为衡量火电行业利润,本文根据主营业务包含火力发电的上市企业的年度财务数据计算行业平均资产报酬率(ROA)、营业净利润以及总营业成本率,其中总营业成本率是逆向指标。图5展示了火电行业上市公司和上市中央企业的平均营业净利润随时间变化的情况以及国际煤炭价格的变化。从图5可知,1998—2011年大部分时间,火电行业平均利润和中央企业<sup>①</sup>利润率平均水平处于下降趋势,在最低点(2008年)时甚至行业普遍亏损。这在一定程度上与煤炭价格始终处于上升区间有关。除了受到中央“四万亿”经济刺激政策影响在2009年出现反弹外,行业利润持续下降。这说明本文研究时期并非火电行业的利润上升期。因此,中央企业电厂在这一时期的规模扩张很难解释为是出于利润最大化的考量。

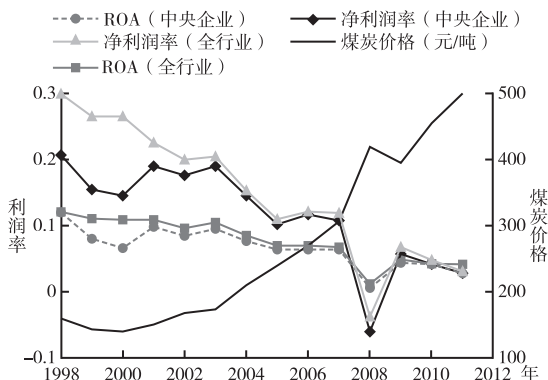


图5 火电行业上市公司利润变化

说明:根据作者整理得到,火力发电行业在样本期内总共存续34家上市公司,其中国有企业33家,含中央企业12家。

<sup>①</sup> 本文研究时期内识别的中央企业上市公司包括:新能泰山、吉电股份、长源电力、华能国际、上海电力、华电国际、华电能源、华银电力、国电电力、内蒙华电、国投电力和大唐发电。



为更好地从统计意义上排除利润激励的可能,我们采用下式进行经验分析:

$$y_{hst} = \delta_1 central_h \times profit_t + \delta_2 central_h + \delta_3 profit_t + \mathbf{X}_{hst} \boldsymbol{\psi} + \mu_h + \sigma_t + u_{ht} \quad (8)$$

其中,被解释变量仍然为装机容量和发电量;关键解释变量为  $central_h \times profit_t$ ,  $\delta_1$  刻画中央企业电厂和非中央企业电厂之间规模的差异随行业利润率的变化。若  $\delta_1 > 0$ , 表明中央企业扩张与行业利润正相关,可能的原因在于中央企业对利润更敏感,或其自身信贷资源优势更容易在行业上升期进行扩张。此时不能排除中央企业产能扩张是源于利润驱动;若  $\delta_1 < 0$ , 则说明行业利润率下降时,中央企业相对于非中央企业仍在进行规模扩张,与利润反向变动,此时可以推论利润激励并非中央企业产能扩张的推动力<sup>①</sup>。

表3 报告了(8)式的具体回归结果。结果显示,ROA 和营业净利润的交互项系数估计结果显著为负,总营业成本率的交互项系数估计结果显著为正。说明在行业平均利润率下降时,中央企业相较于其他企业的产能投资,不但没有减少,反而增加了。这进一步证明在中央企业投资决策中,利润激励并不占主导地位。

表 3 机制检验回归结果

	装机容量			发电量		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>central</i> × ROA	-160.700*** (28.740)			-0.009*** (0.002)		
<i>central</i> × 营业净利润		-52.160*** (9.330)			-0.003*** (0.001)	
<i>central</i> × 总营业成本率			52.080*** (9.111)			0.003*** (0.001)
样本量	22 457	22 457	22 457	21 805	21 805	21 805
R <sup>2</sup>	0.085	0.085	0.086	0.072	0.075	0.073
电厂数量	3197	3197	3197	3156	3156	3156

说明:所有回归都加入了控制变量,并控制了企业和年份固定效应。

## (二) 中央企业负责人晋升激励的存在性

中央企业负责人存在晋升激励是本文理论机制成立的前提。根据命题1,企业规模的最优反应函数斜率为正时必然有  $\gamma \in (0,1)$ , 即存在利润激励之外的晋升激励。

