**清洁用能、雾霾治理与居民反馈[[1]](#footnote-1)\***

梁若冰 王英杰

摘要：针对散煤燃烧导致的严重空气污染，中央政府在华北地区实施了“禁煤区”政策。本文利用准实验方法估计了“禁煤区”对城市空气质量的影响，发现该政策显著地改善了空气质量，而且这种效应在我们采取多种敏感性分析时仍保持稳健性，且在较低城镇化地区或类农村地区更为明显。同时，本文利用微观调查数据对政策区内外的用能成本、居民健康状况和主观感受进行了分析，发现禁煤政策使农村中老年人肺病发病率显著下降，但同时付出了更多的燃料成本。不过总体来看，农村居民对空气质量改善、自身健康变化和总体生活状况呈现正向肯定态度，说明此项政策在提升居民健康和获得感方面具有直接效应。

**关键词：**清洁能源替代 空气污染治理 主观满意度

中图分类号： JEL：

**Clean Energy, Haze Control and Residents' Feedback**

LIANG Ruobing WANG Yingjie

（Xiamen University,Xiamen,China）

**Abstract**: In response to the serious air pollution caused by the burning of scattered coal, the central government has implemented a "coal-free zone" policy in North China. This paper uses a quasi-experimental method to estimate the impact of the “no-coal zone” on urban air quality, and finds that the policy has significantly improved air quality. Moreover, this effect remains robust when we take a variety of sensitivity analyses. It is more obvious in areas with low urbanization or similar rural areas. At the same time, this article uses micro-survey data to analyze energy costs, residents’ health conditions and subjective feelings within and outside the policy area, and finds that the coal ban policy has significantly reduced the incidence of lung diseases among middle-aged and elderly people in rural areas, but at the same time paid more fuel costs. However, in general, rural residents have a positive attitude towards air quality improvement, changes in their own health, and overall living conditions, indicating that this policy has a direct effect on improving residents’ health and sense of gain.

**Keywords:** Clean energy alternatives; Air Pollution; Subjective Satisfaction

一、引言

随着我国在2012年将细颗粒物（PM2.5）纳入环境监测并实时公布以来，雾霾问题逐渐得到全社会关注。根据生态环境部《2016中国环境状况公报》显示，全国338个地级以上城市有75.1%的城市环境空气质量超标，以PM2.5为首要污染物的天数占重度及以上污染天数的80.3%，以PM10为首要污染物的占20.4%，京津冀地区有13个城市平均超标天数比例为43.2%，上述污染与北方地区家庭部门的燃煤使用密切相关。2000年前后，燃煤逐渐取代秸秆、木材等成为农村取暖用能的主要来源，由于散煤使用基本都是用户分散式焚烧，难以集中统一采取除尘、脱硫等环保措施。而工业用煤尤其是火电环保技术已相对成熟：1979~2016年，火电发电量增长17.5倍，而烟尘、二氧化硫、氮氧化物排放量比峰值分别下降了94%、87%和85%，煤电对大气环境质量的影响在10%以内，已不是影响环境质量的主要因素[[2]](#footnote-2)。另一方面，散煤的灰分、硫分未经充分加工去除，污染物含量很高，在全硫和灰分两项指标上，民用散煤含量是工业用燃料煤含量的一倍左右[[3]](#footnote-3)，因此其污染物排放量比实施环保措施的工业燃煤的排放量更大。来自生态环境部的数据显示，1吨散煤直接燃烧的大气污染物排放量是等量电煤的10倍以上[[4]](#footnote-4)，2015年我国的散煤消费量约为7.5亿吨。其中，民用生活燃煤约2.34亿吨，民用生活散煤的核心区域为广大的农村地区，包括城中村和城郊村，占散煤总量的31.2%，而京津冀地区散煤消费总量超过4000万吨[[5]](#footnote-5)。按目前情况推算，民用散煤污染物排放已经超过了我国燃煤电站污染物的排放总和。据统计（Yun et al,2020），2014年居民部门使用了全国能源消费总量的7.5%，但贡献了PM2.5总量中27%的一次排放、23%的室外浓度、71%的室内浓度以及导致67%的过早死亡，而农村地区人口比城市地区人口对PM2.5的贡献更大，这也导致了更高的死亡风险，农村常用煤炭和燃烧生物质[[6]](#footnote-6)做饭和取暖，这些燃烧带来的PM2.5导致了37万人死亡。《全球疾病负担报告2017（Global Burden of Disease Study 2017，GBD2017）》同样指出，2017年中国与PM2.5相关的过早死亡人数中有24%归因于家庭来源的PM2.5排放（Zhou et al,2019）。作为雾霾污染最严重的地区之一，京津冀及周边地区偏重的产业结构、以煤为主的能源结构、以公路为主的交通结构，导致单位国土面积煤炭消费量是全国平均水平的4倍[[7]](#footnote-7)，燃煤对北京地区空气污染的贡献为22.4%，天津地区则为27%[[8]](#footnote-8)。

为应对日益严重的空气污染，中共中央高度重视环境保护工作，习近平总书记在十九大报告提出“持续实施大气污染防治行动，打赢蓝天保卫战”。为此，中央与地方政府有关部门颁布一系列污染治理政策，包括《大气污染防治行动计划》（以下简称“大气十条”）《京津冀及周边地区落实大气污染防治行动计划实施细则》《煤电节能减排升级与改造行动计划（2014-2020年）》《北方地区冬季清洁取暖规划（2017-2021年）》等，均重点提到了清洁取暖问题。同时，习近平总书记在中央财经领导小组会议上也明确指出：“推进北方地区冬季清洁取暖是大事，关系广大人民群众生活，是重大的民生工程、民心工程”。由此可见，在中央政府的高度重视下，各地投入大量财政资金用于清洁取暖改造，使我们有机会针对污染治理成效以及人民群众身心健康改善进行量化研究。

本文以此为出发点，将“禁煤区”概念扩展至“2+26”城市，运用污染、气象以及微观调查数据考察“禁煤区”政策的污染治理效果以及辖区居民的生活成本、收益与满意度变化。就目前而言，关于煤改气、煤改电政策存在两方面内生性问题亟须处理：第一，实施煤改气、煤改电（“禁煤区”）政策的城市往往存在严重的空气污染，因此普通回归可能造成自选择和反向因果问题；第二，影响空气污染的因素众多，可能存在的遗漏变量问题会阻碍评估的准确性。本文利用倍差法（difference-in-differences，DID）与样本匹配法处理内生性问题，首先全面估计“禁煤”政策所带来的治污效应，然后利用家庭微观数据测算该项政策所导致居民健康与成本变化，并根据调查数据中关于健康和环境的提问测评“禁煤”政策所造成的社会心理影响，更深入评估和评价“禁煤”工程的实施效能。研究结果显示，“禁煤区”稳健地改善了政策区的空气质量，在较低城镇化地区或类农村地区更为明显，并显著降低了农村地区45岁以上中老年人肺部疾病的发病率，但也使得居民家庭用能成本明显上升。另一方面，“禁煤”政策在一定程度上提升了农村居民对于空气质量、自身健康和总体生活状况的满意度，说明此项政策对提升居民健康获得感具有直接效应。

不同于以往文献对于“禁煤”政策的模糊判断，本文基于京津冀及周边地区行动方案中的“禁煤区”政策，构建准实验模型探究该政策对空气污染的影响，并利用微观调查数据考察该政策对居民生活和主观感受的处理效应，具体的边际贡献如下：（1）将“禁煤”政策的控污效应、生理与精神健康效应以及居民支付意愿置于统一框架，较为完整的考察了政策实施情况，为环境政策评估提供了有益参考；（2）率先使用广义“禁煤”范围作为政策区，并在稳健性检验中利用披露的各城市煤改气（电）目标作为“禁煤”强度，利用准实验结合样本匹配方法缓解内生性问题；（3）在近十年大规模环境政策频频推出的时期，需要有关环境政策对于居民生活影响的清晰证据，本文使用微观入户调查数据进行回归以获得环境治理对居民身心健康改善的影响；（4）由于禁煤政策主要针对的是散煤燃烧相对较为集中的农村地区，因此后者也承担了较重的能源转换成本，本文通过识别禁煤政策效果在城乡之间的异质性，回答了这一重要的现实问题。

本文余下部分的结构安排如下：第二部分是“禁煤区”或煤改气（电）政策的政策背景，第三部分为文献综述和研究假说，第四部分介绍数据来源并构造实证模型，第五部分是基准实证结果与分析，第六部分为稳健性检验与异质性分析，第七部分是关于居民健康和主观感受的进一步分析，最后是本文结论。

二、政策背景

中国的空气污染问题在上个世纪末就引起了科学界的关注，又在近十年全面铺开了以PM2.5纳入环境监管为标志的大规模集中治霾政策，其中北方清洁取暖成为民生领域的重点工程。2013年由国务院发布的“大气十条”提出控制煤炭消费总量并加快清洁能源替代利用，同年成立京津冀及周边地区大气污染防治协作小组（后改为领导小组，简称为污染防治领导小组），这在空气污染治理进程中具有标志性意义。2016年7月，中国工程院发布的“大气十条”中期评估报告指出，居民燃烧散煤对京津冀冬季污染贡献巨大，环保部门开始重视民用散煤的治理。同年10月，污染防治领导小组第七次会议首次提出在北京、天津、保定、廊坊等地建立国家“禁煤区”[[9]](#footnote-9)。

2017年，多部委及地方政府联合下发文件[[10]](#footnote-10)，提出京津冀大气污染传输通道城市[[11]](#footnote-11)概念，力图以联防联控阻断污染区域传输。其中，最主要的措施是将“2+26”城市列为北方地区冬季清洁取暖规划首批实施范围，全面加强城中村、城乡结合部和农村地区散煤治理，按照宜气则气、宜电则电的原则，每个城市每年按任务户数完成以气代煤或以电代煤工程。2018年，根据国务院发布的《打赢蓝天保卫战三年行动计划》，每年京津冀及周边地区、长三角地区、汾渭平原需要制定秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案：要将攻坚目标、任务措施分解落实到城市，要求至2020年采暖季前，京津冀及周边、汾渭平原的平原地区基本完成生活和冬季取暖散煤替代。因此，“2+26”城市每年都会在年度行动方案中披露煤改气（电）的完成户数，从而将“禁煤区”政策逐步扩围至“2+26”城市。

同时，中央和地方财政给予配套补贴来支持试点城市的清洁取暖工作[[12]](#footnote-12)，但由于各城市改造任务差异较大而造成不同的财政压力。2017年，试点城市运行补贴支出占当年一般公共预算支出的比例为0.03%-1.46%，平均为0.52%，当三年试点改造任务完成时，该占比升高至1.51%。以保定为例，2017年运行补贴资金近30亿，是该市当年住房保障支出的1.5倍，文化体育与传媒支出的4.3倍。与此同时，地方有关“缺气”“缺电”以及群众不满的社会事件[[13]](#footnote-13)却时有发生，说明大规模的居民能源转换工程存在实际执行的阻碍，而阻碍的因素往往存在于经济层面。根据文献分析（Mensah & Adu,2015），能源消费选择的变化往往带来家庭消费的增长，同时能源改造所带来的清洁效应又会提升居民效用，这两种影响使得福利分析成为能源转换项目分析中无法忽视的一环。

