

政府补贴强度对资源型企业实质性创新产出的影响

成琼文,丁红乙

(中南大学 商学院,湖南 长沙 410083)

摘 要:政府补贴如何高效激励企业创新产出是当前的课题。基于补贴强度异质性视角,以2012—2018年我国资源型上市公司经验数据为观测对象,利用门限回归模型、动态面板数据模型等计量方法,实证检验政府补贴强度对资源型企业实质性创新产出的影响效应,结果表明,政府补贴对资源型企业实质性创新产出的门限效应显著,存在补贴强度的最优区间。但基于企业政治关联异质性的分析表明,补贴的最优区间在国有企业、具备政治关联的民营企业和不具备政治关联的民营企业中存在显著差异。进一步研究发现,政府补贴主要通过提升企业创新意愿和能力,促进企业加大研发投入强度,进而提升实质性创新产出,但目前资源型企业创新成果还未能普遍实现经济价值转化。

关键词:政府补贴强度;实质性创新;政治关联;资源型企业;门限效应

DOI:10.6049/kjbydc.2019100621

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



中图分类号:F273.1

文献标识码:A

文章编号:1001-7348(2021)02-0085-10

Research on The Influence of Government Subsidy Intensity on the Substantial Innovation output of Resource-Based Enterprises

Cheng Qiongwen, Ding Hongyi

(Business School, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: How to effectively stimulate the innovation output of enterprises by government subsidies is an important issue at present. Based on the perspective of subsidy intensity heterogeneity, taking China's resource-based listed companies' empirical data from 2012 to 2018 as observation objects, using threshold regression models and dynamic panel data models to empirically test the substantial innovation of government subsidy strengths for resource-based enterprises. The effect of output, the research results show that the threshold effect of government subsidies on the substantial innovation output of resource-based enterprises is significant, and there is an optimal range of subsidy intensity, but analysis based on the heterogeneity of corporate political relations shows that the optimal range of subsidies. There are obvious differences between state-owned enterprises, private enterprises with political connections and private enterprises without political connections. Further research found that government subsidies are mainly to promote enterprises to increase the intensity of R & D investment by enhancing their willingness and ability to innovate, and thus increase Substantial innovation output, but at present the innovation results of resource-based enterprises have not generally achieved economic value transformation.

Key Words: Government Subsidy Intensity; Substantial Innovation; Political Connection; Resource-Based Enterprises; Threshold Effect

0 引言

近年来,政府补贴是否以及如何高效发挥创新激励效应成为中国政府、实业界和学术界关注的重要课题。关于政府补贴的有效性,综观现有文献,既有学者认为,政府补贴对企业创新产生显著的积极效应^[1-3]。也有学者认为,上述政策没有发挥预期激励效应,要么

作用不明显,要么对企业创新产生挤出效应^[4-6]。例如,在政府补贴背景下,企业创新成果仅仅表现为总体数量增加,其中可以为企业带来核心竞争优势的实质性创新成果速度缓慢。基于创新动机角度,实质性创新是指企业以追求“高质量”创新为目标,更加注重创新成果高技术含量、高附加值和强竞争力特征的创新实践。与以获取财政补贴为目的,盲目增加“数量化”

收稿日期:2019-12-12 修回日期:2020-01-05

基金项目:国家自然科学基金面上项目(71573284);湖南省自然资源厅科技创新平台科研项目(湘财建二指[2019](14号))

作者简介:成琼文(1972—),男,湖南湘乡人,博士,中南大学商学院研究员、博士生导师,研究方向为企业创新管理、资源经济与管理;丁红乙(1995—),女,四川荣县人,中南大学商学院博士研究生,研究方向为财税政策、企业创新管理。

或“速度化”创新成果的行为有本质区别^[7]。

实际上,政府补贴价值效应研究主要呈现 3 个特点:第一,多关注补贴的平均激励效应,忽略了如何设计出合适的补贴强度区间,从而最大化政府补贴的价值效应。第二,基于社会资本理论和中国特殊的制度环境,政府补贴作为一种独特的社会资本,其实际经济效果可能受到企业政治关联等背景因素的影响。然而,目前将政府补贴、政治关联和企业创新产出置于一个统一分析框架,深入探索政治关联情境效应的研究亟待拓展。第三,企业创新是包括投入、产出、价值转化的一系列过程,然而大量文献仅以研发投入、创新产出或创新绩效中的某个维度衡量企业创新,没有将企业创新视作一个动态过程。为了深入理解补贴背景下创新产出驱动前因与价值转化,从而对政府补贴的经济效果作出更为准确和理性的回答,基于创新过程导向的文献有待丰富。

基于以上分析,本研究以高效发挥补贴的创新激励效应为切入点,探寻政府对资源型企业补贴强度的最优区间,结合中国情境,明确补贴最优区间在不同政治关联背景企业中的差异体现。在此基础上,进一步厘清在政府补贴背景下,资源型企业实质性创新产出的驱动“前因”与经济“后果”,从而弥补现有研究不足。本文可能的边际贡献有:第一,重点关注政府补贴强度的最优区间,利用门限回归模型深入分析政府补贴强度对资源型企业实质性创新产出的影响,从强度异质性角度对政府补贴的有效性作出更为理性的回答。第二,遵循创新过程导向原则,以创新产出为关键节点,不仅明晰了政府补贴强度对创新产出的影响效应,也厘清了创新成果的驱动前因和经济效果,实现政府补贴背景下实质性创新产出“前因”与“后果”的连接,为企业创新管理相关研究提供一种可参考的新思路。第三,响应企业创新管理本土化研究要求,结合中国情境深入剖析企业政治关联背景对补贴效果的异质性影响,丰富创新理论中国化相关文献,对政府创新激励政策设计和企业创新成果产出具有现实启发。

1 理论基础与研究假设

1.1 政府补贴对企业创新产出的双重影响效应

关于政府补贴对企业创新产出的影响效应,尽管少数研究结果表明,政府补贴对企业创新的影响不显著,但大多数实证研究结论支持补贴会对企业创新产生显著影响。对于影响方式一直存在争议,目前主要有政府补贴的创新激励论、创新抑制论两种观点。

