

doi: 10.19920/j.cnki.jmsc.2022.07.007

# 土地资源配置如何影响城市经济发展质量?<sup>①</sup>

## ——基于土地市场交易价格和城市面板数据的空间计量分析

阳立高<sup>1</sup>, 韩 峰<sup>2\*</sup>, 曾 艺<sup>3</sup>

(1. 长沙理工大学经济与管理学院, 长沙 410076; 2. 南京审计大学政治与经济研究院, 南京 211815; 3. 上海财经大学公共经济与管理学院, 上海 200433)

**摘要:** 利用中国土地市场网的土地市场实际交易数据和中国 277 个地级城市面板数据, 采用基于 2SLS 法的空间滞后解释变量模型(SLX) 探讨了土地资源配置对城市经济发展质量的影响机制。结果表明, 土地资源在工业领域的偏向性配置导致工业用地价格被严重低估, 进而产生工业用地应得收益大于实际价格的反向错配问题; 尽管土地资源错配可在一定程度上提升经济发展成果的共享水平, 但却通过阻碍发展动能转换、降低发展效率、抑制产业结构升级、加重节能减排压力等机制对本市及周边城市的经济发展质量提升产生了明显的不利影响。进一步研究发现, 除小城市的土地资源错配对其自身及周边城市均未产生明显影响外, 大城市和中等城市土地资源错配对其自身及周边同等级城市以及中等城市土地资源错配周边小城市的经济发展质量均产生了抑制作用, 而大城市与中等城市间土地资源错配的空间外溢效应却显著提升了各自的城市经济发展质量。研究结论对于深刻把握土地资源配置影响城市经济发展质量的作用机制, 进一步推进城市建设用地市场化改革、实现经济高质量发展具有重要的现实意义。

**关键词:** 土地资源配置; 城市经济发展质量; 工业用地出让; 空间滞后解释变量模型

**中图分类号:** F293      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1007-9807(2022)07-0106-21

## 0 引 言

改革开放 40 年来, 中国城镇化进程快速推进, 城市和城市群经济以其巨大的集聚经济效益对中国经济高速增长做出了重大贡献。然而, 伴随中国城市规模扩张和经济快速发展, 大量城市建设用地被偏向性地配置于基础设施和工业领域, 留给房地产开发和服务业的土地却相当有限且价格昂贵<sup>[1]</sup>。2017 年第四季度, 全国主要监测城市的商服、住宅、工业平均地价分别为 7 251 元/m<sup>2</sup>、6 522 元/m<sup>2</sup> 和 806 元/m<sup>2</sup>, 工业地价仅为商服和住宅地价的约 1/8<sup>[2]</sup>。2017 年, 各城市供

应国有建设用地 60.31 万 ha, 其中工矿仓储用地占比 20.4%, 商服用地占比 5.1%, 住宅用地占比 14%, 商服及住宅用地占比之和仍不及工矿仓储用地占比<sup>[3]</sup>。这种严重的“土地价格歧视”和偏向性的建设用地供应结构体现出中国城市建设用地的价格扭曲倾向和资源错配特征。生产要素的扭曲性配置是导致地区间、部门间生产率差异的重要原因<sup>[2]</sup>。而就土地要素配置而言, 作为城市经济活动的空间载体, 建设用地的配置方式和供给结构势必影响到其所承载的经济活动的类型和结构, 并进一步影响资本和劳动力等要素的配置

① 收稿日期: 2021-09-21; 修订日期: 2022-03-01。

基金项目: 国家社会科学基金资助重点项目(18AJL008)。

通讯作者: 韩 峰(1984—), 男, 山东邹平人, 博士, 教授。Email: hanfeng@nau.edu.cn

② 2017 年第四季度的地价数据均来自于国土资源部网站 <http://www.mlr.gov.cn/>

③ 2017 年供地结构数据来自于《2017 年中国土地矿产海洋资源统计公报》。

方向和效果,最终对城市经济发展的整体质量产生影响。十九大报告中明确指出,“中国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段,必须坚持质量第一、效益优先,以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革。”这体现着政府深化供给侧结构性改革,从源头推动发展方式转变、提高经济发展质量的决心。土地资源作为决定城市经济发展的供给侧因素之一,历来是地方政府推进经济快速增长的重要动力来源和保障。2020年政府工作报告强调,要推进要素市场化配置改革,破除体制机制障碍,激发内生发展动力,推进土地资源优化配置和有效利用,对于进一步促进供给侧结构性改革、实现经济高质量发展具有重要的现实意义。

目前关于土地资源配置与经济发展关系的相关文献中,多数研究探讨了农业用地配置与生产率间的关系,并指出改善农业用地资源配置状况有助于提升农业产出和农业生产率<sup>[3]</sup>;而针对城市建设用地配置效应的研究,则仅有少数文献进行了探讨。如李力行等<sup>[4]</sup>分析了城市建设用地在工业领域的偏向性配置导致的土地资源错配对中国工业企业生产率的影响,指出城市建设用地资源错配显著降低了城市工业企业生产率。谢呈阳和胡汉辉<sup>[5]</sup>以中国268个城市为例,探讨了土地资源配置对城市创新的影响,结果显示中国大规模出让工业用地、饱和和供给商住用地的土地资源配置方式不利于城市创新能力的提升。然而,二者均使用土地协议出让规模大小来表征其配置状况,并未深入土地资源错配的市场机制根源来反映土地资源错配程度。此外,在增长竞争和财政最大化激励下,地方政府间在工业用地出让方面的策略性互动行为还可能使得土地资源配置在城市间存在明显的空间依赖效应,但目前鲜有文献从空间互动视角来探讨土地资源错配的空间外溢效应。本文将基于土地资源错配产生的市场机制根源,采用城市土地市场交易价格数据来测度和反映土地资源错配程度,以2006年~2015年中国277个地级城市面板数据为样本,使用Vega和Elhorst<sup>[6]</sup>提出的空间滞后解释变量模型(spatial lag of X model, SLX)研究和识别土地资源配置对城市经济发展质量的影响机制,为缓解土地要素资源错配、提升城市经济发展质量提供可靠理论

依据。

与现有文献相比,本文可能的贡献在于:其一,基于支撑中国城市经济快速发展背后的土地资源错配视角,从创新驱动、效率提升、产业结构调整、节能减排、经济发展成果共享等五个方面探讨城市经济发展质量的提升机制,为理解城市经济发展质量提升的土地制度根源和深层次原因提供了一个崭新的研究视角和分析框架;其二,目前研究土地资源错配的文献多使用公开出版的土地协议出让数据和工矿仓储用地数据来衡量城市建设用地的错配程度,但这两类指标均无法直接反映土地市场的真实交易状况和土地资源错配产生的市场机制根源,本文采用网络爬虫技术从中国土地市场网收集了2006年~2015年全国277个地级城市商服用地、住宅用地和工业用地的实际交易数据,并结合生产函数测算工业用地错配指标,直接对目前各城市建设用地错配程度进行度量;其三,增长竞争和财政最大化是地方政府干预土地市场,导致土地资源错配的重要原因,本文进一步尝试采用手工收集的城市层面增长目标数据测度地方政府增长竞争程度,对土地资源错配影响城市经济发展质量背后的深层次体制性原因进行了直接探讨;最后,从不同等级城市的异质性视角分析了各等级城市之间土地资源错配对城市经济发展质量的空间影响及其差异,有助于把握土地资源错配配置对城市经济发展质量的深层次作用机理。

## 1 理论机制与研究假说

改革开放以来,市场和政府在经济发展中的关系问题一直备受关注。中国政府采取了一系列市场化改革措施以期推动市场在资源配置中发挥决定性作用。然而,这些市场化举措产生的成效往往集中于最终产品市场,要素市场的市场化改革依然相对滞后,由此造成要素市场的价格扭曲,产生了较为严重的资源错配<sup>[7]</sup>。尤其在土地要素市场中,政府作为土地一级市场的唯一供给者,完全垄断了土地开发权和供给权,对土地资源的方式、结构及数量起着决定性作用。在增长竞争和政治晋升压力下,地方政府在土地配置领域处理

其与市场间的关系中出现了偏差,导致行政配置作用超过了市场力量而占主导地位.地方政府为吸引投资以促进辖区经济发展,倾向于通过压低工业用地价格、大规模出让工业用地来招商引资,导致土地市场价格信号失灵,产生土地市场扭曲和资源错配.因此,本文所述的土地资源错配主要是指地方政府人为压低工业用地出让价格而导致的土地市场扭曲和资源错配,并基于此来探讨土地资源错配对城市经济发展质量的影响.根据党的十九大报告中关于经济高质量发展的论述,城市经济发展质量与经济高质量发展的“质量、效率、动力”密切相关.而土地作为城市经济发展的空间载体,其配置状况的恶化不仅会直接影响到其所承载经济活动的生产经营行为,而且会对经济活动的空间结构、要素有效流动等产生不利影响,进而抑制城市经济向质量、效率和效益并举的高质量发展阶段迈进.由此,提出研究假说 1.

假说 1 低价出让工业用地导致的土地资源错配将对城市经济发展质量产生抑制作用.

在以上分析的基础上,将进一步根据城市经济高质量发展的内涵,从创新驱动、效率提升、产业结构调整、节能减排、经济发展成果共享等方面梳理土地资源错配对城市经济发展质量的作用机制,为后文实证研究奠定理论基础.

### 1.1 土地资源错配通过影响技术创新和生产效率作用于城市经济发展质量

中国经济已由高速增长阶段步入高质量发展阶段,促进增长动能由依靠劳动力和资本等要素驱动向主要依靠技术创新和全要素生产率驱动转变成为推动中国经济高质量发展的长期政策取向<sup>[8]</sup>.然而,大量工业用地低价出让导致的土地资源错配可通过抑制技术创新和全要素生产率提升,进而对城市经济发展质量产生不利影响.首先,地方政府直接调整用地成本来改变企业进入门槛,将影响企业和行业的要素组合进而对企业创新能力和全要素生产率产生影响.在低地价出让工业用地的土地配置模式下,地方政府更青睐的劳动密集型和资本密集型行业将更有机会进入辖区,并引导大量资本和劳动力要素流入工业部门.要素投入数量不断增加,引致劳动力和资本要素的边际报酬递减,进而大大降低了资本与劳动生产率.Duranton 等<sup>[9]</sup>发现 1 单位标准差的土地

及建筑物错配将使劳动生产率降低 24%,且改善 1 单位标准差的土地资源及建筑物错配与增加五倍该要素投入对劳动生产率的作用效果相同.若中国的资源配置效率能够达到美国的水平,制造业的 TFP 将提高 30%~50%,若完全消除要素市场的扭曲,制造业的 TFP 可以提高 86.6%~115%<sup>[3]</sup>.其次,压低地价出让工业用地降低了企业生产成本,扩大了企业利润空间,因而即使企业处于较低创新水平和生产效率水平也可以存活,企业行为主要表现为低成本的技术选择而非高成本的创新,不利于企业全要素生产率提升和城市经济高质量发展.张莉等<sup>[10]</sup>指出,较高的城市工业用地价格将会抬高企业进入门槛,对异质性企业产生“选择效应”;高生产率企业进入而低生产率企业退出有助于优化市场资源配置机制,提高经济整体的生产率水平.然而,在地方政府干预下,扭曲的工业用地价格会使“选择效应”失灵,高生产率企业可能会因非市场因素而无法进入更大市场,低效率企业则有可能进入更大市场而不被淘汰,从而降低城市整体的生产率水平,降低城市经济发展质量.其三,地方政府竞相降低工业用地价格和扩大工业用地出让规模的底线竞争行为实际上是通过过度干预土地要素市场对投资企业实行地租优惠和变相补贴,进而大大降低辖区内企业的生产成本和投资风险,使大量外来企业为获得“土地优惠”而非市场效率而不断向辖区集聚.由于并未遵循市场规律,地方政府通过土地政策优惠诱导形成的企业“扎堆式”集聚虽然能够在短期内推进经济快速增长和税收收入的快速提高,但却难以产生技术外溢效应和规模经济效应,不利于城市研发能力的整体提升和生产率水平的不断提高,最终对城市经济发展质量提升产生不利影响.李晓萍等<sup>[11]</sup>认为地方政府通过降低土地价格等形式而对引资企业展开的“竞次式”补贴行为会使企业在选址时更多考虑获取“政策租”,而降低集聚区内企业间的关联性,从而弱化集聚效应,降低城市经济生产率水平.基于以上分析,提出假说 2 和假说 3.

