

共享单车平台进驻对城市空气质量的影响

曹光宇 周黎安 刘畅 周璟鑫*

摘要: 本文利用 ofo 小黄车和 Mobike 两家共享单车平台分批进驻各城市的自然实验, 使用城市-日度数据实证检验了共享单车进驻对空气质量的影响。研究发现, 两家共享单车平台的共同进驻平均将会使城市 $PM_{2.5}$ 浓度降低约 $3.832\mu g/m^3$ 。上述作用集中体现在小汽车排放的主要污染物类型上, 随共享单车订单量的增加而扩大, 并且在轨道交通发达的城市和京津冀大气污染传输通道城市更为明显。

关键词: 数字经济; 共享单车; 空气质量

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.02.23

一、引言

共享单车自诞生以来, 在大众出行中的占比日渐升高。截至 2019 年第三季度, 其日均使用量已超过 4 000 万次。共享单车的快速发展对就业、城市建设乃至传统制造业转型升级都产生了广泛影响。¹与此同时, 作为世界上最大的发展中国家, 中国在城镇化进程中面临着生态环境方面的诸多挑战, 空气污染即为其中之一。鉴于机动车尾气排放是城市空气污染的重要来源, 通过倡导绿色出行方式以减少机动车使用被视为一项重要的治理手段。

共享单车作为绿色出行方式的代表, 能否改善城市空气质量? 本文利用 ofo 小黄车和 Mobike 两家共享单车平台分批进驻各城市的自然实验来回答这一问题。我们通过双重差分的实证策略发现, 两家共享单车平台的共同进驻平均将会使城市 $PM_{2.5}$ 浓度降低约 $3.832\mu g/m^3$ 。上述结果考虑了气象条件和集中供暖的影响, 控制了经济发展水平、人口规模、公共交通基础设施、互联网普及度和地形地貌等城市特征所导致的空气质量差异, 并在不同模型设定下保持稳健。进一步分析表明, 共享单车进驻对空气质量的改善集中体现在小汽车排放的主要污染物类型上, 随共享单车订单量的增加而扩大, 并且在轨道交通发达的城市和京津冀大气污染传输通道城市更为明显。

* 曹光宇, 北京大学经济学院; 周黎安, 北京大学光华管理学院; 刘畅, 中国人民大学国家发展与战略研究院; 周璟鑫, 上海行复投资管理有限公司。通信作者及地址: 刘畅, 北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学崇德西楼 806 室, 100872; 电话: 15210605571; E-mail: changliuecon@ruc.edu.cn。本文得到国家自然科学基金重大项目 (72192844) 和青年科学基金项目 (72203008) 的资助。作者感谢主编和两位匿名审稿人的意见, 文责自负。

¹ “‘新四大发明’塑造中国创新形象”, 新华社特稿, http://www.xinhuanet.com/politics/2017-07/23/c_1121364973.htm, 访问时间: 2023 年 1 月 14 日; “我国绿色出行方式每天服务近 3 亿人次”, 《中国政府采购报》, http://www.cgpnnews.cn/epapers/49821?epaper_period_id=4489, 访问时间: 2023 年 1 月 14 日; 《2017 年共享单车经济社会影响报告》, 中国信息通信研究院, http://www.caict.ac.cn/xwdt/ynxw/201804/t20180426_157905.htm, 访问时间: 2023 年 1 月 14 日。

本文的工作与两支文献密切相关。第一支文献关注平台进驻的影响。就新兴行业对传统行业的冲击而言, Berger et al.(2018) 和 Kim et al.(2018) 探讨了网约车平台进驻对于出租车行业的影响, Zervas et al.(2017) 则估计了 Airbnb 对于酒店行业的冲击; 从平台的经济社会效益出发, Li et al.(2022)、Greenwood and Wattal (2017) 和 Cramer and Krueger (2016) 分别讨论了网约车在缓解拥堵、减少酒驾和降低机动车闲置率等方面的贡献, Chu et al.(2021) 则发现共享单车进驻可以降低地铁站周边住房的溢价、提升距离地铁站较远的房屋的价格, 扩大地铁作为一种交通基础设施的辐射范围。与上述文献不同的是, 本文以共享单车平台为研究对象, 主要关注其进驻对空气质量这一关键环境指标的影响。

第二支文献关注中国空气污染现象的成因、后果及其治理方式。空气污染对居民健康 (Chen et al., 2013; Knittel et al., 2016; Ebenstein et al., 2017)、企业和劳动生产率 (王兵等, 2008; 陈诗一, 2010; 李树和陈刚, 2013; Chang et al., 2019)、主观幸福感 (Zhang et al., 2017) 和经济增长 (邵帅等, 2016; 陈诗一和陈登科, 2018) 等具有广泛的影响, 其成因和治理方式受到社会各界的广泛关注。经济学文献对中国空气污染的探索聚焦于两个角度。一是估计以工业燃煤 (陈硕和陈婷, 2014; 陈诗一和陈登科, 2016)、集中供暖 (Chen et al., 2013; Ebenstein et al., 2017; 李金珂和曹静, 2017) 和机动车使用 (Li et al., 2020; 曹静等, 2014; Viard and Fu, 2015; Fu and Gu, 2017) 为代表的化石能源消费与空气污染之间的因果效应。二是考察政府主导的各项环境规制政策和交通基础设施建设对空气质量的影响。例如, 包群等 (2013)、石庆玲等 (2017) 分别考察了地方环保立法、环保部门约谈等政府政策的治污效果; 梁若冰和席鹏辉 (2016) 则发现, 轨道交通的开通能够显著降低城市空气污染水平。与上述文献的关注点不同, 本文强调污染治理并不一定以政府监管政策或基础设施建设为前提, 以共享单车为代表的平台经济活动也有可能具有积极的环境外部性。

本文剩余部分安排如下: 第二部分介绍本文的研究背景与假说; 第三部分介绍本文的实证策略; 第四部分介绍本文的数据、变量与样本构成; 第五部分汇报基本实证结果并进行稳健性检验; 第六部分从共享单车进驻对不同污染物的差异化影响、共享单车使用强度与空气质量改善幅度的关系、共享单车与公共交通和政府治理的协同效应等方面展开进一步讨论; 第七部分是结论与政策启示。

