

司法官员更替与公司违规行为*

• 周 洲^{1,2} 李雅梦¹ 冉 戎^{1,2}

(1 重庆大学公共管理学院 重庆 400044; 2 重庆大学公共经济与公共政策研究中心 重庆 400044)

【摘要】以手工收集的 2009—2018 年中国 197 个地级市中院院长更替数据匹配沪深 A 股上市公司的违规数据,实证检验发现司法官员更替通过提高司法公正性和司法效率,产生“威慑效应”,在短期内降低了公司违规的概率、严重程度及频率。此外,区分公司违规类型后发现,司法官员更替只对公司经营性违规和信息披露违规具有抑制作用,对领导人违规影响不显著。区分司法官员的个人特征后发现,当中院院长来源于上级部门或其他政法部门时,抑制作用更显著。区分样本公司的特征后发现,公司属于管制行业、董事会会议频率较高时,司法官员更替对公司违规的抑制作用更显著。本研究丰富了法与金融领域的文献,提供了影响公司违规行为的新证据,对加强公司外部治理具有重要的政策启示。

【关键词】司法官员更替 公司违规 司法公正 司法效率 威慑效应

中图分类号: F275; D926 文献标识码: A

1. 引言

上市公司违规行为一直是资本市场关注的重点。近年来,虽然中国证监会及其领导下的深交所、上交所、北交所(以下简称“一会三所”)不断加强监管力度,上市公司行为趋于规范化,但利益驱动和制度缺陷为上市公司提供了违规动机和空间,公司违规行为仍然层出不穷,根据本文统计,2009—2018 年至少有 59.39% 的上市公司发生过违规行为。上市公司违规行为频发造成了资本市场的非正常波动,严重损害了投资者的合法权益,直接影响了中国经济的平稳健康发展。因此,如何防范和治理上市公司违规成为当下学术界研究的重点和热点。

在过去的几十年里,中国资本市场及上市公司的规范主要依靠行政治理,但司法治理的作用也

* 基金项目:国家自然科学基金面上项目“行政问责及治理政策工具影响企业非市场战略配置决策的机理及经济后果研究”(项目批准号:72074035);中央高校基本科研业务费科研专项资助项目“司法治理与循数治理协同防范上市公司违规的生成机理及路径研究”(项目批准号:2023CDSKXYGG006)。

通信作者:周洲, E-mail: zzzzy_75@cqu.edu.cn。

日益凸显。2021 年的康美药业违规事件中,不但董事长承担了相应的刑事和民事责任,其独立董事也承担了上亿元的连带责任,引发了社会各界的广泛关注,彰显了司法保护在保护投资者权益、惩治公司违规方面的巨大作用。Pistor 等(2000)认为,对于中国而言,良好的司法执法比法律条文更能保障资本市场的健康稳定发展。Demirgüç-Kunt 和 Maksimovic(1998)认为良好的司法执法能够约束政府部门权力滥用,保障契约的有效执行,提高公司治理水平,从而抑制公司违规行为。在中国司法实践中,法院院长居于法院内部权力金字塔结构的顶端,对司法执行具有决定性作用(左卫民,2014)。其中,中级人民法院院长(以下简称“中院院长”)更是发挥着上传下达的重要中枢作用,是联结高级人民法院和基层人民法院的纽带。马超等(2016)通过对中国裁判文书网公布的所有文书进行大数据分析发现,以 2014 年为例,中级及基层人民法院的文书占据了全国法院文书公开量的 98.36%,从侧面体现了中级及基层人民法院是司法审判的中坚力量,其司法审判的公正与效率直接影响了地方司法环境的好坏。而中院院长作为各地级市法院系统的最高权力人,不但扮演着“法律家”的角色,直接对审判活动进行指导和监督,还发挥着“管理者”和“政治家”的作用,对所在城市司法政策的实施负有直接领导责任,可以借助其行政管理职权对辖区法院的案件审理施加重要影响,并以此形成对辖区内法院系统从上到下的管控。因此,中院院长更替因个体偏好及理念差异会造成审判质效、司法裁决等司法环境的不确定性。那么,中院院长等核心司法官员的更替能否影响地区司法环境,从而对公司违规行为产生影响呢?

本文利用 2009—2018 年中国沪深 A 股非金融类上市公司数据,以样本公司所在的注册城市为对象,从中院院长更替的角度考察司法官员更替对公司违规行为的影响。研究发现,司法官员更替通过提高司法公正性、司法效率,改善司法环境,短期内降低了上市公司的违规概率、严重程度及频率。进一步研究表明,司法官员更替对公司经营性违规和信息披露违规的抑制作用更显著,对领导人违规作用不显著。此外,从新任司法官员的个人特征看,当新任司法官员来源于上级部门或其他司法部门时,司法官员更替的“威慑效应”作用更为强烈;对处于管制行业、董事会会议频率高的公司,其违规行为受司法官员更替的影响更明显。

本文的边际贡献在于:

(1)既有文献从公司内外部视角对公司违规的影响因素进行了大量研究(陆瑶和李茶,2016;孟庆斌等,2019),也部分涉及了法制因素对公司违规行为的影响(张翼和马光,2005)。然而在司法部门实施“主要领导负责制”的背景下,作为司法政策制定和执行上的重要一环,司法官员的作用还未受到足够重视,鲜有文献研究司法官员更替与公司违规行为的关系。司法官员变更对于公司而言是外生性事件,能够在一定程度上缓解研究公司违规时的内生性问题。本文结论表明司法官员更替能有效抑制公司违规行为,从司法环境角度丰富了公司违规的相关研究。

(2)关于官员更替的既有研究主要集中于地方政府官员更替对微观企业的影响,鲜有学者研究特殊专业职能部门官员更替的社会经济后果。虽然曹春方等(2017)以高院院长异地交流为准自然实验,考察了司法独立性与公司违规的关系,但异地交流无法全面代表司法领导更替,司法独立也只是司法环境的一个维度;而且,高级人民法院主要负责本省司法政策的制定,中级及基层人民法院才是司法政策执行的主力军,中院院长植根于当地,对地区司法质效以及当地公司违规行为的影响更直接。因此,本文的研究更为精细,提供了司法官员更替经济后果的更严谨可靠的经验证据,丰富和

拓展了官员治理领域的研究。

(3)本文的内容更加丰富,不仅识别出司法官员更替对公司违规行为具有短期抑制作用,并构建司法质效指标考察了其作用路径,还研究了司法官员更替对公司违规的影响是否会因新上任司法官员个人特征、违规类型的区别或公司本身特征、所在行业地区的不同而产生差异。

余文结构安排如下:第二部分是文献综述和研究假设;第三部分为研究设计;第四部分为实证研究结果;第五部分为进一步研究;最后是结论与启示。

2. 文献回顾与研究假设

2.1 公司违规行为的影响因素

舞弊三角理论认为公司违规的产生是由压力、借口和机会三要素组成,其中,考察违规“机会”与公司违规行为关系的文献与本文最为相关。董事会规模、董事会结构等董事会特征(蔡志岳和吴世农,2007),CEO对董事会影响力(陆瑶和李茶,2016)及Chen等(2005)提出的股权结构等内部治理因素都会影响公司违规的“机会”。在外部治理机制中,媒体监督(周开国等,2016)、卖空机制(孟庆斌等,2019)、巡视监督(孙德芝和郭阳生,2018)作为有效的外部监督机制,也能减少公司进行机会主义行为的“机会”,抑制公司违规倾向。在众多影响公司违规的外部要素中,法律是影响违规“机会”最重要的因素之一。法律能够增加公司控制人剥夺中小股东利益的成本,有利于规范公司内部治理;外部制度环境决定论也表明法律和制度的不规范是公司产生违规行为的决定因素。张翼和马光(2005)通过实证研究表明,完善的地区法律系统能通过威慑作用约束公司管理层的机会主义行为,压缩管理层的舞弊空间。胡海峰等(2022)也发现改善法治环境有助于规范公司行为,遏制公司欺诈等不当行为。然而,虽然对法制环境的探讨已经有比较丰富的文献证据,但缺少对司法官员变动的关注。在目前司法领域的中国式分权机制和以相对绩效为核心的司法官员晋升考核机制下,司法官员的更替可能左右司法政策执行,从而影响地区司法环境,而公司违规决策也可能受到司法官员变更的影响,但司法官员更替与公司违规行为的关系仍存在一些黑箱需要探索。

