

官员独董的辞职时机选择:动机与后果

罗进辉 王笑竹 陈华阳

摘要:中组部18号文发布之后,在中国资本市场掀起一股官员独董辞职的浪潮。面对同一政策,这些官员独董的辞职时机选择却不尽相同。使用手工收集的从2013年10月19日至2014年12月31日期间的官员独董辞职事件公告数据,本文研究发现:官员独董的行政级别越高、年龄越小、学历越高,其选择辞职的时间就越早;同时,官员独董所任职公司的贷款水平越高,其辞职时间也越早。进一步,本文发现官员独董辞职时间越晚,市场对其辞职事件的反应越好。本文的研究结论为18号文的政策约束力提供了经验证据,并对上市公司和投资者具有重要的实践启示。

关键词:中组部18号文;官员独董;辞职行为;时机选择;事件研究

JEL分类号:G14,G34,G38

一、引言

党的十八大以来,党风廉政建设和反腐败工作被提升到了一个新的高度。在中央强力反腐和全面深化改革的大格局下,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“18号文”),规定现职和不担任现职但未办理退休手续的党政领导干部不得在企业兼职,即使辞去公职或者退休的党政领导干部到企业兼职,也有三年的“锁定期”,且不得收取报酬。为何中央如此重视党政领导干部在企业兼职的现象?因为在“官场”与“商场”之间存在着所谓的“政商旋转门”,手握权力的官员退休之后到企业任职,带来“权力磁场”与“权力期权”,不仅严重干扰正常的市场竞争秩序,而且容易成为滋生腐败的“温床”。那么,作为18号文约束下的官员独董是选择继续在“温床”中醉生梦死,还是尽快逃离这一是非之地?

18号文发布之后,上市公司开始频繁发布独立董事辞职变动公告,官员们纷纷请辞独立董事职务,在中国资本市场上掀起一股离职的“浪潮”,官员独董曾经的黄金岁月戛然而止。虽然大多数官员独董都做出了正确的政治决定,但是在离职的过程中,是否所有的官员独董都能毅然决然地舍弃到手的利益?是否

作者简介 罗进辉:管理学博士,厦门大学管理学院会计系副教授、博士生导师,研究方向为资本市场财务会计与公司治理;

王笑竹:厦门大学管理学院会计专业硕士研究生,研究方向为公司治理与公司财务;

陈华阳:厦门大学管理学院会计专业硕士研究生,研究方向为公司金融与公司治理。

致谢:本文得到国家自然科学基金面上项目“上市公司聘请社会名人和退休官员担任独立董事的动机与后果”(编号:71572160)的资助,当然文责自负。

有一些人在“温床”上辗转反侧,恋恋不舍?到底是哪些人会对曾经的“温床”如此眷恋?

为了回答上述的疑问,本文就18号文发布至2014年12月31日期间独立董事辞职的时间分布进行了统计和分析,结果如图1所示。

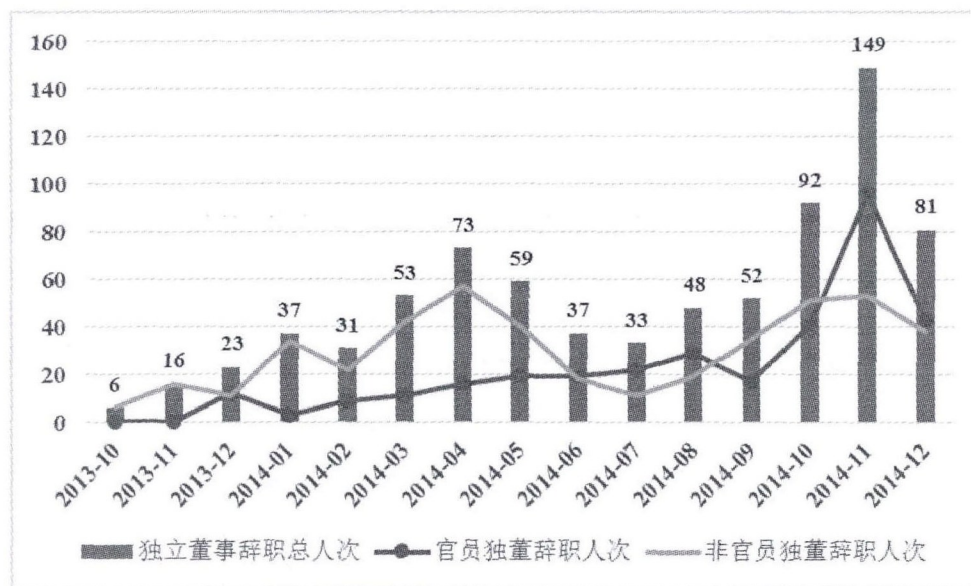


图1 独董辞职时间分布图

从图1中可以看到,虽然18号文于2013年10月发布,但本次独立董事“离职潮”在2014年四季度才达到高潮,可见并不是所有的官员独董都能断然放弃手中的利益,丰厚的待遇多少令人有些难以割舍。既然利益都是难以割舍的,那么为何有的官员独董会积极响应中央的号召较早请辞,而有的却消极对待,一再拖延?这种个体之间的时间选择差异究竟传递出一种怎样的信号?具体到本文的研究,我们想知道官员独董不同辞职时间的背后,究竟蕴藏着怎样的动机?他们辞职时机选择的不同又导致了怎样不同的经济后果?

鉴于此,本文使用手工收集的从2013年10月19日至2014年12月31日期间发布辞职事件公告的官员独董数据,考察了官员独董在面对18号文这一政策冲击时,其对辞职时机选择背后的动机。研究发现,官员独董辞职时机的选择与个体特征和公司特征显著相关:官员独董的行政级别越高、年龄越小、学历越高,其选择辞职的时间就越早;同时,官员独董所任职公司的贷款水平越高,则官员独董辞职的时间也越早。进一步,本文采用事件研究法检验了官员独董辞职时机的经济后果,即市场反应。结果表明,官员独董辞职越晚,市场对其辞职事件的反应越好,这可能表明官员独董对公司而言有其存在的价值。

本文主要的可能贡献在于:首先,虽然国内外学者对政治联系经济后果的研究成果非常丰富,但对独立董事个体特征和公司特征如何影响官员独董辞职行为的研究很少。辛宇等(2016)从制度压力感知的角度,分析了官员行政级别、公司产权性质和地区政治强度对官员独董辞职时间的影响情况。本文从个体特征和公司特征两个角度出发,试图更全面、更系统、多维度地探究官员独董辞职行为背后的影响因素,以期更深入地理解官员独董辞职时机选择行为背后的内在动机。其次,检验外生性事件引起官员独董辞职所产生的经济后果,在很大程度上减轻了内生性问题的困扰,可以相对科学地评估官员独董辞职时机对公司价值的影响,进而加深理解官员独董对公司的实际价值,丰富了关于独立董事辞职行为的研究文献。最后,本文为18号文的政策约束力提供了第一手的经验证据。本文发现官员独董的行政级别、年龄和学历会

显著影响其对政治风险的感知,并选择与之相应的应对措施。因而此政策的实施对高行政级别、高学历和相对低年龄的官员独董约束更强、起效更快,这些发现对以后政策的制定和实施有一定的借鉴意义。

二、文献回顾与假设提出

(一) 相关文献回顾

独立董事制度在我国是一种“舶来品”,其诞生之初是英美等国家出于公司内部制衡机制的强化而做出的选择,目的在于制约“内部人”的无限权力。一直以来,独立董事制度的有效性问题都是国内外学者研究的热点之一(罗进辉,2014;张晓东,2015;李俊成和唐国梅,2016)。一般来说,独立董事作为一项兼职工作,任职者在获得丰厚报酬的同时,并不会承担与之匹配的压力和负担,因而独立董事通常不会轻易选择辞职(戴亦一等,2014)。由于独立董事可以获取比外部更全面、更准确的信息,所以其辞职行为通常是一种不良的信号。如果他们判断企业经营出现问题,为了避免可能承担的风险,独立董事便会选择提出辞职(唐清泉和罗党论,2007)。

关于独立董事辞职的原因,现有文献认为主要是其感受到较大风险,或认为自身声誉可能受到损害,或考虑到精力、地域和工作强度等限制,从而选择辞职。从公司特征的角度来看,Yermack(2004)的研究发现独立董事变更与其是否任职于薪酬委员会、CEO变更和企业的股价等因素相关。如果公司的盈余管理程度越高,则独立董事变更概率和比例均显著越高(支晓强和童盼,2005)。唐清泉等(2006)的研究结果表明,上市公司的流动性风险、股权变更、股权集中度和重大关联事项会对独立董事辞职选择产生重大的影响,且独立董事的辞职行为与开会次数、所在公司盈利能力、审计意见的严重程度、公司违法违规等重大事项显著相关。从个体特征的角度来看,唐清泉和罗党论(2007)研究发现,不同职业背景的独立董事对不同风险的感知力存在显著差异。独立董事的个体特征是决定其是否辞职的重要因素(谭劲松等,2006)。从外部环境因素来看,媒体负面报道将显著提高独立董事的辞职概率,越重视自己声誉的独立董事辞职的概率越大(李焰和秦义虎,2011),媒体积极地扮演了公司治理监督者的角色。同时,对独立董事这一群体而言,声誉机制可以发挥很好的治理作用。

