

政府调控碳排放路径研究 ——基于金融效率的视角

金英君¹, 刘晓峰², 王义源³

(1. 中国社会科学院 当代中国研究所, 北京 100009;

2. 中国出口信用保险公司, 北京 100033;

3. 中国人寿资产管理有限公司, 北京 100033)

摘要: 本文分析了我国金融效率与碳排放的关系, 为政府调控碳排放的路径提供了政策选择依据。通过引入面板门槛模型对省级面板数据进行回归分析表明, 我国金融效率与碳排放之间存在多重门槛的非线性关系, 处于不同区间的金融效率对于碳排放影响的强度和方向是不一致的, 且金融效率抑制碳排放水平的外部环境仍有待进一步优化。为此本文就如何突破金融效率对于碳排放影响的瓶颈, 以及政府优化金融效率对碳排放发挥抑制作用的外部环境提出了政策建议。

关键词: 政府调控; 碳排放; 金融效率; 面板门槛模型

中图分类号: F832.1 文献标识码: A 文章编号: 1005-0566(2021)05-0135-10

Government Research on the Path to Regulating Carbon Emissions ——Based on a Financial Efficiency Perspective

JIN Yingjun¹, LIU Xiaofeng², WANG Yiyuan³

(1. *Institute of Contemporary China Studies, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100009, China;*

2. *China Export & Credit Insurance Corporation, Beijing 100033, China;*

3. *China Life Asset Management Company Limited, Beijing 100033, China)*

Abstract: This paper analyzes the relationship between China's financial efficiency and carbon emissions, and provides a policy choice basis for the path to regulating carbon emissions. The regression analysis of provincial panel data by introducing the panel threshold model shows that there is a nonlinear relationship between china's financial efficiency and carbon emissions; the intensity and direction of the impact of financial efficiency on carbon emissions in different ranges are inconsistent; and the external environment of financial efficiency to suppress carbon emission levels still needs to be further optimized. Hence, this paper puts forward some policy suggestions on how to break through the bottleneck of the impact of financial efficiency on carbon emissions, as well as on the external environment in which the government optimizes financial efficiency to inhibit carbon emissions.

Key words: government regulation; carbon emissions; financial efficiency; panel threshold model

收稿日期: 2020-09-30 修回日期: 2021-02-15

基金项目: 北京市社会科学基金项目“京津冀地区异质化产业体系低碳化发展模式研究”(18LJB005); 国家社科基金一般项目“可行能力视角下深度贫困地区精准脱贫长效机制研究”(19BKS213)。

作者简介: 金英君(1982—), 女, 辽宁开原人, 助理研究员, 博士, 研究方向为当代中国政治。通信作者: 刘晓峰。

我国经济建设取得了举世瞩目的成就,但是相当长时间的粗放型经济发展方式也造成我国生态环境质量日益恶化,为了应对此种不利的形势,我国政府逐步将低碳模式确定为未来我国经济发展的主要方向。2020 年 12 月中旬召开的中央经济工作会议明确提出,将通过调整优化产业结构、能源结构,以及金融支持,继续打好污染防治攻坚战,实现减污降碳协同效应,力争 2030 年前二氧化碳排放达到峰值,2060 年前实现碳中和。可见我国碳排放问题已经受到中央高度重视。

为了探究我国碳排放产生主要根源并对其进行有效治理,国内学者围绕我国碳排放水平受何种因素影响,进行了广泛而深入的研究,发现在不同的经济发展阶段,经济中的生产部门和消费部门对于碳排放的影响也不尽相同^[1-4]。作为信用社会而言能够支持生产和消费对碳排放产生持续影响的只有金融,因为金融之于经济活动而言既是资源性生产要素亦为资源配置手段,金融资源的发育程度及配置效率水平,将直接影响经济活动产生的碳排放水平高低。因此,有学者从金融发展视角或者金融效率视角对中国碳排放问题进行了研究^[5-10]。

本文拟将金融效率作为研究视角,不仅因为我国金融资源已经较为丰沛,还因为尽管金融效率与碳排放之间并没有直接必然联系,但是若金融机构为了追求利润最大化,将金融资源配置给碳排放高的行业,则金融效率与碳排放增长之间将呈正相关关系;若金融机构为了追求利润最大化,将金融资源配置给碳排放低的行业,则金融效率与碳排放增长之间呈负相关关系。可见金融效率对于碳排放的影响,是与金融机构配置给何种类型的行业相关联的。就我国金融体系而言,政府完全可以利用各种政策法规和市场手段对金融机构的资源配置行为进行引导和调控,因此本文将基于金融效率视角研究政府调控碳排放路径。

一、文献综述

有学者从金融发展视角出发,如 Tamazian 等(2009)^[5]利用我国信贷和资本市场总量性数据作为金融发展的代理变量,通过实证分析指出中国

的金融发展有利于碳排放水平的下降。Zhang (2011)^[6]则利用我国金融中介和资本市场规模数据作为金融发展的代理变量,通过时间序列分析认为金融发展会提升我国碳排放水平。针对上述学者从金融发展视角对于中国碳排放问题研究结论存在较大差异的现象,Ja'ili 等(2011)^[7]利用中国宏观经济数据,通过构建 ARDL 模型证明中国存在环境库兹涅茨曲线效应,中国金融发展从长期来看有利于降低本国碳排放。较之国外学者而言,国内学者对于我国金融发展与碳排放问题的关注,更多考虑了国内区域经济发展不平衡性所带来的差异化影响,如严成樑等(2016)^[8]通过理论推导和面板数据分析证明我国金融发展与碳排放水平之间存在倒 U 型曲线,即金融发展的阶段性差异使得其对碳排放的作用是不同的。上述研究成果对于推进我国金融发展与碳排放关系研究起到了积极作用,但是这些研究成果亦存在一个共同的问题,就是仅将金融作为一种资源性生产要素,研究其对于碳排放的影响,缺乏将金融视为一种资源配置手段来研究其对碳排放的影响。

