

# 绿色金融、经济增长与环境变化

## ——西北地区环境指数实现“巴黎承诺”有无可能？

刘莎<sup>1,2</sup>, 刘明<sup>1,2</sup>

(1. 陕西师范大学 西北历史环境与经济社会发展研究院, 陕西 西安 710119;

2. 陕西师范大学 金融研究所, 陕西 西安 710119)

**摘要:** 本文基于投入产出模型、EKC假说理论构建面板联立模型,以股市绿色环保概念公司子样本作为绿色金融代理变量,编制环境质量综合指数系统反映和判断绿色金融与环境变化以及经济增长的关系,参考国家层面CO<sub>2</sub>减排巴黎承诺预测西北地区环境综合指数达到峰值时间。结果表明,经济增长、环境质量与绿色金融间存在交互作用,绿色金融对环境质量显现正向效应但作用偏低。在绿色金融等因素共同作用下,西北五省区环境综合指数变动趋势除宁夏以外均符合EKC倒“N”型曲线,比照我国“在2030年达到CO<sub>2</sub>排放峰值”的减排承诺,可在该时间节点以前达到环境综合指数峰值,从而总体上向低环境污染转换。为进一步发挥绿色金融对改善生态环境的规模效应,建议降低西北地区绿色金融门槛,促进政府与社会资本向绿色产业联合投资,将西安作为绿色金融集聚城市,积极构建内陆地区绿色金融市场体系。

**关键词:** 绿色金融; 经济增长; 环境质量; 环境变化; 减排; 环境库兹涅茨曲线(EKC); 面板联立模型; 西北地区

文献标识码: A 文章编号: 1002-2848-2020(01)-0071-14

开放科学(资源服务)

标识码(OSID):



改革开放以来,随着经济高速增长,我国资源约束趋紧,生态系统退化,环境的承载力已趋于极限,生态环境问题日益严峻。鉴于生态环境问题已然成为关乎国计民生和实现国家长期经济社会发展战略的严重制约因素,党的十八大报告中首次提出建设美丽中国,将生态文明建设上升为国家意志。随后相继出台《绿色信贷指引》(2012年)、《企业环境信用评级办法(试行)》(2014年)及《绿色债券发行指引》(2015年)等绿色金融治理相关文件,将绿色发展与治理作为生态文明建设的新动力源泉。但是,我国绿色治理以及绿色金融发展仍存在不平衡,主要表现为政府主导和政府出资的绿色金融项目发展迅速,由社会资本主导的绿色金融项目发育缓慢。加快市场化、多元化绿色金融发展是深入推进生态文明建设的必然选择。

绿色金融无论作为一种制度安排或市场机制设计,不仅有助于实现社会节能减排目标,也有利于经济转型和可持续发展。但由于绿色金融内在的收益滞后特征,投资者和金融机构介入绿色领域的行为动机不足,导致主要依赖市场机制条件的绿色金融规模有限,难以满足维护和改善社会生态系统的潜在需求。西北地区是我国生态环境脆弱和经济欠发达地区,由于受自然条件约束,在经济较快发展过程中一定程度上忽视了环境与生态安全对区域经济社会可持续发展的重要意义,环境变化的趋势不容乐观。通过政策引导、支持以及市场化途径最大程度调动社会资源转向绿色发展领域,促进区域生态文明建设,有效遏制环境恶化并最终形成经济社会发展与生态环境系统的和谐共生,对西北地区尤为紧迫。在此背景下,研究西北地区绿色金融、经济增长与环境变化趋势有重要意义。

收稿日期: 2019-01-17

基金项目: 教育部人文社会科学研究重点基地重大项目“西北资源开发生态补偿金融支持政策体系研究”(12JJD790020)。

作者简介: 刘莎,女,陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院博士生,研究方向:金融经济学与环境金融;刘明,通信作者,男,陕西师范大学西北历史环境与经济社会发展研究院教授,博士生导师,研究方向:金融经济学与环境金融,电子邮箱:liuming@snnu.edu.cn。

基于对绿色金融的测度,本文将西北地区为分析单元,通过构建含滞后项的面板数据联立方程,综合考察经济增长、环境质量与绿色金融的交互影响关系,以及区域绿色金融作用于经济、环境所并存的关联特征。引入绿色金融范畴从而对传统的环境库兹涅茨曲线(Environmental Kuznets Curve, EKC)理论进行拓展,构建环境质量综合指数,重新编制传统库兹涅茨曲线中作为环境质量单指标的CO<sub>2</sub>排放量,据以测算绿色金融规模趋势并预测西北地区的环境库兹涅茨曲线形状及污染排放峰值,从而为中国应对环境变化的生态文明建设和进一步推动绿色金融发展提供经验证据。

## 一、文献综述

相关研究始于对经济增长与环境变化关系的探讨。“增长极限说”<sup>[1]</sup>提出因增长方式不同,人口、经济的指数式增长受其所依赖资源的算术式增长限制必将面临增长的极限,这一结论并未得到经验验证。Grossman和Krueger发现并提出环境污染物与人均收入间的非线性关系,即倒U型关系<sup>[2]</sup>,为经济与环境关系提供了经验基础,这一关系后被命名为环境库兹涅茨曲线(EKC)<sup>[3]</sup>。20世纪90年代以来,很多学者对EKC展开各种经验分析,但不同研究结论存在较大分歧。对EKC提出质疑的学者发现经济增长与环境的关系曲线存在多种形态,包括与倒U型完全相反的U型<sup>[4]</sup>、N型<sup>[5]</sup>、单调上升曲线<sup>[6]</sup>和正向线性关系<sup>[7]</sup>等,认为人均收入并非影响环境的唯一因素,在运用EKC假说所构建的回归模型分析中,还需加入其他重要的解释变量。基于此,一些研究揭示出,除经济增长外,城市化水平<sup>[8]</sup>、贸易和外商直接投资<sup>[9]</sup>及金融发展<sup>[10]</sup>等均为影响环境的重要解释变量。上述不同EKC经验分析结果的差异部分原因在于统计方法、指标选取以及数据样本不同。

早在1980年,联合国大会就向世界呼吁以自然、经济、社会生态和谐的方式发展,1987年,世界环境与发展委员会出版《我们共同的未来》,绿色经济、环境问题引起全世界的日益关注,“绿色金融”概念由此诞生。1992年联合国环境与发展大会通过了《里约环境与发展宣言》和《21世纪议程》两个文件,促使环境可持续发展的绿色金融得以较快推广,围绕金融与环境的相关研究也日益引起学术界重视。部分学者将金融作为“生产/消费—自然环境—生产/消费”循环的外生变量,认为金融对环境不产生影响<sup>[11]</sup>,或是认为金融资源向生产体系大量投放是产生造成排放污染物的重要影响因素<sup>[12]</sup>。事实上,在一定条件下金融与环境之间存在长期均衡关系<sup>[13]</sup>,绿色金融投放更能够促进技术创新<sup>[14]</sup>,增加与环境保护相关的投资<sup>[15]</sup>,进而改善环境质量。更有学者指出,环境质量下降通过影响人类健康水平对经济增长产生负外部性,绿色金融则有助于减少污染物排放<sup>[16]</sup>,是决定区域环境质量的重要因素,即在绿色金融充分发挥作用条件下,一国或地区金融发展程度越高,环境质量水平也更高<sup>[10]</sup>。据上所述,绿色金融对环境产生何种效应,关键是绿色金融作为“绿化”环境的必要初始条件,是否能够实现预期目标,仍决定于对其作用路径和后续环节的控制。

为揭示绿色金融发展的动态趋势和规律,相关研究从不同视角对绿色金融进行测度。宏观视角一般考量区域的绿色综合发展水平,Jeuchen<sup>[17]</sup>通过对典型金融机构开展调查问卷的方式构建绿色金融指标体系,对区域绿色金融发展水平进行评估;OECD<sup>[18]</sup>通过采集EECCA<sup>①</sup>统计部门和环境部门2001、2005年数据,评估不同资金来源对各类环境领域的投资水平,相较Jeuchen<sup>[17]</sup>开展调研问卷的方式,OECD采集相关部门的数据涵盖范围更大,对统计数据的要求更高。微观视角一般测度金融机构开展绿色金融的行为效果,国际金融业环境绩效评价体系(EPI—Finance 2000)对不同类型金融机构在环保领域的实施效果,选择从绿色信贷的规模与数量、环境收益以及绿色金融产品数量等方面评估。

