

中国绿色技术的创新绩效与扩散动力

陈艳春¹, 韩伯棠², 岐洁²

(1. 北京交通大学 中国产业安全研究中心, 北京 100044; 2. 北京理工大学 管理与经济学院, 北京 100081)

摘要: 在中国经济发展过程中资源和环境的约束日趋强化,绿色技术逐渐成为解决环境问题与经济协调发展的关键途径。将绿色技术和一般技术加以区分,构建中国绿色技术创新与经济增长关系的非线性柯布-道格拉斯生产函数模型。通过检验绿色技术创新的绩效判断经济利益是否已成为绿色技术扩散的有效驱动力量。基于中国1991—2010年绿色技术创新与经济增长数据,采用面板数据固定效应模型进行实证分析,揭示出中国绿色技术创新与经济增长之间存在“U”形关系,并求得中国绿色技术创新对经济增长的负效应发生转换的转折点,针对东、中、西部地区比较了各自转折点发生的时间,发现东部地区“U”形关系出现最早,其次是中部地区,最后是西部地区。

关键词: 绿色技术; 技术创新; 技术扩散

中图分类号: F304.7

文献标识码: A

文章编号: 1009-3370(2014)04-0050-07

绿色革命已成为一股席卷全球的浪潮^[1],绿色技术被称为环境友好型技术(Environmental Sound Technology, EST) 或者环境技术(Environmental Technology), 发端于20世纪60—70年代西方工业化国家的社会生态运动^[2], 指有利于改善环境质量的环境可靠性技术,是根据环境价值利用现代科学技术全部潜力的无污染技术^[3]。迄今为止,绿色技术已经走过4个发展阶段:20世纪60年代的末端技术,70年代的无废工艺,80年代的零排放以及90年代的清洁技术和污染预防技术^[4]。绿色技术创新指由绿色技术的新构想,经过研究开发或技术组合,到获得实际应用,产生经济社会效益的商业化全过程活动^[5]。由于绿色技术创新和扩散是当前解决全球气候变化和能源危机双重挑战的唯一途径^[6],没有绿色技术创新与进步就不可能有真正意义上的可持续发展^[7]。

技术创新扩散是技术创新成果的放大效应过程^[8],中国对绿色技术扩散和溢出的研究始于20世纪90年代。本文基于经济合作与发展组织(OECD)的绿色技术专利检索战略,通过中国2002—2011年专利实施许可数据追踪绿色技术扩散,发现在全国287个地级以上的城市中,2005—2006年仅有6个城市有技术许可合同,2008—2011年平均每年有177个城市有绿色技术许可合同,占地级以上城市的比例达到61.6%,有近40%的地级市绿色技术专

利实施许可合同为零,在667个县级以上城市中,绿色技术许可合同发生率不足25%。尽管仅仅通过专利实施许可这一个途径可能会低估技术溢出的实际范围,但该追踪结果与顾海波^[9]的研究基本一致。美国经济学家Metcoalf^[10]认为技术扩散是一种选择过程,预期净收益是一个技术被采纳的必要条件,一种技术的经济吸引力越强,选择它的公司数量越多。

一、绿色技术扩散与经济增长

(一)绿色技术创新的绩效与绿色技术扩散

已有文献对技术创新扩散影响因素的研究主要分为两类:一是沿着希克斯诱致性创新假说,二是沿着熊彼特的创造性内生增长理论。希克斯诱致性创新假说主要关注由资源稀缺变化所引起的要素相对价格变化对技术变革的诱致性作用^[11],该理论认为生产要素通过影响成本进而影响技术创新。熊彼特认为创新是建立一种新的生产函数,是把一种从来没有过的关于生产要素和生产条件的新组合引入生产体系,经济发展源于创新,创新也是经济体利润最大化的结果^[12]。

目前,有部分实证研究表明,采纳非绿色技术能为企业带来收益,因为企业是盈利性组织,其创新的目的是降低成本以增加利润,而企业采纳绿色技术的收益主要来自原材料和能源投入减少与污染治理成本的降低,由于原材料市场价格和能源价格波动,

收稿日期: 2013-05-22

基金项目: 国家自然科学基金资助项目“经济危机下的空间知识溢出与中国区域经济增长”(70973011); 河北省社科基金资助项目(HB12GL017); 河北省教育厅社科青年基金资助项目(SQ131031)