若仅将金融作为一种资源性生产要素进行研究,则容易导致在制定金融发展与碳排放相关政策时,仅注重金融数量调整而造成金融资源的浪费,尤其是我国金融体系自改革开放以来经过 40 余年的发展,在金融规模和结构的构建和发展上均取得了相当丰硕的成果情况下,这种研究倾向更容易造成金融资源的不合理配置。鉴于此,近几年有学者开始逐步将金融视为一种资源配置的手段,从金融效率视角研究金融与碳排放水平之间的关系。如陈碧琼等(2014)^[9]将我国私人部门信贷占 GDP 比率作为金融效率的代理变量,利用 1996—2012 年间省际数据基于 STIRPAT 模型采用空间动态面板模型分析,指出我国金融效率与碳排放水平是负相关关系;熊灵等(2016)^[10]亦将我国私人部门信贷占 GDP 比率作为金融效率的代理变量,利用 1997—2011 年间省际数据基于 STIRPAT 模型采用动态面板数据分析,指出我国金融效率与碳排放水平是正相关关系。上述两位学者从金融效率视角,利用几乎相同的金融效率

代理变量和样本区间,对于我国金融与碳排放水平关系的研究却得出了相反的结论。这种看似矛盾的结果则表明,在我国金融效率对于碳排放水平的影响可能存在阶段性的非线性关系,而造成这种非线性关系的原因除了金融效率自身变化对碳排放水平产生的影响外,还与金融效率对于碳排放影响因经济发展阶段不同而出现差异有关。因此,根据我国金融效率与碳排放之间疑似存在的非线性关系,可能会与经济发展阶段相关联这一基本判断出发,并结合我国区域经济发展不平衡的现状,采用面板门槛模型检验我国金融效率对于碳排放水平的影响,以期政府通过利用金融效率对碳排放水平的抑制作用,寻求调控碳排放的有效路径提出政策建议。

二、理论分析

金融机构出于自身利益最大化考虑,自然倾向于提高自身与经济的协调性,将金融资源配置给能为自身带来利润最大化的行业或者企业,若能够给金融机构带来利润最大化的行业或者企业是碳排放较高的部门,则金融效率的提升将会带来碳排放的增长;若能够给金融机构带来利润最大化的行业或者企业是碳排放较低的部门,则金融效率的提升反而会抑制碳排放的增长,可见金融效率与碳排放之间没有必然的因果关系,仅与金融资源主要获得部门的碳排放水平有关。而不同行业或者企业的盈利能力高低除了与自身生产经营有关外,还与经济发展阶段有很大关系,即在不同经济发展阶段,不同类型行业或者企业的盈利能力是不同的,这也就导致了金融效率在不同的经济发展阶段与碳排放之间的关系是不同的。

当经济处于要素驱动阶段,一般来说,此阶段经济发展水平相对较低,企业规模普遍较小,居民收入水平较低,金融资源较为匮乏。在这一阶段,金融行业主要服务的对象为资源和能源密集型行业企业,尽管金融机构在追求利润的驱动下,会将金融资源配置给资源或者能源密集型行业企业,但是受制于企业规模,金融效率的提升并不能显著提升碳排放,同时受经济发展水平所限,居民消费能力有限,且能获得的金融资源也非常有限,导

致其对耐用消费品的需求并不旺盛,因此这一阶段金融效率的提升对企业部门和居民部门碳排放增长的影响较为有限。

当经济处于投资驱动阶段,一般来说,此阶段经济增速较快,企业规模不断扩大,居民收入水平显著提高,金融资源较为充沛。在这一阶段金融行业主要服务的对象仍为资源和能源密集型行业企业,这些企业生产规模较前一阶段明显增加,为了获取更高的利润就需要更多的金融资源进行支持,这时金融效率的提升通过生产部门将对碳排放增加起到促进作用。同时在这一阶段,随着居民财富水平的上升,居民部门对于耐用消费品需求开始增加,金融机构亦有能力对于居民部门进行金融资源支持,这时金融效率的提升通过居民部门将对碳排放的增加起到促进作用。因此,在这一阶段,金融效率的提升将通过企业部门和居民部门对碳排放产生促进作用。

当经济处于创新驱动阶段,一般来说,经济发展已经开始由数量型增长向质量型增长过渡,能够为金融机构带来较高利润的不再是资源和能源密集型行业企业,而是技术密集型行业企业,而这些企业能耗明显偏低,同时高科技企业的产品和成果也会降低传统行业的能耗,所以当经济处于创新驱动阶段时,金融机构较高的金融效率将会促使金融资源更加有效的配置给技术密集型行业企业,使得金融效率提升对生产部门的碳排放有抑制作用,同时当经济处于创新驱动阶段,一般来说,居民财富水平有了较大提升,居民除了在意物质享受外,更加注意居住环境的改善,更倾向于使用低碳环保类的产品,这将促使居民部门碳排放降低。因此,在这一阶段,金融效率的提升将通过企业部门和居民部门对碳排放产生抑制作用。

三、研究设计

(一) 变量结构

考虑到数据的可得性,本文样本数据区间为2003—2019年。对于部分省份个别年度数据缺失情况,本文采用插值法予以补齐。鉴于西藏、港澳台地区数据缺失较多,所以本文样本为我国其他30个省份的数据。

