金融发展对绿色创新效率的影响研究

李诗琪， 杨 晨
(南京大学 经济学院,江苏 南京 210093)

摘要: 在生态环境的约束下,经济实现绿色转型须以实现创新效率的提升为重要途径。科学技术是经济发展的第一生产力,金融是经济发展的核心,二者的相互渗透和相互作用才更能够促进创新效率的提升。在考虑环境约束的基础上,测度 2005 - 2015 年各省创新效率,并采用 Tobit 方法对金融发展和绿色创新效率之间关系进行实证研究。研究结果表明,金融发展规模扩张和结构调整都对绿色创新效率具有显著的促进作用。

关键词: 金融发展; 绿色创新效率; Tobit 模型
中图分类号: F403.7 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000 - 579(2018)06 - 0084 - 09

On the Influences of Financial Development on Green Innovation Efficiency

LI Shiqi， YANG Chen
(School of Economics, Nanjing University, Nanjing, Jiangsu 210093, China)

Abstract: Under the constraint of the ecological environment, realizing the economic transition from extensive form to green form must take the improvement of innovation efficiency as the important means. Technology is the first productive force, finance is the core of economic development, and only the mutual infiltration and interaction between them can promote the development of innovation efficiency. On the basis of considering environmental constraint, the paper measures the innovation efficiency of each province from 2005 to 2015. And the Tobit method is used to make an empirical study on the relationship between financial development and green innovation efficiency. The results show that the expansion of financial scale and the adjustment of financial structure have significant catalytic effect on efficiency of green innovation.

Key words: financial development; green innovation efficiency; Tobit model

以“绿色 GDP”为核心的发展模式已是当今社会发展的新趋势。创新作为经济高质量发展的第一推动力,是我国经济绿色转型的重要支撑。在生态环境的约束下,经济实现绿色转型应以实现绿色创新效率的提升为重要途径。所谓绿色创新效率是指以节能环保和科技创新为本质,从改进和开发节约资源、减少环境污染的生产设备、生产技术出发,提升工业企业的经济效益和环境效益。科学技术是经济发展的第一生产力,金融是经济发展的核心,二者的相互渗透和相互作用才能够更好地促进绿色创新效率的提升。为此,如何充分发挥金融体系的“效率效应”显得尤为关键。[1] 金融市场应该如何调节资金的有效配置,支撑企业绿色创新效率的提升,是本文将要探索的问题。鉴于此,本文利用基于非期望产

收稿日期: 2018 - 04 - 10
基金项目: 江西省社会科学规划青年项目“金融发展对绿色创新效率的影响研究”(编号: 18YJ31)
作者简介: 李诗琪(1990 -),女,江西九江人,南京大学经济学院博士研究生。研究方向为创新经济学。
杨 晨(1989 -),男,江苏扬州人,经济学博士,南京大学经济学院应用经济学博士后。研究方向为区域经济与空间计量。

出的 SBM 函数对 2005 – 2015 年间省级绿色创新效率进行测算，随后采用 Tobit 方法，分别从发展规模和发展结构两个方面来对中国金融发展与绿色创新效率的关系做实证检验。

一、文献述评

企业创新往往需要大量的资金投入，且发展周期很长，单靠企业自身的研发投入往往不能满足需求，这时候就需要金融机构发挥作用，为企业提供流动资金，支持企业研发活动。早在 1912 年，熊彼特就提出功能完善的银行通过识别在产品和生产工艺创新中成功的企业，向其提供融资服务而促进技术创新。当金融体系发展达到一定水平后，就可以为企业的技术研发活动提供更灵活的资金来源，为技术革命提供催化剂，进而提升技术创新水平，因此市场化进程有利于强化金融体系对技术创新的提升作用。[2] 完善的金融体系可以通过金融中介机构和金融市场两个方面保证技术创新的持续发展，一是通过中介机构为企业创新活动提供灵活的资金支持，二是通过金融市场为市场上的投资人承担足够的风险。金融中介与市场的基本功能包括风险分散与流动性供给、降低事前及事后信息不对称和道德风险等，通过上述功能可以促进资源在整个市场范围内的有效流动，实现最优配置，从而为企业研发效率的提高提供更多的可能性。[3] 金融市场化可以缓解 R&D 投资存在的信息不对称等问题，进一步显著提高 R&D 投资的效率。[4] 国内外学者陆续用实证的方法检验了这一观点。①

