

营商环境优化、双重关系与企业产能利用率

刘 军, 付建栋

(山西财经大学 国际贸易学院, 山西 太原 030006)

摘 要: 企业面临的营商环境在其提升产能利用率的过程中扮演着十分重要的角色。文章基于政企关系和商业关系的双重关系视角,采取世界银行提供的中国企业调查数据,在构建企业层面营商环境指数的基础上,实证研究了营商环境优化对企业产能利用率的影响及其异质性表现。研究结果显示:营商环境优化能够提升企业的产能利用率,其内在机制在于,营商环境优化改善了企业面临的政企关系和商业关系,进而促进产能利用率的提升,且政企关系的作用大于商业关系。上述结论存在于民营企业、大规模企业、非产能过剩行业和沿海地区的企业中,但在国有企业中不存在;在中小规模企业、产能过剩行业和内陆地区的企业中,商业关系中与上游供应商之间关系的影响作用不显著。这一研究对于中国在经济转轨时期的营商环境优化和过剩产能化解有所启示。

关键词: 营商环境; 产能利用率; 政企关系; 商业关系; 产能过剩

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2019)04-0070-20

一、引 言

供给侧结构性改革迫切需要解决的一个关键问题是企业产能利用率的提升,这也是当前转变经济发展方式和推动新旧动能转换的必然要求(鞠蕾等,2016)。为了提升企业的产能利用率,化解过剩产能,政府虽制定了一系列的政策措施,但仍未能达到这一目的(干春晖等,2015)。鉴于此,政策制定者和学者们开始反思政府的行政干预能否有效地提升企业的产能利用率,并探寻提升企业产能利用率的长效促进机制。由此,企业面临的营商环境受到多方关注。2017年,中央财经领导小组工作会议提出,要改善投资及市场环境,加快对外开放步伐,降低市场运行成本,营造稳定、公平、透明和可预期的营商环境,加快建设开放型经济新体制,推动中国经济持续健康发展,提高企业的产能利用率。可见,减少行政干预,维护市场公平竞争,为企业营造良好的营商环境是现阶段提高企业产能利用率的一个长效促进机制。

从已有文献来看,早期学者们认为企业较低的产能利用率是其理性选择的结果,目的是为了应对外部经济波动和阻止同类企业进入市场。Fair(1969)和Abel(1983)的窖藏理论指出,由于存在调整成本,企业在面对外部经济波动时会贮存部分生产要素,导致产能利用率降低。Spence(1977)以及Mathis和Koscianski(1996)的企业竞争策略选择理论认为,企业通过主动降低产能利用率,以阻止其他企业进入市场并显示自身的实力。之后,学者们发现较低的产能利用率可能不是企业自身理性选择的结果。企业在生产经营过程中面临的外部环境能够导致其呈

收稿日期:2019-03-27

基金项目:国家社会科学基金青年项目“中国服务业出口贸易与OFDI互动发展的机制及其生产率效应研究”(17CJY047)。

作者简介:刘 军(1984—),男,山西朔州人,山西财经大学国际贸易学院副教授、博士生导师;

付建栋(1995—),男,山西运城人,山西财经大学国际贸易学院硕士研究生。

现出非理性的产能利用率降低的现象(Deng等, 2017; 张亚斌等, 2018)。通过梳理文献, 发现国内外学者对影响产能利用率的外部环境的关注重点不一致, 国外学者更加注重市场环境(Nyaoga等, 2015), 而国内学者的关注重点是制度环境(韩国高, 2017)。

虽然已有文献分别从市场环境和制度环境的维度考察了其对企业产能利用率的影响, 但忽略了企业在生产经营过程中面临的外部环境。外部环境不仅包括市场环境和制度环境, 还包括要素环境、政治环境和基础设施环境等, 即总体的营商环境。企业面临的营商环境在促进其产能利用率提升的过程中扮演着十分重要的角色。营商环境优化意味着企业面临的政企关系与商业关系都得到较大程度的改善(Kljucnikov等, 2016)。一方面, 政企关系改善, 即企业与政府之间的关系改善, 意味着企业得到政府的优惠政策以及获取的有效信息增多, 避免过度投资, 促进产能利用率提升(张龙鹏和蒋为, 2015; Tian, 2016); 另一方面, 商业关系改善, 即企业与下游客户和上游供应商之间关系的改善, 有助于解决企业之间的信息不对称, 降低市场和政策的不确定性以及不必要的交易成本, 使得企业生产的产品迅速得到流通(王永进, 2012; Marn等, 2016), 达到提升产能利用率的目的。然而, 上述理论机制在中国的现实经济中是否存在? 营商环境优化能否提升企业的产能利用率? 政企关系和商业关系的改善是否为其内在的作用机制? 此外, 考虑到中国企业面临的营商环境和产能利用率在不同类型的企业、行业及地区存在较大的差异, 那么, 营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应是否存在异质性?

为了解答上述问题, 本文将基于政企关系和商业关系的双重关系视角, 采取世界银行提供的中国企业调查数据, 实证研究营商环境优化对中国企业产能利用率的影响效应, 并进一步基于企业、行业及地区三个维度考察上述影响效应的异质性表现。研究结果显示, 营商环境优化能够提升企业的产能利用率, 其内在机制是营商环境优化改善了企业面临的政企关系和商业关系。分样本考察发现, 上述现象存在于民营企业、大规模企业以及非产能过剩行业和沿海地区的企业中。由于产能过剩意味着产能利用率较低(Shen和Chen, 2017), ^①故本文的研究结论能够在中国经济转轨时期, 为企业尤其是产能过剩企业提升自身的产能利用率, 缓解产能过剩压力, 提供营商环境优化维度下具体的政策启示。

本文可能的边际贡献体现在四个方面: 一是整体营商环境的考察。突破已有成果主要集中于某一方面的营商环境的局限, 从整体层面考察营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应, 所得结论更具现实解释力。二是构建了企业层面的营商环境指数。采取企业面临的要素环境、市场环境、政治环境、法制环境和基础设施环境五方面14类营商环境指标, 构建企业层面的营商环境指数, 弥补了整体营商环境在微观企业层面衡量的不足。三是明晰其内在作用机制。基于政企关系和商业关系的双重关系视角对营商环境优化影响企业产能利用率的内在机制进行了系统研究, 明晰了营商环境优化作用于企业产能利用率的具体机制。四是考察了企业、行业及地区维度下的异质性表现, 进一步对不同的企业、行业和地区的异质性表现进行考察, 丰富和深化了现有的研究体系。

本文的结构安排如下: 第二部分是文献回顾; 第三部分是理论分析; 第四部分是实证检验; 第五部分是内生性处理与结果分析; 第六部分基于企业、行业及地区维度进一步考察异质性表现; 最后是结论与政策启示。

二、文献回顾

(一) 市场环境与企业产能利用率

部分学者基于市场环境中投资环境的视角考察了其影响企业产能利用率的机理及效应。

^①董敏杰等(2015)、张亚斌等(2018)指出, 产能利用率是反映企业的产能利用情况、判断其是否存在产能过剩的最直接指标。

Abrahamson和Rosenkopf(1993)发现,在市场环境不确定的情况下,某些生产经营行为被多数企业实施后,引发其他企业采取相同的行为,进而形成“攀比效应”。比如,企业在进行投资决策时,会考虑其他企业的投资行为和动机,使得投资到同一行业的可能性增大,造成市场内的过度投资,引致行业内发生产能过剩,降低企业的产能利用率(Li等,2016)。此外,林毅夫等(2010)认为,市场的不确定性以及自身调节机制的缺陷,导致企业呈现出产能利用率较低的现象,通过以“行业内企业总数目不确定”作为主要因素,发现企业较低的产能利用率不仅受到行业外部条件或经济周期波动的影响,而且其非理性投资的“潮涌现象”也导致产能利用率降低(林毅夫等,2010)。白让让(2016)基于企业产能投资行为的竞争战略视角,发现企业的新增投资与市场中竞争者的扩张行为息息相关,较强的市场竞争导致企业过度投资,降低其产能利用率(Tian,2016)。杨振兵(2016)在有偏技术进步视角下考察了产能利用率的决定因素,发现企业在生产经营过程中面临的投资环境对资本投资的偏好较大,增强了投资环境对企业产能利用率的负向影响效应。

此外,还有部分学者基于市场环境中市场需求、市场竞争和市场壁垒等视角,对企业较低的产能利用率现象进行了解释(Bain,1968;Caves,1998;韩国高等,2011)。由于现有研究缺乏系统性和完整性,研究结论不一致。进一步地,徐朝阳和周念利(2015)发现,当市场需求存在不确定性时,高效率的企业为了规避风险会谨慎投资,为大量低效率的企业留下市场空间,导致较低的市场集中度和产能利用率。但是,约束管理对企业的产能利用率存在较强的正向促进作用(Nyaoga等,2015)。Jakubovskis(2017)基于市场的供给及需求视角,研究了市场需求不确定下获取灵活技术对企业产能利用率的影响,发现由于供给与需求之间存在显著的差别,企业总体产量无法充分利用,但增加灵活产量的比例可以提高企业的产能利用率。Liu等(2017)指出,在出口繁忙的季节,“销售效应”和“竞争效应”促使企业扩大产量以满足市场需求,而在出口淡季时会出现销售过度的问题,导致大量的过剩产能产生,降低了企业的产能利用率。Shen和Chen(2017)的研究发现,僵尸企业通过排挤健康公司加剧了其产能利用率低下的现象。

