专精特新企业资本结构的地区和行业异质性分析

肖文韬,程紫涵
(中南民族大学 管理学院,湖北 武汉 430074)

摘 要 资本结构是企业全部资金来源中债务资本与权益资本的构成及其比例关系,反映了企业的融资来源构成及风险偏好.在新发展阶段,专精特新(简称SRDI)企业在服务国家战略、促进产业结构转型、维护产业安全及推动企业发展方面均具有非常重要的作用.作为产业升级和技术创新的重要驱动主体,有必要对其资本结构特征及其影响因素进行深入系统研究.文章基于基准回归模型,引入融资约束、地区和行业因素的交互项进行实证检验.研究发现,专精特新企业相较于非专精特新企业更倾向于维持较低的资产负债率.融资约束对专精特新企业的低资产负债率特征有显著的强化作用.融资环境改善会放大专精特新企业低资产负债率的资本结构优势.专精特新企业对资产负债率的负向影响在不同地区存在显著差异,部分地区的效应十分突出.行业异质性分析结果表明:专精特新发展政策在优化资本结构方面具有跨行业的普适性.围绕区域融资环境、金融机构信贷评价体系和企业自身融资决策三个层面提出了相应的对策建议.

关键词 专精特新;资本结构;企业融资约束;政策支持;企业异质性
中图分类号 O212;F276.3 **文献标志码** A **文章编号** 1672-4321(2026)05-0709-12
doi:10.20056/j.cnki.ZNMDZK.20260743

Regional and industrial heterogeneity analysis of capital structure in SRDI enterprises

Xiao Wentao, Cheng Zihan
(College of Management, South-Central Minzu University, Wuhan 430074, Hubei China)

Abstract Capital structure refers to the composition and proportional allocation of debt and equity capital within a firm's total financing structure, reflecting both its financing composition and risk preferences. In the new stage of development, Specialized, Refined, Differential, and Innovational (SRDI) enterprises have become strategically important actors in serving national development strategies, facilitating industrial upgrading, safeguarding industrial security, and promoting firm growth. As critical drivers of industrial upgrading and technological innovation, it is therefore necessary to systematically examine the capital structure characteristics of SRDI enterprises and their underlying determinants. Based on a benchmark regression framework, this study introduces interaction terms involving financing constraints, regional conditions, and industry characteristics to conduct empirical analysis.The results show that SRDI enterprises are more inclined than non-SRDI enterprises to maintain persistently lower leverage ratios. Financing constraints significantly strengthen the low-leverage feature of SRDI firms, while an improved financing environment magnifies their capital structure advantages associated with low leverage. Moreover, the negative effect of SRDI status on leverage ratios displays marked regional disparities, with especially strong effects in certain regions. Industry heterogeneity analysis further suggests that SRDI-oriented development policies exhibit cross-industry consistency and general applicability in optimizing firms' capital structures. Corresponding policy implications from three perspectives are put forward around regional financing environments, credit evaluation frameworks of financial institutions, and firms' own financing decisions.

Keywords SRDI enterprises; capital structure; financing constraints; policy support; corporate heterogeneity

收稿日期 2026-01-06
作者简介 肖文韬(1968-),男,教授,博士,研究方向:创新管理,区域发展管理,E-mail:1198027955@qq.com
基金项目 国家社会科学基金资助项目(23BGL066)

在我国经济由高速增长转向高质量发展的背景下,专精特新企业已成为增强产业链韧性、推动产业结构升级和技术创新的重要主体[1-2].凭借专业化、精细化、特色化与新颖化的竞争优势,这类企业在产业链强链补链和核心技术突破中发挥着不可替代的战略作用[3-4].然而,与这一战略定位相伴随的是高强度、长期性且高度不确定的研发活动[5-6],使企业普遍面临研发不确定性、信息不对称风险及可抵押资产不足等问题,从而提高债务融资成本并导致负债水平偏低[7].从资本结构理论视角看,企业低负债水平是多种经济机制共同作用的结果.权衡理论认为,当企业面临较高财务成本或需保持财务灵活性以应对未来投资机会时,其最优资本结构会倾向于降低杠杆,以避免过度负债带来的约束[8].优序融资理论指出,企业在信息不对称条件下为降低外部融资成本,通常优先使用内源融资,其次选择债务融资和股权融资[9].高成长企业因未来现金流的不确定性较强,往往主动压低杠杆水平[10].无形资产占比较高的企业抵押价值有限,债务融资能力受限,更依赖内部资金和权益资本[11].在中国特有的制度环境下,政策导向促使专精特新企业倾向于保持较低的资产负债率.《优质中小企业梯度培育管理暂行办法》将资产负债率等财务稳健性指标纳入专精特新企业认定与评价体系,使低资产负债率成为企业获取政策资质和持续支持的重要约束.同时,资本市场制度改革为低负债选择提供了现实支撑.北京证券交易所的设立,旨在为创新型中小企业提供更契合其成长阶段与风险特征的股权融资平台[12].北交所通过相对包容的上市标准、灵活的股权激励机制以及多元化融资工具,拓宽了专精特新企业的直接融资渠道[13].实证研究发现,精选层企业上市后资产负债率明显下降,募集资金主要用于扩大投资及提升生产效率[14].

低资产负债率的形成及维持并非在所有情境下均以相同强度发挥作用,其受到融资约束、地区制度环境及行业属性等多重因素调节.融资约束是制约中国企业发展的重要瓶颈[15],其强度直接影响企业对债务融资的偏好与顺序,约束越强,企业越依赖内部资金,资产负债率相应下降[16-17].地区制度环境差异也影响着资本结构决策,东部地区金融资源集中、制度环境完善,有助于提升融资可得性,而"东密西疏、南多北少"的空间集聚特征及中心城市偏向,也强化了资本结构的区域异质性[18-21].行业属性方面,高研发投入等高科技特征通常与低资产负债率显著相关[22],知识密集型企业因人力资本占比高、可抵押资产有限,更倾向于依赖股权融资和内部积累[23-24],研发效率的提升亦有助于降低对债务融资的依赖[25].

专精特新企业作为高风险、高成长且以持续创新为导向的中小企业,其低资产负债率究竟源于外部金融摩擦下的被动融资约束,还是反映企业自身战略决策的主动资本结构选择?现有研究主要从政策外部驱动及微观融资响应两个维度进行考察.在制度环境层面,政府通过供给型和环境型政策改善营商环境,有效缓解了民营中小企业的资源困境[26];北京证券交易所等资本市场制度的完善为企业提供了长效发展路径[27].在融资效应方面,政策信号提升了企业中长期贷款的可得性[28];同时,科技金融试点政策[29]及数据资产化手段[30]通过优化资源配置和增强流动性,多维拓宽了企业的融资渠道并缓解了融资约束.在微观层面,即便外部金融供给持续增强[31],企业资本结构仍反映其内在决策逻辑.由于研发活动高度不确定且短期绩效提升存在滞后,企业往往采取稳健的财务战略以对冲成本压力并储备财务韧性[32].现有研究虽充分揭示专精特新政策对企业融资环境及创新行为的积极作用,但多将企业低负债结构视为外部融资摩擦或信贷歧视下的被动结果,尚未充分检验创新型企业偏好低负债率的内在原因,且较少将中国制度环境、空间结构及行业属性等因素纳入统一分析框架.

