

西部民族地区企业绿色技术创新影响因素研究

文 雯, 段树国

(石河子大学 政法学院, 新疆 石河子 832003)

摘要: 基于资源观, 以 2012—2017 年西部民族地区 8 家化工行业上市公司为样本, 实证研究了企业内部资源对绿色技术创新的影响。研究结果表明: 在控制企业规模和财务杠杆两个变量的情况下, 研发投入对绿色技术创新产生并不显著的正向影响, 生产用固定资产周转性、员工受教育程度和技术知识经验与企业的绿色技术创新均呈显著正相关。因此, 企业对资源的合理有效配置是获取并提升绿色技术创新能力的要点。

关键词: 绿色技术创新; 企业资源; 影响因素; 西部民族地区

中图分类号:F273.1 文献标志码:A 文章编号:1671-1807(2019)10-0037-06

随着经济的快速发展, 生态环境遭到了难以挽回的破坏, 传统“三高一低”的经济增长方式已不适用于目前的绿色经济时代。绿色经济要求在人类社会发展中平衡生态、经济和社会三者之间的价值, 以绿色方式促使生态与经济协同发展, 同时促进社会公平, 提高人类福祉。绿色技术创新是发展绿色经济的核心动力, 它使得绿色经济的实现成为可能。企业是绿色技术创新的主体, 研究企业绿色技术创新的影响因素具有重要理论意义和实践意义。

西部民族地区包括内蒙古、广西、宁夏、新疆、西藏、云南、贵州、青海共八个省区, 其经济社会发展情况远落后于我国中东部地区。为了缩小地区发展差距, 国家政府出台了“西部大开发”、“对口支援”等政策, 这些帮扶政策为地区经济发展提供了很大的机遇, 并收到了显著的成效。但不容忽视的是, 众多以资源初级加工为主、重污染、高能耗的工业企业借此进入西部民族地区, 粗放的资源开发方式使得西部民族地区生态环境质量大幅下降, 故地区企业急需在追求经济效益的同时进行绿色技术创新, 进而节能降耗, 提高生产效率。

基于以上背景, 本文利用 2012 至 2017 年西部民族地区 8 家化工行业上市公司的面板数据, 基于资源观实证研究了影响西部民族地区企业绿色技术创新的因素, 以探求提升企业绿色技术创新能力的具体着力点, 对转变西部民族地区经济增长方式, 提高人民生活质量, 促进民族团结和缓和社会矛盾具有积极作用。

用和重要意义。

1 理论分析与研究假设

基于资源的企业理论产生于 20 世纪 80 年代, 由 Wernerfelt^[1]首次提出。该理论认为, 企业是一系列资源组成的集合, 每种资源都有其特定的用途, 企业利用内部资源来获得异质性和竞争力。同时, 资源观隐含了外部市场环境的同质性和稳定性的假设^[2]。基于资源基础理论, 绿色技术创新是指基于产品生命周期, 企业通过有效配置各种资源, 使得创新过程严格遵守生态经济规律, 节能降耗, 从而实现产品生产成本最小化的活动。企业资源不仅是企业获得绿色技术创新能力的基础, 而且是企业进行绿色技术创新活动和其他一切生产活动的前提条件^[3]。绿色技术创新活动过程中, 企业的绿色技术创新能力得以提升, 与此同时, 绿色技术创新能力反作用于创新活动, 推动绿色技术创新活动的有效进行, 二者相辅相成, 互相依托。

企业由一系列不同的有形和无形资源构成, 有形资源包括企业的财务资源、物质资源、人力资源等, 无形资源包括但不限于企业的商誉、文化、管理模式、专利和日常经营中累积的技术经验。结合研究目的, 本文将直接参与企业绿色技术创新活动的资源从中提取出来, 探讨其对绿色技术创新的影响。结合上述分析, 提出以下理论模型(见图 1)。

