

竞争政策与企业全要素生产率

——基于《反垄断法》实施的准自然实验*

马兆良^{1,2}, 许博强¹

(1. 安徽大学 经济学院, 合肥 230601; 2. 安徽大学 创新发展战略研究院, 合肥 230039)

关键词: 行政垄断; 反垄断; 全要素生产率; 竞争政策

摘要: 市场的有效运行是企业高质量发展的外部条件。作为竞争政策的重要内容之一,《反垄断法》可以维护市场竞争的公平公正,改善营商环境,促进企业发展。基于2004—2018年上市公司数据,并借助《反垄断法》实施这一准自然实验,检验了《反垄断法》实施对企业全要素生产率的影响。研究发现,《反垄断法》的实施能有效规制各地区行政垄断程度,有助于提高企业全要素生产率;进一步分析发现,《反垄断法》有助于遏制地方政府管制的信贷资源分配“歧视”,提升企业融资便利性,倒逼企业加大研发、人力资本投入,优化投资效率。异质性分析表明,《反垄断法》的实施,对国有企业、低成长性企业、僵尸企业及东部地区企业全要素生产率的促进作用更为显著。

中图分类号: F421 **文献标识码:** A **文章编号:** 1001-2435 (2023) 02-0144-14

Competition Policy and Corporate Total Factor Productivity—Quasi-natural Experiments Based on the Implementation of the Anti-monopoly Law

MA Zhao-liang^{1,2}, XU Bo-qiang¹ (1. Economics School, Anhui University, Hefei 230601, China; 2. Academy of Strategies for Innovation and Development, Anhui University, Hefei 230039, China)

Key words: administrative monopoly; anti-monopoly; total factor productivity; competition policy

Abstract: The effective operation of the market is the external condition for the high-quality development of enterprises. As one of the important contents of competition policy, the *Anti-monopoly Law* can maintain the fairness and justice of market competition, improve the business environment and promote the development of enterprises. Based on the data of listed companies from 2004 to 2018, and with the help of the quasi-natural experiment of the implementation of the *Anti-monopoly Law*, this paper tests the impact of the implementation of the *Anti-monopoly Law* on the total factor productivity of enterprises. It is found that the implementation of the *Anti-monopoly Law* can effectively regulate the degree of administrative monopoly in various regions, and help to improve the total factor productivity of enterprises; Further analysis shows that the *Anti-monopoly Law* helps to curb the "discrimination" in the distribution of credit resources regulated by local governments, improve the financing convenience of enterprises, and force enterprises to increase R & D investment, human capital investment and optimize investment efficiency. The heterogeneity analysis shows that the implementation of the *Anti-monopoly Law* has a more significant role in promoting the total factor productivity of state-owned enterprises, non-high growth enterprises, zombie enterprises and enterprises in the eastern region.

*收稿日期: 2022-04-11; 修回日期: 2022-07-01

基金项目: 国家社会科学基金一般项目“基于马克思主义价值理论的技术进步测算方法研究”(19BJL004); 安徽生态与经济发展研究中心课题“互联网发展与企业绿色技术创新”(AHST2021014)

作者简介: 马兆良(1973-), 男, 安徽淮北人, 博士, 副教授, 硕士生导师, 主要研究方向为创新、高水平开放与高质量发展; 许博强(1997-), 女, 安徽池州人, 硕士生, 主要研究方向为创新、高水平开放与高质量发展。

一、引言

党的二十大报告指出,要“加强反垄断和反不正当竞争,破除地方保护和行政性垄断”。扫除阻碍国内大循环畅通的制度和利益羁绊,促进要素市场化配置,构建全国内统一大市场,提升市场主体发展质量,是构建高水平社会主义市场经济体制的重要内容。^{①②③}在“晋升锦标赛”体制下,不同形式的地方保护诱发行政垄断现象仍较为普遍,这最终导致了市场分割,一定程度地阻碍了国内统一市场的建立。^{④⑤}行政垄断扭曲了地区间的资源配置,抑制企业技术创新的积极性。十九大报告提出“打破行政垄断,防止市场垄断”;“十四五”规划纲要明确指要“坚持鼓励竞争、反对垄断,完善竞争政策框架”“加大反垄断和反不正当竞争执法司法力度”。2021年11月,国家反垄断局正式挂牌,体现出我国政府反垄断的决心。

已颁布的《中华人民共和国反垄断法》(以下简称《反垄断法》)是我国竞争政策的重要内容之一,是构建公平竞争和维护自由市场机制的“经济宪法”。其核心在于处理市场、政府与企业三者间的关系,以“打破行政性垄断,防止市场垄断”为着力点维护公平有序的市场竞争秩序,旨在通过维护良好的市场秩序保障市场主体合法权益,激励各类市场主体平等参与经济活动,破除市场分割,促进全国统一大市场建设。

在中国当前社会经济转型升级的过程中,仍存在地方政府为追求局部区域发展而实施区域性行政垄断的地方保护主义现象,地方政府对微观经济的种种干预行为最终导致了地区间市场分割,成为阻碍中国统一大市场建立的最大障碍之一。^⑥各地方政府及其下属机构各部门为了保护本地局部利益,滥用行政权力,有意地去割裂地区间的资源联系,结果主要表现为优先支持本地企业的生产及限制了本地商品和技术外流等。这种行为导致区域间贸易交易成本大幅上涨,使得技术在厂商和地区间的扩散变得更加困难,不利于提升企业全要素生产率。因此,需要建立合理的市场制度,从根源破除行政垄断,以保障公平公正的企业营商环境,促进企业健康发展。

考虑到社会经济转型时期内外部市场环境的复杂性,我国法律体系的完善性及执法的有效性还存在欠缺,出台《反垄断法》能否有效规制行政垄断,促进企业全要素生产率的提升?《反垄断法》的实施影响企业全要素生产率可能的机制有哪些?不同特征、地区的企业所受影响是否存在差异?厘清这些问题有助于揭示市场、政府与企业三者间的联系,对加快构建新发展格局、实现经济高质量发展有重要的理论和实践意义。

为解答上述问题,本文借助2008年《反垄断法》实施这一准自然实验,构建双重差分模型,对行政垄断与企业高质量发展的关系进行实证研究。研究表明,实施《反垄断法》规制行政垄断有助于提高企业全要素生产率。其影响机制主要在于,规制行政垄断有助于遏制地方政府管制的信贷资源分配不公,提升企业融资便利性;同时有助于发挥市场竞争机制的“优胜劣汰”功能,倒逼企业通过增加研发投入、增加人力资本投入及降低非效率投资等手段来应对市场竞争,从而实现企业全要素生产率的提升。此外,实施《反垄断法》规制行政垄断对企业全要素生产率的影响,存在企业特征和地区差异性。

同既有研究相比,本文可能的创新之处在于:(1)紧扣“规制行政垄断”“企业全要素生产率”两个

① 陆铭、陈钊:《分割市场的经济增长——为什么经济开放可能加剧地方保护》,《经济研究》2009年第3期。

② 张杰、翟福昕、周晓艳:《政府补贴、市场竞争与出口产品质量》,《数量经济技术经济研究》2015年第4期。

③ 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

④ Fernald J. and Neiman B., Growth Accounting with Misallocation: Or, Doing Less with More in Singapore, *American Economic Journal: Macroeconomics*, vol.3, no.2 (April 2011), pp.29-74.