1. 被解释变量

本文选择人均碳排放量(CEPC)作为被解释变量,根据 Grossman 等(1991)^[11]关于人口规模对于环境质量影响的阐述,同时考虑到我国人口规模省际间分布不均衡的特点,本文选择人均碳排放量作为被解释变量。囿于目前没有省级二氧化碳排放的官方数据,本文采用 IPCC 制定的方法对中国各省份二氧化碳排放量进行测算。具体公式如下:

$$CEPC_i = C_i / POP_i \quad (1)$$

其中, $C_i = \sum C_{ij} = \sum E_{ij} \times NCV_{ij} \times CEF_{ij} \times COF_{ij} \times 44/12$; POP_i 为第 i 个省年初人口数与年末人口数的算术平均值。

C_i 代表第 i 个地区的二氧化碳估算总量, C_{ij} 代表第 i 个地区第 j 种能源产生的二氧化碳排放量, E_{ij} 代表第 i 个地区第 j 种能源消费总量,数据源自历年《中国能源统计年鉴》; NCV_{ij} 代表第 i 个地区第 j 种能源消费的净发热值,数据源自 2008 年《中国能源统计年鉴》; CEF_{ij} 代表第 i 个地区第 j 种能源消费的碳排放系数,数据源自 IPCC; COF_{ij} 代表第 i 个地区第 j 种能源消费释放的碳氧因子,数据源自《中国温室气体清单研究》; 44/12 为碳排放系数。其中, $j=1,2,3$, 分别对应煤炭、原油、天然气。选择这三种一次性能源主要是考虑到这三种能源消费之和占能源消费总量的比重在样本区间内一直维持在 90% 左右的水平; $i=1,2,\dots,30$ 。

2. 门槛变量

本文将金融效率(FE)作为计量模型的门槛变量,以研究金融效率的门槛效应对于我国碳排放的影响,鉴于金融效率的含义复杂性,诸多学者^[12-13]对金融效率从不同角度进行了界定,但是总体而言学者们均认为金融效率应既包含金融行业自身运营能力,也包括金融体系与经济体系的协调程度,因此本文拟使用 DEA 模型测算样本数据内 30 个省份的金融行业投入产出效率以表征金融效率,以便能够更加清晰全面地展示金融作为一种资源配置手段在经济中发挥的作用。就具体模型的选择来看,拟使用 Andersen 等(1993)^[14]提出的 SE-DEA 模型进行测算,较之传统 DEA 模型,该模型能够更为精准地将动态因素考虑到决策单

元中去,从而对决策单元进行充分的排序和评估,克服了传统 DEA 模型在测算精度上的局限性。就投入和产出构成指标的选择来看,参照以往研究成果,并结合本文研究主旨采用描述投入和产出的各两个指标,数据源自样本区间内历年《中国金融年鉴》和各省统计年鉴和金融统计年鉴。

就投入指标而言,本文采用存贷比作为衡量金融业投入的第一个指标,考虑到我国金融体系是以间接金融为主的,所以选择存款反映金融体系对于资金的吸收能力,选择贷款反映金融体系对于资金的运用能力,存贷款之比则反映我国金融体系的资金吸收和运营能力,作为测算金融效率的投入指标。本文采用金融业人员工资总额作为衡量金融业投入的第二个指标,人力资本一直金融行业赖以发展的最重要力量,相应的金融业人力资本支出也一直是金融行业的一项主要成本,因此本文采用各省当年金融业非私营单位就业人员数乘以各省金融业非私营单位就业人员平均工资,与各省当年金融业私营单位就业人员数乘以各省金融业非私营单位就业人员平均工资相加,得出各省金融业人员工资总额,作为测算金融效率的投入指标。

就产出指标而言,本文拟采用金融贡献率指标作为衡量金融业产出的第一个指标,以反映金融产业对于当地经济的贡献,具体而言本文使用各省份金融业总产值与当地 GDP 之比表征金融贡献率的指标,作为测算金融效率的产出指标。本文拟采用当地金融业增加值指标作为衡量金融业产出的第二个指标,以反映金融业自身盈利能力,作为测算金融效率的产出指标。

3. 控制变量

就变量的选择而言,本文根据 Dietz 等(2003)^[15]提出的 STIRPAT 模型为依据构建计量模型,选择这一模型的原因在于 STIRPAT 模型保留了 IPAT 模型中环境污染与人口、财富水平和技术水平的关系,同时还加入了随机影响因素,能够避免 IPAT 模型各个自变量对因变量总是产生等比率变化的情况,而且该模型指数化表现形式也便于根据研究的需要增加其他控制变量进行实证,以分析各

个因素对于环境污染的影响。标准 STIRPAT 模型如下所示:

$$I = \alpha P^a A^b T^c e \quad (2)$$

其中, I 、 P 、 A 、 T 分别代表环境污染、人口总量、财富水平、技术水平, α 为常数项, e 为误差项, a 、 b 、 c 均为指数项且处于 $(0, 1)$ 区间。

本文根据 STIRPAT 模型中各个变量的含义, 并结合 Grossman 等(1991)^[11] 关于经济增长对环境质量产生影响三种途径的论断, 以及中国特有的经济社会发展特征选择控制变量, 以反映金融效率外部环境对于碳排放水平的影响。

(1) 采用人均 GDP (PGDP), 表征 STIRPAT 模型中财富水平因素。Grossman 等(1991)^[11] 认为经济增长将提升国民财富水平, 从而引起经济活动对资源使用增加, 导致环境质量下降, 且这一变化并不会因为国民财富水平的提高而终止, 只会不断加剧, 而社会整体财富水平的提升必然会增加社会成员的平均财富水平, 因此本文采用人均 GDP 的指标代表财富水平因素, 具体而言将各省份年初人口数与年末人口数做算术平均记为人口数, 从而计算出各省每年人均 GDP。

