环境规制、生产性服务业集聚与城市房价

——基于中国278个城市的实证研究

张瑞瑶①[[1]](#footnote-1)

（上海师范大学 商学院，上海 200234）

摘要：环境规制不仅是实现绿色发展的重要手段，对房地产市场也具有深刻影响。本文基于2003到2019年中国278个地级及以上级别城市的面板数据研究发现：第一，环境规制强度的提高驱动了城市房价的抬升，在经过替换变量、工具变量、分时段回归、分区域回归等多种方法检验后此结论仍稳健。第二，从内在机制来看，环境规制驱动了生产性服务业的空间集聚，进一步抬升了城市房价。第三，异质性分析结果说明，环境规制对城市房价的作用效果因城市行政级别、经济发展水平、城市人才水平而异，对普通地级市表现出正向效果，对高级别城市（省会城市、副省级及以上级别城市）效果不显著；在经济发展水平和人才水平高的城市，环境规制的正向驱动作用显著。因此，必须充分关注环境规制影响的特点，力求实现绿色发展与房地产市场平稳运行的“双赢”。

**关键词**：环境规制；房价；生产性服务业集聚；异质性效果

文章编号： 中图分类号：F293.35; F832.0 文献标识码：A

**Environmental Regulation, Productive Services Agglomeration and Urban House Prices**

**——An Empirical Study Based on 278 Cities in China**

Ruiyao Zhang

(1. School of Finance and Business, Shanghai Normal University, Shanghai 200234, China)

**Abstract:** Environmental regulation is not only an important means to achieve green development, but also has a profound impact on the real estate market. Based on the panel data of 278 cities at prefecture level and above in China from 2003 to 2019, this paper finds that: First, the improvement of environmental regulation intensity drives the rise of urban housing price, and this conclusion is still robust after being tested by substitution variables, instrumental variables, time-segment regression, and sub-regional regression. Secondly, from the perspective of internal mechanism, environmental regulation drives the spatial agglomeration of producer services and further raises the urban housing price. Thirdly, the results of heterogeneity analysis show that the effect of environmental regulation on urban housing price varies with the administrative level, economic development level and talent level of the city. It has a positive effect on ordinary prefecture-level cities, but has no significant effect on high-level cities (provincial capital cities, cities at the sub-provincial level and above). In cities with high level of economic development and talent level, environmental regulation has a significant positive driving effect. Therefore, we must pay full attention to the characteristics of environmental regulation, and strive to achieve a "win-win" between green development and the smooth operation of real estate market.

**Key Words:** Environmental Regulation; Housing Price; Producer Services Agglomeration; Heterogeneous Effect

**一、引言**

习近平总书记指出，“绿色发展是生态文明建设的必然要求”，绿色发展在新发展理念中占据了重要的地位。作为引导经济绿色转型的重要手段，环境规制不仅有助于我国生态文明建设的稳步推进，也在推动供给侧结构性改革方面发挥了重要的作用。近年来面对环境恶化与资源枯竭等问题，各级各地政府依据环境发展客观需求制定环境约束管理办法，强化区域环境规制力度，限制污染排放和“两高一低”企业进入，规范区域环境治理。环境规制作为“防污染”与“调结构”的有效政策工具，对经济高质量发展做出了巨大的贡献。然而，虽然我国在经济绿色转型、社会可持续发展方面取得了一定成绩，但是部分地区经济增长与环境保护“非此即彼”的发展窘境仍客观存在，二者协同发展实际上面临着不小的挑战——如何利用好环境规制工具，实现自然环境与经济社会可持续发展成为学者和政府部门关注的重点话题。

房地产市场是城市经济的重要组成部分，促进房地产市场平稳健康发展和房地产业良性循环对宏观经济平稳运行意义重大。“房子是用来住的，不是用来炒的”定位已经成为社会共识，房价关乎到百姓的生存生计问题，然而环境规制如何影响房价却鲜少得到研究者关注（乔彬和沈烁华，2021）[1]。一方面，环境规制能够促进城市绿色发展，改善生态环境质量，为房价上涨提供外部环境支撑（Zheng et al．，2014）[2]；但是另一方面，环境规制也对污染性企业施加了更大的压力，增加其生产经营成本，致使这些行业企业开始逐步向城市外部区域转移（沈坤荣等，2017）[3]，造成城市内部产业支撑不足、劳动力外流等问题，最终需求的衰退带来城市房价下跌。那么从我国当前的情况来看，环境规制对城市房价的影响效果如何，在不同的城市影响效果存在什么样的异质性特点。除此之外，环境规制通过何种渠道影响城市房价，此类机制也有待进一步挖掘。

针对上述研究问题，本文基于2003年到2019年中国278个城市的面板数据加以探究。首先，着眼于环境规制对城市房地产市场的影响，将环境规制纳入到城市房价的影响因素框架之中，验证了环境规制强度的提升对城市房价的驱动作用，拓展环境规制政策效果相关的研究；同时通过IV-2SLS、IV-GMM、IV-LIML等多种内生性处理方法以及其他稳健性检验方法验证了这一关系。其次，现有研究在环境规制影响房价的路径方面挖掘不足，本文从生产性服务业集聚的视角对中间机制加以考察，梳理环境规制、生产性服务业集聚与城市房价这一链条三者之间的理论关系，通过城市数据实证检验了“环境规制促进生产性服务业集聚，进一步推动房价上涨”这一渠道的存在。最后，政策实施要充分关注城市特征异质性，本文从城市行政级别、经济发展水平和城市人才水平三个角度对此加以考虑，考察环境规制政策在房价影响效果方面的差异。本文的研究对厘清环境规制与房价之间关系具有一定意义，从而更好地挖掘环境规制政策的经济作用效果特点，为实现城市绿色发展与房价调控的“双赢”目标提供一定的现实参考。

**二、文献综述**

国内外研究者对于环境规制的分析大多围绕“污染避难所假说”和“波特假说”展开，特别关注环境规制与经济高质量发展的关系，其中包括了环境规制对产业转型（Liu et al．，2016）[4]、污染治理（韩超等，2016）[5]、技术创新（Kneller and Manderson，2012）[6]、劳动力市场（Walker，2011）[7]等诸多方面的影响。部分学者关注不同类型环境规制工具影响效果的差异性，Liu et al．（2018）[8]等探究了政府管控监管、市场化监管和自愿监管三类环境规制对能源消耗的影响差异，发现环境规制对东部、中部和西部地区的影响均具有绿色悖论和反弹效应，抑制了地区经济的发展。叶琴等（2018）[9]基于中国城市数据、从命令型和市场型两类不同环境规制工具出发，研究发现命令型规制工具对技术创新的促进作用要大于市场型规制工具。郭进（2019）[10]认为规制工具的选择对实现绿色技术创新至关重要,以排污费和环保财政支出为代表的财、税、费等市场调控类环境规制工具更适合我国现阶段要求。

