

育活力于秩序：行政执法规范与中小企业跨地区流入

元寿伟， 陈雅婷， 马光荣， 刘 潘

【摘要】 公开公平公正的市场经济秩序对于激发企业，尤其是中小企业的市场活力至关重要。本文基于各地行政处罚领域的行政裁量权基准制度构建双重差分模型，利用全国工商企业变更登记信息、行政处罚微观数据、全国税收调查数据和裁判文书等多维数据，实证检验了地方行政执法规范对中小企业跨地区流入的影响及作用机制。研究结果表明，行政裁量权基准制度的推行促进了中小企业跨地区流入，激发了本地市场活力。降低制度性交易成本是行政裁量权基准制度激发市场活力的重要机制：通过提升执法过程中执法依据的公开性、横向主体的公平性和处罚结果的公正性，优化了本地制度环境，并直接降低了实体企业的费用负担。此外，行政裁量权基准制度未增加企业税收负担，反而促进本地企业提“质”和增“量”，在集约边际上扩大投资，最终带来税收增长效应。本文借助微观数据刻画了行政执法行为，丰富了行政执法与企业行为的相关研究，对行政执法规范和财税政策协调具有重要启示。

【关键词】 市场活力； 行政裁量权； 行政处罚； 公开公平公正； 制度性交易成本
【中图分类号】 F272 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-480X(2025)08-0178-19

一、引言

市场主体是经济发展的基本载体，中小企业是推动创新、促进就业、改善民生的重要力量。2024年末，中国的中小企业数量已超过6000万户。可以说，中小企业有活力则经济发展质量高，这既是发达国家市场经济发展的共性特征，也是中国社会主义市场经济发展的实践经验。党的十八大以来，中国大力推行减税降费政策，深化“放管服”改革，以培育市场主体、激发市场活力。与此同时，部分地方“畸轻畸重”“类案不同罚”的行政执法行为对市场活力的影响，也日益受到社会关注。行政执法（财政端表现为罚没收入）的自由裁量空间过大，不仅影响财政收入质量和可持续性（吕炜和王伟同，2021；吕冰洋等，2024），而且会引发企业对政策稳定和发展

【收稿日期】 2025-03-20

【基金项目】 国家自然科学基金青年项目“疫后复苏背景下地方政府专项债的分配逻辑和经济效应评估：实际效果、微观机制和优化路径”（批准号72303247）。

【作者简介】 元寿伟，中南财经政法大学财政税务学院副教授，经济学博士；陈雅婷，中南财经政法大学财政税务学院硕士研究生；马光荣，中国人民大学财政金融学院教授，经济学博士；刘潘，中南财经政法大学财政税务学院副教授，经济学博士。通讯作者：刘潘，电子邮箱：zuel_liupan@zuel.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。

预期的担忧,既不利于激发和保持本地的市场活力,也无法处理好政府和市场、秩序与活力的重大关系。

毋庸置疑,赋予行政机关一定的裁量权是应对行政法规不完备性、提高行政效率所必需,但为保护市场主体的合法权益,也必须对行政裁量权加以规范,以切实维护公平竞争的市场秩序。否则,行政裁量权的行使缺乏完善制度约束,加之罚没收入的资金用途缺乏专项性,既助长了地方政府追求可灵活支配资金的动机(Su, 2020; Su, 2021; 谷成和张春雷, 2023),也导致乱罚款、乱收费等问题不断出现。针对该问题,国务院于2022年、2023年和2024年连续三年调整和取消部分罚款事项,规范和监督执法罚款行为,以及规范行政裁量权基准制定^①。党的二十届三中全会通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》(简称《决定》)进一步明确提出“完善行政处罚等领域行政裁量权基准制度”,以强化对行政执法行为的制度约束。当前,学术界亟须回答的问题是,行政裁量权基准制度如何塑造行政执法行为,能否实现激发市场活力的效果,以及是否影响政府财政收入行为,对这些问题的讨论,可为未来进一步在全国层面谋划行政裁量权基准制度提供可靠的经验证据。

本文基于全国各地政府陆续推行行政处罚领域的行政裁量权基准制度,实证评估了地方行政执法规范对中小企业跨地区流入的影响,并以行政处罚微观数据为核心,匹配全国工商企业变更登记信息、全国税收调查以及裁判文书等数据,考察了行政执法规范产生经济效应的作用机制。研究发现,行政裁量权基准制度促进了异地中小企业流入,激发了本地市场活力。形成这一效应的核心机制是降低了制度性交易成本。首先,行政裁量权基准制度提升了地方行政执法的公开性、公平性和公正性,通过增强行政执法规范性优化了地区制度环境。其次,直接降低实体企业费用负担,形成了可观测的降成本机制。进一步分析表明,这一正向效应对本省企业作用大于外省企业,对服务业的作用大于制造业,对成熟企业的作用大于初创企业,对小微型企业的作用大于中型企业,在要素集聚水平高的地区和市辖区影响更大。此外,行政裁量权基准制度不仅不会增加企业税负,反而由于外延边际上吸引异地企业流入和促进本地企业新增,提升了本地企业的数量和质量,并在集约边际上推动本地现存企业扩大投资,最终促进了本地税收收入绝对规模增长。

本文可能的边际贡献如下:①从市场法治环境的角度,利用行政裁量权基准制度实证评估行政执法规范对当地市场活力的影响。行政执法伴随的罚没收入近来不仅成为社会焦点,也成为研究热点,但现有研究主要关注罚没收入高速增长的成因(谷成和潘小雨, 2020; 赵仁杰和范子英, 2021),以及罚没收入规范的现实意义(唐贺强, 2021),多侧重从理论层面强调罚没收入规范的重要性,其经济效应的研究尤其是经验证据尚不充分。另外,在完善的市场经济中,企业在利润最大化驱动下自由流动,因此,新增流动企业是衡量本地市场活力的关键指标(Asturias et al., 2023; Han and Wu, 2024)。已有文献多从税收政策、区位导向性政策和基础设施建设等经济成本或优惠政策的角度考察资本跨区域流动的影响因素(王凤荣和苗妙, 2015; Mongrain and Wilson, 2018; Hasan et al., 2021; 马光荣和程小萌, 2022; 何凡等, 2024),但对因存在

① 2022年8月17日,国家层面首次发布了《国务院办公厅关于进一步规范行政裁量权基准制定和管理工作的意见》(国办发〔2022〕27号)。2022年以来国家层面对罚款事项的调整包括:2022年8月12日《国务院关于取消和调整一批罚款事项的决定》(国发〔2022〕15号);2023年11月1日《国务院关于取消和调整一批罚款事项的决定》(国发〔2023〕20号);2024年2月19日《国务院关于进一步规范和监督罚款设定与实施的指导意见》(国发〔2024〕5号)。

大量自由裁量权而形成的市场法治环境关注相对不足,本文结论有助于理解行政执法规范与市场活力的关系。②借助大量微观数据刻画行政执法行为的规范性,将营商环境的研究拓展至法治维度。得益于地方政府行政处罚信息的公开,本文获得的大样本单笔行政处罚微观数据,为多维度量化地方政府行政执法行为(公开性、公平性与公正性)提供了可靠支持和保障。现有文献普遍关注地方政府通过财政措施(如税收优惠和财政补贴)直接降低企业经济成本进而对企业选址决策的影响(许伟和陈斌开,2016;Auerbach,2018;赵仁杰和范子英,2021),通过优化营商环境以降低制度性交易成本亦是当前各地方政府提高当地市场活力的重要途径(夏后学等,2019;于文超和梁平汉,2019;牛志伟等,2023),但这一领域的研究尚显不足。“法治是最好的营商环境”在2019年中央全面依法治国委员会第二次会议中得到明确阐述,法治环境也被纳入营商环境的分析框架(“中国城市营商环境评价研究”课题组,2021)。近期文献从不同角度关注制度性交易成本对市场主体的影响,包括政府信息公开与政策不确定性(李文钊等,2023;何雨可等,2024)、公平竞争市场环境(叶光亮等,2022;牛志伟等,2023)和市场监管(余泳泽等,2023),但由于数据局限性,现有研究大多通过政策冲击或宏观数据阐释整体营商环境。本文进一步通过微观数据刻画地方政府行政执法的规范水平,试图打开地方政府行政执法的量化“黑箱”。③为协调财税政策和加强财政收入尤其是非税收入管理提供经验证据和政策依据。本文研究发现,地方逐步推行的行政裁量权基准制度能够促进异地企业流入和本地企业新增,有效拓宽了地方税基,并在不增加企业税负的情况下推动了地方税收收入增长。当前,中国正处于开创高质量发展新局面的阶段,大规模减税降费政策持续推进,但以罚没收入为代表的非税收入快速增长引发了社会对“税费替代”现象的关注(郭庆旺,2019;彭飞等,2020;赵仁杰和范子英,2021;吕冰洋等,2024),如何通过制度设计以实现控制非税收入过快增长的同时不增加税收负担是当下需要回答的现实问题。本文基于多维数据回应了这一担忧,为在全国范围内推行更全面的行政裁量权基准制度提供了重要经验证据,并印证了处理好“政府与市场”“秩序与活力”等重大关系的可行性。

