

# 政治关联丧失、治理结构调整与企业风险承担

## ——基于官员独董强制辞职及其继任选择的实证研究<sup>\*</sup>

□ 辛 宇 史 珂

领域编辑推荐语：

“本文探讨了企业政治关联领域的前沿问题，即企业在丧失政治关联后如何应对环境变化与战略调整，研究视角新颖，实证研究结果稳健可信，对既有公司治理与战略管理领域的研究有相当程度的启示意义。”

——Pei Sun

**摘 要：**本文利用“中组部 18 号文”的外生冲击检验官员独立董事辞职对企业风险承担的影响及其作用机制。以 2013~2015 年发生独立董事辞职的上市公司为研究样本，采用双重差分模型进行检验，实证结果发现：①政治关联丧失后企业的风险承担水平显著上升；②在更为有效的制度环境中，政治关联丧失对企业风险承担的正向作用更强。对政治关联丧失影响企业风险承担作用机制的进一步分析表明，政治资源丧失所引起的企业战略调整，以及独立董事胜任能力变化（声誉更高、年龄更小）所导致的治理结构调整是促使企业选择更为积极的投资策略进而愿意承担更高风险的重要实现机制。

**关键词：**政治关联丧失；战略调整；治理结构调整；风险承担

## 一、引言

国内外研究一致认为政治关联是企业非市场战略的重要组成部分，其重要程度不

---

<sup>\*</sup> 本文受国家自然科学基金面上项目“资源丧失视角下的独立董事强制辞职研究”（71672198）、国家自然科学基金重点项目“会计、审计对企业经营管理与宏观经济发展的影响研究”（71790603）、国家自然科学基金面上项目“违规监管与债务契约”（71772188）的资助。感谢《管理学季刊》主编、编辑老师和评审专家的宝贵意见，使本文质量有非常明显的提高。同时，全体作者文责自负。

亚于企业的股权结构和人力资本,对企业的经营发展有重要影响(Sun et al., 2012)。对于转型时期的中国而言,越来越多的企业家争取与政府建立个人或者组织层面的联系,以期减少环境的不确定性并获取优质资源(Sun et al., 2015; 罗党论和甄丽明, 2008)。

然而,在部分学者发现政治关联可以为企业带来更高的盈利能力和市场估值的同时(Hillman, 2005; Hillman et al., 1999),也有研究发现政治关联具有一定程度的脆弱性,企业辛辛苦苦与政府建立的联系有可能会由于突然的政治环境冲击而被迫断裂。这一现象引起国外学者的广泛关注,例如, Fishman (2001)经研究发现,当印度尼西亚前总统苏哈托身体健康情况恶化时,与其具有政治关联公司的股票收益率会明显降低。Faccio 和 Parsley (2009)通过研究政治家猝死事件后发现,总部设在猝死政客家乡的企业,其价值将明显下降 1.7%,并且在此之后其获得银行信贷支持的难度将明显增加。

由于缺乏适当的研究情境和内生性问题,国内有关政治关联丧失的研究一直到“中组部 18 号文”之后才大量涌现。“中组部 18 号文”是指在 2013 年 10 月,中共中央组织部下发的《关于进一步规范党政领导干部在企业兼职(任职)问题的意见》(简称“中组部 18 号文”)。文件规定,禁止现任或离任的党政领导干部到企业兼职或者任职,进而导致官员独立董事(现任或前任政府官员)和非官员独立董事(国有企业党政领导干部和事业单位党政领导干部)纷纷辞职。此时,“官员独立董事辞职”这一现象背后的政治关联丧失会给企

业决策及其行为模式带来怎样的影响? 值得进行密切观察。

一方面,官员独董辞职意味着企业政治资源的丧失,使企业在融资、税收和政府补贴等方面的资源获取能力下降,进而会带来股东财富和企业价值的减少(邓晓飞等, 2016; 叶青等, 2016; 朱凯等, 2016; Xu, 2018)。另一方面,官员独董的存在可能会使企业承担过多的社会功能,而且其在监督、咨询等方面的作用要弱于非官员独董,因此,官员独董的辞职也有可能带来上市公司的治理结构优化和企业价值增加(罗进辉等, 2017; Shi et al., 2018)。可见,现有文献对政治关联丧失到底是“利大于弊”还是“弊大于利”尚无一致结论。此时,有必要跳出企业价值和经济后果层面的思考范式,以更加广泛地探究政治关联丧失对企业决策及其行为模式的影响。考虑到风险承担与企业投资、融资以及经营决策之间都有着较为紧密的互动和内在联系,因此,本文所研究的主题是就官员独董辞职所带来的政治关联丧失对企业风险承担的影响情况进行分析和讨论。

风险承担反映了企业为追求高额利润并愿意为之付出代价的意愿和倾向,表现为企业在投资决策的过程中对那些可以带来预期收益但又充满不确定性的投资项目的选择(Wright et al., 1996; 余明桂等, 2013a)。在微观层面,风险承担是组织成功的关键,有助于形成企业竞争优势(Low, 2009),而且风险承担指标能够更集中、更具综合性地反映企业的投资、创新和研发活动。现有文献就政治关联与风险承担之间的关系,已经做过一些研究,有发现

政治关联会导致公司更高风险承担的经验证据 (Boubakri et al., 2013b; Otchere et al., 2020), 也有发现政治关联会导致公司更低风险承担的经验证据 (Ji & Wang, 2018; 戴娟萍和郑贤龙, 2015; 刘占双, 2016)。这些不尽一致的研究结论, 可能与现有文献更多的是从政治关联的建立及其是否存在这一静态视角来进行考察, 进而存在较为复杂的内生性有关。本文则是从政治关联丧失这一外生冲击的动态视角来进行考察, 试图就政治关联丧失如何影响企业风险承担这一话题进行思考。这有助于我们更加客观地认识政治关联丧失的经济后果, 进而反推企业建立政治关联的内在动机来为现有争论提供具有指向性的经验证据; 有助于我们更加全面地理解企业在政治资源丧失后的决策特征变化, 客观评价其对企业的真实、微观影响。

鉴于上述背景, 本文借助“中组部 18 号文”的外生冲击, 以 2013~2015 年发生独立董事辞职的上市公司为研究样本, 以是否发生官员独立董事辞职来判断政治关联是否丧失, 进而采用双重差分模型 (difference in difference) 考察政治关联丧失对企业风险承担水平的影响效果。研究发现, 在独立董事辞职前后比较的观测期间内, 发生官员独董辞职的企业, 其风险承担水平要显著高于发生非官员独董辞职的企业。同时, 这种政治关联丧失的风险促进效应在制度环境好的情况下更加显著, 本文也分析了政治关联丧失对企业风险承担促进效应的影响机制, 结果显示, 政治资源丧失所带来的压力增加使企业更加重视在核心能力投入方面的战略调整, 以及独立董事胜任能力提高所带

来的治理结构改进是其中两个比较重要的影响机制。

本文的创新之处在于: ①考察了政治关联与企业风险承担之间的因果关系。由于企业有可能在战略上内生性地选择和实施政治关联这一非市场战略, 因此在理解政治关联与企业风险承担之间的关系时内生性问题是无法回避的, 本文使用“中组部 18 号文”这一外生的政策冲击作为准自然实验的研究背景, 从而为政治关联与企业风险承担之间因果关系的建立提供更为有力的支持。②丰富了政治关联丧失和独董继任方面的文献。现有研究尚未系统考察政治关联丧失对企业风险承担的影响及其作用机制, 对官员独董辞职后继任独立董事特征变化的考察也相对较少, 本文则丰富和补充了这方面的相关文献。③以非官员独董辞职样本作为对照组, 避免了独董辞职混杂效应的影响。现有文献在研究设计上大多存在未设置比较基准的缺陷, 不能充分说明官员独董辞职的经济后果是针对政治关联丧失还是针对独董辞职, 本文使用非官员独董辞职样本作为对照组, 这有助于识别出官员独董政治身份 (即政治关联) 在其中所发挥的作用, 从而避免混杂效应的影响。④在当前“建立‘亲’‘清’政商关系”“让权力在阳光下运行”以更好地遏制政商关系异化现象的大背景下, 探究政治关联丧失后企业的应对策略和决策偏好, 对于我们准确评估反腐败制度冲击对微观企业主体所带来的治理效应和经济后果, 对于打破政商“旋转门”进而改善公司治理结构并鼓励企业勇于创新承担风险, 具有较强的实践价值和政策启示意义。

## 二、文献回顾、理论分析与研究假设

### （一）风险承担的影响因素

风险承担反映了企业在投资过程中对于投资项目的选择偏好，本质上代表着企业追逐高额利润的倾向，具有价值创造效应，有利于增强企业的竞争优势（John et al., 2008; Nakano & Nguyen, 2012）。关于企业风险承担的影响因素，现有文献主要从公司内部治理结构和外部治理机制视角进行讨论，而内部治理结构视角又可以从企业层面的组织结构特征以及管理者层面的个人特质两个方向进行思考。

就企业层面的组织结构特征来说，股东大会和董事会是企业的决策中心，股权性质、股权结构以及董事会等企业特征对企业风险承担行为具有影响。从企业所有权性质的角度来看，国有企业相比于民营企业具有更低的风险承担水平（余明桂等，2013a；李文贵和余明桂，2012）。股权结构方面的研究发现，多元化投资的大股东具有强烈的动机来增加企业的风险投资水平进而提高公司收益（Paligorova, 2010; Faccio et al., 2011）。肖金利等（2018）深入分析实际控制人内部的持股关系发现，夫妻共同持股的家族企业具有更低的风险承担水平。基于欧美国家的证据，小规模董事会更能促使企业承担风险，进行较多的风险型投资（Cheng, 2008）。