综合已有文献可以发现,绿色金融已日渐成为影响经济增长和生态环境和谐均衡发展的重要因素。但迄至目前,对绿色金融的测度方法仍须进一步构建,对绿色金融的实现途径、政府介入绿色金融的机制、手段与工具,以及环境变化对绿色金融发展的客观“诉求”,均需要做更为深入的理论探索。

① EECCA: East Europe, Caucasus and Central Asia(中欧、高加索和中亚地区)。

## 二、理论模型设计

绿色金融作用于经济—环境的传导机制具有阶段性特征:(1)在本部分的理论模型中,经济规模增加一方面引起污染物作为产出的副产物增加,但也有可能对绿色金融发展提供更多资金支持,推动绿色金融规模扩大;(2)在经济发展初期,资源、污染的产权尚不明确,市场交易机制尚不完善,污染具有负外部性,产生污染相关的要素投入以及相关“粗放”的技术成为经济增长的重要推力;(3)当经济发展到一定阶段,由于环境政策的制定与实施,迫使企业的运作必须依照环境法规规定的工艺及排污标准,环境成本内部化的结果将会使企业生产成本增加,从而不得不缩小生产规模,而绿色金融发展意味着将更多资源转向治理环境并构建远期甚至人类若干代人的良好生态条件,从而在当代或当期可能会引起对经济增长的抑制作用,但从长期观察无疑有利于环境质量向好变化。基于上述传导机制,可以建立有关经济增长、环境质量与绿色金融的联立方程模型<sup>①</sup>。

### (一)扩展的 Cobb—Douglas 生产函数

近年来改进的经济增长理论主张将“绿色资本”或“自然资源资本”因素引入增长模型,而绿色金融恰有益于此类资本的积累<sup>②</sup>。根据 Omri<sup>[19]</sup>的研究思路,此处采用 Cobb—Douglas 生产函数作为建立模型的基础。该生产函数认为经济增长依赖于资本和劳动力输入,也取决于能源消耗,这直接关系到环境中污染物的排放量<sup>[20-21]</sup>。文中使用扩展的 Cobb—Douglas 生产函数,具体如下:

$$Y = AK^\alpha E^\lambda L^\beta e^\epsilon \quad (1)$$

其中, $Y$ 表示实际GDP, $E$ 、 $K$ 和 $L$ 分别表示生产过程中的能源消耗、投入的资本存量和劳动力。<sup>③</sup> $A$ 是由技术决定的全要素生产率, $\epsilon$ 为误差项。 $\alpha$ 、 $\lambda$ 和 $\beta$ 分别是资本存量、能源消耗与劳动力的弹性系数。当Cobb—Douglas生产函数的技术水平受到限制( $\alpha + \lambda + \beta = 1$ ),得到规模报酬不变的生产函数。在给定的技术水平上,能源消费量( $E$ )和环境污染物排放量( $P$ )之间存在直接的线性关系<sup>[22]</sup>: $E = bP$ ,将其代入式(1),随之得出:

$$GDP = b^\lambda AK^\alpha P^\lambda L^\beta e^\epsilon \quad (2)$$

在模型中,允许技术因素对贸易及绿色金融发展产生内在影响,这一观点在扩展的Cobb—Douglas生产函数<sup>[13]</sup>中也被提及。绿色金融发展促进外商直接投资及优质技术转让,通过资本形成带动经济增长,使其得以有效利用。外商直接投资有助于技术进步和扩散。由之进一步得出:

$$A(t) = \gamma GF(t)^\alpha FDI(t)^\beta \quad (3)$$

$\gamma$ 为常数, $GF$ 和 $FDI$ 分别表示绿色金融发展和外商直接投资。将式(3)转换成式(2)形式:

$$GDP(t) = \gamma P(t)^{\lambda_1} GF(t)^{\lambda_2} FDI(t)^{\lambda_3} K(t)^\alpha L(t)^\beta \quad (4)$$

对式(4)右侧做适当变换为:

$$GDP(t) = \gamma [P(t)^{\lambda_1} GF(t)^{\lambda_2} FDI(t)^{\lambda_3} K(t)^\alpha] L(t)^\beta \quad (5)$$

继续在上述等式右边做等价变换, $[\ ]$ 内除以 $L(T)^{\lambda_1} L(T)^{\lambda_2} L(T)^{\lambda_3} L(T)^\alpha$ ,同时对右边再乘以 $L(T)^{\lambda_1}$ 。

① 若考虑到以下因素,绿色金融发展可能对“经济增长”产生向上的引力;第一,绿色金融投向生产领域,且在当期或当代人所处时代产生经济效益,而且所运用资金原本是闲置的或者在虚拟市场运作;第二,对绿色金融投资项目的未来远期收益进行折现并计入当期产值,引起未来更趋“绿色”经济增长的现值增加;第三,由于绿色金融投资的环境改善效果节约了未来环境成本,实际亦可折现为当期产值;第四,绿色金融发展的环境质量绩效在维护生命体(包括人与一般生物)健康产生的作用将减少人力资本的环境损耗以及产生收益。相关分析实际源于绿色GDP理念,即根据当期经济活动产生的环境代价(或收益),应对依据传统方法计算的GDP予以扣减(或增加)。最后,就环境质量变化对经济增长以及绿色金融发展关系论,假定环境质量严重恶化,在理性社会中必会拉动绿色金融发展,即“需求创造供给”。这时在短期可能会对经济增长产生向下的压力,从未来观察,经济增长的生态环境改善,后续的环境治理成本投入下降,人力资本与自然资源条件普遍改善,对经济增长的环境质量是一种助力。

② 此处“绿色资本”或“自然资源资本”的主要思想是将自然资源资本独立于生产性资本,作为另一种基本的生产要素纳入经济增长的模型框架,构成经济增长的必要性或限制性因素。

③ 由于物质资本的折旧不影响平衡路径的增长率,这里不予考虑。

$L(T)^{\lambda_2} L(T)^{\lambda_3} L(T)^{\alpha}$ ,即为:

$$GDP(t) = \gamma \left[ \frac{P(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_1} \left[ \frac{GF(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_2} \left[ \frac{FDI(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_3} \left[ \frac{K(t)}{L(T)} \right]^{\alpha} L(T)^{\lambda_1} L(T)^{\lambda_2} L(T)^{\lambda_3} L(T)^{\alpha} L(T)^{\beta} \quad (6)$$

将上式可写为以下形式:

$$GDP(t) = \gamma \left[ \frac{P(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_1} \left[ \frac{GF(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_2} \left[ \frac{FDI(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_3} \left[ \frac{K(t)}{L(T)} \right]^{\alpha} L(T)^{(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \alpha + \beta)} \quad (7)$$

参照(1)式,由于当 Cobb—Douglas 生产函数的技术水平受到限制,  $\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \alpha + \beta = 1$ , 有规模报酬不变的生产函数。在上述条件下,  $L(T)^{(\lambda_1 + \lambda_2 + \lambda_3 + \alpha + \beta)} = L(T)^1 = L(T)$ 。故将上式归并:

$$GDP(t) = \gamma \left[ \frac{P(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_1} \left[ \frac{GF(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_2} \left[ \frac{FDI(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_3} \left[ \frac{K(t)}{L(T)} \right]^{\alpha} L(T) \quad (8)$$

对(8)式两端同除以  $L(T)$ ,得:

$$\frac{GDP(t)}{L(T)} = \gamma \left[ \frac{P(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_1} \left[ \frac{GF(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_2} \left[ \frac{FDI(t)}{L(T)} \right]^{\lambda_3} \left[ \frac{K(t)}{L(T)} \right]^{\alpha} \quad (9)$$

此时,获得式(4)中各变量按照劳动力数量计算的劳动规模均值,进而得到:

$$gdp(t) = \gamma p(t)^{\lambda_1} gf(t)^{\lambda_2} fdi(t)^{\lambda_3} k(t)^{\alpha} \quad (10)$$

