

多席位独立董事损害股东价值了吗*

陆贤伟 王建琼 董大勇

〔摘要〕本文利用我国上市公司独立董事提名公告数据,实证检验独立董事的多席位特征对股东财富的影响。研究结果表明,当被提名的独立董事存在多席位时,声明方和被声明方公司的股价均受到负向冲击,且受“牵连”的被声明方股价受到的冲击更强烈;但如果多席位独立董事提名公告源于陷入财务困境的公司,声明方和被声明方的股价则产生正向累积超额收益。此外,在不同代理成本和不同独立董事繁忙程度下,多席位独立董事提名对股价的冲击存在一定差异。总体上来看,本文的研究支持繁忙假说,忙碌的独立董事会损害股东价值;但对于陷入财务困境的公司而言,多席位独立董事的引入更有利于发挥其声誉机制从而增加股东价值。

关键词:繁忙假说 股东财富 独立董事

JEL 分类号:G10 G30 G32

一、引言

将独立董事引入公司董事会有利于降低公司代理成本,独立董事监督效率的发挥对于保护投资者,特别是中小投资者利益具有重要意义。作为影响独立董事监督效率发挥的重要因素之一,独立董事多席位(任职的上市公司为2家及以上)问题备受社会关注。Fama and Jensen(1983)提出的声誉假说认为,多席位是董事自身价值的外在体现,多席位董事可以提高公司治理效率以及获得更多外部信息资源优势;而Fich and Shivdasani(2006)提出的繁忙假说则认为,充裕的时间和精力是确保董事发挥监督职能的前提条件,只有在充分时间和精力保证下有能力的董事才能发挥作用,过多的外部席位会加剧代理成本。董事的多席位具有两面性,那么,如何正确看待多席位独立董事的作用,对于改善公司治理效率以及保护投资者利益具有重要的理论和现实意义。

董事多席位特征对公司治理的研究结论尚存争议,既有支持声誉理论,认为多席位独立董事能够提高公司治理效率(Ferris等,2003),也有实证结论认为多席位独立董事弱化了公司治理效率(魏刚等,2007),从而支持限制个人过多担任独立董事数目的规定。既然引入独立董事是为了保护投资者利益,而董事多席位特征对公司治理的研究结论尚存争议,那么从股东财富的角度去研究独立董事多席位的作用就显得尤为重要。

Rosenstein and Wyatt(1994)首次从股东的角度研究了多席位独立董事对股东财富的影响。更进一步,Perry and Peyer(2005)以被声明方为样本研究发现,对于存在代理成本的被声明方而言,多席位独立董事公告效应为负,而无代理成本的被声明方则产生正的公告效应。现有研究主要是从单一的董事会治理机制的背景下展开,但我国实行两会(董事会与监事会)共同治理的双重治理机制,独立董事与监事会的关系问题影响独立董事监督职能的发挥(张凡,2003)。那么,两会共同

* 陆贤伟,西南交通大学经济管理学院博士研究生;王建琼,西南交通大学经济管理学院教授、博士生导师;董大勇,西南交通大学经济管理学院副教授,管理学博士。基金项目资助:国家自然科学基金项目“有限理性下的自媒体证券信息传播:资源价值与负面效应(项目编号:71271174)”。

治理的制度背景下多席位独立董事对股东财富的影响作用是否存在差异?上市公司提名多席位独立董事的信息不仅影响自身股票价格,而且也会影响被声明方的股票价格。对于相同信息,多席位独立董事公告对声明方和被声明方的股价冲击是否一致呢?此外,已有研究表明高管的社会关系(政治关联)在一定程度上可以缓解陷入财务困境企业面临的财务压力(潘越等,2009)。多席位作为一种重要的社会关系,投资者是如何看待面临财务困境的声明方获得这种社会关系的呢?当面临财务困境时,声誉假说和繁忙假说的哪个的影响作用更大呢?

基于我国A股主板市场多席位独立董事公告样本数据,本文采用事件研究法实证检验独立董事的多席位特征对股东价值的影响。研究结果表明,我国上市公司(声明方和被声明方)多席位独立董事的公告效应均显著为负,且受“牵连”的被声明方股价受到的冲击更强烈;进一步研究发现,代理成本越高以及独立董事越繁忙的上市公司其股价受到的负向冲击越大;但如果多席位独立董事提名公告来自ST类公司,声明方和被声明方的股价则产生正的超额收益,并且与股票累计超额收益显著正相关。概括来看,我国两会共存的双重治理机制下,多席位独立董事的存在损害股东价值,限制个人过多担任独立董事数目的规定得到实证支持;但特定情形下,多席位独立董事声誉机制作用的发挥增加了股东价值,因此,应区别对待独立董事多席位对股东价值的影响。

本文的主要贡献包括:第一,证实了董事会与监事会双重治理机制下多席位独立董事的公告效应与单一董事会治理机制下多席位独立董事的公告效应存在差异。双重治理机制下多席位独立董事损害了股东财富,代理成本差异对公告效应的影响具有一致性,并未随代理成本的不同而发生改变,证实了繁忙假说在我国证券市场的适用性。第二,基于中国证券市场背景下,首次指出了危机类上市公司的多席位独立董事可以增加股东财富。对于陷入危机的上市公司而言,多席位独立董事拥有的信息资源优势更为投资者所看重,因此,对于特定条件下多席位独立董事的声誉资源优势有利于增加股东财富。