就管理者层面的个人特质来说，现有文献认为，如果管理者中的女性比例越大、年龄越高的话，往往会更加保守，从而限制企业选择

风险较高的项目（Faccio et al., 2016; Vroom & Pahl, 1971）。此外，Li 和 Tang（2010）、余明桂等（2013b）还发现过度自信管理者所在公司的风险承担水平明显更高。

基于外部治理机制视角的文献主要考察经济、法律、制度、文化等外部环境因素对企业风险承担水平的影响。首先，企业的风险承担水平会受到经济环境的影响。Arif 和 Lee（2014）认为在宏观经济处于繁荣发展时期，与之相伴随的是较高的增长预期，此时，企业的投资决策会更加激进，风险承担水平较高。其次，制度环境也会影响企业的风险承担水平。有学者发现良好的投资者保护制度能够降低管理层的风险规避倾向，进而提高企业的风险承担水平，但是较强的债权人保护将会降低企业风险承担水平（John et al., 2008; Paligorova, 2010; Acharya et al., 2011）。最后，非正式制度也会对企业的风承担水平产生影响。Li 等（2013）研究发现高管的个人主义文化价值观与企业的风险承担呈正相关，但是不确定性规避及和谐文化价值观则与企业的风险承担呈负相关。张敏等（2015）的研究发现，企业的社会网络越丰富，其风险承担水平越高。

非正式制度中的政治关联也会影响企业的风险偏好和风险承担意愿。Boubakri 等（2013b）认为具有政治关联的公司受益于政府的隐形担保和救助保护，在财务困境的时候可以避免破产，管理层会愿意承担更高的风险。Otchere 等（2020）的研究表明，存在政治关联的公司，一方面，会受到较少的市场监管，另一方面，当其面临破产威胁的时候，还在一定程度上可能会拥有政府纾困的安全网，所以政治关联的公



司具有更高的风险承担水平。但是 Ji 和 Wang (2018) 认为政治关联会给公司增加额外的非运营成本, 例如维持过多的雇员、提供较高的工资并承担更多与政府政策相关的项目, 这些非运营成本破坏管理层的自主权并减少其冒险行为; 钱先航和徐业坤 (2014) 的研究表明官员更替所引起的不确定性会显著强化民营企业的风险承担行为, 而民营企业家的政治身份能够有效缓解官员更替带来的不确定性, 从而弱化其对风险承担的促进作用; 戴娟萍和郑贤龙 (2015) 以及刘占双 (2016) 发现政治关联与企业风险承担呈负相关, 这是因为政治关联企业资源可能会被政府掠夺或占用, 进而导致净现值为正的项目被迫放弃, 而且, 政治关联还会弱化公司的治理机制, 降低管理者的风险承担意愿。

从现有相关文献的研究来看, 虽然学者们已经就政治关联与企业风险承担之间的关系进行了一些考察, 但是尚未得出一致的研究结论, 而这些不尽一致的研究结论, 很有可能与对政治关联所带来的收益和成本评价、决策者战略选择的激进和保守特征, 以及企业风险承担的偏好和能力三者之间所存在的错综复杂的互动关系有着密切联系。例如, 如果政治关联所带来的收益大于成本, 此时, 有风险承担偏好的企业, 可能会采取更为激进的战略选择, 进而热衷于建立政治关联以获取相关利益, 而政治关联的建立在一定程度上也会提升企业的风险承担能力, 此时政治关联的建立与风险承担呈正相关; 但是从另一个角度来看, 对风险承担态度更为保守的企业, 其战略选择会更加保守, 他们同样很有可能会通过建立政治关联以获取

“保险”或“保障”, 来降低其风险承担水平, 此时政治关联的建立与风险承担呈负相关。类似地, 如果政治关联所带来的成本大于收益, 有风险承担偏好的企业, 会减少其政治关联的建立, 以提升其风险承担能力, 此时政治关联的建立与风险承担呈负相关; 而对风险承担态度更为保守的企业, 也会减少其政治关联的建立, 以降低其风险承担水平, 此时政治关联的建立与风险承担呈正相关。

可见, 从政治关联建立的视角来考察政治关联与风险承担的关系时, 存在内生性问题, 需要借助于外生冲击力量所导致的政治关联丧失情境来进行必要的缓解。“中组部 18 号文”所引发的官员独董的被动辞职, 导致企业原来所建立的政治关联突然被迫丧失, 具有准自然实验的检验效果, 可以较好地缓解前述内生性问题对实证结果所带来的不利影响, 进而有助于考察企业风险承担水平的变化。因此, 本文拟利用“中组部 18 号文”这一外生的政策冲击深入探讨政治关联丧失对企业风险承担水平的可能影响及其作用机理, 进而深化拓展企业风险承担影响因素以及政治关联丧失经济后果方面的相关研究。

## (二) 理论分析与研究假设

在错综复杂的市场环境中, 企业面临着与外部利益相关者的多种依赖关系。传统观点认为, 企业组织的生存和发展取决于其从外部获取资源并管理不确定性的能力 (Hillman & Dalziel, 2003)。由于政府被认为是“最难控制的关系之一” (Hillman et al., 2009), 企业可能通过各种方式与政府建立联系, 以便消除环境的不确定性因素。Pfeffer 和 Salancik (2003) 也提

出“企业应该通过建立政治联系为自己创造一个有利于自身利益的市场环境”。

作为建立政治关联的重要形式之一,选聘官员背景的独立董事会为企业带来“专有的政治资本”(Agrawal & Knoeber, 2001)。他们不仅了解各项事务的审批流程,而且拥有良好的外部关系网络。企业可以凭借官员独董在职期间积累的人脉资源和社会网络来更加有效地与政府部门沟通,建立起政府、金融机构和企业之间的非正式信息沟通渠道,发挥信息中介作用,降低资金供给双方的信息不对称(于蔚等, 2012),也更有可能会获取较多的政府补贴(潘越等, 2009)和税收优惠(吴文锋等, 2009)。由于官员独董为企业带来的特殊政治资源是无法被其他企业模仿的,所以这些资源会形成企业的竞争优势,提升企业的竞争力和组织绩效。这一观点也得到了有关学者的支持(Frynas et al., 2006; Hillman, 2005)。

但是,由于政治环境的外部冲击,通过政治联系建立起来的竞争优势可能突然丧失。这种意外的变化破坏了企业原有的社会政治网络,进而导致企业股价下跌、绩效下降。例如, Siegel (2007)以韩国公司为样本发现了在受到政治冲击后,与原阵营拥有政治联系的公司会遭受来自新政治组织的歧视、剥夺和破坏,进而导致企业价值下降。Sun等(2015)的研究也支持这一观点,进而指出,企业与原有政治网络之间的关系越强,其价值损失越大。类似地,面临突然下发的“中组部18号文”的冲击,官员独立董事纷纷辞职,企业与政府之间所建立的联系被迫割裂,与此同时,在反腐败高压态势所带来的震慑效应之下,其独特政治资源所

带来的竞争优势将很有可能不再存在,甚至还有可能会由于官员落马带来非常负面的冲击,这些都会对企业未来长期的经营现金流产生不利影响,而这些对未来经营的不利影响通过贴现和投资者预期的变化,体现在股票市场的企业估值之中,企业价值也会随之下降。例如,邓晓飞等(2016)发现,官员独董辞职对非国有企业的股价造成了显著的负面冲击。Xu (2018)经研究发现官员独董辞职会导致企业价值下降大约4%。

为应对资源优势的丧失和组织绩效的下降,企业必然会采取一系列相应的措施和手段:在战略导向上,企业将在经营过程中更加重视核心能力的建设,以提升组织绩效;在继任独董的选聘上,企业会遴选更具胜任能力的独立董事,以提升董事会的决策质量。具体来说,本文基于外部视角的资源依赖理论和内部视角的高层梯队理论来形成主要研究假设。

基于外部视角的资源依赖理论认为,企业需要获取外部生存环境中的资源以维持发展。政治资源是企业的重要资源之一,对企业经营的重要性不言而喻(Leuz & Oberholzer-Gee, 2006)。在政府掌握着大量公共资源和处置权的制度背景下,政治关联的建立往往能够给企业带来立竿见影的好处,而核心竞争力的建设则需要漫长并艰苦的积累和努力,所以企业热衷于寻求政治关联而非能力建设(杨其静, 2010)。同时政治资源与市场竞争之间存在替代效应,缓解了企业所面对的市场竞争压力,从而弱化了企业进行核心能力建设的动力(袁建国等, 2015)。例如, Ahuja和Yayavaram (2011)认为寻租的非市场策略暗示了企业在其他方面

的能力不足,降低了企业的生产效率和创新能力。陈爽英等(2010)的实证研究也发现,拥有政治关联的企业,在获取企业发展的政策、信息和资金等资源配置优势之后,更加愿意选择风险低和较为稳定的项目进行投资。所以,政治资源越丰富的企业,越有可能会制定政治关联的非市场策略,这将弱化企业通过研发创新等高风险投资活动来打造自身核心竞争力的动力。

