

营商环境与绿色经济增长*

——基于企业家精神的中介效应与遮掩效应

赵德森, 窦 焱, 张建民

(云南大学, 昆明 650500)

摘要: 基于优化营商环境、推动绿色经济增长的现实背景, 采用熵值法和非期望产出的超效率 SBM 模型分别测算出中国城市的营商环境指数与绿色经济增长水平, 构建计量模型, 并实证分析企业家精神的中介作用。研究发现: (1) 营商环境对绿色经济增长具有显著的正向影响, 该影响呈现先升后降的特征, 但该趋势仅在 2004-2012 年间显著存在; (2) 社会服务、基础设施、行政治理和绿色发展对绿色经济增长的促进作用依次减弱, 而商务成本的提高则对绿色经济增长存在抑制作用; (3) 企业家创新精神在营商环境与绿色经济增长之间具有显著的中介效应, 且实用创新的效应最强, 而企业家创业精神在营商环境对绿色经济增长的影响中存在遮掩效应。最后, 本文针对分析提出相应建议。

关键词: 营商环境; 绿色经济增长; 企业家精神; 中介效应; 遮掩效应

中图分类号: F062.2; F124.6 **文献标识码:** A **文章编号:** 1006-2912(2021)02-0066-12

一、引言

自改革开放以来, 中国经济快速发展, 取得显著成就, 1978 年 GDP 仅为 3678.7 亿元, 2018 年 GDP 已高达 900309.5 亿元, 涨幅超过 240 倍。然而, “GDP 增长至上”的粗放型经济增长模式也带来了严重的环境污染问题, 生态系统失衡、自然资源消耗过度等问题愈演愈烈, 中国经济因此陷入经济增长与环境保护的“两难”境地(钱龙, 2018; 李光勤和刘莉, 2018; 何爱平和安梦天, 2019)^[1,2,3]。高质量的营商环境能够帮助企业提高盈利能力、降低经营风险, 促进新企业形成和就业人员增加, 对经济增长、贸易活动、企业绩效、企业经营活力等宏观经济和微观经济产生影响(桑百川, 2019; 于文超和梁平汉, 2019; 许志端和阮舟一龙, 2019)^[4,5,6]。而企业作为营商环境中的活动主体, 其企业家精神通过影响企业的组织结构、组织创新、经营决策等, 成为调整经济结构、实现绿色经济增长的重要引擎。因此, 研究营商环境、企业家精神与绿色经济增长的关系对于中国绿色经济发展具有重要的理论与实践意义。本文将

以中国 249 个地级及以上城市为研究对象, 系统考察营商环境与绿色经济增长的关系, 并论证企业家精神在营商环境与绿色经济增长中的中介影响, 为各城市优化营商环境、实现绿色经济增长, 提供经验证据。

二、文献综述

关于营商环境对经济增长的影响, 学术界的研究结论基本一致, 认为良好的营商环境能够保障和促进区域的经济增长。梳理相关文献, 发现营商环境对经济增长的影响主要表现在以下方面: 第一, 营商环境的关键在于软环境的建设, 需要“有为政府”和“有效市场”的共同塑造(倪外, 2019)^[7]。政务营商环境作为以企业为主体, 专注履行经济类服务职能的政务服务环境, 可以衡量政府治理的好坏, 对市场经济的发展具有重要影响; 第二, 绿色发展环境以绿色创新和绿色技术为支撑, 改造传统产业, 淘汰落后产能, 扶持生态环保的绿色产业, 减少国民经济中污染高、消耗大的产业, 在促进中国经济高速增长的同时助推经济向绿色驱动方向转轨(任平和刘经纬, 2019)^[8]; 第三, 商务成本环境对经济发展也具有不容忽视的影

作者简介: 赵德森(1981-), 男, 山东微山人, 云南大学工商管理与旅游管理学院副教授, 硕士生导师, 研究方向: 技术经济、创新创业管理; 窦焱(1994-), 女, 四川绵阳人, 云南大学工商管理与旅游管理学院博士研究生, 研究方向: 人力资源管理与创新创业; 张建民(1963-), 男, 河南济源人, 云南大学工商管理与旅游管理学院教授、博士生导师, 研究方向: 人力资源管理与创新创业。

* **基金项目:** 云南省哲学社会科学规划项目“云南激发和培育企业家精神的营商环境评价与优化研究”(QN2018007); 云南省“万人计划”青年拔尖人才项目; 云南省教育厅研究生项目“营商环境对区域经济增长的效应评估及促进政策研究”(2019Y0040)。

©1994-2021 China Academic Journal Electronic Publishing House. All rights reserved. http://www.cnki.net

响,传统观点认为商务成本上升是地区经济增长的必然结果,目前则认为适度的商务成本能推动经济增长,而过高的商务成本会阻碍经济发展,二者为“倒U型”曲线关系;第四,基础设施建设和基本公共服务环境着眼于解决地区的基本需求,如义务教育、医疗保障、技能培训、就业帮助等,通过完善地区基础设施,提高人力资本和经济资本的社会服务,改善区域经济发展环境,为人们的未来发展提供可能的空间和机会,进而推动地区的经济增长(左停等,2018)^[9]。

