

# 行政审批制度改革与中国制造业 企业出口技术复杂度

杨青龙 张欣悦

**摘要：**行政审批制度改革对制造业企业出口竞争力的提升作用集中反映了中国制度创新在对外贸易领域的成效。本文以各地行政审批中心的设立为“准自然实验”，利用2000—2006年中国工业企业数据库和中国海关数据库的匹配数据，采用双重差分法系统评估了行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度的影响。研究表明：在设立行政审批中心的城市，制造业企业出口技术复杂度得到了显著提高，政策效果基本不存在时滞，并具有持续性；行政审批中心的设立主要通过成本效应和创新激励效应作用于制造业企业出口技术复杂度；隶属关系层级较低的企业和非国有企业从行政审批中心的设立中获益更多；在东部地区和政府信息化程度较高的地区，制造业企业出口技术复杂度的提升幅度更大。

**关键词：**行政审批制度；制造业；出口技术复杂度；行政审批中心

〔中图分类号〕F740 〔文献标识码〕A 〔文章编号〕1002-4670(2022)2-0106-19

## 一、引言及文献综述

行政审批制度改革是理清政府与市场边界、发挥市场决定性作用、优化营商环境的重要举措，是推动中国经济高质量发展的制度保障，也是推动产业结构升级、改善市场环境的动力源泉（夏杰长和刘诚，2017）<sup>〔1〕</sup>。党的十八届三中全会开启了全面深化改革的序幕，行政审批制度改革成为政府发挥“帮助之手”、打通服务市场主体“最后一公里”的重要窗口，可以激发市场活力，更好地为大众创新和万众创业清障搭台。与此同时，制造业成为各国提高全球经济竞争力的聚焦点和制高点。《中国制造2025》提出，“建设制造强国，必须发挥制度优势，动员各方面力量，进一步深化改革，完善政策措施，建立灵活高效的实施机制，营造良好环境。”

推动制造业贸易强国的建设需要从质量层面提高出口产品的技术水平，而制造业企业的出口技术复杂度可综合衡量一国（地区）出口产品的技术水平和国际分

〔收稿日期〕2020-02-17

〔基金项目〕国家社会科学基金一般项目“大国合作视域下的多边贸易体制改革及中国方案研究”（20BJY194）

〔作者信息〕杨青龙：江西财经大学国际经贸学院副教授，电子信箱 yangqinglong2003@hotmail.com；张欣悦：中国建设银行南京分行

工地位,反映了该国(地区)制造业的贸易发展现状(卓乘风和邓峰,2018)<sup>[2]</sup>。因此,本文以行政审批制度改革对中国制造业企业出口技术复杂度的影响为核心议题,并进一步探究其作用机制和异质性边际效应。探讨这一问题不仅有助于推动中国贸易强国建设,而且可为进一步深入推进行政审批制度改革提供有益启发。

随着中国简政放权的深入推进,越来越多的学者开始关注行政审批制度改革带来的经济效益。Zhu和Zhang(2016)<sup>[3]</sup>通过考察中国行政审批制度改革的扩散过程,分析了决定地方政府是否设立行政审批中心的影响因素。随后,学者们分别从宏观和微观两个层面探讨中国推进行政审批制度改革带来的经济效益。

基于宏观经济视角,研究发现行政审批制度改革对经济增长具有显著的正向影响(夏杰长和刘诚,2017);由于晋升激励的作用,地方政府会利用手中的行政审批权限推动产能扩张,推进行政审批制度改革减少地方政府的权限,化解过剩产能(刘诚和钟春平,2018)<sup>[4]</sup>。行政审批制度改革可以优化市场资源配置、降低城市之间生产率分布的离散程度(赖敏等,2018)<sup>[5]</sup>。因此,应该深入推进行政审批制度改革、精简审批流程、降低市场准入门槛,进一步提升政府服务效能,激发市场主体开展创新创业活动的动力。

基于微观企业视角,王永进和冯笑(2018)<sup>[6]</sup>采用双重差分模型的实证分析结果表明,中国推进行政审批制度改革显著提升了企业创新水平,提高了企业生产效率。同时,地区行政审批强度的下降可以通过降低开展创业活动的成本,降低企业准入门槛,显著提高企业进入市场的概率,从而进一步平衡社会不同群体的就业机会(陈刚,2015)<sup>[7]</sup>,提高个人创业概率和当地创业规模(张龙鹏等,2016)<sup>[8]</sup>,提升企业规模的帕累托指数,缓解企业分布扭曲(张天华等,2019)<sup>[9]</sup>。

North(1990)<sup>[10]</sup>提出了“制度启动贸易”的命题。制度环境对贸易发展的重要性引起了学术界的广泛关注,越来越多的学者开始从制度经济学视角研究国际贸易问题,探究制度质量对国际贸易的影响。制度比较优势是决定国际贸易方式的重要因素(杨青龙,2019)<sup>[11]</sup>,制度质量可以显著提升一国制造业的分工地位(杜运苏和彭冬冬,2019)<sup>[12]</sup>。不少学者从行政审批制度改革的视角,研究制度质量与制造业出口竞争力的关系。Nunn(2007)<sup>[13]</sup>提出一国(地区)的行政审批效率显著影响了国内经济增长和对外贸易的比较优势;冯笑等(2018)<sup>[14]</sup>发现,设立行政审批中心可以推动更多制造业企业进入国际市场,城市和行业出口规模显著扩大,但政策改革带来的效应具有时滞性;刘胜和申明浩(2019)<sup>[15]</sup>发现,中国推进行政审批制度改革之后,制造业企业全球价值链分工地位明显攀升。出口退(免)税审批权下放是行政审批制度改革的一项具体措施。许和连和王海成(2018)<sup>[16]</sup>基于2006年中国推行出口退(免)税审批权下放,研究了简政放权改革的经济效益,发现在样本期间内,实验组企业出口规模 and 产品质量得到了显著提升,企业出口绩效也得到了明显提高。

相较于以上文献,本文的边际贡献主要包括如下三个方面:第一,首次考察了行政审批制度改革对出口技术复杂度的影响。现有文献侧重研究整体制度环境对一国(地区)贸易竞争力的重要性,然而鲜有文献研究行政审批制度改革对制造业企业出

口技术复杂度的影响。在全面深化改革、推动简政放权的背景下，本文的研究可深化对行政审批制度改革的经济效应分析。第二，以各城市行政审批中心的设立作为“准自然实验”，运用双重差分法构建模型，解决了政策变量难以量化和潜在内生性问题，保证了研究结果的真实性和准确性。本文从设立行政审批中心的视角分析行政审批制度改革的制度红利，同时考察了行政审批制度改革的出口升级效应是否具有可持续性。第三，进一步拓展了企业异质性效应与作用机制。本文基于企业异质性视角，力求揭示行政审批制度改革影响中国制造业企业出口技术复杂度提升的异质性动因机制。这有助于政府通过制定差异化政策帮助制造业企业进一步提升出口技术复杂度，从而提高制造业出口竞争力。