本文所选取和关注的主要为广义“禁煤区”，来源于《京津冀及周边地区2017年大气污染防治工作方案》中确定的京津冀大气污染传输通道城市，即“2+26”城市。根据《京津冀及周边地区2017年大气污染防治工作方案》的要求，这些城市辖区需要于当年10月底前完成5-10万户煤改气（电）工程。同年8月，在环保部发布的《京津冀及周边地区2017-2018年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》（以下简称“攻坚行动方案”）中，明确了“2+26”城市清洁取暖改造户数目标，并由此形成惯例，在之后每年的“攻坚行动方案”中均披露改造户数目标。尽管此后相关城市又划定了属于自身辖区内的“禁煤区”[[14]](#footnote-14)，但这些政策实施范围过小且标准不统一，因而呈现出小散乱态势。而且，在缺乏上级监督的情况下，各地的自发性政策贯彻力度无法准确测量，因而并不在本文实证研究讨论的范围内。

三、文献综述与研究假说

由于环境立法往往滞后于环境领域出现的新挑战，因此近十年以来，中国政府越来越多使用环境行动计划实现污染管控。行动计划是由中央政府为目标污染物、区域或行业制定，用以改变环保体制中的目标、标准和技术的详细实施方案。行动计划中许多措施的实施强度远超现行法律和政策，例如，2013年9月公布的“大气十条”，要求提前关闭重污工厂、加快能源替代以及提升汽车尾气排放和燃料质量标准，虽然关于其实施范围有不同说法[[15]](#footnote-15)，但总的来说，“大气十条”的公布标志着大气污染治理新时代的开始，也带来了空气污染的大幅下降。基于PM2.5遥感数据测算显示，从“大气十条”开始实施至2017年，全国PM2.5污染水平每年下降4.27μg/m3（Ma et al,2019），这一现象在很大程度来自于脱硫设备的大量安装运行，此目标在“十一五”规划结束时还远未实现（Tang et al,2019），这说明行动计划这一政策形式具有其在实施效果方面的独特优势。

2018年，“大气十条”计划被《打赢蓝天保卫战三年行动计划》所取代，该计划为到2020年制定了更积极的SO2、NOx和细颗粒物(PM2.5)控制目标，京津冀及周边地区平原区域用能的全面清洁改造是其重要目标。证据显示，煤改气（电）对于空气污染的遏制效应主要通过替代民用燃煤而非工业用煤，两者的需求价格弹性不同使得煤改气在民用领域更具控污效能（汤韵、梁若冰,2018）。因此，在京津冀及周边地区规模庞大且持续时间紧凑的煤改气（电）工程作为近五年该区域民用领域清洁能源改造的最重要政策，可能会对当地空气质量发挥明显的改善作用，故本文提出第1个假设：

H1：“禁煤区”政策抑制了处理组地区的空气污染，且对农村空气污染治理效果更大；

大量研究表明空气污染是人体健康的重要威胁，数据显示，全球每年有700万人死于空气污染，约90%的人口呼吸着对人体健康有害的空气[[16]](#footnote-16)。研究污染对健康的因果影响的关键挑战是污染变量的内生性：首先，不可观察的社会和经济因素(如收入)可能与空气污染和结果变量有关；其次，污染暴露可能存在测量误差，环境污染水平可能与居民实际遭受的污染影响并不相同。因此，经济学大多依靠准实验设计进行空气污染影响的可靠估计(Greenstone & Gayer，2009)，而在经验研究中，经济学家通常利用政策法规等特殊事件或冲击的变化来区分污染影响和混杂因素，这些政策变化原则上只通过对空气污染的影响来改变结果变量。

尽管文献中考察了诸多不同的短期冲击，但其结论一致表明，空气污染可以显著增加中国的过早死亡病例。例如，He et al(2016)研究了2008年北京奥运会期间的污染变化，发现月度PM10浓度每下降10%，月度标准化全因死亡率则降低8%。随着空污数据质量的提升，研究重点已转移到更精细的空气质量指标上，比如AQI和PM2.5。例如，Fan et al(2020)利用城市间供暖日期的交错差异发现，AQI每增加10单位会导致死亡率增长2.2%。He et al(2020)的研究表明，农业秸秆燃烧不仅带来空气污染，而且导致人们过早思域心脏疾病，由秸秆燃烧产生的PM2.5污染每增加10μg/m3，致使死亡率增加3.25%。

在长期污染暴露对死亡率的影响研究中，学界将焦点集中于中国北方的集中供暖政策，因为这一政策具有进行因果识别的两点优势：第一，政策具有明确的分界线（秦岭、淮河），意味着分界线以北地区大气明显受到缺乏环保设施的燃煤锅炉的影响，政策识别更清晰；第二，户口制度在一段时间减少了人口在城市间的迁移，在一定程度上阻止了居民根据环境质量进行补偿移民，降低了样本自选择概率。Chen et al(2013)和Ebenstein et al(2017)利用家庭与淮河的距离进行断点估计，发现持续污染暴露会明显降低预期寿命，尤其是Ebenstein et al(2017)利用2004年至2012年的更新数据发现集中供暖使淮河以北地区PM10提高46%，导致预期寿命降低3.4岁。

除对死亡率和预期寿命的影响外，现有研究也开始关注空气污染带来的疾病发病率和经济成本。Barwick et al(2018)通过综合分析中国空气污染致病成本发现，PM2.5每降低10μg/m3将导致全国医疗支出减少90亿美元，约占中国2015年医疗总支出的1.5%。在社会影响方面，空气污染也具有重要影响。Zhong et al(2017)发现北京城市道路的限号措施通过减少空污降低了救护车服务的需求量。同时，由于空气污染导致的呼吸道疾病，学生的出勤率受到相当大的负面影响（Liu & Salvo,2018）。

除了健康效应，空气污染影响也通过居民行为体现，随着市场数据挖掘的深入，消费者通过市场行为表现出的偏好使得研究者可以确定其为改善空气质量支付的意愿。基于空气净化器的销售数据，Ito & Zhang(2020)估计，每个中国家庭每年愿意支付13.4美元来消除10μg/m3的PM10污染，以及支付32.7美元来消除冬季取暖造成的污染增量，而污染信息的缺失和健康意识的缺乏有可能使其造成低估。另外，收入水平是影响支付意愿的重要决定因素，因为高收入人群可能通过防御性支出使自己免受污染影响，而高收入地区因污染造成的死亡数量也相对更低（Fan et al,2020）。

现有的研究表明，空气污染对人体健康具有明显负面影响，而“禁煤区”的政策目标即提升空气质量，其最终目的是改善居民健康状况，而改造后家庭用能费用也必定因燃料价格不同而有所变化，因此可提出本文的第2个假设：

H2：“禁煤区”政策对居民健康状况具有提升作用，同时增加了政策区家庭尤其是农村家庭燃料成本。

精神疾病已是全球疾病负担的第二大影响因素，其造成的健康损失占伤残调整寿命年的7%至13% (Vigo et al,2016)。医学和流行病学研究还证明空气污染物尤其是颗粒物会损害大脑功能并加剧抑郁和焦虑（Sørensen et al,2003）。Xue et al(2019)发现，长期暴露于更严重的PM2.5污染环境增加了自测身患精神疾病的概率。在空气污染和环境政策评价研究中，越来越多的文献也将视角延伸至居民精神状态层面，开始关注政策接受度（willingness to adopt）、满意度（life satisfaction）和主观幸福感（subjective well-being）等指标，发现随着空气污染程度加重，居民生活满意度显著下降（Yuan et al,2018），这种效应在低收入群体、男性和农村居民中更为明显（杨继东、章逸然,2014）。Zheng et al(2019)基于中国社交媒体数据的分析同样发现空气污染同城市幸福感呈负相关。

“禁煤区”是综合考虑污染防治攻坚和社会承受程度的区域政策，评估其在居民层面满意度极其必要，本文参考已有研究结论，认为政策带来的空气污染改善有利于居民总体满意度提升，故提出第3个假设：

H3：“禁煤区”政策明显提升了政策区居民对于环境和自身健康改善的主观感受。

四、模型设定与数据来源

（一）基准回归模型

本文构建的DID模型，以“攻坚行动方案”首次制定、实施时间为政策起点，利用市级数据控制地区差异，将广义“禁煤区”，即“2+26”城市作为处理组，与这些城市一、二阶相邻的地级市为对照组[[17]](#footnote-17)，此处的一阶邻近指直接与处理组城市接壤的城市[[18]](#footnote-18)，二阶邻近指与一阶城市接壤相邻的城市[[19]](#footnote-19)。因首次提出“2+26”城市的《京津冀及周边地区2017年大气污染防治工作方案》于2017年2月制定出台，故以2017年为政策开始时点，因2020年初爆发新冠疫情冲击各地生产生活，所以将政策期截止至2019年，基本的模型设定如下：

$Pollution\_{it}=α+βHHelec\_{i}∙Post\_{t}+ΦX+μ\_{i}+η\_{t}+ε\_{it}$ （1）

其中，被解释变量$Pollution\_{it}$表示城市$i$在时间$t$的空气污染指标；主要的解释变量$HHelec\_{i}$为该城市在2017年后按照“攻坚行动方案”施行清洁取暖政策的虚拟变量，即城市$i$开始实施城市清洁取暖工程改造为1，其余为0。$Post\_{t}$为政策实施时间的虚拟变量，由于该政策是2017年出台文件，则2017年及之后设定为1，之前为0。参数$β$为禁煤政策对空气质量的影响。*X*为控制变量向量，具体包括城市特征、气象信息和狭义“禁煤区”虚拟变量，即若该市该年在辖区设有狭义“禁煤区”则为1，否则为0。$μ\_{i}$为城市固定效应，$η\_{t}$为年份固定效应,$ε\_{it}$为随机扰动项。



图1 “2+26”城市以及一、二阶邻近城市

（二）数据分析

本文的被解释变量主要为空气质量指标，来自于中国环境监测总站的全国城市空气质量实时发布平台，本文主要关注空气质量指数（AQI）和细颗粒物污染（PM2.5），利用生态环境部公布的1661个检测站点，将站点小时数据整理为城市空气质量年度和日度数据，数据区间为2013年10月28日至2019年12月31日。除了空气质量指标，本文在分析“禁煤区”政策对居民身心健康的影响时，还用到了中国健康与养老追踪调查（China Health and Retirement Longitudinal Survey, CHARLS）的数据。为使结果更直观，本文在回归中将微观调查中空气质量满意度、主观健康变化、健康满意度、生活满意度的回答选项顺序进行统一，将问题的选项评价由差至优排列为：“1、一点也不满意；2、不太满意；3、比较满意；4、非常满意；5、极其满意”。

