

独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规

朱 杰

(中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430073)

[摘要]以2007—2018年间中国A股上市公司为样本,从上市公司信息披露违规的视角研究了独立董事薪酬激励的公司治理效应与资本市场溢出效应。研究发现:独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为之间存在U型相关关系,表明过高或过低的独立董事薪酬激励水平都不能有助于抑制公司信息披露违规行为。机制检验发现,独立董事履职效率以及公司盈余质量的非线性变化,是上述U型相关关系产生的重要原因。进一步研究发现,当金融分析师关注度较低以及外部审计质量较差时,上述U型相关关系更加显著,表明独立董事与分析师、审计师在监督治理方面存在替代效应;当公司外部监督环境较差时,货币薪酬对独立董事的激励效应会更加突出。

[关键词] 独立董事;薪酬激励;信息披露;违规;履职效率;盈余质量

[中图分类号] F272.3 **[文献标志码]** A **[文章编号]** 1004-4833(2020)-02-0000-10

一、引言

自2001年中国证监会颁布并实施《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》以来,独立董事逐渐成为我国上市公司完善法人治理结构、强化外部监督与内部约束机制、抑制控制股东与管理层机会主义行为的重要力量。然而近年来,部分独立董事因监督不力、不作为等事由频繁受到证券监管部门处罚,由此引发了理论界和实务界对独立董事独立性、专业胜任能力与履职成效的探讨。Bebchuk和Fried、全怡和郭卿等学者认为,与管理层类似,独立董事与大股东之间同样存在目标冲突与代理成本,而代理问题则是影响独立董事履职成效的重要原因^[1-2]。期望学派现代激励理论认为,充分适宜的激励措施能够抑制员工的自利行为,促使员工个人利益与公司整体利益保持一致。因此,可以认为,建立适宜的独立董事薪酬补偿与激励机制,是充分激发独立董事履职意愿、降低独立董事自利行为与代理成本的有效措施。但是,在中国弱势有效的资本市场环境中,货币薪酬激励是否能对独立董事履职成效起到促进作用,并对公司治理行为产生积极影响,现有研究并未给出解答。

事实上,独立董事货币薪酬激励是资本市场重要但却被相对忽视的议题。为确保独立性,我国证券监管部门对独立董事持有任职公司股票等权益性资产做出了严格限制,导致货币薪酬通常是独立董事最直接的履职回报形式。然而,在理性经济人假设下,上市公司应当如何设计独立董事薪酬激励契约以及货币薪酬究竟如何激发独立董事履职行为、影响独立董事履职成效,具有较大不确定性,且现有研究并未给出明确解答。一方面,当独立董事薪酬过低导致激励效用不足时,独立董事为规避任职风险和声誉损失会降低监督意愿,使其很难愿意站在股东立场上思考企业发展问题^[3];另一方面,当独立董事薪酬过高导致激励效用过度时,独立董事因与任职公司存在利益关联会削弱其独立性,使其很难客观公正参与企业决策^[4]。由此可见,货币薪酬激励既有可能对独立董事履职行为产生正面影响,也有可能产生负面影响。而制定合适的货币薪酬激励契约,对于降低独立董事与任职公司代理成本、提升独立董事履职成效具有现实意义。

在实务工作中,对上市公司违规行为的监督与约束,通常被视为独立董事的一项重要职责,也是反映独立董事履职能力和履职成效的一项重要指标。资本市场数据显示,2007—2018年间中国A股上市公司5349起违规事件中,4984起属于信息披露违规,占比高达93%,表明信息披露违规是上市公司违规的最主要形式。上市公司信息披露违规破坏了资本市场秩序,降低了资本市场公平性、定价效率与资源配置能力,会对投资者权益产生严重损害,是世界各国证券监管部门严厉打击的资本市场行为之一。基于此,本文探讨独立董事货币薪酬

[收稿日期] 2019-10-16

[基金项目] 国家自然科学基金项目(71602191)

[作者简介] 朱杰(1987—),男,湖北秭归人,中南财经政法大学会计学院博士研究生,从事财务会计与资本市场研究,E-mail:597419230@qq.com。

激励对上市公司信息披露违规行为的影响,从信息披露违规的视角为独立董事薪酬激励的资本市场溢出效应提供微观层面的经验证据。

以2007—2018年间中国A股上市公司为样本,本文研究发现独立董事薪酬激励水平与上市公司信息披露违规之间存在U型相关关系,表明过高或过低的薪酬激励强度都不能有助于独立董事履职成效的提升。相比既有研究,本文的增量贡献主要体现在:第一,现有文献普遍认为独立董事能够在改善公司治理水平、抑制控股股东与管理层机会主义行为、提高公司信息披露质量等方面发挥监督职能,但却忽略了一个重要客观事实与假设前提,即独立董事与上市公司之间同样存在代理问题,此类代理问题会对独立董事履职成效和治理成效产生不利影响。本文一方面验证了独立董事代理成本的客观存在性,另一方面探讨了缓解独立董事代理成本的潜在途径,拓展了与独立董事代理问题相关的理论研究。第二,现有文献普遍关注董事会中独立董事占比数量、独立董事任职经历与个人背景等对公司治理成效的影响,本文则研究发现货币薪酬同样是影响独立董事治理功能的不可或缺因素,研究结论为进一步认识独立董事治理能力的影响因素提供了经验证据。第三,国内外少量关注独立董事薪酬激励的文献重点讨论货币薪酬对独立董事监督能力^[5]、异议行为^[3]以及公司盈余质量^[4]的影响,本文则进一步探讨了独立董事薪酬激励在资本市场的溢出效应,并首次发现了独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规之间的U型关系,揭示了独立董事薪酬变动影响公司舞弊动机和违规行为的路径与机理,为合理设计独立董事薪酬激励契约提供了可借鉴的思路,有助于提升独立董事独立性与监督能力。

二、理论分析与研究假设

信息披露违规(源于上市公司对负面财务信息和非财务信息的舞弊动机与策略性披露行为)是上市公司违规的最主要形式。现阶段,我国上市公司信息披露违规主要表现为虚假陈述、误导性陈述、披露不实、推迟披露、重大遗漏以及虚列资产等。在非完全有效市场中,上市公司对财务信息和非财务信息的违规披露能够暂时掩饰公司负面信息与盈余管理行为,降低了公司信息透明度^[6]。而信息透明度的降低抑制了资本市场价格发现功能,使得投资者因难以准确判断公司价值而做出错误的投资决策^[7],导致信息披露违规的收益大于成本^[8-9]。20世纪90年代以来,以安然、银广夏、蓝田等为代表的国内外多家上市公司因为信息披露违规事件遭受证券监管部门处罚,不仅扰乱了资本市场秩序,降低了投资者信心,还在较大程度上降低了社会整体福利。为此,中国证监会于2001年颁布《关于在上市公司建立独立董事制度的指导意见》(以下简称《指导意见》),旨在通过引入独立董事治理机制解决两权分离体制下股东与管理层之间的利益冲突,抑制大股东与管理层舞弊动机与机会主义行为,降低公司信息不对称。