余文结构安排如下:第二部分为文献综述;第三部分为研究设计,分别阐述样本构建以及变量定义;第四部分实证检验多席位独立董事的公告效应;最后为本文的研究结论。

二、文献综述

独立董事的多席位对公司治理的研究结论尚存争议。Fama and Jensen(1983)提出的声誉假说认为,因为只有高水平的独立董事才拥有更多外部席位的机会,独立董事可以通过其兼任数量作为自身的声誉,向外部提供自身信息从而在人力资源市场建立优势。Gilson(1990)研究发现陷入财务危机上市公司的独立董事获得外部席位的数量更少,同样Fich and Shivdasani(2007)的研究也支持声誉理论,研究发现声誉机制的存在使得发生财务欺诈而被诉讼上市公司的独立董事获得外部席位的概率更低。此外,Ferris等(2003)研究发现多席位董事的增加对股东来说是个好消息,因为增加经验和声誉对于董事会的效率提高是有益的,多席位董事可以增加公司价值,因此,对美国监管机构限制董事席位数量的规定提出质疑。

另一方面,董事的监督能力(时间、精力)是一种稀缺资源,如果董事同时就职于多家上市公司就需要将有限的资源进行分配,意味着如果上市公司多席位董事数目越多,其平均分配在每家公司的时间和精力就会越少(Conyon and Read, 2006)。Ferris等(2003)提出的繁忙假说认为,董事就职于多家公司会使得其受到过度的约束,从而导致其无法做出富有成效的监督,监督能力的弱化导致加剧了代理成本,但其实证研究结论并没有支持这一论断。Fich and Shivdasani(2006)对Ferris

等(2003)提出的繁忙假说进行重新实证检验,其研究发现外部多席位董事数量过多会导致公司治理失效从而证明了繁忙假说的合理性,因此,为监管部门限制多席位董事数量的规定提供理论支持。此外,多席位董事形成的网络会使网络中的人更倾向于维护阶层利益,从而弱化了监督效率。Barnea and Guedj(2009)、Renneboog and Zhao(2011)研究发现多席位董事形成的网络使得该上市公司 CEO 获得更高的报酬,并且弱化了报酬的业绩敏感性。

以我国董事会和监事会双重治理机制制度背景下展开的研究中,魏刚等(2007)首次研究了我国独立董事多重席位对公司绩效的影响,结果表明独立董事多席位与公司绩效负相关,因此支持限制个人担任过多独立董事的政策规定。但唐雪松等(2009)研究独立董事监督动机时发现,独立董事拥有的外部席位越少,其在独立意见说“不”的可能性就会降低,独立董事会现有席位的重要程度会影响其监督动机。此外,多席位独立董事构成的公司网络也会影响公司治理效率,陈运森和谢德仁(2011)的研究发现,独立董事网络有利于独立董事治理效率的提高,处于网络中心位置的公司其投资效率更高,并且网络中心度高的独立董事同时有助于缓解公司的投资不足和抑制投资过度。从以上研究可以看出,多席位独立董事对公司治理的影响尚存争议,那么就需要从根本上考察多席位的影响作用,即多席位独立董事是否可以增加股东财富。

Rosenstein and Wyatt(1994)首次研究了多席位独立董事的公告效应,研究发现金融类声明方多席位独立董事公告获得正超额收益而非金融类声明方的异常收益为负,而 Mak 等(2003)的研究表明,多席位独立董事公告产生正的公告效应。声明方提名的多席位独立董事不仅对自身股价造成冲击,也会对多席位独立董事已任职的上市公司股价造成影响。那么,作为被“牵连”的被声明方的股票价格是否会受到影响呢?对此,Perry and Peyer(2005)研究发现,多席位独立董事对被声明方股东财富的影响随代理成本的高低而发生变化,对于代理成本较高的被声明方而言,多席位独立董事损害了股东财富,但对于代理成本较低的被声明方而言,多席位独立董事有利于股东财富的提升。

从以上可以看出,目前现有研究主要是从单一的董事会治理机制的制度背景下展开,但在实行两会(董事会与监事会)共同治理的双重治理机制的制度背景下,独立董事与监事会的关系问题也影响独立董事监督职能的发挥(张凡,2003),而基于双重治理机制的制度背景下实证分析多席位独立董事对股东财富的研究较为缺乏。因此,本文第一个要检验的问题就是:与董事会单一治理机制制度背景下相比,两会(董事会和监事会)共同治理机制制度背景下多席位独立董事对股东财富的影响作用是否存在差异。其次,上市公司提名多席位独立董事的信息不仅影响自身股票价格,而且也会影响被声明方的股票价格。对于相同信息,多席位独立董事公告对声明方和被声明方的股价冲击是否一致呢?这是本文第二个要检验的问题。

此外,潘越等(2009)的研究表明,高管的社会关系(政治关联)有助于陷入财务困境的民营企业获取政府补助。多席位同样作为一种重要的社会关系,这一种社会关系是否会有益于陷入财务危机的企业呢?ST类公司面临财务压力,一方面可以通过聘任具有信息、资源以及人脉优势的多席位独立董事来缓解信息不对称的程度,借助聘请“名人”独立董事可以充分利用其声誉资源来缓解财务危机;但是另一方面,ST类更需要通过独立董事的监督来改善公司治理状况,而聘请的“名人”独立董事由于时间约束就无法保证其监督职能的有效发挥。当声明方同时面临财务压力和公司治理恶化的情况下,投资者更看重的是多席位独立董事哪一种作用呢?这是本文第三个要实证检验的问题。