一方面,许多学者肯定政府补贴的创新激励效应。首先,根据资源基础观,政府补贴为企业提供了一定的创新资源,有利于提升企业创新意愿和能力,引致企业

加大创新投入强度,加速创新过程。其次,基于信号理论,政府补贴可以作为认证企业发展质量的“信号”。若企业成功获得政府研发补贴,就会向外界传递出该企业发展质量较高或创新价值较大的信号,该信号可以帮助企业消除一定的融资约束^[8-9]。最后,考虑到企业创新溢出效应,政府补贴可以有效分担企业创新风险,从而刺激企业创新积极性,提升企业创新绩效^[10]。

另一方面,有研究表明,政府补贴会对企业创新产生挤出效应。首先,基于信息不对称理论,企业为了成功获得政府补贴,可能刻意隐瞒内部信息,导致政府甄别信息成本上升,甚至最终将有限资金投给低效或不必要的项目,形成逆向选择。若缺乏有效监督机制,企业低效利用研发补贴,极有可能降低创新效率^[4-6]。其次,政府补贴作为对企业的无偿转移支付,可能诱发资源型企业“寻租”动机。具体而言,出于对财政资金负责,政府选择被补贴企业时常常优先考虑创新信号较强的企业。企业为了得到政府资金支持,可能采用以“速度”和“数量”为主的创新行为“寻补贴”,然而上述创新成果并不能切实推动企业实质性价值提升^[7,11]。

近年来,有学者综合考虑政府补贴的创新激励效应和抑制效应,认为在两种潜在力量博弈下,政府补贴与企业创新产出之间会呈现出非线性结构特征,这与补贴强度息息相关。例如,国内学者尚洪涛等^[12]的研究结论表明,政府创新补贴与未来一期的创新产出呈正 U 型关系,即补贴对企业创新的影响由挤出效应逐步转为激励效应。本文认为,当考虑到补贴强度的异质性特征时,补贴对企业创新的激励效应和挤出效应可能发生动态变化,即政府补贴强度与实质性创新产出之间更有可能呈现出非线性关系。基于此,本文提出如下假设:

H₁:政府补贴强度与企业实质性创新产出呈现出非线性结构特征。

实际上,尽管部分研究结论认为,政府补贴与企业创新并非简单的线性关系,但现有研究仍多关注补贴的平均效应,仅少量学者基于补贴与企业创新非线性关系特征,深入探索补贴强度是否存在最优或适度区间^[13-14]。事实上,当补贴强度过低导致创新激励不足时,被补贴企业可能无法获得足够的创新资源,创新意愿和动力不能被有效激发,导致企业创新投入强度仍保持在较低水平。因此,实质性创新成果得不到显著增加。相反,若补贴强度过高,可能诱发企业“寻租”或“套利”行为,企业追求数量化创新成果以寻求政府的财政补贴,长期来看,势必导致创新效率低下。因此,有必要探寻一个合适的补贴强度或强度区间,在该区间内,既可以充分发挥补贴的创新激励效应,又不会过多诱发补贴对企业创新潜在的挤出效应。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₂:在政府补贴强度与实质性创新产出非线性关系的基础上,存在补贴强度的“最优区间”,在该区间内,政府补贴可以有效促进企业实质性创新产出。

1.2 企业政治关联背景的情境效应

现有研究发现,政府补贴能否有效促进企业创新产出,不仅取决于补贴政策的科学设计,也受到企业特征的影响。在考察企业异质性特征时,政治关联因素似乎不能忽略,原因主要是基于社会资本理论,企业可持续发展需要从外部环境中吸纳优质资源,而在我国既定制度环境和文化传统下,政府无疑是重要的社会资本之一。除国有企业与政府具备天然政治联系外,政治关联作为一种非正式替代机制,成为许多民营企业高管寻求政府资源的关键路径^[14-15]。基于以上分析,本文提出如下假设:

H₃:政府补贴强度对实质性创新的影响效应在不同政治关联背景企业中存在显著差异,但差异方式有待实证检验。

2 研究设计

2.1 变量定义

(1)资源型企业实质性创新产出(patent)。由于专

表 1 专利类型对比

专利类型	具体定义	申请流程	技术难度
发明专利	指对产品、方法或者其改进所提出的新的技术方案	专利申请—受理—初审—公布—实质审查请求—实质审查—授权	高
实用新型专利	指对产品的形状、构造或者其结合所提出的适于实用的新的技术方案	专利申请—受理—初审—公告—授权	较低
外观设计专利	指对产品的形状、图案或者其结合以及色彩与形状、图案的结合所作出的富有美感并适于工业应用的新设计	专利申请—受理—初步审查—公告—授权	低

(3)政治关联背景(politic)。结合我国企业特点,国有企业具有先天政治关联背景,而对于民营企业而言,参考 Fan 等^[14]、Faccio^[17]的变量衡量方式,若民营资源型企业高管(董事长或总经理)曾任或现任人大代表、政协委员、政府官员,则认为该企业具备政治关联背景。

(4)研发投入(rd)。由于大多数样本企业都存在研发投入行为,因而重点关心资源型企业研发投入强度,具体计算方式为研发支出金额与营业收入的比值。

(5)企业经营绩效(profit)。经营绩效是企业经营状况或经营成果的综合表现,可以较为真实且及时地反映企业实质性创新价值转化效果。参考邓超等^[3]的研究,采用资源型企业营业收入利润率作为经营绩效衡量指标。

(6)其余控制变量。为了保证结论效度,选取企业规模、盈利能力、风险水平、股权结构、高管薪酬作为控制变量并在模型中引入时间虚拟变量(Year)。

变量具体计算方式如表 2 所示。

利数据的客观性和代表性特征,近年来,国内外学者通常以专利表征企业创新产出。然而,若不加区分地采用所有专利数据度量企业创新也存在不足^[16],尤其是考虑到本研究重点关注高质量创新成果,即实质性创新产出。因此,为了精确度量企业的实质性创新成果,就必须深入理解我国不同专利类型特征。我国专利分为发明专利、实用新型专利和外观设计专利 3 种类型,2018 年我国对《专利法》进行了第四次修改,按照最新版《专利法》对专利的定义及申请流程说明(见表 1)可以发现,发明专利的申请流程更为复杂,包含特有的实质审查环节,代表高难度技术创新成果。实用新型专利和外观设计专利的技术含量较低,属于微小的渐进式创新。国内学者黎文靖、郑曼妮^[7]认为,与发明专利相比,实用新型和外观设计专利申请数量增加更多体现为企业创新的“量变”而非“质变”。根据以上分析,本研究以资源型企业当年申请的发明专利数量衡量实质性创新产出,由于专利数据呈右偏态分布,本文将发明专利数据加 1 后进行对数化处理。