从选拔机制上而言,独立董事通常具备足够的专业胜任、监督与决策能力。《指导意见》要求独立董事数量应当不低于董事会成员的1/3,而且其中至少要配备1名会计专业技术人员。事实上,大多数上市公司通常会在外部市场聘请会计师、审计师、律师、工程师以及高校教师等专业人员担任独立董事,以更好发挥独立董事的专业优势。但在实践中,独立董事是否能够以独立的第三方身份公正客观监督大股东与管理层行为,具有较大争议。尽管大量文献充分肯定了独立董事在改善公司业绩^[10]、提升公司治理效率^[4]、抑制公司盈余管理动机^[11]以及降低公司财务舞弊行为^[12]等方面的重要作用,但以Bebchuk和Fried等为代表的“独立董事寻租理论”认为,独立董事与任职公司控股股东和管理层之间同样存在因目标冲突所引发的代理问题^[1,13]。独立董事不存在业绩考核压力,也缺乏相应的职位晋升与股权激励机制,导致独立董事在履行监督职能时,会面临声誉风险、履职风险、履职成本与履职收益之间的权衡。当独立董事履职风险和履职成本高于履职收益,且履职风险和履职成本不能得到有效补偿时,独立董事同样会产生自利动机与机会主义行为,表现为减少董事会会议出席次数、降低监督意愿以及发表公正、客观与独立意见的意愿,甚至与大股东、管理层合谋侵害中小股东利益等。因此,设计合理的独立董事人力资本补偿机制,是缓解独立董事代理问题的重要途径。

在劳动报酬方面,《指导意见》允许上市公司向独立董事支付适当的货币薪金和劳务报酬,但并不鼓励独立董事持有上市公司股票,致使货币薪酬通常是独立董事最主要的人力资本补偿方式。员工薪酬的锦标赛理论认为,企业内部薪酬结构与薪酬差距是激励员工积极努力履职的重要手段,薪酬契约的不完全性会引发委托人和代理人之间产生代理成本,由此可以推断,货币薪酬可能也是影响独立董事监督效果和履职行为的重要因素。一定数量的货币薪酬既是对独立董事专业能力与市场声誉的认可,也是对独立董事履职风险的经济补偿。

公平、合理的薪酬水平能够在一定程度上激励独立董事更加爱惜自身声誉,促使独立董事认真履行董事会受托责任,通过尽可能多地出席董事会会议,提高履职效率,以获取充分有效的信息识别和监督控股股东与管理层的机会主义行为,抑制上市公司的财务舞弊与业绩粉饰动机,进而提高公司信息披露违规行为被独立董事发现的可能性。此外,公平、合理的薪酬水平还能在一定程度上激励独立董事积极履行专家职责,并向董事会议案独立出具专业意见,提高上市公司信息披露的真实性、准确性、完整性和及时性,进而改善公司信息披露质量与盈余质量,从源头上降低上市公司信息披露违规行为发生的概率。

然而,货币薪酬激励具有边际效用递减规律^[14]。随着独立董事货币薪酬数量的增加,薪酬激励对独立董事履职成效的增量促进作用会逐渐减少。根据临界点理论,当独立董事货币薪酬数量增加到一定程度时,独立董事的履职成效会发生实质性变化。具体的,当独立董事货币薪酬超过一定数量时,独立董事将会与公司大股东和管理层产生更加严重的利益关联。尤其当独立董事获取的超额货币薪酬显著高于同行业上市公司平均水平时,独立董事货币薪酬中的人力资本补偿成分会逐渐减少,而关系型交易与利益交换成分则会逐渐增加,使得独立董事更有可能迎合大股东与管理层,从而降低独立董事独立性^[5,15]。此时,独立董事发表专业意见的渠道会在较大程度上因利益关联受到抑制,独立董事更有动机对上市公司的信息披露违规行为不予揭示和制止,导致独立董事的履职效率逐渐丧失,公司盈余操纵与财务舞弊行为无法实现及时监督与有效管控。此外,过高的独立董事薪酬激励还有可能诱发独立董事与控股股东、管理层的合谋行为,为了掩饰合谋行为对公司潜在的不利影响,公司信息披露环境与盈余质量会不断恶化,管理层违规披露公司信息的机会不断增多,进而表现为上市公司信息披露违规行为反而随着独立董事货币薪酬规模的增加而增加。

通过上述分析可以看出,尽管货币薪酬对独立董事履职成效具有一定激励作用,但货币薪酬激励的边际效用递减规律以及量变质变属性导致货币薪酬水平与独立董事履职成效之间可能并不存在简单的线性关系,而是存在一个“先减后增”的U型曲线关系。也即,当独立董事薪酬激励程度低于临界值时,独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为显著负相关;但当独立董事薪酬激励程度超过临界值时,独立董事薪酬激励则与上市公司信息披露违规行为显著正相关。综上所述,本文提出假设。

假设:独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为之间存在U型曲线关系。

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

由于我国上市公司自2007年起全面实施新的企业会计准则,为确保数据可比性,本文选择2007—2018年间中国A股上市公司作为研究对象,共包含29575个“公司-年度”观测值。在此基础上本文剔除了:(1)580个金融保险类公司样本;(2)1356个ST、*ST公司样本;(3)258个关键变量数据缺失的样本。最终本文得到3516家公司的27381个“公司-年度”观测值。实证研究所需财务数据均来源于国泰安CSMAR数据库和锐思RESSET数据库。本文对连续变量进行了1%和99%分位上的缩尾处理以避免极端值的可能影响。

(二)变量定义

1.被解释变量:公司信息披露违规倾向与违规次数

本文参照Khanna等的做法^[16],使用违规倾向(*Fraud_Trend*)和违规次数(*Fraud_Freq*)衡量上市公司信息披露违规行为。上市公司信息披露违规数据来源于国泰安CSMAR数据库中的违规处罚子库。具体的,若上市公司在某一年发生了虚假陈述(误导性陈述)、披露不实、推迟披露、重大遗漏以及虚列资产等信息披露违规行为,且被中国证监会及其分支机构、证券交易所等证券监管部门通报,则违规发生当年*Fraud_Trend*取1,否则取0。*Fraud_Freq*则用于衡量上市公司一个会计年度内被中国证监会及其分支机构、证券交易所等证券监管部门通报的信息披露违规总次数。

