

# 环境规制、经济发展水平对技术创新的影响研究

——以我国民族八省区为例

郭捷,杨立成

(中央民族大学管理学院,北京 100081)

**摘要:**以我国民族八省区 2009—2017 年的统计数据建立面板数据模型,分析环境规制、经济发展水平对技术创新的影响。研究发现,环境规制对我国民族地区技术创新能力存在显著的正向促进作用,地区经济发展水平会增强二者之间的正向关系。环境规制对发明专利授权数、实用新型专利授权数均具有显著的正向影响,但是环境规制对我国民族地区外观设计专利授权数的正向影响并没有通过显著性检验,地区经济发展水平只对环境规制与外观设计专利授权数起到正向调节作用。在技术创新投入方面,限制我国民族地区技术创新能力提升的关键是缺乏创新人力资本的积累。在实证研究基础上,提出民族地区应深度融入“一带一路”建设以提高经济发展水平,同时加大环境规制强度,并注重吸引和引进人才以提升民族地区技术创新能力。

**关键词:**民族地区;环境规制;技术创新能力;地区经济发展

**中图分类号:**F273.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1672-6049(2019)05-0045-10

## 一、引言

改革开放以来,我国民族地区经济高速发展,GDP 总量从 1978 年的 323.76 亿元增长到 2017 年的 92797.91 亿元,增长近 255.74 倍,GDP 总量占全国 GDP 总量的百分比从 1978 年的 8.87% 增长到 2017 年的 10.01%,但是我国民族地区经济增长的同时也面临着生态破坏、环境污染等经济增长方式带来的负面影响<sup>[1]</sup>。环境规制的本质是为了保护环境<sup>[2]</sup>,合理有效的环境规制能够在不损害经济发展的前提下保护环境。在党的十九大报告中,生态文明建设被提升为“中华民族永续发展的千年大计”,进一步凸显了我国加强环境规制的重要性和紧迫性<sup>[3]</sup>。经济增长理论认为,以新产品、新工艺等形式的技术创新能够保持人均产出的长期增长<sup>[4]</sup>。1991 年,美国著名经济学家、战略学家、哈佛大学商学院教授迈克尔·波特(Michael E. Porter)<sup>[5]</sup>提出的“波特假说”,认为适当的环境规制能够激发技术创新活力,进而提高生产率,促进经济增长。环境规制、技术创新、经济发展三者之间存在着复杂的动态关系。

民族地区是我国生态文明建设、经济发展、脱贫攻坚的主战场和重点区域<sup>[6]</sup>。民族地区的生态环

收稿日期:2019-06-18;修回日期:2019-09-01

**基金项目:**国家社会科学基金项目“新型城镇化背景下新疆籍少数民族流动人口就业研究”(16BMZ101);中央民族大学“铸牢中华民族共同体意识”研究生专项课题“一带一路背景下民族地区技术创新能力测评与增进机制研究”(GTTZX-2019-63)

**作者简介:**郭捷(1976—),女,湖南常德人,中央民族大学管理学院副教授,管理学博士,硕士生导师,研究方向为运营管理、技术经济及管理;杨立成(1994—),男,黑龙江齐齐哈尔人,中央民族大学管理学院硕士研究生,研究方向为技术创新管理、技术经济及管理。

境及技术创新能力在一定程度上决定着我国未来发展的空间和持久性。与其他地区相比,民族地区由于历史的原因,技术创新的起点很低,在技术创新要素组合中具有资源优势,但更面临着人才、技术、资金方面的困难。有鉴于此,讨论环境规制对我国民族地区技术创新能力的影响,并从地区经济发展的角度出发,研究地区经济发展对二者关系的调节作用,对于保护民族地区生态环境、促进民族地区技术创新能力提升、推动区域协调发展具有重要作用。

## 二、文献回顾与研究假设

### (一) 文献回顾

自迈克尔·波特提出“波特假说”以来,关于环境规制与技术创新能力之间的关系,一直存在着较大争议。主要观点可分为下面三种。

第一,“促进假说”——环境规制会促进技术创新能力提升。“波特假设”认为,合理设计的环境规制能够激励被规制企业进行技术创新,实现环境改善与企业竞争力提升的“双赢”<sup>[5]</sup>。考虑到环境规制变动下企业生产技术、产品和生产过程改进的可能性,那么严格的环境规制政策所导致的生产要素价格和成本的增加可以激发企业进行技术创新,从而使企业获得工艺创新补偿和产品创新补偿<sup>[7]</sup>。Mickwitz *et al.*<sup>[8]</sup>、Managi *et al.*<sup>[9]</sup>、Cole *et al.*<sup>[10]</sup>等学者支持“波特假说”,认为环境规制对技术创新有积极的影响,即“适当的环境规制政策能够促进技术创新,产生创新补偿效应”。