⑤ 刘斐然、胡立君:《政府创新偏好、市场一体化与企业创新》,《当代财经》2020年第7期。

⑥ 范剑勇、林云:《产品同质性、投资的地方保护与国内产品市场一体化测度》,《经济研究》2011年第11期。

重要话题,试图证实两者间因果关系。以往研究发现,^{①②③}地方保护与市场分割不利于企业长期发展,而竞争政策能够破除地方市场间的保护壁垒,对企业全要素生产率的提高产生积极作用,但鲜有研究从中分离出竞争政策的作用及其造成的经济后果,而这恰恰对理论构建与经验研究至关重要,亦是政策制定者所关注的重点内容。本文以《反垄断法》的实施为准自然实验研究场景,系统研究了竞争政策变化与企业全要素生产率的关系,这是对以往研究的进一步补充。(2)本文是对全要素生产率有关文献的重要补充。^④有学者基于宏观面板数据研究了市场分割与全要素生产率问题,发现地方政府以“为增长而竞争”所导致的地区间市场分割能通过引资效应、要素扭曲效应和地方保护效应三条影响机制对全要素生产率产生抑制效应。也有学者基于工业企业的微观数据,发现市场分割能通过抑制规模经济效益、降低研发投入、过度保护国企和增加寻租行为等渠道抑制企业全要素生产率的提升。为对上述理论研究作进一步补充,本文以A股上市公司数据为研究样本,实证考察了《反垄断法》出台对企业全要素生产率的作用,检验了其作用机制,并剖析了行政垄断对企业全要素生产率影响的机制与地区异质性,是对以往学者所作研究的更深拓展。(3)本文是对有关《反垄断法》研究的进一步完善和对《反垄断法》立法质量评估的尝试。竞争政策实施的经济后果一直是经济学领域多年来所关注的重要研究课题。^⑤以往有学者通过研究发现,打破市场行政垄断,利于要素在市场间流动与自由配置,推动公平竞争的社会市场体系发展;^{⑥⑦}但也有学者认为《反垄断法》的出台会造成市场参与者间的激励扭曲问题,增加政府与企业间的寻租活动,破坏公平竞争,妨碍企业创新活动,对经济健康增长起到负面作用。本文以2008年《反垄断法》的实施为研究背景,试图考察竞争政策与企业全要素生产率之间的关系,丰富有关竞争政策与经济后果的研究。

二、理论分析与研究假设

行政垄断本质上是经济分权和地方政府竞争的体现。市场维护型联邦制主义下,中央政府在经济治理和公共决策上不断权衡向地方政府分权和抑权,最终形成具有地区差异性的经济分权。^⑧政治激励的动机使得各地政府展开横向博弈,为提高经济发展极限、实现晋升几率最大化而展开激烈的地方政府竞争。地方政府利用所掌握的大量经济资源和资源配置的自由权不断干涉地方市场,形成“为增长而竞争”的地方政府竞争格局,对企业生产经营活动产生直接影响,这种长期博弈导致了行政垄断。^⑨行政垄断将会导致地区间市场分割。在这种情况下,地区间商品和资源流通受阻,地方贸易壁垒出现,^⑩本土市场规模减小和市场资源分配被扭曲等情况将不可避免。^⑪同时,为了本地市场的发展,地方政府会通过实施财政补贴和区域产业等政策保护地方产业,破坏公平竞争。

短期来看,适度的分权和竞争对全要素生产率有正向促进作用。^⑫地方政府通过一系列的招商引资政

① 刘凤委、于旭辉、李琳:《地方保护能提升公司绩效吗——来自上市公司的经验证据》,《中国工业经济》2007年第4期。

② 申广军、王雅琦:《市场分割与制造业企业全要素生产率》,《南方经济》2015年第4期。

③ Buccirossi P, Ciari L, Duso T, Spagnolo G and Vitale C, Competition Policy and Productivity Growth: An Empirical Assessment, *Review of Economics and Statistics*, vol.95, no.4 (October 2013), pp.1324-1336.

④ 邓晓兰、刘若鸿、许晏君:《经济分权、地方政府竞争与城市全要素生产率》,《财政研究》2019年第4期。

⑤ 叶光亮、程龙:《论纵向并购的反竞争效应》,《中国社会科学》2019年第8期。

⑥ Aghion P, Harris C, Howitt P and Vickers J, Competition, Imitation and Growth with Step-by-Step Innovation, *The Review of Economic Studies*, vol.68, no.3 (July 2001), pp.467-492.

⑦ 睦纪刚、刘影:《创新发展中的竞争与垄断》,《中国软科学》2018年第9期。

⑧ 周黎安:《中国地方官员的晋升锦标赛模式研究》,《经济研究》2007年第7期。

⑨ 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

⑩ Restuccia D and Rogerson R, The Causes and Costs of Misallocation, *NBER Working Papers*, vol.31, no.3 (May 2017), pp.151-174.

