

产业用地审批改革与资源配置效率

——基于微观企业土地存量数据的研究

张莉, 刘昭聪, 程可为, 黄伟

[摘要] 深化要素市场化改革是构建高水平社会主义市场经济体制的重要内容, 中国在经济转型过程中能通过市场化改革提高要素配置效率, 从而推动高质量发展, 但改革优化要素配置的微观机制没有得到充分识别。本文基于全国企业税收调查数据库中2008—2014年企业土地存量数据, 测算了中国城市内土地错配程度, 并利用2011年报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点, 构造双重差分实证模型识别市场化改革对城市内土地错配的影响。研究发现, 试点政策总体上降低了城市内企业间土地错配程度, 其中, 提高地方政府供地灵活性、更好地发挥地方政府对本地用地企业的信息优势是改革缓解土地错配的重要机制, 地方政府相对降低了对亩均产出和亩均税收更低企业的土地供给。异质性分析发现, 在土地要素市场化程度较低、市场化总指数较低或地方财政压力较大的城市, 试点政策对土地错配的缓解效应更加显著。考察要素错配的经济后果发现, 土地错配的缓解有利于城市工业产出的增长。本文的研究对于进一步深化土地制度改革具有一定的理论和现实意义。

[关键词] 土地要素市场化改革; 土地配置效率; 高质量发展

[中图分类号] F424 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)09-0061-19

一、引言

中国独特的土地制度结构与变迁为经济发展带来了巨额的资本来源, 通过宽松供给工业用地来快速引领地区经济增长的模式被定义为“以地谋发展”(刘守英等, 2020), 这种“高投入、高回报”的产业用地配置模式主导了中国工业用地的空间分布, 同时产生土地要素粗放使用的问题。如图1(a)显示, 2008—2015年, 全国工业用地总面积呈现迅速增加的趋势, 其中, 经济最为发达的东部地区工业用地总面积从约3000平方千米迅速上升至约5000平方千米。然而, 如图1(b)所示, 单位工业用地产值呈现倒“U”型发展趋势, 其中, 趋势最明显的东部地区单位工业用地产值在2011年达到

[收稿日期] 2023-04-12

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“国土空间用途管制下土地市场整合与溢价共享机制研究”(批准号22&ZD062)。

[作者简介] 张莉, 中山大学国际金融学院、中观经济学研究院教授, 博士生导师, 经济学博士; 刘昭聪, 北京大学光华管理学院博士研究生; 程可为, 西安交通大学经济与金融学院助理教授, 经济学博士; 黄伟, 中山大学国际金融学院博士研究生。通讯作者: 程可为, 电子邮箱: chengkewei@163.sufe.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见, 文责自负。

最高后出现下降,2015年的单位工业用地产值降至2009年的水平,追求工业用地投入规模的“以地谋发展”增长模式已经面临不可持续的困境,将优化土地要素配置水平作为新的增长源泉之一已经成为社会各界的普遍共识。

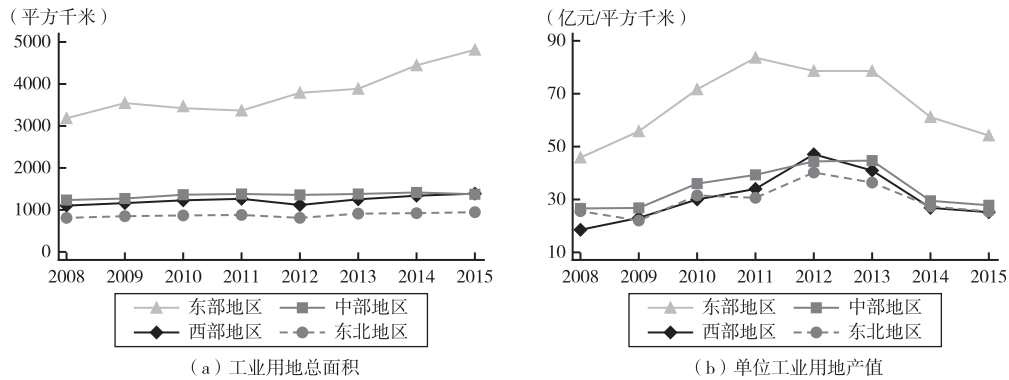


图1 工业用地面积和单位工业用地产值的变化趋势

土地要素配置面临严格的规制,如何在市场起到资源配置决定性作用的同时更好地发挥政府的作用,是土地市场改革的重点和难点。2022年4月,国务院颁布的《关于加快建设全国统一大市场的意见》提出,建立健全城乡统一的土地市场。党的二十大报告提出,充分发挥市场在资源配置中的决定性作用,更好发挥政府作用,以及构建全国统一大市场,深化要素市场化改革,建设高标准市场体系。这说明,利用土地制度改革优化土地要素配置受到高度重视。理论上,Hsieh and Klenow (2009)认为,中国的生产要素配置效率较低,当中国的要素配置水平与美国相同时,其全要素生产率将提高30%—50%;Restuccia and Rogerson(2017)认为,行政规制是发展中国家土地配置效率低下的重要因素,这意味着致力于缓解行政规制的土地制度改革的潜在“改革红利”巨大。

在守住底线的基础上,深化要素市场化改革是政府部门近年来制定土地政策的主要方向。在该背景下如何通过深化土地制度改革来优化土地要素配置效率亟待深入研究。基于粮食安全考量,立足于人口基数大、人均耕地较少的现实约束,中国实行严格的土地审批管理制度,对城市新增建设用地进行土地供给的指标控制,限制土地市场的无序供应和城市面积的盲目扩张。但是,政府部门对城市建设用地的行政配额是一种典型的非市场因素,扭曲了城市建设用地的价格显示机制,可能会损害城市内土地要素的配置效率(杨其静等,2014)。

2020年,国务院颁布的《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》指出,以土地审批管理制度的改革为突破口,促进土地要素市场化配置。中央政府在用地审批问题上逐步“放权”,简化并改进审查内容,提高建设项目用地预审效率,如《国务院关于授权和委托用地审批权的决定》提出改革土地管理制度,下放土地审批权限,赋予省级人民政府更大用地自主权。

城市建设用地的审批管理制度改革如何影响土地要素配置效率?本文利用2011年报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点和微观层面企业数据,识别土地审批管理制度改革改善土地要素配置效率的因果效应和微观机制。具体地,本文采用全国企业税收调查数据库中2008—2014年的企业微观数据,对城市内企业间土地错配程度进行测算,并借助始于2011年的报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点作为外生冲击,构造渐进式双重差分模型,识别市场化改革缓解城市内土地错配的因果效应。研究发现,建设用地审批制度改革试点总体上显著降低了城市内企