余文结构安排如下:第二部分为制度背景和理论分析;第三部分介绍研究设计;第四部分是实证分析与稳健性检验;第五部分为影响机制分析;第六部分进行异质性分析并检验对企业税负的影响,以及考察如何激发市场活力;最后是研究结论与政策启示。

二、制度背景与理论分析

1.行政裁量权基准制度的现实背景

法规与规章的语言原则赋予了执法者较大的行政自由裁量权。正如孟子所言,“徒法不能以自行”,行政裁量权的存在自古便被认可。然而,在实际操作中,执法者往往缺乏清晰的衡量尺度(林菡馨和龙小宁,2020)。当行政裁量权的行使偏离公开、公平、公正的法治原则时,便容易导致裁量权滥用,进而引发逐利执法、以罚代管等问题。其背后的动因在于,罚没收入不仅为地方政府非生产性财政支出提供了融资途径,还可弥补地方财政收支差额(谷成和张春雷,2023)。当前,地方罚没收入情况呈现出如下特征:地方罚没收入规模持续上升,而中央罚没收入相对稳定,地方在全国罚没收入中的占比居于主导地位;自2015年以来,地方罚没收入的同比增长率持续高于税收收入,即便在税收收入负增长的情况下,罚没收入仍逆势增长;地方罚没收入在非税收入中的占比逐年扩

大,而其他收入项的比重则迅速下降^①。

行政裁量权基准制度是规范地方行政执法行为的重要制度创新。针对同类违法行为,相关法律条文通常提供不予处罚、免予处罚、从轻处罚、减轻处罚、从重处罚等多种选择,但这些规定大多以原则性表述为主。这种具有“弹性”的行政裁量权被赋予具体执行部门,容易导致不同地方对相似违法行为的处罚标准存在差异,在同一系统内部也常出现执行尺度不一的问题。为此,多地逐步推进行政裁量权基准制度的建设,部分地方还通过立法进一步统一了制度的概念内涵、制定程序及适用规则,确保其规范性和有效性。可以说,行政裁量权基准制度的推行为深入研究行政执法规范的经济效应提供了关键分析框架。

梳理各地政策文本后,可以将行政裁量权基准制度的核心内容归结为三个要点^②:①信息公开。行政裁量权基准制度的制定和执行必须严格遵循法定程序,向社会公开,并接受社会监督。②公平合理。根据裁量因素,并结合本地实际情况,将违法情形从轻到重划分为若干阶次,并为每一等级制定相应的处罚内容,形成违法情节与处罚力度相匹配的统一量罚标准,即《裁量基准表》和《不予处罚清单》,以防止行政裁量权的滥用。③程序公正。如果裁量基准的适用出现显失公平或明显不当的情况,可以通过一定的程序进行调整,但在明确违法情节、具体条件和处罚标准前需严格评估。

2. 理论分析与研究假说

企业通过自由流动寻求最优区位,以实现利润最大化目标,该过程是市场活力的重要微观体现。企业跨区域流动受多种因素影响,其本质上是对成本与收益的权衡。在理性经济人假设下,如果企业在某地生产经营的成本越低、收益越高,企业的投资回报率将上升,利润最大化动机将使得该地对企业流入的吸引力增强。具体而言,成本端主要包括生产性成本和制度性交易成本两大类,前者是生产要素的使用成本(即物质生产过程中的成本),后者源于人与人社会关系中的制度性成本(即交易费用)。收益端则与市场条件密切相关,如产业环境、市场规模和经济集聚效应。

行政处罚领域的行政裁量权基准制度旨在规范地方行政执法行为,本文认为其影响市场活力的核心机制是降低制度性交易成本。交易费用是新制度经济学的核心概念,广义上被视为一系列制度成本(或称为“制度运行的费用”)。根据新制度经济学的分析框架,现实中虽难以严格区分不同类型的交易费用(诺斯,1994),但好的制度具有降低交易费用的内在动力,从而能够优化资源配置。制度运行的费用,包括各种规章制度的制定与执行、政府收支安排、行政效率等,主要产生于市场主体与政府之间的互动过程,并根源于政府行为的影响。良好的制度环境能够降低交易费用,为市场活力的释放创造条件,是企业进行区位选择决策时的关键考量(Bruno et al., 2013;“中国城市营商环境评价研究”课题组, 2021)。本文将从制度性交易成本的视角,阐释行政裁量权基准制度如何优化本地制度环境,以及如何降低实体企业可观测的费用负担^③。

(1)行政裁量权基准制度能够通过提高行政执法规范性实现制度环境的优化。尽管现有文献对制度环境并未形成统一定义,但制度环境通常与营商环境具有相似含义(胡凯和吴清, 2012;李文钊等, 2023)。在实践中,行政执法人员对行政裁量权的行使及其具体执法行为构成了地方制度环境的

① 地方罚没收入特征事实参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② 行政裁量权基准制度的核心内容原文参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

③ 简要的理论模型参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

重要组成部分。基于法治原则,本文从“公开、公平、公正”三个维度阐释行政裁量权基准制度优化制度环境的路径,并通过实证分析进一步检验。

提高公开性。行政裁量权基准制度要求行政执法人员在执法过程中明确提供执法依据,详细说明处罚类型、违反情节及处罚幅度等,并配合信息公开和多方监督机制,从而有效提高执法的公开性。通过公开处罚依据,保障社会公众的知情权,减少执法人员和市场主体间的信息不对称,降低随意执法的可能性,这是提升行政执法规范性的前提。已有研究表明,“放管服”改革及数字治理等政策有效促进了信息公开(李文钊等,2023;何雨可等,2024;彭远怀和胡军,2024),减少了企业因应对信息不确定性而增加的非生产性支出、税费支出等策略性行为(于文超和梁平汉,2019),从根源上激发了企业活力;制度环境中不确定性的增加则会抑制异地资本的流入和本地企业新增(Bruno et al., 2013;陈俊华等,2024)。

促进公平性。公平竞争是市场经济有效运行的核心,也是保障各类生产要素自由流动、平等获取资源的关键。然而,长期以来,中国市场竞争中基于企业所有制和规模差异的不公平现象广泛存在。因此,构建确保各类市场主体公平参与市场竞争的制度环境,是激发民营企业及中小企业市场活力的关键(何凡等,2024)。既有文献也表明,提升市场竞争公平性的制度可以有效降低制度性交易成本,促进企业跨地区投资(白俊等,2024)。行政裁量权基准制度明确了公平原则,要求行政处罚达到“量罚一致”,即相同或相似违法行为应适用相同的处罚种类和幅度,由此实现横向主体间“同罪同罚”,这无疑有助于营造公平竞争的市场法治环境。

保证公正性。行政裁量权基准制度除了明确行政执法的裁量标准,还通过建立社会监督机制和内部考评体系来约束不规范、不公正的执法行为。参照方福前等(2023)衡量法治情况的思路,可以合理推测,随着行政执法公正性的提升,市场主体遭受不公正行政处罚的现象将显著减少。当公民、法人或其他组织对处罚结果持有异议时,可通过申请行政复议或提起行政诉讼来寻求支持。因此,确保行政执法的公正性将对应减少因行政诉讼而导致的处罚结果被二次变更的情况。

