

互动竞争、地价扭曲与产业结构同质化

张耀宇^{1,2},沙 勇¹,王 博³

(1. 南京邮电大学人口研究院,江苏 南京 210042; 2. 江苏高质量发展综合评估研究基地,江苏 南京 210042;
3. 南京农业大学公共管理学院,江苏 南京 210095)

摘要:党的二十大报告指出,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系。所以,治理产业结构同质化、推动错位发展从而实现区域协调发展,在当前中国经济发展中具有重要意义。综合整理多个宏观数据库,构建 2007—2021 年城市层面面板数据,运用空间杜宾模型,检验了工业地价“逐底竞争”互动模式对产业结构同质化的影响。研究发现:两位数行业分类代码层面,城市产业供地结构的差异性不高,且土地价格偏离指数整体呈负向偏离,说明产业供地中确实存在明显的“地价让利”。实证结果中,空间滞后项的系数绝对值相对较大,说明城市间的产业结构同质化问题,受外界影响相对更强。地方政府间以“地价让利”为工具的招商引资竞争越激烈,产业结构同质化问题越严重。土地价格扭曲在空间维度的互动影响,在时间维度上也存在异质性,城市间工业地价“逐底竞争”的程度减轻,短期会降低产业供地结构差异性,长期则会提高产业供地结构的差异性,总的来看,最终会抑制产业结构同质化。可见,相关的调控政策既要关注个体行为,也要关注地方政府间的互动行为,不能“只见树木,不见森林”,要通过协调互动关系来促进区域协调发展。

关键词:互动竞争;土地供应策略;产业结构;指数测量;空间杜宾模型

中图分类号:F301.3 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-4970(2023)03-0133-10

一、引言

改革开放以来,中国经济发展取得了举世瞩目的成绩。从 20 世纪 80 年代开始,地方官员之间围绕 GDP 增长而进行的“晋升锦标赛”模式,被学者们认为是过去数十年经济高速增长的主要动力^[1-3]。但是,发展竞争的负面影响也不可忽视:区域间合作的激励不足,“攀比”“拆台”“较劲”的激励有余^[4],产生了地方保护^[5]、产业同构^[6]、效率损失^[7-8]等问题。对此,国家层面也进行了有针对性的调控,如

2018 年出台的《中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见》指出,我国区域发展差距依然较大,区域分化现象逐渐显现,无序开发与恶性竞争仍然存在,区域发展不平衡不充分问题依然比较突出,区域发展机制还不完善,难以适应新时代实施区域协调发展战略需要^[9];党的二十大报告进一步明确提出,要促进区域协调发展……优化重大生产力布局,构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系^[10]。

产业发展亦需强调区域协调理念,既要利

引用本文: 张耀宇,沙勇,王博. 互动竞争、地价扭曲与产业结构同质化[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2023,25(3): 133-142.

基金项目: 国家自然科学基金项目(72004100,72174090)

作者简介: 张耀宇(1987—),男,副教授,博士,主要从事土地资源管理研究。E-mail: zhangyaoyu@njupt.edu.cn

用好当地的比较优势,也要借用其他地区的比较优势进行互补,通过区域一体化发展,形成有效率、有竞争力的产业集群,更好地将比较优势转化为竞争优势^[11]。本研究针对地方政府间过度竞争导致的产业结构同质化问题,以政府产业供地“地价让利”行为为观察对象,从互动影响的角度出发进行系统解析与实证检验,并给出相对应的政策建议。本研究的创新有两个方面:一方面,运用中国土地市场网提供的微观交易案例数据,计算城市层面的土地价格偏离指数和产业供地差异性指数,实现更精准的问题识别;另一方面,运用空间计量经济学的模型方法和城市面板数据,解析地方政府间产业供地中“地价让利”“逐底竞争”互动模式对产业结构同质化的影响,从而更好地理解地方政府间的发展竞争是如何影响产业发展的。

二、文献回顾与研究假说

1. 已有相关研究回顾

无论是发达国家还是发展中国家,地方政府均非独立个体,地方政府间往往会在政策制定或执行上形成策略性行为^[12]。长期以来,在我国以经济增长为核心的政绩竞争中,地方政府官员有着强激励来推动辖区内的经济增长^[1-3]。相比于其他成熟的市场经济国家,中国的地方政府掌握了更多资源,对区域的干预倾向和干预能力更强^[13],如在发展模式方面,长期以来,中国经济增长主要依靠投资驱动,地方官员在“零和博弈”的晋升竞争中,以经济增长为核心的竞争自然就会转换为引资竞争^[14]。在发展中国家,企业所要投资的产业常常具有技术成熟、产品市场已经存在、处于世界产业链内部等特征,因而全社会很容易对有前景的产业产生正确共识,在投资上出现“潮涌现象”,导致产能过剩^[15]。因此,地方政府间在同质化产业发展目标下展开发展竞争、招商引资,可能会进一步助推产能过剩、产业结构同质化^[16]。

改革开放以来,随着劳动力自由流动、财政分权、国有企业和乡镇企业改制、银行商业化等多方面改革的推进,土地成了少数能够被地方政府完全支配的资源之一^[17],土地出让已逐步成为地方政府干预最多的领域之一^[18],作为地

