

全国文明城市与企业绩效

——基于倾向性匹配倍差法的微观证据

郑文平¹ 张冬洋²

(1. 中国人民大学经济学院, 北京 100872; 2. 首都经济贸易大学经济学院, 北京 100070)

摘要: 城市发展对企业成长的影响尚没有形成统一的结论。针对中央文明委主办的全国文明城市评选这一准自然实验政策, 使用 1999—2007 年中国工业企业数据库, 并采用倾向性匹配倍差法以及分位数倾向性匹配倍差法评估了这一政策试验对企业绩效的影响。研究发现, 全国文明城市评选活动显著地抑制了所在城市企业的利润率, 且存在 1~2 年的滞后期; 评选活动显著地降低了法人企业和港澳台企业的利润率, 降幅最高为 1%。评选活动对集体、私人和外资企业利润率的推动作用衰减迅速; 评选活动的抑制效应对存活时间越久的企业越明显, 最高可达 2.8%。这为反思城市发展政策提供了经验支持。

关键词: 文明城市; 企业绩效; 倾向性匹配倍差法; 分位数倾向性匹配倍差法; 抑制效应

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2016)05-0037-10

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2016.05.004

一、引言

城市对经济增长的重要性正日益受到经济学家和政策制定者的关注^[1-5]。传统城市经济学理论认为, 一方面, 城市基础设施、文化教育、社会治安等各方面的发展为企业绩效提升提供了更低的生产成本、要素投入成本; 另一方面, 城市的全面发展也会增强城市的经济活力、产业发展比较优势, 从而吸引优质企业迁移、推动产业集聚。但近年来针对不同国家的研究发现城市发展与经济增长之间的关系并不确定, 经济学家有必要对这一问题进行进一步的探索, 特别是应该纳入异质性城市因素在内进行考量。当然, 这个问题不仅在学术上有进一步研究的意义, 在实践上也启发我们反思已有城市发展模式, 寻找社会最优的新型城市化发展道路。

中国在过去三十年中经历了全球规模最为庞大的城市化进程, 城市化率从 1978 年的 17.92% 上升到 2014 年的 54.77%, 其增长速度远远超过全球平均水平(图 1)。在这一过程中, 中国的超大型城市、大型城市的数量不断增加, 随之交通拥堵、空气污染、基础设施相对滞后等诸多问题不断涌现。中国地方政府一直热衷于推进城市化进程, 这一方面是地方经济发展的需求所致, 另一方面则是为了显而易见的“政绩”^①。在行政主导的背景下, 中国城市化出现了速度快但质量不高的特点, 这种城市化模式忽略了人民群众的需求, 最终可能的效果就是资源的浪费, 这与新一届政府提出的“新型城镇化”的宗旨是背离的。所以我们需要反思已有的只重视速度、规模, 忽视质量的发展模式, 积极

收稿日期: 2016-03-25; 修回日期: 2016-09-04

作者简介: 郑文平(1990—), 男, 安徽巢湖人, 中国人民大学经济学院博士研究生, 研究方向为产业经济学与公共政策评估; 张冬洋(1987—), 男, 黑龙江庆安人, 经济学博士, 首都经济贸易大学经济学院讲师, 研究方向为金融发展与中国企业成长。

基金项目: 中国人民大学 2015 年度拔尖创新人才培养资助计划成果

探索新的城市发展模式。

目前针对中国城市发展政策如何影响经济增长的研究还很缺乏,目前已有研究主要针对城市发展规模与经济增长的相关性展开,但对于二者之间的因果关系研究却鲜有涉及^[6]。然而,全国文明城市评选活动为准确测度城市发展政策的影响提供了一个独特契机。一方面,当前评选城市属于第一次评选,并没有受制于“全国创建文明工作先进城市”的前提条件,因此,这为政策评估提供了相对随机的前提。否则,按照倍差法的框架评估文明城市的影响会因为参照组样本选择偏差而高估文明城市的影响;另一方面,2005年的文明城市评选相对于企业来说是外生冲击,企业难以决定城市是否参与评选文明城市活动。进一步地,全国文明城市评选后受到中央文明委的不定期抽查,这使得评选城市受到严格的外生约束,城市综合文明建设在评选之后长期保持较高水平。这也表明了企业受到长期性的外生冲击。

根据文明城市评选的条件和机制来看,文明城市评选政策的影响效应可能存在以下两个截然相反的机制:一方面,文明城市对企业发展的外部环境以及技术发展等多个角度提出了高要求,这些制度和环境因素的改善会减少企业经营的成本,这无疑会促进企业的发展。由此,文明城市会促进企业的发展;另一方面,文明城市对环保、安全生产、生态环境、知识产权的要求必然带来企业生产成本的大幅提升,如果企业自身转型升级的能力有限、财务金融状况不佳,就有可能造成企业利润率的下降,甚至引起部分财务状况恶化企业的倒闭。所以,从这个角度来看,文明城市评选可能造成企业利润率的下降,不利于企业的发展。

基于此,本文借助“全国文明城市”评选活动这一政策实验,评估了城市发展政策对微观企业的影响。本文不仅对中国以及其他发展中国家制定合适的城市发展政策具有一定的借鉴意义,而且具有以下两个方面的贡献:(1)结合中国丰富的政策试验背景,本文针对全国文明城市的政策评估丰富了城市发展对微观企业发展影响的分析方法,特别是如何采用倾向性匹配倍差法、分位数倾向性匹配倍差法评估城市发展政策对企业绩效的净效应;(2)本文的研究丰富了城市发展政策评估研究的文献。首先,目前城市发展的影响评估多属于相关性分析,难以解决城市发展与经济增长的内生性问题。本文首次采用“全国文明城市”政策这一准自然实验有效地解决了这一内生性问题;其次,目前城市发展政策评估的文献主要从宏观层面、产业层面展开,本文首次采用中国工业企业数据这样一个具有典型意义的微观企业数据去评估城市发展政策的影响;再次,已有研究忽略了城市发展对微观个体影响的异质性,本文首次采用分位数倾向性匹配差分法评估了城市发展政策的差异化影响。

