

DOI: 10.19361/j.er.2023.06.07

工业用地配置中的市场机制和政府规制何以影响工业转型升级?

邹旭 马贤磊 石晓平*

摘要: 通过将投资强度规制纳入工业用地市场化配置影响工业转型升级的理论框架,本文基于城市面板数据和系统矩估计法(SYS-GMM)实证分析工业用地市场化配置和投资强度规制对工业转型升级的宏观影响,并进一步利用中国工业企业数据库数据检验了其微观作用机制。研究结果表明,工业用地市场化配置可以通过引入高端企业、淘汰低端企业和提高企业技术创新水平,最终推动工业转型升级。同时发现,相较于工业用地市场化配置,地方政府更倾向于采用投资强度规制等政策工具引导工业转型升级。本研究从政府规制和市场配置相互作用的视角,为我国工业用地制度改革和工业转型升级提供了理论和实证基础。

关键词: 工业用地;市场化配置;政府规制;投资强度;工业转型升级

中图分类号: F293.2

一、引言与文献回顾

党的二十大报告明确提出,加快构建新发展格局,加快建设现代化经济体系,建设现代化产业体系。作为“十四五”期间社会经济高质量发展的重要抓手,产业结构转型升级是在新的经济形势之下,提高我国产业竞争优势、助力中国式现代化的关键之举。随着我国经济发展步入新常态,经济增长动力、要素禀赋条件以及国内外经济秩序都发生了深刻变革,对产业结构尤其是工业结构提出了更高水平的要求。然而,传统的单纯依靠土地、资本和劳动力等要素投入的粗放型工业发展模式弊端愈发凸显,具体表现为中低端产业能源消耗过高、环境污染严重,高端产业创新投入不足、创新产出较低等诸多问题,工业发展整体表现出“大

* 邹旭,南京农业大学公共管理学院,邮政编码:210095,电子信箱:zoucuoling@163.com;马贤磊,南京农业大学公共管理学院、南京农业大学中国资源环境与发展研究院,邮政编码:210095,电子信箱:maxianlei@njau.edu.cn;石晓平(通讯作者),南京农业大学公共管理学院、南京农业大学中国资源环境与发展研究院,邮政编码:210095,电子信箱:serena2@njau.edu.cn。

本文得到国家社会科学基金项目“共同富裕进程中土地市场发育的支持政策研究”(批准号:22VRC163)、江苏省自然资源厅2022年度自然资源科技计划项目“新形势下存量产业用地提质增效研究”(批准号:2022039)、教育部高等学校学科创新引智计划资助项目“农村土地资源多功能利用研究创新引智基地”(批准号:B17024)的资助。感谢南京市规划和自然资源局江宁分局的调研协助,感谢匿名审稿专家及编辑部的宝贵意见,作者文责自负。

而不强”的显著特征,“中国制造”依然处于全球价值链分工体系的低端(吕越等,2018)。

工业结构的转型升级离不开生产要素的优化配置,其中尤以土地资源配置最为核心。在当前的制度环境下,地方政府往往利用土地供应市场的垄断开发权,对工业用地出让规模、方式和价格进行调控,以土地优惠政策助力招商引资,影响产业和经济发展方向(Tu et al., 2014)。但随着近年来《中共中央 国务院关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》《中共中央 国务院关于新时代加快完善社会主义市场经济体制的意见》等一系列政策出台,土地要素市场化配置已进入全面深化改革阶段。一个值得探究的问题是,工业用地市场化配置能否有效促进工业转型升级?

已有研究认为,市场化配置有助于推动土地价值回归,通过抬升地价影响产业结构转型升级。如黄金升等(2017)建立工业用地价格与产业结构变迁的 PVAR 模型,基于 2007—2013 年工业用地出让微观数据,研究发现工业地价与产业结构能够同向协调,证实了土地市场化改革对产业结构变迁的促进作用。唐宇娣等(2020)以“招拍挂”出让面积比例测度土地市场化配置水平,也得出了相近结论。当然,部分研究还关注到土地市场化配置对产业转型升级的异质性影响,除了地区之间的实证结果存在显著差异外(张琳等,2018),经济发展水平也被认为是土地市场化配置能否促进产业转型的重要因素,发挥了较为显著的门槛作用(曾国安、马宇佳,2019)。

然而,上述研究仍存在有待完善之处:第一,已有研究集中在三次产业结构间的调整变化,缺乏聚焦于工业内部转型升级的研究。在深入实施制造强国战略、发展壮大战略性新兴产业的宏观背景下,工业产业结构转型优化更加关键。第二,鲜有研究系统讨论工业用地市场化配置对工业转型升级异质性影响的理论逻辑,无法准确回答“工业用地市场化配置究竟在什么条件下才能有效发挥优势作用”等理论命题。有别于西方国家的市场体系,我国工业用地的公共属性注定其不仅是工业建设和经济发展的空间载体,更是工业转型和高质量发展的重要调控手段。因此,工业用地配置必然不能完全依赖市场,工业用地市场化配置改革亦不是全面去政府化,而是由地方政府通过合理的公共规制,引导和保障市场优势作用的发挥。其中,投资强度指标自 2004 年《工业项目建设用地控制指标(试行)》(国土资发〔2004〕232 号)发布以来,便始终是地方政府公共规制中不可或缺的重要内容,可能成为工业用地市场化配置影响工业转型升级的决定性因素。

针对上述不足,本文尝试探究工业用地配置中的政府规制和市场机制如何影响工业转型升级,以期为我国深化工业用地市场化配置改革提供研究基础,助力工业产业高质量发展。可能的贡献在于:第一,关注土地配置中的工业用地市场、产业类型中的工业转型升级,可以避免直接讨论土地配置与产业转型这类涵盖多种复杂类别体系的宏大概念,聚焦并深化中国情境下要素改革与产业发展的相关研究^①;第二,利用城市层面和企业层面数据,考察工业用地市场化配置对工业转型升级的宏观影响,并验证了具体的微观机制;第三,将地

^①一般认为,商住用地的市场化程度远高于工业用地。如果关注土地整体的市场化配置,不仅无法区分两类用地市场的发育状况,也难以与工业转型升级直接建立联系。

方政府投资强度规制纳入工业用地市场化配置影响工业转型升级的分析框架,讨论了政府和市场在土地配置以及产业转型中的相互作用。

二、理论分析与研究假说

(一)工业用地市场化配置与工业转型升级

工业用地市场化配置改革可以通过完善价格形成机制和市场竞争机制,从微观层面引导资源流向、调整要素配置、盘活存量资源,进而有助于引入高端企业、提升创新水平、腾退低端企业,最终可能在宏观层面促进工业向高生产附加值端纵深发展,实现工业转型升级。本文基于微观企业“准入-生产-退出”生命周期视角,构建如下理论分析框架:

