

doi: 10.15936/j.cnki.1008-3758.2019.02.005

# 金融发展、技术创新与环境污染

贺 俊, 程 锐, 刘 庭

(中国科学技术大学 管理学院, 安徽 合肥 230026)

**摘 要:** 通过构建一个包含金融发展、技术创新及环境污染的动态内生增长模型,推导出金融发展、技术创新会抑制环境污染,并假设技术创新是金融发展抑制环境污染的中介变量。在理论研究的基础上,采用 1998—2016 年省级面板数据,实证研究金融发展对环境污染的影响,结果表明,金融机构信贷规模、金融市场融资规模与环境污染负相关,符合理论模型结论。将技术创新作为中介变量,研究金融发展对环境污染产生影响的作用机理,发现金融发展通过提升企业技术创新水平进而改善环境污染现状。金融发展对环境污染的影响存在地域差异。

**关 键 词:** 金融发展; 环境污染; 技术创新; 内生增长; 中介效应

**中图分类号:** F 062.2

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1008-3758(2019)02-0139-10

## Financial Development, Technological Innovation and Environmental Pollution

HE Jun, CHENG Rui, LIU Ting

(College of Management, University of Science and Technology of China, Hefei 230026, China)

**Abstract:** By constructing a dynamic endogenous growth model involving financial development, technological innovation and environmental pollution, it is deduced that financial development and technological innovation will inhibit environmental pollution under the assumption that technological innovation is a mediator of financial development to curb environmental pollution. This paper uses the provincial panel data from 1998 to 2016 to study the impact of financial development on environmental pollution. The results show that the credit scale of financial institutions and financial market financing scale are negatively correlated with environmental pollution, which is consistent with the conclusion of the theoretical model. This paper uses technological innovation as a mediator to study the mechanism of the impact of financial development on environmental pollution, and concludes that financial development improves environmental pollution by enhancing the level of technological innovation. It is found that there are geographical differences in the impact of financial development on environmental pollution.

**Key words:** financial development; environmental pollution; technological innovation; endogenous growth; intermediary effect

### 一、文献综述

改革开放以来,中国经济高速增长,同时也带

来了环境污染问题。现有的探索经济增长与环境污染关系的研究很多,较为典型的有 Grossman & Krueger (1995) 提出的环境库兹涅茨曲线(EKC),即人均 GDP 与环境污染存在“倒 U 型”

收稿日期: 2018-09-02

基金项目: 国家自然科学基金资助项目(71573240)。

作者简介: 贺 俊(1965-),男,安徽淮南人,中国科学技术大学副教授,管理学博士,主要从事宏观经济研究。

曲线关系,在低收入水平国家环境污染状况随着人均 GDP 的增加而更加严重,在高收入水平国家环境污染状况随着人均 GDP 的增加得到改善<sup>[1]</sup>。这一观点得到了学术界众多成果的支持,例如 Aldy(2005)对美国各州<sup>[2]</sup>、Acaravci & Ozturk(2010)对欧洲各国<sup>[3]</sup>、Apergis & Ozturk(2015)对亚洲各国<sup>[4]</sup>、Jebli 等(2016)对经合组织等的研究<sup>[5]</sup>都证实了 EKC 的有效性。但也有大量学者对 EKC 曲线提出质疑,譬如, Friedl & Getzner(2003)认为经济发展与环境污染呈现“倒 N 形”曲线<sup>[6]</sup>、Aslanidis & Iranzo(2009)研究发现环境污染与经济增长并不存在 EKC 理论所预示的倒 U 型关系<sup>[7]</sup>。Tamazia 等(2009)认为金融发展变量缺失导致实证结果不同,金融发展是经济增长、能源消费和二氧化碳排放的潜在影响因素,金融发展对发展中国家的环境质量起到决定性作用<sup>[8]</sup>。

一些研究表明金融发展可以抑制环境污染, Tamazia 等(2009)实证研究了金融发展对金砖国家的二氧化碳排放效应,他们认为发达的金融市场通过低廉的融资成本、多样化的融资渠道帮助企业降低流动性风险,并且集中资金发展技术,促进节能技术进步从而减少二氧化碳排放<sup>[8]</sup>。Tamazia & Rao(2010)引入制度因素研究前苏联和东欧国家金融发展与环境污染的关系,得出在转型经济体中,金融发展对环境污染的抑制起积极作用,并且强有力的政府机制能够提升金融发展抑制环境污染的效用<sup>[9]</sup>。Frankel & Romer(1999)研究发现金融发展吸引外商直接投资,技术提升效应抑制了环境污染<sup>[10]</sup>。Iwata 等(2010)研究证实金融发展促进企业使用清洁能源从而减少二氧化碳排放<sup>[11]</sup>。Jalil & Feridun(2011)通过研究中国 1953—2006 年、1978—2006 年的金融发展与环境污染数据得出结论:在中国,金融发展抑制环境污染<sup>[12]</sup>。

另外一些研究发现金融发展可能导致环境污染状况恶化。Sadorsky(2010)认为股票市场的发展有利于上市公司降低财务成本、扩大融资渠道、分担经营风险,提高获得新设备的能力,并积极地分配资源到新项目上,最终导致能源消耗增加,二氧化碳排放总量上升<sup>[13]</sup>。Zhang(2011)从普通居民消费视角解读这一问题,金融发展刺激普通居民家居用品(如汽车、房子、空调、洗衣机等)的购买和更新换代,这一现象会增加能源消耗和二

氧化碳排放<sup>[14]</sup>。Al-Mulali 等(2016)实证检验了欧洲各国金融发展与二氧化碳排放的关系,研究发现金融发展增加了二氧化碳排放,破坏了环境<sup>[15]</sup>。严成樑等(2016)通过对中国 30 个省份 1997—2012 年的金融发展与二氧化碳数据研究得出金融发展对二氧化碳强度的影响关系因为金融发展指标选取的不同而不同,可能的结果有线性负相关、U 型、倒 U 型<sup>[16]</sup>。

