

# 环境规制的产业转移升级效应与银行 协同发展效应

——来自长江流域水污染治理的证据\*

罗 知 齐博成

**内容提要：**环境规制是否能实现青山绿水和金融发展的双赢是同时打赢“三大攻坚战”的关键。严格的环境规制可能带来大量高污染企业的关停并转、企业违约风险加大，对于高污染企业集聚的地区而言，甚至有可能产生银行的信贷风险。本文利用“十一五”规划中的水污染治理政策作为外生的政策冲击，以长江流域的85个城市作为样本，研究结果显示，环境规制加强不仅没有对银行业产生负面冲击，反而能显著带动地区银行业的协同发展。本文从产业转移升级视角来解释这一现象：(1)严格的环境规制使得污染程度较高的企业产值下降，由此产生的产品供给缺口转移到污染程度较低的企业。污染程度较低的企业产值提高增加了信贷需求，从而推动了银行业发展。(2)严格的环境规制也推动了地区的产业结构升级，第三产业无论是产值还是比重都出现了显著的提高，这都将增加信贷需求，促进银行业发展。

**关键词：**环境规制 银行业发展 产业转移 产业升级

## 一、引 言

由于环境污染正在侵蚀中国过去四十年经济增长的成果(林伯强,2019),中国政府在污染治理上表现出空前的决心。政府将建设生态文明作为中华民族永续发展的千年大计,十九届五中全会公布的《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》中也再次强调要“坚持绿水青山就是金山银山理念”,“坚持节约优先、保护优先”。为了实现经济发展方式全面向绿色发展转型,各级政府都出台了控制污染和治理污染的法律法规,并持续开展了一系列清理“散乱污”企业、环境综合督察、环保督察巡视等专项行动,取得了巨大成效。2003年我国七大水系407个重点监测断面中,只有38.1%的断面满足I-III类水质要求,29.7%的断面属于劣V类水质。到2019年,七大流域和浙闽片河流、西北诸河、西南诸河检测的1613个水质断面中,已经有79.1%属于I-III类水质,仅3%属于劣V类水质。

在环境质量得到大幅提升的同时,也隐藏着一些担忧。已有研究讨论了环境规制对经济增长(Chen et al., 2018a; Dale & Wilcoxon, 1990)和就业(Greenstone, 2002; Berman & Bui, 2001a)的冲击,但是其影响可能不仅限于这两个方面。如果严格的环境规制导致大批污染企业减产、停产,那么企业的资产负债表将出现恶化,企业无力偿还银行贷款。对于高污染企业集中的地区,严格的环

\* 罗知,武汉大学经济发展研究中心,邮政编码:430072,电子信箱:luozhi@whu.edu.cn;齐博成,伦敦政治经济学院研究生,邮政编码:432100,电子信箱:bocheng\_qi@foxmail.com。本研究得到国家自然科学基金(71773084、72073102)、武汉大学人文社会科学学术团队和武汉大学人文社会科学应急研究专项的资助。作者感谢陈钊教授和余泳泽教授对本研究的帮助,感谢匿名审稿人的宝贵建议,文责自负。

境规制可能会导致当地的企业违约行为大幅增加,银行产生大量的不良贷款,企业的污染治理将传导成为地区层面的银行信贷风险、金融风险。例如,温州平阳县水头镇被称为“中国皮都”,鼎盛时期的制革企业高达1200多家,利税占全县1/3。但众多的制革小企业没有污水处理设备,任意排放,每天排污7.5万吨,严重污染环境,被列入2003年全国“十大环境违法典型案例”,该地区最终关闭1000多家作坊式制革企业,仅保留了30家左右的制革厂。又例如,2015年《中国生态环境状况公报》公布当年查处各类违法企业19.1万家,责令关停取缔2万家、停产3.4万家、限期改造8.9万家。一些地区污染企业的集中关闭是否会造成当地银行信贷风险、金融风险呢?决策层也十分关注这一问题。国家环保总局、中国人民银行、中国银监会联合发布《关于落实环保政策法规防范信贷风险的意见》,强调要关注污染企业关停所带来的信贷风险。

党的十九大报告指出,要打赢防范化解重大风险、精准脱贫和污染防治的“三大攻坚战”,其中防范化解重大风险的关键就是保持金融市场的稳定和健康发展。在我国,由于企业主要的融资方式是间接融资,因此银行是金融市场最重要的组成部分。银行的稳健发展在很大程度上可以保障金融市场的稳定。如果环境规制导致银行信贷风险显现,甚至出现一些地区性的金融风险,那么“三大攻坚战”中同时解决“防范化解重大风险”和“污染防治”在一定程度上就无法兼得。相反,如果环境规制对银行业的影响是积极的,则意味着可以同时实现“三大攻坚战”中的两大目标,在获得青山绿水的同时也能有“金山银山”。

从理论上讲,环境规制并非只通过对污染企业的负向冲击影响银行业发展。第一,污染企业受到严格的环境规制时,产能如果从高污染企业转移到低污染企业,那么地区经济受到的整体影响较小。同时,低污染企业由于生产规模扩大,还会对银行信贷产生需求,促进银行业发展。第二,环境规制会促使一些污染企业转型升级和技术创新(Lanoie et al., 2011; Rassier & Earnhart, 2015),这将产生大量的信贷需求,从而促进银行的发展。第三,污染企业关停并转的风险转移到银行的前提条件是,高污染企业在银行已经获得了贷款。如果高污染企业由于自身原因未获得贷款,或者贷款风险在环境规制初期已经得到了控制,那么关停高污染企业的风险也不会传导到银行业。第四,虽然环境规制会对污染类企业造成冲击,但是也有可能对其他行业特别是服务业发展产生积极作用,进而推动银行业的发展。服务业作为非污染行业,受到环境规制的负向冲击很小。同时环境的改善也能吸引更多投资,使得本地区的产业结构向服务型、绿色型经济调整(李眺, 2013; 余泳泽等, 2019)。地区产业结构的转型升级也会增加对银行信贷的需求,促进银行业发展(孙晶, 2012)。

综上,我们可以看到有多种力量在相互角力,在这些因素的共同作用下,污染防治和银行业稳定发展是否可以兼得,对于实现“三大攻坚战”而言是非常值得探讨的问题。为此,本文利用“十一五”规划中的水污染治理政策作为外生政策冲击,研究环境规制对银行业发展的影响,并寻找其中的作用机制。本文的创新主要体现在以下三个方面:第一,以往文献从未讨论过由于环境规制导致高污染企业关停并转可能带来的金融风险问题,本文发现治理污染和金融发展可以兼得。第二,本文发现了环境规制推动银行业协同发展的重要机制之一——环境规制会使得产值从污染程度较高且融资能力较弱的非国有企业转移到污染程度较低且融资能力较强的国有企业。产值增加的国有企业扩大了对信贷的需求,因此促进了地区银行业的发展。第三,本文使用外生的政策冲击验证了严格的环境规制将使产业结构向服务业转型升级,这也将促进银行业协同发展。

本文的结构安排如下:第二部分为政策背景与理论假说;第三部分为基准模型、数据与变量说明;第四部分为实证结果;第五部分是关于内生性的讨论和排除其他政策的干扰;第六部分为机制分析;第七部分为简要结论与启示。

