

引用格式: 彭山桂, 孙昊, 郭正宁, 等. 土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响及作用机制[J]. 资源科学, 2022, 44(5): 871-885. [Peng S G, Sun H, Guo Z N, et al. Impact mechanism of land resources spatial mismatch on urban industrial transformation and upgrading[J]. Resources Science, 2022, 44(5): 871-885.] DOI: 10.18402/resci.2022.05.01

土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响及作用机制

彭山桂¹, 孙昊², 郭正宁¹, 王健³

(1. 山东农业大学经济管理学院, 泰安 271018; 2. 山东师范大学商学院, 济南 250358;

3. 南京农业大学公共管理学院, 南京 210095)

摘要:产业转型升级是现代经济增长中区分发展中国家与发达国家的核心变量, 政府的土地资源配置决策会引起产业结构与业态的演化, 对产业转型升级产生重要影响。考察土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响并刻画其具体作用机制, 具有重要的政策意义。本文在系统地测度城市产业转型升级水平的基础上, 构建空间面板计量模型与中介效应模型, 从影响结果、影响机制2个维度, 考察土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响方式及其中间机制。研究发现: ①土地资源空间错配对城市产业转型升级具有显著的负面影响。影响程度上, 对土地供给相对短缺城市的影响大于土地供给相对过剩城市。结构层面上, 在土地供给相对过剩的城市内, 工业用地过剩的负面影响更为明显; 在土地供给相对短缺的城市内, 商住用地、工业用地短缺都有显著的负面影响。②对于土地供给相对过剩的城市, 土地资源空间错配主要通过低端产业存活强化、制度环境破坏的中间机制, 对城市产业转型升级产生负面影响。③对于土地供给相对短缺的城市, 土地资源空间错配主要通过实体行业投融资挤出、居民需求与创新抑制的中间机制, 对城市产业转型升级产生负面影响。本文研究结论的政策启示是, 扎实稳步地推进土地资源空间错配的纠偏, 是促进城市产业转型升级的有效措施与有力抓手。

关键词: 土地资源; 空间错配; 产业转型升级; 影响; 中间机制; 空间面板计量模型; 中介效应模型; 中国

DOI: 10.18402/resci.2022.05.01

1 引言

现代经济增长是伴随产业转型升级而逐渐演进的过程, 产业转型升级是现代经济增长中区分发展中国家与发达国家的核心变量, 具有重要的战略意义^[1]。现有研究普遍认识到产业转型升级离不开市场化、政策环境、对外开放、人口结构、人力资本等一系列因素的塑造与促进^[2,3]。但是, 在中国的制度环境下, 地区产业转型升级同样也离不开一个有为政府对生产要素因势利导地优化配置^[4]。由于中国市场化改革走的是一条“渐进式”的道路, 政府干预和管制资源配置现象普遍存在, 特别是土地资源

的配置, 非市场化或半市场化特征十分明显^[5]。政府的土地资源配置决策会引发产业结构与业态的演化, 影响产业转型升级的进程^[6]。因此, 一个有为政府对土地资源合理配置的作用更为凸显。从“空间政治经济学”视角来看, 中国经济的症结是空间错配^[7]。过去一段时期, 由于区域“均衡发展”被片面地理解为区域间经济总量的“均匀分布”, 导致大量经济资源配置到低效率的地区^[8]。对于土地资源, 中央实施了偏向中西部的土地供给政策^[9], 进而导致人口-土地空间错配、资本-土地空间错配的形成, 引发一系列的经济社会问题。其中, 人口-土地

收稿日期: 2021-12-01; 修订日期: 2022-03-19

基金项目: 国家自然科学基金青年项目(42101272); 山东省自然科学基金青年项目(ZR2021QD085); 中国博士后科学基金资助项目(2021M691608); 江苏省博士后科研资助计划项目(2021K118B)。

作者简介: 彭山桂, 男, 四川蓬安人, 博士, 副教授, 主要研究方向为土地经济。E-mail: pengshangui@163.com

通讯作者: 王健, 男, 河北玉田人, 博士后, 主要研究方向为土地资源管理与政策。E-mail: tswj0119@163.com

空间错配的问题表现为:偏向中西部的土地供给政策,导致人口流入地建设用地供给明显下降,人口流出地建设用地供给反而有所上升^[10]。由于严格限制东部地区的建设用地供给,推涨了房价,阻碍了劳动力流入,推升了劳动力工资水平,削弱了东部地区的劳动力成本优势。与此同时,中西部地区部分新城沦为“空城”与“鬼城”^[11]。资本-土地空间错配的问题表现为:由于东部地区土地供应的收紧,大量企业被迫迁移^[7,12]。由于未能充分利用规模经济效应,导致东部地区全要素生产率明显下降,全国层面全要素生产率增长出现下降拐点^[13]。与此同时,在中西部地区的很多中小城市,“建设新城-土地抵押与再融资-新城扩大建设”的投融资循环成为地方政府拉动短期经济增长的主要手段,导致大量工业园闲置,地方政府债务率居高难下^[14]。作为对经济发展方式演进过程高度综合的刻画,上述房价、工资、全要素生产率等多个维度的问题,本质上都是产业转型升级受阻的外在表现。因此,系统地考察土地资源空间错配城市产业转型升级的影响及其作用机制,有助于从根本上回应上述问题。

自Hsieh等^[15]开创性地开展资源错配的研究以来,资源错配的研究主题逐渐受到重视。对于土地资源,相关研究主要集中于土地资源错配的测度与形成机制方面,关于土地资源错配的经济影响考察不足,仅少量文献涉及了这一研究主题^[16]。其中,李力行等^[17]、张雄等^[18]的研究发现,以低地价、协议出让方式为主的粗放型土地出让方式导致的土地资源错配抑制了不同类型工业企业间资源配置效率的改进,对中国工业企业生产率造成了严重的损失。李勇刚等^[5]、赖敏^[19]、张国建等^[20]的研究认为,土地资源错配表现为地方政府低价过度出让工业用地、高价限制性出让商住用地,这显著地抑制了生产性服务业和高端服务业的发展,是制约产业结构升级的重要因素。余泳泽等^[21]、韩峰等^[22]的研究发现,地方政府低价出让工业用地和高价出让商服用地的供地策略,导致了土地资源在产业间的错配,在一定程度上加剧了环境污染。毛文峰等^[23]、谢冬水^[24]、安勇等^[25]的研究发现,地方政府低价供给工业用地、高价供给商住用地导致的土地资源产业间的错配显著地降低了城市的创新能力。邓楚雄等^[26]研究认为,地方政府低价协议出让工业用地的行为,

造成土地资源在工业行业间的错配,导致工业绿色全要素生产率损失。

梳理文献可以发现,现有研究关于土地资源错配经济影响的考察主要聚焦于工业企业生产率、产业结构、环境污染、创新、绿色发展等维度。总体而言,现有研究对于土地资源错配经济影响这一主题作了有益的探索,但仍存在一些不足:①相关研究考察的工业企业生产率、产业结构、环境污染、创新、绿色发展等因素,只是产业转型升级的动力或绩效之一。作为对城市经济发展演进高度综合、关键的描述,产业转型升级更为全面、典型。聚焦于考察土地资源错配对产业转型升级的影响,能够更为直接、有效地提供政策启示。②更为重要的是,现有研究针对的土地资源错配,本质上都源于财政激励与晋升激励下,地方政府扭曲工业、商住用地价格,造成的土地资源在产业、行业间的错配。但是,应该认识到产业、行业间的错配仅仅是土地资源错配的一面,在建设用地指标计划管制的制度安排下,产业、行业间的错配其实是地方政府在计划分配的城市层面指标总量既定的情况下,扭曲土地供给行为形成的局部错配。因此,相比研究城市内部土地资源产业、行业间错配的影响,抬升研究视角,研究城市之间土地资源空间错配的经济影响更为重要。针对上述问题,本文系统考察中国土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响,并刻画这种影响的具体作用机制,进而为利用土地资源配资政策促进城市产业转型升级提供相应的政策启示。

2 理论分析与研究假说

土地资源空间错配的核心特征是土地资源配资违反了经济效率,表现为土地的边际产出在不同地区间明显的、持久的差异^[15]。由于空间上的扭曲配置,必然导致城市间土地供给的相对过剩、相对短缺并存,扭曲生产要素的相对价格,导致城市的产业结构与业态的演进以及对应的发展绩效的提升偏离最优路径,对城市的产业转型升级产生不利影响。机制上,产业转型升级是一个涵盖发展动力转换、经济结构优化、发展结果提质增效的复杂系统^[27],土地资源空间错配会通过作用于上述3个维度对产业转型升级产生影响。具体而言,由于倾斜性的政策安排,土地供给相对过剩的城市主要集中于中西部地区。对于这些城市,土地资源空间错配