相对而言，环境规制与城市房价之间的关系则鲜少受到关注。Agarwal et al．（2019）[11]提出环境规制会影响劳动力市场，进一步影响住房需求，环境规制对于房价的影响效果受到当地制造业密度的影响。Rivera and Loveridge（2022）[12]关注“煤改气”燃料转换对房价的影响，量化研究发现关闭燃煤发电机使距离燃料转换站1英里范围内的房产价值增加了约12%-20%。乔彬和沈烁华（2021）[1]认为环境规制是调控房价的重要手段，基于中国省级面板数据研究发现环境规制与房价之间存在明显的U型关系，环境规制对房价的影响主要是通过优化产业结构、就业结构和调整城市化进程实现的。但是，环境规制与生态治理、产业调整、劳动力转移的相关研究对本文具有重要的启发意义。雷玉桃等（2021）[13]以珠三角城市群为研究对象，发现不同环境规制政策的减霾效果具有明显差异，命令型环境规制具有较好的短期减霾效应，投资型环境规制效果发挥具有跨期性，费用型环境规制则出现效果失灵。郑晓舟等（2021）[14]基于中国十大代表性城市群研究发现，环境规制能够通过加快劳动区际流动来促进产业结构调整。蒯鹏等（2021）[15]实证研究发现，环境规制对制造业就业形成负向冲击，特别是对劳动密集型行业的负向影响更为显著，技术密集型行业总体就业则得到显著的正向支持。

本文发现虽然环境规制的相关研究已相当丰富，但是环境规制与房价之间关系仍有待进一步明确，当前所涉及的研究成果主要基于省级面板数据，内在影响机制也有待于进一步挖掘。本文尝试从以下三个方面加以创新：第一，基于我国城市面板数据识别环境规制与城市房价之间的关系，明确环境规制的政策效果；第二，从生产性服务业集聚的视角对中间渠道加以考察，关注中间机制的挖掘；第三，政策实施要充分关注城市特征异质性，本文从城市行政级别、经济发展水平和城市人才水平三个角度对此加以考虑，考察环境规制政策效果的差异。这对于更深入地剖析环境规制政策效果、合理调控城市房价具有一定的现实意义。

**三、理论机制与研究假设**

环境规制作为推动城市高质量发展有力的政策工具，显著影响到城市房价。第一，环境规制抑制了企业污染性行为，解决环境污染的负外部性，Chen and Jin（2019）[16]实证研究发现中国城市的PM2.5浓度每增加10%，当地房价就会下降2.4%；公园、绿地和开放空间的扩大带来重要的环境效益，在改善居住环境、提高生活质量的同时，强化消费者的房价上涨预期，增加购房需求、抬升房价（戴其文，2019）[17]。第二，环境规制具有明显的产业升级效应（李虹和邹庆，2018）[18]，以绿色环保型产业为代表的服务业比重上升，对劳动力吸纳力度更大，催生生产性用房需求与市民刚性住房需求，Hafstead and Williams（2018）[19]研究便发现环境政策引起行业间就业的重大转变。第三，环境规制所带来的产业结构调整必须以劳动力为支撑，产业高级化过程对城市劳动力需求增加（王芳，2021）[20]，抬高整体工资水平，在区域工资差异之下吸引更多劳动力向高收入城市流动，带来住房需求。第四，在环境规制的客观要求下，企业必须加大研发投入以降低成本、改良工艺，因而吸引人才、资本等要素进一步向城市汇聚，为房地产市场发展提供长期支撑。但是，环境规制强度的提升也可能对城市房价产生负向影响，首先，环境规制作为产业政策与政府行为，存在失效的可能，导致环境治理恶化（黄寿峰，2016）[21]，房价下跌。此外，环境规制也会导致部分产业迁移，特别是传统劳动密集型产业转出（蒯鹏等，2021）[22]，这必然伴随城市劳动者流出，购房需求下降直接致使房价下跌，这在高度依赖劳动密集型产业的城市效果更为明显；而Liu et al.（2017）[23]发现面对更严格的污水排放标准，江苏太湖的纺织印染企业减少了大约7%的劳动力需求。据此，本文提出竞争性研究如下：

H1a：环境规制强度的提高驱动了城市房价上涨。

H1b：环境规制强度的提高导致了城市房价下跌。

在环境规制政策的驱动下，作为促进制造业升级、技术进步和提高生产效率的保障性服务行业，生产性服务业迎来重要的发展机遇。从环境规制驱动生产性服务业集聚的角度来看，首先，“污染避难所”假说认为提高环境规制强度会使得高污染企业从管制严格的高污染区域向管制相对较松的低污染区域转移（Becker，2020）[24]，因此随着环境规制强度的提升，污染性产业、高能耗产业加快自身转型升级或向城市外迁出，为了实现工业更快地转型升级，鼓励生产性服务业形成集聚、加快发展。第二，环境规制将对企业形成经营压力，造成生产成本上升，生产性服务业企业将更具有实现空间集聚的主动性，通过共用基础设施、联合生产来降低成本，进而加速产业的集聚与升级。第三，为了在实现绿色生产的同时不损害企业生产积极性，政府部门更可能提供优惠政策吸引生产性服务业向产业园集聚（郝良峰等，2021）[25]。第四，在环境规制的压力下，经济转型对人才提出了更高要求，特别是吸引更多高素质人才集聚，这客观上为生产性服务业在知识资本和人力资本方面的投入提供了保障，促进了城市内相关产业发展壮大与空间聚集（薛阳等，2021）[26]。然而，当生产性服务业集聚水平达到一定规模后，首先为所在区域制造业、服务业转型升级提供了良好的配套保障，促进了劳动力向本区域流动，带来了房屋的刚需；其次，集聚区域企业的经济活动越发频繁，区内企业因日常经营活动逐步与银行结成良好的信贷关系（王文春等，2014）[27]，促进金融要素在本区域的聚集，进一步推高房屋需求和房价水平。此外，生产性服务业在空间上的集聚规模与污染水平存在非线性关系，最终技术溢出效应与示范效应将会提升环境治理水平（胡求光和周宇飞，2020）[28]，实现规模与环境的良性互动，生态环境的改善带来房价提升。据此，本文提出假设二：