式中  $gdp$ 、 $p$ 、 $gf$ 、 $fdi$  和  $k$  均表示原指标对应劳动人口均值,对(10)式进行线性转换得到:

$$\ln gdp_t = \alpha_0 + \alpha_1 \ln p_t + \alpha_2 \ln gf_t + \alpha_3 \ln fdi_t + \alpha_4 \ln k_t + \epsilon_t \quad (11)$$

本文以式(11)为模型基础,使用各因素的劳动人口均值做具体计量验证分析。由于研究基于西北五省区的面板数据,式(11)可以写作:

$$\ln gdp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 p_{it} + \alpha_2 \ln gf_{it} + \alpha_3 \ln fdi_{it} + \alpha_4 \ln k_{it} + \epsilon_{it} \quad (12)$$

其中,下标  $i$  和  $t$  分别表示地区及时间,  $\epsilon$  是误差项。

## (二)引入绿色金融变量的 EKC 扩展模型

以往有关 EKC 的研究文献主要考察人均收入与环境质量的关系,除经济增长外,还有文献在回归模型构建中引入人口、贸易等其他变量为解释变量,将绿色金融作为影响因素的研究较少。若将绿色金融活动纳入环境治理因素并做计量验证,借鉴相关结果分析绿色金融作用机制以及效果有助于通过调节绿色金融投放力度、投向等促进生态环境与经济和谐发展。基于上述,引入绿色金融这一在“绿色”经济增长中愈益重要的特征变量,模型如下:

$$p_{it} = \beta_0 + \beta_1 gdp_{it} + \beta_2 (gdp_{it})^2 + \beta_3 (gdp_{it})^3 + \beta_4 gf_{it} + \beta_5 Control_{it} + \mu_{it} \quad (13)$$

为避免存在遗漏变量而导致计量结果的偏差,在模型引入可能影响环境质量的控制变量  $Control$ : (1) 城镇化水平  $UR$ 。城镇化因处于不同阶段对环境是否产生影响,影响程度如何存在差异,现阶段中国城镇化的“扩张效应”占主导地位,“质量效应”的  $CO_2$  减排作用仍不明显<sup>[23]</sup>; (2) 工业化水平  $Indus$ 。通常在工业化发展初期,工业化进程的加快会造成污染排放物的剧增,而在后期,工业化进程将对环境质量产生积极影响。

为消除数据的异方差现象,对各指标进行对数变换,  $p$ 、 $UR$  及  $Indus$  均为百分比值,不需做此处理。纳入控制变量的模型扩展为:

$$p_{it} = \beta_0 + \beta_1 \ln gdp_{it} + \beta_2 (\ln gdp_{it})^2 + \beta_3 (\ln gdp_{it})^3 + \beta_4 \ln gf_{it} + \beta_5 UR_{it} + \beta_6 Indus_{it} + \mu_{it} \quad (14)$$

## (三)绿色金融的环境治理诱发模型

经济社会发展中的环境治理作为一个系统,应包括治理的制度设计与经济架构、社会经济结构调整、资金资源介入“绿色”部门机制等子系统。资金介入机制又包含财政、金融手段。绿色金融对环境的影响机理在于:第一,绿色金融投放短期改变生产要素投入、生产的技术条件、经济结构以及生产的环境条件,从而直接降低污染物排放量;第二,由绿色金融投入而形成治理能力后污染物持续降低。正因为绿色金融所内在的对环境治理的积极效应,就有必要探讨绿色金融的发生学机制,即哪些因素诱发绿色金融发生以及规模扩大。可纳入三种外生因素:其一,外生的可能性因素,即经济增长因素带来的收入部分地向绿色金融的转变;其二,外生化倒逼因素,即由于环境污染物排放危及人类生存产生的对绿色金融的需求;其三,环境治理

规制对金融部门产生的“绿色”投放压力。内生因素即指绿色金融一旦被动发生, 由于其效果逐渐彰显而产生续发的自我规模扩张效应。根据上文, 设计方程如下(各符号指代意义同前):

$$\ln g f_u = \gamma_0 + \gamma_1 \ln g d p_u + \gamma_2 p_u + \gamma_3 \ln g f_{u-1} + \pi_u \quad (15)$$

#### (四) 联立方程的构建

以往关于经济—环境—金融关系的研究主要基于预设的理论模型, 采用普通的单方程进行检验, 变量间可能存在的内生性会带来模型的解释变量与误差项相关等问题, 最好的解决方法就是工具变量法。而联立方程模型本身就会对变量间的内生关系做出响应, 不需要如单一方程那样去寻找其他的工具变量以解决内生问题。为此, 本文通过构建包括经济增长、环境质量及绿色金融的联立方程模型以考察绿色金融如何影响经济增长、绿色金融对环境污染治理的作用效果以及影响路径。借鉴 Dean<sup>[24]</sup>的思想, 同时考虑其他相关变量, 设定联立方程如下:

$$\ln g d p_u = \alpha_0 + \alpha_1 p_u + \alpha_2 \ln g f_u + \alpha_3 \ln f d i_u + \alpha_4 \ln k_u + \epsilon_u \quad (16)$$

$$p_u = \beta_0 + \beta_1 \ln g d p_u + \beta_2 (\ln g d p_u)^2 + \beta_3 (\ln g d p_u)^3 + \beta_4 \ln g f_u + \beta_5 U R_u + \beta_6 I n d u s_u + \mu_u \quad (17)$$

$$\ln g f_u = \gamma_0 + \gamma_1 \ln g d p_u + \gamma_2 p_u + \gamma_3 \ln g f_{u-1} + \pi_u \quad (18)$$

式(16)为生产函数, 式(17)为环境污染排放函数, 式(18)为环境污染治理的绿色金融函数。考虑到可能存在的内生性等问题, 选取必要工具变量以保证估计结果的有效性。

### 三、指标与数据选取

#### (一) 指标选取

1. 环境质量综合指标构建与测度。绿色金融作用于环境变化不仅在于 CO<sub>2</sub> 排放减少, 也在于抑制产生废水、粉尘、固体废物等有害污染物。因此, 应构建环境质量综合指数, 以修正传统环境库兹涅茨曲线, 由之计量验证绿色金融对环境质量的正向效果。考虑到需甄选不同的环境污染物指标进行综合度量, 本文利用因子分析法, 即在避免丢失信息的前提下, 根据原始变量的信息进行重新组合, 找出影响变量的共同因子, 将众多原始变量浓缩成少数几个因子变量, 化简数据, 由之形成测算环境污染的综合指标, 最大程度满足环境质量指标的特性, 使最终选取指标具有代表性。

假定  $x_{ij}$  为第  $i$  个省区的第  $j$  个指标的数值,  $X$  为其标准化向量,  $(\lambda_1, \lambda_2, \dots, \lambda_p)$  表示  $X$  的相关系数矩阵  $\rho$  的特征根, 式中  $w_i = \lambda_i / \sum_{i=1}^n \lambda_i$  作为权重表示第  $k$  个主因子的方差贡献率。则用  $F$  表示的综合得分为:

$$F = (w_1 F_1 + w_2 F_2 + \dots + w_k F_k) / \sum w_i \quad (19)$$

为充分考虑各种环境污染物的信息, 依据数据可得性选取六种环境污染物, 包括废水总量、废水中化学需氧量、废气总量、二氧化硫、烟粉尘、固体废物<sup>①</sup>, 运用因子分析法测算污染物排放量作为坏产出指标, 综合反映环境质量指标。该指标数值越大(小), 表示环境质量越差(优)。

2. 绿色金融指标的测度。学术界对绿色金融概念尚未形成一致认可的定义, 也自然缺少统一的测度标准。“The American Heritage Dictionary”<sup>[25]</sup>将绿色金融称之为“环境金融(Enviromental Finance)”或“可持续融资(Sustainable Financing)”。其基本内涵为如何使用多样化的金融工具保护生态环境和生物多样性。就我国绿色金融发展现状来看, 中国人民银行等七部委 2016 年发布的《关于构建绿色金融体系的指导意见》将绿色金融定义为支持环境改善、应对气候变化和资源节约高效利用的经济活动, 即对环保、节能、清洁能源、绿色交通、绿色建筑等领域的项目投融资、项目运营、风险管理等金融服务。并且旨在通过绿色信贷、绿色债券等相关金融产品支持经济向绿色化转型的制度安排。在这一转型过程中, 支持环境改善、应对环境变

