

引用格式:李波,谢倩玲.绿色化转型能否推动企业人力资本升级?[J].技术经济,2025,44(4):10-24.

Li Bo, Xie Qianling. How does green transformation promote the upgrading of corporate human capital? [J]. Journal of Technology Economics, 2025, 44(4): 10-24.

绿色化转型能否推动企业人力资本升级?

李波,谢倩玲

(云南大学经济学院,昆明 650500)

摘要:人力资本升级是实现企业高质量发展的重要保障,也是经济全面绿色转型时期的现实要求。本文基于2010—2022年中国A股上市公司年报,采用文本分析法计算企业绿色化转型指数,并结合员工技能结构数据,研究绿色化转型对企业人力资本升级的影响及其作用渠道。研究发现:绿色化转型对企业人力资本升级有显著的促进作用,且这一结论在经过替换变量、考虑其他政策冲击及工具变量检验等一系列稳健性检验后仍然成立;作用机制分析表明,绿色化转型能缓解企业流动性约束,促进企业资本深化,加大企业研发投入,引发企业技能创造性破坏,推动企业人力资本升级;进一步地,绿色化转型的人力资本升级效应在国有企业、高内部控制质量企业、非技术密集型企业及东部地区企业更为明显。本文不仅为明晰绿色化转型与企业人力资本升级的关系提供思考,还为高质量发展阶段下经济效益和环境效益双重目标的实现提供启示。

关键词:绿色化转型;人力资本升级;高技能劳动力;技能创造性破坏

中图分类号:F276 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2025)04-0010-15

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J24060514

一、引言

长期以来,经济发展带来的环境问题一直是全球关注的焦点。推动产业绿色低碳转型,实现经济可持续发展,早已成为国际社会的共识。党的二十大报告进一步强调,推动经济社会发展绿色化、低碳化是实现高质量发展的关键环节。绿色化转型是将绿色低碳发展理念融入生产经营全过程的可持续发展模式^[1]。企业绿色化转型不仅是企业适应新时代减排目标的现实要求,也是企业寻求高质量发展的内在动力。近年来,大量企业积极投入到绿色化、低碳化的实践之中。例如,隆基绿能先后15次突破光伏电池转换效率的世界记录,其可再生电力使用占比超47%;联想自研的海神温水水冷技术使得数据中心总体能耗降低40%以上。根据2023年发布的《新时代的中国绿色发展》白皮书,截至2021年底,中国节能环保产业有效发明专利4.9万件,新能源产业有效发明专利6万件,分别是2017年底的1.6倍和1.7倍。

不可否认的是,企业绿色化转型并不能一蹴而就,不仅需要大量的资金投入,更需要大量高技能人才提供必要的知识和技能支撑。领英全球发布的《2022年全球绿色技能报告》指出,2016—2021年,全球对绿色技能的需求以每年约8%的速度增长,并于2019年超过整体招聘市场的增长速度;绿色人才的全球劳动力占比正逐渐上升,所占份额从2015年的9.6%提高到2021年的13.3%;许多传统行业也开始加大对绿色高技能人才的投资和招聘力度。随着环境保护力度不断增强,绿色就业很可能成为中国未来就业结构变化的一个主要方向^[2]。由此产生的问题是,绿色化转型能否助推企业人力资本升级?如果可行,其中的作用机制又是如何?这种作用是否存在异质性效应?科学回答上述问题不仅能进一步明晰环境保护与经济发展的关系,还能高质量发展阶段下如何继续推动人力资本升级提供新的启示。

纵观现有研究,与本文密切相关的文献有两类。

收稿日期:2024-06-05

基金项目:国家自然科学基金青年科学基金“产品绿色距离与中国制造业出口低碳化发展:微观机理与实证检验”(72203198);国家自然科学基金地区科学基金“市场整合视角下GVC网络结构与区域出口韧性:理论及中国经验”(42061025)

作者简介:李波(1987—),博士,云南大学经济学院副教授,硕士研究生导师,研究方向:绿色金融与国际贸易;谢倩玲(1998—),云南大学经济学院硕士研究生,研究方向:环境经济。

第一类是企业人力资本决定因素的文献。这类文献主要从外部环境和内在能力讨论如何推动企业人力资本升级。从外部环境来看,现有研究指出,税收激励政策^[3]、银行管制^[4]、人才计划^[5]都会影响企业劳动力技能结构。从企业内在能力来看,外资企业技术授权^[6]、数字化转型^[7]、机构投资者治理^[8]、情感型领导^[9]、内部薪酬差距^[10]、兼并收购^[11]也会影响企业人力资本升级。张静等^[5]基于2021年开展的“科技工作者创新激励政策效果”专项调查数据,从科技人才成就动机的角度探讨人才计划的效果,研究发现入选人才计划显著激发了高层次科技人才的成就动机。

第二类是绿色化转型的经济效应研究。目前相关研究仅有周阔等^[12]和吴金柯等^[13]关注企业绿色化转型问题。前者研究绿色化转型的资本效应,认为绿色化转型能显著抑制重污染企业的股价崩盘风险;后者则探究绿色化转型与劳动收入份额的关系,发现绿色化转型通过提升企业销售利润率、改善员工技能结构、提高员工议价能力等途径提高劳动收入份额。现有的其他研究则主要围绕企业绿色化转型中某一绿色行为或表现(如环境信息披露、环境责任履行等)的经济效应展开。在环境信息披露方面,学者主要探讨了企业的环境信息披露对企业价值提升发挥积极作用^[14],缓解信息不对称^[15],削弱企业风险^[16],并从质和量两方面优化企业绿色创新,改善企业绿色创新结构^[17]。Chang等^[16]基于2009—2015年中国上市公司样本,研究环境信息披露对企业风险的影响及行业成长性的调节作用,发现环境信息披露降低了资产定价的不确定性,从而有助于企业风险的降低,这一作用对高增长行业的企业更为显著。相反,企业“漂绿”会导致机会主义行为,打击真正绿色产品的市场竞争力,甚至通过行业和地区的相互影响造成“涟漪效应”^[18]。从环境责任履行来看,环保投资通过规模效应和技术效应促进资源型企业吸纳就业,提高资源型企业的就业净增长率^[19]。企业环境责任的履行能显著地提升企业价值^[20]。此外,部分关于ESG(environmental, social and governance)的研究也指出,ESG表现可改善企业资本市场表现^[21],提高企业投资效率,缓解过度投资和投资不足^[22],有效增加企业的人才吸引力^[23],提高企业员工雇佣总量,改善中高技能劳动力及与ESG实践紧密相关劳动力的就业水平^[24]。Liu和Nemoto^[23]利用2016—2019年日本信息公司的就业品牌排名数据,发现ESG表现通过信号理论和认同理论显著提升企业的人才吸引力。毛其淋和王玥清^[24]从微观层面探究ESG表现对就业的影响,以2011—2021年沪深A股上市公司为研究样本,发现企业ESG表现通过生产规模扩张效应、融资约束缓解效应、劳动力吸引效应提升企业就业水平,且ESG表现通过履行社会责任和完善信息披露提升中高技能员工的雇佣数量,优化企业劳动力资源配置。

通过对相关文献的梳理和分析可以看出,现有研究存在进一步的扩展空间:第一,关于如何推动企业人力资本升级的研究亟待丰富。现有研究大多数集中于外部环境^[3-5]、技术发展^[6-7]、公司治理^[8-11]。值得注意的是,当前的外部环境发生明显变化,绿色发展成为当前经济发展的重要主题,企业绿色实践在推动企业人力资本升级中的作用同样不容忽视。第二,关于企业绿色实践影响企业人力资本升级的作用机制有待明晰。目前,仅有少量研究探讨了绿色实践与企业人力资本的关系^[13,23-24]。例如,吴金柯等^[13]研究了绿色化转型如何通过人力资本结构变化提升劳动收入份额,但其对绿色化转型影响企业人力资本结构的分析语焉不详,尚未对具体的作用过程进行讨论。毛其淋和王玥清^[24]关于ESG表现改善中高技能员工就业水平的研究,不仅未对企业劳动力技能结构变动进行深入的解释,而且尚未讨论企业内部关于绿色发展的关注和认知及其产生的影响。Liu和Nemoto^[23]仅仅基于信号理论和认同理论分析日本企业ESG表现对人才吸引力的作用机理,理论分析部分不够丰富和充实,且该研究可能对中国企业不具有适用性和可推广性。