方政府发展竞争手段的土地供应,自然也会随着互动竞争而进行调整变化,从而具备了空间维度上的互动影响关系^[19-20]。地方政府对于工业用地的出让拥有充分的自由裁量权,土地价格让利也就成了地方政府招商引资的主要手段^[21-23]。地方政府往往以产业政策调控土地供应,划定供地次序,优先发展的产业优先供地^[24],由此产业用地供应与产业发展之间有了密不可分的联系。由于工业企业(特别是制造业)区位偏好弱、流动性强,属于“全国性甚至全球性买方市场”,所以地方政府间的招商引资竞争更为激烈^[25]。在工业化发展中,“地价让利”是地方政府主要的竞争手段,通过低价、过度供给工业用地以推动工业化发展和经济增长,从而形成供地价格“逐底竞争”的互动模式^[25-26]。

从已有研究可知,政府间发展竞争与产业结构同质化之间有着密不可分的联系,而作为地方政府招商引资中的最主要竞争手段,“地价让利”行为及在其基础上形成的供地价格“逐底竞争”互动模式,自然会与产业供地结构、产业发展之间有着密不可分的关系,认识并检验这一关系,对于进入高质量发展阶段的中国经济有着不可忽视的理论与现实意义。

2. 研究假说提炼

基于文献回顾,结合现实情况梳理政府间互动竞争、土地价格扭曲与产业结构同质化三者之间的关系,进行研究假说的提炼。

首先,产业发展政策相似是一个常见的现象。根据《中国开发区审核公告目录(2018年版)》,全国范围内,国务院批准成立的经济技术开发区和高新技术产业开发区共382家,其中最多被选为主导产业的分别为装备制造(141次、36.91%)、电子信息(101次、26.44%)、新材料(87次、22.77%)^[27]。由此可见,重复建设、产业结构同质化问题一直困扰着中国经济。其次,以土地供应价格扭曲服务招商引资和工业化发展是一个普遍现象。早在2013年,《国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见》就明确提出了“一些地方过于追求发展速度,过分倚重投资拉动,通过廉价供地、税收减免、低价配置资源等方式招商引资,

助推了重复投资和产能扩张”^[28]。最后,“地价让利”的竞争方式会进一步加剧产业结构同质化。产业结构与要素禀赋结构一致才能具备发展活力^[29],扭曲的要素价格将会导致市场信号失灵、产业发展偏离由要素禀赋结构决定的比较优势。在工业用地供应中,相互竞争的地方政府在供地价格上呈现出“逐底竞争”的互动模式^[30],将会对产业发展有不可忽视的负面影响,导致产业结构不合理^[31],阻碍产业转移^[32],带来过度投资的同时引发产能过剩及大量的资源浪费^[33]。

综上,在产业结构同质化与发展竞争存在密切联系的前提下,基于地方政府招商引资竞争主要手段的“地价让利”而形成的供地价格“逐底竞争”互动模式,必然会加剧产业同质化趋势。鉴于此,提出假设 H1:“地价让利”行为作为城市间相互竞争的主要手段,将会在空间维度上相互影响,且会促进产业结构同质化。

进一步地,土地价格扭曲对产业结构同质化的影响应该在时间维度上存在持续性。地方政府的“地价让利”行为服务于发展竞争,而竞争是一个持续动态的过程,城市间互动博弈是多期的,会根据彼此行为调整当前和未来的策略。所以,当期受到外部冲击时,如竞争对手在“地价让利”方面的策略行为,不仅仅会影响当期行为,也可能会影响下一期的行为决策。鉴于此,提出假设 H2:“地价让利”行为作为城市间相互竞争的主要工具,其对彼此产业结构的影响存在时间滞后效应。

三、关键指标的定义与计算

1. 产业供地差异性指数

对于产业结构相似度的度量,本研究采用土地市场网的土地交易数据进行指标计算。当年产业用地供应情况,是产业发展“落地”的关键一步,能充分反映当年产业发展的“增量”。考虑到地方政府属于土地市场的垄断供地者,因此,年度的土地供应情况能够充分体现地方政府对某个行业的发展偏好,将政府干预(土地供应价格)与产业发展增量(产业供地)实现一一对应。在具体指标构建中:

第一,选择制造业行业为产业发展同质化

的观察对象,根据已有研究^[25],制造业是地方政府招商引资竞争中的核心目标,因此在两位数行业大类代码层面上,将所有土地供应成交案例的行业代码都按《国民经济行业分类代码》(2002 版)进行统一,共涵盖了制造业两位数代码 13 ~ 43 共 30 个行业大类^①。

第二,效仿相关研究^[34-35],从行业层面数据出发,计算产业供地差异性指数:

$$I_{ij} = \sum_{K=1}^n \left| X_{ik} - X_{jk} \right| \tag{1}$$

式中 X_{ik} 、 X_{jk} 分别为城市 i 、 j 的第 K 个行业供地占该行业当年全部供地总量的比重。该指数越大,说明两个城市同年产业用地供应的差异性越大。若此时有 N 个城市,则可将城市间的产业供地差异性指数 I_{ij} 形成一个 N 阶方阵 W ,如下式(2)所示。根据产业供地差异性指数的公式可知, I_{ij} 和 I_{ji} 取值相同,所以矩阵 W 为对称方阵,且对角线元素均为零。

$$W = \begin{bmatrix} I_{11} & \cdots & I_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ I_{N1} & \cdots & I_{NN} \end{bmatrix} \tag{2}$$

