

孙传旺等: 交通基础设施与城市空气污染

交通基础设施与城市空气污染*

——来自中国的经验证据

孙传旺 罗源 姚昕

内容提要: 为了探寻现阶段加强交通基础设施能否提升城市空气质量, 本文构建理论模型分析了居民效用、交通基础设施与空气污染的相互作用机理, 并运用 2000—2012 年 83 个城市的面板数据进行实证研究。为控制内生性问题, 本文采取反映样本城市地形特征的城市坡度指数作为城市交通基础设施的工具变量, 估计了交通基础设施对城市空气质量的影响。研究发现: 增加交通基础设施投资能够改善城市空气质量; 通过工具变量缓解内生性偏误后, 改善作用更加明显, 且大于城市机动车保有量增加对空气污染的边际影响; 与道路投资相比, 道路面积的增长对空气质量的改善效应更好。本文的政策启示是: 现阶段城市建设应该注重基础设施建设与生态环境保护并举, 通过交通基础设施的供给侧角度, 寻找城市空气污染难题的解决思路, 实现城市生态文明建设的平衡与充分发展。

关键词: 交通基础设施 城市道路投资 空气质量 工具变量

一、引言

中国正处于城市化快速发展的阶段(王雨飞等 2016), 城市人口数量的增加带来了诸如交通拥堵、空气污染等一系列“城市病”(陈诗一和陈登科 2018)。非常直观的原因是, 城市发展带来物流运输、通勤出行等交通方面的需求增加, 而城市交通基础设施的改造却相对滞后(范欣等, 2017)。Wind 数据库的数据显示, 中国在 2008—2012 年的机动车保有量平均年增长率为 15.3%, 而同期城市道路面积的平均年增长率仅为 7.05%。车辆增速长期高于道路增速可能造成路面车流量增大, 容易出现车速缓慢甚至拥堵, 导致车内燃料燃烧不充分, 尾气排放中的污染物含量比经济车速行驶时高出 2—3 倍, 交通拥堵或在很大程度上加重了城市的空气污染(Wrobel et al., 2000)。因此, 采用政策措施改善道路通畅程度可能是提升城市空气质量的一个有效方案。

政策的制定往往可以从需求和供给两个角度来选择。从需求侧角度, 采用限行、限号或限购等措施减少车辆出行的频率或减缓车辆增长的速度, 但是这些政策会使居民出行需求受到一定抑制, 导致社会福利下降(Matias & Raymond 2008)。况且目前中国整体城市化水平和人均车辆保有量比发达国家要低(刘瑞明和石磊 2015), 限制行车需求的措施显然在现阶段并不是最好的政策选择。从供给侧角度, 加强城市交通基础设施可以改善居民出行的条件, 增加对改善城市道路的投入意味着在汽车保有量增长的同时增加道路面积, 在一定程度上提升城市道路的通畅程度和路网系统的支撑能力, 缓解交通拥堵, 从而减轻由车速缓慢带来的空气污染。学者们的前期研究表明城市交通

* 孙传旺、罗源、姚昕(通讯作者) 厦门大学经济学院中国能源经济研究中心, 邮政编码: 361005, 电子信箱: cw_sun@foxmail.com, luoyuan337@163.com, yaoxin@xmu.edu.cn。本文研究受到国家社会科学基金重大项目“雾霾治理与经济发展方式转变机制研究”(14ZDB144)、国家自然科学基金面上项目“异质性能效感知与居民能源补贴——结构化模型与实证分析”(71673230)、国家自然科学基金面上项目“环境责任、消费者行为与企业运营管理决策研究”(71874149)和福建省社会科学规划项目“福建省电能替代的潜力测算及其宏观影响研究”(FJ2018B073)的资助。本文系“中国能源环境与气候变化经济学者论坛”参会论文。作者衷心感谢林伯强、郑新业、方颖、傅十和、李嘉楠等学者给予的宝贵评论, 感谢匿名审稿专家的宝贵建议, 但文责自负。

基础设施对空气质量可能同时具有正反两方面的作用(OECD/ECMT, 2007; Beirão et al., 2007; Guttikunda et al., 2014; Luo et al., 2017)。因此,科学严谨地研究交通基础设施对空气污染的影响对中国城市建设与污染治理具有一定的现实意义。

同时我们观察到,城市交通决策很可能会受到空气污染程度的影响。例如,2017 年冬季在洛阳、西安等城市便出现了为应对重污染天气临时限行甚至常态化限行的政策。这些现象的出现表明,较差空气质量将很可能影响地方政府的交通决策。在短期这种影响可能体现为车辆限制,而中长期则可能使其有意识地改变城市道路投资。所以,对于城市交通基础设施与空气污染之间关系的研究,很难回避由于两者之间的反向因果关系所导致的内生性问题。同时,研究中还存在遗漏变量的可能,从而导致内生性问题。但是,目前针对中国城市道路投资与空气质量研究的相关文献几乎没有涉及到对两者因果关系与遗漏变量导致内生性问题的探讨(Luo et al., 2017; Sun et al., 2018; Yang et al., 2018)。

为了解释交通基础设施与城市空气污染之间的作用方式,并处理研究中可能存在的内生性问题,从而解决现阶段加强交通基础设施能否提升城市空气质量这一核心疑问,本文主要做了以下改进。首先,研究了居民效用、交通基础设施与空气污染三者之间的关系,将空气污染与交通通畅程度引入居民效用函数,基于效用最大化推导了交通基础设施影响空气质量的理论模型并引出实证方程。其次,选择城市道路投资作为交通基础设施的代理变量,就其对空气质量的改善效应进行考察。值得一提的是,我们采用地理国情监测云平台官方数据,创新性地利用样本城市地形特征构造城市坡度指数作为工具变量,在控制内生性之后,上述改善效应更加明显。基于以上的研究,本文为城市交通基础设施建设与环境治理的政策制定提供了新的机制解释与经验证据。

二、理论分析框架

借鉴 Grossman(1972)关于健康和一般商品的需求理论模型,将空气污染与交通通畅程度引入居民效用函数。苗艳青和陈文晶(2010)也在 Grossman(1972)模型的基础上研究了空气污染与健康需求的关系。假定 $U_{j,t}$ 表示 j 城市一个代表性居民在 t 时间的效用函数,^①具体形式如下:

$$U_{j,t} = U(C_{j,t}, A_{j,t}, Z_{j,t}) \quad (1)$$

$$C_{j,t} = C'_{j,t} - \bar{c}_{j,t} \quad (2)$$

其中, $C'_{j,t}$ 表示 j 城市的代表性居民在 t 时间驾车行驶单位路程的实际时间; $\bar{c}_{j,t}$ 表示交通通畅时居民在 t 时间驾车行驶单位路程的潜在时间;^② $C_{j,t}$ 表示交通通畅程度,等于 j 城市的代表性居民驾车行驶单位路程的实际时间与潜在时间的差值; $A_{j,t}$ 表示 j 城市在 t 时间的空气污染水平; $Z_{j,t}$ 表示 j 城市的代表性居民在 t 时间消费的其它商品与服务。同时,行驶单位路程的潜在时间由相应城市的车辆保有量和交通基础设施决定,由(3)式表示:

$$\bar{c}_{j,t} = \bar{c}_{j,t}(Car_{j,t}, UTI_{j,t}) \quad (3)$$

其中, $Car_{j,t}$ 表示 j 城市的车辆保有量; $UTI_{j,t}$ (urban transportation infrastructure) 表示城市交通基础设施水平。在理论模型中,暂时不考虑天气等不确定因素的影响,居民在道路上行车的实际时间主要与交通通畅程度相关。因此,实际时间与潜在时间的差值同样受汽车保有量和交通基础设施水平决定,由(2)式和(3)式可得(4)式:

^① 为突出理论模型的针对性,处理如下:(1)不考虑汽车性能等因素对最优行车速度和出行时间的影响,也不考虑非本地车辆对城市交通的影响。潜在单位路程行车时间仅与该城市车辆保有量和交通基础设施情况有关。(2)假设居民生命和道路投资都是无限期的。(3)假设代表性居民效用水平满足边际效用递减的规律,且其他商品对城市居民效用影响不大,即 $Z_{j,t} = Z_0$ 为常数。

^② 代表性居民驾车行驶单位路程的预期时间。

$$C_{j,t} = C(Car_{j,t}, UTI_{j,t}) \quad (4)$$

城市空气污染涉及到的影响因素很多, 不仅仅与交通尾气排放有关, 其它一些因素(如经济发展水平、产业结构等)也会直接或间接地影响到空气质量。可以用(5)式表示城市空气污染水平的影响关系。其中 $X_{j,t}$ 表示除交通因素以外, 其它影响城市空气质量的因素。

$$A_{j,t} = A(C'_{j,t}, X_{j,t}) \quad (5)$$

针对居民效用、交通基础设施与空气污染的影响因素分析, 我们依据苗艳青和陈文晶(2010)对函数形式的设定, 采用 C-D 函数形式进行模型的进一步推演。由于 $C_{j,t}$ 和 $A_{j,t}$ 都与居民效用水平呈反向关系, 设定具体的效用函数形式如下:

$$U_{j,t} = (1/C_{j,t})^{\alpha} * (1/A_{j,t})^{\beta} * Z_0^{\delta} \quad \alpha > 0 \quad \beta > 0 \quad \delta > 0 \quad (6)$$

$$\bar{c}_{j,t} = (Car_{j,t})^{\kappa} * (UTI_{j,t})^{\phi} \quad \kappa > 0 \quad \phi < 0 \quad (7)$$

$$A_{j,t} = (C'_{j,t})^{\eta} * (X_{j,t})^{\varphi} \quad (8)$$

根据(6)式, 通常居民效用与行车时间差值以及空气污染将成反比, 与消费其他商品的量成正比, 且满足 $\alpha > 0, \beta > 0, \delta > 0$ 。(7)式显示了潜在行车时间与车辆保有量和交通基础设施水平的关系, 交通基础设施水平越好且城市车辆保有量越低, 潜在行车时间可能越短, 即 $\kappa > 0$ 且 $\phi < 0$ 。(8)式中 η 和 φ 分别指实际行车时间以及其它影响因素对空气质量的影响系数。

从(4)式和(6)式可以看出, 城市的交通通畅程度(C)受到交通基础设施水平影响, 并反映在政府投资与居民效用水平之间的关系上。为使代表性居民效用最大化, 我们需要确定一个合理的 C , 以满足函数的一阶条件。在(6)式中, 两边同时对 C 求导, 并将(8)式代入后, 可得到(9)式:

$$\begin{aligned} \frac{\partial U}{\partial C_{j,t}} &= -\alpha(1/C_{j,t})^{\alpha-1} (1/C_{j,t})^{-2} * (1/A_{j,t})^{\beta} * Z_0^{\delta} - \beta(1/C_{j,t})^{\alpha} (1/A_{j,t})^{\beta-1} (1/A_{j,t})^{-2} * \frac{\partial A}{\partial C'} * \frac{\partial C'}{\partial C} * Z_0^{\delta} \\ &= -\alpha(1/C_{j,t})^{\alpha+1} * (1/A_{j,t})^{\beta} * Z_0^{\delta} - \beta(1/C_{j,t})^{\alpha} (1/A_{j,t})^{\beta+1} * \eta(C)^{\eta-1} (X_{j,t})^{\varphi} * Z_0^{\delta} \\ &= 0 \end{aligned} \quad (9)$$

(9)式由两项构成, 分别表示居民效用水平影响因素对城市交通通畅程度的偏导数。第一项体现了交通通畅程度对效用的直接作用, 主要受交通通畅程度系数(α)的影响。第二项则通过交通状况对空气质量的影响, 进一步间接传导至居民效用, 因此同时受到 β 和 η 的共同作用。对(9)式作简化消项, 并将(2)式的关系代入, 可以推导得到(10)式, 即在满足代表性居民效用最大化条件下, 实际时间和潜在时间的关系:

$$C'_{j,t} = \beta\eta\bar{c}_{j,t}/(\alpha + \beta\eta) \quad (10)$$

再联合(8)式和(10)式, 可以求出关于空气污染 $A_{j,t}$ 的函数, 即(11)式:

$$A_{j,t} = [\beta\eta\bar{c}_{j,t}/(\alpha + \beta\eta)]^{\eta} * (X_{j,t})^{\varphi} \quad (11)$$

再将(7)式代入(11)式, 进一步得到空气污染与城市交通基础设施水平之间的关系:

$$A_{j,t} = [\beta\eta/(\alpha + \beta\eta)]^{\eta} (Car_{j,t})^{\kappa\eta} * (UTI_{j,t})^{\phi\eta} * (X_{j,t})^{\varphi} \quad (12)$$

对(12)式两边同时取对数, 可得线性方程形式, 即(13)式:

$$\ln A_{j,t} = \phi\eta \ln UTI_{j,t} + \kappa\eta \ln Car_{j,t} + \varphi \ln X_{j,t} + constant \quad (13)$$

(13)式中 $constant$ 代表常数项。 $\phi\eta$ 和 $\kappa\eta$ 分别指城市交通基础设施水平和车辆保有量对空气污染的影响系数。若 $\phi\eta < 0$, 则表示交通基础设施建设对空气污染有抑制作用, 若 $\kappa\eta > 0$, 说明车辆保有量对空气污染有正效应, 车辆保有量增加, 空气污染加剧。

三、样本说明、模型设定和变量描述

(一) 样本说明

城市空气污染的官方数据自 1996 年 6 月开始陆续分批公布, 2001 年全国仅有 47 个环保重点

城市公布了空气污染指数(air pollution index,简称API) 2004年官方公布API的城市增加至84个。但按《环境空气质量标准》(GB3095-2012)的规定,从2013年开始官方公布空气质量指数(air quality index,简称AQI)替代之前的API指数。^①

鉴于研究针对性与保障数据口径统一等因素的考虑,本文对实证分析采用的样本区间做如下说明。首先,采用城市道路投资反映交通基础设施状况,重点在于检验增加交通基础设施投资对空气污染的影响。考虑到道路改造对空气污染改善效果很难在短期显现,通常需要经过一定时间才能体现出来,而且城市道路投资的统计口径通常是以年度为统计区间,因此本文使用年度数据作为样本的时间频度。其次,AQI与API在污染物统计口径上存在明显差异,而且在2013年官方发布AQI之后,原先的API数据即同时停止更新。目前采用官方空气污染数据的大量研究,大多均单独采用2013年之后的AQI(石庆玲等2016;郭峰和石庆玲2017)或2012年之前的API(Chen et al., 2013;曹静等2014;Viard & Fu 2015)作为研究对象。对于年度数据而言,API的统计年份相对于AQI显然要更长。同时从本文研究的问题考虑,采用2000—2012年API作为空气质量代理变量,能够更好地覆盖中国快速城市化的大部分阶段。第三,在84个发布API的城市中,由于拉萨市在数据上存在大量缺失,因此最终样本城市只保留83个。^②83个样本城市2012年人口总数超过5亿,占全国总人口的40%左右,因此样本具有较强的代表性。此外,不同城市发布API的起始时间不同,样本量为928。

