

文明的力量:文明城市建设如何助推企业绿色创新

刘建秋,徐雨露

(湖南工商大学 会计学院,长沙 410205)

摘要:在党中央提出加强生态文明建设的重要背景下,本文采用多时点双重差分模型分析了文明城市建设能否促进企业绿色创新,并探究其作用机制与经济后果。研究结果表明,文明城市建设能够显著提升当地企业的绿色创新水平。机制检验发现,文明城市建设对企业绿色创新的作用机理主要表现为政府规制的“倒逼”效应和政府支持的“补偿”效应。随着地区制度质量、企业资本储备和高管素质的提高,文明城市建设对企业绿色创新的促进作用得到增强。经济后果方面,文明城市建设通过促进企业绿色创新,显著提升了企业社会绩效,推动了企业的高质量发展。研究结论从微观层面补充了文明城市建设政策对企业绿色创新的溢出效应,从理论层面为利用政策工具完善我国绿色创新体系、推动社会主义生态文明建设提供了新的经验证据。

关键词:文明城市建设;企业绿色创新;“倒逼”效应;“补偿”效应

中图分类号:G203 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2023)5—0045—11

一、引言

改革开放以来,中国经济总体规模增长了近40倍,成为世界第二大经济体(陈诗一和陈登科,2022)。然而长期高能耗、高污染的经济发展模式,与“绿水青山就是金山银山”的社会主义生态文明理念相违背,制约了经济与社会的可持续发展(李青原和肖泽华,2020)。十八大报告指出“建设生态文明,关系人民福祉,关乎民族未来”。面对生态环境与经济“两难”问题,我们不能“顾此失彼”,要实现经济增长与环境保护两手抓,力争经济高质量发展。党在二十大报告中明确提出大力促进绿色技术创新,推动绿色发展,加快发展方式绿色转型是全面建设社会主义现代化国家的内在要求。为此,中央和各级政府陆续开展各类政策性的引导与实践,以期通过绿色技术创新来达到治污排污的目的,实现经济的高质量发展。已有研究证实合理设计并严格执行的环境规制可以提升企业绿色创新效率(贾建锋等,2023;吴力波等,2021)。相比命令控制型政策,市场激励型的环境规制更能激励企业开展绿色创新活动(Ramanathan et al, 2017)。但也有学者提出波特假说只在较为宽松的环境规制政策下成立(张彩云和吕越,2018),即严格的环境政策可能会产生“挤出”效应,抑制企业绿色创新(张鑫和徐枫,2022)。随着研究的深入,有学者发现环境政策对企业绿色创新的影响可能并不是单纯的抑制或促进,也可能表现为“门槛效应”(王宏鹏等,2022)或“倒U型”关系(游达明和李琳娜,2022;王永贵和李霞,2023),并且环境政策对企业绿色发展的作用会受到时间、地区、企业性质、创新类型等因素的综合影响(Ouyang et al, 2020),更加具有不确定性。除环境方面的政策外,用能权交易(沈璐和陈素梅,2020)、绿色信贷(王馨和王营,2021;舒利敏等,2023)、低碳城市(熊广勤等,2020)、重点监控企业(吴力波等,2021)、智慧城市(韦琳和马梦茹,2022;武力超等,2022)等其他相关政策对企业绿色创新也具有重要的影响作用,但是“文明城市”政策作为推动地区绿色发展、促进企业绿色转型的重要抓手目前还未有学者对此进行研究。我国作为世界文明古国,站在两个一百年的历史交汇点,研究“文明城市”政策的绿色创新效应及其作用机制,对推动社会主义生态文明进步、实现经济高质量发展、建设中国特色社会主义现代化具有现实性的意义。

2003年,中央精神文明建设指导委员会发布《中央文明城市、文明村镇、文明单位评选表彰暂行办法》(文明委2003年9号),启动全国文明城市评选活动。文明城市作为国内最具价值的城市品牌,具有一定的宣

收稿日期:2023-02-28

基金项目:国家社会科学基金“基于企业战略价值的社会责任投入机理与回报效应研究”(18BGL098);湖南省研究生科研创新项目“企业社会责任报告语调管理的决策模式研究”(CX20221129)

作者简介:刘建秋,博士,湖南工商大学会计学院教授,研究方向:企业社会责任会计;徐雨露,湖南工商大学会计学院研究生,研究方向:企业社会责任会计。

传效应。已有研究证实,它不仅可以吸引更多的游客,促进地区旅游业的发展(明雷等,2021),还能吸引高质量劳动力流入(朱金鹤等,2021;陈家和等,2022),提高城市总产出,进而促进城市经济的高质量发展(姚鹏等,2021)。除此之外,成为“全国文明城市”(简称“文明城市”)后营商环境的改善,吸引更多企业投资,加速了地区产业结构的升级调整(刘佳伟等,2023)。全国文明城市作为城市发展的“流量密码”,申请条件极为严格,其条件之一就是要完成国务院下达的生态建设任务。为完成生态目标、顺利获取“文明城市”的称号,参评“文明城市”的地区政府会采取各种措施积极地治理生态问题,提高城市环境治理水平。其中,企业作为生态污染的主要制造者,是政府环境治理的第一对象。企业传统经营目的致力于降低成本、增加产量,以谋求利益的最大化,然而这种粗放式的盈利模式往往以生态环境污染和自然资源浪费为代价,这与文明城市建设要求存在一定的冲突。在当地“文明城市”建设政策下,企业面临更严厉的环境监管,环境违规带来的处罚成本和社会声誉风险也随之变大,这将不利于企业的可持续经营与发展。此时,企业需要找到保护环境与经济盈利的平衡点。而绿色创新作为生态保护与经济发展齐头并进的重要工具,为企业响应地方“文明城市”评选政策、解决经济与环境“非此即彼”问题的提供了机会。那么,绿色创新真的会成为企业响应文明城市建设生态要求的工具吗?企业为了响应当地政府的文明城市建设是否进行了更多的绿色创新活动,以达到环境治理和高质量发展的目的呢?本文将针对这些问题展开研究。