本文以2015—2024年A股上市公司为样本,采用Mundlak Hybrid Model进行实证分析.该方法通过在回归中同时引入时间变动变量及企业均值,以有效控制不可观测的个体异质性和企业间长期差异,从而稳健地识别资本结构选择的决定性因素.在此基础上进一步检验融资约束、地区制度环境和行业特性对资本结构选择的调节作用及异质性影响.本文的主要贡献在于:第一,在研究视角上,将低资产负债率从单一的"融资约束结果"拓展为"主动资本结构选择",丰富了优序融资理论在创新型企业情境下的解释力.第二,基于Mundlak Hybrid Model控制企业间长期差异与不可观测异质性,系统考察融资约束、地区环境及行业特性对资本结构的调节效应和异质性影响,拓展了分析框架.第三,研究结果表明,单纯扩大债务融资供给未必符合专精特新企业的真实融资偏好,这一结论为完善多层次资本市场体系和实施差异化金融支持政策提供了实证依据.

1　理论分析与研究假设

权衡理论认为,企业的最优资本结构由债务税盾收益与预期财务困境成本之间的权衡决定.对于专精特新企业而言,其技术密集型和研发导向型特征放大了债务融资所隐含的财务困境成本.一方面,专精特新企业多处于产业链关键环节,其资产结构以研发人员、专利技术和专用知识为主,这类软资产普遍缺乏可抵押性,一旦企业陷入财务危机,其清算价值偏低[33].另一方面,创新活动具有高度的路径依赖和不可逆性,债务违约所引发的资金链断裂,可能直接导致研发项目中止、技术积累中断以及核心研发团队流失,使前期投入难以回收[34].为了对冲创新周期的波动性,企业倾向于主动储备“债务容量”,以保证在研发攻关期具备充足的资源动员能力[35-36].由此,本文提出以下假设:

(H1):专精特新身份对企业资产负债率具有显著的抑制作用.

在融资约束较强的环境下,专精特新企业往往处于“生存型融资”状态,其资本结构主要受限于外部资金可得性,而难以实现最优杠杆[37].根据优序融资理论,由于信息不对称和研发资产专用性,企业倾向先使用内部资金,传统银行债务不仅成本高,还可能附带限制性条款,限制企业创新活动.随着多层次资本市场的完善,尤其是北交所和新三板精选层的推出,专精特新企业获得了更多高质量、包容性强的股权资本和政策性奖励资金,使企业在外部融资条件改善后能够以非刚性资金替代刚性债务[38].依据代理理论,企业管理者追求财务自主性,以避免债权人对研发决策的干预.因此,在融资约束缓解后,企业不仅有能力降低负债,还具备主动选择低负债的动机,以保障研发连续性和创新自主性.由此,本文提出以下假设:

(H2):融资约束的缓解强化了专精特新企业低资产负债率的特征.

地区制度环境直接塑造了金融资源的配置效率.在金融发展水平较高、法治环境完善的地区,信息不对称程度较低,金融机构能更精准地识别专精特新企业的潜在价值[39].对于专精特新企业而言,良好的制度环境不仅降低了外部融资成本,也强化了其“高质量发展主体”的身份认同,使企业在实施低资产负债率策略时面临的外部约束更小.相反,在制度环境薄弱的地区,政策信号可能被市场摩擦稀释,金融机构更依赖传统抵押与规模指标,迫使企业在融资结构上做出妥协.因此,地区制度环境在一定程度上影响了专精特新企业低杠杆偏好能否有效转化为实际的资本结构选择[40].由此,本文提出以下假设:

(H3):地区制度环境对专精特新企业资本结构具有调节作用.

尽管不同行业在资产结构、技术路径与经营风险方面存在差异,但国家层面的专精特新发展政策具有高度统一性.专精特新认定标准强调高研发强度、核心技术自主可控与细分领域领先,这些要求本质上是跨行业的创新质量约束,而非行业特定规则[41].在统一的政策导向与评价体系下,不同行业的专精特新企业发展目标趋同.政策信号通过影响企业战略定位与风险认知,引导其在资本结构决策向“低杠杆、稳健化”方向靠拢.行业特征仅决定负债的绝对水平,而不改变专精特新身份对杠杆率调节的边际方向.由此,本文提出以下假设:

(H4):专精特新身份对资本结构的影响具有跨行业的一致性.

2　数据与方法

2.1　样本选择与数据收集

本文以 2015—2024 年我国 A 股上市公司为研究样本.其中被认定为专精特新企业的上市公司构成研究组,其他非专精特新上市公司构成对照组.数据来源于国泰安(CSMAR)数据库.为提高样本代表性与数据可靠性,剔除 ST 及*ST 公司、极端异常值、金融行业企业,并对缺失值采用中位数插补法处理.地区划分参考国家统计局标准,将企业注册地分为东部(记为 1)、中部(记为 2)、西部(记为 3)及东北部(记为 4).行业划分参考我国上市公司协会标准,并结合样本行业特征,将企业归为资源与能源、制造与加工、信息与技术、消费与服务四类(分别记为 1—4).数据整理与实证分析使用 Excel 和 Stata 18 软件完成.

2.2　模型的设定及变量定义

2.2.1　变量定义

本文的变量设定在遵循既有文献惯例的基础上[42-43],结合研究问题的特点进行选择.被解释变量为资产负债率(LEV),衡量企业杠杆水平及财务风险,反映企业对债务融资的依赖程度.核心解释变

量为专精特新企业(SRDI),为二元虚拟变量:企业被认定为专精特新企业则取值为1,否则取值为0,用以识别企业是否具备该特征.在控制变量方面,本文引入企业规模(Size)、净资产收益率(ROE)、董事会规模(BSize)、有形资产比率(TANG)、营业收入增长率(Growth)和融资约束(SA).其中,企业规模与融资能力、信息透明度及风险承受力相关;净资产收益率反映盈利水平,高盈利企业更倾向于内源融资;董事会规模反映公司治理特征,并通过决策效率与风险偏好影响资本结构;有形资产比率衡量企业资产可抵押性,对企业债务融资行为具有约束作用;营业收入增长率反映企业成长性,高成长企业通常面临更大的资金需求和更高不确定性,其融资结构选择需要在外部融资可得性与财务稳健性之间权衡;融资约束反映企业面临的外部融资障碍,直接影响其资本结构选择.各变量定义及衡量方式见表1.融资约束指标采用Hadlock和Pierce提出的SA指数[44],计算公式为:$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age$,该指标计算简单、可靠,无明显内生性问题,且衡量误差较小,本文对其取绝对值进行处理,SA指数绝对值越大,说明企业受到的融资约束越严重[45].