本文的主要解释变量为“禁煤区”虚拟变量以及清洁取暖强度指标，后者主要以“2+26”城市在2017年至2019年每年在“攻坚行动方案”中公布的改造户数占该市人口总户数的比重作为该强度指标。本文的控制变量主要包括：①气象数据：城市空气污染受到气象条件的直接影响，因此在基准回归和稳健性检验中加入各个城市日度气象控制变量，数据来源为国家气象信息中心中国地面气候资料日值数据集(V3.0)，包含了中国824个基准、基本气象站1951年1月以来气温、日照时数、湿度、气压、风速、和蒸发量的日值数据；②地区层面指标：地区经济发展水平、产业结构、人口结构等都会影响地区空气污染，故本文加入地级市级别的人均GDP、第二产业占比、城镇化率作为控制变量，数据来源于EPS数据平台、CEIC、《中国城市统计年鉴》。

表1 数据变量表

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 变量名 | 变量符号 | 变量说明 | 数据来源 |
| 被解释变量 | AQI指数 | AQI | 空气质量指数，根据《环境空气质量标准》计算 | A |
| 细颗粒物浓度 | PM2.5 | （单位：μg/m3） |
| 月燃料费 | *monfuc* | 家庭燃料费，包括煤炭、煤制品、柴草、木炭、天然气、液化气等 | G, H |
| 肺部疾病发病率 | *pdi* | 是否有医生曾经告诉过您有慢性肺部疾患如慢性支气管炎或肺气肿、肺心病或肺气肿、肺心病（不包括肿瘤或癌）？  |
| 空气质量满意度 | *aqs* | 您对今年的空气质量是否感到满意？  |
| 主观健康变化 | *cih* | 与上一次访问时您的健康相比，您觉得您的健康状况变好还是变差？  |
| 健康满意度 | *hsd* | 您对您的健康满意吗？  |
| 生活满意度 | *ls* | 总体来看，您对自己的生活是否感到满意？  |
| 解释变量 | “禁煤”政策 | *HHelec* | 该城市在2017年后按照“攻坚行动方案”施行清洁取暖政策的虚拟变量 | B |
| “禁煤”强度 | *Intensity* | “2+26”城市每年在京津冀“攻坚行动方案”中公布的清洁取暖-清洁能源替代散煤改造户数与该城市人口总户数之比 |
| 气象变量 | 市平均气温（气温） | *cat* | （单位：0.1℃） | C |
| 市日照时数（日照时数） | *csh* | （单位：0.1小时） |
| 市平均相对湿度（湿度） | *carh* | （单位：%） |
| 市平均本站气压（气压） | *calp* | （单位：0.1hPa） |
| 市平均风速（风速） | *caws* | （单位：0.1m/s） |
| 市大型蒸发量（蒸发量） | *clse* | （单位：0.1mm） |
| 市县区特征 | 产业结构 | *ins* | 第二产业增加值占比（单位：%） | D, E |
| 人均GDP（取对数） | *lnpcGDP* | 人均国内生产总值 | E |
| 城镇化率 | *ur* | 城镇户口人口占常住人口之比（单位：%） | E, F |
| 公共支出规模 | *pubexl* | 一般公共预算支出/地区生产总值 | I |
| 人均储蓄 | *percapsave* | 居民储蓄存款余额/户籍人口（单位：元） |
| 人均财政支出 | *perfisex* | 一般公共预算支出/户籍人口（单位：万元） |
| 农牧业占比 | *paah* | (农业增加值+牧业增加值)/第一产业增加值 |

数据来源：A.全国城市空气质量实时发布平台、达尔豪斯大学大气成分分析组（http://fizz.phys.dal.ca/~atmos/martin/?page\_id=140）；B.《京津冀及周边地区秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》（2017-2018年、2018-2019年、2019-2020年）；C.国家气象信息中心中国地面气候资料日值数据集(V3.0)；D.EPS数据平台；E.CEIC 数据库；F.《中国城市统计年鉴》；G.CHARLS2015;H.CHARLS2018;I. 《中国县域统计年鉴》。

本文还根据基准回归模型所设置的处理组和控制组进行描述性统计，处理组为“禁煤区”城市，即实施“行动方案”中清洁取暖改造的“2+26”城市，控制组为一、二阶邻近城市，统计结果如表2所示。从污染物PM2.5的均值可以看出，处理组空气污染明显高于控制组，已经超过了环境空气质量标准(GB3095-2012)所规定的二级浓度阈值，达到了严重污染。在控制变量中，由于禁煤区城市与周边城市同属华北平原，气候差距并不明显，城市特征同样没有较大的差异，这样的数据条件为本文实证分析中的组间可比性提供了便利。

表2 描述性统计

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | “禁煤区”城市 |  | 一、二阶邻近城市 |
| 均值 | 标准误 | 最大值 | 最小值 |  | 均值 | 标准误 | 最大值 | 最小值 |
| AQI | 132.142 | 80.998 | 500 | 18 |  | 101.029 | 58.394 | 485 | 17 |
| PM2.5 | 95.846 | 76.359 | 796 | 0 |  | 68.187 | 51.53 | 969 | 0 |
| 气温 | 61. 478 | 251.994 | 376 | -133 |  | 57.616 | 268.979 | 396 | -210.500 |
| 日照时数 | 129.709 | 43.000 | 163 | 98 |  | 127.264 | 34.813 | 164 | 100 |
| 湿度 | 66.121 | 34.380 | 78 | 10 |  | 70.699 | 36.947 | 85 | 15 |
| 气压 | 9991.273 | 435.472 | 13321.300 | 9033 |  | 9737.73 | 601.975 | 16394 | 8400 |
| 风速 | 93.922 | 97.780 | 202.300 | 0 |  | 65.891 | 73.29 | 233.76 | 1 |
| 蒸发量 | 7745.812 | 998.430 | 9547.760 | 0 |  | 8747.913 | 840.68 | 9949.3 | 0 |
| 产业结构 | 47.177 | 6.115 | 71.730 | 16.160 |  | 44.835 | 8.798 | 72.23 | 24.54 |
| 人均GDP | 53459.990 | 21071.90 | 164000 | 22277 |  | 50428.26 | 29658.66 | 191942 | 14324 |
| 城镇化率 | 57.345 | 10.249 | 86.600 | 36.720 |  | 53.754 | 8.093 | 70.5 | 34.4 |
| 月燃料费 | 92.72 | 522.129 | 13847.130 | 0 |  | 67.369 | 318.828 | 13775.22 | 0 |
| 肺部疾病发病率 | 0.018 | 0.131 | 1 | 0 |  | 0.020 | 0.141 | 1 | 0 |
| 空气质量满意度 | 2.197 | 0.835 | 5 | 1 |  | 2.176 | 0.852 | 5 | 1 |
| 健康变化 | 0.696 | 0.641 | 3 | 1 |  | 0.633 | 0.648 | 3 | 1 |
| 健康满意度 | 2.075 | 0.913 | 5 | 1 |  | 2.015 | 0.936 | 5 | 1 |
| 生活满意度 | 2.459 | 0.756 | 5 | 1 |  | 2.389 | 0.818 | 5 | 1 |

五、基准实证结果与分析

本文先以“2+26”城市为政策区，周边一、二阶邻近城市为控制组，使用年度数据回归分析“禁煤区”对空气污染的政策效应。利用DID可以比较实施集中清洁取暖改造的城市与未实施城市的空气质量差异，考察该政策空气改善效应。选择实施城市的一、二阶邻近城市为控制组，能够利用地理邻近来保证气候和地形上的相似性。

表3 “禁煤区”政策与空气质量的基准回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -14.626\*\*\*(4.611) | -87.670\*\*\*(19.193) | -0.096\*\*(0.037) |  | -14.363\*\*\*(4.539) | -90.380\*\*\*(22.548) | -0.120\*(0.061) |
| 产业结构 | -1.360\*\*(0.567) | -6.753\*\*(2.838) | -0.012\*\*(0.005) |  | -1.425\*\*(0.594) | -3.022(3.799) | -0.020\*\*(0.009) |
| 人均GDP | 30.007\*\*(14.168) | 51.099(81.214) | 0.274\*\*(0.119) |  | 25.053(15.512) | 83.575(88.138) | 0.385\*(0.230) |
| 城镇化率 | -3.098\*\*(1.410) | -10.987\*\*(5.420) | -0.016(0.010) |  | -2.739\*\*(1.269) | -13.473\*\*(5.618) | -0.015(0.014) |
| 气象特征 | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 狭义“禁煤区” | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.757 | 0.480 | 0.796 |  | 0.724 | 0.519 | 0.728 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

基准回归的结果如表3所示，第（1）-（3）列和（4）-（6）列分别为城市空气质量指数与PM2.5的年均值、最大值与年均值对数值的估计结果。可以看出，与邻近城市相比，实施“禁煤区”政策使城市AQI均值和PM2.5均值分别显著减低14.626个单位和14.363μg/m3，最大值分别下降86.670和90.380，降幅分别达到10.1和12.7个百分点，成效十分显著。上述结果表明，大规模的清洁用能改造可以控制重污染天气的出现，同时也可以使得污染的基准水平整体下移，不仅能够消除重污染天气的极端值，同时能够控制平均污染水平，从而在降低空气污染上起到标本兼治的作用。由此，本文提出的假说1得到了验证。

六、稳健性检验与异质性分析

基准结果证实“禁煤”政策具有显著的空气改善效应，但以区域样本和单一方法进行检验可能存在尚未剔除的因素干扰，因此需要进一步检验和区分城市类型的异质性分析，本文通过扩大样本或更换数据和模型等方法获得更稳健证据，并进行分组回归以寻找具有更强政策效应的城市特征。

（一）平行趋势检验

平行趋势是DID模型有效性的重要前提，在“禁煤区”政策实施之前，政策区和非政策区的空气质量发展趋势应当保持平行趋势。为此，本文利用事件研究法进行平行趋势检验，即将“禁煤区”政策实施年份前一年（2016）设为基期，并分别设置基期前三年（2013-2015）与后三年（2017-2019）的虚拟变量，写作如下模型：

$ln⁡(Pollution\_{it})=α+\sum\_{\begin{array}{c}t=2013\\t\ne 2016\end{array}}^{2019}β\_{t}HHelec\_{i}∙D\_{t}+ΦX+μ\_{i}+η\_{t}+ε\_{it}$ （2）

其中，$D\_{t}$为年度虚拟变量，设定政策开始前一年即2016年为事件分析的基准年，本文所关心的系数为$β\_{t}$，平行趋势要求与基准年相比，政策起始年份之前政策区与非政策区的政策效应不应显著异于0，具体结果如图2。平行趋势结果表明，各类空气污染指数或指标在“禁煤区”政策实施以前$β\_{t}$均不显著异于0，政策区与非政策区满足平行趋势假定。



