行政竞标视域下的城市品牌建设与营商环境优化

——基于国家卫生城市创建实践的研究

[摘　要] 国家卫生城市创建是地方政府以行政竞标方式塑造城市品牌、提升治理能力的重要实践。本文以2009年后国家卫生城市评审规范化为准自然实验，基于2004—2021年地级市面板数据，采用多时点双重差分模型考察国家卫生城市品牌对城市营商环境的影响。研究发现：国家卫生城市品牌显著改善城市营商环境，三套营商环境指标下核心系数均在1%水平上显著；在采用CSDID处理错位政策实施问题、引入省份×年份固定效应、IPW-DID、同期政策控制、工具变量和安慰剂检验后，结论依然稳健。机制检验表明，创卫通过改善环境治理与城市卫生、促进就业吸纳与服务业集聚、推动生产性服务业和数字服务相关就业扩张，进而优化营商环境。异质性分析显示，政策效应会随行政层级、区位条件、城市群平台、前期营商环境、财政透明度和前期卫生治理基础而呈现差异，但组间差异并不完全稳定。本文从城市品牌和行政竞标视角拓展了营商环境优化研究，也为完善国家卫生城市创建与复审机制提供了经验证据。

[关键词] 国家卫生城市；城市品牌；行政竞标；营商环境；多时点双重差分

[中图分类号] C939　　**[文献标识码]** A　　**[文章编号]**

一、问题提出

在区域竞争日益激烈的背景下，塑造具有吸引力的城市品牌已成为地方政府提升核心竞争力、优化营商环境的关键战略。城市品牌建设注重改善营商环境，以吸引人口和资金流入。[1]因此，一个良好的城市品牌形象（如健康宜居、创新活力、生态优美等）不仅直接提升居民幸福感与归属感，更是吸引优质要素资源、激发市场活力的重要保障。党的二十大报告强调“把保障人民健康放在优先发展的战略位置，健全公共卫生体系”，这为打造“健康城市”品牌指明了方向。在此背景下，创建国家卫生城市（简称“创卫”）作为一项典型的“行政竞标制”实践，成为中央政府调动地方政府积极性、引导地方差异化塑造“健康宜居”城市品牌形象的重要手段。[2][3]传统的“行政发包制”“压力型体制”在推动非主体治理目标（如环境卫生）时，常采用“一刀切”的考核方式，易忽视地方实际信息，导致治理效能低下且难以持续。[4][5][6][7]这种模式不仅制约了特色化城市品牌的形成，也因政策执行的僵化与不可预期性而对营商环境构成潜在风险。

相较之下，创卫所体现的“行政竞标制”特征，即地方政府基于自身条件及治理能力自主决定参评与治理目标，为地方探索差异化发展路径、塑造独特城市品牌提供了制度空间。[8]地方政府往往以创卫为契机，集中资源投入城市环境治理和卫生基础设施升级，[9]这本身就是提升城市形象、改善宜居宜业环境、优化营商环境的关键举措。城市品牌建设与营商环境优化相辅相成。创卫活动通过改善硬件环境、更新政策法规、塑造城市形象，深刻影响着城市治理能力与市场制度环境。那么，以行政竞标制驱动的“国家卫生城市”品牌创建，究竟如何作用于地区营商环境？特别是，它能否显著改善城市营商环境，并形成可持续的治理绩效？厘清这一机制，对于评估城市品牌政策的综合效能、优化地方政府治理模式、推动高质量发展具有重要意义。

国家卫生城市动态周期性的评审模式，使地方政府能通过参与创卫活动向市场发出持续整治生态环境和城市卫生健康条件向好的信号，有助于提升城市营商环境、居民幸福感，促进资本与人才聚集。[10][11][12][13]在这一背景下，创卫不仅是一次性达标行为，更可能通过动态评审与复审机制形

成长期治理承诺，进而影响城市制度预期与市场信心。现有研究对创卫及相关评比表彰政策的讨论，主要集中于公共健康水平提升、行政竞标制下的治理绩效与官员激励、以及城市评比中的引领与同侪竞争效应等方面，[3] [8] [14]并从合法性视角讨论评比表彰的行动逻辑与治理边界。[6]相比之下，对“创卫是否改善城市营商环境”这一核心治理绩效问题的识别仍不充分。

基于上述背景，本文立足于信息不对称理论和政策信号逻辑，以 2009 年国家卫生城市评审规范及评审流程标准化后各批次城市获评情况作为准自然实验，采用多期 DID 识别创卫对城市营商环境的影响。重点回答三个问题：第一，城市创卫能否显著改善城市营商环境？第二，这一改善是否通过环境治理、城市卫生、就业吸纳、服务业集聚以及生产性和数字服务业扩张等具有时间递进特征的渠道发挥作用？第三，不同城市级别、区位条件和治理基础下政策效果是否存在系统差异？

二、文献回顾

既有研究认为，城市品牌建设并非单纯的形象塑造，而是地方政府优化营商环境、提升城市综合竞争力的重要治理工具。[15][16]从实证结果看，以“全国文明城市”为代表的城市品牌建设，能够显著增强城市对外部资本和市场主体的吸引力，促进企业跨区域投资，其作用机制主要体现为交通基础设施完善、政府行政效率提高与劳动力素质提升，从而改善城市营商环境并降低企业制度性与市场性成本。[17]地方政府还可能将营商环境优化嵌入“创文”等成熟的品牌创建体系之中，借助高位推动、政治动员与机制赋能实现治理增效。同时，关于网红城市的研究也表明，改善营商环境是推动城市品牌由“短期出圈”走向“持续长红”的关键条件之一。[18]此外，城市荣誉称号还可能通过优化营商环境、吸引投资与人才、改善公共服务等路径缓解城市财政压力，进一步说明城市品牌建设具有超越形象宣传的实质性治理效应。[19]总体来看，现有文献已较充分揭示城市品牌建设对营商环境的促进作用，但研究对象主要集中于文明城市、赛事活动与网红城市，对国家卫生城市这一中国特色城市品牌的营商环境效应仍缺乏系统检验。

作为全国重要的城市品牌之一，国家卫生城市是由副国级机构全国爱国卫生运动委员会经过科学系统的考核，最终评选出的文明健康、环境优美的卫生优秀城市。创卫活动在我国具有悠久的发展历史，新中国建立伊始，党中央就高度重视公共卫生及疾病预防工作，推动组建了爱卫会全面负责爱国卫生运动。改革开放之前，全国卫生运动的焦点在于“清除四害”[①]，并对城乡基础卫生场景等进行重点治理以保障居民基本卫生条件。[20]改革开放之后，伴随着经济高速发展，城市公共卫生设施不足和居民生活环境脏乱差等问题日益凸显。1989 年 3 月，国务院颁布《关于加强爱国卫生工作的决定》明确提出“中央组织协调，地方政府负责，通过多部门合作改善公共卫生环境”的卫生工作方针。同年，全国爱卫会发布的《关于开展创建国家卫生城市活动的通知》标志着创卫活动正式启动。山东省威海市于 1990 年获得全国首个“国家卫生城市”荣誉称号并保持至今，截至 2020 年，我国已有 270 个国家卫生城市[②]（详见附表 1）。

创卫活动历史底蕴深厚，极具中国特色，西方国家与之类似的城市标签是“健康城市”。上世纪 80 年代，加拿大首推“健康城市”项目，并逐渐扩散至欧美各国，形成国际运动。[21]“健康城市”的初衷在于联合各政府部门与社区打造健康环境，改善健康问题。我国卫生城市的主要评审指标囊括了健康教育、生活垃圾处理、绿化覆盖率和生态环境治理等多个层面，与“健康城市”的理念相仿。经过多年探索，中国创卫活动评审体系日趋成熟，自 2009 年起以三年为一个评审周期，前两年经由地级市政府自查后通过市爱卫会向省级爱卫会提出申请，省爱卫会调研、考核之后向全国爱卫会推荐，全国爱卫会审核通过后于第三年第四季度集中命名（直辖市由市爱卫会向全国爱卫会申请，详见图 1）。“国家卫生城市”称号并非终身制，在一个评审周期内每季度随机抽取一定数量城市进行复审（三年实现全覆盖，复审合格的城市重新命名，在三年评审周期内复审成绩排名前 10 的城