企业家精神作为经济增长的关键动力和源泉,内涵丰富,包括创业意识、创新意识、冒险意识、竞争意识、机会敏锐性等(李小平和李小克,2017)^[10],主要表现为创新精神和创业精神,从创新和创业两个角度对经济增长产生影响(鲁传一,2000;李子奈,2003)。其中,创新精神多以专利数衡量。近年来,国内很多学者都关注到专利产出所带来的经济效应,但多是关注专利总量和经济之间的关系(方曙等,2006;Kim等,2011;曾鹏和赵聪,2016)^[11],研究专利类型对经济增长影响的文献并不多见(朱芳芳,2017)^[12],且研究结论莫衷一是。依据中国《专利法》的规定,专利分为发明、实用新型和外观设计三种。隋广军等(2005)、黄智淋和俞培果(2007)的研究认为发明专利产生的经济效应最小,而赵彦云和刘思明(2011)、张优智(2017)则认为发明专利对经济增长的影响较大。对于实用新型和外观设计两种专利,张杰等(2016)^[13]实证发现实用新型和外观设计专利对地区经济增长不存在明显作用,而张优智(2017)^[14]认为这两种专利对中国经济增长具有一定的抑制效应,且实用新型专利的抑制效应更为显著。创业精神多以私营企业比率衡量。民营经济是社会主义市场经济发展的关键主体,相较于国有企业,部分学者认为民营企业更能帮助国家实现自主创新与经济发展,尤其是一些中小型民营企业。民营企业具有清晰的产权制度,

其管理制度拥有更高的创新动力及效率(Liddle,2014;Madden和Savage,2014),且经营方式灵活,能够敏锐察觉市场需求以及时升级产品来满足市场需要(王彦玲,2019)^[15]。2019新年伊始,生态环境部、全国工商联联合发布《关于支持服务民营企业绿色发展的意见》,鼓励民企积极参与污染防治攻坚战,肯定了民营企业对绿色经济增长的重要作用。

以上研究呈现如下特点:第一,绝大部分研究都将营商环境的单一方面作为主要研究对象,忽略了营商环境是影响企业经营的各种外部环境的综合体,还应包括生态、政策、社会服务等因素;第二,目前关于营商环境或企业家精神的文献更多地集中于省级或行业层面,较少有针对性地地级城市层面的定量研究。并且,一般关于地级市层面营商环境评价的文献研究时间跨度较短,难以体现其变化趋势;第三,较少有文献将企业家精神纳入到营商环境与绿色经济增长的研究范畴中,共同考虑二者对绿色经济增长的影响。此外,对于企业家精神中的创新精神,相关文献主要以专利总量衡量,较少考虑不同类型专利对绿色经济增长的影响差异。本文立足于上述三点,系统探讨营商环境与绿色经济增长的关系,将企业家精神纳入二者的研究中,以期能为营商环境的相关研究做出有益贡献。

三、模型与变量选择

(一) 中国营商环境的测算

1. 指标体系构建。营商环境的测度起源于世界银行发布的营商环境报告,这些报告从开办企业、获取信贷等方面对各经济体的营商环境进行测量。尽管这些指标对地区营商环境建设都不可或缺,但却忽略了企业经营所面临的环境包含了政府环境、生态环境等多个方面。因此文章借鉴已有研究,将行政治理、绿色发展、商务成本、基础设施以及社会服务五个方面纳入衡量体系中,共包含9个二级指标(具体见表1),并采用熵值法对各城市的营商环境进行衡量。

表1 营商环境指标体系

一级指标	符号	二级指标	单位	参考文献
行政治理	Gov	政府干预	%	粤港澳大湾区研究院发布的《2018年中国城市营商环境报告》;李志军等(2019) ^[16]
		财政分权	%	
绿色发展	Green	工业固体废物综合利用率	%	
商务成本	Cost	工业用电	万千瓦时	
		职工平均工资	元	
基础设施	Infra	货运总量(含公路、水运及民用航空货运量)	万吨	
		市辖区年末实有公共汽(电)车营运车辆数	辆	
社会服务	Serve	医院、卫生院床位数	张	
		年末金融机构各项贷款余额	万元	
综合指标	Ben	采用熵值法得到营商环境综合指数	-	

上述指标体系中，政府干预以地方财政一般预算内支出占 GDP 的比重表征。财政分权则借鉴孙静等 (2019)^[17] 的研究成果，通过以下方式计算：财政分权程度 = 各城市人均财政支出 / (各城市人均财政支出 + 各城市所在省份人均财政支出 + 中央人均财政支出)。

2. 结果分析。2004 - 2017 年中国地级市的平均

营商环境指数呈持续上涨趋势，2004 年最小 (0.0386)，2017 年取得最大值 (0.1040)，增加了 1.69 倍。表 2 汇报了 2004 年与 2017 年中国营商环境排名前二十的城市，发现排名前三位的始终为上海市、北京市和深圳市，可见世界银行选择上海和北京作为中国营商环境的评估城市具有极高的代表性。

表 2 2004、2017 年中国主要城市营商环境排名

排名	城市		排名	城市	
	2004 年	2017 年		2004 年	2017 年
1	上海市	上海市	11	大连市	武汉市
2	北京市	北京市	12	青岛市	宁波市
3	深圳市	深圳市	13	佛山市	郑州市
4	广州市	重庆市	14	西安市	长沙市
5	天津市	广州市	15	济南市	滨州市
6	重庆市	苏州市	16	苏州市	无锡市
7	杭州市	天津市	17	宁波市	佛山市
8	南京市	成都市	18	哈尔滨市	青岛市
9	武汉市	杭州市	19	无锡市	西安市
10	东莞市	南京市	20	郑州市	昆明市

(二) 中国绿色经济增长的测算

1. 测度方法。尽管目前尚未有权威的绿色经济增长测算方法，但在保持经济增长的先决条件下尽可能减少资源消耗和污染物排放被普遍认为是实现绿色经济增长的重要方式 (陈诗一, 2012; 王兵和刘天光, 2015)。本文借鉴 Tone (2004)^[18]、Liu (2013)、钱争鸣和刘晓晨 (2013)^[19] 等人的研究经验，运用非期望产出的超效率 SBM 模型测算绿色经济效率，以代指地区的绿色经济增长水平。假设有 n 个决策单元 (DMU)，每个 DMU 均包含 m 种投入元素、s₁ 种期望产出和 s₂ 种非期望产出，向量表示为 $x \in R^m, y^g \in R^{s_1}$ 及 $y^b \in R^{s_2}$ ，其中， x_i, y_i^g, y_i^b 均大于 0。于是，将生产可能性集合定义为 $P = \{ (x, y^g, y^b) \mid x \geq X\lambda, y^g \leq Y^g\lambda, y^b \geq Y^b\lambda, \lambda \geq 0 \}$ ，其中 λ 是权重向量。构造考虑非期望产出的超效率 SBM 模型为：