(二) 制度环境与企业产能利用率

在制度环境影响企业的产能利用率方面,相关的研究成果主要集中在针对发展中国家的研究上。从研究结论来看,多数研究认为发展中国家处于经济转轨时期,其体制扭曲导致企业的投资行为也产生扭曲,最终出现重复建设的现象,降低企业的产能利用率(江飞涛等,2012)。具体而言,多年来的财政分权体制和以考核GDP增长为核心的政府官员政治晋升体制,导致地方政府扭曲了企业的投资行为,使其呈现出过度投资的现象,降低了产能利用率(江飞涛等,2012)。王文甫等(2014)认为,地方政府通过各种方式的干预,刺激企业进行过度投资,最终造成企业大量的过剩产能,即产能利用率降低。Chen等(2011)和Deng等(2017)也发现,政府干预会扭曲企业的投资行为以及损害投资效率。因此,地方政府的不正当干预、不正当竞争以及政策性补贴都对企业的产能利用率产生显著的负向影响(董敏杰等,2015;张亚斌等,2018;Tong,2017)。主要原因在于,地方政府的上述行为,恶化了企业面临的制度环境,并破坏了产能利用率的周期性规律和行业性特征。此外,干春晖等(2015)和席鹏辉等(2017)指出,地方官员的任期制度和财政压力使得企业获取资源的成本降低,加快了能够带来较大财政收入的产能利用率较低行业的发展速度,进而影响企业的产能利用率。程俊杰(2015)基于产业政策视角的研究发现,经济转轨时期的产业政策降低了企业的产能利用率,但Aghion等(2015)认为,分配给竞争性部门或某一部门的产业政策可以提高其产能利用率,且供给型产业政策存在显著的“扶小”政策倾向,需求型产业政策能够提升企业的生产率以及促使企业占据更大的市场份额,从

而提升其产能利用率(韩超等, 2017)。韩国高(2017)认为, 利用制度环境的调控政策能够迫使企业对其生产和投资行为进行调整, 提高了企业的产能利用率。

通过对相关研究成果的梳理可以看出, 企业面临的市场环境和制度环境等外部营商环境能够影响其产能利用率。然而, 企业在生产经营过程中面临的外部营商环境涉及多个方面。国务院发展研究中心(2015)指出, 产能利用率的影响因素既包括市场环境与制度环境的因素, 也涉及要素环境、政治环境和基础设施环境等因素。因此, 考察外部营商环境对企业产能利用率的影响, 需要考虑到外部营商环境的各个方面, 即基于总体营商环境视角研究其对企业产能利用率的影响机制及现实效应。

三、理论分析

(一) 营商环境与企业产能利用率

企业面临的营商环境是其赖以生存的外部条件, 营商环境的优劣影响着企业的生产经营行为和发展战略决策。因为企业面临的营商环境直接影响其资本和劳动力等要素的流动以及在生产经营过程中的活力, 进而对生产经营绩效产生重要的影响(Mazzi等, 2016)。营商环境能够通过各种途径诱发、促进或者限制企业生产经营的行为和活动。因此, 企业面临的营商环境可以视为影响其生产经营活动的发生、进行及其成效的外部要素总和。接下来, 本文主要从外部环境的不确定性及技术创新两个方面对营商环境优化影响企业产能利用率的内在机制进行分析。

1. 外部环境的不确定性

企业在生产经营过程中面临外部环境的不确定性, 包括市场中的不确定性和政府政策的不确定性。其中, 市场中的不确定性包括客户需求的不确定、竞争对手的不确定、投资信息的不确定以及技术变革的不确定等方面(Cadman等, 2016; Latan等, 2018); 政府政策的不确定性包括财政政策、货币政策、税收政策和产业政策等方面的不确定性(Baker等, 2016; Gulen和Ion, 2015; Bonaime等, 2018)。外部环境的不确定性会制约企业的组织行为和生产经营活动(Marn等, 2016), 使得其成为企业生产经营成本之外的额外成本。但是, 当企业面临的营商环境优化时, 可以降低其在生产经营过程中面临的上述外部环境的不确定性。外部环境不确定性的降低, 一方面, 使得企业维护外部环境的成本降低, 可以将更多的资本用于产品研发和技术改进, 提高产品的质量和技术含量, 增加企业生产产品在市场中的竞争力, 促进其产能利用率的提升; 另一方面, 企业的机会主义行为以及利用内部资源牟取私利的动机降低, 提高了资产利用率和投资效率, 促进产能利用率的提升。

2. 技术创新

营商环境优化能够推动技术创新, 鼓励企业在对原有产品线升级改造的同时, 加大对高新技术产品的研发与生产(鲁桐和党印, 2015)。因此, 营商环境优化能够改善各行业中高新技术产品生产经营过程中面临的外部环境, 使得企业的技术水平和产品质量得到提升, 增强了企业的创新能力和产品的技术含量, 提高以产品质量、标准和技术为核心要素的市场竞争力, 促进产能利用率提升。因此, 本文提出以下总体层面针对营商环境与企业产能利用率之间关系的理论假设1。

假设1: 优化企业面临的营商环境, 能够促进其产能利用率提升, 即营商环境与企业产能利用率之间呈正相关关系。

(二) 营商环境、政企关系与企业产能利用率

政企关系是指在经济活动中政府与企业之间相互影响、相互作用的关系。由于政府在经济活动中掌握大量资源,较易对企业进行不正当干预,增加了企业在生产经营过程中承担的制度性交易成本(干春晖等,2015)。然而,营商环境优化意味着行政效率的提高和制度性交易成本的降低,使得掌握重要资源的政府更好地为企业服务,而不是过多地干预企业的生产经营行为(Mendoza等,2015)。因此,营商环境优化意味着企业面临的政企关系得到改善,即形成良好的政企关系。政企关系的改善有助于企业产能利用率的提升(张龙鹏和蒋为,2015),主要路径体现在政府服务能力和制度性交易成本两个方面。

1. 政府服务能力

政企关系的改善使得政府提高对企业的服务能力,促进企业产能利用率提升。由于国内的市场经济体制存在着严重的信息不对称,导致企业对未来市场的不确定性以及竞争对手信息的缺失程度较高。然而,政府掌握了企业在生产经营活动过程中所需要的大量信息。比如:企业面临的潜在竞争对手信息;政府政策的最新动态;等等。良好的政企关系意味着政府服务于企业的能力提高,有助于企业获得政府提供的有效信息,及时对市场的变动进行准确预判,降低信息滞后带来的过度投资风险(党力等,2015),提升了企业的产能利用率。因此,政企关系改善带来的政府服务能力提升,使得企业能够掌握充分的市场信息,提升自身的产能利用率。此外,良好的政企关系带来的政府服务能力的提高,在一定程度上也避免了政府对企业的正当干预,有利于企业产能利用率的提升。

2. 制度性交易成本

政企关系改善带来了制度性交易成本的降低,促进企业产能利用率提升。制度性交易成本是企业面临政企关系时必须承担的非生产经营性成本,对企业的创新、融资和生产等都具有非常重要的作用(Hoffman等,2016)。若企业面临的政企关系较差,其承担的制度性交易成本在总成本中占据的比重较大,导致资源配置偏离最优水平,降低其产能利用率。然而,政企关系的改善能够降低企业面临的制度性交易成本,使得其加大对已有产品的改进力度以及新产品的研发投入规模,提高生产产品的质量和技术含量,增加产品的销售规模和市场占有率(王永进和冯笑,2018),促进产能利用率的提升。

根据以上分析,营商环境优化意味着政企关系改善,而政企关系的改善能够提高政府的服务能力和降低企业面临的制度性交易成本,进而提升企业的产能利用率。因此,本文提出基于政企关系维度的营商环境与企业产能利用率之间关系的理论假设2。

假设2:优化企业面临的营商环境,能够通过提高政府服务能力和降低制度性交易成本,即改善政企关系,促进其产能利用率的提升。

(三) 营商环境、商业关系与企业产能利用率

企业在市场中具有双重身份,即客户身份与供应商身份。这种双重身份使得企业的商业关系也表现在两方面:一是作为供应商身份与下游客户之间的关系;二是作为客户身份与上游供应商之间的关系。当企业面临的营商环境优化时,意味着企业所处的市场环境得到改善。在能够规范行业内的市场竞争秩序的同时,企业间的信息不对称程度也得到有效改善,企业与上下游企业之间信息沟通的有效性增强,进而改善其面临的商业关系(Jiang等,2016)。因此,营商环境优化意味着企业面临的商业关系得到改善,即形成良好的商业关系。企业面临的商业关系对其生产经营具有重要的作用。良好的商业关系能够提高企业生产产品的规模、效率和质量,进而增强产品的销售量和市场竞争力(Park等,2017),促进企业产能利用率的提升。

1. 与下游客户之间的关系

企业作为供应商,与下游客户之间关系的改善能够通过生产产品的规模和效率路径促进产能利用率的提升。商业关系的改善意味着企业与下游客户之间的诚信度增强,对未来市场的需求规模的预判能力加强(Jeong和Oh, 2017)。一方面,能够使企业更好地掌握预期市场的需求规模,避免了因盲目投资带来的生产规模扩张,有利于产能利用率的提升;另一方面,避免了企业在市场拓展过程中的机会主义倾向,提高生产产品的效率,促进产能利用率的提升。