[①] “四害”指的是能够传播各类传染性疾病的四种卫生有害生物，主要是指苍蝇、蚊子、老鼠、蟑螂。

[②] 其中地级市 208 个，占比 208/293≈71%；直辖市辖区 62 个，占比 62/73≈85%。

市，下一周期免审），在后期复核或下一周期的评审中不达标的城市将被撤销称号。动态评审模式和综合评价指标意味着创卫活动不是简单的运动式治理，而是一项长期战略任务。

与传统的“行政发包制”“晋升锦标赛”和“压力型体制”等诸多治理模式不同，创卫强调正面荣誉性激励和鼓励地方政府依据自身条件灵活选择是否参与，具有典型的“行政竞标制”特征。[5][8][22][23]中央政府设计“行政竞标制”的目的在于促使地方政府官员加强对行政竞标项目的关注，从而强化对此领域的治理。[3][6]行政竞标制主要涉及环境、卫生和文化等非主体治理目标，在实践中已经逐步促成“全国优秀旅游城市”“全国园林城市”“全国文明城市”和“全国卫生城市”等颇具社会影响力的城市品牌。[14][24]中央政府对“行政竞标制”涉及的非主体治理目标往往不实行“一刀切”，而是鼓励地方政府依据自身条件自愿响应中央的倡议，发起评比竞争。“行政竞标制”适用领域广泛，并且有利于地方政府因地制宜，自主选择治理模式，从而有效避免过于严格的“一票否决”制和“央地”信息不对称造成的治理绩效造假等问题。[4][8]“行政竞标制”模式下，成功“中标”的城市往往只能以品牌称号方式得到上级政府的荣誉性激励，并不能获得直接的经济收益，创卫活动也是如此。虽然创卫活动并未纳入官员晋升考核指标，但却能为干部选任提供一种多元甄别机制，为地方官员提供施展治理才能和表达政治理念的平台，[8]因此创卫活动一经开展即在全国范围内得到积极响应。可见，“国家卫生城市”评选为本文从城市营商环境视角评估行政竞标制模式对于非主体目标的治理绩效提供了独特场景。

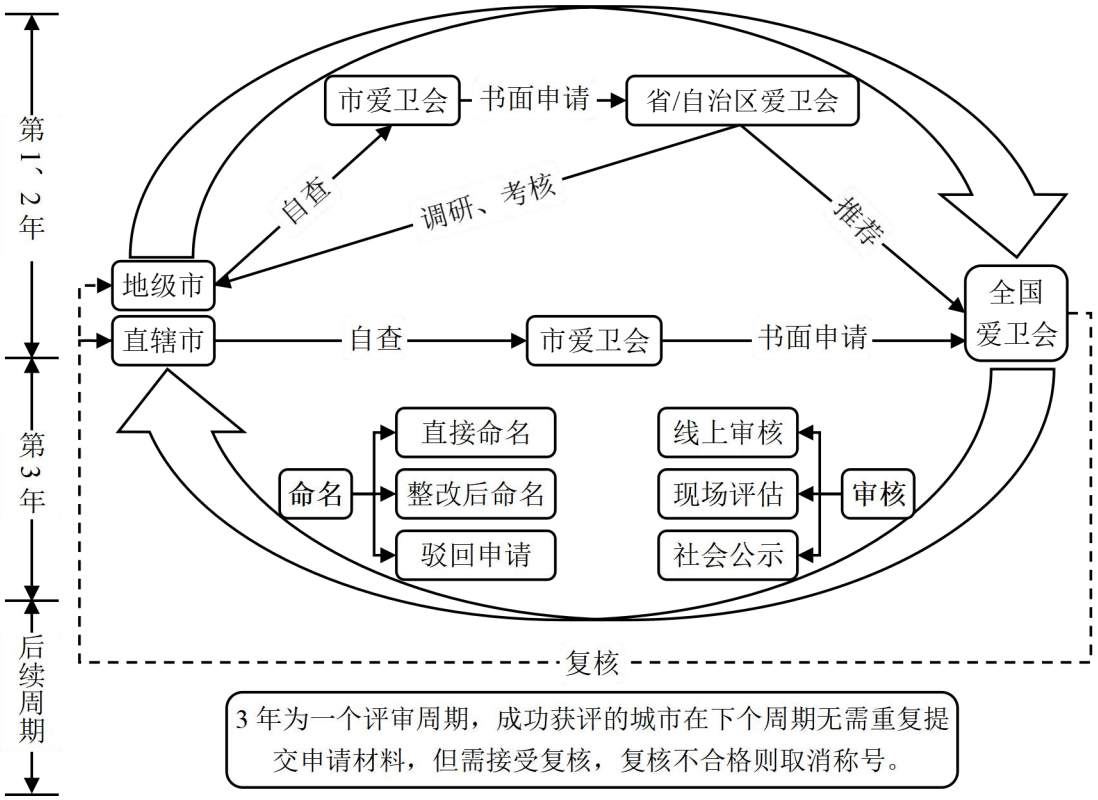


图 1 国家卫生城市评审流程

三、理论基础与研究假设

（一）理论基础

信息不对称理论认为，各市场主体掌握的信息是非对称的，并可能因此导致道德风险和逆向选择问题。[25][26]在城市治理场景中，地方政府、市场主体与居民之间同样存在显著信息不对称。创卫作为长期、动态且目标明确的治理工具，有助于地方政府形成稳定政策预期，降低政策不确定性，并减少治理过程中的逆向选择与执行偏差。城市启动创卫活动后，各市场主体能够更清晰地识别政

府在环境卫生、公共服务和治理投入方面的长期承诺，从而降低制度性交易成本，推动城市营商环境持续优化。

进一步地，信号理论为解释市场主体释放的信号如何缓解信息不对称问题提供了独特视角。[27]信号发送者、信号和信号接收者是信号传递的三个基本要素。[28]不同于一般的公共政策，“行政竞标制”下的创卫活动是地方政府自愿选择的治理模式，意味着地方政府自愿接受上级部门的指导与监督，创卫的政策导向性更强。作为政策信号的发出者，地方政府宣布筹备创卫能向各市场主体传递政府致力于整治城市卫生和治理生态环境的信号。长期稳定的政策导向信号能够降低政府与市场各主体间的信息不对称程度，优化市场营商环境，[29]提高城市吸引力。创卫筹备过程中，各市场主体接收到政策信号后，有动机主动调整资源配置以迎合政策目标。创卫成功后，国家卫生城市的正式命名进一步向各市场主体释放出城市环境与卫生条件优越的信号，创卫活动的动态及循环评审进一步保障了政策信号的持续稳定性，加速并维持资本、人才等创新要素向卫生城市聚集。由此，创卫不仅是卫生治理行动，也是一种可被市场识别的治理承诺机制。

（二）研究假设

1. 城市创卫与营商环境治理

创建国家卫生城市是地方政府在中央评比表彰制度下主动参与的行政竞标实践。地方政府一旦进入创卫过程，通常需要围绕环境卫生、公共服务、基础设施、部门协同和长效管理等方面进行持续治理投入。这类投入不仅改善城市公共空间和生活环境，也会增强政府治理承诺的可观察性。

在信息不对称条件下，市场主体难以直接观察地方政府治理能力和政策连续性。国家卫生城市的创建、命名和复审机制能够向外部主体释放较为稳定的治理信号，降低市场主体对政策执行不确定性和城市治理能力不足的担忧，从而改善投资经营预期。

进一步看，创卫过程中形成的部门协同、标准执行和持续督导机制，有助于将阶段性整治转化为常态化治理能力。对企业而言，城市环境质量、公共服务供给和制度预期的改善，会降低经营中的搜寻成本、协调成本和制度性交易成本，进而体现为营商环境水平提升。基于上述分析，本文提出如下待检验的核心研究假设：

H1：控制其他条件，国家卫生城市品牌能够显著改善城市营商环境。

2.环境治理、就业集聚与服务能力机制

国家卫生城市品牌可能通过环境治理改善、就业吸纳和服务能力提升影响营商环境。需要说明的是，本文被解释变量“城市营商环境指数”的原指标体系中已包含部分人才和要素流动相关构成项，因此机制检验一方面选取生活垃圾清运、污水处理厂数量等不属于原指标底层构成项的环境治理变量，另一方面在就业和服务业机制中使用剔除就业相关构成项后的营商环境指标，以尽量避免机制变量与结果变量之间的机械重叠。

从理论上看，创卫首先要求地方政府持续改善生活垃圾处理、污水处理和公共空间治理等城市卫生条件，这会直接提升城市宜居宜业水平，并增强市场主体对地方治理能力的判断。进一步地，环境质量、公共服务便利度和制度预期稳定性会影响劳动力和服务业主体的区位选择，推动第三产业、批发零售、商务服务、科研技术服务和信息服务等行业就业集聚，从而改善市场活跃度、服务供给能力和资源配置效率。

具体而言，生活垃圾清运和污水处理厂数量可以反映城市环境治理与卫生基础改善；第三产业就业和批发零售就业反映城市就业吸纳与一般服务业集聚；商务服务就业、科研技术服务就业和信息服务业就业则体现生产性服务业和数字服务能力扩张。上述变量均服务于解释创卫如何从城市卫生治理行动转化为市场主体可感知的营商环境改善。

考虑到环境治理改善、就业集聚和服务能力扩张通常并非与政策冲击同步完成，本文在机制检验中采用“政策当期 DID→下一期机制变量→后两期营商环境”的时序设计，以降低同步性偏误和反向因果风险。由此提出假设：

H2：国家卫生城市品牌能够通过改善环境治理与城市卫生、促进就业吸纳与服务业集聚、推动生产性服务业和数字服务能力扩张，进而间接改善城市营商环境。

3. 城市级别、区位条件与治理基础差异

国家卫生城市品牌的政策效应并非在所有城市中均匀释放。创卫作为一种可被市场主体观察到的治理信号，其作用强度取决于城市既有治理基础、信息公开能力和要素承接条件。财政透明度较高的城市通常具有更强的信息公开能力、预算约束机制和政府可信度，市场主体更容易观察地方政府公共治理投入；而前期卫生治理基础不同的城市，在污水处理、生活垃圾无害化处理和建成区绿化覆盖等方面的初始条件不同，也会影响创卫政策的边际改善空间。