以上三方面共同提升了地方行政执法规范性,改善了本地制度环境,而制度环境的改善能够有效降低制度性交易成本,进而吸引实体企业入驻,为持续激发市场活力奠定基础。

(2)行政裁量权基准制度能够有效降低市场主体实际费用负担。在企业跨地区流动过程中,制度环境的差异直接影响企业的收益成本决策。制度环境的改善意味着行政权力边界的明确划定(李文钊等,2023),能降低企业的制度性交易成本,而制度性交易成本的高低是影响市场活力的重要因素(王永进和冯笑,2018;吴怡俐等,2021;孙伟增等,2024)。在地方政府行政执法环节,执法行为公开、公平和公正均能有效促进执法规范性,必然会降低企业实际承担的因不规范执法产生的费用负担。同时,行政裁量权基准制度倡导将处罚与教育相结合,在执法程序上坚持“宣传教育在先,检查处理在后”,要求对违法行为轻微未造成危害后果的情形从轻或不予处罚,并尽量采用没有损害或损害较小的方式进行执法。这些举措均有助于减轻企业因违规行为产生的费用负担,而此类负担会直接影响企业的成本、盈利和投资能力(彭飞等,2020;赵仁杰和范子英,2021)。基于此,本文的合理推测是,在其他条件相同的情况下,本地企业的实际费用负担越低,对异地企业的吸引力越大,同时也更有利于本地企业的成长与发展。

综上,提炼出有待验证的核心研究假说:

H1:行政裁量权基准制度能促进异地中小企业流入,激发本地市场活力。

H2:行政裁量权基准制度影响中小企业流入的核心机制是降低了制度性交易成本,促进行政执

法公开、公平、公正。一方面,有助于优化本地制度环境;另一方面,可以直接降低实体企业实际承担的费用负担。

三、研究设计

1. 实证策略

基于行政裁量权基准制度推行在地区和时间上的双重差异,本文采用渐进双重差分法进行实证分析。模型设定如下:

$$Firmflows_{ict} = \alpha_0 + \beta \cdot Discretion_{ct} + \lambda \cdot X_{ict} + \mu_i + \nu_{pt} + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中, $Firmflows_{ict}$ 代表 c 市 i 区县在第 t 年的市场活力,使用经IHS(Inverse Hyperbolic Sine,IHS)转换的中小企业跨地区流入数量衡量^①。 $Discretion_{ct}$ 表示城市 c 的行政裁量权基准制度推行状态, $Discretion_{ct} = Treat_c \times Post_t$,如果城市 c 在样本期内推行了行政裁量权基准制度,则 $Treat_c$ 赋值为1,否则为0。 $Post_t$ 表示制度实施前后的指标,如果 $t \geq t_0$ (t_0 为城市 c 在样本期间内开始推行行政裁量权基准制度的年份),那么 $Post_t$ 赋值为1,否则为0。式(1)中,系数 β 是本文关注的估计系数,该系数的经济含义为:相较于未推行行政裁量权基准制度的城市而言,推行行政裁量权基准制度的城市在制度推行后,辖区内各个区县平均新增多少异地流入企业;若 $\beta > 0$,则表明制度推行有利于激发本地市场活力。 X_{ict} 代表区县层面控制变量; μ_i 为区县固定效应,以控制区县层面不随时间变化的不可观测因素对市场活力的影响; ν_{pt} 是省份一年份固定效应,用于控制省级层面随年份变化的不可观测因素的干扰,例如,省级政府制定的省内经济政策、实施在省级层面的试点政策等; ε_{ict} 为随机扰动项。实证回归中标准误差聚类在城市层面。

2. 变量设置与数据来源^②

(1)被解释变量。本文以2011—2020年为样本区间,以区县层面跨地区流入的中小企业加总数衡量当地市场活力。需要说明的是,之所以不使用本地新增注册企业数量作为核心变量,是考虑到跨地区流入企业数量对制度环境变化的响应程度更大且更符合本文研究情境(本地新增注册企业往往处于早期探索阶段,其选址更可能受土地成本、产业集聚、创业补贴等显性市场因素的影响)、能够捕捉更丰富的异质性(迁移前的特征差异)和对现有文献的有益补充(现有文献主要使用上市公司异地投资数据分析企业流动问题,上市公司的特殊性使得使用上市公司样本进行研究可能会掩盖真实的微观影响)三方面原因。

(2)核心解释变量。鉴于行政裁量权基准制度缺乏统一的数据来源,本文首先从各城市政府的网站、新闻报道进行手工收集;随后,本文对所有收集到的政策文件进行逐一筛选,以确保数据的准确性。具体而言:①判断政策文件中是否明确提到行政裁量权基准制度的建立;②剔除由国家或省级政府推行的政策文件,以及涉及非市级政府的部门性文件,如税收、审计、交通等部门,

① 之所以使用区县而不是城市层面的结果变量,是基于县域经济的重要性、保证政策的外生性、减少加总误差以及提高机制分析的可靠性四方面的考虑。在稳健性检验中,本文也使用城市对面板数据进行分析。

② 数据处理部分的详细内容及主要变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

进而确保分析对象仅限于当地政府自主出台的政策^①;③本文构建得到全国城市层面的行政裁量权基准制度数据,在地区覆盖上,全国共有79个城市作为处理组样本,249个城市为对照组样本^②。

(3)机制变量。①行政处罚。为刻画地方行政执法规范性,本文通过网络爬虫技术,收集并整理了各地政府公开的所有行政处罚决定书。基于行政处罚决定书提取单笔处罚的相关信息而构建全国行政处罚微观数据,纳入数据的行政处罚信息涵盖了主题分类、处罚机关、执法级别、执法地域、处罚对象及其分类、处罚日期和处罚依据等详细内容。②行政处罚涉诉案件。本文测算行政处罚涉诉案件的原始数据来自中国裁判文书网,为满足实证分析的需要,将案件数量按年份汇总至区县级行政单位,并将行政处罚案件中被人民法院终审判决变更的情况作为衡量执法公正性的核心指标^③。③企业税费负担和投资。实证分析进一步讨论行政执法规范对企业费用负担、税收负担以及投资行为的影响,企业层面相关变量数据来自2011—2016年的全国税收调查数据。

(4)控制变量。区县层面控制变量包括地方官员变更、行政区划调整、基础设施建设、经济发展状况四方面。其中,前三类变量为虚拟变量,借鉴杨海生等(2014)整理得到地方官员变更数据,其余数据来自全国行政区划信息查询平台、国家铁路局网站和百度地图POI。当区县发生撤县设区或撤县设市、开通高铁、开通地铁,当年及以后年份的对应变量取值1,否则为0;当年发生(区)县委书记或(区)县长变更,该变量取值1,否则为0。经济发展状况方面考虑地方经济发展水平、人口密度、空气污染以及是否为贫困县四个指标。经济发展水平采用夜间灯光数据作为度量,数据由哈佛大学提供,来源基于DMSP-OLS和SNPP-VIIRS的整合校准;人口状况使用人口密度衡量,通过LandScan全球人口分布栅格数据提取区县的平均人口密度;空气污染指标选用区域PM_{2.5}浓度衡量,数据来源于华盛顿大学圣路易斯分校提供的全球PM_{2.5}浓度数据。为减少国家支持贫困县的政策干扰,本文还控制了区县是否被列入国家贫困县名单。

四、实证结果与分析

1. 基准回归结果

表1呈现了地方推行行政裁量权基准制度对中小企业跨地区流入的估计结果。第(1)列为混合OLS回归,仅包含政策变量。第(2)列在第(1)列基础上加入了控制变量,结果显示,行政裁量权基准制度(*Discretion*)的系数显著为正,表明行政裁量权基准制度的推行能够促进中小企业跨地区流入数量的增长。第(3)、(4)列分别引入了区县固定效应、省份一年份固定效应,不难发现,无论是引入区县固定效应,还是省份一年份固定效应,*Discretion*的系数始终在1%的水平上显著为正。第(5)列为本文基准回归结果,结果显示,地方推行行政裁量权基准制度能使得辖区内各个区县中小企业流入数量平均增加16%。

① 城市人民政府发文和出台的制度性政策文件,其适用范围为下辖政府及全市所有政府部门;而某部门发布的实施细则性文件,其适用范围仅为本部门,通常附有详细的实施办法。

② 2021年,中国总计333个地级行政区,包括293个城市、7个地区、30个自治州、3个盟,本文统称“城市”。本文立足于县域活力,研究分析不考虑不设区县的东莞市、中山市、儋州市、三沙市和嘉峪关市。