除了辞职原因,很多学者进一步研究独立董事辞职所可能带来的经济后果。Gupta(2009)的研究结果表明市场对独立董事辞职的负面效应远大于内部董事辞职。张俊生(2010)以信号传递为视角,发现短窗口期内,投资者对独立董事非正常辞职反应消极,同时在那些没有对独董表示感谢的公司中,上述效应更加明显。唐雪松(2012)则从企业价值出发,发现不同背景的独立董事辞职时,企业价值下降的幅度是不一样的。

在中国等转型经济体中,由于市场化程度还不高,法律制度还不健全,所以近年来很多学者把宗教、文化、政治联系等非正式制度引入经济研究领域,强调非正式制度对中国等转型经济国家的重要性(Allen等,2005;陈冬华等,2013)。其中,政治联系作为一种非正式制度,可能成为公司克服外部环境限制、获得资源支持以及公平竞争机制的替代机制(醋卫华,2015)。而建立与政府之间显性或隐性的关联可以获得信贷支持、政府补贴、税收优惠、垄断行业准入等资源支持(Fisman,2001;罗党论和唐清泉,2009)。在此背景下,选聘具有政治联系的独立董事(俗称“官员独董”)已成为世界性的普遍现象(Faccio,2006)。

在这种情况下,官员独董的辞职成为学术领域研究的热点之一。随着中组部18号文的出台,很多学者以这一外生事件为切入点,研究官员独董辞职的原因、经济后果和对企业价值的影响。辛宇等(2016)从制度压力感知的角度,分析了官员行政级别、公司产权性质和地区政治强度对官员独董辞职时间的影响情况。Xu等(2015)、醋卫华(2015)、钟覃琳等(2015)、叶青等(2016)研究发现,投资者对官员独董的辞职做出了显著消极的市场反应,说明官员独董给企业带来了价值和利益。邓晓飞等(2016)分别考察了官员独董

的强制辞职对国有企业和非国有企业的影响,发现此种政治联系的丧失对非国有企业造成了显著的负面影响,特别是在制度环境较差的地区影响更加严重。

从独立董事辞职事件的角度看,国内外学者对独立董事辞职行为影响因素的研究较多,主要的观点是独立董事的辞职原因受公司层面因素和个体层面因素的影响,认为独立董事辞职主要是基于对企业风险的判断和对其个人声誉的维护。但是,目前的研究只关注独立董事为什么辞职,而很少关注独立董事什么时候辞职。而独立董事对辞职时机选择的背后,同样蕴含着有关公司风险和个人声誉的信息。特别是对官员独董这一敏感群体来说,时间差异很可能影响其政治前途。为此,本文借助18号文这一外部事件引发的官员独董离职潮,希冀实证检验官员独董辞职时机选择的动机与后果。

(二)研究假设提出

18号文发布之后,中国A股上市公司声势浩大的官员独董离职潮就此拉开序幕。由于独立董事个体特征和所任职公司特征的不同,官员独董因18号文而认知到的风险程度也会有相应的差异,而这些差异会导致官员独董对辞职时机选择的把握不同。

在官员独董的个体层面上,曾任职或现任职的行政级别是最引人注目的一项特征。社会资源理论指出,个体地位越高,越容易发展社会联系,其攫取社会资源的能力也越强(Lin,1981)。民营企业多寻求与更高级别的官员建立政治联系,以增强自身政治资本从而为公司获得诸多优惠与特权(杜兴强等,2010)。在中国,不同层级或强度的政治联系意味着政治影响力和稀缺资源的差异,对企业的影响程度也会不同(王庆文和吴世农,2008)。行政层级与管辖权范围是影响政府官员在公共政策决策权力大小的差异化因素,官员对政治资源和权力的支配能力很大程度上由其本人的行政级别决定,更高级别的官员独董可能给企业带来更多的资源。具有行政背景的独立董事即使已离职,但其任职时行政层级越高,政治人脉网络越宽,企业运用该网络可“联系”的现任官员层级也可能越高(谢志明和易玄,2014)。相应地,级别不同的官员独董承受的来自不同层级组织部门或单位的压力也会有所不同。一般来说,官员独董的行政级别越高,越接近相应领域的权力核心,越容易为企业获得政治资源支持,因而面临的所在组织部门的压力也会越大,对政治风险的感知能力越强。因此,通过社会资源理论的分析,行政级别更高的官员独董面对中组部18号文的政策冲击,辞职的时机可能比低层级的官员更早。

从声誉机制来看,官员的行政级别越高,媒体曝光、参加会议等机会越多,为公众认知的概率比低级别官员更高,更容易受舆论关注。他们相比基层干部来说更重视赢得公众的信任和好感,也更重视自己的声誉与“口碑”。因而,高级别的官员独董会更重视自己的声誉,面对18号文的严格要求和规定时可能选择更早脱身,避免继续任职独立董事可能承担的风险和后果。

除此之外,18号文的明确通知对象为“各省、自治区、直辖市党委组织部,中央和国家机关各部委、各人民团体组织人事部门,新疆生产建设兵团党委组织部,各中管金融企业党委,部分国有重要骨干企业党组(党委),部分高等学校党委”。可见18号文的执行路径是分层级的,首先强调了行政级别较高的单位和个人认真贯彻执行政策,并将执行情况在意见下发后3个月内“以书面形式报中央组织部”。因此,面对直接的“点名”要求,行政级别高的官员独董也会选择更早辞职,以避免对其政治生涯产生负面影响。

基于上述分析,本文提出个体层面的第一个假设:

假设H1a:官员独董行政级别越高,辞职时间越早。

一般来说,官员在上市公司担任独立董事有两种情况:现任官员兼职或退休/离职后在企业任职。从年龄上看,低龄官员独董更可能为现任官员兼职独立董事,在担任公司独立董事的同时还保有政府机关或其他部门的公职,本人仍有晋升到高位的政治诉求,面对新政策时敏感性和“警觉度”更高,为了政治前途可能选择更早放弃独立董事职位。而高龄官员独董可能已退居“二线”或已经退休,所任或曾任公职更趋近“闲职”,个人没有更多的升迁机会和诉求,政治敏感性有所下降,也就不会对政府的新政策做出迅速的

反应。

另外,18号文明确规定,“现职和不担任现职但未办理退(离)休手续的党政领导干部不得在企业兼职(任职)”、“辞去公职或者退(离)休后三年内,不得到本人原任职务管辖的地区和业务范围内的企业兼职(任职),也不得从事与原任职务管辖业务相关的营利性活动”等,因而政策要求的严格程度与所涉及独立董事的年龄直接挂钩,退(离)休官员担任独立董事比现职官员兼任独董感知到的风险更低,而退(离)休三年以上的官员独董又比刚刚离开原公职的官员独董感知到的风险水平更低。这种感知梯度体现在年龄上,即为年龄越高的官员独董能感知到的政治风险水平越高,因此相比“低龄”官员独董来说,越高龄的官员独董从任职企业中脱离的迫切程度越低,从而会相对更晚辞职。基于此,本文提出个体层面的第二个假设:

假设H1b:官员独董年龄越小,辞职时间越早。

学历水平也是独立董事的一个重要个人特征。随着市场竞争日益激烈、公司业务愈发复杂,人力资本的重要性愈发凸显,具有高学历同时又有官员背景的独立董事越来越受企业的欢迎。基于声誉理论对官员独董的影响,本文推测当官员独董学历更高时,会更注重本人的教育水平所带来的社会地位和声誉,面对“禁令”时不愿为独立董事这一兼任职务所带来的附加价值或收益承担与之不匹配的声誉风险,因此会选择按政策规定尽早辞职。更进一步,学历水平更高的官员独董可能会更敏感地感受到政策所带来的更进一步的风险,比如后续的施行和强制措施等。特别地,个体的学历水平越高,其风险态度普遍越偏向保守稳健。因而,本文预测拥有更高学历的官员独董面对18号文的政策冲击时会相对更早辞职。基于上述分析,本文提出个体层面的第三个假设:

假设H1c:官员独董学历越高,辞职时间越早。

不仅官员独董的个体特征会影响其对辞职时机的选择,而且所任职公司的特征同样也会影响官员独董对风险水平的判断,进而影响官员独董的辞职时间。作为企业生存和发展的核心资源,外部资金的重要性不言而喻。官员独董背后所具有的政治联系可以帮助企业获得诸多好处,其中最重要的资源之一即为银行信贷资源。在中国,政府作为国有企业和国有银行的双重所有者,在银行的信贷资源配置中起主导作用(Allen等,2005;Wang,2015)。具有政治联系的公司更容易获得长期贷款,且相比非政治联系企业,具有政治联系的公司获得长期贷款更多,并更容易进行过度投资(余明桂和潘红波,2008)。贷款水平是衡量政治联系为企业带来资源的重要指标之一。反过来思考,上市公司贷款水平越高,可能说明企业的政治联系起到的作用越大,官员独董所体现的“价值”也就越大。同时,也可能表明官员独董利用自己的身份或社会关系通过非市场的手段帮助企业获得了相比其他企业更多的贷款。这种利益交换或其他交易可能存在的情况下,18号文的政策出台会使得贷款水平更高企业的官员独董感知到比其他企业官员独董更高的政治风险,进而产生更强烈的辞职动机。基于上述分析,本文提出公司层面的假设:

假设H2:官员独董所任职上市公司贷款水平越高,官员独董辞职时间越早。

在全球上市公司中,政治联系广泛存在(Faccio,2006)。而在中国,聘请党政领导干部担任独立董事成为企业政治战略中的关键一环,因为相比其他主体(CEO、总经理等),官员独董能够在保证“形式上独立”的同时,最大限度地利用多年积累的社会资本和人脉资源为上市公司提供“专有政治资本”(邓晓飞等,2016),而中组部18号文的出台意味着聘请官员独董的企业将在很长一段时期内失去这一形式的政治联系(Faccio,2006;醋卫华,2015)。对官员独董自身来说,如果官员独董在企业中发挥资源效应,那么这些官员独董很可能利用自己的身份通过非市场化的手段为企业谋取了某种程度的利益,给企业带来更多的资源,从而帮助企业在竞争中占据优势地位。在这种情况下,由于18号文的发布,对这些官员独董来说,其所面临的个人风险是更高的,为了尽早从高风险的状态中脱离,他们会选择越早辞职。基于此理论,对企业来说越有价值的官员独董,其面临的个人风险越大,那么这些官员独董辞职的时间就会越早,对企业来说就

会越早失去有价值的政治资源,对企业价值的影响就会越大,投资者因此会做出越消极的市场反应。基于此,本文提出如下假设:

假设H3:官员独董辞职越早,投资者对其辞职事件的市场反应越消极。

三、实证研究设计

(一)样本选取与数据来源

本文选取2013年10月19日中组部18号文发布至2014年12月31日期间沪深两市A股上市公司发布的独立董事辞职公告事件为研究样本。独立董事辞职数据通过中国证监会指定信息披露网站——巨潮资讯网(www.cninfo.com.cn)手工搜集获取。具体地,本文使用“辞职”、“离职”、“辞任”、“离任”等关键字和指定时间段进行搜索,筛选出涉及838家上市公司的1,148人次独立董事辞职公告事件,以此获得独立董事辞职事件所对应的独立董事姓名、公司代码及辞职公告发布时间。随后,根据上市公司年报获得独立董事的个人背景信息,个别缺失数据通过新浪财经、凤凰财经、百度等搜索引擎补充。根据对应独立董事的个人简历,去掉过去或现在没有在政府部门、党委纪委、人大或政协常设机构、法院检察院、高校、行业协会、国有企业担任行政职务,且没有担任过党代表、人大代表或政协委员的独立董事,得到涉及739家上市公司的975人次官员独董的辞职公告事件样本。

为了避免异常数据可能产生的不利影响,我们删除了:(1)在B股、H股上市的公司样本以及同时发行了B股或H股的A股上市公司样本;(2)负债水平大于1即资不抵债的上市公司样本;(3)金融业上市公司样本;(4)官员独董辞职事件发生当年有ST或*ST情况的公司样本;(5)上市当年即发生官员独董辞职的事件样本。最终,我们得到的有效官员独董辞职样本共893个,涉及680家上市公司。具体筛选过程参看表1。

表1 样本数据筛选

| | 删除样本数 | 剩余样本数 | 涉及公司数 |
|--|-------|-------|-------|
| 手工收集2013.10.19至2014.12.31的独立董事辞职事件。 | | 1148 | 838 |
| 依据对应独董简历,去掉没有在政府部门、党委纪委、人大或政协常设机构、法院检察院、高校、行业协会、国有企业担任行政职务,且没有担任过党代表、人大代表或政协委员的样本。 | (173) | 975 | 739 |
| 去掉B股、H股上市公司。 | (3) | 972 | 736 |
| 去掉资不抵债公司。 | (11) | 961 | 726 |
| 去掉金融业样本(以2001版证监会行业分类代码为判断标准)。 | (26) | 935 | 712 |
| 去掉辞职事件发生当年有ST或*ST情况的公司。 | (29) | 906 | 692 |
| 去掉上市当年即发生独董辞职的事件样本。 | (13) | 893 | 680 |

另外,在检验官员独董辞职时机和动机对市场反应的影响时,以表1的样本数据筛选为基础,进一步删除了因换手率(*TURNOVER*)、账面市值比(*BM*)和贝塔值(*BETA*)等新增控制变量数据缺失的97个样本,获得595家上市公司的796个样本用于市场反应的分析。除了官员独董的辞职事件公告数据,上市公司其他的财务报表数据皆来自国泰安(*CSMAR*)数据库。

(二)变量定义

1. 因变量

在检验假设H1-H2时,因变量是官员独董的辞职时机。借鉴辛宇等(2016)的做法,本文使用独董辞职公告发布日期距离18号文发布日期(2013年10月19日)的自然天数(*PERIOD*)来衡量官员独董选择的辞职时机,该变量的数值越小代表辞职越早,数值越大则代表辞职越晚。

而在检验假设H3时,因变量是投资者的市场反应。对于市场反应的度量,参考目前文献中事件研究的做法(罗进辉,2013;醋卫华,2015;邓晓飞等,2016),本文采用事件研究法,以事件窗口内的累积超额收益率(*CAR*)作为因变量,探究官员独董辞职时机选择不同所带来的市场反应的差异。累积超额收益率(*CAR*)的计算方法如下式(1):

$$CAR_i = \sum AR_{i,t} \quad (1)$$

其中, $AR_{i,t}$ 表示上市公司股票*i*在第*t*日的超额收益率。日超额收益率 $AR_{i,t}$ 的计算方法如下式(2):

$$AR_{i,t} = R_{i,t} - E(R_{i,t}) \quad (2)$$

其中, $E(R_{i,t})$ 表示上市公司股票*i*在第*t*日的预期收益率, $R_{i,t}$ 表示股票*i*在第*t*日的实际收益率。实际收益率($R_{i,t}$)的数据来自国泰安(*CSMAR*)数据库,预期收益率 $E(R_{i,t})$ 的计算方法如下式(3):

$$E(R_{i,t}) = \alpha_i + \beta_i R_{m,t} \quad (3)$$

其中, $R_{m,t}$ 表示上市公司所在的细分市场(沪市A股、深市A股或者创业板)在第*t*日的实际收益率。为获得稳定的系数估计值,上市公司*i*的 α 和 β 是通过[-150,-31]共120天估计窗口的公司实际日收益与细分市场日收益回归估计而得出的系数结果。

官员独董辞职公告事件引起的累积超常收益(*CAR*)包括:(1)事件日的确定。借鉴王化成等(2010)、罗进辉(2013)的做法,本文选择官员独董辞职的首次公告披露日作为事件日。(2)事件窗口的确定。由于中国资本市场同时存在信息提前泄露导致的提前反应问题和涨跌停板限制下的反应不足与反应延迟现象,本文选用了[-2,+2]、[-1,+1]、[+3,+10]、[+3,+20]、[+3,+60]五个事件窗口,以期相互检验得到更稳健的研究结论。为充分覆盖官员独董辞职事件的市场反应和探究影响市场反应的因素,以围绕事件日前后五个交易日即[-2,+2]为主要的窗口,也即将 $CAR[-2,+2]$ 作为本文的主要因变量。(3)*CAR*的计算。累积超常收益率(*CAR*)的计算方法主要有市场调整法和市场模型法且两种方法的计算结果高度相似(王化成等,2010;罗进辉,2013),本文选择使用了市场模型法。

2. 自变量

个体层面动机上,本文主要对官员独董的行政级别(*RANK*)、年龄(*AGE*)与学历(*EDU*)三个维度进行分析。(1)官员独董的行政级别(*RANK*)。参考杜兴强等(2010)的做法,依据《国家公务员暂行条例》(自1993年10月1日起施行)第十条^①,将官员独董按其曾任职或现任职的最高行政级别进行赋值,数值越大表明级别越高,具体赋值方法见表2。(2)年龄(*AGE*)为官员独董辞职上年末年报中披露的年龄。(3)学历(*EDU*)按学位级别高低赋值,数值越大表明学历越高。具体赋值方法见表2。公司层面动机上,本文主要选取公司贷款水平(*LOAN*)这一指标,贷款水平(*LOAN*)为贷款总额占资产总额的百分比。

^①需要指出的是,《国家公务员暂行条例》已被2006年1月1日起施行的《中华人民共和国公务员法》所取代。但是,这一情况并不会影响对中国政府官员行政级别的界定与划分,因而我们借鉴现有政治联系的研究文献仍然参考《国家公务员暂行条例》来对政治联系的级别进行刻画。

3. 控制变量

在检验官员独董辞职时机的选择动机时,借鉴杜兴强等(2010)、张俊生和曾亚敏(2010)、钟覃琳等(2015)等对独立董事辞职行为的研究文献,本文认为影响独立董事辞职行为的变量同样可能会影响官员独董的辞职时机选择,因而选择控制了公司规模(*SIZE*)、负债水平(*LEVERAGE*)、盈利能力(*ROA*)、成长机会(*GROWTH*)、最大股东持股比例(*LARGEST*)、独立董事比例(*INDBOARD*)、两职合一虚拟变量(*DUALITY*)、管理层持股比例(*MOWN*)、公司上市年限(*LISTAGE*)、上一个月落马的高官人数(*TIGER*)等变量。同时,本文还控制了行业虚拟变量,以2001版证监会行业分类标准分为12类(不包括金融业)进行控制。