$$\tau^* = \min \frac{\frac{1}{m} \sum_{i=1}^m \frac{x_i}{x_{i0}}}{\frac{1}{s_1 + s_2} \left(\sum_{r=1}^{s_1} \frac{y_r^g}{y_{r0}^g} + \sum_{r=1}^{s_2} \frac{y_r^b}{y_{r0}^b} \right)}$$

$$\text{s. t. } \begin{cases} \bar{x} \geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j x_j \\ \bar{y}^g \leq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^g \\ \bar{y}^b \geq \sum_{j=1, \neq 0}^n \lambda_j y_j^b \\ \bar{x} \geq x_0, \bar{y}^g \leq y_0^g, \bar{y}^b \geq y_0^b, \lambda \geq 0 \end{cases}$$

其中，s 表示投入、产出的松弛量； λ 是权重向量。目标函数 τ^* 的值大于 1，数值越大说明该单元效率越高。

2. 指标体系构建。参考张英浩等 (2018)^[20] 及许宁等 (2019)^[21] 的研究，以劳动、资本、土地和水用电量作为要素投入指标，具体见表 3。

表 3 中，城市固定资产投资存量根据吴延兵 (2008)^[22] 的研究，选择永续盘存法测算得到，并以 2003 年为基期的 GDP 平减指数对 GDP 进行平减处理。

(三) 计量模型与变量选择

1. 研究假设。United Nations Environmental Programme (UNEP) 2011 年的报告指出绿色经济的发展离不开国家法规、政策激励、劳动力市场、基础设施以及贸易市场等环境的支持。为初步判断营商环境与绿色经济增长之间的关系，以 2004 - 2017 年中国 249 个城市的营商环境的年均值为横轴，以城市绿色经济效率的年均值为纵轴，绘制散点图 (见图 1)，发现营商环境正向影响绿色经济增长，且该影响强度存在减小趋势，说明营商环境与绿色经济增长之间可能存在非线性关系。

表3 绿色经济增长指标体系

一级指标	二级指标	二级指标说明
要素投入	劳动投入	城市年末单位从业人员数 (万人)
	资本投入	城市固定资产投资存量 (万元)
	土地投入	市区城市建设用地面积 (平方公里)
	用水投入	市区全年供水总量 (万吨)
	用电投入	市辖区全年用电量 (万千瓦时)
期望产出	经济产出	城市国内生产总值 (万元)
非期望产出	废水排放	城市工业废水排放量 (万吨)
	废气排放	城市工业二氧化硫排放量 (吨)
		城市工业烟尘排放量 (吨)

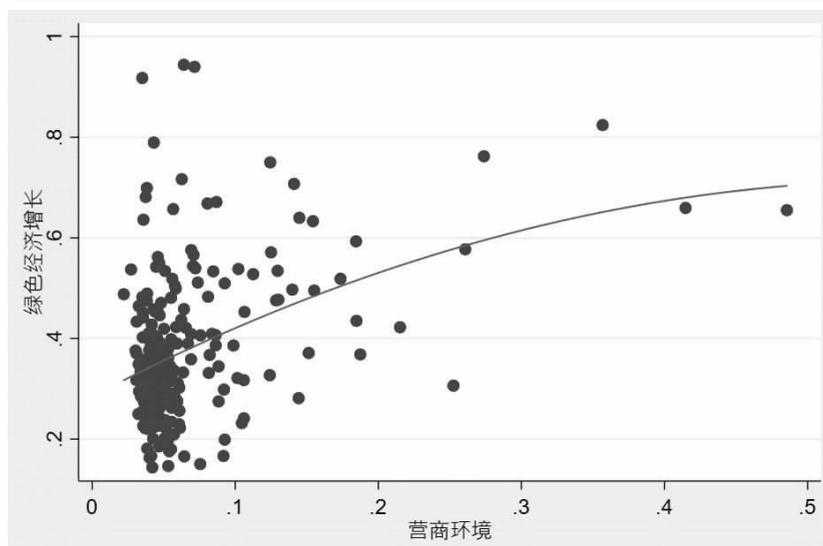


图1 地级市平均营商环境与绿色经济增长的散点图

因而, 提出以下假设:

H1: 对于地级城市, 营商环境与绿色经济增长之间呈正相关关系。

H2: 对于地级城市, 营商环境与绿色经济增长之间呈非线性关系。

营商环境可以通过推进或抑制企业家精神, 对经济增长产生影响, 即企业家精神在营商环境与绿色经济增长之间可能存在着中介作用。故提出假设:

H3: 营商环境能够通过影响企业家创新精神, 进而影响绿色经济增长。这一影响机制针对不同类型的创新精神存在显著差异。

H4: 营商环境能够通过影响企业家创业精神, 对绿色经济增长产生间接影响。

2. 模型构建。基于研究假设, 首先设定如下基准模型:

$$GEE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ben_{it} + \beta_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中, i 和 t 分别表示城市和年份; GEE 为被解释变量, 代表绿色经济增长水平; Ben 为主要核心解释变量, 代表营商环境建设水平; $Controls$ 为控制变

量, 包含城市经济增长 ($Pgdp$)、人力资本 (Hum)、城市规模 ($Size$)、城镇化率 ($Urban$)、金融发展效率 (Fin) 和对外开放 ($Open$), β_i 为待估参数; ε_{it} 为随机干扰项。

进一步, 为检验营商环境与绿色经济增长的非线性关系, 提出下列模型:

$$GEE_{it} = \beta_0 + \beta_1 Ben_{it} + \beta_2 Ben_{it}^2 + \beta_3 Pgdp_{it} + \beta_4 Hum_{it} + \beta_5 Size_{it} + \beta_6 Urban_{it} + \beta_7 Fin_{it} + \beta_8 Open_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