③ 行政处罚案件在上诉后被终审改判的情况,常被各地政府视为衡量行政裁量权行使是否公正的重要依据,同时也是对行政执法相关人员开展过错责任追究的重要参考指标。

表 1 行政裁量权基准制度对中小企业跨地区流入的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>
<i>Discretion</i>	0.4656*** (0.0834)	0.1872*** (0.0678)	0.2136*** (0.0771)	0.1587*** (0.0521)	0.1600*** (0.0484)
控制变量	否	是	是	是	是
区县固定效应	否	否	是	否	是
省份一年份固定效应	否	否	否	是	是
观测值	27220	27220	27220	27220	27220
Adj.R ²	0.0212	0.1894	0.5506	0.4136	0.6478

注：***、**、*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平，括号内为聚类到城市层面的稳健标准误。以下各表同。

2. 平行趋势假设检验

本文运用双重差分法评估行政裁量权基准制度对中小企业跨地区流入的影响,其基本前提是满足平行趋势假设。为此,本文通过事件研究法检验事前平行趋势和政策的动态效果,模型设计如下：

$$Firmflows_{ict} = \beta_0 + \beta_1^n \sum_{n \geq -5, n \neq -1}^8 Discretion_{c, poli_year+n} + \lambda X_{ict} + \mu_i + \nu_{pt} + \varepsilon_{ict}$$

(2)

其中, $Discretion_{c, poli_year+n}$ 代表行政裁量权基准制度推行的窗口期,制度推行第 n 年取值 1($n < 0$ 表示制度推行前的年份, $n \geq 0$ 则为制度推行后的年份),其余取值 0。本文以制度推行前 1 年为基期,对窗口期以外的观测值作两端合并处理,式(2)检验了中小企业跨地区流入在行政裁量权基准制度推行前 5 年到后 8 年的动态变化。

图 1 直观反映了行政裁量权基准制度的平行趋势和动态效果。从图中可以发现,制度推行以前,所有估计系数均不显著,表明处理组和对照组地区的跨地区流入企业数量在政策前保持一致的变化趋势,基准回归模型满足平行趋势假设;制度推行以后,所有估计系数显著为正,说明相对于对照组而言,处理组地区对异地企业流入的吸引力有所提高。此外,观察估计系数取值的变化趋势可知,随着行政裁量权基准制度的深入推行,制度的促流入效应呈现逐步加强的趋势。

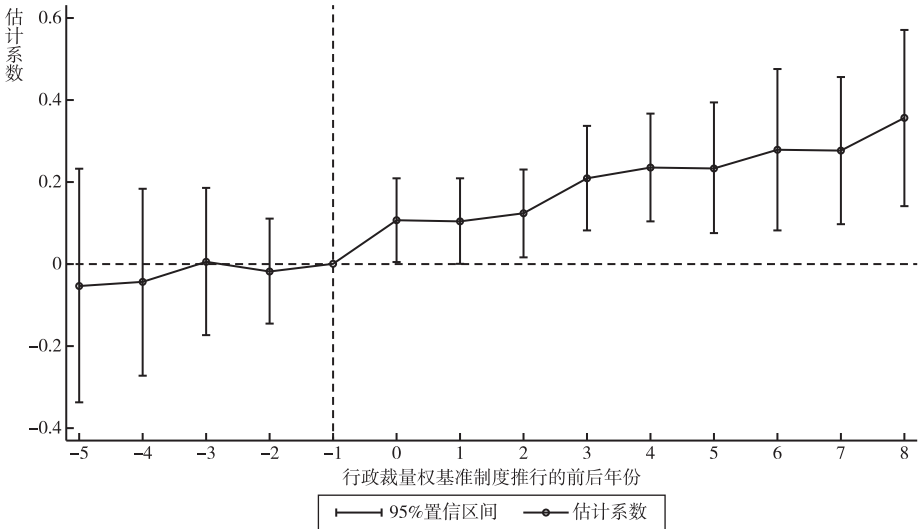


图 1 平行趋势假设检验结果

3.排除其他同期政策^①

样本期内可能存在其他一些影响企业跨地区流入的政策冲击,代表性的如物流标准化试点、宽带中国试点和国家智慧城市试点。为排除上述政策的影响,本文采取与制度推行变量相同的方式设立了“物流标准化”“宽带中国”和“国家智慧城市”3个代表同期政策的变量。随后,将上述变量代入式(1),实证结果如表2第(1)—(3)列所示。

表2 考虑同期政策的稳健性检验

变量	物流标准化	宽带中国	国家智慧城市	营商环境同期政策			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>	<i>Firmflows</i>
<i>Discretion</i>	0.1591*** (0.0483)	0.1553*** (0.0471)	0.1594*** (0.0480)	0.1669*** (0.0483)	0.1707*** (0.0483)	0.1611*** (0.0484)	0.1663*** (0.0482)
同时期政策	是	是	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
观测值	27220	27220	27220	27220	27220	27220	27220
Adj.R ²	0.6478	0.6480	0.6478	0.6479	0.6479	0.6478	0.6478

此外,如果存在与规范行政执法行为类似的政策文件,但文件未直接包含“裁量”的关键词,那么这些同期发生的政策可能对本文研究结果产生潜在干扰。其中,典型代表为各类营商环境相关改革,它们可能与行政裁量权基准制度在政策内容、治理目标或执行路径上产生一定交叉,甚至可能以联合文件或统一部署形式出现。为有效排除此类混杂效应,本文利用大语言模型(LLM)的强大文本处理能力,系统性地识别了同期发布的、可能有助于改善营商环境的政策文件^②。基于LLM的识别结果,本文从两个主要方面考察了营商环境同期政策对基准结论的潜在影响:一是仅考虑地方人民政府出台的政策文本;二是将范围扩展至人民政府及其二级部门出台的政策文本。具体而言,表2第(4)列以地方人民政府出台的政策文本为分析对象,利用LLM从政策文本内容中识别出当地首次推行营商环境相关政策的年份,设立了一个同期虚拟变量,该变量在首次推行年份及之后取值1,之前取值0。第(5)列在此基础上进一步考虑了政策的累积效应,利用当年地方人民政府已推行的营商环境政策的文件存量作为同期变量纳入回归模型。随后,第(6)列参照第(4)列的分析方法,但将政策文

① 此外,本文还进行了以下稳健性检验,包括安慰剂检验、双重差分的异质性处理效应检验、更换被解释变量和核心解释变量的检验、更换注册资本标准与筛选企业流动方向的检验、排除“空壳企业”影响的检验、地理边界匹配的检验、倾向得分匹配的检验、熵平衡法匹配的检验、城市对面板数据的检验、调整聚类层级的检验、调整回归模型的检验,以及样本自选择问题的检验。相关检验结果参见《中国工业经济》网站(ciejournal.ajcass.com)附件。

② LLM识别营商环境同期政策的步骤如下:首先,全面收集政策文件,在全国所有城市政府的网站上系统收集样本期间(2011—2020年)所有公开发表的政策文件。其次,构建政策对比库,基于中国政府网提供的营商环境政策库(网址:https://www.gov.cn/zhengce/yingshanghuanjingzck),整理得到国家层面所有明确旨在改善营商环境的政策标题,从而形成“政策对比库”。再次,利用LLM比较地方政府所有公开发布的政策文件内容,判断其是否与“政策对比库”中列示的营商环境改革精神和目标相一致。这一过程能够识别出那些标题未直接提及“营商环境”,但实质内容致力于优化营商环境的政策。

本的范围扩展至包括地方人民政府及其下属二级部门出台的文件,即采用更广泛政策主体的营商环境政策首次推行的同期虚拟变量。第(7)列则参照第(5)列的分析方法,但更多地考虑了当年地方政府及其二级部门已推行的营商环境政策的文件存量。分析结果表明,无论仅考虑地方人民政府直接出台的政策,还是将分析范围扩展至包括二级部门,并且无论是采用首次推行营商环境政策的虚拟变量,还是当年的政策文件存量作为同期政策控制变量,行政裁量权基准制度的估计系数依然显著为正。这有力地说明了,即使多维度地控制了同期可能存在的营商环境改善政策的影响,本文关于“行政裁量权基准制度能够促进中小企业跨地区流入”的主要研究结论依然稳健,所观察到的政策效应可以排除其他同期政策混淆的可能性。