1.准入选择

工业用地市场化配置改革有助于推动土地价值回归,促进市场主体有序竞争。工业用地的取得一般要求一次性交付使用期限内的租金,其价格上涨将直接增加企业进驻的购地费用。对土地投入较高、经济效益较低的工业企业而言,工业用地价格可以形成成本门槛,产生一定的阻隔效应(梅林、席强敏,2018;Lu and Wang,2022),因此,这类企业只能选择用地成本相对较低的地区,工业用地市场化配置构成对工业企业的“初次选择”。同时,在一个发育良好的市场环境下,工业企业获取土地要素还需要面对来自市场竞争的“二次选择”,即遵循优胜劣汰的市场法则,企业一律以竞拍方式获取土地使用权,盈利能力较强、附加值较高的企业得以顺利进入市场,而缺乏实力的工业企业则会在竞争中落败,新增企业的行业结构得到有效改善。整体而言,工业用地市场化配置通过价格机制和竞争机制的双重准入选择,可以促进工业转型升级。

2.生产调整

一方面,工业转型升级与企业创新密切相关。对于新增企业而言,市场化配置所带来的用地成本增加可能迫使工业企业调整各类要素投入配比,选择增加其他的替代性生产要素,从而缓解土地成本负担(赵爱栋等,2016),这会倒逼企业进行技术革新和组织优化,以有效匹配要素投入的变化。同时,市场化配置通过纠正地价的负向扭曲,也可以减少新增企业过量占地或者囤地的投机行为,避免挤占有限的企业创新资金,有助于加速新技术和新设备的创新研发进程(谢呈阳、胡汉辉,2020)。

另一方面,工业用地市场化配置可以显化土地市场价值,抬升工业企业自有抵押物(包括土地及附着物)的抵押价值(郑思齐等,2014)。当工业用地抵押价值增加时,企业的信贷额度也会随之提升。对尚处于起步阶段的新增企业而言,创新资金缺乏是进一步发展的重要制约因素,而凭借不断抬升的土地价值,这类企业可以获得更高的贷款金额(Cheng et al., 2022)。对于存量企业而言,以工业用地在较短时间内多次少量抵押贷款的现象较为普遍^①,通过在工业用地抵押期结束后再次评估抵押,便能按照市场当前的土地价值获得更高

^①根据中国土地市场网土地抵押数据可知,工业用地抵押登记起止时间差一般在10年以内,多数为3年或5年。

的贷款额度。此外,存量工业企业还可能将评估价值超出原抵押价值的部分用作二次抵押,从而有效放松融资约束。土地抵押融资被认为是企业创新资金的重要来源,对产品研发和生产工艺优化等创新活动具有显著影响,可以最终推动工业转型升级。

3.退出提速

在土地计划管理阶段与有偿使用初期,低地价甚至“零地价”出让行为严重刺激了工业用地需求,企业投机性圈地、囤地现象较为普遍,大量土地被闲置浪费和低效利用。加之当时工业用地腾退机制尚不健全,存量用地迟迟无法有效盘活,由此产生较多的僵尸企业,阻碍我国的产业转型升级(Geng et al., 2021)。工业用地市场化配置则可以提升土地资产价值、影响工业企业退出决策(Tang et al., 2020)。随着工业用地市场化进程的加快,政府补偿价格和市场交易价格得到显著提升。为了获取较高的市场交易收益或政府补偿资金,低效和闲置土地可能会被存量工业企业选择性抛出,通过转让与出租等形式进入二级市场,或者直接被地方政府回购收储并再次出让。伴随着土地资源的重新配置,低生产率企业加速退出市场,工业用地逐渐向高生产率企业转移(杨先明、李波, 2018),地区整体的工业结构得到优化。根据以上分析,本文提出:

假说1:工业用地市场化配置可以通过引入高端企业、提升创新水平、腾退低端企业等作用机制,促进工业转型升级。

(二)投资强度规制、工业用地市场化配置与工业转型升级

尽管土地市场化配置在推动工业转型升级方面存在上述优势,然而在社会主义公有制条件下,完全市场化则会削弱国家对公共资源的调控能力,工业用地配置无法成为加快产业转型、推动经济发展的有效政策工具,反而会在恶性竞争过程中造成“资本控制资源”的局面,产生损害国家公共利益等问题(严金明等, 2020)。比如,资本充裕的工业企业可能基于“价高者得”的市场竞争原则,通过“招拍挂”出让程序,形成对土地资源的囤积与控制,满足自身投机需求,从而挤出部分确有需求的新兴企业。再如,市场化配置也可能使得部分企业产生地价看涨的预期,这些企业或选择在回购收储的协商谈判中坐地起价,或仍然保有超额土地以期市场价格持续增值,都将无助于工业转型升级。

市场机制的局限性一般通过引入政府的公共规制加以解决。工业用地市场化配置效应的发挥同样需要建立在良好的政府公共规制体系之上。我国工业用地担负着工业发展、税收稳定、环境治理、就业保障等多维目标,而非追求单一的市场效率,因而各级政府有必要对工业用地配置进行合理规制。具体而言,地方政府与工业企业签订土地出让合同或者发展协议,详细设置包括投资强度、亩均税收、污染排放以及绿化率在内的诸多指标,形成公共规制的主要内容。其中,投资强度指单位土地面积上的固定资产投资额,它关乎未来的产业和经济发展,是工业用地规制的关键一环,深刻影响工业转型升级过程^①。

地方政府的公共规制可能会弥补工业用地市场化配置的缺陷,进一步强化对工业转型

^①作为一种社会性规制,环境规制对企业绩效和产业发展的影响已被学界普遍关注(Ramanathan et al., 2016)。为了聚焦分析经济性规制的作用,本文重点围绕工业用地投资强度规制展开。

升级的促进作用。以投资强度规制为例:首先,设置工业企业进入的投资强度控制指标可以在价格机制和竞争机制的双重准入选择之前,率先形成一道硬性门槛,确保新增企业在取得工业用地使用权后,能够如约投资开发建设,以规避“占而不用”等投机行为的出现,保障市场选择效应的有效发挥(戚聿东、李颖,2018)。在公共规制与市场机制的综合作用下,即便工业企业可以在市场竞争中获胜,但最终也会因为无法达到控制指标要求而不能进入市场。其次,投资强度规制限制了工业用地上的最低资本投入,为了达到规制条件,企业在生产经营过程中可能会追加投资和改进效率。在这种情况下,工业用地市场化配置所带来的购地成本压力愈加凸显,也更有利于激发企业的创新动力。当然,更多的固定资产投资也会提升土地及其附着物的抵押价值,进一步放松企业的融资约束,满足企业的创新资金需求。最后,与投资强度规制相伴的还包括履约监管和处置,如果新增企业的投资强度没有达到约定值,或者存量企业的投资强度明显低于地区平均水平,则需要面对限时整改、没收履约保证金,甚至收回土地使用权等违约责任,以及自主改造、市场流转和直接退出等再开发管理。所以,投资强度规制可以有效规避市场机制下企业坐地起价与囤地炒作等行为,将会加速低效工业企业退出市场,从而促进工业转型升级。根据以上分析,本文提出:

假说 2: 地方政府的投资强度规制可以强化工业用地市场化配置对工业转型升级的促进作用。

图 1 为工业用地市场化配置、投资强度规制影响工业转型升级的理论框架。

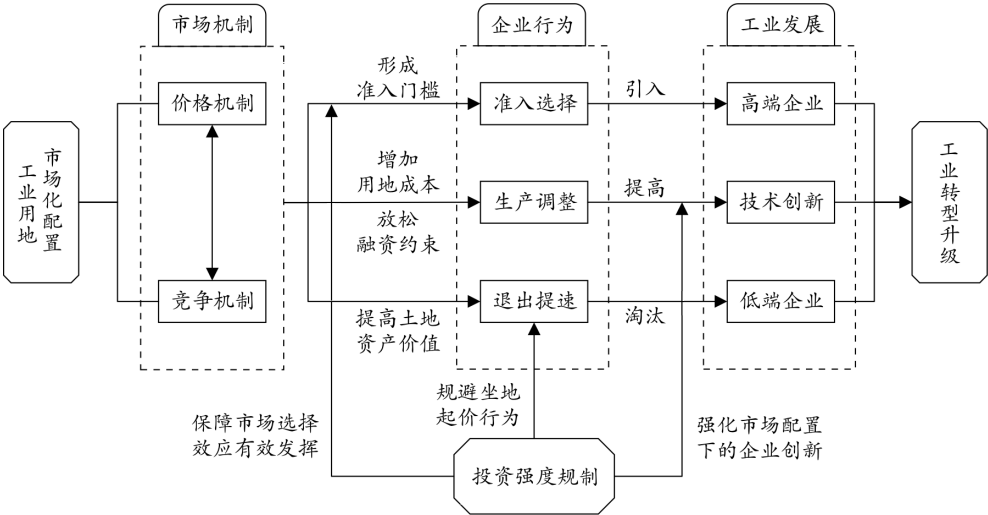


图 1 理论分析框架

三、模型构建与数据说明

(一) 计量模型

由于经济惯性的存在,前期的工业结构水平往往会影响当期的工业转型升级,因此将被解释变量的一阶滞后项加入模型,构建如下动态面板模型:

$$IS_{it} = \alpha_0 + \beta IS_{it-1} + \alpha_1 ILM_{it-2} + \alpha_2 IIR_{it-2} + \alpha_3 IIR_{it-2} \times ILM_{it-2} + \gamma Control_{it-1} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

(1) 式中:下标 i 和 t 分别表示城市和年份,被解释变量 IS 为工业转型升级指数, ILM 为核心解释变量,表示工业用地市场化配置水平。同时,还将投资强度规制 IIR 及其与市场化配置的交互项 $IIR \times ILM$ 纳入计量模型,以探究两者的交互作用。 $Control$ 表示影响工业转型升级的其他控制变量, ε_{it} 为随机扰动项。经测算,2011—2019 年中国土地市场网中工业用地的平均约定竣工与交地时间差为 26.28 个月,可以认为工业用地开发建设周期约为两年,据此合理设置了工业用地市场化配置、投资强度规制以及两者交互项的滞后期。考虑到社会经济因素对工业结构转型的影响也存在一定的时滞效应,故模型中涉及到的控制变量均滞后一期。

(二) 指标选择

1. 工业转型升级指数(IS)

工业转型升级是一个系统概念,一般被理解为朝着高附加值、低环境污染以及提高劳动收入和加速技术创新等方向逐步发展的过程,单一指标难以准确衡量。本文参考余泳泽等(2020)构建产业转型升级指数的思路,结合工业转型升级的内涵,对盈利状况、污染排放、劳动产值和技术创新等四项指标进行主成分分析,最终得到工业转型升级指数(见表 1)。

表 1 工业转型升级综合评价指标体系

一级指标	二级指标	指标测度	指标属性
工业转型升级指数 (IS)	盈利状况(Pro)	规模以上工业企业利润/营业收入	+
	污染排放(Pol)	工业废水排放量/工业增加值	-
	劳动产值(Lab)	工业增加值/工业就业人员数	+
	技术创新(Inn)	发明专利授权量/年末人口数	+

2. 工业用地市场化配置(ILM)

自 2006 年《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》发布以来,国家严格限制了工业用地协议出让,要求必须采用招标、拍卖和挂牌方式。其中,挂牌出让可能并不完全具备市场主体自由竞拍的特征(杨超等,2019;杨其静、吴海军,2021)。故本文采用以下两种方法表示工业用地市场化配置:(1) 权重法,包括固定价格权重($ILM1$)和变化价格权重($ILM2$)。计算思路为:以实际供应价格与基准价格的比值作为权重,将招标、拍卖和挂牌等方式的供应面积分别折算为市场化情形下的供应面积,进一步计算市场化情形下的供应面积与实际供应面积的比值(徐升艳等,2018)。具体计算公式为 $ILM = \sum_{i=1}^n A_i P_i / \sum_{i=1}^n A_i$, 其中, A_i 为第 i 种方式供应的工业用地面积, P_i 为第 i 种方式供应价格与基准价格的比值,以最高的拍卖出让价格作为基准^①。需要说明的是,在固定价格权重($ILM1$)中, P_i 采用所有时期的平均数据计算,而变化价格权重($ILM2$)则逐年分别计算 P_i 。(2) 比例法,直接将挂牌出让视作不具有市场化特征的配置方式,以工业用地招标和拍卖面积占比衡量($ILM3$)。本文以固定价格权重法测度的工业用地市场化配置($ILM1$)作为基准指标,其他指标用作稳健性检验^②。

① 实际计算过程中,本文关注了划拨、协议、招标、拍卖、挂牌五类,对于极个别的租赁、授权经营、作价出资或入股等方式不予考虑。

② 工业用地及其配置制度很大程度上应服务于国家发展理念,而非单纯追求高额的市场价格和收益。工业用地价格一般也仅略高于土地取得成本、前期开发成本和相关费用之和。

3.投资强度规制(IIR)

采用工业用地出让公告中规定的投资强度均值表示。由于国家规定的投资强度控制指标与行业类型、城市土地等别直接相关,不同工业行业、土地等别之间的差异极为明显,直接用投资强度均值展开实证检验,不仅无法进行时空比较,还会产生严重的内生性问题。为了消除行业结构和土地等别对投资强度规制的影响,本文按照《工业项目建设用地控制指标》(2008年)中各二位数行业和土地等别的投资强度控制指标的比例关系,将工业用地出让公告中的投资强度统一折算到农副食品加工业和第一、二、三、四等土地等别,最终再进行均值处理^①。同时,为缓解异方差问题,投资强度规制指标进行了对数化处理。

4.控制变量(Control)

为规避遗漏变量产生的内生性偏误,参考余泳泽等(2020)、张琳等(2018)围绕产业转型升级的研究,控制如下因素:(1)经济发展水平(*pgdp*),以人均GDP表示;(2)土地财政依赖(*fin*),用土地出让金与地方财政总收入比值反映,地方财政总收入采用一般公共预算收入和土地出让金加总表示;(3)政府支出规模(*gov*),采用地方公共财政支出与当地GDP的比值表示;(4)基础设施建设(*inf*),具体为人均城市道路面积;(5)对外开放程度(*open*),以当年实际使用外资金额占GDP比重反映,外资金额按当年的汇率(中间价)换算成人民币;(6)人力资本状况(*hr*),受限于地级市统计数据,借鉴戴魁早等(2020)推算地市层面人力资本结构高级化指标的处理思路,通过各地市与本省的普通高等学校在校学生数量比值作为权重,乘以省级层面的平均受教育年限得出;(7)环境治理政策(*ep*),采用地方政府工作报告中环境相关词汇出现的频数占比表示^②。同样对经济发展水平、基础设施建设和人力资本状况等非百分比度量指标采取对数化处理,以缓解异方差问题。

