

中国金融发展是绿色的吗^{*}

——兼论中国环境库兹涅茨曲线假说

任力 朱东波

内容提要:本文首先基于规模、技术、结构三个视角,构建金融发展、经济增长作用环境质量的理论框架,提出以下假说:金融发展借由规模变化、技术进步、结构转型影响环境质量的效果分别为负、正、正;金融发展的环境效应取决于上述三种机制的相对大小;经济增长与环境之间的环境库兹涅茨曲线假说同污染指标选取有关。其次,结合中介效应方法与交乘项系数法,构建计量模型,实证检验、识别金融发展的环境效应及其影响机制。再次,采取“纵横向拉开档次法”,核算中国金融发展综合指数,测算结果表明:中国东、中、西部地区之间金融发展虽然存在区域性差异,但呈现出协调发展趋势。最后,采用动态省级面板数据与系统 GMM 模型,实证检验上述假说,并通过了稳健性检验。本文认为,充分发挥金融发展影响环境的技术效应与结构效应,促进自主研发创新是实现中国绿色低碳发展的重要途径。

关键词:金融发展 环境污染 规模效应 技术效应 结构效应

一、引言与文献综述

改革开放以来,我国经济取得了举世瞩目的成就,1978—2015年年均GDP增速达到9.65%,维持了近40年的高速增长。然而,我国经济快速扩张的同时,粗放式经济增长模式导致资源消耗、生态环境恶化等问题。根据亚洲开发银行2013年公布的《中国环境分析》,2013年世界污染最严重的10个城市中7个位于中国;2015年,我国人均废水排放、二氧化硫(SO₂)排放和烟(粉)尘排放分别高达53.49吨、135.24千克和111.89千克;2016年底,我国11个省市出现大规模雾霾现象,波及近5亿人口,涉地面积占全国的1/7。^①另外,我国因环境污染造成的经济损失约为GDP的8%~10%(韩超、胡浩然,2015)。党的十九大报告将建设生态文明上升为“千年大计”,提升至国家发展战略层面。通常来说,在一定的条件下,金融发展能够有效引导社会经济资源、资金等从高污染、高能耗的产业流向环保产业,进而促进社会经济可持续发展。本文探究金融发展对环境的影响,其现实意义在于:一是能够揭示金融发展与绿色经济之间的关系,为推动经济绿色化升级转型提供新的证据;二是能够为构建绿色金融体系提供政策建议。

有关环境的早期文献主要探讨经济增长与环境质量之间关系。Grossman & Krueger(1991)在探究北美自由贸易协定对环境的潜在影响时,证实环境污染同经济增长之间呈现“倒U”型曲线关系,首次证实环境库兹涅茨曲线(EKC)假说。之后相关研究集中于对EKC假说的理论分析与实证研究。理论上,McConnell(1997)、Andreoni & Levinson(2001)等采用不同的模型均证实了EKC假

* 任力、朱东波,厦门大学经济学院,邮政编码:361005,电子邮箱:renli@xmu.edu.cn,zdb_csu@126.com。本文受国家社科基金项目“中国绿色增长方式下大气污染治理的动力机制研究”(13BJL092)、中国博士后基金一般项目“中国低碳发展的金融支持及融资机制创新:理论与政策”(2012M520086)和中国博士后基金特别资助项目“我国绿色增长方式形成的投资动力机制研究”(2013T60633)的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见与建议,文责自负。

说,即人们在环境质量与物质消费之间存在取舍关系。实证研究方面,目前学者对于 EKC 假说还未达成一致结论。Grossman & Krueger(1991)以不同污染物如二氧化碳(CO₂)、二氧化硫(SO₂)等作为污染指标,使用线性回归模型,证实 EKC 假说成立。之后研究从不同角度,使用不同检验、协整分析等计量技术,各自证实 EKC 假说(Dinda,2004)。也有研究对 EKC 假说提出质疑,认为 EKC 假说没有稳健的计量基础,并指出相关研究存在异方差、变量有偏、异质性等计量技术问题(Stern,2004)以及 EKC 假说结论并不是稳健的——样本区域、大小的选择,增加或减少控制变量,采取不同的计量方法均可能导致 EKC 的消失(Harbaugh et al,2002;王敏、黄滢,2015)。金融发展有助于吸引 FDI,减少用于研发的借贷成本,引致绿色技术进步,促进经济增长,进而影响环境质量。因此,近年来国外相关环境研究中开始考虑金融发展所扮演的角色,并取得一系列成果。Tamazian et al(2009)对金融发展同环境质量之间的关系进行了开创性研究,结果表明金融发展会减少污染物排放,改善环境。随后国外出现较多探讨金融发展与环境关系的实证文章,但结论大相径庭。部分研究以南非等发展中国家为研究对象,证实金融发展有助于对环境友好型项目投资而减少环境污染(Shahbaz et al,2013;Salahuddin et al,2015)。Dogan & Seker(2016)在考虑国别异质性后,选取 23 个可再生能源国为研究对象^②,证实金融发展有助于降低污染排放。与上述研究结论相反,Boutabba(2014)对印度的一项实证研究,证实金融发展导致污染物排放增加,加剧环境恶化。Ali et al(2015)等的研究得出类似结论。不同于上述研究认为金融发展与环境之间为线性关系,Charfeddine & Khediri(2016)对阿拉伯联合酋长国(UAE)的研究发现金融发展与 CO₂之间为“倒 U”型曲线关系,即碳排放伴随金融发展的深化呈现出先增加后降低的演变趋势。目前,针对中国金融发展与环境之间的关系却鲜有研究,我们仅发现 Yu & Chen(2010)、Jalil & Feridun(2011)、Zhang(2011)、严成樑等(2016)等数篇文献,且研究结论大相径庭——Yu & Chen(2010)、Jalil & Feridun(2011)等证实中国金融发展能够减少污染排放,改善环境;Zhang(2011)的实证结果表明金融发展导致污染物增加;严成樑等(2016)的研究证实金融发展与碳排放之间呈现“倒 U”型关系。总之,学界对中国金融发展与环境之间关系的认识仍存在很大争议。本文在对金融发展与环境作用机制进行理论分析的基础上,指出已有研究结论存在分歧,甚至截然相反的原因在于:一是金融发展对环境存在规模变化、技术进步与结构转型等三种机制,且三种机制影响方向并不相同;二是不同研究采取不同的金融发展或环境质量衡量指标。

综合上述文献,现有研究在以下几方面可能存在拓展空间:一是金融发展指标选取单一,且没有一致标准,不能全面捕捉金融发展特征,进而准确考察金融发展与环境之间关系;二是已有研究多从实证角度开展,尚未构建金融发展影响环境的理论框架;三是对中国金融发展与环境关系探讨较少,且结论存在分歧。为进一步厘清中国金融发展与环境之间关系,本文首先从规模变化、技术增进与结构转型等视角,构建金融发展作用环境的理论框架,并提出相应研究假说;其次,联系中国金融体系与指标数据可获取性,选取存贷款与 GDP 之比、银行网点的地域分布等 10 个分指标,构建金融发展指标体系,并采用“纵横向拉开档次法”^③核算中国金融综合发展指数;再次,使用动态面板数据,采取系统 GMM 模型等,对以上假说进行实证检验与分析;最后,使用中介效应模型、交乘项系数法对金融发展影响环境的规模效应、技术效应与结构效应进行识别。本文可能的创新在于:(1)构建起相对全面的金融发展指标体系,核算了中国金融综合发展指数,并就东、中、西部地区测算、分析、评估中国金融发展趋势;(2)建立了金融发展影响环境的理论框架,阐明了已有研究结论冲突的原因,并以多种污染物为环境指标,实证研究中国金融发展与环境之间关系,丰富了对金融发展环境效应的认识;(3)运用中介效应模型、交乘项系数法,分析、识别了金融发展影响环境的规模效应、技术效应与结构效应等。