图2 平行趋势检验

（二）替代解释变量的强度DID回归

为体现政策强度变化对禁煤效应的影响，本文利用煤改气（电）累积户数目标占比作为强度指标。具体而言，就是将每个城市各年度行动方案中清洁能源改造的累积户数占该城市人口总户数的比例作为强度指标，具体如下：

$Intensity\_{it}=\frac{\sum\_{τ=2017}^{t}YNHHCTG(E)\_{iτ}}{TNUH\_{it}}$ （3）

其中，$YNHHCTG(E)\_{iτ}$为“2+26”城市在2017年至2019年间每年的“行动方案”中所设定的辖区内煤改气（电）户数目标，$TNUH\_{it}$为上述每个城市当年人口的总户数。继而以邻近城市为控制组，使用年度数据构建模型即模型（4）进行“禁煤区”对空气污染的政策效应评估，之所以利用加入政策强度信息的回归估计，原因在于利用强度变量可以估计改造户数差异所显示的政策力度不同引致的处理效果差距，基本的模型设定如下：

$Pollution\_{it}=α+γIntensity\_{it}+ΦX+μ\_{i}+η\_{t}+ε\_{it}$ （4）

其中，$Intensity$代表强度变量,参数$γ$为政策强度对空气质量的影响，其余变量含义同式（1），具体结果如表4。

表4 稳健性检验：强度回归

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤”强度$$ | -0.073\*(0.038) | -0.370\*(0.207) | -0.001\*(0.001) |  | -0.085\*\*(0.033) | -0.812\*\*\*(0.191) | -0.002\*(0.001) |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 238 | 238 | 238 |  | 238 | 238 | 238 |
| R2 | 0.828 | 0.480 | 0.922 |  | 0.861 | 0.610 | 0.948 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制城市特征变量、气象变量、狭义“禁煤区”虚拟变量以及城市、年份固定效应，表6、7注释与此相同。

可以看出，将强度变量加入模型后均不改变政策效应的显著性。政策区各城市累积禁煤户数占比每增加一个百分点可平均降低AQI指数0.073单位，降低PM2.5浓度为0.085μg/m3，同时导致AQI年最大值降低0.370单位，PM2.5年最大值降低0.812μg/m3。上述结果说明，利用强度变量可以清晰识别禁煤政策影响户数的边际变动产生的边际减排效应，对基准回归做了有益的补充。

（三）PSM-DID回归处理选择偏误

为解决样本选择带来的内生性问题，本文使用了倾向得分匹配方法来确定控制组。以气象和城市特征数据作为观测变量，本文利用logit模型估计出倾向得分值，然后根据该分值对处理组与控制组进行最近邻匹配。为准确评估政策效应，PSM需满足平衡性检验，本文利用政策发生前一年即2016年数据，对主回归的一系列协变量匹配前后差异进行检验。考虑到地区间经济结构和气候会影响污染基数，因此协变量主要由两种类型组成，即城市的经济社会特征和气象特征，具体如表5所示，匹配前气温、湿度、风速、蒸发量等均具有显著的组间差异，经匹配后这些差异大部分下降且变得不显著。

表5 协变量平衡检验

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 匹配前 |  | 匹配后 |
| 处理组 | 控制组 | 差异 |  | 处理组 | 控制组 | 差异 |
| 产业结构 | 47.187 | 44.797 | 2.390 |  | 47.554 | 46.321 | 1.233 |
| ln人均GDP | 10.806 | 10.750 | 0.056 |  | 10.753 | 10.677 | 0.076 |
| 城镇化率 | 56.945 | 55.599 | 1.346 |  | 59.352 | 57.298 | 2.054 |
| 市平均气温 | 137.900 | 171.960 | -34.060\*\*\* |  | 129.680 | 133.610 | -3.93 |
| 市日照时数 | 59.199 | 52.383 | 6.816 |  | 62.124 | 61.339 | 0.785 |
| 市平均相对湿度 | 62.553 | 77.464 | -14.911\*\*\* |  | 64.243 | 61.719 | 2.524 |
| ln市平均本站气压 | 9.200 | 9.180 | 0.020 |  | 9.174 | 9.174 | 0.001 |
| ln市平均风速 | 3.559 | 3.1583 | 0.401\*\*\* |  | 3.541 | 3.044 | 0.497 |
| ln市大型蒸发量 | 9.545 | 6.2117 | 3.333\*\*\* |  | 9.586 | 9.633 | -0.047 |

通过PSM寻找特征更加匹配的控制组之后，本文利用其继续通过DID回归检验政策效应。估计结果如表6所示，禁煤政策分别带来了15.383单位的AQI下降和15.505μg/m3的PM2.5浓度下降，降幅分别为12.3%和18.4%，这一结果相较于基准回归略有上升，表明精确配对后的处理效应更大。而且，从最大值的估计系数来看，禁煤政策的影响也变大了，从而证明了基准回归的稳健性。

表6 PSM-DID回归结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -15.383\*\*(6.710) | -107.029\*\*\*(27.404) | -0.116\*\*(0.052) |  | -15.505\*\*(6.732) | -108.390\*\*\*(27.742) | -0.169\*(0.085) |
| 样本量 | 235 | 235 | 235 |  | 235 | 235 | 235 |
| R2 | 0.727 | 0.524 | 0.764 |  | 0.695 | 0.498 | 0.663 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

（四）采用日度数据处理测量误差

气象条件是雾霾形成的三大主因之一[[20]](#footnote-20)，基准估计中的气象变量是年度均值，有可能存在测量误差问题，而日度数据能够更好的匹配气象条件与空气污染变量，因此本文利用与基准回归数据时间跨度相同的日度数据进行回归，以证明年度数据分析结果的稳健性。

表7 日度数据分析

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） |  | （5） | （6） | （7） | （8） |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -28.210\*\*\*(3.997) | -0.326\*\*\*(0.029) |  |  |  | -27.204\*\*\*(3.561) | -0.435\*\*\*(0.035) |  |  |
| $$PSM-“禁煤区”×Post\_{t}$$ |  |  | -16.852\*\*\*(3.601) |  |  |  |  | -16.499(3.268) |  |
| $$“禁煤”强度（煤改电、气）$$ |  |  |  | -0.309\*\*\*(0.069) |  |  |  |  | -0.314\*\*\*(0.055) |
| 样本量 | 17,713 | 17,713 | 22,940 | 20,910 |  | 17,713 | 17,713 | 22,940 | 20,910 |
| R2 | 0.234 | 0.1786 | 0.3135 | 0.1609 |  | 0.234 | 0.1937 | 0.3122 | 0.1633 |

注：第（1）、（5）列为对污染指标水平值的标准回归，第（2）、（6）列为对污染指标对数值的标准回归，第（3）、（7）列为依照城市特征和城市气象条件进行倾向值得分匹配后的双重差分回归，第（4）、（8）列为与本文式（4）含义相同的禁煤强度回归。括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制城市特征、气象条件、狭义“禁煤区”虚拟变量以及城市、日度固定效应。

如表7所示，我们分别利用标准回归、PSM-DID回归以及强度回归，来分析日度平均影响。从回归结果看，无论是采用禁煤区变量还是禁煤强度变量，禁煤政策对AQI和PM2.5存在显著的负向处理效应，说明年度数据估计出的禁煤政策降污效应具有较强的稳健性。而且，从估计系数观察，禁煤政策使得政策区城市日均AQI和PM2.5下降38.5%和54.5%，日度数据估算出的平均处理效应比年度数据的平均处理效应更大，表明在较好地控制了气象变量之后，禁煤政策的处理效应有所上升。

（五）安慰剂检验

为排除遗漏变量的影响，本文对政策冲击进行安慰剂检验。基准回归中虽然控制了城市与年份固定效应，但回归结果仍可能受到其他未观测随时间变化的遗漏变量的影响。本文首先生成随机“禁煤”政策，即在基准回归所包括的样本范围内随机挑选28个城市，重复随机冲击500次并进行回归，如果随机产生的政策冲击不产生显著影响，则证明基准回归未出现严重的遗漏变量现象。如图3所示，竖实线表示本文基准回归估计出的实际处理效应值，而随机生成的禁煤政策系数估计值分布绘于右侧。从虚拟估计系数的分布看，该系数值主要集中在0附近，距离实际回归系数值较远且P值较大，说明大部分系数不显著异于零，本文的基准结果并未受到遗漏变量的影响。



图3 安慰剂检验

（六）排除其他环境政策干扰

禁煤政策属于京津冀大气污染防控系统工程的重要组成部分，我们发现数据时间段内有关部门执行了相关联的污染防控政策，本文希望加入相关政策变量以剔除或吸收其他政策影响，具体结果如表8-12所示。

首先，我们将省-年份固定效应加入到基准模型中以吸收各省级单位在不同年份所实施执行的环境政策影响，回归结果如表8所示，禁煤政策对污染指标回归的各个系数绝对值有小幅下降，但降幅相对整体并不明显，说明各省自身状况以及每年环境政策的执行情况会影响本文考察的空污效应大小，但对整体数值和结论并不构成重大影响，因此可以排除此类因素。

表8 排除省级政策因素干扰

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -13.540\*\*\*(3.765) | -77.514\*\*\*(16.843) | -0.082\*\*\*(0.027) |  | -13.467\*\*\*(3.577) | -88.975\*\*\*(21.603) | -0.098\*\*(0.038) |
| 省份#年份 FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.890 | 0.743 | 0.923 |  | 0.893 | 0.743 | 0.919 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

其次，我们发现京津冀及周边地区在本文关注时间段内不仅强力管控居民部门排放，同时对工业部门也出台并实行了一些措施，其中最具代表性的政策就是“散乱污”企业[[21]](#footnote-21)治理和重点行业VOCs[[22]](#footnote-22)综合治理。针对这两种政策，我们整理了本文数据时间内各个城市每年治理取缔的“散乱污”企业和VOCs排放企业数量，并将其作为两种政策变量加入到模型中，具体结果如表9、10所示。可以看出这两种政策无论在数值上还是在显著性上几乎不对本文所关注的污染指标AQI和PM2.5产生影响，究其原因，我们认为该种政策主要是针对工业中间品生产中所产生的碳化物和挥发性有机物，这些污染更多生成的是二氧化硫、一氧化碳等污染而非颗粒物，并且各地取缔的企业中大多是小微型企业，降低排放的数量有限，因此可能并不对本文考察的污染指标构成重要影响。

表9 加入散乱污企业治理取缔数量

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -14.146\*\*\*(4.760) | -81.201\*\*\*(18.968) | -0.093\*\*(0.038) |  | -14.019\*\*\*(4.730) | -84.686\*\*\*(23.074) | -0.117\*(0.063) |
| 治理散乱污 | -0.000(0.000) | -0.003\*\*\*(0.001) | -0.000(0.000) |  | -0.000(0.000) | -0.003\*\*(0.001) | -0.000(0.000) |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.758 | 0.486 | 0.796 |  | 0.724 | 0.521 | 0.728 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

