

---

# 环境规制、融资约束与企业创新

余得生 李星<sup>1</sup>

(华东交通大学 经济管理学院, 江西 南昌 330013)

**【摘要】:** 2019年的中央经济工作会议指出,在经济下行压力加大的形势下,要把稳增长放在更重要的位置,而目前全球面临着日益严峻的环境形势,企业创新以及充足的资金流是保护和改善环境的关键,是实现绿色可持续发展的必经之路。基于此,选取2014—2018年沪深A股上市公司的数据,建立了回归模型来探究环境规制、融资约束与企业创新之间的关系,旨在为实现企业绿色、创新发展提供借鉴意义。研究发现:环境规制和融资约束均对企业创新有着显著的负向作用,即随着环境规制强度以及融资约束水平的提高,企业创新能力会下降,主要表现为研发投入的减少;融资约束在环境规制与企业创新的关系中存在着部分中介效应。最后根据研究结论,分别从政府、企业角度提出相关的对策建议。

**【关键词】:** 环境规制 融资约束 企业创新 中介效应

**【中图分类号】:** F062.2 **【文献标识码】:** A **【文章编号】:** 1671-4407(2021)04-044-06

自20世纪80年代以来,经济全球化的竞争日趋激烈,大批污染型企业渐渐从发达国家转移到发展中国家,致使发展中国家的环境状况不断恶化<sup>[1]</sup>。中国在经济高速增长的同时,也面临着严峻的环境污染问题,为此,国家在2012年将生态文明建设纳入“五位一体”总体布局。党的十八大以来,有关环境策略推陈致新,绿色、创新、生态文明等词语不断涌现,习总书记指出绿水青山就是金山银山,要想保住绿水青山,不仅要依靠政府的监督管控,更需要企业自身的努力,因此,协调环境保护与经济发展之间的关系是当前甚至未来政府以及企业面临的重要问题。企业是政府规制直接作用的对象,一系列环境规制政策的实施必然会给企业增加一定的经济约束,因而环境规制虽然会改善生态环境,但同时也会对经济的发展产生影响。随着政府及有关部门环保政策的施行,环境规制的程度也在逐渐提高,各个行业的节能减排压力也大大增加,其生产经营方式也要改善,给企业带来了巨大的经营压力,从而会影响到企业进行创新的积极性、资源配置的有效性等。对于环境保护和经济的可持续发展而言,企业创新有着重要的战略意义,它是实现经济可持续发展和环境保护互利共赢局面的关键要素,而企业进行创新以及改善生态环境并不能一蹴而就,这需要大量、持续稳定的资金支持。由此可见,对环境规制、融资约束以及企业创新三者之间关系的研究就有着一定的现实意义,因此,本文使用我国A股上市公司的相关数据进行研究,对环境规制和融资约束对企业创新的影响机理进行实证分析,并以融资约束为中介变量,利用中介效应模型检验企业的融资约束在环境规制与企业创新之间的中介作用,以便于为各级政府及相关部门制定政策时提供参考,促进生态环境与经济的高质量发展齐头并进。

## 1 文献回顾与研究假设

### 1.1 环境规制与企业创新的关系

目前,学者们对环境规制与企业创新之间关系的研究结论并未形成一致,关于二者关系,主要有以下三种观点。

---

**作者简介:** 余得生,博士,教授,硕士研究生导师,研究方向为产业规制理论与政策、企业管理等。E-mail:545617186@qq.com  
**基金项目:** 江西省社会科学规划项目“欠发达地区创业投资引导基金政策效应、管理绩效与激励性规制研究”(18GL19);南昌市经济社会发展重大招标课题“南昌构建协同发展的现代产业体系,不断增强经济创新力和竞争力研究”(ZDSK201801)

