

文章编号:2095-0365(2020)02-0023-06

中国绿色技术创新的经济转型效应研究

陈艳春, 郭平, 刘文梅, 许朋园

(石家庄铁道大学 经济管理学院, 河北 石家庄 050043)

摘要:中国进入新旧动能转换的关键阶段,绿色技术创新是否已经成为经济转型的动力以及绩效如何成为主要关注点。在检验绿色技术创新的经济转型效应时,如果忽略技术的异质性、关联性等特点还可能产生偏差。根据技术的环境效应将技术分为绿色技术和脏技术,关注到技术之间的关联性,选择2002—2017年省际面板数据,检验绿色技术创新对经济转型的影响。研究表明:在全国层面,绿色技术创新促进了经济转型,而且绿色技术份额越高经济转型的效果越好;在中西部,绿色技术创新的经济转型效应不显著。门槛回归结果表明:绿色技术创新的经济转型效应发挥存在经济发展水平和产业结构的门槛。该研究为区域经济转型的差异化策略制定有一定参考价值。

关键词:异质技术创新;经济转型;专利计量

中图分类号:F061.5;F062.9 **文献标识码:**A **DOI:**10.13319/j.cnki.sjztdxbskb.2020.02.03

一、引言

党的十九大报告指出,中国已经进入社会主义新时代。在新时代背景下,绿色发展已经成为转变经济增长方式,加快生态文明体制改革的首要任务^[1]。进入社会主义新时代,在新旧动能转换的关键时期,绿色技术创新是否已经成为经济转型的动力以及绩效如何,成为主要关注点。中国幅员辽阔,区域经济发展不平衡、不协调问题由来已久,中国向绿色经济转型中存在哪些地区差异,影响因素如何,成为政策制定的关键。

自工业革命以来,环境问题成为威胁人类生存和发展的世界难题,经济学家把环境问题归结为技术经济问题,认为技术创新是经济转型的根本动力^[2]。该问题可追溯到20世纪五六十年代,美、英等工业化国家出现不同程度的环境问题,在污染治理中还出现污染转移问题^[2]。当时,许多著名的经济学家,如Krugman^[3]和Nordhaus^[4]

呼吁政府采取措施,鼓励绿色技术创新。Kinder^[5]研究发现,技术创新与经济增长是相互作用的。技术创新促进经济增长,经济增长又造成环境恶化,应对气候变化需要新的绿色技术。Popp David^[6]率先根据技术的环境性质对技术创新进行分类,为研究绿色技术创新对经济转型的影响奠定了基础。瑞士联邦知识产权研究所的Christian等^[7]以12个OECD国家为研究对象,检验了这些国家绿色技术创新的经济转型效应,结果表明这些国家大多数行业还没有达到转型的拐点。近年来,以中国为研究对象的文献逐渐增加,由于绿色技术创新数据难以收集,对两者关系的研究受到制约。另外,中国的经济转型属于主动选择型转型^[8-9],与发达国家相比有不同的内生性问题。

本文的贡献在于探索中国的绿色技术创新是否已经成为经济转型的动力。如果已经成为经济

收稿日期:2020-01-08

基金项目:河北省社科基金项目“河北省节点城市发展绿色产业的路径与策略”(HB17YJ096)

作者简介:陈艳春(1974-),女,教授,博士生导师,研究方向:技术创新与区域经济发展、交通运输规划与安全监督。

本文信息:陈艳春,郭平,刘文梅,等.中国绿色技术创新的经济转型效应研究[J].石家庄铁道大学学报:社会科学版,2020,14(2):23-28.

