

公众环境诉求能否影响产业转型升级?

高 辉 邓 伍*

摘要:推动产业转型升级和完善现代产业体系是实现经济高质量发展的必由之路,环境规制是自上而下推动地区产业结构调整的重要驱动力,自下而上的公众环境诉求也是助推地方政府决策的重要力量。本文以2005—2014年274个地级市为研究样本,利用工具变量等方法研究了公众环境诉求对产业结构转型升级的影响及作用机制。结果表明:公众环境诉求显著地促进了地区产业结构转型升级,表现在公众环境诉求提高了地区产业结构高度化和合理化水平;人大代表建议和政协委员提案集中反映了社会公众环境诉求,形成自下而上的环境治理压力,同时,强化自上而下环境规制效应,对地方产业结构转型升级产生正向效应。进一步研究发现,“双向”环境治理压力使地方政府更有积极性推动本地产业转型升级,其结论为我国实现地方经济的高质量发展提供了现实依据。

关键词:公众环境诉求;环境规制;产业结构转型升级;工具变量法

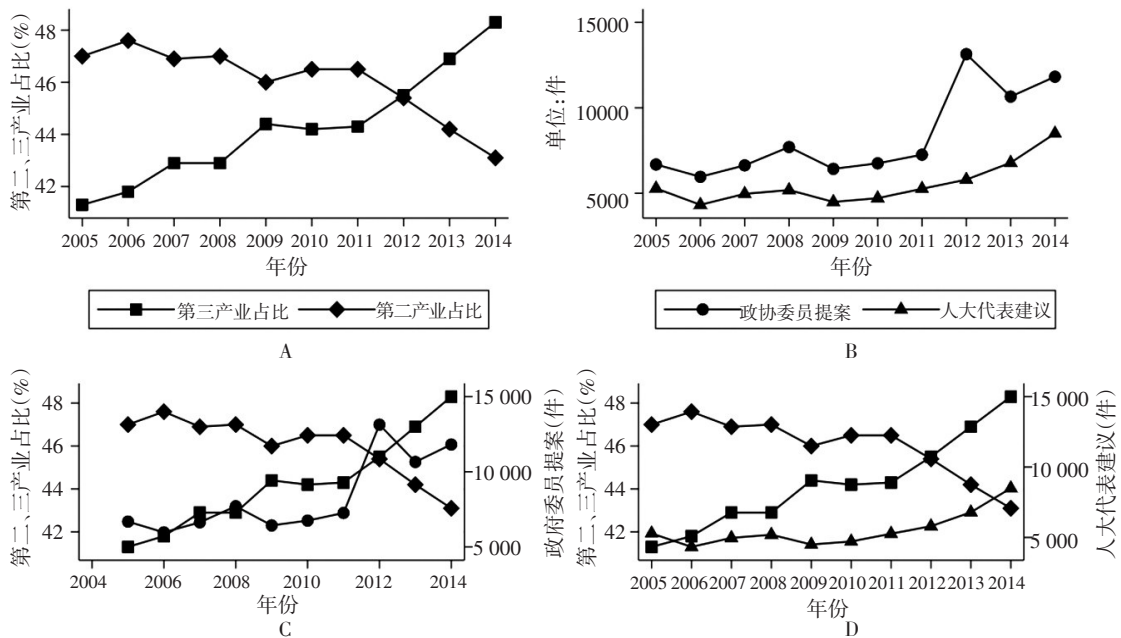
一、引言

我国经济发展逐步从高速增长转向高质量发展新阶段,实现区域质量水平整体跃升成为国家和政府面临的重大问题(侯建等,2020),通过产业结构转型升级实现低碳化和绿色化,推动产业体系现代化是提高经济发展质量的必由之路。在中国式分权的大背景下,环境约束目标下地方政府自上而下的产业政策和环境治理是推动产业结构持续调整,实现产业体系现代化的主要驱动力。在自上而下的政府有形之手推动下,我国产业结构现代化水平逐步提升,第二产业增加值占国内生产总值(GDP)比重逐年下降,第三产业增加值占GDP比重逐年上升(如图1A所示)。

*高辉,成都理工大学商学院,成都理工大学能源与环境政策研究中心,邮政编码:610000,电子邮箱:gao-hui@cdu.cn;邓伍,成都理工大学管理科学学院,邮政编码:610000,电子邮箱:dengwu0505@163.com。

本文系国家自然科学基金项目“产业结构演进视域下贫困地区绿色发展实践路径与推进策略研究”(19BJL040)的阶段性成果。感谢匿名审稿人提出的宝贵意见。文责自负。

近年来,随着政府部门环境信息披露平台的完善、人民环境保护意识的增强和公众参与环保渠道的健全,自下而上的社会公众环境诉求愈发强烈,集中表现为公众越来越多通过各种有效渠道向政府部门表达有关环境保护的意见和建议,保障自己的环保权益。特别是人大代表建议和政协委员提案作为我国社会公众参与环境治理的有效手段(张国兴等,2021),其数量在近些年明显增加(如图1B所示)。在第二产业增加值占GDP比重逐年降低和第三产业增加值占GDP比重逐步提高的产业结构动态调整过程中,关于环境保护的人大代表建议和政协委员提案数量在同步增长(如图1C、1D所示),自下而上的公众环境诉求可能是推动产业转型升级的重要力量,相关研究亟需开展。从环境经济学的角度来看,现有解释多集中于从自上而下的政府内部动因视角阐述产业结构转型升级的动力,忽视了自下而上公众环境诉求会形成对地方政府环境治理决策的外在压力,并影响地区产业转型升级。



资料来源:国家统计局官网、《中国环境年鉴》。

图1 公众参与环境保护与各产业占比

强烈的公众环境诉求可以对地方政府环境治理决策形成自下而上的外在压力,强化地方政府的环境规制执行行为,抑制地方政府之间的环境规制“逐底竞争”策略,对地区落后产能产生挤出效应,同时倒逼受影响企业更多地从事技术创新活动,产生波特效应,推动地区产业结构调整,实现产业转型升级。然而,在已有的文献中,少有学者关注到而自下而上的社会公众环境诉求对产业结构调整升级的影响。本文以2005—2014年274个地级市为研究样本,选取地级市实现空气污染监测网络实时更新这一外生冲击,使用工具变量等方法实证检验了公众环境诉求与产业结构调整升级之间的关系。试图回答以下几个关键但尚未得到很好回答

的问题:自下而上的公众环境诉求在地方环境管理决策中是否被关注和重视,其能否促进地区的产业结构调整,实现地区产业转型升级?另外,公众环境诉求通过何种渠道影响地区产业结构转型升级?通过对这些问题的回答,为充分利用公众环境这一外部压力推动地区产业转型升级,实现绿色低碳的高质量发展提供相关政策建议。

二、文献述评与理论分析

(一)文献述评

地区产业结构转型升级的影响因素众多,现阶段学术界集中考察了技术选择(黄茂兴、李军军,2009)、政策(Peters et al.,2012)、环境规制(Millimet et al.,2009)对产业结构转型升级的影响。关于环境规制影响产业结构转型升级的文献,主要基于环境规制强度提升所产生波特效应(Porter et al.,1995;陈诗一,2010)和污染避难所效应(Keller & Levinson.,2002;Copeland & Taylor,2004)。较多学者集中于对环境政策效应展开研究,发现环境规制强度提升有利于促进产业结构转型升级(Millimet et al.,2009;Solarin et al.,2017;李虹、邹庆,2018;原毅军、谢荣辉,2014),但地区与地区之间非对称性的环境规制互动不利于整体生产率的提高(金刚、沈坤荣,2018)。部分学者基于更为细致的政府内在动因视角,研究发现地方政府环境目标约束下的环境规制行为,有利于促进产业结构转型升级(余泳泽等,2020)。现有文献中,大多数学者集中于环境政策效应视角,研究了环境规制与产业结构升级之间的关系,少部分学者基于政府环境规制执行强度的政府内部驱动因素进行了深入研究,缺乏考察公众环境诉求外在压力下地方政府环境规制行为与产业结构转型升级之间的因果机制。

公众环境诉求是环境治理的重要力量(郑思齐等,2013),国内外学者围绕公众环境诉求的直接和间接环境治理效应展开了丰富的研究。部分学者关注公众环境诉求的直接环境治理效应,研究发现居民对污染状况的抱怨、污染信息透明度、公众环境监督行为、环境非政府组织等自下而上环境治理压力,对污染物的减排效应并不显著(Wu et al.,2018;李永友、沈坤荣,2008;张国兴等,2019),但公众环境诉求有利于提高地方政府对环境治理的关注度(郑思齐等,2013)。此外,大部分学者基于公众环境诉求与地方政府环境规制互动的视角,验证了公众环境诉求的间接环境治理效应。部分学者先对公众参与环境保护与地方环境规制之间存在的互动关系进行了验证,发现公众环境诉求可以显著提高地方政府的环境规制水平(Cole et al.,2005;Kathuria,2007;Fere & Reynaud,2012;Wang & Shen,2016);随后,部分学者评估了公众参与环保的间接环境治理效应,研究发现公众环境诉求可以通过减少环境污染信息的不对称(张同斌、高铁梅,2012)、提高环境规制效果(Ouyang et al.,2016)、强化地方政府环境规制行为等渠道(张国兴等,2021),提高环境治理绩效。首先,在研究方法层面,现有研究较少关注到公众环境诉求与污染物排放之间可能存在的反向因果关系,以及潜在变量测度