2022年5月

可能通过低端产业存活强化机制、制度环境破坏机制,对城市的产业转型升级产生不利影响。其中,在低端产业存活强化机制方面。由于获得了充足的土地供给,为地方政府利用土地供给作为重要政策工具,推动经济增长提供了前提条件。很明显,由于地理区位与产业基础的劣势,这些城市招商引资面临较大的困难。在经济增长压力下,“以地引资”成为地方政府普遍采用的政策选项,地方政府基于垄断地位普遍倾向于采用压低价格、大量过度供地、提供补贴性的基础设施建设等策略,为企业的落地与生存提供大量有利条件^[28]。在这种情况下,大量本应被淘汰的低端产业因为土地要素价格扭曲得以存活^[25],并形成产业结构的低端刚性路径依赖^[29],从而导致地区产业结构、发展绩效难以优化、提升,对城市产业转型升级形成明显阻碍。在制度环境破坏机制方面。地方政府“以地引资”的策略,容易形成以行政干预为主要特征的“以地谋发展”土地资源配置模式,削弱市场机制的作用,在一定程度上塑造一个激励创租与寻租行为的制度环境^[24,30]。非生产性寻租活动具有自我强化的特质^[31],土地寻租活动对企业绩效提升的错误示范,不利于企业通过周期长、风险高的技术或经营模式的创新提升绩效,从而导致地区发展动力、发展绩效难以转换、提升,对城市产业转型升级形成明显阻碍。

土地供给相对短缺的城市主要集中于东部地区。对于这些城市,由于严格的管制,土地供给相对短缺,土地资源空间错配可能通过实体行业投融资挤出机制、居民需求与创新抑制机制对城市的产业转型升级产生不利影响。其中,在实体行业投融资挤出机制方面。东部地区城市由于就业机会、收入水平、公共服务质量等多方面的原因,人口吸引力强,人口流入量大,房地产需求旺盛。在土地供给短缺的背景下,房地产行业供不应求、利润可观,大量投资进入房地产业,这将导致两方面的不利后果^[14,32]:①房地产业技术进步缓慢,并非创新能力的策源地,其占用大量投资,将阻滞全社会的技术进步。②由于房地产行业持有可靠且价值量大的固定资产作为抵押品,融资容易受到青睐。房地产融资的增加必然挤占实体行业融资,制约实体行业发展,导致实体行业发展早熟型减缓,形成产业结构“避实就虚”空心化,导致全社会资源配置恶化,阻

碍全要素生产率的提升。在上述两方面力量的共同作用下,地区产业结构、发展绩效难以优化、提升,对城市产业转型升级形成明显阻碍。在居民需求与创新抑制机制方面。土地资源空间错配导致的房地产价格高企,将改变居民的消费与投资行为模式,导致两方面的不利后果^[33,34]:①由于居民收入增长难以匹配房价上涨,房价上涨导致城市居住成本明显增加,抑制商品与服务的需求,需求不振将直接影响实体行业的发展。②在房地产价格高企的背景下,购房需求迫使居民为购房、支付房贷而储蓄,降低居民参与(或投资)高风险的创新、创业活动的意愿,进而在加总层面上影响城市整体的创新、创业能力。在上述两方面力量的共同作用下,地区发展动力、发展绩效难以转换、提升,对城市产业转型升级形成明显阻碍。

综上,土地资源空间错配会从多条路径对城市产业转型升级产生不利影响。但是,对于土地供给相对过剩与相对短缺的城市,土地资源空间错配的作用路径并不相同,存在明显差异。鉴于此,从影响结果、影响机制2个维度,提出2个研究假说:

假说1:影响结果维度,土地资源空间错配会对城市产业转型升级产生明显的负面影响。

假说2:影响机制维度,对于土地供给相对过剩的城市,土地资源空间错配主要通过低端产业存活强化、制度环境破坏的中间机制,对城市产业转型升级产生负面影响。对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配主要通过实体行业投融资挤出、居民需求与创新抑制的中间机制,对城市产业转型升级产生负面影响。

3 模型构建与数据收集

3.1 影响结果维度的计量分析:空间面板模型

城市产业转型升级过程并不是孤立发生与演进的。通过城市之间的产业转移与创新溢出等途径,一个城市的产业转型升级会对其他城市的产业转型升级产生影响^[35]。鉴于此,以个体间相互独立为前提的传统计量经济学模型并不适用于本文分析,需要采用空间计量经济学模型将互动影响纳入考察范畴。对此,构建一个一般化的空间杜宾模型(SDM)用于检验与分析:

$$ITU_{it} = \beta_0 + \beta_1 W \times ITU_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 W \times X_{it} + \beta_4 Controls_{it} + \beta_5 W \times Controls_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中: i 、 t 分别为城市、年份; ITU 为被解释变量,城市产业转型升级指数; X 为核心解释变量,土地资源空间错配指数; W 为空间权重矩阵,用于反映城市之间产业转型升级互动影响的发生机制; $Controls$ 为一组控制变量,用于控制城市产业转型升级的主要影响因素。 β_0 – β_5 为一系列待估系数; ε 为残差项。需要特别说明的是:对于空间权重矩阵(W)的设置,根据新经济地理理论,导致城市之间产业转型升级互动影响发生的产业转移与创新外溢等机制,与交通距离密切相关^[36]。鉴于此,基于交通距离构建空间权重矩阵,规则为:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d_{ij}^2 & \text{当 } i \neq j \\ 0 & \text{当 } i = j \end{cases} \quad (2)$$

式中:空间权重矩阵元素(w_{ij})由城市之间交通距离平方取倒数构建, d_{ij} 表示城市 i 与 j 之间的公路交通距离,数据来源于百度地图的量测,空间权重矩阵作标准化处理。

3.2 影响机制维度的计量分析:中介效应模型

采用广泛使用的逐步法,构建一组共3个面板数据模型,开展中间机制的检验。考虑到城市产业转型升级互动影响的存在,参考张可^[35]、Hayes等^[37]的研究,第一、三个方程采用空间面板模型,第二个方程采用普通面板数据模型。模型如下:

$$\begin{cases} ITU_{it} = \beta_0 + \beta_1 W \times ITU_{it} + \beta_2 X_{it} + \beta_3 W \times X_{it} + \\ \quad \beta_4 Controls_{it} + \beta_5 W \times Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ MV_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 X_{it} + \lambda_2 Controls_{it} + \varepsilon_{it} \\ ITU_{it} = \eta_0 + \eta_1 W \times ITU_{it} + \eta_2 X_{it} + \eta_3 W \times X_{it} + \\ \quad \eta_4 MV_{it} + \eta_5 W \times MV_{it} + \eta_6 Controls_{it} + \\ \quad \eta_7 W \times Controls_{it} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (3)$$

式中: MV 表示中介变量,为表征低端产业存活强化机制、制度环境破坏机制、实体行业投融资挤出机制、居民需求与创新抑制机制等中间机制的代理变量; λ_0 – λ_2 、 η_0 – η_7 为一系列待估系数。

3.3 数据收集

(1)研究时空范围的设定。对于空间范围的设定,采用全国地级以上城市作为样本范围,剔除政治、经济地位特殊的直辖市样本与数据不全的城市,最终采用279个城市作为样本范围。对于时间范围的设定,考虑到《中国国土资源统计年鉴》某些年份存在相当程度的数据缺失,为保障数据的完整

性,建设用地供应面积数据由中国土地市场网的土地交易数据库整理而得。由于2007年之前数据质量不高,故将研究的时间范围设定为2007—2019年。

(2)被解释变量:城市产业转型升级指数。参考广东省社会科学院编制《广东产业转型升级指数评价研究报告》所采用的成熟测度体系^[27],从动力转换、结构优化、提质增效3个维度9项指标,构建测度指标及其权重体系。在此基础上,对指标作极差标准化,将各指标数据值限制在0~100之间,通过加权求和的方式获得城市层面的产业转型升级指数(图1),测度过程中相关数据均源于《中国城市统计年鉴》。图1给出了279个城市2007、2013、2019年3个代表性年份的产业转型升级指数的测度结果,从中可以发现2点基本规律:①城市产业转型升级总体呈现出上升趋势。279个城市产业转型升级指数的平均值从2007年的16.37,逐步上升至2019年的40.29。②城市之间产业转型升级发展水平存在明显差异。2007年、2013年、2019年279个城市产业转型升级指数的标准差分别为4.06、9.96、10.80,城市之间的产业转型升级水平存在明显差异,且有进一步扩大的趋势。

