2024 年 9 月　　东南大学学报(哲学社会科学版)　　Sep. 2024
第 26 卷第 5 期　　Journal of Southeast University(Philosophy and Social Science)　　Vol. 26 No. 5

制度性交易成本与“专精特新”
——来自上市民营企业的经验证据

李　慧

(武汉工程大学 法商学院,湖北 武汉 430205)

[摘　要] 基于 2003—2020 年民营上市企业数据和制度性交易成本的匹配数据,运用 GMM 方法实证分析制度性交易成本对民营企业“专精特新”的影响。研究发现:(1)我国制度性交易成本在样本考察期内总体呈现下降态势,下降幅度为 23.91%,各地区之间存在差异,东部最低,西部最高。制度性交易成本与民营企业“专精特新”负相关,即制度性交易成本越低,民营企业全要素生产率增长越快,创新水平越高。(2)制度性交易成本的降低有利于民营企业全要素生产率的增长以及民营企业创新水平的提升,有助于民营企业迈向“专精特新”,这种助力作用主要通过促进企业进入来实现。(3)降低制度性交易成本对民营企业“专精特新”的促进作用在东部地区企业以及高融资约束企业中表现得更为明显。

[关键词] 制度性　交易成本　“专精特新”　民营企业　全要素生产率

一、引言

党的二十大报告指出,“坚持科技创新自立自强,大力发展‘专精特新’企业,建设现代化产业体系,推动经济高质量发展”。以民营企业为主的专精特新企业是推动我国企业创新的主力军,也是推动经济高质量发展的重要主体。然而,在制度性交易成本的困扰下①,我国大部分民营企业的生存与发展受到较大限制,潜在的小型企业难以发展成现实企业,这不利于民营企业的市场进入。据统计,我国 2006—2012 年新登记的企业法人增加率均不足 10%,这一情况直到 2014 年我国商事制度改革后才逐渐好转②,2014 年后私营企业数量大幅度增加(见图 1),且呈现逐年递增趋势,私营企业占比也在逐年递增,截至 2021 年,全国私营企业法人单位数高达 2628.83 万个,比 2013 年增加 2068.44 万个,增长 369.11%,私营企业占比更是达到 91.71%,比 2013 年增长 34.33%。可见,商事制度改革使得民营经济得到快速发展。

实际上,我国大多数民营企业规模小、资金少、技术基础薄弱、抗风险能力不足,多而不专、多而不精,难以成为“专精特新”企业。近年来,为加大“专精特新”企业培育力度,中央及地方各级政府出台了多项政策,但一些政策在执行中出现“肠梗阻”、“最后一公里”不畅、支持适配性不足等问题。例如,民营企业进入市场面临的“玻璃门”“弹簧门”等现象没有得到解决,形式可进入而实质上难以进入;在获取生产要素方面,民营企业在获取融资方面依然受到不公正的待遇,面临的融资成本较高,户籍制度依然限制着劳动力人口的流动,这导致企业获取劳动力要素的成本增加;在产权保护的过程中,重国有企业轻民营企业的现象突出,民营企业产权并未真正得到公平保护,公权力侵害私有

[基金项目] 教育部人文社会科学研究青年基金项目“共同富裕目标下促进民营企业发展的制度安排研究:基于制度性交易成本视角”(22YJC790053)成果之一。

[作者简介] 李慧(1993—),山西忻州人,经济学博士,武汉工程大学法商学院讲师,硕士生导师,研究方向:新制度经济学与中国经济转型研究。

① 在我国,制度性交易成本是在 2015 年供给侧结构性改革后提及的概念。降低制度性交易成本是供给侧结构性改革的任务之一。本文的制度性交易成本是指由特定制度产生的交易成本。

② 商事制度改革旨在简化登记注册流程,放宽工商登记条件,减少企业开办和业务办理时间,降低企业制度性交易成本,促进企业创新创业,数据来自国家统计局官网,http://data.stats.bov.cn。

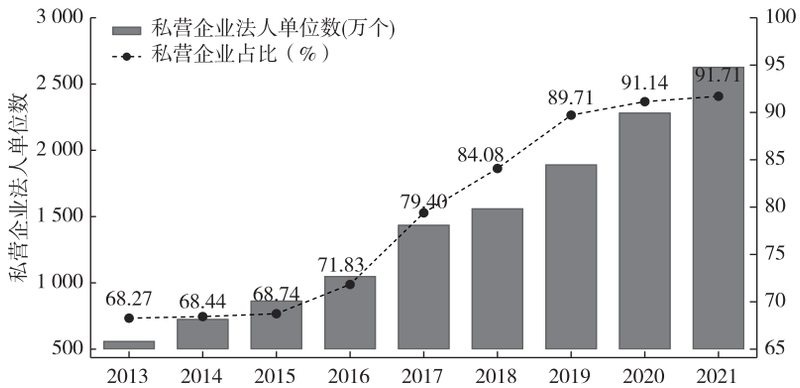

图 1　2013—2021 年中国私营企业法人单位数以及占比

产权和民营企业资产等现象时有发生。这些特定制度使民营企业面临着不公正的市场竞争环境。为了突破这些特殊制度的限制障碍,民营企业往往不得不通过寻求政治关联、寻租腐败等非正式机制来获取制度上的便利,这些行为增加了企业的非生产性活动支出,使企业面临较高的制度性交易成本,导致企业生产效率低下,难以持续进行创新活动,“专精特新”之路困难重重。

“专精特新”企业是指具有专业化、精细化、特色化、新颖化特点的中小企业,它们聚焦细分市场、掌握核心技术、创新能力强、质量效益优[1]。民营企业迈向“专精特新”需要加大创新,提高专业化、精细化、特色化水平,打造核心竞争力,这既是中小企业转型发展、提质增效的根本方向,也是推动我国经济从要素驱动向创新驱动转变、实现高质量发展的重要途径[2]。“专精特新”的灵魂是创新,推动“专精特新”中小企业高质量发展的落脚点在于提升全要素生产率[1]。民营企业迈向“专精特新”的两个重要路径在于创新水平以及全要素生产率水平的提升(图 2)。要助力民营企业迈向“专精特新”,需要企业、市场和政府共同努力,降低民营企业制度性交易成本,为民营企业营造良好的营商环境,从而提高企业全要素生产率、提升民营企业创新水平。那么,现阶段我国民营企业面临的制度性交易成本是高还是低?如何通过降低制度性交易成本助力民营企业迈向“专精特新”?这些问题的回答,不仅对企业科学应对制度政策,而且对政府有效制定制度政策,都具有重要的现实意义。鉴于此,本文构建 2003—2020 年省级制度性交易成本指数,匹配民营上市企业数据,实证检验制度性交易成本对民营企业“专精特新”的影响。

本文的边际贡献主要有:第一,率先清晰地界定制度性交易成本的产生和实质,并科学构建制度性交易成本指数。已有研究关于制度性交易成本的定义较为模糊且具有差异,缺少普遍性,无法解释大量的不同领域的制度性交易成本。本文则是基于制度如何适用于相应人群以及是否具有普适性或特殊性的角度把制度分为普遍制度与特殊制度,再将特殊制度所产生的交易成本定义为制度性交易成本。第二,“专精特新”的灵魂是创新,推动“专精特新”中小企业高质量发展的落脚点在于全要素生产率提升。已有文献主要对创新或者全要素生产率进行了研究,鲜有文献以实证方法系统性探究制度性交易成本对民营企业“专精特新”的影响,因此,本文从“专精特新”视角实证考察制度性交易成本对民营企业全要素生产率以及研发创新的双重影响效应。

二、文献综述

制度因素是制约民营企业发展的一个重要因素,破除民营企业迈向“专精特新”的阻碍的关键在于降低企业面临的制度性交易成本。现有文献对制度性交易成本的研究多聚焦对各类政策的解读,对制度性交易成本的内涵理解和测度方法存在差异。国外学者大多认为制度性交易成本是公共政策引致的成本,故一般采用比较时间成本的分析方法对其进行测算[3-5]。Djankov 等调查了 85 个国家开办一个企业所需的注册程序、时间和费用,发现不同国家间的情况差异非常大,有的国家如莫桑