基于基准模型, 借鉴 Baron 和 Kenny (1986) 的方法, 构建如下中介模型:

$$\begin{cases} GEE_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Ben_{it} + \alpha_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Ben_{it} + \gamma_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ GEE_{it} = \delta_0 + \delta_1 Ben_{it} + \delta_2 M_{it} + \delta_3 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

其中, M 为中介变量, 表示企业家精神。

3. 变量说明。(1) 中介变量: 企业家精神, 分为企业家创新精神 ($Inno$) 和企业家创业精神 ($En-$

tre)。企业家创新精神,借鉴李宏彬等(2009)^[23]、程锐(2019)^[24]的研究,采用各城市每万人专利申请授权数衡量,即专利申请授权数之和与总人口数的比值(项/万人)。因不同类型专利对经济增长存在着不同的影响效应,将创新精神进一步分为发明创新(Inven)、实用创新(Utility)和设计创新(Design)以考察不同类型创新精神的中介作用。企业家创业精神,参考李宏彬等(2009)、程俊杰(2016)的方法,采用私营企业比率进行衡量,即私营企业和个体企业从业人员占总从业人员的比重(人/万人)。(2)控制变量。考虑到绿色经济增长的提高还受到其他众多因素的影响,在模型中加入控制变量,包含:①城市经济增长(Pgdp)。遵循多数文献的做法,选择每个城市实际人均GDP的对数值表示,以2003年为基期的GDP平减指数进行平减处理。②人力资本(Hum)。采用普通高等学校在校人数与总人口的比重表示。③城市规模(Size)。以年末总人口数来衡量城市规模,并进行对数化处理。④城镇化率(Urban)。借鉴张治栋和秦淑悦(2018)的研究,选择城镇人口与总人口的比重表示。⑤金融发展效率(Fin)。借鉴程锐(2019)的研究,以地区年末金融机构各项贷款余额占年末金融机构存款余额的比重衡量。⑥对外开放(Open)。以城市当年实际使用外资金额占当地GDP的比重表征,其中投资额根据年度人民币平均汇率进行换算。

4. 数据来源。建立中国249个地级及以上城市的面板数据,时间跨度为2004-2017年。所使用的原始数据来源于《中国城市统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》、《中国城乡建设统计年鉴》、《中国财政年鉴》、部分城市年度统计年鉴以及统计公报等。

四、实证分析

(一) 基础实证分析

根据Hausman检验结果选择固定效应模型进行估计,结果见表4。模型1中营商环境的系数为1.0809,在1%水平下显著,证实营商环境对绿色经济增长存在正向影响,即一个城市营商环境越好,其绿色经济增长速度越快。模型1还展示了控制变量对

绿色经济增长的影响:城市经济增长、城市规模和金融发展效率的系数显著为正,表明城市经济增长、城市规模扩大以及金融发展效率提升有助于推动地区绿色发展;人力资本的系数为负值,且不显著,说明中国城市尚未有效形成人力资本对绿色经济增长的推动效应。究其原因,尽管中国近年来高等学校在校人数逐年增加,但由于固有的社会制度等因素,接受高等教育的人力资本本应发挥的关键作用在实际经济发展中未能有效发挥;城镇化率的系数显著为负,可能是中国的城镇化建设损害农业发展,影响城乡生态建设,阻碍社会劳动生产率的提高,对地区绿色经济增长产生了抑制作用;对外开放的系数不显著,说明中国城市的对外开放不能对地区绿色经济增长产生明显影响,这可能是城市对外来技术的吸收能力不足而引起的。

为进一步检验营商环境对绿色经济增长是否存在非线性关系,在上述模型的基础上加入营商环境的二次项,考察营商环境与绿色经济增长的曲线关系。模型2中营商环境的一次项系数为正值(1.4628),二次项系数为负值(-0.7494),证实中国城市营商环境与绿色经济增长之间存在倒U型曲线关系,即当一个城市营商环境建设水平较低的时候,随着营商环境的改善,绿色经济增长速度由低趋高;当营商环境建设达到一定水平后,随着营商环境的进一步改善,绿色经济增长的速度将逐渐降低。

中国2013年首次提出营商环境建设的重要性,考虑到营商环境对绿色经济增长的影响在2013年前后可能存在显著变化,将样本分为2004-2012年、2013-2017年两个时间段进行实证分析。模型3和模型4展示了2004-2012年的回归结果,模型4中营商环境二次项显著为负,证明营商环境与绿色经济增长之间存在非线性关系。模型5和模型6展示了2013-2017年的回归结果,但营商环境的二次项系数为正值,说明营商环境与绿色经济增长之间不存在非线性关系,可见当前中国营商环境的不断改善,强化了商业环境对经济增长的作用,营商环境对绿色经济增长的促进效应得到有效保障。

表4 基础实证分析结果

变量	2004-2017		2004-2012		2013-2017	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
Ben	1.0809*** (13.61)	1.4628*** (7.91)	1.2744*** (10.07)	2.7845*** (9.53)	0.7508*** (7.16)	0.3139 (1.20)
Ben × Ben		-0.7494** (-2.29)		-3.6160*** (-5.72)		0.7722* (1.82)

