doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2023.02.008

高管薪酬激励会影响企业绿色创新吗

郭毓东，洪　扬
（湖南工业大学 经济与贸易学院，湖南 株洲 412007）

摘　要：绿色创新是国家和企业发展的主要驱动力，研究如何提高企业绿色创新能力对促进企业可持续发展具有积极意义。基于2012－2021年中国沪深A股上市公司的面板数据，探究高管薪酬激励对企业绿色创新的影响以及作用机制，并且引入内部控制和融资约束变量，进一步检验内部控制和融资约束在其中所发挥的调节作用。结果发现：高管薪酬激励能够显著促进企业绿色创新，该作用通过缓解信息不对称问题得以实现；内部控制能够强化高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用；融资约束会抑制高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用。此外，分样本检验发现，高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用，在非国有、重污染以及东部地区的企业中尤为显著。

关键词：高管薪酬激励；内部控制；融资约束；环境信息披露；企业绿色创新
中图分类号：F272.3　　**文献标志码：**A　　**文章编号：**1672-626X（2023）02-0064-16

一、引言

改革开放以来，我国社会经济实现了快速发展，但与此同时自然生态环境也受到了严重污染，土地质量下降、大气污染、水体污染、资源枯竭等环境问题日益突出。党的二十大报告指出，要推动绿色发展，促进人与自然和谐共生，加快发展方式绿色转型，深入推进环境污染防治，提升生态系统多样性、稳定性、持续性，积极稳妥推进碳达峰碳中和。企业作为环境污染问题的主要责任者，成为环境保护与治理的关键环节。因此，如何有效地减少污染排放、节约能源资源消耗，将是企业亟待解决的重要课题。

绿色创新作为企业减轻生态环境污染、节约能源资源的重要工具，其所具备的可持续竞争优势已经得到普遍认可。高管作为企业绿色创新的重要决策者，在很大程度上决定了绿色创新活动的可持续性，要想高管更加积极负责地开展绿色创新活动，必须要有合理有效的薪酬激励方案来激发高管的绿色创新活力。因此，本文主要研究高管薪酬激励对绿色创新的影响以及作用机制，为我国企业实现绿色创新能力跨越式发展提供理论依据。此外，绿色创新具有投入成本高、回报周期长、风险大、不确定性强等特点，企业要想有效地利用绿色创新来实现绿色发展目标，还需要重视内外部因素对绿色创新的影响。首先，内部控制作为一项内部治理机制，是企业绿色创新活动的重要保障，可以有效防范并降低绿色创新风险，从而促进企业绿

收稿日期：2022-11-28
基金项目：国家社会科学基金项目（19BJY082）
作者简介：郭毓东（1975－ ），男，吉林桦甸人，湖南工业大学经济与贸易学院副教授，经济学博士，研究方向为环境会计、宏观经济管理与可持续发展；通讯作者洪扬（1999－ ），男，浙江丽水人，湖南工业大学经济与贸易学院硕士研究生，研究方向为环境会计与财务管理。

色创新能力提升[1]。其次，资金是企业开展绿色创新活动的基础，当企业面临较低的融资约束时，资金比较充裕，企业具有较高的创新意愿和创新能力[2]，而当企业面临较高的融资约束时，自有资金不足，其创新活动则会受到抑制[3]。最后，环境信息披露能够有效降低企业内外部信息不对称，赢得外部利益相关者的认可和资源支持，进而促进企业绿色创新[4-5]。由此可见，高管薪酬激励、内部控制、融资约束、环境信息披露均能在一定程度上影响企业绿色创新，但是现有研究缺乏从整体视角来探究四者对企业绿色创新的综合作用机制。因此，本文将其纳入同一理论框架，探究高管薪酬激励对企业绿色创新的影响以及内部控制、融资约束、环境信息披露在其中发挥的中间作用无疑具有重要的理论价值和现实意义。

本文可能的贡献在于：第一，丰富和补充了高管薪酬激励的经济后果和企业绿色创新的相关研究，将以往学者研究的经济后果进一步扩展。同时，本文以产权性质、环保属性以及地区为分组依据，论证了高管薪酬激励对绿色创新作用的异质性，以期为政策的制定与实施提供依据。第二，建立了“行业-年份”双向固定效应模型，实证分析高管薪酬激励对绿色创新的影响，并检验了内部控制和融资约束对两者关系的调节效应以及环境信息披露在两者关系中发挥的中介效应，揭示了高管薪酬激励对企业绿色创新的作用机制，拓展了绿色发展的研究范畴，为促进企业绿色创新提供新的思路和方向。

二、文献综述

绿色创新是指遵循生态原理和生态经济规律，以减轻生态环境污染、节约资源能源为主要目标，生态负效应最小的技术、工艺和产品的总称。现有关于企业绿色创新影响因素的研究较为丰富，大多数学者主要从内部和外部两个方面对绿色创新的影响因素展开研究。一方面，外部影响因素主要包括绿色信贷、市场压力、政府补贴、融资约束、环境规制等。程振等（2022）指出绿色信贷政策能够显著促进重污染企业绿色创新水平提升[6]。Zhang和Zhu（2019）研究发现消费者压力会促进企业绿色产品创新水平和绿色工艺创新水平提升[7]。梁亚琪等（2022）指出政府补贴对企业绿色创新具有激励作用[8]。叶翠红（2021）认为融资约束是抑制企业绿色创新的重要因素[9]。于克信等（2019）指出环境规制与绿色创新之间存在倒“U”型关系[10]。另一方面，内部影响因素主要包括社会责任、环境信息披露、高管环保认知、高管学历、高管薪酬差距、高管团队环境注意力等。肖小虹等（2021）研究发现企业履行社会责任有助于促进绿色创新[11]。朱鹏和郭文凤（2022）指出企业提升环境信息披露水平有助于促进绿色创新[12]。梁敏等（2022）研究发现高管环保认知正向促进企业绿色创新绩效提升[13]。Amore等（2019）研究指出高管学历越高，企业的绿色创新水平越高[14]。耿合江（2020）指出高管内外部薪酬差距均显著促进企业绿色创新[15]。吴建祖和华欣意（2021）研究发现高管团队环境注意力与企业绿色创新战略显著正相关[16]。

另一组与本文研究主题相关的文献是高管薪酬激励，目前关于高管薪酬激励与企业绿色创新的文献较少，主要研究集中在高管薪酬激励对企业创新的影响。大多数学者认为高管薪酬激励通常与企业业绩相挂钩，高管薪酬激励能够有效地解决委托代理问题，激发高管进行技术创新的积极性和主动性，进而促进企业创新水平提升[17]。Lin等（2011）研究发现高管薪酬激励对非国有企业研发支出具有显著的正向影响[18]。Kini和Williams（2012）研究指出高管薪酬激励能够在一定程度上降低委托代理冲突，对企业技术创新具有显著的促进作用[19]。刘婷婷等（2018）研究发现高管薪酬激励与企业创新呈正相关关系，且内外部约束机制的联合作用有助于加强高管薪酬激励效果[20]。穆林娟和宋巍巍（2019）研究指出融资约束会抑制高管激励对研发投入的促进作用[21]。孙自愿等（2021）研究指出高管薪酬激励和内部控制质量均有助于促进企业技术创新动态能力的提高[22]。翁辰和马良泽（2022）研究发现高管薪酬激励有助于促进非国有企业创新水平提升，而薪酬管制政策的实施会对国有企业创新产生抑制作用[23]。此外，也有少数学者得出了不一样的结论。Ederer