如前所述,官员独立董事辞职之后,在反腐败高压态势所带来的震慑效应之下,其独特政治资源所带来的竞争优势将很有可能不再存在,甚至还有可能会由于官员落马而带来非常负面的冲击。政治资源丧失所带来的压力以及制度环境冲击所带来的结构化和长期性变化,必然要求企业在治理结构和战略导向方面进行必要的调整,由原来的非市场战略转变为市场战略,从而在接下来的经营中不得不依靠其自身内在成长能力的提高来为企业未来的业绩表现提供支持,即加大对研发创新等高风险项目的投资,开始选择更为积极的投资策略,并愿意承担更高的风险。

基于内部视角的高层梯队理论认为,组织的战略选择是一个非常复杂的决策过程,而复杂的决策是多种因素造成的结果。其中,董事会是企业的决策中心,对于具有高度不确定性经济后果的企业经营决策而言,董事会团队的背景特征(年龄、学历、声誉等)会转化为他们的经验、价值观和能力,进而影响企业的决策行为和战略选择(Hambrick & Mason, 1984)。相应地,独立董事的年龄、学历等个人特征也会影响独立董事的履职能力和行为选择。

就官员独董而言,其价值主要来源于官员身份带来的资源,相比于非官员独董,他们年龄更大、学历更低,对公司事务投入的精力更少,也没有更严格的监督,容易引发更大的代理问题(叶青等,2016)。在“中组部18号文”出台之后,外部治理环境和营商环境发生变化,企业被迫脱离了“温水煮青蛙”的舒适区,不得不更加重视组织内部管理并遴选更具胜任能力的独立董事,以便更好地发挥独立董事的咨询和监督功能,提升组织绩效。

进一步地,新旧任独董胜任能力的差异将会带来两者在风险承担水平上的不同。高能力的独立董事具备较强的风险控制能力、机会发现能力以及学习能力,这些个体优势有助于独立董事在未来的经济业务活动中,识别不确定性中蕴藏的机会与获利的可能性,形成对公司的战略方向和投资项目的准确判断。他们会充分相信自身的决策能力,相信高风险的项目带来高回报,从而更乐于追求风险高的创新项目(姚立杰和周颖,2018);同时,高能力的、处于任职生涯初期的独立董事会更加注重声誉这项无形资产(Tadelis, 2002),他们倾向于维持自身的声誉,关注声誉激励带来的价值增量,因而更有可能积极履行职能,更愿意支持企业做出建设核心能力的创新项目。已有一些经验证据为这些判断提供支持,如Demerjian等(2012)发现高能力的管理者更加了解企业与行业的情况,可以更好地将内外部信息整合形成对企业未来发展的可靠估计,从而做出更加准确的判断,在提升企业竞争优势中使企业保持较高的风险承担水平。张敦力和江新峰(2015)也发现管理者能力越强,越有可能对自己的决

策拥有信心,从而会投资更多高风险高收益项目,积极超越同行以获得更高报酬。因此,官员独董辞职之后,为了提升组织的绩效和董事会决策的质量,企业会遴选更具胜任能力的独立董事,进一步地,高能力的继任独董具备更强的创新意识,愿意承担较高的风险水平。

基于以上理论分析,本文提出研究假设1:

**H1: 给定其他条件相同,与“非官员”独董辞职的上市公司相比,在冲击期发生“官员”独董辞职的上市公司,其风险承担水平会明显提升。**

尽管政治关联的丧失会显著提升企业的风险承担水平,但是差的制度环境会使这种正向关系明显降低。假设企业家分别处于两种不同的制度环境中,一种较好,另一种较差。在好的制度环境中,企业所处地区的市场化程度更高,产权保护更为有力,竞争环境更加公平,经济交易成本和不确定性更低,此时,企业家精神更容易被激发,企业家将更愿意承担风险。相反,在较差的制度环境下,其有效性和可执行性偏低,企业所处的营商环境并不是十分友好,将面临更强的政治不确定性,制度的可预测性也明显不足,公平交易的难度更高,这会增加交易成本、限制交易规模和交易范围(Tonoyan et al., 2010; Anokhin & Schulze, 2009)。此时,企业政治关联的建立在一定程度上有助于缓解其所面临的困境,形成相对稳定的环境预期;而在“中组部18号文”的外生冲击所导致的政治关联丧失(官员独董辞职)之下,即使企业在经营过程中会更加重视其核心能力的建设,但是在较差的制度环境中,由于其丧失了早前政治关联建立所带来的相对稳定

的预期,因此会降低企业家承担高风险项目的意愿。邵传林(2015)实证分析了2005~2011年工业企业中制度环境、产权性质与企业家创新精神之间的内在逻辑,研究发现,在较差的制度环境中,即使政府对企业创新给予补贴及奖励,也无法有效激活企业家们的创新热情。可见,好的制度环境能够减少企业家的担心,激发其创新精神,提高风险承担能力。

综上所述,本文从制度环境的角度提出研究假设2:

**H2: 给定其他条件相同,在制度环境好的地区,政治关联丧失对风险承担的正向作用明显更强。**

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择与数据来源

本文以2013年10月19日“中组部18号文”发布至2015年12月31日期间A股上市公司发生独立董事辞职的事件为初始研究样本。具体收集方法如下:①从WIND数据库“公司公告”板块中检索“独立董事”“独立非执行董事”“外部董事”与“辞任”“辞职”两组关键词手工收集整理独立董事辞职的数据,共得到1329家上市公司的2028人次独立董事辞职发布的公司公告。②根据公司公告原文收集辞职原因。若提及“根据中组部18号文”“相关文件规定”或“相关文件要求”,本文将其归为“禁令辞职”一类。据统计,在1329家上市公司(2028人次)中,有595家上市公司(774人次)属于“禁令辞职”。③识别独立董事的职业背景。借鉴已有文献(杜兴强等,



2011；辛宇等，2016），本文把现在或者曾经在中央或地方各级政府、法院、检察院任职，或担任人大常委会主任、副主任，以及政协主席、副主席的独立董事定义为官员独立董事。其他

来自“国有企业党政领导干部”的独立董事和来自“高等院校和科研机构等事业单位党政领导干部”的独立董事定义为非官员独立董事。详细数据如表1所示。

表1 独立董事辞职样本统计

| 辞职原因  | 数量（基于人次统计） |        | 数量（基于公司统计） |        |
|-------|------------|--------|------------|--------|
|       | 全样本        | 官员独董样本 | 全样本        | 官员独董样本 |
| 禁令辞职  | 774        | 284    | 595        | 238    |
| 非禁令辞职 | 1254       | 298    | 734        | 242    |
| 合计    | 2028       | 582    | 1329       | 480    |

资料来源：根据 WIND 数据库收集的原始数据整理而成。

从表1中可以看出，480家发生官员独董辞职的上市公司中，只有238家上市公司明确披露独立董事辞职的原因是根据禁令，但是“中组部18号文”发布之后，独立董事因“个人原因”“工作原因”“其他原因”辞职的数量显著增加，由此，本文可以推断上市公司可能基于自利而选择含糊其辞，使用“个人原因”等掩盖“禁令要求”的真实原因。同时，本文的研究目的在于官员独董辞职造成的政治关联丧失对企业风险承担水平的影响，实质重于形式，所以，本文借鉴辛宇等（2016）的做法，以1329家公司样本进行检验，其中480家属于官员独董辞职，849家属于非官员独董辞职。<sup>①</sup>

由于在2013~2015年存在一家公司不同的官员独董在不同年份辞职的情况，无法唯一确定样本公司的政策实施时间点，因此，本文将2013~2015年视为一个总的观测期，检验发生官员独董辞职的上市公司在这之前的时段

（2011~2012年）和之后的时段（2016~2017年）的风险承担水平是否有显著差异。所以，1329家上市公司产生5316个观测值。

进一步地，本文对1329家样本公司（5316个观测值）进行如下筛选：①剔除金融类上市公司；②剔除在样本期间被ST、PT的上市公司样本；③剔除关键财务数据缺失的样本。经过筛选，最终形成了948家样本公司（3792个观测值）<sup>②</sup>。企业特征的财务数据来源于WIND数据库和CSMAR数据库。同时，为了避免异常值的影响，本文对所有连续变量进行上下1%的Winsorize处理。

## （二）模型设定与变量定义

为了检验提出的研究假设，本文将待检验的模型设定为：

$$RISK_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT_{it} \times POST_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $RISK_{it}$ 表示企业的风险承担水平。根据已有文献（John et al.，2008；Boubakri et al.，

① 后文中也使用只包含禁令辞职的样本进行稳健性检验。

② 由于上市不足一年的样本无法计算RISK值，导致删除的变量缺失的观测值较多。

2013a), 本文使用企业盈利的波动性加以测度。具体地, 滚动计算每三年 ( $t-1$  年至  $t+1$  年) 内经年度行业平均值调整后的息税前利润 ( $EBIT$ ) 与期末总资产 ( $ASSET$ ) 的比值。即:

$$AdjROA_{ijt} = \frac{EBIT_{ijt}}{ASSET_{ijt}} - \frac{1}{n_{jt}} \sum_{k=1}^{n_{jt}} \frac{EBIT_{ikt}}{ASSET_{ikt}}$$

$$RISK_{it} = \sqrt{\frac{1}{T-1} \sum_{t=1}^T (AdjROA_{ijt} - \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T AdjROA_{ijt})^2}$$

|  $T=3$ <sup>①</sup>

本文将 2013~2015 年看作一个总的观测期间, 检验所有官员独董辞职的企业在这之前的观测时段 (2011~2012 年) 和之后的观测时段 (2016~2017 年) 的风险承担水平是否存在显著的差异。<sup>②</sup> 如果在 2013~2015 年, 上市公司发