转型的动力,绩效如何;如果没有成为经济转型的动力,原因是什么,进而为中国绿色经济转型的政策制定提供依据。

二、理论分析与研究方法

(一)绿色技术创新与经济增长理论

绿色技术创新与经济转型的研究起源于技术创新与经济增长关系的研究,相关理论主要有两类:一是希克斯诱致性创新假说,二是环境约束下创造性破坏理论。依据诱致性创新假说,生产要素通过影响成本进而影响绿色技术创新^[10]。在知识经济时代,知识存量是重要的生产要素,因此绿色技术存量是影响绿色技术创新的重要生产要素。环境约束下的创造性破坏理论认为绿色技术创新相当于把新的生产要素引入生产函数^[11],绿色技术创新使生产函数的边际曲线发生移动,进而对经济增长产生影响。

(二)技术创新的经济转型的非线性关系研究

中国当前的研究缺乏两者关系的非线性关系研究,原因主要有三点:首先,绿色技术的发展符合S型曲线^[12]。Christian^[7]等采用专利统计方法探究绿色技术创新对行业经济增长由抑制作用到激励作用的拐点是行业绿色技术存量达到3 014件专利。这是因为绿色技术存量对经济转型的成本影响不是线性的。但在国内的研究中,一般假设技术创新与经济增长正相关,基于内生增长模型估计技术创新的经济转型效应。究其原因可能有两点:一是没有对技术创新进行分类研究;二是忽视了两者的非线性特征。

综上所述,绿色技术创新与经济转型关系研究对制定经济转型政策有重要支撑作用,由于国家所处的发展阶段不同,两者之间的关系可能表现出不同的作用方向和强度。本文将绿色技术和脏技术存量都纳入到一个生产函数,采用门槛回归分析方法,研究两者间的非线性关系。

三、模型、变量与样本选取

(一)模型设定

通过文献梳理发现,绿色技术创新除了对经

济总量有贡献效应,还具有改善经济增长方式,推动经济转型的效应。已有对技术创新的经济转型效应估计多基于内生增长模型,假设技术仅沿着一个方向改进。本文要分析两种不同性质的技术创新,这显然是不够的,需要引入两个维度来扩展这个模型。假设任何一个维度上的技术改进都需要独立的研发,设绿色技术创新为GT,脏技术创新为FT,用绿色技术创新和脏技术创新的乘积替代基本内生增长模型中的技术创新变量。为降低异方差带来的影响,变量均取对数,集绿色技术和脏技术于一体的经济增长模型为

$$\log E_t = \beta_i + \theta \log GT_{t-1} + \lambda \log FT_{t-1} + \epsilon_t \quad (1)$$

式中, E 为经济转型指标; GT 和 FT 为以专利产出表征的技术创新; θ 和 λ 为绿色技术创新和脏技术创新的弹性系数; β_i 为个体的固定效应; ϵ_t 为随机误差项。

与前人的研究不同的是,本文希望检验技术创新的经济转型效应的经济发展水平(y_t)和产业结构(X_t)的门槛效应。为此,本文以模型(1)为基础,采用汉森开发的门槛面板回归模型进行检验,以经济发展水平为门槛的模型设定如下

$$\log E_t = \beta_0 + \beta_1 \log(GT_t) * I(y_t \leq v) + \beta_2 \log(GT_t) * I(y_t > v) + \theta \log(GT_t) + \lambda \log(FT_t) + \epsilon_t \quad (2)$$

式中,下标 i 为地区, t 为时间; E_t 为地区 i 在时间 t 的经济转型指数; y_t 为地区 i 在时间 t 的人均GDP; β_0 为常数; β_1 和 β_2 分别为门限变量 y_t 在 $y_t \leq v$ 和 $y_t > v$ 时解释变量对被解释变量的影响系数; v 为特定的门槛值; y_t 为门限变量; ϵ_t 为随机干扰项。

由于门槛值可能是两个或两个以上,将经济发展水平作为门槛的双门槛回归模型设定为

$$\log E_t = \beta_0 + \beta_1 \log(GT_t) * I(y_t \leq v_1) + \beta_2 \log(GT_t) * I(v_2 > y_t > v_1) + \beta_3 \log(GT_t) * I(y_t > v_2) + \theta \log(GT_t) + \lambda \log(FT_t) + \epsilon_t \quad (3)$$

产业结构与环境之间多呈现“U”型关系^[13],产业结构随着人均收入水平的提高先升高后降低。中国多数地区处于工业化中后期,应该是第三产业水平越高,相应的环境质量也越好。因此,选择第三产业所占比重作为产业结构的代理变量,以产业结构作为门槛的模型设定如下

$$\log E_t = \beta_0 + \beta_1 \log(GT_t) * T(X_t \leq v) + \beta_2 \log(GT_t) * I(X_t > v) + \theta \log(GT_t) + \lambda \log(FT_t) + \epsilon_t \quad (4)$$

