

【企业管理】

官员独立董事强制辞职与政治关联丧失

邓晓飞, 辛宇, 滕飞

(中山大学管理学院, 广东 广州 510275)

[摘要] 现有文献广泛探讨了政治关联建立后的经济后果,但对政治关联丧失的经济后果关注不足。本文以“中组部 18 号文”作为制度变迁的背景环境,通过手工搜集 2013 年 10 月 19 日至 2015 年 6 月 30 日期间 A 股上市公司的官员独立董事辞职样本,考察了官员独立董事因“中组部 18 号文”或相关文件规定而强制辞职的市场反应,以检验公司丧失政治关联的经济后果。研究发现,政治关联的丧失对非国有企业的股价造成了显著的负面冲击,而且这种负面冲击在治理环境越差的地区表现得越强烈,可见,非国有企业的政治关联在面临外部制度变迁冲击时存在明显的不确定性和脆弱性,值得企业经营者思考并反省政商互动的边界。同时,在总体样本以及国有企业或非国有企业子样本中,官员独立董事强制辞职均未产生显著为正的市場反应,可见,投资者并未将此事件解读为上市公司治理结构的改善,这值得政府监管部门深入思考如何进一步完善独立董事的制度建設。可供考虑的政策措施包括:营造良好的外部治理环境以降低公司建立密切政治关联的必要性和可能性,建立规范的“旋转门”条款,推进独立董事的职业化建设等。

[关键词] 政治关联; 官员独立董事辞职; 市场反应; “中组部 18 号文”

[中图分类号]F271.5 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2016)02-0130-16

一、问题提出

政治关联是全球上市公司中普遍存在的现象^[1],背后的原因在于:通过建立与政府之间显性或隐性的关联可以获得信贷支持、税收优惠、政府补贴和垄断行业准入等各个方面的资源支持^[2-5]。大量文献支持政治关联对公司具有积极的经济后果,而近期也有越来越多的文献开始关注政治关联可能带来的负面效果,例如过度薪酬、盈余管理、抑制创新、诅咒效应等^[6-8]。前述研究都是探讨政治关联建立后的经济后果,另外一个值得关注的视角是,在制度变迁的背景之下,所建立的政治关联如果丧失的话,其经济后果又将如何?是否会对资本市场上的上市公司股价造成负面冲击?如果有的话,这种负面冲击的幅度有多大?它又会受哪些因素的影响?同时,在中国的制度背景下,国有企业具有天然的政治关联,而非国有企业更多只能是建立后天的政治关联;两种不同产权性质的公司

[收稿日期] 2015-12-11

[基金项目] 国家自然科学基金面上项目“公司治理与企业家的主观幸福感研究”(批准号 71272201);国家自然科学基金面上项目“上市公司产融结合与股价崩溃风险研究”(批准号 71372151)。

[作者简介] 邓晓飞(1988—),男,广东茂名,中山大学管理学院博士研究生;辛宇(1970—),男,黑龙江大庆人,中山大学管理学院教授,博士生导师,财务学博士;滕飞(1991—),男,山东日照人,中山大学管理学院博士研究生。通讯作者:辛宇,电子邮箱:mnsxy@mail.sysu.edu.cn。

在建立政治关联的动机、动机强度以及相应所产生的经济后果方面是不一样的,以致丧失政治关联对这两种类型上市公司的股价所产生的冲击也可能有所不同。

此外,上市公司之所以热衷于建立政治关联的根本原因在于正式制度的不完善^[1],在正式制度越不完善(即外部治理环境越差)的地区,非正式制度(如政治关联)的资源支持作用越明显。因此,丧失政治关联对上市公司股价的冲击强度可能会因外部治理环境的不同而有所差异。

2013年10月19日,中共中央组织部发布了《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》(以下简称“中组部18号文”),文件对“党政领导干部”到企业兼职(任职)从能否兼职、兼职期限、兼职数量、兼职报酬和兼职年龄界限等方面作出了严格限定。“中组部18号文”的发布掀起了官员独立董事的“辞职潮”,而这种由于制度环境变迁的政策冲击所导致的官员独立董事“扎堆”辞职的现象,为基于中国制度背景实证检验公司丧失政治关联的经济后果提供了难得的契机。为此,本文使用手工搜集的2013年10月19日至2015年6月30日期间A股上市公司的官员独立董事辞职样本,通过运用事件研究法以及回归分析方法考察他们在根据“中组部18号文”或相关文件规定原因提出辞职后市场上投资者的市场反应,以检验公司丧失政治关联的经济后果。本文的思想逻辑是,由于政治关联具有资源支持作用,因此,政治关联的突然丧失会对上市公司股价造成显著的负面冲击,而且这种冲击会因产权性质的不同主要表现在非国有企业之中,特别地,在治理环境越差的地区,这种负面冲击就越强烈。本文不但有助于更全面和准确地理解政治关联丧失后的经济后果,也对如何降低公司建立密切政治关联的必要性和可能性以及中国独立董事制度的规范发展有一定的启示意义。

二、制度背景与理论分析

上市公司热衷于选聘现任或前任政府官员担任独立董事是中国自2001年开始引进独立董事制度起就频频观察到的现象:2013年7月,中国重汽(香港)拟聘任三位省部级退休官员担任公司独立董事,引起了社会公众的高度关注;《南方周末》依据2013年年报对A股上市公司的官员独立董事情况进行统计分析后发现,现在或曾在各级党政机关或公检法系统任职的“官员独立董事”高达901人共1101人次(含一人兼任多家上市公司独立董事情况),这些官员独立董事分布在816家上市公司中,即平均每2.3家上市公司就有1人次的官员独立董事^[9]。

官员独立董事作为公司建立政治关联的重要形式之一^[10],其对公司经济后果的影响可从资源支持和代理理论两个角度分析。资源支持理论认为,独立董事拥有良好的外部关系网络,能够帮助公司化解其所面临的危机^[11]。官员独立董事具备政府部门的从业经验,不但熟悉政府公共决策的操作过程,还拥有与现任政府官员及政府决策部门的联系渠道,也可以通过游说相关决策部门以获取相应利益……这些宝贵的“专有政治资本”可能会成为公司发展过程中的重要资源^[10,12-14],有利于公司的经营绩效和市场价值的提升。特别地,中国作为在转轨过程中的新兴经济体,政治关联作为一非正式的经济手段,更会起到极其重要的作用。因此,从资源支持理论看,如果官员独立董事根据“中组部18号文”或相关文件辞职,将造成“专有政治资本”的失去,对公司而言应该是坏消息,并且应该导致事件窗口期的CAR(累计异常收益率)显著为负。

从代理理论看,官员独立董事的存在可能导致独立董事的监督治理职能被明显弱化,催生更多的公司治理问题,由此毁损公司价值:①在选聘动机上,这些现任或前任政府官员人力资本和社会资本的深度、广度和退化程度才是其能否进入公司董事会的重要影响因素^[12],选聘官员独立董事主要是为了获得“专有政治资本”以应对政府干预、行业准入、信贷支持等现实难题,而非强化监督。