生了官员独立董事辞职的事件, 本文将其定义为“实验组”, 即  $TREAT$  取值为 1; 如果在样本期内, 上市公司发生了非官员独立董事辞职的事件, 本文将其认定为“对照组”, 即  $TREAT$  取值为 0。  $POST$  代表官员独董辞职前后时段的虚拟变量, 2013 年之前取 0, 2015 年之后取 1。  $\alpha$  为截距项,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。本文关注的是交互项  $TREAT \times POST$  的系数  $\beta_1$ , 它反映了  $t$  时段样本企业  $i$  是否发生官员独董辞职。由表 2 可知,  $\beta_1$  实际上通过对比处理组公司和控制组公司在事件期前后的相对距离来排除不可观测因素的干扰, 从而分离出外生政策冲击的净效应。研究假设 1 意味着交互项系数  $\beta_1$  应显著为正。

表 2 DID 模型解释

|                                             | 在事件期发生独董辞职的公司<br>(2013~2015 年) |                      |                                                                |
|---------------------------------------------|--------------------------------|----------------------|----------------------------------------------------------------|
| 风险承担水平 $RISK$                               | 官员独董离职<br>$TREAT=1$            | 非官员独董离职<br>$TREAT=0$ | Difference                                                     |
| “中组部 18 号文”后, 在事件期之后, 2016~2017 年, $POST=1$ | (1, 1)<br>I 区                  | (0, 1)<br>II 区       | I - II                                                         |
| “中组部 18 号文”前, 在事件期之前, 2011~2012 年, $POST=0$ | (1, 0)<br>III 区                | (0, 0)<br>IV 区       | III - IV                                                       |
| Difference                                  | I - III                        | II - IV              | $\beta_1 = (I - II) - (III - IV)$<br>$= (I - III) - (II - IV)$ |

X 是由多个控制变量构成的向量。根据以往的文献 (余明桂等, 2013a; Faccio et al., 2011), 选取以下控制变量。①公司规模 ( $SIZE$ ), 定义为总资产的自然对数。②资产负债率 ( $LEV$ ), 定义为总负债与总资产的比值。

③营业收入增长率 ( $GROWTH$ ), 定义为营业收入的同比增长率。④公司绩效 ( $ROA$ ), 定义为息税前利润与当年期末资产总额的比值。⑤公司性质 ( $SOE$ ), 若最终控制人为国有企业, 则赋值为 1, 若为非国有企业, 则赋值为 0。⑥公

① 其中, 下标  $i, j$  和  $t$  分别表示公司、行业和年度,  $n$  表示第  $t$  年度  $j$  行业中的公司数量,  $AdjROA$  表示经行业年度均值调整后的资产收益率 (细分制造业)。

② 本文在数据收集阶段能获得的最新的财务报表数据年份为 2018 年, 但由于企业风险承担变量的计算需要用到未来一年的数据, 因此研究样本截至 2017 年。

司年龄 (*FAGE*), 使用公司成立年限加 1 后取自然对数衡量。此外, 本文还控制了年度的固定效应 (*Year effect*) 和公司个体的固定效应 (*Firm effect*)。

$$RISK_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT_{it} \times POST_{it} + \beta_2 TREAT_{it} \times POST_{it} \times INSTITUTION_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

为了检验假设 2, 本文在上述模型 (1) 的基础上, 引入制度环境 (*INSTITUTION*) 做交叉项, 构建模型 (2)。进一步地, 本文还考察产权制度 (*PROPERTY*) 在促进官员独董辞职企业风险承担效应中的作用。其中, 制度环境 (*INSTITUTION*) 和产权制度 (*PROPERTY*) 分别参考王小鲁等 (2017) 编制的我国各地区市场化指数体系中的“市场化进程总得分”和

“政府与市场关系”指标, 并取虚拟变量, 即当公司所在地区以上指标的取值大于当年所有地区指标的均值时, 取值为 1, 否则取 0。但由于该指数更新较慢, 因此, 本文借鉴俞红海等 (2010) 和马连福等 (2015) 的做法, 以历年市场化指数体系的平均增长幅度为基础, 预测 2015~2017 年市场化指数, 具体地, 本文以 2008~2014 年的市场化指数的年平均增长幅度作为 2015~2017 年的年增长幅度, 来获取 2015~2017 年的市场化指数<sup>①</sup>。按照假设 2 的预期, *TREAT*×*POST*×*INSTITUTION* 和 *TREAT*×*POST*×*PROPERTY* 的系数应该显著大于 0, 即在市场化程度高和产权制度好的情况下, 政治关联丧失对企业风险承担的促进效应更强。模型中各变量定义如表 3 所示。

表 3 变量定义

|       | 变量代码                       | 变量名称            | 变量说明                                                                     |
|-------|----------------------------|-----------------|--------------------------------------------------------------------------|
| 被解释变量 | <i>RISK</i>                | 风险承担水平          | 盈利能力的波动性。滚动计算三年内 ( <i>t</i> -1 年至 <i>t</i> +1 年) 经年度行业平均值调整后的息税前利润/期末总资产 |
| 解释变量  | <i>TREAT</i>               | 是否存在官员独董辞职的虚拟变量 | 虚拟变量。官员独董辞职为 1, 非官员独董辞职取 0                                               |
|       | <i>POST</i>                | 政策实施前后的虚拟变量     | 虚拟变量。2011~2012 年取 0, 2016~2017 年取 1                                      |
|       | <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 交乘项             | 虚拟变量。反映 <i>t</i> 时段样本企业 <i>i</i> 是否发生官员独董辞职                              |
| 控制变量  | <i>SIZE</i>                | 公司规模            | 总资产的自然对数                                                                 |
|       | <i>LEV</i>                 | 资产负债率           | 总负债与总资产的比值                                                               |
|       | <i>GROWTH</i>              | 营业收入增长率         | 企业营业收入的同比增长率                                                             |
|       | <i>ROA</i>                 | 公司绩效            | 息税前利润与当年期末资产总额的比值                                                        |
|       | <i>SOE</i>                 | 公司性质            | 若最终控制人为国有企业, 则赋值为 1, 若为非国有企业, 则赋值为 0                                     |
|       | <i>FAGE</i>                | 公司年龄            | Ln (1+企业成立年限)                                                            |

① 如果借鉴李延喜等 (2007) 的做法, 以 2014 年的数据代替 2015~2017 年的市场化指数, 结论不变。

续表

|              | 变量代码               | 变量名称             | 变量说明                                                            |
|--------------|--------------------|------------------|-----------------------------------------------------------------|
| 调节变量         | <i>INSTITUTION</i> | 企业所处地区市场化程度的虚拟变量 | 企业所在地区“市场化进程总得分”指标大于样本均值, 取值为 1, 否则取值为 0                        |
|              | <i>PROPERTY</i>    | 企业所处地区产权制度的虚拟变量  | 企业所在地区“政府与市场关系”指标大于样本均值, 取值为 1, 否则取值为 0                         |
| 作用机制<br>检验变量 | <i>AGE</i>         | 独立董事年龄           | 独立董事年龄的均值                                                       |
|              | <i>EDU</i>         | 独立董事学历           | 独立董事学历的均值, 中专及以下学历取 1, 大专学历取 2, 本科学历取 3, 硕士研究生学历取 4, 博士研究生学历取 5 |
|              | <i>REPUTION</i>    | 独立董事声誉           | 在其他单位有兼职的独立董事人数占独董总人数的比重                                        |

## 四、实证结果与分析

### (一) 描述性统计与单因素分析

表 4 报告了主要变量的描述性统计。其中, 因变量风险承担水平 (*RISK*) 的平均值和中位数分别为 0.037 和 0.021, 标准差为 0.053, 与现有文献对企业风险承担水平的描述性统计基本一致; 企业性质 (*SOE*) 的平均值为 0.478,

说明大约有 48% 的样本企业性质为国有企业; 独立董事平均年龄 (*AGE*) 为 53.843, 标准差为 5.424, 说明独立董事的年龄差异较大; 独立董事的学历水平 (*EDU*) 的中位数为 4, 说明超过半数以上的独立董事拥有硕士研究生学历; 独立董事声誉 (*REPUTION*) 的平均值为 0.887, 说明公司中大部分独立董事兼职多家上市公司, 具有良好的市场声誉。

表 4 主要变量的描述性统计

| 变量                 | 观测值  | 平均值    | 中位数    | 标准差   | p25    | p75    |
|--------------------|------|--------|--------|-------|--------|--------|
| <i>RISK</i>        | 3792 | 0.037  | 0.021  | 0.053 | 0.012  | 0.041  |
| <i>SIZE</i>        | 3792 | 22.311 | 22.153 | 1.364 | 21.38  | 23.13  |
| <i>LEV</i>         | 3792 | 0.461  | 0.466  | 0.22  | 0.285  | 0.622  |
| <i>GROWTH</i>      | 3792 | 0.176  | 0.118  | 0.381 | -0.004 | 0.28   |
| <i>ROA</i>         | 3792 | 0.059  | 0.052  | 0.063 | 0.029  | 0.084  |
| <i>SOE</i>         | 3792 | 0.478  | 0      | 0.5   | 0      | 1      |
| <i>FAGE</i>        | 3792 | 2.89   | 2.944  | 0.3   | 2.708  | 3.091  |
| <i>INSTITUTION</i> | 3792 | 0.519  | 1      | 0.5   | 0      | 1      |
| <i>PROPERTY</i>    | 3792 | 0.506  | 1      | 0.5   | 0      | 1      |
| <i>CONTRACT</i>    | 3792 | 0.484  | 0      | 0.5   | 0      | 1      |
| <i>AGE</i>         | 3792 | 53.843 | 53.5   | 5.424 | 50     | 57.333 |