第三,选择两种常见的地理关系形成相邻矩阵 W_N 和距离倒数矩阵 W_I ,这两个空间权重矩阵中的元素取值如下式(3)和(4)所示,这两个空间权重矩阵均为 N 阶方阵,对角线元素均为零。相邻矩阵中的元素取值为 0 或 1,相邻则为 1,不相邻则为 0。距离倒数矩阵中的元素取值为两个城市间的距离倒数,距离越近权重越大。

$$W_{N,ij} = \begin{cases} 1 & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0 & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \tag{3}$$

$$W_{I,ij} = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}} & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \tag{4}$$

第四,在前两步基础上进行矩阵乘法,将矩阵 W 与 W_N 、 W_I 分别交乘,这三者均为对角线为零的 N 阶方阵。矩阵 W 的行 i 与列 i 的取值相同,都代表了城市 i 与其他城市之间的产业

①下文土地价格偏离指数计算涉及的行业也是同一选择标准,仅包含制造业的行业。行业大类代码 13 ~ 43 中,由于《国民经济行业分类代码》(2002 版)的行业分类代码 38 没有对应的行业,实际上共有 30 个行业大类。

供地的差异性。矩阵 W_N 和 W_I 中,行 i 的取值代表了城市 i 与其他城市之间的空间(相邻或距离倒数)关系。因此,将矩阵 W 与 W_N 、 W_I 进行矩阵乘法,如下式(5)所示。矩阵 W 的第 i 列与 W_N 、 W_I 的第 i 行相乘后,即可得到城市 i 与其他城市产业供地结构差异性的空间关系加权和,即为交乘所得的新 N 阶方阵 W^* 的第 i 行 i 列元素。因此,通过矩阵交乘得到的新方阵 W^* 的对角线上的元素,即为单独一个城市分别与其他城市的供地结构差异性基于相邻关系或距离倒数关系的加权求和。因此,提取方阵 W^* 的对角线上元素取值作为城市产业供地差异性指数,作为模型估计中的因变量。

$$W^* = \begin{bmatrix} w_{11} & \cdots & w_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ w_{N1} & \cdots & w_{NN} \end{bmatrix} \begin{bmatrix} I_{11} & \cdots & I_{1N} \\ \vdots & & \vdots \\ I_{N1} & \cdots & I_{NN} \end{bmatrix} \quad (5)$$

根据以上步骤,分别计算用相邻矩阵和距离倒数矩阵加权求和的产业供地差异性指数 n 和产业供地差异性指数 i (简写为指数 n 和指数 i),描述性统计如表 1 所示。可知产业供地差异性指数的均值分别为 15.42 和 16.45,中位数分别为 13.461 和 13.665,75 分位数上的差异性指数在 20 以下。从图 1 可知,无论是指数 n 还是指数 i ,其分布都明显偏左,取值范围集中在 20 以下。可见,在两位数行业代码层面,城市之间在制造业供地上差异性不高。

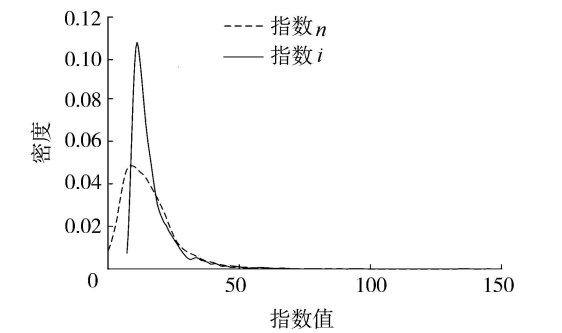


图 1 产业供地差异性指数的核密度函数

表 1 产业供地差异性指数的描述性统计

指标	样本数	均值	标准差	极小值	25 分位数	中位数	75 分位数	极大值
指数 n	3 975	15.42	10.80	0.000	8.218	13.461	19.977	146.587
指数 i	3 975	16.45	8.96	7.215	11.077	13.665	18.545	151.184

2. 土地价格偏离指数

在界定地方政府土地供应中的“地价让利”、供地价格“逐底竞争”方面,已有研究普遍采用《中国国土资源统计年鉴》统计数据,以协议出让面积占比^[36]、土地出让金占地方财政收入比重^[37-38],或仅针对有地价统计的主要城市,运用城市层面工业地价与《全国工业用地出让最低价标准》提供的最低价标准,合成地价负向偏离指数^[38-39]。这些做法都存在缺陷:以协议出让代表工业用地供应,由于无法保证协议出让的土地一定就是工业用地,存在不可避免的误差;主要城市土地价格指标只统计了部分城市,涵盖范围较小,无法满足全国层面的研究需要。为此,借鉴已有研究^[39-40],运用中国土地市场网提供的微观层面土地交易案例(涵盖当年全部出让土地的信息),合成作为关键自变量的土地价格偏离指数(land price deviation indicator,LPDI),用其代表城市年度工业用地成交价格对合理价格的偏离程度。该指标的计算分为 3 步:

第一步,在微观层面选取制造业的供地案例,以土地等级为接口,将工业用地成交最低标准价与每一宗成交案例进行匹配。本研究使用的工业用地成交最低标准价查询自《全国工业用地出让最低价标准》,该文件中明确了各级别工业用地出让的最低价格。

第二步,针对每一宗成交的工业用地,计算其成交价与对应的工业用地最低标准价的偏离幅度,计算公式为 $100 \times [(成交单价 - 最低标准价) / 最低标准价]$ ^①,从而求得每一宗成交案例的土地价格偏离指数。

第三步,将每个成交案例求得的土地价格偏离指数加总求和,从而获得城市层面的土地价格偏离指数。具体方法是,以单宗交易面积占城市当年总交易面积的比重作为权重,进行加权求和,从而求得城市层面工业供地的价格