二、文献综述

考虑到本文的研究主题是城市发展政策对微观企业的影响,作者从以下两个研究方向对已有文献进行了梳理:

(1) 政府政策对微观主体行为的影响,也即评估政府政策效果。一方面,中国这样一个转型大国,其“局部实验+全面推广”的模式对兼顾改革和社会稳定发展具有重要意义^[7-9];另一方面,地方政府在经济发展和产业转型等方面扮演着重要角色^[10]。首先,一个得到广泛讨论的政策试验是增值税改革政策。2004年开始的增值税改革先后在东北三省开始试验,此后又在中部省份、内蒙、四川等地区进行试验,直到2009年才在全国统一实行新型增值税。聂辉华等^[11]针对东北地区的政策试

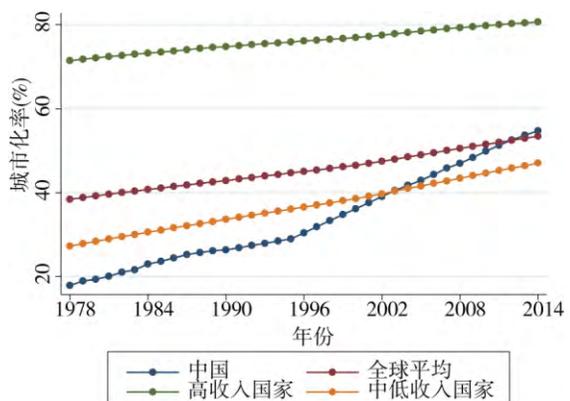


图1 1978—2014年全球城市化进程

验发现增值税转型促进了企业投资,激励企业提升资本-劳动比,进而提升生产率;Liu and Lu^[12]对增值税转型改革试验进行研究,发现这一政策刺激了企业投资以提升企业生产率,从而增大了企业出口概率。其次,近年来也有大量学者从微观层面开展对省直管县、扩权强县改革的影响评估。袁渊和左翔^[13]对浙江和福建两省的扩权强县改革研究发现其促进企业发展,且对非国有企业的促进效果更明显。再次,最近关于区域发展政策的评估也成为热点话题。一些文献关注工业园区、高新技术开发区等的设立对企业创新、企业发展的影响^[14-15],但还没有形成统一的结论。刘瑞明和赵仁杰^[14]对国家高新区的研究发现,高新区的发展确实促进了经济增长,高照军和武常岐^[16]的研究也从微观层面证实了高新区的制度设计促进了企业创新绩效;而袁其刚等^[15]针对经济功能区^②政策试验的评估却没有发现生产率溢价。此外,出口退税政策作为一项重要政策也广大学者所关注。因为涉及产品类别广,不同产品之间存在显著差异,且不同产品的出口退税率在不同时间经历了幅度差异显著的调整。所以多数文献用这一近似政策试验评估特定产品退税率调整对企业贸易的影响^[17-19]。

(2) 城市发展的溢出效应评估。一方面,已有文献发现城市规模与生产率之间存在显著相关性。该现象主要有两个原因:筛选效应和集聚效应。前者指城市规模越大竞争越激烈,只有生产率高的企业才能存活下来,后者指城市规模越大市场越大,企业数量越多,企业学习交流的机会越多,从而促进企业生产率上升。目前城市发展究竟是选择效应为主还是规模效应为主还没有形成一致结论。Combes *et al.*^[1]、Behrens *et al.*^[2-3]、余壮雄和李莹莹^[20]、赵曜和柯善咨^[21]发现筛选效应是城市生产率提高的主要原因,余壮雄和杨扬^[22]、赵晓霞^[23]则支持是集聚效应而非选择效应导致了中国大城市的生产率优势;另一方面,由于城市之间存在显著的异质性,一些学者开始关注异质性城市发展对企业影响究竟表现为何种形式,这为城市规划和定位提供了重要参考依据。余壮雄和杨扬^[22]发现小城镇向小城市以及大城市向特大城市的扩张能够带来更大的边际集聚效应,集聚效应与企业规模呈现倒U型关系,余壮雄和李莹莹^[20]发现只有特大城市的发展与迷你城市的城镇化对企业生产率具有正向影响,但中型城市的优势正在上升。郭琪等^[24]发现以发展中小企业为主的城市化可以推动创业、促进市场经济发展,以发展国有企业为主的城市化则会抑制创业。周靖祥^[25]则讨论了异质性城市对经济增长的影响,研究发现副省级城市的经济增长更多地依赖领导者,人口增长和城市规模的影响并不显著。

通过对文献的梳理,可以发现已有研究关于城市发展对企业的影响目前仍然没有确定的结论。而且,一方面针对城市发展的影响研究多是传统意义上的相关性研究,而针对城市发展的特定政策评估仍然缺失,另一方面这种评估往往是讨论城市规模和特定因素对经济增长或微观个体的影响,仍然存在内生性问题。通过对文明城市评选这一特定政策事件的分析,可以丰富城市发展政策效果评估这一领域的文献;既有文献在考察城市发展的福利效应时,仍然缺乏企业微观绩效角度的评估,本文尝试填补这一空缺,并为准确合理评估城市发展的影响提供独特视角。