表1 主要变量描述及定义

Tab. 1 Description and definition of major variables

	变量名称	变量符号	测量方法或说明
被解释变量	资产负债率	LEV	总负债/总资产
核心解释变量	专精特新企业	SRDI	二元虚拟变量
控制变量	企业规模	Size	总资产的自然对数
	净资产收益率	ROE	净利润/净资产
	董事会规模	BSize	董事会成员数量
	有形资产比率	TANG	有形资产/总资产
	营业收入增长率	Growth	本年营业收入/上年营业收入-1
调节变量	融资约束	SA	SA指数衡量

2.2.2 模型设定与计量方法

基于企业面板数据,本文采用Mundlak Hybrid Model[46]对专精特新企业的资本结构特征进行实证分析.该模型在随机效应框架中引入解释变量的企业层面时间均值项,以控制不可观测的时间不变个体异质性,从而缓解传统随机效应模型的内生性问题,使随机效应估计在一定条件下具备固定效应的因果识别能力[47].与固定效应模型相比,Mundlak Hybrid Model的优势在于既能识别时间变化变量的效应,又能估计时间不变变量的影响,并具备稳健的理论与计量基础[48-50].因此,采用该模型可控制个体异质性与潜在内生性问题,并准确比较专精特新企业与非专精特新企业的资本结构特征.

首先进行基础效应分析,考察专精特新企业与非专精特新企业在资产负债率上的差异.在模型中同时纳入控制变量的当期值及其企业层面时间均值,以区分企业内部的短期变动效应与企业间的长期差异,并控制年度固定效应.基准模型设定如下:

$$\mathrm{mean}_i(X) = \overline{X_i} = \frac{1}{T_i}\sum_{t=1}^{T_i} X_{it}, \tag{1}$$

$$\mathrm{LEV}_{it} = \alpha + \beta \mathrm{SRDI}_i + \gamma \mathrm{Controls}_{it} + \delta \mathrm{mean_Controls}_i + \mu_t + \epsilon_{it}. \tag{2}$$

随后进行调节效应分析,考察融资约束对专精特新企业与非专精特新企业资产负债率的调节作用,在基准模型基础上引入融资约束变量及其与专精特新属性的交互项,同时保留控制变量及其企业均值项,并控制年度固定效应.模型设定如下:

$$\mathrm{LEV}_{it} = \alpha + \beta_1 \mathrm{SRDI}_i + \beta_2 \mathrm{SA}_{it} + \beta_3 (\mathrm{SRDI}_i \times \mathrm{SA}_{it}) + \gamma \mathrm{Controls}_{it} + \delta \mathrm{mean_Controls}_i + \mu_t + \epsilon_{it}. \tag{3}$$

进一步分析地区与行业异质性,在基准模型框架下加入企业类型与地区、行业分类变量的交互项,同时保留控制变量及其企业均值项,并控制年度固定效应.以分析专精特新企业与非专精特新企业在不同制度环境及行业条件下的资本结构差异.模型设定如下:

$$\mathrm{LEV}_{it} = \alpha + \beta_1 \mathrm{SRDI}_i + \beta_2 \mathrm{Region}_i + \beta_3 (\mathrm{SRDI}_i \times \mathrm{Region}_i) + \gamma \mathrm{Controls}_{it} + \delta \mathrm{mean_Controls}_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \tag{4}$$

$$\mathrm{LEV}_{it} = \alpha + \beta_1 \mathrm{SRDI}_i + \beta_2 \mathrm{Industry}_i + \beta_3 (\mathrm{SRDI}_i \times \mathrm{Industry}_i) + \gamma \mathrm{Controls}_{it} + \delta \mathrm{mean_Controls}_i + \mu_t + \epsilon_{it}, \tag{5}$$

其中,LEV_{it}表示企业i在年份t的企业资产负债率;$SRDI_i$为专精特新企业虚拟变量;$Controls_{it}$表示原始控制变量;$mean_Controls_i$为连续控制变量的企业层面时间均值;SA_{it}表示融资约束;$Region_i$与$Industry_i$分别表示地区和行业分类变量;μ_t表示年度固定效应;ϵ_{it}为随机误差项.

3　实证分析

3.1　描述性统计

从表2的描述性统计结果可见,样本企业资产负债率(LEV)的均值为0.409,标准差为0.207,显示企业在资产负债率水平上存在较大差异.企业规模(Size)和董事会规模(BSize)的均值分别为22.265和8.295,表明样本企业整体规模较大,治理结构较为完善.盈利能力(ROE)均值接近0且标准差较大,反映样本企业经营绩效存在显著异质性.有形资产比率(TANG)的均值为0.928,表明样本企业具备抵押资产的基础.营业收入增长率(Growth)均值为0.318,显示样本企业整体处于成长期,但标准差较大,说明企业成长能力存在明显差异.融资约束指标(SA)均值为3.904,表明样本企业普遍面临外部融资约束.表3的T检验结果显示,专精特新企业的负债水平低于非专精特新企业,两类企业在资产负债率上存在系统性差异.

表2　描述性统计

Tab. 2　Descriptive statistics of variables

变量名	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
Size	37,748	22.265	1.339	15.979	28.791
BSize	37,707	8.295	1.623	0.000	18.000
ROE	37,577	−0.001	1.641	−235.096	64.056
TANG	37,748	0.928	0.091	0.062	1.000
LEV	37,748	0.409	0.207	0.055	0.936
Growth	37,748	0.318	0.834	−0.723	5.692
SA	37,748	3.904	0.280	2.074	5.863

表3　专精特新与非专精特新企业资产负债率的均值差异检验(T检验)

Tab. 3　T-Test for differences in leverage between SRDI and Non-SRDI enterprises

组别	样本量	均值	标准差	均值差异(0-1)
0	26,255	0.445	0.207	
1	11,493	0.327	0.181	
差异				0.119***

注:*** 为1%的显著性水平.

为进一步分析专精特新企业与非专精特新企业在资本结构上的差异,本文采用核密度估计法分析两类企业资产负债率的分布特征(图1).结果显示,两类企业在资产负债率分布上存在明显差异.非专精特新企业(SRDI=0)的资产负债率主要集中在0.3~0.6区间,分布较为平坦且尾部较长,部分企业资产负债率较高.专精特新企业(SRDI=1)的资产负债率集中在0.1~0.4区间,分布明显偏左,高资产负债率的企业占比低,整体资产负债率较低且分布相对集中.核密度分布结果与T检验结果高度一致.