比克和意大利开办企业所需的程序、时间和费用成本较高,而加拿大则较低[6]。这种测度方法只衡量了制度性交易成本的某一方面,没有结合企业自身的特征信息,所以不能准确衡量全局的制度性交易成本。此外,国内一些学者从企业投资、利润及生产性活动的变化间接衡量了制度性交易成本[7-8]。杨艳等认为制度性交易成本是经济主体为遵守制度规定而产生的非生产性成本,不会增加最终产出,通过测定投入-产出效率可以间接衡量制度性交易成本[8]。这些研究对制度性交易成本的定义较为模糊且具有差异,缺少普遍性,无法解释大量不同领域的制度性交易成本,不能准确测度制度性交易成本。

制度环境的改善能够促进企业生产效率与企业创新水平的提升[9-12]。从制度性交易成本的视角解释企业全要素生产率与企业创新已成为一种重要范式[13]。我国实施的简政放权、“放管服”、行政审批、商事制度改革等一系列政策如何影响企业全要素生产率与企业创新,受到学界的广泛关注。从全要素生产率方面来看,朱光顺等研究发现,行政审批制度改革通过优化审批流程、减少审批时间降低了企业的制度性交易成本,促进了企业全要素生产率提高[10]。李兰冰等研究发现行政审批制度改革使企业增强投资能力和提高投资效率,这一过程伴随着企业的资源配置效率改善,进而促进全要素生产率提高[14]。李慧等研究了商事制度改革对企业全要素生产率的影响,发现商事制度改革降低了制度性交易成本,促进了企业全要素生产率增长[12]。从企业创新方面来看,张景华等基于2008—2016 年上市企业数据进行实证研究发现,简政放权越彻底,企业制度性交易成本越低,对创新活动的激励效应越显著[15]。邓悦等基于 2018 年中国企业-劳动力匹配调查的微观数据进行实证研究发现,“放管服”改革降低了制度性交易成本,提升了企业创新绩效[16]。王永进等以各地行政审批中心成立为“准自然实验”,利用 DID 实证方法探讨了行政审批改革与企业创新的关系,研究发现行政审批改革降低了企业的制度性交易成本,促进了企业进行研发和技术创新[17]。何晓斌等利用2010 年全国私营企业调查数据得到了类似观点[18]。夏杰长等以是否设立市场监管局两方面来衡量商事制度改革,研究发现在商事制度改革进展较好的地区,制度性交易成本越低,越有利于地区创新水平提升[19]。李小平等基于 2010—2018 年中国 A 股上市企业数据进行实证研究,也发现商事制度改革降低了制度性交易成本,并且有助于企业创新水平的提升[11]。这些文献均从“专精特新”中的某一特征(比如“专精”—生产率或者“特新”—研发创新)进行研究,没有对“专精特新”的两种特征同时进行理论和实证研究。

三、理论分析与研究假说

“专精特新”,即专业化、精细化、特色化和新颖化。专业化,指产品的专门性、生产的专业性和技术的专有性;精细化,指产品的精致性、技术的精深性和管理的精细化;特色化,指产品和服务的差异化;新颖化,指产品和技术的创新性。“专精特新”企业是指具有专业化、精细化、特色化、新颖化特点的中小企业,它们聚焦细分市场、掌握核心技术、创新能力强、质量效益优[1]。“专精特新”的灵魂是创新,推动“专精特新”中小企业高质量发展的落脚点在于全要素生产率的提升[1]。民营企业迈向“专精特新”的两个重要路径在于创新水平以及全要素生产率水平的提升。

企业作为经济发展中的重要主体,其生产率以及创新水平受到制度性交易成本的影响。生产率水平越高,创新环境越适宜,创新的潜力和成果就越大,制度性交易成本的高低则直接关系着企业生产活动以及研发创新环境的好坏。当经济体中存在大量的特殊制度,如产权安全缺乏保障、法律实施不力、进入遭遇障碍、垄断限制存在,企业面临的制度性交易成本相应就高,冗长的审批流程以及不透明的收费标准导致非生产性成本提高,以利润最大化为目的的企业必然倾向于短期的且固定资本投入较少的投资,从而缩减研发创新投入。那些固定资本投入较多的大型企业存在于政府保护之下,政府补贴、关税保护、政治组织的支付等政府保护往往无益于研发创新活动的开展。此外,过高的制度性交易成本使企业家及投资者不能从事生产性、创造性活动,而贸易、再分配活动甚至黑市交易成为有利可图的业务,那么他们会倾向于非生产性的寻租活动。当存在“激励”因素促使人们去攫

取而不是创造,即从事掠夺、寻租行为而不是生产性行为更能获益的时候,社会经济的发展就会受到阻碍。在人格化的有限准入秩序制度下,不同主体在经济活动中的规则和权限具有差异,制度性交易成本高不利于企业全要素生产率的增长,也不利于企业创新水平的提升。降低制度性交易成本能使民营企业减少在获得要素和寻求产权法律保障时面对不公平的特殊制度所支付的额外支出,进而增加预期收益和投资规模[12],同时能降低企业包括政治关联、寻租等在内的非生产性活动支出[11],将更多的支出配置到生产要素和科技研发上,促进全要素生产率增长、创新水平提升,有助于民营企业迈向"专精特新"。据此,本文提出研究假说1:

研究假说1:制度性交易成本的降低有利于促进民营企业全要素生产率的增长,提升民营企业创新水平,从而有助于民营企业迈向"专精特新"。

政府的过度管制不利于企业进入市场。例如,政府在保护原有企业市场利润的这一过程中,会设置各种无形的新企业进入市场的障碍,管制的过程中会产生过多的制度性交易成本,一方面,制度性交易成本的上升提高了企业进入的门槛,使潜在的企业难以发展成现实的企业;另一方面,过高的制度性交易成本促使企业从事更多的非生产性活动,减少了对生产性活动的投入,制度性交易成本的上升挤占了企业投资利润,降低了企业从事实体投资的动机,从而使企业进入数量减少。特殊制度的存在,使那些具有政治和经济力量的群体能优先进入市场,而无权无势的群体则被排除在外,想要进入市场还需支付更多的制度性交易成本,这导致大量非正规经济的出现[13]。不同国家的企业进入规制具有差异,在进入规制程序繁琐和进入成本较高的国家,往往腐败和非正式经济现象更为严重,从而不利于企业进入[20-21],也不利于产品市场规模的扩大。企业进入所需登记注册的程序越复杂、最低注册资本金要求越高,越不利于企业进入[22]。对进入规制程序的改革,能够降低制度性交易成本,增加企业进入数量[23-24]。

近年来,我国政府大力推进行政审批改革和商事制度改革,就是为了减少政府对企业的干预,降低企业制度性交易成本,降低企业进入门槛[25],促进企业进入。企业的进入一方面可以通过要素市场配置机制让各种生产要素在企业间自由流动,使资源得到有效合理配置[26];另一方面可以通过市场竞争机制让在位企业面临更大的进入威胁和竞争压力[27]。企业竞争加剧,既能倒逼企业提升研发创新水平以赢得"竞争"、避免破产倒闭,也能使企业因竞争带来的创新租金消散而从事创新活动的激励效应减弱[28]。当在位企业的先发优势不是来自技术优势时,企业有较强激励将市场势力转为政治权力,影响潜在企业的进入和创新。进入企业的增加还可以推动在位企业的创新[29]。而研发水平低的企业带给研发水平高的企业的竞争压力较小,使企业改进技术和加强管理以提高创新水平的动机也相对较弱,此时,竞争的租金消散效应将起支配作用[30]。因此,制度性交易成本的降低会使在位企业更快地进行研发创新,这是制度性交易成本降低的激励效应。同时,制度性交易成本的降低使难以提升研发水平的企业退出市场的可能性变大,这是达尔文主义的市场选择效应[11]。基于上述分析内容,本文提出研究假说2:

研究假说2:制度性交易成本的降低,促进民营企业进入,提升民营企业生产率以及创新水平,从而助推民营企业迈向"专精特新"。

四、研究设计

(一)模型设定

为了检验制度性交易成本对民营企业"专精特新"的影响,本文构造如下基准回归模型:

$$tfpi_{ipt} = \alpha_0 + \alpha_1 sys_{ipt} + \beta X_{ipt} + \eta_i + \delta_p + \mu_t + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

式(1)中,i 代表A股上市民营企业,p 代表企业所在省份,t 代表年份。$tfpi_{ipt}$ 是民营企业"专精特新",作为被解释变量,包括企业全要素生产率(TFP)和企业创新($inov$)。sys_{ipt} 是企业 i 所在的 p 省在第 t 年的制度性交易成本。X_{ipt} 是企业层面和省级层面的控制变量,企业控制变量包含政治关联、控股股东持股比例、民营化方式、民营化时间、企业税费负担、资产负债率、资产规模、企业规模等。