偏误等内生性问题,得到的结论和估计参数需要进一步的证据支持。其次,在研究内容方面,现有研究成果表明公众环境诉求对地方政府的环境治理行为形成了外部压力,但仍有待进一步研究自下而上公众环境诉求外部压力下地方政府环境规制行为与产业结构转型升级之间的因果关系及其机制。

上述学者的研究为本研究提供了有益的参考,本文在现有研究成果基础上,从地方政府环境规制行为的逻辑出发,考察了公众环境诉求与地区产业结构转型升级之间的因果关系,及其背后的因果机制。本文的边际贡献可能在于:第一,将公众环境诉求与地方政府环境政策相结合,考察了地方政府环境规制执行强度的外生压力——公众环境诉求对产业结构转型升级的影响,拓展了自下而上的环境治理压力影响地区产业结构转型升级的相关研究。第二,选取地级市实现空气污染监测网络实时更新这一外生冲击作为公众环境诉求的工具变量,揭示公众环境诉求与产业结构转型升级的因果机制,从数据和方法上提高了研究结论的精确度和可信性。

(二)理论分析

地区经济、环境政策制定过程包含政府、社会公众等主体的多重互动,在西方民主制度下,公众可以通过“用手投票”等机制,给地方政府改善环境等公共服务施加压力。与西方国家不同,我国地级市官员主要由上级政府任命,公众“用手投票”直接参与政策制定能力较弱(郑思齐等,2013),但高层次公众环保参与具有显著的环境治理效应(周亚雄、张蕊,2020),特别是社会公众通过政协委员提案和人大代表建议等渠道,间接参与地区经济、环境政策制定,能够形成对地方政府改善公共服务的外生压力(刘满凤、陈梁,2020;张国兴等,2021)。基于上述分析,本文从中国政府与社会公众之间的约束关系入手,从以下方面分析公众环境诉求影响地区产业结构调整的内生逻辑。

公众环境诉求这一外部压力强化了地方政府的环境规制行为,通过直接或间接的方式推动区域产业结构调整。自下而上的公众环境诉求抑制了地方政府之间存在的环境规制“逐底竞争”策略(张华,2016),在省际间形成标尺效应(张宏翔、王铭瑾,2020),提高区域环境规制支出强度和环境规制监管强度(张华,2016),减少污染物排放(张国兴等,2021)。公众环境诉求压力下的环境规制行为,会通过“挤出效应”这一直接方式影响区域产业结构转型:环境规制执行强度的提升将迫使污染密集型企业直接退出市场或者向我国周边环境规制水平低的地区或国家转移(沈坤荣等,2017)。污染密集型企业劳动生产率较低,具有高投入低产出的特征,环境规制强度整体提升产生的挤出效应有利于进一步提高劳动生产率(金刚、沈坤荣,2018),优化产业结构。同时,对污染密集型企业的挤出效应可以促进劳动、资本等生产要素流向生产率更高的行业或企业,优化区域的资源配置效率(韩超等,2017;Albrizio et al.,2017;李蕾蕾、盛丹,2018),直接推动地区产业转型升级。

此外,由公众环境诉求引致的环境规制会以波特效应这一间接方式,影响区域产业转型升级。社会公众环境诉求压力下形成的标尺效应(张宏翔、王铭瑾,2020),有利于抑制相邻地区之间的非对称性环境规制执行互动策略(金刚、沈坤荣,2018),企业不能通过转移至周边环境规制强度较弱地区规避环境治理成本,而必须通过技术创新获得创新补偿。一方面,公众环境诉求引致的技术创新可以直接推动生产方式变革,提高企业的劳动生产率。并且,企业的技术创新活动将带来需求结构的变动,有利于提高中高技术行业的劳动生产率(Varum et al.,2009)。另一方面,技术创新有利于增强企业竞争力(Domazlicky & Weber,2004),提高企业利润率,并推动资本、劳动等生产要素转移到竞争力较强、生产效率更优的行业或企业,提升区域经济效率,实现产业转型升级。

基于以上分析,当地方政府面对自下而上公众环境诉求压力时,会通过提高环境规制支出强度和监管强度,促进技术创新,推动地区产业转型升级。

三、研究设计

(一)基准模型与数据说明

借鉴学者张国兴等(2021)、刘满凤和陈梁(2020)、袁航和朱承亮(2018)的研究方法,本文采用双向固定效应模型,揭示公众环境诉求与区域产业结构转型升级之间的因果关系,估计模型如式(1)所示。在式(1)中, $upindustry_{i,t}$ 表示*i*城市*t*年的产业结构转型升级水平, $gzsq_{i,t}$ 表征*i*城市*t*年的社会公众环境诉求强度, $X_{i,t}$ 为一系列影响城市产业结构转型升级的其他因素, η_i 为地级市固定效应, μ_t 为年份固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机误差项。

$$upindustry_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 gzsq_{i,t} + \sum \gamma X_{i,t} + \eta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

1. 被解释变量

本文被解释变量为产业结构转型升级,借鉴袁航和朱承亮(2018)、韩永辉等(2017)、李虹和邹庆(2018)对产业结构转型升级的测度,本文选用产业结构高度化和产业结构合理化水平表征产业结构转型升级。首先,产业结构高度化的内涵在于产业结构从劳动密集型、低附加值、低加工度的产业占主导地位向资本密集型或知识密集型、高附加值、高加工度的产业占主导地位演进,本质上是对劳动生产率的衡量。借鉴学者刘伟等(2008)对产业结构高度化(ais)的测度,其具体计算公式如式(2)所示。

$$ais_{i,t} = \sum_{m=1}^3 y_{i,m,t} \times lp_{i,m,t}, m = 1, 2, 3 \quad (2)$$

式(2)中, $y_{i,m,t}$ 表示*i*地区*t*时期*m*产业增加值占地区生产总值的份额, $lp_{i,m,t}$ 表示*i*地区的*m*产业在*t*时期的劳动生产率,计算公式如式(3)所示。

$$lp_{i,m,t} = Y_{i,m,t} / L_{i,m,t} \quad (3)$$

式(3)中, $Y_{i,m,t}$ 表示 i 地区 t 时期 m 产业的 GDP 增加值, $L_{i,m,t}$ 表示 i 地区 t 时期 m 产业的就业人数, 采用均值化方法消除 $lp_{i,m,t}$ 的量纲。

产业结构合理化指产业之间协调能力、关联水平不断提高的动态过程, 既衡量了资源的有效利用程度, 又是产业间协调发展程度的反映。借鉴于春晖等(2011)、孙天阳等(2020)的研究, 本文使用要素投入结构与产出结构的耦合程度测度产业结构合理化水平, 其具体计算公式如式(4)所示。

$$theil_{i,t} = -\sum_{m=1}^3 \frac{y_{i,m,t}}{(L_{i,m,t}/L_{i,t}) - 1}, m = 1, 2, 3 \quad (4)$$

式(4)中, $y_{i,m,t}$ 同式(2), $L_{i,m,t}$ 同式(3), $L_{i,t}$ 为 i 地区 t 年的三大产业的总就业人数。产业结构合理化水平 ($theil$) 的值越高, 产业结构就越合理。

2. 核心解释变量

人大代表建议和政协委员提案是社会公众参与环境保护的重要方式, 集中反映了社会公众的环境诉求(张国兴等, 2021), 本文使用人大代表建议数量和政协委员提案数量表征公众环境诉求, 依据地级市所属省份和年份, 直接将省份层面的政协委员提案数量和人大代表建议数量匹配到各个地级市(刘满凤、陈梁, 2020)。

3. 控制变量和其他变量

借鉴袁航和朱承亮(2018)、韩永辉等(2017)、余泳泽等(2020)对产业结构转型升级的研究, 本文选取以下地级市层面的控制变量: ①基础设施建设水平即人均城市道路面积; ②经济发展水平即地区国内生产总值的对数值; ③信息化水平即地区人均邮电业务收入与人均 GDP 的比重; ④城市化进程即城市非农业人口与地区年末总人口的比值; ⑤投资规模即地区固定资产投资总额; ⑥政府规模即地级市政府财政预算支出占地区国民生产总值的比重; ⑦受教育程度即地区普通高等学校在校生人数与地区年末总人口之比; ⑧对外开放程度即地区实际利用外资金额占地区国民生产总值的比重。所有价值变量统一核算成以 2001 年为基期的不变价, 并对部分缺失数据使用插值法进行填补。借鉴学者张华(2016)的研究方法, 本文使用单位工业增加值的工业污染治理投资额、单位工业增加值的排污费收入额, 分别表征地方政府环境规制支出强度和環境规制监管强度。此外, 借鉴学者余泳泽等(2020)、陈浩等(2020)的研究方法, 选取地级市专利总授权数量表征地区技术创新水平。