表10 加入工企VCOs治理

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -14.749\*\*\*(4.915) | -84.920\*\*\*(19.863) | -0.096\*\*(0.040) |  | -14.509\*\*\*(4.842) | -93.429\*\*\*(23.680) | -0.120\*(0.064) |
| 工企VCOs | 0.001(0.007) | -0.031(0.038) | -0.000(0.000) |  | 0.002(0.007) | 0.035(0.046) | -0.000(0.000) |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.757 | 0.481 | 0.796 |  | 0.724 | 0.520 | 0.728 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

然后，本文发现样本中各地一直在进行工业和居民部门的锅炉综合整治工作，因此我们同样将各城市每年淘汰燃煤锅炉以及锅炉节能和超低排放改造的蒸吨数作为该项政策变量加入回归中，结果如表11所示。可以发现，该政策变量系数均为负向且数值均远高于表9、10中的措施，但只有对PM2.5年均值的回归系数显著，说明锅炉治理工作对雾霾污染是降低作用的，但其效果在量级上不如禁煤政策明显，我们认为其原因可能在于政策涉及面和冲击力度：与禁煤政策目标针对千家万户不同，锅炉淘汰和改造的政策对象是工业企业和居民集中供暖设备，是一个长周期工程，并且各省市在中央颁布“大气十条”后即开始持续推进锅炉治理，其效应如果平铺到每一年可能并不如禁煤冲击在短时间内明显，因此在统计上显著性不足。

表11 加入锅炉改造

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -13.097\*\*\*(4.582) | -92.122\*\*\*(20.490) | -0.085\*\*(0.038) |  | -12.664\*\*\*(4.468) | -97.754\*\*\*(24.746) | -0.099(0.061) |
| 锅炉改造 | -4.659(2.964) | -13.569(18.997) | -0.033(0.027) |  | -5.180\*(2.961) | -22.480(26.068) | -0.063(0.044) |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.758 | 0.481 | 0.797 |  | 0.725 | 0.520 | 0.729 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

表12整合了前述政策中对污染指标年均值的回归，同时在第（5）、（10）列中还附加了将以上所有政策变量同时加入模型的回归，其结果同各政策分别加入模型的回归结果相类似，也间接巩固了前述回归结果的稳健性。

表12 排除其他政策干扰

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI年平均值 |  | PM2.5年平均值 |
|  | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) |  | (6) | (7) | (8) | (9) | (10) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -13.540\*\*\*(3.765) | -14.146\*\*\*(4.760) | -14.749\*\*\*(4.915) | -13.097\*\*\*(4.582) | -12.457\*\*\*(3.897) |  | -13.467\*\*\*(3.577) | -14.019\*\*\*(4.730) | -14.509\*\*\*(4.842) | -12.664\*\*\*(4.468) | -12.041\*\*\*(3.660) |
| 治理散乱污 |  | -0.000(0.000) |  |  | -0.000(0.000) |  |  | -0.000(0.000) |  |  | -0.000(0.000) |
| 工企VCOs |  |  | 0.001(0.007) |  | 0.004(0.005) |  |  |  | 0.002(0.007) |  | 0.003(0.005) |
| 锅炉改造 |  |  |  | -4.659(2.964) | -4.142(2.523) |  |  |  |  | -5.180\*(2.961) | -4.913\*\*(2.359) |
| 省份#年份 FE | 控制 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 控制 |  | 控制 | 不控制 | 不控制 | 不控制 | 控制 |
| 城市FE | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 年份FE | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |  | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 | 控制 |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.890 | 0.758 | 0.757 | 0.758 | 0.891 |  | 0.893 | 0.724 | 0.724 | 0.725 | 0.893 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误，\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。

（七）排除污染外溢性干扰

空气污染溢出是环境经济研究中无法回避的问题，由于京津冀及周边地区位于太行山东侧“背风坡”和燕山南侧的半封闭地形中，削弱了该地区秋冬季盛行西北季风的作用，“弱风区”特征明显，污染物扩散条件较差。在高强度的污染物排放背景下，一旦出现不利气象条件，极容易产生本地积累型污染。同时，京津冀及周边地区各城市污染程度受到整个区域的传输影响，全年平均贡献约为20%至30%[[23]](#footnote-23)。污染外溢可能会造成三种影响：第一，政策区内外双向随机进行，基本不会影响结论；第二，若政策区内污染向外净流动，则会导致低估政策效应，但不影响基本结论；第三，若政策区外污染向内净流动，则本文结果存在向上偏误，可能导致高估处理效应。因此，本文考虑到污染外溢可能造成的政策效应高估问题，提出两种缓解途径：第一，根据Fu et al（2022）对PM10污染传播的研究结论，随着距离的增加，邻近城市的污染传播量逐渐减少，由于政策区为包含多个城市的地理范围，在政策边界处的污染流动相对明显，对政策效应识别具有一定影响，而距离政策边界较远的地区则受影响较小，因此我们将位于政策区边界的区县从样本中剔除再进行估计。具体而言，如表13所示，位于政策区边界上的区县分为两层，第一层为位于政策区内最边缘以及控制组中最靠近政策区的区县，第二层为与第一层区县接壤相邻的区县，本文利用区县数据将第一、二层边界区县剔除后再进行估计，结果如表14；第二，假设存在政策区外向内的污染净流动，借鉴Dell（2010）和梁若冰（2021）处理政策效应外溢的思路，本文采取补偿外溢影响和剔除干扰样本两种方式排除干扰，具体来说，补偿外溢影响是指将政策区内因变量降低30%、政策区外因变量提高30%，剔除干扰样本是指将每年政策区内污染最重的30%的城市或政策区外污染最轻的30%的城市剔除，采取两种方式的目的均为还原处理效应存在高估假设下的政策区内外污染真实水平，具体结果见表15。

表13 政策区第一、二层边界区县

|  |  |
| --- | --- |
| 政策边界区县划分 | 具体区县 |
| 第一层政策区内边界区县 | 乐亭县、滦南县、滦县、迁安市、迁西县、遵化市、蓟县、平谷县、密云县、怀柔县、延庆县、昌平县、涞水县、涞源县、阜平县、平山县、盂县、、阳曲县、古交市、娄烦县、清徐县、平定县、井陉县、赞皇县、内丘县、邢台县、武安市、涉县、黎城县、武乡县、沁县、沁源县、屯留县、长子县、沁水县、阳城县、沁阳市、孟州市、巩义市、登封市、新密市、新郑市、尉氏县、通许县、杞县、兰考县、曹县、单县、金乡县、鱼台县、微山县、邹城市、泗水县、曲阜市、兖州市、汶上县、梁山县、台前县、阳谷县、东阿县、平阴县、长清县、章丘市、沂源县、博兴县、滨州市、沾化县 |
| 第二层政策区内边界区县 | 顺义区、易县、顺平县、唐县、曲阳县、行唐县、灵寿县、鹿泉市、元氏县、高邑县、临城县、隆尧县、任县、南和县、永年县、邯郸县、磁县、林州市、潞城市、襄垣县、宜川县、高平市、陵川县、修武县、博爱县、温县、荥阳市、中牟县、开封县、封丘县、长垣县、东明县、菏泽市、定陶县、成武县、巨野县、嘉祥县、郓城县、范县、莘县、茌平县、齐河县、商河县、邹平县、桓台县、高青县、惠民县、阳信县、庆云县、盐山县、孟村回族自治县、沧县、青县、静海县、宁河县、丰润县、玉田县、宝坻县、三河市 |
| 第一层政策区外边界区县 | 昌黎县、卢龙县、青龙满族自治县、宽城满族自治县、兴隆县、滦平县、丰宁满族自治县赤城县、怀来县、涿鹿县、蔚县、灵丘县、繁峙县、五台县、定襄县、忻州市、静乐县、岚县、方山县、交城县、文水县、祁县、太谷县、榆次市、寿阳县、昔阳县、和顺县、和顺县、左权县、榆社县、祁县、平遥县、介休市、灵石县、霍州市、古县、安泽县、浮山县、翼城县、垣曲县、济源市、孟津县、偃师市、伊川县、汝州市、禹州市、长葛市、鄢陵县、扶沟县、太康县、睢县、民权县、虞城县、砀山县、丰县、沛县、铜山县、滕州市、平邑县、新泰市、宁阳县、东平县、肥城市、莱芜市、蒙阴县、沂水县、临朐县、青州市、广饶县、利津县 |
| 第二层政策区外边界区县 | 抚宁县、绥中县、建昌县、凌源市、平泉县、承德县、隆化县、围场满族蒙古族自治县、多伦县、沽源县、崇礼县、宣化县、阳原县、广灵县、浑源县、应县、代县、原平市、宁武县、岢岚县、兴县、临县、离石市、汾阳市、孝义市、交口县、汾西县、洪洞县、临汾市、襄汾县、曲沃县、绛县、闻喜县、夏县、渑池县、新安县、汝阳县、鲁山县、宝丰县、郏县、襄城县、许昌县、临颍县、西华县、淮阳县、鹿邑县、柘城县、宁陵县、亳州市、上蔡县、永城市、萧县、灵璧县、睢宁县、邳州市、苍山县、费县、沂南县、莒县、即墨市、安丘市、昌乐县、寿光市、垦利县 |

从表14可以看出，不管是将第一层还是将两层边界区县样本剔除，PM2.5的处理效应都与表16中第（7）-（9）列的总处理效应大致相同，说明排除污染溢出较频繁的地区后，禁煤政策的处理效应估计结果并未受明显影响。

表14 排除污染外溢干扰：剔除政策区边界区县

|  |  |
| --- | --- |
|  | PM2.5（县区数据） |
| 剔除内外第一层政策边界县 |  | 剔除内外第一、二层政策边界县 |
| 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -9.262\*\*\*(0.596) | -9.764\*\*\*(0.624) | -0.077\*\*\*(0.010) |  | -9.360\*\*\*(0.636) | -9.934\*\*\*(0.674) | -0.075\*\*\*(0.011) |
|  |
| 样本量 | 2,277 | 2,277 | 2,277 |  | 1,911 | 1,911 | 1,911 |
| R2 | 0.981 | 0.969 | 0.990 |  | 0.982 | 0.973 | 0.990 |

注：括号内为县区级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制县区、年度固定效应。

在污染向政策区内传播流动的假设下，表15中子表A、B为通过补偿外溢影响还原政策区内外真实污染水平的回归结果，相较于基准回归，各污染物的处理效应均有所降低，AQI的处理效应由14.626单位降至6.642单位和11.030单位，PM2.5处理效应由14.363μg/m3降至6.047μg/m3和10.355μg/m3，但均显著存在。表15中子表C、D为剔除干扰样本的结果，此方式可部分排除污染扩散致使处理组中出现重污染个体的情况，如表所示，处理组政策效应同样低于基准回归，但依然显著。总的来说，两组结果均说明在污染向内扩散假设下，本文论证的处理效应依然稳健存在，污染外溢导致的干扰基本得以排除。