二、理论分析与研究假说

本文基于规模变化、技术增进与结构转型三个视角,分析金融发展如何影响环境,构建金融发展与环境质量之间关系的理论框架,具体见图 1。

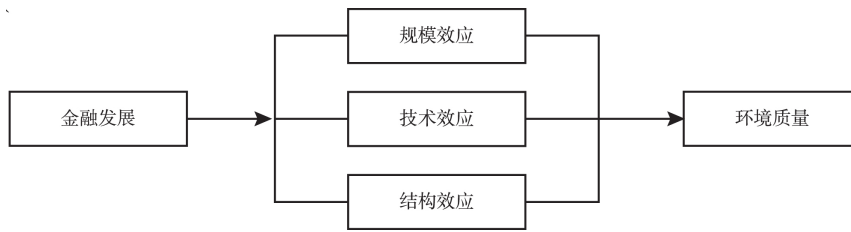


图1 金融发展影响环境质量的机制路径

首先,金融发展影响环境的规模效应。金融作为现代经济发展的核心,良好的金融发展水平有助于扩大经济规模、影响能源消费,从而改变环境质量。从生产角度来看,金融发展增加企业融资渠道,降低企业融资成本,有效解决企业面临的资金约束问题,有助于扩大生产规模,优化企业投资决策等,进而刺激能源消费,尤其在当前中国以煤炭为主的能源结构下,会增加污染排放;从需求角度来看,金融发展降低消费者私人借贷成本,使其更容易获取用于耐用消费品(如空调、洗衣机等)购买的资金,而需求增加刺激生产,扩大经济规模,增加更多原材料、能源等需求与消费,导致污染物排放增加(Sadorsky,2010;Zhang,2011)。其次,金融发展影响环境的技术效应。稳定的金融发展环境有利于降低融资成本,降低企业技术研发创新的风险,鼓励企业增加研发创新支出,促进技术进步,提高生产效率,降低单位产出能源消耗,或者使用替代性清洁能源与生产替代性清洁产品等,从而减少污染排放,改善环境质量;良好的金融发展有助于深化对外开放,如吸引外资等,以资金、技术等为主要形式的外资所带来的技术溢出效应,是工业化阶段中国提升产业技术的重要途径(金碚,2015)。但需要指出的是,中国银行体系中的国有大银行特征,可能导致金融机构偏向于为国企提供信贷,融资政策也向大中型国有企业倾斜,却对具有高效率的私企存在信贷歧视(陈刚、李树,2009);再加上现阶段区域发展不平衡现状与“重增长轻环境”的特点,尤其在中西部待发展地区,金融发展可能导致金融资源投放集中于粗放型生产技术,而非用于节能减排技术,这些因素可能不利于绿色技术进步。也就是说,金融发展既可能促进粗放型技术进步而导致能源消耗与污染排放增加,也存在提高绿色技术进步,从而改善环境质量的可能性。因此,金融发展影响环境的技术效应是不确定的,有待结合中国经验事实与数据进一步实证检验。最后,金融发展影响环境的结构效应。金融发展能够影响资源在产业间的转移与分配,尤其在发展中国家较低发展水平、产业间资源分配不均的背景下(顾永昆、刘永甜,2017)。当前中国整体仍处于工业化时期,尤其中西部省份甚至在初期阶段,国家为加快工业化进程可能将金融资源集中于工业,尤其重工业部门,而抑制服务业等清洁型行业发展(陈斌开、林毅夫,2012;王勋、Johansson,2013)。近几年,中国产业结构服务化倾向明显,自2012年以来,第三产业GDP已超过其他产业,成为中国最大产业,同时服务业也是金融资源投放的重要领域。^④因此,良好的金融发展水平可能有助于资源流向服务性清洁行业等,进而改善环境质量。基于上述分析,本文提出以下研究假说:

假说1:金融发展影响环境质量的规模效应为负。也就是说,金融发展引起规模扩张,进而导致污染排放增加。

假说2:金融发展影响环境质量的技术进步效应是不确定的。金融发展通过技术进步,即可能改善环境质量,也可能增加污染排放,有待进一步实证研究。

假说3:金融发展影响环境质量的结构转型效应为正。金融发展有助于资源在产业间的均衡配置,促进产业结构服务化、清洁化,进而改善环境质量。

假说4:金融发展的环境效应取决于金融发展影响环境的规模效应、技术效应与结构效应相对大小。

环境污染的产生取决于三个因素:经济规模大小、结构变动和技术进步,即污染的变化源于规模效应、结构效应与技术效应(Brack & Taylor,2005)。对EKC假说的解释可归纳为三种:(1)环境质量,伴随经济结构由农业化向工业化转变而退化,之后由于工业化深化发展,产业由能源密集型向知识技术

密集型转化而得到改善(Dinda,2004);(2)经济发展初期,物质消费相对贫乏,产品的边际效用较高,因此优先物质生产,而后期,人们更注重生活条件、环境质量,此时通过增加环境投资与减排投入,淘汰或转移高污染产业等来减少污染;(3)经济增长使国家有更多的资本用于研发、减排技术创新等,促进低效率、高能耗技术向高效率低能耗绿色技术升级。另有研究质疑 EKC 假说。鉴于现有研究对经济增长与环境污染之间关系的认识仍存在较大争议,本文选取不同变量指标对中国 EKC 假说进行再验证,以深化对经济增长与环境之间关系的认识。结合以上分析,本文提出以下对立性假说:

假说 5a:环境库兹涅茨曲线的成立与污染指标选取与区域相关,即 EKC 假说并不一定成立;

假说 5b:EKC 假说是稳健的,即经济增长与不同环境污染物总是呈“倒 U”型曲线关系。

三、计量模型、变量指标与数据说明

(一) 计量模型构建

Brock & Taylor(2005)从生产的角度将影响环境污染的途径分为规模变化效应、技术进步效应和结构转型效应。具体来说,设 Y 、 s_j 、 ρ_j 分别表示经济总产出、第 j 产业产出占比以及第 j 产业污染排放强度(即单位产出的污染排放量)。假设该经济体污染总排放用 P 表示,则 P 可写为:

$$P = \sum_{j=1}^3 P_j = \sum_{j=1}^3 \rho_j s_j Y \quad (1)$$

对(1)式两边取对数,并对时间 t 求导,化简、整理可得:

$$\hat{P} = \sum_{j=1}^3 \pi_j \hat{s}_j + \sum_{j=1}^3 \pi_j \hat{\rho}_j + \hat{Y} \quad (2)$$

(2)式中, $\hat{x} = \frac{dx}{dt} \cdot \frac{1}{x}$, $x = \{P, Y, \rho_j, s_j\}$,即变量取对数后对时间求导数,考查的是变量相邻时间内的变化; $\pi_j = P_j/P$,为 j 产业所排放污染在总污染中的比重。根据 s_j 、 ρ_j 、 Y 的定义,(2)式中 \hat{s}_j 、 $\hat{\rho}_j$ 、 \hat{Y} 分别表示影响环境的规模效应、技术进步效应与结构转型效应。

根据(2)式及其经济意义,本文构建如下计量模型:

$$pol_{it} = \alpha_0 + \delta pol_{it-1} + \alpha_1 gdp_{it} + \alpha_2 tfp_{it} + \alpha_3 isc_{it} + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

(3)式中, i 、 t 分别表示省份、年份。 Pol 表示污染,本文选取 CO_2 排放、 SO_2 排放、烟尘(包含粉尘)排放以及废水排放的人均值与排放强度进行衡量。需要指出的是,在回归模型式(3)中加入污染滞后项 Pol_{it-1} 具有以下作用:一是现实经济中环境污染排放可能存在动态性、一致性与连续性,动态模型设定更加合理;二是污染排放影响因素较多,设定模型时不可能控制所有影响因素,加入滞后项在一定程度上可以消除不可控因素的影响,增强回归结果的可信度。 gdp 表示人均生产总值,衡量的是经济规模,采用以 2000 年为基年的地区人均实际 GDP。 tfp 表示全要素生产率,衡量的是技术变化,考察污染排放的技术效应。^⑤ isc 表示的是产业结构转型变量,根据配第一克拉克定理,产业结构表现出从第一产业依次向第二产业、第三产业演进的趋势,为此,本文构建 $ISC = P + 2 \cdot S + 3 \cdot T$,这里 P 、 S 、 T 分别表示第一产业、第二产业、第三产业增加值在地区总产值中占比。 α_i 表示个体固定效应; ε 表示随机误差项。