三、评估模型与数据

(一) 评估模型:倾向性匹配倍差方法

本文首先采用标准倍差法评估文明城市评选的影响。借鉴聂辉华等^[11]、刘瑞明和赵仁杰^[14]的方法,本文构建如下评估模型:

$$y_{ijkt} = \delta_0 + \delta_1 \text{TREAT} + \delta_2 t + \delta_3 \text{TREAT} \times t + \sum \varphi_i x_{iikt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (1)$$

$$x_{iikt} = f(\text{AGE}_{ijkt}, \text{SIZE}_{ijkt}, \text{EX}_{ijkt}, \text{RD}_{ijkt}, \text{CASH}_{ijkt}, \text{K_INTEN}_{ijkt}, \text{LEVE}_{ijkt}, \text{HHI}_{jt})$$

$$y_{ijkt} = \delta_0 + \delta_1 \text{TREAT} + \delta_2 t + \sum_{05}^{07} \delta_i \text{TREAT} \times t_i + \sum \varphi_i x_{iikt} + \varepsilon_{ijkt} \quad (2)$$

其中 y_{ijkt} 代表企业层面的利润率(利润额/销售额),TREAT代表文明城市(是则为1,否则为0), t 代表评选时间(2005年以后为1,2005年以前为0), ε_{ijkt} 代表随机扰动项, x_{iikt} 代表企业层面的一

系列控制变量: AGE 代表企业年龄, SIZE 由固定资产净额表示, EX 代表企业出口哑变量(出口为 1, 否则为 0), RD 代表企业研发哑变量(有研发为 1, 否则为 0), CASH 代表企业现金流强度(企业现金流 / 企业销售额), K_INTEN 代表企业资本密集度(由人均固定资产净值的对数表示), LEVE 代表企业财务杠杆率(总负债 / 总资产), HHI 则表示企业所在二分位行业的集中度, 采用赫芬达尔指数表示。可以看出, 本文最关心的参数是 δ_3 , 如果 $\delta_3 > 0$, 则文明城市提升了企业利润率; 相反, 则抑制了企业利润率(倍差法的具体估计过程参见表 1)。进一步地, 考虑到文明城市评选后监管的长期性, 本文设计了(2)式中的分年倍差估计框架 δ_{05} 、 δ_{06} 、 δ_{07} 就代表了文明城市评选后的动态效应。

由于本文采用企业层面的数据来评估城市发展政策的影响, 而在既有文献中, 企业异质性问题已经被广泛讨论。标准倍差法估计要求处理组和参照组存在共同趋势, 异质性企业无疑难以满足这一前提条件, 所以我们需要在标准的估计框架上降低异质性对本文估计的干扰。

基于反事实推断模型的倾向性匹配方法恰好可以解决这一问题。该方法采用企业层面的多维特征作为关键向量为处理组企业匹配出最相近的企业。这就可以满足处理组和参照组的个体在政策发生前存在相同趋势的假设, 同时也消除了企业异质性带来的样本选择偏差^[26-27]。接着, 再通过标准倍差法消除因为遗漏变量(特别是不可观测变量)带来的内生性问题, 这样的估计结果就是文明城市对企业利润率的无偏的纯影响(具体的设计步骤可以参考 De Loecker^[28]、张杰等^[29]等)。

(二) 数据来源与描述性统计

本文主要使用的数据来源于 1999—2007 年中国工业企业数据库, 该数据库包含了全部国有企业以及规模以上非国有企业。大量使用该数据的文献考察了生产率、创新、融资约束、出口、投资等诸多主题^[30]。在处理数据过程中, 我们删除了符合以下任何一项条件的观测值: (1) 工业销售额、就业人数、固定资产净值、出口额、研发投入额、中间品投入中任意一项为负值或者缺失; (2) 企业就业人数小于 8 人; (3) 企业出口额超过了企业工业销售总额^[29-30]。由于本文研究的重点是制造业企业, 我们只保留了二分位行业代码 13 ~ 43 的所有企业。同时, 本文对销售额、利润额、工业增加值等主要变量进行了 1% 缩尾处理(winsorize), 以减小极端值的影响。同时, 结合工业企业数据库中的省、地、县标准码, 本文提取了四分位城市代码和 6 分位县级代码。利用中央文明委 2005 年公布的全国文明城市名单, 利用国家统计局公布的标准行政区划代码表与中国工业企业数据库进行合并, 将工业企业数据库中企业所在城市划分为文明城市组和参照组。此外, 本文使用的主要变量的统计描述见表 2。

表 2 主要变量特征统计

变量	全样本		文明组		参照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
AGE	17.035 5	10.681 2	15.598 9	8.179 3	17.203 7	10.924 5
SIZE	8.376 0	1.533 6	8.364 7	1.540 0	8.377 3	1.532 9
HHI	0.002 9	0.003 4	0.003 0	0.003 1	0.002 9	0.003 4
EX	0.291 1	0.454 3	0.464 8	0.498 8	0.270 8	0.444 4
RD	0.112 3	0.315 7	0.117 2	0.321 7	0.111 7	0.315 0
CASH	0.189 8	0.219 9	0.194 5	0.205 2	0.189 2	0.221 5
K_INTEN	3.544 8	1.155 3	3.432 0	1.181 3	3.558 0	1.151 5
LEVE	0.592 6	0.256 9	0.601 1	0.243 2	0.591 6	0.258 5
ROS	0.030 3	0.070 3	0.037 7	0.073 3	0.029 4	0.069 9

注: 作者根据工业企业数据库整理。

四、实证检验结果

(一) 基准回归结果

表 3 报告了传统 DID 方法的结果。首先, 我们利用传统倍差法的思路, 考察全国文明城市的静态影响。列(1)中我们针对全样本进行了估计, 得到的估计值为 -0.000 128, 并不显著。这是否意

味着文明城市评选对企业利润率没有显著影响呢?

