

DOI: 10.13504/j.cnki.issn1008-2700.2023.01.005

环境信息公开、绿色金融与城市绿色创新

孙慧^{a,b}, 王凤逸^b, 丁辰鑫^b

(新疆大学 a. 新疆创新管理研究中心; b. 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830046)

摘要: 基于2015—2021年城市面板数据, 实证检验环境信息公开对城市绿色创新的影响。基准回归结果表明, 环境信息公开能够显著提高城市的绿色创新水平。中介效应检验结果显示, 环境信息公开可以通过推动绿色金融发展促进城市绿色创新, 绿色金融亦能够通过提高环境信息公开水平促进城市绿色创新, 即环境信息公开与绿色金融在提升城市绿色创新水平方面能够产生协同作用。门槛效应检验结果显示, 随着绿色金融的发展与创新水平的提高, 环境信息公开对城市绿色创新的促进作用具有边际递增的非线性特征。异质性分析结果表明, 环境信息公开的绿色创新效应在东部城市、非省会城市、资源型城市以及二氧化硫污染控制区城市更为显著。

关键词: 环境信息公开; 绿色金融; 城市绿色创新; 绿色创新水平; 碳排放

中图分类号: F124.3; F832.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1008-2700 (2023) 01-0069-15

一、问题提出及文献述评

绿色技术是减少碳排放的主要因素^[1]。在生态文明建设的过程中, 碳达峰、碳中和(“双碳”)目标的实现, 很大程度上受到绿色创新水平的影响。如何有效促进绿色创新水平的提升, 已然跃升为一个重要议题。

随着数字化技术的发展, 作为非正式环境规制之一的环境信息公开制度已在中国建立并逐渐完善, 有效弥补了政府管控型和市场激励型环境规制的失灵, 也有效促进了绿色创新。因此, 考察环境信息公开对绿色创新的影响, 不仅能够丰富非正式环境规制的相关研究, 还有助于中国兼顾生态文明建设与创新驱动发展, 实现包容性绿色增长。

绿色金融的发展与环境信息公开制度的完善在时间上具有高度的一致性。随着绿色金融发展进入了新的阶段, 上市公司和发债企业环境信息披露制度也在实践中逐步完善。2017年, 中国人民银行发布《落实〈关于构建绿色金融体系的指导意见〉的分工方案》(银办函〔2017〕294号), 提出建立强制性环境信息披露制度的目标, 先后要求上市企业自愿披露(2017年年底)、半强制披露(2018年3月)、强制

收稿日期: 2022-05-27; 修回日期: 2022-09-27

基金项目: 国家自然科学基金地区科学基金项目“新疆资源型产业污染集聚、损益偏离与包容性绿色增长”(71963030); 科技部重大项目“吐哈盆地国家能源基地建设调查与碳减排潜力评估”(SQ2021xjkk01800); 新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“碳中和背景下新疆新能源发展路径研究”(21BJY050); 新疆维吾尔自治区社会科学基金项目“新疆现代产业体系建设研究”(21BJL038); 新疆大学研究生“丝路”科研创新项目“绿色金融、环境规制与绿色发展水平”(SL2022014)

作者简介: 孙慧(1963—), 女, 新疆大学新疆创新管理研究中心/经济与管理学院教授、博士生导师, 通讯作者; 王凤逸(1998—), 男, 新疆大学经济与管理学院硕士研究生; 丁辰鑫(1997—), 男, 新疆大学经济与管理学院博士研究生。

性披露(2020年12月)其环境信息。在这一背景下,研究环境信息公开与绿色金融的协同效应,将有助于进一步完善环境信息公开制度,优化与健全绿色金融体系建设,充分发挥非正式环境规制和金融创新工具对绿色创新的正外部性,通过绿色技术手段赋能“双碳”目标的实现。

环境信息公开是否促进了中国城市绿色创新水平的提升?环境信息公开与城市绿色创新之间存在何种关系?环境信息公开和绿色金融在提升城市绿色创新水平方面能否产生协同作用?本文拟采用2015—2021年的城市面板数据,通过实证分析回答上述问题,以期更好地为城市绿色创新提供环境制度保障与金融工具支持,进而助力实现“双碳”目标。

与本文密切相关的研究主要集中在以下两个方面:

第一,环境信息公开的环境改善与提质增效效应。环境改善效应上,刘满凤和陈梁(2020)^[2]、张华和冯烽(2020)^[3]评估了环境信息公开政策的减污效应与降碳效应,为环境信息公开的绿色创新效应提供了间接证据。刘等人(Liu et al., 2021)发现,环境信息公开可以通过增加政府环保支出缓解空气污染对经济发展的负外部性^[4]。提质增效效应上,王等人(Wang et al., 2020)的研究表明,环境信息公开能够通过增加节能环保支出的方式提升企业的财务绩效^[5]。赵晓梦等(2021)以2008年污染源监管信息公开的城市试点政策作为准自然实验,验证了非正式环境规制对绿色创新的促进效应^[6]。王馨和王营(2021)选取《环境空气质量标准》的实施作为政策冲击,对环境信息公开的绿色创新效应进行再检验^[7]。此外,钟等人(Zhong et al., 2021)对空间溢出效应进行了探讨,发现环境信息公开不仅能够显著减少本地的二氧化硫(SO₂)排放,还有助于相邻地区SO₂去除率的提高^[8]。