表15 排除污染外溢干扰：补偿外溢影响和剔除干扰样本

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
| Panel A:将处理组因变量降低30% |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -6.642\*(3.733) | -65.950\*\*\*(17.103) | -0.096\*\*(0.037) |  | -6.047\*(3.618) | -50.549\*\*\*(18.102) | -0.120\*(0.061) |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.755 | 0.535 | 0.791 |  | 0.696 | 0.450 | 0.690 |
| Panel B:将控制组因变量提升30% |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -11.030\*\*(5.099) | -92.252\*\*\*(22.804) | -0.096\*\*(0.037) |  | -10.355\*\*(4.964) | -77.663\*\*\*(24.795) | -0.120\*(0.061) |
| 样本量 | 373 | 373 | 373 |  | 373 | 373 | 373 |
| R2 | 0.729 | 0.474 | 0.796 |  | 0.689 | 0.445 | 0.728 |
| Panel C:将处理组每年污染最重的30%样本剔除 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -9.332\*\*(4.357) | -89.262\*\*\*(21.909) | -0.068\*(0.038) |  | -9.152\*\*(4.447) | -75.405\*\*\*(24.410) | -0.076\*(0.041) |
| 样本量 | 321 | 321 | 321 |  | 321 | 321 | 321 |
| R2 | 0.726 | 0.420 | 0.763 |  | 0.680 | 0.428 | 0.688 |
| Panel D:将控制组每年污染最轻的30%样本剔除 |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -11.620\*\*(4.670) | -72.543\*\*\*(18.846) | -0.083\*\*(0.036) |  | -10.237\*\*(4.548) | -71.703\*\*(27.343) | -0.088\*(0.046) |
| 样本量 | 320 | 320 | 320 |  | 320 | 320 | 320 |
| R2 | 0.745 | 0.500 | 0.764 |  | 0.715 | 0.523 | 0.671 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制城市特征变量、气象变量、狭义“禁煤区”虚拟变量以及城市、年份固定效应。

（八）异质性分析

由于禁煤政策主要是针对散煤的清洁能源替代，而京津冀及周边地区城市范围内尤其是楼房内的生活用能大部分在该政策实施前已经完成能源转换，政策实施场景更多发生在农村地区，因此我们有必要从城乡分别的角度考察政策的异质性问题。本文在基准回归基础上加入以城镇化率为分组标准（$Urlow\_{it}$）的交互项，具体含义为：如果该城市当年的城镇化率处于所有样本的25%至50%分位之间，则$Urlow\_{it}$的值为1，即低城镇化组，反之若处于50%至75%分位之间，则$Urlow\_{it}$的值为0，为高城镇化组。该交互项（$HHelec\_{i}∙Post\_{t}∙Urlow\_{it}$）所捕获的是城镇化程度较低的城市相比于较高城市的政策效果差异，具体的模型如下：

$Pollution\_{it}=α+β\_{1}HHelec\_{i}∙Post\_{t}+β\_{2}HHelec\_{i}∙Post\_{t}∙Urlow\_{it}+β\_{3}Urlow\_{it}+ΦX+μ\_{i}+η\_{t}+ε\_{it}$ （5）

此外，本文还利用县区污染年度数据来识别禁煤政策对城乡空气污染治理的异质性处理效应。为此，本文将县虚拟变量（$Rural\_{j}$）加入模型（5）中，代替低城镇化变量（$Urlow\_{it}$），指标设定为：如果该行政单位为“县”、“旗”或“自治县”，则变量为1；若为“市辖区”或“县级市”则为0。由此，交互项（$HHelec\_{j}∙Post\_{t}∙Rural\_{j}$）所捕获的是在各县区中农村地区或泛农村地区相对于城市地区的政策效应差异。上式（5）中，城镇化率研究中的被解释变量分别为AQI和PM2.5，而县区研究中只采用PM2.5，其原因在于AQI数据在县区层面不可得。解释变量中的$HHelec\_{j}$为该县区的“禁煤区”虚拟变量，即若该县区隶属“2+26”城市为1，否则为0，回归中控制了产业结构、人均GDP、公共支出规模、人均储蓄、人均财政支出、农牧业占比等控制变量以及县区、年度固定效应。

表16 异质性分析

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | AQI |  | PM2.5 |
|  | 城市数据 |  | 城市数据 |  | 县区数据 |
|  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |  | 年平均值 | 年最大值 | 年均值对数 |
|  | （1） | （2） | （3） |  | （4） | （5） | （6） |  | （7） | （8） | （9） |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | -9.136\*\*(3.626) | -70.158\*\*\*(18.802) | -0.055\*\*(0.026) |  | -9.253\*\*\*(3.373) | -66.074\*\*\*(20.384) | -0.055\*(0.032) |  | -7.619\*\*\*(0.575) | -8.115\*\*\*(0.591) | -0.057\*\*\*(0.009) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×Urlow\_{it}$$ | -9.420\*\*(3.914) | -7.639(17.770) | -0.060\*(0.031) |  | -9.021\*\*\*(3.219) | -57.551\*(30.820) | -0.089\*\*(0.036) |  |  |  |  |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×Rural\_{j}$$ |  |  |  |  |  |  |  |  | -1.211\*(0.673) | -1.691\*\*\*(0.633) | -0.022\*\*\*(0.008) |
| $$Urlow\_{it}$$ | -2.313 | -2.314 | -0.003 |  | -2.897 | -14.060 | -0.015 |  |  |  |  |
| (1.932) | (7.973) | 0.013 |  | (1.815) | (11.134) | (0.021) |  |  |  |  |
| 样本量 | 315 | 315 | 315 |  | 315 | 315 | 315 |  | 2,688 | 2,688 | 2,688 |
| R2 | 0.889 | 0.756 | 0.9245 |  | 0.905 | 0.770 | 0.938 |  | 0.979 | 0.966 | 0.990 |

注：第（1）-（6）列括号内为市级聚类稳健标准误，第（7）-（9）列括号内为县区级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制城市或县区特征、气象条件、狭义“禁煤区”虚拟变量以及城市或县区、年度固定效应。

从表16估计结果可以看出，“禁煤区”的政策效应依然显著存在，但相对于高城镇化的城市，低城镇化率地区政策效应更加强劲。由第（1）-（6）列结果可知，禁煤政策使高城镇化地区的AQI与PM2.5分别平均下降了9.136单位和9.253μg/m3，并在此基础上再降低农村地区AQI指数9.420单位和9.021μg/m3的PM2.5，降幅分别为6.2%和9.3%。上述结果说明，禁煤政策对农业人口占比较大地区的效果也较大，这可能是因该政策实施空间主要集中于农村地区而造成的，但这一结论由于低城镇化率并不一定代表农村范围占比更多，因而需要进一步检验。本文继续利用公式（5）来估计禁煤政策对县级地区的边际效果，结果列于表16第（7）-（9）列中。从估计系数可知，县区级的数据同样显示了显著的政策效应，县在市区与地级市的减排系数之上，进一步降低了AQI和PM2.5分别达到1.211单位和1.691μg/m3。这不仅印证了第（1）-（6）列的结果，也表明乡村地区在禁煤政策中存在更强的治污效果。

七、进一步分析

（一）成本与收益分析

任何环境政策不应仅考虑政策的直接影响，还应估计成本支出以及经济与社会收益。不同于现有文献集中于政府或公共部门层面的讨论，本文从“禁煤”政策影响居民部门生活成本角度，考察家庭取暖用能方式改变带来的费用变化。为了刻画出取暖用能支出，需要使用CHARLS（2015、2018）中家庭燃料取暖费数据[[24]](#footnote-24)，经过价格指数调整后作为被解释变量，数据均经过1%缩尾以剔除异常值。由于散煤用能大多发生在农村地区，故此部分的回归将城乡差别纳入识别方程，构成如下DID和DDD模型：

$monfuc\_{ikt}=α+δHHelec\_{i}∙Post\_{t}+ΓZ+μ\_{i}+η\_{t}+ε\_{it}$ （6）

$monfuc\_{ikt}=α+δ\_{1}HHelec\_{i}∙Rural\_{ik}∙Post\_{t}+δ\_{2}HHelec\_{i}∙Post\_{t}+δ\_{3}HHelec\_{i}∙ Rural\_{ik}+δ\_{4}Post\_{t}∙Rural\_{ik}+ΓZ+μ\_{i}+η\_{t}+θ\_{k}+ε\_{it}$ （7）

其中，$monfuc\_{ik}$表示$i$城市$k$家庭过去一个月的用能费用，由于两次调查时间集中在7至8月，因此这里主要指家庭做饭所用燃料或取暖费用，$Z$为控制变量向量，$μ\_{i}$、$η\_{t}$、$θ\_{k}$分别为地级市、时间固定效应以及农村虚拟变量，本文关注的是两式中的$δ$和$δ\_{1}$，因为其分别捕获了政策效应与城乡差异。

此外，尽管禁煤政策的空气污染治理效果非常显著，但对于人体健康的影响有待检验，因而本文利用CHARLS（2015、2018）两期数据，考察实行清洁取暖改造工程之后对处理组城市45岁及以上调查对象罹患肺部疾病的概率有何变化。被解释变量为调查中关于肺部疾病问题的回答项，回答“是”为1，“否”为0，依然将“2+26”城市作为处理组，将周边一二阶邻近城市的调查样本作为控制组，除控制了年份、地级市、农村固定效应外，回归中加入了被调查者个体生活习惯或体质特征，包括是否有吸烟史、过去一年是否饮酒、过去一年是否住院等控制变量，以排除被调查者个人自身健康以及家庭室内污染的影响，模型设计同式（6）、（7），回归结果见表17。

表17 “禁煤区”政策与家庭燃料支出、肺部疾病

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 月燃料费（对数） |  | 年取暖费（对数） |  | 肺部疾病发病率 |
|  | （1） | （2） |  | （3） | （4） |  | （5） | （6） |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | 0.178\*\*\*(0.002) | 0.024(0.015) |  | 0.101\*\*(0.007) | 0.109\*(0.010) |  | -0.012\*\*(0.006) | 0.005(0.010) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×农村$$ |  | 0.164\*\*(0.005) |  |  | -0.054\*(0.004) |  |  | -0.032\*\*(0.012) |
| 样本量 | 14,244 | 14,244 |  | 3,885 | 3,885 |  | 6208 | 6194 |
| R2 | 0.104 | 0.160 |  | 0.3826 | 0.4638 |  | 0.030 | 0.032 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归（1）-（4）中已控制是否有管道煤气或天然气、是否带供暖设备（不包括土暖气和可制暖的空调)以及年份、地级市、农村固定效应，干扰项聚类到家庭-年份层面；回归（5）、（6）中已控制吸烟史、饮酒、住院虚拟变量以及年份、地级市、农村固定效应。

