

混合所有制改革与民企债券信用利差

——基于逆向赋能视角的研究

王靖宇¹，郑建明²，杨 策¹

(1. 北京物资学院 会计学院, 北京 101149; 2. 对外经济贸易大学 国际商学院, 北京 100029)

摘要：本文以中国2010—2023年上市公司为研究对象，基于民企参股国企的视角，实证检验混合所有制改革对民企债券信用利差的影响。研究发现，民企参股国企具有逆向赋能效应，有利于降低债券信用利差，作用机制表现为资源获取效应、产权保护效应、信号传递效应、组织合法性增进效应。异质性分析表明，当民企参股多个国企、在国企中持股年限较长、与被持股国企处于同一行业中、与国企之间地理距离较小、民企存在QFII持股时，混合所有制改革对债券信用利差的降低作用更显著。拓展性研究结果表明，混合所有制改革有利于提高民企的出口加成率。本文研究有助于构建混合所有制改革与债券市场反应之间的逻辑关系，还丰富了混合所有制改革经济效应的研究。

关键词：混合所有制改革；债券信用利差；民营企业

[中图分类号]F276.1 [文献标识码]A [文章编号]1002-4034(2026)01-0139-18

引 言

在中国经济转型发展阶段中，“融资难”是民营企业（以下简称“民企”）普遍面临的发展障碍，其中不仅有市场化金融摩擦，还夹杂着产权性质歧视。党的二十大报告提出“健全资本市场功能，提高直接融资比重”，债券市场是中国多层次资本市场体系的组成部分，与股权融资相比，债券融资具有成本低、控制权不易分散等优势。虽然中国债券市场规模不断扩大，但从国际对比看，2024年美国债券市场

[收稿日期]2024-03-27

[基金项目]国家社会科学基金一般项目“注册制下机构投资者促进企业持续创新的模式、机制及制度设计”（21BGL098）；北京市教育委员会科研计划项目“北京产学研创新链驱动供应链韧性提升的模式及机制研究”（SM202410037004）；北京物资学院青年科研基金项目“链主企业数字化转型对供应链韧性的影响研究”（2024XJQN11）

[作者简介]王靖宇（1992—），男，河北廊坊人，北京物资学院会计学院讲师、硕士生导师，研究方向：资本市场；郑建明（1971—），男，浙江台州人，对外经济贸易大学国际商学院教授、博士生导师，研究方向：资本市场；（通讯作者）杨策（1992—），女，河北承德人，北京物资学院会计学院讲师、硕士生导师，研究方向：公司金融

规模为56.1万亿美元,远超中国同期的23万亿美元^①,反映出国际上中国债券市场仍存在较大发展空间。特别是在中国债券市场国际化程度不断提高的背景下,能否基于债券市场高质量发展促进境内外金融资源互联互通以建设金融强国,不仅关系到中国企业高质量发展,而且对于提升中国的国际竞争力具有重要意义。

债券市场也是信用市场,由于债券刚性兑付机制的打破,债券市场投资者更加关注发债企业及其债券的资信状况,引发了债券信用利差的差异化。与国企相比,民企普遍受到产权性质歧视,面临资源约束、市场信任缺失等问题(卢峰和姚洋,2004),由此产生较高的债券信用利差。政府在资源配置中具有重要影响,使得民企更加重视政企关系构建(宋佳莹,2024)。政府主要通过两种途径影响民企决策:一是通过与民企建立交换关系、直接资金拨付等直接途径,二是利用财政政策影响经营环境和民企决策。因此,构建政企关联成为影响民企发展质量的重要因素,而参股国企则是民企增强政企关联的有效途径。但是,围绕民企参股国企的经济后果研究,主要是基于国企视角展开的。目前学界普遍认同民企参股国企不仅有利于提高国企运营效率,而且有利于强化国企的国际竞争力(马新啸等,2021a;马新啸等,2021b;吴崇等,2023;吴崇等,2024)。

那么,对于民企而言,参股国企究竟表现为逆向赋能效应还是“产权陷阱”效应?这一问题同样存在逻辑争论。民企通过参股国企,一方面,基于股权关联产生了信用增进效应,即参股国企可以向外部释放民企与国有产权具有密切关联的信号,有助于增强外部投资者对民企组织合法性的认同,降低因组织合法性担忧而产生的风险溢价,缓解债券信用利差,表现为逆向赋能效应;另一方面,民企参股国企可能使其陷入“产权陷阱”,即股权关联可能为国企借助其相对强势的市场势力侵占民企利益提供了空间,损害了民企市场竞争力,增加了债券信用利差。基于上述潜在矛盾,一个很自然的问题在于民企参股国企究竟表现为逆向赋能效应还是“产权陷阱”效应?对于这一问题的关注,不仅可以为混改有效性提供经验证据,而且可以为民企寻求合理的融资渠道提供参考。

对于上述矛盾性问题的争论,既有文献主要是基于国企参股民企的逆向混改视角展开的,并发现逆向混改有利于提高民企的债券信用评级(张娆和杨小伟,2023)、降低民企债务融资成本(何德旭等,2022)。但是,基于国企参股民企的视角更多地解释了国有资本对民企治理的优化作用,难以反映民企主动借助混改构建与国有资本产权关联的内在动机。而且,既有的围绕民企参股国企视角的研究更多的是分析民企参股后对于国企的治理作用,难以深刻解释民企积极参股国企的动机,更鲜有文献基于融资可得性的角度观察民企参股国企后的经济后果。因此,本文拟基于民企参股国企的场景,借助民企债券信用利差的变动,深入研究民企主动与国企构建股权关联关系的融资动机。

^①资料来源:国际清算银行统计数据, https://www.bis.org/statistics/dataportal/debt_sec.htm?m=201 (访问日期2023-10-10)。

基于以往文献,本文试图做出如下贡献:一是进一步丰富民企参与混改的动机及经济后果的研究。一方面,就研究视角而言,与以往文献借助民企吸纳国有资本进入以识别民企的混改动机不同,本文基于民企参股国企这一研究场景,关注参股后民企债券信用利差的变化,从新的视角识别民企参与混改的市场化动机。另一方面,就研究内容而言,既有文献对于混改与资本市场反应之间关系的研究还有待进一步发展,本文基于民企的视角,构建了二者间的逻辑关系。二是进一步丰富了民企参与混改与债券信用利差之间的机制研究。本文研究发现民企参股国企通过合法性增进效应、产权保护效应、信号传递效应、资源获取效应影响债券市场投资者投资决策,有利于降低债券信用利差,从而有助于进一步打开混改与债券市场反应之间的机制黑箱。三是采用倍差法进行检验,有效缓解民企参与混改与债券信用利差关系之间的内生性问题,得出更加稳健的结论。

