

朱东波,任力,刘玉. 中国金融包容性发展、经济增长与碳排放[J]. 中国人口·资源与环境, 2018, 28(2): 66-76. [ZHU Dongbo, REN Li, LIU Yu. Financial inclusive development, economic growth and carbon emissions in China[J]. China population, resources and environment, 2018, 28(2): 66-76.]

中国金融包容性发展、经济增长与碳排放

朱东波^{1,2} 任力³ 刘玉³

(1. 西南大学经济管理学院, 重庆 400715; 2. 西南大学经济研究中心, 重庆 400715; 3. 厦门大学经济学院, 福建 厦门 361005)

摘要 改革开放以来,中国经济高速增长,为中国崛起提供了重要的物质基础与保障。然而,粗放型经济发展模式也导致严重的资源环境问题。金融是现代经济发展核心,实现中国绿色低碳经济发展离不开金融支持。本文首先在分析金融发展、经济增长对碳排放的作用机制基础上,提出以下研究假说:①金融发展对碳排放存在正、负两种效应,其综合效应的大小取决于两种效应的相对大小。②环境库兹涅兹曲线假说并不是稳健的,其成立与计量方法、研究区域等选取有关。③金融发展对碳排放的影响在不同经济发展阶段与金融发展水平下存在门槛效应。④空间异质性对金融发展与碳排放之间关系存在显著影响。随后构建动态面板模型与面板门槛模型,应用系统GMM、固定效应、随机效应等多种估计方法,在核算中国各省份金融包容性发展指数与碳排放基础上,结合省级面板数据,并分东、中、西区域,对以上假说进行实证检验与分析。得出以下结论:①中国金融包容性发展呈现区域性差异,东部金融发展明显优于中西部地区。②当前中国金融发展有利于减少碳排放,促进低碳经济发展。③当以金融发展为门槛变量时,金融发展的碳减排效应是逐渐弱化的。④当以经济增长作为门槛变量时,金融发展的碳减排效应是逐渐增强的。⑤空间异质性影响金融发展与碳排放之间关系——中西部区域内金融发展有利于减少碳排放;东部区域内金融发展却导致碳排放增加。最后,本文从强化金融在绿色低碳经济发展中的作用、创新开放格局等方面提出政策建议。

关键词 金融包容性发展; 经济增长; 绿色经济; 面板门槛模型; 空间异质性

中图分类号 F062.2 文献标识码 A 文章编号 1002-2104(2018)02-0066-11 DOI: 10.12062/cpre.20171018

改革开放以来,中国经济高速增长,为中国崛起提供了重要的物质基础与保障。然而,粗放型经济发展模式也导致严重的资源环境问题。2014年,据荷兰环境评估局,中国为碳排放最多经济体,排放总量为105.41亿t,全球占比为29.79%,约为第二位美国碳排放的2倍;2015年,中国人均废水排放、二氧化硫排放、烟(粉)尘排放分别高达53.49 t、135.24 kg、111.89 kg。有鉴于此,十八届五中全会之后,中央将“绿色发展”作为五大发展理念之一,提升至国家发展战略层面。通常来说,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碳排放的影响,尤其在资源环境日益束紧背景下,一方面揭示金融发展与绿色低碳经济之间的关系,为推动经济绿色化提供新的证据,另一方面为构建绿色金融体系提供政策建议,具有重要的现实意义。

1 文献综述

早期碳排放类文献主要从经济增长的视角,集中于对环境库兹涅兹曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC)的理论分析与实证研究,最新研究开始考虑金融发展等因素对碳排放的影响。EKC假说可追溯至20世纪90年代Grossman & Krueger的一篇工作论文, Grossman & Krueger^[1]在探究北美自由贸易协定对环境的潜在影响时,证实环境指标同经济增长呈现倒U型曲线关系。之所以命名为库兹涅兹曲线,源于Kuznets^[2]关于收入分配与经济增长的一项研究,证实收入不平等同人均收入存在倒U型曲线关系,进一步地, Panayotou^[3]将经济增长与环境污染的类似曲线命名为环境库兹涅兹曲线或EKC。自EKC假说提出后,研究工作从理论与实证两个方向展开,详见综述论文Dinda^[4]等。也有研究对EKC假说提出质疑,如

收稿日期: 2017-10-24

作者简介: 朱东波, 博士生, 讲师, 主要研究方向为政治经济学与发展经济学。E-mail: zdb_csu@126.com。

通讯作者: 任力, 教授, 博导, 主要研究方向为政治经济学、发展经济学与财务管理学。E-mail: renli@xmv.edu.cn。

基金项目: 国家社会科学规划基金项目“中国绿色增长方式下大气污染治理的动力规划研究”(批准号: 13BJL092); 中国博士后基金项目“中国低碳发展的金融支持及金融机制创新: 理论与政策”(批准号: 2012M520086), 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”(批准号: 2013T60633)。

Harbaugh, et al^[5]认为 EKC 假说仅适用于部分空气污染物,如二氧化硫、粉尘的研究,而在水污染、固体废弃物污染实证上则得不到证实,即 EKC 假说成立有局限性。

最新研究开始将金融发展作为环境质量的影响因素,研究其与环境之间的关系。Claessens^[6]研究证实金融发展有助于降低交易成本、信息成本,利于贷款与投资,包括对环境友好型项目投资,从而对环境产生影响。Tamazian et al^[7]开创性地探究金融发展同环境质量之间关系,将股票市场总量、存贷款总额等作为衡量金融发展指标,证实金融发展有利于减少污染物排放,改善环境。随后, Tamazian & Rao^[8]、Shahbaz, et al^[9]、Salahuddin et al^[10]等研究再次证实金融发展能够减少 CO₂ 排放,改善环境。与上述研究结论相反, Boutabba^[11]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。得到类似结论的研究还包括 Shahzad, et al^[12]、Javid & Sharif^[13]、Ali, et al^[14]等。但目前针对中国金融发展与碳排放之间的关系却鲜有人研究,就现有可获取的文献来说,我们仅发现 Jalil & Feridum^[15]、Zhang^[16]、顾红梅、何彬^[17]、严成樑等^[18]等数篇文献,且研究结论大相径庭——Jalil & Feridum、顾红梅与何彬等证实中国金融发展能够减少污染排放,改善环境; Zhang 的实证结果表明金融发展导致碳排放增加; 严成樑等则证实金融发展与碳排放之间呈现倒 U 型关系。