(2)政府补贴强度(lnsub)。政府补贴是本研究的核心解释变量和门限变量,延续传统衡量方式,将企业当年获得的政府直接资助总金额作对数化处理后用于表征补贴强度。

2.2 样本选择与数据来源

本研究聚焦于资源型企业,原因是资源型企业是我国工业化进程的主力军,在国民经济中占有重要地位,甚至是地方财税的重要来源。因此,高效激励资源型企业的实质性创新是突破企业发展瓶颈、重塑新型发展模式、推动产业结构升级的重要环节。本文参照国内学者王锋正等^[18]对资源型企业的概念界定,将资源型企业定义为以开发、加工能源与矿产资源为主业,依赖资源的独占获取形成竞争优势,从而实现经营绩效提升的企业。需要明确的是,这类企业在生产过程中存在一定负外部性,即对资源能源消耗和生态环境破坏较大。基于以上定义,参照我国 2012 证监会行业分类标准,选择采矿业(行业代码:B06、B07、B08、B09、B10)和资源加工业(行业代码:C25、C26、C30、C31、C32、C33、D44)等 12 个行业。由于有些企业并未详细披露专利产出、政府补贴等关键变量数据,为保证结论效度,剔除缺失观测数据的企业样本,最终获得 334 家资源型上市企业作为研究对象。观测值时

间跨度为 2012—2018 年,本研究数据结构为平衡面板数据模型。

企业发明专利数据主要来源于国家知识产权局官网。政府补贴、研发投入数据主要通过检索资源型上

市企业披露的年度报告获得,其余有关企业特征、公司治理、财务方面等观测数据均来源于国泰安数据库(CSMAR)和锐思数据库(RESSET),本研究主要采用 Stata15.1 作为实证分析工具。

表 2 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	实质性创新产出	lnpatent	资源型企业发明专利加 1 后对数化处理
	政府补贴强度	lnsub	政府直接补贴金额的自然对数
	政治关联背景	politic	国有资源型企业和高管具备政治关联背景的民营型资源型企业
核心解释变量/门限变量	研发投入	rd	研发支出的金额与营业收入的比值
	经营绩效	profit	企业利润总额与营业收入的比值
	企业规模	lnsize	企业总资产的自然对数
	盈利能力	roa	净利润与总资产余额的比值
	风险水平	lev	(净利润+所得税费用+财务费用)/(净利润+所得税费用)
其余变量	股权集中度	stock	公司当年前十位大股东持股比例的平方和
	股权制衡度	zindex	公司当年第一大股东与第二大股东持股比例之比
	高管薪酬	lnsalary	企业当年前三名高管薪酬总额的对数

2.3 模型构建

(1)基准线性模型。首先,建立一个较为简单的基准模型并在方程中引入补贴强度的二次方项和三次方项,从而明确政府补贴强度与实质性创新产出之间是否存在非线性关系。

$$\ln patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 lnsub_{i,t} + \alpha_2 lnsub^2_{i,t} + \alpha_3 lnsub^3_{i,t} + \alpha_n X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

(1)

lnpatent 代表资源型企业的实质性创新产出,lnsub 即政府补贴强度,X 即为一系列控制变量,ε 为随机误差项。对于模型(1),在进行回归分析时,主要通过 F 检验、LM 检验和 Hausman 检验选择最优估计模型。

(2)动态面板数据模型。地方政府在对企业进行直接财政补贴时,会有一定的考核标准,若考核指标中包含资源型企业过去的创新成果,则政府补贴与实质性创新产出就可能呈现互为因果的现象。为了缓解这种潜在内生性问题,采用动态面板数据模型,引入资源型企业实质性创新产出的滞后一期,模型设定如下:

$$\ln patent_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 \ln patent_{i,t-1} + \beta_2 lnsub_{i,t} + \beta_3 lnsub^2_{i,t} + \beta_4 lnsub^3_{i,t} + \beta_n X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$$

(2)

对于模型(2),通过比较差分 GMM 和系统 GMM 模型估计结果的标准误、扰动项自相关检验、工具变量有效性检验结果,从而选择更有效率的估计模型。

(3)基准门限回归模型。通过对模型(1)和(2)的回归分析,可以基本明确政府补贴强度与实质性创新产出之间的关系结构特征。若二者存在明显非线性关系,则进一步建立门限回归模型寻求补贴强度的最优区间。基本门限回归模型如下:

$$\ln patent_{i,t} = \gamma_1 lnsub_{i,t} I(\sigma_{i,t} \leq \omega) + \gamma_2 lnsub_{i,t} I(\sigma_{i,t} > \omega) + \gamma_n X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t}$$

(3)

模型(3)中,I(.)为指示函数,当括号中的条件满足时,I 值为 1,否则为 0;σ 为门限变量,本文将核心解释

变量政府补贴强度设为门限变量;ω 为门限值,可能存在多个门限值;μ 为个体异质性特征,包含变量中不能被观测或被忽略的因素;X 即为一系列控制变量,ε 为随机误差项。根据 Hansen^[19]的研究,在门限效应分析之前,首先进行面板门限效应的显著性检验以及门限值的真实性检验。在以下门限回归分析中,首先对模型进行 1 000 次自助抽样(bootstrap)。若政府补贴强度的单门限效应存在,则进行双门限效应检验,同时对单门限回检,以此确定门限效应的有效性。之后进行似然比(LR)检验,明确门限值的置信区间,以判定门限值的真实性。最终,根据检验结果设定门限回归模型的具体形式。

对于上述模型,在进行回归分析时都会控制时间虚拟变量(Year)并采用 Robust 调整标准误差。

3 实证结果分析

3.1 关键变量描述性统计

表 3 报告了本研究关键变量统计特征。首先,资源型企业发明专利经过对数化处理后,其均值为 1.841,最小值为 0,最大值为 8.273。上述结果表明,平均意义上,目前资源型企业的实质性创新产出还不太理想,由于其标准误为 1.534,故企业之间的实质性创新水平存在一定差异。其次,政府补贴强度的均值为 13.985,最小值和最大值分别为 0.23.114,标准误差为 5.791,表明政府补贴强度在企业之间也存在明显差异。

