

# 金融发展、环境规制与经济绿色转型

张建鹏, 陈诗一

(复旦大学 经济学院, 上海 200433)

**摘要:** 推动经济绿色转型是“十四五规划”的主要目标之一, 经济绿色转型的本质是发展方式变革, 环境投资在这一变革中具有举足轻重的作用。在当前财政资金只能覆盖少量环境支出的情况下, 激发微观企业自主环境投资需求并缓解企业环境投融资约束成为未来工作的重点, 需要进一步推动金融发展和健全环境规制, 从而在实体经济供需两端形成绿色转型的合力。基于2004—2015年全国284个城市工业生产、污染防治和战略新兴产业技术创新等数据, 文章研究发现, 在环境规制未能显著发挥政策效应的情形下, 金融发展能协同环境规制促进经济绿色转型。这表现在, 金融发展协同环境规制显著提升了城市环境效益但未对城市经济效益产生冲击。机制分析表明, 协同作用能促进工业污染治理提升城市资源使用效率, 并促进战略新兴产业技术创新推动产业结构转型。上述结论在一系列内生性和稳健性检验中均保持不变。异质性分析揭示, 环境信息不对称加剧、市场中介组织发育不完善以及技术创新转化能力弱等显著削弱了协同作用的发挥。因此, 提升金融部门资金配置和开展绿色金融业务的能力, 注重发挥金融发展与环境规制的协同作用有利于促进经济绿色转型。

**关键词:** 金融发展; 环境规制; 绿色转型; 污染减排

**中图分类号:** F423   **文献标识码:** A   **文章编号:** 1001-9952(2021)11-0078-16

**DOI:** [10.16538/j.cnki.jfe.20210918.301](https://doi.org/10.16538/j.cnki.jfe.20210918.301)

## 一、引言

全面推动经济发展绿色转型离不开金融部门的大力支持。现有文献讨论了金融发展与地区经济增长、产业转型之间的关系(Levine, 1997; 王勋和 Johansson, 2013)。与此同时, 金融发展对企业环境表现影响的研究也层出不穷。污染问题常常伴随经济发展而出现, 而当前我国金融部门承担着为大量绿色基础设施融资的重要使命, 因此, 理解金融发展与环境表现之间的关系、发挥金融促进经济绿色转型的作用显得尤为重要, 不仅具有理论意义, 更有利于指导我国绿色转型实践。

经济绿色转型的本质是对原有生产与发展方式进行变革, 需要大量的环境投资以及资本在产业间重新配置, 这要求金融部门和环保监管部门等共同发挥作用。金融部门要在实体经济的供给和需求两端产生合力, 促进经济绿色转型需要得到环保机构的协同。一方面, 环境规制越完善、执行越严格, 落后产能和产业进行环境投资和污染治理的激励越强, 环保产业的竞争优势也

收稿日期: 2021-04-22

基金项目: 国家自然科学基金创新研究群体项目(72121002)

作者简介: 张建鹏(1993—)(通讯作者), 男, 福建莆田人, 复旦大学经济学院博士研究生;  
陈诗一(1970—), 男, 江苏海安人, 复旦大学经济学院教授, 博士生导师。

越明显,实体经济进行环境投融资的需求也越高;另一方面,当前我国大力发展绿色金融,金融机构与资本市场要引导资金远离落后产能产业、向绿色和高效产业配置也离不开环保部门的协助和信息共享。对于在经济绿色转型进程中发挥根本作用的环境规制而言,金融发展有助于其政策效应的发挥。对于实体企业,环境规制施加了额外的制度成本,如何化解该成本关系到实体经济稳定运行以及可持续发展。通常而言,微观企业可以采取减少产出或污染治理的方式减少排放,本文理论分析表明,企业进行积极的污染治理能够有效缓解环境成本上升压力,同时也能减少经济波动,因而是实现经济绿色增长的必由路径。然而,污染治理需要环境投资,而环境投资普遍具有风险高、前期收益低和周期长的特征,这使得企业进行环境投资和污染治理可能遭受外部融资约束的影响。金融发展能缓解企业融资约束和降低企业环境投融资成本,从而促进环境规制政策效应的发挥与经济绿色转型。

上述分析表明,金融发展、环境规制以及经济绿色转型三者之间存在着密切联系,金融发展与环境规制能够协同促进经济绿色转型。现有文献较多探讨了金融发展或环境规制本身对绿色转型的影响(郭俊杰等,2019;Chen等,2020a),忽略了这二者可能存在的协同作用。本文尝试聚焦这三者之间的关系,解析我国金融发展和环境规制对经济绿色转型的协同作用,以期丰富经济绿色转型的相关文献。

参照现有文献,本文以地方城市商业银行发展衡量地方金融发展(刘畅等,2017;Chen等,2020b)。基于2004—2015年284个城市层面数据,研究发现地方金融发展与环境规制对经济绿色转型具有显著的协同作用,这表现为显著降低了城市工业 $SO_2$ 排放但未对城市工业生产产生负面影响。机制研究发现,金融发展与环境规制能协同促进工业污染治理和战略性新兴产业技术创新,从而提升城市工业生产资源使用效率和促进产业结构绿色转型。在一系列内生性和稳健性检验后上述结论保持不变。异质性分析显示,环境信息披露不足、市场中介服务组织发育不完善和技术创新转化能力薄弱等会影响协同作用的发挥。

较之现有文献,本文的贡献为:第一,本文将金融发展与环境规制同时纳入分析框架,不仅考察了两者对经济绿色转型的协同作用,还考察了其传导机制,在理论和实证上为我国绿色转型和绿色金融发展提供了政策启示;第二,现有相关研究在计量识别方面存在内生性问题,本文通过构建能反映城市金融发展与环境规制的外生变量来缓解内生性问题,在实证中也较细致地考虑了其他可能存在的估计偏误问题,使得研究结论更具准确性。

## 二、理论分析与研究假设

早在1989年,“绿色经济”一词已由英国环境经济学家皮尔斯在其著作《绿色经济蓝图》中提出,但当前“绿色经济”的内涵与之大有不同。经过40多年的发展,2008年国际金融危机后全球经济增长的生态极限问题极为严峻,抛弃旧有的褐色经济发展模式,寻求一种不以环境风险、生态稀缺和社会分化加剧为代价的“绿色经济”发展模式成为全球关注的焦点。2012年,联合国可持续发展大会提出了“绿色经济”的理念,“绿色经济”被强调具有强可持续发展特征,并且具有“经济高效”“生态规模”和“社会包容”三个维度。<sup>①</sup>在其他文献中,对经济绿色转型内涵的介绍更为具体,如中国社会科学院工业经济研究所(2011)从工业绿色转型角度进行诠释,认为是“以资源集约和环境友好为导向,以绿色创新为核心,坚持走新型工业化道路,实现工业生产全

<sup>①</sup>“经济高效”是指提高人造资本以及自然资本的生产效率,“生态规模”是指经济发展要在生态承载能力之内,“社会包容”则是指在生态规模的限制下,经济发展同时需要关注社会公平(诸大建,2012)。

过程的绿色化、可持续发展,获得经济效益与环境效益的双赢”。“十四五”规划提出加快发展方式绿色转型,并从“全面提高资源利用效率,构建资源循环利用体系,大力发展绿色经济(产业),构建绿色发展政策体系”四方面进行了阐述。由此可见,经济绿色转型是通过绿色技术创新、管理方式改进和发展环境友好产业等方式,保证经济发展在不超越地球生态承载能力和不加剧社会分化的情况下,实现环境效益和经济效益的双赢。