(二) 计量模型

根据理论推导的(13)式,城市空气质量受到交通基础设施水平等因素的影响。针对本文的研究问题,我们构建了实证的基准模型,具体形式可以用(14)式表示:

$$\ln A_{j,t} = \beta_1 \ln UTI_{j,t} + \lambda X_{j,t} + v_j + \tau_t + \varepsilon_{j,t} \quad (14)$$

其中 j 和 t 分别代表城市维度与时间维度, $\ln A$ 代表空气质量水平, $\ln UTI$ 代表交通基础设施水平, β_1 表示交通基础设施对空气质量的影响系数,是本文所关注的核心参数。 X 表示交通基础设施以外影响城市空气质量的其他控制变量, $\varepsilon_{j,t}$ 是误差项。此外,还控制了城市 v_j 与时间 τ_t 固定效应。

(三) 变量说明

对于被解释变量城市空气质量,本文在实证分析中,选取由中国生态环境部(即原环境保护部)官方发布的83个样本城市API的年度均值^③作为被解释变量的代理变量($\ln API$),取值区间为2000—2012年,取对数后进入模型。^④

城市交通基础设施水平是本文的核心解释变量,在检验城市道路改造对空气污染的改善效应时,我们将选取城市道路投资完成额作为代理变量($\ln RdInv$)。^⑤道路投资完成额不仅代表了城市对于改善交通基础设施的投入力度,而且作为地方政府公共服务的重要支出,在城市财政预算中体现政策的着力方向。Li et al. (2016)采用城市道路投资完成额作为解释变量研究区域交通系统的效率。也有部分学者认为,对于交通基础设施水平的衡量,还可以采用交通基础设施的产出指标

① API是一种表征空气污染程度的无量纲指数。该指数是根据几种主要的空气污染物浓度以及污染物在某种浓度下的持续时间来确定的,参与API评价的污染物包括可吸入颗粒物(粒径 $\leq 10\mu\text{m}$,即 PM_{10})、二氧化硫(SO_2)和二氧化氮(NO_2)等。本文所使用的API数据是各个城市环境保护部门根据2013年以前中国环境保护部门采用的监测标准而监测得到的数据。2013年以后,环境保护部采用最新的监测标准,改为公布AQI数据,AQI指数的计算比API指数增加了细颗粒物(粒径 $\leq 2.5\mu\text{m}$,即通常所说的 $\text{PM}_{2.5}$)、一氧化碳(CO)和臭氧(O_3)。监测频率和监测的污染因子也比API指数更多。

② 限于篇幅并考虑到此城市名单是公开可获取的,本文未逐一列出城市名称。

③ 环保部门公布的各城市的API指数是年度数据,但是实证分析以年度数据为研究对象,因此将API做年度平均处理。

④ 若无特定说明,在分析中,所有变量均取对数后纳入模型。

⑤ 本文所有价值形态的数据,均作了相应的可比价格处理,即调整为以2000年为基期的不变价值。

(刘生龙和胡鞍钢 2010)。因此, 本文将使用城市道路面积($\ln Road$)作为核心解释变量的替代变量对实证结果进行稳健性检验。

大气治理与城市建设作为地方行政决策的两大关键性内容, 在工作中可能存在一定的联动性。因此两类政策很难避免保持绝对的独立性与外生性, 在考虑城市道路投资决策过程中会受到空气污染情况的影响。这种关联性有可能造成在研究城市交通基础设施与空气污染的问题时, 出现反向因果的内生性问题, 导致参数估计结果的偏误。同时, 若无法控制同时影响交通基础设施水平与城市空气污染的遗漏变量, 也将无法识别解释变量与被解释变量之间的影响。因此, 如果能够找到与城市道路投资密切相关, 但与遗漏变量不相关的变量, 则可以较好地识别出城市交通基础设施建设对空气质量的因果影响。

面对这一问题, 本文将采用合适的工具变量(IV)控制内生性, 以期得到更加可靠的经验分析。合适的工具变量既要满足与内生变量高度相关, 又要确保足够的外生性, 即工具变量只通过内生变量影响被解释变量。本文利用中国地理国情监测云平台数字高程模型, 对各样本城市地形进行有序数值阵列模拟, 解析出 83 个样本城市各自行政区域内共 113 万余条坡度栅格数据。

城市坡度之所以能够作为交通基础设施的工具变量是基于以下两个方面的考虑: 第一, 在城市道路工程规划领域, 坡度是影响城市道路设计建设难易程度与单位造价的重要指标, 同样对于不同的样本城市来说, 其行政区划内地形坡度起伏的复杂程度, 在很大程度上也决定了城市道路的建设形态与投资成本。因此, 从逻辑上看, 城市交通基础设施水平会受到坡度的直接影响, 有效工具变量与内生变量的相关性假定能够得到满足。第二, 坡度作为样本城市地形差异的指标之一, 是城市固有的地理信息变量, 相当于一个自然试验, 具有较天然的外生性特征, 从而很好地满足了有效工具变量的外生性假定。在不少研究中城市坡度指标也被用作描述城市自然因素的外生变量(王守坤 2017; 刘毓芸等 2015)。但是, 值得注意的是, 一些研究认为地形地貌会影响空气流动的速度, 从而对城市空气污染的消散造成影响(刘宁微等 2008; 王冠岚等 2016), 这可能造成内生变量并非是工具变量影响被解释变量的唯一路径, 即影响了工具变量的排他性约束(Carneiro & Heckman, 2002)。为了更好地控制工具变量的排他性, 进行以下三个方面的处理。首先, 在工具变量选择时, 排除海拔、坡向等较可能影响空气流速的地形因素, 仅从数字高程模型解析出对空气流动影响较小的坡度数据。其次, 为了消除平均值在数据比较中产生的影响, 同时又保证工具变量能够体现不同样本城市坡度数据的差异, 以各个样本城市行政区划为边界, 利用的所有坡度栅格数据的变异系数构造坡度指数($\ln Slope$)。第三, 在实证模型中纳入风速指标作为控制变量, 以更好地控制并观察空气流速对被解释变量的影响。根据以上方法, 构造出了 83 个样本城市的坡度指数。

结合前文分析与以往研究, 我们还在实证模型中控制了一组城市特征变量, 以尽可能地减少遗漏变量偏误。具体而言, 城市特征控制变量的选取说明如下:

城市机动车保有量($\ln Car$): 在理论推导过程中, 用于解释空气污染且描述交通状况的变量已经转为交通基础设施水平和车辆保有量。Stacy et al. (2012) 认为在城市车流量数据难以获得的条件下, 机动车保有量也将直接关系到城市道路的通畅程度。王丽(2014)也用机动车保有量来解释汽车尾气排放与空气质量的相关性。在模型中考虑城市机动车保有量, 也能在一定程度上控制内生性问题。

城市人均国内生产总值($\ln GDP$): 作为反映城市经济发展水平的解释变量, 彭水军和包群(2006)也同样认为人均 GDP 能够直观反应地区经济状况或人均财富。经济状况的好坏直接关系到地方政府的财政收入, 从而影响环保项目资金与空气质量。同时, 人均 GDP 的二次项($\ln GDP$)²常被用于检验经典的 EKC 曲线(邵帅等 2016), 分析经济增长与环境指标的“倒 U 型”关系, 从而控制经济发展程度对空气质量的影响。

产业结构指数(*lnSecond*):伴随第二产业的化石能源使用而产生的排放是空气污染的重要来源之一(陈诗一 2009)。第二产业在产业结构中的比重越高,往往空气污染越严重(He 2009)。为了控制第二产业对城市空气污染的影响,本文采用样本城市第二产业增加值占国内生产总值的比重,作为控制产业结构影响的代理变量(Hao & Liu 2015)。

城市人口密度(*lnPD*):人口活动与集聚通常会对空气质量产生影响(童玉芬和王莹莹 2014),我们选取城市人口除以城市行政区面积来描述样本城市的人口密度,从而控制城市人口集聚程度对空气污染的可能影响。