②在选聘机制上,由于中国上市公司“一股独大”的股权结构,以致官员独立董事的选聘与控股股东的提名密切相关,因而官员独立董事的独立性备受质疑。③在连锁问题方面,官员同时兼任多家上市公司独立董事、兼职公司分布于多个不同行业的现象比较普遍。在年龄方面,官员独立董事多为退休官员,精力相对有限。由于兼职数量、专业背景、相关行业专长、年龄等因素限制,使得官员独立董事在职能行使环节难以充分或及时地对受聘公司行使监督职能^[5]。④由于中国缺少规范的“旋转门”条款,独立董事职位很有可能成为上市公司向现任或前任政府官员输送利益的一种手段,以致被一些时事评论人士讥讽其为“特权阶层福利”。因此,从代理理论看,如果官员独立董事根据“中组部18号文”或相关文件辞职的话,将改善公司治理结构,对公司而言应该是好消息,并且会导致事件窗口期的CAR显著为正。

综上所述,官员独立董事在公司中可能具有两种表现特征:①为公司提供了“政治关联”,带来了“专有政治资本”,对公司价值有提升效应。②其官员背景损害了独立性,催生了更多的公司治理问题,对公司价值有毁损效应。因此,官员独立董事强制辞职带来的政治关联突然丧失对公司价值的影响取决于这两种效应的综合作用。在中国的制度背景下,政治关联丧失对公司价值的两种效应在不同产权性质的公司中可能有不一样的体现:国有企业具有天然的政治关联,官员独立董事在国有企业中发挥资源支持的作用可能比较有限,因而国有企业通过聘请官员独立董事建立政治关联获得资源支持的动机较小,更可能是出于对现任或卸任官员的“关照”,此时公司治理的问题可能更加突出,因此,市场对国有企业官员独立董事辞职行为可能更多地解读为公司治理的改善及代理成本的下降;而对于非国有企业,政治关联对公司的生存和发展意义重大,聘请官员独立董事是其建立后天政治关联的重要途径,具有很强烈的动机希望在信贷、税收优惠、政府补贴和垄断行业准入等方面获得资源支持。所以,当非国有企业的官员独立董事强制辞职时,市场可能更多地认为这是公司“专有政治资本”的丧失,预期政治关联的突然中断会对公司的生产经营活动造成较大影响。

基于上述分析,本文提出:

假设1:官员独立董事强制辞职后,市场反应与公司产权性质有关。

假设1a:官员独立董事强制辞职后,国有企业股价受到正向冲击,其市场反应显著为正。

假设1b:官员独立董事强制辞职后,非国有企业股价受到负向冲击,其市场反应显著为负。

官员独立董事强制辞职造成的政治关联突然丧失对公司价值的影响,可能还与该公司所属地区的外部治理环境有关。现有文献通常使用樊纲等^[6]的市场化指数来衡量各地区的治理环境质量,而中国各区域间社会经济发展不平衡以致各地区的市场化进程有明显的差异,相对于市场化指数高的地区,市场化指数低的地区正式制度相对较不完善,主要表现在政府干预相对较多和政府的服务意识较弱、民营经济发展慢以及其面临的融资约束问题更严重、中介组织发展不足、法律的执行力比较差等^[7]。

从资源支持理论看,在外部治理环境较差的地区,公司的生产经营与产权保护面临较大的不确定性,此时与政府的关系对于非国有企业的生存和发展来说尤为重要^[8]。因此,非国有企业更有需要通过聘请官员作为独立董事来建立政治关联——作为正式制度不完善的替代性机制之一,以期获得“专有政治资本”及潜在的资源支持,从而给公司带来积极的经济后果(例如,得到更多的税收优惠和政府补助^[9]、获得免受政府“掠夺之手”侵害的“产权保护效应”^[20])。因此,可以预期,非国有企业在突然丧失这种政治关联(指官员独立董事强制辞职)时,同时失去对其发展极为重要的资源支持,从而面临较大的价值损失,而且这种损失在外部治理环境较差地区会表现得更加明显。

从代理理论看,外部治理环境质量对公司内部治理结构的改善也可能有一定的作用。有研究发

现,好的外部治理环境有利于降低公司的非生产性支出以及盈余管理行为^[21,22]。但或许是由于国有产权股权性质基因根深蒂固的影响,经验证据发现外部治理环境对于国有企业的积极作用似乎并不明显,有时甚至存在消极效果:外部治理环境越好,国有企业的投资效率越低^[23]、国有企业与非国有企业之间的风险承担差异和资金利润率差距也明显更大^[24,25]。因此,对于国有企业而言,外部治理环境对公司价值和公司治理的作用并不清晰,相应地,国有企业政治关联丧失(指官员独立董事强制辞职)可能带来的公司治理改善以及可能产生的正向市场反应与外部治理环境之间的关系也并不明确。

基于上述分析,主要针对非国有企业,本文提出:

假设 2:在限定其他条件不变的情况下,在外部治理环境越差的地区,官员独立董事强制辞职导致的政治关联突然丧失对非国有企业股价的负面冲击越强烈。

三、研究设计

1. 样本选择与构成

本文通过检索 Wind 数据库中的公司公告,手工搜集了从 2013 年 10 月 19 日“中组部 18 号文”发布至 2015 年 6 月 30 日期间 A 股上市公司发生的独立董事辞职事件。具体地,本文使用“独立董事”、“独立非执行董事”、“外部董事”与“辞职”、“辞任”、“离职”、“离任”两组关键词共 12 个组合在公司公告子数据库中搜索,经整理后最终一共获得 1081 家上市公司的 1558 人次独立董事辞职样本。独立董事的个人信息主要通过 Wind 数据库获得,对于个别缺失的数据,本文通过新浪财经或百度、谷歌等搜索引擎进行补充。独立董事辞职的样本统计如表 1 所示。

表 1 独立董事辞职的样本统计

公司公告披露的辞职原因		全样本		官员独立董事样本	
		数量	合计	数量	合计
根据“中组部 18 号文”或相关文件规定		636 (人次)	636 (人次)	280 (人次)	280 (人次)
非根据“中组部 18 号文”或相关文件规定	任期届满(含任期届满、任职满六年等)	123		16	
	有具体且充分的辞职理由(如内部引入、资产重组实施完毕等)	22		0	
	个人原因	467		195	
	工作原因	148		21	
	工作变动	30	922	2	282
	工作繁忙	15		2	
	年龄、身体或健康原因	38		23	
	未提及原因	30		15	
	工作需要	14		2	
	其他原因	35		6	
合计		1558	1558	562	562

表 1-2 根据“中组部 18 号文”或相关文件规定辞职的“党政领导干部”独立董事的职业背景统计

背景	现任或前任政府官员	事业单位党政领导干部	国有企业党政领导干部
样本数/样本占比(%)	280(44.0252)	285(44.8113)	71(11.1635)

资料来源:根据 Wind 数据库等原始数据来源搜集、汇总后整理。

从公司公告中的独立董事辞职原因看,在 1558 份独立董事辞职公告中,有 636 份公司公告明确披露独立董事的辞职原因是根据“中组部 18 号文”或相关文件规定,这 636 人次受“中组部 18 号文”或相关文件规定波及而辞职的“党政领导干部”独立董事按职业背景可分为三类(参见表 1-2):“国有企业党政领导干部”独立董事、“事业单位党政领导干部”独立董事(如高等院校、研究所等)和“现任或前任政府官员”独立董事(即官员独立董事)。参考已有文献对政治关联的度量方法^[26],本文把现在或曾经在中央或地方各级政府部门、法院、检察院任职,或担任人大主任、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。在 1558 份独立董事辞职公告中,本文共识别出 562 人次的官员独立董事辞职公告。