2. 与上游供应商之间的关系

企业作为客户,与上游供应商之间关系的改善能够通过生产产品的效率及质量路径促进产能利用率的提升。企业面临的商业关系改善,增强了其与上游供应商之间信息沟通的有效性,带来了诚信度的提高,降低了原材料或中间投入品的质量不符合要求的几率,使得上游供应商能够为企业提供较高质量的原材料或中间投入品(Franklin和Marshall, 2019)。一方面,降低了企业寻找新供应商需要承担的交易成本,使得其可以将更多的资金用于新产品研发或已有产品的改进上,增强产品的市场竞争力,促进产能利用率的提升;另一方面,使得企业能够利用高质量的原材料或中间投入品生产高质量的产品,增强了产品的市场竞争力,扩大了销售规模,进而产能利用率得到提升。

根据以上分析,营商环境优化意味着企业与上下游企业之间的商业关系改善,而商业关系的改善能够通过生产产品的规模、效率和质量路径,促进产能利用率的提升。因此,本文提出基于商业关系维度的营商环境与企业产能利用率之间关系的理论假设3。

假设3:优化企业面临的营商环境,能够通过改善企业与上下游企业之间的关系,即改善商业关系,促进其产能利用率的提升。

四、实证检验

(一) 模型设定

1. 总体影响效应的实证模型

为了验证上文的理论假设1,同时考虑到企业的产能利用率为受限被解释变量,其在下文样本中具有上下限。因此,本文构建tobit模型进行估计,具体形式设定如下:

$$cu_i = \alpha + \beta index_i + \lambda \sum control_i + dum_ind + dum_pro + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, i 代表企业; cu 代表企业的产能利用率; $index$ 代表企业层面的营商环境指数; $\sum control$ 代表一系列的控制变量,以控制其他影响企业产能利用率的因素; dum_ind 和 dum_pro 分别代表行业虚拟变量和省份虚拟变量; ε 代表随机误差项。根据估计结果中系数 β 的符号和显著性,可以判断是否验证了上文的理论假设1。若 β 显著为正,表明营商环境优化能够提升企业的产能利用率,理论假设1得以验证;否则,说明理论假设1不成立。

2. 内在机制的实证模型

对于上文的理论假设2和理论假设3的验证,根据理论分析,营商环境优化能够通过政企关系和商业关系路径影响企业的产能利用率。为此,本文在式(1)的基础上,纳入营商环境指数与政企关系和商业关系的交互项,具体形式设定如下:

$$cu_i = \alpha + \beta index_i + \delta index_i \times relation_i + \lambda \sum control_i + dum_ind + dum_pro + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中, $index \times relation$ 代表营商环境指数与政企关系或商业关系的交互项。为了避免较强的相关性对估计结果造成实质性影响,本文分别将政企关系和商业关系变量纳入模型中进行估计。

在政企关系变量 (gl) 的选取上, 上文理论分析指出, 营商环境优化对政企关系的改善, 涉及政府服务能力的提高和制度性交易成本的降低两方面。但是, 下文采取的样本中, 难以寻找到两个合适的指标分别衡量政府服务能力和制度性交易成本。为此, 本文选取一个能够同时反映政府服务能力和制度性交易成本的指标, 即采取企业与税务部门之间的关系衡量政企关系 (申广军和邹静娴, 2017)。原因在于, 税务部门作为向企业征税的主管部门, 其与企业之间的关系能够在较好地反映政府服务能力的同时, 目前的税收制度也为企业带来了一定程度的制度性交易成本。因此, 企业与税务部门之间的关系能够同时反映政府服务能力和制度性交易成本, 即较好地反映政企关系。本文将政企关系变量 (gl) 与营商环境指数相乘构建交互项 $bindex \times gl$, 并纳入式 (2) 以考察政企关系路径的现实作用。

在商业关系变量 ($firm$) 的选取上, 由上文理论分析可知, 营商环境优化对商业关系的改善, 涉及与下游客户之间的关系以及与上游供应商之间的关系两方面。因此, 为了能够明晰在商业关系的作用路径下, 是哪类关系的改善在营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应中发挥主要作用, 本文将与下游客户之间的关系 ($firm1$) 和与上游供应商之间的关系 ($firm2$) 两个变量分别与营商环境指数 ($bindex$) 相乘构建交互项, 即将 $bindex \times firm1$ 和 $bindex \times firm2$ 分别纳入式 (2) 中, 以考察商业关系路径的现实作用。

根据三个交互项 $bindex \times gl$ 、 $bindex \times firm1$ 和 $bindex \times firm2$ 的系数 β 的符号和显著性, 可以验证上文的理论假设 2 和理论假设 3 是否成立。若 $bindex \times gl$ 的系数 β 的估计结果显著为正, 表明营商环境优化能够通过改善政企关系提升企业的产能利用率; 否则, 表明政企关系路径下的现实作用不存在。同理, 若 $bindex \times firm1$ 和 $bindex \times firm2$ 的系数 β 的估计结果显著为正, 表明营商环境优化能够通过改善与上下游企业之间的商业关系提升企业的产能利用率; 否则, 表明商业关系路径下的现实作用不存在。

(二) 变量选取与衡量

1. 被解释变量 (cu) 的衡量

企业的产能利用率采取下文样本中给出的产能利用率指标进行衡量。该样本将产能利用率定义为, 企业的实际产出与其现有条件下利用全部资源所能达到的最大产出之比。

2. 主要解释变量的衡量

(1) 企业层面营商环境指数的衡量。本文采取下文样本针对中国企业的调查数据构建企业层面的营商环境指数。该样本数据给出了企业面临的 14 类营商环境对其生产经营的阻碍程度, 数值从 0-4, 分别代表没有阻碍、较小阻碍、中等阻碍、较大阻碍和严重阻碍, 共涉及要素环境、市场环境、政治环境、法制环境和基础设施环境五方面的营商环境。此外, 该样本数据还给出了企业在上述 14 类营商环境中对其生产经营造成最大阻碍的某一类营商环境信息。本文据此构造企业层面的营商环境指数, 具体如下:

$$bindex_i = 4 - \sum_{j=1}^{14} w_j \times business_{ij} \quad (3)$$

其中, i, j 分别代表企业和营商环境类别; $bindex$ 是企业层面的营商环境指数; $business$ 是某一类营商环境对企业生产经营的阻碍程度; w 是各类营商环境的权重, 将各类营商环境对企业生产经营造成最大阻碍的企业数目构成作为权重。采取上述权重的原因是, 本文基于生产经营的阻碍程度构造营商环境指数, 若所有企业中较大比重的企业认为, 某一类营商环境对其生产经营的阻碍最大, 意味着该类营商环境相对较差, 其应在 14 类营商环境的阻碍程度中所占的比重较

高。为了使所构建的营商环境指数值与其代表的营商环境良好程度保持一致,采用4减去初始营商环境值,详见式(3)。因此, *bindex*的范围为0-4,值越大,代表营商环境越好。

(2) 政企关系和商业关系变量的衡量。关于变量 *gl* 的衡量,采取企业与税务部门之间关系的类别变量进行衡量,其取值范围是1-5,分别代表关系较差、关系一般、关系中等、关系较好和关系很好。可以看出, *gl* 值越大,表明企业与税务部门之间的关系越好,面临的政企关系越好。关于变量 *firm1* 和 *firm2* 的衡量,以企业与下游客户和上游供应商之间合作的持续时间进行衡量,其为类别变量,取值范围是1-7,分别代表低于1年、1-2年、2-3年、3-4年、4-6年、6-10年和大于10年。可以看出,其值越大,代表企业与下游供应商和上游客户之间合作的持续时间越长,说明企业与上下游企业之间已经建立了互为信赖、稳定的合作关系,面临的商业关系较好。

3. 控制变量的选取与衡量

在控制变量的选取上,已有的关于企业产能利用率的影响因素研究表明,企业的年龄、规模、研发投入、出口、固定资产利用率和融资能力是影响其产能利用率的主要因素(干春晖等, 2015; 张龙鹏和蒋为, 2015; Tian, 2016; 马红旗等, 2018)。因此,本文选取上述变量作为控制变量。年龄(*age*)采取企业成立年限进行衡量。规模(*size*)采取企业雇员人数进行衡量,并结合下文样本的界定标准,即根据雇员人数将企业规模设定为类别变量。具体为:若雇员人数(*worker*)小于20人,定义为小规模企业,赋值为1;若 $20 \leq \text{worker} \leq 99$,为中等规模企业,赋值为2;若 $\text{worker} \geq 100$,为大规模企业,赋值为3。研发投入(*ln_rd*)采取企业的研发投入(自然对数形式)进行衡量。出口(*exporter*)采取企业是否出口的二元变量进行衡量,即:若企业存在出口交货值,定义为出口企业,赋值为1;否则,赋值为0。固定资产利用率(*ln_cap*)采用企业固定资产净值与销售额的比值(自然对数形式)进行衡量,其值越大,意味着企业的固定资产利用率越低。融资能力(*credit*)采取企业是否拥有银行透支额度的二元变量进行衡量,即:若企业拥有银行的透支额度,赋值为1;否则,赋值为0。