实现经济绿色转型,本质需要对经济发展方式进行变革,这在微观涉及企业生产过程全绿化,在宏观涉及绿色产业的发展和崛起,这两方面都离不开大量具有强烈正外部性的环境投资和绿色技术创新。只有健全和执行严格的环境规制,企业才会有充足的压力和动力去保护环境和减少污染,也只有当绿色投资与褐色投资项目的收益和风险差别真正显现,企业才会自觉、高效地管理自身环境和社会风险,主动追求绿色收益,从而对环境投资与绿色技术创新产生需求。然而,企业环境投资,例如企业生产过程全绿化,包括前端生产流程变革和末端污染治理以及绿色 R&D,这些都需要大量资金的持续投入(马骏和安国俊,2020),这使得企业依赖内部资金投资存在自有积累不足、流动性风险上升和投资活动中断乃至半途而废的风险。而对于外部融资,由于环境投资与绿色 R&D 普遍具有周期长、风险高和前期收益低的特征,资产专用性也较强,这使得融资双方存在较严重的信息不对称,企业的融资压力和融资约束问题将显著存在。

在执行严格的环境规制促进经济绿色转型时,若忽视企业融资约束问题,不仅可能无法促进生产方式变革,反而会放大微观企业所面临的环境风险,加剧经济波动。在微观层面,严格的环境规制(比如环保税和碳税等)会导致污染企业环境成本上升,企业边际成本超过边际收益。在此情景下,若企业为环境投资而融资的成本较高时,企业污染治理的收益可能较小,从而不进行积极的污染治理,而是仅通过减少经济活动的方式减少环境资源使用。这不仅对产出有负面影响,还可能通过规模效应机制削弱环境规制的污染减排效果。<sup>①</sup>然而,若放松企业环境投融资约束,企业融资成本较低时,企业进行环境投资和污染治理的激励较强,企业环境资源使用效率提高,从而能够在消除环境成本上升压力的同时不必大幅调整产出,要素成本节约效应以及“创新补偿效应”还可能带来绿色正效益;在宏观层面,对当前日益紧迫的经济转型形势而言,除了要求高污染高能耗行业实现生产的绿色化外,更要求经济体加大在环境资本领域的投资,包括可再生能源和循环经济领域等,这些都离不开金融部门在产业间进行积极的资金引导与配置。当绿色技术创新实现突破,绿色产业崛起,受益于绿色产业正外部性的兑现,经济体内部将形成经济效益与环境效益共存的正反馈机制,经济发展与环境保护的双赢从而得以实现。

Rajan 和 Zingales(1998)以及 Demirgüç-Kunt 和 Maksimovic(1998)等研究发现,企业融资约束不但受自身因素(如规模、成长性、盈利能力以及资产结构)影响,且在很大程度上取决于地区的金融发展水平,如金融业的市场化程度和竞争程度等(沈红波等,2010;解维敏和方红星,2011)。地区金融发展能够通过多种途径缓解企业的融资约束,促进企业环境投资和绿色研发投入。首先,伴随地区金融产品和工具的不断丰富,以及金融机构、组织数量的增加,地区金融发展动员地区储蓄向投资转化的能力增强,地区资金供给变得更充分,企业资金可获得性提高;其次,规模效应导致金融机构管理和分散信贷风险的能力增强,金融机构的资金供给成本和风险降低;最后,金融发展所伴随的市场竞争、地理位置紧密能够提高金融机构收集、处理和供给信息的能力,从而降低借贷双方的信息不对称和企业融资成本,缓解企业融资约束。由此可见,金融发展能多途径缓解企业融资约束,从而促进企业环境投资和经济绿色转型。

<sup>①</sup> 当企业生产越多,污染排放强度越低,因此采用减产方式减排时,由于污染排放强度提高,企业的边际减排效果较差。

基于上述分析,本文提出 H1: 金融发展与环境规制能协同促进地区实现环境效益与经济收益的双赢。

金融发展与环境规制是通过协同促进企业环境投资和绿色技术研发,提高城市资源环境使用效率,进而促进地区产业结构转型。污染治理以及绿色技术创新是绿色转型的动力,而资源环境使用效率提高和绿色产业崛起是绿色转型的重要内涵。对此,进一步提出如下研究假设:

H2: 金融发展与环境规制能协同促进地区资源使用效率提高和加速重污染产业比重下降。

H3: 金融发展与环境规制能协同促进地区工业污染治理与绿色技术创新。

### 三、实证模型设定与数据说明

(一)基准模型设定。本文基准回归模型设定如下:

$$Y_{ct} = \alpha_0 + \beta_1 FD_{ct} + \beta_2 EV_{ct} + \beta_3 FD_{ct} \times EV_{ct} + X_{ct}'\beta + \sigma_c + \lambda_t + \varepsilon_{ct} \quad (1)$$

其中, $c$ 为城市, $t$ 为年份。 $Y$ 为一系列反映地区绿色转型的变量,包括地区工业 $SO_2$ 排放量、排放强度以及重污染产业比重等;变量 $FD$ 衡量地区金融发展。本文对 $FD$ 进行了标准化处理,即 $FD=[FD-\text{mean}(FD)]/\text{sd}(FD)$ 。首先以城商行分支机构数量对数( $CCB$ )衡量地区金融发展,在稳健性检验中,进一步使用金融深化率( $FINDEEP$ )衡量;变量 $EV$ 衡量地区环境规制,也进行了标准化处理。首先基于省级政府工作报告中对环境保护的重视程度构造地区环境规制的代理变量,在稳健性检验中,以各省(市、自治区)排污费征收标准作为环境规制的代理变量;交互项 $FD \times EV$ 是核心解释变量,用于估计金融发展与环境规制对绿色转型的协同作用; $X$ 为城市控制变量。参照文献做法(郭俊杰等,2019),在模型中控制了城市人均 $GDP$ (对数)及其平方项、城市第二产业和第三产业比重、政府科技财政支出比重(对数)、外商投资额比重(对数)和城市人均道路面积(对数)等; $\sigma_c$ 为城市固定效应,以控制各城市不随时间变化的因素; $\lambda_t$ 为时间固定效应,以控制历年全国层面不随城市变化的影响因素。

交互项 $FD \times EV$ 的系数 $\beta_3$ 是本文的关注点。在文献中, $\beta_3$ 被称为调节效应,刻画了金融发展对环境规制政策效应的调节作用,其含义为“随着金融发展程度的变化,环境规制影响经济绿色转型的效应也发生相应变化”。因此, $\beta_3$ 也刻画了金融发展与环境规制的协同作用。

(二)核心变量与数据介绍。

1.城市经济绿色转型。本文使用工业部门数据实证分析城市经济绿色转型。工业部门是物质财富生产以及污染排放的主要来源,因此是经济绿色转型的主体。工业部门实现环境效益与经济效益双赢是经济绿色转型的重要标志,而工业部门资源环境使用效率提高与绿色产业崛起是经济绿色转型的重要内容,工业污染治理与绿色技术创新是驱动经济绿色转型的内在动力。

基于城市主要污染物工业 $SO_2$ 排放量,首先分析金融发展与环境规制对城市环境效益的影响。随后,借鉴Levinson(2009)的排放分解思想,进一步从城市“工业总产值”“ $SO_2$ 重污染产业比重”和“工业 $SO_2$ 排放强度”三方面考察金融发展与环境规制对城市经济效益、产业结构以及生产效率的影响。基于城市工业污染治理和战略新兴产业技术创新数据,进一步考察驱动城市经济绿色转型的内在动力。

工业 $SO_2$ 是我国污染防治的目标之一,城市工业 $SO_2$ 排放和防治数据来自《中国城市统计年鉴》。在公开数据中,目前城市工业 $SO_2$ 防治数据到2016年,而2016年,环境保护部进行统计年报制度改革,这导致当年度工业 $SO_2$ 排放和治理数据缺失较多且统计口径与往年不可比。此外,我国从2004年开始实行污染物排放全面收费。据此,本文使用2004—2015年数据进行实证分