⑪ 徐业坤、马光源:《地方官员变更与企业产能过剩》,《经济研究》2019年第5期。

⑫ 秦琳贵、沈体雁:《地方政府竞争、环境规制与全要素生产率》,《经济经纬》2020年第5期。

策、税收优惠和财政补贴来扶持企业的研发创新活动, 能够促进企业全要素生产率的提高。^①但从长远发展角度来看, 过度分权及地方间的恶性竞争会导致金融资源配置不公和企业的投资非理性和低效率等各种问题, 进而阻碍企业的健康发展。一方面, 由政府管制的金融体系会在一定政策导向下产生信贷资源分配不公的问题。^②信贷资源在政府管制下大多流向国有企业, 反而一些具有创新性的公司因面临着严峻的融资和信贷约束, 难以获得关键资源要素, 从而减少研发创新活动。^③另一方面, 在激烈的晋升锦标赛机制下, 地方政府更容易出现“攫取之手”, 产生更为强烈的投资冲动, 在本地大力投资于国家倡导的新兴行业或更能吸引投资的支柱行业等, 这诱导大量企业在并不具有区位优势的行业上进行大量非效率投资, 使资源错配问题严重化, 拖累企业技术的进步和地区发展。同时, 地方保护主义造成的行政垄断限制了资源的跨区域自由流动, 地方政府使用各种手段限制外地企业在本地的投资和商品流入, 造成市场规模的减小, 不利于生产率的提高。

行政垄断不仅导致区域间资源配置低效, 妨碍建立开放统一和公平竞争的市场环境, 更是反过来扼杀了创新, 拖累中国经济的健康发展。因此, 《反垄断法》制定行政垄断的相应规章, 旨在限制和杜绝这种“以邻为壑”式地方保护主义, 规制行政垄断, 维护市场公平竞争。其一, 限制地方政府对企业经营活动和投资方向的干预, 减少了企业的政策性迎合投资, 减少无效率投资, 提高企业内部投资效率, 促进企业提高全要素生产率; 其二, 禁止行政机关滥用行政权力阻碍地区间商品、资本的自由流通, 禁止地方政府限制本地与外地经营者间的公平竞争, 改变了企业可达的市场规模大小和区域间资源要素分配方式, 通过发挥全国整体市场规模经济效应促进市场竞争, 以市场“无形的手”决定要素的最优化配置, 淘汰生产率低下的企业, 提高全要素生产率。市场扩张的同时, 市场主体为应对激烈竞争, 会加大研发投入力度和人力资本的投入, 加强自身研发创新能力。其三, 在《反垄断法》规制下, 政府也有动机改善区域内经济资源的分配, 具体表现为优化信贷资源配置、限制地方低效率、非增值的投资项目。一方面, 地方政府管控下的“歧视性”信贷资源分配会受到《反垄断法》的相应制裁, 另一方面, 信贷资源的“错配”、投资效率的低下也会给政府财政收入带来巨大压力, 因此, 政府会通过优化信贷结构和投资决策, 并通过清理依靠政府补贴自身却不产生效益的“僵尸企业”等各种举措来盘活闲置资源, 进而促进地区经济资源配置效率的最大化。因此, 笔者认为, 出台《反垄断法》规制地区行政垄断, 能够改变市场竞争格局, 维护市场的开放统一, 利于企业全要素生产率的提升。据此, 我们提出如下假说。

假说: 实施《反垄断法》规制行政垄断, 能够提高企业全要素生产率。

三、研究设计

(一) 样本选择和数据来源

本文以2004—2018年所有沪深两市A股上市公司为基础样本, 并进行以下处理: (1) 剔除所有金融行业企业样本及研究期间被ST和*ST处理的企业样本; (2) 剔除数据存在缺失的样本; (3) 为避免极端值影响, 对所有连续变量进行1%水平的缩尾处理。最终, 共得到25 911个企业一年度观测值。本文所使用的微观企业层面样本数据获取于国泰安和Wind数据库, 宏观层面样本数据获取于《中国统计年鉴》。

(二) 检验思路

本文根据地区行政垄断程度的变化、途径和后果三个层次, 检验《反垄断法》对企业全要素生产率影响效果。

① 陈宝东、邓晓兰:《中国地方债务扩张对地方财政可持续性的影响分析》,《经济学家》2018年第10期。

② 郑威、陆远权:《金融分权、地方官员激励与企业创新投入》,《研究与发展管理》2018年第5期。

③ Xu N H, Chen Q Y, Xu Y and Chan K C, Political Uncertainty and Cash Holdings: Evidence from China, *Journal of Corporate Finance*, vol.40, no.1 (October 2016), pp.276-295.

首先, 检验在《反垄断法》实施后, 地区行政垄断程度是否有明显下降趋势。

其次, 检验在《反垄断法》实施后, 企业全要素生产率是如何变化的: (1)《反垄断法》的实施是否有效促进了全要素生产率的提升。(2)企业外部融资便利性及企业内部研发投入、人力资本投入以及投资效率等这些作用渠道是否发生变化。(3)检验《反垄断法》实施后地区行政垄断程度的变化对企业全要素生产率的作用在不同类型企业中是否存在差异性, 在不同地区的企业中是否存在差异性。

(三) 模型设定与变量定义

为了验证研究假设, 参考王彦超等(2020)的研究,^①本文构建如下计量模型:

$$SEGM_{it} = \delta_0 + \delta_1 POST + \beta_i X_{it} + \sum PRO + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$TFP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times DSEGM + \beta_i X_{it} + \sum FIRM + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型(1)检验《反垄断法》实施后, 地区行政垄断程度 $SEGM$ 的变化。其中, $POST$ 为《反垄断法》实施的时点变量, 在《反垄断法》实施的年份将 $POST$ 设定为 1, 未实施的年份将 $POST$ 设定为 0。考虑到《反垄断法》虽然正式实施于 2008 年 8 月 1 日, 但具体细则的推行开始于 2009 年, 因此, 本文以 2009 年为政策冲击点, 即 2009 年之前虚拟变量 $POST$ 设为 0, 2009 年及以后年份虚拟变量 $POST$ 设为 1; X 为一系列控制变量; $\sum PRO$ 、 $\sum YEAR$ 分别为地区、年度固定效应。

模型(2)检验《反垄断法》实施对企业全要素生产率的影响, 被解释变量为 TFP , 表示企业全要素生产率; $DSEGM$ 表示行政垄断下降程度, 以 2009 年作为政策冲击点, 参考王彦超等(2020)的方法, 以研究样本内各省份在 2009 年前后行政垄断 $SEGM$ ^② 的均值之差值来衡量; 核心解释变量为 $POST \times DSEGM$, 代表各省市在《反垄断法》实施后地区行政垄断下降的程度; X 为一系列控制变量; $\sum FIRM$ 、 $\sum IND$ 、 $\sum YEAR$ 分别为企业、行业、年度固定效应; ε_{it} 为回归模型的残差项。

1. 行政垄断 ($SEGM$)

本文所研究的行政垄断, 主要表现在行政部门设立壁垒、限制要素资源自由流通并限制自由竞争, 是一种区域间的市场分割现象。借鉴毛其淋等(2012)^③和陈书平等(2022)^④的研究方法, 选取 13 种商品并采用价格指数法测算中国 31 个省市的市场分割指数, 以此来衡量地区行政垄断程度。具体计算过程如下:

(1) 以 31 个省市 2004—2018 年 13 种商品^⑤的价格指数为基础, 构造地区、商品、时间三维数据, 利用公式(3), 计算省市 i 与国内其他所有省市 j 的相对价格绝对值:

$$|\Delta Q_{ij}^k| = \left| \ln \left(\frac{p_{it}^k}{p_{jt}^k} \right) - \ln \left(\frac{p_{it-1}^k}{p_{jt-1}^k} \right) \right| \quad (3)$$

其中, p_{it}^k 为 i 省在 t 年 k 产品的价格指数。与以往研究不同的是, 考虑到地方政府间“晋升锦标赛”不仅局限于相邻省份间, 而是在全国范围内, 且交通设施的便利使得商品在区域间流通的地理障碍减小, 本文在计算了相邻省份商品相对价格时, 进一步将地区 i 与国内其他所有省市 j 的相对价格包括在内。

(2) 用相对价格取绝对值减去每个商品的整体指数均值来剔除由商品自身价格因素等异质性导致的

① 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

② 为避免回归时核心解释变量 $DSEGM \times POST$ 系数过小问题, 在回归前对行政垄断 $SEGM$ 数值作放大 1000 倍处理。

③ 毛其淋、盛斌:《对外经济开放、区域市场整合与全要素生产率》,《经济学(季刊)》2012年第1期。

④ 陈书平、戴青兰、肖盈:《省域多中心集聚与城市创新水平》,《贵州财经大学学报》2022年第2期。

⑤ 13 种商品具体包括: 粮食、水产品、饮料烟酒、服装鞋帽、纺织品、家用电器及音像器材、日用品、交通通信用品、化妆品、中西药品及医疗保健用品、书报杂志及电子出版物、燃料和建筑材料及五金电料。

不可加效应, 从而更准确地度量各省份间市场分割程度。具体公式如下:

$$q_{ijt}^k = |\Delta Q_{ijt}^k| - |\Delta \bar{Q}^k| \quad (4)$$

(3) 利用式(4)得到的 q_{ijt}^k 计算两两省份间各商品相对均值方差, 取组内均值, 得到省份*i*在*t*年的市场分割指数, 具体计算公式如下:

$$SEGM_{it} = \frac{\sum_{i \neq j} Var(q_{ijt}^k)}{N} \quad (5)$$

2. 企业全要素生产率 (TFP)

相较于传统的OLS法估计, Olley和Pakes等提出的OP法,^①可有效解决计算中产生的“同时偏差”和“选择偏差”问题。因此, 本文决定使用OP法对微观企业全要素生产率进行测算。在Olley和Pakes^②的基础思路上, 本文借鉴Loecker等^③研究, 将企业出口行为决策引入OP模型框架中, 参考鲁晓东等^④的研究估计了以下模型, 对企业全要素生产率进行计算:

$$\begin{aligned} \ln Y_{it} = & \beta_0 + \beta_k \ln K_{it} + \beta_l \ln L_{it} + \beta_a AGE_{it} + \beta_s SOE_{it} + \beta_e EXP_{it} \\ & + \sum_m \delta_m YEAR_m + \sum_n \gamma_n PRO_n + \sum_k \sigma_k IND_k + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (6)$$

其中, $\ln Y_{it}$ 、 $\ln K_{it}$ 、 $\ln L_{it}$ 分别为企业*i*在*t*年的总产出对数值、资本投入对数值和劳动投入对数值, AGE_{it} 、 SOE_{it} 分别为企业*i*在*t*年时年龄及是否为国有企业, EXP_{it} 为企业*i*在*t*年是否参与出口活动的虚拟变量, 同时加入年份、省份及行业固定效应。基于式(6)使用Olley和Pakes (Olley & Pakes, 1996)的半参数三步估计法估计出企业全要素生产率。此外, 本文也采用Akerveg等 (2015)^⑤提出的ACF方法重新测算企业全要素生产率作为稳健性检验。

3. 控制变量集 (X)

参考王彦超等^⑥研究结果, 模型(1)选取地区的市场化程度 (*MKT*)、政府财政收入的对数值 (*GOV*)、人均生产总值的对数 (*GDP*)、土地面积的对数值 (*AREA*) 等作为控制变量。参考Bennett等^⑦和陈永丽等^⑧的研究, 模型(2)选取企业规模 (*SIZE*)、资产负债率 (*LEV*)、净资产收益率 (*ROE*)、企业特征 (*SOE*)、企业成立年限 (*LAGE*)、资本密集度 (*CAPINT*)、独立董事比例 (*INDEP*) 等作为控制变量。具体变量说明见表1。

①② 戴鹏毅、杨胜刚、袁礼:《资本市场开放与企业全要素生产率》,《世界经济》2021年第8期。

③ Loecker J D, Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia, *Journal of International Economics*, vol.73, no.1 (October 2007), pp.69-98.

④ 鲁晓东、连玉君:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》2012年第2期。

⑤ Akerberg D A, Caves K and Frazer G, Identification properties of recent production function estimators, *Econometrica*, vol.83, no.6 (November 2015), pp.2411-2451.

⑥ 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

⑦ Bennett B, Stulz R and Wang Z, Does the Stock Market Make Firms More Productive, *Journal of Financial Economics*, vol.136, no.2 (December 2020), pp.281-306.

⑧ 陈永丽、李秋坛、陈欢:《产能过剩、实质性创新与企业全要素生产率——基于制造业上市公司的实证分析》,《重庆工商大学学报(社会科学版)》2021年第5期。

表1 变量说明

	变量名	含义	
被解释变量	<i>TFP</i>	企业全要素生产率,由半参数估计的OP法测算	
	<i>SEGM</i>	区域性行政垄断程度	
解释变量	<i>POST</i>	是否实施《反垄断法》。《反垄断法》实施后为1,实施前为0	
	<i>POST</i> × <i>DSEGM</i>	《反垄断法》实施后区域性行政垄断下降程度	
	<i>SIZE</i>	企业规模。以总资产取对数表示	
	<i>LEV</i>	资产负债率	
	<i>ROE</i>	净资产收益率,以净利润占净资产比重表示	
	<i>SOE</i>	国有企业设为1,非国有企业设为0	
	<i>LAGE</i>	企业成立年限	
	控制变量	<i>CAPINT</i>	资本密集度以固定资产总额占总资产比重表示
		<i>INDEP</i>	独立董事比例
		<i>MKT</i>	是否处于高市场化水平地区。基于《中国分省份市场化指数报告》中每年市场化总指数评分的中位数对样本进行划分,高于年中位数的设为1,否则为0
<i>GOV</i>		政府财政收入取对数	
<i>GDP</i>		人均生产总值取对数	
<i>AREA</i>		土地面积取对数	

