

# 污染信息公开与公众的回应

——来自房地产市场的证据

蒙莉娜 余华义 陈琦悦\*

**摘要：**本文选取 2009—2018 年间中国 20 座城市 5 000 个住宅小区的交易数据，探讨污染信息公开对周围住宅小区房价的影响。结果发现污染信息披露后公众显著降低了对污染企业周边住宅的支付意愿，不同的污染类型对交易价格造成的影响有较大差异。进一步的机制分析表明由于污名效应的存在，公众对退出企业附近小区环境的支付意愿仍持续下降。本文扩展了污染信息公开而非环境质量本身如何影响市场支付意愿的研究，为政府评估污染信息公开效应提供了的证据。

**关键词：**污染信息公开；房地产市场；污名效应

**DOI：**10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.10

## 一、引言

党的十九届五中全会明确提出，“十四五”期间要深入打好污染防治攻坚战，推动生态文明建设实现新进步，加快建设美丽中国。有效地治理环境污染，是当前中国最重要的任务之一。现实中，受到环境影响最直接的个体往往无法获得足够的环境信息。由于污染信息不对称会导致公众在不知情的情况下暴露在污染环境中，特别是那些处于信息劣势的弱势群体（Banzhaf et al., 2019），这容易引发更深层次的社会问题。近年来，中国政府在强化环境监管的同时，也逐渐采用了环境信息公开政策来促进环境污染的治理，提高公众对环境污染信息的获得性。以 2014 年 1 月开始实施的《国家重点监控企业自行监测及信息公开办法（试行）》（以下简称《信息公开办法》）为例，生态环境部要求国家重点监控污染企业自 2014 年 1 月起自行监测并公布污染信息。《信息公开办法》的实施减少了公众的污染信息不对称问题。本文以《信息公开办法》为准自然实验，评估污染信息公开对个体污染规避行为，即对环境质量的支付意愿的变化。

学界对环境影响房价的关注焦点主要是客观环境质量对居民住房支付意愿的影响。特别是 Rosen（1974）提出特征价格模型（Hedonic Model）后，学界出现了大量相关文

\* 蒙莉娜，计量经济学教育部重点实验室（厦门大学）、厦门大学经济学院经济研究所与王亚南经济研究院、福建省统计科学重点实验室（厦门大学）；余华义，中国人民大学公共管理学院土地管理系；陈琦悦，中国工商银行业务研发中心。通信作者及地址：余华义，北京市海淀区中关村大街 59 号求是楼，100872；电话：（010）82502307；E-mail: rucyhy@gmail.com。作者感谢国家自然科学基金面上项目（72173109、72374203、72173102）、国家自然科学基金基础科学中心项目（71988101）和厦门大学中央高校基本科研业务费专项资金资助项目（2072021049）的资助。感谢厦门大学袁加军博士的技术支持，感谢匿名审稿专家、2021 年环境经济学研讨会（厦门）以及中国数量经济学会 2021 年（郑州）年会参会人提出的宝贵意见，文责自负。

献 (Smith and Huang, 1995; Chay and Greenstone, 2005; 韩璇和赵波, 2021)。然而, 这些文献隐含的假设是居民掌握完全的环境信息。然而, 在客观环境污染相同情况下, 信息不对称性的差异将导致居民住房支付意愿的差异 (Hausman and Stolper, 2020)。如果居民不知道污染源的存在, 房价变化就和居民对环境的支付意愿无关 (Currie et al., 2015)。2013—2014年, 中国逐步向公众公开城市空气质量指数信息。Barwick et al. (2019) 以此作为信息公开的冲击, 从城市层面研究城市空气质量指数公开对个体污染规避行为的影响。然而, 除 Barwick et al. (2019) 外, 目前鲜有文章研究污染信息公开如何影响人们的主观污染感知, 进而改变其支付意愿, 尤其缺乏企业层面的污染信息公开效应的分析。本文放松了 Rosen-Roback 模型中关于完全信息的假设 (Rosen, 1974; Roback, 1982), 以《信息公开办法》的实施为准自然实验, 从小区层面分析污染企业信息如何影响居民对污染企业周边小区环境的支付意愿。

具体地, 本文根据最近距离将住宅小区与污染企业进行空间配对, 并借助空间双重差分方法评估公开信息如何影响居民对污染企业周边小区的支付意愿。结果显示, 《信息公开办法》实施后, 污染企业周边 2 公里范围内的住房交易价格下降了 2.68% (约 6.27 万元)。进一步的机制分析发现, 污染企业的信息公开使得受污染小区周边存在持续的污名效应, 从而降低了居民的支付意愿。

本文的贡献主要体现在如下三个方面: 第一, 现有环境外部性的研究大多直接假设消费者具有完全信息, 这违背了消费者特别是住房市场参与者仅掌握不完全信息的现实 (Kurlat and Stroebel, 2015)。本文放松了完全信息这一假设, 分析污染信息公开如何影响消费者的环境支付意愿。第二, 实证上, 本文利用《信息公开办法》这一外生政策冲击, 建立空间双重差分模型, 通过检验污染信息公开后居民对其周边环境质量支付意愿的变化, 首次量化了企业污染信息公开的经济价值。第三, 本文验证了信息公开通过污名效应这一机制降低污染企业周边住房价格。企业污染信息公开后, 即使企业退出了污染名单, 由于污名效应的存在, 该企业周边小区的交易价格仍显著低于其他未受到污染小区的交易价格。

## 二、政策背景

2003 年以来, 中国政府逐渐采用环境信息公开政策来进行环境治理。2003 年 6 月, 国家环境保护总局 (现生态环境部) 发布了《关于对申请上市的企业和申请再融资的上市企业进行环境保护核查的通知》(环发〔2003〕101号), 规定上市公司必须进行环境保护核查工作, 地方环保局须将核查结果在新闻媒体上公示。但是该通知仅对上市公司有约束。2008 年, 国家环境保护总局 (现生态环境部) 再次发布《环境信息公开办法 (试行)》, 要求各地方环保部门公开污染严重企业名单 (以下简称《企业名单》)。公众可以通过查阅文件了解哪些企业有污染行为, 但是并不了解其污染程度及具体的污染物。2013 年 7 月, 环境保护部 (现生态环境部) 又发布了《信息公开办法》, 要求以国家重点监控污染企业自 2014 年 1 月起自行监测并公布污染信息, 即公众可以实时获得污染企业的基本信息及排污行为。进一步地, 2021 年 12 月生态环境部审议通过了《企业环境信息依法披露管理办法》。该办法进一步要求因生态环境违法行为被处罚的上市公

司和发债企业公开其环境信息。

显然,这些环境信息公开政策促进了中国对企业污染的治理,也大大减少了公众的污染信息不对称问题。目前国内对环境信息公开的研究多集中在公司财务领域。为了最小化生产成本,企业往往缺乏披露污染排放等私人信息的动力(王岭等,2019)。沈红波等(2012)指出,上市公司的强制环保信息公开一定程度上能够影响投资者决策。资本市场对重大环境污染事故做出了显著负面反应,投资者不得不支付损失(王遥和李哲媛,2013)。然而,大多数文献认为中国环境信息公开政策在资本市场是失效的(方颖和郭俊杰,2018),其主要原因是地方政府在环境执法中的“软执行”导致环境违法成本过低。本文首次以2014年1月起实施的《信息公开办法》为外生冲击,考察环境信息公开后居民环境支付意愿的变化,以量化企业污染信息公开的经济价值。