在现有文献中,也有研究发现金融发展对环境污染的影响并不显著。Ozturk & Acaravci(2013)研究了土耳其能源消费、经济增长、对外开放度和金融发展对人均碳排放量的影响,结果表明,长期来看金融发展变量对人均碳排放没有显著影响<sup>[17]</sup>。Dogan & Turkekul(2016)实证检验美国近 50 年来的数据,结果表明,短期来看金融发展与环境污染没有显著相关性,但是金融发展显著影响 GDP<sup>[18]</sup>。Abbasi & Riaz(2016)研究巴基斯坦 1971—2011 年金融发展与二氧化碳排放数据,得出金融发展水平与二氧化碳排放量不具有显著相关性的结论<sup>[19]</sup>。

检验金融发展对环境污染的影响效应固然重要,但挖掘金融发展对环境污染影响的传导机制更具有现实意义。冉光和等(2013)指出,金融发展结构和效率对区域创新能力产生积极促进作用<sup>[20]</sup>;李苗苗等(2015)发现中国的金融发展和研发投入显著正相关,金融发展是引致技术创新的直接原因<sup>[21]</sup>;黄娟、汪明进(2016)证明技术创新对环境污染具有显著的抑制作用,相比于污染治理投资,技术创新对环境污染的改善更有效果<sup>[22]</sup>。上述研究表明,在讨论金融发展与环境污染的关系时,应将技术创新这个影响因素考虑在内。

从文献回顾看,现有研究主要有两点不足:首先,大量的研究都是实证研究,缺乏通过理论模型来讨论金融发展、技术创新与环境污染的关系;其次,实证研究或是研究金融发展与环境污染的关系,或是研究金融发展与研发(技术创新)的关系或是研究技术创新与环境污染的关系,没有将金融发展、技术创新与环境污染这三者放在同一框架下讨论。针对上述不足,本文试图进行以下两点探索:①在理论层面上,建立包含金融发展、技术创新及环境污染的动态模型,从理论上探索金融发展、技术创新与环境污染的关系;②在实证层面上,引入技术创新作为中介变量,验证技术创新是金融发展抑制环境污染的中介变量。

## 二、理论模型

内生增长理论的分析工具是动态最优化,其基本思想是,为了可持续发展,必须要考虑短期利益与长期利益的平衡,因而内生增长理论适合分析经济发展与环境污染关系。本文在彭水军、包群(2006)<sup>[23]</sup>,Pagan(1993)<sup>[24]</sup>和韩廷春(2003)<sup>[25]</sup>研究的基础上建立内生增长理论模型,彭水军、包群在内生增长模型基础上引入了环境质量,环境质量主要受到环境污染和环境自净能力的影响,环境污染越严重则环境质量越差,环境自净能力越强则环境质量越好,但彭水军等并未考虑金融发展因素,韩廷春在内生增长模型基础上引入了金融发展水平,但未考虑环境质量。本文以上述理论模型为基础进行改进,构建包含金融发展和环境质量的内生增长模型,在内生增长理论框架下,探讨金融发展与环境质量的联系。

### 1. 生产函数

实物部门的产出主要由三部分要素构成,物质资本存量  $k$ 、一部分的劳动力  $ul$  和环境污染强度  $z$ ,  $z \in [0, 1]$ 。当  $z=1$  时得到最大产出值;当考虑环境因素,使用更清洁技术,即  $z < 1$  时,单位投入得到的产出减少。本文生产函数采用柯布一道格拉斯(Cobb-Douglas)生产函数形式,各要素在生产函数中均满足稻田条件,则生产函数可以表示为:

$$y = f(k, l, z) = Ak^{\alpha}(ul)^{1-\alpha}z \quad (1)$$

其中,  $A$  表示技术进步率,  $A > 0$ ;  $\alpha$  表示弹性系数,  $0 < \alpha < 1$ 。

### 2. 物质资本积累方程

关于金融发展的经典设定,Pagan(1993)放弃了投资等于储蓄的假定,建立关系式  $i = \theta s$  阐述金融发展的作用:投资  $i$  不再简单地等于储蓄  $s$ ,而是与金融发展水平  $\theta$  呈正相关关系,这里  $\theta$  是指储蓄向投资的转化比率,表示金融发展水平,  $\theta \in [0, 1]$  表示金融市场完善程度,  $\theta$  越大金融发展水平越高<sup>[24]</sup>。

根据 Pagan(1993)<sup>[24]</sup>的理论,本文假定物质资本存量的增加同样也受到金融发展水平的影响,物质资本存量的增加是总收入减去消费的剩余,在考虑金融发展水平  $\theta$  这一因素后,物质资本积累方程可表示为:

$$\dot{k} = \theta s - \delta k = \theta(y - c) - \delta k \quad (2)$$

其中,  $\delta$  表示资本折旧率。

### 3. 金融发展水平方程

根据韩廷春(2003)<sup>[25]</sup>的研究,本文引用了金融发展水平方程的构造方法,设立模型如下:金融发展水平  $\theta$  的提高主要依赖于金融部门的工作效率  $\omega$  以及投入到金融部门的劳动力数量  $(1-u)l$ ,并且与其都是呈显著的正相关关系。

$$\dot{\theta} = \omega(1-u)l\theta \quad (3)$$

### 4. 环境质量变动方程

本文假设环境质量的变化主要受到两种因素的影响:污染排放和环境的自净能力。污染排放是产出水平  $y$  和污染强度  $z$  的函数,  $\varphi$  表示污染程度指数;本文  $e$  表示总的环境质量指标,视其为一种资本品,环境虽然随着环境污染的加重会逐步耗尽但是其也有一定的再生能力,最大再生速度  $\eta$  表示环境的自净能力。参照 Aghion & Howitt(1998)的假定,环境质量  $e$  定义为实际的环境质量与上限值之差,  $e$  恒为负值<sup>[26]</sup>,环境质量变动方程可表示为:

$$\dot{e} = -yz^{\varphi} - \eta e \quad (4)$$

根据彭水军(2006)的解释,如果没有产生环境灾难,  $\dot{e} > 0$ <sup>[23]</sup>。

### 5. 消费者预算约束

本文瞬时效用函数采用相对风险规避系数不变的(CRRA)形式,同时借鉴 Dinda(2005)<sup>[27]</sup>构建瞬时效用函数考虑环境因素的方式,将消费者的瞬时效用函数表示为:

$$U(c, e) = \frac{(c^{1-\sigma}e^{\sigma})^{1-\phi} - 1}{1-\phi} \quad (5)$$

其中,  $c_t$  表示代表性消费者在  $t$  时刻的消费;  $e$  表示环境质量;  $\phi$  是相对风险规避系数;  $\sigma(0 < \sigma < 1)$  表示环境偏好;  $1-\sigma$  代表消费偏好;  $U(c_t, e_t)$  为消费者  $t$  时刻瞬时效用函数。