四、实证结果与分析

(一)《反垄断法》与地区行政垄断程度

表2报告了*SEGM*在《反垄断法》实施后的变化。从第(1)列和第(2)列来看,无论是否添加控制变量,虚拟变量*POST*系数显著为负,表明《反垄断法》的实施会显著降低地区行政垄断程度。

表2 《反垄断法》与区域性行政垄断回归结果

	(1)	(2)
<i>POST</i>	-0.269*** (-8.287)	-0.352*** (-8.605)
<i>GDP</i>		0.030 (1.377)
<i>GOV</i>		0.036* (1.819)
<i>AREA</i>		-0.091*** (-4.572)
<i>MKT</i>		0.038** (2.349)
常数项	0.479*** (19.796)	0.599*** (2.799)
省份、年份固定效应	控制	控制
观测值	450	450
R ²	0.398	0.471

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号中为t值。

(二)《反垄断法》与企业全要素生产率

1. 平行趋势检验

应用双重差分模型,要求在《反垄断法》实施前后,不同行政垄断程度地区企业的全要素生产率具有相同时间趋势。为此,本文借鉴余明桂等^①的做法,以反假设法来验证平行趋势假设是否成立。具体为,通过假想的《反垄断法》实施年份对样本进行重新回归,若核心解释变量不显著,则说明不同行政垄断程度地区企业的全要素生产率变化趋势,在没有实施《反垄断法》的情况下,不存在系统性差异,即满足平行趋势假设。本文选择以《反垄断法》尚未实施的2004—2007年为样本区间进行反事实检验,分别假设2006年和2007年为《反垄断法》实施年份。假设2006年为政策实施年份时,重新设定虚拟变量 $POST_2$ 和2006年前后各省市行政垄断程度($SEGM$)的均值差 $DSEGM_2$;假设2007年为政策实施年份时,重新设定了虚拟变量 $POST_1$ 和2007年前后各省市行政垄断程度($SEGM$)的均值差 $DSEGM_1$ 。平行趋势检验结果见表3第(1)、(2)列,结果表明,无论假定政策实施年份是2006或是2007年,核心解释变量均不显著,说明若未受到《反垄断法》规制行政垄断干预,不同行政垄断程度地区企业全要素生产率的时间趋势不存在显著差异,平行趋势假定得到满足。

2. 初步回归结果分析

表3第(3)列报告了实施《反垄断法》后,地区行政垄断程度下降对企业全要素生产率的影响。回归(3)结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数均显著为正。这表明,在《反垄断法》实施后,那些行政垄断下降程度越多的地区,企业全要素生产率提高越多,即规制行政垄断有利于企业全要素生产率的提升,初步检验假设成立。

表3 规制行政垄断与企业全要素生产率

	(1)	(2)	(3)
$POST \times DSEGM_i$			0.170** (2.102)
$POST_1 \times DSEGM_i$		0.119 (1.582)	
$POST_2 \times DSEGM_i$	0.082 (1.152)		
$SIZE$	0.196*** (16.861)	0.195*** (16.876)	0.195*** (16.929)
LEV	0.226*** (5.345)	0.227*** (5.364)	0.227*** (5.367)
ROE	1.678*** (25.049)	1.678*** (25.050)	1.679*** (25.082)
SOE	-0.057* (-1.871)	-0.057* (-1.893)	-0.058* (-1.901)
$LAGE$	-0.028*** (-8.992)	-0.029*** (-9.596)	-0.029*** (-10.638)
$CAPINT$	-0.338*** (-8.474)	-0.338*** (-8.484)	-0.339*** (-8.503)
$INDEP$	0.066 (0.542)	0.063 (0.520)	0.064 (0.529)
常数项	-0.574** (-2.311)	-0.566** (-2.286)	-0.564** (-2.287)
企业、行业、年份固定效应	控制	控制	控制
观测值	25911	25911	25911
R^2	0.199	0.200	0.200

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的水平上显著;括号中为经过White(1980)和企业层面群聚调整的t值;限于篇幅,控制变量估计结果均未在表中列出,留存备索,下同。

① 余明桂、石沛宁、钟慧洁等:《垄断与企业创新——来自〈反垄断法〉实施的证据》,《南开管理评论》2021年第1期。

(三) 稳健性检验

1. 内生性检验

为解决可能存在的内生性问题,本文分别进行如下检验:①双重差分倾向匹配得分(PSM-DID)检验。采用核匹配法,以企业规模、资产负债率、净资产收益率、企业特征、企业成立年限、资本密集度、独立董事比例等作为匹配变量,为《反垄断法》实施后样本匹配对照组,匹配后样本回归结果报告于表4第(1)列。②Heckman两阶段模型。用Heckman两阶段模型解决由样本选择偏差造成的内生性问题。Heckman第二阶段回归结果报告于表4第(2)列。③采用省份聚类稳健标准误。同一地区内不同企业中可能存在某些不可观察的相关性,因此,使用省份层面聚类稳健标准误对样本进行重新回归,回归结果报告于表4第(3)列。④交互固定效应模型。传统面板模型存在因遗漏某些既随个体变化又随时间变化的不可观测因素而导致的内生性问题,因此在模型中引入个体和时间的交互效应,来反应共同因素对不同个体影响的差异性,回归结果报告于表4第(4)列。表4第(1)至(4)列回归结果显示主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 均显著为正,与前述初步回归结果一致。

表4 稳健性检验回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$POST \times DSEGM$	0.169*	0.162*	0.169***	0.081*	0.180**	0.121*
	(1.660)	(1.682)	(2.940)	(1.933)	(2.102)	(1.674)
IMR		0.959				
		(1.515)				
常数项	-1.068***	-2.804**	-2.001***	-1.017***	-0.574**	0.168
	(-3.617)	(-2.281)	(-6.771)	(-3.600)	(-2.324)	(0.745)
企业、行业、年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	23006	25911	25911	25538	25911	24528
R^2	0.174	0.172	0.172	0.284	0.200	0.168