表3 文明城市对企业绩效的影响: 标准倍差法

被解释变量: 利润率	全样本		稳健样本		政策稳健样本		持续样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
TREAT	0.005 46** (20.03)	0.005 49** (20.14)	0.005 92** (20.87)	0.005 93** (20.90)	0.006 00** (19.31)	0.005 97** (19.22)	0.009 38** (15.79)	0.009 37** (15.77)
<i>t</i>	0.003 53** (12.26)	0.001 69** (14.59)	0.001 33** (4.15)	0.001 18** (9.62)	0.000 240 (0.58)	-0.000 763** (-5.71)	-0.005 92** (-8.99)	-0.005 76** (-17.09)
DID	-0.000 128 (-0.36)		-0.000 610 (-1.63)		-0.001 49** (-3.67)		-0.002 73** (-2.85)	
DID05		0.001 86** (3.72)		0.002 00** (3.89)		0.002 32** (4.22)		0.001 19 (0.84)
DID06		0.000 757 (1.63)		0.000 065 1 (0.13)		-0.001 18* (-2.20)		-0.001 52 (-1.09)
DID07		-0.002 91** (-6.29)		-0.004 12** (-8.19)		-0.005 71** (-10.51)		-0.007 99** (-5.74)
观测数	1 406 253	1 406 253	1 222 285	1 222 285	945 815	945 815	177 389	177 389
adj. R ²	0.140	0.140	0.138	0.138	0.136	0.136	0.143	0.143

注: 括号内为 *t* 值, +、*、** 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。文中还控制了省份、二分位行业、所有制等固定效应。

考虑到本文使用的是中国工业企业数据库, 其中的企业存在大量的进入和退出。如果企业生存年份过短, 那么企业可能只在评选前或评选后的短期内存在, 这些企业用于倍差法估计中会造成估计结果的偏差。根据中国工业企业数据的统计结果, 我们可以看到, 生存年份小于 3 年的企业接近全样本的 13.7%, 为了减少这些样本可能带来的估计偏误, 本文选择保留生存 3 年以上观测样本作为稳健本来考察文明城市的影响。列(3)中报告了稳健样本的估计结果, 政策效应为 -0.000 610, 仍然不显著。

研究还发现, 样本中的企业进入、退出中存在时间不一致性。比如生存超过 6 年的样本仅占全样本的 38.47%, 这显然无法完全满足倍差法的要求。为此, 本文设计了一个新的筛选标准, 将全部样本划分为四种类型: 2005 年进入样本、2005 年以后进入样本、2005 年以前退出样本、2005 年以后退出样本。在这些样本中, 我们需要剔除两类: 2005 年以后进入样本、2005 年以前退出样本, 这样剩余的样本都是跨过 2005 年这一政策发生年的样本。本文统计发现, 这两类样本分别占文明城市组和参照城市组样本的 17.44%、24.43%。表 3 列(5)中报告了政策稳健样本的结果, 文明城市评选显著降低了企业利润率, 降幅达到 0.149% (且在 1% 水平上显著, *t* 值绝对值为 3.67), 样本区间内企业利润率均值仅为 3% 左右, 下降幅度达到 0.5%。

更进一步地, 本文考察了文明城市的评选对持续样本企业(即生存时间为 9 年, 这部分企业占比仅为 12.48%) 的影响。列(7)显示文明城市评选使得该城市企业利润率显著低于参照组企业达 0.273%, 这占到了企业利润率均值的 9%。

综合以上四步回归过程, 可以发现, 一方面, 文明城市评选活动确实显著降低了企业利润率, 另一方面, 文明城市对持续存在企业的影响远远大于其他类型企业。这一发现与李晓萍等^[31]的结果存在共性, 本文的结果提供了一个解释机制。

以上结果仅仅报告了文明城市的静态影响, 本文根据公式(2)还估计了动态影响。列(2)、(4)、(6)、(8)分别报告了全样本、稳健样本、政策稳健样本、持续样本的动态影响, 可以发现, 文明城市评选的当年, 文明组企业利润率显著高于参照组企业, 且幅度达到 0.2%, 并在 1% 水平上显著(只有持续样本不显著); 全样本和稳健样本结果显示 2006 年政策影响不显著, 但仍为正, 到 2007 年这一影响已经显著为负, 影响幅度分别为 0.3%、0.4%; 政策稳健样本则从 2006 年开始都集中表现为抑制效应, 且影响幅度由 0.1% 迅速上升为 0.5%; 持续样本的负面影响则从 2006 年的 0.1% (不显著) 大幅度上升为 0.8% (在 1% 水平上显著, 且已经达到样本期平均利润率的 25%)。我们不难发现, 一方面, 文明城市评选确实带来了企业利润率的下降, 且这一效应在政策发生后第二年、第三年集中体