1.1 有形资源与绿色技术创新

企业的绿色技术创新活动实质是不断投入各种

收稿日期: 2019-05-27

基金项目: 国家社会科学基金资助项目(14BJY054)。

作者简介: 文雯(1995—), 女, 河南新乡人, 石河子大学政法学院, 硕士研究生, 研究方向: 民族区域经济发展。

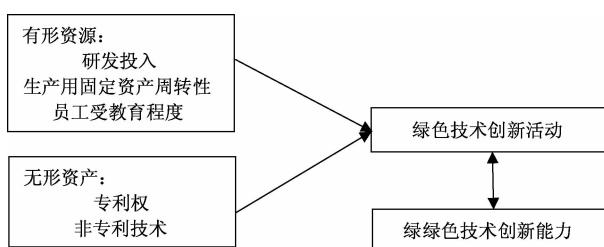


图1 理论模型研究框架

资源以减低生产成本和提高产出效率的过程,研发投入是企业进行绿色技术创新活动的前提。Olibe K等^[4]经研究发现研发投入对企业创新的影响是积极显著的。Kleis等^[5]的研究结果表明研究与研发投入与创新生产之间的关系是稳健的。张旭等^[6]研究表明研发投入对绿色技术创新的正向作用会随着时间的推移不断增强。但也有学者认为,技术创新投入与技术创新绩效之间不是直接影响的关系,缺乏控制的创新投入反而会导致创新绩效的下降^[7]。研发资金到位后,绿色技术创新活动得以开展,与生产流程息息相关的机器和专用设备等生产用固定资产是绿色技术创新活动的主要客体。一个企业所拥有的生产用固定资产的规模和先进程度可以反映其生产能力和技术装备水平,高质量的固定资产应具有降低营业成本,推动营业收入的能力。本文使用生产用固定资产周转性来衡量企业一定规模的生产用固定资产推动营业收入的能力与效率。周转性强的生产用固定资产能够提升生产效率,从而有效推进企业绿色技术创新活动。除了物质资源,参与到活动中的人力资源也对企业的绿色技术创新能力产生影响。企业本身是一个复杂的组织体,由股东、董监高和各部门员工构成。张越艳等^[8]经研究发现,要想提高企业创新能力,在选择高管时需注重高管的从业经验、学历等基本素质,将创新决策权交给富有经验有能力的高管。除了高管的个人因素,决策机构也对企业的绿色技术创新发挥作用。王锋正^[9]认为良好的董事会治理能够促进企业绿色技术创新,由于独立董事的专业性和独立性,独董占比越高,越能使董事会更清楚的理解未来的发展状况和挑战,进而更加重视企业的可持续发展,促进绿色技术创新。以往的研究过多集中于管理层对企业绿色技术创新的影响,而忽视了企业组织中重要主体——员工的作用。虽然绿色技术创新活动的开展由管理层进行决策,但员工是绿色技术创新的重要参与者。部分研究表明,人力资本有利于创新^[10],并且企业对员工进行培训和继续教育对技术

创新有积极影响^[11]。员工对企业绿色技术创新能否顺利实施具有重要影响,员工的受教育程度很大程度上决定了其对企业绿色技术创新活动的态度,进而影响到其工作效率和工作热情,较高的员工受教育程度有助于推动企业创新工作氛围和组织文化的形成。

根据上述分析,本文提出以下假设:

$H1_a$:研发投入与企业绿色技术创新存在正相关关系;

$H1_b$:生产用固定资产周转性与企业绿色技术创新存在正相关关系;

$H1_c$:员工受教育程度与企业绿色技术创新呈正相关关系。

1.2 无形资源与绿色技术创新

无形资源中与企业绿色技术创新密切相关的是专利权和非专利技术,二者在无形资产科目中进行核算。专利的独占性能够有效保护企业研发的积极性,从而促进新知识的产生。David Popp^[12]使用专利数据作为知识质量的度量,结果发现知识的质量对创新具有强烈的显著正向影响。企业专利权的来源途径有外购和自创两条,由于专利申请过程繁琐不易,且生产技术一旦申请为专利便会公布于众,故部分企业是有选择地申请专利,因此在衡量企业绿色技术创新影响因素时只考虑专利数据是不全面的。本文将非专利技术也纳入考虑,非专利技术可视为企业熟练掌握的核心生产技术,不为人所知也不受法律保护的企业专有技术,它很有可能为企业带来经济利益。专利权和非专利技术可用来衡量企业在日常经营中累计下的技术知识经验,二者是企业开展绿色技术创新活动的底子,其专用性能够为企业的经营活动提供隐性价值。

基于上述分析,提出以下假设:

$H2_a$:技术知识经验与企业绿色技术创新存在正相关关系。

2 研究设计

2.1 样本选取与数据来源

化工行业是西部民族地区环境污染的主要来源,占地区上市公司较大比例。考虑到数据的可获取性与可比性,为了避免行业差异,本文以西部民族地区化工行业上市公司为研究对象,选取2012—2017年西部民族地区的化工行业上市公司的数据为原始样本。统计口径以证监会2012年修订的《上市公司行业分类指引》为准,包括制造业中的石油加工、炼焦及核燃料加工业、化学原料及化学制品制造业、化学纤维制造业和橡胶和塑料制品业四个板块。数据来源