(2) 采用单位 GDP 能耗 (UEC), 表征 STIRPAT 模型中技术水平因素。Grossman 等(1991)^[11] 认为经济增长通过技术效应影响环境质量, 他们认为随着财富水平的提升, 国家在技术进步方面的投入将增加, 尽管会出现经济增长造成环境质量下降的问题, 但是随着技术水平的进一步提升, 将降低经济发展对于能源的消耗, 从而提升单位能源消耗的经济产出水平, 降低生产活动对于环境质量的影响。但是本文未采用一般研究所使用的科研经费投入量, 或者科学家和专利的申请数作为衡量技术进步的指标, 因为这类指标侧重于对原有技术或者技术体系改革创新描述, 对于衡量自然科学技术进步较为有效, 但是从我国实际情况来看, 我国政府一直不遗余力的推动各项环境污染治理工作亦取得了较大成效, 正如 Torras 等(1998)^[16] 通过比较政府规制和市场机制对于环境质量的影响, 指出政府规制更有利于环境质量的提升。但是政府规制工作多是从社会治理和决策方面进行

的, 这些属于社会科学领域的技术进步, 难以使用自然科学技术进步的指标进行测度, 但是无论何种技术进步其最终效果就是在单位能耗水平下提升经济产出水平, 鉴于技术进步更主要体现为工业企业的节能减排, 所以参照黄蕊等(2016)^[17] 的研究方法根据《中国能源统计年鉴》中各省工业行业所使用的焦炭等主要 9 种能源的终端消费量加总, 再除以各省 GDP 得出单位 GDP 能耗, 记为 UEC。

(3) 引入产业结构升级指数 (IS) 作为控制变量, 根据 Grossman 等(1991)^[11] 的研究成果, 经济增长通过结构效应影响环境质量, 具体而言随着经济的发展产业结构将逐步由以第一产业为主转向以第二产业为主, 从而增加环境中的污染量, 但是随着产业结构的进一步升级转向以第三产业为主, 环境质量将得到改善, 鉴于我国各省份间经济发展不均衡, 产业结构差异较大, 且随着经济发展产业升级速度也较快, 拟采用产业结构升级指数表征产业结构效应, 参照徐东等(2014)^[18] 对于产业结构升级指数的计算方式, 设定产业结构升级指数 $S = (S_1 \times S_2)^{0.5}$, 其中 $S_1 =$ 非农产业增加值占 GDP 比重, $S_2 =$ 第三产业增加值与第二产业增加值的比率, 上述数据源自样本区间内各省统计年鉴。

(4) 引入城镇化指标 ($URBAN$) 作为控制变量。城镇化是当前我国进行的一项重大经济社会建设工程, 诸多学者^[1-2] 对于城镇化与环境质量的关系进行了较为充分的论证, 认为城镇化将直接导致城乡人口结构变化, 进而引发人口的生产和消费行为改变, 从而影响环境质量。因此, 根据习近平同志对于当前我国城镇化建设提出的以人为核心的新型城镇化要求出发, 选择第二三产业劳动者占全体劳动者比重作为表征我国城镇化建设水平的变量, 选择这一指标的原因在于人的城镇化不单纯是户籍的城镇化, 更主要的是农业人口能够进入城镇工作, 即就业形式的转变, 才能保证真正实现人的城镇化, 上述数据源自样本区间内各省统计年鉴。

(5) 本文采用一省高技术产品出口额占本省当年总出口额的比率 (EXP) 作为控制变量, 来描述某一省份的出口贸易结构, 以分析出口贸易结

构变化对于环境质量的影响。外向型经济是我国经济发展的主要特征,出口一直是推动我国经济增长的主要动力,有学者^[3]认为我国的出口贸易品技术含量较低,其生产加工主要依赖于能源消耗,所以出口的增加将导致我国环境质量恶化,还有学者^[4]认为出口贸易会提升我国企业的技术进步水平,积极参与国际分工,从而降低经济发展对于环境质量的影响。为了能够更加清晰地刻画出我国出口贸易对于碳排放水平的影响,此处数据源自样本区内《中国高技术产业统计年鉴》和各省份统计年鉴(见表 1)。

表 1 变量定义

变量名称	变量符号	变量定义
人均碳排放量	CEPC	$CEPC_i = C_i / POP_i$
金融效率	FE	利用 SE-DEA 进行计算
人均 GDP	PGDP	$PGDP = \text{各省当年 GDP} / ((\text{各省份年初人口数} + \text{年末人口数}) \times 0.5)$
单位 GDP 能耗	UEC	UEC = 各省工业行业所使用的焦炭等主要 9 种能源的终端消费量加总/各省当年 GDP
产业结构升级指数	IS	$S = (S_h \times S_s)^{0.5}$, 其中 S_h = 非农产业增加值占 GDP 比重, S_s = 第三产业增加值与第二产业增加值的比率
城镇化指标	URBAN	URBAN = 各省份第二三产业劳动者数/各省份全体劳动者数
出口贸易结构	EXP	EXP = 各省高技术产品出口额/各省当年总出口额的比率

(二) 计量模型

就模型的选择,本文拟根据 Hansen(1999)^[19]的研究成果构建门槛面板回归方程,采用这一方程的原因在于,通过前面关于我国金融效率与碳排放关系的文献回顾,仅能初步推断两者之间可能存在非线性关系,但是若仅凭借这一点就断定两者存在 U 型关系未免显得武断,因为我国区域社会经济发展水平处于不均衡状态,这导致金融效率在各个地区对于碳排放的影响也不尽相同。因此,本文选择多门槛面板回归方程以便较为清晰的呈现出我国金融效率与碳排放水平间的非线性关系。