为进一步考察金融发展的环境效应,本文在式(3)中加入金融发展(fd)变量:

$$pol_{it} = \alpha_0 + \delta_1 pol_{it-1} + \alpha_1 fd_{it} + \alpha_2 gdp_{it} + \alpha_3 tfp_{it} + \alpha_4 isc_{it} + \beta X + \alpha_i + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(4)式中其他变量含义同(3)式。 fd 表示金融发展,为本文核心解释变量,通过构建金融综合发展体系,运用纵横向拉开档次法计算得出,具体过程与原理见下文。 X 表示控制向量组,本文加入人均收入平方项(gdp^2)以验证 EKC 假说;加入 fdi 以考察污染天堂假说是否在中国成立;同时,还加入其他控制变量如城镇化(urb)、研发支出(rd)、能源消费(ec)等。

根据以上理论分析,金融发展影响环境可能存在三种机制:规模变化、技术增进与结构转型。常用中介效应与机制识别方法有逐步回归法、检验交乘项系数法等。^⑥为此,本文首先选取 Baron & Kenny(1986)所提出的逐步法来分析金融发展影响环境的三种中介效应。随后,本文也采用引入交乘项的方法,再次识别金融发展影响环境的三种机制,以作稳健性检验。

根据逐步回归法,本文构建如下模型:

$$gdp_{it} = \gamma_0 + \delta_2 gdp_{it-1} + \gamma_1 fd_{it} + \beta_1 X_{it} + \gamma_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$tfp_{it} = \sigma_0 + \delta_3 tfp_{it-1} + \sigma_1 fd_{it} + \beta_2 X_{it} + \sigma_i + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$isc_{it} = \tau_0 + \delta_4 isc_{it-1} + \tau_1 fd_{it} + \beta_3 X_{it} + \tau_i + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

式(5)(6)(7)分别考察了金融发展可能导致的规模变化、技术增进与产业结构升级。其中, X_{it} 分别表示($i=1,2,3$)模型回归涉及的相关控制变量; $\gamma_i, \sigma_i, \tau_i$ 表示模型回归过程中的个体固定效应;其他变量含义同上。

根据逐步回归法(Causal Steps Approach),式(4)中 α_1 表示金融发展影响环境的直接效应; $\alpha_2 \cdot \gamma_1, \alpha_3 \cdot \sigma_1, \alpha_4 \cdot \tau_1$ 表示金融发展影响环境质量的中介效应;金融发展对环境的综合效应= $\alpha_1 + \alpha_2 \cdot \gamma_1 + \alpha_3 \cdot \sigma_1 + \alpha_4 \cdot \tau_1$ (温忠麟、叶宝娟,2014)。具体来说,当 $\alpha_2 \cdot \gamma_1 \neq 0$ 时,说明金融发展影响环境的规模效应存在;当 $\alpha_3 \cdot \sigma_1 \neq 0$ 时,说明金融发展影响环境的技术效应存在;当 $\alpha_4 \cdot \tau_1 \neq 0$ 时,说明金融发展影响环境的结构效应存在。

为进一步识别金融发展影响环境的规模、结构与技术三种机制,本文也采用交乘项系数法,即在(4)式分别引入金融发展(fd)与经济规模(gdp)、结构调整(isc)与技术进步(tfp)的交乘项,具体如下:

$$pol_{it} = \mu_0 + \delta_5 pol_{it-1} + \mu_1 fd_{it} + \mu_2 gdp_{it} + \mu_3 tfp_{it} + \mu_4 isc_{it} + \mu_5 fd_{it} \cdot gdp_{it} + \mu_6 fd_{it} \cdot isc_{it} + \mu_7 fd_{it} \cdot tfp_{it} + \varphi X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

尽管现有研究大多采用 tfp 衡量技术进步,但也有文献指出 tfp 作为扣掉资本和劳动后的残差,并不能很好地反映技术进步特征。为此,本文进一步引入劳动生产率(lp ,产出/就业,以2000年为基年的实际GDP与当年就业总人数比值表示)作为技术进步衡量指标,再次考察金融发展影响环境的技术效应。根据金融发展影响环境的技术效应的理论分析,技术进步主要体现为金融发展有利于提高生产效率。从生产结果与劳动投入的角度来说,生产效率的提高表现为单位劳动的产出量增加,即劳动生产率的提高。因此,在一定程度上,劳动生产率能够较好地衡量技术进步。^⑦所以,本文用劳动生产率(lp)替换式(8)中全要素生产率(tfp),得到:

$$pol_{it} = \rho_0 + \delta_6 pol_{it-1} + \rho_1 fd_{it} + \rho_2 gdp_{it} + \rho_3 lp_{it} + \rho_4 isc_{it} + \rho_5 fd_{it} \cdot gdp_{it} + \rho_6 fd_{it} \cdot isc_{it} + \rho_7 fd_{it} \cdot lp_{it} + \rho X_{it} + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(8)和(9)式中, μ_i 表示个体固定效应,其他变量含义同上。当金融发展与经济规模交乘项回归系数显著为正时,则证实假说1;当金融发展与结构调整系数显著为负时,则证实假说3;当金融发展与技术进步交乘项系数显著不等于0时,说明金融发展影响环境的技术效应存在,但由于金融发展通过影响技术进步既可能改善环境质量,也可能降低环境质量,这有待结合我国经验数据进一步验证。

(二)金融发展指标测算

为综合评估金融发展,本文从金融发展的规模、金融服务易获取程度与金融发展活跃度三个视角,根据中国金融体系结构与数据可获取性,对现有研究(Tamazian et al,2009;Zhang,2011;Shahbaz et al,2013;Boutabba,2014)中金融发展指标比较、筛选之后,选取存贷款与GDP之比、银行网点的人均分布等10个金融发展分指标,构建金融发展指标体系(见表1)。在此基础上运用“纵横向拉开档次法”,求出10个分指标的相对权重,测算金融综合发展指数,全面动态地评价我国各省份金融发展状况。

表 1 中国金融综合发展指标体系

目标层	准则层	分指标层	单位
金融包容性 发展综合指标	金融发展规模深度	存贷款/GDP	%
		金融资产总额/GDP	%
		金融业从业人数/各省劳动力总数	%
		金融业增加值/GDP	%
		保险深度	%
	金融服务易获取程度	人均存贷款	元/人
		金融机构营业网点的地域分布	个/km ²
		金融业从业人数的地域分布	人/km ²
	金融发展活跃度	人均金融业增加值	元/人
		保险密度	元/人

注:作者整理。网点地域分布指的是该指标在相应地区的地理分布,人数地域分布指的是该指标在地区的人口分布情况,两种分布情况均考察了附近居民及公司机构等金融服务的易获取程度。

“纵横向拉开档次”计算过程简述如下:

首先,数据标准化。对原始数据进行去单位的标准化处理,以保证数据口径的一致性:

$$x_{ijt}^* = (x_{ijt} - \bar{x}_{jt}) / \sigma_{jt} \quad (10)$$

(10)式中, $i(i=1,2,\dots,30)$ 指省份(除去西藏及港澳台地区后其他省市区); $j(j=1,2,\dots,10)$ 表示金融发展第 j 个分指标; $t(t=2004,2005,\dots,2015)$ 表示年份; x_{ijt} 表示 i 省份在第 t 年金融发展 j 指标的实际值; \bar{x}_{jt} 表示第 t 年 j 指标30个省份的平均值,即 $\bar{x}_{jt} = (\sum_{i=1}^{30} x_{ijt}) / 30$; σ_{jt} 表示第 t 年 j 指标30个省份的标准差, $\sigma_{jt} = \sqrt{(x_{ijt} - \bar{x}_{jt})^2 / 29}$; x_{ijt}^* 表示标准化处理后的数值。

其次,计算实对称矩阵 H ,求其最大特征值与特征向量:

$$H_{10 \times 10} = \sum_{t=2004}^{2015} (H_t)_{10 \times 10} \quad (11)$$

式(11)中, $H_t = X_t' X_t$, X_t' 为 X_t 的转置矩阵, $X_t = \begin{bmatrix} x_{1,1,t}^* & \cdots & x_{1,10,t}^* \\ \cdots & \cdots & \cdots \\ x_{30,1,t}^* & \cdots & x_{30,10,t}^* \end{bmatrix}$ 。将“数据标准化”步骤中

标准化数据代入,按照 X_t, H_t, H 定义,可以依次求出 X_t, H_t, H 。而后运用软件 Matlab 或 Stata 等(本文使用 Stata14.0),可以求出矩阵 H 的特征值与特征向量。根据郭亚军(2002)的研究,选取最大特征值对应的特征向量,并进行归一化处理,可得出分指标相应的权重向量,用 $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_{10})$ 表示。