假说 2 土地资源在工业领域的偏向性配置可通过抑制城市技术创新能力提升,进而降低城市经济发展质量.

假说 3 土地资源错配可通过降低城市生产

率水平,进而抑制城市经济发展质量提升。

## 1.2 土地资源错配通过影响产业结构调整作用于城市经济发展质量

土地资源配置结构和分布格局是决定城市经济空间结构和产业结构的最重要因素<sup>[12]</sup>。首先,为弥补低价出让工业用地及进行城市基础设施建设的财政缺口,高价限制性出售商服及住宅用地成为地方政府的重要经济来源。从这个意义上说,低价出让工业用地必然带来商服用地价格高涨,这种“双二手”供地策略明显抬升了服务业生产成本,导致服务业、尤其是生产性服务业发展滞后<sup>[7]</sup>。生产性服务业发展不足将导致产业结构失调,无法为经济高质量发展提供充足的产品研发设计、广告、分销、产品质控等中间服务品,从而提高中间服务品价格,降低经济发展质量。刘志彪<sup>[13]</sup>指出低价出让工业用地、高价限制性出让商住用地的供地模式,使得我国服务业增加值比重和就业比重均低于同等经济发展水平国家;这种资源错配的直接结果就是制造业严重产能过剩和服务业有效供给不足。谭洪波<sup>[7]</sup>也指出土地要素市场扭曲的工业偏向是造成中国产业结构中服务业发展相对滞后的重要原因。可见,城市土地资源在基础设施建设和工业发展的偏向性配置将延缓产业结构服务化进程,并由此降低城市经济发展质量。其次,地方政府低价出让工业用地降低了劳动密集型以及资本密集型等中低端制造业进入门槛,固化了以中低端制造业为主的制造业结构刚性。土地资源作为企业的重要投入要素和选址决策的重要依据,当存在错配时,土地资源将无法有效地由低效率企业流向高效率企业。当中低端制造业、尤其是地方政府强烈偏好的资本密集型行业拥有较低土地成本时,即使其拥有较低生产率水平也可以在城市中存活,使得在稀缺的土地上形成了工艺落后、装备简陋、产业发展前景黯淡且具有重复建设性质的产能<sup>[14]</sup>,从而进一步强化了地方政府发展资本密集型的不中低端制造业行业的倾向。可见,土地资源错配进一步强化了以低端制造业为主导的产业结构刚性,难以推动高端制造业及新兴产业的发展。而制造业结构中高端制造业比重偏小,将无法为经济高质量发展提供充分的高端中间投入品,降低经济发展质量。基于以上分析,提出假说4。

假说4 土地资源在工业领域的低价配置通过阻碍产业结构服务化和制造业结构高端化,对城市经济发展质量产生抑制作用。

## 1.3 土地资源错配通过影响经济发展成果共享作用于城市经济发展质量

土地资源向工业领域的低价配置将通过正反两方面的作用机制影响经济发展成果共享,进而对城市经济发展质量产生影响。一方面,土地资源在工业领域的低价配置可通过提升居民收入和公共服务供给水平促进发展成果共享。陶然等<sup>[15]</sup>认为低价出让工业用地尽管在投资初期会使地方政府损失部分土地出让金收入,但在制造业企业建成投产后能带来持续可观的增值税收入,并且制造业企业对其相关服务业的需求能间接增加服务业部门的营业收入,刺激服务业部门的用地需求,进一步增加商服用地的土地出让收入。李力行和申广军<sup>[16]</sup>认为低价出让工业用地能通过积累物质资本、吸引FDI、促进产业结构调整等途径促进经济较快增长,当目标工业行业符合当地的比较优势时,这种促进作用最为显著。而经济增长水平提高则有助于为当地劳动者提供充足就业,提高居民收入水平。李郁等<sup>[17]</sup>通过综合分析地方政府土地出让的动机进一步指出,地方政府出让土地行为既有低价出让土地的引资竞争也有低价征地高价出让的公共福利支出竞争。当地方政府间的竞争方式以“为增长而竞争”为主时,土地资源在工业领域的低价配置可促进工业在短期内获得快速发展,从而拉动就业、提高居民收入水平;当地方政府间竞争方式以“为福利而竞争”为主时,土地资源在工业领域偏向性配置所产生的较高工业利税收入可促使地方政府加大公共服务供给力度,提高居民福利水平。可见,土地资源偏向性配置通过税收效应、资本积累、产业结构调整等途径不仅能够促进经济增长,为居民提供更多就业机会,提高居民收入水平,而且能够增加地方政府财政收入,为完善地区公共服务等基础项目建设提供了充沛的资金支持。从这个意义上说,土地资源错配能够促进经济发展成果共享,从而提升城市经济发展质量。另一方面,土地资源在工业领域的低价配置也可能降低居民收入水平、抑制公共服务供给,进而限制发展成果共享。首先,产业层次决定了劳动力就业层次和收入水平。地方政府通

过低地价供地策略引进的中低端制造业企业多为劳动密集型或资本密集型企业,导致大量劳动力选择就业于低效率的工业企业,不利于劳动生产率水平提高和收入水平提升。其次,地方政府采取的低地价出让工业用地、高地价限制性出让商服及住宅用地的土地资源配资模式,使得房地产价格高昂、服务型消费品价格上涨,不仅提高了居民生活成本<sup>[18]</sup>,抵消了收入上涨的收益,而且使得居民个人不得不缩减在个人教育、卫生医疗等公共项目上的支出,降低了公共服务供给的福利效应。而居民收入水平降低和公共服务供给不足会降低当地居民生活质量,从而使得经济社会发展未能与居民生活幸福感同步提升,未达到城市经济高质量发展的根本要求。基于以上分析,提出假说5。

假说5 工业用地低价配资可对经济发展成果共享产生正负两方面的影响,其对城市经济发展质量的作用效果则取决于两方面影响的相对强弱程度。

#### 1.4 土地资源错配通过影响节能减排作用于城市经济发展质量

首先,土地资源在工业和生产性基础设施建设领域的低价配置导致我国土地城镇化速度明显快于人口城镇化,城市空间扩张与要素集聚和产业结构升级不同步,且土地城镇化多以增量扩张而非存量升级的形式进行。土地出让的低价优惠诱使更多工业企业大量圈占土地<sup>[19]</sup>,而地方政府为获得更多土地出让指标,不惜强制征收占用大量耕地、林地,直接减少了城市郊区和农村地区的绿化面积,不但导致生态服务功能下降,而且加剧了对资源环境的消耗,带来环境污染和噪音等问题<sup>[20]</sup>。工业用地快速扩张与低效率的土地利用之间的矛盾使经济可持续发展受到严重威胁。其次,由于资本密集型行业或重工业具有投资规模大、税收收入高等特点,因而在地方官员政绩晋升锦标赛驱动下,大量工业用地被低价出让给资本密集型行业<sup>[14]</sup>。但是由于资本密集型行业生产效率低,地方政府通过压低土地出让价格来招商引资的做法一方面扩大了该类企业利润空间、弥补其生产效率低的劣势,另一方面则达到最大化其政绩的目的。地方政府间竞相压低土地价格来招商引资不仅让低效率的资本密集型行业在城市存活

并大规模发展,而且导致工业的过度重复建设和产业结构低水平雷同<sup>[21]</sup>。资本密集型行业和重工业虽然能带来短期的经济快速增长效应,但由于这些企业的能源消耗量大,能源利用效率低下,工业污染物排放量多,将会进一步加剧地区环境污染,降低城市环境质量,不利于城市经济可持续和高质量发展。最后,过度压低工业用地出让价格导致大量低效率企业得以存活,无法为当地制造业企业提供充分的高质量专业化中间投入,不利于清洁生产和环保技术的研发和创新。由于缺乏生产技术上的核心竞争力,中低端制造业企业只能偏向于使用更多廉价的土地资源和能源来获得与同行业的高技术企业相同的产出,造成土地资源的低效利用、能源的过度消耗和工业废弃物的大量排放,给环境质量和城市经济发展质量带来不利影响。基于以上分析,提出假说6。

假说6 土地资源在工业领域的低价配置通过加剧能源消耗和城市环境污染,阻碍城市经济高质量发展。

## 2 计量模型、变量测度与数据说明

### 2.1 空间计量模型设定

以上理论分析显示,低价出让工业用地这一土地配置策略不仅对当地经济发展产生影响,其本身还隐含着区际竞争和模仿的因素。在以经济增长为标杆的绩效考核和官员晋升制度约束下,低价出让工业用地作为地方政府驱动经济增长的重要手段,必然通过地方政府间的竞争行为而产生空间外溢。李郁等<sup>[17]</sup>认为,一地区的基础设施建设完善程度和企业营商环境无法改变,且在经济发展处于同等水平的地区,工业企业发展所需配套设施的配备程度基本一致,地方政府往往通过竞相降低工业用地出让价格、降低引资质量标准和环境准入门槛等方式给予入驻企业各类政策优惠和补贴。杨其静等<sup>[14]</sup>也指出,地理相邻或者省份内经济相邻的城市之间在工业用地出让规模上存在相互模仿和恶性竞争行为。地区间在工业用地出让上的“竞次式”竞争行为不仅造成了土地资源的巨大浪费,而且导致企业更多为追逐“政策租”而非遵循市场规律和比较优势进行布

局,造成各地产业结构同质和资源配置扭曲,使经济发展质量在地区间竞相恶化。可见,在地方政府间工业用地出让的低价竞争行为影响下,土地资源错配也可对周边地区经济发展质量产生负向空间溢出效应。