式(4)的相关变量的含义与式(2)相同。

(二)变量的测度

模型中因变量是经济转型指数(E),自变量包括绿色技术创新(GT)、脏技术创新(FT)、经济发展水平(Y)和产业结构(X)。其中,产业结构以第三产业所占比重作为代理,经济发展水平采用人均GDP代理,人均GDP以1985年为基础进行折算,两者全来自《中国统计年鉴》。下面对需要测度的经济转型指数、绿色技术创新与脏技术创新的测度进行具体说明。

1. 经济转型指数

因变量(E)本文采用与张建伟和杜德斌^[14]相同的做法,即采用单位能耗工业总产值、单位气体污染工业总产值、单位水污染工业总产值、单位固体污染工业总产值来考察经济转型的效果。首先对这些指标进行倒数处理,再把这些指标合成为一个经济转型的综合得分。

2. 绿色技术创新

目前,绿色技术创新一般采用专利产出作为代理(包括发明专利和实用新型两种)。绿色技术创新采用中国知识产权局专利信息服务平台进行统计,这是因为采用一样的关键字检索中国自2000—2010年在美国专利商标局授权的绿色技术专利,结果仅有200多条,与在中国知识产权局申请的数量相比明显偏低。在中国知识产权局专利信息服务平台,绿色技术专利的统计采用表格查询法进行检索。以OECD指导文件罗列的专利检索关键词构建检索式,以申请人地址所在省份划分专利所属区域。以北京市为例,采用关键词组合检索,截至到2013年3月4日,绿色技术专利为8242件,其中发明专利4117件,实用新型专利4125件,该数量与中国统计年鉴等有关资料的报道基本一致。

3. 脏技术创新

在将技术分为绿色技术和脏技术之后,脏技术创新的数量等于总的专利数减去已经测度的绿色技术专利数。首先从中国知识产权局的专利信息服务平台统计每个省份每个年度申请的发明专利总数,减去该省份当年的绿色发明专利数量即得到脏技术发明专利数量。

4. 绿色技术份额与存量

绿色技术创新的份额表示已有绿色技术创新存量在所有技术存量中所占比例。通常技术创新的存量采用永续盘存法计算。考虑到中国专利申

请的历史情况,在计算中以1985年为基年,先根据申请者的地址查询每个省每年的专利申请量,然后计算专利申请数量的增长率。基年的技术存量可以用下面公式计算

$$P_{i1985}^{stock} = \frac{P_{i1985}}{\delta + g} \quad (5)$$

式中, δ 为折旧率; g 为专利增长率; P_{i1985}^{stock} 为地区 i 在1985年的技术存量; P_{i1985} 为地区 i 在1985年的专利申请量。根据查询的年度专利申请量,计算专利申请增长率大约为3.64%。在实际计算中,绿色技术创新的折旧率有5%、10%和15%三种,Tobias Stuck^[7]计算中发现折旧率对拟合系数影响不显著,考虑中国的绿色技术创新都是最近这些年的成果比较多,因此折旧率取下限5%。

绿色技术存量计算,公式为

$$P_{it}^{stock} = P_{it} + (1 - \delta)P_{it-1}^{stock} \quad (6)$$

式中, P_{it} 为地区 i 在 t 年的专利申请量; P_{it-1}^{stock} 为地区 i 在 t 年初的技术存量。

(三)样本选取

本文采用2002—2017年中国大陆30个省份的数据进行实证研究。原因有三方面:一是中国经济处于转型时期,经济结构变动较大;二是中国在2000年以后才有比较系统的环境政策;三是2002年前后中国的绿色技术专利份额发生了明显的变化,因此选择2002年为起始点。获取30个省市的数据后,为了便于分析区域差异,把省和直辖市划分为东部、西部和中部三个区域。由于缺乏西藏统计数据,东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南11个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南8个省份;西部地区包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、重庆市和内蒙古11个省份。