① 烟尘排放和粉尘排放从 2011 年开始合并为粉尘排放, 之前年份的粉尘排放量以烟尘排放量与粉尘排放量之和表示。自 2011 年起, 工业固体废物分为一般工业固体废物和危险固体废物, 故从 2011 年开始将两者合并来计算工业固体废物。

化和资源节约高效利用的绿色金融资金主要来源于政府环保部门的相关补助,商业银行的信贷投入及企业的自有资金<sup>①</sup>。依据环保部发布的八大绿色工程体系<sup>②</sup>,本文选取西北地区A股上市公司中属于绿色行业或进行绿色投资的上市公司的融投资数据,数据范围包括上市公司为绿色投资发行新股、增发及配股所募集所有已到账资金。这些上市公司的绿色融投资仅包含绿色信贷的一部分,及非信贷的绿色投入,数值小于绿色金融的实际投放量,但可以合理地推断其在整体规模和增长趋势上与绿色金融投放量较为一致,具有很强的代表性。由于国家、地区层面总体绿色金融数据缺失,将具有绿色投资概念上市公司投融资作为绿色金融指标的代理变量,同时选取其与劳动人口比值衡量,具有内在合理性。

3. 经济增长。用地区生产总值(GDP)与劳动人口的比值衡量,即地区以劳动人口衡量的GDP(简称人均GDP,下同)<sup>③</sup>,反映消除劳动人口因素后区域的生产力状况、生活水平、经济规模及经济增长趋势。GDP用GDP价格指数进行修正,从而消除通货膨胀影响。

4. 影响产出的要素投入。选用就业人数表示生产过程中投入的劳动力数量;根据要素禀赋假说,资本密集型产业主要为高耗能、高排放产业,而劳动密集型产业相对低碳。取资本存量与劳动人口之比衡量要素禀赋,其中资本存量用全社会固定资产投资表征,一般用各地区全社会固定资产投资金额表示。对资本存量使用永续盘存法计算,以 $K$ 表示资本存量, $I$ 表示固定资本形成额。计算公式为: $K_t = (1 - \delta)K_{t-1} + I_t$ ,即当年的物质资本存量等于上年度累积资本的折现值和当年固定资本形成之和,选择基期为2000年, $\delta$ 为折旧率并取固定值9.6%<sup>④</sup>。

5. 外商直接投资。以单位劳动人口的外商直接投资额(以当年兑美元的汇率换算为人民币)度量。

6. 影响环境质量的控制变量。(1)城镇化水平,以城镇人口占总人口的比重衡量。选取2000年及以后城乡人口为人口普查和人口变动抽样调查推算数。(2)工业化水平,即工业发展状况,为确切地反映工业生产的规模和速度,这一指标用工业增加值占GDP的比重表征。

## (二)数据来源

本文以西北五省区为分析单元,数据观测周期为2000—2015年。主要数据来源如下:绿色金融数据来源于锐思(RESET)数据库,环境质量使用的污染物排放量来自于《中国环境统计年鉴》,其余数据均来源于《中国城市统计年鉴》。涉及价格的变量均调整到1978年不变价格。

## 四、绿色金融、经济增长与环境变化动态面板联立方程估计

### (一)模型估计方法与模型检验

1. 估计方法选择。联立方程模型由经济增长、环境质量与绿色金融分别为被解释变量的决定方程构成,即式(16)—(18),估计方法一般为单方程和系统方程两种。在方程估计过程中,单方程估计法需满足联立方程组可识别性与各方程扰动项不相关性假设;而相较逐一对方程进行估计,将全部方程视作一个整体的方法(即系统估计法)更为有效,可同时估计全部结构方程且得到其参数估计量。由于此处联立方程引入滞后期的被解释变量,可能造成解释变量与扰动项相关,使估计结果是无效和有偏的,以及面板数据中无法观测到的截面特点,亦有可能带来较为严重的内生性问题。故采取系统估计法作为文中的估计方法。系统估计法

① 中国银行业监督管理委员会2012年下发《绿色信贷指引》,其后开始收集、发布绿色信贷数据,为保证数据的可获性和连贯性。为了对绿色金融的环境效果做计量检验,此处选用绿色行业的上市公司融投资数据作为绿色金融总体规模的代理变量。这也体现本文的一个重要尝试。

② 环保部于2015年9月9日发布的《新常态下环保对经济的影响分析》报告中指出,绿色清洁能源、大气污染防治、水污染防治、土壤环境保护、固体废物资源化、农村环境综合整治、生态保护与建设工程、“智慧环保”为8大绿色产业重大工程。

③ Omri(2015)<sup>[16]</sup>的工作中所涉及“人均”的GDP、资本存量 $K$ 等均为按照劳动人口的均值,但在行文时均指称为某特定变量的人均值,并申明“We then divide both sides of Eq. by  $L$  to get variables in per capita terms”(然后将我们将等式的两边除以 $L$ ,得到以人均计算的变量)。为了行文方便,本文参考Omri,当提到各变量按照劳动人口的均值时简称为“人均”。

④ 对这一方法的解释和计算过程参考张军<sup>[26]</sup>的研究。

处理联立方程组时,常用三阶段最小二乘法(Three Stages Least Squares, 3SLS)及广义矩估计法(Generalized Method of Moments, GMM)。为提供较为可信的稳健性支持,本文运用 GMM 和 3SLS 两种方法估计,并比较两者的优越性。

2. 模型检验。在对模型的总体参数进行估计前,需要先判断联立方程模型的可识别性。对结构参数施加“排斥变量”的约束,检验上述联立方程模型中各式的阶条件和秩条件,发现三式判定条件成立,均为过度识别。

为验证工具变量的选择是否对参数估计有效,本文对所有模型进行 Hansen 检验,检验结果显示不能拒绝原假设(“所有工具变量均有效”),则得知模型设定有效,所选估计法适用。

3. 平稳性检验。为了确保估计结果的有效性,避免出现伪回归现象,先对变量进行平稳性检验。此处采取 LLC 与 IPS 方法对各变量进行单位根检验,结果见表 1。从中可知,所有变量的一阶差分值均拒绝存在单位根的原假设,说明变量是平稳的。

表 1 模型单位根检验结果

待估变量	水平序列值		一阶差分序列值	
	LLC	IPS	LLC	IPS
<i>gdp</i>	2.8481	4.7672	-1.6604**	-1.6436**
<i>p</i>	-0.0177	1.6622	-5.3941***	3.2425***
<i>k</i>	-1.0472	0.5591	-3.5891***	-3.8701***
<i>gf</i>	-1.6532**	-0.5798	-11.9758***	-11.1253***
<i>UR</i>	0.3781	2.1513	-4.8197***	-4.0713***
<i>Indus</i>	0.2268	-0.2941	-8.0486***	-6.1352***
<i>fdi</i>	-0.4581	1.6040	-8.4475***	-7.3761***

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著。

## (二) 全样本估计结果及相关分析

全样本估计结果见表 2,结果显示,3SLS 和 GMM 估计的参数系数差异不大,但运用后者的参数估计值较为显著,也更合乎实际。可见,采用 GMM 法能较好地处理内生性等问题。

表 2 西北五省区经济增长、环境污染与绿色金融关联效应的全样本估计结果

变量	模型 I: 经济增长方程		模型 II: 环境污染方程		模型 III: 绿色金融效应方程	
	3SLS	GMM	3SLS	GMM	3SLS	GMM
常数项	10.0387*	10.0573*				
<i>p</i>	0.1363**	0.0747*			1.5890	2.0984*
$\ln gf$	0.0075**	0.0050**	-0.0073	-0.0079**		
$\ln fdi$	0.0042	0.0064***				
$\ln k$	0.2097*	0.2075*				
$\ln gdp$			-1.0780	-2.1287*	0.1898*	0.2015*
$(\ln gdp)^2$			0.2529***	0.5346*		
$(\ln gdp)^3$			-0.0146**	-0.0324*		
<i>Indus</i>			0.7437**	0.8624*		
<i>UR</i>			-0.4916	-0.3412		
$gf(-1)$					0.4902*	0.4946*
AR(1)	0.9606*	0.9613*	0.9266*	0.9126*		
R <sup>2</sup>	0.9955	0.9958	0.9457	0.9460	0.8471	0.8729
曲线形状			倒 N 型	倒 N 型		

