

# 雾霾下的美食经济

## ——空气污染与居民外出就餐行为

息晨 尹雪晶 刘晓鸥 朱晨\*

**摘要** 恶劣的空气质量从各方面影响着人类的社会经济行为,但尚缺乏其对居民外出就餐影响的全面系统考察。本文使用中国一家知名连锁餐厅2015年微观就餐记录大型数据,系统分析了空气污染对居民外出就餐第一阶段“去不去吃”及第二阶段“吃什么、吃多少”两阶段决策的影响。分析结果表明,空气污染在第一阶段中显著减少了外出就餐居民人数,这导致2015年北京市餐饮业线下收入损失达3.07亿元。在第二阶段中,其增加了就餐居民的食物消费与能量摄入量,这弥补了3.10%的第一阶段损失。此外,空气污染对第二阶段的影响在不同居民群体中存在差异,消费越多、摄能越高的人群受空气污染影响的强度越大。本文的结果意味着评估空气污染导致的餐饮业经济成本应综合考虑外出就餐的两个阶段,忽略第二阶段的补偿作用将导致结果被高估。

**关键词** 空气污染 食物消费 能量摄入

### 一、引言

近年来,中国严重的空气污染问题受到了社会各界的广泛关注。生态环境部发布的《2017年中国环境状况公报》显示,2017年全国338个地级及以上城市中,239个城市空气质量超标,超标城市比例达70.7%。338个城市发生重度污染2311天次,严重污染802天次<sup>①</sup>。“空气污染”一词2011年百度指数年均值为311,2017年则跃升至643,反映了我国居民对空气质量状况的密切关注。“蓝天白云”事关人民的美好生活需要、美丽中国建设及国民经济可持续高质量发展,中国政府高度重视大气污染治理工作。国务院印发的《打赢蓝天保卫战三年行动计划》指出,经过2018—2020年三年的努力,力求大幅减少大气污染物排放量,明显减少空气重污染天数、改善环境空气质量,以增进人民的蓝天幸福感。

现有研究表明,空气污染不但对居民的生理和心理健康具有显著的负面影响(Chen

\* 息晨,清华大学经济管理学院, E-mail: xic20@mails.tsinghua.edu.cn; 尹雪晶,中国农业大学经济管理学院, E-mail: yinxuejing@cau.edu.cn; 刘晓鸥,中国人民大学农业与农村发展学院, E-mail: xiaou2010@gmail.com; 朱晨,中国农业大学经济管理学院、北京食品安全政策与战略研究基地(FSP), E-mail: zhuchen@cau.edu.cn 通讯地址:北京市海淀区清华东路17号中国农业大学经济管理学院, 邮政编码:100083。感谢2018年中国留美经济学会(CES)年会与第十三届香樟经济学Seminar(上海)与会学者对本文的宝贵意见。感谢匿名审稿人对本文提出的宝贵意见和中肯建议,但文责自负。

<sup>①</sup> 参与评价的PM<sub>2.5</sub>、PM<sub>10</sub>、CO、SO<sub>2</sub>、NO<sub>2</sub>及O<sub>3</sub>六种污染物浓度均达标,则空气质量达标。空气质量指数(AQI)在201—300为空气重度污染,大于300为严重污染。

等 2013a; Ebenstein 等 2017; Chay 和 Greenstone 2003; Currie 和 Neidell 2005; Knittel 等 2016; Anderson 2015; Chen 等 2018; Zhang 等 2017a) ,还影响着人类社会经济活动的方方面面。例如,空气污染会降低劳动者的劳动生产力(Zivin 等 2012; Chang 等 2016; He 等 2019) ,会影响学生的认知能力并降低其学业表现(Stafford 2015; Ebenstein 等 2016; Chen 等 2017a) 恶劣的空气状况还会导致城市暴力犯罪事件的增加(Herrnstadt 和 Muehlegger 2015; Bondy 等 2018) 以及影响城市房价(周梦天和王之 2018) 。但到目前为止,此类研究多依赖以问卷调研方式得到的“静态”数据,考察空气状况对过去某一时点或某段时间的延时影响,鲜有分析空气污染如何即时影响个体决策行为的相关研究。“静态”数据多是受访者对较长时间内相关情况的回忆与总体评价,难免会模糊某一时点上的特定信息,一定程度上将影响因果关系的准确识别。在本文中,我们将使用一套高时间分辨率的居民外出就餐记录数据,考察空气质量对居民外出就餐决策的全过程影响,增进我们对空气污染影响个体决策行为的认识。

我们选择居民外出就餐行为作为研究对象的主要原因有如下两点:第一,消费者的外出就餐行为是国外经济学、管理学、市场营销学等领域的研究热点(Stewart 等 2005; Cai 等 2009; Hock 和 Bagchi 2018) ,但由于受到数据限制,此类研究在国内仍然较少,本文将抛砖引玉,推进相关研究的展开。改革开放后的经济发展带来了人民生活质量的改善,我国居民的食物消费观念经历了从“吃得饱”到“吃得好”的转变。餐桌上的食物除满足充饥之需外,更被大众赋予了安全、健康、美味的期盼。伴着“舌尖经济”的兴起,时间灵活、服务热情、菜品可口的外出就餐方式正越发成为大众热衷的选择。此外,外出就餐为城市居民提供的“面对面”的社交机会对通过沟通与他人建立紧密的社会网络、增加社会互动,进而促进城市的知识溢出以及人力资本积累具有重要意义(郑思齐等 2016) 。因而,本文对居民外出就餐的空气摩擦影响分析,将有助于从个人福利、居民健康及城市发展视角理解居民的就餐决策。第二,据国家统计局数据,2017年我国餐饮行业收入接近4万亿元,同比增长10.7%。餐饮业是国民经济58个大行业、200多个子行业中为数不多的保持两位数增长的行业,已成为国民经济不可忽视的重要组成。分析空气污染对居民外出就餐全过程的影响,对从产业角度准确评估空气污染导致的经济成本、厘清治理空气问题的潜在收益具有重要的现实意义。

居民的外出就餐过程涉及两阶段决策:第一阶段为是否外出就餐,即“去不去吃”的决策,以及第二阶段在餐厅内进行的就餐食物种类、数量即“吃什么、吃多少”的决策(张彩萍和白军飞 2010) 。尽管鲜有直接考察影响就餐第一阶段决策的相关研究,但现有的大量文献表明,温度、降水、风速、空气等气象“大环境”因素对居民消费行为有显著影响。Tran(2016)发现,在5%气象条件最恶劣的日子,户外体育用品商店的每日销售额下降了近20%。Zhang等(2017b)基于中国的研究表明,空气质量指数(AQI)每增加100点,网上商店的食品销售额会增加5%,在一定程度上揭示了空气状况恶劣时居民倾向于采取规避污染影响的替代性消费行为。居民第二阶段决策很大程度上受餐厅内“微环境”影响。研究表明,就餐时餐厅播放的背景音乐、餐厅灯光、餐厅气味以及周围环境温度不同程度地影响着消费者的菜品选择、就餐量及卡路里摄入量(Stroebele 和 De Castro 2004 2006; Wadhwa 等 2008; Westerterp-Plantenga 等 2002) 。对于空气质量而

言,其不仅直接影响居民外出就餐的第一阶段决策,由于其对个体行为影响的短时持续效应<sup>①</sup>,其也可能影响居民“餐厅内”的第二阶段决策。

郑思齐等(2016)创新地使用大众点评数据,初步探讨了空气质量对外出就餐居民人数及居民用餐满意度的影响,但其研究中仍有相当的不足。首先,限于数据可得性等因素,她们仅分析了空气质量对居民外出就餐第一阶段的影响,缺乏对第二阶段影响的考察。此外,其对第一阶段分析结果的可靠性严重依赖于假设:每日线上点评的消费者数量占消费者总量比重基本不变。因不同居民群体间异质性的存在,此假设很难满足。由于存在以上问题,以其结果定量评估空气污染导致的餐饮业经济成本将是偏的。Sun等(2019)对空气污染的居民外出消费影响进行了进一步探索,发现空气污染显著降低了外出就餐的居民人数。但与郑思齐等(2016)类似,他们仍缺乏对外出就餐居民“餐厅内”消费行为的影响分析。本文中,我们使用订单层面的就餐记录数据,在一个框架内分析空气污染对居民外出就餐两个阶段的全过程影响。以连锁餐厅为样本,分析空气污染对居民外出就餐行为的影响也为范围更广的类似分析提供了有益借鉴。本文的样本选择与研究设计可较好地解决现有研究中存在的相应问题。