(3)核心解释变量:土地资源空间错配的测度。土地资源空间错配外在表现为土地资源供需在空间上失衡,按照常用的处理方式^[8,9],采用(特定城市建设用地供应面积/城市建设用地供应面积之和)/(特定城市GDP/城市GDP之和)定义土地资源空间错配程度,若该值等于1,说明土地资源的供需在空间上是适配的;若小于1,说明土地供给相对短缺,数值越小表明土地供给相对短缺越严重;若大于1,说明土地供给相对过剩,数值越大表明土地供给相对过剩越严重。但是,这种定义方法获得的数值,没有比较意义的一致性,不利于计量分析。对此,略作变换,采用如下公式测度:

$$LSM_{it} = \left| \frac{Land_{it} / \sum Land_{it}}{GDP_{it} / \sum GDP_{it}} - 1 \right| \quad (4)$$

式中: LSM 、 $Land$ 、 GDP 分别为城市土地资源空间错配指数、建设用地供应面积与第二三产业GDP。很明显,在这种测度方式下,对于土地供给相对短缺

2022年5月

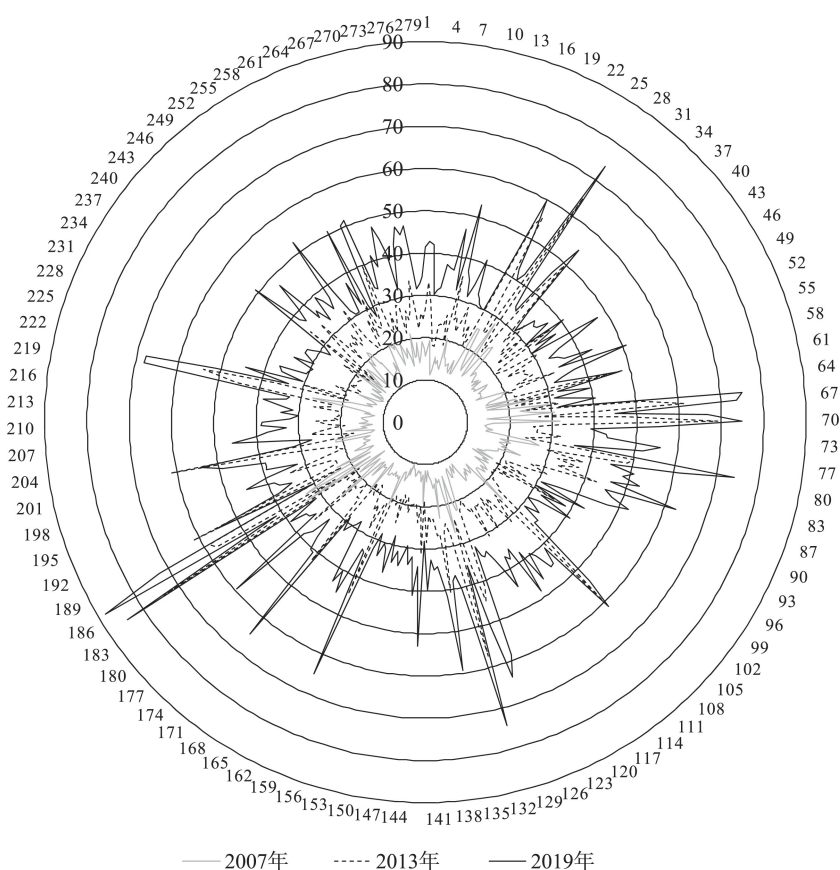


图1 279个城市产业转型升级指数测度结果

Figure 1 Estimation results of urban industrial transformation and upgrading index

与相对过剩两种状态, LSM 数值越大, 都意味着土地资源空间错配程度越严重。数据整理中, 建设用地供应面积数据源于中国土地市场网土地交易数据库, 与《中国国土资源统计年鉴》口径一致, 为全口径建设用地供应量(包含划拨、出让、租赁、其他供地方式)。在剔除空缺记录、重复记录后, 获得 986193 条有效记录, 以城市为单位, 分年份汇总获得建设用地供应面积。GDP 数据来源于《中国城市统计年鉴》。测度结果显示, 平均水平上, 279 个样本城市中 179 个城市属于土地供给相对过剩类型, 其中东部地区 18 个、中西部地区 161 个; 100 个城市属于土地供给相对短缺类型, 其中东部地区 77 个、中西部地区 23 个。说明土地供给相对过剩的城市主要集中于中西部地区, 土地供给相对短缺的城市主要集中于东部地区, 与现有研究^[8-10]对土地供需空间失衡特征的共识一致。

(4) 中介变量。①对于低端产业存活强化机制, 参考傅元海等^[38]的分类方式, 按照技术水平的高

低, 将制造业分为高、中、低 3 类, 采用低端制造业产值占全部制造业产值的比重作为代理变量, 衡量低端产业的存活状况。②对于制度环境破坏机制, 参考谢冬水^[24]的研究, 采用土地违法案件数作为代理变量, 衡量制度环境破坏程度。③对于实体行业投融资挤出机制, 参考毛文峰等^[23]的研究, 采用房地产开发投资占全社会固定资产投资比重作为代理变量, 衡量房地产行业对其他实体行业投融资的挤出效应。④对于居民需求与创新抑制机制, 参考方慧芬等^[34]的研究, 采用房价收入比作为代理变量, 衡量高房价对居民需求与创新的抑制效应。

(5) 控制变量。城市的经济发展阶段与产业发展状况之间通常存在密切的映射关系^[6]; 城市的人力资本水平是产业转型升级的重要动力^[39]; 城市的开放程度与城市融入国际分工、协作的水平高度相关, 对产业定位的形成与演变具有重要影响^[40]; 城市的市场化水平与资源优化配置的实现程度密切相关, 决定了资源配置对产业转型升级的助推能力^[41];

城市的人口城镇化是现代经济增长的重要动力,人口密度的提高也是服务业发展的重要动因,对城市产业转型升级具有重要影响^[42]。综上,从城市的经济发展水平、人力资本水平、开放程度、市场化水平、城市化水平等几个主要维度选择控制变量,相关变量的构造过程、数据来源与描述性统计如表1所示。

4 结果与分析

4.1 空间面板模型计量分析结果

根据空间面板模型设定检验的结果,按照双固定效应的空间面板杜宾模型(SDM)开展计量分析,分别考察城市总体、土地供给相对过剩的城市、土地供给相对短缺的城市土地资源空间错配城市产业转型升级的影响。采用转换估计法对初始估计结果进行偏误矫正,一并列出偏误矫正后的参数估计结果(表2)。可见,初始估计结果与偏误矫正后的估计结果基本一致,表明参数估计结果对于不同的估计方法具有较好的稳健性。基于表2的估计

结果可以得出以下3点结论:

(1)被解释变量的空间滞后项($W \times ITU$)的系数在3个模型中均在1%的显著性水平上通过了检验,符号为正。换言之,一个城市的周边城市产业转型升级对该城市的产业转型升级具有显著的正向溢出影响,表明城市产业转型升级的互动影响是显著存在的。值得指出的是,由于被解释变量互动影响的客观存在,导致普通面板模型估计结果必然产生偏误,而本文基于空间面板模型得到的估计结果可以有效纠正这种偏误,更为适宜。

(2)聚焦到核心解释变量:土地资源空间错配,可以发现土地资源空间错配指数(LSM)的系数在3个模型中,分别在5%、5%、1%的显著性水平上通过了检验,符号为负。清楚地表明,即使在控制了城市产业转型升级的主要影响因素与互动影响的情况下,无论对于城市总体,还是对于土地供给相对过剩的城市、土地供给相对短缺的城市,土地资源