于国泰安数据库、上海证券交易所、深圳证券交易所和巨潮资讯网公布的上市公司公告。在原始样本的基础上,经剔除缺失数据、财务状况异常及注册时间不足6年的上市公司后,剩余的样本公司为8个,共48个观测值。

2.2 变量界定

2.2.1 被解释变量

绿色技术创新(GTI)。区别于传统的技术创新,绿色技术创新强调产品生产过程中的节能减排。经济合作与发展组织将绿色技术创新分为绿色产品创新和绿色工艺创新,学者们也多从这两个方面展开研究,以能源消耗量与新产品产量的比值衡量绿色产品创新^[13];以研发支出和技术改造经费投入之和衡量绿色工艺创新^[14]。本文认为,企业的绿色技术创新不只体现在新产品中,原有产品的能耗也会因此降低,这里的能耗主要指生产中的原材料和能源的消耗。本文采用单位产值能耗,即能源消耗量与产值的比值作为绿色技术创新的衡量指标。企业生产产值等于当期生产出来的产品量乘以市场销售价格,这里采取简化算法,即企业生产产值等于当期主营业务收入加库存商品期末余额减库存商品期初余额^[15]。值得注意的是,库存商品期初和期末余额应为账面价值(计提跌价准备后)余额。该比值越小,企业绿色技术创新程度越高。考虑到该指标为逆指标,为了便于解释变量间的关系及验证假设,本文采用如下的离差标准化法对数据进行处理,其中 x 为单位产值能耗数据。

2.2.2 解释变量

1)研发投入强度(RDI)。国内外学者主要采用研发投入强度和研发投入水平来衡量研发投入^[16]。研发投入强度(RDI)为研发投入与营业收入的比率;研发投入水平($\ln rdi$)为研发投入的自然对数。为了剔除企业规模对研发投入的影响,本文以研发投入强度作为解释变量,将研发投入水平作为稳健性检验中

研发投入的代理变量。研发投入强度指标反映了企业的绿色技术创新活动规模及对其的支持程度。

2)生产用固定资产周转性(FAT)。本文以生产用固定资产周转率,即营业收入与生产用固定资产账面原值期末余额的比值来衡量生产用固定资产周转性,表明一单位的固定资产推动营业收入的能力与效率。该比值越大,生产用固定资产周转性越强。

3)员工受教育程度(SQ)。本文采用本科及以上员工人数占员工总人数的比例来衡量员工受教育程度。该比值越大,企业的员工整体素质越高,创新活动效率可能因此提升。

4)技术知识经验(IA)。根据上文的理论分析,技术知识经验包含专利权和非专利技术。本文选取二者账面原值的期末余额之和与资产总额的比值来衡量企业拥有的技术知识经验。该指标反映了专利权和非专利技术为企业绿色技术创新活动注入的动力。

2.2.3 控制变量

除了上述影响因素,结合前人的研究,本文选取企业规模(SIZE)和财务杠杆(LEV)作为控制变量。一般来说,规模越大的企业更可能拥有充足的创新资源,在企业经营中更倾向于通过绿色技术创新获取独特优势和竞争力。鉴于营业收入会受到市场需求的影响,年初时企业拥有的全部资产是本年一切活动的起点,本文选择期初资产总额来衡量企业规模。为了控制指标潜在的规模效应,本文采用z-score标准化方法对资产总额的初始数据进行处理。资本结构状况能够对企业的绿色技术创新产生作用,当企业负担较多的债务时,管理层易于将投资转向短期内效益明显的项目活动,从而放弃对绿色技术创新活动的投资。本文用资产负债率指标来衡量企业的资本结构状况,该指标越大,其对绿色技术创新活动产生的阻力就越大。具体的变量说明如表1所示。

表1 变量说明表

变量类型	变量名称	变量代码	变量含义
被解释变量	绿色技术创新	GTI	标准化后的单位产值能耗
解释变量	研发投入强度	RDI	研发支出/营业收入
	生产用固定资产周转性	FAT	生产用固定资产周转率
	员工受教育程度	SQ	本科及以上员工数量/员工总数
	技术知识经验	IA	专利权和非专利技术(原值)的期末余额之和/期末资产总额
控制变量	企业规模	SIZE	标准化后的期初资产总额
	财务杠杆	LEV	总负债/总资产