本文利用2000—2021年23256个A股非金融类上市公司的年度观测值,通过运用多时点双重差分(differences-in-differences,以下简称DID)探究文明城市建设对企业绿色创新的影响及作用机制。研究贡献主要体现在以下几方面:①从微观企业层面拓展了文明城市政策的经济后果研究,完善了文明城市评选政策效果的评价框架。文明城市评选作为国内综合类评比的最高荣誉,已有研究表明:在地区层面,文明城市建设可以改善城市生态环境(杨树旺等,2022;逯进等,2020),有助于推动中国特色社会主义生态文明建设(王家庭等,2023),是地方官员的晋升渠道(逯进等,2020)。同时,“文明城市”这个“金字招牌”能吸引更多劳动力流入(朱金鹤等,2021;牛耕等,2022)和企业跨区域投资(刘佳伟等,2023),提高地方投融资平台的融资能力(曹策等,2022),推动城市的高质量发展(姚鹏等,2021)。在企业层面,“文明城市”能够激发企业的“道德血液”(王雅莉等,2022),提高上市公司盈利能力,从而推动企业高质量发展(石大千等,2019)。李言和毛丰付(2022)研究发现,文明城市建设对数字企业创业有持续的推动作用。但是,目前关于文明城市评选如何影响企业绿色创新还尚未有学者对此进行研究,本文尝试对文明城市评选政策的绿色创新效应进行定量评估,丰富和拓展了现有研究范畴,为评估文明城市政策效果与促进企业绿色创新提供了新的依据与思路。②从宏观政策的角度为政府推动企业绿色创新、促进地区绿色转型提供了参考依据。本文从政府规制政策和支持政策两个方面检验了文明城市建设对企业绿色创新的作用机制,发现文明城市是通过“政策倒逼”效应和“资源补偿”效应来促进企业绿色创新,并且地区制度质量、企业资本储备和高管素质在文明城市建设对企业绿色创新的促进作用中有着重要的强化作用。这些发现对今后政策当局如何更好地设计具体的文明城市建设政策、促进企业绿色转型具有理论参考意义。③在经济后果方面,从企业微观层面证实了文明城市建设对经济高质量发展的积极影响及作用机制,为促进我国经济高质量发展,实现党的二十大提出的经济社会发展目标提供了新的路径和经验证据。

二、理论分析与研究假设

“文明城市”作为“含金量”最高的城市招牌,响应国家“社会可持续发展”和“经济高质量发展”的号召,对参评城市的生态环境和经济水平提出了同等严格要求。企业作为社会财富的承载者和自然资源的索取者,对城市的经济和环境发展有着举足轻重的作用,是“文明城市”建设的重要贡献者。在“文明城市”建设的背景下,严格的环境监管提高了企业环境违规成本和社会声誉风险,以盈利为目的的企业需要找到经济利益与生态环境的平衡点。绿色创新作为建设中国特色社会主义生态文明、推动绿色发展的重要推动力,也是企业协调经济发展与环境保护的重要工具(李青原和肖泽华,2020)。但由于绿色创新活动成本投入大、风险高、回报周期长,企业从事绿色创新的强度取决于管理层对企业绿色创新活动的成本、风险及未来收益的权衡(Brav et al, 2018)。从成本、风险和收益权衡的角度来看,“文明城市”评选政策对企业绿色创新的影响可能表现为“政策倒逼”效应和“资源补偿”效应。

从“政策倒逼”的角度来看:“波特假说”认为适当的环境规制会“倒逼”企业进行绿色创新,是改善生态环

境污染的有效工具。“文明城市”评选的生态要求使政府意识到改善生态问题的重要性,促使参选文明城市的地区增强环境规制力度,而环境规制可能会“倒逼”企业开展绿色创新活动。其原因是:第一,地区加大环境规制力度意味着企业面临更高的环境违规成本。公司战略是管理层对成本和收益权衡的结果。弱环境监管或无环境监管时,绿色创新成本要远大于环境处罚成本,再加上绿色创新的高风险和长周期的特点,会造成企业创新动力不足,进而促使企业规避绿色发展这一战略。然而,当地区加大环境规制力度,使得企业环境违规成本大于绿色创新成本时,会激发企业改变现状、追求更大经济利益的内在动力,迫使企业进行绿色创新活动。第二,地区参选文明城市、增强环境规制力度意味着企业将面临更大的社会声誉风险。环境违规处罚不仅会直接减少企业利润,还会败坏企业的社会名声,降低企业和社会公众心中的预期价值。文明城市旨在营造一个和谐社会,参评文明城市地区的“文明、和谐”氛围会提高社会公众的生态和谐意识,环境处罚作为“不文明”“不和谐”的标志会让企业受到社会公众的排斥,并且,绿色发展日益成为外部利益相关者的现实诉求(李青原和肖泽华,2020),相比于受过环境处罚企业,投资者更钟情于无处罚经历的企业(Xu et al, 2016)。绿色技术创新作为企业绿色发展的“代表作”,不仅能够帮助企业摆脱原有“非绿色”的生产技术,有效避免环境处罚(Berrone et al, 2013),还能减少社会公众对企业生态污染产生的负面印象(章砚等,2022),增强利益相关者对企业可持续发展的信心,有效提高企业社会声誉。

从“资源补偿”的角度来看:一方面,尽管绿色创新会增加企业成本支出,直接减少企业利润,但从长远考虑,绿色创新未来能够节约自然资源、社会资源和企业成本,更能产出比竞争对手更有绿色优势的产品,获得更多的市场份额,从而获得更大的经济利益;另一方面,文明城市建设政策下的政府扶持在一定程度上可以缓解企业绿色创新成本压力。相比于非参选城市,参选“文明城市”的政府对企业扶持资源更雄厚。首先,根据各级政府披露的财政支出信息,各省级政府会特意关照参与全国文明城市竞选的城市,并拨付相应的建设资金。同时,参选城市也会设立专项资金用于文明城市建设(刘思宇,2019)。这说明参选文明城市的地区政府具备一定的资金实力。另外,“全国文明城市”这个荣誉称号有助于当地官员晋升(逯进等,2020;明雷等,2021),为了在评选中脱颖而出,政府官员会给予当地企业最大限度的政策支持和资源补给,鼓励其积极参与文明城市建设。已有学者指出,资源约束和激励不足是阻碍企业绿色创新的重要因素。在参评文明城市的背景下,政府给予当地企业最大限度的资源补给和资金激励,能缓解企业开展绿色创新活动的资源约束和激励不足问题,从而提高企业开展绿色创新活动的动机,解决企业在生态环境方面存在的问题,为地区政府评选文明城市扫除障碍。

基于此,本文提出假设1:

在其他条件不变的情况下,“文明城市”建设能推动企业绿色创新(H1)。

三、样本选择与研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文选择2000—2021年A股上市公司与地级市数据进行匹配。为排除异常值的干扰,对上市公司层面的数据均进行1%的Winsorize处理,并剔除了金融类公司、special treatment(ST)公司和数据缺失严重的公司。数据来源如下:①文明城市名单来自于“中国文明网”;②企业绿色创新数据来源于中国研究数据服务平台;③其他公司层面数据来源于国泰安数据库和中国研究数据服务平台,城市层面数据来自于《城市统计年鉴》。将上述数据进行匹配后,最终获得23256个年度观测值。

(二)主要变量定义

第一,企业绿色创新(Patent)。参考王馨和王营(2021)的做法从以下三个方面来衡量企业绿色创新:①绿色创新总绩效(Total),用绿色专利申请总数量衡量;②绿色创新质量(Inva),用绿色发明专利申请数量衡量;③绿色创新数量(Uma),用绿色实用新型专利申请数量衡量。同时,由于绿色专利数据存在的右偏分布问题,本文将绿色专利申请数量加1后取自然对数,得到 $\ln Total$ 、 $\ln Inva$ 及 $\ln Uma$ 。

第二,文明城市入选与否(DID)。全国文明城市每3年评选表彰一次,在正式申报全国文明城市之前必须先获得“全国创建文明城市工作先进城市”称号,否则不够条件申报。从众多已获评文明城市的实践来看,拿到“全国创建文明城市工作先进城市”称号在正式评选表彰前两年,也就是说参评的城市在被正式评为“全国文明城市”前2年就已经受到政策的冲击。因此,本文参照吴海民等(2015)的做法定义文明城市虚拟变量