本文的边际贡献有三个:其一,为推动企业人力资本升级提供新的研究视角。相比现有研究从技术发展^[6-7]、公司治理^[8-11]对企业人力资本升级进行的解释,本文将绿色化转型纳入解释企业人力资本升级的研究框架,为现有关于劳动力技能结构变动的研究提供有益补充,为明晰企业人力资本升级的影响因素提供新的方向。其二,为厘清环境效益和经济效益之间的矛盾提供新的思路。本文围绕流动性约束缓解、资本深化、研发投入扩张-技能创造性破坏三个机制,剖析绿色化转型如何优化劳动力技能结构,深入阐明绿色化转型对企业人力资本升级的作用机理,为企业实现绿色发展和人力资本结构优化的双重目标提供证据。其三,丰富和拓展绿色化转型的经济效应研究。已有研究往往只关注绿色化转型与企业价值^[14,20]、资本市场表现^[12,15-16,21-22],本文则基于人力资本升级的新角度揭示绿色化转型的意义,为践行绿色发展理念提供理论依据。

二、理论分析与研究假说

企业绿色化转型不仅向外界(如资本市场)传递企业绿色低碳发展的信号,还会强化机械设备的更新换代(如节能环保设备的引入),深化企业物质资本投入,提升企业研发投入水平,改善企业劳动力技能结构,助推企业人力资本升级。

(一)流动性约束缓解机制

从信息披露角度来看,绿色化转型促使企业披露更多非财务信息,尤其是环境信息披露,弥补财务报告反映信息不完全的缺陷,缓解外部投资者面临的信息不对称问题^[25],提高企业透明度,降低外部融资的额外风险成本^[26],提高企业流动性,规避流动性风险。吴红军等^[27]基于中国2009—2013年污染行业的研究指出,环境绩效佳、环境管理强的公司具有相对竞争优势,未来现金流更有保证。进一步地,根据信号传递理论,企业绿色化转型会向市场传递企业经营良好,积极承担社会责任的信号^[28],提升企业声誉和价值^[29],吸引更多具有社会责任感的投资者和债权人^[30],并降低投资者对企业未来经营不确定性的担忧,增强投资者的投资意愿和投资信心^[25],从而提升企业外源融资能力,缓解现金流限制。此外,根据资源依赖理论和利益相关者理论,企业作为“社会生态经济人”,其生存和发展与股东、债权人、供应商、雇员、消费者、自然环境等利益相关者休戚相关。利益相关者期望企业积极承担对股东、员工、客户、社会和环境的责任^[24],理性的企业也会积极迎合利益相关者的偏好^[31]。绿色化转型能满足利益相关者对企业绿色环保的诉求和节能减排的期望,提高利益相关者认可度,减少企业委托代理问题,维持企业与利益相关者的稳定合作关系,改善内外部融资环境^[30],打通外部资金来源渠道,进而缓解流动性约束^[24]。

企业流动性约束是影响企业劳动雇佣决策最为重要的因素之一^[32]。雇佣活动所产生的劳动报酬和其他雇佣成本需要持续现金流支撑,健康充裕的现金流动性才能保证企业雇佣行动的顺利开展^[33]。与低技能劳动力相比,具备专业技能的高素质人才更为稀缺^[34],需要支付高昂工资,对资金充裕性提出更高要求。内部财务不稳定、流动性差的企业易发生资金链断裂,继而难以支撑对高技能人才的长期聘用^[35]。企业绿色化转型通过弱化信息不对称,提振投资者信心、迎合利益相关者偏好等手段有效降低企业现金流压力,缓解企业流动性约束,从而提升企业支付技能溢价的能力^[4],为企业人力资本结构优化提供更宽裕的资金空间,这将驱动企业增加对高技能劳动力的雇佣,实现企业人力资本升级^[36]。

(二)资本深化机制

绿色化转型可体现于企业生产全过程,如各类清洁生产设备和节能设备在生产过程中的应用。从企业生产环节来看,前端投入环节中,企业会购买更先进环保的生产设备以提高生产过程的资源利用率^[37];中间生产环节中,企业同样可能引进高效节能设备并加大循环设备投资^[38];末端治理环节中,企业也可能会更新末端污染处理设备以降低污染排放强度^[39]。企业购买或引进的环保设备本质上属于物质资本投入,增加了企业资本密集度,促使企业资本深化,这也要求企业为实现各类物质资本的充分高效利用进行人力资本升级^[3]。根据资本-技能互补性假说,由于环保性固定资产的复杂性和精度要求往往更高,对安装、运行、调试、维护、检修等操作提出更高的技能要求,相比于低技能劳动力,高技能劳动力拥有更丰富的知识和更专业的技能,更能适应清洁设备操作要求的提高,使环保设备投资与高技能劳动力的互补性更强^[11]。而高技能劳动力并不能简单通过增加低技能劳动力数量进行替代^[40],因而企业在绿色化转型过程中增加的物质资本能有效提升高技能劳动力的雇佣,促进企业人力资本升级。Cheng等^[41]研究发现中国生产智能化设备数量的增加替代了部分劳动力,改善企业劳动力技能结构。

(三)研发投入扩张-技能创造性破坏机制

绿色化转型是以环境友好型发展为导向,以绿色低碳为核心的转型策略。研发投入是绿色化转型的关键因素和重要支撑^[1]。一方面,企业绿色化转型过程中会淘汰落后的高耗能高排放设备,削减从事落后设备的低技能员工,导致低技能劳动力的就业破坏。另一方面,在绿色化转型实践中,企业需要提升研发投入水平,研发投资具有明显的技能偏向性特征,对劳动力技能水平和专业素养提出更高要求,进而促进高技能劳动力的就业创造。

一是,绿色化转型通过研发投入扩张推动低技能劳动力的就业破坏。第一,企业绿色化转型过程中会努力淘汰落后产能,增加研发投入,促进清洁设备自动化^[42]。例如,生产线上的自动化设备、自动化的废水废气检测仪器能够帮助企业提高效率、减少污染排放,满足绿色化转型的要求。自动化清洁操作会取代一部分从事原有落后设备操作的低技能劳动力^[43],如加工、输送、检测等重复性工作。并且,低技能劳动力往往难以满足研发创新投资的技能要求,使得处于“金字塔型”职业技能结构底层的低技能劳动力市场需求下降^[44]。李逸飞等^[45]基于2011年《社会保险法》带来的社会保险缴费征管的研究,也得出研发创新投入会对低技能劳动力产生替代效应的结论。第二,绿色化转型过程中,高层管理者也会根据外部环境的机会和威胁,以及市场不断涌现的绿色需求调整企业绿色战略^[1]。为改善企业环保决策和执行效率,促进绿色战略的良好实施,企业需要组织结构上的创新和变革,而低技能劳动力在这一创新变革中难以获得竞争优势^[6]。

二是,绿色化转型通过研发投入扩张推动高技能劳动力的就业创造。一方面,在绿色化转型中,企业会更加注重环保生产方式、循环利用方式、减排方式、低碳能源高效利用和绿色工艺优化等^[46],这些目标要求企业持续进行研发创新投入。可研发创新是一项对专业能力和专业知识具有极高要求的投资活动,对劳动力的技能水平和专业素养要求更高,具有明显的技能偏向性特征^[7],这会加大企业对高素质人才的需求^[47]。并且,企业充足的研发投入也为研发工作提供更为充裕的研究资源,有利于高技能人才充分发挥潜力和施展抱负,提升高层次人才的就业吸引力^[48]。张艾莉等^[49]针对京津冀地区工业企业的研究发现,企业创新投入与员工质量表现为正向关系,创新投入通过提高工资水平和提供良好科研平台对高质量员工产生显著的动态创造效应。另一方面,从公司治理角度来看,绿色化转型还需要与之对应的绿色管理体系,这类高层次管理工作是典型的高技能业务^[11],它提高了企业对劳动力专业素养和统筹管理等综合能力的要求。并且,产品定位和营销、品牌形象塑造等多个方面的建设也是企业研发创新的一个重要方面,也需要对市场敏感的高技能市场营销人才进行创意策划和执行推广。

基于上述分析,本文提出以下研究假说:

绿色化转型推动企业人力资本升级(H1);

绿色化转型通过流动性约束缓解机制、资本深化机制、研发投入扩张-技能创造性破坏机制促进企业人力资本升级(H2)。

三、研究设计

(一)数据来源

本文选取中国2010—2022年A股上市公司为初始研究样本。企业的基本信息和财务数据主要来源于中国证券市场研究数据库。员工技能结构数据来源于Choice金融终端,相关缺失值利用Wind数据库进行补充或用平均增长率法予以填补,过大或过小的数据则手工进行调整。绿色化转型数据源自上市公司年报,对从年报中获得的绿色化转型关键词进行文本分析得到。为增强数据的代表性和参数估计的可靠性,参照既有文献的一般做法,对初始样本进行如下筛选和处理:①剔除样本期间内经营状况异常的企业,如ST(special treatment)和*ST类的企业;②剔除暂停上市及终止上市的企业样本;③剔除金融类企业;④剔除研究生学历员工数据过度缺失的样本;⑤剔除关键基本信息和财务指标缺失的观测值。经过上述数据匹配和处理后,本文最终合并数据集包含2894家中国A股上市公司。

