



# 政企关系与企业特质风险

陈作华<sup>1</sup>, 刘子旭<sup>2</sup>

1 山东财经大学 会计学院, 济南 250014

2 东北财经大学 会计学院, 辽宁 大连 116025

**摘要:**民营企业是中国经济社会发展的重要力量,在就业、税收和促进经济发展等方面发挥着重要作用。然而相对于国有企业,民营企业在获取关键资源和营商环境等方面仍处于劣势。民营企业参政议政构建的政企关系成为正式制度不完善时的替代机制,对民营企业的长远发展至关重要。政企关系既可能有助于民营企业应对特质风险,又可能加剧民营企业特质风险,已有研究尚未针对二者关系给出系统的理论梳理和实证检验。

以2008年至2016年沪深两市民营上市企业为研究样本,手工收集民营企业参政议政的数据,运用CAPM单因素模型、Fama-French三因素模型和Fama-French五因素模型测量企业特质风险,采用最小二乘多元回归方法实证检验民营企业参政议政建立的政企关系对企业特质风险的影响。进一步地,利用中介因子检验法,检验政企关系影响企业特质风险的作用机理。

研究表明,政企关系与企业特质风险显著负相关;运用Heckman两阶段控制可能的自选择问题后,政企关系与企业特质风险仍显著负相关;运用倾向得分匹配法测试二者的关系,发现企业特质风险在处理组与控制组之间存在显著差异,处理组特质风险显著更低。进一步基于中介效应检验考察政企关系影响企业特质风险的作用机理,发现政企关系缓解了融资约束,进而有助于民营企业有效应对特质风险;相对于弱政企关系,强政企关系对企业特质风险的影响更为显著。

研究结果丰富和拓展了政企关系经济后果研究,回答了政企关系影响企业特质风险的作用机理,为政企关系研究提供了新的视角;提升了对企业特质风险影响因素的认知,融资约束是企业特质风险的重要来源和影响因素;为民营企业有效应对和化解企业风险提供了重要借鉴,具有启示意义。

**关键词:** 政企关系; 特质风险; 民营企业; 融资约束; 中介效应

**中图分类号:** F270

**文献标识码:** A

**doi:** 10.3969/j.issn.1672-0334.2019.04.004

**文章编号:** 1672-0334(2019)04-0048-14

## 引言

民营企业是中国经济社会发展的重要力量,在吸纳就业、创造税收和促进经济发展等方面发挥着重要作用。尽管政府为民营企业发展提供了越来越规范的制度保障,营造出越来越公平的竞争环境,然而相对于国有企业,民营企业在获取关键资源和营

商环境等方面仍然处于劣势。在中国当前转型经济体制下,政府在资源配置中仍发挥着关键作用,而与市场经济快速发展相匹配的法律制度、产权保护机制等制度建设尚不完备,民营企业与政府建立的政企关系成为正式制度不完善时的替代机制,成为民营企业维护自身利益的保险机制<sup>[1-2]</sup>。民营企业

**收稿日期:** 2018-11-09 **修返日期:** 2019-06-07

**基金项目:** 山东省自然科学基金(ZR2018MG008);黑龙江省哲学社会科学规划项目(19GLE322)

**作者简介:** 陈作华,管理学博士,山东财经大学会计学院讲师,研究方向为资本市场会计、内部控制和公司税收等,代表性学术成果为“融资约束、内部控制与企业避税”,发表在《管理科学》2018年第3期, E-mail: chenzh-2001@163.com

刘子旭,东北财经大学会计学院博士研究生,研究方向为财务管理和公司治理等,代表性学术成果为“民营企业政治关联对财务柔性储备的替代作用研究”,发表在《管理科学》2016年第5期, E-mail: atonman@163.com

家为扭转获取资源和营商环境面临的劣势,通过参政议政与政府建立和发展良好的关系成为企业制定发展战略的重要考量。特质风险是企业特有风险,科学应对这一风险对企业成长和发展有重要影响,它与市场因素和经济因素引起的系统风险存在显著区别。企业家参政议政与政府建立政企关系,是企业内外因素沟通的重要媒介,可能对企业特质风险产生影响。为此,本研究基于民营企业参政议政视角,考察政企关系对民营企业特质风险的影响;进一步地,探索政企关系影响企业特质风险的作用机理。

## 1 相关研究评述

构建良好的政企关系对企业发展至关重要,民营企业普遍认识到这一点,积极参政议政成为民营企业与政府建立政企关系的重要方式之一<sup>[3]</sup>。已有大量研究基于民营企业参政议政视角探讨政企关系对民营企业的影响,主要形成了两类观点:一方面,政企关系有助于企业获取资源、提高绩效和创造价值。良好的政企关系使企业更易于获取银行等金融机构的优惠贷款<sup>[4-5]</sup>,更易于通过股权融资的审批<sup>[6-7]</sup>,从而缓解融资约束<sup>[8]</sup>,提升企业的资源获取能力<sup>[9]</sup>;良好的政企关系还可以减轻企业税负,产生避税效应<sup>[10-11]</sup>;政企关系有助于企业享有获取政府合同的优先权<sup>[12]</sup>,陷入财务困境时更易获得政府救助,摆脱困境<sup>[1,13]</sup>;政企关系能为企业创造较为宽松的监管环境,即使企业有欺诈行为也能推迟欺诈被发现的时间,且惩罚较轻<sup>[14-15]</sup>。因此,构建良好的政企关系使民营企业在信息占有、获取金融资源上具有明显的优势,有助于提高绩效和创造价值,关系到民营企业的生存和发展。

另一方面,虽然构建政企关系对民营企业至关重要,但是政企关系可能影响企业绩效,降低企业价值。企业通过参政议政建立政企关系需要付出成本,需要帮助政府达成社会政策目标<sup>[16]</sup>,如帮助政府实现扩大就业、促进社会稳定的目标<sup>[17]</sup>;政企关系也可能抑制企业未来发展的创造性投入,阻碍企业创新活动,降低创新效率<sup>[18-19]</sup>;政企关系导致资源错配,促使金融机构向无效率企业放贷,并助长了贷款企业的过度投资<sup>[20]</sup>。

上述已有研究表明,民营企业通过参政议政与政府建立政企关系对企业的影响可能存在两面性,即具有双刃剑效应,既可能有助于民营企业获取资源和创造价值,又可能对企业绩效和价值创造带来负面影响。

特质风险是指由企业管理水平高低、新专利技术采用、固定资产投资等企业特定因素引起的,外部投资者通过投资组合可以分散的风险。特质风险是企业特定因素引发的,与外部经济因素或市场因素引起的系统风险存在本质差异。当前,学者们既有从会计信息质量<sup>[21]</sup>、内部控制质量<sup>[22-23]</sup>等内部因素,又有从产品市场竞争<sup>[24]</sup>、环境不确定性<sup>[25]</sup>等外

部因素研究企业特质风险的影响因素。企业家参政议政与政府建立起政企关系,是企业内外因素沟通的重要媒介,可能对企业特质风险产生影响。政企关系的双刃剑效应可能帮助企业规避特质风险,也可能加剧特质风险,当前二者关系未有定论,已有研究未对二者的关系给出系统的理论梳理和实证检验,也未探索其作用机理。对政企关系与企业特质风险关系的探索有助于拓展政企关系经济后果研究,丰富人们对企业特质风险影响因素的认知,为民营企业有效应对特质风险提供启示。

## 2 理论分析和研究假设

与国有企业相比,民营企业在获取关键资源和发展环境等方面处于劣势,但是民营企业通过聘请具有参政议政能力的人士参与企业管理,或民营企业积极参政议政与政府建立政企关系,可能会部分扭转其劣势地位,帮助企业应对和化解极端事件带来的波动性和不确定性,降低特质风险。

(1)通过参政议政构建政企关系有助于民营企业获取金融支持。当前,国有商业银行在金融体系中占据主导地位,掌握大部分金融资源。四大国有商业银行常常依据所有制性质发放贷款,金融资源主要流向了国有资本控股的企业,民营企业无法取得与国有企业或国有控股企业平等的融资地位<sup>[26]</sup>。因此,与国有企业相比,民营企业面临严重的金融资源短缺,成为企业发展过程中的重要风险来源。而政府与商业银行之间关系紧密,政府通过持股和政府治理影响商业银行的资源分配<sup>[27]</sup>。因而,缓解资源困境和降低资金短缺风险便成为民营企业建立政企关系的主要目的。良好的政企关系有助于民营企业获取与国有企业类似的优惠待遇,降低金融部门对民营企业的制度性歧视。而且,政企关系有助于降低资金供求双方之间的信息不对称程度,被金融机构视为一种隐性的担保。因而政企关系使民营企业在获取银行贷款方面更有优势,能够更有针对性地应对未来信贷风险的变化<sup>[1,4]</sup>。

