

doi:10.16060/j.cnki.issn2095-8072.2025.03.006

行政审批改革对外商直接投资的影响 及其作用机制*

冯志艳

(山东财经大学公共管理学院, 济南 250014)

摘要: 营商环境是地区经济发展的重要软实力,也是吸引工业项目投资的核心竞争力。文章以行政审批改革为切入点,实证考察了营商环境的引资效应及其作用机制。研究发现:行政审批中心的设立,扩大了外商在华投资规模,且这一效应具有持续性;行政审批改革转变了政府职能,打破了制度壁垒,降低了交易成本,促进了外商直接投资。从具体实施措施来看,行政审批中心进驻的审批事项越多,对外商直接投资的影响越大。此外,外商投资方式、行业属性以及投资来源国等因素会影响行政审批改革的投资效应。因此,深化投资审批制度改革,持续优化外商投资环境,是稳住外资基本盘的有力举措。

关键词: 营商环境; 外商直接投资; 行政审批; 制度壁垒; 交易成本

中图分类号: F832.48/D630 **文献标识码:** A **文章编号:** 2095 - 8072(2025)03 - 0094 - 16

一、引言

外商投资是参与中国式现代化建设的重要力量。受到全球经济增长低迷和国内劳动力成本上涨的双重影响,中国的引资竞争进一步加剧。国家统计局数据显示,2023年中国实际利用外商直接投资出现负增长,较上一年下降10%。在此背景下,如何“扩大高水平对外开放,稳外贸、稳外资”成为中央经济工作会议上的重要议题。党的二十大报告指出:“合理缩减外资准入负面清单,依法保护外商投资权益,营造市场化、法治化、国际化一流营商环境。”那么,营商环境的改革真能促进外商来华投资吗?如果是,其内在作用机制又是什么?

全球化使得各国生产要素和基础设施条件的差异逐渐缩小,以营商环境为代表的引资竞争软实力日渐成为外商直接投资区位选择的重要抉择因素(桑百川,2019),而行政审批改革是持续优化营商环境的有力保障。2004年《中华人民共和国行政许可法》正式实施,标志着行政审批制度改革正式步入法制化轨道。2013年以来,中央政府更是将深化行政审批改革作为全面深化改革的重要抓手,表明我国改善投资营商环境的决心和信心。数据显示,2015年国务院分两批取消了中央指定地方实施审批

*基金项目:本文受国家自然科学基金青年项目“空气污染治理对工业用地市场的影响研究:理论机制和实证检验”(项目编号:72003105)、教育部人文社会科学重点研究基地重大项目“双向直接投资赋能国内国际双循环:动力机制与实现路径研究”(项目编号:22JJD790038)和山东省高等学校青创科技支持计划的共同资助。

事项共计230项，精简了70%的行政审批中介服务和85%的工商登记前置审批事项。《2020年营商环境报告》显示，2019年中国对营商环境进行了8项改革，整体营商环境在全球190个经济体中排名第31位，与上年相比跃升了15位。特别值得一提的是，中国已多次跻身《全球营商环境报告》的十大最佳改革经济体行列。

理论上，行政审批中心的设立能在一定程度上促进外商来华投资，这主要是因为：一方面，行政审批中心的设立减少了政府对市场的干预和对市场主体过多的行政审批行为，转变了政府职能，强化了市场在资源配置中起决定性作用，打破了行政垄断和制度壁垒，从而支持外资企业的发展；另一方面，行政审批改革，提高了政府审批效率，降低了微观主体市场运行的制度性交易成本，外商投资预期利润率和预期收益会随之提高，从而促进外商投资。王永钦等（2014）的研究也证实了东道国政府效率对外商直接投资具有正向作用的结论。尤其是，行政审批时间的节约有助于企业能够更及时地把握市场契机，从而影响投资行为。

鉴于此，本文基于2000~2014年外商直接投资数据库和行政审批中心数据库进行实证分析。研究发现，设立行政审批中心的地级市与未设立中心的地级市相比，外商直接投资显著提高。尤其是，进驻行政审批中心的审批事项数量越多，行政审批改革的引资效应越显著。进一步研究发现，行政审批改革打破了制度壁垒，降低了制度性交易成本，从而吸引外商来华投资，即制度壁垒和交易成本是行政审批改革影响外商直接投资的微观机制。这意味着，行政审批改革创造了更有吸引力的外商投资环境，从而有助于外商在华投资。动态效应分析表明，行政审批中心的设立对外商直接投资的影响具有时滞性，且该影响具有持续性。此外，行政审批改革对外商直接投资的影响存在显著异质性。

本文可能的创新点：（1）运用大型外商直接投资微观数据，实证考察营商环境对外商直接投资的影响，不仅科学评估了营商环境的微观经济效应，也为制定一流国际营商环境提供经验支持。（2）通过使用双重差分模型，克服了模型中潜在的内生性问题，对二者的因果关系进行了细致探究，并采用三重差分挖掘了行政审批改革影响外商直接投资的微观渠道。同时，考察了行政审批改革具体措施投资效应的差异，为进一步深化审批改革、优化营商环境指明了方向。（3）投资方式、行业属性和投资来源国的多维度异质性检验，有助于深化文献对营商环境微观经济效应的理解，为各地区制定差异化的营商环境优化措施提供理论依据。

二、文献综述

关于外商直接投资区位选择影响因素的研究，越来越多的学者开始关注营商环境这一要素。营商环境的改善，不仅能够提高政府决策透明度，还能简化行政审批手续，降低制度成本（桑百川，2019），从而延长企业生命周期，提高企业投资边际收益（魏下海等，2015）。Jayasuriya（2011）采用世界银行公布的营商环境指标体系，对84个国家外商投资进行实证检验后发现，一国营商环境的排名对外商直接投资