城市公交服务(*lnBus*):公共交通作为城市绿色出行的重要方式,在一定程度上可以替代私人机动车出行方式,减少出租车、私人汽车等交通工具的使用率,从而减少尾气排放,对空气质量产生积极的影响(王锋等 2010)。我们在模型中引入每万人标台公交车以代表城市公共交通服务水平。

城市绿化水平(*lnGreen*):本文采用人均绿地面积衡量城市绿化水平,城市绿化水平可能对空气质量有正负两方面的影响(Sun et al. 2018),一方面绿地作为碳汇可以起到净化空气的作用,另一方面对城市绿地的过多投入也可能挤占了其它方面的环保支出。

城市科研投入(*lnRD*):科研投入直接度量了城市的技术水平,尽管对空气污染的治理离不开节能减排等绿色技术的改进(邵帅等 2016),但科研投入也可能挤占环境保护的财政支出。本文选择样本城市财政经费中的科研经费支出作为代理变量。

城市环境规制能力(*lnER*):环境规制是政府解决环境问题,实现产业升级和环境友好型技术水平提高的重要手段(景维民和张璐 2014;宋马林和王舒鸿 2013),本文用城市污水处理率控制样本城市环境规制强度的影响。

城市自然气候因素:城市空气质量除了与污染物排放有关,还可能受污染物在当地的消散沉降等自然气候条件有关(曹静等 2014)。本文采用样本城市年平均气温(*lnTemp*)、湿度(*lnHumi*)和风速(*lnWind*)以控制不同自然气候因素对空气质量的影响。

城市轨道交通:梁若冰和席鹏辉(2016)认为城市轨道交通对空气质量存在影响,本文为了控制样本城市开通地铁对于模型估计的影响,以虚拟变量(*Rail*)作为城市轨道交通的控制变量。

此外,我们还在关于遗漏变量的稳健性讨论中,分析官员籍贯特征虚拟变量(*Officer*)与城市建成区面积(*lnArea*)对实证结果的影响。

(四) 数据来源与描述性统计

本文采用2000—2012年间83个样本城市的非平衡面板数据进行实证研究,样本量为928。其中,空气污染指数来源于中国生态环境部(原环境保护部)监测数据;城市道路投资完成额与城市道路面积数据来源于《中国交通运输统计年鉴》和中国经济数据库(CEIC);样本城市坡度指数由中国地理国情监测云平台数字高程模型解析数据后计算得到;城市年度气温、湿度和风速的自然气候数据由中国气象科学数据共享服务网提供的日度数据平均得到;官员籍贯与任职地一致性数据通过百度等互联网渠道由作者采集;其余变量数据均来源于《中国城市统计年鉴》、中国经济数据库(CEIC)和Wind数据库。数据的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量描述性统计

变量名	变量含义	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>lnAPI</i>	城市API的年度均值	928	4.362	0.352	3.361	6.074
<i>lnRdInv</i>	城市道路投资完成额	928	12.792	1.795	7.648	16.752
<i>lnRoad</i>	城市道路面积	928	9.723	0.896	7.230	12.499
<i>lnSlope</i>	坡度指数	928	0.152	0.386	-0.495	1.309

续表 1

变量名	变量含义	观测数	平均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Car$	城市机动车保有量	928	5.474	1.043	2.735	8.509
$\ln GDP$	城市人均 GDP	928	3.253	0.671	1.545	4.905
$(\ln GDP)^2$	人均 GDP 的二次项	928	11.029	4.389	2.388	24.063
$\ln Second$	产业结构指数	928	-0.742	0.217	-1.470	-0.094
$\ln PD$	城市人口密度	928	6.274	0.783	3.540	8.561
$\ln Bus$	城市公交服务	928	1.106	0.873	-1.437	3.342
$\ln Wind$	城市年平均风速	928	0.663	0.341	-0.695	1.401
$\ln Temp$	城市年平均气温	928	2.483	0.623	-0.673	10.823
$\ln Humi$	城市年平均湿度	928	4.299	0.121	3.902	4.533
$\ln RD$	城市科研投入	928	2.501	1.438	-1.557	6.969
$\ln Green$	城市绿化水平	928	2.152	0.453	0.058	4.266
$\ln ER$	城市环境规制能力	928	-0.550	0.500	-2.960	0
$Rail$	城市开通地铁	928	0.091	0.287	0	1
$Officer$	官员籍贯特征	928	0.541	0.499	0	1
$\ln Area$	城市建成区面积	928	5.151	0.876	2.639	7.978

四、实证结果与分析

(一) 基准模型回归分析

表 2 汇报了基于(14)式实证基准模型(即固定效应模型)估计得到的回归结果。可以看出, $\ln Rdlnv$ 的系数是显著为负的, 城市交通基础设施水平的提升, 对于城市空气污染具有显著的负面影响。换句话说, 只要加大城市道路的改造力度, 就会对空气质量具有显著的改善效应。城市机动车保有量在表 2 的各列结果中, 均表现出对空气污染的正向贡献。这一结果与之前理论分析的预期基本相同。因此, 在不控制模型潜在内生性的情况下, 表 2 的结果表明了交通基础设施对于空气质量的改善效应是显著存在的, 但改善程度可能并不会特别大, 而且其对空气污染的边际影响同机动车保有量的边际影响在数量上是相近的。

表 2 基准模型(固定效应)估计结果

解释变量	被解释变量: $\ln API$				
	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)	FE(5)
$\ln Rdlnv$	-0.0223*** (-2.76)	-0.0351*** (-4.29)	-0.0380*** (-4.65)	-0.0365*** (-4.46)	-0.0356*** (-4.34)
$\ln Car$	0.0577*** (3.40)	0.0329* (1.93)	0.0308* (1.82)	0.0315* (1.86)	0.0342** (2.01)
$\ln GDP$	-0.312*** (-4.36)	-0.329*** (-4.70)	-0.379*** (-5.34)	-0.354*** (-4.92)	-0.369*** (-5.10)
$(\ln GDP)^2$	0.0320*** (2.93)	0.0252** (2.35)	0.0306*** (2.84)	0.0281*** (2.60)	0.0306*** (2.80)
$\ln Second$	0.230*** (4.47)	0.229*** (4.53)	0.231*** (4.61)	0.227*** (4.54)	0.231*** (4.62)

续表 2

解释变量	被解释变量: $\ln API$				
	FE(1)	FE(2)	FE(3)	FE(4)	FE(5)
$\ln PD$	-0. 143 (- 1. 41)	-0. 232 ** (- 2. 32)	-0. 218 ** (- 2. 19)	-0. 221 ** (- 2. 22)	-0. 207 ** (- 2. 08)
$\ln Bus$	-0. 0307 (- 1. 50)	-0. 0393 * (- 1. 96)	-0. 0524 *** (- 2. 59)	-0. 0517 ** (- 2. 56)	-0. 0541 *** (- 2. 68)
$\ln Wind$	-0. 135 *** (- 3. 76)	-0. 123 *** (- 3. 50)	-0. 109 *** (- 3. 09)	-0. 108 *** (- 3. 06)	-0. 111 *** (- 3. 15)
$\ln Temp$	0. 0147 (1. 16)	0. 0156 (1. 26)	0. 0160 (1. 31)	0. 0158 (1. 30)	0. 0163 (1. 34)
$\ln Humi$	-0. 0423 (- 0. 32)	-0. 0233 (- 0. 18)	-0. 0247 (- 0. 19)	-0. 0167 (- 0. 13)	-0. 0226 (- 0. 18)
$\ln RD$		0. 0925 *** (6. 18)	0. 0872 *** (5. 84)	0. 0879 *** (5. 89)	0. 0857 *** (5. 73)
$\ln Green$			0. 0599 *** (3. 61)	0. 0565 *** (3. 39)	0. 0584 *** (3. 50)
$\ln ER$				-0. 0235 * (- 1. 88)	-0. 0238 * (- 1. 90)
$Rail$					-0. 0489 * (- 1. 78)
常数项	是	是	是	是	是
R^2	0. 25	0. 29	0. 31	0. 30	0. 31
F 统计量	13. 58	15. 28	15. 40	14. 95	14. 52
样本量	928	928	928	928	928