① 在城市层面,每个年度的工业用地交易数目有限,未必会涵盖所有行业。本研究未分行业计算价格偏离指数。

偏离指数。该指标为正向指标,越大,代表成交价超过最低价的程度越高;减小、小于零则代表存在明显的价格扭曲、低价供地。

土地价格偏离指数的描述性统计如表 2 所示。从描述性统计来看,2018 年之后,均值才开始大于零,但中位数依然为负;在这之前的均值、中位数均为负。从变化趋势来看,随着时间推移,负向偏离的情况逐步缓解,由此说明在本研究选取数据的时间范围内,确实存在明显的地方政府工业用地价格负向扭曲的情况。

四、数据来源与模型设置

1. 数据来源

本研究使用的数据分为两个来源:一是土地交易的相关数据来自中国土地市场网。中国土地市场网由自然资源部(原国土资源部)土地利用管理司和法律中心共同主办,2007 年开始,国家要求市县级政府土地主管部门必须在中国土地市场网上事先公布每宗国有土地使用权的出让计划,并在事后公布各宗土地的出让结果。所以,从该网站可以获取 2007 年以后每一笔工业用地、商住用地出让的交易信息,包括出让方式、购地企业、成交价格、成交面积、成交时间、行业类别等,能够整理为各类数据形式,满足不同研究需求。二是历年的《中国城市统计年鉴》,包括城市人口、经济发展水平等变量,能够提供城市层面的各项数据。此外,定基计算过程中使用的消费价格指数、固定资产投资指

数、年平均汇率等均来源于国家统计局官网。

2. 控制变量

控制变量包括:①制造业供地面积,该指标的多少直接决定了能够容纳的行业数目。②经济发展水平,其与产业结构之间密切相关,不同的经济发展水平有着不同的产业结构^[29]。③市场需求,该变量代表了产业发展需求侧的影响因素^[41]。④人力成本,这是产业发展的关键影响因素之一。⑤政府干预强度,该变量代表了政府活动在区域经济中的比重与政府干预经济发展的程度。⑥人口密度,该变量代表了劳动力市场规模,而产业发展需要多样化的劳动力供给^[42]。

考虑到因变量是产业供地差异性指数,该指标代表的是城市间的产业结构差异性,因此自变量也应代表差异性。借鉴已有研究,对控制变量进行“作差”处理:首先,分别使用相邻矩阵和距离倒数矩阵对控制变量进行加权求和,求得新变量 X_n 和 X_l 。其次,将变量 X 分别与加权求和得出的 X_n 和 X_l 相减,求出的差值即为城市 i 与周边城市在某一经济指标上的差距。最后,对求出的差值取绝对值并作为控制变量。根据相邻矩阵和距离倒数矩阵求出的两组控制变量的描述性统计如表 3、4 所示。

3. 模型方法

与传统计量模型相比,空间计量经济方法将地理位置与空间联系建立起统计与计量关系,以统计和计量方法识别和度量空间变动的

表 2 土地价格偏离指数的描述性统计

年份	样本数	均值	标准差	极小值	25 分位数	中位数	75 分位数	极大值
2007	265	-57.614	33.290	-98.992	-81.058	-65.635	-45.376	94.761
2008	265	-46.781	36.857	-100.000	-74.155	-57.107	-27.877	93.162
2009	265	-43.470	38.401	-96.951	-68.383	-52.622	-27.067	239.606
2010	265	-40.589	40.707	-100.000	-67.003	-50.643	-24.375	249.537
2011	265	-33.238	44.341	-96.014	-63.721	-43.738	-15.976	232.180
2012	265	-28.205	48.721	-95.995	-61.133	-38.848	-7.034	275.592
2013	265	-21.592	53.952	-96.090	-57.474	-34.014	-5.911	332.462
2014	265	-17.751	55.761	-96.094	-55.608	-33.311	2.730	266.122
2015	265	-10.383	74.442	-95.573	-57.400	-32.747	10.911	564.712
2016	265	-9.780	68.987	-92.694	-56.408	-28.450	19.809	488.737
2017	265	-2.740	99.980	-88.138	-57.967	-25.333	18.407	1016.809
2018	265	0.339	82.513	-87.774	-54.280	-25.648	26.119	467.247
2019	265	5.053	95.422	-90.383	-51.214	-20.729	23.137	604.634
2020	265	9.962	81.396	-92.955	-43.708	-13.395	33.070	441.191
2021	265	22.976	94.262	-84.877	-40.547	-4.729	57.329	476.602
合计	3 975	-18.254	70.727	-100.000	-61.403	-36.681	1.373	1016.809

表 3 基于相邻矩阵计算的控制变量的描述性统计

变量	样本数	单位	均值	标准差	极小值	中位数	极大值
制造业供地面积	3975	hm ²	212.297	435.398	0.036	129.572	17970.890
经济发展水平	3975	元/人	14397.800	16911.250	1.294	9022.511	240182.200
市场需求	3975	元/人	6825.738	8281.909	1.857	3969.016	80529.650
人力成本	3975	元/人	6475.597	10234.480	1.473	3840.449	250575.400
政府干预强度	3975	%	4.994	5.382	0.001	3.422	50.698
全市人口密度	3975	人/km ²	145.197	181.039	0.007	97.325	2413.765