(二)模型设计

为检验前文的研究假说构建如式(1)所示模型。

$$Labor_{it} = \beta_0 + \beta_1 GT_{it} + \beta_2 Control_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中:下标*i*为企业;*t*为时间; θ_i 、 δ_t 分别为企业固定效应、时间固定效应,分别用于控制不随时间变化的企业固有特征及随时间变化的宏观经济因素;被解释变量为 $Labor_{it}$,为企业人力资本升级的代理变量; GT_{it} 为企业绿色化转型; $Control_{it}$ 为控制变量; ε_{it} 为随机误差项;系数 β_1 反映绿色化转型与企业人力资本升级之间的因果关系,是本文研究关注的重点。本文预期模型(1)中系数 β_1 显著为正,表明绿色化转型会促进企业人力资本升级。

(三) 变量定义与度量

1. 被解释变量: 企业人力资本升级 (*Labor*)

劳动者学历可以在一定程度上代表劳动力的技能水平^[7,10]。研究生创新能力强且是研发工作的主力军,是推动企业高质量发展的重要力量,显然,研究生的专业素养和技能水平相较于一般劳动力更高。因而,本文参考郑礼明等^[50]的做法,根据劳动者学历区分人力资本的高低,将具有研究生学历(包括硕士研究生和博士研究生)的员工定义为高技能劳动力,并采用具有研究生学历的员工人数占企业员工总数的比例刻画企业人力资本升级。同时,借鉴刘啟仁和赵灿^[3]将高技能劳动力相对低技能劳动力的比例定义为人力资本升级的方法,本文将具有研究生学历员工的数量与具有其他学历员工数量的比例作为企业人力资本升级的新代理变量进行稳健性检验。

2. 解释变量: 企业绿色化转型 (*GT*)

参照吴金柯等^[13]的研究,本文通过搜集和整理上市公司年报的数据,利用文本分析法测度企业绿色化转型。具体步骤如下:先是根据《中华人民共和国环境保护法》《绿色制造标准化白皮书》《企业环境行为评价技术指南》等文件,从宣传倡议、战略理念、技术创新、排污治理和监测管理 5 个绿色化转型角度确定 113 个关键词(表 1),并统计出上市公司年报中这 113 个绿色化转型关键词的词频数。然后,借鉴袁淳等^[51]将上市公司年报中数字化相关词汇的词频总数除以年报“管理层讨论与分析”(MD&A)的语段长度刻画企业数字化转型的方法,本文将统计得到的绿色化转型关键词的词频总数除以 MD&A 的词汇总数作为企业绿色化转型的代理变量。

表 1 绿色化转型关键词

绿色化转型角度	关键词
宣传倡议	绿色发展、循环发展、低碳发展、可持续发展、低污染发展、低碳生活、绿色生活、绿色生产、绿色消费、尊重自然、顺应自然、保护自然、生态红线、绿色底线、美丽城镇、美丽乡村、美丽中国、蓝天保卫战、碧水保卫战、生态保护、生态修复、生态恢复、自然恢复、自然生态、物种保护、爱护环境、爱护生态
战略理念	可持续增长、绿色发展战略、生态文明理念、生态保护理念、环境治理理念、生态文明制度、环境保护制度、生态安全保障机制、生态补偿机制、生态风险防控体系、环境保护意识、生态保护意识、生态保护义务、生态环境治理义务、环境保护义务、生态承诺、环境承诺、环境司法、能源节约、资源节约、节约优先、保护优先
技术创新	环保技术、治理技术、绿色技术、生态保护技术、绿色创新、绿色升级、环保升级、环保转型、低污染转型、绿色技术创新体系、绿色技术战略、绿色创新战略、绿色升级战略、新能源开发、公司绿色升级、公司设备升级
排污治理	生态治理、污染治理、绿色治理、公司生态治理、公司环境治理、环境保护治理、环境综合治理、环境整治、生态整治、源头防治、生态防治、污染防治、社会共治、全民共治、环境治理模式、环境治理体系、环境治理方式、环境保护力度、治理水平、企业环保责任、企业生态保护、企业污染防治、公司环保责任
监测管理	绿色建筑、低碳建筑、绿色建造、绿色金融、循环再生、循环利用、降低能耗、节能减排、提高利用率、提高资源利用率、提高循环利用水平、生物多样性、生态系统、生态功能、生态服务、生态安全、资源约束、资源消耗、资源枯竭、环境污染、环境风险、环保压力、生态破坏、生态系统退化、生态环境损害

3. 控制变量

借鉴李逸飞等^[45]的研究,本文将控制变量设定如下:一是企业基本信息方面的控制变量,如企业规模(*Size*),以企业总资产的自然对数表示;企业年龄(*Age*),采用目前年份与企业成立年份差值加 1 的自然对数表示;资产负债率(*Lev*),以总资产标准化的总负债表示;盈利能力(*Roa*),以企业的净利润除以总资产表示;企业性质(*Soe*),企业为国有企业取值为 1,否则为 0。二是企业经营层面的控制变量,包括企业成长性(*Growth*),以企业营业收入的增长率表示;管理费用率(*Mfee*),采用管理费用除以营业收入表示;托宾 *Q* 值(*TobinQ*),以负债价值与股票价值之和除以总资产表示。三是企业治理情况的控制变量,包括董事会规模(*Board*),以董事会人数的自然对数表示;股权集中度(*top*),以前三大股东持股比例表示;机构投资者(*Instit*),采用机构投资者持股总数除以总股本表示;审计意见(*Opinion*),若企业当年财务报告出具了标准审计意见,*Opinion* 赋值为 1,否则为 0。主要变量的描述性统计结果见表 2。

表 2 主要变量的描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	第 25 百分位数	中位数	第 75 百分位数	最大值
<i>Labor</i>	26422	0.039	0.060	0.000	0.005	0.017	0.045	0.349
<i>GT</i>	26422	0.008	0.008	0.0003	0.003	0.005	0.010	0.067
<i>Size</i>	26422	22.45	1.300	19.95	21.53	22.28	23.21	26.36
<i>Age</i>	26422	2.947	0.329	1.792	2.773	2.996	3.178	3.555
<i>Lev</i>	26422	0.456	0.202	0.067	0.300	0.453	0.607	0.911
<i>Roa</i>	26422	0.038	0.061	-0.204	0.012	0.036	0.068	0.219
<i>Soe</i>	26422	0.442	0.497	0	0	0	1	1
<i>Growth</i>	26422	0.156	0.396	-0.567	-0.030	0.097	0.249	2.501
<i>Mfee</i>	26422	0.081	0.067	0.007	0.039	0.064	0.100	0.420
<i>TobinQ</i>	26422	1.937	1.173	0.829	1.189	1.541	2.215	6.634
<i>Board</i>	26422	2.141	0.197	1.609	1.946	2.197	2.197	2.708
<i>Top</i>	26422	0.492	0.156	0.175	0.373	0.486	0.606	0.862
<i>Instit</i>	26422	0.484	0.240	0.004	0.312	0.503	0.670	0.909
<i>Opinion</i>	26422	0.969	0.174	0	1	1	1	1

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果

表 3 汇报了基于模型(1)的逐步回归结果。(1)列报告了不含任何控制变量的估计结果,(2)列~(4)列分别在前一列基础上依次加入企业基本信息方面的控制变量、企业经营层面的控制变量和企业治理情况的控制变量。结果表明,(1)列中企业绿色化转型(*GT*)的估计系数在 5%水平上显著为正,(2)列~(4)列中,企业绿色化转型(*GT*)的估计系数均在 1%的水平上显著为正。以(4)列为例,*GT*的估计系数为 0.1060,在 1%的水平上显著为正。从经济意义上看,绿色化转型水平每提高 1 个单位,企业人力资本将提升 0.085% ($0.1060 \times 0.008 \times 100\%$),相对于样本期间企业人力资本水平的均值 0.039 而言提升了 2.18% ($0.085\% \div 0.039$)。