表1 变量构造过程与描述性统计分析
Table 1 Variable definition and descriptive statistics

| 变量类型 | 变量名称 | 平均值 | 标准差 | 最大值 | 最小值 | 构造过程及数据来源 |
|--------|---------------------|-------|-------|-------|-------|---|
| 被解释变量 | 城市产业转型升级指数(ITU) | 25.31 | 13.15 | 88.17 | 10.19 | 无量纲,数据源于测度结果 |
| 核心解释变量 | 土地资源空间错配指数(LSM) | 0.89 | 4.41 | 18.21 | 0.00 | 无量纲,数据源于测度结果 |
| 中介变量 | 低端制造业产值比重(LM) | 33.02 | 15.58 | 67.34 | 5.33 | 城市低端制造业产值/城市制造业总产值 $\times 100\%$,单位:%,数据来源于相关省市的统计年鉴 |
| | 土地违法案件数(ILU) | 7.24 | 0.88 | 9.62 | 3.26 | 单位:件,取自然对数,数据来源于《中国国土资源统计年鉴》《中国自然资源年鉴》 |
| | 房地产投资比重(REI) | 14.96 | 9.39 | 81.96 | 6.11 | 城市房地产开发投资完成额/城市全社会固定资产投资总额 $\times 100\%$,单位:%,数据来源于《中国城市统计年鉴》 |
| | 房价收入比($HPIR$) | 1.32 | 1.45 | 24.56 | 0.12 | 城市住房单价/城市职工月平均工资,无量纲,房价数据来源于中房指数数据库,职工工资数据来源于《中国城市统计年鉴》 |
| 控制变量 | 人均GDP($PGDP$) | 10.44 | 0.68 | 12.24 | 8.13 | 单位:元/人,取自然对数,数据来源于《中国城市统计年鉴》 |
| | 人力资本水平(HC) | 13.44 | 11.92 | 76.85 | 0.12 | 普通本专科及研究生在校学生数/从业人员数 $\times 100\%$,单位:%,数据来源于《中国城市统计年鉴》及相关省市的统计年鉴 |
| | 开放程度(OL) | 2.67 | 3.04 | 25.67 | 0.24 | 外商直接投资额(人民币计价)/固定资产投资额 $\times 100\%$,单位:%,数据来源于《中国城市统计年鉴》及相关省市的统计年鉴 |
| | 市场化水平(ML) | 81.77 | 10.19 | 95.74 | 8.52 | 100%-地方政府预算内财政支出/GDP $\times 100\%$,单位:%,数据来源于《中国城市统计年鉴》及相关省市的统计年鉴 |
| | 城市化水平(UL) | 53.59 | 22.83 | 99.52 | 40.35 | 城镇常住人口/全市常住人口 $\times 100\%$,单位:%,数据来源于相关省市的统计年鉴 |

2022年5月

表2 空间计量模型估计结果

Table 2 Spatial econometric model estimation results

| 变量类型 | 变量名称 | 模型一:城市总体 | | 模型二:土地供给 相对过剩的城市 | | 模型三:土地供给 相对短缺的城市 | |
|------------|-----------------|------------------------|------------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|-----------------------|
| | | 双固定 效应 | 双固定效应的 偏误矫正 | 双固定 效应 | 双固定效应的 偏误矫正 | 双固定 效应 | 双固定效应的 偏误矫正 |
| 被解释变量空间滞后项 | $W \times ITU$ | 0.493*** (20.789) | 0.505*** (21.463) | 0.379*** (11.813) | 0.397*** (12.498) | 0.470*** (12.038) | 0.499*** (13.108) |
| 核心解释变量 | LSM | -0.495** (-2.138) | -0.474** (-2.154) | -0.409** (-2.133) | -0.396** (-2.161) | -0.895*** (-2.655) | -0.886*** (-2.621) |
| 控制变量 | $PGDP$ | 7.278*** (22.678) | 7.283*** (21.714) | 5.263*** (14.854) | 5.269*** (14.215) | 12.186*** (22.675) | 12.204*** (21.689) |
| | HC | 0.066*** (6.079) | 0.066*** (5.811) | 0.013 (1.061) | 0.013 (1.008) | 0.088*** (4.943) | 0.088*** (4.709) |
| | OL | 0.078*** (2.882) | 0.077*** (2.733) | 0.070** (2.177) | 0.069** (2.058) | 0.125*** (2.984) | 0.122*** (2.793) |
| | ML | 0.215*** (22.774) | 0.213*** (22.514) | 0.037*** (2.791) | 0.037*** (2.679) | 0.126*** (2.609) | 0.124*** (2.649) |
| | UL | 0.046*** (4.919) | 0.046*** (4.694) | 0.031*** (2.640) | 0.031** (2.478) | 0.027** (1.958) | 0.027** (1.986) |
| | $W \times LSM$ | -0.044 (-0.220) | -0.033 (-0.195) | 0.033 (0.201) | 0.033 (0.211) | -0.190 (-0.308) | -0.216 (-0.335) |
| 控制变量空间滞后项 | $W \times PGDP$ | -5.453*** (-10.891) | -5.505*** (-10.541) | -3.157*** (-5.559) | -3.222*** (-5.439) | -7.689*** (-8.084) | -7.948*** (-8.054) |
| | $W \times HC$ | 0.013 (0.602) | 0.014 (0.615) | -0.013 (-0.451) | -0.012 (-0.419) | 0.003 (0.103) | 0.007 (0.193) |
| | $W \times OL$ | -0.186*** (-3.928) | -0.183*** (-3.695) | -0.162*** (-2.724) | -0.159** (-2.550) | -0.296*** (-3.800) | -0.286*** (-3.501) |
| | $W \times ML$ | 0.077*** (2.973) | 0.076*** (2.820) | 0.055** (2.215) | 0.055** (2.121) | 0.206** (2.206) | 0.197** (2.023) |
| | $W \times UL$ | 0.023 (1.083) | 0.022 (0.989) | 0.145*** (5.664) | 0.143*** (5.343) | -0.095** (-2.564) | -0.096** (-2.452) |
| σ^2 | | 4.213 | 4.603 | 3.442 | 3.767 | 4.260 | 4.670 |
| R^2 | | 0.938 | 0.938 | 0.926 | 0.926 | 0.955 | 0.956 |
| log like | | -7225.645 | -7225.645 | -4400.123 | -4400.123 | -2594.904 | -2594.904 |
| 观察值数 | | 3627 | | 2327 | | 1300 | |

注: *、**与***分别表示在10%、5%与1%水平上通过显著性检验;括号内为t统计量。下同。

空间错配对城市产业转型升级仍都具有显著的负向影响。在影响大小方面,对于城市总体、土地供给相对过剩的城市、土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配指数(LSM)的系数分别为-0.474、-0.396、-0.886。可见,土地资源空间错配对城市产业转型升级的负向影响程度,土地供给相对短缺的城市大于土地供给相对过剩的城市。

(3)聚焦到控制变量:可以发现,3个模型中经济发展水平($PGDP$)、人力资本水平(HC)、开放程度(OL)、市场化水平(ML)、城市化水平(UL)对产业

转型升级基本上均具有显著的正向影响,符合预期。需要指出的是,唯一不显著的特例是,对于土地供给相对过剩的城市,人力资本水平(HC)表现为不显著的正向影响。可能的原因是,土地供给相对过剩的城市通常是中西部地区的中小城市,这些城市的人力资本处于较低水平,尚未跨越对城市产业转型升级实现正向促进作用的门槛,因此并未表现出显著的正向影响。

4.2 影响结果维度的稳健性检验

考虑到核心解释变量:土地资源空间错配的界

定对研究结果具有重要影响。为检验上述研究结果的稳健性,通过3种方法替换土地资源空间错配指数的代理变量:一是采用经典的HK模型^[15],基于价格扭曲测度土地资源空间错配指数;另外分别基于人口—土地、资本—土地视角测度土地资源空间错配指数。其中,第一种方法HK模型的技术处理参考了张雄等^[18]、韩峰等^[22]的研究;第二、三种方法是将式(4)中GDP比重分别替换为人口比重、固定资产投资额比重。第一种方法的测度结果表明,279个样本城市中125个城市属于土地供给相对过剩类型,其中东部地区10个、中西部地区115个;154个城市属于土地供给相对短缺类型,其中东部地区88个、中西部地区66个。第二种方法的测度结果表明,141个城市属于土地供给相对过剩类型,其中东部地区44个、中西部地区97个;138个城市属于土地供给相对短缺类型,其中东部地区88个、中西部地区50个。第三种方法的测度结果表明,139个城市属于土地供给相对过剩类型,其中东部地区50个、中西部地区89个;140个城市属于土地供给相对短缺类型,其中东部地区95个、中西部地区45个。上述3种界定方法仍表明土地供给相对过剩的城市主要集中于中西部地区,土地供给相对短缺的城市主要集中于东部地区。按上述3种方法