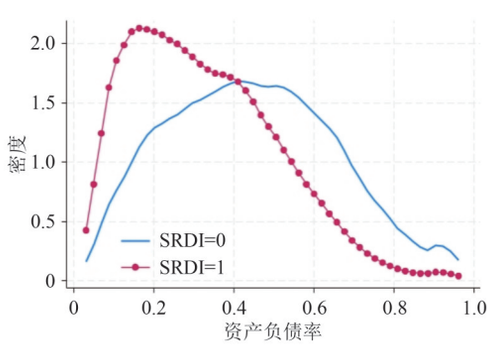


图1　专精特新与非专精特新企业资产负债率的分布密度

Fig. 1　Distribution density of leverage for SRDI and Non-SRDI enterprises

3.2　相关性分析与多重共线性检验

为检验主要变量之间的相关关系,本文对样本企业的核心解释变量与关键控制变量进行了皮尔逊相关性分析及方差膨胀因子(VIF)检验.相关性分析结果(表4)显示,各变量相关系数绝对值均低于0.4,表明不存在严重多重共线性.具体而言,核心解释变量SRDI与企业规模(Size)和董事会规模(BSize)显著负相关,支持“小而精”特征;同时与融资约束指数(SA)、有形资产比率(TANG)及盈利能

表4 相关性分析

Tab. 4 Correlation analysis

变量名	Size	BSize	ROE	TANG	Growth	SA	SRDI
Size	1.000						
BSize	0.282***	1.000					
ROE	0.014***	0.004	1.000				
TANG	−0.057***	−0.024***	0.002	1.000			
Growth	−0.022***	0.010*	0.008	0.008	1.000		
SA	−0.012**	0.042***	−0.016***	−0.022***	−0.003	1.000	
SRDI	−0.384***	−0.170***	0.014***	0.045***	−0.009*	−0.138***	1.000

注:***、**、*分别为1%、5%、10%的显著性水平.

力(ROE)呈显著正相关.其他控制变量间相关性普遍较低.表5显示各变量VIF值均低于1.3,远低于临界值10,结果与相关性分析一致.

表5 方差膨胀因子

Tab. 5 Variance inflation factor

变量名	Size	BSize	ROE	TANG	Growth	SA	SRDI
VIF	1.260	1.090	1.000	1.000	1.000	1.030	1.210
1/VIF	0.795	0.914	0.999	0.996	0.999	0.974	0.826

3.3 基准回归结果分析

为分析专精特新企业(SRDI)对资产负债率(LEV)的影响,并检验企业规模、盈利能力、董事会规模等控制变量的作用,本文采用Mundlak Hybrid Model进行实证估计.所有回归均控制企业个体效应,其中回归(3)和回归(4)进一步纳入年份固定效应,回归结果见表6.在回归(1)中,SRDI的系数为−0.114,在1%显著性水平上显著,表明专精特新企业的资产负债率显著低于非专精特新企业.在逐步加入控制变量及年份固定效应后(回归(2)—(4)),SRDI的估计系数稳定在−0.031至−0.035之间,始终在1%水平上显著,说明专精特新身份对企业资产负债率有稳健的负向影响.这一结果支持了本文提出的假设1.从控制变量来看,企业规模(Size)对资产负债率呈显著正向影响,表明规模较大的企业更容易通过外部融资维持较高的资产负债率;董事会规模(BSize)在年度内变动层面显著抑制企业资产负债率,反映公司治理结构强化有助于约束过度负债行为;盈利能力(ROE)对资产负债率呈弱显著负向作用,表明盈利能力提升在一定程度上降低了企业对外部债务融资的依赖;有形资产比率(TANG)在组内维度上呈显著正向影响,说明企业当期固定资产扩张通常伴随融资需求增加,从而推动资产负债率提高.企业成长性(Growth)在部分模型中呈现弱显著,表明短期收入增长波动对资本结构选择的影响有限.此外,控制变量的年度变动项与其企业均值项在部分情形下呈现不同估计方向,表明企业资产负债率对短期经营波动与长期企业特征的响应存在差异,企业的资本结构不仅受短期融资需求

表6 专精特新企业与非专精特新企业资产负债率差异的回归结果

Tab. 6 Regression results on leverage differences between SRDI and Non-SRDI enterprises

变量名	LEV			
	回归(1)	回归(2)	回归(3)	回归(4)
SRDI	−0.114***	−0.031***	−0.031***	−0.035***
	(0.005)	(0.005)	(0.005)	(0.006)
Size		0.082***	0.079***	0.077***
		(0.003)	(0.005)	(0.003)
BSize		−0.005***	−0.004***	−0.003***
		(0.001)	(0.001)	(0.001)
ROE		−0.005*	−0.005*	−0.006*
		(0.003)	(0.003)	(0.003)
TANG		0.161***	0.149***	0.119***
		(0.027)	(0.027)	(0.024)
Growth		0.001	0.001	0.002*
		(0.001)	(0.001)	(0.001)
mean_Size		−0.010**	−0.007	
		(0.004)	(0.005)	
mean_BSize		0.006***	0.005***	
		(0.002)	(0.002)	
mean_ROE		−0.050***	−0.050***	
		(0.011)	(0.011)	
mean_TANG		−0.233***	−0.226***	
		(0.042)	(0.042)	
mean_Growth		0.020***	0.020***	
		(0.004)	(0.004)	
Year	NO	NO	YES	YES
Constant	0.423***	−1.151***	−1.145***	−1.377***
	(0.003)	(0.057)	(0.057)	(0.070)
Observations	37748	37536	37536	37536
R-squared	0.070	0.271	0.271	0.242

注:括号中的数值为标准误;***、**、*分别为1%、5%、10%的显著性水平,下同.

影响,也受长期战略和结构性特征约束.

3.4　融资约束的调节作用

表7展示了融资约束(SA)对专精特新企业资本结构的调节效应.结果显示,融资约束显著影响专精特新身份对资产负债率的作用.交互项系数为0.094,且在1%的水平上显著,表明随着融资约束加剧(SA指数增大),专精特新身份对资产负债率的负向影响明显减弱.在外部融资环境宽松(SA指数变小)时,专精特新企业的资产负债率显著低于非专精特新企业,说明企业在具备融资能力的情况下,倾向于主动降低杠杆水平,以维持财务稳健性并匹配其轻资产、研发导向的经营特征;而当外部融资约束加剧(SA指数增大)时,企业可获得的融资空间受限,其主动调整资本结构的能力受到抑制,导致专精特新企业与非专精特新企业之间的资产负债率差异逐渐缩小.上述结果支持假设2成立.

表7　融资约束对专精特新与非专精特新企业资产负债率差异的调节效应

Tab. 7　Moderating effect of financing constraints on leverage differences between SRDI and Non-SRDI enterprises

变量名	LEV
SRDI=1	−0.386***(0.075)
SA	0.183***(0.044)
SRDI=1×SA	0.094***(0.019)
Size	0.077***(0.005)
BSize	−0.004***(0.001)
ROE	−0.005*(0.003)
TANG	0.163***(0.028)
Growth	0.001(0.001)
mean_Size	−0.007(0.006)
mean_BSize	0.004**(0.002)
mean_ROE	−0.047***(0.011)
mean_TANG	−0.192***(0.042)
mean_Growth	0.019***(0.004)
mean_SA	−0.158***(0.044)
Year	YES
Constant	−1.177***
Observations	37536
R-squared	0.277

为直观展示融资约束的调节作用,图2绘制了不同融资约束水平下两类企业的预测资产负债率.结果显示,随着融资约束由低向高变化,专精特新企业与非专精特新企业之间的负债率差距不断减小,且在高融资约束区间出现反转.这表明,在融资受限情形下,专精特新企业由于研发投入的刚性,难以通过快速压缩投资或经营规模来降低负债水平,因此可能更多依赖现有债务以维持研发活动的连续性.综合来看,专精特新企业较低的资产负债率并非单纯由外部融资受限的被动结果,而是在融资条件改善时主动优化资本结构的表现.这一现象可从资本结构优化行为与创新驱动机制两方面理解.首先,专精特新企业研发密集、技术积累要求高,在融资约束减轻的情况下,企业倾向主动降低负债,以增强财务灵活性并为潜在投资机会预留资金.其次,较低的负债率为企业优先投入创新活动提供条件,避免过高杠杆对研发支出的“挤出效应”,从而支撑其长期竞争力.