(1) 环境规制的存在会抑制企业创新。

该观点以新古典经济学里面的“制约假说”为理论基础，认为在一般情况下，环境规制可以改善社会福利，但是企业所增加的环境成本并未得到补偿，从而抑制了企业的技术创新与开发，降低企业的创新水平<sup>[2]</sup>。Dean & Brown<sup>[3]</sup>利用瑞典的造纸企业相关数据为样本进行研究，发现环境规制的程度越强，企业的生产成本越高，从而环境规制对企业创新投入产生了负面影响。Wagner<sup>[4]</sup>利用德国制造业企业对环境规制和企业技术创新的关系进行研究，发现环境规制与企业的绿色技术创新之间存在着负相关关系。Kneller & Manderson<sup>[5]</sup>利用 2000—2006 年英国制造业的数据来对环境规制和企业创新之间的关系进行了研究，发现环境规制存在着“挤出效应”，它会抑制企业创新。

(2) 环境规制的存在会促进企业创新。

该观点以“波特假说”为理论基础，李园园等<sup>[6]</sup>利用 2013—2017 年中国 A 股上市公司的相关数据对环境规制和技术创新之间的关系进行研究，结果表明环境规制与企业技术创新之间存在着正向的非线性关系，并且呈现出边际效率递减的特征。苗苗等<sup>[7]</sup>利用主成分分析法和中介效应模型分析了环境规制、融资约束和技术创新三者之间的关系，研究发现环境规制的力度越强，企业的创新能力就越高。蔡乌赶和李青青<sup>[8]</sup>利用 2005—2015 年中国 30 个省份的数据研究环境规制对企业生态技术创新的影响效应，结果表明环境规制通过研发投入会对企业生态技术创新产生正向影响。刘津汝等<sup>[9]</sup>以绿色产品创新为研究对象，构建面板门槛模型来检验环境规制对企业绿色产品创新的影响，结果发现环境规制在适当区间内对企业的绿色产品创新产生显著的正向影响。于克信等<sup>[10]</sup>以 2014—2017 年 36 家 A 股上市公司为样本，研究了环境规制对企业绿色技术创新的作用，结果表明，对于绝大多数资源型企业而言，环境规制对于绿色技术创新有着正向的促进作用。

(3) 环境规制与企业创新之间的关系不明确。

Frondel 等<sup>[11]</sup>通过研究发现，命令控制型环境规制对污染末端技术的发展有着促进作用，但是对于清洁生产技术则作用不明显，而市场激励型环境规制对二者都不能起到明显的作用。张平等<sup>[12]</sup>基于费用型和投资型两种环境规制类型，实证研究了不同的环境规制类型对企业技术创新的影响，研究表明，费用型环境规制会对企业技术创新产生“挤出效应”，存在一定的抑制作用；投资型环境规制对企业技术创新的影响符合“波特假说”，能在一定程度上促进企业技术创新。

综上所述，本文提出如下假设：

H1<sub>a</sub>：环境规制与企业创新之间存在显著的正相关关系。

H1<sub>b</sub>：环境规制与企业创新之间存在显著的负相关关系。

## 1.2 融资约束与企业创新的关系

对于融资约束与企业创新之间的关系，国内的外学者均做了一系列研究。Efthyvoulou & Vahter<sup>[13]</sup>利用 11 个欧洲国家的创新企业进行调查研究，发现融资约束与企业的创新绩效之间存在着负相关关系，并且融资约束是造成企业创新绩效降低的重要原因。Silva & Carreira<sup>[14]</sup>以葡萄牙公司为研究对象，分析融资约束对企业创新的阻碍程度，结果表明企业在研发创新过程中会受到融资约束的负面影响，融资约束会减少企业的创新投入。刘胜强等<sup>[15]</sup>利用欧拉方程和双边随机边界法来研究融资约束和代理成本对企业的研发投入影响，发现融资约束与企业的研发投入呈现显著的负相关关系，它的存在会导致企业研发投入力度不够。周开国等<sup>[16]</sup>利用世界银行调查问卷中的中国企业样本进行研究，发现企业在面临激烈的产品和市场竞争时，融资约束对企业创新能力的抑制效应会更明显。也有部分学者通过研究发现融资约束与企业创新之间存在正相关的关系，如王宛秋和邢悦<sup>[17]</sup>以 A 股上市公司的并购事件为样本，研究了融资约束是否会制约技术并购后的研发投入，结果表明，融资约束程度高的企业在