作者简介: 陈艳春(1974—),女,石家庄铁道大学副教授,北京交通大学中国产业安全研究中心博士后, E-mail: chenyanchunsjz@163.com

使得绿色技术收益具有不确定性而且回收周期相对较长,因而对于绿色技术,尤其是处于初始阶段的绿色技术,技术创新未必能够为企业带来利润。首先,绿色技术研发的目的是为了减少碳排放,缓解气候变化,就像 Nordhaus^[13]指出的,缓解气候变化和减少温室气体的排放是公益事业,采用绿色技术,尤其是清洁生产技术可能增加投资没有增加利润。第二,企业采纳绿色技术需要支付的成本包括资产购置成本、信息和知识转移成本、设备维护成本、组织管理成本、人力资源成本等,这些投资具有专用性特征,意味着一旦项目失败沉没成本将较高。Noci 和 Verganti^[14]强调,一个企业要以绿色技术生产产品,必须在已有的生产设备上进行投资。企业是选择改进生产线还是进行生产设备彻底更换要依赖于企业投资的成本和利润。除了技术本身,采纳绿色技术还涉及工作过程和管理过程的改进,需要成立新的技术部门,雇用新的技术人员,或者对现有工作人员进行培训。第三,绿色技术适用于特定环境,某一生产环境成熟的绿色技术复制到其它操作环境未必适合,或者将以较高成本运行。英国科学家在现有价格水平上计算了欧洲实现绿色产业升级对价格的影响,发现欧洲实现绿色技术升级对食品、饮料等商品的价格影响难以察觉,以绿色技术生产一个面包涨价大约 5 便士,洗衣机之类的家电涨价几英镑,而中国企业使用绿色技术生产成本则比欧洲高很多。综上所述,绿色技术具有一定的环境优势,但其经济优势在很大程度上受到多种因素的影响,进而直接影响了绿色技术的采纳决策。

(二) 技术存量与绿色技术扩散

从技术层面出发,绿色技术存量是研发投资的结果,技术存量积累需要大量的固定成本,技术存量也决定了技术创新的方向。在微观方面,Jaffe 和 Palmer^[15]研究表明,技术存量距离是影响技术创新扩散的主要因素。在宏观方面,Coe 和 Helpman^[16]探讨了国内外的知识存量对知识生产率的影响,他们用研发支出度量国内知识存量,用贸易伙伴研发支出度量国外的知识存量。Peri^[17]则将微观经济学和宏观经济学方法结合起来,使用研发投资作为内部和外部知识存量的代理,研究欧洲和北美区域间的知识流动,研究结果表明,所有的技术存量都对创新有正向影响。

从生命周期角度出发,绿色技术是全生命周期总成本最小化的技术,由于绿色技术创新是有成本的,那么在绿色技术创新的起始阶段就不太可能有

正的边际产出。在国外,绿色技术采纳符合 S 型曲线,即在开始阶段,自主采纳绿色技术的企业可能是有利可图的,然而随着技术采纳者增多,绿色技术创新的成本大于收益。随着排放标准等强制性政策的实施,绿色技术存量与经济增长之间可能是负向关系,当绿色技术存量达到某一点之后才可能转为正向关系。Christian^[18]应用 12 个 OECD 国家的行业数据拟合了绿色技术创新与行业产出的关系,得出的结论是,行业绿色技术存量只有超过 3 014 后,其对产出的抑制作用才能转为促进作用。因此,为了判断中国目前的绿色技术创新是否具备了激励绿色经济增长的动力,有必要借助 Christian 的研究框架,检验中国绿色技术创新对经济增长的作用。

二、绿色技术创新与经济增长的关系

(一) 模型构建

借鉴 Christian 的研究框架,基于标准的柯布-道格拉斯生产函数,一个省或直辖市 i 在时间 t 的产出为

$$Y_{it} = AK_{it}^{\alpha} L_{it}^{\beta}, 1 > \alpha > 0 \quad (1)$$

其中, Y_{it} 是地区 i 在时间 t 的产出; K_{it} 是地区 i 在时间 t 的资本存量; L_{it} 是地区 i 在时间 t 的劳动投入; A 是常数,反映了全要素生产率水平; α 和 β 分别为物质资本和人力资本的弹性系数。对式(1)两边取对数,整理得到生产函数方程

$$\log Y_{it} = \log A + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

由于该基本模型没有考虑知识资本的作用,需要将模型进行扩展,引入知识对生产的推动作用,设绿色技术存量为 A_1 ,一般技术存量为 A_2 ,并考虑到技术存量的滞后作用,则模型(2)可扩展为

$$\log Y_{it} = \log A + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it} + \theta_1 A_{1\ i-1} + \phi_1 A_{2\ i-1} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, θ_1 和 ϕ_1 分别是绿色技术知识存量和一般技术知识存量对经济增长的影响系数。