通过构建空间计量模型来控制土地资源错配对城市经济发展质量的空间影响。目前诸多空间计量文献主要采用空间自回归模型(SAR)和空间杜宾模型(SDM)来探讨地区间的空间外溢效应。根据 Vega 和 Elhorst<sup>[6]</sup>的研究,空间外溢效应被定义为特定空间单元  $j$  的解释变量变化对其他空间单元  $v$  的被解释变量产生的影响。采用 SAR 和 SDM 模型测度空间外溢效应时,还需在 SAR 和 SDM 模型估计的基础上进一步测算解释变量对被解释变量产生的直接效应和间接效应,以间接效应来反映空间外溢效应。而 Vega 和 Elhorst<sup>[6]</sup>的研究显示,与 SAR 和 SDM 模型相比,空间滞后解释变量模型(SLX)在度量空间外溢效应时更为直接和简洁。由于 SLX 模型中仅包含解释变量空间滞后项,不仅可以灵活地使用各类估计方法进行实证分析,而且模型中解释变量空间滞后项的系数便反映了空间外溢效应。在用 SLX 模型进行估计时无需再进一步测算直接效应和间接效应,且直接采用 SLX 模型估计的空间外溢效应与 SDM 模型基础上测度的间接效应在效果上基本一致。因而能够估计 SLX 模型的情况下可不必使用形式上更为繁琐的 SDM 模型。此外,SLX 模型由于估计方法灵活,还能克服空间计量模型中解释变量普遍存在的内生性问题<sup>[6]</sup>。包含土地资源错配及其空间滞后项的 SLX 模型可设定为

$$\ln Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln D_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 \ln K_{it} + \alpha_4 \ln \Omega_{it} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln D_{jt} + \xi_{it} \quad (1)$$

其中  $Q_{it}$  表示城市  $i$  在  $t$  年的经济发展质量,  $D_{it}$  表示城市  $i$  在  $t$  年的土地资源错配水平,  $\alpha_2$  和  $\alpha_3$  分别是劳动力供给( $L$ )和资本存量( $K$ )的系数,  $\alpha_4$  为城市规模( $\Omega$ )的系数。除土地资源错配、劳动力、资本和城市规模外,外商直接投资( $FDI$ )也可能是影响城市经济发展质量的重要因素。伴随我国对外开放进程不断深入,外资在推动技术进步、结

构调整及环境质量变化中发挥着重要作用,因而还需要在式(1)中引入外商直接投资变量。由于城市经济发展质量本身的空间关联效应,影响某一地区城市经济发展质量的各类因素很有可能也会通过这种空间关联性对周边地区产生影响,因而还需要在式(1)中进一步引入各类控制变量的空间交互项。包含劳动力、资本、外商直接投资、城市规模及其空间交互项的空间滞后解释变量模型可进一步设定为

$$\ln Q_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln D_{it} + \alpha_2 \ln L_{it} + \alpha_3 \ln K_{it} + \alpha_4 \ln \Omega_{it} + \alpha_5 \ln FDI_{it} + \beta_1 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln D_{jt} + \beta_2 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln L_{jt} + \beta_3 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln K_{jt} + \beta_4 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln \Omega_{jt} + \beta_5 \sum_{j \neq i}^N w_{ij} \ln FDI_{jt} + \xi_{it} \quad (2)$$

其中  $\alpha_2 \sim \alpha_5$  和  $\beta_2 \sim \beta_5$  分别为控制变量及其空间滞后项的弹性系数。弹性系数  $\alpha_2 \sim \alpha_5$  和弹性系数  $\beta_2 \sim \beta_5$  均具有深刻的经济学含义。首先,城市经济发展质量( $Q$ )是从动能转换、结构升级、增长效率、节能减排与成果共享五个维度选取 28 个基础指标采用主成分分析法予以构建的,其中并未包含与土地配置直接相关的变量。其次,构造被解释变量时所囊括的城市层面的诸多因素均是对目前城市经济发展状况的综合度量,而选择土地资源错配( $D$ )以及其他控制变量( $L, K, FDI, \Omega$ )均可能对城市经济发展的不同方面产生影响,但是这些解释变量并不包含于城市经济发展质量指标体系中。被解释变量与各解释变量间并不是相互包含的关系,因此,变量的参数估计值有其各自的经济含义。

## 2.2 变量测度与数据说明

样本为 2006 年~2015 年全国 277 个地级及以上城市的面板数据。为保证面板数据的完整性和可得性,删除了北京、天津、上海、重庆、常德、常州、拉萨、三沙、海东、巢湖、陇南和中卫等十个地市。宏观经济数据主要来源于 2007 年~2016 年《中国城市统计年鉴》、《中国区域经济统计年鉴》和《中国国土资源统计年鉴》,而使用的土地出让价格数据是利用爬虫技术取自中国土地市场网,能够准确反映 2006 年 1 月 1 日至 2015 年 12 月 31 日间每一笔工业用地出让的真实价格。由于缺乏城市层面价格指数数据,采用省级层面价格指

数对城市数据进行调整.省级层面价格指数来自《中国统计年鉴》.以下具体说明有关变量和指标的界定和测度方法.

2.2.1 城市经济发展质量(Q)

目前测度经济发展质量的大多数文献倾向于通过构建多维度指标体系使用主成分分析法合成经济发展质量指标,且所用数据均为中国省级面板数据,却鲜有文献测度中国地市级层面的经济发展质量.在谢光华等<sup>[22]</sup>的基础上进一步优化经济发展质量指标,从创新驱动、效率提升、产业结构调整、节能减排和成果共享五个方面构建城市经济发展质量指标体系.首先,对指标体系中的逆向指标进行正向化处理.其次,考虑到各指标的通度性,对经过正向化处理后的所有指标进行均值化的无量纲处理.最后,运用主成分分析法合成城市经济发展质量综合指数,其值越大说明城市经济发展质量越高.用于测度中国城市经济发展质量各项指标的数据主要来源于2007年~2016年《中国城市统计年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》.表1报告了中国城市经

济发展质量指标体系的具体内容.

表1中以泰尔指数来衡量产业结构偏离度,具体计算方法如下: $indr_t_i = \sum_v (Y_{it}/Y_{it}) \ln [(Y_{it}/L_{it}) / (Y_{it}/L_{it})]$ .其中 $indr_t_i$ 为泰尔指数, $Y_{it}$ 为城市*i*产业*v*在*t*时期的总产值, $Y_{it}$ 为城市*i*在*t*时期总产值, $L_{it}$ 为城市*i*产业*v*在*t*时期的就业人数, $L_{it}$ 为城市在*t*时期总就业人数.各行业就业人数以市辖区行业单位从业人员数表示,数据来源于历年《中国城市统计年鉴》.

城市全要素生产率采用索洛余值法计算,解释变量为城市劳动力和资本存量,被解释变量为城市非农业GDP.非农业GDP数据直接取自《中国城市统计年鉴》.公共服务供给水平则借鉴韩峰和李玉双<sup>[23]</sup>的研究方法,从医疗卫生类公共服务、教育类公共服务、环境保护类公共服务、能源基础设施类公共服务和交通运输类公共服务5个维度构建公共服务供给指标评价体系,采用主成分分析法对各个地级市的公共服务整体水平进行测算,得到城市公共服务供给水平的综合衡量指标.

表1 中国城市经济发展质量指标体系

Table 1 The quality index system of China's urban economic development

分类指标	次级指标	基础指标	计量单位	指标属性			
				正指标	适度指标	逆指标	
创新驱动	人力资本	高等教育人口比重	%	√			
		教育支出/财政支出	%	√			
	创新能力	研发支出占GDP比重	%	√			
效率提升	发展效率	全要素生产率	%	√			
		资本生产率	%	√			
		劳动生产率	%	√			
产业结构调整	产业结构	第三产业产值/第二产业产值	-	√			
		结构偏离的泰尔指数	-			√	
	消费投资结构	消费率	%		√		
		金融结构	投资率	%		√	
节能减排	环境污染	金融机构存贷款余额/GDP	%	√			
		资源消耗	单位产出能耗比	%			√
		单位产出大气污染程度	t/(万元)				√
		单位产出污水排放数	t/元				√
成果共享	居民生活便利化	单位产出固体废弃物排放数	t/(万元)			√	
		居民收入水平	职工平均工资	元	√		

### 2.2.2 土地资源错配( $D_1$ )

采用边际产出法来测算土地资源错配指标。经典的微观经济学理论指出,要素在充分竞争的市场机制作用下能够实现最优和最有效率的配置,此时要素的边际产出与边际成本和要素价格相一致。因而,完全市场竞争条件下,土地要素的边际产出可看作土地资源达到最优配置时的最优价格,而现实世界中实际价格相对最优价格的偏离便反映了土地市场扭曲和土地资源错配的程度。首先构建C-D生产函数来测算工业用地的边际产出:  $\ln \bar{Y}_i = \eta_0 + \eta_1 \ln \bar{L}_i + \eta_2 \ln \bar{K}_i + \eta_3 \times \ln R_i + \xi_i$ , 其中  $\eta_0$  为生产函数中的常数项;  $\bar{Y}_i$  为城市工业增加值,以第二产业地区生产总值表示;  $\bar{L}_i$  为工业部门劳动力数量,以市辖区第二产业城镇单位从业人员数表示;  $\bar{K}_i$  为城市工业部门资本存量,用市辖区每年工业部门固定资产投资( $I_i$ )和公式  $\bar{K}_i = (1 - \rho) K_{i,t-1} + I_i / \omega_i$  计算。式中  $\rho$  是年折旧率,设为5%;  $\omega_i$  是各城市的累积资本价格指数。 $R$  为城市工业用地面积,数据取自《中国城市建设统计年鉴》。 $\eta_1 \sim \eta_3$  为弹性系数,  $\xi_i$  为随机扰动项。由此得到工业用地的边际产出( $MP_D$ )为  $MP_D = \eta_3 \bar{Y} / R$ 。根据白俊红和卞元超<sup>[24]</sup>工业用地边际产出与其实际价格的比值可用于反映土地资源在配置中是否存在扭曲状况,即

$$D_1 = MP_D / r \quad (3)$$

其中  $r$  表示城市工业用地价格。 $D_1$  等于1表示工业用地不存在错配现象;  $D_1$  大于1表示工业用地应有价值大于实际价格(即实际价格被低估),土地资源呈现反向错配;  $D_1$  小于1表示工业用地应有价值小于其实际价格(即实际价格被高估),土地资源呈现正向错配。使用网络爬虫技术从中国土地市场网获得每个地级城市每宗土地的实际交易信息(包括用地项目名称、项目位置、供地方式、土地用途、行业分类、出让面积和成交价款等内容),进而根据出让土地地块位置将每宗土地交易信息匹配到所在市辖区,并按照土地用途将各城市每年供地方式为招标、拍卖和挂牌的各项目土地出让面积和价款进行加总,最后通过计算

成交价款和土地出让面积的比值得到地级城市商服用地、住宅用地和工业用地的平均地价,进而利用工业用地平均价格( $r$ )和式(3)测算得到277个地级城市土地资源错配指标<sup>④</sup>。

### 2.2.3 其他控制变量

以城市  $i$  市辖区年末单位从业人员数与城镇个体从业人员数之和表示劳动力供给( $L$ );使用永续盘存法测算城市资本存量( $K$ )与外商直接投资( $FDI$ )存量,固定资产年折旧率取  $\delta = 5\%$ 。城市规模( $\Omega$ )以城市  $i$  市辖区非农人口规模表示。所有货币价值数据均以2006年为基期进行价格调整<sup>⑤</sup>。