一、文献综述与研究假说

混改是推进国企改革的重要方向。既有文献主要关注混改的经济后果,学术界围绕民企参股国企视角进行了丰富研究。现有文献普遍认为民企参股国企有利于国企发展水平的提升,具体表现为非国有股东的进入有利于提升国企的劳动投资效率、数字化转型程度、企业创新水平(黄晓珊和马新啸,2023;马新啸和黄晓珊,2023),进而有利于缓解国企的产能过剩问题以及僵尸化倾向(马新啸等,2021a;马新啸等,2021b),促进国企创新(田光宁和杨璐,2023)。此外,混合所有制改革对于增强国企国际市场竞争力具有促进作用,主要表现为提高国企的出口规模、出口概率,同时促进国企技术的国际化溢出,提高国企海外并购效率(孔祥贞等,2021;吴崇等,2023;吴崇等,2024;彭飞等,2023)。

在既有文献中,马新啸等(2021c)的研究对本文具有很强的启发意义。该文献发现混改有利于抑制国企股价崩盘的风险。但遗憾的是,就研究视角而言,该文献关注的是民企参股国企后对国企的治理效应,难以识别出产权关联对民企的作用;就经济后果而言,该文献关注了混改对国企在股票市场表现的作用,尚未关注对债券市场表现的影响。债券融资所具有的融资成本低、融资规模大等优势更符合民企的融资需求,那么民企参股国企是否有助于优化其债券市场表现,降低债券信用利差,是值得系统研究的问题。本文认为民企参股国企对其债券信用利差具有潜在的竞争性影响。

1. 民企参股国企可能会成为缓解债券市场投资者对民企风险担忧的有效途径

第一,就组织合法性增进效应而言,新制度理论认为,组织合法性是指在社会系统中,对实体行为是否合适或恰当的普遍性感知(刘绍荣等,2021)。在经济转型过程中,部分民企的原始财富积累可能伴随着违规风险,导致民企长期面临着组织合法性不足的问题(李雪等,2020),成为制约民企高质量发展的障碍,使得增进企业合法性认同成为民企长期的战略考量。战略理论认为,组织合法性是组织撬

动外部资源的有效杠杆(杨栩等, 2020), 而基于组织间的合作关系或关联关系影响利益相关者的认知是企业增进合法性的有效途径。基于组织合法性视角, 民企参股国企可以通过以下途径增进民企的组织合法性。一是民企参股国企有利于优化公司治理机制, 降低制度性合法风险。由于国企重要的功能定位, 其通常更容易受到政府规制, 形成更加严密的公司治理机制。民企更多的是面向市场竞争以获取商业利益, 治理机制的完善程度相对较低。比如就盈余管理程度而言, 民企的盈余管理程度显著高于国企(Biao等, 2001), 由此容易诱发民企经营风险。通过参股国企, 民企可以基于股东身份参与国企治理及决策过程, 了解到国企公司治理机制的优势, 进而借鉴国企的治理模式, 提升民企的治理能力, 更好地规避违规风险。这有利于强化债券市场投资者的乐观预期, 降低债券信用利差。二是民企参股国企有利于优化其社会形象, 克服因企业印象风险导致的合法性劣势。企业印象是影响企业合法性的重要因素(Zhang等, 2020), 但由于民企市场势力较弱, 导致市场对民企的风险认知较为强烈。与之相对应, 国企通常处于行业竞争优势地位, 且国企高管重视企业社会形象管理, 民企通过参股国企有助于利用利益相关者的相关性认知提升自身形象, 缓解投资者风险担忧, 降低债券信用利差。

第二, 就产权保护效应而言, 在中国经济转型发展阶段中, 政府在资源配置中具有重要影响, 建立政企关联对于增强企业的资源获取能力会产生积极影响。特别是对于民企而言, 其内生的产权性质歧视成为影响其资本市场表现的重要障碍(孙亮和刘春, 2021)。民企参股国企, 有利于借助国企与政府天然的关联关系构建起政企关联, 同时将其部分产权置于国有产权之下, 有利于增强民企的产权保护效应, 向债券市场传递利好信号, 缓解债券信用利差。除了直接向市场传递信号外, 产权保护效应有利于提升民企声誉。基于声誉叠加理论, 企业个体的声誉与其社会关联方密切相关(章刚勇等, 2022)。通过参股国企产生的产权保护效应, 民企更容易获得投资市场的青睐(Auer, 2013), 有利于开拓投资机会, 增强盈利能力, 进而向债券市场投资者展示企业长期发展前景较好的形象, 降低民企的债券信用利差。

第三, 就资源获取效应而言, 打通国有产权与非国有产权之间的资源流动壁垒是混改的重要目标。与民企相比, 国企具有更强的资源可得性。一方面, 通过参股国企, 民企实现了民营资本与国有资本的有机融合, 构建起了二者间的产权关联关系, 从而为资源的有序流动提供了通道, 有利于民企合理吸收国企的资源, 增强自身的资源基础。另一方面, 通过参股国企, 民企可以基于股东的身份参与国企决策, 为国企与民企之间的资源流动提供了空间。根据资源基础理论, 企业资源基础的增强有利于降低经营风险(张敏等, 2015), 提高企业信用水平, 从而可以缓解债券市场投资者对企业风险溢价的要求, 降低债券信用利差。

2. 民企参股国企可能对其债券信用利差产生负面影响

第一, 利益侵占风险。民企参股国企虽然加深了产权关联, 但也存在着国企基于其产权优势对民企进行利益侵占的风险。具体地, 参股国企之后, 民企可以参与国企治理, 但由于国有资本的优势地位, 民营资本对国有资本制衡度相对较小, 国

企可以基于股权关联并借助成本转嫁、风险转移等工具对民企进行利益侵占,造成“混改产权陷阱”,从而负面影响民企的经营业绩,干扰其债券市场表现,使得投资者出于对企业经营业绩的担忧而提高风险溢价,推升债券信用利差。