H2：环境规制强度的提高，通过推动生产性服务业集聚拉高城市房价。

**四、模型与变量说明**

**（一）模型设定**

为了考察环境规制对城市房价的作用效果，本文采用双向固定效应模型作为实证估计的基准模型，如式（1）所示：

  （1）

其中，$Hprice\_{it}$表示因变量，即城市房价；$regulation\_{it}$表示环境规制；$Z\_{it}$代表一系列控制变量。$i$表示各个城市，$t$表示年份。$μ\_{i}$代表城市效应，$δ\_{t}$为时间效应，$ ε\_{it}$为随机扰动项。

为了进一步验证生产性服务业集聚的中介作用，本文将之作为中介变量，在基准模型的基础上构建中介效应模型，具体模型形式如式（2）（3）所示：

  （2）

  （3）

其中，$med\_{it}$为中介变量，即生产性服务业集聚水平的代理指标，其他变量均与基准模型一致。系数$α\_{1}$反映环境规制对城市房价的总效应，系数$β\_{1}$表明环境规制对生产性服务业集聚水平的影响，系数$η\_{2}$分离中介变量对城市房价的影响，只有当$α\_{1}$、$β\_{1}$、$η\_{2}$都显著时才能够分析中介效应的大小。

**（二）数据来源**

本文采用的数据为2003年到2019年城市面板数据，范围为全市，数据来源主要包括国研网统计数据库和EPS全球统计数据平台，部分城市的商品房平均销售价格来源于国家信息中心宏观经济与房地产数据库。由于部分城市相关数据缺失较为严重，剔除后最终整理得到278个地级及以上级别城市的面板数据。

**（三）指标说明**

**1、被解释变量**

城市房价，以城市商品房平均销售价格（万元/平方米）作为代理指标，在稳健性检验中本文使用住宅商品房平均销售价格（万元/平方米）作为城市房价的另一个代理指标。

**2、核心解释变量**

环境规制水平，借鉴谢乔昕（2021）[29]的设计思路，对工业废水排放量、工业二氧化硫排放量和工业粉尘排放量进行标准化处理，数值转换为0到100，以三者算数平均值计算污染物排放水平，最后通过100与污染排放水平的差值衡量城市环境规制强度，数值越大则城市的环境规制强度越大。

**3、中介变量**

生产性服务业集聚水平，考虑使用两个代理指标对此加以衡量。首先，借鉴方慧等（2021）[30]以区位熵衡量各城市生产性服务业集聚水平：

  （4）

其中，Bis表示城市i的生产性服务行业s的单位从业人员数，Bi表示全部单位从业人员数。使用批发零售业、交通运输、仓储和邮政、信息传输、计算机服务和软件、金融、租赁和商务服务、科学研究、技术服务和地质勘察、水利环境和公共设施管理七个行业代表生产性服务业。此外，借鉴唐昭沛等（2021）[31]的方法，采用生产性服务业总体就业密度（生产性服务业就业人数与城市行政土地面积的比值）衡量生产性服务业集聚水平，以之进行稳健性检验。

**4、控制变量**

为了最大程度控制可能影响到本文主要验证关系的相关变量，本文参考相关文献对以下变量加以控制：（1）产业结构：本文采用第三产业增加值与第二产业增加值的比值测算产业结构，通常城市的产业结构越高级，对人才、资金的吸引能力越强，对房价具有拉动作用；（2）政府干预力度：本文采用地方财政一般预算内支出与城市GDP的比值测算政府干预力度，政府行政干预不仅直接影响房地产市场，还会引导消费者预期，因此对房价形成影响；（3）市场化水平：本文采用城镇私营和个体从业人员数量与全部从业人员数量的比值测算市场化水平，市场化改革推动资源要素更为充分地流动，减少房地产市场由于行政干预所造成的扭曲；（4）人力资本：本文采用普通高等学校在校学生数（千人）和城市年末总人口数（万人）的比值测算人力资本，人力资本水平代表了城市未来经济发展潜力，对包括房地产在内的多个行业的发展具有显著影响；（5）外资利用能力：本文采用当年实际利用外资额与城市GDP的比值测算外资利用能力，外商直接投资的流入不仅影响到房地产市场的供给，同时也会产生对房屋的需求，影响到城市房价；（6）金融发展水平：本文采用年末金融机构存贷款余额与城市生产总值的比值测算金融发展水平，房地产行业资金需求量巨大，其市场供需均离不开金融支持；（7）通信水平：本文采用城市电信业务总量与城市年末总人口的比值测算通信水平，通讯作为人民基本生活需求，通信水平通过影响当地生活质量而与房价密切相关；（8）研发支持力度：本文采用地方财政科学事业费支出与城市地方财政预算内支出的比值测算研发支持力度，研发强度的提高使得城市创新能力增强，经济可持续性与吸引力得到强化，带动房地产行业的发展。

各个变量的描述性统计情况如表1所示。

表1 变量描述性统计情况

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| Variable | 指标描述 | 样本量 | 均值 | 标准差 | 最小值 | 最大值 |
| Hprice | 商品房平均销售价格 | 3893  | 0.3963  | 0.3109  | 0.0168  | 4.7936  |
| price | 住宅商品房平均销售价格 | 3416  | 0.3899  | 0.3292  | 0.0524  | 4.8622  |
| regulation | 环境规制水平 | 3893  | 0.9168  | 0.0851  | 0.0000  | 1.0000  |
| structure | 产业结构 | 3893  | 0.8841  | 0.4660  | 0.1286  | 5.3401  |
| gov | 政府干预力度 | 3893  | 0.1653  | 0.1586  | 0.0030  | 3.7289  |
| FDI | 外资利用能力 | 3893  | 0.0232  | 0.0288  | 0.0000  | 0.7731  |
| finance | 金融发展水平 | 3893  | 2.3274  | 1.6324  | 0.0743  | 19.9061  |
| hc | 人力资本 | 3893  | 0.0166  | 0.0221  | 0.0000  | 0.1311  |
| Telecom | 通信水平 | 3893  | 0.0856  | 0.1422  | 0.0012  | 2.6453  |
| market | 市场化水平 | 3893  | 0.4564  | 0.1378  | 0.0493  | 0.9449  |
| gov\_RD | 研发支持力度 | 3893  | 0.0145  | 0.0205  | 0.0000  | 0.3952  |
| agglomeration | 生产性服务业集聚 | 3880  | 0.9387  | 0.2951  | 0.1548  | 2.7212  |
| aggl | 3880  | 0.0013  | 0.0036  | 0.0000  | 0.0630  |