同时，行政层级、区位条件和初始营商环境基础也会影响政策效应转化。省会和直辖市通常具有更高行政能级和资源配置能力；东南沿海的城市人口经济密度较高，要素流动和市场连接更强；城市群或都市圈内的城市则可能更容易将创卫带来的环境改善、治理规范和品牌信号转化为资本、人才与企业活动集聚。

H3：国家卫生城市品牌对营商环境的改善效应具有情境依赖性，其作用强度可能因城市级别、区位、前期基础和财政透明度而存在差异。

四、研究设计

（一）样本与数据

本文以全国 296 个地级市为研究样本。1989-2008 年间，国家卫生城市评选命名零散不集中，且评选流程不够标准和公允，自 2009 年起国家卫生城市评选才确立了更加规范的三年一个评比周期，并出台了详细评选流程和实施方案。因此，本文选取 2009-2020 年间共计四批次国家卫生城市名单（见附表 1）中的地级市作为本文的研究对象。为保证政策冲击前后具有合理的时间窗口长度，以及有效排除 2003 年非典公共卫生事件的影响，因此选取 2004 年作为样本起始点，2021 年为样本结束点。

本文的被解释变量“城市营商环境指数”及其变体是基于“中国城市营商环境评价研究”课题组编制的指标体系，兼顾数据可得性、统计口径的一致性以及学术价值进行修改与构建。解释变量国家卫生城市名单及获评时间根据国家卫生健康委员会官网手工整理，城市特征数据来自 EPS 全球统计数据/分析平台的《中国城市数据库》《中国城乡建设数据库》以及《中国城市统计年鉴》和各城市历年统计年鉴。“万人刑事案件数”和“律师事务所数量”则分别来自中国裁判文书网与企查查平台。异质性变量中，财政透明度来自财政透明度联合课题组《2024 年中国市级政府财政透明度研究报告》的城市财政透明度总分。

在剔除数据异常样本、不参与评比的城市以及关键变量缺失的样本后，最终本文得到 5177 个样本观测值。由于基准回归、稳健性检验、中介机制和滞后变量设定所需变量不同，各表有效样本量略有差异，具体以相应回归表报告为准。此外，为了避免极端值影响，本文对连续变量进行 1%缩尾处理。

（二）模型与变量

本文采用多时点双重差分法（staggered difference-in-differences）来检验既定研究假设。模型设定如下：

$$UBEI_{it} = \alpha + \beta_1 Treat_i * Post_t + \beta_2 Controls_{it} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，i 表示城市，t 表示年份，ε为随机扰动项。*UBEI*（Urban Business Environment Index）表示城市营商环境指数。为增强结果稳健性，排除主观性和城市规模的影响，本文同时报告三套因变量口径：沿用原始指标合成的城市营商环境指数、人口标准化后沿用原权重的城市营商环境指数，以及人口标准化后采用熵权法重新赋权的城市营商环境指数。指标主要来自 EPS 全球统计数据/分析平台以及手工检索，具体度量方式如表 1 所示。

表 1 城市营商环境指数构建

一级指标	二级指标	三级指标（原始）	三级指标（标准化）	指标权重（原版/熵权法）
公共服务	天然气供应	供气能力（万吨）	供气能力（万吨/万人）	0.0375 / 0.0864
	水力供应	公共供水能力（万立方米）	公共供水能力（万立方米/万人）	0.0375 / 0.0639
	电力供应	工业供电能力（万千瓦时）	工业供电能力（万千瓦时/万人）	0.0375 / 0.0603
	医疗情况	医疗卫生服务（张/万人）	医疗卫生服务（张/万人）	0.0375 / 0.0154
人力资源	人力资源	高等院校在校人数（人）	高等院校在校人数（人/万人）	0.0420 / 0.0491
		年末单位从业人员（人）	年末单位从业人员（人/万人）	0.0315 / 0.0351
		人口净流入（万人）	人口净流入（万人）	0.0315 / 0.0292
	劳动力成本	平均工资水平（元）	平均工资水平（元）	0.0450 / 0.0057
市场环境	经济指标	地区人均生产总值（元）	地区人均生产总值（元）	0.0360 / 0.0255
		固定资产投资总额（万元）	固定资产投资总额（万元/万人）	0.0240 / 0.0345
	进出口	当年实际使用外资金额（万元）	当年实际使用外资金额（万元/万人）	0.0270 / 0.0725
		当年新签项目（合同）个数（个）	当年新签项目个数（个/万人）	0.0180 / 0.1038
	企业机构	规模以上工业企业数（个）	规模以上工业企业数（个/万人）	0.0450 / 0.0398
创新环境	创新投入	科学支出（万元）	科学支出（万元/万人）	0.0750 / 0.0838
	创新产出	发明专利授权量（个）	发明专利授权量（个/万人）	0.0750 / 0.1080
金融服务	从业规模	金融从业人员（万人）	金融从业人员	0.0750 / 0.0330
	融资服务	总体融资规模（万元）	总体融资规模（万元/万人）	0.0375 / 0.0536
		民间融资规模（万元）	民间融资规模（万元/万人）	0.0375 / 0.0364
法治环境	社会治安	万人刑事案件数（件/万人）	万人刑事案件数（件/万人）	0.0400 / 0.0034
	司法服务	律师事务所数量（个）	律师事务所数量（个/万人）	0.0600 / 0.0294
政务环境	政府支出	一般预算内支出（万元）	一般预算内支出（万元/万人）	0.1500 / 0.0314

*Treat*Post* 是核心解释变量，即城市当期是否获评国家卫生城市的虚拟变量。若城市属于创卫处理组且在获评当年及之后年份，取值为 1，否则为 0。[③]；对控制组城市而言，Post 全部赋值为 0。

[③] 虽然创卫评选设有复审不合格则退出的机制，但经过统计发现，截至目前还没有因为复审不合格而退出的城市。

Controls 表示一系列控制变量，本文参考张世国等、[33]范合君等[34]的做法，选取的控制变量包括人口数（*Pop*）、产业结构（*Industry*）、公路货运量（*Roadfreight*）以及 GDP 增速（*Growth*）具体变量定义见表 2 所示。此外，本文控制城市固定效应和年份固定效应，并将标准误聚类到城市层面。

表 2　变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量定义
被解释变量	城市营商环境指数	*UBEI*	使用中国城市营商环境指数
	城市营商环境指数（人口标准化原权重）	*UBEI_Standardized*	底层规模类指标除以户籍人口（万人）后，沿用原始权重合成
	城市营商环境指数（人口标准化熵权法）	*UBEI_Entropy*	同一批人口标准化指标，采用熵权法重新确定权重
解释变量	城市是否获评国家卫生城市	$Treat_i*Post_t$	处理组城市在获评当年及之后取 1，否则取 0
控制变量	人口数	*Population*	户籍人口取自然对数
	产业结构	*Industry*	第二产业占 GDP 的比重
	公路货运量	*Roadfreight*	公路货运量取自然对数
	GDP 增速	*Growth*	地区生产总值增长率

（三）描述性统计

表 3 报告了主要变量的描述性统计结果。本文基准样本得到 5177 个城市—年份观测值。被解释变量城市营商环境指数（*UBEI*）的均值为 17.702，中位数为 14.110，标准差为 10.963；人口标准化原权重指标（*UBEI_Standardized*）和熵权法指标（*UBEI_Entropy*）的均值分别为 20.780 和 12.369，说明样本城市之间的营商环境水平存在一定差异。核心解释变量 *Treat*Post* 的均值为 0.325，表明样本中约 32.5%的城市—年份观测值处于国家卫生城市获评后的处理状态。

控制变量方面，产业结构（*Industry*）的均值为 0.464，说明样本城市第二产业占 GDP 比重平均约为 46.4%；人口规模（*Population*）的均值为 5.855，公路货运量（*Roadfreight*）的均值为 8.727，反映出样本城市在人口集聚和交通运输基础方面存在一定差异；GDP 增速（*Growth*）的均值为 10.448，最小值为-2.000，最大值为 21.660，说明样本期间不同城市经济增长水平存在明显波动。总体来看，主要变量具有较充分的离散程度，能够为后续实证检验提供必要的数据基础。

表 3　描述性统计

变量	*Obs*	*Mean*	*SD*	*Min*	*Median*	*Max*
UBEI	5177	17.702	10.963	3.778	14.110	89.591
UBEI_Standardized	5177	20.780	10.965	7.070	17.414	89.812
UBEI_Entropy	5177	12.369	12.228	1.223	8.493	90.957
$Treat_i*Post_t$	5177	0.325	0.469	0.000	0.000	1.000
Industry	5177	0.464	0.112	0.182	0.468	0.747
Population	5177	5.855	0.693	3.743	5.919	7.168
Roadfreight	5177	8.727	0.945	6.227	8.765	10.799
Growth	5177	10.448	4.431	-2.000	10.500	21.660