第二,正式环境规制与绿色金融的协同效应。葛等人(Ge et al., 2020)的研究表明,环境规制能够显著促进中国出口绿色技术的升级^[9]。朱向东等(2021)以排污强度作为衡量环境规制的逆向指标,发现绿色金融可以与之产生治霾的协同作用^[10]。朱向东等(2021)的研究表明,绿色金融可以有效推动污染产业的技术升级,在这一过程中,环境规制能够增强绿色金融的创新效益^[11]。陈诗一和许璐(2022)认为绿色金融的发展有助于全球绿色价值链的高级化^[12]。因此,二者在促进绿色创新方面存在着相互增益的可能性。

通过文献梳理可以发现,大部分学者采用双重差分(DID)或三重差分(DDD)的方法对环境信息公开的政策效应进行了估计,缺少定量的实证分析。同时,鲜有研究将非正式环境规制和绿色金融纳入统一的框架下,探究二者对城市绿色创新的协同促进作用。与以往研究相比,本文可能存在三个方面的边际贡献:第一,采用全对数模型定量考察环境信息公开对城市绿色创新的促进效应;第二,将环境信息公开和绿色金融纳入统一的框架下,进一步检验二者在促进城市绿色创新水平上的协同作用;第三,对环境信息公开影响城市绿色创新的门槛效应及异质性特征进行拓展分析,丰富现有研究。

二、研究假设

(一) 环境信息公开影响城市绿色创新的机制分析

作为非正式环境规制的一种,环境信息公开的主体为政府及环保机构。一方面,环境信息公开通过强制性要求上市公司进行信息披露,再将收集到的环境信息向公众公开,从而将社会舆论的压力传导至排污企业,迫使企业加强末端治理,增加研发投入,改进生产技术,采取绿色创新行为,进而达到减污增效的目标。另一方面,环境信息公开为公众参与城市的污染治理提供了渠道,强化了公众的低碳环保意识,有助于形成新的绿色消费需求,从而刺激供给方进行技术创新,实现绿色生产。基于此,本文提出如下假设:

假设1:环境信息公开对城市绿色创新具有促进效应。

(二) 环境信息公开与绿色金融对城市绿色创新的协同效应分析

环境信息公开与绿色金融存在相互增益的可能性。已有研究表明,环境信息公开质量的提高是推动

绿色债券发展的重要因素^[13]。环境信息公开能够有效缓解公众所掌握环境信息不完全的问题,其引致的声誉效应有助于政府加快绿色金融及其衍生品的更新速度,实现传统金融机构的绿色转型。此外,企业的环境信息披露也能够通过增加外部融资对绿色金融产生正向影响^[14]。

绿色金融对金融中介的信息筛选能力具有促进效应^[15],有助于金融中介对环境信息的有效利用,从而更好地发挥环境信息公开政策的正外部性。凭借数字化技术和环境信息公开,绿色金融能够准确匹配资金的供需双方,有效吸收金融市场中的长尾群体,直接为低耗能低污染企业提供融资服务,并通过增强融资约束抑制重污染企业的金融化^[16],最终引导资金流向节能环保产业,实现城市绿色创新水平的提升。基于此,本文提出如下假设:

假设2:环境信息公开能够通过推动绿色金融发展促进城市绿色创新,绿色金融亦可以通过提高环境信息公开水平促进城市绿色创新,即环境信息公开与绿色金融在提升城市绿色创新水平方面能够产生协同作用。

(三) 环境信息公开对城市绿色创新的门槛效应分析

已有研究显示,金融发展对环境规制和工业绿色全要素生产率之间的关系存在正向调节效应,随着金融发展水平的不断提高,环境规制对工业绿色全要素生产率的促进效应也随之增加^[17]。温等人(Wen et al., 2021)的研究也表明,金融发展对政府环境关注与工业部门投资决策之间的关系具有正向调节的作用^[18]。因此,环境信息公开的创新效应可能会随着绿色金融的发展而呈现边际递增的门槛特征。

同时,绿色创新水平高的地区往往具备更为先进的信息基础设施,且公众的受教育程度和对环境的关注程度也普遍更高,为技术研发提供了开放的创新环境与充足的人力资本。因此,环境信息公开的创新效应可能会随着城市创新水平的提高而逐渐增强。基于此,本文提出如下假设:

假设3:环境信息公开对城市绿色创新的促进效应存在边际递增的门槛特征,且随着绿色金融的发展与创新水平的提高,环境信息公开对城市绿色创新的促进效应逐渐增强。

三、计量模型及变量选取

(一) 计量模型

为考察环境信息公开对城市绿色创新水平的影响,本文采用固定效应模型进行基准回归,构建如下模型:

$$GP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{it} + \alpha_2 X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在此基础上,采用逐步回归法,检验绿色金融在环境信息公开影响城市绿色创新过程中的中介作用,以及环境信息公开在绿色金融影响城市绿色创新过程中的中介作用。模型(2)—模型(5)如下所示:

$$GC_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{it} + \alpha_2 X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$GP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GC_{it} + \alpha_2 X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$EID_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 GC_{it} + \alpha_2 X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$GP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 EID_{it} + \alpha_2 GC_{it} + \alpha_3 X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, GP_{it} 为城市绿色创新水平, EID_{it} 代表环境信息公开程度, GC_{it} 表示绿色金融水平, X 为一组控制变量, $\alpha_0 - \alpha_3$ 分别为对应的估计系数, u_i 为个体固定效应, ε_{it} 为扰动项。