注: 系数括号内为 t 统计量; ***, **, * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。此外, 控制了年度固定效应和城市固定效应。下表同。

从表 2 中还可以看出城市人均国内生产总值对 API 影响的一次项($\ln GDP$) 系数显著为负, 且二次项($(\ln GDP)^2$) 系数显著为正。这表明经典的 EKC 假设中所指经济增长与环境污染的“倒 U 型”关系在 2000—2012 年期间内尚未实现, 各样本城市的空气污染与经济发展仍然处于正相关阶段, 该结果与邵帅等(2016) 的结论相一致。表 2 中其它的控制变量的影响系数也均符合预期: 产业结构对空气污染具有显著的负向影响, 即第二产业比重增加会加剧空气污染。该结果与大多数关于产业结构与环境污染关系的结论一致, 如邵帅等(2016)、陈诗一和陈登科(2018)、邵帅等(2019)。值得注意的是, 城市公交与轨道服务水平的提升会对空气污染有较显著的抑制作用, 城市公共交通对空气污染的减排效应可能主要是通过对非公共交通的替代而实现的, 梁若冰和席鹏辉(2016) 的研究也证实了这一观点。此外, 人口密度增大可能导致重污染源向城市边界以外的地方迁移, 从而改善了城市内部的空气质量; 城市绿化与科研可能存在对污染治理投入的挤占效应, 影响了空气质量的提高; 环境规制能力越高的城市, 空气污染的程度较轻; 城市年平均风速会显著的影响样本城市的空气质量, 风速越快, 越有利于大气污染排放物的消散, 而温度与湿度对城市空气质量的影响显著性水平不高。

(二) 工具变量回归分析

考虑到基准模型的回归结果很可能存在内生性问题, 采用反映样本城市地形特征的坡度指数作为城市交通基础设施水平的工具变量。关于工具变量的合理性, 已经在前文变量描述部分做了

详细说明。但是从数据特征与经济关系上看,该工具变量依然存在缺陷。首先在数据特征上,作为样本城市的固有自然特征,坡度指数在数据维度上是城市截面数据,而内生变量与被解释变量均是包含了城市与时间信息的面板数据。其次,在经济关系上,坡度指数对于交通基础设施的影响可能依据年份不同存在差异,而合适的模型需要充分考虑到这种时间维度的差异。为此,参考 Angrist & Krueger(1991)在估计美国劳动力市场教育收益率过程中处理出生季度这一工具变量的作法,将原变量与年度虚拟变量的交乘项作为工具变量引入模型,既克服了截面工具变量的数据维度限制,在两个维度上均存在变化,又可以充分体现不同年份工具变量对于内生变量的影响。此外,为保证在统一的框架下进行分析,并保持前后文的一致性和连续性,工具变量回归模型所用的变量与样本均与基准模型的设定相同。

表3汇报了采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行工具变量回归的参数结果。首先,第一阶段回归的F统计量远在10这一经验值以上,表明所选择的工具变量与内生解释变量之间是高度相关的(陈诗一和陈登科,2018;刘生龙和胡鞍钢,2010),可以排除“弱工具变量”问题。其次,进行工具变量过度识别检验,Sargan-Hansen统计量检验的结果均不显著,无法拒绝所有变量都是外生的原假设,表明我们选择的工具变量是比较有效的。最后,从第二阶段的回归结果可以看出,lnRdInv的系数仍然显著为负,该结果与基准模型回归结果在方向上保持一致,验证了城市道路投资额对空气质量存在着改善效应。但工具变量回归中lnRdInv估计系数的绝对值从数量上看要明显大于表2基准回归的结果,每提升1%的城市道路投资,可以导致API下降约0.10%。这个结果还表明潜在的内生性问题也许会在一定程度上低估了城市交通基础设施建设对于空气质量的改善效应。进一步从表3中lnRdInv与lnCar的估计系数绝对值大小的比较中可以发现,缓解了内生性问题后,城市道路投资额对空气质量的边际影响比机动车保有量的影响要更大。若二者保持相近的增长速度,城市空气质量能够得到一定改善。再次,其他控制变量的估计系数与表2的结果基本一致,验证了工具变量回归结果的稳健以及对遗漏变量偏误的较好控制。

表3 工具变量(2SLS)估计结果

解释变量	被解释变量: lnAPI		
	IV_2SLS (1)	IV_2SLS (2)	IV_2SLS (3)
lnRdInv	-0.101** (-2.05)	-0.0995** (-2.07)	-0.0967** (-2.02)
lnCar	0.0428** (2.16)	0.0431** (2.20)	0.0446** (2.31)
lnGDP	-0.290*** (-2.91)	-0.277*** (-2.92)	-0.290*** (-3.00)
(lnGDP) ²	0.0313*** (2.80)	0.0298*** (2.64)	0.0316*** (2.79)
lnSecond	0.237*** (4.55)	0.235*** (4.51)	0.238*** (4.58)
lnPD	-0.185* (-1.74)	-0.187* (-1.76)	-0.178* (-1.69)
lnBus	-0.0554*** (-2.63)	-0.0549*** (-2.61)	-0.0566*** (-2.70)
lnWind	-0.133*** (-3.25)	-0.132*** (-3.24)	-0.133*** (-3.31)
lnTemp	0.0196 (1.51)	0.0194 (1.50)	0.0196 (1.53)

续表 3

解释变量	被解释变量: $\ln API$		
	IV_2SLS (1)	IV_2SLS (2)	IV_2SLS (3)
$\ln Humi$	0.0312 (0.23)	0.0352 (0.26)	0.0291 (0.21)
$\ln RD$	0.115*** (4.36)	0.115*** (4.50)	0.112*** (4.35)
$\ln Green$	0.0724*** (3.68)	0.0702*** (3.49)	0.0711*** (3.58)
$\ln ER$		-0.0145 (-0.99)	-0.0149 (-1.02)
$Rail$			-0.0358 (-1.19)
常数项	是	是	是
R^2	0.25	0.25	0.26
第一阶段 F 统计量	162.87	159.82	155.80
第二阶段 F 统计量	50.48	50.75	50.06
Sargan-Hansen 检验 (P 值)	13.67 (0.19)	13.44 (0.20)	13.17 (0.21)
样本量	928	928	928

五、稳健性分析

(一) 关于内生变量的度量差异

考虑到对内生变量度量指标的不同选择也能够从不同角度反映其对被解释变量的影响,同时为了减少由于度量指标选择可能带来的偏误,我们重新替换了内生变量的代理变量。对于本文的核心解释变量城市交通基础设施,除了可以在投入端方向上选择投资额作为代理变量外,还可以在产出端方向上选择城市道路面积($\ln Road$)作为代理变量。前者投资额的回归结果更侧重从交通基础设施的投入或成本角度分析,而后者则更侧重解释交通基础设施的实际结果或产出对城市空气质量的影响。