表 2 统计了样本期内各行业有官员独立董事辞职的公司数目和相应比值。统计显示,562 人次的辞职官员独立董事分布在 463 家上市公司当中,占 A 股所有上市公司的 17.86%。从相对指标看,金融保险业、水电煤气业和交运仓储业等行业中有官员独立董事辞职的公司数量比例较高,分别是 34.09%、29.49%和 28.57%,按照夏立军和陈信元^[27]、罗党论和赵聪^[28]的行业划分,这三个行业或属于管制行业,或属于高进入壁垒行业。

表 2 各行业官员独立董事辞职情况统计

行业名称	(1)行业内 A 股公司 数目(家)	(2)行业内有官员独立董事 辞职的公司数目(家)	(2)/(1)
金融保险业	44	15	0.3409
水电煤气业	78	23	0.2949
交运仓储业	77	22	0.2857
纺织服装皮毛业	78	19	0.2436
木材家具业	13	3	0.2308
采掘业	66	14	0.2121
金属非金属业	202	41	0.2030
批发零售业	137	25	0.1825
建筑业	56	10	0.1786
石化塑胶业	262	46	0.1756
医药生物制品业	154	27	0.1753
社会服务业	92	16	0.1739
信息技术业	216	36	0.1667
机械设备仪表业	523	87	0.1663
房地产业	123	20	0.1626
造纸印刷业	45	7	0.1556
综合类	53	8	0.1509
食品饮料业	103	14	0.1359
传播文化业	39	5	0.1282
电子业	157	20	0.1274
农林牧渔业	47	4	0.0851
其他制造业	27	1	0.0370
总计	2592	463	0.1786

注:行业 A 股公司数目以 2014 年 12 月 31 日的数据为基准。

资料来源:根据 Wind 数据库等原始数据来源搜集、汇总后整理。

如表 1 所示,在 562 人次的官员独立董事辞职公告中,只有 280 人次的官员独立董事辞职公告明确披露独立董事的辞职原因是“根据‘中组部 18 号文’或相关文件规定”,另外有 282 人次的官员独立董事以“个人原因”、“工作原因”、“年龄、身体或健康原因”等模糊原因辞职。现有文献发现独立董事以模糊原因(非根据相关规定原因辞职)提前辞职的行为传递了公司经营状况不佳的信号^[29-31],具有一定的信息含量,会导致市场反应显著为负^[29]。由于官员独立董事以模糊原因(即表 1-1 中的非根据“中组部 18 号文”或相关文件规定)辞职既可能被市场解读为公司失去“专有政治资本”从而给公司股价带来负面效应,也可能向市场传递公司经营状况不佳的信号以致给公司股价带来负面的市场反应,为了避免这两种效应的混杂,本文以 280 份明确披露辞职原因是“根据‘中组部 18 号文’或相关文件规定”的官员独立董事辞职样本为初始样本。

此外,事件研究中相同事件窗口中发生的一些其他重要事项同样影响股价,为避免这种混合作用,应该剔除这类样本^[32]。因此,在初始样本的基础上,本文根据如下原则对样本逐步进行筛选:①剔除公司在事件日因重大资产重组仍处停牌状态的样本;②剔除公司在事件日正处于重大资产重组复牌状态而出现连续涨停的样本;③剔除在事件窗口(-1,1)期间同时有业绩报告(含预告、快报或正式公告)、其他执行董事(或高管、监事等)辞职、董事会换届、股权激励、对外投资、开展新业务、重大诉讼公告、发行公司债等重大事项公司公告的样本;④剔除同一事件日同一家公司有包括或超过两位独立董事同时辞职的样本。样本筛选过程参见表 3,经过筛选最终共获得 143 个有效样本。

表 3		单位:人次
初始样本数量		280
剔除	公司在事件日因重大资产重组仍处停牌状态的样本	20
	公司在事件日正处于重大资产重组复牌状态而出现连续涨停的样本	4
	公司在事件窗口(-1,1)期间有其他重大事项公告的样本	62
	同一事件日同一家公司有包括或超过两位独立董事同时辞职的样本	51
最终有效样本数量		143

资料来源:根据 Wind 数据库等原始数据来源搜集、汇总后整理。

2. 市场反应的计算

现有文献对 CAR 的计算方法主要有两种:一是市场指数调整法,即通过直接采用公司事件期内各日股票的实际收益率减去市场收益率然后求和作为其累计异常收益率;二是市场风险调整法,即先使用上市公司公告发布前某段窗口期的收益率对市场收益率进行回归得到 β 系数进而获得回归方程,然后再根据回归方程预测该公司的正常收益率,进而通过加总事件窗口期内各日的实际收益率与正常收益率的差值得到该公司的累计异常收益率。

市场风险调整法的缺陷在于对不同估计窗口期的选择会影响 β 系数的稳定性。为避免市场风险调整法的上述缺陷,本文选择市场指数调整法的实证结果作为主体报告内容,在稳健性检验部分采用市场风险调整法进行考察以增强实证结果的可靠性。本文选择 Wind 全 A 指数作为市场收益率的代表性指标,原因在于该指数以所有上海证券交易所和深圳证券交易所的 A 股为样本,覆盖范围全面,且以流通股本作为权重计算,相对其他市场指数能更科学地反映市场的真实波动性^[33,34]。由于样本筛选以(-1,1)窗口为基准,所以,本文主要考察的是(-1,1)事件窗口。

四、实证结果分析

1. 官员独立董事强制辞职的市场反应

表 4 是官员独立董事强制辞职的市场反应,其中 Panel A 和 Panel B 分别是 AR(日异常收益

率)和 CAR 的统计结果。Panel A 的结果显示:在官员独立董事强制辞职当天(第 0 期), AR 的中位数为 -0.26% 且在 10%的置信水平上显著,均值虽然不显著但同样为负值 -0.20% ;在第 1 期, AR 的中位数为 -0.44% 且在 5%的置信水平上显著,均值不显著但同样为负值 -0.06% 。Panel B 的统计结果显示, $CAR(0,1)$ 和 $CAR(-1,1)$ 的均值和中位数均为负值,但显著性均不高。总体来看,官员独立董事强制辞职的市场反应主要表现为负值,但统计显著性并不高,这可能预示市场对于不同类型公司的官员独立董事强制辞职行为的反应是有差别的,即官员独立董事强制辞职的市场反应可能是状态依存的。

如前文所述,官员独立董事在公司中具有“资源支持”和“弱化监督”两种表现特征,但在中国的制度背景下,国有企业具有天然的政治关联,而官员独立董事是非国有企业建立后天政治关联的重要途径之一,所以,两种类型的企业选聘官员独立董事的动机、动机强度及相应带来的经济后果可能是不一样的,以致政治关联的突然丧失对两种类型的企业股价的冲击可能有不同的表现。因此,有必要区分不同的产权性质来分别考察官员独立董事强制辞职的市场反应。