上述模型探究了环境信息公开与城市绿色创新之间的线性关系,而环境信息公开对绿色创新水平可能存在非线性的门槛效应。本文借鉴汉森(Hansen, 1999)^[19]的研究,分别以绿色金融水平和绿色创新水平作为门槛变量进行回归,构建如下模型:

$$GP_{it} = \theta_0 + \theta_1 EID_{it} I(GC_{it} \leq \varphi_1) + \theta_2 EID_{it} I(GC_{it} > \varphi_1) + \theta X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$GP_{it} = \delta_0 + \delta_1 EID_{it} I(GP_{it} \leq \vartheta_1) + \delta_2 EID_{it} I(GP_{it} > \vartheta_1) + \delta X + u_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, $I(\cdot)$ 代表示性函数, 当括号里的条件成立时, 函数值赋为 1, 否则取 0; φ 、 ϑ 分别为待估门槛值, θ 、 δ 分别为估计系数。模型 (6)、模型 (7) 均设定为单门槛模型, 双门槛、三门槛模型可由此拓展。

(二) 变量选取与测度

1. 被解释变量

本文选取对数化处理的绿色专利申请量表征城市绿色创新水平 (GP)。

2. 中介变量与门槛变量

衡量城市绿色金融水平的方式主要有两种。其一, 将绿色保险、绿色投资、碳金融等绿色金融产品进行赋权处理, 构建绿色金融发展综合指数。由于城市层面绿色金融数据的可得性较低, 指数的客观性会因所选取的指标、赋权方法的不同而大打折扣。其二, 用污染治理投资额或污染产业的投融资规模作为城市绿色金融水平的代理变量, 但这种方式混淆了环境规制与绿色金融的定义, 使绿色金融的范围和内涵变得狭隘。因此, 本文借鉴朱向东等 (2021)^[9-10,20] 的研究, 采用城市所发行的绿色债券规模衡量城市的绿色金融水平 (GC)。一方面, 城市绿色债券的发行量呈逐年递增的趋势且增速较快, 且不同城市的绿色债券存量存在明显的差异, 将其作为代理变量可以直观地比较出不同城市绿色金融发展的相对程度; 另一方面, 当前下沉到城市层面研究绿色金融的文献十分有限, 其主要原因是数据较难获取, 而绿色债券多为地方政府与金融机构发行, 其信息透明且数据完备, 满足量化分析的必要条件。

城市绿色债券相关数据来自万得数据库, 选取绿色债券为概念板块, 最终得到 1 708 只绿色债券。由于城市当年所发行的绿色债券具有长期效应, 即在其有效期内均能够发挥正外部性, 本文将有效期涵盖当年全部绿色债券的发行总额相加, 并进行对数化处理, 以此表征城市当年的绿色金融水平。

3. 核心解释变量

本文采用对数化处理的污染源监管信息公开指数表征环境信息公开 (EID)。该指数由自然资源保护协会与公众环境研究中心于 2009 年共同研发, 历经十余载, 样本涉及全国 120 个城市, 其中多为环保重点城市。选取 2015 年作为考察期起点的原因是: 本文以绿色债券发行规模作为衡量城市绿色金融水平的指标, 而作为绿色债券从无到有的标志, 国家发展和改革委员会发布《绿色债券发行指引》的时间为 2015 年。在剔除样本期内没有发行绿色债券的 59 个城市后, 最终得到 2015—2021 年 61 个城市的面板数据。作为环境信息公开程度高、绿色金融发展迅速的代表, 这些城市分布于全国 27 个省份 (不含内蒙古、黑龙江、海南、西藏及港澳台地区)。其中, 涵盖城市数量最多的区域为华东地区 (25 个), 其次为华南地区 (10 个); 涵盖城市数量较多的省份为江苏 (9 个)、广东 (7 个) 和浙江 (6 个)。研究样本所涉及的区域、省份及城市如表 1 所示。

表 1 研究样本分布

区域	城市数量	省份	城市
华东地区	25	山东	青岛、烟台、济宁、日照、济南
		江苏	常州、苏州、南京、南通、无锡、镇江、扬州、盐城、徐州
		安徽	合肥
		浙江	宁波、杭州、台州、嘉兴、绍兴、湖州
		福建	福州
		江西	南昌、九江
		上海	上海

表1(续)

区域	城市数量	省份	城市
华南地区	10	广东	深圳、广州、中山、东莞、佛山、珠海、汕头、桂林
		广西	南宁、柳州
华中地区	6	湖北	武汉、宜昌、株洲
		湖南	长沙
		河南	郑州、开封
华北地区	6	北京	北京
		天津	天津
		河北	石家庄
		山西	太原、长治、大同
西北地区	6	宁夏	银川
		新疆	乌鲁木齐
		青海	西宁
		陕西	西安、咸阳
		甘肃	兰州
西南地区	5	四川	成都、泸州
		云南	昆明
		贵州	贵阳
		重庆	重庆
东北地区	3	辽宁	沈阳、大连
		吉林	长春

4. 控制变量

本文选取财政分离度 (Fpd)、科技投入水平 (Sti)、教育水平 (EI)、经济发展水平 ($Pgdp$) 作为控制变量。其中, 财政分离度 (Fpd) 以公共财政收入与公共财政支出的比值衡量, 科技投入水平 (Sti) 以科学技术支出占公共财政支出的比重表征, 教育水平 (EI) 采用教育支出占公共财政支出的比重衡量, 经济发展水平 ($Pgdp$) 用对数化处理的人均国内生产总值 (GDP) 加以控制。

(三) 数据来源及描述性统计

以上全部数据均来源于历年《中国城市统计年鉴》《中国环境统计年鉴》、国家知识产权数据库、万得数据库以及国务院发展研究中心信息网, 缺失值采用线性插值法加以补齐。各变量的整体描述性统计分析结果如表 2 所示。