## 二、制度背景与机理分析

### （一）制度背景

改革开放初期，中国行政审批制度不断完善，是计划经济时期政府干预市场经济、促进经济稳步增长的重要方式之一，是完善政府职能、提高政府服务质量的助力器。但伴随着社会主义市场经济体制的建立和完善，市场主体地位不断凸显，中国传统的行政审批制度已经不能适应社会主义市场经济发展的要求，审批效率低下、企业进入市场流程繁杂、社会运行承担的制度性交易成本较高等问题不断显现。发展社会主义市场经济需要进一步建设服务型政府，推动政府职能向提供优质的便民服务、建设良好的制度环境转变，从而不断为市场主体的自主经营清障搭台。基于此背景，为了深化简政放权改革、降低行政审批强度、促进经济稳步增长，中国行政审批制度改革持续推进。

建立“一站式”的行政审批中心是中国行政审批制度改革的重要载体和表现形式。20世纪90年代，广东省江门市和上海市等地方政府先行试点，开创性地设立行政服务中心，进一步吸引外资，促进地方经济增长。1997年，广东省江门市建立了中国第一家地级市的行政审批中心，这是建设服务型政府的重要探索。审批中心的设立牵引着制度改革的进程，是各地区政府深化行政审批制度改革的重要载体，表明制度改革取得了新进展。将原本相互分割、独立的政务服务部门聚集在一个审批大厅，各审批部门之间的信息共享以及协同式的办公形式不仅节省了微观主体奔波于各个部门的时间和精力，简化了注册审批等各项流程，而且提高了政府审批的透明度，减少了权力寻租、推诿扯皮等弊端（艾琳等，2013）<sup>[17]</sup>。

截至2018年，在333个样本城市中，已有318个地级市建立了行政审批中心<sup>①</sup>。如图1所示，其成立的扩散趋势符合经典的S型累积分布曲线（Nicholson-Crotty, 2009<sup>[18]</sup>；Zhu and Zhang, 2016）。从2001年开始，中国设立的行政审批中心快速增长，数量在2002年达到了峰值。这与2001年开始在全国范围内统一推进

<sup>①</sup>为了统一口径，本文使用市（地）级而非县（区）级行政审批中心设立数据，即使县（区）级行政审批中心设立时间早于市级，也以市（地）级行政审批中心设立的时间为准。因此，图1展示的是中国333个市（地）级行政审批中心成立的时间分布。

行政审批制度改革的时间点基本一致。

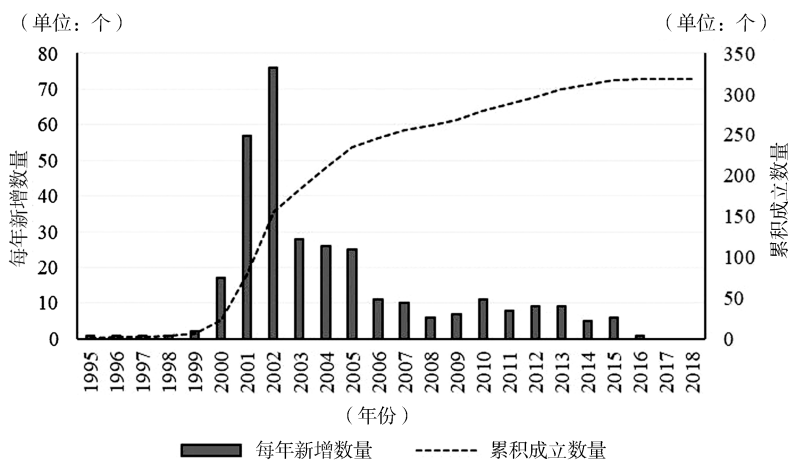


图1 市(地)级行政审批中心成立的时间分布

资料来源：根据各市(地)行政审批中心的官方主页整理得出。

## (二) 机理分析

行政审批制度改革影响制造业企业出口技术复杂度的机制之一是成本效应。在推进行政审批制度改革之前，中国行政审批具有浓厚的“计划经济”特征，各个审批部门之间独立分割，权力壁垒和信息壁垒导致审批流程复杂、链条层级繁琐，政府审批效率较低。企业投入过多的资金和时间用于非生产性活动，从而抑制了企业提升出口产品技术复杂度的动力，严重影响了实体经济的发展。行政审批中心是中国行政审批制度改革的重要载体和表现形式。从宏观视角看，行政审批中心这一制度创新的初衷就是提高政府部门的办事效率，降低社会成本进而扩大社会产出、促进经济增长。从微观视角来看，行政审批中心的设立通过降低企业的制度性交易成本，影响市场主体的生产经营活动，促使企业有更多资金和时间进入国际市场(夏杰长和刘诚，2017)。

“一站式”审批中心的设立将市场主体与政府之间产生的制度性交易成本转化为政府各个部门内部的沟通协调成本，减少了政府与企业之间的摩擦。一方面，行政审批中心的设立以及政府行政审批事项的缩减可以大幅度降低企业承担的效率性制度交易成本。行政审批中心的设立将原本具有审批资格的部门均聚集在同一场所，实现了企业注册、资格审核、项目申请等事项的“一条龙”审批，提高了政务透明度和行政审批效率，减少了企业奔波于各个审批部门的时间成本，有利于降低企业交易风险，弱化企业在生产经营和出口贸易过程中的不确定性。另一方面，行政审批制度改革可降低企业承担的费用性制度交易成本。随着行政审批制度改革的不断推进，行政审批透明度不断提高，减少了政府官僚体制下推诿扯皮的现象，提高了资源配置效率，降低了企业向政府寻租行贿、建立政治关联等方面投入的非生产性成本。市场主体承担的交易成本降低可以进一步减少企业在生产经营以及出



口活动中面临的不确定性。产品的技术含量越高，其在交易过程中面临的不确定性越强（Berkowitz et al., 2006）<sup>[19]</sup>，行政审批制度改革的推进减少了企业在交易过程中的不确定性，从而可促进这些技术含量较高的产品的出口。

另一种机制是创新激励效应。制度经济学认为，在转轨经济体中，企业的研发投入和创新产出受到外部宏观政策环境变化的影响。制度激励从根本上决定了创新产出，而创新活动直接影响着企业生产产品的技术含量，从而影响出口技术复杂度（毛其淋，2019）<sup>[20]</sup>。政府对企业设置准入门槛会直接影响企业进行创新活动的生产成本，相反对新进入的市场主体提供的制度便利可以激励企业家的创新热情，推动技术创新。市场主体外部制度环境的改善有助于降低企业在生产经营中的各项交易成本，增加企业创新产出，提高企业创新效率。行政审批制度改革通过调节政府与市场的关系，打造创新型政府和灵活型市场，可以减少政府权力对资源的直接支配，降低不当的行政干预，增强市场主体的活力，促使企业增加科技投入和技术产出，提高从创新投入到创新产出的转换效率。

随着中国政府职能的不断优化，市场主体的创新潜能得以释放，创新要素加速聚集。创新是反映产品生产技术水平的重要指标，创新能力的提高对一个国家（地区）的贸易结构优化以及产品国际竞争力的提升具有重要意义。企业进行创新活动能够促进产品生产转向高端专业化，脱离价值链的低端生产环节，进而提升出口技术复杂度。由此可以看出，行政审批制度改革可为国家（地区）的经济发展和出口贸易提供有效的动力机制。