最后,计算省级金融综合发展指数:

$$fd_{it} = 1 + \sum_{j=1}^{10} \omega_j \cdot x_{ijt}^* \quad (12)$$

式(12)中, fd_{it} 表示 i 省份 t 年金融综合发展指数; $\omega = (\omega_1, \omega_2, \dots, \omega_{10})$ 为实对称矩阵 H 最大特征向量对应特征向量归一化后的结果; x_{ijt}^* 表示标准化处理后数值。式(12)中右边加1,等同于对标准化 x_{ijt}^* 数值平移,以保证金融综合发展指数大于0,方便后期研究处理与分析等。

本文选取二氧化碳(CO₂)、二氧化硫(SO₂)、废水(water)、烟尘(包含粉尘)(soot)排放量等指标衡量环境污染。其中,SO₂、water、soot等排放数据可直接通过《中国环境统计年鉴》、国家统计局网站等获取,而CO₂排放量省级数据需根据能源消费数据测算。

综合已有文献,CO₂排放核算方法主要有以下4种:(1)用全国总CO₂排放量乘以地区煤炭消费量在全国总煤炭消费量的占比即可得到地区碳排放量;(2)将最终CO₂的来源划分为7类化石燃料

(焦炭、煤炭、煤油、柴油、汽油、燃料油、天然气)的燃烧与生产水泥过程,然后再用各个化石燃料消费量(或者水泥生产总量)乘以对应碳排放系数,并加总;(3)根据三种能源碳排放系数及三种能源的消费量估算得出;(4)参考2006年联合国政府间气候变化专门委员会(IPCC)为《京都议定书》及《联合国气候变化框架公约》制定的国家温室气体清单指南第II卷提供的方法。本文选取方法(2)计算CO₂排放量(杜立民,2010):

$$CO_2 = \sum_{k=1}^7 E_k \cdot CF_k \cdot CC_k \cdot COF_k \cdot 44/12 + m_0 \cdot Q \quad (13)$$

式(13)中, E_k 表示第 k 种能源消费量; CF_k 表示对应第 k 种能源的发热值; CC_k 表示第 k 种能源的碳含量; COF_k 表示第 k 种能源的氧化因子;(44/12)表示CO₂与C的相对分子量之比; Q 表示水泥生产量; m_0 表示水泥生产过程中的碳排放系数。根据碳含量(CC)等相关数值,可根据 $E_k \cdot CF_k \cdot CC_k \cdot COF_k \cdot 44/12$ 计算 k 种能源CO₂的排放系数。具体来说,焦炭、煤炭、煤油、柴油、汽油、燃料油及天然气7种化石燃料的 CF_j 、 CC_j 、 COF_j 与水泥生产的CO₂排放系数分别为2.8481、1.6470、3.1742、3.1500、3.0451、3.0642、21.6704和0.5271,具体计算过程详见杜立民(2010)。

(三)数据来源、统计特征及其分析

本文数据样本期为2004—2015年。实际GDP以2000年为基期,数据来源于中国经济数据库(CEIC)。金融发展分指标如营业网点数量、存贷款、金融资产总额、金融机构营业网点、金融业从业人数、保险密度、保险深度等来源于各省份2004—2015年的《区域金融运行报告》、Wind数据库与《中国金融年鉴》。二氧化硫、废水、粉尘(含烟尘)等数据来源于《中国环境统计年鉴》、CEIC。汽油、煤炭等能源消费数据来源于CEIC,2015年数据来源于《中国统计年鉴2016》、各省份2016年统计年鉴。各省份常住人口、城镇人口、第一、二、三产业增加值、外商直接投资(fdi)、对外贸易(进出口之和)、GDP指数、汇率、研发支出(R&D经费支出)等数据来源于Wind数据库、CEIC与历年《中国统计年鉴》。表2汇报了主要变量统计描述性特征。

表2 变量描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
co ₂	人均二氧化碳	0.0799	0.0568	0.0168	0.2910
so ₂	人均二氧化硫	0.0196	0.0128	0.0025	0.0645
soot	人均烟尘排放	0.0139	0.0102	0.0014	0.0542
water	人均废水排放	45.8843	18.7013	13.9458	113.3223
fd	金融综合发展指数	1.0004	0.8626	0.0908	4.5423
gdp	人均实际GDP	3.3050	2.1373	0.4298	10.6905
tfp	技术进步率	1.0357	0.3616	0.4964	2.5664
isc	产业结构转型指数	2.2986	0.1229	2.0690	2.7904
fdi	FDI与GDP比值	0.0252	0.0195	0.0007	0.0819
urb	城镇化率	0.5121	0.1433	0.2538	0.8961
ec	单位产出的能源消费	0.0116	0.0066	0.0025	0.0432
rd	研发支出在GDP中占比	0.0108	0.0056	0.0009	0.0347

(四)我国各省份金融综合发展情况

表3汇报了2004、2009和2015年我国各省份(除去西藏及港澳台地区)金融综合发展指数。整体来看,金融综合发展在东部、西部、中部呈现递减的趋势,且东部省份金融发展程度明显高于中部、西部省份。从各省份横向来看,2015年各省份金融综合发展指数大于1的有10个省份,其中东部省份占8个(分别为北京、上海、天津、浙江、广东、江苏、辽宁、福建),金融发展程度最高的北京为3.8433。中国金融发展之所以呈现东、西、中部递减趋势可能同国家经济发展战略有关:

1978年率先在东部实施改革开放战略,金融政策支持等接踵而至;2000年“西部大开发”战略得以实施;2004年才提出“振兴中部”战略。另外,金融作为现代经济发展的核心,具有资源导向与集聚作用,“经济发展,金融先行”,因此伴随经济增长金融也得到优先发展。纵向来看,2004年金融发展指数最大值、最小值分别为4.3747(北京)、0.3979(湖南);2009年金融发展指数最大值、最小值分别为4.1625(北京)、0.3613(广西);2015年最大值、最小值分别为3.8433(北京)、0.0908(湖南)。比较上述数据可知,2004—2015年各省份金融发展差距逐渐收敛——2004年各省份金融发展程度最大差距为3.9768,2009年为3.8012,2015年为3.7525。换句话说,各省份金融呈现区域协调发展的趋势。

(五)我国环境污染现状分析

图2反映了我国二氧化碳、二氧化硫、烟尘以及废水等污染物在2004—2015年排放趋势。整体来看,不同环境污染衡量指标的污染排放呈现不同的趋势。 CO_2 排放与 SO_2 排放均呈现逐年扩大趋势,但增幅减小;而废水排放(water)与粉尘(soot)排放则呈现出缩小趋势。这说明,我国近年逐步加强环境规制力度,完善环境规制体系,环境治理取得一定效果。2011年前后四种污染物均出现不同程度的增幅放缓或降幅趋势,这可能归因于 SO_2 、粉尘等污染排放作为环境约束性指标被强制性纳入到地方政府发展规划。就各个污染指标对比来看, CO_2 排放增幅速度明显快于其他污染物,这主要是因为当前我国能源结构长期以来以煤炭消费为主(2014年,煤炭在总能源消费占比为66%),而煤炭又是 CO_2 的主要来源。

表3 中国各省份金融综合发展指数

省份	2004	2009	2015	省份	2004	2009	2015
北京	4.3747	4.1625	3.8433	河南	0.5405	0.4430	0.4069
上海	3.4072	3.7456	3.8254	内蒙古	0.5319	0.5609	0.3016
天津	2.0600	1.8030	1.7368	江西	0.5010	0.4175	0.3564
辽宁	1.3710	0.9863	1.0212	安徽	0.4593	0.5856	0.5330
浙江	1.3148	1.6525	1.5438	湖北	0.4641	0.5860	0.3961
广东	1.2021	1.1806	1.2270	湖南	0.3979	0.4378	0.0908
江苏	0.9357	0.9667	1.0776	宁夏	1.0861	0.9490	0.9094
福建	0.7501	0.8817	1.0053	重庆	0.9256	0.9910	1.1483
河北	0.6377	0.6919	0.5647	青海	0.8693	0.6376	0.8176
海南	0.5857	0.6980	0.9211	新疆	0.8334	0.7570	0.8285
广西	0.5041	0.3613	0.3367	陕西	0.8519	0.8001	0.7196
山东	0.4730	0.5990	0.5841	甘肃	0.7438	0.6538	0.8399
山西	0.9868	1.1095	1.2225	云南	0.6706	0.6822	0.5688
吉林	0.7827	0.6822	0.4699	四川	0.6567	0.8024	0.9150
黑龙江	0.5638	0.6660	0.5238	贵州	0.4782	0.4641	0.5186