技术并购后研发投入的力度会增大，因为他们倾向于利用非现金支付。娄昌龙和冉茂盛<sup>[18]</sup>以重污染行业上市公司为样本研究融资约束对技术创新的影响，结果表明较低的融资约束可以促进企业的技术创新，并且和外部融资比起来，内部融资有着更明显的促进作用。当企业面临融资约束时，其现金持有量有限，内部资金匮乏，可能会抑制企业的创新投入，因此，本文提出如下假设：

H2：融资约束与企业创新之间存在显著的负相关关系，融资约束程度越高，企业创新能力越低。

### 1.3 环境规制、融资约束与企业创新

根据优序融资理论，企业的内部留存利润是企业进行融资的主要来源，但是，当企业的内部资金不能够满足融资需求时，就要利用外部融资。而企业面临融资约束时，外部资金的支持便很难获得，若企业面临着较好的投资机会而内部资金不足，并且外部资金短缺时，便会失去该投资机会，从而对企业绩效产生不良后果。若企业面临的融资约束程度较小时，其进行外部融资的能力越强，有助于企业研发创新活动的开展。信息不对称是融资约束存在的根源，并且企业环境信息的披露会由于政府环境规制程度的加深而更加透明化<sup>[7]</sup>，环境信息的披露可引导投资者将精力放于企业的节能减排、清洁能源、抑制污染和环保产品等方面，更容易从金融机构获得融资<sup>[19]</sup>。对于企业的研发投入来说，它往往面临着更严重的融资约束。第一，企业的技术创新通常会涉及企业的机密，有关技术创新项目的详细信息其他投资者很难获取，从而会导致研发投入资金的供需双方存在信息不对称问题；第二，企业的创新过程从最初形成到最终的商业化要经过一定的周期，且很难把握最终的获益情况，因而企业的研发投入有着较高的调整成本<sup>[20]</sup>。在短期内，环保投入会使企业面临更严重的融资约束，而考虑到企业战略调整存在一定的周期，企业会选择被动遵守<sup>[21]</sup>，综上，本文认为融资约束在环境规制对企业创新的影响中起着中介作用，融资约束和环境规制的共同作用会抑制企业创新。因此，本文提出如下假设：

H3：融资约束在环境规制对企业创新的影响中起着中介作用。

## 2 研究设计

### 2.1 样本选择与数据来源

本文以上交所和深交所 A 股上市公司为样本，剔除了金融保险业上市公司、财务状况出现异常的 ST 企业以及财务数据不完整的企业，选取了 2014—2018 年的样本企业共 504 组有效观测值。其中，本文研究所需要的数据从企业的年报、社会责任报告、可持续发展报告以及国泰安数据库中获取，利用 Excel 软件对收集到的数据进行预处理，再利用 SPSS24.0 和 EViews8 做进一步的描述性统计和回归分析。

### 2.2 变量定义

(1) 被解释变量：企业创新。

企业创新的数据来自企业的年报，现有文献通常将研发投入的支出占营业收入或者资产的比重、研发支出取自然对数等进行衡量。理论上，环境规制的存在会在一定程度上影响研发投入的金额，R&D 投入越多，说明企业的创新能力越强。本文参考李涛和李昂<sup>[22]</sup>的做法，将企业的研发投入取对数来对企业创新进行考量，用符号 RDS 来表示。

(2) 解释变量：环境规制。

对于环境规制，学术界尚未形成一致的衡量指标，目前对于环境规制的衡量主要有定性和定量两种方式，由于定性的方法

存在着一定的主观性，指标选取较为随意，可能会使研究结果产生偏差，因此，本文借鉴王锋正和陈方圆<sup>[23]</sup>的做法，用环保投入与营业收入的比值来衡量环境规制的强度，用符号 ERI 来表示，当环保投入与营业收入的比值越大时，说明环境规制的强度越强。

(3) 中介变量：融资约束。

对于融资约束的衡量，目前学者们普遍采用的方法有投资—现金流敏感度、现金—现金流敏感度、KZ 指数、SA 指数等方法。由于 SA 指数法可以有效克服 WW 指数和 KZ 指数含有内生性变量的缺点。因此，本文采用 SA 指数对融资约束进行衡量，用符号 FC 表示。SA 指数是由 Hadlock & Pierce<sup>[24]</sup>最初提出来的，他们发现企业的规模和年龄是测量融资约束水平特别有用的指标，SA 数值越大，则企业的融资约束程度越小，表达式为： $SA = -0.737 \times SIZE + 0.043 \times SIZE^2 - 0.04 \times AGE$ 。