## 二、政策背景与理论假说

### (一) 中国的水污染管制政策

早在 1978 年,为解决污水治理问题,中国政府就开始实施排污收费制、发放污染许可证等政策。但是这种污染治理方式缺乏明晰、量化的减排指标,减排目标模糊,一些地区甚至出现了污染物排放不减反增的现象。为此,国家在 2001 年发布的《国民经济和社会发展第十个五年规划纲要》(下称“十五”计划)中提出,地区主要污染物的排放总量在“十五”计划结束后要比“十五”计划前减少 10%。然而地方政府往往过度追求经济增长目标,忽视地区的污染管制 (Chen et al., 2018b; 沈坤荣和周力, 2020)。2005 年,全国化学需氧量的排放量相比“十五”计划前仅减少 2.1%,未完成减排目标。为解决这一问题,国家在“十一五”计划中明确了化学需氧量的定量减排目标,并将目标分配到各省。为了确保各地完成规定的目标,2007 年出台的《国务院批转节能减排统计监测及考核实施方案和办法的通知》(下文简称《通知》)明确规定将减排目标的完成“作为对各省、自治区、直辖市人民政府领导班子和领导干部综合考核评价的重要依据,实行问责制和‘一票否决’制”。这大幅提高了地方官员的减排积极性,地方官员甚至愿意以牺牲经济增长为代价来实现减排目标 (Chen et al., 2018a)。2007 年颁布的《通知》可以说是中国污染防治政策中的里程碑。该政策建立了“科学、完整、统一的节能减排统计、检测和考核体系”,让污染治理成为地方官员的硬性约束,自此污染治理开始较大规模的产生成效。《通知》中提出的政策一直沿用至今,并形成了一套成熟有效的以减排任务分解、考核问责和环保督查为主的环境规制体系。

### (二) 理论假说

一些研究表明,更严格的环境规制会提高制造业企业尤其是污染行业的环保成本,导致企业的生产活动受到影响,污染行业甚至还会出现产业转移,环境监管越严格的地区越容易挤出污染型企业 (Becker & Henderson, 2000; Condliffe & Morgan, 2009; 侯伟丽等, 2013; Cai et al., 2016a)。Greenstone (2002) 发现,美国清洁空气法案的出台导致污染行业的全要素生产率下降了 2.6%,并对制造业造成了约 210 亿美元的经济损失。因此,通过对污染企业产生的冲击,环境规制可能会导致银行业发展减缓。现有文献也证明了制造业企业环保状况的披露以及企业面临的环保压力会影响银行对企业的信心,进而影响银行的信贷决策 (倪娟和孔令文, 2016)。现实中,银行业的政策对环境规制也非常敏感。2007 年,国家环保总局、中国人民银行、中国银监会联合发布指导意见,要求银行等金融机构依据国家产业政策,对鼓励类项目给予信贷支持,对限制类项目及淘汰类项目应停止提供信贷支持,甚至采取措施收回已发放的贷款,并强调要关注污染企业关停所带来的信贷风险。银监会也紧随其后发布了声明,要求银行控制高耗能、高污染行业的贷款投放、调整贷款结构,压缩并回收落后生产能力企业的贷款。无论是从环境规制对污染行业造成的冲击,还是从政府对金融行业配合环境监管的要求来看,环境规制越严格,越有可能对银行业的发展造成不利影响。

但是,环境规制对地区银行业发展也可能起到推动作用。首先,环境规制将提高企业生产效率 (Berman & Bui, 2001b)。企业通过设备升级减少污染,或者通过技术创新来提高盈利能力以削减环境规制带来的高额成本支出 (Lanoie et al., 2011; Rassier & Earnhart, 2015; 张成等, 2011; 张中元和赵国庆, 2012)。环保设备升级和技术创新都会加大企业的信贷需求,促进银行业发展。第二,环境规制能推动地方产业结构升级 (李眺, 2013),促进银行业发展。第三,环境规制将改善地区的生态环境,吸引更多投资。严格的环境监管遏制了企业的违法排污行为,降低了企业污染物排放量 (Gray & Shimshack, 2001; Shimshack & Michael, 2008)。生态环境改善能吸引更多投资,特别是高端服务业、房地产行业、旅游业等,带来信贷需求增加,促进银行业发展 (方叶林等, 2013)。

因此,本文提出理论假说 1:环境规制会对地区银行业的发展产生影响。

学者们发现(Chen et al.,2018a;Cai et al.,2016b),环境规制对企业的影响存在异质性,尤其表现在国有企业和非国有企业之间。产生这种异质性的原因可能有以下三点:

第一,“十一五”计划之前,虽然中央政府高度重视环境保护,但是部分地方政府为了追求经济增长,对环境污染的监管并不严格。“十五”期间,2002年和2003年全国工业化学需氧量的排放有一定幅度下降,但是2004年仅减排2.2万吨,2005年全国工业化学需氧量排放比2004年还增加了45.1万吨,导致国家环境保护“十五”计划中的水污染减排目标并没有完成。

第二,一方面,非国有企业的目标是追求利润最大化,当地方环保执法并不严格时,非国有企业会选择减少环保投入、降低成本,从而出现缺少清洁技术和设施、采用高污染设备等问题。另一方面,国有企业受到多重任务的约束(Lin & Tan, 1999; Bai et al., 2006),而且接受各级国资委和上级政府部门的严格管理。即使在环境规制不严格时,国有企业也会履行更多的企业社会责任,在生产过程中较非国有企业规范,污染排放标准更高、污染控制更加严格。

国家生态环境部公布的环境违法案件也可以证实,全国范围内的严重环境违法案例中非国有企业的数量远高于国有企业。我们在国家生态环境部网站以“挂牌督办环境违法案件”为关键词进行检索,共查询到161家被生态环境部挂牌督办的企业名单,其中国有企业有23家,非国有企业126家。因此,在面临环境规制时,自身经营不规范往往是非国有企业受到较大冲击的主要原因。此外,企业社会责任数据也可以提供间接证明。企业社会责任是指企业在创造利润、对股东和员工承担法律责任的同时,还要承担对消费者、社区和环境的责任。润灵环球提供的2009—2016年上市企业社会责任指数显示,无论在哪一年份,国有企业的社会责任指数都显著高于民营企业,且两者差异达到民营企业社会责任指数均值的9.38%—15.04%。《中央企业社会责任蓝皮书(2017)》也指出,国企100强社会责任发展指数持续领先于民企100强和外企100强。国有企业更高的企业社会责任指标也意味着国企在环境保护上很可能比非国有企业有更高的标准、更多的投入。

第三,国有企业对于治理污染成本的敏感程度远小于非国有企业(Chen et al.,2018b)。环境规制会促使企业进行设备改造升级和技术创新(张成等,2011),国有企业不仅有上级主管部门的支持,而且有较多的固定资产作为信用担保或者抵押品,银行更愿意将贷款配置给国有企业(方军雄,2007;Lu et al., 2012)。因此,严格环境规制下的国有企业比非国有企业更有资金实力进行环保改造、升级达标。

综上,在早期并不严格的环保政策下,非国有企业出于对利润的追求,环保投入不足、环保标准较低,而国有企业由于受到多重任务的约束、上级部门的监管以及更容易获得信贷资金,因此环保标准较高,对污染治理成本不敏感。当环境规制变严格时,污染程度较高的非国有企业产值下降,由此产生的产品供给缺口向污染程度较低且融资能力较强的国有企业转移,最终可能通过国有企业产出增加的途径促进地方银行业的发展。更进一步,如果这种效应存在,那么在国有企业比重越高的地区,将观察到该效应越强,而在国有企业比重越低的地区该效应越弱。