第二,政策性负担风险。与民企相比,国企通常需要承担一定的政策性负担。这是造成国企非效率运营的原因之一。民企通过参股国企构建了股权联结,在基于股权联结参与国企治理的同时,其资本价值也会受到国企政策性负担的不利影响,从而可能推升债券信用利差。具体而言,民企参股国企而形成的股权联结关系,不仅会产生资源流动效应,也会带来风险溢出效应。国企的政策性负担是导致其效率损失的重要诱因。民企参股国企使得民营资本价值受到国企经营绩效的影响。由于政策性负担的存在以及由此产生的经济效率损失,参股其中的民营资本价值受到不利干扰,从而降低投资者对民企绩效的预期,造成民企债券信用利差的提高。

基于上述分析,本文提出如下竞争性假说:

假说1 参与混合所有制改革降低民企的债券信用利差;

假说2 参与混合所有制改革提高民企的债券信用利差。

二、研究设计

(一)数据来源与样本筛选

选取2010—2023年中国A股上市公司作为研究对象,并对原始数据进行如下筛选:(1)剔除ST、*ST的样本,(2)剔除民企成为国企前十大股东的时间低于3年的样本,(3)剔除在样本期间内发生减持的民企样本,(4)剔除金融、房地产行业的样本,(5)剔除资不抵债的民营上市公司样本。通过上述筛选,共获取2879个有效观测值^①。同时,考虑到极端值的潜在影响,对连续变量进行了缩尾处理。

(二)关键变量的定义与度量

1. 债券信用利差

对于债券信用利差的度量,参考林晚发等(2023)的做法,利用债券在年度最后一个交易日的到期收益率与期限相对应的国债收益率之差度量。

2. 民企参股国企

本文通过以下维度度量民企参与国企混合所有制改革(*Reform*)的程度:一是将民企是否参与国企混改设置为虚拟变量,即通过观察国企前十大股东名单中是否包含民营上市公司(*Share*)加以判断,将国企前十大股东名单中所包含的民营上市公司视为其参与了混改,赋值为“1”,否则赋值为“0”;二是利用民营上市公司在国企中的持股比例(*Ratio*)以及股东排名(*Rank*)度量其参与国企混改的程度。

^①资料来源:国泰安CSMAR数据库, <https://data-csmar-com-443.webvpn.bwu.edu.cn/>(访问时间2024-08-31)。

3. 控制变量

参考林晚发等(2023)的做法,选取影响债券信用利差的变量作为控制变量:企业规模、企业资产负债率、资产收益率、上市年限、固定资产密集度、董事会规模、销售收入增长率。控制变量的具体计算方法见表 1。

表 1 控制变量定义表

变量	变量内涵	变量计算方法
<i>Size</i>	企业规模	企业年末资产的对数
<i>Lev</i>	企业资产负债率	年末负债/年末总资产
<i>ROA</i>	资产收益率	净利润/总资产
<i>Age</i>	上市年限	(样本年度-上市年度)+1
<i>Mortgage</i>	固定资产密集度	固定资产/总资产
<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数
<i>Growth</i>	销售收入增长率	[<i>t</i> 期销售收入-(<i>t</i> -1)期销售收入]/(<i>t</i> -1)期销售收入

(三)识别策略与模型构建

拟综合运用 OLS 与 DID 的方法进行检验。基于此,首先构建如下 OLS 模型:

$$Spread_{i,t}=\beta_0+\beta_1Reform_{i,t}+\alpha Z_{i,t}+\eta_t+\lambda_i+\varepsilon_{i,t}$$
 (1)

$$Z=f(Size_{i,t}+Lev_{i,t}+ROA_{i,t}+Age_{i,t}+Mortgage_{i,t}+Board_{i,t}+Growth_{i,t})$$
 (2)

式(1)中,被解释变量 *Spread* 为债券信用利差,解释变量 *Reform* 具体包含 *Share*、*Ratio* 和 *Rank* 三个变量,以从不同角度反映民企参与国企混改的状态及程度。集合 *Z* 中包含控制变量,具体内容见式(2),同时在式(1)中引入了年度与行业固定效应。

为了规避潜在的内生性问题,本文进一步采用 DID 检验,基于以下思路对实验组和控制组加以识别:将参与国企混改的民营上市公司视为实验组(*Treat*),将未参股国企的民营上市公司作为控制组。与之对应,将民营上市公司参与国企混改的年度作为实验期间,赋值为“1”(*Post*),未参与混改的年度赋值为“0”。基于以上思路,构建如下模型:

$$Spread_{i,t}=\varphi_0+\varphi_1Treat_i\times Post_t+\alpha Z_{i,t}+\eta_t+\lambda_i+\varepsilon_{i,t}$$
 (3)

式(3)中, *Treat_i×Post_t* 为双重差分项,其他变量符号的计算方法与式(1)一致。

(四)描述性统计

表 2 统计结果反映了上述主要变量的描述性统计特征:其一,企业债券信用利差(*Spread*)在 0.002~4.920 之间波动,反映出企业债券信用利差存在较大差异。其

二，*Share* 的平均值为 3.22e+08，说明本文选取的样本中平均有 31.4% 的企业参与了国企混改。*Ratio* 的标准差为 8.826，说明民企在国企中的持股比例具有较大的波动性，同时 *Rank* 在 1~10 之间波动，反映了民企在国企前十大股东中的排名特征。其三，*Treat* 与 *Post* 的均值分别为 0.317 和 0.429，一方面反映出样本中参与混改的民企相对较少，另一方面说明样本的分布相对均衡。

表 2 主要变量的描述性统计表

变量	观测量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>Spread</i>	2 879	2.014	1.063	0.002	4.920
<i>Share</i>	2 879	1.64e+08	3.22e+08	1 416 601	2.10e+09
<i>Ratio</i>	2 879	5.009	8.826	0.090	49.070
<i>Rank</i>	2 879	5.309	2.708	1	10
<i>Treat</i>	2 879	0.317	0.376	0	1
<i>Post</i>	2 879	0.429	0.256	0	1
<i>Size</i>	2 879	24.532	1.188	21.739	27.001
<i>Lev</i>	2 879	0.608	0.133	0.210	0.877
<i>ROA</i>	2 879	0.026	0.034	-0.108	0.131
<i>Age</i>	2 879	16.890	7.079	2	29
<i>Mortgage</i>	2 879	0.276	0.214	0.009	0.801
<i>Board</i>	2 879	9.336	2.109	6	15
<i>Growth</i>	2 879	0.126	0.268	-0.400	1.345