和Patacconi(2010)认为高管薪酬激励是一种短期激励方式,对高管无法起到明显的激励效果,不能促进企业技术创新[24]。刘晓慧等(2018)研究发现高管薪酬激励与企业创新绩效之间呈显著的倒"U"型关系[25]。

综上所述,现有文献主要围绕高管薪酬激励和企业创新展开研究,鲜有文献论证高管薪酬激励对企业绿色创新的影响。而绿色创新作为企业创新的重要组成部分,具备企业创新的各种特性[26]。鉴于此,本文聚焦于绿色创新这一独特创新形式,以2012—2021年中国沪深A股上市公司为样本,采用双向固定效应模型探究高管薪酬激励对企业绿色创新的影响以及作用机制。

三、理论分析与研究假设

(一)高管薪酬激励与企业绿色创新

在市场经济持续发展、市场竞争越来越激烈的当下,企业要想做到长久可持续发展,实现经济效益和环境效益的双赢,就需要加大绿色研发强度,提高企业绿色创新能力。高管薪酬激励机制作为一种可以将企业业绩与管理层决策活动联系在一起的内部治理机制,在短期内就能够有效降低管理层的风险厌恶程度,激发管理层的创新意愿[27]。另外,委托代理理论认为,企业的所有者追求的最终目标是企业价值的最大化,而企业高管则更在意于自己能够获得的薪酬数额。高管薪酬激励机制则可以有效化解委托代理过程中产生的矛盾,降低企业的委托代理成本[28]。同时,Lerner和Wulf(2007)研究发现薪酬激励能够让高管在进行创新尝试失败后,仍然可以获得基本收益,这有利于约束高管的短视行为和风险规避行为[29]。此外,最优薪酬契约理论主张构建企业经营业绩与高管薪酬水平相挂钩的激励机制,促使高管按照股东制定的目标行事,进而达到缓解委托代理问题的目的[30]。

企业开展绿色创新活动主要是为了提高市场竞争力,强化绿色竞争优势,促进企业绿色发展。绿色创新是一项投资回报周期较长的活动,其对企业的价值不会立即反映在当期的经济收益中,因此高管在作出提高绿色创新投入的决策时,必然会牺牲一部分当期利益。而对高管实施薪酬激励能够弥补高管开展绿色创新活动的损失,消除或减少高管的顾虑,从而降低高管与企业股东在利益方面的冲突。同时,高管薪酬是高管凭借自身技术、能力、知识经验等,通过脑力或者体力劳动向企业换取的货币收益。因此,薪酬激励能够对高管产生重要的影响,不仅可以激励高管勤勉尽责,还可以促使高管打破固步自封、创新停滞的局面。另外,马斯洛需求层次理论认为薪酬水平的提高可以满足高管最基本的生理需求,而生理需求是人类所有高层次需求的基础,能够对高管产生一定程度的激励作用。在中国当前的社会背景下,大多数企业的高管正处于财富累积阶段,因此薪酬激励对高管仍具有非常强的吸引力,故企业可以通过制定合理的薪酬激励方案来减少高管创新决策的压力,激发高管开展创新活动的积极性,进而有助于提升企业的创新水平[31]。基于此,本文提出第一个研究假设:

H1:高管薪酬激励对绿色创新具有显著的正向影响。

(二)高管薪酬激励、内部控制与企业绿色创新

委托代理问题是导致企业投资效果下降的主要原因,而绿色研发投资是企业重要的投资行为之一,其决定着企业能否可持续发展。为了保障企业有充足的绿色创新资金,企业通常会对高管采取薪酬激励政策,并关注于高管为企业绿色创新绩效所作出的贡献。但是,对高管实施薪酬激励政策后,企业内部仍然存在着不少问题,如高管滥用企业资金和高管贪污等。这说明薪酬激励政策虽然能够解决企业部分委托代理问题,但无法彻底将其根除,故对企业经营管理的积极影响有限。然而,内部控制机制的建立健全,无疑可以进一步有效解决企业存在的委托代理问题。

内部控制作为企业重要的内部治理机制,其运行过程贯彻于企业经营实践。高管在作出绿色创新投资

决策前会衡量绿色创新的风险和收益，若绿色创新风险大于收益，高管必然会减少绿色创新投入。但是，内部控制作为企业降低风险的重要机制之一，能够有效减少企业绿色创新过程中面临的风险。Bargeron等（2010）认为内部控制可以通过一系列控制措施将开展创新活动的风险降至最低，进而保障绿色创新活动的正常实施[32]。另外，随着企业高管薪酬激励水平的日渐增长，肯定会出现高级管理人员为了自身利益最大化而做出有损于股东财富的机会主义行为。此时，有效的内部控制不仅可以发挥监管与制约高管违规行为的作用，还能够提升企业与高管之间的信息沟通效率，降低企业各方信息的不确定性，提高企业绿色创新决策过程中的科学性与透明度，同时也会提升高管对薪酬水平的敏感度，进一步加强薪酬激励对绿色创新的正向影响。并且，高质量的内部控制有利于企业及时察觉并改善高管创新能力不足或过度创新的现象[33]。因此本文认为，高水平的内部控制不仅能够降低绿色创新过程中的风险，为开展绿色创新活动创造良好的环境，还可以促进企业内部信息沟通，使高管的绿色研发投资活动更加透明公正，同时提升高管对薪酬激励的敏感度，避免高管的短视行为和自利行为，从而有助于激发高管的绿色创新活力，不断增强企业绿色创新能力。基于此，本文提出第二个研究假设：

H2：内部控制有助于强化高管薪酬激励对绿色创新的促进作用。

（三）高管薪酬激励、融资约束与企业绿色创新

资金是企业的“血液”，对于企业绿色创新活动来说十分重要。从绿色研发过程来看，资金贯穿于绿色创新活动的各个环节。首先，在企业确定绿色研发项目后，研发设备的购置和研发人员的工资都需要大量的资金。其次，在绿色技术产品设计开发阶段，需要有雄厚的资金支持产品的试验生产和防止企业由于创新失败而陷入经营困境。最后，在绿色技术产品成熟阶段，绿色技术产品的生产、宣传、营销、售后服务等都需要足够的资金投入。由此可见，绿色创新具有成本高、回报周期长、风险大的特性，企业当期不能立刻获得足够多的超额利润[34]。于是，企业就可能会出现当期利润无法满足下一期生产经营和研发活动支出的情况，或者产生巨额研发支出吞噬留存收益的现象。因此，企业要想正常地开展绿色创新活动，必须要有大量的资金支持。然而，融资约束可能会导致企业优先将资金用于维持日常生产经营活动，进而无法为开展绿色创新活动提供所需的资金。