因此,本文提出理论假说2:环境规制使得产值从污染程度较高且融资能力较弱的非国有企业向污染程度较低且融资能力较强的国有企业转移,从而促进了银行业的协同发展。而且,在国有企业比重越高的地区,环境规制对银行发展的正向作用越强。

环境规制还可能影响地区的产业结构,进而影响银行业的发展。一方面,经济增长是政府官员晋升的重要考核因素,当环境规制趋严时,地方政府有动机去促进地区产业结构升级,发展污染更少、受环境规制冲击更小的产业(李眺,2013;余壮雄等,2020),抵消环境规制带来的负向冲击。而银行作为中国企业融资的主要渠道之一,地区产业结构的调整和升级将提高对银行信贷的需求。另一方面,从环境规制的外部性看,加强环境规制力度时,当地的自然环境改善将使得相关服务业,比如住宿与餐饮业、房地产业、旅游业等从中获得收益(Bento et al., 2015;李眺,2013)。而这些行

业的发展也会提升对地区银行信贷的需求,进一步促进银行业发展(孙晶,2012)。

因此,本文提出理论假说3:环境规制会通过促使产值向第三产业转移,进而带动地区银行的协同发展。

### 三、基准模型、数据与变量说明

#### (一) 基准模型

为了分析环境规制对银行业发展的影响,本文以水污染管制为例,采用双重差分模型,以银行分支机构数量的对数值作为因变量度量银行业发展,用水污染监管力度与政策前后时间虚拟变量的交互项作为核心自变量,具体模型设定如下:

$$banknum_{c,t} = \varphi \Delta COD_c \times Post_t + \mu_c + \gamma_t + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (1)$$

其中, $c$ 代表城市, $t$ 表示时间, $banknum_{c,t}$ 为城市 $c$ 在 $t$ 年银行分支机构数量(对数值)。 $\Delta COD_c$ 代表城市 $c$ 的水污染规制力度。 $Post_t$ 是时间虚拟变量,由于化学需氧量的减排任务是在2006年11月下达,因此年份大于等于2007年时该变量取1,否则取0。 $X_{c,t}$ 为城市层面的控制变量。 $\mu_c$ 代表城市固定效应, $\gamma_t$ 为时间固定效应, $\varepsilon_{c,t}$ 是误差项。值得指出的是,与传统DID模型单独控制 $\Delta COD_c$ 和 $Post_t$ 不同,(1)式用城市固定效应 $\mu_c$ 代替了 $\Delta COD_c$ ,用时间固定效应 $\gamma_t$ 代替了 $Post_t$ 。这样便于控制更多不可观测的遗漏变量,而且能充分利用面板数据的特点,在目前的文献中也非常多见。<sup>①</sup>

#### (二) 数据来源

本文以长江流域的13个省份85个城市作为样本,构造了2003—2009年的面板数据,数据来自中国工业企业数据库、《中国城市统计年鉴》和中国银监会公布的许可证机构持有证列表。文中银行总数不包括各种政策性银行、农村合作银行、农村信用社、村镇银行和邮储银行。村镇银行、农村合作银行和农村信用社主要服务“三农”,而邮储银行2009年才开始办理公司自营贷款业务和小企业法人贷款业务,且2/3以上的网点分布在县级和县以下的农村地区,因此不作为本文的分析对象。

本文样本期仅到2009年,主要原因有两个,一是“十一五”计划在2010年结束,二是后文采用了工业企业数据库,该数据库中2010年数据不可使用,因此样本的最终年份选定为2009年。虽然2009年与现在相隔较远,但是正如前文“政策背景”中所述,本文研究的污染治理政策是减排目标层层分解叠加对官员的“考核问责制”,这一政策不仅是我国污染治理的里程碑事件,而且至今仍然是我国污染防治中最重要的政策之一。在2008年之后出台的各类政策性文件,包括最新的《打赢蓝天保卫战三年行动计划》《大气污染防治行动计划》《水污染防治行动计划》《土壤污染防治行动计划》中都有专门章节明确“严格考核问责”制度。因此,本文研究的并不是一个短期时效性的问题,而是利用合适的数据来揭示“考核问责制”这一重要的污染治理政策带来的影响。这其中的规律和作用机制并不会随着时间的推移发生变化,且这一政策直到今天仍然在发挥重要的作用。同时,由于采用微观层面的企业数据可以更加清晰地剖析现象背后的机制,而工业企业数据库是最具权威性、最全面、最有代表性的数据。文中所采用的样本区间虽然不是最新的(数据也不可得),但既不会影响到本文结论的理论价值,也不会影响到本文结论的现实意义。文中工业企业数据库中的相关数据以2010年价格为不变价格,使用地区工业品出厂价格指数进行平减。而其他城市层面的数据则以2010年价格为不变价格,使用地区的CPI进行平减。

<sup>①</sup> 采用传统DID模型的回归结果与(1)式回归结果在系数的符号和显著性上并无显著差异,有需要者可以向作者索取。

(三)对水污染规制力度的度量

本文采用与 Chen et al.(2018b)相同的方法来度量环境规制力度。化学需氧量(COD)是“十一五”规划中唯一有关水污染治理的约束指标。2006年11月,国家环保局发布《主要水污染物总量分配指导意见》,提供了各省将COD的减排目标分配到各市的一般性原则。该原则是以某城市工业COD排放总量占全省工业COD排放总量的比例作为权重系数,将省级的COD减排目标分配到每个城市,计算公式为:

$$\Delta COD_c = \Delta COD_p \cdot \frac{P_{c,2005}}{\sum_{j=1}^J P_{j,2005}} \quad (2)$$

(2)式中, $\Delta COD_c$ 代表城市c的减排任务,等式右边的第一项 $\Delta COD_p$ 代表省份p的COD减排任务,第二项为权重系数,由2005年该城市工业COD排放总量占全省工业COD排放总量的比例计算得到,J代表省p的城市总数。本文参照Chen et al.(2018b),使用中国工业企业数据库中2005年工业企业生产活动的信息来估算每个城市的COD排放量,具体的计算公式如下:

$$\Delta COD_c = \Delta COD_p \cdot \sum_{i=1}^{39} \left( \mu_i \frac{\text{output value of industry } i \text{ in city } c}{\text{output value of industry } i \text{ in province } p} \right) \quad (3)$$

(3)式中的 $\mu_i$ 为权重,表示该行业对COD排放的贡献程度, $\mu_i$ 的数据来源于Chen et al.(2018b)。第二项中的分数是该城市行业i的产值占全省行业i总产值的比重。

(四)控制变量

文中加入了地区层面的GDP水平、GDP增长率、人均GDP来控制地区的经济发展水平对银行业发展的影响,利用第二产业占比来控制产业结构对银行业的影响,加入高等学校在读人数占人口比重、道路面积比率来控制地区的人力资本水平和基础设施对银行发展的影响,还加入了人口密度和居民储蓄余额来控制人口和居民存款带来的影响。其中,地区GDP、人均GDP、城乡居民年末储蓄余额的原始数据经过平减后取对数,道路面积比率利用全市的道路铺装面积除以全市的土地面积计算。

