

doi:10.11835/j.issn.1008-5831.2018.03.002

欢迎按以下格式引用:马大来,杨光明. 金融发展、技术进步与中国低碳经济增长效率——基于空间面板数据模型的实证研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版),2018(3):13-28.

Citation Format: MA Dalai, YANG Guangming. Financial development, technological progress and low carbon economic growth efficiency in China: An empirical research of spatial panel data model [J]. Journal of Chongqing University (Social Science Edition), 2018 (3):13-28.

金融发展、技术进步与中国 低碳经济增长效率 ——基于空间面板数据模型的实证研究

马大来,杨光明

(重庆理工大学 管理学院,重庆 400054)

摘要:通过建立包含非期望产出的非径向、非角度的SBM模型,文章测算了中国1998—2015年各个省份的低碳经济增长效率,然后在此基础上分析了低碳经济增长效率的区域差异性和空间相关性,最后建立空间面板数据模型,实证考察了金融发展、技术进步对低碳经济增长效率的影响。实证结果表明:在样本期间,中国低碳经济增长效率表现出较强的省域差异性,东部沿海省份的低碳经济增长效率较高,而大多数中西部内陆省份的低碳经济增长效率则相对较低;省际低碳经济增长效率在空间上并非呈随机分布的特征,邻近省份表现出显著的空间模仿效应,具有明显的集群趋势;空间计量模型的实证结果显示,通过对金融发展水平指标分解发现,金融发展规模对低碳经济增长效率的影响不显著,而金融发展结构对低碳经济增长效率具有显著的正向影响;以专利授权量、对外贸易和外商直接投资为表征的技术进步均能显著地提升低碳经济增长效率;此外,人力资本对低碳经济发展有显著的正向影响,能源消费结构、政府干预和城镇化则对低碳经济发展有明显的抑制作用。

关键词:金融发展;技术进步;低碳经济增长效率;空间面板数据模型

中图分类号:F224.0;F062.2

文献标志码:A

文章编号:1008-5831(2018)03-0013-16

修回日期:2017-12-05

基金项目:重庆市教委科学技术研究项目“结构性调整与低碳经济发展——以重庆市为例”(KJ1600942);国家社会科学基金项目“三峡库区扶贫开发、生态承载和社会治理复合系统协调发展路径研究”(16BGL122)

作者简介:马大来(1987—),男,山东潍坊人,重庆理工大学管理学院讲师,博士,主要从事低碳经济研究,Email:madalai@163.com;杨光明(1987—),男,重庆奉节人,重庆理工大学管理学院副教授,博士,主要从事战略管理研究。

一、研究问题与文献回顾

伴随着中国大力推进改革开放,经济发展水平快速提高,居民的生活水平实现了大幅度提升,同时也消费了大量的化石能源并带来严峻的环境问题。2013年中国已经超过美国成为第一大能源消费国家,其能源消费总量已经达到37.5亿吨标准煤,占世界整体能源消费总量的22.4%。与此同时,二氧化碳排放量仍处于快速增加的阶段,其二氧化碳排放量已经占到世界总水平的29%。与其他先进国家相比较,中国单位GDP的能耗仍然较高,其2012年的能耗水平是日本的7倍,美国的3.3倍,世界平均水平的2.5倍,高于同期的巴西、墨西哥等发展中国家。此外,从全球权威机构发布的关于衡量国家低碳经济水平指标的环境绩效指数(EPI)看,2012年中国在全世界排名仅仅为116名,相较于2006年的94名,足足下降了22位之多。由此可见,当前中国的低碳经济发展水平相对较低。但是鉴于2009年中国在哥本哈根世界气候大会上作出的重要承诺,到2020年中国单位GDP的CO₂排放量在现有的基础上将下降40%~45%,因而加快地区经济发展的低碳转型已经刻不容缓。如何顺利实现地区的低碳经济发展转型,通过何种渠道实现低碳经济发展转型,是当前中国政府最为关心的问题。有鉴于此,当前中国政府多次强调要充分发挥地区金融、技术等要素的作用,大力倡导实现金融发展与企业技术创新的深度融合,利用金融发展和技术进步驱动经济发展的低碳转型。那么,中国低碳经济增长转型究竟如何衡量?金融发展对中国低碳经济发展起到什么作用?技术进步对低碳经济转型的影响又是如何?在此基础上,如何更好地通过金融发展和技术进步以促进中国低碳经济转型,这是本文所要关注的重要问题。

近几年,金融和技术等要素对于实现地区低碳经济转型的影响日益受到学术界的关注。当前金融发展对于地区低碳经济转型究竟起到何种影响,学术界已有的研究成果主要集中在以下两个方面:一是金融发展对低碳经济发展转型起到促进作用。金融市场越发达,借贷成本越低,不仅越能够提高能源部门的投资效率,而且越有利于进一步降低能耗水平;与此同时,随着金融市场逐渐发展成熟,国家可以以较低的借贷成本获得信贷资金,将其投资于有利于环保的绿色项目上^[1]。Frankel和Romer^[2]明确指出,金融发展有利于促进经济发展和减少污染物的排放。二是金融发展也可能对低碳经济转型起到抑制作用。徐枫^[3]、蒲成毅和潘小军^[4]均认为,随着中国金融市场规模的不断扩大,为企业的扩大再生产提供了资金支持。企业过度重视追求生产规模的扩大,不注重减排措施的更新,往往会带来污染物数量的增加,这显然对低碳经济转型带来不利的影响。

与此同时,目前也有不少学者重点关注技术进步对低碳经济转型的重要作用,并且取得了不少相对成熟的研究成果。概括而言,当前研究成果可以划分为三种观点:第一,技术进步能显著地促进低碳经济增长,赵昕和郭晶^[5]、杨会香和龚唯平^[6]均认为技术进步有利于促进节能减排,是实现中国低碳经济发展转型的关键力量。第二,技术进步亦可能对低碳经济发展产生抑制作用,例如,张兵兵等^[7]认为,技术进步能够使能源消费产生“回弹效应”,反而不利于地区实现经济发展的低碳转型。第三,技术进步对低碳经济增长影响具有不确定性,刘亦文等^[8]从技术进步周期的角度出发,认为技术进步对低碳经济发展的影响存在着长短期的差异,技术进步在短期内有利于促进低碳经济发展,长期内技术进步尽管带来效率的提高(尤其是重工业),但是却导致碳排放增加,进而对