企业绿色创新活动对资金的需求量较大，但绿色创新具有无形性和价值难以准确度量的特性，导致绿色创新难以作为抵押资产向银行等金融机构借款，进而致使高管能够用于绿色创新活动的资金大大减少。于是，企业融资环境的变化可能会使高管重新评估绿色创新项目的可行性，做出削减绿色创新投资的决策，从而高管薪酬激励对绿色创新的促进作用就会因融资约束的存在而受到抑制。另外，当企业面临融资约束困境时，企业的经营风险和财务风险将会被无限放大，高管的经营管理决策也会变得十分谨慎，特别是当企业的经营风险上升至与薪酬激励不相匹配时，高管会放弃绿色创新投资决策以补偿融资约束带来的风险。此外，高管薪酬激励对企业现金流的敏感度较高，故企业需要有一定的资金储备以满足薪酬激励的资金需求。但是，随着融资约束程度的提高，企业能够用于薪酬激励的资金逐渐减少，高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也会随之被削弱。基于此，本文提出第三个研究假设：

H3：融资约束会抑制高管薪酬激励对绿色创新的促进作用。

（四）高管薪酬激励、环境信息披露与企业绿色创新

企业与外部利益相关者之间存在信息不对称问题，绿色创新成本高、回报周期长、风险大、不确定性强的特性加剧了外部利益相关者对信息不对称的敏感程度，导致企业缺乏足够的资金开展绿色创新活动。环境信息披露作为外界了解企业社会责任承担情况和环境行为的重要途径，可以有效地减少企业内外部信息不对称，提高企业的绿色声誉和形象，赢得投资者的青睐，吸引更多资本投入，为企业开展绿色创新活动奠定资金基础，进而促进企业绿色创新。此外，高管薪酬激励是企业内部治理机制中不可或缺的重要组成部

分，科学有效的薪酬激励机制能够促使高管更好地履行职责并抑制其机会主义行为[35]。冯璇等（2009）认为有效的薪酬激励方案能够激励高管努力工作，从而有助于提高企业的可持续发展能力[36]。由此可见，科学合理的薪酬激励机制可以有效提升高管工作的积极性和创新性，为了获得更多的薪酬激励，高管会更加注重企业的长远可持续发展，会更加关注于企业的环境治理表现，并会主动提高环境信息透明度，以向外界传递企业积极承担环境责任的绿色形象[37]。因此本文认为，高管薪酬激励能够通过促进环境信息披露水平提升，缓解信息不对称的影响，增强投资者的信心，赢得更多投资者认可和资源支持，进而促进企业绿色创新水平提升。基于此，本文提出第四个研究假设：

H4：环境信息披露在高管薪酬激励与绿色创新的关系中发挥中介效应。

四、研究设计

（一）数据来源与处理

本文以2012—2021年中国沪深A股上市公司为样本，并进行了以下筛选：（1）剔除相关研究变量数据缺失的上市公司；（2）剔除金融行业的上市公司；（3）剔除ST类和*ST类上市公司。最终筛选出13830个有效观测值。为消除极端值的影响，对所有连续变量进行1%分位的缩尾处理。本文企业绿色专利数据取自于CNRDS数据库，内部控制数据来源于迪博数据库发布的内部控制指数，环境信息披露数据以及其他财务数据来自于CSMAR数据库。实证研究通过STATA17.0实现。

（二）变量说明

1. 被解释变量

企业绿色创新（GI）。考虑到专利数据可以较为准确地测度企业创新活动产出的数量和质量，而专利授权存在明显的时滞性，故绿色专利申请数能更精准地度量企业的绿色创新绩效。因此，本文借鉴黎文靖和郑曼妮（2016）[38]的研究，以企业绿色专利申请数量来测度绿色创新，并对该指标加1取自然对数以消除量纲的影响。

2. 解释变量

高管薪酬激励（SALARY）。由于研究切入点不同，学者们对高管薪酬激励衡量指标的选择不尽相同。本文借鉴陈修德等（2015）[39]的研究，以企业排名前三的高管薪酬总额的自然对数作为高管薪酬激励的代理变量。

3. 调节变量

内部控制（ICD）。现有研究对内部控制质量的数据来源主要有以下三种：一是自建内部控制质量评价体系；二是上市公司发布的内部控制审计报告或内部控制自我评价报告；三是权威评价机构发布的报告。由于迪博数据库发布的内部控制指数具有较高的科学性和权威性，因此本文借鉴李姝等（2017）[40]的做法，以迪博数据库发布的内部控制指数/100来衡量内部控制质量。该指标越大，表示企业内部控制质量越高。

融资约束（FC）。现有研究对融资约束的衡量方式有很多种，诸如SA指数、WW指数、KZ指数等。本文参考李志斌等（2022）[41]的研究，以SA指数的绝对值来衡量融资约束（FC），SA指数的绝对值越大表示企业的融资约束程度越高。其中，本文借鉴鞠晓生等（2013）[42]、Hadlock和Pierce（2010）[43]的做法，选取具有强外生性的企业年龄和企业规模构建SA指数，该衡量方法符合中国资本市场状况并在中国情境下得到广泛应用，SA指数的具体测算方式如下：

$$SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.040 \times Age \quad (1)$$

在式（1）中，SA代表融资约束，Size代表企业规模，以企业总资产规模的自然对数来衡量，Age代表企业

年龄，以观测年份与企业成立年份之差来衡量。

4. 中介变量

环境信息披露（EDI）。本文参考郭毓东和洪扬（2022）[44]的研究，采用内容评分法对环境信息披露进行度量。首先，从五个维度对环境信息披露内容进行分类，共分为三十项评分指标。然后，根据评分规则对各个企业当年的环境信息披露进行评分，最高得分为42分。最后，通过计算得出各个企业的环境信息披露水平，即某上市公司当年环境信息披露=所有披露指标得分之和/最高得分。具体说明及评分规则见表1。

表1　环境信息披露定义

维度	评分指标	未披露	定性披露	定量披露
环境管理披露	环境事件应急机制	0	1	2
	环保专项行动	0	1	2
	环保教育与培训	0	1	2
	环保理念	0	1	2
	“三同时”制度执行情况	0	1	2
	环保目标	0	1	2
	环保荣誉与奖励	0	1	2
	环保管理制度体系	0	1	2
环境监管与认证披露	ISO14001认证实施情况	0	1	2
	ISO9001认证实施情况	0	1	2
	环境信访案件	0	1	2
	环境违法事件	0	1	2
	污染物排放达标	0	1	2
	突发环境事故	0	1	2
	重点污染监控单位	0	1	2
环境负债披露情况	COD排放量	0	1	2
	CO_2排放量	0	1	2
	SO_2排放量	0	1	2
	废水排放量	0	1	2
	工业固废物产生量	0	1	2
	烟尘和粉尘排放量	0	1	2
环境业绩与治理披露	废气减排治理情况	0	1	2
	清洁生产实施情况	0	1	2
	固废利用与处置情况	0	1	2
	噪声、光污染、辐射等治理	0	1	2
	废水减排治理情况	0	1	2
	粉尘、烟尘治理情况	0	1	2
环境信息披露载体	上市公司年报	有则打分1；无则打分0		
	社会责任报告			
	环境报告			