本文使用国内一家知名连锁餐厅2015年顾客就餐记录数据及环境部发布的小时层面空气质量数据,通过规范的实证分析系统考察空气污染对居民外出就餐两阶段决策的影响,提供了真实就餐环境下空气污染影响居民就餐行为的证据。研究结果表明,空气污染显著降低了居民的外出就餐意愿,但对于在糟糕空气条件下仍选择外出就餐的居民,空气污染促进了其就餐消费及能量摄入。据估算,因空气污染导致的外出就餐人数减少使2015北京市餐饮业线下收入损失了3.07亿元,但第二阶段就餐居民消费的增加弥补了3.10%因就餐人数减少导致的损失。此外,空气污染对就餐第二阶段的影响存在“正反馈”特征,即消费越多、摄能越高的人群受空气污染的影响程度越强。对于两个阶段分析中空气质量变量可能是内生变量的问题,我们使用以往研究中广泛使用的气溶胶光学厚度(Chen等,2013b)和空气流动系数(沈坤荣等,2017;陈诗一和陈登科,2018;Shi和Xu,2018)作为空气污染的工具变量,内生性检验无法拒绝空气污染是外生变量的原假设。对于就餐第二阶段分析中可能存在的居民外出就餐自选择(self-selection)问题,我们使用间接方式进行检验,结果表明在我们的分析中样本自选择问题并不严重。

本研究的创新与主要贡献有如下几方面:第一,本文的研究结论有助于准确评估空气污染导致的餐饮业经济成本,认识治理空气问题的潜在收益,对推进相关环境法规的制定具有积极的政策意义。定量评估空气污染对餐饮业的经济成本应综合考虑其对居民外出就餐第一阶段及第二阶段的影响,但之前的研究往往缺乏空气质量对就餐第二阶段影响的分析。本文研究表明,若忽略第二阶段空气污染对居民“餐厅内”食物消费的补偿作用,可能会高估空气污染导致的餐饮业经济成本,产生估计结果偏差。第二,本文使用翔实的大型微观数据系统考察了空气污染对居民外出就餐的影响,通过首次

<sup>①</sup> Chew等(2018)的“自然—实验室”实验表明,当被试者从空气糟糕的室外进入室内后,其行为仍会受到空气污染的影响,证明了空气污染对被试者行为影响的短时持续性。

提供了真实就餐环境下空气质量影响居民第二阶段就餐决策的证据,丰富了“空气—现实经济活动”一类研究文献,尤其是目前探讨较少的空气质量对居民消费行为的影响。第三,本文为空气污染影响人类行为的理论机制探讨(如 Chew 等 2018)提供了实证证据,有助于从理论与现实角度全面认识空气污染对人类社会、经济活动的影响。此外,本文对于居民认识空气污染时其偏离理性决策的行为偏差(behavior bias)树立健康的消费观念,对于餐饮企业在空气质量较差时适当调整营销策略,也具有一定启发意义。

本文接下来的部分安排如下:第二部分介绍空气污染影响居民外出就餐两阶段决策的理论背景;第三部分介绍本文所用数据并展示描述性统计结果;第四部分为本文的实证策略,并详述对潜在的内生性问题的处理;第五部分展示实证结果并进行讨论;第六部分进行稳健性检验并分析空气污染对不同类别居民影响的异质性;最后一部分是文章结论。

## 二、理论背景

按照传统的成本—收益分析框架,居民进行外出就餐第一阶段决策时,应综合考虑外出就餐的成本与收益。对于理性的居民,只有在收益大于成本时才应该选择外出就餐。近年来兴起的 behavioral economics 研究是对成本—收益分析的进一步补充。Chew 等(2018)发现,暴露在空气污染环境下导致个人更加厌恶风险、面对获利不确定的决策时模糊厌恶程度增加,且恶劣的空气环境将降低个人的亲社会性<sup>①</sup>,这意味着在空气较差时,居民可能更倾向于不选择外出就餐,转而采取其他就餐方式。He 等(2017)使用 2012—2014 年间在中国主要城市上映的 829 部电影的票房数据,分析空气污染对居民电影消费的影响。研究结果表明,空气污染对上座率及票房均有显著负向影响,空气污染的日子里观影人数平均减少 3%,票房收入平均减少 4%。此研究提供了空气污染对居民外出消费意愿具有负面影响的证据,意味着其可能也会类似地减少外出就餐的居民人数,即影响居民的就餐第一阶段决策。

空气污染将从几方面影响居民第二阶段“吃什么、吃多少”的决策。首先,对于在恶劣的空气条件下仍选择外出就餐的居民,从出发至抵达餐厅过程中雾霾对身体健康的损害是其第二阶段决策的沉没成本。对居民而言,第二阶段的理性决策应考虑先前已付出的沉没成本。但行为经济学的相关研究,如 Kahneman 和 Tversky(1979)提出的前景理论(prospect theory)及 Baliga 和 Ely(2011)提出的有限记忆(limited memory)模型表明,受沉没成本的影响,个人倾向于在后续行为中通过各种方式“补偿”已付出的沉没成本,这将导致后续的非理性决策行为。在本文的情境中,居民可能通过就餐时消费更多的食物等方式弥补空气污染产生的沉没成本。其次,空气污染将在短期与长期内影响人类大脑的认知功能。污染空气中可吸入颗粒物进入人体的肺部,影响人体的血液循环过程并降低血细胞的携氧能力,短期内这将增加各种呼吸系统疾病的发病率(Pope

<sup>①</sup> Chew 等(2018)对空气状况影响人类行为的临床医学、心理学背景进行了详尽的综述,详细内容可阅读他们的文章。

等,1995; Pope 和 Dockery 2006)。此外,由于大脑耗氧量占据了人体总耗氧量的绝大部分比例,上述过程将在长期对大脑功能产生持续的负面影响,导致长期内个体认知能力的下降(Calderón-Garcidueñas 等 2008)。短期暴露在恶劣空气环境下导致的个体认知能力下降可能会使居民无法有效监管个人的就餐过程,这种自我控制(self-control)能力的下降将导致居民的饮食过量。另外,空气污染会通过影响居民情绪影响其食物消费行为。大量研究发现,恶劣的空气质量直接与居民紧张、焦虑等的负面情绪相关联,如 Zhang 等(2017a)发现空气污染显著提高了居民的抑郁倾向。以往研究认为,负面情绪与食物选择之间的关系为“心情越糟糕,吃得越不健康”,情绪低落的居民通常倾向选择高热量、高脂肪的快餐食物(Garg 等 2007)。不同类型的负面情绪对食物消费的影响存在着差异,这与负面情绪的强度等因素有关<sup>①</sup>。Gardner 等(2014)发现,心情悲伤的个人会增加放纵性的食物消费,这起到了对负面情绪的调节作用。而当面临压力时,美味的食物会刺激人体内类鸦片(opioid)物质的释放,这将增加食物对个人的奖励价值,进而导致潜在的食物过量摄入(Adam 和 Epel 2007)。

总体来看,出于风险规避的考虑,空气污染时选择外出就餐的居民人数将较空气状况较好时有所减少。但对于在恶劣空气条件下仍外出就餐的居民,其食物消费、卡路里摄入量可能较平时反而有所增加。若忽略此部分对空气污染导致的第一阶段经济成本的补偿作用,可能会高估空气污染导致的餐饮业损失。

### 三、研究数据与描述性统计

本文所使用的数据由如下几部分构成:居民外出就餐数据来自一家中国知名连锁餐厅,数据集包含了2015年全年此餐厅在北京市、上海市、天津市、广州市及深圳市5个城市共55个门店的居民就餐记录数据,经剔除不合逻辑及极端值样本后用于分析的样本量为1624106<sup>②</sup>。北京市与上海市门店占据了其中的大多数,分别为36家及12家。天津市、广州市与深圳市门店数量分别为4家、1家与2家。五城市样本量占总样本量比重分别为74.25%、16.94%、4.81%、2.00%与1.99%。此数据库包含有丰富的居民外出就餐信息,为考察在真实环境下空气污染对居民就餐行为的影响提供了极好的数据基础。其记录了居民每单用餐的就餐人数、就餐消费、开台时间、结账时间以及所点菜品等详细信息。根据每单用餐的开台时间及结账时间,我们经计算得到每单就餐的持续时间。依据每单所点具体菜品,结合餐厅提供的菜品配料表,我们可得到居民每单用餐的卡路里摄入情况,藉此分析空气污染对居民外出就餐能量摄入的影响。本文就餐数据库有如下两点独特之处:其一,数据库变量信息翔实,且度量准确、可信度高。由于缺乏相应的微观数据,以往有关环境因素对居民就餐影响的研究大多使用来自大众点评网、Yelp.com 等的第三方消费点评网站数据(郑思齐等 2016; Bakhshi 等, 2014; Sun 等 2019),将点评数量、就餐评分作为外出就餐人数、就餐满意度的代理变量,