## 3 空间计量检验与结果分析

### 3.1 空间权重矩阵与空间计量模型估计

构造了地理距离权重矩阵( $W_d$ )、经济距离权重矩阵( $W_e$ )与地理-经济距离嵌套矩阵( $W_{d-e}$ ),从地理邻近性、经济邻近性以及地理和经济综合邻近性三个方面分别度量城市间的空间关联度。首先,选用城市间地理距离的倒数建立地理距离权重矩阵( $W_d$ ),可设定为  $W_d = 1/d_{ij}$ ,其中  $d_{ij}$  表示利用经纬度数据计算的城市距离;当  $i = j$  时  $d_{ij} = 0$ 。其次,经济距离矩阵( $W_e$ )采用人均GDP来构建,即:  $W_e = 1/|\overline{Agdp}_i - \overline{Agdp}_j|$ ,  $i \neq j$ ,其中  $\overline{Agdp}_i$  表示城市  $i$  在2006年~2015年期间的人均GDP均值。最后,基于已有的地理距离矩阵和经济距离矩阵,以  $\tau$  为权重加权构建地理-经济距离嵌套矩阵为  $W_{d-e} = \tau W_d + (1 - \tau) W_e$ ,其中  $\tau \in (0, 1)$ ,表示地理距离在空间关联中的重要性程度。采用全局Moran's I值检验了中国城市经济发展质量的空间自相关性,检验结果见附录C。

首先使用F检验、LM检验和Hausman检验法检验模型是否存在固定效应或随机效应,结果显示固定效应模型更适于对SLX模型进行估计;其次,为解决计量模型中可能存在的内生性问题,采用固定效应的两阶段最小二乘法(2SLS)对SLX模型进行估计。从三个方面来设定土地资源错配的工具变量。首先,由于内生解释变量与其滞

④ 不同等级城市土地资源错配程度的变化趋势见文后附录A。

⑤ 中国地级及以上城市经济发展质量及其他控制变量的描述性统计结果见文后附录B。



后变量相关,且滞后变量已经发生,从当期来看,其取值已经固定,可能与当期的扰动项不相关,故选择土地资源偏向性配置及其空间滞后项的滞后二期( $\ln D_{1\_lag2}$ 、 $W \times \ln D_{1\_lag2}$ )作为相应工具变量。其次,工业用地出让规模和价格还与城市地形有关,地形坡度越大的城市,工业用地出让规模可能越少,因为即使地方政府压低价格或零地价出让工业用地,企业出于土地开发和交通成本的考虑,也不会在地势较高或地形较陡峭的地方投资设厂;而地表坡度作为自然地理因素,不会对城市经济发展质量造成直接影响,因而符合工具变量选择的要求。其三,借鉴李力行等<sup>[4]</sup>的做法,使

用市委书记任职年数和市委书记年龄作为土地资源错配的工具变量。任职年数更短和年龄更年轻的官员更偏好发展工业以实现经济增长和税收收入,因而土地资源错配程度可能更为严重。而官员年龄和任职长短与城市经济整体的发展质量并没有直接关系,因而也满足作为工具变量的外生条件。为准确判断地理-经济嵌套矩阵中 $\tau$ 的取值,也便于比较和检验各参数估计的稳健性,本文分别估计了在 $\tau$ 取0、0.1、0.2、...、0.9、1时的地理-经济距离嵌套矩阵下的SLX模型,表2报告了使用工具变量和2SLS对SLX模型进行估计的结果。

表2 土地资源偏向性配置与城市经济增长质量的SLX模型估计结果

Table 2 The SLX model estimation results of land resources misallocation and the quality of urban economic growth

变量	经济距离矩阵	地理-经济距离嵌套矩阵										地理距离矩阵
	$\tau=0$	$\tau=0.1$	$\tau=0.2$	$\tau=0.3$	$\tau=0.4$	$\tau=0.5$	$\tau=0.6$	$\tau=0.7$	$\tau=0.8$	$\tau=0.9$	$\tau=1$	
$\ln D_1$	-0.013 3*	-0.013 9*	-0.014 5*	-0.015 1*	-0.015 5*	-0.015 3*	-0.014 2	-0.010 2	-0.010 0	-0.009 2	-0.007 9	
	(-1.66)	(-1.73)	(-1.81)	(-1.86)	(-1.85)	(-1.71)	(-1.33)	(-1.62)	(-1.54)	(-1.36)	(-1.13)	
$\ln L$	0.050 1***	0.052 0***	0.053 9***	0.055 7***	0.057 3***	0.059 4***	0.058 2***	0.053 5***	0.048 8***	0.043 4***	0.039 8***	
	(5.00)	(5.12)	(5.23)	(5.28)	(5.22)	(4.91)	(4.07)	(5.24)	(4.71)	(4.10)	(3.73)	
$\ln K$	-0.000 5	-0.002 5	-0.004 3	-0.005 9	-0.007 3	-0.008 1	-0.007 6	-0.014 0	-0.012 5	-0.010 8	-0.009 4	
	(-0.04)	(-0.20)	(-0.35)	(-0.46)	(-0.54)	(-0.55)	(-0.43)	(-1.16)	(-1.04)	(-0.89)	(-0.79)	
$\ln FDI$	0.000 3	0.000 4	0.000 4	0.000 3	0.000 1	-0.000 4	-0.001 6	0.000 1	-0.000 2	-0.000 5	-0.000 9	
	(0.23)	(0.24)	(0.23)	(0.17)	(0.03)	(-0.23)	(-0.70)	(0.04)	(-0.11)	(-0.34)	(-0.59)	
$\ln \Omega$	-0.008 6	-0.008 9	-0.009 4	-0.098 1	-0.010 5	-0.010 8	-0.010 9	0.001 5	0.004 2	0.007 2	0.009 7	
	(-0.71)	(-0.73)	(-0.76)	(-0.79)	(-0.80)	(-0.77)	(-0.64)	(0.13)	(0.35)	(0.59)	(0.59)	
$W \times \ln D_1$	-0.068 5**	-0.087 5**	-0.116 0**	-0.161 1***	-0.238 0***	-0.384 8***	-0.727 3***	-2.031 0	-0.060 8	-0.112 9**	-0.142 6**	
	(-2.09)	(-2.30)	(-2.56)	(-2.86)	(-3.20)	(-3.51)	(-3.50)	(-0.47)	(-1.20)	(-2.02)	(-2.54)	
$W \times \ln L$	-0.107 5***	-0.109 4***	-0.106 2***	-0.098 1***	-0.077 8*	-0.029 0	0.102 8	0.207 3***	0.335 1***	0.470 6***	-0.540 2***	
	(-4.42)	(-4.01)	(-3.48)	(-2.79)	(-1.84)	(-0.53)	(1.19)	(3.44)	(4.73)	(5.93)	(-6.77)	
$W \times \ln K$	0.165 0***	0.179 8***	0.197 2***	0.219 2***	0.240 5***	0.302 9***	0.415 2***	0.028 6	0.044 7	0.052 8*	0.038 0	
	(7.57)	(7.79)	(7.97)	(8.06)	(7.96)	(7.47)	(6.12)	(1.14)	(1.58)	(1.65)	(1.12)	
$W \times \ln FDI$	-0.020 9**	-0.022 8**	-0.025 2**	-0.028 7**	-0.034 6**	-0.053 1***	-0.107 4***	-0.007 1	-0.023 1	-0.045 9**	0.061 5***	
	(-2.52)	(-2.48)	(-2.43)	(-2.40)	(-2.47)	(-2.71)	(-3.01)	(-0.45)	(-1.31)	(-2.39)	(-3.21)	
$W \times \ln \Omega$	-0.077 3**	-0.097 0***	-0.125 3***	-0.168 4***	-0.238 4***	-0.036 3***	-0.627 8***	-1.325 2***	-0.473 0***	-0.587 7***	-0.582 8***	
	(-2.34)	(-2.62)	(-2.97)	(-3.40)	(-3.91)	(-4.44)	(-4.56)	(-2.94)	(-5.44)	(-6.07)	(-6.04)	
Sargan 检验	26.37	28.64	33.71	32.06	30.44	34.09	50.42	54.15	69.38	47.02	51.62	
	[0.129 4]	[0.201 1]	[0.185 6]	[0.257 3]	[0.214 9]	[0.247 0]	[0.312 4]	[0.253 2]	[0.207 3]	[0.250 8]	[0.211 6]	
最小 特征值	131.933 0	116.940 0	99.795 5	80.546 3	59.615 5	38.105 2	18.268 6	352.126	312.154 0	287.243 0	296.221 0	
	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	
$R^2$	0.632 9	0.654 2	0.642 0	0.695 1	0.722 4	0.602 5	0.614 0	0.598 8	0.561 0	0.622 7	0.601 8	
$N$	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770	

注: \*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;圆括号中为t检验值,方括号中为相应统计量的伴随概率。

根据方程的拟合优度和整体显著性两个方面来判断  $\tau$  的最优值。从各方程的拟合优度来看,  $\tau=0.4$  时 SLX 模型的  $R^2$  值最大, 因而该计量方程的拟合情况最好。从方程整体显著性来看, 当  $\tau>0.4$  时, 方程各解释变量整体显著性明显下降, 说明城市间的空间关联度随地理距离比重增加有减弱趋势; 当  $\tau<0.4$  时, 各方程解释变量整体显著性差异不大, 且核心解释变量的参数估计值的方向和显著性基本一致。综合考虑方程拟合优度和参数显著性特征, 选取  $\tau=0.4$  时的地理-经济距离嵌套矩阵作为本文空间计量估计的最佳权重矩阵, 其对应的空间滞后变量模型为本文实证研究中的最优模型。表 2 中 Sargan 检验在 10% 以上显著性水平上接受“所有工具变量均有效”的原假设, 表明工具变量选择是合理的。最小特征值统计量远大于 10% 显著性水平下的临界值, 因此选取的工具变量不存在弱工具变量问题。2SLS 法的估计结果是可信的<sup>⑥</sup>。

表 2 显示, 土地资源在工业领域的偏向性配置不但抑制了本地区经济发展质量提升, 还对邻近地区经济发展质量产生了负向空间溢出效应。究其原因可能在于, 第一, “低地价”甚至“零地价”的招商引资策略引入了大批产能落后、效率低下、结构同质的中低端制造业, 降低了全要素生产率, 不利于本地区经济发展质量提升。李力行等<sup>[4]</sup>发现以协议方式出让的土地占比越大, 其工业企业之间的资源配置效率越低, 且此效果对土地依赖程度高的行业更为显著。尽管在 2006 年后, 我国土地出让政策明文规定工业用地出让必须采用招拍挂等市场化出让方式<sup>⑦</sup>, 然而对于公开出让的土地, 看似地方政府无法操控土地出让, 但是由于建设用地地块存在差异性, 地方政府可直接决定出让信息、出让方式等, 最后仍能将土地以低价出让给目标企业<sup>[10]</sup>。在以 GDP 为标尺的官员绩效考核体系驱动下, 地方政府有能力也有动力将土地低价配置给一些能快速产生 GDP 和财政收入的产业, 如资本密集型制造业、建筑业和房地产业<sup>[15]</sup>。低地价使这些行业进入门槛过低,