具有显著的正向影响，这与 Anderson & Adrian (2013) 的研究结论一致。但他进一步指出，上述效应具有国别差异，即在发展中国家样本中不显著。然而，Nangpiire et al. (2018) 以 44 个撒哈拉以南的非洲国家为研究样本，其研究发现营商环境的改善有助于外商直接投资流入。在对营商环境分项指标的考察中，已有研究发现贸易便利化对外商直接投资的正向影响最显著 (Corcoran & Robert, 2015)，官僚主义作风 (Jovanovic & Branimir, 2018) 和政府腐败 (鲁明泓, 1999; Belgibayeva & Plekhanov, 2019) 也会显著降低外商直接投资，这一结论在以中国样本为研究对象的文献中也得到了验证。王永钦等 (2014) 采用世界银行公布的世界治理指标体系，考察了各维度制度因素对中国企业对外投资影响，结果发现政府效率和腐败是影响中国企业对外直接投资的重要因素。

行政审批改革是为了减少社会成本而筛选企业的过程，审批改革则是随在外生的社会成本变化逐步放松审批，从而释放企业活力、推动经济增长 (夏杰长和刘诚, 2017)。行政审批中心的设立，一方面简化了商事审批流程，提高了行政审批效率 (张龙鹏等, 2016)，有效降低了企业的制度性交易成本与费用 (王永进和冯笑, 2018)；另一方面，联合各部门办公、规范审批行为和公开收费标准，大大减少了官员寻租行为，从而降低了企业负担。王璐等 (2020) 认为，行政审批制度改革降低了企业进入市场以及市场运营成本，减弱了市场壁垒，造就了更为竞争性的市场环境。

已有研究考察了行政审批改革对微观企业的投资决策影响。①企业进入。行政审批会影响企业的进入决策。Alfaro & Chari (2014) 基于印度企业数据发现，20 世纪 90 年代初部分行业准入管制的撤销，增加了当地小企业的进入。Kaplan et al. (2011) 也指出，墨西哥 2002 年实行快速开办企业制度改革 (SARE)，促进了潜在企业进入和产出增长，这与 Bruhn (2011) 的结论一致。毕青苗等 (2018) 基于中国工业企业数据库，研究发现行政审批改革通过跨部门联合办公降低企业成本，并便于企业进入市场。具体而言，在 1998~2007 年间，设立行政审批中心的地级市，企业进入率显著提高约 2~25 个百分点。②创新创业。行政审批程序和效率会影响居民的创业热情。张龙鹏等 (2016) 基于中国家庭金融数据发现，地区行政审批强度的提升会降低当地居民的创业倾向，还降低创业规模，尤其对工业创业项目的抑制作用最大。因此，深化行政审批改革，优化行政审批程序，有利于营造“大众创业、万众创新”的良好环境。③投资效率。行政审批制度改革有助于经理人更好地捕捉和把握投资机会，释放资本逐利功能，从而影响企业投资效率。王红建等 (2020) 以沪深两市 A 股国有上市公司为对象研究发现，审批制度改革能够显著促进国有企业投资效率提升，表现为企业新增投资与投资机会间的敏感性显著提升。这意味着，行政审批制度改革不仅能够促进新企业进入，还能提高企业的投资效率。

行政审批改革还引发其他的微观效应。行政审批制度改革，促进了新企业进入，引致了更激烈的市场竞争，从而降低企业价格加成水平 (王璐等, 2020)。同时，潜在企业市场进入的威胁，会激励企业增加研发投入 (孔东民等, 2014)，提高企业 (尤其是在位企业) 全要素生产率水平的提升 (朱光顺等, 2020)，从而促进制造业

企业出口（冯笑等，2018）。此外，对企业进入的规制直接关乎企业家创新的成本，对新进入者的制度便利有助于创新（Kerr et al., 2014），王永进和冯笑（2018）基于中国制造业样本的实证研究验证了这一结论。行政审批制度改革的上述微观效应，反映在宏观层面上，也必然是对经济增长和经济高质量发展的正向影响。从宏观层面来看，行政审批改革通过降低微观企业交易费用，从而推动宏观经济增长（夏杰长和刘诚，2017），促进地区经济高质量发展（朱光顺等，2020）。

通过文献梳理可以发现：第一，关于营商环境的度量指标，已有文献大多采用世界银行发布的营商环境指标体系或世界治理指标体系及其子指标加以衡量，而对行政审批改革的考察稍显不足；第二，与行政审批改革相关的文献，大多从宏观经济增长（夏杰长和刘诚，2017）、创新创业（张龙鹏等，2016；王永进和冯笑，2018）、市场进入（毕青苗等，2018）、企业出口（冯笑等，2018）、全要素生产率（郭小年和邵宜航，2019）和价格加成（王璐等，2020）等角度，探究其经济效应，而考察行政审批制度改革对外商直接投资影响的文献较少。本文试图从外商直接投资的视角，考察行政审批改革的微观效应。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

外商投资数据来自商务部发布的外商投资企业年度投资信息，该数据库详细报告了企业统一信用代码、企业名称、成立日期、经营范围、法人、地址、电话号码和邮编等统计信息以及境外企业投资方归属国、投资情况等信息，是较为细致的外商投资微观数据。结合研究目的，本文对原始数据进行了如下处理：①将明显错误的样本数据删除，如成立时间大于2014年、投资总额等于零的样本；②剔除非制造业企业，根据原始数据中外商投资企业的经营范围，将企业对应到相应的国民经济行业分类，并以此为基础剔除非制造业企业；③剔除备案年份与成立年份不相符的样本。

行政审批中心数据来自中山大学岭南学院产业与区域经济研究中心所公布的中国地级行政审批中心数据库，该数据库依据各地行政审批中心官方主页的公示信息整理构建而成，汇聚了截止至2015年12月333个地级行政审批中心设立时间、进驻部门数量、进驻事项数量、进驻窗口数量等相关信息。

（二）模型设定

行政审批中心是在全国范围内渐进实施的，各地区设立行政审批中心的时点不一致，故本文采用多期DID模型实证检验行政审批改革对外商直接投资的影响，本文设计如下计量模型：

$$\ln inv_{icjt} = \alpha_0 + \beta_0 ALC_{ct} + \gamma_0 X_{ct} + \lambda_{cj} + \lambda_{jt} + \varepsilon_{icjt} \quad (1)$$

其中， i 代表企业， c 代表城市， j 代表行业， t 代表年份。 $\ln inv_{icjt}$ 为 i 企业的境外投资额，取自然对数。 ALC_{ct} 是虚拟变量，表示 c 城市 t 年是否成立行政审批中心。 X_{ct} 是城市