### 三、模型构建、变量选取与数据说明

#### （一）模型构建

基于准自然实验的双重差分模型（DID）能够有效估计政策的经济效应，通过两次差分可以较好地排除其他因素对估计结果的干扰。目前，围绕行政审批制度改革对微观企业经济行为的影响，为数不多的文献（王永进和冯笑，2018；张天华等，2019；刘胜和申明浩，2019）也主要采用双重差分法进行效应评估。在此基础上，本文基于各城市设立行政审批中心这一制度创新建立“准自然实验”，实证分析中国行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度的影响。鉴于行政审批制度改革是一个渐进的复杂过程，而在2002年中国设立行政审批中心的城市数量达到峰值，本文以2002年设立行政审批中心的城市作为实验组，以2007年及以后设立行政审批中心或始终未设立行政审批中心的城市作为备选的对照组<sup>①</sup>。最终得到的样本包括57个实验组城市样本和38个对照组城市样本。

本文建立的双重差分模型如下：

---

<sup>①</sup>本文以2002年设立行政审批中心城市中的企业为实验组，由于2002年不同城市设立行政审批中心的具体时间存在差异，且行政审批中心从设立到正式运行和发挥作用往往具有时间滞后性，因此本文设定2003年为行政审批中心发挥作用的第一年。

$$\ln ESI_{fct} = \beta_0 + \beta_1 treat_{ct} \times post_{ct} + \delta X_{fct} + \alpha_c + \gamma_t + \delta_{fct} \quad (1)$$

其中,下标 $f$ 、 $c$ 、 $t$ 分别表示企业、城市、年份;制造业企业 $f$ 在 $t$ 期的出口技术复杂度用 $ESI_{fct}$ 表示,取自然对数; $\beta_0$ 是常数项; $treat \times post$ 为行政审批制度改革,是本文的主要解释变量;估计系数 $\beta_1$ 是主要解释变量的系数,反映了建立行政审批中心的城市与没有建立行政审批中心的城市中企业的出口技术复杂度在制度改革前后的平均差异; $X_{fct}$ 表示影响制造业企业出口技术复杂度且随时间和个体变动的控制变量; $\delta$ 是控制变量的估计系数; $\alpha_c$ 和 $\gamma_t$ 分别表示城市固定效应和时间固定效应; $\delta_{fct}$ 为随机扰动项。

## (二) 变量选取

### 1. 被解释变量

本文对出口技术复杂度的测算采用 Hausman 等 (2007)<sup>[21]</sup>的方法并对其进行拓展。现有文献大多从国家或行业等宏观层面测算出口技术复杂度,为进一步考察制造业企业出口技术结构并探究企业异质性特征,本文借鉴盛斌和毛其淋 (2017)<sup>[22]</sup>的方法,基于中国大样本微观数据,对制造业企业出口技术复杂度进行测算。首先,根据世界 177 个国家(地区)产品的出口信息计算产品层面的出口技术复杂度;然后,根据中国海关数据库中产品的出口额计算中国各个制造业企业的出口技术复杂度,由于计算出的企业层面的出口技术复杂度指标大多介于 3000~25000 美元之间,为了减少数据异方差的影响以及更为直观地观察制度改革的政策效应,本文参考毛其淋 (2019) 的做法,对企业出口技术复杂度这一指标取对数处理。

### 2. 解释变量

推进行政审批制度改革的关键在于制度创新,地方政府建立行政审批中心正是这一制度改革中最重要的制度创新。因此,本文以建立行政审批中心表征中国新型的行政审批制度。行政审批中心交互项  $treat \times post$  中,  $treat$  为政策组别虚拟变量,  $treat = 1$  代表实验组,  $treat = 0$  代表对照组;  $post$  为时间虚拟变量, 2000—2002 年取值为 0, 2003—2006 年取值为 1。

### 3. 控制变量

除上述核心变量外,本文借鉴李俊青和苗二森 (2018)<sup>[23]</sup>、毛其淋和方森辉 (2018)<sup>[24]</sup>的做法,进一步引入影响企业出口技术复杂度的其他控制变量集合,主要包括:企业利润率 ( $profit$ ),用营业利润与企业当年销售额的比例衡量;企业年龄 ( $lnage$ ),用当年年份减去开业年份加 1,然后取自然对数衡量;企业平均工资 ( $lnwage$ ),用企业应付工资总额与从业人员数比值加 1,然后取自然对数衡量;补贴收入 ( $lnsubsidy$ ),用企业补贴收入加 1,然后取自然对数衡量;融资约束 ( $fincom$ ),借鉴孙灵燕和李荣林 (2011)<sup>[25]</sup>的衡量方法,采用利息支出与固定资产的比值衡量;资本密集度 ( $klratio$ ),借鉴盛斌和毛其淋 (2017) 的方法,用固定资产与从业人员数的比值衡量。

### 4. 政策冲击变量

在样本期内,其他外生的政策冲击可能会影响推进行政审批制度改革的经济效应的评估结果。本文分别用中国加入 WTO、放松外资进入管制和国有企业改革三

个指标作为主要的外生政策冲击变量，具体衡量方法如下：中国加入 WTO (*tariff*)，用 2001 年中国进口最终品关税水平衡量，与 Amiti 和 Konings (2007)<sup>[26]</sup> 的方法类似，对同一行业 (CIC4 分位行业) 进口的 HS6 位码的最终品关税进行简单平均；放松外资进入管制 (*FDI*)，采用 Lu 和 Yu (2015)<sup>[27]</sup> 的方法，用行业层面外资企业数量的对数衡量；国有企业改革 (*SOE*)，借鉴白重恩等 (2006)<sup>[28]</sup> 的方法，用企业非国有资本占总资本的比例衡量。

### (三) 数据说明

本文选取的样本期间为 2000—2006 年。其中，制造业企业层面的生产数据来源于中国工业企业数据库，企业对应的产品层面海关出口数据来源于中国海关数据库；各国 (地区) HS6 位产品之间的进出口数据来源于 CEPII BACI 数据库，各国 (地区) 人均 GDP 来源于世界银行 WDI 数据库；主要解释变量行政审批中心设立的相关数据主要来源于各地行政审批中心的官方主页，同时使用毕青苗等 (2018)<sup>[29]</sup> 整理构建的中国地级行政审批中心数据库进行补充；用行业层面的关税水平衡量贸易自由化程度，其中 2001 年产品层面的关税水平来源于 WTO 的 Tariff Download Facility 数据库，包括了我国同其他国家 (地区) HS6 位产品层面的进口关税数据。为了减少极端值的影响，对连续变量按照 1% 的双边缩尾方法进行缩尾处理。表 1 是主要变量的描述性统计结果。

