

工业废气排放对涉农贷款有溢出效应吗？

王凌飞¹, 陈小辉², 卢孔标³, 李兴发⁴

(1. 东北大学工商管理学院, 沈阳110819; 2. 四川大学经济学院, 成都610064;

3. 海南银行, 海口570206; 4. 中国人民银行海口中心支行, 海口570105)

摘要: 本文首先将工业废气排放量引入代表性工业企业的利润函数, 依据Opiela的模型构建代表性金融机构的目标函数和约束条件, 基于代表性金融机构的最优决策, 得出工业废气排放量与涉农贷款之间的函数关系, 继而提出研究假说。然后, 基于2009—2018年中国31个省市区(因数据缺失, 不包括港澳台地区)平衡面板数据检验研究假说, 以研究工业废气排放量与涉农贷款比重之间的关系问题。研究结果表明, 工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系, 随着工业废气排放量的增加, 涉农贷款比重先下降后上升。在拐点左侧, 减少废气排放量的同时可提升涉农贷款比重, 两者之间为“兼容”关系。相反, 在拐点右侧, 减少废气排放量将降低涉农贷款比重, 两者之间为“互斥”关系。进一步研究发现, 金融分权和数字基础设施水平还通过大气污染的部分中介效应, 间接影响涉农贷款比重。最后, 基于研究结论提出了政策启示。

关键词: 数字基础设施; 乡村振兴; 大气污染; 涉农贷款; 正“U”型

中图分类号: F014.4 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2021)03—0064—14

一、引言

党的十九大报告提出实施乡村振兴战略, 指出“农业农村农民问题是关系国计民生的根本性问题, 必须始终把解决好‘三农’问题作为全党工作重中之重”, 这是我国统筹城乡发展、加快推进农村建设的根本遵循。乡村振兴有赖于农业经济的发展, 当前亟待研究解决的重大课题是如何有效推动乡村经济高质量发展。在传统农业向现代农业转型的过程中, 农业与金融的关系渐趋紧密(刘春志等, 2015), 特别是涉农贷款的提升有利于“三农”问题的解决(尹志超等, 2014)。农业经济的发展依赖于农业全要素生产率的增长, 其中涉农贷款的投入是全要素生产率增长的必要条件(李屹然和谢家智, 2019)。因此, 中央一号文件多次强调增加涉农贷款。2020年中央一号文件明确要求“对机构法人在县域、业务在县域的金融机构, 适度扩大支农支小再贷款额度”“鼓励商业银行发行‘三农’、小微企业等专项金融债券”“落实农户小额贷款税收优惠政策”。

从现实情况看, 随着农村金融网点的不断撤并, 机构离农和资金离农问题日益凸显, 涉农贷款覆盖率依旧偏低(王伟和温涛, 2019), 涉农贷款供给依旧不足(李屹然和谢家智, 2019)。对于影响涉农贷款的因素, 现有研究认为信用建设和利率(余传奇和张羽, 2012), 银行集中度(刘春志等, 2015), 金融分权、农业产值和人口数量、GDP增长率(李屹然和谢家智, 2019), 国家优惠政策(王伟和温涛, 2019)等方面对其影响显著。实际上, 涉农贷款投放取决于金融机构对成本、收益与风险的综合判断, 部分文献发现涉农贷款比非农贷款的风险更大、成本也更高(彭江波等, 2011; 阳焱和杨胜刚, 2018; 刘亮, 2011), 可能对金融机构经营绩效产生不确定性。还有文献考察产业结构和信贷结构的关系, 但大都使用全国层面和总量层面的数据讨论, 深入产业具体领域讨论不多(范立夫等, 2019)。在信贷资源总量给定的情况下, 金融机构会综合考虑各方面因素平衡信贷产业投向结构, 涉农贷款占比的高低从统计角度来说, 是银行分产业信贷资源投放结构的结果。直观来看, 影响某个产业发展的一些重要因素, 会对其他产业的信贷投放带来影响。

污染防治是十九大报告确定的三大攻坚战之一, 2018年国务院发布《打赢蓝天保卫战三年行动计划》, 将目标锁定为“经过3年努力, 大幅减少主要大气污染物排放总量”, 并要求“持续推进工业污染源全面达标排放”。2019年生态环境部办公厅发布《2019年全国大气污染防治工作要点》, 要求深入开展工业企业提标改造。防治大气污染, 尤其是工业企业大气污染治理, 是未来很长时期内的一项任务。根据本文已经掌握的

收稿日期: 2020—05—09

基金项目: 国家社会科学基金项目“大数据时代中国应对科技与金融深度融合的风险管控研究”(18BJY227)

作者简介: 王凌飞, 东北大学工商管理学院博士研究生, 研究方向: 国民经济学; (通讯作者) 陈小辉, 四川大学经济学院博士研究生, 研究方向: 数字经济、金融科技; 卢孔标, 博士, 海南银行战略规划部总经理, 研究方向: 金融理论与政策、银行理论与实践; 李兴发, 硕士, 中国人民银行海口中心支行高级经济师, 研究方向: 经济金融理论与政策。

文献,越来越多的研究开始关注金融与环境污染之间的关系,例如,信贷资源的配置与污染排放量相关(Dong et al,2019),金融机构的信贷歧视使得资本配置偏向污染行业(刘锡良和文书洋,2019),从而加剧了环境污染;金融发展有利于缓解环境污染(胡宗义和李毅,2019),也有研究认为金融发展与环境污染之间为非线性关系(王伟等,2019),但现有研究在反向考察环境污染对金融的影响方面基本是空白。本文将工业废气排放量引入理论模型进行理论分析并提出研究假说,然后基于2009—2018年31个省市区(因数据缺失,不包括港澳台地区)平衡面板数据检验研究假说,以研究工业废气排放量与金融机构涉农贷款比重之间的关系。研究结果表明,工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系,随着工业废气排放量的增加,涉农贷款比重先下降后上升。进一步研究发现,金融分权和数字基础设施水平还通过工业废气排放量的部分中介效应,间接影响涉农贷款比重。

本文可能的创新点在于:第一,国内外文献要么仅研究大气污染的影响因素,要么仅研究涉农贷款的影响机理。本文率先将工业废气排放量引入代表性工业企业的利润函数,并基于Kopecky et al(2004)对金融机构管理资产负债表项目所生成成本的研究假设,构建起工业废气排放量与涉农贷款比重之间的函数关系,以提出研究假说,再基于2009—2018年中国31个省市区平衡面板数据(因数据缺失,不包括港澳台地区),检验研究假说,进而研究工业废气排放量与涉农贷款比重之间的关系问题。第二,李屹然和谢家智(2019)研究了金融分权与涉农贷款之间的关系,但现有文献尚未就金融分权与环境污染之间的关系进行研究。本文在研究工业废气排放量与涉农贷款比重关系的基础上,进一步研究了金融分权通过影响工业废气排放量,进而影响涉农贷款比重这一传导路径,丰富了这方面的文献。第三,现有文献尚未涉及数字基础设施水平对涉农贷款的影响。本文基于现有相关文献(Bayo et al,2013;Basu 和 Fernald,2008;Jorgenson 和 Stiroh,1999;孙早和刘李华,2018;朱秋博等,2019)的研究成果,发现数字基础设施水平对涉农贷款比重还具有中介效应,进一步丰富了涉农贷款影响因素方面的文献。

二、理论分析

工业是空气污染的密集型行业(李树和陈刚,2013),其在生产经营过程中可能排放工业废气,而工业废气的排放是大气污染的重要原因(王艳秀,2013),为保护环境、减少污染,工业企业需要处理工业废气。一方面,工业企业处理工业废气需要处置成本,从而影响其息税前利润;另一方面,金融机构对工业企业投放贷款可能因其经营出现问题产生损失,而这种损失与工业企业的息税前利润负相关,即息税前利润越少、贷款损失率越高,在金融机构风险承担水平一定的情况下,贷款损失将影响其向工业企业投放贷款的意愿。这样,工业废气排放量影响工业企业息税前利润,进而影响金融机构贷款损失率和贷款意愿,并使金融机构贷款投放可能发生转向(本文仅研究转向农业企业)。因此,工业废气排放量可能对涉农贷款会产生溢出效应(图1)。

