

# 行政审批改革、垄断势力与统一大市场建设

万攀兵<sup>1,2</sup>, 陈林<sup>3</sup>, 张中祥<sup>1</sup>

(1. 天津大学马寅初经济学院, 天津 300072; 2. 武汉大学经济与管理学院, 武汉 430072; 3. 暨南大学产业经济研究院, 广州 510632)

**摘要** 当前, 加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场被党中央和国务院提升到全局和战略高度。本文从公平竞争的视角切入, 基于我国地级市先后设立行政审批中心的公共政策实验, 考察了以“放管服”为主要方向的行政审批改革对于打破垄断进而推动统一大市场建设的政策效果。研究发现: 我国以行政审批中心为载体的行政审批改革有助于降低企业垄断势力并促进公平竞争。然而, 由于“放管服”力度有限、未能有效降低企业实际面临的制度性交易成本, 行政审批中心的设立仅在短期内降低了企业垄断势力, 而长期来看并不具有持续推动企业进入和公平竞争的效果。进一步分析发现, 设立行政审批中心仅对东部地区和非国有企业具有抑制垄断势力的短期效果。并且, 相比于早期设立的行政审批中心而言, 后期设立的行政审批中心对垄断势力的抑制效果更明显。文章的发现可为当前我国加快建设统一大市场提供直接的政策启示。

**关键词** 行政审批改革; 垄断势力; 制度性交易成本; 企业进入; 统一大市场

## Administrative Approval Reform, Monopoly Power and the Construction of an Integrated Big Market

WAN Panbing<sup>1,2</sup>, CHEN Lin<sup>3</sup>, ZHANG Zhongxiang<sup>1</sup>

(1. Ma Yinchu School of Economics, Tianjin University, Tianjin 300072, China; 2. Economics and Management School, Wuhan University, Wuhan 430072, China; 3. Institute of Industrial Economics, Jinan University, Guangzhou 510632, China)

**Abstract** Currently, the Party Central Committee and the State Council have elevated the building of an integrated national market with high efficiency, fair compe-

收稿日期: 2023-06-26

基金项目: 国家社会科学基金重点项目 (20AZD050); 国家社会科学基金重大项目 (20&ZD109); 教育部人文社科基金青年项目 (22YJC790118); 中国博士后科学基金 (2022M722374)

Supported by Key Program of National Social Science Foundation of China (20AZD050); Major Program of National Social Science Foundation of China (20&ZD109); Youth Project of Humanities and Social Science Foundation of Ministry of Education of China (22YJC790118); China Postdoctoral Science Foundation of China (2022M722374)

作者简介: 万攀兵, 博士, 副教授, 研究方向: 产业政策与能源环境经济, E-mail: 1201004@whu.edu.cn; 陈林, 博士, 教授, 研究方向: 产业经济与绿色经济, E-mail: ambitionchenfan@163.com; 通信作者: 张中祥, 博士, 教授, 研究方向: 能源环境和产业经济学, E-mail: zhangzx@tju.edu.cn.

tition, and full openness to a global and strategic level. Based on the public policy experiment of setting up administrative approval centers in prefecture-level cities in China, this paper examines the effect of administrative approval reform with the main direction of “reform of government functions” on breaking monopolies and promoting the construction of an integrated market from the perspective of fair competition. The study finds that the administrative approval reform through administrative approval centers in China helps reduce the monopoly power of enterprises and promote fair competition. However, due to the limited efforts of “reform of government functions” and failure to effectively reduce the institutional transaction costs faced by enterprises, the establishment of administrative approval centers only reduces the monopoly power of enterprises in the short term, but does not have a sustained effect on promoting enterprise entry and fair competition in the long term. Further analysis shows that the establishment of administrative approval centers only has the short-term effect of suppressing monopoly power for eastern regions and non-state enterprises. Moreover, the suppression of monopoly power is more pronounced for the administrative approval centers set up later than for those established earlier. These findings can provide direct policy implications for the current construction of an integrated big market in China.

**Keywords** administrative approval reform; monopoly power; institutional transaction costs; firm entry; an integrated big market

## 1 引言

政府与市场的关系,是社会主义市场经济体制建设中的焦点问题(郝颖和刘星(2010)).2022年4月10日,《中共中央 国务院加快建设全国统一大市场的意见》特别强调要立足于“有效市场、有为政府”的工作原则以“加快建设高效规范、公平竞争、充分开放的全国统一大市场。”毋庸置疑,公平竞争是市场经济的灵魂.只有正确处理好政府与市场关系、发挥市场对资源配置的决定性作用,才能真正建成公平竞争的全国统一大市场.然而,现实中阻碍公平竞争和统一大市场形成的体制机制障碍仍屡见不鲜.一个突出的表现就是由各种地区性和行业性垄断造成的市场分割(付强(2017),刘志彪和孔令池(2021)).此外,由于缺乏有效监管,近年来国内垄断资本无序扩张的现象愈益明显.较为典型的是一些头部平台企业滥用垄断势力排除和限制竞争,造成市场非一体化现象.那么,如何从政府与市场关系着手、通过促进公平竞争来推动形成全国统一大市场,成为学术界和实务界共同关注的话题.

事实上,中国改革从冲破计划经济体制的条块分割伊始,就一直在努力地形成市场体系并发挥市场对资源配置的调节作用(刘志彪和孔令池(2021)).其中,最宝贵的实践经验就是以“简政放权、放管结合、优化服务”(简称“放管服”)为主要方向的行政审批改革.相关改革最早可以追溯至改革开放初期中央政府向国营企业下放自主权的政策实践,如1979年7月国务院出台《关于扩大国营工业企业经营管理自主权的若干规定》.最具里程碑意义的事件是2001年国务院办公厅下发《关于成立国务院行政审批制度改革工作领导小组的通知》,这标志着我国行政审批制度改革工作全面启动.此后,取消和削减审批项目、降低制度性交易成本成为行政审批改革的重点内容.作为我国行政审批改革的一项重要制度创新,以“一站

式”集中审批为特色的行政审批中心应运而生并被广泛推广。其基本特征在于,将具有审批权限的部门集中办公,将行政审批事项集中到行政审批中心,为企业提供注册登记、投资、资质资格审核等项目的“一站式”审批,并将内部审批收费项目及审批流程公开化、便利化。总之,通过相关职能部门和审批事权的归并重组,这种以“放管服”见称的行政审批改革试图减少政府对市场的干预以释放竞争活力(胡业飞等(2021))。那么,该制度体系在实践中是否起到了促进公平竞争进而推动形成全国统一大市场的作用?不同地区、不同企业的制度绩效又具有怎样的差异?这是行政审批改革必须回答的一个现实问题,也是本文关心的理论问题。

近年来,国内不少经验研究分别从创新创业(王永进和冯笑(2018),张龙鹏等(2016))、出口(冯笑等(2018))、全球价值链分工(刘胜和申明浩(2019))、企业产能利用(吴利学和刘诚(2018))和投资效率(王红建等(2020))等维度评估了我国行政审批改革的制度绩效,而对于与统一大市场建设直接挂钩的、反映公平竞争成效的指标——垄断势力,则鲜有研究进行深入分析。并且已有研究侧重于从正面考察行政审批改革的平均效果和总体作用方向。如夏杰长和刘诚(2017)基于286个城市2000–2013年的面板数据研究发现,行政审批改革可以减少企业交易费用进而促进经济增长。基于1998–2007年加总到城市层面的工企数据,毕青苗等(2018)实证发现,行政审批中心的设立有助于提高企业进入率,并且主要是通过进驻部门的跨部门协调来实现这一作用。利用相同观测期的工企数据,王璐等(2020)研究发现,行政审批中心的建立通过成本降低效应和竞争效应在平均意义上降低了企业的价格加成水平。实际上,我国以行政审批中心为载体的行政审批改革仍面临不少现实挑战(艾琳等(2013),袁雪石(2020)),如沈岿(2014)指出,新一轮如火如荼开展的行政审批改革,并没有呈现出摆脱运动化、形式化痼疾的明显迹象,行政审批边减边增、明减暗增问题依然严重。由于忽略了改革的动态性,现有实证研究可能难以揭示我国行政审批改革制度绩效的全貌。

另一方面,围绕全国统一大市场建设的影响因素,早期学者们大多通过量化评估区域市场分割程度来反映国内市场一体化建设的不足(陈勇兵等(2013))。不少研究发现,降低中国区域间贸易壁垒是推动国内市场一体化建设的关键(张少军和李善同(2017);韩佳容(2021))。有学者指出,伴随交通基础设施的改善和市场分割度的下降,中国加入WTO后区域间贸易成本下降,国内一体化水平上升(刘生龙和胡鞍钢(2011),潘文卿和李跟强(2017))。陈朴等(2021)提出,要对劳动力市场和产品流通进行改革以构建更高层次的全国统一大市场,减少劳动力流动摩擦和产品流动摩擦。近期,有学者呼吁从政府与市场关系角度改革和优化政府职能、推动政府治理由管制型向服务型转变,以加快形成统一、开放、竞争和有序的国内统一大市场(刘志彪(2021))。遗憾的是,这方面的经验研究较为薄弱。特别是较少有研究基于公平竞争的视角量化评估行政审批改革在推动形成国内统一大市场方面的作用。

鉴于此,本文拟从公平竞争的视角切入,基于我国地级市先后设立行政审批中心的公共政策实验,实证考察以“放管服”为主要方向的行政审批改革对于打破垄断进而推动统一大市场建设的政策效果。本文发现,由于“放管服”力度有限,地级市设立行政审批中心仅在短期内促进了企业进入和市场竞争,并未有效降低企业实际面临的制度性交易成本,因而仅在短期内降低了企业垄断势力,而无法持续促进市场竞争。并且上述政策效果仅存在于东部地区和非国有企业中。

本文可能的边际贡献在于:第一,不同于大量从正面分析行政审批改革制度红利的文献,

本文试图从公平竞争视角给出我国行政审批改革不够深入的经验证据,以增进对党中央三令五申要求进一步推进“放管服”工作的精神领会,而且本文的研究结论对于当前加快建设公平竞争的全国统一大市场具有直接的政策启示意义。第二,已有研究大多使用截至2007年的工企数据进行实证分析(郭小年和邵宜航(2019),朱光顺等(2020),余龙等(2021)),这可能难以捕捉行政审批改革的长期政策效果,从而制约了研究结论的适用性和外部有效性。为此,本文将工企数据更新到2013年并从动态视角考察行政审批中心设立的短期和长期政策效果,可以给政策评估类文献提供分析框架上的启迪。

## 2 行政审批改革制度背景

为提高招商引资效率,20世纪90年代末处在改革开放前沿的深圳、厦门等地率先进行以“放管服”为主要方向的行政审批改革<sup>1</sup>。1999年初,浙江省金华市为打破传统的分散审批管理体制,在全国率先设立市级集中办事大厅,实行行政审批“一站式”集中办理。然而,上述改革仅都是局部试点,并未推广至全国。我国真正意义上大范围启动的行政审批改革始自21世纪初,相关改革可以分为三个阶段。

第一阶段是2001年至2004年。2001年,国务院办公厅下发《关于成立国务院行政审批制度改革工作领导小组的通知》,这意味着行政审批制度改革工作全面启动,行政审批改革上升到了中央战略层面。这一期间,改革主要以减量为主,集中审批模式涌现。共三次取消和调整审批项目,总共涉及1772项。同年,国务院行政审批改革领导小组发布了《关于贯彻行政审批制度改革五项原则需要把握的几个问题》,指出“本级政府应当创造条件,打破部门界限,将分散在政府各职能部门的审批事项相对集中”。由此,地方各级政府加快开展行政审批改革的步伐,设立行政审批中心成为地方行政审批改革的普遍做法。“吉林模式”“海南模式”出现,成为地方政府行政审批改革的典范。其中,海南省行政审批中心率先实行“三集中”审批模式,即审批事项集中、审批权力集中和审批人员集中,同时制定审批目录管理办法,不合规定的项目不能进目录,不能再进行审批,对进入目录的审批项目在行政审批中心进行集中办理。

第二阶段是2004年至2012年。这一期间共进行三轮审批改革,在减量的基础上强调有法可依、依法执行,集中审批模式深入发展并有了法律依据。2004年7月1日,《中华人民共和国行政许可法》(以下简称《行政许可法》)开始施行,为削减和取消审批项目提供了法律依据和保障。其中第26条规定,“行政许可依法由地方人民政府两个以上部门分别实施的,本级人民政府可以确定一个部门受理行政许可申请并转告有关部门分别提出意见后统一办理,或者组织有关部门联合办理、集中办理。”行政审批中心正是“集中办理、联合办理”的载体,集中审批权、实行统一办理审批事项的做法得到了《行政许可法》的认可。2011年,国务院办公厅印发《关于深化政务公开加强政务服务的意见》(中办发〔2011〕22号)指出,“政务服务中心是实施政务公开、加强政务服务的重要平台,凡与企业和人民群众密切相关的行政管理事项,包括行政许可、非行政许可审批和公共服务事项均应纳入服务中心办理,充分发挥服务中心作用,统筹推进政务服务体系。”此后,行政审批中心在服务内容上持续丰富,服务

<sup>1</sup>深圳市先后发布了《深圳市政府审批制度改革实施方案》(1998年1月)和《深圳市审批制度改革若干规定》(1999年2月),对行政审批改革进行部署。

方式上更具创新.