三、研究设计

(一) 样本选择及数据来源

为了研究多席位独立董事的市场效应,本文选取 2010 年 1 月日至 2010 年 12 月 31 日 A 股主板上市公司所发布的独立董事声明公告为研究样本。首先,本文定义的声明方为发布独立董事声明公告的上市公司并且其所提名的独立董事至少已在其他上市公司董事会任职;被声明方即为声明方所提名的多席位(一家或者以上)独立董事已任职的上市公司。例如,A 上市公司提名已在 B 和 C 上市公司担任独立董事的 I 为 A 公司的独立董事,则 A 为声明方,B 和 C 为被声明方。

声明方样本筛选步骤:(1)我们从巨潮资讯网站获取样本区间内所有 A 股主板上市公司独立董事声明公告共 197 个。(2)为了确定样本区间内声明的独立董事是否已有任职,我们从 CSMAR 数据库获取 2009 年全部上市公司的高管信息,与声明公告中独立董事姓名进行匹配,剔除所提名的独立董事均不存在外部席位的样本。(3)虽然部分独立董事在 2009 年已有任职,但在样本区间内的提名则为任期届满续聘,因此,我们剔除声明公告中独立董事均为续聘的样本。(4)部分独立董事虽然在 2009 年中在其他上市公司有任职,但是在声明公告发布时其已任期届满,同样我们剔除此类样本。(5)为了计算股票超额收益率,我们剔除 2009 年 12 月 31 日之后上市的样本。(6)剔除公司治理信息缺失的样本数据。最终得到 92 的声明方样本。

被声明方样本筛选:我们从 CSMAR 数据库获取 2009 年全部上市公司的高管信息,与声明公告中独立董事姓名进行匹配,如果提名的独立董事在 2009 年有任职,我们则将对应的已任职上市公司视为初始被声明方样本。在初始被声明方样本中依次剔除以下样本:(1)虽然部分独立董事在 2009 年已有任职,但在样本区间内的提名则为任期届满续聘,因此,我们剔除声明公告中独立董事为续聘的样本。(2)剔除被声明方聘任的独立董事在声明方公告发布时任期届满的样本。(3)为了计算超额收益率,我们剔除 2009 年 12 月 31 日之后上市的样本。(4)剔除公司治理信息缺失的样本数据。最终得到 200 个被声明方样本。

此外,本文的股票收益数据(个股收益以及上证指数收益)、公司财务特征数据、高管信息数据来源于国泰安数据库(CSMAR),公司治理数据来源于北京色诺芬数据库(CCER)。

(二) 样本分布

1. 不同交易所分布

从表 1 中我们可以看出,样本区间内声明方公告样本主要集中于深市主板为 89 家,而沪市为 3 家。但是,被声明方样本中,深市有 67 家,中小板上板上市公司有 22 家,沪市有 111 家,因此,说明规模较小上市公司(深交所挂牌)更愿意聘请规模较大上市公司(上交所挂牌)的独立董事为公司独立董事。依据资源依赖理论,聘请已在大公司的任职的董事可以为小规模公司提供资源和信息优势。

2. 代理成本高低组分布

Perry and Peyer(2005)研究发现,多席位独立董事公告效应因代理成本程度不同而产生差异,代理成本高的被声明方受到的负向冲击更为显著。因此,本文也考察不同代理成本下多席位独立董事的公告效应是否存在差别,我们将董事长与总经理两职状况作为代理成本变量,如果两职合一则 Dual 取值为 1,即为代理成本组,反之取值为 0 即为无代理成本组。从表 1 中可以得到,存在代理成本的样本中声明方为 10 个,被声明方为 15 个。

3. 繁忙组与非繁忙组

现有研究对独立董事治理作用的研究大都基于独立董事比例,考察独立董事这一整体在公司治理中的作用。我国 2001 年颁布的《独立董事制度》规定,独立董事占比需达三分之一及以上,如果上市公司独立董事比例刚满足制度规定,并且其独立董事还有其他上市公司兼职,那么独立董事的时间和精力就难以得到保障,其治理作用难以发挥。因此,我们将独立董事占比刚为三分之一即(0.333)的样本划分为繁忙组(Busy=1),而超过这一比例的为非繁忙组(Busy=0)。从表 1 的结果中看出,繁忙组的声明方样本为 52 个,高于非繁忙组的样本(40 个),总体上来看,繁忙组和非繁忙组样本比例相差不大。

4.ST 类样本分布

声誉机制的存在,使得独立董事受聘于非正常交易类公司面临更多声誉风险。当获得该类公司的聘请时,理性的多席位独立董事都会综合考虑短期利益和长期利益从而进行决策。对于接受陷入财务压力公司聘请的理性多席位独立董事而言,这种“明知山有虎,偏向虎山行”的决策则是对自身能力的信任。那么市场是如何看待这一信息?因此,对于声明方样本,我们则将其已有交易状态划分为 ST 类和非 ST 类,而对于被声明方样本的划分并非按其自身交易状态来划分:如果声明方为 ST 类样本,我们则将其提名多席位董事对应的被声明方视为 ST 类样本,我们如此划分被声明方的原因在于,如果 ST 类声明方提名的多席位董事是有能力的,那么,这同时也向被声明方的投资者传递这样一个信息即被声明方的独立董事是有能力的。因此,如果为 ST 类样本(声明方与被声明方)则 DST 取值为 1,反之为 0。这样划分可以让我们进一步考察市场对于独立董事声誉是否进行定价。从表 1 中我们可以得到,声明方样本中有 16 个样本为 ST 类,被声明方则为 23 个。