假定理性消费者以无限时域上的效用贴现值加总最大化为其目标,则在消费者自身的预算约束下,本文将消费者的目标效用函数表示为:

$$\Omega = \max \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} U(c_t, e_t) dt \quad (6)$$

其中,  $\rho$  表示时间偏好率,其大小反映了消费者对当前消费和未来消费的偏好程度。

### 6. 模型求解

综上,为求得金融发展水平对环境质量影响的具体表现,本文需要对消费者的目标效用函数进行动态最优化分析,最优化问题如下所述:

$$\begin{cases} \max \int_0^{+\infty} e^{-\rho t} U(c_t, e_t) dt \\ \dot{k} = \theta(y - c) - \delta k \\ \dot{\theta} = \omega(1 - u)l\theta \\ \dot{e} = -yz^\varphi - \eta e \end{cases} \quad (7)$$

对式(7)构建 Hamilton 泛函:

$$H = U(c, e) + \lambda_1 [\theta(y - c) - \delta k] + \lambda_2 [\omega(1 - u)l\theta] + \lambda_3 (-yz^\varphi - \eta e) \quad (8)$$

式中,  $\lambda_1$ 、 $\lambda_2$ 、 $\lambda_3$  为 Hamilton 乘子, 即分别为状态变量  $k$ 、 $\theta$ 、 $e$  的影子价格, 最大化一阶条件得:

$$\begin{cases} \frac{\partial H}{\partial c} = (1 - \sigma)(c^{1-\sigma}e^\sigma)^{-\frac{1}{\sigma}}c^{-\sigma}e^\sigma - \lambda_1\theta = 0 \\ \frac{\partial H}{\partial z} = \lambda_1\theta Ak^\vartheta(ul)^{1-\vartheta} - \lambda_3 Ak^\vartheta(ul)^{1-\vartheta} \times \\ \quad z^\varphi(\varphi + 1) = 0 \\ \frac{\partial H}{\partial u} = \lambda_1\theta(1 - \vartheta)Ak^\vartheta u^{-\vartheta}l^{1-\vartheta}z - \lambda_2\omega l\theta - \\ \quad \lambda_3(1 - \vartheta)Ak^\vartheta u^{-\vartheta}l^{1-\vartheta}z^{\varphi+1} = 0 \\ \frac{\partial H}{\partial k} = \lambda_1\theta\partial Ak^{\vartheta-1}(ul)^{1-\vartheta}z - \lambda_1\delta - \\ \quad \lambda_3\partial Ak^{\vartheta-1}(ul)^{1-\vartheta}z^{\varphi+1} = \rho\lambda_1 - \dot{\lambda}_1 \\ \frac{\partial H}{\partial \theta} = \lambda_1 Ak^\vartheta(ul)^{1-\vartheta}z + \lambda_2\omega(1 - u)l = \\ \quad \rho\lambda_2 - \dot{\lambda}_2 \\ \frac{\partial H}{\partial e} = \sigma(c^{1-\sigma}e^\sigma)^{-\frac{1}{\sigma}}c^{1-\sigma}e^{\sigma-1} - \lambda_3\eta = \rho\lambda_3 - \dot{\lambda}_3 \end{cases} \quad (9)$$

联立式(1)、式(5)和式(9), 计算得:

$$\sigma(1 - \phi)g_e = \rho - [(1 - \sigma)(1 - \phi) - 1]g_e - \theta\partial A\left(\frac{k}{ul}\right)^{\vartheta-1}\frac{\varphi}{\varphi + 1} \quad (10)$$

解上述一阶常微分方程得:

$$e = e_0 \exp\left\{\rho - [(1 - \sigma)(1 - \phi) - 1]g_e - \theta\partial A\left(\frac{k}{ul}\right)^{\vartheta-1}\frac{\varphi}{\varphi + 1}\right\} \quad (11)$$

$e$  恒为负值,  $e_0 < 0$ ,  $\phi$  与  $e$  负相关。通过式(11)本文基本构建出金融发展水平  $\theta$ 、科技创新  $A$  作用于环境质量  $e$  的理论框架。

对式(11)求关于  $\theta$  的偏导数, 发现  $\partial e / \partial \theta > 0$ , 表示金融发展水平越高, 环境质量越高, 环境污染程度越低。一方面, 金融作为第三产业和清洁产业, 其发展水平越高、占国民经济结构的比重越大, 越有利于环境保护; 另一方面, 金融发展有利于企业融资, 进而提升企业技术水平, 能够降低工业企业生产过程中的环境污染。

对式(11)求关于  $A$  的偏导数, 发现  $\partial e / \partial A > 0$ , 表示技术创新水平越高, 环境质量越高, 环境污染程度越低。技术创新一方面可以降低单位

GDP 能耗, 从源头上减少二氧化硫、二氧化碳等有害气体的排放; 另一方面可以研发环境友好型产品取代传统高能耗高污染产品, 从终端上缩小高污染产品生存空间。从这两个方面, 技术创新抑制了环境污染。

在上述两个结论成立的前提下, 结合前人研究, 我们将技术创新设为中介变量, 提出假设: 技术创新是金融发展抑制环境污染的中介变量。

### 三、计量模型的构建与数据来源

#### 1. 变量选取和数据说明

根据现有研究, 金融发展水平主要利用信贷规模、储蓄规模、股票市场发展等指标来衡量。参考严成樑、李涛、兰伟(2016)的研究, 本文从三个维度衡量金融发展水平: 金融机构信贷总额占 GDP 比例、金融市场融资总额占 GDP 比例和外商直接投资(FDI)占 GDP 的比例<sup>[16]</sup>。从根本上看, 这三种方式都是从企业融资的角度构建金融发展水平指标, 金融机构信贷总额占 GDP 的比例越高, 企业融资越便利, 金融发展水平越高; 除金融机构贷款以外, 发行股票、债券等有价值证券是企业融资的重要方式, 本文用股票首发、定向增发、公开增发、配股、可转债发行和债券发行总额表示金融市场融资总额, 用金融市场融资总额占 GDP 的比重表示金融发展水平, 金融市场融资总额占 GDP 的比重越大, 金融发展水平越高; FDI 是企业融资的又一重要渠道, FDI 占 GDP 的比重与金融发展水平同样呈正相关关系。