基于以上文献回顾,已有研究初步分析了金融发展与碳排放之间关系,认为其是碳排放的重要影响因素,但对其环境效应的认识仍存在很大争议。现有研究存在以下待拓展空间:一是已有研究多局限于金融发展与碳排放的线性关系,忽略了金融发展影响碳排放的门槛效应的存在;二是针对中国金融发展与碳排放之间关系探讨较少。尤其在当前世界积极应对全球气候变化、中国作为最大碳排放经济体与面临资源环境约束日益束紧等多重背景下,为此,本文首先从金融包容性的视角,联系中国金融体系结构与指标数据可获取性,构建金融发展指标体系与金融包容性指数(Index of Financial Inclusion,IFI)^[19]。随后,基于理论机制分析与研究假说,构建计量模型,采用省级动态面板估计方法与面板门槛模型等,并结合混合 OLS、固定效应、随机效应等多个计量模型对假说进行检验与分析。与现有研究相比,本文从以下三个方面丰富了现有文献:一是从理论上阐明已有研究对两者之间认识存在争议的原因在于金融发展对碳排放存在正、负两种效应,并将金融包容性引入金融发展与碳排放的分析中,深化了对两者之间关系的认识;二是分析了金融发展影响碳排放的门槛效应,提供了从非线性的视角理解两者之间关系的新的视角;三是探究并分析空间异质性对两者之间关系的影

响,从而为科学有效地制定碳减排政策提供了理论依据。

2 机制分析与研究假说

2.1 金融发展与碳排放

金融是现代经济运行的核心,其发展有助于提高金融资源的配置效率,促进技术创新与经济增长等,势必会对低碳经济发展产生影响,尤其是,伴随近年来强调普惠金融、金融包容性发展。金融包容性(Financial Inclusion)发展最初是作为金融排斥(Financial Exclusion)的对立概念加以使用的,Chakravarty & Pal^[20]认为金融包容性发展指的是,金融资源与服务供给在合意成本上的可获取性,强调的是不论政府、企业、消费者等不同经济个体均能够享受到金融资源与服务以及其发展带来的收益。这样,金融包容性发展有利于缓解生产商的资金预算约束瓶颈,增加技术研发投入或扩大生产规模等,从而对碳排放产生影响;同时,也解决消费者一定的收入预算问题,增加需求与消费,尤其大宗消费品消费,如购置房产等,从而对碳排放产生影响。具体来说,金融发展对碳排放存在正、负两种作用机制。其正向机制指的是,金融发展导致碳排放增加,加剧环境退化。金融发展对碳排放的正向机制主要体现在以下三个方面:①从消费者层面来看,金融发展可以通过低成本、有效率的金融中介使得消费者更容易获取资金用于大宗(或耐用)商品(例如空调、洗衣机、手机等)的消费与购买,结果需求增加刺激企业生产规模与供给的增加,而生产扩大必然消耗更多原材料、能源等,从而导致碳排放增加。②从公司层面来看,金融发展减少公司摩擦成本与交易成本等,从而使公司能够以更低的成本获取资金、资本,鼓励企业增加投资、扩大生产规模,从而导致能源消费增加,尤其在当前中国欠完善的环境规制体系与较低的节能减排技术水平下,将进一步导致污染排放增加。③从国家层面来看,金融发展能够促进经济发展,这将增加能源消耗的压力,而在当前以煤炭为主能源结构下势必导致碳排放增加。另外,短期来看,环境保护产生一定的减排投入与治污成本,将不利于生产规模的扩大与投资,更容易被选择性忽视。金融发展对碳排放的负向机制指的是,金融发展有利于降低碳排放,改善环境质量,主要体现在以下三个方面:一是稳定良好的金融发展水平有助于形成稳定的投资环境,进而吸引外资与引进环境友好型技术等;开放经济条件下,外商直接投资也是影响产业结构转型的重要方式,以外资形式推动的产业转移与技术溢出为促进东道主国家产业结构转型提供动力。换句话说,金融发展促进外资引进,有助于提高发展中国家节能减排技术与绿色生产技术的水平,从而促进产业结构由依托资源型向依托新技术型的转型升级,实现保护环境与经济增

长的可持续协调发展。二是金融发展使得企业更容易获取用于研发投入的资本,减小其研发风险,提高生产技术,尤其是节能减排技术水平与能源利用效率,促进低碳经济的发展与早日实现。三是高科技、效率高的企业普遍表现出较高的环保意识,而金融发展则进一步刺激该类公司的表现而减少能源消费和碳排放等。由于金融发展对碳排放同时存在以上两种效应,因而,其综合影响取决于两种作用机制相对大小。基于上述分析,本文提出假说1:

H1: 金融发展对碳排放存在正、负两种效应,其综合效应取决于两种效应的相对大小。

2.2 经济增长与碳排放

一般地说,影响碳排放的路径主要分为以下三个方面:经济规模变化、产业结构变动以及技术水平增进。基于以上三种路径,学术界对EKC假说解释,总体上可以归纳以下三类:一是初期,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,此时增加环境投资与减排投入,淘汰或转移高污染产业等减少污染。二是环境质量,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。三是经济增长使得国家有更多的资本用于研发、节能减排技术创新等,促进低效率、高能耗技术向高效率低能耗绿色技术升级。随着理论界对经济增长与碳排放之间关系研究的深化,部分研究对EKC假说提出质疑,认为EKC假说并不是稳健的。Dinda^[4]认为EKC假说没有稳健的计量基础,同时进一步指出已有研究中普遍存在异方差、变量有偏等问题。为此,本文提出以下假说:

H2: 环境库兹涅兹曲线假说并不是稳健的,其成立与计量模型、区域等选取相关。

2.3 金融发展影响碳排放门槛效应与空间异质性分析

伴随经济增长与收入水平的提高,消费者对环保产品与环境公共品的需求与偏好也将随之提高。金融发展也将促进金融体系的进一步完善,并缓解金融资源在不同产业间分配不均衡的现状。对碳排放的微观主体企业来说,需求与偏好是企业生产的导向,为适应需求与偏好的改变,部分企业将会改变投资决策与策略,将金融资源用于对传统生产模式的升级,以增加绿色产品供给,满足消费需求与偏好的转变。同时,伴随收入水平与公众环保意识的提高,环境治理水平与环境规制体系也将随之完善与提高。这也激励、倒逼企业等排污主体将金融资源用于污染末端治理等。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。也就是说,随着经济增长与金融发展水平的提高,消费者对环境的重视程度也将随之提高,这将改变金融资源与服务在环保产业的投放,进而影响到研发投入、绿色生产技术与治污技术,从而减少碳排放,改善环境质量等。因此,在不同的经济发展阶段与金融发展水平下,金融发展同碳排放之间关系可能发生变化,即金融发展同碳排放之间关系在不同经济发展阶段与金融发展水平下可能存在门槛效应。