由于数据不可得性, 本文剔除了新疆维吾尔自治区和西藏自治区下辖地级市以及港澳台地区, 最终研究样本为 2005—2014 年中国 23 个省、3 个自治区下辖地级市和 4 个直辖市, 共 274 个地级市。本文所使用的城市层面、省份层面数据多来自于 2005—2014 年《中国城市统

计年鉴》《中国环境年鉴》。地级市专利授权量数据来自于中国研究数据服务平台(CNRDS)数据库。

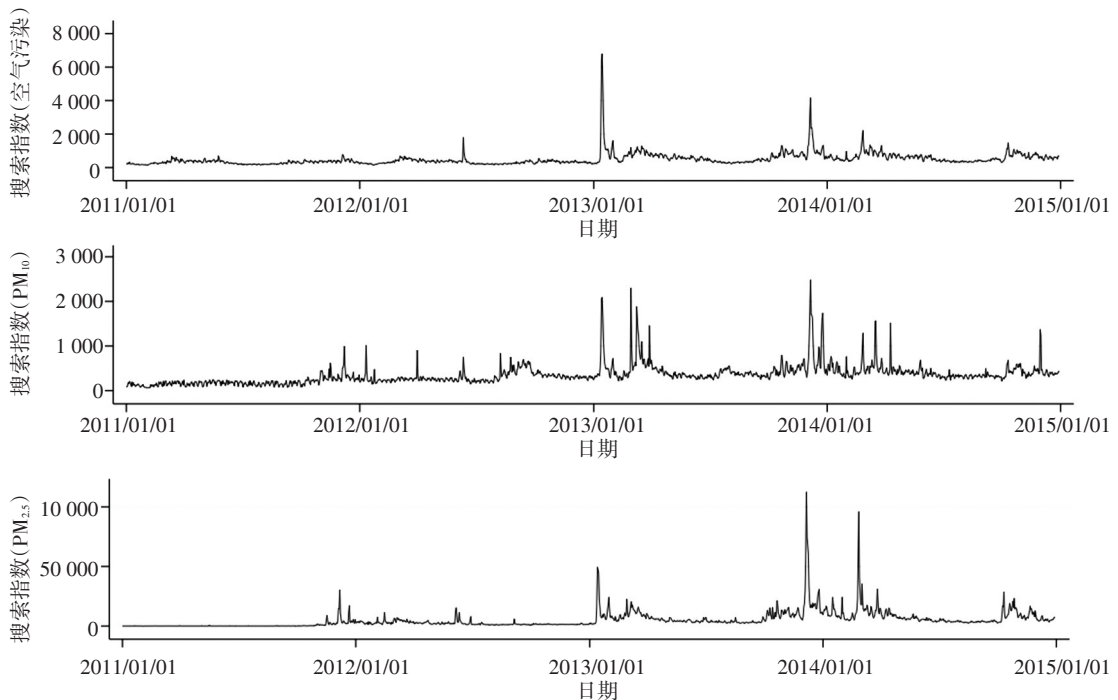
(二)内生性及工具变量

使用上述基准模型评估公众环境诉求与产业结构转型升级之间因果关系时,公众环境诉求的内生性问题是一个不得不讨论的问题。第一,使用省份层面的人大代表建议和政协委员提案作为核心解释变量可能产生变量测度偏误,即可能高估了地级市社会公众环境诉求强度。其原因在于省份层面人大代表建议和政协委员提案集中体现了省份整体公众环境诉求平均强度,将省份层面的人大代表建议和政协委员提案直接匹配到省份下辖地级市,会高估公众环境诉求较弱地级市公众环境诉求强度。在公众环境诉求较弱的地级市,公众环境诉求对产业结构转型升级不具有显著影响,高估这部分城市的公众环境诉求强度会导致平均因果效应的低估。第二,基准模型中可能存在反向因果关系,即产业结构落后的地区,其工业生产中排放的污染物就越多,严重的环境污染将致使社会公众产生更强烈环境诉求,上述潜在反向因果关系也会导致估计偏误。

为核心解释变量寻找恰当的工具变量,是缓解上述潜在内生性问题行之有效的方法。所寻找的工具变量需要与公众环境诉求直接相关,但不直接影响地区的产业结构转型升级。基于上述分析,真实有效环境污染信息公开发布是公众环境诉求强度的重要外生冲击,本文选取2013—2014年我国地级市逐步实现空气污染监测网络实时更新这一外生冲击作为工具变量。地级市实现空气质量监测网络实时更新之所以能够作为公众环境诉求的工具变量,一方面是因为地级市建立空气污染监测网络实时更新系统为社会公众提供了真实的实时空气质量信息,能够激发社会公众环境诉求,二者之间为正相关关系;另一方面的原因在于地级市实现空气污染监测网络实时更新属于外生冲击,满足工具变量方法“排他性约束”假定。

自2013年我国各地级市逐步实现空气质量监测网络实时更新以来,各个地级市陆续开始实时向社会公众发布实时空气质量信息(AQI),以及单个空气污染物含量(PM_{10} 、 SO_2 、 O_3 、CO等),社会公众可以从微博、微信、天气、手机报等多种大众媒体渠道获取所在区域实时的真实空气质量数据。此前,政府部门向社会公众公布空气污染指数(API),公布范围不包括如 SO_2 、 PM_{10} 、 NO_2 等单个空气污染物含量,且合成该指数的数据主要经由地方环保部门采集上报给中央政府部门,强晋升激励下地方政府存在“粉饰”区域空气质量状况的行为。在我国地级市实现空气污染实时更新后,政府部门公布的区域空气污染物量($PM_{2.5}$)大幅度提高,同时社会公众在线搜索空气污染防护设备的次数明显增加(Greenstone et al., 2020),表明社会公众对真实空气污染信息的披露具有较强敏感度,但仍需为空气污染监测网络实时更新与公众环境诉求之间正相关关系提供进一步证据。

根据 Greenstone 等(2020)的部分统计资料和相关新闻报道,我国各地级市共分三批实现空气污染监测网络实时更新,第一批涉及74个地级市在2013年1月1日前完成,第二批涉及116个地级市在2014年1月1日前完成,第三批涉及177个地级市在2014年11月1日前完成。基于关键词检索的搜索引擎指数在一定程度上可以衡量社会公众对环境治理的关注度(郑思齐等,2013),本文基于百度搜索引擎,以“空气污染”“PM₁₀”“PM_{2.5}”三个关键词搜集整理了2011—2014年全国层级的百度日度搜索指数。如图2所示,2013年以来,随着地级市逐步实现空气污染监测网络实时更新,社会公众在线搜索关键词“空气污染”“PM₁₀”“PM_{2.5}”的次数明显提高,表明实现空气污染检测网络实时更新提高了社会公众对空气污染治理的关注度。