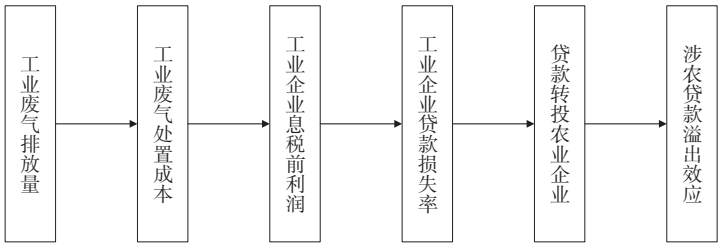


图1 工业废气排放量对涉农贷款溢出的影响机制

为深入分析工业废气排放量对涉农贷款是否会产生溢出效应,先构建以下理论模型。

(一)模型构建

假设经济体由投放贷款的金融机构,获取贷款的农业、工业和服务业3类企业构成。参照郭品和沈悦(2015)、顾海峰和杨立翔(2018)对Opiela(2010)模型进行拓展的做法,首先将大气污染引入Opiela(2010)模型,构建本文的理论分析框架,并假设如下。

1. 代表性工业企业

假设1:代表性工业企业面临的产品市场为完全竞争市场,其在产品市场为价格接受者。 p 表示代表性工业企业所生产产品的价格。

假设2:代表性工业企业产生废气后,先将进行废气处理,然后再排放。按上文所述,处理废气平均成本与废气排放量之间可能为正“U”型关系, w 表示废气排放量,则其废气处理平均成本 $AW(w) = \alpha w^2 + \beta w$, $\alpha > 0, \beta < 0$,代表性工业企业处理废气的总成本为 $TW(w) = w \times AW(w) = \alpha w^3 + \beta w^2$,其中, α 和 β 分别为废气处理平均成本函数二次项和一次项的系数。

假设3:代表性工业企业生产和销售产品时的单位变动成本为 b ,固定成本为 C_0 ,生产和销售总成本为 $C(q) = bq + C_0$,其中, q 表示代表性工业企业的产销量。

综合假设1~假设3可得代表性工业企业的息税前利润为 $\pi_1(q, w) = pq - C(q) - TW(w) = (p - b)q - \alpha w^3 - \beta w^2 - C_0$ 。

2. 代表性金融机构

假设4:代表性金融机构以利润最大化为目标,其资产负债等式为 $R + B + A + I + S = D + K$,其中, R 表示存款准备金, B 表示政府债券, A 表示农业企业的贷款余额, I 表示工业企业贷款余额, S 表示服务企业贷款余额, D 表示存款, K 表示资本。

假设5:代表性金融机构仅持有法定准备金,用 ω 表示法定准备金率。因此, $R = \omega D$ 且 $0 < \omega < 1$ 。借鉴顾海峰和杨立翔(2018)的做法,将法定准备金的收益率设定为0。为应对临时流动性需求并实现利润最大化,代表性金融机构还持有流动性较强但收益较低的政府债券 B , r_B 表示其收益率。

假设6:代表性金融机构所投放贷款的损失率与代表性工业企业的息税前利润总额负相关,息税前利润总额越高,则损失率越低;且随着息税前利润总额的提高,损失率下降的速度将边际递减。代表性金融机构对代表性工业企业的贷款损失率记为 l_1 ,则有 $l_1 = l_1[\pi_1(q, w)]$,

$$\frac{\partial l_1[\pi_1(q, w)]}{\partial \pi_1(q, w)} < 0, \frac{\partial^2 l_1[\pi_1(q, w)]}{\partial \pi_1^2(q, w)} > 0。$$

代表性金融机构对代表性农业企业和代表性服务企业的贷款损失率分别记为 l_A 和 l_S 。因代表性农业企业和代表性服务企业并不排放工业废气。因此其利润仅与产量相关,而与工业废气排放量无关。因此代表性金融机构对代表性农业企业和服务企业的贷款损失率与废气排放量无关。

假设7:贷款利率已市场化,代表性金融机构面临农业企业贷款市场、工业企业贷款市场和服务企业贷款市场均为完全竞争市场,代表性金融机构在3个市场均为价格接受者,设3个市场的利率分别为 r_A, r_I 和 r_S ,并且利率应当高于损失率,即 $r_A > l_A, r_I > l_I$ 和 $r_S > l_S$ 。

存款市场和资本市场也已市场化,代表性金融机构在存款市场和资本市场上也是价格接受者, r_D 表示存款利率, r_K 表示资本成本。

假设8:借鉴Kopecky和Vanhooose(2004)的做法,将代表性金融机构管理资产负债项目的成本设置为二次成本函数,即 $C = C_{B0} + C_B + \frac{aA^2}{2} + \frac{iI^2}{2} + \frac{sS^2}{2} + \frac{dD^2}{2} + \frac{kK^2}{2}$,其中, a, i, s, d, k 为常数,分别表示农业贷款、工业贷款、服务业贷款、存款和资本的单位边际管理成本。政府债券无须进行贷前、贷中和贷后风险管理。因此,其管理成本可设定为常数 C_B 。 C_{B0} 表示代表性金融机构的固定成本。

根据上述假设,代表性金融机构的目标函数和约束条件如下:

$$\begin{aligned} \max_{A, I, S} \quad & \pi = r_B B + (r_A - l_A)A + (r_I - l_I)I + (r_S - l_S)S - r_D D - r_K K - C \quad (1) \\ \text{s.t.} \quad & \begin{cases} R + B + A + I + S = D + K \\ l_1 = l_1[\pi_1(q, w)], \frac{\partial l_1[\pi_1(q, w)]}{\partial \pi_1(q, w)} < 0, \frac{\partial^2 l_1[\pi_1(q, w)]}{\partial \pi_1^2(q, w)} > 0 \\ \pi_1(q, w) = pq - C(q) - TW(w) = (p - b)q - \alpha w^3 - \beta w^2 - C_0 \\ \alpha > 0, \beta < 0, a > 0, i > 0, s > 0, d > 0, k > 0, r_A > l_A, r_I > l_I, r_S > l_S \end{cases} \quad (2) \end{aligned}$$

(二)模型求解与研究假说

代表性金融机构的决策变量为农业贷款、工业贷款和服务业贷款的贷款投放量。因此,结合式(2),式(1)两边分别对 A, I 和 S 求偏导可得一阶条件:

$$\frac{\partial \pi}{\partial A} = (r_A - l_A) - \alpha A, \frac{\partial \pi}{\partial I} = (r_I - l_I) - iI, \frac{\partial \pi}{\partial S} = (r_S - l_S) - sS \quad (3)$$

令式(3)为0,可得代表性金融机构对代表性农业企业、工业企业和服务企业的最优贷款投放量,据此可得代表性金融机构给代表性农业企业的贷款比重,即涉农贷款比重:

$$\frac{A}{A + I + S} = \frac{\frac{(r_A - l_A)}{\alpha}}{\frac{(r_A - l_A)}{\alpha} + \frac{(r_I - l_I)}{i} + \frac{(r_S - l_S)}{s}} \quad (4)$$

从式(4)右边来看,由假设6可知,因代表性农业企业和代表性服务企业并不排放工业废气,其利润仅与产量相关。因此,代表性金融机构对代表性农业企业和服务企业的贷款损失率与工业废气排放量无关;而代表性工业企业会产生并排放废气。因此代表性金融机构对代表性工业企业的贷款损失率为其废气排放量 w 的函数。即式(4)中, l_i 为 w 的函数,而 l_A 和 l_S 与废气排放量无关。由假设7可知,农业贷款市场的利率 r_A 、工业贷款市场的利率 r_I 和服务业贷款市场的利率 r_S 由市场决定,并非废气排放量 w 的函数;由假设8可知,农业贷款、工业贷款、服务业贷款、存款和资本的单位边际管理成本为常数,也与废气排放量 w 的函数无关。所以,涉农贷款比重 $A/(A+I+S)$ 为代表性工业企业废气排放量 w 的函数,与代表性金融机构对代表性工业企业的贷款损失率相关,与其他变量无关。式(4)对工业企业废气排放量 w 求偏导可得:

$$\frac{\partial \left(\frac{A}{A+I+S} \right)}{\partial w} = \frac{\delta \times (3\alpha w^2 + 2\beta w)}{\Theta^2} \quad (5)$$