(三)数据来源与描述性统计

文中采用的数据有以下几处来源:其一,中国土地市场网。利用Python编程获取中国土地市场网中每宗土地的出让公告和供地结果两类数据集,工业用地市场化配置指标从供地结果数据集汇总得到,投资强度规制指标通过匹配两类数据集整合得出;其二,各省市统计年鉴,包括工业企业经营利润、营业收入以及工业增加值等指标;其三,中国专利数据库,涵盖了各类发明专利信息,进一步将其汇总到地市层面,最终得到发明专利授权量数据;其四,地方政府工作报告,通过各地政府官网以及相关年鉴采集整理,以Python编程计算环境治理政策的相关词频占比;其他数据均来自《中国城市统计年鉴》。

2011年以来,尽管部分地方政府在中国土地市场网中发布了详细的宗地投资强度要求,但经过匹配整理发现,仍有很多工业用地出让公告没有披露这一数据,导致部分地市、部分

①通过区县、年份、土地用途、项目位置等字段,将中国土地市场网的出让公告(事前公告,含投资强度要求)和供地结果公告(事后公告,含行业类型指标)进行模糊匹配,从而确定宗地对应的投资强度和行业类型。

②根据陈诗一和陈登科(2018),本文采用的环境词汇具体包括:环境保护、环保、污染、能耗、减排、排污、生态、绿色、空气、低碳、二氧化碳、二氧化硫、化学需氧量、PM10以及PM2.5等。

年份缺少用于计算投资强度规制指标的原始宗地数据。我们将原始宗地数据较少或缺失的地市剔除,最终仅采用 2011—2019 年全国 228 个地级及以上城市的面板数据展开实证分析。变量描述性统计如表 2 所示。

表 2		主要变量的描述性统计				
变量名	变量说明	单位	均值	标准差	最小值	最大值
<i>IS</i>	工业转型升级指数	—	0.000	0.644	-1.603	5.031
<i>Pro</i>	盈利状况	%	14.295	5.712	-3.888	51.047
<i>Pol</i>	污染排放	万吨/亿元	0.215	0.201	0.005	2.969
<i>Lab</i>	劳动产值	亿元/万人	63.073	41.843	12.063	676.029
<i>Inn</i>	技术创新	项/万人	1.223	2.613	0	31.781
<i>ILM1</i>	工业用地市场化配置:固定价格权重法	%	66.791	5.203	2.694	78.666
<i>ILM2</i>	工业用地市场化配置:变化价格权重法	%	66.068	12.300	3.295	88.982
<i>ILM3</i>	工业用地市场化配置:比例法	%	5.343	13.570	0	99.650
<i>IIR</i>	投资强度规制	万元/公顷	5932.785	7870.951	301.814	73061.365
<i>pgdp</i>	经济发展水平	元	47366.300	28941.580	3172.529	241427.600
<i>fin</i>	土地财政依赖	%	35.860	14.089	2.591	78.843
<i>gov</i>	政府支出规模	%	7.545	5.098	0.298	126.586
<i>inf</i>	基础设施建设	平方米/人	5.086	6.819	0.300	73.042
<i>open</i>	对外开放程度	%	1.839	2.914	0	90.598
<i>hr</i>	人力资本状况	—	0.945	1.778	0	12.275
<i>ep</i>	环境治理政策	%	0.740	0.262	0.117	2.326

注:价值变量均已经过以 2011 年为基期的价格指数调整。

四、实证检验与结果分析

对于动态面板模型,普通估计方法无法解决由被解释变量滞后项引起的内生性问题,所以得到的估计量是有偏的。本文采用 Blundell 和 Bond(1998)提出的系统矩估计方法(SYS-GMM),以规避变量间以及变量和残差间的内生性问题。

(一)模型估计结果与分析

SYS-GMM 估计量在样本规模较小或者工具变量较弱时,容易产生较大偏差,可以通过与 FE 估计结果以及 POLS 估计结果比较,判断是否存在明显偏差。一般而言,以 POLS 方法估计动态面板模型,被解释变量的滞后项会向上偏倚,而 FE 估计下的回归系数会向下偏倚。表 3 分别汇报了采用三类估计方法的回归结果。可以看出,无论是否加入控制变量,以SYS-GMM 估计方法得到的工业转型升级指数滞后项(*L.IS*)系数均处于 POLS 和 FE 估计结果之间,说明 SYS-GMM 估计结果较为可信。同时,(5)、(6)两列回归的 AR(2)检验、Hansen 检验所对应的 *p* 值均大于 0.1,表示接受残差不存在二阶序列相关、所有工具变量都有效的两个原假设,即模型的估计是有效的。

本文重点关注工业用地市场化配置、投资强度规制以及两者交互项对工业转型升级的影响。以表 3 列(6)为例,以固定价格权重法测度的工业用地市场化配置指标的估计系数为 0.031,投资强度规制指标的估计系数为 0.339,两者交互项的拟合结果为-0.003,且均呈现出

较强的显著性水平。基准回归结果表明,工业用地市场化配置可以有效促进工业转型升级,但随着地方政府投资强度规制的提高,工业用地市场化配置的正向作用逐渐降低,甚至转为负向影响。实证结果与理论分析相悖,意味着投资强度规制会削弱工业用地市场化配置对工业转型升级的促进作用。面对这一预期之外的实证结果,后文将深入讨论政府规制和市场配置的相互关系。

表 3	基准回归结果					
	工业转型升级指数(<i>IS</i>)					
	POLS		FE		SYS-GMM	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>L.IS</i>	0.915 *** (0.021)	0.903 *** (0.020)	0.505 *** (0.059)	0.502 *** (0.057)	0.798 *** (0.130)	0.836 *** (0.078)
<i>L2.ILM1</i>	0.025 (0.019)	0.025 (0.018)	0.022 * (0.013)	0.022 * (0.013)	0.019 * (0.011)	0.031 ** (0.012)
<i>L2.IIR</i>	0.230 (0.155)	0.226 (0.151)	0.208 * (0.108)	0.205 * (0.106)	0.200 ** (0.102)	0.339 *** (0.109)
<i>L2.IIR×ILM1</i>	-0.003 (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.003 * (0.002)	-0.003 * (0.002)	-0.002 * (0.001)	-0.003 * (0.002)
<i>L.pgd</i>		0.032 (0.024)		0.039 (0.062)		0.445 *** (0.168)
<i>L.fin</i>		-0.001 (0.001)		0.001 (0.001)		0.000 (0.001)
<i>L.gov</i>		0.003 * (0.001)		-0.000 (0.001)		0.072 *** (0.026)
<i>L.inf</i>		0.017 (0.026)		-0.081 (0.079)		0.373 ** (0.168)
<i>L.open</i>		-0.001 (0.002)		0.001 (0.002)		-0.026 (0.025)
<i>L.hr</i>		0.015 (0.016)		0.169 (0.178)		-0.013 (0.051)
<i>L.ep</i>		0.031 (0.029)		0.103 ** (0.047)		0.038 (0.169)
<i>Cons</i>	-1.867 (1.286)	-2.222 * (1.230)	-1.751 ** (0.881)	-2.076 * (1.221)	-1.505 ** (0.751)	-6.984 *** (1.786)
AR(2)					0.124	0.333
Hansen 检验					0.563	0.245
观测值	1 596	1 596	1 596	1 596	1 596	1 596