(*DID*):根据“中国文明网”所公布的名单,若企业所在地拥有“全国创建文明城市工作先进城市”称号,那么在当年及以后年份 *DID* 定义为 1,反之则为 0。

第三,控制变量(*Controls*)。参照已有研究(于飞等,2019;李万利,2023),控制如下变量:现金流比率(*Cashflow*)、营业收入增长率(*Growth*)、总资产净利润率(*ROA*)、公司成立年限(*FirmAge*)、董事会规模(*Board*)、独立董事比例(*Indep*)、两职合一(*Dual*)、劳动密度(*labor*)。此外,文章还控制了行业固定、时间固定效应和企业所在省的地区固定效应。控制变量具体定义见表 1。

(三)模型设计

基于多时点双重差分模型,本文构建模型(1)检验“文明城市”评选与企业绿色创新之间的影响关系。

$$Patent_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{i,t} + \alpha_i X_{i,t} + \sum Year + \sum Ind + \sum Pro + \varepsilon \quad (1)$$

其中: $Patent_{i,t}$ 是被解释变量,代表*i*企业第*t*年的绿色创新表现; $DID_{i,t}$ 为文明城市政策的实验分组变量,表示*i*企业所在地在第*t*年是否获得“全国创建文明城市工作先进城市”称号; $X_{i,t}$ 为一系列的控制变量,包括*i*企业第*t*年的现金流比率、营业收入增长率、总资产净利润率、公司成立年限、董事会规模、独立董事比例、两职合一和劳动密度; $\sum Year$ 、 $\sum Ind$ 、 $\sum Pro$ 分别为年份、行业和企业所在省的地区固定效应; ε 为随机扰动项。

(四)描述性分析

主要变量的描述性统计结果见表 2。可以看出,绿色创新总绩效(*Total*)的均值和标准差分别为 1.971、11.00,表明样本企业之间的绿色创新表现存在很大差异。绿色创新质量(*Inva*)和绿色创新数量(*Uma*)的均值分别为 1.162 和 0.809,标准差分别为 7.796 和 4.153,进一步说明了说明样本企业之间绿色创新的数量和质量也存在较大差异,并且企业大部分的绿色专利属于绿色发明专利。其他变量与现有文献基本一致,不再赘述。

表 1 变量定义及说明

变量名称	变量定义	具体描述
<i>Total</i>	绿色创新总绩效	绿色专利申请总数量
<i>Inva</i>	绿色创新质量	绿色发明专利申请数量
<i>Uma</i>	绿色创新数量	绿色实用新型专利申请数量
<i>DID</i>	文明城市入选与否	企业所在地区获得“全国创建文明城市工作先进城市”称号当年及以后年份赋值为 1,否则为 0
<i>Cashflow</i>	现金流比率	经营活动产生的现金流量净额/营业收入
<i>Growth</i>	营业收入增长率	本年营业收入/上一年营业收入-1
<i>ROA</i>	总资产净利润率	净利润/总资产平均余额
<i>FirmAge</i>	公司成立年限	ln(当年年份-公司成立年份+1)
<i>Board</i>	董事会规模	董事会人数取自然对数
<i>Indep</i>	独立董事比例	独立董事除以董事人数
<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理是同一个人 1,否则为 0
<i>labor</i>	劳动密度	员工人数/总资产

表 2 描述性统计分析

变量	样本数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
<i>Total</i>	23256	1.971	0	11.00	0	526
<i>Inva</i>	23256	1.162	0	7.796	0	389
<i>Uma</i>	23256	0.809	0	4.153	0	141
<i>DID</i>	23256	0.688	1	0.463	0	1
<i>Cashflow</i>	23256	0.096	0.088	0.172	-0.739	0.715
<i>Growth</i>	23256	0.184	0.130	0.364	-0.580	2.412
<i>ROA</i>	23256	0.050	0.049	0.065	-0.247	0.228
<i>FirmAge</i>	23256	2.670	2.708	0.400	1.386	3.401
<i>Board</i>	23256	8.547	9	1.683	5	15
<i>Indep</i>	23256	0.374	0.333	0.540	0	0.571
<i>Dual</i>	23256	0.330	0	0.470	0	1
<i>labor</i>	23256	0.830	0.627	0.730	0.023	4.611

四、实证分析与讨论

(一)文明城市建设对企业绿色创新的影响:

根据模型(1),文明城市建设对企业绿色创新的回归结果见表 3,(1)~(3)列分别汇报了文明城市建设(*DID*)对绿色创新绩效($\ln Total$)、绿色创新质量($\ln Inva$)、绿色创新数量($\ln Uma$)的估计结果,文明城市建设(*DID*)的回归系数均在 1% 的水平上显著为正。基础回归结果表明:相比于非试点城市,文明城市政策的实施能使得试点城市企业的绿色创新绩效提高 0.082 个单位,这说明文明具有“创新效应”,创建文明城市能够显著提升当地企业的绿色创新绩效,并且,表 3 的(2)、(3)列显示:文明城市政策的实施不仅能够提升企业绿色创新的数量还促进了企业绿色创新质量的提升,证明了文明城市政策的创新效应还具有“增质提量”的效果。究其原因可能是创建文明城市作为统筹物质文明与精神文明协调发展的重要抓手,同步提高了地区物质文明与精神文明程度。物质文明的发展为企业保护生态、开展绿色创新活动提供了资源前提和物质保障,而精神文明提高了企业的生态保护意识,为企业开展绿色创新提供了源源不断的精神动力。因此,文明城市政策能有力地推动企业开展绿色创新活动,研究假设 H1 得证。

表3 文明城市建设与企业绿色创新

变量	lnTotal (1)	lnInva (2)	lnUma (3)	变量	lnTotal (1)	lnInva (2)	lnUma (3)
<i>DID</i>	0.082*** (6.41)	0.064*** (6.34)	0.043*** (4.67)	<i>Dual</i>	-0.020* (-1.92)	-0.017** (-2.00)	-0.010 (-1.31)
<i>Cashflow</i>	-0.111*** (-3.62)	-0.074*** (-3.06)	-0.069*** (-3.15)	<i>labor</i>	-0.026*** (-3.49)	-0.031*** (-5.22)	-0.013** (-2.35)
<i>Growth</i>	-0.013 (-0.94)	-0.014 (-1.29)	-0.003 (-0.32)	<i>Constant</i>	-0.817*** (-5.08)	-0.560*** (-4.41)	-0.546*** (-4.76)
<i>ROA</i>	0.558*** (6.82)	0.474*** (7.34)	0.242*** (4.15)	<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes
<i>FirmAge</i>	0.003 (0.22)	0.016 (1.32)	-0.016 (-1.44)	<i>N</i>	23256	23256	23256
<i>Board</i>	0.051*** (14.29)	0.039*** (13.64)	0.032*** (12.60)	<i>adj_R²</i>	0.144	0.121	0.133
<i>Indep</i>	0.003*** (3.09)	0.003*** (3.10)	0.003*** (3.46)				