五、影响机制检验

前文理论分析认为,行政裁量权基准制度通过降低制度性交易成本影响本地市场活力,具体通过提高行政执法规范性而优化地区制度环境以及降低企业费用负担两种机制,此部分结合宏观、微观数据进行检验。

1. 提高执法规范性

事实上,行政执法规范性较为抽象,难以通过单一指标加以刻画。为此,本文基于微观数据和制度分析,尝试从执法的公开公平公正三个维度对行政执法规范性进行实证检验。

(1) 执法的公开性:公示执法依据。行政执法的公开程度不仅能够约束执法机关不合理的裁量幅度,也影响公众对执法公信力的认可。表3意在回答,行政裁量权基准制度是否能够有效促进行政执法依据公开性的提升。2021年修订的《中华人民共和国行政处罚法》第五十九条明确规定,行政处罚决定书应当载明行政处罚依据。然而,在实际执法过程中,执法依据的公开程度存在差异,部分处罚决定书未能提供执法依据,或仅提供适用法规但未明确具体处罚条款。其中,仅提供适用法规的情况由于处罚条款多样性和对应处罚金额存在差异,亦可能引发执法争议。

为探讨行政裁量权基准制度对执法依据公开性的影响,表3第(1)列以行政处罚(包括罚金处罚和非罚金处罚两大类)中明确提供适用法规的案例数量占有所有行政处罚案例数量的百分比($DR-CountRatio$)作为被解释变量,反映执法依据公开的基础水平;第(2)列进一步精确执法依据,将被解释变量的分子限定为同时提供适用法规和处罚条款的案例数量($DRP-CountRatio$),聚焦于执法依据的完整性;第(3)、(4)列分别考察了提供适用法规的罚金金额占总罚金金额比重($DR-AmountRatio$),以及同时提供适用法规和处罚条款的罚金金额占总罚金金额的比重($DRP-AmountRatio$),进一步衡量执法依据公开对经济层面处罚透明度的影响。实证结果显示,行政裁量权基准制度的推行提升了地方行政执法行为在公示执法依据方面的规范性,使明确提供执法依据的行政处罚比例平均提高约7.5个百分点。这一发现凸显了行政裁量权基准制度在激发市场活力和规范市场法治环境方面的坚实制度保障作用,同时为未来进一步完善行政执法信息公开提供了实证支持和政策依据。

(2) 执法的公平性:增强横向公平。实践中一个不可否认的事实是,不同类型企业之间存在不公平竞争以及税费征管强度差异的现象,这直接影响了行政执法量罚一致原则在横向企业间的落实程度,反映了行政执法的公平性问题。为评估行政裁量权基准制度是否有助于提升行政执法的公平性,表4在表3的基础上,以该制度推行前后企业在执法过程中量罚差距的变化为被解释变量。本文首先依据注册资本规模,将企业划分为大型企业和中小企业(注册资本是否超过1000万元),并计算两类企业在明确提供适用法规、处罚条款的行政处罚与所有行政处罚中的比例差异。该比例差异作

表 3 机制检验：提高执法规范性——执法公开性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>DR-CountRatio</i>	<i>DRP-CountRatio</i>	<i>DR-AmountRatio</i>	<i>DRP-AmountRatio</i>
<i>Discretion</i>	7.5555** (3.4133)	6.1295** (2.7552)	9.0221** (3.5837)	7.5242** (3.0226)
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
省份一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	18536	18536	18536	18536
Adj.R ²	0.5148	0.5296	0.4512	0.4601

为衡量不同规模企业间执法公平性差异的重要指标,回归分析结果展示于表 4 Panel A 第(1)一(4)列。此外,结合相关文献(Lin et al.,2024),小微企业因其在规模和资源上的弱势地位,往往面临更大的执法不公风险。为进一步探讨该制度对小微企业执法差距的影响,Panel B 扩展分析了大型企业与小微企业^①间的量罚差异。Panel A、B 结果显示,行政裁量权基准制度缩小了这一差距,特别是在改善小微企业的弱势地位方面成效显著。与此同时,Panel C 还基于企业的产权类型进行了进一步对比分析。结果表明,行政裁量权基准制度的估计系数显著为负,说明制度推行后,国有企业与非国有企业的量罚差距减少。综合上述结果,行政裁量权基准制度的实施改善了不同类型企业间的执法公平性,缩小了规模与所有制维度上的量罚差距。

表 4 机制检验：提高执法规范性——执法横向公平

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\Delta DR-CountRatio$	$\Delta DRP-CountRatio$	$\Delta DR-AmountRatio$	$\Delta DRP-AmountRatio$
Panel A:大型企业、中小企业执法差异				
<i>Discretion</i>	-4.2709** (1.6752)	-3.2648** (1.4343)	-5.7114*** (2.1243)	-5.0344*** (1.7822)
观测值	18536	18536	18536	18536
Adj.R ²	0.1143	0.1201	0.0887	0.0893
Panel B:大型企业、小微企业执法差异				
<i>Discretion</i>	-4.5071*** (1.6428)	-3.4356** (1.3634)	-6.8251*** (2.3102)	-6.0694*** (1.9241)
观测值	18536	18536	18536	18536
Adj.R ²	0.1168	0.1230	0.0901	0.0920
Panel C:国有企业、非国有企业执法差异				
<i>Discretion</i>	-3.9035** (1.8592)	-2.8764* (1.7126)	-4.9130** (2.0664)	-3.8165** (1.7328)
观测值	18536	18536	18536	18536
Adj.R ²	0.1607	0.1696	0.1831	0.1908
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
省份一年份固定效应	是	是	是	是

① 依据国家市场监督管理总局2018年11月出台的《市场监管总局办公厅关于修订小微企业名录判定标准和数据规范的通知(市监注〔2018〕84号)》中的《中华人民共和国市场监督管理总局行业标准GS46-2018》对小微企业进行判定。即小微企业的判定标准为注册资本在500万元以下。

(3) 执法的公正性:降低行政处罚变更率。表5所示为行政裁量权基准制度在提升执法公正性方面的分析结果。行政处罚涉诉案件的终审变更表明地方行政执法行为未获得司法机关支持,因此,本文以区县层面的行政处罚变更率作为量化执法公正性的反向指标。具体而言,表5第(1)列采用终审变更案件数占行政处罚案件总数的百分比($APD-MR$)作为被解释变量;第(2)列将终审变更案件从行政处罚案件总数中剔除,避免因为总数(分母)包含了变更案件本身而导致的估计偏差,将被解释变量定义为净变更率($APD-NMR$);第(3)和第(4)列在前两列的基础上进一步剔除撤诉案件。撤诉行为通常被视为市场主体对行政执法结果认可的表现,从而使估计结果更加聚焦于终审变更所反映的执法公正性问题。实证结果显示,行政裁量权基准制度的推行降低了因裁量显失公正而导致的行政处罚终审变更发生率,体现了该制度在规范行政执法行为和提升执法公正性方面的积极作用。各列回归结果一致支持这一结论,且制度效应的显著性和方向大小在不同模型设定下具有稳健性。

表 5 机制检验:提高执法规范性——执法公正性

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$APD-MR$	$APD-NMR$	$APD-MR(ExWC)$	$APD-NMR(ExWC)$
<i>Discretion</i>	-1.3579** (0.5838)	-2.4307*** (0.7044)	-1.5536** (0.6082)	-2.4728*** (0.8583)
控制变量	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是
省份—年份固定效应	是	是	是	是
观测值	19054	19054	19054	19054
Adj.R ²	0.2047	0.1942	0.2021	0.1933