业间土地错配程度,促进土地资源的优化配置。本文通过检验企业持有土地的微观变化探究其作用机制,并提供了基于地方政府激励的一种解释。具体而言,建设用地审批制度改革试点提高了地方政府出让土地的灵活性,方便地方政府在取得用地指标后再搜寻合适的用地企业,促进土地精细化供应,有助于地方政府更好发挥地方信息优势、促进土地供应与具体用地企业的市场匹配,相对降低了对亩均产出更低、亩均税收更低企业的土地供给。异质性分析发现,在土地要素市场化程度较低、市场化总指数较低或地方财政压力较大的城市,用地审批改革试点对土地错配的缓解效应更加显著。最后,本文考察要素错配的经济后果发现,土地错配的缓解有利于城市工业产出的增长。

本文可能的边际贡献体现在:①利用土地审批制度改革试点,揭示了在发展中国家规制导致土地要素错配的表现形式和微观机制。规制是错配产生的重要制度基础(Restuccia and Rogerson, 2017),现有文献观察到土地市场规制是导致土地要素错配的主要因素(Hsieh and Moretti, 2019; Adamopoulos et al., 2022),但关于政府内部规制导致土地要素错配的直接证据较少。本文考察的土地审批制度改革是一次典型的政府规制改革,涉及土地审批权力从中央政府向地方政府下放的过程,有助于检验和揭示政府内规制放松改善土地要素配置的内在机理,丰富理解土地要素错配来源的理论依据和经验证据。②考察企业使用土地要素的存量特征,弥补了中国土地要素错配的相关研究对企业土地存量信息的遗漏问题。现有研究土地要素错配的文献更多将研究重点放在新增土地市场,充分讨论了土地出让制度(杨其静等, 2014)、土地出让逻辑(张莉等, 2011)和土地出让结构(雷潇雨和龚六堂, 2014)对城市土地要素错配的影响,尚未有文献对城市内企业土地要素存量的配置效率进行评价。本文全面地展示了中国企业真实的土地使用情况,在设置企业生产函数、计算全要素生产率和测度土地要素错配的全过程中,纳入企业实际使用的土地要素数量,较好地弥补了这一类文献对企业土地存量信息的遗漏问题。③将土地要素错配的话题拓展到城市内部,观察土地要素在企业间的流动方向。关于土地要素错配的研究往往在宏观层面展开,通常将城市的用地价格刚性(Hsieh and Moretti, 2019)、土地用途结构失衡(张莉等, 2022)等城市层面的宏观指标作为土地要素错配程度的指示变量,忽视了土地要素在城市内部微观个体间的流动。本文利用外生的市场化改革,识别改革改善土地错配的微观机制,探究土地要素在企业间的再配置特征。

二、文献综述

1. 规制和要素错配

规制是错配产生的重要制度基础(Restuccia and Rogerson, 2017),其中,政府的行政规制是比较常见的规制形式,行政规制导致要素错配的理论机制主要体现为两个方面:

(1)静态的行政制度规制是常见的要素错配来源,有研究发现税收和市场规制是这种错配发生的典型场景。当税务系统外生地按照企业自身特征进行征税并导致生产相同商品的企业面临不同的真实税率(陈晓光, 2013; Fajgelbaum et al., 2019),关税按照外生的商品类目进行区别化征收(Bond et al., 2013),劳动力市场存在保护性规制(Rabinovich and Wolthoff, 2022),商品市场存在限制企业定价规制(Bulow and Klemperer, 2012),以及土地市场存在外生的空间规划(Restuccia and Rogerson, 2017)等规制时,扭曲的市场结构将导致要素配置水平偏离经济的最优状态。

(2)具有偏向性的行政制度安排同样会产生要素错配。信贷补贴(Jo and Senga, 2019)、不公平的政府采购招投标(Colonnelli and Prem, 2022)、偏向性的要素市场准入限制(Dower and Markevich, 2018)均会导致要素配置效率低下。本文的研究重点在于识别一项土地审批管理制度的改革优化

土地配置效率的净效应和微观机制,将政府规制相关研究拓展到土地领域,揭示了规制产生要素错配在土地市场上的具体表现形式。

2. 土地审批管理制度和土地要素配置效率

已有文献主要是关于宏观层面土地审批管理制度变迁的定性影响,仍然缺乏有微观基础的实证研究和机制讨论。已有文献指出,中国城市建设用地审批制度效率低下,并研究了审批制度效率低下的可能因素,以及相关改革可能引致的土地利用低效问题(董祚继等,2009)。在定量分析方面,陈宇琼和钟太洋(2016)发现,土地审批权的上收对促进耕地保护有积极作用;张莉和刘昭聪(2021)发现,土地审批权下放在总体上提升了城市全要素生产率。总之,迄今对于土地审批管理制度这一重要话题的实证研究有待进一步挖掘,尚未有文献对土地审批制度改革与土地错配之间的关系进行研究。城市建设用地的审批管理制度改革如何影响土地要素配置效率?针对这一问题的回答,可以从城市经济学和转型经济两方面来梳理相关文献。

(1)从城市经济学相关文献看,自上而下的土地审批管理制度可以被抽象为一种土地市场的供给管制。其中,供给管制在城市经济学经典的空间模型中往往被刻画为房地产市场的供给弹性(Mayer and Somerville, 2000),而房地产市场的供给弹性被认为是决定城市间或城市内一系列要素配置效率水平的关键因素(Hsieh and Moretti, 2019)。Glaeser et al.(2005)构造一般均衡模型,发现土地供给弹性决定了城市应对生产率冲击的模式,当出现生产率的正向冲击时,土地供给弹性高的地区更容易形成大城市,而土地供给弹性低的地区更容易形成高工资和高房价共存的情况。范剑勇和莫家伟(2014)认为,中国地方政府的引资竞争将土地向工业部门倾斜,导致商业和住房用地的价格刚性。Hsieh and Moretti(2019)认为,美国大城市的土地使用约束降低了住房市场的供给,阻碍劳动力向高生产率地区流动,极大地影响了城市间的要素空间配置。

城市经济学相关文献更加关注管制政策对本地房地产市场供给弹性的影响,强调在空间一般均衡模型的框架下分析劳动力在城市间的配置效率。而本文与这类文献的差异体现在:①强调城市内部的土地配置。本文对配置的讨论更多聚焦在企业之间的边际改善,将配置话题从城市间细化到城市内部,讨论放松规制改善城市内部要素配置水平的机制。②研究异质性企业的配置问题。城市经济学相关文献对企业的刻画比较简洁(Diamond, 2016),没有考虑当企业异质时要素配置的流动特征,而本文则尝试在要素配置话题中刻画出企业特征。③讨论中国背景下的土地供给管制以及改革效果。2011年之前,中国土地市场的土地供给管制不仅包括省级层面的新增用地额度管制,还包括具体用地项目的合规性管制,管制具有筛选用地项目的偏向性特征,现有文献极少深入研究这种类型的管制政策。此外,管制的放松涉及中央政府对地方政府的权力下放,这种跨行政层级的政策改革同样很少被这类文献所观察到。