(4) 控制变量。

为了有效控制各种可能影响企业创新的因素，本文根据现有研究，选取现金流、盈利能力、企业性质、公司年龄、股权结构作为控制变量。各变量定义如表 1 所示。

表 1 研究变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	企业创新	RDS	研发投入取自然对数
解释变量	环境规制	ERI	环保投入/营业收入
中介变量	融资约束	FC	SA 指数
控制变量	现金流	CF	经营活动现金流/上期末资产总额
	盈利能力	ROA	净利润/平均总资产
	企业性质	SOE	国有企业取 1，其他取 0
	公司年龄	AGE	公司创立的时间长度
	股权结构	LS1	公司第一大股东持股比例

### 2.3 模型的构建

为了验证假设 H1<sub>a</sub> 和 H1<sub>b</sub>，构建模型 1：

$$RDS = \alpha_0 + \alpha_1 \times ERI + \alpha_2 \times CF + \alpha_3 \times ROA + \alpha_4 \times SOE + \alpha_5 \times AGE + \alpha_6 \times LS1 + \varepsilon \quad (1)$$

当  $\alpha_1 > 0$  且显著时，假设 H1<sub>a</sub> 成立；当  $\alpha_1 < 0$  且显著时，假设 H1<sub>b</sub> 成立。

为了验证假设 H2，构建模型 2：

$$RDS = \delta_0 + \delta_1 \times FC + \delta_2 \times CF + \delta_3 \times ROA + \delta_4 \times SOE + \delta_5 \times AGE + \delta_6 \times LS1 + \varepsilon \quad (2)$$

当  $\delta_1 > 0$  且显著时，假设 H2 成立。

为了验证假设 H3，本文参照温忠麟和叶宝娟<sup>[25]</sup>的中介效应检验方法构建如下模型：

$$FC = \beta_0 + \beta_1 \times ERI + \beta_2 \times CF + \beta_3 \times ROA + \beta_4 \times SOE + \beta_5 \times AGE + \beta_6 \times LS1 + \varepsilon \quad (3)$$

$$RDS = \eta_0 + \eta_1 \times ERI + \eta_2 \times FC + \eta_3 \times CF + \eta_4 \times ROA + \eta_5 \times SOE + \eta_6 \times AGE + \eta_7 \times LS1 + \varepsilon \quad (4)$$

用模型 (1)、(3)、(4) 对融资约束的中介效应进行检验。具体检验步骤如下：

(1) 用环境规制强度对企业创新直接进行回归，来检验主效应。若  $\alpha_1$  显著，则 H1<sub>a</sub> 或者 H1<sub>b</sub> 成立，可进行下一步检验，此时的  $\alpha_1$  为环境规制对企业创新的总效应；若  $\alpha_1$  不显著，说明 H1<sub>a</sub> 或者 H1<sub>b</sub> 不成立，停止后续的检验步骤。

(2) 用环境规制对融资约束进行回归，判断  $\beta_1$  是否显著。

(3) 将环境规制、融资约束当作解释变量同时纳入回归方程中，对企业创新进行回归，同时考虑上一步骤，当  $\beta_1$  和  $\eta_2$  都显著而  $\eta_1$  不显著时，说明融资约束在环境规制与企业创新之间存在着完全中介效应；若  $\eta_1$  显著，则说明融资约束发挥着部分中介作用；若  $\beta_1$  和  $\eta_2$  至少有一个不显著，需要利用 Sobel 检验法进行下一步的检验。若中介效应经检验存在，则假设 H3 成立。

## 3 实证分析

### 3.1 基本变量的描述性统计

表 2 是对各个变量进行的描述性统计。由表 2 可看出，环境规制的最小值为 0.000067，最大值为 0.198218，标准差为 0.018184，说明各公司的环境规制存在的差异较小。企业创新，即研发投入取自然对数的最小值为 9.970602，最大值为 22.702639，标准差为 1.836179，说明各个企业之间的研发投入存在较大差异，企业创新水平各不相同。融资约束指数最小为 1.508042，最大值为 9.580088，标准差为 1.622329。由此可见，不同企业之间的融资约束水平差异较大。在控制变量中，除了企业年龄的标准差大于 1 之外，其他控制变量的标准差都小于 1，说明各个公司之间的成立年限差异较大，其他的变量差别不大。