这意味着国家卫生城市一经获批且通过定期复查即可保持称号，因此本文将 *Treat* 设置为获评 *t* 年及以后年份赋值为 1，否则为 0。

五、实证结果与分析

（一）基准回归结果

处理组与控制组通过平行趋势检验是运用多时点双重差分法的前提条件。在检验主要假设之前，本文首先进行了平行趋势检验，结果满足准自然实验的前提条件（见附表 2.1）。表 4 汇总了本文的基准回归结果，可见，在控制城市层面特征变量、城市固定效应和年份固定效应后，三套营商环境指标下 Treat*Post 的估计系数分别为 0.947、1.064 和 0.968，均通过 1%水平显著性检验；CSDID 估计的 ATT 分别为 1.515、1.418 和 1.489，也均在 1%水平上显著。说明国家卫生城市品牌能够显著提升城市营商环境，实证结果具有经济意义。参考 Custódio 和 Metzger（2014）的解读方法，[35]三套营商环境指标的经济显著性分别为 0.054、0.051 和 0.078，表明启动创卫活动后，城市营商环境因测算方法不同，约提升 5.1%—7.8%。[36][④]

表 4　基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	UBEI	*UBEI*	*UBEI_Standardized*	*UBEI_Standardized*	*UBEI_Entropy*	*UBEI_Entropy*
	TWFE	*CSDID*	*TWFE*	*CSDID*	*TWFE*	*CSDID*
*Treat*Post* / *ATT*	0.947***	1.515***	1.064***	1.418***	0.968***	1.489***
	(2.967)	(3.457)	(3.254)	(3.509)	(3.071)	(4.062)
CSDID 事前均值		-0.041		-0.002		-0.033
		(-1.069)		(-0.042)		(-0.994)
CSDID 事后均值		1.970***		1.788***		1.886***
		(3.561)		(3.590)		(4.194)
Controls	YES	YES	YES	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES	YES	YES	YES
N	5177	5177	5177	5177	5177	5177
Adj R²	0.932	-	0.932	-	0.948	-

注：括号内为聚类到城市层面的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。TWFE 列报告调整后 R^2。CSDID 列报告的是基于分组-时期平均处理效应的 ATT 估计结果，并非 OLS 回归拟合优度统计，因此不报告调整后 R^2，表中以“-”表示。所有模型均控制城市固定效应、年份固定效应和控制变量。

（二）作用机制检验

本文进一步从环境治理与城市卫生、就业吸纳与服务业集聚、生产性服务业与数字服务三个方

[④] 具体计算过程为：$E_{\bar{y}}^{1}=\left|\frac{b}{\bar{y}}\right|$，$b$ 为回归系数，$\bar{y}$为因变量的均值，即经济显著性 E 等于回归系数与因变量均值的比值的绝对值。原始指标的经济显著性$E_{\bar{y}}^{1}$为 0.947/17.702=0.054，人口标准化原权重指标的为 1.064/20.780=0.051，熵权法指标的为 0.968/12.369=0.078。

面检验国家卫生城市品牌改善营商环境的作用机制。创卫不仅改善城市环境卫生和公共服务质量，也会向劳动力和市场主体释放地方政府治理能力提升、城市发展预期稳定的信号，从而增强城市对就业人口和服务业主体的吸引力，进而改善营商环境。需要说明的是，本文在就业类机制检验中已剔除原营商环境指标体系中的就业相关构成项，以考察就业集聚对营商环境其他构成项的影响。

表 5 报告了基于 500 次城市聚类 Bootstrap 的中介效应检验结果。整体来看，三类机制变量的间接效应多数为正并通过显著性检验。Panel A 中，生活垃圾清运的间接效应在三套因变量口径下分别为 0.261、0.202 和 0.209，污水处理厂数量的间接效应分别为 0.197、0.126 和 0.129，说明创卫通过改善城市卫生治理能力促进营商环境优化。Panel B 中，第三产业就业和批发零售就业的间接效应均为正，反映就业吸纳和一般服务业集聚是重要传导渠道。Panel C 中，商务服务就业、科研技术服务就业和信息服务业就业的间接效应也为正，表明生产性服务业和数字服务能力扩张有助于将城市品牌信号转化为营商环境改善。

从机制类型看，生活垃圾清运和污水处理厂数量主要反映创卫对城市环境治理和卫生基础的直接改善；第三产业就业和批发零售就业反映城市就业吸纳和一般服务业集聚；商务服务、科研技术服务和信息服务就业则更能体现生产性服务业与数字服务能力扩张。总体而言，表 5 结果支持“创卫改善环境治理与城市卫生—增强城市宜居宜业属性和治理信号—促进就业吸纳与服务能力扩张—优化营商环境”的传导路径。

表 5　作用机制检验结果

机制变量	因变量	A 路径	B 路径	直接效应	总效应	间接效应	N
Panel A：环境治理与城市卫生							
生活垃圾清运	*UBEI*	0.137*** (4.309)	1.909*** (5.492)	1.027*** (3.251)	1.287*** (3.912)	0.261*** (3.089)	4529
	UBEI_Standardized	0.137*** (4.315)	1.475*** (4.308)	1.060*** (3.387)	1.262*** (3.983)	0.202*** (2.680)	4528
	UBEI_Entropy	0.137*** (4.315)	1.530*** (4.998)	1.148*** (3.839)	1.357*** (4.480)	0.209*** (2.854)	4528
污水处理厂数量	*UBEI*	0.147*** (3.589)	1.337*** (4.390)	0.886*** (2.699)	1.083*** (3.237)	0.197*** (2.693)	4322
	UBEI_Standardized	0.147*** (3.580)	0.857** (2.577)	0.928*** (2.923)	1.054*** (3.256)	0.126* (1.884)	4321
	UBEI_Entropy	0.147*** (3.580)	0.881*** (3.077)	1.000*** (3.245)	1.129*** (3.585)	0.129** (2.130)	4321
Panel B：就业吸纳与服务业集聚							
第三产业就业	*UBEI*	0.090*** (4.468)	3.606*** (3.582)	0.695** (2.090)	1.020*** (2.899)	0.325*** (2.640)	4321
	UBEI_Standardized	0.090***	3.933***	0.610**	0.963***	0.353***	4318

		(4.452)	(4.628)	(2.140)	(3.135)	(3.017)	
	UBEI_Entropy	0.090*** (4.452)	4.021*** (4.802)	0.906*** (3.330)	1.267*** (4.342)	0.361*** (3.116)	4318
批发零售就业	*UBEI*	0.190*** (4.638)	1.486*** (3.419)	0.707** (2.145)	0.989*** (2.822)	0.283*** (2.695)	4315
	UBEI_Standardized	0.191*** (4.657)	1.407*** (5.262)	0.658** (2.276)	0.927*** (3.035)	0.269*** (3.789)	4312
	UBEI_Entropy	0.191*** (4.657)	1.437*** (5.271)	0.980*** (3.567)	1.254*** (4.297)	0.274*** (3.709)	4312
Panel C：生产性服务业与数字服务							
商务服务就业	*UBEI*	0.170*** (4.056)	1.969*** (4.912)	0.654** (2.044)	0.989*** (2.822)	0.335*** (3.171)	4315
	UBEI_Standardized	0.171*** (4.077)	1.167*** (4.773)	0.727** (2.476)	0.927*** (3.035)	0.200*** (3.055)	4312
	UBEI_Entropy	0.171*** (4.077)	1.240*** (5.168)	1.042*** (3.780)	1.254*** (4.297)	0.212*** (3.159)	4312
科研技术服务就业	*UBEI*	0.120*** (3.707)	2.613*** (6.407)	0.675** (2.137)	0.989*** (2.822)	0.314*** (3.220)	4315
	UBEI_Standardized	0.120*** (3.702)	1.571*** (4.940)	0.738** (2.469)	0.927*** (3.035)	0.189*** (2.858)	4312
	UBEI_Entropy	0.120*** (3.702)	1.492*** (4.792)	1.075*** (3.832)	1.254*** (4.297)	0.179*** (2.845)	4312
信息服务业就业	*UBEI*	0.093** (1.976)	2.540*** (6.682)	0.753** (2.508)	0.989*** (2.822)	0.236* (1.762)	4315
	UBEI_Standardized	0.093** (1.969)	1.466*** (5.525)	0.791*** (2.764)	0.927*** (3.035)	0.136* (1.776)	4312
	UBEI_Entropy	0.093** (1.969)	1.593*** (5.906)	1.107*** (4.166)	1.254*** (4.297)	0.148* (1.787)	4312

注：Panel A 使用三套营商环境指数；Panel B 和 Panel C 使用剔除就业相关构成项后的因变量。剔除项包括年末单位

从业人员、人口净流入、平均工资水平和金融从业人员。间接效应标准误和显著性来自 500 次城市层面聚类 Bootstrap。

（三）内生性检验

尽管基准回归已经控制城市固定效应、年份固定效应和城市层面控制变量，但城市是否参与创卫、何时获评国家卫生城市，仍可能与地方治理能力、财政投入水平、既有发展基础和政策执行积极性等不可观测因素相关，从而带来遗漏变量偏误。同时，营商环境较好的城市也可能更容易具备创卫申报和通过评审的条件，进而产生反向因果或样本自选择问题。为缓解上述内生性担忧，本文进一步从工具变量法、Heckman 选择校正和反向因果补充检验三个方面展开分析。