(2)从转型经济相关文献看,土地审批管理制度改革涉及中央政府向地方政府下放权力的过程,这一类“简政放权”式的制度改革能够激发市场参与者(土地批租者和用地企业)追求收益最大化的市场活力,这意味着改革使得地方政府能够充分利用自身的信息优势,优化要素配置效率(Meggison and Netter, 2001)。而关于地方政府信息优势的讨论可以抽象为多层级组织结构中权力的合理分配。Aghion and Tirole(1997)强调,信息在组织中的分布决定了组织中真实的权力结构,一旦信息分布和正式权力结构不匹配,各级组织最优目标的差异将导致组织的无效率。为了实现组织的有效率,调整组织中的权力分布将提高各级组织的积极性(Acemoglu et al., 2006; Huang et al., 2017)。

转型经济相关文献主要关注组织权力结构的合理分配,以及权力再分配之后的直接影响。本文对这一类文献的补充体现在将转型经济的量化研究引入土地要素配置领域。已有的精细研究集

中于企业的委托代理问题和国有企业改革,更多地讨论资本要素配置,而本文将转型经济的体制改革研究深入土地市场,探究改革对微观企业土地要素的配置改善效果。

三、制度背景与理论分析

1. 制度背景:报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点

中国城市建设用地受土地审批管理制度的严格规制。土地审批管理制度主要包括建设项目用地预审、农用地转用审批、土地征收审批以及土地供应审批,涉及中央与地方多级政府相应的土地管理职能。^①其中,报国务院批准的城市建设用地审批制度^②是土地审批管理制度的重要组成部分,原国土资源部在1999年认定共有84个城市的农用地转建设用地需报国务院批准。^③2000年进一步调整和细化了报国务院批准的建设用地审查的申报材料、内容以及相关规范。2002—2006年,政府部门相继印发多份与建设用地审查报批工作相关的通知,围绕规范管理的主线完善审批制度,现行的报国务院批准建设用地审批制度的审批范围、方式等逐步得到完善。2011年,在原有需报国务院批准的84个城市的基础上,新增22个城市。

2011年,原国土资源部发布《关于开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点的通知》,决定开展改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点。该试点政策旨在提高用地审批效率,保障城市建设用地需要,其主要内容为:地块的审查职责下放到省级政府。在试点城市,按照中央“批规模、控结构”,地方“管项目、落用地”的原则划分审查职责,由省级部门对具体用地是否符合相关要求进行审核;在省级审核农用地转用和土地征收实施方案时,再开展实质性审查,以促进审查工作效率的提高,减少重复审查。该试点政策分为三个批次推广实行。^④第一批次:2011年,改进报国务院批准城市建设用地审查报批工作试点在首批35个试点城市正式开展。第二批次:2012年,在原有35个试点城市基础上,新增20个试点城市。第三批次:2016年,试点政策范围进一步扩大到全部报国务院批准用地城市(共106个)。

该建设用地审批制度改革试点内涵经济学意义体现在:减少土地市场规制,提高地方政府的土地供应灵活性。地方政府无须提前向中央政府报送具体地块的配套项目信息,方便地方政府在取得用地指标后再匹配合适的用地企业,提高了地方政府出让土地的灵活性,有助于地方政府充分发挥其信息优势,在土地市场上为企业提供符合其需求的土地。

2. 理论分析:OP错配模型

Olley and Pakes(1996)(简称OP)认为提高整个行业产出的关键是:在资本、劳动和企业生产效

① 1987年以来,中国土地审批管理制度经历了多次政策调整,主要改革方向是“简政放权”,呈现从“中央政府既管总量又管项目”到“中央政府掌握新增土地指标总额,地方政府自主参与土地一级市场”的改革特征,在这期间,地方政府在土地审批管理制度中的自主性逐渐提高,负责具体用地项目的供应审批和落地审查工作。2019年国务院出台的《关于建立国土空间规划体系并监督实施的若干意见》强调,建设用地规划审批的改革原则为“谁审批、谁监管”。

② 在土地利用总体规划确定的直辖市、计划单列市和省、自治区人民政府所在地的城市以及人口在50万以上的城市建设用地规模范围内,为实施该规划按土地利用年度计划分批次用地,占用土地涉及农用地转建设用地的,需报国务院批准。

③ 报国务院批准用地初期84个城市名单参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

④ 各批次试点城市名单参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

率等要素禀赋不变的前提下,固定要素(Fixed Factor)被重新分配到生产效率更高的企业。^①在OP的理论框架下,当资本和劳动要素禀赋固定不变时,提高行业产出的方式为:提高企业自身的生产效率或提高企业间的要素配置效率。为简洁表述,OP构造式(1)计算行业内企业群的加权生产率 Φ_g ,用于表示行业整体的生产效率水平。需要说明的是,行业内企业群的加权生产率 Φ_g 既包括企业自身生产效率的平均水平,也包括企业间的要素配置效率水平。

$$\Phi_g = \sum_{i=1}^n s_i \phi_i \quad (1)$$

其中,微观企业生产率 ϕ_i 的权重 s_i 为企业 i 所持有的要素存量在行业内企业群 g 中所占要素份额,这意味着在行业内企业群 g 中,保有要素存量更大的企业 i 的生产率 ϕ_i 将得到更高的权重,既刻画行业内生产要素向高效率企业集中的程度,也反映企业生产效率的平均水平。

Duranton et al.(2015)将这一分析框架的研究对象确定为土地要素(一种资本要素)。如式(2)所示,行业内企业群的加权生产率 Φ_g 被拆分成具有经济学含义的两个部分:一是代表行业生产率水平的企业全要素生产率的算术平均值 $\bar{\phi}_g$;二是代表行业要素配置水平的企业全要素生产率与企业土地要素存量的协方差。其中, $\bar{s}_g = 1/n$ 。

$$\Phi_g = \bar{\phi}_g + \sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s}_g)(\phi_i - \bar{\phi}_g) \quad (2)$$

此时,设定行业内企业群 g 的要素错配 mis_g 在数量上等于加权生产率 Φ_g 与算术平均生产率 $\bar{\phi}_g$ 之差的相反数:

$$mis_g = -(\Phi_g - \bar{\phi}_g) = -\sum_{i=1}^n (s_i - \bar{s}_g)(\phi_i - \bar{\phi}_g) \quad (3)$$

其中,行业内企业群 g 的要素错配指数 mis_g 的函数形式可以被解读为:在企业群 g 中,企业间土地要素的错配程度由微观企业持有的要素份额与其全要素生产率的相关性所决定,当两者相关性更强,如具有更高全要素生产率的企业持有更多土地份额时, mis_g 将变得更小。错配指数 mis_g 的下降意味着在城市一行业内企业间土地要素的配置效率水平得到改善。

建设用地审批制度改革试点可以被抽象为一次减少土地市场规制和摩擦的外生冲击,可能会促进地方政府为高效率企业提供更多土地要素,或引导低效率企业减少土地要素。在中国的现实背景下,中央政府深度参与土地供应的审批过程,缺乏本地信息的中央政府往往无法观察到用地企业的真实生产效率,在工业项目的预审环节更有可能偏向为大型企业而非高效率企业配置更多土地要素,使得企业的土地存量占比 s_i 与企业的生产效率 ϕ_i 之间的正相关关系不明确,导致较低的土地要素配置效率水平。而建设用地审批制度改革试点提高了地方政府供应土地的灵活性和及时性,有助于地方政府发挥地方信息优势,在土地市场上为企业提供符合其需求的土地。