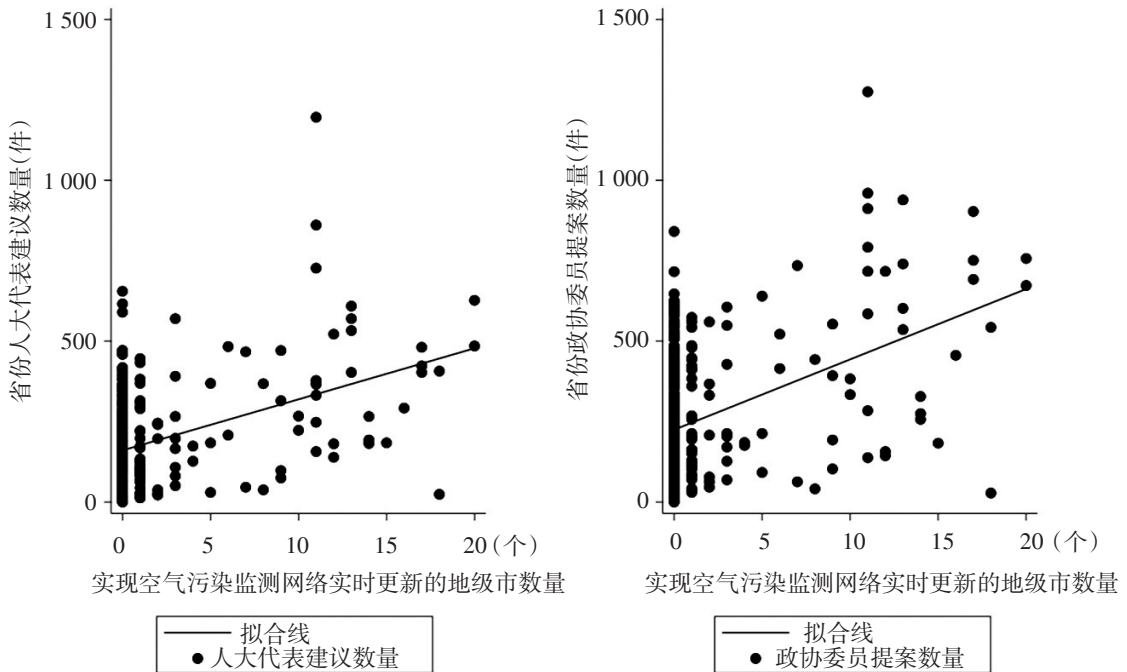


资料来源:百度搜索指数。

图2 空气污染监测与公众环境诉求

此外,本文发现我国地级市逐步实现空气污染监测网络实时更新过程中,公众对空气污染治理越发关注的同时,其环境诉求也愈发强烈。政协委员提案和人大代表建议是社会公众参与环境治理的有效渠道,是公众环境诉求强烈的集中反映(张国兴等,2021)。本文搜集整理了2005—2014年我国各个省份、自治区关于环境保护的人大代表建议和政协委员提案数量,以及各省份、自治区样本观测期间实现空气污染监测网络实时更新的地级市数量,以期二者之间的强相关关系提供证据。如图3所示,随着省份下辖地级市逐步实现空气污染监测网络实时更新,省份人大代表建议、政协委员提案数量明显增加。表明空气污染监测网络实

时更新提高了社会公众对空气污染治理关注度的同时,社会公众环境诉求愈发强烈,人大代表建议和政协委员提案数量明显增加,工具变量的选取满足相关性假定。



资料来源:Greenstone等(2020)的部分统计资料、作者整理的相关新闻报道资料、《中国环境年鉴》。

图3 空气污染监测与公众环境参与

选取地级市实现空气污染监测网络实时更新作为公众环境诉求的工具变量,需要讨论工具变量是否满足外生性假定。第一,我国所有地级市实现空气污染监测网络实时更新的截止日期直接由中央政府决定,地级市在截止日期后必须公布实时空气污染状况信息(Greenstone et al., 2020; 王馨、王莹, 2021),满足作为外生冲击的条件。第二,真实空气污染信息公开并不能直接对地区产业结构转型升级产生影响,现有研究多发现上市公司环境信息披露制度影响企业行为,但空气污染监测网络实时更新系统公开发布的是区域内整体空气质量信息状况,并未提供区域内企业的污染物排放量信息,不能够直接对企业行为和区域产业结构产生影响。第三,工具变量外生性需要满足“排他性约束”,需要注意到地级市实现空气污染监测网络实时更新不仅可以通过公众环境诉求影响地区产业转型升级,也可能通过强化中央政府垂直型环境规制强度改变地区企业行为,对产业结构转型升级产生影响,因此在后文中需要进一步讨论空气污染监测网络实时更新作为工具变量是否满足“排他性约束”。第四,对基准模型使用工具变量方法可能仍无法解决反向因果关系导致的估计偏误,因为地区产业结构直接影响城市的空气污染状况,城市空气污染状况不仅会影响区域公众环境诉求强度,其可能也会影响地级市实现空气污染监测网络实时更新的具体时间,因此工具变量估计结果的可

信性也可能受到上述反向因果关系的威胁。

本文先使用空气污染监测($kqjc1_{it}$ 、 $kqjc2_{it}$)和省份受干预地级市数量($kqjc_N_{it}$)三个变量作为公众环境诉求的工具变量。其中, $kqjc1_{it}$ 为表征地级市实现空气污染监测网络实时更新后第一年的虚拟变量,若地级市*i*在*t*年已经实现空气污染监测网络实时更新,且*t*年是实现空气污染监测网络实时更新的第一年,则赋值 $kqjc1_{it}=1$,其余情况均赋值为0;虚拟变量 $kqjc2_{it}$ 表征地级市实现空气污染监测网络实时更新后第二年,若地级市*i*在*t*年已经实现空气质量监测网络实时更新,且*t*年是实现空气污染监测网络实时更新的第二年,则赋值 $kqjc2_{it}=1$,其余情况均赋值为0。连续变量 $kqjc_N_{it}$ 直接依据地级市所属省份下辖实现空气污染监测网络实时更新城市数量赋值。

$$kqjc_R_{it} = \frac{kqjc_N_{it}}{\text{省份下辖地级市总数量}} \quad (5)$$

此外,考虑到使用地级市所属省份实现空气污染监测网络实时更新地级市数量作为工具变量,不能精确测度直辖市的外生冲击强度,故还需要将 $kqjc_N_{it}$ 更换为省份受干预地级市比例($kqjc_R_{it}$),重新估计核心解释变量的系数值, $kqjc_R_{it}$ 的计算公式如式(5)所示。上述所有变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 描述性统计

	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	产业结构高度化(<i>ais</i>)	2564	1.308	0.8827	0.1484	15.0893
	产业结构合理化(<i>theil</i>)	2564	1.982	0.3311	1.5019	5.5147
核心解释变量	政协委员提案(<i>pro</i>)	2555	369.261	451.6513	4	5567
	人大代表建议(<i>sug</i>)	2555	234.422	154.2342	8	1196
工具变量	空气污染监测($kqjc1$)	2565	0.0550	0.2280	0.0000	1.0000
	空气污染监测($kqjc2$)	2565	0.0261	0.1595	0.0000	1.0000
	省份受干预地级市数量($kqjc_N$)	2565	1.035	3.0727	0	20
	省份受干预地级市比例($kqjc_R$)	2565	0.078	0.2209	0	1
控制变量	基础设施建设水平(<i>infrastr</i>)	2565	10.5268	7.1718	0.0200	108.37
	经济发展水平(<i>pgdp</i>)	2565	9.9267	0.6732	7.7306	12.7925
	信息化水平(<i>informa</i>)	2565	0.0293	0.0253	0.0023	0.2986
	城市化进程(<i>urban</i>)	2565	0.1093	0.1041	0.0227	1.4728
	投资规模(<i>pk</i>)	2555	6.8905	8.3686	0.2681	91.7261
	政府规模(<i>gov</i>)	2565	0.1501	0.0758	0.0427	1.4852
其他变量	受教育程度(<i>human</i>)	2565	0.0160	0.0215	0.0002	0.1270
	对外开放程度(<i>open</i>)	2565	0.0175	0.0180	0.0001	0.1349
	环境规制支出强度(<i>ers1</i>)	2565	0.0037	0.0028	0.0004	0.0280
	环境规制监管强度(<i>ers2</i>)	2565	0.1196	0.0971	0.0089	0.9145
	地区技术创新水平(<i>patent</i>)	2512	0.2395	0.7534	0.0000	10.8357

四、实证结果分析

(一) 公众环境诉求与产业结构转型升级

1. 基准回归

本文先报告不考虑内生性问题时基准模型估计结果,如表2所示,核心解释变量(*sug*、*pro*)的估计系数值较小,且大多为不显著,表明社会公众环境诉求对区域产业结构转型升级没有显著影响。如前文所述,使用省份层面的人大代表建议数量和政协委员提案数量作为核心解释变量时,不可避免会高估部分地级市公众环境诉求强度,从而低估社会公众环境诉求对产业结构转型升级的积极正向效应,这是基准回归模型面临的主要内生性问题。同时,基准回归模型估计结果也可能存在反向因果关系,进一步揭示公众环境诉求与产业结构转型升级之间的因果关系,需要使用工具变量法重新估计核心解释变量系数值。

表2 公众环境诉求与产业结构转型升级:OLS估计结果

	人大代表建议		政协委员提案	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>ais</i>	<i>theil</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>
<i>sug</i>	0.0135** (0.0069)	-0.0001 (0.0037)		
<i>pro</i>			0.0022 (0.0026)	-0.0001 (0.0004)
<i>infrastr</i>	0.0018 (0.0336)	-0.0292** (0.0136)	0.0003 (0.0335)	-0.0292** (0.0136)
<i>gov</i>	-0.7863** (0.3486)	0.0862 (0.1034)	-0.7818** (0.3495)	0.0860 (0.1033)
<i>informa</i>	0.5671 (1.0003)	0.4002 (0.2440)	0.5552 (0.9999)	0.4010 (0.2438)
<i>open</i>	-3.1393*** (0.6298)	-1.3230** (0.5967)	-3.2236*** (0.6292)	-1.3223** (0.5957)
<i>pgdp</i>	0.6272*** (0.1082)	0.1048*** (0.0392)	0.6189*** (0.1083)	0.1049*** (0.0390)
<i>human</i>	0.9147 (1.5507)	4.0040* (2.1756)	0.8254 (1.5491)	4.0044* (2.1769)
<i>urban</i>	-4.5286*** (0.4248)	0.9323*** (0.1478)	-4.5000*** (0.4262)	0.9321*** (0.1471)
<i>pk</i>	0.0132*** (0.0025)	-0.0018 (0.0013)	0.0132*** (0.0025)	-0.0018 (0.0013)
常数项	-4.4076*** (1.0986)	0.8489** (0.3942)	-4.2985*** (1.1009)	0.8478** (0.3898)
年份效应	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
样本量	2541	2541	2541	2541
R ²	0.8530	0.8318	0.8530	0.8318