低碳经济发展产生了不利的影响。

纵观已有的研究成果,不少学者从金融发展或者技术进步等角度对低碳经济转型的影响进行了大量研究,但是鲜有研究将金融发展、技术进步对低碳经济增长转型的影响纳入一个统一的研究框架之内。与此同时,不少学者在衡量金融发展和技术进步时,均使用单一指标加以衡量,这与现实中金融发展和技术进步日益复杂化不符^[9]。此外,本文所要考察的低碳经济转型,已经不再是地区性的问题,而是涉及全局性的重要问题。由于地区之间存在着强烈模仿机制和溢出效应,这就使得某个地区在经济发展过程中与邻近省份有着密切的关系。某个地区的金融发展、技术进步也会对其他地区产生影响,这就表现为典型的空间溢出效应。但是,传统的计量方法应用的前提是假设被考察区域作为独立个体而存在的,相互之间不存在任何联系,因而该方法不可能将这种空间溢出效应考察在内。与传统计量方法相比,空间计量方法充分考虑了区域之间的空间效应,是比较适合本文的实证方法。与以往研究相比,本文可能在以下三个方面实现了创新:第一,已有的文献在衡量地区低碳经济转型时,往往只从定性角度加以考量,缺乏相对客观的定量指标,而本文采用低碳经济的全要素生产率(TFP)作为衡量地区低碳经济发展的定量指标,能够客观地把握地区经济低碳转型的程度;第二,在金融发展和技术进步指标的设计上,本文对衡量两者变量的指标予以分解,有利于克服单一指标存在的缺陷;第三,在实证方法上,基于中国1998—2015年30个省份的面板数据,首先本文采用SBM方法测度出各个省份的低碳经济增长效率,其次采用空间自相关系数考察了其空间相关性,最后建立空间计量模型实证分析了金融发展、技术进步对低碳经济增长效率的影响,有利于提高整个模型估计的准确度。

二、低碳经济增长转型的测算方法及指标选择

(一) 非径向、非角度的 SBM 模型

SBM模型是DEA中最为常见的方法之一,最先由学者Tone^[10]在2001年建立。相比较于投入导向(input-oriented)或产出导向(output-oriented)等两种传统的DEA模型,SBM的最大特点是将上述两种模型的优点加以吸收综合,从而最大程度地考虑投入与产出变量可能存在的改进空间,最终测算出0~1之间的效率值。假定构建一个包含 n 个决策单元的完整生产体系,在生产体系运行过程中, m 单位的生产要素被投入其中,生产出期望产出和非期望产出两种产出结果,分别用单位数量 s_1 和 s_2 来表示。假定 $X = (x_1, x_2, \dots, x_n) \in R_+^{m \times n}$ 为要素投入, $Y^g = (y_1^g, y_2^g, \dots, y_n^g) \in R_+^{S_1 \times n}$ 为期望产出, $Y^b = (y_1^b, y_2^b, \dots, y_n^b) \in R_+^{S_2 \times n}$ 为非期望产出变量。假设最终的决策单元是 $DMU_0 = (x_0, y_0^g, y_0^b)$,则将环境约束包含在内的生产技术模型可以表示为:

$$P^1(x) = \{(x_0, y_0^g, y_0^b) \mid x \geq X\lambda, y_0^g \geq y_0^g\lambda, y_0^b = y_0^b\lambda, \sum_{i=1}^{n=1} \lambda = 1, \lambda \geq 0\} \quad (1)$$

其中:该等式表明生产技术模型具有非期望产出和期望产出零结合性及联合弱可处置性等重要特征,而不等式的约束条件则意味着投入要素和期望产出表现出强可处置性的特点, λ 是衡量横截面观察值大小的正值权重。借鉴Zhang和Choi^[11]的研究,本文使用SBM模型来处理该生产技术模型的这些特征,这个过程可以被描述为:

$$\min \quad \rho = \frac{1 - \frac{1}{m} \sum_{i=1}^m s_i^{x^-} / x_{io}}{1 + \frac{1}{s_d + s_u} \left(\sum_{d=1}^d s_d^{y^+} / y_{do} + \sum_{u=1}^u s_u^{b^-} / b_{uo} \right)} \quad (2)$$

$$\text{s. t.} \quad x_0 = \sum_{j=1}^n \lambda_j x_{ij} + s_i^{x^-}, i = 1, 2, \dots, m$$

$$y_0 = \sum_{j=1}^n \lambda_j y_{dj} - s_d^{y^+}, d = 1, 2, \dots, d$$

$$b_0 = \sum_{j=1}^n \lambda_j b_{uj} + s_u^{b^-}, u = 1, 2, \dots, u$$

$$\lambda \geq 0, s_i^{x^-} \geq 0, s_d^{y^+} \geq 0, s_u^{b^-} \geq 0$$

其中, $s^{x^-} \in R^m$ 、 $s^{y^+} \in R^d$ 、 $s^{b^-} \in R^u$ 分别代表投入要素、期望产出和非期望产出的松弛变量, 假如这些松弛变量的取值存在大于零的情况, 则意味着有投入过多、期望产出不足、非期望产出过多等现象。 ρ 等式中的分子意味着, 假如生产单元中未能达到生产前沿, 则投入可以减少一定的比重, 即投入无效率; 等式中的分母则意味着同样的生产单元未能达到生产前沿, 则产出可以增加一定的比重, 即产出无效率。对于整个 DMU 来说, 只有达到 $\rho = 1$ 条件时, 即满足 $s^{x^-} = 0$ 、 $s^{y^+} = 0$ 、 $s^{b^-} = 0$ 等前提下, 整个生产技术才是效率的; 假如 $\rho < 1$, 则意味着整个 DMU 是处于无效状态, 通过消除投入与产出的松弛, 可以使整个非有效单元改进为有效的决策单元。

(二) 低碳经济增长效率函数

随着中国经济发展轨迹逐步处于一种“新常态”的局面下, 传统的仅仅依靠资金、能源等要素驱动的粗放型经济增长模式已经过时, 与当前国家倡导的“低碳社会”战略已经不相适应, 取而代之的是社会更加关注依靠全要素生产率(TFP)的增长。在经济增长评价标准上, 长期唯 GDP 至上的经济评价体系已经过时, 能源和环境作为重要的考核指标而被纳入其中。因此, 单纯的经济总量增长已经不能成为低碳经济发展的衡量标准, 取而代之是全要素生产率(TFP)的增长。特别是当下关于低碳经济全要素生产率增长的测度和考核成为低碳领域的研究重点。但是目前关于全要素生产率的考核中, 其投入和产出只局限于能源、资本、劳动力、二氧化碳和 GDP 等, 忽略了影响低碳经济发展的另外一种要素: 碳汇。雷明和虞晓雯^[12]在其关于低碳经济转型的研究中, 将“造林面积”作为将形成“碳汇”的主要因素, 提出了碳循环全要素生产率。借鉴该思路, 本文提出了低碳经济增长效率, 又称低碳经济的全要素生产率(TFP), 这是一个包含资本、劳动力、能源消耗、造林面积、GDP 和 CO₂ 的评价体系。与以往评价全要素生产率体系不同的是, 该评价体系的重大特色是, 将植树造林作为投入纳入评价系统中。在整个低碳经济增长效率评价体系中, 资本存量、劳动力投入、能源消耗和植树造林等四种基本要素被投入到评价体系之中, 为方便计算, 这四种要素分别用字母 K、L、E、F 予以表征。产出变量则由各省的实际 GDP 和二氧化碳排放量两种产出结果构成, 其中前者是期望产出变量, 用字母 y 来表示, 后者则是非期望产出变量, 用字母 b 来表示。本文赋予资本(K)、劳动力(L)、能源消耗(E)、造林面积(F)、GDP(y)和二氧化碳排放量(b)一定的权重值, 分别赋予 1/8、1/8、1/8、1/8、1/4 和 1/4 等权重。根据 Cooper 等^[13]的理论成果, 分别定义投入无效率、期望产出无效率和非期望产出无效率的方程表达式为:

$$\text{投入无效率: } IE_x = \frac{1}{2m} \sum_{i=1}^m s_{i0}^- / x_{i0} \quad (3)$$

$$\text{期望产出无效率: } IE_y = \frac{1}{4s_1} \sum_{r=1}^{s_1} s_{r0}^{y+} / y_{r0} \quad (4)$$

$$\text{非期望产出无效率: } IE_B = \frac{1}{4s_2} \sum_{l=1}^{s_2} s_{l0}^{b-} / b_{l0} \quad (5)$$