(三) 样本选取与数据说明

世界银行企业调查数据库提供了2002年、2003年、2005年和2012年的中国企业调查数据。但是,相对于2005年的中国企业调查数据,其他年份的调查数据,一方面,涵盖的地区及行业范围较小;另一方面,本文所需的部分变量的样本损失较大,且仅2005年样本给出了反映企业与下游客户和上游供应商之间关系的数据。因此,本文选取2005年的样本数据作为实证样本。除了样本涵盖范围和变量缺失等原因外,本文所采取的样本对于从微观层面考察营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应具有独特的优势。具体表现在四方面:第一,该样本通过对企业进行问卷调查,直接给出了企业的产能利用率指标,即企业的实际产出与其现有条件下利用全部资源所能达到的最大产出之比。该指标以百分位形式给出,范围是0—100,避免了因自行测算产能利用率而产生的偏误。第二,该样本给出了企业面临的14类营商环境对其生产经营的阻碍程度及最大阻碍等相关指标,使得企业层面的营商环境指数得以测算。第三,该样本调研企业的数目较多,共计12 400家企业,且涵盖的地域范围较广,即除西藏自治区和港澳台之外的30个省(市、自治区)。各地区具体的企业数目为:北京、上海、天津和重庆四个直辖市的企业数目均为200家;其他省份和自治区的省会城市的企业数目都为100家。此外,从行业领域来看,该样本涉及国际标准产业分类(ISIC Rev. 3.1)的所有二分位制造业行业。第四,该样本的样本期处于中国发生第二次大规模产能过剩阶段,属于“非周期性产能过剩”。近年来,中国经历的新一轮产能过剩也产生于经济正常运行时期,与第二次产能过剩有着较多的相似之处(王文甫

等, 2014), 增强了研究结论对于当前现实经济的解释能力和适用性。同时, 产能过剩导致企业的产能利用率普遍较低, 且样本期内中国的营商环境相对较差, 为本文考察营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应提供了得天独厚的优势。

此外, 该样本给出了企业前三年的生产经营数据。但是, 部分指标仅给出前一年的数据, 如商业关系变量、政企关系变量、营商环境指数等。为了保持各变量的调查年份一致, 本文采用前一年的各变量数据进行估计。因此, 本文的实证样本为截面数据。考虑到截面数据可能存在较强的组间异方差, 在估计过程中采取稳健标准差以消除组间异方差。^①各变量衡量所需的数据都来源于上述样本数据库, 并剔除了各变量的缺失值和异常值。最终, 样本企业数目为 11 596 家。行业虚拟变量和省份虚拟变量根据样本企业所处行业和所属省份生成。

(四) 变量的描述性统计与统计关系

表1给出了各变量的描述性统计结果, 且图1进一步给出了营商环境指数 (*bindex*) 与产能利用率变量 (*cu*) 之间关系的散点图, 以反映二者之间的统计关系。

表 1 变量的描述性统计

| 变量名 | 观测值 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|-----------------|--------|--------|--------|-------|--------|
| <i>cu</i> | 11 596 | 82.639 | 18.003 | 1 | 100 |
| <i>bindex</i> | 11 596 | 2.777 | 0.692 | 0.001 | 3.994 |
| <i>gl</i> | 11 596 | 3.618 | 0.989 | 1 | 5 |
| <i>firm1</i> | 11 596 | 5.026 | 1.569 | 1 | 7 |
| <i>firm2</i> | 11 596 | 4.929 | 1.532 | 1 | 7 |
| <i>age</i> | 11 596 | 13.770 | 13.639 | 3 | 110 |
| <i>size</i> | 11 596 | 2.721 | 0.500 | 1 | 3 |
| <i>ln_rd</i> | 11 596 | 3.587 | 3.631 | 0 | 15.288 |
| <i>exporter</i> | 11 596 | 0.334 | 0.472 | 0 | 1 |
| <i>ln_cap</i> | 11 596 | 3.341 | 1.183 | 0.001 | 10.018 |
| <i>credit</i> | 11 596 | 0.288 | 0.453 | 0 | 1 |

可以看出, *size* 的均值为 2.721, 表明样本企业中大规模企业所占比重较高; *exporter* 的标准差大于均值, 意味着样本企业中出口企业与非出口企业之间在数量上的差异相对较大, 主要是因为能够克服出口沉没成本从事出口活动的企业较少。*credit* 的均值为 0.288, 且标准差大于均值, 说明多数企业面临一定的融资约束。

此外, 根据图1的散点图可以看出, 变量 *bindex* 与 *cu* 之间呈正相关关系, 意味着营商环境优化能够提升企业的产能利用率, 初步验证了理论假说1。当然, 考虑到可能存在的内生性问题, 变量 *bindex* 与 *cu* 之间是否存在正相关关系, 下文将对其进行系统地实证检验。

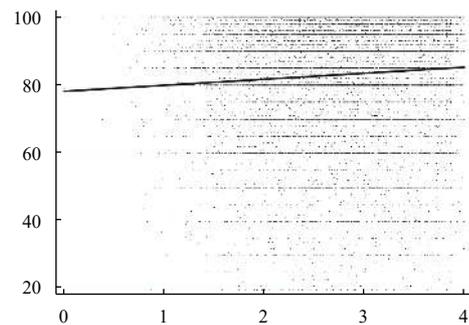


图 1 *bindex* 与 *cu* 的散点图

^①限于微观层面的面板数据的可得性较低, 目前多数学者采取世界银行中国企业调查数据进行实证研究时, 都采取截面数据作为实证样本。比如, 李坤望等(2015)采取与本文相同的2005年截面数据, 考察了信息化密度和信息基础设施对企业出口选择的影响效应。具体至与本文营商环境优化相关的研究成果, 夏后学等(2019)采取2012年的截面数据考察了营商环境优化对企业市场创新的影响效应。当然, 由于截面数据能够反映不同企业面临的营商环境的差异, 故采取截面数据也能够实证考察营商环境优化影响企业产能利用率的现实效应。

五、内生性处理与结果分析

(一) 内生性处理

在对上文的理论假说进行验证之前,需要处理模型中可能存在的内生性问题,以避免估计结果产生偏差。主要体现在,变量***bindex***与***cu***之间可能存在反向因果关系带来的内生性问题。虽然企业面临的外部营商环境是一个相对宏观的概念,其难以受到企业自身的生产经营状况的显著影响,但上文营商环境指数是基于企业面临的各类营商环境对其生产经营的阻碍程度的维度构建的。若企业拥有较高的产能利用率,意味着其生产经营状况相对较好,那么,该企业面临的部分营商环境(如金融成本)对其生产经营的阻碍程度较小。此外,良好的生产经营状况可能会得到地方政府的青睐与扶持,从而降低要素环境(如土地)、市场环境(如贸易规制)和基础设施环境(如电力和交通)对其生产经营的阻碍程度。因此,本文所采取的营商环境指数可能会受到企业产能利用率的反向影响,导致自变量与因变量之间存在双向因果关系,进而带来内生性问题。

为此,需要寻找或构造***bindex***的工具变量,并采取***iv_tobit***模型进行估计。在工具变量的选取上,本文难以在样本数据库中找到较为合适的指标作为***bindex***的工具变量。因此,本文将构造***bindex***的工具变量。具体而言,借鉴余林徽等(2014)基于行业层面构建企业制度变量的工具变量的思路,且考虑到较之行业层面,营商环境的差异更多地体现在地区层面。因此,本文根据企业所在城市的信息,采取各城市的平均营商环境指数作为企业层面营商环境指数的工具变量。由于各城市的营商环境能够影响城市内企业面临的营商环境,而单个企业面临的营商环境对其所在城市的整体营商环境的影响有限。因此,本文构建的工具变量能够较好地避免因双向因果关系带来的内生性问题。

(二) 总体影响效应的估计结果

表2给出了采取式(1)的估计结果。为了考察模型中可能存在的内生性问题是否对估计结果带来实质性影响,本文也报告了未采取工具变量,即采取***tobit***模型的基准估计结果。其中,第(1)列至第(3)列是采取***tobit***模型的基准估计结果;第(4)列至第(6)列是克服内生性之后的估计结果。

表 2 总体影响效应的估计结果

| | 基准估计(<i>tobit</i> 模型) | | | 克服内生性估计(<i>iv_tobit</i> 模型) | | |
|-----------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>bindex</i> | 1.775*** (7.287) | 1.540*** (6.284) | 1.963*** (8.079) | 4.718*** (7.732) | 3.466*** (4.403) | 3.788*** (4.797) |
| <i>age</i> | | | -0.045*** (-3.410) | | | -0.039*** (-3.115) |
| <i>size</i> | | | 4.335*** (11.007) | | | 4.479*** (12.449) |
| <i>ln_rd</i> | | | 0.441*** (9.138) | | | 0.473*** (9.109) |
| <i>exporter</i> | | | 1.791*** (4.980) | | | 1.851*** (4.915) |
| <i>ln_cap</i> | | | -1.886*** (-11.534) | | | -1.828*** (-12.507) |
| <i>credit</i> | | | 1.559*** (4.424) | | | 1.653*** (4.377) |
| 常数项 | 77.710*** (110.060) | 77.929*** (38.175) | 68.486*** (29.359) | 69.538*** (40.842) | 72.111*** (27.079) | 63.011*** (20.217) |
| <i>dum_ind</i> | no | yes | yes | no | yes | yes |

续表 2 总体影响效应的估计结果

| | 基准估计(tobit模型) | | | 克服内生性估计(iv_tobit模型) | | |
|----------------|---------------|--------|--------|---------------------|-------------------|-------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>dum_pro</i> | no | yes | yes | no | yes | yes |
| AR检验 | - | - | - | 60.580 [0.000] | 19.450 [0.000] | 23.030 [0.000] |
| Wald外生性检验 | - | - | - | 27.910 [0.000] | 6.660 [0.010] | 5.920 [0.015] |
| 样本量 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 |