注:括号内为相应的稳健标准误;***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著;L 和 L2 分别代表变量的滞后一期和滞后二期。下同。

(二) 稳健性检验

1. 替换解释变量

以变化价格权重法和比例法测算的工业用地市场化配置指标(*ILM2*、*ILM3*)进行稳健性检验,相应结果汇报在表 4 列(1)和(2)。可以看出,替换解释变量后,投资强度规制及其与工业用地市场化配置交互项的估计系数产生了一定程度变动,但与基准回归结果的影响方向保持一致,显著性水平也较好。工业用地市场化配置指标的估计系数变动较大,但仍然呈

现出正向影响,也接近 10%的显著性水平。整体回归结果与基准模型虽然有所差别,但可以被接受。

2.剔除部分样本

为避免统计误差和极端值的影响,本文按照工业转型升级指数对两端各 5%的样本进行剔除,回归结果呈现在表 4 列(3);同时,考虑到城市级别差异,将样本中的直辖市、省会城市及计划单列市等剔除进行估计,回归结果参见表 4 列(4)。可以看出,整体估计结果依然稳健。

3.排除特定影响

参考余泳泽等(2020),在模型中进一步控制省份与年份的交互项,以排除宏观因素系统性变化所产生的干扰,回归结果汇报在表 4 列(5)。此外,鉴于不同产业类型城市的工业发展状况存在较大差异,比如严重依赖资源型产业的城市,其盈利状况可能较好,但其工业结构并不甚高,甚至偏向低端,必须进一步排除产业类型因素的影响^①。按照《全国资源型城市可持续发展规划(2013-2020 年)》,本文将资源型城市样本剔除进行稳健性检验,相应结果参见表 4 列(6)。总体来看,尽管估计系数和显著性水平略有波动,但影响方向均保持一致,前文的基准回归结果仍然成立。

表 4 稳健性检验结果

	工业转型升级指数(IS)					
	替换变量		剔除样本		排除影响	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
L.IS	0.788 *** (0.140)	0.774 *** (0.137)	0.911 *** (0.058)	0.854 *** (0.085)	0.860 *** (0.076)	0.978 *** (0.164)
L2.ILM1			0.021 (0.015)	0.032 ** (0.013)	0.031 ** (0.013)	0.051 ** (0.022)
L2.ILM2	0.008 (0.005)					
L2.ILM3		0.014 (0.009)				
L2.IIR	0.106 ** (0.049)	0.041 *** (0.014)	0.228 * (0.130)	0.340 *** (0.112)	0.334 *** (0.114)	0.481 ** (0.200)
L2.IIR×ILM1			-0.003 (0.002)	-0.005 *** (0.002)	-0.005 *** (0.002)	-0.007 ** (0.003)
L2.IIR×ILM2	-0.001 * (0.001)					
L2.IIR×ILM3		-0.002 * (0.001)				
控制变量	是	是	是	是	是	是
AR(2)	0.133	0.169	0.641	0.444	0.405	0.239
Hansen 检验	0.650	0.549	0.417	0.330	0.333	0.209
观测值	1 596	1 596	1 442	1 435	1 596	630

①资源型产业虽然准入门槛高,但中间投入相对较低,产出效益也相对较好,这可能会影响工业转型升级指数计算的准确性,进而影响计量模型的估计结果。

4.主成分指标分项估计

本文进一步对主成分分析的分项指标进行估计,结果见表5列(1)—(4)。对于盈利状况和劳动产值而言,工业用地市场化配置、投资强度规制以及两者交互项大都没有产生显著影响。结合前文分析,盈利状况和劳动产值可能受到地区产业类型的影响,即工业水平较为先进的地区以及严重依赖资源型产业的地区,这两项指标往往都会偏高,所以无法得出与工业转型升级一致的估计结果。这也从侧面佐证了以单一指标表征工业转型升级并不可取,系统考虑工业转型的多个维度是更加合理的测度方法。反观污染排放和技术创新,工业用地市场化配置、投资强度规制以及两者交互项都呈现出一定的显著性水平,其中污染排放模型的估计系数方向与基准回归相反,这是因为污染排放指标与工业转型升级指数之间是负向关系。

表 5 工业转型升级指数分项指标回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	盈利状况(<i>Pro</i>)	污染排放(<i>Pol</i>)	劳动产值(<i>Lab</i>)	技术创新(<i>Inn</i>)
L.Y	0.835 *** (0.071)	0.865 *** (0.033)	0.727 *** (0.148)	1.049 *** (0.089)
L2.ILM1	0.064 (0.195)	-0.022 * (0.012)	0.213 * (0.127)	0.669 * (0.399)
L2.IIR	0.919 (1.479)	-0.273 *** (0.105)	1.468 (1.050)	5.390 * (3.165)
L2.IIR×ILM1	-0.014 (0.022)	0.003 ** (0.002)	-0.025 (0.016)	-0.080 * (0.047)
控制变量	是	是	是	是
AR(2)	0.244	0.130	0.165	0.123
Hansen 检验	0.264	0.394	0.679	0.305
观测值	1 596	1 596	1 596	1 596

注:L.Y 为对应被解释变量的滞后一期。

五、机制验证与拓展讨论

(一) 机制验证:微观企业层面的证据

根据理论分析,工业用地市场化配置影响工业转型升级的路径主要体现在微观企业层面,包括准入选择、生产调整和退出提速等机制。下文将基于 2011—2013 年中国工业企业数据库^①,对三种微观机制展开实证检验,克服城市层面数据难以精准捕捉具体微观影响的问题,以为宏观影响提供科学的经济解释。

1.企业准入选择(*EPA*)

为检验是否存在此作用机制,首先按照成立时间,筛选出 2011—2013 年新成立的工业企业作为研究样本;其次,根据经济合作与发展组织(OECD)产业分类,对工业企业所属行业

^①常用的中国工业企业数据库目前更新到 2014 年,但考虑到 2010 年和 2014 年的数据质量存在问题,我们采用与李晓萍等(2022)相同的做法,即仅以 2011—2013 年的数据展开研究。

类别进行判断,设置高端、中端和低端产业三个虚拟变量作为被解释变量^①;最后,采用 Probit 模型对企业准入选择机制进行识别,考察工业用地市场化配置和投资强度规制等是否显著提升了高端企业进入的概率。结果汇报在表 6。

根据表 6 列(1),工业用地市场化配置的回归结果正向显著,说明工业用地市场化配置可以通过价格机制和竞争机制的双重准入选择,提升新增工业企业中的高端企业进入概率。同时发现,投资强度规制的回归结果显著为正,与工业用地市场化配置交互项的回归结果显著为负,意味着投资强度规制削弱了工业用地市场化配置对高端企业准入的正向作用,有效解释了基准模型的估计结果。鉴于 Probit 模型的估计系数没有实际含义,无法确切给出影响的概率信息,因此列(2)进一步计算平均边际效应,其影响方向和显著性水平与列(1)保持一致,基本验证了工业用地市场化配置、投资强度规制影响工业转型升级的第一个微观机制,即企业准入选择机制成立。

