

政绩竞争与企业产能利用率

——因果识别、边界条件分析与机制检验

潘凌云¹,董竹²

(1. 吉林大学 商学院, 吉林 长春 130012; 2. 吉林大学 数量经济研究中心, 吉林 长春 130012)

摘要:有关地方政府政绩竞争对企业产能利用率的影响已经逐渐引起研究者的重视。然而,现有文献始终没有解决二者关系的因果识别问题。基于此,以各省人均自然灾害直接损失作为工具变量、以“简政放权”政策作为“自然实验”等方法剔除内生性问题,考察了地方政府政绩竞争对企业产能利用率的因果影响。实证结果表明:地方政府政绩竞争降低了企业产能利用率;进一步的研究发现,政绩竞争对企业产能利用率的负面影响在国有企业、处于较低市场化区域的企业中表现更加明显;最后,在对作用机制的考察中发现,短期投资扩张是政绩竞争影响企业产能利用率的主要作用渠道。这些经验事实表明,发轫于20世纪80年代的政绩竞争制度在当下已经造成了比较严重的产能过剩问题,因而不利于经济增长质量的改善。研究有助于深入理解企业产能过剩的形成机理,对于政府制定有效的“去产能”政策具有重要启示。

关键词: 政绩竞争; 产能利用率; 产权性质; 市场化程度; 短期投资扩张

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)05-0103-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.05.009

一、引言

近年来,我国在传统领域和新兴领域均出现了产能的快速扩张,使我国面临着严重的产能过剩问题。国家统计局的数据显示,在2012年底,我国钢铁、水泥、电解铝、平板玻璃的产能利用率分别是72%、73.7%、71.9%和73.1%。按照惯例,当一个行业的产能利用率低于75%时,就可以被视作产能过剩行业^[1]。产能利用率低不但削弱了企业盈利能力,使企业面临破产风险;更为严重的是,较低的产能利用率还可能造成企业无力偿还贷款,进而使得银行坏账率不断上升,最终威胁整个金融体系的安全。因此,深入研究企业产能利用率影响因素具有重要的理论价值和现实意义。现有关于企业产能利用率影响因素的研究主要集中在行业壁垒^[2]、货币政策^[3]、信贷配置^[4]、空间集聚^[5]、环境规制^[6]、企业产权性质^[7]等方面。

但是,已有文献尚未充分意识到在中国经济体制改革过程中的特殊性因素,即各区域间面临着激烈的政绩竞争^[8]。政绩竞争制度形成可追溯到20世纪80年代。从那时起,中央政府逐渐加大放权力度,使地方政府的财政资源支配权不断扩大^[9]。尽管如此,中央在政治上依然实行集权体制,对地方官员的任免保持着绝对的权威。在这种财政分权、政治集权的体制之下,我国官员的政绩考核

收稿日期:2019-05-06;修回日期:2019-07-11

作者简介:潘凌云(1987—),男,吉林四平人,吉林大学商学院博士研究生,研究方向为产业经济学与公司金融学;董竹(1968—),女,吉林长春人,经济学博士,吉林大学数量经济研究中心教授、博士生导师,研究方向为政府治理与公司金融学。

基金项目:国家社会科学基金项目(15BJY174);教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(17JZD016)

由关注“政治绩效”转变为关注“经济绩效”,由此激励地方官员为晋升而努力发展经济。晋升的紧迫感以及对辖区内经济资源的掌控使得地方官员既有较强的动机又有十足的能力干预本地企业的内部资源配置。因此,自然产生这样的疑问:企业产能利用率这一衡量企业内部资源配置效率的重要指标,是否受到政绩竞争的影响?如果存在影响,那么这一影响在不同边界条件(产权性质、区域市场化程度)下是否存在差异?这一影响的传导机制又是什么?

带着上述疑问,本文利用2008—2016年中国上市公司数据,以钱先航等^[10]的方法,构造了衡量地区政绩竞争的综合指数,同时借鉴已有文献,利用总资产周转率度量企业的产能利用率^[4],对政绩竞争与企业产能利用率的关系做了初步检验,发现二者之间存在负相关关系,且这一负相关关系在国有企业、处于较低市场化区域的企业中表现更加明显。然而,这一结果却面临着回归分析中普遍存在的内生性问题:首先,政绩竞争和企业产能利用率之间可能存在联立性(simultaneity)引起的内生性问题。上市公司产能利用率低,会导致其盈利水平下降甚至面临破产风险,进而拖累本地财政收入以及经济增长速度,由此导致官员政绩竞争压力变大。其次,政绩竞争对企业产能利用率的影响还会遇到重要遗漏变量导致的内生性问题。比如,2008年的金融危机引起全球经济放缓,外部需求不能完全消解企业产能,这很可能导致企业(尤其是出口企业)出现产能过剩问题;同时,金融危机引起的经济下行也可能造成中国各地区税收减少、失业问题加重,从而引起官员政绩竞争压力变大。目前仅有少数文献从政绩竞争的角度探讨了企业产能利用率问题,但现有文献始终没有解决二者关系中的因果识别问题。

基于此,本文在已有文献的基础上,着重从因果识别的角度探究二者关系。具体来讲,我们尝试用两种方法解决这一内生性问题:首先,利用人均自然灾害直接损失作为政绩竞争的工具变量,考察政绩竞争与产能利用率之间的因果关系。我们认为,该工具变量应该满足相关性要求与排他性约束,从相关性角度看,自然灾害会增加财政负担,因而会影响地方官员政绩竞争压力,加剧政府干预动机;从排他性约束角度看,尚没有证据表明,自然灾害会通过政绩竞争以外的渠道影响企业产能利用率。然而,为了谨慎起见,我们还是在回归方程中控制了消费需求增长这一可能的影响渠道。这种情形下,工具变量可以满足外生性条件。

其次,利用“简政放权”政策进一步缓解二者之间的内生性问题。我们认为,始于2013年的“简政放权”政策为研究地方官员政绩竞争的作用提供了一次绝佳的自然实验:一方面,“简政放权”政策的主要目的是减少政府干预,而在中国背景下,政绩竞争的本质就是地方政府为了辖区内经济增长、财政收入等指标赶超同一级别的其他地区所进行的经济干预,因此二者在逻辑上存在相关性;另一方面,“简政放权”政策相对于上市公司产能利用率而言是完全外生的。同时,“简政放权”政策只能通过地方政府行为间接影响产能利用率。由此看来,这一政策可以有效识别政绩竞争与企业产能利用率之间的因果关系。