①  $\delta_1$  符号表明的是相关性。

由此,本节通过估计  $\frac{\partial k_i}{\partial k_j}$  的符号,检验中央企业政绩锦标赛的存在性。

借助 LeSage and Pace (2009) 估计空间相关系数的思想,同时参考白让让 (2016) 设定“攀比效应”变量的方式,本文定义中央企业晋升竞争变量 *compete* 为:

$$compete_{ht} = \begin{cases} \frac{\sum_{l \in H} z_{lt} - z_{ht}}{card(H) - 1}, & \text{如果 } h \in H \\ 0, & \text{如果 } h \notin H \end{cases} \quad (9)$$

其中,  $H$  代表由中央企业组成的集合,  $card(H)$  为集合  $H$  中中央企业的数量;  $z_{ht}$  为企业  $h$  在  $t$  期的资产规模。若企业  $h$  属于中央企业,其负责人面临的规模竞争程度定义为其余中央企业规模的均值;若不属于中央企业,则定义规模竞争程度为 0。因此,  $compete_{ht}$  的形式可以用对角线元素为 0 的空间权重矩阵  $W$  与被解释变量的乘积表达。据此,本文构建空间计量模型如下,并采用极大似然法进行参数估计。

$$z_{nt} = \rho \cdot \sum_{l=1}^H w_{nl} z_{lt} + D_n \chi + \phi_n + \sigma_t + v_{nt} \quad (10)$$

其中,下标  $n$  代表集团公司,包括总装机容量排名前 20 家的发电集团,其中 9 家为中央企业发电集团,其余为地方发电集团<sup>①</sup>。将电厂层面数据加总到其所属集团母公司,可得集团层面电厂规模和发电量面板数据;  $w_{nl}$  为权重矩阵的元素;  $D_n$  是控制变量矩阵,包括集团平均利用小时数和单位煤耗变量,  $\chi$  为控制变量的回归系数矩阵;  $\phi_n$  为集团固定效应;  $\sigma_t$  为年份固定效应;  $v_{nt}$  为残差项。  $\rho$  是空间相关系数,其含义为其他中央发电集团加权平均规模每增加 1 单位,中央企业集团  $n$  规模的变化。若  $\rho > 0$ ,说明中央企业集团规模间存在正相关关系,就意味着存在规模竞争。

表 4 报告了使用不同权重矩阵时的空间相关系数回归结果。第 (1) 列中空间权重矩阵假设所有中央企业彼此相邻,中央企业与地方以及地方集团之间并不相邻。空间相关系数估计值为 0.642,且在 1% 水平下显著。这意味着其他中央企业加权规模每上升 1 单位,该企业规模增加 0.642 单位,显示集团之间存在规模竞争。第 (2) 列中空间权重矩阵定义只有五大发电集团之间为相邻,空间相关系数估计值为 0.726。系数值增加说明五大发电集团由于主营业务相同,它们间的规模竞争也更加激烈,这符合理论预期。第 (3) 列检验中央企业集团和地方集团的空间相关关系。在空间权重

<sup>①</sup> 地方发电集团具体包括:粤电集团、浙能集团、江苏国信集团、深圳能源集团、京能集团、三峡集团、河北省投资建设集团、陕西国际电力集团、安徽能源集团、广东发展集团和甘肃电力集团,共计 11 家。

矩阵中,设定中央企业集团间不相邻,而与地方国有企业集团相邻。估计系数显著为负,对应了理论分析(图1)中指出的,在企业间不存在规模竞争或者规模权重较低时,最优反应函数斜率为负。作为安慰剂检验,第(4)列使用随机生成的空间权重矩阵,估计结果并不显著。

表4 发电集团间规模的空间相关关系估计

权重矩阵	中央企业间 (1)	五大发电集团间 (2)	中央企业和地方企业间 (3)	随机权重矩阵 (4)
$\rho$	0.642 *** (0.161)	0.726 *** (0.188)	-0.761 *** (0.117)	-0.610 (0.594)
样本量	280	280	280	280
R <sup>2</sup>	0.388	0.585	0.134	0.134
集团数量	20	20	20	20

说明:所有回归都使用发电集团层面面板数据,加入了所有控制变量,并控制了发电集团和年份固定效应。限于篇幅,空间计量方法中的 Moran 检验和模型设定检验未报告,可到本刊网站下载附件。

进一步,我们还以电力体制改革发生的时点 2002 年为界,分别估计改革前后政绩锦标赛的竞争程度。结果显示改革前后空间相关系数均显著为正,并且无论是企业规模还是产量,改革之后的系数均大于之前,说明国家电力集团的拆分显著增加了中央企业电力集团负责人之间的竞争程度<sup>①</sup>。