四、实证结果

(一)基准回归结果

基准模型(1)的回归结果见表1。表1第1列仅控制城市固定效应和时间固定效应,第2列再加入人均GDP、GDP增长率和GDP规模变量,第3列在第2列基础上加入第二产业占比、人口密度、高等学校在读人数占比、平均道路铺装面积、城乡居民储蓄余额的变量。表1显示,无论是否加入控制变量, $\Delta COD_c * post_t$ 的系数始终为正且显著。这说明,水污染规制实施之后,地方的银行数量显著增加。地区化学需氧量(COD)的减排任务每增加1万吨,地区银行分支机构数量会增加约4.01%。控制变量中,人均GDP、高等学校在校学生比例和居民年末储蓄余额的回归系数为正显著,说明地区经济发展水平、人力资本水平和居民存款的增加都会促进银行的发展。<sup>①</sup>

表1 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
$\Delta COD_c * Post_t$	0.0573 *** (0.0171)	0.0525 *** (0.0160)	0.0401 *** (0.0128)
时间和地区固定效应	Yes	Yes	Yes

① 由于文章篇幅有限,因此表1中控制变量的回归结果并未展示,有需要者可以向作者索取,下表同。

续表 1

	(1)	(2)	(3)
样本量	572	572	572
R <sup>2</sup>	0.387	0.409	0.498

注：\*、\*\*、\*\*\* 分别表示变量在 10%、5%、1% 的显著性水平上显著，下表同。

(二) 平行趋势检验

以上双重差分估计结果无偏的一个前提条件是实验组和控制组之间满足平行趋势假设，即实验组和控制组在事件发生之前应该有相同的变动趋势，否则双重差分法会高估或者低估事件发生的效果。为了验证平行变化趋势，可以借助事件研究法(event-study)来考察，回归方程如下：

$$banknum_{c,t} = \sum_{t=2003}^{2009} \varphi_t \Delta COD_c \times Year_t + \mu_c + \gamma_t + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (4)$$

其中,  $Year_t$  是一个虚拟变量, 当观测值的时间为  $t$  年时取 1, 否则取 0。其他变量与回归方程(1)相同。图 1 为平行趋势检验的结果。以 2006 年作为基期, 可以发现, 政策发生之前即 2003—2005 年的估计值均不显著, 而政策发生之后即 2007—2009 年的估计值显著为正。这一方面反映了政策发生前的平行趋势假设成立; 另一方面也反映了水污染管制政策出台后对银行分支机构的数量产生了持续的正向影响。

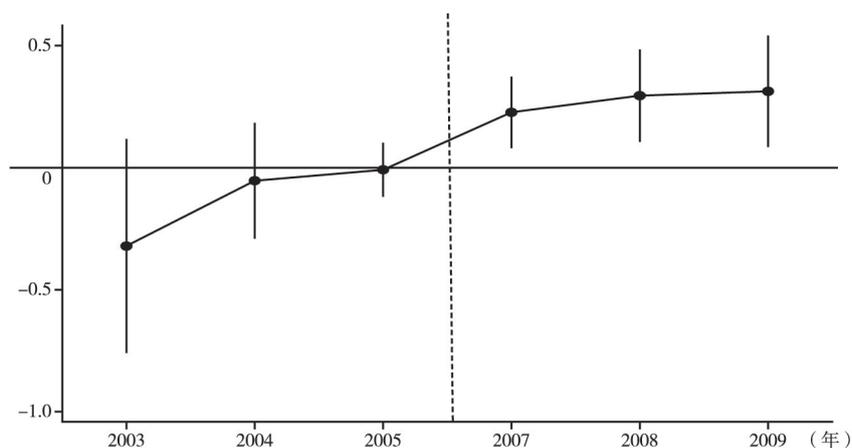


图 1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

为了保证回归结果的可靠性, 本文做了以下两类稳健性检验:

第一类稳健性回归是剔除可能存在的异常值。由于省会城市的银行数量一般都远高于非省会城市, 本文在样本中剔除掉 13 个省的省会城市样本重新回归, 得到的结果见表 2 第 1 列。结果显示, 去掉省会城市样本之后, 环境规制越强, 银行分支机构的数量越多。

表 2 稳健性检验

去掉省会城市(1)		以上下游区分减排任务(2)		以文本分析区分减排任务(3)	
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0353 ** (0.0171)	$downstream_c \times Post_t$	0.0856 *** (0.0251)	文本 <sub>c</sub> × Post <sub>t</sub>	0.0215 * (0.0111)
控制变量	Yes	控制变量	Yes	控制变量	Yes
时间和地区固定效应	Yes	时间和地区固定效应	Yes	时间和地区固定效应	Yes
样本量	495	样本量	572	样本量	572
R <sup>2</sup>	0.442	R <sup>2</sup>	0.508	R <sup>2</sup>	0.490

第二类稳健性回归是更替水污染规制力度的指标。同 Chen et al. (2018b), 本文采用了两种水污染规制力度的代理变量。Chen et al. (2018b) 发现, 环境规制力度在上下游存在较大的差异性, 上游的环境规制力度相比下游而言更弱。参照 Chen et al. (2018b) 一文的方法, 文中将位于武汉上游的城市(包括武汉市)定义为上游城市, 其余的为下游城市, 并将度量上下游的虚拟变量 *downstream* 替换方程(1)中的 *COD* 减排指标, 回归结果见表 2 第 2 列。可以看到, 相对于长江上游城市, 在环境规制更严格的下游城市, 银行数量出现了显著的增加。本文还采取了政府工作报告中环境相关的文本占报告文字的比重作为减排任务的代理变量。这一比重越高, 代表减排任务越重。本文搜集了各地级市的政府工作报告, 选择所有包含环境、能耗、污染、减排、环保等环境相关词语的句子作为环境相关句, 用环境相关语句的总字数除以报告的总字数, 得到单年数据。考虑到单年的数据噪音较大, 因此将各地级市的数据进行平均, 利用各地均值作为减排任务的代理变量, 回归结果见表 2 第 3 列。回归结果仍然显示, 减排任务越重的省份, 银行数量增加越多。

### 五、内生性问题和排除其他政策的干扰

#### (一) 内生性问题

上述双重差分回归中仍然可能存在内生性问题, 文中试图通过寻找工具变量解决该问题。一个地区的河流总面积是外生给定的。在环保管制不严格时, 地区的河流面积越大, 企业越容易通过河流排污, 地区的水污染排放量较高。因此, 在严格的环境规制后, 河流面积较大的城市会面临更大的减排压力。但使用河流面积作为工具变量存在一个可能的顾虑, 河流面积越大的地区水资源越丰富, 可能越有利于经济发展, 即河流面积有可能通过经济发展渠道影响银行数量, 工具变量的排斥性假设无法满足。为了解决这一问题, 国际文献中通常的做法是将工具变量影响被解释变量的其他潜在渠道尽量控制起来, 例如 Nunn & Wantchekon (2011)、Aidt & Franck (2015)。在本文的回归方程设定中, 选取了一系列的控制变量, 包括地区层面的 *GDP* 水平、人均 *GDP*、*GDP* 增长率、第二产业占比、人力资源水平指标、基础设施指标、人口密度指标, 这些变量从多个方面刻画了经济发展程度。也就是说, 河流面积通过经济发展影响银行数量的途径已经通过多项经济发展指标被控制住了, 工具变量的排斥性约束条件可以得到满足。本文根据国家地理信息中心 1:400 万的主要河流的矢量分布图, 使用 ArcGIS 计算出样本城市所有河流的流域面积之和(单位: 平方千米)的对数值, 然后以此作为 *COD* 减排任务的工具变量。基准回归的两阶段估计(2SLS)回归结果见表 3 第 1 列。回归结果显示, 使用了工具变量后,  $\Delta COD_c * Post_t$  的系数仍然显著为正, 且第一阶段的弱工具变量检验 *F* 值为 56.951, 说明不存在弱工具问题。