层面的控制变量。 λ_{cj} 为地区—行业固定效应， λ_{jt} 为行业—时间固定效应， ε_{icjt} 为随机误差项。

（三）变量说明

1. **被解释变量。**为了能够准确反映外资企业的投资行为，本文采用企业的年度投资额进行衡量，这有助于测度行政审批改革对外商直接投资的直接影响。同时，采用企业的投资总额作为替换指标，进行稳健性分析。

2. **核心解释变量。**数据显示，样本期内行政审批中心设立时间在 6 月份以后的样本占比约 70%。为此，本文将变量 ALC_{ct} 设置为，设立行政审批中心之后年份取值为 1，当年及之前年份取值为 0。

3. **控制变量。**为准确识别行政审批改革与外商直接投资的因果关系，本文控制影响城市吸引外商直接投资的地区特征，主要包括：①市场规模（ $\ln gdp$ ）。地区经济规模的大小会影响其吸引外商投资的能力，经济实力较强的地区不仅有着相对较快的经济增长速度、较高的购买力或市场潜力，还拥有雄厚的工业基础。地区经济规模用地区国内生产总值来描述，取自然对数。②产业集聚（ $\ln agglo$ ）。产业集聚会带来生产和管理技术、信息的外溢和人才的流动，有助于外资进入。本文采用单位面积工业产值的对数值表示。③劳动力成本（ $wage$ ）。质高价廉的劳动力要素，有助于降低企业可变成本，缩减生产成本，增强企业的价格优势。我国劳动力资源具有比较优势，对外商直接投资的吸引力较强。本文用该市职工平均工资增长率表示，取自然对数。④产业结构（ ind ）。地区的产业结构是外商投资企业进驻与否的重要影响因素。雄厚的工业基础意味着地区制造业具有较强的整体素质和核心竞争力，能够为企业发展提供更好的工业基础服务，从而吸引外商投资企业进驻。本文采用该市第二产业与第三产业产值之比表示。⑤外商投资（ $fdip$ ）。早期外资企业的进入可为后进入者提供许多已有信息，对后进的外商直接投资吸引力较强。本文用外商投资占地区生产总值之比表示。⑥失业率（ $unemp$ ）。就业问题是一个事关社会安全运行和健康发展的现实问题，为维持较低的失业率，地方政府有动力减轻企业生产成本、吸引企业进入。本文采用城镇登记失业人员占年末单位从业人员、私营和个体从业人员、城镇登记失业人员三项之和的比值衡量失业率。⑦基础设施（ $\ln tele$ ）。完善的基础设施能够有效地降低企业的运输成本，提高生产效率，对产业发展具有正向的促进作用，是吸引外商直接投资的重要因素之一。本文用人均固定电话装机户数的对数值表示。

城市特征变量数据来自《城市统计年鉴》地级以上城市统计资料部分，其中市场规模、产业集聚等名义变量用城市居民消费价格指数调整为以 2000 年为基期的实际变量。^①城市居民消费价格指数来自《中国统计年鉴》。外商直接投资按汇率调整为以人民币计价，汇率数据来自国家统计局网站。外商投资额采用地区固定资产投资价格指数

① 由于部分城市的 CPI 数据难以获得，本文采用省份城市居民消费价格指数进行替代计算。

将其调整为以2000年为基期的实际变量。地区固定资产投资价格指数来自《中国价格统计年鉴》。表1报告了主要变量的描述性统计。

表1 主要变量的统计描述

| 变量名称 | 变量定义 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
|---------|---------------|--------|-------|---------|--------|
| lninv | 外商投资额 | 6.533 | 1.802 | -2.848 | 15.34 |
| ALC | 是否设立行政审批中心 | 0.700 | 0.458 | 0 | 1 |
| lngdp | 国内生产总值对数值 | 16.670 | 0.895 | 13.399 | 18.611 |
| lnagglo | 单位面积工业产值对数值 | 8.220 | 1.455 | 1.585 | 11.449 |
| wage | 工资增长率 | 12.729 | 5.537 | -90.089 | 28.956 |
| ind | 第二、三产业产值之比 | 1.394 | 0.380 | 0.327 | 9.598 |
| fdip | 外商投资占GDP比重 | 0.066 | 0.042 | 0.004 | 0.271 |
| unemp | 失业率 | 0.027 | 0.016 | 0.003 | 0.086 |
| lntele | 人均固定电话装机户数对数值 | -0.819 | 0.652 | -3.407 | 0.938 |

注：所有名义变量均调整为实际值。

四、实证分析

(一) 基准回归结果

根据式(1)，本文采用最小二乘估计进行实证检验，表2报告了基本的回归结果。第(1)列为控制了城市—行业固定效应和行业—年份固定效应的单变量回归，行政审批中心的估计系数在1%的水平上显著为正。在此基础上，第(2)~(5)列逐步加入各地区的特征变量，行政审批中心系数的估计值虽有所下降，但依然能够通过显著水平为1%的检验。这初步表明，行政审批改革有助于外商来华投资，且这一效应随着控制变量的不断加入，方向并未出现明显变化，表现出一定的稳健性。

表2 基准回归结果

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-----------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| ALC | 0.1599*** (0.0290) | 0.1673*** (0.0290) | 0.1241*** (0.0299) | 0.1241*** (0.0299) | 0.1198*** (0.0301) |
| lngdp | | -0.3129*** (0.0869) | -0.4301*** (0.0967) | -0.4301*** (0.0967) | -0.4860*** (0.0981) |
| lnagglo | | | 0.3970*** (0.0498) | 0.3970*** (0.0498) | 0.3808*** (0.0521) |
| wage | | | -0.0042*** (0.0016) | -0.0042*** (0.0016) | -0.0037** (0.0016) |
| ind | | | -0.1391*** (0.0502) | -0.1391*** (0.0502) | -0.1289** (0.0512) |
| fdip | | | 4.1871*** (0.3304) | 4.1871*** (0.3304) | 4.2192*** (0.3315) |
| unemp | | | | | -3.6873*** (1.0682) |
| lntele | | | | | -0.0005 (0.0622) |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业-时间固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 55568 | 55567 | 55259 | 55259 | 55022 |
| Adj R-sq | 0.1496 | 0.1498 | 0.1537 | 0.1537 | 0.1531 |