2.解释变量:独立董事薪酬激励程度

本文参照张天舒等学者的做法^[4],使用独立董事年平均货币薪酬(*Com_id*),也即公司向独立董事支付的年度货币薪酬总和与独立董事人数的比值衡量公司对独立董事的薪酬激励程度,并以“万元”作为度量单位。

3.控制变量

参照既有文献的做法,本文还控制了若干可能影响上市公司信息披露违规动机的因素,包括:公司规模

(*Size*),当年年末总资产取自然对数;总资产收益率(*Roa*),年末净利润与总资产的比值;资产负债率(*Leverage*),年末总负债与年末总资产的比值;产权属性(*Soe*),公司实际控制人属于国有单位时取1,否则取0;审计师类型(*Big4*),公司当年被国际四大会计师事务所审计时取1,否则取0;机构投资者持股比例(*Investor*),机构投资者持股数量与公司总股本的比值;董事会规模(*Board*),董事会人数取自然对数;独立董事占比(*Independence*),董事会中独立董事人数比例;股权集中度(*Herf*),当第一大股东持股比例高于或等于第二大到第十大股东持股比例总和时取1,否则取0;两职兼任(*Dual*),当董事长和总理由同一人兼任时取1,否则取0。

4.其他相关变量

本文后续稳健性检验中还会涉及如下变量:高管持股比例(*Mhold*),高管持股数量与公司总股数的比值;第一大股东持股比例(*Share*),第一大股东持股数量与公司总股数的比值;连续亏损哑变量(*Loss*),过去两年业绩持续亏损时取1,否则取0;审计意见类型(*Opinion*),当公司被审计师出具非标审计意见时取1,否则取0;分析师关注度(*Analyst*),分析师关注人数(团队数)加1取自然对数;公司上市年限(*Age*),公司上市年限加1取自然对数;托宾Q行业中位数(*Tobinq_Median*),同一行业、同一年度样本公司托宾Q中位数;营业收入增长率(*Growth*),当年相比上年营业收入增长比率;资本支出(*Capex*),公司当年购建固定资产无形资产和其他长期资产支付的现金加1取自然对数;同行业违规公司个数(*Fraud_Ind*),同一行业、同一年度内出现信息披露违规的样本公司数量;业绩波动率(*Vol_Earning*),公司过去三年(包含本年)净利润的标准差与过去三年(包含本年)平均总资产的比值;股票换手率(*Turnover*),流通股换手率的年平均值。

(三)模型设定

本文构建模型(1)对本文提出的假设进行检验。

$$Fraud_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Com_id_{i,t} + \beta_2 Com_id_{i,t}^2 + \sum Controls_{i,t} + \sum Industry_{i,t} + \sum Year_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量*Fraud*使用上市公司信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)和违规次数(*Fraud_Freq*)两个代理变量衡量。当被解释变量为违规倾向(*Fraud_Trend*)时,使用Logit回归模型进行参数估计;当被解释变量为违规次数(*Fraud_Freq*)时,使用泊松回归(*Poisson*)模型进行参数估计。为了检验独立董事薪酬激励(*Com_id*)与上市公司信息披露违规(*Fraud*)之间的U型曲线相关关系,模型(1)中加入独立董事年平均货币薪酬(*Com_id*)的二次项 Com_id^2 ,根据二次函数定理可以预期,若本文提出的假设成立, Com_id 的回归系数 β_1 应当显著为负, Com_id^2 的回归系数 β_2 应当显著为正。为排除潜在影响,模型(1)中控制了行业固定效应与年度固定效应。

四、实证结果

(一)描述性统计

表1列示了主要变量的描述性统计结果。可以看出,违规倾向(*Fraud_Trend*)均值为0.112,表明2007—2018年,11.2%的样本公司出现过信息披露违规行为且被证券监管部门通报;违规次数(*Fraud_Freq*)均值为0.151,表明样本公司年平均违规次数为0.15次; Com_id 均值为5.919,表明样本公司独立董事年平均货币薪酬约为5.9万元; Com_id 均值与中位数接近,表明样本分布相对均匀; Com_id 标准差为3.187,说明不同公司之间独立董事年平均货币薪酬存在较大差异。控制变量的描述性统计结果与既有文献基本一致,表明本文数据来源合理。

按照同一行业、同一年度内样本公司 Com_id 变量的数值大小将样本总体六等分,每个子样本由小到大依次定义为 Com_id_level1 至 Com_id_level6 ,以分组观测不同独立董事货币薪酬水平下上市公司信息披露违规行为的变化趋势。表2报告了相关描述性统计结果。可以看出,随着独立董事货币薪酬水平的不断提高,上市公司信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)与违规次数(*Fraud_Freq*)呈现出先降低后升高的变化趋势,初步表明 Com_id 与

表1 主要变量描述性统计结果

| 变量 | 样本量 | 平均值 | 中位数 | 最大值 | 最小值 | 标准差 |
|---------------------|-------|--------|--------|--------|--------|-------|
| <i>Fraud_Trend</i> | 27381 | 0.112 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.315 |
| <i>Fraud_Freq</i> | 27381 | 0.151 | 0.000 | 9.000 | 0.000 | 0.494 |
| <i>Com_id</i> | 27381 | 5.919 | 5.050 | 20.000 | 0.000 | 3.187 |
| <i>Size</i> | 27381 | 21.980 | 21.810 | 25.950 | 19.660 | 1.263 |
| <i>Roa</i> | 27381 | 0.039 | 0.038 | 0.190 | -0.220 | 0.056 |
| <i>Leverage</i> | 27381 | 0.430 | 0.425 | 0.894 | 0.049 | 0.210 |
| <i>Soe</i> | 27381 | 0.400 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.490 |
| <i>Big4</i> | 27381 | 0.053 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.223 |
| <i>Investor</i> | 27381 | 0.003 | 0.002 | 0.009 | 0.000 | 0.002 |
| <i>Board</i> | 27381 | 2.388 | 2.398 | 3.178 | 1.609 | 0.315 |
| <i>Independence</i> | 27381 | 0.363 | 0.357 | 0.625 | 0.150 | 0.096 |
| <i>Herf</i> | 27381 | 0.669 | 1.000 | 1.000 | 0.000 | 0.471 |
| <i>Dual</i> | 27381 | 0.252 | 0.000 | 1.000 | 0.000 | 0.434 |