析。城市重污染产业比重变量基于《中国工业企业数据库》构建。根据《中国环境统计年鉴》各行业  $SO_2$  排放信息, 本文将前 10 大排放行业记为重污染行业, 据此统计各城市重污染行业总产值占当年工业总产值比重。<sup>①</sup>由于 2010 年工企数据质量不佳, 因此对于 2010 年重污染产业比重数据, 使用均值替代法, 取 2009 年与 2011 年数据的均值进行补齐。<sup>②</sup>由于工企数据到 2013 年, 因此重污染产业比重变量的时间跨度为 2004—2013 年。城市产业技术创新数据来自寇宗来和刘学悦(2017)编制的《中国城市和产业创新力报告(2017)》。寇宗来和刘学悦(2017)使用微观发明专利数据, 在城市—四位数行业层面估计了全国 338 个城市 2001—2016 年的创新指数。本文统计了各城市五大战略新兴产业(生物、新一代信息技术、高端装备制造、新能源和新材料)<sup>③</sup>和传统制造业的创新指数, 用于衡量各城市不同类型产业的技术创新水平。

2. 地区金融发展。首先参照 Chen 等(2020b)文献, 使用各城市城商行分支机构数量(对数)衡量地区金融发展。我国银行业发展是地区金融发展的主要部分, 随着前期大型商业银行改革逐步取得成功, 地方小型金融机构和组织的发展成为地区金融体制创新和发展的象征(夏蜀, 2015), 其中服务地方中小企业和城市经济发展的城市商业银行具有代表性。在稳健性检验中本文还使用地区金融深化率(地区银行贷款占 GDP 比重)衡量地区金融发展(张军和金煜, 2005; 杨子暉和陈创练, 2015)。地区城商行分支机构数量数据来自银保监会网站公开数据, 而地区金融深化率指标计算所需数据来自《中国城市统计年鉴》。

相比国有大型银行, 城市商业银行在信息掌握、事前调查和事后监管等方面占有优势, 能更好地处理资金借贷中普遍存在的信息不对称问题。由于受到的监管更灵活, 股权结构多样化, 城商行也能更灵活地响应和满足地区中小企业的投融资需求。城商行弥补了国有大型银行在中小城市和中小企业中的经营空白, 其数量的增长反映了我国银行业继续改革的决心和努力。在早期经营过程中, 城商行被限定只能在城市当地经营, 自 2006 年起, 银行业准入管制放松, 部分城商行被允许跨市、跨省经营和开设分支机构, 这打破了银行业区域分割的局面, 从此全国各地城商行分支机构数量快速增长。近年来, 关于城商行的研究大量涌现(刘畅等, 2017; Chen 等, 2020b)。数据显示, 在 2004 年末, 全国共有城商行 112 家, 分支机构 4 904 个。经过 15 年发展, 截至 2019 年, 全国累计成立了 183 家城商行,<sup>④</sup>增长 63.4%, 分支机构数量则达到 18 232 个, 增长 271.8%。从发展态势上看, 城商行数量在 2010 年之后趋于稳定, 而城商行分支机构则继续快速增长, 因此使用城商行分支机构数量能更贴切反映城商行以及地区金融发展状况。

3. 地区环境规制强度。本文首先参考陈诗一等(2018)的做法, 基于各省政府工作报告中与“环境保护”相关词汇的频率, 构建地级市政府环境规制执行强度。各级政府在每年年初“两会”召开期间向大会报告过去一年的工作成绩及未来的工作计划, 报告在形成过程中凝聚了社会多方诉求和共识, 对政府当年工作起着决定性的指引作用。因此, 政府工作报告中对环境的重视程度能反映政府当年环境治理力度以及治理政策的全貌。使用省级政府工作报告还存在“外生

① 本文  $SO_2$  重污染行业分别为“13 食品制造业, 14 农副食品加工, 17 纺织业, 22 造纸及纸制品业, 25 石油加工、炼焦及核燃料加工业, 26 化学燃料及化学制品业, 31 非金属矿物制品业, 32 黑色金属冶炼及压延加工业, 33 有色金属冶炼及压延加工业, 44 电力、热力的生产和供应业”。

② 本文统计了补齐值与原始值的相关系数, 也估计了不适用补齐值的结果, 发现结果无显著变化, 详情请参见工作论文。

③ 2010 年国务院发布《国务院关于加快培育和发展战略性新兴产业的决定》, 提出七大战略新兴产业: 节能环保产业, 新一代信息技术产业, 生物产业, 高端装备制造产业, 新能源产业, 新材料产业与新能源汽车产业。寇宗来和刘学悦(2017)公布的数据中节能环保相关产业(二位代码 74—78)数据缺失, 故未包含节能环保行业。由于在数据中无法将新能源汽车与传统汽车区分, 故也未考虑新能源汽车产业。

④ 统计对象为所有在此期间新设立的城商行, 包括后期被重组、合并或者退出的城商行。截至 2019 年, 根据银保监会网站数据统计, 全国现存城商行 134 家。数据来源: 银保监会网站和《中国金融年鉴》。

性”的优点，上级政府未来工作计划对下级政府有指引作用且不直受下级政府意志的影响。然而，在省级层面统计“环境保护”词汇的缺点是降低了环境规制变量在城市层面的变异性。对此，本文首先基于《中国工业企业数据库》计算省内各地级市重工业占GDP比重，随后将其与省级政府工作报告中与“环境保护”相关词汇出现的频率交乘，从而构造地级市环境规制强度指标。这其中的逻辑是，省级层面政府环境治理对辖区内城市的影响随城市重工业占比不同而存在差异。一般地，重工业占比越高的城市，政府环境治理所产生的影响也越大。

环境保护是一个系统工程，因此政府工作报告中对环保工作的阐述越全面、越具体，在执行过程中环境规制就越可能得到落实，环境保护成效也就越明显。区别于现有文献简单选取带有“标语性质”的环境词汇（例如：环境保护、绿色、低碳、节能和减排等），本文从“环保目标”“环保工作对象——环境因素和环境污染”以及“环保措施”三方面选取27个能较全面反映政府环保重视程度的环境词汇，如表1所示。基于该词汇集，使用R软件对各省政府工作报告进行文本统计与分析。对全国30个省（市、自治区）政府工作报告统计发现，环境词汇频数与频率随着时间逐步增长，不同省（市、自治区）间也存在较大差异，这保证了变量在年份和区域间具有足够的变异性。<sup>①</sup>

表1 政府环境保护维度与环保词汇选取

环境保护维度	选取词汇	数量
目标	环境保护、环保、绿色、清洁、低碳、蓝天、绿水、青山	8
对象：环境因素	生态、空气、气候	3
对象：环境污染	污染、二氧化硫、化学需氧量、雾霾、颗粒物、二氧化碳、能耗、散煤、燃煤、排污、偷排、尾气	12
措施	节能、减排、脱硫、脱硝	4

除上述度量方法外，在稳健性检验中，本文还参考全禹澄和李志青（2020）的做法来估计各省排污费征收标准，以此度量各地区环境规制执行强度。具体地，基于各省2004—2015年排污费收入数据，设立如下模型：

$$PWF_{p\lambda} = \alpha_0 + f(SO_2, COD, NH_3, NO_x, WasteAir, WasteWater) + ERS_{p\lambda} + \varepsilon_{pt} \quad (2)$$