其中: $\delta = \frac{-(r_A - l_A)}{ai} \times \frac{\partial l_i[\pi_i(q, w)]}{\partial \pi_i(q, w)}$,由式(2)可知 $r_A - l_A > 0$, $\frac{\partial l_i[\pi_i(q, w)]}{\partial \pi_i(q, w)} < 0$,所以 $\delta > 0$ 。 $\Theta = \frac{r_A - l_A}{a} + \frac{r_I - l_I}{i} + \frac{r_S - l_S}{S}$ 。

由式(5)可得工业企业废气排放量 w 与涉农贷款比重之间的变动关系。

令 $\frac{\partial [A/(A+I+S)]}{\partial w} = 0$,可得: $w_0 = \frac{-2\beta_1}{3\alpha}$, w_0 表示工业企业废气排放量 w 的极值点,在此极值点,涉农

贷款比重取最大值或最小值。式(5)再对废气排放量 w 求偏导,并将 $w_0 = \frac{-2\beta}{3\alpha}$ 带入可得:

$$\frac{\partial^2 \left(\frac{A}{A+I+S} \right)}{\partial w^2} \bigg|_{w=w_0} = \frac{\delta_0 \times (6\alpha w_0 + 2\beta)}{\Theta^2} = \frac{-2\beta\delta_0}{\Theta^2} \quad (6)$$

其中: $\delta_0 = \frac{-(r_A - l_A)}{ai} \times \frac{\partial l_i[\pi_i(F, w_0)]}{\partial \pi_i(F, w_0)} > 0$ 。由式(2)中 $\alpha > 0, \beta < 0$,可得:

$$\frac{\partial^2 [A/(A+I+S)]}{\partial w^2} \bigg|_{w=w_0} > 0, w_0 > 0 \quad (7)$$

由式(7)可知,工业废气排放量 w 在 w_0 处取全局最小值:当 $w < w_0$ 时, $\frac{\partial [A/(A+I+S)]}{\partial w} < 0$,随着工业废气排放量的增加,涉农贷款比重降低;当 $w > w_0$ 时, $\frac{\partial [A/(A+I+S)]}{\partial w} > 0$,随着工业废气排放量的增加,涉农贷款比重提升,故可得如下研究假说。

研究假说H:涉农贷款比重与工业废气排放量之间为正“U”型非线性关系,随着工业废气排放量的增加,涉农贷款比重先下降后上升。

三、研究设计

为检验研究假说H,做以下研究设计。

(一)样本选择与数据来源

本文利用涉农贷款余额占各项贷款余额的比重、工业废气排放量检验研究假说。鉴于涉农贷款余额最早时间为2009年。因此,本文选择2009—2018年31个省市区(因数据缺失,不包括港澳台地区)数据构成平衡面板,进行实证分析。其中,工业废气排放量来源于《中国环境统计年鉴》,涉农贷款和各项贷款余额等其他数据来源于中国人民银行、国家统计局和Wind数据库。

此外,本文对连续变量进行了上下1%的Winsorize缩尾处理,对2016—2018年的工业废气排放量、2017—2018年市场化进程指数进行了线性插值处理。后文将剔除2016—2018年数据做稳健性检验。

(二)计量模型设计

设计如下个体和时间双向固定效应模型:

$$rargloan_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times wgas_{it} + \beta_2 \times wgas2_{it} + \eta_i \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (a)$$

其中: $rargloan_{it}$ 表示第*i*个省市自治区第*t*年的涉农贷款比重; α_0 表示截距项; α_i 表示第*i*个省市自治区的个体效应; λ_t 表示第*t*年的年度效应; ε_{it} 表示随机误差项; $wgas_{it}$ 表示关键解释变量; β_1 表示其系数; $wgas2_{it}$ 表示 $wgas_{it}$ 的平方项; β_2 表示其系数,若 $\beta_2 > 0$ 显著,则工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系,若 $\beta_1 \neq 0$ 显著,则拐点不在原点; X_{it} 表示后文所列控制变量。

(三)变量说明

参照聂飞和刘海云(2015)、盛鹏飞(2017)和李屹然和谢家智(2019)的做法,设计被解释变量、关键解释变量和控制变量见表1。

表1 全文变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义	单位
被解释变量	涉农贷款比重	<i>rargloan</i>	涉农贷款余额/各项贷款余额×100	%
关键解释变量	废气排放量	<i>wgas</i>	ln(工业废气排放量/总人口)	—
	废物排放量	<i>wgasr</i>	ln(工固体废物排放量/总人口)(稳健性检验)	—
控制变量	城镇化率	<i>urbrate</i>	城镇人口/总人口×100	%
	经济增长	<i>ggdp</i>	本年人均GDP增速	%
	农业产值	<i>lnagdp</i>	ln(农业GDP)	—
	总人口	<i>lnpeople</i>	ln(总人口数量)	—
	财政分权	<i>fiscd</i>	财政收入/全国财政收入×100	%
	金融分权	<i>fd</i>	各项贷款/全国各项贷款×100	%
	第二产业比重	<i>srate</i>	第二产业GDP/GDP×100	%
	第三产业比重	<i>trate</i>	第三产业GDP/GDP×100	%
	教育水平	<i>edu</i>	高等学校在校生数/总人口×100	%
	涉农不良率	<i>argbad</i>	农林牧渔不良贷款率	%
	政府干预	<i>gov</i>	财政支出/GDP×100	%
	市场化水平	<i>mktpro</i>	市场化进程得分	分
	科学技术支出	<i>lnsciexp</i>	ln(地方财政科学技术支出)	—
	外商直接投资	<i>lnfdi</i>	ln(FDI)	—
	货币政策	<i>mp</i>	M2增长率-GDP增长率-CPI增长率	%
	财政赤字	<i>gpr</i>	(财政支出-财政收入)/GDP×100	%
	数字基础设施水平	<i>dinfr</i>	互联网宽带接入端口数量	千万个
	时间	<i>t</i>	year-2008	—

1. 被解释变量

本文的被解释变量为涉农贷款比重。为此,设计被解释变量 $rargloan_{it}$,取值为31个省市自治区各年度“涉农贷款余额/贷款余额×100”。

2. 关键解释变量

本文的关键解释变量为工业废气排放量($wgas$):参照聂飞和刘海云(2015)、席鹏辉等(2017)、张红凤等(2009)的做法,取值为ln(工业废气排放量/总人口);同时,按ln(工固体废物排放量/总人口)计算 $wgasr$ 做稳健性检验。为检验正“U”型关系,将分别取 $wgas$ 和 $wgasr$ 的二次项 $wgas2$ 和 $wgasr2$ 作为关键解释变量。

3. 控制变量

李屹然和谢家智(2019)在研究涉农贷款时,控制了城镇化率、经济增长、农业产值、总人口和涉农不良率。涉农不良率因缺少省市自治区数据,本文取值为各年度“农林牧渔不良贷款率”,并将其作稳健性检验。此外,工业废气排放量为一种重要的环境污染,尚有其他变量影响环境污染,若遗漏这些变量,这些变量将进入随机误差项,从而导致废气排放量具有内生性。为防止内生性,本文参照聂飞和刘海云(2015)、盛鹏飞(2017)、席鹏辉等(2017)的做法,增加了第二产业比重、第三产业比重、教育水平、科学技术支出和外商直接投资等变量,其中后两个变量作为追加控制变量做稳健性检验。此外,金融分权会影响涉农贷款(李屹然和谢家智,2019),财政分权也会环境污染(黄寿峰,2017),本文增加了这两个控制变量。

政府干预和市场化水平可能影响金融机构的信贷投放,从而影响涉农贷款比重,本文将两个变量作为增加控制变量做稳健性检验。借鉴邵帅等(2013)、陈喜强等(2017)的做法,以财政支出占GDP比重表示政府干预程度。市场化水平以wind数据库的市场化进程得分作为代理变量。参照陆正飞和杨德明(2011)的做法,按“M2增长率-GDP增长率-CPI增长率”计算货币政策的松紧程度(mp)作为控制变量进行稳健性检验。在稳健性检验部分,考虑到涉农贷款比重可能具有时间趋势,还增加了时间变量。

数字基础设施水平等变量用于进一步讨论。

四、实证分析与稳健性检验

(一)描述性统计

表2为主要变量描述性统计。从描述性统计看：第一，涉农贷款数据仅有10年。因此样本观测值为310，涉农贷款比重 *rargloan* 的均值为29.781%，最大值达49.002%，而最小值仅2.333%，与中国发展不平衡的基本国情相符；第二，废气排放量 *wgas* 的均值为1.219，最小值-2.982，最大值3.250，也与发展不平衡的基本国情相符，最小值为负值，原因在于以万亿立方米为单位，取对数前数值较小所致。