表 2 各变量描述性统计

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
GP	427	7.705	1.296	4.636	10.640
EID	427	4.051	0.294	2.747	4.971

表2(续)

变量	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>GC</i>	427	2.464	2.421	0	10.690
<i>Fpd</i>	427	0.663	0.204	0.156	1.200
<i>Sti</i>	427	0.037	0.030	0	0.289
<i>EI</i>	427	0.164	0.037	0.032	0.301
<i>Pgdp</i>	427	11.390	0.435	10.310	12.370

四、实证分析

(一) 基准回归分析

首先, 本文采用混合回归方法对环境信息公开和城市绿色创新水平的关系进行考察。由表3可知, *EID* 的系数值均在1%的水平上显著为正。其次, 在使用固定效应模型进行估计后发现, 估计结果与混合回归相同, 即 *EID* 的系数仍在1%的水平上显著为正, 表明环境信息公开对城市绿色创新水平具有显著的促进效应, 从而验证了假设1。

从控制变量上看, 由列(4)可知, 财政分离度 (*Fpd*) 与城市绿色创新呈显著负相关, 表明地方政府的公共财政收入不能有效转化为创新产出, 公共财政支出对绿色技术研发的扶持力度不足, 不利于城市绿色创新水平的提升; 科技投入水平 (*Sti*) 与经济发展 (*Pgdp*) 能够显著推动城市绿色创新水平的提升, 与现有研究结论相同; 教育水平 (*EI*) 对城市绿色创新影响尚不显著, 这可能是由于当前政府的教育投入不能有效转化为创新产出, 需要进一步完善高等教育体系, 为技术创新提供优质的人力资源支持。

表3 基准回归估计结果

变量	混合回归		固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EID</i>	2.075 *** (11.16)	0.837 *** (6.09)	0.913 *** (9.29)	0.612 *** (6.24)
<i>Fpd</i>		1.282 *** (5.41)		-1.614 *** (-3.33)
<i>Sti</i>		3.197 *** (2.91)		6.759 *** (4.40)
<i>EI</i>		-4.562 *** (-4.67)		0.733 (0.36)
<i>Pgdp</i>		1.468 *** (10.66)		0.662 *** (3.56)
常数项	-0.699 (-0.93)	-12.630 *** (-8.50)	4.006 *** (10.06)	-1.618 (-0.80)
个体固定效应	未控制	未控制	控制	控制
样本量	427	427	427	427
R^2	0.221	0.682	0.253	0.492

注: 列(1)和列(3)未加入控制变量, 列(2)和列(4)加入全部控制变量; 括号内为 *t* 值; *, **, *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平。后表同。

(二) 稳健性检验

为保证结论稳健, 本文采取如下四种方式进行稳健性检验。

第一, 由于直辖市与地级市之间在人口规模与经济体量上存在明显差异, 本文在剔除四个直辖市后对模型(1)重新估计。

第二, 为避免异常值的干扰, 对所有变量进行5%的缩尾处理。

第三, 替换被解释变量。以对数化处理的绿色发明专利申请量(*GIP*)和绿色实用新型专利申请量(*GUP*)替换绿色专利申请量(*GP*)。

第四, 考虑到可能存在的反向因果关系, 分别对环境信息公开(*EID*)及所有解释变量进一步做滞后一期处理。

由表4—表6可知, *EID*的系数值均为正, 且基本保持了1%的显著性水平, 说明环境信息公开能够有效提升城市的绿色创新水平, 且这种促进效应具有一定的时间惯性。长期来看, 环境信息公开制度的完善深化有助于激活城市的创新要素, 从而释放城市的创新潜能。

表4 稳健性检验(一)

变量	剔除直辖市	缩尾5%
<i>EID</i>	0.597*** (5.75)	0.726*** (5.64)
<i>Fpd</i>	-1.534*** (-3.08)	-1.980*** (-3.80)
<i>Sti</i>	6.661*** (4.32)	9.238*** (3.35)
<i>EI</i>	0.590 (0.28)	1.954 (0.88)
<i>Pgdp</i>	0.696*** (3.10)	0.506*** (3.19)
常数项	-2.093 (-0.87)	-0.345 (-0.20)
个体固定效应	控制	控制
样本量	399	427
R^2	0.483	0.503

表5 稳健性检验(二)

变量	替换被解释变量	
	<i>GIP</i>	<i>GUP</i>
<i>EID</i>	0.398** (2.39)	0.785*** (6.86)
<i>Fpd</i>	-1.974*** (-3.19)	-1.343** (-2.28)

表5(续)

变量	替换被解释变量	
	<i>GIP</i>	<i>GUP</i>
<i>Sti</i>	1.216 (0.42)	10.312*** (4.71)
<i>EI</i>	5.440 (1.46)	-2.737 (-1.64)
<i>Pgdp</i>	0.301 (1.18)	0.852*** (3.68)
常数项	2.179 (0.76)	-4.869* (-1.99)
个体固定效应	控制	控制
样本量	427	427
R^2	0.125	0.609

表6 稳健性检验(三)

变量	<i>EID</i> 滞后一期	全部滞后一期
<i>EID</i>	0.559*** (4.92)	0.468*** (4.25)
<i>Fpd</i>	-1.288*** (-2.84)	-1.240*** (-2.77)
<i>Sti</i>	5.512*** (3.31)	4.424** (2.64)
<i>EI</i>	0.248 (0.11)	1.091 (0.44)
<i>Pgdp</i>	0.362* (1.78)	0.724*** (3.26)
常数项	2.022 (0.91)	-1.812 (-0.74)
个体固定效应	控制	控制
样本量	366	366
R^2	0.325	0.381