(三)变量基本特征描述

从声明方来看,表 2 中 *NUMP* 为声明方提名独立董事已任职的席位数,*DPJ* 表示所提名的独立董事是否存在个人兼职为 3 个或者以上,存在则 *DPJ* 取值为 1,反之为 0。从表 2 中我们得到,在声明方样本中,*NUMP* 的均值为 2.28,表明声明方样本中平均每个公司提名的独立董事拥有外部席位超过 2 个,而约有 16%的声明方提名的独立董事中已有的席位大于或者等于 3 个。那么,被声明的多席位独立董事有哪些特征呢?从表 2 被声明方

样本统计中我们可以看出,男性独立董事(*Agent*=1)被声明的次数更多;*Duration* 表示被提名多席位董事的任期时间,即该独立董事任期开始日至被声明公告发布日,从表 2 中得到,被声明独立董事的平均任期为 1.832 年,最大值为 5.239 年,最小值为 0.278 年。

表 2 中 *Control* 表示实际控制人类型,即如果实际控制人为国有则取值为 1,反之为 0;*First* 为第一大股东持股比例,*Size* 为取自然对数后的公司规模;*Lev* 为资产负债比例;*Bsize* 为董事会规模,*Ind* 为独立董事比例。从表 2 中我们得到,声明方样本的实际控制人类型、公司规模、董事会规模以及资产负债率均值均大于被声明方样本,而第一大股东持股比例以及独立董事规模均值均小于被声明方。

(四)累积异常收益率计算

本文采用事件研究法来考察独立董事多席位提名的公告效应。事件日(*T*=0)的确定包括了声

表 1 样本描述

	声明方	被声明方	合计
深市样本	89	67	156
中小板样本	0	22	22
沪市样本	3	111	114
<i>DST</i> =0	76	177	253
<i>DST</i> =1	16	23	39
<i>Dual</i> =0	82	185	267
<i>Dual</i> =1	10	15	25
<i>Busy</i> =0	40	110	150
<i>Busy</i> =1	52	90	142
观察值	92	200	292

表 2 描述性统计

	总样本				声明方样本				被声明方样本			
	均值	标准差	最小	最大	均值	标准差	最小	最大	均值	标准差	最小	最大
<i>NUMP</i>					2.28	1.485	1	8				
<i>DPJ</i>					0.16	0.373	0	1				
<i>Agent</i>									0.9	0.301	0	1
<i>Duration</i>									1.832	0.912	0.278	5.239
<i>Control</i>	0.61	0.489	0	1	0.67	0.471	0	1	0.58	0.495	0	1
<i>First</i>	0.365	0.168	0.044	0.821	0.347	0.158	0.096	0.821	0.373	0.173	0.044	0.77
<i>Size</i>	22.295	1.711	13.763	28.364	22.30	1.834	13.763	27.313	22.292	1.656	17.344	28.364
<i>Lev</i>	0.666	1.078	0.054	16.545	0.738	1.678	0.101	16.545	0.632	0.639	0.054	8.642
<i>Bsize</i>	9.54	2.292	5	19	9.65	2.246	5	16	9.49	2.317	5	19
<i>Ind</i>	0.368	0.056	0.125	0.625	0.36	0.051	0.182	0.571	0.372	0.058	0.125	0.625

注:其中总样本为 292 个观察值,声明方样本为 92 个观察值,被声明方样本为 200 个观察值。

明方和被声明方;声明方事件日则为其发布声明公告的当日,被声明方事件日则由相应的声明方公告日来确定。例如,声明方 A 声明公告日为 2010 年 7 月 8 日,该公告中对应被声明方 B 和 C 的事件日则为 2010 年 7 月 8 日。本文选择声明公告发布当日前后各 5 天组成的区间 $[-5,5]^{\text{①}}$ 为观察窗口。我们采用累积异常收益率来考察多席位董事提名的公告效应。借鉴已有文献(张宗新等, 2005),我们采用 CAPM 模型来估计正常收益率:

$$R_{i,t} = \alpha_i + \beta_i R_{mt} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 R_{it} 为第 i 种股票在第 t 日的收益率, R_{mt} 为第 t 日市场收益率(本文采用上证指数收益率替代),为了获得稳定的估计系数,估计期为公告日前 200 个交易日即(0-205,0-6)数据。各股票的超额收益率和样本平均超额收益计算公式如下:

$$AR_{it} = R_{it} - E(R_{it})$$

$$AAR_t = \frac{1}{N} \sum_{i=1}^n AR_{it} \quad (2)$$

其中 AR_{it} 为第 i 只股票在第 t 日的超额收益, $E(AR_{it})$ 则为股票 i 的预期收益率, R_{it} 则为股票 i 在第 t 日的实际收益率, AAR_t 为第 t 天样本平均超额收益, N 为对应样本数。