重新定义核心解释变量的计量分析结果中(表3),土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数均在5%的显著性水平上通过了检验,符号为负。可见,3种方法替换核心解释变量后研究结论仍然成立。

综上,空间面板模型的计量分析结果支持研究假说1:影响结果维度,土地资源空间错配对城市产业转型升级产生了显著的负面影响。

4.3 影响结果的异质性分析

进一步,作异质性分析,从结构层面分析不同用途土地错配的影响。首先,判断土地供给相对过剩、相对短缺的城市内,不同用途土地的错配状况,测度结果为:在土地供给相对过剩的179个城市中,商住用地相对过剩的有63个,工业用地相对过剩的有26个,商住与工业用地都相对过剩的有90个。在土地供给相对短缺的100个城市中,商住用地相对短缺的有21个,工业用地相对短缺的有28个,商住与工业用地都相对短缺的有51个。其次,分析不同用途土地错配对产业转型升级的影响,基于表4的计量分析结果可以发现2点规律:①模型一、模型二、模型三的土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数分别为不显著、在5%、1%的水平上显著。这说明,对于土地供给相对过剩的城市,工业用地相对过剩对产业转型升级的负面影响更为明显。可能的原

表3 替换核心解释变量后的空间计量模型估计结果

Table 3 Estimation results of spatial econometric model after replacing core explanatory variables

| 变量名称 | 模型一:城市总体 | | | 模型二:土地供给相对过剩的城市 | | | 模型三:土地供给相对短缺的城市 | | |
|--------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 人口-土地 错配 | 资本-土地 错配 | HK 模型 错配 | 人口-土地 错配 | 资本-土地 错配 | HK 模型 错配 | 人口-土地 错配 | 资本-土地 错配 | HK 模型 错配 |
| <i>LSM</i> | -0.127** (-2.258) | -0.192** (-2.147) | -0.211** (-2.181) | -0.106** (-2.325) | -0.221** (-2.296) | -0.158** (-2.201) | -0.203** (-2.493) | -0.292** (-2.552) | -0.274** (-2.445) |
| <i>W×ITU</i> | 0.483*** (17.221) | 0.497*** (17.792) | 0.492*** (21.273) | 0.408*** (12.036) | 0.411*** (11.481) | 0.381*** (12.562) | 0.511*** (14.974) | 0.521*** (14.884) | 0.489*** (12.335) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 核心解释变量空间滞后项 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 控制变量空间滞后项 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| σ^2 | 4.290 | 4.252 | 4.738 | 4.176 | 3.971 | 4.615 | 4.266 | 4.945 | 3.969 |
| R^2 | 0.928 | 0.931 | 0.936 | 0.927 | 0.929 | 0.938 | 0.958 | 0.961 | 0.922 |
| log like | -4420.866 | -6489.929 | -7274.351 | -4663.045 | -4681.163 | -4422.331 | -2638.428 | -2641.806 | -2613.237 |
| 观察值数 | 3627 | 3627 | 3627 | 1833 | 1807 | 1625 | 1794 | 1820 | 2002 |

2022年5月

表4 异质性分析结果

Table 4 Heterogeneity analysis results

| 变量名称 | 土地供给相对过剩的城市 | | | 土地供给相对短缺的城市 | | |
|-----------------|---------------------|----------------------|-------------------------|----------------------|-----------------------|-------------------------|
| | 模型一:商住用地 相对过剩的城市 | 模型二:工业用地 相对过剩的城市 | 模型三:商住与工业用 地都相对过剩的城市 | 模型四:商住用地 相对短缺的城市 | 模型五:工业用地 相对短缺的城市 | 模型六:商住与工业用 地都相对短缺的城市 |
| <i>LSM</i> | -0.187 (-1.196) | -0.591** (-2.176) | -0.352*** (-2.682) | -0.744** (-2.397) | -0.518*** (-2.647) | -1.214** (-2.068) |
| <i>W×ITU</i> | 0.403*** (7.458) | 0.307*** (5.848) | 0.230*** (4.391) | 0.367*** (4.666) | 0.348*** (6.378) | 0.388*** (7.321) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 核心解释变量空 间滞后项 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 控制变量空间滞 后项 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| σ^2 | 2.149 | 1.214 | 1.976 | 1.345 | 1.672 | 3.633 |
| R^2 | 0.943 | 0.921 | 0.935 | 0.972 | 0.949 | 0.967 |
| log like | -3007.040 | -1298.390 | -3355.927 | -379.135 | -357.814 | -1195.420 |
| 观察值数 | 819 | 338 | 1170 | 273 | 364 | 663 |

因是,工业用地相对过剩为低端产业存活提供了直接条件,同时,工业用地出让市场化程度较低,更容易产生寻租现象,破坏制度环境。②模型四、模型五、模型六的土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数分别在5%、1%、5%的水平上显著。这说明,对于土地供给相对短缺的城市,商住用地与工业用地相对短缺对产业转型升级都有显著的负面影响。可能的原因是推拉作用:商住用地相对短缺引起的房地产价格上涨,对产业脱实向虚、抑制居民需求与创新产生了拉力;同时,工业用地相对短缺引起的用地成本上涨,对挤出实体行业投资、抑制居民需求与创新产生了推力。

4.4 影响机制维度的计量分析

4.4.1 土地资源空间错配对城市产业转型升级影响的中间机制:土地供给相对过剩的城市

对于土地供给相对过剩的城市,分别以低端制造业产值比重、土地违法案件数作为中介变量,进行中介效应检验。基于表5的检验结果,可以得出以下2点结论:

(1)低端产业存活强化是土地资源空间错配影响城市产业转型升级的有效中间机制。表5列(2)汇报了土地资源空间错配对低端制造业比重(*LM*)

的影响。可见,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数为0.034,在1%的水平上显著。这说明,对于土地供给相对过剩的城市,土地资源空间错配确实强化了低端产业的存活。表5列(3)汇报了中介变量低端制造业比重(*LM*)对城市产业转型升级指数的影响。可见,中介变量的系数为-4.727,在1%的水平上显著,表明低端产业存活的强化机制对城市产业转型升级产生了显著的负面影响。数值上,加入中介变量后,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数由-0.396变为-0.235,说明中介变量分摊了部分影响。综上,低端产业存活强化机制的中介效应是显著存在的,具体表现为土地资源空间错配强化低端产业存活,低端产业存活抑制城市产业转型升级。

(2)制度环境破坏是土地资源空间错配影响城市产业转型升级的有效中间机制。表5列(5)汇报了土地资源空间错配对土地违法案件数(*ILU*)的影响。可见,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数为0.125,在1%的水平上显著。这表明,对于土地供给相对过剩的城市,土地资源空间错配对制度环境确实产生了破坏。表5列(6)汇报了中介变量土地违法案件数(*ILU*)对城市产业转型升级指数的影响。可见,中介变量的系数为-0.560,在5%的水平上显

表5 中介效应检验结果:土地供给相对过剩的城市

Table 5 Mediation effect test results: Cities with relative excess of land supply

| 变量名称 | 低端产业存活强化机制 | | | 制度环境破坏机制 | | |
|-----------------------|----------------------|---------------------|-----------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
| | (1) 城市产业转型升级指数 | (2) 低端制造业比重 | (3) 城市产业转型升级指数 | (4) 城市产业转型升级指数 | (5) 土地违法案件数 | (6) 城市产业转型升级指数 |
| <i>LSM</i> | -0.396** (-2.161) | 0.034*** (3.262) | -0.235** (-2.125) | -0.396** (-2.161) | 0.125*** (2.847) | -0.313** (-2.254) |
| <i>LM</i> | — | — | -4.727*** (-3.597) | — | — | — |
| <i>ILU</i> | — | — | — | — | — | -0.560** (-2.174) |
| <i>W×ITU</i> | 0.397*** (12.498) | — | 0.402*** (12.708) | 0.397*** (12.498) | — | 0.379*** (11.813) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 核心解释变量空间滞后项 | YES | — | YES | YES | — | YES |
| 控制变量空间滞后项 | YES | — | YES | YES | — | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>R</i> ² | 0.926 | 0.943 | 0.932 | 0.926 | 0.902 | 0.929 |
| 观察值数 | 2327 | 2327 | 2327 | 2327 | 2327 | 2327 |

注:“—”表示相关变量不进入该模型。下同。

著,说明制度环境破坏对城市产业转型升级产生了显著的负面影响。数值上,加入中介变量后,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数由-0.396变为-0.313,中介变量分摊了部分影响。综上,制度环境破坏机制的中介效应是显著存在的,具体表现为土地资源空间错配引致制度环境破坏,制度环境破坏抑制城市产业转型升级。