表 3 基准估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>
<i>GT</i>	0.1074 ** (2.55)	0.1081 *** (2.63)	0.1068 *** (2.62)	0.1060 *** (2.59)
<i>Size</i>		0.0025 * (1.86)	0.0028 ** (2.07)	0.0024 * (1.71)
<i>Age</i>		-0.0029 (-0.36)	-0.0020 (-0.26)	0.0029 (0.36)
<i>Lev</i>		-0.0218 *** (-4.08)	-0.0215 *** (-4.00)	-0.0206 *** (-3.84)
<i>Roa</i>		0.0002 (0.03)	0.0059 (0.60)	0.0018 (0.18)
<i>Soe</i>		-0.0009 (-0.22)	-0.0005 (-0.14)	-0.0005 (-0.13)
<i>Growth</i>			0.0005 (0.68)	0.0003 (0.41)
<i>Mfee</i>			0.0408 *** (2.92)	0.0414 *** (2.98)
<i>TobinQ</i>			0.0012 ** (2.05)	0.0012 ** (1.99)
<i>Board</i>				0.0039 * (1.82)
<i>Top</i>				0.0151 ** (1.98)
<i>Instit</i>				0.0026 (0.47)
<i>Opinion</i>				0.0030 (1.09)
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25637	25637	25637	25637
Adj. <i>R</i> ²	0.7765	0.7774	0.7783	0.7784

注:括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误;企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应;*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

(二) 稳健性检验

1. 替换变量

前文所用刻画绿色化转型的指标为通过文本分析获得的综合性绿色转型指数,而 ESG 作为一种关注企业长期可持续性的外部评价标准,因其重要性和影响力得到全球范围广泛关注。ESG 评级中的环境绩效(E)评级基于企业的碳信息披露项目,以气候变化、自然资源、污染和废物及环境机遇 4 个议题作为主要考量因素进行环境评估,因而同样能在一定程度上反映企业绿色化水平。为了保证估计结果的稳健性,本文借鉴 Lin 等^[52]的研究使用华证 ESG 评级中的环境绩效(E)评级衡量企业绿色化水平,将华证环境绩效评级的 9 个等级 AAA、AA、A、BBB、BB、B、CCC、CC、C 由从高到低依次赋值为数值 9~1,记为 *EE*,并用其替代企业绿色化转型(*GT*)指标进行稳健性检验。对应的回归结果见表 4 的(1)列,*EE* 的估计系数为 0.0005,并通过 10%水平的显著性检验。并且,此处还以研究生学历员工数量对其他学历员工数量的比例(*Yzrs*)替代基准回归中研究生学历员工人数占企业员工总数的比例(*Labor*)进行稳健性检验。对应的回归结果见表 4 的(2)列,*GT* 对 *Yzrs* 的估计系数为 0.1225 且在 5%的水平上显著为正。上述回归结果表明即使更换解释变量和被解释变量测度方式,本文的研究结论依然成立,进一步表明本文研究结论的可靠性。

表 4 稳健性检验结果:替换变量及控制企业外部因素

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Labor</i>	<i>Yzrs</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>
<i>GT</i>		0.1225 ** (2.38)	0.1016 ** (2.48)	0.1089 *** (2.71)	0.1006 ** (2.40)
<i>EE</i>	0.0005 * (1.82)				
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省会城市-行业-时间 FE			Yes		
临海城市-行业-时间 FE				Yes	
高校数量-行业-时间 FE					Yes
<i>N</i>	25673	24514	25427	25366	23847
Adj. <i>R</i> ²	0.7666	0.7709	0.7882	0.7787	0.8139

注:省会城市-行业-时间 FE、临海城市-行业-时间 FE 和高校数量-行业-时间 FE 分别表示“省会城市-行业-时间”联合固定效应、“临海城市-行业-时间”联合固定效应和“高校数量-行业-时间”联合固定效应;括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误;企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应;*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

2. 控制企业外部因素

其一,大城市经济发展和市场化水平较高,环境规制及环境监督力度更大,企业进行绿色化转型的意愿更为强烈,并且,大城市金融市场更为发达,企业绿色化转型的积极信号也能更快速传播。由此,大城市的企业更受激励进行企业绿色化转型,这可能会高估绿色化转型对企业人力资本升级的促进效应。为此,参照铁瑛和刘啟仁^[4]的做法,本文将企业所在城市是否为省会城市的虚拟变量定义为省会城市(*Capit*),并在模型(1)中加入“省会城市-行业-时间”联合固定效应,相应回归结果见表 4 的(3)列,企业绿色化转型的系数为 0.1016 并在 5%的水平上显著为正。其二,临海城市一般是人口流动的密集地,为了控制人口流动因素对企业人力资本升级的影响,本文将企业所在城市是否为临海城市的虚拟变量定义为临海城市(*Sea*),同样在模型(1)中加入“临海城市-行业-时间”联合固定效应,回归结果见表 4 的(4)列,企业绿色化转型的系数为 0.1089 且在 1%的水平上显著为正。其三,为了控制研究期间高校扩招对企业人力资本升级的影响,本文将各省份 211 高校和 985 高校数量之和定义为高校数量(*Univ*),并在模型(1)中加入“高校数量-行业-时间”联合固定效应,相应回归结果见表 4 的(5)列,企业绿色化转型系数同样在 5%的显著性水平上为正。以上回归结果表明在控制企业选址、人口流动和高校扩招的经济社会因素后,研究结论仍然具有稳健性。

3. 控制宏观政策影响

为了促进可持续发展,实现人与自然的和谐共生,中国政府先后出台了多项环保政策。2011 年 10 月,

国家发展改革委同意北京、上海、天津、重庆、湖北、广东和深圳 7 个省(市)开展碳排放权交易试点,2017 年,福建也启动了碳排放权交易试点。2017 年 6 月,经国务院常务会议商讨,中国政府决定在浙江、广东、新疆、江西、贵州五省设立首批绿色金融试验区。为控制上述政策对绿色化转型与企业人力资本升级可能产生的影响,本文构建碳排放权交易政策实施的双重差分变量($tpfjy$)和绿色金融试验区政策实施的双重差分变量($gfrl$),并将其作为控制变量加入回归方程中,控制碳排放权交易政策和控制绿色金融试验区政策的回归结果分别见表 5 的(1)列和(2)列。不难发现,企业绿色化转型的系数均通过 1%水平的显著性检验,表明在控制外生政策后,本文研究结论依然稳健。

4. 排除其他政策干扰

各个地区的营商环境、人才引进政策等方面可能不同,且各行业的产业支持政策、环境约束力度也不尽相同。为了控制行业和省份可能随时间变化的政策干扰,本文在模型(1)中加入“行业-时间”和“省份-时间”联合固定效应。表 5 的(3)列显示了加入“行业-时间”联合固定效应的回归结果,绿色化转型(GT)的系数为 0.0981 且在 5%的水平上显著为正。表 5 的(4)列中加入“省份-时间”联合固定效应后, GT 的估计系数为 0.1068 并在 1%的水平上显著。结果表明,加入联合固定效应后企业绿色化转型(GT)的估计系数依然显著,表明本文研究结论不受行业和省份政策的干扰,再次证实本文的研究假说 H1。

5. 工具变量检验

虽然,绿色化转型会推动企业人力资本升级,反过来人力资本升级带来了高质量劳动力,也可能为企业绿色化转型提供一定的便利与支持。因而,绿色化转型与人力资本升级可能互为因果,存在内生性问题。为此,本文构造工具变量并采用二阶段最小二乘法进行估计,以缓解可能存在的内生性问题。谢红军和吕雪^[30]研究 ESG 优势对中国企业 OFDI 的影响及其作用机制时将企业被“ESG 投资基金”持有的数量作为企业 ESG 优势的工具变量。本文借鉴该研究从外部基金的角度选取工具变量的思路,通过类比的方法将“绿色投资基金”作为企业绿色化转型的工具变量。“绿色投资基金”作为兼顾环境社会责任的基金投资主体,激励企业更加重视环境社会责任和公众利益,积极完成与“绿色”相关的活动^[53],在企业绿色化转型过程中发挥有效的监督作用和推动作用。

本文参考姜广省等^[54]的研究,从中国证券市场研究数据库的基金市场系列中获取对上市公司进行投资的基金明细表。若对某企业进行投资的某一基金的投资目标和投资范围出现“绿色”“生态”“环保”等词汇,则认为该企业被“绿色投资基金”所持有。本文以 $Grinv$ 作为工具变量“绿色投资基金”的标识,如某企业被“绿色投资基金”所持有, $Grinv$ 取值为 1,反之则取值为 0。从相关性看,“绿色投资基金”促使企业扩大绿色支出和进行绿色实践^[54],显然与企业绿色化转型存在相关性。从外生性看,“绿色投资基金”的成立与否、规模、持股组合和持股变化具有外生性,它们都是由基金公司或基金经理决定,不会与除金融行业外的上