2.2 司法官员更替的经济后果

既有文献主要以地方政府官员更替为研究对象,考察更替造成的政治、政策不确定性引发的经济后果。近年来,关于司法部门官员更替的研究也逐渐活跃。陈刚(2012)发现高院院长异地交流显著提高了司法效率。此外,高院院长异地交流还具有显著经济后果:通过制衡行政权力的过度扩张、提升政府保护契约自由和财产权力承诺的可信度,缓解市场分隔、促进地区金融发展(陈刚和李树,2013;陈刚和司光月,2017);通过提升司法效率实现出口结构的转换和升级(王永进和黄青,2018);通过增加公司诉讼风险,引发公司增加财务灵活性的动机而改变公司资本结构(陈胜蓝等,2020)。从更广泛的意义来说,高院院长的更替还能在行为信号和“凸显效应”作用下通过缓解民营企业

业融资约束和技术信息约束增加其研发投入(周洲等, 2021)。上述既有文献为本研究深入考察司法官员行为的经济后果提供了理论和实践借鉴, 但司法官员更替与公司违规的关系还缺乏深入讨论, 这不得不说是一种遗憾。

与本文最相似的是曹春方等(2017)的研究, 他们将高院院长异地交流识别为司法独立性的提升, 考察法官异地交流对上市公司违规的执法力度及执法可置信程度的影响。本研究结果也表明司法官员更迭能够改善司法环境, 减少公司违规行为。但本研究的不同之处在于: (1) 异地交流虽然能避免司法地方保护主义, 改善司法环境, 但异地交流只是司法部门领导人更替方式的一小部分, 无法全面准确地反映司法官员更替对公司行为的影响; (2) 司法独立仅仅是司法环境改善的一个维度, 公正与效率才是刻画司法环境的核心要素, 司法官员更替对司法公正和司法效率也会产生显著影响; (3) 高级人民法院主要负责各省司法政策的制定, 而具体司法政策的执行主要由中级人民法院负责, 中院院长的更替可能会对公司行为造成更为直接的影响, 本文从司法政策执行视角提供了中院院长更替与公司违规行为关系的新证据。

2.3 理论分析与研究假设

司法领导更替可能是“双刃剑”, 它对司法环境可能同时具有改善和恶化两种效应(陈刚, 2012)。本文从“威慑效应”和“诱致效应”两方面, 对司法官员更替与公司违规行为的可能关系进行具体分析并提出竞争性的假设。

2.3.1 司法官员更替影响公司违规行为的威慑效应分析

司法官员更替可能通过以下几条路径改善司法环境:

第一, Ramseyer 和 Rasmusen(1997)的研究认为司法部门内部也存在着晋升锦标赛, 司法部门依据司法官员的相对绩效来决定其职业升迁。在“全面依法治国”的战略背景下, 营造公正、高效的司法环境成为司法官员的新竞争点。司法官员更替后, 新任司法官员为了积累晋升资本, 往往实施“新官上任三把火”式的差异化策略, 有强烈动机提升司法质效、推动司法制度改革创新, 有利于改善司法环境。

第二, 虽然在中国现行宪法及其他法律中都确认了司法部门的独立审判权, 但司法实践中, Lubman(2000)认为中国司法部门缺乏独立性一直被广为诟病。在中国现行的司法管理体制中, 地方法院院长的任免考核以及司法经费都在同级政府和党委的控制之下, 地方政府对地方司法部门的运行和审判工作具有相当大的影响力(刘忠, 2012)。地方政府为了保护当地企业利益或自身利益, 可能通过行政权经常性甚至制度性地干涉和侵犯司法权(龙宗智和李常青, 1998), 导致地方保护主义在司法领域的延伸, 造成严重的司法权力地方化问题, 严重破坏了司法公正。司法官员更替后, 新任司法官员还未与地方政府建立密切的联系, 而根据 Hayek(1960)的研究, 相对独立的司法权可以作为约束政府的重要力量, 制衡政府权力的过度扩张, 抑制行政权对司法权的干涉, 有利于去除司法“地方化”“行政化”色彩, 推动司法环境改善。

第三, 领导干部长期在同一地点任职, 容易在其周围形成“利益型”关系网络, 滋生各种腐败问

题(周黎安, 2007)。随着司法官员任期的延长, 其可能与辖区内公司建立起类似于政治关联的“司法关联”(周洲等, 2021), 为争夺稀缺的司法权力资源, 更多的公司会加入行贿行列, 加剧地区司法腐败程度。司法官员更替后, 围绕前任司法官员建立的司法关联被颠覆, 相关利益关系网络需要重构, 司法官员与地方利益集团的合谋风险被削弱。此时, 司法腐败活动由于渠道不畅而有所减少, 有助于营造公正高效的司法环境、提升司法公信力。

第四, 司法官员更替可能产生“学习效应”和“交流效应”。一方面, 新任司法官员更换岗位后, 需要花费时间精力学习新知识、适应新岗位, 避免了自身长期在同一岗位上任职而滋生的因循守旧、不思进取等问题, 产生的“学习效应”有利于专业素养、职业技能和司法智慧的培养。另一方面, 新任司法官员可能带来不同地区或不同部门的先进管理经验, 为部门内其他司法官员带来“交流效应”, 提高司法人员的综合素质和能力, 进而有利于增强司法部门内部活力, 提高司法质效, 改善司法环境。

根据以上分析, 司法官员更替可能通过晋升激励、削弱司法地方保护主义、抑制司法腐败、产生学习和交流效应使得地方司法环境改善。虽然公司违规的惩处主要由“一会三所”负责, 但存在违规行为发现难、取证难等问题, 而且对投资者权益的司法保护是地方化的。地方司法环境的改善不但可以缓解发现难、取证难等问题, 还有利于投资者通过诉讼维护合法权益, 增大公司违规被稽查的概率以及违规成本。因此, 根据威慑理论和理性选择理论, 司法领导更替可以在短期内增强“威慑效应”迫使公司做出减少违规行为的理性选择。具体而言: (1) 作为法律实施中私人监督的一种表现形式, 举报是监管部门查处公司违规行为的重要线索来源(刘沛佩, 2017)。随着司法环境改善, 司法公信力得以提升, 举报人的合法权益更能够得到有效的司法保护, 举报人积极性因此提高, 公司违规行为被查处概率增大。(2) 随着司法官员更替, 司法独立性的提升能够提高司法权对行政权的监督制衡能力, 减少了地方政府对公司违规的包庇行为, 公司违规被监管机构依法惩处的概率可能增大。(3) 公司违规可能损害投资者等利益相关者的合法权益, 公司还面临着法律诉讼风险(曹春方等, 2017)。司法环境改善使得法院能够更加及时公正地保护投资者的合法权益, 违规公司可能面临着更多的赔偿和诉讼成本, 进一步加大了司法环境的改善对公司违规的“威慑效应”。总之, 司法官员更替改善了司法环境, 公司管理者预期违规成本提升, 往往做出“避风头”的决策, 减少公司违规行为。据此, 本文提出如下假设:

H1a: 司法官员更替会抑制公司违规。

H1b: 司法官员更替通过改善司法环境, 抑制公司违规。

2.3.2 司法官员更替影响公司违规行为的诱致效应分析

虽然司法官员更替可能通过改善司法环境抑制公司违规行为, 但理论上司法官员更替还可能通过以下两条路径对司法环境产生负面影响:

第一, 更替破坏了司法官员的地域性分工和职业稳定性(陈刚, 2012), 新任司法官员适应新的环境需要耗费较高的时间成本, 短期内难以对司法部门实现系统全面的掌控, 导致司法官员“空窗期”。官员职责的缺失使得司法部门内部疏于指导和监督, 可能滋生司法腐败; 另一方面使司法部门无法对政府权力实现有效监督和制衡, 加重司法地方保护主义。