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为*t*值。

(二)稳健性检验

1. 平行趋势假设检验

运用多时点双重差分法的潜在前提是政策冲击前处理组与对照组没有系统性差异,即在地区进行文明城市建设前所有样本企业的绿色创新具有类似的时间趋势。本文以获得“全国创建文明城市工作先进城市”前一年为基期,将建设文明城市的时间分别提前1~3年,构建3个“伪文明城市建设”虚拟变量(*pre1*、*pre2*、*pre3*),然后加入模型检验平行趋势假设是否成立。检验结果见表4,*pre1*、*pre2*、*pre3*的回归系数均不显著,这说明处理组和对照组绿色创新的变化趋势在很大程度上一致,符合共同趋势假定,研究结论稳健。

表4 平行趋势检验

变量	lnTotal (1)	lnInva (2)	lnUma (3)
<i>pre1</i>	0.014 (0.47)	0.002 (0.09)	0.010 (0.47)
<i>pre2</i>	0.038 (1.16)	0.034 (1.29)	0.025 (1.06)
<i>pre3</i>	-0.001 (-0.02)	-0.003 (-0.09)	-0.006 (-0.24)
<i>Constant</i>	-0.923*** (-7.04)	-0.649*** (-6.27)	-0.635*** (-6.79)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	23256	23256	23256
<i>adj_R²</i>	0.143	0.120	0.133

注：***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著；括号内为*t*值。

2. 安慰剂检验

为了排除遗漏变量的干扰,本文进行了安慰剂检验:随机选择文明城市建设地区。具体做法为:用随机设定文明城市建设区域生成的“伪”*DID*代替原来真实的*DID*。理论上,由于文明城市试点区域是随机生成的,“伪”*DID*应该不会对绿色创新产生显著影响,并且,为避免偶然因素对结果的干扰,本文分别重复500次随机生成文明城市建设试点地区,并绘制“伪”文明城市建设变量估计系数的核密度图(图1)。在随机生成文明城市建设试点区域的情况下,随机过程下的“伪”*DID*变量的估计系数均值都聚集于0,并且大部分*P*值都在0.1以上。同时真*DID*的回归系数(0.082、0.043、0.064)在核密度图中基本都位于小概率事件的范围。安慰剂检验结果排除了遗漏变量对本文研究结论的干扰,说明本文核心结论并非是偶然结果,具有稳健性。

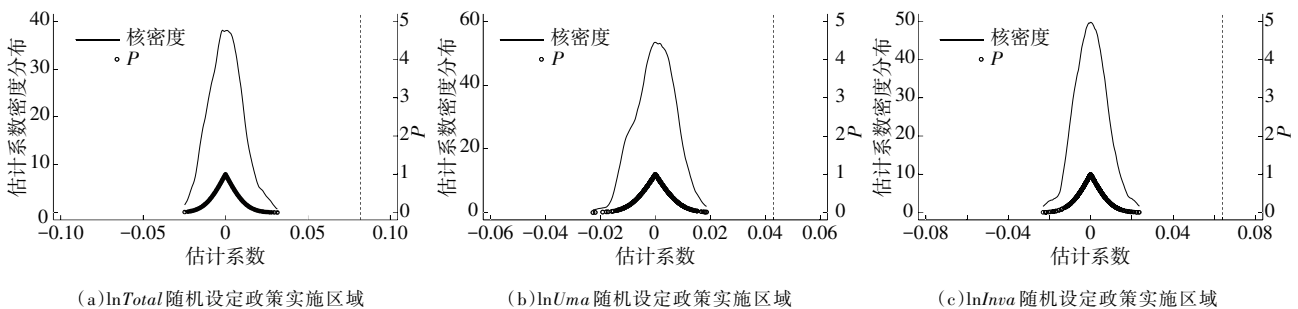


图1 安慰剂检验

3. 倾向得分匹配-双重差分法(PSM-DID)

虽然平行趋势检验和安慰剂检验排除了本文基准回归结果是由于时间趋势差异和偶然因素造成的,但是由于地区和企业本身具有异质性,这可能会使得本文政策评估结果的不稳健。为排除这个因素干扰,本文采用倾向得分匹配法(propensity score matching, PSM)为文明城市建设当地的企业匹配与其最相似的企业,然后再将匹配后的样本代入模型(1)重新进行基准回归。具体来说,本文选择控制变量作为特征变量,使用Logit模型计算倾向得分,然后进行1:1的卡尺最近邻匹配。由于使用的是多时点双重差分模型,因此采用逐

期匹配的方法来筛选对照组企业。PSM-DID 回归结果见表 5 的(1)~(3)列所示,结果表明:在考虑企业本身的异质性之后,文明城市建设对企业绿色创新的促进作用依然显著,并且其经济显著性有所提高。这证明本文研究结论具有一定的稳健性。

表 5 PSM-DID 和更改计量模型

变量	PSM-DID			Tobit 回归		
	lnTotal	lnInva	lnUma	lnTotal	lnInva	lnUma
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.116*** (6.65)	0.094*** (7.02)	0.056*** (4.43)	0.0818*** (6.43)	0.0639*** (6.36)	0.0426*** (4.69)
<i>Constant</i>	-1.012*** (-3.50)	-0.694*** (-3.11)	-0.685*** (-3.24)	-0.6429*** (-6.22)	-0.4429*** (-5.43)	-0.5018*** (-6.80)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	8452	8452	8452	23256	23256	23256
adj_ R^2 /Pseudo R^2	0.146	0.123	0.126	0.0695	0.0739	0.0909

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

4. 其他稳健性检验

①更改计量模型:考虑到绿色创新数据左截尾的特点,本文采用 Tobit 模型再次进行回归见表 5 的(4)~(6)列。结果显示文明城市建设对企业绿色创新的促进作用依然在 1%的水平上显著,与表 3 多元线性回归结果一致。②替换变量:前文对于绿色创新的衡量只考虑了企业单独申请到的绿色专利,但有些小规模的企业由于自身资源的缺乏只能选择与其他机构或公司联合开展绿色创新。因此本文在原数据的基础上,考虑联合创新的专利数据后,按照上文方法重新定义:绿色创新总绩效($Total_1$),绿色创新质量($Inva_1$),绿色创新数量(Uma_1),将其加 1 取对数后重新回归,结果见表 6 的(1)~(3)列所示,与表 3 基准回归结果一致。这说明研究结论稳健。③删除 2017 年后的样本数据:考虑到 2017 年专利申请统计标准发生变更,借鉴王馨和王营(2021)的方法,删除 2017 年及以后的专利申请后重新进行回归。表 6 的(4)~(6)列汇报了删除 2017 年及以后的回归结果,文明城市建设对企业绿色创新的促进效应依然在 1%的水平上显著,与表 3 主回归结论一致,说明基础回归结论稳健。