污染物排放包括大气污染、水污染、固体废物污染等诸多方面, 国内外研究尚未对衡量环境污染的综合性单一指标给出统一的意见, 现有研究普遍采用具体的某一污染指标, 本文借鉴盛斌和吕越(2012)的做法采用单位 GDP 二氧化硫(SO<sub>2</sub>)排放量(POL1)代表环境污染水平<sup>[28]</sup>, 另“十一五”期间中国政府指定的减排目标中的两项主要污染指标为二氧化硫和化学需氧量, 在“十二五”和“十三五”规划减排目标中二氧化硫和化学需氧量同样是主要污染物指标, 因此本文将单位 GDP 化学需氧量的排放量(POL2)也加入到衡量环境污染的指标中, 分别从空气污染和水污染两个角度进行研究。

本文实证模型中包含中介效应检验, 用创新解释金融发展对环境污染产生影响的内在机理, 在中介变量的选取上, 本文采用各省人均专利申



请受理数表示创新水平。

控制变量  $C_{it}$  是影响金融发展水平与环境污染状况的其他相关变量,包含:①财政分权,薛钢和潘孝珍(2012)认为财政分权会负向影响环境污染状况<sup>[29]</sup>,因此文章引入财政分权作为控制变量,财政分权  $FD_{it}$  为省份  $i$  第  $t$  年人均预算内本级财政支出占中央和  $i$  省的总的人均预算支出的比重;②开放性水平,李锴和齐绍洲(2011)研究认为贸易开放性水平增大会加重环境污染<sup>[30]</sup>,因此文章引入开放性水平作为控制变量,开放性水平  $OPEN_{it}$  为第  $i$  个省在第  $t$  年的进出口贸易总额占国内生产总值的比重;③政府规模是政府行为的一个衡量方式<sup>[31]</sup>,因此引入政府规模,政府规模  $GS_{it}$  表示第  $i$  个省在第  $t$  年的财政支出占当年国内生产总值的比重;④投资率,由于污染是生产和投资的副产品,因此需要控制物质资本投资率<sup>[31]</sup>,投资率  $INV_{it}$  表示第  $i$  个省在第  $t$  年的固定资产投资额占国内生产总值的比重。本文在实证分析中对所有变量均采用自然对数进行处理。

本文选取了除西藏外 1998—2016 年 30 个省、自治区、直辖市的共 570 个数据。金融机构信贷总额数据来源于中宏数据库和《中国金融年鉴》;金融市场融资数据来源于 wind 数据库,由于该数据有部分缺失值,本文通过加权平均法将缺失的数据补全;FDI 数据来源于 wind 数据库和各省统计年鉴;二氧化硫和化学需氧量数据来源于《环境统计年鉴》;创新数据来源于《中国科技统计年鉴》;其余的控制变量数据来源于《中国统计年鉴》和各省统计年鉴。

2. 模型设定

本文实证考察了现有金融发展与环境污染的

相关文献,参考了温忠麟等(2004)<sup>[32]</sup>关于中介检验程序的介绍,构建如下的回归模型:

$$\begin{cases} \ln POL_{it} = \alpha_{it} + \beta_1 \ln X_{it} + \sum \delta_k \ln C_{it}^k + \epsilon_{it} \\ \ln INN_{it} = \alpha_{it} + \lambda \ln X_{it} + \sum \delta_k \ln C_{it}^k + \epsilon_{it} \\ \ln POL_{it} = \alpha_{it} + \beta_2 \ln X_{it} + \theta \ln INN_{it} \\ \quad + \sum \delta_k \ln C_{it}^k + \epsilon_{it} \end{cases}$$

(12)

其中, $i$  表示省份, $t$  表示年份, $\alpha_{it}$  为常数项, $\beta_1$ 、 $\lambda$ 、 $\beta_2$ 、 $\theta$  为参数项, $\epsilon_{it}$  为误差项;被解释变量  $POL_{it}$  表示省份  $i$  第  $t$  年的污染水平,本文采用两种维度衡量, $POL1$  表示单位 GDP 二氧化硫排放量, $POL2$  表示单位 GDP 化学需氧量;核心解释变量  $X_{it}$  表示省份  $i$  第  $t$  年时的金融发展水平,本文采用三种维度来衡量, $CRE$  表示单位 GDP 金融机构信贷总额, $FIN$  表示单位 GDP 金融市场融资总额, $FDI$  表示单位 GDP 的 FDI 规模;中介变量  $INN_{it}$  为省份  $i$  第  $t$  年的创新水平,本文采用最常见的逐步法检验中介效应。

四、实证结果及分析

1. 平稳性检验

Pesaran(2007)研究表明,传统的单位根检验方法(如 IPS 检验)只有在面板数据不存在截面相关的情况下才有效,并提出了 CIPS 检验(面板单位根检验)对具有截面相关的面板数据进行单位根检验<sup>[33]</sup>。因此,本文首先通过 Pesaran(2004)提出的 CD 检验(横截面相关检验)判断面板数据是否存在截面相关,随后使用 CIPS 检验方法确定各变量的平稳性<sup>[34]</sup>,见表 1。

表 1 横截面相关性和单位根检验结果

变 量	CD 检验		CIPS 检验	
	原序列	一阶差分序列	原序列	一阶差分序列
L. CRE	24.82***	49.76***	-1.533	-3.221***
L. FIN	47.00***	15.38***	-1.790	-4.979***
L. FDI	2.71***	3.90***	-1.394	-3.322***
L. POL1	74.97***	30.97***	-1.530	-3.845***
L. POL2	75.78***	51.95***	-1.651	-3.456***
L. INN	76.96***	19.36***	-1.568	-3.122***
L. FD	74.59***	63.96***	-2.062	-3.025***
L. OPEN	35.42***	42.52***	-1.088	-2.904***
L. GS	68.99***	34.94***	-1.935	-3.572***
L. INV	51.93***	32.57***	-1.453	-2.338**