根据前面的理论分析,技术存量对经济增长的贡献可能是非线性的,因此,在上述模型中加入二次项,进一步扩展为

$$\log Y_{it} = \log A + \alpha \log K_{it} + \beta \log L_{it} + \theta_1 A_{1\ i-1} + \phi_1 A_{2\ i-1} + \theta_2 A_{1\ i-1}^2 + \phi_2 A_{2\ i-1}^2 + \mu_1 \text{year}_t + \mu_2 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中, year_t 代表年度差异; μ_2 代表个体差异; 其他变量与式(1)相同。

本部分所用变量如表 1 所示,产出 Y 借鉴于春晖^[19]的做法,采用折算后的地区总产值来衡量。绿色

技术存量 A_1 和一般技术存量 A_2 借鉴 Jaffe 等人的做法, 基于专利申请数据统计, 专利数据来源于中国知识产权局网。劳动力水平 L 采取李平^[20]的做法,

以该地区年末就业人数计算, 单位为万人, 数据来源于历年《中国统计年鉴》和《新中国 55 年统计资料汇编》。

表 1 变量定义与度量

类型	名称	定义/度量	数据来源
因变量	Y	区域的总产值	中国统计年鉴
	L	地区年末就业人数	中国统计年鉴
	K	固定资本存量	中国统计年鉴
自变量	A_1	区域的绿色技术专利存量	中国知识产权局, 作者统计
	A_2	区域的一般技术专利存量	中国知识产权局, 作者统计
	A_1^2	区域的绿色技术专利存量的平方	作者计算
	A_2^2	区域的一般技术专利存量的平方	作者计算

地区 i 在 t 年的固定资本存量 K_{it} 计算公式

$$K_{it} = I_{it} + (1 - \eta)K_{it-1} \quad (5)$$

各地区每年的投资值 I_{it} 根据《中国统计年鉴》的“固定资产投资价格指数”, 将年度新投资值调整为 1985 年不变价的实际投资值, η 为折旧率。

(二) 数据处理

绿色技术存量的估计与一般技术存量的估计方法相同, 只是绿色技术存量的估计需要根据技术类别进行分类统计。

绿色技术存量估计包含以下 3 个步骤:

第一, 确定绿色技术专利存量统计方法和统计渠道。目前, 绿色技术专利的统计有两种方法: 一是根据 OECD 的绿色专利检索战略文件检索绿色技术发明专利。瑞士联邦知识产权研究所 (IPI) 根据 OECD 的绿色专利检索战略统计了世界范围的绿色技术专利。二是以中国知识产权局的专利信息平台对绿色技术专利进行分类统计。在中国知识产权局的专利检索平台, 绿色技术专利被分为 8 类: 生物燃料; 其他热量制造或使用, 但不是从燃烧中产生; 轨道车辆; 能量供给线路; 一般的建筑隔热; 回收机械能; 风能和燃料电池。通过对比, 发现中国知识产权局的绿色技术专利虽然与 OECD 的分类指标存在差异, 但总体统计的结果相差不大。如果仅以 OECD 指导文件罗列的专利分类号检索, 而不加关键字限制, 获取的统计数据值偏大。以北京市为例, 截至 2013 年 3 月 4 日, 在进行专利分类号检索时, 若不加关键字限制, 检索到绿色技术专利总数为 21 773 件, 其中发明专利 12 651 件, 实用新型专利 9 122 件。而从中国知识产权局的公共服务平台汇总的北京市绿色技术专利为 8 242 件, 其中发明专利 4 117 件, 实用新型专利 4 125 件。因此, 加上关键字约束可以增加专利的查准率, 但是关键字如何

提取缺乏标准(缺乏专利许可的统计平台)。仔细阅读仅依据专利分类号检索的结果, 发现有非绿色技术专利存在。本文对中国绿色技术专利的统计以中国知识产权局信息服务平台统计为准。