表 4 以城市道路面积作为代理变量的回归结果

解释变量	被解释变量: $\ln API$			
	IV_2SLS (1)	IV_2SLS (2)	IV_2SLS (3)	FE (1)
$\ln Road$	-0.271* (-1.75)	-0.269* (-1.74)	-0.260* (-1.69)	-0.0368* (-1.73)
$\ln Car$	0.0594** (2.16)	0.0601** (2.21)	0.0614** (2.29)	0.0328* (1.90)
$\ln GDP$	-0.339*** (-3.67)	-0.315*** (-3.47)	-0.330*** (-3.58)	-0.403*** (-5.55)
$(\ln GDP)^2$	0.0295** (2.54)	0.0273** (2.33)	0.0294** (2.50)	0.0300*** (2.72)
$\ln Second$	0.212*** (3.88)	0.209*** (3.83)	0.213*** (3.91)	0.225*** (4.47)

续表 4

解释变量	被解释变量: $\ln API$			
	IV_2SLS (1)	IV_2SLS (2)	IV_2SLS (3)	FE (1)
$\ln PD$	-0.142 (-1.18)	-0.144 (-1.20)	-0.135 (-1.13)	-0.211** (-2.10)
$\ln Bus$	-0.0191 (-0.67)	-0.0188 (-0.67)	-0.0219 (-0.77)	-0.0483** (-2.35)
$\ln Wind$	-0.102*** (-2.67)	-0.101*** (-2.66)	-0.104*** (-2.75)	-0.0987*** (-2.79)
$\ln Temp$	0.00838 (0.62)	0.00832 (0.61)	0.00893 (0.66)	0.0136 (1.10)
$\ln Humi$	-0.0526 (-0.38)	-0.0442 (-0.32)	-0.0486 (-0.36)	-0.0522 (-0.41)
$\ln RD$	0.0975*** (4.43)	0.0985*** (4.52)	0.0961*** (4.38)	0.0737*** (4.98)
$\ln Green$	0.0733*** (3.41)	0.0703*** (3.22)	0.0714*** (3.31)	0.0538*** (3.20)
$\ln ER$		-0.0216 (-1.53)	-0.0219 (-1.56)	-0.0279** (-2.21)
$Rail$			-0.0416 (-1.35)	-0.0544** (-1.96)
常数项	是	是	是	是
R^2	0.18	0.19	0.20	0.29
第一阶段 F 统计量	89.82	87.31	84.91	—
第二阶段 F 统计量	45.60	45.83	44.49	51.49
Sargan-Hansen 检验(P 值)	13.44 (0.20)	13.32 (0.21)	13.10 (0.22)	—
样本量	928	928	928	928

表 4 的第 1—3 列汇报了采用道路面积 ($\ln Road$) 为核心解释变量的 2SLS 回归结果。城市道路面积的回归系数仍然显著为负,验证了城市交通基础设施对空气质量的改善效应,即增加城市道路面积会对城市空气污染具有显著的抑制作用。同时,其它控制变量的系数也与表 3 相近,表明本文的主要结论是稳健的。比较表 3 和表 4 的结果后还可以发现,在回归系数上 $\ln Road$ 的绝对值要比 $\ln RdInv$ 大一些。这一结果的政策含义在于,针对提升道路面积的政策作用于改善空气质量的边际效果可能要比仅仅追求更多道路投资的政策所产生的效果更好。表 4 第 4 列是采用道路面积 ($\ln Road$) 为核心解释变量的固定效应模型回归结果。可以发现,与道路投资 ($\ln RdInv$) 作为核心解释变量的结果类似,在没有消除模型内生性的情况下, $\ln Road$ 的回归系数方向没有变化,但绝对值明显缩小。这同样支持了模型的内生性问题有可能在一定程度上低估了城市交通基础设施对于空气质量改善作用的实证结果。

(二) 进一步的稳健性讨论

为了保证研究结果的可靠性,本文还进一步的就剔除测量异常值、时间维度异质性、城市维度异质性以及其它控制变量内生影响等四个方面进行了稳健性检验。为了保证结论的可比性,以上稳健性检验均以表 3 第 3 列为基准进行 2SLS 回归分析(结果见表 5)。

1. 剔除测量异常值

考虑到环保部门监测空气污染指数有可能出现测量上的异常,导致监测的 API 数值与实际空气污染情况存在差异。我们将所有样本按照 API 数值大小进行排序,并剔除最大和最小 1% 可能存在异常值的样本数据进行 2SLS 回归分析。表 5 第 1 列的结果表明,lnRdInv 的回归系数与表 3 第 3 列相比基本一致,表明删除潜在 API 异常值不会影响道路投资对空气质量具有改善效果的基本结论,实证结果比较稳健。

2. 时间维度异质性

2009 年国家实施了大规模的经济刺激计划,而基础设施投资是经济刺激计划涉及的主要领域之一。考虑到城市交通基础设施投资在受国家政策外部冲击后可能会对研究结果产生影响,因此截取了 2000—2008 年的子样本后,进行 2SLS 回归分析。表 5 第 2 列的结果表明,lnRdInv 的系数为 -0.108,在 5% 的置信水平下通过检验。该结果同表 3 第 3 列和表 5 第 1 列的结果几乎没有差异,城市道路投资对空气污染具有抑制作用的结论是稳健的。

表 5 其他稳健性检验结果

解释变量	被解释变量: lnAPI			
	剔除测量异常值	时间维度异质性	城市维度异质性	控制变量滞后一期
	IV_2SLS (1)	IV_2SLS (2)	IV_2SLS (3)	IV_2SLS (4)
lnRdInv	-0.105** (-2.23)	-0.108** (-2.17)	-0.102* (-1.87)	-0.170*** (-2.62)
其他控制变量	是	是	是	是
常数项	是	是	是	是
R ²	0.25	0.21	0.28	0.13
第一阶段 F 统计量	150.96	166.50	62.25	175.88
第二阶段 F 统计量	44.24	46.92	50.43	40.45
Sargan-Hansen 检验 (P 值)	9.24 (0.51)	7.17 (0.41)	8.98 (0.53)	9.06 (0.53)
样本量	910	596	477	845

3. 城市维度异质性

由于北、上、广、深四座一线城市的基础设施建设水平较高,其城市格局与经济水平明显与别的城市不同,且在经济决策和城市规划等方面也与其他城市存在差异。参考罗煜等(2016)的方法,考虑到研究对象具有可比性,我们在所有城市样本中剔除了这四座一线城市,重新进行 2SLS 回归。对比表 5 第 3 列和表 3 第 3 列后发现,lnRdInv 的估计系数基本相同,表明道路投资对空气质量的改善效果比较可靠。

4. 控制变量滞后一期

除了控制核心解释变量的内生性偏误,我们还担心其他控制变量也可能存在潜在的内生性问题。为了检验结果稳健并排除这一种担忧,将其他所有控制变量滞后一期。2SLS 回归结果如表 5 第 4 列所示,lnRdInv 的系数为 -0.17,且在 1% 的置信水平下通过检验,与表 3 第 3 列比较,结果基本不改变,有效地支持了城市道路投资对空气质量的改善作用。

(三) 关于遗漏变量的探讨

遗漏变量是导致内生性的重要原因,合适的工具变量能够有效缓解内生性偏误。除此以外,尽可能全面地控制样本异质性,也是减少遗漏变量偏误的手段之一。考虑到地方政府在政策执

行过程中会兼顾城市建设和环境治理两个重要内容,尤其近年的研究表明市级官员一把手的身份背景或施政倾向往往会成为影响空气污染的重要因素(张征宇和朱平芳,2010;郭峰和石庆玲,2017),因此以样本城市市委书记籍贯地与任职地是否一致作为虚拟变量(*Officer*)以衡量官员特征,控制官员对家乡城市环境保护的倾向。同时,尽管模型已经控制了城市固定效应,但考虑到在快速的城市化建设过程中城市建成区面积(*lnArea*)容易发生变化,对空气质量与城市交通也可能产生潜在影响。因此,在考虑前文所有控制因素的基础上引入这两个潜在的遗漏变量,进一步探讨样本城市异质性以缓解变量遗漏问题,从而检验本文结论的稳健性。