表 3 两阶段最小二乘的回归结果

	(1)		(2)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0763 *** (0.0236)	$\Delta COD_c \times Post_t$	0.148 # (0.0983)
控制变量	Yes	控制变量	Yes
时间和地区固定效应	Yes	时间和地区固定效应	Yes
样本量	570	样本量	570
R <sup>2</sup>	0.481	R <sup>2</sup>	0.347
F of first stage	56.951	F of first stage	19.535

注: #的显著性水平为 13.1%。

为了进一步检验结果的稳健性,本文也尝试选用河长制作为工具变量。河长制指各级主政官员作为其辖区内的所有河流水域污染的责任人。河长制在具体实施时实行分片包干制,即指定具体官员对固定的某一河流或者某片水域作为污染治理的责任人,定期考核并实行问责制。河长制2007年在无锡市开始推行,逐渐在中国其他区域进行推广,实施河长制的地区往往是减排任务较重的地区。文中构建了地级市推行河长制的虚拟变量  $Hezhang_{ct}$ ,如果某城市  $c$  在年份  $t$  开始推行河长制,则  $Hezhang_{ct}$  变量在  $t$  期及  $t$  期之后均取 1,反之取 0。本文以  $Hezhang_{ct}$  作为工具变量,回归结果见表 3 第 2 列。可以看到,  $\Delta COD_c * Post_t$  的系数仍然是正值,虽然在 10% 的显著性水平下不显著,但是  $p$  值为 13.1%。本文认为该  $p$  值是可以接受的,原因有如下几点:首先,两阶段最小二乘的标准误高于 OLS 回归,即使用两阶段最小二乘之后,  $t$  值下降是很普遍的现象;第二,本文的样本不足 600 个,这是一个小样本回归结果。根据伍德里奇《计量经济学导论》(2003 年,第 127 页),在使用小样本时,  $p$  值可以放宽到 20%。同样,两阶段最小二乘法的第一阶段  $F$  值为 19.535,说明河长制并不是一个弱工具。

(二) 排除金融政策的干扰

影响双重差分回归结果可靠性的另一个潜在问题是双重差分中混淆了其他政策的效果,特别是在 2000 年以后中国实施了一系列金融改革。但本文认为,在本文的实证研究框架下,金融改革的影响基本可以排除,具体原因如下:首先,文中的双重差分模型采用城市  $COD$  减排目标度量政策,这是一个连续变量,可以反映出环境规制强度,而不是传统模型中的 0/1 变量。虽然样本期出台了金融改革政策,但是金融改革的政策是全国层面统一执行的政策,不可能在城市层面与环境规制政策的强度出现完全同步。因此,回归系数不会混淆金融改革的作用。第二,工具变量的 LATE 效应。两阶段最小二乘的估计结果是一个局部平均处理效应(LATE),即工具变量的变化导致内生变量的变化再传导给被解释变量。在控制了经济发展因素后,无论是河流面积的变化或河长制是否执行都不会影响地区金融改革的强度。这就意味着两阶段最小二乘估计出的结果不会包含金融改革对银行数量的影响。第三,排除外资银行放松管制的影响。2001 年中国加入 WTO,逐步放开了外资银行经营人民币业务的地域限制。特别是 2006 年,中国银监会在全国范围内取消了外资银行的人民币业务限制,使外资银行数量大幅增长。这一时间段正好与“十一五”计划中水污染规制政策重合。为了排除该政策对回归结果的影响,本文在银行分支机构中剔除掉外资银行分支机构,重新进行 OLS 回归和两阶段最小二乘回归(以河流面积作为工具变量),回归结果见表 4。表 4 显示,剔除了外资银行样本后,结果依然稳健。

表 4 将外资银行从样本中剔除后的回归结果

OLS		2SLS	
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0374 *** (0.0128)	$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0743 *** (0.0235)
控制变量	Yes	控制变量	Yes
时间和地区固定效应	Yes	时间和地区固定效应	Yes
样本量	572	样本量	570
R <sup>2</sup>	0.493	R <sup>2</sup>	0.476

六、机制分析

上文的回归结果显示,随着污染管制力度增强,地区银行数量并没有下降反而显著上升。在前文的理论假说中,本文指出产生这种现象的原因有两个:第一,污染管制虽然对污染行业造成了冲

击,但是在国有企业和非国有企业之间存在异质性。由于早期部分地方政府对环境保护的监管并不严格,导致追求利润的非国有企业忽视了生态环境保护,往往环保投入不足、污染程度较高。而国有企业由于受到多重目标和上级主管部门的约束,承担了更多的企业社会责任,对环保成本也较不敏感,在控制污染上表现更好。因此,在严格的环境规制下,污染程度较高的非国有企业关停并转,减产带来的产品供给缺口将转移到污染程度较低的国有企业,国有企业产值增加扩大了对信贷的需求,推动了地区银行业的协同发展。第二,污染管制使得当地环境得以改善,促进了本地服务业的发展,进而带动了银行业的协同发展。下文将对这两个机制进行分析。

(一) 直接证据:污染管制和信贷增加

为了证明污染管制通过工业和服务业的信贷推动了银行协同发展,最直接的验证即考察污染管制力度更强的地区信贷增加是否越多。为此,本文分别以市辖区年末贷款余额的对数和全市年末贷款余额的对数作为因变量,以城市的  $COD$  减排压力以及时间虚拟变量  $Post_t$  的交互项作为核心自变量构建双重差分模型,模型如下:

$$Loan_{c,t} = \varphi \Delta COD_c \times Post_t + \mu_c + \gamma_t + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{c,t} \quad (5)$$

其中,  $Loan_{c,t}$  为城市  $c$  在  $t$  年金融机构的各项贷款余额(对数值)。回归结果见表 5,结果显示,地区化学需氧量( $COD$ )的减排任务每增加 1 万吨,市辖区的金融机构各项贷款余额会增加 8.96%,全市的金融机构各项贷款余额会增加 3.74%。这说明随着地区  $COD$  减排力度的增加,信贷量显著增加,从而直观地验证了前文提到的机制。

表 5 污染管制和信贷增加

	被解释变量:市辖区贷款余额	被解释变量:全市贷款余额
	(1)	(2)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0896 ** (0.0395)	0.0374 * (0.0201)
控制变量	Yes	Yes
时间和地区固定效应	Yes	Yes
样本量	494	494
$R^2$	0.672	0.838

(二) 机制一:环境规制、制造业产值转移和银行业协同发展

1. 环境规制与制造业企业的异质性

在理论假说中已经阐明,当地方政府对环境监管不严格时,非国有企业追求短期利润,自然会选择降低成本、减少环保投入。而国有企业受到多重目标和上级主管部门的约束,比非国有企业履行了更多的社会责任,对治理污染的成本也较不敏感,因此污染控制较严格。为此,本文将样本划分为国有企业和非国有企业两个子样本,分别以分地区、分行业国有和非国有制造业企业的总产值对数值为因变量。此外,本文还区分了污染行业和非污染行业,具体回归模型设定如下:

$$TotalOutput_{i,c,t} = \varphi \Delta COD_c \times Post_t + \mu_c + \gamma_t + \rho_i + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (6)$$