第二,“抑制假说”——环境规制会抑制技术创新能力提升。新古典经济理论认为环境规制将企业面临的外部污染内部化<sup>[11]</sup>,在不同程度上增加了企业额外的人力、物力和财力投入,所以提高环境规制水平会增加企业治污成本<sup>[12]</sup>。在资金有限的情况下,污染治理投资的增加会挤出企业的技术创新投入<sup>[13]</sup>。Dean and Brown<sup>[14]</sup>、解垚<sup>[15]</sup>、Kemp and Pontoglio<sup>[16]</sup>等学者赞成这种观点,认为环境规制对技术创新有消极的影响,即“环境规制会从增加成本和转移资金的角度抑制技术创新”。

第三,“不确定假说”——环境规制对技术创新能力提升的影响是不确定的。演化经济学认为,企业存在异质性,对于同一行为规则,不同的企业会产生不同的决策。由于行业、地区、环境、时间等随机因素的不同,环境规制对于技术创新能力的影响并不是简单的线性关系。Conrad and Wastl<sup>[17]</sup>、Arimura and Sugin<sup>[18]</sup>、李旭颖<sup>[19]</sup>、Daddi *et al.*<sup>[20]</sup>等学者通过研究发现环境规制与技术创新之间存在非线性的复杂关系,认为“伴随着随机因素和时间因素的影响,环境规制对技术创新的影响有很大程度的不确定性”。

从研究对象角度来看,现有文献大部分是从企业或者产业层面着手,关于区域层面的针对性研究并不多<sup>[21]</sup>。笔者通过对环境规制与区域技术创新能力相关性研究的文章进行梳理发现,现有研究缺乏对民族地区的关注。从研究内容来看,已有文献忽视了经济发展水平在环境规制与技术创新能力之间是否具有调节作用的问题。本文从民族地区层面出发,研究在经济发展水平相对较低的民族地区中环境规制政策对技术创新能力的影响,并探讨民族地区经济发展水平在环境规制和技术创新能力之间的调节作用,以期明晰以下关键问题:(1)环境规制政策行动是制约还是促进我国民族地区的技术创新能力。(2)在经济不够发达的民族地区如何通过改变环境规制强度来提升技术创新能力。(3)民族地区的经济发展水平在环境规制与技术创新能力之间具有怎样的影响。相关研究结论可以为我国民族地区环境规制政策的实施提供来自不同经济发展水平地区的经验证据,也将为我国拟实施的包括碳税在内的各种环境规制政策提供参考。

### (二) 研究假设

对于经济发展水平相对滞后、创新资源匮乏和创新环境差强人意的民族地区来说,增加环境规制强度会迫使当地企业采取加大污染治理等措施以达到政府要求的环境保护门槛,而为此投入的资金可能会挤占企业的技术创新费用<sup>[22]</sup>,从而抑制民族地区技术创新能力的提升。加之民族地区技术创新活力不足,缺乏自主创新动力,企业技术创新能力相对薄弱,当实施较严格的环境标准后,企业极有可能出于惯性采取“先污染、后治理”的生产方式来改善环境,这种生产方式对于经济发展落后、自然资源丰富且资源依赖性强的民族地区来说极难转变。然而,国家的各种创新优惠政策可能对此存在

“弥补效应”。我国民族地区一直以来都是国家重点的扶持对象,在实施较强环境规制措施的同时,国家在创新投入、创新补贴和技术开发减免税等方面的帮扶力度也在同步加大,国家的创新优惠政策与环境规制会无形中形成强大的外部创新激励,产生技术创新动力,从而刺激企业进行生产优化,加大技术创新投入,“倒逼”企业提高创新效率,促进企业技术创新能力提升。因此,本文假设:

H1: 环境规制会显著促进民族地区技术创新能力的提升。

环境管制对技术创新的影响往往还具有地区差异性,即由于不同地区经济发展水平存在差异,导致不同的地区环境规制对技术创新的影响不同<sup>[23]</sup>。一般来说,经济发展水平较高的地区,拥有良好的技术创新环境和丰富的创新资源,其市场机制更健全,知识产权保护体系更完善<sup>[24]</sup>。因此,在实施严格的环境规制政策时,经济较发达的地区能够具有更加充裕的创新资金和创新型人才投入,进行技术创新,以实现边际污染成本最低。同理,经济发展滞后的地区,在实施严格的环境规制政策后,其短期的适应性和应变能力会低于经济较为发达的地区,环境规制政策对其技术创新能力提升的影响效果可能会降低,即地区经济发展水平越高,环境规制对技术创新能力的影响效果越好。故本文假设:

H2: 区域经济发展水平会在环境规制与技术创新能力之间起到显著的正向调节作用。

### 三、研究方法

#### (一) 模型设计

本文借鉴 Ziman<sup>[25]</sup> 和 Cole *et al.*<sup>[26]</sup> 的实证分析方法,通过构建包括截面数据(我国八个民族地区)和时间序列数据(2009—2017年)的面板数据模型开展研究。由于相同的环境规制强度在不同经济发展水平的地区实施可能对技术创新能力有不同的影响,因此文本将地区经济发展水平作为调节变量,分析地区经济发展水平在环境规制与民族地区技术创新能力之间是否存在调节作用,具体关系如图1所示,并建立数学模型(1)和(2)。为了缓解变量的多重共线性和方程的异方差性,本文对模型进行对数处理。

$$\ln I_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln F_{it} + \beta_3 \ln GDP_{it} + \beta_4 \ln ER_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\ln I_{it} = \alpha_i + \beta_1 \ln L_{it} + \beta_2 \ln F_{it} + \beta_3 \ln GDP_{it} + \beta_4 \ln ER_{it} + \beta_5 \ln ER_{it} \times \ln GDP_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, $\ln I$ 表示技术创新能力指标对数, $\ln L$ 表示技术创新人员投入指标对数, $\ln F$ 表示技术创新资金投入指标对数, $\ln GDP$ 表示各个民族地区经济发展水平指标对数, $\ln ER$ 表示环境规制强度指标对数, $\ln ER_{it} \times \ln GDP_{it}$ 为交互项, $\alpha$ 表示截距项, $\beta$ 代表待估计的参数, $i$ 表示第*i*个民族地区, $t$ 表示时间(2009—2017年), $\varepsilon$ 表示误差项。

#### (二) 变量选择

被解释变量:技术创新能力。随着我国近年来专利授权等相关制度不断完善和企业等研发机构知识产权保护意识的不断提升,申请专利以保护自主知识产权、保证核心竞争力越来越得到重视和应用,并且我国的专利数据完整且较易获取<sup>[27]</sup>。因此,本文选取专利授权数( $I$ )来衡量民族地区技术创新能力。专利授权数是衡量创新活动中知识产出水平的一个通用指标,是知识性成果的一种直接反映。同时,本文还分别研究环境规制对我国民族地区发明专利授权数量( $I'$ )、实用新型专利授权数量( $I''$ )、外观设计专利授权数量( $I'''$ )的影响(分别用模型3、5、7表示,形式同模型1),并探讨地区经济发展水平的调节作用(分别用模型4、6、8表示,形式同模型2),以使研究内容更加深入和具体。

解释变量:环境规制。目前学术界对于环境规制的衡量指标并没有达成共识,通过对以往文献的梳理可以发现,学术界对于环境规制的衡量指标主要有四种:第一,Smazynska and Wei<sup>[28]</sup>从环境政策视角出发,通过测量政府制定相关环境政策前后污染物排放量的变化来衡量环境规制强度;第二,Fredriksson and Millimet<sup>[29]</sup>、赵红<sup>[30]</sup>、刘加林和严立冬<sup>[2]</sup>等学者从污染治理费用视角出发,分别选取“三废”治理费用、污染治理成本占工业总产值比重、污染治理项目本年度完成投资额等来衡量环境规制强度;第三,Cole and Elliott<sup>[31]</sup>、江珂和滕玉华<sup>[32]</sup>等学者以污染物排放情况的视角,选取污染物排

放量占工业总产值的比重、“三废”排放达标率衡量环境规制强度;第四,李勃昕等<sup>[33]</sup>从国民收入的视角出发,选择国内生产总值占能源消耗量的比重来衡量环境规制强度。结合数据的可获得性,本文借鉴刘加林和严立冬<sup>[2]</sup>、赵磊<sup>[34]</sup>等人对于环境规制的衡量方法,选择各个民族地区污染治理项目本年完成投资额作为环境规制的衡量指标,因为该指标能够体现出各个民族地区在环境治理与保护方面所付出的努力程度,污染治理项目本年完成投资额越高说明该地区的环境规制强度越大。

调节变量:地区经济发展水平。本文选择各个民族地区的GDP(国内生产总值)来衡量地区经济发展水平,各民族地区的GDP能够反映该地区常住单位在一定时期内生产的全部最终产品和服务价值的总和,是衡量一个国家(或地区)经济发展状况的常用指标。

控制变量:技术创新投入。技术创新投入主要分为创新人员投入和资金投入,参考已有文献的衡量方法,并结合数据的可获得性,本文将R&D人员数作为技术创新人员投入的表征指标,将R&D经费内部支出作为技术创新资金投入的表征指标,这两类指标也是学术界普遍认可的技术创新投入的衡量指标。