注:限于篇幅,控制变量的回归结果未在表中列出,留存备索。

2. 变量的重新测度

(1)行政垄断程度的重新测度。参考王磊等^①研究,本文重新选取饮料、服装鞋帽、家用电器、日用品、中西药品、书报、燃料及粮食等8种产品,采用价格指数法对行政垄断程度进行重新测算。回归结果报告于表4第(5)列。(2)企业全要素生产率的重新测度。^②OP法测算企业全要素生产率存在一定内生性和模型参数的时变性问题,本文借鉴Akerveg等^③使用ACF方法,在OP法基础上对其进行修正,重新测算企业全要素生产率。

回归结果报告于表4第(6)列。表4第(5)、(6)列回归结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 显著为正,表明实施《反垄断法》规制行政垄断,促进了企业全要素生产率的提升,支持研究假说。

① 王磊、汪恒:《市场分割与区域资源配置效率》,《商业研究》2015年第6期。

② Bond S and Soderbom M, Adjustment Costs and the Identification of Cobb Douglas Production Functions, *IFS Working Papers*, vol.4, no.6 (March 2005), pp.103-109.

③ Akerberg D A, Caves K and Frazer G, Identification properties of recent production function estimators, *Econometrica*, vol.83, no.6 (November 2015), pp.2411-2451.

五、进一步分析

(一) 影响渠道检验

实施《反垄断法》后, 地区行政垄断程度下降, 提高了企业全要素生产率, 但其潜在作用渠道仍需要进一步研究甄别。前文理论分析认为, 实施《反垄断法》规制行政垄断能有效遏制地方政府行政权力滥用, 通过优化资源要素配置、推进市场一体化等方式促进区域间良性竞争, 有效发挥市场机制的“优胜劣汰”功能。因此, 本文将沿着企业外部资源获取和企业内部应对竞争两条路径, 分析实施《反垄断法》规制行政垄断对企业全要素生产率的作用渠道。

1. 遏制地方政府管制的信贷资源分配“歧视”, 提升企业融资便利性。^①地方政府除了直接限定市场准入条件外, 还可能利用行政权力“隐形”控制信贷规模和信贷资源流向来建立并维持特定企业的市场优势。融资的便利化使得资金等要素大多流向此类企业, 造成资源配置扭曲, 阻碍企业全要素生产率提升。^{②③}实施《反垄断法》规制行政垄断, 能从源头切断地方政府利用行政权力管制信贷资源分配“歧视”的不正当竞争行为, 塑造公平竞争环境。本文构建计量模型(7), 以检验实施《反垄断法》规制行政垄断是否减少了地方政府管制的信贷资源分配“歧视”, 提升了企业融资便利性。

$$FKZ_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times DSEGM + \beta_i X_{it} + \sum FIRM + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

模型(7)中, 被解释变量企业融资便利性 FKZ , 参考徐玉德等^④以 KZ 指数^⑤衡量, KZ 指数越小, 代表企业融资约束程度越小, 即企业融资更便利; 其他变量定义与模型(2)一致。

表5第(1)列是对企业融资便利性检验的回归结果。回归结果显示主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数显著为负, 说明在《反垄断法》实施后, 那些行政垄断下降程度越多的地区, 企业融资便利性越高, 即出台《反垄断法》规制行政垄断能有效提升企业融资便利性。^⑥在信贷市场上, 银行信贷资源的供给与分配大多在政府管控之下, 政府对市场主体和市场竞争的歧视性干预给特定企业带来了信贷市场上的融资优势, 导致不同市场地位企业之间的信贷资源配置差异。而《反垄断法》的出台能规制相应排除、限制公平竞争的行政垄断行为, 进而改善企业信贷资源可得性。

2. 倒逼企业为应对市场竞争, 加大研发投入、人力资本投入以及抑制投资非效率等。^⑦研发创新是提高企业全要素生产率的重要手段, 而人力资本作为知识和技术进步的重要载体是影响全要素生产率的决定性因素。^⑧此外, 企业投资效率是企业全要素生产率的重要组成部分, 投资效率的改善能有效促进企业全要素生产率的提升。实施《反垄断法》规制行政垄断, 企业面对市场竞争, 一般会加大研发投入和人力资本投入; 政府对市场和企业的干预减少, 企业能够减少政策迎合性投资, 优化自身投资效率。

为检验实施《反垄断法》规制行政垄断, 是否增加了企业研发投入及人力资本投入, 抑制了企业非效率投资, 本文构建模型(8)进行检验。

① 任曙明、吕镛:《融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究》,《管理世界》2014年第11期。

②⑥ 王彦超、郭小敏、余应敏:《反垄断与债务市场竞争中性》,《会计研究》2020年第7期。

③ 刘斌、赖洁基:《破行政垄断之弊能否去产能过剩之势?——基于出台〈公平竞争审查制度〉的准自然实验》,《财经研究》2021年第9期。

④ 徐玉德、张斯靓:《法治环境、融资约束和企业研发投入》,《北京工商大学学报(社会科学版)》2022年第5期。

⑤ KZ 指数公式为: KZ 指数 = $-6.315 \times$ (经营活动产生的现金流量净额/资产总计) $- 39.356 \times$ (每股税前现金股利*实收资本或股本/资产总计) $+ 3.494 \times$ (货币资金+交易性金融资产/资产总计) $+ 3.291 \times$ (资产负债率) $+ 0.460 \times$ (托宾 Q 值)。

⑦ 关书、成力为:《研发投入、能力积累与全要素生产率提升》,《科学学研究》2020年第4期。

⑧ 张莉、朱光顺、李世刚等:《市场环境、重点产业政策与企业生产率差异》,《管理世界》2019年第3期。

$$TECH_{it}/HCI_{it}/IEIV_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 POST \times DSEGM + \beta_i X_{it} + \sum FIRM + \sum IND + \sum YEAR + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

模型(8)中,被解释变量研发投入 $TECH$,以资本性支出占总资产比重来衡量;人力资本投入 HCI ,参考郑宝红等^①以支付职工以及职工支付的现金占在职员工数比重来衡量;企业非效率投资程度 $IEIV$,借鉴 Richardson^②的方法来衡量。控制变量方面,当研发创新($TECH$)为被解释变量时,参考杨兴全等^③研究,控制现金持有($CASH$)、商业信用($COMC$)、成长率(MB)等变量;当人力资本投入(HCI)为被解释变量时,参考王娜等^④研究,控制了现金持有($CASH$)、管理费用率(GCA)等变量;当企业非效率投资程度($IEIV$)为被解释变量时,参考王彦超等^⑤研究,控制了现金持有($CASH$)、资本成本($CAPC$)、现金流(CAF)等变量。^⑥回归结果如表5所示。