在专利存量计算中, 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。如要检索北京市 1999 年的绿色技术专利, 首先选择一类绿色技术, 以申请人地址作为检索途径, 输入“北京”, 接着选择“申请日”字段, 输入 1999 年, 检索结果出的发明专利数量作为北京 1999 年的创新数, 然后把查询的八类绿色技术专利申请数累加起来就是北京 1999 年绿色技术专利创新总数。根据上述方法, 依次获取省级层面各个地区的绿色技术专利申请量, 并把专利统计数据按照年排序。获得 29 个省和直辖市 1991—2010 年专利申请数据后, 为了便于分析区域差异, 划分为东部、西部和中部三个区域。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, 因缺乏西藏统计数据, 西部地区只包括四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、广西、内蒙古 10 个省份, 将重庆市的数据并入四川省。

第二, 计算基年的技术存量。中国从 1985 年开始有完整的专利统计数据, 本文以 1985 年为基年进行计算。西藏 1989 年专利数据是零, 加上数据收集不完整, 因此, 研究中不包含西藏。基年的技术存量可以用式(6)计算

$$P_{i1985}^{\text{stock}} = \frac{P_{i1985}}{\delta + g} \quad (6)$$

其中, δ 是折旧率; g 是专利增长率; P_{i1985}^{stock} 是地区 i 在 1985 年的技术存量; P_{i1985} 是地区 i 在 1985 年的专利

申请量。根据查询得到的每年的专利申请量,计算出专利申请增长率大约为 3.64%。Keller^[21]和 Aghion^[22]取 15%的折旧率,也有研究者取 20%,2012 年出版的 OECD 研究报告多选取 5%的折旧率,考虑到中国绿色技术创新比较少,因此折旧率取 5%。

第三,计算技术存量,公式为

$$P_{it}^{stock} = P_{it} + (1-\delta)P_{it-1}^{stock} \quad (7)$$

其中, P_{it} 是地区*i*在*t*年的专利申请量; P_{it-1}^{stock} 是地区*i*在*t*年初的技术存量;其他变量的含义同公式(6)。

(三)实证检验

检验表 1 中变量的平稳性,防止伪回归的出现。面板数据单位根检验在学术界没有达成统一标准,目前主要有 LLC、Breitung、IPS、Fisher ADF、Fisher PP 和 Hadri 方法。Harris 证明在时间跨度较小的情况下,LLC 检验的结果不可靠,经过综合考虑几方面检验的结果,发现变量 Y 、 L 、 K 、 A_1 、 A_2 是一阶单整的,且存在协整方程。

Tobias^[23]在 2012 年研究了 12 个国家(奥地利、

丹麦、芬兰、法国、德国、意大利、日本、荷兰、瑞典、瑞士、英国和美国)产业层面的绿色技术创新绩效,得出行业绿色技术创新的转折点是当绿色技术存量为 3 014 时(以专利计算的技术存量),借鉴 Tobias 等人的研究思路,考虑到中国区域间技术存量存在很大差异的现实,考虑到发达国家环境库兹涅茨曲线转折点出现的时间也不相同(英国的环境库兹涅茨曲线转折点出现早于美国,而美国又早于日本),因此本研究中选择以区域为研究单位,而不是以行业为单位。

基于中国 1991—2010 年绿色技术创新与经济增长数据,先后对全国水平和各个地区进行随机效应应的 hausman 检验,模型适合采用面板数据固定效应进行估计,结果如表 2 所示。表 2 采取时间段重叠设置,每个模型起始时间滞后 5 年。第 1 列是全时间段的检验结果,第 2 列和第 3 列是更短时间段的检验结果。结果显示:各时间段的拟合优度值均比较高,最小值为 0.994,说明模型能较好地解释因变量的大部分变化。

表 2 不同时间段模型的估计结果

变量	1991—2010 年		1996—2010 年		2001—2010 年	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
常数项	1.450***	0.000	1.350***	0.000	1.260***	0.000
lnK	0.530***	0.000	0.620***	0.000	0.540***	0.000
lnL	0.120***	0.000	0.070***	0.000	0.320***	0.000
A_1	-5.33E-05*	0.096	-6.15E-05	0.078	-0.0001***	0.008
A_2	1.37E-06*	0.083	1.57E-06*	0.056	6.26E-07**	0.022
A_1^2	8.16E-09	0.492	1.13E-08	0.322	2.42E-08**	0.036
A_2^2	-1.27E-11*	0.069	-1.38E-11**	0.047	-1.05E-11**	0.019
Year	是		是		是	
μ_i	是		是		是	
N	580		435		435	
R^2	0.994		0.994		0.996	