四、实证结果及分析

(一)绿色技术创新的经济转型效应存在区域差异

参照规范的面板数据分析步骤,先采用莱文林(Levinlin)检验数据的平稳性,再通过豪斯曼检验确定使用固定效应模型对式(1)进行计量,表1是使用eviews6.0软件估计的结果。从表1可以看出,在全国层面和东部地区,绿色技术创新的经

济转型效应在1%的水平上显著为正,而且绿色技术创新的经济转型效应弹性明显大于脏技术创新,即在技术创新中,绿色技术所占份额越高,经济转型的效果越好。在中部和西部地区,绿色技术创新的经济转型效应不明显。原因可能有两点:一是中西部地区的绿色技术创新不管是数量还是所占份额均比较低;二是绿色技术创新对经济转型的作用可能不是线性的,绿色技术创新要起到正向作用必须要跨越门槛值。

表1 基于固定效应模型估计的技术创新的经济转型效应

变量	全样本	东部地区	中部地区	西部地区
常数	0.249 (0.777 6)	1.615 (0.152 3)	-2.78 (0.235)	-3.87* (0.100)
GT	0.357*** (0.000 1)	0.401*** (0.002)	0.153 (0.488)	0.022 (0.925)
FT	0.280** (0.044)	0.119 (0.489)	0.702** (0.051)	0.941** (0.017)
u_1	是	是	是	是
N	420	154	112	280
R ²	0.703	0.629	0.585	0.919
F	17.768	12.134	9.73	51.827
Prob-F	0.000	0.000	0.000	0.000

注:***、**和*表示在1%、5%和10%水平上显著。

与预期相反,除去东部地区,脏技术创新的经

济转型效应很明显,而且西部地区的弹性系数明显高于全国平均水平。一般认为脏技术是产生污染的,不会对经济转型有促进作用。这显然根据脏技术的定义难以解释,因此,需要进一步做两者关系的非线性分析。基于2002—2017年的时间序列数据,发现绿色专利申请量与绿色技术专利存量的相关系数均达99%以上。Granger因果关系检验结果表明:绿色专利存量与绿色专利申请量之间存在双向因果关系;但脏技术存量与绿色技术存量之间仅存单向因果关系,即脏技术存量是绿色专利存量增长的原因。

(二)绿色技术创新与经济转型的非线性关系

使用Stata10软件的xtptm程序对式(2)、(3)和(4)进行计量,首先分别在单门槛、双门槛和三门槛的假设下对门槛效应进行分析,确定门槛个数。表2报告了这三种情况下对门槛效应进行分析后得到的F统计量值和采用自抽样法(bootstrap)模拟得到的P值,以及在1%显著性水平下的临界值。检验结果表明,在1%的显著水平上,经济发展水平的门槛值有两个,一是1085元,二是9798元(接近北京2010年水平);产业结构的单门槛效应更显著,门槛值为37.4%(相当于江苏省2007年的水平)。

表2 绿色技术创新的经济转型效应各因素的门槛效应检验

模型假设		经济发展水平的门限效应检验			产业结构的门限效应检验		
原假设	备选假设	F值	p值	1%	F值	p值	1%
线性模型	单门限	11.069	0.003	8.152	17.925	0.000	7.453
	双门限	7.102	0.006	6.044	5.659	0.018	7.097
	三门限	3.7057	0.048	7.069	4.263	0.032	6.346

注:临界值是采用“Bootstrap法”模拟500次得到的结果。

根据经济发展水平的门槛回归模型估计的结果,在以人均GDP为门槛变量分开的三个区间中,当人均GDP高于9798元时,绿色技术创新的弹性系数为0.339;当人均GDP低于1085元时,绿色技术创新的弹性系数为0.235;当人均GDP高于1085元且低于9798元时,弹性系数为0.286。非绿色技术创新的作用不显著。该结果说明,绿色技术创新对经济转型有显著的促进作用,即绿色技术专利每增加1%,经济转型指数提高0.235到0.339之间,经济发展水平越高,绿

色技术创新发挥的作用越强。

使用Stata10软件的xtptm程序对式(4)进行计量,结果如表3所示。在以产业结构为门槛变量分开的两个区间中,产业结构的促进作用始终是显著的。在产业结构水平低于37.4%时,产业结构对经济转型的回归系数为0.431;在产业结构水平高于37.4%时,回归系数为0.419。脏技术创新的作用在10%水平上不显著。从样本来看,2011年,除去北京、天津和上海等发达城市,广东、海南等地的产业结构已经达到该值,随