在进一步讨论部分，将基于2005—2018年数据就金融分权和数字基础设施水平对大气污染的影响进行检验。因此，除涉农贷款外，其他数据以14年的数据报告描述性统计。

表2 全文变量描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>rargloan</i>	310	29.781	11.318	2.333	49.002
<i>wgas</i>	434	1.219	0.825	-2.982	3.250
<i>wgasr</i>	434	0.399	0.988	-3.297	3.606
<i>urbrate</i>	434	0.526	0.146	0.223	0.896
<i>ggdp</i>	434	11.941	7.039	-22.330	31.462
<i>lnagdp</i>	434	6.837	1.148	4.095	8.513
<i>lnpeople</i>	434	8.099	0.850	5.690	9.280
<i>fiscd</i>	434	1.613	1.289	0.044	5.746
<i>fd</i>	434	3.082	2.472	0.062	10.725
<i>srate</i>	434	45.547	8.292	18.627	59.045
<i>trate</i>	434	43.606	9.161	28.303	80.982
<i>edu</i>	434	1.736	0.594	0.554	3.565
<i>argbad</i>	434	12.989	17.573	2.270	47.100
<i>gov</i>	434	24.740	18.669	7.983	137.916
<i>mktpro</i>	434	6.353	2.065	0.710	10.790
<i>lnscispd</i>	434	3.564	1.276	0.068	6.229
<i>lnfdi</i>	434	10.608	1.562	6.310	13.693
<i>mp</i>	434	0.038	0.054	-0.028	0.207
<i>dinfr</i>	434	1.118	1.310	0.012	6.482

(二)基准回归

模型(a)可采用个体固定效应模型FE和随机效应模型RE进行估计。本文对基于FE和RE估计进行豪斯曼检验。豪斯曼检验的 *P* 值为0.147，但 *stata*15.1 报告“*V_b*-*V_B* 矩阵非正定”，较难判断。个体固定效应模型可缓解遗漏变量导致的内生性问题。为此，本文采用FE进行估计。采用逐步增加控制变量的方法，基于FE估计模型(a)的结果见表3；模型(1)为仅增加关键解释变量废气排放量 *wgas* 及其二次项 *wgas*² 的估计结果，模型(2)为增加李屹然和谢家智(2019)所控制的变量后的估计结果，模型(3)为再增加财政分权的估计结果，模型(4)为再按李屹然和谢家智(2019)的研究结论增加金融分权后的估计结果，模型(5)为增加席鹏辉等(2017)所控制的环境污染相关的控制变量的估计结果。

1. 关键解释变量

从表3第(1)~第(5)列来看，关键解释变量工业废气排放量的二次项 *wgas*² 的系数均在1%显著性水平下显著为正，且一次项 *wgas* 的系数均在1%、5%显著性水平下显著为负。因此，工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系，研究假说H成立。在拐点左侧，减少工业废气排放量的同时可提升涉农贷款比重，两者之间为“兼容”关系。相反，在拐点右侧，减少工业废气排放量将降低涉农贷款比重，两者之间为“互斥”关系。

按模型(5)的估计结果测算，*wgas* 拐点约为1.923。当工业废气排放量 *wgas* 小于1.804时，随着工业废气排放量的增加，涉农贷款比重将降低；当工业废气排放量 *wgas* 大于1.804时，随着工业废气排放量的增加，涉农贷款比重将增加。按1.923这一拐点计算，2015—2018年各省市市区工业废气排放量与涉农贷款比重之间的关系见表4。从表4来看，2015年河北省等8个省市区的工业废气排放量与涉农贷款比重之间为“互斥”关系；2018年“互斥”关系的省市区数量为5个。

表 3 模型(a)的 FE 回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>
<i>wgas</i>	-2.355**(-0.949)	-1.984**(-0.930)	-1.983**(-0.934)	-2.319**(-0.950)	-3.739***(-0.780)
<i>wgas2</i>	0.828***(-0.274)	0.660**(-0.258)	0.660**(-0.259)	0.723***(-0.266)	0.972***(-0.241)
<i>urbrate</i>	—	-1.428 (-8.872)	-1.535 (-10.160)	-15.750 (-10.340)	186.4***(-43.990)
<i>ggdp</i>	—	-0.129***(-0.042)	-0.130***(-0.047)	-0.0971**(-0.047)	-0.117**(-0.051)
<i>lnagdp</i>	—	4.373***(-1.611)	4.376***(-1.640)	2.855 (-1.765)	-3.945 (-2.526)
<i>lnpeople</i>	—	-16.56*(-9.413)	-16.60*(-9.374)	-15.78*(-9.389)	-4.582 (-8.710)
<i>fiscd</i>	—	—	0.027 (-0.781)	-0.870 (-0.828)	-1.728**(-0.754)
<i>fd</i>	—	—	—	2.685 (-.690)	2.391 (-1.823)
<i>fd2</i>	—	—	—	-0.021 (-0.124)	-0.021 (-0.119)
<i>srate</i>	—	—	—	—	-0.746***(-0.218)
<i>trate</i>	—	—	—	—	-1.003***(-0.241)
<i>edu</i>	—	—	—	—	-22.58***(-6.531)
<i>edu2</i>	—	—	—	—	5.871***(-1.598)
<i>urbrate2</i>	—	—	—	—	-174.1***(-38.910)
<i>Constant</i>	27.07***(-0.885)	133.600 (-83.600)	133.900 (-83.190)	137.8*(-83.400)	138.0*(-74.810)
个体效应	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是
观测值	310	310	310	310	310
省市区数量	31	31	31	31	31
调整 R^2	0.390	0.447	0.445	0.470	0.596

注：***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平；括号中为双重聚类稳健标准误。

表 4 2015—2018 年各省市区涉农贷款比重与大气污染之间的兼容与互斥关系

序号	省市区	2015 年		2016 年		2017 年		2018 年	
		<i>wgas</i>	关系	<i>wgas</i>	关系	<i>wgas</i>	关系	<i>wgas</i>	关系
1	北京	0.5266	兼容	0.5544	兼容	0.5831	兼容	0.6181	兼容
2	天津	1.6865	兼容	1.6222	兼容	1.5675	兼容	1.5041	兼容
3	河北	2.3591	互斥	2.3531	互斥	2.3464	互斥	2.3416	互斥
4	山西	2.2196	互斥	2.1439	互斥	2.0623	互斥	1.9756	互斥
5	内蒙古	2.6588	互斥	2.6479	互斥	2.6370	互斥	2.6276	互斥
6	辽宁	2.0494	互斥	2.0351	互斥	2.0219	互斥	2.0086	互斥
7	吉林	1.3410	兼容	1.4454	兼容	1.5398	兼容	1.6259	兼容
8	黑龙江	1.0454	兼容	0.9265	兼容	0.7898	兼容	0.6320	兼容
9	上海	1.6679	兼容	1.6497	兼容	1.6340	兼容	1.6149	兼容
10	江苏	1.9820	互斥	1.9481	互斥	1.9123	兼容	1.8764	兼容
11	浙江	1.5781	兼容	1.5646	兼容	1.5483	兼容	1.5298	兼容
12	安徽	1.6118	兼容	1.6529	兼容	1.6905	兼容	1.7246	兼容
13	福建	1.4999	兼容	1.4198	兼容	1.3339	兼容	1.2435	兼容
14	江西	1.3178	兼容	1.3933	兼容	1.4618	兼容	1.5260	兼容
15	山东	1.7525	兼容	1.8221	兼容	1.8900	兼容	1.9546	互斥
16	河南	1.3422	兼容	1.2401	兼容	1.1303	兼容	1.0057	兼容
17	湖北	1.3963	兼容	1.4696	兼容	1.5398	兼容	1.6054	兼容
18	湖南	0.8147	兼容	0.7601	兼容	0.7032	兼容	0.6434	兼容
19	广东	1.0468	兼容	1.0711	兼容	1.0949	兼容	1.1181	兼容
20	广西	1.2520	兼容	1.1258	兼容	0.9831	兼容	0.8212	兼容
21	海南	0.9429	兼容	0.7995	兼容	0.6311	兼容	0.4339	兼容
22	重庆	1.1911	兼容	1.2432	兼容	1.2930	兼容	1.3397	兼容
23	四川	0.7010	兼容	0.4550	兼容	0.1355	兼容	-0.3309	兼容
24	贵州	1.6449	兼容	1.3245	兼容	0.8586	兼容	-0.0201	兼容
25	云南	1.1875	兼容	1.1070	兼容	1.0204	兼容	0.9269	兼容
26	西藏	-0.5713	兼容	-0.5260	兼容	-0.4816	兼容	-0.4434	兼容
27	陕西	1.5177	兼容	1.5555	兼容	1.5910	兼容	1.6230	兼容
28	甘肃	1.6317	兼容	1.7006	兼容	1.7623	兼容	1.8216	兼容
29	青海	2.2184	互斥	1.9975	互斥	1.7190	兼容	1.3395	兼容
30	宁夏	2.5737	互斥	2.3104	互斥	1.9609	互斥	1.4349	兼容
31	新疆	2.1414	互斥	2.0189	互斥	1.8803	兼容	1.7280	兼容