① 详细分析请参见 Macht(2008)关于情绪对饮食影响的讨论。

② 我们剔除了不在餐厅营业时间内的样本、就餐时间低于5分钟或高于169分钟的样本,以及人均就餐消费低于20元或高于729元的样本。

此种方式下研究结果很大程度上受到不可观测的消费者点评行为的影响。更为重要的是,使用第三方点评数据无法获知居民在“餐厅内”就餐决策情况,无法分析空气污染对居民外出就餐第二阶段决策的影响。本文使用由餐厅提供的,其通过电子设备记录的每单就餐数据,充分保证了数据的准确性。此外,就餐数据库的长时间跨度、丰富的就餐情况变量,为分析空气状况对就餐第二阶段影响提供了充分的微观数据基础,填补了以往研究中的数据空白。其二,就餐数据库具有高时间分辨率特征。由于高质量微观数据的缺乏,现有探讨空气污染对居民社会经济行为影响的文献中,多使用天、月、年等层面数据进行分析。外出就餐作为一种短时经济行为,居民的就餐决策往往是在很短时间内做出的,其对即时的环境状况非常敏感。因而,使用时间分辨率更高的小时层面数据进行分析有助于捕捉更为丰富的信息。本文就餐数据库记录了精确到分的每单开台时间、结账时间信息,将其与小时层面空气质量数据相匹配,可在精细的小时层面探讨空气污染对居民外出就餐行为的影响。

本文的空气质量数据为中国环境监测总站(China National Environmental Monitoring Centre, CNEMC)与北京市环境保护监测中心(Beijing Municipal Environmental Monitoring Center, BEMEC)发布的2015年每日小时层面各监测站空气质量监测数据。CNEMC与BEMEC数据库均记录了AQI及PM<sub>2.5</sub>、PM<sub>10</sub>、CO、NO<sub>2</sub>、O<sub>3</sub>、SO<sub>2</sub>六类空气污染指标数据。AQI是根据上述六种空气污染物水平经综合评价得到,用以整体反映空气质量状况的指标,PM<sub>2.5</sub>则是空气污染的最主要来源及公众最为关心的空气污染物。故在本文的主要讨论中,我们使用AQI与PM<sub>2.5</sub>测度空气污染水平,考察其对居民外出就餐行为的影响。CNEMC数据库含有北京市12个监测站点,而BEMEC则包含了更为丰富的35个北京市监测站点。因此,我们使用BEMEC数据库匹配北京市餐厅门店,将CNEMC数据库与上海市、天津市、广州市及深圳市门店进行匹配。依据监测站及餐厅门店地理位置信息,我们首先使用最近距离法,将距餐厅最近的监测站与其进行匹配。在稳健性检验中,我们使用以往研究中广泛使用的反距离加权法(inverse distance weighting method, IDW),通过插值处理匹配监测站与餐厅门店(Deschênes和Greenstone, 2007; Zhang等2017c, 2018),匹配半径分别选取5km与10km。Chen等(2012)以及Ghanem和Zhang(2014)的研究发现,早期中国政府公布的空气数据存在着造假嫌疑,但2010年后空气数据质量已有大幅改善(Zhang和Mu, 2018)。在本文中,我们使用美国驻华大使馆发布的小时层面PM<sub>2.5</sub>数据做进一步的稳健性检验,但其仍存在几点问题:其一是监测城市较少、监测污染物单一。美使馆数据仅包含北京市、上海市、广州市、沈阳市与成都市逐小时PM<sub>2.5</sub>数据,缺少天津市与深圳市的PM<sub>2.5</sub>信息。此外,由于监测数据仅包含PM<sub>2.5</sub>,我们无法对AQI进行类似分析。其二,数据采样地点单一。美使馆空气数据采样点位于使馆附近,但在更广阔的地理区域,如全市层面上,其代表性仍需谨慎对待。

本文的气象变量来自中国气象数据网发布的中国地面气候资料日值数据集(V3.0),此数据集包含了全国824个气象站点温度、降水量、风向风速等信息,在本文中我们用其控制气象因素对居民外出就餐的影响。考虑到温度对居民外出就餐可能的非线性影响,在实证模型中加入了温度的平方项。

表1详细说明了各变量的含义,并展示了描述性统计结果。

表1 变量含义与描述性统计

变量名称	变量含义	最小值	最大值	均值	标准差	样本量
<i>Total_People</i>	该门店该小时总就餐人数(人)	1	195	36.35	31.95	112 182
<i>Per_Spengding</i>	该单就餐的人均消费(元)	20	728	90.69	36.75	1 624 106
<i>Per_Energy</i>	该单就餐的人均卡路里摄入(千卡)	32.74	20 119.36	937.70	813.32	1 624 106
<i>Order_People</i>	该单就餐的人数(人)	1	20	2.46	1.14	1 624 106
<i>Duration</i>	该单就餐的持续时间(分)	6	168	56.64	24.71	1 624 106
<i>Holiday</i>	就餐当日是否是国家法定节假日(1 = 是 0 = 否)	0	1	0.08	0.28	1 624 106
<i>WDPH</i>	该单就餐是否发生在工作日的就餐高峰时段: 周一至周五的 11:00—13:00 或 17:00—19:00 (1 = 是 0 = 否)	0	1	0.50	0.50	1 624 106
<i>AQI_nearest</i>	最近距离法匹配的餐厅 AQI	2	500	112.29	86.67	101 564
<i>AQI_IDW_5 km</i>	5 km 反距离加权法匹配的餐厅 AQI	2.40	500	113.26	86.65	96 504
<i>AQI_IDW_10 km</i>	10 km 反距离加权法匹配的餐厅 AQI	10.38	500	113.14	85.96	87 401
<i>PM2.5_nearest</i>	最近距离法匹配的餐厅 PM2.5( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	1	902	78.69	87.44	100 988
<i>PM2.5_IDW_5 km</i>	5 km 反距离加权法匹配的餐厅 PM2.5( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	1.23	902	79.65	87.87	94 393
<i>PM2.5_IDW_10 km</i>	10 km 反距离加权法匹配的餐厅 PM2.5( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	1.25	817.40	80.13	87.50	81 729
<i>PM2.5_U. S.</i>	美国驻华大使馆发布的逐时 PM2.5( $\mu\text{g}/\text{m}^3$ )	1	722	63.78	69.92	10 151
<i>Temp</i>	该日平均温度( $^{\circ}\text{C}$ )	-7	33.30	17.48	10.17	1 435
<i>Wind_Speed</i>	该日平均风速(m/s)	0.60	7.40	2.32	0.95	1 435
<i>Precipitation</i>	该日是否降水(1 = 是 0 = 否)	0	1	0.20	0.40	1 435
<i>AOD</i>	气溶胶光学厚度* 100	16.50	3273	616.11	705.01	5 073
<i>VC</i>	空气流动系数	3.23	26 036.39	289.87	2 124.72	15 757

## 四、实证分析设计与内生性处理

### (一) 实证模型设定

本文使用高维固定效应模型(high-dimensional fixed effects model, HDFE),通过加入丰富的固定效应控制不随时间变化的遗漏变量,考察空气污染对居民外出就餐两阶段决策的影响。具体地,分析空气污染对居民外出就餐第一阶段决策影响的实证模型设定如下:

$$\begin{aligned}
 Total\_People_{ijt} = & \beta_0 + \alpha_1 Air\_Quality_{ijt} + \beta_1 Holiday_{ij} + W_{ij}\beta_2 \\
 & + \tau_i + \theta_{MoY} + \varphi_{DoW} + \rho_t + \chi_{city}^* \varphi_{DoW} + \varepsilon_{ijt}
 \end{aligned} \quad (1)$$

在上式中,  $Total\_People_{ijt}$  代表餐厅  $i$  在 2015 年第  $j$  天的  $t$  小时内总就餐人数,由该小时内每单就餐人数  $Order\_People$  加总得到。 $Air\_Quality_{ijt}$  代表通过最近距离法与餐厅  $i$  相匹配

的空气质量指标,本文中包括AQI与PM2.5,其估计系数 $\alpha_1$ 是本文最为关心的。模型(1)通过  $Holiday_{ij}$ 控制了假日的影响。为控制气象因素对居民外出就餐的影响,我们加入了一组气象状况向量  $W_{ij}$ ,具体包括当日平均风速、是否有降水、当日平均温度以及温度的平方项变量。 $\tau_i$ 为餐厅固定效应, $\theta_{MoY}$ 为月份固定效应(Month-of-Year FE), $\varphi_{DoW}$ 一周内各天的固定效应(Day-of-Week FE), $\rho_t$ 为一天内各小时的固定效应(Hour-of-Day FE)。此外,我们还加入了城市 $\times$ 一周内各天的固定效应 $\chi_{city} * \varphi_{DoW}$ ,以捕捉各城市居民一周内不同时间对样本餐厅食物需求等因素的变化。我们将标准误聚类在日-门店层面,以允许每日各个门店内部消费者就餐行为的相关性。

空气质量对居民外出就餐第二阶段决策影响涉及食物消费与能量摄入两方面,实证模型形式分别设定如下:

$$Per\_Spending_{pijt} = \gamma_0 + \alpha_2 Air\_Quality_{ijt} + \gamma_1 Duration_{pijt} + \gamma_2 Order\_People_{pijt} + \gamma_3 Holiday_{ij} + W_{ij} \gamma_4 + \tau_i + \theta_{MoY} + \varphi_{DoW} + \rho_t + \chi_{city} * \varphi_{DoW} + \varepsilon_{pijt} \quad (2)$$

$$Per\_Energy_{pijt} = \eta_0 + \alpha_3 Air\_Quality_{ijt} + \eta_1 Duration_{pijt} + \eta_2 Order\_People_{pijt} + \eta_3 Holiday_{ij} + W_{ij} \eta_4 + \tau_i + \theta_{MoY} + \varphi_{DoW} + \rho_t + \chi_{city} * \varphi_{DoW} + \varepsilon_{pijt} \quad (3)$$