同时,考虑到中国地域广阔,地区之间经济发展水平、产业结构特点、资源禀赋优势、文化风俗习惯、环境规制强度等均存在异质性。不同地区环保意识、金融发展水平也可能存在较大差距。不同金融包容性发展水平下,地区之间企业、公司、消费者不同经济主体获取金融服务的难易程度、借贷成本等可能存在很大差异。这些差异将影响企业生产决策、消费者偏好等,从而间接地对碳排放产生影响。因此,空间异质性可能对金融包容性发展与碳排放之间关系存在显著影响。基于以上分析,本文提出研究假说3、假说4:

H3: 在不同的经济发展阶段与金融发展水平下,金融发展同碳排放之间为非线性关系。

H4: 空间异质性对金融发展与碳排放之间关系存在显著影响。

3 实证设计:模型、变量与数据

3.1 计量模型构建

本文主要考察的是金融发展、经济增长与碳排放之间关系,结合以上分析,同时考虑到二氧化碳排放可能存在时间滞后性等,构建如下动态面板计量模型:

$$CO_{2it} = \alpha_0 + \delta_1 CO_{2it-1} + \alpha_1 fd_{it} + \alpha_2 gdp_{it} + \alpha_3 gdp_{it}^2 + \beta X + V_i + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i,t 分别表示中国各省(或市地区)、年份。被解释变量为 CO_2 ,本文选取人均 CO_2 排放表示,并用碳排放强度作稳健性检验。 fd 表示金融发展,为本文的核心解释变量,本文采用金融包容性指数(IFI)衡量,具体原理与测算结果见下文。 gdp 表示经济增长,采用以1994年为基年的人均实际GDP表示,加入其平方项用以考察环境库兹涅兹曲线假说。 X 表示控制变量组,主要包括能源消费(EC)、对外贸易(TRA)、外商直接投资(FDI)、工业化(IND)、城镇化(URB)等。其中,能源消费,本文采用人均值表示;对外贸易采用贸易依存度表示,即地区进出口总额与当年GDP之比,美元换算人民币时采用当年年均汇率值;外商直接投资采用实际利用的外资额与地区GDP之比表示,计算时采用年均美元汇率换算,主要考察污染天堂假说是否在中国成立;工业化采用工业增加值在当



年 GDP 的比重表示; 城镇化率则用城镇人口与地区常住人口之比表示。\$V_i\$ 表示个体固定效应; \$\varepsilon\$ 表示随机误差项。需要说明的是, 为控制异方差, 根据模型(1) 回归时, 二氧化碳、金融发展以及经济增长等变量采用自然对数形式。

进一步地, 为检验研究假说 2, 本文采用 Hansen^[21] 提出的面板门槛模型。对于某个门槛值 \$\lambda_i\$ 构成两个不同的分段区间, 如果当门槛变量在大于 \$\lambda_i\$ 与小于 \$\lambda_i\$ 时, 核心解释变量的回归系数发生显著变化, 则说明金融发展对碳排放的影响并非简单线性关系, 而是非线性关系。具体如下:

$$CO_{2it} = \beta_0 + \beta_{11}FD_{it} \times I(q_{it} \leq \lambda_i) + \beta_{12}FD_{it} \times I(q_{it} > \lambda_i) + \gamma X_{it} + V_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2) 中其他变量含义同(1) 式。这里 \$q\$ 表示门槛变量, 根据前述机制分析部分, 经济增长与金融发展水平的不同可能导致金融发展对碳排放的影响产生非线性变化, 为此, 本文分别将经济增长与金融发展设定为门槛变量 \$q\$, 分别采用人均实际 GDP 与下文测算的金融包容性发展指数衡量。\$I(\cdot)\$ 表示示性函数, 即当满足括号内条件时为 1, 否则为 0。如果选择合理的门槛变量, 且门槛估计值通过显著性检验, 则 \$\beta_{11}\$、\$\beta_{12}\$ 会显著不同。以上分析是以单门槛为例, 多门槛分析与之类似, 这里不再赘述。具体操作时, 本文使用 Stata14.0, 借鉴 Wang^[22] 提出的固定效应面板门槛模型操作方法。

3.2 变量指标构建与核算

3.2.1 二氧化碳排放核算

本文借鉴杜立民^[23], 即采取如下公式计算 \$CO_2\$ 排放量:

$$CO_2 = \sum_{k=1}^7 E_k \times CF_k \times CC_k \times COF_k \times 44/12 + m_0 \cdot Q \quad (3)$$

式(3) 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\$ 则表示第 \$k\$ 种能源的碳含量; \$COF_k\$ 则表示第 \$k\$ 种能源的氧化因子; 44/12 表示 \$CO_2\$ 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, 可根据公式 \$E_k \times CF_k \times CC_k \times COF_k \times 44/12\$ 计算 \$k\$ 种能源的二氧化碳排放系数。具体来说, 焦炭、煤炭、煤油、柴油、汽油、燃料油及天然气等 7 种化石燃料的 \$CF_j\$、\$CC_j\$、\$COF_j\$ 与水泥生产的 \$CO_2\$ 排放系数分别为 2.848 1、1.647 0、3.174 2、3.150 0、3.045 1、3.064 2、21.670 4、0.527 1。

3.2.2 金融发展指数核算

本文构建金融包容性发展指数衡量中国金融综合发展水平, 主要借鉴 Sarma^[24] 和 Pravat & Arindam^[25] 的构建方法。Sarma 较早提出其金融包容性指标公式是主要依据

联合国采用的人力发展指数。Sarma 提出的金融包容性指数基本公式为:

$$IFI = 1 - \sqrt{\sum_{i=1}^k [(M_i - d_i) / (M_i - m_i)]^2 / k} \quad (4)$$

式(4) 中 \$k\$ 为所采用的维度个数, \$M_i\$ 为 \$i\$ 维度数据最大值, \$m_i\$ 为 \$i\$ 维度最小值, \$d_i\$ 则为对应 \$i\$ 维度值。Pravat & Arindam 在 Sarma 所构建金融包容性指数的公式基础上, 取 \$k=3\$ 时即采取三个维度指标来衡量印度各个邦省地区金融发展情况。本研究则扩展上述两项研究, 结合中国金融相关数据的可获取性, 引入以下 8 个维度指标来构建作为衡量中国金融包容性发展的金融包容性指数。这 8 个维度分别为人均存贷款余额、存贷款同 GDP 之比、金融机构地理分布、金融机构网点的人均分布、保险密度、保险深度、金融业从业人数的人口分布与金融业从业人数的地域分布。本文选取上述 8 个指标基于衡量金融发展三个方面即金融发展深度(如存贷款余额同 GDP 之比、保险深度、人均存贷款等)、金融服务的易获取程度(金融机构营业网点的地域分布、金融业从业人数的地域分布等)以及金融活跃度(通过考察金融业过去一年间获益人群受益及其对应产业增加值人口密度)等的考量。表 1 汇报了中国省域金融包容性指数核算体系。