(三) 内生性检验

本文选取环境信息公开的滞后一期 (*L. EID*) 作为工具变量, 采用两阶段最小二乘法 (2SLS) 进行估计, 结果如表 7 所示。一方面, 上一期和当期的环境信息公开之间存在一定的相关性; 另一方面, 在控制了财政分离度等变量的情况下, 工具变量只能通过影响当期的环境信息公开度作用于当期的绿色创新水平, 满足外生性的条件。由第一阶段回归结果可知, 无论是否加入控制变量, *L. EID* 的系数均在 1% 的水平上显著为正, 说明当期与滞后一期的环境信息公开存在显著的正相关性; 第一阶段的 *F* 值均远大于

10, 说明不存在弱工具变量问题; *Kleibergen-Paap rk LM* 统计量分别为 27.13 ($P=0.000$)、23.81 ($P=0.000$), 拒绝了工具变量不可识别的原假设。同时, 工具变量个数等于内生变量个数, 无须进行过度识别检验。由 2SLS 回归结果可知, 在处理了内生性问题后, 无论是否加入控制变量, *EID* 的系数依然在 1% 的水平上显著为正, 证明了基准回归结论是稳健的。

表 7 工具变量法回归估计结果

变量	第一阶段		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>EID</i>			1.076*** (7.86)	0.802*** (6.09)
<i>L.EID</i>	0.718*** (14.52)	0.697*** (13.32)		
<i>Fpd</i>		0.189 (1.14)		-1.440*** (-4.95)
<i>Sti</i>		-0.544 (-0.73)		5.948*** (4.54)
<i>EI</i>		-0.938 (-1.60)		1.000 (0.96)
<i>Pgdp</i>		0.093 (1.28)		0.287** (2.21)
常数项	1.204*** (6.06)	0.278 (0.33)	3.412*** (6.10)	1.799 (0.22)
<i>F</i> 值	84.61	70.23		
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	366	366	366	366
R^2	0.410	0.420	0.093	0.305

注: 列 (1) 和列 (3) 未加入控制变量, 列 (2) 和列 (4) 加入全部控制变量。

(四) 中介效应检验

本文通过检验双重中介效应的方式以验证环境信息公开与绿色金融在促进城市绿色创新上的协同作用。表 8 报告了中介效应检验估计结果。在列 (1) 验证了环境信息公开对城市绿色创新水平促进效应的基础上, 列 (2) *EID* 的系数 (2.448) 为正, 且在 1% 的水平上显著, 表明环境信息公开能够显著提升城市的绿色金融水平, 环境信息公开程度每提高 1%, 绿色金融规模相应扩大 2.448%。列 (5) *EID* 的系数 (0.477) 较列 (1) 有明显下降, 但仍保持了 1% 的显著性水平, 表明环境信息公开可以通过推动绿色金融发展对城市绿色创新水平产生正向影响。

同理, 列 (3) *GC* 的系数 (0.077) 为正, 且在 1% 的水平上显著, 表明绿色金融发展能够显著提高城市的环境信息公开度, 即绿色金融规模每扩大 1%, 环境信息公开度相应提高 0.077%。列 (5) *GC* 的系数 (0.055) 较列 (1) 有所下降, 但仍保持了 1% 的显著性水平, 表明绿色金融也能够通过提高环境信息公开度进而推动城市绿色创新水平的提升。综上所述, 环境信息公开与绿色金融在提升城市绿色创新水平方面具有协同作用, 假设 2 得以验证。

对比两组中介效应, 可以进一步发现, 环境信息公开在绿色金融促进城市绿色创新过程中所起到的

中介作用 ($0.044 \times 0.477 \times 100\% / 0.077 \approx 27.3\%$) 要大于绿色金融在环境信息公开促进城市绿色创新过程中所起到的中介作用 ($2.448 \times 0.055 \times 100\% / 0.612 = 22.0\%$), 说明绿色金融的中介效应有待挖掘。为此, 需要进一步完善绿色金融的基础设施建设, 加快培育绿色金融中介服务体系, 为环境信息公开的绿色创新效应提供工具支持。

表 8 中介效应检验估计结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
<i>EID</i>	0.612*** (6.24)	2.448*** (3.53)			0.477*** (4.84)
<i>GC</i>			0.077*** (4.48)	0.044*** (4.21)	0.055*** (3.32)
<i>Fpd</i>	-1.614*** (-3.33)	-8.177*** (-2.69)	-1.063** (-2.11)	0.207 (0.58)	-1.162** (-2.48)
<i>Sti</i>	6.759*** (4.40)	38.790*** (4.45)	4.207*** (2.80)	-0.849 (-0.85)	4.612*** (3.19)
<i>EI</i>	0.733 (0.36)	-0.229 (-0.03)	0.414 (0.19)	-0.696 (-0.51)	0.745 (0.36)
<i>Pgdp</i>	0.662*** (3.56)	3.180** (2.24)	0.588*** (3.44)	0.214* (1.81)	0.486*** (2.88)
常数项	-1.618 (-0.80)	-39.661** (-2.59)	1.299 (0.67)	1.516 (1.08)	0.577 (0.31)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	427	427	427	427	427
R^2	0.492	0.468	0.478	0.223	0.532