三、实证结果与实证分析

(一) 基本回归结果与分析

表 3 列(1)中，变量 *Share* 的系数显著为负，说明参与国企混改能够显著降低民企的债券信用利差。列(2)说明民企在国企中的持股比例越高，对其债券信用利差的抑制作用越显著。列(3)中，变量 *Rank* 的系数在 1% 水平上显著为负，反映出民企在国企股东中排名越高，越有利于缓解债券信用利差。列(4)表明，交互项 *Treat*×*Post* 的系数显著为负，说明相比于未参股国企的民企而言，参股国企有利于

降低民企债券信用利差。综上，假说 1 得以验证，即参股国企有利于降低民企债券信用利差。

表 3 民企混改与债券信用利差的回归结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Share</i>	-0.000 ^{***} (-6.86)	—	—	—
<i>Ratio</i>	—	-0.011 ^{***} (-4.66)	—	—
<i>Rank</i>	—	—	-0.050 ^{***} (-8.01)	—
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	—	—	—	-0.270 ^{***} (-6.02)
<i>Size</i>	-0.211 ^{***} (-8.00)	-0.167 ^{***} (-6.38)	-0.153 ^{***} (-5.89)	-0.190 ^{***} (-7.30)
<i>Lev</i>	-0.154 (-0.73)	-0.169 (-0.80)	-0.076 (-0.36)	-0.113 (-0.54)
<i>ROA</i>	-0.732 (-0.97)	-0.779 (-1.03)	-0.485 (-0.65)	-0.517 (-0.70)
<i>Age</i>	0.028 ^{***} (5.96)	0.028 ^{***} (5.78)	0.026 ^{***} (5.52)	0.034 ^{***} (7.19)
<i>Mortgage</i>	0.696 ^{***} (4.77)	0.702 ^{***} (4.75)	0.668 ^{***} (4.60)	0.800 ^{***} (5.35)
<i>Board</i>	-0.133 ^{***} (-12.01)	-0.132 ^{***} (-11.57)	-0.135 ^{***} (-11.94)	-0.134 ^{***} (-11.63)
<i>Growth</i>	-0.018 (-0.31)	-0.011 (-0.20)	-0.027 (-0.46)	-0.017 (-0.30)
年度固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
调整 R ²	0.58	0.57	0.58	0.57
观测值	2 644	2 644	2 644	2 644

注：括号内数值为经过聚类处理后的 t 值，*、** 和 *** 分别表示估计系数在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。下表同。

(二) 稳健性检验

1. 采用下一期的被解释变量

民企参与混改之后，相关信息在债券市场的传递需要一定时间，因此民企参与混改影响其债券信用利差可能存在一定时滞效应。对此采用下一期的被解释变量进行检验。

2. 补充控制变量

通过补充控制变量，有利于增强回归分析的随机性。基于此，增加独立董事比例(*Inde*)、净资产收益率(*ROE*)、资产周转率(*Zratio*)三个控制变量。

3. PSM-DID

样本间的差异可能会导致回归结果的有偏性，因此有必要借助倾向得分匹配 (PSM) 的方法对样本间的系统性差异进行合理控制。具体地，通过 1：1 近邻匹配，并利用匹配后的样本进行检验。

4. Heckman 两阶段检验

为了缓解潜在的样本自选择问题，拟通过 Heckman 两阶段的方法进行检验。具体而言，在第一阶段基于 Probit 回归求出逆米尔斯比率 (IMR)，基于民企债券信用利差的行业均值对样本进行分组。第二阶段将逆米尔斯比率作为控制变量引入式 (3) 进行检验。

5. 一阶差分模型

为了缓解潜在的遗漏变量问题，拟通过一阶差分模型进行检验。具体将式 (3) 中的控制变量取一阶差分，重新进行检验。

在表 4 列 (1) 中，双重差分项 $Treat \times Post$ 在 1% 水平上显著为负，说明在考虑民企混改影响债券信用利差的时滞效应的情况下，参股国企仍有利于缓解民企的债券信用利差。列 (2) 在增加控制变量的情况下，交乘项 $Treat \times Post$ 显著为负。列 (3) 的交互项 $Treat \times Post$ 的系数为 -0.050 且在 1% 水平上显著，说明经过 PSM 匹配后，

表 4 稳健性检验结果						
项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$Treat \times Post$	-0.043 *** (-6.41)	-0.050 *** (-8.16)	-0.050 *** (-7.97)	-0.113 *** (-8.98)	-0.051 *** (-5.69)	-0.069 *** (-10.30)
IMR	—	—	—	—	0.028 (0.18)	—
$Inde$	—	0.193 *** (4.77)	—	—	—	—
ROE	—	1.766 *** (4.46)	—	—	—	—
$Zratio$	—	18.090 *** (7.72)	—	—	—	—
控制变量	是	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R^2	0.56	0.60	0.58		0.57	0.52
卡方及其 P 值	—	—	—	76.51 (0.000)	—	—
观测值	2 360	2 644	2 626	2 579	2 619	2 360

检验结果仍具有稳健性。列(4)和列(5)反映了 Heckman 两阶段模型的检验结果。在列(4)中, $Treat \times Post$ 的系数显著为负; 在列(5)中, 将逆米尔斯比率(IMR)纳入回归模型发现, $Treat \times Post$ 的系数依然显著为负。在列(6)中, 在运用一阶差分模型的情况下, 交乘项 $Treat \times Post$ 的系数在 1% 水平上显著为负, 进一步说明基本结果具有较好的稳健性。

四、作用机制研究

(一) 资源获取效应

对于资源获取效应, 考虑到融资资源不仅是关系到民企长期发展的要素, 同时也是反映民企资源获取能力的重要资源, 本文围绕融资约束进行了研究。融资约束是民企普遍面临的资源获取障碍, 融资能力不足以及由此导致的发展能力受损是引发较高的债券信用利差的诱因。民企参股国企后, 预期其融资约束能够得到显著缓解。如果资源获取效应能够有效发挥, 预期能够观测到融资约束较强的民企参股国企之后, 其债券信用利差将得到显著缓解。基于此, 本文采用 SA 指数度量民企的融资约束程度, 同时参考姜军等(2017)的做法, 依据民企参股国企的前 2 年中位数将样本进行分组检验, 将高于相关中位数的民企样本赋值为“1”, 视为融资约束(SA)较高, 其余样本赋值为“0”。