省级控制变量包含经济发展水平(人均 GDP)、教育水平、财政自主度、贸易开放度等。η_i 、δ_p 和 μ_t 分别是企业、省份和年份固定效应，ε_{ipt} 是随机扰动项。本文重点关注式(1)中 α_1 的回归结果。为了消除可能的异方差和自相关,本文所有的回归均在省级层面聚类。

为了考察制度性交易成本是否会通过影响民营企业进入进而影响民营企业“专精特新”,本文设定如下中介效应模型：

$$\begin{aligned} tfpi_{ipt} &= \alpha_0 + \alpha_1 sys_{ipt} + X_{ipt} + \eta_1 + \delta_1 + \mu_1 + \varepsilon_1 \\ entry_{ipt} &= \beta_0 + \beta_1 sys_{ipt} + X_{ipt} + \eta_2 + \delta_2 + \mu_2 + \varepsilon_2 \\ tfpi_{ipt} &= \chi_0 + \chi_1 sys_{ipt} + \chi_2 entry_{ipt} + X_{ipt} + \eta_3 + \delta_3 + \mu_3 + \varepsilon_3 \end{aligned} \tag{2}$$

在中介效应模型式(2)中，$tfpi_{ipt}$ 是民营企业“专精特新”,包括企业全要素生产率(*TFP*)和企业创新(*inov*)。sys_{ipt} 是企业 i 所在的 p 省在第 t 年的制度性交易成本。$entry_{ipt}$ 表示中介机制变量,为企业进入变量,具体定义见下文。X_{ipt} 是企业层面和省级层面的控制变量,与式(1)相同。η 为企业固定效应，δ 为省级固定效应，μ 为年份固定效应，ε 为误差项。为了消除可能的异方差和自相关,本文所有的回归均在省级层面聚类。

(二)变量说明与数据来源

1. 变量说明

被解释变量:“专精特新”(*tfpi*)。“专精特新”包括专注于细分市场、创新能力强、市场占有率高、掌握关键核心技术、质量效益优良等。“专精特新”的灵魂是创新,推动“专精特新”中小企业高质量发展的落脚点在于全要素生产率的提升,因此,助推民营企业迈向“专精特新”的重要路径在于企业全要素生产率以及研发创新水平的提升。为了使研究主线更加集中,本文借鉴李慧等[12]的方法,在基准回归分析中,采用以 OP 法和 LP 法测算的企业全要素生产率(*TFP_OP* 和 *TFP_LP*)作为“专精特新”的代理变量。在文中的稳健性回归中借鉴李小平[11]的方法,分别使用中国 A 股上市民营企业三种专利申请数量之和加 1 取对数(*inov*)①以及民营企业研发投入(*rd*)作为“专精特新”的代理变量进行检验。此外,中介机制检验和异质性回归中,分别采用企业全要素生产率(*TFP_OP*)及企业创新(*inov*)来进行分析。

核心解释变量:制度性交易成本指标。本文的核心解释变量是省级层面的制度性交易成本(*sys*)。本文认为制度性交易成本是由于特殊制度而产生的交易成本。制度性交易成本难以直接衡量,它体现在企业进入、经营发展与退出的整个生命周期内所面临的不合理或不公平的外部制度环境,如过高的准入壁垒、过多的要素市场管制、不完善的产权保护等。因此,为保证指标构建的合理性与数据的连续性且可获得性,本文借鉴韩永辉等和王小鲁等[31-32]对市场化指数与企业经营环境指数的构造方法,运用宏观统计数据构建指标体系来间接衡量制度性交易成本。制度性交易成本包括企业进入成本、获取要素成本、获取产权保护和实施成本等,本文主要从以下几面对其进行构建:政府干预程度、要素市场规制、知识产权保护程度、法治水平、公共设施成本,并根据其内涵及现有研究确立每个层面指数下的分项指数,有的分项指数还包括若干二级分项指数。如表 1 所示,指标体系包括 5 个层面指数、13 个一级分项指数、15 个二级分项指数。通过计算各单项指数的得分（最大为 10 分,最小为 0 分）,运用熵值法计算权重,将属于同一方面的各单项指数按一定权重加权合成方面指数,最后将 5 个层面指数按一定权重合成总的制度性交易成本指数。经过上述处理,各项指标得分（包括方面指数、一级分项指数、二级分项指数）均与制度性交易成本成正相关,即指标得分越大,制度性交易成本越高,反之,则制度性交易成本越低。表 1 列示了本文制度性交易成本的具体指标。

① 为了避免中国 A 股上市企业三种专利申请数量之和为 0,取对数没有意义,本文将中国 A 股上市民营企业三种专利申请数量之和均加 1 之后再取对数。

表 1 制度性交易成本指标体系

方面指数	分项指数	权重	指标解释(二级分项指数)	属性	数据来源
政府干预程度(20.77%)	政府干预经济程度	7.14%	政府支出/GDP	正向	中国统计年鉴
	政府规模	5.18%	公共管理、社会保障和社会组织就业人数/本省(区市)总人口之比	正向	中国统计年鉴
	政府行政事业性收费占比	4.56%	行政事业性收费占财政收入比重	正向	中国财政税收统计年鉴
	政府廉洁	3.89%	地区腐败案件数量/公职人员比例	正向	中国检察年鉴、各省区市人民检察院工作报告、中国统计年鉴
要素市场干预程度(10.34%)	金融市场化程度	1.13%	金融市场化指数=金融机构贷款余额/GDP×(1-国有社会固定资产投资额/社会固定资产投资额)	负向	中国统计年鉴
			国务院审批建设用地面积比重	正向	中国国土资源年鉴
	土地要素市场干预	9.21%	土地效率(亿元/平方公里)=市辖区二三产业产出增加值/建成区面积	负向	中国城市统计年鉴
知识产权保护程度(62.53%)	专利侵权案件受理情况	62.29%	专利未被侵权率=1-各省当年受理的专利侵权纠纷案件数/该省当年累计授权专利数	负向	中国知识产权年鉴
	知识产权保护效果	0.24%	三种专利申请批准量/科研经费支出	负向	中国统计年鉴
法治水平(1.08%)	律师在人口中的比例	0.57%	律师人数/总人口	负向	中国统计年鉴
	法律执行效率	0.51%	劳动争议案件结案效率	负向	中国劳动经济数据库
公共设施成本(5.28%)	交通运输	3.12%	公路网密度	负向	中国城乡建设数据库
	供电能力	1.11%	铁路网密度	负向	中国城市数据库
			电力消费量	负向	中国城乡建设数据库
	供水能力	1.05%	用水普及率		

中介变量:民营企业进入(*entry*)。本文参考毛其淋等的方法[33],若民营企业在某年是新进入企业,将变量 *entry* 定义为 1,反之定义为 0。

控制变量:企业层面的控制变量。政治关联(*pcon*)。本文采用吴文锋等的方法[34],认为只要董事长或总经理中的一人具有政治经历(在政府部门任职或担任人大、政协委员),则该公司存在政治关联,并使用虚拟变量来测度,存在政治关联为 1,否则为 0。数据来源于 2003—2020 年中国民营上市公司高管的工作经历资料,只要有一条数据显示其有政治经历,就认为该企业具有政治关联。本文参考李莉等的方法[35],选择变量控股股东持股比例(*share*)、民营化方式(*way*)、民营化时间(*time*)来控制民营上市企业的公司治理情况。民营化方式中的 IPO 上市和买壳上市对企业创新产生不同的影响,若为 IPO 上市,则为 1,否则为 0。民营化时间(*time*)也是虚拟变量,企业民营化时间 3 年以上为 1,否则为 0。企业税费负担(*tax*),用税费占销售额的比例来衡量;企业资产负债率(*lev*),用总负债与总资产之比衡量;资产规模(*asset*),用企业年末总资产的自然对数衡量;企业规模(*size*),用企业员工总数的自然对数来衡量。省级特征的控制变量。经济发展水平(*gdp*),采用各个省区市人均 GDP 的对数来衡量;教育水平(*edu*),采用各省区市总人口中的普通高等学校在校学生人数占比来衡

量;财政自主度(*fin*),采用各省区市财政收入占财政支出的比重衡量;贸易开放程度(*open*),采用各省区市进出口总额占当地 GDP 的比重来表示。本文中所有研究变量的定义如表 2 所示。

