

# 反腐败影响了地区营商环境吗?\*

## ——基于十八大以来反腐行动的经验证据

邓慧慧 刘宇佳

(对外经济贸易大学国际经济研究院 北京 100029)

**摘要:** 本文以十八大以来的反腐行动为政策冲击,基于各地区反腐力度差异构造准自然实验,使用 DID 模型评估反腐政策对营商环境的影响及传导路径。研究发现:(1) 加强反腐力度有利于持续优化营商环境。(2) 反腐有利于活跃地区创业进而优化营商环境,但要通过提升公众的公平信任感和满意度进而影响营商环境还需要更多的激励因素。(3) 反腐舆论强度与营商环境之间存在正 U 形关系,加大反腐舆论有利于提升反腐行动给营商环境带来的正向影响。(4) “拍苍蝇”的反腐策略相对于“打老虎”来说更能增强企业和公众的反腐获得感,对营商环境体现出更积极的影响。因此,本文建议加强基层腐败治理,重视反腐舆论引导和应对,提高公众公平感知和政治信任,推动构建亲清政商关系。

**关键词:** 营商环境 反腐败 双重差分

**中图分类号:** F120.4 **JEL 分类号:** D73 D78

### 一、引言

十九届五中全会的核心议题是“十四五”规划和 2035 年远景目标,着眼于中国新的发展阶段,推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局,全会强调持续优化市场化、法治化、国际化营商环境,并首次把建设更高水平开放型经济新体制、全面提高对外开放水平、推动贸易和投资自由化便利化作为“十四五”时期经济社会发展的主要目标提出。贸易发展创新,就是要通过管理体制的创新,以及监管制度、发展模式的调整,来构建更有利于要素流动、要素驱动和创新驱动结合型的营商环境。“水深则鱼悦,城强则贾兴”,良好的营商环境是构建“双循环”新发展格局的重要基础和有力支撑,不仅有利于发挥我国超大规模市场优势,激发企业活力与创新,还可以顺应经济全球化新趋势、国际形势变化的新要求,增强中国经济的吸引力、创造力、竞争力,推动实现更高质量、更有效率、更加公平、更可持续、更为安全的发展。

十八大以来我国高度重视营商环境优化问题,以“放管服”为抓手的营商环境改革衔枚疾进:2015 年,党的十八届五中全会提出要完善法治化、国际化、便利化的营商环境;2017 年,党的十九大报告提出要全面实施市场准入负面清单管理,深化商事制度改

\* 本文是国家自然科学基金面上项目“高质量发展下区位导向性政策的产业升级效应:实现机制与经验辨识”(项目编号:72073023)、对外经济贸易大学中央高校基本科研业务费专项资金资助(项目编号:CXTD12-02)和对外经济贸易大学杰出青年学者资助项目(项目编号:20JQ08)的阶段性成果。感谢匿名审稿人在本文写作过程中给予的宝贵意见。文责自负。

革，完善市场监管体制；2020年1月1日起，我国正式实施《优化营商环境条例》，这是全球首次从国家层面发布针对优化营商环境的行政法规；2020年5月，中共中央、国务院下发《关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》，旗帜鲜明地提出“以一流营商环境建设为牵引持续优化政府服务”，对新时代优化营商环境提出了明确要求。政策密集出台的背后是破除高质量发展体制机制障碍的深刻变革信号，营造市场化、法治化、国际化的营商环境，是中国进一步对外开放的重要举措，也是推进经济高质量发展、实现治理体系和治理能力现代化的内在要求。

优化营商环境是一项复杂的基础性、系统性工程，需要廉洁高效的政务环境作为基础（Cera等，2019；Eddleston等，2020）。长期以来中国在生产要素市场、产品准入、新企业进入等领域存在比较严格的政府管制，地方官员在资源配置中拥有较多权力，获得了权力寻租的机会。由此滋生的腐败问题对经济秩序产生了威胁，不仅扭曲了企业平等获取要素的机会（聂辉华和李琛，2017；夏后学等，2019），而且使政府效率下降（陈刚和李树，2010）。十八大后我国反腐倡廉活动进入常态化，反腐风暴引发了社会的强烈反响，由此带来的经济效应也引起了国内外学界的关注。2012年12月至2020年6月全国共立案审查“中管干部”399人，厅局级干部17万余人、县处级干部12.5万人，2013年后立案侦查贪污贿赂、渎职侵权职务犯罪人数大幅度上升，被调查及处分的中共省级行政区党委常委人数呈跳跃式增长，反腐力度、反腐规模和反腐涉及的官员级别较十八大之前有明显变化。那么十八大以来反腐力度的增强对营商环境有何影响？我们根据世界银行历年《全球营商环境报告》中的便利度排名对营商环境的变化进行初步分析，发现十八大前我国营商环境的全球排名仅在小范围内平稳波动，十八大后我国营商环境排名逐年提高。基于这样的典型事实，本文以十八大反腐新政为外生冲击，对反腐败与营商环境之间的因果关系和优化路径进行探究。

本文尝试回答两个关键问题：第一，十八大以来，反腐政策冲击是否有利于营商环境优化？反腐力度的强弱差异是否意味着营商环境优化的幅度有所差异？第二，“打老虎”与“拍苍蝇”这两种反腐策略的差异是否影响反腐对营商环境优化的提升效应？在研究策略上，本文根据各省市在反腐力度上的差异设计准实验，讨论反腐败与地方营商环境优化之间的因果关联和作用机理，这不仅丰富了营商环境问题的理论视角，也有助于反映新时期反腐效果的结构性机制，进而深入理解地方官员的行为逻辑，并以此明确新时期反腐工作的重点。值得注意的是，构建亲清政商关系，是营造一流营商环境的重要一环，体现了政治生态与商业生态的有机联系。而腐败行为的发生依赖公共权力、腐败动机、腐败机会三个必要条件，其中腐败机会所标识的是由于制度性安排缺陷所形成的腐败，直接影响着腐败动机的强弱和腐败行为发生的概率，是腐败行为发生最重要、最关键的客观条件。因此，从制度性反腐遏制腐败机会着眼，能够更加真实、具体且直观地把握影响营商环境的结构性机制，推动全面从严治党在政商领域取得显著成效。