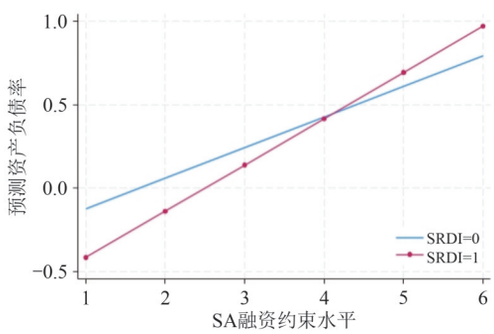


图2　融资约束的调节效应图

Fig. 2　Moderating effect of financing constraints

3.5　地区异质性分析

表8和表9分别展示了按地区分组的回归结果以及SRDI与地区虚拟变量的交互项回归结果.分组回归结果(表8)显示,专精特新身份对企业资产负债率的抑制作用存在明显地区差异:中部(区域2)降低资产负债率的效应最强,回归系数为−0.065,且在1%的水平上显著;东部(区域1)系数为−0.026,同样在1%的水平上显著,显示稳健的负向影响;西部(区域3)系数为−0.030,仅在10%的水平上显著,效应减弱;东北部(区域4)系数为−0.009,且不具有统计显著性,表明专精特新身份在该地区对资产负债率的影响不明显.

表9的交互项回归进一步验证了上述差异的统计显著性.以东部地区为基准,中部(区域2)的交互项系数为−0.041,并在5%的水平上显著.表明中部地区专精特新企业在降低资产负债率的边际效应显著高于东部地区.西部和东北部的交互项系数均不显著,说明其与东部地区的差异未达到统计显著水平.为直观地展示专精特新身份对企业资产负债率影响在不同地区之间的差异,本文进一步绘制了地区异质性的调节效应图(图3).中部地区专精特新效应更显著的原因包括:其一,政策支持的边际效用更高,中部地区非专精特新企业普遍面临更强

表8 不同地区专精特新与非专精特新企业资产负债率差异的分组回归结果

Tab. 8 Grouped regression results of leverage differences between SRDI and Non-SRDI enterprises across regions

变量名	LEV			
	区域1	区域2	区域3	区域4
SRDI=1	−0.026***	−0.065***	−0.030*	−0.009
	(0.006)	(0.015)	(0.015)	(0.031)
Size	0.080***	0.077***	0.081***	0.092***
	(0.006)	(0.010)	(0.015)	(0.022)
BSize	−0.004***	−0.007*	−0.002	−0.003
	(0.001)	(0.004)	(0.003)	(0.005)
ROE	−0.012***	−0.019***	−0.009***	−0.001
	(0.003)	(0.007)	(0.002)	(0.000)
TANG	0.148***	0.172***	0.044	0.207*
	(0.033)	(0.058)	(0.086)	(0.121)
Growth	0.003*	0.003	−0.002	−0.001
	(0.002)	(0.002)	(0.003)	(0.005)
mean_Size	−0.006	−0.008	−0.012	−0.016
	(0.006)	(0.013)	(0.017)	(0.026)
mean_BSize	0.004	0.009	0.006	0.016
	(0.002)	(0.006)	(0.006)	(0.011)
mean_ROE	−0.068***	−0.028	−0.056***	−0.028***
	(0.016)	(0.024)	(0.014)	(0.007)
mean_TANG	−0.211***	-0.231***	−0.163	−0.542**
	(0.053)	(0.085)	(0.123)	(0.221)
mean_Growth	0.021***	0.004	0.024**	0.035*
	(0.006)	(0.010)	(0.011)	(0.019)
Year	YES	YES	YES	YES
Constant	−1.170***	−1.051***	−0.994***	−1.078***
	(0.068)	(0.165)	(0.174)	(0.336)
Observations	26614	5002	4561	1359
R-squared	0.279	0.293	0.261	0.253

的融资约束,专精特新身份带来的政策倾斜和融资便利对资本结构优化的边际效应更大;其二,区域发展战略驱动,中部地区正处于产业转型升级的关键期,对专精特新企业的战略性支持力度更强,有助于引导企业采取更稳健的财务策略.东部地区专精特新效应显著但幅度低于中部地区,原因包括:一是东部地区金融市场成熟、融资渠道多元,非专精特新企业也能获得较充分融资,专精特新身份带来的边际优势有限;二是市场竞争激烈,政策支持的边际效应被稀释.西部地区专精特新效应较弱,主要受经济基础薄弱、金融发展不足及政策传导效率低等因素制约.东北部地区效应不显著,与其以国有经济为主的产业结构特征密切相关,企业普遍存在债务刚性较强、历史负担较重等问题,从而削弱了专精特新发展政策对资本结构调整的影响.上

表9 地区异质性的交互项回归结果

Tab. 9 Interaction regression results for regional heterogeneity

变量名	LEV
SRDI=1	−0.025***(0.006)
SRDI=1×Region=2	−0.041**(0.017)
SRDI=1×Region=3	−0.003(0.016)
SRDI=1×Region=4	0.012(0.033)
Size	0.079***(0.005)
BSize	−0.004***(0.001)
ROE	−0.005*(0.003)
TANG	0.149***(0.027)
Growth	0.001(0.001)
mean_Size	−0.007(0.005)
mean_BSize	0.005**(0.002)
mean_ROE	−0.049***(0.011)
mean_TANG	−0.219***(0.042)
mean_Growth	0.020***(0.004)
Year	YES
Constant	−1.150***(0.057)
Observations	37536
R-squared	0.273

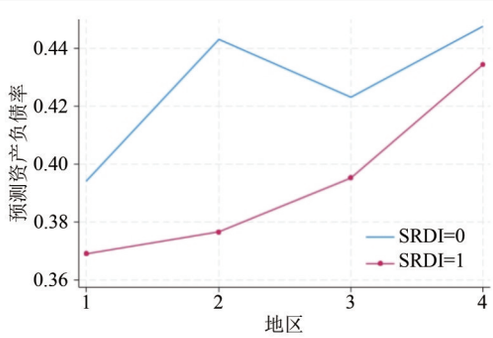


图3 地区异质性的调节效应图

Fig. 3 Moderating effect of regional heterogeneity

述结果支持假设3成立.