### 3.2 多元回归分析

本文采用 EViews8 软件对收集到的数据进行 OLS 回归分析，并对所提出的假设进行验证。

表 2 变量的描述性统计

变量名称	样本数	最小值	最大值	平均值	标准差
RDS	504	9.970602	22.702639	18.552280	1.836179
ERI	504	0.000067	0.198218	0.013161	0.018184
FC	504	1.508042	9.580088	5.234805	1.622329
CF	504	-0.233737	3.439608	0.081518	0.173058
ROA	504	-0.200210	0.585030	0.045578	0.065212
SOE	504	0.000000	1.000000	0.716270	0.451255
AGE	504	10.000000	60.000000	19.839286	6.293356
LS1	504	0.064500	0.890900	0.388106	0.154714

### 3.2.1 环境规制与企业创新的回归分析

由表3可得,模型(1)得出的F值为3.675369,在1%水平上显著,说明回归方程显著。环境规制(ERI)的回归系数为-18.339360,在1%的置信水平上显著,说明随着企业环境规制强度的增加,企业创新会有所降低,二者呈现负相关的关系,假设H1<sub>b</sub>成立,H1<sub>a</sub>不成立。该结论与Kneller & Manderson<sup>[5]</sup>的结果一致,可能存在的原因是环境规制强度的增加,加大了企业的环境改造成本,抑制了企业进行创新的行为,从而使环境规制与企业创新之间存在着显著的负相关关系。

表3 模型(1)回归结果

变量	系数	t 值
C	19.06519***	48.92053
ERI	-18.339360***	-4.085295
CF	0.972859**	1.978667
ROA	0.336984	0.257557
SOE	0.172243	0.913448
AGE	-0.012522	-0.946848
LS1	-0.621374	-1.105627
N	504	
R <sup>2</sup>	0.042486	
F	3.675369***	

### 3.2.2 融资约束与企业创新的回归分析

表4是模型(2)的回归结果,从表4可得,模型(2)中融资约束(FC)的系数为0.792800,在1%的水平上显著,说明企业的SA指数对企业创新有着显著的正向影响,而SA指数越大,融资约束程度越小,说明企业的融资约束对企业创新具有显著的负向影响。该回归结果表明企业创新与融资约束之间存在着显著的负相关关系,这验证了假设H2,说明在激烈的市场竞争环境之下,当企业面临融资约束时,企业进行创新的意愿会降低,创新所需要的研发投入也就相应的减少。

### 3.2.3 融资约束的中介效应检验

表5是对模型(3)和(4)的回归结果,从表3可知,环境规制的系数为-18.339360,在1%的水平上显著,说明主效应是显著的;用环境规制对融资约束回归时,环境规制的系数为-6.371420,在10%的水平上显著,这说明环境规制的强度越高,融资约束的SA指数越小,则融资约束水平越高;将环境规制、融资约束同时加入回归方程对企业创新进行回归,融资约束的系数为0.781246,在1%水平上显著,说明间接效应显著,环境规制的系数为-13.36172,在1%水平上显著,由于 $\beta_1$ 与 $\eta_2$ 的乘积符号与 $\eta_1$ 符号相同,根据温忠麟和叶宝娟<sup>[26]</sup>的中介效应检验方法可得出,融资约束在环境规制与企业创新的关系中存在着部分中介效应,因此,假设H3成立。

表4 模型(2)回归结果

变量	系数	t 值
C	14.042690***	38.828180
FC	0.792800***	20.058060
CF	0.936296**	2.520710
ROA	2.268288**	2.283971
SOE	-0.281511*	-1.949157
AGE	0.038040***	3.731293
LS1	-0.961896**	-2.270839
N	504	
R <sup>2</sup>	0.453073	
F	68.61904***	