本文余下部分安排如下：第二部分系统梳理影响营商环境的因素的文献，以此明确在全面从严治党背景下反腐败对营商环境优化的重要意义和影响机制；第三部分介绍识别策略和实证设计；第四部分报告并分析实证结果；最后总结核心发现并就如何加强源头治理、形成优化营商环境的长效长治机制提出建议。

## 二、文献综述与理论分析

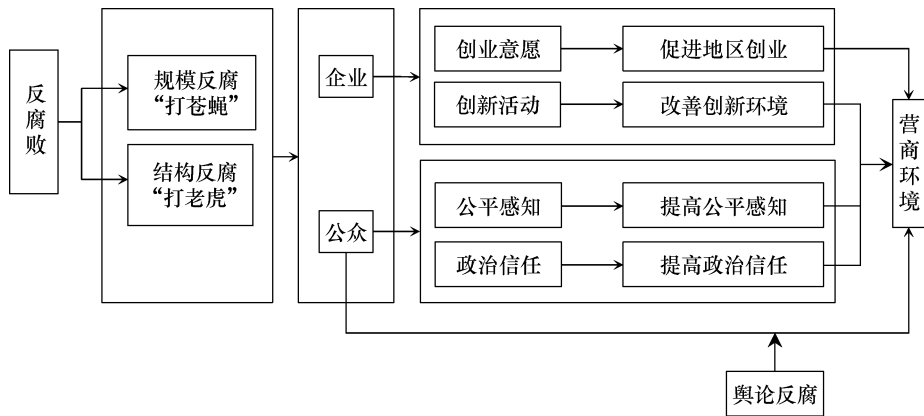
2001 年世界银行正式提出“营商环境”（Doing Business）的概念来指代伴随市场主体开展经济、社会活动整个过程的各种周围境况和条件，并成立小组设计企业营商环境指标体系，衡量各国企业运营的客观环境。在加入 WTO 之前，中国使用较多的是“投资环境”，与“营商环境”相比，“投资环境”的概念偏窄，主要在吸引企业投资的特定阶段使用，而且不易与国际接轨，所以在加入 WTO 之后，为了使国际社会更好地了解和接受中国的市场经济，中国开始使用“营商环境”一词。2019 年 10 月国务院公布《优化营商环境条例》，将营商环境界定为市场主体在市场经济活动中所涉及的体制机制性因素和条件，包括政务环境、市场环境、国际化环境、法治环境、企业发展环境和社会环境等，不仅包括基础设施等“硬环境”，而且强调市场化、法治化、便利化、国际化的“软环境”。

营商环境与经济发展息息相关，2018 年政府工作报告明确指出，优化营商环境就是解放生产力、提高竞争力，营商环境的好坏直接决定了一个国家或地区经济发展的质量和速度，良好的营商环境能够促进城市经济发展（董志强等，2012），提高外商直接投资水平，促进企业创新；不良的营商环境会损害企业绩效，提高企业信贷成本（周泽将等，2020），营商环境的重要性不言而喻。然而影响营商环境的因素较为复杂，依据制度理论（Institutional Theory），对于新兴经济体和转型经济体而言，扶持政策、税收待遇、监管水平、政治关系等正式制度与非正式制度对营商环境都至关重要（Cera 等，2019）。腐败作为一种非正式制度，也对营商环境的优化起到促进或制约作用。已有文献发现反腐新政作为打击腐败的重要手段，具有优化公司治理结构、提升企业经营绩效以及促进经济增长的积极作用（王茂斌和孔东民，2016；汪锋等，2018），对企业创新、地方寻租、税收待遇也具有显著影响（党力等，2015；夏后学等，2019；Cera 等，2019），但影响方向有“沙子”和“润滑剂”两种截然不同的观点。“沙子”理论认为腐败是经济增长的主要障碍（Achim，2017），“润滑剂”理论认为不完善的市场化体制往往无法实现资源的有效配置，而腐败可能有助于加速形式化流程，帮助企业绕开政府的无效率管制（黄玖立和李坤望，2013）。

那么反腐败对营商环境的影响到底如何？现有文献未明确回答反腐败对于中国营商环境究竟是“沙子”还是“润滑剂”的问题，缺少评估反腐影响的直接证据。因此，本文利用十八大以来的反腐行动构造准自然实验，尝试识别反腐败与营商环境之间的因果关系。《优化营商环境条例》第八条中明确指出营商环境建设需要以市场主体和社会公众满意度为导向，营商环境建设为企业和公众服务。党的十九大进一步强调，要激发和保护企业家精神，鼓励更多社会主体投身创新创业。“春江水暖鸭先知”，企业和公众对营商环境的感知最敏锐，也最深刻。因此本文除了评估反腐败对营商环境的影响，也从企业、公众两类影响主体出发，讨论反腐败如何通过激发市场主体活力和社会创造潜力，为营造良好的营商环境打下坚实基础（见图 1）。

首先，从企业主体来看，营商环境一方面为企业经营提供“土壤”，另一方面又需要企业深度参与，鼓励企业家创新创业来持续优化营商环境。而企业家创新创业受到制度环境的深刻影响，经营过程中常常会面临腐败问题。腐败的“润滑剂”效应指出，企

图1 理论框架图



业家在创业过程中可以通过贿赂政府官员来克服面临的官僚障碍，但“沙子”效应也明确指出腐败会损害企业家精神（Dutta 和 Sobel, 2016），降低创业动力，由此严重损害营商环境的可持续发展。Estrin 等（2012）在 55 个国家进行的创业调查发现，减少腐败以及加强对产权的保护会增加企业家创业，黄亮雄等（2019）发现反腐败能够提高企业家创业倾向，是优化创业环境的重要举措。因此在探究营商环境的动态可持续发展时，需要从长远视角考虑企业创业意愿的提升为营商环境带来的助推作用。此外，营商环境是企业经营活动的一个综合性生态系统，涵盖但不限于创新环境建设，而创新环境的改善能够释放区域营商环境的活力与吸引力，是决定城市营商环境竞争力的关键因素（李志军等，2019）。腐败影响的不仅是地区创业倾向，其所增加的非生产性活动支出也会对企业创新投入产生挤出效应，破坏企业的创新活动（Mauro, 1995）。而反腐政策的出台能够有效遏制腐败，通过打击行贿与受贿行为来缩小政府和企业之间的寻租空间，使企业减少非生产性的资金投入，进而调整企业投资结构以进行研发创新（党力等，2015），并在区域内形成知识溢出效应，增强同地区其他企业的创新活动（田利辉和王可第，2020），释放区域营商环境的活力与吸引力。