Fraud_Trend、*Fraud_Freq* 确实可能存在“先减后增”的U型曲线关系。

(二) 相关系数统计

Pearson 相关系数统计结果显示, *Com_id* 与 *Fraud_Trend*、*Fraud_Freq* 在1%的显著性水平下负相关(相关系数分别为-0.040与-0.033,限于篇幅,统计结果未以表格形式呈现),初步说明独立董事薪酬激励确实能够在一定程度上抑制上市公司信息披露违规行为。除此之外,各控制变量均与 *Fraud_Trend*、*Fraud_Freq* 存在显著的相关关系,表明在多元回归分析中有必要控制这些变量的影响;控制变量间相关系数的绝对值普遍低于0.5,排除了模型(1)潜在的多重共线性问题。

(三) 基本回归

表3列示了独立董事薪酬激励(*Com_id*)对上市公司信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)和违规次数(*Fraud_Freq*)的影响,其中,列(1)和列(3)中未加入控制变量。可以看出,列(1)至列(4)中无论哪一列,变量 *Com_id* 的回归系数均在1%水平上显著为负,而变量 *Com_id*² 的回归系数则均在1%水平上显著为正,这一结果说明独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规倾向和违规次数之间确实存在显著的U型曲线相关关系,表明对独立董事实施一定程度的薪酬激励确实能够在一定程度上降低公司信息披露违规倾向与违规次数,但随着独立董事薪酬激励强度的增加,独立董事的独立性会逐渐降低,导致薪酬激励的边际效用会逐渐降低。当独立董事从上市公司获取的货币薪酬超过一定阈值时,公司信息披露违规行为又会逐渐增加,支持了本文提出的假设。经计算,当独立董事年平均货币薪酬(*Com_id*)约为10万元时,∂*Fraud*/∂*Com_id* 等于零,此时公司信息披露违规倾向(*Fraud_Trend*)和违规次数(*Fraud_Freq*)可以达到最低水平。

(四) 稳健性与内生性检验

为进一步验证本文提出的假设,本文实施如下稳健性检验与内生性检验。

第一,变更独立董事薪酬激励的度量方法。Lazear 和 Rosen 提出的薪酬锦标赛理论认为薪酬差距相比绝对薪酬更能反映员工的努力程度与晋升预期,是更能影响公司对员工激励效用的重要因素^[17]。因此,本文将 *Com_id* 重新定义为“独立董事行业薪酬差距”,令 *Com_id* 等于公司独立董事年平均货币薪酬与当年同行业样本公司独立董事年平均货币薪酬均值之间差值。表4列(1)和列(2)报告了变量替换后模型(1)的回归结果,可以看出,按照薪酬差距重新定义 *Com_id* 后, *Com_id* 与 *Fraud_Trend* 和 *Fraud_Freq* 之间的U型曲线相关关系并未发生改变,进一步支持了本文提出的假设。

表2 独立董事货币薪酬分组描述性统计结果

| 变量 | 样本量 | 平均值 | |
|----------------------|------|--------------------|-------------------|
| | | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
| <i>Com_id_level1</i> | 4474 | 0.1419 | 0.1983 |
| <i>Com_id_level2</i> | 4586 | 0.1092 | 0.1478 |
| <i>Com_id_level3</i> | 4573 | 0.1061 | 0.1408 |
| <i>Com_id_level4</i> | 4618 | 0.1068 | 0.1449 |
| <i>Com_id_level5</i> | 4617 | 0.1014 | 0.1310 |
| <i>Com_id_level6</i> | 4513 | 0.1053 | 0.1460 |

表3 独立董事薪酬与上市公司信息披露违规

| 变量 | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
|------------------------------|-----------------------|------------------------|------------------------|------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Com_id</i> | -0.0855*** (-4.66) | -0.0604*** (-3.11) | -0.0949*** (-6.57) | -0.0694*** (-4.60) |
| <i>Com_id</i> ² | 0.0031*** (2.99) | 0.0029*** (2.65) | 0.0038*** (4.70) | 0.0035*** (4.12) |
| <i>Size</i> | | -0.0954*** (-4.23) | | -0.0778*** (-4.43) |
| <i>Roa</i> | | -5.2768*** (-14.76) | | -4.8488*** (-18.95) |
| <i>Leverage</i> | | 1.3925*** (11.15) | | 1.2601*** (13.01) |
| <i>Soe</i> | | -0.4153*** (-8.46) | | -0.3953*** (-10.17) |
| <i>Big4</i> | | -0.4464*** (-3.70) | | -0.3843*** (-3.91) |
| <i>Investor</i> | | -12.9872 (-1.26) | | -16.5031** (-1.98) |
| <i>Board</i> | | 0.1994*** (2.69) | | 0.1343** (2.30) |
| <i>Independence</i> | | -0.1362 (-0.61) | | -0.3082* (-1.73) |
| <i>Herf</i> | | -0.0742* (-1.71) | | -0.1203*** (-3.55) |
| <i>Dual</i> | | 0.1246*** (2.66) | | 0.1442*** (3.94) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | -1.4705*** (-9.09) | -0.2551 (-0.52) | -1.4017*** (-10.88) | -0.3201 (-0.84) |
| <i>Observations</i> | 27369 | 27369 | 27381 | 27381 |
| <i>Pseudo R</i> ² | 0.0184 | 0.0548 | 0.0214 | 0.0625 |

注:上表中括号内为t值;***、**和*分别表示在1%、5%和10%水平上显著,下同。

第二,尽管近年来我国证券监管部门加大了上市公司信息披露违规的查处力度,但值得注意的是,上市公司信息披露违规的样本数据属于部分可观测数据,也即样本中可能存在部分发生了信息披露违规但没有被证券监管部门稽查出来的公司,从而导致本文的Logit模型和Poisson回归结果可能存在偏误。为解决这一问题,本文参照Poirier、逯东等学者的做法^[18-19],采用部分可观测的Bivariate Probit模型对本文提出的假设进行重新检验。具体的,构建如下模型(2)和模型(3)。

$$Fraud_{i,t}^* = \alpha_0 + \alpha_1 Com_id_{i,t} + \alpha_2 Com_id_{i,t}^2 + \alpha_3 Mhold_{i,t} + \alpha_4 Share_{i,t} + \alpha_5 Loss_{i,t} + \alpha_6 Independence_{i,t} + \alpha_7 Big4_{i,t} + \alpha_8 Opinion_{i,t} + \alpha_9 Size_{i,t} + \alpha_{10} Analyst_{i,t} + \alpha_{11} Roa_{i,t} + \alpha_{12} Age_{i,t} + \alpha_{13} Leverage_{i,t} + Industry_{i,t} + Year_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (2)$$