(2)通过参政议政构建政企关系有助于民营企业获取政府资助和采购合同。在经济转型中,政府在资源配置中仍扮演重要角色,控制着企业发展所需的重要资源。由于私有财产权的法律保护制度不完善,与国有企业相比,民营企业在法律、政策和产权保护上均未获得平等对待,民营企业的发展面临更大的风险和不确定性<sup>[28]</sup>。在国有经济仍占主导地位以及政府在资源配置中仍扮演重要角色的现实情况下,积极建立和培育政企关系以获取公平竞争环境甚至政府优惠待遇,成为民营企业应对风险的重要手段。经验研究也表明,政企关系有助于企业在政府资金分配中得到优惠对待,尤其是在遭遇流动性危机或陷入财务困境时更是如此<sup>[13]</sup>。因此,政企关系是一种保险机制,能够降低制度、法律和政策给企业带来的不确定性和不利影响。

政治经济学研究表明,无论在发展中国家还是



发达国家,与政府建立良好的关系是有价值的资源,是影响企业战略选择的重要安排,深刻影响微观企业的经营战略,有助于企业获取市场优势。民营企业积极谋求政企关系,赢得更多政府支持,更易于突破行业进入壁垒,赢取更多的政府订单<sup>[12,29]</sup>。因而,政企关系有助于民营企业在激烈的市场竞争中保持经营稳定和市场影响力。

(3)通过参政议政构建政企关系更易于给民营企业带来信息优势。政企关系为民营企业接近政府和立法机构提供了机会,使民营企业更易于获取与企业发展相关的法律和重要政策制定等方面的信息,从而掌握信息优势。政企关系给民营企业带来的信息优势有助于它们根据法律或执法的变化制定符合未来发展的融资战略、投资战略、经营战略和税收战略等,更迅速和更有针对性地应对政府政策和法律变化带来的不确定性,确保企业未来发展战略的稳定性。

一般而言,民营企业是更为典型的风险规避型企业<sup>[30]</sup>,建立政企关系使民营企业更易于获取优惠贷款、政府资助和信息优势,政企关系成为民营企业应对极端风险的保险机制<sup>[1]</sup>。因而,通过参政议政构建的政企关系有助于民营企业应对和化解特质风险。因此,本研究提出假设。

$H_{1a}$  在其他因素不变的情形下,民营企业家参政议政构建的政企关系有助于民营企业应对特质风险。

然而,民营企业家参政议政对民营企业的影响具有两面性,即双刃剑效应,可能加剧企业特有因素引发的波动性和不确定性,导致特质风险增大。

(1)通过参政议政构建的政企关系可能造成民营企业的高杠杆率和增加低效投资,从而加剧特质风险。理论分析和经验研究表明,政企关系使民营企业更易于获取金融机构的优惠贷款,然而正是这一优势导致建立政企关系的民营企业有较高的杠杆率,且会计业绩较差<sup>[31]</sup>。而且民营企业获得优惠贷款后的低效投资对企业价值造成了负面影响。张雯等<sup>[20]</sup>研究发现,政治关联助长民营企业实施了更多大规模的并购,对并购绩效有显著的负面影响,其并购绩效显著低于其他企业;袁建国等<sup>[18]</sup>研究发现,政治关联阻碍了企业自主创新活动,降低了创新效率,加剧了企业粗放式发展,并最终无益于改善经济增长质量;张兴亮等<sup>[32]</sup>认为政治关联降低了信贷资金的配置效率。因此,政企关系不但造成民营企业较高的杠杆率,还增加管理层的低效率投资,造成金融资源配置扭曲和资源浪费,企业特质风险随之加剧。

(2)通过参政议政构建的政企关系可能增加民营企业控股股东的掏空行为,从而加剧特质风险。民营企业建立与政府的良好关系,中小股东可能认为监管者不会严格执行监管标准以保护他们的利益<sup>[33]</sup>。欺诈性夸大盈余的民营企业,如果与政府已经建立良好的关系,可能经历更为宽松和仁慈的监

督<sup>[14]</sup>。由于来自监管者的约束较少,政企关系的建立可能增加民营企业控股股东转移企业资源的行为,补偿因建立政企关系而发生的成本。因此,政企关系可能导致降低企业价值的掏空行为,损害中小投资者利益,导致企业不稳定,加剧特质风险。

(3)通过参政议政构建的政企关系可能加大低质量的信息披露,加剧民营企业特质风险。建立政企关系使民营企业的高管较少关注信息披露质量,披露高质量盈余信息的动机不强。这主要是因为政企关系为民营企业带来更多来自政府或官员的庇护,CORREIA<sup>[15]</sup>研究发现,政企关系使企业有较小的可能性卷入到美国证券交易委员会强制执行活动中,而且一旦被美国证券交易委员会检举,其面临的罚款比较低。正是因为政企关系为高管低质量的信息披露提供庇护,政企关系便成为信息披露质量较差的替代品<sup>[34]</sup>,而较差的信息披露质量加剧企业特质风险<sup>[35]</sup>。

(4)通过参政议政构建的政企关系可能加重民营企业的社会负担,从而加剧特质风险。民营企业积极谋求与政府构建良好的政企关系需要付出相应代价。例如,为帮助政府达成社会政策目标<sup>[16]</sup>,可能更多地参与低效率的并购重组,可能雇佣更多的员工以减轻地方政府的就业压力,并承担更高的薪酬成本<sup>[17]</sup>。因此,政企关系可能使民营企业因承担过多的社会负担而对企业绩效带来不利影响,从而加剧企业特质风险。

综上所述,通过参政议政构建政企关系可能带来民营企业的高杠杆率、低效率投资、控股股东的掏空行为、较差的信息披露质量和沉重的社会负担,造成经营和财务不稳定,从而面临较高的特质风险。因此,本研究提出与 $H_{1a}$ 相对的竞争性假设。

$H_{1b}$  在其他因素不变的情形下,民营企业家参政议政构建的政企关系不利于民营企业应对特质风险。

### 3 研究设计

#### 3.1 实证模型设定

参考ASHBAUGH-SKAIFE et al.<sup>[22]</sup>、方红星等<sup>[23]</sup>和DENNIS et al.<sup>[36]</sup>的研究构建模型进行OLS回归,以检验前述假设。基于混合截面数据的OLS回归存在偏差,因此,回归过程中按照企业代码进行聚类调整,修正回归标准误,保证结果稳健。具体模型为

$$\begin{aligned} Iris = & \chi_0 + \chi_1 Ger + \chi_2 Vcf + \chi_3 Cfo + \chi_4 Siz + \chi_5 Lev + \\ & \chi_6 Roe + \chi_7 Bm + \chi_8 Div + \chi_9 Age + \chi_{10} Ins + \\ & \sum Ind + \sum Yea + \zeta \end{aligned} \quad (1)$$

其中, $\chi_0$ 为截距项, $\chi_1$ 为解释变量的估计系数, $\chi_2 \sim \chi_{10}$ 为控制变量的估计系数, $Ind$ 和 $Yea$ 分别为行业和年度虚拟变量, $\zeta$ 为残差项。其他变量定义见表1。

#### 3.2 变量定义

##### 3.2.1 特质风险

本研究采用单因素模型对特质风险进行测量,

表1 变量定义  
Table 1 Definition of Variables

变量代码	变量名称	变量定义
<i>Iris1</i>	特质风险	单因素模型回归残差的标准差(流通市值加权)
<i>Iris2</i>	特质风险	单因素模型回归残差的标准差(总市值加权)
<i>Ger1</i>	政企关系	实际控制人曾任或现任各级人大代表、政协委员、工商联委员取值为1,其他取值为0
<i>Ger2</i>	政企关系	董事长和总经理曾任或现任各级人大代表、政协委员、工商联委员取值为1,其他取值为0
<i>Vcf</i>	现金流波动性	过去5年经营活动产生的现金净流量与总资产比值的标准差
<i>Cfo</i>	经营性现金净流量	$\frac{\text{经营活动产生的现金净流量}}{\text{总资产}}$
<i>Siz</i>	企业规模	总资产的自然对数
<i>Lev</i>	杠杆率	$\frac{\text{总负债}}{\text{总资产}}$
<i>Roe</i>	净资产收益率	$\frac{\text{企业净利润}}{\text{净资产}}$
<i>Bm</i>	账市比	$\frac{\text{权益账面价值}}{\text{权益市场价值}}$
<i>Div</i>	股利支付	支付股利取值为1,否则取值为0
<i>Age</i>	上市年限	上市企业上市的年限
<i>Ins</i>	机构投资者持股比例	机构投资者持股比例
<i>Ind</i>	行业	中国证监会公布的行业分类
<i>Yea</i>	年份	2008年至2016年,设置8个年度虚拟变量

并采用Fama-French三因子模型和Fama-French五因子模型测量特质风险以检验结论的稳健性。对样本中每个上市企业或每只股票,将过去4年中至少36个月的个股月超额回报按月对市场超额回报进行时间序列回归,得出残差。残差的标准差即为特质风险。具体计算模型为

$$R_{i,t} - R_{f,t} = a_i + b_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