其次，从公众主体来看，消费者市场是生产者市场及整个经济活动为之服务的最终市场，营商环境的好坏依赖于公众主体的积极参与，是营商环境建设的重要推动力量。已有研究发现，腐败带来的不公平感会降低公众的政治信任（岳磊和刘乾，2020），公平感知越低，越不利于营商环境的发展。值得探究的是，当腐败已经伤害了公众的公平感知和政治信任后，反腐政策究竟能在多大程度上挽回政治信任，是否真的能提高公众的公平感知？Anokhin 和 Schulze（2009）发现反腐政策能够提高公众对国家和市场机构的信任水平，这种信任促进了正常贸易的发展和复杂经济活动的协调。但根据赫茨伯格的双因素理论（Two-factor Theory）<sup>①</sup>，“不满意”的对立面是“没有不满意”（Alshmemri 等，2017），腐败对公众的公平感知带来负面影响，并不意味着反腐政策会使公众满意，提高公平感知和政治信任。

① 双因素理论亦称“激励—保健理论”，由美国心理学家赫茨伯格于 1959 年提出。他把企业中关于工作的因素分为激励因素和保健因素。激励因素是指使人得到满足和激励的因素。保健因素是指容易使人产生意见和消极行为的因素。激励因素强调一些工作因素能导致满意感，而保健因素则只能防止产生不满意感。该理论认为不满意的对立面是没有不满意。

最后,在分析公众公平感知和政治信任的同时,不能忽略舆论的重要影响。公众对于腐败的感知主要来自媒体报道,然而媒体报道是把“双刃剑”,在引导公众观念方面可能发挥积极作用,使公众形成反腐败判断,也可能发挥消极作用,使公众对反腐力度和腐败程度之间有认知差异,产生腐败严重的感受(孙宗锋和杨丽天晴,2016),进而削弱反腐败政策对于营商环境的影响。因此本文从公众视角出发探讨公平感知和政治信任两条传导路径,并考察反腐舆论在其中的调节作用。

总结来看,已有文献认为制度是影响营商环境的重要因素,但较少分析具体制度对于营商环境的作用效果。政府行为在营商环境中处于核心地位,而腐败在其中又具有代表性意义,因此可以由反腐败切入讨论政府行为的变化对营商环境带来的影响,挖掘其作用机制和传导路径,从而弥补目前营商环境研究缺乏以政府行为为代表的宏观分析视角的不足。

### 三、识别策略与数据描述

#### (一) 识别策略

本文基于营商环境水平在十八大反腐败新政前后存在明显断点的典型事实,讨论十八大以来反腐力度的加大与营商环境的改善之间是否具有必然联系。统计发现各省市在十八大反腐新政之后,反腐力度的变化存在显著差异,以前反腐力度大的地区在受到十八大反腐冲击后反腐力度依然相对较大,而以前反腐力度较低的地区在受到反腐新政冲击后,反腐力度虽然有所提升,但依然相对较小。<sup>①</sup>因此,我们构建 DID 模型如下:

$$did_{it} = treat_i \times time_t \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha_{it} + \beta did_{it} + \theta X_{it} + \delta_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $Y_{it}$ 为*i*省在*t*年的营商环境综合得分,通过改进的熵值法进行测度; $treat_i$ 为分组虚拟变量,当一个省份 2009—2012 年年均反腐力度大于中位数时,该变量取 1,否则为 0; $time_t$ 为时间虚拟变量,如果是 2013 年及以后,该变量取值为 1,否则为 0; $did_{it}$ 为核心解释变量; $\delta_t$ 为时间固定效应; $\mu_i$ 为个体固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为随机扰动项; $X_{it}$ 为控制变量,主要包括交通运输便利度和对外开放。

#### (二) 变量说明

##### 1. 被解释变量

营商环境指数 ( $y$ )。目前营商环境的测度方法尚未有统一标准,跨国研究中通常采用世界银行营商环境报告中的指标体系来衡量。考虑到数据可得性,本文借鉴李志军等(2019),从系统性角度构建营商环境评价指标体系,并采用熵值法计算各省份营商环境综合得分。本文所选指标体系体现以下特点:一是立足国情,体现中国特色。本文整体借鉴国家发改委《中国营商环境报告 2020》评价维度,秉承综合性、科学性、可操作、可量化原则概括提炼出政府职能、人力资源、金融服务、创新环境、公共服务、市场环境 6 个维度 17 个指标。二是对接世界银行,具有国际可比性。本文的指标体系完整吸收世界银行的 12 个指标,评价计算方法与世界银行完全一致。三是改进了测度方法。传统

<sup>①</sup> 因篇幅所限,本文省略了相应统计图,感兴趣的读者可在《经济科学》官网论文页面“附录与扩展”栏目下载。



熵值法只适用于截面数据,为此本文采用改进的熵值法,并用测算二级指标熵权的方法进一步测算一级指标熵权,得到营商环境综合得分。<sup>①</sup>

## 2. 解释变量

反腐政策冲击 (*did*)。目前常用的腐败程度的度量方式包括腐败感知指数 (*corruption perceptions index*, CPI)、企业“招待费”(Cai 等, 2011)、每万人腐败案件数量(吴一平, 2008)、每万公职人员的腐败立案数等(范子英, 2013)。根据反腐政策的推进过程来看,查处官员人数的增长态势通常被认为是反腐败成果和反腐力度加强的有效性指标,因此本文以立案侦查贪污贿赂、渎职侵权职务犯罪人数来衡量反腐力度,并以 2009—2012 年年均反腐力度中位数划分强反腐地区和弱反腐地区作为实验组和对照组。