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著; AR(1) 的原假设为方程扰动项不存在 1 阶自相关。

1. 环境质量与经济增长的相对变动关系。环境综合指数 *p*: 环境综合指数越高,表明污染物排放加剧,计量结果表明生产生活体系的污染物排放与经济增长呈现同向变动关系。表 2 显示,污染强度每增加 1%,推动经济增长 0.0747 个百分点。污染强度变化的相对经济增长效应较弱,说明西北地区经济增长存在高投入、高能耗和高污染特征,以及由产业、行业结构与技术水平决定的生产投入品组合有“环境非友好”趋向,投入能源等生产投入品的利用效率较低。结合模型 I,可知经济增长对环境污染排放强度存在反向影响且较强,说明环境中污染物的排放包含着未来经济增长的相关信息,经济增长受到“节能减排”措施的显著冲击<sup>[27]</sup>。

要素禀赋 *k*: 要素禀赋对经济增长的影响为正,即人均 GDP 随着单位劳动力产出效率的改变而发生同向变化,具体表现为人均固定资本形成额每增加一个百分点,人均 GDP 提高 0.2075 个百分点,与 Omri

的结果基本一致<sup>[28]</sup>,表明物质与人力资本投入对经济增长的推动作用较为稳健。<sup>①</sup>

绿色金融 *gf*: 计量结果显示,绿色金融投放对经济增长的正向影响显著。一方面,绿色金融受国家资本市场及信贷政策支持,在降低上市公司绿色融资成本的同时提升绿色资金的流动性,有利于社会扩大再生产,进一步促进经济增长;再者,绿色金融发展会促进绿色产业发展,进而吸引外商直接投资,拉动国内经济增长。但绿色金融在经济增长中发挥的作用相对有限(弹性系数为 0.0050),潜在原因可能在于绿色金融主要投向环境治理表征的绿色行业,“生产性”绿色金融投资不足,以及绿色融资总量仍较为有限,没有体现出绿色金融投资的规模收益效应。

外商直接投资 *fdi*: 估计结果表明,外商直接投资对经济增长有正向显著影响。表明 FDI 通常以国际技术溢出和资本流入的模式拉动区域经济增长,现阶段西北地区 FDI 流入产业仍以加工制造业为主,外商的进入可使企业生产成本得以降低。然而随着生产要素价格逐步攀升,尤其是劳动力成本的上涨,比较优势逐步削弱,从而抑制 FDI 流入东道国,甚至会由于相应产业集群在演化过程的“路径依赖”诱发投资所在地资源的扭曲。FDI 流入每增加 1%,仅引起经济增长幅度上升 0.0064 个百分点,影响力较小<sup>②</sup>。

2. 污染物排放与产出间的统计关系。经济增长 *gdp*: 由回归结果可知,  $\ln gdp$ 、 $(\ln gdp)^2$ 、 $(\ln gdp)^3$  的系数均通过了显著性检验,且有  $\beta_1 < 0$ ,  $\beta_2 > 0$ ,  $\beta_3 < 0$ 。根据抛物线性性质判断,西北地区污染物排放强度与人均 GDP 之间为倒“N”型曲线关系,与 EKC 假说不完全一致。EKC 假说是基于发达国家及新兴工业化国家在工业化向服务型经济转型阶段提出的<sup>[29]</sup>,而我国目前正处于工业化初、中期阶段,特别是西北地区工业化发展程度依然很低。EKC 解释了环境质量在经济发展水平超越了一定临界值之后将得到持续改善,然而对于发展中国家而论,人均收入并未达到相应的临界水平,其环境质量与经济增长的关系具有不确定性<sup>[30]</sup><sup>③</sup>。

绿色金融 *gf*: 在模型 II 中,绿色金融对环境质量综合指数的影响系数显著为负,表明绿色金融规模扩大有利于降低环境污染物排放。虽然绿色金融对环境污染的抑制作用(弹性系数为 0.0079)显现但仍处于低水平。我国指导绿色金融发展的《绿色信贷指引》已发布 4 年<sup>④</sup>,然而银监会数据显示,截止 2016 年 6 月末商业银行的绿色信贷余额规模依然较小,仅占各项贷款的 9%;绿色金融产品创新不足,还主要停留在绿色信贷层次,涉足产业领域多在中下游环节。绿色债券、绿色基金市场尚未形成,具有绿色概念的上市公司数量占资本市场上市公司之比较小(13.42%)。综合各种因素,说明绿色金融投放未形成规模经济效应<sup>⑤</sup>。

工业化水平 *Indus*: 工业化水平对环境污染物排放产生显著的正向刺激作用。工业增加值占 GDP 的比重越大,环境污染物排放强度越大,环境质量随之恶化。这一结论与国内外学者的研究结论基本一致。西北地区尚处于工业化中期阶段,这一时期环境压力较大,工业化进程极易加剧环境污染。与此同时,地方政府在评价其管理政绩时赋予经济增长的权重被极端地放大,导致各省区以牺牲环境为推高经济增长的代价。

城镇化水平 *UR*: 计量结果显示,城镇化水平未能体现出对环境质量的显著影响。但在类似文献中显示,若纳入空间因素,城镇化水平可显著缓解环境污染压力<sup>[31]</sup>。

3. 绿色金融效应。环境质量 *p*: 较其他变量而言,环境污染强度对绿色金融产生的拉动(“倒逼”)作用最为显著。体现为前者每上升一个百分点,后者随之增加 2.0984 个百分点。当环境污染恶化,绿色金融将受到国家绿色环保政策的支持,有助于上市企业降低绿色融资成本,增加融资渠道,分散经营风险,优化资产负债结构,企业、金融机构将追加绿色金融的投入。

绿色金融滞后一期 *gf(-1)*: 该指标估计系数显著为正,表明增加一单位的绿色金融投放对当期与滞后一期的环境质量改善同样具有减排效力,当期绿色金融投放对滞后一期的减排效力高于对当期的减排效力。

① Omri 的工作中所涉及“人均”的 GDP、资本存量 K 等均为按照劳动人口的均值,但在行文时指称为某特定变量的“人均”值,并在做相关推论时申明“*We then divide both sides of Eq. by L to get variables in per capita terms*”(然后将等式的两边除以 L,得到以人均计算的变量)。为了行文方便,本文参考 Omri,当提到各变量按照劳动人口的均值时均简称为“人均”值。Omri(2015)原文见参考文献<sup>[16]</sup>。

② 潜在的原因是,在国际市场竞争日趋激烈情况下,外商直接投资由于国际市场“收缩”而一定程度转向国内市场,所以外商投资在中国国内市场需求限定下对国内投资产生挤出效应。

③ 部分原因也在于,本文修正的 EKC 是基于所构造环境综合指数与人均 GDP 关系,传统 EKC 是基于 CO<sub>2</sub> 排放与人均 GDP 关系。

④ 中国银监会于 2012 年 2 月 24 日下发《绿色信贷指引》,其中明确了绿色信贷支持方向和重点领域,要求银行业金融机构通过差别化信贷政策开展绿色信贷。

⑤ 本文选用上市公司作为代理变量,也基本反映了企业总体中绿色金融总量偏低的问题。



潜在因素是当期绿色金融对环境质量发挥减排效力后形成环境治理能力。前者表现为资金的审计和资金的到位需要时间,后者表现为治理能力的形成到充分发挥作用需要时间,两期绿色金融存在一定的时间差,类似于宏观经济变量的时滞效力。

4. 稳健性检验。为确保估计结果及分析结论的可靠性,在上述分析的同时,文中采用 3SLS 估计经济增长、环境质量与绿色金融构成的面板数据联立方程,检验了西北五省区相关变量间的逻辑关系(如表 2 所示),估计结果显示与文中基本分析结论一致,具有较好的稳健性。

### (三)西北五省区间的省际差异

西北五省区环境变化与经济增长、绿色金融之间关系未必一致,因此将样本总体分为陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆五个子样本,分别对联立方程进行估计,回归结果见表 3—5。