注:本文在实证分析中对所有变量均采用自然对数进行处理,取对数后,变量名称前增加“L.”;CD 检验原假设为不存在截面相关,CIPS 检验原假设存在单位根;CIPS 检验的临界值-2.14、-2.25、-2.45,与其相对应的显著性水平为 10%、5%、1%;表中结果均是滞后 2 阶的 CD 和 CIPS 检验结果;\*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1%水平上显著,下同

根据表 1 可以看出,金融发展、环境污染和各控制变量的原序列及一阶差分序列均在 1%的显著性水平上截面相关,传统的单位根检验不再适用。由此本文采用 CIPS 检验方法判断面板数据平稳性,对于各变量的原序列 CIPS 检验接受原假设,各变量不平稳;对于各变量的一阶差分序

列,CIPS 检验拒绝原假设,因此本文可以认定面板数据各变量均是一阶单整序列。

2. 相关性分析

表 2 是所有变量的相关矩阵,旨在检验自变量和控制变量间是否存在多重共线。根据相关性分析结果可知,自变量和控制变量间不存在多重共线。

表 2 相关性分析结果

变 量	(1)L. POL1	(2)L. POL2	(3)L. CRE	(4)L. FIN	(5)L. FDI
(1)L. POL1	1				
(2)L. POL2	0.784 1	1			
(3)L. CRE	-0.243 2	-0.267 0	1		
(4)L. FIN	-0.578 7	-0.517 8	0.523 9	1	
(5)L. FDI	-0.398 8	-0.221 5	0.028 6	0.109 2	1
(6)L. INN	-0.582 6	-0.543 4	0.048 1	0.381 3	0.334 6
(7)L. FD	-0.594 5	-0.592 0	0.442 9	0.544 4	0.154 3
(8)L. OPEN	-0.563 7	-0.499 5	0.365 0	0.398 2	0.569 2
(9)L. GS	-0.020 5	-0.169 0	0.394 6	0.354 7	-0.449 2
(10)L. INV	-0.236 6	-0.434 3	0.035 9	0.311 7	-0.222 5
变 量	(6)L. INN	(7)L. FD	(8)L. OPEN	(9)L. GS	(10)L. INV
(6)L. INN	1				
(7)L. FD	0.405 7	1			
(8)L. OPEN	0.548 5	0.477 2	1		
(9)L. GS	-0.228 1	0.511 1	-0.271 7	1	
(10)L. INV	0.163 1	0.549 5	-0.212 0	0.544 8	1

3. 金融发展与环境污染的整体分析

表 3 反映的是对中国金融发展和环境污染关系的整体样本分析,两种环境污染水平指标与三种金

融发展水平分别组成了六个回归模型,本文进行了 Hausman 检验,结果表明六个模型都在 1%的水平上显著拒绝原假设,因此均采用固定效应模型。

表 3 金融发展与环境污染的实证检验结果:全国样本

被解释变量	模型 1 L. POL1	模型 2 L. POL1	模型 3 L. POL1	模型 4 L. POL2	模型 5 L. POL2	模型 6 L. POL2
L. CRE	-0.704 6*** (0.110 6)			-0.368 5** (0.123 1)		
L. FIN		-0.131 8*** (0.020 2)			-0.097 4*** (0.022 3)	
L. FDI			0.193 5*** (0.033 8)			0.169 6*** (0.036 8)
L. FD	-4.465 7*** (0.392 9)	-3.681 7*** (0.401 8)	-4.400 3*** (0.395 4)	-2.034 9*** (0.437 3)	-1.494 6*** (0.443 5)	-2.041 6*** (0.431 3)
L. OPEN	0.274 6*** (0.060 2)	0.256 3*** (0.060 5)	0.252 5*** (0.061 5)	0.073 6 (0.067 0)	0.048 8 (0.066 8)	0.035 7 (0.067 1)
L. GS	-0.863 4*** (0.142 0)	-1.010 3*** (0.137 0)	-0.920 7*** (0.141 6)	-0.871 7*** (0.158 1)	-0.925 5*** (0.151 2)	-0.832 3*** (0.154 4)
L. INV	0.062 2 (0.103 3)	0.177 3 (0.102 6)	0.073 3 (0.104 0)	-0.628 4*** (0.115 0)	-0.559 4*** (0.113 3)	-0.644 9*** (0.113 5)
常数	28.534 3*** (1.403 4)	21.959 0*** (1.339 0)	25.040 1*** (1.282 1)	19.404 8*** (1.562 0)	15.363 2*** (1.477 9)	17.680 1*** (1.398 7)
R <sup>2</sup>	0.883 8	0.884 2	0.882 0	0.790 8	0.795 1	0.796 0
Hausman	83.204 5	79.786 9	113.637 0	86.499 4	80.293 3	84.610 1
P(h)	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0	0.000 0
协整检验	-3.600 7***	-5.119 7***	-2.584 3***	-2.175 4**	-3.496 8***	-1.856 2**

注:括号里的数值为估计系数的稳健标准差,下同

从表 3 看出,三种不同维度衡量的金融发展对环境污染的影响不同,但是同一金融发展指标对不同维度衡量的环境污染影响相同。具体来说,金融机构信贷规模、金融市场融资规模与环境污染负相关,FDI 规模与环境污染正相关。根据严成樑等(2016)学者的观点,不同的金融发展水平指标对环境污染的影响效应有差异,这主要是因为金融发展对环境污染存在着两种不同的影响效应:技术提升效应和总量扩张效应<sup>[16]</sup>。技术提升效应是指金融发展水平的提高可以促进技术水平的进步,先进的技术水平能够帮助降低单位 GDP 能耗,或者研发出环境友好型的替代产品取代高能耗高污染产品,这两种路径都有利于降低环境污染;总量扩张效应是指金融发展促进企业生产规模扩大,企业生产对能源的需求和生产过

程中有害物质的排放都大大增加,这使得环境污染状况越来越严重。FDI 规模之所以与环境污染水平正相关,是因为现阶段外商直接投资在中国的技术提升效应发挥不明显,早期中国为了吸引外资流入大大放松了环境管制标准,增加了污染密集型产品的生产,FDI 对中国企业经济规模的扩大即总量扩张效应显著,这增加了环境污染,这一结论与 List & Co(2000)的研究结果一致<sup>[35]</sup>。从总体上看,金融发展与环境污染呈负相关关系。