## 3. 控制变量

《优化营商环境条例》将营商环境界定为市场主体在市场经济活动中所涉及的体制机制性因素和条件,不仅包括基础设施等“硬环境”,而且强调市场化、法治化、便利化、国际化的“软环境”。“硬环境”包括交通、电力、通信等在内的基础设施,“软环境”与政策制度、法治水平、人力资本、社会环境、创新环境、市场环境、对外开放等密切相关(周泽将等, 2020; 孙群力和陈海林, 2020)。由于本文的营商环境指标体系已经包含政府职能、人力资源、金融服务、创新环境、公共服务、市场环境 6 个维度 17 个指标,因此在选择控制变量的过程中,我们主要将关注点放在对营商环境有重要影响,且尚未纳入指标维度的变量上,包括:(1) 交通运输便利度,以货物周转量来衡量。交通运输是提高企业经营便利度的重要基础设施,交通运输便利度的提高能够为商业贸易提供便利条件,促进商业中心业态类型多样化(刘晴等, 2020)。此外,地区基础设施水平的提高能够促进产业集聚,吸引外来企业产生规模效应,对于区域营商环境竞争力的提升具有重要作用(张睿等, 2018)。(2) 对外开放,以进出口总额占 GDP 比重来衡量。在全球化进程中,对外开放为新兴经济体市场注入活力,增加了其进入出口市场的机会,为东道国企业带来发展机遇(Rose-Ackerman 和 Tobin, 2005)。中国在对外开放过程中吸引了大量高质量外资,国内企业得以迅速成长,市场活力与竞争力显著提升,营商环境得到优化和改善(黄亮雄等, 2019; 徐换歌和蒋硕亮, 2020),因此本文将其作为控制变量,纳入研究框架。

### (三) 数据来源

在测度营商环境的数据中,地方财政一般预算支出、地区生产总值、城镇单位就业人员平均工资、普通高等学校在校学生数、年末单位从业人员数、城市天然气供气总量、电力消费量、卫生机构床位数、人均 GDP、全社会固定资产投资来源于国家统计局;规模以上工业企业主营业务税金及附加、工业总产值来源于历年《中国城市统计年鉴》;银行业金融机构各项存款贷款、科学支出、当年实际使用外资金额、人均道路面积、城市供水总量来源于 EPS 全球统计/分析平台中的“中国金融数据库”、“中国城市数据库”和“中国城乡建设数据库”;创新能力指数来源于《中国城市和产业创新力报告》。控制变量中货物周转量、进出口总额来源于国家统计局。

---

<sup>①</sup> 营商环境指标体系及具体计算过程请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

## 四、实证结果及稳健性检验

### （一）基准回归结果

本文采用双重差分模型来分析十八大反腐新政对于反腐力度不同地区营商环境的影响。结果如表 1 所示，第（1）列表明不添加控制变量时，核心解释变量 *did* 在 1% 的水平上显著为正，这意味着对于实验组而言，十八大反腐行动对营商环境的影响高于控制组，即往年反腐力度较强的省份在受到反腐新政冲击后，对营商环境的改善作用强于反腐力度较低的省份，加强反腐力度会提高对营商环境的边际影响。表 1 第（2）、（3）列显示逐步添加控制变量后 *did* 的估计系数有所下降，但结果依旧稳健，进一步说明反腐力度越大，营商环境的改善越明显，加强反腐力度为构建公平可信的营商环境提供了保障，在营商环境优化过程中发挥了积极作用。

表 1 基准回归结果

	DID 模型 (1)	DID 模型 (2)	DID 模型 (3)	PSM-DID 模型 (4)	DID 模型 (5)
<i>did</i>	0.0497 *** (4.14)	0.0388 *** (3.74)	0.0452 *** (5.46)	0.0374 *** (4.21)	0.0311 *** (4.51)
<i>lntransport</i>		0.0592 ** (2.51)	0.0533 *** (3.36)	0.0331 *** (3.44)	0.0342 ** (2.07)
<i>open</i>			-0.4060 *** (-8.66)	-0.3460 *** (-6.94)	-0.2966 *** (-7.32)
<i>lngdp</i>					0.0472 (0.99)
<i>lncivil</i>					-0.0501 (-0.93)
<i>_cons</i>	0.3096 *** (8.47)	-0.0794 (-0.49)	0.4219 *** (4.13)	0.0028 (0.04)	0.1432 (0.36)
<i>N</i>	280	280	280	210	224
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.897	0.904	0.947	0.953	0.960
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.881	0.889	0.938	0.943	0.951

注：括号内为 *t* 值，\*、\*\* 和 \*\*\* 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。后同。

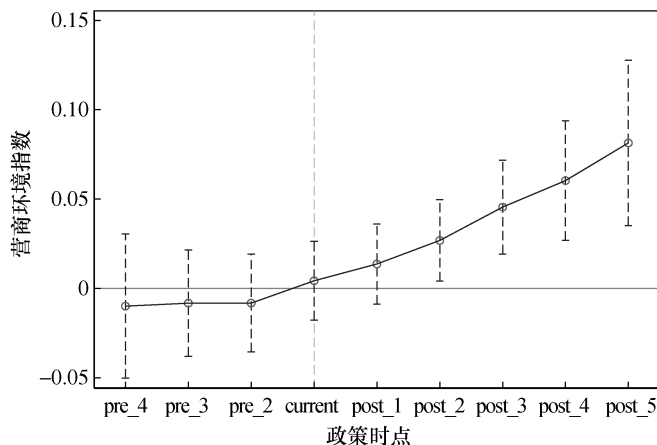
### （二）稳健性检验

#### 1. 共同趋势检验

共同趋势假设是 DID 无偏估计的重要前提。为了验证该条件是否成立，本文采用事件研究法对反腐冲击的动态效应进行实证检验，检验结果如图 2 所示。结果显示了反腐败冲击前后核心解释变量 *did* 的系数及其 95% 的置信区间，可以发现 2013 年以前核心解释变量 *did* 的系数在 0 附近波动且负向不显著，而从 2013 年开始 *did* 的系数逐渐大于 0，对营商环境综合指数的影响持续上升且趋于显著，满足平行趋势假设。这表明十八大反腐带来的冲击效应存在时间滞后性以及长期效应，对营商环境的影响由小变大且逐渐显