2. 控制变量

从表3中模型(5)来看:第一,经济增速(*ggdp*)的系数在5%显著性水平下显著为负,与李屹然和谢家智(2019)的结论一致。第二,第二产业比重(*srate*)和第三产业比重(*trate*)的系数均在1%显著性水平下显著为负,可能的原因在于涉农贷款的风险更大、成本更高,金融机构更愿意将信贷投向第二、第三产业,第二、第三产业占比的提升,对涉农贷款产生了挤出效应。第三,金融分权二次项(*fd2*)的系数为负,一次项(*fd*)系数为正,但都不显著。与李屹然和谢家智(2019)的结论基本一致,但显著性较弱。第四,财政分权(*fiscd*)的系数在5%显著性水平下显著为负,财政分权降低了涉农贷款比重,可能的原因在于地方政府财权越大,越有能力刺激经济发展,而经济发展将降低涉农贷款比重。第五,农业产值(*lnagdp*)的系数在未控制与环境污染相关的控制变量的情况下,显著为正,与李屹然和谢家智(2019)的结论一致。但在控制环境污染相关变量后,符号显著为负。可能的原因在于环境污染相关变量是影响涉农贷款比重的重要变量,未控制这些变量导致(*lnagdp*)具有内生性,致使其未控制这些变量的估计系数产生了偏误。第六,总人口(*lnpeople*)的系数在未控制与环境污染相关的控制变量的情况下,显著为负,与李屹然和谢家智(2019)的结论一致。在控制环境污染相关变量后,显著性有所减弱,但符号仍与李屹然和谢家智(2019)的结论一致。第七,城镇化率(*urbrate*)的系数在1%显著性水平下显著为正,符号与李屹然和谢家智(2019)一致,而二次项(*urbrate2*)的系数在1%显著性水平下显著为负,表明城镇化率与涉农贷款比重之间为倒“U”型非线性关系。

(三)稳健性检验

对标准误在个体和时间上双重聚类(*cluster*)调整,可克服自相关和异方差等问题对统计推断的影响(Petersen, 2009)。表3中模型(1)~模型(5)均采用双重聚类标准误,以增加估计结果的可靠性。此外,表3中模型(1)~模型(5)的关键解释变量均显著,本身也是一种稳健性检验。在此,本文还将通过内生性处理、替换关键解释变量、增加控制变量、剔除被插值数据等进行进一步稳健性检验。

1. 内生性处理

废气排放量(*wgas*)影响涉农贷款比重(*rargloan*),反过来涉农贷款比重的变化也会影响金融机构对工业企业的贷款投放。这样,工业废气排放量(*wgas*)与涉农贷款比重(*rargloan*)之间可能存在双向因果关系,以致工业废气排放量(*wgas*)为疑似内生变量。

(1)内生性检验。内生变量滞后一期做工具变量为通常做法,在此,本文以滞后一期 *L. wgas* 和 *L. wgas2* 作为其工具变量,采用工具变量法(IV)进行估计。弱工具变量检验的 Cragg-Donald *F* 统计量为 56.947,大于 10% 偏误下的临界值 7.030,即拒绝弱工具变量的假设, *L. wgas* 和 *L. wgas2* 为有效工具变量。豪斯曼检验的 *p* 值为 0.042,但 stata15.1 报告“V_b-V_B 矩阵非正定”,较难判断。为此,本文也采用伍德里奇(2014)建议的方法进行内生性检验:第一步,将 *wgaz* 对所有控制变量及工具变量 *L. wgas* 和 *L. wgas2* 进行 FE 回归,得到残差(*e*)。第二步,将残差(*e*)添加到模型(a)进行 FE 回归(为避免 *wgas2* 的内生性,将其滞后一期),若残差(*e*)显著异于 0,则 *wgas* 具有内生性。本文在第二步采用了双重聚类标准误,残差(*e*)的 *p* 值为 0.045,即 *wgas* 为内生变量。

(2)内生性处理。内生变量滞后一期可缓解内生性,为此,本文将 *wgas* 和 *wgas2* 滞后一期采用 FE 重新估计模型(a),结果见表5模型(6);采用 *wgas* 和 *wgas2* 滞后一期做工具变量,采用 IV 重新估计模型(a),结果见表5模型(7)。

从模型(6)~模型(7)看,关键解释变量二次项(*wgas2*)的系数均显著为正,一次项(*wgas*)的系数均显著为负。因此,在排除关键解释变量内生性后,依据模型(5)得出的结论是稳健的。

2. 其他稳健性检验

(1)替换关键解释变量。以工业固定废物计算污染物排放量,基于 IV 重新估计模型(a),结果见表6模型(8)。

表5 模型(a)内生变量处理估计结果

变量	(5)	(6)	(7)
	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>
<i>L.wgas</i>	—	-3.712*** (1.118)	—
<i>L.wgas2</i>	—	0.816*** (0.306)	—
<i>wgas</i>	-3.739*** (0.780)	—	-5.151*** (0.908)
<i>wgas2</i>	0.972*** (0.241)	—	1.185*** (0.212)
<i>Constant</i>	138.000* (74.81)	137.200* (73.29)	137.200* (73.29)
控制变量	是	是	是
个体效应	是	是	是
年度效应	是	是	是
观测值	310	310	310
省市区数量	31	31	31
调整 <i>R</i> ²	0.596	0.576	0.539

注:***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平;括号中为双重聚类稳健标准(IV 除外);IV 均通过有效性检验。

(2)增加控制变量。增加涉农贷款不良率(*argbad*)、政府干预(*gov*)、市场化水平(*mktpro*)、科技支出(*lnscispd*)和外商直接投资(*lnfdi*)等控制变量,采用FE重新估计模型(a),结果见表6模型(9)。

(3)考虑财政政策和货币政策。财政赤字会影响经济增长,货币政策将影响货币供应量,两者最终均可能影响涉农贷款比重。本文同时考虑财政赤字(*gp*)和货币政策(*mp*)两个变量。因货币政策与年度效应之间存在完全共线性,以致货币政策(*mp*)被stata15.1忽略。为此,本文以时间趋势取代年度效应,并同时考虑时间的二次项。最终,通过增加财政赤字(*gp*)、货币政策(*mp*)和时间(*t*)及其二次项(*t2*)并替换年度效应,采用FE重新估计模型(a),结果见表6模型(10)。

(4)剔除被插值数据。剔除2016—2018年被插值数据,采用FE重新估计模型(a),结果见表6模型(11)。

剔除2016—2018年被插值数据,并将关键解释变量滞后一期,采用FE重新估计模型(a),结果见表6模型(12)。

从模型(8)~模型(12)来看,关键解释变量二次项的系数均显著为正,一次项均显著为负。因此,依据模型(5)得出的结论是稳健的。

此外,从模型(9)看,涉农贷款不良率(*argbad*)的系数在1%水平下显著为负,涉农贷款不良率越高,涉农贷款比重越低,与李屹然和谢家智(2019)的结论一致。从模型(11)看,时间变量二次项(*t2*)的系数显著在1%显著性水平下显著为负,一次项(*t*)的系数在1%显著性水平下显著为正,拐点约为8,按2008年起始时间为计算,2016年为拐点,之前涉农贷款比重呈上升趋势,之后呈下降趋势。