第二, 司法官员的周期性换届和平时不定期的调任可能造成地方司法政策及执行的不连续性; 而且由于发展环境、工作经历、个人偏好等差异, 不同的司法官员有不同的治理方针和风格, 加剧了司法官员更替所带来的司法运行的“不连续性”。一方面, 新任司法官员可能忽视地区间、部门间差异, 将其他地区或部门的管理经验照搬到新任法院, 使曾经的“成功经验”变得“水土不服”, 造成经验主义错误。另一方面, 司法部门内部也是一种科层组织, 权力交接的过程可能使得司法部门内部稳定的分工结构和部门机构之间的利益平衡被打破, 内部利益博弈加剧, 隐藏的矛盾集中爆发, 产生司法政策执行的“结构性摩擦”, 导致司法政策执行的消极或偏误, 降低了司法绩效。

司法环境的恶化可能通过“诱致效应”增加公司违规行为。一方面, 在公司内外部治理环境日益完善的当下, 公司违规需要多人“合谋”或难免留下蛛丝马迹。当司法环境不完善时, 举报人因缺乏保护机制、担心报复风险而产生“寒蝉效应”, 难以对司法部门产生信任, 举报积极性不高, 根据 Khanna(2003)的研究, 监管部门或司法部门因此难以获取公司违规的相关线索和证据, 可能降低公司违规的稽查效率。公司可能利用司法权力更迭“空窗期”与政府或司法部门合谋以获取庇护, 更容易掩盖公司违规行为。另一方面, 司法环境恶化增加了投资者等利益相关者的交易成本和被“敲竹杠”风险, 利益相关者的合法权益得到有效司法保护的预期下降, 利益相关者通过法律手段保护自身利益的动机减少, 违规公司需要承担的赔偿及诉讼成本下降。综上所述, 司法官员更替带来的“空窗期”和“不连续性”问题可能使公司违规成本降低, 诱致公司进行机会主义行为, 公司违规动机加强。据此, 本文提出如下假设:

H2a: 司法官员更替会促进公司违规。

H2b: 司法官员更替通过恶化司法环境, 诱致公司违规。

3. 研究设计

3.1 样本选择与数据说明

考虑到 2008 年国际金融危机及中国“四万亿”刺激计划对样本公司的违规行为可能产生难以评估的影响, 本文选取 2009—2018 年中国沪深两市 A 股上市公司作为初始研究样本。

本文通过各地方法院官方网站、地方年鉴、百度百科等各种途径, 聚焦于 2018 年注册上市公司数大于 5 家的地级市, 手工收集整理了 197 个地级市 2009—2018 年期间 474 名中院院长的简历信息; 公司违规、公司财务和公司治理数据均来自于国泰安数据库(CSMAR)。另外, 本文还通过地方统计年鉴和各中级人民法院工作报告等资料手工收集并构建了这些城市的司法环境指标数据; 其他城市层面数据来自于《中国城市统计年鉴》。

本文将地级市层面数据与上市公司数据进行匹配, 并按照以下原则进行了筛选: 剔除所有金融行业公司样本; 剔除各年度经营异常(ST、ST*)和财务数据不全的公司样本; 剔除位于直辖市的样本; 剔除核心研究变量缺失的样本。为了消除异常值的影响, 本文对所有连续型变量进行了上下 1%分位数的缩尾处理, 最终得到 12738 个公司—年度观测数据。本文使用的统计计量软件为 STATA15.0。

3.2 变量说明与模型设定

3.2.1 被解释变量：公司违规行为

在CSMAR数据库的违规处理库中，违规数据是按照违规事件排列的截面数据，本文按照违规事件公告日期整理出公司违规的公司一年面板数据。首先，若公司在当年被稽查出有违规行为并进行了公告时，将公司违规(Violation)虚拟变量定义为1，否则为0。其次，从“质”的角度构建公司违规严重程度(Degree)变量，参考蔡志岳和吴世农(2007)的做法，若上市公司当年未因违规受罚，则取值为0；若仅有高管受罚而公司未受罚或公司受罚类型为“其他”，则取值为1；若公司受罚类型为批评或谴责，则取值为2；若公司受罚类型为警告、罚款或没收违法所得，则取值为3；当同时受到多种处罚或者一年内多次受到处罚时，取最严重的受罚类型进行赋值。最后，从“量”的角度构建公司违规频率变量(Frequency)，以公司当年违规次数表示。

3.2.2 解释变量：司法官员更替

本文借鉴既有关于地方官员更替研究的做法，中院院长当年发生更替时，Turnover赋值为1，否则赋值为0。

3.2.3 控制变量

更大的公司面临着更严格的监督和公众关注，增加了其违规被稽查的可能性，因此控制了公司规模(Size)，以公司总资产的自然对数表示。业绩不佳和存在负债危机的公司更可能铤而走险进行违规行为，它们往往也是监管部门的监督重点，因此本文控制了公司经营业绩的变量，包括以净利润/总资产衡量的资产收益率(ROA)和以负债总额/总资产表示的资产负债率(Lev)。此外，控制了公司治理方面的变量，包括管理层持股比例(Mhold)为高管持股比例/A股流通股数、独立董事比例(Indr)为独立董事人数/董事会人数、第一大股东持股比例(Top1)为年末第一大股东持股数量/总股本。两职合一(Duality)为董事长和总经理兼任情况，是取值为1，否为0；当公司选择四大会计师事务所进行审计时，审计质量(Big4)取值为1，否则为0。本文还控制了公司市场价值(Q)和上市年限(Firmage)以衡量公司成长性，其中，Q取公司市值的自然对数，Firmage为公司上市距今年限+1后取对数。高增长的公司往往面临更大的资本市场压力，也面临更大的现金流短缺风险与经营风险，为迎合市场的增长预期以及缓解各类风险，上市公司拥有更强的违规动机。此外，还纳入了公司产权性质(SOEfirm)虚拟变量，如公司为国有则取值为1，否则为0，及法官个人特征变量，包括法官当年年龄的对数(Age)、法官实际任期的对数(Tenure)、法官是否籍贯地任职(Residence)和性别(Sex)。因为随着法官年龄的增长，职业晋升带给法官的长期收益的贴现值会下降，使得法官的晋升激励会随着年龄的增长而弱化。虽然法官任期增长可能使法官更熟悉任职地的文化和习俗，但也可能存在负向的“倦怠效应”，从而影响地区司法环境。之所以加入法官是否籍贯地任职(Residence)和性别(Sex)变量，是因为法官在籍贯地任职可能更容易形成利益联结，使法官为了追求私利而做出破

坏司法公正的行为，而法官的性别可能影响其审判和治理法院的风格。考虑到司法文化及经济状况的地域性差异，本文还加入了地区 GDP 增长率(GDP growth)来控制地域差异的影响。最后，还控制了行业(Ind)和年度(Year)固定效应。

3.2.4 中介变量：司法环境指标

公正与效率是中国各级人民法院的两大工作主题(肖扬, 2001)，本文以“审判”作为司法环境的核心，构建了两个指标：(1)司法公正(Justice)。检察院抗诉因其专业性、外部性、客观性而成为司法权外部监督的重要一环，也是司法公正评价的重要依据。因此本文参考周洲等(2019)的指标构建思路，先计算出各城市中级人民法院的刑事公正指数(刑事抗诉件数占刑事案件结案数比例)和民事行政公正指数(民事行政抗诉件数占民事行政案件结案数比例)，再分别用刑事案件结案数占总结案数比例和民事行政案件结案数占总结案数比例作为权重进行加权求和并扩大 100 倍，比值越小，司法公正程度越高。(2)司法效率(Efficiency)。“迟到的正义就是非正义”，效率的提高也是公正价值必不可少的一部分，结案率是衡量司法效率的常用指标，因此本文参考陈刚(2012)的做法，采用各中级人民法院及所辖基层法院一二审案件结案率作为司法效率的替代。

3.2.5 模型设定

为厘清司法官员更替与公司违规行为的关系，本文构建以下模型：式(1)用于检验假设 H1a、H2a，主要关注解释变量 Turnover 的系数 α_1 的显著情况，若 α_1 显著为负，则表明司法官员更替能抑制公司违规行为；式(2)、式(3)用于检验 H1b、H2b，关注系数 α_2 是否显著，考察司法官员更替对公司违规行为的影响是否由司法绩效水平改变引起。Control 为控制变量集，Mediator 为中介变量， α_0 为常数项， ε_1 至 ε_3 为随机扰动项，其他变量说明见上文。