在检验官员独董辞职时机对投资者的市场反应影响时,为降低之前过多官员独董辞职和当天官员独董集中辞职现象对市场反应造成的干扰,本文引入从2013年10月19日起至官员独董辞职当日累计的辞职官员独董人数(*NUMTO*)和官员独董辞职当日内辞职的官员独董人数(*NUMIN*)作为控制变量。同时,参考相关文献的做法(王化成等,2010;罗进辉,2013),还增加控制了换手率(*TURNOVER*)、账面市值比(*BM*)和贝塔值(*BETA*)等反映市场行为的指标变量。

所有变量的符号和定义具体如表2所示。

表2 变量定义与度量

| 变量符号 | 变量定义 |
|---------------|--|
| <i>PERIOD</i> | 官员独董辞职公告发布日期距离中组部18号文发布日期(2013年10月19日)的自然天数。数值越大代表辞职越晚。 |
| <i>CAR</i> | 基于市场模型法计算得到的市场累积超额收益率百分比。 |
| <i>RANK</i> | <p>官员独董行政级别赋值,数值越大则表明级别越高。</p> <p>(1)个人赋值。省部级正职以上赋值为9;省部级副职赋值为8;厅(司、局)级正职、巡视员赋值为7;厅(司、局)级副职、助理巡视员赋值为6;处(县)级正职、调研员赋值为5;处(县)级副职、助理调研员赋值为4;科(乡)级正职、主任科员赋值为3;科(乡)级副职、副主任科员赋值为2;副科以下赋值为1;未在任何政府部门任职赋值为0。</p> <p>(2)单位赋值。官员独董所在单位为部(省)级以上赋值为9;副部(省)级赋值为8;厅(局)级赋值为6;处(县)级赋值为5;副处(副县)级赋值为4;正科级赋值为3;副科级赋值为2;副科以下赋值为1。</p> <p>(3)将各官员独事的个人赋值(1)与单位赋值(2)相乘,作为该官员独董最终的行政级别取值。</p> <p>(4)取各官员独董行政级别的最大值作为最终值。</p> |
| <i>AGE</i> | 辞职事件公告当年官员独董的年龄。 |
| <i>EDU</i> | 官员独董的学历。其中博士及博士后赋值为5;硕士、研究生、在职研究生、EMBA赋值为4;本科赋值为3;大专赋值为2;中专及以下赋值为1;学历缺失(极少)或其他赋值为0。 |
| <i>LOAN</i> | 公司上年末贷款总数占总资产的百分比。 |

| | |
|-----------------|--------------------------------------|
| <i>SIZE</i> | 公司上年末资产总额,取自然对数。 |
| <i>LEVERAGE</i> | 公司上年末资产负债率=负债总额/资产总额。 |
| <i>ROA</i> | 公司上年资产收益率=净利润/资产合计期末余额。 |
| <i>GROWTH</i> | 公司上年营业收入增长百分比。 |
| <i>LARGEST</i> | 公司上年末最大股东持股百分比。 |
| <i>INDBOARD</i> | 公司上年末独立董事占董事会人数百分比。 |
| <i>BOARD</i> | 公司上年末董事会人数。 |
| <i>DUALITY</i> | 公司上年末两职合一虚拟变量。董事长与总经理两职合一时取1,否则取0。 |
| <i>MOWN</i> | 公司上年末管理层持股百分比。 |
| <i>LISTAGE</i> | 公司上市年限。 |
| <i>TEGER</i> | 官员独董辞职上一个月落马的高官人数。 |
| <i>NUMTO</i> | 从2013年10月19日起至该官员独董辞职当日,累计的辞职官员独董人数。 |
| <i>NUMIN</i> | 该独董辞职当日内辞职的官员独董人数。 |
| <i>TURNOVER</i> | 上市公司股票年换手率。 |
| <i>BM</i> | 上市公司账面市值比。 |
| <i>BETA</i> | 上市公司beta值。 |

(三) 计量模型设定

为检验提出的研究假设,本文设计了下述的计量回归模型:

$$PERIOD = \beta_0 + \beta_1 RANK + \beta_2 AGE + \beta_3 EDU + \beta_4 LOAN + \sum Control + \sum Industry + \varepsilon \quad (4)$$

$$CAR[t1, t2] = \beta_0 + \beta_1 PERIOD + \sum Control + \sum Industry + \varepsilon \quad (5)$$

其中, β_0 代表多元回归模型的常数项,也称为截距; ε 表示随机扰动项。 $\sum Control$ 为一组控制变量, $\sum Industry$ 为行业虚拟变量。模型(4)中, $PERIOD$ 代表官员独董辞职时间;模型(5)中, $CAR[t_1, t_2]$ 表示在 $[t_1, t_2]$ 的窗口期计算得到的累积超常收益率。本文将利用模型(4)检验官员独董的个体特征及公司特征对其辞职时机选择产生的影响(假设H1-H2),利用模型(5)检验假设H3,即官员独董辞职时机的不同对市场反应所造成的影响差异。在回归估计上述计量模型时,本文对所有连续型变量都进行了上下1%水平的winsorize缩尾处理,同时对所有公司治理变量和公司特征变量均采用上一年的年报数据进行衡量。

四、实证结果分析与讨论

(一) 描述性统计分析结果

表3报告了主要变量的描述性统计分析结果,从表中可以看到:(1) $PERIOD$ 最小值为5,最大值为438,中位数和均值分别为326和295,一定程度上揭示了官员独董辞职时机选择存在着较大的差异。(2) $RANK$ 的均值为38.51,中位数为40,说明行政级别较高与较低的官员独董人数基本相当,而且较高级别的官员独董人数还略多一些。(3) AGE 均值约为60,中位数为61,说明处于退休或离休状态的官员独董与处于现职状态的官员独董人数基本相当。(4) EDU 均值为3.72,中位数为4,说明辞职的官员独董平均学历在本

科和硕士之间,学历高于与低于硕士的人数基本相当。(5)LOAN最小值为0,最大值为58.21%,均值和中位数分别约为16%和13%,一定程度上说明有官员独董辞职的上市公司的贷款比例水平存在着较大差异。其他变量的描述统计结果均比较正常,没有发现异常情况。

表3 描述性统计结果

| 变量 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | P25 | 中位数 | P75 | 最大值 |
|----------|-----|----------|----------|----------|---------|---------|---------|----------|
| PERIOD | 893 | 295.1310 | 110.9762 | 5 | 200 | 326 | 388 | 438 |
| RANK | 893 | 38.5106 | 13.9835 | 0 | 30 | 40 | 49 | 81 |
| AGE | 893 | 59.5790 | 9.1992 | 32 | 51 | 61 | 68 | 84 |
| EDU | 893 | 3.7223 | 1.0731 | 0 | 3 | 4 | 5 | 5 |
| LOAN | 893 | 15.9988 | 14.8573 | 0 | 2.2060 | 12.9891 | 26.9687 | 58.2100 |
| STATE | 893 | 0.4927 | 0.5002 | 0 | 0 | 0 | 1 | 1 |
| REGULATE | 893 | 6.9324 | 0.2737 | 6.6378 | 6.6870 | 6.8980 | 7.0099 | 8.0143 |
| SIZE | 893 | 22.1914 | 1.3310 | 19.7733 | 21.2413 | 22.0136 | 22.8562 | 26.1677 |
| LEVERAGE | 893 | 44.8396 | 21.7326 | 5.1771 | 27.5234 | 44.6728 | 61.7610 | 88.7745 |
| ROA | 893 | 3.7297 | 5.0241 | -13.1147 | 1.1513 | 3.2517 | 5.9770 | 21.8672 |
| GROWTH | 893 | 13.7039 | 34.9301 | -57.2073 | -3.8957 | 8.8372 | 23.1839 | 204.2079 |
| LARGEST | 893 | 37.4825 | 15.7352 | 9.9800 | 25.1100 | 35.7100 | 49.4900 | 75.2500 |
| INDBOARD | 893 | 37.4064 | 5.6747 | 33.3333 | 33.3333 | 35.7143 | 40.0000 | 66.6667 |
| BOARD | 893 | 9.3225 | 1.9840 | 4 | 8 | 9 | 10 | 18 |
| DUALITY | 893 | 0.2049 | 0.4039 | 0 | 0 | 0 | 0 | 1 |
| MOWN | 893 | 9.8583 | 18.8979 | 0 | 0 | 0.0054 | 7.3899 | 70.4949 |
| LISTAGE | 893 | 11.2072 | 6.3285 | 1 | 4 | 13 | 17 | 24 |
| TIGER | 893 | 4.6181 | 2.4520 | 1 | 3 | 3 | 6 | 10 |

(二)Pearson 相关系数分析结果

表4列示了各主要变量之间的Pearson相关系数。可以看出:(1)辞职官员独董的行政级别(RANK)和学历(EDU)与辞职时机(PERIOD)之间的相关系数都至少在5%的统计水平下显著为负,这与我们的研究假设相符,即官员独董行政级别越高、学历越高,辞职时机会越早。(2)官员独董年龄(AGE)与辞职时机(PERIOD)之间的相关系数虽然在统计水平下不显著,但符号为正,在一定程度上表明官员独董年龄越大,辞职越晚。(3)官员独董所任职公司的贷款水平(LOAN)与辞职时机(PERIOD)之间的相关系数在1%的统计水平下显著为负,同样与研究假设相符,即所任职上市公司贷款水平越高,官员独董辞职时机越早。解释变量之间及解释变量与因变量之间的相关系数绝对值绝大多数小于0.5,因而在下文的多元回归分析中同时引入这些控制变量时不会发生严重的多重共线性问题。