降低了工业企业的土地使用成本, 扩大了低效率企业的利润空间, 而低效率制造业企业在各地区的竞相引入还将导致过度重复建设和产业结构低水平雷同, 加剧资源错配和环境污染, 不利于城市经济高质量发展。另外, 王媛和杨广亮<sup>[25]</sup>发现城市禀赋越差, 政府将越多干预土地出让, 越发达的地区越不需要通过压低地价来吸引企业, 地租优惠对低端的工业企业更有效, 因此这些低效率企业更容易流入经济不发达地区。土地资源在部门和地区间的配置效率差异, 将拉大地区生产率差距, 导致生产率损失<sup>[10]</sup>, 最终有损于经济高质量发展。第二, 土地资源在工业部门的低价配置, 变相抬升了商住用地价格, 致使我国服务业增加值比重和就业比重明显低于同等经济发展水平国家, 最终导致我国制造业产能严重过剩和生产性服务业有效供给不足<sup>[13]</sup>。国务院发展研究中心和世界银行联合课题组<sup>[1]</sup>的研究显示, 伴随城市空间不断扩张和土地供给规模的不断增加, 大量土地往往被低价配置于基础设施和工业领域, 留给现代服务业、尤其是生产性服务业的土地却相当有限且价格昂贵。这不仅直接导致现代服务业发展不足, 而且提高了现代服务业生产和经营成本, 造成中国产业结构中现代服务业发展相对滞后<sup>[7]</sup>, 不利于产业结构服务化和制造业结构高度化。第三, “双二手”的土地出让策略直接抬高了房地产销售价格, 不仅使大量资源流向高利润低效率的房地产及其相关行业, 进而降低了工业企业资源配置效率, 而且提高了居民生活成本, 降低了居民实际收入水平和公共福利水平<sup>[26]</sup>。因而, 低价出让工业用地引致的土地资源错配将直接降低本地区经济发展质量, 而在政治晋升和增长竞争激励下, 无论是地理相邻还是省份内经济相邻, 城市之间都存在竞相压低工业用地出让价格来招商引资的趋势<sup>[27]</sup>, 这种“竞次式”工业用地出让行为使得土地资源错配对城市经济发展质量的负向影响在空间中不断传导, 最终抑制了邻近地区经济发展质量提升。

⑥ 限于篇幅对于表 2 中控制变量的解释说明内容见附录 D。

⑦ 2006 年 8 月 31 日国务院颁布了《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》, 要求工业用地必须采用招标拍卖挂牌方式出让, 其出让价格不得低于公布的最低价标准。

### 3.2 机制检验

研究结果表明,土地资源错配对本地区及邻近地区经济发展质量均产生抑制作用.结合理论分析和研究假设,进一步从创新驱动、效率提升、产业结构调整、节能减排和成果共享五个方面进行机制检验.在加入劳动力供给、资本存量、外商直接投资、城市规模等控制变量后,采用SLX模型对土地资源偏向性配置与城

市经济发展质量的各项机制进行空间计量估计.由于城市经济发展质量指标构建和测度中本身包含了创新驱动、效率提升、产业结构调整、节能减排和成果共享五个方面内容,因而土地资源偏向性配置引起这些因素的变化也必然导致经济发展质量的同向变化.表3报告了土地资源配置对经济发展质量各细分变量的直接效应与空间溢出效应.

表3 土地资源错对各中介变量的直接效应与空间溢出效应

Table 3 The direct effects and spatial spillover effects of land resources misallocation on the intermediary variables

变量	创新驱动	效率提升	产业结构调整	节能减排	成果共享
$\ln D_1$	-0.229 3***	-0.002 2**	-0.029 6***	0.125 7***	0.032 5***
	(-8.02)	(-2.42)	(-7.30)	(3.81)	(3.80)
$W \times \ln D_1$	-0.220 0	-0.019 5**	-0.021 6*	-0.142 2	0.068 1
	(-0.87)	(-2.38)	(-1.90)	(-0.48)	(0.90)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 检验	1 707.12	134.91	465.91	352.63	4 169.08
	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]
Hausman 检验	478.71	17.52	24.21	19.92	106.55
	[0.000 0]	[0.063 6]	[0.007 1]	[0.030 0]	[0.000 0]
F-test 工具变量 $\ln D_1$	504.692 0	168.216 0	168.216 0	168.216 0	168.216 0
	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]
F-test 工具变量 $W \times \ln D_1$	67.249 8	22.695 6	22.695 6	22.695 6	22.695 6
	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]	[0.000 0]
$N$	2 770	2 770	2 770	2 770	2 770

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 圆括号中为  $t$  检验值, 方括号中为相应统计量的伴随概率.

表3显示,在动能转换方面,土地资源错配的直接效应显著为负,间接效应未通过显著性检验,说明土地资源错配不利于本地区经济发展向人力资本驱动、研发创新驱动等发展方式转变,且未对邻近地区的经济发展动能转换产生明显影响.在结构升级方面,土地资源错配的直接与间接效应均显著为负,说明土地资源在工业领域的偏向性配置明显阻碍了本地区及邻近地区的产业结构转型升级,印证了土地资源错配加剧了地区“产业结构刚性”的结论.在发展效率方面,土地资源错配的直接效应与间接效应均显著为负,说明土地资源错配降低了本地区与邻近地区的整体经济发展效率.土地资源错配不仅造成工业园区内大量土地闲置,直接降低了土地资源利用效率,还通过低门槛甚至“零门槛”引进大量产能落后、效率低

下的中低端制造业,稀缺的土地资源集中流向了低效率企业,导致土地资源低效利用和生产效率的严重损失.在节能减排方面,以工业废水排放为节能减排的逆指标,土地资源错配的直接效应在1%的水平上显著为正,间接效应未通过显著性检验,说明土地资源错配加剧了本地区的环境污染和能源消耗,却未对邻近地区产生影响.在成果分享方面,土地资源错配的直接效应在1%的水平上通过检验显著为正,间接效应未通过显著性检验,说明土地资源的工业偏向性配置通过改善本地居民的就业状况,显著提升了居民的人均收入水平,同时也增加了地方政府的财政收入,使得政府部门更有能力改善当地的公共服务供给状况,从而有利于实现经济发展成果与居民共享,但土地资源错配并未对邻近地区的发展成果共享产生

显著影响。尽管土地资源错配对成果分享这一经济发展质量的分指标表现为正向影响,但城市经济发展质量是对动能转换、结构升级、发展效率、节能减排和成果共享五个方面的综合体现,因而土地资源错配对城市经济发展质量的最终影响效果是其对动能转换、结构升级、发展效率、节能减排和成果共享五个方面作用机制影响的整体反映。以上估计结果进一步说明,土地资源错配能够通过动能转换、结构升级、发展效率、节能减排和成果共享等机制作用于城市经济发展质量。

## 4 稳健性检验

### 4.1 更换土地资源错配指标

首先借鉴白俊红和卞元超<sup>[29]</sup>的做法,采用超越对数生产函数来替换C-D生产函数来测算土地要素边际产出,进而利用得到的土地资源错配指标( $D_2$ )进行稳健性检验<sup>⑧</sup>。其次,李力行等<sup>[4]</sup>在研究土地资源错配和全要素生产率间关系时,使用工矿仓储用地占国有建设用地供给总面积的比值作为土地资源错配的衡量指标得到了较为稳健的估计结果,借鉴其做法以交通运输用地与工矿仓储用地面积之和占国有建设用地供地总量的比重( $D_3$ )作为土地资源错配的新代理变量进行稳健性检验<sup>⑨</sup>。最后,根据薛白<sup>[28]</sup>的方法,通过测算工业用地价格偏离度来衡量城市土地资源错配程度<sup>⑩</sup>,进一步探讨基本回归结果的稳健性。表4中第(1)列至表4第(3)列报告了更换土地资源错配指标后的空间估计结果。表4第(1)列和表4第(2)列显示,土地资源错配( $D_2$ 和 $D_3$ )对城市经济发展质量的直接效应与间接效应均显著为负,与表2的基准回归结果基本一致。这说明土地资源

在工业和生产性基础设施建设领域的偏向性配置对本地区和邻近地区的城市经济发展质量均具有明显抑制作用。表4第(3)列显示,使用城市工业用地边际产出差异衡量的土地资源错配对城市经济发展质量的直接效应和间接效应亦显著为负,意味着土地资源在不同城市间也存在明显的错配倾向,从而对本市和周边城市经济发展质量均产生了明显抑制作用。该结果与表2的基本回归结果也保持一致,验证了土地资源错配指标影响效应的稳健性。

### 4.2 更换城市经济发展质量指标

十九大报告中也指出,“必须坚持质量第一、效益优先,以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。全要素生产率可作为反映城市经济发展质量水平的重要依据<sup>[29]</sup>。借鉴Chung等<sup>[30]</sup>的方法,将Malmquist指数与方向距离函数相结合,得到ML指数作为全要素生产率(TFP)的度量,并以其作为城市经济发展质量的替代指标进行稳健性检验。表5第(1)列结果显示,土地资源错配对全要素生产率的直接效应与间接效应均显著为负,这与表2的估计结果基本一致,因此模型估计结果仍然稳健。在使用主成分分析测度城市经济发展质量综合指标的同时,还进一步使用熵值法计算城市经济发展质量指标进行稳健性检验,结果如表5第(2)列所示。土地资源在工业领域的低价配置抑制了本地区及周边地区经济发展质量提升。这一结论与基于主成分分析法测算的城市经济发展质量的基准估计结果基本一致,说明用主成分分析法测算的城市经济发展质量指标具有较强的稳健性。

### 4.3 更换空间计量模型和估计方法

本部分从三个方面通过更换空间计量模型和

⑧ 超越对数生产函数可表示为  $\ln \bar{Y}_i = \eta_0 + \eta_1 \ln \bar{L}_i + \eta_2 \ln \bar{K}_i + \eta_3 \ln \bar{R}_i + \frac{1}{2} \eta_4 (\ln \bar{L}_i)^2 + \frac{1}{2} \eta_5 (\ln \bar{K}_i)^2 + \frac{1}{2} \eta_6 (\ln \bar{R}_i)^2 + \eta_7 \ln \bar{L}_i \times \ln \bar{K}_i + \eta_8 \ln \bar{L}_i \ln \bar{S}_i + \eta_9 \ln \bar{K}_i \ln \bar{R}_i + \xi_i$

⑨ 由于从2009年起,《中国国土资源统计年鉴》开始报告地级及以上城市分出让方式和分用地类型的土地出让面积数据,故土地资源偏向性配置指标 $D_3$ 的时间跨度为2009~2015。

⑩ 本文根据薛白<sup>[35]</sup>的方法,通过测算工业用地价格偏离度来衡量城市土地资源错配程度,即  $\vartheta = (r_B - r_M) / r_B$  其中  $\vartheta$  为土地资源错配程度; $r_B$ 为城市商服用地价格; $r_M$ 为城市工业用地价格。表4中直接效应便是SLX模型中解释变量自身的估计结果,而间接效应则是解释变量空间滞后项的估计结果。下同。

估计方法对基准回归结果进行稳健性检验.首先,进一步基于SDM模型,使用偏误修正的最大似然法对土地资源错配影响城市经济发展质量的直接效应和空间外溢效应进行估计.其次,采用迭代GMM法来替换2SLS法对SLX模型进行估计,来检验基准估计结果的稳健性.最后,由于被解释变量是一个综合变量,其与土地资源错配、劳动力、

资本和城市规模以及FDI之间都可能存在因反向因果而造成的内生性问题,因而进一步将土地资源错配滞后一期解释变量替代当期变量进行SLX模型回归.表6结果显示,基于不同空间计量方法下土地资源错配的直接效应和间接效应参数估计结果与表2基本一致,进一步印证了本文参数估计结果的稳健性.