由于公司违规(Violation)是个二分类变量，采用 Probit 回归分析；而公司违规严重程度(Degree)和违规频率(Frequency)属于有序多分类变量，采用 Oprobit 回归分析；由于 Mediator 属于连续变量，式(2)采用 OLS 回归分析。为了控制潜在的异方差和序列相关性问题，本文对所有回归系数的标准误差都在公司层面上进行了聚类处理。

$$\text{Violation} \mid \text{Degree} \mid \text{Frequency} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Turnover} + \alpha \text{Control} + \gamma_h + \delta_t + \varepsilon_1 \quad (1)$$

$$\text{Mediator} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Turnover} + \alpha \text{Control} + \gamma_h + \delta_t + \varepsilon_2 \quad (2)$$

$$\text{Violation} \mid \text{Degree} \mid \text{Frequency} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Turnover} + \alpha_2 \text{Mediator} + \alpha \text{Control} + \gamma_h + \delta_t + \varepsilon_3 \quad (3)$$

3.3 描述性统计与分析

对主要变量的描述性统计如表 1 所示：(1)公司违规的年度统计如 Panel A 所示，结果表明在所有公司一年度观测值中，有 12.1%的观测值在样本期内被稽查到违规，且违规的公司比例呈现先上升后下降的趋势；(2)将所有违规行为按严重程度分类，如 Panel B 所示，仅有高管受罚而公司未受罚或公司受罚类型为“其他”的公司违规占总违规的 75.6%，严重程度中等和较高的公司违规分别占 11.7%和 12.8%；(3)Panel C 是对公司违规频率的统计，结果显示有公司在单一年度内最多被稽查

到违规 10 次, 75.6% 的公司单一年度内仅被处罚一次, 16.7% 的公司单一年度内被处罚了两次, 在一年内被处罚三次及以上的公司占比较低; (4) Panel D 是对司法官员更替情况的统计, 结果显示本文样本中所涉及的 197 个城市在 2009—2018 年共发生了 349 次中院院长更替, 说明中院院长更替已逐渐成为一种常态。2012 年和 2016 年发生中院院长变更的城市较多, 分别占当年统计城市个数的 23.86%、29.95%, 这主要是因为 2012 年和 2016 年是政府换届年; (5) Panel E 是其他各变量的描述性统计, 分别报告了变量的均值、标准差、最小值、中位数、最大值及样本量。

表 1 主要变量的描述性统计

Panel A: 公司违规的分年度统计											
年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	总计
违规公司数	41	36	79	172	179	151	230	211	196	241	1536
公司总数	666	864	1079	1278	1257	1243	1350	1485	1744	1772	12738
占比(%)	6.156	4.167	7.322	13.459	14.240	12.148	17.037	14.209	11.239	13.600	12.058
Panel B: 公司违规严重程度统计											
公司违规严重程度	Degree = 1		Degree = 2			Degree = 3			总计		
违规数	1161		179			196			1536		
占比(%)	75.586		11.654			12.760			100		
Panel C: 公司违规频率统计											
公司违规频率	1	2	3	4	5	6	7	8	9	10	总计
公司数	1161	257	73	29	7	2	2	3	1	1	1536
占比(%)	75.586	16.732	4.732	1.888	0.456	0.130	0.130	0.195	0.065	0.065	100
Panel D: 司法官员更替情况统计											
年份	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	总计
更替城市数	23	18	44	47	27	24	33	59	47	27	349
城市总数	197	197	197	197	197	197	197	197	197	197	1970
占比(%)	11.675	9.137	22.335	23.858	13.706	12.183	16.751	29.949	23.858	13.706	17.716
Panel E: 其他变量的统计											
	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量					
Size	3.539	1.154	1.455	3.400	6.853	12738					
ROA	0.043	0.054	-0.267	0.040	0.207	12738					
Lev	0.414	0.208	0.049	0.400	0.969	12738					
Mhold	0.137	0.201	0.000	0.004	0.676	12738					
Indr	0.371	0.051	0.333	0.333	0.571	12738					
Top1	0.349	0.143	0.088	0.335	0.750	12738					
Duality	0.262	0.440	0.000	0.000	1.000	12738					

续表

	均值	标准差	最小值	中位数	最大值	样本量
Big4	0.033	0.180	0.000	0.000	1.000	12738
Firmage	2.827	0.360	0.693	2.890	3.970	12738
Q	4.129	1.027	2.225	4.026	7.112	12738
SOEfrim	0.352	0.478	0.000	0.000	1.000	12738
Age	3.962	0.069	3.664	3.970	4.127	12738
Tenure	1.361	0.574	0.077	1.386	2.669	12738
Residence	0.060	0.238	0.000	0.000	1.000	12738
Sex	0.941	0.236	0.000	0.000	1.000	12738
GDP growth	0.084	0.042	0.001	0.085	0.172	12738
Justice	0.095	0.091	0.011	0.068	0.618	11205
Efficiency	0.093	0.066	0.712	0.943	1.087	12480

4. 实证分析

4.1 主回归结果

式(1)的回归结果如表 2 所示。Turnover 的系数始终在 5%水平下显著为负，说明司法官员更替显著降低了公司违规概率、严重程度和频率，支持了假设 H1a。可能的解释是：当公司难以评估新任司法官员的行事风格时，为了规避风险，它将本能地暂时减少违规行为，以避风头。在中国官员晋升锦标赛模式的激励下，公司普遍认为新任司法领导在上任伊始有较强的革新动机，会竭尽全力提升司法指标，在短期内有助于改善司法环境。即使新任中院院长熟悉新的岗位需要一定时间，但中国现行司法体制下一般不会同时进行大范围的司法官员更替，原有“领导班子”及科层制下的各级司法官员仍然会按部就班地维持原有的运作模式，保证了司法部门业务运行及司法环境的稳定性。

表 2 司法领导更替与公司违规行为

变量	(1) Violation	(2) Degree	(3) Frequency
Turnover	-0.134** (-2.47)	-0.131** (-2.48)	-0.124** (-2.31)
Size	-0.077* (-1.81)	-0.079* (-1.92)	-0.073* (-1.75)

续表

变量	(1) Violation	(2) Degree	(3) Frequency
ROA	-1.945 *** (-6.00)	-1.889 *** (-6.15)	-1.911 *** (-6.26)
Lev	0.494 *** (4.53)	0.452 *** (4.24)	0.517 *** (4.93)
Mhold	-0.183 * (-1.70)	-0.187 * (-1.74)	-0.190 * (-1.84)
Indr	0.071 (0.22)	0.053 (0.17)	0.047 (0.15)
Top1	-0.478 *** (-4.07)	-0.480 *** (-4.11)	-0.509 *** (-4.44)
Duality	0.045 (1.22)	0.042 (1.14)	0.049 (1.33)
Big4	-0.314 *** (-3.21)	-0.297 *** (-2.97)	-0.311 *** (-3.11)
Firmage	0.118 ** (2.06)	0.106 * (1.91)	0.120 ** (2.17)
Q	0.116 ** (2.46)	0.118 ** (2.58)	0.112 ** (2.49)
SOEfrim	-0.181 *** (-4.30)	-0.161 *** (-3.91)	-0.176 *** (-4.27)
Age	-0.186 (-0.67)	-0.177 (-0.65)	-0.179 (-0.65)
Tenure	-0.079 ** (-1.96)	-0.075 * (-1.93)	-0.080 ** (-2.02)
Residence	0.017 (0.23)	0.001 (0.02)	0.031 (0.43)
Sex	-0.079 (-1.14)	-0.070 (-1.05)	-0.058 (-0.88)
GDP growth	-1.380 (-1.51)	-1.124 (-1.28)	-1.353 (-1.56)
Year	YES	YES	YES
Ind	YES	YES	YES
N	12738	12738	12738
Pseudo R ²	0.054	0.043	0.047

注：括号内是经过公司层面群聚调整的z值，*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平，下同。

4.2 稳健性检验

为保证研究结论的可靠性，本文进行了如下的稳健性检验。

4.2.1 反事实检验

将中院院长更替分别前置和后置一期、两期、三期代入式(1)进行回归，考察司法官员更替前置或后置以后其对公司违规行为的影响是否随之改变。如表 3 所示，除当期外，Turnover 对公司违规行为的影响均不显著，说明主回归结果稳健，司法官员更替的确会降低公司当年违规的概率、严重程度和频率。