表4 主要变量的Pearson相关系数分析结果

| | PERIOD | RANK | AGE | EDU | LOAN | SIZE |
|--------|------------|-----------|------------|------------|--------|------|
| PERIOD | 1.0000 | | | | | |
| RANK | -0.0759** | 1.0000 | | | | |
| AGE | 0.0438 | 0.3902*** | 1.0000 | | | |
| EDU | -0.0946*** | -0.0658** | -0.5202*** | 1.0000 | | |
| LOAN | -0.0948*** | 0.0638* | 0.1082*** | -0.0879*** | 1.0000 | |

Official Independent Directors' Resignation Timing

| | | | | | | |
|-----------------|-----------------|-------------|----------------|----------------|-----------------|--------------|
| <i>SIZE</i> | -0.0224 | 0.1660*** | 0.1616*** | -0.0391 | 0.3906*** | 1.0000 |
| <i>LEVERAGE</i> | -0.0516 | 0.0909*** | 0.1123*** | -0.0868*** | 0.7160*** | 0.5728*** |
| <i>ROA</i> | 0.0087 | 0.0152 | -0.0196 | 0.0453 | -0.4015*** | -0.0206 |
| <i>GROWTH</i> | 0.0114 | -0.0113 | 0.0200 | -0.0445 | 0.0754** | 0.0182 |
| <i>LARGEST</i> | -0.0330 | 0.0991*** | 0.0372 | 0.0335 | 0.0084 | 0.3049*** |
| <i>INDBOARD</i> | 0.0059 | 0.1243*** | 0.0963*** | -0.0402 | -0.0203 | 0.0433 |
| <i>BOARD</i> | 0.0048 | 0.0462 | 0.0481 | 0.0232 | 0.1833*** | 0.3285*** |
| <i>DUAL</i> | -0.0312 | -0.0640* | -0.0259 | 0.0099 | -0.1232*** | -0.1921*** |
| <i>MOWN</i> | 0.0285 | -0.0685** | -0.0194 | 0.0936*** | -0.2234*** | -0.3296*** |
| <i>LISTAGE</i> | 0.0137 | 0.0625* | 0.0691** | -0.0985*** | 0.2031*** | 0.2295*** |
| <i>TIGER</i> | 0.3202*** | -0.0293 | -0.0495 | 0.0743** | -0.0255 | 0.1028*** |
| | <i>LEVERAGE</i> | <i>ROA</i> | <i>GROWTH</i> | <i>LARGEST</i> | <i>INDBOARD</i> | <i>BOARD</i> |
| <i>LEVERAGE</i> | 1.0000 | | | | | |
| <i>ROA</i> | -0.3918*** | 1.0000 | | | | |
| <i>GROWTH</i> | 0.0318 | 0.1911*** | 1.0000 | | | |
| <i>LARGEST</i> | 0.0672** | 0.1065*** | -0.0121 | 1.0000 | | |
| <i>INDBOARD</i> | -0.0236 | 0.0179 | 0.0375 | 0.0430 | 1.0000 | |
| <i>BOARD</i> | 0.2268*** | -0.0587* | -0.0265 | 0.0042 | -0.2995*** | 1.0000 |
| <i>DUAL</i> | -0.1638*** | 0.0222 | 0.0688** | -0.0650* | -0.0576* | -0.1176*** |
| <i>MOWN</i> | -0.3775*** | 0.1304*** | 0.1096*** | -0.1463*** | 0.0683** | -0.2299*** |
| <i>LISTAGE</i> | 0.3715*** | -0.1308*** | -0.0587* | -0.0607* | -0.0681** | 0.1897*** |
| <i>TIGER</i> | 0.0316 | 0.0333 | -0.0043 | 0.0752** | -0.0011 | 0.0247 |
| | <i>DUAL</i> | <i>MOWN</i> | <i>LISTAGE</i> | <i>TIGER</i> | | |
| <i>DUAL</i> | 1.0000 | | | | | |
| <i>MOWN</i> | 0.2553*** | 1.0000 | | | | |
| <i>LISTAGE</i> | -0.2197*** | -0.5901*** | 1.0000 | | | |
| <i>TIGER</i> | -0.0001 | -0.0261 | -0.0126 | 1.0000 | | |

注:(1)***、**、*分别表示双尾检验的统计显著水平为1%、5%、10%;

(三)各事件窗口下的市场反应

本文采用参数T检验方法和非参数Wilcoxon检验方法,对官员独董辞职的市场反应进行了显著性检验,结果如表5所示,其中栏目A和栏目B分别为市场日超额收益率(*AR*)和市场累积超额收益率(*CAR*)。栏目A的统计结果显示,官员独董辞职当天($t=0$),*AR*的均值为0.279,在5%的统计水平下显著为正,说明从均值来看市场投资者对于官员独董辞职事件的反应是正向的。但由于市场可能存在提前获悉官员独董辞职的消息,或者上市公司在第0天交易结束时才发布独立董事辞职公告,因此会造成市场提前反应或滞后反应(醋卫华,2015)。从表5中可以看出,官员独董辞职的市场反应集中在第0、第1和第2天,均值都显著为正,但中位数均为负值。从栏目B的[-1,+1]、[-2,+2]、[+3,+10]等事件窗口下的累积超常收益率来看,

均值基本显著大于0,但中位数均小于0。造成这种现象的原因很可能是符号为正的数据极端值较大,拉高了统计数据的均值,但中位数仍为负,说明少数上市公司在发布了官员独董辞职公告后,市场反应剧烈上扬,远超其余公司水平。极端值之外,大部分上市公司的官员独董辞职时,投资者都给出了消极的市场反应,正负比的列示也反映出多数公司的反应始终是消极的。

表5 官员独董辞职的市场反应

| 窗口期 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 中位数 | T检验值 | Z检验值 | 正负比 |
|---------------|-----|---------|---------|---------|------------|------------|---------|
| 栏目A:日市场超额收益率 | | | | | | | |
| -2 | 796 | 0.0758 | 2.2154 | -0.1614 | 0.9647 | -1.2900 | 367:429 |
| -1 | 796 | 0.1007 | 2.6440 | -0.1316 | 1.0744 | -1.6050 | 376:420 |
| 0 | 796 | 0.2790 | 3.1418 | -0.2472 | 2.5052** | -1.6210 | 358:438 |
| 1 | 796 | 0.2395 | 3.2304 | -0.2136 | 2.0918* | -1.6730* | 344:452 |
| 2 | 796 | 0.2887 | 3.0672 | -0.1914 | 2.6555*** | -0.8190 | 359:437 |
| 3 | 796 | 0.1633 | 2.8405 | -0.1509 | 1.6218 | -1.5260 | 368:428 |
| 4 | 796 | 0.1010 | 2.8292 | -0.2605 | 1.0074 | -2.8130*** | 340:456 |
| 5 | 796 | 0.0273 | 2.8742 | -0.3185 | 0.2679 | -3.4360*** | 336:460 |
| 6 | 796 | -0.0639 | 2.7814 | -0.3226 | -0.6478 | -2.9860*** | 329:467 |
| 7 | 796 | 0.0468 | 2.8025 | -0.1906 | 0.4714 | -1.5640 | 364:432 |
| 8 | 796 | -0.1518 | 2.7885 | -0.3098 | -1.5360 | -4.5400*** | 328:468 |
| 9 | 796 | -0.0651 | 2.6241 | -0.2922 | -0.7001 | -3.2360*** | 324:472 |
| 10 | 796 | 0.1685 | 2.9318 | -0.1687 | 1.6216 | -1.1950 | 370:426 |
| 栏目B:市场累积超额收益率 | | | | | | | |
| CAR[-1,+1] | 796 | 0.6192 | 6.4103 | -0.2903 | 2.7251*** | -1.3870 | 370:426 |
| CAR[-2,+2] | 796 | 0.9836 | 8.6610 | -0.2625 | 3.2041*** | -0.9310 | 388:408 |
| CAR[+3,+10] | 796 | 0.2261 | 9.8964 | -0.3873 | 0.6447 | -2.3510** | 368:428 |
| CAR[+3,+20] | 796 | -1.5442 | 14.3804 | -1.6603 | -3.0296*** | -5.7320*** | 327:469 |

注:(1)***、**、*分别表示统计显著水平为1%、5%、10%;(2)资料来源:笔者整理

从图2所展示的趋势上来看,从第-2天开始的AR均值为正,自第2天开始的累积超额收益率CAR也为正,但从第14天开始,累积超额收益率开始为负,并随后一直为负向。这说明在官员独董辞职这一事件发生后,均值上看市场首先是正向反应,但事件之后所造成的影响却转为负向。从直观来看,投资者对事件

的反应表现为不稳定的特征。

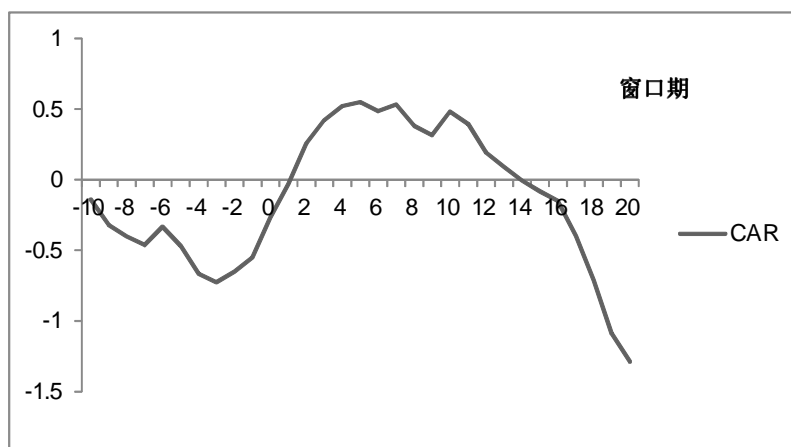


图2 官员独董辞职事件的累积市场反应

以上的分析仅停留在数据的描述层面,不足以证实官员独董辞职事件与市场反应之间的影响关系。为了使研究的过程和结论更严谨,有关官员独董辞职的市场反应的详细科学检验将在多元回归分析中呈现。