结合本文研究主旨,在 STIRPAT 模型基础上选择其他控制变量,将上式进行扩展,形成如下面板回归模型。

$$\ln CEPC_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln FE_{it} + \beta_2 \ln PGDP_{it} + \beta_3 \ln UEC_{it} + \beta_4 \ln IS_{it} + \beta_5 \ln URBAN_{it} + \beta_6 \ln EXP_{it} +$$

$$\beta_7 \ln CEPC_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

鉴于本文在使用计量模型时,重点研究金融效率与碳排放水平间的非线性关系,故本文先设立单门槛面板模型如下所示。

$$\ln CEPC_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln FE_{it} I(FE_{it} \leq \gamma) + \beta_2 \ln FE_{it} I(FE_{it} > \gamma) + \beta_3 \ln PGDP_{it} + \beta_4 \ln UEC_{it} + \beta_5 \ln IS_{it} + \beta_6 \ln URBAN_{it} + \beta_7 \ln EXP_{it} + \ln CEPC_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, FE_{it} 代表金融效率设为门槛变量, γ 为待估门槛值, $I(\cdot)$ 为指示函数, α_i 为不随时间变化的个体差异, ε_{it} 为独立同分布的随机扰动项。 β_1, β_2 分别表示在不同的门槛区间内门槛变量对于被解释变量的影响。若出现多个门槛的情况,只需在方程(3)中加入新发现的门槛值区间,进行相应扩展即可。

在进行面板门槛回归分析时,第一步消除个体效应的影响,从每个观测值中去除其组内平均值;第二步确定待检验门槛值,随机挑选 FE_{it} 在样本区间内的数值带入方程(3),利用最小二乘法进行估计,得出多个不同的残差平方和,最后选择使得回归方程的最小二乘法残差平方和最小的门槛值即为真实门槛值,记为门槛值 $\hat{\gamma}$,然后再根据真实门槛值估计回归模型系数;第三步门槛值显著性检验,设定原假设为 $H_0: \beta_1 = \beta_2$,即不存在门槛值;备择假设为 $H_1: \beta_1 \neq \beta_2$,即存在门槛值。在原假设条件下,构造 LM 统计量。

$$LM = \frac{S_0 - S_1}{\hat{\sigma}^2} \quad (5)$$

其中, S_0 为原假设成立条件下的残差平方和, S_1 为备择假设成立条件下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为备择假设成立条件下的参数估计残差平方和。考虑到在原假设条件下,门槛值不能识别造成 LM 统计量无法服从标准 χ^2 分布的问题,所以本文借鉴 Hansen(1999)^[19]的研究成果,采用自抽样进行模拟,构造一组因变量序列以获得渐进分布,从而计算出概率值 P。第四步门槛值真实性检验,设定原假设为 $H_0: \gamma = \gamma^*$,即门槛估计值与真实值相等,备择假设为 $H_1: \gamma \neq \gamma^*$,即门槛估计值与真实值不相等;根据 Hansen(1991)^[20]的研究成果,本文采

用极大似然估计来判断估计门槛值与真实门槛值是否相等,在原假设条件下,构造 LR 统计量

$$LR = \frac{(S_0 - S_1)}{\hat{\sigma}^2} \quad (6)$$

其中, S_0 为原假设成立条件下的残差平方和, S_1 为备择假设成立条件下的残差平方和, $\hat{\sigma}^2$ 为备择假设成立条件下的参数估计残差平方和。考虑到统计量 LR 是非标准的,根据 Hansen^[19] 的研究成果设立计算拒绝域的公式,当 $LR(\gamma) \leq -2\log(1 - (1 - \alpha)^{0.5})$ 时, α 为显著性水平,则接受原假设。

(三) 全样本计量结果分析

为了从整体上分析金融效率对碳排放的影响,本文首先对方程(3) 相关数据进行了单位根 LLC 检验、多重共线性 BG 检验和异方差 White 检验,结果显示不存在单位根、多重共线性问题,但是存在异方差的问题。为此本文使用 Stata 15.0 采用系统 GMM 对方程(3) 进行估计。

通过表 2 中 Sargan 检验和 AR(2) 检验的结果可知,方程(3) 接受了工具变量有效的原假设,且模型的随机误差项不存在二阶序列相关性。通过表 2 可知,金融效率对我国碳排放影响不显著,这与陈碧琼等(2014)^[9] 和熊玲等(2016)^[10] 的实证

表 2 方程(3) 计量结果

lnFE	lnPGDP	lnUEC	lnIS	lnURBAN	lnEXP	lnCEPC	Sargan	AR(2)	R ²
-0.142	0.211*	-0.176*	-0.236**	0.282***	0.184	0.727**	30.447 [0.788]	0.7193	0.5017

(四) 多门槛面板回归计量结果分析

通过前面的全样本分析,我们发现受我国区域经济发展不均衡影响,金融效率对碳排放的影响并不显著,为此本文针对我国区域经济发展不均衡的现实,使用 Stata 15.0 进行多门槛面板回归分析,具体结果如表 3 所示。

通过对方程(4) 门槛效应的检验可知,方程(4)

表 3 方程(4) 门槛效应自抽样检验

模型	F 值	P 值	BS 次数	临界值		
				1%	5%	10%
单门槛	26.26**	0.017	800	19.552	10.846	9.318
双门槛	21.33**	0.019	800	13.272	9.664	7.951
三门槛	11.91**	0.028	800	10.258	8.512	6.616