注:①括号内为异方差稳健标准误;②*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,下表同。

2. 工具变量估计

本文选取地级市实现空气污染监测网络实时更新这一外生冲击作为公众环境诉求的工具变量,表3报告了两阶段最小二乘法(2SLS)的估计结果。其中,第(1)列和第(4)列分别为人大代表建议和政协委员提案作为核心解释变量时,2SLS第一阶段估计结果,F检验值分别

表3 公众环境诉求与产业结构转型升级:2SLS估计结果

	人大代表建议			政协委员提案		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>sug</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>	<i>pro</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段
<i>kqjc1</i>	-0.1243 (0.1229)			0.5530 (0.4264)		
<i>kqjc2</i>	1.1007*** (0.2718)			2.4927*** (0.6704)		
<i>kqjc_N</i>	0.1241*** (0.0121)			0.2182*** (0.0336)		
<i>sug</i>		0.0852*** (0.0264)	0.0279* (0.0148)			
<i>pro</i>					0.0427*** (0.0132)	0.0128* (0.0071)
<i>infrastr</i>	-0.0291 (0.0619)	0.0145 (0.0358)	-0.0242 (0.0150)	-0.0566 (0.2621)	0.0153 (0.0364)	-0.0244* (0.0147)
<i>gov</i>	-0.1751 (0.5342)	-0.7412* (0.4456)	0.1039 (0.1468)	-5.1546 (4.7652)	-0.5374 (0.4448)	0.1634 (0.1735)
<i>informa</i>	1.7982 (1.2102)	0.3869 (0.9710)	0.3297 (0.2665)	19.9173 (13.8511)	-0.3072 (1.3850)	0.1277 (0.3675)
<i>open</i>	-2.5212 (1.7091)	-2.7086*** (0.6847)	-1.1545* (0.6284)	8.2999 (5.3292)	-3.2813*** (0.6629)	-1.3405** (0.6245)
<i>pgdp</i>	0.0097 (0.1559)	0.6576*** (0.1147)	0.1167*** (0.0404)	1.9430** (0.7919)	0.5712*** (0.1240)	0.0897** (0.0419)
<i>human</i>	-5.2757 (3.6249)	1.4663 (1.5861)	4.2197* (2.3764)	-5.9362 (12.3235)	1.1016 (1.5911)	4.0920* (2.4202)
<i>urban</i>	0.2235 (0.5894)	-4.6904*** (0.4767)	0.8690*** (0.1849)	-3.2517** (1.6279)	-4.5379*** (0.5006)	0.9201*** (0.1903)
<i>pk</i>	-0.0121* (0.0062)	0.0134*** (0.0027)	-0.0017 (0.0014)	-0.0359 (0.0296)	0.0135*** (0.0028)	-0.0016 (0.0014)
常数项	2.3271 (1.5492)	-5.2095*** (1.1224)	0.6934* (0.3925)	-15.0539* (8.0021)	-4.3281*** (1.2092)	0.9732** (0.3990)
年份效应	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2542	2544	2544	2542	2544	2544
F统计值	55.82	43.15	19.88	44.21	31.47	28.9
调整的R ²	0.7823	0.8492	0.8276	0.3623	0.8251	0.8116
Cragg-Donald Wald F			106.84			16.9

注:括号内为使用Bootstrap随机抽样1000次后的标准误。

为 55.82 和 44.21,均大于经验判断临界值 10;且 Cragg-Donald Wald F 统计量分别为 106.84 和 16.9,均大于临界值 7.03,表明用空气污染监测网络实时更新作为公众环境诉求的工具变量不存在弱工具变量问题。第(2)、(3)列为以人大代表建议作为核心解释变量时 2SLS 第二阶段估计结果,第(5)、(6)列为以政协委员提案作为核心解释变量时 2SLS 第二阶段估计结果,核心解释变量的估计系数均在 10%的显著性水平下显著为正,表明公众环境诉求有利于推动地区产业结构转型升级。相比于人大代表建议对地区产业结构转型升级的推动作用,政协委员提案推动产业结构转型升级的积极效应较弱,后者仅有前者的二分之一。此外,相比于 OLS 估计结果,2SLS 估计结果中核心解释变量估计系数值均明显变大且更显著,与预期一致,表明基准回归模型存在遗漏变量偏误。

3. 排他性约束检验

使用工具变量法时必须检验工具变量是否满足排他性约束,即选取的工具变量没有通过其他渠道影响地区产业结构转型升级。考虑到真实空气污染状况信息的公布,不仅向社会公众传达了真实且更严重的区域空气污染状况,也同时向中央政府部门传达了地方政府空气污染治理不力的信息,中央政府更可能提高垂直型环境规制强度,迫使企业降低污染物排放(韩超等,2021),对地区污染密集型企业产生挤出效应(沈坤荣、周力,2020),推动区域产业结构调整,违背工具变量外生性假定。借鉴沈坤荣和周力(2020)、原伟鹏等(2021)、刘燕和李录堂(2021)对垂直型环境规制的测度方法,本文使用环境空气国控点比例、环境监测费用、建设项目编制环评报告比例三个指标,通过熵权法计算得到垂直型环境规制指数(ERS_D),表 4 报告了排他性约束检验结果。工具变量空气污染监测 $kqjc_{it}$ ($kqjc_{it} = kqjc1_{it} + kqjc2_{it}$)、省份受干预地级市数量 $kqjc_N_{it}$ 、省份受干预地级市比例 $kqjc_R_{it}$ 的估计系数均不显著,表明选取地级市实现空气污染监测网络实时更新作为公众环境诉求的工具变量满足排他性约束,工具变量没有通过中央政府垂直型环境规制影响区域产业转型升级,增强了 2SLS 估计结果可信性。

4. 放松排他性约束假设

地级市实现空气污染监测网络实时更新没有通过垂直型环境规制这一渠道影响产业结构转型升级,为工具变量的外生性提供了一定证据,但地级市实现空气污染监测网络实时更新难免会通过其他渠道影响区域产业结构转型升级,需要为工具变量满足排他性约束提供进一步的证据。借鉴学者 Conley 等(2012)提出的近似外生的工具变量估计方法,假定工具变量通过其他渠道影响被解释变量的估计系数属于某个区间,从而给出工具变量近似外生时,核心解释变量估计系数的置信区间。表 5 报告了使用 Union of Confidence Intervals(UCI)方法时 2SLS 估计结果,在放松工具变量严格排他性约束假定时,核心解释变量估计系数的置信区间均不包括 0,并且工具变量近似外生时估计系数的置信区间均包括了假定工具变量满足严格排他性约束时的估计值,表明选取地级市实现空气污染监测网络实时更新这一外生冲击作为工具变量得到的估计结果具有可信性。

表4 排他性约束检验:垂直型环境规制

	(1)	(2)	(3)
	<i>ERS_D</i>	<i>ERS_D</i>	<i>ERS_D</i>
<i>kqjc</i>	-0.1438 (0.0919)		
<i>kqjc_N</i>		-0.0165 (0.0105)	
<i>kqjc_R</i>			-0.3240 (0.1908)
<i>infrastr</i>	0.0134 (0.0131)	0.0027 (0.0164)	-0.0003 (0.0186)
<i>gov</i>	0.0414 (0.0829)	0.0219 (0.0717)	-0.0019 (0.0620)
<i>informa</i>	0.6908 (0.4272)	0.7645 (0.4683)	0.7640 (0.4721)
<i>open</i>	-0.2097 (0.8193)	-0.4326 (0.9473)	-0.5985 (1.0463)
<i>pgdp</i>	0.0910 (0.0536)	0.0615 (0.0431)	0.0579 (0.0431)
<i>human</i>	1.7886* (0.8808)	0.0042 (0.9931)	-0.5304 (1.2108)
<i>urban</i>	0.1450 (0.1870)	0.2065 (0.2176)	0.2262 (0.2210)
<i>pk</i>	0.0018* (0.0011)	-0.0015 (0.0017)	0.0016** (0.0007)
常数项	-0.8160 (0.5592)	-0.4338 (0.4473)	-0.3913 (0.4511)
年份效应	是	是	是
城市效应	是	是	是
样本量	1976	1976	1976
R ²	0.3441	0.3473	0.3553