最后计算样本的累积超额收益:

$$CAR_t = \sum_{i=1}^n AAR_i \quad (3)$$

式(3)中 CAR_t 即为 t 时间样本累积平均超额收益。

四、实证结果

(一)多席位独立董事提名的公告效应

表 3 给出了多席位独立董事提名的公告效应结果。从总样本来看,声明公告当天异常收益率显

① 为了保证结论的稳健性,我们还采用公告发布前后 10 天作为事件窗口进行检验,研究结论基本保持一致,限于篇幅限制,未在文中列示。

著(1%)为负,在公告日的后五天股价均出现负的超额累积收益,并且在观察窗口区间 $[-5,5]$ 内也存在显著(5%)的负向异常收益率,说明整体上来看,多席位独立董事公告对股价产生负向冲击。

先看不同主体下多席位独立董事公告效应。从表3中得到,在多席位独立董事声明公告当天,其股价发生负向波动,并且当日的异常收益显著(5%)为负,在公告后的五天内累积的异常超额收益率均显著为负;表3的结果显示,被声明方的股价也会因多席位独立董事被其他公司所提名而遭受“牵连”,在其独立董事被声明公告当日对股价造成了负向冲击,并且这一负的异常收益率在1%的显著性水平下显著,在公告发生后的后5天的超额异常收益率均为负。

可以看出,声明方还是被声明方其股东价值都会因多席位独立董事公告发布受到损害,当提名的独立董事存在多席位这一约束监督职能发挥因素时,股价就会受到冲击,这一从侧面反映出投资者对于独立董事治理的重视程度。受“牵连”的被声明方股价也因多席位独立董事被提名而发生负向异动,说明了我国证券市场信息传递的有效性。此外,出乎我们意料的是,通过对比声明方与被声明方在观察窗口区间 $[-5,5]$ 内累积超额收益我们发现,被声明方的累积超额收益(-0.0196)小于声明方累积超额收益(-0.0144),说明市场对被声明方的反应更为强烈,被声明方作为被“牵连”者,反而其股东价值受到的损害更大。

下面我们来看不同代理成本下多席位独立董事的公告效应,从表3的结果中我们发现,代理成本组与非代理成本组样本在公告日当天都出现负的异常收益率,非代理成本组样本的异常收益率显著为负,而代理成本组样本的异常超额收益不显著,但是,在观察窗口区间内 $[-5,5]$,代理成本组累积超额异常收益(-0.0217)小于非代理成本组累积超额收益(-0.0179)。上述结果表明市场对于非代理成本组多席位董事公告的反应更为强烈,但从总体观察窗口区间来看,代理成本组样本

表3 多席位独立董事声明与股价关系

		0	0-1	0-2	0-3	0-4	0-5	$[-5,5]$
总样本	CAR	-0.0017**	-0.0007	-0.0023	-0.0036**	-0.0051**	-0.0049**	-0.0072**
	T值	-2.162	-0.463	-1.336	-1.78	-2.056	-1.87	-1.861
声明方	CAR	-0.0032**	-0.0048**	-0.0062**	-0.0083**	-0.0101**	-0.0104**	-0.0144**
	T值	-1.988	-1.903	-2.021	-2.038	-2.031	-2.179	-2.082
被声明方	CAR	-0.0028***	-0.0022	-0.0048**	-0.0078***	-0.0112***	-0.0105***	-0.0196***
	T值	-2.529	-1.129	-2.015	-3.053	-3.904	-3.529	-5.393
$Dual=1$	CAR	-0.0001	0.0029	-0.0013	-0.0031	-0.0177***	-0.0151***	-0.0217***
	T值	-0.025	0.328	-0.159	-0.354	-2.843	-2.705	-4.429
$Dual=0$	CAR	-0.0032***	-0.0041***	-0.0061***	-0.0092***	-0.011***	-0.0109***	-0.0179***
	T值	-3.672	-2.716	-3.205	-3.936	-3.861	-3.71	-4.273
$DST=1$	CAR	0.0041	0.0077	0.0094	0.0088	0.0052	0.0026	-0.0059
	T值	0.929	1.027	1.175	1.006	0.555	0.348	-0.691
$DST=0$	CAR	-0.0038***	-0.0047***	-0.0073***	-0.0104***	-0.0132***	-0.0129***	-0.0201***
	T值	-4.562	-3.262	-3.997	-4.888	-5.186	-4.859	-5.633
$Busy=1$	CAR	-0.0041***	-0.0043**	-0.0085***	-0.0109***	-0.0135***	-0.0135***	-0.0217***
	T值	-3.185	-1.846	-3.375	-3.723	-3.957	-3.852	-4.429
$Busy=0$	CAR	-0.0025**	-0.0037**	-0.0041	-0.0079***	-0.0118***	-0.0114***	-0.0202***
	T值	-1.946	-1.707	-1.474	-2.335	-2.925	-2.836	-3.285

注:***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平下显著,0-i表示从公告日到公告后第i天的累积超额收益。

的公告效应更为明显。这可能原因在于,一方面对于非代理成本组而言,独立董事存在抑制其监督职能发挥的特征,当其被声明则是产生了代理成本;而对于已存在代理成本的公司而言则是增加了代理成本,这就解释了为何非代理成本组的公告日市场反应更为强烈;但是,代理成本程度大小对保护股东价值起决定作用,因此,从整体观察窗口来看,股价对代理成本组的声明公告产生的公告效应更为明显。