5. 控制变量

借鉴王旭和王非（2019）[45]的研究，本文设置以下控制变量：企业规模（SIZE）、产权性质（SOE）、盈利能力（ROE）、股权集中度（FIRST）、企业绩效（TOBINQ）、两职合一（DUAL）、偿债能力（LEV）、独立董事比例

(INDE)、研发投入强度(RD)、发展能力(GROWTH)、行业(INDUSTRY)以及年份(YEAR)。具体变量定义及说明见表2。

表2 变量定义及说明

类型	名称	符号	定义及说明
被解释变量	绿色创新能力	GI	企业绿色专利申请数量加1取自然对数
解释变量	高管薪酬激励	SALARY	Ln(企业前三名高管薪酬之和)
调节变量	内部控制	ICD	迪博数据库发布的中国上市公司内部控制指数/100
	融资约束	FC	取SA绝对值,|−0.737×Size+0.043×Size^2−0.040×Age|
中介变量	环境信息披露	EDI	所有披露指标得分之和/最高得分,取值范围为0−1
控制变量	企业规模	SIZE	期末总资产取自然对数
	产权性质	SOE	企业产权性质,国企取1,非国企取0
	盈利能力	ROE	净利润/股东权益平均余额
	股权集中度	FIRST	第一大股东持股数量/总股数
	企业绩效	TOBINQ	当期托宾Q值
	两职合一	DUAL	若董事长与总经理为同一人,赋值为1,否则为0
	偿债能力	LEV	年末总负债/总资产
	独立董事比例	INDE	独立董事人数/董事会总人数
	研发投入强度	RD	研发支出占营业收入的比例
	发展能力	GROWTH	本年营业收入/上一年营业收入−1
	行业	INDUSTRY	行业虚拟变量
	年份	YEAR	年份虚拟变量

(三)模型设计

为检验高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用,即验证H1,设定如下模型:

$$GI_{it}=\beta_0+\beta_1 SALARY_{it}+Controls_{it}+\sum INDUSTRY+\sum YEAR+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

为探究内部控制对高管薪酬激励与企业绿色创新关系的调节效应,即验证H2,设定如下模型:

$$GI_{it}=\beta_0+\beta_1 SALARY_{it}+\beta_2 ICD_{it}+\beta_3 SALARY_{it}\times ICD_{it}+Controls_{it}+\sum INDUSTRY+\sum YEAR+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

为研究融资约束对高管薪酬激励与企业绿色创新关系的调节效应,即验证H3,设定如下模型:

$$GI_{it}=\beta_0+\beta_1 SALARY_{it}+\beta_2 FC_{it}+\beta_3 SALARY_{it}\times FC_{it}+Controls_{it}+\sum INDUSTRY+\sum YEAR+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

为验证环境信息披露对高管薪酬激励与企业绿色创新关系的中介效应,即验证H4,本文参考温忠麟等(2004)[46]的中介效应检验方法,设定如下模型:

$$EDI_{it}=\beta_0+\beta_1 SALARY_{it}+Controls_{it}+\sum INDUSTRY+\sum YEAR+\varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$GI_{it}=\beta_0+\beta_1 SALARY_{it}+\beta_2 EDI_{it}+Controls_{it}+\sum INDUSTRY+\sum YEAR+\varepsilon_{it} \quad (6)$$

在上述模型中,i和t分别代表不同的企业和年份,β代表各个变量的系数,Controls代表控制变量,ε代表随机扰动项,GI代表企业绿色创新,ICD代表内部控制,FC代表融资约束,EDI代表环境信息披露,INDUSTRY代表行业固定效应,YEAR代表年份固定效应。此外,本文使用“行业−年份”双向固定效应模型,同时在企业层面进行聚类Cluster处理,并采用Robust调整的标准误。

五、实证结果与分析

（一）描述性统计

表3为描述性统计结果，其中，企业绿色创新能力（GI）的最小值为0，最大值为3.784，均值为0.554，说明不同企业间绿色创新能力差异较大。高管薪酬激励（SALARY）的最小值为12.990，最大值为16.430，均值为14.490，表明样本企业间高管薪酬激励存在差距，但整体差距不是很大。内部控制（ICD）的最小值为0，最大值为8.214，均值为6.403，说明样本企业内部控制水平存在较大差异。融资约束（FC）的最小值为3.172，最大值为4.357，均值为3.775，说明样本企业均面临一定程度的融资约束。环境信息披露（EDI）的最小值为0，最大值为0.643，均值为0.151，说明样本整体的环境信息披露水平较低，且不同企业间环境信息披露水平参差不齐。

表3　描述性统计

变量	样本量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
GI	13830	0.554	0	0.897	0	3.784
SALARY	13830	14.490	14.460	0.668	12.990	16.430
ICD	13830	6.403	6.648	1.244	0	8.214
FC	13830	3.775	3.775	0.234	3.172	4.357
EDI	13830	0.151	0.095	0.150	0	0.643
FIRST	13830	0.332	0.310	0.142	0.084	0.704
DUAL	13830	0.301	0	0.459	0	1
SIZE	13830	22.200	22.020	1.235	20.030	26.160
LEV	13830	0.413	0.407	0.196	0.053	0.866
GROWTH	13830	0.174	0.115	0.364	−0.463	2.122
ROE	13830	0.062	0.069	0.121	−0.601	0.328
RD	13830	0.048	0.037	0.047	0	0.275
TOBINQ	13830	2.119	1.698	1.295	0.875	8.154
INDE	13830	0.376	0.353	0.054	0.333	0.571
SOE	13830	0.268	0	0.443	0	1

（二）回归结果分析

根据表4第（1）列中高管薪酬激励与绿色创新的回归结果可知，高管薪酬激励（SALARY）与绿色创新（GI）的系数在1%的水平上显著为正，意味着高管薪酬激励有助于促进企业绿色创新，H1得到实证支持。表明企业提升高管薪酬激励水平能够降低高管对绿色创新风险的厌恶程度，有效约束高管的短视行为和风险规避行为，提高高管的绿色创新意愿，进而促进企业绿色创新水平提升。

表4第（2）列为内部控制的调节效应的回归结果。从中可知，高管薪酬激励（SALARY）与内部控制（ICD）的交乘项（SALARY×ICD）系数在1%的水平上显著为正，意味着内部控制能够强化高管薪酬激励对绿色创新的促进作用，H2得到验证。表明高水平的内部控制机制能够有效降低绿色创新风险，为绿色创新提供良好的环境，同时可以促进企业内部信息沟通与交流，促使高管的绿色研发投资活动更加透明公正，提升高管对薪酬激励的敏感度，避免高管的短视行为和自利行为，进一步强化高管薪酬激励对绿色创新的促进作用。

表4第（3）列为融资约束的调节效应的回归结果。从中可以看出，高管薪酬激励（SALARY）与融资约束（FC）的交乘项（SALARY×FC）系数在1%的水平上显著为负，意味着融资约束会抑制高管薪酬激励对绿色创