2.3 模型构建

根据研究假设,本文将绿色技术创新作为被解释变量,将研发投入强度、生产用固定资产周转性、员工受教育程度、技术知识经验作为解释变量,在考虑控制变量的情况下建立如下面板数据多元回归模型模型:

$$GTI_i = \alpha_i + \beta_1 RDI_i + \beta_2 FAT_i + \beta_3 SQ_i + \beta_4 IA_i + \beta_5 SIZE_i + \beta_6 LEV_i + \epsilon_i \quad (1)$$

上述模型中,GTI 表示绿色技术创新,RDI 表示研发投入强度,FAT 表示生产用固定资产周转性,SQ 表示员工受教育程度,IA 表示技术知识经验,SIZE 表示企业规模,LEV 表示财务杠杆, α 表示截距项, β 表示待估参数, i 表示第 i 个上市公司, t 表示时间(2012—2017), ϵ 表示误差项。

3 实证分析

3.1 描述性统计

从表 2 中我们可以看出,绿色技术创新指标的标准差为 0.258,说明样本企业间的绿色技术创新水平存在较大的差距。研发投入强度最小值为 0.047,说明部分企业对技术研发的关注度很低。通过观察生产用固定资产周转性的最大值和最小值,我们可以发现一部分企业的生产用固定资产质量不佳,周转性差,难以推动营业收入的增加。技术知识经验最小值

仅为 0.003,表明了个别企业的技术能力严重不足。同时,样本企业的员工受教育程度、规模和财务杠杆均存在较大差异。

表 2 变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
GTI	48	0.448	0.258	0.000	1.000
RDI	48	2.168	2.420	0.047	11.730
FAT	48	2.043	1.591	0.392	7.540
SQ	48	15.283	4.385	9.180	25.000
IA	48	0.421	0.532	0.003	2.057
SIZE	48	0.058	1.057	-0.657	2.651
LEV	48	0.527	0.208	0.242	0.925

3.2 变量间的相关性分析

从相关系数矩阵(见表 3)可以初步看出,研发投入强度、员工受教育程度、企业规模和财务杠杆和绿色技术创新在 1% 的水平上显著相关。生产用固定资产周转性和技术知识存量与绿色技术创新无显著的相关关系,原因可能是受到其他相关因素的影响。变量间的相关系数有部分大于 0.6,本文通过方差膨胀因子来检验变量间的多重共线性问题,检验得出 Mean VIF 值为 2.73,小于合理值 10,故变量间不存在严重的多重共线性。

表 3 变量的相关系数

	GTI	RDI	FAT	SQ	IA	SIZE	LEV
GTI	1.000						
RDI	-0.409***	1.000					
FAT	-0.053	0.664***	1.000				
SQ	0.534***	0.263*	0.603***	1.000			
IA	-0.172	-0.153	-0.254*	-0.270*	1.000		
SIZE	0.797***	-0.437***	-0.190	0.441***	-0.221	1.000	
LEV	0.633***	-0.571***	-0.211	0.253*	-0.049	0.696***	1.000

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的统计水平上显著。

3.3 回归结果及分析

在对面板数据进行回归分析之前,首先要对面板数据模型进行筛选。本文采用 Hausman 检验对固定效应模型和随机效应模型进行筛选,检验结果表明拒绝原假设,选择固定效应模型进行分析。至于模型中是否应包含时间效应项,本文构建了双向固定效应模型,结果显示所有年度虚拟变量的显著性 P 值都远大于 0.05,故模型中不必包含时间效应项,应以个体固定效应模型进行估计。为了避免截面异方差和

自相关可能给估计带来的不良影响,本文在 xtreg 命令中附加 vce(robust) 选项以对模型进行估计,以获取稳健的标准误。估计结果如表 4 所示。

从估计结果可以看出,模型整体上是显著的。研发投入强度与绿色技术创新呈正相关关系,但未通过显著性检验,原假设 $H1_a$ 部分成立。这可能是因为研发投入与企业绿色技术创新不是直接的影响关系,有可能存在吸收能力等其他因素在二者之前起到中介作用;生产用固定资产周转性与绿色技