总体而言，金融市场通过发挥动员储蓄、配置资金、分散风险等作用会促进技术创新这一观点基本形成共识，但是关于金融发展的不同变量对技术创新的作用在认识上存在差异。[5] 金融机构在处理项目风险、监管方式、规则强度三方面的不同决定了不同金融结构在自主创新中的作用存在差异。[6] 只有与实体经济结构相匹配的金融结构，才能有效地发挥金融体系甄别创新企业、动员储蓄、提供资本、降低信息成本和交易成本等作用，从而促进技术进步。虽然地方银行发展水平为企业研发投入提供了一定的融资支持，[7] 但是市场导向的金融体系更有利于一国经济中技术创新活动和高创新产业的增长。② 同时不同发展水平的区域金融市场对技术创新的作用也不尽相同，在金融发展水平较低的国家，金融发展对技术创新可能存在抑制作用。[8]

综观已有文献，多数文献测算创新效率的方法，极少考虑到以环境成本为代表的非期望产出，难以全面反映工业企业创新效率的真实内涵。在当前国内外环境问题引起公众广泛关注的大背景下，将环境因素纳入创新效率的测度框架中是十分有必要的。另一方面，国内外学者对于金融发展也多采用单一指标来衡量。本文将环境因素作为非期望产出纳入绿色创新效率体系的测度，并且在考虑股票市场和银行市场的条件下，将金融发展分为市场规模和结构，更全面地检验金融发展对绿色创新效率的影响作用。

二、创新效率的测算及结果分析

近年来，总量日益庞大的中国经济在发展过程中，面临着资源配置不合理和环境污染的压力，以及技术创新能力停滞不前、效率低下等问题。应该从综合效益角度出发改善工业企业的创新模式，提升以资源节约、环境友好为导向的科技创新能力，使创新具有可持续性。因此，从引入生态理念入手，突破传统创新理论，对各类创新活动设置绿色限制阈值，向环境友好、资源节约和社会公益方向为标志的工业企业创新绿色经济转型。[9]

---

① 钱水土，周永涛. 金融发展、技术进步与产业升级 [J]. 统计研究，2011，(1)；Maskus K E，Neumann R，Seidel T. How national and international financial development affect industrial R&D [J]. European Economic Review，2012，(1)；张志强. 金融发展、研发创新与区域技术深化 [J]. 经济评论，2012，(03)；Po – Hsuan Hsu，Xuan Tian，Yan Xu. Financial development and innovation: Cross – country evidence [J]. Journal of Financial Economics，2014，(1)；祝佳. 创新驱动与金融支持的区域协同发展研究——基于产业结构差异视角 [J]. 中国软科学，2015，(9)。

② Weinstein D E，Yafeh Y. On the Costs of a Bank – Centered Financial System: Evidence from the Changing Main Bank Relations in Japan [J]. Journal of Finance，1998，(2)；Morck R，Nakamura M，Shivdasani A. Banks，Ownership Structure，and Firm Value in Japan [J]. Journal of Business，2000，(4)；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，(02)。

(一)基于非期望产出的 SBM - Windows 模型

对绿色创新效率的测度是一种要求投入资本、人力最小而对环境污染的产出(废气、废水等有害物质)也达到最小的过程。这种越小越好的产出通常称为非期望产出。基于这一出发点,TONE 在传统 SBM 模型的基础上,提出了考虑坏产出的 SBM 模型(即基于松弛的方向性距离函数):[10]

$$\min\rho = \frac{\left(1 - \frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} s_i^- / x_{ik}\right)}{1 + \frac{1}{q_1 + q_2}\left(\sum_{r=1}^{q_1} s_r^+ / y_{rk} + \sum_{t=1}^{q_2} s_t^{b-} b_{rk}\right)}$$

$$\text{s.t.} \quad X\lambda + s^- = x_k$$

$$Y\lambda - s^+ = y_k$$

$$B_\lambda + s^{b-} = b_k$$

$$\lambda, s^-, s^+ \geq 0$$

其中,s 表示的是投入产出的松弛量,λ 为权重变量,ρ 表示被评价决策单元(DMU)的效率值,它同时从投入和产出两个角度来对无效率状况进行测度。$\frac{1}{m}\sum_{i=1}^{m} s_i^- / x_{ik}$ 和 $\frac{1}{q_1 + q_2}\left(\sum_{r=1}^{q_1} s_r^+ / y_{rk} + \sum_{t=1}^{q_2} s_t^{b-} b_{rk}\right)$ 分别是投入及产出的无效率体现。