其中 s_{i0}^- / x_{i0} , s_{r0}^{y+} / y_{r0} , s_{l0}^{b-} / b_{l0} 等变量表示为达到生产前沿,各自可以变动的百分比。

通过将构建的式(3)一式(5)带入下列方程即可测算出低碳经济增长效率。

$$LCEGE = \frac{1 - IE_x}{1 + IE_y + IE_b} \quad (6)$$

三、区域低碳经济增长效率评价及空间相关性分析

(一) 变量说明和数据来源

根据前文所定义的四种投入要素和两种产出变量,我们这里需要对其进行概念的阐述。各个变量具体含义如下:(1)资本存量。根据单豪杰^[14]的研究成果,使用计算公式为 $K_{i,t} = I_{i,t} + (1 - \delta)K_{i,t-1}$ 的方法计算出各年度的资本存量,其中公式 $I_{i,t}$ 代表第 i 省份第 t 年的投资, δ 代表第 i 省份第 t 年的资本折旧率。为确保资本存量的真实性,剔除价格膨胀所带来的失真,以 1952 年作为计算的基期价格,本文采用平减指数方法将名义资本存量换算成实际资本存量。(2)劳动力。在已有的研究中,大多数学者用年末就业人员来衡量各省的劳动力,借鉴该成果,本文采用各省的年末从业人员来表征劳动力指标。(3)能源消耗。中国当前能源消耗主要来自于煤炭、石油和天然气等三种一次能源构成的常规化石能源。为计算的需要,本文使用国家公布的以万吨标准煤为统一单位的能源折合系数将三种能源进行加总。(4)造林面积。每年各个省份新增加植树造林的数量,具体指通过人工绿化工程,将原有被破坏森林、林木、灌木林予以恢复的面积,亦或是退耕还林的新增林木面积。(5)GDP。当前大多数研究采用各省的地区生产总值来表征产出水平。本文借鉴该研究成果,亦采取这一结论,但是为剔除价格膨胀因素带来的失真,使用平减指数方法将名义 GDP 转化成以 1952 年为基期价格的实际 GDP。(6)CO₂。国家公布的权威年鉴中并未给出这一数据,因此本文使用国际上公布的 IPCC(2006)方法,以煤炭、石油和天然气三种一次能源的消耗量与相应的能源标准煤折算系数及碳排放系数的三者乘积,估算出各个省份具体的碳排放数据,其中能源标准煤折算系数、碳排放系数分别来源于国家标准(GB2589-81)和国家发改委能源所。

鉴于数据在测算过程中的全面性要求,本文最终选择了中国 1998—2015 年期间 30 个省份的面板数据作为研究的对象。由于西藏多年的相关数据严重不足,不能满足计算的基本需求,因此未纳入面板数据之内。本文所搜集的数据均来自于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和各地地方统计年鉴。

(二) 低碳经济增长效率的静态时序变化

按照式(3)一式(6)构成的低碳经济增长效率模型,将投入要素、产出变量的数据带入 maxDEA 软件后,本文计算出中国 1998—2015 年期间 30 个省份的低碳经济增长效率,具体结果如图 1 所示。

由图1可见,在样本考察期间,各个省份的平均低碳经济增长效率具有较大的省域差异性特征。从低碳经济增长效率的平均值看,辽宁、云南、福建、天津和上海是排名前五位省份,其平均值均超过了0.8。这五个省份中,除了云南位于西部外,其余均位于经济发达的东部沿海地区,也是全国最为发达的省市。这些东部省份由于对外开放水平较高,不仅具有较为发达的工业生产技术,而且工业减排设备较为完善,其产出能力和减排水平均处于全国前列。特别是近几年,东部地区大力倡导经济结构的发展转型,逐步淘汰了高能耗和高排放的工业部门,而污染严重的重工业逐渐向中西部迁移,由此导致这些省份的低碳经济增长效率相对较高。值得关注的是,近几年,西部地区云南省的低碳经济增长效率位居全国前列的位置,这与云南的农业较为发达且森林覆盖率居全国前茅有很大的关系。青海、江西、山西、新疆和贵州则是排名后五位的省份,这些省份的平均低碳经济增长效率均未超过0.5。这与这些省份的经济发展水平较为落后,且森林面积较小有着较大关系。由此可见,低碳经济增长效率的省份分布具有较强的地区差异性,东部沿海地区包含了中国大多数水平较高的省份,而中西部内陆地区则是水平较低省份的集中区域。因此,进一步加快内陆省份的低碳经济增长效率提升速度,缩小省际间低碳经济增长效率之间的差距,对于提高中国整体的低碳经济发展水平具有重要的意义。

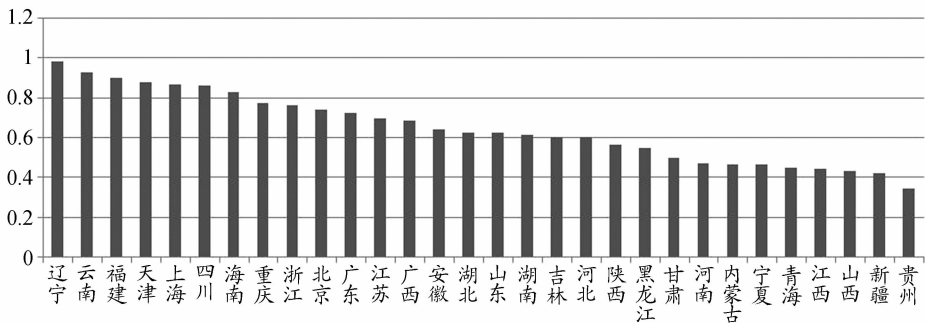


图1 各省份的平均低碳经济增长效率

(三) 省际低碳经济增长效率的空间相关性

各个省份之间的低碳经济增长效率是否具有空间相关性,主要由被考察对象在空间上的空间集聚性和空间异质性两个特征体现。其中,空间集聚性是指省份之间由于地理邻近因素的影响,存在着空间溢出和空间扩散两种效应机制,由此导致相邻省份的低碳经济增长效率表现出较大的相似性,距离越近,表现越强烈。而空间异质性则是因为空间不均质性的存在,使相邻地区表现出较大的差异性,进而产生了空间离群的现象。通常而言,全局 *Moran's I* 指数是当前衡量空间相关性最为常见的指标。根据学者 Moran^[15] 的研究结果,定义其表达公式如下:

$$Moran's I = \frac{n}{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2} \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n W_{ij}} \quad (7)$$