表 2　变量定义

变量		符号	定义
“专精特新”	全要素生产率	*TFP_OP*	OP 法测算的全要素生产率
		TFP_LP	LP 法测算的全要素生产率
	企业创新	*inov*	民营企业三种专利申请数量之和加 1 取对数
	研发强度	*rd*	民营企业研发投入取对数
企业进入		*entry*	虚拟变量,若为新企业,则为 1,否则为 0
制度性交易成本		*sys*	制度性交易成本指数
政治关联		*pcon*	虚拟变量,存在政治关联为 1,否则为 0
控股股东持股比例		*share*	控股股东持股比例
民营化方式		*way*	虚拟变量,若为 IPO 上市,则为 1,否则为 0
民营化时间		*time*	虚拟变量,民营化时间 3 年以上为 1,否则为 0
企业税费负担		*tax*	税费/销售额
资产负债率		*lev*	总负债/总资产
资产规模		*asset*	年末总资产的自然对数
企业规模		*size*	企业员工总数的自然对数
经济发展水平		*gdp*	人均 GDP 的自然对数
教育水平		*edu*	普通高等学校在校学生人数/总人口
财政自主度		*fin*	财政收入/财政支出
贸易开放度		*open*	进出口总额/GDP

2. 数据来源

本文使用的数据来源于两方面:一是民营上市企业数据;二是省级面板数据。一方面,本文以 2003—2020 年所有在沪深证券交易所上市的民营企业为原始样本。选取 CSMAR 数据库中国 A 股民营上市企业的原因是本文研究重点在于制度性交易成本对民营企业全要素生产率以及研发创新的影响,大多数与民营企业相关的数据库是调查数据库,数据样本量少且不连续,不适用于研究企业进入,而上市企业可以较好地代表每个地区的企业状况,且覆盖众多行业,数据披露较好、数据可得性强,能更好地反映制度性交易成本对民营企业“专精特新”的影响。

为消除异常值的影响,本文参考以往相关研究,首先按照以下原则对原始样本进行筛选:(1)剔除样本期内 ST 和 *ST 类企业;(2)剔除总资产小于总负债的样本;(3)对固定资产净额、营业收入、总资产等生产投入类指标小于等于 0 或缺失以及其他核心变量存在缺失的企业样本进行剔除。然后,根据前文制度性交易成本的构建方法,本文对测算省级制度性交易成本的变量以及其余省区市控制变量进行整理。最后,将上市企业数据与省级数据进行匹配。经过上述数据处理过程,本文最终得到 24822 个样本总数。

五、实证分析

(一)制度性交易成本结果分析

本文根据《中共中央国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》《国务院发布关于西部大开发若干政策措施的实施意见》将样本划分为东部、中部、西部、东北地区企业,计算全国以及四大区域层面的制度性交易成本平均值①,绘制制度性交易成本的变化趋势以及各地区差异变化(图 2)。从整

① 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南;中部地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北和湖南。西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆;东北地区包括辽宁、吉林和黑龙江。

体层面来看,我国的制度性交易成本在样本考察期内总体呈下降态势,特别是在 2003—2020 年下降幅度非常明显,这可能是因为这个阶段是我国行政审批改革的重要阶段①,行政审批得到规范,减少了政府对微观经济运行的干预,大幅降低了制度性交易成本。制度性交易成本总指数得分从 2003 年的 1.38 下降为 2020 年的 1.05,下降幅度为 23.91%。值得注意的是,2007 年之后制度性交易成本变化不大,走势比较平稳,只有在 2014 年我国进行商事制度改革之后,制度性交易成本有轻微下降。

从地区层面来看,各地区的制度性交易成本在样本考察期内均呈现下降趋势,与全国的变化趋势一致,不同的是各地区制度性交易成本大小以及下降幅度存在明显差异。从图中不难发现,东部地区制度性交易成本最低,中部地区制度性交易成本适中,其次是东北地区,西部地区制度性交易成本最高。值得注意的是东部地区制度性交易成本平均值要远远低于全国平均水平,而西部和东北地区制度性交易成本平均值高于全国平均水平,中部地区制度性交易成本平均值与全国平均水平相差不大。这可能是因为东部地区相较于西部和东北地区开放程度高,市场相对自由,政府干预少,因此,东部地区企业面临的制度性交易成本相对较低,而西部和东北地区企业面临的制度性交易成本相对较高,西部和东北地区需要进一步深化行政审批改革和商事制度改革,大力发展市场经济,减少政府干预,降低制度性交易成本。

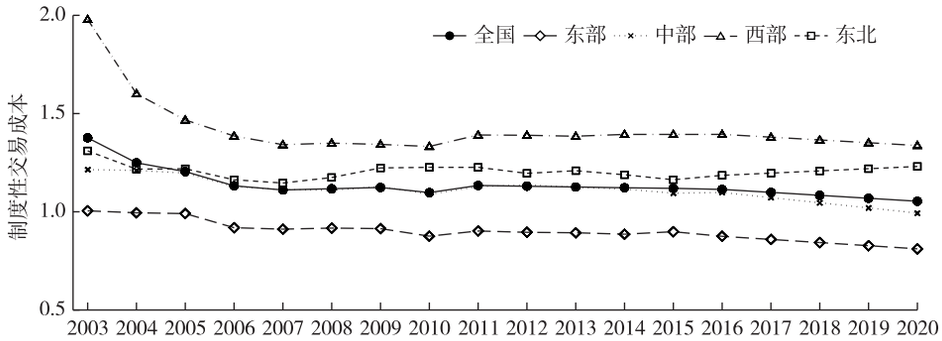

图 2 2003—2020 年制度性交易成本的变动态势及地区差异

在实证分析之前,为了更直观地判断制度性交易成本与民营企业“专精特新”之间的关系,本文进一步描绘企业面临的制度性交易成本与民营企业全要素生产率、企业专利数量之间的散点图,以直观地考察民营企业全要素生产率与研发创新水平随企业面临的制度性交易成本变化的态势。同时,本文根据散点图呈现出来的变化态势选择合适的函数来进行拟合,进而找到民营企业全要素生产率、研发创新水平与制度性交易成本之间的函数关系。为此,本文绘制了制度性交易成本与民营企业全要素生产率、研发创新水平的散点图以及拟合线,具体见图 3 和图 4。不难发现,制度性交易成本与民营企业全要素生产率(*TFP_OP* 和 *TFP_LP*)、研发创新(专利数量和研发投入)之间的拟合趋势线的斜率均为负,我们可以初步判断出:制度性交易成本与民营企业全要素生产率、创新水平之间均存在负向相关关系,即企业面临的制度性交易成本越低,民营企业全要素生产率增长越快,民营企业创新水平越高。对于两者的因果关系验证,本文在后面的实证分析中将给予解答。

(二)基准回归结果

本文首先运用静态面板估计方法对 2003—2020 年我国 24822 个民营上市企业的面板数据进行估计,并进行解释变量内生性的 Hausman 检验,Hausman 检验的 p 值为 0.000,在 1%显著性水平下拒绝了所有解释变量均外生的原假设。为有效地解决内生性问题,本文在静态面板回归的基础上,加入被解释变量的一阶滞后项,构建动态面板数据 GMM 模型进行估计。表 3 报告了 GMM 模型下制度性交易成本影响民营企业“专精特新”的基准回归结果。表 3 中列(1)至列(4)为制度性交易成本