新的促进作用，H3得到实证支持。表明较高的融资约束会减少企业可利用的资金，降低高管薪酬激励水平，扩大企业的经营风险和财务风险，加大高管对风险的敏感程度，降低企业进行绿色创新活动的可能性，致使高管做出削减绿色研发投资的决策，进而高管薪酬激励对绿色创新的促进作用会被削弱。

表4 主效应与调节效应回归结果

变量	(1)GI	(2)GI	(3)GI
SALARY	0.0841*** (3.41)	0.0807*** (3.33)	0.0938*** (3.83)
ICD		0.0339*** (4.38)	
SALARY×ICD		0.0456*** (3.74)	
FC			−0.2993*** (−4.20)
SALARY×FC			−0.3702*** (−3.62)
FIRST	0.0032 (0.03)	−0.0032 (−0.03)	−0.0474 (−0.44)
DUAL	0.0484 (1.63)	0.0475 (1.61)	0.0383 (1.33)
SIZE	0.1125*** (5.07)	0.1059*** (4.91)	0.0898*** (4.54)
LEV	0.3786*** (4.60)	0.3846*** (4.69)	0.4005*** (4.95)
GROWTH	−0.0759*** (−3.55)	−0.0798*** (−3.74)	−0.0821*** (−3.88)
ROE	0.6326*** (6.99)	0.5072*** (5.39)	0.6569*** (7.37)
RD	2.4564*** (7.28)	2.4494*** (7.30)	2.2999*** (6.77)
TOBINQ	−0.0127 (−1.48)	−0.0144* (−1.69)	−0.0177** (−2.10)
INDE	−0.3068 (−1.22)	−0.3195 (−1.28)	−0.3972 (−1.62)
SOE	−0.0091 (−0.22)	−0.0130 (−0.32)	0.0155 (0.38)
Constant	−3.6545*** (−6.43)	−3.6746*** (−6.63)	−2.1425*** (−4.24)
行业控制	是	是	是
年份控制	是	是	是
N	13830	13830	13830
R^2	0.188	0.191	0.198

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，括号内为t值，下表同。

表5为环境信息披露的中介效应的回归结果。首先，根据表5第(1)列的回归结果可知，高管薪酬激励(SALARY)的系数为正，且通过了1%的显著性检验，意味着高管薪酬激励能够促进企业绿色创新水平提升。其次，如表5第(2)列所示，高管薪酬激励(SALARY)与环境信息披露(EDI)的系数在1%的水平上显著

为正，意味着高管薪酬激励对环境信息披露质量具有促进作用。最后，表5第（3）列报告了为检验环境信息披露的中介效应，加入环境信息披露（EDI）为控制变量时的回归结果。其中，环境信息披露（EDI）的系数为正，且通过1%的显著性检验，说明企业披露高质量的环境信息有助于提高绿色创新能力。同时，高管薪酬激励（SALARY）的系数在1%的水平上显著为正，且其系数相较于未加入中介变量之前有所降低，说明环境信息披露在高管薪酬激励对绿色创新的影响中起到部分中介作用，H4得到验证。此外，Sobel检验、Goodman1检验以及Goodman2检验均显著，中介效应占比为13.74%。表明高管薪酬激励能够通过提高环境信息披露质量，削弱信息不对称的影响，从而提升企业绿色创新水平。

表5　主效应与中介效应回归结果

变量	（1）GI	（2）EDI	（3）GI
SALARY	0.0841***	0.0242***	0.0726***
	（3.41）	（6.29）	（2.93）
EDI			0.4783***
			（4.57）
FIRST	0.0032	0.0118	−0.0024
	（0.03）	（0.75）	（−0.02）
DUAL	0.0484	−0.0054	0.0510*
	（1.63）	（−1.34）	（1.73）
SIZE	0.1125***	0.0384***	0.0941***
	（5.07）	（14.03）	（4.35）
LEV	0.3786***	−0.0303**	0.3931***
	（4.60）	（−2.32）	（4.83）
GROWTH	−0.0759***	−0.0244***	−0.0642***
	（−3.55）	（−7.68）	（−2.98）
ROE	0.6326***	0.0242*	0.6210***
	（6.99）	（1.82）	（6.90）
RD	2.4564***	−0.2154***	2.5594***
	（7.28）	（−5.14）	（7.65）
TOBINQ	−0.0127	0.0037***	−0.0145*
	（−1.48）	（2.76）	（−1.69）
INDE	−0.3068	−0.0669*	−0.2749
	（−1.22）	（−1.95）	（−1.11）
SOE	−0.0091	0.0347***	−0.0257
	（−0.22）	（5.31）	（−0.63）
Constant	−3.6545***	−1.0545***	−3.1501***
	（−6.43）	（−16.35）	（−5.69）
行业控制	是	是	是
年份控制	是	是	是
N	13830	13830	13830
R^2	0.188	0.300	0.192
Sobel检验	0.0116***（Z=7.017）		
Goodman1检验	0.0116***（Z=7.001）		
Goodman2检验	0.0116***（Z=7.034）		
中介效应比例	13.74%		

六、进一步分析和稳健性检验

(一)异质性分析

1. 产权性质

由于企业所有权性质不同,企业的经营目的、战略目标和制度背景也会不同,因此高管薪酬激励对绿色创新的影响可能会产生差异。为了探究产权性质的异质性影响,本文将全样本分为国有企业和非国有企业进行分组回归分析。表6第(1)~(2)列为产权性质分组检验结果。从中可知,在国有企业样本中,高管薪酬激励与企业绿色创新不相关。而在非国有企业样本中,高管薪酬激励(SALARY)的系数为正,且通过了1%水平上的显著性检验。同时,进行费舍尔组间差异检验后发现,两组的差异在5%显著性水平上显著。综上所述,非国有企业高管薪酬激励有助于促进绿色创新。产生上述结果的原因可能在于:国有企业大多更注重于扩大市场规模,高管薪酬激励有各种限制,绿色创新意愿不强,故高管薪酬激励对绿色创新的促进作用不明显。而非国有企业高管绿色创新意愿较高,对薪酬激励的敏感度较高。因此,非国有企业可以通过薪酬激励来激发高管的创新活力,进而增强绿色创新能力。