注:括号内报告了将残差聚类到省份层面的标准误。

表5 稳健性检验:放松工具变量排他性约束假设

近似外生方法(UCI)	人大代表建议		政协委员提案	
	<i>ais</i>	<i>theil</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
人大代表建议	[0.025,0.120]	[0.003,0.075]		
政协委员提案			[0.009,0.054]	[0.00001,0.033]
控制变量	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
样本量	2541	2541	2541	2541

注:①表格中报告了异方差稳健标准误下90%置信度水平下的置信区间;②在使用Conley等(2012)的方法进行估计时,将工具变量通过其他渠道影响被解释变量数值均假设属于区间[-0.015,0.015]。

(二) 稳健性检验

1. 更换工具变量

考虑到使用省份受干预地级市数量作为工具变量,会低估直辖市实施空气污染监测网络实时更新的干预强度,并导致工具变量估计结果有偏。本文将原有工具变量中连续变量省份受干预地级市数量 $kqjc_N_{it}$, 更换为连续变量省份受干预地级市比例 $kqjc_R_{it}$, 使用2SLS方法重新估计核心解释变量估计系数,表6报告了相关估计结果。第一阶段估计中F统计量和

表6 稳健性检验:公众环境诉求与产业结构转型升级

	人大代表建议			政协委员提案		
	<i>sug</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>	<i>pro</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段
<i>kqjc1</i>	-0.1436 (0.1345)			0.1270 (0.4450)		
<i>kqjc2</i>	0.9055*** (0.2691)			1.6706** (0.7090)		
<i>kqjc_R</i>	1.7557*** (0.2097)			4.0460*** (0.5719)		
<i>sug</i>		0.0723*** (0.0245)	0.0387** (0.0167)			
<i>pro</i>					0.0311*** (0.0114)	0.0161** (0.0071)
<i>infrastr</i>	-0.0549 (0.0629)	0.0122 (0.0361)	-0.0223 (0.0152)	-0.0713 (0.2757)	0.0110 (0.0370)	-0.0232 (0.0160)
<i>gov</i>	-0.2083 (0.5983)	-0.7493 (0.4596)	0.1107 (0.1504)	-5.0944 (4.6060)	-0.6073 (0.4379)	0.1833 (0.1899)
<i>informa</i>	2.0016 (1.2344)	0.4193 (0.9605)	0.3026 (0.2707)	20.1029 (13.6373)	-0.0605 (1.3163)	0.0575 (0.3784)
<i>open</i>	-3.0801* (1.7037)	-2.786*** (0.6670)	-1.0897* (0.6122)	7.8664 (5.4580)	-3.264*** (0.6758)	-1.3452** (0.6227)
<i>pgdp</i>	-0.0470 (0.1607)	0.6521*** (0.1162)	0.1212*** (0.0428)	1.9238** (0.7902)	0.5848*** (0.1159)	0.0859** (0.0415)
<i>human</i>	-3.5187 (3.6057)	1.3672 (1.6207)	4.3027* (2.3303)	2.5746 (12.6189)	1.0226 (1.7037)	4.1145* (2.4796)
<i>urban</i>	0.6218 (0.5895)	-4.661*** (0.4717)	0.8447*** (0.1979)	-2.7445* (1.6429)	-4.527*** (0.4978)	0.9171*** (0.1864)
<i>pk</i>	-0.023*** (0.0072)	0.0134*** (0.0026)	-0.0017 (0.0014)	-0.0552* (0.0284)	0.0134*** (0.0029)	-0.0016 (0.0014)
常数项	2.9586* (1.6079)	-5.125*** (1.1373)	0.6229 (0.4183)	-14.9457* (7.9901)	-4.416*** (1.1229)	0.9982** (0.3967)
年份效应	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2542	2544	2544	2542	2544	2544
F统计值	38.55	20.25	31.11	39.93	18.66	27.51
调整的R ²	0.7505	0.8504	0.8236	0.2811	0.8387	0.7998
Cragg-Donald Wald F		95.502			19.355	

注:括号内为使用Bootstrap随机抽样1000次后的标准误。

Cragg-Donald Wald F 统计量均表明不存在弱工具变量问题,第二阶段估计值中核心解释变量估计系数在 5% 的显著性水平下显著为正,与未更换工具变量时的估计结果一致,为研究假说的成立提供了更充分的证据。

2. 考虑潜在反向因果关系

如前文研究设计部分所述,选取地级市实现空气污染监测网络实时更新作为公众环境诉求的工具变量,可能并不能缓解反向因果关系导致的内生性问题,主要原因在于产业结构是影响地区空气污染状况的重要因素,而中央政府可能选择空气污染更严重的城市率先实现空气污染监测网络实时更新,从而导致估计偏误。反向因果关系存在的关键在于地级市实现空气污染监测网络实时更新与地级市空气污染状况相关,基于上述考虑,本文使用均值 T 检验方法报告了第一批、第二批和第三批实现空气污染监测网络实时更新地级市之间 $PM_{2.5}$ 的均值差异及其显著性。地级市 $PM_{2.5}$ 浓度数据来自于达尔豪斯大学大气成分分析组 (Atmospheric Composition Analysis Group) 公布的 $PM_{2.5}$ 浓度 (崔立志、陈秋尧, 2021), 检验结果如表 7 的 A 部分所示。第一批实现空气污染监测网络实时更新地级市空气中 $PM_{2.5}$ 浓度更高,并显著高于第二批和第三批受干预地级市,但第二批与第三批受干预地级市之间不存在显著差异。

依据上述分析,原估计结果由于反向因果关系可能存在偏误,本文选择剔除部分可能受到反向因果关系影响的地级市样本。考察第一批实现空气监测网络实时更新地级市样本观测期间平均 $PM_{2.5}$ 浓度,剔除 $PM_{2.5}$ 平均浓度较高的石家庄市、邯郸市、邢台市、沧州市、衡水市、郑州市,剔除样本后的均值 t 检验结果如表 7 的 B 部分所示,第一批、第二批、第三批受干预地级市之间平均 $PM_{2.5}$ 浓度均不存在显著差异,剔除部分研究样本有效缓解了潜在反向因果关系。

表 7 均值 T 检验结果

	变量名	处理时间	观测值	均值	均值差	T 统计量
A. 剔除部分样本前	$PM_{2.5}$	第一批 (T=1)	685	50.269	-3.399***	-3.312
		第二批 (T=0)	749	46.869		
	$PM_{2.5}$	第一批 (T=1)	685	50.269	-4.682***	-4.788
		第三批 (T=0)	1121	45.586		
	$PM_{2.5}$	第二批 (T=1)	749	46.869	-1.283	-1.312
		第三批 (T=0)	1121	45.586		
B. 剔除部分样本后	$PM_{2.5}$	第一批 (T=1)	685	47.026	-0.156	-0.158
		第二批 (T=0)	749	46.869		
	$PM_{2.5}$	第一批 (T=1)	625	47.026	-1.420	-1.491
		第三批 (T=0)	1121	45.586		
	$PM_{2.5}$	第二批 (T=1)	749	46.869	-1.283	-1.312
		第三批 (T=0)	1121	45.586		

考虑到省份受干预地级市比例 ($kqjc_R_{it}$) 能够更精确测度干预准确度,表 8 报告了剔除部分样本并更换工具变量后 2SIS 估计结果,第 (1)、(4) 列为第一阶段估计结果, F 统计量大于经验判断值 10, 且 Cragg-Donald Wald F 统计量大于临界值 7.03, 表明不存在弱工具变量问

题。第二阶段估计结果中,人大代表建议和政协委员提案的估计系数在5%显著性水平下显著,公众环境诉求推动了区域产业结构升级。此外,与没有剔除地级市样本时估计值相比,核心解释变量估计系数变化不明显,表明选取地级市实现空气污染监测网络实时更新作为工具变量的估计结果没有受到潜在反向因果关系威胁。