其中, $R_{i,t}$ 为第*i*只股票的月市场收益率, $R_{f,t}$ 为无风险利率, $R_{m,t}$ 为第*i*只股票的市场综合收益率, $a_i$ 为截距项, $b_i$ 为估计系数, $\varepsilon_{i,t}$ 为残差项。在具体检验时分别选择持有期流通市值加权市场月收益率和总市值加权市场月收益率。因此,也将特质风险区分为流通市值加权和总市值加权两类,即*Iris1*和*Iris2*。

### 3.2.2 政企关系

民营企业通过参政议政的方式与政府建立政治关系,是民营企业构建政企关系的重要方式。因此,基于实际控制人是否参政议政以及董事长和总经理是否参政议政两个维度测量政企关系。

### 3.2.3 控制变量

在选择控制变量时,借鉴ASHBAUGH-SKAIFE et al.<sup>[22]</sup>、方红星等<sup>[23]</sup>和DENNIS et al.<sup>[36]</sup>的研究,控制以下因素对特质风险的影响:①现金流波动性,现金流波动性越强,企业特质风险越高,预计与特质风险正相关;②经营性现金净流量,企业经营性现金净流量越多,企业经营越好,发生财务危机的可能性越小,特质风险越低,预计与特质风险负相关;③企业规模,大规模企业较为成熟,风险程度较低,预计与特质风险负相关;④财务杠杆,以杠杆率作为测量指标,企业杠杆比率越大,发生债务危机的可能性越高,特质风险可能越高,预计与特质风险正相关;⑤经营业绩,以净资产收益率作为测量指标,预计与特质风险负相关;⑥账市比,价值型企业经营稳健,特质风险较小,预计与特质风险负相关;⑦股利支付,支付股利的企业经营成熟、稳健,特质风险较小,预计与特质风险负相关;⑧上市年限,企业上市年限越长,经营越成熟、稳定,特质风险较低,预计与特质风险负相关;⑨机构投资者持股比例,机构投资者持股比例越高,对企业的治理效应越强,企业特质风险越低,预计与特质风险负相关。此外,还控制行业和年度固定效应。

### 3.3 样本选择和数据来源

本研究选取2008年至2016年中国沪深两市A股民营上市企业为研究样本。样本选择遵循以下基本原则:①剔除实际控制人为非自然人的上市企业样本;②剔除ST、PT的上市企业;③剔除金融保险业上市企业;④测量企业特质风险需要企业当年和前3年共4年的个股月回报率,删除前4年个股月回报率个数少于36个的企业样本。最终得到企业年度观测样本5177个。对所有连续变量进行上下1%的Winsorize处理。

基于研究目的,本研究手工收集民营企业参政议政的数据。首先,通过阅读年报找到上市企业实际控制人、董事长和总经理姓名;其次,通过百度搜索查询并细致甄别是否以及何时担任人大代表或政协委员和政府官员等职务,对模糊不清的样本则通过查询上市企业注册地人大或政协官网,搜索人大代表名单或政协委员名单,进行对比。最后,通过CSMAR上市公司高管特征数据库,进行一一比对,以最大程度保证民营企业参政议政数据的准确性。

## 4 实证结果和分析

### 4.1 描述性统计

表2给出主要变量的样本描述性统计结果。*Iris1*和*Iris2*的均值分别为0.121和0.122,中位数分别为0.114和0.115,表明样本上市企业特质风险左偏。

表2 描述性统计结果  
Table 2 Results for Descriptive Statistics

变量	均值	25分位	中位数	75分位	标准差	最小值	最大值
<i>Iris1</i>	0.121	0.095	0.114	0.138	0.038	0.059	0.276
<i>Iris2</i>	0.122	0.096	0.115	0.141	0.039	0.059	0.276
<i>Ger1</i>	0.549	0	1	1	0.498	0	1
<i>Ger2</i>	0.611	0	1	1	0.488	0	1
<i>Vcf</i>	0.061	0.031	0.049	0.077	0.043	0.009	0.251
<i>Cfo</i>	0.041	0	0.041	0.085	0.078	-0.210	0.255
<i>Siz</i>	21.657	20.942	21.595	22.282	1.028	19.226	24.632
<i>Lev</i>	0.425	0.267	0.420	0.572	0.200	0.048	0.876
<i>Roe</i>	0.067	0.026	0.067	0.117	0.108	-0.498	0.356
<i>Bm</i>	0.703	0.301	0.514	0.872	0.624	0.072	3.514
<i>Div</i>	0.677	0	1	1	0.468	0	1
<i>Age</i>	8.817	4	7	13	5.374	3	22
<i>Ins</i>	0.349	0.154	0.329	0.521	0.227	0.001	0.856

注:样本量为5177。

*Ger1*和*Ger2*的均值分别为0.549和0.611,中位数均为1,表明民营上市企业中至少有半数民营企业通过参政议政方式建立政企关系。

为进一步检验政企关系与特质风险之间的关系,依据*Ger1*分组,当*Ger1*取值为1时表示政企关系组,*Ger1*取值为0时表示无政企关系组,分别进行均值差异t检验和中位数差异 $\chi^2$ 检验,以比较政企关系组与无政企关系组的特质风险及主要控制变量是否存在显著差异。单变量分析结果见表3,无政企关系组的*Iris1*和*Iris2*的均值分别为0.127和0.128,政企关系组*Iris1*和*Iris2*的均值分别为0.116和0.117,无政企关系组与政企关系组相比,均值差异均为0.011,均在1%水平上显著。与均值差异类似,中位数差异也均在1%水平上显著。单变量分析表明,相对于无政企关系组,政企关系组的特质风险显著更低, $H_{1a}$ 得到初步验证。

#### 4.2 相关性分析

表4给出因变量与自变量及主要控制变量之间的相关关系。由表4可知,*Iris1*与*Ger1*和*Ger2*均在1%水平上显著负相关,*Iris2*与*Ger1*和*Ger2*也均在1%水平上显著负相关,说明政企关系与特质风险显著负相关,民营企业建立政企关系有助于降低企业特质风险,政企关系具有避险效应,初步验证了 $H_{1a}$ 。为检验解释变量与控制变量之间是否存在严重的多重共线性问题,对各变量进行容忍度分析和方差膨胀因子分析。分析结果表明,各变量的方差膨胀因子介

于1.080~2.050之间,远小于10;容忍度介于0.490~0.990之间,远大于0.100。说明不存在严重的多重共线性问题。

表3 单变量分析结果  
Table 3 Results for Univariate Analysis

变量	无政企关系组		政企关系组		均值差异 t检验	中位数差异 $\chi^2$ 检验
	均值	中位数	均值	中位数		
<i>Iris1</i>	0.127	0.119	0.116	0.110	0.011***	79.120***
<i>Iris2</i>	0.128	0.121	0.117	0.112	0.011***	53.740***
<i>Vcf</i>	0.065	0.052	0.058	0.047	0.007***	23.202***
<i>Cfo</i>	0.037	0.036	0.044	0.044	-0.007***	12.693***
<i>Siz</i>	21.429	21.380	21.844	21.744	-0.415***	103.116***
<i>Lev</i>	0.418	0.408	0.430	0.429	-0.012**	5.980**
<i>Roe</i>	0.058	0.061	0.074	0.071	-0.016***	16.985***
<i>Bm</i>	0.619	0.454	0.774	0.564	-0.155***	60.970***
<i>Age</i>	9.522	8	8.238	6	1.284***	42.143***
<i>Ins</i>	0.328	0.303	0.366	0.357	-0.038***	26.861***

注:\*\*\*为在1%水平上显著,\*\*为在5%水平上显著,下同。

表4 相关系数  
Table 4 Correlation Coefficients

变量	<i>Iris1</i>	<i>Iris2</i>	<i>Ger1</i>	<i>Ger2</i>	<i>Vcf</i>	<i>Cfo</i>	<i>Siz</i>	<i>Lev</i>	<i>Roe</i>	<i>Bm</i>	<i>Div</i>	<i>Age</i>
<i>Iris2</i>	0.989***	1										
<i>Ger1</i>	-0.137***	-0.138***	1									
<i>Ger2</i>	-0.134***	-0.134***	0.711***	1								
<i>Vcf</i>	0.110***	0.119***	-0.077***	-0.075***	1							
<i>Cfo</i>	-0.041***	-0.041***	0.043***	0.062***	-0.086***	1						
<i>Siz</i>	-0.151***	-0.165***	0.201***	0.184***	-0.067***	-0.017	1					
<i>Lev</i>	-0.023*	0.002	0.030**	0.059***	0.136***	-0.172***	0.418***	1				
<i>Roe</i>	-0.018	-0.022	0.073***	0.040***	-0.007	0.257***	0.227***	-0.074***	1			
<i>Bm</i>	-0.305***	-0.276***	0.123***	0.109***	0.068***	-0.140***	0.528***	0.545***	-0.049***	1		
<i>Div</i>	-0.137***	-0.168***	0.115***	0.076***	-0.185***	0.203***	0.245***	-0.189***	0.374***	0.001	1	
<i>Age</i>	-0.039***	-0.022	-0.119***	-0.064***	0.232***	-0.084***	0.121***	0.308***	-0.039***	0.183***	-0.273***	1
<i>Ins</i>	-0.099***	-0.109***	0.082***	0.123***	0.007	0.103***	0.293***	0.100***	0.237***	0.065***	0.165***	0.089***