4.4.2 土地资源空间错配对城市产业转型升级影响的中间机制:土地供给相对短缺的城市

对于土地供给相对短缺的城市,分别以房地产投资比重、房价收入比作为中介变量,进行中介效应检验。基于表6的检验结果,可以得出以下2点结论:

(1)实体行业投融资挤出是土地资源空间错配影响城市产业转型升级的有效中间机制。表6列(2)汇报了土地资源空间错配对房地产投资比重(*REI*)的影响。可见,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数为0.582,在1%的水平上显著。这说明,对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配确实推动了房地产投资的增加,挤出了实体产业的投融资。表6列(3)汇报了中介变量房地产投资比重

(*REI*)对城市产业转型升级指数的影响。可见,中介变量的系数为-0.496,在5%的水平上显著,表明实体行业投融资挤出机制对城市产业转型升级产生了显著的负面影响。数值上,加入中介变量后,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数由-0.886变为-0.619,中介变量分摊了部分影响。综上,实体行业投融资挤出机制的中介效应是显著存在的,具体表现为土地资源空间错配挤出实体行业投融资,产业结构空心化抑制城市产业转型升级。

(2)居民需求与创新抑制是土地资源空间错配影响城市产业转型升级的有效中间机制。表6列(5)汇报了土地资源空间错配对房价收入比(*HPIR*)的影响。可见,土地资源空间错配指数(*LSM*)的系数为0.525,在5%的水平上显著。很显然,对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配推动了房价上涨,推高了房价收入比,增加了居住成本。表6列(6)汇报了中介变量房价收入比(*HPIR*)对城市产业转型升级指数的影响。可见,中介变量的系数为-0.535,在1%的水平上显著,说明居民需求与创新抑制机制对城市产业转型升级产生了显著的负面影响。同时,加入中介变量后,土地资源空间错

2022年5月

表6 中介效应检验结果:土地供给相对短缺的城市

Table 6 Mediation effect test results: Cities with relative shortage of land supply

| 变量名称 | 实体行业投融资挤出机制 | | | 居民需求与创新抑制机制 | | |
|-----------------------|-----------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|--------------------|-----------------------|
| | (1) 城市产业转型升级指数 | (2) 房地产投资比重 | (3) 城市产业转型升级指数 | (4) 城市产业转型升级指数 | (5) 房价收入比 | (6) 城市产业转型升级指数 |
| <i>LSM</i> | -0.886*** (-2.621) | 0.582*** (4.008) | -0.619*** (-3.047) | -0.886*** (-2.621) | 0.525** (2.236) | -0.670*** (-2.573) |
| <i>REI</i> | — | — | -0.496** (-2.022) | — | — | — |
| <i>HPIR</i> | — | — | — | — | — | -0.535*** (-7.156) |
| <i>W×ITU</i> | 0.499*** (14.008) | — | 0.471*** (12.038) | 0.499*** (13.108) | — | 0.441*** (10.388) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 核心解释变量空间滞后项 | YES | — | YES | YES | — | YES |
| 控制变量空间滞后项 | YES | — | YES | YES | — | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| <i>R</i> ² | 0.956 | 0.852 | 0.959 | 0.956 | 0.659 | 0.962 |
| 观察值数 | 1300 | 1300 | 1300 | 1300 | 1300 | 1300 |

配指数(*LSM*)的系数由-0.886变为-0.670,中介变量分摊了部分影响。综上,居民需求与创新抑制机制的中介效应是显著存在的,具体表现为土地资源空间错配推升居住成本、抑制居民需求与创新,需求不振、创新不足抑制城市产业转型升级。

4.4.3 影响机制维度的稳健性检验

为检验中间机制研究结论的稳健性,做交叉检验,检验结果(表7)表明:对于土地供给相对过剩的城市,土地资源空间错配对房地产投资比重、房价收入比的影响不显著。这说明,对于土地供给相对过剩的城市,实体行业投融资挤出机制、居民需求与创新抑制机制不是土地资源空间错配影响城市

产业转型升级的有效中间机制。对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配对低端制造业比重、土地违法案件数的影响不显著。这说明,对于土地供给相对短缺的城市,低端产业存活强化机制、制度环境破坏机制也不是土地资源空间错配影响城市产业转型升级的有效中间机制。

综上,中介效应检验结果支持研究假说2:影响机制维度,对于土地供给相对过剩的城市,土地资源空间错配主要通过低端产业存活强化、制度环境破坏的中间机制,对城市产业转型升级产生负面影响。对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配主要通过实体行业投融资挤出、居民需求与创

表7 中间机制交叉检验结果

Table 7 Cross-comparison test results of mediation effect

| 变量名称 | 土地供给相对过剩的城市 | | 土地供给相对短缺的城市 | |
|-----------------------|------------------|--------------------|--------------------|------------------|
| | 房地产投资比重 | 房价收入比 | 低端制造业比重 | 土地违法案件数 |
| <i>LSM</i> | 0.005 (0.151) | -0.004 (-1.490) | -0.020 (-1.494) | 0.053 (0.648) |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 时间固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| <i>R</i> ² | 0.623 | 0.607 | 0.845 | 0.831 |
| 观察值数 | 2327 | 2327 | 1300 | 1300 |

新抑制的中间机制,对城市产业转型升级产生负面影响。

5 结论与启示

5.1 结论

本文构建空间面板计量模型与中介效应模型,从影响结果、影响机制2个维度,考察土地资源空间错配对城市产业转型升级的影响方式及其中间机制。区别于已有研究,本文研究聚焦于空间错配与产业转型升级2个方面,视角独特,有利于深化对城市产业转型升级过程中土地资源空间配置规律及其作用机制的认识。主要研究结论如下:

(1)影响结果维度。土地资源空间错配对城市产业转型升级具有显著的负面影响,同时这种负面影响表现出明显的异质性。影响程度的异质性表现为,土地资源空间错配对土地供给相对短缺城市的影响大于土地供给相对过剩城市。土地用途结构层面的异质性表现为,在土地供给相对过剩的城市内,工业用地相对过剩对产业转型升级的负面影响更为明显;在土地供给相对短缺的城市内,商住用地、工业用地相对短缺对产业转型升级都有显著的负面影响。

(2)影响机制维度。中介效应模型的计量分析表明,对于土地供给相对过剩的城市,低端产业存活强化机制与制度环境破坏机制的中介效应是显著存在的。具体表现为土地资源空间错配强化低端产业存活,低端产业存活抑制城市产业转型升级;土地资源空间错配引致制度环境破坏,制度环境破坏抑制城市产业转型升级。对于土地供给相对短缺的城市,实体行业投融资挤出机制与居民需求与创新抑制机制的中介效应是显著存在的。具体表现为土地资源空间错配挤出实体行业投融资,产业结构空心化抑制城市产业转型升级;土地资源空间错配推升居住成本、抑制居民需求与创新,需求不振、创新不足抑制城市产业转型升级。中间机制交叉检验结果表明,对于土地供给相对过剩与土地供给相对短缺的城市,相应的中间机制不存在交叉影响。

5.2 政策启示

上述研究结论明确地揭示,无论是对于土地供给相对过剩的城市,还是对于土地供给相对短缺的城市,土地资源空间错配对城市产业转型升级都会

产生直接的负面影响,而且还会通过差异性的中间机制,产生间接的负面影响。过去一段时期,由于区域“平衡发展”政策被误解,被片面地理解为区域间经济总量的“均匀分布”,中央实施了偏向中西部的土地供给政策,导致建设用地供应向中西部地区倾斜,人为地造成了城市之间土地供给相对过剩与短缺并存的局面。事实上,这种局面对于土地供给相对过剩与相对短缺的城市的产业转型升级都是不利的。扎实稳步地推进土地资源空间错配的纠偏政策,对于城市产业转型升级具有重要的意义。具体而言:①需要调整建设用地供应的空间格局,增加东部地区土地供给相对短缺城市的建设用地供应,结构上应保持商服用地、工业用地的均衡增加。控制中西部地区土地供给相对过剩城市的建设用地供应,结构上尤其应注意控制工业用地的相对过剩。②需要盘活东部地区土地供给相对短缺城市的存量建设用地,通过严格的批后监管,有效解决批而未供和土地闲置等问题,提高存量建设用地的利用效率。③需要认识到土地资源空间错配对产业转型升级的影响,并不完全源于土地资源数量结构的失衡与利用效率的不足,还源于中间机制的扭曲与放大效应。因此,对于中西部地区土地供给相对过剩的城市,尤其要完善土地要素价格形成机制,夯实市场机制在土地要素配置中的决定性作用,避免由于府际竞争、权力寻租导致的土地要素价格扭曲,引发低端产业存活强化、制度环境破坏等机制问题。对于东部地区土地供给相对短缺的城市,尤其要关注土地政策与产业政策的衔接配合。对于住宅用地,针对供给普遍不足的问题,适当增加住宅用地供给,避免高房价引发的实体行业投融资挤出、居民需求与创新抑制等机制问题。对于产业用地,配合产业结构调整指导目录,利用“标准地”出让等精细化、差别化的土地出让政策工具,为实体行业投资、居民创新创业提供土地要素支撑并优化投资结构,促进产业转型升级。