二、研究背景与假说

(一) 共享单车与交通出行

在无桩共享单车诞生之前, 我国及其他国家的若干城市已存在区域性的有桩公共自行车系统。其基本运营模式是: 运营方在一定区域内设置若干固定站点, 并在每个站点配备一定数量的车架; 用户需在各站点取车、还车, 并按照骑行次数、距离和时长等付费。有桩公共自行车系统在一定程度上解决了城市居民的短途通勤需求, 但由于其运营模式存在若干局限, 覆盖范围和使用频次始终有限。伴随着移动互联网、物联网等技术的进步和移动支付等数字经济基础设施的发展, 同时以规模庞大的消费者群体为基础, 无桩共享单车于 2015 年诞生于中国。其最核心的改变在于取消了固定点位限制, 通过

手机与智能车锁之间的实时通讯，让用户得以实现“随时随地有车骑”。

共享单车会在何种程度上影响人们的出行方式选择与城市交通状况？基于有桩公共自行车系统的研究可以为我们提供启发。既有研究表明，有桩公共自行车系统可以替代部分机动车使用，还可以纾解交通拥堵、减少机动车的怠速行驶时长。就前者而言，Woodcock et al.(2014) 利用英国伦敦公共自行车系统数据并结合用户调查发现，骑行订单中约有 6% 系从机动车出行转换而来；Pelechrinis et al.(2016) 基于美国匹兹堡市的数据推算，Healthy Ride 公共自行车系统的引进使得机动车停车需求平均降低了约 2%。就后者而言，Hamilton and Wichman (2018) 基于美国华盛顿特区的公共自行车品牌 Capital Bikeshare 的数据研究发现，该公共自行车系统进驻后，周边地区的道路拥堵程度平均下降约 4%；Wang and Zhou (2017) 基于美国 96 个城区的数据研究发现，公共自行车系统对于拥堵程度的纾解效果因城市规模而异，但在交通高峰时段的纾解效果非常明显。

作为有桩公共自行车系统的“升级版”，共享单车在使用人群、覆盖范围、产品体验等方面都有显著的提升。因此我们有理由相信，基于有桩公共自行车系统相关研究所得的结论，在共享单车情境下也应当成立，并且其作用效果有可能更大。² 鉴于机动车尾气排放是空气污染的重要成因之一，我们提出本文的第一个研究假说：共享单车进驻有助于改善城市空气质量。

（二）共享单车的行业格局与产业组织特征

自 2015 年诞生以来，共享单车的行业格局始终呈现多头竞争态势，并未如本地生活（美团与大众点评）和网约车（滴滴、快的与 Uber）等行业一样走向巨头合并、赢者通吃的格局。在本文样本期内，ofo 小黄车和 Mobike 是共享单车行业的领军企业，二者占据共享单车行业 90% 以上的市场份额。³ 在本文样本期之后，虽然陆续发生了美团收购 Mobike、滴滴自营青桔单车等影响行业格局的重要事件，但多家企业并存、总体势均力敌的特征没有本质变化。截至 2022 年上半年，共享单车市场主要由哈啰单车、美团单车和青桔单车构成，且其市场体量相对均衡。

共享单车的行业格局之所以能够始终维持相对均衡的竞争态势、没有走向赢者通吃，是因为其具备若干较为独特的产业组织特征（Cao et al., 2021）。首先，共享单车用户具有天然的多栖性（multi-homing）：企业无法阻止用户使用其竞争对手的单车，所有用户都可以多栖于多个共享单车品牌。因此，最终决定消费者用车意愿的是所有品牌单车所形成的联合网络。此外，共享单车业务还具有网络效应（network effect）、成本凸性（cost convexity）等特征。综合以上原因，有别于“竞争导致市场争夺（market stealing）”这一传统认知，共享单车平台之间的竞争效应主要呈现为正向结果。当两家共享单车企业共同进驻一个城市时，竞争会促进共享单车市场的快速成长和使用量的急

² 若干科研机构 and 共享单车企业基于代表性城市的统计指标，也得出了类似的结论。例如，高德地图发布的《中国“互联网+交通”城市指数研究报告》、清华同衡和 Mobike 联合发布的《共享单车春季出行报告》均认为，共享单车有效缓解了交通拥堵问题。

³ 参见比达咨询《2016 中国共享单车市场研究报告》、易观智库《2017 年 6 月中国共享单车市场研究报告》、Trustdata《2017 年 Q3 中国移动互联网行业发展分析报告》等。

剧膨胀,从而实现“1+1>2”的市场扩张。

承接前一节的讨论,假如共享单车进驻确实可以改善城市空气质量,那么当两家共享单车平台共同进驻同一城市时,这一改善效果应该更为明显。我们由此提出本文的第二个研究假说:与单一品牌进驻相比,ofo小黄车和Mobike共同进驻所带来的空气质量改善更为明显。

(三) 共享单车的本地性与企业进驻决策

共享单车虽然实现了从“有桩”到“无桩”的跨越,但依然主要服务于“最后一公里”等短途通勤需求。这决定了共享单车运营具有极强的本地性(locality)特征,即其线下服务在空间上是分割、独立的,具体到企业经营实践中则主要以城市为单位。⁴给定这一特征,以及在实际运营中面临的诸多约束条件,共享单车企业对市场的覆盖是分城市、分批次、分阶段的。这些约束条件包括但不限于以下几个方面:第一,在进驻新城市时企业需投放相当数量的新车,而自行车生产厂家的产能对于共享单车企业的扩张构成实质约束;第二,进驻新城市所需的新增车辆投放和配套营销活动均需要大量成本,而共享单车企业每次融资获得的资金仅能支持进驻若干城市;第三,共享单车企业需与交通、城管等行政主管部门沟通以获得进驻许可,但各城市的政府部门对于共享单车的管理思路不尽相同,沟通进度也不同步;第四,共享单车的商业模式极为依赖线下运维和调度人员,而城市运维团队的组建亦需要时间。上述约束条件导致共享单车企业在进驻各城市时面临诸多临时性、偶然性因素,因此其进驻时间具有一定的随机性。

但需要注意的是,共享单车企业进驻某一具体城市的决策并非完全随机决定,也需要考虑若干经济、社会因素,具体而言主要包括以下四个方面。第一是经济发展水平与人口规模,这从根本上决定了共享单车的需求是否强劲。第二是公共交通发展情况。自行车作为短途出行工具,与公交车等城市公共交通基础设施存在一定的互补关系;城市公共交通发展情况对于共享单车的使用具有重要影响。第三是移动终端普及度和互联网接入情况。用户解锁共享单车需要以智能手机为操作终端、利用移动互联网进行通信,互联网基础设施的普及程度将极大影响共享单车的推广和使用。第四是地形地势。自行车作为依靠人力蹬踏的非机动车辆,其使用范围受地形影响较大,地形崎岖的城市天然不适合骑行。有鉴于此,我们将在计量模型中考虑上述因素对企业进驻决策的潜在影响,以缓解内生性问题对本文实证策略形成的挑战。⁵