2. 环保属性

考虑到不同企业之间具有不同的环保属性,高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用或许存在异质性。因此,为了探究环保属性的异质性影响,本文依据中国证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》、环境保护部2008年制定的《上市公司环保核查行业分类管理名录》以及《上市公司环境信息披露指南》,确定以冶金、纺织、造纸、火电、制药、化工、制革、采矿、石化等16个重污染行业的企业为重污染企业,否则属于非重污染企业,并进一步将研究样本分为重污染企业和非重污染企业进行分组回归分析。表6第(3)~(4)列为环保属性分组回归结果。从中可以看出,在重污染企业样本中,高管薪酬激励(SALARY)的系数为正,且通过了1%水平上的显著性检验。而在非重污染企业样本中,高管薪酬激励与企业绿色创新仍然呈现正相关,但未通过显著性检验。同时,进行费舍尔组间差异检验后发现,两组的差异在1%显著性水平上显著。综上所述,重污染企业高管薪酬激励对绿色创新具有促进作用。这或许是因为:非重污染企业通过绿色创新来治理环境的边际收益不如重污染企业大,从而削弱了非重污染企业高管对提升绿色创新水平的积极性。另外,重污染企业受到的媒体报道次数和环境处罚次数更多,社会公众对重污染企业环境治理的关注度更高,进而无形中降低了非重污染企业高管面临的环境压力,导致高管开展绿色创新活动的动机下降,高管薪酬激励对非重污染企业绿色创新的促进作用也会随之削弱。因此,重污染企业更加注重通过绿色创新来节约资源和减轻污染,高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也更为明显。

3. 地区差异

考虑到我国各地区市场竞争环境、资源禀赋以及经济发展水平等方面存在较大差异,因此不同地区的企业高管薪酬激励对绿色创新的影响也可能不一样。基于此,为了检验地区差异所带来的异质性影响,本文依据企业所在省份划分为东部、中西部地区,并分别进行回归分析。表6第(5)~(6)列为地区分组回归结果。从中可知,在东部地区,高管薪酬激励(SALARY)的系数在1%的水平上显著为正。而在中西部地区,高管薪酬激励与企业绿色创新无显著相关关系。同时,进行费舍尔组间差异检验后发现,两组的差异在1%显著性水平上显著。综上所述,东部地区的企业高管薪酬激励对绿色创新具有促进作用。产生该结果的原因可能是:相较于中西部地区,东部地区企业密集,市场竞争更为激烈,企业要想在竞争激烈的市场环境中生存和发展下去,必需要具备可持续发展能力。在竞争和发展的压力下,企业高管具有更强烈的绿色创新动机,以求获得更多的市场竞争优势和市场占有率,同时高管付出的努力和承担的风险更多,需要合理的薪酬进行补偿。因此,东部地区企业高管对薪酬激励更为敏感,高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也更为明

显。而中西部地区，创新资源相对匮乏，创新的成本和风险更大，高管的薪酬激励收益与创新风险不对等。因此，中西部地区企业高管绿色创新的积极性不高，高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也不明显。

表6　异质性检验结果

变量	国有	非国有	重污染	非重污染	东部地区	中西部地区
	(1)GI	(2)GI	(3)GI	(4)GI	(5)GI	(6)GI
SALARY	0.0426 (0.84)	0.0901*** (3.19)	0.1738*** (4.45)	0.0444 (1.46)	0.1061*** (3.58)	−0.0011 (−0.02)
Constant	−4.4662*** (−4.59)	−3.4041*** (−4.88)	−3.1186*** (−2.97)	−3.8615*** (−5.84)	−4.0569*** (−5.88)	−2.2683** (−2.47)
控制变量	是	是	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是
N	3699	10131	3127	10703	10606	3224
R^2	0.216	0.195	0.114	0.205	0.196	0.173
经验P值	0.045**		0.000***		0.000***	

(二)稳健性检验

1. 工具变量法

为了控制可能存在的内生性问题，本文参考安磊等(2018)[47]的研究，将解释变量滞后一期(L.SALARY)作为工具变量，运用两阶段最小二乘法(2SLS)进行内生性检验。同时，对工具变量的有效性进行检验，结果显示所选取的工具变量通过了弱工具变量检验和识别不足检验，表明工具变量选择合理。根据表7两阶段最小二乘法检验结果可知，高管薪酬激励与企业绿色创新显著正相关，内部控制在两者间发挥正向调节作用，融资约束在两者关系中起到负向调节作用，环境信息披露对两者关系具有部分中介效应，实证结果符合预期。由此可见，本文主要的分析结论较为可靠。

表7　2SLS检验结果

变量	(1) SALARY1	(2) GI2	(3) SALARY1	(4) GI2	(5) SALARY1	(6) GI2	(7) GI2	(8) SALARY1	(9) GI2
L.SALARY	0.8556*** (136.95)		0.8557*** (136.38)		0.8532*** (133.82)			0.8539*** (135.80)	
SALARY		0.1125*** (3.45)		0.1079*** (3.39)		0.1303*** (4.00)	0.0308*** (6.20)		0.0972*** (2.96)
ICD			0.0022 (0.80)	0.0296*** (3.18)					
SALARY×ICD			-0.0040 (-0.86)	0.0555*** (3.54)					
FC					0.0236** (2.05)	-0.2501*** (-3.25)			
SALARY×FC					0.0856*** (3.14)	-0.4463*** (-3.84)			
EDI								0.0639*** (3.41)	0.4985*** (4.33)
Constant	1.1631*** (13.84)	-4.2973*** (-6.41)	1.1447*** (13.29)	-4.2571*** (-6.56)	1.0032*** (10.30)	-2.8723*** (-4.69)	-1.2366*** (-16.37)	1.2398*** (14.20)	-3.6809*** (-5.60)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是	是	是	是
N	10987	10987	10987	10987	10987	10987	10987	10987	10987
R^2	0.843	0.194	0.843	0.197	0.843	0.204	0.311	0.843	0.199

2. 替换被解释变量

为了检验实证结果的可靠性，本文运用替换被解释变量法进行稳健性检验，分别采用企业绿色发明专利申请数加1取自然对数（GI2）和绿色实用新型专利申请数加1取自然对数（GI3）作为绿色创新（GI）的替代变量重新进行实证分析。回归结果如表8所示，关键变量的显著性和符号均未发生明显变化，实证结果符合预期，故前文回归结果具有较好的稳健性。

表8 替换被解释变量检验结果

变量	（1）GI2	（2）GI2	（3）GI2	（4）GI2	（5）GI3	（6）GI3	（7）GI3	（8）GI3
SALARY	0.0732*** (3.46)	0.0703*** (3.40)	0.0813*** (3.88)	0.0650*** (3.08)	0.0380** (2.19)	0.0361** (2.11)	0.0446** (2.57)	0.0315* (1.81)
ICD		0.0282*** (4.43)				0.0189*** (3.22)		
SALARY×ICD		0.0404*** (3.82)				0.0248*** (2.59)		
FC			−0.2314*** (−3.87)				−0.2179*** (−4.30)	
SALARY×FC			−0.3470*** (−3.70)				−0.2314*** (−3.07)	
EDI				0.3392*** (3.86)				0.2676*** (3.52)
Constant	−3.6461*** (−7.06)	−3.6568*** (−7.28)	−2.4389*** (−5.60)	−3.2884*** (−6.58)	−1.7905*** (−4.43)	−1.8032*** (−4.55)	−0.7134** (−2.07)	−1.5083*** (−3.84)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是	是	是	是
N	13830	13830	13830	13830	13830	13830	13830	13830
R^2	0.164	0.168	0.175	0.167	0.157	0.159	0.167	0.160