表5第(2)列,是对研发创新部分检验的回归结果。考虑到被解释变量 $TECH$ 存在一部分观察值为0,本文使用Tobit回归,以更为精确地反映《反垄断法》实施引起的行政垄断下降程度对企业研发创新的影响,结果显示主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数显著为正,表明那些在《反垄断法》实施后行政垄断程度下降越多的地区,企业研发创新能力越高。第(3)列,是对人力资本投入的检验结果,回归结果显示主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数显著为正,表明在《反垄断法》实施后行政垄断下降程度越多的地区,企业人力资本投入越多。第(4)列是对非效率投资部分的检验,结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数显著为负,表明那些在《反垄断法》实施后行政垄断下降程度越多的地区,企业的非效率投资越少。综合起来看,出台《反垄断法》规制行政垄断,能够通过倒逼企业加大研发、人力资本投入,优化投资效率等“造血”方式应对市场竞争,进而实现全要素生产率的提升。

(二) 企业特征异质性检验

上文检验结果显示,出台《反垄断法》规制行政垄断,能够有效提升企业全要素生产率。但是企业可能因自身股权性质及发展状况的不同,受到《反垄断法》实施所带来的影响可能也会具有差异。^⑦通常,地方政府为追求局部区域的快速发展,会引导本地国有企业的资金大量投向企业并不具有比较优势的特定项目,最终造成了大量企业的非效率投资。同时,地方政府的某些政策性补贴、金融优惠等政策扶持手段大多提供给国有企业,这些政策破坏了市场的公平竞争,使得很多具有潜力的创新型小企业面临融资困境,无法实现快速发展,甚至滋养了大批“依靠输血却不具备造血功能”的“僵尸企业”。因此,本文进一步从企业特征进行分组,将样本企业分为是否为国有企业、是否为僵尸企业四组,考察实施《反垄断法》规制行政垄断对不同特征企业的全要素生产率影响是否存在差异。

表5 影响渠道检验回归结果

	(1)企业融资便利性	(2)研发投入	(3)人力资本投入	(4)非效率投资
$POST \times DSEGM$	-0.521*	0.004***	5.088***	-0.022*
	(-1.745)	(2.665)	(3.162)	(-1.697)
$SIZE$	-1.036*	0.002***	0.8530***	0.0197***

① 郑宝红、张兆国:《企业所得税率降低会影响全要素生产率吗?——来自我国上市公司的经验证据》,《会计研究》2018年第5期。

② Richardson S, Over-investment of free cash flow, *Review of Accounting Studies*, vol.11, no.2 (June 2020), pp.159-189.

③ 杨兴全、曾义:《现金持有能够平滑企业的研发投入吗?——基于融资约束与金融发展视角的实证研究》,《科研管理》2014年第7期。

④ 王娜、王跃堂、王亮亮:《企业所得税影响公司薪酬政策吗?——基于企业所得税改革的经验研究》,《会计研究》2013年第5期。

⑤ 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

⑥ 各模型控制变量不尽相同,限于篇幅,未完全列出,备索。

⑦ 王彦超、蒋亚含:《竞争政策与企业投资——基于〈反垄断法〉实施的准自然实验》,《经济研究》2020年第8期。

续表5

	(1)企业融资便利性	(2)研发投入	(3)人力资本投入	(4)非效率投资
	(-1.703)	(6.445)	(4.095)	(6.668)
<i>LEV</i>	5.678***	-0.008***	1.499**	-0.035***
	(3.264)	(-5.024)	(2.215)	(-3.613)
<i>ROE</i>	-2.161	-0.004**	0.149	0.022***
	(-0.326)	(-2.095)	(0.331)	(2.883)
<i>CASH</i>		0.009***	0.771	-0.005
		(3.665)	(1.149)	(-0.535)
<i>SOE</i>	-0.680		0.153	
	(-0.811)		(0.430)	
<i>LAGE</i>	0.150		0.607***	
	(1.447)		(11.962)	
<i>CAPINT</i>	-3.427	-0.005***	-1.172**	0.101***
	(-0.808)	(-3.800)	(-2.077)	(8.223)
<i>INDEP</i>	0.101	0.004	-1.602	0.013
	(0.062)	(0.769)	(-0.974)	(0.618)
<i>GCA</i>			5.330***	
			(3.751)	
<i>MB</i>		0.001***	0.182*	0.002**
		(6.207)	(1.855)	(2.573)
<i>COMC</i>		0.003		
		(0.918)		
<i>CAPC</i>				-0.043
				(-0.002)
<i>CAF</i>				0.000
				(0.516)
常数项	20.665*	-0.110***	-19.121***	-0.375***
	(1.890)	(-3.733)	(-4.472)	(-5.958)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	22646	19882	17663	13254
Pseudo R ² /R ²	0.001	-0.8405	0.323	0.049

注: 当研发投入为被解释变量时, 使用Tobit方法进行回归, R²栏报告Tobit回归的伪R² (Pseudo R-Square)。

表6 按企业特征分组回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有企业	非国有企业	高成长性企业	低成长性企业	僵尸企业	非僵尸企业
<i>POST × DSEGM</i>	0.268**	-0.103	0.104	0.267**	0.224**	0.049
	(2.354)	(-0.658)	(1.100)	(2.125)	(2.189)	(0.389)
常数项	-0.869*	-1.170***	-0.486	-0.845**	-0.835	-0.820***
	(-1.875)	(-3.016)	(-1.432)	(-2.097)	(-0.651)	(-2.641)
企业、行业、年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	11536	14375	13034	12877	9895	16016
R ²	0.155	0.177	0.158	0.161	0.172	0.160

注: 限于篇幅, 控制变量的回归结果未在表中列出, 留存备索, 表7类似。

按企业是否为国有企业进行分组,异质性检验的结果见表6第(1)、(2)列。结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数只在国有企业组别中显著为正。说明出台《反垄断法》规制行政垄断能有效提高国有企业的全要素生产率,但对非国有企业的全要素生产率并没有显著影响。可能原因是,出台《反垄断法》规制行政垄断后,原来受地方政府保护的国有企业所享受的保护政策减少,为应对竞争,国有企业具有更大动机加大研发与人力资本投资,进而提升其全要素生产率。同时,规制行政垄断也会减少政府对国有企业的资金支持,减少国有企业的非效率投资。