综上,在考虑内生性、替换关键解释变量、增加控制变量、剔除被插值数据等情况下,依据模型(5)得出的结论是稳健的。

五、进一步分析

(一)金融分权是否通过大气污染影响涉农贷款比重

金融分权即中央与地方在金融资源控制和监管权上的划分,具体包括金融发展权、金融控制权和金融监管权(何德旭和苗文龙,2016);也可理解为中央与地方政府在金融资源配置和货币信用创造中的权限划分(傅勇和李良松,2017)。中国的金融分权经历了多个阶段(谢宗藩和姜军松,2016),目前为逐步规范化阶段(傅勇和李良松,2017)。金融分权可能导致通货膨胀(傅勇和李良松,2017)、产生区域性金融风险(何德旭和苗文龙,2016),还可能对涉农贷款比重产生影响,其作用机理为:其一,适当金融分权有利于涉农贷款规模的增长,当涉农贷款规模增长超过非农贷款规模增长时,则涉农贷款的比重可能增加;其二,金融分权是地方政府金融竞争的直接结果,地方政府通过参股或控股城市商业银行,进行金融竞争,甚至将其变成地方政府潜在的“第二财政”以发展本地经济(何德旭和苗文龙,2016)。这样,为实现历年中央一号文件关于“三农”问题

表6 模型(a)的其他稳健性检验估计结果

变量	(8)	(9)	(10)	(11)	(12)
	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>	<i>rargloan</i>
<i>wgas</i>	—	-3.469*** (0.815)	-2.265*** (0.839)	-4.138*** (0.851)	—
<i>wgas2</i>	—	0.856*** (0.246)	0.741*** (0.279)	1.074*** (0.235)	—
<i>argbad</i>	—	-4.474*** (0.722)	—	—	—
<i>gov</i>	—	-0.049 (0.097)	—	—	—
<i>mktpro</i>	—	0.374 (0.380)	—	—	—
<i>lnscispd</i>	—	2.006** (0.873)	—	—	—
<i>lnfdi</i>	—	-1.713** (0.668)	—	—	—
<i>wgasr</i>	-1.885*** (0.478)	—	—	—	—
<i>wgasr2</i>	0.682*** (0.136)	—	—	—	—
<i>t</i>	—	—	3.452*** (0.577)	—	—
<i>t2</i>	—	—	-0.211*** (0.041)	—	—
<i>gp</i>	—	—	-0.064 (0.135)	—	—
<i>mp</i>	—	—	-4.462 (4.942)	—	—
<i>L.wgas</i>	—	—	—	—	-3.626*** (1.145)
<i>L.wgas2</i>	—	—	—	—	0.886*** (0.284)
<i>Constant</i>	—	172.200** (71.170)	256.200*** (63.210)	363.700*** (81.540)	343.100*** (80.720)
个体效应	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是	是
观测值	310	310	310	217	217
省市区数量	31	31	31	31	31
调整 <i>R</i> ²	0.480	0.615	0.515	0.762	0.723

注:***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平;括号中为双重聚类稳健标准误。

的要求和党的十九大报告提出的乡村振兴战略,地方政府可能通过金融分权加大对涉农贷款的投入,从而促进涉农贷款的高速增长,进而使得涉农贷款比重上升。金融分权将可能提高涉农贷款比重。

同时,地方政府一心一意谋发展以提升本地的经济实力和综合排名(何德旭和苗文龙,2016)。在工业废气排放成为威胁人们健康重要因素(王艳秀,2013)的情况下,随着《大气污染防治法》的强化实施,环保督查通过约谈、限期治理和挂牌督办等方式识别重点环境问题,已成为近年来一项重要的环境管理制度(肖翠翠等,2019)。这样,降低工业废气排放量也可能进入地方政府的目标函数。地方政府的金融分权越强,越有可能在促进本地经济发展的同时采取管制措施降低工业废气排放,即金融分权可能抑制工业废气排放量。

综上,金融分权可能抑制工业废气排放,并提高涉农贷款比重;而前文已验证,工业废气排放对涉农贷款比重具有溢出效应。这样,金融分权就有可能通过工业废气排放间接影响涉农贷款比重。那么,是否真的存在这一路径呢?在此,借鉴温忠麟等(2004)提出的检验程序,参照叶康涛等(2018)的做法,设定以下模型进行检验:

$$rargloan_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times fd_{it} + \eta_i \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

PathA

$$wgas_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times fd_{it} + \eta_i \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

PathB

$$rargloan_{it} = \alpha_0 + \beta_1 \times fd_{it} + \beta_2 \times wgas_{it} + \eta_i \times X_{it} + \alpha_i + \lambda_t + \varepsilon_{it}$$

PathC

其中: $wgas_{it}$ 表示中介变量。

第一,在不加入中介变量情况下,进行模型Path A估计,如果金融分权 fd_{it} 的系数 β_1 显著,则表明金融分权对涉农贷款比重具有总效应,继续后续分析,否则终止;第二,对模型Path B进行回归,判断金融分权对工业废气排放量的影响。第三,在加入中介变量后进行模型Path C估计,如果Path B中的 β_1 、Path C中的 β_2 均显著,则表明中介效应存在,此时若Path C中的 β_1 显著,则说明 $wgas_{it}$ 起到了部分中介效应,若 β_1 不显著,则说明 $wgas_{it}$ 起到了完全中介效应;第四,若Path B中的 β_1 、Path C中的 β_2 仅有一个显著,尚需通过Sobel检验中介效应。在对PathB进行估计时,参照席鹏辉等(2017)、盛鹏飞(2017)、丁鹏程等(2019)的做法,控制了经济发展水平、第二产业比重、第三产业比重、人口密度、城镇化率及其二次项、教育水平及其二次项、财政赤字和科学技术支出等变量。考虑到 $wgas$ 的内生性,PathC采用IV估计,PathA和PathB采用FE估计。

表7为被中介因子为金融分权的中介效应检验结果。Path A中 fd 的系数在5%显著性水平下显著,表明总效应存在;Path B中 fd 的系数在10%显著性水平下显著为负、Path C中的 $wgas$ 的系数在1%显著性水平下显著,则表明中介效应存在;Path C中 fd 在1%显著性水平下显著,表明 $wgas$ 起到了部分中介效应。因此,金融分权还通过工业废气排放量的传导,影响涉农贷款比重。

从PathA的回归结果看,金融分权确实提高了涉农贷款比重,与前文分析一致。从PathB的回归结果看,金融分权降低了工业废气排放量,也与前文分析一致。另外,在PathB中 fd 的系数在10%显著性水平下显著,显著性水平不高。为增加结果的可靠性,本文按温忠麟等(2014)提出的方法进行sobel检验。sobel检验结果显示, z 值为-1.662, p 值为0.048,即在5%显著性水平下中介效应存在。

(二)数字基础设施水平是否通过大气污染影响涉农贷款比重

技术变革是社会生产力快速发展的催化剂,随着大数据、云计算、人工智能等性技术的发展,技术变革正广泛作用于生产过程(王梦菲和张昕蔚,2020)。大数据、云计算、人工智能等技术与经济的深度融合,产生了数字经济。中国数字经济发展迅速,规模已占据全球第二位(李苍舒和沈艳,2019)。随着数字经济的迅速发

表7 被中介因子为金融分权的中介效应检验结果

PathA (不含中介因子)	$rargloan_{it}$	PathB (中介因子检验)	$wgas_{it}$	PathC (含中介因子)	$rargloan_{it}$
fd	1.885** (0.770)	fd	-0.0720* (0.0384)	fd	2.115*** (0.589)
—	—	—	—	$wgas$	-5.164*** (0.842)
—	—	—	—	$wgas2$	1.121*** (0.211)
控制变量	是	控制变量	是	控制变量	是
个体效应	是	个体效应	是	个体效应	是
年度效应	是	年度效应	是	年度效应	是
观测值	310	观测值	434	观测值	310
省市区数	31	省市区数	31	省市区数	31
调整 R^2	0.483	调整 R^2	0.716	调整 R^2	0.537

注:***、**和* 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著水平;括号中为时间和个体双重聚类标准误(IV 估计除外)。

展,其已渗透了人类社会的各个领域,正成为继农业经济和工业经济之后的新经济形态(马香品,2020)。产业数字化是数字经济的重要内容,随着大数据、云计算、人工智能等技术的广泛应用,产业数字化已将企业、消费者和政府连接成一个全新的信息化经济系统(李苍舒和沈艳,2019)。同时,在数字经济时代,以大数据、云计算、人工智能为核心新技术范式正不断形成,在新技术范式下,传统机械化、流程化的生产过程正逐渐被网络化的生产和创新过程所取代(王梦菲和张昕蔚,2020)。一方面,数字经济的发展离不开数字基础设施;另一方面,在数字基础设施的推动下,借助于大数据、云计算、人工智能等技术,企业的生产过程越来越信息化。