注:限于篇幅,仅列举2004、2009、2015年测算结果,数据备索。

四、实证结果分析与稳健性检验

(一)实证结果分析

1. 金融发展影响环境的基本结果分析。区分计量模型中内生变量与外生变量是实证分析的关键。由于模型(4)~(8)均包含被解释变量滞后项,回归估计可能存在内生性问题,如果采用一般面板回归方法可能导致估计结果有偏与非一致。为此,本文采取Arellano & Bover(1995)提出的系统广义矩方法(SYS-GMM),用变量滞后项作为工具变量来解决模型中可能存在的内生性问题。表4汇报了金融发展直接影响环境质量的实证结果。在实证分析中应用系统GMM方法需要通过两个

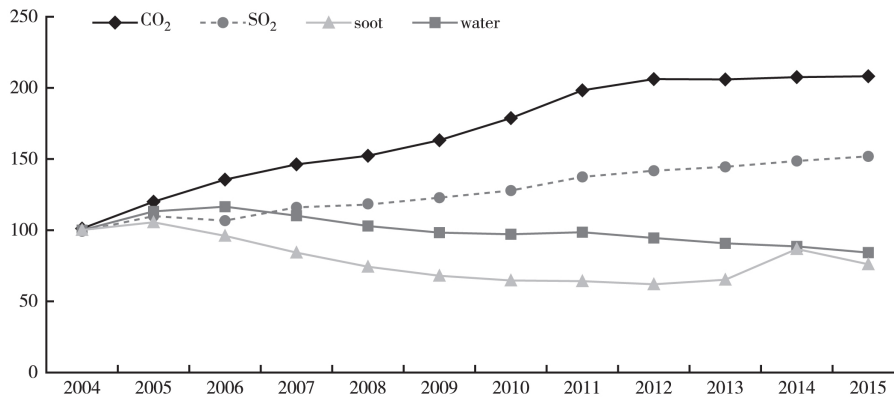


图 2 中国部分污染物排放相对趋势 (2004=100)

注:资料来源于中国经济数据库、统计局数据中心等。为绘制、分析方便,以 2004 年视为基年(对应污染排放数据为 100),将其他年份各个指标数据对比进行数据处理。soot 表示粉尘(包括烟尘)污染,该数据的统计口径在 2011 年发生变化,2011 年前《中国环境年鉴》将烟尘、粉尘分别统计,2011 年之后将两种指标合并,为此,将 2004—2010 年烟尘与粉尘数据加总,以保证数据前后一致性。

检验:一是二阶序列相关检验,二是工具变量的选取是否有效。本文检验结果表明:至少在 5% 显著性水平下,AR(1)显著而 AR(2)不显著,或者 AR(1)与 AR(2)均不显著,即该模型最多存在一阶自相关,但不存在二阶自相关,系统 GMM 方法是适用的;Sargan 检验表明,整体来说所选择的工具变量是有效的。另外,滞后一期的几种污染物排放相应系数均显著,说明污染排放具有连续性,存在一定的路径依赖,上一期的污染排放对下期污染的影响存在正向滞后性。这些说明动态面板的设置是合理的。

2. 金融发展的环境效应。对不同污染物来说,金融发展的环境效应差别较大,金融发展显著地增加 CO₂、SO₂ 排放,但降低烟尘(soot)与废水(water)排放。这主要是由于金融发展影响环境存在三种效应——规模效应、技术效应与结构效应,且影响方向不一。根据理论分析,规模效应是指金融发展有助于扩大生产规模,进而增加能源需求与能源消费,这导致污染物排放增加;技术效应是指金融发展能够促进技术进步,减少单位产出能耗或者生产替代性产品等,从而降低污染排放;结构效应是指金融发展有助于改善金融资源过度集中于工业尤其重工业的现状(陈斌开、林毅夫,2012),并促进金融资源均衡地向服务业等清洁型行业转移,进而降低污染排放。需要指出的是,Zhang(2011)、Boutabba(2014)等的研究均证实金融发展导致污染排放增加,而 Tamazian et al(2009)、Shahbaz et al(2013)等的研究则发现金融发展有助于减少污染排放。对不同污染物,金融发展的环境效应不一的实证结果,进一步丰富了现有研究对金融发展环境效应的认识,即金融发展的环境效应可能同污染指标选取有关。

3. 经济增长与环境污染之间关系。二氧化碳(CO₂)排放、烟尘(soot)排放与经济增长(gdp)之间呈现“倒 U”型曲线关系,即证实 EKC 假说;CO₂、废水等污染物与经济增长之间为线性关系——经济增长导致 SO₂ 排放增加,而有助于减少废水排放。这说明经济增长与污染排放之间关系的 EKC 假说并不是稳健的,而是同污染物指标的选取有关,证实前述假说 5a。另外,一个有意思的发现是当前中国技术进步(tfp)并未降低而是增加了污染排放,这可能和技术进步衡量指标 tfp 有关。tfp 的测算是基于 DEA-Malmquist 指数,根据投入资本、劳动与产出的相对比例变化计算得出,该过程中并未考虑非期望产出(即污染排放),因而衡量的是粗放型生产性技术进步;再加上现阶段我国污染排放主要集中于工业部门,而工业生产技术水平与生产效率依然较低,粗放型生产技术的提升增加了能源需求与消费,在较低减排技术水平下,可能导致污染排放增加。产业结构转型(isc)对应的系数总体为负,说明产业结构向服务化转型使得污染排放降低,可能原因是,产业结构服务化有助

于降低单位产出的能耗水平,同时结构转型升级过程中要素资源的再配置提升了生产效率,从而降低了污染排放。

4. 其他控制变量的影响。总体来看,外商直接投资(fdi)对应的回归系数为负,也就是说,增加外资引入有利于降低污染排放。其原因可能是:外资引致的外溢性技术进步与所带来的先进生产模式、管理方式等,提升生产效率并降低能耗,进而减少了污染排放。从理论上来说,城镇化对污染排放的影响是不确定的。一方面,城镇化有利于农业人口向非农人口的转移,导致经济中能源需求与能源消费增加,这使污染排放增加;另一方面,城镇化促进现代化进程和技术进步,进而降低污染排放(Shafiei & Salim, 2014; 严成樑等, 2016)。本文研究证实城镇化对 CO₂ 排放的回归系数为负,并不显著,却显著地增加 SO₂、废水等污染物的排放。这说明当前中国城镇化质量较低,有待进一步促进城镇化过程中能源集约使用等。对四种污染物来说,研发支出(rd)相应的系数均显著为负。这说明中国研发支出有利于绿色技术进步,提高节能减排技术水平与生产效率,进而减少了污染排放。但需要注意的是,研发支出系数相对较小,这说明尽管研发支出存在改善环境的正向效应,但由于研发支出投入较少,并未较大程度地改善环境质量。

(二)稳健性检验

为检验上述结果的稳健性,进一步考察金融发展的环境效应,本文从以下两个角度进行稳健性检验:一是以污染排放强度,即单位产出的污染排放来替代以上回归中污染排放的人均值,进行再回归;二是考虑到国际金融危机尤其在经济全球化、金融一体化的背景下对中国金融发展可能产生重要影响,为此,截取 2007—2015 年作为新的样本区间,进行再回归。由于计量模型中包含被解释变量的滞后项,这里仍然采用系统 GMM 方法,相应检验结果表明:(1)二阶序列相关检验表明,至少在 5% 显著性水平下存在 AR(1)显著而 AR(2)不显著,或 AR(1)与 AR(2)均不显著;(2)Sargan 检验结果表明模型总体矩条件是成立的,工具变量的总体选择有效。表 5 汇报了稳健性回归结果。限于篇幅,这里仅分析金融发展、经济增长等对环境污染的影响,其他控制变量回归系数符号、显著性等与表 4 中相应变量回归系数基本一致,这里不再赘述。