表 6 采用联合创新专利衡量与删除 2017 年及以后的样本

变量	采用联合创新专利衡量			删除 2017 年及以后的样本		
	lnTotal_1	lnInva_1	lnUma_1	lnTotal	lnInva	lnUma
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.046*** (5.76)	0.042*** (6.18)	0.025*** (4.63)	0.073*** (4.91)	0.059*** (5.17)	0.038*** (3.52)
<i>Constant</i>	-0.471*** (-5.69)	-0.379*** (-5.44)	-0.282*** (-5.07)	-0.856*** (-5.20)	-0.594*** (-4.70)	-0.565*** (-4.69)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	23256	23256	23256	12826	12826	12826
adj_ R^2	0.161	0.174	0.126	0.148	0.126	0.137

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10%的水平上显著;括号内为 t 值。

五、进一步分析

(一) 机制检验

根据上文理论推导和回归检验可知,文明城市建设促进企业绿色创新,表现为“政策倒逼”效应和资源“补偿”效应。何小钢(2014)发现绿色创新的“知识溢出正外部性”和“污染排放负外部性”会直接导致企业改善生态环境、开展绿色创新的动力不足。已有学者研究得出,规制政策(陈宇科等,2022;于麦芝,2021)和支持政策(王永贵和李霞,2023)可以解决由于“双重外部性”造成的企业绿色创新动力不足的问题。然而单一政策干预难以破除发展经济和保护环境的两难困境,搭配使用规制政策与支持政策会生成“耦合效应”,从而产生额外的创新激励作用(熊爱华等,2020)。因此,本文推测政府为了改善生态环境,顺利获取“文明城市”这个金字招牌,可能会通过规制政策的“倒逼”效应与支持政策的资源“补偿”效应激励企业开展绿色创新活动。

第一,支持政策是指政府下发给企业的各种补贴,包括研发补贴、技术补贴、税收优惠、人才补贴、低碳补

贴等,政府补贴资金能够缓解企业绿色创新的融资约束问题。参照余典范和王佳希(2022)的做法,用企业每年收到的政府补助金额(*Subsidy1*)衡量政府支持政策的实施强度。为保证研究结论的稳健性,借鉴丁玮蓉等(2020)的方法,用政府补贴除以期末总资产的比值作为支持政策的另一代理变量(*Subsidy2*)。根据表7中(1)、(2)列回归结果显示,文明城市建设与*Subsidy1*、*Subsidy2*均在1%的水平上显著正相关。这与本文的推断一致,说明政府为了顺利获取“文明城市”称号,可能会通过支持政策的“资源补偿”效应来激励企业开展绿色创新活动、保护生态环境。

第二,规制政策是指政府为保护生态环境而对企业环境绩效做出的强制性要求。参考陈宇科等(2022),本文选取各地区工业污染治理投资完成额与地区生产总值的比值并将其取对数作为环境规制政策(*ER1*)的第一个代理变量,*ER1*越大说明政府环境规制力度越强。基于稳健性考虑,借鉴张建鹏和陈诗一(2021)的研究方法,利用文本分析法测算地方政府工作报告中环保词汇出现的词频,并将其取对数作为环境规制的第二个代理变量(*ER2*),比重越大地方环境规制强度越大。根据表7中(3)、(4)列结果显示,文明城市创建显著提升了地区的环境规制水平,这说明政府为了顺利获取“文明城市”称号,会通过规制政策的“倒逼”企业开展绿色创新活动、保护生态环境。

(二)异质性分析

一项宏观政策要落实到微观企业层面,并有效的发挥其政策效果,离不开地区、企业和高管的影响。因此,接下来将从地区制度质量、企业资源储备和高管素质三个层面来分析文明城市建设促进企业绿色创新的异质性。

1. 地区制度质量差异

制度质量是企业绿色发展的有效推动力。高质量的制度有助于政府有效地发挥职能,提高政府资源的配置效率,保证文明城市建设政策“落地”的速度和质量,可能会加强文明城市建设的绿色创新效应,并且,制度质量代表着执法力度的强弱。高制度质量地区执法力度严格,企业没有“钻空子”的机会,这会迫使企业安分守己遵守政策,实实在在地通过绿色创新探索生态与经济的平衡点。但也有学者指出环境规制下,高质量的制度也不一定会促进企业绿色创新,也有可能致使现有污染企业迁移至制度质量更低的地区,形成“污染转移”的情况。那么,制度质量到底如何影响文明城市建设对企业绿色创新的作用过程呢?

借鉴华锐等(2021)研究方法,采取各地区的市场化水平(*Mark*)和法律水平(*LAW*)作为地区制度质量的代理变量。数据来源于王小鲁等编写的《中国分省份市场化指数报告(2016)》,参考解学梅和朱琪玮(2021)的研究,以历年各地区市场化总指数的平均增长幅度作为增长幅度来获取2017—2021年各地区市场化指数的数据。表8回归结果显示:文明城市建设与市场化水平的交乘项(*DID*×*Mark*)及文明城市建设与法律水平的交乘项(*DID*×*LAW*)的回归系数均为正,并且交乘项估计系数至少在5%的水平上显著。这说明:地区制度质量有利于政府发挥职能,有效地推动文明城市政策的“落地”到微观企业,强化文明城市建设对企业绿色创新的促进效应。

2. 企业资本储备差异

储备资本是指企业内部潜在的可以自由使用的资源,是组织应对环境变化、推动技术创新项目的物质基础。在完全资本市场中,企业在面临未预期的外界冲击时可以不耗费成本去调整。但当资本市场不完全时,资本储备是企业开展绿色创新的重要条件。充足的储备资源有利于缓解外部环境冲突,提高凝聚力,扩展企业对失败和试错的包容性,能使企业更好

表7 机制检验

变量	支持政策		规制政策	
	<i>Subsidy1</i>	<i>Subsidy2</i>	<i>ER1</i>	<i>ER2</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	0.335*** (4.79)	0.001*** (4.74)	0.027*** (3.12)	0.041*** (5.27)
<i>Constant</i>	-3.577** (-2.56)	-0.002 (-0.59)	-5.351*** (-73.77)	-6.960*** (-17.77)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	22002	22002	23121	21400
adj_ <i>R</i> ²	0.204	0.117	0.642	0.271

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值。

表8 制度质量调节效应

变量	市场化水平			法律水平		
	ln <i>Total</i>	ln <i>Inva</i>	ln <i>Uma</i>	ln <i>Total</i>	ln <i>Inva</i>	ln <i>Uma</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.078*** (6.05)	0.060*** (5.95)	0.041*** (4.43)	0.081*** (6.30)	0.063*** (6.22)	0.042*** (4.61)
<i>DID</i> × <i>Mark</i>	0.025*** (3.50)	0.022*** (3.85)	0.011** (2.12)			
<i>DID</i> × <i>LAW</i>				0.012*** (3.21)	0.011*** (3.70)	0.004* (1.72)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	23221	23221	23221	23221	23221	23221
adj_ <i>R</i> ²	0.145	0.122	0.134	0.144	0.122	0.133

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为*t*值。

地应对环境动荡带来的冲击和挑战,进而增加企业开展绿色创新活动的意愿和动力。柏群和杨云(2020)通过实证分析得出资源充裕的企业往往出于社会责任信息披露要求,会努力加强自身绿色实践。因此,可以推断企业资源越充裕,文明城市建设对企业绿色创新的助推效果越强。