表5 模型(3)和模型(4)回归结果

因变量	模型(3)		模型(4)	
	FC		RDS	
	系数	t 值	系数	t 值

C	5.907155***	17.721030	14.45026***	38.976320
ERI	-6.371420*	-1.659342	-13.36172***	-3.985830
FC	—	—	0.781246***	20.004240
CF	-0.006830	-0.016241	0.978195***	2.671561
ROA	-2.375956**	-2.123066	2.193189**	2.240768
SOE	0.612339***	3.796597	-0.306144**	-2.149199
AGE	-0.058782***	-5.196544	0.033402***	3.302939
LS1	0.638882	1.329037	-1.120497***	-2.672472
N	504		504	
R <sup>2</sup>	0.102620		0.470048	
F	9.472392***		62.847610***	

此外，本文利用公式  $\beta_1 \times \eta_2$  和  $\beta_1 \times \eta_2 / \alpha_1$  来计算融资约束的中介效应大小以及强度，以此研究环境规制在对企业创新的影响中有多大程度是通过融资约束反映的。 $\beta_1 \times \eta_2$  的计算结果为-4.977646，说明环境规制每增加1单位，融资约束的SA指数会减少6.371420，即融资约束程度增加6.371420，进而导致企业创新减少4.977646。 $\beta_1 \times \eta_2 / \alpha_1$  的计算结果为27.14%，表明中介效应占总效应的比重为27.14%，也就说明环境规制对企业创新的作用中，有27.14%是企业的融资约束造成的。

#### 4 稳健性检验

为了确保回归结果的可靠性，需要进行稳健性检验，其主要方法有增减控制变量、替换主要变量、选用不同样本以及将主要变量进行中心化处理等。本文在原有模型基础上，加入资产负债率(LEV)和营业收入增长率(GROWTH)两个控制变量对模型(1)、(2)进行稳健性检验，并且去掉盈利能力(ROA)、企业性质(SOE)对模型(3)、(4)进行检验，回归结果如表6所示。可看出，在增加了资产负债率和营业收入增长率后，模型(1)中的环境规制的系数为-15.639380，在1%的水平上显著，表明环境规制对企业创新有显著的负向影响，与表3中得到的结果相符，因此模型(1)通过稳健性检验。模型(2)中融资约束的系数为0.817058，在1%的水平上显著，表明融资约束对企业创新有显著的负向影响，与表4中的结果一致，因此模型(2)通过稳健性检验。在去掉盈利能力和企业性质这两个控制变量后，模型(3)、(4)中环境规制以及融资约束除了系数有细微变动之外，显著性水平以及系数符号均未发生改变，因此，模型(3)和模型(4)通过稳健性检验。

表6 增减控制变量后稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	RDS	RDS	FC	RDS
C	17.474220*** (39.154450)	14.146240*** (38.102350)	5.992149*** (17.925700)	14.602110*** (39.556120)
ERI	-15.639380*** (-3.611354)		-7.179467* (-1.835168)	-13.157090*** (-3.891632)

FC		0.817058*** (18.01907)		0.754366*** (19.56507)
CF	-0.836973 (-1.534938)	1.192899*** (2.681816)	-0.275545 (-0.663890)	1.202543*** (3.362491)
ROA	4.253098*** (2.985289)	1.981625* (1.755392)		
SOE	0.180261 (0.991743)	-0.307413** (-2.108364)		
AGE	-0.006228 (-0.488836)	0.038886*** (3.805731)	-0.052123*** (-4.560299)	0.028446*** (2.831226)
LS1	-0.351657 (-0.639827)	-1.075860** (-2.481637)	1.014376** (2.136736)	-1.257429*** (-3.061304)
LEV	2.733104*** (6.601006)	-0.359735 (-0.970034)		
GROWTH	0.113359 (0.396594)	-0.202035 (-0.895438)		
N	504	504	504	504
R <sup>2</sup>	0.120665	0.454988	0.061665	0.457703
F	8.490682***	51.654670***	8.198239***	84.063300***