结合《区域金融运行报告》与《中国金融年鉴》等相关资料, 根据公式(4) 与上述中国金融包容性发展指标体系, 本文核算了中国金融包容性发展指数。进一步地, 本文绘制了 2004—2014 年间中国东、中、西地区省域金融包容性发展年均值表 2。总的来看, 2004—2014 年间, 东部地区金融包容性发展水平(省均值为 0.291 4) 远高于中部(省均值为 0.095 5)、西部(省均值为 0.117 9) 地区。具体来说, 中国金融包容性发展水平居于前 10 的省份中, 东部区域占 7 个, 中西部省份占 3 个。其中, 居于前 6 位的均

表 1 中国金融包容性指标体系
Tab. 1 System of China's financial inclusion index

目标层	准则层	分指标层	单位	指标性质
金融包容性发展综合指标	金融发展规模	人均存贷款(\$d_1\$)	元/人	+
		保险深度(\$d_6\$)	%	+
		存贷款/GDP(\$d_2\$)	%	+
	金融服务易获取程度	金融机构营业网点的地域分布(\$d_3\$)	个/km ²	+
		金融业从业人数的地域分布(\$d_8\$)	个/km ²	+
		金融机构营业网点的人口分布(\$d_4\$)	个/人	+
	金融发展活跃度	保险密度(\$d_5\$)	元/人	+
		金融业从业人数的人口分布(\$d_7\$)	%	+

为东部省份,从高到低依次为北京、上海、天津、浙江、广东、江苏。这些数据表明,中国区域金融发展呈现出区域性差异的特点,即东部地区金融包容性发展水平远高于中西部地区。其原因可能在于,东部省市地区或为政治中心(北京),或为沿海经济中心(上海、广州等),天然占据着中国政治优势与经济区位优势。相较于中西部内陆地区,东部地区一方面存在特有的金融政策优势,另一方面较为完善的市场制度也有利于该区域的金融发展。而金融作为现代经济发展的核心,是依附与服务于经济发展的。因此,东部较发达经济地区伴随有较高的金融发展水平。

表2 中国省域年均金融包容性指数(2004—2014)

Tab.2 Results of Chinese provincial financial inclusion index

东部地区	金融包容性指数	中部地区	金融包容性指数	西部地区	金融包容性指数
北京	0.772 6	山西	0.175 0	重庆	0.196 8
上海	0.734 1	湖北	0.106 8	宁夏	0.169 4
天津	0.324 7	安徽	0.104 7	四川	0.145 6
浙江	0.301 5	河南	0.088 2	新疆	0.138 5
广东	0.228 7	黑龙江	0.081 0	陕西	0.132 7
江苏	0.204 7	吉林	0.074 6	云南	0.124 8
辽宁	0.165 6	湖南	0.068 3	贵州	0.097 5
福建	0.152 7	江西	0.065 6	甘肃	0.095 0
山东	0.112 8			青海	0.084 9
河北	0.107 3			广西	0.060 7
海南	0.101 0			内蒙古	0.050 6

注:表2中数据为作者根据公式(4)测算得到。具体各省年份数据备索。

3.3 数据来源与统计性特征

CO₂ 计算时涉及到的汽油、煤炭、天然气等能源消费数据来源于中国经济数据库(CEIC)、《中国能源统计年鉴》等。核心解释变量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》等。本研究中地区生产总值以1994年为基期的实际GDP作为衡量指标,考虑各地区经济发展存在较大差异,引入人均实际GDP;能源消费数据采用转化为标准煤之后能源消费进行估算的,数据来源于CEIC;外商直接投资(FDI)则是通过当年平均汇率转换为人民币之后再同当地GDP相除得到,数据来源于Wind数据库;外贸开放度(TRA)则是通过当年平均汇率转换为人民币之后的进出口总额,再

同GDP相除得到的,数据来源于中国统计局网站,汇率数据来源于Wind数据库;工业化(IND)则是直接用各省(或市、地区)工业增加值同当地GDP相除得到,数据来源于中国经济库;城镇化率(URB)则是根据城镇人口同常住人口之比得到,数据来源于中国经济数据库。结合金融发展各分指标以及能源消费等数据可获取性,本文将实证研究的时间跨度设定为2004—2014年。由于西藏地区行业等数据缺失严重,本文将其剔除,得到30个省市地区(不包括港澳台、西藏)2004—2014年间的面板数据库。

4 实证结果与分析

4.1 金融包容性发展影响碳排放的基本分析

由于模型(1)中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,本文采取由Arellano and Bover^[26]提出的系统广义矩估计方法(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。此外,考虑到两步系统GMM模型更适用于有限样本估计,且对序列相关与异方差问题的处理效果好于一步系统GMM模型,这里分析主要以两步系统GMM模型为主。同时,为进一步检验金融发展对碳排放的影响及系统GMM方法估计结果的稳健性,本文也采用混合回归(P-OLS)、固定效应(FE)、随机效应(RE)、差分GMM(DIFF-GMM)等方法对模型(1)进行估计。表3汇报了金融发展影响碳排放的估计结果。实证分析中系统GMM等估计方法需要通过两个检验:一是检验工具变量的选取是否存在过度识别;二是检验差分方程的随机扰动项是否存在二阶序列相关。本文检验结果表明:Sargan检验表明整体来看,模型总体矩条件是成立的,所选择的工具变量也是有效的;在1%显著性水平下,AR(2)不显著,即该模型不存在二阶自相关。因此,系统GMM模型是适用的。

根据回归结果,模型(1)中金融发展的系数为负,且在1%水平下显著,以SYS-GMM2为例,金融发展增加1%将减少0.5194%的二氧化碳排放。这说明中国金融发展的“负向”环境效应大于“正向”环境效应,已初步表现出“绿色低碳”发展的性质,即金融发展有利于减少碳排放,改善环境质量,证实研究假说H1。其背后的原因可能在于:一是粗放型发展模式导致资源环境约束日益束紧,在此经济结构调整与发展方式转变的关键时期,环保产业发展与传统产业绿色转型迫切需要金融的支持,政府开始强调将金融资源与服务向绿色化方向宏观调控,引导资金流向节能减排技术研发和生态保护产业。二是工业产能严重过剩,实体经济利润率较低,这导致大量金融资本、资源流向虚拟经济领域,并挤压实体经济发展。而实