表 3 西北各省区经济增长、环境质量与绿色金融回归结果(1)

变量	模型 I:经济增长方程				
	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
常数项	2.0721*	2.1928*	2.1021*	2.4249*	2.1823*
$\rho$	0.1342***	0.2131**	-0.0139	0.0336*	-0.0199***
$\ln gf$	0.0088***	0.0173***	0.0022**	0.0338*	-0.0042***
$\ln fdi$	0.0151**	-0.0050	0.0136*	0.0325***	-0.0125*
$\ln k$	0.2604*	0.4758***	0.1813*	0.1166***	0.0477**
AR(1)	0.0460*	1.4243*	0.7271	0.2275***	1.8525*
AR(2)	-0.7904*	-0.6251*	-0.8552*	0.0381*	-1.0928*
$R^2$	0.9997	0.9973	0.9922	0.9991	0.9983

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著。AR(1)、AR(2) 的原假设分别为方程扰动项不存在 1、2 阶自相关。

通过比较可知,在经济增长方程(模型 I)中,西北五省区的  $\rho$  系数显著为正,这与西北地区整体情况一致<sup>①</sup>;各省区绿色金融对经济增长的效应表现不一,陕西、甘肃、青海、宁夏四省区系数显著为正,说明绿色金融对经济增长产生一定促进作用;新疆的绿色金融投放对当地的经济增长产生负向作用。潜在成因有以下可能<sup>②</sup>:一是新疆的绿色金融是“非生产性”的,即产出效应低于环境效应;二是绿色金融不仅是“非生产”的,而且一定程度挤占了生产性投资资金;三是绿色金融投入生产领域的资金要素生产率较低。

表 4 西北各省区经济增长、环境质量与绿色金融回归结果(2)

变量	模型 II:环境污染方程				
	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
$\ln gf$	-0.0172***	-0.0326*	0.0547*	0.038***	-0.0221***
$\ln gdp$	-3.4551*	-2.8928***	-6.3335*	-1.9705***	-11.7829*
$(\ln gdp)^2$	0.7942**	0.6301***	1.5361*	0.2642**	2.8212*
$(\ln gdp)^3$	-0.0452***	-0.0359***	-0.09*	-0.0007**	-0.1631*
$Indus$	1.9299***	0.6836***	1.2328*	0.8487*	2.2975*
UR	-1.5334	0.2770	-3.2591	0.8583	-2.5403*
AR(1)	1.0228*	0.7988*	-0.8977*	0.7989*	-0.8379***
AR(2)	-0.9389*	-0.7254*	-1.0776*	-0.8424*	-0.8119
$R^2$	0.9031	0.8999	0.9958	0.9779	0.9761
曲线形状	倒 N 型	倒 N 型	倒 N 型	U 型	倒 N 型

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平显著。AR(1)、AR(2) 的原假设分别为方程扰动项不存在 1、2 阶自相关。

从污染排放方程(模型 II)的回归结果发现:经济增长对污染物排放起决定性影响,西北地区除宁夏外,

① 合理的解释是,环境污染对经济增长的正向影响的背后,因果是经济增长较依赖高污染产业行业,以及生产资料等投入使用低效(见前文对西北地区分析)。

② 不排除在所选数据样本期间,由于更复杂的原因使相关省份经济增长受到抑制。

其余四省区的回归结果显示在初始阶段污染物排放强度随着经济增长先下降,待跨越收入水平的某一点(转折点1)后呈上升趋势,接着又经过一定水平(转折点2)出现下降状,与西北地区整体的EKC形态相吻合,接近倒“N”型。其中宁夏 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 \rightarrow 0$ ,曲线呈现U型,表明环境污染强度与经济增长之间不完全符合EKC所揭示的演化轨迹。工业化水平与各省区污染排放强度呈现显著正相关。新疆与陕西在西北地区工业最为发达,且高污染的重工业企业较多,污染强度受工业化水平增长的影响也最为显著,工业化水平每增长1%,环境污染强度分别增加2.30%、1.93%;工业化水平每增加1%时,青海污染强度加剧1.23%,甘肃、宁夏工业化水平对环境污染强度影响较小。与西北地区整体情况类似,除新疆外,其他四省区城镇化水平指标对环境质量影响不显著。

表5 西北各省区经济增长、环境质量与绿色金融回归结果(3)

变量	模型Ⅲ:环境治理方程				
	陕西	甘肃	青海	宁夏	新疆
$p$	7.8825**	3.7033*	7.9549**	6.9240***	3.2746***
$\ln gdp$	1.5723*	0.6556**	-2.7939***	0.3749**	0.3498*
$\ln gf(-1)$	0.3397***	0.2211***	0.4909***	-0.5453**	-0.2501***
AR(1)	0.8640*	0.8231*	1.2001**	1.2095*	0.9616***
AR(2)	-0.6519*	-0.6751*	-0.5184**	-0.8853*	0.0415***
$R^2$	0.7084	0.7321	0.7453	0.7582	0.7827

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示在1%、5%、10%的水平显著。AR(1)、AR(2)的原假设分别为方程扰动项不存在1.2阶自相关。

在环境治理方程(模型Ⅲ)中,西北五省区绿色金融随着该地区环境质量变化产生极为敏感的波动,整体表现为地区环境对绿色金融的迫切需要。环境污染排放强度每加重1个百分点,陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆的绿色金融投放分别增加7.8825、3.7033、7.9549、6.9240和3.2746个百分点,说明西北地区多为资源大省,绿色企业占比较多,环境恶化一方面促使西北地区企业追加投资,提高环保技术能力;另一方面,环境规制强度会随环境恶化而加强,进而带动绿色企业的投融资增加。

西北五省区的 $\ln gdp$ 系数显示除青海外,其余四省经济增长对绿色金融的投放有拉动作用,但作用远小于环境污染对绿色金融的影响,陕西经济增长引发绿色金融投放的增幅最大(1.57%),甘肃、宁夏和新疆三地区的该估计效应较小。西北五省区绿色金融的滞后一期对多数地区的当期投入产生正向效应。

由此可见,西北地区分样本实证结果与全样本结果基本吻合:陕西、甘肃、青海及新疆四省区部分地符合EKC假说(呈倒N型)。宁夏则为U型,不符合EKC假说。在环境治理方程中,环境污染对绿色金融的效应虽与西北地区一致(正向显著),但其效力大于西北地区整体情况。

#### (四)环境变化转折点趋势预测

一些学者通过理论推演给出EKC曲线存在的条件,在具体的统计分析中通常采用简约式方程验证EKC在各个领域的存在性。将式(17)作如下简化:

$$y_u = \beta_0 + \beta_1 x_u + \beta_2 x_u^2 + \beta_3 x_u^3 + \beta_4 z_u + \mu_u \tag{20}$$

式(20)中, $y$ 和 $x$ 分别替代环境质量 $p$ 和经济增长 $\ln gdp$ ;  $z$ 为其他影响环境质量的变量;其他各符号指代意义同前。EKC拐点的测算是根据表4各指标的最优拟合模型求取。当 $\beta_1 < 0$ 且 $\beta_2 > 0, \beta_3 \rightarrow 0$ 时,最优拟合模型为二次函数模型,则根据抛物线性质,求取其顶点作为EKC拐点: $x^* = -\beta_1 / 2\beta_2$ 。因前文设 $x = \ln gdp$ ,即拐点处 $gdp = e^{-\beta_1 / 2\beta_2}$ ;当 $\beta_1 < 0, \beta_2 > 0, \beta_3 < 0$ 时, $\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3 > 0$ ,最优拟合模型为三次函数模型,则通过对三次方程进行求导后计算三次曲线的最大值和最小值为转折点<sup>①</sup>。此时曲线有两个拐点 $x^* = (-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}) / 3\beta_3$ ,即拐点处 $gdp = e^{(-\beta_2 \pm \sqrt{\beta_2^2 - 3\beta_1\beta_3}) / 3\beta_3}$ 。由此计算出西北五省区各拐点处的人均GDP水平,可就此估算实现经济增长、污染排放降低及绿色金融协调发展所需时间。表6中“转折点2”即污染排放越过峰