表 4 金融发展与经济增长的环境效应:SYS-GMM 的估计结果

解释变量	被解释变量:CO ₂	被解释变量:SO ₂	被解释变量:soot	被解释变量:water
CO _{2t-1}	0.83190*** (59.22)			
SO _{2t-1}		0.76607*** (73.71)		
soot _{t-1}			0.68520*** (56.48)	
water _{t-1}				0.33423*** (13.86)
fd	0.00692*** (4.81)	10.40709** (2.05)	-19.49647*** (-5.93)	-7.68317*** (-7.11)
gdp	0.01733*** (17.69)	6.62462*** (5.58)	27.99850*** (5.33)	0.87713** (2.38)
gdp ²	-0.00094*** (-15.97)		-1.22185** (-2.52)	
tfp	0.01056*** (5.06)	19.29480*** (3.94)	14.86961* (1.94)	0.62421 (0.78)
isc	-0.07254*** (-7.32)	-166.03049*** (-10.75)	-83.94926** (-2.52)	4.04131 (1.12)
fdi	-0.08060*** (3.39)	-307.46217*** (-2.79)	-149.41847 (-0.93)	-44.93928 (-1.29)

续表 4

解释变量	被解释变量:co ₂	被解释变量:so ₂	被解释变量:soot	被解释变量:water
urb	-0.00064 (-0.05)	240.22781*** 12.57	40.76435 (0.81)	88.61381*** (8.49)
ec	1.96295*** (8.73)	60.85756*** (24.05)	57.59859*** (14.74)	95.19161 (1.14)
rd	-0.00004*** (-9.12)	-0.02542*** (-3.59)	-0.03658*** (-4.05)	-0.00188** (-2.35)
常数项	0.11092*** (6.15)	197.30248*** (5.29)	81.04344 (1.11)	-15.54943* (-1.72)
地区变量	有	有	有	有
年份变量	有	有	有	有
AR(1)检验	-1.2356[0.2166]	-2.4912[0.0127]	-2.6214[0.0088]	-2.2246[0.0261]
AR(2)检验	1.0282[0.3039]	-1.0892[0.2761]	0.4026[0.6872]	0.9243[0.4522]
Sargan 检验	26.0474[0.8892]	25.2990[0.9087]	23.6638[0.9433]	19.3073[0.9896]
EKC 假说	成立	不成立	成立	不成立
样本容量	330	330	330	330

注:***,**,* 分别表示在 1%,5%,10% 显著性水平下显著;小括号内表示 z 统计值;中括号内表示检验概率;下标 t-1 表示相应变量滞后一期;对 SO₂、废水等污染排放指标,gdp 平方项并未显示,原因是 gdp² 并不显著,为此将之去除;被解释变量为相应污染排放的人均值。

与表 4 比较,表 5 两种稳健性检验回归结果中,金融发展对 CO₂、SO₂ 等污染物的回归系数符号、显著性是一致的,即均显著为正,也就是说,金融发展导致 SO₂ 排放强度、CO₂ 排放强度增加;金融发展对烟尘、废水等污染物的回归系数符号、显著性也是一致的,金融发展有利于降低烟尘排放强度与废水排放强度。该结论再次表明:对不同污染而言,金融发展的环境效应是不一致的,选择单一的污染排放指标,可能不利于全面把握、理解金融发展的环境效应。这在一定程度上深化了现有研究对金融发展环境效应的理解。当分别以 CO₂ 排放强度、烟尘排放强度为被解释变量时,经济增长与污染之间仍呈现“倒 U”型曲线。但有意思的是,以废水排放强度为污染指标时,经济增长与环境污染之间呈现典型的“U 型”曲线关系。该结果也再次证实 EKC 假说成立与否与环境指标的选取有关,即证实假说 5a。

表 5 金融发展、经济增长环境效应的稳健性检验

解释变量	稳健性检验一:更换被解释变量为污染排放强度			
	被解释变量:qco ₂	被解释变量:qso ₂	被解释变量:qsoot	被解释变量:qwater
fd	0.00179* (1.82)	9.50682** (2.52)	-19.54139* (-1.65)	-6.64817*** (-4.73)
gdp	0.00292*** (5.02)	3.37493*** (2.96)	6.84630*** (2.93)	-1.54280** (-2.16)
gdp ²	-0.00022*** (-4.56)	0.28139*** (2.78)	-0.23383 (-1.10)	0.09255* (1.84)
其他变量	控制	控制	控制	控制
AR(1)检验	-1.0506[0.2934]	-2.1445[0.032]	-2.6343[0.0084]	-1.6388[0.1013]
AR(2)检验	1.1831[0.2368]	-1.6261[0.1039]	-0.6218[0.5341]	1.4307[0.1525]
Sargan 检验	22.4702[0.6633]	25.2429[0.5053]	24.6602[0.5383]	23.7028[0.5930]
EKC 假说	成立	不成立	成立	不成立
样本容量	300	300	300	300
fd	0.01004*** (3.39)	14.27168*** (3.17)	-10.64911 (-0.62)	-1.60206* (-1.75)

续表 5

解释变量	稳健性检验二:更改回归年份(2007—2015)			
	被解释变量:CO ₂	被解释变量:SO ₂	被解释变量:soot	被解释变量:water
gdp	0.02226*** (12.42)	1.66933** (2.39)	42.78600*** (8.53)	0.17543 (0.62)
gdp ²	-0.00114*** (-11.89)		-2.01102*** (-7.10)	
其他变量	控制	控制	控制	控制
AR(1)检验	-1.3957[0.1628]	-2.3756[0.0175]	-2.7354[0.0062]	-2.0709[0.0384]
AR(2)检验	-1.1284[0.2592]	-0.6015[0.5475]	0.4409[0.6593]	1.6441[0.1102]
Sargan 检验	24.4452[0.4364]	21.5937[0.5475]	22.7831[0.5326]	20.2511[0.6824]
EKC 假说	成立	不成立	成立	不成立
样本容量	240	240	240	240

注:***,**, * 分别表示在 1%, 5%, 10% 水平下显著; 小括号内表示 z 统计值; 中括号内表示检验概率; 下标 t-1 表示相应变量滞后一期; 对二氧化硫、废水等污染排放指标, gdp 平方项并未显示, 原因是 gdp² 并不显著, 为此将之去除; qco₂ 表示二氧化碳排放强度, 即单位产出二氧化碳, co₂ 表示人均二氧化碳, 其他污染物指标与之类似。

五、金融发展影响环境的机制识别与分析

本文从规模变化、技术进步与结构转型的视角, 构建了金融发展作用环境的理论框架。为进一步识别金融发展影响环境质量的三种机制, 本文从如下两个方面开展研究: 一是根据逐步回归分析法, 即首先分析金融发展如何影响规模、技术与结构等中间变量, 然后探讨金融发展与中间变量如何影响环境, 从而识别金融发展影响环境的三种机制; 二是引入交乘项, 根据交乘项回归系数来识别金融发展影响环境的三种机制。根据温忠麟、叶宝娟(2014)的研究, 当逐步回归法中各个回归步骤核心变量回归系数均显著时, 其解释力强于交乘项系数法, 而本文回归结果表明分步骤回归系数显著性良好(见表 6)。为此, 本文根据逐步回归法结果对金融发展影响环境的三种机制进行分析; 限于篇幅, 仅概略性描述交叉项系数法回归结果(见表 7)。

(一) 逐步回归分析法结果分析

根据模型(4)~(7), 这里采用省级动态面板数据进行实证研究。表 6 汇报了三种机制回归结果。对四个系统 GMM 方法回归结果来说, 二阶序列相关检验表明, 至少在 5% 的显著性水平下 AR(1) 显著而 AR(2) 不显著, 或者 AR(1) 与 AR(2) 均不显著; Sargan 检验表明工具变量的选择总体有效。规模变化、技术增进与结构升级的滞后项系数均显著为正, 说明经济规模、技术增进与结构升级均存在路径依赖, 这表明动态面板的设置是合理的。第一, 金融发展显著地扩大了经济规模。金融发展降低企业借贷成本, 增加企业融资渠道, 从而刺激企业扩大生产; 同时, 良好的金融发展水平也降低了消费者借贷成本, 缓解其预算约束问题, 使之可以不局限于收入水平而进行跨期消费, 从需求侧扩大经济规模。根据 Baron & Kenny(1986) 所提出的逐步法, 本文计算了金融发展影响环境的规模效应为 0.00503, 正的规模效应表明金融发展通过促进经济规模扩张, 增加能源需求与消费, 导致污染排放增加, 这证实了假说 1。第二, 金融发展非但未促进, 而且不利于技术进步。这可能根源于中国的金融体系。长期以来, 我国四大国有银行在银行业处于垄断地位, 导致银行存在一定的信贷歧视, 倾向于向国有企业提供信贷而对民企则存在信贷歧视, 更具有效率、创新意识与活力的民企却不能获得足够的金融支持(陈刚、李树, 2009)。中国金融体系的这些抑制性特征可能导致金融发展不利于技术进步。王检等(2016)也证实当制度水平较低时, 金融发展对技术进步存在显著负向影响。金融发展影响环境的技术效应为 -0.00173, 由于技术进步导致污染排放增加, 而金融发展抑制了粗放的生产性技术, 进而降低了污染排放, 这证实了假说 2。第三, 金融发展能够促进产业结构服务化。良好的金融发展水平减轻了由金融抑制所导致的金融资源过于集中在工业尤其重工业的不利影响, 促进金融资源在产业间特别是向服务业的转移。因此金融发展有利于产业结构服务化。金