在利用上述两种方法缓解内生性问题后,本文发现,政绩竞争确实抑制了企业产能利用率的提升,且这种抑制作用在国有企业、处于较低市场化区域的企业中表现更加明显。

接下来的问题是,政绩竞争何以对企业产能利用率产生抑制效应呢?本文主要从企业短期投资扩张的角度考察政绩竞争影响企业产能利用率的作用机制。具体来讲,在现有官员晋升体制下,地方官员为了尽早晋升,就需要为提高经济增长速度寻找方案,而投资是在短期内推动经济增长的最有效办法,因此地方官员有动机为了本地经济的短期绩效而干预企业参与一些短期内能见成效的投资项目;另一方面,本地企业为了自身利益,也乐于迎合政府而进行一些低效的短期投资,以此换取政府手中的资源。随着短期投资的不断扩张,产出水平会严重超过有效需求,由此导致产能过剩。本文利用中介效应模型对该机制做出检验,结果发现,政绩竞争确实通过短期投资扩张渠道抑制了企业产能利用率的提高。

不同于已有文献,本文的贡献主要体现在以下三个方面:首先,为政绩竞争找到了可行的工具变量,论证了政绩竞争对于企业产能利用率的因果影响,丰富了已有文献;其次,利用“简政放权”这一自然实验进一步缓解二者间所面临的内生性问题,从而增强研究结论的可靠性;最后,我们还从企业产权和区域市场环境的角度分析了政绩竞争影响产能利用率的边界条件,同时从短期投资扩张的角度考察了政绩竞争影响产能利用率的作用机制,由此形成了完整的逻辑链条,从而有益于加深对政绩竞争如何有损经济增长质量的理解。

二、理论分析与研究假设

(一) 政绩竞争与企业产能利用率

我国幅员辽阔,人口众多,中央对地方的管辖存在着严重的信息不对称问题。因此,自20世纪80年代以来,中央政府把一些关键的财权与事权下放给地方政府,但是地方官员的任免权却完全掌握在中央政府手中。这种财政分权、政治集权的体制是地方官员影响区域经济的重要因素^[11]。在这种体制下,经济增长速度成为决定地方官员是否能够晋升的关键。同时,《公务员法》等文件规定了地方官员任职的最高年龄。此外,我国还实行弹性任期制度,虽然法定任期为5年一届,但多数官员未满足法定任期就被调任其他岗位。在年龄和任期的双重约束下,我国地方官员大多表现出“趁早”晋升的动机,该动机必然会导致地方官员的短视倾向,进而从两方面对企业产能过剩问题产生影响:一方面,在此背景下,地方官员为了尽早晋升,就会为提高经济增长速度寻找方案,而不断追加投资是在短期内推动辖区经济增长的最有效办法,因此地方官员很可能为了本地经济的短期绩效而干预企业参与一些短期内能见成效的投资项目,并为这些短期投资创造必要的营商环境,这会大幅度减少企业的投资成本,因而可能导致企业投资过度,使得市场需求难以消化企业产出,进而降低企业产能利用率;另一方面,在财政分权背景之下,地方政府的财权和事权都很大,主要的投资项目、信贷配置、土地拨付等均掌控在地方政府手里。因此,本地企业也乐于迎合政府而进行一些低效的短期投资,以换取政府手中的经济资源与行政资源。曹春方等^[12]利用中国国有企业的数据库,分析了官员政绩竞争对企业投资效率的影响,结果发现政绩竞争造成了国有企业严重的过度投资问题。不仅如此,徐业坤和李维安^[13]的研究表明,政绩竞争也同样造成了民营企业不断追加无效投资。随着短期投资的不断积累,产出水平会严重超过有效需求,由此造成了企业产能过剩问题。基于此,本文提出如下研究假设:

假设1:地方官员的政绩竞争降低了企业产能利用率。

(二) 企业产权性质的调节作用

政绩竞争与企业产能利用率的关系可能受到企业产权性质的影响。从1978年至今,我国尚未完全从计划经济转变为市场经济。在这种特殊的经济制度背景之下,国有企业与非国有企业之间面临着不同的资源禀赋约束和不同的政策约束,进而导致二者在产能利用率方面存在较大差异。一方面,国有企业由于承担着国家战略和经济安全需要,大多国有企业处于不符合比较优势的产业,由于比较优势的缺失,企业缺乏自生能力,进而造成国有企业面对激烈的市场竞争而很难盈利。为了保护缺乏竞争力的国有企业,出于“父爱主义”的政府必须为其“输血”,把更多的资源分配给国有企业。然而,这种在资源配置方面的过度照顾并没能有效提升国有企业的效率,反而由于资源过于充裕,导致国有企业经理人缺乏优化资源配置的激励,进而引起其盲目投资、过度投资,造成严重的产能过剩问题。贺京同和何蕾^[14]的研究表明,行业国有控股比例越高,造成银行信贷偏袒越严重,进而引起更低的行业产能利用率;另一方面,地方政府在经济转型过程中面临着严重的政策性负担,包括保证本地就业水平、提供基础设施等公共产品。由于国有企业与政府之间存在天然的联系,地方政府会很自然地要把这些负担转嫁给国有企业^[15]。同时,国有企业本身的主导行事逻辑是政治逻辑而非经济逻辑,这就造成其乐于主动配合政府完成政绩目标。然而,政府的政绩目标未必符合市场规律,导致国有企业按政绩目标做出的投资决策很可能得不到市场的认可,因而可能造成严重的产

能过剩问题。反之,非国有企业面临较为严重的资源禀赋约束,这种资源的稀缺性使其在投资决策时具备珍惜稀缺资源的激励,因而具有更高的产能利用率。同时,非国有企业面临相对较小的政策性负担,使其更多地依据市场需求而不是政绩目标制定投资计划,这也会在很大程度上提高产能利用率。基于以上分析,本文提出如下假设:

假设 2: 相对于非国有企业,政绩竞争对企业产能利用率的负面影响在国有企业中表现更加明显。

(三) 区域市场化程度的调节作用

政绩竞争对企业产能利用率的抑制效应也可能受到区域市场化程度的影响。不同于苏联的“休克疗法”,中国的市场化改革是一个循序渐进的过程,东南沿海一带作为改革开放的最早试点,较先获得市场化改革带来的“制度红利”,而中、西部地区的市场化进程却相对缓慢。由于区域市场化程度的不同,政绩竞争对企业产能利用率的影响也必然存在差异。在市场化程度比较低的区域,法律环境较差,产权保护也不够完善,政府掌控大量事关企业命脉的资源。企业要实现生存和发展就必须在很大程度上依赖地方政府,这可能导致本地企业把主要精力放在维持政企关系上。因而,在地方官员政绩压力加大时,企业为了维护与政府的关系,就会迎合政府的“短期化”目标,接受政府提出的“政治任务”。然而,按照“政治任务”制定的投资计划很可能与市场需求相悖,导致有限的市场不能完全消化企业产出,这必然会给企业产能利用率带来负面影响。相反,在市场化程度比较高的区域,政府干预更少,市场潜力也更大^[16],企业管理层必然更重视市场带来的机会,这无疑提高了产能利用率。基于以上分析,本文提出如下假设:

假设 3: 区域市场化程度的提高有利于缓解政绩竞争对企业产能利用率的负面影响。

三、计量模型与数据

(一) 模型设定

为了检验假设 1,我们将模型设定为如下形式:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PS_{m,t-1} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

在模型(1)中,企业产能利用率($cu_{i,t}$)是被解释变量。各省份的政绩竞争指标($PS_{m,t-1}$)为主要解释变量,系数 α_1 为待估参数,如果 α_1 显著为负,则假设 1 成立。模型(1)中的控制变量包括企业价值($Q_{i,t-1}$)、企业总资产($asset_{i,t-1}$)、企业负债率($leverage_{i,t-1}$)、销售额增长率($sgr_{i,t-1}$)、企业年龄($age_{i,t-1}$)、企业劳动密集度($work_{i,t-1}$)等。此外,我们还控制了年份(μ_t)、行业(η_{in})和省份(p_m)。

为了验证假设 2,我们将模型设定为如下形式:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PS_{m,t-1} + \alpha_2 SOE_{i,t} + \alpha_3 PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

该模型在控制住政绩竞争变量 $PS_{m,t-1}$ 、产权性质变量 $SOE_{i,t}$ 的同时,加入了政绩竞争与企业产权性质的交乘项 $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$,其他控制变量与模型(1)一致。如果交乘项 $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$ 的系数 α_3 显著为负,则假说 2 得到验证。

为了验证假说 3,我们将模型设定为如下形式:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 PS_{m,t-1} + \alpha_2 market_{m,t} + \alpha_3 PS_{m,t-1} \times market_{m,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

该模型在控制住政绩竞争变量 $PS_{m,t-1}$ 、区域市场化程度 $market_{m,t}$ 的基础上,加入了政绩竞争与区域市场化程度的交乘项 $PS_{m,t-1} \times market_{m,t}$,其他控制变量与模型(1)、模型(2)保持一致。如果假说 3 成立,那么交乘项的系数 α_3 应该显著为正。

(二) 变量定义

1. 被解释变量: 企业产能利用率($cu_{i,t}$)。产能利用率是指市场需求与实际生产能力的比率,它反

映企业的资本利用状况,是衡量产能过剩状况的最有效指标^[17],其值越小,表明产能过剩问题越严重。现有测量产能利用率的指标多集中于行业层面,很少有文献从企业层面测算产能利用率。本文借鉴钱爱民和付东^[4]的做法,利用营业收入与期末总资产之比(总资产周转率)衡量企业层面的产能利用率。该值越大,表明在一定的产能总规模下,企业实际产出价值越高。因此,该值与企业产能利用率正相关。在后文中,我们还借鉴修宗峰和黄健柏^[18]的方法,利用固定资产周转率的倒数做稳健性检验。

2. 解释变量:政绩竞争指数($PS_{m,t-1}$)。本文的政绩竞争定义为地方政府为了使经济增长、财政收入、就业率等指标赶超同一级别的其他地区而对辖区经济所进行的干预行为。基于这一定义,我们参照钱先航等^[10]的做法,利用GDP增长率、财政盈余、失业率三个指标构造政府干预强度指数,以此衡量地方政府的政绩竞争行为。政府干预强度指数的具体构造方法如下:如果区域GDP增长率小于可比地区增长率,则取值为1,否则取值为0;如果区域失业率大于可比地区的失业率,则取值为1,否则取值为0;如果区域财政盈余增长率小于可比地区的财政盈余增长率,则取值为1,否则取值为0。上述三项得分相加得到政府干预强度指标,该指标的取值范围为(0,3),得分越高代表政府干预强度越大,亦即政绩竞争行为越强。

3. 调节变量:产权性质($SOE_{i,t}$)。如果上市公司为国有企业,则取值为1,否则为0。

4. 调节变量:市场化程度($market_{m,t}$)。本文采用王小鲁等^[19]编制的市场化指数来衡量各地区的市场化程度。

5. 控制变量:企业价值($Q_{i,t-1}$)用企业股票市值与债务账面市值之和再除以企业总资产表示。企业规模($asset_{i,t-1}$)用总资产的自然对数表示。企业负债率($leverage_{i,t-1}$)用长期负债和短期负债之和再除以企业总资产表示;销售额增长率($sgr_{i,t-1}$)用企业当年销售额与上一年销售额之差再除以上一年销售额表示;企业年龄($age_{i,t-1}$)用企业上市年限加1的自然对数表示;企业劳动密集度($worker_{i,t}$)用工人数与销售额之比再乘以10000表示。

(三) 数据来源

本文企业层面的数据来源于国泰安数据库(CSMAR),省级层面政绩竞争指标数据来源于中经网统计数据库,同时以2008—2016年的样本作为主要考察区间。我们对数据做了如下处理:首先,删除ST、PT企业;其次,删除金融类上市企业;再次,删除数据残缺不全的企业;最后,对企业层面的连续变量在1%与99%分位数进行了Winsorize处理。

四、实证结果

(一) 政绩竞争与企业产能利用率:基准回归

1. 对假设1的检验

表1汇报了假设1的回归结果。其中,第(1)列为只加入企业层面控制变量的回归结果,由表中可知,政绩竞争的系数在1%统计水平下显著为负;第(2)~(4)列依次加入年度、行业、省份虚拟变量,回归结果表明这种负相关关系依然成立,假说1得到初步验证,即政绩竞争降低了企业产能利用率。

表1 政绩推动与企业产能利用率:基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
PS	-0.0807*** (-5.49)	-0.0347*** (-2.76)	-0.0397*** (-3.00)	-0.0480*** (-3.06)
Q	0.0002 (0.46)	-0.0003 (-1.16)	-0.0003 (-1.04)	-0.0004 (-1.42)
$asset$	-0.1148*** (-11.01)	-0.1995*** (-21.81)	-0.1941*** (-19.09)	-0.1364*** (-11.17)
$leverage$	-0.0074 (-0.13)	0.3416*** (7.12)	0.3150*** (6.06)	0.0643 (0.74)
sgr	0.0353** (2.16)	0.0565*** (4.07)	0.0414** (2.55)	0.0841*** (3.83)
age	0.0195*** (9.55)	-0.0033* (-1.81)	-0.0026 (-1.30)	0.0054** (2.51)
$worker$	0.0021 (0.89)	0.0011 (0.55)	-0.2066 (-0.57)	-0.9950* (-1.73)
Constant	2.5041*** (11.21)	4.4511*** (22.84)	4.2745*** (18.95)	2.3967*** (8.87)
年份	No	Yes	Yes	Yes
行业	No	No	Yes	Yes
省份	No	No	No	Yes
Observations	5767	5767	5355	4740
R-squared	0.044	0.311	0.310	0.262