① 三次函数的拐点与本文所称EKC拐点意义并不相同,其余三次函数的最大值、最小值等概念也不相同。经分析,EKC拐点与三次函数的最大值、最小值意义相近,故称转折点。

值之后呈不断下降趋势,实际也是判断各省区发展比照可以实现我国在《巴黎协议》所做承诺的一个预测。由于区域经济发展存在异质性,导致区域污染排放出现拐点的时间也不尽相同,西北各省区的污染物排放达到峰值的时间也有异。表6显示,西北五省区均已超过第一个转折点,青海率先进入污染增长区间,甘肃则最后进入。除宁夏外,其余四省区均在2029年前到达污染物排放下降转折点,即污染强度达最大值<sup>①</sup>。

表6 西北五省区环境库兹涅茨曲线转折点(人均GDP以1978年计价)

省区	转折点1(元)	到达转折点1年份	转折点2(元)	到达转折点2年份
陕西	2581.6913	2004	17119.9546	2026
甘肃	2821.4325	2005	14838.7903	2026
青海	1378.7051	1999	14710.2528	2029
宁夏	1734.1974	2001	/	/
新疆	2027.9891	2002	13191.1311	2025
西北	1967.0692	2002	16789.3494	2033

注:拐点即曲线顶点所对应人均GDP值,表中“到达转折点2年份”通过二次指数平滑法预测得到。

### (五)对计量结果的进一步分析

长期而论,西北五省区环境污染强度与人均GDP高度相关,说明改革开放以来西北地区总体上存在着经济增长与环境质量变化的同步性,即在经济高速增长期间环境污染加剧,经济增长减速时环境恶化得以缓解,或环境质量有所改善。在认识上需要注意的是,即使在经济增长而环境质量持续改善情况下,不意味着在推动经济增长过程中可以放任环境变化而“自然”达到环境优化目标。阶段性地向“环境友好”型经济增长变化,是由于环境规制、经济结构、技术进步以及重视生态问题的社会理念对改良环境形成系统性的“装置”或基础设施,仍须持续巩固并进一步优化此种“装置”。

通过对西北五省区基于环境污染综合指数变化的EKC验证发现,现有证据部分地证明EKC的存在,EKC确实揭示出环境污染强度随经济发展而下降的分布和演变规律。部分省区(陕西、甘肃、青海、新疆)的EKC若合并连接服从EKC趋势;或者不再服从EKC(宁夏),趋势为与倒U完全不同的U型。这是因为一方面,EKC模型的设定有严格的假设前提,当放松其约束条件而加入新的变量后,或者改进和拓展原模型,有可能改变原模型所设定的前提。另一方面,统计与计量模型要求有较大的样本容量,统计检验的效果相对更明显。由于西北五省区的相关样本采集范围较小,导致部分统计效果不明显。

同时考虑到各变量、指标、数据在样本期的可得性,西北地区总体及除宁夏以外四省区环境质量与经济增长的关系服从倒N型,也可视为U+倒U型。倒U型曲线是U型曲线的延续,当U型曲线右半部分上升到一定阶段,将会出现第二个拐点,从而出现倒U型阶段。影响EKC形状改变及各次拐点出现的因素有下述三个维度:其一,经济结构内生机制及其相应的经济增长方式;其二,受经济发展阶段收入水平、人类普遍的生态理念所制约或诱致的制度变量;其三,生产体系以及环境治理与生态安全的技术进步程度。设若陕西、甘肃、青海、新疆四省区同时处于经济增长而环境恶化的阶段(按表6提供“拐点”数据及其出现时间节点即如此),则四省区面临推动经济增长将会恶化环境质量的两难选择,面临这一压力的必然选择是加快经济结构调整,加大节能减排措施的力度,强化政府、企业环境责任,最大限度降低经济增长对环境的压力。计量验证揭示出宁夏经济增长路径向生态环境与经济协调发展的收敛不具有自发性,说明政府必须采取系统性的降低环境压力的规制和政策,从经济结构、能源规模与效率、生产体系的技术装备等多途径改变经济增长与环境变化的内在连结结构。

## 五、结论与政策建议

本文将绿色金融引入EKC研究框架,构建包含产出方程、污染排放方程及污染治理方程在内的面板数

<sup>①</sup> 说明除宁夏外西北四省区均可实现我国2015年6月根据国际气候议程《巴黎协议》提交的中国国家自主决定贡献文件中所做承诺,即到2030年左右二氧化碳排放达到峰值,并争取尽早实现。

据联立方程,编制环境综合指数并实证检验了绿色金融在区域发展及区域间经济活动中作用于环境污染的综合交互效应。研究表明:西北地区除宁夏以外,在绿色金融等因素共同作用下环境综合指数变动趋势符合EKC倒“N”型曲线,比照我国在《巴黎协定》做出的“在2030年达到CO<sub>2</sub>排放峰值”的减排承诺,四省区亦可在2030年以前达到环境综合指数峰值,从而向低环境污染转换。宁夏的环境综合指数变动趋势不容乐观,主因应该是其气候条件差以及能源结构中使用煤炭资源比重较大。绿色金融与环境污染间双向关系反映的是其背后的政策机制的作用,即产业政策存在很大程度的对污染行业、传统能源结构的“容忍度”,即产业政策规避了污染问题。绿色金融对环境变化正向效应显现,但作用尚不明显,问题在于绿色金融投入规模有限,发挥绿色金融对优化生态环境的规模经济效应仍具有很大发展空间。

样本期经济增长呈现出的加剧环境恶化效果,其潜在原因一方面表明远超环境承载力的污染排放强度已然产生。从生产层面来看,我国煤炭基地在干旱半干旱的西北地区分布较多,能源矿、金属矿及化工矿等产量均占全国30%以上。西北地区虽然环境容量较大,但陕西、新疆、甘肃都分布有较多SO<sub>2</sub>污染较重的城市。从行业分布看,西北地区属资源富集地区,以原料导向型与动力导向型企业为主,工业产值中重工业占第二产业比重日趋增加。如陕西2017年重工业占第二产业比重高达81%,煤炭在能源消费中占比90%,远高于全国60%的平均水平,随之产生的一次PM<sub>2.5</sub>、氮氧化物(NO<sub>x</sub>)、挥发性有机物(VOCs)及氨气(NH<sub>3</sub>)等污染物排放量仍远超环境容量。

在耶鲁大学等单位发布的2016年全球环境绩效指数排名中,中国减缓环境变化的绩效表现良好,成为在过去十年唯一达到减缓碳排放增长率的,应对环境变化的努力应该充分肯定。但是,中国减缓环境变化的行为目前还主要是政府推动,改善环境的绿色金融市场体系和系统完备的绿色金融制度还远未建立,需要积极构建具有中国特色的绿色金融体系,加快发展绿色信贷、绿色证券和绿色保险市场,有效提升绿色金融投资回报率,明显扩大绿色融资规模。结合本文研究提出以下建议:

第一,在国家层面进一步发挥财政政策对促进绿色金融发展的重要作用。在增加财政环保支出规模同时,尤为重视财政渠道对社会资本进入绿色投资领域的撬动和虹吸功能,以有限财政资金引导信贷资金、社会资本进入绿色投资领域。可以将对环保、污染治理、新能源等行业企业的财政补贴调整为财政贴息;由财政出资控股设立绿色产业投资基金,重点解决形成我国主要污染源的产业结构、能源结构和交通结构中的环境问题。

第二,对西北等经济欠发达地区绿色金融发展给予政策扶持。西北五省区面积占全国的30%,总体生态环境脆弱,企业绿色指数低于其他地区,但区域生态环境对全国具有很强外部性(正或负),青海三江源生态环境治理工程即是对全国生态环境具有正外部溢出效应的典型例证。对西北地区绿色金融的政策扶持包括采取财政贴息增加绿色信贷规模,降低绿色债券、绿色基金、绿色保险的发行与交易门槛,促进政府与社会资本向绿色产业联合投资(绿色PPP)。西北地区新能源上市公司融资规模和资本收益率普遍低于东部,对西北地区新能源等绿色概念公司上市发行股票(IPO)以及通过增资扩股、发售债券形成规模经济应予以优先支持。

第三,在西北地区深入探索内陆绿色金融供给侧改革,构建政策支持引导和多方主体参与的绿色金融市场体系。我国绿色金融供需矛盾突出,据测算我国在“十三五”期间每年绿色投资需求在3~4万亿元之间,绿色金融缺口将主要从市场得以弥补。2018年2月国务院批复发布《关中平原城市群发展规划》,提出关中平原城市群要加快在内陆生态文明建设先行区等战略定位上实现突破,明确要把西安打造成为西部地区重要的经济中心和丝路经济带规模最大的国际物流枢纽。由此,在全国金融市场结构区域布局上可以考虑将西安作为西北乃至国家层面绿色金融要素集聚城市,对内陆地区构建绿色金融市场体系进行探索,包括设立专业性绿色信贷银行、绿色资本市场、绿色保险机构、绿色金融衍生品市场等绿色金融基础设施,制定和完善促进绿色金融发展的市场规则和监管框架。

#### 参考文献:

- [1] Meadows D S, Meadows D L, Randers J, Behrens W W. The limits to growth [M]. New York: Universe Books, 1972.
- [2] Grossman G M, Krueger A B. Environmental impacts of a North American Free Trade Agreement [R]. NBER Working

Paper No. 3914, 1991.