现;另一方面,从全样本到持续样本的负面影响程度不断增大,这反映了文明城市的负面影响主要集中在存续时间更久的企业。

(二) 稳健性检验:倾向性匹配倍差法

虽然我们已经根据企业的存续时间和文明城市政策实施时间的关联进行了详细的稳健性检验,但考虑到不同企业之间存在显著的异质性特征,本文进一步采用倾向性匹配方法对文明组和参照组的企业样本进行匹配。采用了近邻匹配($k=3$)匹配法,本文分别对稳健样本、政策稳健样本和持续样本进行了匹配,并利用匹配后的样本组进行倍差法估计,估计结果见表4。(1)针对稳健样本的静态结果表明,文明城市促进了企业利润率上升,这一幅度仅为0.075%(仅在10%水平上显著);动态结果表明,文明城市政策在2005年和2006年显著促进了企业利润率的上升(且在1%水平上显著),但在2007年这一影响显著为负,且达到0.24%(在1%水平上显著);(2)针对政策稳健样本的静态结果发现影响并不显著;但从动态结果中发现,在政策实施当年影响显著为正(影响幅度为0.3%,在1%水平上显著),随后影响由正转负,2007年显著且负面影响达到0.4%;(3)持续样本的结果与前两个样本的结果相比更体现文明城市对企业利润率的抑制效应:静态估计结果显著,为-0.2%(在5%水平上显著),动态结果在2007年显著为负,且幅度达到0.7%(在1%水平上显著),这已经达到平均利润率的23%。可见,文明城市评选活动对企业利润率的影响是逐步增大的,并具有明显的经济显著性。倾向性匹配倍差法的结果与标准倍差法的结果十分接近,控制变量的结果与表3的估计基本一致,这证明了本文结论的稳健性。同时,上述估计结果也表明,无论从统计意义上还是从经济意义上,文明城市评选对企业利润率产生了显著的抑制效应,特别是针对政策稳健样本和持续样本的企业(从某种程度来看,文明城市评选对持续时间越长的企业表现出越强的抑制效应)。这种抑制效应对于当前处于低利润率的制造业企业的生存发展无疑是一个重要障碍。

表4 文明城市对企业绩效的影响:倾向性匹配倍差法

被解释变量: 利润率	稳健样本		政策稳健样本		持续样本	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
DID	0.000 755 ⁺ (1.72)		-0.000 371 (-0.77)		-0.002 09* (-2.12)	
DID05		0.002 91** (5.04)		0.003 07** (5.09)		0.001 27 (0.90)
DID06		0.001 60** (2.90)		-0.000 199 (-0.33)		-0.000 369 (-0.26)
DID07		-0.002 14** (-3.92)		-0.004 07** (-6.86)		-0.007 37** (-5.28)
观测数	656 160	656 160	536 223	536 223	115 242	115 242
adj. R ²	0.131	0.131	0.136	0.136	0.143	0.143

注:括号内为t值,+、*、**分别代表在10%、5%、1%水平上显著。文中还控制了省份、二分位行业、所有制等固定效应。

(三) 文明城市对企业绩效的影响:所有制角度

通过标准倍差回归法和倾向性匹配倍差法对总体样本的分析结果显示,文明城市评选并没有显著地促进文明城市企业的利润率,反而对部分企业存在显著的抑制作用。那么这种抑制作用可能通过什么机制传导呢?回答这个问题要与当前中国经济发展中两个典型特征联系起来:金融压制体系和所有制歧视。目前大量文献讨论了中国背景下不同所有制企业之间存在的显著差异,特别是民营企业长期受到的非公正歧视^[32-34]。作为保增长和保就业的重要力量,国有企业获得来自地方政府和国有大型银行为主的间接金融体系的大力扶持。与此同时,民营企业则在融资、监管、市场准入等方面存在种种劣势。文明城市这一政策标准对地方政府提出了严格要求,地方政府为了满足文明城市的标准,必然会在参评过程中要求当地企业的配合,国有企业和集体企业因为与政府的密切关系而受到地方政府的优待,而民营企业往往会在安全生产、节能减排、生态文明等多个方面受到更为严格

的监管。这一观点已经在大量文献中得到印证^[35]。

基于以上分析,为了考察文明城市的异质性影响的内在机制,本文从所有制角度采用倾向性匹配倍差法进行了深入分析。参考 Guariglia *et al.*^[36]的做法,本文按照实收资本结构将所有企业划分为国有、集体、法人、私人、港澳台(HMT)、外资六类企业。表5报告了分所有制的静态和动态评估结果。(1)稳健样本中,静态结果显示,文明城市评选促进了集体企业、私人企业和外资企业的利润率提高,且都显著,同时文明城市评选也抑制了国有、法人和港澳台企业的利润率,但并不显著;动态结果显示,国有企业的抑制效应一直不显著,集体、私人企业和外资企业的推动效应由显著过渡到不显著,法人企业的抑制效应逐渐显著;港澳台企业的抑制效应显著性不断增强,最终达到了0.5%,这一抑制效应已经占港澳台企业平均利润率的20%。

(2)政策稳健样本中,静态结果只有法人和港澳台企业的负面影响显著,其他类型企业的影响并不显著。在动态估计中,文明城市对集体、私人企业和外资企业利润率的推动作用存在明显的衰减,到2007年,这一推动作用也已转化为抑制作用,其中外资企业的抑制效应达到了0.4%(这一下降幅度为外资企业平均利润率的11%)。此外,国有企业的抑制效应不显著;法人企业的抑制效应在2006年、2007年均显著,并上升至0.6%(这一抑制效应超过法人企业平均利润率的18%);港澳台企业的抑制效应在2007年显著,达到了0.77%(已经超过了港澳台企业平均利润率的33%,由此可见文明城市政策的影响之深)。

(3)持续样本的结果中抑制效应与政策稳健样本相近。静态估计中只有集体企业为正,但并不显著。而其余五种类型企业均为负,但只有法人企业在5%水平上显著,幅度为0.47%;动态结果中,2007年的估计结果都为负,除了国有和集体企业不显著,其他四类企业均显著,下降幅度最大的为法人和外资企业,都达到了1%,这已经占企业平均利润率的30%以上;其次是港澳台企业,也达到了0.7%。由此可见,文明城市评选显著抑制了非国有企业的利润率,且存在两年的政策时滞。