3.6 行业异质性分析

表10和表11分别展示了按行业分组的回归结果及SRDI与行业虚拟变量的交互项回归结果,用于检验专精特新身份对资产负债率(LEV)的行业异质性.行业划分为资源与能源(行业1)、制造与加工(行业2,基准组)、信息与技术(行业3)和消费与服务(行业4).行业分组回归显示,专精特新企业在轻资产、技术密集型行业的资产负债率显著低于非专精特新企业,行业固有特性对企业资产负债率有基础性影响.其中,制造与加工行业(行业2)与信息与技术行业(行业3)的系数分别为−0.021和−0.040,均在1%的水平上显著;消费与服务行业(行业4)的系数−0.046,在5%的水平上显著;资源与能源行业(行

表10　不同行业专精特新与非专精特新企业资产负债率差异的分组回归结果

Tab. 10　Grouped regression results of leverage differences between SRDI and Non-SRDI enterprises across industries

变量名	LEV			
	行业1	行业2	行业3	行业4
SRDI=1	−0.029	−0.021***	−0.040***	−0.046**
	(0.030)	(0.006)	(0.015)	(0.019)
Size	0.106***	0.085***	0.020	0.083***
	(0.022)	(0.005)	(0.018)	(0.012)
BSize	0.006	−0.004**	−0.011***	−0.007**
	(0.004)	(0.002)	(0.004)	(0.003)
ROE	−0.001	−0.013***	−0.007***	−0.009
	(0.001)	(0.003)	(0.002)	(0.007)
TANG	−0.009	0.095***	0.213***	0.139**
	(0.107)	(0.034)	(0.063)	(0.061)
Growth	0.003	0.001	0.001	0.001
	(0.004)	(0.002)	(0.005)	(0.002)
mean_Size	−0.065***	−0.010*	0.016	−0.019
	(0.022)	(0.006)	(0.020)	(0.013)
mean_BSize	0.006	0.004*	0.027***	−0.005
	(0.006)	(0.002)	(0.007)	(0.005)
mean_ROE	−0.025***	−0.066***	−0.055***	−0.031*
	(0.006)	(0.022)	(0.012)	(0.017)
mean_TANG	0.194	−0.189***	−0.332***	−0.165**
	(0.139)	(0.058)	(0.120)	(0.076)
mean_Growth	0.023*	0.024***	0.005	0.022**
	(0.013)	(0.007)	(0.009)	(0.009)
Year	YES	YES	YES	YES
Constant	−0.744***	−1.175***	−0.525**	−0.829***
	(0.177)	(0.074)	(0.218)	(0.120)
Observations	2299	26108	3532	5597
R-squared	0.223	0.276	0.134	0.246

业1)系数为−0.029,但未通过显著性检验.

交互项回归结果(表11)显示,各行业交互项系数在统计上不显著,表明相对于基准行业,专精特新身份对企业资产负债率的影响强度在不同行业间并未呈现显著差异.该结果在统计上支持了政策效应的行业普适性,即专精特新身份对企业降低资产负债率的边际效应在各行业间基本一致.为直观地展示专精特新身份对企业资产负债率影响在不同行业之间的差异,本文进一步绘制了行业异质性的调节效应图(图4).针对资源与能源行业(行业1)分组回归不显著的情形,结合行业结构分析,该行业中国企占比高达64.57%,民企占比为35.43%,呈现出较高

表11　行业异质性的交互项回归结果

Tab. 11　Interaction regression results of industry heterogeneity

变量名	LEV
SRDI=1	−0.027***(0.006)
SRDI=1×Industry=1	0.015(0.025)
SRDI=1×Industry=3	0.008(0.017)
SRDI=1×Industry=4	−0.033(0.020)
Size	0.079***(0.005)
BSize	−0.004***(0.001)
ROE	−0.005*(0.003)
TANG	0.149***(0.027)
Growth	0.001(0.001)
mean_Size	−0.009*(0.005)
mean_BSize	0.005**(0.002)
mean_ROE	−0.050***(0.011)
mean_TANG	−0.216***(0.042)
mean_Growth	0.021***(0.005)
Year	YES
Constant	−1.105***(0.058)
Observations	37536
R-squared	0.281

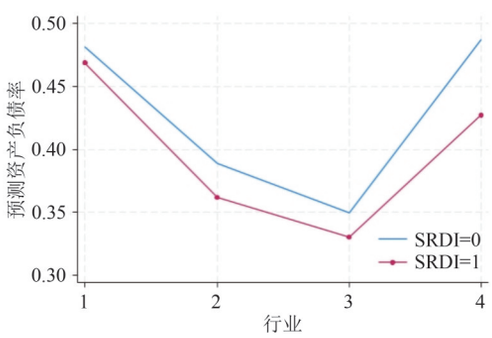


图4　行业异质性的调节效应图

Fig. 4　Moderating effect of industry heterogeneity

的所有制异质性(各行业所有制结构分布见图5).表

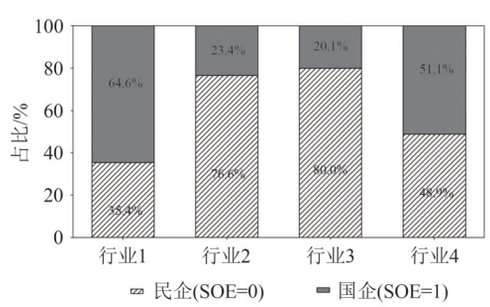


图5　行业间企业所有制结构对比分析图

Fig. 5　Comparison of ownership structures by industry

12显示国企组SRDI系数的标准误远大于民企组,鉴于国有企业与政府存在天然联系,其资本结构决策更易受到非市场化因素影响,从而削弱了统计显著

表12 民企与国企专精特新企业资产负债率分组回归结果

Tab. 12 Leverage regression by firm type: SRDI firms in private and state-owned enterprises

变量	LEV	
	民企组	国企组
SRDI=1	−0.0258***(0.0055)	−0.0287**(0.0139)
Size	0.0689***(0.0059)	0.0929***(0.0076)
BSize	−0.0065***(0.0017)	−0.0027(0.0018)
ROE	−0.0048(0.0030)	−0.0080***(0.0024)
TANG	0.1275***(0.0304)	0.0642(0.0527)
Growth	0.0010(0.0019)	0.0019(0.0014)
mean_Size	0.0061(0.0066)	−0.0345***(0.0083)
mean_BSize	0.0091***(0.0025)	−0.0045(0.0036)
mean_ROE	−0.0453***(0.0106)	−0.0524**(0.0207)
mean_TANG	−0.2980***(0.0511)	−0.0225(0.0748)
mean_Growth	0.0067(0.0055)	0.0379***(0.0063)
Year	YES	YES
Constant	−1.1517***(0.0748)	−0.7987***(0.0961)
Observations	26,282	11,147
R-squared	0.281	0.251

性.综合来看,行业调节效应未达显著,表明专精特新发展政策对企业资本结构的影响具有跨行业一致性.各行业SRDI系数均为负且方向一致,体现政策引导下企业普遍趋向于较为稳健的资本结构.个别行业显著性不足,主要源于行业内部企业类型及制度环境的差异所致.上述结果支持假设4成立.