1.工具变量法

首先，本文采用空间扩散工具变量进行两阶段最小二乘估计。国家卫生城市创建具有明显的政策扩散和空间扩散特征：随着全国或省外获评城市数量增加，创卫经验、评审标准和地方政府间的同侪竞争会逐步扩散；而空间距离会影响城市受到这种扩散影响的强弱。距离既有创卫扩散源越远，城市受到政策学习、经验模仿和区域竞争带动的可能性越低。由于单独的距离变量会被城市固定效应吸收，单独的扩散强度又会被年份固定效应吸收，本文将二者相交互，构造同时具有城市差异和年份变化的工具变量。

具体而言，本文选取三类工具变量：球面距离×全国创卫扩散强度、道路距离×剔除本省扩散强度、球面距离×剔除本省扩散强度。其中，全国创卫扩散强度用于衡量某一年国家卫生城市创建在全国范围内的整体扩散程度；剔除本省扩散强度则进一步排除本省内共同政策冲击和省内同步治理因素的影响，更侧重刻画来自省外地区的政策示范和同侪竞争。球面距离反映地理空间接近程度，道路距离则更接近实际交通联系和经验传播成本。

表 6 Panel A 报告了第一阶段回归结果。球面距离×全国创卫扩散强度、道路距离×剔除本省扩散强度、球面距离×剔除本省扩散强度的系数分别为-0.080、-0.100 和-0.106，均在 1%水平上显著，说明在创卫扩散程度提高时，距离扩散源越远的城市越不容易受到政策扩散带动。三列 Weak-IV F 值分别为 12.277、19.633 和 20.334，均超过经验阈值 10，表明不存在明显弱工具变量问题。

表 6 Panel B 进一步报告了第二阶段回归结果。结果显示，在使用三类空间扩散工具变量后，Treat*Post 的估计系数均显著为正。采用球面距离×全国创卫扩散强度作为工具变量时，三套因变量下第二阶段系数分别为 25.954、20.566 和 22.295；采用道路距离×剔除本省扩散强度时，系数分别为 20.342、15.682 和 16.878；采用球面距离×剔除本省扩散强度时，系数分别为 19.885、15.606 和 16.800。上述结果表明，在缓解遗漏变量和反向因果等内生性问题后，国家卫生城市品牌仍然能够显著改善城市营商环境。

表 6 内生性检验：工具变量检测表

工具变量	**第一阶段 Treat*Post**	**第二阶段 UBEI**	**第二阶段 标准化原权重**	**第二阶段 熵权法**	***Weak-IV F***	***Controls***	***City FE***	***Year FE***	**N**
球面距离×全国创卫扩散强度	-0.080*** (-3.504)	25.954** (2.549)	20.566*** (2.967)	22.295*** (3.113)	12.277	Yes	Yes	Yes	5083
道路距离×剔除本省扩散强度	-0.100*** (-4.431)	20.342*** (2.861)	15.682*** (3.309)	16.878*** (3.504)	19.633	Yes	Yes	Yes	5083
球面距离×剔除本省扩散强度	-0.106*** (-4.509)	19.885*** (2.882)	15.606*** (3.369)	16.800*** (3.566)	20.334	Yes	Yes	Yes	5083

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为聚类到城市层面的 T 值；表中 Controls 为控制变量，City FE 和 Year FE 分别表示城市固定效应和年份固定效应。

2.Heckman 检验

其次，考虑到国家卫生城市创建活动由地方政府自愿申请参加，城市是否最终获评可能受到政策前经济基础、人口规模、交通条件、产业结构和既有营商环境水平等因素影响，样本可能存在选择性进入问题。为进一步缓解城市层面样本自选择带来的估计偏误，本文采用 Heckman 选择校正方法进行补充检验。第一阶段以城市是否最终获评国家卫生城市为被解释变量，纳入政策前产业结构、经济增长、人口规模、交通运输基础、营商环境水平以及省会/直辖市属性等变量，估计城市进入处理组的概率；第二阶段在基准回归框架中加入逆米尔斯比率与年份趋势的交互项，以检验选择性进入是否造成差异化趋势。

表 7 报告了 Heckman 选择校正检验结果。第一阶段结果显示，政策前人口规模和政策前营商环境等变量会影响城市最终获评国家卫生城市的概率，说明确有必要关注选择性进入问题。第二阶段中，Treat*Post 在三套因变量口径下的系数分别为 0.861、0.881 和 0.728，均在 1%水平上显著；IMR×年份趋势项均未通过显著性检验，说明选择性进入并未造成足以解释基准结论的差异化趋势。由此可见，在控制潜在样本选择偏误后，国家卫生城市品牌改善营商环境的结论依然成立。

表 7 Heckman 选择校正检验

Panel A：第一阶段选择方程			
变量	***Treat*Post***		
政策前产业结构	0.014*		
	(1.758)		
政策前经济增长	0.036		
	(0.917)		
政策前人口规模	0.366**		
	(2.217)		
政策前交通运输基础	-0.240*		
	(-1.689)		
政策前营商环境	0.042**		
	(2.013)		
省会/直辖市	-0.423		
	(-1.376)		
常数项	-1.452		
	(-1.418)		
Controls	YES		
City FE	NO		
Year FE	NO		
N	5125		
Panel B：第二阶段结果方程			
变量	**UBEI**	***UBEI Standardized***	***UBEI Entropy***
Treat*Post	0.861***	0.881***	0.728***
	(3.872)	(3.093)	(2.712)
IMR×年份趋势	0.014	0.027	0.034
	(0.426)	(0.757)	(0.987)
Controls	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
N	5125	5125	5125

注：第一阶段以城市是否最终获评国家卫生城市为被解释变量。由于逆米尔斯比率为城市层面变量，其水平项会被城市固定效应吸收，第二阶段加入 IMR×年份趋势项，以检验选择性进入是否造成差异化趋势。括号内为聚类到城市层面的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。

3.反向因果补充检验

最后，为进一步排除营商环境较好的城市更容易获评国家卫生城市这一反向因果解释，本文从虚构政策时点和政策前趋势两个方面进行补充检验。一方面，将处理时点分别提前 2 年和 3 年，检验城市在真实获评前是否已经出现显著的营商环境改善；另一方面，考察未来处理组在政策前是否存在系统性线性趋势，并进一步检验政策前营商环境水平和政策前趋势能否预测未来获评。

表 8 结果显示，提前 2 年和提前 3 年虚构处理项在三套因变量口径下均未通过显著性检验，未来处理组事前线性趋势也不显著，说明处理组城市在真实获评前并不存在系统性提前改善趋势。政策前水平预测未来获评的检验中，仅熵权法口径存在一定显著性，但政策前趋势预测未来获评均不显著。

表 8 反向因果补充检验

检验项目	*UBEI*	*UBEI Standardized*	*UBEI Entropy*	Controls	City FE	Year FE	N/城市数
提前 2 年虚构处理	0.223 (1.008) P=0.314	0.324 (1.433) P=0.153	0.139 (0.656) P=0.512	YES	YES	YES	3492
提前 3 年虚构处理	0.121 (0.525) P=0.600	0.188 (0.815) P=0.416	0.050 (0.233) P=0.816	YES	YES	YES	3492
未来处理组事前线性趋势	-0.080 (-1.300) P=0.195	-0.063 (-1.109) P=0.268	-0.057 (-1.152) P=0.250	YES	YES	YES	3492
政策前水平预测未来获评	0.001 (0.153) P=0.879	0.002 (0.378) P=0.706	0.008** (2.515) P=0.012	YES	—	—	289
政策前趋势预测未来获评	-0.002 (-0.023) P=0.982	0.091 (1.107) P=0.269	-0.020 (-0.406) P=0.685	YES	—	—	289

注：括号内为聚类到城市层面的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。提前 2 年虚构处理、提前 3 年虚构处理和未来处理组事前线性趋势检验使用处理组真实获评前样本与从未处理城市样本，控制城市固定效应、年份固定效应和城市层面控制变量。政策前水平预测未来获评和政策前趋势预测未来获评为 2004—2008 年城市层面回归，N 为城市数，控制政策前城市特征变量均值，不加入城市固定效应和年份固定效应。

综上所述，工具变量估计结果表明，在利用空间距离与创卫扩散强度构造外生识别来源后，国家卫生城市品牌对城市营商环境的影响仍显著为正；Heckman 选择校正结果显示，城市层面的选择性进入并未造成足以解释基准结论的差异化趋势；反向因果补充检验也表明，处理组城市在真实获评前不存在系统性的提前改善，政策前趋势难以显著预测未来获评。由此可见，在分别缓解遗漏变量、样本选择和反向因果等潜在内生性问题后，国家卫生城市品牌对城市营商环境的正向影响仍然成立。