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著；小括号内的估计系数为采取稳健标准差之后的t统计量；中括号内给出的是Wald外生性检验和AR检验的P值。下同。

根据表2报告的估计结果, AR检验结果的P值都为0, 表明本文采取的工具变量不是弱工具变量, 即工具变量与内生变量之间具有较强的相关性。Wald外生性检验结果的P值都小于0.05, 即工具变量的有效性通过了检验, 表明本文采取的工具变量是有效的。与基准估计结果相比, 克服内生性之后的估计结果中, 主要解释变量和控制变量的系数符号和显著性未发生实质性变化, 表明模型中可能存在的内生性问题未对估计结果造成实质性影响。可以看出, 主要解释变量*bindex*的系数估计结果显著为正, 说明营商环境与产能利用率之间呈正相关关系, 即营商环境优化能够提升企业的产能利用率, 验证了上文的理论假设1。主要原因如上文所述, 营商环境优化能够降低企业在生产经营过程中面临的市場及政策的不确定性, 并推动企业进行技术创新, 在对原有产品线升级改造的同时, 加大对高新技术产品的研发与生产, 进而降低企业承担的额外成本, 提高产品的质量和技術含量, 促进企业产能利用率提升。

在各控制变量的估计结果上, 年龄变量(*age*)的估计系数显著为负, 表明企业的存续时间越长, 其产能利用率越低。可能的原因有三方面: 一是较之存续时间较长的企业, 新企业的创新积极性较高, 但创新激励总体上呈现出倒U形趋势(Balasubramanian和Lieberman, 2011)。因此, 存续时间较长企业的创新激励可能下降, 导致其产能利用率降低。二是存续时间较长的企业所处的行业趋于成熟, 行业发展的规模经济效应逐渐降低, 导致产能利用率下降。三是由于企业的存续时间较长, 遗留的陈旧机器较多, 且设备耗费的成本较高, 从而陈旧机器设备的生产效率较低, 导致企业的产能利用率偏低。规模变量(*size*)的估计系数显著为正, 说明企业规模越大, 其产能利用率越高。原因可能在于, 规模较大的企业可以通过产品多元化应对市场需求结构的变化, 能够保持较高的产能利用率。研发投入变量(*ln_rd*)的估计系数显著为正, 说明研发投入对产能利用率具有正向促进作用, 即企业的研发投入越多, 其产能利用率越高。主要原因在于, 企业加大研发投入可以提高其技术创新能力, 较高的技术创新能力促进产能利用率提升(刘和旺等, 2015)。是否出口的二元虚拟变量(*exporter*)的估计系数显著为正, 意味着企业从事出口活动能够提升其产能利用率。原因在于, 较之非出口企业, 出口企业面临着更为广阔的市场空间, 能够通过增加产出规模和销售规模, 提升自身的产能利用率。固定资产利用率变量(*ln_cap*)的估计系数显著为负, 说明企业的固定资产利用率越高, 其产能利用率越高。原因在于, 若企业的固定资产利用率较低, 意味着其存在一定程度的盲目投资现象, 导致产能利用率降低。融资能力变量(*credit*)的估计系数显著为正, 说明企业的融资能力越强, 其产能利用率越高。主要原因是, 融资能力较强的企业承担风险的能力较强, 且资源配置效率和经营效率较高, 进而拥有较高的产能利用率。

(三) 内在作用机制的估计结果

本文通过估计式(2)以验证上文的理论假设2和理论假设3, 估计结果如表3所示。其中, 第

(1)列至第(2)列是政企关系路径下的估计结果;第(3)列至第(6)列是商业关系路径下的估计结果。

表3 内在作用机制的估计结果

| | 政企关系 | | 商业关系 | | | |
|---------------------|-----------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| <i>bindex</i> | 2.149*** (2.758) | 2.369*** (3.076) | 2.977*** (3.678) | 3.240*** (4.066) | 1.915** (2.280) | 2.828*** (3.298) |
| <i>bindex×gl</i> | 0.394*** (6.428) | 0.241*** (3.944) | | | | |
| <i>bindex×firm1</i> | | | 0.297*** (7.477) | | 0.168*** (4.149) | |
| <i>bindex×firm2</i> | | | | 0.262*** (6.399) | | 0.122*** (2.945) |
| <i>age</i> | | -0.039*** (-3.090) | | | -0.052*** (-4.007) | -0.047*** (-3.649) |
| <i>size</i> | | 4.404*** (12.218) | | | 4.297*** (11.869) | 4.369*** (12.095) |
| <i>ln_rd</i> | | 0.455*** (8.723) | | | 0.454*** (8.726) | 0.457*** (8.778) |
| <i>exporter</i> | | 1.809*** (4.805) | | | 1.745*** (4.628) | 1.778*** (4.714) |
| <i>ln_cap</i> | | -1.826*** (-12.500) | | | -1.822*** (-12.472) | -1.827*** (-12.499) |
| <i>credit</i> | | 1.600*** (4.235) | | | 1.610*** (4.265) | 1.609*** (4.261) |
| 常数项 | 72.443*** (27.214) | 63.539*** (20.289) | 71.216*** (26.629) | 71.256*** (26.551) | 63.578*** (20.403) | 63.302*** (20.340) |
| <i>dum_ind</i> | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| <i>dum_pro</i> | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 边际效应 | 0.118 | 0.139 | 0.112 | 0.078 | 0.130 | 0.084 |
| AR检验 | 65.840 [0.000] | 44.790 [0.000] | 67.270 [0.000] | 51.250 [0.000] | 39.560 [0.000] | 29.690 [0.000] |
| Wald外生性检验 | 13.280 [0.001] | 9.990 [0.007] | 9.440 [0.009] | 9.120 [0.010] | 6.300 [0.043] | 6.240 [0.044] |
| 样本量 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 |

注:边际效应是指营商环境指数与其交互项的边际效应,为了便于分析,表3中给出了交互项的绝对边际效应。下同。

由表3可以看出,AR检验结果表明本文工具变量不是弱工具变量,其与内生变量之间的相关性较强,且Wald外生性检验结果表明工具变量是有效的。考虑到估计结果的严谨性,接下来将根据纳入控制变量之后的估计结果进行分析。根据估计结果,反映政企关系的交互项*bindex×gl*的估计结果显著为正,说明企业的营商环境优化能够通过改善政企关系提升其产能利用率,验证了上文的理论假设2。此外,反映商业关系的两个交互项*bindex×firm1*和*bindex×firm2*的估计系数也都显著为正,表明营商环境优化能够通过改善企业与下游客户和上游供应商之间的关系,即改善商业关系,促进其产能利用率的提升,验证了上文的理论假设3。上述结论表明,营商环境优化能够通过改善企业面临的政企关系和商业关系两个路径,促进其产能利用率的提升。

根据表3中交互项的边际效应,可以得出两个有益结论。一是政企关系的边际效应大于商业关系的边际效应,说明营商环境优化对企业产能利用率的提升中,政企关系改善的中介作用大于商业关系改善。可能的原因在于,国内企业较低的产能利用率更多的是由政府导致的,即政府过多的不正当干预和较高的制度性交易成本对企业产能利用率的负向效应,大于企业自

身在市场中与上下游企业之间较差关系带来的负向效应。因此,营商环境优化带来了政府服务能力的提高和制度性交易成本的降低,即政企关系的改善能够在更大程度上提升企业的产能利用率。这一结论也反映出在提升企业产能利用率的进程中,营商环境优化的重点应放在改善政企关系上。二是 $bindex \times firm1$ 的边际效应大于 $bindex \times firm2$,说明营商环境优化通过改善与下游客户之间关系的路径,对企业产能利用率的提升作用大于改善与上游供应商之间关系的路径。主要原因是:与下游客户之间关系的改善,一方面,能够掌握产品的预期需求规模,进而有效地控制生产规模,避免盲目投资,降低潜在产能;另一方面,能够扩大企业对下游客户的产品销售规模,提高生产产品的效率,增加实际产能。因此,潜在产能的降低和实际产能的提高,双管齐下对产能利用率的提升作用,大于仅改善与上游供应商之间关系路径下新产品研发或已有产品改进,以及提供较高质量的原材料或中间投入品带来的产能利用率提升。

(四) 估计结果的稳健性检验

1. 剔除小规模样本

本文采取的样本中未剔除小规模企业。为了检验小规模企业的存在是否会对估计结果产生实质性影响,本文剔除企业雇员人数小于10人的样本企业。剔除样本之后的估计结果见表4的第(1)列至第(4)列。可以看出,变量 $bindex$ 以及交互项的系数符号及显著性都未发生实质性变化,且从控制变量的估计结果来看,控制变量的系数符号及显著性与上文也是一致的,表明上文所得结论是稳健的。

2. 改变估计方法

本文进一步改变估计方法,即采取 iv_2SLS 估计方法,以验证估计结果的可靠性。估计结果见表4的第(5)列至第(8)列。可以看出,估计结果中第一阶段的F统计量都显著大于10,且AR检验的P值都为0,说明工具变量与内生变量的相关性较强。此外,除第(5)列外,其他各列的Hausman检验结果的P值都通过了内生性检验,表明估计结果与OLS估计结果之间存在一定的差异,采取工具变量进行估计是有效的。根据估计结果,变量 $bindex$ 以及交互项的系数符号和显著性都未发生实质性变化,且系数值的大小关系也与上文的边际效应关系保持一致。在控制变量方面,各控制变量的估计结果与上文相比也未发生实质性变化,表明上文所得结论是稳健的。