融发展影响环境的结构效应为-0.00133,说明金融发展借由结构升级路径改善了环境质量,这证实了假说3。根据金融发展影响环境的综合效应等于直接效应与中介效应之和,可以计算出金融发展的综合环境效应为0.00889(即0.00692+0.00503-0.00173-0.00133)。总的来看,当前的金融发展导致了二氧化碳排放增加,不利于改善环境质量。

表6 金融发展环境效应的机制识别:SYS-GMM的估计结果

解释变量	规模效应	技术效应	结构效应	综合回归
	被解释变量:gdp	被解释变量:tfp	被解释变量:isc	被解释变量:co ₂
gdp _{t-1}	0.89800*** (-108.06)			
tfp _{t-1}		0.77000*** (-63.12)		
isc _{t-1}			0.33300*** (-13.50)	
co _{2t-1}				0.83190*** (59.22)
fd	0.29000*** (17.90)	-0.16400*** (-14.69)	0.01840*** (4.85)	0.00692*** (4.81)
gdp				0.01733*** (17.69)
gdp ²				-0.00094*** (-15.97)
tfp				0.01056*** (5.06)
isc				-0.07254*** (-7.32)
其他变量	控制	控制	控制	控制
fd 直接效应	0.00692			
fd 间接效应	0.00503	-0.00173	-0.00133	
AR(1)检验	-1.0031[0.2237]	-2.0617[0.0392]	-2.3834[0.0172]	-1.2356[0.2166]
AR(2)检验	0.7371[0.4892]	-0.5588[0.5763]	0.0220[0.9825]	1.0282[0.3039]
Sargan 检验	28.0645[0.8249]	28.9511[0.7916]	28.2619[0.8177]	26.0474[0.8892]
样本容量	330	330	330	330

注:***,**, * 分别表示在1%,5%,10%显著性水平下显著;小括号内表示z统计值;中括号内表示检验概率;下标t-1表示相应变量滞后一期。

(二)交乘项系数检验法结果分析

进一步地,根据模型(8)~(9),本文采用交乘项系数法再次识别金融发展影响环境的规模、技术与结构三种效应,表7汇报了实证结果。对表7中系统GMM方法回归结果来说,二阶序列相关检验表明,至少在1%的显著性水平下AR(1)、AR(2)均不显著;Sargan检验表明工具变量的选择总体有效。各回归变量滞后项系数均显著为正,说明变量存在路径依赖,动态面板的设置是合理的。金融发展影响环境的三种机制分析。首先,当以劳动生产率(LP)作为技术进步的代理变量时,金融发展(FD)与经济规模(GDP)、结构调整(ISC)、技术进步(LP)的交乘项回归系数分别为0.00102、-0.08173和-0.00050,且至少在1%显著性水平下显著,分别证实了假说1~3,即金融发展通过影响规模变化增加污染排放;但借由结构转型与技术变化等途径,却减少污染排放,改善环境质量等。这同上述逐步回归法实证结果是一致的。其次,当以tfp作为技术进步的代理变量时,相应回归系数为正,但并不显著,这可能同tfp作为扣除资本与劳动残差项,未能很好衡量技术进步有关。

表 7 金融发展影响环境三种机制的交乘项系数法:SYS-GMM 的估计结果

解释变量	以全要素生产率(tfp)衡量技术进步			
	M1	M2	M3	M4
fd	0.01308*** (8.95)	0.29525*** (10.36)	0.00598** (2.19)	0.18388*** (4.16)
gdp	0.01047*** (14.88)	0.00603*** (16.10)	0.00345*** (4.59)	0.00867*** (10.06)
tfp	0.00719*** (6.94)	0.01005*** (4.88)	0.00205 (1.13)	0.00904*** (3.01)
isc	-0.10126*** (-10.93)	-0.03030** (-2.39)	-0.09149*** (-7.34)	-0.01655 (-0.83)
fd • gdp	0.00232*** (12.42)			0.00140*** (4.38)
fd • isc		-0.12520*** (-10.24)		-0.07362*** (-3.75)
fd • tfp			0.00179 (1.03)	0.00014 (0.14)
其他变量	控制	控制	控制	控制
AR,Sargan 检验	通过	通过	通过	通过

解释变量	以劳动生产率(LP)衡量技术进步			
	M5	M6	M7	M8
fd	0.01351*** (6.97)	0.29403*** (11.77)	0.01784*** (10.34)	0.20758*** (4.42)
gdp	0.00932*** (11.34)	0.00674*** (12.49)	0.00590*** (8.42)	0.00718*** (7.64)
lp	-0.00055*** (-2.80)	-0.00120*** (-7.15)	-0.00078*** (-3.73)	-0.00045* (-1.73)
isc	-0.11283*** (-12.72)	-0.02716** (-1.96)	-0.10965*** (-11.14)	-0.02039* (-1.55)
fd • gdp	0.00201*** (12.60)			0.00102*** (3.22)
fd • isc		-0.12270*** (-11.85)		-0.08173*** (-3.98)
fd • lp			-0.00104*** (-11.07)	-0.00050*** (-4.71)
其他变量	控制	控制	控制	控制
AR,Sargan 检验	通过	通过	通过	通过

注:实证分析是以 CO₂ 为例,即以人均 CO₂ 作为被解释变量;系统 GMM 方法回归结果的 AR(1)、AR(2)检验结果表明不存在一阶、二阶序列相关;Sargan 结果表示工具变量选取总体是有效的;其他控制变量包括外商直接投资、工业化、城镇化、研发投入以及地区与时间的虚拟变量,相应回归系数符号对比表 5 并未发生明显变化,限于篇幅这里不再列出。

六、结论与政策建议

本文基于规模变化、技术增进与结构转型的视角,研究得出以下主要结论:(1)金融发展的环境效应与污染物选取有关,其导致 CO₂、SO₂ 等增加,但有利于减少废水和烟尘排放;(2)EKC 假说的成立与污染物指标选取有关,其在 CO₂、烟尘等污染物得到确认,其他反之;(3)金融发展影响 CO₂ 的三种机制均得到识别,即假说 1~4 均得到证实。其他结论是:吸收外商直接投资,增加研发投入,促进结构转型等均显著减少污染排放,有利于改善环境;当前的技术增进、能源消费与推进城镇化进程导致污染排放增加。采取替换被解释变量、更改回归区间等方法,上述结论依然稳健。

为推进中国经济绿色发展、低碳发展,本文从如下两个方面提出政策建议:

1. 充分发挥金融发展在绿色转型中的积极作用。虽然目前金融发展总体导致 CO₂、SO₂ 等排放增加,但研究表明金融发展借由产业结构升级、技术进步等间接促进绿色发展。因此,可采取的措施

是:银行信贷应向绿色低碳型企业倾斜,尤其是鼓励支持资源节约型、环保友好型企业发展,通过金融发展加快产业绿色转型升级;由于清洁技术面临市场前景未知、技术能否突破、盈利周期较长等风险,融资信贷约束较大,政府应鼓励金融机构加大对清洁技术的资金支持,推进清洁技术的研发、应用与推广,大力促进清洁型技术投资,缓解绿色技术融资约束;进一步评估、甄别、分析金融发展影响不同污染物的内在原因,有针对性地、综合地制定促进金融发展政策,实现同时降低多种污染物排放;推进金融产品绿色创新,促进金融绿色发展,设计、发行绿色股票指数,推动机构投资者开展绿色指数的投资应用,鼓励资产管理机构开发更有针对性、更加多样化的绿色可持续投资;促进中西部环境交易平台建设,完善污染配额交易市场。