根据已有研究从财务资本储备(*FS*)和人力资本储备(*HRS*)两个维度研究资本储备对文明城市建设与企业绿色创新的影响。借鉴 Kim 和 Bettis(2015)研究方法,用经过行业均值调整的现金和现金等价物与总资产比值来测量财务资本,比值越大说明企业财务资本储备越多;参照 Vanacker 等(2017)的研究,用行业均值调整后的公司员工人数与总销售额的比值来测量人力资本,比值越大说明企业人力资本越多。表 9 结果显示,文明城市建设与财务资本储备的交乘项(*DID*×*FS*)及文明城市建设与人力资本储备的交乘项(*DID*×*HRS*)的回归系数均在 1% 的水平上显著为正,这说明企业资本储备能加强文明城市建设对企业绿色创新的促进效应,原因是文明城市建设是一个不可避免的外部环境冲击,丰富的资本储备为企业应对“文明城市”政策提供了必要的物质和人力基础,使企业拥有更充沛的条件进行绿色创新。

表 9 资本储备调节效应

变量	财务冗余			人力资源冗余		
	<i>lnTotal</i>	<i>lnInva</i>	<i>lnUma</i>	<i>lnTotal</i>	<i>lnInva</i>	<i>lnUma</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	0.084*** (5.09)	0.062*** (4.80)	0.044*** (3.66)	0.076*** (5.97)	0.059*** (5.86)	0.038*** (4.24)
<i>DID</i> × <i>FS</i>	0.274*** (3.81)	0.179*** (3.19)	0.184*** (3.52)			
<i>DID</i> × <i>HRS</i>				0.005*** (8.06)	0.004*** (8.09)	0.004*** (9.30)
<i>Constant</i>	-0.561*** (-3.93)	-0.475*** (-4.27)	-0.303*** (-2.92)	-0.768*** (-5.90)	-0.512*** (-4.98)	-0.529*** (-5.69)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	9761	9761	9761	23256	23256	23256
<i>adj_R</i> ²	0.146	0.123	0.136	0.157	0.137	0.145

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为 *t* 值。

3. 高管素质差异

“烙印理论”表明某个阶段的环境特征将会对个体的后续行为产生持续影响。高管素质特征对其责任观念和经营理念有重要的影响作用(李冬伟和吴菁,2017),高素质管理层更倾向于开展绿色创新活动。原因是:第一,企业高管学历越高,其个人素质也可能越高,就会越重视社会口碑和个人声誉(王雅莉等,2022),也更倾向于进行绿色创新,以此来减少环境污染、规避环境处罚。第二,具有学术经历的高管,其专业素质越高,对风险的认识更加全面、系统,更加具有探索精神。第三,高管的素质会促使其形成一种内在监督机制,提高首席执行官(CEO)道德认知水平,使其更加注重履行社会责任,从而推动绿色创新。因此,本文认为,高管的素质会加强文明城市建设对企业绿色创新的促进效应。

借鉴王雅莉等(2022)的研究方法,采用高管平均学历水平(*Edu*)和高管学术背景人数(*Academic*)来代表企业高管素质。高管平均学历水平取值为高管人员学历水平赋值的平均数,具体赋值方法为:将学历从低到高赋值,中专及以下为 1、大专为 2,以此类推到博士及以上赋值为 6。高管素质调节效应的检验结果见表 10,文明城市与高管平均学历水平的交乘项(*DID*×*Edu*)及文明城市建设与高管学术背景的背景的交乘项(*DID*×*Academic*)的回归系数均至少在 5% 的水平上显著为正,这说明高管素质出于自身的道德自律和声誉顾及,再

表 10 高管素质调节效应

变量	高管学历			高管学术背景		
	<i>lnTotal</i>	<i>lnInva</i>	<i>lnUma</i>	<i>lnTotal</i>	<i>lnInva</i>	<i>lnUma</i>
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
<i>DID</i>	0.075*** (5.41)	0.060*** (5.44)	0.039*** (3.86)	0.072*** (4.17)	0.051*** (3.75)	0.042*** (3.41)
<i>DID</i> × <i>Edu</i>	0.137*** (5.54)	0.133*** (6.84)	0.058*** (3.30)			
<i>DID</i> × <i>Academic</i>				0.013*** (2.82)	0.009** (2.45)	0.008** (2.52)
<i>Constant</i>	-1.159*** (-9.59)	-0.932*** (-9.77)	-0.700*** (-8.09)	-1.056*** (-5.01)	-0.767*** (-4.62)	-0.762*** (-5.05)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year/Ind/Pro</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>N</i>	20807	20807	20807	13627	13627	13627
<i>adj_R</i> ²	0.148	0.127	0.137	0.143	0.124	0.134

注:***、**、*分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为 *t* 值。

加之其高专业素质和科研能力,使得企业绿色创新对文明城市建设活动的反应更敏感,即高管素质加强了文明城市建设对企业绿色创新的促进效应。

(三)经济后果检验

创建文明城市既是提升城市治理水平的速成机制,亦是稳定城市治理质量的多功能机制(徐换歌,2020)。文明城市评选政策旨在推动社会与经济的高质量发展,创建和谐社会,满足人民对美好生活的需要。从社会绩效来看,文明城市评选体系中加入生态环境要求的直接目的就是要求地方整体节能减排,实现地区的高质量发展。无论是因为规制政策的“倒逼”效应还是因为政府支持政策的“补偿”效应,在文明城市评选政策下,企业都要开展以保护生态为目的的绿色创新。对于企业来说开展绿色创新活动,降低环境污染能够有效避免政府环境处罚,从而提高企业社会绩效,降低社会风险。从企业高质量发展来看,绿色创新是企业实现经济与环境双赢的关键因素,是企业在全新竞技场中获得可持续竞争优势、实现高质量发展的重要战略(Fernando et al,2019)。因此本文从企业社会绩效和高质量发展两个方面来探讨文明城市建设促进企业绿色创新的经济效应,见表11。其中,企业社会绩效用润灵环球评分衡量,基于量化考虑,将评级得分除以 10^2 后再进行回归;借鉴董志愿和张曾莲(2021)的方法,用全要素生产率作为企业高质量发展的代理变量;参照王馨和王营(2021)的研究方法,计算文明城市建设诱发的绿色创新总绩效(γ_{Total})、绿色创新质量(γ_{Inva})和绿色创新数量(γ_{Uma})纳入回归分析,控制变量与主回归一致。经济后果检验结果见表11,绿色创新的三个代理变量对社会和环境绩效及企业高质量发展的估计系数均在1%的水平上显著为正,这说明文明城市建设对企业绿色创新的促进效应能够提升企业社会绩效,推动企业的高质量发展。

表11 经济后果检验

变量	社会绩效			企业高质量发展		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
γ_{Total}	0.268*** (4.89)			0.920*** (6.66)		
γ_{Inva}		0.343*** (4.89)			1.179*** (6.66)	
γ_{Uma}			0.510*** (4.89)			1.754*** (6.66)
Constant	0.145* (1.82)	0.145* (1.82)	0.145* (1.82)	5.536*** (59.94)	5.536*** (59.94)	5.536*** (59.94)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year/Ind/Pro	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3471	3471	3471	22102	22102	22102
adj_R ²	0.347	0.347	0.347	0.466	0.466	0.466