表 5 稳健性检验结果:控制宏观政策影响、排除其他政策干扰及工具变量检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>GT</i>	<i>Labor</i>
<i>GT</i>	0.1060*** (2.59)	0.1059*** (2.59)	0.0981** (2.40)	0.1068*** (2.71)		0.2689** (1.99)
<i>tpfjy</i>	0.0003 (0.14)					
<i>gfrl</i>		-0.0005 (-0.05)				
<i>Grinv</i>					0.0004** (2.37)	
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业-时间 FE			Yes			
省份-时间 FE				Yes		
<i>N</i>	25637	25637	25559	25637	25637	25637
Adj. R^2	0.7781	0.7781	0.7801	0.7798	0.4022	0.7783

注:行业-时间 FE 和省份-时间 FE 分别表示“行业-时间”和“省份-时间”联合固定效应;括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误;企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应;*, **, *** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

市公司的人力资本产生直接关联。工具变量的估计结果见表 5 的(5)列和(6)列。一阶段工具变量 *Grinv* 的回归系数在 5%的水平上显著为正,且弱外生工具变量检验 Cragg-Donald Wald *F* 统计值为 26.883,显著大于 10%统计水平上的临界值 16.38,表明不存在弱工具变量。Kleibergen-Paap rk LM 统计量为 7.063 且在 1%的水平上显著拒绝原假设,表明工具变量不存在识别不足的情况。二阶段 *GT* 的系数在 5%的水平上显著为正,表明在缓解内生性后结论依然稳健。

五、进一步分析

(一) 影响机制检验

1. 流动性约束缓解机制

如理论分析部分所述,企业绿色化转型不仅能缓解信息不对称,发挥积极的信号传递效应,提升企业绿色溢价和声誉,还能满足利益相关者在绿色环保、节能减排等方面的诉求,从而吸引投资,降低企业资源获取门槛,缓解流动性约束,进而促进企业人力资本升级。鉴于此,本文从现金持有、资金周转、投资-现金流敏感度、银行贷款 4 个方面检验流动性约束缓解效应。其一,出于预防性储蓄动机,企业倾向于增加内部现金以应对可能面临的流动性风险,当绿色化转型缓解企业的流动性约束后,企业理应减少现金持有。为验证该推断,本文参考李逸飞^[36]的做法,以货币资金的自然对数度量企业现金持有(*Curre*),相应的回归结果见表 6 的(1)列。企业绿色化转型(*GT*)的系数为-1.4511 且在 5%的水平上显著为负,表明绿色化转型降低了企业现金持有,即绿色化转型能缓解企业流动性压力。其二,资金周转加快可在一定程度上反映流动性约束减弱。为此,本文借鉴王帅等^[32]的做法,采用营业收入占企业总资产的比例衡量资金周转(*Turnov*),由表 6 的(2)列的回归结果可知,*GT* 的估计系数为 0.6920 并通过 5%水平的显著性检验,表明绿色化转型显著提高企业资金周转速度,缓解流动性约束。其三,McLean 和 Zhao^[55]指出当企业面临较高的流动性约束时,其投资-现金流敏感度也较高。因此,基于绿色化转型的流动性约束缓解效应,可以预期绿色化转型能够降低企业投资-现金流敏感度。参考叶永卫等^[33]的做法,本文采用购建固定资产、无形资产和其他长期资产的现金之和测度企业投资(*Invest*),并将其作为被解释变量;利用企业经营活动产生的现金流量净额占总资产的比例(*cfo*),将 *GT* 与 *cfo* 进行交乘并作为核心解释变量进行估计,估计结果见表 6 的(3)列。交互项 *GT_cfo* 的回归系数为-1.6948,且通过 1%水平的显著性检验,表明绿色化转型显著降低企业投资-现金流敏感度,流动性约束缓解机制得以验证。其四,绿色化转型作为“信号指示灯”,向市场传递企业声誉良好的积极信号,进而提升银行为企业提供信贷资源的意愿,并且短期贷款相较于长期贷款可以更快速地缓解企业现金流限制。因此,本文预期绿色化转型有助于增加企业短期贷款。具体地,本文以短期借款占总资产的比例度量银行贷款(*Loan*),回归结果如表 6 的(4)列所示。企业绿色化转型(*GT*)系数显著为正,表明绿色化转型有效扩大企业所获得的信贷规模。上述估计结果均充分证实研究假说 H2 的流动性约束缓解机制。

表 6 作用机制检验:流动性约束缓解机制及资本深化机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Curre</i>	<i>Turnov</i>	<i>Invest</i>	<i>Loan</i>	<i>Fix</i>	<i>Rjzb</i>
<i>GT</i>	-1.4511** (-2.11)	0.6920** (2.33)	0.0198(0.36)	0.1442* (1.72)	0.1653** (2.05)	1.7699*** (4.65)
<i>GT_cfo</i>			-1.6948*** (-3.61)			
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	25638	25567	25625	23128	25637	25637
Adj. <i>R</i> ²	0.8783	0.7932	0.4640	0.6213	0.8144	0.8858

注:括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误;企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应;*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

2. 资本深化机制

绿色化转型带来物质资本投入增加,促使企业资本深化,进一步通过“资本-技能互补效应”推动企业人

力资本升级。基于此,借鉴刘啟仁和赵灿^[3]的做法,本文以总资产标准化的固定资产投资(Fix)度量企业的物质资本投入,对应的估计结果见表6的(5)列, GT 的估计系数为0.1653且在5%水平上显著,表明绿色化转型可以显著增加企业固定资产投入。此外,以企业总资产与员工总数之比刻画的人均资产量也能在一定程度上反映企业资本量^[6]。参考刘晨阳和曹以伦^[6]的做法,本文也以企业总资产除以员工总数的自然对数($Rjzb$)作为资本深化的代理变量,对应的估计结果见表6的(6)列, GT 的估计系数为1.7699并在1%水平上显著,表明绿色化转型可以显著提升企业人均资本。以上回归结果都充分说明企业绿色化转型通过提高企业固定资产投入及人均资本,深化企业资本程度,提升企业对高技能劳动力的需求,进而促进企业人力资本升级。研究假说H2的资本深化机制得到验证。

3. 研发投入扩张-技能创造性破坏机制

企业绿色化转型过程中会积极地进行研发投入扩张,而研发投入在促进高技能劳动力就业的同时,也可能也会导致部分低技能劳动力的失业。为此,本文从高、低技能劳动力两个维度检验研发投入扩张的技能创造性破坏效应。具体而言,本文参考马新啸等^[48]的做法,采用研发支出增长率度量企业创新投入($Rgrow$),并检验绿色化转型对其的影响。对应的回归结果见表7的(1)列, GT 的回归系数在5%的水平上显著为正,表明绿色化转型显著提升企业研发投入水平。进一步地,本文检验企业研发投入是否能促进高技能劳动力的就业创造和低技能劳动力的就业破坏。借鉴毛其淋和王玥清^[24]研究中刻画就业创造和就业破坏的方法,通过式(2)和式(3)计算高、低技能劳动力的就业变动。

$$\Delta job_high_{it} = \ln high_{it} - \ln high_{it-1} \quad (2)$$

$$\Delta job_low_{it} = \ln low_{it} - \ln low_{it-1} \quad (3)$$

其中: Δjob_high_{it} 与 Δjob_low_{it} 分别为企业*i*的高、低技能劳动力的就业变动; $\ln high_{it}$ 为企业*i*在*t*期的高技能劳动力人数的自然对数; $\ln low_{it}$ 为企业*i*在*t*期的低技能劳动力人数的自然对数。本文将研究生学历的员工定义为高技能劳动力,将高中及以下学历的员工定义为低技能劳动力。