四、数据、变量与研究设计

1. 数据来源

根据相关文件,本文整理了84个报国务院批准建设用地城市名单和两批共55个试点城市名单。其中,84个样本城市名单由《报国务院批准的建设用地审查办法》确定,55个样本城市名单由本文依据相关法律规定向有关部门提出的信息公开申请所得。

^① OP将行业内固定要素集中到具有较高生产效率企业的现象称为“形成更具竞争力的行业结构”。

本文使用的微观企业相关数据来源于全国企业税收调查数据库(简称“税调数据”)。^①“税调数据”每年被调查企业的增值税税收收入约占全国增值税总收入的75%。本文经数据处理最终用于实证分析的企业观测值共计158928个,约占原始数据库中制造业企业总观测值的7.42%。此外,本文使用的城市层面经济数据来源于历年《中国城市统计年鉴》、CEIC数据库、国信房地产信息网城市年度库。综合考虑微观企业数据可得性,以及可能干扰识别的其他改革的发生时点,本文使用2008—2014年84个城市的数据。

数据的清洗过程如下:①剔除数据缺失严重的拉萨市的样本;②只保留原始数据库中行业大类标识为“制造业”的工业企业,并将企业在2011年及其之后的两位数行业代码按照《2002年国民经济行业分类》(GB/T4754—2002)进行统一调整;③剔除“应纳城镇土地使用税税额”和“应税土地面积合计”为缺失值或零值的样本;④剔除企业当年“新增固定资产投资”“工业增加值”和“固定资产”小于等于零或为缺失值的样本;⑤剔除“职工人数”小于等于8或为缺失值的样本;⑥分别剔除每个行业中企业“工业增加值”“职工人数”“固定资产”“土地面积存量”和“新增固定资产投资”上下1%的极端值;⑦剔除“烟草制造业”和“石油加工、炼焦及核燃料加工业”企业样本;⑧若当年城市一行业企业群中企业数量不足5家,则在计算土地错配时剔除该城市一行业层面数据。

2. 变量说明

本文参考Duranton et al.(2015)的方法,将Olley and Pakes(1996)中“为高效率的企业配置更多的生产要素”的评价标准作为量化土地要素配置效率的原则,并利用OP方法构造全国地级市层面的区域内土地要素错配指数 MIS ,量化各个城市内部企业间土地要素错配的程度。^②值得注意的是,在计算城市层面的区域内土地要素错配指数之前,本文将先计算每个城市各行业内的土地要素错配指数 mis ,通过加权加总方式得到整个城市的土地要素错配指数。

在城市层面的基准回归中, MIS_{ct} 为被解释变量,表示城市 c 在 t 年的城市内企业间土地要素错配指数,为城市层面数据。在城市一行业层面的回归中,被解释变量 mis_{cti} 表示第 t 年城市 c 的 i 行业内企业间土地要素错配指数,为城市一行业层面数据。由于“税调数据”中“新增固定资产投资”信息较为完善且零值较少,本文使用更符合数据优势的OP方法计算企业全要素生产率,此外,在稳健性检验中使用固定效应方法计算企业的全要素生产率。最后,本文依据“应纳城镇土地使用税税额=实际占用的土地面积×适用单位税额”的计算公式得到企业的土地存量信息。具体而言,“税调数据”于2011年及之后在“城镇土地使用税”的相关条目中披露被调查企业的“应纳城镇土地使用税税额”和“应税土地面积合计”,而2011年之前只公布“应纳城镇土地使用税税额”,本文利用计算得到2011年企业对应的“适用单位税额”补全企业面板数据的缺失指标,估算出企业在2008—2010年对应的“应税面积合计”,即得到企业在2008—2014年全部样本期内的土地面积存量信息。

为缓解遗漏变量问题,本文在基准回归中分别加入城市层面的控制变量 $\sum CV_{ct}$ 和城市一行业层

① 本文具有2008—2015年的“税调数据”权限,但只能计算得到2008—2014年的企业全要素生产率。原因在于:首先,2015年的“税调数据”未公开企业的“工业增加值”,换用其他指标进行估算将不可避免地导致测量误差的问题;其次,使用OP方法计算企业全要素生产率时,需要纳入指示“企业退出”的变量,本文将“企业退出”定义为“企业在下一年度不存在于数据库中”,而2015年作为数据库的最后一年,所有企业在2015年都将被标记为“退出企业”。

② 从经济学含义看,Olley and Pakes(1996)对于要素错配改善的定义与Hsieh and Klenow(2009)较为接近,都暗示要素从低效率企业向高效率企业流动能够改善经济要素配置效率。

面的控制变量。^①

3. 计量模型与识别策略

本文利用报国务院批准城市建设用地审批制度改革的外生冲击,采用双重差分法,估计建设用地审批制度改革对城市内土地错配的影响。按照相关规定,需报国务院批准建设用地的城市在初期共有84个。^②2011年,开展首批建设用地审批制度改革试点,将35个城市确定为首批试点城市,并在2012年继续纳入20个试点城市。因此,本文将初期确定的报国务院批准建设用地的城市作为研究总样本,共84个。其中,处理组是包含在第一批、第二批试点中的城市(共53个^③);控制组是其余的非试点城市(共31个)。由于试点工作分两批次在2011年和2012年开展,本文采用式(4)所示的连续时间双重差分模型:

$$MIS_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{ct} + \alpha_2 \sum CV_{ct} + \lambda_t + \mu_c + \varepsilon_{ct} \quad (4)$$

其中,下标 c 、 t 分别表示城市、年份。被解释变量 MIS_{ct} 表示城市 c 在 t 年的城市内企业间土地要素错配情况。 DID_{ct} 为该模型的核心解释变量,若城市 c 在 t 年处于参与试点状态,取值为1,否则为0。 $\sum CV_{ct}$ 为城市层面的控制变量。 μ_c 、 λ_t 分别表示城市和时间的固定效应虚拟变量。 ε_{ct} 为随机扰动项。在该模型中,系数 α_1 反映建设用地审批制度改革试点政策对城市内土地错配指数的因果效应。实证过程均把标准误差聚类到城市层面。

在以上基准回归模型中,本文采用城市层面的土地错配指数进行回归分析。为保证结果的稳健性,本文进一步使用城市一行业层面的土地错配指数进行回归。这意味着将试点城市中的各城市一行业企业群视为处理组,非试点城市中的各城市一行业企业群视为控制组。由于城市一行业层面的回归模型忽略了不同行业间权重的差异,因此,本文认为城市层面的回归结果能更准确地度量政策效应:

$$mis_{cti} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{ct} + \alpha_2 \sum CV_{ct} + \alpha_3 \sum CV_{cti} + \lambda_t + \mu_c + \sigma_i + \varepsilon_{cti} \quad (5)$$