体经济,尤其工业为当前碳排放与污染的主要来源。因此,一定程度上,大量金融资本的“脱实向虚”发展减少了能源消费与污染排放。三是金融业所属服务业,其发展带有清洁、低耗能、少污染等特点,其进一步发展也可能减少污染排放。基于以上分析,当前金融发展影响二氧化碳排放的“负向”效应可能大于“正向”效应。也就是说,整体

来看,金融包容性发展有利于减少碳排放,改善环境质量。

为进一步检验金融发展对碳排放的影响及系统 GMM 方法估计结果的稳健性,本文采用如下两个方法:一是混合回归(P-OLS)、固定效应(FE)、随机效应(RE)、差分 GMM(DIFF-GMM)等方法对模型(1)进行再估计,回归结果见表3;二是将碳排放强度,即单位产出的碳排

表3 中国金融包容性发展影响碳排放的基本结果
Tab.3 Basic results of financial inclusion development on the carbon emissions

解释变量	OLS	RE	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM1	SYS-GMM2
$CO_{2,t-1}$				0.229 7*** [29.71]	0.339 5*** [36.77]	0.312 5*** [18.24]
fd	-0.000 4 (-0.01)	-0.223 6*** (-2.98)	-0.307 3*** (-3.22)	-0.058 9*** [-3.65]	-0.532 0*** [-16.38]	-0.519 4*** [-14.45]
gdp	0.112 0 (1.25)	0.541 8*** (5.81)	0.726 2*** (6.93)	0.627 6*** [7.55]	0.806 9*** [18.96]	0.524 1*** [4.49]
gdp^2	-0.021 2 (-0.46)	-0.074 4* (-1.74)	-0.044 7 (-0.88)	0.004 1 [0.20]	-0.150 1*** [-8.40]	-0.074 2 [-1.58]
EC	0.276 7*** (16.39)	0.210 7*** (7.59)	0.122 5*** (3.52)	0.083 3*** [8.30]		0.091 4*** [5.86]
TRA	-0.265 9*** (-3.03)	0.113 1 (0.97)	0.373 7** (2.23)	0.611 9*** [8.96]	[1.47]	0.070 7
FDI	-4.100 1*** (-3.58)	-3.393 7** (-2.29)	-2.682 4 (-1.60)	0.120 6 [0.09]		-2.386 3** [-2.08]
IND	1.798 9*** (6.79)	1.366 1*** (3.44)	1.188 8** (2.56)	0.665 8*** [3.65]		2.234 5*** [8.63]
URB	0.592 3 (1.61)	-0.438 3 (-1.14)	-0.561 6 (-1.38)	-1.362 0* [-1.90]		-0.486 1 [-0.74]
常数项	0.087 1 (0.39)	0.145 1 (0.51)	0.128 4 (0.42)	0.862 6** [2.26]	-0.243 7*** [-3.46]	-1.455 6*** [-4.22]
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整 R^2	0.719 2	0.631 9	0.616 6			
Hausman 检验		0.000 0				
F 检验			0.000 0			
LM 检验	0.000 0					
Sargan 检验				0.999 4	0.999 7	0.999 9
AR(2) 检验				0.224 4	0.230 3	0.262 2
样本量	330	330	330	270	300	300

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平;小括号()内值为 t 统计值,中括号[]内值为 z 统计值。

放作为被解释变量进行再回归,回归结果见表4。对面板数据模型而言,通常采用随机效应模型、固定效应型或混合数据普通最小二乘法,但需要进行筛选。本文用Hausman检验比较、筛选固定效应与随机效应;用F检验比较、选择固定效应模型与混合回归模型;用LM检验比较、筛选随机效应与混合回归。结果表明:对该面板数据模型来说,固定效应模型(FE)优于随机效应模型(RE),混合OLS居于最后。根据固定效应模型回归结果,金融发展的回归系数分别为-0.3073,且在1%水平下显著,这再次证实理论假说H1,也说明了前述回归结果的稳健性。另外,差分GMM估计结果同样证实了金融发展对碳排放的综合效应为负。当以碳排放强度作为被解释变量时,金融发展的回归系数均为负,且至少在5%水平下显著,详细结果见表4,这里不再一一分析。

经济增长与碳排放。本文发现,无论是以人均碳排放还是以碳排放强度作为被解释变量,GDP及其平方系数并非总是为正、负,也就是说经济增长与碳排放之间的倒U型关系并不是稳健,证实本文前述理论分析中的研究假说H2,即环境库兹涅兹曲线假说结论并不是稳健的,其成立有赖于控制变量以及计量模型的选取等。另外,联系后文中分东、中、西区域的估计结果——区域层面经济增长同碳排放为线性关系,且影响不同,说明空间异质性显著地改变经济增长与碳排放之间关系,再次得出EKC假说并不稳健的结论。

其他控制变量。能源消费与碳排放之间呈现稳健的正向关系,这可能同中国以煤炭为主的能源结构有关。根据相关数据,2013年中国煤炭消费所占比重高达66%,同期石油、天然气、非化石能源等消费仅分别占比18.4%、5.8%、9.8%。一个有意思的发现是同为对外开放度衡量指标的对外贸易与外商直接投资却表现出相反的作用——对外贸易趋于增加碳排放,外商直接投资则减少碳排放。这可能因为,由外资、技术所产生的溢出效应促进东道国产业技术进步与升级,从而提高生产效率,降低能源消费与污染排放等;对外贸易反映出的是中国作为世界产品“生产商”,处于价值链低端的尴尬地位,而中国粗放型的生产模式导致高耗能、低效率、高排放,从而对贸易出口的增加导致碳排放增加。当前中国工业化进程导致碳排放增加,这反映了当前中国工业依然是较为粗放的发展模式,其发展有赖于资源消耗与资本,仍处于资本密集型阶段的发展现实。而接下来的一个努力方向是推动工业发展由原先依赖资本逐渐转向依赖技术与知识。城镇化的回归结果表明,当前城镇化的推进初步显示出减少碳排放的趋势,但由于城镇化质量不高导致对环境质量的改善并未形成显著影响。

4.2 中国金融包容性发展影响碳排放的门槛效应分析

为检验假说H3,本文采用Hansen^[21]提出的面板门槛模型,使用省级面板数据对模型(2)进行估计。根据门槛模型的原理,门槛变量既可以是回归模型中的解释变量,

表4 稳健性检验二:金融发展影响碳排放的基本回归结果
Tab.4 Robustness test: basic results of financial inclusion development on the carbon emissions