注:***、**、*分别代表在1%、5%、10%的水平上显著;括号内为t值。

六、研究结论与政策启示

本文用2000—2021年中国A股上市公司数据与地级市数据匹配,通过多时点双重差分模型分析文明城市建设如何影响企业绿色创新绩效。研究发现:①文明城市建设能够促进当地企业绿色创新“增量提质”。②机制检验表明:文明城市建设能通过规制政策的“倒逼”效应及支持政策的“资源补偿”效应两条路径来提升企业绿色创新表现。③异质性检验表明:文明城市对企业绿色创新的政策效果会受到地区制度质量、企业资本储备及高管素质的影响。地区制度质量、企业资本储备及高管素质能强化文明城市评选对企业绿色创新的提升作用。④经济后果检验表明:文明城市建设促进企业绿色创新,能提高企业的社会和环境绩效,增强企业可持续竞争力,从而推动企业的高质量发展。

本文得到的政策启示:推动文明城市建设,促进企业绿色发展,改善生态环境,实现经济的高质量发展要做到以下几点。政府方面:创建文明城市推动生态文明建设,一要顺应精神文明建设新要求,把文明城市创建作为统筹物质文明和精神文明协调发展的重要抓手,借此助力生态文明建设;二要加强环境规制力度,给企业施加环境治理的压力,迫使其开展绿色创新活动;三要加大扶持政策力度,缓解企业绿色创新的资源约束问题,鼓励企业积极开展绿色创新活动,增加企业绿色创新的动力;四要提升地区制度质量。高制度质量是文明城市政策效果“落地”到微观企业的保证。企业层面:一要重视绿色创新,加强绿色创新的人力与财力投入,积极推动绿色发展,这是保持企业持久竞争力、实现高质量发展的重要途径;二要积极引进高素质人才,发挥高素质人才的战略作用。

参考文献

- [1] 柏群,杨云,2020.组织冗余资源对绿色创新绩效的影响——基于社会责任的中介作用[J].财经科学,(12):96-106.
- [2] 曹策,李逸飞,楚尔鸣,2022.城市荣誉评选与城投债规模扩张——基于全国文明城市的准自然实验[J].山西财经大学学报,44(7):72-84.
- [3] 陈家和,吴一平,李鹏飞,2022.城市品牌与流动人口就业选址决策[J].财经研究,48(5):140-154.
- [4] 陈诗一,陈登科,2022.加快推进绿色低碳转型,建设中国特色生态文明[J].China Economist,17(2):8-47.

- [5] 陈宇科, 刘蓝天, 董景荣, 2022. 环境规制工具、区域差异与企业绿色技术创新——基于系统 GMM 和动态门槛的中国省级数据分析[J]. 科研管理, 43(4): 111-118.
- [6] 丁玮蓉, 丁洁瑜, 王红建, 2020. 企业特征、政府补贴与上市旅游企业绩效——基于旅游产业外部性的理论分析[J]. 旅游学刊, 35(10): 43-56.
- [7] 董志愿, 张曾莲, 2021. 政府审计对企业高质量发展的影响——基于审计署央企审计结果公告的实证分析[J]. 审计与经济研究, 36(1): 1-10.
- [8] 何小钢, 2014. 绿色技术创新的最优规制结构研究——基于研发支持与环境规制的双重互动效应[J]. 经济管理, 36(11): 144-153.
- [9] 华锐, 李宏武, 保永文, 2021. 制度质量、政治关联与企业创新[J]. 统计与决策, 37(18): 162-165.
- [10] 贾建锋, 刘伟鹏, 杜运周, 等, 2023. 制度组态视角下绿色技术创新效率提升的多元路径[J/OL]. 南开管理评论. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.F.20230307.1021.002.html>.
- [11] 李冬伟, 吴菁, 2017. 高管团队异质性对企业社会绩效的影响[J]. 管理评论, 29(12): 84-93.
- [12] 李青原, 肖泽华, 2020. 异质性环境规制工具与企业绿色创新激励——来自上市企业绿色专利的证据[J]. 经济研究, 55(9): 192-208.
- [13] 李万利, 陈亮, 袁凯彬, 2023. 互联网能否增强传统媒体的外部治理功能? ——基于媒体环境报道与企业绿色创新视角[J/OL]. 南开管理评论. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/12.1288.f.20230216.1525.010.html>.
- [14] 刘佳伟, 邓博夫, 罗正英, 等, 2023. “全国文明城市”评选与企业跨区域投资布局——基于 2008—2018 年上市公司新增子公司地理分布的实证分析[J/OL]. 外国经济与管理. <https://doi.org/10.16538/j.cnki.fem.20230326.201>.
- [15] 刘思宇, 2019. “评比表彰”的激励逻辑——基于创建全国文明城市的考察[J]. 中国行政管理, (2): 72-78.
- [16] 逯进, 赵亚楠, 苏妍, 2020. “文明城市”评选与环境污染治理: 一项准自然实验[J]. 财经研究, 46(4): 109-124.
- [17] 明雷, 黄远标, 朱红, 等, 2021. 全国文明城市评选是“福利”还是“陷阱”? ——基于城市旅游业发展视角[J]. 投资研究, 40(2): 54-70.
- [18] 牛耕, 何雨可, 赵国昌, 2022. 城市品牌与流动人口居留意愿: 来自“文明城市”评选的证据[J]. 人口研究, 46(6): 117-130.
- [19] 沈璐, 陈素梅, 2020. 用能权交易与企业绿色创新——来自中国工业企业的证据[J]. 技术经济, 39(10): 1-8, 18.
- [20] 石大千, 胡可, 陈佳. 城市文明是否推动了企业高质量发展? ——基于环境规制与交易成本视角[J]. 产业经济研究, 2019(6): 27-38.
- [21] 舒利敏, 廖菁华, 谢振, 2023. 绿色信贷政策与企业绿色创新——基于绿色产业视角的经验证据[J]. 金融经济学研究, 38(2): 144-160.
- [22] 陶锋, 赵锦瑜, 周浩, 2021. 环境规制实现了绿色技术创新的“增量提质”吗——来自环保目标责任制的证据[J]. 中国工业经济, (2): 136-154.
- [23] 王宏鹏, 张阳, 田鸣, 2022. 政府研发补贴、慈善捐赠对绿色创新的影响及其门槛效应研究[J]. 软科学, 36(7): 1-7, 15.
- [24] 王家庭, 袁春来, 刘子杰, 2023. “生态锦标赛”有利于绿色全要素生产率提升吗? ——来自文明城市评选的经验证据[J]. 管理学报, 36(1): 16-32.
- [25] 王伟楠, 王凯, 严子淳, 2023. 区域高质量发展对“专精特新”中小企业创新绩效的影响机制研究[J]. 科研管理, 44(2): 32-4.
- [26] 王晓祺, 郝双光, 张俊民, 2020. 新《环保法》与企业绿色创新: “倒逼”抑或“挤出”?[J]. 中国人口·资源环境, 30(7): 107-117.
- [27] 王馨, 王营, 2021. 绿色信贷政策增进绿色创新研究[J]. 管理世界, 37(6): 173-188.
- [28] 王雅莉, 侯林岐, 朱金鹤, 2022. 文明城市创建如何“催生”企业“道德血液”? ——基于企业社会责任视角的分析[J]. 财经研究, 48(6): 64-8.
- [29] 王永贵, 李霞, 2023. 促进还是抑制: 政府研发补助对企业绿色创新绩效的影响[J]. 中国工业经济, (2): 131-149.
- [30] 韦琳, 马梦茹, 金宇, 2022. 智慧城市建设对企业研发操纵的影响研究[J]. 科学决策, (5): 101-118.
- [31] 吴海民, 吴淑娟, 陈辉, 2015. 城市文明、交易成本与企业“第四利润源”——基于全国文明城市与民营上市公司核匹配倍差法的证据[J]. 中国工业经济, (7): 114-129.
- [32] 吴力波, 任飞州, 徐少丹, 2021. 环境规制执行对企业绿色创新的影响[J]. 中国人口·资源与环境, 31(1): 90-99.
- [33] 武力超, 李惟简, 陈丽玲, 等, 2022. 智慧城市建设对绿色技术创新的影响——基于地级市面板数据的实证研究[J]. 技术经济, 41(4): 1-6.
- [34] 解学梅, 朱琪玮, 2021. 企业绿色创新实践如何破解“和谐共生”难题?[J]. 管理世界, 37(1): 128-149, 9.
- [35] 熊广勤, 石大千, 李美娜, 2020. 低碳城市试点对企业绿色技术创新的影响[J]. 科研管理, 41(12): 93-102.
- [36] 徐换歌, 2020. 评比表彰何以促进污染治理? ——来自文明城市评比的经验证据[J]. 公共行政评论, 13(6): 151-169, 213.
- [37] 杨冕, 王恩泽, 叶初升, 2022. 环境管理体系认证与中国制造业企业出口“增量提质”[J]. 中国工业经济, (6): 155-17.
- [38] 杨树旺, 卢廷帅, 王超, 等, 2022. “文明城市”政策促进了污染控制吗? ——来自中国城市面板数据的实证[J]. 生产力研究, (3): 1-6.