表4 稳健性检验结果

| | 剔除小规模样本(iv_tobit 模型) | | | | iv_2SLS 估计方法(工具变量模型) | | | |
|-----------------------|--------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| $bindex$ | 3.799*** (4.809) | 2.989*** (3.692) | 3.250*** (4.078) | 2.842*** (3.314) | 3.788*** (5.078) | 2.978*** (3.884) | 3.241*** (4.257) | 2.829*** (3.479) |
| $bindex \times gl$ | | 0.240*** (3.928) | | | | 0.241*** (3.897) | | |
| $bindex \times firm1$ | | | 0.168*** (4.143) | | | | 0.168*** (3.843) | |
| $bindex \times firm2$ | | | | 0.122*** (2.950) | | | | 0.121*** (2.770) |
| age | -0.039*** (-3.113) | -0.052*** (-4.004) | -0.047*** (-3.648) | -0.039*** (-3.088) | -0.039*** (-2.959) | -0.039*** (-2.935) | -0.052*** (-3.792) | -0.047*** (-3.445) |
| $size$ | 4.496*** (12.484) | 4.316*** (11.910) | 4.387*** (12.136) | 4.423*** (12.257) | 4.479*** (11.269) | 4.406*** (11.052) | 4.299*** (10.789) | 4.370*** (10.973) |
| \ln_rd | 0.473*** (9.112) | 0.454*** (8.726) | 0.457*** (8.778) | 0.456*** (8.724) | 0.473*** (9.474) | 0.455*** (9.066) | 0.454*** (9.075) | 0.457*** (9.097) |
| $exporter$ | 1.848*** (4.908) | 1.745*** (4.627) | 1.778*** (4.713) | 1.809*** (4.805) | 1.851*** (5.119) | 1.811*** (5.011) | 1.747*** (4.823) | 1.780*** (4.911) |

续表4 稳健性检验结果

| | 剔除小规模样本(iv_tobit模型) | | | | iv_2SLS估计方法(工具变量模型) | | | |
|---------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| ln_cap | -1.824*** (-12.478) | -1.819*** (-12.449) | -1.823*** (-12.475) | -1.823*** (-12.477) | -1.828*** (-11.105) | -1.826*** (-11.104) | -1.822*** (-11.083) | -1.827*** (-11.103) |
| credit | 1.655*** (4.382) | 1.612*** (4.269) | 1.612*** (4.264) | 1.602*** (4.239) | 1.653*** (4.640) | 1.599*** (4.489) | 1.609*** (4.520) | 1.609*** (4.518) |
| 常数项 | 62.926*** (20.181) | 63.489*** (20.369) | 63.213*** (20.305) | 63.451*** (20.255) | 63.011*** (19.945) | 63.535*** (20.022) | 63.574*** (20.103) | 63.298*** (20.056) |
| dum_ind | yes |
| dum_pro | yes |
| AR检验 | 57.060 [0.000] | 39.640 [0.000] | 29.840 [0.000] | 44.790 [0.000] | 25.310 [0.000] | 45.700 [0.000] | 38.290 [0.000] | 31.460 [0.000] |
| Wald/ Hausman | 5.990 [0.014] | 6.360 [0.042] | 6.310 [0.043] | 10.030 [0.007] | 5.91 [0.316] | 24.760 [0.000] | 22.710 [0.001] | 13.470 [0.036] |
| F | - | - | - | - | 72.950 | 72.150 | 71.460 | 71.750 |
| 样本量 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 | 11 596 |

注: Hausman是采取iv-2SLS估计方法的稳健性检验中,对iv-2SLS与OLS进行的Hausman内生性检验;F是指iv-2SLS中第一阶段估计结果的F统计量,中括号内是相应检验结果的P值。

六、进一步研究:异质性表现

由于企业的产能利用率以及其面临的外部营商环境,在不同的企业、行业及地区都存在一定的差异,可能导致营商环境优化对企业产能利用率的影响效应呈现异质性。为此,本文进一步将样本细分,基于企业、行业及地区维度考察异质性表现。

(一) 样本划分依据

在样本的划分上,按照企业类型维度主要将样本分为国有企业与民营企业、中小规模企业与大规模企业;按照行业层面维度将样本分为产能过剩行业与非产能过剩行业;按照地区特征维度将样本分为沿海地区与内陆地区。主要依据在于以下四方面:(1)考虑到国有企业的特殊性,其拥有地方政府给予的特惠资源和市场优势。但是,多年来国有企业较低的生产经营效率和产能利用率,可能使得营商环境优化难以影响其产能利用率。因此,需要明晰国有企业与民营企业之间的异质性。在样本划分标准上,采取上文样本数据库给出的划分标准,即:若企业的国有股权比重大于50%,为国有企业;否则,为民营企业。(2)由上文分析可知,企业规模能够显著地影响其产能利用率。但是,考虑到地方政府限于资源的有限性,对企业进行服务时,可能会选择经济和社会效应较大的企业为其提供资源和服务,进而弱化了营商环境优化带来的政企关系改善,以及在中小规模企业的产能利用率提升中的作用。因此,本文需要进一步明晰中小规模企业与大规模企业之间的异质性表现,以期能够得出更具针对性的政策启示。(3)产能过剩行业与非产能过剩行业在资金、技术和设备等方面存在显著的差异,导致营商环境优化对企业产能利用率的作用机制可能存在一定的差异。因此,本文根据欧美等国家利用产能利用率判断企业产能是否过剩的思路,即:若产能利用率在79%—83%之间,为产能正常;若产能利用率超过90%,为产能不足,存在生产设备超负荷现象;若产能利用率低于79%,为产能过剩(韩国高等,2011)。在此基础上,本文计算了各行业的平均产能利用率,将平均产能利用率低于79%的行业定义为产能过剩行业,而平均产能利用率大于或等于79%的行业定义为非产能过剩行业。(4)沿海发达地区与内陆欠发达地区之间在经济发展水平、市场机制完备性、政府服务水平以及企业的技术水平、产能利用率和开放程度等方面存在较大的差异,可能会导致营商环境优化对企业产能利用率的影响效应呈现异质性。因此,需要明晰沿海地区和内陆地区的营商环境优

化对企业产能利用率的异质性影响。

(二) 异质性表现考察

1. 国有企业与民营企业

表5的第(1)列和第(2)列给出了国有企业和民营企业两个子样本的估计结果。可以看出, *bindex*及其三个交互项在国有企业样本中的系数都不显著,但在民营企业样本中都显著为正。上述估计结果意味着:营商环境优化不会提升国有企业的产能利用率,也无法通过改善政企关系和商业关系促进其产能利用率的提升;民营企业的营商环境优化,能够通过改善政企关系和商业关系促进其产能利用率的提升。原因可能在于,一方面,相对于民营企业,国有企业享受了地方政府给予的较多优惠和偏向性政策,加之中央政府的产业鼓励政策与地方政府的财政补贴政策的双重叠加,导致了国有企业的产能利用率偏低(顾振华和陈强远,2017);另一方面,张天华和张少华(2016)指出,地方政府给予的较多特惠资源导致国有企业的生产经营效率较低,加之其较低的产能利用率,使得国有企业的营商环境优化难以促进其产能利用率的提升。

表5 不同维度下子样本的估计结果

| 变量 | 企业维度 | | | | 行业维度 | | 地区维度 | |
|------------------------------|------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| | 国有企业 (1) | 民营企业 (2) | 中小规模 企业(3) | 大规模企业 (4) | 产能过剩 行业(5) | 非产能过剩 行业(6) | 沿海地区 (7) | 内陆地区 (8) |
| <i>bindex</i> | 2.076 (0.697) | 3.602*** (4.406) | 5.922*** (3.499) | 3.255*** (3.669) | 5.857** (2.314) | 3.574*** (4.282) | 3.095*** (3.275) | 4.392*** (3.406) |
| <i>bindex</i> × <i>gl</i> | 0.198 (0.927) | 0.247*** (3.942) | -0.050 (-0.396) | 0.356*** (5.166) | 0.507*** (2.812) | 0.192*** (3.001) | 0.192** (2.405) | 0.284*** (3.142) |
| <i>bindex</i> × <i>firm1</i> | 0.170 (1.386) | 0.151*** (3.509) | 0.206** (2.489) | 0.176*** (3.749) | 0.278** (2.309) | 0.146*** (3.435) | 0.159*** (2.929) | 0.174*** (2.951) |
| <i>bindex</i> × <i>firm2</i> | 0.201 (1.620) | 0.091** (2.084) | 0.160* (1.896) | 0.123*** (2.613) | 0.081 (0.685) | 0.124*** (2.850) | 0.158*** (2.877) | 0.093 (1.548) |
| 控制变量 | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| <i>dum_ind</i> | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| <i>dum_pro</i> | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes | yes |
| 样本量 | 1 741 | 9 855 | 2 956 | 8 640 | 1 756 | 9 840 | 5 154 | 6 442 |

注:*bindex*是指在总体影响效应的估计中,变量*bindex*的估计结果;限于篇幅,表5中未给出控制变量的估计结果以及在机制中变量*bindex*的估计结果,也未将针对工具变量的相关性及其有效性的AR检验和Wald外生性检验结果列出,备索。