表 4 基于距离倒数矩阵计算的控制变量的描述性统计

变量	样本数	单位	均值	标准差	极小值	中位数	极大值
制造业供地面积	3975	hm ²	214.324	395.473	0.055	163.714	18420.970
经济发展水平	3975	元/人	16186.380	16028.610	7.943	12943.130	335185.300
市场需求	3975	元/人	8069.782	9315.773	0.745	5800.522	101433.300
人力成本	3975	元/人	5979.484	7427.860	1.474	4414.017	248780.500
政府干预强度	3975	%	5.277	5.018	0.001	4.323	50.272
全市人口密度	3975	人/km ²	229.651	208.592	0.038	210.464	2579.437

规律与空间模式的决定因素^[43]。本研究旨在揭示城市间的土地供应价格扭曲的互动策略如何影响彼此的产业供地结构,因此选择空间杜宾模型(spatial durbin model,SDM)作为实证研究方法,在模型估计中引入相邻与距离倒数这两类空间权重矩阵。模型设置如下:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 LPDI_{it} + \beta_2 WLPDI_{it} + \beta_3 \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

式中: Y_{it} 为产业供地差异性指数; $LPDI$ 为土地价格偏离指数; $WLPDI$ 为 $LPDI$ 的空间滞后项,其取值为某一城市周边所有城市的土地供应价格偏离程度根据空间关系的加权和, $WLPDI$ 的系数可以代表某一城市受到了外部整体的工业用地供应价格扭曲程度变化情况的影响,空间滞后项的计算方法与式(5)相同; $\sum control_{it}$ 为一组控制变量; ε_{it} 为随机扰动项, i 和 t 代表城市和年份。

进一步地,考虑到地方政府间的竞争行为属于动态博弈,本年度的供地结构可能会受到上一年度地价扭曲的滞后影响,因此,在模型中放入土地价格偏离指数的时间滞后项。在时间滞后期数的确定上,考虑到发展竞争背后是官员的晋升激励,需要结合官员的任期来进行设定。根据已有研究^[2],市长、市委书记在一个城市的任期平均数为3.8年,中位数为3年,因此放入滞后3期的土地价格偏离指数,形成如式(7)所示的模型设置。

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \sum_{n=0}^3 LPDI_{i,t-n} + \beta_2 \sum_{n=0}^3 W LPDI_{i,t-n} + \beta_3 \sum control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

五、实证检验与结果分析

1. 模型估计结果

运用软件 Stata 17.0 完成了实证估计,如表 5 所示。模型 1、模型 2 和模型 3、模型 4 分别为控制了不同类型空间关系(相邻、距离倒数)

表 5 模型估计结果 I

矩阵类型	相邻矩阵		距离倒数矩阵	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
$LPDI$	-0.004 * (0.002)	-0.006 * (0.002)	-0.006 * (0.002)	-0.005 (0.002)
$LPDI_{t-1}$		0.002 (0.002)		-0.001 (0.002)
$LPDI_{t-2}$		0.004 (0.003)		0.003 (0.002)
$LPDI_{t-3}$		0.000 (0.003)		-0.001 (0.002)
$WLPDI$	0.004 (0.004)	-0.003 (0.005)	0.008 (0.005)	-0.095 *** (0.021)
$WLPDI_{t-1}$		0.017 *** (0.005)		0.106 *** (0.029)
$WLPDI_{t-2}$		0.007 (0.005)		0.065 ** (0.027)
$WLPDI_{t-3}$		0.003 (0.005)		-0.022 (0.025)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3975	3180	3975	3180
Hausman Test	FE	FE	FE	FE
Log likelihood	-11961.460	-8801.293	-11544.662	-8446.888

注:括号内为标准误。*为 $p<0.1$, **为 $p<0.05$, ***为 $p<0.01$ 。下同。

的估计结果。模型 1 和模型 3 为没有放入时间滞后项的估计结果,模型 2 和模型 4 则是放入了 $WLPDI$ 的 1~3 阶时间滞后项的估计结果。

第一, $LPDI$ 的系数在模型 1~3 中均通过了显著性检验,系数为负向显著; $LPDI$ 的时间滞后项在 2 个模型中均未通过显著性检验。 $LPDI$ 的系数为负数,说明地价扭曲加深则会促进本市与其他城市产业结构的差异化水提升。可能的解释是,在招商引资竞争中,本市的地价扭曲水平提升,会带来竞争优势,从而获得招商引资竞争的优胜,使得本地企业数目增多、产业门类增多,并且此消彼长的互动影响抑制周边城市的产业发展,也会导致本地的产业与周边城市的差异性增大。

第二,针对空间滞后项,在模型 1 和 3 中没有通过显著性检验。在放入 $WLPDI$ 在时间上的 1~3 阶滞后项之后,模型 2 中仅有 $WLPDI_{t-1}$ 在 1% 的水平上通过了显著性检验,系数为正。模型 4 中, $WLPDI$ 、 $WLPDI_{t-1}$ 、 $WLPDI_{t-2}$ 通过了显著性检验,说明 $WLPDI$ 的影响确实具有时间滞后性,且当期 $WLPDI$ 的系数为负数、时间滞后 $WLPDI$ 的系数为正数,由此表明对于城市 i 而言,当外界的地价扭曲程度降低,当期会降低其产业供地差异性指数,但是在未来则会提升产业供地差异性指数。在供地价格“逐底竞争”的互动模式下,当期和未来的地价扭曲水平降低对产业差异性的影响是相反的,长远来看,地价扭曲程度降低会促进城市间产业供地结构差异化水平提升。