**五、实证结果**

**（一）环境规制与城市房价的基准回归结果**

为了确定各类模型的估计效果，本文通过面板设定F检验、豪斯曼检验、BP-LM检验、时间联合显著性检验等各类检验发现双向固定效应模型的估计效果最好。因此如表2所示，汇报结果均对城市效应和年份效应加以控制。第（1）列双边固定效应模型的结果显示，环境规制对城市房价发挥了正向拉动作用，在5%的显著性水平下通过检验，因此从整体层面来看环境规制优化了城市生态，对于房价上升发挥了促进作用。为了缓解异方差和自相关问题，本文在第（2）列采用Driscoll和Kraay(1998) [32]提出的非参数协方差矩阵估计方法进行回归，从回归结果上来看第（2）列的系数与第（1）列相同，但具有更小的标准误，核心解释变量在1%的水平上显著发挥了对房价的推动作用。此外，从控制变量的结果来看，产业结构、人力资本水平和研发支持力度分别在1%、5%和1%的水平上显著为正，对房价表现出明显的推动作用；但是外资利用能力则在1%的水平上表现出明显的负向效应。

此外，本文需要寻找合适工具变量解决内生性问题。一方面，城市污染越严重，工业排放微粒越多，这些固体微粒本身具有水气凝结的作用，当大气条件与之相配合时就会加大降水概率。此外，城市年降水量相对外生，可能是处理内生性问题的有效变量。另一方面，通常伴随着城市环境规制强度的提高，城市对环境保护、公共设施管理维护的人员需求更大，而这并不与房价直接关联。因此，水利环境和公共设施管理业从业人员也可能成为一个有效的工具变量。本文将这两个变量作为工具变量。从2SLS第一阶段的结果来看，两个工具变量与环境规制显著正相关，第一阶段F统计量为24.87。此外，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为33.916，显著拒绝原假设，模型不存在识别不足问题；Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为24.875，高于弱工具变量检验的临界值19.93，不存在弱工具变量问题； Sargan-Hansen检验统计量为1.268，P值为0.2601，通过过度识别检验。第（3）（4）列采用两阶段最小二乘法，环境规制在1%的水平下显著为正。由于存在异方差或是引入两个工具变量的情况下矩估计的效果更好，因此在第（5）（6）列采用IV-GMM方法判定两者之间的关系，同样验证了之前的结论。缓解内生性问题后，环境规制表现出对房价明显的拉升作用。

**表2 环境规制与城市房价的回归结果**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | FE | xtscc | IV-2SLS | IV-GMM |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| Hprice | Hprice | 第一阶段 | 第二阶段 | 第一阶段 | 第二阶段 |
| regulation | 0.5096\*\* | 0.5096\*\*\* |  | 4.3710\*\*\* |  | 4.8704\*\*\* |
| (0.2280) | (0.1527) |  | (0.9745) |  | (0.8677) |
| IV1 |  |  | 0.0001\*\* |  | 0.0001\*\* |  |
|  |  | (2.47) |  | (2.47) |  |
| IV2 |  |  | 0.0358\*\*\* |  | 0.0358\*\*\* |  |
|  |  | (6.48) |  | (6.48) |  |
| structure | 0.1514\*\*\* | 0.1514\*\*\* | 0.0045 | 0.1058\*\*\* | 0.0045 | 0.1030\*\*\* |
| (0.0558) | (0.0190) | (1.38) | (0.0258) | (1.38) | (0.0257) |
| gov | -0.0013 | -0.0013 | -0.0061 | 0.0279 | -0.0061 | 0.0312 |
| (0.0282) | (0.0373) | (-1.15) | (0.0338) | (-1.15) | (0.0337) |
| FDI | -1.3015\*\*\* | -1.3015\*\*\* | 0.0226 | -1.4044\*\*\* | 0.0226 | -1.4257\*\*\* |
| (0.2393) | (0.2173) | (0.67) | (0.2989) | (0.67) | (0.2983) |
| finance | -0.0018 | -0.0018 | -0.0011 | 0.0026 | -0.0011 | 0.0033 |
| (0.0073) | (0.0062) | (-1.47) | (0.0060) | (-1.47) | (0.0060) |
| hc | 2.2123\*\* | 2.2123\*\*\* | 0.2755\*\* | 0.8048 | 0.2755\*\* | 0.5680 |
| (1.0678) | (0.3847) | (2.37) | (0.8112) | (2.37) | (0.7834) |
| Telecom | 0.0656 | 0.0656 | -0.0244\*\* | 0.1184 | -0.0244\*\* | 0.1648 |
| (0.2600) | (0.1076) | (-2.34) | (0.1898) | (-2.34) | (0.1853) |
| market | -0.0122 | -0.0122 | -0.0018 | 0.0418 | -0.0018 | 0.0499 |
| (0.0348) | (0.0326) | (-0.27) | (0.0374) | (-0.27) | (0.0367) |
| gov\_RD | 0.9794\*\*\* | 0.9794\* | 0.0062 | 0.7926\*\*\* | 0.0062 | 0.7283\*\* |
| (0.3460) | (0.4882) | (0.15) | (0.2922) | (0.15) | (0.2865) |
| Constant | -0.4284\* | -0.4284\*\*\* |  |  |  |  |
| (0.2222) | (0.1430) |  |  |  |  |
| 城市和年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 年份固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 3893 | 3893 | 3943  | 3943  | 3943  | 3943 |
| R-squared | 0.7116 |  |  | 0.2990 |  | 0.183 |
| 截面数 | 278 | 278 | 276 | 276 | 276 | 276 |
| 面板设定F检验 | 17.78 [0.000] |
| 豪斯曼检验 | 1122.19 [0.000] |
| BP-LM检验 | 2807.56 [0.000] |
| 时间联合显著性检验 | 127.67 [0.000] |
| 第一阶段F统计量 | 24.87 [0.000] |
| Sargan-Hansen 检验 | 1.268 [0.2601] |
| Kleibergen-Paap rk LM 统计量 | 33.916 [0.000] |
| Kleibergen-Paap rk Wald F统计量 | 24.875 {19.93} |
| 内生性检验 | 40.947 [0.0000] |
| 注：括号内为稳健标准误，\*\*\* p<0.01, \*\* p<0.05, \* p<0.1。两阶段最小二乘法与IV-GMM基于xtivreg2命令。 |