其中, i 分别表示二位数行业。被解释变量 mis_{cti} 表示城市 c 在 t 年 i 行业内的企业间土地要素错配情况。 $\sum CV_{cti}$ 分别行业层面的控制变量。 σ_i 分别表示行业的固定效应虚拟变量。 ε_{cti} 为随机扰动项。其余变量与式(4)一致。

五、实证分析

1. 基准回归

基本结果如表1所示。第(1)、(2)列以使用城市一行业内土地错配指数加权得到的城市内土地错配指数 MIS 作为被解释变量,第(1)列控制了城市固定效应、年份固定效应,第(2)列则继续加入城市层面的控制变量。第(3)、(4)列直接采用城市一行业内土地错配指数 mis 作为被解释变量,同时控制了城市固定效应、年份固定效应和行业固定效应,其中,第(4)列相较于第(3)列继续加入了城市一行业层面的控制变量。实证结果表明,无论以城市内土地错配指数 MIS 还是城市一行业内土地错配程度 mis 作为被解释变量,试点政策的回归系数均在5%的水平上显著为负。^④这说明,

① 变量的描述性统计参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

② 2011年新增22个城市建设用地报国务院批准城市,与试点政策时间重合,为排除干扰,不纳入研究之中。

③ 由于第一批、第二批试点城市(共55个)中的盘锦市、南通市不在报国务院批准用地初期84个城市中,为2011年新增报国务院批准城市,故不纳入研究,其余53个试点城市视为处理组。

④ 为确保基准回归结果的稳健性,本文分别使用Levinsohn and Petrin(2003)和Akerberg et al.(2015)两种方法测算企业全要素生产率并计算土地要素错配指数,具体结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

表1 基准回归结果

	城市内土地错配指数		城市—行业内土地错配指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>DID</i>	-0.0838** (-2.5954)	-0.0874** (-2.5915)	-0.0511** (-2.0970)	-0.0587** (-2.3600)
ln辖区内人口数		0.8395*** (2.9852)	0.7239*** (3.2689)	0.7047*** (3.4251)
ln人均GDP		0.0140 (0.0638)	0.1247 (0.8597)	0.0981 (0.6674)
ln城市固定资产投资		0.0581 (0.5693)	0.0246 (0.3142)	0.0521 (0.6481)
ln城市面积		-0.3477* (-1.8140)	-0.2441 (-1.2856)	-0.2109 (-1.2173)
城市—行业集中度				-0.6107*** (-10.2930)
ln城市—行业规模				-0.0451*** (-3.7847)
ln城市—行业企业数				-0.1066*** (-4.3114)
常数项	-0.1881*** (-17.9201)	-3.1667 (-1.6472)	-3.2045** (-2.1231)	-2.4703 (-1.5887)
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	否	否	是	是
调整R ²	0.3478	0.2260	0.0827	0.1230
N	523	523	5919	5919

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%的水平上显著。以下各表同。

实施用地审批制度改革试点政策的城市在改革后土地要素的配置效率得到了改善,初步证明改革提高土地供应灵活性,促进土地精细化供应,降低土地市场的交易成本和市场摩擦,充分发挥地方政府信息优势能够有效地提高地区的土地要素配置效率。

2. 稳健性检验^①

(1)更换被解释变量,改用固定效应方法计算企业全要素生产率。在基准回归中,由于“税调数据”中“新增固定资产投资”信息较为完善且零值较少,本文使用更符合数据优势的OP方法计算企业全要素生产率。此外,本文还使用固定效应方法计算企业全要素生产率,并由此重新测算城市层面错配指数和城市—行业层面错配指数。结果显示,在将基准回归的被解释变量替换为重新测算的错配指数后,试点政策的回归系数依然显著为负,这说明本文基准回归结果比较稳健。

(2)去除一线城市样本。为排除一线城市特殊性带来的潜在干扰,本文剔除一线城市的样本重复基准回归。结果表明,试点政策依然显著降低了土地错配程度。

(3)控制城市初期的土地错配水平。在选择试点城市的过程中,城市土地资源分配情况可能被

^① 稳健性检验结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

纳入政府的决策考虑,从而造成估计的误差。为缓解可能带来的内生性问题,本文在回归中加入试点政策前1年的城市内土地错配指数。结果显示,核心自变量系数仍然负向显著。

(4)平行趋势检验。双重差分模型的关键假设前提是,处理组和控制组在外生冲击前应当有一致或相近的变化趋势,不能存在显著的趋势差异。对此,本文采用事件研究法进行平行趋势检验。根据每条数据与所对应城市实施用地审批制度改革试点的相对时间,定义从 DID_{ct}^{-4} 至 DID_{ct}^{+3} 共8个虚拟变量。当且仅当在 t 年恰好为城市 c 所属试点批次对应的试点时间之后(或之前) j 年时, $DID_{ct}^{+(-)j}$ 为1,其余情况为0。为避免多重共线性,试点政策前1年被设定为基准期,此处没有汇报 DID_{ct}^{-1} 的系数。本文检验了试点政策实施前4年至后3年共8年的错配趋势变化,如图2所示。平行趋势检验结果显示,无论以城市内土地错配 MIS 还是城市一行业内土地错配 mis 作为被解释变量,试点政策实施之前年份所对应的变量 DID_{ct}^{-4} 、 DID_{ct}^{-3} 、 DID_{ct}^{-2} 的系数均不显著,表明处理组和对照组的土地错配指数在试点政策实施之前不存在显著的趋势差异,双重差分模型的估计结果稳健。在试点政策推出后,以城市内土地错配 MIS 为被解释变量的回归中,对应变量的系数在政策实施当年转为负数,次年对应系数在10%的水平上显著为负;以城市一行业内土地错配 mis 为被解释变量的回归中,对应变量的系数在政策实施当年即在10%的水平上显著为负。以上结果表明,本文的基准结果满足双重差分法的基本假定,通过平行趋势检验。

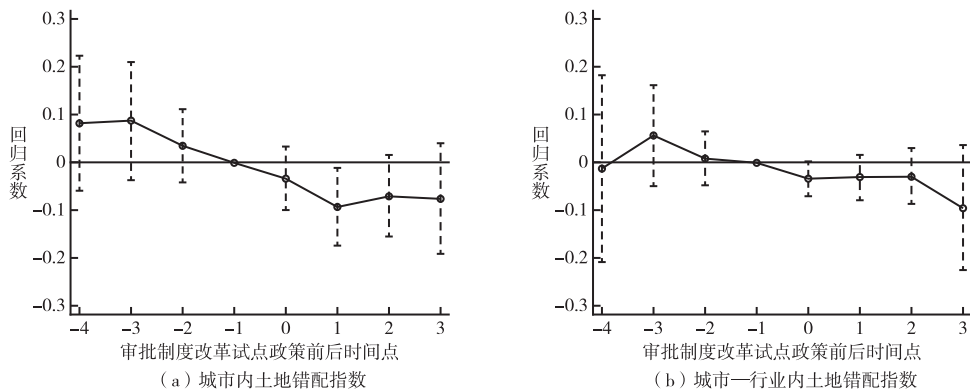


图2 基准结果的平行趋势检验

(5)安慰剂检验。为确保基准回归结果的稳健性,本文随机选择34个和19个样本城市作为第一批、第二批处理组城市,重新进行基准回归。本文将城市内土地错配指数 MIS 作为被解释变量,使用计算机重复随机抽取500次处理组。结果表明,基于500次随机分配得到的样本的检验中,主要系数估计值以0为中心集中分布,但基准回归结果估计的系数却显著异于0,再次说明本文的基准回归结果是比较稳健的。