下面我们来看不同繁忙程度下多席位独立董事的公告效应。表 2 的实证结果显示,繁忙组样本与非繁忙组样本均出现显著负的公告效应,并且在观察区间内的累积超额收益也显著为负;通过对比繁忙组样本与非繁忙样本多席位独立董事公告效应后发现,繁忙组样本公告日当天的异常负收益绝对值(0.0041)大于非繁忙样本异常收益绝对值(0.0025),并且在观察窗口区间内繁忙组样本负的累积超额收益更大,说明投资者对繁忙组样本多席位独立董事的声明公告更为关注,相比于与非繁忙组,繁忙组样本多席位独立董事的声明对股东价值损害更大。

最后我们分析当声明方为 ST 类公司时所提名的多席位独立董事对股价的冲击。对于表 2 不同交易状态下多席位独立董事公告效应后发现,ST 类样本在公告当日呈现正向异常收益,而非 ST 类样本的股价产生显著负异常收益,在观察窗口区间 $[-5, 5]$ 内,ST 类样本的累积超额收益为负但不显著而非 ST 类样本则为显著负的累积超额收益。这一结果表明,对于 ST 类声明方声明的多席位独立董事,投资者更看重其信息、资源优势,而对于 ST 类被声明方被声明独立董事,市场也认为这是利好消息,表明投资者对于该董事能力的认可。

上述对代理成本程度、繁忙程度以及 ST 状态的分组时在总样本中进行的,为了保证结果的稳健性,我们分别在声明方样本和被声明方样本下重新进行分组,从表 4 的结果中可以看出,我们的研究结论基本保持一致。

(二)多元回归分析

本文采用多元回归模型进一步分析多席位独立董事声明公告对股价的冲击。针对总样本、声明方样本以及被声明方样本我们分别建立相应回归模型,模型具体形式如下:

$$TOTAL_CAR_{i,t} = \alpha + \beta_1 DSMF + \beta_2 DST + \beta_3 Dual + \beta_4 Control + \beta_5 First + \beta_6 Szie + \beta_7 Lev + \beta_8 Bsize + \beta_9 Ind + \beta_{10} Busy + \varepsilon \quad (4)$$

$$SMF_CAR_{i,t} = \alpha + \beta_1 DST + \beta_2 Dual + \beta_3 Control + \beta_4 First + \beta_5 Szie + \beta_6 Lev + \beta_7 Bsize + \beta_8 Ind + \beta_9 Busy + \beta_{10} NP + \beta_{11} DPJ + \varepsilon \quad (5)$$

$$BSMF_CAR_{i,t} = \alpha + \beta_1 DST + \beta_2 Dual + \beta_3 Control + \beta_4 First + \beta_5 Szie + \beta_6 Lev + \beta_7 Bsize + \beta_8 Ind + \beta_9 Busy + \beta_{10} Agent + \beta_{11} Duration + \varepsilon \quad (6)$$

其中式(4)、(5)和(6)中因变量 $TOTAL_CAR_{i,t}$ 、 $SMF_CAR_{i,t}$ 、 $BSMF_CAR_{i,t}$ 分别为总样本、声明方样本和被声明方样本在样本观察窗口区间 $[0, 5]$ 内的累计超额收益。式(4)总样本回归模型中,解释变量 $DSMF$ 表示是否为声明方,如果样本为声明方则取值为 1,反之为 0。式(5)声明方样本回归模型中的解释变量包括了声明方提名的独立董事外部席位总数(NP)以及提名的多席位董事是否存在单个外部席位数大于或者等于 3 个席位(DPJ)。式(6)被声明方样本回归模型中,解释变量包括了独立董事的性别($Agent$)以及独立董事任期时间($Duration$)。此外,式(4)、(5)和(6)均包含的解释变量有:是否为 ST 类样本(DST)、实际控制人类型($Control$)、第一大股东尺度比例($First$)、公司规模($Size$)、债务资产比率(Lev)、董事会规模($Bsize$)、独立董事比例(Ind)和是否繁忙虚拟变量($Busy$)。相关解释变量的定义前文已详述,这里不再赘述。

表 5 给出了不同样本下多席位独立董事声明对股价冲击的回归结果。首先,我们关注多席位声明公告是否对不同主体股价冲击存在非对称性。从表 5 的总样本回归结果中可以看出, $DSMF$