$$Detect_{i,t}^* = \gamma_0 + \gamma_1 Com_id_{i,t} + \gamma_2 Com_id_{i,t}^2 + \gamma_3 Tobinq_Median_{i,t} + \gamma_4 Growth_{i,t} + \gamma_5 Capex_{i,t} + \gamma_6 Fraud_Ind_{i,t} + \gamma_7 Soe_{i,t} + \gamma_8 Vol_Earning_{i,t} + \gamma_9 Investor_{i,t} + \gamma_{10} Size_{i,t} + \gamma_{11} Analyst_{i,t} + \gamma_{12} Roa_{i,t} + \gamma_{13} Age_{i,t} + Industry_{i,t} + Year_{i,t} + \varphi_{i,t} \quad (3)$$

模型(2)中*Fraud*代表上市公司信息披露违规倾向,模型(3)中*Detect*代表上市公司信息披露违规被稽查的概率。定义哑变量*Fraud*和*Detect*,当模型(2)回归后拟合值*Fraud**>0时,*Fraud*取1,否则取0;当模型(3)回归后拟合值*Detect**>0时,*Detect*取1,否则取0。由于具有违规倾向的公司只有被证券监管部门稽查后,才能被认定为具有违规行为的公司,因此,我们设置一个新的哑变量*Z*,令*Z=Fraud*×*Detect*。当公司存在信息披露违规行为且大概率被证券监管部门稽查通报时,*Z*取1;当公司不存在信息披露违规行为或存在信息披露违规行为但被证券监管部门稽查通报的概率较低时,*Z*取0。

通过表4列(3)至列(5)的回归结果可以看出,*Com_id*与*Fraud*、*Detect*以及*Z*这三个变量之间均存在显著的U型曲线相关关系,表明独立董事薪酬激励强度不仅与公司信息披露违规倾向之间存在U型曲线关系,还与公司信息披露违规后被证券监管部门稽查通报处罚的可能性之间存在U型曲线关系,进一步验证了本文提出的假设。

第三,参照周泽将和刘中燕的做法^[20],将模型(1)的被解释变量替换为上市公司信息披露违规处罚类型,衡量了上市公司信息披露违规后受证券监管部门处罚的严重程度。定义一个计数变量*Punish*,当上市公司未发生信息披露违规行为时,*Punish*取0;当上市公司因信息披露违规被证券监管部门通报,但未受到实质性惩罚时,*Punish*取1;当上市公司因信息披露违规被证券监管部门给予批评或谴责处罚时,*Punish*取2;当上市公司因信息披露违规被证券监管部门给予警告、罚款或没收违法所得处罚时,*Punish*取3。当同一年度内上市公司受到多种处罚或多次受罚时,按照最严重的受罚类型进行赋值。表4列(6)报告了泊松回归结果,可以看出,*Com_id*与*Punish*之间同样存在U型曲线相关关系,表明随着独立董事薪酬激励强度的增加,上市公司受到证券监管部门处罚的严重程度不断降低,但当独立董事薪酬激励降低超过一定范围时,上市公司受到证券监管部门处罚的严重程度又会随之反弹,进一步验证了本文提出的假设。

第四,考虑到独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规之间可能的内生性,本文将模型(1)中被解释变量替换为公司下一年信息披露违规倾向(*F_Fraud_Trend*)和下一年信息披露违规次数(*F_Fraud_Freq*),以排除模型(1)潜在的反向因果问题。回归结果显示,*Com_id*与*F_Fraud_Trend*、*F_Fraud_Freq*在1%水平上显著负相关,二次项*Com_id*²与*F_Fraud_Trend*、*F_Fraud_Freq*在1%水平上显著正相关,表明独立董事薪酬激励与公司下一年信息披露违规倾向以及违规次数之间同样存在U型曲线关系,进而说明模型(1)并不存在严重的内生性问题(限于篇幅,回归结果未以表格形式呈现,备索)。

五、影响机制检验

结合前文理论分析可以看出,不同强度的货币薪酬激励能够通过影响独立董事履职效率以及公司盈余质量,进而对上市公司信息披露违规动机和行为产生异质性影响。接下来,本文从独立董事履职效率和公司盈余质量两个方面实证检验独立董事薪酬激励影响上市公司信息披露违规行为的路径和作用机制。

(一)基于独立董事履职效率的路径检验

由于董事会会议是独立董事获取公司信息、发表专业意见以及行使监管职责的根本途径,是否出席董事会会议将在很大程度上反映独立董事履职成效,因此,本文参照Adams和Ferreira等文献的做法^[21],使用独立董事平均参加董事会的次数(*Attendance*)衡量独立董事履职效率。本文预期,货币薪酬激励能够通过影响独立董事参会意愿进而影响公司治理机制与信息披露质量。为验证该推断,表5列(1)报告了独立董事薪酬激励与独立