第三,对比来看,模型 2 和 4 中空间滞后项 $WLPDI$ 及其时间滞后项的系数绝对值相对 $LPDI$ 要更大,说明其影响力相对较大,即外部影响要强于自身因素影响。 $WLPDI$ 的时间滞后项系数要大于 $WLPDI$,综合从空间维度与时间维度的影响来看,地价扭曲水平程度的降低最终会促进产业用地差异化水平的提升,降低区域内产业同质化发展的风险。

综上,可认为上文提出的两个假说都得到了证实。

2. 稳健性检验:去除高行政级别城市

中国的城市管理体制可称之为“一种‘大管小’的管理体制”^[44],城市间行政级别差异明

显。高行政级别城市会受到制度政策层面的偏袒^[45],对周边城市具备较强的影响力,产生“虹吸”作用^[46]。行政级别越高的城市,制造业企业的资源错配程度越严重^[45]。所以,高行政级别城市的特殊性可能会干扰对供地价格“逐底竞争”与产业发展之间关系的识别。因此,剔除所有省会城市、副省级城市、直辖市之后,保留了 232 个地级市,重新估计作为稳健性检验(表 6)。结果虽然与表 5 存在一定差异,但政府间互动竞争行为($WLPDI$ 及其时间滞后项)对产业供地差异性指数的影响依然显著,且 $WLPDI$ 及其时间滞后项对产业供地差异性指数的整体影响依然为正,所以估计结果没有发生本质变化,说明模型估计结果具有稳健性。

表 6 模型估计结果 II

矩阵类型	相邻矩阵		距离倒数矩阵	
	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
$LPDI$	0.001 (0.002)	-0.002 (0.003)	-0.004 (0.002)	-0.002 (0.002)
$LPDI_{t-1}$		0.005 * (0.003)		-0.001 (0.003)
$LPDI_{t-2}$		0.003 (0.003)		0.002 (0.003)
$LPDI_{t-3}$		0.002 (0.003)		-0.002 (0.003)
$WLPDI$	0.008 ** (0.004)	-0.004 (0.005)	0.023 *** (0.005)	-0.089 *** (0.020)
$WLPDI_{t-1}$		0.013 *** (0.005)		0.022 (0.030)
$WLPDI_{t-2}$		0.007 (0.005)		0.028 (0.031)
$WLPDI_{t-3}$		0.013 ** (0.005)		0.109 *** (0.026)
Control Variables	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 480	2 784	3 480	2 784
Hausman Test	FE	FE	FE	FE
Log likelihood	-9 950.503	-7 561.535	-9 579.929	-7 258.858

六、结论与建议

运用微观层面的土地交易数据,通过构建产业供地差异性指数和土地价格偏离指数两个指标,结合年鉴数据,运用空间计量经济学的方法实证检验了服务于地方政府间发展竞争的“地价让利”、供地价格“逐底竞争”与产业结构同质化之间的关系。最终的研究结论可归纳为递进的三点:第一,产业供地结构同质化与产业供地“地价让利”的问题确实存在。2007—

2021年,产业供地差异性指数的取值不高,说明存在一定程度的产业结构同质化问题。土地价格偏离指数的均值、中位数在绝大部分年份为负数,说明确实存在着明显的政府工业用地“地价让利”的行为。第二,实证结果中,产业供地差异性指数同时受到本市“地价让利”行为和周边城市“地价让利”行为的影响。根据模型结果,从关键自变量土地价格偏离指数(LPDI)及其空间滞后项(WLPDI)的系数可知,空间滞后项的系数绝对值明显相对较高,说明产业供地差异性指数受到相邻/其他城市土地供应价格扭曲在空间维度的间接影响,要明显强于城市自身土地供应价格扭曲所造成的直接影响。即地方政府间以“地价让利”为工具的招商引资竞争越激烈,越容易导致产业结构同质化。第三,土地价格扭曲在空间维度的互动影响,在时间维度上也存在异质性,整体来看,发展竞争驱动下产生的“地价让利”程度加深,将会促进产业结构同质化。分时间来看,土地价格扭曲程度减轻,短期会降低产业供地结构的差异性,长期则会提升产业供地结构的差异性,总的来看,地价扭曲程度减轻最终会抑制产业结构同质化发展。由此说明,以土地价格扭曲为工具的竞争越激烈,越会促进产业结构同质化;反之,土地价格扭曲程度减轻,则会促进产业用地差异性水平的提升,促进区域产业分工。

2023年3月5日,习近平总书记参加江苏代表团审议时提出:“我国的制造业门类非常齐全,现在要努力的,就是全面提升,过去的中低端要向上走,布局高端。高质量发展就要体现在这里。”^[47]党的二十大报告也提出了构建优势互补、高质量发展的区域经济布局和国土空间体系。产业升级、产业结构优化与布局优化,自然需要形成健康的产业发展环境,避免低水平的重复与同质化竞争。为更好地实现国家层面高质量产业发展的战略目标,本研究给出相关的政策建议:一是思路转变,即相关的调控政策既要关注个体行为,也要关注到地方政府间的互动行为,要有“既见树木、又见森林”的意识,要理顺区域内城市间的互动关系,形成“1+1>2”的发展格局,优化资源配置、挖掘增长潜力。二是要考虑政策创新,分别是:①宏观战