表4 稳健性检验结果(一)

Table 4 The results of robustness test (1)

变量	(1)		(2)		(3)	
	土地资源偏向性配置指标为 $D_2$		土地资源偏向性配置指标为 $D_3$		土地资源偏向性配置指标为 $DD$	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln D$	-0.013 4**	-0.176 6***	-0.127 0***	-0.303 1**	-0.020 9*	-0.036 9**
	(-2.46)	(-6.75)	(-2.58)	(-2.45)	(-1.72)	(-2.51)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 圆括号中为  $t$  检验值.

表5 稳健性检验结果(二)

Table 5 The results of robustness test (2)

变量	(1)		(2)	
	城市经济发展质量指标为 $TFP$		基于熵值法的城市经济发展质量指标	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln D$	-0.003 0***	-0.020 0***	-0.013 3***	-0.020 7**
	(-3.40)	(-2.62)	(-8.62)	(-2.09)
控制变量	控制	控制	控制	控制

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 圆括号中为  $t$  检验值.

表6 稳健性检验结果(三)

Table 6 The results of robustness test (3)

变量	SDM 模型		迭代 GMM 法		滞后变量法	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln D_1$	-0.146 6***	-0.015 4	-0.015 5*	-0.238 0***	-0.087 2**	-0.014 9*
	(-10.60)	(-0.19)	(-1.85)	(-3.25)	(-2.35)	(-1.81)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	2 770		2 770		2 493	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 圆括号中为  $t$  检验值.

#### 4.4 更换估计样本和消除异常值

为了避免由于数据样本缺失所带来的估计结果偏误,将北京、上海、天津、重庆四个直辖市数据引入样本中,同样使用基于2SLS的SLX模型进行估计,得到全样本空间估计结果.表7第(1)列结果显示,土地资源错配对城市经济发展质量的直接效应和间接效应依然显著为负,说明在样本中加入北京、上海、天津、重庆四个直辖市数据后,

土地资源错配的结果依然未发生明显改变.同时为了消除异常值对实证结果的影响,对土地资源错配指标进行了前后各1%、2.5%的截尾处理,同样采用基于2SLS的SLX模型对去除异常值后的数据进行空间计量估计.表7第(2)列和表7第(3)列结果显示,在去除异常值后,土地资源错配的参数估计结果与基准回归结果(表2)亦基本保持一致,说明空间计量模型整体估计结果具有稳健性.

表 7 稳健性检验结果(四)  
Table 7 The results of robustness test (4)

变量	(1)		(2)		(3)	
	包含四个直辖市的估计结果		以 1% 双侧截尾样本		以 2.5% 双侧截尾样本	
	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应	直接效应	间接效应
$\ln D_1$	-0.010 5*	-0.792 2**	-0.011 2	-0.054 7**	-0.030 8**	-0.524 9***
	(-1.88)	(-2.43)	(-1.57)	(-2.33)	(-2.21)	(-4.72)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
$N$	2 810		2 470		2 170	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平; 圆括号中为  $t$  检验值。

## 5 异质性分析

土地资源偏向性配置对城市经济发展质量的影响可能由于城市规模等级的差异而呈现明显异质性特征。本文基于地理-经济距离嵌套矩阵, 根据潜力模型的测算思路构建大城市、中等城市和小城市土地资源错配空间交互指标<sup>①</sup>, 采用基于 2SLS 的 SLX 模型探究不同等级城市间土地资源错配对经济发展质量的空间外溢效应。不同城市规模下的土地资源错配空间交互指标具体构建方法如下

$$\begin{aligned}
 BD_j &= \sum_B W_{jB}^{de} D_B; MD_j = \sum_M W_{jM}^{de} D_M; \\
 SD_j &= \sum_S W_{jS}^{de} D_S
 \end{aligned}
 \quad (4)$$

其中  $B$ 、 $M$ 、 $S$  分别表示大城市、中等城市和小城市,  $D_B$ 、 $D_M$ 、 $D_S$  分别为大、中、小城市的土地资源错配指标,  $BD_j$ 、 $MD_j$ 、 $SD_j$  分别表示大、中、小城市的土地资源错配对相应城市  $j$  的空间影响。 $j$  可以为  $B$ 、 $M$  或  $S$ , 当  $j=B$  时,  $BD_j$  表示大城市土地资源错配对同类大城市的空间外溢效应; 当  $j=M$  时,  $BD_j$  表示大城市土地资源错配对中等城市的空间外溢效应; 当  $j=S$  时,  $BD_j$  表示大城市土地资源错配对小城市的空间外溢效应, 其他情况以此类推。与之前 SLX 模型的估计方法一致, 这里仍以土地资源错配指标及其空间滞后项的滞后二期变量、城市地表坡度以及市委书记年龄和任职年数作为工具变量进行 2SLS 估计。表 8 报告了不同等级城市间土地资源偏向性配置对城市经济发展质量的直接效应与间接效应。

表 8 显示, Sargan 检验均在 10% 以上显著性水平上接受所有工具变量均有效的原假设;  $F$  也检验结果表明, 选取的工具变量均与内生解释变量具有较强的相关性, 因而各分样本模型中工具变量的选取依然是合理的。首先关注土地资源错配对城市经济发展质量的直接效应(在 SLX 模型中为变量自身的估计结果)。第(1)列中大城市土地资源错配的直接效应显著为负, 说明大城市土地资源错配抑制了本地经济发展质量的提高。表 8 第(2)列和表 8 第(3)列中, 中等城市和小城市土地资源错配均未通过显著性检验, 说明土地资源错配并未对本地区经济发展质量产生明显影响。这可能与不同等级城市所处的经济发展阶段及产业结构相关。对大城市而言, 创新驱动和绿色转型是其经济发展的主要政策取向, 且第三产业尤其是生产性服务业和消费性服务业所占比重较大, 偏向于工业领域的“双二手”供地政策对技术创新、绿色转型及第三产业发展的阻碍作用尤为明显, 因而对大城市经济发展质量的负向影响较为显著。而中等城市和小城市创新水平相对较低, 且经济发展仍以较低效率的工业驱动为主, 因此土地资源错配对城市经济发展质量提升的抑制作用不够明显。

其次, 探讨城市间土地资源错配的空间外溢效应。一方面, 从同等级城市间土地资源错配的空间溢出效应来看, 除小城市外, 大城市和中等城市的土地资源错配均对周边大城市和中等城市的经济发展质量产生了负向空间外溢效应, 这意味着同等级的地方政府间存在更为激烈的绩效竞争,

① 本文依据国务院 2014 年颁布的《关于调整城市规模划分标准的通知》, 按市辖区常住人口将中国城市划分为大城市(人口 100 万以上)、中等城市(人口 50 万至 100 万)和小城市(人口 50 万以下)三类。

地方政府间的竞相引资行为进一步加深了土地引资的底线竞争程度,加剧了土地资源错配,从而进一步对周边同等级城市的经济发展质量产生了负向影响.另一方面,从不同等级城市间土地资源错配的空间溢出效应来看,大城市的土地资源错配对周边中等城市以及中等城市土地资源错配对大城市的经济发展质量均产生了显著促进作用,但中等城市的土地资源错配对周边小城市的经济发展质量却产生了不利影响,小城市土地资源错配也未对其他城市经济发展质量产生明显影响.究其原因可能在于以下几个方面.1) 由于大城市的土地资源错配为中等城市寻求“以地谋发展”的经济发展模式提供了重要参照,“以地引资”的经济增长路径在某种程度上与中等城市当前所处的经济发展阶段相符,与其产业结构相适应,因而大城市的土地资源错配对中等城市的经济发展质量产生了积极影响.同时,由于大城市兼具地价优势和集聚效应,因而对优质企业更具有吸引力,中等城市迫于竞争压力,在单纯提供地价优惠和“政策租”的同时,也有动力去完善和提高本地区的

基础设施建设水平和公共服务供给水平,为入驻企业和当地居民提供更优质的营商环境和生活环境,从而改善了当地的经济发展质量.2) 相对于大城市,中等城市拥有价格更为低廉、供给更为充足的工业用地指标,为寻求更低的生产成本和劳动力成本,大城市的中低端高能耗高污染产业更倾向于向中等城市转移,此类产业转移有利于大城市实现产业结构升级和环境质量改善,提高大城市生产效率,从而提升大城市的经济发展质量.3) 在均具有地价优势的中等城市和小城市中,入驻企业往往会选择更具集聚优势的中等城市,小城市只能通过进一步降低企业准入门槛和提供更多政策优惠,引入质量更低、效益更差的制造业企业,从而加剧小城市的生产效率损失和环境污染,因此中等城市的土地资源错配不利于小城市的经济发展质量提升.4) 小城市的经济体量小,产业结构并不完善,在城市体系中的影响十分有限,因而其土地资源错配并未对周边其他城市的经济发展质量产生明显影响.

表 8 不同等级城市间土地资源偏向性配置的直接效应与间接效应

Table 8 The direct and indirect effects of land resources misallocation among different levels of cities

变量	(1)		(2)		(3)	
	大城市		中等城市		小城市	
	系数	z 值	系数	z 值	系数	z 值
$\ln D_1$	-0.055 8***	-2.88	0.000 7	0.07	-0.009 1	-0.98
$\ln BD_B$	-0.285 3*	-1.79				
$\ln MD_B$	0.322 4***	3.48				
$\ln SD_B$	0.144 3	1.21				
$\ln BD_M$			0.204 9*	1.93		
$\ln MD_M$			-0.176 0**	-2.20		
$\ln SD_M$			-0.139 3	-1.31		
$\ln BD_S$					-0.015 7	-0.25
$\ln MD_S$					-0.172 8***	-3.17
$\ln SD_S$					-0.097 4	-1.23
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 检验	168.26	[0.000 0]	45.49	[0.000 0]	20.13	[0.000 0]
Sargan 检验	25.681 2	[0.223 5]	38.456 9	[0.287 0]	35.241 3	[0.205 4]
F-test 工具变量 $\ln D_1$	16.555 3	[0.000 0]	116.371 0	[0.000 0]	40.576 8	[0.000 0]
F-test 工具变量 $\ln BD$	6.372 7	[0.000 0]	29.788 8	[0.000 0]	19.002 5	[0.000 0]
F-test 工具变量 $\ln MD$	41.459 4	[0.000 0]	13.358 7	[0.000 0]	15.476 9	[0.000 0]
F-test 工具变量 $\ln SD$	2.390 7	[0.049 3]	19.484 8	[0.000 0]	10.908 2	[0.000 0]
N	1 121		1 051		598	

注: \*、\*\*、\*\*\* 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平.