如表17第（1）、（2）列的结果所示，“禁煤区”内家庭月度燃料费用平均上涨了19.5%左右，但这种上涨只存在于农村，农村家庭平均上涨17.8%，而城市家庭的燃料费用并未有明显变化。这一结果说明，农村地区能源转换所带来的家庭费用负担明显增加，而城市地区由于本身基础设施较为完善，而且大部分家庭早年已完成煤改气（电）改造，地区天然气（或电能）用户数的增加带来边际成本下降。而结合调查时间发现调查集中在夏季进行，因此燃料费用可能更多代表的是家庭烹饪等用能支出，但我们以为在禁煤政策实行之后，家庭各种用能渠道均受到影响，因此考察家庭日常能源消费也是合理的。另一方面，因烹饪只占家庭用能的一部分，考察非采暖季的燃料费用可能存在低估，实际家庭用能费用月平均值上涨幅度会高于本文所估计数值，而这说明禁煤政策导致家庭用能成本上升是一个可以接受的事实。

本文考虑到禁煤政策在很大程度上影响冬季取暖的燃料选择，故再利用CHARLS调查中关于年度取暖费的数据作为被解释变量进行式（6）、（7）回归，而这一调查问题主要关注集中供暖费用。表17第（3）、（4）列结果显示，在DID回归中，交乘项$“禁煤区”×Post\_{t}$的系数显著，说明禁煤政策确实提升了10%左右的政策区集中供暖价格，而在DDD回归中，农村地区的家庭集中供暖费用涨幅低于城镇地区，我们认为这是易于理解的：由于绝大部分农村地区没有实现集中供暖，所以集中供暖的成本上升幅度低于城镇地区，这与家庭层面的“月燃料费”形成对照并互相佐证，即：在家用散煤维度，农村家庭的费用提升高于城镇家庭，而在集中供暖维度，城镇家庭提升幅度高于农村家庭，两个结论统一于同一逻辑——燃料费用在更多使用家用燃料取暖的农村地区提升更明显，而集中供暖费用在城镇地区涨幅更明显，两类费用上涨分别更显著地体现在相关用能场景中。

居民健康方面，如表17如第（5）、（6）列的结果所示，禁煤政策显著降低了区内中老年人罹患肺部疾病的概率，平均处理效应为1.2个百分点。因此，本文的假说2得到验证，但政策效应显著集中在农村地区，说明农村作为政策实施的重点，禁煤使其获得了更明显的局部空气质量变化；另一方面，在农村人口平均健康水平相较城镇更为薄弱的背景下，空气质量改善会产生更高的边际健康改善。

（二）居民主观感受变化

继检验空气治理的健康效应之后，另一个值得关注的问题是“禁煤区”这种环境政策对于居民主观感受的影响，即是否使居民产生环境治理的“获得感”。首先，本文以微观调查的追踪数据为基础进行居民主观感受的测度，分析农村住户主观感受的政策效应。本部分主要摘取了CHARLS（2015、2018）近两轮与本研究相关的满意度调查问题，按照回答选项序号赋值，去除选择“不清楚”或“不了解”选项的回答样本，利用DID与DDD模型考察家庭有关满意度的变化趋势。回归中除城市、年份和农村固定效应之外根据数据类型控制了其他有关变量，相较于居民健康回归又加入了已婚为1，单身为0的婚姻状态变量，以及上过高中为1，否则为0的教育水平变量。回归模型与式（6）、（7）类似。其次，本文利用分组虚拟变量与三重差分项交乘检验居民对健康和生活感受随污染改善而变化的逻辑，具体而言，就是建立两种分组指标：第一种是是将每个城市2015年和2018年的空气质量（AQI）做差，将差值高于中位值的城市定义为空污明显改善城市，反之为非明显改善城市；第二种是将每个家庭2015年和2018年月度燃料费做差，将差值高于中位值的家庭设定为燃料费显著增长家庭，反之为非显著增长家庭，具体模型如式（8）：

$dos\_{ikt}=α+δ\_{1}HHelec\_{i}∙Rural\_{ik}∙Post\_{t}+λ\_{1}HHelec\_{i}∙Rural\_{ik}∙Post\_{t}∙A\_{i}+λ\_{2}A\_{i}+δ\_{2}HHelec\_{i}∙Post\_{t}+δ\_{3}HHelec\_{i}∙Rural\_{ik}+δ\_{4}Post\_{t}∙Rural\_{ik}+ΓZ+μ\_{i}+η\_{t}+θ\_{k}+ε\_{it}$ （8）

其中，被解释变量$dos\_{ikt}$为居民满意度指标；$A\_{i}$为分组变量，若该家庭处于重污染城市或空污明显改善城市或为燃料费显著增长家庭，则相应的分组虚拟变量为1，反之为0。我们根据相应满意度指标加入了不同的分组变量，具体结果如表18所示。

从回归结果第（1）、（3）、（5）列可以看出，政策区居民对空气质量和自身健康总体持显著的肯定态度，尤其是对于自身健康变化感受明显。加入城乡差别后，本文发现相关满意度变量的改善主要集中在农村地区，农村居民对空气质量、自身健康以及生活满意度的提升显著高于城镇地区，这主要是由于农村为散煤燃烧的主要发生地，禁煤政策在改善空气质量的同时，也深远地影响着农村居民民生状况。在第（7）列中，本文将空污明显改善城市组虚拟变量加入模型，模型中$λ\_{1}$捕获的是农村中空污明显改善地区相对其他地区的健康变化差异，结果显示空气质量明显改善地区的农村居民对自身健康变化的满意度显著提升，这验证了本文关注的居民主观健康感受提升来自于空污的明显改善。

在表18第（8）-（9）列有关生活满意度的调查中，本文发现农村生活满意度相较于城市大幅提升。我们认为，本文所关注政策实施范围和政策效果都主要体现在农村地区，而城市空污问题更为复杂，空气质量提升显著性低于农村，同时本文研究中也发现城市居民承担了集中供暖过程中燃煤费用的上涨成本，因此城市居民的获益感较低，生活总体满意度可能因此有所下降。在第（10）列中，我们将空气改善和燃料费增长虚拟变量同时加入到对生活满意度的回归中，结果显示含空气污染改善变量交乘项的系数显著为正，表明空气质量提升是农村居民总体生活满意度提升的重要原因，而含燃料费增长的交乘项系数方向为负且不显著，说明燃料费上升可能在一定程度上阻碍了居民生活满意度改善，但需要寻找更加稳健的证据。

由此可见，尽管禁煤政策给农村家庭带来了更高的用能成本（Wang et al,2020），但同时降低了肺部疾病的发生概率。在权衡政策导致的环境改善与用能方式变化带来的成本之后，农村地区居民具有正向变化的主观感受，证明“禁煤”政策具有正向的净效益，这为政策执行提供了坚实的民意基础。由此，本文假说3得到验证。

表18 “禁煤区”政策与居民主观满意度

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 空气质量满意度 |  | 健康满意度 |  | 主观健康变化 |  | 生活满意度 |
|  | (1) | (2) |  | (3) | (4) |  | (5) | (6) | (7) |  | （8） | （9） | （10） |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}$$ | 0.061\*(0.034) | 0.025\*（0.102） |  | 0.064\*(0.037) | -0.077(0.073) |  | 0.046\*(0.027) | -0.028(0.051) | 0.032(0.098) |  | 0.067\*(0.039) | -0.070\*\*(0.030) | -0.147\*\*\*(0.019) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×农村$$ |  | 0.202\*(0.116) |  |  | 0.154\*(0.089) |  |  | 0.104\*(0.060) | -0.076(0.116) |  |  | 0.088\*(0.048) | 0.339\*\*\*(0.017) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×农村×空污改善$$ |  |  |  |  |  |  |  |  | 0.314\*\*(0.130) |  |  |  | 0.157\*\*\*(0.022) |
| $$“禁煤区”×Post\_{t}×农村×燃料费增长$$ |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  |  | -0.060(0.055) |
| 样本量 | 2,850 | 2,848 |  | 5,703 | 5,703 |  | 5,527 | 5,259 | 4,468 |  | 8,384 | 8,384 | 7,968 |
| R2 | 0.025 | 0.062 |  | 0.092 | 0.087 |  | 0.112 | 0.129 | 0.117 |  | 0.165 | 0.111 | 0.062 |

注：括号内为市级聚类稳健标准误；\*\*\*、\*\*和\*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著；回归中已控制吸烟史、饮酒、住院、婚姻状态、教育水平虚拟变量以及年份、地级市、农村固定效应。

八、研究结论与政策建议

近二十年来，随着人民生活水平的不断提高，燃煤逐渐成为中国农村居民家庭用能的主要形式，但由于家用散煤燃烧质量差使其成为空气污染的重要来源。本文基于国务院在“攻坚行动方案”中提出的广义“禁煤区”政策，利用空气质量监测和家庭微观调查数据，对该项政策是否改善了区域空气质量以及居民身心健康进行了准实验研究。实证结果显示，“禁煤区”政策显著地改善了政策区空气质量，且对较低城镇化地区或类农村地区的改善效果更大。同时，该政策显著降低了农村地区45岁以上中老年人肺部疾病的发病率，但也使得农村家庭用能成本明显上升。最后，本文利用居民满意度数据进行了分析，发现禁煤政策在一定程度上提升了农村居民对于空气质量、自身健康的满意度，说明此项政策对提升居民获得感具有直接效应。

本文研究的主题和实证结果对区域环境政策具有一定的价值，可为相关政策完善提供参考：（1）控制污染源、减少污染排放是改善空气质量有效手段；（2）在中央“铁腕治污”的背景下，地方政府应进一步加大对能源消费等方面的民生保障设施供给建设，增强群众获得感；（3）虽然取暖补贴给各地方政府带来了一定的财政压力，但就清洁取暖工程的民意效果来看，该政策仍有正向作用，应进一步研究政策细节以尽可能的降低清洁用能转换给居民生活造成的影响，并谨慎制定补贴退坡政策，防止散煤复烧；（4）禁煤政策从环境政策角度考虑固然具有立竿见影的效果，但其特殊性在于深度涉及民生领域，因此优化能源供给结构、降低家用能源消费价格应是根本之道。

**参考文献**

梁若冰，2021：《自然灾害与文化形成——基于黄泛区的研究》，《经济学(季刊)》第3期。

罗知 李浩然,2018：《“大气十条”政策的实施对空气质量的影响》，《中国工业经济》第9期。

汤韵 梁若冰，2018：《能源替代政策能否改善空气质量——兼论能源定价机制的影响》，《中国人口·资源与环境》第6期。

杨继东 章逸然,2014：《空气污染的定价:基于幸福感数据的分析》，《世界经济》第12期。

杨斯悦 王凤 刘娜,2020：《<大气污染防治行动计划>实施效果评估:双重差分法》，《中国人口·资源与环境》第5期。

Barwick, P.J. et al(2018),“The morbidity cost of air pollution: Evidence from consumer spending in China”, SSRN Working Paper, No. 2999068.