- [3] Panayotou T. Empirical tests and policy analysis of environmental degradation at different stages of economic development [R]. Geneva: World Employment Programme Research, Working Paper No. 238, International Labour Office, 1993.
- [4] Dinda S, Coondoo D, Pal M. Air quality and economic growth: An empirical study [J]. *Ecological Economics*, 2000, 34: 409 - 423.
- [5] Friedl B, Getzner M. Determinants of CO<sub>2</sub> emissions in a small open economy [J]. *Ecological Economics*, 2003, 45: 133 - 148.
- [6] Holtz-Eakin D, Selden T M. Stoking the fires? CO<sub>2</sub> emissions and economic growth [J]. *Journal of Public Economics*, 1995, 57: 85 - 101.
- [7] 胡宗义, 刘亦文, 唐李伟. 低碳经济背景下碳排放的库兹涅茨曲线研究 [J]. *统计研究*, 2013(2): 73 - 79.
- [8] Torras M, Boyce J. Income, inequality, and pollution: A reassessment of the Environmental Kuznets Curve [J]. *Ecological Economics*, 1998, 25(2): 147 - 160.
- [9] Stern D I, Common M S, Barbier E B. Economic growth and environment degradation: The Environmental Kuznets Curve and sustainable development [J]. *World Development*, 1996, 24(7): 1151 - 1160.
- [10] Tamazian A, Chousa J P, Vadlamannati K C. Does higher economic and financial development lead to environmental degradation: Evidence from the BRIC countries [J]. *Energy Policy*, 2009, 37: 246 - 253.
- [11] Sadorsky P. The impact of financial development on energy consumption in emerging economies [J]. *Energy Policy*, 2010, 38: 2528 - 2535.
- [12] Zhang Z, Ren X. Causal relationships between energy consumption and economic growth [J]. *Energy Procedia*, 2011, 5: 2065 - 2071.
- [13] Shahbaz M, Lean H H. Does financial development increase energy consumption? The role of industrialization and urbanization in Tunisia [J]. *Energy Policy*, 2012, 40: 473 - 479.
- [14] Gantman E R, Dabos M P. A fragile link? A new empirical analysis of the relationship between financial development and economic growth [J]. *Oxford Development Studies*, 2012, 40(4): 517 - 532.
- [15] Lee J M, Chen K H, Cho C H. The relationship between CO<sub>2</sub> emissions and financial development: Evidence from OECD countries [J]. *Singapore Economic Review*, 2015, 60(5): 155 - 172.
- [16] Omri A, Daly S, Rault C, Chaibi A. Financial development, environmental quality, trade and economic growth: What causes what in MENA countries [J]. *Energy Economics*, 2015, 48: 242 - 252.
- [17] Jeuchen M. Sustainable finance and banking: The financial sector and the future of the planet [M]. London: Earthscan Publication, 2001.
- [18] OECD. Trends in environmental finance in Eastern Europe, Caucasus and Central Asia [C]. Paris: Tenth meeting of the EECCA environmental finance network, 2007, Document 9.
- [19] Omri A, Nguyen D K, Rault C. Causal interactions between CO<sub>2</sub> emissions, FDI, and economic growth: Evidence from dynamic simultaneous-equation models [J]. *Economic Modelling*, 2014, 42: 382 - 389.
- [20] Ang J B. Economic development, pollutant emissions and energy consumption in Malaysia [J]. *Policy Model*, 2008, 30: 271 - 278.
- [21] Stern D I. A multivariate cointegration analysis of the role of energy in the US macroeconomy [J]. *Energy Economics*, 2000, 22: 267 - 283.
- [22] Pereira A M, Pereira R M M. Is fuel-switching a no-regrets environmental policy? VAR evidence on carbon dioxide emissions, energy consumption and economic performance in Portugal [J]. *Energy Economics*, 2010, 32: 227 - 242.
- [23] 孙叶飞, 周敏. 中国城镇化、产业结构高级化对 CO<sub>2</sub> 排放的影响——基于独立效应和联动效应双重视角 [J]. *资源科学*, 2016(10): 1846 - 1860.
- [24] Dean J M. Testing the impact of trade liberalisation on the environment: Theory and evidence [C]. Fredriksson P G., Trade, global policy and the environment. World bank discussion paper No. 402 1999.
- [25] Soukhanov A H. The American Heritage Dictionary (the 4th Edition) [M]. Houghton Mifflin Company, Boston, 2000.
- [26] 张军, 章元. 对中国资本存量 K 的再估计 [J]. *经济研究*, 2003(7): 35 - 43.
- [27] Soytas U, Sari R, Ewing B T. Energy consumption, income, and carbon emissions in the United States [J]. *Ecological*

Economics, 2007, 62(3/4): 482 - 489.

- [28] Omri A. CO<sub>2</sub> emissions, energy consumption and economic growth nexus in MENA countries: Evidence from simultaneous equations models [J]. Energy Economics, 2013, 40: 657 - 664.
- [29] 世界银行. 1992年世界发展报告: 发展与环境 [M]. 北京: 中国财政经济出版社, 1992.
- [30] 彭水军. 经济增长与环境污染——环境库兹涅茨曲线假说的中国检验 [J]. 财经问题研究, 2006(8): 3 - 17.
- [31] 高峰. 中国省际环境污染的空间差异和环境规制研究 [M]. 北京: 经济科学出版社, 2016.

责任编辑、校对: 李再扬

### Green Finance, Economic Growth and Environmental Change:

#### Is it Possible for the Environmental Index in the Northwest to Fulfill the “Paris Agreement”?

LIU Sha<sup>1,2</sup>, LIU Ming<sup>1,2</sup>

(1. Northwest Institute of Historical Environment and Socio-Economic Development, Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China; 2. Financial Research Institute in Shaanxi Normal University, Xi'an 710119, China)

**Abstract:** This paper structures a panel simultaneous equation model based on the input-output model and the EKC hypothesis by using green environmental protection concept company subsample on the stock market as the overall substitute variable of green finance, constructs comprehensive index of environmental quality system to reflect and judge the relationship among green finance, environmental change and economic growth, predicts the peak time (inflection point) of environmental composite index in Northwest China regarding commitment of CO<sub>2</sub> emission reduction in the Paris Agreement at the national level. The results show that the interaction exists among economic growth, environmental quality and green finance. Green finance has a positive effect on environmental change, but its action is low. The variation trend of environmental comprehensive index accords with the inverted “N”-shape EKC in Northwest China except for Ningxia under the influence of green finance and other factors. In contrast to China's emission reduction commitment “to reach the peak of CO<sub>2</sub> emissions in 2030”, it can also reach the peak of the comprehensive environmental index before the same time node to convert to low environmental pollution in general. To further develop the scale effect of green finance on improving the ecological environment, it is suggested to lower the threshold of green finance in Northwest China, promote the joint investment of government and social capital into the green industry. Taking Xi'an as a green financial agglomeration city actively constructs the green financial market system in an inland area.

**Keywords:** Green finance; Economic growth; Environmental quality; Environmental change; Emission reduction; Environmental Kuznets Curves (EKC); Panel simultaneous equation model; Northwest regions