表5 文明城市对企业绩效的影响:分所有制的倾向性匹配倍差法

被解释变量: 利润率	(1) 国有	(2) 集体	(3) 法人	(4) 私人	(5) HMT	(6) 外资
Part A: 稳健样本						
DID	-0.003 32 (-0.99)	0.005 15** (3.08)	-0.000 944 (-0.89)	0.001 07+ (1.86)	-0.001 58 (-1.28)	0.002 58+ (1.70)
DID05	-0.000 856 (-0.18)	0.007 01** (2.68)	0.002 01 (1.46)	0.002 23** (3.02)	0.001 83 (1.11)	0.005 64** (2.91)
DID06	-0.003 36 (-0.72)	0.007 69** (3.23)	-0.001 47 (-1.12)	0.001 79* (2.52)	-0.000 807 (-0.52)	0.005 19** (2.79)
DID07	-0.006 34 (-1.08)	0.000 121 (0.05)	-0.003 12* (-2.39)	-0.000 791 (-1.14)	-0.005 35** (-3.48)	-0.002 91 (-1.58)
观测数	24 056	61 589	138 381	301 294	72 139	58 700
adj. R ²	0.120	0.165	0.120	0.171	0.100	0.121
Part B: 政策稳健样本						
DID	-0.001 35 (-0.38)	0.002 71 (1.50)	-0.003 48** (-3.01)	0.000 429 (0.68)	-0.003 12* (-2.38)	0.001 92 (1.20)
DID05	0.003 65 (0.73)	0.005 28+ (1.91)	0.001 11 (0.77)	0.002 63** (3.38)	0.001 37 (0.81)	0.006 41** (3.22)
DID06	-0.003 23 (-0.67)	0.005 01* (2.03)	-0.005 22** (-3.69)	0.000 695 (0.89)	-0.002 68 (-1.63)	0.003 60+ (1.82)
DID07	-0.005 09 (-0.86)	-0.002 82 (-1.09)	-0.006 23** (-4.41)	-0.002 21** (-2.89)	-0.007 72** (-4.75)	-0.004 38* (-2.23)
观测数	15 695	41 885	113 240	252 453	61 354	51 596
adj. R ²	0.109	0.182	0.128	0.179	0.107	0.129
Part C: 持续样本						
DID	-0.006 70 (-1.36)	0.000 945 (0.30)	-0.004 67* (-1.97)	-0.000 466 (-0.31)	-0.003 05 (-1.29)	-0.001 94 (-0.64)
DID05	-0.000 894 (-0.15)	0.004 96 (1.05)	0.000 773 (0.24)	0.000 376 (0.17)	0.000 581 (0.17)	0.002 27 (0.54)
DID06	-0.007 28 (-1.09)	0.001 46 (0.31)	-0.004 22 (-1.22)	0.001 78 (0.85)	-0.001 92 (-0.59)	0.002 32 (0.55)
DID07	-0.0 130 (-1.43)	-0.003 69 (-0.78)	-0.0 111** (-3.47)	-0.003 59+ (-1.76)	-0.007 64* (-2.26)	-0.0 110** (-2.62)
观测数	6 610	15 974	21 577	40 137	17 346	11 982
adj. R ²	0.116	0.191	0.132	0.179	0.123	0.145

注:括号内为t值,+、*、**分别代表在10%、5%、1%水平上显著。文中还控制了省份、二分位行业、所有制等固定效应。

(四) 进一步的稳健性检验: 基于分位数的倾向性匹配倍差法

考虑到广泛存在

表6 全国文明城市对企业绩效的影响: 分位数倾向性匹配倍差法

分位	全部	国有	集体	法人	私人	HMT	外资
Part A: 稳健样本							
10%	-0.001 04*	-0.021 6**	0.002 12	-0.001 78*	0.000 0954	0.000 829	0.002 53
	(-2.27)	(-2.65)	(1.13)	(-1.91)	(0.22)	(0.44)	(1.20)
25%	-0.000 173	-0.002 51	0.002 53**	-0.000 636*	0.000 454*	-0.000 234	0.000 867
	(-1.03)	(-0.93)	(3.58)	(-1.72)	(2.03)	(-0.40)	(1.09)
50%	0.000 702**	0.002 34*	0.006 43**	0.000 256	0.000 660*	-0.001 34*	0.002 12*
	(2.90)	(2.16)	(6.21)	(0.47)	(2.09)	(-2.11)	(2.39)
75%	0.000 324	-0.002 03	0.005 20**	0.001 94*	-0.000 661	-0.001 25	0.005 11**
	(0.86)	(-0.87)	(3.43)	(2.36)	(-1.53)	(-1.10)	(4.22)
90%	-0.000 751	-0.0116*	0.003 92*	0.003 62**	-0.000 918*	-0.001 33	0.003 05*
	(-1.52)	(-2.17)	(1.79)	(3.49)	(-2.01)	(-0.77)	(2.01)
Part B: 政策稳健样本							
10%	-0.001 92**	-0.0184*	0.001 20	-0.003 26**	-0.000 673*	-0.003 62*	0.000 0682
	(-4.50)	(-2.57)	(0.67)	(-3.53)	(-1.67)	(-1.75)	(0.03)
25%	-0.000 574**	0.000 905	0.002 00**	-0.000 807*	-0.000 370	-0.001 91**	0.000 349
	(-3.41)	(0.42)	(2.83)	(-2.01)	(-1.52)	(-3.33)	(0.44)
50%	-0.000 627*	0.000 277	0.003 21**	-0.001 73**	-0.000 778*	-0.002 21**	0.001 48
	(-2.43)	(0.20)	(2.82)	(-2.82)	(-2.27)	(-2.98)	(1.45)
75%	-0.001 24**	-0.002 83	0.003 35*	-0.000 699	-0.002 29**	-0.002 22*	0.004 77**
	(-3.21)	(-1.01)	(1.89)	(-0.77)	(-4.96)	(-1.83)	(3.61)
90%	-0.001 64**	-0.014 2*	0.001 04	0.001 19	-0.002 12**	-0.001 45	0.003 14*
	(-3.09)	(-2.44)	(0.42)	(1.09)	(-4.24)	(-0.79)	(1.97)
Part C: 持续样本							
10%	0.000 107	-0.008 54	0.000 866	0.001 05	0.001 08	-0.000 0126	-0.003 71
	(0.10)	(-0.78)	(0.27)	(0.43)	(0.86)	(-0.00)	(-0.85)
25%	-0.000 172	0.000 358	0.001 79	-0.001 90*	0.001 55*	-0.000 746	-0.002 58
	(-0.42)	(0.12)	(1.58)	(-1.89)	(2.37)	(-0.73)	(-1.26)
50%	-0.001 23*	-0.006 11**	0.002 05	-0.004 69**	0.000 554	-0.001 83	-0.000 881
	(-2.01)	(-2.75)	(1.05)	(-3.08)	(0.59)	(-1.39)	(-0.38)
75%	-0.003 72**	-0.013 9**	0.002 72	-0.005 23*	-0.003 94**	-0.004 43*	0.003 34
	(-3.69)	(-2.89)	(0.95)	(-1.90)	(-2.69)	(-1.74)	(1.04)
90%	-0.009 28**	-0.0279**	-0.001 94	-0.0100**	-0.0127**	-0.000 480	0.001 06
	(-5.91)	(-3.34)	(-0.42)	(-2.98)	(-6.20)	(-0.12)	(0.23)