由于不同时点上 DMU 的前沿面不相同,单利用 SBM 模型计算得到的效率值在不同时点上不具有可比性,且容易使效率计算结果始终为 1,无法反映出创新效率随着时间演进而产生的变化。而 DEA - Windows 分析恰好解决了这一问题,它通过移动平滑方法评估了效率的时间演进趋势,将每个 DMU 在各个时期内的数据看做一个相对独立的"DMU",假设共有 n 个 DMU,p 个时期,则"DMU"的总数为 np。若窗口的宽度为 $d(d \leqslant p)$,一般设置为 3 或 4,则窗口的数量为 $w = p - d + 1$。每个窗口内的"DMU"数量为 nd,相对于每个时期的 DMU 的 d 倍。

(二)数据说明

本文以中国大陆 30 个省级地区(西藏除外)为初始样本,以是否考虑环境约束为前提计算 2005 - 2015 年间的工业企业研发效率,即利用工业企业 R&D 人员数、R&D 经费内部支出作为投入指标,地区发明专利申请数、新产品开发项目数、工业企业新产品销售收入为期望产出指标,各地区工业废水排放量为非期望产出指标。

数据来源于历年各省份《统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》和《工业企业科技活动统计年鉴》等。为消除物价变化的影响,本文以 2000 年为基期,根据固定资产投资价格指数对与价格相关的投入和产出指标进行调整。另外,企业所积累的 R&D 存量更能准确反映企业研发的能力和潜力,因此,本文通过 R&D 内部支出,计算得出 R&D 经费内部支出存量数据,具体做法参考吴延兵、白俊红等的相关研究。

(三)基于 SBM - Windows 的创新效率测算结果及分析

图 1 呈现了 2005 - 2015 年间中国创新效率的变动趋势。从宏观上看,中国创新效率仍然处于较低水平,均值不足 0.5。2005 年前后创新效率均值徘徊在 0.2 上下,水平很低,但从 2005 年到 2015 年考虑环境约束的创新效率呈现了逐年稳定递增的趋势,同时忽略环境约束的创新效率呈现出一个围绕绿色创新效率上下波动的上升趋势,二者相伴而行。这说明这十一年间中国经济由粗放型逐渐向绿色集约型转变,国家的工业发展与环境可持续性政策逐渐发挥了作用,资源配置效率逐年提高。与忽略环境约束的创新效率值相比,绿色创新效率值提升更加稳定,并没有呈现波动性,因此后文选取了绿色创新效率值为被解释变量。2015 年我国工业企业绿色研发效率平均值为 0.541,有 19 个地区未达平均水平,占比 63.3%。这一结果表明,大部分地区都存在着企业研发资源效率低下的情况,单纯依靠高污染、高消耗的研发投入只能使得研发产出数量上增加,并不会提高研发产出的效率,研发活动仍然存在高投入、低效益的现象。

图 2 描述了 30 个省级地区创新效率的平均值。可以看出,中国绿色创新效率较高的省份基本上都

位于东部沿海地区，如北京、天津、上海、广东。说明这些地区已经认识到经济发展与环境协调的重要性，在注重创新发展的同时，对环境问题也处理较好，注重提升经济增长质量，率先体现了可持续增长的内涵。其他几个沿海经济大省如江苏、山东、浙江、福建等在这 11 年间的绿色创新效率均值都分布于 0.6 上下，效率值较北上广等地区偏低，说明这些地区研发产出量高可能是依靠增加投入来带动高产出，提高创新效率还有较大空间，生产要素和生产产品有待进一步优化配置。同时，在山西、黑龙江、青海等地，环境污染给工业创新效率带来了负效应。如煤炭、焦炭、冶金、电力等资源型产业集中的山西，发展方式粗放、资源依赖严重，环境污染问题较突出，企业单纯追求经济数量上的增长，而忽略了对绿色 GDP 的追求。因此相对来说，发展不好的城市越容易在工业发展中忽略环境协调，中西部地区绿色创新效率仍存在相当大的改善空间，经济发展必须由粗放型向更高效率的模式转变，真正意义上的高效转型应该是以不忽略城市资源禀赋和环境协调为前提。