表6前3列汇报了未考虑工具变量的基准模型(固定效应模型)结果,后3列是考虑工具变量后2SLS模型的结果。可以看出,无论是固定效应模型还是2SLS模型的结果均表明,若地方官员在其籍贯地任职,这会对空气污染有显著的抑制作用。该结果不仅在主观方面体现了地方官员对家乡空气污染治理事业的重视,而且在客观方面反映了官员在籍贯地任职可能遇到的环保执政阻力较小。另外,城市建成区面积对空气污染的影响显著为正。这一结果与现实情况是一致的,即随着城市发展,空气污染情况可能加重。这进一步验证了EKC曲线假说在目前阶段尚不成立,大中型城市出现空气污染等城市病问题的形势依然严峻。此外,从城市道路投资*lnRdInv*的回归系数上看,表6各列结果与表2或表3相比均未发生显著变化,说明尽管官员特征与建成区大小进一步控制了样本的异质性,但对本文研究的主要结论影响不大。

表6 关于潜在遗漏变量的讨论结果

解释变量	被解释变量: <i>lnAPI</i>					
	FE(1)	FE(2)	FE(3)	IV_2SLS(1)	IV_2SLS(2)	IV_2SLS(3)
<i>lnRdInv</i>	-0.0364*** (-4.50)	-0.0383*** (-4.63)	-0.0390*** (-4.78)	-0.114** (-2.35)	-0.0866* (-1.78)	-0.105** (-2.15)
<i>Officer</i>	-0.0568*** (-5.04)		-0.0564*** (-5.02)	-0.0588*** (-4.92)		-0.0579*** (-4.93)
<i>lnArea</i>		0.0499** (2.26)	0.0483** (2.22)		0.0684** (2.36)	0.0736** (2.52)
其他控制变量	有	有	有	有	有	有
R ²	0.33	0.31	0.33	0.25	0.28	0.27
第一阶段 F 统计量	—	—	—	151.29	154.75	150.39
第二阶段 F 统计量	56.38	54.74	56.66	49.71	51.54	51.43
Sargan-Hansen 检验 (P 值)	—	—	—	12.46 (0.26)	16.33 (0.09)	15.61 (0.11)
样本量	928	928	928	928	928	928

六、结论和政策建议

治理城市空气污染关系到居民身心健康,影响经济和社会的发展,是全面建成小康社会的三大攻坚战之一。作为空气污染重要来源的城市交通排放,在很大程度上受到地方政府的政策影响。尽管政策可以为之提供的空间很大,但是否可以从供给侧角度提出新的解决方案?增加交通基础设施投资究竟能否改善城市空气质量?这一系列问题都迫切需要解决。

然而,现有文献对该问题的研究主要存在两点不足。第一,以往研究主要从实证角度分析交通

投资对空气质量的影响,但没有从理论上关注它们之间的作用机制。第二,已有文献大多只关注交通基础设施投资对空气污染的影响,然而却忽视了空气污染对交通投资可能存在的反向因果联系,从而很难控制潜在的内生性偏误。鉴于此,本文首先分析了居民效用、交通基础设施与空气污染的相互作用机理,推导构建了城市交通基础设施作用于空气污染的理论与实证模型。其次,运用2000—2012年间83个城市的面板数据进行实证研究,为进一步控制变量间潜在的内生性问题,本文创新性地依据样本城市地形特征构造了城市坡度指数,作为城市交通基础设施的工具变量。最后,从不同角度对实证结果可靠性进行了稳健性讨论。我们得到以下主要结论:增加交通基础设施投资能够改善城市空气质量,并且通过工具变量缓解内生性偏误后,改善作用会更加明显;城市道路投资若保持与城市机动车保有量相同增速,能够对空气污染的抑制起到有效的边际影响;以道路面积而不是道路投资作为衡量交通基础设施水平的指标,可以显著提高其对空气质量的改善效应;随着城市规模的扩大,在大中型城市更容易出现空气污染问题。

根据上述结论,我们给出如下政策建议:过去近20年大规模的城市化进程推动了经济增长与人口迁移。相对于居民汽车拥有量的快速增长,城市道路等交通基础设施呈现出不平衡不充分的发展趋势,从而造成路面拥堵,导致城市空气污染程度进一步加剧。党的十九大报告明确提出,中国特色社会主义进入新时代,我国社会的主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。中国经济由高速增长阶段转向高质量发展阶段的同时,城市化发展也应该注重基础设施建设与生态环境保护并举,通过交通基础设施的供给侧角度,解决城市空气污染的难题。在进行城市规划时,第一,适度增加与汽车保有量增速相匹配的城市道路投资,尤其应该注重道路面积的增长,从而改善城市交通的通畅程度,降低大气污染物的排放,实现城市交通的平衡与充分发展。第二,克服大型城市交通拥堵空气污染等城市病问题,发展以大城市为核心、周边城市为卫星城的现代化城市群,分担或替代核心城市的主要功能,坚定推进如疏解北京市的非首都功能、打造粤港澳大湾区城市群等具有重大意义的大型城市发展战略。第三,在EKC“倒U型”阶段到来之前,重视中小城市的发展规划,在城市格局上从单一中心向多个中心转变,减轻“潮汐式”交通出行(彭军和王江锋等,2011)给路面带来的出行压力,积极面对城市空气污染的严峻形势。第四,在改善城市道路状况以满足交通需求的同时,还应该采取更多元的措施来应对空气污染,如发展轻轨地铁等轨道交通、提升城市公交服务水平、构建共享单车共享汽车等共享经济新模式等等,为城市环境治理与交通基础设施建设的政策制定探索新的发展思路。

参考文献

- 陈诗一、陈登科 2018《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期。
- 陈诗一 2009《能源消耗、二氧化碳排放与中国工业的可持续发展》,《经济研究》第4期。
- 曹静、王鑫、钟笑寒 2014《限行政策是否改善了北京市的空气质量》,《经济学(季刊)》第3期。
- 范欣、宋冬林、赵新宇 2017《基础设施建设打破了国内市场分割吗》,《经济研究》第2期。
- 郭峰、石庆玲 2017《官员更替、合谋震慑与空气质量的临时性改善》,《经济研究》第7期。
- 景维民、张璐 2014《环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步》,《经济研究》第9期。
- 梁若冰、席鹏辉 2016《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》第3期。
- 刘宁微、王扬锋、马雁军 2008《复杂地形对城市空气污染影响的数值试验研究》,《地理科学》第3期。
- 刘瑞明、石磊 2015《中国城市化迟滞的所有制基础:理论与经验证据》,《经济研究》第4期。
- 刘生龙、胡鞍钢 2010《基础设施的外部性在中国的检验:1988—2007》,《经济研究》第3期。
- 刘毓芸、徐现祥、肖泽凯 2015《劳动力跨方言流动的倒U型模式》,《经济研究》第10期。
- 罗煜、何青、薛畅 2016《地区执法水平对中国区域金融发展的影响》,《经济研究》第7期。
- 苗艳青、陈文晶 2010《空气污染和健康需求: Grossman 模型的应用》,《世界经济》第6期。