表4 稳健性检验结果

| 变量 | <i>Fraud_Trend</i> (1) | <i>Fraud_Freq</i> (2) | <i>Fraud</i> (3) | <i>Detect</i> (4) | <i>Z</i> (5) | <i>Punish</i> (6) |
|------------------------------|---------------------------|--------------------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
| <i>Com_id</i> | -0.0287*** (-3.26) | -0.0298*** (-4.34) | -0.6223*** (-6.74) | -0.6761*** (-7.13) | -0.5697*** (-8.00) | -0.0718*** (-4.92) |
| <i>Com_id</i> ² | 0.0037*** (3.29) | 0.0041*** (4.68) | 0.0280*** (6.29) | 0.0327*** (6.61) | 0.0255*** (7.16) | 0.0034*** (4.17) |
| <i>Size</i> | -0.0948*** (-4.21) | -0.0769*** (-4.39) | -0.5604*** (-5.66) | -0.1045 (-1.21) | -0.1916*** (-2.64) | -0.0834*** (-4.89) |
| <i>Roa</i> | -5.2782*** (-14.77) | -4.8496*** (-18.97) | -35.2288*** (-16.16) | -40.1546*** (-19.31) | -38.5669*** (-21.42) | -5.2790*** (-21.92) |
| <i>Leverage</i> | 1.3919*** (11.14) | 1.2592*** (13.00) | 10.1383*** (12.10) | 1.2227** (2.11) | 4.5272*** (8.58) | 1.0621*** (11.45) |
| <i>Soe</i> | -0.4163*** (-8.48) | -0.3961*** (-10.19) | 0.6759*** (2.84) | -2.9890*** (-13.16) | -1.6557*** (-9.26) | -0.3813*** (-10.18) |
| <i>Big4</i> | -0.4522*** (-3.75) | -0.3857*** (-3.93) | -4.0895*** (-14.64) | -0.0219 (-0.08) | -2.5165*** (-12.24) | -0.3889*** (-4.02) |
| <i>Investor</i> | -12.9504 (-1.26) | -16.5127** (-1.99) | -316.9260*** (-8.23) | -153.1662*** (-4.19) | -255.4086*** (-8.50) | -17.1309** (-2.13) |
| <i>Board</i> | 0.1927*** (2.60) | 0.1295** (2.22) | 0.9493*** (2.78) | 0.1130 (0.36) | 0.4228 (1.61) | 0.1294** (2.31) |
| <i>Independence</i> | -0.1529 (-0.68) | -0.3196* (-1.80) | -1.7973* (-1.66) | -2.9958*** (-3.05) | -2.0005** (-2.46) | -0.2368 (-1.38) |
| <i>Herf</i> | -0.0746* (-1.72) | -0.1205*** (-3.55) | -2.0386*** (-9.27) | 0.0040 (0.02) | -0.8056*** (-5.41) | -0.0977*** (-2.98) |
| <i>Dual</i> | 0.1243*** (2.65) | 0.1442*** (3.94) | -0.2854 (-1.46) | -0.1115 (-0.57) | -0.1426 (-0.90) | 0.1300*** (3.67) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | -0.4160 (-0.86) | -0.5186 (-1.36) | 22.8183*** (9.63) | 18.8865*** (8.57) | 17.0869*** (9.81) | 0.1594 (0.43) |
| <i>Observations</i> | 27369 | 27381 | 19917 | 13967 | 19947 | 27381 |
| <i>Pseudo R</i> ² | 0.0549 | 0.0627 | 0.7113 | 0.5919 | 0.6507 | 0.0598 |

表5 独立董事薪酬与独立董事履职效率、盈余质量相关关系

| 变量 | <i>Attendance</i> (1) | <i>DA</i> (2) |
|--------------------------------|--------------------------|------------------------|
| <i>Com_id</i> | 0.3739*** (17.43) | -0.0027*** (-4.59) |
| <i>Com_id</i> ² | -0.0096*** (-8.21) | 0.0001*** (3.71) |
| <i>Size</i> | 0.7107*** (22.01) | -0.0107*** (-12.72) |
| <i>Roa</i> | -0.2142 (-0.52) | -0.1352*** (-12.11) |
| <i>Leverage</i> | 2.0908*** (12.88) | 0.0185*** (4.26) |
| <i>Soe</i> | -0.9202*** (-11.34) | -0.0078*** (-3.87) |
| <i>Big4</i> | -0.8345*** (-6.05) | 0.0086** (2.40) |
| <i>Investor</i> | 11.0703 (0.99) | 1.0329*** (3.40) |
| <i>Board</i> | -2.0958*** (-22.51) | 0.0109*** (4.40) |
| <i>Independence</i> | -8.0931*** (-30.69) | -0.0317*** (-4.46) |
| <i>Herf</i> | -0.2644*** (-4.85) | -0.0034** (-2.32) |
| <i>Dual</i> | -0.0022 (-0.04) | 0.0039** (2.52) |
| <i>Industry</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Year</i> | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | -0.0528 (-0.07) | 0.3356*** (18.21) |
| <i>Observations</i> | 27381 | 25636 |
| <i>Adjusted R</i> ² | 0.1852 | 0.1535 |

董事履职效率之间的OLS回归结果。可以看出, *Com_id* 与 *Attendance* 存在显著的倒U型曲线相关关系, 表明随着独立董事薪酬激励强度的增加, 独立董事参会意愿逐渐增强。但是, 当独立董事货币薪酬水平达到一定阈值时, 独立董事履职效率反而会下降。

表6 按照独立董事履职效率高低分组回归

| 变量 | <i>Fraud_Trend</i> 高独立董事履职 效率组 (1) | <i>Fraud_Trend</i> 低独立董事履职 效率组 (2) | <i>Fraud_Freq</i> 高独立董事履职 效率组 (3) | <i>Fraud_Freq</i> 低独立董事履职 效率组 (4) |
|------------------------------|---|---|--|--|
| | <i>Com_id</i> | -0.0348 (-1.23) | -0.1095*** (-4.00) | -0.0783*** (-3.69) |
| <i>Com_id</i> ² | 0.0014 (0.89) | 0.0053*** (3.30) | 0.0037*** (3.23) | 0.0044*** (3.36) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Industry/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | -0.9891 (-1.42) | 0.9106 (1.30) | -1.0953** (-2.04) | 0.8540 (1.53) |
| <i>Observations</i> | 12641 | 14728 | 12644 | 14737 |
| <i>Pseudo R</i> ² | 0.0495 | 0.0638 | 0.0610 | 0.0681 |

参照 Bao 等文献机制检验的做法^[22], 本文接下来考察当独立董事履职效率不同时, 独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为之间的相关关系是否存在差异, 以验证独立董事履职效率对上市公司信息披露违规行为的潜在影响。表6列(1)至列(4)报告了按照同一行业、同一年度内样本公司独立董事平均参加董事会次数 (*Attendance*) 的中位数对模型(1)进行分组回归的结果。通过列(1)和列(2)可以看出, *Com_id* 与 *Fraud_Trend* 的U型曲线关系仅出现在独立董事履职效率较低组, 表明对

注: 受版面限制, 控制变量回归结果未列示, 表7至表9相同, 有需要可向作者索取。

于独立董事参会意愿不足、履职效率较低的公司,独立董事薪酬激励更能发挥公司治理效应。然而,当独立董事货币薪酬超过一定范围时,薪酬激励对独立董事独立性的扭曲效应同样存在。通过列(3)和列(4)可以看出,无论是高独立董事履职效率组还是低独立董事履职效率组, Com_id 与 $Fraud_Freq$ 的U型曲线关系始终存在,表明尽管出席董事会会议是提高独立董事履职效率、降低公司信息披露违规动机的有效途径,但提高独立董事履职效率可能并不是独立董事薪酬激励影响上市公司信息披露违规行为的唯一路径。换言之,独立董事薪酬激励更强的治理效应可能不仅仅只是体现在提高独立董事履职效率方面。