### 三、文献综述与研究假说

#### (一) 环境质量、环境信息公开与支付意愿

城市经济学经典的空间均衡模型为环境质量影响城市房价提供了理论依据,该模型认为城市间居住环境的差异将资本化为房价的差异(Rosen,1974;Roback,1982)。当前国内学者关于环境污染影响研究成果主要集中在空气污染领域,一方面是因为数据可得性高,另一方面是因为量化指标丰富。文献使用特征价格模型研究地区间空气质量与房价的关系,发现空气污染指数降低,消费者购买商品房的支付意愿会相应增长(Chay and Greenstone,2005;韩璇和赵波,2021),而且居民愿意为了改善空气质量付出一定的经济代价(Ito and Zhang,2020)。环境修复可以使消除污染的负外部性,使居民的支付意愿上升(Haninger et al.,2017)。除此之外,学者还关注洪水、原油泄漏等诸多环境问题的外部性(Troy et al.,2004),印证了当居民感知到环境污染带来的负面影响时,通常会降低支付意愿;而环境质量更好的地方,居民的支付意愿更高。

然而,特征价格模型假设买卖双方是具有完全信息的。在环境污染的情况下,不确定性和信息不对称会对价格产生影响。如果购房者充分意识到污染及其相关风险,则会据此不断修改自己的出价并反复交易,最终形成市场均衡价格。Pope(2008)提到房地产市场上的信息不对称是内生的,购房者面临诸多不确定性,例如感知到的风险水平和实际风险水平之间的差异。为了降低不确定性,购房者会高估风险水平并给出较低的支付意愿,然而信息披露的政策工具消除了这种信息不对称,从而使住宅价格回归到真实水平。国内最早的污染信息公开数据为PM<sub>2.5</sub>浓度数据,学者发现环境信息公开明显加强了空气质量在房价中的资本化程度。空气污染信息公开后,城市PM<sub>2.5</sub>浓度每增加1单位,房价相应下降约0.8%(周梦天和王之,2018)。国外的环境污染信息公开政策实施得更早,例如美国的美国有毒物质排放清单(Toxics Release Inventory,TRI)。学者使用TRI数据检验了特征价格模型中的完全信息价格,提出如果居民不知道污染企业的存在,那么房价变化就和居民对环境的支付意愿无关(Currie et al.,2015),如果居民知道住宅1英里范围内有TRI企业,则房价会随之降低(Mastromonaco,2015)。

根据我们对已有文献的检索,与本文最密切相关的文献有Mastromonaco(2015)、Barwick et al.(2019)和Gao et al.(2021)。Mastromonaco(2015)仅评估了美国旧金山

山都市区 TRI 信息报告的变化对其周边房价的影响。Barwick et al. (2019) 和 Gao et al. (2021) 都是以中国 2013 年地级市公开空气质量指数作为环境信息公开的冲击，以此评估信息公开对个体规避行为的影响。不同在于，Barwick et al. (2019) 通过对个体短期与长期规避行为变化的讨论，最终落脚在评估环境信息公开的价值。Gao et al. (2021) 则指出信息不对称会导致特征价格模型的低估，但是他们没有进一步讨论信息公开影响特征价格的机制。

## (二) 研究假说

如果污染信息对公众而言是不透明或难以获得的，那么它对住宅价格的支付意愿会有偏差。通常而言，卖方比买方掌握更多的环境信息。买卖双方的信息不对称会导致价格估值的衰减偏差，卖方认识到缺少信息的买方出价对住宅的环境质量变化不敏感，因此随着市场中信息缺失者的增加，买方的出价曲线和卖方的报价曲线的切线会扩展到一个更宽的区域。Pope (2008) 证实了机场噪声环境信息披露法案通过后，飞机场附近住宅交易价格都显著下降了。综上所述，本文提出假说 1。

**假说 1** 在客观环境质量未发生变化的情况下，污染信息的公开提高了区域的环境信息透明度，最终降低了污染企业周边小区的住房交易价格。

不同群体对环境的偏好、对环境信息的获取能力具有很大的差异。同时，民众对不同污染物的重视和偏好存在差异，同时不同污染物的信息传播效果是不同的。因此，我们提出假说 2。

**假说 2** 污染信息的公开引发的住宅的支付意愿变化具有地域异质性和污染种类异质性。

Goffman (1963) 最早将污名 (stigma) 效应引入心理学研究，其发现当个体被贴上污名标签后，这种刻板印象很难消除。随后，环境领域的污名效应也逐渐被重视。环境污名效应的产生，本质上源于信任缺失和信息失真情况下民众自身的主观环境感知和客观环境质量存在差异。首先，由于对污染效应缺乏科学评估，消费者对自身获取污染修复信息的准确性会存在疑虑 (Somerville and Wetzel, 2022)；其次，由于污染治理周期较长，消费者也存在对污染治理计划最终效果不确定性的担心 (Mastromonaco, 2015)；最后，信息传播上存在“好事不出门，坏事传千里”的污名传播效应，即污名信息易激起受众的情绪和共鸣，刺激信息再传播，使得普通民众更易接触到污名信息而非美名信息 (Smith, 2007)。这样，环境污名的标签可能造成周边区域不动产价值的不可逆影响——与未受污染状态下的价值相比，即使该污染被修复后，不动产价格仍显著低于未受污染状况下的价格。信息透明度的提高会使得更多污染信息被披露，但也可能引发环境污名效应，即使污染修复后，周边不动产价值仍显著低于远离污染区域。基于此，我们提出假说 3。

**假说 3** 《信息公开办法》的实施通过污名效应这一作用机制影响污染企业附近小区的住房交易价格。

在实证分析中，本文从企业污染信息公开入手，以 2014 年 1 月 1 日正式实施的《信息公开办法》为准自然实验，研究污染企业信息公开对其周边住宅交易价格的影响及其作用机制。

## 四、实证模型与数据

### (一) 实证模型

为降低运输成本及规避环境监管,污染企业优先在靠近交通干道、利于自然排水等位置进行选址。污染企业的策略性选址在一定程度上造成了选择偏误。为解决这一问题,我们采用空间双重差分模型(空间 DID)进行估计。具体地,我们选择污染企业附近住宅小区,构建年度非平衡面板数据,并通过面板模型的双向固定效应消除住宅小区层面不可观测变量对估计结果造成的偏误。实证模型形式如下:

$$\ln Y_{ijt} = \alpha + \beta_1 Treat_{ijt} + \beta_2 Treat_{ijt} \times Disclose_{t \geq 2014} + \delta X_{ijt} + \gamma Z_{jt} + \varphi_{ij} + \mu_t + \epsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中,  $Y_{ijt}$  为城市  $j$  住宅小区  $i$  在  $t$  年的户均交易价格。由于《企业名单》会根据企业生产活动的变化而动态调整,因此  $Treat_{ijt}$  是一个随年份  $t$  变化的虚拟变量,指小区  $i$  在  $t-1$  年在  $0-d$  米至少存在一个《企业名单》上的污染企业,则  $Treat_{ijt} = 1$ ; 为了保证处理组与控制组之间的可比性,我们设置在  $t-1$  年与污染企业距离  $d-2d$  米内的住宅小区  $i$  为控制组,  $Treat_{ijt} = 0$ ; 系数  $\beta_1$  反映了小区附近存在污染企业对交易价格的影响。若住宅小区  $i$  在污染信息公开后进行交易,即  $t \geq 2014$ , 则  $Disclose_{t \geq 2014}$  值为 1, 否则为 0。  $Treat$  与  $Disclose$  的交互项系数  $\beta_2$  反映了污染信息公开后,公众对其附近住宅小区支付意愿的变化。由于中国的经济环境,特别是房地产市场在过去二十多年发展较快,我们在式(1)中加入年度固定效应  $\mu_t$  而非  $Disclose$  虚拟变量,以控制国内市场宏观变化的影响。  $X_{ijt}$  指住宅小区  $i$  随时间变化的属性,包括户均交易面积、小区建成年龄、小区附近  $2d$  范围内污染企业的数量;  $Z_{jt}$  则为影响城市  $j$  房地产市场的属性,包括人均 GDP、城镇就业总人数、城镇职工平均工资水平、城市固定资产投资额、每百人小学师生比以及每千人医院床位数;  $\gamma$  为相应城市层面控制变量的系数。  $\varphi_{ij}$  则为住宅小区  $i$  固定效应;  $\epsilon_{ijt}$  为扰动项。

如何识别污染企业的影响空间范围  $d$  米是空间 DID 策略的关键问题之一。已有文献中,多将这个影响范围设置为 1 000—2 500 米 (Currie et al., 2015; Shanti and Timmins, 2011)。  $d$  米设置过大或者过小都可能造成估计偏差。为了准确识别污染企业的影响范围,参照 Muehlenbachs et al. (2015) 的方法,我们使用非参估计的方法确定污染企业的影响范围  $d$ 。具体估计方法及结果见附录 I 的图 I 1<sup>①</sup>。可见,污染信息公开后,靠近污染点的住宅价格明显要比之前低,这种价格差异在大约 2 070 米处消失。因此,本文将与污染企业距离 0—2 070 米的住宅小区为处理组。<sup>②</sup>同时,为了减少因为地理编码偏差对估计结果的影响,我们将与污染企业距离为 2 500—5 000 米的住宅小区作为控制组,构建甜甜圈型空间 DID 模型 (Michaels et al., 2021),以检验污染信息公开对

<sup>①</sup> 限于篇幅,附录未在正文报告,感兴趣的读者可在《经济学》(季刊)官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

<sup>②</sup> 感谢匿名审稿老师的意见。为了进一步估计污染信息公开对不同距离内房价的影响,我们以 12—16 公里范围内的住宅小区为控制组,以 0—12 公里范围内住宅小区为处理组,并以 2 公里为距离间隔,构建了 6 个处理组子集并与  $Disclose_{t \geq 2014}$  交乘。结果表明污染信息公开后,仅与污染企业 0—2 公里范围内的房价显著下降。篇幅所限,结果未在文中汇报。

公众支付意愿的影响。我们在稳健性检验中也通过改变处理组或控制组的空间范围，进一步检验结果的稳健性。

## （二）数据和变量

本文采用2009—2018年间中国20个地级市5000个抽样住宅小区的住房交易数据和5697家国家重点监控的污染企业数据进行研究，仅保留小区5000米范围内至少有一个污染企业的样本，最终构造了29131个小区-年度非平衡面板数据作为实证分析样本。<sup>①</sup>其中住房交易数据来自禧泰数据库，该数据库包括了住宅小区的基础信息与交易信息，具体包括地址、经纬度、建成年份、交易年月、户均交易单价、户均交易总价、户均交易面积、交易量等指标。<sup>②</sup>

污染企业以2009—2018年生态环境部发布的《国家重点监控企业名单》（即《企业名单》）为准，其中国家重点监控企业是指环境部门需要直接掌握其排污信息的重点工业污染源和集中式污染治理设施，包括主要污染物排放量或者有毒污染物排放量较大的工业企业、集中式污水处理厂、危险废物处置厂等。<sup>③</sup>本文首先根据《企业名单》中的企业名称以及所属城市区县，通过百度地图的API端口获取污染企业的经纬度，然后根据最近距离将住宅小区与污染企业进行空间配对，其中与住宅小区直线距离小于5000米的污染企业有1474个，与住宅小区直线距离小于10000米的污染企业则有2071个。

户均交易总价（*HP*）是本文主要的被解释变量，为年度数据。我们删除了缺失户均交易信息与小区建成年龄的样本后，最终交易样本为28319个。为了减弱模型的共线性和异方差性，取户均交易总价的对数作为被解释变量。

污染距离（*Dist.*）是定义空间DID模型中控制组与处理组的核心变量，指住宅小区与最近污染企业的直线距离，根据住宅小区与污染企业的经纬度计算得到。考虑到污染信息对房价的影响具有滞后性，我们对第*t*年交易的住宅与第*t*-1年的《企业名单》进行匹配，得到住宅小区与污染企业的最近距离。因此，污染距离是一个时间变量，由于污染企业会进入/退出名单，住宅小区与污染企业的最短距离会发生变化。基于这个距离变量，我们分别定义处理组控制变量 *Treat* (*d*=1500米)，*Treat* (*d*=2070米) 与 *Treat* (*d*=2500米) 虚拟变量，指住宅小区与最近污染企业的距离小于*d*米为1，位于2500—5000米范围则为0。退出名单（*delist*）为哑变量，指研究期内（2009—2018年）企业由于生产活动的变化从而退出了《企业名单》的取值为1，否则为0。

主要变量的描述性统计如表1所示。<sup>④</sup>研究期内，住宅小区交易总价的均值为256.5万元，住宅小区与污染企业的最短距离均值为3352米。样本期内，大约有73%的样本在污染信息公开后进行交易，44%的样本在污染企业退出《企业名单》后进行交易。

① 20个地级市为北京、成都、大连、福州、广州、杭州、南京、青岛、厦门、上海、深圳、沈阳、苏州、天津、温州、武汉、西安、长沙、郑州、重庆。

② 禧泰数据库提供了小区-月度交易数据。感谢主编老师建议，我们将小区-月度数据整理为小区-年度非平衡面板数据。为了保证数据的平稳性，我们先对月度户均交易总价与月度户均交易面积分别在顶部和底部1%的样本做了缩尾处理，然后分别取当年户均交易总价与户均交易面积的均值作为对应的年度变量。

③ 来自 [http://www.gov.cn/zfjg/content\\_566589.htm](http://www.gov.cn/zfjg/content_566589.htm)，访问时间：2020年7月25日。