著，加强反腐力度有利于营商环境的可持续性改善。

图2 共同趋势检验



## 2. PSM-DID 估计

实验组与对照组存在初始条件差异可能会带来样本选择偏差等内生性问题，为此本文采用倾向得分匹配法，通过 Logit 模型估计倾向匹配得分，并采用核匹配方法估计权重。匹配平衡性检验表明<sup>①</sup>，匹配后实验组与对照组在交通运输便利度、对外开放等方面的差异显著下降，匹配偏差绝对值均小于 10， $t$  检验结果不拒绝实验组与对照组无系统差异的原假设，可认为匹配方法合理。本文在 PSM 处理基础上对式（2）进行 DID 检验，结果如表 1 第（4）列所示。结果显示匹配后变量  $did$  的系数减小为 0.0374，对于营商环境的影响依旧显著为正，这表明反腐力度越强的地区在受到十八大反腐新政冲击后，对营商环境的改善作用越明显，结果与基准结论一致。

## 3. 增加控制变量检验

梳理文献发现，反腐力度的内生问题大多与政府规模、经济等因素相关，因而本文进一步通过增加控制变量的方式进行稳健性检验。检验结果如表 1 第（5）列所示，其中政府规模用政府公职人员数（ $lncivil$ ）衡量，数据来自 2009—2016 年《中国检察年鉴》，经济因素用地区生产总值（ $lngdp$ ）衡量，数据来自国家统计局。结果显示核心解释变量系数为 0.0311，依旧正向显著，排除了政府规模和经济因素可能对结果造成的影响。

## 4. 更换时间窗检验

为识别十八大反腐冲击带来的影响是否会因为样本考察期不同而改变，同时担心其他政策因素会对研究结果产生影响，本文将原来 2009—2018 年的考察期更换为 2009—2017 年、2009—2016 年、2009—2015 年、2009—2014 年及 2009—2013 年，通过逐年缩短时间窗口以排除其他政策的干扰，缓解由其他政策带来的内生性问题，确保研究结果的稳健性。不同时间窗口的样本回归结果显示，上述五个考察期内核心解释变量  $did$  的系数都正向显著，反腐力度越强对于营商环境的改善作用越明显，证实了基准结论的稳健性。<sup>②</sup>

① PSM-DID 匹配平衡性检验结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 更换时间窗检验估计结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。



## 5. 内生性检验

反腐力度的强弱是监督机制的直接表现,为此本文从监督视角出发选择工具变量,并通过两阶段最小二乘(2SLS)方法进一步解决可能存在的内生性问题。根据已有研究,当人口分布于离首府较远的地方时,其对政治的了解和兴趣就会降低,首府面临的问责程度也会下降,此时公职人员更有可能利用职权谋取私人利益(Wilson, 1966; Campante 和 Do, 2014),因此反腐行动作为典型的监督形式,与人口分布特征之间可能具有潜在关联。而生存条件的适宜性是人口分布的外生来源,各省的海拔和降水量作为自然因素,既不会受到可能与当前腐败有关的人口规模的影响,也与营商环境无关,具有很好的外生性特征。为此本文选取各省的海拔和历年降水量作为工具变量(IV),用2SLS方法进行估计。2SLS的第一阶段 $F$ 统计量为16.1605,表明不存在弱工具变量问题,Hansen  $J$ 统计量 $p$ 值为0.8259,表明工具变量外生,工具变量选择合理。2SLS估计结果显示核心解释变量 $did$ 的系数为0.4198,在1%的显著性水平上显著,支持加强反腐力度有利于营商环境优化的结论。<sup>①</sup>

## 6. 反事实检验

为检验基准回归结果的稳健性以及不可观测因素对该研究结果的影响,本文采用反事实推断法,通过1000次随机设定处理组与对照组来检验 $did$ 估计系数的显著性。本文报告了1000次随机分配后解释变量 $did$ 估计系数的分布及其相应的 $p$ 值,大多数估计值的 $p$ 值大于0.1,表明随机分配处理组与对照组时反腐冲击对于营商环境的影响并不显著,证明了不可观测因素对本文估计结果基本无影响。<sup>②</sup>

# 五、进一步分析

## (一) 影响机制检验

基准回归结果表明十八大反腐新政对于反腐力度不同地区营商环境的影响有显著差异,反腐力度越强,反腐新政对营商环境的改善作用越明显。为进一步探究反腐败对营商环境的影响机制,本文基于前文的理论分析,分别从企业和公众两类主体出发,采用中介效应模型探究其传导路径。检验中介效应常用的方法是逐步回归法,具体检验步骤如下:

$$Y_{it} = c \times did_{it} + \theta X_{it} + e_1 \quad (3)$$

$$M_{it} = a \times did_{it} + \theta X_{it} + e_2 \quad (4)$$

$$Y_{it} = c' \times did_{it} + b \times M_{it} + \theta X_{it} + e_3 \quad (5)$$

其中, $Y$ 为被解释变量, $did$ 为核心解释变量, $M$ 为中介变量, $X$ 为控制变量向量, $e$ 为残差。

### 1. 基于企业主体的影响路径

本文借鉴黄亮雄等(2019)的方法,采用当年私营企业户数和个体户数之和衡量地区创业( $lnstartup$ ),采用技术市场成交额衡量创新环境( $lntech$ ),并将二者作为中介变量进行逐步回归检验,回归结果如表2所示。表2第(1)、(2)、(3)列为基于地区创业变量的中介效应检验,分别对应公式(3) — (5)所示的检验步骤。检验结果表明相

① 内生性检验的结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

② 反事实检验的结果请见《经济科学》官网“附录与扩展”。

对于反腐力度较弱的地区而言，政策冲击对于反腐力度较强地区的创业影响更加显著，估计系数为 0.2423，地区创业对于营商环境的影响显著为正，系数为 0.0221，证实了创业中介机制的存在。这意味着加强反腐力度有利于提升企业家创业倾向，而地区创业的活跃又对营商环境的改善有积极影响。表 2 第（1）、（4）、（5）列为基于创新环境变量的中介效应检验，与公式（3）—（5）对应。结果显示政策冲击对于反腐力度较强地区的创新环境并未有显著改善作用，其背后原因可能在于，制度环境虽然是企业技术创新的重要动力和有力保障，但企业技术创新成果的转化及交易需要较长周期，创新环境的优化过程相对缓慢。