解释变量	被解释变量:碳排放强度					
	OLS	RE	FE	DIFF-GMM	SYS-GMM1	SYS-GMM2
$CO_{2,t-1}$				0.2709*** [38.66]	0.5163*** [24.58]	0.5046*** [9.23]
FD	-0.0450 (-0.90)	-0.2703*** (-2.76)	-0.1956** (-2.57)	-0.0419** [-2.37]	-0.2951*** [-15.98]	-0.4998*** [-12.17]
其它变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
调整R ²	0.7316	0.5048				
Hausman 检验		0.0000				
F 检验			0.0000			
LM 检验	0.0000					
Sargan 检验				0.9999	1.0000	1.0000
AR(2) 检验				0.2535	0.2956	0.3388
样本量	330	330	330	270	300	300

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平下显著;小括号()内值为t统计值,中括号[]内值为z统计值。表中控制变量回归系数符号,显著性同表3基本一致,这里不再列举。



也可以是其他的控制变量。联系前述机制分析, 本文将衡量金融发展指标 FD 与经济增长的指标人均实际 GDP 分别作为门槛变量进行回归。使用面板门槛模型之前需要进行门槛检验。表 5 汇报了分别以 FD 与人均实际 GDP 作为门槛变量的门槛检验结果与相应的门槛值。

当以金融发展作为门槛变量时, 通过单门槛模型显著性检验, Bootstrap - P 值为 0.073 3, 但未通过双门槛显著性检验, 此时 Bootstrap - P 值为 0.276 7, 说明金融发展存在单门槛阈值效应。当以人均实际 GDP 作为门槛变量时, 通过单门槛检验, 此时 Bootstrap - P 值分别为 0.033 3, 但未通过双门槛检验, 对应的 Bootstrap - P 值为 0.296 7, 说明人均实际 GDP 同样存在单门槛效应。初步证实了本文前述分析伴随经济增长与金融发展水平的提高, 金融发展的环境效应发生变化的可能性。进一步地, 本文分别选取 FD、GDP 等作为门槛变量, 构造单门槛模型, 实证探究不同经济增长与金融发展水平下, 金融发展环境效应可能存在的门槛效应。另外, 表 5 汇报了 FD 与 GDP 对应的门槛值, 分别为 -3.153 6、0.993 0。如果回归结果表明, 在相应门槛变量的门槛值前后, 金融发展的回归系数发生显著的变化, 则说明金融发展随门槛变量的变化, 对碳排放的影响也随之发生变化。表 6 汇报了金融发展影响碳排放的面板门槛模型估计结果。

当以金融发展为门槛变量时, 中国金融发展的碳减排效应是逐渐弱化的。具体来说, 以人均碳排放作为被解释变量时, 如果金融包容性发展指数的对数值小于 -3.153 6, 此时金融发展增加 1%, 碳排放则减少 0.377 9%; 如果金融包容性发展指数的对数值大于 -3.153 6, 此时金融发展增加 1%, 碳排放的减少则由 0.377 9% 缩减至 0.185 8%。其原因可能在于金融发展对碳排放的影响存在两面性: 当金融适度发展时, 金融业能够支持环保产业与传统产业绿色转型升级, 例如通过降低借贷成本, 以支持其环保与绿色生产技术研发等, 从而实现降低风险; 但当金融过度发展时, 也即大量资本在金融领域流转, 这可能会挤压环保产业等实体经济的发展, 反而不利于环境质量的改善。当以人均实际 GDP 作为门槛

表 5 门槛检验结果与门槛值
Tab. 5 Results of threshold effect tests

门槛变量	单门槛检验		双门槛检验		三门槛检验		门槛值
	F 统计量	P 值	F 统计量	P 值	F 统计量	P 值	
fd	24.99*	0.073 3	12.80	0.276 7	5.28	0.850 0	-3.153 6
gdp	38.24**	0.033 3	13.20	0.296 7	26.32	0.373 3	0.993 0

注: F 统计值与 P 值均为 Bootstrap 自取样 450 次得到的结果。**, * 分别表示在 5%、10% 水平上显著。

变量时, 本文发现, 伴随中国经济增长, 金融发展的碳减排效应是逐渐增强的。具体来说, 以人均碳排放作为被解释变量时, 如果人均实际 GDP 的对数值小于 0.993 0, 此时金融发展增加 1%, 碳排放则减少 0.260 9%; 如果人均实际 GDP 的对数值大于 0.993 0, 此时金融发展增加 1%, 碳排放的减少则由 0.260 9% 增加至 0.414 3%。其原因可能是, 伴随经济增长与消费者收入水平的提高, 环保产品的偏好也随着增强。从宏观视角来说, 为进一步满足消费者需求, 缓解生产过剩现状, 实现供需匹配、均衡发展, 政府将引导金融资源流向环保产业, 并促进传统产业绿色转型, 这也是供给侧结构性改革的题中之意。从微观角度来看, 需求决定了企业生产的方向, 环保产品偏好与需求的增加将引导企业将金融资源用于环保技术与绿色生产技术的研发与生产等, 从而实现金融发展促进碳排放减少。

以上分析表明, 金融发展对碳排放的影响在不同金融发展水平与经济发展阶段, 表现出非线性特征, 证实研究假说 H3。该结论不同于现有研究中大多将金融发展对碳排放的影响作为线性来讨论, 证实了金融发展与碳排放之间关系非线性的可能性, 一定程度上丰富了对金融发展与碳排放之间关系的认识。

4.3 空间异质性对金融包容性发展与碳排放之间关系的影响

为探究空间异质性对金融发展与碳排放之间关系的影响, 实证检验研究假说 H4, 本文进一步分东部与中西部两个面板, 采用动态面板模型与系统 GMM 估计方法, 实

表 6 中国金融包容性发展影响碳排放的门槛效应
Tab. 6 Threshold effects of financial inclusion development on the carbon emissions

解释变量	人均碳排放		碳排放强度	
	FD	GDP	FD	GDP
fd	-0.377 9***		-0.342 3***	
(fd ≤ -3.153 6)	(-4.06)		(-3.57)	
fd	-0.185 8*		-0.146 1	
(fd > -3.153 6)	(-1.95)		(-1.49)	
fd		-0.260 9***		-0.217 7**
(gdp ≤ 0.993 0)		(-2.88)		(-2.37)
fd		-0.414 3***		-0.391 2***
(gdp > 0.993 0)		(-4.50)		(-4.19)
其它变量	控制	控制	控制	控制
With - R2	0.658 6	0.671 3	0.540 3	0.568 9
样本量	330	330	330	330