就涉农贷款而言,数字基础设施水平与涉农贷款比重之间可能为正“U”型或倒“U”型非线性关系:其一,互联网基础设施水平可能增加涉农贷款比重。现有大量研究表明,信息化提高了劳动生产率,数字基础设施促进了“三农”信息化,可提高农业生产效率(朱秋博等,2019),从而可改善“三农”现状,激励金融机构加大涉农贷款投放,从而提高涉农贷款比重。其二,第二、第三产业的挤出效应。信息化照样可以提高了第二、第三产业的劳动生产率,可改进制造企业的生产流程,减少安装、运行和检验时间,提高制造企业在各个生产环节上的效率;信息化也能提升零售等服务企业的生产效率(孙早和刘李华,2018)。这样,数字基础设施的建设将提高第二、第三产业的生产效率,增加第二、第三产业的利润,进而增加金融机构对第二、第三产业的信贷投放,以致降低涉农贷款比重。简言之,数字基础设施的建设对涉农贷款比重具有正反两种力量,从而使两者之间可能为正“U”型或倒“U”型非线性关系。

就大气污染而言,数字基础设施的建设与工业废气排放量之间可能为正“U”型或倒“U”型非线性关系:一方面,数字基础设施的建设促进了互联网的普及,互联网的普及覆盖了长尾需求(谢莉娟和庄逸群,2019)、降低了城乡居民消费差距(程名望和张家平,2019),从而促进了消费,甚至数字化零售成为经济增长新动能(谢莉娟和庄逸群,2019)。消费的增加和数字化零售刺激了工业企业的生产活动增加,从而增加了生产过程中的工业废气排放量;另一方面,数字基础设施的建设促进了工业企业的信息化,提高了生产效率,又可能降低工业废气排放量。简言之,数字基础设施水平对工业废气排放量存在两种截然相反的力量,从而两者之间可能为正“U”型或倒“U”型非线性关系。

综上,数字基础设施水平可能影响涉农贷款比重,也可能影响工业废气排放量。而工业废气排放量会影响涉农代表比重。因此,数字基础设施水平可能通过工业废气排放量的中介效应,影响涉农贷款比重。为此,比照金融分权,本文对数字基础设施水平进行中介效应检验,结果见表8。Path A中 $dinfr2$ 的系数在1%显著性水平下显著,表明总效应存在;Path B中 $dinfr2$ 的系数在1%显著性水平下显著为正、Path C中的 $wgas$ 的系数在1%显著性水平下显著,则表明中介效应存在;Path C中 $dinfr2$ 在1%显著性水平下显著,表明 $wgas$ 起到了部分中介效应。因此,数字基础设施水平还通过工业废气排放量的传导,影响涉农贷款比重。

从PathA的回归结果看,数字基础设施水平与涉农贷款比重之间为倒“U”型非线性关系,与前文分析总体一致。从PathB的回归结果看,数字基础设施水平与工业废气排放量之间为正“U”型非线性关系,也与前文分析总体一致。

综上,除直接影响涉农贷款外,金融分权和数字基础设施水平还通过工业废气排放量的部分中介作用,间接影响涉农贷款比重。

表8 被中介因子为互联网基础设施的中介效应检验结果

PathA (不含中介因子)	$rargloan_{it}$	PathB (中介因子检验)	$wgas_{it}$	PathC (含中介因子)	$rargloan_{it}$
$dinfr$	3.030*** (0.737)	$dinfr$	-0.247*** (0.072)	$dinfr$	1.199 (0.745)
$dinfr2$	-0.424*** (0.084)	$dinfr2$	0.034*** (0.008)	$dinfr2$	-0.238*** (0.084)
—	—	—	—	$wgas$	-4.421*** (0.869)
—	—	—	—	$wgas2$	1.153*** (0.206)
控制变量	是	控制变量	是	控制变量	是
个体效应	是	个体效应	是	个体效应	是
年度效应	是	年度效应	是	年度效应	是
观测值	310	观测值	434	观测值	310
省市数	31	省市数	31	省市数	31
调整 R^2	0.557	调整 R^2	0.745	调整 R^2	0.644

注:***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著水平;括号中为双重聚类标准误(IV除外)。

六、结论与启示

党的十九大提出要“坚决打好防范化解重大风险、精准脱贫、污染防治的攻坚战”,要求“持续实施大气污染防治行动,打赢蓝天保卫战”。防治大气污染,尤其是工业废气排放量治理,成为未来很长时期内的一项任

务。党的十九大报告还要求“实施乡村振兴战略”。增加涉农贷款,持续提升涉农贷款比重以实现乡村振兴战略,也为一项重要任务。治理工业废气排放是防治大气污染的重要内容,提升涉农贷款比重是实现乡村振兴战略的题中之义。那么,工业废气排放量对涉农贷款有溢出效应吗?

本文基于 Opiela(2010)的模型,借鉴 Kopecky 和 Vanhooose(2004)的做法,将代表性金融机构管理资产负债项目的成本设置为二次成本函数,以构建代表金融机构的目标函数基础上;然后将大气污染引入代表性工业企业的利润函数,构建起代表性金融机构的约束条件。基于代表性金融机构的目标函数和约束条件,得出涉农贷款与工业废气排放量之间的函数关系,基于此函数关系,探究了工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系的研究假说。然后,基于2009—2018年中国31个省市平衡面板数据(因数据缺失,不包括港澳台地区)检验研究假说,以研究工业废气排放量与金融机构涉农贷款比重之间的关系。研究结果表明,工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系,随着工业废气排放量的增加,涉农贷款比重先下降后上升。在拐点左侧,减少工业废气排放量的同时可提升涉农贷款比重。因此,两者之间为“兼容”关系。相反,在拐点右侧,减少工业废气排放量将降低涉农贷款比重。因此,两者之间为“互斥”关系。进一步研究发现,金融分权和数字基础设施水平还通过工业废气排放量的部分中介效应,间接影响涉农贷款。

基于前述研究结论,启示如下:第一,鉴于工业废气排放量与涉农贷款比重之间为正“U”型非线性关系。各省市在实现两项任务时,须结合本地区实际情况,具体分析是处于“兼容”还是“互斥”关系。对于处于“兼容”的省市,可奋力推进两项工作,对处于“互斥”的省市,在防治大气污染时,需配套对冲政策,以缓解对涉农贷款的不利影响。第二,数字基础设施水平与涉农贷款比重之间的倒“U”型非线性关系,且还会通过工业废气排放量影响涉农贷款比重。中国数字经济发展迅速,规模已占据全球第二位(李苍舒和沈艳,2019)。而数字基础设施是数字经济的基石。因此,为促进中国数字经济的持续发展,各省市在制定相关政策时,需关注数字基础设施水平与涉农贷款比重之间的关系,力求数字经济发展和乡村振兴两不误。第三,金融分权能提高涉农贷款比重,还能降低工业废气排放量。但金融分权也会产生区域性金融风险(何德旭和苗文龙,2016)。因此,在地方金融局得以成立,地方金融监管权得以强化的背景下,中央层面尚需压实地方政府的风险承担责任,以求在强化金融分权以获取正效用的同时防控风险。