第三阶段是 2013 年至今,在减量、依法的基础上强调深化改革、简政放权,不断扩大和深化行政审批中心的职能,行政审批改革的决心和力度前所未有.目前,全国绝大多数地级市、县(市、区)都设立了行政审批中心,在日常的行政管理中占据着越来越重要的位置.随着行政审批中心发展不断深入,进驻事项和权力等范围不断扩大、机构职能日益完善以及网上审批方式不断创新,我国基层政府服务化水平和治理能力也逐步提升.

总之,设立行政审批中心是各地深化行政审批改革过程中的一次重要尝试.相对没有或较晚设立行政审批中心的城市而言,较早设立行政审批中心的城市在“放管服”方面更进一步.因此,行政审批中心在地级市的先后落地为本文考察行政审批改革的制度绩效提供了一次良好的公共政策实验.

### 3 实证设计

#### 3.1 垄断势力的测度

垄断势力是指企业对其销售价格的控制能力,通常以产品价格对边际成本的偏离来度量(沈鸿和向训勇(2017)).由于企业边际成本信息无法直接观察,早期学者们多使用集中度和赫芬达尔指数来间接测度行业层面的垄断势力.随着新实证产业组织理论兴起,基于微观大数据建立的计量模型使得直接测度行业或企业层面的垄断势力成为可能.目前,主流的测度方法是需求法和生产法.相对于需求法而言,生产法具有对数据要求宽松、不需对市场需求和市场定价模型进行特殊设定等优点,从而大大降低了模型对数据的要求(Akerberg et al.(2015)).为此,本文采用生产法来测算垄断势力,并根据 Loecker and Warzynski(2009)最新开发的计量模型将垄断势力的测算细化到企业层面.该方法的优点在于,放松了规模报酬不变、市场结构和需求结构等条件约束(祝树金和张鹏辉(2015)).另外,在估计过程中,利用实体产出数据替代收益额来估计生产函数,有利于去除价格或市场需求变动对生产函数的有偏影响,并且通过引入控制函数来消除不可观测因素引起的内生性问题(Lu and Yu(2015)).具体的推导过程如下:

假定企业  $i$  在时间  $t$  的生产函数如下:

$$Q_{it} = Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \omega_{it}), \quad (1)$$

其中,  $X_{it}^v$  为劳动力、原材料和电力等短期内可自由调整的要素投入量,  $K_{it}$  是资本,  $\omega_{it}$  代表企业生产率.假定  $Q_{it}(\cdot)$  连续并二次可微.基于企业成本最小化原则:

$$\text{Min} \sum_{v=1}^V P_{it}^{X^v} X_{it}^v + r_{it} K_{it} \quad (2)$$

$$\text{s.t. } Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \omega_{it}) \geq Q_{it}, \quad (3)$$

其中,  $P_{it}^{X^v}$  和  $r_{it}$  分别代表可变要素和资本的价格.构建拉格朗日函数:

$$L_{it} = \sum_{v=1}^V P_{it}^{X^v} X_{it}^v + r_{it} K_{it} + \lambda_{it} [Q_{it} - Q_{it}(X_{it}^1, \dots, X_{it}^V, K_{it}, \omega_{it})]. \quad (4)$$

对可变要素求一阶偏导, 得到:

$$P_{it}^{X^v} = \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial X_{it}^v}, \quad (5)$$

其中,  $\lambda_{it} = \frac{\partial L_{it}}{\partial Q_{it}} = mc_{it}$ , 表示给定产出水平下的边际成本.

对 (5) 式两边同时乘以  $\frac{X_{it}^v}{Q_{it}(\cdot)}$ , 得到:

$$\frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial X_{it}^v} \frac{X_{it}^v}{Q_{it}(\cdot)} = \frac{1}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^{X^v} X_{it}^v}{Q_{it}(\cdot)} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}} \frac{P_{it}^{X^v} X_{it}^v}{P_{it} Q_{it}(\cdot)}, \quad (6)$$

其中,  $P_{it}$  为最终产品的价格. 由于  $\mu_{it} = \frac{P_{it}}{mc_{it}} = \frac{P_{it}}{\lambda_{it}}$ , 垄断势力的表达式可以改写为:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^X (\alpha_{it}^X)^{-1}, \quad (7)$$

其中,  $\theta_{it}^X$  表示可变投入  $X_{it}^v$  的产出弹性,  $\alpha_{it}^X$  为要素  $X_{it}^v$  的投入份额.

可变要素的投入份额可以在数据库中找到相应指标计算得出, 所以测算垄断势力, 最关键的是要得到产出弹性  $\theta_{it}^X$ . 为此, 需要确定生产函数形式. 考虑到生产函数的灵活性和实用性, 本文采用 Christensen et al. (1973) 提出的“超越对数形式”的生产函数:

$$y_{it} = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}, \quad (8)$$

其中,  $y_{it}$  为工业增加值的对数,  $l_{it}$  和  $k_{it}$  分别为劳动和资本的对数<sup>2</sup>,  $\omega_{it}$  为企业生产率,  $\varepsilon_{it}$  为随机误差项. 结合 Akerberg et al. (2015) 提出的两步法, 估计出生产函数系数矩阵  $\beta = (\hat{\beta}_l, \hat{\beta}_k, \hat{\beta}_{ll}, \hat{\beta}_{kk}, \hat{\beta}_{lk})$  和产出弹性  $\hat{\theta}_{it}^X$ . 鉴于劳动力相对于资本而言更容易调整和流动, 本文选取劳动力作为估计企业产出弹性的投入要素, 即  $\hat{\theta}_{it}^l = \hat{\beta}_l + 2\hat{\beta}_{ll} l_{it} + \hat{\beta}_{lk} k_{it}$ .

最后, 企业层面垄断势力的估算式为:

$$\mu_{it} = \hat{\theta}_{it}^l (\hat{\alpha}_{it}^l)^{-1}, \quad (9)$$

其中, 根据 Levinsohn and Petrin (2003) 方法估计误差项  $\hat{\varepsilon}_{it}$ , 将  $\alpha_{it}^l$  调整为  $\hat{\alpha}_{it}^l = \frac{P_{it}^{X^v} X_{it}^v}{P_{it} \hat{Q}_{it}(\cdot) / \exp(\hat{\varepsilon}_{it})}$ , 其中,  $\hat{Q}_{it} = Q_{it} \exp(\varepsilon_{it})$ .

### 3.2 数据来源与处理

本文回归中使用的数据包括企业和城市层面两类数据. 前者来自中国工业企业数据库和中国私营企业抽样调查数据库. 后者来自中国城市统计年鉴和中国地级市行政审批中心数据库. 由于工业企业数据库中 2009 和 2010 年这两年数据质量较差 (朱沛华和陈林 (2020)), 本文将之剔除并选取 1999–2008 年和 2011–2013 年作为研究样本<sup>3</sup>, 然后进一步剔除了工企库中诸如总产值、固定资产和职工人数等关键指标缺失值和部分财务指标违背会计准则的异常值, 最后将样本限定为职工人数不低于 8 人的企业.

<sup>2</sup>考虑到总产值和中间投入的相关系数较高, 从而压缩了资本和劳动的系数. 相比之下, 增加值由于不包含中间投入, 能更为准确地反映企业最终生产能力 (李兰冰等 (2019)). 因此, 本文采用工业增加值衡量企业产出.

<sup>3</sup>由于后续测算垄断势力指标时, 本文采用包含滞后项的 GMM 估计, 因此 1998 年的工企数据没有使用.

考虑到工企库中增加值指标在 2007 年后缺失, 本文首先根据朱沛华和陈林 (2020) 的估算公式“工业中间投入 = 工业总产值 × 主营业务成本/主营业务收入 - 应付工资总额 - 当年折旧 + 财务费用”估算缺失的中间要素投入, 然后根据会计核算准则“工业增加值 = 工业总产值 - 工业中间投入 + 增值税”估算缺失的增加值. 鉴于样本观测期内国民经济行业分类标准先后经历过两次调整, 本文统一调整了企业所从属的二分位行业代码以便于后续测算二分位行业内企业层面的垄断势力. 最后, 本文使用以 1998 年为基期的各省工业品出厂价格指数、固定资产投资价格指数和生产者购进价格指数对相应的名义价格变量进行平减, 从而得到时间跨度为 1999–2013 年的非平衡面板数据.

### 3.3 计量模型设定

为考察行政审批中心设立对企业垄断势力的动态处理效果, 本文借鉴 Jacobson et al. (1993) 提出的事件研究方法进行回归分析. 基准回归模型设置如下:

$$\ln \text{markup}_{ict} = \alpha_0 + \theta \text{Firm} + r \text{City} + \sum_{k=-10, k \neq -1}^{k=10} \delta_k \text{ALC}_{ct}^k + \mu_i + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ict}, \quad (10)$$

其中,  $\ln \text{markup}_{ict}$  为  $c$  城市  $i$  企业在  $t$  年的垄断势力, Firm 和 City 分别为企业层面和城市层面的控制变量, 前者包括资产利润率 (roa)、企业年龄 (age)、生产率 ( $\ln \omega$ )、资本密集度 ( $\ln \text{avek}$ )、雇佣人数 ( $\ln \text{labor}$ ) 以及是否出口 (export) 和是否国有 (soe) 等变量, 后者包括城市常住人口 ( $\ln \text{pop}$ )、货运总量 ( $\ln \text{shipment}$ )、GDP 总量 ( $\ln \text{gdp}$ )、第二产业占比 (ind2) 和第三产业占比 (ind3) 等变量.  $\mu_i$  为企业固定效应, 以控制不随时间变化的企业特征.  $\lambda_{jt}$  为二分位行业-年份固定效应, 以控制二分位行业层面随时间变化的外生冲击,  $\varepsilon_{ict}$  为随机扰动项. 回归中, 标准误聚类到城市层面.

虚拟变量  $\text{ALC}_{ct}^k$  表示  $c$  城市  $i$  企业在  $t$  年是否处在其所在城市  $c$  设立行政审批中心前/后的第  $k$  年. 令  $t_i^{\text{treat}}$  为企业  $i$  所在城市  $c$  设立行政审批中心的年份, 如果  $t - t_i^{\text{treat}} \leq -10$ , 则  $\text{ALC}_{ct}^{-10} = 1$ , 否则为 0; 如果  $t - t_i^{\text{treat}} = k$ , 则  $\text{ALC}_{ct}^k = 1$ , 否则为 0, 其中  $k$  为  $-9$  到  $9$  之间的整数; 如果  $t - t_i^{\text{treat}} \geq 10$ , 则  $\text{ALC}_{ct}^{10} = 1$ , 否则为 0. 由于存在多重共线性问题, 回归方程 (10) 中省略处理前一期的相对时间虚拟变量, 即处理前期作为基期 (Freyaldenhoven et al. (2019), 黄炜等 (2022)). 因此  $\{\delta_k\}$  捕捉了各个相对时期处理组和控制组间市场势力的均值差异相对于基期的变化.

上述回归模型中, 处理组为样本观测期 (1999–2013 年) 内所在地级市设立行政审批中心的企业. 不同城市设立行政审批中心的时间并不统一, 这也为本文设定上述时间标准化的动态效应双重差分模型提供了较好的实验环境. 控制组为 1999–2013 年所在地级市始终未设立行政审批中心的企业. 实际回归样本排除了所在地级市于 1999 年及其以前设立行政审批中心的企业样本. 为考察行政审批中心设立对企业垄断势力的平均处理效果, 本文构造如下双向固定效应双重差分模型 (张训常等 (2021)):

$$\ln \text{markup}_{ict} = \alpha_0 + \beta_1 \text{ALC}_{ct} + \theta \text{Firm} + r \text{City} + \mu_i + \lambda_{jt} + \varepsilon_{ict}, \quad (11)$$

其中,  $\text{ALC}_{ct}$  为双重差分变量, 如果城市  $c$  在  $t$  年已经设立了行政审批中心, 则  $\text{ALC}_{ct}$  取 1, 反之取 0. 估计系数  $\beta_1$  反映了行政审批中心设立对企业垄断势力的平均作用效果.