Pgdp	0.0304*** (7.47)	0.0269*** (6.18)	0.0140*** (2.79)	0.0023 (0.42)	0.0661*** (9.27)	0.0708*** (9.35)
Hum	-0.0501 (-0.33)	-0.1946 (-1.20)	-0.1707 (-0.83)	-0.6749*** (-3.02)	0.0037 (0.02)	0.2013 (0.84)
Size	0.0142*** (2.65)	0.0090 (1.55)	-0.0039 (-0.57)	-0.0199*** (-2.71)	0.0519*** (5.82)	0.0589*** (6.07)
Urban	-0.2248*** (-12.32)	-0.2341*** (-12.53)	-0.2582*** (-10.85)	-0.2904*** (-11.96)	-0.1578*** (-5.40)	-0.1502*** (-5.09)
Fin	0.0008*** (3.00)	0.0009*** (3.33)	0.0007 (1.56)	0.0011** (2.46)	0.0008** (2.34)	0.0007** (1.99)
Open	-0.0003 (-0.33)	-0.0005 (-0.54)	0.0015 (1.19)	0.0006 (0.50)	-0.0009 (-0.72)	-0.0008 (-0.62)
C	-0.0203 (-0.36)	0.0330 (0.54)	0.2457*** (3.48)	0.4152*** (5.46)	-0.6073*** (-6.12)	-0.6764*** (-6.37)
R ²	0.2111	0.2123	0.1499	0.1622	0.3326	0.3344
Prob (F - sta.)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3486	3486	2241	2241	1245	1245
双向固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：表中括号内数值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(二) 分组实证分析

营商环境是外部环境的总和，可细划为行政治理、绿色发展、商务成本、基础设施和社会服务五类，分别检验它们与绿色经济增长之间的关系。根据表 5，发现四类环境对绿色经济增长的影响系数显著为正，比较其系数大小，有社会服务 > 基础设施 > 行政治理 > 绿色发展，说明社会服务对绿色经济增长的

促进效应最强，证实国家强烈呼吁加强软环境建设的重要性。而绿色发展因重视环境保护，易使企业受到环境约束，对经济增长具有一定抑制效应，故系数值相对较小。商务成本的估计系数显著为负，根据学者王志雄（2004）的结论，说明目前的商务成本过高，抑制了绿色经济的良好发展。

表 5 分组实证分析结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	Gov	Green	Cost	Infra	Serve
Ben	0.4366*** (6.48)	0.1189*** (7.45)	-0.0032*** (-4.79)	0.7599*** (10.59)	0.8008*** (12.99)
Pgdp	0.0422*** (10.43)	0.0465*** (11.84)	0.0400*** (9.20)	0.0396*** (9.95)	0.0418*** (10.76)
Hum	-0.0568 (-0.36)	0.1331 (0.88)	0.2695* (1.75)	0.0103* (0.07)	-0.1936 (-1.27)
Size	0.0673*** (13.51)	0.0487*** (10.52)	0.0438*** (8.59)	0.0287*** (5.59)	0.0158*** (2.94)
Urban	-0.1063*** (-6.55)	-0.1083*** (-6.68)	-0.1456*** (-7.86)	-0.1822*** (-10.29)	-0.1879*** (-10.91)
Fin	0.0025*** (10.51)	0.0026*** (10.83)	0.0024*** (9.90)	0.0011*** (4.27)	0.0008*** (2.94)

Open	-0.0001 (-0.13)	0.0017* (1.85)	0.0003 (0.36)	0.0001 (0.05)	0.0000 (0.01)
C	-0.4995*** (-9.99)	-0.4341*** (-8.92)	-0.2717*** (-4.62)	-0.1714*** (-3.17)	-0.1221** (-2.29)
R ²	0.1788	0.1820	0.1743	0.1949	0.2075
Prob (F - sta.)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3486	3486	3486	3486	3486
双向固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

注：表中括号内数值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(三) 稳健性检验

为验证上文结果的可靠性，进行稳健性检验（见表 6）：第一，缩尾处理。将所有小于 5% 分位数和大于 95% 分位数的样本数据替换为 5% 和 95% 分位数的数据，重新回归。结果显示营商环境对绿色经济增长依然具有显著正向影响；第二，样本剔除。考虑到直辖市的特殊行政地位，剔除北京、天津、上海和重庆四个直辖市的数据，重新进行估计，结果营商环境的系数仍显著为正；第三，内生性问题的解决。一是选择营商环境滞后一期作为解释变量重新进行回

归，以减弱反向因果的干扰，从表 6 模型 3 的结果可知营商环境估计系数的符号和显著性未发生本质变化；二是使用营商环境的滞后一期作为当期营商环境的工具变量，进行 2SLS 估计，一阶段显示营商环境滞后一期与营商环境显著正相关，F 值为 1883.25，认为工具变量具有较好的解释力，二阶段估计中营商环境的影响系数为 1.0292，小于 1.0809，说明内生性问题使基准模型高估了营商环境对绿色经济增长的影响程度。

表 6 稳健性检验结果

变量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
	缩尾处理	样本剔除	滞后一期	IV 一阶段	IV - 2SLS
L. Ben			1.2491*** (12.27)		
Ben	1.4827*** (11.49)	1.4422*** (13.52)			1.0292*** (10.97)
工具变量				1.0051*** (43.40)	
Pgdp	0.0305*** (7.20)	0.0233*** (5.64)	0.0464*** (7.09)	0.0019** (2.04)	0.0423*** (7.19)
Hum	-0.8012*** (-4.53)	-0.4560*** (-2.87)	0.7229** (2.34)	0.052* (1.73)	-0.0452 (-0.29)
Size	0.0155*** (3.03)	0.0148*** (2.72)	0.0046 (0.17)	0.0018*** (3.87)	0.0134** (2.25)
Urban	-0.1946*** (-11.66)	-0.2155*** (-11.72)	0.0798** (2.38)	0.0013 (0.78)	-0.2421*** (-12.54)
Fin	0.0064*** (5.61)	0.0011*** (2.62)	0.0005** (2.23)	0.0001*** (3.10)	0.0006* (1.80)
Open	-0.0020* (-1.84)	0.0006 (0.64)	-0.0001 (-0.16)	0.0003*** (3.33)	-0.0010 (-1.06)

C	-0.0613 (-1.08)	0.0295 (0.52)	-0.2471 (-1.53)	-0.0283*** (-2.61)	-0.1341* (-1.77)
R ²	0.2241	0.2074	0.2161	0.9661	0.2615
Prob (F - sta.)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3486	3430	3237	3237	3237