① 2003 年 9 月 18 日,国务院行政审批制度改革工作领导小组办公室下发《关于进一步推进省级政府行政审批制度改革的意见》,开始了新一轮行政审批改革。

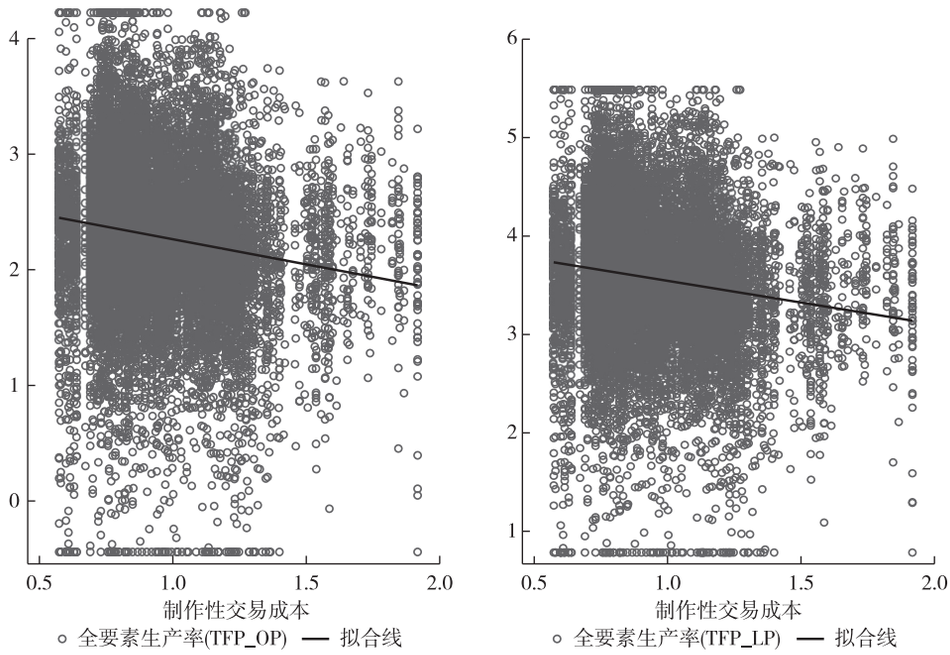

图 3　制度性交易成本与民营企业全要素生产率的线性拟合图

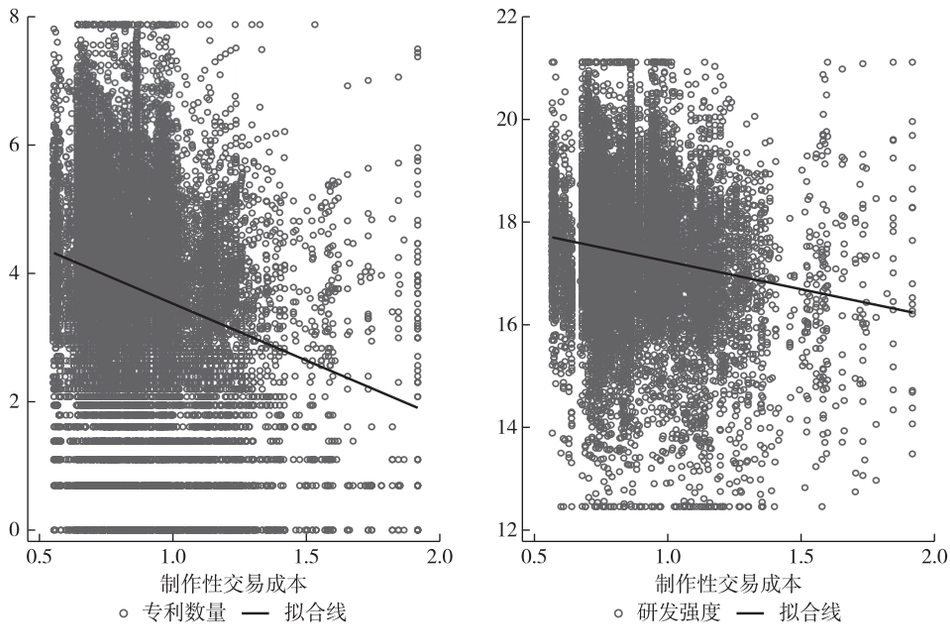

图 4　制度性交易成本与民营企业创新的线性拟合图

(*sys*)影响民营企业 *TFP_OP* 的 GMM 估计结果,列(5)至列(6)为制度性交易成本(*sys*)影响民营企业 *TFP_LP* 的 GMM 估计结果。表 3 中所有方程的 AR(2)提供的 P 值均在 10%的显著性水平下接受原假设,表明模型中差分方程的残差序列只存在一阶序列相关,不存在二阶序列相关,模型通过自相关检验。表 3 中 Sargan 检验提供的 P 值也在 10%的显著性水平上接受原假设,表明所有的工具变量都是严格外且有效的。因此,差分 GMM 和系统 GMM 的估计结果是一致且可靠的。表 3 中核心解释变量以及控制变量对民营企业全要素生产率的回归系数显著性和方向大致相同,这进一步证明了本文选取的实证模型是合适的,研究结论是可信的。

具体来看:从核心解释变量看,在考虑模型的动态效应之后,不管是否加入控制变量,差分 GMM 和

系统 GMM 的回归结果均显示制度性交易成本(*sys*)对民营企业 *TFP_OP* 与 *TFP_LP* 的估计系数存在显著的负向影响,这说明制度性交易成本的降低促进民营企业全要素生产率的增长。这可能因为降低制度性交易成本能减少民营企业在进入市场、获得要素和寻求产权法律保障时面对不公平的特殊制度所支付的额外支出,使企业增加预期收益和投资规模[12],同时能减少企业在非生产性活动(政治关联、寻租等)方面的支出[11],将更多的资源配置到生产要素和科技研发上,最终促进民营企业全要素生产率增长。

表 3 基准回归结果

	差分 GMM		系统 GMM		差分 GMM		系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	TFP_OP	*TFP_OP*	*TFP_OP*	*TFP_OP*	*TFP_LP*	*TFP_LP*	*TFP_LP*	*TFP_LP*
sys	-0.1897***	-0.4726***	-0.2350***	-0.6862***	-0.2543***	-0.4783***	-0.3058***	-0.6774***
	(0.061)	(0.098)	(0.059)	(0.109)	(0.058)	(0.099)	(0.059)	(0.111)
pcon		-0.0075		-0.0165**		-0.0096		-0.0173**
		(0.007)		(0.008)		(0.007)		(0.009)
share		0.0013		0.0013		0.0011		0.0013
		(0.001)		(0.001)		(0.001)		(0.001)
way		-0.0165		-0.0502		-0.0119		-0.0852
		(0.069)		(0.101)		(0.069)		(0.097)
time		0.0435***		0.0448***		0.0426***		0.0428***
		(0.009)		(0.010)		(0.009)		(0.010)
tax		-0.2952***		-0.3775***		-0.2926***		-0.4009***
		(0.039)		(0.032)		(0.042)		(0.034)
lev		0.1656**		0.2571***		0.1661**		0.2465***
		(0.065)		(0.068)		(0.066)		(0.068)
asset		0.2140***		0.1513***		-0.1447***		-0.0905***
		(0.025)		(0.025)		(0.025)		(0.025)
size		0.0089		0.0126		0.0025		-0.0039
		(0.019)		(0.021)		(0.019)		(0.021)
L. TFP_OP/L. inov	0.2062***	-0.0669*	0.4243***	0.3810***	0.0216	-0.0946**	0.4173***	0.4012***
	(0.018)	(0.039)	(0.014)	(0.031)	(0.021)	(0.042)	(0.016)	(0.033)
Constant	1.9965***	4.6929***	1.5426***	2.7174***	3.7430***	4.5691***	2.3842***	2.4714***
	(0.067)	(0.545)	(0.060)	(0.471)	(0.089)	(0.547)	(0.076)	(0.461)
AR(1)	0.0307	0.0101	0.0085	0.0000	0.0092	0.0373	0.0107	0.0000
AR(2)	0.1850	0.3675	0.6210	0.5415	0.9126	0.2949	0.1707	0.5568
Sargan 检验	0.6761	0.4568	0.6592	0.5541	0.5749	0.5495	0.7626	0.5898
省区市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	23393	23393	23393	23393	23393	23393	23393	23393

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%的显著性水平,圆括号中的数值代表省级层面聚类的稳健性标准误,AR(1)、AR(2)和 Sargan 检验分别提供检验的 p 值,下同

(三)稳健性检验

为了检验前文基准回归结果的稳健性,本文采用 A 股上市民营企业的三种专利申请数量之和加 1 取对数(*inov*)以及民营企业的研发投入(*rd*)作为"专精特新"的代理变量来检验制度性交易成本对民营企业创新水平的影响。表 4 中列(1)至列(4)为制度性交易成本(*sys*)影响民营企业 *inov* 的 GMM 估计结果,列(5)至列(6)为制度性交易成本(*sys*)影响民营企业 *rd* 的 GMM 估计结果。表 4 中所有方程的 AR(2)提供的 P 值均在 10%的显著性水平下接受原假设,与基准回归结果表 3 中的 AR(2)结果类似,模型通过了自相关检验。表 4 中 Sargan 检验提供的 P 值也在 10%的显著性水平上接

受原假设,与基准回归结果表 3 中的 Sargan 检验 P 值类似,所有的工具变量都是严格外生且有效的,这说明基准回归结果是稳健的。列(1)至列(8)的制度性交易成本的估计系数均显著为负,这意味着制度性交易成本对民营企业创新水平均存在负向影响,降低制度性交易成本有利于民营企业加大研发投入、增加研发强度,提升创新水平。