三、实证策略

(一) 双重差分模型

本文采用双重差分(Differences-in-Differences, DID)的识别策略估计共享单车进驻对于城市空气质量的影响,具体回归方程如式(1)所示:

⁴ 当然,共享单车平台依然可以进行跨地域乃至全国层面的营销活动或广告投放,在后续的实证分析中我们将通过日期固定效应对其加以控制。

⁵ 以上两段内容综合整理自对共享单车企业高级管理人员的访谈,以及36氪等创投媒体的报道。由于篇幅所限此处不再一一列举相关报道的链接。作者对受访人员表示感谢。

$$y_{ct} = C + \alpha_c + \lambda_t + Entry_{ct}'\beta + X_{ct}'\delta + (S_c \times \lambda_t)'\theta + \varepsilon_{ct}, \quad (1)$$

其中 y_{ct} 为城市-日度层面的因变量，即 c 市 t 日各类大气污染物日均浓度。 $Entry_{ct}$ 为核心解释变量——共享单车进驻，其具体设定则有两种方式。我们首先将其定义为表征“共享单车进驻”的虚拟变量，当 c 市 t 日有 ofo 小黄车或 Mobike 当中的至少一家运营时取 1，当两家均未进驻时则取 0。在此基础上，根据已进驻单车平台的数量，我们又可以将其进一步拆分为两个虚拟变量，分别表示 c 市 t 日为“单一共享单车进驻”还是“两家共享单车进驻”。

在因变量和核心解释变量之外， C 为常数项； α_c 和 λ_t 分别代表城市固定效应和日期固定效应，用于消除各城市不随时间变化的特征和每天所有城市面对的共同宏观冲击。 X_{ct} 为城市-日度层面的外生控制变量，主要包括两方面内容：其一是考虑到气象因素同时影响空气质量和共享单车的使用，我们加入了 c 市 t 日的气象条件，包括气温、最大风速、降水量和相对湿度等四个指标；其二是考虑到集中供暖对空气质量的影响，我们加入了表征 c 市 t 日集中供暖情况的虚拟变量。 ε_{ct} 为误差项。为了应对可能存在的序列相关和异方差问题，在统计推断中我们使用城市层面的聚类稳健标准误。 β 为我们关心的核心参数，即共享单车进驻对污染物浓度的影响。在后续分析中，在样本期内至少有一家共享单车进驻的城市将被称为“处置组城市”，而在样本期内没有共享单车进驻的城市则被称为“对照组城市”。

将 DID 估计结果解读为因果关系需要满足一定的前提假设，其中最重要的是事前平行趋势假定：在共享单车进驻之前，处置组与对照组城市的空气污染变动趋势总体平行。但正如本文第二部分第三节所述，共享单车企业的进驻决策并非随机决定，处置组与对照组城市、处置组中的先进驻与后进驻城市并不完全可比。针对这一问题，我们借鉴 Duflo (2001) 的做法，控制若干可能影响企业进驻决策但不随时间变化的城市前定特征 S_c 与日期固定效应 λ_t 的交互项，从而允许前定特征在不同日期对因变量产生异质性影响。在此基础上，为检验处置组和对照组因变量的事前趋势是否平行，我们进行如下回归：

$$y_{ct} = C + \alpha_c + \lambda_t + \sum_{k=1}^{28} \gamma_{-k} A_{ck} + Entry_{ct}'\beta + X_{ct}'\delta + (S_c \times \lambda_t)'\theta + \varepsilon_{ct}, \quad (2)$$

其中 A_{ck} 为处置组 c 城市在首家共享单车进驻之前第 k 天取 1 的一个虚拟变量，其他符号的含义与式 (1) 中相同。我们将 28 天之前的期数合并到 $k = 28$ 天，同时以共享单车进驻前第 14 天作为基期。 $\{\gamma_{-k}\}_{k=1}^{28}$ 的估计结果可用于检验共享单车进驻之前处置组和对照组的因变量时间趋势是否平行。

(二) 三重差分模型

事前平行趋势只是使用 DID 进行因果推断的一个必要条件而非充要条件，以上 DID 估计依然面临若干挑战。例如，在样本期间内可能有某些针对处置组城市的冲击刚好在时间上也与共享单车进驻同步发生，DID 模型的结果可能是由这些不可观测的偶然冲击导致。为此，我们尝试构造三重差分 (Triple-Differences, DDD) 模型以进一步解决遗漏变量导致的潜在内生性问题。

如 Olden and Møen (2022) 所述, 除 DID 方法常用的区域、时间两个层面的变异度 (variation) 之外, DDD 模型致力于利用区域内的冲击强度差异构造第三重差分。在本文情境下, 第三重差分来自共享单车进驻对不同类别污染物的差异化影响。当前我国空气中 SO₂ (二氧化硫) 的主要来源为工业排放和生活用煤燃烧, 而机动车汽、柴油中含硫量极低。以国家第五阶段机动车污染物排放标准为例, 硫含量限值为 10ppm, 其燃烧所产生的 SO₂ 污染几乎可以忽略不计。因此我们可以将受小汽车排放影响较小的 SO₂ 作为基准污染物, 与 PM_{2.5} 构成额外的对照。其对应的 DDD 模型设定如式 (3):

$$y_{c,t,p} = C + \alpha_{ct} + \lambda_{tp} + \pi_{cp} + \beta \text{Entry}_{ct} \times \text{Type}_p + \varepsilon_{c,t,p}, \quad (3)$$

其中 p 为表示污染物种类的下标; Type_p 为表示污染物种类的虚拟变量, PM_{2.5} 取 1 而 SO₂ 取 0; α_{ct} 、 λ_{tp} 和 π_{cp} 分别代表城市-日期固定效应、日期-污染物种类固定效应和城市-污染物种类固定效应, 以吸收各城市每天的特征、每种污染物每天的特征、各城市每种污染物的特征; 模型中其他符号的含义与式 (1) 中的相似。此时, DID 模型中的气象条件、集中供暖情况、随城市特征而异的日期固定效应等控制变量均被这三组固定效应吸收。需要注意的是, 上述模型有效的前提是共享单车进驻对于 SO₂ 确实没有显著影响, 因此我们才可以将其作为与 PM_{2.5} 相对的基准污染物。我们将在本文第六部分对此进行验证。

四、数据、变量与样本

本文构造核心解释变量所用的共享单车进驻时间主要通过媒体报道、微信推送等渠道手动收集。在进驻各城市前, 共享单车企业都会通过上述互联网渠道进行宣传推广。因为共享单车可能在某城市试运营一段时间后才正式宣布进驻, 部分城市的宣传时间和实际进驻时间存在差异。当此种情况发生时, 我们以试运营开始时间作为该品牌共享单车的进驻时间。