④ 城市控制变量来自《中国城市统计年鉴》（2010—2019）。由于篇幅限制，城市控制变量的定义与描述性统计留存备案。

表1 主要变量描述统计

变量	观测值	均值	标准差	P1	P99
房价(HP, 万元)	28 319	256.5	390.6	36.65	1 998
与最近污染企业的距离(Dist., 米)	29 131	3 352	2 559	379.3	12 489
Treat (d=1 500 米)	17 600	0.32	0.47	0	1
Treat (d=2 070 米)	21 472	0.44	0.5	0	1
Treat (d=2 500 米)	24 268	0.51	0.5	0	1
Disclose	29 131	0.73	0.45	0	1
退出名单(delist)	29 131	0.44	0.5	0	1
小区建成至今年数(Age, 年)	29 131	6.94	6.83	0	28
户均交易面积(Sales Area, 平方米)	28 319	118.3	55.62	47.42	342.5
附近的污染企业个数	29 131	5.82	5.34	0	27

注：交易价格已经根据省级消费者价格指数平减至2018年可比价格。

## 五、实证结果分析

### (一) 平行趋势检验

应用DID方法要求控制组和处理组的价格趋势满足平行趋势假设，本文主要采用事件分析法进行检验。具体地，我们将式(1)中的 $Treat_{ijt} \times Disclose_{t \geq 2014}$ 换成政策实施前后若干年的哑变量，被解释变量不变，如式(2)所示：

$$\ln Y_{ijt} = \alpha + \beta Treat_{ijt} + \sum_{n \geq -4, n \neq -1}^3 \gamma_n D(t \in n)_t \times Treat_{ijt} + \varphi_{ij} + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (2)$$

其中， $D(t \in n)_t$ 表示 $t$ 年是《信息公开办法》实施第 $n$ 年份哑变量， $n < 0$ 表示污染信息公开政策实施前 $n$ 年， $n > 0$ 表示污染信息公开政策实施后 $n$ 年。以 $t-1$ 年为基期，图1汇报了估计参数 $[\gamma_{-4}, \gamma_{-3}, \gamma_{-2}, \gamma_0, \gamma_1, \gamma_2, \gamma_3]$ 以及其95%的置信区间。从图中可以看出，污染信息公开政策实施前系数估计值均在0附近波动且不显著，表明处理组和控制组在实施《信息公开办法》之前差异不显著，满足平行趋势假设。

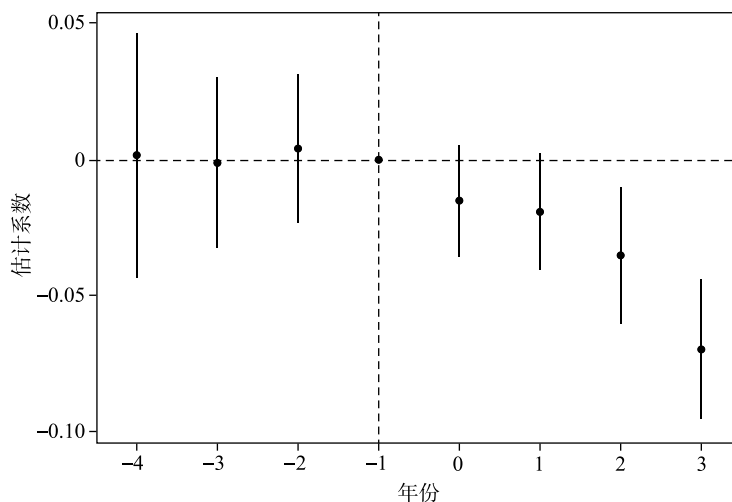


图1 平行趋势检验：事件分析法

注：图中圆点代表估计系数，竖线代表估计系数的95%置信区间。

## （二）基本回归结果

我们首先考察污染信息公开后，对污染企业周边小区交易价格的影响（见表 2）。第（1）列使用双向固定效应模型进行回归，结果表明，*Treat* 系数与 0 没有显著差异，即在不完全信息下，公众对靠近污染企业的小区环境支付意愿与未受影响的住宅小区（2 500—5 000 米）的支付意愿没有显著差异，这与 Hausman and Stolper（2020）的结论一致。但是 *Treat* 和 *Disclose* 系数显著为负，表明污染信息公开后，与最近污染企业的距离为 0—2 070 米的住宅小区的价格显著下降了 5.26%。第（2）列控制了小区层面及其所在城市层面的变量后，*Treat* × *Disclose* 交互项系数显著小于第（1）列的回归结果。给定小区属性与城市宏观经济因素不变，污染信息公开后，与污染企业距离为 0—2 070 米的住宅小区的价格显著下降了 2.68%（约 6.27 万元），且在 5% 水平上显著。第（3）列进一步将误差项聚类到小区层面后，结果稳健。基本回归结果表明，污染信息公开后，公众降低了对污染企业附近住房环境的支付意愿，假说 1 成立。<sup>①</sup>

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
<i>Treat</i> × <i>Disclose</i>	-0.0526*** (0.0132)	-0.0268** (0.0118)	-0.0268** (0.0118)
<i>Treat</i>	0.0073 (0.0109)	-0.0010 (0.0105)	-0.0010 (0.0105)
小区数	4 111	3 911	3 911
观测值	20 841	15 185	15 185
$R^2$	0.562	0.596	0.596
小区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	否	是	是
误差项聚类	否	否	是

注：因变量为房价的对数。小区控制变量包括小区建成年龄，小区平均交易面积和小区 5 公里范围内污染企业的个数；城市控制变量包括人均 GDP 的对数、城市就业总人数的对数、职工平均工资水平的对数、固定资产投资的对数、小学百生教师的对数与城市千人床位对数。第（1）—（2）列括号内为稳健误差项，第（3）列则为聚类到小区层面的误差项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## （三）稳健性检验

我们首先检验污染信息公开影响的空间范围差异。表 3 面板 A 的第（1）—（3）列分别以距离最近污染企业 1 500 米，2 070 米以及 2 500 米范围以内的住宅小区为处理组，以距离污染企业 2 500—5 000 米的住宅小区为控制组。结果表明，污染信息公开显著降低了污染企业附近小区的交易价格，且污染信息公开后，与污染企业最靠近的处理组

<sup>①</sup> 感谢匿名审稿老师的意见。百度搜索指数显示，《信息公开办法》实施后，公众对“环境污染”的关注度显著上升，更多的人搜索了“空气净化器”的相关知识。篇幅所限，结果未在文中汇报。



( $d=1\ 500$ 米)住房的交易价格下降最大(3.14%,约7.35万元)。第(4)列将与污染企业5 000米内的住宅小区为回归样本,将污染距离(*Dist.*)的对数作为连续型处理变量,结果显示,污染距离(*Dist.*)与*Disclose*的交互项系数为正,且保持10%水平上显著。保持其他因素不变,《信息公开办法》实施后,住宅小区与污染企业的距离每增加100%( $e^{1\%}$ ),市场对该小区的环境支付意愿将上升1.73%(约4.44万元)。

其次,我们检验这一结论是否由于污染企业0— $2d$ 范围内小区的系统性差异造成的,而非污染信息公开的影响。面板B中各列的处理组设定不变,但扩大了控制组小区的空间范围,即以距离污染企业2 500—10 000米的住宅小区为控制组,第(1)—(3)列的交互项系数均显著为负,且各列的系数与面板A的系数相比变化不大,结果稳健。类似地,面板B中的第(4)列将与污染企业10 000米内的住宅小区为回归样本,将污染距离(*Dist.*)的对数作为连续型处理变量,结果显示污染距离(*Dist.*)与*Disclose*的交互项系数与0没有显著差异。面板C则以同一城市内位于污染企业2 500米之外的所有样本小区为控制组,第(1)—(3)列*Treat*×*Disclose*系数为负,且第(3)列的结果仍保持在5%水平下显著。第(4)列中污染距离(*Dist.*)×*Disclose*的交互项系数为正,但是不显著。这可能是由于与污染企业距离较远小区的房价受到其他因素的干扰较大。总体上,为了保证控制组与处理组小区房价变动趋势的可比性,参考Michaels et al. (2021)的做法,我们在异质性分析中以位于污染企业距离2 500—5 000米内的住宅小区作为控制组。