4. 金融发展与环境污染的中介效应检验

为了进一步研究金融发展对环境污染产生上述影响的作用机理,本文将创新作为中介变量进行实证检验,见表 4。

表 4 金融发展与环境污染传导机制再研究:基于创新的中介效应

被解释变量	模型 7 FE L. INN	模型 8 FE L. INN	模型 9 FE L. POL1	模型 10 FE L. POL1	模型 11 RE L. POL2	模型 12 FE L. POL2
L. CRE	1.042 3*** (0.123 9)		-0.225 9*** (0.071 4)		-0.073 3 (0.080 7)	
L. FIN		0.181 6*** (0.023 3)		-0.036 1*** (0.010 7)		-0.019 0 (0.013 1)
L. INN			-0.106 0*** (0.031 2)	-0.509 9*** (0.022 0)	-0.219 8*** (0.031 9)	-0.211 2*** (0.026 3)
L. FD	5.083 3*** (0.445 5)	4.104 5*** (0.460 0)	-3.143 8*** (0.321 0)	-1.304 4*** (0.219 6)	-1.362 5*** (0.352 7)	-1.213 0*** (0.297 4)
L. OPEN	0.035 2 (0.067 8)	0.057 4 (0.069 0)	0.013 1 (0.039 8)	0.303 4*** (0.032 4)	0.077 7** (0.039 0)	0.110 9*** (0.03 74)
L. GS	1.066 5*** (0.160 4)	1.281 7*** (0.156 7)	1.224 8*** (0.114 1)	-0.325 3*** (0.082 2)	0.584 4*** (0.106 0)	0.553 9*** (0.102 6)
L. INV	0.250 9** (0.116 8)	0.074 3 (0.117 3)	0.515 8*** (0.059 4)	0.079 3 (0.056 6)	-0.002 7 (0.067 7)	-0.008 4 (0.056 4)
常数	-30.157 5*** (1.577 1)	-21.168 2*** (1.535 2)	13.814 7*** (1.249 3)	10.325 6*** (0.811 0)	8.750 9*** (1.378 6)	7.779 5*** (1.040 9)
R <sup>2</sup>	0.919 0	0.917 5	0.972 9	0.965 7	0.221 9	0.853 7
Hausman	215.887 3	123.890 7	24.237 5	24.030 1	9.173 8	14.874 1
P(h)	0.000 0	0.000 0	0.000 5	0.000 5	0.164 0	0.021 3
协整检验	-6.160 6***	-6.112 2***	-4.112 3***	-4.397 4***	-2.934 4***	-3.622 8***

表 4 报告了金融发展促进环境污染程度改善的中介效应回归结果。根据表 3 本文得出在中国发展现阶段 FDI 规模与环境污染正相关,这与其他金融发展指标与环境污染呈负相关关系的结果差异较大,因此在中介效应检验中剔除了 FDI 规模这一变量,只采用金融机构信贷规模与金融市场融资规模表示金融发展水平。

在表 4 中,模型 7、模型 8 中,创新作为被解释变量,金融机构信贷规模与金融市场融资规模的回归系数都显著为正,表明金融发展水平的提

高确实能够促进科技创新能力的增强。模型 9、模型 10 以单位 GDP 二氧化硫含量作为被解释变量,模型 9 中同时加入金融机构信贷规模与技术创新,得到回归系数  $|\beta_2|$  (0.225 9),与基准回归模型 1 中得到的系数估计值  $|\beta_1|$  (0.704 6)相比下降了 68%;模型 10 中同时加入金融市场融资规模与创新得到回归系数  $|\beta_2|$  (0.036 1),与基准回归模型 1 中得到的系数估计值  $|\beta_1|$  (0.131 8)相比下降了 73%。模型 11、模型 12 以单位 GDP 化学需氧量作为被解释变量,同时加入金融发展

与创新得到的回归系数 $|\beta_2|$ 不显著,表明直接效应不显著,只有中介效应。据此,本文得出,技术创新是金融发展抑制环境污染的中介变量。这一结果佐证了假设的正确性。

企业是技术创新的主体,中国企业研发资金投入占研发资金总投入的比例已经超过了 70%。金融发展通过分散风险和降低融资成本的方式提高了企业的研发投入,为技术创新企业提供了资金的融通渠道,提高了资金的投资效率,企业可以在金融市场上高效获得足够的研发资金投入,改善技术水平,加快创新和技术进步的速度。技术创新是抑制环境污染的重要方式,它至少可以通过两种途径抑制环境污染:技术创新可以降低单位产品的污染排放,降低单位 GDP 能耗,提高能源效率;技术创新可以推动高污染产品的替代品产生,同样抑

制了环境污染。因此,金融发展通过技术创新渠道对环境污染状况的改善发挥着重要作用。

5. 金融发展与环境污染的地区差异分析

由于中国金融发展水平在地区间的差异较大,为了更好地研究金融发展与环境污染的关系,本文将全国的样本按照金融发展程度划分为东、中、西<sup>①</sup>三个地域作出进一步的实证分析。从表 3 得出金融发展与环境污染是负相关关系,限于篇幅,本文单独以单位 GDP 金融机构信贷规模(CRE)来表示金融发展水平。

首先对面板数据进行模型识别,判断是采用固定效应模型还是随机效应模型,从 Hausman 检验结果来看模型(13)、模型(14)、模型(15)和模型(17)均采用固定效用模型,模型(16)和模型(18)采用随机效应模型,见表 5。