(五) 门槛效应分析

环境信息公开的绿色创新效应可能会随着绿色金融和创新水平的变化而呈现非线性的特征, 即具有一定的门槛效应。表 9 和表 10 报告了绿色金融为门槛变量的门槛模型自抽样检验、门槛估计值及其置信区间。当以绿色金融为门槛变量时, 单门槛模型中, F 值在 5% 的水平上显著; 双门槛模型中, F 值不显著。因此, 前文构建的模型 (6) 仅存在单门槛值 1.375。

表 9 绿色金融为门槛变量的门槛模型自抽样检验

模型	F 值	P 值	BS 值	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	33.91**	0.027	300	21.936	27.039	36.861
双重门槛	9.74	0.450	300	22.426	27.330	47.734

表 10 绿色金融为门槛变量的门槛估计值及置信区间

模型	门槛估计值	95% 置信区间
单门槛模型	1.375	[1.362, 1.526]

表 11 和表 12 报告了创新水平为门槛变量的门槛模型自抽样检验、门槛估计值及其置信区间。当以创

新水平 (GP) 为门槛变量时, 单门槛和双门槛模型中, F 值在 1% 的统计水平上显著; 三门槛模型中, F 值不显著。因此, 前文构建的模型 (7) 存在双门槛值 6.082 和 7.483。

表 11 创新水平为门槛变量的门槛模型自抽样检验

模型	F 值	P 值	BS 值	临界值		
				10%	5%	1%
单一门槛	96.90***	0.000	300	26.241	32.222	39.326
双重门槛	121.82***	0.000	300	24.878	28.292	32.669
三重门槛	69.98	0.820	300	136.288	152.265	169.465

表 12 创新水平为门槛变量的门槛估计值及置信区间

模型	门槛估计值	95%置信区间
双门槛模型	6.082	[6.033, 6.091]
	7.483	[7.453, 7.485]

表 13 报告了环境信息公开对城市绿色创新水平的面板门槛回归结果。当选取绿色金融作为门槛变量时, 其绿色创新效应被划分为两段: 当绿色债券规模低于 3.955 亿元时, EID 的系数为 0.456, 且在 1% 的水平上显著; 当绿色债券规模迈过 3.955 亿元的门槛时, EID 的系数增大至 0.513, 且保持了 1% 的显著性水平。可以发现, 随着绿色金融规模的不断扩大, 环境信息公开对城市绿色创新水平的促进效应逐渐增强。为此, 地方政府可以在推动绿色金融发展方面出台相应政策加以扶持, 灵活运用绿色金融工具赋能环境信息公开制度, 使本地的绿色创新能力得到充分释放。

当选取创新水平作为门槛变量时, 环境信息公开的绿色创新效应被划分为三段: 当城市绿色专利申请量小于 437.904 时, EID 的系数为 0.235, 且在 1% 的水平上显著; 当城市绿色专利申请量为 437.904~1777.565 时, EID 的系数增大至 0.418, 并依然保持了 1% 的显著性水平; 当城市绿色专利申请量大于 1777.565 时, EID 的系数继续增大至 0.544, 且仍在 1% 的水平上显著。可以发现, 随着创新水平的提高, 环境信息公开的绿色创新效应逐渐增强。因此, 地方政府需要进一步落实创新驱动发展战略, 营造优良的创新创业环境, 充分发挥城市环境信息公开对绿色创新水平的正外部性。

综上所述, 环境信息公开对城市绿色创新的促进效应存在边际递增的门槛特征, 并且随着绿色金融的发展与创新水平的提高, 环境信息公开对城市绿色创新的促进效应逐渐增强, 从而验证了假设 3。

表 13 绿色金融、创新水平为门槛变量的门槛回归结果

变量	绿色金融	创新水平
Fpd	-1.242***	-1.051***
	(-5.01)	(-5.18)
Sti	5.317***	4.458***
	(4.48)	(4.55)
EI	0.962	-0.127
	(1.06)	(-0.17)
$Pgdp$	0.494***	0.613***
	(4.35)	(6.71)

表13(续)

变量	绿色金融	创新水平
<i>EID.1</i> ($GC \leq \varphi 1$)	0.456 *** (5.99)	
<i>EID.2</i> ($GC > \varphi 1$)	0.513 *** (7.06)	
<i>EID.3</i> ($GP \leq \vartheta 1$)		0.235 *** (3.65)
<i>EID.4</i> ($\vartheta 1 < GP \leq \vartheta 2$)		0.418 *** (6.88)
<i>EID.5</i> ($GP > \vartheta 2$)		0.544 *** (9.24)
常数项	0.561 (0.42)	-0.647 (-0.61)
个体固定效应	控制	控制
样本量	427	427
R^2	0.530	0.673

(六) 异质性分析

本文按照城市是否位于东部地区、是否为省会城市、是否为资源型城市以及是否位于SO₂污染控制区四个维度,分别考察环境信息公开对城市绿色创新的异质性影响。

表14显示,环境信息公开对东部城市的绿色创新促进效应远大于中西部城市,这可能是由于东部地区的信息基础设施建设相对完善,更有利于发挥环境信息公开的正外部性;同时,环境信息公开更能促进非省会城市的绿色创新水平,表明相同省份城市之间的绿色创新水平存在一定的追赶效应。

表14 环境信息公开对城市绿色创新的异质性影响(一)