### (三)排除企业规模对结论的干扰

前文论证了在电力体制改革中,中央企业拆分加剧了中央企业间政绩锦标赛的竞争程度,促使中央企业电厂产能扩张。中央企业往往规模较大,可能更有动机和能力保持规模优势从而占据市场,而较小的电厂企业可能难以获得行政审批或面临更强的融资约束。因此,本文结论成立需要排除这样一种可能:电厂规模大小而非电厂的所有制性质导致了上述计量结果。此外,国资委自 2003 年起大规模削减了中央企业数量。如果本文基准结果主要是由小规模中央企业电厂驱动,那么有可能是规模较小的中央企业为了避免被合并而被迫扩张。针对以上问题,本部分分别进行如下检验:(1)在基准回归中加入规模变量与处理状态的交互项  $scale_h \times I_t^{Post}$ , 检验核心交互项

① 限于篇幅,具体回归结果未报告,可到本刊网站下载附件。

$central_h \times I_i^{Post}$  的影响是否会被新加变量吸收; (2) 根据中央企业电厂规模分样本回归; (3) 使用倾向得分 - 双重差分 (PSM-DID) 模型进行估计, 通过倾向得分匹配解决协变量在处理组和对照组间存在差异从而导致的估计偏误问题。

表 5A 部分报告了加入规模变量与处理状态交互项  $scale_h \times I_i^{Post}$  以及 PSM-DID 的估计结果。规模变量  $scale$  为虚拟变量, 如果 1999 年电厂装机容量大于中位数, 取值为 1, 否则为 0。第 (1) 和 (2) 列结果显示, 在加入额外交互项后, 关键变量估计系数仍显著为正。规模交互项系数也为正, 说明的确规模较大的电厂扩张能力较强。此外, 我们也分样本进行了基准回归, 以 1999 年电厂规模中位数作为划分依据, 处理组与对照组均保留规模较大或较小的电厂。估计结果显示大规模的电厂更加显著且系数更大<sup>①</sup>。第 (3) 和 (4) 列显示了 PSM-DID 的回归结果。匹配变量包括企业规模变量、单

表 5 PSM-DID 估计结果

被解释变量	A 估计结果			
	DID		PSM-DID	
	装机容量 (1)	发电量 (2)	装机容量 (3)	发电量 (4)
$central_h \times I_i^{Post}$	6.838 *** (1.986)	4.169 *** (1.106)	11.161 *** (4.470)	3.760 * (1.893)
$scale_h \times I_i^{Post}$	3.467 ** (1.280)	3.235 *** (0.616)		
R <sup>2</sup>	0.153	0.147	0.088	0.095
处理组样本量	4353	4353	3127	3139
对照组样本量	18 577	18 577	12 595	12 293
B 协变量共同支撑检验				
$scale$	-1.573 *** [0.000]	-1.573 *** [0.000]	-0.002 [0.845]	-0.001 [0.952]
$usage$	-438.796 *** [0.000]	-438.796 *** [0.000]	-51.008 [0.275]	-37.530 [0.407]
$efficient$	124.265 *** [0.000]	124.265 *** [0.000]	-2.953 [0.239]	-2.594 [0.310]

说明: 倾向得分计算使用 Logit 模型, 匹配方法采用核密度匹配, 估计标准误使用 Bootstrap 方法构建。回归中加入了所有控制变量, 控制了企业和年份固定效应。中括号内的值为检验的 p 值。

① 限于篇幅, 具体回归结果未报告, 可到本刊网站下载附件。

位煤耗、发电小时数和企业年龄。结果显示,在剔除处理组和对照组间协变量差异较大的样本后(特别是规模相差较大的样本),无论被解释变量是装机容量还是发电量,回归估计结果均依然显著,说明在排除电厂规模影响后,拆分对产能扩张的促进作用依然存在。表 5B 部分共同支撑检验结果显示,基准 DID 回归处理组和对照组间协变量均存在显著差异,在进行匹配后,协变量组间差异明显减小,且差异统计不显著。在组间差异不显著情况下,我们依然可以得到  $central_h \times I_t^{Post}$  系数显著,这就加强了本文结论的可信度。