注: \*为在10%水平上显著,下同。

4.3 多元回归分析

表5给出政企关系对企业特质风险的回归结果,第2列和第3列分别给出*Ger1*对*Iris1*和*Iris2*的回归结果,回归系数均为-0.004,*t*值分别为-3.038和-3.121,均在1%水平上显著, $H_{1a}$ 得到验证。第4列和第5列分别给出*Ger2*对*Iris1*和*Iris2*的回归结果,回归系数均为-0.004,*t*值分别为-3.038和-3.120,也均在1%水平上显著, $H_{1a}$ 再次得到验证。表5的回归结果表明,在控制其他因素的情况下,政企关系与特质风险显著负相关,民营企业家通过参政议政建立的政企关系能帮助企业应对特质风险,政企关系具有显著的避险效应。控制变量方面,*Vcf*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著正相关,表明现金流波动越强,企业特质风险越高,符合理论预期。*Cfo*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著负相关,表明现金流越充足,企业特质风险越低,符合理论预期。*Siz*与*Iris1*和*Iris2*均无显著的相关关系,表明企业规模不是企业特质风险的重要影响因素。*Lev*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著正相关,表明杠杆率越大,企业特质风险越高,符合理论预期。对于*Roe*与*Iris1*和*Iris2*的关系,第2列和第4列的结果为在10%水平上显著正相关,第3列和第5列不显著,表明盈利能力与企业特质风险的关系不明。*Bm*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著负相关,表明价值型企业特质风险较低,符合理论预期。*Div*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著负相关,表明支付股利的企业特质风险较低,符合理论预期。*Age*与*Iris1*和*Iris2*均在1%水平上显著负相关,表明企业上市年限越长,企业经营越稳定,特质风险越低,符合理论预期。*Ins*与

*Iris1*和*Iris2*在5%及以上水平上显著负相关,表明机构投资者持股比例越高,机构投资者治理效应越强,有助于降低企业特质风险,符合预期。

4.4 内生性问题的处理

民营企业通过参政议政建立政企关系的渠道主要有两种,一是各级党委和政府出于经济和政治考虑,给予优秀民营企业家政治荣誉和地位;二是民营企业聘请具有参政议政资格的人士担任企业高管<sup>[10]</sup>。政企关系的建立机制决定了高效率的优质企业更可能建立政企关系。因此,民营企业建立的政企关系可能内生于其所处环境和自身特征,是民营企业自身寻求的结果,而且这些因素也可能影响企业特质风险,上述对政企关系与特质风险关系的考察就可能受到内生性问题的影响。为此,借鉴CHEN et al.<sup>[37]</sup>和唐松等<sup>[38]</sup>的研究,采用Heckman两阶段方法和倾向得分匹配方法(PSM)尽可能克服内生性问题对结论的影响。

4.4.1 Heckman两阶段模型

第一阶段,基于民营企业家是否参政议政构建虚拟变量政企关系,并将政企关系作为被解释变量,将可能影响政企关系的变量作为解释变量并依据(3)式进行Probit回归,并估计民营企业建立政企关系的概率。通过第一阶段回归得到逆米尔斯比*Lam*,并在第二阶段回归中加入*Lam*作为额外的控制变量。

$$Pr(Ger=1) = \eta_0 + \eta_1 Ind\_r + \eta_2 Pgd + \eta_3 Def + \eta_4 Une + \eta_5 Hro + \eta_6 Siz + \eta_7 Lev + \eta_8 Roe + \psi \quad (3)$$

其中,*Ind\_r*为有政企关系的企业数量在行业占比,



表5 政企关系与企业特质风险回归结果

Table 5 Regression Results for Government-enterprise Relationship and Firm Idiosyncratic Risk

变量	Iris1	Iris2	Iris1	Iris2
Ger1	-0.004*** (-3.038)	-0.004*** (-3.121)		
Ger2			-0.004*** (-3.038)	-0.004*** (-3.120)
Vcf	0.080*** (3.705)	0.075*** (3.543)	0.079*** (3.678)	0.074*** (3.515)
Cfo	-0.021*** (-2.927)	-0.022*** (-2.986)	-0.021*** (-2.789)	-0.021*** (-2.842)
Siz	-0.001 (-0.521)	-0.0009 (-0.400)	-0.001 (-0.577)	-0.0009 (-0.455)
Lev	0.029*** (6.264)	0.028*** (6.174)	0.029*** (6.342)	0.029*** (6.253)
Roe	0.011* (1.935)	0.009 (1.517)	0.011* (1.807)	0.008 (1.387)
Bm	-0.019*** (-12.133)	-0.018*** (-11.950)	-0.019*** (-12.296)	-0.018*** (-12.129)
Div	-0.006*** (-4.013)	-0.006*** (-4.296)	-0.006*** (-4.043)	-0.006*** (-4.324)
Age	-0.001*** (-4.351)	-0.001*** (-3.980)	-0.001*** (-4.281)	-0.001*** (-3.899)
Ins	-0.008*** (-2.658)	-0.009*** (-2.866)	-0.008** (-2.494)	-0.008*** (-2.697)
截距项	0.157*** (7.870)	0.165*** (8.377)	0.159*** (8.033)	0.167*** (8.546)
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 177	5 177	5 177	5 177
调整 R <sup>2</sup>	0.296	0.322	0.296	0.322

注:标准误按照公司代码聚类 and 异方差调整;括号内数据为 t 值,下同。

设基于实际控制人政企关系的企业数量在行业中占比为  $Ind\_r1$ , 基于董事长和总经理政企关系的企业数量在行业中占比为  $Ind\_r2$ ;  $Pgd$  为省级或直辖市人均 GDP 的自然对数,  $Def$  为省级或直辖市财政赤字占 GDP 的比重,  $Une$  为省级或直辖市城镇登记失业率,  $Hro$  为企业第一大股东的持股比例,  $\eta_0$  为截距项,  $\eta_1 \sim \eta_8$  为解释变量的估计系数,  $\psi$  为残差项。

(3)式中,将  $Ind\_r$  作为工具变量放入回归中,因为有政企关系的企业数量在行业占比与政企关系相关,而与企业特质风险不存在相关性。此外,还包括3个测量企业所在省或直辖市经济发展状况的变量,分别为  $Pgd$ 、 $Def$  和  $Une$ , 这3个变量的数据取自CSMAR宏观经济数据库。Heckman回归结果见表6和表7。

表6 Heckman 第一阶段回归结果

Table 6 Regression Results for Heckman First-stage

变量	Ger1	Ger2
Ind_r1	2.108*** (13.279)	
Ind_r2		2.630*** (17.062)
Pgd	-0.272*** (-4.099)	-0.217*** (-3.308)
Def	-0.736*** (-3.247)	-0.639*** (-3.188)
Une	0.098*** (3.346)	0.096*** (3.206)
Hro	0.002 (1.087)	0.003** (2.322)
Siz	0.296*** (12.628)	0.253*** (10.633)
Lev	-0.503*** (-4.309)	-0.176 (-1.483)
Roe	0.243 (1.306)	-0.073 (-0.380)
截距项	-4.721*** (-5.400)	-4.634*** (-5.188)
行业和年份	控制	控制
样本量	5 141	5 156
伪 R <sup>2</sup>	0.101	0.120

表7 Heckman 第二阶段回归结果

Table 7 Regression Results for Heckman Second-stage

变量	I_ris1	I_ris2	I_ris1	I_ris2
Ger1	-0.004*** (-2.646)	-0.004*** (-2.752)		
Lam1	0.006 (1.532)	0.006 (1.463)		
Ger2			-0.004*** (-2.749)	-0.004*** (-2.850)
Lam2			0.003 (0.958)	0.003 (0.889)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 141	5 141	5 156	5 156
调整 R <sup>2</sup>	0.296	0.322	0.297	0.323

表6给出Heckman第一阶段回归结果,  $Ind\_r1$  和  $Ind\_r2$  的系数分别为2.108和2.630,  $t$ 值分别为13.279

和17.062,均在1%水平上显著,说明有政企关系的企业数量在行业占比显著影响民营企业建立政企关系。表7给出Heckman第二阶段回归结果,在控制逆米尔斯比的情况下,第2列和第3列 *Ger1* 的系数均为-0.004,均在1%水平上显著;第4列和第5列 *Ger2* 的系数也均为-0.004,也均在1%水平上显著。表明控制了可能的内生性问题后,政企关系对特质风险的影响仍然显著。因企业特质风险影响因素的数据存在缺失,所以表6和表7的样本量为5 141和5 156个。

4.4.2 倾向得分匹配法

为了控制民营企业建立政企关系对企业特征和环境的选择效应,采用倾向得分匹配法控制建立政企关系的民营企业与未建立政企关系的民营企业在企业特征和经济环境上的差异。采用(3)式,基于因变量 *Ger* 的Probit回归计算得出倾向得分,对 *Ger* 等于1的样本采用近邻匹配的可重复的方法得到1个最