表 3 反事实检验

	前置三期	前置两期	前置一期	后置一期	后置两期	后置三期
Panel A 被解释变量: Violation						
Turnover	0.046 (1.07)	0.029 (0.68)	0.005 (0.13)	0.011 (0.27)	-0.061 (-1.52)	0.031 (0.74)
Pseudo R^2	0.053	0.053	0.053	0.053	0.053	0.053
Panel B 被解释变量: Degree						
Turnover	0.013 (0.32)	0.041 (0.98)	0.011 (0.28)	0.023 (0.56)	-0.071* (-1.82)	0.046 (1.14)
Pseudo R^2	0.042	0.043	0.042	0.042	0.043	0.043
Panel C 被解释变量: Frequency						
Turnover	0.038 (0.90)	0.026 (0.64)	0.011 (0.28)	0.024 (0.57)	-0.058 (-1.45)	0.014 (0.34)
Pseudo R^2	0.046	0.046	0.046	0.046	0.046	0.046
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	12738	12738	12738	12738	12738	12738

4.2.2 内生性问题

首先，在式(1)的基础上进一步增加了城市层面可能的遗漏变量：教育水平、对外开放水平和政府干预经济水平。其中，教育水平以地方教育支出占 GDP 比例来衡量；对外开放水平以当年外国直接投资额占 GDP 比例表示；政府干预经济水平以财政支出占 GDP 比例来表示。此外，还将全国分为东中西三个区域，加入区域×年份固定效应，以控制地区随时间变化的特征。如表 4 列(1)至(3)所

示, 在控制了遗漏变量后, 司法官员更替对公司违规行为的负向作用仍然显著。

其次, 根据前文描述性统计, 发生违规行为公司样本占全部观测值的比例为 12.1%, 为了克服可能存在不均匀样本偏误问题, 本文采用 PSM 回归方法, 根据公司经营层面、公司治理层面的特征, 包括 Size、ROA、Lev、Mhold、Indr、Top1、Q、Firmage, 对有违规行为的公司按照 1:4 的配对标准匹配无违规行为的公司样本。匹配完成后, 利用新的样本对式(1)进行回归, 结果如表 4 列(4)至(6)所示, 不论以何种违规指标作为被解释变量, 司法官员更替与公司违规行为均存在 1% 显著性水平下的负相关关系, 上文结论并未发生根本性改变。

最后, 为最大限度地防止司法官员更替与公司违规行为之间可能的反向因果关系对回归结果的影响, 本文还引入工具变量进行测试, 选择离任中院院长的任期、更替前一年地区司法水平作为工具变量。离任中院院长任期及更替前地区司法水平与是否发生中院院长更替密切相关, 但公司当年违规情况与该市离任中院院长任期和前一年司法水平并无相关性。本文以每万人法院收案数作为司法水平的替代变量, 利用 Ivprobit 方法进行回归。在第一阶段中, 工具变量系数均显著且联合检验 F 统计量远远大于 10, 说明不存在弱工具变量问题; 表 4 列(7)至(9)报告了第二阶段回归结果, 可以看到 Turnover 的系数仍然在 10% 水平下显著为负, 表明在考虑内生性因素后本文的研究结论依然稳健; 另外 Wald 检验结果显示 p 值小于 0.05, 证明了工具变量的外生性。

表 4 内生性问题检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	Violation	Degree	Frequency	Violation	Degree	Frequency	Violation	Degree	Frequency
Turnover	-0.141** (-2.53)	-0.139** (-2.55)	-0.133** (-2.40)	-0.160*** (-2.98)	-0.157*** (-3.00)	-0.157*** (-2.81)	-3.718* (-2.10)	-3.568* (-2.13)	-3.570* (-2.07)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	12738	12738	12738	8261	8261	8261	9009	9009	9009
Pseudo R^2	0.057	0.046	0.050	0.059	0.049	0.051			

注: 因工具变量每万人法院收案数存在数据缺失, 故回归时样本数有所减少。

4.2.3 替换样本

首先, 考虑到省会城市特殊的行政地位, 且高级人民法院与中级人民法院处于同一城市, 本文剔除省会城市样本重新对式(1)进行回归。其次, 为了进一步消除样本选择偏误的问题, 剔除从未违规过的公司得到新的样本并进行重新回归。回归结果分别如表 5 列(1)至(3)、列(4)至(6)所示, 替换样本后 Turnover 对 Violation、Degree、Frequency 均显著为负, 说明司法官员更替确实能使公司违规概率、严重程度和频率显著下降。

表 5 替换样本

	(1) Violation	(2) Degree	(3) Frequency	(4) Violation	(5) Degree	(6) Frequency
Turnover	-0.173** (-2.52)	-0.176*** (-2.63)	-0.167** (-2.48)	-0.129** (-2.14)	-0.112** (-2.11)	-0.116* (-1.94)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	7398	7398	7398	8460	8460	8460
Pseudo R ²	0.054	0.046	0.048	0.044	0.035	0.038

4.2.4 替换回归方法

首先,对 Violation 采用 Logit,对 Degree 和 Frequency 采用 Ologit 方法进行重新回归,结果如表 6 列(1)至(3)所示,与主回归结论保持一致。

其次,本文主回归中采用的是 Probit 进行检验,被解释变量 Violation=1 是违规后被稽查的样本,而公司违规行为具有部分可观测性,那些具有违规倾向的公司发生违规行为但没有被监管稽查的情况是不能被观测到的,因此为了对本文的结论提供进一步的支持,借鉴陆瑶等(2012)的研究方法,使用部分可观测的 Bivariate Probit 模型,将公司违规区分为:(1)违规稽查(Detect),表示公司违规行为被揭露的可能性;(2)违规倾向(Fraud),表示公司的违规倾向,分别考察司法官员更替对违规稽查和公司违规倾向的影响。此时,二者对应的影响因素不完全相同,参考孟庆斌等(2019)的研究,对 Detect 模型而言,控制变量包括资产负债率(Lev)、上市年限(Firmage)、收入增长率(Salesgrowth)、流通股年换手率(Turn)、以年末同行业所有公司 TobinQ 中位数衡量的行业信心(Tqmed)、审计质量(Big4)、分析师跟随(Analyst)、机构投资者持股(Lnssh)及法官年龄(Age)、任期(Tenure)、是否籍贯地任职(Residence)和性别(Sex)变量^①;对 Fraud 模型而言,控制变量主要包括股权集中度指标(Top1)、独立董事比例变量(Indr)、董事长和总经理两职合一变量(Duality)、董事会会议次数变量(Meet)、公司规模变量(Size)、产权性质变量(SOEfirml)、审计质量变量(Big4)、高管持股比例(Mhold)、分析师跟随(Analyst)、机构投资者持股(Lnssh)及法官年龄(Age)、任期(Tenure)、是否籍贯地任职(Residence)和性别(Sex)变量。表 6 列(4)、(5)显示,Turnover 与 Fraud 的系数显著为负,而与 Detect 的系数不显著为正,即发生司法官员更替地区的上市公司,其违规倾向的确会更低。因此,采用部分观测回归模型后再次证实了本文的主要逻辑推理。

^① 为避免由于变量数量过多带来的模型不收敛问题,参考陆瑶等(2012)的做法,本文在 Bivariate Probit 回归中并未设置行业固定效应和公司固定效应,但通过控制变量 Tqmed 控制了个体公司固定效应与行业固定效应的影响。

表 6 其他稳健性检验

	Logit 或 Ologit			Bivariate Probit	
	(1) Violation	(2) Degree	(3) Frequency	(4) Detect	(5) Fraud
Turnover	-0.254** (-2.49)	-0.252** (-2.49)	-0.253** (-2.47)	1.387 (1.54)	-1.271* (-1.84)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES
N	12738	12738	12738	11722	11722
Pseudo R ² /Wald Chi ²	0.054	0.044	0.044		214.58