(6)多期双重差分的稳健估计方法。计量经济学领域的最新研究成果表明,当试点政策在不同时点开展时,双向固定效应下得到的多时点DID回归估计值可能存在偏差(Goodman-Bacon, 2021),这是由处理时点差异和异质性处理效应所导致的结果。本文分别将Callaway and Sant' Anna (2021)的稳健估计方法和堆叠DID方法(Stacked Regression Approach)应用于本文的基准模型中,重新估计试点政策的平均处理效应,两种稳健估计方法的结果均显著为负,且与基准回归结果相近,表明采用更稳健的估计方法后,建设用地审批制度改革试点政策仍然显著降低土地错配。

六、机制分析

本文尝试从微观企业的视角,识别建设用地审批制度改革试点政策对微观企业土地要素存量的异质性影响,探究改革试点政策改善土地要素配置效率的微观机制。具体而言,本文以企业土地面积的对数作为被解释变量,将报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点政策作为外生冲击,在基准回归控制变量和固定效应的基础上,继续控制企业层面控制变量,检验改革试点政策对各类企业土地面积的影响。进一步地,本文根据企业亩均产出、亩均税收等多项指标的高低进行分样本回归,以检验改革试点对不同特质企业土地占有面积的异质性影响。本部分回归控制了城市、年份和行业固定效应,并将标准误聚类到城市层面。

在用地审批改革试点政策后,地方政府出让土地的灵活性得以提升,土地市场的交易成本和市场摩擦得到缓解,出于提高区域总产出、增加财政收入和改善土地使用结构的目标,地方政府可能在土地市场上主动识别并排除土地边际报酬更低的企业,从而实现在土地要素禀赋受限的前提下提高区域长期的工业总产出和税基。

1. 土地边际报酬

在新古典经济学中,企业投入要素的边际报酬直接反映企业每多投入1单位要素能够获得的产出,在完全竞争市场的假设下,企业将在要素边际报酬等于平均报酬时达到最优的生产规模。地方政府通过行政部门数据可以方便地获知企业的经营信息,具有地方信息优势的地方政府更有可能观察到企业当前的土地平均报酬并将其看作土地边际报酬,在用地审批制度改革试点后,主动为土地边际报酬异质的企业匹配合适的地块,使得企业的土地要素总投入和总产出接近最优生产规模,从而缓解土地过量投入所产生的土地浪费。

本文分别按照企业的土地平均报酬(边际报酬)的高低进行分样本回归,考察改革试点政策对于土地平均报酬不同的企业所占有土地面积的异质性影响。表2第(1)、(2)列分别汇报了试点政

表2 用地审批制度改革试点对企业土地存量的影响:按土地边际报酬分组

	ln企业土地面积					
	亩均 增加值高	亩均 增加值低	亩均 产值高	亩均 产值低	亩均 所得税高	亩均 所得税低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DiD</i>	-0.0579 (-1.5046)	-0.0532* (-1.8919)	-0.0589 (-1.4348)	-0.0461** (-2.0379)	-0.0546 (-1.5221)	-0.0703** (-2.2181)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
行业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.4391	0.3993	0.4521	0.4261	0.4093	0.3966
N	66879	53276	66520	53636	81083	39072

策对亩均增加值高和亩均增加值低企业土地存量的影响,第(3)、(4)列分别为亩均产值高或低的分组回归,第(5)、(6)列分别为亩均所得税高或低的分组回归。

表2第(2)、(4)和(6)列较低组的结果表明,亩均增加值低、亩均产值低和亩均所得税低的企业分组中解释变量系数均至少在10%的水平上显著为负,而第(1)、(3)、(5)列较高组的解释变量系数均不显著。这意味着用地审批改革试点政策相对减少了土地边际报酬较低企业持有的土地存量,而对亩均增加值高、亩均产值高、亩均所得税高的高土地利用效率企业没有显著影响。这暗示了地方政府具有更强的地方信息优势,能够在土地市场上识别土地边际报酬更低的企业,并减少土地资源向这类企业集中,从而缓解土地过量投入产生的土地浪费。

值得注意的是,地方政府在用地审批制度改革试点政策后主动减少为土地边际报酬较低的企业供地的实证结果存在竞争性假说,即土地边际报酬较低企业的土地存量下降可能不来源于地方政府的地方信息优势和主动配置,而来源于地方政府在土地市场上对小企业的忽视。为排除这一竞争性假说,本文分别按照企业的总产出指标的高低进行分样本回归,考察试点政策对于总产出不同的企业所占有土地面积的异质性影响。表3第(1)、(2)列分别汇报了试点政策对总增加值高和总增加值低企业土地存量的影响,第(3)、(4)列分别为总产值高或低的分组回归,第(5)、(6)列分别为所得税高或低的分组回归。

表3 用地审批制度改革试点对企业土地存量的影响:按总产出分组

	ln企业土地面积					
	增加值高	增加值低	总产值高	总产值低	所得税高	所得税低
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	-0.0790*** (-3.0257)	-0.0391 (-1.0783)	-0.0836*** (-3.1038)	-0.0426 (-1.1322)	-0.0612** (-2.1909)	-0.0538 (-1.5827)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
行业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
调整R ²	0.2781	0.2514	0.2642	0.2441	0.3163	0.3120
N	65559	54596	64996	55160	81176	38979

表3第(1)、(3)、(5)列较高组的结果表明,增加值高、总产值高和所得税高的企业分组中解释变量系数均至少在5%的水平上显著为负,而第(2)、(4)、(6)列较低组的解释变量系数均不显著。这意味着用地审批制度改革试点政策相对减少了总产出较大企业的土地存量,拒绝了地方政府在土地市场上忽视总产出较小企业的竞争性假说。这暗示了试点政策转变了地方政府偏好为大型企业倾斜资源的要素配置逻辑,缓解了为中小企业供地时被中央政府否决或审批周期过长的潜在风险,促进了土地要素配置效率的提升。

2. 重点产业政策

前文结果显示,实施建设用地审批制度改革试点政策后,配置给亩均产出较低、亩均税收较低

企业的土地面积相对减少。考虑到地区发展战略和产业政策目标,地方政府可能在根据上述指标进行配置的同时,给予重点产业企业一定的政策倾斜。因此,本部分将在前文研究发现的土地面积相对减少的企业样本中,检验政府的土地配置行为是否受到重点产业政策的影响。