上述分析可以预测到，各地区不同的金融发展水平对创新效率的影响将会呈现差异化的模式，具体结果需要借助计量模型进一步确认。

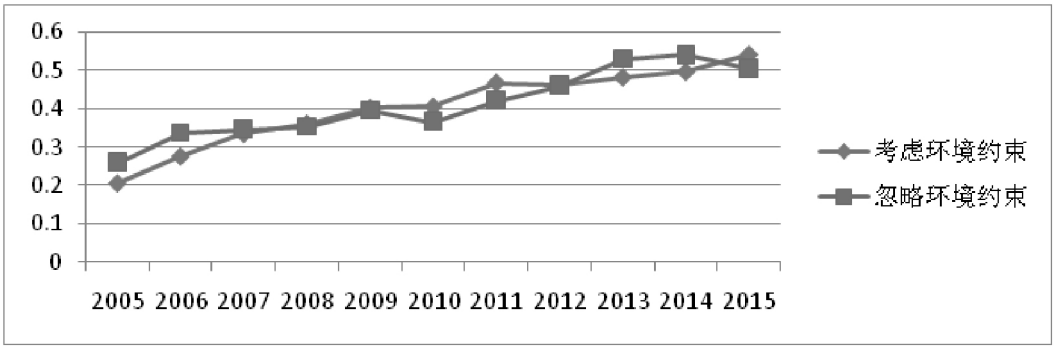


图 1　2005 – 2015 年间中国创新效率的变化趋势

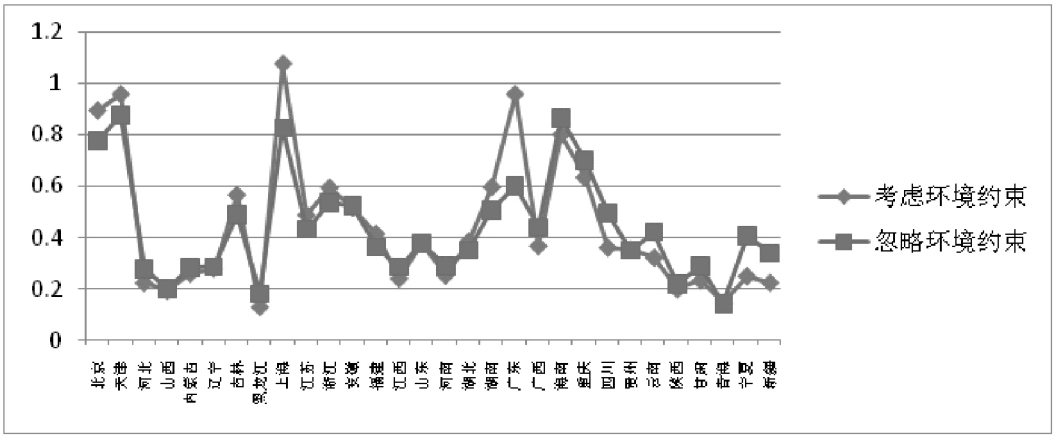


图 2　2005 – 2015 年间省级创新效率的均值对比

三、金融发展对绿色创新效率影响的 tobit 分析

(一) 模型设定与估算方法

在已有文献的基础上，本文以 C – D 生产函数为基础，纳入金融发展作为技术创新效率的主要影响因素，具体表示为:

$$\begin{cases} Y_{it} = A_{it} \times L_{it}^{\alpha} \times K_{it}^{\varphi} \\ A_{it} = A_{i0} \times \mathrm{FIN}_i \end{cases}$$

其中，字母 i 和 t 表示 t 时间第 i 地区; Y、A、L 和 K 分别表示创新活动的产出、技术创新效率、劳动投入和资本投入。FIN 表示金融市场规模和结构特征。A_0 为影响创新效率的其他因素。

对上式两侧同时取对数,并纳入控制变量可得:

$$\ln A_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln \mathrm{FIN}_i + \sum \beta_n \ln X_{it}^n + \gamma_i + \eta_t + \varepsilon_{it} \quad ①$$

上式中,X 表示控制变量集合,γ_i 和 η_t 分别表示个体固定效应和时期固定效应;ε_{it} 为随机扰动项。

(二)指标选择与数据来源

关于金融发展的度量,本文分别从结构和规模两个层面进行指标构建,并且为解决可能存在的内生性问题,采用滞后一期的金融发展指标作为内生工具变量构建对应的 Tobit 回归模型。具体而言,选取股票市值与地区 GDP 的比值为股票市场规模,选取金融机构贷款余额与地区 GDP 的比值为银行业规模,选取股票市场规模与银行业规模的比值为金融结构,记为 *FSTR*1,该指标越小,该地区越趋向于银行主导型的金融体系;选取股票市场规模与银行业规模之和作为金融发展整体规模的测度指标,记为 *FSC*1。选取金融机构贷款余额与地区生产总值的占比作为金融市场结构的代理指标,记为 *FSTR*2,这一比例较高时表明金融发展是以银行主导的金融结构;利用金融机构贷款余额和金融机构存款余额之和与地区生产总值的比值作为金融发展整体规模的代理指标,记为 *FSC*2。