在式(7)中, n 为整个空间体系中所包含的空间单元数量, x_i 代表 i 地区的变量值, x_j 代表 j 地区的变量值, $\bar{x} = (\sum_i x_i)/n$ 代表对所有变量值取平均值。全局 *Moran's I* 的最终赋值范围在 -1 和 1 之间。假如计算出的 *Moran's I* 值为 1 时,意味着被考察对象具有完全正空间相关性特征;假如计

算出的 $Moran's I$ 值为 -1 时,意味着被考察对象具有完全负空间相关性特征;假如计算出的 $Moran's I$ 值为 0 时,则代表着被考察对象不具有空间相关性。 W_{ij} 则是整个公式所要引入的空间权重矩阵,通常情况下是由 0 和 1 组成的空间邻接矩阵:

$$W_{ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 地区和 } j \text{ 地区相邻} \\ 0 & i \text{ 地区和 } j \text{ 地区不相邻} \end{cases} \quad (8)$$

$Moran's I$ 具体统计值被计算出来后,为保证其准确性和真实性,还有必要采用 Z-score 正态分布假设验证其显著性的问题。假设 $Moran's I$ 的 Z-score 统计量通过了 10% 、 5% 或 1% 三种水平的显著性检验,则印证了 $Moran's I$ 的确是具有真实性的。Z-score 正态分布检验的表达式如下:

$$Z(d) = \frac{[Moran's I - E(Moran's I)]}{\sqrt{VAR(Moran's I)}} \quad (9)$$

基于式(7)一式(9),将 0 和 1 组成的空间邻接矩阵引入后,把所要验证的数据带进 Geoda 软件后,表 1 给出了 1998—2015 年期间中国低碳经济增长效率 $Moran's I$ 的具体数值。根据表 1 的计算结果可知,中国低碳经济增长效率的 $Moran's I$ 取值均为正数,且均在 10% 水平上表现显著,由此证明低碳经济增长效率具有强烈正空间相关性的重要特征,因而空间相关性是影响低碳经济增长效率变迁必不可少的一个重要环节。同时这也从侧面印证了,相邻省份之间的低碳经济增长效率具有强烈的空间溢出效应,呈现出高值集聚和低值集聚的空间集群趋势,并且省份之间的距离越近,这种趋势表现越强烈。有鉴于此,空间相关性是分析区域低碳经济发展转型的重要因素,尤其是在进行模型的实证分析过程中起到了关键作用,假如不考虑这种因素所带来的影响,则有可能造成最终的分析结果出现重大失真。

表 1 低碳经济增长效率的 $Moran's I$ 指数

年份	$Moran's I$	$E(I)$	Mean	sd(I)	Z - value
1998	0.126 7	-0.034 5	-0.038 7	0.119 0	1.354 6
1999	0.126 3	-0.034 5	-0.035 4	0.120 2	1.337 8
2000	0.115 0	-0.034 5	-0.042 9	0.121 7	1.228 4
2001	0.108 0	-0.034 5	-0.038 9	0.118 5	1.202 5
2002	0.122 9	-0.034 5	-0.036 2	0.118 5	1.328 3
2003	0.119 0	-0.034 5	-0.038 4	0.118 0	1.300 8
2004	0.111 7	-0.034 5	-0.041 9	0.116 6	1.253 9
2005	0.155 7	-0.034 5	-0.036 9	0.122 9	1.547 6
2006	0.148 4	-0.034 5	-0.032 1	0.117 0	1.563 2
2007	0.152 6	-0.034 5	-0.036 9	0.120 3	1.555 3
2008	0.164 1	-0.034 5	-0.034 5	0.119 7	1.659 1
2009	0.147 5	-0.034 5	-0.037 4	0.118 1	1.541 1
2010	0.150 0	-0.034 5	-0.037 8	0.119 0	1.550 4
2011	0.134 1	-0.034 5	-0.041 1	0.117 3	1.437 3
2012	0.131 8	-0.034 5	-0.042 4	0.122 2	1.360 9
2013	0.134 7	-0.034 5	-0.043 6	0.122 4	1.382 4
2014	0.140 5	-0.034 5	-0.038 9	0.115 4	1.482 4
2015	0.142 7	-0.034 5	-0.046 5	0.120 4	1.502 1

四、金融发展、技术进步影响低碳经济发展的机理及模型

(一) 基本作用机理

本文依据 Grossman 和 Krueger^[16]的理论基础,将金融发展、技术进步作为影响低碳经济发展转型的两种重要渠道,纳入一个统一的分析框架之内,建立起金融发展、技术进步影响低碳经济发展的作用机理。根据该理论,地区要实现低碳经济发展转型,本质上表明了经济产出质量和生态环境之间的重要关系,据此可以将其分解为规模效应、结构效应和技术效应三种重要效应,其一般的表达式如下:

$$LCEGE = Y \times S \times T \quad (10)$$

在模型(10)中, $LCEGE$ 代表地区低碳经济增长效率, Y 则是经济产出规模。按照 Pagano^[17]提出的内生经济增长理论模型,该模型认为各省的经济发展水平 Y 主要取决于劳动、资本两种要素的投入情况。假定社会总资本 K 主要由两个部分构成,一部分来源于银行贷款,这里用公式 FIR 来表征;另一部分来源于企业的股票融资、留存收益等其他渠道,这里用公式 FIR_0 来表征。为便于分析,这里假定两者满足如下的线性方程式: $FIR_0 = \varphi FIR$ 。通过变换后,则总资本 $K = (1 + \varphi) FIR$ 。劳动力投入要素这里用 HUM 来表示,具体表达式是 HUM 。则各省的经济产出规模 Y 可以表示为如下公式:

$$Y = (FIR, HUM) \quad (11)$$

S 代表行业结构,这里具体指金融业的行业结构。本文重点考察四大国有商业银行在市场上的垄断程度,即四大国有商业银行的贷款在整个金融市场上的所占份额,用公式 FIS 来表示。金融发展结构反映了金融市场上不同性质金融机构的构成成分问题,主要分为中小商业银行和国有商业大银行,而不同性质的银行贷款导向不同。一般而言,国有商业大银行主要面向大型企业,而中小银行的贷款则主要面对中小企业,不同规模程度企业的碳减排能力存在较大差异,这明显会对低碳经济发展转型产生重要的影响。