3. 滞后一期相关变量

考虑到高管薪酬激励、内部控制、融资约束、环境信息披露对企业绿色创新的影响可能存在滞后效应以及反向因果关系，而导致模型结果的不稳健。因此，为了解决上述问题，本文将核心变量以及相关控制变量滞后一期进行实证检验。实证结果如表9所示，所有核心变量的显著性和符号均未发生明显改变，检验结果与前文基本一致。因此，本文所得研究结论较为稳健。

表9 滞后一期变量检验结果

变量	（1）GI	（2）GI	（3）GI	（4）EDI	（5）GI
L.SALARY	0.0921*** (3.25)	0.0895*** (3.21)	0.1028*** (3.67)	0.0265*** (6.17)	0.0790*** (2.77)
L.ICD		0.0398*** (3.89)			
L.SALARY×L.ICD		0.0595*** (3.07)			
L.FC			−0.2679*** (−3.41)		
L.SALARY×L.FC			−0.4216*** (−3.63)		

表9　滞后一期变量检验结果（续）

变量	（1）GI	（2）GI	（3）GI	（4）EDI	（5）GI
L.EDI					0.5514*** （4.48）
Constant	−3.9783*** （−6.33）	−4.0395*** （−6.62）	−2.5980*** （−4.65）	−1.1240*** （−15.92）	−3.3589*** （−5.48）
控制变量	是	是	是	是	是
行业控制	是	是	是	是	是
年份控制	是	是	是	是	是
N	10987	10987	10987	10987	10987
R^2	0.195	0.198	0.205	0.313	0.201

七、结论及建议

在绿色创新驱动经济高质量发展的背景下，本文以2012—2021年中国沪深A股上市公司为样本，研究了高管薪酬激励对企业绿色创新的影响以及作用机制，并且进一步论证了内部控制和融资约束在其中所发挥的调节作用，同时对企业的异质性展开深入分析。主要结论为：（1）高管薪酬激励与企业绿色创新显著正相关。表明企业提升高管薪酬激励水平有助于降低高管对绿色创新风险的厌恶程度，有效约束高管的短视行为，激发高管的绿色创新活力，进而促进企业绿色创新。（2）内部控制在高管薪酬激励对企业绿色创新的影响中起到正向调节作用。表明高质量的内部控制能够降低绿色创新过程中的风险，为企业进行绿色创新活动创造良好的环境，同时可以促进企业内部信息沟通，使得高管的绿色创新投资活动更加公开透明，加强高管对薪酬激励的敏感度，进一步增强高管薪酬激励对绿色创新的促进作用。（3）融资约束会抑制高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用。表明较高融资约束会减少企业可利用的资金，降低高管薪酬激励水平，扩大企业的经营风险和财务风险，提高高管对风险的敏感程度，致使高管做出削减绿色研发投资的决策，从而抑制高管薪酬激励对绿色创新的促进作用。（4）环境信息披露在高管薪酬激励与绿色创新的关系中起到部分中介效应。表明高管薪酬激励能够通过提升环境信息披露质量，削弱信息不对称的影响，从而增强企业绿色创新能力。（5）企业产权性质不同，高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也不同。相较于国有企业，高管薪酬激励对非国有企业绿色创新具有更加显著的促进作用。（6）企业的环保属性不同，高管薪酬激励对绿色创新的促进作用也存在异质性。相较于非重污染企业，高管薪酬激励对重污染企业绿色创新具有更加明显的促进作用。（7）不同地区的企业高管薪酬激励对绿色创新的影响也存在差异，高管薪酬激励对企业绿色创新的促进作用在东部地区显著，在中西部地区不显著。

基于上述结论，提出以下对策建议：（1）建立以绿色创新为导向的高管薪酬激励系统，切实提升绿色创新绩效。企业应建立以绿色创新为导向的高管薪酬激励系统，将绿色创新绩效与高管薪酬激励水平挂钩，明确高管的绿色创新投资任务和职责，提高高管绿色创新决策效率，同时鼓励高管关注企业长期利益，激发高管的创新热情和意愿。另外，企业应合理提升高管薪酬激励水平，对高管所承担风险的损失进行补偿，调动高管进行绿色创新投资的主动性和积极性，促使高管积极引领企业开展绿色创新活动，实现企业可持续发展。（2）建立健全内部控制机制，强化绿色竞争优势。企业应重视内部控制的作用，强化绿色创新方面的内部控制制度建设，降低绿色创新活动实施风险，减少高管研发投资压力，提高高管绿色创新意愿，激励高管加大绿色创新研发强度，加速实现绿色技术进步，不断强化绿色竞争优势。另外，政府应完善内部控制制度实施细则，出台制度协同、风险控制等内部控制指引，同时引导企业开展绿色创新活动，促进企业绿色创新水平提升。（3）重视环境信息披露，破解融资约束困境。政府应进一步完善环境信息披露制度，明确环境

信息公开的内容、途径以及形式等，特别要加强环境信息定量披露。同时，企业应增强绿色环保意识，积极主动提高环境信息透明度，不断提升绿色声誉和形象，赢得投资者的认可和支持，吸引更多资金投入，缓解融资约束困境。此外，金融机构应为符合绿色信贷标准的企业开辟绿色通道，直接满足于企业的融资需求，切实解决企业融资难、融资贵、融资慢等难题。(4)持续完善薪酬激励机制，释放高管薪酬激励对绿色创新的促进效能。一方面，对于非国有企业，政府应细化现有高管薪酬激励规范，可从激励模式、激励对象、激励条件、激励方法等多维度对现有规范进行完善，进而为非国有企业设置特色化高管薪酬激励机制提供制度支撑。同时，政府可为优质的绿色创新项目提供信用担保，减少创新项目的审批程序，促进绿色创新项目及早实现。另一方面，重污染企业应积极践行绿色发展理念，将高管薪酬激励与环境绩效相联系，促进高管更加重视绿色创新和环境治理。东部地区的企业应保持强烈的绿色创新意愿，设置相对较高的基本薪酬，弥补高管承担绿色创新风险的损失，降低高管对绿色创新风险的过度规避，切实解决企业绿色创新能力不足的问题。

参考文献：

[1] 高凯，赵华擎，王玲.董事高管责任保险与制造业企业绿色创新——基于内部控制的中介效应[J].华东经济管理，2022(2)：119-128.

[2] 于永达，陆文香.风险投资和科技企业创新效率：助力还是阻力?[J].上海经济研究，2017(8)：47-60.

[3] BROWN J R，MARTINSSON G，PETERSEN B C. Do Financing Constraints Matter for R&D?[J]. European Economic Review，2012，56(8)：1512-1529.

[4] KHLIF H，GUIDARA A，SOUISSI M. Corporate Social and Environmental Disclosure and Corporate Performance：Evidence from South Africa and Morocco[J]. Journal of Accounting in Emerging Economics，2015，5(1)：51-59.

[5] 张慧明，李丽蓉，曹紫荆.环境信息披露与高耗能行业的绿色创新——基于媒体关注的调节作用[J].会计之友，2022(17)：44-53.

[6] 程振，赵振智，吕德胜.绿色信贷、企业风险承担与企业绿色创新——“波特效应”的中国证据[J].技术经济与管理研究，2022(10)：68-74.