在机制检验部分, 为考察设立行政审批中心对城市层面企业进入退出和制度性交易成本的动态效应, 本文也构建如下计量模型:

$$\text{mechanism}_{ct} = \alpha_0 + r\text{City} + \sum_{k=-10, k \neq -1}^{k=10} \delta_k \text{ALC}_{ct}^k + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{ict}, \quad (12)$$

其中,  $\text{mechanism}_{ct}$  包括城市  $c$  在  $t$  年进入、退出的工企数量和比率以及城市层面的制度性交易成本. 后者使用私营企业调查数据中受调查企业按城市平均的摊派费和公关招待费占销售额比重来衡量. 其中, 城市层面控制变量 City 除了回归模型 (10) 和 (11) 中包括的指标外, 也额外加入了  $c$  城市  $t$  年的在库工企数量, 以控制本地市场竞争环境的潜在影响.

本文使用到的主要变量的描述性统计信息见表 1.

表 1 变量描述性统计

变量名	变量定义与处理	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
企业层面回归变量						
ln Markup	垄断势力	1314194	0.476	1.001	-9.663	9.770
ln fee	管理费	1356535	6.993	1.550	-0.880	16.244
fee_ratio	管理费占销售收入比重 (%)	1363966	0.066	0.078	0.001	0.468
texttreat	处理组企业, 1999-2013 年内企业所在地级市是否设立行政审批中心	1364580	0.938	0.240	0	1
$t^{\text{treat}}$	处理组受处理的年份, 不同城市设立行政审批中心的年份	1280633	2003.599	2.977	2000	2013
ALC	当年企业所在城市是否设立行政审批中心	1364580	0.663	0.473	0	1
roa	资产利润率	1364580	0.104	0.191	-0.164	0.984
ln age	企业年龄, 开业时间 - 统计年份 +1, 左右两侧 1% 水平上进行截尾	1364580	2.239	0.751	0	5.720
ln omega	生产率	1364580	6.226	1.183	-4.696	16.023
ln avek	资本密集度	1364580	3.995	1.253	-6.793	14.463
ln labor	对数化雇佣人数	1364580	5.009	1.108	2.197	12.025
soe	是否国有	1364580	0.098	0.297	0	1
export	是否出口	1364580	0.300	0.458	0	1
城市层面回归变量						
ln enter	当年该城市内开业年份为统计年份的工企数量	3988	2.149	1.359	0	6.064
ln enter_new	参考马弘等 (2013) 的处理方式, 识别新进入企业数量	3988	3.314	1.41	0	7.351
enter_ratio	当年该城市内开业年份为统计年份的工企占在库工企比重 (%)	3988	0.03	0.031	0	0.221



表 1 (续)

变量名	变量定义与处理	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
enter_nratio	企业进入率, 参考马弘等 (2013) 的处理方式, 识别新进入企业数量然后除以当年该城市在库工企数量	3988	0.088	0.067	0	0.386
enter_nnratio	企业进入率, 参考毕青苗等 (2018) 的测算方式	3988	0.066	0.053	0	0.46
ln exit	工企库中当年该城市退出企业数量	3988	3.594	1.673	0	8.911
exit_ratio	工企库中当年该城市退出企业占在库企业比重 (%)	3988	0.151	0.14	0	0.638
tanpai	城市内平均的私营企业摊派费占销售收入比重 (%)	785	0.008	0.012	0	0.16
gongguan	城市内平均的私营企业公关招待费占销售收入比重 (%)	799	0.015	0.015	0	0.106
ln GDP	城市 GDP 总量	3986	6.022	1.003	2.836	9.308
ln POP	城市常住人口总量	3988	5.813	0.685	2.678	7.131
ln Ship	城市货运总量	3982	8.534	0.907	3.478	13.226
Ind2_ratio	城市第二产业占 GDP 比重	3986	0.479	0.114	0.09	0.91
Ind3_ratio	城市第三产业占 GDP 比重	3985	0.355	0.077	0.085	0.853
ln ind_num	城市内在库工企数量	3987	6.181	1.089	2.944	9.527

## 4 实证分析

### 4.1 基准回归结果分析

本文通过逐步添加控制变量的方式来考察行政审批中心设立对企业垄断势力的动态影响, 表 2 报告了基准回归结果. 其中, 第 (1) 列仅纳入了城市层面的控制变量并控制企业和年份固定效应. 此时, 行政审批中心的设立仅在设立当年对辖区内企业的垄断势力具有显著的抑制效果, 而在其后的年份并无明显的政策效果. 而在行政审批中心设立前, 处理组和控制组企业在垄断势力方面并无明显差异, 支持了本文双重差分模型的平行趋势假设条件. 第 (2) 列进一步纳入了企业层面的控制变量. 此时, 行政审批中心的设立在设立当年及设立后的第一年显著降低了企业垄断势力, 而在其后年份同样并无明显的政策效果, 政策前的平行趋势假设也满足. 第 (3) 列进一步加入了行业-年份固定效应, 此时回归系数标准差和模型拟合优

表 2 基准回归结果

变量	ln Markup			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ALC <sup>-10</sup>	0.066 (0.117)	0.086 (0.088)	0.086 (0.078)	
ALC <sup>-9</sup>	0.044 (0.093)	0.065 (0.071)	0.059 (0.063)	

表 2 (续)

变量	ln Markup			
	(1)	(2)	(3)	(4)
ALC <sup>-8</sup>	0.021 (0.088)	0.050 (0.071)	0.042 (0.060)	
ALC <sup>-7</sup>	0.022 (0.076)	0.043 (0.060)	0.038 (0.051)	
ALC <sup>-6</sup>	0.013 (0.070)	0.030 (0.056)	0.023 (0.047)	
ALC <sup>-5</sup>	0.016 (0.062)	0.030 (0.049)	0.023 (0.041)	
ALC <sup>-4</sup>	0.009 (0.061)	0.019 (0.048)	0.015 (0.041)	
ALC <sup>-3</sup>	0.016 (0.039)	0.029 (0.030)	0.029 (0.027)	
ALC <sup>-2</sup>	0.012 (0.022)	0.019 (0.017)	0.021 (0.016)	
ALC <sup>0</sup>	-0.051** (0.024)	-0.052** (0.023)	-0.053** (0.022)	
ALC <sup>1</sup>	-0.030 (0.022)	-0.036** (0.017)	-0.041** (0.016)	
ALC <sup>2</sup>	-0.016 (0.030)	-0.024 (0.023)	-0.031 (0.021)	
ALC <sup>3</sup>	0.019 (0.040)	0.001 (0.029)	-0.007 (0.027)	
ALC <sup>4</sup>	0.028 (0.049)	0.000 (0.035)	-0.009 (0.032)	
ALC <sup>5</sup>	0.032 (0.059)	0.002 (0.043)	-0.007 (0.039)	
ALC <sup>6</sup>	0.043 (0.067)	0.015 (0.047)	0.007 (0.043)	
ALC <sup>7</sup>	0.069 (0.073)	0.041 (0.054)	0.029 (0.050)	
ALC <sup>8</sup>	0.086 (0.077)	0.070 (0.055)	0.052 (0.051)	
ALC <sup>9</sup>	0.050 (0.086)	0.040 (0.058)	0.019 (0.053)	
ALC <sup>10</sup>	0.030 (0.092)	0.042 (0.063)	0.024 (0.056)	
did				-0.054*** (0.017)
城市控制变量	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	

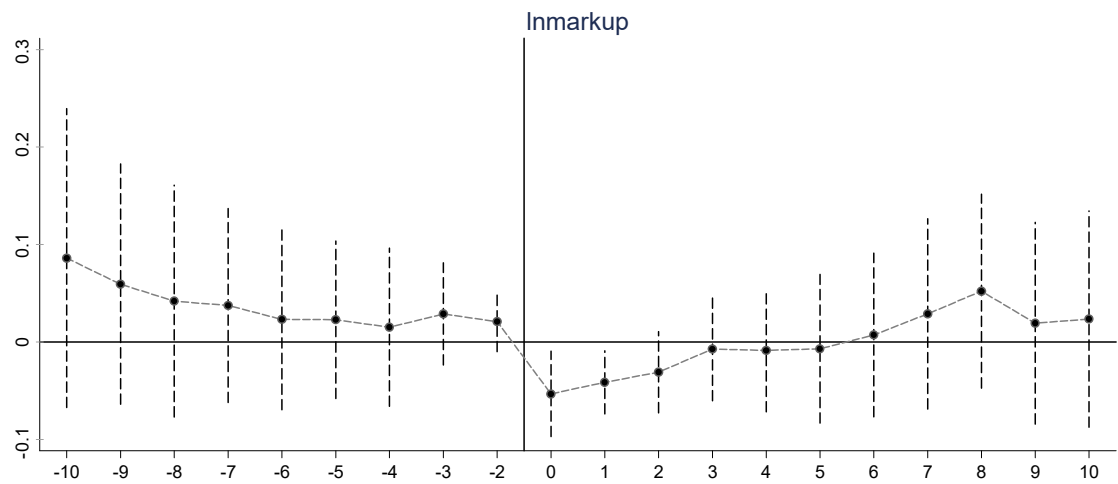
表 2 (续)

变量	ln Markup			
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份固定效应	是	是		
企业固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应			是	是
观测值	1312292	1312292	1312287	1312287
Adj- $R^2$	0.735	0.777	0.797	0.797

注: 括号中为聚类到城市层面的标准误, \*\*\*, \*\* 和 \* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的置信水平上显著. 后表同.

度均得到改善. 因此, 本文以此为基准模型. 平均意义上, 行政审批中心设立当年, 企业垄断势力降低了 5% 左右. 行政审批中心设立后的第一年, 企业垄断势力降低了 4% 左右. 然而, 其后上述政策效果消失. 图 1 更直观展示了行政审批中心设立的动态效果. 第 (4) 列报告了行政审批中心设立的平均效果. 与王璐等 (2020) 的研究发现一致, 设立行政审批中心平均意义上降低了企业垄断势力.

上述结果表明, 我国以行政审批中心为载体的行政审批改革通过“放管服”有助于抑制企业垄断势力并助力统一大市场建设, 但这种政策效果仅存在于短期, 长期来看, 设立行政审批中心并未有效降低企业垄断势力. 本文以为, 以行政审批中心为载体的行政审批改革尚处在“初级阶段”, 以浅层次的减量式改革为主要方式, 强调审批权限和事项的简单聚合以及离散的审批空间的物理集中, 即仅在既有体制内对行政审批模式和载体的某种有限度的创新, 并没有从实质上改变各职能部门既有的行政管理模式和运行规则 (谭海波 (2012)), 从而容易出现审批项目边减边设、变相审批等问题. 改革既容易出现强力反弹, 又难以深入推进, 从而导致改革成果难以固化, 企业垄断势力在短期降低后又再度巩固. 李晓燕和杨夕冉 (2018)



注: 虚线上下为 5% 水平的置信区间, 下同.