注:***、**、* 分别为 1%、5%、10%。

从表 2 可以看出,资本对经济增长的弹性系数介于 0.53~0.62 之间,显著性水平为 1%。即在其他条件不变的情况下,资本每增加一个百分点,地区总产值至少增加 0.53 个百分点,说明中国的经济增长仍旧是资本拉动型。人力资本的弹性系数介于 0.07~0.32 之间,显著性水平为 1%,人力资本对区域总产值的贡献随时间在增强,但仍小于资本的贡献。绿色技术创新的一次项系数介于 -6.15E-05 和 -0.000 1 之间,在 10%水平上显著,绿色技术创新的二次项系数从不显著到显著,2001—2010 年,绿色技术创

新的二次项系数在 5%水平上显著,说明在 2001—2010 年绿色技术创新与经济增长的“U”形关系显著成立。一般技术创新一次项系数介于 6.26E-07 和 1.37E-06 之间,一般技术创新的二次项系数介于 -1.38E-11 和 -1.05E-11 之间,在 10%水平上显著成立,说明在整个样本时间内,一般技术创新与经济增长的倒“U”形关系在 10%的显著水平上成立,但绿色技术创新对经济增长的负效应在 2001—2010 年才显著,这也说明产品市场缺乏对绿色创新的激励效果,因而强制性政策必不可少。

对比3个时间段的估计结果,可见随着时间的推移绿色技术存量的系数从 $-5.33E-05$ 增大到 -0.0001 ,说明绿色技术创新对经济增长的负效应随时间在增强。这是因为在绿色技术创新初期,国家没有出台强制性排放标准,自主采纳绿色技术的企业具有成本优势,竞争也比较小,因此绿色技术创新对经济增长的影响并不明显。到2000年以后,中国的环境管制政策相继出台,一些企业迫于生存压力采纳绿色技术,企业间的竞争也相继增加,绿色技术创新对经济增长的负向效应逐渐增强。从表2还可以看出,在第1和第2时间段内,绿色技术创新的系数增加明显,这可能与2000年左右出台的节能减排政策有关。另外,以2001—2010年为样本期,测算出绿色技术创新与经济增长关系的转折点位于绿色技术存量为2273点处(以专利计算存量,折旧率为5%),到2010年为止,北京已经接近此转折点,其他省份距离转折点还有一定的距离。对比Tobias Stucki对发达国家产业层面的绿色技术创新绩效转折点研究,可见中国省级层面的绿色技术创新绩效的转折点偏低。

表3显示了绿色技术创新与经济增长关系的区域差异。第1列是东部地区的估计结果,可以看出绿色技术创新与经济增长的“U”形关系与一般技术创新与经济增长的倒“U”形关系从1993年开始显著(显著水平为1%)。第2列是中部地区的估计结果,绿色技术创新与经济增长的“U”形关系与一般技术创新对经济增长的倒“U”形关系从2003年开始显著(显著水平为5%)。最后两列是西部地区的估计结果,不管是全时间段还是从2003年开始,西部地区绿色技术创新与经济增长间的“U”形关系均不存在,这可能是因为东部地区的经济发展水平高,人们的环境意识比较强,企业也率先采纳绿色技术进行生产,由于绿色技术采纳需要投入固定成本和研发成本,这使得企业成本增加,从而降低了生产的绩效,因此绿色技术创新的弹性系数为负。中部地区的绿色技术存量高于西部,但低于东部,绿色技术创新与经济增长间的“U”形关系出现比东部晚,比西部早。西部地区的一般技术存量低,绿色技术存量更低,因而其绿色技术创新对经济增长的作用还不显著。