注：列(4)、(5)样本在回归中由于模型设置有所损失。

4.3 中介机制检验

为厘清司法官员更替抑制公司违规行为的机制，本文参考 Baron 和 Kenny(1986)的中介模型，构建了式(1)至(3)进行检验。具体分为三个步骤：第一步，Mediator 对 Turnover 进行回归，如式(2)所示；第二步，因变量对 Turnover 进行回归，该步骤的模型即前文的式(1)，估计结果如表 2 所示；第三步，因变量对 Turnover 和 Mediator 回归，如式(3)所示。如果 Turnover 显著影响 Mediator，则可以通过比较第二、三步中 Turnover 估计系数的大小及显著性来确定是否存在中介效应。

本文分别从司法公正和司法效率角度构建衡量司法环境的指标 Justice 和 Efficiency，代入式(3)进行回归，如表 7 所示，列(1)至(4)是 Justice 变量的回归结果，Turnover 的确能显著提高司法公正水平，而司法公正是司法官员更替影响 Violation、Degree 和 Frequency 的重要中介变量。列(5)至(8)是 Efficiency 变量的回归结果，说明 Turnover 同时也提高了司法效率，虽然在列(7)、(8)中 Efficiency 变量的系数不显著，但列(6)中其系数在 10%水平下显著为正，说明司法效率的提升虽然对公司违规严重程度和频率没有显著影响，但确实是司法官员更替影响公司违规概率的重要中介，证明了 H1b。这意味着司法官员更替的确会通过晋升激励使新任司法官员致力于改善地区司法环境，更替还有利于打破固有利益链条和司法地方保护主义格局，降低司法官员与地方政府及地方利益集团间的合谋风险，同时还能产生“学习效应”和“交流效应”，在短期内显著提高地区司法质效水平，改善司法环境，从而抑制公司违规行为。

表 7 机制检验结果

	(1) Justice	(2) Violation	(3) Degree	(4) Frequency	(5) Efficiency	(6) Violation	(7) Degree	(8) Frequency
Turnover	-0.013*** (-5.25)	-0.081 (-1.60)	-0.079 (-1.60)	-0.076 (-1.52)	0.507*** (2.38)	-0.025* (-2.33)	-0.094* (-2.04)	-0.087* (-1.88)

续表

	(1) Justice	(2) Violation	(3) Degree	(4) Frequency	(5) Efficiency	(6) Violation	(7) Degree	(8) Frequency
Justice		0.366* (1.78)	0.351* (1.75)	0.391** (1.98)				
Efficiency						0.001* (1.66)	0.003 (1.30)	0.003 (1.26)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	11205	11205	11205	11205	12480	12480	12480	12480
R ² / Pseudo R ²	0.081	0.059	0.047	0.051	0.039	0.048	0.048	0.047

注：由于某些城市审判数据存在缺失，故列(1)至(4)的样本有所减少。

5. 进一步研究

前述研究证实司法官员变更短期内改善了地方司法环境从而抑制了当地公司的违规行为。另外，公司的机会主义行为受到司法官员变更影响的程度可能因违规类型、新任司法领导个人特征、公司所在行业的特殊性质以及所在地区的不同而产生差异，因此，本部分将对这些内容做进一步研究。

5.1 司法官员更替与不同类型的公司违规

本文参考陆瑶等(2012)的做法，将公司违规细分为信息披露违规、经营违规及领导人违规三类。虚构利润、虚列资产、虚假记载(误导性陈述)、推迟披露、重大遗漏、披露不实以及一般会计处理不当归类为信息披露违规，当上市公司当年因信息披露违规受到处罚时，Vio_Dis 取值为 1，否则为 0；将欺诈上市、出资违规、擅自改变资金用途、占用公司资产、违规担保及其他归类为经营违规，当上市公司当年因经营违规受到处罚时，Vio_Oper 取值为 1，否则为 0；将内幕交易、违法违规买卖股票、操纵股价归类为领导人违规，当上市公司当年因领导人违规受到处罚时，Vio_Lead 取值为 1，否则为 0。本文违规样本中，信息披露违规均值为 58.46%，经营性违规均值为 49.74%，领导人违规均值为 26.17%，三类违规的总和超过 100%是因为一项违规可能属于多种类型。

将 Vio_Dis、Vio_Oper、Vio_Lead 分别代入式(1)，如表 8 所示，Turnover 与 Vio_Dis、Vio_Oper 之间的回归系数分别为-0.128、-0.205，且分别在 5%和 1%的水平下显著，Turnover 与 Vio_Lead 之间不显著为正。说明司法官员更替抑制了公司信息披露违规和经营违规行为，且对经营违规的抑制作用更强，但对领导人违规无显著作用。可能的解释是：一方面，信息披露违规和经营违规构成了公司违规的主体，监管部门对这两类违规的监管力度较强，而且信息披露违规和经营违规是集体性违规，是一种集体性战略决策，对司法环境的变化更敏感；而领导人违规则更多体现为个人行为，主要受个人动机影响，相对非理性的个人对外部司法环境的变化缺乏洞见且不敏感。另一方面，从

违规后果来看, 信息披露违规和经营违规对利益相关者权益的损害更为直接, 这些违规更容易吸引监管部门的注意, 公司面临的诉讼风险也更高; 而公司可以更多地将领导人违规归责于领导个人, 并能够将公司违规损失部分转嫁给领导个人。因此司法官员更替时, 有违规动机的公司出于“避风头”的考量, 往往更重视减少信息披露违规和经营性违规。

表 8 司法官员更替与不同类型的公司违规

	(1) Vio_Dis	(2) Vio_Oper	(3) Vio_Lead
Turnover	-0.128** (-2.06)	-0.205*** (-2.97)	0.030 (0.36)
Controls	YES	YES	YES
N	12738	12738	12738
Pseudo R ²	0.072	0.055	0.057

5.2 不同类型司法官员更替与公司违规

由于不同司法官员的个人偏好及过往经历不同, 其行事风格和司法工作的理念方法也有所不同, 故这种官员的异质性使得公司难以估计未来司法环境的变化方向, 从而影响其是否违规的决策。司法官员来源能够反映不同的工作经验和人际网络, 从而对其司法决策产生重要影响。因此, 本文从司法官员来源部门角度, 考察司法官员异质性对公司违规行为的影响, 将司法官员来源分为上级部门(Down)、法院内部(Innerrise)、其他政法部门(Political)、其他政府部门(Government), 分别构建相应二分虚拟变量。上级部门包括从上级法院或政法部门“空降”; 法院内部包括从同级或下级法院系统调入; 其他政法部门是指从同级或下级政法委、公安、检察院、司法局等政法部门调入; 其他政府部门是指从同级或下级非政法部门调入。该分类同时考虑了法官部门类型和职级的变化, 各分类互不交叉。其中, 司法官员来自上级部门的样本占全样本的 37.5%, 来自法院内部的占 36.8%, 其他政法部门占 9.5%, 其他政府部门占 16.2%。本文引入这些虚拟变量与 Turnover 的交互项, 构建式(4)进行回归分析。当被解释变量为 Violation 时, 采用 Probit 回归; 被解释变量为 Degree 和 Frequency 时, 使用 Oprobit 进行回归。

$$\text{Violation} | \text{Degree} | \text{Frequency} = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Turnover} \times \text{Down} + \alpha_2 \text{Turnover} \times \text{Innerrise} + \alpha_3 \text{Turnover} \times \text{Political} + \alpha_4 \text{Turnover} \times \text{Government} + \alpha \text{Control} + \gamma_h + \delta_i + \varepsilon_4 \quad (4)$$

比较交互项的系数可以识别不同来源的新任司法官员对公司违规行为的异质性影响。如表 9 所示, 对于公司违规概率、严重程度和频率, 上级部门调入和其他政法部门调入与司法官员更替的交互项系数都显著为负, 来自法院内部和其他政府部门调入与司法领导更替的交互项系数均不显著。说明不是所有类型的司法官员更替都能显著抑制公司违规行为, 司法官员更替对公司违规的影响与新任司法官员的来源相关。由上级部门“空降”和其他政法部门调入的司法官员对辖区内公司违规行为