近的样本与之匹配。

表8的A栏给出平行假设检验结果,由A栏结果可知,倾向得分匹配符合平行假设,匹配后省级经济数据 *Pgd*、*Def*、*Une* 和企业特征数据均无显著差异。在进行得分匹配后,B栏给出政企关系对其影响因素的回归结果,第3列和第4列为不符合匹配条件的回归,第3列控制行业和年份,第4列没有控制行业和年份,样本量分别为2 421和2 427,所有变量对民营企业是否建立政企关系均无显著的影响,并且(3)式整体无法拒绝 $\chi^2$ 检验。从C栏的倾向得分匹配后的结果可知, *Ger = 1* 和 *Ger = 0* 两组的特质风险 *Iris1* 和 *Iris2* 均在1%水平上存有显著差异。基于稳健性考虑,本研究采用半径匹配和核匹配方法进一步检验发现特质风险在政企关系组与无政企关系组之间仍存在显著差异。这说明,在控制了内生性问题后,政企关系对特质风险仍然有显著负向影响,表明政企

表8 倾向得分匹配结果  
Table 8 Results for Propensity Score Matching

A 栏:平行假设						B 栏:Probit 回归			
变量	<i>Ger = 1</i>	匹配前		匹配后		变量	<i>Ger1</i>		
		<i>Ger = 0</i>	差异	<i>Ger = 0</i>	差异				
<i>Ind_r1</i>	0.587	0.499	0.088*** (21.870)	0.589	-0.002 (-0.080)	<i>Ind_r1</i>	2.108*** (13.279)	-0.221 (-0.951)	-0.050 (-0.267)
<i>Pgd</i>	10.846	10.886	-0.040*** (-3.260)	10.828	0.018 (1.460)	<i>Pgd</i>	-0.272*** (-4.099)	-0.013 (-0.141)	0.030 (0.400)
<i>Def</i>	0.067	0.070	-0.003 (-1.030)	0.069	-0.002 (-0.660)	<i>Def</i>	-0.736*** (-3.247)	0.115 (0.369)	0.194 (0.682)
<i>Une</i>	3.180	3.075	0.105*** (5.290)	3.197	-0.017 (-0.950)	<i>Une</i>	0.098*** (3.346)	-0.013 (-0.304)	-0.041 (-1.019)
<i>Hro</i>	32.717	30.462	2.255*** (5.720)	33.007	-0.290 (-0.730)	<i>Hro</i>	0.002 (1.087)	0.001 (0.304)	0.0007 (0.064)
<i>Siz</i>	21.844	21.425	0.419*** (14.720)	21.817	0.027 (1.030)	<i>Siz</i>	0.296*** (12.628)	0.031 (0.952)	0.009 (0.300)
<i>Lev</i>	0.430	0.418	0.012** (2.110)	0.428	0.002 (0.070)	<i>Lev</i>	-0.503*** (-4.309)	0.101 (0.632)	0.030 (0.203)
<i>Roe</i>	0.074	0.058	0.016*** (5.290)	0.072	0.002 (1.060)	<i>Roe</i>	0.243 (1.306)	-0.122 (-0.477)	-0.071 (-0.282)
C 栏:倾向得分匹配结果						截距项	-4.721*** (-5.400)	-0.869 (-0.736)	-0.389 (-0.401)
		<i>Ger = 1</i>	<i>Ger = 0</i>	差异	<i>t</i> 值	行业和年份	控制	控制	未控制
<i>Iris1</i>	匹配前	0.116	0.127	-0.011***	-9.930	样本量	5 141	2 421	2 427
	匹配后 (ATT)	0.116	0.121	-0.005***	-3.120	伪 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.101	0.013	0.001
<i>Iris2</i>	匹配前	0.117	0.128	-0.011***	-9.950	$\chi^2$ 检验 的 <i>p</i> 值	0	0.064	0.965
	匹配后 (ATT)	0.117	0.123	-0.006***	-3.280				



关系有助于民营企业规避特质风险。

4.4.3 基于反向因果关系的再检验

为控制政企关系与企业特质风险之间可能存在的反向因果关系对本研究结论的影响,针对实际控制人或董事长和总经理首次当选人大代表或政协委员等情况,考察他们当选前后企业特质风险是否存在显著差异,即实际控制人或董事长和总经理首次当选后企业特质风险是否显著降低。具体而言,本研究剔除样本期间无政企关系和样本期间均有政企关系的企业样本,仅保留样本前期无政企关系而后期出现政企关系的样本。经过细致的样本筛选,满足上述条件的 Ger1 样本量为434, Ger2 样本量为311。据此对(1)式进行回归分析,结果见表9。由表9可知, Ger1 和 Ger2 系数的显著性降低,但仍然在5%水平上显著为负, H<sub>1a</sub> 再次得到验证。结果表明,企业实际控制人或董事长和总经理在首次当选人大代表或政协委员后,企业特质风险降低。

表9 政企关系与企业特质风险回归结果 (基于反向因果关系)

Table 9 Regression Results for Government-enterprise Relationship and Firm Idiosyncratic Risk (Based on Reverse Causality)

变量	Iris1	Iris2	Iris1	Iris2
Ger1	-0.003** (-1.993)	-0.004** (-2.176)		
Ger2			-0.004** (-2.088)	-0.004** (-2.280)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	434	434	311	311
调整 R <sup>2</sup>	0.162	0.164	0.228	0.242

4.5 稳健性检验:更换特质风险的测量方式

4.5.1 基于Fama-French三因子模型测量特质风险

基于Fama-French三因子模型回归残差的标准差对特质风险进行替代测量,对(1)式重新进行回归分析,结果见表10。Fama-French三因子模型为

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha'_i + b'_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s_iSMB_t + h_iHML_t + \varepsilon'_{i,t} \quad (4)$$

其中, SMB<sub>t</sub> 为市值因子,小市值与大市值股票组合的收益率之差; HML<sub>t</sub> 为账面市值比因子,高账面市值比与低账面市值比股票的收益率之差; α<sub>i</sub>' 为截距项, b<sub>i</sub>'、s<sub>i</sub> 和 h<sub>i</sub> 为回归系数, ε<sub>i,t</sub>' 为残差项。

表10中第2列和第3列分别给出 Ger1 对 Iris1 和 Iris2 的回归结果, Ger1 的系数均为 -0.004, t 值分别为 -2.992 和 -2.928, 均在1%水平上显著。第4列和第5列分别给出 Ger2 对 Iris1 和 Iris2 的回归结果, Ger2 的系数均为 -0.004, t 值分别为 -2.630 和 -2.567, 分别在

表10 政企关系与企业特质风险回归结果 (Fama-French三因子模型)

Table 10 Regression Results for Government-enterprise Relationship and Firm Idiosyncratic Risk (Based on Fama-French Three-factor Model)

变量	Iris1	Iris2	Iris1	Iris2
Ger1	-0.004*** (-2.992)	-0.004*** (-2.928)		
Ger2			-0.004*** (-2.630)	-0.004** (-2.567)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 177	5 177	5 177	5 177
调整 R <sup>2</sup>	0.252	0.258	0.252	0.257

1% 和5%水平上显著。表10的结果表明,民营企业政企关系具有显著规避特质风险的效应,结论稳健。

4.5.2 基于Fama-French五因子模型测量特质风险

基于Fama-French五因子模型回归残差的标准差对特质风险进行替代测量,对(1)式重新进行回归分析,结果见表11。Fama-French五因子模型为

$$R_{i,t} - R_{f,t} = \alpha''_i + b''_i(R_{m,t} - R_{f,t}) + s'_iSMB_t + h'_iHML_t + r_iRMW_t + c_iCMA_t + \varepsilon''_{i,t} \quad (5)$$

其中, RMW<sub>t</sub> 为盈利能力因子,营业利润率高与营业利润率低的股票组合收益率之差; CMA<sub>t</sub> 为投资风格因子,投资风格保守与投资风格激进的股票组合收益率之差; α<sub>i</sub>'' 为截距项, b<sub>i</sub>''、s<sub>i</sub>'、h<sub>i</sub>'、r<sub>i</sub> 和 c<sub>i</sub> 为回归系数, ε<sub>i,t</sub>'' 为残差项。

表11中, Ger1 与 Iris1 和 Iris2 在1%水平上显著负相关, Ger2 与 Iris1 和 Iris2 在1%水平上显著负相关,进一

表11 政企关系与特质风险回归结果 (Fama-French五因子模型)

Table 11 Regression Results for Government-enterprise Relationship and Firm Idiosyncratic Risk (Based on Fama-French Five-factor Model)

变量	Iris1	Iris2	Iris1	Iris2
Ger1	-0.004*** (-2.838)	-0.004*** (-2.805)		
Ger2			-0.004*** (-2.710)	-0.004*** (-2.677)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 177	5 177	5 177	5 177
调整 R <sup>2</sup>	0.250	0.256	0.250	0.256