### (三) 数据来源

本文选取2009—2017年我国内蒙古、广西、贵州、云南、西藏、青海、宁夏和新疆8个民族地区的数据进行实证研究。专利授权数、发明专利授权数、实用新型专利授权数、外观设计专利授权数、R&D人员以及R&D经费内部支出的数据主要来源于《中国科技统计年鉴》,污染治理项目本年完成投资额的数据主要来源于《中国环境统计年鉴》,各个民族地区GDP数据主要来源于《中国统计年鉴》,其中西藏地区2009年和2010年污染治理项目本年完成投资额没有相关统计数据,本文采用求平均值的方法对这两年的数据进行估算,虽然估算结果会有误差,但是对总体研究结果不会有很大影响。为了消除价格变动的影响,本文以2009年为基年利用固定资产投资价格指数对各个民族地区的污染治理项目本年完成投资额、GDP和R&D经费内部支出三个以货币为计量单位的指标进行平减。表1为样本数据的描述性统计。

表1 样本数据的描述性统计

	lnI	lnI'	lnI''	lnI'''	lnL	lnF	lnGDP	lnER	lnER × lnGDP
平均数	7.77	5.86	7.15	6.31	7.63	12.5	8.44	11.0	94.8
中位数	8.08	6.14	7.59	6.56	8.12	12.8	8.83	11.4	100.0
最大数	9.63	8.54	9.21	8.63	9.08	14.1	9.72	13.4	129.0
最小数	4.79	1.94	2.99	3.40	5.95	9.25	6.08	6.39	44.9
标准差	1.36	1.43	1.59	1.23	1.00	1.28	1.04	1.48	21.6
偏度	-0.70	-0.50	-0.97	-0.45	-0.41	-0.98	-0.61	-1.35	-0.80
峰度	2.51	2.67	2.94	2.40	1.60	3.12	2.14	4.51	2.79
观测量	72	72	72	72	72	72	72	72	72
截面数	8	8	8	8	8	8	8	8	8

## 四、环境规制影响我国民族地区技术创新能力的实证分析

### (一) 面板数据的单位根检验与协整检验

面板数据也被称为时间和截面的混合数据,基于面板数据而建立的回归模型即为通常所说的面板数据模型,它能够同时反映在时间和截面两个维度上数据变化的规律特征,具有单一时间序列数据或者纯截面数据所无法比拟的优点,同时面板数据还可以解决内生性问题。因此,本文采用Eviews9.0建立面板数据模型对环境规制与我国民族地区技术创新能力之间的关系进行实证研究。

#### 1. 单位根检验

在利用面板数据进行回归之前需要对变量进行单位根检验,用以检验数据的平稳性。关于面板

数据单位根的检验方法主要有两种,一种是假定含有相同单位根的检验,其检验方法有 LLC 检验、Breitung 检验、Hadri 检验;另一种是假定含有不同单位根的检验,检验方法有 IPS 检验、Fisher-ADF 检验、Fisher-PP 检验等。单一的单位根检验方法可能存在缺陷,因此,本文采用 Eviews9.0 软件的 Unite root test 功能,选择含有相同根单位根的 LLC 检验和含有不同根单位根的 Fisher-PP 检验两种方法进行面板数据单位根检验。表 2 为各变量的单位根检验结果。从表 2 可知,所有变量均在 10% 的显著水平下通过了 LLC 检验和 Fisher-PP 检验,说明所有变量均具有平稳性。因此,回归分析排除虚假回归或伪回归的存在。

表 2 单位根检验结果

变量	方法	统计量	P 值	截面数	观测数
lnI	Levin, Lin & Chu t*	-2.920	0.001	8	61
	PP-Fisher-Chi-square	68.40	0.00	8	64
lnI'	Levin, Lin & Chu t*	-4.419	0.00	8	64
	PP-Fisher-Chi-square	47.90	0.00	8	64
lnI''	Levin, Lin & Chu t*	-2.596	0.00	8	60
	PP-Fisher-Chi-square	38.90	0.00	8	64
lnI'''	Levin, Lin & Chu t*	-2.502	0.00	8	64
	PP-Fisher-Chi-square	40.01	0.00	8	64
lnL	Levin, Lin & Chu t*	-2.990	0.00	8	62
	PP-Fisher-Chi-square	30.69	0.01	8	64
lnF	Levin, Lin & Chu t*	-5.077	0.00	8	64
	PP-Fisher-Chi-square	39.89	0.00	8	64
lnER	Levin, Lin & Chu t*	-2.201	0.01	8	60
	PP-Fisher-Chi-square	28.52	0.02	8	64
lnGDP	Levin, Lin & Chu t*	-91.03	0.00	8	61
	PP-Fisher-Chi-square	95.83	0.00	8	64
lnER × lnGDP	Levin, Lin & Chu t*	-3.857	0.00	8	61
	PP-Fisher-Chi-square	23.95	0.09	8	64

## 2. 协整检验

在对面板数据变量进行单位根检验之后,为确定变量之间具有长期稳定的均衡关系,需进行协整检验。常用的协整检验方法为 Pedroni 检验、Kao 检验、Johansen 检验,本文利用 Eviews9.0 软件的 Kao 检验分别对各个变量之间的协整关系进行检验。检验结果如表 3 所示。