在结果变量方面, 我们从“中国空气质量在线监测分析平台”获取了城市-日度 PM_{2.5} 浓度数据, 以其作为空气质量的度量指标。我们还同时获取了 PM₁₀ (可吸入颗粒物)、SO₂、CO (一氧化碳) 和 NO₂ (二氧化氮) 等主要大气污染物的城市-日度浓度数据。⁶

就控制变量而言, 我们通过“国家气象科学数据中心”的接口查询了中国地面气象站逐小时观测资料, 并在城市-日度层面进行平均, 最终得到气温、最大风速、降水量和相对湿度等四个指标。⁷ 我们还进一步查询了各地集中供暖时间, 构造了表征城市-日度集中供暖情况的虚拟变量。

在前定城市特征 (S_c) 方面, 基于第二部分第三节所述的共享单车企业进驻决策影响因素, 我们主要收集了四个方面的变量: 第一是以人均 GDP、人口密度刻画当地的总体经济实力和人口数量; 第二是以人均出租车数、人均公交车数刻画当地的公共交通发展情况; 第三是以移动电话普及度和互联网接入数测度当地的互联网基础设施建设情

⁶ 该平台网址为: <https://www.aqstudy.cn/historydata/>, 其原始数据来源为生态环境部网站, 访问时间: 2023年2月5日。

⁷ 该平台网址为: <http://data.cma.cn/>, 其原始数据来源为中国气象局, 访问时间: 2023年2月5日。

况；第四是以平均坡度刻画各城市的地形地貌。其中前三方面变量来自《中国城市统计年鉴 2016》中提供的 2015 年数据（因此相对于本文的样本区间而言是前定的），平均坡度数据则由数字高程模型（Digital Elevation Model）计算得出。

我们对城市样本进行了以下两方面精炼。第一，两家共享单车企业进驻丽江、常州、惠州、潮州、邢台和重庆等六个城市的具体日期不明，因此样本中没有包括这六个城市。第二，北京是全球首个开展共享单车运营的城市，两家共享单车企业的运营策略经历过数轮变动；且北京市政府有诸多临时性交通和环境管制措施，因此我们的样本也没有包括北京市。精炼后的样本合计 278 个城市，其中处置组城市 128 个、对照组城市 150 个。⁸我们最终使用的是 2016 年 2 月 27 日至 2017 年 9 月 14 日城市-日度面板数据，其主要变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量	全样本		处置组		对照组	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
Panel A: 城市-日度层面变量						
样本量	152 913		70 407		82 506	
PM _{2.5} ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	44.624	35.804	47.535	38.850	42.139	32.779
PM ₁₀ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	79.978	60.486	84.174	61.743	76.396	59.158
CO (mg/m^3)	0.994	0.542	1.032	0.584	0.962	0.502
NO ₂ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	30.600	16.599	34.692	17.972	27.108	14.441
SO ₂ ($\mu\text{g}/\text{m}^3$)	20.347	22.061	20.235	23.953	20.442	20.306
温度 (摄氏度)	16.799	10.128	17.947	9.076	15.820	10.851
最大风速 (m/s)	2.683	1.018	2.658	0.952	2.705	1.071
降水 (mm)	0.140	0.432	0.145	0.444	0.135	0.422
相对湿度 (%)	71.417	17.434	71.981	17.174	70.936	17.638
集中供暖 (虚拟变量)	0.160	0.367	0.142	0.349	0.176	0.381
Panel B: 城市层面变量						
样本量	278		128		150	
人均 GDP (元)	50 741	29 268	62 078	32 615	41 067	21 937
人口密度 (万人/平方千米)	0.043	0.034	0.056	0.038	0.033	0.025
人均出租车数 (辆/万人)	21.835	20.111	21.960	18.940	21.727	21.122
人均公交车数 (辆/万人)	12.692	55.738	19.854	81.622	6.581	3.932
人均城市道路面积 (平方米/人)	13.231	9.431	15.627	11.900	11.186	5.959
移动电话普及度 (万户/万人)	1.029	0.796	1.289	1.075	0.807	0.291
互联网接入数 (万户/万人)	0.202	0.191	0.254	0.227	0.156	0.141
坡度 (‰)	526.718	606.028	495.860	590.130	553.050	620.023

⁸ Cao et al.(2021) 和 Chu et al.(2021) 详细介绍了两家共享单车平台进驻不同城市的先后顺序、时间间隔等信息，并公开了原始数据。感兴趣的读者可参阅其引言、研究背景及附录部分。

五、基本实证结果与稳健性检验

(一) DID 回归结果

我们首先报告 DID 模型的估计结果。表 2 的前两列仅控制了城市、日期固定效应和气象条件。第 (1) 列的核心解释变量为表征 c 市 t 日共享单车进驻与否的虚拟变量；在第 (2) 列中，根据已进驻共享单车平台的数量，我们将该变量进一步分解为“单一共享单车进驻”和“两家共享单车进驻”两个虚拟变量。在此基础上，第 (3) 列控制了城市-日度的集中供暖情况，第 (4) 列则进一步控制了不随时间变化的前定城市特征（即表 1 的 Panel B 中的变量）与日期固定效应的交互项。

表 2 共享单车进驻对空气质量的影响

因变量	PM _{2.5}			
	(1)	(2)	(3)	(4)
共享单车进驻	-2.305** (0.896)			
单一共享单车进驻		-0.619 (1.137)	-0.225 (1.048)	0.058 (1.036)
两家共享单车进驻		-3.952*** (1.205)	-3.269*** (1.135)	-3.832** (1.500)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
日期固定效应	控制	控制	控制	控制
气象条件	控制	控制	控制	控制
集中供暖			控制	控制
城市特征×日期固定效应				控制
聚类数	278	278	278	278
样本数	152 913	152 913	152 913	152 913

注：括号中为聚类到城市层面的标准误，***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。为节约空间，我们没有报告常数项和控制变量的估计结果。在后续分析中，我们将第 (4) 列对应的设定称为“基准模型”。

表 2 主要传递了三方面信息：首先，就总体效果而言，共享单车进驻显著降低了城市 PM_{2.5} 浓度。其次，如果针对共享单车进驻情况进行细化分析，我们发现“单一共享单车进驻”的估计系数普遍较小且在统计上均不显著，而“两家共享单车进驻”的系数绝对值较大且至少在 5% 的水平上显著。这意味着两家共享单车共同进驻对于空气质量的改善效应更加明显。最后，在逐渐加入控制变量的过程中，“两家共享单车进驻”系数的绝对值大小和统计显著性的变化都较为有限。