2. 将加快国家自主创新进程与深化对外开放相结合,以创新驱动我国经济绿色发展。研发创新活动与外商直接投资均能改善环境质量,促进我国经济绿色发展。因此,政府应进一步增加研发支出,尤其是节能减排技术研发支出,提升绿色技术水平,以转变经济发展方式;强化环境规制强度,完善环境治理体系;筛选、甄别外商直接投资,重点引入有利于我国核心技术提升和低碳发展的外资;鼓励企业主动自觉地增加环境研发支出,促进绿色创新。另外,提升城镇化质量,开发、推广、应用替代性清洁能源等也是促进绿色低碳发展的重要途径。

注:

- ①废水、二氧化硫等人均污染排放数据为笔者测算,数据来源于国家统计局;2016年底雾霾相关数据为网上收集。亚开行公布的《中国环境分析》相关数据为网上获取,网址:<http://tianqi.eastday.com/news/1657.html>。
- ②Dogan & Seker(2016)基于可再生能源国吸引力指数(*the Renewable Energy Country Attractiveness Index*),选取排名靠前的23个国家,分别是澳大利亚、奥地利、比利时、巴西、加拿大、智利、丹麦、法国、印度尼西亚、意大利、日本、肯尼亚、墨西哥、荷兰、挪威、秘鲁、菲律宾、葡萄牙、西班牙、瑞典、土耳其、英国、美国。
- ③纵横向拉开档次法,一种动态综合评价方法,由郭亚军(2002)提出,并被屈小娥(2012)和沈国兵、张鑫(2015)等文献所使用。该方法既能充分体现“横向”在t时刻各评价对象分指标之间的差异,又可使各个时刻的评价值具有直接的可比性。因此,在已有文献中运用广泛。
- ④2012年,我国第一、二、三产业产值占比分别为9.42%、45.27%和45.31%,第三产业首次超过第二产业,2015年第三产业产值占比首次超过国内总产值一半,为50.24%。
- ⑤在计算各省市技术进步率(以全要素生产率作为替代)时,产出数据为各省市的经GDP指数调整的GDP(以2000年为基年);劳动力投入为各省市的劳动力数量;资本投入为根据张军等(2004)核算的资本存量方法,核算了我国各省(除港澳台、西藏外)2001—2015年资本存量。具体求解过程为采用deap2.1软件,采用DEA-Malmquist方法进行求解各省市TFP。由于采用DEAP2.1软件所计算数据为TFP增长率,将其还原为以2000年为1的TFP值。数据备索。
- ⑥引入交乘项来对金融发展影响环境质量的三种效应进行识别、分析,以深化对金融发展影响环境质量的规制效应、结构效应与技术效应三种机制的理解。
- ⑦之所以采用劳动生产率作为技术进步代理变量,除以上分析,还基于以下理由:根据政治经济学基础理论,劳动生产率的状况是由社会生产力的发展水平决定的。具体来说,决定劳动生产率高低的主要因素有:科学技术进步、劳动者平均熟练程度、劳动组织与生产管理的好坏、生产资料的规模与效能以及自然条件等。我国自劳动法(1995)颁布之后,劳动保障制度建立起来,组织管理制度也规范起来,市场经济进入稳步发展阶段,因此,除技术进步以外,其他影响劳动生产率的变化相对较小。

参考文献:

- 陈斌开 林毅夫,2012:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》第1期。
- 陈刚 李树,2009:《金融发展与增长源泉:要素积累、技术进步与效率改善》,《南方经济》第5期。
- 杜立民,2010:《我国二氧化碳排放的影响因素:基于省级面板数据的研究》,《南方经济》第11期。
- 顾永昆 刘永甜,2017:《金融发展与产业结构调整——基于生产要素分配的分析视角》,《财政科学》第2期。
- 郭亚军,2002:《一种新的动态综合评价方法》,《管理科学学报》第2期。
- 韩超 胡浩然,2015:《清洁生产标准规制如何动态影响全要素生产率——剔除其他政策干扰的准自然实验分析》,《中国工业经济》第5期。
- 金碚,2015:《大国筋骨:中国工业化65年历程与思考》,广东经济出版社。
- 沈国兵 张鑫,2015:《开放程度和经济增长对中国省级工业污染排放的影响》,《世界经济》第4期。
- 王检 石大千 吴可,2016:《金融发展与技术进步:基于制度的视角》,《金融与经济》第3期。

- 王敏 黄滢,2015:《中国的环境污染与经济增长》,《经济学(季刊)》第2期。
- 王勋 A. Johansson,2013:《金融抑制与经济结构转型》,《经济研究》第1期。
- 温忠麟 叶宝娟,2014:《中介效应分析:方法与模型发展》,《心理科学进展》第5期。
- 严成樑 李涛 兰伟,2016:《金融发展、创新与二氧化碳排放》,《金融研究》第1期。
- 张军 吴桂英 张吉鹏,2004:《中国省际物质资本存量估算:1952—2000》,《经济研究》第2期。
- Ali, S. et al(2015), “Analyzing the dynamics of energy consumption, liberalization, financial development, poverty and carbon emissions in Pakistan”, *Journal of Applied Environmental and Biological Sciences* 5(4):166—183.
- Andreoni, J. & A. Levinson(2001), “The simple analytics of the environmental Kuznets curve”, *Journal of Public Economics* 80(2):269—286.
- Arellano, M. & O. Bover(1995), “Another look at the instrumental variable estimation of error-components models”, *Journal of Econometrics* 68(1):29—51.
- Baron, R. M. & D. A. Kenny(1986), “The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations”, *Journal of Personality and Social Psychology* 51(6):1173—1182.
- Boutabba, M. A. (2014), “The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: Evidence from the Indian economy”, *Economic Modelling* 40(C):33—41.
- Brock, W. A. & M. S. Taylor(2005), “Economic growth and the environment: A review of theory and empirics”, in: P. Aghion & S. N. Durlauf(eds), *Handbook of Economic Growth*, vol. 1, North Holland, pp. 1749—1821.
- Charfeddine, L. & K. B. Khediri(2016), “Financial development and environmental quality in UAE: Cointegration with structural breaks”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 55:1074—1085.
- Dinda, S. (2004), “Environmental Kuznets curve hypothesis: A survey”, *Ecological Economics* 49(4):431—455.
- Dogan, E. & F. Seker(2016), “The influence of real output, renewable and non-renewable energy, trade and financial development on carbon emissions in the top renewable energy countries”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 60:1074—1085.
- Grossman, G. M. & A. B. Krueger(1991), “Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement”, NBER Working Paper No. 3914.
- Harbaugh, W. T. et al(2002), “Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets curve”, *Review of Economics and Statistics* 84(3):541—551.
- Jalil, A. & M. Feridun(2011), “The impact of growth, energy and financial development on the environment in China: A cointegration analysis”, *Energy Economics* 33(2):284—291.
- McConnell, K. E. (1997), “Income and the demand for environmental quality”, *Environment and Development Economics* 2(4):383—399.
- Sadorsky, P. (2010), “The impact of financial development on energy consumption in emerging economies”, *Energy Policy* 38(5):2528—2535.
- Salahuddin, M. et al(2015), “Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf cooperation countries robust?”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 51:317—326.
- Shafiei, S. & R. A. Salim(2014), “Non-renewable and renewable energy consumption and CO₂ emissions in OECD countries: A comparative analysis”, *Energy Policy* 66(1):547—556.
- Shahbaz, M. et al(2013), “The effects of financial development, economic growth, coal consumption and trade openness on CO₂ emissions in South Africa”, *Energy Policy* 61 (10):1492—1459.
- Stern, D. I. (2004), “The rise and fall of the environmental Kuznets curve”, *World Development* 32(8):1419—1439.
- Tamazian, A. et al(2009), “Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: Evidence from BRIC countries”, *Energy Policy* 37(1):246—253.
- Yu, K. X. & Z. Chen(2010), “Financial development and environmental performance: Evidence from China”, *Environment and Development Economics* 16(1):93—111.
- Zhang, Y. J. (2011), “The impact of financial development on carbon emissions: An empirical analysis in China”, *Energy Policy* 39(4):2197—2203.

(责任编辑:陈建青)

(校对:孙志超)