3.2 政府补贴强度对实质性创新产出的影响效应分析

(1)基准线性模型回归结果分析。表 4 为基准模型(1)的回归结果,经 F 检验、LM 检验、Hausman 检验,均接受固定效应模型(FE)为最优估计模型。第

(1)、(2)列逐步引入政府补贴强度(*lnsub*)的一次项和二次项,但系数估计结果并不显著,直至第(3)列引入 $lnsub^3$ 后,政府补贴一、二、三次方的系数才达到了1%的显著性水平。回归结果,初步表明,政府补贴与实质性创新产出之间表现为非线性结构特征。

表 3 关键变量描述性统计结果

变量名称	观测值	均值	标准误	最小值	最大值
<i>lnpatient</i>	2338	1.841	1.534	0	8.273
<i>lnsub</i>	2338	13.985	5.791	0	23.114
<i>rd</i> (%)	2338	2.599	2.414	0	29.67
<i>profit</i>	2338	0.067	0.319	-8.429	4.214
<i>lnsize</i>	2338	22.602	1.463	19.523	28.519
<i>roa</i>	2338	0.032	0.071	-1.137	1.192
<i>lev</i>	2338	3.168	49.743	-2.941	42.050
<i>stock</i>	2338	0.163	0.131	0.001	0.764
<i>zindex</i>	2338	13.198	34.387	1	778.166
<i>lnsalary</i>	2338	14.264	0.663	12.125	18.049

表 4 基准线性模型回归结果

变量名称	<i>lnpatient</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>lnsub</i>	0.005 (1.16)	-0.018 (-1.07)	0.206*** (2.74)
$lnsub^2$		-0.001 (1.46)	-0.026*** (-2.90)
$lnsub^3$	—	—	0.0008*** (3.08)
<i>lnsize</i>	0.096 (1.50)	0.081 (1.26)	0.085 (1.32)
<i>roa</i>	0.782** (2.34)	0.785** (2.35)	0.764** (2.30)
<i>lev</i>	-0.0003 (-0.72)	-0.0002 (-0.70)	-0.0002 (-0.70)
<i>stock</i>	-0.005* (-1.83)	-0.005* (-1.85)	-0.006** (-2.11)
<i>zindex</i>	0.0002 (0.29)	0.0002 (0.23)	0.0002 (0.23)
<i>lnsalary</i>	-0.030 (-0.77)	-0.027 (-0.69)	-0.024 (-0.61)
时间虚拟变量	已控制	已控制	已控制
<i>con</i>	0.194 (0.13)	0.479 (0.32)	0.390 (3.26)
R^2	0.1975	0.2228	0.2111
<i>F</i> 统计量	12.75***	12.00***	11.88***
<i>Hausman</i> (<i>FE/RE</i>)	35.44*** (FE)	49.00*** (FE)	46.38*** (FE)
观测值	2338	2338	2338

注:***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平,括号内为 *t* 值或 *z* 值,下同

(2)动态面板数据模型回归结果分析。为了缓解政府补贴与创新产出之间潜在的反向因果关系,采用动态面板数据模型再次明确二者之间的关系结构特征,并采用系统 GMM 模型进行系数估计。结果表明,仅引入 *lnsub* 时,其系数在 1% 的水平上显著为正,即平均意义上,政府补贴激励实质性创新产出的作用显著。

第(2)列在第(1)列的基础上引入 $lnsub^2$,结果表明政府补贴的一次项和二次项系数均达到显著水平,并且 *Wald* 值提升幅度较大,表明引入政府补贴二次方项可以提升整体模型效率。但第(3)列引入 $lnsub^3$ 后,政府补贴系数估计结果变得不显著。表 5(1)、(2)、(3)列中 *AR*(2)检验的 *p* 值都远大于 0.05,即扰动项差分不存在二阶自相关,可以接受扰动项无自相关的原假设。而工具变量的过度识别检验结果表明,*Sargan* 统计量的 *p* 值都大于 0.05(分别为 0.065、0.086、0.162),表明所有工具变量均有效。总的来说,在缓解了可能的反向因果导致的内生性问题后,结果仍然支持政府补贴强度与资源型企业实质性创新产出的非线性关系。由此, H_1 成立。

表 5 动态面板数据模型回归结果

变量名称	<i>lnpatient</i>		
	(1)	(2)	(3)
<i>lnpatient</i> (<i>t</i> -1)	0.428*** (7.39)	0.379*** (5.82)	0.424*** (7.84)
<i>lnsub</i>	0.021*** (2.65)	-0.173* (-1.68)	-0.614 (-1.19)
$lnsub^2$	—	0.010* (1.86)	0.076 (1.20)
$lnsub^3$	—	—	-0.002 (-1.19)
<i>lnsize</i>	-0.244** (-2.22)	-0.299*** (-2.69)	-0.185 (-1.58)
<i>roa</i>	0.518 (1.08)	0.487 (0.80)	0.542 (1.13)
<i>lev</i>	-0.0005*** (-10.16)	-0.0005*** (-19.17)	-0.0005*** (-8.97)
<i>stock</i>	-0.003 (-1.01)	-0.002 (-0.68)	-0.001 (-0.47)
<i>zindex</i>	-0.0006 (-0.49)	-0.0007 (-0.58)	-0.0009 (-0.79)
<i>lnsalary</i>	-0.056 (-0.74)	-0.046 (-0.66)	-0.074 (-0.99)
时间虚拟变量	已控制	已控制	已控制
<i>con</i>	6.901*** (2.72)	8.451*** (3.31)	6.039** (2.30)
<i>Wald</i> 统计量	154.84***	607.15***	279.37***
<i>AR</i> (1)	-8.156*** (0.000)	-8.127*** (0.000)	-6.091*** (0.000)
<i>AR</i> (2)	-0.732 (0.463)	-0.839 (0.401)	-0.346 (0.526)
<i>Sargan</i>	46.536* (0.065)	39.876* (0.086)	33.156 (0.162)
观测值	2338	2338	2338