(二) 事前平行趋势检验

将上述 DID 估计的结果阐释为因果关系依赖于一定的条件，其中最重要的就是处置

组和对照组的因变量在共享单车进驻前后具有相互平行的时间趋势。由于处置组城市在共享单车进驻后的反事实 (counterfactual) 情形不可知, 我们转而检验其成立的必要条件, 即事前平行趋势。我们以基准模型估计式 (2), 所得 $\{\gamma_{-k}\}_{k=1}^{28}$ 估计值及 95% 显著性水平的置信区间如图 1 所示。由图可知, 所有 $\{\gamma_{-k}\}_{k=1}^{28}$ 系数均不显著并且没有出现任何连续性变动的趋势。该结果表明, 在共享单车进驻之前, 空气质量变动趋势在处置组与对照组城市之间无明显差异。

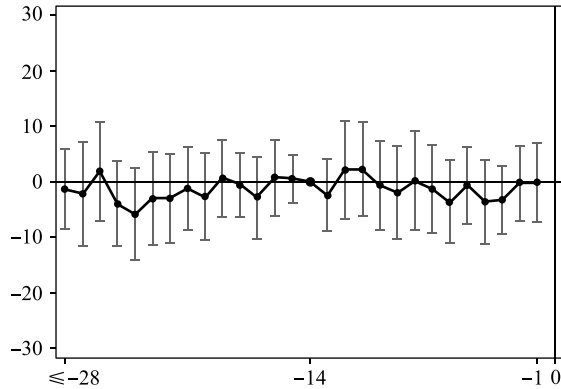


图1 事前平行趋势假设检验

(三) 稳健性检验

为进一步证实上述结果的可靠性, 我们从以下五个方面进行稳健性检验。

第一, 为进一步控制城市空气质量在时间趋势上的潜在差异, 我们加入表示处置组城市的虚拟变量与线性时间趋势的交互项。表 3 第 (1) 列表明, 在控制因组别而异的线性时间趋势后, 单一共享单车进驻的效果依然不显著, 两家共享单车进驻的系数绝对值有所提升, 并且在统计显著性上保持稳定。

第二, 不同城市由于经济禀赋不同、产业结构各异, 空气质量也具有不同的季节性特征。有鉴于此, 我们生成代表年份 (2016 年、2017 年)、月份 (1—12 月) 的虚拟变量, 并将其与城市固定效应进行完全交互 (也即城市固定效应 \times 年份固定效应 \times 月份固定效应)。如表 3 第 (2) 列所示, 在此种更为严格的模型设定下, 估计结果依然与基准模型保持高度一致。

第三, 为进一步解决关于样本可比性的担忧, 我们利用倾向得分匹配的方法来重构回归样本。具体而言, 我们首先以城市前定特征 S_i 作为自变量、以共享单车进驻与否作为因变量进行横截面回归, 进而计算出每个城市的倾向得分; 而后为每个处置组城市一对一匹配得分最为相近的对照组城市。基于这一匹配样本的回归结果如表 3 第 (3) 列所示, 估计系数绝对值虽然有所减小但依然在 5% 的水平上显著。

第四, 我们构造了两组子样本回归, 以分别进行“无共享单车与仅一家共享单车进驻”和“一家共享单车与两家共享单车进驻”的对比。我们将样本分为三大类、六小类: (1) 对照组城市的全部样本, 记为 S1; (2) 样本期内仅有一家共享单车进驻的城市, 进驻前样本记为 S2, 进驻后样本记为 S3; (3) 样本期内两家共享单车均进驻的城市, 第一家共享单车进驻前样本记为 S4, 第一家共享单车进驻后、第二家共享单车进驻

前的样本记为 S5, 两家共享单车均进驻时的样本记为 S6。我们首先将样本 S1、S2、S3、S4 和 S5 混合、仅加入表征单一共享单车进驻的自变量; 而后将样本 S3、S5 和 S6 混合, 仅加入表征两家共享单车进驻的自变量。回归结果分别如表 3 第 (4)、(5) 列所示。该结果与基准模型的发现保持一致, 即共享单车对空气质量的改善在两家单车共同进驻时更为明显。

表 3 稳健性检验

因变量	PM _{2.5}					
	处置组 线性趋势	城市季节性 特征	倾向得分匹配	子样本回归		周度数据
稳健性检验方式	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
单一共享单车进驻	-1.411 (1.569)	0.058 (1.036)	0.870 (1.062)	-1.156 (1.316)		-0.177 (0.995)
两家共享单车进驻	-5.466** (2.146)	-3.843** (1.500)	-3.164** (1.493)		-2.772* (1.457)	-3.954*** (1.420)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
日期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
城市特征×日期固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
气象条件	控制	控制	控制	控制	控制	控制
集中供暖	控制	控制	控制	控制	控制	控制
处置组×线性时间趋势	控制					
城市固定效应×季节性特征		控制				
周度固定效应						控制
城市特征×周度固定效应						控制
聚类数	278	278	182	276	128	278
样本数	152 913	152 913	140 917	111 627	20 497	22 501

注: (1) 由于不同处置组城市可能匹配上同一个对照组城市, 第 (3) 列中的聚类数较基准模型要少。(2) 在 Stata 软件中, 同一对照组城市观测值的重复使用实际上是通过样本加权来实现的, 而非直接复制对照组城市样本, 故第 (3) 列的样本数不等于处置组样本数的两倍。(3) 有 2 个城市系 ofo 小黄车和 Mobike 在同一天进入, 故而不存在 S5 类样本, 使得第 (4) 列中聚类数较基准模型少 2 个。

第五, 本文的基准回归使用城市-日度层面的样本进行分析, 但共享单车的实际进驻时间可能与媒体报道时间存在差异, 从而引发测量误差问题。为此, 我们将各变量在周度层面进行平均, 采用与基准模型相似的设定重新进行估计。此时日期固定效应被替换为周度固定效应, 城市前定特征与日期固定效应的交互项也进行了相应调整。如表 3 第 (6) 列所示, 将样本观测频率调整为周度后, 基准回归下所得到的实证结果依然保持稳健。

(四) 证伪检验

为反向佐证前述回归结果的可信性, 我们还构造了两组证伪检验 (falsification test)。首先, 我们将真实数据中的共享单车进驻时间向前挪动 30 天、60 天、90 天和 120 天,