为了剔除其他因素对被解释变量的影响,还引入了以下控制变量:(1)国有化率 *SOE*,采用国有企业资产总计占地区规模以上工业企业资产总计的比率来度量,以控制地方经济构成对创新效率的影响;(2)政府消费 *GC*,使用各省份财政支出占地区生产总值的比率来测度,以揭示地方政府行为对企业创新效率的影响;(3)对外开放程度 *OPEN*,采用进出口总额占地区生产总值的比重,以刻画生产要素的开放程度是否会导致创新效率的提升;(4)人力资本 *EDU*,选取每十万人中高等学校平均在校人数的比重来表示,以刻画人力资本对企业创新效率的影响;(5)产业结构 *IS*,采用第二产业增加值在地区生产总值中的比重,以刻画产业结构在创新效率中的影响;(6)外商直接投资 *FDI*,采用该地区外商直接投资的总额,以刻画该地区受国外其他地区的影响。

本文采用 2005 – 2015 年间中国大陆 30 个省级地区作为研究样本(西藏数据缺失过多,不纳入研究样本)。其中,东部沿海地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南、辽宁 11 个省(市);内陆地区包括山西、安徽、江西、河南、湖北、湖南、吉林、黑龙江、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆 19 个省(市、自治区)。所有数据来源于历年各省《统计年鉴》等。

(三)模型估计结果

利用 STATA12.0 软件,根据根式①建立面板模型,从金融发展的规模和结构特征两个层面出发,实证检验中国金融发展对其创新效率的提升作用。由于文中方法计算出的创新效率是介于 0 和 1 之间的一组数据,若采用传统 OLS、GMM 方法估计可能会存在偏差,因此采用面板数据 Tobit 回归模型来分析金融发展和创新效率的关系,具体结果参见表 1 和表 2。为刻画不同区域金融发展对创新效率的差异影响,本文还将 30 个省份分为两大区域依次展开研究,以消除地域因素对被解释变量的影响。由于 FSTR2 与绿色创新效率的关系并不显著,因此刻画不同区域层面时仅考虑 *FSC*1 和 *FSTR*1。

1. 金融发展规模的影响效应

由表 1 的估计结果可知,两种度量方式下的金融整体发展规模对绿色创新效率都为正,且在 0.01 的显著性水平下显著,说明金融市场化改革扩大了金融市场的整体规模,使得企业研发吸引了更多信贷资金的流入,从而提升了绿色创新效率。绿色创新效率的金融规模弹性分别为 0.04 和 0.09,可能是因为随着金融发展规模的扩张,相比以前企业更容易获得信贷资金,从而促使企业有更多资金可以投入在绿色生产技术的引进和改造上,提升地区的技术创新水平,提高资源利用效率,进而提升企业的创新效率。从区域层面看,中国金融发展规模对绿色创新效率的影响由东向西递增,可能的解释在于,东部沿海地区经济发展水平较高,发达的金融体系使得企业面临的融资约束较小,而中西部地区经济发展相对落后,金融发展规模相对较小使得企业面临了较高的融资约束。因此,金融市场规模的扩大在落后地区更能带动创新效率的提升。

表 1　金融规模与绿色创新效率

变量	考虑环境约束的创新效率			
	全国		分区域	
			东部沿海地区	中西部内陆地区
*FSC*1	0.0434***		0.0407***	0.0898**
	(0.0088)		(0.0106)	(0.0452)
*FSC*2		0.0908***		
		(0.0253)		
SOE	−0.9320***	−0.9220***	−0.7053**	−0.7992***
	(0.1227)	(0.01229)	(0.2851)	(0.1440)
GC	0.3089	0.0663	1.2406*	−0.0759
	(0.1907)	(0.2159)	(0.6732)	(0.2072)
OPEN	−0.0848	−0.1269	0.8614	−0.1631
	(0.0801)	(0.0808)	(0.1222)	(0.2158)
EDU	1.0817***	1.0849***	0.4942	1.6754***
	(0.2012)	(0.2072)	(0.3222)	(0.3223)
IS	−0.0890	0.1032	−0.6683	0.1473
	(0.1976)	(0.2204)	(0.4590)	(0.2183)
FDI	0.0501**	0.0548***	0.0500**	−0.0889
	(0.0199)	(0.0203)	(0.0237)	(0.1278)
Cons.	0.5640***	0.3524*	0.6583*	0.3249*
	(0.1426)	(0.1608)	(0.3406)	(0.1842)
观测值	330	330	121	209
极大似然值	190.5133	185.4404	53.1026	152.9534