[7] ZHANG F，ZHU L. Enhancing Corporate Sustainable Development：Stakeholder Pressures，Organizational Learning，and Green Innovation[J].Business Strategy and the Environment，2019，28(6)：1012-1026.

[8] 梁亚琪，姜秀娟，高玉峰.政府补贴对企业绿色创新影响及效应分析——基于企业创新动机视角[J].地方财政研究，2022(1)：38-48.

[9] 叶翠红.融资约束、政府补贴与企业绿色创新[J].统计与决策，2021(21)：184-188.

[10] 于克信，胡勇强，宋哲.环境规制、政府支持与绿色技术创新——基于资源型企业的实证研究[J].云南财经大学学报，2019(4)：100-112.

[11] 肖小虹，潘也，王站杰.企业履行社会责任促进了企业绿色创新吗?[J].经济经纬，2021(3)：114-123.

[12] 朱鹏，郭文凤.环境信息披露质量对绿色创新的影响[J].吉首大学学报：社会科学版，2022(6)：92-101.

[13] 梁敏，曹洪军，王小洁.高管环保认知、动态能力与企业绿色创新绩效——环境不确定性的调节效应[J].科技管理研究，2022(4)：209-216.

[14] AMORE M D，BENNEDSEN M，LARSEN B，et al. CEO Education and Corporate Environmental Footprint[J]. Journal of Environmental Economics and Management，2019(94)：254-273.

[15] 耿合江.高管薪酬差距、内部控制与企业绿色创新——以中国制造业上市公司为例[J].会计之友，2020(18)：122-130.

[16] 吴建祖，华欣意.高管团队注意力与企业绿色创新战略——来自中国制造业上市公司的经验证据[J].科学学与科学技术管理，2021(9)：122-142.

[17] 程翠凤.高管激励、股权集中度与企业研发创新战略——基于制造业上市公司面板数据调节效应的实证[J].华东经济管理，2018(11)：118-125.

[18] LIN C，LIN P，SONG F M，et al. Managerial Incentives，CEO Characteristics and Corporate Innovation in China's Private Sector[J]. Journal of Comparative Economics，2011，39(2)：176-190.

[19] KINI O，WILLIAMS R. Tournament Incentives，Firm Risk，and Corporate Policies[J].Journal of Financial Economics，2012，103(2)：350-376.
[20] 刘婷婷，高凯，何晓斐.高管激励、约束机制与企业创新[J].工业技术经济，2018(9)：21-29.
[21] 穆林娟，宋巍巍.轻资产公司高管激励对企业创新投入的影响[J].会计之友，2019(23)：16-21.
[22] 孙自愿，潘奕文，陈允晗.高管薪酬激励、内部控制质量与技术创新动态能力[J].中国矿业大学学报(社会科学版)，2021(2)：88-101.
[23] 翁辰，马良泽.高管薪酬激励与企业创新——基于中国上市公司的经验证据[J].重庆大学学报(社会科学版)，2022(3)：67-81.
[24] EDERER F，PATACCONI A. Interpersonal Comparison，Status and Ambition in Organizations[J]. Journal of Economic Behavior & Organization，2010，75(2)：348-363.
[25] 刘晓慧，王爱国，刘西国.风险管控、高管激励与创新效率——基于我国创业板上市公司的实证分析[J].经济体制改革，2018(6)：117-124.
[26] 潘鑫，陈轩瑾.有意义的绿色创新：基于战略三脚架视角[J].科学学与科学技术管理，2022(6)：3-16.
[27] LAURSEN K，FOSS N J. New Human Resource Management Practices，Complementarities and the Impact on Innovation Performance[J]. Cambridge Journal of Economics，2003，27(2)：243-263.
[28] JENSEN MICHAEL C，MECKLING WILLIAM H. Theory of the Firm：Managerial Behavior，Agency Costs，and Ownership Structure[J]. Journal of Financial Economics，1976，3(4)：305-360.
[29] LERNER J，WULF J. Innovation and Incentives：Evidence from Corporate R&D[J]. the Review of Economics and Statistics，2007，89(4)：634-644.
[30] JENSEN M C，MURPHY K J. Ceo Incentives：It´s Not How Much You Pay，But How[J].Harvard Business Review，1990，68(3)：138-153.
[31] 唐清泉，徐欣，曹媛.股权激励、研发投入与企业可持续发展——来自中国上市公司的证据[J].山西财经大学学报，2009(8)：77-84.
[32] BARGERON L L，LEHN K M，ZUTTER C J. Sarbanes-Oxley and Corporate Risk-taking[J]. Journal of Accounting and Economics，2010，49(1-2)：34-52.
[33] 张超，刘星.内部控制缺陷信息披露与企业投资效率——基于中国上市公司的经验研究[J].南开管理评论，2015(5)：136-150.
[34] BERRONE P，FOSFURI A，GELABERT L，et al. Necessity as the Mother of ‘Green’ Inventions：Institutional Pressures and Environmental Innovations[J]. Strategic Management Journal，2013，34(8)：891-909.
[35] 汤建洋，黄东风，姜薇.高管薪酬激励、内部薪酬差距与企业信息透明度——基于我国A股上市公司的实证研究[J].南方金融，2019(1)：28-39.
[36] 冯璇，张济，欧丽君.企业可持续发展与公司治理——来自制造业上市公司的经验数据[J].财会通讯，2009(18)：68-70.
[37] 唐洋，郭静洁.政府控制、高管薪酬与盈余管理[J].哈尔滨商业大学学报(社会科学版)，2012(2)：100-105.
[38] 黎文靖，郑曼妮.实质性创新还是策略性创新？——宏观产业政策对微观企业创新的影响[J].经济研究，2016(4)：60-73.
[39] 陈修德，梁彤缨，雷鹏，等.高管薪酬激励对企业研发效率的影响效应研究[J].科研管理，2015(9)：26-35.
[40] 李姝，梁郁欣，田马飞.内部控制质量、产权性质与盈余持续性[J].审计与经济研究，2017(1)：23-37.
[41] 李志斌，邵雨萌，李宗泽，等.ESG信息披露、媒体监督与企业融资约束[J].科学决策，2022(7)：1-26.
[42] 鞠晓生，卢荻，虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究，2013(1)：4-16.
[43] HADLOCK C J，PIERCE J R.New Evidence on Measuring Financial Constraints：Moving Beyond the KZ Index[J]. Review of Financial Studies，2010，23(5)：1909-1940.
[44] 郭毓东，洪扬.环境信息披露、管理层能力与融资约束——基于我国重污染行业上市公司的经验数据[J].武汉金融，2022(11)：33-41.
[45] 王旭，王非.无米下锅抑或激励不足?政府补贴、企业绿色创新与高管激励策略选择[J].科研管理，2019(7)：131-139.
[46] 温忠麟，张雷，侯杰泰，等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报，2004(5)：614-620.
[47] 安磊，沈悦，余若涵.高管激励与企业金融资产配置关系——基于薪酬激励和股权激励对比视角[J].山西财经大学学报，2018(12)：30-44.

（责任编辑：卢　君）