#### (四)排除电荒等其他因素对估计结果的影响

2002-2004 年电力由过剩到短缺,电荒有可能导致电厂的投资意愿或者国家发展和改革委员会(同国家发展计划委员会,后文简称发改委)的投资项目审批力度发生变化,而这种变化引起了中央企业产能扩张。不过,电荒不只影响中央企业电厂,电力短缺也可能使发改委等部门加快审批以鼓励电厂新上项目,这种作用也会同时影响地方国资委所属电厂(对照组)。由于双重差分法考察的是实验组和对照组前后变化的差异,电荒的作用会被时间固定效应吸收。此外,图 4 的滚动估计结果表明改革效果具有长期影响。如果是由于电荒导致了中央企业电厂的产能扩张,难以解释这种冲击在 2004 年电力短缺缓解后依然存在。因此,可以排除电力短缺对估计无偏性的影响。除此之外,如果在 2003 年前后同时发生了大范围的中央企业合并,那么中央企业电厂规模的相对增加就可能由国资委的合并政策而非单纯晋升激励导致的。我们梳理了近年来中央企业数量和总资产的变化情况发现,2003 年以来国资委一直在渐进性地削减中央企业数量,并没有在某一年进行大规模削减。因此可以认为在短期(3-5 年)内,中央企业的数量是相对稳定的。对识别策略有效性的另一个潜在影响因素是:中央企业电厂率先采用了可降低机组造价的新技术,因而改革后中央企业电厂装机容量增加可能是来自技术进步的影响,而非本文所讨论的拆分所带来的晋升竞争加剧。为排除这一机制的影响,本文查阅了《火电工程限额设计参考造价指标》中中国典型机组历年造价,发现相同规格的机组造价并没有随技术的逐步成熟而明显降低<sup>①</sup>。因此,该机制的影响得以排除。

此外,如果处理组和对照组的组间差异,如融资约束、政府干预或者政企关系等,在改革前后也发生了变化,那么可能产生遗漏变量偏误。限于数据可得性,我们通过

<sup>①</sup> 2006、2008 及 2014 年投运的 2 × 1000 兆瓦超超临界机组的单位造价分别为 447 美元/千瓦、518 美元/千瓦和 660 美元/千瓦。

以下方法缓解这一疑虑。首先,图4验证了平行趋势假设的成立,一定程度上排除了时变因素存在的可能性。其次,我们进行如下回归<sup>①</sup>:(1)将样本期缩短至改革的前后1年或3年,以使“中央企业电厂和非中央企业电厂间其他差异在短期内非时变”的假设更容易成立;(2)加入时间趋势项的多项式函数或省份特异性时间趋势项。回归结果表明无论限制样本时间段、加入时间趋势多项式还是加入省份特异性时间趋势项,尽管处理效应绝对量有一定程度的减小,回归系数依然显著为正。说明在控制了部分时间序列变异情况下,本文主要结论依然稳健,这就在一定程度上排除了中央企业电厂和非中央企业电厂间随时间变化差异的影响。

#### (五)使用工业企业数据的回归结果

为避免数据库样本偏差和度量偏差对估计结果的影响,本文使用中国工业企业数据库中的火电企业样本再次进行估计<sup>②</sup>。结果表明,中央企业拆分显著增加了所属电厂的固定资产投资,控制了所有变量后增加量为43.2%,在10%水平上显著;工业总产值提高了7.3%,也在10%水平上显著。同时,我们检验了改革是否同时带来了企业利润的增加。这里分别考虑ROA和主营业务收入的指标。结果显示,在中央企业拆分后,所属电厂的利润并没有显著改变。同时,本文也检验了企业获得补贴的情况,发现中央企业电厂获得的补贴收入(对数形式)也没有显著增加。再次印证了中央企业电厂产能扩张是出于晋升激励,而非利润最大化动机。

## 五 结论和建议

国有企业产能扩张是中国特色所有制结构下产生的一个重要经济现象,也是当前国有企业改革和去产能背景下的重大研究问题。本文从企业负责人晋升激励和竞争驱动的视角,对国有企业特别是中央企业的产能扩张行为进行了理论分析和经验检验。我们认为,中央企业准官员的政绩锦标赛及其引致的规模竞争行为,是促使中国上游行业产能扩张的重要原因。从中央企业考核和激励体制使中央企业负责人将企业规模看作“位置物品”这一角度,本文构建了一个包含晋升和利润双重激励的企业竞争模型。通过比较静态分析和数值模拟发现,在晋升激励存在情况下,负责人之间政绩锦标赛竞争程度的增加以及价格信号机制的失灵均会导致均衡产能的扩张。本