表 1 变量的描述性统计

变量	实验组			对照组			全样本		
	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差	样本量	平均值	标准差
<i>lnESI</i>	31 639	9.182	0.642	28 803	9.178	0.616	60 442	9.181	0.630
<i>profit</i>	31 639	0.028	0.104	28 803	0.020	0.106	60 442	0.024	0.105
<i>lnage</i>	31 639	1.982	0.762	28 803	2.000	0.718	60 442	1.991	0.741
<i>lnwage</i>	31 639	2.625	0.511	28 803	2.606	0.516	60 442	2.616	0.514
<i>lnsubsidy</i>	31 639	1.012	2.081	28 803	0.708	1.809	60 442	0.867	1.962
<i>fincom</i>	31 639	0.040	0.074	28 803	0.027	0.065	60 442	0.034	0.070
<i>klratio</i>	31 639	3.718	1.249	28 803	3.552	1.343	60 442	3.639	1.297

资料来源：运用 Stata 14 计算而得。

## 四、计量结果分析

### (一) 基准回归结果

表 2 第 (1) 列同时控制了时间固定效应和城市固定效应，本文主要关注的政策效应估计系数在 1% 的水平下显著为正，说明行政审批中心的设立带来了制造业企业出口技术复杂度的提升。第 (2) 列在此基础上加入了一系列控制变量，由回归结果可知，*treat*×*post* 的估计系数在 1% 的水平下显著为正，这表明行政审批中心的设立显著提高了制造业企业的出口技术复杂度。鉴于企业的出口技术复杂度与所处行业的特征存在紧密的联系，所以，第 (3) 列和第 (4) 列进一步控制了行业×年份固定效应，主要解释变量的估计系数依然在 1% 的水平下显著为正，进一步证

实了中国推进行政审批制度改革显著提高了制造业企业的出口技术复杂度。由于行业×年份固定效应可以较好地降低遗漏变量的偏差，所以后文的实证分析均采用这种固定效应。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.053 *** (3.87)	0.045 *** (3.11)	0.045 *** (4.71)	0.043 *** (4.39)
<i>profit</i>		0.329 *** (8.67)		0.079 *** (2.99)
<i>lnage</i>		0.003 (0.28)		-0.007 * (-1.89)
<i>lnwage</i>		0.114 *** (8.65)		0.033 *** (4.44)
<i>lnsubsidy</i>		0.007 *** (3.30)		0.003 ** (2.15)
<i>fincom</i>		0.035 (0.47)		0.023 (0.36)
<i>klratio</i>		0.126 *** (16.17)		0.048 *** (8.25)
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	NO	NO	YES	YES
常数项	9.160 *** (1 715.94)	8.387 *** (274.82)	9.163 *** (2 426.20)	8.913 *** (338.13)
样本数	60 442	60 442	60 440	60 440
R <sup>2</sup>	0.141	0.230	0.542	0.551

注：括号内为 *t* 值；\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5% 和 1% 的显著性水平；标准误在城市层面进行聚类。

## (二) 平行趋势检验

在政策评估问题中，虽然双重差分法可以较好地解决模型的内生性问题，但模型评估的可靠性仍然需要满足重要的假设前提。其中，平行趋势假设是建立双重差分模型的重要前提之一，实验组与对照组要具有可比性，即如果没有外在政策的影响，那么两组样本的被解释变量应大致按照相同的趋势平行发展。本文通过以下三种方法进一步验证平行趋势假设。

### 1. 动态效应

将式(1)中 *post* 分解为各年份时间虚拟变量  $year_t$ ，*t* 取值分别为 2001、2002、2003、2004、2005、2006，再将各年份对应的虚拟变量  $year_t$  与 *treat* 相乘（为避免多重共线性问题，在此剔除首年变量），如表3第(1)列结果所示，在行政审批中心正式设立前，交互项  $treat \times year_{2001}$  和  $treat \times year_{2002}$  的回归系数并不显著，说明政策实施之前实验组与控制组具有可比性，两组的出口技术复杂度变化趋势并无显著差异，2002年之后交互项的回归系数均在5%的水平下显著为正，这表明到2003年设立行政审批中心的政策效应才显现出来，实验组与控制组的企业出口技术复杂度出现显著差异。加入控制变量后，第(2)列回归结果与第(1)列回归结果基本没有差异。



本文进一步刻画了设立行政审批中心影响制造业企业出口技术复杂度的动态走势,从而能更加直观地观察出政策效应的变化。如图2所示,横轴表示距离政策正式实施的时间,纵轴表示政策效应的估计系数。当 $t=-2$ 和 $-1$ 时,即2002年及之前,政策的边际效应较为平缓且估计系数不显著,因此不能拒绝平行趋势假设成立的可能;2003年所有实验组城市全部设立行政审批中心,边际效应开始呈现上升趋势,估计系数值在2005年达到峰值,随后有所下降,但依然显著为正。这表明设立行政审批中心后,行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度的提升作用在整体上呈现先增强后减弱的倒“U”型动态变化。从图2也可以看出,行政审批中心在设立后的4年时间里,政策边际效应自第1年开始一直显著为正,这意味着行政审批制度改革对企业出口技术复杂度的提升作用能够持续相当长的一段时间。

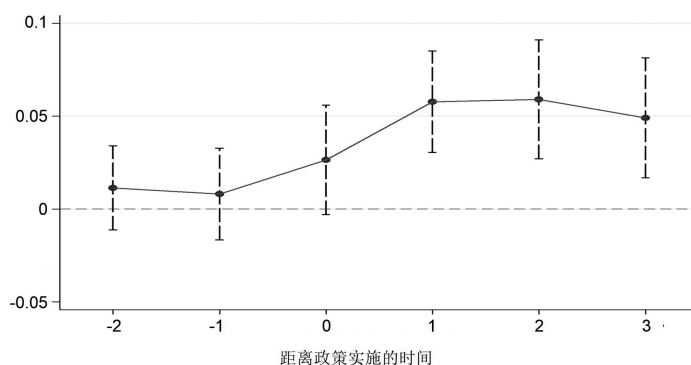


图2 动态影响效应

## 2. 同趋势假设

根据表3第(1)、(2)列和图2,本文可以初步得出实验组和控制组在政策实施前符合平行趋势假设的结论。为了保证结论的严谨性,本文借鉴王永进和冯笑(2018)的方法,通过事件研究法进一步检验模型是否符合同趋势假设。由于2002年之后行政审批制度改革的经济效应都叠加体现在 $treat \times post$ 项的估计系数上,本文单独考察 $treat \times year_{2001}$ 和 $treat \times year_{2002}$ 的估计系数,如果政策实施前的估计系数显著,那么实验组和对照组同趋势假设不成立。由表3第(3)列和(4)列的回归结果可知,政策正式实施前两年的回归系数均不显著,符合同趋势假设。

## 3. 预期效应

双重差分方法需要保证政策的外生性,即在政策正式实施之前,实验组和控制组均不能存在有效预期,个体的预期反应会影响政策实施的效应评估结果。对此,在式(1)中进一步加入 $treat \times year_{2002}$ ,检验2002年行政审批制度改革之前企业是否存在预期反应。 $year_{2002}$ 为2002年即本文定义的行政审批中心发挥作用的前一年虚拟变量,如表3第(5)列所示,这一项的系数并不显著且很小,表明在政策正式实施之前个体预期效应并不存在,同时主要解释变量 $treat \times post$ 的系数与基准结果相比也没有发生实质性的变化。