术创新在5%的显著性水平上呈正相关关系,与前文假设 $H1_b$ 相符。固定资产在企业资产总额中占有较大比重,资金回收时间长,变现能力差,固定资产的回值需要通过产品的销售中来实现。生产用固定资产周转性强的企业生产设备利用率高,能够加快回值速度,有效推进企业的日常经营和绿色技术创新活动 $H1_c$;员工受教育程度与绿色技术创新在1%的水平上呈显著正相关,符合前文假设。员工受教育程度高的企业易于营造绿色技术创新的企业文化,员工普遍支持和理解管理层开展绿色技术创新活动的决策,使得绿色技术创新能力的获取过程中阻力减少,能够大大提升活动的进展效率;技术知识经验与企业绿色技术创新在10%的水平上呈显著正相关关系,与原假设 $H2_a$ 相符。这表明技术知识经验能够为绿色技术创新活动的开展提供强劲的动力。专利权和非专利技术能够为企业的日常经营提供成熟的技术经验,为绿色技术创新活动提供隐性动力,从而有效促进绿色技术创新能力的提升。但由于会计准则中确认无形资产的条件严格,加之专利申请过程困难繁杂,部分企业实际上掌握的生产技术无法全面地展现在财务报表中,使得研究中对技术知识经验的衡量难免有遗漏之处。

对于控制变量,企业规模与绿色技术创新在1%的水平上呈显著正相关关系,这表明规模越大的企业绿色技术创新程度越高。大企业拥有较厚的资产基础,资金流动快,偿债能力强,并追求公司的可持续发展,往往更加注重绿色技术研发方面的投入,拥有充足的创新资源,其绿色技术创新能力在一次次创新活动的开展中得到提升;财务杠杆与绿色技术创新在1%的水平上呈显著负相关关系,这是由于资产负债率高的企业有较大的财务负担,难以投入精力于绿色技术创新活动,其首要任务在于调整自身的资产结构状况。

3.4 稳健性检验

为了确保本研究结果的可靠性,本文通过替换关键变量的度量指标来进行稳健性检验,采用研发投入水平($lnrdi$)作为研发投入的代理变量进行回归分析。回归结果与前文基本一致,这说明采用研发投入水平作为代理变量并未对本研究的结果产生影响,证明了本研究结论是稳健可靠的。需要说明的是,由于研发投入强度和研发投入水平量纲的不同,二者对绿色技术创新的影响系数存在着较大的差异。稳健性检验结果如表4所示。

表4 回归及稳健性检验结果

	回归结果	稳健性检验
	Coefficient	Coefficient
$lnrdi$	0.004 (0.002)	0.019 (0.021)
FAT	0.042** (0.013)	0.050** (0.015)
SQ	0.031*** (0.006)	0.030*** (0.006)
IA	0.045* (0.020)	0.044* (0.019)
SIZE	0.059*** (0.014)	0.047** (0.015)
LEV	-0.523*** (0.146)	-0.471** (0.154)
_cons	0.138 (0.137)	-0.207 (0.385)
F-statistic	50.50	43.76
Prob(F-statistic)	0.000	0.000
R-squared(within)	0.5974	0.602
N	48	48

注:1) *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的统计水平上显著;2)括号内的数值为稳健标准误。

4 结论与建议

本文以2012—2017年西部民族地区化工行业上市公司为样本建立面板数据模型,在资源基础理论视角下,探讨了企业资源对绿色技术创新的影响。研究发现:在考虑企业规模和财务杠杆两个控制变量的情况下,研发投入正向不显著影响绿色技术创新,生产用固定资产周转性、员工受教育程度和技术知识经验正向显著影响企业的绿色技术创新。这说明企业的内部资源的有效配置和合理利用对绿色技术创新活动的开展及能力的获取和提升有重要影响。

西部民族地区的经济发展面临着资源和环境的双重约束,重型化的产业结构要求企业注重绿色技术创新,尽快获取并提升绿色技术创新能力,生产中做到高效低耗,承担起对民族地区的社会责任。从实践角度,本文提出以下建议:

- 1)国家和政府应不断调整知识产权相关政策。在保护环节,弱化不必要的专利保护措施,提升专利质量,加强执行力度,确保知识产权收益流回企业。在运用环节,引导企业关注知识产权的营利性^[17]。政府应加强对创新型企业的奖励力度,弱化不必要的审批手续,在税收上予以减免,以保护企业创新积极性。