此外，对企业创新(RDS)和融资约束(FC)进行中心化处理，利用处理后的数据再进行回归，如表7所示，最终的回归结果与本文结论一致。

## 5 研究结论及建议

### 5.1 研究结论

本文选取了2014—2018年我国A股上市公司作为样本，建立OLS回归模型来探究环境规制、融资约束以及企业创新之间的关系。研究发现，环境规制与研发投入之间存在着显著的负相关关系，当环境规制强度较大时，企业的环保投入成本会增加，可能会造成企业的可支配资金短缺，进而影响企业在创新方面的积极性，企业的研发投入水平便会降低；融资约束与企业创新之间存在显著的负相关关系，融资约束程度越大时，企业进行外部融资的难度以及相关的融资成本更大，会减少投资机会，对创新的重视程度便会大打折扣；融资约束在环境规制与企业创新的关系中存在着部分中介的作用，说明环境规制对企业创新的影响中有一部分是通过融资约束实现的，环境规制强度越大，企业的融资约束程度就会越高，进而企业研发投入会减少。

### 5.2 对策建议

#### (1) 制定合理的环境规制政策。

当政府制定的环境规制强度太大时，企业会增加额外的成本支出，对企业创新就有着负面影响，为了鼓励企业进行创新，政府在指定环境规制相关政策的同时，可为企业创新提供保障，如加大科研经费的资助、对企业的环境保护研发活动给予财政补贴等，制定多样化的环境规制类型，优化环境规制举措，确保环境规制的强度在合理范围之内，在激励企业进行环境保护的同时，促使企业不断加大研发创新力度，推动企业的绿色创新发展。

#### (2) 完善金融市场体制，降低融资难度。

由于融资约束对企业创新存在着显著的负向影响，而企业的生产经营以及创新活动都离不开资金的支持，因此，金融市场对企业的发展至关重要。政府应当积极推进金融市场化进程，通过规范金融制度、加强对投融资的监督管理等措施以及实施灵活的货币政策，为企业的研发创新活动提供一个良好的金融市场环境，保证货币合理的流动性，促进货币信贷、企业的融资规模增长与社会经济的发展相协调，降低企业融资成本，增强企业的外部融资能力，降低融资约束程度。此外，政府还应当鼓励企业积极主动地披露环境信息，对能够积极主动披露环境信息的企业可给予一定的奖励，促使企业与投资者之间的良好互动<sup>[7]</sup>。

(3) 积极主动披露公司的环境信息，完善自身的融资条件。

企业面临严重的融资约束时，必将影响到研发投入力度，为此，公司可以充分利用财政、税收等各种政策来改善经营环境，提升自身经营实力，缓解融资约束问题。此外，公司也应当积极主动地披露环境信息，向社会公众展示自己在环保方面所做出的努力以及取得的成绩，充分吸引外部投资者，提高融资能力。

(4) 充分利用创新资源，提高企业的创新能力。

科研人员是企业能够进行创新的前提，企业应当加大科研人才的引进，完善科研人才队伍的建设，加强与各大高等院校之间的合作，为科研人才的发展提供一个良好的平台，以股权激励等方式留住人才，防止人才流失。当企业创新能够为其带来经济效益的同时，企业进行环境保护的意愿也会加强，进而减少了环境污染<sup>[26]</sup>，因此，企业应当充分利用各种创新资源，提高创新能力，促进企业可持续发展。

表 7 中心化处理后稳健性检验结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)
	RDS	RDS	FC	RDS
C	0.512394(1.314783)	-4.510109***(-12.47050)	5.907155*** (17.72103)	-4.102545***(-11.06569)
ERI	-18.339360***(-4.085295)		-6.371420*(-1.659342)	-13.36172***(-3.985830)
FC		0.792800*** (20.05806)		0.781246*** (20.00424)
CF	0.972859**(1.978667)	0.936296**(2.520710)	-0.006830(-0.016241)	0.978195*** (2.671561)
ROA	0.336984(0.257557)	2.268288**(2.283971)	-2.375956**(-2.123066)	2.193189** (2.240768)
SOE	0.172243(0.913448)	-0.281511*(-1.949157)	0.612339*** (3.796597)	-0.306144**(-2.149199)
AGE	-0.012522(-0.946848)	0.038040*** (3.731292)	-0.058782***(-5.196544)	0.033402*** (3.302938)
LS1	-0.621374(-1.105627)	-0.961896**(-2.270839)	0.638882 (1.329037)	-1.120497***(-2.672472)
N	504	504	504	504
R <sup>2</sup>	0.042486	0.453073	0.102620	0.470048
F	3.675369***	68.61903***	9.472392***	62.84761***