略方面,可依托已有的各类规划(城市群、都市圈、经济带等),在其中积极考虑加入产业协调发展方面的政策内容,进一步明确城市间分工,细化落实区域内各城市之间的产业发展角色定位,统筹规划区域内产业发展布局,推动错位发展、避免同质化竞争。强化跨区域的合作共建机制与收益协调分配机制,以制度保障促进合作共赢,推动形成各具特色、优势互补、结构合理的产业链条。②土地调控政策方面,在已有土地相关调控指标体系的基础上进一步探索构建产业差异性指数、产业供地差异性指数等,进行定期公开并提示哪些地区为产业同质化发展的“热点地区”,并引以为依据来进行产业供地方面的动态监测与调控。③技术手段方面,依托已有的地价监测系统,及时整理分析微观数据,在产业类型、容积率、区位条件等方面进行匹配对比,引用成熟的大数据分析技术,进一步构建城市间“相对”地价合理水平监测机制,将某一城市的供地价格和周边城市同类型产业、同期或近期的供地进行对比,研判其是否有“地价让利”、供地价格“逐底竞争”的嫌疑并治理调控。

参考文献:

- [1] 宋妍. 为发展而竞争——地方政府多维度竞争的激励机制分析[J]. 中国人口·资源与环境, 2020, 30(9): 39-45.
- [2] 姚洋, 张牧扬. 官员绩效与晋升锦标赛——来自城市数据的证据[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 137-150.
- [3] 钱先航, 曹廷求. 钱随官走——地方官员与地区间的资金流动[J]. 经济研究, 2017, 52(2): 156-170.
- [4] 周黎安, 陶婧. 官员晋升竞争与边界效应——以省区交界地带的经济发展为例[J]. 金融研究, 2011(3): 15-26.
- [5] 金碚. 中国经济发展新常态研究[J]. 中国工业经济, 2015(1): 5-18.
- [6] 唐在富. 中央政府与地方政府在土地调控中的博弈分析——诠释宏观调控中政府间关系协调的一种新尝试[J]. 当代财经, 2007(8): 24-29.
- [7] 周黎安, 赵鹰妍, 李力雄. 资源错配与政治周期[J]. 金融研究, 2013(3): 15-29.
- [8] 孙犇, 宋艳伟. 官员晋升、地方经济增长竞争与信贷资源配置[J]. 当代经济科学, 2012, 34(1):

46-57.

- [9] 中共中央 国务院关于建立更加有效的区域协调发展新机制的意见[EB/OL]. [2018-11-18]. https://www.gov.cn/zhengce/2018-11/29/content_5344537.htm.
- [10] 习近平. 高举中国特色社会主义伟大旗帜 为全面建设社会主义现代化国家而团结奋斗——在中国共产党第二十次全国代表大会上的报告[M]. 北京:人民出版社,2022.
- [11] 林毅夫. 比较优势、竞争优势与区域一体化[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版),2021,23(5): 1-8.
- [12] 金刚,沈坤荣. 以邻为壑还是以邻为伴?——环境规制执行互动与城市生产率增长[J]. 管理世界,2018,34(12):43-55.
- [13] 韩剑,郑秋玲. 政府干预如何导致地区资源错配——基于行业内和行业间错配的分解[J]. 中国工业经济,2014(11):69-81.
- [14] 张莉,王贤彬,徐现祥. 财政激励、晋升激励与地方官员的土地出让行为[J]. 中国工业经济,2011(4):35-43.
- [15] 林毅夫,巫和懋,邢亦青. “潮涌现象”与产能过剩的形成机制[J]. 经济研究,2010,45(10):4-19.
- [16] 包群,唐诗,刘碧. 地方竞争、主导产业雷同与国内产能过剩[J]. 世界经济,2017,40(10):144-169.
- [17] 杨帅,温铁军. 经济波动、财税体制变迁与土地资源资本化——对中国改革开放以来“三次圈地”相关问题的实证分析[J]. 管理世界,2010(4):32-41.
- [18] 施建刚,徐奇升. 中国地方政府土地出让结构策略互动的实证分析[J]. 统计与决策,2017(15):97-101.
- [19] 安勇,赵丽霞. 土地财政竞争的空间网络结构及其机理[J]. 中国土地科学,2020,34(7):97-105.
- [20] 王健,彭山桂,王鹏,等. 中国城市新增建设用地扩张:基于策略互动视角分析[J]. 中国土地科学,2019,33(10):39-47.
- [21] WANG B,ZHANG Y Y,ZHAN C J,et al. Strategic interaction of industrial land conveyance behaviors in China: based on an asymmetric two-regime spatial durbin model [J]. Journal of Cleaner Production,2020,270:122598.
- [22] 张耀宇,王博,王誉霖. 发展竞争、土地供应策略互动与城市用地增长——基于252个城市数据的空间面板模型实证检验[J]. 中国土地科学,2020,34(10):49-57.
- [23] 刘元春,陈金至. 土地制度、融资模式与中国特色工业化[J]. 中国工业经济,2020(3):5-23.
- [24] 张莉,朱光顺,李夏洋,等. 重点产业政策与地方政府的资源配置[J]. 中国工业经济,2017(8):63-80.
- [25] 陶然,汪晖. 中国尚未完成之转型中的土地制度改革——挑战与出路[J]. 国际经济评论,2010(2):93-123.
- [26] 刘守英. 直面中国土地问题[M]. 北京:中国发展出版社,2014:37-49.
- [27] 中华人民共和国国家发展和改革委员会,中华人民共和国科学技术部,中华人民共和国国土资源部,等. 中国开发区审核公告目录(2018年版)[EB/OL]. [2018-02-26]. https://www.gov.cn/zhengce/zhengceku/2018-12/31/content_5434045.htm.
- [28] 国务院. 国务院关于化解产能严重过剩矛盾的指导意见[EB/OL]. [2013-10-06]. <http://www.scio.gov.cn/xwfbh/xwfbh/wqfbh/2014/20140522b/xgzc30850/Document/1371014/1371014.htm>.
- [29] 林毅夫. 新结构经济学:反思经济发展与政策的理论框架(第二版)[M]. 苏剑,译. 北京:北京大学出版社,2014:20-31.
- [30] 杨其静,彭艳琼. 晋升竞争与工业用地出让——基于2007—2011年中国城市面板数据的分析[J]. 经济理论与经济管理,2015(9):5-17.
- [31] 张璋,周新旺. 土地出让价格、政府补贴与产业结构升级[J]. 财经科学,2017(12):108-119.
- [32] 程宇丹,田文佳,韩健. 工业用地补贴阻碍了中国制造业的区域转移吗?——来自微观土地交易的证据[J]. 财经研究,2020,46(3):94-108.
- [33] 中国经济增长前沿课题组,张平,刘霞辉. 城市化、财政扩张与经济增长[J]. 经济研究,2011,46(11):4-20.
- [34] 保罗·克鲁格曼. 地理与贸易[M]. 刘国晖,译. 北京:中国人民大学出版社,2017:93-95.
- [35] 马草原,朱玉飞,李廷瑞. 地方政府竞争下的区域产业布局[J]. 经济研究,2021,56(2):141-156.
- [36] 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.
- [37] 钟文,钟昌标,郑明贵. 土地财政对城市土地利用效率的扭曲效应研究——基于经济集聚与产业结构视角[J]. 华东经济管理,2020,34(10):105-111.
- [38] 鲁元平,张克中,欧阳洁. 土地财政阻碍了区域技术创新吗?——基于267个地级市面板数据的实证检验[J]. 金融研究,2018(5):101-119.
- [39] 张莉,程可为,赵敬陶. 土地资源配置和经济发展质量——工业用地成本与全要素生产率[J]. 财贸经济,2019,40(10):126-141.