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号中为稳健标准误。后各表同。

(二) 内生性检验

外商投资水平高的地区，经济发展水平也较高，地方政府可能更加主动地设立行政审批中心（朱光顺等，2020），从而导致内生性问题。本文借鉴毕青苗等（2018）的研究，采用排除内生性嫌疑样本和工具变量估计解决潜在的内生性问题。

首先，排除存在内生性嫌疑的样本。若地区在2001年全国统一部署之前就先行设立了行政审批中心，很可能是基于当地招商引资等经济发展的内在需求，而非落实上级部署，存在内生性嫌疑（毕青苗等，2018）。本文剔除这部分样本进行重新估计，结果如表3第（1）列所示，此时行政审批改革对外商直接投资依然有显著的正向影响。

其次，工具变量估计。恰当的工具变量既要与内生变量高度相关，又要确保自身的外生性。本文采用各地区与同省首个设立行政审批中心城市的地理距离作为工具变量，主要基于两个方面考虑：一方面，与同省首个设立行政审批中心城市的地理距离越近的地区，更可能设立行政审批中心，满足工具变量的相关性假设；另一方面，地理距离是地区的地理信息特征，其本身并不会直接对外商投资产生影响，具有较天然的外生性特征（毕青苗等，2018）。此外，考虑到地理距离为非时变变量，本文借鉴 Angrist & Krueger（1991）的研究，将该变量与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量（*IV*）引入模型。

第（2）~（3）列汇报了采用两阶段最小二乘法进行工具变量的估计结果。第一阶段估计结果显示，工具变量的估计系数在1%水平上显著为正，表明所选择的工具变量与内生解释变量高度正相关，符合工具变量假设条件。此外，第一阶段F统计量远在10这一经验值以上，可以排除“弱工具变量”问题。第二阶段的回归结果显示，行政审批改革的估计系数依然在1%的水平上显著为正，与基准模型的回归结果在方向和显著性上保持高度一致，表明行政审批中心的设立促进了外商来华投资。此外，与基准回归结果相比，工具变量的估计值有了明显提高，即基准结果倾向低估行政审批改革对外商直接投资的影响程度。

表 3 内生性检验

| | (1) | (2) | (3) |
|---------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 排除2001年前 设立的样本 | 第一阶 段回归 | 第二阶 段回归 |
| | <i>lninv</i> | <i>ALC</i> | <i>lninv</i> |
| <i>ALC</i> | 0.0631* (0.0382) | | 1.1409*** (0.3167) |
| <i>IV</i> | | 0.0113*** (0.0005) | |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 城市-行业 固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业-年份 固定效应 | Y | Y | Y |
| 第一阶段F 统计量 | | 468.52 | |
| 样本量 | 34305 | | 46288 |
| Adj R-sq | 0.1570 | | -0.0859 |

(三) 动态效应检验

本文采用事件研究法检验行政审批改革影响的动态效应。具体而言，以各个城市行政审批中心设立前三年至后六年的年份虚拟变量，作为解释变量进行回归。图1展示了各年度估计系数及其95%的置信区间。从中可以看出，在行政审批中心设立之前的

各个时期，估计系数在0值附近波动，且没有明显趋势。行政审批中心设立之后的1~5年，估计系数显著为正，异于0。这表明，一方面本文的样本选取基本满足平行趋势假设，另一方面行政审批中心的设立对外商直接投资的影响具有时滞性，即行政审批改革到第3年才会对外商投资具有显著影响，且该影响具有持续性。

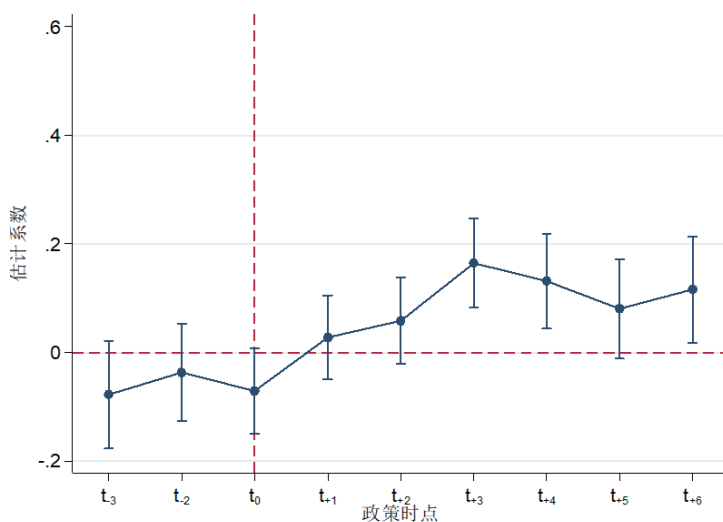


图 1 动态效应检验

(四) 稳健性检验

为验证前文基准结论的可靠性，本文采用安慰剂检验、排除竞争性假说、引入官员特征因素和替换变量等方法进行一系列检验。

1. 安慰剂检验。本文通过构造虚假的政策实施时间对基准结论进行检验。具体而言，本文将政策实施时间依次设定为真实年份的前一年 (ALC_{-1})、前两年 (ALC_{-2}) 和前三年 (ALC_{-3}) 分别进行回归。可以预期的是，上述变量的估计系数不应该显著为正。表4的估计结果验证了这一结论，即基准结论是稳健的。

2. 排除竞争性假说。在样本期内，国有企业改革和中国加入WTO政策也会对外商投资产生重要影响。参照Cai et al. (2016) 的做法，本文将相应的政策指标与实施时间做交互项纳入基准模型，对竞争性假说逐一排除。

具体而言，对于国有企业改革，本文采用两个指标衡量：2001年城市国有企业总产值占地区生产总值比重 (soe_1)、国有企业销售产值与地区生产总值比 (soe_2)；政策实施时间为 $post_1$ ，2002年之后取值为1，2002年及之前取值为0。本文将 $soe * post_1$ 引入基准模型，结果见表5第(1)~(2)列。结果显示，控制了国企改革因素之后，核心解释变量 (ALC) 的估计系数依然在1%的水平上显著为正。