(3)门限效应模型回归结果分析。前文已经证明政府补贴强度与实质性创新产出的非线性关系。为了验证 H_2 ,进一步采用门限模型尝试测算补贴强度的最优区间。

首先进行门限效应的显著性检验,表 6 结果表明,单门限、双门限检验的 *F* 统计量分别在 1% 和 5% 的水

平上显著,回检后没有发生较大变化。 LR 检验结果显示,第一个门限值为 16.401,其置信区间较窄,置信度较高,第二个门限值为 17.813,其置信区间略宽,但在可接受范围内(见表 7)。因此,门限值的真实性检验通过,根据面板门限效应模型有效性检验结果,最终确定采用双重门限回归模型进行实证分析,模型(4)构建如下:

$$\begin{aligned} \ln patent_{i,t} = & \gamma_1 \ln sub_{i,t} I(\ln sub_{i,t} \leq a_1) + \gamma_2 \\ & \ln sub_{i,t} I(a_1 < \ln sub_{i,t} \leq a_2) + \gamma_3 \ln sub_{i,t} I \\ & (\ln sub_{i,t} \geq a_2) + \gamma_n X_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \end{aligned} \quad (4)$$

表 6 全样本门限效应显著性检验结果

门限模型	F 统计量	临界值		
		1%	5%	10%
单一门限	8.502***	7.308	4.015	3.038
双重门限	5.201**	9.080	4.738	3.100

表 7 全样本门限估计值真实性检验结果

门限值	95%置信区间
16.401	[16.065,16.939]
17.813	[17.227,18.551]

根据门限回归结果(表 8),可以将政府补贴的效用划分为 3 个阶段:阶段一:补贴无效阶段。当补贴强度小于 16.401 时,政府补贴对资源型企业实质性创新产出的影响并不显著,可能原因是当政府补贴强度较小时,无法调动企业创新意愿,对资源型企业实质性创新产出的积极影响不显著。阶段二:激励创新阶段。当政府补贴强度处于(16.401,17.813)区间时,政府补贴对资源型企业实质性创新产出产生明显促进作用,即在该区间内,随着政府补贴强度增大,资源型企业实质性创新产出明显增加。可能原因是,在该区间内,补贴对于缓解企业实质性创新的资金约束、强化企业创新意愿,以及缓解企业对创新风险的后顾之忧有较为明显的积极影响。阶段三:补贴无效阶段。当补贴强度大于 17.813 时,政府补贴对实质性创新产出的影响效应呈现出不显著特征,表明当政府补贴额度过高时,可能诱发企业“寻租”或“套利”行为,并在信息不对称和缺乏有效监督的背景下,增大道德风险,从而不利于实质性创新成果产出。

综合 3 个阶段的实证结果,当政府补贴强度过低(小于 16.401)或过高(大于 17.813)时,政府补贴都处于无效阶段,而只有当补贴强度适度(16.401< $\ln sub$ ≤17.813)时,这一政策工具才能发挥出显著激励效应,促进资源型企业实质性创新产出。

3.3 企业政治关联背景异质性分析

根据前文对政治关联背景的定义,本文将全样本

划分为国有企业、具备政治关联的民营企业、不具备政治关联的民营企业三大子样本,分别建立门限模型进行实证检验。根据门限效应的显著性检验和门限值真实性检验结果(见表 9、10),建立门限回归模型进行实证分析,回归结果见表 11。

表 8 全样本门限效应回归结果

变量名称	lnpatent		
	变量系数	Std_Robust	T 值
$\ln sub \leq 16.4011$	0.001	0.005	0.309
$16.401 < \ln sub \leq 17.813$	0.014***	0.006	2.651
$\ln sub > 17.8132$	0.005	0.006	0.930
$\ln size$	0.081	0.064	1.248
roa	0.845**	0.333	2.533
lev	-0.005*	0.003	-1.870
$stock$	0.000 1	0.000 9	0.157
$zindex$	-0.027	0.039	-0.705
$\ln salary$	-0.000 3	0.000 4	-0.639
时间虚拟变量	已控制		

综合三大子样本回归结果可知:补贴强度的最优区间在不同政治关联背景企业中有较大差异。对于国有企业和具备政治关联的民营资源型企业而言,补贴强度只有分别突破 20.097、20.232,政府补贴这一政策工具才能发挥明显创新激励效应。然而,对于不具备政治关联的民营资源型企业而言,补贴强度只要位于(16.507,17.243)这一适度区间,便可以发挥促进资源型企业实质性创新产出的积极作用。这表明具备政治关联的企业更可能因为“寻租”或“套利”行为,以及符合政府期望的社会责任行为导致资源分散,从而不利于企业创新。因此,只有补贴额度相对较高时,才能弥补企业资源减损,从而促进创新成果产出。由此, H_3 成立。

表 9 分样本门限效应显著性检验结果

企业类型	门限模型	F 统计量	临界值		
			1%	5%	10%
国有企业	单一门限	8.949***	6.611	3.943	2.892
	双重门限	2.087	6.422	3.446	2.517
政治关联	单一门限	9.403***	6.381	3.707	2.645
	双重门限	4.509**	7.259	3.898	2.753
非政治关联	单一门限	4.397**	6.863	3.847	2.869
	双重门限	4.096**	6.609	3.658	2.666

表 10 分样本门限估计值真实性检验结果

企业类型	门限值	95%置信区间
国有企业	20.097	[19.371,20.097]
政治关联	14.949	[10.819,19.752]
	20.232	[19.752,20.328]
非政治关联	16.507	[15.838,16.909]
	17.243	[13.161,19.786]

表 11 政治关联背景下门限效应回归结果

国有企业		Inpatent 政治关联(民营)		非政治关联(民营)	
变量名称	变量系数	变量名称	变量系数	变量名称	变量系数
$lnsub \leq 20.097$	0.006 (0.783)	$lnsub \leq 14.949$	0.024 (1.074)	$lnsub \leq 16.507$	0.008 (0.871)
		$14.949 < lnsub \leq 20.232$	-0.011 (-0.612)	$16.507 < lnsub \leq 17.243$	0.032*** (2.807)
$lnsub > 20.097$	0.039*** (3.119)	$lnsub > 20.232$	0.062** (2.462)	$lnsub > 17.243$	0.016 (1.650)
$lnsize$	-0.036 (-0.321)	$lnsize$	-0.512* (-1.919)	$lnsize$	0.041 (0.327)
roa	1.968 (2.556)	roa	1.364 (0.631)	roa	1.852** (2.221)
lev	-0.002 (-0.458)	lev	0.019* (1.904)	lev	-0.008 (-1.527)
$stock$	0.0005 (0.463)	$stake$	0.004 (0.712)	$stake$	0.0008 (0.779)
$zindex$	-0.043 (-0.684)	$zindex$	0.032 (0.231)	$zindex$	-0.081 (-1.139)
$lnsalary$	-0.0004 (-0.787)	$lnsalary$	-0.008 (-0.273)	$lnsalary$	-0.0003 (-0.736)
时间虚拟变量	已控制	时间虚拟变量	已控制	时间虚拟变量	已控制