2. 中小规模企业与大规模企业

表5的第(3)列和第(4)列给出了中小规模企业和大规模企业两个子样本的估计结果。可以看出,除了*bindex*×*gl*在中小规模企业样本中的估计系数不显著外,*bindex*及其三个交互项在两个子样本的估计系数都显著为正。这一结果表明,大规模企业的营商环境优化,能够通过改善政企关系和商业关系促进其产能利用率的提升。但是,营商环境优化仅能通过改善商业关系促进中小规模企业的产能利用率的提升。主要原因在于,地方政府掌握资源的有限性,使得其倾向于选择经济和社会效应较大的大规模企业,给予其相应的资源,导致中小规模企业的营商环境优化,难以通过改善政企关系促进其产能利用率的提升。

3. 产能过剩行业与非产能过剩行业

表5的第(5)列和第(6)给出了产能过剩行业与非产能过剩行业两个子样本的估计结果。可以看出,除了产能过剩行业中的*bindex*×*firm2*外,*bindex*和其他三个交互项的系数符号及显著性与总体样本的估计结果相一致,表明营商环境优化会通过改善政企关系与商业关系促进非产能过剩行业中企业的产能利用率提升。对于产能过剩行业的企业而言,营商环境优化只能通过改善政企关系以及与下游客户之间的关系促进企业的产能利用率提升。原因可能在于,产能

过剩行业中企业相对较低的产能利用率, 使得其产品出现积压, 降低了向上游供应商购买原材料或中间品的规模, 导致其与上游供应商之间的关系出现恶化。

4. 沿海地区与内陆地区

表5的第(7)列和第(8)列给出了沿海地区和内陆地区两个子样本的估计结果。可以看出, 除了 $bindex \times firm2$ 在内陆地区样本中的估计系数不显著外, $bindex$ 和其他三个交互项在两个子样本的系数符号及显著性与总体样本的估计结果相一致。这一结果表明, 沿海地区企业的营商环境优化能够通过改善政企关系和商业关系促进其产能利用率的提升。但是, 内陆地区的营商环境优化只能通过改善政企关系以及与下游客户之间的关系促进企业的产能利用率的提升。可能的原因在于, 内陆地区企业相对较低的资本存量和技术水平, 使得其营商环境优化带来的与上游供应商之间关系改善, 一方面, 较低的资本存量难以加大新产品研发或已有产品改进力度; 另一方面, 较高质量的原材料或中间投入品在较低技术水平下对产品质量的提升作用较小。因此, 内陆地区的营商环境优化难以通过改善与上游供应商之间的关系改善, 对企业产能利用率产生显著的促进作用。

七、结论与政策启示

本文基于政企关系和商业关系的双重关系视角, 理论分析了营商环境优化影响企业产能利用率的内在机制, 并采取世界银行企业调查数据库提供的中国企业调查数据进行了实证检验。之后, 基于企业、行业及地区维度考察了异质性表现。主要的研究结论为: 第一, 营商环境优化能够提升企业的产能利用率。理论分析及实证检验的结果表明, 企业的营商环境优化, 能够提升其产能利用率。这一结论在采取工具变量克服内生性之后以及基于多维度的稳健性检验都是成立的。第二, 营商环境优化可以通过改善政企关系和商业关系的双重关系, 促进企业产能利用率的提升。企业的营商环境优化, 一方面, 能够通过改善政企关系, 提升企业产能利用率; 另一方面, 能够通过改善与下游客户及上游供应商之间的关系, 即改善商业关系, 促进其产能利用率的提升。第三, 在边际效应上呈现出以下规律: 政企关系路径的边际效应最大; 与下游客户之间关系路径的边际效应次之; 与上游供应商之间关系路径的边际效应最小。这一规律意味着, 营商环境优化通过改善政企关系对企业产能利用率的提升作用大于商业关系改善。同时, 在商业关系改善的路径下, 与下游客户之间关系的改善带来的企业产能利用率提升效应相对更大。第四, 营商环境优化对企业产能利用率的总体及双重关系路径下的提升效应, 存在于民营企业、大规模企业以及非产能过剩行业和沿海地区的企业中。对于民营企业、大规模企业以及非产能过剩行业和沿海地区的企业, 营商环境优化能够通过改善政企关系和商业关系促进其产能利用率的提升; 对于国有企业, 营商环境优化无法提升其产能利用率; 对于中小规模企业, 营商环境优化只能通过改善商业关系促进其产能利用率的提升; 对于产能过剩行业和内陆地区的企业, 营商环境优化只能通过改善政企关系以及商业关系中与下游客户之间的关系促进其产能利用率的提升。

本文的研究结论对于当前中国在经济转轨时期, 提升企业的产能利用率, 进一步缓解过剩产能压力, 提供了营商环境优化维度下具体的政策启示。第一, 营商环境优化的重点应更多地以改善政企关系为主。营商环境优化在深化和形成企业之间良好的商业关系的同时, 应重点改善政企关系, 即提升政府服务水平和减少制度性交易成本。尤其是产能过剩行业和内陆地区的企业, 在营商环境优化的进程中, 应充分发挥政企关系改善带来的较大产能利用率的提升作用。具体而言, 政府应逐步建立信息发布的服务制度, 发挥政府的总量信息优势, 推动信息公

开化、透明化,以促进企业理性投资,推动市场调节机制的顺利实现,减少企业的过度投资以及制度性交易成本,使得企业拥有更多的资金投入产品的研发和创新上,进而提升产品的市场竞争力(刘京星等,2017)。第二,在营商环境优化的进程中,政府应将服务和扶持的重心由国有企业、大规模企业以及非产能过剩行业和沿海地区的企业,转向民营企业、中小规模企业以及产能过剩行业和内陆地区的企业。一方面,中央和地方政府应逐步减少对国有企业的财政补贴、融资担保和政府采购等一系列帮扶措施,使国有企业真正回归市场,依靠自身的经营和资源解决内部严重的产能利用率偏低问题。只有激发国有企业自身的生产经营活力,才能使其健康、持续地发展。另一方面,地方政府应将服务重心和优惠措施更多地转向中小规模企业和民营企业,加强对中小规模企业和民营企业的政策、资金和技术等方面的支持,以形成与中小规模企业和民营企业之间良好的政企关系,进而发挥政企关系在促进产能利用率的提升上的积极作用。此外,政府应积极改善产能过剩行业以及内陆地区的企业与上游供应商之间的关系,给予产能过剩行业和内陆地区更多的资金支持,促进企业更新机器设备和生产技术,提升资本存量和技术水平,促进其产能利用率的提升。

主要参考文献:

- [1] 白让让. 竞争驱动、政策干预与产能扩张——兼论“潮涌现象”的微观机制[J]. *经济研究*, 2016, (11).
- [2] 程俊杰. 中国转型时期产业政策与产能过剩——基于制造业面板数据的实证研究[J]. *财经研究*, 2015, (8).
- [3] 党力, 杨瑞龙, 杨继东. 反腐败与企业创新: 基于政治关联的解释[J]. *中国工业经济*, 2015, (7).
- [4] 董敏杰, 梁泳梅, 张其仔. 中国工业产能利用率: 行业比较、地区差距及影响因素[J]. *经济研究*, 2015, (1).
- [5] 干春晖, 邹俊, 王健. 地方官员任期、企业资源获取与产能过剩[J]. *中国工业经济*, 2015, (3).
- [6] 顾振华, 陈强远. 中央和地方的双重政策保护与产能过剩[J]. *财经研究*, 2017, (11).
- [7] 国务院发展研究中心《进一步化解产能过剩的政策研究》课题组. 当前我国产能过剩的特征、风险及对策研究——基于实地调研及微观数据的分析[J]. *管理世界*, 2015, (4).
- [8] 韩超, 肖兴志, 李姝. 产业政策如何影响企业绩效: 不同政策与作用路径是否存在影响差异?[J]. *财经研究*, 2017, (1).
- [9] 韩国高, 高铁梅, 王立国, 等. 中国制造业产能过剩的测度、波动及成因研究[J]. *经济研究*, 2011, (12).
- [10] 韩国高. 环境规制能提升产能利用率吗?——基于中国制造业行业面板数据的经验研究[J]. *财经研究*, 2017, (6).
- [11] 江飞涛, 耿强, 吕大国, 等. 地区竞争、体制扭曲与产能过剩的形成机理[J]. *中国工业经济*, 2012, (6).
- [12] 鞠蕾, 高越青, 王立国. 供给侧视角下的产能过剩治理: 要素市场扭曲与产能过剩[J]. *宏观经济研究*, 2016, (5).
- [13] 林毅夫, 巫和懋, 邢亦青. 潮涌现象与产能过剩的形成机制[J]. *经济研究*, 2010, (10).
- [14] 刘和旺, 郑世林, 王宇锋. 所有制类型、技术创新与企业绩效[J]. *中国软科学*, 2015, (3).
- [15] 刘京星, 黄健柏, 丰超. 企业性质、区域差异与产能过剩治理——基于三层级共同前沿DEA模型的研究[J]. *中国软科学*, 2017, (9).
- [16] 鲁桐, 党印. 投资者保护、行政环境与技术创新: 跨国经验证据[J]. *世界经济*, 2015, (10).
- [17] 马红旗, 黄桂田, 王韧, 等. 我国钢铁企业产能过剩的成因及所有制差异分析[J]. *经济研究*, 2018, (3).
- [18] 申广军, 邹静娴. 企业规模、政企关系与实际税率——来自世界银行“投资环境调查”的证据[J]. *管理世界*, 2017, (6).
- [19] 王文甫, 明娟, 岳超云. 企业规模、地方政府干预与产能过剩[J]. *管理世界*, 2014, (10).
- [20] 王永进. 关系与民营企业的出口行为: 基于声誉机制的分析[J]. *世界经济*, 2012, (2).
- [21] 王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. *中国工业经济*, 2018, (2).
- [22] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发, 等. 财政压力、产能过剩与供给侧改革[J]. *经济研究*, 2017, (9).