其中， $p$ 代表省份， $t$ 代表年份， $\lambda$ 代表阶段； $f()$ 是关于一系列污染物排放量的二次多项式， $SO_2$ 、 $COD$ 、 $NH_3$ 、 $NO_x$ 、 $WasteAir$ 和 $WasteWater$ 分别表示工业二氧化硫、工业化学需氧量、工业氨氮、工业氮氧化物、废气和废水排放量； $ERS_{p\lambda}$ 是我们关心的各省各阶段排污费征收标准，在模型中是随省份( $p$ )和阶段( $\lambda$ )变化的固定效应。由于各省排污费收入由污染物排放数量和实际征收标准决定，因此在控制各省污染物排放数量的基础上，可通过估计 $ERS_{p\lambda}$ 来估计各省的实际排污费征收标准。由于公开数据中只可得历年省级层面排污费收入数据，为从模型(2)中估计省级层面排污费征收标准，按2年一组，将2004—2015年划分为6个阶段，从而估计各个阶段各省（市、自治区）排污费征收标准。各省排污费收入和污染物排放数据来源《中国环境年鉴》和《中国环境统计年报》。基于估计所得的排污费征收标准统计发现，随着时间增长，全国各地排污费征收标准在不断提高，各地区征收标准且也存在较大差异。<sup>②</sup>表2列出了本文实证所用主要变量的描述性统计结果。

<sup>①</sup> 由于数据可得性问题，统计对象未包括我国港澳台和西藏地区。环境词汇选取来源：一为现有文献（陈诗一和陈登科，2018；Chen等，2018），二为历年国务院政府工作报告中有关污染治理举措的表述，详见本文工作论文。

<sup>②</sup> 本文绘制了这两个环境规制指标的散点图，图形显示两个指标具有一致性，详情见本文工作论文。

表 2 主要变量描述性统计

变量	名称	<i>N</i>	<i>mean</i>	<i>sd</i>	<i>min</i>	<i>max</i>
<i>SO<sub>2</sub></i>	工业 <i>SO<sub>2</sub></i> 排放量(吨, 对数)	3 018	10.617	1.033	5.953	12.833
<i>PI</i>	工业 <i>SO<sub>2</sub></i> 排放强度(吨/万元, 对数)	3 012	-5.488	1.335	-9.829	-2.197
<i>GI</i>	工业 <i>SO<sub>2</sub></i> 产生强度(吨/万元, 对数)	2 998	-4.791	1.223	-8.495	-1.379
<i>REMOVE</i>	工业 <i>SO<sub>2</sub></i> 去除率	3 004	0.412	0.275	-0.159	0.976
<i>OUTPUT</i>	城市工业总产值(万元, 对数)	3 012	16.101	1.404	11.937	19.300
<i>HEAIND</i>	污染产业产值占工业总产值比重	2 502	0.432	0.160	0.069	0.877
<i>CCB</i>	城商行分支机构数量(对数)	3 018	1.634	2.638	-2.303	5.408
<i>EV</i>	环境规制强度	3 018	48.549	19.379	11.096	106.558
<i>PWF</i>	各省排污费征收标准估计	360	0	0.632	-1.760	1.499

#### 四、实证结果

(一)地区金融发展、环境规制与污染排放。

1.金融发展与环境规制的主效应。表 3 报告了因变量为工业 *SO<sub>2</sub>* 排放量时模型(1)的估计结果。在列(1)至列(4)中依次添加环境规制和控制变量估计金融发展与环境规制各自的主效应。可以看到,在控制城市和年份固定效应后,不管是添加环境规制变量还是城市控制变量,金融发展变量的估计系数均显著为负,这与现有文献发现一致(Chen 等, 2020a)。然而,与此相反的是,在所有回归中环境规制变量的估计系数均不显著为负。统计数据表明,在 2004—2015 年间,我国 *SO<sub>2</sub>* 排放量总体呈下降趋势,从 2004 年的 1 891.4 万吨下降至 2015 年的 1 557 万吨。<sup>①</sup>然而,在该下降过程中,存在多阶段反弹现象。Wang 等(2018)研究发现,在 2004—2006 年以及 2009—2013 年间我国 *SO<sub>2</sub>* 排放出现明显反弹。因此,我国工业 *SO<sub>2</sub>* 排放并不呈单调下降趋势,在部分年份环境规制抑制污染排放的效果并未显著发挥,这可能导致环境规制变量统计不显著。为检验表 3 环境规制变量估计系数的稳健性,后文将进一步使用各省排污费征收标准进行回归分析,结果显示环境规制变量的估计系数仍不显著为负。这表明,对于城市工业 *SO<sub>2</sub>* 排放,我国环境规制的污染减排效应未充分发挥。

表 3 金融发展与环境规制对工业 *SO<sub>2</sub>* 排放的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	无控制变量		添加控制变量		添加 <i>CCB</i> × <i>EV</i> 交互项	
<i>CCB</i>	-0.060*(-1.835)	-0.060*(-1.836)	-0.083***(-2.595)	-0.084***(-2.605)	-0.084**(-2.578)	-0.097***(-3.034)
<i>EV</i>		-0.013(-0.709)		-0.015(-0.893)	-0.005(-0.261)	-0.009(-0.520)
<i>CCB</i> × <i>EV</i>					-0.056***(-3.548)	-0.038***(-2.620)
城市控制变量	不控制	不控制	控制	控制	不控制	控制
<i>N</i>	3 015	3 015	3 014	3 014	3 015	3 014
组内 <i>R</i> <sup>2</sup>	0.004	0.004	0.042	0.042	0.015	0.047

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的显著性水平上显著,括号中为统计 *t* 值。估计系数标准误差聚类到城市层面。城市控制变量包括:城市人均 *GDP*(对数)及其平方项,第二产业比重,第三产业比重,科技财政支出比率(对数),当年使用外资比率(对数),人均道路面积(对数)。本表控制了城市和年份固定效应。

① 数据来源《中国环境统计年鉴》。

在控制城市和年份固定效应的基础上,本文重点关注表3列(5)和列(6)金融发展与环境规制交互项的估计结果,这反映了金融发展与环境规制的协同作用。

2.金融发展与环境规制的协同效应。表3列(5)和列(6)添加了金融发展与环境规制的交互项。列(5)未添加城市控制变量,其中金融发展与环境规制的交互项在1%显著水平下显著为负;列(6)进一步控制其他反映城市经济与社会发展水平的变量,金融发展与环境规制的交互项在1%显著水平下仍显著为负。这表明,对于城市工业SO<sub>2</sub>排放,金融发展程度越高的地区,环境规制抑制污染排放的作用越强,因此金融发展能协同环境规制促进地区环境效益实现。

3.控制变量估计结果。在表3列(3)、列(4)和列(6)控制变量的估计结果中,地区经济发展水平(人均GDP)与工业污染排放之间存在显著的“倒U形”关系。第二产业、第三产业以及使用外资比重的系数均不显著。科技财政支出比率对污染排放存在显著的负面影响。由于技术进步能提高资源能源使用效率,因此科技财政支出能减少污染排放。地区人均道路面积的估计系数显著为正。基础设施投资能拉动地方经济增长,但也会消耗大量能源、钢铁和水泥等,这会显著增加地区污染排放。

(二)污染排放分解下金融发展与环境规制的协同作用。Levinson(2009)将污染排放变化的来源分解为三部分:生产规模变动、产业结构变动和污染排放强度变动。基于上述分解,本文也从城市工业生产规模、重污染产业比重和污染排放强度三方面查看金融发展与环境规制协同影响污染减排的渠道。表4报告了模型估计结果,其中列(2)、列(4)和列(6)包含环境规制与金融发展的交互项。

表4 金融发展与环境规制对排放分解三因素的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业总产值		工业SO <sub>2</sub> 排放强度		污染产业占比	
CCB	0.037*** (3.124)	0.034*** (2.834)	-0.079** (-2.522)	-0.091*** (-2.931)	-0.005(-1.272)	-0.007*(-1.749)
EV	0.015** (2.001)	0.016** (2.150)	-0.017(-1.048)	-0.011(-0.663)	0.004(1.487)	0.005(1.557)
CCB×EV		-0.009(-1.372)		-0.035** (-2.423)		-0.005*** (-2.665)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 975	2 975	3 008	3 008	2 494	2 494
组内R <sup>2</sup>	0.588	0.589	0.174	0.177	0.041	0.048