说明:***、**、* 分别表示1%、5%、10%水平上显著。括号内为t值。

2. 对假设 2、假设 3 的检验

表 2 的第 (1) 列为假设 2 的回归结果。由表中可以看出 $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$ 的系数在 1% 水平下显著为负。这一结果表明,政绩竞争对产能利用率的负面影响在国有企业中表现更加明显,假说 2 得到初步验证。表 2 的第 (2) 列为假设 3 的回归结果。从表中可以看出 $PS_{m,t-1} \times market_{m,t}$ 的系数在 1% 统计水平下显著为正,初步表明市场化程度的提高弱化了政绩竞争对企业产能利用率的负面效应。

(二) 内生性问题

从作用逻辑来看,政绩竞争和企业产能利用率之间可能存在内生性问题。首先,政绩竞争和产能利用率之间可能存在联立性(simultaneity)引起的内生性问题。上市公司产能利用率低,会导致其盈利水平低下,进而拖累地方经济增长以及财政收入,由此导致官员政绩竞争压力变大。其次,政绩竞争对企业产能利用率的影响还会遇到重要遗漏变量导致的内生性问题。比如,2008 年的金融危机引起全球经济放缓,外部需求不能完全消解企业产能,这很可能导致企业(尤其是出口企业)出现产能过剩问题;同时,金融危机引起的经济下行也可能造成中国各地区税收减少、失业问题加重,从而引起政绩竞争压力变大。对此,我们将利用工具变量法、自然实验来缓解上述内生性问题。

1. 工具变量法估计

就本文的论题而言,一个合适的工具变量不仅要与政绩竞争高度相关,而且必须满足排他性要求,即该工具变量只能通过政绩竞争影响企业产能利用率。基于这些考虑,我们认为,辖区内人均自然灾害直接损失(当年自然灾害直接损失与该区域人口数量之比,用 $disaster_{i,t}$ 表示)适合作为政绩竞争的工具变量。原因是:首先,从相关性角度来看,由于重大自然灾害具有破坏范围广、程度深、经济损失严重的特点,在财政资源存在约束的前提下,短期内无疑给地方政府造成极大的财政压力,因而能够激发起本地政府更强的干预动机,导致政绩竞争行为更加明显,因此这一工具变量满足相关性要求;其次,从排他性角度来看,目前尚没有证据表明人均自然灾害直接损失会通过政绩竞争行为以外的渠道影响企业产能利用率。当然,必须承认,人均自然灾害直接损失仍有可能通过消费需求增长渠道来影响企业产能利用率。针对这一问题,我们在方程中已经控制了企业销售额增长率。这种情形下,各地区的人均自然灾害直接损失变量就具备了一定外生特征,因此,从作用逻辑来看,就可能存在人均自然灾害损失加重→政绩竞争行为增加→企业产能利用率下降的逻辑链条。不过,一个合适的工具变量应同时具备逻辑上与统计上的合理性,接下来我们从统计测算的角度验证该工具变量是否合适。

(1) 利用工具变量法检验假设 1

首先,本文进行工具变量的第一阶段回归,检验人均自然灾害直接损失($disaster_{i,t}$)是否与政绩竞争之间存在足够的相关性。表 3 第 (1) 列的第一阶段回归显示, $disaster_{i,t}$ 的系数在 1% 统计水平下显著为正,表明人均自然灾害直接损失会导致官员政绩竞争压力加剧,进而使政绩竞争行为更加明

表 2 政绩推动与企业产能利用率:企业产权性质与市场化程度的调节作用

	(1)	(2)
$PS \times SOE$	-0.073 2*** (-4.52)	
$PS \times market$		0.033 8*** (4.58)
PS	-0.041 5*** (-4.46)	-0.034 2*** (-3.04)
SOE	-0.167 4*** (-3.38)	
$market$		0.114 0*** (9.58)
Q	-0.000 2 (-0.62)	-0.000 2 (-0.54)
$asset$	-0.140 8*** (-12.13)	-0.164 2*** (-14.57)
$leverage$	0.205 8*** (3.56)	0.202 0*** (3.51)
sgf	0.041 8** (2.32)	0.046 1*** (2.59)
age	0.016 6*** (8.14)	0.012 4*** (6.12)
$worker$	-1.498 3*** (-2.82)	-0.736 7 (-1.38)
Constant	3.229 8*** (12.67)	2.382 8*** (8.50)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
省份	Yes	Yes
Observations	4 740	4 740
R-squared	0.267	0.259

说明:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为 t 值。

显。同时,第一阶段估计结果的 F 值大于 Stock and Yogo^[20] 设定的 F 值在 10% 偏误水平下的 16.38 的临界值,由此证明以人均自然灾害直接损失作为工具变量,并没有产生弱工具变量问题。

其次,我们还需检验,在控制住消费需求增长渠道的情况下,工具变量是否满足排他性约束。本文借鉴 Acemoglu *et al.*^[21] 的方法,直接使用自然灾害直接损失 ($disaster_{i,t}$) 和企业产能利用率进行回归,由表 3 的第 (2) 列可知 $disaster_{i,t}$ 的系数在 1% 统计水平下显著为负。然而,当表 3 的第 (3) 列加入政绩竞争变量后, $disaster_{i,t}$ 的系数不再显著,表明工具变量对产能利用率的影响被政绩竞争变量所涵盖。以上统计结果说明,我们选择的工具变量满足排他性约束。

最后,我们探讨在使用工具变量回归的前提下,政绩竞争对企业产能利用率是否还存在影响。表 3 第 (4) 列的第二阶段回归显示,政绩竞争对企业产能利用率的作用效应在 1% 的统计水平下显著为负,说明政绩竞争确实对企业产能利用率产生了显著的抑制效应。值得注意的是,表 3 的第 (4) 列和表 1 第 (4) 列的基准回归结果形成了鲜明的对照。在表 1 第 (4) 列的 OLS 回归中,政绩竞争压力的系数为

-0.048 0,而在表 3 第 (4) 列的工具变量回归中,政绩竞争压力的系数为 -0.568 7,也即控制了内生性之后,政绩竞争的作用明显上升。由此可知,是否控制产能利用率与政绩竞争的内生性,回归结果差异明显,这证明了我们对于内生性问题的考虑。