表 4 安慰剂检验

| | (1) | (2) | (3) |
|------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| ALC_{-1} | 0.0476 (0.0348) | | |
| ALC_{-2} | | 0.0340 (0.0375) | |
| ALC_{-3} | | | 0.0045 (0.0398) |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y |
| 样本量 | 55022 | 55022 | 55022 |
| Adj R-sq | 0.1528 | 0.1528 | 0.1528 |

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号中为稳健标准误。

对于中国加入WTO政策，本文采用2000年城市外商投资占比（ $open_c$ ）表示，^①政策实施时间为 $post_2$ ，2001年之后取值为1，2001年及之前取值为0。本文将 $open_c * post_2$ 引入基准模型。从第（3）列估计结果可知，排除中国加入WTO的影响后，行政审批改革对外商直接投资的正影响依然显著。第（4）~（5）列引入以上两种政策冲击，结果显示，不管是单独控制某一种政策冲击抑或是控制两种政策冲击，行政审批改革（ ALC ）的估计系数依然在1%的水平上显著为正，符合前文的理论预期。

表5 排除竞争性假说

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|-------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|
| ALC | 0.1157*** (0.0322) | 0.1149*** (0.0322) | 0.1115*** (0.0302) | 0.1146*** (0.0322) | 0.1139*** (0.0322) |
| $soe_1 * post_1$ | -3.9104*** (0.9826) | | | -3.9158*** (0.9825) | |
| $soe_2 * post_1$ | | -3.9285*** (0.9716) | | | -3.9333*** (0.9715) |
| $open_c * post_2$ | | | -1.3393** (0.5246) | -0.1667 (0.5802) | -0.1635 (0.5803) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 47128 | 47128 | 55016 | 47122 | 47122 |
| Adj R-sq | 0.1646 | 0.1646 | 0.1531 | 0.1645 | 0.1645 |

3. 官员因素。行政审批改革是政府的自我革命，地方主要领导的支持是必不可少的（朱旭峰和张友浪，2015）。由于地方官员的工作经历和个人偏好存在差异，任期内的经济发展和投资决策往往也存在异质性，即官员更替、任职时间会伴随政策的不连续性（王贤彬等，2009）。为排除主要官员特征因素对外商直接投资的影响，表6第（1）列引入市长变更（ $change_ma$ ）、市长年龄（ age_ma ）及其平方项和市长任期（ $tenure_ma$ ）等变量，第（2）列引入市委书记变更（ $change_ma$ ）、市委书记年龄（ age_ma ）及其平方项和市委书记任期（ $tenure_ma$ ）等变量，第（3）列同时控制上述变量。结果显示，核心解释变量（ ALC ）依然显著为正。这意味着，在剔除官员效应后，行政审批改革对外商直接投资的促进效应依然显著。

4. 替换变量。表6第（4）列将被解释变量替换为企业的总投资额（ ln_total_inv ），核心解释变量（ ALC ）的估计系数依然显著为正。在此基础上，第（5）列控制了官员特征因素，行政审批改革依然具有投资效应，这再次验证前文的结论是稳健的、可靠的。

^① 现有研究对于中国加入WTO的政策效应识别大多是将行业关税与 $post_2$ 的交叉项纳入基准模型。但本文的基准回归中控制了行业-年份的交互固定效应，无法考察行业维度变量对外商直接投资的影响。因此，本文采用地区开放水平作为替代指标。

表 6 加入官员特征因素

| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
|----------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|-----------------------|------------------------|
| | lninv | lninv | lninv | lntotalinv | lntotalinv |
| <i>ALC</i> | 0.1157*** (0.0315) | 0.1330*** (0.0317) | 0.1337*** (0.0329) | 0.1338*** (0.0313) | 0.1552*** (0.0341) |
| <i>change_ma</i> | -0.0096 (0.0201) | | -0.0206 (0.0226) | | -0.0227 (0.0233) |
| <i>age_ma</i> | -0.0368 (0.0356) | | -0.0280 (0.0366) | | -0.0140 (0.0385) |
| <i>age_ma</i> ² | 0.0004 (0.0003) | | 0.0003 (0.0004) | | 0.0002 (0.0004) |
| <i>tenure_ma</i> | -0.0001 (0.0004) | | 0.0004 (0.0004) | | 0.0005 (0.0004) |
| <i>change_se</i> | | 0.0122 (0.0193) | 0.0234 (0.0213) | | 0.0340 (0.0220) |
| <i>age_se</i> | | -0.0219 (0.0489) | -0.0259 (0.0508) | | -0.0718 (0.0527) |
| <i>age_se</i> ² | | 0.0002 (0.0005) | 0.0003 (0.0005) | | 0.0007 (0.0005) |
| <i>tenure_se</i> | | -0.0014*** (0.0005) | -0.0015*** (0.0005) | | -0.0019*** (0.0005) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 53416 | 52379 | 51110 | 56599 | 52601 |
| Adj R-sq | 0.1530 | 0.1496 | 0.1501 | 0.1833 | 0.1801 |

五、异质性分析

(一) 企业投资方式的异质性

根据外商在华直接投资的方式, 本文将总样本划分为独资企业和合资企业两类子样本, 表7第(1)~(2)列分别报告了对这两类子样本的回归结果。不难发现, 行政审批改革在这两类子样本中的估计系数均显著为正, 表明行政审批中心的设立显著提高了这两种方式的外商投资行为。通过进一步比较可以看到, 独资企业子样本中行政审批改革的估计系数更大。这意味着, 相对于合资企业而言, 行政审批改革对独资企业的促进作用更大。为了稳健起见, 本文根据企业投资方式构造独资企业虚拟变量(*sole*), 将其与行政审批改革的交互项纳入基准模型中进行回归。第(3)列结果显示, 交互项 $ALC*sole$ 的估计系数显著为正, 再次表明行政审批改革对外

表 7 投资方式异质性检验

| | 独资企业 | 合资企业 | 全样本 |
|-----------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) |
| <i>ALC</i> | 0.1742*** (0.0620) | 0.1002*** (0.0351) | -0.4067*** (0.0339) |
| <i>ALC*sole</i> | | | 0.7812*** (0.0217) |
| 控制变量 | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y |
| 样本量 | 15186 | 37551 | 53793 |
| Adj R-sq | 0.1540 | 0.1879 | 0.1774 |