表3 稳健性分析:不同的空间影响范围

	$d=1\ 500\text{ m}$	$d=2\ 070\text{ m}$	$d=2\ 500\text{ m}$	<i>Inverted Dist.</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
面板A:以距离污染企业2 500—5 000米的住宅小区为控制组				
<i>Treat</i> × <i>Disclose</i>	-0.0314** (0.0145)	-0.0268** (0.0118)	-0.0298*** (0.0108)	
<i>Inverted Dist.</i> × <i>Disclose</i>				0.0173* (0.0092)
<i>Treat</i>	0.0042 (0.0137)	-0.0010 (0.0105)	0.0070 (0.0097)	
<i>Inverted Dist.</i>				-0.0028 (0.0082)
小区数	3 440	3 911	4 188	4 188
观测值	12 433	15 185	17 143	17 143
$R^2$	0.595	0.596	0.596	0.596
面板B:以距离污染企业2 500—10 000米的住宅小区为控制组				
<i>Treat</i> × <i>Disclose</i>	-0.0266* (0.0141)	-0.0222* (0.0113)	-0.0262** (0.0103)	
<i>Inverted Dist.</i> × <i>Disclose</i>				0.0122 (0.0081)

(续表)

	$d=1\ 500\ m$	$d=2\ 070\ m$	$d=2\ 500\ m$	<i>Inverted Dist.</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Treat</i>	0.0101 (0.0131)	0.0036 (0.010)	0.0094 (0.0092)	
<i>Inverted Dist.</i>				-0.0014 (0.0077)
小区数	4 012	4 417	4 651	4 651
观测值	15 462	18 214	20 172	20 172
$R^2$	0.602	0.601	0.601	0.601
面板 C: 以污染企业 2 500 米之外的所有小区为控制组				
<i>Treat</i> × <i>Disclose</i>	-0.0166 (0.0129)	-0.0146 (0.0108)	-0.0233** (0.0103)	
<i>Inverted Dist.</i> × <i>Disclose</i>				0.0026 (0.0080)
<i>Treat</i>	-0.0037 (0.0112)	-0.0046 (0.0094)	0.0052 (0.0093)	
<i>Inverted Dist.</i>				0.0078 (0.0078)
小区数	4 754	4 754	4 754	4 754
观测值	20 655	20 655	20 655	20 655
$R^2$	0.599	0.599	0.599	0.599
小区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是

注：因变量为房价的对数。小区控制变量包括小区建成年龄，小区平均交易面积和小区 5 公里范围内污染企业的个数；城市控制变量包括人均 GDP 的对数、城市就业总人数的对数、职工平均工资水平的对数、固定资产投资的对数、小学百生教师的对数与城市千人床位对数。第 (1)–(2) 列括号内为稳健误差项，第 (3) 列则为聚类到小区层面的误差项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

进一步地，我们还检验了污染信息公开效应的空间溢出范围。具体地，我们以 500 米为间隔带，将与污染企业距离为 0—5 000 米的小区分为 10 个处理组子集并与  $Disclose_{i \geq 2014}$  交乘，以位于污染企业 5 000 米以外的小区为控制组进行回归，结果见附录 II 的图 II 1。总体上，污染信息公开显著降低了公众对污染企业附近小区的支付意愿，且这一影响在 2 500 米左右消失，也再次验证了我们基准回归中在与污染企业距离 0—2 070 米的住宅小区为处理组，以与污染企业距离为 2 500—5 000 米的住宅小区作为控制组的合理性。

值得注意的是，企业由于生产活动变化增加/减少了污染排放量从而进入/退出监控名单。也就是说，《企业名单》是每年动态调整的，不同的住宅小区成为处理组的时间

不尽相同,从而导致式(1)的估计结果存在误差。但是根据 Goodman-Bacon (2021)的分解结果可知,交互项结果(即  $Treatment \times Disclose$  系数)中 86.4%的变化是由时变的处理组小区与非时变的控制组小区(good controls)的双重差分解的。因此我们认为《企业名单》动态调整对估计结果的影响是很小的。<sup>①</sup>为了进一步验证这一结论,根据 De Chaisemartin and D'Haultfœuille (2020),我们仅保留每年都有交易的小区,并重新整理为住宅小区一年度的平衡面板数据,采用模糊 DID 进行估计。如表 4 所示,以距离污染企业 2 070 米以内的小区为处理组,2 500—5 000 米范围内小区为控制组,第一行为面板双向固定效应模型的估计结果,污染信息公开显著降低了市场对其周边小区环境质量的支付意愿。第二行为模糊 DID 的估计结果,克服了时变处理组对估计结果的偏差后,估计系数保持 1%水平下显著为负。且模糊 DID 的估计系数(-0.095)略小于面板双向固定效应模型的估计系数(-0.093)。因此,我们认为,《企业名单》的动态调整会导致我们低估了污染信息公开效应的影响,但是这个偏差总体上是很小的。

表 4 稳健性检验:《企业名单》动态调整对回归结果的影响

	估计系数	标准误差	观测值
$\widehat{DID}_{fe}$	-0.093***	0.020	7 822
$DID_M$	-0.095***	0.034	7 840

注:使用住宅小区-年度平衡面板数据进行回归。\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

但是,这一结果是否是由于社会经济因素的随机变化驱动的,而不是由于污染信息公开的影响呢?为了检验这一问题,我们将受到污染信息公开影响的住宅小区随机分配给 5 000 个抽样住宅小区,并按照式(1)重复回归 500 次。结果发现估计系数集中分布在零附近,且大部分的估计系数  $P$  值均大于 10%,具体结果见附录 III 的图 III 1,回归结果可信。

#### (四) 异质性分析

由于不同的污染类型的感知风险不同,污染信息公开对公众支付意愿的影响可能不同。为了检验这一异质性,本文对不同污染类型进行分组回归分析。名单中污染企业的类型主要排污类型为包括废气(355家)、废水(394家)和重金属(146家),另外还有危险固废(131家)和畜牧养殖(9家)。我们主要分析前三种主要污染物信息公开后,对其周边住宅小区交易价格的影响。分组回归结果见表 5,其中面板 A、B 和 C 的主要排放物分别为废气、废水和重金属。<sup>②</sup>总体上,公众对废气类企业污染信息公开有较强的反应。《信息公开办法》实施后,市场对排放废气企业周边小区的环境支付意愿显著下降,且对 1 500 米范围内小区的支付意愿下降较大,达到 8.06%。这也与新闻媒体的

<sup>①</sup> 感谢匿名审稿老师的意见。我们分别计算了时变处理组 VS 时变处理组,时变控制组 VS 非时变的控制组以及组内差分样本占总样本的权重。篇幅所限,结果未在文中汇报。