**（二）稳健性检验**

本文采用多种方法进行稳健性检验。首先，在表3第（1）列中替换被解释变量，以住宅商品房价格衡量城市房价水平，发现环境规制强度对城市房价的正向影响仍在10%的水平上通过显著性检验。其次，由于弱工具变量问题的存在会造成估计结果的有偏，本文采用有限信息极大似然估计法来解决弱工具变量问题，Kleibergen-Paap rk LM 统计量为33.916（P=0.000），通过不可识别检验；Kleibergen-Paap rk Wald F统计量为24.875，大于10%的临界值8.68，通过弱工具变量检验；Hansen J统计量为1.26（P=0.2617），通过过度识别检验；第（2）列估计结果说明环境规制对于城市房价影响显著为正。最后，采用分时间段与分区域方法来进行稳健性检验。国家发改委于2010年发布《关于开展低碳省区和低碳城市试点工作的通知》，开始确定并逐步扩大城市试点范围，政策实施前后城市环境规制水平存在一定的差异，龚梦琪等（2019）[33]、陶东杰和李成（2021）[34]等学者均基于此政策考察环境规制的经济影响。因此，第（3）（4）列中本文根据政策实施的节点将样本期分为2003-2009和2010-2019两阶段，考察不同样本期环境规制影响，可以看出在不同的样本期环境规制均发挥了促进作用，在1%的水平上通过显著性检验。在划分区域回归方面，由于我国东部和中西部在自然生态环境与经济社会环境都存在较大的差异，东部城市在交通基础设施和产业发展基础等方面具有较好的优势，房价相对而言更高；中西部城市经济发展存在一定程度的滞后，房价较低；由此，区域间房地产市场的差异也较大，本文以此作为划分标准进行稳健性检验，第（5）（6）列分别为东部城市和中西部城市的分组回归结果，核心解释变量均在1%的水平上显著为正，虽然两大区域存在较大的差异，但是环境规制仍表现出一致的显著效果。

**表3 稳健性检验结果**

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 替换变量 | 变更方法 | 分时段回归 | 分区域回归 |
| 城市房价 | IV-LIML | 2003-2009 | 2010-2019 | 东部 | 中西部 |
| （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| regulation | 0.4675\* | 4.3993\*\*\* | 0.2284\*\*\* | 0.3095\*\*\* | 0.8892\*\*\* | 0.0814\*\*\* |
|  | (0.2743) | (0.9841) | (0.0556) | (0.0969) | (0.1538) | (0.0296) |
| structure | 0.1824\*\*\* | 0.1055\*\*\* | 0.0909\*\*\* | 0.0443\*\*\* | 0.3672\*\*\* | 0.0084 |
|  | (0.0698) | (0.0259) | (0.0116) | (0.0159) | (0.0287) | (0.0056) |
| gov | -0.0037 | 0.0281 | -0.0543 | -0.0039 | 0.0080 | -0.0232\* |
|  | (0.0317) | (0.0339) | (0.0739) | (0.0313) | (0.1006) | (0.0128) |
| FDI | -1.2028\*\*\* | -1.4051\*\*\* | -0.3078\*\*\* | -0.2696\* | -0.9226\*\*\* | -0.1435\*\* |
|  | (0.2674) | (0.3000) | (0.1049) | (0.1522) | (0.3366) | (0.0575) |
| finance | -0.0093 | 0.0026 | 0.0180\*\*\* | -0.0077\*\* | -0.0397\*\*\* | 0.0024 |
|  | (0.0082) | (0.0060) | (0.0059) | (0.0038) | (0.0083) | (0.0018) |
| hc | 1.5437 | 0.7945 | 1.5849\*\*\* | -3.1052\*\*\* | 1.4932 | 2.3156\*\*\* |
|  | (1.5163) | (0.8144) | (0.3036) | (0.8085) | (0.9719) | (0.2297) |
| Telecom | 0.1978 | 0.1188 | 0.1828\*\*\* | 0.1328\*\*\* | 0.2416\*\*\* | 0.0211 |
|  | (0.2805) | (0.1900) | (0.0224) | (0.0334) | (0.0455) | (0.0230) |
| market | -0.0330 | 0.0422 | -0.0107 | -0.0189 | -0.0635 | -0.0209 |
|  | (0.0428) | (0.0376) | (0.0183) | (0.0398) | (0.0711) | (0.0127) |
| gov\_RD | 0.9961\*\* | 0.7912\*\*\* | 3.1282\*\*\* | 0.1906 | 1.0641\*\*\* | 0.6079\*\*\* |
|  | (0.4138) | (0.2925) | (0.2633) | (0.1753) | (0.3641) | (0.0757) |
| Constant | -0.4035 |  | -0.2022\*\*\* | 0.1311 | -0.7387\*\*\* | 0.0057 |
|  | (0.2696) |  | (0.0534) | (0.0909) | (0.1439) | (0.0295) |
| 城市和年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Observations | 3474 | 3943 | 1453 | 2021 | 1337 | 2137 |
| R-squared | 0.6419 | 0.2906 | 0.7437 | 0.4460 | 0.6508 | 0.8797 |
| Number of id | 278 | 276 | 270 | 276 | 101 | 177 |
| 注：IV-LIML的第一阶段结果与基准回归中IV-2SLS、IV-GMM的均一致。 |

**（三）内在机制分析**

为了验证是否如理论机制所分析的一般，伴随城市环境规制水平的提高，生产性服务行业企业逐步从分散走向集聚，拉动城市房价上涨。本文在基准模型的基础上引入生产性服务业集聚水平的代理指标。根据表4中介效应模型的结果显示，前3列为以区位熵作为中介变量的估计结果，后3列为以生产性服务业总体就业密度作为中介变量的估计结果。第（1）（3）（4）（6）列被解释变量为城市房价，第（2）（5）列被解释变量为生产性服务业集聚水平。从估计结果来看，核心变量拟合系数均通过显著性检验并且符合中介效应的检验标准，生产性服务业集聚水平发挥了部分中介效果，即环境规制强度的提高推动了生产性服务业的空间集聚，拉动了房价上涨。