(二)基于公司盈余质量的路径检验

由于低水平的信息披露质量和盈余质量是上市公司信息披露违规的直接动因,而独立董事能够在一定程度上影响公司信息披露质量与盈余质量,因此,本文预期,独立董事薪酬激励能够通过影响公司盈余质量进而影响上市公司信息披露违规行为。为验证该推断,本文使用修正的Jones模型计算操纵性应计利润 DA ,以衡量公司盈余质量高低。表5列(2)报告了独立董事薪酬激励与公司盈余质量之间的OLS回归结果。可以看出, Com_id 与 DA 存在显著的U型曲线相关关系,表明随着独立董事薪酬激励强度的增加,公司操纵性应计项目逐渐降低,盈余质量逐渐提高。但当独立董事货币薪酬水平达到一定阈值时,公司操纵性应计项目又会逐渐提高,导致盈余质量逐渐降低。

接下来考察当公司盈余质量不同时,独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为之间的相关关系是否存在差异,以验证公司盈余质量对上市公司信息披露违规行为的潜在影响。表7列(1)至列(4)报告了按照同一行业、同一年度内样本公司盈余质量(DA)的中位数对模型(1)进行分组回归的结果。可以看出, Com_id 与 $Fraud_Trend$ 、 $Fraud_Freq$ 的U型曲线相关关系仅出现在公司盈余质量较高组,表明盈余质量的提升在降低上市公司信息披露违规行为方面发挥了重要作用,由此说明改善信息披露质量与盈余质量是独立董事薪酬激励影响上市公司信息披露违规行为的另一条重要作用渠道。

表7 按照公司盈余质量高低分组回归

| 变量 | $Fraud_Trend$ | $Fraud_Trend$ | $Fraud_Freq$ | $Fraud_Freq$ |
|---------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|
| | 高公司盈余质量组 | 低公司盈余质量组 | 高公司盈余质量组 | 低公司盈余质量组 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| Com_id | -0.1007*** (-3.97) | -0.0069 (-0.22) | -0.0993*** (-5.18) | -0.0250 (-1.01) |
| Com_id^2 | 0.0047*** (3.37) | 0.0003 (0.17) | 0.0048*** (4.63) | 0.0012 (0.86) |
| Controls | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Industry/Year | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| Constant | -0.7096 (-1.13) | 0.2152 (0.26) | -0.6598 (-1.39) | -0.1232 (-0.18) |
| Observations | 14507 | 12816 | 14509 | 12872 |
| Pseudo R^2 | 0.0624 | 0.0501 | 0.0722 | 0.0561 |

六、进一步分析:互补效应抑或替代效应

前文研究表明,独立董事薪酬激励水平会对上市公司信息披露违规行为产生重要影响。事实上,除此之外,分析师与审计师等资本市场外部中介机构也会对上市公司违规行为产生治理效应,能够在抑制管理层与大股东舞弊动机与机会主义行为方面发挥重要监督作用。然而,独立董事、分析师以及外部审计师参与公司治理的途径、方式和程度存在较大差异,致使独立董事的监督治理效应与分析师、审计师的监督治理效应既有可能相互补充,也有可能相互替代。为厘清上述关系,本文通过横截面分组检验的方式观察当分析师、审计师等资本市场外部监督机构公司治理能力不同时,独立董事薪酬激励对上市公司信息披露违规行为的影响是否存在异质性特征。显然,如若外部监督机构治理能力较弱时独立董事薪酬激励效果更显著,则说明独立董事与分析师、审计师在监督治理方面存在替代效应,反之则说明互补效应成立。

(一)基于分析师关注度的横截面分组检验

由于金融分析师具有信息挖掘、信息处理以及信息传播方面的优势,因此,分析师常被视为公司重要的外部监督力量。使用年度内公司分析师(或分析师团队)跟踪数量加1取自然对数衡量分析师关注度($Analyst$),并按照同一行业、同一年度内样本公司分析师关注度的中位数将样本总体划分为高分析师关注度组和低分析师关注度组两个子样本,对模型(1)进行分组回归,表8报告了回归结果。可以看出, Com_id 与 $Fraud_Trend$ 、

Fraud_Freq 的 U 型曲线相关关系仅出现在低分析师关注度组,表明当公司外部监督环境较差时,货币薪酬对独立董事的激励效应会更加显著,上述结果验证了独立董事与分析师在对上市公司监督治理方面存在替代效应。

(二)基于外部审计质量的横截面分组检验

高质量的外部审计能够有效降低公司违规风险,抑制企业的业绩操纵、粉饰以及盈余管理动机。因此,外部审计质量也是影响上市公司信息披露违规行为的重要因素。本文使用公司年度审计收费衡量外部审计师的公司治理水平以及公司外部审计质量,并按照同一行业、同一年度内样本公司审计质量的中位数对模型(1)进行分组回归,表9报告了回归结果。可以看出, *Com_id* 与 *Fraud_Trend*、*Fraud_Freq* 的 U 型曲线关系仅出现在低外部审计质量组,表明当公司外部审计环境较差时,货币薪酬对独立董事的激励效应同样更加显著,上述结果验证了独立董事与审计师在对上市公司监督治理方面同样存在替代效应。

表8 按照分析师关注度高低分组回归

| 变量 | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
|------------------------------|--------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | 高分析师关注度组 | 低分析师关注度组 | 高分析师关注度组 | 低分析师关注度组 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Com_id</i> | -0.0238 (-0.77) | -0.0929*** (-3.63) | -0.0174 (-0.68) | -0.1008*** (-5.40) |
| <i>Com_id</i> ² | 0.0004 (0.24) | 0.0058*** (3.85) | -0.0001 (-0.04) | 0.0061*** (5.90) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Industry/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 0.1148 (0.14) | -2.3039*** (-3.37) | -0.1837 (-0.27) | -2.2493*** (-4.34) |
| <i>Observations</i> | 13796 | 13531 | 13822 | 13559 |
| <i>Pseudo R</i> ² | 0.0504 | 0.0537 | 0.0591 | 0.0635 |