表 5 金融发展与环境污染的实证检验结果:地区差异

被解释变量	东		中		西	
	模型 13	模型 14	模型 15	模型 16	模型 17	模型 18
	FE L. POL1	FE L. POL2	FE L. POL1	RE L. POL2	FE L. POL1	RE L. POL2
L. CRE	-0.908 3*** (0.233 0)	-0.601 6*** (0.118 1)	0.324 8*** (0.084 2)	0.563 7*** (0.151 1)	0.351 9*** (0.049 5)	0.433 1* (0.188 7)
L. FD	-4.213 8*** (1.083 9)	-1.326 7* (0.671 9)	-3.695 9*** (0.280 9)	-2.601 2*** (0.500 1)	-4.988 5*** (0.288 6)	-1.708 0*** (0.507 3)
L. OPEN	0.565 2*** (0.142 1)	0.306 9** (0.095 9)	0.491 0*** (0.046 9)	0.242 7** (0.083 7)	-0.025 2 (0.023 7)	0.007 9 (0.066 9)
L. GS	-2.040 0*** (0.317 8)	-0.425 0* (0.194 7)	-0.569 4*** (0.144 2)	-0.024 9 (0.258 6)	0.451 8*** (0.104 8)	0.107 1 (0.155 4)
L. INV	0.687 2** (0.206 3)	0.132 4 (0.095 1)	0.203 5** (0.065 3)	-0.164 3 (0.116 7)	-0.461 2*** (0.049 6)	-1.521 2*** (0.180 6)
常数	26.933 1*** (3.768 1)	11.723 1*** (2.354 9)	18.709 8*** (0.979 9)	13.179 9*** (1.758 0)	28.912 4*** (1.031 4)	15.668 4*** (1.942 6)
Obs	187	187	153	153	170	170
Year Dummy	NO	YES	YES	YES	NO	NO
R <sup>2</sup>	0.795 3	0.682 1	0.929 9	0.320 3	0.976 6	0.846 6
Hausman	77.422 7***	41.812 8***	107.726 1***	4.405 6	32.994 5***	6.315 9
协整检验	-9.281 0***	-7.797 7***	-4.860 1***	-5.466 6***	-5.133 6***	-4.054 3***

根据估计结果,东部地区金融发展与环境污染表现为显著的负相关关系,中西部地区金融发展与环境污染表现为正相关关系。原因可能是中西部地区经济发展水平不是很高,地方企业普遍处于规模扩张阶段,金融发展在企业规模扩张上有较强的促进作用,而对企业的技术提升效应尚未显现。而东部地区是中国金融产业集中区,金融发展水平较高,金融发展带来的技术提升效应远超总量扩张效应,通过技术创新东部地区的经

济增长模式不断优化,环境污染状况不断改善。

观察控制变量可知:财政分权 FD 回归系数总体为负,这说明以支出分权衡量的财政分权指标和环境污染负相关,这与薛钢和潘孝珍(2012)的研究结论一致<sup>[29]</sup>。

开放性水平 OPEN 回归系数总体为正,原因可能是近年来中国经济对外开放度不断提高与环境污染状况逐步加重这一现状同步出现,从而实证结果出现了开放性水平与环境污染正相关的情

① 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南;中部地区包括山西、内蒙古、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部地区包括广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。



况；另一可能原因是中国现处于产业结构转型初期，经济结构以第二产业为主体，相对于资本密集型产品，高能耗的工业产品在对外贸易上更具有比较优势，开放性水平的提高意味着参与对外贸易的工业产品更多，环境污染更加严重。

政府规模GS与环境污染的关系表现出地域差异。东中部地区政府规模与环境污染负相关，西部地区政府规模与环境污染正相关。本文政府规模以本省财政支出占国内生产总值比重度量，这在一定程度上代表了本辖区的经济发展水平，因此这种地域差异性的出现可以从经济发展水平方面得到解释。经济越发达人们越重视环境保护，中国的经济发展水平总体呈现东中西逐步降低的格局，因此东部地区政府规模越大，经济发展水平越高，地方政府用于环境治理的财政支出比重也越大，进而抑制了环境污染；而现阶段中西部地区地方政府的主要工作任务是优先发展经济，当政府规模越大，经济发展水平越高，经济发展带来的污染物越多，在环境治理投入不够的情况下，环境污染越发严重。

投资率INV对环境污染的影响具有不确定性。一方面，投资率增加对能源的消费需求增加，污染物排放到自然界导致环境污染加重；另一方面，投资率提高有利于区域现代化进程的加速，意味着技术创新的不断推进，投资率有降低环境污染程度的作用。

## 五、结论与政策建议

本文通过构建了一个包含金融发展、技术创新及环境质量的动态内生增长模型，从模型推导出金融发展与技术创新均对环境污染起到抑制作用。随后通过中国30个省份的面板数据验证发现：①从总体上看，金融发展与环境污染负相关。②不同维度衡量的金融发展水平指标对环境污染的影响有差异。金融机构信贷规模、金融市场融资规模与环境污染负相关，外商直接投资(FDI)规模因其在中国经济发展现阶段总量扩张效应显著，技术提升效应尚未有效发挥，所以与环境污染正相关。③技术创新是金融发展对环境污染产生影响的中介变量，技术创新能力的提高是金融发展抑制环境污染的重要渠道。④不同地域的金融发展水平对环境污染的影响不同。基于企业发展阶段和产业结构的差异性，东部地区金融发展水

平的提高有利于抑制环境污染，中西部地区金融发展水平的提高则加重了环境污染。

根据研究结论本文提出以下政策建议：

第一，更好地发挥金融发展抑制环境污染的作用。政府相关部门可以通过降低民间资本准入门槛，大力发展各类金融市场和金融机构，提高地方金融发展水平来抑制环境污染。在吸引外商投资方面，政府需要制定合适的招商引资政策，限制高污染项目的引进，鼓励有节能环保技术项目的引入，尽可能使金融发展水平产生技术提升效应，避免总量扩张效应。

第二，通过引导企业进行技术创新来抑制环境污染。技术创新是金融发展抑制环境污染的中介变量，因此鼓励技术创新是抑制环境污染的重要方式。考虑到技术提升效应，政府可以通过制定鼓励绿色发展政策引导企业加大清洁生产技术研发，同时为企业的研发活动提供税收优惠和融资渠道，激励企业进行技术创新。

第三，制定“因地制宜”金融发展政策，达到抑制环境污染的目的。不同区域金融发展对环境污染起到的作用可能有所不同，对于东部地区，政府要加大金融发展支持力度，促进环境质量上升；对于中西部地区，政府需要合理引导金融资金流向，鼓励银行信贷向技术研发项目倾斜、向低污染低能耗企业倾斜，通过金融支持加快企业转型升级和经济结构调整，减少污染排放。