① 限于篇幅,具体回归结果未报告,可到本刊网站下载附件。

② 限于篇幅,具体回归结果未报告,可到本刊网站下载附件。

文利用2002年中国电力体制改革中国家电力公司拆分作为中央企业负责人政绩锦标赛竞争程度增加的自然实验,使用电厂层面微观面板数据和双重差分法,评估了引入竞争对中央企业下属电厂产能的影响。研究发现,引入竞争显著增加了中央企业电厂的装机容量和发电量,出现产能扩张。机制分析证实,产能扩张是由规模竞争导致而非来自利润驱动,同时进一步验证了中央企业负责人晋升激励的存在。

本研究结果有助于理解中国上游行业产能形成的制度因素,以及引入竞争对国有企业行为的影响。当前,由于治理模式、考核目标、晋升激励以及进入壁垒等多方面因素影响,国有企业特别是中央企业追求资产规模、存在只重“做大”、轻视“做强”的现象(李荣融,2005)。本文分析表明,在不改变企业负责人晋升激励情况下,拆分和引入竞争可能会进一步强化国有企业各自“跑马圈地”的扩张行为。因此,从防范和化解产能过剩的角度而言,国资委和相关部门应在国有企业负责人的考核中强化利润考核,弱化规模考核,真正关心国有企业的盈利能力和国际竞争力。同时,应进一步放开上游行业的价格管制,充分发挥价格机制的调节作用,从而抑制企业产能扩张冲动。

值得注意的是,本文结论也不应被简单解释为政绩锦标赛导致的非效率现象。一方面,中央企业早期的扩张行为可能有利于获得竞争优势,通过规模效应形成较低的价格,从而更好地支持普遍服务等政策目标。另一方面,对于一些产能不足的战略新兴行业和与国家安全相关的行业,政府反而可以利用国有企业决策中的这一政绩锦标赛机制,激励企业扩张产能,促进相关行业的快速发展。

### 参考文献:

- 白让让(2016):《竞争驱动、政策干预与产能扩张——兼论“潮涌现象”的微观机制》,《经济研究》第11期。
- 董敏杰、梁泳梅、张其仔(2015):《中国工业产能利用率:行业比较、地区差距及影响因素》,《经济研究》第1期。
- 干春晖、邹俊、王健(2015):《地方官员任期、企业资源获取与产能过剩》,《中国工业经济》第3期。
- 江飞涛、耿强、吕大国、李晓萍(2012):《地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理》,《中国工业经济》第6期。
- 寇宗来、刘学悦、刘瑾(2017):《产业政策导致了产能过剩吗?——基于中国工业行业的经验研究》,《复旦学报(社会科学版)》第5期。
- 李敏波、王一鸣(2008):《双轨制、价格市场化与总量投资分析》,《经济学(季刊)》第1期。
- 李荣融(2005):《实施人才强企战略 做强做大中央企业》,《管理世界》第5期。
- 林毅夫(2007):《潮涌现象与发展中国家宏观经济理论的重新构建》,《经济研究》第1期。
- 林毅夫、李周(1997):《现代企业制度的内涵与国有企业改革方向》,《经济研究》第3期。
- 林毅夫、巫和懋、邢亦青(2010):《“潮涌现象”与产能过剩的形成机制》,《经济研究》第10期。