以企业托宾Q值^①为基准,按中位数分组,指数较高企业为高成长性企业,其余为低成长性企业。按照企业是否为高成长性企业进行分组,检验的结果汇报表6第(3)、(4)列。结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数只在低成长性组别中显著为正。这表明出台《反垄断法》规制行政垄断能有效提高低成长性企业的全要素增长率。一般来说,高成长性企业拥有较好的企业资源,而低成长性企业较难获取资源。^{②③}《反垄断法》的出台,能够从源头切断地方政府利用行政权力管制信贷资源分配“歧视”,使得资源得以有效配置,提高了低成长性企业资源可得性。另一方面,对较高成长性企业来说,低成长性企业风险承担能力更弱,行政垄断下政府诱导性投资政策更容易增加低成长性企业的经营风险,进而阻碍其全要素生产率的提升。^④出台《反垄断法》规制行政垄断后,能够减少低成长性企业的政策迎合性投资,优化其投资效率,降低企业投资风险,提升全要素生产率。

借鉴谭语嫣^⑤的方法,本文采用FN-CHK^⑥修正方法,区分一家企业是否为“僵尸企业”,按企业是否为“僵尸企业”进行分组检验的结果汇报在表6第(5)、(6)列。结果显示,主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数只在“僵尸企业”组别中显著为正。这说明规制行政垄断有效提高了“僵尸企业”的全要素生产率,但对非“僵尸企业”的全要素生产率并没有显著影响。这在一定程度上说明,在出台《反垄断法》规制行政垄断后,地方政府迫于竞争压力,会有动机地减少低效资金配置和对“僵尸企业”的扶持,抑制其非效率投资,提高“僵尸企业”的全要素生产率。此外,在出台《反垄断法》规制地区行政垄断后,原先依赖政府“输血”才得以存活于市场的“僵尸企业”,面临着被竞争更加激烈的市场淘汰和被政府削减的双重压力,进而能够倒逼“僵尸企业”整顿生产经营,从而实现全要素生产率的提升。

(三) 地区异质性检验

前文已证实,出台《反垄断法》规制行政垄断对企业全要素的影响存在企业特征的异质性。下文将从企业地区的差异性入手,进一步考察出台《反垄断法》规制行政垄断对企业全要素的影响是否存在地区上的异质性。

参考国家统计局地区划分方法,本研究将样本分为东部地区组别和其他地区组别,^⑦相关实证结果汇报于表7。结果表明,只有东部地区组别中主要解释变量 $POST \times DSEGM$ 回归系数显著为正,实施《反垄断法》规制行政垄断,对东部企业的全要素生产率的促进作用显著。这或许是因为,行政垄断程度下降后,中西部地区的人才、资本等要素更多流向了东部地区,从而导致东部地区企业全要素生产率的显著提高,而中西部地区的企业全要素生产率提升不够显著。

① 托宾Q值 = (年末流通股市值+非流通股市值和负债总额) / 企业总资产。

② 潘施琴、汪凤:《碳信息披露水平能否提升企业财务绩效?——基于上证A股的实证经验》,《安徽师范大学学报(人文社会科学版)》2019年第6期。

③④ 邹美凤、张信东、申亚静:《经济政策不确定性、内部控制与企业风险承担》,《统计与决策》2021年第5期。

⑤ 谭语嫣、谭之博、黄益平等:《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》2017年第5期。

⑥ 在CHK法基础上,利用企业利润信息进行修正,计算公式为企业息税前利润减去最小净利息支出,同时用企业上期借债对值进行标准化,最终结算结果若大于零,则将企业定义为僵尸企业,否则定义为非僵尸企业。

⑦ 划分方式来源于http://www.stats.gov.cn/zjtj/zthd/sjtjr/dejtkjfr/tjqp/201106/t20110613_71947.htm。

表7 按地区分组回归结果

	(1)	(2)
	东部地区	其他地区
<i>POST</i> × <i>DSEGM</i>	0.176**	0.167
	(2.043)	(0.951)
常数项	-0.397	-0.898**
	(-1.376)	(-2.068)
企业、行业、年份固定效应	控制	控制
观测值	16627	9284
R ²	0.205	0.197

六、结论与政策建议

基于2004—2018年的数据, 本文检验了《反垄断法》的实施对于企业全要素生产率的重要影响。研究发现, 《反垄断法》的实施会有效抑制区域间行政垄断程度, 那些区域性行政垄断下降程度高的地区, 企业全要素生产率的提升效应表现得越显著。进一步研究发现, 在《反垄断法》实施后, 地区行政垄断程度降低, 企业面临的外部融资约束减少; 区域间要素市场壁垒逐渐破除, 企业迫于竞争压力, 更倾向于从内部提升自身研发创新、加大人力资本投入、优化效率投资来提升企业全要素生产率。此外, 《反垄断法》的实施对企业全要素生产率的影响表现出企业特征异质性和区域异质性。《反垄断法》的实施对国有企业、低成长性企业和僵尸企业全要素生产率的促进效应明显高于非国有企业、高成长性企业而非僵尸企业; 对东部地区企业全要素生产率的促进效应明显高于其他地区。

基于本文研究结论, 提出以下政策建议: 第一, 强化国家反垄断局在《反垄断法》实施过程中的监管职能, 并进一步完善我国竞争政策的执法体系。同时, 可以适当提高反垄断违法处罚, 并鼓励不同政府部门在规制工作中进行协作, 提高执法效率。第二, 进一步强化竞争政策的主体地位, 健全市场一体化发展机制。当经济发展到一定程度时, 企业的生产就要求更高层次的市场一体化, 这也是实现供给侧结构性改革和内生经济高质量增长的必然要求。应当着力破除地方保护, 消除阻碍资源要素跨地区、行业的隐蔽性行政垄断市场壁垒, 建立公平公正、规范化、法制化、正规化的市场环境, 充分促进生产要素在区域间的自由流动, 优化资源配置效率, 提升经济增长质量。第三, 通过构建相应指标体系来科学合理设定各地考核指标, 破除地方政府间以单纯追求GDP增长而带来的市场分割, 引导地方政府间进行良性竞争, 推动区域间要素资源的自由流动和合理配置, 强化市场在资源配置中的重要作用。第四, 实行差异化制度策略, 防止制度设计和落实中的“一刀切”。在中国经济发展不均衡状态下, 给予落后地区采取一定的扶持政策, 加强对落后地区人才的引进和培养, 推动东部与中西部地区的技术创新协作来加快我国区域经济的协调发展。

责任编辑: 孔庆洋