## 6 结束语

本文基于 2SLS 法的空间滞后变量模型 (SLX) 利用爬虫技术从中国土地市场网获取的土地实际交易数据和 2006 年~2015 年中国 277 个地级及以上城市面板数据,对土地资源错配影响城市经济发展质量的作用机制进行实证分析. 研究结果表明,土地资源错配除在一定程度上提升了城市自身的经济发展成果共享水平外,还通过限制发展动能转换、降低发展效率、抑制产业结构升级、增加能耗排污量等机制不仅降低了本地区的经济发展质量,而且通过空间溢出机制对邻近地区的经济发展质量也产生了显著不利影响. 这一估计结果在更换土地资源错配指标、更换城市经济发展质量指标以及更换空间计量模型和计量估计方法后依然较为稳健. 进一步分析结果表明,大城市的土地资源错配对自身及周边大城市的经济发展质量均产生了抑制作用,却促进了周边中等城市的经济发展质量提升,对周边小城市未产生明显影响;中等城市的土地资源错配虽未对自身产生显著影响,却明显抑制了周边中等城市和小城市的经济发展质量提升,而对周边大城市的经济发展质量产生了正向溢出效应;小城市的土地资源错配均未对其自身及其他城市产生明显影响.

基于以上研究结论,提出如下政策建议: 1) 增长竞争和财税最大化是导致土地资源偏向性配置于工业及其相关领域,并最终抑制本市及周边城市经济发展质量提升的重要原因. 鉴于此,首先应完善地方官员政绩考核评价体系,将考核标准由传统的“唯 GDP 论”过渡到经济高质量发展综合评价体系,减少因过度追求短期内经济快速发展和财政收入最大化而有损于经济长期可持续发展和生态环境的地方政府“短视行为”;其次,应积极推进财税体制改革,平衡地方政府“财权”与

“事权”大小,削弱其依赖“土地财政”增加一般预算外收入动机,从源头上降低土地资源错配发生的可能性; 2) 土地资源在工业领域的偏向性配置在整体上抑制了本市和周边城市经济发展质量提升,因而要进一步推进土地要素市场化改革,使市场在土地资源错配中起主导作用;通过综合发挥市场主导和政府引导的协同作用,使城市建设用地在不同产业类型和用途中依据效率原则优化配置,真正使各类土地在经济发展过程中获得应有收益,土地价格回归合理区间,有效降低由土地资源反向错配而对城市经济发展质量产生的抑制作用; 3) 规模异质的城市间土地资源错配存在不同程度的空间溢出效应. 一方面,从同等级规模城市间土地资源错配的负向空间溢出效应来看,要进一步推进土地资源错配市场化改革,尤其要加强区域间土地资源错配的协调性,减少同等级城市政府间的恶性竞争,充分发挥地区间产业空间联动效应和集聚效应,实现各地区产业结构优势互补和经济高质量同步发展;另一方面,从不同等级规模城市间土地资源错配的空间外溢效应来看,大城市与中等城市间可形成土地资源错配的空间良性互动. 大城市可利用中等城市的地价优势作为基础工业转移渠道,从而实现本市产业结构升级,逐步形成以生产性服务业及高新技术制造业为增长引擎的经济高质量发展新格局. 中等城市则应在承接大城市制造业转移的同时,加大基础设施及公共服务投入,增强中等城市引资软实力,以优质的营商环境和适当政策优惠吸引高新技术制造业及相关服务业投资,进一步加强本市的经济集聚优势,逐步推进产业结构优化升级,最终实现经济高质量发展. 小城市应在给予入驻企业土地政策优惠时,充分考虑该企业的经济与环境效益,避免陷入由于过度追求引资数量和经济增长速度而导致低效高能耗企业“扎堆式”集聚,最终降低本市经济质量的发展困境.

### 参考文献:

[1] 国务院发展研究中心和世界银行联合课题组. 中国: 推进高效、包容、可持续的城镇化[J]. 管理世界, 2014, (4):



- 5-41.
- State Council Development Research Center and the World Bank Task Force. China: Promoting efficient, inclusive and sustainable urbanization [J]. *Journal of Management World*, 2014, (4): 5-41. (in Chinese)
- [2] Wang Y, Lei X, Yang F, et al. Financial friction, resource misallocation and total factor productivity: Theory and evidence from China [J]. *Journal of Applied Economics*, 2021, 24(1): 393-408.
- [3] Restuccia D. Misallocation and aggregate productivity across time and space [J]. *Canadian Journal of Economics*, 2019, 52(1): 5-32.
- [4] 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 Lixing, Huang Peiyuan, Ma Guangrong. The misallocation of land resources and the productivity difference of Chinese industrial enterprises [J]. *Journal of Management World*, 2016, (8): 86-96. (in Chinese)
- [5] 谢呈阳, 胡汉辉. 中国土地资源配置与城市创新: 机制讨论与经验证据 [J]. *中国工业经济*, 2020, (12): 83-101.
- Xie Chengyang, Hu Hanhui. China's land resource allocation and urban innovation: Mechanism discussion and empirical evidence [J]. *China Industrial Economics*, 2020, (12): 83-101. (in Chinese)
- [6] Vega S H, Elhorst J P. The SLX model [J]. *Journal of Regional Science*, 2015, 55(3): 339-363.
- [7] 谭洪波. 中国要素市场扭曲存在工业偏向吗? ——基于中国省级面板数据的实证研究 [J]. *管理世界*, 2015, (12): 96-105.
- Tan Hongbo. Is there any industrial bias in China's factor market distortion? Empirical research based on China's provincial panel data [J]. *Journal of Management World*, 2015, (12): 96-105. (in Chinese)
- [8] 陈彦斌, 洪永淼, 黄少安, 等. 中国经济发展规律原创性研究 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(8): 84-90.
- Chen Yanbin, Hong Yongmiao, Huang Shaoan, et al. Original studies on the new law of China's economic development [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(8): 84-90. (in Chinese)
- [9] Duranton G, Ghani E, Goswami A G, et al. The Misallocation of Land and Other Factors of Production in India [R]. Policy Research Working Paper Series, 2015.
- [10] 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.
- Zhang Li, Cheng Kewei, Zhao Jingtao. Land resource allocation and economic development quality: Industrial land price and total factor productivity [J]. *Finance & Trade Economics*, 2019, 40(10): 126-141. (in Chinese)
- [11] 李晓萍, 李平, 吕大国, 等. 经济集聚、选择效应与企业生产率 [J]. *管理世界*, 2015, (4): 25-51.
- Li Xiaoping, Li Ping, Lü Daguo, et al. Economic agglomeration, selection effect and enterprise productivity [J]. *Journal of Management World*, 2015, (4): 25-51. (in Chinese)
- [12] 李强, 丁春林, 宋国豪. 城市蔓延与生产率: 促进还是抑制? ——基于夜间灯光数据的分析 [J]. *管理科学学报*, 2021, 24(3): 45-62.
- Li Qiang, Ding Chunlin, Song Guohao. Urban sprawl and productivity: Promotion or suppression? An analysis based on night light data [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2021, 24(3): 45-62. (in Chinese)
- [13] 刘志彪. 全面深化改革推动服务业进入现代增长轨道 [J]. *天津社会科学*, 2015, (1): 122-127.
- Liu Zhibiao. Comprehensively deepen reforms to promote growth in modern service industries into orbit [J]. *Tianjin Social Sciences*, 2015, (1): 122-127. (in Chinese)
- [14] 杨其静, 卓品, 杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于2007~2011年中国地级市面板数据的经验研究 [J]. *管理世界*, 2014, (11): 24-34.
- Yang Qijing, Zhuo Pin, Yang Jidong. Industrial land conveyance and the bottom-line competition of investment quality: An empirical study based on the panel data of prefecture-level cities in China from 2007 to 2011 [J]. *Journal of Management World*, 2014, (11): 24-34. (in Chinese)
- [15] 陶然, 陆曦, 苏福兵, 等. 地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思 [J]. *经济研究*, 2009, (7): 21-33.

- Tao Ran , Lu Xi , Su Fubing , et al. China's transition and development model under evolving regional competition patterns [J]. *Economic Research Journal* , 2009 , ( 7 ) : 21-33. ( in Chinese)
- [16] 李力行, 申广军. 经济开发区、地区比较优势与产业结构调整[J]. *经济学(季刊)* , 2015 , ( 3 ) : 886-910.  
Li Lixing , Shen Guangjun. Special economic zones , comparative advantage , and industrial structural transformation [J]. *China Economic ( Quarterly )* , 2015 , ( 3 ) : 886-910. ( in Chinese)
- [17] 李 郇, 洪国志, 黄亮雄. 中国土地财政增长之谜——分税制改革、土地财政增长策略性[J]. *经济学(季刊)* , 2013 , ( 4 ) : 1142-1160.  
Li Xun , Hong Guozhi , Huang Liangxiong. The mystery of land finance growth in China: Tax-sharing reform , strategic interaction of land finance [J]. *China Economic ( Quarterly )* , 2013 , ( 4 ) : 1142-1160. ( in Chinese)
- [18] 陈斌开, 杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. *经济研究* , 2013 , ( 1 ) : 110-122.  
Chen Binkai , Yang Rudai. Land supply , housing price and household saving in urban China: Evidence from urban household survey [J]. *Economic Research Journal* , 2013 , ( 1 ) : 110-122. ( in Chinese)
- [19] 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 PM2.5 数据的空间计量分析[J]. *经济科学* , 2021 , ( 4 ) : 68-83.  
Han Feng , Yu Yongze , Xie Rui. 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. ( in Chinese)
- [20] Zhang W J , Xu H Z. Urbanization , land use change , and carbon emissions: Quantitative assessments for city-level carbon emissions in Beijing-Tianjin-Hebei region [J]. *Sustainable Cities and Society* , 2021 , 66: 102701.
- [21] 曲福田, 高艳梅, 姜 海. 我国土地管理政策: 理论命题与机制转变[J]. *管理世界* , 2005 , ( 4 ) : 40-47.  
Qu Futian , Gao Yanmei , Jiang Hai. China's land management policy: Theoretical propositions and mechanism transformation [J]. *Journal of Management World* , 2005 , ( 4 ) : 40-47. ( in Chinese)
- [22] 谢光华, 韩丹妮, 郝 颖, 等. 政府补贴、资本投资与经济增长质量[J]. *管理科学学报* , 2020 , 23( 5 ) : 24-53.  
Xie Guanghua , Han Danni , Hao Ying , et al. Government subsidy , capital investment and economic growth quality [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2020 , 23( 5 ) : 24-53. ( in Chinese)
- [23] 韩 峰, 李玉双. 产业集聚、公共服务供给与城市规模扩张[J]. *经济研究* , 2019 , ( 11 ) : 149-164.  
Han Feng , Li Yushuang. Industrial agglomeration , public service supply and urban expansion [J]. *Economic Research Journal* , 2019 , ( 11 ) : 149-164. ( in Chinese)
- [24] 白俊红, 卞元超. 要素市场扭曲与中国创新生产的效率损失[J]. *中国工业经济* , 2016 , ( 11 ) : 39-55.  
Bai Junhong , Bian Yuanchao. Factor market distortion and the efficiency losses of Chinese innovative production [J]. *China Industrial Economics* , 2016 , ( 11 ) : 39-55. ( in Chinese)
- [25] 王 媛, 杨广亮. 为经济增长而干预: 地方政府的土地出让策略分析[J]. *管理世界* , 2016 , ( 9 ) : 149-160.  
Wang Yuan , Yang Guangliang. Intervention for economic growth: Analysis of land conveyance strategy of local government [J]. *Journal of Management World* , 2016 , ( 9 ) : 149-160. ( in Chinese)
- [26] 毛中根, 桂河清, 洪 涛. 住房价格波动对城镇居民消费的影响分析[J]. *管理科学学报* , 2017 , 20( 4 ) : 17-31.  
Mao Zhonggen , Gui Heqing , Hong Tao. Impact of fluctuation in housing price upon consumption of urban households in China [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2017 , 20( 4 ) : 17-31. ( in Chinese)
- [27] 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 ) : 5-19.  
Yang Qijing , Peng Yanqiong. Promotion competition and industrial land conveyance: An empirical study based on the city-level panel data [J]. *Economic Theory and Business Management* , 2015 , ( 9 ) : 5-19. ( in Chinese)
- [28] 薛 白. 财政分权、政府竞争与土地价格结构性偏离[J]. *财经科学* , 2011 , ( 3 ) : 49-57.  
Xue Bai. Fiscal decentralization , intergovernmental competition and the structural deviation of land prices [J]. *Finance & Economic* , 2011 , ( 3 ) : 49-57. ( in Chinese)
- [29] 刘大勇, 孟悄然, 段文斌. 科技成果转化对经济新动能培育的影响机制——基于 230 个城市专利转化的观测与实

证分析[J]. 管理科学学报, 2021, 24(7): 49-65.