商独资企业的投资行为产生了更明显的促进作用。本文认为导致这一结果的可能原因是，合资企业可以利用中方合作伙伴的地缘优势，提高行政审批效率，为外资企业进入东道国市场赢得宝贵时间。然而，随着行政审批中心的设立，行政审批程序和时间大幅缩减，以合资方式进入中国市场的外资企业，在行政审批方面获得的优势逐渐下降，因此行政审批改革对外商独资企业的影响更为显著。

（二）行业的异质性

为了鼓励和引导外国投资者在特定行业、领域、地区投资，我国发布了《外商投资产业指导目录》，其中明确划分出鼓励外商投资行业、允许外商投资行业和限制外商投资行业的范围。由于行业属性存在上述差异，那么行政审批改革的引资效应可能会存在异质性。一般而言，若外商投资行业属于鼓励类行业或允许类行业，那么行政审批改革对其投资影响可能会更加显著。

本文根据《外商投资产业指导目录》的相关规定，将总样本划分为鼓励类行业、允许类行业和限制类行业三类子样本，估计结果见表8第（1）~（3）列。从中可以看出，在鼓励类行业和允许类行业子样本中，行政审批改革的估计系数均显著为正；在限制类行业子样本中，行政审批改革的估计系数未通过10%水平的显著性检验，表明行政审批改革促进了鼓励类行业和允许类行业外商投资行为，对限制类行业的外商投资行为未能产生明显的影响。考虑到稳健性，本文根据企业登记信息中的“企业类别”构造两个虚拟变量，即鼓励类行业（*encourage*）和允许类行业（*allow*）。在基准模型的基础上，引入交乘项 $ALC*encourage$ 和 $ALC*allow$ ，对扩展后的模型进行估计，结果如第（4）列所示。从中可以看出，交乘项的估计系数均在1%的水平上显著为正。这意味着，行政审批中心的设立对鼓励类行业和允许类行业的影响更大。

表 8 行业异质性检验

| | 鼓励类行业 | 允许类行业 | 限制类行业 | 全样本 |
|----------------------|---------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>ALC</i> | 0.1859* (0.1054) | 0.1182*** (0.0374) | 0.0472 (0.0667) | -0.0675** (0.0344) |
| <i>ALC*encourage</i> | | | | 0.7380*** (0.0332) |
| <i>ALC*allow</i> | | | | 0.1332*** (0.0226) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 6174 | 35982 | 11177 | 55022 |
| Adj R-sq | 0.1514 | 0.1488 | 0.1536 | 0.1626 |

（三）投资来源国的异质性

外商投资来源地的差异也会影响行政审批改革的投资效应，究其原因主要是各国外商投资动机的差异。比如，对于欧盟和美国而言，对华投资是跨国公司全球化战略的一部分，主要为市场寻求型对外投资；对于日韩等亚洲国家或地区而言，对华投资是其利用全球资源，追求低成本生产基地的选择（冯志艳和黄玖立，2020）。因此，

相对于欧美外资企业，亚洲国家或地区的外资企业则大多将中国大陆作为生产基地或“加工装配工厂”，对生产成本的变化较为敏感。行政审批改革，会降低当地的制度壁垒或交易成本，故对亚洲国家或地区的外商投资的促进效应应更为显著。

表9第(1)~(3)列分别报告了来自美国、加拿大和欧洲外商投资的估计结果，除了第(1)列之外，行政审批改革的估计系数均不显著。第(4)列结果显示，行政审批中心的设立对其他国家和地区外商投资有显著促进作用。此外，本文根据投资来源国构造欧美外商投资虚拟变量(*western*)，将其与行政审批改革做交互项纳入基准回归，结果列在第(5)列中。从中不难发现，交互项 $ALC*western$ 的估计系数在1%的水平上显著为负，表明与欧美外商投资相比，行政审批改革对亚洲国家或地区外商投资的促进作用更大，符合前文的推断。

表9 投资来源国异质性检验

| | 美国 | 加拿大 | 欧洲 | 亚洲国家 或地区 | 全样本 |
|--------------------|---------------------|--------------------|--------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |
| <i>ALC</i> | 0.3151* (0.1653) | 0.2795 (0.6216) | 0.2347 (0.1961) | 0.0831*** (0.0320) | 0.1656*** (0.0302) |
| <i>ALC*western</i> | | | | | -0.3506*** (0.0274) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 2621 | 378 | 2411 | 47740 | 55022 |
| Adj R-sq | 0.1190 | 0.1604 | 0.1736 | 0.1629 | 0.1560 |

六、进一步讨论

(一) 机制分析

根据前文分析，行政审批改革影响外商直接投资的作用机制主要是降低了制度壁垒和交易成本，从而降低了外商投资企业的进入门槛，为更多倾向在华投资的外商提供了机会。为验证上述作用机制，本文采用如下计量模型：

$$\ln inv_{icjt} = \alpha_1 + \beta_1 ALC_{ct} * y_c + \gamma_1 X_{ct} + \lambda_{cj} + \lambda_{jt} + \varepsilon_{icjt} \quad (2)$$

其中， y_c 是衡量制度壁垒和交易成本的变量。其他变量的设定与前文一致，不再赘述。本文感兴趣的是交叉项 $ALC_{ct} * y_c$ 的回归系数 β_1 。若 β_1 的估计值显著异于零，则表明行政审批改革的效应会受变量 y_c 的影响。

1. 制度壁垒

地区的市场化程度越高，政府对市场的干预程度越低。借鉴王璐等(2020)的研究，本文以地区市场化总指数作为制度壁垒的替代变量。考虑到该指标测算过程中基期年份的调整问题，本文分别以2000年和2008年地区市场化总指数的中位数为临界值赋值变量 y_c ($market_{00}$ 、 $market_{08}$)，即得分高于中位值视为制度壁垒较低，赋值为1，否则为0。