综上所述,降低制度性交易成本有利于民营企业全要素生产率增长以及创新水平提升,有助于民营企业迈向“专精特新”,验证了研究假说 1。

表 4　稳健性检验

	差分 GMM		系统 GMM		差分 GMM		系统 GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	inov	*inov*	*inov*	*inov*	*rd*	*rd*	*rd*	*rd*
sys	−0.0428***	−0.0250***	−0.0970***	−0.0681***	−0.4228**	−0.2291**	−0.1547**	−0.0102***
	(0.010)	(0.006)	(0.019)	(0.015)	(0.202)	(0.107)	(0.074)	(0.003)
pcon		−0.0032		−0.0193**		0.0220		0.0272*
		(0.009)		(0.009)		(0.015)		(0.016)
share		0.0005		0.0024***		0.0069***		0.0082***
		(0.001)		(0.001)		(0.002)		(0.002)
way		−0.0180		0.1329		−0.1040		−0.1110
		(0.104)		(0.107)		(0.280)		(0.235)
time		−0.0156		−0.0462***		0.0039		−0.0128
		(0.011)		(0.012)		(0.017)		(0.018)
tax		−0.0132		−0.0102**		0.0125		0.0220
		(0.028)		(0.005)		(0.135)		(0.142)
lev		0.0046		0.0395***		0.0998		0.0773
		(0.044)		(0.011)		(0.100)		(0.103)
asset		0.0378**		0.0587***		0.2294***		0.1937***
		(0.015)		(0.017)		(0.042)		(0.040)
size		0.0493***		0.0650***		0.2767***		0.3030***
		(0.010)		(0.013)		(0.056)		(0.054)
L. TFP_OP/L. inov	0.8427***	0.8379***	0.8831***	1.0424***	0.8554***	0.5318***	0.8819***	0.6630***
	(0.005)	(0.024)	(0.004)	(0.016)	(0.016)	(0.050)	(0.013)	(0.031)
Constant	0.7888***	0.4472	0.5232***	2.6759***	3.0728***	−1.0658	2.3794***	−1.5215*
	(0.075)	(0.404)	(0.072)	(0.391)	(0.358)	(0.802)	(0.286)	(0.814)
AR(1)	0.0008	0.0102	0.0008	0.0098	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
AR(2)	0.3063	0.1631	0.3062	0.1464	0.2596	0.1285	0.2688	0.1459
Sargan 检验	0.4770	0.5322	0.4305	0.5047	0.4324	0.5705	0.5902	0.3836
省区市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	23393	23393	23393	23393	23393	23393	23393	23393

(四)影响机制检验

本文将进一步验证制度性交易成本通过影响民营企业的进入促进民营企业“专精特新”这一作用机制是否存在。本文利用民营企业进入中介变量来探讨制度性交易成本如何影响民营企业全要素生产率以及企业创新。表 5 报告了制度性交易成本影响民营企业专精特新的中介机制检验结果。表 5 中列(1)至列(3)是制度性交易成本(*sys*)、民营企业进入(*entry*)以及民营企业全要素生产率(*TFP_OP*)之间的中介效应检验递归模型的三步结果。列(2)中制度性交易成本对民营企业进入的影响采用的是 Probit 回归分析。列(4)至列(6)是制度性交易成本(*sys*)、民营企业进入(*entry*)以及民营企业专利(*inov*)之间的中介效应检验递归模型的三步结果。列(5)中制度性交易成本对民营企

业进入的影响采用的是 Logit 回归分析。不难发现,表 5 中回归结果中重要解释变量的系数显著性和符号均一致,说明回归结果稳健可靠。表 5 中列(1)的回归结果显示,制度性交易成本(*sys*)显著负向影响民营企业全要素生产率(*TFP_OP*),与基准回归结果一致。列(2)中的 Probit 回归结果显示,制度性交易成本对民营企业进入的影响系数显著为负,这说明制度性交易成本的降低有利于民营企业进入。列(3)中民营企业进入对民营企业全要素生产率的影响系数显著为正,这说明民营企业进入促进了民营企业全要素生产率的增长。这可能是因为企业的进入一方面可以通过要素市场配置机制,让各种生产要素在企业间自由流动,使资源得到有效合理配置[27],另一方面可以通过市场竞争机制使在位企业面临更大的进入威胁和竞争压力,倒逼在位企业研发创新来提高生产率,并淘汰掉低效率企业。表 5 中列(4)中的回归结果显示,制度性交易成本(*sys*)显著负向影响民营企业创新(*inov*),与基准回归结果一致。列(5)中的 Logit 回归结果显示,制度性交易成本对民营企业进入的影响系数显著为负,这说明制度性交易成本的降低有利于民营企业进入。列(6)中民营企业进入对民营企业创新的影响系数显著为正,这说明民营企业进入促进了民营企业创新水平的提升。这可能是因为新企业的不断加入会加剧企业之间的竞争,企业将面临被淘汰的危险,为了摆脱当下的竞争劣势,企业会借助增加创新支出,通过创新行为生产更高质量的差异化产品使企业获得并保持竞争优势[36]。综上所述,制度性交易成本可以通过促进企业进入来促进民营企业全要素生产率和创新水平的提升,从而助推民营企业迈向“专精特新”,研究假说 2 得证。

表 5 制度性交易成本影响民营企业“专精特新”的中介机制检验结果

	OLS	Probit	OLS	OLS	Logit	OLS
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	TFP_OP	*entry*	*TFP_OP*	*inov*	*entry*	*inov*
sys	−0.276***	−0.088***	−0.274***	−1.302***	−0.353***	−1.305***
	(0.062)	(0.023)	(0.062)	(0.167)	(0.094)	(0.167)
entry	0.073***			0.050***		
		(0.019)			(0.015)	
pcon	−0.016	−0.069	−0.015	−0.111***	−0.096	−0.112***
	(0.013)	(0.051)	(0.013)	(0.033)	(0.089)	(0.033)
share	0.005***	0.040***	0.005***	0.001	0.078***	0.001
	(0.000)	(0.002)	(0.000)	(0.001)	(0.004)	(0.001)
way	0.041***	0.697***	0.037**	0.623***	1.660***	0.625***
	(0.015)	(0.099)	(0.015)	(0.046)	(0.216)	(0.046)
time	−0.012	−2.021***	0.006	0.111***	−4.608***	0.098***
	(0.014)	(0.098)	(0.014)	(0.036)	(0.297)	(0.038)
tax	−0.660***	0.079	−0.661***	−0.594***	0.181	−0.587***
	(0.023)	(0.092)	(0.023)	(0.205)	(0.234)	(0.205)
lev	0.555***	0.192	0.552***	−0.289***	−0.002	−0.286***
	(0.031)	(0.138)	(0.031)	(0.088)	(0.252)	(0.088)
asset	−0.078***	−0.363***	−0.075***	−0.034	−0.556***	−0.037
	(0.008)	(0.037)	(0.008)	(0.022)	(0.067)	(0.022)
size	0.183***	−0.026	0.183***	0.426***	−0.059	0.426***
	(0.006)	(0.029)	(0.006)	(0.019)	(0.051)	(0.019)
Constant	2.758***	2.362	2.696***	0.598	2.282	0.630
	(0.425)	(1.695)	(0.425)	(1.187)	(3.039)	(1.187)
省区市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
R-squared	0.229		0.230	0.203		0.203
Observations	24822	24822	24822	24822	24822	24822