其中,  $i$  表示行业,  $c$  代表城市,  $t$  表示时间,  $TotalOutput_{i,c,t}$  表示城市  $c$  的行业  $i$  在  $t$  年的工业总产值,  $\rho_i$  为行业固定效应,其他变量与基准回归一致。由于城市层面有多个行业,因此将回归标准误聚类到城市层面,回归结果见表 6。表 6 第 1、2 列为国有企业总产值的回归结果,第 3、4 列为非国有企业总产值的回归结果,第 1、3 列为非污染行业的回归结果,第 2、4 列为污染行业的回归结果。表 6 第 1、2 列的回归结果显示,对国有企业而言,在污染管制力度更强的地区,化学需氧量( $COD$ )的减排任务每增加 1 万吨,非污染行业总产值平均上升 19.3%,污染行业总产值平均上升 22.1%(污染

行业的回归系数  $P$  值为 13.7%，很接近 10% 的显著性水平)。表 6 第 3、4 列显示，对非国有企业而言，在污染管制力度更强的地区，化学需氧量(COD)的减排任务每增加 1 万吨，非污染行业总产值平均下降 31.7%，污染行业平均下降 22.3%。这说明，当环境规制越严格时，污染程度较高的非国有企业产品供给下降，市场需求转移到污染程度较低的国有企业。此外，不仅污染行业的非国有企业产值下降，非污染行业的非国有企业产值也出现下降，这很有可能因为环境规制的影响沿产业链传导到与其配套的上下游产业。

表 6 环境规制和制造业产值转移

变量	被解释变量: <i>Total Output</i>			
	国有企业		非国有企业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.193 ** (0.0772)	0.221 # (0.148)	-0.317 *** (0.0589)	-0.223 *** (0.0521)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
时间和地区固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
聚类	city	city	city	city
样本量	11001	8106	11001	8106
R <sup>2</sup>	0.440	0.487	0.626	0.569

注：#表示变量在 13.7% 的显著性水平上显著。

## 2. 环境规制与国企信贷增加

表 6 和基准回归的结果显示，环境管制力度增强后地区银行数量增加的机制之一很可能是，污染管制提高了污染程度较低的国有企业产值，进而增加了对银行信贷的需求。由于无法获取各个地区分年度的国有企业信贷占比数据，只能利用其他数据来验证这一机制。国有企业信贷占比的增加也可能反映为国有企业信贷需求的上升。文中采用如下方程检验环境规制力度加强后国有企业获得贷款的占比是否增加，具体为：

$$SOE\_loan\_ratio_{i,c,t} = \varphi \Delta COD_c \times Post_t + \mu_c + \gamma_t + \rho_i + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{i,t} \quad (7)$$

其中， $i$  代表行业， $c$  代表行业所在的城市， $t$  表示时间。 $SOE\_loan\_ratio_{i,c,t}$  表示城市  $c$  的行业  $i$  在  $t$  年所有获得贷款的企业中国有企业的比例， $\rho_i$  为行业固定效应，其他变量与基准回归一致。文中首先以工业企业数据库中企业是否有利息支出来判断企业是否获得贷款。然后，计算各城市、各行业中获得贷款的国有企业占全部获得贷款的企业的比重。 $SOE\_loan\_ratio_{i,c,t}$  的数值越高，说明该地区的国有企业越容易获得贷款。

方程(7)的回归结果见表 7。表 7 第 1 列为非污染行业的回归结果，第 2 列为污染行业的回归结果。可以发现，对于非污染行业，地区化学需氧量(COD)的减排任务每增加 1 万吨，获得贷款的企业中国有企业的比例增加 1.60%，对于污染行业，地区化学需氧量(COD)的减排任务每增加 1 万吨，所有获得贷款的企业中国有企业的比例增加 0.94%。结合表 7 的回归结果，这说明在严格的环境规制下，由于产值从污染程度较高的非国有企业转移到污染程度较低的国有企业，使得国企信贷需求的增加，从而推动了银行的发展。同时，银行为了防止污染企业关停并转带来的风险，也根据国家要求主动对高污染企业停止信贷支持、收回已发放的贷款，这也进一步提高了污染程度较低且融资能力较强的国有企业获得信贷资金的概率。

表 7 环境规制与企业贷款

	非污染行业(1)	污染行业(2)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0157 *** (0.00551)	0.00943 ** (0.00431)
控制变量	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes
地区固定效应	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes
聚类	city	city
样本量	8719	7407
R <sup>2</sup>	0.289	0.634

3. 环境规制、国企比重和银行协同发展

表 6 和表 7 证明了,企业的异质性是环境规制通过制造业产值转移推动当地银行分支机构增加的关键因素。如果上述机制是成立的,那么很自然将推导出,一个地区的国有企业比重越低,环境规制通过产业转移对银行发展的促进作用就会越小。基于此,本文在双重差分模型的基础上引入刻画地区国有企业比重高低的虚拟变量。如果城市  $c$  在  $t$  年的国有企业产值比重低于样本中国有企业产值比重的中位数,虚拟变量  $lowsoe_{ct}$  为 1,反之则为 0,具体回归方程如下:

$$\begin{aligned}
 banknum_{c,t} = & \varphi \Delta COD_c \times Post_t \times lowsoe_{ct} + \beta_1 \Delta COD_c \times Post_t + \beta_2 \Delta COD_c \\
 & \times lowsoe_{ct} + \beta_3 Post_t \times lowsoe_{ct} + \beta_4 lowsoe_{ct} \\
 & + \mu_c + \gamma_t + \phi X_{c,t} + \varepsilon_{c,t}
 \end{aligned} \tag{8}$$

表 8 为方程(8)的回归结果。可以发现, $\Delta COD_c \times Post_t \times lowsoe_{ct}$ 显著为负,而  $\Delta COD_c \times Post_t$ 显著为正。这说明,环境规制会带来地区银行分支机构数量的增加,但是在国有企业比重较低的地区,环境规制对银行发展的促进作用会出现显著下降,该结果进一步证实了国有企业信贷渠道的存在。

表 8 环境规制、国有企业比重与银行发展

$\Delta COD_c \times Post_t \times lowsoe_{ct}$	-0.255 ** (0.101)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0458 *** (0.0147)
$\Delta COD_c \times lowsoe_{ct}$	0.0285 (0.0844)
$Post_t \times lowsoe_{ct}$	0.0433 (0.0334)
$lowsoe_{ct}$	-0.00595 (0.0273)
控制变量	Yes
时间固定效应	Yes
地区固定效应	Yes
样本量	572
R <sup>2</sup>	0.510

(三) 机制二：环境规制、第三产业和银行业协同发展

相比制造业而言,第三产业受到环境规制的负面影响较小,地区环境改善能促进高端服务业、房地产业、旅游业等行业的发展,这都将推动银行业的协同发展。因此,本文采用地区第三产业产值占全市 GDP 的比值以及第三产业产值的对数值度量地区第三产业的发展程度,检验环境规制对第三产业的影响,回归结果见表 9。表 9 第 1 列的被解释变量是第三产业产值占 GDP 的比重。结果显示,地区化学需氧量(COD)的减排任务每增加 1 万吨,第三产业产值占比增长 1.15%。这表明随着地区环境管制力度的增加,出现了产业结构升级的现象。但是这种产业结构的变化也可能是由于第二产业产值受环境规制影响下降被动导致的,而不是由第三产业的发展所带来的。为此,本文在表 9 第 2 列中将被解释变量替换为第三产业产值(对数值)。回归结果显示,环境规制越强,第三产业的规模也将显著增加。因此,表 9 的结果证实了,在严格的环境规制下,地区产业结构出现了升级,第三产业不仅规模显著扩大,而且占比也明显提高。