表3 平行趋势检验

变量	动态影响		同趋势假设		预期效应
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$treat \times year_{2001}$	0.013 (1.03)	0.011 (0.99)	0.013 (1.03)	0.011 (0.99)	
$treat \times year_{2002}$	0.012 (0.95)	0.008 (0.65)	0.013 (0.95)	0.008 (0.65)	0.002 (0.20)
$treat \times year_{2003}$	0.033 ** (2.16)	0.026 * (1.78)			
$treat \times year_{2004}$	0.061 *** (4.56)	0.058 *** (4.20)			
$treat \times year_{2005}$	0.063 *** (4.00)	0.059 *** (3.66)			
$treat \times year_{2006}$	0.055 *** (3.30)	0.049 *** (3.02)			
$treat \times post$			0.055 *** (3.92)	0.050 *** (3.57)	0.044 *** (3.81)
控制变量	NO	YES	NO	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	9.158 *** (1 443.25)	8.909 *** (332.29)	9.158 *** (1 442.44)	8.910 *** (332.67)	8.913 *** (333.50)
样本数	60 440	60 440	60 440	60 440	60 440
R <sup>2</sup>	0.542	0.551	0.542	0.551	0.551

注：括号内为  $t$  值；\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

### (三) 稳健性检验

#### 1. 剔除其他政策效应的影响

中国经济改革的过程复杂而漫长，多种政策措施通常是并行或交叉进行的。因此，除了行政审批制度改革，企业出口技术复杂度的提升还可能同时受到其他与之高度相关的经济政策的影响。这些政策冲击可能会影响前文关于行政审批制度改革的经济效应评估。2001年12月，中国正式加入WTO，进口关税大幅度下降，这激励企业以更低的成本进口多种技术含量较高的产品，企业生产成本和交易成本进一步降低，国外同类产品替代本国产品，国内市场竞争加剧，从而激励国内企业改善生产组织方式、提高生产技术水平、加快企业的成长速度和产能扩张，使出口技术复杂度得到提升。因此，企业有可能通过进口关税下降带来的竞争效应提高出口技术复杂度。为了控制这一效应，表4第(1)列进一步控制了行业层面的关税变量，进口关税的估计系数显著为负，说明进口关税减免导致的竞争效应提高了企业出口技术复杂度。这一结论与盛斌和毛其淋(2017)的研究结果具有相似之处，他们发现中国关税水平的降低通过提高市场竞争程度、丰富进口中间品种类两种渠道提高了制造业企业的出口技术复杂度。更为重要的是，本文关注的  $treat \times post$  的系数仍显著为正，没有发生实质性变化，行政审批

制度改革显著促进了中国制造业企业出口技术复杂度的提升。

在2003年前后,除了中国加入WTO这一贸易政策发生变化,放松外资管制、国有企业改革这两项国内的政策改革也会影响企业的出口技术复杂度。随着中国加入WTO,中国进一步放松外资进入管制,外资进入引致的知识溢出效应和市场竞争效应有可能促进中国企业出口结构升级。为此,表4第(2)列进一步控制了放松外资管制这一改革措施,结果显示  $treat \times post$  的系数依然显著为正,与基准结果相比基本没有变化。在样本期间内,中国加大国有企业改革力度,深刻地影响了企业的生产组织方式。为此,表4第(3)列进一步控制了这一政策变化,结果仍然是稳健的。表4第(4)列同时控制这三个外生政策冲击,  $treat \times post$  的系数依然显著为正,表明行政审批制度改革显著促进了中国制造业企业出口技术复杂度的提升。

表4 稳健性检验

变量	控制进口关税	控制外资政策	控制国有企业改革	同时控制其他政策	2000—2002年	2001—2003年
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat \times post$	0.044*** (4.30)	0.044*** (4.44)	0.043*** (4.47)	0.045*** (4.45)		
$Tariff$	-0.003*** (-2.81)			-0.003*** (-2.84)		
$FDI$		-0.009 (-1.23)		-0.009 (-1.21)		
$SOE$			0.026 (1.28)	0.019 (0.94)		
$treat \times post_{01}$					0.011 (1.07)	
$treat \times post_{02}$						0.008 (0.92)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	8.952*** (283.02)	8.939*** (257.39)	8.915*** (334.74)	8.980*** (226.68)	8.654*** (306.75)	8.712*** (365.34)
样本数	58 049	60 440	60 333	57 953	16 000	19 052
$R^2$	0.557	0.551	0.552	0.558	0.519	0.526

注:括号内为  $t$  值;\*\*\*表示双尾检验中1%的显著性水平。

通过上述检验,可以得出结论,同一时期其他外生政策冲击不会对本文的回归结果产生实质性的影响。

## 2. 安慰剂检验

为了保证估计结果的稳健性,本文分别通过构造虚假的政策实施时间和虚假的实验组两种方法进行安慰剂检验。

(1) 构造虚假的行政审批中心设立时间。假定在样本期内企业出口技术复杂

度的提高并不是由行政审批制度改革带来的，而是由于随着时间的推移，企业自主增加研发投入、提高生产率水平所引起的，此时这种出口技术复杂度的提高就与行政审批制度改革没有任何关联。为了排除上述影响，本文通过构造虚假的行政审批中心设立时间，进行安慰剂检验，结果如表4第(5)列和第(6)列所示。在第(5)列中，设定的样本区间为2000—2002年，假定实验组所有城市在2000年正式设立行政审批中心，形成虚假的政策变量  $treat \times post$ 。当  $t$  为2000年时， $post$  的取值为0；当  $t$  为2001年和2002年时， $post$  的取值均为1。本文检验在该假定下，行政审批制度改革对中国制造业企业出口技术复杂度的影响。第(6)列的方法与此相似。结果显示，表4第(5)列和第(6)列中， $treat \times post$  的系数均不显著，说明样本期内企业出口技术复杂度的提高并非由企业自身因素导致，行政审批中心的设立显著提高了中国制造业企业的出口技术复杂度。

(2) 构造虚假的实验组。为了排除设立行政审批中心的经济激励效应受到其他非观测遗漏变量的干扰，本文参考周茂等(2018)<sup>[30]</sup>的做法，通过随机选择行政审批中心设立的地级市进行安慰剂检验。根据式(1)， $treat \times post$  的估计系数的表达式如下：

$$\hat{\beta}_1 = \beta_1 + \lambda \frac{\text{cov}(treat \times post, \varepsilon_{fci} | X)}{\text{var}(treat \times post | X)} \quad (2)$$

式(2)中， $X$ 表示前文所有可观测的控制变量集合，若 $\lambda = 0$ ，则说明其他非观测因素不会影响模型估计结果的准确性， $\hat{\beta}_1$ 是无偏的。但困难在于对 $\lambda$ 是否等于0并不能直接检验，并且也无法直接检验出是否存在非观测因素影响估计结果。如果能找到某个变量替代  $treat \times post$ ，并且不会对  $\ln ESI$  产生实际影响（即  $\beta_1 = 0$ ），在这种情况下，估计出  $\beta_1$  的值仍为零，则可以反推出  $\lambda = 0$ 。因此，本文通过计算机随机选取样本中57个设立行政审批中心的城市，模拟构造虚假的实验组，剩下的城市作为对照组。为了提高安慰剂检验的准确性，保证模拟出的变量  $treat \times post$  不会影响相应的被解释变量  $\ln ESI$ ，即  $\beta_1^{random} = 0$ ，本文将这个随机选取实验组的过程重复了500次。图3报告了所估计出的500个估计系数  $\hat{\beta}_1^{random}$  的概率密度分布图，