3.7 稳健性检验

针对样本选择偏差问题,本文采用倾向得分匹配(PSM)方法进行稳健性检验.以企业是否属于专精特新企业为处理标准,将样本分为处理组和控制组;随后利用Logit模型计算每个企业的倾向得分,并采用1∶1最近邻匹配,为处理组寻找特征相似的对照组.平均处理效应的估算结果(表13)表明,在消除可观测变量差异的干扰后,专精特新企业的资产负债率显著低于非专精特新企业.这一结果与前文实证结论一致,有效排除了样本选择偏差的干扰.为验证融资约束调节效应的稳健性,本文以FC指数替换SA指数来度量融资约束程度,并分别采用混合OLS(企业层面聚类稳健标准误)和广义估计方程(GEE)进行再检验.表14显示,在以FC指数度量融资约束(数值越大代表约束越严重)的模型中,交互项的系数分别为0.042和0.072,且均显著.该结果与基准调节效应模型方向一致,即融资约束越强(FC指数越大),专精特新身份降低资产负债率的边际效应越弱(交互项为正,削弱了主效应的负值).这表明,在不同融资约束度量方式与估计方法下,专精特新企业在融资环境相对宽松时主动维持较低资产负债率的资本结构特征具有稳健性.

表13 倾向得分匹配前后资产负债率的处理效应表

Tab. 13 Treatment effect on leverage before and after propensity score matching

变量名	样本	专精特新企业	非专精特新企业	差值	标准误	T值
LEV	匹配前	0.327	0.443	−0.116***	0.002	−52.50
LEV	匹配后	0.327	0.357	−0.031***	0.003	−9.43

表14 融资约束对专精特新与非专精特新企业资产负债率差异的调节效应

Tab. 14 Moderating effect of financing constraints on leverage differences between SRDI and Non-SRDI enterprises

变量名	LEV	
	OLS	GEE
SRDI=1	−0.049***(0.014)	-0.074^{***}(0.011)
FC	−0.328***(0.015)	-0.177^{***}(0.010)
SRDI=1×FC	0.042**(0.020)	0.072^{***}(0.014)
Size	0.019***(0.003)	0.052^{***}(0.003)
BSize	−0.002*(0.001)	-0.004^{***}(0.001)
ROE	−0.010**(0.004)	-0.005^{*}(0.003)
TANG	0.071***(0.024)	0.105^{***}(0.024)
Growth	0.014***(0.002)	0.003^{**}(0.001)
Constant	0.114(0.079)	-0.723^{***}(0.083)
Year	YES	YES
Observations	37,536	37536
R-squared	0.306	-

4 研究结论及对策建议

4.1 研究结论

基于前文分析,可以得出如下结论.

首先,专精特新企业整体上呈现出低资产负债率的稳健资本结构特征,该低负债特征并非外部融资受限的被动结果,更可能是企业在高不确定性创新活动背景下,为应对研发风险、保持财务灵活性而形成的主动资本结构选择.其次,融资约束对专精特新企业资本结构具有显著的调节作用.外部融资环境的改善会放大专精特新企业低资产负债率的资本结构优势,使企业能够在不依赖债务扩张的情况下维持有利于长期创新投入的稳健资本结构.此外,专精特新企业降低资产负债率的效应具有明显的区域异质性,中部政策效应最显著,而东北部效应相对较弱,未形成稳健的统计支撑.反映出区域金融发展水平与制度环境的差异对企业资本结构优化空间存在制约.最后,专精特新发展政策对

企业资本结构的优化具有跨行业的一致性与普适性.无论企业所属行业如何,其资本结构选择均倾向于保持较低的资产负债率,说明政策所传递的创新导向信号和财务行为规范在不同产业中均能有效发挥作用.尽管各行业在企业类型、技术特征和制度环境上存在差异,但这些差异并未系统性地改变政策对资本结构的方向性影响,体现了政策的跨行业适用性和制度效力.

4.2　对策建议

基于上述结论,本文从宏观制度、金融体系与企业自身三个层面提出如下建议.

第一,优化区域金融生态,缩小地区融资环境差异.鉴于专精特新企业资本结构效应存在区域非均衡性,政府应加大对欠发达地区金融资源配置的引导力度,降低制度性融资成本,减少区域间的融资歧视与壁垒.通过构建更加公平、普惠的区域融资环境,引导企业依据自身发展需求,形成稳健且可持续的资本结构.第二,创新金融评价范式,建立匹配"低杠杆、高成长"特征的支持体系.推动商业银行建立面向专精特新企业的专属信贷评审模型.由传统的"看过去、看账面、看抵押"转向"看未来、看技术、看产业链".金融机构可引入知识产权质押、预期收益权融资等创新工具.结合大数据手段,将企业的专利密集度、研发强度、细分市场占有率及核心链主企业订单等信息纳入信用评估体系,从而缓解创新型中小企业因缺乏传统抵押物而面临的信贷配给问题.第三,强化企业内部治理,坚持"稳健与创新并重"的融资策略.企业应认识到维持较低资产负债率在应对研发不确定性与保障长期竞争力中的重要作用,在融资决策中避免单纯依赖债务扩张推动规模增长.同时,应主动提升信息披露质量与内部治理水平,通过增强财务透明度来降低银企之间的信息不对称,争取更多融资主动权,实现资本运作与技术创新的良性循环.

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] 郑刚, 朱国浩, 邬爱其, 等. 专精特新企业产学研知识共创与工艺类关键核心技术突破——基于隶属集团型企业中集圣达因的案例研究[J]. 管理世界, 2025, 41(4): 193-217.

[3] 李平, 孙黎. 集聚焦跨界于一身的中流砥柱: 中国"精一赢家"重塑中国产业竞争力[J]. 清华管理评论, 2021(12): 76-83.

[4] 刘志彪, 徐天舒. 培育"专精特新"中小企业: 补链强链的专项行动[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(1): 23-32.

[5] 汪合黔, 陈开洋. 创新支持政策对企业研发投入和经营绩效的影响——来自专精特新 "小巨人" 企业的微观证据[J]. 南方金融, 2022(11): 22-35.

[6] 刘宝. "专精特新" 企业驱动制造强国建设: 何以可能与何以可为[J]. 当代经济管理, 2022, 44(8): 31-38.

[7] 曹虹剑, 张帅, 欧阳峣, 等. 创新政策与"专精特新"中小企业创新质量[J]. 中国工业经济, 2022(11): 135-154.

[8] Myers S C. Determinants of corporate borrowing [J]. Journal of Financial Economics, 1977, 5(2): 147-175.

[9] Myers S C, Majluf N S. Corporate financing and investment decisions when firms have information that investors do not have [J]. Journal of Financial Economics, 1984, 13(2): 187-221.