图 1 行政审批中心设立对企业市场势力的动态效应图

指出, 现有行政审批中心审批窗口虽然基本做到了流程无阻碍、服务“无缝隙”, 但并未实现地方政府相关职能的统一与整合, 窗口的审批业务最终还需要到原单位办理, 窗口仍然只是“收发室”。因此, 《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和 2035 年远景目标纲要》强调, 要“创新政务服务方式, 推进审批服务便民化”。

总之, 行政审批中心虽然在一定程度上实现了审批部门的跨部门联动, 但还没有从根本上突破行政审批制度最为核心的权力利益之网 (蒋敏娟 (2018)), 条块分割的管理模式以及部门权力化、权力利益化的部门主义的制约仍旧存在, 从而限制了改革的政策效果。因此, 要有效破解垄断势力进而真正意义上建成统一大市场, 必须在“放管服”方面久久为功。

## 4.2 稳健性检验

### 4.2.1 添加省份线性时间趋势

本文尝试在基准回归模型式 (10) 中进一步加入省份线性时间趋势项, 以控制住省份层面不同发展趋势对企业垄断势力的影响, 表 3 第 (1) 列报告了相应的回归结果, 相应的显著性水平和符号与基准回归结果一致, 支持了基准回归结果的稳健性。

### 4.2.2 统一规模以上统计口径

由于本文使用的中国工业企业数据库在样本观测期内经历了两次规模以上统计口径调整。参考王贵东和周京奎 (2017) 的处理方式, 本文以 2011 年作为规模以上基准年, 删除掉所有经价格平减后年主营业务收入低于 2000 万元工业法人企业<sup>4</sup>, 并重新执行基准回归。表 3 第 (2) 列显示, 调整规模以上统计口径后, 设立行政审批中心对企业垄断势力仍仅具有短期的政策效果。

表 3 稳健性检验

变量	ln Markup				
	(1) 添加省份 线性时间 趋势项	(2) 剔除主营 收 2 千万 以下企业	(3) 剔除省会 城市的企 业样本	(4) 剔除更换 地址的企 业样本	(5) 总产值估 算劳动力 产出弹性
ALC <sup>-10</sup>	-0.021 (0.045)	0.133* (0.073)	0.015 (0.079)	0.083 (0.081)	0.052 (0.062)
ALC <sup>-9</sup>	-0.009 (0.039)	0.097 (0.059)	0.018 (0.070)	0.055 (0.065)	0.036 (0.049)
ALC <sup>-8</sup>	-0.016 (0.034)	0.060 (0.054)	0.041 (0.071)	0.038 (0.062)	0.021 (0.047)
ALC <sup>-7</sup>	-0.010 (0.030)	0.061 (0.046)	0.023 (0.058)	0.035 (0.052)	0.020 (0.040)
ALC <sup>-6</sup>	-0.010 (0.030)	0.037 (0.043)	0.029 (0.056)	0.019 (0.049)	0.005 (0.037)
ALC <sup>-5</sup>	-0.003 (0.027)	0.037 (0.039)	0.035 (0.045)	0.020 (0.043)	0.009 (0.032)

<sup>4</sup>此时, 以 2011 年作为价格水平的基准年份。

表 3 (续)

变量	ln Markup				
	(1) 添加省份 线性时间 趋势项	(2) 剔除主营 收 2 千万 以下企业	(3) 剔除省会 城市的企 业样本	(4) 剔除更换 地址的企 业样本	(5) 总产值估 算劳动力 产出弹性
ALC <sup>-4</sup>	-0.003 (0.032)	0.025 (0.042)	0.005 (0.049)	0.014 (0.043)	0.007 (0.035)
ALC <sup>-3</sup>	0.013 (0.021)	0.031 (0.028)	0.024 (0.031)	0.027 (0.028)	0.022 (0.024)
ALC <sup>-2</sup>	0.013 (0.013)	0.022 (0.017)	0.018 (0.018)	0.020 (0.016)	0.015 (0.013)
ALC <sup>-0</sup>	-0.048** (0.023)	-0.069*** (0.024)	-0.030** (0.013)	-0.055** (0.023)	-0.051** (0.021)
ALC <sup>1</sup>	-0.033** (0.014)	-0.060*** (0.017)	-0.028* (0.016)	-0.041** (0.017)	-0.034** (0.014)
ALC <sup>2</sup>	-0.024 (0.017)	-0.056*** (0.020)	-0.010 (0.020)	-0.030 (0.022)	-0.025 (0.018)
ALC <sup>3</sup>	0.000 (0.019)	-0.035 (0.025)	0.019 (0.024)	-0.006 (0.028)	-0.002 (0.023)
ALC <sup>4</sup>	0.000 (0.020)	-0.047 (0.031)	0.007 (0.027)	-0.006 (0.033)	-0.001 (0.027)
ALC <sup>5</sup>	0.001 (0.022)	-0.051 (0.036)	0.005 (0.031)	-0.003 (0.040)	0.000 (0.034)
ALC <sup>6</sup>	0.010 (0.032)	-0.041 (0.040)	0.019 (0.033)	0.012 (0.044)	0.004 (0.038)
ALC <sup>7</sup>	0.025 (0.042)	-0.033 (0.045)	0.049 (0.040)	0.033 (0.051)	0.025 (0.044)
ALC <sup>8</sup>	0.053 (0.055)	-0.011 (0.047)	0.085** (0.042)	0.057 (0.052)	0.033 (0.048)
ALC <sup>9</sup>	0.016 (0.054)	-0.053 (0.047)	0.056 (0.041)	0.024 (0.054)	-0.007 (0.047)
ALC <sup>10</sup>	-0.001 (0.052)	-0.055 (0.049)	0.070* (0.041)	0.029 (0.059)	-0.010 (0.048)
控制变量	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值	1312287	858122	1112695	1275902	1300138
Adj- $R^2$	0.798	0.797	0.797	0.796	0.851

#### 4.2.3 剔除位于省会城市的企业样本

作为一省的政治、经济和文化中心, 省会城市通常是各类政策和制度改革的先行地和示范区. 将省会城市的企业样本纳入回归中, 可能会夹杂部分其他潜在政策的干扰和混淆性因素. 表 3 第 (3) 列删除了这部分样本并重新执行基准回归, 发现行政审批中心同样仅在设立当年及设立后的一年内对企业垄断势力起到了较为明显的抑制作用, 而在其后年份并无明显的抑制效果.

#### 4.2.4 删除更换地址的企业样本

基准回归中, 本文并未考虑企业更换地址对回归结果的影响. 尽管企业更换地址可能仅是工业企业数据库人工填报时产生的随机误差, 但也可能源自企业为享受特定的区域导向型政策 (比如开发区政策) 而搬迁的选择性行为, 二者均可能影响本文的估计结果. 表 3 第 (4) 列剔除了这部分企业样本并重新执行基准回归, 发现回归结果与基准结果高度一致, 表明企业更换地址并不会对本文的因果识别构成威胁.

#### 4.2.5 使用总产值估算劳动力产出弹性

测算企业垄断势力的一个关键步骤是估算要素产出弹性. 基准回归中, 本文使用增加值估算劳动力产出弹性. 作为稳健性检验, 本文使用总产值重新估算劳动力产出弹性, 然后据此测算新的企业垄断势力指标. 表 3 第 (5) 列报告了相应的回归结果, 发现与基准结果十分接近, 再次证明了基准回归结果的稳健性.

#### 4.2.6 按垄断势力大小分样本回归

本文进一步根据企业垄断势力大小将样本均匀分成四等分, 并分组进行回归. 从图 2 分组回归的动态效应图可以看出, 无论是对于垄断势力较高企业还是较低企业, 行政审批中心的设立均仅在短期的一到两年内显著降低了企业垄断势力, 并且其它年份的系数值尽管在 0 值上下波动, 始终无法通过 10% 的显著性检验水平.

### 5 机制分析与异质性检验

#### 5.1 机制分析

前述回归分析表明, 设立行政审批中心对企业垄断势力仅具有短期的抑制作用, 长期而言并无持续的抑制效果. 本文推测其主要的目的在于设立行政审批中心仅在短期内促进了企业进入, 而长期来看未能持续发挥促进企业进入和退出的市场竞争效果. 为检验这一推断, 我们考察了设立行政审批中心对企业进入退出的影响. 为此, 本文根据工企数据中企业开业年份和统计年份信息将企业层面数据加总到城市层面并汇总得到不同年份不同城市新企业进入和退出的数量和比率. 在企业进入指标的处理上, 本文主要采用两种识别方式. 其一是直接根据开业年份是否等于统计年份, 来判断是否为新进入企业. 其二是参照马弘等 (2013) 的做法, 将成立年份为  $t-1$  期或  $t$  期的企业识别为  $t$  期的新进入企业, 将成立年份早于  $t-1$  期的企业识别为在位企业. 相应的进入率即为按城市和年份统计的新进入企业除以在库企业. 表 4 第 (1)~(4) 列报告了关于上述指标的回归结果. 可以发现, 行政审批中心仅在设立的短期内显著推动了新企业进入, 见图 3. 这主要是因为投资者和潜在进入者对行政审批改

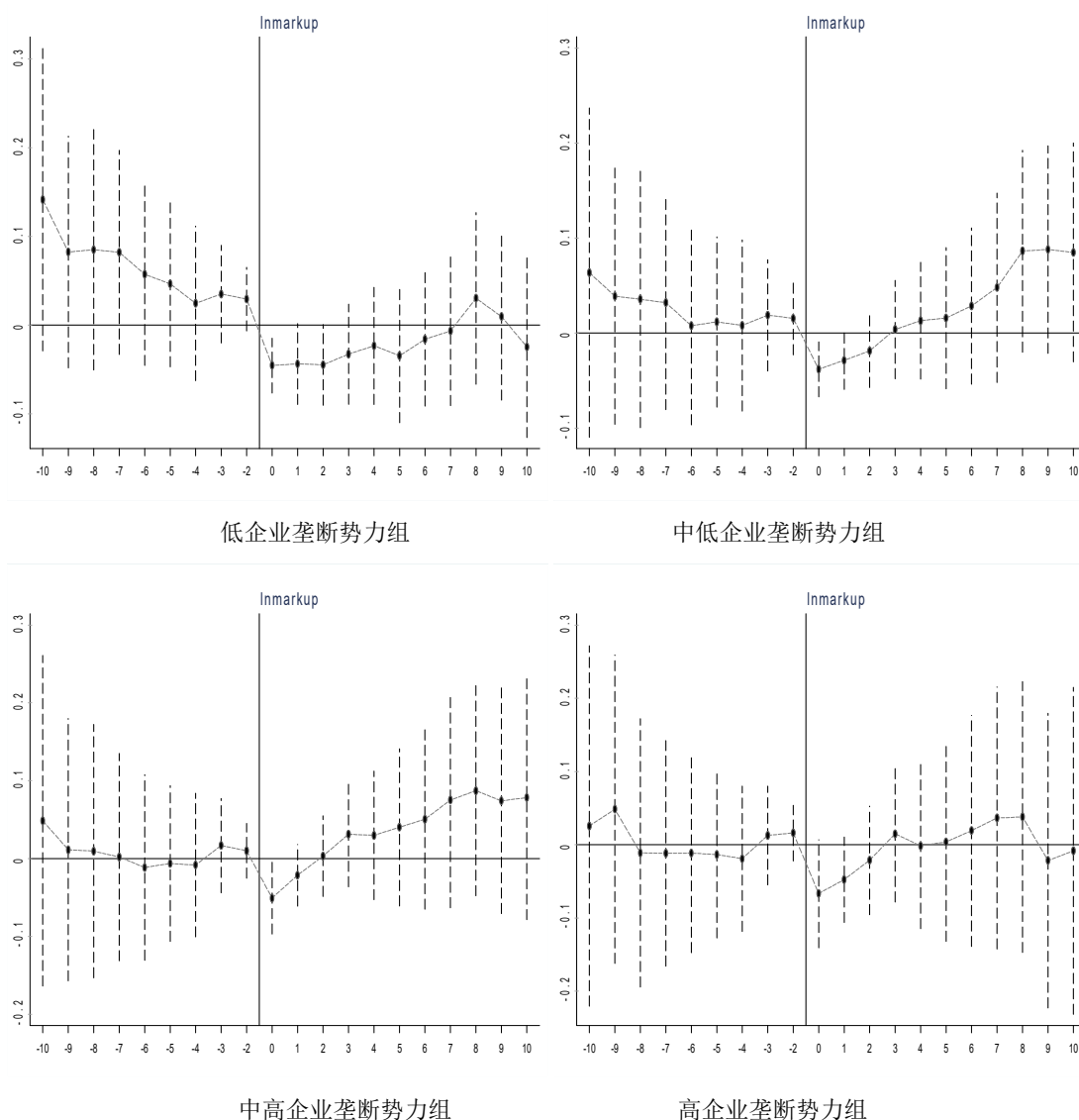


图 2 按企业垄断势力分组的动态效应图

革制度红利的预期, 短期内行政审批中心的设立依旧吸引了不少新企业进入, 从而导致短期内市场竞争加剧和企业垄断势力降低. 但长期来看, 行政审批中心的设立并无持续地促进企业进入的市场竞争效果. 考虑到上述企业进入指标衡量可能有偏, 特别是低估了规模以下企业进入的效果, 本文参考毕青苗等 (2018) 和朱光顺等 (2020) 的处理方式, 根据企业的开工年份重新推算了市场进入率  $enter\_nnratio$ , 相应的回归结果报告在表 4 第 (5) 列. 与基准回归结果一致, 行政审批中心仅在设立当年及设立后第一年显著促进了新企业进入, 但该政策效果并不具有可持续性. 表 4 第 (6)~(7) 列关于企业退出和退出率的回归结果表明, 无论短期还是长期, 设立行政审批中心对企业退出并无明显的影响, 见图 4.