进一步地,我们对中端和低端企业的准入概率也进行了回归分析,结果汇报在表 6 (3)—(6)列。根据回归结果可以发现,工业用地市场化配置和投资强度规制都负向影响两类企业的准入概率,但遗憾的是,核心解释变量的估计系数尚没有达到有效的显著性水平。

表 6 企业准入选择机制回归结果

	企业准入-高端(EPA1)		企业准入-中端(EPA2)		企业准入-低端(EPA3)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit 模型	平均边际效应	Probit 模型	平均边际效应	Probit 模型	平均边际效应
ILM1	0.064* (0.035)	0.020* (0.011)	-0.042 (0.034)	-0.014 (0.011)	-0.010 (0.032)	-0.004 (0.013)
IIR	0.501* (0.271)	0.157* (0.085)	-0.309 (0.261)	-0.104 (0.088)	-0.100 (0.251)	-0.039 (0.098)
IIR×ILM1	-0.007* (0.004)	-0.002* (0.001)	0.004 (0.004)	0.001 (0.001)	0.001 (0.004)	0.001 (0.001)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.028		0.005		0.013	
观测值	11 365		11 365		11 365	

注:控制变量分为城市层面和企业层面。其中,由于研究样本为新增工业企业,其生产经营指标尚无法有效用作控制变量,故企业层面仅控制了是否外资企业、国有企业两类虚拟变量。

2. 企业生产调整(技术创新)(EPI)

鉴于中国工业企业数据库仅在 2005—2007 年提供了研发投入指标,其他年份基本缺失,只能将中国工业企业数据库和中国专利数据库匹配,获得每个工业企业每年的发明专利数,并取对数用作被解释变量。实际上,发明专利指标更偏向于表征企业的创新产出,而非理论分析所指的创新投入,所以该机制检验仅可作为一个相对间接的证据。模型中的关键解释变量分别采取了滞后一期和滞后二期处理。

根据理论分析,工业用地市场化配置既可能促进新增企业的技术创新,也可能通过增加

①OECD 较早地开展了产业类型划分工作,根据技术密集程度将各类产业分为低技术、中低技术、中高技术和高技术四类。本文将中低和中高技术产业均作为中端产业处理。

土地抵押价值、放松企业融资约束^①,继而影响存量企业的创新水平,因此应该区分新增企业和存量企业展开检验。表7呈现了新增企业和存量企业创新的回归结果。列(1)、(3)显示,工业用地市场化配置、投资强度规制以及两者交互项的估计结果均不显著。当然,这并不意味着工业用地市场化配置和投资强度规制对新增企业的技术创新没有任何影响,很可能是因为样本观测值有限,加之宏观环境变动影响微观企业产出不如影响企业投入更加直接,所以难以捕捉到这种作用,需要更详实的数据深入分析。列(2)显示,滞后一期的工业用地市场化配置和投资强度规制等均没有显著影响存量企业的创新,但列(4)的结果表明,关注的核心解释变量都在10%的显著性水平下影响了存量企业的技术创新,其中工业用地市场化配置和投资强度规制为正向的促进作用,交互项的估计系数为负,说明投资强度规制弱化了工业用地市场化配置的企业技术创新效应,部分验证了理论提出的企业生产调整机制。

表 7 企业生产调整(技术创新)机制回归结果

	企业创新-发明专利(EPI)			企业创新-发明专利(EPI)	
	(1)	(2)		(3)	(4)
	新增企业	存量企业		新增企业	存量企业
L.ILM1	-0.006 (0.011)	0.004 (0.003)	L2.ILM1	-0.005 (0.014)	1.876 * (1.114)
L.IIR	-0.046 (0.086)	0.030 (0.020)	L2.IIR	-0.040 (0.112)	15.608 * (9.380)
L.IIR×ILM1	0.001 (0.001)	-0.000 (0.000)	L2.IIR×ILM1	0.001 (0.002)	-0.235 * (0.140)
控制变量	是	是	控制变量	是	是
R ²	0.049	0.123	R ²	0.048	0.124
观测值	8 065	386 326	观测值	3 847	195 321

注:新增企业模型的控制变量同表6,存量企业模型的控制变量也分为城市层面和企业层面,其中企业层面控制变量包括企业年龄、是否外资企业、是否国有企业、利润率,以及对数化的从业人员、企业资产、应交增值税(杨先明、李波,2018)。

3.企业退出提速(EPE)

参考杨先明和李波(2018)的实证策略,以企业下一年是否退出市场作为被解释变量,利用Probit模型考察工业用地市场化配置和投资强度规制如何影响工业企业退出。本文遵循以下步骤界定企业退出状态:第一步,如果企业当期存在于中国工业企业数据库,但下一期及之后均不存在,则初步判定为退出企业;第二步,判断第一步界定为退出企业的样本是否为国有企业,若是,则直接认定为退出企业,反之则进行下一步判断;第三步,针对初步界定为退出企业的非国有企业样本,仅当其上一年的营业状态为非运营时,才最终认定为退出状态。在此基础上,按照企业所属高端、中端和低端类别,进行分组回归,结果如表8所示。根据表8列(5)和(6),工业用地市场化配置的回归结果显著为正,与理论分析一致,说明工业

①我们进一步考察了工业用地市场化配置对土地抵押融资的影响。实证结果表明,工业用地市场化配置和投资强度规制均可以显著提升土地抵押价值。受篇幅限制,未在正文汇报,备案。

用地市场化配置的确可以加速低端工业企业的退出。这是因为,市场化配置推动了土地价值回归,而低端企业在此增值时机退出当地市场或者梯度转移到其他地区,不仅可以获得相对较高的交易收益或补偿资金,还可以规避高昂的用地用工成本。杨先明和李波(2018)、席强敏和梅林(2019)也得出近似结论。同时,投资强度规制显著为正,与工业用地市场化配置的交互项系数显著为负,表明投资强度规制弱化了市场化配置的企业退出提速效应,有效解释了基准模型的估计结果。

表 8 企业退出提速机制回归结果

	企业退出 (EPE)-高端		企业退出 (EPE)-中端		企业退出 (EPE)-低端	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	Probit 模型	平均边际效应	Probit 模型	平均边际效应	Probit 模型	平均边际效应
ILM1	-0.048 (0.050)	-0.001 (0.001)	-0.010 (0.054)	-0.000 (0.001)	0.103 *** (0.027)	0.001 *** (0.000)
IIR	-0.420 (0.386)	-0.006 (0.005)	-0.149 (0.423)	-0.002 (0.007)	0.760 *** (0.203)	0.008 *** (0.002)
IIR×ILM1	0.005 (0.006)	0.000 (0.000)	0.001 (0.006)	0.000 (0.000)	-0.011 *** (0.003)	-0.000 *** (0.000)
控制变量	是	是	是	是	是	是
Pseudo R ²	0.301		0.296		0.169	
观测值	168 931		108 358		196 876	