3.4 稳健性检验

前文主要利用固定效应模型和动态面板的 GMM 模型进行回归分析,得出了政府补贴强度与实质性创新产出的非线性关系。为了验证这种关系的真实性,建立一个政府补贴与实质性创新关系的简化模型: $lnpatent_{i,t} = d_1 + d_2 lnsub_{i,t}^{d_3} + d_n X_{i,t} + \epsilon_{i,t}$,令 $d_3 = 1$ 作为迭代计算的初始值,利用非线性最小二乘法(NLS)进行系数估计。结果表明,非线性参数 d_3 的 p 值为 0.000,强烈拒绝 $d_3 = 1$ 的原假设,说明非线性模型设定合理,政府补贴强度与资源型实质性创新产出存在非线性关系,具体结果如表 12 所示。

表 12 非线性最小二乘法估计结果

参数	估计值	P 值
d_1	1.316*** (18.55)	0.000
d_2	6.539*** (10.43)	0.000
d_3	3.505*** (8.31)	0.000

此外,替换被解释变量的衡量方式,采用资源型企业当年申请的所有专利中被授权专利数量作为实质性创新代理指标,原因是专利授予过程经过层层审核,因而最终能被授予的专利代表较高的质量水平。同样地,将授予专利数据加 1 后作对数化处理。表 13 为门限效应的显著性检验结果,单一、双重门限效应的 F 统计量分别达到了 1%、5% 的显著性水平,门限值分别为 16.401、17.947,单门限值与前文基本一致,双门限值

略有上浮,经过 LR 检验后,门限估计值的置信区间都在可接受范围之内(见表 14),即通过门限值的真实性检验。据此,建立双重门限模型进行实证检验,表 15 中门限回归结果表明,只有当补贴强度位于(16.401,17.947)区间时,政府补贴这一政策工具才能产生显著的创新激励效应。若补贴强度小于 16.401 或大于 17.947,则政府补贴对实质性创新产出的影响不显著,这与前文实证结果基本一致,表明前文结果可信度较高。

表 13 门限效应显著性检验结果

门限模型	F 统计量	临界值		
		1%	5%	10%
单一门限	7.815***	7.293	3.778	2.583
双重门限	4.321**	7.727	4.041	2.731

表 14 门限估计值真实性检验

门限值	95%置信区间
16.401	[16.064, 16.670]
17.947	[12.702, 19.359]

表 15 门限效应回归结果

变量名称	Inpatent		
	变量系数	Std_Robust	T 值
$lnsub \leq 16.401$	-0.001	0.005	-0.207
$16.401 < lnsub \leq 17.947$	0.011**	0.011	2.088
$lnsub > 17.947$	0.001	0.007	0.266
$lnsize$	-0.010	0.065	-0.157
roa	0.344	0.253	1.357
lev	-0.006**	0.003	-2.291
$stock$	0.0004	0.0008	0.478
$zindex$	-0.009	0.038	-0.243
$lnsalary$	-0.0001	0.0001	-0.512
时间虚拟变量	已控制		

4 实质性创新产出驱动前因与经济后果的机理分析

4.1 政府补贴背景下实质性创新产出的驱动前因分析

基于计划行为理论,企业创新意愿和创新能力强弱直接影响到创新产出,原因是企业创新意愿越强烈,就会越主动加强创新投入^[20],而企业的研发投入行为即是创新意愿和能力的综合体现^[21]。据此,实证检验企业研发投入行为在政府补贴引致实质性创新产出中的作用。驱动前因机理分析分为两个步骤,第一步,探索政府补贴强度对资源型企业研发投入的影响效应;第二步,进一步探析政府补贴背景下,资源型企业研发投入对实质性创新产出的影响效应。

(1) 政府补贴强度对资源型企业研发投入的影响效应。根据面板门限效应的显著性以及门限值真实性检验结果(见表 16、17),最终确定采用双重门限回归模型(模型(5))研究政府补贴对研发投入的影响方式及程度。

$$rd_{i,t} = \rho_1 \lnsub_{i,t} I(\lnsub_{i,t} \leqslant b_1) + \rho_2 \lnsub_{i,t} I(b_1 < \lnsub_{i,t} \leqslant b_2) + \rho_3 \lnsub_{i,t} I(\lnsub_{i,t} \geqslant b_2) + \rho_n X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (5)$$

表 16 补贴强度对研发投入的门限效应显著性检验结果

门限模型	F 统计量	临界值		
		1%	5%	10%
单一门限	10.073 ***	6.774	3.613	2.683
双重门限	2.711 *	6.787	4.206	2.684

表 17 补贴强度对研发投入的门限估计值真实性检验结果

门限值	95%置信区间
12.904	[12.702, 13.644]
18.822	[13.240, 19.359]

门限效应回归结果表明(见表 18),可以把政府补贴对研发投入的影响效应划分为 3 个阶段。但比较 3 个阶段中政府补贴强度的系数估计结果可以发现,其系数都在 1%的水平上显著为正,只是系数大小有所差异,表明在不同补贴强度区间,政府补贴对创新投入的促进作用在程度上并非完全一致。

表 18 补贴强度对研发投入的回归结果分析结果

变量名称	rd		
	变量系数	Std_Robust	T 值
$\lnsub \leqslant 12.904$	0.061 ***	0.017	3.433
$12.904 < \lnsub \leqslant 18.822$	0.019 ***	0.006	3.190
$\lnsub > 18.822$	0.031 ***	0.007	4.260
\lnsize	-0.069	0.092 7	-0.752
roa	-0.845	0.781	-1.080
lev	0.002	0.004	0.567
$stock$	-0.002 **	0.000 8	-2.909
$zindex$	-0.089	0.062	-1.441
\lnsalary	0.000	0.000 1	0.029
时间虚拟变量	已控制		