<sup>②</sup> 感谢匿名审稿老师的意见。为了区分住宅小区位于污染企业不同方位对污染暴露的差异性影响,我们利用 ArcGIS 构建了小区是否位于污染企业下风向,是否位于污染企业下游两个哑变量,构建三重差分回归。结果发现,污染信息公开后,位于废气型企业下风向的小区以及位于废水型企业下游的小区交易价格都下降了,但是统计上不显著。限于篇幅,结果未在文中汇报。

报道偏好相关，媒体通常较热衷于报道空气类污染的健康影响，增加了公众的关注度 (Tu et al., 2020)，因此废气类污染企业信息公开显著降低了公众的支付意愿。

面板 B 为废水污染企业污染信息公开的影响，我们发现，公众对废水污染企业周边小区环境的支付意愿显著低于其他小区，与排放废水的污染企业越近，公众的支付意愿越低；且这一支付意愿并不受到污染信息公开的影响。这可能是因为废水类的排放通常伴随水体恶臭发黑的直接感官影响，公众在环境信息公开前，即对废水类污染企业周边小区的环境质量有充分的信息。另外，重金属污染企业第 (2) — (3) 列结果显著为负，即这些污染企业信息公开后，其周边 2 070 米和 2 500 米范围内的住宅小区价格分别显著下降了 7.33% 和 8.96%；对以 1 500 米范围内的住宅小区交易价格的影响为负，但是不显著。这可能是因为政府对重金属污染类型的企业监管较为严格，企业选址需要按照相关规划要求远离居民区，导致在 1 500 米范围的住宅小区较少， $Treat \times Disclose$  交互项的系数虽然为负，但是不显著。综上，我们认为，废气类和重金属类污染企业的信息公开占了主导了市场的反馈，显著降低了市场对污染企业周边小区的支付意愿。

表 5 异质性分析：不同的污染企业类型

	$d=1\ 500\ m$	$d=2\ 070\ m$	$d=2\ 500\ m$
	(1)	(2)	(3)
面板 A：废气			
$Treat \times Disclose$	-0.0806*** (0.0245)	-0.0547*** (0.0211)	-0.0603*** (0.0194)
$Treat$	0.0607** (0.0291)	0.0283 (0.0215)	0.0425** (0.0192)
小区数	1 139	1 324	1 458
观测值	2 908	3 560	4 052
$R^2$	0.661	0.654	0.652
面板 B：废水			
$Treat \times Disclose$	0.0117 (0.0247)	0.0027 (0.0224)	-0.0058 (0.0200)
$Treat$	-0.0707*** (0.0264)	-0.0496** (0.0215)	-0.0373* (0.0201)
小区数	1 371	1 570	1 719
观测值	3 718	4 485	5 037
$R^2$	0.653	0.659	0.664
面板 C：重金属			
$Treat \times Disclose$	-0.0557 (0.0564)	-0.0733* (0.0443)	-0.0896** (0.0415)
$Treat$	0.0576 (0.0743)	0.0358 (0.0461)	0.0767* (0.0446)

(续表)

	$d=1\ 500\ m$	$d=2\ 070\ m$	$d=2\ 500\ m$
	(1)	(2)	(3)
面板 C: 重金属			
小区数	560	670	742
观测值	1 456	1 815	2 049
$R^2$	0.608	0.605	0.603
小区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是

注: 因变量为房价的对数。小区控制变量包括小区建成年龄, 小区平均交易面积和小区 5 公里范围内污染企业的个数; 城市控制变量包括人均 GDP 的对数、城市就业总人数的对数、职工平均工资水平的对数、固定资产投资的对数、小学百生教师的对数与城市千人床位对数。第 (1)–(2) 列括号内为稳健误差项, 第 (3) 列则为聚类到小区层面的误差项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

我们进一步以秦岭—淮河为界, 将 20 个城市分为北方城市和南方城市。由于供暖以及能源结构的差异, 北方城市的空气污染较严重, 环境较差。我们感兴趣的是, 生活在不同污染暴露水平下的城市居民, 其对污染企业信息公开的态度是否存在显著性差异。分组回归的结果见表 6, 其中面板 A 为北方城市, 面板 B 为南方城市。结果发现, 污染信息公开后, 相对于南方城市, 居住在北方城市的居民对污染信息公开更为敏感。以距离最近污染企业 2 070 米的住宅小区为处理组, 污染信息公开后, 位于北方城市污染企业附近住宅小区的成交价格显著下降了 5.34%, 而位于南方城市的污染企业附近小区的成交价格虽略有下降, 但是统计上并不显著, 即北方城市居民对污染信息的反应显著高于南方城市的居民。这可能是因为北方城市由于冬季取暖等原因, 其实际空气污染程度更高, 在信息不对称的背景下, 北方城市的居民高估了其周边居住环境质量; 污染信息公开后, 北方城市的居民更大程度地降低了污染企业周边住宅小区环境的支付意愿。这一结论也进一步印证了表 6 中关于市场对空气污染类企业污染信息公开有较强反应的结论。异质性分析的结果验证了假说 2。

表 6 异质性分析: 不同城市区位

	$D=1\ 500\ m$	$D=2\ 070\ m$	$D=2\ 500\ m$
	(1)	(2)	(3)
面板 A: 北方城市			
$Treat \times Disclose$	-0.0774***	-0.0534***	-0.0482***
	(0.0204)	(0.0167)	(0.0151)
$Treat$	0.0008	-0.0079	-0.0069
	(0.0189)	(0.0144)	(0.0134)
小区数	1 169	1 336	1 433
观测值	3 917	4 808	5 434
$R^2$	0.536	0.531	0.530

(续表)

	<i>D</i> =1 500 <i>m</i>	<i>D</i> =2 070 <i>m</i>	<i>D</i> =2 500 <i>m</i>
	(1)	(2)	(3)
面板 B: 南方城市			
<i>Treat</i> × <i>Disclose</i>	-0.0107 (0.0175)	-0.0134 (0.0145)	-0.0176 (0.0134)
<i>Treat</i>	0.0020 (0.0169)	0.0025 (0.0130)	0.0149 (0.0119)
小区数	2 274	2 575	2 753
观测值	8 537	10 388	11 733
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.633	0.637	0.636
小区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是

注：因变量为房价的对数。小区控制变量包括小区建成年龄，小区平均交易面积和小区 5 公里范围内污染企业的个数；城市控制变量包括人均 GDP 的对数、城市就业总人数的对数、职工平均工资水平的对数、固定资产投资的对数、小学百生教师的对数与城市千人床位对数。第 (1) — (2) 列括号内为稳健误差项，第 (3) 列则为聚类到小区层面的误差项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

## 六、机制分析

进一步地，我们验证假说 3，即污染信息公开是否对污染企业周边小区造成了污名效应，进而降低了公众的支付意愿。为了验证这一作用机制，我们构建一个 *delist* 变量，污染企业首次退出《企业名单》当年及其以后均取 1，其他为 0，并将 *delist* 变量与 DID 变量，即  $Near_{ij} \times Disclose_{t \geq 2014}$  交互项相乘，以进一步检验污染企业减少污染排放量乃至退出《企业名单》后，是否显著改变了居民的支付意愿：

$$\begin{aligned} \ln Y_{ijt} = & \alpha + \theta_1 Near_{ij} \times Disclose_{t \geq 2014} \times delist_{it} + \theta_2 Near_{ij} \times Disclose_{t \geq 2014} \\ & + \theta_3 Disclose_{t \geq 2014} \times delist_{it} + \theta_4 Near_{ij} \times delist_{it} + \theta_5 delist_{it} \\ & + \delta X_{ijt} + \gamma Z_{jt} + \varphi_{ij} + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \end{aligned} \quad (3)$$