续表

| 变量              | 观测值  | 平均值   | 中位数 | 标准差   | p25   | p75 |
|-----------------|------|-------|-----|-------|-------|-----|
| <i>EDU</i>      | 3792 | 4.029 | 4   | 0.546 | 3.667 | 4.4 |
| <i>REPUTION</i> | 3792 | 0.887 | 1   | 0.208 | 0.750 | 1   |

## (二) 回归分析

### 1. 主回归分析

表5的第(1)列报告了政治关联丧失与企业风险承担水平相关关系的结果。结果显示,在控制了企业特征变量、年份和个体的固定效应之后,交互项  $TREAT \times POST$  的系数在5%的水平上显著为正,估计值为0.006。控制变量中,企业规模 (*SIZE*)、营业收入增长率 (*GROWTH*)、

企业性质 (*SOE*) 与风险承担水平呈显著负相关,资产负债率 (*LEV*) 与风险承担水平呈显著正相关,这与李文贵和余明桂(2012)的实证研究结果一致。以上结果表明,在独立董事辞职后,经历了政治关联丧失的企业在投资决策中的保守程度会更低,更好地把握净现值为正的项目。因此,政治关联丧失显著提高了企业的风险承担水平,结论支持了H1。

表5 政治关联丧失、制度环境与企业风险承担

|                                        | (1)                     | (2)                     | (3)                     | (4)                     |
|----------------------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                                        | <i>RISK</i>             | <i>RISK</i>             | <i>RISK</i>             | <i>RISK</i>             |
|                                        | 主回归                     | 制度环境                    | 产权制度                    | 股权性质                    |
| $TREAT \times POST$                    | 0.006 **<br>(2.188)     | 0.001<br>(0.153)        | 0.002<br>(0.542)        | 0.014 ***<br>(3.342)    |
| <i>INSTITUTION</i>                     |                         | 0.001<br>(0.370)        |                         |                         |
| $TREAT \times POST \times INSTITUTION$ |                         | 0.008 *<br>(1.695)      |                         |                         |
| <i>PROPERTY</i>                        |                         |                         | -0.005<br>(-1.217)      |                         |
| $TREAT \times POST \times PROPERTY$    |                         |                         | 0.009 **<br>(1.972)     |                         |
| $TREAT \times POST \times SOE$         |                         |                         |                         | -0.015 **<br>(-2.534)   |
| <i>SIZE</i>                            | -0.019 ***<br>(-10.611) | -0.019 ***<br>(-10.651) | -0.019 ***<br>(-10.649) | -0.019 ***<br>(-10.770) |
| <i>LEV</i>                             | 0.084 ***<br>(11.025)   | 0.084 ***<br>(10.991)   | 0.084 ***<br>(10.978)   | 0.083 ***<br>(10.896)   |
| <i>GROWTH</i>                          | -0.008 ***<br>(-3.457)  | -0.008 ***<br>(-3.513)  | -0.008 ***<br>(-3.477)  | -0.008 ***<br>(-3.526)  |

续表

|                       | (1)         | (2)         | (3)         | (4)         |
|-----------------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
|                       | <i>RISK</i> | <i>RISK</i> | <i>RISK</i> | <i>RISK</i> |
|                       | 主回归         | 制度环境        | 产权制度        | 股权性质        |
| <i>ROA</i>            | 0.032 *     | 0.032 *     | 0.032 *     | 0.030 *     |
|                       | (1.849)     | (1.837)     | (1.823)     | (1.738)     |
| <i>SOE</i>            | -0.006 *    | -0.005      | -0.005      | 0.002       |
|                       | (-1.646)    | (-1.577)    | (-1.440)    | (0.408)     |
| <i>FAGE</i>           | 0.016       | 0.015       | 0.017       | 0.015       |
|                       | (1.067)     | (1.041)     | (1.145)     | (1.032)     |
| <i>Intercept</i>      | 0.377 ***   | 0.380 ***   | 0.378 ***   | 0.383 ***   |
|                       | (6.633)     | (6.670)     | (6.637)     | (6.728)     |
| Firm effect           | YES         | YES         | YES         | YES         |
| Year effect           | YES         | YES         | YES         | YES         |
| Observations          | 3792        | 3792        | 3792        | 3792        |
| Within-R <sup>2</sup> | 0.082       | 0.083       | 0.083       | 0.084       |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内数字为双尾检验的t值。

## 2. 交叉项检验

上一节的检验结果证明，政治关联丧失会对企业的风险承担水平产生激励效应，这里进一步分析这种激励效应在不同的制度环境下是否有显著差异。表5的第(2)列~第(3)列提供了相应的检验结果。表5的第(2)列展示了按照制度环境划分进行交叉项检验的结果。回归结果显示，交互项  $TREAT \times POST \times INSTITUTION$  的系数在10%的水平上显著为正，表明良好的制度环境增强了政治关联丧失对公司风险承担的正向作用，在制度环境良好的地区，政治关联丧失对公司风险承担的正向作用更明显。

进一步地，本文还从产权制度 (*PROPERTY*) 的视角进行考察，检验结果如表5的第(3)列所示。在第(3)列中，交互项  $TREAT \times POST \times PROPERTY$  为正，且在5%的水平上显著，表明在产权制度好的地区，政治关联丧失对企业风

险承担的激励效应更强，更好的产权制度能够激发企业家的创新精神，进而强化政治关联丧失对企业风险承担的正向作用，促使企业在政治关联丧失后选择更加积极的投资策略。

综上所述，良好的制度环境强化了政治关联丧失提高企业风险承担水平的正向作用，在产权保护更好的地区，政治关联丧失企业的风险承担激励效应更强，结论支持 H2。

## 五、进一步分析：作用机制检验

前文发现，官员独立董事辞职之后，企业的风险承担水平显著上升。在这一部分，本文将从两个方面来分析政治关联丧失如何影响企业的风险承担行为。

### (一) 政治资源丧失

如本文之前理论分析部分所指出的那样，

政治资源丧失的压力会导致企业不得不依靠其自身的内生长能力来提升企业业绩,进而会加大对高风险项目的投资,选择更为积极的投资策略。根据 Sun 等 (2015) 的研究,政治关联在个人和组织层面都会出现。由于国有企业在组织层面拥有“天然的政治关联”,所以本文认为相比于非国有企业,国有企业的官员独董辞职并不意味着其政治资源的完全丧失。如果本文能够观察到官员独董辞职之后,相比于政治资源未完全丧失的国有企业来说,政治资源完全丧失的非国有企业会选择承担更高风险的话,那么这种作用机制就确实是真实存在的。为了更好地检验官员独董强制辞职后政治资源的丧失压力对企业风险承担水平的影响,本文在模型 (1) 的基础上,引入股权性质 (*SOE*) 做交叉项进行考察,从而构建模型 (3):

$$RISK_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT_{it} \times POST_{it} + \beta_2 TREAT_{it} \times POST_{it} \times SOE_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

表 5 的第 (4) 列展示了按股权性质划分进行交叉项检验的结果。回归结果显示,交互项  $TREAT \times POST \times SOE$  的系数在 5% 的水平上显著为负。与预期一致,给定企业都发生了官员独董辞职事件,相比于国有企业,非国有企业会选择承担更高的风险。可见,与政治资源完全丧失的非国有企业相比,政治资源未完全丧失的国有企业基于官员独董辞职而调整其公司经营战略、重视核心能力建设并加大风险承担的动力明显更弱。

## (二) 董事会结构调整

官员独董辞职之后,企业选择更高的风险承担策略也可能是独立董事胜任能力的变化所导致治理结构改进的影响。这里进一步检验独

立董事胜任能力的变化是否是影响企业风险承担水平的重要机制。借鉴 Rosenstein 和 Wyatt (1990)、Fama 和 Jensen (1983) 以及叶康涛等 (2011),本文选取独立董事的年龄 (*AGE*)、学历 (*EDU*) 和声誉 (*REPUTATION*) 衡量其胜任能力。进一步地,为了检验官员独董强制辞职后企业是否会遴选更具胜任能力的独立董事,本文通过构建模型 (4) 进行检验。

$$AGE_{it}/EDU_{it}/REPUTATION_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT_{it} \times POST_{it} + \beta_2 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中,*AGE* 是独立董事年龄的均值;*EDU* 是独立董事学历的均值,中专及以下学历取 1,大专学历取 2,本科学历取 3,硕士研究生学历取 4,博士研究生学历取 5;*REPUTATION* 是在其他单位有兼职的独立董事人数占独董总人数的比重。Fama 和 Jensen (1983) 认为,任命具有多重董事身份的独立董事向市场传递了独立董事的质量信息,声誉越高的外部董事能够取得越多的董事席位。Vafeas (1999) 认为多席位使独立董事的经历更加多元化,提高了独立董事的能力,进而提升了其在任职公司的决策效率。同时,现有研究也证实多席位独董的声誉信号是有效的。例如,Shivdasani (1993) 发现,一家公司的董事担任其他公司的董事职位越多,则该公司的治理绩效表现越好。控制变量定义与模型 (1) 一致。表 6 的第 (1) 列、第 (3) 列和第 (5) 列报告了相应结果,在官员独董辞职之后,继任独立董事的年龄 (*AGE*) 显著下降,教育程度 (*EDU*) 和声誉 (*REPUTATION*) 上升。以上的结果表明,继任独立董事的精力更加充沛,同时专业程度和声誉明显上升,说明继任独董的胜任能力得到一定程度的提升。