注: ***, **, * 分别表示在 1%、5%、10% 显著性水平下显著; 小括号()内值为 t 统计值。

证分析金融发展与碳排放之间关系^①。表7汇报了分别以人均碳排放与碳排放强度作为被解释变量时,东部与中西部两个区域的估计结果。Sargan 检验与 AR(2) 检验结果表明,工具变量的选取是有效的,且不存在二阶自相关,因此系统 GMM 方法是适用的。

实证结果证实,空间异质性对金融发展与碳排放之间关系产生重要影响。具体表现为,东部区域内金融发展导致碳排放增加,金融发展增进1%,人均碳排放则增加0.4534%;而中西部区域内金融发展却有利于减少碳排放,其增进1%,人均碳排放减少0.0975%。不同区域内金融发展对碳排放的影响迥异的原因,可能同地区产业结构特点与国家政策导向有关。改革开放以来,自身区位优势与率先开放的政策导向,导致东部地区市场制度更加完善,政治环境也相对宽松,再加上历史形成的外向型民俗文化以及大量来自于中西部地区的廉价劳动力优势等,与其他中西部地区相比较,东部地区对外资更具有吸引力,也更能吸引国外产业,尤其加工制造业的选址。良好的金融发展水平将促进工业发展,但在当前节能减排技术水平较低,且工业多以低端加工制造业为主的国情下,容易导致能源,尤其煤炭消耗,进而碳排放增加。而中西部区域内,金融发展却表现出显著的碳减排效应。这可能因为,一方面中西部区域内自然条件恶劣,再加上地理区位、交通条件与人力资本等劣势,导致流入外资较少,且多集中

在轻工业、旅游业等,金融发展对碳排放的不利影响相对较小;另一方面,自2000年实施西部大开发战略以来,加强生态环境建设和保护一直是重要切入点,外资、产业流入有较高的门槛等。

基于以上分析,本文发现空间异质性对金融发展与碳排放之间关系产生重要影响:东部区域内金融发展导致碳排放增加,中西部区域内金融发展则有利于减少碳排放,即证实研究假说H4。该发现具有以下启示:空间异质性特点决定了中国通过金融发展制促进低碳经济发展时,因地制宜,根据本地区产业结构特点、资源禀赋优势等,制定绿色金融发展政策。具体来说,东部区域内应适当引导金融资源流向高新技术产业、环保产业、服务业等低碳产业,以减少碳排放,促进低碳经济发展;中西部区域内则应结合社会资本,打造发展绿色金融的“PPP”新模式,以此支持实体经济发展,实现经济与环境协调发展。

5 结论与政策建议

本文首先从理论上分析了金融发展、经济增长与碳排放之间关系,得到相应理论假说。随后在核算各省份金融包容性发展指数与碳排放基础上,构建动态面板模型与面板门槛模型,运用系统GMM与固定效应模型等多种估计方法,对假说进行实证检验。研究表明:①中国金融包容性发展呈现出区域性特点,即东部区域金融发展明显优于中西部地区。②中国金融发展有利于减少碳排放,促进低碳经济发展。③当以金融发展为门槛变量时,中国金融发展的碳减排效应是逐渐弱化的;当以经济增长作为门槛变量时,金融发展的碳减排效应是逐渐增强的。④空间异质性对金融发展与碳排放之间关系产生重要影响——东部区域内金融发展导致碳排放增加;中西部区域内金融发展则有利于减少碳排放。基于以上结论,本文从如下两个方面提出政策建议:

第一,充分发挥金融发展在推动绿色低碳经济发展中的作用。适度引导金融资本与服务转向环保产业,并重点支持传统产业的绿色低碳改造与转型升级,有利于减少碳排放,为促进中国低碳经济发展提供新的思路。本文研究表明,当前中国包容性发展有利于减少碳排放。为此,建议采取以下措施:一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;二是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

表7 空间异质性对金融发展与碳排放之间关系的影响
Tab.7 Effects of spatial heterogeneity on relations between financial development and carbon emissions

解释变量	人均碳排放		碳排放强度	
	东部沿海	中西内陆	东部沿海	中西内陆
CO_{2t-1}	0.0979 (1.30)	1.0448*** (41.14)		
QCO_{2t-1}			0.0729** (2.52)	1.0397*** (26.65)
fd	0.4534* (1.86)	-0.0975*** (-3.70)	0.0613 (0.36)	-0.1749*** (-6.18)
其它变量	控制	控制	控制	控制
Sargan 检验	1.0000	0.9926	1.0000	0.9975
AR(2) 检验	0.3431	0.7601	0.2555	0.6494
样本量	110	190	110	190

注:***、**、* 分别表示在1%、5%、10%显著性水平下显著;小括号()内值为z统计值。

① 根据国家统计局相关资料,东部省份包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、福建、广东、海南等11个政治中心或沿海省、市;中西部省份则包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南、内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆等19个内陆省、市、地区。

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;三是制定绿色金融政策时,应因地制宜,结合本地区产业结构特点与资源禀赋优势等,实施符合地方发展、带有地方特色的绿色金融发展政策。但值得注意的是,“适度”的金融发展能够更好的发挥碳减排作用,而金融的过度发展反而可能降低碳减排效应。

第二,创新对开放格局,促进产业绿色转型升级。实证结果显示,外商直接投资等是减少碳排放的重要途径。进一步扩大开放,以外资形式推动的产业转移与技术溢出为促进东道主国家产业结构转型提供动力,有助于尽快实现中国技术,进而产业绿色转型升级。为此,政府应鼓励、促进高碳排放产业企业与发达国家企业的交流、学习与协作,积极参与国际减排协作制度建设,并引进国外先进的低碳环保技术与知识。但也要认清,从人均排放量以及历史累计的角度来看,发达国家则应对当前全球的碳排放负有更大的责任,而中国碳排放仍处于生存发展阶段;而从全球一体化与国际产品分工的视角来看,中国依然处于产品价值链低端,生产并出口大量高耗能、高碳排放的低廉产品,承担大量本应由合作贸易伙伴国(主要是美欧日等发达国家)完成的碳排放量。所以,中国应在坚持“共同但有差别责任”条件下,充分利用当前国际上清洁发展机制、多国基金机制以及坎昆会议提出的绿色基金机制,寻求更多的国际低碳技术转移与资金支持,提升本国技术水平,尽快实现中国产业转型升级与发展方式转变。

(编辑:于杰)

参考文献(References)