Chen, Y. et al(2013), “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* 110(32):12936-12941.

Dell, M.(2010), “The persistent effects of Peru's mining *mita*”, *Econometrica* 78(6):1863-1903.

Ebenstein, A. et al(2017), “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* 114(39):10384-10389.

Fan, M. et al(2020), “The winter choke: Coal-fired heating, air pollution, and mortality in China”, *Journal of Health Economics* 71, <https://doi.org/10.1016/j.jhealeco.2020.102316>.

Fu, S. et al(2022), “Trans-boundary air pollution spillovers: Physical transport and economic costs by distance”, *Journal of Development Economics* 155, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2021.102808>.

Greenstone, M. & T.Gayer(2009), “Quasi-experimental and experimental approaches to environmental economics”, *Journal of Environmental Economics and Management* 57(1):21-44.

He, G. et al(2016). “The effect of air pollution on mortality in China: Evidence from the 2008 Beijing Olympic Games”, *Journal of Environmental Economics and Management* 79:18-39.

He, G. et al(2020), “Straw burning, PM2.5 and death: Evidence from China”, *Journal of Development Economics* 145, <https://doi.org/10.1016/j.jdeveco.2020.102468>.

Ito, K. & S.Zhang(2020), “Willingness to pay for clean air: Evidence from air purifier markets in China”, *Journal of Political Economy* 128(5):1627-1672.

Liu, H. & A.Salvo(2018), “Severe air pollution and child absences when schools and parents respond”, *Journal of Environmental Economics and Management* 92:300-330.

Ma, Z. et al(2019), “Effects of air pollution control policies on PM2.5 pollution improvement in China from 2005 to 2017: A satellite-based perspective”, *Atmospheric Chemistry and Physics* 19 (10):6861-6877.

Mensah, J.T. & G.Adu(2015), “An empirical analysis of household energy choice in Ghana”, *Renewable and Sustainable Energy Reviews* 51:1402-1411.

Sørensen, M. et al(2003), “Personal PM2.5 exposure and markers of oxidative stress in blood”, *Environmental Health Perspectives* 111(2):161-166.

Tang, L. et al(2019), “Substantial emission reductions from Chinese power plants after the introduction of ultra-low emissions standards”, *Nature Energy* 4(11):929-938.

Vigo, D. et al(2016), “Estimating the true global burden of mental illness”, *Lancet Psychiatry* 3(2):171-178.

Wang, J. et al(2020), “Exploring the trade-offs between electric heating policy and carbon mitigation in China”, *Nature Communications*  11, https://doi.org/10.1038/s41467-020-19854-y.

Xue, T. et al(2019), “Declines in mental health associated with air pollution and temperature variability in China”, *Nature Communications* 10(1):1-8.

Yuan, L. et al(2018), “Subjective well-being and environmental quality: The impact of air pollution and green coverage in China”, *Ecological Economics* 153:124-138.

Yun, X. et al(2020), “Residential solid fuel emissions contribute significantly to air pollution and associated health impacts in China”, *Science Advances* 6(44):1-7.

Zheng, S. et al(2019), “Air pollution lowers Chinese urbanites’ expressed happiness on social media”, *Nature Human Behaviour* 3(3):237-243.

Zhong, N. et al(2017),“Traffic congestion, ambient air pollution, and health: Evidence from driving restrictions in Beijing”, *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists* 4(3):821-856.

Zhou, M. et al(2019), “Mortality, morbidity, and risk factors in China and its provinces, 1990–2017: A systematic analysis for the Global Burden of Disease Study 2017”, *Lancet*  394(10204):1145-1158.

1. \* 梁若冰，厦门大学经济学院，邮政编码：361005，电子邮箱：ruobingliang@xmu.edu.cn；王英杰，厦门大学经济学院，邮政编码：361005，电子邮箱：15520190154349@stu.xmu.edu.cn。本文受国家自然科学基金面上项目“基于复杂网络与准实验方法的区域生产网络政策响应研究”（编号72074185）和厦门大学经济学院财政系研究生科研创新项目“内循环视角下福建省自贸区发挥生产网络支点作用的路径研究”资助。感谢匿名审稿人提出的宝贵建议，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 参考中国电力企业联合会2017年发布的《中国煤电清洁发展报告》。 [↑](#footnote-ref-2)
3. 参考河北省强制性地方标准《工业和民用燃料煤》（[DB13/2081-2014](http://www.jianbiaoku.com/webarbs/book/149728/4311790.shtml)）和中华人民共和国国家质量监督检验检疫总局、中国国家标准化管理委员会《商品煤质量民用散煤》（GB34169-2017）。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 参考生态环境部官网（http://www.gov.cn/xinwen/2016-12/13/content\_5147493.htm）。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 参考《2017中国散煤治理调研报告》。 [↑](#footnote-ref-5)
6. 煤炭占52%，木材、农作物秸秆等生物质燃料占48%。 [↑](#footnote-ref-6)
7. 国家大气污染防治攻关联合中心微信公众号《专家解读：目前已基本弄清京津冀及周边地区大气重污染的成因》。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 参见北京市生态环境局网站第一轮北京市PM2.5来源解析（http://sthjj.beijing.gov.cn/bjhrb/index/xxgk69/zfxxgk43/fdzdgknr2/xwfb/607219/index.html）以及天津市生态环境局发布的颗粒物源解析结果（http://news.nankai.edu.cn/mtnk/system/2014/08/24/000198454.shtml）。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 根据计划，将京昆高速以东、荣乌高速以北至廊坊、保定市与北京接壤的县市区之间的区域划定为国家禁煤区（即小禁煤区），其中廊坊市包括广阳、安次、香河、三河、大厂、固安、永清、霸州、廊坊开发区等9个县市（市、区）；保定市包括涿州、高碑店、白沟、定兴、涞水、容城、雄县、易县、徐水等9个县（市、区），要求除煤电、集中供热之外，各地于2017年10月底前完成燃料煤炭“清零”。此外，京津冀区域禁止销售超过三地煤炭质量标准的燃料煤炭。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 《京津冀及周边地区2017年大气污染防治工作方案》《京津冀及周边地区2017-2018年秋冬季大气污染综合治理攻坚行动方案》《北方地区冬季清洁取暖规划（2017-2021年）》。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 即大禁煤区的“2+26”城市，包括北京市，天津市，河北省石家庄、唐山、廊坊、保定、沧州、衡水、邢台、邯郸市，山西省太原、阳泉、长治、晋城市，山东省济南、淄博、济宁、德州、聊城、滨州、菏泽市，河南省郑州、开封、安阳、鹤壁、新乡、焦作、濮阳市，以下简称“‘2+26’城市”。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 根据中央财政支持北方清洁取暖试点城市的现行奖补标准，直辖市每年奖补10亿元，省会城市每年7亿元，地级城市每年5亿元，汾渭平原城市原则上每年3亿元。 [↑](#footnote-ref-12)
13. “‘煤改气’下的保定城：医院向政府求助，农村老人冻得腰疼”（https://www.sohu.com/a/208979420\_658437?\_f=index\_pagerecom\_13）；“失算煤改气：一场处处失利的环保战役”（https://www.sohu.com/a/282830642\_465972）；“河北曲阳煤改气风波——‘批评教育’烧散煤户，有人一夜冻醒5次”（https://www.163.com/dy/article/E32SNTKN05370NXS.html）。 [↑](#footnote-ref-13)
14. 被称为狭义“禁煤区”，相关城市包含北京、天津、烟台、保定、廊坊、石家庄、唐山、邯郸、秦皇岛、邢台、大同、朔州、忻州、阳泉、吕梁、晋中、长治、晋城、临汾、运城、淄博、德州、安阳、郑州、许昌、驻马店、洛阳、漯河、平顶山、新乡、南阳、濮阳、安康、石河子、贵阳、昆明、西宁、南京等，信息来源于我的煤炭网（https://www.mycoal.cn/news/search-htm-moduleid-21-spread-0-kw-%E7%A6%81%E7%85%A4%E5%8C%BA.html）和各地区政府网站。 [↑](#footnote-ref-14)
15. 一种认为在中央政策下达之后制定大气污染防治方案的城市都应视为政策地区（罗知、李浩然，2018），另一种认为政策地区为2013年第一批实施新的《环境空气质量标准（GB3095－2012）》并公开PM2.5等指标的74个试点城市（杨斯悦等，2020）。 [↑](#footnote-ref-15)
16. 参考世界卫生组织网站（https://www.who.int/phe/publications/en/）。 [↑](#footnote-ref-16)
17. 如图1所示。 [↑](#footnote-ref-17)
18. 包含东营、临汾、临沂、周口、商丘、大同、宿州、平顶山、张家口、徐州、忻州 、承德、枣庄、泰安、洛阳、潍坊、秦皇岛、莱芜、许昌、运城等城市。 [↑](#footnote-ref-18)
19. 包含三门峡、亳州、南阳、呼和浩特、宿迁、延安、日照、朔州、朝阳、榆林、淮北、渭南、漯河、烟台、葫芦岛、蚌埠、赤峰、连云港、阜阳、青岛、驻马店等城市。 [↑](#footnote-ref-19)
20. 来自新浪财经新闻：“6亿总理基金弄清雾霾成因了吗？环境部部长谈3大成因”（http://finance.sina.com.cn/roll/2019-03-11/doc-ihsxncvh1641244.shtml）。 [↑](#footnote-ref-20)
21. “小散乱污”企业重点是有色金属熔炼加工、橡胶生产、制革、化工、陶瓷烧制、铸造、丝网加工、轧钢、耐火材料、炭素生产、石灰窑、砖瓦窑、水泥粉磨站、废塑料加工，以及涉及涂料、油墨、胶黏剂、有机溶剂等使用的印刷、家具等小型制造加工企业。 [↑](#footnote-ref-21)
22. VOCs指挥发性有机物，重点行业包括石油化工，医药、农药等化工类，汽车制造、机械设备制造、家具制造等工业涂装类，包装印刷等，VOCs治理包括大力推广使用低VOCs含量原辅材料，配套改进生产工艺，全面实施泄漏检测与修复（LDAR），严格控制储存、装卸损失排放，优先采用压力罐、低温罐、高效密封浮顶罐等降低或避免VOCs排放的措施。 [↑](#footnote-ref-22)
23. 国家大气污染防治攻关联合中心微信公众号《专家解读：目前已基本弄清京津冀及周边地区大气重污染的成因》。 [↑](#footnote-ref-23)
24. 参见CHARLS调查（2015、2018）中的问卷问题ge009\_3、ge0010\_3。 [↑](#footnote-ref-24)