表 4 投资者对官员独立董事强制辞职的市场反应

窗口期	N	均值	t test	正负比	中位数	Sign-rank test
Panel A: 日异常收益率(AR)						
-5	143	-0.0014	-0.8780	62 : 81	-0.0040	-1.8320*
-4	143	-0.0018	-0.9961	64 : 79	-0.0031	-1.7960*
-3	143	0.0009	0.4998	59 : 84	-0.0024	-0.8280
-2	143	-0.0039	-2.3236**	50 : 93	-0.0065	-3.2460***
-1	143	0.0018	0.8365	64 : 79	-0.0018	-0.3950
0	143	-0.0020	-1.0802	60 : 83	-0.0026	-1.6460*
+1	143	-0.0006	-0.2762	54 : 89	-0.0044	-2.1800**
+2	143	0.0008	0.3989	56 : 87	-0.0050	-1.2210
+3	143	-0.0004	-0.1911	61 : 82	-0.0044	-1.3400
+4	143	0.0016	0.8386	61 : 82	-0.0015	-1.2820
+5	143	0.0024	1.0352	68 : 75	-0.0008	-0.0360
Panel B: 累计异常收益率(CAR)						
$CAR(0,1)$	143	-0.0025	-0.9745	61 : 82	-0.0060	-1.8740*
$CAR(-1,1)$	143	-0.0007	-0.2118	59 : 84	-0.0062	-1.4350

注:*,**,*** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

资料来源:作者计算。

2. 不同产权性质公司的官员独立董事强制辞职的市场反应

表 5 和表 6 统计了不同产权性质公司的官员独立董事强制辞职的市场反应。表 5 统计了国有企业的官员独立董事强制辞职的市场反应。从各期(特别是第-1 期到第 1 期)的均值看, AR 的显著性虽然较低,但主要表现为正值; $CAR(0,1)$ 和 $CAR(-1,1)$ 的均值分别为 0.23%和 0.85%,虽然不显著但均为正值。总体而言,国有企业官员独立董事强制辞职所造成的市场反应,并没有如假设 1a 所预期的那样显著为正,市场对国有企业官员独立董事强制辞职行为并没有显著反应。可见,投资者可能未将国有企业中的官员独立董事强制辞职行为解读为公司“专有政治资本”的失去或公司治理结构的改善,他们可能仅仅将这看做是制度变迁背景下官员独立董事不得不做的一个“规定动作”,不会对公司价值产生“不利”或“有利”的影响。

表5 投资者对国有企业官员独立董事强制辞职的市场反应

窗口期	N	均值	t test	正负比	中位数	Sign-rank test
Panel A: 日异常收益率(AR)						
-5	65	-0.0021	-0.9377	28:37	-0.0055	-1.6500*
-4	65	-0.0008	-0.2906	29:36	-0.0022	-0.8720
-3	65	0.0025	0.8454	30:35	-0.0003	0.0690
-2	65	-0.0052	-2.2948**	23:42	-0.0077	-2.6890***
-1	65	0.0062	2.0236**	35:30	0.0003	1.8330*
0	65	0.0002	0.0655	29:36	-0.0020	-0.5000
+1	65	0.0022	0.6557	28:37	-0.0031	-0.7030
+2	65	0.0000	0.0140	22:43	-0.0069	-1.9180*
+3	65	0.0012	0.4181	28:37	-0.0027	-0.4150
+4	65	0.0042	1.2613	28:37	-0.0027	-0.5780
+5	65	0.0027	0.8013	27:38	-0.0017	-0.4410
Panel B: 累计异常收益率(CAR)						
CAR(0,1)	65	0.0023	0.5535	29:36	-0.0060	-0.3760
CAR(-1,1)	65	0.0085	1.5121	32:33	-0.0006	0.4740

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

资料来源: 作者计算。

表6统计了非国有企业官员独立董事强制辞职的市场反应, Panel A的统计结果显示, 各期AR的均值虽然不显著, 但主要是负值, 第-1、0、+1期AR的均值分别为-0.19%、-0.37%和-0.28%, 各期对应的中位数都显著为负, 数值分别为-0.54%、-0.44%和-0.65%。Panel B对市场累计异常收益率的统计结果显示, CAR(0,1)的均值为-0.66%, 中位数为-0.60%, 且都在5%的置信水平上显著; CAR(-1,1)的均值为-0.85%, 在10%的置信水平上显著, 中位数为-1.10%, 在5%的置信水平上显著。总体而言, 市场对非国有企业官员独立董事强制辞职行为的反应比较负面, 说明投资者将非国有企业中的官员独立董事强制辞职行为主要解读为这种政治关联的丧失会导致“专有政治资本”的失去从而会毁损公司价值。本文进一步检验了非国有企业和国有企业官员独立董事强制辞职市场反应的差异, 结果如表6的Panel C所示, CAR(-1,1)和CAR(0,1)的均值差异t检验均是显著的(CAR(-1,1)的中位数差异检验也是显著的), 说明相对于国有企业, 非国有企业的官员独立董事强制辞职具有显著的负向市场反应。可见, 官员独立董事在非国有企业中更多地体现为政治关联所带来的“专有政治资本”的作用。整体来看, 官员独立董事强制辞职会对非国有企业的股价造成显著的负面冲击, 这个负面冲击的大小在(-1,1)的事件窗口表现为-0.85%, 假设1b得到验证。

图1报告了官员独立董事辞职前后5天内, 不同产权性质公司分样本的CAR的变化情况。从图1可以看出, 在第-5期到第-2期, 国有企业样本与非国有企业样本CAR的走势比较一致, 但是, 从事件窗口(-1,1)的第一天(即第-1期)开始, 两个子样本的CAR开始出现明显分化: 在国有企业样本中, 官员独立董事强制辞职事件发生后, 市场有正向的反应(不过如表5所示, 这种正向反应在统计意义上并不显著); 而对于非国有企业样本, 官员独立董事强制辞职后, 市场有持续的负向反应, 说明对于非国有企业, 官员独立董事强制辞职是“坏消息”, 会导致公司的价值下降。图1与表4—表6的结论是一致的, 即官员独立董事强制辞职在非国有企业中更多地表现为“专有政治资本”的失去, 这种政治关联的突然丧失对非国有企业的股价会产生明显的负向冲击, 但是, 在国有企业中并不能观察到这一现象。

表 6 投资者对非国有企业官员独立董事强制辞职的市场反应

窗口期	N	均值	t test	正负比	中位数	Sign-rank test
Panel A: 日异常收益率(AR)						
-5	78	-0.0008	-0.3548	34:44	-0.0039	-1.0530
-4	78	-0.0026	-1.0796	35:43	-0.0060	-1.5710
-3	78	-0.0004	-0.1686	29:49	-0.0049	-1.1630
-2	78	-0.0027	-1.1417	27:51	-0.0056	-1.9950**
-1	78	-0.0019	-0.6696	29:49	-0.0054	-2.0400**
0	78	-0.0037	-1.4993	31:47	-0.0044	-1.8110*
+1	78	-0.0028	-1.1567	26:52	-0.0065	-2.2990**
+2	78	0.0014	0.5399	34:44	-0.0036	-0.0620
+3	78	-0.0017	-0.5668	33:45	-0.0057	-1.4720
+4	78	-0.0005	-0.2460	33:45	-0.0013	-1.3020
+5	78	0.0021	0.6683	41:37	0.0026	0.2910
Panel B: 累计异常收益率(CAR)						
CAR(0,1)	78	-0.0066	-2.1059**	32:46	-0.0060	-2.2190**
CAR(-1,1)	78	-0.0085	-1.9843*	27:51	-0.0110	-2.4230**
Panel C: 非国有企业与国有企业样本的差值检验						
	N	均值差	T test	中位数差	Rank-sum test	
CAR(0,1)	143	-0.0089	-1.7284*	0.0000	-1.0910	
CAR(-1,1)	143	-0.0170	-2.4444**	-0.0104	-2.1490**	