其中，*Near* 是指样本期内，住宅小区与污染企业的最近距离小于 *d* 米 ( $d=1\,500, 2\,070, 或\ 2\,500$  米取值为 1，与污染企业最近距离为  $d \in (2\,500, 5\,000]$  则取值为 0；与式 (1) 中 *Treat* 的定义不同，式 (3) 中的 *Near* 不因为污染企业进入/退出《企业名单》而变化。如果  $\theta_1$  系数显著为负，则说明污染信息公开对企业周边小区产生了污名效应，即使污染企业退出《企业名单》后，公众对该企业附近小区环境质量的支付意愿仍旧显著低于其附近未受影响小区的支付意愿。

回归结果如表 7 所示，第 (1) 列以距离污染企业 1 500 米范围内的住宅小区为处理组，控制了小区与城市层面变量以及面板双向固定效应后，三项交互项的系数为负，但是统计上不显著。进一步地，第 (2) 列和第 (3) 列分别以距离污染企业 2 070 米或者 2 500 米范围内的住宅小区为处理组，三项交互项系数均显著为负。以第 (2) 列为例，

距离污染企业 2 070 米范围内住宅小区为处理组, 即使在该企业由于生产活动的变化退出《企业名单》后, 相对于附近未受影响的小区, 公众对该区域住宅的平均支付意愿仍显著降低了 2.38%, 也就是说, 污染信息公开导致企业周边小区存在环境污名效应, 即使该污染源被清除后, 小区的交易价格仍显著低于其他未受影响的小区价格, 假设 3 成立。

表 7 机制分析: 污名效应

	$d=1\ 500\ \text{m}$	$d=2\ 070\ \text{m}$	$d=2\ 500\ \text{m}$
	(1)	(2)	(3)
$Near \times Disclose \times Delist$	-0.0058 (0.0136)	-0.0238** (0.0111)	-0.0295*** (0.0104)
$Near \times Disclose$	-0.0321** (0.0157)	-0.0197 (0.0136)	-0.0108 (0.0127)
$Delist$	-0.0376*** (0.0084)	-0.0329*** (0.0078)	-0.0268*** (0.0075)
小区数	3 311	4 054	4 465
观测值	13 210	17 074	19 250
$R^2$	0.614	0.614	0.615
小区固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
控制变量	是	是	是

注: 因变量为房价的对数。小区控制变量包括小区建成年龄, 小区平均交易面积和小区 5 公里范围内污染企业的个数; 城市控制变量包括人均 GDP 的对数、城市就业总人数的对数、职工平均工资水平的对数、固定资产投资的对数、小学百生教师的对数与城市千人床位对数。第 (1)–(2) 列括号内为稳健误差项, 第 (3) 列则为聚类到小区层面的误差项。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

我们将式 (3) 中的  $delist$  虚拟变量替换为企业退出《企业名单》的年数, 以考察污名效应的动态效应:

$$\ln Y_{ijt} = \alpha + \sum_{k=0}^{k=8} \rho_k [Q(t \in k)_{i,t} \times Near_{ij} \times Disclose_{t \geq 2014}] + \sum_{k=0}^{k=8} \vartheta_k Q(t \in k)_{i,t} + \theta_2 Near_{ij} \times Disclose_{t \geq 2014} + \delta X_{ijt} + \gamma Z_{jt} + \varphi_{ij} + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (4)$$

其中,  $Q(t \in k)_{i,t}$  表示  $t$  年为住宅小区  $i$  最近距离的企业退出《企业名单》的第  $k$  年取 1, 其他为 0,  $k \in [0, 8]$ 。其余变量定义不变。

式 (4) 的回归结果如图 2 所示, 与未退出《企业名单》企业附近的小区相比, 污染企业退出了《企业名单》后的当年, 公众对该企业附近小区的支付意愿显著上升了, 但是这仅仅是一个短暂的回升; 污染企业退出《企业名单》后 1 年及以后, 公众对该企业附近小区的支付意愿持续下降, 并在 5 年后显著为负, 即污染信息公开导致了污染企业附近小区存在污名效应, 且该效应并不随着退出时间增加而消失。持续的污名效应最终降低了公众对污染企业附近小区的支付意愿。

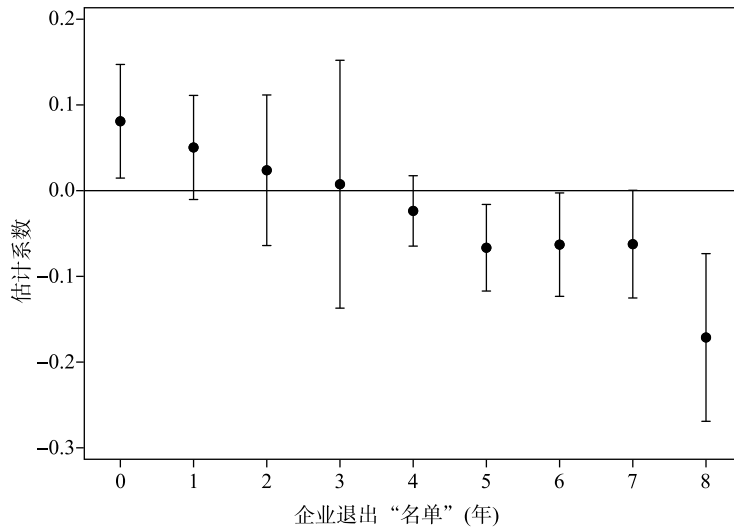


图 2 企业退出《企业名单》的动态效应

注：图中圆点代表估计系数，竖线为估计系数的 95% 置信区间。

## 七、结 论

本文以《国家重点监控企业自行监测及信息公开办法（试行）》的实施作为政策冲击，研究污染信息公开对其周边住宅价格的影响。环境污染对房地产市场的影响涉及一系列复杂的问题，包括主观感知污染风险和实际污染风险的差异、不同污染类型的差异、公众对环境外部性的评估等，本文着重探讨污染信息公开在实际污染风险与住宅价格关系中发挥的作用。结果表明污染信息公开会显著降低对污染点附近住宅环境质量的支付意愿。实证结果显示，信息公开后住宅交易价格下降了 2.68%（约 6.27 万元），且由于信息可得性和公众感知力的差异，不同的污染类型对住宅价格的影响具有明显的异质性，主要是废气类和重金属类企业的污染信息公开后导致周边小区房价显著下降；而空气污染较严重的北方城市的居民对污染信息的反应显著高于南方城市的居民。进一步的机制分析发现，污染信息公开使得污染小区周边小区存在持续的污名效应，从而降低了居民的支付意愿。

中国自 2003 年以来逐步采取环境信息披露政策，提高了公众对环境污染信息的获得性。随着公众对环境污染问题的重视，污染信息公开可以使得公众对其污染暴露水平评价更为客观，进而采取相应的规避行为，如降低对污染企业周边小区环境的支付意愿。从长期来看，更为公开的环境信息环境将有助于减缓污染造成的健康损害效应。从房地产市场角度，环境信息披露政策也有利于“挤出”因信息不对称而造成的房价“虚高”部分，促进房地产市场健康平稳发展。

## 参 考 文 献

- [1] Banzhaf, S., L. Ma, and C. Timmins, “Environmental Justice: The Economics of Race, Place, and Pollution”, *Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33 (1), 185-208.