为了进一步揭示第三产业中究竟是哪些行业在环境规制下得到了发展,文中将第三产业细分为十五个行业,包括:住宿和餐饮业、交通运输仓储与邮政业、金融业、房地产业、商务服务与租赁业、科学研究与技术服务业、水利与环境业、批发与零售业、信息技术服务业、建筑业、教育业、卫生与社会工作、居民服务业、文化体育与娱乐业以及公共管理业。由于城市统计年鉴中的这些行业产值数据在 2003—2009 年大量缺失,因此使用就业人数(对数值)作为行业发展程度的代理变量。表 10 为细分第三产业行业的回归结果。可以看到,第三产业中住宿与餐饮业、金融业、房地产业的就业人数都显著增加。这很有可能是因为,当环境管制更加严格时,地区环境得到改善,促进了当地旅游业的发展,而且随着旅游人次增加,住宿与餐饮业也会随之发展。更好的城市环境能吸引更多的人口流入,也将促进地区房地产业的繁荣。这些行业的发展都促进了银行业的发展。而金融业从业人数的增加也进一步佐证了上文中环境规制推动银行业协同发展的结论。

表 9 环境规制与第三产业发展

	第三产业比重(1)	第三产业产值(对数值)(2)
$\Delta COD_c \times Post_t$	1.158 *** (0.309)	0.0297 *** (0.00790)
控制变量	Yes	Yes
时间和地区固定效应	Yes	Yes
样本量	579	579
R <sup>2</sup>	0.223	0.953

表 10 环境规制对第三产业细分行业的影响

变量	被解释变量:从业人数(对数值)			
	住宿和餐饮业(1)	交通运输仓储邮政业(2)	金融业(3)	房地产业(4)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0677 * (0.0386)	0.0353 (0.0255)	0.0779 ** (0.0379)	0.135 ** (0.0621)
变量	商务服务与租赁业(5)	科学研究技术服务业(6)	水利与环境业(7)	批发与零售业(8)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.117 (0.0810)	0.0593 (0.0387)	0.0663 (0.0454)	0.0254 (0.0492)
变量	信息技术服务业(9)	建筑业(10)	教育业(11)	卫生和社会工作业(12)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.0608 (0.0491)	0.0812 (0.0872)	0.0165 (0.0260)	0.0412 (0.0452)

续表 10

变量	被解释变量:从业人数(对数值)		
	居民服务业(13)	文体娱乐业(14)	公共管理业(15)
$\Delta COD_c \times Post_t$	0.121 (0.182)	0.0281 (0.0370)	0.0122 (0.0224)

## 七、结论与启示

本文以“十一五”规划中水污染防治政策为外生冲击,通过构建双重差分模型研究环境规制对地区银行业发展的影响,并探讨其中的作用机制。实证结果发现:严格的环境规制不仅没有造成信贷风险,反而推动了银行业的协同发展。本文认为其中至少有两种可能的机制:一是,当地方政府对环境保护的监管不严格时,追求利润的非国有企业忽视了生态环境保护,而国有企业受到多重任务和上级主管部门的约束,履行了更多社会责任,对环保成本较不敏感,因此污染程度较低。当环境规制趋向严格时,污染程度较高的非国有企业产值下降,由此产生的产品供给缺口转移到污染程度较低且融资能力较强的国有企业。国有企业产值提高使得信贷需求量增加,从而促进了银行业的发展。而且在国有企业比重越高的地区,环境规制对银行业发展的促进作用越明显。二是,环境规制推动了地区产业结构的升级,从而促进了银行业的发展。在环境规制更加严格的地区,第三产业的产值和占比都出现了显著增加。细分行业的结果显示,金融业、房地产业、住宿与餐饮业的从业人员数量都出现了显著上升。这说明环境规制使得地方环境改善后,促进了高端服务业的发展,推进了银行业的协同发展。

本文的研究结果表明,虽然严格的环境规制会给部分企业带来一些冲击,但是并不会由于大批高污染企业的关停并转诱发信贷风险、金融风险。严格的环境规制不但没有制约银行业的发展,反而带动了银行业协同发展。主要原因在于,产值不仅从高污染的企业转移到低污染的企业,同时也从第二产业转移到第三产业。因此,目前实施的环境规制政策是生态环境保护与金融发展的双赢,在获得青山绿水的同时也能有“金山银山”。

在机制分析中,本文也看到了环境规制带来的冲击主要出现在非国有企业上。这很可能是由于,早期地方政府对环境监管不严格,追求利润的非国有企业在生产过程中为了降低成本,减少环保投入,从而出现了高污染、高排放的问题。严格的环境规制政策导致这些经营不规范的非国有企业减产、停产甚至倒闭。虽然,非国有企业的乱排乱放行为必须坚决制止,但是中央近年来一直强调要坚持“两个毫不动摇”,即毫不动摇巩固和发展公有制经济,毫不动摇鼓励、支持、引导非公有制经济发展。严格的环境规制下,即使非国有企业是因为自身经营不规范的原因受到了影响,政府下一步也可以考虑加强对非国有企业规范经营的引导,鼓励金融机构为非国有企业提供更多的生产设备改造升级资金,帮助它们尽可能地生存下来,从而促进非公有制经济的健康发展。

### 参考文献

- 方军雄,2007:《所有制、制度环境与信贷资金配置》,《经济研究》第12期。  
 方叶林、黄震方、段忠贤、王坤,2013:《中国旅游业发展与生态环境耦合协调研究》,《经济地理》第12期。  
 侯伟丽、方浪、刘硕,2013:《“污染避难所”在中国是否存在?——环境管制与污染密集型产业区际转移的实证研究》,《经济评论》第4期。  
 李眺,2013:《环境规制、服务业发展与我国的产业结构调整》,《经济管理》第8期。  
 林伯强,2019:《产业集聚与中国绿色经济效率》,《经济研究》第2期。

倪娟、孔令文,2016:《环境信息披露、银行信贷决策与债务融资成本——来自我国沪深两市A股重污染行业上市公司的经验证据》,《经济评论》第1期。

沈坤荣、周力,2020:《地方政府竞争、垂直型环境规制与污染回流效应》,《经济研究》第3期。

孙晶,2012:《金融集聚与产业结构升级——来自2003—2007年省际经济数据的实证分析》,《经济学家》第3期。

余泳泽、孙鹏博、宣烨,2019:《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》,《经济研究》第8期。

余壮雄、陈婕、董洁妙,2020:《通往低碳经济之路:产业规划的视角》,《经济研究》第5期。

张成、陆旻、郭路、于同申,2011:《环境规制强度和生产技术进步》,《经济研究》第2期。

张中元、赵国庆,2012:《FDI、环境规制与技术进步——基于中国省级数据的实证分析》,《数量经济技术经济研究》第4期。

Aidt, T. S., and R. Franck, 2015, “Democratization under the Threat of Revolution: Evidence From the Great Reform Act of 1832”, *Econometrica*, 83(2), 505—47.