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著。

资料来源:作者计算。

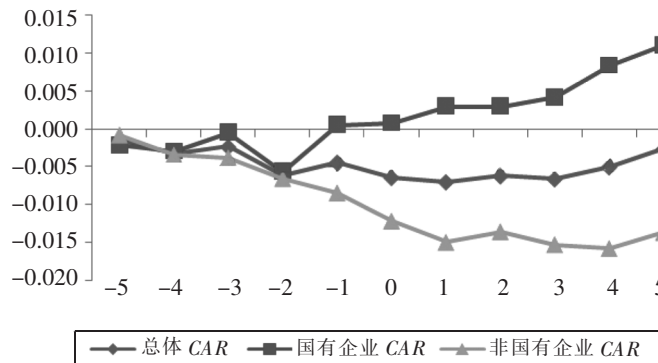


图 1 官员独立董事强制辞职时的 CAR 趋势(-5,5)

资料来源:作者绘制。

3. 产权性质、治理环境与官员独立董事强制辞职市场反应的回归分析

前文的单变量分组检验表明,官员独立董事强制辞职的市场反应是状态依存的,非国有企业中的官员独立董事强制辞职有显著的负向市场反应,而国有企业中的官员独立董事强制辞职的市场反应则相对比较正面,而且前者与后者的差异在统计上是显著的。本部分使用多元回归分析,考察官员独立董事强制辞职市场反应的这种状态依存特点,并探究外部治理环境与非国有企业官员独立董事强制辞职市场反应的关系。本文设计了如下 OLS 回归模型:

$$CAR(-1,1)=\alpha_0+\beta_1 nSOE+\beta_2 MKT+\beta \sum Controls+\varepsilon \quad (1)$$

模型(1)的因变量是官员独立董事辞职公告日附近的市場反应 CAR 。解释变量 $nSOE$ 是非国有企业虚拟变量,用以考察官员独立董事强制辞职的市場反应是否状态依存。解释变量 MKT 是地区外部治理环境,用以考察其对非国有企业样本中官员独立董事强制辞职市場反应的潜在影响。关于控制变量,参考相关研究^[29,35-37],本文控制了独立董事个人特征、公司财务特征和公司治理结构这三类因素。独立董事个人特征方面控制了官员独立董事的行政级别($Level$);公司财务特征包括资产规模($Asset$)、盈利能力(ROE)、负债率(LEV)、公司成长性($Tobinq$);公司治理结构包括独立董事比例($Outdir$)、董事会规模($Board$)、第一大股东持股比例($Big1$)等。同时本文还控制了公司上市年龄($Firmage$)、年度虚拟变量($Year$)和行业虚拟变量($Industry$)。模型中所涉及的各项变量的定义及其详细度量方法参见表7。

相关实证结果如表8所示。表8的列(1)—列(3)是全样本的多元回归结果。由列(1)和列(2)可知,当事件窗口是(-5,-2)或(-4,-2)时,非国有企业虚拟变量 $nSOE$ 系数不显著,这意味着在官员独立董事辞职公告事件窗口(-1,1)之前,国有企业样本与非国有企业样本的市場反应没有显著的差异。而在列(3),当事件窗口是(-1,1)时,非国有企业虚拟变量 $nSOE$ 系数为-0.0222,且在5%的置信水平上显著,说明在限定其他条件不变情况下,官员独立董事辞职的负向市場反应在非国有企业中程度更大,且表现显著,这与前文单变量分组检验的结果一致。

列(4)是非国有企业样本的多元回归结果。地区外部治理环境变量 MKT 系数为0.0090,且在5%的置信水平上显著,说明地区市场化指数越低,官员独立董事强制辞职造成的负向市場反应程度越大,即在外部治理环境差的地区官员独立董事强制辞职的负向冲击越强烈。原因在于,非国有企业聘请官员独立董事主要是为了获得政治关联及“专有政治资本”,进而为其发展提供所需资源;当这些官员独立董事强制辞职后,非国有企业便失去了这些专有资源,从而市場反应为负;显然,在外部治理环境较差的地区,非国有企业对政治关联的依赖更加明显,进而当这种政治关联突然丧失时,市場的负向反应程度将会越大,假设2得到验证。列(5)是国有企业样本的多元回归分析结果,由于政治关联是其先天具备的资源,因而地区外部治理环境(MKT)不会影响官员独立董事强制辞职的市場反应(事实上,由于在国有企业样本中,官员独立董事强制辞职没有显著的市場反应,因而也无从考察其影响因素)。

4. 稳健性检验

本文还进行了如下稳健性检验(部分实证结果限于篇幅未列示,可根据要求提供):

(1)在前文的样本筛选过程中,为得到相对较为纯净的研究样本,本文剔除了同一事件日同一家公司有包括或超过两位独立董事同时辞职的51个样本。由于本文研究对象为官员独立董事,本文在此把同一事件日同一家公司有且只有官员独立董事强制辞职的样本纳入考察范围,并采用两种方式处理这些样本:方式一是将同一事件日同一家公司多名官员独立董事强制辞职按行政级别最高的官员作一个样本处理(同级别则依次优先考虑官员任职地域是否与公司注册地相关、官员任职部门是否与公司所处行业相关),这种处理方式增加了14个样本共得到157个观测值;方式二是将同一事件日同一家公司每位官员独立董事强制辞职均按一个独立样本处理,这种方式处理增加了33个样本共得到176个观测值。图2(a)和图2(b)分别展示了使用扩充后的157和176个观测值统计的官员独立董事强制辞职市場反应趋势。可以看出,图2中的总样本、国有企业样本和非国有企业样本 CAR 的变化与图1有相似的分佈特点,即非国有企业样本中官员独立董事强制辞职后有明显的负向市場反应,而且非国有企业样本与国有企业样本的市場反应分化比较明显。本文还分

表 7 变量定义与度量

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	累计异常收益率	<i>CAR</i>	根据市场指数调整法计算得出,市场基准指数为 Wind 全 A 指数
解释变量	公司产权性质	<i>nSOE</i>	虚拟变量,非国有企业赋值为 1,国有企业赋值为 0。国有企业是指公司实际控制人是中央或地方国有资产监督管理委员会、政府其他部门或高校
	外部治理环境	<i>MKT</i>	公司注册地所属省份的市场化指数。需要指出的是,由于樊纲等 ^[6] 的市场化指数只更新到 2009 年,本文借鉴韦倩等 ^[8] 的研究方法,以 2000—2009 年的市场化总指数作为因变量、非国有企业工业产值比重为自变量(数据来自国家统计局网站),分省份回归得到拟合方程,然后再根据拟合方程和各省份 2013 年的非国有企业工业产值比重预测各省份 2013 年的市场化指数
控制变量	官员独立董事行政级别	<i>Level</i>	借鉴杜兴强等 ^[9] 的做法,依据《国家公务员暂行条例》(自 1993 年 10 月 1 日起施行)的第十条和《中华人民共和国公务员法》(自 2006 年 1 月 1 日起施行)的第三章,按照官员独立董事现任或离职前任职的最高行政级别来进行赋值,数值越大代表行政级别越高:县处级及以下赋值为 1,厅局级赋值为 2,省部级赋值为 3
	公司资产规模	<i>Asset</i>	上一年年末总资产的自然对数
	盈利能力	<i>ROE</i>	上一年年末净利润/平均净资产
	负债率	<i>LEV</i>	上一年年末总负债/总资产
	公司成长性	<i>Tobinq</i>	上一年年末公司托宾 Q 值,等于(市值+负债)/总资产
	独立董事比例	<i>Outdir</i>	上一年年末独立董事人数/董事会人数
	董事会规模	<i>Board</i>	上一年年末董事会全体董事人数取自然对数
	第一大股东持股比例	<i>Big1</i>	上一年年末公司第一大股东所持股份占公司股份总额的比例
	公司年龄	<i>Firmage</i>	公司上市年龄加 1 后取自然对数
	年份	<i>Year</i>	年度虚拟变量,处于该年为 1,否则取 0
行业变量	<i>Industry</i>	将行业划分为六类,含金融、公用事业、房地产、综合、工业、商业等;处于该行业时取值为 1,否则为 0	