本文采用式(4)和式(5)计算高技能劳动力的就业创造($Hskill$)和低技能劳动力的就业破坏($Lskill$)。具体公式为

$$Hskill_{it} = \max(\Delta job_high_{it}, 0) \quad (4)$$

$$Lskill_{it} = \max(-\Delta job_low_{it}, 0) \quad (5)$$

表7的(2)列报告创新投入($Rgrow$)对高技能劳动力就业创造($Hskill$)的回归结果。 $Rgrow$ 的回归系数为0.0033并在1%水平上显著,表明研发投入显著促进高技能劳动力的就业创造。表7的(1)列和(2)列的回归结果证明绿色化转型通过研发投入带来了高技能劳动力的就业创造。表7中的(3)列报告了创新投入($Rgrow$)对低技能劳动力就业破坏($Lskill$)的回归结果, $Rgrow$ 的回归系数在10%的水平上显著为正。表7(1)列、(3)列的回归结果表明绿色化转型通过研发投入促进了低技能劳动力的就业破坏。此外,本文参考刘啟仁和赵灿^[3]的研究,以研发投入金额的自然对数与高技能员工人数的比值($Rdpu$)作为被解释变量,直接与解释变量绿色化转型(GT)进行回归,见表7的(4)列。 GT 的估计系数显著为正,表明企业绿色化转型增加了研发投入与高技能劳动力的比值,使得研发投入的增长率高于高技能劳动力的增长率,提高了企业对高技能劳动力的需求,从而验证绿色化转型的高技能创造作用。除此之外,本文直接将低技能劳动力人数占员工总数的比重($Lskper$)作为被解释变量进行回归,估计结果见表7的(5)列,绿色化转型(GT)的系数在1%的水平上显著为负,表明绿色化转型显著减少了低技能劳动力占比,验证了绿色化转型的低技能破坏作用。

考虑到企业研发投入、高技能劳动力和低技能劳动力作为投入要素均会为企业增加值做出贡献。并且高、低技能劳动力对研发投入的利用效率差异导致二者对产出的贡献存在差异。本文借鉴刘啟仁和赵灿^[3]、李逸飞等^[45]的研究,将企业增加值作为被解释变量,将研发投入、高技能劳动力、低技能劳动力、研发投入与高技能劳动力的交互项及研发投入与低技能劳动力交互项作为主要解释变量构建模型(6)直接检验研发投入扩张的高技能创造效应和低技能破坏效应。

$$Y_{isr_{it}} = \gamma_1 \ln rd_{it} + \gamma_2 \ln high_{it} + \gamma_3 \ln low_{it} + \gamma_4 \ln high_{it} \times rdas_{it} + \gamma_5 \ln low_{it} \times rdas_{it} + \gamma_6 rdas_{it} + \gamma_7 X_{it} + \theta_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中: Y_{ysr} 、 $\ln rd$ 、 $\ln high$ 和 $\ln low$ 分别为企业增加值(营业收入)、研发投入、高技能劳动力数量和低技能劳动力数量的自然对数; $rdas$ 为资本标准化后的新增研发投入; X 为其他影响企业产出增加值的变量,包括企业年龄,资产收益率等。类似基准回归,此处同样一并控制企业固定效应和时间固定效应。

由于研发投入对企业增加值的影响因研发投入与高、低技能劳动力的适配程度差异而不同,本文预期交互项 $\ln high_rdas$ 与 $\ln low_rdas$ 的系数正负性可能出现差异。根据本文的假设,研发投入具有高技能劳动力的就业创造作用,这意味着研发投入有助于提升高技能劳动力对企业产出的贡献,即预期模型(6)中系数 γ_4 显著为正。与此同时,研发投入具有低技能劳动力的就业破坏作用,则可能会削弱低技能劳动力对企业产出的贡献,那么预期模型(6)中系数 γ_5 显著为负。模型(6)的回归结果如表 7 第(6)列所示,交互项 $\ln high_rdas$ 的系数为 0.5162 且在 1%的水平上显著为正,而交互项 $\ln low_rdas$ 的系数为-0.5425 且在 5%的水平上显著为负,表明增加研发投入可以提升高技能劳动力对企业增加值的贡献,并减弱低技能劳动力对企业增加值的贡献。这意味着研发投入扩张同时具有高技能的就业创造作用和低技能的就业破坏作用。上述回归结果都充分证明研发投入扩张-技能创造性破坏机制的成立。

表 7 作用机制检验:研发投入扩张-技能创造性破坏机制

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$Rgrow$	$Hskill$	$Lskill$	$Rdpu$	$Lskper$	Y_{ysr}
GT	3.6424** (2.22)			0.8526** (2.03)	-0.1237*** (-3.30)	
$Rgrow$		0.0033*** (2.83)	0.0004* (1.77)			
$\ln high_rdas$						0.5162*** (2.65)
$\ln low_rdas$						-0.5425** (-2.06)
Control	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	17159	17398	17593	18028	23113	20749
Adj. R^2	0.1952	0.2875	0.1947	0.7208	0.8317	0.9452

注:括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误;企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应;*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

(二) 异质性分析

1. 企业所有制异质性

作为国家经济发展的重要支柱,国有企业在绿色化转型方面往往更容易获得政府的政策支持,例如财政补贴、税收优惠、技术研发资助等,也会更加注重社会责任的承担;并且,国有企业通常拥有雄厚的资本实力,能够更好地适应绿色化转型过程中的资金需求和技术更新需求。因此,本文预期在绿色化转型过程中国有企业更有可能加大人力资本投资,推动企业可持续发展和环保形象的建立。表 8 的(1)列显示了国有企业的绿色化转型对人力资本升级的估计结果,绿色化转型(GT)的估计系数为 0.1182 且在 10%的水平上显著为正,而表 8 的(2)列非国有企业的 GT 估计系数并不显著。由表 8 的(1)列和(2)列的回归结果可知,相较于非国有企业,绿色化转型更有助于促进国有企业的人力资本升级。

2. 企业内部控制异质性

内部控制质量反映了企业内部治理和监督的水平,良好的内部控制能有效减少管理层的机会主义行为,增强信息透明度,抑制企业隐藏坏消息的倾向^[56]。同时,有效的内部控制还能提高信息披露的质量和准确性,保证企业内部不同部门信息的高效获取和传递,促进绿色化转型战略在企业内部得到有效的实施和反馈,从而强化绿色化转型对企业人力资本升级的积极作用。因此,本文预期绿色化转型对企业人力资本升级的积极影响在内部控制质量更高的企业中更显著。借鉴黄政和吴国萍^[57]的做法,本文以“迪博·中国上市公司内部控制指数”刻画企业的内部控制质量,该指数综合考量企业内部控制五大目标的实现情况,并纳入内部控制缺陷进行修正,能有效代表企业内部控制质量。此处以内部控制指数的中位数作为划分依据,将内部控制指数大于中位数的样本定义为高内部控制质量组,其余则定义为低内部控制质量组,并进行

表 8 异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	企业性质		内部控制		技术密集		东中西部地区	
	国企	非国企	高	低	否	是	东部	中西部
	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>	<i>Labor</i>
<i>GT</i>	0.1182 * (1.89)	0.0294 (0.63)	0.1117 ** (2.13)	0.0953 * (1.73)	0.0934 * (1.72)	0.0727 (1.56)	0.1121 ** (2.17)	0.0930 (1.37)
<i>Control</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间 FE	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
费舍尔检验	0.089 *** ($P=0.007$)		0.016 *** ($P=0.000$)		0.021 * ($P=0.074$)		0.019 ** ($P=0.039$)	
<i>N</i>	11172	14404	12536	12549	15793	9794	16863	8767
Adj. R^2	0.8482	0.7374	0.8171	0.7637	0.7853	0.8389	0.7871	0.7806

注：费舍尔组合检验的 P 值均小于 0.1，表明企业所有制异质性、企业内部控制异质性、技术密集度异质性以及所在地区异质性均通过了组间系数差异检验；括号内数据均为企业层面的聚类稳健标准误；企业 FE、时间 FE 分别是企业固定效应、时间固定效应；*、**、*** 分别表示显著性水平 10%、5%、1%。

分组回归。回归结果见表 8 的 (3) 列和 (4) 列，在 (3) 列高内部控制质量企业样本中， GT 的回归系数为 0.1117 且在 5% 的水平上显著为正。(4) 列低内部控制质量企业样本中， GT 的回归系数为 0.0953 并通过 10% 的显著性检验。分组回归结果表明相较于低内部控制质量企业，企业绿色化转型对高内部控制质量企业的人力资本升级的促进作用无论在经济学上还是统计学上都更显著。

3. 技术密集度异质性

对于技术密集型企业而言，其生产经营更依赖于技术、设备等资本要素的投入，其自身的资本水平相对较高^[7]，因而其原本的高技能劳动力储备水平也相对较高，从而可能削弱绿色化转型对企业人力资本升级的促进作用。因此，本文预期相较于技术密集型企业，绿色化转型对非技术密集型企业的人力资本升级的促进作用更显著。表 8 的 (5) 列和 (6) 列分别报告了非技术密集型企业和技术密集型企业两类企业样本中，绿色化转型对企业人力资本升级的回归结果。在表 8 的 (5) 列中 GT 的回归系数为 0.0934 并在 10% 的水平上显著为正，其系数大小和系数显著性水平均大于 (6) 列 GT 的回归系数 0.0727，表明绿色化转型对企业人力资本升级的积极影响在非技术密集型企业中更大。