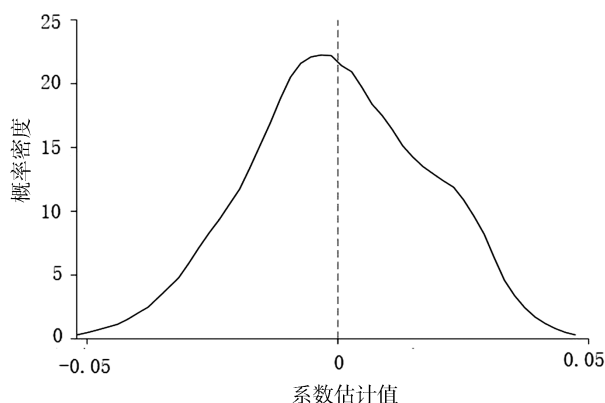


图3 安慰剂检验结果

可以看出, 随机模拟出的估计值  $\hat{\beta}_1^{random}$  集中分布在 0 附近。估计系数  $\hat{\beta}_1^{random}$  的均值为 0.00026, 接近于 0, 与预期一致, 这表明随机设立行政审批中心的城市没有政策效应。综上所述, 未观测的因素不会影响前文的基本结论, 政策效应的估计结果是稳健的。

#### (四) 机制检验

在机理分析部分, 本文提出行政审批制度改革通过成本效应和创新激励效应两条渠道提高制造业企业的出口技术复杂度, 在此通过实证分析进一步检验前文的机理分析是否成立。本文采用盛斌和毛其淋 (2017)、戴魁早和方杰炜 (2019)<sup>[31]</sup>的方法, 在式 (1) 中添加行政审批制度改革与影响机制变量的交叉项对影响机制进行检验。

首先, 检验行政审批制度改革是否通过成本效应影响制造业企业的出口技术复杂度。行政审批制度改革可以降低企业的制度性交易成本, 进而降低企业进入市场的门槛, 加剧市场竞争, 迫使低效率企业退出市场; 同时它还减少了企业交易环节的不确定性, 推动企业自主提高出口技术复杂度。对于制度性交易成本的衡量, 主要借鉴夏杰长和刘诚 (2017) 的方法, 用企业销售费用、管理费用以及财务费用占总资产的比重表示。本文在基础模型中加入行政审批制度改革 ( $treat \times post$ ) 与制度性交易成本指标 ( $lncost$ ) 的交叉项进行回归分析。从表 5 第 (1) 列和第 (2) 列可以看出,  $treat \times post \times lncost$  的估计系数显著为负, 表明行政审批制度改革通过降低企业制度性交易成本提高了中国制造业企业的出口技术复杂度。

表 5 影响机制分析

变量	成本效应		创新激励效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times post$	0.052 *** (3.79)	0.052 *** (3.74)	0.031 ** (2.32)	0.032 ** (2.48)
$treat \times post \times lncost$	-0.084 * (-1.95)	-0.087 * (-1.93)		
$treat \times post \times lnrd$			0.004 *** (2.78)	0.004 *** (2.94)
控制变量	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	NO	YES	NO	YES
常数项	8.911 *** (295.34)	8.915 *** (296.60)	8.903 *** (302.18)	8.906 *** (302.77)
样本量	51 921	51 918	41 952	41 949
R <sup>2</sup>	0.544	0.549	0.555	0.560

注: 括号内为  $t$  值; \*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示双尾检验中 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

其次, 检验行政审批制度改革是否通过创新激励效应影响制造业企业的出口技术复杂度。技术创新是增强一国 (地区) 竞争优势的主要支撑因素之一 (陶忠元和王艳秀, 2019)<sup>[32]</sup>。以体制改革激发企业的创新活力, 形成适应创新驱动发展战



略的制度环境，已成为中国迈向创新型国家的重要保障。行政审批制度改革的不不断深化推动企业积极开展创新活动，而研发创新是影响企业出口技术复杂度的重要因素（郭晶和杨艳，2010）<sup>[33]</sup>。企业的研发创新用企业新产品产值加1，然后取对数衡量。在基础模型中加入行政审批制度改革（ $treat \times post$ ）与研发创新指标（ $lnrd$ ）的交叉项进行回归分析。从表5第（3）列和第（4）列可以看出， $treat \times post \times lnrd$ 的系数在1%的水平下显著为正，表明创新激励是行政审批制度改革影响制造业企业出口技术复杂度的重要渠道。行政审批时间的缩短和资金成本的节约，使得企业开展研发创新的积极性增强，通过引进高技能人力资本、开展产品创新活动、增加对在职员工的培训投入等方式不断提高制造业企业的出口技术复杂度。

### （五）异质性检验

#### 1. 企业层面异质性

成本效应是行政审批制度改革影响企业出口技术复杂度的重要渠道，但不可否认的是，在中国的制度背景下，不同类型的企业承担的制度性交易成本往往存在差异（毕青苗等，2018）。相较于非国有企业和隶属关系较低的企业，国有企业以及隶属关系较高的企业与政府有着天然的联系，在审批过程中能够获得更多的政策扶持和优待，其承担的制度性交易成本较低。行政审批中心的设立可以规范政府审批行为，大幅度降低非国有企业、隶属关系较低的企业的制度性交易成本，对制造业企业的出口技术复杂度有显著的促进作用。为了验证上述判断，本文对企业层面的异质性进行检验。

（1）区分企业隶属关系。按照中国工业企业数据库中关于企业隶属关系的划分标准，这里将样本企业划分为中央和省、地级市、县及以下、无隶属四类。表6第（1）—（4）列分别报告了企业隶属关系为中央和省、地级市、县及以下、无隶属的回归结果。从中可以看出，在隶属关系为中央和省、地级市的企业子样本回归中，交叉项的系数不显著；在隶属关系为县及以下、无隶属的企业子样本回归中，交叉项的系数显著为正。这表明，与没有设立行政审批中心的城市相比，当其他条件不变时，在设立行政审批中心的城市，隶属关系为县及以下和无隶属的制造业企业出口技术复杂度分别提升了4.9%和4.4%；而对于隶属关系为中央和省、地级市的企业，其出口技术复杂度没有显著变化。因此，当企业隶属关系层级较低时，行政审批中心的设立对制造业企业出口技术复杂度的影响程度较高。

（2）区分国有企业和非国有企业。本文进一步区分企业性质，表6第（5）列样本为国有企业，第（6）列样本为非国有企业<sup>①</sup>。非国有企业样本交叉项的估计系数在1%的水平下显著为正，而国有企业样本交叉项的估计系数不显著。这表明，与没有设立行政审批中心的城市相比，当其他条件不变时，在设立行政审批中心的城市，非国有企业出口技术复杂度提升了4.8%。由于不同所有制企业的政治关联不同，国有企业与政府的关系较为紧密，行政审批制度改革之前，国有企业在