注:①作为一项稳健性检验,本文同时预测了各省份 2014 年的市场化指数、各省份 2013—2014 年的平均市场化指数,回归分析结果均保持一致,限于篇幅没有列示,可根据要求提供。②由于本文的样本数量不是非常多,为避免过度使用行业虚拟变量,本文没有按照中国证券业监督管理委员会行业代码来设定行业虚拟变量(即制造业按二级代码、其他行业按一级代码设定 20 余个行业虚拟变量)。

资料来源:本文所使用的公司财务数据、公司治理数据和行业数据均来自 CSMAR 或 Wind 数据库。

别使用扩充后的样本,重复表 8 中的实证步骤进行多元回归分析,实证结果与表 8 的结论相一致,即在限定其他条件不变情况下,官员独立董事强制辞职的负向市场反应在非国有企业中程度更大;而且,地区外部治理环境越差,非国有企业的官员独立董事强制辞职造成的负向市场反应程度越大。

(2)采用市场风险调整法重新计算 *CAR*,估计窗口选择(-105,-6),市场基准指数依然为 Wind 全 A 指数,然后进行 *CAR* 的单变量检验和回归分析。表 9 是 *CAR* 的单变量分组检验,非国有企业样本的 *CAR*(-1,1)和 *CAR*(0,1)都显著为负,而国有企业样本的 *CAR* 不显著,且前者与后者的均值存在显著差异。图 3 是官员独立董事辞职公告的市场反应趋势,可以看出,相对国有企业样本,非

表 8 官员独立董事强制辞职市场反应的多元回归分析结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	$CAR(-5,-2)$	$CAR(-4,-2)$	$CAR(-1,1)$	$CAR(-1,1)$	$CAR(-1,1)$
	全样本	全样本	全样本	非国有企业	国有企业
<i>nSOE</i>	0.0057 (0.6220)	0.0016 (0.2027)	-0.0222** (-2.4270)		
<i>MKT</i>	-0.0065*** (-2.8376)	-0.0053** (-2.2492)	0.0016 (0.6448)	0.0090** (2.0857)	0.0002 (0.0722)
<i>Level</i>	-0.0025 (-0.3818)	-0.0049 (-0.8229)	0.0002 (0.0231)	0.0103 (1.2861)	-0.0083 (-0.6819)
<i>Asset</i>	-0.0023 (-0.6474)	-0.0051 (-1.6306)	-0.0056 (-1.4882)	0.0005 (0.0616)	-0.0069 (-1.1393)
<i>ROE</i>	-0.0023 (-0.1799)	0.0209 (1.5903)	-0.0212* (-1.7934)	-0.0267 (-0.5639)	-0.0209 (-1.6714)
<i>LEV</i>	0.0140 (0.5834)	0.0260 (1.2303)	0.0193 (0.8713)	0.0517 (1.6708)	-0.0099 (-0.2887)
<i>Tobinq</i>	0.0054 (1.4899)	0.0023 (0.6976)	-0.0017 (-0.5482)	0.0043 (0.7520)	-0.0061 (-1.4297)
<i>Outdir</i>	0.0674 (0.7854)	0.1021 (1.3120)	-0.0170 (-0.1877)	-0.0780 (-0.7611)	-0.0221 (-0.1261)
<i>Board</i>	-0.0000 (-0.0010)	0.0152 (0.7756)	0.0119 (0.4997)	-0.0137 (-0.4617)	0.0216 (0.5282)
<i>Big1</i>	0.0001 (0.2770)	0.0002 (0.6464)	-0.0000 (-0.0247)	0.0005 (1.4033)	-0.0004 (-0.8954)
<i>Firmage</i>	-0.0003 (-0.0439)	-0.0012 (-0.2214)	-0.0025 (-0.3358)	0.0027 (0.3108)	-0.0151 (-0.8887)
<i>Constant</i>	0.1785** (2.1489)	0.1771** (2.3941)	0.0383 (0.3587)	-0.1195 (-0.5050)	0.1486 (0.9736)
行业和年度	控制	控制	控制	控制	控制
Obs	139	139	139	75	64
R ²	0.1842	0.1551	0.1738	0.2093	0.3128

注:①括号内的数字为变量估计系数考虑异方差后的t值,*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著;②由于个别样本公司属于新上市公司,控制变量数据缺失,以致实际回归样本数与CAR单变量检验样本数相比有轻微减少。
资料来源:作者计算。

国有企业样本中官员独立董事强制辞职后有明显的负向市场反应。多元回归分析的结果与表 8 的研究结论相一致。

(3)在前文通过回归分析考察产权性质、外部治理环境与官员独立董事强制辞职市场反应的关系时,考虑到信息的提前反应与滞后效应,本文选择的是(-1,1)事件窗口。参考相关研究^[37],本文也选择了CAR(-1,0)和AR(0)两个事件窗口作回归分析,多元回归分析的结果基本上与表 8 的研究结论相一致。

(4)参考现有文献的常用做法,本文用樊纲等^[16]的各省份 2009 年的市场化指数来度量地区外部治理环境。此外,借鉴个别现有文献做法,本文用 2009 年市场化指数中的子指数,包括政府与市

场关系子指数(MKT_GOV)、非国有经济的发展子指数(MKT_ECO)、中介组织发育与法律制度环境子指数(MKT_LAW)来度量地区外部治理环境。多元回归分析的结果与表 8 的研究结论相一致。

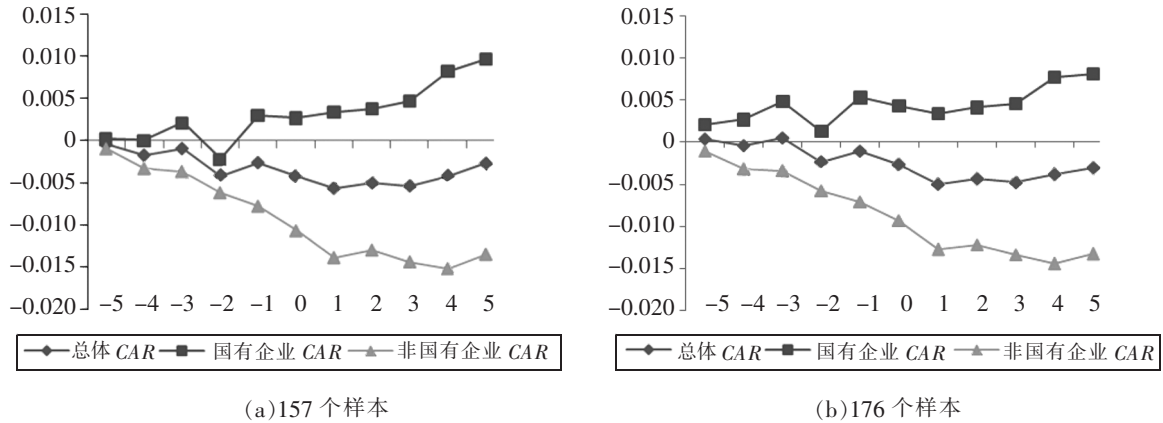


图 2 官员独立董事强制辞职时的 CAR 趋势(-5,5)