(2) 政府补贴背景下研发投入对实质性创新产出的影响效应。为了验证政府补贴背景下研发投入活动对实质性创新产出的影响效应,本文将研发投入作为核心解释变量,以政府补贴强度作为门限变量,期望通过门限回归分析,探索在政府补贴的创新激励下,研发投入强度对实质性创新产出的影响效应。根据门限效应有效性检验结果和门限值真实性检验结果(表 19、20),建立双重门限回归模型(模型(6))进行回归分析。

$$\lnpatent_{i,t} = \varphi_1 rd_{i,t} I(\lnsub_{i,t} \leqslant c_1) + \varphi_2 rd_{i,t} I(c_1 < \lnsub_{i,t} \leqslant c_2) + \varphi_3 rd_{i,t} I(\lnsub_{i,t} \geqslant c_2) + \varphi_n X_{i,t} + \mu_i + \epsilon_{i,t} \quad (6)$$

表 19 研发投入对创新产出的门限效应显著性检验结果

门限模型	F 统计量	临界值		
		1%	5%	10%
单一门限	4.918 **	7.837	3.979	2.769
双重门限	5.752 ***	6.100	3.603	2.662

表 20 研发投入对创新产出的门限估计值真实性检验结果

门限值	95%置信区间
16.939	[16.064, 17.257]
18.216	[12.702, 19.359]

回归结果表明(见表 21),只有当补贴强度位于(16.939, 18.216)区间时,研发投入强度对实质性创新产出才能发挥正向促进作用。结合前文补贴强度位于(16.401, 17.813)区间时可以最有效促进实质性创新产出的结论,本文发现,当补贴强度位于(16.939, 17.813)时,政府补贴主要通过提升企业创新意愿和能力,即激励企业加大研发投入强度进而促进实质性创新产出。

表 21 研发投入对实质性创新产出的门限效应回归结果

变量名称	lnpatent		
	变量系数	Std_Robust	T 值
$rd(\lnsub \leqslant 16.939)$	0.008	0.015	0.577
$rd(16.939 < \lnsub \leqslant 18.216)$	0.079 ***	0.024	3.218
$rd(\lnsub > 18.216)$	-0.009	0.033	-0.271
\lnsize	0.096	0.061	1.570
roa	0.801 ***	0.270	2.967
lev	-0.005 *	0.003	-1.739
$stock$	0.000 3	0.000 7	0.429
$zindex$	-0.028	0.038	-0.744
\lnsalary	-0.000 3 *	0.000 2	-1.809
时间虚拟变量	已控制		

4.2 政府补贴背景下实质性创新产出的经济效果分析

为了探索资源型企业实质性创新产出的经济效果,引入资源型企业经营绩效作为被解释变量。首先,以实质性创新产出为核心解释变量,政府补贴为门限变量,进行门限效应显著性检验,但结果表明 F 统计量甚至未达到 10%的显著性水平。因此,建立一般线性模型检验实质性创新产出的经济效果。考虑到经营绩效较好的企业可能对创新活动投入更多资源,为了缓

解这种潜在的反向因果关系,构建动态面板数据模型,引入经营绩效的滞后一期、滞后二期作为解释变量。

回归结果表明,无论是否同时考虑经营绩效的一、二期滞后, *lnpatent*、*rd* 的系数都未能达到统计意义上的显著性水平,但 *lnsub* 系数都在 1% 的水平上显著为正。表 22(1)、(2)列中 AR 检验结果表明,扰动项不存在自相关,*Sargan* 统计量的 *p* 值都大于 0.05,证明所有工具变量均有效。总结实证结果可以发现,政府补贴对资源型企业经营绩效有显著正向促进作用,但企业本身研发投入和实质性创新产出没有促进经营绩效提升,可能原因是创新产出未能被很好地运用于企业生产经营活动中,从而不能实现企业产品附加值提升和营业收入增加,即创新成果经济价值转化程度仍然不高。

表 22 政府补贴背景下实质性创新产出经济效果分析结果

变量名称	Profit	
	(1)	(2)
<i>Profit</i> (<i>t</i> −1)	0.265 (1.07)	0.229 (1.13)
<i>Profit</i> (<i>t</i> −2)	0.154* (1.87)	—
<i>lnpatent</i>	−0.004 (−0.14)	0.000 9 (0.10)
<i>lnsub</i>	0.001*** (2.58)	0.002*** (3.35)
<i>rd</i>	−0.012 (−1.47)	−0.008 (−0.92)
<i>lnsize</i>	0.009*** (3.55)	0.015*** (3.22)
<i>roa</i>	2.176*** (4.65)	2.249*** (6.85)
<i>lev</i>	0.000 1 (−0.92)	0.000 1 (0.17)
<i>stock</i>	0.000 2 (1.15)	0.000 1 (0.83)
<i>zindex</i>	−0.000 6 (−0.30)	0.000 1 (0.05)
<i>lnsalary</i>	−0.002 (−0.37)	−0.003 (−0.63)
时间虚拟变量	已控制	已控制
<i>con</i>	−0.212*** (3.49)	−0.347*** (−3.04)
Wald 统计量	98.64***	104.02***
AR(1)	−1.718* (0.085)	−1.825* (0.068)
AR(2)	0.641 (0.521)	0.892 (0.372)
<i>Sargan</i>	33.065 (0.160)	35.523 (0.100)
观测值	1 670	2 004

5 研究结论与实践启示

5.1 研究结论

本研究以 2012—2018 年我国资源型上市公司相关数据为观测对象,主要利用门限回归模型、动态面板数

据模型等计量方法,实证检验政府补贴强度对资源型企业实质性创新产出的影响效应,并探寻补贴强度的最优区间。在此基础上,厘清在政府补贴背景下,资源型企业实质性创新产出的驱动前因和经济效果。综合全文实证结果,得出如下结论:

(1)整体而言,政府补贴与资源型企业实质性创新产出之间呈现出非线性结构特征,且政府补贴对实质性创新产出的门限效应显著,存在补贴强度的“最优区间”,在本研究中最优补贴强度区间是(16.939,17.813)。原因是综合考虑资源型企业创新投入、产出、价值转化环节,只有当补贴强度位于(16.939,17.813)时,补贴才会发挥明显的创新激励效应,不仅引致资源型企业研发投入行为,更能显著促进实质性创新成果产出。

(2)政府补贴强度对实质性创新产出的门限效应在不同政治关联背景的资源型企业中存在显著差异。相比不具备政治关联的民营企业,国有企业和具备政治关联的民营企业需要更大的补贴强度,才能有效激励其实质性创新产出。