注：括号内为稳健标准误，***、**、* 分别表示 *t* 值在 1%、5%、10% 的水平上显著

2. 金融发展结构的影响效应

表 2 显示了我国金融发展结构的动态调整对绿色创新效率的影响。从表中可以看出，考虑股票市场和银行规模的金融市场结构对绿色创新效率的影响均为正值，且在统计意义上是显著的。目前中国银行业的整体水平仍然不高，发展模式较为粗放，大多数银行主要通过网点和业务的扩张实现整体规模的扩大，分散了资源的同时增加了风险。[11] 这些结果说明，伴随着中国的技术创新模式由渐进式创新向突破式创新转型的过程，以市场为主的金融结构更加匹配我国现有的产业结构，因此推进金融市场化将有利于绿色创新效率的提升。从不同区域层面来看，东部沿海地区系数显著为正，而中西部内陆地区系数为正但不显著，可能是由于东部沿海地区金融体系发展程度较高，市场化程度也较高，使得该地区企业的融资渠道较中西部地区更为广泛，金融市场往往选择投入产出比高的企业进行投资，从而促进了企业的创新效率。而中西部地区企业的融资多来自于银行业，银行贷款更倾向于向国有企业和大型企业流动，使得资金的投入缺乏灵活性，企业缺少竞争，从而对创新效率不会产生显著影响。

表 2　金融结构与绿色创新效率

变量	考虑环境约束的创新效率			
	全国		分区域	
			东部沿海地区	中西部内陆地区
*FSTR*1	0.0660***		0.0701***	0.0325
	(0.0175)		(0.0215)	(0.0529)
*FSTR*2		0.0829		
		(0.0624)		
SOE	−0.9162***	−0.8617***	−0.6594**	−0.7944***
	(0.1237)	(0.1260)	(0.2836)	(0.1463)
GC	0.3928**	0.2249	1.3511**	0.0874
	(0.1905)	(0.2327)	(0.6679)	(0.1961)
OPEN	−0.0597	−0.0587	0.1085	−0.1364
	(0.0821)	(0.0821)	(0.1221)	(0.2180)

变量	考虑环境约束的创新效率			
EDU	1.1321***	1.1847***	0.4980	1.7288***
	(0.2012)	(0.2117)	(0.3347)	(0.3283)
IS	−0.2417	−0.0945	−0.8602*	0.1276
	(0.1996)	(0.2433)	(0.4555)	(0.2240)
FDI	0.0470**	0.0513**	0.0457*	−0.0477
	(0.0202)	(0.0207)	(0.0242)	(0.1275)
Cons.	0.6393***	0.4847***	0.7522**	0.3683**
	(0.1430)	(0.1719)	(0.3415)	(0.1860)
观测值	330	330	121	209
极大似然值	185.9361	179.8629	51.3380	151.1840

注:括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 t 值在 1%、5%、10% 的水平上显著

3. 控制变量的影响效应

在控制变量层面,国有化率的回归系数为显著的负值,说明国有成分抑制了绿色创新效率的提高。究其原因,在于国有企业往往存在产权不明晰、制度僵化等弊端,缺乏创新动力,投入资源效率低。

政府消费的回归系数多为正值,但基本上不显著。可能的解释在于政策性资金投入挤出了部分企业内部研发投资;另一方面,政府通过对企业的研发项目进行财政拨款进而增加企业创新产出的过程是一个间接的过程,因此其对绿色创新效率的促进作用并不显著。

对外开放程度对绿色创新效率的影响均为负,但在统计意义上不显著。这些结果表明,对国外技术产品的依存度过高会阻碍本国的自主研发,但是这种负向作用并不显著。

人力资本系数全部显著为正,说明人力资本能够通过内部创新,或者增强对外来技术的吸收促进绿色创新效率的提高,这也在一定程度上再一次证明了其在创新过程中的重要性。越是落后地区,人力资本水平对绿色创新效率的影响越为重要,这可能是因为中西部地区处于创新发展初期阶段,人力资本和物质资本的投入更为重要。

产业结构的系数有正有负,这说明产业结构对考虑环境约束的创新效率还没有一个稳定的影响,且二者之间并没有确切的关系。

外商直接投资的系数为正,且大部分显著,说明对外开放程度越高,竞争越激烈,越要求加大科技投入,提高产出水平,而且,在对外开放过程中,引进、吸收先进技术,也不同程度地促进了绿色创新效率的提升。

(四) 稳健性检验

对模型参数回归结果的分析,检验了金融发展与创新效率的关系。但为了验证这些结论的稳定性和可靠性,还需对模型进行进一步的稳健性检验。本文对创新效率的测度采取了考虑环境约束的方式,为了检验模型的稳健性,再采用忽略环境约束的创新效率进行重新评估,表 3 报告了金融发展与创新效率的稳健性结果。从表 3 的回归结果可以看出,在对主要被解释变量进行了替换后,稳健性检验结果与表 1 和表 2 的参数估计基本保持一致。因此,可以认为本文中对金融发展与绿色创新效率的关系模型是合理的,据此所得出的结论是可靠的。另外产业结构的系数显著为负,这说明创新效率的提升需要优化产业结构,第三产业就业弹性大,劳动、技术、知识密集,可以为创新活动提供更好的平台,因此有必要加大第三产业的投入,促进其发展。