在模型(2)与模型(3)中, $Per\_Spending_{pijt}$ 与 $Per\_Energy_{pijt}$ 分别代表 $j$ 日第 $t$ 小时餐厅 $i$ 的第 $p$ 单就餐中居民的人均消费与卡路里摄入量, $\alpha_2$ 与 $\alpha_3$ 是本文主要关心的估计系数。为控制就餐时间对居民食物消费及能量摄入的影响,模型控制了各单就餐的持续时间 $Duration_{pijt}$ 。Hetherington等(2006)发现,与他人一同就餐会影响个人的食物摄入量,为此我们在模型中控制了每单就餐人数 $Order\_People_{pijt}$ 。模型(2)与模型(3)中其他变量含义与模型(1)中相同。同样的,将标准误聚类在日-门店层面。

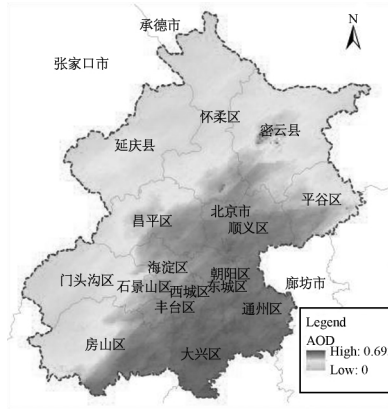
## (二) 内生性问题

上述实证模型的内生性主要来源于两部分:第一部分即空气质量变量可能是内生的,尽管我们加入了丰富的固定效应以控制非时变变量的影响,但若误差项中包含了与空气污染及就餐行为同时相关的变量,则HDFE模型的估计结果仍是有偏的。由于订单层面的数据并不包含消费者的个人特征变量,在第二阶段的分析中遗漏个人特征或造成潜在的遗漏变量偏误。此外,若空气质量指标存在测量误差,也将造成模型的估计有偏。对此,我们使用反距离加权法计算的不同半径范围空气质量变量及美使馆发布的PM2.5信息替换基准模型中最近距离匹配得到的空气指标,以进行相应的稳健性检验。空气质量变量的内生性对外出就餐两个阶段的估计结果都将存在影响。本文中,我们使用工具变量进行高维固定效应—两阶段最小二乘(HDFE-2SLS)估计以缓解此问题。

借鉴以往的文献,我们选取气溶胶光学厚度(aerosol optical depth,AOD)与空气流动系数(ventilation coefficients,VC)作为空气质量的工具变量。AOD可表征无云大气铅直气柱中气溶胶散射造成的消光程度,是大气浑浊度的重要表征。国内外的大量研究表明,AOD与大气污染物如PM2.5、PM10浓度高度相关(Chen等,2013b;林海峰等,2013)。以往研究中,Chen等(2013b)使用AOD作为空气质量的代理变量,一些研究则通过对AOD数据进行反演得到近似的PM2.5数据,以分析空气污染对经济活动的影响



(Chen 等 2017b)。同时, AOD 不会对居民的外出就餐行为产生直接影响, 满足工具变量的排他性要求。图(1a)与图(1b)分别为 2015 年北京市年均 AOD 水平与 PM<sub>2.5</sub> 浓度, 由图可见二者间存在高度相关性。



图( a) 北京市 2015 年年均 AOD 水平

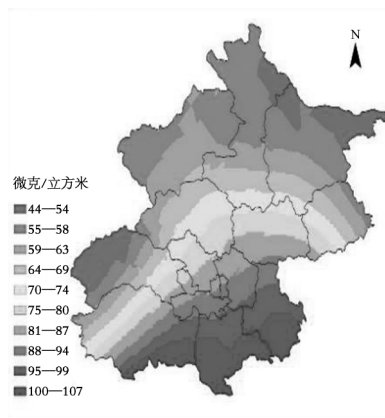


图 1(b) 北京市 2015 年年均 PM<sub>2.5</sub> 浓度

数据来源: 图 1(a) 来自作者计算, 图 1(b) 来自北京市环境保护局<sup>①</sup>。

AOD 数据来自美国国家航空航天局(National Aeronautics and Space Administration, NASA)发布的 MCD19A2 卫星遥感数据库<sup>②</sup>。MCD19A2 数据库以 3 km × 3 km 栅格为基本地理单位, 记录了每栅格的逐日 AOD 水平。借助 ArcGIS 软件, 我们实现了餐厅门店位置与栅格位置的匹配。将餐厅所在栅格和以其为中心的周围 8 个栅格(共 81 km<sup>2</sup>)的 AOD 均值赋给此餐厅, 即得到每个餐厅的逐日 AOD 水平。限于数据成本, 我们只收集了北京市 2015 年全年逐日 AOD 数据, 共计 1 828 个栅格。此外, 由于 Terra 和 Aqua 两颗卫星每日运行轨道的变化, 一些栅格部分日期的 AOD 数据存在缺失, 最终用于匹配

① 详细来源请参见: <http://www.bjepb.gov.cn/bjhrb/xxgk/jgzq/jgsz/jjgigszjzz/xcyjw/607821/index.html>。

② 关于 MCD19A2 数据库的详细介绍, 请参见: [https://lpdaac.usgs.gov/dataset\\_discovery/modis/modis\\_products\\_table/mcd19a2\\_v006](https://lpdaac.usgs.gov/dataset_discovery/modis/modis_products_table/mcd19a2_v006)。

的有效 AOD 数据量为 23 047。

本文使用的第二个工具变量为空气流动系数,此工具变量被广泛应用在以往的研究中(沈坤荣等 2017; 陈诗一和陈登科 2018; Shi 和 Xu 2018)。空气流动系数为风速与大气边界层高度的乘积,通常而言,风速越大则空气污染物的横向扩散越快,大气边界层高度越高则污染物纵向扩散条件越佳。因此,空气流动系数越大,则空气质量越好。空气流动系数作为自然气象条件,理论上不会直接影响居民的外出就餐行为,满足工具变量的外生性要求。本文用于构建空气流动系数的风速及大气边界层高度数据均来自欧洲中期天气预报中心(ECMWF)的 ERA-Interim 数据库<sup>①</sup>。结合我国地级市面域矢量数据,我们使用 ArcGIS 软件将  $0.125^{\circ} \times 0.125^{\circ}$  的气象栅格数据解析至城市层面,与就餐数据库合并后即可构建空气流动系数变量。其中,风速与大气边界层高度数据量分别为 7 300 与 14 600。

本文内生性来源的第二部分为居民的自选择行为,这将影响模型第二阶段的估计结果。上文的理论背景分析表明,空气污染对居民外出消费意愿具有潜在的负向影响,即在空气污染的日子里,大部分居民倾向于采取其他就餐方式以规避恶劣空气的损害。由于我们仅能观察到在恶劣空气时仍外出就餐的居民,这类样本与选择不外出就餐居民的样本间或存在系统性的差异,如他们对本文样本餐厅食物更加偏好、更加爱好风险等,这将导致外出就餐第二阶段的估计结果有偏。对于自选择问题,一般的处理方法是进行 Heckman 两步估计。遗憾的是,由于缺乏居民个人层面的信息,我们无法进行类似的处理。为检验潜在的居民自选择问题是否会对分析结果产生明显影响,我们使用与 Guo 和 Fu (2019) 类似的方式进行间接检验。我们的样本门店均位于购物商场中,门店周围 1km 内分布着大量的写字楼。我们推断在工作日的就餐高峰期,“上班族”将是赴本文样本餐厅就餐的主力军,此时他们的就餐地点选择可能更多考虑到距离上的便利,而非对样本餐厅食物强烈的偏好。如果工作日就餐高峰期样本的消费行为与其他样本没有显著差异,一定程度上说明自选择问题不太严重。具体地,我们生成每单就餐是否发生在工作日、就餐高峰期的虚拟变量  $WDPH$  以及此虚拟变量与空气变量的交叉项  $WDPH * AQI_{nearest}$ 、 $WDPH * PM2.5_{nearest}$ 。在上述模型(2)与模型(3)中分别加入  $WDPH$  与  $WDPH * AQI_{nearest}$  /  $WDPH * PM2.5_{nearest}$  交叉项系数及其显著性即为我们关心的影响差异。

### (三) 空气污染对就餐行为的动态影响

基准模型考察了当日当小时空气质量对居民外出就餐两个阶段的影响,而一些研究表明,空气污染对人类社会经济行为的影响并不仅是即时的,过去的空气质量也会对当下的决策产生影响,缺乏对此类滞后效应的考察或得出不准确或错误的分析结果,影响对相关政策效果的准确评估(Zhang 和 Mu 2018; He 等 2019)。为考察空气污染对居民就餐决策影响是否存在动态滞后效应,我们使用无约束分布滞后(unconstrained dis-