表9 按照外部审计质量高低分组回归

| 变量 | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Trend</i> | <i>Fraud_Freq</i> | <i>Fraud_Freq</i> |
|------------------------------|--------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|
| | 高外部审计质量组 | 低外部审计质量组 | 高外部审计质量组 | 低外部审计质量组 |
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| <i>Com_id</i> | -0.0200 (-0.77) | -0.1198*** (-3.66) | -0.0264 (-1.31) | -0.1338*** (-5.54) |
| <i>Com_id</i> ² | 0.0010 (0.72) | 0.0064*** (2.91) | 0.0012 (1.17) | 0.0075*** (4.86) |
| <i>Controls</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Industry/Year</i> | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| <i>Constant</i> | 1.7920** (2.55) | -0.8629 (-1.00) | 1.4170*** (2.58) | -1.0118 (-1.50) |
| <i>Observations</i> | 13858 | 13414 | 13861 | 13520 |
| <i>Pseudo R</i> ² | 0.0599 | 0.0639 | 0.0675 | 0.0749 |

七、结论性评述

货币薪酬作为一项最主要且最重要的独立董事履职回报方式,究竟能够在多大程度上缓解独立董事与任职公司之间的代理冲突、提高独立董事履职成效,并在多大程度上抑制公司财务舞弊行为、提高公司治理能力,是一个具有现实意义但却被理论研究相对忽视的问题。为解答上述问题,本文以2007—2018年间中国A股上市公司为样本,从上市公司信息披露违规的视角研究了独立董事薪酬激励的资本市场溢出效应。研究发现:(1)独立董事薪酬激励与上市公司信息披露违规行为之间并非存在线性关系,而是存在U型相关关系,说明过高或过低的薪酬激励水平都不能有助于独立董事履职成效的提升;(2)机制检验中发现,独立董事履职效率以及公司盈余质量的非线性变化,是上述U型相关关系产生的重要原因,说明适宜水平的货币薪酬是激发独立董事履职意愿、提升独立董事履职成效的不可或缺因素;(3)进一步研究发现,当分析师关注度较低以及外部审计质量较低时,上述U型相关关系更加显著,说明独立董事与分析师、审计师在监督治理方面存在替代效应。当公司外部监督环境较差时,货币薪酬对独立董事的激励效应会更加突出。本文研究结论验证了独立董事代理问题的客观存在性,表明制定合适的货币薪酬激励契约,对于降低独立董事与任职公司代理成本、提升独立董事履职成效具有现实意义。

参考文献:

[1] Bebhuk L A, Fried J M. Pay without performance: Overview of the issues[J]. *Academy of Management Perspectives*, 2016, 20(1): 5-24.

- [2] 全怡,郭卿.“追名”还是“逐利”:独立董事履职动机之探究[J].管理科学,2017(4):3-16.
- [3] 李世刚,蒋煦涵,蒋尧明.独立董事内部薪酬差距与异议行为[J].经济管理,2019(3):124-140.
- [4] 张天舒,陈信元,黄俊.独立董事薪酬与公司治理效率[J].金融研究,2018(6):155-170.
- [5] Hope O-K, Lu H, Saiy S. Director compensation and related party transactions[J].Review of Accounting Studies, 2019, 24(1): 1392-1426.
- [6] Hutton A P, Marcus A J, Tehranian H. Opaque financial reports, R2, and crash risk[J]. Journal of Financial Economics, 2009, 94(1): 67-86.
- [7] 肖土盛,宋顺林,李路.信息披露质量与股价崩盘风险:分析师预测的中介作用[J].财经研究,2017(2):110-121.
- [8] Fama E F. Efficient capital markets: A Review of theory and empirical work[J]. The Journal of Finance, 1970, 25(2): 383-417.
- [9] Bloomfield R J. The “Incomplete Revelation Hypothesis” and financial reporting[J]. Accounting Horizons, 2002, 16(3): 233-243.
- [10] Liu Y, Miletkov M K, Wei Z, et al. Board Independence and Firm Performance In China [J].Journal of Corporate Finance, 2015, (30): 223-244.
- [11] Suyono E, Farooque O A. Do governance mechanisms deter earnings management and promote corporate social responsibility? [J]. Accounting Research Journal, 2018, 31(3): 479-495.
- [12] Kuang Y F, Lee G. Corporate fraud and external social connectedness of independent directors[J]. Journal of Corporate Finance, 2017, 45(1): 401-427.
- [13] Bebchuk L A, Fried J M. Executive compensation as an agency problem[J]. The Journal of Economic Perspectives, 2003, 17(3): 71-92.
- [14] 黄利梅.企业知识型员工激励边际递减效用的优化策略探究[J].技术经济与管理研究,2018(1):20-23.
- [15] Abelson R. Enron board comes under a storm of criticism[N].The New York Times, 2001.
- [16] Khanna V S, Kim E H, Lu Y. CEO connectedness and corporate fraud[J]. The Journal of Finance, 2015, 70(3):1203-1252.
- [17] Lazear E P, Rosen S. Rank-order tournament as optimum labor contracts[J]. Journal of Political Economy, 1981, 89(5): 841-864.
- [18] Poirier D J. Partial observability in bivariate probit models[J]. Journal of Econometrics, 1980, 12(2): 209-217.
- [19] 逯东,谢璇,杨丹.独立董事官员背景类型与上市公司违规研究[J].会计研究,2017(8):55-61.
- [20] 周泽将,刘中燕.独立董事本地任职对上市公司违规行为之影响研究——基于政治关联与产权性质视角的经验证据[J].中国软科学, 2017(7):116-125.
- [21] Adams R, Ferreira D. Do directors perform for pay [J]. Journal of Accounting and Economics, 2008, 46(1): 154-171.
- [22] Bao D, Fung S, Su L. Can shareholders be at rest after adopting clawback provisions? Evidence from stock price crash risk[J]. Contemporary Accounting Research, 2018, 35(3):1578-1615.

[责任编辑:杨志辉]

Compensation Incentives of Independent Director and Information Disclosure Frauds of Listed Companies

ZHU Jie

(School of Accounting and Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China)

Abstract: Taking Chinese A-share listed companies from 2007 to 2018 as a sample, this paper studies corporate governance effects and the capital market spillover effects of compensation incentives for independent directors from the perspective of information disclosure frauds of listed companies. This paper finds that there is a U-shaped correlation between the compensation incentives of independent directors and the irregularities of information disclosure of listed companies, which indicates that too high or too low compensation incentives cannot help to restrain the illegal behavior of information disclosure. In the mechanism test, this paper finds that the non-linear changes of the performance efficiency of independent directors and the earnings quality of companies are the important reasons for the above U-shaped correlation. Further research finds that when analyst coverage and the quality of external audit is low, the above U-shaped correlation is more significant, indicating that independent directors have alternative effects on corporate supervision and governance among analysts and auditors. When the external supervision environment is poor, the incentive effect of monetary compensation on independent directors will be more prominent.

Key words: independent directors; compensation incentives; information disclosure; frauds; performance efficiency; earnings quality