- 2)企业在利用相关创新资源进行绿色技术创新

时,不能只注重“量”上的投入,更要重视资源的“质”和结构上的合理配置。企业应将研发投入控制在合理水平,注重研发投入与创新产出之间的中介效应,避免过度的投入影响到企业的绩效。同时,保证生产用固定资产的高速周转和先进程度,及时清理和转移陈旧的、已贬值的固定资产,即生产用固定资产应满负荷运转。除此之外,企业应加强对员工的继续教育,尤其是技术人员的绿色技术创新知识培训,重视绿色技术创新人才的培养,积极营造绿色创新的企业文化和氛围。企业应认识到技术知识经验的盈利性和隐性价值,将技术知识经验积极应用于日常生产经营中,同时重视对专利权和非专利技术的核算与管理,将符合确认条件的专利和非专利技术及时入账。

参考文献

- [1] WERNERFELT B. A resource-based view of the firm[J]. *Strategic Management Journal*, 1984(5):171—180.
- [2] 李纪明. 资源观视角下企业社会责任与企业绩效研究[D]. 杭州:浙江工商大学,2009.
- [3] 秦德智,赵德森,姚岚. 企业文化、技术创新能力与企业成长——基于资源基础理论的视角[J]. 学术探索, 2015(7): 128—132.
- [4] EHIE I C, OLIVE K. The effect of R&D investment on firm value: an examination of US manufacturing and service industries [J]. *International Journal of Production Economics*, 2010, 128(1):127—135.
- [5] KLEIS L, CHWELOS P, RAMIREZ R V, et al. Information technology and intangible output: the impact of IT investment on innovation productivity [J]. *Information Systems Research*, 2012, 23(1):42—59.
- [6] 张旭,王宇. 环境规制与研发投入对绿色技术创新的影响效应[J]. *科技进步与对策*, 2017, 34(17):111—119.
- [7] 陶永明. 企业技术创新投入对技术创新绩效影响研究[D]. 大连:东北财经大学,2013.
- [8] 张越艳,李显君,孟祥莺,等. 汽车行业高管薪酬对企业创新能力的影响研究[J]. *管理评论*, 2017, 29(6):106—117.
- [9] 王锋正,陈方圆. 董事会治理、环境规制与绿色技术创新——基于我国重污染行业上市公司的实证检验[J]. *科学学研究*, 2018, 36(2):361—369.
- [10] BORNAY-BARRACHINA M, ROSA-NAVARRO D D L, LÓPEZ-CABRALES A, et al. Employment relationships and firm innovation: the double role of human capital[J]. *British Journal of Management*, 2012, 23(2):223—240.
- [11] GALLIÉ E P, LEGROS D. Firms' human capital, R&D and innovation: a study on French firms[J]. *Empirical Economics*, 2012, 43(2):581—596.
- [12] POPP D. Induced innovation and energy prices[J]. *American Economic Review*, 2002, 92(1):160—180.
- [13] 杨伟娜,刘西林. 排污权交易制度下企业环境技术采纳时间研究[J]. *科学学研究*, 2011, 29(2):230—237.
- [14] 毕克新,杨朝均,黄平. FDI 对我国制造业绿色工艺创新的影响研究——基于行业面板数据的实证分析[J]. *中国软科学*, 2011(9):172—180.
- [15] 彭韶兵,郑伟宏,邱静. 地方 GDP 压力、地方国有企业产值操控与经济后果[J]. *中国经济问题*, 2014(4):38—48.
- [16] 赵心刚. 公司治理对研发投入绩效影响的研究[D]. 大连:大连理工大学,2012.
- [17] 赵旭梅. 知识产权、无形资产与企业创新力的新解构[J]. *社会科学战线*, 2017(9):71—76.

Research on the Influencing Factors of Green Technology Innovation on Firms in Western Ethnic Region

WEN Wen, DUAN Shu-guo

(Political Science and Law School, Shihezi University, Shihezi Xinjiang 832000, China)

Abstract: Based on resources view, with the 8 listed companies of chemical industry in the western ethnic region from 2012—2017 as samples, this paper empirically researches the effect of internal resources to enterprise green technology innovation. The result shows that with the scale and financial leverage controlled, R&D investments products with no effect on green technology innovation, meanwhile the turnover of fixed assets for production, the educational level of employees and technical knowledge and experience all has a significant positive effect on green technology innovation. Accordingly, the main point of obtaining and promoting green technology innovation ability is that the firms should reasonably and effectively distribute resources.

Key words: green technology innovation; enterprise resources; influence factor; western ethnic region