[10] 孙人极, 顾研. 股权融资不确定性、经济周期 与资本结构调整速度[J]. 湖南大学学报(社会科学版), 2018, 32(5): 71-77.

[11] Falato A, Kadyrzhanova D, Sim J W. Rising intangible capital, shrinking debt capacity, and the US corporate savings glut [J]. Finance and Economics Discussion Series, 2013, 2013.0(67): 1-58.

[12] 张晓燕. 北交所新规如何助力"专精特新"中小企业发展[J]. 人民论坛, 2021(29): 72-75.

[13] 王娴, 闫琰. 北交所助力中小企业创新发展[J]. 中国金融, 2021(18): 68-70.

[14] 侯智杰, 蒋宇翔, 杨粲, 等. 证券交易所能否服务于中小企业上市公司成长? ——基于新三板(北交所)改革的实证研究[J]. 国际金融研究, 2025(2): 74-84.

[15] 李增泉, 辛显刚, 于旭辉. 金融发展、债务融资约束与金字塔结构——来自民营企业集团的证据[J]. 管理世界, 2008, 24(1): 123-135.

[16] Lu C L, Chen H C, Chou R K, et al. Debt capacity, cash holdings and financial constraints [J]. Journal of Business Finance & Accounting, 2024, 51(7-8): 2020-2054.

[17] Li J, Huddleston P, Good L. Financial constraints and financing decision in cross-border mergers & acquisitions: Evidence from the U.S. retail sector [J]. The International Review of Retail, Distribution and Consumer Research, 2021, 31(4): 411-431.

[18] 丁建军, 刘贤, 王淀坤, 等. 国家级专精特新 "小巨人" 企业空间分布及其影响因素[J]. 经济地理, 2022, 42(10): 109-118.

[19] 王伟楠, 王凯, 严子淳. 区域高质量发展对"专精特新"中小企业创新绩效的影响机制研究[J]. 科研管理, 2023, 44(2): 32-44.

[20] 丁建军, 王淀坤, 刘贤. 长三角地区专精特新"小巨人"企业空间分布及影响因素研究[J]. 地理研究, 2023, 42(4): 1009-1028.

[21] 郭庆宾, 钟金融, 程叶青. 中国金融资源配置效率时

空异质性及其影响因素[J]. 资源科学, 2022, 44(11): 2165-2177.
[22] Kedzior M, Grabinska B, Grabinski K, et al. Capital structure choices in technology firms: Empirical results from Polish listed companies[J]. Journal of Risk and Financial Management, 2020, 13(9): 221.
[23] Serrasqueiro Z, Nunes P M, da Rocha Armada M. Capital structure decisions: Old issues, new insights from high-tech small- and medium-sized enterprises[J]. The European Journal of Finance, 2016, 22(1): 59-79.
[24] Gostkowska-Drzewicka M, Koralun-Bereźnicka J. Capital structure specificity in knowledge-intensive industries: A comparative study of EU countries[J]. Journal of Entrepreneurship, Management and Innovation, 2025, 21(1): 99-120.
[25] 李义超, 徐婷. 企业创新与杠杆率动态调整关系实证研究——创新效率视角[J]. 科技进步与对策, 2020, 37(7): 87-94.
[26] 张璠, 王竹泉, 于小悦. 政府扶持与民营中小企业"专精特新"转型——来自省级政策文本量化的经验证据[J]. 财经科学, 2022(1): 116-132.
[27] 江胜名, 张本秀, 江三良. "专精特新"中小企业发展的态势与路径选择[J]. 福建论坛(人文社会科学版), 2022(8): 78-91.
[28] 金成晓, 于家齐. "专精特新"政策是否提高了中小企业的贷款可得性? ——基于精确断点回归的分析[J]. 金融论坛, 2023(6): 3-14.
[29] 靳晓旭, 常京萍. 科技金融对科技型中小企业"专精特新"发展的影响——基于"科技和金融结合试点"的准自然实验[J]. 技术经济与管理研究, 2024(7): 30-36.
[30] 何瑛, 陈丽丽, 杜亚光. 数据资产化能否缓解"专精特新"中小企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2024(8): 154-173.
[31] 陈文晖, 王婧倩. 中小企业创新发展的金融政策及长期制度选择[J]. 宏观经济管理, 2022(8): 65-71.
[32] 王雨平. "专精特新"上市公司融资扶持政策及优化建议[J]. 会计之友, 2023(14): 60-67.
[33] 明雷, 吴一凡, 张硕. 做好科技金融大文章 破解专精特新中小企业的融资困境[J]. 国际金融, 2024(5): 10-16.
[34] 齐红倩, 张佳馨, 陈苗. 数字普惠金融促进中小企业创新效率研究——基于创新价值链视角[J]. 宏观经济研究, 2023(10): 23-40.
[35] 刘名旭, 向显湖. 不确定环境下的财务柔性理论及其本质[J]. 改革与战略, 2014, 30(4): 63-67, 71.
[36] 吴尧, 沈坤荣. 资本结构如何影响企业创新——基于我国上市公司的实证分析[J]. 产业经济研究, 2020(3): 57-71.
[37] 湛泳, 马从文. "专精特新"企业培育能否缓解企业创新"低端锁定"困境[J]. 科技进步与对策, 2025, 42(3): 130-140.
[38] 罗党论, 张昇然, 李滢琛, 等. 北交所成立: 动因、制度分析与发展建议[J]. 财务研究, 2022(3): 65-74.
[39] 敦帅, 毛军权. 营商环境如何驱动"专精特新"中小企业培育? ——基于组态视角的定性比较分析[J]. 上海财经大学学报, 2023, 25(2): 78-92.
[40] 张敏, 李延喜. 制度环境对融资方式选择的影响研究——基于地区差异视角的实证分析[J]. 当代经济科学, 2013, 35(4): 42-52, 125.
[41] 优质中小企业梯度培育管理暂行办法[J]. 中小企业管理与科技, 2022(10): 1-7.
[42] 胡电喜, 林雪平, 张宇. 以"数"赋"韧": 数据要素对"专精特新"企业创新韧性的影响研究[J]. 工业技术经济, 2025, 44(11): 33-42.
[43] 姜付秀, 黄继承. 市场化进程与资本结构动态调整[J]. 管理世界, 2011, 27(3): 124-134, 167.
[44] 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.
[45] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
[46] Mundlak Y. On the pooling of time series and cross section data[J]. Econometrica, 1978, 46(1): 69.
[47] Arkhangelsky D, Imbens G W. Fixed effects and the generalized mundlak estimator[J]. The Review of Economic Studies, 2024, 91(5): 2545-2571.
[48] Yang Y. A correlated random effects approach to the estimation of models with multiple fixed effects[J]. Economics Letters, 2022, 213: 110408.
[49] Baltagi B H. The multidimensional mundlak estimator[J]. Economics Letters, 2024, 236: 111607.
[50] Bell A, Jones K. Explaining fixed effects: Random effects modeling of time-series cross-sectional and panel data[J]. Political Science Research and Methods, 2015, 3(1): 133-153.

(责编&校对 雷建云)