注: 括号内为 t 值, +、*、** 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著。文中还控制了省份、二分位行业、所有制等固定效应。

分别为 2.8% (持续样本 90% 分位)、1% (持续样本 90% 分位)、0.4% (持续样本 75% 分位); (3) 集体企业的影响基本为正, 最大为 0.6% (稳健样本 50% 分位); 私人企业的影响由推动转为抑制; 外资企业仅在持续样本中始终为负, 在稳健样本和政策稳健样本中始终为正, 最大为 0.5% (稳健样本 75% 分位)。

从上述结果中, 不难发现, 虽然不同类型企业在不同分位上表现出了显著的动态影响特征, 但总体上来看, 文明城市评选对集体、私人 and 外资企业利润率的推动作用迅速降低甚至转变为抑制作用, 对法人和港澳台企业的抑制效应显著且稳健, 对国有企业的抑制效应并不十分显著, 在持续样本中最显著。

五、结论

本文以中央文明委在 2005 年开展的全国文明城市评选为基础, 借助中国工业企业数据库, 首次从微观层面评估了文明城市评选活动对城市企业绩效的影响。研究结果表明: (1) 文明城市评选对企业利润率存在显著的抑制效应, 但往往有 1~2 年的政策滞后。并且这种抑制效应能够占到样本期间企业平均利润率的 10%; (2) 分不同所有制的估计结果表明, 尽管文明城市评选促进了集体、私人 and 外资企业的利润率, 但这种推动效应迅速衰减甚至转化为抑制效应。同时, 文明城市评选显著地降低了法人和港澳台企业的利润率; (3) 通过对不同子样本的回归, 本文发现文明城市评选对经历文明城市评选时间越久 (存活时间越长) 的企业利润率的影响越明显, 其对持续存在的企业的抑制影响最高达到 2.8%, 这接近全部企业平均利润率。从以上多种形式的稳健性检验来看, 文明城市的评

选无论在统计意义上,还是在经济意义上,都显著地抑制了相应城市企业的发展。

文明城市评选带来的负面影响与文明城市评选本身的意图可能存在冲突。按照传统理论,文明城市的创建实际上可以降低腐败程度、减少企业交易成本,为企业发展提供良好的社会环境、法治环境。但因为其对安全生产、环境保护等方面的硬约束,企业必须直面为了达到文明城市评选要求而对其正常生产活动进行的政府干预行为。对于地方政府来说,文明城市的评选必须承担相应的经济成本,一个城市是否参与文明城市评选需要在经济稳定增长和城市综合环境改善之间权衡取舍。如果不是通过产业结构转型升级、引进先进技术等经济转型政策,仅仅依靠政府行政行为强行达标评选全国文明城市,最终会对地方经济产生抑制作用。在本文的分析中,持续存在的企业在文明城市评选后受到的负向冲击最大。根据产业组织的生存理论,存续时间越久的企业往往是生产率较高的企业,这些持续存在的企业是一个地方经济发展的核心支撑力量。如果它们经历了利润率的持续下降,那么就十分可能带来一个地方经济的剧烈波动。特别是当经济处于萧条时期,这些持续存在企业的生存是地方经济度过危机的重要支撑,地方政府必须十分重视和慎重决策是否参评文明城市。

参考文献:

- [1] COMBES P P, DURANTON G, GOBILLON L, et al. The productivity advantages of large cities: distinguishing agglomeration from firm selection [J]. *Econometrica*, 2012, 80(6): 2543-2594.
- [2] BEHRENS K, DURANTON G, ROBERT-NICOUD F. Productive cities: sorting, selection, and agglomeration [J]. *Journal of political economy*, 2014, 122(3): 507-553.
- [3] BEHRENS K, ROBERT-NICOUD F. Survival of the fittest in cities: urbanisation and inequality [J]. *Economic journal*, 2014, 124(581): 1371-1400.
- [4] DURANTON G. Growing through cities in developing countries [J]. *World Bank research observer*, 2015, 30(1): 39-73.
- [5] 柯善咨, 赵曜. 产业结构、城市规模与中国城市生产率 [J]. *经济研究*, 2014(4): 76-88.
- [6] 刘海洋, 刘玉海, 袁鹏. 集群地区生产率优势的来源识别: 集聚效应抑或选择效应? [J]. *经济学(季刊)*, 2015(3): 1073-1092.
- [7] HEILMANN S. From local experiments to national policy: the origins of China's distinctive policy process [J]. *China Journal*, 2008, 59: 1-30.
- [8] HEILMANN S. Policy experimentation in China's economic rise [J]. *Studies in comparative international development*, 2008, 43(1): 1-26.
- [9] XU C. The fundamental institutions of China's reforms and development [J]. *Journal of economic literature*, 2011, 49(4): 1076-1151.
- [10] 桑瑞聪, 彭飞, 康丽丽. 地方政府行为与产业转移——基于企业微观数据的实证研究 [J]. *产业经济研究*, 2016(4): 7-17.
- [11] 聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例 [J]. *管理世界*, 2009(5): 17-35.
- [12] LIU Q, LU Y. Firm investment and exporting: evidence from China's value-added tax reform [J]. *Journal of international economics*, 2015, 97(2): 392-403.
- [13] 袁渊, 左翔. “扩权强县”与经济增长: 规模以上工业企业的微观证据 [J]. *世界经济*, 2011(3): 89-108.
- [14] 刘瑞明, 赵仁杰. 国家高新区推动了地区经济发展吗? [J]. *管理世界*, 2015(8): 30-38.
- [15] 袁其刚, 刘斌, 朱学昌. 经济功能区的“生产率效应”研究 [J]. *世界经济*, 2015(5): 81-104.
- [16] 高照军, 武常岐. 制度理论视角下的企业创新行为研究——基于国家高新区企业的实证分析 [J]. *科学学研究*, 2014(10): 1580-1592.
- [17] 范子英, 田彬彬. 出口退税政策与中国加工贸易的发展 [J]. *世界经济*, 2014(4): 49-68.
- [18] GOURDON J, MONJON S, PONCET S. Incomplete VAT rebates to exporters: how do they affect China's export performance [Z]. *CEPII working paper*, 2014, No. 2014-05.
- [19] TAN Y, HAN J, MA Y. Multi-product firms, product scope, and the policy of export tax rebate [J]. *China economic*

- review, 2015 35: 33-46.
- [20]余壮雄,李莹莹. 资源配置的“跷跷板”:中国的城镇化进程[J]. 中国工业经济, 2014(11): 18-29.
- [21]赵曜,柯善咨. 城市规模,中间产品与异质厂商生产率[J]. 管理世界, 2015(3): 51-65.
- [22]余壮雄,杨扬. 大城市的生产率优势:集聚与选择[J]. 世界经济, 2014(10): 31-51.
- [23]赵晓霞. 金融集聚视角下的中国大城市经济增长方式探究[J]. 管理世界, 2014(5): 174-175.
- [24]郭琪,贺灿飞,史进. 空间集聚,市场结构对城市创业精神的影响研究——基于2001-2007年中国制造业的数据[J]. 中国软科学, 2014(5): 107-117.
- [25]周靖祥. 省级城市发展逻辑:官员配置与增长驱动[J]. 中国工业经济, 2004(10): 20-32.
- [26]HECKMAN J J, ICHIMURA H, TODD P E. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training programme[J]. Review of economic studies, 1997 64(4): 605-654.
- [27]DEHEJIA R H, WAHBA S. Propensity score-matching methods for nonexperimental causal studies[J]. Review of economics and statistics, 2002 84(1): 151-161.
- [28]DE LOECKER J. Do exports generate higher productivity? Evidence from Slovenia[J]. Journal of international economics, 2007 73(1): 69-98.
- [29]张杰,郑文平,陈志远. 进口与企业生产率—中国的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2015(3): 1029-1052.
- [30]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012(5): 142-158.
- [31]李晓萍,李平,吕大国,等. 经济集聚 选择效应与企业生产率[J]. 管理世界, 2015(4): 25-37.
- [32]余明桂,潘红波. 政治关系 制度环境与民营企业银行贷款[J]. 管理世界, 2008(8): 9-21.
- [33]余明桂,回雅甫,潘红波. 政治联系,寻租与地方政府财政补贴有效性[J]. 经济研究, 2010(3): 65-77.
- [34]谢乔昕. 财政压力,金融发展与融资约束——来自制造业上市公司的经验证据[J]. 南京财经大学学报, 2015(4): 23-9.
- [35]张杰,刘元春,翟福昕,等. 银行歧视,商业信用与企业发展[J]. 世界经济, 2013(9): 94-126.
- [36]GUARIGLIA A, LIU X, SONG L. Internal finance and growth: microeconomic evidence on Chinese firms[J]. Journal of development economics, 2011 96(1): 79-94.

(责任编辑:雨 珊)

National Civilized City and Enterprise Performance: Micro Evidence Based on PSM-DID Method

ZHENG Wenping¹, ZHANG Dongyang²

(1. School of Economics, Renmin University of China, Beijing 100872, China;

2. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China)

Abstract: The effect of urban development on enterprise growth has not yet formed a unified conclusion. The National Civilized City is a quasi-natural policy experiment sponsored by the Central Committee of Civilization. This paper investigates the effect of this policy experiment on enterprise performance through propensity score matching and quantile propensity score matching approaches, with Chinese industrial annual survey data during 1999—2007. The results show that, the selection activities of national civilized city significantly inhibit the profit rate of the enterprises located in these cities, and the effect has a lag of 1~2 years. In addition, the policy significantly reduces the profit rate of corporate enterprises and HMT enterprises, which can be up to 1%. While the promotion effect decays rapidly for collective, private and foreign firms. The inhibitory effect is more evident for the enterprises with longer survival time, the maximum up to 2.8%. This research provides empirical support for the reflection of urban development policy.

Key words: civilized cities; enterprise performance; propensity scoring matching; quantile propensity scoring matching; inhibitory effect