表 5 列(1)中 $Treat \times Post$ 的系数在 1% 水平上显著为负, 列(2)中交乘项系数虽显著为负, 但系数小于列(1)中的对应系数。这说明在民企参股国企之前, 融资约束程度较高的民企, 其债券信用利差得到更显著的缓解, 验证了资源获取效应。

(二) 产权保护效应

民企高管的政治身份是其构建政企关联的有效途径, 同时是其政企关联的重要反映。如果在参股国企前, 民企高管不具备政治身份, 则可以反映出企业的政企关联相对较弱。民企通过参股国企, 可以增强其产权合法性, 进而影响债券市场投资者的投资决策, 降低债券信用利差。换言之, 如果混改的产权保护效应确实产生了影响, 预期可以观察到高管不具备政治身份或政府履历的民企的债券信用利差将得到更显著的缓解。为了进行检验, 要对民企参股国企之前的政治关联程度(Policy)进行度量。参考田利辉和张伟(2014)的做法, 如果民企的董事长或总经理在参股国企的前两年曾任或现任于政府部门, 或是人大代表、政协委员, 则将其视为政企关联较强的民企, 相应样本赋值为“0”, 否则视为政企关联较弱的样本, 并赋值为“1”。

表 5 列(3)结果表明, 交乘项 $Treat \times Post$ 系数在 1% 水平上显著为负, 说明在参股国企前, 若民企高管不具备政治身份, 则其债券信用利差得到显著缓解。与之相对应, 列(4)中的交乘项系数同样显著, 但相对较小, 说明在参股国企前, 那些高管具备政治身份的民企, 其债券信用利差的缓解程度相对较低。

(三) 信号传递效应

对于信号传递效应, 债券评级机构作为债券市场的重要信息供给主体, 其评级过程不仅要参考发债主体的具体生产经营前景, 也要充分考量投资者的信息需求

(Sla 和 Mu, 2022)。如果信号传递效应存在,对于参股国企前主体信用评级较低的民企而言,参股后的债券信用利差会更加显著地降低。为了对信号传递机制进行检验,对民企主体信用评级(*Rate*)进行赋值以观察参股国企前后的变化,参考林晚发等(2023)的做法进行赋值^①。根据民企参股国企前2年的评级中位数为标准对样本进行分组,将低于中位数的样本视为评级较低组,赋值为“1”,高于中位数的样本赋值为“0”。预期参股国企对于评级较低的企业影响更大。

表5列(5)中, *Treat*×*Post* 的系数显著为负,而列(6)中该系数虽显著为负,但系数相对较小。这一结果说明在参股国企前,若民企的主体信用评级较低,则参股国企向债券市场传递了利好信号,提高了信用评级,表现为债券信用利差的降低。

表5 作用机制检验结果

项目	<i>SA</i> = 1	<i>SA</i> = 0	<i>Policy</i> = 0	<i>Policy</i> = 1	<i>Rate</i> = 1	<i>Rate</i> = 0	<i>Penalty</i> = 1	<i>Penalty</i> = 0
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	-0.051*** (-7.05)	-0.036*** (-4.35)	-0.031*** (-2.28)	-0.084*** (-14.36)	-0.048*** (-3.76)	-0.031*** (-4.73)	-0.052*** (-5.07)	-0.000 (-0.01)
<i>Size</i>	-0.040 (-1.06)	-0.089* (-1.86)	0.072 (1.07)	-0.129*** (-6.93)	0.377*** (3.95)	-0.171*** (-4.80)	-0.065 (-1.02)	-1.448*** (-10.18)
<i>Lev</i>	1.328*** (3.42)	-1.392*** (-5.37)	-1.495*** (-3.84)	0.530*** (3.11)	-1.202** (-3.35)	-0.219 (-0.75)	2.133*** (3.44)	-14.597*** (-24.96)
<i>ROA</i>	-0.380 (-0.44)	-2.940*** (-2.31)	-2.864 (-1.44)	-0.542 (-0.94)	-5.755*** (-3.11)	-0.173 (-0.19)	4.622*** (4.11)	-42.050*** (-19.35)
<i>Age</i>	-0.016*** (-2.28)	0.024*** (2.61)	0.019 (1.09)	0.021*** (6.64)	0.045*** (2.81)	0.030*** (4.51)	-0.133*** (-12.29)	-0.094*** (-9.86)
<i>Mortgage</i>	0.659*** (2.82)	1.190*** (4.86)	1.106** (2.03)	0.557*** (4.79)	0.450 (0.70)	1.039*** (6.89)	0.422 (1.51)	-25.919*** (-15.31)
<i>Board</i>	-0.114*** (-6.14)	-0.169*** (-10.87)	-0.110*** (-2.39)	-0.064*** (-8.01)	-0.215*** (-8.49)	-0.098*** (-7.02)	-0.197*** (-13.19)	2.695*** (18.92)
<i>Growth</i>	-0.116* (-1.89)	0.237*** (2.36)	-0.051 (-0.26)	0.075 (1.25)	0.578*** (2.71)	-0.072 (-1.24)	-0.042 (-0.41)	11.926*** (22.89)
年度固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
调整 <i>R</i> ²	0.67	0.66	0.86	0.56	0.74	0.65	0.84	0.49
观测值	1 277	1 367	580	2 207	662	1 982	1 582	233

①具体为C级赋值为“1”,CC级赋值为“2”,CCC级赋值为“3”,B级赋值为“4”,B+级赋值为“5”,以此类推,直至AAA+级赋值为“20”。样本中不存在B-级,故不赋值。A类和B类赋值时考虑加减号,C类则不考虑加减号。

(四) 组织合法性增进效应

对于组织合法性增进效应的检验,本文试图通过观察民企的违规处罚情况识别治理学习效应。具体而言,如果民营上市公司在参股国企之前受到的违规处罚金额相对较高,则可以反映出该民营上市公司的治理水平存在较大漏洞,若参股国企后其债券信用利差得以显著降低,可以反映出民企通过混改提升了公司治理水平,缓解了债券市场投资者对企业违规风险的担忧,有利于增进组织合法性,降低债券信用利差。为了进行检验,根据民企参股国企前2年的被处罚金额总额(Penalty)均值作为分组依据,将高于均值的样本视为公司治理水平较低组,赋值为“1”,低于样本均值的样本视为公司治理水平较高组,赋值为“0”。