步支持了前述结论,即民营企业政企关系有助于企业应对特质风险,政企关系具有显著的避险效应。

## 5 进一步分析

### 5.1 基于中介效应的实证检验

政企关系规避企业特质风险是通过什么途径形成的、作用机理是什么,本研究试图从融资约束角度进行中介效应检验,探索作用机理。

#### 5.1.1 模型构建和中介变量定义

为检验政企关系规避企业特质风险的作用机理,借鉴BARON et al.<sup>[39]</sup>、温忠麟等<sup>[40]</sup>和花冯涛等<sup>[25]</sup>的中介效应检验方法,构建路径模型为

$$Iris = \varphi_0 + \varphi_1 Ger + \varphi_2 Con + \xi \quad (6)$$

$$Fc = \beta_0 + \beta_1 Ger + \beta_2 Con + \omega \quad (7)$$

$$Iris = \alpha_0 + \alpha_1 Ger + \alpha_2 Fc + \alpha_3 Con + \epsilon \quad (8)$$

其中, $Fc$ 为融资约束,为政企关系与企业特质风险的中介变量; $\varphi_0$ 、 $\beta_0$ 和 $\alpha_0$ 为截距项, $\varphi_1$ 、 $\varphi_2$ 、 $\beta_1$ 、 $\beta_2$ 、 $\alpha_1$ 、 $\alpha_2$ 和 $\alpha_3$ 为估计系数, $\xi$ 、 $\omega$ 和 $\epsilon$ 为残差项。

中介效应检验程序分为3步。①观察 $\varphi_1$ 的显著性;②观察 $\beta_1$ 的显著性;③观察 $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 的显著性。当 $\varphi_1$ 和 $\beta_1$ 显著, $\alpha_1$ 不显著, $\alpha_2$ 显著,且Sobel  $z$ 值统计上显著,则中介变量存在完全中介效应;当 $\varphi_1$ 、 $\beta_1$ 、 $\alpha_1$ 和 $\alpha_2$ 都显著,但 $\alpha_1$ 绝对值小于 $\varphi_1$ 的绝对值,且Sobel  $z$ 值统计上显著,则中介变量存在部分中介效应。

参考KAPLAN et al.<sup>[41]</sup>、HADLOCK et al.<sup>[42]</sup>和陈作华等<sup>[43]</sup>的做法,按以下步骤测量企业融资约束程度:

①变量选择。选择经营性现金净流量、现金股利总额与总资产的比值( $\frac{D}{TA}$ )、现金持有量与总资产的比值( $\frac{C}{TA}$ )、杠杆率和托宾 $Q$ (Tobin's  $Q$ )5个指标进入到模型中。

②预分组。将整个研究样本分为高融资约束组和低融资约束组,用企业资产规模作为融资约束分组的基本标准,把融资约束预分组定义为 $H$ 。具体而言,对每个行业每年的样本观察值按照资产规模从大到小排序,排在前33%的样本观察值为低融资约束组( $H=0$ ),排在后33%的样本观察值为高融资约束组( $H=1$ )。③确定Logit回归模型并进行回归。将 $H$ 作为因变量对 $Cfo$ 、 $\frac{D}{TA}$ 、 $\frac{C}{TA}$ 、 $Lev$ 和Tobin's  $Q$ 进行回归,估计出各个变量的系数。④根据上述模型的回归结果,计算出每一家企业融资约束程度的高低, $Fc$ 越大,上市企业面临的融资约束程度越强。

#### 5.1.2 政企关系与企业特质风险:基于融资约束的中介效应

优序融资理论认为企业无法为好的投资机会筹集到所需资金时,只能依赖内源融资,而当企业内部资金匮乏不得不放弃有利的投资机会时,融资约束问题随之产生。众所周知,融资约束问题给企业带来诸多负面后果,它抑制了上市企业的研发投入<sup>[44-45]</sup>,加大了企业技术创新风险<sup>[46]</sup>,约束了中国

企业的出口参与<sup>[26]</sup>,诱发企业激进避税<sup>[43]</sup>,因而融资约束问题加剧了企业特质风险。已有研究一致认为良好的政企关系为企业获取银行等金融机构的优惠贷款提供便利<sup>[4-5]</sup>,更易于通过股权融资的审批<sup>[6-7]</sup>,从而缓解融资约束<sup>[8]</sup>。基于此,本研究预期,融资约束加剧企业特质风险,政企关系通过缓解融资约束从而降低企业特质风险,融资约束具有中介效应。

表12给出政企关系通过融资约束对企业特质风险产生作用的检验结果。在A栏中,第2列和第5列分别给出政企关系对企业特质风险  $Iris1$  和  $Iris2$  的回归结果, $Ger1$ 的系数均在1%水平上显著为负,表明政企关系能够有效规避企业特质风险。第3列和第6列检验  $Ger1$  对  $Fc$  的作用, $Ger1$  显著为负,表明政企关系能够缓解融资约束,支持本研究的预期。第4列和第7列为中介效应检验,与第2列相比,第4列  $Ger1$  的  $t$  值下降,与第5列的相比,第7列  $Ger1$  的  $t$  值下降,并且Sobel检验对应的  $p$  值为0。结果表明,融资约束具有部分中介效应。在B栏中,对于  $Iris1$  和  $Iris2$ ,融资约束仍具有部分中介效应。因融资约束变量存在缺失,表12中样本量比总样本量有所减少。

### 5.2 基于政企关系强弱的实证检验

实际控制人或董事长和总经理担任不同级别人大代表、政协委员或者工商联委员,可能给企业带来不同的影响,进而影响企业风险管控。基于此,将政企关系区分为强、中、弱和无政企关系4种类型,并设置3个虚拟变量。具体而言,将实际控制人或董事长和总经理为全国人大代表、全国政协委员或者全国工商联委员定义为强政企关系  $Hge1$  或  $Hge2$ ,取值为1,其他取值为0;将实际控制人或董事长和总经理为省级人大代表、省级政协委员或者省工商联委员定义为中政企关系  $Mge1$  或  $Mge2$ ,取值为1,其他取值为0;将实际控制人或董事长和总经理为市级及以下人大代表、市级及以下政协委员或者市级及以下工商联委员定义为弱政企关系  $Lge1$  或  $Lge2$ ,取值为1,其他取值为0。

构建模型为

$$Iris = \delta_0 + \delta_1 Hge + \delta_2 Mge + \delta_3 Lge + \delta_4 Vcf + \delta_5 Cfo + \delta_6 Siz + \delta_7 Lev + \delta_8 Roe + \delta_9 Bm + \delta_{10} Div + \delta_{11} Age + \delta_{12} Ins + \sum Ind + \sum Yea + \tau \quad (9)$$

其中, $\delta_0$ 为截距项, $\delta_1 \sim \delta_{12}$ 为解释变量的估计系数, $\tau$ 为残差项。

表13给出政企关系强弱对企业特质风险的影响。 $Hge1$ 的系数在第2列和第3列中均为-0.007,均在1%水平上显著; $Mge1$ 的系数在第2列和第3列中均为-0.004,均在5%水平上显著,与  $Hge1$  相比,系数和显著性均下降; $Lge1$ 的系数在第2列和第3列中均为-0.003, $t$ 值分别为-1.662和-1.595,与强政企关系和中政企关系相比,系数和显著性均显著下降。 $Hge2$ 、 $Mge2$ 和  $Lge2$  的关系与  $Hge1$ 、 $Mge2$ 和  $Lge1$  的关系

表 12 基于融资约束的中介效应检验结果  
Table 12 Test Results of Mediating Effect Based on Financial Constraints

变量	<i>Iris1</i>	<i>Fc</i>	<i>Iris1</i>	<i>Iris2</i>	<i>Fc</i>	<i>Iris2</i>
A 栏						
<i>Ger1</i>	-0.004*** (-3.063)	-0.129*** (-4.253)	-0.004*** (-2.949)	-0.004*** (-3.156)	-0.129*** (-4.253)	-0.004*** (-3.043)
<i>Fc</i>			0.004*** (6.390)			0.004*** (6.327)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 169	5 155	5 168	5 169	5 155	5 168
调整 $R^2$	0.317	0.247	0.325	0.344	0.247	0.352
Sobel $z$ 值			-6.098			-6.127
Sobel $z$ 对应的 $p$ 值			0			0
B 栏						
<i>Ger2</i>	-0.004*** (-3.192)	-0.157 (-5.102)	-0.004*** (-3.019)	-0.004*** (-3.281)	-0.157 (-5.102)	-0.004*** (-3.110)
<i>Fc</i>			0.004*** (6.373)			0.004*** (6.311)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	5 169	5 155	5 168	5 169	5 155	5 168
调整 $R^2$	0.317	0.248	0.325	0.345	0.248	0.352
Sobel $z$ 值			-5.346			-5.365
Sobel $z$ 对应的 $p$ 值			0			0

表 13 基于政企关系强弱的检验结果  
Table 13 Test Results Based on Strong and Weak Government-enterprise Relationship