<sup>①</sup> 关于 ERA-Interim 数据库的详细信息,请参见: <https://apps.ecmwf.int/datasets/data/interim-full-daily/levtype=sfc/>。

tributed lag, UDL) 模型进行分析。参照 He 等(2019) 的研究,进行了滞后天数多达 30 日的设定。

#### (四) 空气污染对就餐行为的非线性影响

在基准模型中,我们假定不同程度的空气污染对居民外出就餐的影响是线性的,此处我们允许空气质量的非线性影响,非线性影响的分析结果也将用于后续空气污染对餐饮业影响的评估中。环境部发布的《环境空气质量指数(AQI)技术规定(试行)》<sup>①</sup>根据 AQI 将空气质量分级。具体地  $0 \leq \text{AQI} \leq 100$  时,空气无污染。 $101 \leq \text{AQI} \leq 150$  空气为轻度污染。 $151 \leq \text{AQI} \leq 200$  时,空气中度污染。 $201 \leq \text{AQI} \leq 300$  时,空气重度污染。当  $\text{AQI} > 300$  时,空气严重污染。使用“空气箱”(airquality bins)的设定,以  $\text{AQI} \in [0, 100]$  的空气无污染情况作为参照,灵活考察相较于空气无污染时,不同程度的空气污染对居民外出就餐两阶段决策的非线性影响。

### 五、实证结果

#### (一) 基本结果

表 2 展示了空气污染对居民外出就餐第一阶段及第二阶段影响的估计结果,表 2 中还报告了所有控制变量的估计结果。

在空气污染对居民外出就餐的第一阶段影响上,综合反映空气质量的指标 AQI 每增加 1 点,每小时每个门店就餐人数将减少 0.0032 人,主要的空气污染物 PM<sub>2.5</sub> 每增加  $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ,每小时每个餐厅就餐人数将减少 0.0021 人,上述结果意味着空气污染对居民外出就餐第一阶段“去不去”决策产生显著影响,恶劣的空气带来了外出就餐人数的显著减少,印证了前文的研究猜想。控制变量中,假日显著增加了外出就餐居民人数,相较于非假日期间,若当天为法定节假日,则样本餐厅每小时就餐人数将多 8 人。气象变量中,风速与降水对外出就餐人数有显著的负向影响,印证了气象“大环境”摩擦对居民消费具有消极影响的相关研究。此外,温度的平方项显著估计结果显著,意味着温度与居民外出消费行为间可能存在着较为复杂的非线性关系。空气污染对外出就餐第二阶段影响的结果表明,空气状况变差显著促进了“餐厅内”居民食物消费及能量摄入。具体而言,即时 AQI 每增加 1 点,每单居民人均就餐消费与能量摄入将分别增加 0.0012 元与 0.0704 千卡。PM<sub>2.5</sub> 每增加  $1 \mu\text{g}/\text{m}^3$ ,居民食物消费与能量摄入将分别增加 0.0011 元与 0.0609 千卡。控制变量中,就餐时长与假日就餐显著增加了居民的就餐消费与能量摄入,共同用餐人数的增加则对居民的人均消费与能量摄入具有负向影响。对于气象变量,我们发现除温度显著降低了居民的能量摄入外,其他气象因素对居民食物消费、能量摄入的影响均不显著。如上文所述,居民在“餐厅内”的消费行为可能更多受到灯光、气味等“微环境”的影响,而非外界气象“大环境”的影响。以上分析初步印证了空气污染会对外出就餐第一阶段就餐人数产生负面影响,但其会增加仍选择外出

① 请参见: [http://kjs.mee.gov.cn/hjbhzb/lzwb/jcbbz/201203/t20120302\\_224166.shtml](http://kjs.mee.gov.cn/hjbhzb/lzwb/jcbbz/201203/t20120302_224166.shtml)。

就餐居民的就餐消费与能量摄入,空气污染影响着居民外出就餐的两阶段决策。

表2 HDFE:基本回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Total_People</i>	<i>Total_People</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Energy</i>	<i>Per_Energy</i>
<i>AQI_nearest</i>	-0.0032 <sup>***</sup> (0.001)		0.0012 <sup>**</sup> (0.001)		0.0704 <sup>***</sup> (0.014)	
<i>PM2.5_nearest</i>		-0.0021 <sup>**</sup> (0.001)		0.0011 <sup>*</sup> (0.001)		0.0609 <sup>***</sup> (0.014)
<i>Duration</i>			0.3487 <sup>***</sup> (0.002)	0.3494 <sup>***</sup> (0.002)	6.4736 <sup>***</sup> (0.039)	6.4942 <sup>***</sup> (0.039)
<i>Order_People</i>			-8.4773 <sup>***</sup> (0.043)	-8.5113 <sup>***</sup> (0.043)	-225.8567 <sup>***</sup> (0.900)	-226.7307 <sup>***</sup> (0.914)
<i>Holiday</i>	8.3238 <sup>***</sup> (0.550)	8.0079 <sup>***</sup> (0.550)	1.0611 <sup>***</sup> (0.168)	1.1095 <sup>***</sup> (0.169)	39.7528 <sup>***</sup> (4.709)	40.4817 <sup>***</sup> (4.722)
<i>Temp</i>	-0.0147 (0.035)	-0.0368 (0.035)	-0.0461 <sup>**</sup> (0.021)	-0.0365 <sup>*</sup> (0.021)	-2.2176 <sup>***</sup> (0.491)	-1.9384 <sup>***</sup> (0.495)
<i>Temp</i> <sup>2</sup>	0.0054 <sup>***</sup> (0.001)	0.0060 <sup>***</sup> (0.001)	-0.0019 (0.071)	-0.0513 (0.072)	2.8482 <sup>*</sup> (1.692)	1.8694 (1.712)
<i>Wind_Speed</i>	-0.5805 <sup>***</sup> (0.114)	-0.5251 <sup>***</sup> (0.114)	-0.0299 (0.055)	-0.0199 (0.057)	-0.3624 (1.371)	-0.0973 (1.398)
<i>Precipitation</i>	-1.5778 <sup>***</sup> (0.238)	-1.4651 <sup>***</sup> (0.239)	0.2174 <sup>*</sup> (0.131)	0.2066 (0.132)	3.0414 (2.943)	3.0009 (2.977)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	106 058	105 447	1 539 698	1 523 787	1 539 698	1 523 787
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.659	0.658	0.158	0.158	0.129	0.130

注:(1)\*、\*\*、\*\*\*分别代表在10%、5%、1%水平上显著;(2)括号内为聚类在日-门店层面的聚类稳健标准误;(3)省略了常数项的估计结果;(4)固定效应包括门店、月份、一周内各天、一天内各小时及城市×周几固定效应。

## (二) 内生性处理

本部分对基准模型中可能存在的内生性问题进行处理。如上文所述,基准模型的内生性主要来源于两部分:空气质量为内生变量以及就餐第二阶段的居民行为自选择问题。对于前者,我们使用工具变量法进行HDFE-2SLS估计;对于后者,我们进行间接检验以考察自选择问题的严重性。

### 1. 工具变量法

表3报告了以AOD和CV作为空气质量指标AQI与PM2.5工具变量,使用HDFE-2SLS的估计结果。篇幅所限,表3仅展示了第二阶段的回归结果,省略了第一阶段的回归结果。

对于外出就餐第一阶段的估计,表3中工具变量回归与表2中基准分析结果基本

一致。但在外出就餐的第二阶段,工具变量估计系数相较表2中系数较小,但符号仍然一致。HDFE-2SLS估计的空气污染对外出就餐两个阶段影响均是不显著的。

对工具变量进行弱工具变量检验,结果表明以AOD及CV作为AQI与PM2.5的工具变量时,第一阶段回归稳健F值均在10以上。针对名义显著性水平为5%的弱工具变量检验,Cragg-Donald统计量远超10%真实显著性水平临界值19.93,这避免了可能由于弱工具变量导致的显著性扭曲问题。因此,我们的工具变量选取不存在弱工具变量问题。进行异方差稳健的Durbin-Wu-Hausman检验以检验空气质量变量的内生性,表3中内生性检验p值结果显示,在10%的显著性上无法拒绝AQI与PM2.5为外生变量的原假设,认为空气质量变量为外生变量。使用Hansen J统计量检验工具变量的外生性,在外出就餐第一阶段(1)(2)列估计及外出就餐第二阶段就餐消费(3)(4)列估计中,外生性检验的p值表明在10%显著性水平上无法拒绝工具变量均为外生的原假设,使用AOD与CV作为空气质量的工具变量进行(1)-(4)列的HDFE-2SLS估计是合适的。但在外出就餐第二阶段能量摄入的(5)(6)列分析中,外生性检验在5%显著性水平上拒绝所有工具变量均为外生的原假设。稳健起见,我们使用AOD与CV分别作为AQI与PM2.5的工具变量再次进行HDFE-2SLS回归,内生性检验的结果仍是稳健的<sup>①</sup>。因此,我们无法拒绝空气质量外生的原假设,此时HDFE估计的方差较HDFE-2SLS估计更小,HDFE估计较HDFE-2SLS估计更加有效。我们接受表2中的估计结果,认为空气质量的内生性问题并不严重。