（四）稳健性检验

为进一步验证基准回归结果的可靠性，本文从错位 DID 估计方法、高维固定效应、IPW-DID、排除同期政策干扰以及安慰剂检验等方面进行稳健性检验。

首先，考虑到国家卫生城市获评具有分批实施特征，传统双向固定效应模型可能受到错位处理时点的影响，本文采用 CSDID 方法重新估计政策效应。表 9 结果显示，CSDID 估计的平均处理效应 ATT 在三套因变量口径下分别为 1.515、1.418 和 1.489，均在 1%水平上显著。动态效应结果中，CSDID 事前均值分别为-0.041、-0.002 和-0.033，均未通过显著性检验；CSDID 事后均值分别为 1.970、1.788 和 1.886，均在 1%水平上显著，表明政策实施后营商环境改善效应逐步显现。

其次，在加入更严格的省份×年份固定效应后，*Treat*Post* 在三套因变量口径下的估计系数分别为 0.458、0.638 和 0.604，均至少在 10%水平上显著；采用 IPW-DID 方法重新识别后，三套口径下系数分别为 0.789、0.736 和 0.617，其中前两项通过 5%水平显著性检验；在控制科技和金融结合试点和国家智慧城市试点的同期政策干扰后，系数分别为 0.441、0.674 和 0.608，也均至少在 10%水平上显著。上述结果说明，国家卫生城市品牌对营商环境的正向影响并非由特定模型设定、样本选择偏差或其他同期政策共同驱动，基准结论具有较强稳健性。

最后，本文进一步进行了安慰剂检验。通过随机分配处理城市和随机置换处理批次重复估计 1000 次，绘制安慰剂检验下营商环境指数估计系数的概率密度分布及对应 P 值散点分布图。结果如图 2 所示，随机处理下的估计系数大多分布在 0 值附近，且多数回归结果不显著，明显偏离基准回归中得到的正向显著估计结果。这表明，本文识别到的政策效应并非来源于随机扰动或其他未观测因素造成的偶然相关，进一步增强了识别结论的可信度。

表 9 稳健性检验总表

变量	**(1)**	**(2)**	**(3)**
	UBEI	*UBEI Standardized*	*UBEI Entropy*
基准回归	0.947*** (2.967)	1.064*** (3.254)	0.968*** (3.071)
省份×年份 FE	0.458* (1.708)	0.638*** (2.664)	0.604*** (2.605)
IPW-DID	0.789** （2.402）	0.736** （1.99）	0.617 （1.627)
同期政策控制	0.441* （1.663）	0.674** （2.209）	0.608** （2.067）
CSDID ATT	1.515*** （3.457）	1.418*** （3.509）	1.489*** （4.062）
CSDID 事前均值	-0.041 (-1.069)	-0.002 (-0.042)	-0.033 (-0.994)

CSDID 事后均值	1.970*** （3.561）	1.788*** （3.59）	1.886*** （4.194）
Controls	YES	YES	YES
City FE	YES	YES	YES
Year FE	YES	YES	YES
N	5177	5177	5177

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为聚类到城市层面的 T 值；表中 Controls 为控制变量，City FE 和 Year FE 分别表示城市固定效应和年份固定效应。

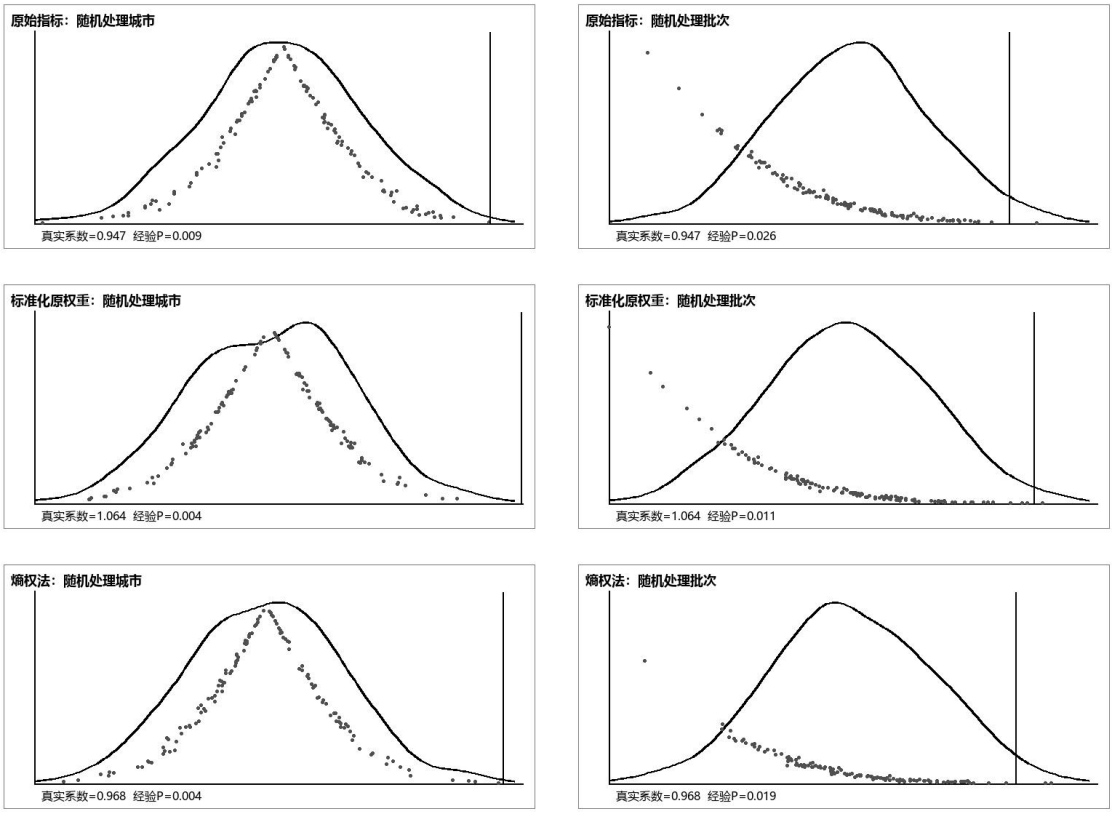


图 2 安慰剂检验

注：图中曲线为安慰剂检验随机估计系数的核密度分布，散点为对应 P 值，竖线为真实估计系数。安慰剂检验重复 1000 次，随机方式包括随机分配处理城市和随机置换处理批次。

六、异质性分析

为考察国家卫生城市品牌改善营商环境的作用是否因城市条件不同而存在差异，本文在基准回归框架基础上开展分组回归。具体而言，本文分别按照省会/直辖市、胡焕庸线区位、城市群/都市圈平台、前期营商环境、财政透明度和前期卫生治理基础划分样本，并在各组内估计 *Treat*Post* 对三套营商环境指标的影响。所有分组回归均保持与基准回归一致的控制变量、城市固定效应、年份固定效应和城市层面聚类标准误。进一步地，为检验不同组别之间政策效应差异是否具有统计意义，本文采用 Fisher 随机化检验：在城市层面随机重排分组归属并保持组别规模不变，重复 500 次，以实际组间差异系数在随机分布中的相对位置计算 Fisher P 值。

（一）城市级别与区位异质性

表 10 显示，城市级别与区位条件下的异质性结果。省会分组中，非省会城市在三套指标下的系数分别为 1.072、1.237 和 1.110，均在 1%水平上显著，而省会组系数较小且未通过显著性检验，说明创卫对非省会城市营商环境的促进作用表现更为稳定。胡焕庸线分组中，东南侧城市在三套指标下均显著为正，系数分别为 0.815、0.994 和 0.819；西北侧城市在标准化原权重和熵权法口径下显著为正，且系数分别达到 2.207 和 2.826，表明东南侧城市的政策效应更稳定，而西北侧城市在部分口径下呈现更大的改善幅度。城市群/都市圈分组中，城市群/都市圈城市三套 指标系数均为正且均通过 5%水平显著性检验，整体高于非城市群/都市圈城市，说明要素流动条件、市场规模和区域协同平台可能有助于放大创卫的品牌信号与治理改善效应。

表 10 城市级别与区位异质性

异质性维度	分组	统计项	原始指标	标准化原权重	熵权法	N
省会/直辖市	非省会	*Treat*Post*	1.072*** (5.398)	1.237*** (4.951)	1.110*** (5.254)	4627
		Adj. R²	0.924	0.937	0.959	
	省会	*Treat*Post*	0.278 (0.138)	-0.418 (-0.304)	0.039 (0.024)	550
		Adj. R²	0.933	0.922	0.925	
	组间差异	Fisher P 值	0.202	0.092	0.194	
胡焕庸线区位	胡焕庸线西北侧	*Treat*Post*	0.605 (1.043)	2.207** (2.206)	2.826*** (3.064)	503
		Adj. R²	0.911	0.925	0.918	
	胡焕庸线东南侧	*Treat*Post*	0.815** (2.393)	0.994*** (2.927)	0.819** (2.498)	4652
		Adj. R²	0.933	0.933	0.950	
	组间差异	Fisher P 值	1.000	0.164	0.040	
城市群/都市圈平台	非城市群/都市圈城市	*Treat*Post*	0.618* (1.760)	0.772* (1.696)	0.792* (1.779)	2520
		Adj. R²	0.944	0.915	0.925	
	城市群/都市圈城市	*Treat*Post*	1.038** (2.097)	1.102** (2.468)	0.892** (2.045)	2657
		Adj. R²	0.930	0.940	0.957	
	组间差异	Fisher P 值	0.491	0.515	0.782	
模型设定	—	控制变量	YES	YES	YES	
		城市固定效应	YES	YES	YES	
		年份固定效应	YES	YES	YES	