2.降低企业费用负担

根据前文理论分析,此部分从宏观和微观两个层面出发,考察行政裁量权基准制度对企业费用负担的影响。在宏观区县层面,本文选取区县涉企罚没收入占一般公共预算的百分比($F-Ratio$)作为被解释变量,同时考虑到罚没收入是非税收入变化的重要组成部分,构建了非税收入占一般公共预算百分比($NT-Ratio$)的指标进行分析。表6第(1)、(2)列估计结果显示,行政裁量权基准制度与罚没收入及非税收入比例均显著负相关。具体而言,在推行行政裁量权基准制度的地区,罚没收入下降幅度占平均值的24.26%,非税收入下降幅度占平均值的9.33%。这一结果表明,行政裁量权基准制度的实施不仅有效减少了企业因处罚产生的直接支出,还对企业缴纳的各类非税费用产生了外溢效应,进一步降低了其整体费用负担。

在微观企业层面,本文以企业年度管理费用、销售费用与财务费用之和与营业收入的比值(ITC)作为衡量制度性交易成本的代理变量,用以反映每单位收入所需承担的因制度性约束而产生的交易成本。尽管制度性交易成本仅是交易成本的一部分,该比值的计算可能存在一定粗糙性,但已有文献指出,其仍能较好地捕捉企业制度性交易成本的变化趋势(王永进和冯笑,2018)。研究结果显示,地方政府推行行政裁量权基准制度后,企业的制度性交易成本下降3.4%。这一发现进一步表明,行政裁量权基准制度通过规范执法行为、减少了企业面临的不确定性与不合理负担,在降低企业经营成本、优化财务结构方面发挥了积极作用。

表 6 机制检验：降低企业费用负担

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>F-Ratio</i>	<i>NT-Ratio</i>	<i>ITC</i>
<i>Discretion</i>	-0.0228** (0.0111)	-3.0605* (1.7055)	-0.0340** (0.0168)
区县控制变量	是	是	是
区县固定效应	是	是	否
省份一年份固定效应	是	是	是
企业控制变量	否	否	是
区县—行业固定效应	否	否	是
行业一年份固定效应	否	否	是
观测值	16985	15272	2695022
Adj.R ²	0.4219	0.5807	0.2091

注：微观企业层面的分析，除了区县层面协变量外，还添加了营业收入、利润总额、净利润率、是否法人企业作为企业层面的控制变量。

六、异质性分析与进一步讨论

1.异质性分析^①

本文的异质性分析从流入企业特征、流入地特征展开，具体包括：①流入企业结构特征的异质性。本文从企业行业、年龄和规模三个维度进行分析，结果显示，行政裁量权基准制度对不同结构特征的企业流入均有促进作用，体现了其激发市场活力的普适性。然而，不同特征的企业对该制度的敏感度和响应程度存在差异，在服务业企业、成立时间较长的成熟企业以及小微企业中，该制度推行的响应程度更为明显。②流入企业来源地特征的异质性。本文根据流入企业来源于省内或省际的地理差异进行分析，结果表明，该制度较多地促进了省内企业跨市流入。这也间接证明了企业在选择迁移目的地时，更倾向于选择行政成本较低且地理位置邻近的区域。③流入地要素集聚水平的异质性。结果显示，行政裁量权基准制度对企业流入的促进效应在要素集聚水平较高的地区更为显著，而在要素集聚水平相对较低的地区影响较弱。④流入地行政区划的异质性。结果表明，相较于高财政自主度的县，行政裁量权基准制度的经济效应在低财政自主度的市辖区的影响程度更大。

2.是否增加企业税收负担

近期研究指出，在结构性减税政策背景下，地方政府为缓解财政压力，往往倾向于加强非税收入的征收管理，导致“税费替代”效应，表现为税收收入和非税收入此消彼长的现象（彭飞等，2020；赵仁杰和范子英，2021）。这引发了关于行政执法规范是否会促使地方政府加强税收征管，从而增加企业税负、削弱机制分析中降低企业费用负担政策效应的担忧。为此，本文进一步探讨行政裁量权基准制度是否会提升市场主体税负，以及该制度对宏观税收收入的影响。

微观层面，本文借鉴刘啟仁和黄建忠（2018）的方法，构建了反映企业实际税负的指标。首先，利用企业总税负（包括增值税、所得税和主营业务税金及附加）与主营业务收入的比例衡量企业综合税负（CTB）。考虑到所得税作为直接税不可转嫁，以及主营业务税金及附加因税基不统一可能

① 异质性分析结果参见《中国工业经济》网站（ciejournal.ajcass.com）附件。

引发的偏差,本文进一步构建了分别反映企业增值税负和所得税负的指标。其中,增值税负为企业应纳增值税与增加值的比率(*VATB*),所得税负为应纳所得税与税前利润的比率(*ITB*)。表7第(1)–(3)列的结果显示,行政裁量权基准制度的推行并未增加地方辖区内企业的税负,未出现“按下葫芦浮起瓢”的跷跷板效应。宏观层面的估计结果则见第(4)、(5)列,分别采用人均税负(*PTB*)和单位GDP税负(*GTB*)作为被解释变量,结果表明,行政裁量权基准制度推行后,宏观税负维持稳定,未出现上升。

表 7 行政裁量权基准制度对税负和税收的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>CTB</i>	<i>VATB</i>	<i>ITB</i>	<i>PTB</i>	<i>GTB</i>	<i>lnTR</i>
<i>Discretion</i>	0.0002 (0.0010)	0.0004 (0.0027)	-0.0013 (0.0012)	0.0084 (0.0239)	-0.1646 (0.2672)	0.0885** (0.0415)
区县控制变量	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	否	否	否	是	是	是
省份一年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	否	否	否
区县—行业固定效应	是	是	是	否	否	否
行业一年份固定效应	是	是	是	否	否	否
观测值	2695022	2695022	2695022	20015	18411	20015
Adj.R ²	0.1610	0.1974	0.4782	0.8950	0.7495	0.9638

注:第(1)–(3)列,企业层面的总税负为应纳增值税、主营业务税金及附加以及所得税三者之和与营业收入的比值,增值税负为企业应纳增值税与企业增加值的比值,所得税负为应纳企业所得税与税前利润的比值。第(6)列的被解释变量值经过取对数转换。

上述结果表明,行政裁量权基准制度对微观和宏观层面的税负水平并未产生影响,但尚未回答其对地方政府整体税收收入的影响。为进一步探讨这一问题,表7第(6)列汇报了该制度对区县级税收收入绝对值(*lnTR*)的影响。结果显示,行政裁量权基准制度的估计系数显著为正,表明该制度在规范行政执法行为和罚没收入征管的同时,推动了地方政府税收收入的增长。这一发现传递出一个重要信息:罚没收入征管规范不仅未阻碍既定的“减税降费”政策,反而通过提高征管规范性,与“减税降费”政策形成了政策合力,从而增强了政策的整体实施效果。

3. 如何激发本地市场活力

本研究分外延边际和集约边际两个维度,探讨了行政裁量权基准制度如何促进本地市场活力。在外延边际上,本文首先在基准结果基础上,继续分析对本地新增企业数量增长的影响。表8第(1)列以每百人口的企业注册数量(*FE*)构建指标反映新企业进入的情况;第(2)列则综合考量企业进入退出动态,在减去当年退出的企业数量后重新构建企业进入的指标(*NFE*)。结果显示,行政裁量权基准制度有效促进了本地更多新企业的成立。

市场活力在外延边际的表现除体现在企业数量的增加,也体现于企业质量的提升,这是影响长期发展的重要因素。因此,本部分尝试从流入企业的企业规模、所有制情况、组织形式和行业属性四个方面,对企业质量如何变化进行检验。具体而言,借鉴杨汝岱(2015)、胡增玺和马述忠(2023)通过注册资本评估流入企业的规模,并区分其所有制属性;同时参考何雨可等(2024)的研究成果,从企业的经营范围和组织形式上界定企业质量。表8第(3)列选取区县层面流入企业的注册资本

表 8 行政裁量权基准制度对本地市场的影响:外延边际

变量	注册企业数量		流入企业质量			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>FE</i>	<i>NFE</i>	<i>TCF</i>	<i>NF-Firmflows</i>	<i>NI-Firmflows</i>	<i>FI-Firmflows</i>
<i>Discretion</i>	0.0749* (0.0444)	0.0599* (0.0351)	0.2368* (0.1371)	0.1588*** (0.0483)	0.1049*** (0.0394)	0.0526** (0.0244)
区县控制变量	是	是	是	是	是	是
区县固定效应	是	是	是	是	是	是
省份一年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	27220	27220	27220	27220	27220	27220
Adj.R ²	0.7903	0.7947	0.5415	0.6475	0.6524	0.4293