（五）异质性分析

1. 区域异质性估计

已有文献研究表明，各地区间制度环境具有较大差异，这导致民营企业发展在地区层面存在不平衡现象。此外，前文的测度结果表明中国各地区之间的制度性交易成本存在明显差异。因此，为考察制度性交易成本影响民营企业“专精特新”的地区差异，本文将全部样本分为东、中、西、东北地区四大区域来检验其影响。表 6 中列（1）至列（4）报告了制度性交易成本（*sys*）影响民营企业全要素生产率（*TFP_OP*）的区域异质性估计结果。列（5）至列（8）报告了制度性交易成本（*sys*）影响民营企业创新（*inov*）的区域异质性估计结果。不难发现，AR（2）和 Sargan 检验提供的 P 值均在 10%的显著性水平上接受原假设，进一步证明回归结果的可靠性。表 6 中列（1）至列（4）制度性交易成本（*sys*）的估计系数均显著为负，这说明各个地区制度性交易成本的降低均促进民营企业全要素生产率的增长，这种促进作用在东部地区表现得更为明显。表 6 中列（5）至列（6）制度性交易成本（*sys*）的估计系数均显著为负，这说明东中部地区制度性交易成本对民营企业创新存在显著负向影响，东中部地区制度性交易成本的降低促进民营企业创新水平的提升。值得注意的是，东部地区制度性交易成本对民营企业创新的作用要大于中部地区。这说明在制度性交易成本较低的地区，市场化程度越高，民营企业创新水平对制度性交易成本的变化越敏感，进而可以降低制度性交易成本，促进民营企业创新水平大幅提升。西部和东北地区制度性交易成本对民营企业创新的影响为负但不显著，这说明西部和东北地区制度性交易成本对民营企业创新水平的影响还没有显现。这可能是因为西部和东北地区制度性交易成本相较于东中部地区要高，民营企业创新水平对制度性交易成本的变化不敏感，降低制度性交易成本并不会使民营企业创新水平显著提高，只有当制度性交易成本降低到一定程度时，才可能促进民营企业创新水平的提高。

表 6　区域异质性估计结果

	系统 GMM							
	（1）	（2）	（3）	（4）	（5）	（6）	（7）	（8）
	东部	中部	西部	东北	东部	中部	西部	东北
	TFP_OP	*TFP_OP*	*TFP_OP*	*TFP_OP*	*inov*	*inov*	*inov*	*inov*
sys	-0.9099***	-0.6556***	-0.6085***	-0.2817***	-0.9306***	-0.6699***	-0.3884	-0.0370
	(0.134)	(0.108)	(0.053)	(0.069)	(0.116)	(0.103)	(0.276)	(0.126)
pcon	-0.0156*	-0.0252**	0.0081	0.0100**	-0.0176	-0.0078	-0.0247***	-0.0481***
	(0.009)	(0.011)	(0.008)	(0.004)	(0.011)	(0.008)	(0.007)	(0.016)
share	0.0005	-0.0015*	0.0012	0.0102***	0.0008	0.0038***	0.0067***	-0.0070***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.000)	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
way	-0.0552	-0.2402	-0.0322	-0.1718***	0.1590*	0.9129***	0.5745***	-0.6106*
	(0.097)	(0.153)	(0.040)	(0.016)	(0.095)	(0.112)	(0.154)	(0.341)
time	0.0475***	0.0233**	0.0605***	0.0105***	-0.0336***	0.0327**	0.0383**	-0.0696***
	(0.011)	(0.011)	(0.014)	(0.003)	(0.012)	(0.015)	(0.018)	(0.023)
tax	-0.3549***	-1.5889***	-0.1943***	-2.4668***	0.0103	-0.0787***	0.1626**	0.0966
	(0.034)	(0.022)	(0.001)	(0.041)	(0.118)	(0.023)	(0.077)	(0.089)
lev	0.2654***	-0.0862	0.4089***	-0.4376***	-0.0163	0.0337	0.0100	-0.4635***
	(0.073)	(0.066)	(0.068)	(0.035)	(0.054)	(0.050)	(0.052)	(0.068)
asset	-0.1250***	-0.1808***	-0.0633***	-0.0213***	-0.0694***	-0.0734***	-0.1843***	0.2530***
	(0.027)	(0.024)	(0.020)	(0.005)	(0.018)	(0.012)	(0.014)	(0.026)
size	0.0174	0.1263***	0.0780***	0.0448***	0.0512***	0.1492***	0.1862***	0.0501*
	(0.023)	(0.018)	(0.014)	(0.004)	(0.016)	(0.018)	(0.020)	(0.028)
L.TFP_OP/L.inov	0.4400***	0.4004***	0.5353***	0.3412***	1.0142***	1.0123***	0.9548***	0.6329***
	(0.040)	(0.017)	(0.012)	(0.008)	(0.018)	(0.019)	(0.015)	(0.017)
Constant	3.0571***	2.3577***	2.9774***	3.1478***	2.8555***	1.0525**	2.0125***	-0.0639
	(0.495)	(0.344)	(0.335)	(0.223)	(0.450)	(0.472)	(0.418)	(0.721)
AR(1)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0059	0.0373	0.0008	0.0025	0.0036
AR(2)	0.9836	0.2378	0.8327	0.4313	0.2113	0.1191	0.3221	0.3361
Sargan 检验	0.6727	0.8639	0.5537	0.9451	0.5097	0.6440	0.9471	1.0000
省区市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	16771	3162	2324	1136	16771	3162	2324	1136

2. 融资约束异质性估计

资金是企业全要素生产率增长以及开展研发创新的重要动力,公司资金的主要渠道之一是融资。当前,企业融资成本以及难度等问题日益凸显,这给企业全要素生产率以及企业创新带来较大的阻碍。因此,本文借鉴 Hadlock 等的方法[37],借助 SA 指数评估上市企业的融资能力①,将测度的 SA 值按大小分成两组公司样本(融资约束较低及较高),来考察制度性交易成本对不同融资约束民营企业全要素生产率以及研发创新产生的影响。表 7 报告了制度性交易成本对异质性融资约束民营企业的估计结果。表 7 中列(1)至列(2)是制度性交易成本(*sys*)对民营企业全要素生产率(*TFP_OP*)的异质性估计结果。不难发现,制度性交易成本(*sys*)的估计系数均显著为负,这说明制度性交易成本的降低促进高低融资约束民营企业全要素生产率的增长,这种促进作用在高融资约束企业表现得更为明显。表 7 中列(3)至列(4)是制度性交易成本(*sys*)对民营企业创新(*inov*)的异质性估计结果。不难发现,制度性交易成本对高融资约束民营企业研发创新存在显著的负向影响,对低融资约束民营企业研发创新的影响不明显。这是因为与低融资约束民营企业相比,高融资约束民营企业对资金的需求更高,受融资难、融资成本高的影响更大,制度性交易成本的降低可以显著降低高融资约束民营企业的融资成本,使其获取更多的边际收益,从而更能促进高融资约束民营企业的研发创新。

表 7 融资约束异质性估计结果

	系统 GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)
	高融资约束	低融资约束	高融资约束	低融资约束
	TFP_OP	*TFP_OP*	*invo*	*invo*
sys	-0.6928***	-0.3415***	-1.1905***	-0.0350
	(0.113)	(0.086)	(0.075)	(0.098)
pcon	-0.0204**	-0.0303***	-0.0163*	-0.0068
	(0.009)	(0.008)	(0.009)	(0.005)
share	0.0007	0.0052***	0.0024***	0.0053***
	(0.001)	(0.001)	(0.001)	(0.001)
way	0.0153	-0.2666***	0.1289	0.0409
	(0.107)	(0.081)	(0.101)	(0.103)
time	0.0484***	0.0686***	-0.0454***	-0.0421**
	(0.010)	(0.011)	(0.012)	(0.018)
tax	-0.3555***	-4.4228***	-0.0126	-2.5568***
	(0.026)	(0.181)	(0.039)	(0.152)
lev	0.2312***	0.4756***	0.0427	-0.0653
	(0.070)	(0.041)	(0.046)	(0.061)
asset	-0.1627***	-0.2117***	-0.0406**	-0.1020***
	(0.026)	(0.018)	(0.017)	(0.009)
size	0.0007	0.0470***	0.0621***	-0.0061
	(0.020)	(0.016)	(0.015)	(0.011)
L. TFP_OP/L. inov	0.3528***	0.3972***	1.0109***	1.0786***
	(0.031)	(0.019)	(0.017)	(0.009)
Constant	2.9031***	5.2236***	1.9246***	8.8200***
	(0.514)	(0.364)	(0.386)	(0.257)
AR(1)	0.0000	0.0036	0.0148	0.0032
AR(2)	0.8733	0.3928	0.1486	0.1681
Sargan 检验	0.3854	0.1816	0.2991	0.4386
省区市控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
Observations	14865	8528	14865	8528

① 本文采用随时间变化不大的企业规模和企业年龄构建 SA 指数,具体计算公式:SA = -0.737×企业规模+0.043×企业规模^2+0.04×企业年龄,SA 的绝对值越大表示融资约束越弱。