表 4 以声明方与被声明方为样本分组实证结果

			0	0-1	0-2	0-3	0-4	0-5	[-5,5]
声明方	<i>Dind=1</i>	CAR	-0.005***	-0.003	-0.010***	-0.013***	-0.016***	-0.015***	-0.026***
		T 值	-2.937	-1.047	-2.807	-3.573	-3.573	-3.331	-4.304
	<i>Dind=0</i>	CAR	-0.002*	-0.003	-0.004	-0.008**	-0.013***	-0.013***	-0.022***
		T 值	-1.416	-1.330	-1.172	-2.018	-2.866	-2.513	-2.942
	<i>Dual=1</i>	CAR	0.004	0.011	0.004	0.002	-0.016**	-0.012**	-0.02**
		T 值	0.554	0.843	0.320	0.122	-2.185	-1.967	-1.756
	<i>Dual=0</i>	CAR	-0.004***	-0.005**	-0.007***	-0.012***	-0.014***	-0.014***	-0.025***
		T 值	-3.425	-2.299	-2.920	-3.878	-4.028	-3.671	-4.443
	<i>DST=1</i>	CAR	0.008	-0.025	-0.021	-0.021	-0.026	-0.019	-0.004
		T 值	1.072	-0.680	-0.699	-0.726	-1.095	-1.384	-0.305
	<i>DST=0</i>	CAR	-0.004***	-0.004**	-0.006***	-0.010***	-0.012***	-0.012***	-0.020***
		T 值	-3.619	-2.232	-2.844	-4.018	-4.256	-3.721	-5.012
被声明方	<i>Dind=1</i>	CAR	-0.004*	-0.006**	-0.007**	-0.008*	-0.011**	-0.011**	-0.014*
		T 值	-1.627	-1.823	-1.857	-1.567	-1.910	-1.957	-1.669
	<i>Dind=0</i>	CAR	-0.003*	-0.004	-0.006	-0.010*	-0.010	-0.011	-0.016*
		T 值	-1.493	-0.998	-1.108	-1.368	-1.140	-1.332	-1.402
	<i>Dual=1</i>	CAR	-0.006**	-0.010	-0.009	-0.010	-0.02*	-0.019**	-0.032*
		T 值	-1.736	-1.308	-1.192	-0.838	-1.660	-1.708	-1.765
	<i>Dual=0</i>	CAR	-0.003**	-0.005**	-0.006**	-0.008**	-0.009**	-0.010**	-0.013*
		T 值	-1.991	-1.762	-1.872	-1.894	-1.749	-1.927	-1.730
	<i>DST=1</i>	CAR	0.003	0.000	0.007	0.005	0.010	0.007	0.008
		T 值	0.521	-0.001	0.627	0.402	0.551	0.513	0.484
	<i>DST=0</i>	CAR	-0.004***	-0.006**	-0.008***	-0.01***	-0.013***	-0.014***	-0.019***
		T 值	-2.926	-2.321	-2.577	-2.400	-2.626	-2.972	-2.601

注：***、** 和 * 分别表示在 1%、5%和 10%的显著性水平下显著，0-i 表示从公告日到公告后第 i 天的累积超额收益。

项回归系数为负,表明相比于声明方,被声明方股价受到的冲击更大,多席位独立董事声明对声明方与被声明方两者的股价冲击是非对称的,但是这一非对称性并未通过检验。其次,我们探讨不同交易状态下多席位独董声明对股价是否造成差异,*DST* 回归系数在总样本均显著为正,说明多席位独立董事声明对 ST 样本股价具有正向冲击;*DST* 回归系数在声明方和被声明方样本中均显著为正,对于 ST 类声明方而言,市场视声明多席位独立董事为利好消息,从而对股价具有正向冲击,而对于 ST 类被声明方而言,市场通过声誉机制的作用来认可被声明的独立董事的能力,从而发现该独立董事的价值,因此,ST 类被声明方声明的独立董事所在的公司股价受到正向冲击。再次,从表 5 中我们发现,*Dual* 项回归系数在总样本下为正而在声明方样本下为负,但都没有通过显著性检验,在被声明方样本下 *Dual* 项回归系数显著为正,表明在多席位独董声明对存在代理成本的被声明方股价的冲击更大。最后,我们发现,是否繁忙组(*Busy*)的回归系数在不同样本回归结果中均为负向,并且在被声明方样本回归中通过检验,说明繁忙组上市公司股价在多席位独董公告受到负向冲击更小。此外,在声明方样本回归中,声明独立董事特征变量 *NP* 的回归系数为负,而 *DPJ* 项的回归系数为正,同样在被声明方样本回归中,被声明董事性别回归系数(*Agent*)为负而任期时

表 5 多席位独立董事声明对股价冲击的回归结果

	总样本		声明方		被声明方	
	回归系数	T 值	回归系数	T 值	回归系数	T 值
<i>Constant</i>	-0.019	-1.372	-0.026	-0.801	-0.008	-0.417
<i>DSMF</i>	-0.026	-0.426				
<i>DST</i>	0.123**	2.037	0.217*	1.768	0.168**	2.360
<i>Dual</i>	0.087	1.401	-0.120	-1.020	0.176**	2.374
<i>Busy</i>	-0.020	-0.249	-0.023	-0.144	-0.162*	-1.676
<i>Control</i>	0.070	1.110	-0.056	-0.464	0.179**	2.371
<i>First</i>	-0.005	-0.084	-0.073	-0.615	0.069	0.892
<i>Size</i>	0.124	1.625	0.194	1.220	0.033	0.377
<i>Lev</i>	0.001	0.016	-0.046	-0.357	0.002	0.021
<i>Bsize</i>	-0.105	-1.408	-0.164	-1.158	0.019	0.218
<i>Ind</i>	-0.005	-0.064	0.028	0.166	-0.085	-0.845
<i>NP</i>			-0.159	-1.065		
<i>DPJ</i>			0.151	1.005		
<i>Agent</i>					-0.005	-0.064
<i>Duration</i>					0.003	0.036
<i>R</i> ²	0.041		0.089		0.114	
<i>F</i> 值	1.163		0.677		2.1	
<i>N</i>	292		92		200	

注:多重共线性检验 VIF 值均小于 3,由于篇幅原因未在表中列示,** 和 * 分别表示在 5%和 10%的显著性水平下显著。

间(*Duration*)回归系数为正,但是上述系数均未通过显著性检验。实际控制人类型回归系数(*Control*)在被声明方样本中显著为正,说明在国有控股的情况下,多席位独立董事声明公告对被声明方的股价冲击更大。