表5列(7)的结果表明, $Treat \times Post$ 的系数显著为负,说明在参股国企前那些受处罚金额较高的民营上市公司的债券信用利差得到显著缓解。列(8)中交乘项系数为负但未通过显著性检验,反映出在参股国企前受到处罚金额较低的民营上市公司的债券信用利差未得到显著缓解。

五、异质性研究

(一) 民企参股国企数量的异质性研究

基于社会网络理论,在正式制度存在较大完善空间的情况下,以社会网络为基础的社会关系联结可以成为正式制度的补充。因此,相比于仅参股一家国企的民企而言,参股多家国企有利于形成基于股权联结而产生的股权网络,有利于进一步强化民企参股国企产生的资源获取效应与产权保护效应(潘越等,2020),进而增强民企的风险承担能力与市场开拓能力,放大向债券市场传递的利好信号效应,发挥参股国企对债券信用利差的缓解作用。此外,民企通过参股多家国企,可以获取更多的渠道学习国企更加完善的治理机制。学习效应的增强将有利于民企更充分地完善内部治理水平,降低企业风险,缓解债券市场投资者要求的风险溢价。若民企仅参股一家国企,则难以形成有效的资源流动网络,产权保护效应的作用相对较弱,使得民企参股国企的正向影响相对有限,对债券信用利差的缓解作用相对较小。

(二) 民企持股时间的异质性研究

持股时间是反映民企与国企合作深度的重要维度。一方面,民企在国企中持股时间越长,越有利于民企与国企的深度耦合,缓解双方因治理模式、价值导向等差异而产生的摩擦,有利于民企实现其资源获取、产权保护及治理学习等方面的动机,使得民企借助参股国企实现其经营水平、治理能力及社会形象的提升,为缓解债券融资成本提供条件。另一方面,民企在国企中持股时间越长,越有利于向外部投资者展示民企与国企存在长期合作前景的预期,增强投资者对参与混改的民企的

长期发展信心,有利于降低投资者对企业要求的风险溢价,降低债券信用利差。相应地,如果民企在国企中持股时间较短,则不仅会使民企面临着一定的转换成本,也会对投资者的长期预期产生不利影响,弱化其对于债券信用利差的降低作用。

(三)民企与国企所处行业的异质性研究

民企与其所参股的国企是否处于同一行业,对于混改的效果具有直接影响。具体而言,处于相同行业的企业在经营目标、资源配置模式等方面都存在较高的相似性(邢斐等,2021),民企通过参股的方式参与同行业国企治理,有利于减少适应性过程和降低调整成本。一方面,经营目标等方面的相似性,有利于民企以相对较低的成本将国企的治理经验转移到民企内部,以较高的效率提升民企的治理水平;另一方面,基于相同行业产生的对行业发展前景的相似认知,有利于降低民企与国企之间的合作摩擦,更加充分地发挥混改对民企产生的资源获取效应和产权保护效应,降低债券信用利差。

(四)民企与国企地理距离的异质性研究

中国幅员辽阔,使得地理距离成为影响资源要素流动效率的因素。如果民企与其所参股国企的地理距离较远,则会因地理距离而影响民企与国企之间的互动。具体而言,随着地理距离的延展,资源要素流动效率随之下降,使得民企参股国企产生的资源获取效应受到不利影响。此外,随着地理距离的增加,信息不对称程度提高(Grioud, 2023),不仅会成为民企与国企长期合作的障碍,而且制约了民企借助治理学习效应改善自身公司治理水平的能力。若民企与其所参股的国企之间的地理距离较小,则不仅便于资源要素的充分流动,而且有利于治理经验等隐性资源交流,增强民企的运营能力,降低债券信用利差。

(五)QFII持股民企的异质性研究

合格的境外机构投资者(QFII)是企业面临的重要外部治理机制之一。作为中国开放资本市场的举措,相对于境内机构投资者,QFII持股中国企业,不仅可以为中国企业带来境外资本,而且还可以引入国外成熟的投资经验、决策模式以及治理优势,有助于改善中国企业的公司治理水平(周率等,2022)。此外,QFII作为相对成熟的机构投资者,其持股中国境内企业,有利于向债券市场释放利好信号,缓解投资者的风险担忧情绪、改善债券评级机构的评级预期。上述优势使得在QFII持股中国境内民企的情况下,有利于与民企参与国企发挥协同治理效应,进一步放大利好信息,更加显著地降低民企债券的信用利差。

为了对此进行检验,构建如下调节效应模型:

$$Spread_{i,t} = \rho_0 + \rho_1 Treat_i \times Post_t + \rho_2 Med_{i,t} + \rho_3 Treat_i \times Post_t \times Med_{i,t} + \alpha Z_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

在式(4)中, Med 表示调节变量,其中包括民企参股国企数量(Num),具体通过年度内民企参股国企的数量进行度量;民企参股国企年度($Year$),通过观察民企

持股国企的最高年限加以识别；民企与其持股的国企是否处于同一行业 (*Ind*)，将其设置为虚拟变量，若民企与其所参股的国企处于同一行业，则赋值为“1”，处于不同行业则赋值为“0”。民企与国企之间的地理距离 (*Space*)，依据民企注册地与其所参股的国企注册地之间的距离进行度量；QFII 持股比例 (*QFII*)，通过 QFII 持股量占企业总股份数比重度量。其余变量符号的内涵与式 (3) 基本一致。

表 6 列 (1) 中，三重差分项 $Treat \times Post \times Med$ 在 5% 水平上显著为负，说明民企参股国企的数量越多，民企参股对债券信用利差的缓解作用越强。列 (2) 中，三重差分项 $Treat \times Post \times Med$ 在 10% 水平上显著为负，说明民企在国企中持股年限越长，对债券信用利差的缓解作用越显著。列 (3) 中，三重差分项 $Treat \times Post \times Med$ 的系数为负且通过了 10% 水平的显著性检验，说明当民企与其所参股的国企处于同一行业时，民企参股对其债券信用利差的缓解作用更强。列 (4) 中， $Treat \times Post \times Med$ 的系数显著为负，说明地理距离越小，民企参股国企对债券信用利差的缓解作用越显著。列 (5) 中， $Treat \times Post \times Med$ 系数显著为负，说明当存在 QFII 持股情况下，民企参股国企更有利于抑制债券信用利差。