## 参考文献：

- [1] Grossman G, Krueger A. Economic Growth and the Environment[J]. Quarterly Journal of Economics, 1995, 110(2):353-377.
- [2] Aldy J E. An Environmental Kuznets Curve Analysis of US State-level Carbon Dioxide Emissions[J]. The Journal of Environment & Development, 2005,14(1):48-72.
- [3] Acaravci A, Ozturk I. On the Relationship Between Energy Consumption, CO<sub>2</sub> Emissions and Economic Growth in Europe[J]. Energy, 2010, 35(12): 5412-5420.
- [4] Apergis N, Ozturk I. Testing Environmental Kuznets Curve Hypothesis in Asian Countries[J]. Ecological Indicators, 2015,52:16-22.
- [5] Jebli M B, Youssef S B, Ozturk I. Testing Environmental Kuznets Curve Hypothesis: The Role of Renewable and Non-renewable Energy Consumption and Trade in OECD Countries[J]. Ecological Indicators, 2016,60:824-831.
- [6] Friedl B, Getzner M. Determinants of CO<sub>2</sub> Emissions in a Small Open Economy[J]. Ecological Economics, 2003,45

- (1):133-148.
- [7] Aslanidis N, Iranzo S. Environment and Development: Is There a Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> Emissions[J]. *Applied Economics*, 2009, 41(6):803-810.
- [8] Tamazian A, Chousa J P, Vadlamannati K C. Does Higher Economic and Financial Development Lead to Environmental Degradation: Evidence from BRIC Countries[J]. *Energy Policy*, 2009, 37(1):246-253.
- [9] Tamazian A, Rao B B. Do Economic, Financial and Institutional Developments Matter for Environmental Degradation? Evidence from Transitional Economies[J]. *Energy Economics*, 2010, 32(1):137-145.
- [10] Frankel J A, Romer D. Does Trade Cause Growth? [J]. *American Economic Review*, 1999, 89(3):379-399.
- [11] Iwata H, Okada K, Samreth S. Empirical Study on the Environmental Kuznets Curve for CO<sub>2</sub> in France: the Role of Nuclear Energy[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(8):4057-4063.
- [12] Jalil A, Feridun M. The Impact of Growth, Energy and Financial Development on the Environment in China: A Cointegration Analysis[J]. *Energy Economics*, 2011, 33(2):284-291.
- [13] Sadorsky P. The Impact of Financial Development on Energy Consumption in Emerging Economies[J]. *Energy Policy*, 2010, 38(5):2528-2535.
- [14] Zhang Yuejun. The Impact of Financial Development on Carbon Emissions: An Empirical Analysis in China[J]. *Energy Policy*, 2011, 39(4):2197-2203.
- [15] Al-Mulali U, Ozturk I, Lean H H. The Influence of Economic Growth, Urbanization, Trade Openness, Financial Development, and Renewable Energy on Pollution in Europe [J]. *Natural Hazards*, 2015, 79(1):621.
- [16] 严成樑, 李涛, 兰伟. 金融发展、创新与二氧化碳排放[J]. *金融研究*, 2016(1):14-30.
- [17] Ozturk I, Acaravci A. The Long-run and Causal Analysis of Energy, Growth, Openness and Financial Development on Carbon Emissions in Turkey[J]. *Energy Economics*, 2013, 36:262-267.
- [18] Dogan E, Turkekul B. CO<sub>2</sub> Emissions, Real Output, Energy Consumption, Trade, Urbanization and Financial Development: Testing the EKC Hypothesis for the USA [J]. *Environmental Science and Pollution Research International*, 2016, 23(2):1203.
- [19] Abbasi F, Riaz K. CO<sub>2</sub> Emissions and Financial Development in an Emerging Economy: An Augmented VAR Approach[J]. *Energy Policy*, 2016, 90:102-114.
- [20] 冉光和, 徐鲲, 鲁钊阳. 金融发展, FDI对区域创新能力的影响[J]. *科研管理*, 2013, 34(7):45-52.
- [21] 李苗苗, 肖洪钧, 赵爽. 金融发展, 技术创新与经济增长的关系研究——基于中国的省市面板数据[J]. *中国管理科学*, 2015, 2:162-169.
- [22] 黄娟, 汪明进. 科技创新, 产业集聚与环境污染[J]. *山西财经大学学报*, 2016(4):50-61.
- [23] 彭水军, 包群. 环境污染、内生增长与经济可持续发展[J]. *数量经济技术经济研究*, 2006(9):114-140.
- [24] Pagan M. Financial Markets and Growth[J]. *European Economic Review*, 1993, 37:613-22.
- [25] 韩廷春. 金融发展与经济增长的内生机制[J]. *清华大学学报(哲学社会科学版)*, 2003, 18(1):80-85.
- [26] Aghion P, Howitt P, Brant-Collett M, et al. *Endogenous Growth Theory*[M]. Cambridge: MIT press, 1998.
- [27] Dinda S. A Theoretical Basis for the Environmental Kuznets Curve[J]. *Ecological Economics*, 2005, 53(3):403-413.
- [28] 盛斌, 吕越. 外国直接投资对中国环境的影响——来自工业行业面板数据的实证研究[J]. *中国社会科学*, 2012(5):54-75.
- [29] 薛钢, 潘孝珍. 财政分权对中国环境污染影响程度的实证分析[J]. *中国人口·资源与环境*, 2012, 22(1):77-83.
- [30] 李锴, 齐绍洲. 贸易开放, 经济增长与中国二氧化碳排放[J]. *经济研究*, 2011(11):60-72.
- [31] 卢洪友, 刘啟明, 祁毓. 中国环境保护税的污染减排效应再研究——基于排污费征收标准变化的视角[J]. *中国地质大学学报(社会科学版)*, 2018, 18(5):67-82.
- [32] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. *心理学报*, 2004, 36(5):614-620.
- [33] Pesaran M H. A Simple Panel Unit Root Test in the Presence of Cross-section Dependence [J]. *Journal of Applied Econometrics*, 2007, 22(2):265-312.
- [34] Pesaran M H. General Diagnostic Tests for Cross Section Dependence in Panels [R]. Cambridge: University of Cambridge, 2004.
- [35] List J A, Co C Y. The Effects of Environmental Regulations on Foreign Direct Investment[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2000, 40(1):1-20.

(责任编辑:王 薇)