从表 3 中可知,8 组序列的统计量均在 10% 显著性水平下通过了 Kao 检验,拒绝了变量之间不存在协整关系的零假设,因此 8 组变量的数据存在长期显著的协整关系。

表 3 各模型的协整检验

ADF	模型 1		模型 2		模型 3		模型 4	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
	-2.453	0.007 1	-2.09	0.017 9	-1.636	0.050	-1.477	0.00
ADF	模型 5		模型 6		模型 7		模型 8	
	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.	t-Statistic	Prob.
	-2.031	0.021 1	-1.823	0.034 2	-2.357	0.00	-3.600	0.00

## (二) 面板数据模型的选择

在利用 Eviews9.0 建立面板数据模型进行实证分析之前,需要对模型进行检验,目的是减少实证

分析的误差。本文首先对面板数据模型利用 Eviews9.0 进行 F 检验来确定混合 OLS 模型和固定效应模型中选择哪种模型更合适, 然后进行 Hausman 检验以确定在固定效应模型和随机效应模型中选择哪种模型更合适, 检验结果如下表 4 和 5 所示。

表 4 F 检验结果

模型	检验方法	统计量	自由度	P 值
1	Cross-section F	14.18	-7.6	0
	Cross-section Chi-square	70.3	7	0
2	Cross-section F	13.01	-7.59	0
	Cross-section Chi-square	67.24	7	0
3	Cross-section F	18.59	-7.6	0
	Cross-section Chi-square	83.06	7	0
4	Cross-section F	16.7	-7.59	0
	Cross-section Chi-square	78.67	7	0
5	Cross-section F	16.85	-7.6	0
	Cross-section Chi-square	78.27	7	0
6	Cross-section F	12.52	-7.59	0
	Cross-section Chi-square	65.57	7	0
7	Cross-section F	4.574	-7.6	0.004
	Cross-section Chi-square	30.79	7	0.001
8	Cross-section F	4.963	-7.59	0.002
	Cross-section Chi-square	33.33	7	0

表 5 Hausman 的检验结果

模型	检验方法	卡方统计量	卡方自由度	P 值
1	Cross-section random	6.505	4	0.164
2	Cross-section random	6.373	5	0.276
3	Cross-section random	21.39	4	0
4	Cross-section random	22.45	5	0
5	Cross-section random	9.081	4	0.059
6	Cross-section random	13.14	5	0.022
7	Cross-section random	3.429	4	0.488
8	Cross-section random	3.583	5	0.61

表 4 和表 5 中模型 1、3、5、7 分别代表环境规制对我国民族地区专利授权数、发明专利授权数、实用新型专利授权数和外观设计专利授权数的影响。模型 2、4、6、8 分别代表考虑地区经济发展水平对环境规制与我国民族地区专利授权数、发明专利授权数、实用新型专利授权数和外观设计专利授权数之间影响关系的调节作用。从表 4 可以看出模型 1 至 8 在 F 检验中的 P 值均小于 0.1, 拒绝建立混合 OLS 模型, 应建立个体固定效应模型。从表 5 中可以看出, 模型 3、4、5、6 在 Hausman 检验中的 P 值均小于 0.1, 因此拒绝建立随机效应模型, 应该建立个体固定效应模型。模型 1、2、7、8 在 Hausman 检验中的 P 值大于 0.1, 拒绝建立个体固定效应模型, 应建立个体随机效应模型。

因此, 本文运用个体固定效应模型对模型 3、4、5、6 进行实证研究, 运用个体随机效应模型对模型 1、2、7、8 进行实证研究。

### (三) 实证分析结果

基于以上结论, 本文运用 Eviews9.0 统计软件建立面板数据模型进行回归分析, 回归分析的结果如表 6 所示。

表 6 面板数据模型的估计结果

变量	lnI 模型 1	lnI 模型 2	lnI' 模型 3	lnI' 模型 4	lnI'' 模型 5	lnI'' 模型 6	lnI''' 模型 7	lnI''' 模型 8
常数项	-13.46*** (-4.855)	-3.403 (-0.612)	-18.30*** (-7.051)	0.823 (0.109)	-16.55*** (-5.647)	-2.810 (-0.359)	-5.717 (-1.351)	11.35 (1.250)
lnL	1.049** (2.156)	1.047** (2.201)	0.398 (0.799)	0.673 (1.291)	0.665 (1.275)	0.706 (1.296)	1.262 (1.551)	1.220 (1.550)
lnF	0.196 (0.594)	0.141 (0.435)	0.153 (0.458)	-0.424 (-1.146)	0.145 (0.410)	-0.300 (-0.774)	-0.138 (-0.254)	-0.207 (-0.390)
lnER	0.168** (2.149)	-0.739 (-1.628)	0.216*** (3.045)	0.677 (1.352)	0.163* (1.972)	0.006 (0.012)	0.039 (0.338)	-1.502* (-1.998)
lnGDP	1.052** (2.643)	-0.139 (-0.197)	1.991*** (5.135)	0.425 (0.502)	1.775*** (4.192)	0.732 (0.826)	0.437 (0.692)	-1.554 (-1.327)
lnER × lnGDP		0.113** (2.047)		-0.062 (-0.963)		0.021 (0.323)		0.190** (2.073)
R <sup>2</sup>	0.944	0.948	0.939	0.959	0.951	0.963	0.829	0.844
A-R <sup>2</sup>	0.934	0.937	0.928	0.943	0.942	0.949	0.798	0.813
样本数	72	72	72	72	72	72	72	72