着中国产业结构调整步伐的加快,绿色技术创新的经济转型效应将逐步得以显现。

表 3 产业结构的门槛模型参数估计结果

变量	系数估计值	ρ 值	t 值
GT	0.387	0.000	-4.616
FT	0.215	0.119	1.566
$X < 37.4$	0.044	0.006	2.761
$X > 37.4$	0.032	0.025	2.262
F-statistic	—	17.925	—
Prob(F-statistic)	—	0.000	—

五、结论与建议

(一) 研究结论

在中国经济新旧动能转换的关键阶段,通过对中国省级面板绿色技术创新与经济转型效应的检验,找出影响中国绿色经济发展的关键因素,为制定区域经济协同转型政策提供参考。

第一,绿色技术的份额偏低是制约中国大部分地区经济转型的主要因素,研发补贴等政策干预是必要的。世界上 90% 的绿色技术集中在美、日、德、法等主要发达国家,即使是绿色技术专利非常少的芬兰,绿色技术专利份额约为 1.2%^[15]。中国中部地区大多数省份低于这个份额,即使是北京和上海等绿色技术存量比较高的城市,绿色技术所占份额也不到 3%。绿色技术份额低,即绿色技术生产率水平低。对于西部地区,绿色技术创新的经济转型效果还不显著,不仅是因为绿色技术存量低,还因为脏技术存量也低,脏技术也没能发挥来源效应。绿色技术具有双重外部性,政府制定研发补贴等政策对提高技术存量有积极作用。

第二,经济因素是绿色技术创新促进经济转型的阻碍因素,随着经济稳步发展,制约作用逐渐减弱。经济发展水平反映了人们对环境和生活质量的更高要求,经济发展水平高,人们的受教育程度高,环境意识也比较强。研究结果发现:在人均 GDP 高于 1 085 元时,经济发展水平对绿色技术创新的经济转型效应有促进作用;人均 GDP 高于 9 798 元时,经济发展水平对绿色技术创新的经济转型作用将更加显著;有一部分西部省份还没

有达到经济发展水平的第二个门槛值,随着中国经济发展,经济因素的制约作用逐渐减弱。

第三,产业结构是制约绿色技术创新驱动经济转型的重要因素,但随着产业结构调整,越来越多的企业将摆脱其制约。产业结构水平提高对绿色技术创新驱动经济转型有促进作用,当第二产业所占比值高于 37.4% 时,绿色技术创新对经济转型的驱动效应更强。从主动创造机会的角度,调整产业结构是发挥绿色技术创新的经济转型效应的重要手段。从产业结构的调整速度看,近 10 年来,中部地区的第三产业的比重提高明显,东部地区的第三产业比重高于其他地区^[16],产业结构的制约作用逐渐减弱,绿色经济转型的速度将越来越快。

(二) 政策建议

在新时期,中国社会的主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要与不平衡不充分的发展之间的矛盾。在深刻把握社会主要矛盾的基础上,以全社会福利最大化为目标,提出如下建议。

第一,绿色技术创新的采纳应该是在保持人民生活水平稳定增长的基础上。缓解全球气候变化需要采用绿色技术创新,但是对于经济欠发达地区,绿色技术创新采纳会给生活水平提高带来不利影响。需要结合人们对提高生活水平和环境质量的共同愿望来决策采用绿色技术创新的进程。中国绿色经济转型的成本巨大,这种巨大的成本完全由中国政府买单也不现实。可以借鉴德国的做法,提倡全民参与,积极发展环境金融,吸引个人投资者在环境项目上投资。

第二,对于绿色技术创新已经成为经济转型动力的东部地区,鼓励其向中西部地区转移绿色技术创新。东部地区自身的绿色技术存量已经能激发起自身持续的绿色技术创新,东部地区可以充分利用地区之间的经济梯度,发挥中西部地区人力成本低的优势,在中西部地区发展绿色生产制造。一方面可以带动西部相关绿色技术发展,另一方面有利于东部地区绿色技术创新研发。