注: ** 表示在 5% 的水平上显著。

表 5 方程(4) 三重门槛模型回归结果

变量	$FE_{it} < 0.775$	$0.775 < FE_{it} < 1.249$	$1.249 < FE_{it} < 1.821$	$FE_{it} > 1.821$	$PGDP_{it}$	UEC_{it}	IS_{it}	$URBAN_{it}$	EXP_{it}
估计值	1.137**	1.694***	-0.576**	-1.288**	2.342***	0.821***	-0.735*	0.754**	-0.338***
t 值	2.287	3.092	-2.155	-2.489	4.821	6.871	-1.996	3.852	-4.613

注: ***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著。

检验不符,同时也与之前的分析存在较大差异。造成这一现象的原因在于我国区域经济发展不平衡,各地金融效率的提升产生的效果也不尽相同,所以导致在全样本分析阶段,金融效率碳排放的影响出现了不显著的现象。不过人均 GDP 指标对于碳排放呈现正向影响且显著,这表明从整体而言随着我国居民人均财富水平增长,公众对于自己生活环境的质量改善愿望更加迫切,对于经济资源的需求增加,使得碳排放与人均财富之间呈现正相关关系。单位 GDP 能耗对于碳排放影响为负,这表明技术进步和政策规管是能够降低碳排放的。产业结构对于碳排放能够产生抑制作用,这表明从整体而言产业结构的优化升级,使得经济发展对能源消耗降低,使得产业结构对碳排放产生了抑制作用。城镇化对于碳排放产生了促进作用,这可能与在样本区间内我国一直处于城镇化快速发展阶段有关,随着城镇化进程,大量劳动力涌入第二三产业,充沛劳动力的支持,反倒会降低企业升级生产设备的企图,转而使用廉价劳动力弥补生产设备的短缺,从而降低了企业追求技术进步的愿望,结果出现了城镇化对碳排放产生促进作用的情况。出口对于碳排放影响不显著。

均在 5% 的显著性水平通过单门槛和双门和三门槛检验,这表明方程(4) 存在三门槛值,同时也印证了我国金融效率与碳排放水平之间存在显著的非线性关系,因此本部分将方程(4) 扩展为三门槛面板回归模型进行实证分析(见表 4、表 5)。

通过表 2 可知,我国金融效率对于碳排放水平的影响存在三重门槛值,故本文根据三重门槛模型对扩展后的方程(4) 参数进行估计。

表 4 方程(4) 门槛值的估计与真实性检验

模型	门槛值	95% 置信区间
门槛值 1	0.775	[0.618, 0.834]
门槛值 2	1.249	[0.943, 1.647]
门槛值 3	1.821	[1.728, 2.184]

当金融效率处于 $FE_{it} < 0.775$ 时,金融效率与碳排放水平之间呈正相关关系,即金融效率每上升 1%,将促使碳排放水平增加 1.137%,但是这一弹性系数较之其他门槛区间的系数而言较小。结合中央财经大学 2018 发布的《地方绿色金融发展指数与评估报告》,处于这一阶段的地区多为“绿色金融发展指数”处于 4—12 分的省份。这类地区政府并未有效发挥绿色金融对于实体经济的支持力度,且当地市场经济环境较为一般,绿色发展理念难以通过市场化渠道获得落实。但是受制于当地经济发展水平和技术条件,企业盈利更多的是依赖资源和能源驱动,因此金融效率的提升会将金融资源更多配置给这类企业,相应的碳排放量就会形成上升态势,但是鉴于当地企业规模经济效应并不明显,所以这一阶段金融效率提升对于碳排放水平增长的影响不大。

当金融效率处于 $0.775 < FE_{it} < 1.249$ 时,金融效率与碳排放水平之间呈正相关关系,即金融效率每上升 1%,将促使碳排放水平增加 1.694%,这一弹性系数较之其他门槛区间的系数而言是最大的。结合中央财经大学 2018 发布的《地方绿色金融发展指数与评估报告》,处于这一阶段的省份和地区多为“绿色金融发展指数”处于 12—20 分的地区。这类地区政府在发挥绿色金融对于实体经济的支持上发挥一定作用,但是受限于当地市场经济环境,绿色发展理念通过市场化渠道落实效果不佳。这些地区经济发展较快规模经济效应开始显现,规模扩张型的发展模式是当地经济发展的主要特征,这时金融效率的提升其实是将金融资源进一步集中配置给资源能源消耗性企业,因此就出现了金融效率的提升会进一步加速碳排放水平增加的情况。

当金融效率处于 $1.249 < FE_{it} < 1.821$ 时,金融效率与碳排放水平之间呈负相关关系,即金融效率每上升 1%,将促使碳排放水平下降 0.576%,仅就这个弹性系数绝对值大小来看,较之其他门槛区间的系数而言是最小的。结合中央财经大学 2018 发布的《地方绿色金融发展指数与评估报告》,处于这一阶段的省份和地区多为“绿色金融发展指数”处于 20—40 分的地区。这类地区政府多为重视发挥绿色金融对于实体经济的支持,或市场经济环境较好,绿色发展理念可以通过市场

化渠道得以落实。这些地区经济发展水平较高,地方政府环保意识较强,监管措施到位,使得企业单纯依靠资源能源消耗扩大生产规模的粗放型经营方式难以持续,这促使金融机构将金融资源配置给那些低耗能低污染企业,同时也开始加强企业资金用途对环境质量影响的关注,但是受新技术和新工艺推广的时滞效应所限,这时金融效率的提升对于降低国内碳排放水平的影响较弱。