构造了四组表征伪共享单车进驻的回归元。表 4 的实证结果表明，使用伪共享单车进驻进行回归的各列系数均不显著。由于图幅限制，图 1 无法将事前所有日度的回归系数都呈现出来；此结果进一步增强了我们对处置组和对照组城市因变量事前趋势平行的信心。

表 4 使用伪共享单车进驻进行证伪检验

因变量	PM _{2.5}			
	30 天	60 天	90 天	120 天
真实进驻日期前	(1)	(2)	(3)	(4)
伪单一共享单车进驻	1.864 (1.886)	0.558 (1.746)	1.259 (1.563)	3.058 (1.919)
伪两家共享单车进驻	-3.294 (2.762)	-3.353 (2.526)	-1.808 (2.921)	0.908 (2.831)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
日期固定效应	控制	控制	控制	控制
城市特征×日期固定效应	控制	控制	控制	控制
气象条件	控制	控制	控制	控制
集中供暖	控制	控制	控制	控制
聚类数	278	278	278	278
样本数	127 945	123 381	118 637	113 450

其次，借鉴 Li et al.(2016) 的做法，我们采用蒙特卡洛模拟生成伪共享单车进驻进行证伪检验。具体而言，ofo 小黄车进驻不同城市的时间分布于 83 个日期，记作 $date_{o1}$, $date_{o2}$, \dots , $date_{o83}$ ；Mobike 进驻不同城市的时间则分布于 81 个日期，记作 $date_{M1}$, $date_{M2}$, \dots , $date_{M81}$ 。我们设计如下的蒙特卡洛模拟数据生成过程：从第一个日期 $date_{o1}$ 开始，从全体城市中随机抽取城市，假设 ofo 小黄车在该日进驻该城市；随后从剩余城市中继续随机抽取，假设 ofo 小黄车于 $date_{o2}$ 进驻该城市……依次类推，直至抽取假设于 $date_{o83}$ 进驻的城市。而后对 Mobike 的 81 个进驻日期也重复上述抽取过程。该步骤完成后，我们根据模拟的 ofo 小黄车、Mobike 进驻信息，生成相应的伪共享单车进驻变量，而后对式 (1) 进行估计并记录 β 估计值。

上述过程重复 500 次后，我们将得到的回归系数分布绘制在图 2 中，并添加了正态分布曲线作为对照，而左侧竖线则表示表 2 第 (4) 列的基准估计系数。从中可知，500 次蒙特卡洛模拟得到的估计系数在 0 附近基本呈正态分布，没有任何一次模拟的估计系数的绝对值达到了基于真实数据所得的估计结果。由此我们可以进一步排除基准回归结果是由其他偶然因素驱动的可能性。

至此，我们基本验证了第二部分所提出的两项研究假说：第一，共享单车进驻有助于改善城市空气质量；第二，与单一品牌进驻相比，ofo 小黄车和 Mobike 共同进驻所带来的空气质量改善更为明显。在后续分析中，我们将主要关注“两家共享单车进驻”的估计系数，不再逐一标识基准模型中的各类控制变量和交互项，将单一共享单车进驻、控制变量和各类交互项统一标识为“基准模型”。

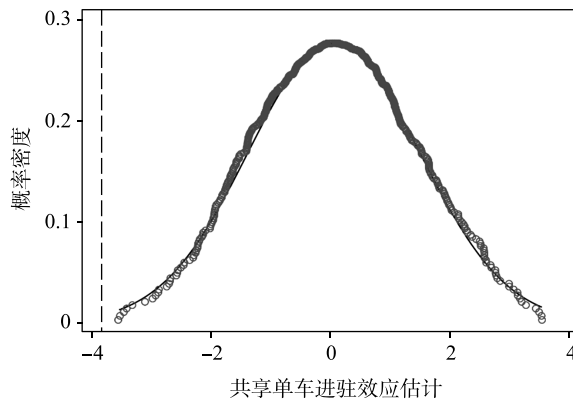


图2 500次蒙特卡洛模拟估计系数分布

六、进一步分析

对于上述实证结果作用机制的一个合理猜想是,共享单车进驻改变了机动车使用行为,进而影响污染水平和空气质量。该机制又可以具体细分为两条渠道:一是替代一部分汽车出行,进而减少尾气排放;二是降低城市交通拥堵,进而减少机动车怠速行驶产生的污染物。遗憾的是,我们未能获取城市-日度机动车使用数据或道路拥堵指数,无法直接以相关变量作为因变量来进行机制检验。但如本文第二部分第一节所述,已有诸多研究基于有桩公共自行车系统提供了实证证据,相关研究结论在共享单车情境下也应当基本成立。在此基础上,我们尝试构造以下三组实证分析为作用机制提供支持性证据。

(一) 污染物差异性变动和三重差分估计

共享单车进驻并非同等程度地影响所有污染物排放。汽车工程和环境工程相关领域的文献表明,伴随着燃油标准特别是汽油标准的升级,汽车尾气的原始成分几乎不含硫,SO₂污染物的主要来源是燃煤与工业生产。机动车尾气主要由CO、NO₂、碳氢化合物和PM(颗粒物)等构成。但目前多数汽车都已安装尾气三元催化转化器,将CO、NO₂和碳氢化合物转化为二氧化碳、水和氮气等三种无害气体。因此,私人小型机动车对大气污染的影响,主要在于颗粒物的直接排放。⁹我们以PM₁₀等四类污染物浓度作为因变量,在基准模型下进行回归。表5中前4列的结果与上述推论基本一致:共享单车进驻也能够有效地降低PM₁₀的浓度;而主要来自燃煤的SO₂和能够被当前减排技术有效转化的CO、NO₂等污染物作为因变量时的估计系数绝对值较小,且在统计上均不显著。

⁹ 关于不同类型机动车尾气成分构成的差异及其对空气污染的影响,可参见樊筱筱等(2016)和樊筱筱(2016)。作者感谢北京大学环境科学与工程学院、清华大学车辆与运载学院的两位受访人的评论与指导。

表 5 其他大气污染物作为因变量及三重差分模型估计结果

因变量	PM ₁₀	SO ₂	CO	NO ₂	污染物浓度
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
两家共享单车进驻	-4.196** (1.850)	0.321 (1.250)	-0.031 (0.027)	-0.739 (0.628)	
两家共享单车进驻 × 污染物类型					-4.057*** (1.419)
基准模型	控制	控制	控制	控制	
城市-日度固定效应					控制
日度-污染物类型固定效应					控制
城市-污染物类型固定效应					控制
聚类数	278	278	278	278	278
样本数	152 913	152 913	152 913	152 913	305 826