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10% 的显著水平;括号内为  $t$  统计量的值。

从表 6 中可以发现:

1. 在模型 1 的回归分析中,创新人员投入对技术创新能力的提升具有显著的正向作用,创新资金投入对技术创新能力的提升不具有显著影响。这可能是因为,随着我国全面建成小康社会目标实现的临近,以及党和国家对民族地区经济发展的重视,给予了民族地区很大的资金支持,创新资金投入目前已经不再是限制民族地区技术创新能力提升的桎梏,但是由于民族地区发展相对落后,生活环境相对恶劣,不能够吸引大批人才,导致民族地区人才短缺十分严重。因此,创新人才的投入对于民族地区技术创新能力的提升显得十分重要;民族地区经济发展水平对技术创新能力的提升有着显著的促进作用,地区经济发展水平越高,技术创新能力越强;环境规制对民族地区技术创新能力的提升具有显著的正向影响,假设 H1 得到验证,“波特假说”在我国经济发展水平较低的民族地区得到证实。环境规制对我国民族地区技术创新能力提升有显著正向影响,其中部分原因可能是由于国家及各级政府对民族地区创新扶持政策的倾斜,能够防止因地区经济发展水平滞后而引起的创新资源不足、创新环境较差的民族地区走“先污染,后治理”的老路,从而激发创新活力,引导企业开展技术创新活动。

2. 在模型 2 的回归分析中,地区经济发展水平对环境规制与民族地区技术创新能力之间的关系具有显著的正向调节作用,即地区经济发展水平高,会增强环境规制对技术创新能力的促进作用,假设 H2 得到验证。

3. 在模型 3 和模型 5 的回归分析中,创新人员和创新资金的投入对于民族地区发明专利授权数、实用新型专利授权数的提升均不具有显著影响,但是民族地区的环境规制强度和经济发展水平对发明专利授权数和实用新型专利授权数有着显著的正向影响。

4. 在模型 4 和模型 6 的回归分析中,地区经济发展水平对环境规制与民族地区发明专利授权数、实用新型专利授权数之间的关系并不具有显著的调节作用。

5. 从模型 7 的回归分析中,创新人员投入、创新资金投入、环境规制强度和地区经济发展水平均对民族地区的外观设计专利授权数不具有显著影响。但是,地区经济发展却对环境规制与民族地区外观设计专利授权数之间的关系存在显著的正向调节作用,即民族地区经济发展水平会减弱环境规制对技术创新能力提升的负向影响,有利于民族地区技术创新能力的提升。

## 五、结论与对策建议

民族地区技术创新能力在民族地区经济社会发展中起着越来越重要的作用,在 2017 年国务院正

式印发的《“十三五”促进民族地区和人口较少民族发展规划》中,强调把少数民族和民族地区加快发展摆在更加突出的战略位置。技术创新是民族地区经济发展的重要推动力和牵引力,注重经济发展、促进技术创新决不能以牺牲环境为代价,我国民族地区要一手抓经济建设,一手抓生态文明建设,充分发挥民族地区的生态优势。本文的创新之处在于,通过建立环境规制对民族地区技术创新能力影响的面板数据模型,实证分析了环境规制对我国民族地区技术创新能力的影响,并创造性地研究地区经济发展对二者之间关系的调节作用。研究发现,总体上环境规制对我国民族地区技术创新能力具有显著的正向影响,验证了“波特假说”在我国民族地区的适用性;地区经济发展水平对环境规制与民族地区技术创新能力之间的关系有显著的正向调节作用。同时,在创新投入方面,限制我国民族地区技术创新能力提升的关键因素是创新型人才的短缺。在此基础上本文还分别讨论了环境规制对我国民族地区的发明专利授权数、实用新型专利授权数和外观设计专利授权数的影响。研究发现,环境规制对我国民族地区的发明专利授权数和实用新型专利授权数均具有显著性正向影响,对于外观设计专利授权数虽有正向影响,但是没有通过显著性检验。地区经济发展水平只对环境规制与外观设计专利授权数之间的关系有显著的正向调节作用。