- 邵帅、李欣、曹建华、杨莉莉, 2016 《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》第9期。
- 邵帅、李欣、曹建华, 2019 《中国的城市化推进与雾霾治理》,《经济研究》第2期。
- 石庆玲、郭峰、陈诗一, 2016 《雾霾治理中的“政治性蓝天”——来自中国地方“两会”的证据》,《中国工业经济》第5期。
- 宋马林、王舒鸿, 2013 《环境规制, 技术进步与经济增长》,《经济研究》第3期。
- 董玉芬、王莹莹, 2014 《中国城市人口与雾霾: 相互作用机制路径分析》,《北京社会科学》第5期。
- 彭水军、包群, 2006 《经济增长与环境污染——环境库兹涅茨曲线假说的中国检验》,《财经问题研究》第8期。
- 彭军、王江锋、王娜, 2011 《我国大城市交通拥堵成因及治理策略分析》,《中国科技信息》第16期。
- 王冠岚、薛建军、张建忠, 2016 《2014年京津冀空气污染时空分布特征及主要成因分析》,《气象与环境科学》第1期。
- 王丽, 2014 《汽车消费和空气污染相关性的面板数据分析》,《中国人口·资源与环境》第5期。
- 王雨飞、冷志明、丁如曦, 2016 《中国新型城镇化道路与房地产市场发展转型——新型城镇化与房地产发展学术论坛综述》,《经济研究》第2期。
- 王锋、吴丽华、杨超, 2010 《中国经济发展中碳排放增长的驱动因素研究》,《经济研究》第2期。
- 王守坤, 2017 《政治资源禀赋的经济效应——来自长征沿线地区发展的证据》,《经济研究》第12期。
- 张征宇、朱平芳, 2010 《地方环境支出的实证研究》,《经济研究》第5期。
- Angrist, J. D. , and A. B. Krueger ,1991, “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?” , *Quarterly Journal of Economics* ,106 ,979—1014.
- Beirão, G. , and J. A. S. Cabral ,2007, “Understanding Attitudes Towards Public Transport and Private Car: A Qualitative Study” , *Transport Policy* ,14(6) ,478—489.
- Carneiro, P. , and J. J. Heckman ,2002, “The Evidence on Credit Constraints in Post-secondary Schooling” , *Economic Journal* ,112(482) ,705—734.
- Chen, Y. , G. Z. Jin, N. Kumar, and G. Shi ,2013, “The Promise of Beijing: Evaluating the Impact of the 2008 Olympic Games on Air Quality” , *Journal of Environmental Economics and Management* ,66(3) ,424—443.
- Davis, S. C. , S. W. Diegel , and R. G. Boundy ,2012, “Transportation Energy Data Book: Edition 31” , Office of Energy Efficiency and Renewable Energy , U. S. Department of Energy.
- Grossman, M. ,1972, “On the Concept of Health Capital and the Demand for Health” , *Journal of Political Economy* ,80(2) ,223—255.
- Guttikunda, S. K. , R. Goel, and P. Pant ,2014, “Nature of Air Pollution , Emission Sources , and Gement in the Indian Cities” , *Atmospheric Environment* ,95 ,501—510.
- Hao, Y. , and Y. M. Liu ,2016, “The Influential Factors of Urban PM_{2.5} Concentrations in China: A Spatial Econometric Analysis” , *Journal of Cleaner Production* ,112 ,1443—1453.
- He, J. ,2009, “China’s Industrial SO₂ Emissions and its Economic Determinants: EKC’s Reduced vs. Structural Model and the Role of International Trade” , *Environment and Development Economics* ,14(2) ,227—262.
- Li, T. , W. Yang, H. Zhang , and X. Gao ,2016, “Evaluating the Impact of Transport Investment on the Efficiency of Regional Integrated Transport Systems in China” , *Transport Policy* ,45 ,66—76.
- Luo, Z. , G. Wan, C. Wang , and X. Zhang ,2017, “Urban Pollution and Road Infrastructure: A Case Study of China” , *China Economic Review* ,49(1) ,171—183.
- Matas, A. , and J. L. L. Raymond ,2008, “Changes in the Structure of Car Ownership in Spain” , *Transportation Research Part A: Policy and Practice* ,42(1) ,187—202.
- OECD/ECMT, 2007 , *Managing Urban Traffic Congestion* , ECMT Publications.
- Sun, C. , Y. Luo, and J. Li ,2018, “Urban Traffic Infrastructure Investment and Air Pollution: Evidence from the 83 Cities in China” , *Journal of Cleaner Production* ,172 ,488—496.
- Viard, V. B. , and S. Fu ,2015, “The Effect of Beijing’s Driving Restrictions on Pollution and Economic Activity” , *Journal of Public Economics* ,125 ,98—115.
- Wrobel, A. , E. Rokita, and W. Maenhaut ,2000, “Transport of Traffic-related Aerosols in Urban Areas” , *Science of the Total Environment* ,257(2) ,199—211.
- Yang, M. , T. Ma , and C. Sun ,2018, “Evaluating the Impact of Urban Traffic Investment on SO₂ Emissions in China Cities” , *Energy Policy* ,113 ,20—27.

The Effects of Transportation Infrastructure on Air Quality: Evidence from Empirical Analysis in China

SUN Chuanwang , LUO Yuan and YAO Xin

(China Center for Energy Economics Research , School of Economics , Xiamen University)

Summary: The process of urbanization in China continues to accelerate , and the explosion in the urban population has led to “urban illnesses” such as traffic congestion and air pollution. Accelerated urbanization leads to an increased demand for transportation due to logistics and commuting , while the construction of municipal transportation infrastructure cannot keep up with the increased number of motor vehicles. This growing disparity results in increased road traffic , leading to lengthy travel times and traffic jams. As most vehicles are petrol-driven at present , idling cars continue to burn gasoline; thus , the emissions of harmful substances will be 2 to 3 times greater due to idling. Traffic congestion thus aggravates air pollution. Therefore , taking measures to keep the roads clear may be an effective way to improve urban air quality.

Traffic congestion can be managed by compulsory policies from the demand side , such as traffic restrictions , odd/even license plate rules , or purchase restriction , which reduce trip frequency or slow down the increase in number of vehicles. However , several studies have indicated that this approach may not be the best choice at this stage. In this case , it is necessary to improve municipal transportation infrastructure from the supply side , to make roads less congested , improve the support capacity of the road network system , and reduce air pollution caused by traffic congestion.

In this context , this paper studies the relationship and reaction mechanism between residents’ utility , traffic infrastructure , and air pollution. We introduce air pollution and traffic smoothness into residents’ utility function and derive a theoretical model to explain how traffic infrastructure affects urban air quality on the basis of utility maximization. We can thus obtain the empirical equations. Investment in urban roads is selected as a proxy variable for transportation infrastructure. Thus , the impact mechanism of transportation infrastructure on air pollution can be found through empirical research , and thus we can determine whether the enhancement of transportation infrastructure improves urban air quality. The key difficulty for this research lies in the complex relationship between urban traffic infrastructure and air pollution , as the endogeneity problems caused by reverse causality and possible missing variables cannot be easily resolved. To solve this issue , an innovative city slope index constructed based on topographic features is proposed as an instrument variable. The data for this index come from a cloud platform for monitoring geographical conditions.

The empirical results show that increased investment in transportation infrastructure contributes to improved urban air quality , and the effect becomes more pronounced after endogeneity bias is removed with using the instrument variable. If the growth rate of urban road investment remains consistent with that of the number of urban vehicles , it will have a marginal effect on the control of air pollution. Using road area instead of investment in roads as an indicator to measure the level of transportation infrastructure can significantly improve the positive effects of on urban air quality. Our research also suggests that as the process of urbanization continues , air pollution problems are more likely to occur in large and medium-sized cities. This paper provides empirical evidence and a new justification for policies supporting urban transportation infrastructure construction and environmental governance. The economy is changing from high-speed growth to high-quality development in today’s China. For this reason , it is important from the supply side perspective to increase investment in urban transportation infrastructure to solve the serious problem of air pollution.

Keywords: Transportation Infrastructure; Urban Road Investment; Air Quality; Instrument Variable

JEL Classification: Q53 , R41 , H54 , E27

(责任编辑: 陈小亮) (校对: 南山)