表4 中介机制检验：基于生产性服务业集聚的考察

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 变量 | Hprice | agglomeration | Hprice | Hprice | aggl | Hprice |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| regulation | 0.5096\*\*\* | 0.1030\* | 0.5003\*\*\* | 0.5096\*\*\* | 0.0055\*\*\* | 0.2125\*\*\* |
|  | (0.0542) | (0.0576) | (0.0540) | (0.0542) | (0.0006) | (0.0436) |
| agglomeration/aggl |  |  | 0.0923\*\*\* |  |  | 52.9211\*\*\* |
|  |  |  | (0.0154) |  |  | (1.1558) |
| structure | 0.1514\*\*\* | 0.0214\*\* | 0.1493\*\*\* | 0.1514\*\*\* | 0.0011\*\*\* | 0.0934\*\*\* |
|  | (0.0095) | (0.0102) | (0.0095) | (0.0095) | (0.0001) | (0.0077) |
| gov | -0.0013 | -0.0132 | -0.0031 | -0.0013 | -0.0006\* | 0.0287 |
|  | (0.0250) | (0.0336) | (0.0316) | (0.0250) | (0.0004) | (0.0252) |
| FDI | -1.3015\*\*\* | -0.0007 | -1.3003\*\*\* | -1.3015\*\*\* | -0.0059\*\*\* | -0.9850\*\*\* |
|  | (0.0979) | (0.1062) | (0.0983) | (0.0979) | (0.0011) | (0.0788) |
| finance | -0.0018 | 0.0004 | -0.0016 | -0.0018 | 0.0000 | -0.0034 |
|  | (0.0030) | (0.0036) | (0.0033) | (0.0030) | (0.0000) | (0.0027) |
| hc | 2.2123\*\*\* | 1.0422\*\*\* | 2.1193\*\*\* | 2.2123\*\*\* | 0.0083\*\* | 1.7973\*\*\* |
|  | (0.3552) | (0.3842) | (0.3545) | (0.3552) | (0.0040) | (0.2828) |
| Telecom | 0.0656\*\* | 0.0832\*\*\* | 0.0573\*\* | 0.0656\*\* | -0.0010\*\*\* | 0.1203\*\*\* |
|  | (0.0283) | (0.0306) | (0.0282) | (0.0283) | (0.0003) | (0.0225) |
| market | -0.0122 | -0.0263 | -0.0083 | -0.0122 | -0.0019\*\*\* | 0.0883\*\*\* |
|  | (0.0236) | (0.0255) | (0.0236) | (0.0236) | (0.0003) | (0.0189) |
| gov\_RD | 0.9794\*\*\* | -0.2272 | 1.0398\*\*\* | 0.9794\*\*\* | 0.0068\*\*\* | 0.6547\*\*\* |
|  | (0.1352) | (0.1480) | (0.1366) | (0.1352) | (0.0016) | (0.1093) |
| Constant | -0.4284\*\*\* | 0.8512\*\*\* | -0.5076\*\*\* | -0.4284\*\*\* | -0.0043\*\*\* | -0.1971\*\*\* |
|  | (0.0514) | (0.0546) | (0.0529) | (0.0514) | (0.0006) | (0.0412) |
| 城市与年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 3893 | 3940 | 3880 | 3893 | 3940 | 3880 |
| R-squared | 0.7116 | 0.0522 | 0.7147 | 0.7116 | 0.1454 | 0.8183 |
| 截面数 | 278 | 276 | 276 | 278 | 276 | 276 |

**（四）异质性分析**

为了明确哪些城市特征在环境规制影响房价的过程中表现出作用，本文从城市行政级别、经济发展水平与城市人才水平三个方面考察影响效果的不同。首先，由于我国不同城市本身产业发展基础与资源可获得性不同，高级别城市和普通城市在环境规制内容、目标和压力可能不同，因此可能会出现一定的效果差异。其次，经济发展水平越高的城市对各类资源的吸引能力越强，更易受到购房者青睐，环境规制强化了生态预期，带来房价上涨。最后，环境规制为企业革新技术、城市转型升级提供了机会，为人才提供了发展空间，在人才资源丰富的城市环境规制政策更容易被接受，对房价的驱动效果更明显。基于以上分析，本文以城市行政级别、经济发展水平和城市人才水平作为划分依据展开异质性检验。根据城市行政级别，将城市划分为普通地级市与高级别城市（省会城市、副省级城市与直辖市）；由于人均GDP蕴含了丰富含义，可以从供给与需求等多方面做出解读（杨长江，2022）[35]，同时又将生产和人口两个因素都包括在内，因此本文的经济发展水平采用城市人均GDP衡量（张利国和冷浪平，2022）[36]；由于地级市层面的劳动力受教育情况数据难以直接获取，而高等教育对劳动者的文化素质与科技素养有重要意义，故而城市人才水平采用高等学校在校学生数与城市年末总人口的比重衡量（雷雨亮等，2022）[37]。