注:控制变量同表 7 的存量企业模型。

(二) 拓展讨论:政府规制和市场配置的关系

前文发现,投资强度规制显著削弱了工业用地市场化配置的作用,面对这一结果,必须重新审视本文的理论解释。我国地方政府参与经济发展过程,所负责的事务远超主流经济学讨论的公共服务或者公共物品范畴(兰小欢,2021),既属于“公共服务型政府”,也更是“经济建设型政府”。地方政府的公共规制可能不单单是为了保障市场作用的发挥,反而可能是参与经济建设的有力工具。因此猜测,在具体实践过程中,如果工业用地市场化配置和投资强度规制存在冲突,比如企业可以达到投资强度规制要求,但因土地价格或者企业竞争,而无法接受市场化的配置方式,地方政府很可能会为了引进企业,或在维持市场竞争机制的同时,策略性地返还部分土地出让金,或在维持市场价格机制的同时,制定“招拍挂”的准入条件,以确保工业用地配置和工业产业发展更有助于提升当地经济。

为验证上述猜想,本文以工业用地市场化配置作为被解释变量、投资强度规制作为解释变量,构建计量经济模型并展开分析。考虑到变量之间可能存在内生性问题,我们采用样本城市所属省级单位的投资强度规制作为工具变量,第二阶段估计结果汇报在表 9。以列(1)为例,Hausman 检验的 p 值为 0.034,说明投资强度规制确实是内生变量,而工具变量检验的 Cragg-Donald Wald F 统计量为 109.681,远大于临界值 16.38,不存在弱工具变量问题。从回归结果可以看出,投资强度规制显著降低了工业用地市场化配置水平,上文猜测得到验证。本文进一步探究了投资强度规制对工业用地价格的影响,以全面解析地方政府的策略行为。

鉴于工业用地价格受到地区市场因素影响较大,其绝对值大小难以准确反映城市间真实的地价高低,因而本文采用工业用地与商住用地的相对价格比值,以避免需要土地交易价格指数来进行平减等问题。由列(4)可以看出,投资强度规制不仅负向影响了以供地方式衡量的市场化配置,也降低了相对的工业用地价格。

表 9 政府规制和市场配置关系的回归结果(第二阶段)

	工业用地市场化配置(<i>IIR</i>)			工业商住用地价格比(<i>LPR</i>)		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>IIR</i>	-2.058 ** (1.006)	-2.081 ** (1.010)	-2.318 ** (1.050)	-1.799 ** (0.707)	-1.712 ** (0.706)	-1.422 * (0.791)
<i>ITI</i>		11.543 ** (5.605)			-3.766 (4.148)	
<i>ITI</i> × <i>IIR</i>		-1.578 ** (0.756)			0.482 (0.560)	
<i>LIC</i>			-0.083 (0.129)			0.177 * (0.097)
<i>LIC</i> × <i>IIR</i>			0.009 (0.017)			-0.021 * (0.013)
控制变量	是	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
Hausman 检验 (Prob>chi2)	0.034	0.002	0.071	0.007	0.016	0.008
Cragg-Donald Wald F statistic	109.681	55.945	48.750	124.359	62.742	48.750
观测值	2 052	2 052	1 824	2 052	2 052	1 824

另外,随着土地制度的不断演化,一方面,地方政府更加关注经济发展质量,经济转型或者工业转型发展的激励愈发强烈;另一方面,可供利用的增量土地资源已然不足,土地指标约束也越加凸显。因此,地方政府不再一味采取降低引资质量的底线竞争,而是转向优中选优的“逐顶竞争”。面对当前的激励和约束环境,地方政府更有可能设置有效的投资强度指标来替代市场化配置。

通过纳入工业转型激励和投资强度规制的交互项(*ITI*×*IIR*)、土地指标约束和投资强度规制的交互项(*LIC*×*IIR*),进一步考察地方政府面对激励和约束的策略反应。其中,工业转型激励以城市所属省级政府工作报告是否提及工业转型相关词汇的虚拟变量表示^①,省级政府越关心工业转型发展,则地级政府的激励越强;土地指标约束以建设用地供应中的存量用地面积占比表示^②,该比值越大,则新增建设用地比例越小,土地指标约束越强。回归结果汇报在表 9 列(2)和(3)、列(5)和(6)。尽管列(3)和(5)显著性较差,但从列(2)和(6)

①采用的工业转型词汇具体包括:工业转型、产业升级、制造业转型、制造业升级。没有以词频占比表征的原因在于:工业转型内涵十分丰富,涉及产值、污染、创新等多方面,难以穷举出共识性的词汇标准,且间接提及上述方面,远不如直接表达工业转型等强相关性的文本内容更能凸显省级政府的重视程度。

②中国土地市场网供地结果公告中的土地来源包括:新增建设用地、新增建设用地(来自存量库)、现有建设用地。后两项可以视作存量用地供给。

可以看出,工业转型激励与投资强度规制的交互项、土地指标约束与投资强度规制的交互项均显著为负,基本说明工业转型激励和土地指标约束均可以强化投资强度规制对工业用地市场化配置的抑制作用,即地方政府更加倾向于严控有助于增加税收和发展经济的投资强度指标,转而弱化出让价格和方式等市场化配置指标。

六、研究结论与政策启示

通过将投资强度规制纳入工业用地市场化配置影响工业转型升级的理论框架,本文系统分析了政府和市场在工业转型发展中的作用。基于2011—2019年228个城市面板数据,本文验证了工业用地市场化配置和投资强度规制对工业转型升级的影响,并利用中国工业企业数据库数据,从微观主体决策角度为宏观实证结果提供了经济解释。研究表明,工业用地市场化配置可以通过在微观层面引入高端企业、淘汰低端企业、提高企业技术创新,最终推动宏观层面的工业转型升级。但相较于工业用地市场化配置,地方政府更倾向于采用投资强度规制等政策工具引导工业转型升级,以确保当地经济的稳步发展。

本文研究结论对进一步推动工业用地制度改革和工业转型升级具有以下启示:

第一,深化工业用地市场化配置改革,完善工业用地价格形成机制。工业用地市场化配置不仅要体现为招标、拍卖和挂牌等出让形式,更应加快推行长期租赁、先租后让和弹性年期出让等多种市场化供应模式。同时,应尽快完善工业用地价格形成机制,推进工业用地从“政策定价”逐步过渡为“市场定价”,真正体现出资源价值和稀缺程度,发挥工业用地市场化配置对工业转型升级的促进作用。

第二,加强工业用地的政务服务与调控监管,助力工业经济高质量发展。根据地区产业特色和发展导向,灵活设置各类行业的投资强度标准等指标。建议将包括容积率、投资强度、经济和生态环境效益等在内的各类规制内容写入土地出让合同,同步纳入全生命周期管理,以此作为宏观调控手段,限制工业企业尤其是低端企业过度拿地和囤地行为,为战略性新兴产业和“卡脖子”产业腾出发展空间,实现工业用地提质增效和工业经济高质量发展。