- [1]GROSSMAN G M, KRUEGER A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement[R]. NBER working paper, 1991.
- [2]KUZNETS S. Economic growth and income inequality[J]. American economic review, 1955, 45(1): 1-28.
- [3]PANAYOTOU T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development [R]. Geneva: ILO, 1993.
- [4]DINDA S. Environmental Kuznets Curve Hypothesis: a survey [J]. Ecological economics, 2004, 49(4): 431-455.
- [5]HARBAUGH W T, LEVINSON A, WILSON D M, et al. Reexamining the empirical evidence for an environmental Kuznets Curve[J]. Review of economics and statistics, 2002, 84(3): 541-551.
- [6]CLAESSENS S, FEYENE E. Financial sector development and millennium development goals[R]. World bank, 2007.
- [7]TAMAZIAN A, CHOUSA J P, VADLAMANNATI K C, et al. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: evidence from BRIC countries [J]. Energy policy, 2009, 37(1): 246-253.
- [8]TAMAZIAN A, RAO B B. Do economic, financial and institutional development matter for environmental degradation: evidence from transition economies [J]. Energy economics, 2010, 32(1): 137-145.
- [9]SHAHBAZ M, SOLARIN S A, MAHMOOD H, et al. Does financial development reduce CO₂ emissions in Malaysian economy? a time series analysis [J]. Economic modelling, 2013, 35(5): 145-152.
- [10]ALAHUDDIN M, GOW J, OZTURK I, et al. Is the long-run relationship between economic growth, electricity consumption, carbon dioxide emissions and financial development in Gulf Cooperation Countries robust [J]. Renewable & sustainable energy reviews, 2015, 51(11): 317-326.
- [11]BOUTABBA M A. The impact of financial development, income, energy and trade on carbon emissions: evidence from the Indian economy [J]. Economic modelling, 2014, 40(C): 33-41.
- [12]SHAHZADS J H, REHMAN M U, HURR M, et al. Financial development increase carbon emission in Pakistan: empirical analysis through ARDL cointegration and VECM causality [R]. MPRA, 2014.
- [13]JAVID M, SHARIF G F. Energy consumption, financial development and CO₂ emissions in Pakistan [R]. MPRA, 2013.
- [14]ALI S, WAQAS H, AHMAD N, et al. Analyzing the dynamics of energy consumption, liberalization, financial development, poverty and carbon emissions in Pakistan [J]. Journal of applied environmental and biological sciences, 2015, 5(4): 166-183.
- [15]JALIL A, FERIDU 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.
- [16]ZHANG Y J. The impact of financial development on carbon emissions: an empirical analysis in China [J]. Energy policy, 2011, 39(4): 2197-2203.
- [17]顾红梅, 何彬. 中国省域金融发展与碳排放研究 [J]. 中国人口·资源与环境, 2012, 22(8): 22-27. [GU Hongmei, HE Bin. Study on Chinese financial development and carbon emission: evidence from China's provincial data from 1979 to 2008 [J]. China population, resources and environment, 2012, 22(8): 22-27.]
- [18]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. [YAN Chengliang, LI Tao, LAN Wei. Financial development, innovation and carbon emission [J]. Journal of financial research, 2016(1): 14-30.]
- [19]王修华, 关键. 中国农村金融包容水平测度与收入分配效应 [J]. 中国软科学, 2014(8): 150-161. [WANG Xiuhua, GUAN Jian. The income distribution effect and measure of rural financial inclusion in China [J]. China soft science, 2014(8): 150-161.]
- [20]CHARKRAVARTY S R, PAL R. Measuring financial inclusion: an axiomatic approach [R]. Indira Gandhi Institute of Development Research, 2010.

- [21] HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels: estimation, testing, and inference [J]. *Journal of econometrics*, 1999, 93(2): 345 - 368.
- [22] WANG Q Y. Fixed-effect panel threshold model using Stata [J]. *The Stata journal* 2015(1): 121 - 134.
- [23] 杜立民. 我国二氧化碳排放的影响因素: 基于省级面板数据的研究 [J]. *南方经济*, 2005(11): 20 - 33. [DU Limin. Impact factors of China's carbon dioxide emissions: provincial panel data analysis [J]. *South China journal of economics*, 2005(11): 20 - 33.]
- [24] SARMA M. Index of financial inclusion [R]. ICRIER 2008: 215.
- [25] PRAVAT K, ARINDAM L. Financial inclusion and human development in India: an inter-state analysis [J]. *Indian journal of human development*, 2011, 5(1): 61 - 78.
- [26] ARELLANO M, BOVER O. Another look at the instrumental variables estimation of error components models [J]. *Journal of econometrics*, 1995, 68(1): 29 - 51.

Financial inclusive development, economic growth and carbon emissions in China

ZHU Dong-bo^{1,2} REN Li³ LIU Yu³

(1. College of Economic and Management, Southwest University, Chongqing 400715, China; 2. Economic Research Centre, Southwest University, Chongqing 400715, China; 3. School of Economics, Xiamen University, Xiamen Fujian 361005, China)

Abstract Since the reform and opening up policy was adopted, China has experienced a booming economic growth, which provides an important material basis for the development. However, the noneffective development of economy has led to a serious environmental concern. As the core of modern economic development, finance is a necessary support for low-carbon economy in China. Based on investigating the mechanism of financial inclusive development and economic growth on carbon emissions, this paper puts forward four hypotheses: ① there may exist two possible effects (positive or negative) of financial inclusive development on carbon emissions, the final effect depends on the relative size of the two effects; ② the environmental kuznets curve hypothesis is not robust, which is associated with the selection of method of measurement and research areas; ③ there may exist threshold effect on the impact of financial inclusive development on carbon emissions at different stages of economic development; ④ spatial heterogeneity has a significant effect on the relationship between financial development and carbon emissions. Based on the calculation of financial inclusion development index and carbon emissions, this paper constructed dynamic panel model and panel threshold model and applied estimation methods such as system GMM, fixed effect and random effect using provincial panel data. We tested the proposed hypothesis within the east, central and west China respectively. The following conclusions are obtained: ① China's financial development shows regional characteristics and financial development in the east China is clearly superior to that of the west and central; ② China's current financial development has a contribution to reducing emission and promotes the development of low-carbon economy; ③ the emission reduction effect of financial development is gradually weakened when financial development is the threshold variable; ④ the emission reduction effect of financial development is gradually increased when economic growth is a threshold variable; ⑤ Spatial heterogeneity can impact the relationship between financial development and carbon emissions: financial inclusive development contributes to reducing emission in central and west China, but leads to increased emission in the east China. At last, we give policy suggestions on strengthening the role of finance in the low-carbon economy development.

Key words financial inclusive development; economic growth; low-carbon economy; panel threshold model; spatial heterogeneity