表4 设立行政审批中心对企业进入退出的影响

变量	城市层面数据						
	lnenter	lnenter_new	enter_ratio	enter_nratio	enter_nnratio	lnexit	exit_ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ALC <sup>-10</sup>	-0.012 (0.289)	0.068 (0.258)	0.006 (0.007)	0.013 (0.017)	0.002 (0.013)	-0.138 (0.147)	-0.033 (0.021)
ALC <sup>-9</sup>	-0.090 (0.225)	0.002 (0.191)	0.004 (0.007)	0.002 (0.015)	-0.000 (0.011)	-0.143 (0.140)	-0.027 (0.023)
ALC <sup>-8</sup>	-0.014 (0.209)	0.051 (0.172)	0.002 (0.007)	0.009 (0.014)	-0.002 (0.011)	0.022 (0.123)	-0.001 (0.018)
ALC <sup>-7</sup>	-0.108 (0.177)	-0.004 (0.156)	-0.000 (0.005)	0.002 (0.012)	-0.001 (0.009)	-0.137 (0.136)	-0.018 (0.018)
ALC <sup>-6</sup>	-0.107 (0.154)	0.027 (0.121)	0.000 (0.005)	0.005 (0.010)	0.002 (0.009)	-0.130 (0.092)	-0.025* (0.014)
ALC <sup>-5</sup>	-0.048 (0.128)	0.031 (0.103)	0.002 (0.004)	0.007 (0.008)	0.007 (0.007)	-0.138 (0.092)	-0.026** (0.012)
ALC <sup>-4</sup>	0.003 (0.104)	0.042 (0.080)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.006)	-0.002 (0.005)	-0.162* (0.090)	-0.019* (0.012)
ALC <sup>-3</sup>	-0.006 (0.080)	0.025 (0.062)	-0.001 (0.002)	0.002 (0.004)	-0.004 (0.004)	-0.028 (0.060)	-0.009 (0.010)
ALC <sup>-2</sup>	0.030 (0.060)	0.019 (0.043)	-0.000 (0.002)	-0.000 (0.003)	-0.003 (0.003)	-0.028 (0.049)	-0.008 (0.008)
ALC <sup>0</sup>	0.147** (0.059)	0.078* (0.042)	0.004* (0.002)	0.008** (0.003)	0.005* (0.003)	0.008 (0.047)	-0.001 (0.008)
ALC <sup>1</sup>	0.213*** (0.078)	0.137** (0.060)	0.006** (0.003)	0.015*** (0.005)	0.009** (0.004)	-0.002 (0.057)	-0.009 (0.009)
ALC <sup>2</sup>	0.170* (0.098)	0.130 (0.082)	0.004 (0.003)	0.014** (0.006)	0.004 (0.005)	-0.006 (0.070)	-0.013 (0.009)
ALC <sup>3</sup>	0.146 (0.120)	0.110 (0.099)	0.002 (0.003)	0.008 (0.007)	0.004 (0.006)	0.062 (0.081)	-0.006 (0.010)
ALC <sup>4</sup>	0.260* (0.149)	0.137 (0.124)	0.003 (0.004)	0.009 (0.009)	0.011 (0.007)	0.024 (0.086)	-0.003 (0.011)
ALC <sup>5</sup>	0.303* (0.171)	0.200 (0.145)	0.003 (0.005)	0.012 (0.010)	0.011 (0.008)	0.003 (0.095)	-0.002 (0.013)
ALC <sup>6</sup>	0.279 (0.199)	0.147 (0.169)	0.003 (0.005)	0.011 (0.012)	0.011 (0.009)	0.016 (0.104)	0.002 (0.014)
ALC <sup>7</sup>	0.208 (0.220)	0.108 (0.190)	0.001 (0.006)	0.009 (0.013)	0.009 (0.010)	0.026 (0.114)	-0.003 (0.016)
ALC <sup>8</sup>	0.300 (0.244)	0.151 (0.214)	0.001 (0.006)	0.010 (0.014)	0.010 (0.011)	0.005 (0.126)	-0.010 (0.017)
ALC <sup>9</sup>	0.361 (0.272)	0.193 (0.233)	0.001 (0.007)	0.007 (0.016)	0.010 (0.012)	-0.032 (0.138)	-0.005 (0.018)



表 4 (续)

变量	城市层面数据						
	lnenter	lnenter_new	enter_ratio	enter_nratio	enter_nnratio	lnexit	exit_ratio
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
ALC <sup>10</sup>	0.395 (0.306)	0.253 (0.265)	0.002 (0.007)	0.010 (0.018)	0.009 (0.013)	-0.094 (0.153)	-0.002 (0.020)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	3978	3978	3978	3978	3978	3978	3978
Adj- $R^2$	0.571	0.708	0.365	0.537	0.499	0.812	0.731

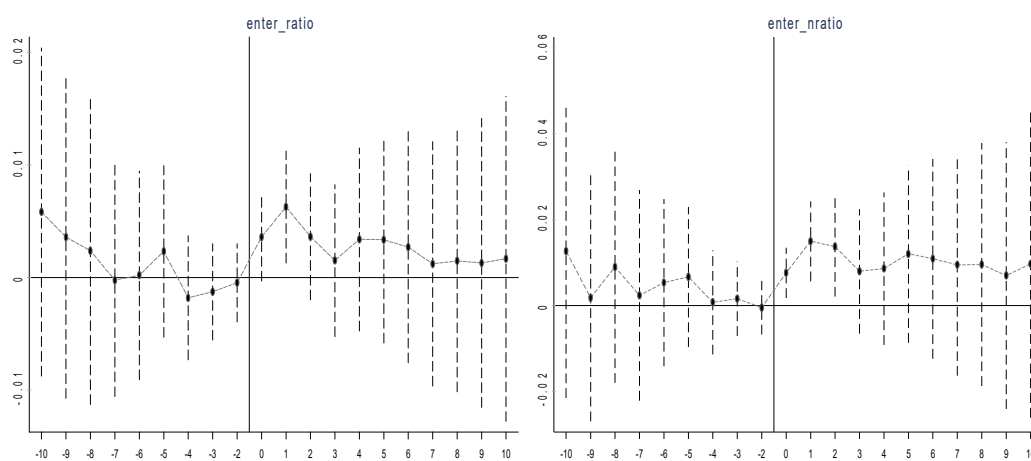


图 3 行政审批中心设立对企业进入率的动态效应图

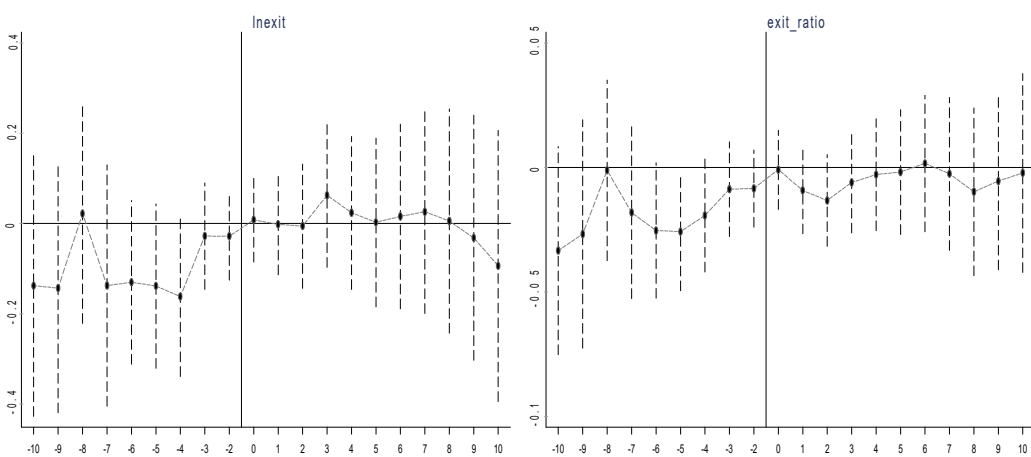


图 4 行政审批中心设立对企业退出的动态效应图

进一步剖析背后的制度原因, 本文认为造成政策失效的关键在于企业面临的制度性交易成本并未在行政审批中心设立后出现实质性的降低。有研究指出, 尽管这些年我国在简政放权、下放行政审批事项、优化程序等方面做了大量工作, 可是企业在办证、前置审批和后置审批方面仍面临诸多限制 (张龙鹏等 (2016), 卢现祥 (2017))。毕青苗等 (2018) 从理论上证明, 只有当行政审批改革能降低制度性交易成本时, 行政审批改革才能提高企业进入率。大量实证研究也揭示出, 降低制度性交易成本可以有效推动企业进入并促进市场竞争 (杨天宇和张蕾 (2009), 李俊青等 (2017), 夏杰长和刘诚 (2017), 王磊和张肇中 (2019), 朱光顺等 (2020), 卢现祥和李慧 (2021), 李小平和余东升 (2021))。如张龙鹏等 (2016) 实证发现, 工商行政管理、质量技术监督、税务等部门的行政审批程序不仅耗时长, 而且具有显著的创业抑制效应。王雄元和徐晶 (2022) 分析指出, 破除市场进入的不合理限制和隐性壁垒, 可以吸引更多数量与类型的市场主体进入市场, 从而激发更开放、更活跃、更公平的市场竞争环境。鉴于此, 本文推测, 我国以行政审批中心为载体的行政审批改革并未触及行政审批体制的内核、没有实质性改变原有行政审批体制下条块分割的管理模式, 政出多门、部门间推诿扯皮的现象依旧屡见不鲜, 导致企业面临的制度性交易成本并未实质性降低, 从而无法有效推动企业进入和市场竞争。为此, 本文进一步考察了设立行政审批中心对企业制度性交易成本的影响。

表 5 第 (1) 和 (3) 列的动态效应回归结果表明, 无论是使用企业管理费的水平值还是其占销售收入比重的相对值作为企业制度性交易成本的代理变量, 行政审批中心设立后, 企业制度性交易成本并未明显降低, 见图 5。即使考察政策的平均效果, 第 (2) 和 (4) 列的回归结果也未能揭示出行政审批中心设立的成本节约效应。考虑到企业管理费中包括中间投入和税金, 以此代理制度性交易成本可能存在衡量偏误问题, 本文尝试使用私营企业调查数据中地级市平均的企业摊派费和公关招待费占销售额比重作为辖区内企业制度性交易成本的替代

表 5 设立行政审批中心对制度性交易成本的影响

变量	企业层面数据				城市层面数据	
	ln fee (1)	ln fee (2)	ln fee_ratio (3)	ln fee_ratio (4)	tanpai (5)	gongguan (6)
ALC <sup>-10</sup>	-0.020 (0.072)		0.002 (0.004)		-0.006 (0.010)	0.007 (0.008)
ALC <sup>-9</sup>	-0.001 (0.061)		0.003 (0.003)		-0.004 (0.009)	0.004 (0.011)
ALC <sup>-8</sup>	-0.011 (0.060)		0.002 (0.003)		-0.006 (0.008)	0.000 (0.006)
ALC <sup>-7</sup>	-0.003 (0.050)		0.002 (0.002)		-0.008 (0.007)	-0.003 (0.007)
ALC <sup>-6</sup>	-0.000 (0.044)		0.001 (0.002)		-0.003 (0.006)	-0.002 (0.006)
ALC <sup>-5</sup>	-0.002 (0.037)		0.001 (0.002)		0.000 (0.006)	-0.003 (0.005)

表 5 (续)

变量	企业层面数据				城市层面数据	
	ln fee (1)	ln fee (2)	ln fee_ratio (3)	ln fee_ratio (4)	tanpai (5)	gongguan (6)
ALC <sup>-4</sup>	0.006 (0.028)		0.002 (0.001)		-0.001 (0.004)	0.000 (0.006)
ALC <sup>-3</sup>	0.011 (0.018)		0.002* (0.001)		-0.000 (0.003)	0.004 (0.003)
ALC <sup>-2</sup>	0.008 (0.011)		0.000 (0.001)		-0.000 (0.003)	-0.002 (0.005)
ALC <sup>0</sup>	0.020* (0.012)		-0.000 (0.001)		-0.001 (0.004)	-0.001 (0.005)
ALC <sup>1</sup>	0.029 (0.017)		-0.000 (0.001)		0.001 (0.003)	0.001 (0.003)
ALC <sup>2</sup>	0.026 (0.024)		-0.001 (0.001)		-0.002 (0.004)	-0.007 (0.005)
ALC <sup>3</sup>	0.028 (0.031)		-0.001 (0.002)		0.002 (0.004)	0.000 (0.003)
ALC <sup>4</sup>	0.034 (0.038)		-0.001 (0.002)		-0.002 (0.006)	-0.006 (0.006)
ALC <sup>5</sup>	0.043 (0.044)		-0.001 (0.002)		0.004 (0.006)	0.001 (0.005)
ALC <sup>6</sup>	0.037 (0.050)		-0.001 (0.002)		-0.000 (0.008)	-0.004 (0.007)
ALC <sup>7</sup>	0.031 (0.057)		-0.002 (0.003)		0.003 (0.008)	-0.002 (0.005)
ALC <sup>8</sup>	0.023 (0.066)		-0.002 (0.003)		-0.001 (0.010)	-0.011 (0.007)
ALC <sup>9</sup>	0.029 (0.070)		-0.002 (0.003)		0.004 (0.010)	-0.002 (0.007)
ALC <sup>10</sup>	0.055 (0.079)		-0.001 (0.004)		-0.002 (0.012)	-0.013* (0.008)
did		0.015 (0.012)		-0.000 (0.001)		
控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应					是	是
企业固定效应	是	是	是	是		
行业-年份固定效应	是	是	是	是		
城市固定效应					是	是
观测值	1355252	1355252	1363684	1363684	785	799
Adj- $R^2$	0.859	0.859	0.756	0.756	0.053	0.025