资料来源:作者绘制。

表 9 官员独立董事强制辞职的市场反应(市场风险调整法)

	(1)总样本		(2)国有企业样本		(3)非国有企业样本		(3)-(2)	
	均值	中位数	均值	中位数	均值	中位数	均值差	中位数差
$CAR(0,1)$	-0.0041	-0.0042**	0.0010	-0.0042	-0.0083**	-0.0042**	-0.0093*	0.0000
$CAR(-1,1)$	-0.0036	-0.0043*	0.0058	-0.0027	-0.0116***	-0.0091***	-0.0174**	-0.0064**

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%和1%的置信水平上显著。

资料来源:作者计算。

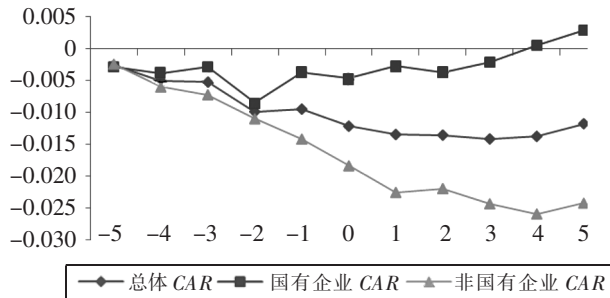


图 3 官员独立董事强制辞职时的 CAR 趋势(-5,5)(市场风险调整法)

资料来源:作者绘制。

(5)考虑到 A 股市场中的大市值公司(如中石油、中石化和四大银行等金融机构)所占权重较大,其涨跌对市场指数涨跌影响较大,本文分别选用 Wind 全 A 指数(剔除中石油、中石化和金融企业后)和中证 500 指数作市场指数的基准指标,并采用市场指数调整法重新计算 CAR,然后进行 CAR 的单变量检验与回归分析,发现本文的基本研究结论并没有发生改变。

五、结论与启示

1. 结论

与现有文献主要关注政治关联建立后的经济后果不同,本文以 2013 年 10 月 19 日“中组部 18

号文”作为一起外生事件,运用事件研究法和回归分析方法考察官员独立董事根据“中组部 18 号文”或相关文件规定原因辞职的市场反应,以检验公司丧失政治关联的经济后果。研究发现:①政治关联的丧失对非国有企业而言意味着“专有政治资本”的失去,对其股价造成了显著的负面冲击;②在外部治理环境越差的地区,政治关联对于非国有企业的生存和发展越重要,因而这种负面冲击程度越强烈;③由于在总体样本和子样本中,官员独立董事的强制辞职均未产生显著为正的市场反应,可见投资者并未将此事件解读为公司治理结构的改善。特别地,就国有企业的官员独立董事辞职来说,投资者并未将国有企业的官员独立董事强制辞职事件看做是公司“专有政治资本”的失去或公司治理结构的改善,投资者可能认为这仅仅是制度变迁背景下官员独立董事不得不做的一个“规定动作”,预期这不会对公司价值产生“不利”或“有利”的影响。

2. 启示

(1)研究结论在某种程度上体现了非国有企业的政治关联在面临外部制度环境变迁冲击时的不确定性和脆弱性,值得企业经营者和政府监管部门进一步地深入思考和反省。研究发现,与国有企业不同,非国有企业官员独立董事的选聘更有可能是出于获取政治关联及“专有政治资本”的考虑,但在制度变迁的大背景下,以官员独立董事按规定要求辞职为表现形式的政治关联的突然丧失又会导致其公司价值出现明显下降。由此可见,政商关系是把“双刃剑”。高瞻远瞩的企业经营者,应该塑造企业家精神,着力于企业创新和内生发展,确保公司基业长青。

(2)研究结论在凸显了通过制度建设营造良好的外部治理环境的重要性。上市公司热衷于建立政治关联的根本原因在于正式制度的不完善。在正式制度越不完善的地区,非正式制度(如政治关联)的作用越明显,因而官员独立董事在治理环境越差的地区其发挥资源支持的作用可能相对更大,以致本文观察到丧失政治关联的负面效应在外部治理环境较差的地区表现得尤为突出。但选聘官员担任独立董事不过是弥补正式制度不完善的替代机制之一,因此,需要更多的制度建设来限制官员滥用政治权力寻租牟利,降低企业通过各种方式建立密切政治关联的必要性和可能性。

(3)研究结论对中国独立董事制度的规范发展也有一定的启示意义:①在“中组部 18 号文”出台之前,上市公司竞相选聘官员独立董事的现象已是司空见惯,在竞相建立政治关联的锦标赛中,先建立的公司获得先机,后建立的公司输在起跑线上,以致在这个连续博弈的过程中每个参与公司均形成路径依赖。这时的经济后果,即使偶尔对个别公司可能是有利的,但是对大多数未建立政治关联的公司以及对社会整体的经济利益和其他利益来说,都是相当有害的。如果没有外生力量的干预,这种博弈均衡就难以打破。因此,的确有必要建立规范的“旋转门”条款以防止独立董事职位可能会成为上市公司向现任或前任政府官员输送利益的一种手段,成为“特权阶层福利”。②虽然官员独立董事在公司中催生了代理问题,但是本文在总体样本以及国有企业或非国有企业子样本中均未发现官员独立董事强制辞职后显著为正的市场反应,可见投资者并未将此事件解读为公司治理结构的改善。其原因可能在于这场官员独立董事“辞职潮”的起源并不是基于上市公司完善其内部治理结构的自发需求,其行动方向和目标也并不是完善上市公司的内部治理,而更多是基于党纪约束所表现出来的“规定动作”,因而投资者预期这难以从本质上改变中国上市公司的治理结构现状^[40]。但是,中国证券业监督管理委员会自 2001 年开始引进独立董事制度的初衷是希望通过独立董事第三方的独立和专业性身份,降低公司管理层与中小股东之间的代理成本和约束大股东的隧道行为,以缓解公司治理中的代理冲突,保护投资者尤其是中小投资者的利益。因此,政府监管部门需要深入思考独立董事制度建设的进一步完善,例如推进独立董事的职业化,包括设立入行门槛、构筑教育体系、建立考核机制、成立独立董事行业协会等^[45]。

[参考文献]