表 3 金融发展与创新效率:不同被解释变量

变量	忽略环境约束的创新效率			
*FSC*1	0.0289***			
	(0.0089)			
*FSC*2		0.0859***		
		(0.0242)		
*FSTR*1			0.0367**	
			(0.0175)	
*FSTR*2				0.1124*
				(0.0586)

变量	忽略环境约束的创新效率			
SOE	−0.7732***	−0.7941***	−0.7539***	−0.7090***
	(0.1086)	(0.1103)	(0.1080)	(0.1079)
GC	0.2479	−0.01117	0.3023*	0.0763
	(0.1736)	(0.1103)	(0.1716)	(0.2128)
OPEN	−0.0868	−0.1465**	−0.0697	−0.0855
	(0.0665)	(0.0697)	(0.0662)	(0.0661)
EDU	0.7756***	0.6864***	0.8428***	0.7801***
	(0.1797)	(0.1884)	(0.1772)	(0.1885)
IS	−0.5969***	−0.3460**	−0.7072***	−0.4886**
	(0.1852)	(0.2098)	(0.1829)	(0.2256)
FDI	0.0285	0.0331*	0.0269	0.0322
	(0.0200)	(0.0198)	(0.0201)	(0.0203)
Cons.	0.8426***	0.6417***	0.8862***	0.7066***
	(0.1307)	(0.1465)	(0.1303)	(0.1546)
观测值	330	330	330	330
极大似然值	194.3990	195.5926	191.3774	191.0559

注：括号内为稳健标准误，***、**、* 分别表示 *t* 值在 1%、5%、10% 的水平上显著

（五）2008 年金融危机的冲击

进一步，为刻画 2008 年金融危机对中国金融发展和绿色创新效率的影响，引入金融发展与对应的 0－1 虚拟变量的交叉项，当 t≥2008 时，虚拟变量取 1，否则为 0。由表 4 可以看出，无论是否考虑环境约束，金融规模或金融结构，与金融危机的交叉项均显著为正，且它们对创新效率的影响都显著为正。这一结果表明，金融危机强化了中国金融发展对创新效率的提升作用。在金融危机进程中，更多的金融机构选择将资金投入成长性强、发展前景好、创新能力强的地区和企业。2008 年金融危机后，对于后危机时代的中国而言，金融机构对借款单位的识别、监管力度等显得尤为重要。2008 年金融危机对金融市场和制度的失败具有纠正作用，促使政府进一步完善金融监管和法律框架，为进一步加强中国金融发展对创新效率的提升作用打下坚实基础。[12]

表 4　金融发展与创新效率：2008 年金融危机的冲击

	考虑环境约束的创新效率		忽略环境约束的创新效率	
*FSC*1	0.0363***		0.0245***	
	(0.0085)		(0.0088)	
*FSTR*1		0.0609***		0.0344**
		(0.0169)		(0.0174)
Cross	0.0462***	0.1423***	0.0271***	0.0570*
	(0.0083)	(0.0301)	(0.0085)	(0.0307)
SOE	−0.8003***	−0.8827***	−0.7031***	−0.7474***
	(0.1220)	(0.1199)	(0.1115)	(0.1082)
GC	−0.0875	0.1990	0.0327	0.2326
	(0.2059)	(0.1956)	(0.1910)	(0.1784)
OPEN	−0.0265	−0.0496	−0.0611	−0.0687
	(0.0735)	(0.0761)	(0.0657)	(0.0659)
EDU	1.0909***	1.1816***	0.7345***	0.8325***
	(0.2000)	(0.1999)	(0.1812)	(0.1783)
IS	0.1081	−0.0889	−0.4648**	−0.6338***
	(0.1879)	(0.1902)	(0.1866)	(0.1854)
FDI	0.0549***	0.0495**	0.0313	0.0278
	(0.0189)	(0.0195)	(0.1327)	(0.0200)
Cons.	0.4286***	0.5546***	0.7692***	0.8564***
	(0.1409)	(0.1412)	(0.1327)	(0.1318)
观测值	330	330	330	330
极大似然值	205.1726	196.7238	199.3391	193.0969