注：括号内为聚类到城市层面的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。所有模型均控制城市固定效应、年份固定效应和控制变量。组间差异 P 值为 Fisher 随机化检验 P 值，检验在城市层面随机重排分组归属并保持组别规模不变，重复 500 次。

（二）城市基础与财政透明度异质性

表 11 报告了城市基础与财政透明度维度下的异质性结果。前期营商环境分组中，高、低基础组系数整体均为正，但显著性口径有所不同：低基础组在原始指标和熵权法口径下显著为正，高基础组则在标准化原权重口径下显著为正，说明创卫对不同初始营商环境城市均存在改善迹象，但作用表现并不完全一致。

财政透明度分组依据财政透明度联合课题组《2024 年中国市级政府财政透明度研究报告》中的城市财政透明度总分，并按城市层面中位数划分高、低组；结果显示，低透明度组在三套指标下均显著为正，且在标准化原权重和熵权法口径下系数明显高于高透明度组，说明创卫可能对财政信息公开和政府可信度仍有提升空间的城市形成更强的边际信号补充。

前期卫生治理基础则根据 2004—2008 年污水处理率、生活垃圾无害化处理率和建成区绿化覆盖率三项城市均值标准化后合成，并按中位数划分高、低组；结果显示，低基础组在标准化原权重和熵权法口径下显著为正，且系数明显高于高基础组，表明创卫对卫生治理基础相对薄弱城市可能具有更明显的补短板效应。

表 11 城市基础与财政透明度异质性

异质性维度	分组	统计项	原始指标	标准化原权重	熵权法	N
前期营商环境	前期营商环境低	*Treat*Post*	0.600*** (3.110)	0.154 (0.916)	0.368** (2.319)	2572
		Adj. R²	0.880	0.868	0.873	
	前期营商环境高	*Treat*Post*	0.720 (1.121)	1.037* (1.712)	0.768 (1.303)	2564
		Adj. R²	0.929	0.924	0.944	
	组间差异	Fisher P 值	0.758	0.176	0.441	
财政透明度	财政透明度低	*Treat*Post*	0.417** (2.027)	1.315*** (2.828)	1.354*** (3.146)	2495
		Adj. R²	0.911	0.920	0.939	
	财政透明度高	*Treat*Post*	0.578 (1.019)	0.303 (0.612)	0.129 (0.270)	2650
		Adj. R²	0.937	0.939	0.953	
	组间差异	Fisher P 值	0.539	0.226	0.120	
前期卫生治理基础	前期卫生治理基础低	*Treat*Post*	0.679 (1.379)	1.213** (2.187)	1.181** (2.240)	2176
		Adj. R²	0.934	0.929	0.948	
	前期卫生治理基础高	*Treat*Post*	0.078	-0.115	-0.297	2181

			(0.144)	(-0.234)	(-0.640)	
		Adj. R²	0.936	0.937	0.953	
	组间差异	Fisher P 值	0.537	0.058	0.028	
模型设定	—	控制变量	YES	YES	YES	
		城市固定效应	YES	YES	YES	
		年份固定效应	YES	YES	YES	

注：括号内为聚类到城市层面的 t 值；***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著。所有模型均控制城市固定效应、年份固定效应和控制变量。组间差异 P 值为 Fisher 随机化检验 P 值，检验在城市层面随机重排分组归属并保持组别规模不变，重复 500 次。

进一步结合 Fisher 随机化检验结果看，虽然不同分组的回归系数在大小和显著性上呈现一定差异，但这种差异并未表现为全面、系统的组间分化。省会/非省会、城市群/都市圈平台、前期营商环境和财政透明度分组的大多数 Fisher P 值未通过常规显著性检验；胡焕庸线区位仅在熵权法口径下显著，前期卫生治理基础主要在标准化原权重和熵权法口径下呈现一定差异。由此可见，创卫政策在不同城市类型中的效应释放强度确有差异线索，但差异并不巨大，也并不意味着政策只对某一类城市有效。总体而言，国家卫生城市品牌对各类城市营商环境改善均呈现促进迹象，其政策效应具有较强共同性。

七、结束语

本文以创建国家卫生城市为切入点，借助国家卫生城市分批授牌政策，系统考察了城市创卫对营商环境的影响及其作用机制。研究发现，国家卫生城市品牌能够显著改善城市营商环境，在 CSDID 估计、省份×年份固定效应、IPW-DID、排除同期政策干扰、安慰剂检验、工具变量法、Heckman 选择校正和反向因果补充检验后，结论依然成立；机制检验表明，创卫能够通过改善环境治理与城市卫生、促进就业吸纳与服务业集聚、推动生产性服务业和数字服务能力扩张，进而将城市品牌信号和治理改善转化为营商环境优化；异质性分析进一步显示，创卫政策效应在城市级别、胡焕庸线区位、城市群/都市圈平台、前期营商环境、财政透明度和前期卫生治理基础等维度上呈现一定差异，其中非省会城市、城市群/都市圈城市、财政透明度较低城市和前期卫生治理基础较弱城市在部分指标口径下表现出更明显的改善迹象，但 Fisher 随机化检验表明，多数组间差异并不具有全面稳定的统计显著性，说明国家卫生城市品牌对各类城市营商环境均具有促进作用。国家卫生城市建设不仅有助于提升地方政府公共卫生治理和城市治理能力，也能够通过优化制度预期、增强城市吸引力和提升服务供给能力推动营商环境持续改善，实现非主体治理目标与主体治理目标的协同增益。基于此，上级政府应更加重视国家卫生城市创建、命名和复审等全过程治理，健全动态评估与长效激励机制；地方政府则应将创卫与营商环境建设、财政信息公开、公共服务改善、就业吸纳和数字化治理统筹推进，并结合城市区位条件、要素承接平台和既有治理基础实施差异化治理，以更好释放国家卫生城市品牌促进高质量发展的综合效应。

[参考文献]

[1] 朱金鹤, 王雅莉, 侯林岐. 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,2021 (03).

[2] 张辉, 刘远立, 陈春花, 等. 全球性公共卫生危机治理：趋势与重点[J]. 管理科学学报,2021 (08).

[3] 唐跟利, 陈立泰, 徐逸岚, 等. 创建国家卫生城市是否提升了公共健康水平？——基于 PSM-DID 方法的实证分析[J]. 公共行政评论,2022 (04).

[4] 范柏乃, 盛中华. 新时代我国基层党政干部行政动力的实际测度及激励机制研究——职业理想的中介作用和晋升前景的调节效应[J]. 管理世界,2022 (01).

[5] 周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究,2007 (07).

[6] 周晔. 合法性视域下的“评比表彰”:行动逻辑、功能局限及治理——以中央政府及职能部门组织的评比表彰活动为例[J]. 中国行政管理,2014 (09).

[7] 朱旭峰, 张友浪. 创新与扩散:新型行政审批制度在中国城市的兴起[J]. 管理世界,2015 (10).

[8] 刘松瑞, 王赫, 席天扬. 行政竞标制、治理绩效和官员激励——基于国家卫生城市评比的研究[J]. 公共管理学报,2020 (04).

[9] 文宏, 崔铁. 运动式治理中的层级协同:实现机制与内在逻辑——一项基于内容分析的研究[J]. 公共行政评论,2015 (06).

[10] Kaiser U, Kongsted H C, Rønde T. Does the mobility of R&D labor increase innovation? *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2015,110: 91-105.

[11] 刘善仕, 孙博, 葛淳棉, 等. 人力资本社会网络与企业创新——基于在线简历数据的实证研究[J]. 管理世界,2017 (07).

[12] 课题组中国城市营商环境评价研究, 李志军, 张世国, 等. 中国城市营商环境评价的理论逻辑、比较分析及对策建议[J]. 管理世界,2021 (05).

[13] 周绍杰, 王洪川, 苏杨. 中国人如何能有更高水平的幸福感——基于中国民生指数调查[J]. 管理世界,2015 (06).

[14] 刘松瑞, 周润人, 席天扬. 城市评比表彰中的引领效应与同侪效应——基于创建国家卫生城市的研究[J]. 公共行政评论,2022 (03).

[15] 李言,毛丰付.城市品牌建设如何影响数字企业创业?——基于文明城市评选视角的分析[J].经济与管理研究,2022,43(09):109-126.

[16] 詹新宇,张榕芳,成显.城市品牌活动与企业经营绩效——来自马拉松赛事的准自然实验[J].广东财经大学学报,2023,38(02):32-45.

[17] 刘佳伟,邓博夫,罗正英,陶存杰.“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].外国经济与管理,2024,46(02):35-52.

[18] 严小翔,李济翔.网红城市何以长红?影响城市品牌可持续性的因素——基于 26 个案例的模糊集定性比较分析[J].城市发展研究,2024,31(06):38-46.

[19] 行伟波,梁云燕.城市荣誉称号对财政压力的影响——基于全国文明城市评选的准自然实验[J].广西大学学报(哲学社会科学版),2025,47(03):116-128.