---

## 参考文献:

- [1]关成华, 韩晶. 绿色发展经济学[M]. 北京: 北京大学出版社, 2018: 247-249.
- [2]Jorgenson D W, Wilcoxon P J. Environmental regulation and U. S. economic growth[J]. The RAND Journal of Economics, 1990, 21(2):314-340.
- [3]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.
- [4]Wagner M. On the relationship between environmental management, environmental innovation and patenting: Evidence from German manufacturing firms[J]. Research Policy, 2007, 36(10):1587-1602.
- [5]Kneller R, Manderson E. Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries[J]. Resource and Energy Economics, 2012, 34(2):211-235.
- [6]李园园, 李桂华, 邵伟, 等. 政府补助、环境规制对技术创新投入的影响[J]. 科学学研究, 2019(9): 1694-1701.
- [7]苗苗, 苏远东, 朱曦, 等. 环境规制对企业技术创新的影响——基于融资约束的中介效应检验[J]. 软科学, 2019(12): 100-107.
- [8]蔡乌赶, 李青青. 环境规制对企业生态技术创新的双重影响研究[J]. 科研管理, 2019(10): 87-95.
- [9]刘津汝, 曾先峰, 曾倩. 环境规制与政府创新补贴对企业绿色产品创新的影响[J]. 经济与管理研究, 2019(6): 106-118.
- [10]于克信, 胡勇强, 宋哲. 环境规制、政府支持与绿色技术创新——基于资源型企业的实证研究[J]. 云南财经大学学报, 2019(4): 100-112.
- [11]Fronzel M, Horbach J, Rennings K. End-of-pipe or cleaner production? An empirical comparison of environmental innovation decisions across OECD countries[J]. Business Strategy and the Environment, 2007, 16(8):571-584.
- [12]张平, 张鹏鹏, 蔡国庆. 不同类型环境规制对企业技术创新影响比较研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2016(4): 8-13.
- [13]Efthyvoulou G, Vahter P. Financial constraints, innovation performance and sectoral disaggregation[J]. The Manchester School, 2016, 84(2):125-158.
- [14]Silva F, Carreira C. Do financial constraints threaten the innovation process? Evidence from Portuguese firms[J]. Economics of Innovation and New Technology, 2012, 21(8):701-736.
- [15]刘胜强, 林志军, 孙芳城, 等. 融资约束、代理成本对企业 R&D 投资的影响——基于我国上市公司的经验证据[J]. 会计研究, 2015(11): 62-68.
- [16]周开国, 卢允之, 杨海生. 融资约束、创新能力与企业协同创新[J]. 经济研究, 2017(7): 94-108.

- 
- [17]王宛秋,邢悦.融资约束一定制约技术并购后的研发投入吗?[J].科学学研究,2017(6):886-895.
- [18]娄昌龙,冉茂盛.融资约束下环境规制对企业技术创新的影响[J].系统工程,2016(12):62-69.
- [19]王锋正,姜涛,郭晓川.政府质量、环境规制与企业绿色技术创新[J].科研管理,2018(1):26-33.
- [20]鞠晓生,卢荻,虞义华.融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J].经济研究,2013(1):4-16.
- [21]马红,侯贵生.环保投入、融资约束与企业技术创新——基于长短期异质性影响的研究视角[J].证券市场导报,2018(8):12-19.
- [22]李涛,李昂.企业创新与环境绩效——基于外部治理环境的视角[J].工业技术经济,2019(10):92-100.
- [23]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(2):361-369.
- [24]Hadlock C J,Pierce J R.New evidence on measuring financial constraints:Moving beyond the KZ index[J].Review of Financial Studies,2010,23(5):1909-1940.
- [25]温忠麟,叶宝娟.中介效应分析:方法和模型发展[J].心理科学进展,2014(5):731-745.
- [26]赵莉,薛钥,胡逸群.环境规制强度与技术创新——来自污染密集型制造业的实证[J].科技进步与对策,2019(10):59-65.