参考文献

- [1] 陈喜强,傅元海,罗云,2017.政府主导区域经济一体化战略影响制造业结构优化研究——以泛珠三角区域为例的考察[J].中国软科学(9): 69-81.
- [2] 程名望,张家平,2019.新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J].数量经济技术经济研究,36(7): 22-41.
- [3] 丁鹏程,孙玉栋,梅正午,2019.财政分权、地方政府行为与环境污染——基于30个省份SO₂排放量的实证研究[J].经济问题探索(11): 37-48.
- [4] 范立夫,赵善学,张永军,2019.信贷结构和产业结构的相互影响研究——基于异质面板数据的格兰杰因果检验[J].宏观经济研究(6): 73-82.
- [5] 傅勇,李良松,2017.金融分权影响经济增长和通胀吗——对中国式分权的一个补充讨论[J].财贸经济,38(3): 5-20.
- [6] 郭品,沈悦,2015.互联网金融加重了商业银行的风险承担吗?——来自中国银行业的经验证据[J].南开经济研究(4): 80-97.
- [7] 顾海峰,杨立翔,2018.互联网金融与银行风险承担:基于中国银行业的证据[J].世界经济,41(10): 77-102.
- [8] 胡宗义,李毅,2019.金融发展对环境污染的双重效应与门槛特征[J].中国软科学(7): 68-80.
- [9] 黄寿峰,2017.财政分权对中国雾霾影响的研究[J].世界经济,40(2): 127-152.
- [10] 何德旭,苗文龙,2016,.财政分权是否影响金融分权——基于省际分权数据空间效应的比较分析[J].经济研究,51(2): 42-55.
- [11] 刘春志,张雪兰,马悦婷,2015.银行集中度的下降是否缓解了涉农信贷配给——基于省级面板数据(2008—2013)的实证研究[J].农业经济问题(12): 74-81.
- [12] 李屹然,谢家智,2019.金融分权与涉农贷款投入[J].农村经济(2): 79-87.
- [13] 刘亮,2011.农村商业性金融机构的改革与发展:基于江苏省某村镇银行的分析[J].农业经济问题(12): 55-59.
- [14] 刘锡良,文书洋,2019.中国的金融机构应当承担环境责任吗?——基本事实、理论模型与实证检验[J].经济研究,54(3): 38-54.

- [15] 李树, 陈刚, 2013. 环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例[J]. 经济研究, 48(1): 17-31.
- [16] 陆正飞, 杨德明, 2011. 商业信用: 替代性融资, 还是买方市场?[J]. 管理世界(4): 6-14.
- [17] 李苍舒, 沈艳, 2019. 数字经济时代下新金融业态风险的识别、测度及防控[J]. 管理世界, 35(12): 53-69.
- [18] 马香品, 2020. 数字经济时代的居民消费变革: 趋势、特征、机理与模式[J]. 财经科学(1): 120-132.
- [19] 聂飞, 刘海云, 2015. FDI、环境污染与经济增长的相关性研究——基于动态联立方程模型的实证检验[J]. 国际贸易问题(2): 72-83.
- [20] 彭江波, 孙军, 唐功爽, 2011. 对当前农信社差别化准备金政策的探讨——以山东省为例[J]. 金融研究(11): 125-138.
- [21] 余传奇, 张羽, 2012. 融资效用视角下的正规金融涉农贷款[J]. 华南农业大学学报(社会科学版), 11(3): 55-60.
- [22] 孙早, 刘李华, 2018. 信息化提高了经济的全要素生产率吗——来自中国 1979—2014 年分行业面板数据的证据[J]. 经济理论与经济管理(5): 5-18.
- [23] 盛鹏飞, 2017. 环境污染与城乡收入差距: 作用机制与基于中国经济事实的检验[J]. 中国人口·资源与环境, 27(10): 56-63.
- [24] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发, 2017. 税收分成调整、财政压力与工业污染[J]. 世界经济, 40(10): 170-192.
- [25] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉, 2013. 资源产业依赖如何影响经济发展效率? ——有条件资源诅咒假说的检验及解释[J]. 管理世界(2): 32-63.
- [26] 王伟, 温涛, 2019. 涉农贷款拖累了农村金融机构经营绩效吗[J]. 农业技术经济, 286(2): 75-86.
- [27] 王伟, 杨敬峰, 孙芳城, 2019. 金融发展与城市环境污染: 加剧还是缓解——基于 268 个城市数据[J]. 西南民族大学学报(人文社科版), 40(5): 96-106.
- [28] 王艳秀, 2013. 地区工业废气排放负担的差异及对策研究[J]. 经济与管理, 27(9): 22-29.
- [29] 伍德里奇, 2014. 计量经济学导论: 现代观点(第 5 版)[M]. 北京: 清华大学出版社: 490-530.
- [30] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等, 2004. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报(5): 614-620.
- [31] 王梦菲, 张昕蔚, 2020. 数字经济时代技术变革对生产过程的影响机制研究[J]. 经济学家(1): 52-58.
- [32] 谢宗藩, 姜军松, 2016. 金融分权、银行制度变迁与经济增长——基于 1993—2012 年省际面板数据的实证研究[J]. 当代经济科学, 38(5): 12-20, 124.
- [33] 肖翠翠, 郭培坤, 常杪, 等, 2019. 大气污染防治督查结果特征分析与政策效果评估——以京津冀及周边地区大气污染传输通道城市为例[J]. 干旱区资源与环境, 33(11): 42-48.
- [34] 谢莉娟, 庄逸群, 2019. 互联网和数字化情境中的零售新机制——马克思流通理论启示与案例分析[J]. 财贸经济, 40(3): 84-100.
- [35] 尹志超, 谢海芳, 魏昭, 2014. 涉农贷款、货币政策和违约风险[J]. 中国农村经济(3): 14-26.
- [36] 阳烨, 杨胜刚, 2018. 目标偏移视角下农村商业银行支农有效性研究——基于湖南省 107 家农村商业银行的数据[J]. 中国软科学(2): 42-53.
- [37] 叶康涛, 刘芳, 李帆, 2018. 股指成份股调整与股价崩盘风险: 基于一项准自然实验的证据[J]. 金融研究(3): 172-189.
- [38] 朱秋博, 白军飞, 彭超, 等, 2019. 信息化提升了农业生产率吗?[J]. 中国农村经济(4): 22-40.
- [39] 张红凤, 周峰, 杨慧, 等, 2009. 环境保护与经济发展双赢的规制绩效实证分析[J]. 经济研究, 44(3): 14-26, 67.
- [40] BASU S, FERNALD J G, 2008. Information and communications technology as a general purpose technology: Evidence from U. S. industry data[J]. Economic Review, 8(2): 146-173.
- [41] BAYO M, ALBERTO, BILL N, et al, 2013. Perceived performance effects of ICT in manufacturing SMEs[J]. Industrial Management & Data Systems, 113(1): 117-135.
- [42] DONG Q, WEN S, LIU X, 2019. Credit allocation, pollution, and sustainable growth: Theory and evidence from China[J]. Emerging Markets Finance and Trade(2): 1-19.
- [43] JORGENSON D W, STIROH K J, 1999. Information technology and growth[J]. American Economic Review, 89(2): 109-115.
- [44] KOPECKY J, VANHOOSE D, 2004. A model of the monetary sector with and without binding capital requirements[J]. Journal of Banking & Finance, 28(3): 633-646.
- [45] OPIELA K T P, 2010. Bank size, bank capital, and the bank lending channel[J]. Journal of Money, Credit and Banking, 32(1): 121-141.
- [46] PETERSON M A, 2009. Estimating standard errors in finance panel data sets: Comparing approaches[J]. Review of Financial Studies, 22(1): 435-480.

Does Industrial Exhaust Emissions Have Spillover Effect on Agricultural Loans?

Wang Lingfei¹, Chen Xiaohui², Lu Kongbiao³, Li Xingfa⁴

(1. School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110819, China; 2. School of Economics, Sichuan University, Chengdu 610064, China; 3. Hainan Bank, Haikou 570206, China; 4. The People's Bank of China Haikou Sub-branch, Haikou 570105, China)

Abstract: The industrial exhaust emissions are introduced into the profit function of representative industrial enterprises, constructs the objective function and constraints of representative financial institutions based on the model of opiela, obtains the functional relationship between industrial exhaust emissions and agricultural loans based on the optimal decision of representative financial institutions, and then puts forward the research hypothesis. Then, based on the balance panel data of 31 provinces and cities in China from 2009 to 2018, the hypothesis is tested to study the relationship between industrial exhaust emissions and the proportion of agricultural loans. The results show as follows. There is a positive “U” nonlinear relationship between the industrial exhaust emissions and the proportion of agricultural loans. With the increase of industrial exhaust emissions, the proportion of agricultural loans first decreases and then increases. On the left side of the inflection point, while reducing exhaust emissions, the proportion of agricultural loans can be increased, which is a “compatible” relationship. On the contrary, on the right side of the inflection point, reducing exhaust emissions will reduce the proportion of agricultural loans, which is a “mutually exclusive” relationship. Further research found that financial decentralization and digital infrastructure level also indirectly affect the proportion of agricultural loans through some intermediary effects of industrial exhaust emissions. Finally, based on the conclusion of the study, policy implications are proposed.

Keywords: digital infrastructure; rural revitalization; air pollution; agricultural loans; positive U type