(2) 利用工具变量法检验假设 2 和假设 3

对于假设 2,其主要解释变量为政绩竞争指数与产权性质的交乘项 $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$,我们同样关心该解释变量与产能利用率之间是否存在因果关系。为此,本文借鉴张睿等^[22]、陈胜蓝和刘晓玲^[23] 关于交乘项的工具变量设定方法,利用自然灾害直接损失与产权性质的交乘项 ($disaster_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$) 作为 $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$ 的工具变量,并同样利用 $disaster_{m,t-1}$ 作为 $PS_{m,t-1}$ 的工具变量,使用两阶段最小二乘法进行估计,结果列于表 4 中。其中,第 (1)、(2) 列为第一阶段估计结果。由表 4 可知,工具变量与主要解释变量高度相关,且通过了弱工具变量检验。由第 (3) 列的第二阶段估计结果可知, $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$ 的系数在 5% 统计水平下显著为负。工具变量法进一步验证了假设 2。

接着,我们沿袭交乘项工具变量设定方法的既有思路,利用自然灾害与市场化程度的交乘项 ($disaster_{m,t-1} \times market_{m,t}$) 作为 $PS_{m,t-1} \times market_{m,t}$ 的工具变量,并同样利用 $disaster_{m,t-1}$ 作为 $PS_{m,t-1}$ 的工具变量,对假设 3 做出检验,结果列于表 4 第 (4) ~ (6) 列。其中,第 (4)、(5) 列为第一阶段估计结果。由表 4 可知,工具变量与主要解释变量高度相关,且通过了弱工具变量检验。第 (6) 列为第二阶段估计结果,从中可知 $PS_{m,t-1} \times market_{m,t}$ 的系数在 1% 统计水平下显著为正。工具变量法证实了假设 3 的理论预期。

表 3 政绩推动与企业产能利用率:工具变量法检验假设 1

	(1) PS	(2) cu	(3) cu	(4) cu
PS			-0.048 7*** (-3.07)	-0.568 7*** (-3.18)
disaster	15.155 3*** (19.58)	-4.978 2*** (-3.50)	-0.733 4 (-0.61)	
Q	0.005 1 (0.36)	-0.000 2 (-0.72)	0.146 8*** (8.33)	0.216 8*** (9.82)
asset	-0.010 9 (-1.09)	-0.160 4*** (-13.73)	-0.136 8*** (-11.33)	-0.061 7*** (-4.27)
leverage	0.114 9** (2.43)	0.125 0** (2.13)	0.068 5*** (3.12)	0.152 0*** (2.72)
sgr	0.001 6 (0.11)	0.049 5*** (2.71)	0.077 2*** (4.65)	-0.000 6*** (-4.35)
age	0.000 5 (0.33)	0.015 2*** (7.28)	0.006 5*** (3.08)	0.016 3*** (6.42)
worker	0.828 7** (1.99)	-1.329 0** (-2.43)	-1.009 6** (-2.01)	-3.772 2*** (-5.09)
Constant	1.354 4*** (6.09)	3.435 9*** (13.34)	2.438 0*** (9.08)	0.569 4 (1.41)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 F 值	45.13			
Observations	4 740	4 740	4 740	4 740
R-squared	0.064	0.070	0.266	0.287

说明:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平上显著。第一阶段括号内为 t 值,第二阶段括号内为 z 值。

2. 来自 2013 年“简政放权”政策的自然实验

为进一步缓解内生性问题,本文尝试引入一个外生事件。2013 年,国务院出台了“简政放权”政策。我们认为,这一政策为研究政绩竞争对企业产能利用率的影响提供了一次绝佳的自然实验:首先,“简政放权”的主要目的是打破政府干预经济、扭曲资源配置的状况,而在中国背景下,政绩竞争行为的本质就是地方政府为了辖区内经济增长、财政收入等指标赶超同一级别的其他地区所进行的经济干预。因此,“简政放权”政策有利于限制政绩竞争行为这一“有形之手”,进而满足相关性条件;其次,对于企业而言,“简政放权”政策是外生的,不大可能由企业层面的特征决定。同时,“简政放权”政策并不会直接影响产能利用率,只能通过地方政府行为间接影响产能利用率。从这个意义来讲,“简政放权”所形成的自然实验满足外生性条件。

接着,我们利用双重差分法对“简政放权”的因果效应做出估计。针对“处理组”与“控制组”的划分,本文依赖一个显而易见的逻辑:如果“简政放权”能够缓解以政府干预为核心的政绩竞争,那么这一效果应该在政府干预强度更大的省份表现更加明显,因为政府干预强度越大,“简政放权”可发挥作用的空间也越大。因此,本文可以按照前文中衡量政绩竞争行为的指标即政府干预强度指数的中位数将企业划分为高政府干预强度组(处理组)和低政府干预强度组(控制组),进而考察“简政放权”实施前后处理组和控制组在产能利用率变化方面的差异。

遵循双重差分解释变量的构造方法,首先定义 $after_{i,t}$ 虚拟变量,如果样本观测值在 2013 年之前,取值为 0,否则取值为 1;其次,根据政绩竞争指标的中位数定义 $treat_{i,t}$,如果政绩竞争指数在中位数以上,则取值为 1,意味着政府干预强度较大;如果该指数在中位数以下,则取值为 0,表示政府干预强度相对较小。我们设定如下双重差分模型检验假设 1:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{i,t} \times after_{i,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在该模型中,企业产能利用率依然是被解释变量, $treat_{i,t} \times after_{i,t}$ 为解释变量,如果该变量的系数