表 6 异质性分析检验结果

项目	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$Med = Num$	$Med = Year$	$Med = Ind$	$Med = Space$	$Med = QFII$
$Treat \times Post$	-0.108 *** (-3.64)	-0.057 *** (-6.18)	-0.050 *** (-7.93)	-0.017 (-1.55)	-0.029 (-1.39)
Med	0.097 (1.46)	0.014 *** (5.26)	-0.141 (-0.72)	0.000 *** (2.72)	0.000 *** (3.75)
$Treat \times Post \times Med$	-0.160 ** (-1.96)	-0.000 * (-1.86)	-0.013 * (-1.85)	-0.000 * (-1.68)	-0.000 ** (-2.08)
控制变量	是	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
调整 R ²	—	0.59	0.58	0.48	0.85
观测值	—	2 644	2 644	1 889	1 345

六、拓展性研究

上述研究能够明确混合所有制改革对民企债券信用利差的逆向赋能效应及作用机制。进一步地，本文试图基于国际贸易视角，关注民企在混合所有制改革模式下

参股国企对出口加成率的影响。之所以基于出口加成率视角进行拓展性研究，一方面是由于“走出去”是民企高质量发展的重要路径，另一方面在逆向赋能情境下，民企与国企基于产权联结更有能力实现“走出去”。出口加成率则是反映企业定价能力的重要指标。

基于以下原因，本文认为民企参股国企有利于增强自身的出口加成率。其一，参股国企增强了民企的资源整合能力。一方面，在混合所有制改革背景下，民企参股国企增进了组织合法性，有利于缓解民企在资源获取过程中的“产权性质歧视”风险，增强民企的资源基础。另一方面，由于在混改框架内，民企可以学习到国企更加规范的治理机制，从而优化民企的资源配置能力。资源基础的强化以及资源配置能力的优化，有利于提高民企在国际贸易中的议价能力，表现为出口加成率的提升。其二，混合所有制改革发挥了国企对民企的“背书效应”，有利于民企开拓海外市场。在混合所有制的产权模式下，民企与国企实现了产权深度融合，增强了国企对民企的组织合法性“背书效应”，有利于推动民企开拓国际市场，并增强民企在国际市场中的定价能力，增强民企的出口加成率。

为了对上述分析进行检验，构建如下模型：

$$Markup_{i,t} = \omega_1 Treat_i \times Post_t + \alpha Z_{i,t} + \eta_i + \lambda_t + \varepsilon_{i,t}$$

(5)

式(5)中，被解释变量 *Markup* 表示企业出口加成率，基于 De Loecker 和 Warzynski(2012)的做法加以度量。

表 7 列(1)的结果表明，在未控制年度、行业固定效应的情况下，交乘项 *Treat*×*Post* 的系数显著为正，说明混合所有制改革有利于增强民企的出口加成率。进一步地，在列(2)中，同时控制年度、行业固定效应，发现交乘项 *Treat*×*Post* 的系数依然显著为正，说明混合所有制改革有利于提高民企的出口加成率。

表 7 拓展性研究检验结果

$\dot{Y} = Markup$	(1)	(2)
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.004 *** (6.20)	0.002 *** (3.23)
控制变量	是	是
年度固定效应	否	是
行业固定效应	否	是
调整 R ²	0.50	0.73
观测值	2 879	2 644

七、研究结论与政策启示

本文基于债券信用利差这一经济后果,围绕民企“融资难”“融资贵”的问题探讨了民企参股国企之后的影响。基本检验结果表明,民企在参与混改之后,其债券信用利差显著降低。机制检验结果表明,资源获取效应、产权保护效应、信号传递效应、合法性增进效应在其中发挥了机制性作用。进一步异质性分析结果表明,当民企参股多家国企、在国企中持股年限较长、与被持股的国企处于同一行业中、与被持股的国企地理距离较小、民企存在 QFII 持股的情况下,民企参股国企对债券信用利差的抑制作用更强。进一步拓展性研究表明,混合所有制改革有利于提高民企的出口加成率。

上述研究结论具有重要启示。其一,完善债券市场的信用评级制度。债券市场是信号市场,民企参股国企后能够缓解债券信用利差,一个重要原因在于民企参与混改之后向债券市场传递了有利信号,缓解了债券市场投资者对企业风险的担忧。基于此,在发展债券市场过程中,要注重信用评级制度的建设。信用评级是影响债券市场投资者进行投资决策的重要信息渠道,也综合反映了企业的经营状况及风险。其二,民营企业要积极整合外部资源。民企通过参股国企有效降低了债券融资成本,原因在于民企通过参与混合所有制改革实现了资源获取效应、产权保护效应、信号传递效应、合法性增进效应,有效整合了国企优势资源。在民企外部资源可得性相对较弱的情况下,应当采取积极措施,提高对外部资源的整合能力。其三,民企要恰当选择参股对象。本文的研究结果表明,当民企与其所参股的国企处于同一行业中,其债券信用利差能够得到更有效地缓解。基于此,民企在选择参股对象时要充分考虑内外部环境,选择恰当的参股对象。其四,积极发挥混合所有制改革对民企高质量“走出去”的促进作用。本文拓展性研究结果表明,混合所有制改革能够提高民企出口加成率。因此,应当积极在混合所有制改革框架内,有序推动民营资本与国有资本深度融合,发挥混合所有制改革对于提高民企发展质量的逆向赋能效应。

[参考文献]

- [1]何德旭,曾敏,张硕楠.国有资本参股如何影响民营企业——基于债务融资视角的研究[J].管理世界,2022(11):189-206.
- [2]黄晓珊,马新啸.混合所有制改革能提升国有企业数字化水平吗[J].研究与发展管理,2023(5):16-28.
- [3]姜军,申丹琳,江轩宇,等.债权人保护与企业创新[J].金融研究,2017(11):128-149.
- [4]孔祥贞,张华,田佳禾.国有企业混合所有制改革的出口效应研究[J].世界经济研究,2021(5):116-133+136.
- [5]李雪,罗进辉,黄泽悦.“原罪”嫌疑,制度环境与民营企业慈善捐赠[J].会计研究,2020(1):135-144.
- [6]林晚发,赵仲匡,刘岩,等.银行承销商投资角色与债券定价效率——基于严控债券代持业务的自然实验分析[J].中国工业经济,2023(9):98-116.
- [7]刘绍荣,夏宁敏,胡方敏,等.产业赋能平台:成就产业互联网时代的高维新物种[M].北京:中信出版社,2021.21-30.