为的抑制作用显著优于其他来源的司法官员。可能的解释是：(1) 上级部门“空降”的中院院长在履新之前大多为上级政法机关的部门领导，在地方被委以司法部门“一把手”的重任，拥有了更多的权力以及更广阔的才干施展空间，至少在上任伊始其工作热情被大大激发。(2) 来自上级部门的司法官员未来晋升的几率更大^①，往往为了在基层积累领导经验，更有动力做出成绩以获取晋升资本。(3) “空降”中院院长的专业权威性更强，也更容易理解上级所制定的司法政策意图，有利于司法政策执行。另外，良好的司法环境需要各政法部门的良好协作，其他政法部门调入的司法官员具有不同政法部门的工作经验和人际网络，有利于产生多部门协同效应，避免决策的“本位主义”。另一方面，来自法院系统内部的司法官员虽然对法院系统更加熟悉，但不利于打破原有利益关系网络，工作中容易产生“路径依赖”；从其他政府部门调入的司法官员则往往专业知识欠缺，缺少司法审判和司法管理经验，而且与政府部门关系更紧密，可能造成司法独立性降低等负面影响，不利于司法环境的改善，因此也不利于抑制公司违法行为。

表 9 不同来源司法官员更替与公司违规

	(1) Violation	(2) Degree	(3) Frequency
Turnover×Down	-0.175** (-2.49)	-0.179*** (-2.65)	-0.156** (-2.23)
Turnover×Innerrise	-0.044 (-0.69)	-0.045 (-0.72)	-0.056 (-0.92)
Turnover×Political	-0.405*** (-2.77)	-0.359** (-2.47)	-0.300* (-1.91)
Turnover×Government	-0.317* (-1.64)	-0.269 (-1.40)	-0.308 (-1.63)
Controls	YES	YES	YES
<i>N</i>	12738	12738	12738
<i>R</i> ² / <i>Pseudo R</i> ²	0.055	0.044	0.047

5.3 司法官员更替与不同类型公司的违规

考虑到不同类型的公司违规倾向不同，对外部政策环境的敏感度也不同，可能对司法官员更替产生不同的反应，本文从行业性质和公司治理结构角度，考察不同类型公司受司法官员更替影响的差异。

^① 本文数据显示，上级部门调入的司法领导未来有 31.7% 获得了晋升，相对而言，由法院内部、其他政法部门、其他政府部门调入的司法领导未来获得晋升的比例分别为 24.9%、26.5% 和 22.0%。

首先, 不同行业受政府管制的程度不同, 公司的经营决策有较大差异。处于管制行业的公司进入壁垒较高, 面临更多政策限制和更严格的监管, 违规行为应该受到更大的约束。然而, 政府管制的经济理论认为, 被管制公司针对管制者的自利动机通常会进行寻租活动, 投入更多的资源建立政商关系(罗党论和刘晓龙, 2009), 使得被管制公司能够得到地方政府更多的庇护, 公司违规的概率可能更大。本文参考程仲鸣等(2020)的做法, 将涉及国家安全、自然垄断、提供公共服务的行业及高新技术产业定义为管制型行业, 具体而言, 按上市公司 2012 年行业分类指引标准, 将采矿业、制造业的石油加工、化学、橡胶和塑料制品业、金属制品业等、电力、热力、燃气及水生产和供应业、交通运输、仓储和邮政业、信息传输、软件和信息技术服务业分类为管制行业, 取值为 1, 否则为 0。对管制行业和非管制行业进行分组检验, 如表 10 的 Panel A 所示, Chow-test 的 p 值均远远小于 0.1, 说明两组样本存在显著差异, 且司法官员更替对管制行业公司的违规行为作用更显著。管制行业公司与政府建立了较为紧密的政商关系, 可能导致管制和监督失效, 公司“钻空子”进行违规行为的动机反而加大, 司法官员更替时这类公司更倾向于减少违规行为以规避风险, 司法权力更迭对公司违规的边际治理效用更显著。

其次, 董事会作为公司的决策核心, 在公司战略决策、高级管理人员的甄选和激励约束等方面发挥着重要作用。Lipton 和 Lorch(1992)认为董事会会议频率更高的公司董事更勤勉, 公司治理更民主且更加积极有效, 董事会对公司管理经营、财务报告等过程监督水平也更高, 因此董事会会议频率高低可能使公司违规倾向存在差异。本文根据公司董事会会议频率构建虚拟变量, 公司董事会会议频率大于平均值时赋值为 1, 否则为 0。分组检验结果如表 10 的 Panel B 所示, 两组样本存在显著差异, 司法官员更替对董事会会议频率更高的公司作用更显著。Adams 等(2007)认为在公司治理的过程中, 信息的获取是董事发挥作用的关键, 董事会会议频率越高越有助于董事会成员充分捕捉司法环境变化的信息, 从而进行理性决策。当发生司法官员更替时, 董事会会议频率更高、公司治理更有效的公司能够更加及时地意识到外部司法环境的改善, 更倾向于规避风险、减少公司违规行为。

表 10 司法官员更替与不同类型公司的违规

	Violation		Degree		Frequency	
	是	否	是	否	是	否
Panel A: 公司是否管制行业						
Turnover	-0.229*** (-3.16)	-0.019 (-0.31)	-0.223*** (-3.11)	-0.017 (-0.28)	-0.185** (-2.57)	-0.034 (-0.56)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Chow-test p 值	0.028		0.004		0.009	
N	5428	7310	5428	7310	5428	7310
R^2 / Pseudo R^2	0.060	0.055	0.049	0.044	0.051	0.049

续表

	Violation		Degree		Frequency	
Panel B: 公司董事会会议频率高低						
	高	低	高	低	高	低
Turnover	-0.261*** (-3.39)	-0.004 (-0.05)	-0.260*** (-3.56)	-0.002 (-0.03)	-0.239*** (-3.14)	0.002 (0.02)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Chow-test p 值	0.000		0.010		0.003	
N	5354	7384	5354	7384	5354	7384
R^2 / Pseudo R^2	0.055	0.065	0.047	0.052	0.048	0.058

5.4 司法官员更替对公司违规影响的滞后效应检验

为了检验司法官员更替对公司违规的影响是否具有滞后效应，我们将解释变量替换为司法官员更替的滞后一期，并重新进行回归。结果如表 11 所示，滞后一期的司法官员更替对公司违规没有显著影响，说明司法官员更替对公司违规行为的影响没有滞后效应。与地方官员更替主要影响辖区的短期经济增长波动类似，中院院长更替只在当年对公司违规行为产生短期的负向影响，长期内对公司违规行为无影响。可能的解释是，在“依法治国”的大背景下，新任司法官员出于晋升激励，往往致力于改善司法环境，而且更替打破了原有司法腐败和司法地方保护主义的格局，公司决策者为了“避风头”循规蹈矩，短期内减少违规行为。但随着任职时间的延长，司法官员被地方政府和地方利益集团俘获的风险上升，容易重新形成利益关系网络，且公司对新任司法官员的司法理念和能力也更加了解，找到了合适的应对策略，司法官员更替对公司违规行为的抑制作用便随之消失。

表 11 司法官员更替滞后一期的检验结果

	(1)	(2)	(3)
	Violation	Degree	Frequency
L. Turnover	0.029 (0.64)	0.037 (0.84)	0.038 (0.88)
Controls	YES	YES	YES
N	10011	10013	10013
Pseudo R^2	0.042	0.033	0.037

6. 结论与启示

上市公司违规的频繁发生严重损害了投资者信心,破坏了资本市场的稳定性。本文首先在理论上讨论了司法官员更替影响公司违规行为的可能机制——“威慑效应”或“诱致效应”,然后以2009—2018年197个地级市中院院长更替数据匹配上市公司违规数据,定量评估司法官员更替对公司违规行为的影响。实证结果发现,司法官员更替提升了地区司法质效,从而改善了司法环境,且通过“威慑效应”在短期内显著抑制了辖区内公司违规行为,降低了公司违规概率、严重程度及频率。进一步研究表明,司法官员更替对不同类型的公司违规作用不同,司法官员更替显著抑制了公司经营性违规和信息披露违规。不同类型的司法官员更替的经济后果也不相同,当新任中院院长来自于上级部门或其他政法部门时,司法官员更替更能够显著抑制公司违规行为。此外,处于管制行业、董事会会议频率更高的公司受司法官员更替的影响更显著。

本研究对中国司法部门体制改革及资本市场监管具有重要的现实启示:

第一,中国资本市场改革进入新阶段,频繁暴露的公司违规问题对于营造平稳健康的市场环境构成了严峻挑战,防范和治理公司违规行为需要依靠高质效的司法体系来监督和公平裁决。本文表明司法官员更替不仅可以抑制司法地方保护主义、打击司法腐败、营造公正高效的司法环境,还有助于抑制公司违规行为,进一步证明了司法官员定期轮换制度的有效性和必要性,为如何防范和治理公司违规行为、优化营商环境提供了新的思路。

第二,司法部门体制改革方面,在配置司法职权、优化绩效考核机制、完善司法官员轮换制度时,应该基于司法审判的特殊性和司法现状,确保司法部门的独立审判权,提高司法官员的任职专业门槛,重视不同司法部门间的交流和学习,实现司法队伍的年轻化、职业化和精英化,为微观经济主体创造公正高效的司法环境,从而有效约束市场主体机会主义行为。还应进一步营造亲清的政商关系,提高司法独立性,防止地方行政权力对司法权的干涉,建立行政监管与司法保护相互配合的公司违规治理体系。

第三,要充分实现司法对市场的监管作用,司法部门应该重视新任司法官员信息的及时全面公开,披露新任司法官员过往的工作业绩、将来的工作理念及方针,缓解信息不对称和不确定性,提振市场主体对司法环境向好的信心。

虽然本文证明了司法官员更替短期内有助于抑制公司违规行为,但是更替过于频繁也必然会造成司法政策不连续、司法领导急功近利等一系列副作用。因此,今后需要进一步研究司法官员更替与市场微观主体行为的非线性关系。此外,对司法官员更替进行更深入的异质性研究也是未来相关研究的发展方向,例如正常和非正常司法官员更替可能产生不同的经济后果。

◎ 参考文献

[1]蔡志岳,吴世农. 董事会特征影响上市公司违规行为的实证研究[J]. 南开管理评论, 2007(6).

- [2] 曹春方, 陈露兰, 张婷婷. “法律的名义”: 司法独立性提升与公司违规[J]. 金融研究, 2017(5).
- [3] 陈刚. 法官异地交流与司法效率——来自高院院长的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(4).
- [4] 陈刚, 李树. 司法独立与市场分割——以法官异地交流为实验的研究[J]. 经济研究, 2013, 48(9).
- [5] 陈刚, 司光月. 司法独立与金融发展——来自中国的经验证据[J]. 南开经济研究, 2017(3).
- [6] 陈胜蓝, 王璟, 李然. 诉讼风险与公司资本结构——基于法官异地交流的准自然实验[J]. 上海财经大学学报, 2020, 22(2).
- [7] 程仲鸣, 虞涛, 潘晶晶, 等. 地方官员晋升激励、政绩考核制度和企业技术创新[J]. 南开管理评论, 2020, 23(6).
- [8] 胡海峰, 白宗航, 王爱萍. 法治环境对公司欺诈行为的影响及作用机制[J]. 学习与实践, 2022(12).
- [9] 马超, 于晓虹, 何海波. 大数据分析: 中国司法裁判文书上网公开报告[J]. 中国法律评论, 2016(4).
- [10] 刘沛佩. 论我国证券监管中有奖举报制度的完善[J]. 证券市场导报, 2017(5).
- [11] 刘忠. 条条与块块关系下的法院院长产生[J]. 环球法律评论, 2012, 34(1).
- [12] 龙宗智, 李常青. 论司法独立与司法受制[J]. 法学, 1998(12).
- [13] 陆瑶, 李茶. CEO对董事会的影响力与上市公司违规犯罪[J]. 金融研究, 2016(1).
- [14] 陆瑶, 朱玉杰, 胡晓元. 机构投资者持股与上市公司违规行为的实证研究[J]. 南开管理评论, 2012, 15(1).
- [15] 罗党论, 刘晓龙. 政治关系、进入壁垒与企业绩效——来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 管理世界, 2009(5).
- [16] 孟庆斌, 邹洋, 侯德帅. 卖空机制能抑制上市公司违规吗? [J]. 经济研究, 2019, 54(6).
- [17] 孙德芝, 郭阳生. 巡视监督能够抑制公司的违规行为吗[J]. 山西财经大学学报, 2018, 40(12).
- [18] 王永进, 黄青. 司法效率、契约密集度与出口绩效: 来自高院院长异地交流的证据[J]. 经济学报, 2018, 5(4).
- [19] 肖扬. 公正与效率: 新世纪人民法院的主题[J]. 人民司法, 2001(1).
- [20] 张翼, 马光. 法律、公司治理与公司丑闻[J]. 管理世界, 2005(10).
- [21] 周开国, 应千伟, 钟畅. 媒体监督能够起到外部治理的作用吗? ——来自中国上市公司违规的证据[J]. 金融研究, 2016(6).
- [22] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007(7).
- [23] 周洲, 夏晓宇, 冉戎. 司法保护、法律服务与科技创新[J]. 科研管理, 2019, 40(2).
- [24] 周洲, 李雅梦, 冉戎. 司法官员更替与民营企业研发投入[J]. 科研管理, 2021, 42(11).
- [25] 左卫民. 中国法院院长角色的实证研究[J]. 中国法学, 2014(1).
- [26] Adams, R. B., and D. Ferreira. A theory of friendly boards[J]. The Journal of Finance, 2007, 62(1).
- [27] Baron, R. M., and D. A. Kenny. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. [J]. Journal of Personality and Social

- Psychology, 1986, 51(6).
- [28] Chen, G., M. Firth, and Gao, D. N. Ownership structure, corporate governance, and fraud: Evidence from China[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2005, 12(3).
- [29] Demirgüç-Kunt, A., and V. Maksimovic. Law, finance, and firm growth[J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53(6).
- [30] Hayek, F. A. . The constitution of liberty[M]. Chicago, IL: The University of Chicago Press, 1960.
- [31] Khanna, V. S. . Should the behavior of top management matter? [J]. *Georgetown Law Journal*, 2003, 91(6).
- [32] Lipton, M., and J. W. Lorsch. A modest proposal for improved corporate governance[J]. *The Business Lawyer*, 1992, 48(1).
- [33] Lubman, S. B. Bird in a cage: Legal reform in China after Mao[J]. *The Journal of Asian Studies*, 2000, 60(3).
- [34] Pistor, K., M. Raiser, and S. Gelfer. Law and finance in transition economies [J]. *Economics of Transition*, 2000, 8(2).
- [35] Ramseyer, M. J., and E. B. Rasmusen. Judicial independence in a civil law regime: The evidence from Japan[J]. *Journal of Law, Economics, & Organization*, 1997, 13(2).

The Turnover of Judicial Officers and Corporate Fraud

Zhou Zhou^{1,2} Li Yameng¹ Ran Rong^{1,2}

(1 School of Public Affairs, Chongqing University, Chongqing, 400044;

2 Public Economy and Public Policy Research Center, Chongqing University, Chongqing, 400044)

Abstract: Using the data of the turnover of the presidents of the Intermediate People’s Court in 197 prefecture-level cities in China from 2009 to 2018 to match the data of Shanghai and Shenzhen A-share listed companies, the empirical findings show that the turnover of judicial officials improves the quality and effectiveness of the judicial system, improves the judicial environment, and reduces the probability, severity and frequency of corporate violations in the short term through the “deterrence effect”. This result is still significant after a series of robustness tests. In addition, after distinguishing the types of corporate frauds, it is found that the turnover of judicial officers only has an inhibitory effect on the corporate operating frauds and information disclosure frauds, and has no significant impact on leaders’ frauds. After distinguishing the personal characteristics of judicial leaders, it is found that the inhibitory effect is more significant when the president of the middle court comes from a higher-level department or other political and legal departments. After distinguishing the characteristics of the sample companies, it is found that when the company belongs to a regulated industry and the frequency of board meetings is high, the turnover of judicial officers has a more significant inhibitory effect on corporate frauds. This study enriches the literature in the fields of law and finance, provides new evidence that affects corporate frauds, and has important policy implications for

strengthening corporate external governance.

Key words: The turnover of judicial officers; Corporate fraud; Judicial justice; Judicial efficiency; Deterrent effect

专业主编：陈立敏