上述结果也帮助我们进一步确认了 DDD 模型的适用条件，即 SO₂ 和 PM_{2.5} 受共享单车进驻的影响存在系统性差异，因而我们可以在城市、日度之外再增加“污染物类型”这一维度的差分。此时，每个城市每个日度有 PM_{2.5} 和 SO₂ 两种污染物的两条观测。表 5 第 (5) 列表明，共享单车进驻使得 PM_{2.5} 浓度比 SO₂ 浓度额外降低了 4.057 μg/m³。这一系数的大小与之前 DID 模型的估计结果基本一致。

(二) 共享单车使用强度与空气质量改善程度

验证潜在作用机制的另一个视角在于，共享单车进驻所带来的空气质量改善程度应该与共享单车的使用强度密切相关。在城市-日度层面，共享单车的订单量越高、提供的出行服务越多，则对机动车的替代和对拥堵的纾解也应该越强。遗憾的是，我们仅拥有一家共享单车企业的城市-日度订单量，无法精确测度两家共享单车的总体使用强度；但考虑到两家企业在产品形态、服务质量等方面的相似性，且二者的市场份额总体相当，一家共享单车企业的订单量应当可以在很大程度上刻画城市-日度的共享单车使用情况。具体而言，我们将能获取的城市-日度订单量乘二，将其减去样本均值后 (demean) 与核心解释变量进行交互，以检验共享单车使用强度的差异是否会影响污染物浓度下降的幅度。表 6 第 (1) 列的回归结果表明，共享单车使用量每增加 1 万笔订单，PM_{2.5} 浓度会额外下降 0.004 μg/m³。该实证结果表明，共享单车使用强度与空气质量改善幅度之间有直接关联，这进一步增强了我们对前述机制假说的信心。

表 6 作用机制和异质性分析

因变量	PM _{2.5}		
	(1)	(2)	(3)
两家共享单车进驻	-3.374** (1.612)	-3.436** (1.484)	-2.604* (1.543)

(续表)

因变量	PM _{2.5}		
	(1)	(2)	(3)
两家共享单车进驻×共享单车使用强度	-0.004** (0.002)		
两家共享单车进驻×地铁通车里程		-0.015* (0.008)	
两家共享单车进驻×大气污染传输通道城市			-7.365** (2.870)
基准模型	控制	控制	控制
聚类数	278	278	278
样本数	152 913	152 913	152 913

(三) 共享单车进驻与轨道交通、政府治理的协同效应

共享单车除了独立满足短途出行需求之外,还可以解决地铁站点与行程起点、终点之间的过渡问题,从而构建起“共享单车-地铁-共享单车”的联合通勤方案,更多替代机动车出行。如果共享单车进驻确实可以通过替代机动车出行发挥作用,那么城市的既有轨道交通体系可能放大这一影响。我们收集了全国各城市地铁开通时间和通车里程数,并将其与核心解释变量进行交互。表6第(2)列的结果显示,伴随着城市地铁通车里程的延长,共享单车进驻带来的空气质量改善幅度也随之增大。

最后值得注意的是,政府推行的环境保护政策与共享经济带来的生态环境效益可能存在互动。例如,为破解北京及周边地区大气污染防治中的热点难点问题、全面推进京津冀区域联防联控,原环境保护部与京津冀三省市联合确定了28个城市作为“京津冀大气污染传输通道城市”,对该类城市采取重点督查、定期数据披露等措施。我们从生态环境部的网站收集了上述城市的名单,将对应的虚拟变量与共享单车进驻进行交互。由表6第(3)列的回归结果可知,共享单车的污染治理效应在京津冀大气污染传输通道城市更加明显。

七、结论与政策启示

本文利用两家共享单车企业分批进驻各城市的自然实验,使用城市-日度数据实证检验了共享单车进驻对空气质量的影响。在控制气象条件和集中供暖等外生冲击、考虑各类城市特征可能引发的差异化影响之后,我们发现两家共享单车企业的共同进驻使得城市PM_{2.5}浓度下降约3.832 $\mu\text{g}/\text{m}^3$ 。进一步分析表明,上述作用在小汽车排放的主要污染物类型上体现得更为明显,随着共享单车订单量的上升而扩大,在轨道交通发达的城市和京津冀大气污染传输通道城市更加显著。

本文的发现为我国的环境污染治理提供了新的思路。共享单车是企业家精神与风险

投资共同孵化的商业模式创新，消费者的使用决策亦是出于自身的通勤需求。共享单车的实践表明，污染治理并不一定以政府政策监管或基础设施建设为前提，企业创新与消费者选择的良性互动也可以改善空气质量、增进社会福利。政府与企业、居民在环保问题上不仅是管理与被管理的关系，也可能存在三方激励相容的污染治理方式。

本文还对今后一个时期政府如何制定共享经济监管政策有重要的政策启示。一段时间以来，专家学者和社会各界人士围绕共享单车进行了诸多讨论。部分观点认为共享单车没有为自身占据的公共空间支付必要成本，行业的恶性竞争导致过度投放车辆、侵占公共空间，该商业模式具备一定的负外部性。本文的实证结果则表明，共享单车的普及与推广在丰富居民通勤方式的同时，有效改善了城市空气质量和居住环境，具有相当可观的生态效益。政府监管部门在对共享经济新业态进行规制时，需要充分考虑各类外部性的承担方和受益者，合理制定相关政策以实现发展与监管并重。