表3 HDFE-2SLS: 第二阶段结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Total_People	Total_People	Per_Spengding	Per_Spengding	Per_Energy	Per_Energy
AQI_nearest	-0.0031 (0.0033)		0.0006 (0.0020)		0.0204 (0.0429)	
PM2.5_nearest		-0.0017 (0.0027)		0.0004 (0.0016)		0.0178 (0.0352)
Duration			0.3466 *** (0.0026)	0.3477 *** (0.0027)	6.4363 *** (0.0597)	6.4708 *** (0.0605)
Order_People			-7.9964 *** (0.0597)	-8.0324 *** (0.0608)	-221.8054 *** (1.3091)	-222.7652 *** (1.3257)
Holiday	8.6894 *** (0.6963)	8.2021 *** (0.6933)	1.1070 *** (0.2051)	1.2005 *** (0.2069)	45.6438 *** (6.1413)	47.3306 *** (6.1399)
Temp	-0.0547 (0.0955)	-0.1631* (0.0928)	0.1025 ** (0.0480)	0.1232 *** (0.0463)	1.8552 (1.1918)	2.2176* (1.1617)

① 篇幅所限,这里省略了相关结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	<i>Total_People</i>	<i>Total_People</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Energy</i>	<i>Per_Energy</i>
<i>Temp</i> <sup>2</sup>	0.0079 *** (0.0030)	0.0114 *** (0.0030)	-0.3061 ** (0.1474)	-0.3979 *** (0.1502)	-6.9218 * (3.7109)	-8.7197 ** (3.7697)
<i>Wind_Speed</i>	-0.8364 *** (0.1903)	-0.7124 *** (0.1990)	-0.0500 (0.0947)	-0.0287 (0.1003)	-1.6784 (2.2640)	-1.2836 (2.3671)
<i>Precipitation</i>	0.4988 (0.6203)	0.7155 (0.6211)	0.0399 (0.3413)	0.0299 (0.3407)	-0.9405 (7.2292)	-1.1199 (7.3292)
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	45 924	45 802	680 435	674 144	680 435	674 144
Cragg-Donald 弱工具 变量检验统计值	7 519.340	1.5e + 04	1.1e + 05	2.3e + 05	1.1e + 05	2.3e + 05
Durbin-Wu-Hausman 内生性检验统计值	1.106	0.754	0.265	0.000	0.006	0.293
内生性检验 <i>p</i> 值	0.2929	0.3851	0.6068	0.9882	0.9399	0.5880
Hansen J 工具变量 外生性检验统计值	2.093	2.074	1.330	1.070	6.000	4.495
工具变量外生性检 验 <i>p</i> 值	0.1480	0.1498	0.2488	0.3010	0.0143	0.0340

注: (1) *AQI\_nearest* 与 *PM2.5\_nearest* 的工具变量为 AOD 与 CV; (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著; (2) 括号内为聚类在日-门店层面的聚类稳健标准误; (3) 省略了常数项的估计结果; (4) 固定效应包括门店、月份、一周内各天、一天内各小时及城市 × 周几固定效应。(5) Stock-Yogo 弱工具变量 10% 真实显著性水平临界值为 19.93。

## 2. 自选择问题的间接检验

若居民外出就餐行为存在自选择,则会对外出就餐第二阶段的估计结果产生影响。我们进行间接检验的想法是将样本划分为工作日就餐高峰期样本与其他样本,检验这两个子样本间第二阶段就餐消费与能量摄入是否存在显著差异。表 4 展示了间接检验的分析结果。简洁起见,我们省略了控制变量的结果。

在表 4 中,我们关心的 *WDPH\* AQI\_nearest* 和 *WDPH\* PM2.5\_nearest* 变量在四个模型中的估计系数均不显著,这意味着无论选择 AQI 还是 PM2.5 作为空气状况的度量,空气污染对居民外出就餐第二阶段影响在两个子样本中均无显著差异,也即潜在的居民自选择行为对外出就餐第二阶段估计结果的影响不大。

表 4 间接检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Energy</i>	<i>Per_Energy</i>
<i>AQI_nearest</i>	0.0008 (0.001)		0.0568 *** (0.019)	

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Spengding</i>	<i>Per_Energy</i>	<i>Per_Energy</i>
<i>WDPH* AQI_nearest</i>	0.0006 (0.001)		0.0232 (0.024)	
<i>PM2.5_nearest</i>		0.0008 (0.001)		0.0540*** (0.021)
<i>WDPH* PM2.5_nearest</i>		0.0003 (0.001)		0.0014 (0.023)
<i>WDPH</i>	-1.5353*** (0.203)	-1.4684*** (0.191)	-56.8691*** (5.048)	-52.7276*** (4.743)
控制变量	加入	加入	加入	加入
固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	1 539 698	1 523 787	1 539 698	1 523 787
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.158	0.158	0.130	0.130

注: (1) \*、\*\*、\*\*\* 分别代表在 10%、5%、1% 水平上显著; (2) 括号内为聚类在日-门店层面的聚类稳健标准误; (3) 省略了控制变量和常数项的估计结果; (4) 固定效应包括门店、月份、一周内各天、一天内各小时及城市 × 周几固定效应。

### (三) 空气污染对就餐行为的动态影响

上文基本结果表明,当日的即时空气质量会对居民外出就餐的两阶段决策产生显著影响,为考察过去几日的空气质量是否会对居民当日的就餐决策产生滞后影响,使用无约束分布滞后进行动态影响分析<sup>①</sup>。

加入滞后 5 天的 AQI 与 PM2.5 变量后,我们发现在外出就餐第一阶段,仅当日的空气质量显著减少了外出就餐的人数,影响系数较基准模型稍大。而在外出就餐第二阶段的就餐消费影响中,当期 AQI 与 PM2.5 对就餐消费影响不显著,滞后一期的空气质量边缘显著地促进了外出就餐居民的就餐消费。当期与滞后一期空气质量均显著增加居民外出就餐的能量摄入,累积效应相较基准模型结果更大(AQI 的累积效应为 0.1059,PM2.5 的累积效应为 0.1205)。我们进行了滞后天数更多的动态效应分析,但未发现更多期滞后天数的显著估计。上述结果表明,空气污染滞后项对外出就餐两个阶段的影响比较微弱,居民的外出就餐行为更多受到当下即时空气质量的影响。因而在后续评估空气污染对线下餐饮业造成的经济影响时,我们以空气污染的即时影响效应作为计算依据,不考虑空气污染的潜在滞后影响。

### (四) 空气污染对就餐行为的非线性影响

此部分中我们依据环境部官方的空气质量标准,将 AQI 划分为不同的区间,以允许

① 我们进行了滞后天数为 5—30 日的动态影响分析。篇幅所限,省略了此部分的结果,感兴趣的读者可以向作者索取。

不同严重程度的空气污染对居民外出就餐的差异性影响,此处的估计结果为下文的经济影响评估提供了参数基础<sup>①</sup>。

分析表明,不同污染程度的空气污染对居民外出就餐两个阶段的决策产生了显著的影响,随着污染程度的增加影响效果逐渐加强。相较于空气无污染情况,轻度、中度与重度污染显著减少了外出就餐的居民人数。而在外出就餐第二阶段,仅严重污染对外出就餐消费有显著的促进作用,而几乎所有程度的空气污染均增加了居民就餐的能量摄入。

### (五) 空气污染对北京市餐饮业线下经济影响估计

上文分析表明,空气污染在外出就餐第一阶段“去不去”决策中使外出就餐居民人数显著减少,但在外出就餐的第二阶段,恶劣的空气却使仍选择外出就餐的居民在“吃什么、吃多少”决策中增加食物消费,并摄入更高的能量。因此,我们综合考虑空气污染对外出就餐两个阶段的影响,估计了2015年全年空气污染对北京市餐饮业线下收入的影响。我们使用的数据包括北京市环境保护监测中心发布的每日空气质量数据、国家统计局及《北京统计年鉴2016》中餐饮收入相关数据,以及非线性影响分析中不同等级空气污染影响的估计结果。计算结果表明,在外出就餐第一阶段中,空气污染导致外出就餐居民人数减少,这使北京市2015年餐饮业线下收入减少了3.07亿元,其占北京市全年餐饮业线下收入额(383.24亿元)的0.80%。但在外出就餐第二阶段中,空气污染增加了外出就餐居民的就餐消费,这弥补了3.10%的就餐第一阶段收入损失,补偿额约为952万元。定量评估空气污染导致的餐饮业经济损失有助于准确认识治理空气问题的潜在收益,上述分析表明,若在定量评估时忽略第二阶段的补偿作用,仅依据第一阶段就餐人数情况得出的结果将高估空气污染的经济成本,据此制定的相关政策可能是缺乏效率的。