参考文献(References):

- [1] 干春晖,郑若谷,余典范. 中国产业结构变迁对经济增长和波动的影响[J]. 经济研究, 2011, 46(5): 4-16. [Gan C H, Zheng R G, Yu D F. An empirical study on the effects of industrial structure on economic growth and fluctuations in China[J]. Economic Re-

2022年5月

- search Journal, 2011, 46(5): 4-16.]
- [2] 徐鹏杰, 王宁, 杨乐晴. 要素市场化配置、政府治理现代化与产业转型升级[J]. 经济体制改革, 2020, (5): 86-92. [Xu P J, Wang N, Yang Y Q. Market-oriented allocation of factors, modernization of governance and industrial transformation and upgrading[J]. Reform of Economic System, 2020, (5): 86-92.]
- [3] 余泳泽, 孙鹏博, 宣烨. 地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?[J]. 经济研究, 2020, 55(8): 57-72. [Yu Y Z, Sun P B, Xuan Y. Do constraints on local governments' environmental targets affect industrial transformation and upgrading?[J]. Economic Research Journal, 2020, 55(8): 57-72.]
- [4] 林毅夫. 经济结构转型与“十四五”期间高质量发展: 基于新结构经济学视角[J]. 兰州大学学报(社会科学版), 2020, 48(4): 1-8. [Lin Y F. Economic structural transformation and development of higher quality during the 14th five-year plan period: Based on the theory of new structural economics[J]. Journal of Lanzhou University (Social Sciences), 2020, 48(4): 1-8.]
- [5] 李勇刚, 罗海艳. 土地资源错配阻碍了产业结构升级吗? 来自中国35个大中城市的经验证据[J]. 财经研究, 2017, 43(9): 110-121. [Li Y G, Luo H Y. Does land resource misallocation hinder the upgrading of industrial structure? Empirical evidence from Chinese 35 large and medium-sized cities[J]. Journal of Finance and Economics, 2017, 43(9): 110-121.]
- [6] 唐宇娣, 朱道林, 程建, 等. 差别定价的产业用地供应策略对产业结构升级的影响: 基于中国277个城市的实证分析[J]. 资源科学, 2020, 42(3): 548-557. [Tang Y D, Zhu D L, Cheng J, et al. Impact of differential pricing strategy of land supply on the upgrading of industrial structure: A study based on the empirical analysis of 277 cities in China[J]. Resources Science, 2020, 42(3): 548-557.]
- [7] 陆铭, 李鹏飞, 钟辉勇. 发展与平衡的新时代: 新中国70年的空间政治经济学[J]. 管理世界, 2019, 35(10): 11-23. [Lu M, Li P F, Zhong H Y. The new era of development and balance: Spatial political economics of new China's regional economy for 70 years[J]. Management World, 2019, 35(10): 11-23.]
- [8] 陆铭. 中国经济的症结是空间错配[J]. 深圳大学学报(人文社会科学版), 2019, 36(1): 77-85. [Lu M. Besetting sin of Chinese economy: Spatial mismatch[J]. Journal of Shenzhen University (Humanities and Social Sciences), 2019, 36(1): 77-85.]
- [9] 文乐, 彭代彦. 土地供给错配、房价上涨与半城镇化研究[J]. 中国土地科学, 2016, 30(12): 18-27. [Wen L, Peng D Y. Research on misallocation of land supply, rising housing prices and peri-urbanization[J]. China Land Sciences, 2016, 30(12): 18-27.]
- [10] 陆铭, 李杰伟, 韩立彬. 治理城市病: 如何实现增长、宜居与和谐?[J]. 经济社会体制比较, 2019, (1): 22-29. [Lu M, Li J W, Han L B. Curing urban diseases: How to achieve growth, livability and harmony?[J]. Comparative Economic and Social Systems, 2019, (1): 22-29.]
- [11] 陆铭. 城市、区域和国家发展: 空间政治经济学的现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(4): 1499-1532. [Lu M. Urban, regional and national development: The present and future of spatial political economics[J]. China Economic Quarterly, 2017, 16(4): 1499-1532.]
- [12] 余莎, 游宇. 合伙卖地? 地方政府合作与土地资源配置[J]. 财经研究, 2017, 43(12): 58-73. [Yu S, You Y. Hand in hand, selling the land: Intergovernmental cooperation and land allocation in China[J]. Journal of Finance and Economics, 2017, 43(12): 58-73.]
- [13] Chen W, Shen Y, Wang Y N, et al. How do industrial land price variations affect industrial diffusion? Evidence from a spatial analysis of China[J]. Land Use Policy, 2018, (71): 384-394.
- [14] 常晨, 陆铭. 新城之殇: 密度、距离与债务[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(4): 1621-1642. [Chen C, Lu M. Misery of new town: Density, distance and debt[J]. China Economic Quarterly, 2017, 16(4): 1621-1642.]
- [15] Hsieh C T, Klenow P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India[J]. Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [16] 李勇刚. 土地资源错配阻碍了经济高质量发展吗? 基于中国35个大中城市的实证研究[J]. 南京社会科学, 2019, (10): 35-42. [Li Y G. Does land resource misallocation hinder high-quality economic development? Empirical study based on 35 large and medium cities in China[J]. Nanjing Journal of Social Sciences, 2019, (10): 35-42.]
- [17] 李力行, 黄佩媛, 马光荣. 土地资源错配与中国工业企业生产率差异[J]. 管理世界, 2016, (8): 86-96. [Li L X, Huang P Y, Ma G R. Mismatch of land resources and productivity difference of Chinese industrial enterprises[J]. Management World, 2016, (8): 86-96.]
- [18] 张雄, 张安录, 邓超. 土地资源错配及经济效率损失研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2017, 27(3): 170-176. [Zhang X, Zhang A L, Deng C. Study on land resources distorted allocation and economic efficiency loss[J]. China Population, Resources and Environment, 2017, 27(3): 170-176.]
- [19] 赖敏. 土地要素错配阻碍了中国产业结构升级吗? 基于中国230个地级市的经验证据[J]. 产业经济研究, 2019, (2): 39-49. [Lai M. Does the mismatch of land factors hinder the optimization and upgrading of China's industrial structure? Empirical evidence based on 230 prefecture-level cities in China[J]. Industrial Economics Research, 2019, (2): 39-49.]
- [20] 张国建, 孙治宇, 艾永芳. 土地财政、要素错配与服务业结构升级滞后[J]. 山西财经大学学报, 2021, 43(8): 57-70. [Zhang G J, Sun Z Y, Ai Y F. Land finance, factor misallocation and laggard service industry structural upgrading[J]. Journal of Shanxi University of Finance and Economics, 2021, 43(8): 57-70.]
- [21] 余泳泽, 宋晨晨, 容开建. 土地资源错配与环境污染[J]. 财经问题研究, 2018, (9): 43-51. [Yu Y Z, Song C C, Rong K J. Land resource misallocation and environmental pollution[J]. Research on Financial and Economic Issues, 2018, (9): 43-51.]
- [22] 韩峰, 余泳泽, 谢锐. 土地资源错配如何影响雾霾污染? 基于土地市场交易价格和PM_{2.5}数据的空间计量分析[J]. 经济科学,