注：表中括号内数值为t值；***、**、* 分别表示在1%、5%和10%水平下显著。

五、企业家精神的中介作用

以往的中介分析仅考虑中介效应 (Mediating Effect)，但随着研究的逐渐深入，中介效应已不能完全说明问题，混淆效应 (Confounding Effect) 和遮掩效应 (Suppressing Effect) 应运而生。其中，中介效应变量和混淆效应变量均可以减少变量间的总效应，但区别在于，变量间的中介效应能够证实因果关系的存在，而混淆效应则无法证明一定存在因果关系。遮掩效应与前者相反，它可以增加变量间的总效应，即控制遮掩变量将促进变量间的影响强度 (MacKinnon, 2000)^[25]。本文将采用温忠麟等人 (2014) 在《中介效应分析：方法和模型发展》中所述的中介作用检验程序进行检验^[26]。

(一) 全样本中介作用检验

对于企业家创新精神的检验 (见表7)。模型1中营商环境对创新精神呈正向影响，估计系数156.6419，通过1%的显著性水平，说明营商环境的

改善能大幅提升企业家的创新精神，突显出改善营商环境对于培育企业家创新精神的重要性。模型3报告了营商环境和创新精神对绿色经济增长的共同作用结果，二者的估计系数均显著为正，中介效应量为0.2260，占总效应的比重为19.71%，说明全样本中营商环境能够通过培育企业家创新精神对绿色经济增长产生积极影响。

对于企业家创业精神的检验 (见表7)。模型2表明营商环境对创业精神呈显著正向影响，影响系数为1.1134，说明积极改善营商环境将有效推动企业家创业精神的提高。模型4展现了营商环境和创业精神对绿色经济增长的共同影响，营商环境的系数为正值，但创业精神在10%水平上显著为负，说明全样本中企业家创业精神存在遮掩效应，即控制创业精神可以增强营商环境对绿色经济增长的作用力，间接效应与直接效应比重的绝对值为0.0446。

表7 全样本中介作用检验结果

变量	中介因子检验		中介效应检验	
	模型1	模型2	模型3	模型4
	Inno	Entre	Inno	Entre
Ben	156.6419*** (28.37)	1.1134*** (23.80)	0.9203*** (10.69)	1.1997*** (14.28)
M			0.0014*** (6.06)	-0.0480* (-1.70)
Pgdp	4.7559*** (16.97)	0.0514*** (21.64)	0.0269*** (6.57)	0.0362*** (8.60)
Hum	-79.4115*** (-7.41)	-0.2523*** (-2.78)	0.0454 (0.30)	-0.0812 (-0.54)
Size	-3.0045*** (-7.89)	-0.0396*** (-12.26)	0.0163*** (3.02)	0.0101* (1.83)
Urban	-7.5393*** (-5.82)	-0.0108 (-0.98)	-0.2229*** (-12.19)	-0.2343*** (-12.81)
Fin	0.0675*** (3.58)	0.0003 (1.58)	0.0006** (2.36)	0.0007*** (2.76)

Open	-0.1762*** (-2.85)	-0.0001 (-0.20)	-0.0004 (-0.49)	-0.0007 (-0.78)
C	-31.2761*** (-7.84)	-0.2487*** (-7.36)	0.0039 (0.07)	-0.0532 (-0.94)
R ²	0.4780	0.4802	0.2495	0.2422
Prob (F - sta.)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3486	3486	3486	3486

注：表中括号内数值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(二) 创新精神异质性中介作用检验

基于专利类型的不同，将创新精神分为发明创新、实用创新和设计创新，深入考察不同类型创新精神的中介作用，结果见表 8。

对于中介因子检验。模型 1-3 分别汇报了营商环境对于发明创新、实用创新和设计创新的回归结果，估计系数均在 1% 水平上通过了显著性检验，具体为 33.0153、78.8054、44.8213，说明营商环境对实用创新的影响最大，即营商环境优化能够显著促进地区实用新型专利的申请和授权。

对于中介效应检验。模型 4 报告了营商环境和发明创新对绿色经济增长的共同作用结果，二者估计系

数分别为 1.0340、0.0034，均通过 1% 的显著性检验，中介效应量为 0.1123，占总效应的比重为 9.80%，说明营商环境能够通过激励发明创新对绿色经济增长产生积极影响。模型 5 中营商环境和实用创新对绿色经济增长均具有显著正向影响，中介效应量为 0.1772，占总效应的比重为 15.46%，表明实用创新精神具有明显的中介效应。模型 6 中营商环境和设计创新对绿色经济增长的估计系数均显著为正，中介效应量为 0.1584，占总效应的比重为 13.82%，表明设计创新精神存在明显的中介效应。综上可知，实用创新在营商环境与绿色经济增长中的中介效应最强，发明创新的中介效应最弱。

表 8 创新精神异质性中介作用检验结果

变量	中介因子检验			中介效应检验		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
	Inven	Utility	Design	Inven	Utility	Design
Ben	33.0153*** (34.75)	78.8054*** (29.37)	44.8213*** (16.95)	1.0340*** (11.44)	0.9690*** (11.16)	0.9879*** (12.27)
M				0.0034** (2.45)	0.0022*** (4.58)	0.0035*** (7.12)
Pgdp	0.2391*** (4.96)	2.3173*** (17.02)	2.1995*** (16.39)	0.0330*** (8.31)	0.0286*** (6.96)	0.0260*** (6.38)
Hum	-8.7177*** (-4.73)	-22.1956*** (-4.26)	-48.4982*** (-9.45)	-0.0395 (-0.26)	-0.0192 (-0.13)	0.1022 (0.67)
Size	-0.8282*** (-12.63)	-1.8399*** (-9.93)	-0.3364* (-1.84)	0.0148*** (2.69)	0.0161*** (2.96)	0.0132** (2.46)
Urban	-1.8689*** (-8.38)	-4.2238*** (-6.71)	-1.4466** (-2.33)	-0.2274*** (-12.32)	-0.2243*** (-12.22)	-0.2287*** (-12.58)
Fin	0.0513*** (15.79)	0.0238*** (2.59)	-0.0075 (-0.83)	0.0005** (1.99)	0.0007** (2.52)	0.0008*** (2.83)
Open	-0.0475*** (-4.45)	-0.0968*** (-3.21)	-0.0319 (-1.08)	-0.0005 (-0.59)	-0.0005 (-0.53)	-0.0006 (-0.65)
C	1.7926*** (2.61)	-12.9684*** (-6.69)	-20.1003*** (-10.52)	-0.0474 (-0.84)	-0.0121 (-0.21)	0.0298 (0.52)