<sup>①</sup>将国有企业定义为在中国工业企业数据库中登记注册类型为110、120、130、141、143、151的企业，其余注册类型的企业为非国有企业。

进行项目审批、办理营业执照和税费等事项时会得到更多的照顾和优待。但是，行政审批中心对于所有企业都是一视同仁的，故在制度改革的过程中非国有企业制度性交易成本的降低幅度更大，面临的资金约束得到有效缓解。对于非国有企业，行政审批制度改革释放出更多的制度红利，出口技术复杂度的提升作用更为明显。

表6 企业层面异质性回归结果

变量	中央和省	地级市	县及以下	无隶属	国有企业	非国有企业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.019 (0.30)	0.014 (0.48)	0.049** (2.27)	0.044*** (2.79)	0.035 (0.96)	0.048*** (4.84)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	9.406*** (59.69)	8.917*** (157.54)	8.787*** (239.18)	8.955*** (294.21)	8.854*** (118.92)	8.917*** (336.70)
样本数	1 316	5 921	12 354	40 802	3 641	56 787
R <sup>2</sup>	0.655	0.568	0.564	0.555	0.610	0.553

注：括号内为 *t* 值；\*\*\* 表示双尾检验中 1% 的显著性水平。

## 2. 城市层面异质性

事实上，行政审批制度改革在企业层面的效应差异有可能来源于地区经济社会环境的影响。由于城市存在异质性特征，各地方政府为推行相关政策而制定的配套措施力度和方式均存在差异。在政府信息化程度和地理位置不同的地区，行政审批中心的设立对制造业企业出口技术复杂度的影响可能存在差异。

(1) 区分地区政府信息化程度。推动政府信息化建设既是打造服务型政府的基石，也是提高行政审批效率的加速器。随着互联网、人工智能和大数据等现代信息技术的快速发展，应用于电子政务的相关硬件、软件和各种信息化服务产品应运而生，地方政府也在积极地加快行政审批信息化建设。行政审批管理系统通过网络将行政审批中心各审批窗口、进驻部门和县（区）行政审批中心连接成一个整体。因此，各地区政府信息化程度的提高有助于各级行政审批中心不断精简审批项目，简化办事流程，提高审批效率，优化政府服务质量，从而提高企业出口技术复杂度。本文按照政府信息化程度<sup>①</sup>的差异，将不同城市分为高信息化程度地区和低信息化程度地区。表7第（1）列和第（2）列展示的是区分地区政府信息化程度分样本的回归结果。政府高信息化程度样本的交叉项系数在 1% 的水平下显著为正；而政府低信息化程度样本的交叉项系数不显著。这表明，当其他条件不变时，与没有设立行政审批中心的城市相比，在设立行政审批中心的城市，那些政府信息化程度更高地区的行政审批中心的设立对该城市制造业企业出口技术复杂度的提升作用更为明显。

<sup>①</sup>度量政府信息化程度的数据来自于《中国政府网站绩效评估报告》。

(2) 区分城市地理位置。中国不同地区的制度环境和经济发展水平存在显著差异,总体上东部发达地区的制度环境和经济发展水平优于中西部地区(吴飞飞等,2018)<sup>[34]</sup>。在不同的制度环境和经济发展水平下,行政审批制度改革对不同城市企业出口技术复杂度的影响程度也存在差异性。表7第(3) — (5)列展示的是区分城市地理位置的分样本回归结果。从中可以看出,在东部地区,行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度有显著的正向影响;在中部地区和西部地区,行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度没有显著影响。中国在制度环境方面存在明显的地区差异,而地区间制度效率的差异是导致区域经济发展不平衡的主要原因之一。相较于东部地区,中西部地区的制度效率相对较低(张树全,2013)<sup>[35]</sup>,虽然部分城市已经设立了行政审批中心,但政府与市场的界限仍不够清晰,审批流程的透明度不高。对于东部地区的制造业企业,推进行政审批制度改革使企业面临的制度性交易成本大幅下降,资金约束得到明显缓解,出口技术复杂度显著提升。这一结果与刘胜和申明浩(2019)的研究结果一致,行政审批制度改革对制造业企业出口技术复杂度的提升作用主要是由东部地区拉动的。

表7 城市层面异质性回归结果

变量	地区政府信息化程度		城市地理位置		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	信息化程度高	信息化程度低	东部地区	中部地区	西部地区
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.039*** (3.95)	0.035 (1.27)	0.054*** (5.42)	-0.050 (-1.52)	-0.007 (-0.07)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
行业×时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
常数项	8.944*** (302.35)	8.811*** (168.60)	8.910*** (318.53)	8.970*** (86.98)	9.063*** (77.64)
样本量	48 831	11 604	54 127	4 573	1 718
R <sup>2</sup>	0.582	0.460	0.567	0.516	0.498

注:括号内为*t*值;\*\*\*表示双尾检验中1%的显著性水平。

## 五、结论与启示

近年来,中国不断加大简政放权的力度,全面推进行政审批制度改革。行政审批中心是行政审批制度改革的重要载体和表现形式。本文基于各地级市设立行政审批中心的“准自然实验”,采用双重差分法从制造业企业层面探究行政审批制度改革对中国制造业企业出口技术复杂度的影响。研究表明:行政审批中心的设立显著提高了中国制造业企业出口技术复杂度,且政策效果基本不存在时滞,并具有持续性;在进行平行趋势检验以及排除其他政策冲击、安慰剂检验等一系列稳健性检验之后,本文的主要结论依然成立;机制检验结果表明,行政审批中心的设立对出口技术复杂度的促进作用主要通过成本效应和创新激励效应作用于制造业企业的

出口技术复杂度；异质性分析结果显示，行政审批中心对企业出口技术复杂度的影响因企业类型和城市特征而存在差异；从异质性企业来看，隶属关系层级较低的企业和非国有企业从行政审批中心的设立中获益更多；从城市特征来看，在东部地区和政府信息化程度较高的地区，企业出口技术复杂度的提升幅度更大。

当前，中国制造业发展仍然存在较大的提升空间（宣烨和余泳泽，2020）<sup>[36]</sup>，制造业的出口技术复杂度有待进一步提高。基于本文研究结论，可得到如下政策启示：第一，注重顶层设计，提高整体政务服务质量。进一步深化“放管服”改革，完善行政审批中心职能，切实对政府权力进行“瘦身”，同时致力于疏通行政审批制度改革影响制造业企业出口技术复杂度的渠道，助力进出口企业降低成本，降低进出口环节的通关费用，完善出口退税管理制度，激励出口企业进行技术创新。第二，推进地方政府信息化建设。电子政务的快速发展可为行政审批制度改革提质增速，进一步降低企业的制度性交易成本，从而更为明显地提升制造业的出口技术复杂度。在未来的政务服务改革中，要继续探索“互联网+政务服务”的审批新模式，建立电子化审批管理系统，打造“一条龙服务”和“一站式审批”的审批模式。第三，加大中西部地区制度改革的力度，推动区域协调发展。地区制度效率的差距不仅导致中国地区经济发展不平衡，也是造成不同地区在制造业出口技术水平方面出现差异的重要原因。中西部地区应借鉴东部地区行政审批制度改革的经验，因地制宜地推进行政审批制度改革。第四，结合企业异质性特征，制定差异化改革方案。采取渐进式改革方案，避免激进的“一刀切”改革模式，积极为弱势企业提供有针对性的援助，开辟针对小微企业的绿色审批通道，进一步营造良好的营商环境，通过制度创新创造新型出口比较优势。