根据各样本城市所属省份“十二五”期间重点产业清单,本文在土地面积相对减少的亩均产出较低、亩均税收较低的企业样本中,进一步按照企业所属产业是否是该地重点产业进行划分。表4的结果显示,在用地面积相对减少的亩均增加值较低、亩均产值较低、亩均所得税较低的企业样本中,非重点产业企业的用地面积显著减少,而重点产业企业则没有受到明显影响。

表4 用地审批制度改革试点对企业土地存量的影响:按重点产业与否分组

	ln企业土地面积					
	亩均增加值低		亩均所得税低		亩均产值低	
	重点	非重点	重点	非重点	重点	非重点
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Did</i>	-0.0012 (-0.0395)	-0.0799** (-2.4722)	-0.0402 (-1.0218)	-0.0962** (-2.2309)	-0.0193 (-0.6652)	-0.0517** (-2.0107)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
行业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
企业层面控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.3933	0.4411	0.4015	0.4034	0.4162	0.4791
N	21796	31479	15732	23338	21925	31710

由此可知,试点政策后,拥有更高土地出让灵活性的地方政府更有可能在土地市场上发挥地方信息优势,表现出主动引导产业空间发展的特征,减少为亩均产出较低、亩均税收较低的非重点产业企业配置土地。同时,地方政府综合考虑地方产业升级发展的目标,给予重点产业企业用地上的政策倾斜,基本维持了重点产业企业土地存量的稳定。

七、进一步分析

1. 拓展性分析:城市异质性

前文结果表明,建设用地审批制度改革试点显著地提高了城市土地配置效率。但是由于各城市发展并不均衡,以上城市在土地出让市场化程度、市场化总指数、地方财政情况等方面有明显的差异。在此背景下,试点政策对土地配置效率的提升作用在不同城市之间是否存在差异?本文进一步检验土地出让市场化水平、市场化总指数、城市财政情况对试点政策的配置效率提升效果的影响。该问题的探讨对于未来类似改革政策的制定具有重要的参考价值,有利于做到因地制宜、精准施策,更好地发挥政策效应。

(1)土地出让市场化程度。土地出让市场化水平与土地配置效率高度相关。张莉等(2013)发

现,非市场因素更多的土地出让方式将损害土地市场的要素配置效率,即协议出让比例越高的城市土地错配越严重,而招拍挂比例则与土地配置效率呈正相关关系。本文使用相关文献中最常用的“招拍挂”占比度量土地出让市场化水平,将样本内的各城市分为较高和较低两组,分别按照基准回归进行检验,结果如表5所示。“招拍挂”占比较低城市核心解释变量在1%的水平上显著为负,而在“招拍挂”占比较高城市试点政策的效应不显著。

表5 用地审批制度改革试点对城市土地错配的影响:按土地出让方式分组

	城市内土地错配指数	
	“招拍挂”占比低	“招拍挂”占比高
	(1)	(2)
<i>DID</i>	-0.1537*** (-3.1407)	-0.0489 (-1.1082)
城市层面控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
城市固定效应	是	是
调整 R ²	0.3882	0.3688
N	250	258

(2)市场化总指数。根据有效市场理论,健全的市场可以通过价格机制准确发现要素价值,从而实现要素配置水平的提升(徐升艳等,2018),要素市场的总体市场化程度、政府与市场关系的处理都将深刻影响资源配置的过程和结果。本文分别按照要素市场化指数、市场化总指数、政府与市场的关系这三个与总体要素市场化程度相关的指标,将样本内的各城市分为较高和较低两组,分别按照基准回归进行检验,结果如表6所示。第(1)、(3)、(5)列分别为要素市场化指数低、市场化总指数低、政府与市场的关系指数低城市样本的回归结果,核心解释变量均在1%的水平上显著为负,说明在总体要素市场化程度较低的城市,土地审批制度改革试点政策显著减少土地错配。第(2)、(4)、(6)列的回归结果显示,在总体要素市场化程度较高的城市,试点政策效应不显著。这说明,推进要素市场化进程、调节好政府与市场的关系是改善要素配置效率的关键,建设用地审批改革等土地制度改革在市场机制不完善的地区表现出对市场机制的良好补充作用。

表6 用地审批制度改革试点对城市土地错配的影响:按要素市场化程度分组

	城市内土地错配指数					
	要素市场化 指数低	要素市场化 指数高	市场化 总指数低	市场化 总指数高	政府与市场 关系指数低	政府与市场 关系指数高
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>DID</i>	-0.1797*** (-3.9650)	-0.0458 (-1.0025)	-0.2260*** (-5.0563)	-0.0080 (-0.1926)	-0.1773*** (-4.4021)	-0.0129 (-0.3607)
城市层面控制变量	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是	是	是
调整 R ²	0.3314	0.4129	0.3510	0.4448	0.3415	0.4655
N	253	255	241	267	241	267

(3)地方财政状况。前文的实证结果表明,土地审批制度改革试点后,在财政激励和晋升激励的双重作用下,地方政府的供地政策偏向亩均税收更多的企业,减少了为亩均税收较低的企业配置土地,从而为亩均高纳税企业留出拓展空间,实现扩大地方政府财政收入的目的。那么,在财政情况不佳或收支缺口更大的城市,地方官员面临着更大的财政压力,可能更有动机加大在供地政策上对亩均税收的关注,减少为亩均税收较低的企业配置土地,试点政策的土地配置优化效应可能更强。本文计算政策实施前1年财政缺口与一般预算内收入之比来度量地方政府面临的财政压力,依据地方政府的财政压力是否大于样本中位数进行分组回归。结果表明^①,试点政策在财政压力较大的城市有显著效果,但在财政压力较小的城市则效果不明显。这说明,财政压力较大的地方政府更有可能充分使用土地审批和配置权力,灵活地为企业匹配适合的工业用地来优化土地配置效率,从而提高本地的产出水平。

2. 福利分析:土地要素错配改善与工业产出

在增长经济学相关文献中,将要素错配作为国际之间产出差异悬殊的重要因素,改善要素配置水平能够提高经济的产出水平成为主要研究观点。直观地,当要素错配出现下降,这意味着具有较高生产效率的企业得以在市场上取得更多的生产要素,进而取得更高的产出,而低生产效率的企业收缩要素的使用水平甚至退出市场。由于高效率企业的要素边际报酬大于低效率企业,在经济要素禀赋不变的前提下,高效率企业的产出提高将大于低效率企业的产出下降,整个经济的总产出将得到边际提升。为进一步量化错配改善与产出之间的相关关系,本文构造如下模型进行分析:

$$Outcome_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 MIS_{ct} + \alpha_2 \sum CV_{ct} + \lambda_t + \mu_c + \varepsilon_{ct} \quad (6)$$

$$PerOutcome_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 MIS_{ct} + \alpha_2 \sum CV_{ct} + \lambda_t + \mu_c + \varepsilon_{ct} \quad (7)$$