Liu Dayong, Meng Qiaoran, Duan Wenbin. The impact of scientific and technological achievements transformation on the cultivation of new economic driving force: Evidence from 230 cities in China [J]. Journal of Management Sciences in China, 2021, 24(7): 49-65. (in Chinese)

[30] Wang Y, Sun X, Guo X. Environmental regulation and green productivity growth: Empirical evidence on the Porter Hypothesis from OECD industrial sectors [J]. Energy Policy, 2019, 132: 611-619.

## How does allocation of land resources affect the quality of urban economic development? A spatial econometric analysis based on land market transaction price and urban panel data

*YANG Li-gao*<sup>1</sup>, *HAN Feng*<sup>2\*</sup>, *ZENG Yi*<sup>3</sup>

1. School of Economics and Management, Changsha University of Science & Technology, Changsha 410076, China;

2. Institute of Politics and Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China;

3. School of Public Economics and Administration, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China

**Abstract:** Using the actual land market transaction data from China's land market website and the panel data of 277 prefecture level cities in China, this study uses the spatial lag of X model (SLX) based on 2SLS method to explore the impact mechanism of land resource allocation on the quality of urban economic development. The results show that the biased allocation of land resources in the industrial field leads to a serious underestimation of the price of industrial land, which in turn leads to a reverse misallocation problem that the due income of industrial land is greater than the actual price. Although the biased allocation of land resources can improve the sharing level of economic development achievements to a certain extent, it has significant negative impacts on the quality of economic development of the local and surrounding cities by hindering the development of economic momentum conversion, reducing development efficiency, restraining industrial structure upgrading, and increasing the pressure on energy conservation and emission reduction. Further studies find that, apart from the misallocation of land resources in small cities which has no obvious impact on the small cities themselves and neighboring cities, the misallocation of land resources between large and medium-sized cities has an inhibitory effect on the quality of economic development of their own and surrounding cities of the same level, as well as the misallocation of land resources between medium-sized and surrounding small cities. However, the spatial spillover effect of land resource misallocation between large cities and medium-sized cities has significantly improved the quality of urban economic development mutually. The conclusion of this paper has important practical significance for deeply grasping the impact mechanism of land resource allocation on the quality of urban economic development, for further promoting the market-oriented reform of urban construction land and realizing high-quality economic development.

**Key words:** allocation of land resources; the quality of urban economic development; industrial land transfer; the spatial lag of X model

附录 A: 不同等级城市土地资源错配程度的变化趋势

附表 1 全国及不同等级城市的土地资源错配程度

Schedule 1 The degree of misallocation of land resources across the country and in cities of different levels

年份	全国平均	I 型及以上城市	II 型大城市	中等城市	小城市
2006	2.148 6	1.687 1	2.192 4	1.266 9	3.770 7
2007	1.682 9	1.133 6	0.940 5	1.856 9	2.770 6
2008	1.450 3	0.798 5	0.960 1	1.128 1	3.004 6
2009	1.622 1	0.811 4	1.563 6	1.142 1	2.769 5
2010	1.505 4	1.031 0	1.041 1	1.068 4	3.173 8
2011	2.518 2	1.134 4	1.816 5	2.194 9	4.597 6
2012	2.878 1	0.930 4	1.809 0	1.789 5	7.049 2
2013	1.783 7	1.121 5	1.337 5	1.324 0	3.491 8
2014	1.804 1	0.956 6	1.640 7	1.462 6	2.869 3
2015	1.508 7	0.820 1	1.407 5	1.461 5	1.923 6
总均值	1.890 2	1.042 5	1.470 9	1.469 5	3.542 1

附表 1 结果显示, 全国土地资源错配总均值为 1.890 2, 且各年均值均在 1 之上, 说明中国土地资源错配存在明显反向错配问题. 对于不同等级城市而言, I 型及以上大城市土地资源错配总均值为 1.042 5, 为所有类型城市中的最低值, 且 2014 年与 2015 年的土地资源错配程度小于 1, 说明 I 型及以上大城市土地资源错配接近于市场最优配置状态, 且近两年出现正向错配现象, 即工业用地实际价值被高估, 与当前中国特大及超大城市的土地资源错配现状相符. II 型大城市及中等城市的土地资源错配总均值分别为 1.470 9、1.469 5, 说明这两类型城市的工业用地实际价格被明显低估. 小城市的土地资源错配总均值为 3.542 1, 明显高于全国平均水平, 说明中国小城市的土地资源错配存在严重反向错配, 工业用地实际价格被严重低估. 综合来看, 中国土地资源错配程度随着城市规模不断缩小而呈现逐级加深趋势.

附录 B: 中国地级及以上城市经济发展质量及其他控制变量的描述性统计结果.

附表 2 中国地级及以上城市经济发展质量、土地资源错配及其他变量的描述性统计结果

Schedule 2 Descriptive statistical results of economic development quality, land resource misallocation and other variables in China's prefecture-level and above cities

变量	均值	标准差	最小值	最大值
城市经济发展质量 (Q)	2.101 4	0.719 7	1.391 1	16.123 2
土地资源错配(土地资源对工业的偏向性配置, $D_1$ )	3.056 6	42.176 4	0.027 4	1 620.026 0
劳动力供给 (L/万人)	47.306 9	74.563 7	1.390 0	906.186 0
资本存量 (K/亿元)	1 977.258 9	3 075.425 2	41.196 5	26 578.833 6
城市规模 ( $\Omega$ /万人)	124.637 3	121.474 1	14.930 0	3 190.000 0
外商直接投资 (FDI/亿元)	166.110 5	416.812 6	0.000 0	3 641.480 1

附录 C: 全局 Moran's I 值检验结果

本文采用全局 Moran's I 值检验中国城市经济增长质量的空间自相关性, 检验结果如附表 3 所示. 在地理距离矩阵、经济距离矩阵和地理-经济距离矩阵下, 中国城市经济发展质量的全局 Moran's I 值分别为 0.287 1、0.256 6 和 0.268 8, 且均在 1% 的水平下通过显著性检验. 在控制了解释变量后表现为正相关关系, 说明经济发展质量存在明显的正向空间相关性, 经济发展质量较高的城市周边也同样聚集着大量经济发展质量较高的城市.

附表 3 中国城市经济发展质量的全局 Moran's I 值  
Schedule 3 Global Moran's I value the quality of Chinese urban economic development

	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理-经济距离嵌套矩阵
Moran's I 值	0.287 1	0.256 6	0.268 8
统计值	118.251 0	26.833 2	45.463 0
伴随概率	0.000 0	0.000 0	0.000 0
解释变量个数	5	5	5

注: 根据下面的分析, 这里地理-经济距离嵌套矩阵的  $\tau$  权重为 0.4.

附录 D: 基本回归结果中控制变量的解释说明

劳动力供给( $\ln L$ ) 数量增加能显著促进本地区经济发展质量提升, 意味着数量型劳动力供给增加不仅为制造业部门提供了大量廉价劳动力, 提高了制造业企业的利润水平, 同时也提升了该城市的就业能力和人均收入水平, 从而对本地区经济发展质量产生了促进作用. 本地区经济发展质量的提升将会吸引更多劳动力向该地区集聚, 降低周边地区劳动力供给水平, 从而不利于周边城市经济发展质量提升. 国内资本( $\ln K$ ) 未对本地区经济发展质量产生影响, 但显著促进了邻近地区的经济发展质量提升, 说明目前我国国内资本投入仍偏向于基础工业、重工业等劳动和资本密集型行业, 而以钢铁、煤炭、化工行业等为代表的资源密集型行业存在严重的产能过剩问题, 继续增加投资将进一步加剧地区供给结构失衡和环境污染, 抵消了原本由于增加国内投资而对地区经济产生的正向作用, 因而国内资本投资对本地区经济发展质量未产生显著影响. 本地区国内资本投资的偏向性配置促使周边地区中低端投资相对减少, 因而提升了邻近地区的经济发展质量. 外商直接投资( $\ln FDI$ ) 并未明显促进本地区经济发展质量提升, 但对邻近地区经济发展质量产生了显著抑制作用, 可能是由于在外资企业的本地化生产中, 溢出更多的是某个环节中间产品(非完整的产品生产流程)的生产技术, 本地企业无法获得产品完整流程的生产技术<sup>⑫</sup>, 这种“碎片化”的技术溢出对本地企业的技术创新难以产生显著影响. 而且地方政府引资所存在“竞次式”的底线竞争行为更偏向于引进固定资产规模庞大而不是建成后经济效益更高的大型制造业企业<sup>⑬</sup>, 这类制造业企业大多属于资本密集型行业和重工业. 许多建设周期较长, 技术含量高、投资风险较大的外资企业被拒之门外, 严重削弱了外商直接投资对本地区经济发展质量的促进作用. 外商直接投资的低质量引进通过地方政府间的策略性互动在空间中不断传导, 导致邻近地区工业结构出现大量低水平重复建设和结构性雷同, 因而对邻近地区经济发展质量产生了不利影响. 城市规模扩张( $\ln \Omega$ ) 未对本地区经济发展质量产生影响, 却抑制了邻近地区的经济发展质量. 这意味着尽管城市规模扩张产生的规模经济效应和拥挤效应相抵消, 因而未对本地区经济发展质量产生显著影响, 而本市人口规模增加可能意味着周边城市人口的外流, 从而对周边城市经济发展质量产生了负向影响.

⑫ 沈坤荣, 傅元海. 外资技术转移与内资经济增长质量——基于中国区域面板数据的检验[J]. 中国工业经济, 2010, (11): 5-15.  
Shen Kunrong, Fu Yuanhai. The impact of technology transfer of fdi on the quality of domestic economic growth: A test based on China's regional panel data[J]. China Industrial Economics, 2010, (11): 5-15. (in Chinese)

⑬ 杨其静, 卓品, 杨继东. 工业用地出让与引资质量底线竞争——基于 2007 年~2011 年中国地级市面板数据的经验研究[J]. 管理世界, 2014, (11): 24-34.  
Yang Qijing, Zhuo Pin, Yang Jidong. Industrial land conveyance and the bottom-line competition of investment quality: An empirical study based on the panel data of prefecture-level cities in China from 2007 to 2011[J]. Journal of Management World, 2014, (11): 24-34. (in Chinese)