(四)多元回归分析结果

接下来,本文将进行多元回归分析,在控制其他相关因素影响的前提下,科学检验官员独董个体层面因素和公司层面因素对其辞职时机选择的影响以及不同辞职时机选择下的经济后果差异。

1. 辞职动机影响辞职时机选择行为的检验

表6报告了官员独董个体层面和公司层面动机影响官员独董辞职时机的OLS多元回归分析结果。模型2的结果表明,官员独董行政级别(*RANK*)得到了在10%的统计水平下显著的负回归系数(系数=-0.5007, $p < 0.10$),因而本文提出的研究假设H1a得到了经验支持,即官员独董的行政级别越高,辞职时机选择会越早。模型3的结果显示,官员独董年龄(*AGE*)得到了在5%的统计水平下显著的正回归系数(系数=0.8454, $p < 0.05$),即年龄越大的官员独董会越晚辞职,支持了假设H1b。模型4的结果表明,官员独董学历(*EDU*)得到了在1%的统计水平下显著的负回归系数(系数=-13.0265, $p < 0.01$),说明官员独董的学历越高,辞职时机选择越早,支持了假设H1c。同时,从公司层面动机来看,模型5的结果显示官员独董所任职公司的贷款水平(*LOAN*)得到了在1%的统计水平下显著的负回归系数,因而支持了本文的研究假设H2,即官员独董任职公司的贷款水平越高,辞职时机选择会越早。

表6 个体层面和公司层面动机影响独董辞职时机的回归分析

| | 因变量: <i>PERIOD</i> | | | | | |
|-------------|--------------------|-----------|----------|-------------|-----|-------------|
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 | 模型5 | 模型6 |
| <i>RANK</i> | | -0.5007* | | | | -0.6698** |
| | | [-1.9052] | | | | [-2.3195] |
| <i>AGE</i> | | | 0.8454** | | | 0.5787 |
| | | | [2.1398] | | | [1.1873] |
| <i>EDU</i> | | | | -13.0265*** | | -11.0601*** |
| | | | | [-3.9013] | | [-2.8907] |

| | | | | | | |
|-----------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|-------------|
| <i>LOAN</i> | | | | | -0.9369*** | -0.9829*** |
| | | | | | [-2.6039] | [-2.7215] |
| <i>SIZE</i> | -2.0602 | -1.3782 | -2.9509 | -2.1739 | -1.8912 | -1.6768 |
| | [-0.5338] | [-0.3546] | [-0.7553] | [-0.5624] | [-0.4939] | [-0.4316] |
| <i>LEVERAGE</i> | -0.3709 | -0.3651 | -0.3781 | -0.3867 | 0.0705 | 0.0816 |
| | [-1.4776] | [-1.4544] | [-1.5169] | [-1.5587] | [0.2412] | [0.2826] |
| <i>ROA</i> | -0.6075 | -0.5807 | -0.5868 | -0.5329 | -1.0632 | -0.9723 |
| | [-0.7799] | [-0.7530] | [-0.7488] | [-0.6896] | [-1.3314] | [-1.2383] |
| <i>GROWTH</i> | 0.0728 | 0.0697 | 0.0704 | 0.0469 | 0.1136 | 0.0879 |
| | [0.7157] | [0.6880] | [0.6909] | [0.4603] | [1.0695] | [0.8330] |
| <i>LARGEST</i> | -0.2783 | -0.2515 | -0.2818 | -0.2448 | -0.2960 | -0.235 |
| | [-1.1254] | [-1.0183] | [-1.1465] | [-1.0016] | [-1.2023] | [-0.9717] |
| <i>INDBOARD</i> | 0.2528 | 0.4122 | 0.1039 | 0.1708 | 0.2422 | 0.2835 |
| | [0.3855] | [0.6330] | [0.1586] | [0.2630] | [0.3714] | [0.4426] |
| <i>BOARD</i> | 0.6117 | 0.6819 | 0.5160 | 0.9576 | 0.6801 | 1.0054 |
| | [0.3061] | [0.3409] | [0.2603] | [0.4849] | [0.3395] | [0.5069] |
| <i>DUALITY</i> | -12.2741 | -12.5785 | -12.4837 | -12.9794 | -13.3470 | -14.549 |
| | [-1.3505] | [-1.3956] | [-1.3654] | [-1.4428] | [-1.4726] | [-1.6303] |
| <i>MOWN</i> | 0.3092 | 0.3024 | 0.2897 | 0.3747 | 0.3206 | 0.3543 |
| | [1.1888] | [1.1752] | [1.1148] | [1.4750] | [1.2442] | [1.4251] |
| <i>LISTAGE</i> | 1.1241 | 1.1432 | 1.0573 | 1.0278 | 0.9585 | 0.8485 |
| | [1.5390] | [1.5730] | [1.4404] | [1.4051] | [1.3173] | [1.1709] |
| <i>TIGER</i> | 14.8976*** | 14.7523*** | 15.1202*** | 15.3308*** | 14.6921*** | 15.0077*** |
| | [12.8145] | [12.6923] | [12.8513] | [13.0184] | [12.6650] | [12.7760] |
| 截距项 | 271.8636*** | 270.2647*** | 241.7771*** | 309.3233*** | 273.2760*** | 294.7111*** |
| | [3.2142] | [3.2159] | [2.8324] | [3.5944] | [3.2325] | [3.4218] |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 893 | 893 | 893 | 893 | 893 | 893 |
| R^2 | 0.1190 | 0.1230 | 0.1240 | 0.1350 | 0.1260 | 0.1470 |
| 调整 R^2 | 0.0970 | 0.1000 | 0.1010 | 0.1120 | 0.1030 | 0.1214 |
| F 值 | 8.4738 | 8.3120 | 8.1509 | 8.7659 | 8.2938 | 8.1253 |

注：(1)***、**、*分别表示双尾检验的统计显著水平为1%、5%、10%；(2)括号内数字为(经异方差调整)T值。

通过对官员独董辞职时机选择的影响因素检验,我们发现官员独董的行政级别越高、年龄越小、学历越高、所任职公司贷款水平越高,则官员独董辞职的时间越早,与本文假设的理论预期是相符的。既然官员独董在辞职时机的选择上有不同的动机,那么投资者对此是否也会因此有不同的市场反应呢?接下来本文将检验不同辞职时机下经济后果的差异。

2. 辞职时机选择的经济后果

表7报告了官员独董辞职时机选择不同对市场反应影响的多元回归分析结果。模型1为主要事件窗口内累积超额收益率 $CAR[-2,+2]$ 的回归结果,辞职时机($PERIOD$)得到了在1%的统计水平下显著的正回归系数(系数=0.0307, $p<0.01$),表明官员独董辞职越晚,该事件所带来的市场反应越好,因而本文提出的研究假设H3得到了经验支持,即官员独董辞职越早,市场反应越消极。模型2、模型3、模型4的结果显示,官员独董辞职时机($PERIOD$)得到了至少在10%的统计水平下显著的正回归系数(模型2:系数:0.0235, $p<0.01$;模型3:系数=0.0202, $p<0.10$;模型4:系数=0.0609, $p<0.01$),说明在事件发生后20个交易日之内的事件窗口期,官员独董辞职时间越晚,该事件所带来的市场反应都是越积极的。

表7 官员独董辞职时机对市场反应影响的回归分析

| | CAR[-2,+2] | CAR[-1,+1] | CAR[+3,+10] | CAR[+3,+20] |
|-----------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-------------------------|
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
| <i>PERIOD</i> | 0.0307*** [2.8589] | 0.0235*** [3.0641] | 0.0202* [1.7585] | 0.0609*** [3.6519] |
| <i>NUMTO</i> | -0.0092** [-2.0308] | -0.0075** [-2.2849] | -0.0096* [-1.8635] | -0.0316*** [-4.3227] |
| <i>NUMIN</i> | -0.1402* [-1.9149] | -0.0727 [-1.3537] | 0.0470 [0.5291] | 0.0162 [0.1208] |
| <i>SIZE</i> | -0.6938* [-1.9160] | -0.4398* [-1.6470] | -0.5675* [-1.6848] | -0.1442 [-0.2816] |
| <i>LEVERAGE</i> | -0.0193 [-0.9133] | -0.0152 [-0.9871] | 0.0087 [0.3973] | 0.0077 [0.2358] |
| <i>ROA</i> | -0.1310 [-1.4006] | -0.1236* [-1.8520] | -0.0674 [-0.6462] | -0.1402 [-0.9387] |
| <i>GROWTH</i> | 0.0007 [0.0671] | 0.0007 [0.0974] | -0.0042 [-0.4061] | -0.0039 [-0.2895] |
| <i>LISTAGE</i> | 0.1142** [2.1534] | 0.0983** [2.4080] | 0.0741 [1.3074] | 0.1181 [1.3681] |
| <i>TIGER</i> | -0.3152* [-1.8373] | -0.2014 [-1.6168] | 0.2267 [1.1278] | 0.6878** [2.4854] |
| <i>TURNOVER</i> | -0.0017 [-1.0964] | -0.0012 [-1.0650] | -0.0025 [-1.4540] | -0.0043* [-1.7849] |
| <i>BM</i> | 2.1009 [1.1897] | 1.1534 [0.9072] | 4.5005** [2.1960] | 4.3501 [1.5634] |
| <i>BETA</i> | -0.6771 [-0.4217] | -0.3239 [-0.2841] | -0.6280 [-0.4065] | -2.8117 [-1.1748] |
| 截距项 | 14.5765* [1.8196] | 8.9754 [1.5470] | 9.3680 [1.2838] | 0.7898 [0.0726] |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 796 | 796 | 796 | 796 |
| R^2 | 0.0520 | 0.0580 | 0.0350 | 0.0720 |
| 调整 R^2 | 0.0240 | 0.0300 | 0.0070 | 0.0440 |
| F 值 | 2.1040 | 2.2290 | 1.7674 | 4.1379 |