注:工业总产值和SO<sub>2</sub>排放强度的样本区间为2004—2015年,污染产业比重的样本区间为2004—2013年。控制变量包括城市控制变量、城市和年份固定效应;在工业总产值回归中[列(1)和列(2)],城市控制变量为:工业固定资产、工业就业人数、第二产业比重、科技财政支出比率(对数)、使用外资比率(对数);在工业SO<sub>2</sub>排放强度和重污染产业比重回归中[列(3)至列(6)],城市控制变量为:人均GDP(对数)及其平方项、第二产业比重、第三产业比重、科技财政支出比率(对数)、使用外资比率(对数)和人均道路面积(对数)。下同。

在列(2)工业总产值估计结果中,金融发展与环境规制的交互项统计不显著,表明金融发展与环境规制的协同减排效应不是通过降低城市工业产出而发挥作用。因此,金融发展与环境规制在提升城市环境效益的同时未对经济平稳运行产生冲击,研究假设1成立。在列(4)工业SO<sub>2</sub>排放强度估计结果中,金融发展与环境规制交互项显著为负,表明金融发展与环境规制协同降低了企业污染排放强度。而在列(6)重污染产业占比中,金融发展与环境规制的交互项也显著为负,表明金融发展与环境规制也能协同降低重污染产业占比,从而促进产业结构调整。上述表明,金融发展与环境规制能协同促进地区经济绿色转型,研究假设2成立。此外,查看表4列(1)、列(3)和列(5)金融发展与环境规制主效应项的估计结果,可以看到,金融发展与城市工业总产值显著正相关,而与重污染产业比重以及污染排放强度负相关,这与直觉相符,但对于环境规制,其

与工业总产值以及重污染产业比重正相关,这表明我国环境规制实施存在较强的内生性,地方政府存在边污染边治理的现象(徐志伟,2016)。

### 五、机制与异质性分析

#### (一)机制分析。

1.战略新兴产业技术创新。创新技术突破所引发的新兴产业崛起具有“创造性破坏”,被视为经济增长的源泉。在现实中,技术创新的表现形式为专利申请与授权。为检验金融发展与环境规制促进绿色产业转型的技术创新机制,本文基于寇宗来和刘学悦(2017)编制的城市产业创新指数,对城市战略新兴产业技术创新进行分析。战略新兴产业具有技术知识密集、物质资源消耗少、成长潜力大和长期效益好的特性,然而,在发展初期,战略新兴产业面临自身造血能力较弱和投资需求旺盛的矛盾,从而较为依赖有效的投融资和财税政策支持,这使得金融发展与环境规制能对其产生协同影响。表5报告了回归结果,其中,列(1)是加总战略新兴产业创新指数的估计结果,列(2)至列(6)是细分战略新兴产业的估计结果,列(7)则报告了传统制造业的估计结果。

表5 金融发展与环境规制对城市产业技术创新的影响

	(1) 战略新兴产业	(2) 生物产业	(3) 新材料	(4) 高端装备制造	(5) 信息技术产业	(6) 新能源产业	(7) 传统制造业
CCB	-0.259(-0.258)	-0.245(-1.259)	-0.080(-0.451)	-0.109(-0.864)	-0.018(-0.079)	-0.030(-0.391)	-0.067(-1.560)
EV	-0.086(-0.311)	-0.052(-0.600)	-0.004(-0.068)	-0.012(-0.269)	-0.000(-0.006)	-0.005(-0.212)	-0.017(-0.809)
CCB×EV	0.682 <sup>*</sup> (1.792)	0.166 <sup>*</sup> (1.851)	0.130 <sup>*</sup> (1.824)	0.081(1.579)	0.148 <sup>*</sup> (1.808)	0.056 <sup>*</sup> (1.831)	0.026(1.353)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3 014	3 014	3 014	3 014	3 014	3 014	3 014
组内 R <sup>2</sup>	0.192	0.194	0.208	0.202	0.140	0.209	0.242

在列(1)中,金融发展与环境规制的交互项显著为正,而主效应项均不显著,表明金融发展与环境规制协同促进了战略新兴产业技术创新。在列(2)至列(6)细分产业回归分析中,金融发展与环境规制交互项的估计系数也几乎均显著为正,表明协同作用在战略新兴产业中具有普遍性,这是由其产业共性决定的。然而,在列(7)传统制造业技术创新回归中,虽然金融发展与环境规制交互项的估计系数为正,但不显著。环境规制对污染行业技术创新的研究结果还存在争议,部分研究发现环境规制抑制了污染产业的技术创新(余东华和胡亚男,2016)。列(7)估计结果表明,当前传统制造业技术创新不受金融发展与环境规制协同作用的影响。<sup>①</sup>上述表明,金融发展与环境规制能协同促进战略新兴产业技术创新,从而推动城市产业结构绿色转型。

2.企业污染治理。表3实证分析表明,金融发展与环境规制能协同降低污染排放强度,那么二者是否是通过促进环境投资和污染治理来实现的呢?为检验这一点,基于可得数据,本文构造地区工业SO<sub>2</sub>产生强度以及去除率两个指标来检验。由于SO<sub>2</sub>产生强度与企业生产过程中能源和原材料使用与生产工艺改进等相关,而SO<sub>2</sub>去除率与企业在污染排放过程中尾气收集和治理相关,因此上述两个指标能够反映企业在前端与末端污染治理两方面的努力与成效。

表6报告了回归结果,其中列(1)至列(2)因变量为城市工业SO<sub>2</sub>产生强度,列(4)至列(6)为

<sup>①</sup>列(7)估计结果也强化了金融发展与环境规制对战略新兴产业技术创新具有协同作用的结论。若存在遗漏变量对产业技术创新有影响,回归分析中会存在遗漏偏误,而列(7)基于传统制造业的估计结果表明,列(1)至列(6)回归模型中遗漏偏误并不严重。

城市工业  $SO_2$  去除率。首先,由列(1)可知,地区金融发展与环境规制的估计系数均不显著。而由列(2)可见,金融发展与环境规制交互项的估计系数显著为负,这表明金融发展与环境规制能够协同促进企业在源头与过程进行污染治理,从而显著降低污染产生强度。再看列(3)至列(4)去除率的估计结果,环境规制的估计系数不显著,而由列(4)可得,金融发展与环境规制的交互项则显著为正,这表明金融发展与环境规制也能协同促进企业污染末端治理。结合前文战略新兴产业技术创新的估计结果,本文研究假设 H3 也得以成立。

表 6 金融发展与环境规制对工业  $SO_2$  产生强度与去除率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	工业 $SO_2$ 产生强度		工业 $SO_2$ 去除率	
<i>CCB</i>	-0.018(-0.581)	-0.030(-0.970)	0.034*** (2.989)	0.034*** (3.021)
<i>EV</i>	-0.004(-0.268)	0.001(0.076)	0.007(1.089)	0.006(0.844)
<i>CCB×EV</i>		-0.034** (-2.359)		0.009* (1.740)
控制变量	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	2 994	2 994	3 004	3 004
组内 $R^2$	0.177	0.180	0.032	0.033

(二)异质性分析。

1.环境信息不对称的影响。由于信息不对称,在资金融通过程中可能存在逆向选择和道德风险等问题,银行部门会提高贷款利率和实行信贷配给,减少可贷资金供给。污染企业环境投融资受信息不对称影响更大。理论上,受环境规制冲击,污染企业的排放成本上升,经营利润下降,经营风险上升。此时若借贷双方存在较高的信息不对称,银行对污染企业的环境表现和投融资项目缺少必要信息,企业在环境投融资过程中将面临较强的融资约束,这将削弱金融发展与环境规制的协同作用。