表 6 作用机制检验——独立董事胜任能力

|                                              | (1)                     | (2)                     | (3)                  | (4)                     | (5)                    | (6)                     |
|----------------------------------------------|-------------------------|-------------------------|----------------------|-------------------------|------------------------|-------------------------|
|                                              | AGE                     | RISK                    | EDU                  | RISK                    | REPUTION               | RISK                    |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i>                   | -3.358 ***<br>(-13.957) | 0.052 **<br>(2.142)     | 0.236 ***<br>(9.602) | -0.019<br>(-1.046)      | 0.038 ***<br>(3.306)   | -0.014<br>(-1.506)      |
| <i>AGE</i>                                   |                         | -0.0002<br>(-0.897)     |                      |                         |                        |                         |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>AGE</i>      |                         | -0.001 *<br>(-1.947)    |                      |                         |                        |                         |
| <i>EDU</i>                                   |                         |                         |                      | -0.004<br>(-1.545)      |                        |                         |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>EDU</i>      |                         |                         |                      | 0.007<br>(1.439)        |                        |                         |
| <i>REPUTION</i>                              |                         |                         |                      |                         |                        | -0.005<br>(-0.977)      |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> × <i>REPUTION</i> |                         |                         |                      |                         |                        | 0.024 **<br>(2.298)     |
| <i>SIZE</i>                                  | 0.836 ***<br>(5.648)    | -0.019 ***<br>(-10.504) | -0.007<br>(-0.477)   | -0.019 ***<br>(-10.638) | -0.013 *<br>(-1.841)   | -0.019 ***<br>(-10.698) |
| <i>LEV</i>                                   | -2.335 ***<br>(-3.697)  | 0.083 ***<br>(10.907)   | -0.094<br>(-1.455)   | 0.084 ***<br>(10.960)   | -0.008<br>(-0.256)     | 0.084 ***<br>(11.002)   |
| <i>GROWTH</i>                                | -0.056<br>(-0.298)      | -0.008 ***<br>(-3.422)  | -0.000<br>(-0.021)   | -0.008 ***<br>(-3.489)  | -0.006<br>(-0.688)     | -0.008 ***<br>(-3.469)  |
| <i>ROA</i>                                   | -2.033<br>(-1.411)      | 0.031 *<br>(1.770)      | 0.134<br>(0.910)     | 0.033 *<br>(1.912)      | 0.156 **<br>(2.248)    | 0.032 *<br>(1.839)      |
| <i>SOE</i>                                   | -0.154<br>(-0.537)      | -0.005<br>(-1.558)      | 0.070 **<br>(2.378)  | -0.006 *<br>(-1.760)    | -0.008<br>(-0.594)     | -0.006<br>(-1.593)      |
| <i>FAGE</i>                                  | 1.729<br>(1.423)        | 0.018<br>(1.194)        | -0.057<br>(-0.463)   | 0.017<br>(1.126)        | -0.208 ***<br>(-3.556) | 0.016<br>(1.066)        |
| <i>Intercept</i>                             | 31.935 ***<br>(6.793)   | 0.383 ***<br>(6.678)    | 4.263 ***<br>(8.876) | 0.391 ***<br>(6.774)    | 1.745 ***<br>(7.699)   | 0.386 ***<br>(6.701)    |
| Firm effect                                  | YES                     | YES                     | YES                  | YES                     | YES                    | YES                     |
| Year effect                                  | YES                     | YES                     | YES                  | YES                     | YES                    | YES                     |
| Observations                                 | 3792                    | 3792                    | 3792                 | 3792                    | 3792                   | 3792                    |
| Within-R <sup>2</sup>                        | 0.084                   | 0.084                   | 0.089                | 0.083                   | 0.018                  | 0.084                   |

注：\*\*\*、\*\*和\*分别表示1%、5%和10%的显著性水平，括号内数字为双尾检验的t值。

为了更好地检验独董胜任能力提升对于政治关联丧失企业风险承担水平的影响，本文在模型

(1) 的基础上，引入独立董事胜任能力 (*AGE*/*EDU*/*REPUTION*) 做交叉项，构建模型 (5)：

$$RISK_{it} = \alpha + \beta_1 TREAT_{it} \times POST_{it} + \beta_2 TREAT_{it} \times POST_{it} \times AGE_{it} / EDU_{it} / REPUTION_{it} + \beta_3 X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

检验结果如表6第(2)列、第(4)列和第(6)列所示。表6的第(2)列中,交互项  $TREAT \times POST \times AGE$  的系数为-0.001,在10%的水平上显著为负,结果表明,对于独立董事平均年龄较低的企业,官员独立董事辞职事件对企业风险承担水平的激励作用更大。结合第(1)列的检验结果,相比于官员独董,继任非官员独立董事的平均年龄显著下降,精力更加充沛,接受新事物和新知识的能力更强,进而在企业的战略选择上会更加愿意冒险。这与Vroom和Pahl(1971)、姜付秀等(2009)的研究所得出的年龄大的管理者倾向于采取风险较小的决策的研究结论是一致的。

第(4)列中,交互项  $TREAT \times POST \times EDU$  的系数为0.007,不具有统计意义上的显著性。这意味着虽然继任独立董事的学历水平显著提升,但是不同的学历水平对官员独董辞职的风险承担效应未产生显著的影响。这与以往的文献研究有所不同,Schrand和Zechman(2012)提出学历较高的管理者具有更高的社会认知能力,往往更加相信自己的能力和判断的准确性,进而形成过度自信,并在投资决策中承担更高的风险(余明桂等,2013b)。这一实证结果意味着东西方的文化背景可能存在差异,在中国的文化背景下,受教育程度更高,其决策的行为模式反而可能会更加保守,进而在此情境下未产生显著影响。

第(6)列中,交互项  $TREAT \times POST \times REPUTION$  的系数在5%的水平上显著为正,表

明对于独立董事声誉较高的企业,官员独董辞职事件对促进企业风险承担水平发挥了更大的作用。这是因为继任独立董事市场声誉较高,这会促使他们积极履行独董职能来为公司创造价值,否则其声誉将受到损害,并且未来难以在其他公司谋得独董职位(Fama & Jensen, 1983)。此时,声誉机制的约束作用对于继任独董而言相对增强,这促使独立董事积极履行其职能,支持企业建设核心能力的创新项目。综上,政治资源丧失之后,企业会遴选年龄更低、学历水平和市场声誉更高的独立董事以弥补政治资源丧失对企业价值的负面影响,并且继任独董的年龄更小和声誉更高所反映的胜任能力的提升会对官员独董辞职后企业的风险承担效应产生正向的促进作用。因此,官员独董辞职后独董胜任能力的变化是影响企业在投资过程中承担更高风险的一种机制。

## 六、稳健性检验

### (一) 倾向得分匹配

为了克服实验组与对照组区分的自选择问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)对实验组和对照组进行匹配。具体地,本文以企业规模( $SIZE$ )、资产负债率( $LEV$ )、营业收入增长率( $GROWTH$ )、公司绩效( $ROA$ )作为匹配变量,分别采用一对一和一对二最近邻匹配的方式进行样本匹配,并对得到的样本采用模型(1)做回归。表7的第(1)列~第(2)列报告了样本匹配后的结果,结果显示,在加入控制变量并控制企业和年份的固定效应后,交互项  $TREAT \times POST$  的系数均为正,并分别在10%和5%的水平



上显著。结果未发生实质变化，表明前文政治关 联丧失对企业风险承担的影响结果是稳健的。

表 7 稳健性检验

|                            | (1)         | (2)         | (3)          | (4)          | (5)               | (6)         |
|----------------------------|-------------|-------------|--------------|--------------|-------------------|-------------|
|                            | 一对一匹配       | 一对二匹配       | 变量替换         | 变量替换         | 变量替换              | 禁令辞职        |
|                            | <i>RISK</i> | <i>RISK</i> | <i>RISK1</i> | <i>RISK2</i> | $\ln(R\&D)$       | <i>RISK</i> |
| <i>TREAT</i> × <i>POST</i> | 0.008 *     | 0.007 **    | 0.009 *      | 0.006 **     | 0.126 **          | 0.007 *     |
|                            | (1.731)     | (2.165)     | (1.853)      | (2.054)      | (2.409)           | (1.668)     |
| <i>SIZE</i>                | -0.027 ***  | -0.020 ***  | -0.031 ***   | -0.018 ***   | 0.148 ***         | -0.026 ***  |
|                            | (-9.146)    | (-9.641)    | (-10.572)    | (-9.695)     | (3.891)           | (-9.863)    |
| <i>LEV</i>                 | 0.145 ***   | 0.096 ***   | 0.133 ***    | 0.077 ***    | -0.371 **         | 0.094 ***   |
|                            | (10.832)    | (10.294)    | (10.756)     | (9.946)      | (-2.379)          | (8.064)     |
| <i>GROWTH</i>              | -0.007 *    | -0.008 ***  | -0.012 ***   | -0.007 ***   | -0.084 *          | 0.003       |
|                            | (-1.805)    | (-2.623)    | (-3.189)     | (-3.053)     | (-1.771)          | (0.968)     |
| <i>ROA</i>                 | 0.024       | 0.016       | 0.047 *      | -0.020       | 1.129 ***         | 0.025       |
|                            | (0.882)     | (0.771)     | (1.685)      | (-1.107)     | (3.428)           | (0.872)     |
| <i>SOE</i>                 | -0.008 *    | -0.007 **   | -0.009       | -0.006 *     | -0.032            | -0.006      |
|                            | (-1.758)    | (-2.023)    | (-1.579)     | (-1.700)     | (-0.498)          | (-1.208)    |
| <i>FAGE</i>                | 0.039 *     | 0.019       | 0.018        | 0.016        | -1.026 ***        | 0.014       |
|                            | (1.706)     | (1.098)     | (0.774)      | (1.056)      | (-3.110)          | (0.746)     |
| <i>Intercept</i>           | 0.472 ***   | 0.395 ***   | 0.634 ***    | 0.347 ***    | 9.192 ***         | 0.537 ***   |
|                            | (5.161)     | (5.931)     | (6.908)      | (6.015)      | (7.486)           | (6.648)     |
| Firm effect                | YES         | YES         | YES          | YES          | YES               | YES         |
| Year effect                | YES         | YES         | YES          | YES          | YES               | YES         |
| Observations               | 1995        | 2836        | 3792         | 3792         | 2432 <sup>①</sup> | 1772        |
| Within-R <sup>2</sup>      | 0.155       | 0.103       | 0.080        | 0.097        | 0.158             | 0.112       |