(3)在政府补贴高效促进实质性创新产出的阶段(16.939<*lnsub*<17.813),该政策工具主要是通过提升企业创新意愿和能力,即引致资源型企业加大研发投入强度,从而提升实质性创新成果。然而在政府补贴背景下,创新产出经济效果的实证分析表明,当前资源型企业的实质性创新成果还未能很好地实现经济价值转化。

5.2 实践启示

(1)政府应合理设置补贴强度,基于企业异质性特征,实行补贴的“因企激励”策略。首先,科学合理设计补贴强度的前提是将企业创新视作一个环环相扣的连续过程,综合考虑创新投入、产出和价值转化环节。其次,考虑资源型企业政治关联背景等异质性特征,重视对不具备政治关联民营型企业的补贴。若要有有效发挥补贴的创新激励效应,相比具备政治关联的企业,不具备政治关联的资源型企业所需补贴强度的最小有效阈值更低,但要注意补贴强度的适度区间。

(2)政府应建立资源型企业创新行为甄别机制和监督评估机制。一方面,建立甄别机制后,政府可根据企业创新行为价值、难度、动机细化补贴方式,加大对具有潜在价值、技术含量高的创新项目投入力度,推动资源型企业实质性创新产出,提升企业创新质量。另一方面,对于资源型企业而言,当补贴强度过高时,可能诱发企业寻租行为,反而不利于实质性创新产出。因此政府对受补贴企业进行定期或不定期的监督和评估至关重要。

(3)资源型企业应积极开展实质性创新实践,在创

新过程中应注意两点:第一,高效利用政府直接财政补贴,合理分配创新资源,加强高质量创新项目研发投入,提升企业创新成果质量。第二,资源型企业应重点关注创新成果经济价值转化,因为促进企业竞争优势、经营绩效提升才是企业创新实践的最终目的。

5.3 不足与展望

本文不足主要表现为以下两点:首先,考虑到两个方面的因素,一方面,资源型企业在国民经济中具有重要地位,但目前其传统发展模式严重制约着可持续发展,尤其在自然资源日益枯竭的背景下亟需依靠创新驱动实现企业转型。另一方面,相比其它类型企业,资源型企业本身的非市场化特征,使得其经营绩效或企业价值更易受到政府支持行为的影响。因此,本文研究对象聚焦于我国资源型上市公司,但结论是否可以扩展到其它类型企业有待后续验证。其次,由于篇幅有限,本文仅从企业政治关联异质性视角探索补贴强度最优区间的差异体现,为了全方位明晰政府补贴的有效性边界,补贴的创新激励效果是否受到其它因素影响值得进一步研究。

参考文献:

- [1] HOWELL A. Picking 'winners' in China: do subsidies matter for indigenous innovation and firm productivity[J]. China Economic Review, 2017, 44: 154-165.
- [2] YU F. Government R&D subsidies, political relations and technological SMEs innovation transformation[J]. Business, 2013, 5(3): 104-109.
- [3] 邓超,张恩道,樊步青,等. 政府补贴、股权结构与中小创新型企业经营绩效研究——基于企业异质性特征的实证检验[J]. 中国软科学, 2019, 34(7): 184-192.
- [4] ANTONELLI C, CRESPI F. The "matthew effect" in R&D public subsidies: the Italian evidence [J]. Technological Forecasting & Social Change, 2013, 80(8): 1523-1534.
- [5] MARINO M, STEGHANE L, PARROTTA P, et al. Additonality or crowding-out? an overall evaluation of public R&D subsidy on private R&D expenditure[J]. Research Policy, 2016, 45(9): 1715-1730
- [6] 桂黄宝,李航. 政府补贴、产权性质与战略性新兴产业创新绩效——来自上市挂牌公司微观数据的分析[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(14): 69-75.
- [7] 黎文靖,郑曼妮. 实质性创新还是策略性创新——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J]. 经济研究, 2016, 51(4): 60-73.
- [8] COLOMBO M G, CROCE A, GUERINI M. The effect of public subsidies on firms' investment-cash flow sensitivity: transient or persistent[J]. Research Policy, 2013, 42(9): 1605-1623.
- [9] 夏清华,何丹. 政府研发补贴促进企业创新了吗——信号理论视角的解释[J]. 科技进步与对策, 2019, 36(23): 1-10.
- [10] 王旭,王非. 无米下锅抑或激励不足? 政府补贴、企业绿色创新与高管激励策略选择[J]. 科研管理, 2019, 40(7): 131-139.
- [11] 姚海琳,贾若康. 政府补贴与资源循环利用企业生产率——基于中国上市公司面板门槛效应实证研究[J]. Resources Science, 2018, 40(11): 2280-2295.
- [12] 邵敏,包群. 政府补贴与企业生产率——基于我国工业企业的经验分析[J]. 中国工业经济, 2012, 29(7): 70-82.
- [13] FAN J H, GUAN F, LI Z, YANG Y G. Relationship networks and earnings informativeness: evidence from corruption cases[J]. Journal of Business Finance and Accounting, 2014, 41(7): 831-866.
- [14] ALLEN F, QIAN J, QIAN M. Law, finance, and economic growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1): 57-116.
- [15] TONG T W, HE W, HE Z L, et al. Patent regime shift and firm innovation: evidence from the second amendment to China's patent law[J]. Academy of Management Annual Meeting Proceedings, 2014(1): 14174-14174.
- [16] FACCIO M, MASULIS R W, MCCONNELL J. Political connections and corporate bailouts[J]. Journal of Finance, 2006, 61(6): 2597-2635.
- [17] 王锋正,郭晓川. 环境规制强度对资源型产业绿色技术创新的影响——基于 2003—2011 年面板数据的实证检验[J]. 中国人口·资源与环境, 2015, 25(S1): 143-146.
- [18] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: Estimation, testing, and inference[J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2): 345-368.
- [19] WIKLUND J, SHEPHERD D. Knowledge-based resources, entrepreneurial orientation, and the performance of small and medium-sized businesses[J]. Strategic Management Journal, 2003, 24(13): 1307-1314.
- [20] 丁贺,林新奇,徐洋洋. 基于优势的心理氛围对创新行为的影响机制研究[J]. 南开管理评论, 2018, 21(1): 28-38.

(责任编辑:张悦)