刘戒骄(2000):《自然垄断产业的放松管制和管制改革》,《中国工业经济》第11期。

刘诚、钟春平(2018):《产能扩张中的行政审批:成也萧何,败也萧何》,《财贸经济》第3期。

刘瑞明(2013):《中国的国有企业效率:一个文献综述》,《世界经济》第11期。

刘瑞明、石磊(2011):《上游垄断、非对称竞争与社会福利——兼论大中型国有企业利润的性质》,《经济研究》第12期。

刘小玄、刘芍佳(1998):《双重目标的企业行为模型——兼论我国宏观经济运行的微观基础》,《经济研究》第11期。

卢闯、杜非、佟岩、汤谷良(2010):《导入EVA考核中央企业的公平性及其改进》,《中国工业经济》第6期。

钱学锋、张洁、毛海涛(2019):《垂直结构、资源误置与产业政策》,《经济研究》第2期。

孙晓华、李明珊(2016):《国有企业的过度投资及其效率损失》,《中国工业经济》第10期。

唐雪松、周晓苏、马如静(2010):《政府干预、GDP增长与地方国企过度投资》,《金融研究》第8期。

王曦(2005):《经济转型中的投资行为与投资总量》,《经济学(季刊)》第4期。

王宇澄、张莉、郑新业(2018):《“准财政政策”能指望么?——中央投资对地方投资的带动效应评估》,《管理世界》第8期。

魏楚、郑新业(2017):《能源效率提升的新视角——基于市场分割的检验》,《中国社会科学》第10期。

杨其静、吴海军(2016):《产能过剩、中央管制与地方政府反应》,《世界经济》第11期。

杨瑞龙、王元、聂辉华(2013):《“准官员”的晋升机制:来自中国央企的证据》,《管理世界》第3期。

张先治、李琦(2012):《基于EVA的业绩评价对央企过度投资行为影响的实证分析》,《当代财经》第5期。

周权雄、朱卫平(2010):《国企锦标赛激励效应与制约因素研究》,《经济学(季刊)》第2期。

Chen, Y. J.; Li, P. and Lu, Y. “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-Based Performance Evaluation System in China.” *Journal of Development Economics*, 2018a, 133(7), pp. 84–101.

Chen, S.; Li, Y. and Yao, Q. “The Health Costs of the Industrial Leap Forward in China: Evidence from the Sulfur Dioxide Emissions of Coal-Fired Power Stations.” *China Economic Review*, 2018b, 49(6), pp. 68–83.

Dixit, A. “The Role of Investment in Entry-Deterrence.” *The Economic Journal*, 1980, 90(3), pp. 95–106.

Frank, R. H. “Positional Externalities Cause Large and Preventable Welfare Losses.” *The American Economic Review*, 2005, 95(2), pp. 137–141.

Hsieh, C. T. and Song, Z. M. “Grasp the Large, Let Go of the Small: The Transformation of the State Sector in China.” *Brookings Papers on Economic Activity*, 2015, 3391(1), pp. 295–366.

Huang, Z.; Li, L.; Ma, G. and Xu, L. C. “Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-Owned Enterprises in China.” *The American Economic Review*, 2017, 107(8), pp. 2455–2488.

LeSage, J. and Pace, R. K. *Introduction to Spatial Econometrics*. Boca Raton: CRC Press, 2009.

Nunn, N. and Qian, N. “The Potato’s Contribution to Population and Urbanization: Evidence from a Historical Experiment.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(2), pp. 593–650.

Ren, M.; Branstetter, L. G.; Kovak, B. K.; Armanios, D. E. and Yuan, J. “Why Has China Overinvested in Coal Power?” *The Energy Journal*, 2021, 42(2), pp. 113–134.

Shleifer, A. “A Theory of Yardstick Competition.” *The RAND Journal of Economics*, 1985, 16(3), pp. 319–327.



Spence, A. M. "Entry, Capacity, Investment and Oligopolistic Pricing." *The Bell Journal of Economics*, 1977, 8(2), pp. 534-544.

## Promotional Incentives, Competition Driven and Capacity Expansion: Evidence from the Electricity Sector Reform in China

Xie Lunyu; Wang Yucheng; Jin Jing

**Abstract:** This paper constructs a dual-incentive competition model from the point of view of the "larger" scale objectives of state-owned enterprises (SOEs) in China, as well as promotional incentives, studying expansive behaviour in the productive capacity of these enterprises. Numerical simulation results based on the theoretical model indicate that an increase in the degree of competition between state-owned enterprises leads to an expansion of corporate scale, and that the existence of price regulation strengthens this mechanism. The paper also constructs micro-panel data at the electric power plant level and exploits the electricity sector reform of 2002 as a natural experiment in increased competition brought about by the "one-to-five split" of the state electric power corporation. Using the difference-in-differences (DID) estimation strategy, it is found that following the division of the state electric power corporation, the installed capacity of state-owned electric power plants has been increasing significantly compared to that of local electric power plants due to promotional competition among SOE leaders. The analysis of the mechanism also excludes other possible reasons for the productive capacity expansion and verifies the existence of promotional incentives. In this way, the traditional theory of political tournaments is extended to the dual-incentive competition model and applied to the analysis of SOEs. This research is of importance to further promoting the reform of SOEs and making comprehensive progress on supply-side structural reform.

**Key words:** promotional incentives, capacity expansion, electricity sector reform in China, state-owned enterprises (SOEs)

**JEL codes:** L22, L94, P26

(截稿:2020年12月 责任编辑:王 徽)