## 六、稳健性检验与异质性分析

### (一) 稳健性检验

在本部分中我们通过两种方式改变空气质量指标的定义,以检验上文基本回归结果的稳健性<sup>②</sup>。一是使用反距离加权方法,分别选取5 km及10 km的半径,通过插值处理将监测站空气数据与餐厅门店进行匹配。二是使用美使馆发布的逐时PM<sub>2.5</sub>数据分析空气污染对居民外出就餐两个阶段的影响,其相较于环境部发布的空气质量数据更为客观可信。

由于数据处理方式的改变,各模型中进入回归的样本量虽然有所差异,但稳健性回归得到的系数大小及显著性与基本回归结果非常一致。使用更为客观的美使馆PM<sub>2.5</sub>

<sup>①</sup> 篇幅所限,这里省略了非线性影响的具体估计结果以及下一部分经济影响评估中具体的计算细节,感兴趣的读者可以向作者索取。

<sup>②</sup> 篇幅所限,我们省略了稳健性检验的具体结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。



数据进行的分析与使用最近距离法得到的基本回归结果比较相近。以上结果表明,表2中HDFE模型得到的分析结果是稳健的。

## (二) 空气污染的影响对于不同类别的居民存在差异吗?

HDFE模型的回归结果表征的是在总体平均水平上,空气污染对居民外出就餐的影响,无法反映此影响在不同类别居民间的差异,且结果易受到极端值的影响。在此部分中,我们使用分位数回归分析空气污染对外出就餐的影响在不同居民群体间的异质性。我们选取了0.1、0.25、0.5、0.75与0.9五个分位值进行了分位数回归<sup>①</sup>。

分位数回归表明,空气污染对外出就餐第一阶段及第二阶段的影响在不同类别居民中存在显著差异。对于外出就餐第一阶段,在各个分位点上,AQI与PM<sub>2.5</sub>几乎都对外出就餐人数有显著的负向影响。对于AQI而言,此种影响随着分位点趋于1而逐渐增加,意味着在就餐“旺季”,AQI对外出就餐人数的削弱作用更强。对于PM<sub>2.5</sub>,0.1、0.25与0.5分位点的空气污染—外出就餐人数削弱效应逐渐增强,但在0.75与0.9分位点,PM<sub>2.5</sub>的影响比较微弱。

外出就餐第二阶段的食物消费与能量摄入方面,分位数回归表明只有在消费水平达到一定程度后(0.5分位值与0.25分位值),空气污染才会显著促进外出就餐居民的食物消费,且促进强度随着食物消费水平的提高而增强。能量摄入方面,AQI与PM<sub>2.5</sub>在所有分位值上都显著促进了居民的卡路里摄入,促进作用强度也随能量摄入水平的提高而逐渐增强。上述结果意味着,空气污染对居民外出就餐第二阶段影响存在着“正反馈”特征,即对食物消费越高、能量摄入越多的居民群体,空气污染增进其就餐消费及能量摄入的作用便越强,这一结论对居民具有营养健康方面的重要启示。在我们的样本中,能量摄入0.9分位值以上的居民一餐人均摄入3618.36千卡能量,远高于《中国居民膳食营养素参考摄入量》中膳食能量需要量的最高标准(姚滢秋,2014)。以AQI为例,AQI每增加1点,处于0.9分位值的就餐居民的能量摄入将增加0.1036千卡,是对所有居民平均促进作用的1.47倍(0.1036/0.0704)。也就是说,空气污染对高摄能人群能量摄入的促进作用较普通人群更强,这将使他们原本已不理想的健康状况雪上加霜。此结果意味着空气污染时外出就餐的高摄能人群更应警觉其就餐过程,加强自我控制与监管。

## 七、结 论

空气污染不仅直接对居民的身体健康造成负面影响,还从方方面面影响着人类的社会经济活动。作为国民经济的重要产业之一,餐饮业也不可避免地受到恶劣空气状况的冲击。科学中国网报道称,在2015年11月28日至12月1日北京市空气严重污染的几天中,到店就餐订单量同比下降了3.6%<sup>②</sup>。

① 篇幅所限,我们省略了使用分位数回归进行异质性分析的具体结果,感兴趣的读者可以联系作者索取。

② 详细报道请参见:[http://science.china.com.cn/2015-12/11/content\\_8444157.htm](http://science.china.com.cn/2015-12/11/content_8444157.htm)。

准确评估空气污染导致的餐饮业经济成本有助于认识治理空气问题的潜在收益,这对相关环境法规及行业规范的制定具有重要意义。但现有研究侧重探讨空气污染对外出就餐居民人数的影响,缺乏其对居民“餐厅内”行为影响的相关分析,据此得到的评估结果可能是有偏差的。本文使用一家中国知名餐厅2015年5城市55个门店的162万余条就餐记录数据,结合精细到小时层面的空气质量数据,系统考察了空气质量对居民外出就餐第一阶段“去不去吃”及第二阶段“吃什么、吃多少”决策的影响,首次提供了真实就餐环境下空气污染影响居民外出就餐行为的证据,丰富了“空气质量—现实世界经济活动”一类文献,尤其是目前尚且缺乏的空气质量对居民消费行为影响的相关研究。通过高维固定效应模型控制了丰富的不随时间变化的因素后,我们发现以空气质量指数综合和PM<sub>2.5</sub>衡量的空气质量状况变差会显著降低外出就餐居民人数。在外出就餐第二阶段影响中,我们发现空气状况的恶化会显著增加外出就餐居民的食物消费与能量摄入,且此种影响对不同类型居民群体存在差异。分位数回归结果显示,空气污染对高消费、高摄能人群的影响强度高于普通人群,强度随着食物消费与能量摄入的增加而增强。经替换空气质量指标的定义、使用美使馆发布的PM<sub>2.5</sub>数据进行分析等一系列稳健性检验后,上述结果依然成立。我们发现居民外出就餐行为受到即时空气质量的影响,过去几日的空气质量不会对当日外出就餐行为产生明显影响。非线性模型的分析表明,不同程度空气污染的影响效果间存在差异。为缓解模型可能存在的内生性问题,我们使用气溶胶光学厚度与空气流动系数作为空气质量的工具变量进行HD-FE-2SLS估计,Durbin-Wu-Hausman检验结果表明空气质量的内生性并不严重。我们使用间接检验考察居民的自选择行为对外出就餐第二阶段估计值的影响,结果表明我们担心的居民自选择问题不太严重,HDFE模型的估计结果是较为可信的。本文的发现具有一定的政策与现实意义。我们发现空气污染在就餐第二阶段对居民食物消费的促进作用补偿了约3.10%的第一阶段中因外出就餐人数减少导致的经济损失,若忽略此补偿作用将高估空气污染的外出就餐成本,进而可能导致相应政策缺乏效率。此外,空气污染对就餐第二阶段的影响存在“正反馈”特征,这意味着摄能已经较高的人群在空气糟糕时倾向继续摄入更多能量,对其膳食平衡及身体健康将造成潜在威胁。

最后需要提及的是,本文得到的结论是针对样本连锁餐厅而言的,可能有别于餐饮业的整体状况。全面评估空气污染导致的餐饮业损失有赖于更具代表性、更加综合的微观及行业数据,本文为进行类似评估提供了可借鉴的思路。此外,本文也缺乏对餐饮经济的重要组成、外出就餐的替代方式——外卖如何受空气污染影响的相关探讨,更为细致的分析也应将其涵盖于中。

## 参 考 文 献

- Adam, T. and E. Epel 2007, "Stress, Eating and the Reward System," *Physiology and Behavior*, 91(4):449-458.
- Anderson, M., 2015, "As the Wind Blows: The Effects of Long-Term Exposure to Air Pollution on Mortality," NBER Working Paper, No. 21578.
- Bakhshi, S., P. Kanuparth and E. Gilbert 2014, "Demographics, Weather and Online Reviews: A Study of Restaurant Recommendations," International Conference on World Wide Web, 443-454.