表10检验了行政审批改革是否对制度壁垒较高地区的投资行为促进作用更为显著,其中第(1)、(3)列报告了2000年市场化总指数为衡量指标的估计结果,第(2)、(4)列为2008年市场化总指数为衡量指标的估计结果。从中可以看出,不管是采用最小二乘估计,还是两阶段最小二乘估计,回归系数 β_1 均显著为负。这表明,市场化指数越高的地区,制度壁垒越弱,行政审批改革对外商直接投资的促进作用越小。因此,行政审批中心的设立,能够降低地区制度壁垒,从而影响外商投资行为。

2.交易成本

已有文献研究表明,行政审批中心的建立,大幅降低了企业的交易成本。冯笑等(2018)采用管理费用衡量交易成本,夏杰长和刘诚(2017)采用销售费用、管理费用与财务费用表示交易成本。鉴于此,本文采用2001年地区外商投资工业企业管理费用占总产值比重($cost_1$)的中位数为临界值界定地区交易成本。具体而言,该比重高于中位值定义为交易成本较高,变量 $cost_1$ 赋值为1,否则为0;表11第(1)、(3)列报告了估计结果,从中可以发现,回归系数 β_1 均显著为正。这表明,与交易成本较低的地区相比,行政审批中心的建立对交易成本较高地区的外商投资行为的影响更大。

此外,本文进一步采用地区外商投资工业企业销售费用和管理费用的比例($cost_2$)进行稳健性检验,结果见第(2)、(4)列。从中发现,交互项 $ALC*cost_2$ 的估计系数依然在1%的水平上显著为正,这再次表明行政审批中心的建立,能够降低地区交易成本,从而影响外商投资行为。

(二)具体措施

前文分析表明,行政审批改革对外商直接投资具有显著的正向影响,那么行政审批改革具体通过何种措施影响外商投资呢?本文从进驻部门数量($ALC_$

表 10 影响机制检验：制度壁垒

| | OLS | | 2SLS | |
|--------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ALC | 0.1856*** (0.0364) | 0.2491*** (0.0890) | -4.9512* (2.7827) | 1.6354*** (0.3799) |
| $ALC *market_{00}$ | -0.1729*** (0.0490) | | -3.2930** (1.3317) | |
| $ALC *market_{08}$ | | -0.1394 (0.0897) | | -0.5387*** (0.1540) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 第一阶段F统计量 | | | 8.18 | 233.76 |
| 样本量 | 55022 | 55022 | 46288 | 46288 |

表 11 影响机制检验：交易成本

| | OLS | | 2SLS | |
|---------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| ALC | 0.0898*** (0.0325) | 0.0861*** (0.0311) | 1.5818*** (0.3723) | 1.1028*** (0.3144) |
| $ALC *cost_1$ | 0.1303** (0.0574) | | 0.6293*** (0.1491) | |
| $ALC *cost_2$ | | 0.2453*** (0.0707) | | 0.6266*** (0.1583) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 第一阶段F统计量 | | | 152.27 | 232.66 |
| 样本量 | 55022 | 55022 | 46288 | 46288 |

department)、进驻事项数量 (*ALC_item*)、进驻窗口数量 (*ALC_window*) 三个维度试图回答该问题。

表12第(1)~(3)列结果显示,进驻部门数量、进驻事项数量、进驻窗口数量对外商直接投资均有显著影响。考虑到上述三个维度具有一定的相关性(毕青苗等,2018),第(4)列同时考察了各个维度的影响。结果显示,仅进驻事项数量(*ALC_item*)的估计系数显著为正,表明进驻行政审批中心的审批事项数量越多,对外商直接投资的影响越显著。对此可能的解释是,行政审批中心进驻的审批事项越多,越有助于简化审批流程,提高审批效率和透明度,降低交易成本,从而促进外商来华投资。

表 12 具体措施检验

| | (1) | (2) | (3) | (4) |
|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|
| <i>ALC_department</i> | 0.0026*** (0.0006) | | | 0.0014 (0.0022) |
| <i>ALC_item</i> | | 0.0003*** (0.0001) | | 0.0003* (0.0002) |
| <i>ALC_window</i> | | | 0.0009*** (0.0002) | 0.0000 (0.0004) |
| 控制变量 | Y | Y | Y | Y |
| 城市-行业固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 行业-年份固定效应 | Y | Y | Y | Y |
| 样本量 | 53,116 | 43,084 | 31,767 | 24,059 |
| Adj R-sq | 0.1551 | 0.1440 | 0.1548 | 0.1403 |

七、结论与政策启示

近年来,中国吸引外资的国内外条件发生了深刻变化。在此背景下,本文从营商环境视角,探讨了其对外商直接投资区位选择的影响。研究发现:(1)行政审批制度改革的确能够吸引外商来华投资,且这一效应具有显著异质性。具体而言,与合资企业相比,行政审批改革的引资效应在独资企业的样本中更为明显;行政审批中心的设立对鼓励类、允许类外商投资产业的影响更为显著;行政审批制度改革对来自日韩以及其他亚洲国家或地区的外商投资的促进作用更大。(2)作用机制检验发现,行政审批改革,打破了制度壁垒,降低了制度性交易成本,从而吸引外商来华投资,即制度壁垒和交易成本是行政审批改革影响外商直接投资的微观机制。(3)动态效应分析表明,行政审批中心的设立对外商直接投资的影响具有时滞性,即行政审批改革到第3年才会对外商投资具有显著影响,且该影响具有持续性。(4)本文细分了行政审批改革的具体措施。结果表明,进驻行政审批中心的审批事项数量越多,对外商直接投资的正向影响越大。此外,本文采用内生性检验、安慰剂检验、排除竞争性假说、加入遗漏的官员特征因素、替换变量等方法对基准结论进行了稳健性检验,均得到一致发现。本文的结论具有以下几点政策启示:

第一,从基准回归结果看,持续深化投资审批制度改革,进一步规范政府行为,简化行政审批手续,提高行政审批效率,努力建设服务型政府,为外商投资打造更

加完善的市场化、法治化、国际化一流的营商环境,能够提升对外商直接投资的吸引力,巩固外资在华发展的信心。第二,从行政审批的具体措施看,进驻行政审批中心的审批事项数量越多,对外商直接投资的影响越显著。这意味着,扩大鼓励外商投资产业目录和外资项目清单,完善外商投资准入负面清单管理制度,提高负面清单管理的可操作性和透明度,提升外商投资自由化、便利化,能够促进外商来华投资。第三,根据外商企业投资方式、所属行业以及资金来源国的差异,引资政策应从“一刀切”向“差异化”方式转化。比如,进一步扩大鼓励类行业外商投资的范围,因为这类行业外商投资受营商环境的影响较大。只有精准施策的招商策略,才能在复杂严峻的国际环境中赢得国际投资的世界竞争,切实提高引资实效。

参考文献

- [1] 毕青苗,陈希路,徐现祥,等.行政审批改革与企业进入[J].经济研究,2018(2):140-155.
- [2] 冯笑,王永进,刘灿雷.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,2018(10):98-110.
- [3] 冯志艳,黄玖立.土地成本与外商直接投资[J].世界经济文汇,2020(4):47-66.
- [4] 郭小年,邵宜航.行政审批改革、产业结构与劳动收入份额[J].财经研究,2021(8):19-33.
- [5] 孔东民,代昀昊,李阳.政策冲击、市场环境与国企生产效率:现状、趋势与发展[J].管理世界,2014(8):4-17.
- [6] 鲁明泓.制度因素与国际直接投资区位分布:一项实证研究[J].经济研究,1999(7):57-66.
- [7] 桑百川.外商直接投资动机与中国营商环境变迁[J].国际经济评论,2019(5):34-43.
- [8] 王红建,傅文霖,曹瑜强,等.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,2020(5):131-145.
- [9] 王璐,吴群锋,罗頔.市场壁垒、行政审批与企业价格加成[J].中国工业经济,2020(6):100-117.
- [10] 王贤彬,徐现祥,李郇.地方官员更替与经济增长[J].经济学(季刊),2009(4):1301-1328.
- [11] 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.
- [12] 王永钦,杜巨澜,王凯.中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J].经济研究,2014(12):126-142.
- [13] 魏下海,董志强,王永璟.营商制度环境为何如此重要?——来自民营企业“内治外攘”的经验证据[J].经济科学,2015(2):105-116.
- [14] 夏杰长,刘诚.行政审批改革、交易费用与中国经济增长[J].管理世界,2017(4):47-59.
- [15] 张龙鹏,蒋为,周立群.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,2016(4):57-74.
- [16] 朱光顺,张莉,徐现祥.行政审批改革与经济发展质量[J].经济学(季刊),2020(3):1059-1080.
- [17] 朱旭峰,张友浪.创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起[J].管理世界,2015(10):91-105.
- [18] Alfaro, L., and A. Chari, “Deregulation, Misallocation and Size: Evidence from India”, *The Journal of Law and Economics*, 2014, 57(4):897-936.
- [19] Anderson, J., and G. Adrian, “Does Doing Business Matter for Foreign Direct Investment?”, *Doing Business*, 2013.
- [20] Angrist, J. D., and A. B. Keueger, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?”, *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4): 979-1014.
- [21] Belgibayeva, A., and A. Plekhanov, “Does Corruption Matter for Sources of Foreign Direct Investment?”, *Review of World Economics*, 2019, 155(3): 487-510.
- [22] Bruhn, M., “License to Sell: The Effect of Business Registration Reform on Entrepreneurial Activity in Mexico”, *Review of Economics and Statistics*, 2011, 93:382-386.

- [23] Cai, X., Y. Lu, M. Wu, et al., “Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China” , *Journal of Development Economics*, 2016, 123:73–85.
- [24] Corcoran, A., and G. Robert, “Foreign Direct Investment and the Ease of Doing Business” , *Review of World Economics*, 2015, 151(1): 103–126.
- [25] Jayasuriya, D., “Improvements in the World Bank’s Ease of Doing Business Rankings: Do they Translate into Greater Foreign Direct Investment Inflows?” , Policy Research Working Paper, No.5787, 2011.
- [26] Jovanovic, B., and B. Jovanovic, “Ease of Doing Business and FDI in the Ex-socialist Countries” , *International Economics and Economic Policy*, 2018, 15(3): 587–627.
- [27] Kaplana, D. S., E. Piedra, and E. Seirab, “Entry Regulation and Business Start-ups: Evidence from Mexico” , *Journal of Public Economics*, 2011, 95:1501–1515.
- [28] Kerr, R., Ramana, N., and Matthew R., “Entrepreneurship as Experimentation” , *Journal of Economic Perspectives*, 2014, 28(3):25–48.
- [29] Nangpiire, C., R. G. Rodrigues, and I. O. Adam, “Ease of Doing Business and Foreign Direct Investment Inflow among Sub-Saharan African Countries” , *International Journal of Business and Emerging Markets*, 2018, 10(3): 289–303.

【作者简介】 冯志艳：山东财经大学公共管理学院副教授，硕士生导师。研究方向：国际贸易和区域经济。

The Effect of Administrative Approval Reform on Foreign Direct Investment and Its Mechanism

FENG Zhi-yan

(School of Public Administration and Policy, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China)

Abstract: Business environment is not only an important soft power for regional economic development, but also a core competitiveness to attract industrial project investment. Taking the reform of administrative examination and approval as the starting point, this paper empirically examines the effect of business environment on attracting investment and its mechanism. This paper examines the impact of administrative examination and approval reform on foreign direct investment and its mechanism. It is found that the establishment of administrative examination and approval center promotes the scale of foreign investment in China, and this effect is sustainable; This reform has transformed government functions, broken institutional barriers and attracted foreign direct investment in China; At the same time, the decline in transaction costs also promoted foreign direct investment. From the perspective of specific implementation measures, the more approval items the administrative examination and approval center stationed, the greater the impact on foreign direct investment. In addition, factors such as the mode of foreign direct investment, industry attributes and the country of origin of investment will affect the investment effect of administrative examination and approval reform. The conclusion of this paper means that deepening the reform of investment examination and approval system and continuously optimizing the foreign investment environment are powerful measures to stabilize the basic market of foreign investment.

Keywords: business environment; foreign direct investment; administrative approval; institutional barriers; transaction costs

(责任编辑：马莹)