T 则代表技术要素,主要分析不同技术进步渠道对低碳经济增长效率的影响。一般而言,推动技术进步主要通过内部自主创新和外部技术引进两种渠道实现。其中,衡量内部自主创新用地区技术研发情况来衡量,即地区专利水平(PAT)。地区专利技术的研发能力提升,特别是有关环保技术的进步,通常会对生产要素产生重要的替代作用,不仅有利于大幅度减少地区能耗数量,而且对提高区域节能减排能力起到促进作用^[18]。外部技术引进渠道则主要体现在对外贸易(TRD)和外商直接投资(FDI)两个重要指标上。伴随着中国对外贸易水平的不断提升,同时也有大量外资的引入,不仅带来了先进的企业管理理念,而且前沿的低碳技术也会随之进入,这对于提升地区节能减排能力将会起到重要作用,有助于加快地区实现低碳经济的发展转型^[19]。根据以上分析结论,则技术变量 T 可以用如下公式予以表征:

$$T = T(PAT, TRD, FDI) \quad (12)$$

将方程(11)、方程(12)等代入到总模型(10),即可以得到影响地区低碳经济增长效率的总方程:

$$LCEGE = Y(FIR, HUM) \times FIS \times T(PAT, TRD, FDI) \quad (13)$$

(二) 空间计量模型构建

由于本文最终所要考察的是金融发展、技术进步对低碳经济增长效率的影响。有鉴于此,以本文测度的低碳经济增长效率 ($LCEGE$) 作为因变量;金融发展以金融发展规模 (FIR) 和金融发展结构 (FIS) 两个指标来表示;技术进步则以专利授权量 (PAT)、对外贸易 (TRD) 和外商直接投资 (FDI) 三个指标来表征。根据以上理论分析,同时结合总模型(13),本文构建出金融发展、技术进步对低碳经济增长效率影响的基本模型:

$$LCEGE_{i,t} = \alpha_i + \varphi_t + \beta_1 FIR_{i,t} + \beta_2 FIS_{i,t} + \beta_3 PAT_{i,t} + \beta_4 TRD_{i,t} + \beta_5 FDI_{i,t} + \beta_6 HUM_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

式(14)中除了人力资本作为控制变量外,未考虑其他控制变量的影响。地区实现低碳经济发展转型过程中,还要受到能源禀赋、政府能力和城镇化水平等其他因素的制约。有鉴于此,本文在式(14)的基础上,进一步纳入了能源消费结构 (ECS)、政府干预 (GOV) 和城镇化 (URB) 等控制变量,则金融发展、技术进步对低碳经济增长效率影响的最终模型可以表示为:

$$LCEGE_{i,t} = \alpha_i + \varphi_t + \beta_1 FIR_{i,t} + \beta_2 FIS_{i,t} + \beta_3 PAT_{i,t} + \beta_4 TRD_{i,t} + \beta_5 FDI_{i,t} + \beta_6 HUM_{i,t} + \beta_7 ECS_{i,t} + \beta_8 GOV_{i,t} + \beta_9 URB_{i,t} + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

基于前文低碳经济增长效率的空间相关性的检验结果表明,区域低碳经济增长效率具有显著的空间自相关性。假如仅仅采用普通计量方法对构建的模型加以回归,则有可能在模型内产生显著的空间自相关性,与实际结果存在着较大偏差。有鉴于此,本文通过构建空间计量模型来实现对普通模型的优化。根据空间计量经济学的基本理论,当前经典的空间计量模型有空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)两种形式。

根据 Anselin^[20]的研究成果,定义空间自回归模型(SAR)的基本形式为:

$$\begin{cases} y = \rho W_1 y + X\beta + u \\ u = \lambda W_2 + \varepsilon \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n) \end{cases} \quad (16)$$

在式(16)中, y 用来表征因变量; ρ 和 λ 两个均用来代表模型中的空间自回归参数,其大小衡量了模型中所具备的空间自相关程度; W 是具有 $n \times n$ 维形式的空间权重矩阵; $W_1 y$ 代表模型中的自回归项,用来衡量模型本身所具备的空间效应; ε 则代表着随机误差项。

根据 Haining^[21]的研究成果,定义空间误差模型(SEM)的基本形式为:

$$\begin{cases} y = X\beta + \varepsilon \\ u = \lambda W_1 \varepsilon + \mu \\ \varepsilon \sim N(0, \sigma_\varepsilon^2 I_n) \end{cases} \quad (17)$$

式(17)中, λ 是基本形式为 $n \times 1$ 阶的空间误差系数,其统计值代表了模型残差项的空间自相关程度; β 为模型在回归过程中所要得出的基本参数,具体指自变量 X 对因变量 y 的影响力度。总之,SEM模型的空间相关性主要体现在随机误差项的空间误差程度。

由于本文所要构建的是金融发展、技术进步对低碳经济增长效率的空间计量模型,所考察的对

象是30个省份的面板数据。在模型的构建过程中,采用空间固定效应还是随机效应是要需要作出选择的重要问题,而两者的区别在于模型中的回归变量是否与个体效应表现出较强的联系度。假如模型选择固定效应则表明两者具有较强的联系性,而随机效应则意味着两者不存在任何联系。因为本文在变量选择之初十分重视个体效应问题,因而固定效应是本文所采用模型的最好形式。最终基于公式(16)一式(17),本文建立的包含固定效应的空间面板数据模型如下:

$$LCEGE_{i,t} = \alpha_i + \varphi_t + \beta_1 FIR_{i,t} + \beta_2 FIS_{i,t} + \beta_3 PAT_{i,t} + \beta_4 TRD_{i,t} + \beta_5 FDI_{i,t} + \beta_6 HUM_{i,t} + \beta_7 ECS_{i,t} + \beta_8 GOV_{i,t} + \beta_9 URB_{i,t} + \delta \sum_j W_{ij} (LCEGE_{i,t}) + \mu_{i,t} \quad (18)$$

$$\mu_{i,t} = \lambda \sum_j W_{ij} * u_{i,t} + \varepsilon_{i,t}$$

该模型呈现出普通空间固定效应的基本形式。其中, δ 、 λ 分别对应着模型中两种不同的空间效应系数,即分别为空间自回归系数和空间误差系数。假如 δ 的赋值是0,则该模型表现形式为典型的空間误差模型(SEM),若 λ 的赋值是0,则意味着该模型的表现形式转变为空间自回归模型(SAR)。 α_i 和 φ_t 是空间模型中两种效应的残差项,前者为空间固定效应,后者是时间固定效应。

在此模型中,各个指标的具体解释如下: FIR 代表金融发展规模,用各省份历年的年末贷款余额之和的自然对数来表示; FIS 代表金融发展结构,用四大国有商业银行的贷款之和比上总的贷款余额来表示; PAT 代表技术研发,具体以各省份专利申请授权数的自然对数来表示; TRD 代表对外贸易,用各省份进出口贸易总额与GDP的比值来予以表征; FDI 代表外商直接投资,由于各省份的外商投资额使用美元作为表征,为统一口径,以美元按照标准汇率折算成人民币的实际利用外商直接投资额与各省GDP的比值来表示; HUM 是人力资本,用各省份具有高中及以上学历的人口数量与人口总量的比值来表示; ECS 则为能源消费结构,用各省份每年消耗的煤炭总量与能源消耗总量的比值来表示; GOV 代表政府干预,以各省份财政支出总额占GDP的比重来表示; URB 代表城镇化水平,用各省份历年非农业人口占总人口的比重来表示。

为满足文章数据使用的基本要求,以及鉴于数据可获得性的前提,本文采用1998—2015年期间中国30个省份的面板数据作为研究对象。鉴于西藏地区连续多个年份的数据缺失,不能达到研究的基本标准,故将其从总样本中剔除出去。在经过数据甄别后,最终本文所使用的数据从《中国金融年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国统计年鉴》和地方统计年鉴等权威年鉴搜集而来。