[20] 肖爱树. 20 世纪 60-90 年代爱国卫生运动初探[J]. 当代中国史研究,2005 (03).

[21] Hu S C, Kuo H. The development and achievement of a healthy cities network in Taiwan: sharing leadership and partnership building. *Global Health Promotion*, 2016,23 (1_suppl): 8-17.

[22] Shi X, Xi T. Race to safety: Political competition, neighborhood effects, and coal mine deaths in China. *Journal of Development Economics*, 2018,131: 79-95.

[23] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究,2013 (01).

[24] 渠敬东. 项目制:一种新的国家治理体制[J]. 中国社会科学,2012 (05).

[25] Easley D, de Prado M L, O'Hara M. Discerning information from trade data. *Journal of Financial Economics*, 2016,120 (2): 269-285.

[26] Lazear E P, Rosen S. Rank-order tournaments as optimum labor contracts. *Journal of Political Economy*, 1981,89 (5): 841-864.

[27] Spence M. Signaling in retrospect and the informational structure of markets. *American Economic Review*, 2002,92 (3): 434-459.

[28] Connelly B L, Certo S T, Ireland R D, et al. Signaling theory: A review and assessment. *Journal of Management*, 2011,37 (1): 39-67.

[29] Zhang H, Kong G, Rajagopalan S. Contract design by service providers with private effort. *Management Science*, 2018,64 (6): 2672-2689.

[30] 詹晓宁, 欧阳永福. 数字经济下全球投资的新趋势与中国利用外资的新战略[J]. 管理世界,2018 (03).

[31] 李磊, 冼国明, 包群. “引进来”是否促进了“走出去”?——外商投资对中国企业对外直接投资的影响[J]. 经济研究,2018 (03).

[32] 黄远浙, 钟昌标, 叶劲松, 等. 跨国投资与创新绩效——基于对外投资广度和深度视角的分析[J]. 经济研究,2021 (01).

[33]张世国, 李志军, 施玮. 公共数据开放与优化城市营商环境——来自政府数据平台上线的经验证据[J]. 中国行政管理, 2025, 41 (05): 25-38.

[34]范合君, 吴婷, 何思锦.“互联网+政务服务”平台如何优化城市营商环境？——基于互动治理的视角[J]. 管理世界, 2022, 38 (10): 126-153.

[35] Custódio C, Metzger D. Financial expert CEOs: CEO s work experience and firm s financial policies. *Journal of Financial Economics*, 2014,114 (1): 125-154.

[36] Mitton T. Economic significance in corporate finance. *The Review of Corporate Finance Studies*, 2024,13 (1): 38-79.

[37]白俊红, 张艺璇, 卞元超. 创新驱动政策是否提升城市创业活跃度——来自国家创新型城市试点政策的经验证据[J]. 中国工业经济, 2022, (06): 61-78.

City Brand Building and Business Environment Optimization from the Perspective of Administrative Competitive Bidding

——A Study Based on the Practice of Creating National Sanitary Cities

[**Abstract**] The creation of national sanitary cities is an important practice through which local governments build city brands and improve governance capacity by means of administrative competitive bidding. Taking the normalization of national sanitary city evaluation after 2009 as a quasi-natural experiment, this paper uses prefecture-level city panel data from 2004 to 2021 and a staggered difference-in-differences model to examine the impact of national sanitary city branding on the urban business environment. The results show that national sanitary city branding significantly improves the urban business environment, with the core coefficients significant at the 1% level across three measures of the business environment. The conclusion remains robust after using CSDID to address staggered policy implementation, introducing province-by-year fixed effects, applying IPW-DID, controlling for concurrent policies, and conducting instrumental-variable and placebo tests. Mechanism tests show that sanitary city creation improves the business environment by enhancing environmental governance and urban sanitation, promoting employment absorption and service-sector agglomeration, and expanding employment in producer services and digital services. Heterogeneity analysis indicates that the policy effect varies with administrative hierarchy, location conditions, urban agglomeration platforms, prior business-environment conditions, fiscal transparency, and prior sanitation-governance foundations, but the between-group differences are not fully stable. This paper extends research on business-environment optimization from the perspectives of city branding and administrative competitive bidding, and provides empirical evidence for

improving the creation and review mechanisms of national sanitary cities.

[**Keywords**] national sanitary city; city branding; administrative competitive bidding; business environment; staggered difference-in-differences

附录 1（表）

附表 1

截至 2020 年获评国家卫生城市名单

时间	数量	具体城市
1989-2009	98	长治市、赤峰市、大连市、鞍山市、长春市、四平市、大庆市、南京市、无锡市、常州市、苏州市、南通市、淮安市、扬州市、镇江市、泰州市、杭州市、宁波市、绍兴市、湖州市、嘉兴市、金华市、衢州市、马鞍山市、福州市、泉州市、厦门市、漳州市、三明市、南昌市、宜春市、青岛市、淄博市、东营市、烟台市、潍坊市、泰安市、威海市、日照市、滨州市、聊城市、郑州市、洛阳市、新乡市、濮阳市、许昌市、宜昌市、株洲市、岳阳市、常德市、广州市、深圳市、珠海市、汕头市、佛山市、韶关市、肇庆市、江门市、惠州市、东莞市、中山市、桂林市、三亚市、成都市、绵阳市、攀枝花市、泸州市、遂宁市、遵义市、西安市、宝鸡市、嘉峪关市、西宁市、银川市、克拉玛依市、东城区、西城区、石景山区、门头沟区、房山区、顺义区、昌平区、怀柔区、黄浦区、徐汇区、长宁区、静安区、浦东新区、闵行区、嘉定区、金山区、松江区、青浦区、和平区、河西区、滨海新区、北碚区、渝北区
2009-2011	24	晋城市、包头市、鄂尔多斯市、伊春市、舟山市、铜陵市、德州市、临沂市、安阳市、十堰市、梅州市、河源市、南宁市、广安市、贵阳市、昆明市、玉溪市、林芝市、咸阳市、渭南市、金昌市、通州区、平谷区、奉贤区
2012-2014	40	黑河市、徐州市、盐城市、宿迁市、温州市、台州市、丽水市、吉安市、开封市、平顶山市、信阳市、武汉市、襄阳市、咸宁市、益阳市、娄底市、郴州市、永州市、湛江市、云浮市、柳州市、百色市、德阳市、广元市、曲靖市、普洱市、丽江市、拉萨市、铜川市、汉中市、安康市、榆林市、普陀区、虹口区、杨浦区、宝山区、大渡口区、九龙坡区、南岸区、合川区
2015-2017	41	忻州市、通辽市、乌兰察布市、沈阳市、丹东市、盘锦市、连云港市、宣城市、济南市、枣庄市、济宁市、鹤壁市、漯河市、驻马店市、南阳市、黄石市、荆州市、鄂州市、荆门市、黄冈市、邵阳市、阳江市、清远市、海口市、宜宾市、巴中市、六盘水市、安顺市、保山市、延安市、石嘴山市、吴忠市、密云区、延庆区、西青区、沙坪坝区、南川区、璧山区、铜梁区、潼南区、黔江区
2018-2020	67	石家庄市、秦皇岛市、张家口市、阳泉市、呼和浩特市、乌海市、呼伦贝尔市、巴彦淖尔市、锦州市、吉林市、白城市、松原市、蚌埠市、黄山市、六安市、赣州市、上饶市、抚州市、九江市、景德镇市、焦作市、商丘市、周口市、湘潭市、衡阳市、张家界市、茂名市、汕尾市、揭阳市、梧州市、北海市、崇左市、钦州市、三沙市、儋州市、自贡市、内江市、乐山市、资阳市、雅安市、眉山市、铜仁市、毕节市、昌都市、商洛市、白银市、固原市、中卫市、朝阳区、海淀区、崇明区、河东区、南开区、河北区、红桥区、东丽区、津南区、北辰区、武清区、宝坻区、巴南区、涪陵区、大足区、江津区、永川区、荣昌区、武隆区

资料来源：国家卫生健康委员会官网，手工整理得到。

附表 2

附表 2.1

平行趋势检验结果

时期	***UBEI***	***UBEI Standardized***	***UBEI Entropy***
Pre_3	0.126	-0.009	0.195
	(0.524)	(-0.034)	(0.808)
Pre_2	-0.057	-0.151	-0.049
	(-0.734)	(-1.461)	(-0.523)
Current	0.398***	0.363**	0.364**
	(4.147)	(2.367)	(2.175)
Post_1	0.426***	0.369**	0.440**
	(3.099)	(2.059)	(2.259)
Post_2	0.677***	0.633**	0.715***
	(3.274)	(2.518)	(2.716)
Post_3	0.916***	0.956***	1.082***
	(3.580)	(3.529)	(4.161)
Post_4	1.114***	1.203***	1.279***
	(3.616)	(3.634)	(3.973)
Post_5	2.826***	3.002***	2.951***
	(4.868)	(5.406)	(5.866)
政策前联合检验 P 值	0.363	0.186	0.331
临近事前检验 P 值	0.463	0.145	0.601
N	5177	5177	5177

注：***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上显著，括号内为聚类到城市层面的 T 值。