注：\*\*\*、\*\*和\* 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平，括号内数字为双尾检验的 t 值。

## (二) 风险承担的其他替代变量

为控制不同的变量测度对结果产生的影响，本文对风险承担变量进行替换以进行稳健性检验。①使用极差法计算三年内经行业年度均值调整后的 *ROA* 的最大值和最小值的差额 (*RISK1*)，以此衡量企业的风险承担水平，检验结果如表 7

的第 (3) 列所示，交互项 *TREAT* × *POST* 的系数在 10%的水平上显著为正；②使用企业在每一个观测时期内净利润（除以当年的总资产）的波动性 (*RISK2*) 衡量企业的风险承担水平，检验结果如表 7 的第 (4) 列所示，*TREAT* × *POST* 的系数为 0.006，并且在 5%的水平上显

① 研发数据中存在缺失值。

著；③企业的风险承担活动包括研发创新、资本投资等多个方面，因此，本文也尝试使用更为具体的投资活动来衡量企业的风险承担水平。具体来说，借鉴 Chen 和 Miller（2007），本文使用企业研发投入与员工人数的比值并取自然对数来表示其研发强度（ $\ln(R\&D)$ ），结果如表 7 中第（5）列所示，交互项  $TREAT \times POST$  的系数在 5% 水平下显著为正。经过上述的指标变换后，这些稳健性检验结果与主检验实证结果基本保持一致，研究结论未发生实质性变化。

### （三）禁令辞职的样本检验

由于“中组部 18 号文”发布之后，独立董事因“个人原因”“工作原因”“其他原因”辞职的数量显著增加，可能存在上市公司基于自利而选择使用“个人原因”等掩盖“禁令要求”的真实原因，所以在前文主检验的部分，本文使用了包含禁令辞职和非禁令辞职的全样本进行检验。为了进一步提升结果的稳健性，本文使用只包含禁令辞职的样本进行检验，检验结果如表 7 的第（6）列所示，交互项  $TREAT \times POST$  的系数在 10% 的水平上显著为正，检验结果仍与前面的结果一致。

## 七、研究结论与启示

本文利用“中组部 18 号文”发布后官员独董辞职的外生事件检验政治关联丧失对企业风险承担水平的影响效应。以发生官员独董“离职潮”（2013~2015 年）的前两年（2011~2012 年）和后两年（2016~2017 年）为观测时段，以是否发生官员独董辞职判断企业的政治关联是否丧失。本文采用双重差分的方法进行实证

检验，检验结果发现，在其他条件相同的情况下，政治关联丧失会对企业的风险承担水平产生促进效应；在制度环境（产权保护）好的情况下，这种促进作用更强。作用机制检验表明，政治资源丧失压力导致企业由政治关联的非市场战略转变为建设核心能力的市场战略，以及继任独董胜任能力提升（声誉更高、年龄更小）所带来的治理结构改进是产生风险承担促进效应的重要因素。本文还采用倾向得分匹配的方法控制样本的选择性偏误以及替换风险承担变量等一系列方法来进行稳健性检验，结果都依然成立。

本文可能的研究贡献在于：由于现有文献更多的是从政治关联的建立及其是否存在这一静态视角来考察政治关联与风险承担之间的关系，此时，对政治关联所带来的收益和成本评价、决策者战略选择的激进和保守特征，以及企业风险承担的偏好和能力三者之间所存在的错综复杂的互动关系会导致比较严重的内生性问题，这使现有研究存在比较明显的不尽一致的现象以及基于情境差异所导致的争论。本文则是从制度变迁下政治关联丧失这一外生冲击的动态视角来进行考察，缓解了内生性问题，并发现政治关联的丧失会带来企业风险承担水平的明显提高。这一结论有助于我们反推企业建立政治关联的经济后果应该是降低其风险承担水平，从而为现有文献的争论提供了具有指向性的经验证据。

本文的研究发现还进一步凸显了制度环境及其变迁对企业决策特征的深远影响：一方面，制度变迁的外生冲击（“中组部 18 号文”规定的官员独董强制辞职）直接影响着企业决策特

征的演进历程（风险承担水平明显提高）；另一方面，这种演进历程又受到企业所处制度环境或营商环境及产权保护质量高低的影响，具体表现为对高质量的制度环境具有一定程度的依赖性特征。

本文的研究结论有如下政策启示：在中国经济转型的大背景下，政府掌握着大量公共资源及处置权，因而企业与政府建立政治关联有助于获取特殊的资源并形成竞争优势。但是本文的研究结论表明，政治资源与市场竞争之间可能存在替代效应，政府的保护可能使企业习惯于面对较低水平的竞争压力，从而陷入一种“受保护”的思维范式，弱化其通过研发创新等高风险投资活动来打造自身核心竞争力的动力，进而降低了企业的风险承担水平。在当前中国经济发展新常态的宏观背景之下，正在大力推行供给侧结构性改革和高质量发展，以为经济发展注入新活力、新动能，此时，需要鼓励企业积极提高其风险承担水平。本文认为积极推进反腐败的制度建设，促进经济的市场化改革，有助于倒逼企业重视其自身核心竞争力的建设，改善公司治理结构，进而提高其风险承担水平，为经济结构的优化升级夯实微观基础。

接受编辑：Pei Sun

收稿日期：2020年4月24日

接受日期：2021年1月26日

#### 作者简介：

辛宇（通讯作者，E-mail: mnsxy@mail.sysu.edu.cn），中山大学管理学院教授、博士生

导师，2003年于香港理工大学获得财务学博士学位，在 *Journal of Financial and Quantitative Analysis*、*Journal of Futures Markets*、*Pacific-Basin Finance Journal* 和《经济研究》《管理世界》《南开管理评论》《中国工业经济》《会计研究》《金融研究》《管理学季刊》等学术期刊发表多篇论文，目前的研究兴趣包括公司治理与公司财务等。

史珂，中山大学管理学院研究生，目前的研究兴趣包括公司治理与公司财务等。

#### 参考文献

- [1] 陈爽英、井润田、龙小宁、邵云飞：《民营企业社会关系资本对研发投资决策影响的实证研究》，《管理世界》，2010年第1期。
- [2] 戴娟萍、郑贤龙：《政治关联会影响企业风险承担吗？——来自民营上市公司的经验证据》，《财经论丛》，2015年第10期。
- [3] 邓晓飞、辛宇、滕飞：《官员独立董事强制辞职与政治关联丧失》，《中国工业经济》，2016年第2期。
- [4] 杜兴强、曾泉、杜颖洁：《政治联系、过度投资与公司价值——基于国有上市公司的经验证据》，《金融研究》，2011年第8期。
- [5] 姜付秀、伊志宏、苏飞、黄磊：《管理者背景特征与企业过度投资行为》，《管理世界》，2009年第1期。
- [6] 李文贵、余明桂：《所有权性质、市场化进程与企业风险承担》，《中国工业经济》，2012年第12期。
- [7] 李延喜、包世泽、高锐、孔宪京：《薪酬激励、董事会监管与上市公司盈余管理》，《南开管理评论》，2007年第6期。
- [8] 刘占双：《市场化进程、政治关联与企业风险承担相关性分析》，《财会通讯》，2016年第27期。

[9] 罗党论、甄丽明：《民营控制、政治关系与企业融资约束——基于中国民营上市公司的经验证据》，《金融研究》，2008年第12期。

[10] 罗进辉、谢达熙、陈华阳：《官员独董：“掠夺之手”抑或“扶持之手”》，《管理科学》，2017年第30期。

[11] 马连福、王丽丽、张琦：《混合所有制的优序选择：市场的逻辑》，《中国工业经济》，2015年第7期。

[12] 潘越、戴亦一、李财喜：《政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据》，《南开管理评论》，2009年第5期。