表 2 基于企业主体的影响机制检验

	y (1)	lnstartup (2)	y (3)	lntech (4)	y (5)
<i>did</i>	0.0452 *** (5.46)	0.2423 *** (3.80)	0.0398 *** (4.73)	0.1460 (1.37)	0.0447 *** (5.39)
<i>lntransport</i>	0.0533 *** (3.36)	-0.0135 (-0.24)	0.0536 *** (3.44)	0.0758 (0.74)	0.0531 *** (3.35)
<i>open</i>	-0.4060 *** (-8.66)	-0.2150 (-1.50)	-0.4013 *** (-8.59)	0.6353 ** (2.46)	-0.4080 *** (-8.63)
<i>lnstartup</i>			0.0221 ** (2.51)		
<i>lntech</i>					0.0030 (0.62)
<i>_cons</i>	0.4219 *** (4.13)	5.0701 *** (11.06)	0.3099 *** (2.74)	24.1142 *** (29.53)	0.3487 ** (2.31)
<i>N</i>	280	280	280	280	280
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.947	0.924	0.948	0.943	0.947
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.938	0.912	0.939	0.933	0.938

## 2. 基于公众主体的影响路径

本文根据历年各省市党报中出现“腐败”的文章数除以该报当年文章总数来衡量反腐舆论（*media*），并将其作为调节变量。如前文理论分析所述，反腐舆论是把“双刃剑”，在反腐政策影响营商环境的过程中，反腐舆论的调节方向不确定，因此我们进一步加入反腐舆论的二次项（*sqmedia*）进行讨论。本文选取历年《中国综合社会调查问卷》中公众对于社会公平感知的打分情况衡量公众的公平感知（*fairness*），通过公众对于社会信任的打分情况衡量政治信任（*trust*），并将二者作为中介变量。回归结果如表 3 所示。

表 3 基于公众主体的影响机制检验

	y (1)	y (2)	<i>fairness</i> (3)	y (4)	<i>trust</i> (5)	y (6)
<i>did</i>	0.0736 *** (3.49)	0.0391 *** (4.91)	-0.0003 (-0.01)	0.0391 *** (4.90)	0.0230 (1.12)	0.0390 *** (4.87)
<i>did_media</i>	-0.0080 * (-1.78)					

(续表)

	<i>y</i> (1)	<i>y</i> (2)	<i>fairness</i> (3)	<i>y</i> (4)	<i>trust</i> (5)	<i>y</i> (6)
<i>sqmedia</i>	0.0024 *** (4.89)	0.0026 *** (5.51)	0.0006 (0.47)	0.0026 *** (5.47)	0.0017 * (1.65)	0.0026 *** (5.45)
<i>media</i>	-0.0356 *** (-5.60)	-0.0406 *** (-6.42)	-0.0136 (-0.72)	-0.0405 *** (-6.37)	-0.0246 * (-1.73)	-0.0405 *** (-6.35)
<i>lntransport</i>	0.0482 *** (3.37)	0.0432 *** (3.05)	-0.0787 *** (-2.99)	0.0438 *** (3.11)	-0.0168 (-0.80)	0.0433 *** (3.05)
<i>open</i>	-0.3729 *** (-8.92)	-0.3769 *** (-8.86)	-0.1351 (-1.60)	-0.3759 *** (-8.72)	0.0017 (0.03)	-0.3769 *** (-8.84)
<i>fairness</i>				0.0073 (0.45)		
<i>trust</i>						0.0067 (0.29)
_cons	0.4680 *** (4.88)	0.5104 *** (5.44)	3.6169 *** (17.24)	0.4839 *** (4.39)	3.5955 *** (23.57)	0.4863 *** (3.78)
<i>N</i>	280	270	270	270	270	270
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.955	0.955	0.724	0.955	0.770	0.955
<i>adj. R</i> <sup>2</sup>	0.947	0.947	0.676	0.947	0.730	0.947

表3第(1)列反映了反腐舆论的调节作用,结果显示核心解释变量 *did* 的系数依旧显著为正,表明反腐力度较强地区的营商环境得到更大改善。但是,反腐舆论与营商环境之间存在正U形关系,即反腐舆论力度较小时其对营商环境有负面影响,反腐舆论力度的逐渐增强使得其对营商环境有正面促进作用。这可能是由于反腐舆论强度较小时,关于腐败的媒体报道会给公众带来反腐感知的“噪音”,造成公众的认知偏差,认为腐败程度较为严重;随着反腐舆论力量的增强,公众对于反腐力度的感知增强,进而体现出优化营商环境的作用。而研究样本中的舆论反腐强度大多位于U形曲线左侧,因而反腐舆论与核心解释变量的交乘项(*did\_media*)系数显著为负,即较弱的反腐舆论降低了反腐政策的有效性,削弱了加强反腐力度带来的正向边际效果。表3第(2)、(3)、(4)列为基于公平感知变量的中介效应检验,第(2)、(5)、(6)列为基于政治信任变量的中介效应检验,均与公式(3)——(5)对应,检验结果显示反腐力度的增强并未显著提高公众的公平感知和政治信任,验证了前文所述的“双因素理论”,即反腐败对于公众而言是保健因素而不是激励因素,保健因素只能防止产生不满意感,而不能导致满意。这意味着在腐败伤害了公众的公平感知和政治信任后,反腐力度的加强并不能挽回政治信任、提高公平感知,要想提高公众的公平信任感还需要更多的激励因素。但这并不代表不需要加大反腐力度,由于反腐政策的实施能够防止公众不满意,因此在打造公平可信营商环境的过程中,仍需要反腐政策的支持并加强反腐斗争的舆论宣传。

## (二) 异质性检验

十八大以来“既打老虎,也拍苍蝇”的反腐策略体现了党中央强烈的反腐决心。反

腐规模的扩大以及查处贪腐官员级别的上升使公众的腐败感知水平产生变化。“老虎”、“苍蝇”一起打似乎具有策略性，但在认识上比较模糊，公众无法有效判断腐败程度和反腐努力程度，有可能会产生认知差异（孙宗锋和杨丽天晴，2016）。季程远和孟天广（2020）将“打老虎”（对高级别官员的打击）作为反腐败手段中的“结构偏好”，“拍苍蝇”（对低级别官员的打击）作为反腐败手段中的“规模偏好”，证实了反腐败的结构偏好损害了公众政治信任，而规模偏好提高了政治信任。在中国公众存在差序信任格局，对中央信任度较高而对地方信任度较低的情形下，反腐规模偏好和结构偏好在影响公众信任的同时，是否会给营商环境带来不同影响？