- Baliga, S. and J. Ely, 2011, "Mnemonics: The Sunk Cost Fallacy as a Memory Kludge," *American Economic Journal: Microeconomics*, 3(4): 35-67.
- Bondy, M., S. Roth and L. Sager, 2018, "Crime is in the Air: The Contemporaneous Relationship between Air Pollution and Crime," IZA Working Paper, No. 11492.
- Cai, H., Y. Chen and H. Fang, 2009, "Observational Learning: Evidence from a Randomized Natural Field Experiment," *The American Economic Review*, 99(3): 864-882.
- Calderón-Garcidueñas J. et al. 2008, "Air Pollution, Cognitive Deficits and Brain Abnormalities: A Pilot Study with Children and Dogs," *Brain and Cognition*, 68(2): 117-127.
- Chang T., J. Zivin, T. Gross and M. Neidell, 2016, "The Effect of Pollution on Worker Productivity: Evidence from Call-Center Workers in China," NBER Working Paper, No. 22328.
- Chay, K. and M. Greenstone, 2003, "The Impact of Air Pollution on Infant Mortality: Evidence from Geographic Variation in Pollution Shocks Induced by A Recession," *The Quarterly Journal of Economics*, 118(3): 1121-1167.
- Chen, S., P. Oliva and P. Zhang, 2018, "Air Pollution and Mental Health: Evidence from China," NBER Working Paper, No. 24686.
- Chen, S., P. Oliva and P. Zhang, 2017b, "The Effect of Air Pollution on Migration: Evidence from China," NBER Working Paper, No. 24036.
- Chen, X., X. Zhang and X. Zhang, 2017a, "Smog in Our Brains: Gender Differences in the Impact of Exposure to Air Pollution on Cognitive Performance," IZA Working Paper, No. 10628.
- Chen, Y., A. Ebenstein, M. Greenstone and H. Li, 2013a, "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.
- Chen, Y., G. Jin, N. Kumar and G. Shi, 2013b, "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.
- Chen, Y., G. Jin, N. Kumar and G. Shi, 2012, "Gaming in Air Pollution Data? Lessons from China," *The B. E. Journal of Economic Analysis & Policy*, 12(3): 1-43.
- Chew, S., W. Huang and X. Li, 2018, "Does Haze Cloud Decision Making? A Natural Laboratory Experiment," Working Paper.
- Currie, J. and M. Neidell, 2005, "Air Pollution and Infant Health: What can We Learn from California's Recent Experience?" *The Quarterly Journal of Economics*, 120(3): 1003-1030.
- Deschênes, O. and M. Greenstone, 2007, "The Economic Impacts of Climate Change: Evidence from Agricultural Output and Random Fluctuations in Weather," *The American Economic Review*, 97(1): 354-385.
- Ebenstein, A., M. Fan, M. Greenstone, G. He and M. Zhou, 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.
- Ebenstein, A., V. Lavy and S. Roth, 2016, "The Long-Run Economic Consequences of High-Stakes Examinations: Evidence from Transitory Variation in Pollution," *American Economic Journal: Applied Economics*, 8(4): 36-65.
- Gardner, M., B. Wansink, J. Kim and S. Park, 2014, "Better Moods for Better Eating? How Mood Influences Food Choice," *Journal of Consumer Psychology*, 24(3): 320-335.
- Garg, N., B. Wansink and J. Inman, 2007, "The Influence of Incidental Affect on Consumers' Food Intake," *Journal of Marketing*, 71(1): 194-206.
- Ghanem, D. and J. Zhang, 2014, "'Effortless Perfection': Do Chinese Cities Manipulate Air Pollution Data?" *Journal of Environmental Economics and Management*, 68(2): 203-225.
- Guo, M. and S. Fu, 2019, "Running With A Mask? The Effect of Air Pollution on Marathon Runners' Performance," *Journal of Sports Economics*, 20(7): 903-928.
- He, J., H. Liu and A. Salvo, 2019, "Severe Air Pollution and Labor Productivity: Evidence from Industrial Towns in Chi-

- na," *American Economic Journal: Applied Economics*, 11(1): 173-201.
- He, X., Z. Luo and J. Zhang, 2017, "When Airpocalypse Met Blockbusters: The Impact of Air Pollution on Box Office," Working Paper.
- Herrnstadt, E. and E. Muehlegger, 2015, "Air Pollution and Criminal Activity: Evidence from Chicago Microdata," NBER Working Paper, No. 21787.
- Hetherington, M., A. Anderson, G. Norton and L. Newson, 2006, "Situational Effects on Meal Intake: A Comparison of Eating Alone and Eating with Others," *Physiology and Behavior*, 88(4-5): 498-505.
- Hock, S. and R. Bagchi, 2018, "The Impact of Crowding on Calorie Consumption," *Journal of Consumer Research*, 44(5): 1123-1140.
- Kahneman, D. and A. Tversky, 1979, "Prospect Theory: An Analysis of Decision Under Risk," *Econometrica*, 47(2): 263-291.
- Knittel C., D. Miller and N. Sanders, 2016, "Caution, Drivers! Children Present: Traffic, Pollution, and Infant Health," *The Review of Economics and Statistics*, 98(2): 350-366.
- Macht, M., 2008, "How Emotions Affect Eating: A Five-Way Model," *Appetite*, 50(1): 1-11.
- Pope, C., D. Bates and M. Raizenne, 1995, "Health Effects of Particulate Air Pollution: Time for Reassessment?" *Environmental Health Perspectives*, 103: 472-480.
- Pope, C. and D. Dockery, 2006, "Health Effects of Fine Particulate Air Pollution: Lines that Connect," *Journal of the Air and Waste Management Association*, 56: 709-742.
- Shi, X. and Z. Xu, 2018, "Environmental Regulation and Firm Exports: Evidence from the Eleventh Five-Year Plan in China," *Journal of Environmental Economics and Management*, 89: 187-200.
- Stafford, T., 2015, "Indoor Air Quality and Academic Performance," *Journal of Environmental Economics and Management*, 70: 34-50.
- Stewart, H., N. Blisard, D. Jolliffe and S. Bhuyan, 2005, "The Demand for Food away from Home: Do Other Preferences Compete with Our Desire to Eat Healthfully?" *Journal of Agricultural and Resource Economics*, 30(3): 520-536.
- Stroebele, N. and J. De Castro, 2004, "Effect of Ambience on Food Intake and Food Choice," *Nutrition*, 20: 821-838.
- Stroebele, N. and J. De Castro, 2006, "Listening to Music while Eating is Related to Increases in People's Food Intake and Meal Duration," *Appetite*, 47: 285-289.
- Sun, C., S. Zheng, J. Wang and M. Kahn, 2019, "Does Clean Air Increase the Demand for the Consumer City? Evidence from Beijing," *Journal of Regional Science*, 59(2): 409-434.
- Tran, B., 2016, "Blame on the Rain: Weather Shocks and Retail Sales," Working Paper.
- Wadhwa, M., B. Shiv and S. Nowlis, 2008, "A Bite to Whet the Reward Appetite: The Influence of Sampling on Reward-Seeking Behaviors," *Journal of Marketing Research*, 45: 403-413.
- Westerterp-Plantenga, M., W. van Marken Lichtenbelt, C. Cilissen and S. Top, 2002, "Energy Metabolism in Women during Short Exposure to the Thermoneutral Zone," *Physiology and Behavior*, 75: 227-235.
- Zhang, X., X. Zhang and X. Chen, 2017a, "Happiness in the Air: How Does A Dirty Sky Affect Mental Health and Subjective Well-being?" *Journal of Environmental Economics and Management*, 85(C): 81-94.
- Zhang, H., X. Li, P. Tu and X. Zheng, 2017b, "Does Air Pollution Affect Food Consumption?" Working Paper.
- Zhang, P., J. Zhang and M. Chen, 2017c, "Economic Impacts of Climate Change on Agriculture: The Importance of Additional Climatic Variables other than Temperature and Precipitation," *Journal of Environmental Economics and Management*, 83: 8-31.
- Zhang, P., O. Deschenes, K. Meng and J. Zhang, 2018, "Temperature Effects on Productivity and Factor Reallocation: Evidence from a Half Million Chinese Manufacturing Plants," *Journal of Environmental Economics and Management*, 88: 1-17.
- Zhang, J. and Q. Mu, 2018, "Air Pollution and Defensive Expenditures: Evidence from Particulate-filtering Facemasks," *Journal of Environmental Economics and Management*, 92: 517-536.

- Zivin, J. and M. Neidell, 2012, "The Impact of Pollution on Worker Productivity," *The American Economic Review*, 102 (7): 3652-3673.
- 陈诗一和陈登科 2018,《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第2期 20—34页。
- 林海峰、辛金元、张文煜、王跃思、刘子锐和陈传雷 2013,《北京市近地层颗粒物浓度与气溶胶光学厚度相关性分析研究》,《环境科学》第3期 826—834页。
- 沈坤荣、金刚和方嫻 2017,《环境规制引起了污染就近转移吗》,《经济研究》第5期 44—59页。
- 姚滢秋 2014,《中国营养学会发布〈中国居民膳食营养素参考摄入量〉2013年修订版》,《营养学报》第4期 308页。
- 张彩萍和白军飞 2010,《在外饮食消费决策中的收入效应与时间效应——对北京市居民饮食消费的实证研究》,《中国软科学》第9期 56—65+85页。
- 郑思齐、张晓楠、宋志达和孙聪 2016,《空气污染对城市居民户外活动的影响机制:利用点评网外出就餐数据的实证研究》,《清华大学学报(自然科学版)》第1期 89—96页。
- 周梦天和王之 2018,《空气质量信息公开会影响城市房价吗?——基于我国各城市公开PM2.5监测数据的自然实验》,《世界经济文汇》第3期 20—42页。