表5 异质性分析结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量 | 城市行政级别 | 经济发展水平 | 城市人才水平 |
| 高级 | 普通 | 高 | 低 | 高 | 低 |
| (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| regulation | 0.1095 | 0.1231\*\*\* | 0.6193\*\*\* | 0.0367 | 0.4355\*\*\* | -0.0266 |
| (0.1563) | (0.0450) | (0.1298) | (0.0365) | (0.1060) | (0.0514) |
| structure | 0.3868\*\*\* | 0.0389\*\*\* | 0.2436\*\*\* | 0.0083 | 0.3521\*\*\* | 0.0483\*\*\* |
| (0.0376) | (0.0070) | (0.0273) | (0.0062) | (0.0261) | (0.0072) |
| gov | 1.5902\*\*\* | 0.0015 | 0.0185 | 0.0056 | 0.0964 | -0.0010 |
| (0.4194) | (0.0169) | (0.0906) | (0.0125) | (0.1427) | (0.0170) |
| FDI | -1.5895\*\*\* | -0.8755\*\*\* | -0.7146\*\* | -0.4772\*\*\* | -1.1589\*\*\* | -0.7669\*\*\* |
| (0.5259) | (0.0685) | (0.2944) | (0.0580) | (0.3107) | (0.0720) |
| finance | -0.0501\*\*\* | 0.0082\*\*\* | -0.0175\*\* | 0.0104\*\*\* | -0.0129 | 0.0076\*\*\* |
| (0.0160) | (0.0022) | (0.0077) | (0.0020) | (0.0092) | (0.0023) |
| hc | -7.4033\*\*\* | 6.5220\*\*\* | -1.2245 | 2.5952\*\*\* | -4.3761\*\*\* | 7.5599\*\*\* |
| (0.9797) | (0.3476) | (0.8094) | (0.3121) | (0.7196) | (0.4413) |
| Telecom | -0.0978\* | 0.2448\*\*\* | 0.0377 | 0.1078\*\*\* | 0.3404\*\*\* | 0.0733\*\*\* |
| (0.0578) | (0.0243) | (0.0381) | (0.0338) | (0.0480) | (0.0244) |
| market | -0.0143 | 0.0102 | -0.1493\*\* | 0.0346\*\*\* | -0.1382\* | 0.0301\* |
| (0.1274) | (0.0160) | (0.0626) | (0.0129) | (0.0749) | (0.0167) |
| gov\_RD | 4.7563\*\*\* | 0.5816\*\*\* | 0.6121\*\* | 0.2658\*\*\* | 0.5294 | 0.5392\*\*\* |
| (0.8618) | (0.0925) | (0.2950) | (0.0894) | (0.4211) | (0.0981) |
| Constant | 0.1477 | -0.0534 | -0.6922\*\*\* | 0.0366 | -0.3270\*\*\* | 0.0688 |
| (0.1584) | (0.0429) | (0.1280) | (0.0350) | (0.1005) | (0.0492) |
| 城市与年份效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本量 | 533 | 3426 | 1500 | 2459 | 931 | 3028 |
| R-squared | 0.7862 | 0.8145 | 0.6363 | 0.8373 | 0.7714 | 0.7955 |
| 截面数 | 35 | 243 | 233 | 264 | 90 | 247 |

表5异质性检验结果表明，从不同行政级别的城市来看，高级别城市环境规制的系数虽然为正，但是未能通过显著性检验，普通地级市的环境规制在1%的水平上显著抬高了城市房价。一个可能的解释是高级别城市具有更强的行政干预能力与更高的环境治理要求，但是实际上这些高级别城市本身处于更高的发展层次，生态环境本身就相对更好，因此环境规制更多地是收紧对传统制造业产业的约束，使得这些企业迁向规制压力小的城市，带来劳动力的空间再配置、本城市购房者需求随之减少，使得房价下降；而普通城市在环境污染方面表现相对较差，环境规制改善了居住环境，带来了房价上涨。从经济发展水平来看，经济发展水平高的城市，环境规制显著促进了房价上涨，经济落后的城市则不显著。

在经济发展水平较高的城市，环境规制在1%的水平上显著为正。经济发展水平高的城市通常产业结构更为高级，各类基础设施条件较好，对外部人口吸引力大，这带来了城市住房刚需；环境规制对生态环境保护提出了更高的要求，房地产开发也受到了一定的限制，住房供给速度放缓。在供给与需求的共同作用下，住房需求的增长速度大于住房供给速度，房屋价格进一步抬升。一般而言，省会和副省级城市是本区域内经济发展水平较高的城市，但是实际上在我国无论是人均GDP还是房价均存在明显的区域性差异（贾春梅，2015）[38]，从整体层面来看城市行政级别与经济发展水平并不完全相关，因而异质性分析结果出现差异并不矛盾。从人才水平异质性结果来看，人才水平对环境规制效果的发挥具有极大的支持作用，驱动了城市房价的提升。在城市人才水平高的城市，高学历、高素质人口为城市产业转型提供了重要的人才保障，进一步促进新兴产业发展，提高居民收入、扩大住房需求。

**六、结论与对策建议**

环境规制不仅是遏制环境污染、实现可持续发展的重要举措，也与城市居住环境改善和房地产市场发展具有紧密联系。本文以2003到2019年中国278个城市为样本，考察环境规制强度对城市房价的影响效果以及作用机制，研究发现：第一，环境规制强度的提高驱动了城市房价的提升，在通过替换被解释变量、分时段和分区域回归等多类稳健性检验方法以及采用IV-GMM解决内生性问题后此结论仍可靠。第二，从作用机制的考察情况来看，环境规制强度的提升，促进了生产性服务业在城市的集聚水平，进一步抬升了城市的总体房价。第三，异质性分析结果说明，环境规制对城市房价的作用效果因城市行政级别、经济发展水平、城市人才水平而异，对普通地级市效果为正，对高级别城市效果则不显著；在经济发展水平和人才水平高的城市，环境规制显著驱动了城市房价上涨。因此，必须充分关注环境规制对城市房价的影响特点，合理引导调控，实现房地产市场的良性发展，最终实现经济高质量发展。

基于以上研究结论，本文提出对策建议如下：

第一，优化环境规制政策，建立合理的政策评估体系。首先，规范各类环境规制工具的运用，实现各类工具的协同发力，达到最优政策效果。其次，重视环境规制政策对房地产市场的溢出效应，在实施环境规制时兼顾绿色发展与城市房地产市场价格调控的客观需求，寻求最优的环境规制水平。最后，建立合理的环境规制政策评估机制，完善过程流程监督，争取在推进产业结构升级、保障区域就业、改善生态环境的同时，保障基本的住房需求。

第二，杜绝“一刀切”的政策导向，在引导生产性服务业空间集聚的同时，加强产业聚集区保障性设施建设。首先，通过政策优惠、建立产业园等政策引导生产性服务业的集聚。其次，充分关注不同产业的发展特点，杜绝环境规制将各类产业“一刀切”，必须分阶段、稳节奏，保证城市经济合理过渡。最后，面对生产性服务业集聚所带来的房价上涨，要进一步完善保障房和交通、医院、学校等基础设施的建设，降低劳动力生活成本。

第三，注重环境规制政策影响房价效果的差异，强化顶层设计的前瞻性。首先，普通地级市要避免环境规制政策对房价形成正向冲击，合理运用环境规制工具，依靠政策联动有效调控房价。其次，对于经济发展水平不同的城市，特别是存在地缘亲近的城市要加强合作交流与政策区域协同，打造环境与经济协同发展的“双赢”。最后，为城市绿色发展招徕储备优质人才，重视产业发展对高端劳动力的需求异质性，提高人才适配程度，在人才公寓等项目上做好工夫，提高人才待遇，防范房价抬升对人才流入的不利影响。

**参考文献**

[1]乔彬,沈烁华.环境规制调控房价的路径与作用机制[J].华东经济管理,2021,35(02):97-105.