变量	<i>Iris1</i>	<i>Iris2</i>	<i>Iris1</i>	<i>Iris2</i>
<i>Hge1</i>	-0.007*** (-3.316)	-0.007*** (-3.441)		
<i>Mge1</i>	-0.004** (-2.165)	-0.004** (-2.306)		
<i>Lge1</i>	-0.003* (-1.662)	-0.003 (-1.595)		
<i>Hge2</i>			-0.006*** (-2.596)	-0.006*** (-2.746)
<i>Mge2</i>			-0.004** (-2.162)	-0.004** (-2.264)
<i>Lge2</i>			-0.004** (-2.173)	-0.004** (-2.114)
控制变量	控制	控制	控制	控制
行业和年份	控制	控制	控制	控制
样本量	5 177	5 177	5 177	5 177
调整 $R^2$	0.297	0.323	0.296	0.322

保持一致。上述结果表明相对于弱政企关系,强政企关系对企业特质风险的影响更为显著。

## 6 结论

在中国当前的转型经济体制下,政府在资源配置中仍发挥着关键作用。与国有企业相比,民营企业在获取关键资源和营商环境等方面存在先天劣势,使民营企业更加注重政企关系。民营企业家通过参政议政的方式与政府建立政企关系,具有双刃剑效应,基于民营企业家参政议政视角,以2008年至2016年沪深两市民营上市企业为研究样本,实证检验政企关系对民营企业特质风险的影响。研究结果表明,政企关系与企业特质风险显著负相关。考虑到它们之间可能存在的内生性问题,首先,运用Heckman两阶段方法对政企关系与企业特质风险的关系进行稳健性检验,控制可能的自选择问题后,政企关系与企业特质风险仍显著负相关;其次,运用倾向得分匹配法再次检验二者的关系,发现企业特质风险在处理组与控制组之间存在显著差异,处理组特质风险显著更低。上述结果表明,民营企业家通过参政议政建立的政企关系有助于企业规避特质风



险。进一步地,本研究还考察了政企关系影响企业特质风险的作用机理,发现政企关系缓解了融资约束,进而有助于企业规避特质风险;相对于弱政企关系,强政企关系对企业特质风险的影响更为显著。

一方面,本研究为企业有效应对和化解企业风险提供了重要借鉴,具有较强的启示意义。本研究结果表明,政企关系能够帮助民营企业规避特质风险,因此建立和培育与政府良好的协作关系,是民营企业应对和化解风险的重要举措。另一方面,本研究为民营企业发展和政企关系研究提供了新的视角。构建良好的政企关系,创造和谐的营商环境,消除民营企业面临的歧视,实现法治经济,是民营企业发展的根本保证。

本研究仍然存在一些不足。政企关系可能通过诸多渠道和机制对企业特质风险产生影响,本研究主要考察融资约束这一渠道,未从其他方面探索作用渠道和机制。对于政企关系与企业特质风险之间可能存在的内生性问题,如能找到合适的外生事件将能很好地克服内生性问题,然而受限于外生事件冲击的可获得性,本研究未能利用外生事件处理内生性问题,仅利用Heckman两阶段方法和倾向得分匹配法等进行了处理。

#### 参考文献:

- [1] DUCHIN R, SOSYURA D. The politics of government investment. *Journal of Financial Economics*, 2012, 106(1): 24-48.
- [2] 田利辉, 张伟. 政治关联影响我国上市公司长期绩效的三大效应. *经济研究*, 2013, 48(11): 71-86.  
TIAN Lihui, ZHANG Wei. Three effects of political connections on long-term performances of the Chinese firms after IPOs. *Economic Research Journal*, 2013, 48(11): 71-86.
- [3] 曹伟, 杨德明, 赵璨, 等. 地方政治权力转移与企业社会资本投资周期: 基于政企关系重构的动态研究. *财经研究*, 2017, 43(1): 4-16.  
CAO Wei, YANG Deming, ZHAO Can, et al. Local political power transition and investment cycle of corporate social capital: dynamic research based on the reconstruction of government-enterprise relations. *Journal of Finance and Economics*, 2017, 43(1): 4-16.
- [4] CLAESSENS S, FEIJEN E, LAEVEN L. Political connections and preferential access to finance: the role of campaign contributions. *Journal of Financial Economics*, 2008, 88(3): 554-580.
- [5] HOUSTON J F, JIANG L L, LIN C, et al. Political connections and the cost of bank loans. *Journal of Accounting Research*, 2014, 52(1): 193-243.
- [6] 杨星, 田高良, 司毅, 等. 所有权性质、企业政治关联与定向增发: 基于我国上市公司的实证分析. *南开管理评论*, 2016, 19(1): 134-141, 154.  
YANG Xing, TIAN Gaoliang, SI Yi, et al. Proprietary nature, political connection and private equity placement: empirical study based on China's listed companies. *Nankai Business Review*, 2016, 19(1): 134-141, 154.
- [7] 张天舒, 陈信元, 黄俊. 政治关联、风险资本投资与企业绩效. *南开管理评论*, 2015, 18(5): 18-27.  
ZHANG Tianshu, CHEN Xinyuan, HUANG Jun. Political connection, venture capital and firm performance. *Nankai Business Review*, 2015, 18(5): 18-27.
- [8] 于蔚, 汪淼军, 金祥荣. 政治关联和融资约束: 信息效应与资源效应. *经济研究*, 2012, 47(9): 125-139.  
YU Wei, WANG Miaojun, JIN Xiangrong. Political connection and financing constraints: information effect and resource effect. *Economic Research Journal*, 2012, 47(9): 125-139.
- [9] 毛新述, 周小伟. 政治关联与公开债务融资. *会计研究*, 2015(6): 26-33.  
MAO Xinshu, ZHOU Xiaowei. Political connections and public debt financing. *Accounting Research*, 2015(6): 26-33.
- [10] KIM C (FRANCIS), ZHANG L D. Corporate political connections and tax aggressiveness. *Contemporary Accounting Research*, 2016, 33(1): 78-114.
- [11] 申广军, 邹静娴. 企业规模、政企关系与实际税率: 来自世界银行“投资环境调查”的证据. *管理世界*, 2017(6): 23-36.  
SHEN Guangjun, ZOU Jingxian. Firm size, government-firm relationship and effective tax rates: evidence from World Bank's investment climate survey. *Management World*, 2017(6): 23-36.
- [12] GOLDMAN E, ROCHOLL J, SO J. Politically connected boards of directors and the allocation of procurement contracts. *Review of Finance*, 2013, 17(5): 1617-1648.
- [13] FACCIO M, MASULIS R W, MCCONNELL J J. Political connections and corporate bailouts. *The Journal of Finance*, 2006, 61(6): 2597-2635.
- [14] YU F, YU X Y. Corporate lobbying and fraud detection. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2011, 46(6): 1865-1891.
- [15] CORREIA M M. Political connections and SEC enforcement. *Journal of Accounting and Economics*, 2014, 57(2/3): 241-262.
- [16] SHLEIFER A, VISHNY R W. Politicians and firms. *Quarterly Journal of Economics*, 1994, 109(4): 995-1025.
- [17] 梁莱歆, 冯延超. 民营企业政治关联、雇员规模与薪酬成本. *中国工业经济*, 2010(10): 127-137.  
LIANG Laixin, FENG Yanchao. Political connection of private firm, number of employees and labor cost. *China Industrial Economics*, 2010(10): 127-137.
- [18] 袁建国, 后青松, 程晨. 企业政治资源的诅咒效应: 基于政治关联与企业技术创新的考察. *管理世界*, 2015(1): 139-155.  
YUAN Jianguo, HOU Qingsong, CHENG Chen. The imprecation effect of firm's political resource. *Management World*, 2015(1): 139-155.
- [19] 党力, 杨瑞龙, 杨继东. 反腐败与企业创新: 基于政治关联的解释. *中国工业经济*, 2015(7): 146-160.  
DANG Li, YANG Ruilong, YANG Jidong. Anti-corruption and firms' innovations: an explanation from political connections. *China Industrial Economics*, 2015(7): 146-160.
- [20] 张雯, 张胜, 李百兴. 政治关联、企业并购特征与并购绩效. *南开管理评论*, 2013, 16(2): 64-74.