基于以上研究结果,本文提出以下对策建议,以期能够为相关政府部门制定相应的政策提供决策参考。

首先,从以上实证分析的结果中可以看出,民族地区的经济发展水平对技术创新能力有着显著的正向影响,并且影响系数较大,同时对于环境规制与民族地区技术创新能力之间的关系会产生显著的正向调节,说明民族地区经济发展水平对于技术创新能力具有非常重要的作用。因此,各个民族地区应该注重发展地区经济,充分利用国家相关的优惠政策,积极响应国家的发展战略部署,深度融入“一带一路”,推进全方位开放合作,积极推动经济转型升级,合理优化产业结构,充分发挥有形资源与无形资源的优势互补,大力发展生态文明建设,利用好民族地区得天独厚的地理优势和人文特色,发展地区绿色旅游和生态旅游产业,扩大与其他地区的经济合作,利用好发达地区的“涓滴效应”,承接优势产业,建立健全地区经济发展体系和体制。

其次,从以上的实证分析中可以看出,环境规制强度对于我国民族地区的技术创新能力也有着显著的正向促进作用。各个民族地区应该适当加大环境规制的强度,促进地区经济更加绿色和谐的发展,同时环境规制强度的提高能够促进民族地区技术创新活力,技术创新还能够形成竞争优势甚至核心竞争力,进而提高地区经济发展水平,地区经济发展水平的提高对于地区技术创新能力的提升又有着十分重要的影响,最终使得我国民族地区达到“双赢”甚至“多赢”的良性循环局面。与此同时,国家和各级政府需要加大技术创新投入力度,从创新资金、创新人才、收税补贴等多个角度增加优惠政策,配合环境规制政策的实施,以激发民族地区的技术创新活力。

最后,人力资本是技术创新和经济发展的重要推动力。民族地区应注重人才培养方式,积极与我国各个民族院校进行合作,完善和优化定向人才培养的相关政策,打造政府、企业、学校、学生“四位一体”的人才培养新路径。加大高层次人才引进力度,在工资福利、生活保障、医疗养老等各个方面给予高层次人才丰厚的优惠政策。吸引人才是第一步,关键是要留住人才。各个民族地区应重视给予高层次人才发展机会和发展空间,使其能够充分发挥自身潜能,实现自身价值。

#### 参考文献:

- [1]程松涛. 民族地区生态保护与经济增长的协同发展路径研究[J]. 技术经济与管理研究, 2017(9): 119-123.
- [2]刘加林, 严立冬. 环境规制对我国区域技术创新差异性的影响——基于省级面板数据的分析[J]. 科技进步与对策, 2011(1): 32-36.
- [3]李卫红, 白杨. 环境规制能引发“创新补偿”效应吗? ——基于“波特假说”的博弈分析[J]. 审计与经济研究, 2018(6): 103-111.

- [4] 阿吉翁,霍伊特. 内生增长理论 [M]. 陶然,倪彬华,汪柏林等,译. 北京:北京大学出版社,2004.
- [5] PORTER M E. America's green strategy [J]. *Scientific American*,1991 (4): 168.
- [6] 杜雯翠. 民族地区环境污染的特征分析 [J]. *民族研究*,2018(3): 42 - 55 + 124.
- [7] PORTER M E, CLAAS V D L. Toward a new conception of the environment competitiveness relationship [J]. *Journal of economic perspectives*,1995,9(4): 97 - 118.
- [8] MICKWITZ P, HYVATTINEN H, KIVIMAA P. The role of policy instruments in the innovation and diffusion of environmentally friendlier technologies: popular claims versus case study experiences [J]. *Journal of cleaner production*,2008,16(1): 162 - 170.
- [9] MANAGI S, HIBIKI A, TSURUMI T. Does trade openness improve environmental quality? [J]. *Journal of environmental economics and management*,2009,58(3): 346 - 363.
- [10] COLE M, ELLIOTT R, OKUBO T. Trade, environmental regulations and industrial mobility: an industry-level study of Japan [J]. *Ecological economics*,2010,69(10): 1995 - 2002.
- [11] WALTER I. Environmentally induced industrial relocation to developing countries [M]. New Jersey: Allanheld Osmumand Co,1982.
- [12] BAUMOL W, OATES W. The Theory of environmental policy [M]. England: Cambridge University Press,1988: 102 - 125.
- [13] 许长新,胡丽媛. 环境规制、技术创新与经济增长——基于2008—2015年中国省际面板数据的实证分析 [J]. *资源开发与市场*,2019(1): 1 - 6.
- [14] DEAN T J, BROWN R L. Pollution regulation as a barrier to new firm entry: initial evidence and implications for future research [J]. *Academy of management journal*, 1995,38(1): 288 - 303.
- [15] 解莹. 环境规制与中国工业生产率增长 [J]. *产业经济研究*,2008(1): 19 - 25 + 69.
- [16] KEMP R, PONTOGLIO S. The innovation effects of environmental policy instruments: a typical case of the blind men and the elephant [J]. *Ecological economics*,2011,72(1): 28 - 36.
- [17] CONRAD K, WASTL D. The impact of environmental regulation on productivity in German industries [J]. *Empirical economics*, 1995,20(4): 615 - 633.
- [18] ARIMURA T H, SUGIN M. Does stringent environmental regulation stimulate environment related technological innovation? [J]. *Sophia economic review*,2007(52): 1 - 14.
- [19] 李旭颖. 企业创新与环境规制互动影响分析 [J]. *科学学与科学技术管理*,2008(6): 61 - 65.
- [20] DADDI T, TESTA F, IRALDO F. A cluster-based approach as an effective way to implement the ECAP: evidence from some good practices [J]. *Local environment*,2010, 15(1): 73 - 82.
- [21] 王鹏,郭永芹. 环境规制对我国中部地区技术创新能力影响的实证研究 [J]. *经济问题探索*,2013(1): 72 - 76.
- [22] 张根文,邱硕,张王飞. 强化环境规制影响企业研发创新吗——基于新《环境保护法》实施的实证分析 [J]. *广东财经大学学报*,2018(6): 80 - 88 + 101.
- [23] 杨朝均,呼若青. 环境管制工具对工业绿色工艺创新影响的实证研究——基于省级面板数据 [J]. *现代经济探讨*,2017(8): 79 - 86.
- [24] 刘斌斌,黄吉焱. FDI进入方式对地区绿色技术创新效率影响研究——基于环境规制强度差异视角 [J]. *当代财经*,2017(4): 89 - 98.
- [25] ZIMAN J. Technological innovation as an evolutionary process [M]. England: Cambridge University Press,2003.
- [26] COLE M A, ELLIOTT R J R, SHIMAMOTO K. Industrial characteristics, environmental regulations and air pollution: an analysis of the UK manufacturing sector [J]. *Journal of environmental economics and management*, 2005,50(1): 121 - 143.
- [27] 游达明,蒋瑞琛. 我国环境规制工具对技术创新的作用——基于2005—2015年面板数据的实证研究 [J]. *科技管理研究*,2018(15): 39 - 45.