五、实证结果及解释

(一)普通面板数据模型的计量结果与空间相关性检验

为进一步检验空间计量模型的合适性,首先采用普通的计量方法回归了模型(18),并对模型的残差项是否具有空间自相关性进行检验,具体的结果如表2所示。同时,为了验证模型是否有控制固定效应的必要性,表2同时给出混合、空间固定效应、时间固定效应和双向固定效应等四种模型形式,通过对各个模型中具体的统计指标进行比较分析,以确定模型选择空间固定效应形式的重要作用。

通过分析表2的回归结果可知,根据四个模型中拟合优度的判定系数的具体数值,四个模型中

的空间固定效应模型表现最小,其数值仅有0.375 4,而控制时间和空间的双向固定效应模型则表现最大,其数值达到0.507 6。由此可见,双向固定效应模型比其他三个模型的拟合度都要高。再从四个模型的对数似然函数值 $\text{Log} - L$ 对比结果可知,混合模型在四个模型中表现最小,其统计量为296.112 6,而双向固定效应模型同样在四个模型表现最大,其统计量达到892.151 0。通过比较以上两个指标,充分说明较之其他三个模型,无论在拟合优度的判定系数上还是对数似然函数值 $\text{Log} - L$ 上,双向固定效应模型在整体上表现最为理想,因而双向固定效应模型的回归结果最为契合本文的研究要求。

表2下半部分则是模型残差项是否存在显著的空间自相关性的检验结果。可以看出,双向固定效应模型中的 $LM - sar$ 统计量为10.731 4,且通过了1%显著水平的检验, $LM - err$ 的统计量为3.861 5,同样通过了5%显著水平的检验,这充分表明整个模型的估计结果存在着显著的空间自相关性,普通的计量方法无法解决该问题,因而空间计量模型的选择具有合适性。在比较 $LM - sar$ 和 $LM - err$ 的统计量后,发现前者要大于后者,两者相比较后,本文最后确定空间自回归模型是空间计量模型最好的表现形式。

表2 普通面板数据模型的估计与检验结果

变量	混合	空间固定效应	时间固定效应	双向固定效应
<i>FIR</i>	0.044 8*** (3.337 1)	0.006 4 (0.898 8)	0.043 7*** (2.971 8)	0.002 5 (0.304 2)
<i>FIS</i>	-0.061 3*** (-2.556 2)	0.018 0** (2.282 2)	-0.060 7*** (-2.499 5)	0.022 3*** (2.835 1)
<i>PAT</i>	-0.004 2 (-0.558 9)	0.018 3*** (3.567 0)	-0.004 2 (-0.499 6)	0.026 8*** (3.552 9)
<i>TRD</i>	-0.044 1 (-1.386 5)	0.043 4*** (2.356 6)	-0.045 0 (-1.328 3)	0.047 9** (2.307 2)
<i>FDI</i>	0.051 8*** (7.032 5)	-0.003 2 (-0.902 2)	0.054 7*** (6.970 7)	0.001 8* (1.857 4)
<i>HUM</i>	-0.391 4* (-1.567 7)	0.723 2*** (6.181 0)	-0.387 7 (-1.348 5)	1.000 0*** (7.546 7)
<i>ECS</i>	-0.304 1*** (-9.910 8)	-0.132 1*** (-6.158 1)	-0.301 4*** (-9.688 9)	-0.118 3*** (-5.505 6)
<i>GOV</i>	-0.146 8* (-1.555 6)	-0.195 9*** (-3.831 8)	-0.083 8 (-0.573 0)	-0.136 5** (-2.308 3)
<i>URB</i>	0.025 8 (0.345 0)	-0.243 3*** (-4.348 5)	0.029 7 (0.394 8)	-0.144 6** (-2.413 5)
<i>R - squared</i>	0.470 8	0.375 4	0.468 8	0.507 6
<i>Log - L</i>	296.112 6	878.066 5	297.896 3	892.151 0
<i>DW</i>	2.010 9	1.630 0	2.027 0	1.729 8
<i>LM - sar</i>	0.216 2	18.020 8***	0.294 5	13.258 7***
<i>Robust LM - sar</i>	2.322 2*	5.702 8**	3.931 6***	33.167 6***
<i>LM - err</i>	1.676 7	13.926 0***	2.656 1*	3.861 5**
<i>Robust LM - err</i>	3.782 7**	1.608 0	6.293 2***	23.770 4***

注:()中数据为 T 检验值,* , ** , *** 分别表示 10% , 5% 和 1% 的显著性水平;模型估计、空间自相关检验使用

(二) 空间面板数据模型的估计结果

通过验证普通计量模型中统计指标的结果,表明其残差项表现出显著的空间自相关性,由此反映出 OLS 回归结果达不到本文研究的要求。有鉴于此,本文在普通计量模型的基础上采用空间计量方法进行重新模拟,得到空间计量模型的 SAR 和 SEM 两种基本表现形式,其具体结果如表 3 所示。根据表 3 的回归结果可知,空间自回归项 $W * dep. var.$ 和空间误差项 $W * dep. var.$ 的系数均为正,且均通过了 1% 显著水平的检验,这再次证明了选用空间计量方法的正确性。相比较于普通模型的回归结果,不仅空间计量模型估计系数的 T 检验得以改进,而且其拟合优度的判定系数和对数似然函数值也均实现了提升。同时这从侧面也反映出,空间计量模型的回归结果是对普通模型的有效改善,有利于提高整体变量的解释意义。在 SAR 和 SEM 两个固定效应模型中,发现前者的 $Log - L$ 统计量明显要大于后者,表明 SAR 模型的解释强度要优于 SEM 模型,因此分析空间自回归模型(SAR)中各个解释变量的实际意义更为适合本文的需要。

表 3 空间面板数据模型的估计结果(双向固定效应模型)

变量	SAR	SEM
<i>FIR</i>	0.002 7 (0.348 6)	0.005 1 (0.643 0)
<i>FIS</i>	0.022 2 *** (2.929 4)	0.020 4 *** (2.756 3)
<i>PAT</i>	0.027 7 *** (3.785 8)	0.032 8 *** (4.346 2)
<i>TRD</i>	0.044 7 ** (2.224 2)	0.047 3 *** (2.258 3)
<i>FDI</i>	0.002 9 * (1.947 8)	0.002 4 * (1.900 2)
<i>HUM</i>	0.829 0 *** (6.467 2)	0.782 0 *** (5.975 7)
<i>ECS</i>	-0.117 4 *** (-5.654 4)	-0.120 5 *** (-5.724 6)
<i>GOV</i>	-0.138 2 ** (-2.394 4)	-0.189 7 *** (-3.164 7)
<i>URB</i>	-0.147 9 *** (-2.556 4)	-0.139 7 ** (-2.357 7)
$W * dep. var.$	0.262 9 *** (4.968 9)	
<i>spat. aut.</i>		0.208 9 *** (3.619 0)
<i>R - squared</i>	0.958 0	0.955 4
<i>Log - L</i>	900.256 2	895.556 1

注:()中数据为 T 检验值,* , ** , *** 分别表示 10% ,5% 和 1% 的显著性水平

从金融发展变量对低碳经济增长效率的影响看,回归结果显示:其一,金融发展规模(*FIR*)对低碳经济增长效率的影响为正,但是却不显著。这充分表明,尽管金融规模的扩大有利于地区实现低碳经济转型,但其重要作用却未能完全得以发挥。这是因为,金融发展对低碳经济的影响通常是总量扩张效应和技术效应两者并存^[22]。所谓的总量扩张效应,是指随着金融市场规模的不断扩大,