R ²	0.5626	0.4898	0.2855	0.2428	0.2461	0.2524
Prob (F - sta.)	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000
N	3486	3486	3486	3486	3486	3486

注：表中括号内数值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著。

(三) 营商环境异质性中介作用检验

为进一步考察异质性营商环境对绿色经济增长的企业家精神中介作用，分别将行政治理、绿色发展、商务成本、基础设施和社会服务作为解释变量，将企业家精神作为中介变量，构造中介模型，回归结果见表 9。

观察表 9 的总效应检验列可知，各类营商环境对绿色经济增长的总效应均通过 1% 的显著性水平。根据中介因子检验列的结果可知，创新精神渠道下，行政治理、绿色发展、商务成本、基础设施和社会服务的回归系数分别为 61.1947、7.0933、-1.1239、122.0554 和 81.0005，其中，基础设施对创新精神的

促进作用最大，绿色发展的促进作用最小，而商务成本则存在抑制作用；创业精神渠道下，行政治理、绿色发展、商务成本、基础设施和社会服务的估计系数分别为 0.6294、0.0330、-0.0076、1.1387、0.4166，系数方向及大小排序与创新精神渠道基本一致。从中介效应检验列可知，当商务成本为解释变量时，创新精神和创业精神的中介效应均为最强，占总效应的比重分别为 88.74%、14.90%；当绿色发展为解释变量时，创新精神和创业精神的中介效应均为最弱，占总效应的比重分别为 16.76%、2.66%。此外，当基础设施和社会服务为解释变量时，创业精神不存在中介作用。

表 9 营商环境异质性中介作用检验结果

模型	变量	总效应检验	中介因子检验		中介效应检验	
		GEE	Inno	Entre	Inno	Entre
模型 1	Gov	0.4903*** (7.41)	61.1947*** (12.28)	0.6294*** (15.54)	0.3489*** (5.24)	0.4550*** (6.65)
	M (Gov)				0.0023*** (10.41)	0.0560** (2.02)
模型 2	Green	0.1151*** (7.14)	7.0933*** (5.75)	0.0330*** (3.24)	0.0979*** (6.15)	0.1120*** (6.95)
	M (Green)				0.0024*** (11.09)	0.0927*** (3.46)
模型 3	Cost	-0.0032*** (-4.80)	-1.1239*** (-24.00)	-0.0076*** (-19.31)	-0.0004*** (-3.51)	-0.0026*** (-3.80)
	M (Cost)				0.0025*** (10.62)	0.0695** (2.46)
模型 4	Infra	0.7375*** (10.14)	122.0554*** (23.32)	1.1387*** (27.03)	0.4933*** (6.71)	0.7506*** (9.38)
	M (Infra)				0.0020*** (8.58)	-0.0115 (-0.39)
模型 5	Serve	0.8570*** (14.07)	81.0005*** (17.71)	0.4166*** (10.77)	0.7093*** (11.26)	0.8412*** (13.59)
	M (Serve)				0.0018*** (8.15)	0.0378 (1.41)

注：表中括号内数值为 t 值；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 水平下显著；因篇幅原因，未列出控制变量的回归结果。

六、研究结论与政策建议

本文采用计量模型,探讨了营商环境、企业家精神与绿色经济增长三者之间的关系,得到下述主要结论:

第一,营商环境能够显著促进绿色经济增长,但该影响强度呈现出先升后降的特征;分时间段来看,营商环境依然显著推动绿色经济发展,但2004-2012年的样本中营商环境与绿色经济增长具有显著的非线性关系,而2013-2017年的样本中二者不存在该关系,说明2013年后,随着营商环境的不断优化,其对绿色经济增长的促进效应不再被弱化。

第二,社会服务、基础设施、行政治理和绿色发展对绿色经济增长的促进作用依次减弱,而商务成本对绿色经济增长存在阻碍作用。

第三,企业家创新精神在营商环境与绿色经济增长的关系中存在显著的中介效应,且实用创新>设计创新>发明创新,而企业家创业精神在此过程中存在遮掩效应;考虑营商环境异质性,企业家精神在商务成本与绿色经济增长中的中介效应最强,在绿色发展与绿色经济增长中的中介效应最弱。

基于上述结论,提出如下政策建议:

第一,丰富营商环境内涵,明确营商环境评价标准。营商环境评价考核体系是开展评估活动的指挥棒,只有建立严格的评价指标体系,才能及时、全面地了解中国各城市营商环境的实际建设情况。为深入体现营商环境的国际化、市场化、法治化,中央政府需从软环境、硬环境两方面共同着手,构建包含法治水平、政府效率、市场环境、创新水平、国际能力等多个因素的营商环境评价考核体系,为各地区的营商环境评价提供衡量标准。

第二,培养社会服务队伍,提升服务水平及效率。首先,政府、社会组织需对服务业相关人员进行分层分类的专业培训,以培养数量充足、结构合理的社会服务队伍。其次,政府应推动事务的便利化改革,提高审批效率,以提升服务水平及效率,帮助企业减少时间成本。最后,各城市可以积极利用互联网等先进技术,打造“数字政府”,实现“网上办事”,推行“互联网+医疗”、“互联网+教育”等模式,缓解城市就医难、上学难、看病贵的问题,解决企业员工的后顾之忧。

第三,弘扬创新创业文化,培育优秀企业家精神。创新精神和创业精神是企业家精神最为重要的两个方面,为激发和保护杰出的企业家精神,一定要大力弘扬优秀的创新创业文化,营造“敢为天下先”的文化氛围。企业需建立健全有效的激励机制,从精神和经济两方面共同发力,激励员工积极参与创新创

业活动,吸引优秀的高素质人才,对企业家的言行和思维进行积极的引导和培训,为企业家精神的培育提供充足的后备军。

参考文献:

[1] 钱龙. 中国城市绿色经济效率测度及影响因素的空间计量研究[J]. 经济问题探索, 2018(08): 160-170.