总量(*TCF*),以反映企业的资本实力,注册资本规模越大,对本地市场活力的激发作用也越强;第(4)列使用非国有企业的流入数量(*NF-Firmflows*),衡量市场准入的多元化程度;第(5)列关注非个体工商户企业的流入数量(*NI-Firmflows*),侧重于分析市场结构的专业化与规模化趋势;第(6)列关注特定行业(信息传输、软件和信息技术服务业,以及科学研究和技术服务业)的企业流入数量(*FI-Firmflows*),以反映创新驱动和高质量发展的潜力。分析结果表明,行政裁量权基准制度的推行不仅在促进企业数量增长方面成效显著,而且在提升企业质量方面也发挥了积极作用。

在集约边际的视角下,本文从企业投资角度说明如何激发市场活力。借鉴毛捷等(2014)的方法,从四个维度构建了反映企业当年固定资产投资情况的指标体系,结果汇报在表9中。具体而言,*Invest I*—*Invest IV*逐步缩小固定资产的覆盖范围,*Invest I*覆盖范围最广,代表新增固定资产;*Invest II*覆盖新增生产经营用固定资产和在建工程购入的生产经营机器设备,*Invest III*将前者缩小至新增生产经营用机器设备类固定资产;*Invest IV*则对*Invest III*进行调整,增加了采购进口机器设备和国产设备的进项税额;并且,*Invest I*—*Invest IV*均采用企业年末固定资产总额进行标准化处理,以消除规模因素的干扰。根据估计结果,行政裁量权基准制度的推行对企业固定资产投资行为产生了正向影响,有力促进了本地企业扩大投资,激发了微观企业主体的经营活力,这进一步解释了本地税收收入增长的原因。

表 9 行政裁量权基准制度对本地市场的影响:集约边际

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Invest I</i>	<i>Invest II</i>	<i>Invest III</i>	<i>Invest IV</i>
<i>Discretion</i>	0.0093* (0.0050)	0.0099*** (0.0030)	0.0127*** (0.0038)	0.0136** (0.0056)
区县控制变量	是	是	是	是
企业控制变量	是	是	是	是
省份一年份固定效应	是	是	是	是
区县—行业固定效应	是	是	是	是
行业一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	1446781	1435089	1415421	1319026
Adj.R ²	0.0492	0.0509	0.0482	0.0205

七、结论和政策启示

中小企业是促就业、稳增长的重要主体,激发中小企业的市场活力日益受到政府部门和学术界的高度关注。要激发新时代中小企业的活力,构建良好的市场法治环境不可或缺。本文以行政裁量权基准制度作为政策冲击,发现制度的推行促进了中小企业跨地区流入。推行行政裁量权基准制度有助于企业制度性交易成本的下降,这一效应通过提升行政执法的公开性、公平性和公正性进而优化制度环境,以及直接降低企业的费用负担实现。此外,本文还证明,推行行政裁量权基准制度实现的罚没收入征管规范并未导致企业税收负担的增加,与之相反,由于市场法治环境的优化,本地企业整体的纳税能力有所提升,实现了地区税收收入增长的正向反馈。结合研究结论,可以提出如下三方面的政策启示:

(1)以制度改革为发力点激发县域经济活力,形成地方治理与市场活力的良性互动。实体企业是县域经济活力的重要载体,而政府与市场关系是影响企业发展的重要因素。处理好政府与市场关系,需要更好发挥有为政府的作用,这也是中国特色社会主义市场经济体制的应有之义。地方政府的实际执法行为是政府与市场关系的具体表现,为了优化这一关系,一个关键环节是积极推进地方行政执法行为的制度化进程。党的二十届三中全会提出,深入推进依法行政需完善行政处罚等领域行政裁量权基准制度。本文研究发现,通过制定行政裁量权基准制度规范地方行政执法行为,对激发县域经济活力具有正面效应。因此,在经济高质量发展背景下,激发县域经济发展的活力要推进与中国式现代化相适合的法治建设。当务之急是在全国层面通过制度安排,有效约束地方政府行政执法的自由裁量权,减轻市场主体的制度性负担,进而实现全国经济的稳健增长。

(2)落实行政裁量权基准制度需要兼顾公开性、公平性和公正性,并切实减轻经济主体的制度性交易成本。实践中落实好行政裁量权基准制度是一项系统性的工程,也是为实体企业生产经营塑造良好制度环境的关键。其中,提高公开性是最为基础的工作,这要求地方政府在实际行政执法过程中的行政处罚决定必须出具对应的适用法规和裁量标准,杜绝模糊化和不透明化处理,反过来这也有利于社会对政府执法行为进行监督,有力发挥监督机制的效力。在信息公开的基础上,需要同时促进公平性和公正性,消除对不同处罚主体尤其是不同规模、不同所有制企业的差异性待遇,做到同罪同罚;当经济主体受到不公正处罚时,需要完善行政诉讼机制,发挥司法系统的作用以切实保证经济主体的合法利益。另外,地方政府行政执法行为需要深入践行处罚与教育相结合的原则,牢牢树立“处罚不是目的而是一种手段”的意识,更需要警惕地方政府在财政收入承压形势下逐利执法的行为,以切实减轻经济主体的交易成本。

(3)加大财税政策的协同力度,厘清政策间的逻辑关系,以形成良性循环。行政执法行为在财政收入端表现为罚没收入,而由于财政支出具有刚性增长的特征,社会各界担忧在减税降费背景下税收和非税收入会存在互相替代作用。若地方政府过度依赖如罚没收入等非可持续性收入,将不利于财政收入质量、财政可持续和长期经济社会发展。本文研究发现,以行政执法规范为代表的非税收入规范能促使企业非税负担下降的同时不引起税负水平提高,并能够通过激发市场活力实现税收增长的良性循环。因此,在中国持续推进减税降费政策的大背景下,必须注重以非税收入规范巩固和维护减税降费取得的成果,以实现“非税收入规范—税收增长—财政可持续发展”的良性循环。可以预期,地方非税收入制度规范在全国范围内推开,能够实现经济意义上的竞争均

衡,也有利于国内统一大市场建设,有助于加快完善公平竞争的市场机制,为市场机制高效运行稳固基础。

需要说明的是,本文首次利用行政裁量权基准制度探讨了行政执法规范对企业流入的影响,但也存在一定的局限性。首先,尽管本研究从企业流入、企业进入和企业投资等方面评估了市场法治环境对经济活力的影响,但尚未深入分析企业成长的问题;其次,本文从公开性、公平性和公正性三个维度讨论了行政执法行为的规范性,但这些并不能全面涵盖规范性。未来研究中,亟须从研究视角和数据挖掘上开展更为深入的研究。