本文借鉴季程远和孟天广（2020），通过查询 2009—2018 年被调查及处分的中共省级行政区党委常委名单，构建判断“有无老虎”的虚拟变量进行分组，如果当年有被调查及处分的中共省级行政区党委常委，虚拟变量值为 1，否则即为 0。表 4 第（1）列是虚拟变量值为 0 的组，即仅有规模效应，查处官员中不存在“老虎”，此时核心解释变量对于营商环境的影响仍然正向显著，*did* 的系数为 0.0467；第（2）列是虚拟变量值为 1 的组，既有规模效应又有结构效应，查处官员中存在“老虎”，此时核心解释变量对于营商环境的影响系数为 0.0630，表明在改善营商环境的过程中，“拍苍蝇”的反腐手段相比于“打老虎”起到了更关键的作用。基层权力寻租机会较多、空间较大，“拍苍蝇”斩断了滋生腐败的生态链，从源头上为营商环境优化提供了坚强保障。

为进一步分析不同营商环境水平下，强反腐与弱反腐的边际效果差异，本文分别选取 0.1、0.5 和 0.9 分位点进行分位数回归，回归结果如表 4 第（3）—（5）列所示。结果表明，在所有分位点处核心解释变量对于营商环境的影响都正向显著，即在十八大反腐行动冲击下，反腐力度强的地区能够更好地改善营商环境，但对营商环境条件分布两侧的改善效果小于中间部分。这意味着加强反腐力度能够促进全国营商环境水平的整体改善，且对中等营商环境水平的改善效果最为明显。

表 4 异质性检验

	无“老虎” (1)	有“老虎” (2)	$Q=0.1$ (3)	$Q=0.5$ (4)	$Q=0.9$ (5)
<i>did</i>	0.0467 *** (4.75)	0.0630 (1.45)	0.0272 *** (3.66)	0.0414 *** (4.41)	0.0202 *** (5.24)
<i>lntransport</i>	0.0386 ** (2.47)	0.0690 (1.29)	0.0128 ** (2.35)	0.0118 (0.83)	0.0206 *** (3.60)
<i>open</i>	-0.3591 *** (-8.39)	-0.8779 *** (-5.32)	-0.2079 *** (-7.34)	-0.2948 *** (-6.26)	-0.2750 *** (-7.09)
<i>_cons</i>	0.4794 *** (4.66)	0.7625 * (1.76)	0.3793 *** (6.70)	0.5791 *** (5.77)	0.5404 *** (10.13)
<i>N</i>	212	68	280	280	280
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
$R^2$	0.949	0.981			
<i>adj. R<sup>2</sup></i>	0.937	0.954			

## 六、结论与政策建议

以优化营商环境为牵引推动全面深化改革，是推动落实构建“双循环”新发展格局的重要抓手和强大动力。十八大以来，一方面我国优化营商环境的改革不断加速，简政放权等改革不断深化，成为全球营商环境改善幅度最大的经济体之一，另一方面反腐败也进入了新的发展阶段，反腐败如何为这些改革创造良好的制度基础，是一个值得深入研究的话题。本文以十八大以来反腐行动作为准实验，使用 DID 模型评估反腐对地区营商环境的影响及机制。

研究表明：(1) 反腐有利于营商环境优化，地区反腐力度越强，对营商环境的改善作用越大，且加大反腐力度对营商环境的正向影响具有可持续性，在考虑了共同趋势以及不可观测因素的影响后该结论依然成立。(2) 反腐通过企业和公众两方面主体的作用路径影响营商环境，从企业主体来看，反腐有利于活跃地区创业进而优化营商环境；从公众主体来看，要想提高公众的公平信任感和满意度进而影响营商环境还需要更多的激励因素。(3) 反腐舆论与营商环境之间存在正 U 形关系，反腐舆论较弱时其会降低反腐政策的有效性，削弱加强反腐力度带来的正向边际效果，对营商环境有不利影响，而加大反腐舆论工作力度有利于提升反腐效果。(4) “拍苍蝇”的反腐策略相对于“打老虎”来说，更能增强企业和公众的反腐获得感，对营商环境体现出更积极的影响。

基于以上结论，本文提出政策建议如下：(1) 构建反腐政策网络，注重基层腐败治理。深化中央与地方政府、地方政府之间以及公私部门之间的战略伙伴关系，吸纳地方政府、企业、公民等治理主体，在制度反腐上达成一致目标。对于需要保留管制的领域继续加大反腐力度，扩大反腐规模，以“拍苍蝇”为重点实现基层制度反腐。(2) 利用结构式政策工具，推动构建亲清政商关系。将营商环境纳入官员考核体系，强化公共问责监督机制，进一步加大简政放权范围，促进地方政府职能由事前审批者向过程监督者转变，充分利用数字经济等新兴技术，精简审批流程，从根源消除腐败。(3) 搭建反腐舆论互动平台，提高公众公平感知和政治信任。在制度反腐中搭建公共信息交换平台，开放网络监督渠道，充分调动各界力量共同参与执行和监督反腐败行动，从过去单中心化的治理模式转变为多中心治理模式。

### 参考文献：

1. 陈刚、李树：《中国的腐败、收入分配和收入差距》[J]，《经济科学》2010年第2期，第57—70页。
2. 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年第7期，第146—160页。
3. 董志强、魏下海、汤灿晴：《制度软环境与经济发展——基于30个大城市营商环境的经验研究》[J]，《管理世界》2012年第4期，第9—20页。
4. 范子英：《转移支付、基础设施投资与腐败》[J]，《经济社会体制比较》2013年第2期，第179—192页。
5. 黄玖立、李坤望：《吃喝、腐败与企业订单》[J]，《经济研究》2013年第6期，第71—84页。
6. 黄亮雄、孙湘湘、王贤彬：《反腐败与地区创业：效应与影响机制》[J]，《经济管理》2019年第9期，第7—21页。