注：括号内为稳健标准误，***、**、* 分别表示 *t* 值在 1%、5%、10% 的水平上显著

为验证上述结论的稳健性，本文拟进行安慰剂检验。具体方法为：随机抽取 15 个省份作为对照组，同时构造一个反事实事件进行对比，即选取在样本期间未受到金融危机影响的年份作为安慰剂试验。取 2006 年为临界点，当 *t*≥2006 时，虚拟变量取 1，否则为 0，并构建金融发展与对应的 0－1 虚拟变量的

交叉项。我们需要检验的是,与对照组相比,实验组是否也能显著强化创新效率的提升。实证结果表明,对照组样本中的交叉项均通过显著性检验,而实验组中的交叉项基本上未通过显著性检验,也就是说 2008 年金融危机之后,金融体系得到进一步完善,金融发展对创新效率的提升作用显著加强。

表 5 金融发展与创新效率:安慰剂检验

样本选取	变量	考虑环境约束的创新效率		忽略环境约束的创新效率	
		FSC	FSTR	FSC	FSTR
随机抽取 15 个省份	*Cross*1	0.0419*** (0.0094)	0.1272*** (0.0331)	0.0280*** (0.0098)	0.0590* (0.0346)
金融危机前的子样本	*Cross*2	0.0766*** (0.0280)	0.3910 (0.5256)	0.0127 (0.0293)	-0.6172 (0.5392)

注:*Cross*1 和 *Cross*2 分别代表该列金融指标与 2008 年和 2004 年 0-1 虚拟变量的交互项;括号内为稳健标准误,***、**、* 分别表示 t 值在 1%、5%、10% 的水平上显著

四、结论与启示

本文采用基于松弛的方向性距离函数,对我国 30 个省市区在 2005-2015 年期间的绿色创新效率进行了测度,在此基础上利用 Tobit 模型实证检验了中国金融发展对绿色创新效率的影响。研究发现,无论是金融规模还是金融结构都对绿色创新效率的影响显著为正。为了在环境约束下使地区提高资源的利用效率,提升创新效率,实现可持续发展,本文提出如下建议:

一是推动经济转型。在环境约束下,经济结构转变与技术创新关系显著,特别要求工业发展的增速必须与环境协调发展。二是进一步净化金融市场环境,全面推进市场化改革进程。大力发展资本市场,整顿金融市场秩序,扩大在资本分配中市场化配置的份额,提高直接融资在金融市场的比重,推进市场主导的金融体系建设。三是加大信贷支持力度,为企业研发活动引入金融活水。科学技术具有公共性和私有性的双重属性,企业创新活动在获得较高收益的同时,也承担着较高风险,这就要求进一步为企业科技成果转化松绑。充分发挥国家科技成果转化引导基金的杠杆作用,加强财政政策的引导,通过设立创新补贴以及放宽对民间资本的市场准入制度,吸引更多社会资本投资创新项目,为更多中小型民营企业获得研发资金提供保障。

参考文献:

[1] 刘贯春,张 军,丰 超. 金融体制改革与经济效率提升——来自省级面板数据的经验分析[J]. 管理世界,2017,(6).

[2] Ang J B. Innovation and financial liberalization[J]. *Journal of Banking & Finance*,2014,(47).

[3] 张元萍,刘泽东. 金融发展与技术创新的良性互动:理论与实证[J]. 中南财经政法大学学报,2012,(2).

[4] Chowdhury R H,Min M. Financial market development and the effectiveness of R&D investment:Evidence from developed and emerging countries[J]. *Research in International Business & Finance*,2012,(2).

[5] 单丽曼,冯 华. 金融发展支持中国技术转移效率研究——基于金融功能观视角[J]. 现代经济探讨,2017,(12).

[6] 康志勇,张 杰. 中国金融结构对自主创新能力影响研究[J]. 统计与决策,2008,(19).

[7] Benfratello L,Schiantarelli F,Sembenelli A. Banks and innovation:Microeconometric evidence on Italian firms[J]. *Journal of Financial Economics*,2008,(2).

[8] Rioja F,Valev N. Does one size fit all?:a reexamination of the finance and growth relationship[J]. *Journal of Development Economics*,2004,(2).

[9] 屈玉阁. 工业企业研发创新效率与全要素生产率研究——基于绿色增长视角[J]. 科技管理研究,2015,(3).

[10] Tone K. Dealing with Undesirable Outputs in DEA:A Slacks-based Measure(SBM) Approach[R]. GRIPS Research Report series,2003,(1).

[11] 阮 珂,何永芳,刘丹萍. 公司治理结构、多元化经营与绩效——基于我国上市商业银行 2004-2013 年面板数据的实证研究[J]. 宏观经济研究,2015,(11).

[12] 何德旭,郑联盛. 金融危机:演进、冲击与政府应对[J]. 世界经济,2009,(9).

(责任编辑:余小江)