为检验信息不对称的影响,本文使用“金融部门从环保部门获取污染企业信息的能力”度量金融机构所面临的信息不对称:金融部门获取企业环境信息的能力越强,则信息不对称程度越小。为刻画该指标,参考“公众环境研究中心(IPE)”发布的2008—2015年《污染源监管信息公开指数报告》(下称《报告》)对城市进行分组:城市环保部门污染源监管信息公开指数高于历年中位数的,计为“信息不对称低”,反之,则计为“信息不对称高”。根据各城市历年分组众数,最终确定各城市的信息不对称程度。由于《报告》只包含110个国家环保重点城市,因此在分析时也仅针对这110个城市。基于模型(1)对环保重点城市分样本进行估计,表7 Panel A 报告了金融发展与环境规制交互项的系数估计结果。由列(1)和列(3)可得,在环境信息披露度高(信息不对称低)的城市,金融发展与环境规制能协同降低城市工业  $SO_2$  排放量和排放强度,而在环境信息披露度低(信息不对称高)的城市,由列(2)和列(4)可得,该协同作用不显著。对于城市重污染产业比重,在列(5)和列(6)中,金融发展与环境规制的交互项系数均不显著为负。然而,与列(6)信息披露度低城市相比,列(5)信息披露度高城市的交互项估计系数绝对值和统计  $t$  值明显更大,这在一定程度上表明环境信息披露度差异对城市产业结构转型也存在异质性影响。因此,估计结果表明,环境信息不对称显著影响了金融发展与环境规制协同作用的发挥。

2.市场中介组织和法律制度环境差异。金融发展协同环境规制发挥作用的主要手段是对绿色资金进行配置和引导,这涉及众多交叉学科,需要专业的中介组织提供技术支持,包括环境风险评估、绿色资产评估和绿色信用评级等。因此,若地区市场中介组织(例如信用评级机构和会计师事务所等)发育更健全,金融机构开展绿色金融业务所需的配套服务更能得到满足,则金融

发展与环境规制的协同作用就更显著。参考王小鲁等(2017)编写的《中国分省份市场化指数报告(2016)》,本文选取其中“市场中介组织发育和法律制度环境”指数度量城市市场中介组织发育程度。王小鲁等(2017)计算了全国各省份 2008 年、2010 年、2012 年和 2014 年的市场化指数,基于该指数,本文对样本城市分组:首先,若城市所在省份高于当年样本中位数,则记为“中介组织和制度环境好”,反之,则记为“中介组织和制度环境差”。随后,基于历年城市分组众位数,确定各城市最终分组结果。表 7 Panel B 报告了交互项系数估计结果,其中金融发展与环境规制的交互项在不同组别间存在明显差异。对于“中介组织和制度环境好”的城市,金融发展与环境规制协同降低城市工业  $SO_2$  排放量、排放强度以及重污染产业比重的作用更强,统计也更显著。上述表明,市场中介组织发育差异显著影响了金融发展与环境规制促进经济绿色转型的协同作用。

表 7 异质性分析结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	工业 $SO_2$ 排放量		工业 $SO_2$ 排放强度		污染产业占比	
<i>Panel A:信息不对称</i>						
	低	高	低	高	低	高
$CCB \times EV$	-0.075**(-2.267)	-0.018(-0.611)	-0.058**(-2.296)	-0.019(-0.643)	-0.005(-1.325)	-0.000(-0.052)
$N$	629	621	629	620	524	518
<i>Panel B:市场中介组织发育和制度环境</i>						
	好	差	好	差	好	差
$CCB \times EV$	-0.050**(-2.012)	-0.036*(-1.953)	-0.045*(-1.827)	-0.032*(-1.685)	-0.008***(-2.807)	-0.002(-0.531)
$N$	1 538	1 476	1 538	1 470	1 281	1 213
<i>Panel C:技术创新转化能力</i>						
	强	弱	强	弱	强	弱
$CCB \times EV$	-0.054***(-2.783)	-0.022(-1.060)	-0.050***(-2.790)	-0.021(-0.934)	-0.007**(-2.516)	-0.003(-0.871)
$N$	1 464	1 550	1 464	1 544	1 217	1 277

注:模型设定与基准模型(1)一致,本表报告了金融发展与环境规制交互项估计结果。其他变量估计结果详见本文工作论文。

3.技术创新转化能力差异。在经济绿色转型进程中,城市绿色产业兴起需要绿色技术创新及其大规模的应用,这离不开全流程创新链条(技术原始创新、转化和应用)的完善。技术创新转化是打通全流程创新链条的关键一环,因此,若城市技术创新转化能力弱,绿色技术创新的应用就受到限制,金融发展与环境规制促进经济绿色转型的协同作用也将受到影响。对此,参考王小鲁等(2017)的《市场化指数报告》,本文选取“技术成果市场化”指数度量城市“技术创新转化能力”。与前文类似,基于该指数将全国各城市划分为“技术创新转化能力高”和“技术创新转化能力低”两组,表 7 Panel C 报告了分样本估计结果,其中不同技术创新转化能力的城市,金融发展与环境规制的协同作用存在显著差异:转化能力高的城市,金融发展与环境规制存在显著的协同作用,而转化能力低的城市,金融发展与环境规制的协同作用被大幅削弱,统计上也不显著,这表明,城市技术创新转化能力也显著影响金融发展与环境规制的协同作用。

## 六、内生性与稳健性检验

(一)内生性问题。金融机构在选址扩张时对地域具有偏好性。由于东部沿海城市经济发达,制度环境良好,因此该地区金融发展存在较强的内生性,金融机构更倾向于向东部沿海地区扩张。数据显示,截至 2019 年,东部沿海地区聚集了全国 40% 以上的城商行分支机构。因此,城商行地域扩张存在“自选择”行为,这可能导致模型估计结果存在“收益偏差”。此外,地区金融

发展往往与地区经济发展以及产业结构变迁相关,这可能导致回归模型中出现“遗漏变量”与“反向因果”问题。根据“需求追随型”金融发展模式论,在地区产业结构高级化过程中,金融发展可能与污染产业比重下降、污染排放减少同时发生,这将导致模型估计出现“遗漏偏误”与“反向因果”问题。

1.缓解“自选择”问题。为缓解“自选择”所导致的“收益偏差”问题,表8列(1)至列(3)剔除了东部沿海地区9省(市、自治区)(共78个地市级城市)样本重新进行估计。<sup>①</sup>可以看到,即便剔除东部沿海经济发达地区样本,金融发展与环境规制对于城市工业SO<sub>2</sub>污染减排与产业结构转型仍具有显著的协同作用,并且数值规模与基准回归结果相比无明显变化,这表明金融发展与环境规制的协同作用未存在严重的收益偏差,在中西部地区也存在显著的协同作用。

表8 缓解“自选择”与遗漏偏误问题

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	剔除东部沿海9省(市、自治区)回归			增加控制其他变量		
	SO <sub>2</sub>	PI	HEAIND	SO <sub>2</sub>	PI	HEAIND
CCB	-0.108*** (-2.660)	-0.107** (-2.577)	-0.005 (-0.971)	-0.097*** (-3.006)	-0.092*** (-2.923)	-0.006 (-1.541)
EV	-0.020 (-0.856)	-0.021 (-0.909)	0.004 (0.962)	0.131 (0.721)	0.107 (0.613)	-0.023 (-0.994)
CCB×EV	-0.034** (-2.049)	-0.032* (-1.859)	-0.004* (-1.679)	-0.029* (-1.934)	-0.029* (-1.801)	-0.004** (-2.031)
INCOME×EV				-0.090 (-1.538)	-0.069 (-1.157)	-0.020*** (-2.608)
TECHRATIO×EV				0.005 (0.274)	0.005 (0.300)	-0.000 (-0.070)
INSTITUTE×EV				0.012 (0.509)	0.009 (0.418)	-0.008* (-1.825)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	2 102	2 096	1 733	3 014	3 008	2 494
组内R <sup>2</sup>	0.025	0.223	0.041	0.051	0.174	0.060