[13] 钱先航、徐业坤：《官员更替、政治身份与民营上市公司的风险承担》，《经济学（季刊）》，2014年第4期。

[14] 邵传林：《制度环境、产权性质与企业家创新精神——来自中国工业企业的经验证据》，《证券市场导报》，2015年第3期。

[15] 王小鲁、樊纲、余静文：《中国分省份市场化指数报告（2016）》，社会科学文献出版社2017年版。

[16] 吴文锋、吴冲锋、芮萌：《中国上市公司高管的政府背景与税收优惠》，《管理世界》，2009年第3期。

[17] 肖金利、潘越、戴亦一：《“保守”的婚姻：夫妻共同持股与公司风险承担》，《经济研究》，2018年第5期。

[18] 辛宇、邓晓飞、滕飞：《制度压力感知与官员独董辞职——基于“中组部18号文”的实证研究》，《财经研究》，2016年第8期。

[19] 杨其静：《政治关联与企业成长》，《教学与研究》，2010年第6期。

[20] 姚立杰、周颖：《管理层能力、创新水平与创新效率》，《会计研究》，2018年第6期。

[21] 叶康涛、祝继高、陆正飞、张然：《独立董事的独立性：基于董事会投票的证据》，《经济研究》，2011年第1期。

[22] 叶青、赵良玉、刘思辰：《独立董事“政商旋转门”之考察：一项基于自然实验的研究》，《经济研究》，2016年第6期。

[23] 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年第9期。

[24] 余明桂、李文贵、潘红波：《民营化、产权保护与企业风险承担》，《经济研究》，2013a年第9期。

[25] 余明桂、李文贵、潘红波：《管理者过度自信与企业风险承担》，《金融研究》，2013b年第1期。

[26] 俞红海、徐龙炳、陈百助：《终极控股股东控制权与自由现金流过度投资》，《经济研究》，2010年第8期。

[27] 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年第1期。

[28] 张敏、童丽静、许浩然：《社会网络与企业风险承担——基于中国上市公司的经验证据》，《管理世界》，2015年第11期。

[29] 张敦力、江新峰：《管理者能力与企业投资羊群行为：基于薪酬公平的调节作用》，《会计研究》，2015年第8期。

[30] 朱凯、林旭、洪奕昕、陈信元：《官员独董的多重功能与公司价值》，《金融研究》，2016年第12期。

[31] Acharya, V., Amihud, Y., & Litov, L. 2011. Creditor rights and corporate risk-taking. *Journal of Financial Economics*, 102: 150–166.

[32] Agrawal, A., & Knoeber, C. R. 2001. Do some outside directors play a political role? *The Journal of Law and Economics*, 44: 179–198.

[33] Ahuja, G., & Yayavaram, S. 2011. Explaining influence rents: The case for an institution-based view of strategy. *Organization Science*, 22: 1631–1652.

- [34] Anokhin, S. , & Schulze, W.S. 2009. Entrepreneurship, innovation, and corruption. *Journal of Business Venturing*, 24 (5): 465–476.
- [35] Arif, S. , & Lee, C. M. C. 2014. Aggregate investment and investor sentiment. *Review of Financial Studies*, 27: 3241–3279.
- [36] Boubakri, N. , Cosset, J. , & Saffar, W. 2013a. The role of state and foreign owners in corporate risk taking: Evidence from privatization. *Journal of Finance and Economics*, 108: 641–658.
- [37] Boubakri, N. , Mansi, S. A. , & Saffar, W. 2013b. Political institutions, connectedness, and corporate risk-taking. *Journal of International Business Studies*, 44: 195–215.
- [38] Chen, W. R. , & Miller, K. D. 2007. Situational and institutional determinants of firms' R&D search intensity. *Strategic Management Journal*, 28: 369–381.
- [39] Cheng, S. 2008. Board size and the variability of corporate performance. *Journal of Financial Economics*, 87: 157–176.
- [40] Demerjian, P. , Lev, B. , & McVay, S. 2012. Quantifying managerial ability: A new measure and validation tests. *Managerial Science*, 58: 1229–1248.
- [41] Faccio, M. , Marchica, M. , & Mura, R. 2016. CEO gender corporate risk-taking, and the efficiency of capital allocation. *Journal of Corporate Finance*, 39: 193–209.
- [42] Faccio, M. , Marchica, M. , & Mura, R. 2011. Large shareholder diversification and corporate risk-taking. *Review of Financial Studies*, 24: 3601–3641.
- [43] Faccio, M. , & Parsley, D. C. 2009. Sudden deaths: Taking stock of geographic ties. *Journal of Financial & Quantitative Analysis*, 44: 683–718.
- [44] Fama, E. F. , & Jensen, M. C. 1983. Separation of ownership and control. *Journal of Law and Economics*, 26: 301–325.
- [45] Fishman, R. 2001. Estimating the value of political connections. *American Economic Review*, 91: 1095–1102.
- [46] Frynas, J. G. , Mellahi, K. , & Pigman, G. 2006. First mover advantages in international business and firm-specific political resources. *Strategic Management Journal*, 27: 321–345.
- [47] Hambrick, D. C. , & Mason, P. A. 1984. Upper echelons: The organization as a reflection of its top managers. *Academy of Management Review*, 9: 193–206.
- [48] Hillman, A. J. 2005. Politicians on the board of directors: Do connections affect the bottom line? *Journal of Management*, 31: 464–481.
- [49] Hillman, A. J. , & Dalziel, T. 2003. Boards of directors and firm performance: Integrating agency and resource dependence perspectives. *Academy of Management Review*, 28: 383–396.
- [50] Hillman, A. J. , Withers, M. C. , & Collins, B. J. 2009. Resource dependence theory: A review. *Journal of Management*, 35: 1404–1427.
- [51] Hillman, A. J. , Zardkoohi, A. , & Bierman, L. 1999. Corporate political strategies and firm performance: Indication of firm-specific benefits from personal service in the US government. *Strategic Management Journal*, 20: 67–81.
- [52] Ji, S. , & Wang, G. Y. 2018. Political connections, government regulations and risk-taking-evidence from China. *Frontiers of Economics in China*, 13: 655–684.
- [53] John, K. , Litov, L. , & Yeung, B. 2008. Corporate governance and risk-taking. *Journal of Finance*, 4: 1679–1728.
- [54] Leuz, C. , & Oberholzer-Gee, F. 2006. Political relationships, global financing, and corporate transparency: Evidence from Indonesia. *Journal of Financial Economics*, 81: 411–439.



- [55] Li, J. , & Tang, Y. 2010. CEO hubris and firm risk taking in China: The moderating role of managerial discretion. *Academy of Management Journal*, 53: 45–68.
- [56] Li, K. , Griffin, D. , Yue, H. , & Zhao, L. 2013. How does culture influence corporate risk-taking? *Journal of Corporate Finance*, 23: 1–22.
- [57] Low, A. 2009. Managerial risk-taking behavior and equity-based compensation. *Journal of Financial Economics*, 92: 470–490.
- [58] Nakano, M. , & Nguyen, P. 2012. Board size and corporate risk taking: Further evidence from Japan. *Corporate Governance: An International Review*, 20: 369–387.
- [59] Otchere, I. , Senbet, L. W. , & Zhu, P. 2020. Does political connection distort competition and encourage corporate risk taking? International evidence. *Journal of Empirical Finance*, 55: 21–42.
- [60] Paligorova, T. 2010. *Corporate risk taking and ownership structure*. Bank of Canada Working Paper.
- [61] Pfeffer, J. , & Salancik, G. R. 2003. *The external control of organizations: A resource dependence perspective*. Stanford: Stanford University Press.
- [62] Rosenstein S. , & Wyatt, J. G. 1990. Outside directors, board independence, and shareholder wealth. *Journal of Financial Economics*, 26: 175–191.
- [63] Schrand C. , & Zechman, S. 2012. Executive overconfidence and the slippery slope to financial misreporting. *Journal of Accounting and Economics*, 53: 311–329.
- [64] Shi, H. , Xu, H. , & Zhang, X. 2018. Do politically connected independent directors create or destroy value? *Journal of Business Research*, 83: 82–96.
- [65] Shivdasani, A. 1993. Board composition, ownership structure, and hostile takeovers. *Journal of Accounting and Economics*, 16: 167–198.
- [66] Siegel, J. 2007. Contingent political capital and international alliances: Evidence from South Korea. *Administrative Science Quarterly*, 52: 621–666.
- [67] Sun, P. , Mellahi, K. , & Wright, M. 2012. The contingent value of corporate political ties. *Academy of Management Perspectives*, 26: 68–82.
- [68] Sun, P. , Mellahi, K. , Wright, M. , & Xu, H. 2015. Political tie heterogeneity and the impact of adverse shocks on firm value. *Journal of Management Studies*, 52: 1036–1063.
- [69] Tadelis, S. 2002. The market for reputations as an incentive mechanism. *Journal of Political Economy*, 110: 854–882.
- [70] Tonoyan, V. , Strohmeier, R. , Habib, M. , & Perlitz, M. 2010. Corruption and entrepreneurship: How formal and informal institutions shape small firm behavior in transition and mature market economies. *Entrepreneurship Theory and Practice*, 34: 803–833.
- [71] Vafeas, N. 1999. Board meeting frequency and firm performance. *Journal of Financial Economics*, 53: 113–142.
- [72] Vroom, V. , & Pahl, B. 1971. Relationship between age and risk-taking among managers. *Journal of Applied Psychology*, 55: 399–405.
- [73] Wright, P. , Ferris, S. P. , Sarin, A. , & Awasthi, V. 1996. Impact of corporate insider, blockholder, and institutional equity ownership on firm risk taking. *The Academy of Management Journal*, 39: 441–463.
- [74] Xu, Y. X. 2018. Anticorruption regulation and firm value: Evidence from a shock of mandated resignation of directors in China. *Journal of Banking & Finance*, 92: 67–80.