当金融效率处于 $FE_{it} > 1.821$ 时,金融效率与碳排放水平之间呈负相关关系,即金融效率每上升 1%,将促使碳排放水平下降 1.288%,仅就这个弹性系数绝对值大小来看,较之其他门槛区间的系数而言较大。结合中央财经大学 2018 发布的《地方绿色金融发展指数与评估报告》,处于这一阶段的省份和地区多为“绿色金融发展指数”处于 40 分以上的地区。这类地区多为“绿色金融改革创新试验区”,这些地区政府各项限制性和鼓励性环保措施落实更为到位,各种环保新技术和新工艺的不断推广力度较强,使得环保已经不再是单纯的理念,而成为一个盈利前景广阔的朝阳产业,同时在当地良好的市场经济环境下,企业亦不再认为环保是增加运营成本的负担,而是成为减耗增收的手段,这时金融效率的提升意味着将更多金融资源配置给企业的节能减排需求,以及环保行业的需求,这也就出现了随着金融效率的提升,国内碳排放水平不断下降的局面。

就控制变量来看,本文设置了人均 GDP 水平、产业结构升级指数、技术进步三个控制变量,以对应 Grossman 等(1991)^[11]关于经济增长对环境质量产生影响的三种途径,就这三个变量而言,人均 GDP 水平提升会引起碳排放水平上涨,这表明随着我国国民财富水平的提升,无论是企业生产需求还是家庭生活需求都对能源和资源的消耗逐步增加,这也就造成了国内人均 GDP 水平提升引起碳排放水平增长的情况,这一结论与 Grossman 等(1991)^[11]的结论相一致;就产业结构升级指数而言,随着产业结构升级,第三产业在产业结构中占比不断增加,第二产业占比不断下降,使得作为能耗最主要单位的第二产业对于碳排放的影响也在下降,结果就出现了产业结构升级指数与碳排放水平呈负相关的关系,这一结论与 Grossman 等

(1991)^[11]的结论相一致,但是我国产业结构升级指数对于碳排放水平影响略小;就技术进步而言,本文给予技术进步一个更加宽泛的定义,并通过单位 GDP 能耗予以表征,根据计量结果显示,我国技术进步能够降低碳排放水平,这表明随着新技术和新工艺的应用,以及相关政策措施的出台确实能够降低碳排放水平,这一结论与 Grossman 等(1991)^[11]的结论相一致,不过我国技术进步对于碳排放水平的影响较小。

通过上述基于 Grossman 等(1991)^[11]研究成果构建的三个控制变量分析,我们发现我国尽管经济增长对于碳排放水平产生影响的三个渠道都存在,但是技术效应和产业升级效应对于碳排放水平的影响弱于财富效应。

就其他两个根据我国经济社会发展特征设定的控制变量来看,提升我国出口品技术含量水平能够降低碳排放水平,这表明我国的出口贸易已经逐步摆脱了对资源和能源消耗品出口的依赖,转向追求高技术附加值产品出口,从而使得出口贸易结构优化能够降低我国碳排放水平;就城镇化对于我国碳排放水平的影响来看,城镇化与碳排放水平之间存在正相关关系,这意味着随着城镇化的进程,我国碳排放水平会逐步上升,出现这一现象的原因可能是我国城镇化所处阶段所致,当前城镇化建设对于碳排放的扩散作用强于集聚作用,导致我国城镇化进程与碳排放水平之间呈正相关关系。

(五) 各省在不同门槛区间内构成变化情况分析

从图 1 可知,截至 2019 年我国 30 个省份金融效率均处于 $FE_{it} > 0.775$ 区间,这表明我国金融效率整体是提升的,但是依然有 7 个省份处于 $0.775 < FE_{it} < 1.249$ 区间,这意味着上述 7 个省份的金融效率提升将进一步刺激本地区碳排放水平增高;有 12 个省份进入 $1.249 < FE_{it} < 1.821$ 区间,这意味着上述 12 个省份金融效率的提升对于抑制碳排放的作用并未充分显现,而且这些省份多为中部地区省份,是我国承接源自东部地区产业转移的主要地区,未来对于资源能源的需求可能处于上涨阶段,若是对这些省份环境治理管控不利,很有可能出现金融效率的提升刺激碳排放水平增加的情况;有 11 个省份进入 $FE_{it} > 1.821$ 区间,这些

省份多为东部沿海省份,这表明随着经济发展,产业结构优化,技术进步水平提升,金融效率对于碳排放的抑制作用在这一区域正在显现。

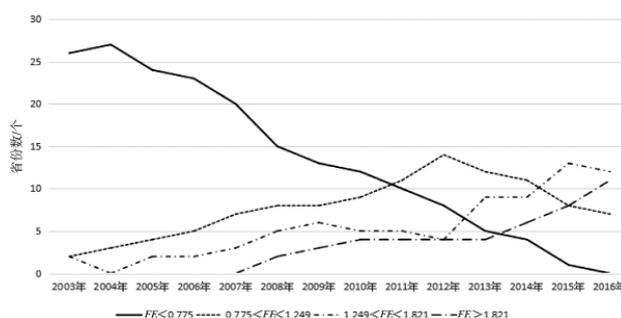


图 1 2003—2019 年我国 30 个省区市处于四个不同门槛区内的数量变化情况

五、结论与政策建议

通过实证研究发现,我国金融效率与碳排放水平之间存在多重门槛的非线性关系,且处于不同门槛区间的金融效率对于碳排放水平影响的强度和方向是不一致的,就其他控制变量而言,我国人均 GDP 和城镇化建设提升了我国碳排放水平,产业升级和技术进步以及出口贸易结构优化对于我国碳排放起到了抑制作用,但是整体而言,控制变量对于碳排放水平的抑制作用较弱,为此政府应该从落实绿色发展理念角度,提升金融效率和优化外部环境两个方面入手对碳排放进行调控。