参考文献

- [1] 包群、邵敏、杨大利，“环境管制抑制了污染排放吗？”，《经济研究》，2013年第12期，第42—54页。
- [2] Berger, T., C. Chen, and C. B. Frey, “Drivers of Disruption? Estimating the Uber Effect”, *European Economic Review*, 2018, 110, 197-210.
- [3] Cao, G., G. Z. Jin, X. Weng, and L. A. Zhou, “Market-Expanding or Market-Stealing? Competition with Network Effects in Bike-Sharing”, *RAND Journal of Economics*, 2021, 52 (4), 778-814
- [4] 曹静、王鑫、钟笑寒，“限行政策是否改善了北京市的空气质量？”，《经济学》（季刊），2014年第3期，第1091—1126页。
- [5] Chang, T., J. G. Zivin, T. Gross, and M. Neidell, “The Effect of Pollution on Worker Productivity: Evidence from Call-Center Workers in China”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (1), 151-172.
- [6] 陈诗一，“中国的绿色工业革命：基于环境全要素生产率视角的解释（1980—2008）”，《经济研究》，2010年第11期，第21—34页。
- [7] 陈诗一、陈登科，“能源结构、雾霾治理与可持续增长”，《环境经济研究》，2016年第1期，第59—75页。
- [8] 陈诗一、陈登科，“雾霾污染、政府治理与经济高质量发展”，《经济研究》，2018年第2期，第20—34页。
- [9] 陈硕、陈婷，“空气质量与公共健康：以火电厂二氧化硫排放为例”，《经济研究》，2014年第8期，第158—169页。
- [10] Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone, and H. Li, “Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River policy”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2013, 110 (32), 12936-12941.
- [11] Chu, J., Y. Duan, X. Yang, and L. Wang, “The Last Mile Matters: Impact of Dockless Bike Sharing on Subway Housing Price Premium”, *Management Science*, 2021, 67 (1), 297-316.
- [12] Cramer, J., and A. B. Krueger, “Disruptive Change in the Taxi Business: The Case of Uber”, *American Economic Review*, 2016, 106 (5), 177-182.
- [13] Duflo, E., “Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment”, *American Economic Review*, 2001, 91 (4), 795-813.
- [14] Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He, and M. Zhou, “New Evidence on the Impact of Sustained Exposure to Air Pollution on Life Expectancy from China’s Huai River Policy”, *Proceedings of the National Academy of Sciences*, 2017, 114 (39), 10384-10389.
- [15] 樊筱筱，《轻型车排放颗粒物数浓度、粒径分布和有效密度特征研究》，清华大学硕士学位论文，2016年。
- [16] 樊筱筱、蒋靖坤、张强、李振华、何立强、吴焯、胡京南、郝吉明，“轻型汽油车排放颗粒物数浓度和粒径分布特征”，《环境科学》，2016年第10期，第3743—3749页。

- [17] Fu, S., and Y. Gu, "Highway Toll and Air Pollution: Evidence from Chinese Cities", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 83, 32-49.
- [18] Greenwood, B. N., and S. Watal, "Show Me the Way to Go Home: An Empirical Investigation of Ride-Sharing and Alcohol Related Motor Vehicle Fatalities", *MIS Quarterly*, 2017, 41 (1), 163-187.
- [19] Hamilton, T. L., and C. J. Wichman, "Bicycle Infrastructure and Traffic Congestion: Evidence from DC's Capital Bikeshare", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2018, 87, 72-93.
- [20] Kim, K., C. Baek, and J. D. Lee, "Creative Destruction of the Sharing Economy in Action: The Case of Uber", *Transportation Research Part A: Policy and Practice*, 2018, 110, 118-127.
- [21] Knittel, C. R., D. L. Miller, and N. J. Sanders, "Caution, Drivers! Children Present: Traffic, Pollution, and Infant Health", *Review of Economics and Statistics*, 2016, 98 (2), 350-366.
- [22] 李金珂、曹静, "集中供暖对中国空气污染影响的实证研究", 《经济学报》, 2017年第4期, 第138—150页。
- [23] 李树、陈刚, "环境管制与生产率增长——以 APPCL2000 的修订为例", 《经济研究》, 2013年第1期, 第17—31页。
- [24] Li, Z., Y. Hong, and Z. Zhang, "How Do On-Demand Ridesharing Services Affect Traffic Congestion? The Moderating Role of Urban Compactness", *Production and Operations Management*, 2022, 31 (1), 239-258.
- [25] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "Does Flattening Government Improve Economic Performance? Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2016, 123, 18-37.
- [26] Li, P., Y. Lu, and J. Wang, "The Effects of Fuel Standard Regulations on Air Pollution: Evidence from China", *Journal of Development Economics*, 2020, 146, 102488.
- [27] 梁若冰、席鹏辉, "轨道交通对空气污染的异质性影响——基于 RDID 方法的经验研究", 《中国工业经济》, 2016年第3期, 第83—98页。
- [28] Olden, A., and J. Møen, "The Triple Difference Estimator", *Econometrics Journal*, 2022, 25 (3), 531-553.
- [29] Pelechrinis, K., B. Li, and S. Qian, "Bike Sharing and Car Trips in the City: The Case of Healthy Ride Pittsburgh", *Working Paper*, 2016.
- [30] 邵帅、李欣、曹建华、杨莉莉, "中国雾霾污染治理的经济政策选择——基于空间溢出效应的视角", 《经济研究》, 2016年第9期, 第73—88页。
- [31] 石庆玲、陈诗一、郭峰, "环保部约谈与环境治理:以空气污染为例", 《统计研究》, 2017年第10期, 第88—97页。
- [32] Viard, V. B., and S. Fu, "The Effect of Beijing's Driving Restrictions on Pollution and Economic Activity", *Journal of Public Economics*, 2015, 125, 98-115.
- [33] 王兵、吴廷瑞、颜鹏飞, "环境管制与全要素生产率增长: APEC 的实证研究", 《经济研究》, 2008年第5期, 第19—32页。
- [34] Wang, M., and X. Zhou, "Bike-Sharing Systems and Congestion: Evidence from US Cities", *Journal of Transport Geography*, 2017, 65, 147-154.
- [35] Woodcock, J., M. Tainio, J. Cheshire, O. O'Brien, and A. Goodman, "Health Effects of the London Bicycle Sharing System: Health Impact Modelling Study", *BMJ*, 2014, 348, g425.
- [36] Zervas, G., D. Proserpio, and J. W. Byers, "The Rise of the Sharing Economy: Estimating the Impact of Airbnb on the Hotel Industry", *Journal of Marketing Research*, 2017, 54 (5), 687-705.
- [37] Zhang, X., X. Zhang, and X. Chen, "Happiness in the Air: How Does a Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, 85, 81-94.

The Effects of the Entries by Bike-Sharing Platforms on Urban Air Quality

CAO Guangyu ZHOU Li-An

(Peking University)

LIU Chang*

(Renmin University of China)

ZHOU Jingxin

(Yanfu Investments)

Abstract: We study the effects of bike-sharing usage on urban air quality in China. Our Differences-in-Differences strategy exploits the staggered entries by two leading bike-sharing companies, ofo and Mo-bike, and utilizes city-day panel data. We find that the entries of the two bike-sharing platforms could reduce $PM_{2.5}$ by $3.832 \mu g/m^3$. Further analyses imply that the effects are more conspicuous on pollutants from the exhaust emission of vehicles, increase with the usage intensity of bike-sharing service, and are more pronounced in cities with well-developed rail traffic or located in the Beijing-Tianjin-Hebei Air Pollution Transmission Channel area.

Keywords: digital economy; bike-sharing; air quality

JEL Classification: Q51, Q53, R40

* Corresponding Author; Liu Chang, Room 806, West Chongde Building, National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-15210605571; E-mail: changliuecon@ruc.edu.cn.