企业的生产规模也随之扩大,使得二氧化碳的排放量增加,进而对地区低碳经济发展产生极为不利的影 响。而技术效应则指金融发展促进了技术进步,进而实现了节能减排,最终有利于促进低碳经济发展。在实际中,一方面,随着金融市场化程度逐渐提高,银行“盈利”的导向逐渐加强,银行仍旧为“见效快、回报高”的资源密集型企业提供贷款支持,且伴随着企业的生产规模逐步扩大,地区污染量得以增加;另一方面,国家金融政策对银行贷款的引导性逐渐加强,为充分响应国家倡导经济发展转型的需要,银行逐步加强了对银行贷款使用流向的管控,加大了对企业技术研发及“见效慢、回报低”的环保企业的资金支持力度,这有利于实现低碳环保技术的不断创新,进而促进地区节能减排。在这两种机制的共同作用下,导致了金融发展规模对低碳经济增长效率影响的不显著。其二,金融发展结构(*FIS*)对低碳经济增长效率影响为正,且通过了1%的显著水平的检验。也就是说,国有大银行市场份额的提升有利于地区实现低碳经济转型。这进一步有效印证了:与中小商业银行不同的是,国有大银行规模庞大、资金雄厚且经营地域较广,并且具有极强的政策导向性。作为拉动地区经济增长主力的大型企业及大型清洁工程,其资金的来源主要由国有大银行提供,而这些大型企业及大型清洁工程拥有雄厚的资金作为支撑,能够实现碳减排技术的不断创新,其先进的低碳技术和完善的减排设备是中小企业所无法比拟的。因此,地区国有大银行的市场份额越高,越有利于提供大型企业实现生产和建设低碳转型的动力支持,这显然会对地区实现低碳经济转型产生促进作用。

从技术进步渠道对低碳经济增长效率的影响看,结果表明:第一,技术研发(*PAT*)对低碳经济增长效率有显著的正向影响,这表明通过不断提高区域创新能力,能够有效促进地区实现低碳经济转型。得益于技术创新对能源要素产生的替代效应,中国能耗强度呈现出显著下降的趋势。有关数据表明,1998年中国的能耗强度高达1.61,而截至2015年,中国的能耗强度已经下降为0.64,18年间下降了0.97,而能耗强度的不断下降正是中国逐步实现经济增长低碳转型的重要体现。第二,对外贸易(*TRD*)与低碳经济增长效率呈显著的正相关关系,即加强对外贸易有利于加快中国低碳经济转型,这同时从侧面也反映了中国进出口贸易产品的技术结构不断优化,由低技术、高能耗的初级产品逐渐变成中高等技术的低能耗产品,这有利于促进地区外贸企业实现产品生产的低碳转型^[23]。第三,外商直接投资(*FDI*)在10%显著水平上对低碳经济增长效率的影响为正,这表明提升外资引进水平是有效加速中国经济低碳转型的重要途径。数据显示,当前中国的对外开放水平呈现出逐步提高的趋势。1998年中国吸引的外商直接投资额仅有454.63亿美元,而2015年这一数据已经增加至1262.70亿美元,18年间提高了近2.8倍。得益于持续引进的FDI,一方面,外资企业通常制定了较高的环保标准,能够起到显著的“示范效应”,这对于提升东道国的碳减排具有促进作用^[24];另一方面,FDI引进有利于提升东道国的就业水平,伴随着就业岗位数量的增加,当地居民的收入水平呈不断提高的趋势,这能够显著提高居民的生活质量,而居民生活质量的改善往往会提出更高的环保要求。

从控制变量看,人力资本(*HUM*)的估计系数为正,且通过了1%显著水平的检验。这反映出,伴随着中国人力资本水平的不断提高,一方面,工人的技能水平实现了提升,能够熟练操作先进的低碳设备,这对于企业提升能源利用效率和减排能力产生了积极作用;另一方面,随着居民的环保意识不断增强,不仅能够自觉地履行环境保护的义务,而且为经济发展的低碳转型提供了智力支持。能源消费结构(*ECS*)对低碳经济增长效率提升产生了不利影响,这与现实情况一致。作为高

碳能源系列的煤炭,其大量消费显然会增加更多的二氧化碳排放。政府干预(GOV)与低碳经济增长效率呈现出显著的负相关关系,这表明过度的政府干预会产生资源配置的扭曲效应,进而对经济增长和环境保护产生不利的影响。城镇化水平(URB)对低碳经济增长效率的影响显著为负,这也与现实是一致的。城市过度的“粗放式”扩张,不仅浪费了大量资源,而且还会严重阻碍地区实现低碳经济转型。

六、主要结论与政策启示

提升低碳经济增长效率是实现经济可持续发展的关键。使用SBM模型,本文测算出了1998—2015年期间的省际低碳经济增长效率。与以往测算TFP研究不同的是,本文的低碳经济增长效率评价体系包含了“碳汇”这一重要因素。同时,本文在分析了低碳经济增长效率的地区差异性和空间自相关性的基础上,通过建立空间计量模型实证研究了金融发展、技术进步对低碳经济增长效率的作用。研究表明,低碳经济增长效率的省份分布表现出较强的差异性,经济发达的东部沿海地区包含了中国大多数水平较高的省份,而中西部内陆地区则是水平较低省份的集中区域。空间自相关Moran's I指数则表明,区域低碳经济增长效率具有显著的空间自相关性,邻近省份的模仿效应强烈。以金融发展规模和金融发展结构为表征的金融发展水平对低碳经济增长效率的影响具有差异性,其中金融发展规模对低碳经济增长效率的影响不显著,而金融发展结构对低碳经济增长效率具有显著的正向影响;以专利授权量、对外贸易和外商直接投资表征的技术进步均能显著地促进低碳经济增长效率的提升。除此之外,人力资本与低碳经济增长效率呈显著的正相关关系,而能源消费结构、政府干预和城镇化水平与低碳经济增长效率则呈现出显著的负相关关系。

通过以上结论,对于将来中国促进低碳经济增长转型的工作重点是加快绿色金融发展,大力促进地区技术进步,通过逐步降低碳排放强度,最终实现经济的可持续发展。有鉴于此,本文提出如下政策建议。

第一,强化对金融市场的绿色信贷引导,增加对低碳企业和绿色项目的支持力度。首先,构建由碳信贷、碳基金和碳担保等构成的绿色金融市场,优化金融资源配置,为低碳企业参与绿色项目提供足够的金融支持;其次,建立差别性的金融贷款政策,对于环境污染严重的企业实施不贷款或者高利率的惩罚性贷款,而对拥有良好环保信誉记录的企业则提供利率优惠;最后,实施银行的绿色信贷问责制,将信贷业务是否符合环境保护和绿色发展纳入考核目标之中,并在信贷过程中实施全程的动态跟踪,建立环境保护的一票否决制度。