表 4 政绩推动与企业产能利用率:工具变量法检验假设 2、假设 3

	(1) PS	(2) PS × SOE	(3) cu	(4) PS	(5) PS × market	(6) cu
<i>disaster</i> × <i>SOE</i>	1.481 3 (1.00)	28.600 7 *** (7.09)				
<i>PS</i> × <i>SOE</i>			-1.992 0 ** (-2.44)			
<i>disaster</i> × <i>market</i>				1.481 3 (0.77)	28.846 1 *** (4.14)	
<i>PS</i> × <i>market</i>						0.247 4 *** (5.11)
<i>disaster</i>	12.320 6 *** (9.23)	0.756 2 (0.44)		12.320 6 *** (8.38)	7.305 1 (0.75)	
<i>PS</i>			-1.883 0 ** (-2.31)			-2.586 5 *** (-5.09)
<i>SOE</i>	0.253 4 *** (10.86)	1.383 4 *** (68.48)	-2.169 1 ** (-2.25)			
<i>market</i>				-0.166 1 *** (-36.88)	-0.242 2 *** (-4.48)	0.427 1 *** (6.01)
<i>Q</i>	0.000 8 (0.05)	-0.054 6 ** (-2.49)	0.212 4 *** (7.44)	0.000 8 (0.05)	0.045 0 (0.24)	0.196 2 *** (9.46)
<i>asset</i>	-0.010 1 (-0.91)	0.083 1 *** (5.23)	0.004 0 (0.15)	-0.010 1 (-0.88)	-0.268 2 ** (-2.17)	-0.068 8 *** (-5.18)
<i>leverage</i>	0.112 3 ** (2.06)	0.407 7 *** (5.32)	0.207 6 *** (2.94)	0.112 3 ** (1.98)	-0.180 8 (-0.28)	0.204 3 *** (4.06)
<i>sgf</i>	-0.021 4 (-1.32)	0.022 4 (1.04)	-0.000 6 *** (-3.34)	-0.021 4 (-1.39)	-0.145 1 (-0.83)	-0.000 6 *** (-4.38)
<i>age</i>	0.004 7 *** (2.62)	0.015 8 *** (7.09)	0.016 6 *** (5.10)	0.004 7 *** (2.80)	0.068 6 *** (3.47)	0.016 4 *** (6.94)
<i>worker</i>	0.557 2 (1.21)	-0.698 1 (-1.32)	-3.622 0 *** (-3.70)	0.557 2 (1.01)	-3.021 3 (-0.56)	-1.521 3 ** (-2.53)
Constant	1.555 8 *** (5.99)	-1.498 7 *** (-4.10)	-2.290 5 (-1.56)	1.555 8 *** (5.80)	19.719 2 *** (6.84)	-3.268 9 *** (-4.01)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
第一阶段 F 值	34.27	217.79		36.83	132.65	
Observations	4 740	4 740	4 740	4 740	4 740	4 740
R-squared	0.090	0.305	0.281	0.090	0.024	0.268

说明:***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平上显著。第一阶段括号内为 t 值,第二阶段括号内为 z 值。

α_1 为正,则表明“简政放权”政策所引起的政绩竞争行为的减少对企业产能利用率的提高起到了积极的促进作用。该模型中的控制变量与模型(1)~(3)保持一致。

为检验假设2,我们将模型设定为如下形式:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{i,t} \times after_{i,t} + \alpha_2 SOE_{i,t} + \alpha_3 treat_{i,t} \times after_{i,t} \times SOE_{i,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (5)$$

该模型在控制住 $treat_{i,t} \times after_{i,t}$ 与 $SOE_{i,t}$ 的基础上,加入了三个变量的交乘项 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times SOE_{i,t}$,其他控制变量与模型(1)~(4)保持一致。同时,我们做出如下预期:如果政绩竞争行为对产能利用率的负面影响在国有企业中表现更加明显,那么“简政放权”所带来的政绩竞争行为的减少将对国有企业产能利用率的提升发挥更为关键的作用。假如这一预期成立,那么 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times SOE_{i,t}$ 的系数 α_3 将显著为正。

为检验假设3,我们设定如下模型:

$$cu_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 treat_{i,t} \times after_{i,t} + \alpha_2 unmarket_{m,t} + \alpha_3 treat_{i,t} \times after_{i,t} \times unmarket_{m,t} + \alpha_k \sum controls_{i,t-1} + \mu_t + \eta_{in} + p_m + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

该模型在控制住 $treat_{i,t} \times after_{i,t}$ 与 $unmarket_{m,t}$ 的基础上,加入了三个变量的交乘项 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times unmarket_{m,t}$,其他控制变量与模型(1)~(5)保持一致。延续与上一假设相同的逻辑,做出如下预期:如果政绩竞争行为对产能利用率的负面影响在较低市场化区域的企业中表现更加明显,那么“简政放权”所带来的政绩竞争行为的减少将对处于较低市场化区域的企业产能利用率的提升发挥更为关键的作用。需要特别指出,为了便于理解“简政放权”政策在低市场化区域企业中发挥的作用,本文对市场化指数 $market_{m,t}$ 取倒数得到 $unmarket_{m,t}$,该值越大,表明市场化程度越低。假如这一预期成立,那么 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times unmarket_{m,t}$ 的系数 α_3 也应该显著为正。

表5 政绩推动与企业产能利用率:双重差分法检验假设1、2、3

	(1)	(2)	(3)
<i>treat</i> × <i>after</i>	0.493 2*** (11.08)	0.811 1*** (11.01)	0.145 7 (0.66)
<i>treat</i> × <i>after</i> × <i>SOE</i>		0.341 4*** (3.59)	
<i>treat</i> × <i>after</i> × <i>unmarket</i>			3.530 4* (1.82)
<i>SOE</i>		-0.178 3*** (-10.36)	
<i>unmarket</i>			-5.254 4* (-12.61)
<i>Q</i>	-0.000 1 (-0.46)	-0.000 2 (-0.65)	-0.000 2 (-1.01)
<i>asset</i>	-0.153 9*** (-15.60)	-0.152 4*** (-15.20)	-0.158 0*** (-16.06)
<i>leverage</i>	0.127 4** (2.27)	0.203 1*** (3.55)	0.240 0*** (4.19)
<i>sgr</i>	0.061 0*** (3.51)	0.056 0*** (3.21)	0.053 9** (2.47)
<i>age</i>	0.012 2*** (6.08)	0.011 0*** (5.45)	0.009 5*** (4.71)
<i>worker</i>	-1.634 5*** (-3.12)	-1.332 1** (-2.53)	-0.692 6 (-1.36)
Constant	3.381 4*** (15.74)	3.561 5*** (16.20)	3.982 9*** (18.30)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes
Observations	4 740	4 740	4 740
R-squared	0.075	0.091	0.100

说明:***、**、* 分别表示1%、5%、10%水平上显著。括号内为t值。

表5 报告了双重差分估计结果。其中,第(1)列为假设1的估计结果,由表5可知 $treat_{i,t} \times after_{i,t}$ 的系数在1%统计水平下显著为正;第(2)列为假设2的估计结果,由表中可知 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times SOE_{i,t}$ 的系数在1%统计水平下显著为正;第(3)列为假设3的估计结果,由表中可知 $treat_{i,t} \times after_{i,t} \times unmarket_{m,t}$ 的系数在10%统计水平下显著为正。上述结果再次从相反的角度证实了三个假设。

(三) 机制检验

前文的理论分析表明,政绩竞争会通过激励企业短期投资扩张来降低企业产能利用率。接下来,本文利用中介效应模型来检验短期投资扩张机制是否成立。表6为中介效应模型的回归结果。其中,第(1)