- [2] Barwick, P., S. Li, L. Lin, and E. Zou, "From Fog to Smog: The Value of Pollution Information", National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2019, No. 26541.
- [3] Chay, K., and M. Greenstone, "Does Air Quality Matter? Evidence from the Housing Market", *Journal of Political Economy*, 2005, 113 (2), 376-424.
- [4] Currie, J., L. Davis, M. Greenstone, and R. Walker, "Environmental Health Risks and Housing Values: Evidence from 1 600 Toxic Plant Openings and Closings", *American Economic Review*, 2015, 105 (2), 678-709.
- [5] De Chaisemartin, C., and X. D'Haultfœuille, "Two-Way Fixed Effects Estimators with Heterogeneous Treatment Effects", *American Economic Review*, 2020, 110 (9), 2964-2996.
- [6] 方颖、郭俊杰, "中国环境信息披露政策是否有效: 基于资本市场反应的研究", 《经济研究》, 2018年第10期, 第158—174页。
- [7] Gao, X., R. Song, and C. Timmins, "The Role of Information in the Rosen-Roback Framework", *National Bureau of Economic Research Working Paper Series*, 2021, No. 28943.
- [8] Goodman-Bacon, A., "Difference-in-Differences with Variation in Treatment Timing", *Journal of Econometrics*, 2021, 225, 254-277.
- [9] Goffman, E., *Stigma: Notes on the Management of Spoiled Identity*. Englewood Cliffs, NJ: Prentice Hall, 1963. 1-10.
- [10] 韩璇、赵波, "'奢侈'的蓝天——房价中的优质空气溢价估计及其异质性", 《经济学》(季刊), 2021年第3期, 第755—774页。
- [11] Haninger, K., L. Ma, and C. Timmins, "The Value of Brownfield Remediation", *Journal of the Association of Environmental and Resource Economists*, 2017, 4 (1), 197-241.
- [12] Hausman, C., and S. Stolper, "Inequality, Information Failures, and Air Pollution", National Bureau of Economic Research Working Paper Series, 2020, No. 26682.
- [13] Ito, K., and S. Zhang, "Willingness to Pay for Clean Air: Evidence from Air Purifier Markets in China", *Journal of Political Economy*, 2020, 128 (5), 1627-1672.
- [14] Kurlat, P., and J. Stroebel, "Testing for Information Asymmetries in Real Estate Markets", *The Review of Financial Studies*, 2015, 28 (8), 2429-2461.
- [15] Mastro Monaco, R., "Do Environmental Right-to-Know Laws Affect Markets? Capitalization of Information in the Toxic Release Inventory", *Journal of Environmental Economics and Management*, 2015, 71, 54-70.
- [16] Michaels, G., D. Nigmatulina, F. Rauch, T. Regan, N. Baruah, and A. Dahlstrand, "Planning Ahead for Better Neighborhoods: Long-Run Evidence from Tanzania", *Journal of Political Economy*, 2021, 129 (7), 2112-2156.
- [17] Muehlenbachs, L., E. Spiller, and C. Timmins, "The Housing Market Impacts of Shale Gas Development", *American Economic Review*, 2015, 105 (12), 3633-3659.
- [18] Pope, J., "Buyer Information and the Hedonic: The Impact of a Seller Disclosure on the Implicit Price for Airport Noise", *Journal of Urban Economics*, 2008, 63 (2), 498-516.
- [19] Roback, J., "Wages, Rents, and the Quality of Life", *Journal of Political Economy*, 1982, 90 (6), 1257-1278.
- [20] Rosen, S., "Hedonic Prices and Implicit Markets: Product Differentiation in Pure Competition", *Journal of Political Economy*, 1974, 82 (1), 34-55.
- [21] Shanti, G., and C. Timmins, "Hazardous Waste Cleanup, Neighborhood Gentrification, and Environmental Justice: Evidence from Restricted Access Census Block Data", *American Economic Review*, 2011, 101 (3), 620.
- [22] Smith, R. A., "Language of the Lost: An Explication of Stigma Communication", *Communication Theory*, 2007, 17 (4), 462-485.
- [23] 沈红波、谢越、陈嵘嵘, "企业的环境保护、社会责任及其市场效应", 《中国工业经济》2012年第1期, 第141—151页。
- [24] Smith, V. K., and J. C. Huang, "Can Markets Value Air Quality? A Meta-analysis of Hedonic Property Value Models", *Journal of Political Economy*, 1995, 103 (1), 209-227.

- [25] Somerville, T., and J. Wetzel, "Environmental Hazards: The Microgeography of Land-Use Negative Externalities", *Real Estate Economics*, 2022, 50 (2), 468-497.
- [26] Troy, A., J. Romm, and A. Center, "The Role of Disclosure in the Flood Zone: Assessing the Price Effects of the California Natural Hazard Disclosure Law (AB 1195)", *Journal of Environmental Planning and Management*, 2004, 47 (1), 137-162.
- [27] Tu, M., B. Zhang, J. Xu, and F. Lu, "Mass Media, Information and Demand for Environmental Quality: Evidence from the 'Under The Dome' ", *Journal of Development Economics*, 2020, 143, 102402.
- [28] 王岭、刘相锋、熊艳, "中央环保督察与空气污染治理——基于地级市城市微观面板数据的实证分析", 《中国工业经济》, 2019 年第 10 期, 第 5—22 页。
- [29] 王遥、李哲媛, "我国股票市场的绿色有效性——基于 2003—2012 年环境事件市场反应的实证分析", 《财贸经济》, 2013 年第 2 期, 第 37—48 页。
- [30] 周梦天、王之, "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》, 2018 年第 1 期, 第 20—42 页。

## The Disclosure of Pollution Information and the Public's Response

### —Evidence from the Housing Market

MENG Lina

(Xiamen University)

YU Huayi\*

(Renmin University of China)

CHEN Qiyue

(Industrial and Commercial Bank of China)

**Abstract:** Using the transaction data of 5000 sampled residential communities in 20 cities in China from 2009 to 2018, we explore the impact of disclosure of pollution information on housing prices. The results suggest that people's willingness to pay for houses surrounding the polluted firms has dropped significantly after disclosing pollution information. The mechanism analysis reveals that the stigma effects due to the disclosure of pollution information reduce the housing prices of surrounding residential communities. Our results also highlight the importance of pollution information disclosure to the public.

**Keywords:** disclosure of pollution information; housing market; stigma effect

**JEL Classification:** D82, Q58, R30

---

\* Corresponding Author: Yu Huayi, Renmin University of China, No. 59 Zhongguancun Street, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-10-82502307; E-mail: rucyhy@gmail.com.