2.缓解“遗漏偏误”问题。参考高远东等(2015)关于产业结构高级化的研究,本文进一步在回归中控制影响产业结构升级的“社会需求”“R&D经费支出”和“制度安排”等因素,将与环境规制同时交互放入回归中,以缓解可能存在的“遗漏偏误”问题。基于数据可得性考虑,本文以城市所在省份“居民人均可支配收入(INCOME)”度量城市社会需求,以城市“科技财政支出比率(TECHRATIO)”度量城市“R&D经费支出”,以城市“公有部门就业人数占比(INSTITUTE)”度量城市制度安排。回归结果如表8列(4)至列(6)所示,可以看到交互项系数仍统计显著,估计结果与表3、表4基准结果相比也未明显变化,这表明模型中金融发展与环境规制的协同作用不受遗漏偏误影响。

3.使用2SLS估计。虽然前述已考虑了“自选择”和“遗漏偏误”问题,但是被解释变量与核心解释变量金融发展之间仍可能存在诸如“反向因果”的内生性问题。对此,本文采用两阶段最小二乘法(2SLS),将金融发展、环境规制及其交互项看作内生变量,使用滞后一期值作为工具变量

① 9个东部沿海省(市、自治区)分别为:北京,天津,河北,山东,江苏,上海,浙江,福建和广东。

对模型进行估计。滞后一期的金融发展与环境规制已经前定,不受当期冲击的影响,因此与误差项不相关,当期污染排放或产业结构等不与其存在反向因果关系,从而能一定程度缓解“反向因果”的内生性问题。模型估计结果如表 9 所示。首先,工具变量内生性检验  $K-P LM$  统计量以及相关性检验  $K-P F$  统计量均显著拒绝原假设,说明本文所选择的工具变量在统计上满足工具变量选择要求。交互项系数估计值显著为负,表明在考虑内生性问题后,金融发展与环境规制对经济绿色转型仍存在显著的协同作用:金融发展程度越高,环境规制促进经济绿色转型的效应也越强。

表 9 2SLS 估计结果

	(1) $SO_2$	(2) $PI$	(3) $HEAIND$
$CCB$	-0.141*** (-2.878)	-0.134*** (-2.764)	-0.013** (-2.310)
$EV$	-0.010 (-0.601)	-0.011 (-0.643)	0.004 (1.524)
$CCB \times EV$	-0.030* (-1.887)	-0.029* (-1.805)	-0.004** (-1.977)
控制变量	控制	控制	控制
$K-P LM$ 统计量	146	146	136
$K-P F$ 统计量	801	805	634
$N$	2 700	2 694	2 185

(二)稳健性检验。

1.使用各省(市、自治区)“排污费征收标准”衡量环境规制强度。排污收费是我国历史较长、范围较广的经济激励型环保政策工具,排污费的实际征收标准能较全面反映地方政府环境规制的严格程度,排污费也具有与其他环境政策工具同步变化的特性。参照全禹澄和李志青(2020)的做法,本文基于模型(2)估计了各省 2004—2015 年的排污费实际征收标准( $PWF$ )。使用该指标衡量城市环境规制强度,表 10 报告了金融发展与环境规制协同作用的估计结果。由列(1)和列(2)城市  $SO_2$  排放估计结果可得,环境规制的估计系数仍不显著为负,而环境规制与金融发展的交互项仍显著为负;列(3)至列(8)进一步从排放分解角度检验导致污染减排的因素,可以看到,金融发展能协同环境规制显著降低城市工业污染排放强度和重污染产业比重,但对城市工业生产规模未产生显著负面影响。上述表明,金融发展与环境规制促进经济绿色转型的协同作用具有稳健性。

表 10 稳健性检验:使用排污费征收标准衡量环境规制强度

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	$SO_2$		$OUTPUT$		$PI$		$HEAIND$	
$CCB$	-0.083** (-2.575)	-0.095*** (-2.967)	0.032*** (2.687)	0.032*** (2.687)	-0.076** (-2.413)	-0.087*** (-2.788)	-0.006 (-1.331)	-0.007* (-1.693)
$PWF$	0.002 (0.054)	-0.008 (-0.189)	0.045*** (2.875)	0.045*** (2.858)	-0.020 (-0.445)	-0.029 (-0.645)	0.002 (0.473)	-0.000 (-0.067)
$CCB \times PWF$		-0.047** (-2.205)		-0.001 (-0.101)		-0.045** (-2.055)		-0.007*** (-3.161)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	3 012	3 012	2 975	2 975	3 008	3 008	2 494	2 494
组内 $R^2$	0.042	0.047	0.593	0.593	0.039	0.047	0.174	0.178

2.使用“金融深化”指标衡量金融发展。自从 Shaw(1973)和 McKinnon(1973)提出金融深化概念之后,大量文献使用“金融资产总额占地区生产总值比例”衡量地区金融深化或货币化水平(张军和金煜,2005)。遵循文献做法,本文使用“城市贷款余额占  $GDP$  比重”的金融深化率指标( $FINDEEP$ )衡量城市金融发展,检验结果如表 11 列(1)至列(3)所示,可以看到,金融发展与环境

规制对经济绿色转型仍存在显著的协同作用。

3.直接使用省级“环境词汇频率”衡量环境规制强度。前文将省级“环境词汇频率”与城市重工业比重交乘构建城市层面的环境规制变量,本文也估计了直接使用省级“环境词汇频率”衡量城市环境规制强度的回归结果,估计结果与前文保持一致,即环境规制对工业  $SO_2$  污染排放的主效应不显著,而金融发展能协同环境规制降低排放,且未对工业总产值产生显著负面影响;这种协同作用是通过显著促进工业污染治理和绿色技术创新发挥作用,从而降低工业污染排放强度,促进城市产业绿色转型。

表 11 使用金融深化指标衡量地区金融发展

	(1) $SO_2$	(2) $PI$	(3) $HEAIND$
<i>FINDEEP</i>	0.056 (0.885)	0.068 (1.089)	-0.015** (-2.246)
<i>EV</i>	-0.012 (-0.688)	-0.015 (-0.919)	0.005 (1.646)
<i>FINDEEP×EV</i>	-0.034** (-2.140)	-0.031** (-2.056)	-0.004** (-2.109)
控制变量	控制	控制	控制
<i>N</i>	3 014	3 008	2 494
组内 $R^2$	0.044	0.173	0.048

## 七、结论与政策建议

在我国大力推动发展方式绿色转变过程中,金融发展“服务”经济绿色转型已成为题中应有之义。经济绿色转型既需要环境规制的政策激励,也离不开金融发展的资金支持,需要两者共同发挥作用。本文将金融发展与环境规制纳入统一框架,讨论其对经济绿色转型的影响,研究发现,金融发展与环境规制能协同促进绿色转型,这表现在两者能协同降低城市主要污染物工业  $SO_2$  的排放量,但未对城市工业生产产生负面影响。机制分析表明,协同作用是通过促进工业污染治理和新兴战略产业技术创新来实现提升城市工业生产效率和清洁产业比重。在一系列内生性和稳健性检验中上述结果保持不变。异质性分析表明,环境信息不对称加剧、市场中介组织发育不完善以及技术创新转化能力弱等显著削弱了协同作用的发挥。因此,为推动经济绿色转型,应统筹金融发展与环境规制之间的关系,力争在实体经济供需两端形成绿色转型的合力。