#### [参考文献]

- [1] 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.
- [2] 卓乘风, 邓峰. 基础设施投资与制造业贸易强国建设——基于出口规模和出口技术复杂度的双重视角 [J]. 国际贸易问题, 2018 (11): 104-119.
- [3] ZHU X F, ZHANG Y L. Political Mobility and Dynamic Diffusion of Innovation: The Spread of Municipal Pro-business Administrative Reform in China [J]. Journal of Public Administration Research and Theory, 2016, 26 (3): 535-551.
- [4] 刘诚, 钟春平. 产能扩张中的行政审批: 成也萧何, 败也萧何 [J]. 财贸经济, 2018 (3): 50-64.
- [5] 赖敏, 余泳泽, 刘大勇, 等. 制度环境、政府效能与“大众创业万众创新”——来自跨国经验证据 [J]. 南开经济研究, 2018 (1): 19-33.
- [6] 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.
- [7] 陈刚. 管制与创业——来自中国的微观证据 [J]. 管理世界, 2015 (5): 89-99+187-188.
- [8] 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.
- [9] 张天华, 陈博潮, 刘宜坤. 行政审批制度改革如何缓解企业规模分布扭曲? [J]. 经济评论, 2019 (4): 32-48.
- [10] NORTH D C. Institutions, Institutional Change and Economics Performance [M]. New York: Cambridge University Press, 1990.
- [11] 杨青龙. 全成本、比较优势与国际贸易 [M]. 上海: 格致出版社, 上海人民出版社, 2019.

- [12] 杜运苏, 彭冬冬. 生产性服务进口复杂度、制度质量与制造业分工地位——基于2000—2014年世界投入产出表 [J]. 国际贸易问题, 2019 (1): 41-53.
- [13] NUNN N. Relationship-Specificity, Incomplete Contracts and the Pattern of Trade: A Comment on the Role of Natural Resources [J]. Quarterly Journal of Economics, 2007, 122 (2): 569-600.
- [14] 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.
- [15] 刘胜, 申明浩. 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, 2019 (1): 150-158.
- [16] 许和连, 王海成. 简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然实验 [J]. 经济研究, 2018 (3): 157-170.
- [17] 艾琳, 王刚, 张卫清. 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, 2013 (4): 15-19.
- [18] NICHOLSON-CROTTY S. The Politics of Diffusion: Public Policy in The American States [J]. The Journal of Politics, 2009 (71): 192-201.
- [19] BERKOWITZ D, MOENIUS J, PISTOR K. Trade, Law and Product Complexity [J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88 (2): 363-373.
- [20] 毛其淋. 人力资本推动中国加工贸易升级了吗? [J]. 经济研究, 2019 (1): 52-67.
- [21] HAUSMAN R, HWANG J, RODRIK D. What You Export Matters [J]. Journal of Economic Growth, 2007, 12 (1): 1-25.
- [22] 盛斌, 毛其淋. 进口贸易自由化是否影响了中国制造业出口技术复杂度 [J]. 世界经济, 2017 (12): 52-75.
- [23] 李俊青, 苗二森. 不完全契约条件下的知识产权保护与企业出口技术复杂度 [J]. 中国工业经济, 2018 (12): 115-133.
- [24] 毛其淋, 方森辉. 创新驱动与中国制造业企业出口技术复杂度 [J]. 世界经济与政治论坛, 2018 (2): 1-24.
- [25] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学(季刊), 2011, 11 (1): 231-252.
- [26] AMITI M, KONINGS J. Trade Liberalization, Intermediate Inputs and Productivity: Evidence from Indonesia [J]. American Economic Review, 2007, 97 (5): 1611-1638.
- [27] LU Y, YU L. Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession [J]. American Economic Journal: Applied Economics, 2015, 7 (4): 221-253.
- [28] 白重恩, 路江涌, 陶志刚. 国有企业改制效果的实证研究 [J]. 经济研究, 2006 (8): 4-13+69.
- [29] 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.
- [30] 周茂, 陆毅, 杜艳, 等. 开发区设立与地区制造业升级 [J]. 中国工业经济, 2018 (3): 62-79.
- [31] 戴魁早, 方杰炜. 贸易壁垒对出口技术复杂度的影响——机制与中国制造业的证据 [J]. 国际贸易问题, 2019 (12): 136-154.
- [32] 陶忠元, 王艳秀. 技术创新与标准化协同对中国制造业竞争优势的驱动路径研究 [J]. 南京财经大学学报, 2019 (5): 11-22.
- [33] 郭晶, 杨艳. 经济增长、技术创新与我国高技术制造业出口复杂度研究 [J]. 国际贸易问题, 2010 (12): 91-96.
- [34] 吴飞飞, 唐保庆, 张为付. 地区制度环境与企业出口二元边际——兼论市场取向的供给侧结构性改革路径 [J]. 国际贸易问题, 2018 (11): 31-44.
- [35] 张树全. 制度效率与地区经济发展差异——基于大规模协调博弈的视角 [J]. 当代经济管理, 2013 (7): 13-17.
- [36] 宣烨, 余泳泽. 中国生产性服务业发展战略与路径研究 [M]. 北京: 中国经济出版社, 2020.

(责任编辑 王 斌)



## The Reform of Administrative Approval System and the Technical Complexity of Manufacturing Enterprises' Export in China

YANG Qinglong ZHANG Xinyue

**Abstract:** The promotion of the administrative approval system reform on the export competitiveness of manufacturing industry reflects the effectiveness of China's institutional innovation in the field of foreign trade. Taking the establishment of administrative approval center as the "quasi natural experiment", the paper analyzed the impact of the administrative approval system reform on the technical complexity of manufacturing enterprises' export by using the matching data of Chinese industrial enterprises database and customs database from 2000 to 2006 and the Difference-in-Differences (DID) method. It finds that in regions where administrative approval centers are established, the technical complexity of manufacturing enterprises' export has increased significantly, the policy effect almost has no time lag and is sustainable. The mechanism analysis shows that the establishment of administrative approval center enhances the technical complexity of manufacturing enterprises' export through the cost effect and the innovation-motivated effect. Further heterogeneity analysis shows that enterprises of lower subordinate level and non-state-owned enterprises benefit more from the establishment of administrative approval centers. In the eastern region and the regions with high level of government informatization, the technical complexity of manufacturing enterprises' export increases more obviously.

**Keywords:** Administrative Approval System; Manufacturing Industry; Complexity of Export Technology; Administrative Approval Center