五、研究结论

有效发挥独立董事的监督职能的关键因素除了独立董事的独立性之外,另外一个重要的因素就是确保所聘请的独立董事拥有充足的时间和精力来履行其职能,而独立董事的多席位是影响其时间和精力是否得到保障的主要因素。本文以沪深主板上市公司的多席位独立董事声明公告为样本,首次实证探讨了我国上市公司多席位独立董事声明对声明方以及被声明方股价的影响,得到了一些有意义的研究结论。

第一,总体上来看,多席位独立董事声明导致显著负的公告效应。如果声明方声明的独立董事已在其他上市公司有任职,由于独立董事监督职能的弱化,声明方与被声明方的股价都会下跌,说明忙碌的独立董事引入不利于股东价值的提升。虽然被声明方仅为被“牵连”的个体,但与声明方相比,被声明方股价受到的冲击更大,但是这一非对称性并未通过回归系数检验。第二,不同条件下多席位独立董事声明对股价的影响存在差异。在公告日当天非代理成本组样本股价受到的冲击大于代理成本组,繁忙组样本股价受到冲击大于非繁忙组,但是在累积超额收益方面,代理成本组与繁忙组样本股价受到的持续冲击更大,并且股价受到的冲击均为负向的;与前两组别均为负向

冲击不同,陷入危机类样本股价在多席位独立董事公告当天反而上升而非危机类样本股价则为下跌。因此,我们认为,应该在不同条件下区别对待多席位独立董事的作用。第三,我国证券市场的有效性。在一个有效的市场中,新的信息能够有效的反应在价格上。我们的研究发现,不仅声明方,被声明方的股价在多席位独立董事声明时也会受到冲击,这一冲击效应主要源于声明方声明的独立董事在被声明方任职的信息被投资者所掌握并迅速反映在股票价格上。

综上所述,本文的研究表明,忙碌的独立董事总体上损害了股东价值,因此,我们的研究支持限制个人担任独立董事数目的规定,过多的席位并不利于股东价值的提升;被声明方股东价值也会因独立董事的席位增加从而受到损害,说明在有效的证券市场中,独立董事的相关信息被迅速反应在股票价格上,投资者对独立董事信息如此敏感正好说明投资者对加强我国上市公司独立董事治理功能的迫切要求。但多席位独立董事有利于陷入危机类公司的股东财富的提升。至今,独立董事制度引入我国证券市场已有 10 多年,这一制度虽然尚存种种不足,但独立董事制度对公司治理的逐步改善起到重要作用,如何更好地去发现问题所在并找到原因加以解决,更好地发挥独立董事的监督职能,是监管机构、上市公司以及投资者的一致企盼,也希望本文的研究能为此提供一些借鉴和参考。

参考文献

- 陈运森、谢德仁(2011):《网络位置,独立董事治理与投资效率》,《管理世界》,第7期。
- 潘越、戴亦一、李财喜(2009):《政治关联与财务困境公司的政府补助——来自中国ST公司的经验证据》,《南开管理评论》,第5期。
- 唐雪松、杜军、申慧(2010):《独立董事监督中的动机——基于独立意见的经验证据》,《管理世界》,第9期。
- 魏刚、肖泽忠、Travlos N.、邹宏(2007):《独立董事背景与公司经营绩效》,《经济研究》,第3期。
- 张凡(2003):《关于独立董事制度几个问题的认识》,《管理世界》,第2期。
- 张宗新、潘志坚、季雷(2005):《内幕信息操纵的股价冲击效应:理论与中国股市证据》,《金融研究》,第4期。
- Barnea, A. and I. Guedj (2009): "Director Networks", Working paper, University of Texas.
- Canyon. J. and L. Read (2006): "A Model of the Supply of Executives for Outside Directorships", *Journal of Corporate Finance*, 3, 645-659.
- Fama, F. and M. Jensen (1983): "Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 26, 301-325.
- Ferris, P., M. Jagannathan and A. Pritchard (2003): "Too Busy to Mind the Business? Monitoring by Directors with Multiple Board Appointments", *Journal of Finance*, 58, 1087-1112.
- Fich, M. and A. Shivdasani (2006): "Are Busy Boards Effective Monitors?", *Journal of Finance*, 61, 689-724.
- Fich, M. and A. Shivdasani (2007): "Financial Fraud, Director Reputation, and Shareholder Wealth", *Journal of Financial Economics*, 86, 306-336.
- Gilson, S. C. (1990): "Bankruptcy, Boards, Banks, and Blockholders: Evidence on Changes in Corporate Ownership and Control When Firms Default", *Journal of Financial Economics*, 27, 355-387.
- Mak, Y. T., J. Sequeira and M. Yeo (2003): "Stock Market Reactions to Board Appointments", Working Papers, www.ssrn.com.
- Perry, T. and U. Peyer (2005): "Board Seat Accumulation by Executives: A Shareholder's Perspective", *Journal of Finance*, 60, 2083-2123.
- Renneboog, L. and Y. Zhao (2011): "Us Knows Us in the UK: On Director Networks and CEO Compensation", *Journal of Corporate Finance*, 17, 1132-1157.
- Rosenstein, S. and J. Wyatt (1994): "Shareholder Wealth Effects When an Officer of One Corporation Joins the Board of Directors of Another", *Managerial and Decision Economics*, 15, 317-327.

(责任编辑:罗 滢)