表3 不同时间段绿色技术创新与经济增长的区域差异

变量	东部 1993—2010年		中部 2003—2010年		西部 1991—2010年		西部 2003—2010年	
	系数	P值	系数	P值	系数	P值	系数	P值
常数项	2.458	0.000	0.940	0.012	1.348	0.000	0.917	0.005
lnK	0.224	0.000	0.193	0.145	0.628	0.000	0.692	0.000
lnL	0.227	0.000	0.986	0.000	-0.063	0.299	0.152	0.048
A_1	-7.84E-5	0.002	-0.001	0.000	-0.001	0.249	-0.001	0.085
A_2	1.30E-06	0.038	1.89E-05	0.021	-1.21E-05	0.015	-1.23E-05	0.172
A_1^2	1.76E-08	0.034	1.19E-06	0.003	3.94E-07	0.791	1.56E-06	0.336
A_2^2	-1.51E-11	0.005	-3.60E-10	0.042	5.39E-10	0.001	5.39E-10	0.669
Year	是		是		是		是	
μ_i	是		是		是		是	
R^2	0.998		0.995		0.994		0.994	

此外,产业结构的差异可能也是地区间绿色技术创新绩效差异的原因^[24],中国西部地区的工业化水平比较低,而中东部地区已经进入工业化的中后期,可见产业结构对绿色技术创新的成本影响是不同的。以农业为例,黑龙江农业机械化程度超过90%,青海省马铃薯机械化种植和收获面积不足总面积的30%。对于黑龙江来说,采用绿色技术的设备效率相对于现有技术来说可能并不高,甚至为了减少污染可能低于现有技术设备的效率。但是绿色技术的效率相对于手工劳动占主导的青海来说肯定是高的。因此,在不同产业结构基础上向绿色经

济转型的转折点应该也是不同的。发达国家的环境库兹涅茨曲线转折点出现的时间也是不同的,英国率先完成工业化革命,因此英国的环境库兹涅茨曲线转折点出现早于美国,而美国又早于日本。

为了检验模型的稳健性,对表3的第1列进行综合检验,结果如表4所示。模型1只估计道格拉斯生产函数,模型2加入了绿色技术存量和一般技术存量,模型3加入一般技术存量的二次项,模型4是加入全部变量的估计结果。可以看出人力资本和物质资本的弹性系数几乎没有变化,常数项的系数略有减小,这是因为常数项代表了全要素生产率,

表4 模型估计结果的稳健性

变量	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值	系数	P 值
常数项	1.460	0.000	1.450	0.000	1.460	0.000	1.440	0.000
lnK	0.540	0.000	0.530	0.000	0.530	0.000	0.530	0.000
lnL	0.120	0.000	0.120	0.000	0.120	0.000	0.120	0.000
A ₁	—	—	-3.7E-05	0.019	-3.13E-05	0.051	-5.33E-05	0.108
A ₂	—	—	1.25E-07	0.731	1.02E-06	0.091	1.37E-06	0.083
A ₁ ²	—	—	—	—	—	—	8.16E-09	0.492
A ₂ ²	—	—	—	—	-9.39E-12	0.064	-1.27E-11	0.069
Year	是		是		是		是	
μ _i	是		是		是		是	
N	580		580		580		580	
R ²	0.993		0.993		0.993		0.993	

加入技术存量以后,从常数项中分离出技术变化的影响,因而常数项系数减少是合理的。

三、结论与建议

以绿色发明专利为代理变量的绿色技术创新与经济增长关系的研究结论说明绿色技术创新对经济增长的作用显著为负,出现这种负作用的时间存在差异,说明经济利益驱动尚未能成为中国绿色技术创新的驱动力量。

从全国层面来看,绿色技术创新与经济增长“U”形关系是显著存在的,省级区域负效应转为正效应的转折点是绿色专利存量达到 2 273。到2010

年,北京已经接近该转折点,但大多数省份距离这个转折点仍然很遥远。东部每个省平均年新增绿色技术专利个数为 148 个,但距转折点还有一段距离,说明该地区企业进行绿色技术创新还无利可图。考虑到金融市场不完善,人们对绿色技术的认识不清晰等诸多因素,实施强制性的绿色技术标准是必要的。其次,绿色技术创新与经济增长的关系存在区域分布差异,在东部和中部,绿色技术创新与经济增长的“U”形关系显著存在,而西部的绿色技术创新与经济增长的“U”形关系不存在,一般技术创新对经济增长的促进作用不显著。

参考文献:

- [1] 陈飞翔,石兴梅.绿色产业的发展和对世界经济的影响[J].上海经济研究,2000(6):33-38.
- [2] 王伯鲁,王筱平.“绿色技术”概念析[J].环境教育,1996(4):22-24.
- [3] 甘德建.论绿色技术[J].陕西环境,2000(4):25-27.
- [4] 张光宇.企业绿色技术创新动力机制研究[D].哈尔滨:哈尔滨工业大学,2010.
- [5] 刘晓音,赵玉民.环境规制背景下的企业绿色技术创新探析[J].技术经济与管理研究,2012(2):43-46.
- [6] Seck A, Cissokho L, Makpayo K, et al. How important are non-tariff barriers to agricultural trade within ECOWAS[EB/OL]. (2010-10-03) [2013-03-02]. <http://192.138.214.118/RePEc/docs/wpaper>.
- [7] Jame D E, Jansen H M A, Opschoor J B. Economic approaches to environmental problems[M]. Amsterdam, Elsevier scientific publishing company, 1978.
- [8] 张颖,段维平.绿色技术创新扩散的环境评价指标体系研究[J].生产力研究,2007(20):67-68.
- [9] 顾海波.中国环境技术扩散的法律激励和机制探析[J].科技进步与对策,2005(8):69-71.
- [10] Metcalf G E, Kevin H. Can irreversibility explain the slow diffusion of energy saving technologies? [J]. Energy Policy, 1996 (24):7-8.
- [11] 何爱,曾楚宏.诱致性技术创新:文献综述及其引申[J].改革,2010(6):45-48.
- [12] 刘奇.对熊彼特创新理论的初探[J].经营管理者,2010(21):12-13.
- [13] Nordhaus W D. Economic issues in a designing a global agreement on global warming[EB/OL].(2009-3-30)[2013-04-05]. http://nordhaus.econ.yale.edu/documents/Copenhagen_052909.

- [14] Noci G, Verganti R. Managing green product innovation in small firms[J]. *R&D Management*, 1999,29(1):3-15.
- [15] Jaffe A B, Palmer K. Environmental regulation and innovation:a panel data study[J]. *Review of Economics and Statistics*, 1997,79(4):610-519.
- [16] Coe D T, Helpman E. International R&D spillovers and institutions[J]. *European Economic Review*, 2009,53(7):723-741.
- [17] Peri G. Determinants of knowledge flows and their effects on innovation[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2005,87(2):308-322.
- [18] Christian S, Tobias S, Martin W. The performance effect of environmental innovations [EB/OL].(2012-12-3)[2013-03-13]. <https://www1.oecd.org/site/stipatents/3-2-Stucki>.
- [19] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. *经济研究*, 2011(5):4-16,31.
- [20] 李平. R&D 资源约束下中国自主创新能力提升的路径选择[M]. 北京:人民出版社, 2011.
- [21] Keller W. International technology diffusion[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004,42(3):752-782.
- [22] Aghion P, Dechezlepretre A, Hemous D, et al. Carbon taxes, path dependency and directed technical change: evidence from the auto industry[P]. Centre for Economic Performance, 2011.
- [23] Tobias Stucki, Martin Woerter. Determinants of green innovation: the impact of internal and external knowledge[P]. Eidgenössische Technische Hochschule Zürich, KOF Swiss Economic Institute, 2012.
- [24] Andrew Powell. On restructuring regulation and competition in utility industries: experience in the united kingdom and implications for latin America[EB/OL]. (1996-12-30) [2012-12-05]. <http://www.iadb.org/research>.

The Innovation Performance and Diffusion Driven Force of Green Technology in China

CHEN Yanchun¹, HAN Botang², QI Jie²

(1. China Industrial Economic Security Research Center, Beijing Jiaotong University, Beijing 100044, China;

2. School of Management and Economics, Beijing Institute of Technology, Beijing 100081, China)

Abstract: The restriction of resources and environment in the process of development in our country is becoming more and more intensive, green technology has become the key to solve the coordinated development between environment and economy. Therefore, green technology and general technology should be discriminated, a nonlinear Cobb Douglas production function model of green technological innovation and economic growth with lag period is proposed. By testing the green technology innovation performance, whether the economic interest has become an effective driving force on green technology diffusion can be analyzed. Based on the green technology innovation and economic growth data in China's during 1991—2010, the fixed effect panel data model is used for empirical analysis. The results reveal the existence of “U”-type relationship between green technological innovation and economic growth in China. Besides, the turning point of the negative effect of China's green technology innovation to economic growth can be calculated, thus, the turning point of different regions can be compared, it shows that the “U”-type relationship appears first in eastern area of, followed by the central region, then the western region.

Key words: green technology; technology innovation; green technology diffusion

[责任编辑:箫姚]