变量	东部城市	中西部城市	省会城市	非省会城市
<i>EID</i>	0.901 *** (5.87)	0.483 *** (3.44)	0.604 *** (3.81)	0.659 *** (5.24)
<i>Fpd</i>	-2.339 *** (-3.28)	-1.127 ** (-2.40)	-1.498 ** (-2.39)	-1.577 ** (-2.26)
<i>Sti</i>	7.046 *** (4.80)	7.458 (1.51)	8.905 ** (2.16)	5.850 *** (2.86)
<i>EI</i>	1.311 (0.46)	1.395 (0.44)	-1.083 (-0.52)	1.961 (0.65)
<i>Pgdp</i>	0.742 *** (3.60)	0.630 * (1.79)	0.641 ** (2.54)	0.691 ** (2.38)
常数项	-2.957 (-1.11)	-1.588 (-0.46)	-0.680 (-0.28)	-2.772 (-0.82)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	238	189	189	238
R^2	0.588	0.447	0.622	0.408

由表 15 可知,环境信息公开对资源型城市的绿色创新促进效应大于非资源型城市,这可能是由于与资源丰裕度高的城市相比,资源型城市具有优良的创新环境和较高的人力资本存量,在环境信息公开制度的赋能下,城市绿色创新水平的提升更为显著。同时,环境信息公开更能促进 SO₂污染控制区城市的绿色创新水平,这可能是由于,空气质量不佳的城市为了避免上级政府的处罚,给公众树立良好的政府形象,对绿色技术的内生需求更大,其污染解锁的实现需要持续地进行技术改造与产业升级,而环境信息公开制度的落实能够有效加速这一进程。

表 15 环境信息公开对城市绿色创新的异质性影响 (二)

变量	资源型城市	非资源型城市	SO ₂ 污染控制区	非 SO ₂ 污染控制区
<i>EID</i>	0.752 *** (4.65)	0.534 *** (4.33)	0.806 *** (7.43)	0.427 *** (2.78)
<i>Fpd</i>	-5.790 *** (-4.46)	-1.632 *** (-3.10)	-1.004 * (-1.81)	-1.785 ** (-2.42)
<i>Sti</i>	-77.124 *** (-4.14)	6.919 *** (4.30)	10.436 * (1.93)	5.318 ** (2.46)
<i>EI</i>	-9.816 (-1.68)	1.352 (0.66)	-1.814 (-0.86)	2.748 (1.00)
<i>Pgdp</i>	1.326 *** (4.26)	0.685 *** (3.51)	0.563 * (1.99)	0.796 *** (3.24)
常数项	-4.712 (-0.94)	-1.568 (-0.74)	-1.236 (-0.41)	-2.634 (-0.98)
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	49	378	119	308
<i>R</i> ²	0.694	0.522	0.716	0.428

五、研究结论与政策建议

(一) 研究结论

本文基于 2015—2021 年城市面板数据,实证检验了环境信息公开对城市绿色创新的影响。研究结论如下:第一,环境信息公开能够显著提高城市的绿色创新水平;第二,环境信息公开能够通过推动绿色金融发展促进城市绿色创新,绿色金融亦可以通过提高环境信息公开水平促进城市绿色创新,即环境信息公开与绿色金融在提升城市绿色创新水平方面能够产生协同作用;第三,随着绿色金融的发展与创新水平的提高,环境信息公开对城市绿色创新的促进作用具有边际递增的非线性特征;第四,环境信息公开的绿色创新效应在东部城市、非省会城市、资源型城市以及 SO₂污染控制区城市更为显著。

(二) 政策建议

基于以上结论,本文提出以下政策建议:

第一,建立环境信息公开质量保障机制^[21]。凭借数字化手段、环境大数据等新技术构建更加科学、合理的环境信息公开评价体系,及时公布环境信息并保障信息的质量,逐步将环境信息公开的主体从政府转移至企业,并从重污染企业逐步向轻污染企业扩展,从而更好地推动城市绿色创新水平的提升。

第二,健全和完善现有的绿色金融体系。一方面,应加强绿色信贷激励政策,降低金融机构和企业的绿色金融生产成本,鼓励金融机构发展多元化的绿色信贷业务,打造多样化的绿色金融产品,推动传统金融机构的绿色转型,为企业的技术研发与设备升级提供资金支持,最终提升城市整体的绿色创新水平。另一方面,需要进一步增加消费者的污染补偿,培养和强化消费者的环保意识与监督意识,降低政府的监管成本。

第三,充分发挥环境信息公开与绿色金融在提升城市绿色创新水平方面的协同作用。环境信息公开的效果有赖于公开信息数量、质量的提升与传播方式的优化。因此,要保障区域间环境信息与金融信息的畅通性,加强城市间的绿色技术交流,逐步建立共商共治共享的环境信息公开评价体系,为绿色创新水平的提升打开向上的发展空间。同时,应借助绿色金融工具和创新驱动发展战略为环境信息公开赋能,不断突破绿色金融与创新水平的门槛值,利用边际递增的门槛效应有效提升城市的绿色创新水平。

参考文献:

- [1] PARAMATI S R, MO D, HUANG R X. The role of financial deepening and green technology on carbon emissions: evidence from major OECD economies[J]. *Finance Research Letters*, 2021, 41: 101794.
- [2] 刘满凤, 陈梁. 环境信息公开评价的污染减排效应[J]. *中国人口·资源与环境*, 2020, 30(10): 53-63.
- [3] 张华, 冯烽. 非正式环境规制能否降低碳排放? ——来自环境信息公开的准自然实验[J]. *经济与管理研究*, 2020, 41(8): 62-80.
- [4] LIU S H, LIU C J, YANG M. The effects of national environmental information disclosure program on the upgradation of regional industrial structure: evidence from 286 prefecture-level cities in China[J]. *Structural Change and Economic Dynamics*, 2021, 58: 552-561.
- [5] WANG S Y, WANG H L, WANG J, et al. Does environmental information disclosure contribute to improve firm financial performance? An examination of the underlying mechanism[J]. *Science of the Total Environment*, 2020, 714: 136855.
- [6] 赵晓梦, 陈璐瑶, 刘传江. 非正式环境规制能够诱发绿色创新吗? ——基于 ENGOs 视角的验证[J]. *中国人口·资源与环境*, 2021, 31(3): 87-95.
- [7] 王馨, 王莹. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. *金融研究*, 2021(10): 134-152.
- [8] ZHONG S, LI J, ZHAO R. Does environmental information disclosure promote sulfur dioxide (SO₂) remove? New evidence from 113 cities in China[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2021, 299: 126906.
- [9] GE T, LI J Y, SHA R, et al. Environmental regulations, financial constraints and export green-sophistication: evidence from China's enterprises[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2020, 251: 119671.
- [10] 朱向东, 朱晟君, 黄永源, 等. 绿色金融如何影响中国城市环境污染? ——以雾霾污染为例[J]. *热带地理*, 2021, 41(1): 55-66.
- [11] 朱向东, 黄永源, 朱晟君, 等. 绿色金融影响下中国污染性产业技术创新及其空间差异[J]. *地理科学*, 2021, 41(5): 777-787.
- [12] 陈诗一, 许璐. “双碳”目标下全球绿色价值链发展的路径研究[J]. *北京大学学报(哲学社会科学版)*, 2022, 59(2): 5-12.
- [13] BHUTTA U S, TARIQ A, FARRUKH M, et al. Green bonds for sustainable development: review of literature on development and impact of green bonds[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2022, 175: 121378.
- [14] XU Y, LI S S, ZHOU X X, et al. How environmental regulations affect the development of green finance: recent evidence from polluting firms in China[J]. *Renewable Energy*, 2022, 189: 917-926.
- [15] YUAN G C, YE Q, SUN Y P. Financial innovation, information screening and industries' green innovation—industry-level evidence from the OECD[J]. *Technological Forecasting and Social Change*, 2021, 171: 120998.
- [16] JIANG P C, JIANG H L, WU J H. Is inhibition of financialization the sub-effect of the green credit policy? Evidence from China[J]. *Finance Research Letters*, 2022, 47(B): 102737.
- [17] 赵军, 张如梦, 李琛. 金融发展对环境规制提升工业绿色全要素生产率创新补偿效应[J]. *首都经济贸易大学学报*, 2021, 23(1): 38-49.
- [18] WEN J, FAROOQ U, TABASH M I, et al. Government green environmental concerns and corporate real investment decisions: does financial sector development matter? [J]. *Energy Policy*, 2021, 158: 112585.
- [19] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference[J]. *Journal of Econometrics*, 1999, 93(2): 345-368.
- [20] 朱向东, 周心怡, 朱晟君, 等. 中国城市绿色金融及其影响因素——以绿色债券为例[J]. *自然资源学报*, 2021, 36(12): 3247-3260.
- [21] 李璐. 构建环境信息公开质量保障机制 助力推动绿色低碳发展[J]. *中国行政管理*, 2021(9): 154-156.

Environmental Information Disclosure, Green Finance, and Urban Green Innovation

SUN Hui, WANG Fengyi, DING Chenxin
(Xinjiang University, Urumqi 830046)

Abstract: Based on the urban panel data from 2015 to 2021, this paper empirically examines the impact of environmental information disclosure on urban green innovation. On this basis, the scale of green bonds issued by cities is used to represent the level of urban green finance, and the synergistic effect of environmental information disclosure and green finance on urban green innovation is investigated. Then, the panel threshold model is used to explore the possible nonlinear impact of environmental information disclosure on urban green innovation, and its regional heterogeneity is further discussed.

The results show that environmental information disclosure can significantly improve the urban green innovation level. This conclusion is valid after using the two-stage least squares (2SLS) method to solve the endogenous problem. Moreover, the mediating effect test shows that environmental information disclosure can promote urban green innovation by enhancing the development of green finance, and green finance can also promote urban green innovation by improving the environmental information disclosure level, that is, environmental information disclosure and green finance can have a synergistic effect in improving the urban green innovation level. Furthermore, the threshold effect test shows that the promotion effect of environmental information disclosure on urban green innovation has a non-linear character of marginal increment. With green finance development and innovation level improvement, the promotion effect of environmental information disclosure on urban green innovation is gradually enhanced. Besides, the heterogeneity analysis shows that the green innovation effect of environmental information disclosure is more significant in eastern, non-provincial, and resource-based cities, as well as cities in SO₂ pollution control areas.

Therefore, to further promote green innovation, this paper proposes the following recommendations. Firstly, constructing a quality assurance mechanism for environmental information disclosure. With digital means, big data and other new technologies, it is necessary to build a more scientific and reasonable environmental information disclosure evaluation system, timely release environmental information, and ensure the quality of information. Secondly, perfecting the existing green finance system. On the one hand, it should strengthen the green credit incentive policy, create diversified green financial products, and promote the green transformation of traditional financial institutions. On the other hand, it is essential to increase consumers' pollution compensation further, cultivate and enhance their awareness of environmental protection and supervision, and reduce regulatory costs of the government. Thirdly, giving full play to the synergistic effect between environmental information disclosure and green finance in enhancing urban green innovation level. It is necessary to ensure the smoothness of environmental and financial information between regions, strengthen the green technology exchange between cities, and gradually establish an environmental information disclosure evaluation system featuring consultation, co-governance and sharing.

Keywords: environmental information disclosure; green finance; urban green innovation; urban green innovation level; carbon emission

(责任编辑: 蒋 琰)