- [8] 卢峰, 姚洋. 金融压抑下的法治、金融发展和经济增长[J]. 中国社会科学, 2004(1): 42-55.
- [9] 马新啸, 黄晓珊. 国有企业混合所有制改革与劳动投资效率双向优化[J]. 财贸研究, 2023(11): 84-98.
- [10] 马新啸, 汤泰劼, 蔡贵龙. 非国有股东治理与国有企业去僵尸化——来自国有上市公司董事会“混合”的经验证据[J]. 金融研究, 2021a(3): 95-113.
- [11] 马新啸, 汤泰劼, 郑国坚. 非国有股东治理与国有企业的税收规避和纳税贡献[J]. 管理世界, 2021b(6): 128-141.
- [12] 马新啸, 汤泰劼, 郑国坚. 非国有股东治理与国有资本金融稳定——基于股价崩盘风险的视角[J]. 财经研究, 2021c(3): 35-49.
- [13] 潘越, 汤旭东, 宁博, 等. 连锁股东与企业投资效率: 治理协同还是竞争合谋[J]. 中国工业经济, 2020(2): 136-164.
- [14] 彭飞, 王玲, 吴华清. 民营企业缘何参与国有企业混合所有制改革: 来自出口市场的证据[J]. 世界经济研究, 2023(2): 105-118+136.
- [15] 宋佳莹. 地方政府干预、民营企业市场进入与经济增长: 政企关系视角[J]. 江苏大学学报(社会科学版), 2024(4): 101-114.
- [16] 孙亮, 刘春. 民营企业因何引入国有股东——来自向下调整盈余的证据[J]. 财经研究, 2021(8): 109-122.
- [17] 田光宁, 杨璐. 国有企业混合所有制改革的治理效应研究: 基于企业债务违约风险的视角[J]. 金融评论, 2023(5): 56-76.
- [18] 田利辉, 张伟. 政企关联和我国股票发行抑价: “政企不分”如何影响证券市场[J]. 财经研究, 2014(6): 16-26.
- [19] 吴崇, 陈美花, 岳梦瑶. 逆向技术溢出视域下混改对国企创新的影响[J]. 科学学研究, 2023(4): 757-768.
- [20] 吴崇, 岳梦瑶, 陈美花. 外资参股模仿同构促进了“走出去”国企创新绩效吗[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2024(1): 139-156.
- [21] 邢斐, 周泰云, 李根丽. 机构交叉持股能抑制企业避税吗[J]. 经济管理, 2021(5): 125-141.
- [22] 杨栩, 廖珊, 张平. 生态创新、利益相关者关系嵌入性、新创企业合法性关系研究[J]. 管理评论, 2020(9): 107-117.
- [23] 章刚勇, 王立彦, 文芳. 集体声誉、产权性质与债务融资——基于中国高校系上市公司的准自然实验[J]. 中国软科学, 2022(4): 183-192.
- [24] 张敏, 童丽静, 许浩然. 社会网络与企业风险承担——基于我国上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2015(11): 161-175.
- [25] 张烧, 杨小伟. 国有股权参股如何影响民营企业信用评级[J]. 审计与经济研究, 2023(5): 108-118.
- [26] 周率, 尹志超, 高若瑜. 资本市场开放、企业创新与产品市场竞争力: 基于 QFII 制度视角[J]. 改革, 2022(12): 119-135.
- [27] AUER L. Investment Decision-making Using Real Options Analysis[J]. International Journal of Services Economics & Management, 2013, 5(1): 21-40.
- [28] BIAO X, WALLANCE N D, PETER J D. Earnings Management and Corporate Governance: The Role of the Board and the Audit Committee[J]. Journal of Corporate Finance, 2001, 9(3): 295-316.
- [29] DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and Firm-level Export Status[J]. The American Review, 2012, 102(6): 2437-2471.
- [30] GRIOD X. Proximity and Investment: Evidence from Plant-level Data[J]. Quarterly Journal of Economics, 2023, 128(2): 861-915.
- [31] SLA B, MU Z A. The Impact of Analysts' Attention and Research Reports' Attention on Corporate Bond Credit Spreads in China[J]. Procedia Computer Science, 2022, 199(2): 284-292.
- [32] ZHANG J, ZHOU C, EBBERS H. Completion of Chinese Oversea Acquisitions: Institutional Perspective and Evidence[J]. International Business Review, 2020, 32(1): 1-25.

Mixed Ownership Reform and Corporate Bond Credit Spreads of Private Enterprises — A Study from the Perspective of Reverse Empowerment

WANG Jingyu¹, ZHENG Jianming², YANG Ce¹

(1. School of Accountancy, Beijing Wuzi University, Beijing, 101149;

2. Business School, University of International Business and Economics, Beijing, 100029)

Abstract: Taking Chinese listed companies from 2010 to 2023 as the research object, this paper empirically examined the impact of mixed ownership reform on the corporate bond credit spreads of private enterprises from the perspective of private enterprises' equity participation in state-owned enterprises (SOEs). The findings reveal that private enterprises' equity participation in SOEs has a reverse empowerment effect, which helps reduce corporate bond credit spreads. The mechanism of action is manifested in the resource acquisition effect, property rights protection effect, signal transmission effect, and organizational legitimacy enhancement effect. Heterogeneity analysis shows that the reducing effect of mixed ownership reform on corporate bond credit spreads is more significant when private enterprises hold equity in multiple SOEs, have a long-term shareholding in SOEs, operate in the same industry as the invested SOEs, are geographically close to the SOEs, or have QFII (Qualified Foreign Institutional Investor) holdings. Extended research results indicate that mixed ownership reform is conducive to increasing the export markup rate of private enterprises. This study helps construct the logical relationship between mixed ownership reform and bond market reactions and enriches the research on the economic effects of mixed ownership reform.

Keywords: Mixed Ownership Reform; Corporate Bond Credit Spreads; Private Enterprises

(责任编辑 祝子白 白光)