- [23] 夏后学, 谭清美, 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. *经济研究*, 2019, (4).
- [24] 徐朝阳, 周念利. 市场结构内生变迁与产能过剩治理[J]. *经济研究*, 2015, (2).
- [25] 杨振兵. 有偏技术进步视角下中国工业产能过剩的影响因素分析[J]. *数量经济技术经济研究*, 2016, (8).
- [26] 余林徽, 陆毅, 路江涌. 解构经济制度对我国企业生产率的影响[J]. *经济学(季刊)*, 2014, (4).
- [27] 张龙鹏, 蒋为. 政企关系是否影响了中国制造业企业的产能利用率?[J]. *产业经济研究*, 2015, (6).
- [28] 张天华, 张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J]. *经济研究*, 2016, (2).
- [29] 张亚斌, 朱虹, 范子杰. 地方补贴性竞争对我国产能过剩的影响——基于倾向匹配倍差法的经验分析[J]. *财经研究*, 2018, (5).
- [30] Abel A B. Optimal investment under uncertainty[J]. *American Economic Review*, 1983, 73(1): 228–233.
- [31] Abrahamson E, Rosenkopf L. Institutional and competitive bandwagons: Using mathematical modeling as a tool to explore innovation diffusion[J]. *Academy of Management Review*, 1993, 18(3): 487–517.
- [32] Aghion P, Cai J, Dewatripont M, et al. Industrial policy and competition[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(4): 1–32.
- [33] Baker S R, Bloom N, Davis S J. Measuring economic policy uncertainty[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(4): 1593–1636.
- [34] Balasubramanian N, Lieberman M B. Learning-by-doing and market structure[J]. *The Journal of Industrial Economics*, 2011, 59(2): 177–198.
- [35] Bonaime A, Gulen H, Ion M. Does policy uncertainty affect mergers and acquisitions?[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 129(3): 531–558.
- [36] Cadman T, Maraseni T, Breakey H, et al. Governance values in the climate change regime: Stakeholder perceptions of REDD+ legitimacy at the national level[J]. *Forests*, 2016, 7(10): 212–228.
- [37] Caves R E. Industrial organization and new findings on turnover and mobility of firms[J]. *Journal of Economic Literature*, 1998, 36(4): 1947–1982.
- [38] Chen S M, Sun Z, Tang S, et al. Government intervention and investment efficiency: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(2): 259–271.
- [39] Fair R C. *The short-run demand for workers and hours*[M]. London: North-Holland, 1969.
- [40] Franklin D, Marshall R. Adding co-creation as an antecedent condition leading to trust in business-to-business relationships[J]. *Industrial Marketing Management*, 2019, 77: 170–181.
- [41] Gulen H, Ion M. Policy uncertainty and corporate investment[J]. *The Review of Financial Studies*, 2015, 29(3): 523–564.
- [42] Hoffman R C, Munemo J, Watson S. International franchise expansion: The role of institutions and transaction costs[J]. *Journal of International Management*, 2016, 22(2): 101–114.
- [43] Jakubovskis A. Flexible production resources and capacity utilization rates: A robust optimization perspective[J]. *International Journal of Production Economics*, 2017, 189: 77–85.
- [44] Jeong M, Oh H. Business-to-business social exchange relationship beyond trust and commitment[J]. *International Journal of Hospitality Management*, 2017, 65: 115–124.
- [45] Jiang Z Z, Shiu E, Henneberg S, et al. Relationship quality in business to business relationships—Reviewing the current literatures and proposing a new measurement model[J]. *Psychology & Marketing*, 2016, 33(4): 297–313.
- [46] Kljucnikov A, Belás J, Kozubíková L, et al. The entrepreneurial perception of SME business environment quality in the Czech Republic[J]. *Journal of Competitiveness*, 2016, 8(1): 66–78.
- [47] Latan H, Jabbour C J C, Jabbour A B L, et al. Effects of environmental strategy, environmental uncertainty and top management's commitment on corporate environmental performance: The role of environmental management accounting[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 180: 297–306.

- [48] Liu H, Li P, Yang D H. Export fluctuation and overcapacity in China's manufacturing industry—The inspection of the causes of excess capacity from the perspective of external demand[J]. *China Finance and Economic Review*, 2017, 51(5): 2–19.
- [49] Marn J T K, Hin C W, Bohari A M. Antecedents of strategic planning of small and medium-sized enterprises in Malaysia: The influence of ownership motivation and environmental uncertainty[J]. *International Review of Management and Marketing*, 2016, 6(S7): 270–276.
- [50] Mathis S, Koscianski J. Excess capacity as a barrier to entry in the US titanium industry[J]. *International Journal of Industrial Organization*, 1996, 15(2): 263–281.
- [51] Mazzi A, Toniolo S, Manzardo A, et al. Exploring the direction on the environmental and business performance relationship at the firm level[J]. *Sustainability*, 2016, 8(11): 1200–1225.
- [52] Mendoza R U, Canare T A, Ang A. Doing business: A review of literature and its role in APEC 2015[R]. PIDS Working Paper No. 2015-37, 2015.
- [53] Nyaoga R B, Wang M Z, Magutu P O. Testing the relationship between constraints management and capacity utilization of tea processing firms: Evidence from Kenya[J]. *Future Business Journal*, 2015, 1(1–2): 35–50.
- [54] Park M, Rhee M K, Kim J. The effects of environmental uncertainty and search costs on relational norms in interfirm relationships[J]. *Journal of Applied Business Research*, 2017, 33(6): 1273–1284.
- [55] Shen G J, Chen B K. Zombie firms and over-capacity in Chinese manufacturing[J]. *China Economic Review*, 2017, 44: 327–342.
- [56] Spence A M. Entry, capacity, investment and oligopolistic pricing[J]. *The Bell Journal of Economics*, 1977, 8(2): 534–544.
- [57] Tian X L. Participation in export and Chinese firms' capacity utilization[J]. *Journal of International Trade & Economic Development*, 2016, 25(5): 757–784.
- [58] Tong F. Government intervention and financial access: Evidence from China[J]. *Ekonomicky Casopis*, 2017, 65(6): 534–558.

Business Environment Optimization, Dual Relationships and Enterprises' Capacity Utilization

Liu Jun, Fu Jiandong

(Faculty of International Trade, Shanxi University of Finance and Economics, Shanxi Taiyuan 030006, China)

Summary: In the process of capacity utilization improvement, the business environment which enterprises are faced plays an absolutely vital role. Based on the perspectives of the business relationship and the government-enterprise relationship, this paper examines the real effects and internal mechanisms of business environment optimization on enterprises' capacity utilization, and further depicts the heterogeneity of them from the dimension of the enterprise type and the regional characteristic. Through the theoretical analysis of the effects and internal mechanisms, and the construction of the business environment index at the enterprise level, the empirical test is carried out by using the survey data of Chinese enterprises provided by the World Bank. The results are as follows: Business environment optimization can improve enterprises' capacity utilization; the internal mechanism is that business environment optimization improves the business relationship and the government-enterprise relationship faced by enterprises, thereby

promoting enterprises' capacity utilization; in the marginal effect, the marginal effect of improving the government-enterprise relationship to promote enterprises' capacity utilization is greater than that of improving the business relationship, and in the business relationship, the marginal effect of improving enterprises' relationship with downstream customers to promote enterprises' capacity utilization is greater than that of improving the relationship with upstream suppliers. After further studies on the heterogeneity performance, this paper finds that, in the dimension of the enterprise type, the above effects and internal mechanisms exist in private enterprises and large-scale enterprises, but they do not exist in state-owned enterprises, and small and medium-scale enterprises can only by improving the business relationship to promote their capacity utilization. In the dimension of the industry characteristic, the above effects and internal mechanisms exist in the non-overcapacity industry, and business environment optimization in the overcapacity industry can only by improving the government-enterprise relationship and the relationship with downstream customers to promote enterprises' capacity utilization. In the dimension of the regional characteristic, enterprises in coastal areas have the above effects and internal mechanisms, while in inland areas, business environment optimization can only by improving the government-enterprise relationship and the relationship with downstream customers to promote enterprises' capacity utilization. Therefore, during the economic transition period, China needs more concentration on the improvement of the government-enterprise relationship to resolve the domestic surplus capacity in the process of optimizing the business environment. Meanwhile, the emphasis of government services and supports should be shifted from state-owned enterprises, large-scale enterprises, non-overcapacity industries and enterprises in coastal areas to private enterprises, small and medium-scale enterprises, overcapacity enterprises and enterprises in inland areas.

Key words: business environment; capacity utilization; government-enterprise relationship; business relationship; overcapacity

(责任编辑: 王西民)

(上接第69页)

higher, but the survival risk rate is higher than that of non-state-owned enterprises. These findings enrich the research on the relationship between technological innovation and enterprise survival, deepen our understanding of the impact of technological innovation on the survival of enterprises, and have theoretical and empirical implications for government policies.

Key words: technological innovation; enterprise survival; R&D intensity; survival risk

(责任编辑: 王西民)