六、结论与启示

匹配的制度有利于降低企业制度性交易成本,为企业提供良好的创新环境。大力发展“专精特新”企业是推动经济高质量发展的关键。本文在理论分析的基础上,构建 2003—2020 年的制度性交易成本指数,利用民营上市企业数据和省级数据的匹配数据,采用 GMM 方法实证分析了制度性交易成本对民营企业“专精特新”的影响,并进行异质性分析及中介机制检验。

本文得到以下主要结论:一是我国的制度性交易成本在样本考察期内总体呈现下降态势,下降幅度为 23.91%,特别是在 2004—2007 年(即行政审批改革的重要阶段),下降幅度非常明显。在各地区之间也存在差异,东部地区制度性交易成本最低,中部地区制度性交易成本适中,其次是东北地区,西部地区制度性交易成本最高。二是制度性交易成本的降低有利于民营企业全要素生产率的增长,提升创新水平,从而有助于民营企业迈向“专精特新”,这种提升作用主要是通过促进企业进入来实现的。三是制度性交易成本的降低对民营企业“专精特新”的促进作用存在异质性,对东中部地区的企业以及高融资约束企业促进的作用更大。

本文的政策启示主要有以下几点:第一,持续推进“放管服”改革,深化商事制度改革,优化政府职能,赋予市场主体自主权,释放制度活力,减少企业在进入市场、获取要素、寻求产权保护和法治过程中面临的不公平的特殊制度。为民营企业提供开放、公平的竞争秩序和市场环境,降低企业制度性交易成本,优化民营企业营商环境,加强民营企业自主研发能力,特别是核心技术的研发,培育新的竞争优势,推动民营企业迈向“专精特新”。第二,各地区“土政策”、保护伞行为等特殊制度只适用于当地的特定群体,企业跨区经营需要突破这种特殊制度壁垒,这使生产要素和生产资料难以在不同区域之间自由地流动,增加了企业市场准入、流通与要素获取成本,这些都是特殊制度导致的地区分割所引起的制度性交易成本。应打破地域分割和行业垄断,不断建立和健全全国统一的市场准入负面清单制度,推动“非禁即入”普遍落实,使各类市场主体皆可依法平等进入市场准入负面清单以外的行业、领域、业务等,为民营企业提供更为优越与公平公正的营商与准入环境,促使民营企业不但可以进入市场的大门,而且可以进入产业的小门,获得制度“红利”。第三,融资难、融资成本高阻碍了民营企业全要素生产率增长以及研发创新活动,这就需要政府进一步深化金融企业改革,完善融资支持、财税优惠等配套措施,切实降低民营企业负担,促进民营企业全要素生产率增长以及创新水平的提升,推动民营企业迈向“专精特新”。

[参 考 文 献]

[1] 曹梦弋,夏青. 产业政策与“专精特新”企业全要素生产率[J].外国经济与管理,2023,45(10):84-100.

[2] 伍中信,黄滢滢,伍会之. 专精特新政策会促进中小企业高质量发展吗? ——来自全要素生产率的证据[J].中南大学学报(社会科学版),2023,29(3):129-140.

[3] MCCANN L, COLBY B, EASTER K W, et al. Transaction Cost Measurement for Evaluating Environmental Policies[J]. Ecological Economics, 2005, 52(4): 527-542.

[4] KHAN R H, JARRELL K A. International Strategic Alliances: Integration of the Transaction Cost and Institutional Perspectives[J]. Journal of International Business & Economics, 2008(1).

[5] KARIKARI N K, GYAN K K, KHAN M A H, et al. Institutional Quality and Social Cost of Intermediation in Africa: Does the Level of Financial Market Development Matter? [J]. International Journal of Finance & Economics, 2023, 28(2): 1899-1910.

[6] DJANKOV S, PORTA R L, SHLEIFER L. The Regulation of Entry [J]. Quarterly Journal of Economics, 2002, 117(1): 1-37.

[7] 卢现祥, 朱迪. 中国制度性交易成本测算及其区域差异比较[J]. 江汉论坛,2019(10):31-40.

[8] 杨艳, 车明. 行政审批改革与制度性交易成本——基于效率评价的视角[J]. 经济体制改革,2020(1):13-20.

[9] ACEMOGLU D, JOHNSON S, ROBINSON J A. Institutions as a Fundamental Cause of Long-Run Growth[J]. Handbook of Economic Growth, 2005, 1(6):385-472.

[10] 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),2020,19(3):1059-1080.

[11] 李小平, 余东升. 商事制度改革对企业创新的影响[J]. 经济学动态,2021(7):116-131.

[12] 李慧,余东升,余娟娟. 商事制度改革与企业全要素生产率——来自准自然实验的证据[J].科研管理,2023,44(3):151-157.
[13] PENG M W, WANG D Y L, JIANG Y. An Institution-based View of International Business Strategy: A Focus on Emerging Economies [J]. Journal of International Business Studies, 2008, 39(5): 920-936.
[14] 李兰冰,商圆月,阎丽. 行政审批制度改革、制度成本与民营企业成长[J].经济与管理研究,2021,42(5):29-49.
[15] 张景华, 刘畅. 简政放权对企业创新研发的引致效应[J]. 财经科学,2021(6):81-91.
[16] 邓悦, 郑汉林, 郅若平. "放管服"改革对企业经营绩效的影响——来自中国企业-劳动力匹配调查(CEES)的经验证据[J]. 改革,2019(8):128-139.
[17] 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.
[18] 何晓斌, 柳建坤, 张云亮. 行政审批制度改革与企业创新投入[J]. 科研管理,2021,42(7):40-49.
[19] 夏杰长, 刘诚. 契约精神、商事改革与创新水平[J]. 管理世界,2020,36(6):26-36.
[20] DHALIWAL D, HUANG S, KHURANA I K, et al. Product Market Competition and Conditional Conservatism[J]. Review of Accounting Studies, 2014, 19(4): 1309-1345.
[21] BRANSTETTER L, LIMA F, TAYLOR L J, et al. Do Entry Regulations Deter Entrepreneurship and Job Creation? Evidence from Recent Reforms in Portugal[J]. The Economic Journal, 2014, 124(5): 805-832.
[22] DREHER A, GASSEBNER M. Greasing theWheels? The Impact of Regulations and Corruption on Firm Entry[J]. Public Choice, 2013, 155(3): 413-432.
[23] KAPLAN D S, PIEDRA E, SEIRA E. Entry Regulation and Business Start-ups: Evidence from Mexico[J]. Journal of Public Economics, 2011, 95(11/12): 1501-1515.
[24] FISMANR, WANG YX. The Mortality Cost of Political Connections[J]. The Review of Economic Studies, 2015, 82(4): 1346-1382.
[25] AMICI M, GIACOMELLI S, MANARESI F, et al. Red Tape Reduction and Firm Entry: New Evidence from an Italian Reform[J]. Economics Letters, 2016, 146: 24-27.
[26] 张宽,雷卓骏,李后建. 市场准入管制与企业全要素生产率:来自负面清单的证据[J].世界经济,2023,46(5):152-176.
[27] 余龙,王小龙,张陈. 行政审批制度改革、市场竞争与企业高质量发展[J].经济社会体制比较,2021(1):149-160.
[28] AGHION P, BLOOM N, BLUNDELL R, et al. Competition and Innovation: An Inverted-URelationship[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2005, 120(2): 701-728.
[29] AGHION P, BLUNDELL R, GRIFFITH R, et al. The Effects of Entry on Incumbent Innovation and Productivity[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(1): 20-32.
[30] 郭小年, 邵宜航. 行政审批制度改革与企业生产率分布演变[J]. 财贸经济,2019,40(10):142-160.
[31] 韩永辉, 黄亮雄, 王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究,2017,52(8):33-48.
[32] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018)[M].北京:社会科学文献出版社,2019.
[33] 毛其淋, 盛斌. 中国制造业企业的进入退出与生产率动态演化[J]. 经济研究,2013,48(4):16-29.
[34] 吴文锋, 吴冲锋, 刘晓薇. 中国民营上市公司高管的政府背景与公司价值[J]. 经济研究,2008(7):130-141.
[35] 李莉, 高洪利, 顾春霞, 等. 政治关联视角的民营企业行业进入选择与绩效研究: 基于 2005—2010 年民营上市企业的实证检验[J]. 南开管理评论, 2013, 16(4): 94-105.
[36] AGHION P, VAN REENEN J, ZINGALES L. Innovation and Institutional Ownership[J]. American Economic Review, 2013, 103(1): 277-304.
[37] HADLOCK C J, PIERCE J R. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909-1940.

(责任编辑 余 敏)