- [39] 姚鹏, 张泽邦, 孙久文, 等, 2021. 城市品牌促进了城市发展吗? ——基于“全国文明城市”的准自然实验研究[J]. 财经研究, 47(1): 32-46.
- [40] 游达明, 李琳娜, 2022. 环境规制强度、前沿技术差距与企业绿色技术创新[J]. 软科学, 36(8): 108-114.
- [41] 于飞, 刘明霞, 王凌峰, 等, 2019. 知识耦合对制造企业绿色创新的影响机理——冗余资源的节作用[J]. 南开管理评论, 22(3): 54-65, 76.
- [42] 于芝麦, 2021. 环保约谈、政府环保补助与企业绿色创新[J]. 外国经济与管理, 43(7): 22-37.
- [43] 余典范, 王佳希, 2022. 政府补贴对不同生命周期企业创新的影响研究[J]. 财经研究, 48(1): 19-33.
- [44] 张彩云, 吕越, 2018. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. 经济管理, 40(1): 71-91.
- [45] 张建鹏, 陈诗一, 2021. 金融发展、环境规制与经济绿色转型[J]. 财经研究, 4(11): 78-93.
- [46] 张鑫, 徐枫, 2022. 环境规制对绿色技术创新的影响——基于政府干预视角的区域异质性分析[J]. 城市问题, (9): 55-64.
- [47] 章砚, 孙自愿, 盛安琪, 2023. 实质性转型还是策略性回应——绿色并购对企业绿色技术创新的影响[J/OL]. 科技进步与对策. <http://kns.cnki.net/kcms/detail/42.1224.G3.20221208.0008.002.html>.
- [48] 朱金鹤, 王雅莉, 侯林岐, 2021. 文明城市评比何以促进劳动力流入? ——来自地级市的准自然实验证据[J]. 产业经济研究, (3): 43-56.
- [49] BERRONE P, FOSFURI A, GELABERT L, et al, 2013. Necessity as the mother of ‘green’ inventions: Institutional pressures and environmental innovations[J]. Strategic Management Journal, 34(8): 891-909.
- [50] BRAV A, JIANG W, MA S, et al, 2018. How does hedge fund activism reshape corporate innovation? [J]. Journal of Financial Economics[J]. 130(2): 237-264.
- [51] FERNANDO Y, JABBOUR C J C, WAH W X, 2019. Pursuing green growth in technology firms through the connections between environmental innovation and sustainable business performance: Does service capability matter? [J]. Resources, Conservation and Recycling, 141: 8-20.
- [52] KIM C, BETTIS R A, 2015. Cash is surprisingly valuable as a strategic asset[J]. Strategic Management Journal, 35(13): 2053-2063.
- [53] OUYANG X, LI Q, DU K, 2020. How does environmental regulation promote technological innovations in the industrial sector? Evidence from chinese provincial panel data[J]. Energy Policy, 139: 111-310.
- [54] RAMANATHAN R, HE Q, BLACK A, et al, 2017. Environmental regulations, innovation and firm performance: A revisit of the Porter hypothesis[J]. Journal of Cleaner Production, 155: 79-92.
- [55] VANACKER T, COLLEWAERT V, ZAHRA S A, 2017. Slack resources, firm performance, and the institutional context: Evidence from privately held European firms[J]. Strategic Management Journal, 38(6): 1305-1326.
- [56] XU X D, ZENG S X, ZOU H L, et al, 2016. The impact of corporate environmental violation on shareholders’ wealth: A perspective taken from media coverage[J]. Business Strategy & the Environment, 25(2): 73-91.

Power of Civilization: How to Promote Green Innovation of Enterprises in the Construction of Civilized Cities

Liu Jianqiu, Xu Yulu

(School of Accounting, Hunan University of Technology and Business, Changsha 410205, China)

Abstract: Under the significant context of enhancing the building of ecological civilization put forward by the Party Central Committee, the multi-time point difference-in-differences model was adopted to carry out the analysis on whether the construction of civilized cities can promote green innovation of enterprises. In accordance with the research results, it indicates that the green innovation level of local enterprises can be significantly improved by the construction of civilized cities. From the mechanism test, the action mechanism of building the civilized cities on the green innovation of enterprises is found to be mainly manifested in the “forced” effect of government regulation and the “compensation” effect of government support. As regional institutional quality, corporate capital reserves and the quality of senior executives improve, it has strengthened the role of civilized city construction in promoting green innovation of enterprises. In the aspect of economic consequences, the corporate social performance has been significantly enhanced and the high-quality development of enterprises is promoted by the construction of civilized cities through the way of promoting green innovation of enterprises. In the conclusion of the thesis, the spillover effect of the civilized city construction policy on the green innovation of enterprises is supplemented from the micro level. From the theoretical level, the new empirical evidence is provided for the application of policy tools to perfect China’s green innovation system and drive the construction of socialist ecological civilization.

Keywords: civilized city construction; green innovation; “force” effect; “compensation” effect