第二,优化金融市场的结构构成,大力发展碳金融及其衍生品,提高金融市场的竞争力。以国家倡导的绿色金融为契机,推出国有商业银行和中小银行的碳金融衍生品,通过鼓励开展碳期权、碳期货、碳互换和碳掉期等碳金融业务,完善银行的碳金融衍生品交易体系;严格控制中小银行的盲目贷款行为,通过降低碳金融衍生品的进入门槛,引导更多的中小商业银行进入碳金融市场参与交易,开放做空手段,提高流动能力,进而提高其碳金融发展水平。

第三,鼓励各地区大力开展研发创新活动,提高低碳技术水平。政府应加大教育和科研的重视力度,通过增加教育和研发的经费支出,把技术进步和人才培养提高到战略性地位;对于低碳发展所需要解决的环境问题,实施政策优惠,政府通过财政支持、基金注资、担保贴息等方式支持低碳发展,为技术创新搭建良好平台,促进技术成果的低碳转化;放松地区贸易保护,积极优化进出口贸易

结构,进一步提高进出口产品的低碳技术含量;提升对外开放水平,加大外资的筛选力度,提高外资引进的“门槛”,实施差别的引进政策,对于高技术、低排放的外资企业要优先引入,而对于高污染、高排放的外资企业则要实施不引进政策。

第四,大力推进地区节能减排工作,实现经济发展方式的低碳转型。重视全民环境保护的思想教育,深入到地方基层开展宣传工作,建立起环保宣传的长效机制;积极实施地区“清洁能源”战略,逐步降低日常化石能源的消费比例,构建起清洁低碳、安全高效的能源保障体系;加大政府在节能减排方面对相关机构的引导作用,进而提高城镇发展的集约化水平,通过走低碳绿色的新型城市化道路,最终实现经济和环境的友好协调发展。

参考文献:

- [1] FRANKEL J, ROSE A. An estimate the effect of common currencies on trade and income[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(2): 437 - 466.
- [2] FRANKEL J, ROMER D. Does trade cause growth[J]. *American Economic Review*, 1999, 89(3): 379 - 399.
- [3] 徐枫, 陈昭豪. 金融发展与低碳经济: 基于 PVAR 模型的实证研究[J]. *投资研究*, 2014 (3): 54 - 65.
- [4] 蒲成毅, 潘小军. 低碳经济浪潮下中国碳金融市场发展模式设计[J]. *西南金融*, 2011(1): 31 - 34.
- [5] 赵昕, 郭晶. 中国低碳经济发展的技术进步因素及其动态效应[J]. *经济学动态*, 2011(5): 47 - 51.
- [6] 杨会香, 龚唯平. 产业结构变动、技术进步与低碳经济发展: 以广东省为例[J]. *产经评论*, 2012(1): 43 - 52.
- [7] 张兵兵, 徐康宁, 陈庭强. 技术进步对二氧化碳排放强度的影响研究[J]. *资源科学*, 2014(3): 567 - 576.
- [8] 刘亦文, 张勇军, 胡宗义. 技术进步对低碳经济发展影响的国际比较与实证研究[J]. *湖湘论坛*, 2015(6): 55 - 61.
- [9] 张林. 金融发展、科技创新与实体经济增长——基于空间计量的实证研究[J]. *金融经济研究*, 2016(1): 14 - 25.
- [10] TONE K. A slacks-based measure of efficiency in data envelopment analysis[J]. *European Journal of Operational Research*, 2001, 130(3): 498 - 509.
- [11] ZHANG N, CHOI Y. Environmental energy efficiency of China's regional economies: A non-oriented slacks-based measure analysis[J]. *Social Science Journal*, 2013, 50(2): 225 - 234.
- [12] 雷明, 虞晓雯. 我国低碳经济增长的测度和动态作用机制——基于非期望 DEA 和面板 VAR 模型的分析[J]. *经济科学*, 2015(2): 44 - 57.
- [13] COOPER W W, RUIZ J L, SIRVENT I. Choosing weights from alternative optimal solutions of dual multiplier models in DEA [J]. *European Journal of Operational Research*, 2007, 180(1): 443 - 458.
- [14] 单豪杰. 中国资本存量 K 的再估算: 1952 - 2006 年[J]. *数量经济技术经济研究*, 2008(10): 17 - 31.
- [15] MORAN P A. The interpretation of statistical maps[J]. *Journal of the Royal Statistical Society, Series B (Methodological)*, 1948, 10(2): 243 - 251.
- [16] GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of the North American free trade agreement[R]. *National Bureau of Economics Research Working Paper*, 1991.
- [17] PAGANO M. Financial market and growth: An overview[J]. *European Economic Review*, 1993, 37(2/3): 613 - 622.
- [18] 程云鹤, 齐晓安, 汪克亮, 等. 技术进步、节能减排与低碳经济发展——基于 1985—2009 年中国 28 个省际面板数据的实证考察[J]. *山西财经大学学报*, 2013 (1): 51 - 60
- [19] 林伯强, 姚昕, 刘希颖. 节能和碳排放约束下的中国能源结构战略调整[J]. *中国社会科学*, 2010(1): 58 - 71, 222.
- [20] ANSELIN L. *Spatial econometrics: Methods and models* [M]. Netherlands: Springer, 1988.
- [21] HAINING R. *Spatial data analysis in the social and environmental sciences* [M]. Cambridge: Cambridge University Press, 1993.

- [22] 严成霖,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.
- [23] GRIMES P, KENTO J. Exporting the greenhouse: Foreign capital penetration and CO₂ emissions 1980-1996[J]. Journal of World-Systems Research, 2003, 9(2):261-275
- [24] FRANKEL J A. The environment and globalization[R]. Nber Working Paper, 2003, 55(2):161-210

Financial development, technological progress and low carbon economic growth efficiency in China: An empirical research of spatial panel data model

MA Dalai, YANG Guangming

(College of Management, Chongqing University of Technology, Chongqing 400054, P. R. China)

Abstract: Based on the non radial and non angle SBM model, this paper estimates the efficiency of low carbon economic growth in various provinces of China during 1998-2015. Then on the basis of analyzing the regional difference and spatial correlation of low carbon economic growth efficiency, this paper builds the spatial panel data model and empirically examines the effect of financial development and technological progress on the low carbon economic growth efficiency. Empirical results show that: during the sample period, China's low carbon economy growth efficiency shows strong provincial differences. The provinces of higher low carbon economy growth efficiency are mostly located in the eastern coastal areas, that of midwest provinces in inland of Ministry of Chinese is relatively lower. The regional low carbon economic growth efficiency is not randomly distributed in space, and the spatial imitation effect of the neighboring provinces is strong. The results of the spatial model show that, the scale of financial development has no significant effect on low carbon economic growth efficiency, while the financial development structure has a significant positive impact on it. Technical progress in the characterization of patent licensing, foreign trade and foreign direct investment can significantly improve the low carbon economic growth efficiency. In addition, human capital has a significant positive impact on the development of low carbon economy, while energy consumption structure, government intervention and urbanization have a significant inhibitory effect on the development of low carbon economy.

Key words: financial development; technological progress; low carbon economic growth efficiency; spatial panel data model

(责任编辑 傅旭东)