〔参考文献〕

- 〔1〕白俊,袁勋,乔君.放松市场准入管制与企业跨地区投资——基于负面清单制度试点的准自然实验[J].财经研究,2024,(4):64-78.
- 〔2〕陈俊华,刘娜,吴莹.地方政府偿债压力、企业异地投资与资本要素市场一体化[J].中国工业经济,2024,(7):162-180.
- 〔3〕方福前,田鸽,张勋.数字基础设施与代际收入向上流动性——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J].经济研究,2023,(5):79-97.
- 〔4〕谷成,潘小雨.减税与财政收入结构——基于非税收入变动趋势的考察[J].财政研究,2020,(6):19-34.
- 〔5〕谷成,张春雷.地方非税收入快速增长:成因与应对[J].税务研究,2023,(9):108-112.
- 〔6〕郭庆旺.减税降费的潜在财政影响与风险防范[J].管理世界,2019,(6):1-10.
- 〔7〕何凡,陈波,黄炜.行业规范标准化与资本跨区流动——基于企业异地投资的研究[J].管理世界,2024,(7):204-225.
- 〔8〕何雨可,牛耕,逯建,赵国昌.数字治理与城市创业活力——来自“信息惠民国家试点”政策的证据[J].数量经济技术经济研究,2024,(1):47-66.
- 〔9〕胡凯,吴清.制度环境与地区资本回报率[J].经济科学,2012,(4):66-79.
- 〔10〕胡增玺,马述忠.市场一体化对企业数字创新的影响——兼论数字创新衡量方法[J].经济研究,2023,(6):155-172.
- 〔11〕李文钊,翟文康,刘文章.“放管服”改革何以优化营商环境?——基于治理结构视角[J].管理世界,2023,(9):104-124.
- 〔12〕林菡馨,龙小宁.推行自由裁量权标准能提升执法效果吗?——基于专利行政执法与企业创新的证据[J].经济学(季刊),2020,(3):1081-1102.
- 〔13〕刘啟仁,黄建忠.企业税负如何影响资源配置效率[J].世界经济,2018,(1):78-100.
- 〔14〕吕冰洋,李昭逸,戴敏.省以下财政收入体制与财政收入质量:针对非税收入的研究[J].经济理论与经济管理,2024,(5):93-110.
- 〔15〕吕伟,王伟同.中国的包容性财政体制——基于非规范性收入的考察[J].中国社会科学,2021,(3):46-64.
- 〔16〕马光荣,程小萌.区域性税收优惠政策、企业异地发展与避税[J].世界经济,2022,(12):129-152.
- 〔17〕毛捷,赵静,黄春元.增值税全面转型对投资和就业的影响——来自2008—2009年全国税收调查的经验证据[J].财贸经济,2014,(6):14-24.
- 〔18〕牛志伟,许晨曦,武瑛.营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J].管理世界,2023,(2):83-100.
- 〔19〕诺斯.制度、制度变迁与经济绩效[M].刘守英译.上海:上海三联书店,1994.
- 〔20〕彭飞,许文立,吕鹏,吴华清.未预期的非税负担冲击:基于“营改增”的研究[J].经济研究,2020,(11):67-83.
- 〔21〕彭远怀,胡军.政府数据开放与资本区际流动:企业异地投资视角[J].数量经济技术经济研究,2024,(10):9-110.
- 〔22〕孙伟增,张柳钦,万广华,王傲.政务服务一体化对资本流动的影响研究——兼论政府在全国统一大市场建设

- 中的作用[J]. 管理世界, 2024, (7): 46-68.
- [23]唐贺强. 优化营商环境视角下非税收入的法律规制——以地方政府罚没收入为例[J]. 中国行政管理, 2021, (9): 19-25.
- [24]王凤荣, 苗妙. 税收竞争、区域环境与资本跨区流动——基于企业异地并购视角的实证研究[J]. 经济研究, 2015, (2): 16-30.
- [25]王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018, (2): 24-42.
- [26]吴怡俐, 吕长江, 倪晨凯. 增值税的税收中性、企业投资和企业价值——基于“留抵退税”改革的研究[J]. 管理世界, 2021, (8): 180-194.
- [27]夏后学, 谭清美, 白俊红. 营商环境、企业寻租与市场创新——来自中国企业营商环境调查的经验证据[J]. 经济研究, 2019, (4): 84-98.
- [28]许伟, 陈斌开. 税收激励和企业投资——基于2004~2009年增值税转型的自然实验[J]. 管理世界, 2016, (5): 9-17.
- [29]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015, (2): 61-74.
- [30]杨海生, 陈少凌, 罗党论, 余国满. 政策不稳定性与经济增长——来自中国地方官员变更的经验证据[J]. 管理世界, 2014, (9): 13-28.
- [31]叶光亮, 程龙, 张晖. 竞争政策强化及产业政策转型影响市场效率的机理研究——兼论有效市场与有为政府[J]. 中国工业经济, 2022, (1): 74-92.
- [32]于文超, 梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济, 2019, (11): 136-154.
- [33]余泳泽, 夏龙龙, 段胜岚. 市场监管与企业成长——基于行政处罚数据的经验分析[J]. 中国工业经济, 2023, (8): 118-136.
- [34]赵仁杰, 范子英. 税费替代: 增值税减税、非税收入征管与企业投资[J]. 金融研究, 2021, (1): 71-90.
- [35]“中国城市营商环境评价研究”课题组. 中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J]. 管理世界, 2021, (5): 98-112.
- [36]Asturias, J., S. Hur, T. J. Kehoe, and K. J. Ruhl. Firm Entry and Exit and Aggregate Growth[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2023, 15(1): 48-105.
- [37]Auerbach, A. J. Measuring the Effects of Corporate Tax Cuts[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2018, 32(4): 97-120.
- [38]Bruno, R. L., M. Bychkova, and S. Estrin. Institutional Determinants of New Firm Entry in Russia: A Cross-regional Analysis[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95(5): 1740-1749.
- [39]Han, Y., and M. Wu. Inter-regional Barriers and Economic Growth: Evidence from China[J]. *Journal of Development Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2023.103197>, 2024.
- [40]Hasan, R., Y. Jiang, and R. M. Rafols. Place-based Preferential Tax Policy and Industrial Development: Evidence from India's Program on Industrially Backward Districts [J]. *Journal of Development Economics*, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102621>, 2021.
- [41]Lin, G., L. Ma, H. Liao, and J. Li. Nothing Comes for Free: Evidence from a Tax Reduction of China[J]. *China Economic Review*, <https://doi.org/10.1016/j.chieco.2023.102109>, 2024.
- [42]Mongrain, S., and J. D. Wilson. Tax Competition with Heterogeneous Capital Mobility [J]. *Journal of Public Economics*, 2018, 167: 177-189.
- [43]Su, M. Taxation by Citation? Exploring Local Governments' Revenue Motive for Traffic Fines [J]. *Public Administration Review*, 2020, 80(1): 36-45.
- [44]Su, M. Discretion in Traffic Stops: The Influence of Budget Cuts on Traffic Citations [J]. *Public Administration Review*, 2021, 81(3): 446-458.

Fostering Vitality through Order: Administrative Law Enforcement Norms and Inter-Regional Inflow of Small- and Medium-Sized Enterprises

QI Shou-wei¹, CHEN Ya-ting¹, MA Guang-rong², LIU Pan¹

(1. School of Public Finance and Taxation, Zhongnan University of Economics and Law;

2. School of Finance, Renmin University of China)

Abstract: Enterprise vitality stands as the core driver of sustained economic growth and technological innovation in the Chinese economy. A market rule of law environment based on openness, fairness, and justice is crucial for stimulating enterprise vitality, particularly among small- and medium-sized enterprises (SMEs). Consequently, a key question for current academic inquiry is how to effectively harmonize the relationship between government and the market, and between market vitality and regulatory order.

This paper leverages the benchmark of administrative discretionary penalty as a quasi-natural experiment. This benchmark system represents a significant institutional practice aimed at standardizing administrative law enforcement and provides a crucial framework for building a market-based legal order. Using the staggered implementation of this system across different regions and periods, this paper constructs a staggered difference-in-differences (DID) model to empirically investigate its impact on regional market vitality measured by the inter-regional inflow of SMEs. Our findings reveal that the implementation of the benchmark of administrative discretionary penalty significantly promotes the inter-regional inflow of SMEs, effectively stimulating local market vitality. Specifically, following the implementation of the system, the inflow of enterprises into the districts and counties of the treatment group increases by an average of approximately 16% compared to those in the control group. Our mechanism analysis indicates that this system optimizes the local institutional environment by enhancing the openness of legal enforcement bases, ensuring fairness across different firm types (e.g., state-owned vs. non-state-owned enterprises, as well as large vs. small enterprises), and improving the justice of administrative penalty outcomes. These changes directly mitigate the economic burden on micro-level firms. Further analysis shows that while the system does not significantly increase the tax burden on enterprises, it fosters an improvement in both the quantity and quality of local firms, encourages firms to expand investment at the intensive margin, and ultimately contributes to an increase in local tax revenue.

This paper contributes to existing literature by providing micro-level empirical evidence, emphasizing the critical role of a sound market-based legal environment in stimulating market vitality. Additionally, by using micro-data to characterize administrative law enforcement behaviors, this paper extends the research perspective on the business environment to encompass the rule of law environment. Moreover, this paper offers insights into the relationship between the standardization of administrative law enforcement and the corporate tax burden, providing important empirical evidence for the synergistic coordination of fiscal and tax policies.

Keywords: market vitality; administrative discretion; administrative penalty; openness, fairness, and justice; institutional transaction costs

JEL Classification: H32 D22 M21

[责任编辑:王燕梅]