- [40] 黄健柏,徐震,徐珊. 土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究[J]. 中国工业经济,2015(3): 57-69.
- [41] 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 经济研究,2017,52(8): 33-48.
- [42] 阿瑟·奥莎利文. 城市经济学(第八版)[M]. 周京奎,译. 北京: 北京大学出版社,2015: 46.
- [43] 吴玉鸣. 空间计量经济模型在省域研发与创新中的应用研究[J]. 数量经济技术经济研究,2006, 23(5): 74-85.
- [44] HENDERSON J V, QUIGLEY J, LIM E. Urbanization in China: policy issues and options [R]. 2009.
- [45] 江艇,孙鲲鹏,聂辉华. 城市级别、全要素生产率和资源错配[J]. 管理世界,2018,34(3): 38-50.
- [46] 柯善咨. 中国城市与区域经济增长的扩散回流与市场区效应[J]. 经济研究,2009,44(8): 85-98.
- [47] 求是网评论员. 加快实现高水平科技自立自强是推动高质量发展的必由之路[EB/OL]. [2023-03-06]. http://www.qstheory.cn/wp/2023-03/06/c_1129416572.htm.
- (收稿日期:2022-12-07 编辑:余迪)

Competitive Action-Reaction, Industrial Land Price Distortion and the Homogenization of Industrial Structure/ZHANG Yaoyu^{1,2}, SHA Yong¹, WANG Bo³ (1. Population Research Institute, Nanjing University of Posts and Telecommunications, Nanjing 210042, China; 2. Jiangsu High-Quality Development Comprehensive Evaluation Research Base, Nanjing 210042, China; 3. Public Administration Institute, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Abstract: The report of the 20th CPC National Congress proposes to build a regional economic layout and territorial space system with complementary advantages and high-quality development. Therefore, in current economic development of China, it is of great significance to restrain the industrial structure homogenization and promote the diversity development, so as to realize the coordinated development of the whole region. In this research, several macro and micro databases were integrated to construct the panel data of the city level from 2007 to 2021, and the spatial Durbin model was used for empirical test. Then the impact of the local governments' interactive mode of "race to bottom" in industrial land supply on the industrial structure homogenization were proved and measured. Finally, the conclusions of this study can be summarized as follows. Firstly, at the level of two-digit industry classification code, the difference of urban industrial land supply structure is not high. The land price deviation indicator (LPDI) shows a negative deviation on the whole, which indicates that there is an obvious negative distortion of the industrial land price. Secondly, in the empirical results, the absolute value of WLPDIs' coefficient is relatively higher than the LPDI, indicating that the degree of the industrial structure homogenization is more strongly influenced by the other cities. The fiercer the competition among local governments to attract investment with the tool of "land price concession", the more likely it will result in industrial structure homogenization. Thirdly, the land price concession between local governments has a significant impact on the difference of industrial land supply structure, and this impact is different at different time points. If the degree of the "race to bottom" between cities has relieved, the difference of industrial land supply structure will be reduced in the short term, but the difference of industrial land supply structure will be increased in the long term. Overall, this changing will promote the homogenization of industrial development between cities. Therefore, the relevant regulatory policies should pay attention to both individual behaviors and the interactive behaviors between local governments. We should not only see the minute details but also the major issues, and relevant regulatory policies should promote regional coordinated development through coordinated and interactive relationships.

Key words: competitive action-reaction; land supply strategy; industrial structure; index measurement; spatial Durbin mode