注:(1)***、**、*分别表示双尾检验的统计显著水平为1%、5%、10%;(2)括号内数字为(经异方差调整)T值。

综合上述的分析结果,本文发现官员独董对辞职时机的选择背后有着不同的动机,而不同的动机又会导致不同的经济后果。

(五)稳健性测试

为了使研究结论更稳健可靠,下面将对以上结论进行稳健性测试,以期增强研究结论的可靠性。

1. 官员独董定义的稳健性测试

以往文献中对政治联系独立董事或官员独董的定义范围各有不同,独立董事是否具有“从政背景”的界定方式尚未有公认的标准。本文定义的“官员独董”按类别主要可以分为四类:①在政府部门任职的政府官员及担任人大代表或政协委员类;②在高校或研究所担任行政职务类;③在行业协会担任会长、理事长等行政职务类;④在国有企业任职并拥有行政级别类。而在现有文献中,多数研究只针对第一类的官员

独董,即在政府部门任职的政府官员及担任人大代表或政协委员类,认为他们具备的政治联系更强,可以为企业攫取更多利益。

因此,参考现有文献的做法,本文重新定义了“官员独董”的概念,即仅以政府官员(包括在政府部门、党委纪委、人大或政协常设机构、法院检察院、高校、行业协会、国有企业担任行政职务)和代表委员类的样本作为官员独董辞职样本,进行了稳健性测试。结果如表8列示^①。模型1的结果表明,官员独董的行政级别(*RANK*)得到了在5%的统计水平下显著的负回归系数,因而本文假设H1a在仅考虑政府官员类和代表委员类官员独董时是稳健的,即官员独董曾任职或现任职的级别越高,其辞职时机的选择会越早。模型2的结果表明官员独董年龄(*AGE*)得到了正回归系数,但没有达到边际显著水平,因而仅在一定程度上支持了本文假设H1b,即年龄越大的官员独董辞职越晚。模型3则表明官员独董学历(*EDU*)得到了负回归系数,该系数接近达到边际的统计显著水平,因而一定程度上也支持了本文假设H1c的结果,即学历越高的官员独董辞职越早。而对于公司层面的贷款水平(*LOAN*)而言,其与*PERIOD*之间的符号为负,与预期结果及全样本回归结果相同,但没有达到边际的统计显著水平。因此,重新定义官员独董后虽然回归结果的统计显著水平有所降低,但是本文的相关研究结论总体上仍然基本成立,具有一定的稳健性。

表8 官员独董定义的稳健性测试回归结果

| | 因变量: <i>PERIOD</i> | | | |
|-----------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
| <i>RANK</i> | -0.8610** [-2.0071] | | | |
| <i>AGE</i> | | 0.9477 [1.0179] | | |
| <i>EDU</i> | | | -9.3960 [-1.4979] | |
| <i>LOAN</i> | | | | -0.2284 [-0.4312] |
| <i>SIZE</i> | -1.7500 [-0.3344] | -4.1479 [-0.8051] | -3.0338 [-0.5888] | -3.4834 [-0.6763] |
| <i>LEVERAGE</i> | -0.1204 [-0.3364] | -0.0719 [-0.2000] | -0.0945 [-0.2619] | 0.0259 [0.0580] |
| <i>ROA</i> | -0.2910 [-0.2507] | -0.2617 [-0.2188] | -0.4124 [-0.3473] | -0.4340 [-0.3489] |
| <i>GROWTH</i> | -0.0578 [-0.3996] | -0.0426 [-0.2977] | -0.0481 [-0.3346] | -0.0403 [-0.2690] |
| <i>LARGEST</i> | -0.1075 [-0.2867] | -0.1518 [-0.4029] | -0.0892 [-0.2351] | -0.1345 [-0.3562] |
| <i>INDBOARD</i> | 0.6870 [0.8212] | 0.2842 [0.3333] | 0.3275 [0.3903] | 0.4348 [0.5129] |
| <i>BOARD</i> | 3.3580 [1.1422] | 2.4681 [0.8383] | 2.7230 [0.9325] | 2.9164 [0.9848] |
| <i>DUALITY</i> | -19.3179 [-1.3733] | -17.8814 [-1.2479] | -18.9328 [-1.3361] | -17.5739 [-1.2328] |

①曾经或现在担任代表委员的官员独董共45个样本,大部分都因其他行政职务(如在政府部门、国有企业、高校等单位)有行政级别,其中只有4个样本没有行政级别。因此,不再引入单独的代表委员类官员独董级别,而统一使用行政级别(*RANK*)进行回归分析。

| | | | | |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
| <i>MOWN</i> | 0.5826 [1.4544] | 0.5231 [1.2829] | 0.5701 [1.4192] | 0.5526 [1.3583] |
| <i>LISTAGE</i> | 1.1032 [0.9902] | 0.9750 [0.8666] | 0.9582 [0.8512] | 0.9968 [0.8855] |
| <i>TIGER</i> | 12.2056*** [6.7729] | 12.6412*** [6.9745] | 12.7899*** [6.9630] | 12.4099*** [6.8779] |
| 截距项 | 389.5926*** [4.2436] | 353.5922*** [3.3975] | 418.2570*** [4.4408] | 399.1744*** [4.2921] |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 416 | 416 | 416 | 416 |
| R^2 | 0.1310 | 0.1240 | 0.1260 | 0.1210 |
| 调整 R^2 | 0.0800 | 0.0720 | 0.0750 | 0.0700 |
| F 值 | 2.5600 | 2.4079 | 2.4602 | 2.3488 |

注：(1)***、**、*分别表示双尾检验的统计显著水平为1%、5%、10%；(2)括号内数字为(经异方差调整)T值。

2. 样本筛选的稳健性测试

考虑到同一家上市公司内,有一个官员独董辞职后可能会带动更多的类似背景独立董事提出辞职,后续辞职的官员独董并非出于自身条件及背景的综合考虑,而是出于简单的“跟风”模仿行为。鉴于此,本文尝试对样本进行了重新筛选,对每家上市公司仅保留第一起官员独董辞职事件,据此进行的回归分析结果如表9所示。

表9 样本筛选的稳健性测试回归结果

| | 因变量: <i>PERIOD</i> | | | |
|-----------------|----------------------|----------------------|--------------------------|------------------------|
| | 模型1 | 模型2 | 模型3 | 模型4 |
| <i>RANK</i> | -0.4184 [-1.3349] | | | |
| <i>AGE</i> | | 0.8937** [1.9859] | | |
| <i>EDU</i> | | | -13.9000*** [-3.6207] | |
| <i>LOAN</i> | | | | -0.9234** [-2.1921] |
| <i>SIZE</i> | 0.8731 [0.1924] | -0.6578 [-0.1441] | 0.2477 [0.0547] | 0.4970 [0.1115] |
| <i>LEVERAGE</i> | -0.3873 [-1.3722] | -0.3993 [-1.4242] | -0.4298 [-1.5371] | 0.0579 [0.1709] |
| <i>ROA</i> | -0.8835 [-0.9724] | -0.9055 [-0.9844] | -0.9256 [-1.0167] | -1.2655 [-1.3695] |
| <i>GROWTH</i> | 0.1158 [0.9426] | 0.1202 [0.9813] | 0.0929 [0.7577] | 0.1380 [1.0966] |
| <i>LARGEST</i> | -0.4117 [-1.4335] | -0.4132 [-1.4437] | -0.3820 [-1.3396] | -0.4357 [-1.5216] |
| <i>INDBOARD</i> | 0.0363 [0.0476] | -0.2377 [-0.3133] | -0.1345 [-0.1779] | -0.0983 [-0.1299] |
| <i>BOARD</i> | -1.5315 [-0.6184] | -1.6340 [-0.6646] | -0.7965 [-0.3260] | -1.6009 [-0.6488] |

| | | | | |
|----------------|------------|------------|-------------|------------|
| <i>DUALITY</i> | -18.8287* | -18.2980* | -18.1252* | -19.7500* |
| | [-1.8661] | [-1.7764] | [-1.7782] | [-1.9361] |
| <i>MOWN</i> | 0.3437 | 0.3335 | 0.4027 | 0.3734 |
| | [1.2153] | [1.1709] | [1.4399] | [1.3188] |
| <i>LISTAGE</i> | 0.8163 | 0.7192 | 0.6417 | 0.6460 |
| | [0.9646] | [0.8419] | [0.7525] | [0.7638] |
| <i>TIGER</i> | 16.2992*** | 16.6535*** | 16.9197*** | 16.2583*** |
| | [11.7649] | [11.9315] | [12.0919] | [11.7602] |
| 截距项 | 217.1951** | 201.9017** | 275.0016*** | 219.4057** |
| | [2.2207] | [2.0827] | [2.7520] | [2.2552] |
| 行业 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 680 | 680 | 680 | 680 |
| R^2 | 0.1430 | 0.1460 | 0.1570 | 0.1470 |
| 调整 R^2 | 0.1130 | 0.1160 | 0.1270 | 0.1170 |
| F 值 | 7.5185 | 7.4207 | 8.0743 | 7.5202 |