4. 所在地区异质性

相较于中西部地区，中国东部地区金融发展水平较高，企业的融资渠道更多，面临的融资难问题更少。并且，东部地区发达的金融市场有助于绿色化转型积极信号的传播，吸引投资者更多地关注企业的绿色溢价，进而有效发挥企业绿色化转型的流动性约束缓解效应。此外，高技能人才或学历更高的人才更倾向于在发达地区寻找就业机会和进行职业规划^[7]，东部地区企业更易推动人力资本升级。因而，本文预期绿色化转型对企业人力资本升级的积极影响在东部地区更显著。本文将北京、福建、广东、海南、河北、江苏、山东、上海、天津、浙江划分为东部地区，其余地区则为中西部地区。东部地区的分组回归结果见表 8 的 (7) 列，中西部地区的分组回归结果见表 8 的 (8) 列。可以看出，东部地区企业样本中， GT 的估计系数为 0.1121 并以 5% 的水平通过显著性检验，而中西部地区企业样本中， GT 的估计系数不显著。这表明企业绿色化转型对东部地区企业的人力资本升级的促进作用更强。

六、结论和启示

党的二十大报告指出，向绿色、循环、低碳发展迈出坚实步伐，经济高质量发展取得新突破是未来五年的主要目标任务。实现高质量发展的关键是着力推进经济社会发展的绿色化、低碳化，而高技能人才带来的专业技能和知识对于绿色化转型至关重要。本文以 2010—2022 年中国沪深 A 股上市公司为研究对象，通过文本分析法获取企业绿色化转型数据，并结合源自 Choice 金融终端的企业员工学历结构数据，探究绿色化转型对企业人力资本升级的影响及其作用机制。本文研究发现，绿色化转型显著促进了企业人力资本升级，这一结论在进行替换变量、控制宏观政策影响及工具变量检验等一系列稳健性检验后仍然成立。作

用机制分析发现,绿色化转型通过流动性约束缓解、资本深化、研发投入扩张-技能创造性破坏三条途径推动企业人力资本升级。异质性分析发现,相比于非国有企业、低内部控制质量企业、技术密集型企业及中西部地区企业,绿色化转型对企业人力资本升级的促进作用对于国有企业、高内部控制质量企业、非技术密集型企业及东部地区企业更为显著。

基于上述研究,本文有以下三点启示:

其一,积极完善绿色转型的政策联动体系和执法监管机制,建立健全绿色产业示范区,推动内部治理与员工意识持续迈向绿色化,不断强化上下游绿色协作,加强对绿色转型的监督和宣传,引导形成绿色化社会。①在政府层面,不断优化绿色政策体系,有步骤、有重点地促进绿色政策的完善和落地,包括绿色税收、绿色补贴等,并注重政策间协同效应的发挥,协调环境保护税、绿色金融等一系列环境政策,构建政策组合体系,激发企业绿色化转型积极性。并且,修订和完善现行环保法律法规,使其更全面、具体和可操作,健全环境监测和管理体系,提升环境规制实施水平和环保违法行为的处罚标准。此外,在具备条件的地区建立绿色产业示范区,集中资源支持绿色产业发展。②在企业层面,继续完善绿色治理体系,包括环保目标设定、环保责任落实、环保绩效评估等,确保绿色化转型顺利推进。并且,定期开展环保知识培训,培育员工环保意识 and 技能,使其更好地参与企业绿色化转型。此外,推动绿色采购体系的实行和完善,引导上下游企业共同构建绿色供应链,推动建立绿色物流体系。③在社会层面,加强对企业环保行为的监督,对污染严重、转型缓慢的企业进行曝光和批评,并加强对绿色化转型成果的宣传和推广,形成良好的社会绿色氛围。

其二,加快优化绿色金融,稳步完善绿色转型的现金流保障,大力推动生产、除污等设备的绿色化、自动化更新,有的放矢地促进绿色技术研发和创新,逐步实现生产运营的绿色化。①现金流方面,鼓励金融机构加大对绿色项目的信贷支持,积极创新绿色金融产品和服务,如绿色债券、绿色信贷等,降低绿色项目的融资门槛和成本,为企业绿色化转型提供有力的现金流保障。并且,推动建立绿色金融信息共享平台,促进金融机构与绿色项目之间的信息对接和合作,强化资金使用监管。②物质资本方面,企业应继续引进更先进的环保生产设备以实现生产过程的绿色化,以及更新污染处理设备以降低污染排放强度,实现末端治理的绿色化。并且,政府也可对环保设备、绿色产品实行增值税减免或退税政策,鼓励企业购买和使用。③研发投入方面,企业应积极增加绿色研发投入,设立绿色技术研发中心,集中资源进行绿色技术的研发和创新。同时,促进产学研合作,推动绿色技术的转移和产业化。并且,政府可设立专门的绿色投资基金,用于支持企业的绿色研发创新。

其三,充分利用不同行业和地区的绿色转型优势,通过精准施策推行差异化的绿色政策,深化绿色战略认知和规划,选择和执行有效且契合的绿色转型路径,真正做到因企制宜、因地制宜。加强对国有企业的绿色转型引导,发挥其在绿色产业发展中的带头示范作用,引领整个行业向绿色化方向转型。同时,鼓励企业提升内部控制质量,建立更为完善和精细的内部管理制度,确保绿色化转型战略的顺利实施,进一步增强社会监督,促进企业内部自我约束。并且,持续优化对非技术密集型企业绿色化转型支持,推动设立针对非技术密集型企业的绿色技术培训和推广项目。此外,在东部地区可鼓励建立绿色产业集群,吸引更多绿色企业和项目落户,形成绿色转型的示范区和引领区,充分发挥东部地区的经济和技术优势,推广先进的绿色技术和经验。

参考文献

- [1] 解学梅,韩宇航.本土制造业企业如何在绿色创新中实现“华丽转型”?——基于注意力基础观的多案例研究[J].管理世界,2022,38(3):76-106.
- [2] 陆旸.中国的绿色政策与就业:存在双重红利吗?[J].经济研究,2011,46(7):42-54.
- [3] 刘啟仁,赵灿.税收政策激励与企业人力资本升级[J].经济研究,2020,55(4):70-85.
- [4] 铁瑛,刘啟仁.银行管制放松、融资约束与人力资本升级[J].财贸经济,2021,42(11):116-130.
- [5] 张静,王宏伟,陈多思.人才计划激发高层次科技人才的成就动机吗?[J].技术经济,2024,43(4):51-63.
- [6] 刘晨阳,曹以伦.外资企业技术授权与劳动力技能结构升级——来自世界银行中国企业调查数据的经验证据[J].经济与管理研究,2021,42(11):74-92.
- [7] 叶永卫,李鑫,刘贯春.数字化转型与企业人力资本升级[J].金融研究,2022(12):74-92.