- 2021, (4): 68–83. [Han F, Yu Y Z, Xie R. How does misallocation of land resources affect smog pollution? Spatial econometric analysis of land market transaction price and PM2.5 data[J]. *Economic Science*, 2021, (4): 68–83.]
- [23] 毛文峰, 陆军. 土地要素错配如何影响中国的城市创新创业质量? 来自地级市城市层面的经验证据[J]. *产业经济研究*, 2020, (3): 17–29. [Mao W F, Lu J. How does land misallocation affect the quality of urban innovation and entrepreneurship in China? Empirical evidence from the city level of prefecture-level cities [J]. *Industrial Economics Research*, 2020, (3): 17–29.]
- [24] 谢冬水. 土地资源错配与城市创新能力: 基于中国城市面板数据的经验研究[J]. *经济学报*, 2020, 7(2): 86–112. [Xie D S. Land resource misallocation and city innovation capacity: Based on Chinese city-level panel data analysis[J]. *China Journal of Economics*, 2020, 7(2): 86–112.]
- [25] 安勇, 赵丽霞. 土地资源错配、空间策略互动与城市创新能力[J]. *中国土地科学*, 2021, 35(4): 17–25. [An Y, Zhao L X. Land resource misallocation, spatial strategy interaction and urban innovation capability[J]. *China Land Science*, 2021, 35(4): 17–25.]
- [26] 邓楚雄, 赵浩, 谢炳庚, 等. 土地资源错配对中国城市工业绿色全要素生产率的影响[J]. *地理学报*, 2021, 76(8): 1865–1881. [Deng C X, Zhao H, Xie B G, et al. The impacts of land misallocation on urban industrial green total-factor productivity in China [J]. *Acta Geographica Sinica*, 2021, 76(8): 1865–1881.]
- [27] 广东省社会科学院经济研究所课题组. 广东产业转型升级指数评价研究报告(2019)[R]. *南方经济*, 2020, (3): 2–2. [Research Group of Economic Research Institute of Guangdong Academy of Social Sciences. Research report on evaluation of industrial transformation and upgrading index in Guangdong(2019)[R]. *South China Journal of Economics*, 2020, (3): 2–2.]
- [28] 龚广祥, 吴清华, 高思涵. 土地市场化对区域技术创新的影响及作用机制[J]. *城市问题*, 2020, (3): 68–78. [Gong G X, Wu Q H, Gao S H. Influences and mechanism of land marketing on regional technology innovation[J]. *Urban Problems*, 2020, (3): 68–78.]
- [29] 郑晓郭, 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(8): 1522–1533. [Zheng X Z, Guo H, Lu S B. Environmental regulation, interregional flow of elements, and adjustment of industrial structure in urban agglomerations[J]. *Resources Science*, 2021, 43(8): 1522–1533.]
- [30] Baumol W. Entrepreneurship: Productive, unproductive, and destructive[J]. *Journal of Business Venturing*, 1996, 11(1): 3–22.
- [31] Acemoglu D, Moscona J, Robinson J A. State capacity and American technology: Evidence from the nineteenth century[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(5): 61–67.
- [32] 蔡昉. 生产率、新动能与制造业: 中国经济如何提高资源重新配置效率[J]. *中国工业经济*, 2021, (5): 5–18. [Cai F. Productivity, growth momentum, and manufacturing: How China can regain its resources reallocation efficiency[J]. *China Industrial Economics*, 2021, (5): 5–18.]
- [33] 郭文伟, 李嘉琪. 房价对产业转型升级的影响: 以珠三角地区为例[J]. *城市问题*, 2019, (10): 4–14. [Guo W W, Li J Q. Influences of house price on the upgrading of industrial transition: Taking the pearl delta area for example[J]. *Urban Problems*, 2019, (10): 4–14.]
- [34] 方慧芬, 陈江龙, 袁丰, 等. 中国城市房价对生育率的影响: 基于长三角地区41个城市的计量分析[J]. *地理研究*, 2021, 40(9): 2426–2441. [Fang H F, Chen J L, Yuan F, et al. The econometric analysis of the effect of city housing prices on fertility rates: A study from cities of the Yangtze River Delta in China[J]. *Geographical Research*, 2021, 40(9): 2426–2441.]
- [35] 张可. 经济集聚与区域创新的交互影响及空间溢出[J]. *金融研究*, 2019, (5): 96–114. [Zhang K. Interaction and spatial spillover between economic agglomeration and regional innovation[J]. *Journal of Financial Research*, 2019, (5): 96–114.]
- [36] 李国平, 徐祯. 粤琼区域协同与海南自由贸易港建设[J]. *资源科学*, 2021, 43(2): 241–255. [Li G P, Xu Z. Regional coordination between Guangdong and Hainan and the construction of Hainan Free Trade Port[J]. *Resources Science*, 2021, 43(2): 241–255.]
- [37] Hayes A F. Beyond Baron and Kenny: Statistical mediation analysis in the new millennium[J]. *Communication Monographs*, 2009, 76(4): 408–420.
- [38] 傅元海, 叶祥松, 展祥. 制造业结构优化的技术进步路径选择: 基于动态面板的经验分析[J]. *中国工业经济*, 2014, (9): 78–90. [Fu Y H, Ye X S, Zhan X. The selection of technology progress path of manufacturing structure optimization: An empirical analysis based on dynamic panel data model[J]. *China Industrial Economics*, 2014, (9): 78–90.]
- [39] 骆蓓函. 人力资本结构高级化对服务业结构升级的影响研究: 基于中国城市面板数据[J]. *广东财经大学学报*, 2021, 36(2): 39–53. [Luo J H. The impact of advanced human capital structure on the upgrading of service industry structure: Based on panel data of cities in China[J]. *Journal of Guangdong University of Finance and Economics*, 2021, 36(2): 39–53.]
- [40] 姜宛贝, 韩梦瑶, 唐志鹏, 等. 基于经济发展水平和产业转移视角的碳强度国别对比研究[J]. *资源科学*, 2019, 41(10): 1814–1823. [Jiang W B, Han M Y, Tang Z P, et al. International comparison of carbon intensity from the perspective of economic development levels and industrial transfers[J]. *Resources Science*, 2019, 41(10): 1814–1823.]
- [41] 邓创, 曹子雯. 金融结构市场化、技术创新与产业结构升级[J]. *西安交通大学学报(社会科学版)*, 2020, 40(5): 20–29. [Deng C, Cao Z W. Financial structure marketization, technical innovation and industrial structure upgrading[J]. *Journal of Xi'an Jiaotong University (Social Sciences)*, 2020, 40(5): 20–29.]
- [42] 董锁成, 史丹, 李富佳, 等. 中部地区资源环境、经济和城镇化形势与绿色崛起战略研究[J]. *资源科学*, 2019, 41(1): 33–42. [Dong S C, Shi D, Li F J, et al. Study on the resource environment, economy and urbanization situation and green rise strategy in Central China[J]. *Resources Science*, 2019, 41(1): 33–42.]

Impact mechanism of land resources spatial mismatch on urban industrial transformation and upgrading

PENG Shangui¹, SUN Hao², GUO Zhengning¹, WANG Jian³

(1. School of Economics and Management, Shandong Agricultural University, Tai'an 271018, China; 2. School of Business, Shandong Normal University, Ji'nan 250358, China; 3. College of Public Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: Industrial transformation and upgrading is the core variable that distinguishes developing and developed countries in modern economic growth, and the government's allocation of land resources will lead to the change of industrial structure and format, which has an important impact on industrial transformation and upgrading. Therefore, it is of great policy significance to investigate the impact of spatial mismatch of land resources on urban industrial transformation and upgrading and examine its specific mechanism. On the basis of systematically measuring the level of urban industrial transformation and upgrading, this study constructed a spatial panel econometric model and a mediation effect model to investigate the impact of land resources spatial mismatch on urban industrial transformation and upgrading, and analyzed its mediation mechanism from the two dimensions of impact results and impact mechanism. This study found that: (1) Land resources spatial mismatch has a significant negative impact on industrial transformation and upgrading. With regard to the extent of impact, the impact on cities with relative shortage of land supply is greater than that of cities with relative excess of land supply. At the structural level, for cities with relative excess land supply, the negative impact of relative excess industrial land on industrial transformation and upgrading is more obvious. For cities with relative shortage of land supply, the relative shortage of commercial and residential land or industrial land has a significant negative impact on industrial transformation and upgrading. (2) For cities with relative excess of land supply, the negative impact mainly occurs through the mediation mechanism of sustenance of low-end industry and institutional environment deterioration. (3) For cities with relative shortage of land supply, the negative impact mainly occurs through the mediation mechanism of crowding out of real industrial sector investment and financing, and residents' demand and innovation inhibition. The policy implication is that steadily promoting the rectification of land resources spatial mismatch is an effective measure to promote the industrial transformation and upgrading.

Key words: land resources; spatial mismatch; industrial transformation and upgrading; impact; mediation mechanism; spatial panel econometric model; mediation effect model; China