表 8 稳健性检验:剔除部分样本

	人大代表建议			政协委员提案		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>sug</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>	<i>pro</i>	<i>ais</i>	<i>theil</i>
	第一阶段	第二阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第二阶段
<i>kqjc1</i>	-0.1529 (0.1419)			0.0838 (0.4214)		
<i>kqjc2</i>	0.9236*** (0.2916)			1.5915** (0.6766)		
<i>kqjc_R</i>	1.7355*** (0.2293)			3.7782*** (0.5471)		
<i>sug</i>		0.0813*** (0.0255)	0.0417** (0.0181)			
<i>pro</i>					0.0372*** (0.0125)	0.0185** (0.0084)
<i>infrastr</i>	-0.0530 (0.0623)	0.0049 (0.0367)	-0.0229 (0.0152)	-0.0856 (0.2637)	0.0045 (0.0370)	-0.0233 (0.0154)
<i>gov</i>	-0.2386 (0.6060)	-0.7315 (0.4627)	0.1179 (0.1503)	-5.1970 (4.8425)	-0.5596 (0.4183)	0.2027 (0.2117)
<i>informa</i>	1.7580 (1.2312)	0.4366 (0.9963)	0.3170 (0.2635)	19.9468 (13.6442)	-0.1614 (1.3563)	0.0217 (0.4120)
<i>open</i>	-3.1489* (1.7254)	-2.6686*** (0.6727)	-1.0607* (0.6137)	7.0985 (5.5014)	-3.2018*** (0.6608)	-1.3337** (0.6228)
<i>pgdp</i>	-0.0876 (0.1586)	0.6438*** (0.1149)	0.1250*** (0.0428)	1.9244** (0.7991)	0.5606*** (0.1211)	0.0832* (0.0444)
<i>human</i>	-4.1244 (3.7150)	1.2856 (1.7073)	4.4186* (2.3583)	1.0970 (12.3280)	0.9047 (1.6214)	4.2198* (2.4447)
<i>urban</i>	0.6138 (0.5816)	-4.6791*** (0.4858)	0.8409*** (0.1930)	-2.4065 (1.6202)	-4.5350*** (0.4565)	0.9154*** (0.1874)
<i>pk</i>	-0.0233*** (0.0071)	0.0135*** (0.0028)	-0.0018 (0.0014)	-0.0541* (0.0288)	0.0137*** (0.0028)	-0.0018 (0.0015)
常数项	3.3963** (1.5918)	-5.0532*** (1.1191)	0.5816 (0.4139)	-14.8593* (8.0814)	-4.1940*** (1.1794)	1.0170** (0.4261)
年份效应	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2482	2481	2481	2482	2481	2481
F统计值	31.9047	20.18	30.99	33.2433	17.95	26.21
调整的R ²	0.7511	0.8495	0.8230	0.2771	0.8319	0.7900
Cragg-Donald Wald F		87.043			15.178	

注:括号内为使用Bootstrap随机抽样1000次后的标准误。

(三) 机制验证

为进一步验证公众环境诉求影响城市产业结构转型升级的因果机制,参考高培勇等(2019),依据前文所述的作用机理,本文将基准模型中被解释变量更换为地方政府环境规制支出强度、环境规制监管强度和地区技术创新水平,表9报告了2SLS的第二阶段估计结果。第(1)、(2)列估计结果中,被解释变量为地方政府环境规制支出强度,核心解释变量估计系数在1%的显著性水平下显著为正。第(3)、(4)列估计结果中,被解释变量为地方政府环境规制监管强度,核心解释变量的估计系数在1%的显著性水平下显著。第(5)、(6)列估计结果中,被解释变量为地区技术创新水平,人大代表建议和政协委员提案的估计系数在5%的显著性水平下显著为正。上述实证结果表明,强烈的公众环境诉求将提高地方政府环境规制支出强度、环境规制监管强度和地区技术创新水平,从而促进区域产业结构转型升级。

表9 机制验证:环境规制、技术创新

	环境规制支出强度		环境规制监管强度		技术创新水平	
	(1) 第二阶段	(2) 第二阶段	(3) 第二阶段	(4) 第二阶段	(5) 第二阶段	(6) 第二阶段
<i>sug</i>	0.0007*** (0.0001)		0.0099*** (0.0027)		0.0904** (0.0435)	
<i>pro</i>		0.0003*** (0.0001)		0.0045*** (0.0011)		0.0474** (0.0207)
<i>infrastr</i>	0.0003* (0.0002)	0.0003 (0.0002)	-0.0025 (0.0041)	-0.0026 (0.0044)	-0.093*** (0.0328)	-0.091*** (0.0340)
<i>gov</i>	0.0017 (0.0014)	0.0032 (0.0021)	-0.0026 (0.0243)	0.0181 (0.0304)	-0.2946 (0.2183)	-0.0653 (0.3030)
<i>informa</i>	0.0027 (0.0031)	-0.0023 (0.0056)	0.1249** (0.0628)	0.0544 (0.0928)	-2.4263* (1.2651)	-3.2350** (1.4230)
<i>open</i>	-0.0042 (0.0058)	-0.0091* (0.0054)	-0.393*** (0.1145)	-0.459*** (0.1127)	-4.984*** (1.3769)	-5.600*** (1.3338)
<i>pgdp</i>	-0.0005 (0.0004)	-0.001*** (0.0004)	0.0057 (0.0097)	-0.0037 (0.0099)	-0.518*** (0.1588)	-0.613*** (0.1478)
<i>human</i>	0.0090 (0.0140)	0.0054 (0.0141)	-0.6445** (0.2721)	-0.691*** (0.2646)	-0.5860 (2.5125)	-1.0353 (2.5368)
<i>urban</i>	-0.0007 (0.0013)	0.0007 (0.0013)	0.0070 (0.0195)	0.0252 (0.0167)	2.7476*** (0.9321)	2.9169*** (0.9943)
<i>pk</i>	-0.0000 (0.0000)	-0.0000 (0.0000)	0.0005* (0.0003)	0.0006* (0.0003)	0.0645*** (0.0076)	0.0650*** (0.0076)
常数项	0.0077** (0.0036)	0.0150*** (0.0041)	0.1051 (0.0903)	0.2037** (0.0918)	4.6976*** (1.5711)	5.6623*** (1.4403)
年份效应	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是
样本量	2545	2545	2545	2545	2495	2495
F统计值	8.87	6.49	23.68	21.68	7.48	6.17
调整的 R ²	0.6616	0.5173	0.8075	0.7858	0.8165	0.7714
Cragg-Donald Wald F	95.542	19.363	95.542	19.393	105.762	19.496

注:括号内为使用Bootstrap随机抽样1000次后的标准误。

五、结论与对策建议

本文选取空气污染监测网络实时更新这一外生冲击作为公众环境诉求的工具变量,实证考察了公众环境诉求与地区产业结构转型升级之间的因果关系及其机制。研究表明,公众环境诉求显著提高了地区产业结构高度化和合理化水平,对产业结构转型升级具有显著积极正向效应。在更换工具变量、放松工具变量排他性约束,以及考虑潜在反向因果关系导致的内生性问题后,上述结论依然稳健。此外,自下而上的公众环境诉求主要通过强化地方政府的环境规制支出强度和监管强度,促进企业从事更多的创新活动,提高生产率和资源配置效率,对地区产业结构转型升级产生显著积极正向效应。

本研究具有明晰的政策启示:(1)促进我国产业高质量发展,需要充分利用地方政府环境规制行为的外部压力——公众环境诉求,强化地方政府的环境规制执行行为,迫使落后产能退出市场,同时倒逼企业更多地从事创新活动,提高生产效率和资源配置效率,从而进一步推动地区产业转型升级,提高经济发展质量。(2)政协委员提案和人大代表建议集中反映了公众环境诉求,同时也是现阶段公众表达自身环境诉求形成自下而上环境治理压力的重要方式。以公众环境诉求这一自下而上外部压力,促进产业结构转型升级,一方面政府部门需要健全和完善社会公众环保参与体系,畅通公众环境诉求表达渠道,另一方面要进一步发挥各级人大、政协在推进地方环境执法监督、环境立法中的有效作用。(3)政府部门披露真实有效的环境信息是推动社会公众参与环境保护的关键,也是推动地区产业转型升级的重要助力。政府部门应该充分利用“互联网+”的优势,加强环境信息发布平台建设,保障公众对真实环境信息的知情权,形成对地方政府环境规制执行的外在压力,推动区域经济高质量发展。

参考文献:

- [1] 崔立志,陈秋尧. 雾霾治理、地方政府竞争与全要素生产率[J]. 环境经济研究,2021,6(01):120-139.
- [2] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009—2049[J]. 经济研究,2010,45(03):129-143.
- [3] 陈浩,冯艳,魏文栋. 环境污染信息公开是否提升了城市技术创新?[J]. 环境经济研究,2020,5(03):56-75.
- [4] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究,2011,46(05):4-16+31.
- [5] 高培勇,杜创,刘霞辉,袁富华,汤铎铎. 高质量发展背景下的现代化经济体系建设:一个逻辑框架[J]. 经济研究,2019,54(04):4-17.
- [6] 黄茂兴,李军军. 技术选择、产业结构升级与经济增长[J]. 经济研究,2009,44(07):143-151.
- [7] 韩超,张伟广,冯展斌. 环境规制如何“去”资源错配——基于中国首次约束性污染控制的分析[J]. 中国工业经济,2017,(04):115-134.
- [8] 韩超,孙晓琳,李静. 环境规制垂直管理改革的减排效应——来自地级市环保系统改革的证据[J]. 经济

学(季刊),2021,21(01):335-360.