性衡量<sup>5</sup>。现有研究多使用上述指标衡量地方政府腐败水平和执政能力。而从直观上看, 企业为了获得政府控制的资源与市场, 更可能增加非生产性投入用于政府公关 (Rand and Tarp (2012), 何轩等 (2016))。并且, 考虑到私营企业一般规模较小, 相对于规模以上工业企业而言, 私营企业对制度性交易成本更为敏感。因此, 相对于工企数据中的管理费指标而言, 上述指标可以更好地捕捉到制度性交易成本的变动。表 5 第 (5)~(6) 列报告了相应的城市层面的动态效应回归结果。可以发现, 无论是短期还是长期, 设立行政审批中心几乎均未显著降低私营企业的摊派费和公关招待费占比, 见图 6。

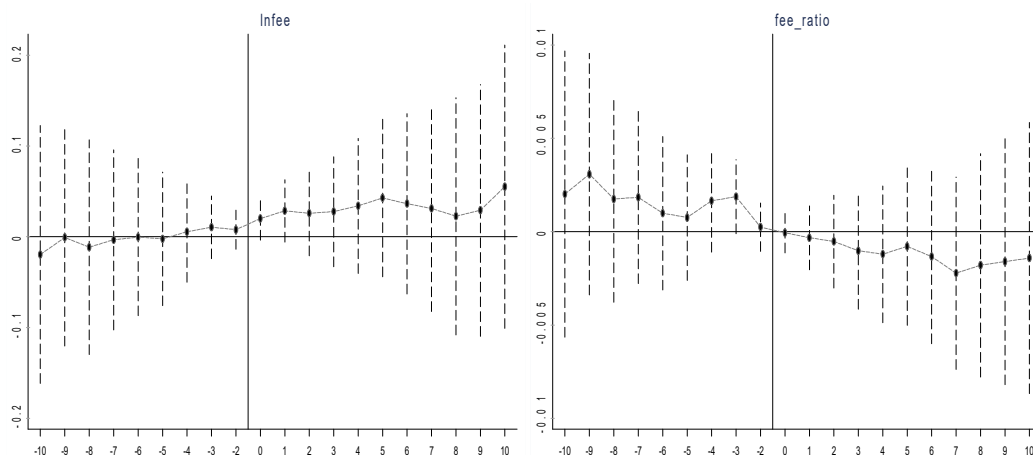


图 5 行政审批中心设立对企业管理费的动态效应图

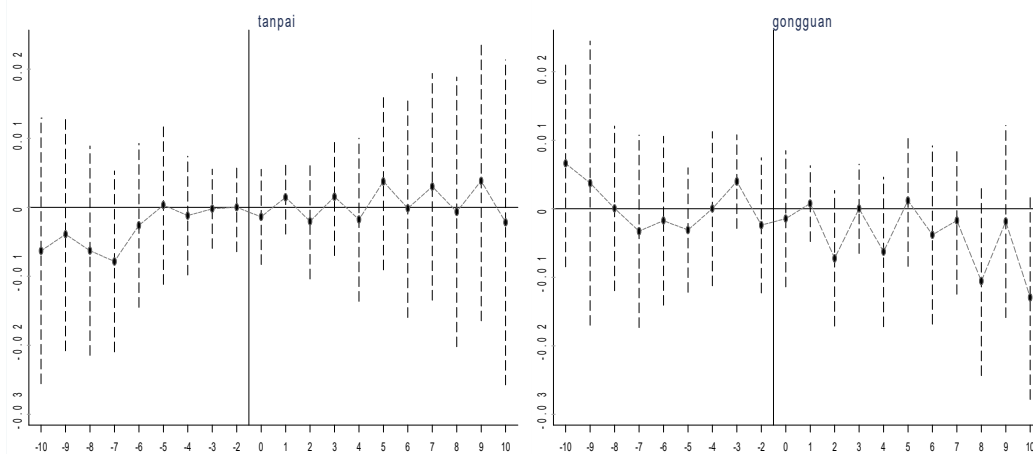


图 6 行政审批中心设立对企业摊派费和公关招待费占比的动态效应图

<sup>5</sup> 由于私营企业抽样调查数据库并非连续个体追踪数据, 无法构造企业面板数据, 本文基于 2000–2012 年私营企业抽样调查数据库 (覆盖了私营企业及企业主在 1999、2001、2003、2005、2007、2009 和 2011 年的生产经营和个人生活信息), 将企业层面摊派费和公关招待费占比指标分年度按地级市求均值, 以构造城市面板数据。为确保指标的代表性, 本文删除了每个城市每年调查的私营企业数少于 15 的样本。

综上可知, 设立行政审批中心并未有效降低企业实际面临的制度性交易成本, 从而无法推动企业的持续性进入. 因此, 从长期来看, 行政审批中心的设立对于促进市场竞争和打破市场垄断的效果并不明显. 这意味着, 只有切实通过“放管服”来降低制度性交易成本, 才能持续推动企业进入, 从而推动劳动力、资本、技术等要素资源在本地市场的自由流动与汇聚. 而后者将在真正意义上助力形成公平竞争的全国统一大市场.

## 5.2 异质性检验

### 5.2.1 分区域的回归结果

为考察行政审批中心的设立在抑制垄断势力方面的区域异质化效果, 本文将样本分为东部和中西部地区并进行分组回归, 相应的回归结果报告在表 6 第 (1)~(4) 列. 其中, 第 (1)~(2) 列的回归结果显示, 对于中西部地区而言, 设立行政审批中心无论在短期还是在长期始终无法降低企业垄断势力, 因而平均意义上也没有明显的政策效果. 第 (3)~(4) 列的回归结果表明, 对于东部地区而言, 设立行政审批中心平均意义上有助于降低企业垄断势力, 但这种政策效果仅限于行政审批中心设立的当年及设立后第一年, 其后该政策效果消失, 见图 7.

表 6 按区域和所有权性质分组回归结果

变量	ln Markup							
	中西部地区		东部地区		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ALC <sup>-10</sup>	0.073		0.032		0.035		0.088	
	(0.132)		(0.081)		(0.063)		(0.086)	
ALC <sup>-9</sup>	0.026		0.020		0.012		0.061	
	(0.101)		(0.066)		(0.054)		(0.068)	
ALC <sup>-8</sup>	-0.024		0.020		0.012		0.040	
	(0.093)		(0.065)		(0.052)		(0.066)	
ALC <sup>-7</sup>	-0.032		0.017		-0.006		0.041	
	(0.080)		(0.054)		(0.047)		(0.055)	
ALC <sup>-6</sup>	0.001		-0.003		-0.004		0.023	
	(0.067)		(0.052)		(0.037)		(0.052)	
ALC <sup>-5</sup>	-0.014		0.011		-0.009		0.026	
	(0.057)		(0.046)		(0.030)		(0.046)	
ALC <sup>-4</sup>	0.009		-0.002		-0.011		0.019	
	(0.041)		(0.053)		(0.022)		(0.049)	
ALC <sup>-3</sup>	0.015		0.021		0.002		0.033	
	(0.030)		(0.034)		(0.016)		(0.031)	
ALC <sup>-2</sup>	0.010		0.019		0.005		0.023	
	(0.016)		(0.019)		(0.010)		(0.018)	
ALC <sup>0</sup>	-0.011		-0.063**		-0.005		-0.060**	
	(0.019)		(0.029)		(0.010)		(0.025)	
ALC <sup>1</sup>	-0.013		-0.043**		-0.010		-0.045**	
	(0.029)		(0.018)		(0.016)		(0.018)	

表 6 (续)

变量	ln Markup							
	中西部地区		东部地区		国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
ALC <sup>2</sup>	−0.030		−0.018		−0.004		−0.033	
	(0.044)		(0.021)		(0.023)		(0.023)	
ALC <sup>3</sup>	−0.023		0.015		0.009		−0.007	
	(0.056)		(0.026)		(0.030)		(0.029)	
ALC <sup>4</sup>	−0.018		0.014		0.009		−0.009	
	(0.068)		(0.028)		(0.037)		(0.034)	
ALC <sup>5</sup>	−0.005		0.015		0.023		−0.007	
	(0.081)		(0.035)		(0.046)		(0.041)	
ALC <sup>6</sup>	−0.012		0.040		0.036		0.007	
	(0.095)		(0.037)		(0.055)		(0.045)	
ALC <sup>7</sup>	−0.018		0.070		−0.066		0.031	
	(0.112)		(0.043)		(0.067)		(0.052)	
ALC <sup>8</sup>	−0.047		0.098**		−0.034		0.054	
	(0.119)		(0.041)		(0.075)		(0.053)	
ALC <sup>9</sup>	0.041		0.053		0.005		0.019	
	(0.125)		(0.043)		(0.085)		(0.055)	
ALC <sup>10</sup>	0.029		0.065		−0.005		0.025	
	(0.138)		(0.044)		(0.094)		(0.060)	
did		−0.018		−0.064***		−0.004		−0.062***
		(0.020)		(0.021)		(0.011)		(0.019)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业固定	是	是	是	是	是	是	是	是
效应								
行业-年份	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应								
观测值	345336	345340	966945	966945	117618	117630	1182943	1182943
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.816	0.804	0.788	0.788	0.821	0.809	0.795	0.795

可能的原因在于东部地区经济发达、本地市场规模较大而且供应链更为完善, 在吸引投资者和潜在进入者方面具有明显的区位优势. 因此, 相比于中西部地区而言, 东部地区设立行政审批中心所带来的政策红利预期更大, 更容易吸引新企业进入并促进市场竞争, 从而导致企业垄断势力降低, 但同样由于行政审批中心设立带来的“放管服”力度有限, 企业面临的制度性交易成本并未实质性降低, 因此上述政策效果并不具有可持续性.

总之, 上述回归结果表明, 相对于中西部地区而言, 东部地区通过“放管服”来抑制垄断势力进而推动形成公平竞争的统一大市场的潜力更大, 从而一定程度上契合了《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》中鼓励京津冀、长三角、粤港澳大湾区等东部沿海地区“优先开展区域市场一体化建设工作”的战略选择.

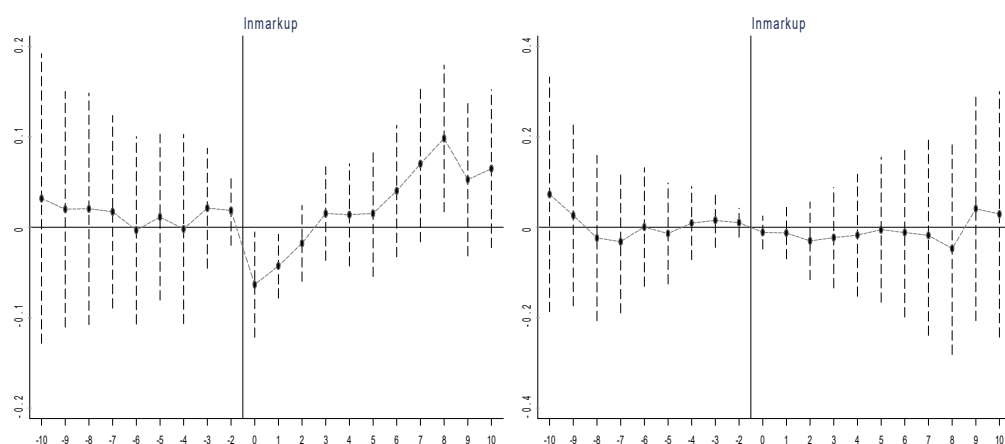


图7 分区域的动态效应图

### 5.2.2 区分所有权性质的回归结果

本文进一步将样本划分为国有控股和非国有控股企业并进行分组回归,以考察设立行政审批中心对不同所有权性质企业垄断势力的异质化效果。相应的回归结果报告在表6第(5)~(8)列。其中,第(5)~(6)列的回归结果表明,对于国有控股企业而言,地级市设立行政审批中心后,企业垄断势力始终未出现显著的降低。相比之下,非国有控股企业在所在辖区设立行政审批中心后企业垄断势力平均而言有所降低,如第(8)列所示。第(7)列的动态效应回归结果表明,行政审批中心设立后非国有控股企业垄断势力的降低仅具有短期效果,并不具有长期的可持续性,见图8。