第三,可以深入讨论的是,我国工业用地配置究竟需要多大程度的市场参与?仅从本文的研究结论来看,地方政府更倾向以公共规制实现当地的产业转型和经济发展,而非市场化配置。但事实上,区别于直接干预,政府规制并非市场配置的替代品,更像是为市场有效运行而设置的一个约束性框架。这虽然可能会限制市场参与配置的范围,一定程度弱化市场机制的优势作用,但也可以规避市场失灵等异常风险的出现,尤其对于工业用地这种关乎国家经济社会发展的重要资源资产而言,更要小心市场陷阱。由此可见,政府规制和市场配置构成了我国工业用地制度的基础保障。因此,建议各级政府先行做好国土空间规划和用途管制,统筹工业用地配置结构和空间布局,完善各类规制标准和配置政策。然后在规划和管制的约束范围内,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用。

当然,本研究仍然存在一些局限。其一,由于篇幅限制,本文更多从城市土地一级市场角度展开,没有将土地二级市场和农村集体建设用地市场纳入分析,这也是未来可以持续探

索的方向;其二,受到数据可得性影响,基准模型部分仅涉及 228 个城市样本,机制验证部分的时间跨度也仅为 2011—2013 年,随着未来更多数据被披露,相信本文的研究结论会有更加坚实的实证基础。

参考文献:

- 1.陈诗一、陈登科,2018:《雾霾污染、政府治理与经济高质量发展》,《经济研究》第 2 期。
- 2.戴魁早、李晓莉、骆若函,2020:《人力资本结构高级化、要素市场发展与服务结构升级》,《财贸经济》第 10 期。
- 3.黄金升、陈利根、赵爱栋,2017:《工业地价上涨、地方政府供地行为与产业转移》,《上海财经大学学报》第 5 期。
- 4.兰小欢,2021:《置身事内:中国政府与经济发展》,上海人民出版社。
- 5.李晓萍、罗俊、江飞涛、陈强远,2022:《中国大城市生产率优势分解:行业结构差异的新视角》,《中国工业经济》第 4 期。
- 6.吕越、陈帅、盛斌,2018:《嵌入全球价值链会导致中国制造的“低端锁定”吗?》,《管理世界》第 8 期。
- 7.梅林、席强敏,2018:《土地价格、产业结构与城市效率——基于中国城市面板数据的经验分析》,《经济科学》第 4 期。
- 8.戚聿东、李颖,2018:《新经济与规制改革》,《中国工业经济》第 3 期。
- 9.唐宇娣、朱道林、程建、李瑶瑶、宋洋,2020:《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》,《资源科学》第 3 期。
- 10.席强敏、梅林,2019:《工业用地价格、选择效应与工业效率》,《经济研究》第 2 期。
- 11.谢呈阳、胡汉辉,2020:《中国土地资源配置与城市创新:机制讨论与经验证据》,《中国工业经济》第 12 期。
- 12.徐升艳、陈杰、赵刚,2018:《土地出让市场化如何促进经济增长》,《中国工业经济》第 3 期。
- 13.严金明、李储、夏方舟,2020:《深化土地要素市场化改革的战略思考》,《改革》第 10 期。
- 14.杨超、吴雨、山立威,2019:《政治关系、反腐败与土地出让价格——基于微观土地交易数据的实证研究》,《经济评论》第 2 期。
- 15.杨其静、吴海军,2021:《地理禀赋、土地用途与挂牌-拍卖出让策略——基于 2007—2017 年土地出让数据的研究》,《南方经济》第 10 期。
- 16.杨先明、李波,2018:《土地出让市场化能否影响企业退出和资源配置效率?》,《经济管理》第 11 期。
- 17.余泳泽、孙鹏博、宣烨,2020:《地方政府环境目标约束是否影响了产业转型升级?》,《经济研究》第 8 期。
- 18.曾国安、马宇佳,2019:《土地价格对城市产业结构升级的影响研究——基于全国 105 个地级及以上城市数据的实证分析》,《宏观经济研究》第 6 期。
- 19.张琳、黎小明、刘冰洁、钱金芳,2018:《土地要素市场化配置能否促进工业结构优化?——基于微观土地交易数据的分析》,《中国土地科学》第 6 期。
- 20.赵爱栋、蓝菁、马贤磊、许实,2016:《土地价格市场化对中国工业部门要素投入与技术选择的影响》,《财经研究》第 8 期。
- 21.郑思齐、孙伟增、吴璟、武赟,2014:《“以地生财,以财养地”——中国特色城市建设投融资模式研究》,《经济研究》第 8 期。
22. Blundell, R., and S. Bond. 1998. “Initial Conditions and Moment Restrictions in Dynamic Panel Data Models.”

Journal of Econometrics 87(1):115–143.

- 23.Cheng, J., J.M. Zhao, D.L. Zhu, X. Jiang, H. Zhang, and Y. J. Zhang. 2022. “Land Marketization and Urban Innovation Capability: Evidence from China.” *Habitat International* 122,102540.
- 24.Geng, Y., W. Liu, and Y.Z. Wu. 2021. “How Do Zombie Firms Affect China’s Industrial Upgrading?” *Economic Modelling* 97(2):79–94.
- 25.Lu, S. H., and H. Wang. 2022. “Market – oriented Reform and Land Use Efficiency: Evidence from a Regression Discontinuity Design.” *Land Use Policy* 115, 106006.
- 26.Ramanathan, R., Q. He, A. Black, A. Ghobadian, and D. Gallea. 2016. “Environmental Regulations, Innovation and Firm Performance: A Revisit of the Porter Hypothesis.” *Journal of Cleaner Production* 155:79–92.
- 27.Tang, T.F., Z.G. Li, J.L. Ni, and J. Yuan. 2020. “Land Costs, Government Intervention, and Migration of Firms: The Case of China.” *China Economic Review* 64, 101560.
- 28.Tu, F., X.F. Yu, and J.Q. Ruan. 2014. “Industrial Land Use Efficiency under Government Intervention: Evidence from Hangzhou, China.” *Habitat International* 43:1–10.

How Does Market Mechanism and Government Regulation in Industrial Land Allocation Affect Industrial Transformation and Upgrading?

Zou Xu¹, Ma Xianlei^{1,2} and Shi Xiaoping^{1,2}

(1: College of Public Administration, Nanjing Agricultural University;

2: China Resources, Environment and Development Academy, Nanjing Agricultural University)

Abstract: By incorporating investment intensity regulation into the theoretical framework of industrial land market allocation affecting industrial transformation and upgrading, this paper uses urban panel data and SYS-GMM to empirically analyze the macro impact of industrial land market allocation and investment intensity regulation on industrial transformation and upgrading. Furthermore, the micro mechanisms are tested using China industrial enterprise database. The research results show that market – oriented allocation of industrial land can promote industrial transformation and upgrading by introducing high – level enterprises, eliminating low – level enterprises, and improving enterprise technological innovation level. In addition, local governments prefer to guide the development of industrial through investment intensity regulation policy and other means. From the perspective of interaction between government regulation and market allocation, this study provides a theoretical and empirical basis for China’s industrial land system reform and industrial transformation and upgrading.

Keywords: Industrial Land, Market – Oriented Allocation, Government Regulation, Investment Intensity, Industrial Transformation and Upgrading

JEL Classification: R14, L52

(责任编辑:陈永清)