本文的政策建议为:第一,继续健全和严格执行环境规制,让绿色成为“经济复苏”的底色。后疫情时代,世界部分国家出现“非清洁复苏”。2020年4月至今随着经济重启,我国华东、华北地区也出现了“污染反弹”现象,污染物排放水平大幅超过同期值,这警示在实现经济复苏的同时应把好环境规制的关卡,这有利于我国绿色金融的长远发展和绿色转型目标的实现。第二,深化金融体系改革,提高金融系统配置绿色资金、服务实体经济的能力。在绿色转型进程中,实体经济部门将产生大规模、多样化的绿色投融资需求,这要求我国进一步深化金融体系改革,消除金融体系中存在的一些痼疾,包括缓解中小企业融资难和融资贵等问题,发展资本市场、提高直接融资在绿色投融资中的比例等。第三,完善我国绿色金融发展所需的相关制度安排和进行能力建设,这包括配套基础设施建设、中介组织服务机构发展和专业技术管理人才培养三大块。在我国环境规制实践进程中,越来越注重利用市场激励手段实现有效减排,例如为实现“双碳”目标,我国已全面开启“碳排放权交易市场”。为维护市场正常运行和实现资产有效定价,需要不断完善市场基础设施和相关制度安排。当前我国绿色金融发展所需的专业人才也较少,相关的中介服务机构不齐全,从而金融机构开展绿色金融业务所需要的配套服务供给不足,这对未来我国绿色金融专业人才培养和相关中介组织服务机构发展提出了要求。

### 参考文献:

- [1]陈诗一,陈登科. 雾霾污染、政府治理与经济高质量发展[J]. 经济研究,2018,(2): 20-34.  
 [2]高远东,张卫国,阳琴. 中国产业结构高级化的影响因素研究[J]. 经济地理,2015,(6): 96-101,108.

- [3]郭俊杰, 方颖, 杨阳. 排污费征收标准改革是否促进了中国工业二氧化硫减排[J]. 世界经济, 2019, (1): 121-144.
- [4]解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入[J]. 金融研究, 2011, (5): 171-183.
- [5]寇宗来, 刘学悦. 中国城市和产业创新力报告 2017[R]. 上海: 复旦大学产业发展研究中心, 2017.
- [6]刘畅, 刘冲, 马光荣. 中小金融机构与中小企业贷款[J]. 经济研究, 2017, (8): 65-77.
- [7]马骏, 安国俊. 构建支持绿色技术创新的金融服务体系[M]. 北京: 中国金融出版社, 2020.
- [8]全禹澄, 李志青. 寻找合适的环境规制强度指标——基于中国排污收费政策的视角[J]. 环境经济研究, 2020, (1): 56-77.
- [9]沈红波, 寇宏, 张川. 金融发展、融资约束与企业投资的实证研究[J]. 中国工业经济, 2010, (6): 55-64.
- [10]王勋, Johansson A. 金融抑制与经济结构转型[J]. 经济研究, 2013, (1): 54-67.
- [11]王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告: 2016[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [12]夏蜀. 转型与重构: 中国地方银行体制模式框架分析[M]. 北京: 中国金融出版社, 2014.
- [13]徐志伟. 工业经济发展、环境规制强度与污染减排效果——基于“先污染, 后治理”发展模式的理论分析与实证检验[J]. 财经研究, 2016, (3): 134-144.
- [14]余东华, 胡亚男. 环境规制趋紧阻碍中国制造业创新能力提升吗?——基于“波特假说”的再检验[J]. 产业经济研究, 2016, (2): 11-20.
- [15]张军, 金煜. 中国的金融深化和生产率关系的再检测: 1987-2001[J]. 经济研究, 2005, (11): 34-45.
- [16]中国社会科学院工业经济研究所课题组. 中国工业绿色转型研究[J]. 中国工业经济, 2011, (4): 5-14.
- [17]诸大建. 从“里约+20”看绿色经济新理念和新趋势[J]. 中国人口·资源与环境, 2012, (9): 1-7.
- [18]Chen S Y, Chen T, Lou P Y, et al. Bank competition and corporate environmental performance[R]. Nanyang Business School Research Paper No. 20-15, 2020.
- [19]Chen Z, Poncet S, Xiong R X. Local financial development and constraints on domestic private-firm exports: Evidence from city commercial banks in China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2020, 48(1): 56-75.
- [20]Demirgüç-Kunt A, Maksimovic V. Law, finance, and firm growth[J]. *The Journal of Finance*, 1998, 53(6): 2107-2137.
- [21]Levine R. Financial development and economic growth: Views and agenda[J]. *Journal of Economic Literature*, 1997, 35(2): 688-726.
- [22]Levinson A. Technology, international trade, and pollution from US manufacturing[J]. *American Economic Review*, 2009, 99(5): 2177-2192.
- [23]Rajan R G, Zingales L. Financial dependence and growth[J]. *American Economic Review*, 1998, 88(3): 559-586.
- [24]Wang T, Wang P C, Theys N, et al. Spatial and temporal changes in SO<sub>2</sub> regimes over China in the recent decade and the driving mechanism[J]. *Atmospheric Chemistry and Physics*, 2018, 18(24): 18063-18078.

## Financial Development, Environmental Regulations and Green Economic Transition

Zhang Jianpeng, Chen Shiyi

(School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China)

**Summary:** With the global deterioration of ecology and the widening of inequality, achieving green, inclusive and sustainable economic growth has received worldwide recognition. The essence of green transition

is the revolution of development mode, which requires a large amount of environmental investment, including enterprise pollution control and green R&D innovation, so as to promote the cleaning of traditional industries and the rise of green industries. In order to ensure that a large amount of environmental investment can be carried out, on the one hand, sound and strict environmental regulations need to be implemented by the environmental protection agency to stimulate enterprises' demand of environmental investment; on the other hand, the supply capacity of green funds by the financial sector also needs to be improved, so as to reduce the environmental financing constraints faced by enterprises. Therefore, financial development and environmental regulations can produce synergy at both ends of supply and demand of environmental investment and have a coordination effect on green economic transition. This paper exploits a comprehensive dataset on the information of industrial production, pollution emission and green innovation of 284 cities in China from 2004 to 2015 to test the coordination effect. In recent years, the innovation and development of China's financial system are reflected in local small financial institutions, in which the development of city commercial banks (CCB) has become an important symbol. With information advantages, more flexible supervision and diversified ownership structure, CCB can reduce information asymmetry in the lending process and alleviate the financing constraints faced by enterprises. Measuring the urban financial development based on the increase in the branches of CCB, this paper finds that local financial development can significantly reduce the industrial SO<sub>2</sub> emission, the main pollutant in cities, in coordination with environmental regulations. The mechanism analysis shows that financial development and environmental regulations can synergistically promote industrial pollution control and green technological innovation, which reduces the emission intensity of industrial pollution and promotes the rise of green industry, thus promoting industrial green transition, without significant reduction of production. The conclusions remain stable after a series of endogenous and robustness tests. Heterogeneity analysis also reveals that environmental information asymmetry, the shortage of market intermediary service agency and the weak ability of technology commercialization will impair the coordination effect. The contributions of this paper are mainly reflected in two aspects: First, it reveals the factor of financial development in affecting green economic transition, which enriches the existing literature on financing constraints, financial development and economic green transition, and also provides useful policy enlightenment for the development of green economy. It is necessary to not only strictly implement environmental regulations, but also pay attention to the financial support and guidance role of the financial sector, so as to promote enterprises' pollution control and green R&D innovation. Second, to improve the supply capacity of green funds, China needs to not only deepen the reform of the financial system and make up for the shortcomings existing in the financial system, but also further improve the relevant supporting systems required for the development of green finance, including improving the enterprise environmental information disclosure and sharing mechanism, developing green financial intermediary service agency, and cultivating professional technical management talents, so as to improve the operational ability of green financial business during the supply of green funds.

**Key words:** financial development; environmental regulations; green economic transition; pollution control

(责任编辑 石头)