[2] 李光勤, 刘莉. 环境规制、财政分权与中国绿色经济效率[J]. 华东经济管理, 2018, 32(01): 39-45.

[3] 何爱平, 安梦天. 地方政府竞争、环境规制与绿色发展效率[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 29(03): 21-30.

[4] 桑百川. 外商直接投资动机与中国营商环境变迁[J]. 国际经济评论, 2019(05): 34-43, 5.

[5] 于文超, 梁平汉. 不确定性、营商环境与民营企业经营活力[J]. 中国工业经济, 2019(11): 136-154.

[6] 许志端, 阮舟一龙. 营商环境、技术创新和企业绩效——基于我国省级层面的经验证据[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2019(05): 123-134.

[7] 倪外. 有为政府、有效市场与营商环境优化研究——以上海为例[J]. 上海经济研究, 2019(10): 61-68.

[8] 任平, 刘经纬. 高质量绿色发展的理论内涵、评价标准与实现路径[J]. 内蒙古社会科学(汉文版), 2019, 40(06): 123-131, 213.

[9] 左停, 徐加玉, 李卓. 摆脱贫困之“困”: 深度贫困地区基本公共服务减贫路径[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2018, 18(02): 35-44, 158.

[10] 李小平, 李小克. 企业家精神与地区出口比较优势[J]. 经济管理, 2017, 39(09): 66-81.

[11] 方曙, 张勤, 高利丹. 我国省(市)自治区区专利产出与其GDP之间关系的实证研究[J]. 科研管理, 2006(02): 40-44, 94.

[12] 朱芳芳. 不同类型专利对经济增长影响的实证研究[J]. 数理统计与管理, 2017, 36(05): 879-890.

[13] 张杰, 高德步, 夏胤磊. 专利能否促进中国经济增长——基于中国专利资助政策视角的一个解释[J]. 中国工业经济, 2016(01): 83-98.

[14] 张优智. 不同类型专利对中国经济增长的非线性影响[J]. 技术经济, 2017, 36(12): 91-98.

[15] 王彦玲. 国企与民企创新机制和效率比较与改进研究[J]. 科学管理研究, 2019, 37(02): 112-

116.

[16] 李志军,张世国,李逸飞,单珊. 中国城市营商环境评价及有关建议 [J]. 江苏社会科学, 2019(02): 30-42, 257.

[17] 孙静,马海涛,王红梅. 财政分权、政策协同与大气污染治理效率——基于京津冀及周边地区城市群面板数据分析 [J]. 中国软科学, 2019(08): 154-165.

[18] Tone K. Dealing with undesirable outputs in DEA: A slacks - based measure (SBM) approach [J]. Presentation at NAPW III, Toronto, 2004: 44-45.

[19] 钱争鸣,刘晓晨. 中国绿色经济效率的区域差异与影响因素分析 [J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(07): 104-109.

[20] 张英浩,陈江龙,程钰. 环境规制对中国区域绿色经济效率的影响机理研究——基于超效率模型和空间面板计量模型实证分析 [J]. 长江流域资源与环境, 2018, 27(11): 2407-2418.

[21] 许宁,施本植,刘明. 产业结构视角下地方政府竞争对绿色经济效率的影响 [J]. 技术经济, 2019, 38(06): 67-79.

[22] 吴延兵. 中国地区工业知识生产效率测算 [J]. 财经研究, 2008(10): 4-14.

[23] 李宏彬,李杏,姚先国,张海峰,张俊森. 企业家的创业与创新精神对中国经济增长的影响 [J]. 经济研究, 2009, 44(10): 99-108.

[24] 程锐. 企业家精神与区域内收入差距: 效应与影响机制分析 [J]. 经济管理, 2019, 41(06): 91-108.

[25] 范长煜. 遮掩效应与中介效应: 户籍分割与地方城市政府信任的中间作用机制 [J]. 甘肃行政学院学报, 2016(03): 98-110.

[26] 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, 22(05): 731-745.

(编辑校对: 韦群跃 陈崇仁)

Business Environment and Green Economic Growth

—Based on the Mediating Effect and Suppressing Effect of Entrepreneurship

Zhao Desen, Dou Yao, Zhang Jianmin

Abstract: Based on the realistic background of optimizing the business environment and promoting green economic growth, this paper uses the entropy method and the super - efficient SBM model of undesired output to measure the business environment index and green economic growth level of Chinese cities, and constructs an econometric model to empirically analyze the mediating effect of entrepreneurship. The results show that: (1) The business environment has a significant positive impact on the green economic growth. The impact shows a characteristic of rising first and then falling, but this trend only exists significantly from 2004 to 2012. (2) The promoting effect of social services, infrastructure, administrative governance and green development on the green economic growth is weakened successively, while the increase of business cost has a depressing effect on it. (3) The innovation spirit has a significant mediating effect between the business environment and green economic growth, and practical innovation has the strongest effect, while entrepreneurial spirit has a suppressing effect on the impact of business environment on green economic growth. Finally, this paper puts forward some suggestions for the analysis.

Keywords: Business environment; Green economic growth; Entrepreneurship; Mediating effect; Suppressing effect