- ZHANG Wen, ZHANG Sheng, LI Baixing. Political connections, the characteristics of enterprises' M&A and the performance of M&A. *Nankai Business Review*, 2013, 16(2): 64-74.
- [21] 花冯涛. 公司特质风险、信息披露质量与盈余管理: 基于深市 A 股市场的实证检验. *山西财经大学学报*, 2016, 38(3): 79-89.
- HUA Fengtao. Corporate idiosyncratic risk, information disclosure quality and earnings management: the empirical analysis based on A-share listed companies. *Journal of Shanxi University of Finance and Economics*, 2016, 38(3): 79-89.
- [22] ASHBAUGH-SKAIFE H, COLLINS D W, KINNEY W R, Jr, et al. The effect of SOX internal control deficiencies on firm risk and cost of equity. *Journal of Accounting Research*, 2009, 47(1): 1-43.
- [23] 方红星, 陈作华. 高质量内部控制能有效应对特质风险和系统风险吗?. *会计研究*, 2015(4): 70-77.
- FANG Hongxing, CHEN Zuohua. Can high quality internal control effectively respond to idiosyncratic risk and systematic risk?. *Accounting Research*, 2015(4): 70-77.
- [24] 吴昊旻, 杨兴全, 魏卉. 产品市场竞争与公司股票特质性风险: 基于我国上市公司的经验证据. *经济研究*, 2012, 47(6): 101-115.
- WU Haomin, YANG Xingquan, WEI Hui. Product market competition and firm's stock idiosyncratic risk: based on the empirical evidence of Chinese listed companies. *Economic Research Journal*, 2012, 47(6): 101-115.
- [25] 花冯涛, 徐飞. 环境不确定性如何影响公司特质风险: 基于现金流波动和会计信息质量的中介效应检验. *南开管理评论*, 2018, 21(4): 122-133.
- HUA Fengtao, XU Fei. How does environmental uncertainty affect firm idiosyncratic risk: a study based on mediating effect of cash flow flotation and information quality. *Nankai Business Review*, 2018, 21(4): 122-133.
- [26] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗?. *经济学(季刊)*, 2011, 11(1): 231-252.
- SUN Lingyan, LI Ronglin. Do financing constraints restrain Chinese firms' export participation?. *China Economic Quarterly*, 2011, 11(1): 231-252.
- [27] 尹威, 刘晓星. 地方政府行为与城市商业银行风险承担. *管理科学*, 2017, 30(6): 79-91.
- YIN Wei, LIU Xiaoxing. Local government behaviors and the risk-taking of city commercial bank. *Journal of Management Science*, 2017, 30(6): 79-91.
- [28] 周林洁, 邱汛. 政治关联、所有权性质与高管变更. *金融研究*, 2013(10): 194-206.
- ZHOU Linjie, QIU Xun. Political connection, corporate ownership and CEO turnover. *Journal of Financial Research*, 2013(10): 194-206.
- [29] TAHOUN A. The role of stock ownership by US members of congress on the market for political favors. *Journal of Financial Economics*, 2014, 111(1): 86-110.
- [30] GOMEZ-MEJIA L R, WISEMAN R M. Does agency theory have universal relevance? A reply to Lubatkin, Lane, Collin, and Very. *Journal of Organizational Behavior*, 2007, 28(1): 81-88.
- [31] FACCIO M. Differences between politically connected and non-connected firms: a cross-country analysis. *Financial Management*, 2010, 39(3): 905-928.
- [32] 张兴亮, 夏成才. 会计信息透明度、政治关联与信贷资金配置效率: 来自中国民营上市公司的经验证据. *证券市场导报*, 2015(7): 36-45.
- ZHANG Xingliang, XIA Chengcai. Accounting transparency, political connections and allocation efficiency of credit capital: empirical evidence from non-state-owned listed companies in China. *Securities Market Herald*, 2015(7): 36-45.
- [33] BERKMAN H, COLE R A, FU J L. Political connections and minority-shareholder protection: evidence from securities-market regulation in China. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2010, 45(6): 1391-1417.
- [34] CHANEY P K, FACCIO M, PARSLEY D. The quality of accounting information in politically connected firms. *Journal of Accounting and Economics*, 2011, 51(1/2): 58-76.
- [35] LAMBERT R, LEUZ C, VERRECCHIA R E. Accounting information, disclosure, and the cost of capital. *Journal of Accounting Research*, 2007, 45(2): 385-420.
- [36] DENNIS P J, STRICKLAND D. *The determinants of idiosyncratic volatility*. Charlottesville, Virginia: University of Virginia, 2009.
- [37] CHEN S M, SUN Z, TANG S, et al. Government intervention and investment efficiency: evidence from China. *Journal of Corporate Finance*, 2011, 17(2): 259-271.
- [38] 唐松, 孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效. *管理世界*, 2014(5): 93-105.
- TANG Song, SUN Zheng. The political connections, the CEO's salary and firm's future management performances. *Management World*, 2014(5): 93-105.
- [39] BARON R M, KENNY D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6): 1173-1182.
- [40] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用. *心理学报*, 2004, 36(5): 614-620.
- WEN Zhonglin, CHANG Lei, HAU Kit-Tai, et al. Testing and application of the mediating effects. *Acta Psychologica Sinica*, 2004, 36(5): 614-620.
- [41] KAPLAN S N, ZINGALES L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints?. *The Quarterly Journal of Economics*, 1997, 112(1): 169-215.
- [42] HADLOCK C J, PIERCE J R. New evidence on measuring financial constraints: moving beyond the KZ index. *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(5): 1909-1940.
- [43] 陈作华, 方红星. 融资约束、内部控制与企业避税. *管理科学*, 2018, 31(3): 125-139.
- CHEN Zuohua, FANG Hongxing. Financial constraints, internal control and corporate tax avoidance. *Journal of Management Science*, 2018, 31(3): 125-139.
- [44] 张杰, 芦哲, 郑文平, 等. 融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入. *世界经济*, 2012, 35(10): 66-90.
- ZHANG Jie, LU Zhe, ZHENG Wenping, et al. Financial constraint, financing channel and firm's R&D investment. *The Journal of World Economy*, 2012, 35(10): 66-90.

- [45] 卢馨,郑阳飞,李建明. 融资约束对企业R&D投资的影响研究:来自中国高新技术上市公司的经验证据. *会计研究*, 2013(5):51-58.  
LU Xin, ZHENG Yangfei, LI Jianming. Research on the impact of financing constraints on corporate R&D investment: evidence from hi-tech listed companies in China. *Accounting Research*, 2013(5):51-58.
- [46] LI D M. Financial constraints, R&D investment, and stock returns. *The Review of Financial Studies*, 2011, 24(9):2974-3007.

## Government-enterprise Relationship and Firm Idiosyncratic Risk

CHEN Zuohua<sup>1</sup>, LIU Zixu<sup>2</sup>

1 School of Accounting, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China

2 School of Accounting, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, China

**Abstract:** Private firms, as an important driving force for China's economic and social development, play an important role in employment, taxation and boosting economic development. However, in comparison to state-owned firms, private firms fail to secure competitive advantages for the access of key resources and management of business environment. By participating in political life, private entrepreneurs essentially establish a government-enterprise relationship that becomes an alternative frame work for political economics given that the current institution is imperfect. This is crucial for private firms in obtaining a long-term development that is sustainable. Potentially, there are two distinctive effects that government-enterprise relationship may have on the firm's management of idiosyncratic risk. That is, government-enterprise relationship can either tame or exacerbate the detrimental impact of idiosyncratic risk for the private firms. Currently, systemic analysis and empirical test are absent in literature to provide theoretical explanation for the correlation between government-enterprise relationship and firm idiosyncratic risk.

By employing the Capital Asset Pricing theory, this paper samples numerous private companies that are listed on the capital market of Shanghai and Shenzhen from 2008 to 2016. This paper also collects the data that illustrate political participation by the private entrepreneurs. By applying CAPM model, Fama-French three-factor model and Fama-French five-factor model to the measurements of firm idiosyncratic risk, this paper studies the effect that government-enterprise relationship has on idiosyncratic risk. Further, by employing mediating effects analysis method, this paper tests the mechanism which government-firm relationship affects firm idiosyncratic risk.

This paper finds that government-enterprise relationship exhibits a negative correlation for firm idiosyncratic risk. The result indicates that government-enterprise relationship facilitates an improved firm response to idiosyncratic risk. This paper employs Heckman correction and propensity score matching technique for the elimination of endogeneity that confirms the validity of our conclusion. Furthermore, this paper finds that government-enterprise relationship eases financial constraints which reduces firm idiosyncratic risk. Compared to a weak government-enterprise relationship, strong government-enterprise relationship can affect firm idiosyncratic risk to a greater extent.

By identifying the underlying mechanism of government-firm relationship, this paper provides a new angle to the understanding of political economics that recognizes the insight of firm idiosyncratic risk. This study enhances our understanding of the factors that influence the idiosyncratic risk. The financial constraint is an important source and influencing factor of firm idiosyncratic risk. Our findings offer an important reference for private firms to effectively cope with and resolve corporate risk, and have enlightenment significance.

**Keywords:** government-enterprise relationship; idiosyncratic risk; private firm; financial constraints; mediating effect

**Received Date:** November 9<sup>th</sup>, 2018      **Accepted Date:** June 7<sup>th</sup>, 2019

**Funded Project:** Supported by the Natural Science Foundation of Shandong Province (ZR2018MG008) and Heilongjiang Province Philosophy and Social Science Research Planning Project (19GLE322)

**Biography:** CHEN Zuohua, doctor in management, is a lecturer in the School of Accounting at Shandong University of Finance and Economics. His research interests cover capital market accounting, internal control and corporate tax. His representative paper titled "Financial constraints, internal control and corporate tax avoidance" was published in the *Journal of Management Science* (Issue 3, 2018). E-mail: chenzh-2001@163.com

LIU Zixu is a Ph. D candidate in the School of Accounting at Dongbei University of Finance and Economics. His research interests include financial management and corporate governance. His representative paper titled "Research on substitution effect of private enterprises' political connection on financial flexibility reserves" was published in the *Journal of Management Science* (Issue 5, 2016). E-mail: atonman@163.com      □