这可能是由于国有企业掌握着我国涉及国计民生的关键领域,如重化工业、能源通讯、金融交通等行业,这些领域和行业始终保持着较高的行政性准入壁垒和自然垄断特征,市场机制引导资源配置的力量较弱(谢光华等(2020))。因此,对于理性的投资者和潜在进入者而言,设立行政审批中心带来的政策红利预期不会出现在国有企业集中的行业和领域中。相比

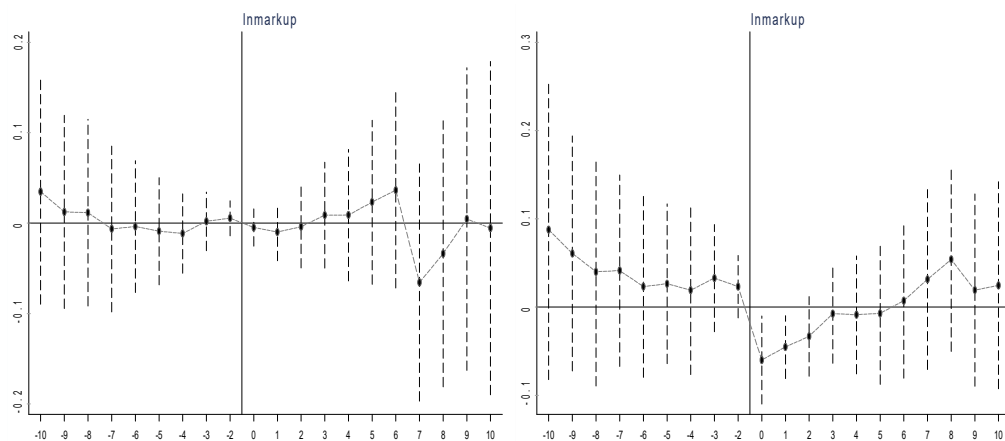


图8 区分所有权性质的动态效应图

之下, 非国有企业高度集中的行业和领域中, 由于已有行业准入门槛较低, 投资者和潜在进入者对设立行政审批中心带来的政策红利预期更大, 从而推动新企业进入和市场竞争. 然而, 正如机制检验所示, 由于设立行政审批中心并未有效降低企业实际面临的制度性交易成本, 一旦政策红利预期落空, 理性的投资者和潜在进入者不会再盲目进入, 因此长期而言非国有企业垄断势力并未有效降低.

### 5.2.3 政策处理时间的异质性

基准回归模型式 (10) 的一个隐含假设是, 不论地级市 A 与地级市 B 具体是在哪一年设立的行政审批中心, 只要间隔时间相同, 即 “ $t - t_i^{\text{treat}} = k$ ”, 其政策效果都是同质的. 这可能忽略了不同政策处理时间的异质性. 现实中, 后面设立行政审批中心的地级市可以借鉴之前设立行政审批中心地级市的经验, 其政策与服务可能会更为完善, 从而对企业产生更大的影响. 为此, 我们在基准回归模型式 (10) 的基础上进一步添加了  $\{ALC_{ct}^k \times \text{year}_{2010+}\}$ . 其中,  $k = 1, 2, 3$ .  $\text{year}_{2010+} = 0$  或 1 代表是否是 2010 年之后设立的行政审批中心, 交互项  $\{ALC_{ct}^k \times \text{year}_{2010+}\}$  则表示  $c$  城市  $i$  企业在  $t$  年是否处在其所在城市  $c$  设立行政审批中心后的第  $k$  年, 并且该行政审批中心是在 2010 年之后设立的. 结果显示, 行政审批中心设立对企业垄断势力的短期抑制效果在 2010 年以后设立行政审批中心的城市样本中表现更明显 (事后第 3 期显著为负), 见表 7 中第 (1) 列. 此外, 我们也在基准回归模型式 (11) 中加入了  $\text{did}_{ct} \times \text{year}_{2010+}$ , 发现交乘项系数也显著为负, 进一步支持了上述分析.

表 7 政策处理时间的异质性检验

变量	(1)	(2)
$ALC^{-10}$	0.071 (0.084)	
$ALC^{-9}$	0.047 (0.068)	
$ALC^{-8}$	0.031 (0.066)	
$ALC^{-7}$	0.028 (0.055)	
$ALC^{-6}$	0.015 (0.052)	
$ALC^{-5}$	0.016 (0.046)	
$ALC^{-4}$	0.010 (0.043)	
$ALC^{-3}$	0.026 (0.028)	
$ALC^{-2}$	0.020 (0.016)	
$ALC^0$	-0.050** (0.022)	



表 7 (续)

变量	(1)	(2)
ALC <sup>1</sup>	-0.038** (0.017)	
ALC <sup>2</sup>	-0.027 (0.022)	
ALC <sup>3</sup>	-0.003 (0.028)	
ALC <sup>4</sup>	-0.004 (0.033)	
ALC <sup>5</sup>	-0.002 (0.040)	
ALC <sup>6</sup>	0.012 (0.044)	
ALC <sup>7</sup>	0.034 (0.050)	
ALC <sup>8</sup>	0.055 (0.051)	
ALC <sup>9</sup>	0.021 (0.053)	
ALC <sup>10</sup>	0.024 (0.057)	
ALC <sup>0</sup> × year <sub>2010+</sub>	-0.052 (0.049)	
ALC <sup>1</sup> × year <sub>2010+</sub>	-0.080 (0.072)	
ALC <sup>2</sup> × year <sub>2010+</sub>	-0.102 (0.173)	
ALC <sup>3</sup> × year <sub>2010+</sub>	-0.225*** (0.076)	
did		-0.046*** (0.018)
did × year <sub>2010+</sub>		-0.119*** (0.039)
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
行业-年份固定效应	是	是
观测值	1312287	1312292
Adj- <i>R</i> <sup>2</sup>	0.797	0.776

## 6 结论与政策启示

本文基于地级市先后设立行政审批中心这一公共政策实验并结合 1999–2013 年中国工业企业数据库, 考察了我国以“放管服”为特征的行政审批改革对企业垄断势力的动态影响。研究发现, 设立行政审批中心在平均意义上有助于降低企业垄断势力, 但上述政策效果仅在短期内存在, 长期而言并不具有可持续性。短期内由于对“放管服”政策红利的预期, 新企业进入加剧了市场竞争进而抑制了企业垄断势力。但由于实际的“放管服”力度有限, 设立行政审批中心并未能有效降低企业实际面临的制度性交易成本, 导致企业垄断势力在短期降低后又再度巩固。异质性检验表明, 设立行政审批中心仅对东部地区和非国有企业的垄断势力具有短期的抑制效果。

当前, 党中央和国务院将建设全国统一大市场提升到事关发展全局和国家战略的高度。本文的研究发现对于加快建设全国统一大市场具有直接而深刻的政策含义:

第一, 要深化行政审批改革、切实降低制度性交易成本, 以不断夯实和筑牢建设全国统一大市场的制度基础。本文的研究表明, 尽管行政审批中心的设立在短期内通过“放管服”促进了市场竞争和垄断势力降低, 但由于“放管服”力度有限, 未能有效降低企业实际面临的制度性交易成本, 导致改革成果难以稳固、垄断势力再度抬头。因此, 只有切实降低企业实际面临的制度性交易成本, 才能有效促进企业进入 (以及伴随而来的要素流入) 和市场竞争, 而后两者是全国统一大市场建设的关键。

第二, 在建设全国统一大市场过程中, 可先试先行, 优先在制度环境和市场条件较成熟的地区和行业开展试点。鉴于东部沿海地区和民营企业相对集中的竞争性行业“放管服”的潜在政策红利更大, 建议优先在东部沿海地区推行区域市场一体化试点, 并遴选出部分具有代表性的竞争性行业开展全国市场一体化试点。

## 参 考 文 献

- 艾琳, 王刚, 张卫清, (2013). 由集中审批到集成服务 —— 行政审批制度改革的路径选择与政务服务中心的发展趋势 [J]. 中国行政管理, (4): 15–19.
- Ai L, Wang G, Zhang W Q, (2013). From Centralized Approval to Integrated Service: The Path Choice of Administrative Approval System Reform and the Development Trend of Government Service Center[J]. China Public Administration, (4): 15–19.
- 毕青苗, 陈希路, 徐现祥, 李书娟, (2018). 行政审批改革与企业进入 [J]. 经济研究, 53(2): 140–155.
- Bi Q M, Chen X L, Xu X X, Li S J, (2018). Administrative Approval Reform and Enterprise Entry[J]. Economic Research Journal, 53(2): 140–155.
- 陈朴, 林垚, 刘凯, (2021). 全国统一大市场建设、资源配置效率与中国经济增长 [J]. 经济研究, 56(6): 40–57.
- Chen P, Lin Y, Liu K, (2021). Construction of A Unified National Market, Resource Allocation Efficiency and Economic Growth in China[J]. Economic Research Journal, 56(6): 40–57.
- 陈勇兵, 陈宇媚, 周世民, (2013). 中国国内市场整合程度的演变: 基于要素价格均等化的分析 [J]. 世界经济, 36(1): 14–37.
- Chen Y B, Chen Y M, Zhou S M, (2013). The Evolution of the Degree of Domestic Market Integration in China: An Analysis based on Factor Price Equalization[J]. World Economy, 36(1): 14–37.

- 冯笑, 王永进, 刘灿雷, (2018). 行政审批效率与中国制造业出口 —— 基于行政审批中心建立的“准自然实验”[J]. 财经研究, 44(10): 98–110.
- Feng X, Wang Y J, Liu C L, (2018). Administrative Approval Efficiency and China's Manufacturing Exports: A “Quasi-Natural Experiment” based on the Establishment of Administrative Approval Center[J]. Journal of Finance and Economics, 44(10): 98–110.
- 付强, (2017). 市场分割促进区域经济增长的实现机制与经验辨识 [J]. 经济研究, 52(3): 47–60.
- Fu Q, (2017). The Realization Mechanism and Empirical Identification of Market Segmentation for Regional Economic Growth[J]. Economic Research Journal, 52(3): 47–60.
- 郭小年, 邵宜航, (2019). 行政审批制度改革与企业生产率分布演变 [J]. 财贸经济, 40(10): 142–160.
- Guo X N, Shao Y H, (2019). Administrative Approval System Reform and the Evolution of Firm Productivity Distribution[J]. Finance and Trade Economics, 40(10): 142–160.
- 韩佳容, (2021). 中国区域间的制度性贸易成本与贸易福利 [J]. 经济研究, 56(9): 124–140.
- Han J R, (2021). Institutional Trade Costs and Trade Welfare between Regions in China[J]. Economic Research Journal, 56(9): 124–140.
- 郝颖, 刘星, (2011). 政府干预、资本投向与结构效率 [J]. 管理科学学报, 14(4): 52–73.
- Hao Y, Liu X, (2011). Government Intervention, Capital Investment and Structural Efficiency[J]. Journal of Management Science in China, 14(4): 52–73.
- 何轩, 马骏, 朱丽娜, 李新春, (2016). 腐败对企业家活动配置的扭曲 [J]. 中国工业经济, (12): 106–122.
- He X, Ma J, Zhu L N, Li X C, (2016). Distortion of Entrepreneurial Activity Allocation by Corruption[J]. China Industrial Economics, (12): 106–122.
- 胡业飞, 傅利平, 敬义嘉, 朱春奎, 刘大勇, 等, (2021). 中国背景下的政府治理及其规律: 研究展望 [J]. 管理科学学报, 24(8): 91–104.
- Hu Y F, Fu L P, Jing Y J, Zhu C K, Liu D Y, et al. (2021). Government Governance and Its Laws in the Chinese Context: Research Perspectives[J]. Journal of Management Sciences in China, 24(8): 91–104.
- 黄炜, 张子尧, 刘安然, (2022). 从双重差分法到事件研究法 [J]. 产业经济评论, 49(2): 17–36.
- Huang W, Zhang Z Y, Liu A R, (2022). From Difference-in-differences to Event Study[J]. Review of Industrial Economics, 49(2): 17–36.
- 姜富伟, 孟令超, 唐国豪, (2021). 媒体文本情绪与股票回报预测 [J]. 经济学 (季刊), 21(4): 1323–1344.
- Jiang F W, Meng L C, Tang G H, (2021). Media Text Sentiment and Stock Return Forecasting[J]. China Economic Quarterly, 21(4): 1323–1344.
- 蒋敏娟, (2018). 中国行政审批制度的改革与创新 [J]. 科学社会主义, (6): 118–123.
- Jiang M J, (2018). Reform and Innovation of China's Administrative Approval System[J]. Scientific Socialism, (6): 118–123.
- 李俊青, 刘帅光, 刘鹏飞, (2017). 金融契约执行效率、企业进入与产品市场竞争 [J]. 经济研究, 52(3): 136–150.
- Li J Q, Liu S G, Liu P F, (2017). Financial Contract Enforcement, Entry and Product Market Competition[J]. Economic Research Journal, 52(3): 136–150.
- 李兰冰, 阎丽, 黄玖立, (2019). 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长: 市场势力、生产率及其配置效率 [J]. 经济研究, 54(12): 182–197.
- Li L B, Yan L, Huang J L, (2019). Transportation Infrastructure Accessibility and Manufacturing Growth in Non-central Cities: Market Power, Productivity and Its Allocative Efficiency[J]. Economic Research Journal, 54(12): 182–197.