- [1]Faccio, M. Politically Connected Firms[J]. American Economic Review, 2006,96(1):369-386.
- [2]Khwaja, A. I., and A. Mian. Do Lenders Favor Politically Connected Firms? Rent Provision in an Emerging Financial Market[J]. Quarterly Journal of Economics, 2005,120(4):1371-1411.
- [3]Fisman, R. Estimating the Value of Political Connections[J]. American Economic Review, 2001,91(4):1095-1102.
- [4]罗党论,唐清泉. 政治关系、社会资本与政策资源获取:来自中国民营上市公司的经验证据[J]. 世界经济,2009,(7):84-96.
- [5]Helland, E., and M. Sykuta. Regulation and the Evolution of Corporate Boards: Monitoring, Advising, or Window Dressing[J]. Journal of Law and Economics, 2004,47(1):167-193.
- [6]唐松,孙铮. 政治关联、高管薪酬与企业未来经营绩效[J]. 管理世界, 2014,(5):93-105.
- [7]逯东,万丽梅,杨丹. 创业板公司上市后为何业绩变脸[J]. 经济研究, 2015,(2):132-144.
- [8]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[J]. 管理世界, 2015,(1):139-155.
- [9]凌寒漠. 首次清点中国 2532 家上市公司还有多少“官员独董”[N]. 南方周末, 2014-07-17.
- [10]Agrawal, A., and C. R. Knoeber. Do Some Outside Directors Play a Political Role [J]. Journal of Economics, 2001,44(1):179-198.
- [11]Zahra, S. A., and J. A. Pearce. Boards of Directors and Corporate Financial Performance: A Review and Integrative Model[J]. Journal of Management, 1989,15(2):291-334.
- [12]Lester, R. H., A. Hillman, A. Zardkoohi. and A. A. Cannella. Former Government Officials as Outside Directors: The Role of Human and Social Capital[J]. Academy of Management Journal, 2008,51(5):999-1013.
- [13]Hillman, A. J., and M. A. Hitt. Corporate Political Strategy Formulation: A Model of Approach, Participation, and Strategy Decisions[J]. Academy of Management Review, 1999,24(4):825-842.
- [14]谢志明,易玄. 产权性质、行政背景独立董事及其履职效应研究[J]. 会计研究, 2014,(9):60-67.
- [15]李海舰,魏恒. 重构独立董事制度[J]. 中国工业经济, 2006,(4):88-97.
- [16]樊纲,王小鲁,朱恒鹏. 中国市场化指数——各地区市场化相对进程 2011 年报告[M]. 北京:经济科学出版社, 2011.
- [17]王红建,李青原,邢斐. 经济政策不确定性、现金持有水平及其市场价值[J]. 金融研究, 2014,(9):53-68.
- [18]刘慧龙,张敏,王亚平,吴联生. 政治关联、薪酬激励与员工配置效率[J]. 经济研究, 2010,(9):109-121.
- [19]余玉苗,周莹莹,潘珺. 聘请退休政府官员背景独立董事给上市公司带来好处了吗[J]. 经济评论, 2015,(1):129-139.
- [20]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[J]. 经济研究, 2013,(11):71-86.
- [21]万华林,陈信元. 治理环境、企业寻租与交易成本[J]. 经济学(季刊), 2010,9(2):553-570.
- [22]李延喜,陈克兢,姚宏,刘伶. 基于地区差异视角的外部治理环境与盈余管理关系研究——兼论公司治理的替代保护作用[J]. 南开管理评论, 2012,(4):89-100.
- [23]李延喜,曾伟强,马壮,陈克兢. 外部治理环境、产权性质与上市公司投资效率[J]. 南开管理评论, 2015,18(1):25-36.
- [24]李文贵,余明桂. 所有权性质、市场化进程与企业风险承担[J]. 中国工业经济, 2012,(12):115-127.
- [25]方军雄. 所有制、市场化进程与经营绩效[J]. 产业经济研究, 2009,(2):17-24.
- [26]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[J]. 金融研究, 2011,(8):93-110.
- [27]夏立军,陈信元. 市场化进程、国企改革策略与公司治理结构的内生决定[J]. 经济研究, 2007,(7):82-95.
- [28]罗党论,赵聪. 什么影响了企业对行业壁垒的突破——基于中国上市公司的经验证据[J]. 南开管理评论, 2013,(6):95-105.

- [29]张俊生,曾亚敏. 独立董事辞职行为的信息含量[J]. 金融研究, 2010,(8):155-170.
- [30]王性玉,彭宇. 独立董事辞职行为的信号传递效应[J]. 管理评论, 2012,(12):31-39.
- [31]戴亦一,陈冠霖,潘健平. 独立董事辞职、政治关系与公司治理缺陷[J]. 会计研究, 2014,(11):16-23.
- [32]McWilliams, A., and Siegel, D. Event Studies in Management Research: Theoretical and Empirical Issues[J]. *Academy of Management Journal*, 1997,40(3):626-657.
- [33]谢世清,邵宇平. 股权分置改革对中国股市波动性与有效性影响的实证研究[J]. 金融研究, 2011,(2):185-193.
- [34]郭杰,张英博. 企业择时还是政府择时——中国特定制度背景下 IPO 市场时机选择对资本结构的影响[J]. 金融研究, 2012,(7):137-153.
- [35]Gupta, M., and L. P. Fields. Board Independence and Corporate Governance: Evidence from Director Resignations[J]. *Journal of Business Finance and Accounting*, 2009,36(1-2):161-184.
- [36]Dewally, M., and S. W. Peck. Upheaval in the Boardroom: Outside Director Public Resignations, Motivations, and Consequences[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2010,16(1):38-52.
- [37]Nguyen, B. D., and K. M. Nielsen. The Value of Independent Directors: Evidence from Sudden Deaths[J]. *Journal of Financial Economics*, 2010,98(3):550-567.
- [38]韦倩,王安,王杰. 中国沿海地区的崛起: 市场的力量[J]. 经济研究, 2014,(8):170-183.
- [39]杜兴强,陈韞慧,杜颖洁. 寻租、政治联系与“真实”业绩——基于民营上市公司的经验证据[J]. 金融研究, 2010,(10):135-157.
- [40]为乔. 官员独董离职改善治理[J]. 董事会, 2015,(5):88-89.

Mandatory Resign of Independent Directors with Government Official Identity and the Loss of Political Connections

DENG Xiao-fei, XIN Yu, TENG Fei

(Business School, Sun Yat-sen University, Guangzhou 510275, China)

Abstract: The current literatures have talked a lot about the economic consequences of building a political connection, while pay little attention to the loss of political connections. Based on the exogenous event of the issuance of Document No. 18 by the Organization Department of the CPC Central Committee, we investigate the market reaction to the mandatory resign of independent directors with government official identity using the hand-collected data of A-share listed firms from October 19, 2013 to June 30, 2015. We find that the loss of political connection has a negative shock to non-state-owned listed firms, and the negative reaction is greater for firms located in poorer institutional environment areas, which means that the political connections in non-state-owned firms are uncertain and fragile, especially when faced with institutional transitions, and the entrepreneurs need to rethink the boundary between politics and commerce. At the meantime, there is no significant positive reaction in all sample firms, non-state-owned firms, and state-owned firms, which means that investors do not consider this event as the improvement of governance structure, which means that regulators need to further improve the system of independent directors, such as constructing good governance environment to decrease the necessity of political connections, designing regulatory “rolling door” clause, and promoting professional system for independent directors.

Key Words: political connections; the resign of independent directors with government official identity; market reaction; the Document No. 18 of the Organization Department of the CPC Central Committee

JEL Classification: M10 M20 P48

[责任编辑:鲁舟]