[9] 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗?——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究,2017,52(08):33-48.

[10] 侯建,董雨,陈建成. 雾霾污染、环境规制与区域高质量发展[J]. 环境经济研究,2020,5(03):37-55.

[11] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界,2018,34(12):43-55.

[12] 李永友,沈坤荣. 我国污染控制政策的减排效果——基于省际工业污染数据的实证分析[J]. 管理世界,2008,(07):7-17.

[13] 李虹,邹庆. 环境规制、资源禀赋与城市产业转型研究——基于资源型城市与非资源型城市的对比分析[J]. 经济研究,2018,53(11):182-198.

[14] 李蕾蕾,盛丹. 地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化[J]. 中国工业经济,2018,(07):136-154.

[15] 刘满凤,陈梁. 环境信息公开评价的污染减排效应[J]. 中国人口·资源与环境,2020,30(10):53-63.

[16] 刘伟,张辉,黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 经济学动态,2008,(11):4-8.

[17] 刘燕,李录堂. 垂直型环境规制对污染性产业转移的作用机制——基于地方政府竞争视角分析[J]. 生态经济,2021,37(07):206-210+219.

[18] 沈坤荣,金刚,方娴. 环境规制引起了污染就近转移吗?[J]. 经济研究,2017,52(05):44-59.

[19] 沈坤荣,周力. 地方政府竞争、垂直型环境规制与污染回流效应[J]. 经济研究,2020,55(03):35-49.

[20] 孙天阳,陆毅,成丽红. 资源枯竭型城市扶助政策实施效果、长效机制与产业升级[J]. 中国工业经济,2020,(07):98-116.

[21] 王馨,王莹. 环境信息公开的绿色创新效应研究——基于《环境空气质量标准》的准自然实验[J]. 金融研究,2021,(10):134-152

[22] 原毅军,谢荣辉. 环境规制的产业结构调整效应研究——基于中国省际面板数据的实证检验[J]. 中国工业经济,2014,(08):57-69.

[23] 袁航,朱承亮. 国家高新区推动了中国产业结构转型升级吗[J]. 中国工业经济,2018,(08):60-77.

[24] 余泳泽,孙鹏博,宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究,2020,55(08):57-72.

[25] 原伟鹏,孙慧,闫敏. 垂直型环境规制对我国经济高质量发展的影响研究[J]. 华东经济管理,2021,35(05):71-81.

[26] 郑思齐,万广华,孙伟增,罗党论. 公众诉求与城市环境治理[J]. 管理世界,2013,(06):72-84.

[27] 张同斌,高铁梅. 财税政策激励、高新技术产业发展与产业结构调整[J]. 经济研究,2012,47(05):58-70.

[28] 张国兴,邓娜娜,管欣,程赛琰,保海旭. 公众环境监督行为、公众环境参与政策对工业污染治理效率的影响——基于中国省级面板数据的实证分析[J]. 中国人口·资源与环境,2019,29(01):144-151.

[29] 张国兴,雷慧敏,马嘉慧,马睿琨. 公众参与对污染物排放的影响效应[J]. 中国人口·资源与环境,2021,31(06):29-38.

[30] 张华. 地区间环境规制的策略互动研究——对环境规制非完全执行普遍性的解释[J]. 中国工业经济,2016,(07):74-90.

[31] 张宏翔,王铭樞. 公众环保诉求的溢出效应——基于省际环境规制互动的视角[J]. 统计研究,2020,37(10):29-38.

[32] 周亚雄,张蕊. 公众参与环境保护的机制与效应——基于中国 CGSS 的经验观察[J]. 环境经济研究,

2020, 5(03): 76–97.

[33] Albrizio, S., T. Kozluk, and V. Zipperer. Environmental Policies and Productivity Growth: Evidence across Industries and Firms[J]. *Journal of Environmental Economics and Management*, 2017, (81): 209–226.

[34] Conley T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi. Plausibly Exogenous[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2012, 94(1): 260–272.

[35] Copeland, B. R. and M. S. Taylor. Trade, Growth and the Environment[J]. *Journal of Political Economy*, 2004, 108(2): 379–421.

[36] Cole, M. A., R. J. J. Elliott, and K. Shimamoto. Industrial Characteristics, Environmental Regulations and Air Pollution: An Analysis of the UK Manufacturing Sector[J]. *Journal of Environmental Economic & Management*, 2005, 50(1): 121–143.

[37] Domazlicky, B. R. and W. L. Weber. Does Environmental Protection Lead to Slower Productivity Growth in the Chemical Industry? [J]. *Environmental and Resource Economics*, 2004, 28(3): 301–324.

[38] Feres, J. and A. Reynaud. Assessing the Impact of Formal and Informal Regulations on Environmental and Economic Performance of Brazilian Manufacturing Firms[J]. *Environmental & Resource Economics*, 2012, 52(1): 65–85.

[39] Greenstone, M., G. He, R. Jia, T. Liu, C. Knittel, L. Lin, A. Salvo, B. Zhang, and J. Zhang. Can Technology Solve the Principal–Agent Problem? Evidence from China's War on Air Pollution[R]. 2020.

[40] Kathuria, V. Informal Regulation of Pollution in a Developing Country: Evidence from India[J]. *Ecological Economics*, 2007, 63(2–3): 403–417.

[41] Keller, W. and A. Levinson. Pollution Abatement Costs and Foreign Direct Investment Inflows to U. S. States [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2002, 84(4): 491–703.

[42] Millimet, D., S. Roy, and A. Sengupta. Environmental Regulations and Economic Activity: Influence on Market Structure[J]. *Annual Review of Resource Economics*, 2009, 1(1): 99–118.

[43] Ouyang, Z., H. Zheng, Y. Xiao, S. Polasky, J. Liu, W. Xu, Q. Wang, L. Zhang, Y. Xiao, and E. Rao. Improvements in Ecosystem Services from Investments in Natural Capital[J]. *Science*, 2016, 352(6292): 1455–1459.

[44] Peters, M., M. Schneider, T. Griesshaber, and V. H. Hoffmann. The Impact of Technology–Push and Demand–Pull Policies on Technical Change–Does the Locus of Policies Matter?[J]. *Research Policy*, 2012, 41: 1296–1308.

[45] Porter, M. E. and C. V. Linde. Toward a New Conception of the Environment–Competitiveness Relationship [J]. *Journal of Economic Perspectives*, 1995, 9: 97–118.

[46] Solarin, S., U. Al–Mulali, I. Musah, and I. Ozturk. Investigating the Pollution Haven Hypothesis in Ghana: an Empirical Investigation[J]. *Energy*, 2017, 124: 706–719

[47] Varum, A., B. Cibrão, A. Morgado, and J. Costa. Structural Change and Productivity: the Role of High and Medium–high Technology Industries[J]. *Economia Aplicada*, 2009, 13(4): 399–424.

[48] Wu, J., M. Xu, and P. Zhang. The Impacts of Governmental Performance Assessment Policy and Citizen Participation on Improving Environmental Performance Across Chinese Provinces[J]. *Journal of Cleaner Production*, 2018, 184: 227–238.

[49] Wang, Y. and N. Shen. Environmental Regulation and Environmental Productivity: The Case of China[J]. *Renewable and Sustainable Energy Reviews*, 2016, 62: 758–766.

Are Public Environmental Demands Influencing the Transformation and Upgrading of Industrial?

Gao Hui^{ab}, Deng Wu^c

(a: School of Business, Chengdu University of Technology; b: Energy and Environmental Policy Research Center, Chengdu University of Technology; c: School of Management Science, Chengdu University of Technology)

Abstract: Promoting industrial transformation and upgrading to improve the modern industrial system is the way to achieve high-quality economic development. Environmental regulation is an important driving force to promote regional industrial restructuring from the top down, and public environmental demands from the bottom up are also an important force to boost local government decision-making. Using 274 prefecture-level cities from 2005 to 2014 as research samples, this paper investigates the impact and mechanism of public environmental demands on industrial restructuring and upgrading using instrumental variables and other methods. The results show that public environmental demands significantly contribute to the transformation and upgrading of regional industrial structures, as evidenced by the fact that public environmental demands increase the level of heightened and rationalized regional industrial structures. The proposals of NPC deputies and CPPCC members focus on reflecting public environmental demands, forming bottom-up pressure for environmental governance, and at the same time, strengthening the top-down environmental regulation effect, which has a positive effect on the transformation and upgrading of local industrial structures. Further research has found that 'two-way' environmental governance pressure makes local governments more motivated to promote the transformation and upgrading of local industries, and the findings provide a practical basis for achieving high-quality development of local economies in China.

Keywords: Public Environmental Demands; Environmental Regulation; Industrial Structure Transformation and Upgrading; Instrumental Variables

JEL Classification: L51, Q58, Q56

(责任编辑:卢玲)