- 李小平, 余东升, (2021). 商事制度改革对企业创新的影响 [J]. 经济学动态, (7): 116-131.
- Li X P, Yu D S, (2021). The Effect of Commercial System Reform on Enterprise Innovation[J]. Economic Perspectives, (7): 116-131.
- 李晓燕, 杨夕冉, (2018). 新时代下行政服务中心职能转变再探 [J]. 行政论坛, 25(6): 72-76.
- Li X Y, Yang X R, (2018). Re-examination of the Transformation of Administrative Service Center Functions in the New Era[J]. Administrative Forum, 25(6): 72-76.
- 刘生龙, 胡鞍钢, (2011). 交通基础设施与中国区域经济一体化 [J]. 经济研究, 46(3): 72-82.
- Liu S L, Hu A G, (2011). Transportation Infrastructure and Regional Economic Integration in China[J]. Economic Research Journal, 46(3): 72-82.
- 刘胜, 申明浩, (2019). 行政审批制度改革与制造业企业全球价值链分工地位 [J]. 改革, (1): 150-158.
- Liu S, Shen M H, (2019). Administrative Approval System Reform and Manufacturing Firms' Global Value Chain Division of Labor Status[J]. Reform, (1): 150-158.
- 刘志彪, (2021). 建设国内统一大市场的重要意义与实现路径 [J]. 人民论坛, (2): 20-23.
- Liu Z B, (2021). The Importance of Building A Unified Domestic Market and the Path to Its Realization[J]. People's Forum, (2): 20-23.
- 刘志彪, 孔令池, (2021). 从分割走向整合: 推进国内统一大市场建设的阻力与对策 [J]. 中国工业经济, (8): 20-36.
- Liu Z B, Kong L C, (2021). From Segmentation to Integration: Resistance and Countermeasures to Promote the Construction of a Unified Domestic Market[J]. China Industrial Economics, (8): 20-36.
- 卢现祥, (2017). 转变制度供给方式, 降低制度性交易成本 [J]. 学术界, (10): 36-49.
- Lu X X, (2017). Change the Mode of Institutions Supply, Reduce the Institutional Transaction Costs[J]. Academics, (10): 36-49.
- 卢现祥, 李慧, (2021). 制度性交易成本对产业结构升级的影响研究 —— 基于空间溢出的视角 [J]. 经济纵横, (9): 53-69.
- Lu X X, Li H, (2021). Research on the Impact of Institutional Transaction Costs on the Upgrading of Industrial Structure: From the Perspective of Spatial Spillover[J]. Economic Review Journal, (9): 53-69.
- 马弘, 乔雪, 徐嫒, (2013). 中国制造业的就业创造与就业消失 [J]. 经济研究, 48(12): 68-80.
- Ma H, Qiao X, Xu Y, (2013). Job Creation and Job Disappearance in China's Manufacturing Sector[J]. Economic Research Journal, 48(12): 68-80.
- 潘文卿, 李跟强, (2017). 中国区域间贸易成本: 测度与分解 [J]. 数量经济技术经济研究, 34(2): 55-71.
- Pan W Q, Li G Q, (2017). Interregional Trade Costs in China: Measurement and Decomposition[J]. Quantitative Economic and Technical Economics Research, 34(2): 55-71.
- 沈鸿, 向训勇, (2017). 专业化、相关多样化与企业成本加成 —— 检验产业集聚外部性的一个新视角 [J]. 经济学动态, (10): 81-98.
- Shen H, Xiang X Y, (2017). Specialization, Related Diversification and Firm Cost Addition: A New Perspective for Testing Industrial Agglomeration Externalities[J]. Economic Perspectives, (10): 81-98.
- 沈岍, (2014). 解困行政审批改革的新路径 [J]. 法学研究, 36(2): 20-34.
- Shen K, (2014). A New Path to Solve the Problem of Administrative Approval Reform[J]. Chinese Journal of Law, 36(2): 20-34.
- 谭海波, (2012). 地方行政服务机构的运作机制及其逻辑 —— 广东省 J 市行政服务中心的个案考察 (1997-2011)[J]. 公共管理学报, 9(4): 39-54.
- Tan H B, (2012). The Operation Mechanism of Local Administrative Services and Its Logic: A Case

- Study of Administrative Service Center in J City, Guangdong Province (1997–2011)[J]. *Journal of Public Management*, 9(4): 39–54.
- 王贵东, 周京奎, (2017). 中国制造业企业垄断势力测度 —— 兼论市场边界 [J]. *经济评论*, (4): 30–44.
- Wang G D, Zhou J K, (2017). Measuring Monopoly Power of Manufacturing Firms in China: A Concurrent Discussion about Market Boundaries[J]. *Economic Review*, (4): 30–44.
- 王红建, 傅文霁, 曹瑜强, 李青原, (2020). 信息分散程度、审批制度改革与国有企业投资效率 —— 基于市级行政审批中心成立的准自然实验 [J]. *财贸经济*, 41(5): 131–145.
- Wang H J, Fu W J, Cao Y Q, Li Q Y, (2020). Information Decentralization, Approval System Reform and SOE Investment Efficiency: An Quasi-natural Experiment based on the Establishment of Municipal Administrative Approval Centers[J]. *Finance & Trade Economics*, 41(5): 131–145.
- 王磊, 张肇中, (2019). 国内市场分割与生产率损失: 基于企业进入退出视角的理论与实证研究 [J]. *经济社会体制比较*, (4): 30–42.
- Wang L, Zhang Z Z, (2019). Domestic Market Segmentation and Productivity Loss: A Theoretical and Empirical Study Based on Firm Entry and Exit[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (4): 30–42.
- 王璐, 吴群峰, 罗頔, (2020). 市场壁垒、行政审批与企业价格加成 [J]. *中国工业经济*, (6): 100–117.
- Wang L, Wu Q F, Luo D, (2020). Market Barriers, Administrative Approvals and Enterprise Price Markups[J]. *China Industrial Economics*, (6): 100–117.
- 王雄元, 徐晶, (2022). 放松市场准入管制提高了企业投资效率吗? —— 基于“市场准入负面清单”试点的准自然实验 [J]. *金融研究*, (9): 169–187.
- Wang X Y, Xu J, (2022). Can Deregulation of Market Access Improve the Investment Efficiency: A Quasinatural Experiment based on the “Negative List for Market Access” Pilot Project[J]. *Journal of Financial Research*, (9): 169–187.
- 王跃进, 冯笑, (2018). 行政审批制度改革与企业创新 [J]. *中国工业经济*, (2): 24–42.
- Wang Y J, Feng X, (2018). Administrative Approval System Reform and Enterprise Innovation[J]. *China Industrial Economics*, (2): 24–42.
- 吴利学, 刘诚, (2018). 项目匹配与中国产能过剩 [J]. *经济研究*, 53(10): 67–81.
- Wu L X, Liu C, (2018). Project Matching and Overcapacity in China[J]. *Economic Research Journal*, 53(10): 67–81.
- 夏杰长, 刘诚, (2017). 行政审批改革、交易费用与中国经济增长 [J]. *管理世界*, (4): 47–59.
- Xia J C, Liu C, (2017). Administrative Approval Reform, Transaction Costs and Economic Growth in China[J]. *Management World*, (4): 47–59.
- 谢光华, 韩丹妮, 郝颖, 陈恒宇, (2020). 政府补贴、资本投资与经济增长质量 [J]. *管理科学学报*, 23(5): 24–53.
- Xie G H, Han D N, Hao Y, Chen H Y, (2020). Government Subsidies, Capital Investment and the Quality of Economic Growth[J]. *Journal of Management Science in China*, 23(5): 24–53.
- 杨天宇, 张蕾, (2009). 中国制造业企业进入和退出行为的影响因素分析 [J]. *管理世界*, 189(6): 82–90.
- Yang T Y, Zhang L, (2009). Analysis of Factors Influencing the Entry and Exit Behavior of Chinese Manufacturing Firms[J]. *Journal of Management World*, 189(6): 82–90.
- 余龙, 王小龙, 张陈, (2021). 行政审批制度改革、市场竞争与企业高质量发展 [J]. *经济社会体制比较*, (1): 149–160.
- Yu L, Wang X L, Zhang C, (2021). Administrative Approval System Reform, Market Competition and High-quality Enterprise Development[J]. *Comparative Economic & Social Systems*, (1): 149–160.

- 袁雪石, (2020). 相对集中行政许可权改革的挑战与发展方向 [J]. 中国行政管理, (1): 30–34.
- Yuan X S, (2020). Challenges and Development Directions of the Reform of Relative Centralized Administrative Licensing Authority[J]. China Public Administration, (1): 30–34.
- 张龙鹏, 蒋为, 周立群, (2016). 行政审批对创业的影响研究 —— 基于企业家才能的视角 [J]. 中国工业经济, (4): 57–74.
- Zhang L P, Jiang W, Zhou L Q, (2016). Research on the Impact of Administrative Approval on Entrepreneurship: An Perspective of Entrepreneurial Talent[J]. China Industrial Economics, (4): 57–74.
- 张少军, 李善同, (2017). 省际贸易对中国经济增长的贡献研究 [J]. 数量经济技术经济研究, 34(2): 38–54.
- Zhang S J, Li S T, (2017). Study on the Contribution of Inter-provincial Trade to China's Economic Growth[J]. Research on Quantitative Economics and Technology Economics, 34(2): 38–54.
- 张训常, 刘晔, 周颖刚, (2021). “政资分开”能改善国有企业投资效率吗?[J]. 管理科学学报, 24(4): 1–18.
- Zhang X C, Liu Y, Zhou Y G, (2021). Can “Separation of Government and Capital” Improve Investment Efficiency of State-owned Enterprises?[J]. Journal of Management Science in China, 24(4): 1–18.
- 朱光顺, 张莉, 徐现祥, (2020). 行政审批改革与经济发展质量 [J]. 经济学 (季刊), 19(3): 1059–1080.
- Zhu G S, Zhang L, Xu X X, (2020). Administrative Approval Reform and the Quality of Economic Development[J]. China Economic Quarterly, 19(3): 1059–1080.
- 朱沛华, 陈林, (2020). 工业增加值与全要素生产率估计 —— 基于中国制造业的拟蒙特卡洛实验 [J]. 中国工业经济, (7): 24–42.
- Zhu P H, Chen L, (2020). Industrial Value Added and Total Factor Productivity Estimation: A Proposed Monte Carlo Experiment based on Chinese Manufacturing Industry[J]. China Industrial Economics, (7): 24–42.
- 祝树金, 张鹏辉, (2015). 出口企业是否有更高的价格加成: 中国制造业的证据 [J]. 世界经济, 38(4): 3–24.
- Zhu S J, Zhang P H, (2015). Do Exporters Have Higher Price Markups: Evidence from Chinese Manufacturing[J]. The Journal of World Economy, 38(4): 3–24.
- Akerberg D A, Caves K, Frazer G, (2015). Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 83(6): 2411–2451.
- Christensen L R, Jorgenson D W, Lau L J, (1973). Transcendental Logarithmic Production Frontier[J]. Review of Economics and Statistics, 55(1): 28–45.
- Freyaldenhoven S, Hansen C, Shapiro J M, (2019). Pre-event Trends in the Panel Event-study Design[J]. American Economic Review, 109(9): 3307–3338.
- Jacobson L S, LaLonde R J, Sullivan D G, (1993). Earnings Losses of Displaced Workers[J]. American Economic Review, 83(4): 685–709.
- Levinsohn J, Petrin A, (2003). Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. The Review of Economic Studies, 70(2): 317–341.
- Loecker J D, Warzynski F, (2009). Markups and Firm-level Export Status[J]. American Economic Review, 102(6): 2437–2471.
- Lu Y, Yu L, (2015). Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession[J]. American Economic Journal: Applied Economics, 7(4): 221–253.
- Rand J, Tarp F, (2012). Firm-level Corruption in Vietnam[J]. Economic Development and Cultural Change, 60(3): 571–595.