首先,对金融效率处于 $0.775 < FE_{it} < 1.249$ 区间的省份而言,就提高金融效率而言,应该提升这些地区存贷比。根据样本原始数据可知,处于这一区间的省份存贷比较低,这意味着该地区金融体系转化效率不高,并未将存款有效的转化为支持当地经济发展的动力,甚至出现了作为经济相对较为落后的省份反而成为金融资源输出省份的情况,针对此地方政府应该结合本地企业情况,对能够带动本地经济发展的企业给予一定的信用担保等方面扶持,力争将本地金融资源能够在当地转化为支持经济发展的动力。同时,这些地区政府还应该尽可能削减所处地区的高耗能出口品生产,并发挥政策性绿色金融的作用,在本区域内推广新技术和新工艺,以及学习其他省份节能减排的政策举措,推动产业升级和技术进步,从而为金融效率发挥抑制碳排放的作用提供良好外部环境。

其次,对金融效率处于 $1.249 < FE_{it} < 1.821$

区间的省份而言,根据样本原始数据可知,处于这一区间省份金融效率的投入指标基本适中,但是产出指标偏弱,从提高金融效率的角度,政府应该抓住国内产业转移的契机,落实绿色发展理念,对将金融资源配置给低能耗高收益企业的金融机构予以一定的税收优惠,既能够提升金融效率又可以降低经济发展对碳排放的影响。同时,这些地区政府还应该淘汰当地落后产能,降低对于高耗能出口品的依赖,借助产业转移学习新技术,提高企业管理水平,提升出口品技术含量,对于将研发费用支出占比超过一定额度的企业予以相关支持,为本区域产业升级打下良好基础。

最后,对金融效率处于 $FE_{it} > 1.821$ 区间的省份而言,就提高金融效率而言,应该注重从境外吸收金融资源,目前处于这一区域省份,金融体系发展较为完善,市场机制运转良好,已经为吸收外部金融资源打下了良好基础,这时地方政府应该引入高端人才从事金融创新工作,引入更多的外部金融资源,并将之转化为支持本地经济发展的动力。同时,地方政府还应该注重本地区特有的研发集聚现象,根据白极星等(2017)^[21]对于我国工业企业与产业升级关系的研究可知,这些地区研发集聚会产生竞争效应,从而节约企业创新成本,降低创新风险,提高产业效率,特别是能够最大限度地促使劳动密集型产业升级,这将有助于推动这些地区的城镇化建设进程,同时也为我国产业升级和技术水平提升提供智力支持。

参考文献:

- [1] 严翔,成长春,易高峰,等. 长江经济带城镇化对能源消费的经济门槛效应[J]. 经济地理,2019,39(1): 73-81.
- [2] 王鑫静,程钰. 城镇化对碳排放效率的影响机制研究——基于全球 118 个国家面板数据的实证分析[J]. 世界地理研究,2020,29(3): 503-511.
- [3] 刘爱东,曾辉祥,刘文静. 中国碳排放与出口贸易间脱钩关系实证[J]. 中国人口·资源与环境,2014,24(7): 73-81.
- [4] 朱智铭,沈天苗,何冰雁. 碳排放、中国对外贸易和金融发展关联性实证研究[J]. 生态经济,2015,31(6): 59-64.
- [5] TAMAZIANA, CHOUSA J P, VADLAMANANATI K C. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from Bric Countries [J]. Energy Policy,2009,37(1): 246-253.
- [6] ZHANG Y J. The impact of financial development on carbon emissions: an empirical analysis in China [J]. Energy Policy,2011,39(4): 2197-2203.
- [7] 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.
- [8] 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,2016,427(1): 14-30.
- [9] 陈碧琼,张梁梁. 动态空间视角下金融发展对碳排放的影响力分析[J]. 软科学,2014,175(7): 140-144.
- [10] 熊灵,齐绍洲. 金融发展与中国省区碳排放——基于 STIRPAT 模型和动态面板数据分析[J]. 中国地质大学学报(社会科学版),2016,16(2): 63-73.
- [11] GROSSMAN G M, ALAN B K. Environmental impact of North American free trade agreement [J]. NBER Working Paper,1991.
- [12] 云鹤,胡剑锋,吕品. 金融效率与经济增长[J]. 经济学(季刊),2012,11(2): 595-612.
- [13] JAGDISH H, KHAN S. Financial development and economic growth: a symbiotic relationship [J]. Applied Financial Economics,2008,18(1): 1033-1049.
- [14] ANDERSEN P, PETERSEN N A. procedure for ranking efficient units in data envelopment analysis [J]. Management Science,1993,39(10): 1261-1264.
- [15] YORK R, RODA E A, DIETZ T, et al. IPAT and impact: analytic tools for unpacking the driving forces of environmental impacts [J]. Ecological Economics, 2003,46(3): 351-365.
- [16] TORRAS M, BOYCE J K. Income, inequality, and pollution: a reassessment of the environmental Kuznets Curve [J]. Ecological Economics,1998,25(2): 147-160.
- [17] 黄蕊,王铮,丁冠群,等. 基于 STIRPAT 模型的江苏省能源消费碳排放影响因素分析及趋势预测[J]. 地理研究,2016,35(4): 781-789.
- [18] 徐东,栾贵勤,张婉琳. 产业结构调整时期的金融发展分析——基于调整后产业结构指标的上海实证分析[J]. 科技与管理,2014,16(1): 110-112.
- [19] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. Journal of Economics, 1999,93(2): 345-368.
- [20] HANSEN B E. Inference when a nuisance parameter is not identified under the null hypothesis [J]. Econometrica, 1991,64(2): 413-430.
- [21] 白极星,周京奎. 研发集聚、创新能力与产业转型升级——基于中国工业企业数据实证研究[J]. 科学决策,2017(1): 1-17.

(本文责编: 海洋)