- [8] GHALY M, DANG V A, STATHOPOULOS K. Institutional investors' horizons and corporate employment decisions[J]. *Journal of Corporate Finance*, 2020, 64: 101634.
- [9] 石冠峰, 刘澳龙, 王锦慧, 等. 情感型领导对员工工匠精神的跨层影响——基本心理需求满足和未来工作自我清晰度的作用[J]. *技术经济*, 2023, 42(12): 173-184.
- [10] 杨薇, 孔东民. 企业内部薪酬差距与人力资本结构调整[J]. *金融研究*, 2019(6): 150-168.
- [11] 赵烁, 施新政, 陆瑶, 等. 兼并收购可以促进劳动力结构优化升级吗?[J]. *金融研究*, 2020(10): 150-169.
- [12] 周阔, 王瑞新, 陶玉清, 等. 企业绿色化转型与股价崩盘风险[J]. *管理科学*, 2022, 35(6): 56-69.
- [13] 吴金柯, 卫晓明, 任晓妹. 企业绿色化转型与劳动收入份额: 促进抑或挤出[J]. *产业经济研究*, 2023(6): 100-113, 127.
- [14] 唐勇军, 马文超, 夏丽. 环境信息披露质量、内控“水平”与企业价值——来自重污染行业上市公司的经验证据[J]. *会计研究*, 2021(7): 69-84.
- [15] SCHIEMANN F, SAKHEL A. Carbon disclosure, contextual factors, and information asymmetry: The case of physical risk reporting[J]. *European Accounting Review*, 2019, 28(4): 791-818.
- [16] CHANG Y, DU X, ZENG Q. Does environmental information disclosure mitigate corporate risk? Evidence from China[J]. *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2021, 17(1): 100239.
- [17] 黄恒, 齐保全. 企业信息披露的绿色创新效应研究——基于环境、社会和治理的视角[J]. *产业经济研究*, 2024(1): 71-84.
- [18] 付金存, 曹悦乐, 李皓月, 等. 企业“漂绿”研究的发展脉络、研究述评与未来展望[J]. *技术经济*, 2024, 43(4): 100-117.
- [19] 闫文娟, 王亚妮, 郭树龙, 等. 企业环保投资是否影响了就业吸纳? ——基于资源型上市企业的经验证据[J]. *软科学*, 2022, 36(2): 50-56.
- [20] LI Z, LIAO G, ALBITAR K. Does corporate environmental responsibility engagement affect firm value? The mediating role of corporate innovation[J]. *Business Strategy and the Environment*, 2020, 29(3): 1045-1055.
- [21] 王海军, 陈波, 何玉. ESG 责任履行提高了企业估值吗? ——来自 MSCI 评级的准自然试验[J]. *经济学报*, 2023, 10(2): 62-90.
- [22] 高杰英, 褚冬晓, 廉永辉, 等. ESG 表现能改善企业投资效率吗?[J]. *证券市场导报*, 2021(11): 24-34, 72.
- [23] LIU L, NEMOTO N. Environmental, social and governance (ESG) evaluation and organizational attractiveness to prospective employees: Evidence from Japan[J]. *Journal of Accounting and Finance*, 2021, 21(4): 14-29.
- [24] 毛其淋, 王明清. ESG 的就业效应研究: 来自中国上市公司的证据[J]. *经济研究*, 2023, 58(7): 86-103.
- [25] 顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. *金融研究*, 2020(2): 109-127.
- [26] 李政大, 李凤, 赵雅婷. 环境信息披露的融资效应——来自重污染企业的证据[J]. *审计与经济研究*, 2024, 39(1): 117-127.
- [27] 吴红军, 刘啟仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束[J]. *世界经济*, 2017, 40(5): 124-147.
- [28] 闫海洲, 陈百助. 气候变化、环境规制与公司碳排放信息披露的价值[J]. *金融研究*, 2017(6): 142-158.
- [29] CUI J, JO H, NA H. Does corporate social responsibility affect information asymmetry?[J]. *Journal of Business Ethics*, 2018, 148: 549-572.
- [30] 谢红军, 吕雪. 负责任的国际投资: ESG 与中国 OFDI[J]. *经济研究*, 2022, 57(3): 83-99.
- [31] RAMUS T, VACCARO A. Stakeholders matter: How social enterprises address mission drift[J]. *Journal of Business Ethics*, 2017, 143: 307-322.
- [32] 王帅, 王亚男, 秦睿祺. 地方政府欠款治理与民营企业劳动雇佣决策[J]. *数量经济技术经济研究*, 2023, 40(12): 172-193.
- [33] 叶永卫, 陶玉清, 杜雨晴, 等. 政府欠款清理、流动性约束与民营企业稳就业[J]. *会计研究*, 2023(7): 43-54.
- [34] 周茂, 李雨浓, 姚星, 等. 人力资本扩张与中国城市制造业出口升级: 来自高校扩招的证据[J]. *管理世界*, 2019, 35(5): 64-77, 198-199.
- [35] BROWN J, MATSA D A. Boarding a sinking ship? An investigation of job applications to distressed firms[J]. *Journal of Finance*, 2016, 71(2): 507-550.
- [36] 李逸飞. 增值税留抵退税与企业人力资本升级[J]. *世界经济*, 2023, 46(12): 115-140.
- [37] 万攀兵, 杨冕, 陈林. 环境技术标准何以影响中国制造业绿色转型——基于技术改造的视角[J]. *中国工业经济*, 2021(9): 118-136.
- [38] FAN H, ZIVIN J S G, KOU Z, et al. Going green in China: Firms' responses to stricter environmental regulations[R]. New York: National Bureau of Economic Research, 2019.
- [39] 张彩云, 吕越. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. *经济管理*, 2018, 40(1): 71-91.
- [40] 刘啟仁, 铁瑛. 企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜[J]. *管理世界*, 2020, 36(3): 1-23.
- [41] CHENG H, JIA R, LI D, et al. The rise of robots in China[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33(2): 71-88.
- [42] 王锋, 葛星. 低碳转型冲击就业吗——来自低碳城市试点的经验证据[J]. *中国工业经济*, 2022(5): 81-99.
- [43] 王莹. 资本市场开放与企业人力资本结构升级——基于“沪港通”和“深港通”交易制度的准自然实验[J]. *现代经济探讨*, 2022(5): 27-42.
- [44] 宁光杰, 林子亮. 信息技术应用、企业组织变革与劳动力技能需求变化[J]. *经济研究*, 2014, 49(8): 79-92.
- [45] 李逸飞, 李金, 肖人瑞. 社会保险缴费征管与企业人力资本结构升级[J]. *经济研究*, 2023, 58(1): 158-174.

- [46] 郭彩霞. 中国低碳经济发展的协同效应研究[J]. 管理世界, 2021, 37(8): 105-117.
- [47] 马新啸, 汤泰劼, 郑国坚. 国有企业混合所有制改革与人力资本结构调整——基于高层次人才配置的视角[J]. 财贸经济, 2020, 41(12): 101-116.
- [48] 马新啸, 汤泰劼, 仲崇阳. 知识产权司法保护与企业人力资本结构升级——基于知识产权法院设立的准自然实验[J]. 中南财经政法大学学报, 2023(3): 107-122.
- [49] 张艾莉, 张佳思, 李月明. 京津冀技术创新的工业企业就业效应分析[J]. 人口与经济, 2019(1): 42-53.
- [50] 郑礼明, 李明, 李德刚. 创新导向减税与就业结构升级——基于研发费用加计扣除的检验[J]. 学术月刊, 2021, 53(6): 87-98.
- [51] 袁淳, 肖土盛, 耿春晓, 等. 数字化转型与企业分工: 专业化还是纵向一体化[J]. 中国工业经济, 2021(9): 137-155.
- [52] LIN Y, FU X, FU X. Varieties in state capitalism and corporate innovation: Evidence from an emerging economy[J]. Journal of Corporate Finance, 2021, 67: 101919.
- [53] 王辉, 林伟芬, 谢锐. 高管环保背景与绿色投资者进入[J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39(12): 173-194.
- [54] 姜广省, 卢建词, 李维安. 绿色投资者发挥作用吗? ——来自企业参与绿色治理的经验研究[J]. 金融研究, 2021(5): 117-134.
- [55] MCLEAN R D, ZHAO M. The business cycle, investor sentiment, and costly external finance[J]. Journal of Finance, 2014, 69(3): 1377-1409.
- [56] 权小锋, 吴世农, 尹洪英. 企业社会责任与股价崩盘风险: “价值利器”或“自利工具”?[J]. 经济研究, 2015, 50(11): 49-64.
- [57] 黄政, 吴国萍. 内部控制质量与股价崩盘风险: 影响效果及路径检验[J]. 审计研究, 2017(4): 48-55.

How Does Green Transformation Promote the Upgrading of Corporate Human Capital?

Li Bo, Xie Qianling

(School of Economics, Yunnan University, Kunming 650500, China)

Abstract: The upgrading of human capital is an important guarantee for the realization of high-quality development of enterprises and a realistic requirement in the period of comprehensive green transformation of the economy. Based on the data of employee skill structure of Chinese A-share listed companies from 2010 to 2022, the data of enterprise green transformation were obtained through text analysis to explore the impact of green transformation on human capital upgrading of enterprises and its impact channels. The results show that green transformation has a significant promotion effect on enterprise human capital upgrading, and this conclusion still holds after a series of robustness tests, such as replacing variables, considering other policy shocks, and instrumental variable tests. The mechanism analysis shows that green transformation can alleviate enterprise liquidity constraints, promote enterprise capital deepening, increase enterprise R&D investment, trigger the creative destruction of different skills, and then promote enterprise human capital upgrading. Additionally, the human capital upgrading effect of green transformation is more obvious in state-owned enterprises, enterprises with high quality of internal control, non-technology-intensive enterprises, and enterprises in eastern regions. The results not only provide thoughts on the relationship between green transformation and human capital upgrading of enterprises, but also offer insights for the realization of the dual goals of economic and environmental benefits in the stage of high-quality development.

Keywords: green transformation; human capital upgrading; high skilled labor force; creative destruction of skills