第三,在国家层面,要深刻总结中国绿色经济转型的经验和内生性特点,以经济、社会、环境的内在需求为约束,从技术结构、产业结构等方面设计宏观政策,纠正环境和经济的双重外部性,提高社会整体福利。

参考文献:

- [1]王国成,葛新权,王方军. 绿色发展视角下现代化经济体系建设的思考[J]. 重庆理工大学学报:社会科学版, 2018,32(07):23-29.
- [2]李长胜,蔡敏. 产业政策与经济转型:美国20世纪80年代以来的经验与启示[J]. 改革与战略, 2018,34(07):116-122.
- [3]Krugman P. It's easy being green[EB/OL]. (2009-09-20). <http://www.nytimes.com/2009/09/25/opinion/25krugman.html>.
- [4]Nordhaus W D. Economic issues in a designing a global agreement on global warming[EB/OL]. (2009-3-30). http://nordhaus.econ.yale.edu/documents/Copenhagen_052909.
- [5]Kinder. World Economic and Social Survey 2011: The Great Green Technological Transformation[M]. New York: United States, 2011.
- [6]Popp D. International innovation and diffusion of air pollution control technologies: the effects of NO_x and SO₂ regulation in the US, Japan, and Germany [J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2006:46-71.
- [7]Christian S, Tobias S, Martin W. The performance effect of environmental innovations [EB/OL]. (2012-12-03). <https://www1.oecd.org/site/stipatents/3-2-Stucki>.
- [8]林毅夫. 新中国70年发展与现代经济学理论的自主创新[J]. 宏观质量研究, 2019,7(01):1-7.
- [9]林毅夫. 新常态下中国经济的转型和升级:新结构经济学的视角[J]. 新金融, 2015(06):4-8.
- [10]陈劲,尹西明. 范式跃迁视角下第四代管理学的兴起、特征与使命[J]. 管理学报, 2019,16(01):1-8.
- [11]邱士雷,王子龙,吴朋,等. 资源环境约束下中国ET-FP演变的空间计量分析[J]. 软科学, 2019,33(07):86-93.
- [12]冯严超,王晓红. 国内市场潜能对中国绿色经济绩效的影响研究——基于空间视角的分析[J]. 软科学, 2019,33(01):34-38,49.
- [13]操龙升,赵景峰. 专利制度对区域技术创新绩效影响的实证研究——基于专利保护视角[J]. 中国软科学, 2019(05):97-103.
- [14]张建伟,杜德斌,吕可文. 技术创新的经济转型效应——基于中国数据的实证分析[A]. 中国地理学会2012年学术年会学术论文摘要集[C]. 2012.
- [15]Baoshan Ge, Dake Jiang, Yang Gao, et al. The Influence of Legitimacy on a Proactive Green Orientation and Green Performance: A Study Based on Transitional Economy Scenarios in China[J]. Sustainability, 2016, 8(12):1-20.
- [16]胡海洋,姚晨,胡淑婷. 新时代区域协调发展战略的效果评价研究——基于中部崛起战略下的实证研究[J]. 工业技术经济, 2019,38(04):154-160.

Effect of Green Technology Innovation on Economic Transformation in China

Chen Yanchun, Guo Ping, Liu Wenmei, Xu Pengyuan

(School of Economics and Management, Shijiazhuang Tiedao University, Shijiazhuang 050043, China)

Abstract: As China enters a critical phase of the transition from old drives to new ones, whether green technology innovation has become the driving force of green economic transformation has become a major point. Due to ignoring the heterogeneity and correlation of technology, there may be deviation while testing the effects of technology innovation. According to the environmental effect of technology, the technology is divided into green technology and dirty technology, and the economic transformation effect of two types of technology innovation are explored using the provincial level data from 2002 to 2017. The results show that green technology innovation has no significant effect on the economic transformation in central and western regions. Green technology innovation promotes the economic transformation at national level, and its role is associated with the share of green technology. The higher of the share green technology innovation make, the better of the performance in the economic transformation will get. Furthermore, there is the threshold of the level of economic development and industrial structure. This study has some reference value for formulating differentiation strategy of regional economic transformation.

Key words: heterogeneity technology innovation; economic transition; patentometrics