注：(1)***、**、*分别表示双尾检验的统计显著水平为1%、5%、10%；(2)括号内数字为(经异方差调整)T值。

从表9可以看到：模型1中，独董行政级别(*RANK*)得到了负回归系数，虽然没有达到边际显著，但T值比较靠近10%的统计显著水平，因而一定程度上支持了本文假设H1a。模型2中官员独董年龄(*AGE*)得到了5%统计显著的正回归系数，说明本文的假设H1b稳健成立。模型3中官员独董学历(*EDU*)得到了1%统计显著的负回归系数，非常好地支持了本文假设H1c。模型4中公司的贷款水平(*LOAN*)得到了5%统计显著的负回归系数，同时也很好地支持了本文假设H2。因此，重新对样本进行筛选后得到的回归结果仍然较好地支持了本文的研究假设，本文的主要结论具有较好的稳健性。

五、研究结论与实践启示

2013年10月19日，中组部18号文的发布掀起了一股官员独董的离职潮。面对同一政策冲击，在上市公司中任职的官员独董辞职时间却有早有晚，时机选择并不相同，这为考察官员独董对政治风险的感知程度以及辞职时机选择的动机提供了难得的研究机遇。本文使用手工收集的官员独董辞职事件公告数据，分别从个体层面和公司层面考察了官员独董对政治风险的感知情况，即对其辞职时机早晚选择的动机进行分析。随后，本文采用事件研究法检验了官员独董辞职时机所带来的经济后果，即投资者对此的市场反应。本文研究发现：(1)官员独董辞职时机的选择与个体特征显著相关：官员独董的行政级别越高，年龄越小，学历越高，其选择辞职的时间就越早。(2)官员独董辞职时机的选择也与公司特征显著相关：任职公司的贷款水平越高，官员独董选择的辞职时间也越早。(3)辞职事件窗口内的累积超额收益率与官员独董辞职时间显著正相关，意味着官员独董辞职越早，市场对其辞职事件的反应越消极，在一定程度上反映了辞职越早的官员独董对公司的价值可能越高。

本文的研究结论具有重要的实践启示和政策建议。首先，本文发现官员独董的行政级别、年龄和学历会显著影响其对政治风险的感知和风险水平的评价，并选择与之相应的应对措施。因而，此政策的实施对高行政级别、高学历和低年龄的官员独董约束更强，起效更快。这些发现对深入理解18号文的政策实施提供了一定的经验依据。其次，本文发现官员独董辞职越早，投资者的市场反应越消极。这也给官员独董和上市公司提供了借鉴意义，在面对政策冲击时官员独董辞职越早，越可能向市场传递出其与任职公司间的一些潜在利益关系及其可能导致的更高的政治风险。最后，中组部18号文的出台让我们回到独立董事制

度设计的初衷,更加注重独立董事的监督职能,将对提高资本市场投资者的保护水平和资本市场健康发展产生深远的影响。同时,这一政策也将在一定程度上促使企业公平竞争,减少对通过政治联系等路径获得的特殊外部资源的依赖,有利于发挥市场在资源配置中的重要作用,促进我国经济的健康发展。

参考文献

- [1]陈冬华、胡晓莉、梁上坤、新夫,2013,《宗教传统与公司治理》,《经济研究》第9期,71-84。
- [2]醋卫华,2015,《独立董事的价值:来自独立董事集中辞职的证据》,《经济管理》第3期,56-66。
- [3]戴亦一、陈冠霖、潘健平,2014,《独立董事辞职、政治关系与公司治理缺陷》,《会计研究》第11期,16-23。
- [4]邓晓飞、辛宇、滕飞,2016,《官员独立董事强制辞职与政治关联丧失》,《中国工业经济》第2期,130-145。
- [5]杜兴强、陈韞慧、杜颖洁,2010,《寻租、政治联系与“真实”业绩——基于民营上市公司的经验证据》,《金融研究》第10期,135-157。
- [6]李焰和秦义虎,2011,《媒体监督、声誉机制与独立董事辞职行为》,《财贸经济》第3期,36-41。
- [7]李俊成和唐国梅,2016,《独立董事责任保险:助力监管还是逃责帮凶?》,《投资研究》第11期,121-133。
- [8]逯东、林高、黄莉、杨丹,2012,《“官员型”高管、公司业绩和非生产性支出——基于国有上市公司的经验证据》,《金融研究》第6期,139-153。
- [9]罗进辉,2013,《“国进民退”:好消息还是坏消息》,《金融研究》第5期,99-113。
- [10]罗进辉,2014,《独立董事的明星效应:基于高管薪酬-业绩敏感性的考察》,《南开管理评论》第3期,62-73。
- [11]罗党论和唐清泉,2009,《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》,《世界经济》第7期,84-96。
- [12]谭劲松、郑国坚、周繁,2006,《独立董事辞职的影响因素:理论框架与实证分析》,《中国会计与财务研究》第2期,119-162。
- [13]唐清泉和罗党论,2007,《风险感知力与独立董事辞职行为研究——来自中国上市公司的经验》,《中山大学学报(社会科学版)》第1期,91-98。
- [14]唐清泉、罗党论、王莉,2006,《上市公司独立董事辞职行为研究——基于前景理论的分析》,《南开管理评论》第1期,74-83。
- [15]唐雪松和马畅,2012,《独立董事背景特征、辞职行为与企业价值》,《会计与经济研究》第4期,3-13。
- [16]王化成、孙健、邓路、卢闯,2010,《控制权转移中投资者过度乐观了吗?》,《管理世界》第2期,38-45。
- [17]王庆文和吴世农,《政治关系对公司业绩的影响——基于中国上市公司政治影响力指数的研究》,工作论文。
- [18]谢志明和易玄,2014,《产权性质、行政背景独立董事及其履职效应研究》,《会计研究》第9期,60-67。
- [19]辛宇、邓晓飞、滕飞,2016,《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》第8期,121-132。
- [20]叶青、赵良玉、刘思辰,2016,《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》第6期,98-113。
- [21]余明桂和潘红波,2008,《政治关系、制度环境与民营企业银行贷款》,《管理世界》第8期,9-21。
- [22]张俊生和曾亚敏,2010,《独立董事辞职行为的信息含量》,《金融研究》第8期,155-170。
- [23]张晓东,2015,《信息环境与独立董事有效性》,《投资研究》第8期,82-89页。
- [24]支晓强和童盼,2005,《盈余管理、控制权转移与独立董事变更——兼论独立董事治理作用的发挥》,《管理世界》第11期,137-144。
- [25]Allen F., J. Qian, and M. Qian, 2005, “Law, Finance, and Economic Growth in China”, *Journal of Financial Economics*, 77 (1), pp. 57-116.
- [26]Faccio M., 2006, “Politically Connected Firms”, *American Economic Review*, 96(1), pp. 369-386.
- [27]Fisman R., 2001, “Estimating the Value of Political Connections”, *American Economic Review*, 91(4), pp. 1095-1102.
- [28]Gupta M., and L. P. Fields, “Board Independence and Corporate Governance: Evidence from Director Resignations”, *Journal of Business Finance & Accounting*, 36(1-2), pp. 161 - 184.

- [29]Lin N., 1981, “*Social Resources and Instrumental Action*”, Working Paper.
- [30]Wang L., 2015, “Protection or Expropriation: Politically Connected Independent Directors in China”, *Journal of Banking and Finance*, 55, pp. 92-106.
- [31]Xu H., X. Zhang, and S. Liang, 2015, “*The Value of Politically Connected Independent Directors in China*”, Working Paper.
- [32]Yermack D., 2004, “Remuneration, Retention, and Reputation Incentives for Outside Directors”, *The Journal of Finance*, 59 (5), pp. 2281-2308.

Abstract: After the Organization Department of the Central Committee of the CPC released the No.18 document, a wave of regulation-induced resignations among independent directors with official background was set off in capital market in China. It was observed that the timing choices of the official independent directors were varied when facing the same policy. Using a hand-collected data of official independent director resignation announcement events from 19 October 2013 to 31 December 2014, this study finds that the higher administrative position official independent directors hold, the younger they are, or the higher education they have received, the earlier they resign; Meanwhile, if the corporate, which the official independent directors work, has a higher debt ratio, the earlier the directors will resign. As to the market consequences following these official independent director resignations, this study shows that the later the directors resign, the better market response will appear. Our findings provide empirical evidence for the implementation constraint of the No. 18 document of Organization Department, and have significant practical implications for listed companies and investors.

Key Words: The No.18 document; Official independent directors; Resignation behavior; Timing choice; Event study