列的回归结果显示,政绩竞争对企业短期投资(shortinv)的影响在1%统计水平下显著为正。在第(2)列对企业产能利用率的回归中,加入短期投资变量(shortinv)后,它的系数在1%的水平下显著,此时,政绩竞争的系数由原来的-0.0480变为-0.0121,并且显著性由原来的1%水平下显著变得不再显著。这些结果表明了短期投资扩张确实在政绩竞争与产能利用率之间发挥着重要的中介作用。

五、稳健性检验

(一) 变量替换

本文借鉴修宗峰和黄健柏^[18]的方法,利用固定资产周转率的倒数(固定资产与营业收入之比)衡量产能利用率,该值越大,产能利用率就越低。表7为替换因变量后的回归结果。其中,第(1)列是假设1的检验结果, $PS_{m,t-1}$ 的系数显著为正,表明政绩竞争降低了产能利用率;第(2)列为假设2的检验结果, $PS_{m,t-1} \times SOE_{i,t}$ 的系数显著为正,表明政绩竞争对产能利用率的抑制作用在国有企业中表现更加明显;第(3)列为假设3的检验结果, $PS_{m,t-1} \times market_{m,t}$ 的系数显著为负,表明市场化水平的提高弱化了政绩竞争对产能利用率的负面影响。

(二) 利用分组检验法检验假设2、假设3

借鉴万道侠和胡彬^[24]对调节效应的检验方法,本文利用企业产权性质和市场化程度的中位数对政绩竞争与产能利用率的关系进行分组回归。表8第(1)、(2)列为假设2的检验结果。其中,在第(1)列的非国有企业组中, $PS_{m,t-1}$ 的系数不显著;在第(2)列国有企业组中, $PS_{m,t-1}$ 的系数显著为负。第(3)、(4)列为假设3的检验结果。其中,在第(3)列的高市场化区域组中, $PS_{m,t-1}$ 的系数不显著,第(4)列的低市场化区域组中, $PS_{m,t-1}$ 的系数显著为负。

六、结论与政策启示

在经济转型过程中,政绩竞争造成了企业产能过剩,进而降低了经济运行效率,并给整个金融体系带来了潜在风险。面对这种情况,如何提高企业产能利用率是决策者和研究者都必须高度关注的重要课题。本文从政绩竞争角度探讨了企业产能过剩的形成机理,并得到如下结论:(1) 政绩竞争降低了企业产能利用率;(2) 相对于

表6 政绩竞争与企业产能利用率:机制检验

	(1) <i>shortinv</i>	(2) <i>cu</i>
<i>shortinv</i>		-0.1210*** (-5.12)
<i>PS</i>	0.1092*** (12.26)	-0.0121 (-0.41)
<i>Q</i>	0.0002 (1.17)	-0.0005 (-1.57)
<i>asset</i>	0.1292*** (20.62)	-0.2033*** (-17.67)
<i>leverage</i>	0.2615*** (8.37)	0.4364*** (7.49)
<i>sgr</i>	0.0154 (1.56)	0.0433** (2.33)
<i>age</i>	0.0161*** (14.36)	-0.0013 (-0.59)
<i>worker</i>	0.0702 (0.24)	-0.7143 (-1.37)
Constant	-2.7083*** (-20.13)	4.0460*** (15.40)
年份	Yes	Yes
行业	Yes	Yes
省份	Yes	Yes
Observations	4740	4740
R-squared	0.225	0.265

说明:***、**、* 分别表示1%、5%、10%水平上显著。括号内为t值。

表7 政绩竞争与企业产能利用率:变量替换

	(1)	(2)	(3)
<i>PS</i>	0.0692*** (4.67)	0.0755*** (3.14)	0.2263*** (3.76)
<i>PS × SOE</i>		0.0678*** (2.79)	
<i>PS × market</i>			-0.0224*** (-3.98)
<i>SOE</i>		0.0854** (2.16)	
<i>market</i>			-0.0239*** (-2.63)
<i>Q</i>	-0.0001 (-0.22)	-0.0001 (-0.31)	-0.0001 (-0.56)
<i>asset</i>	0.0723*** (6.71)	0.0489*** (4.49)	0.1500*** (13.39)
<i>leverage</i>	0.0776 (1.46)	-0.0103 (-0.20)	0.1057** (2.01)
<i>sgr</i>	-0.2817*** (-17.43)	-0.2796*** (-17.50)	-0.2694*** (-16.13)
<i>age</i>	-0.0008 (-0.46)	-0.0017 (-0.98)	-0.0017 (-1.07)
<i>worker</i>	2.4599*** (4.29)	2.5400*** (4.52)	7.4476*** (11.59)
Constant	-1.0752*** (-4.64)	-0.5270** (-2.23)	-1.2550*** (-5.12)
年份	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes
Observations	4740	4740	4740
R-squared	0.103	0.119	0.192

说明:***、**、* 分别表示1%、5%、10%水平上显著。括号内为t值。

非国有企业 政绩竞争对产能利用率的负面影响在国有企业中表现更加明显; (3) 市场化水平的提高能够抑制政绩竞争对产能利用率的负面影响; (4) 企业短期投资扩张是政绩竞争影响企业产能利用率的重要渠道。根据本文的研究结论 提出如下政策建议:

首先 应该不断推进政府“简政放权”改革。在政绩竞争制度背景之下 政府掌握了土地、资本等决定企业生存的关键资源 企业要实现较好的发展就必须依赖政府 这很可能导致企业为得到政府掌控的各种资源而有意迎合政府的政绩目标 进而降低企业产能利用率。因此只有深入推进“简政放权”政策 降低政府干预力度 才能更好地缓解产能过剩。

其次 加大国有企业改革力度。长期以来 国有企业被给予了过多的经济资源 也肩负了过多的政策性负担 二者都会引致严重的产能过剩问题。因此 应该加快推进国有企业改革 避免国有企业对经济资源的过度使用 并逐渐剥离国有企业的政策性负担。同时 应该逐渐完善国有企业的公司治理 使其更重视市场机会与公司价值。这些改革将会激励国有企业经理人去寻找最有利于提升股东价值的投资机会 进而提高产能利用率。

最后 深化区域市场化改革。在市场化程度越低的地区 往往存在着更加严重的产能过剩问题。因此 应该尽快推进土地、资本等要素市场的改革力度 使市场在资源配置中发挥决定性作用 这样才能激励企业更珍惜稀缺资源 慎重选择投资机会 相应提高产能利用率。

参考文献:

- [1]刘俏. 从大到伟大 2.0 [M]. 北京: 机械工业出版社 2018.
- [2]STIGLITZ J E. Toward a general theory of wage and price rigidities and economic fluctuations [J]. American economic review ,1999 89(2) : 75-80.
- [3]赵恢林 黄建忠. 货币政策、异质性企业与产能过剩 [J]. 产业经济研究 2019(1) : 50-61.
- [4]钱爱民 付东. 信贷资源配置与企业产能过剩——基于供给侧视角的成因分析 [J]. 经济理论与经济管理 2017(4) : 30-41.
- [5]贾润崧 胡秋阳. 市场集中、空间集聚与中国制造业产能利用率——基于微观企业数据的实证研究 [J]. 管理世界 2016(12) : 25-35.
- [6]杜威剑. 环境规制、企业异质性与国有企业过剩产能治理 [J]. 产业经济研究 2018(6) : 102-114.
- [7]马红旗. 产能利用率、企业性质与经营效益——基于钢铁企业的实证分析 [J]. 上海财经大学学报 2017(6) : 31-45.
- [8]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究 [J]. 经济研究 2007(7) : 36-50.
- [9]林毅夫 刘志强. 中国的财政分权与经济增长 [J]. 北京大学学报(哲学社会科学版) 2000(4) : 5-17.
- [10]钱先航 曹廷求 李维安. 晋升压力、官员任期与城市商业银行的贷款行为 [J]. 经济研究 2011(12) : 72-85.
- [11]QIAN Y ,WEINGAST B R. China's transition to markets: market-preserving federalism ,Chinese style [J]. The journal of policy reform ,1996 1(2) : 149-185.

表 8 产权性质与区域市场化程度的调节作用: 分组回归法

	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>PS</i>	0.018 6 (0.41)	-0.070 1 *** (-3.48)	-0.017 9 (-0.43)	-0.091 2 *** (-3.42)
<i>Q</i>	-0.000 5* (-1.69)	0.054 7 *** (5.55)	0.059 9 *** (4.64)	-0.000 5 *** (-4.59)
<i>asset</i>	-0.207 7 *** (-10.71)	-0.215 8 *** (-14.32)	-0.195 0 *** (-12.79)	-0.242 2 *** (-10.84)
<i>leverage</i>	0.399 1 *** (5.07)	0.662 8 *** (8.67)	0.531 1 *** (6.37)	0.406 4 *** (3.89)
<i>sgf</i>	0.032 3 (1.35)	0.056 8 ** (2.36)	0.061 1 ** (2.55)	0.002 8 (0.06)
<i>age</i>	-0.001 6 (-0.60)	0.005 3* (1.70)	0.001 3 (0.56)	-0.003 8 (-1.02)
<i>worker</i>	-0.629 7 (-1.06)	-0.112 4 (-0.13)	-1.149 7* (-1.79)	-0.883 3 (-1.09)
Constant	4.265 9 *** (9.95)	3.793 1 *** (10.98)	3.254 4 *** (9.38)	5.241 0 *** (10.64)
年份	Yes	Yes	Yes	Yes
行业	Yes	Yes	Yes	Yes
省份	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	2 241	2 499	3 456	1 284
R-squared	0.240	0.264	0.297	0.231

说明: ***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为 t 值。

- [12]曹春方,马连福,沈小秀. 财政压力、晋升压力、官员任期与地方国企过度投资[J]. 经济学(季刊) 2014(4): 1415-1436.
- [13]徐业坤,李维安. 政绩推动、政治关联与民营企业投资扩张[J]. 经济理论与经济管理 2016(5): 5-22.
- [14]贺京同,何蕾. 国有企业扩张、信贷扭曲与产能过剩——基于行业面板数据的实证研究[J]. 当代经济科学 2016(1): 58-67+126.
- [15]王砾,孔东民,代昀昊. 官员晋升压力与企业创新[J]. 管理科学学报 2018(1): 111-126.
- [16]吕朝凤,朱丹丹. 市场化改革如何影响长期经济增长? ——基于市场潜力视角的分析[J]. 管理世界 2016(2): 32-44.
- [17]何蕾. 中国工业行业产能利用率测度研究——基于面板协整的方法[J]. 产业经济研究 2015(2): 90-99.
- [18]修宗峰,黄健柏. 市场化改革、过度投资与企业产能过剩——基于我国制造业上市公司的经验证据[J]. 经济管理 2013(7): 1-12.
- [19]王小鲁,樊纲,余静文. 中国分省份市场化指数报告(2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社 2017.
- [20]STOCK J. H ,YOGO M. Testing for weak instruments in linear IV regression[R]. NBER technical working paper 2002 , 14(1): 80-108.
- [21]ACEMOGLU D ,JOHNSON S ,ROBINSON J ,et al. Institutional causes ,macroeconomic symptoms: volatility ,crises and growth[J]. Journal of monetary economics 2003 50(1): 49-123.
- [22]张睿,张勋,戴若尘. 基础设施与企业生产率: 市场扩张与外资竞争的视角[J]. 管理世界 2018(1): 88-102.
- [23]陈胜蓝,刘晓玲. 公司投资如何响应“一带一路”倡议? ——基于准自然实验的经验研究[J]. 财经研究 2018(4): 20-33.
- [24]万道侠,胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性” [J]. 产业经济研究 2018(1): 28-38.

(责任编辑: 雨 珊)

Government performance competition and firm capacity utilization: causal recognition , boundary condition analysis and mechanism test

PAN Lingyun¹ , DONG Zhu²

(1. Business School , Jilin University , Changchun 130012 , China;

2. Center of Quantitative Economics , Jilin University , Changchun 130012 , China)

Abstract: The impact of local government performance competition on firm capacity utilization has gradually attracted the attention of researchers. However , the existing literature has not solved the causal recognition problem. Based on this , this paper uses the direct loss of natural disasters in each province as an instrumental variable , and uses the policy of “streamline administration and delegate powers” as a “natural experiment” to examine the causal effects of local government performance competition on firm capacity utilization. The empirical results show that the performance competition of local governments reduces the capacity utilization rate; further research finds that the negative impact of local government performance competition on the capacity utilization rate is more obvious in state-owned firms and firms in lower marketization areas. Finally , it is found that short-term investment expansion is the main channel for performance competition to affect the capacity utilization rate. These empirical facts show that the performance competition system that originated in the 1980s has already caused serious overcapacity , which is not conducive to the improvement of the quality of economic growth. The research helps to understand the formation mechanism of overcapacity in enterprises and has important implications for formulating effective “de-capacity” policies.

Key words: local government performance competition; capacity utilization; property rights; degree of marketization; short-term investment expansion