- [28] SMARZYNSKA B W, WEI S J. Pollution havens and foreign direct investment: dirty secret or popular myth? [R]. CEPR discussion papers, No. 2966, 2001.
- [29] FREDRIKSSON P G, MILLIMET D L. Is there a ‘California Effect’ in US environmental policy making [J]. *Regional science and urban economics*, 2002, 32( 6) : 737 – 764.
- [30] 赵红. 环境规制对产业技术创新的影响——基于中国面板数据的实证分析 [J]. *产业经济研究*, 2008( 3) : 35 – 40.
- [31] COLE M, ELLIOTT R. Do environmental regulations influence trade patterns? Testing old and new trade theories [J]. *The world economy*, 2003, 26 ( 8) : 1163 – 1186.
- [32] 江珂, 滕玉华. 中国环境规制对行业技术创新的影响分析——基于中国 20 个污染密集型业的面板数据分析 [J]. *生态经济*, 2014( 6) : 90 – 93.
- [33] 李勃昕, 韩先锋, 宋文飞. 环境规制影响清洁生产型产业技术的创新效率吗? [J]. *中国科技论坛*, 2013( 5) : 68 – 75 + 80.
- [34] 赵磊. 环境规制对我国制造业创新效率的影响研究 [J]. *上海经济*, 2018( 2) : 86 – 97.

(责任编辑: 王顺善; 英文校对: 葛秋颖)

## A Study on the Impact of Environmental Regulation and Economic Development Level on Technological Innovation: Taking Eight Ethnic Provinces of China as an Example

GUO Jie, YANG Licheng

( Management School, Minzu University of China, Beijing 100081, China)

**Abstract:** Based on statistical data of China’s eight ethnic provinces and regions from 2009 to 2017, a panel data model is established to analyze the impact of environmental regulation and economic development level on technological innovation. The study finds that environmental regulation has a significant positive effect on the technological innovation capability of ethnic areas in China, and regional economic development level will enhance the positive relationship between the two. Environmental regulation has a significant positive impact on the number of patents granted for inventions and the number of patents granted for utility models. However, the positive impact of environmental regulations on the number of patents granted for designs in ethnic areas in China has not passed the significant test. The level of regional economic development can only positively regulate the number of environmental regulations and design patent grants. In terms of investment in technological innovation, the key to limit technological innovation capability in China’s ethnic regions is the lack of accumulation of innovative human capital. On the basis of empirical research, it is proposed that ethnic areas should be deeply integrated into the “Belt and Road” initiative to improve the level of economic development, strengthen the intensity of environmental regulation, and focus on measures to attract and introduce talents, so as to enhance the technological innovation capabilities of ethnic areas.

**Key words:** ethnic areas; environmental regulation; technological innovation capability; regional economic development