7. 季程远、孟天广：《反腐败与政治信任：结构偏好与规模偏好的影响差异》[J]，《上海交通大学学报（哲学社会科学版）》2020年第2期，第99—112页。
8. 李志军、张世国、李逸飞、单珊：《中国城市营商环境评价及有关建议》[J]，《江苏社会科学》2019年第2期，第36—48页。
9. 刘晴、胡甜甜、邵智：《交通基础设施对企业内外销关系的影响机制分析：基于新经济地理运输成本的视角》[J]，《世界经济研究》2020年第5期，第18—34页。
10. 聂辉华、李琛：《进入管制、腐败与反腐败政策》[J]，《世界经济》2017年第8期，第103—119页。
11. 孙群力、陈海林：《我国地区营商环境的决定因素、影响效应和评价指数——基于MIMIC模型的研究》[J]，《财政研究》2020年第6期，第107—122页。
12. 孙宗锋、杨丽天晴：《“打老虎”如何影响公众腐败感知差异？——基于广东省的准实验研究》[J]，《公共行政评论》2016年第3期，第89—107页。
13. 田利辉、王可第：《腐败惩治的正外部性和企业创新行为》[J]，《南开管理评论》2020年第2期，第121—131页。
14. 汪锋、姚树洁、曲光俊：《反腐促进经济可持续稳定增长的理论机制》[J]，《经济研究》2018年第1期，第67—82页。
15. 王茂斌、孔东民：《反腐败与中国公司治理优化：一个准自然实验》[J]，《金融研究》2016年第8期，第159—174页。
16. 吴一平：《财政分权、腐败与治理》[J]，《经济学》（季刊）2008年第3期，第1045—1060页。
17. 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年第4期，第86—100页。
18. 徐换歌、蒋硕亮：《政府效能、腐败规制对营商环境的优化效应研究——来自跨国面板数据的经验证据》[J]，《公共管理与政策评论》2020年第1期，第84—96页。
19. 岳磊、刘乾：《患寡更患不均：不公平感如何影响公众的政治信任——基于对亚洲和拉丁美洲舆情表的多层分析》[J]，《经济社会体制比较》2020年第6期，第182—193页。
20. 张睿、张勋、戴若尘：《基础设施与企业生产率：市场扩张与外资竞争的视角》[J]，《管理世界》2018年第1期，第96—110页。
21. 周泽将、高雅萍、张世国：《营商环境影响企业信贷成本吗》[J]，《财贸经济》2020年第12期，第117—131页。
22. Achim, M. V. , 2017, “Corruption, Income and Business Development” [J], *Journal for International Business and Entrepreneurship Development*, Vol. 10, No. 1: 85-100.
23. Alshmemri, M. , Shahwan-Akl, L. , Maude, P. , 2017, “Herzberg’s Two-Factor Theory” [J], *Life Science Journal*, Vol. 14, No. 5: 12-16.
24. Anokhin, S. , Schulze, W. S. , 2009, “Entrepreneurship, Innovation, and Corruption” [J], *Journal of Business Venturing*, Vol. 24, No. 5: 465-476.
25. Cai, H. , Fang, H. , Xu, L. C. , 2011, “Eat, Drink, Firms, Government: An Investigation of Corruption from the Entertainment and Travel Costs of Chinese Firms” [J], *The Journal of Law & Economics*, Vol. 54, No. 1: 55-78.
26. Campante, F. R. , Do, Q. A. , 2014, “Isolated Capital Cities, Accountability, And Corruption: Evidence From US States” [J], *American Economic Review*, Vol. 104, No. 8: 2456-2481.
27. Cera, G. , Breckova, P. , Cera, E. , Rozsa, Z. , 2019, “The Effect of Business Enabling Policies, Tax Treatment, Corruption and Political Connections on Business Climate” [J], *Acta Polytechnica Hungarica*, Vol. 16, No. 4: 113-132.
28. Dutta, N. , Sobel, R. , 2016, “Does Corruption Ever Help Entrepreneurship?” [J], *Small Business Eco-*

- nomics, Vol. 47, No. 1: 179-199.
29. Eddleston, K. A. , Banalieva, E. R. , Verbeke, A. , 2020, “The Bribery Paradox in Transition Economies and the Enactment of ‘New Normal’ Business Environments” [J], *Journal of Management Studies*, Vol. 57, No. 3: 597-625.
  30. Estrin, S. , Korosteleva, J. , Mickiewicz, T. , 2012, “Which Institutions Encourage Entrepreneurial Growth Aspirations?” [J], *Journal of Business Venturing*, Vol. 28, No. 4: 564-580.
  31. Mauro, P. , 1995, “Corruption and Growth” [J], *The Quarterly Journal of Economics*, Vol. 110, No. 3: 681-712.
  32. Rose-Ackerman, S. , Tobin, J. , 2005, “Foreign Direct Investment and The Business Environment in Developing Countries: The Impact of Bilateral Investment Treaties” [J], *Yale Law & Economics Research Paper*, Vol. 293: 1-67.
  33. Wilson, J. Q. , 1966, “Corruption: The Shame of the States” [J], *The Public Interest*, No. 2: 28.

## Does Anti-Corruption Affect the Regional Business Environment? Empirical Evidence Based on the Anti-Corruption Campaign Since the 18th CPC National Congress

Deng Huihui, Liu Yujia

(Institute of International Economy, University of International  
Business and Economics)

**Abstract:** Taking anti-corruption actions in the 18th National Congress of the Communist Party of China as an exogenous policy impact, this paper designs a quasi-natural experiment based on the differences in the anti-corruption efforts of different regions and uses the difference-in-differences (DID) model to evaluate the impact and transmission path of the new anti-corruption policies on the business environment of different regions. The research results of this paper are as follows. (1) The anti-corruption policies are conducive to the sustained improvement of the business environment. (2) Anti-corruption is conducive to regional entrepreneurship and optimization of the business environment, but more incentive factors are needed to improve the public’s sense of fairness and trust. (3) There is a U-shaped relationship between media reports and the business environment. When the anti-corruption media efforts are increased, the anti-corruption effect will be improved. (4) Instead of punishing ordinary officials, the anti-corruption measures of punishing senior officials can make enterprises and the public better feel the effectiveness of anti-corruption and have more positive effects on the business environment. To this end, it is suggested to improve the grassroots anti-corruption governance, guide the public to correctly understand the public opinions against corruption, improve public perceptions of fairness and political trust, and establish clean government-business relations.

**Keywords:** business environment; anticorruption; difference-in-differences model

**JEL Classification:** D73; D78