Bai, C., J. Lu, and Z. Tao, 2006, “The Multitask Theory of State Enterprise Reform: Empirical Evidence From China”, *American Economic Review*, 96(2), 353—357.

Becker, R., and V. Henderson, 2000, “Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries”, *Journal of Political Economy*, 108(2), 379—421.

Bento, A., M. Freedman, and C. Lang, 2015, “Who Benefits from Environmental Regulation? Evidence from the Clean Air Act Amendments”, *Review of Economics and Statistics*, 97(3), 610—622.

Berman, E., and T. M. Bui, 2001a, “Environmental Regulation and Labor Demand: Evidence from the South Coast Air Basin”, *Journal of Public Economics*, 76(2), 265—295.

Berman, E., and T. M. Bui, 2001b, “Environmental Regulation and Productivity: Evidence from Oil Refineries”, *Review of Economics and Statistics*, 83(3), 498—510.

Cai, X., Y. Lu, M. Wu, and L. Yu, 2016a, “Does Environmental Regulation Drive Away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China”, *Journal of Development Economics*, 123, 73—85.

Cai, H., Y. Chen, and Q. Gong, 2016b, “Polluting the Neighbor: Unintended Consequences of China’s Pollution Reduction Mandates”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 76, 86—104.

Chen, Y., P. Li, and Y. Lu, 2018a, “Career Concerns and Multitasking Local Bureaucrats: Evidence of a Target-based Performance Evaluation System in China”, *Journal of Development Economics*, 133, 84—101.

Chen, Z., M. E. Kahn, Y. Liu, and Z. Wang, 2018b, “The Consequences of Spatially Differentiated Water Pollution Regulation in China”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 88, 468—485.

Condliffe, S., and O. A. Morgan, 2009, “The Effects of Air Quality Regulations on the Location Decisions of Pollution-intensive Manufacturing Plants”, *Journal of Regulatory Economics*, 36(1), 83—93.

Dale, W. J., and P. J. Wilcoxon, 1990, “Environmental Regulation and U. S. Economic Growth”, *The RAND Journal of Economics*, 21(2), 314—340.

Gray, W. B., and J. P. Shimshack, 2001, “The Effectiveness of Environmental Monitoring and Enforcement: A Review of the Empirical Evidence”, *Review of Environmental Economics and Policy*, 5(1), 3—24.

Greenstone, M., 2002, “The Impacts of Environmental Regulations on Industrial Activity: Evidence from the 1970 and 1977 Clean Air Act Amendments and the Census of Manufactures”, *Journal of Political Economy*, 110(6), 1175—1219.

Lanoie, P., J. Laurent-Lucchetti, N. Johnstone, and S. Ambec, 2011, “Environmental Policy, Innovation and Performance: New Insights on the Porter Hypothesis”, *Journal of Economics & Management Strategy*, 20(3), 803—842.

Lin, Y., and G. Tan, 1999, “Policy Burdens, Accountability, and the Soft Budget Constraint”, *American Economic Review*, 89(2), 426—431.

Lu, Z., J. Zhu, and W. Zhang, 2012, “Bank Discrimination, Holding Bank Ownership, and Economic Consequences: Evidence from China”, *Journal of Banking & Finance*, 36(2), 341—354.

Nunn, N., and L. Wantchekon, 2011, “The Slave Trade and the Origins of Mistrust in Africa”, *American Economic Review*, 101(7), 3221—52.

Rassier, D. G., and D. Earnhart, 2015, “Effects of Environmental Regulation on Actual and Expected Profitability”, *Ecological Economics*, 112, 129—140.

Shimshack, J. P., and B. W. Michael, 2008, “Enforcement and Over-compliance”, *Journal of Environmental Economics and Management*, 55(1), 90—105.

# The Effects of Environmental Regulation on Industrial Transfer and Upgrading and Banking Synergetic Development — Evidence from Water Pollution Control in the Yangtze River Basin

LUO Zhi<sup>a</sup> and QI Bocheng<sup>b</sup>

(a: Center of Economic Development Research, Wuhan University;

b: The London School of Economics and Political Science )

**Summary:** Previous studies have discussed the impact of environmental regulation on economic growth and employment, but its impact may not be limited to these two aspects. If a large number of polluting enterprises was forced to reduce or stop production under strict environmental regulations, then their balance sheets would deteriorate and they may be unable to repay the bank loans. For those regions which rely on high-pollution industries, environmental regulation will lead to a substantial increase in local corporate default and increase regional banks' credit risk. From this perspective, this paper studied the impact of environmental regulation on bank development.

In 2006, the Chinese government set a chemical oxygen demand (COD) reduction target in the 11th Five-Year Plan, which was allocated to each province. The central government assessed local officials by judging whether the emission reduction task was completed. They also implemented the accountability system and the "one vote" system, and made pollution control a hard constraint for local officials. Since then, pollution control began to receive great results. The environmental regulation system proposed by the Chinese government in 2007, which focuses on the decomposition of emission reduction tasks, assessment and accountability, and environmental supervision, has been applied ever since. Using this policy as an exogenous shock, this paper examines the impact of environmental regulation on financial development and its mechanism. The data used in this paper come from China Industrial Enterprises Database, China City Statistical Yearbook, and the list of financial licenses published by China Banking Regulatory Commission. The sample contains 85 cities along the Yangtze River Basin from 2003 to 2009.

We constructed a difference in differences (DID) model, and used the emission reduction task of each prefecture-level city as the measurement of environmental regulation intensity and the number of bank branches as the explained variable. The results show that the strengthening of environmental regulation not only brings no negative impacts on the banking industry, but can significantly promote the development of the regional banking industry. The number of bank branches increased significantly under the strengthening of environmental regulation. We then conducted a series of robustness tests and placebo tests, including removing provincial capitals from the sample, changing environmental regulatory proxy variables, and adopting random assignment of emission reduction targets for 1000 times. The regression results were still robust. In order to deal with the endogeneity problems, we regarded the river area of each city and the river chief system as instrumental variables for the emission reduction target. The regression results are still valid when the loan balance is taken as the explained variable.

This paper introduces two mechanisms to explain this phenomenon. (1) Although pollution control has a negative impact on polluting industries, there is heterogeneity between state-owned enterprises (SOEs) and non-SOEs. Due to the lax supervision of environmental protection by some local governments in the early years, non-SOEs neglected ecological and environmental protection in order to seek profit. However, SOEs were constrained by multiple targets and higher authorities. Thus the SOEs were more socially responsible and less sensitive to environmental costs, which made them perform better in pollution control than non-SOEs. Under strict environmental regulations, non-SOEs of high pollution levels will stop production or even shut down. The production supply gap caused by production reduction will be transferred to SOEs with low pollution levels. The growth of output of SOEs increases the demand for credit and promotes the coordinated development of regional banking industry. (2) Strict environmental regulations have also adjusted regional industrial structure. Both the output and the proportion of the tertiary industry in GDP have increased significantly, which is another important reason for the development of the banking industry. The empirical results of sub-industries show that the financial industry, real estate industry, accommodation and catering industry have experienced long-standing development under environmental regulations.

**Keywords:** Environmental Regulation; Banking Development; Industrial Transfer; Industrial Upgrading

**JEL Classification:** F015, F123, F062

(责任编辑:冀 木)(校对:王利娜)