[2] Zheng S , Cao J , Kahn M E , et al. Real Estate Valuation and Cross-Boundary Air Pollution Externalities: Evidence from Chinese Cities[J]. Journal of Real Estate Finance & Economics, 2014, 48(3):398-414.

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

[4] Liu W, Tong J, Yue X. How Does Environmental Regulation Affect Industrial Transformation? A Study Based on the Methodology of Policy Simulation[J]. Mathematical Problems in Engineering,2016,(2016-3-8), 2016, 2016(pt.3):1-10.

[5]韩超,张伟广,单双.规制治理、公众诉求与环境污染——基于地区间环境治理策略互动的经验分析[J].财贸经济,2016(09):144-161.

[6] Kneller R , Manderson E . Environmental regulations and innovation activity in UK manufacturing industries[J]. Resource & Energy Economics, 2012, 34(2):211-235.

[7] Walker W R . Environmental Regulation and Labor Reallocation: Evidence from the Clean Air Act[J]. The American economic review, 2011, 101(3):p.442-447.

[8] Liu Y , Li Z , Yin X . The effects of three types of environmental regulation on energy consumption—evidence from China[J]. Environmental Science and Pollution Research, 2018, 25:27334-27351.

[9]叶琴,曾刚,戴劭勍,王丰龙.不同环境规制工具对中国节能减排技术创新的影响——基于285个地级市面板数据[J].中国人口·资源与环境,2018,28(02):115-122.

[10]郭进.环境规制对绿色技术创新的影响——“波特效应”的中国证据[J].财贸经济,2019,40(03):147-160.

[11] Agarwal S , Deng Y , Li T . Environmental regulation as a double-edged sword for housing markets: Evidence from the NO Budget Trading Program[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2019, 96:286-309.

[12] Rivera N M, Loveridge S. Coal-to-gas fuel switching and its effects on housing prices[J]. Energy Economics, 2022, 106: 105733.

[13]雷玉桃,孙菁靖,张萱.城市群集聚经济视角下的环境规制与雾霾污染——以珠三角城市群为例[J].产经评论,2021,12(05):5-21.

[14]郑晓舟,郭晗,卢山冰.环境规制、要素区际流动与城市群产业结构调整[J].资源科学,2021,43(08):1522-1533.

[15]蒯鹏,时玉勤,陶爱萍,吴烈.基于制造业及劳动力异质性的环境规制就业效应[J].中国环境科学,2021,41(08):3934-3943.

[16] Chen S, Jin H. Pricing for the clean air: Evidence from Chinese housing market[J]. Journal of Cleaner Production, 2019, 206: 297-306.

[17]戴其文,姚意旗,张晓奇,韦海宁.环境对城市房价影响研究述评与展望[J].资源科学,2019,41(04):627-642.

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

[19] Hafstead M A C, Williams III R C. Unemployment and environmental regulation in general equilibrium[J]. Journal of Public Economics, 2018, 160: 50-65.

[20]王芳.我国环境规制强度测度及其对就业规模的影响——基于省际动态面板数据的实证分析[J].中国环境管理,2021,13(01):121-127+75.

[21]黄寿峰.环境规制、影子经济与雾霾污染——动态半参数分析[J].经济学动态,2016(11):33-44.

[22]蒯鹏,时玉勤,陶爱萍,吴烈.基于制造业及劳动力异质性的环境规制就业效应[J].中国环境科学,2021,41(08):3934-3943.

[23] Liu M, Shadbegian R, Zhang B. Does environmental regulation affect labor demand in China? Evidence from the textile printing and dyeing industry[J]. Journal of Environmental Economics and Management, 2017, 86: 277-294.

[24]Becker, Randy，“Effects of Air Quality Regulations on Polluting Industries”，Journal of Political Economy，Vol. 108，No. 2，2000，pp. 379-421

[25]郝良峰,李小平,李松林.环境规制、产业动态集聚与地区生产率增长[J].中国软科学,2021(10):32-42.

[26]薛阳,秦金山,李曼竹,冯银虎.人力资本、高技术产业集聚与城镇化质量提升[J].科学学研究，2021-12-26：1-16.

[27]王文春, 荣昭. 房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究[J]. 经济学, 2014, 13(2)

[28]胡求光,周宇飞.开发区产业集聚的环境效应:加剧污染还是促进治理?[J].中国人口·资源与环境,2020,30(10):64-72.

[29]谢乔昕.环境规制、绿色金融发展与企业技术创新[J].科研管理,2021,42(06):65-72.

[30]方慧,赵胜立,吕静瑶.生产性服务业集聚提高了城市FDI效率吗?[J].数量经济技术经济研究,2021,38(07):124-142.

[31]唐昭沛,吴威,刘玮辰,李晓丽.高速铁路对生产性服务业空间集聚的影响——以长三角城市群为例[J].地理科学进展,2021,40(05):746-758.

[32] Driscoll J C , Kraay A C . Consistent covariance matrix estimation with spatially dependent data[J]. Review of Economics and Statistics, 1998, 80:549-560.

[33]龚梦琪,刘海云,姜旭.中国低碳试点政策对外商直接投资的影响研究[J].中国人口·资源与环境,2019,29(06):50-57.

[34]陶东杰,李成.环境规制、地方财政压力与企业实际税负[J].经济科学,2021(03):83-95.

[35]杨长江,王宁远.国家外部资本结构的动态演化特征:基于经济发展阶段的分析[J].经济研究,2022,57(02):90-106.

[36]张利国,冷浪平.流动人口与经济发展——基于城市面板数据的实证研究[J].当代财经,2022(02):16-27.

[37]雷雨亮,方敏,徐乐.政府科教支持下产业集聚对全要素生产率的影响研究——以长江经济带108个城市为例[J].财经理论与实践,2022,43(02):139-146.

[38] 贾春梅,葛扬.城市行政级别、资源集聚能力与房价水平差异[J].财经问题研究,2015(10):131-137.

1. [投稿日期]：2022-03-09；[修回日期]：2022-05-12

[作者简介] 张瑞瑶，女，1999.8-，金融专业硕士研究生，上海师范大学商学院，研究领域：区域金融。电子邮箱：335003023@qq.com；联系电话：15965465726；通讯地址：上海市徐汇区桂林路100号商学院。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见，文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)