其中, $Outcome_{ct}$ 和 $PerOutcome_{ct}$ 为被解释变量,分别表示城市 c 在 t 年的总产出和人均产出。其余变量与前文一致。系数 α_1 反映城市内土地错配指数与城市工业产出之间的相关性。

表7列示了城市层面土地错配对城市工业产出的影响。第(1)、(2)列的被解释变量为城市层面的人均工业增加值和总工业增加值,第(3)、(4)列的被解释变量为城市层面的人均工业产值和总工业产值。回归结果显示, MIS 的系数至少在5%的水平上显著为负,这意味着城市土地要素错配水平下降将显著提高城市的工业产出水平。

表7 城市层面土地错配对工业产出的影响

	城市层面人均增加值	城市层面总增加值	城市层面人均产值	城市层面总产值
	(1)	(2)	(3)	(4)
MIS	-0.2242*** (-3.4526)	-0.6403*** (-3.5574)	-0.2018** (-2.4441)	-0.5681*** (-2.7702)
城市层面控制变量	是	是	是	是
城市固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
调整 R^2	0.6677	0.9256	0.7445	0.9238
N	523	523	523	523

^① 按地方财政状况分组回归的结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

在以上回归模型中,本文采用城市层面的土地错配指数进行回归分析。为保证结果的稳健性,本文还进一步使用城市一行业层面的土地错配指数进行回归。这意味着,将试点城市中的各城市一行业企业群视为处理组,非试点城市中的各城市一行业企业群视为控制组。回归结果与城市层面结果相似,表明城市一行业内企业间土地要素错配水平的下降将显著提高工业产出水平。^①

八、结论与启示

在中国城市化快速推进的过程中,土地审批管理制度在避免土地市场的无序供应、确保城市化统筹区域协调发展起到了重要作用,但城市建设用地的供给总量和供给对象的行政配额是一种典型的非市场因素,扭曲了城市建设用地的价格显示机制,忽视了土地市场真正的参与者(地方政府和用地企业)的地方信息优势,有可能会造成土地市场的匹配机制失灵,损害城市内土地要素的配置效率。开始于2011年的报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点在理论上能够改善土地要素配置效率。该项政策增加了地方政府出让土地的灵活性和自主权,有助于地方政府在取得用地指标后再为企业匹配具体用地,具备地方信息优势的地方政府能够更好地为本地企业匹配合适的土地要素,从而改善企业间的土地配置效率。此外,本文进一步考察土地市场上唯一的批租人(地方政府)的最优目标。地方政府普遍具有提高本地总产出从而扩大本地税基的目标,作为土地市场的供给方,有激励在土地市场上主动搜寻具有较高土地要素边际报酬的企业,为其匹配适宜的土地要素,从而实现在土地要素禀赋不变的前提下促进总产出的边际提高。

本文采用全国企业税收调查数据库中2008—2014年的微观企业数据,对中国城市内企业间的土地错配程度进行测算,并利用双重差分法评估2011年报国务院批准城市建设用地审批制度改革试点对城市内土地错配的影响。研究发现,试点政策总体上改善了土地要素配置效率,降低了城市内企业间土地错配程度。机制研究发现,地方政府相对降低了对亩均产出更低、亩均税收更低企业的土地供给。异质性分析发现,在土地要素市场化程度较低、市场化总指数较低或地方财政压力较大的城市,试点政策对土地错配的缓解效应更加显著。要素错配的经济后果表明,土地错配的缓解有利于城市工业产出的增长。本文的政策启示体现在以下方面:

(1)继续适当下放土地审批权,深化土地审批制度改革。在“十四五”时期构建新发展格局、推动高质量发展的过程中,资源配置效率的提升尤为关键,而本文实证结果显示,土地审批改革试点政策有利于优化土地资源配置、缓解土地错配。当前,应按照“放管服”改革要求持续深化土地审批制度改革,突出地方政府为市场主体提供公共服务的职能,优化地方政府提供公共服务的质量和效率,继续探索地方政府为工业企业精准供地、供给标准化产业用地的创新方法,通过设立产业用地交易大厅、设立公共资源交易中心等创新的制度安排,减少政府内部行政规制、优化城市土地资源的配置效率。

(2)按照中央“批规模、控结构”,地方“管项目、落用地”的原则继续深入探索土地制度改革的新角度和新方式,在土地指标管理制度和土地市场交易制度中突出对卫星遥感数据等先进技术的运用,将数字化土地信息运用于产业用地的指标管理、价格形成和资产评估,在强化中央政府对国土资源监察力度的同时,减少对土地市场主要参与方——地方政府和用地企业的直接干预,实现土地

^① 城市一行业层面的回归结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

要素市场化和土地要素节约使用的双目标。

(3)从提高地方政府供地灵活性的角度,探索深化土地制度改革的方向和具体措施。本文的实证结果显示,地方政府为高效率企业供给更多土地是改善土地要素错配的关键微观机制,这要求进一步减少现有土地制度中对土地供给的行政规制,使得地方政府在土地供给的过程中具有更高的灵活性。例如,适当放松土地二级市场的交易限制,加快地方政府回收和再出让具体地块的行政审批效率,方便企业更加快速、灵活地流转土地使用权。

(4)在制定和实施改革方案时考虑城市之间的差异性。中国各城市在城市规模、等级、土地要素市场化程度和财政状况等方面存在较大差异,在推进土地制度改革的过程中,应当充分考虑各城市具体的经济发展情况,需因地制宜地制定差异化的改革方案和深化路径,重视土地制度改革对经济欠发达地区较好的补短板效果,缓解落后地区由于土地市场尚不健全而产生的土地要素错配。

需要注意的是,本文的土地要素错配模型简化了企业保有土地的异质性,仅将企业保有的土地面积作为企业投入的土地要素的代理变量,可能遗漏了土地的区位特征。虽然这种简化的处理方法和主流的土地要素错配文献相一致,但仍然可能使得本文低估城市内企业间的土地要素错配程度。如何进一步刻画企业持有土地要素的异质性是一个值得继续深入研究的重点问题。

〔参考文献〕

- [1]陈晓光. 增值税有效税率差异与效率损失——兼议对“营改增”的启示[J]. 中国社会科学, 2013, (8): 67-84.
- [2]陈宇琼, 钟太洋. 土地审批制度改革对建设占用耕地的影响——基于1995—2013年省级面板数据的实证研究[J]. 资源科学, 2016, (9): 1692-1701.
- [3]董祚继, 蒋美生, 罗杰, 杜杰灵. 征地审批效率差在哪儿? ——来自重庆、四川、云南等省市的调研[J]. 中国土地, 2009, (6): 1692-1701.
- [4]范剑勇, 莫家伟. 地方债务、土地市场与地区工业增长[J]. 经济研究, 2014, (1): 41-55.
- [5]雷潇雨, 龚六堂. 基于土地出让的工业化与城镇化[J]. 管理世界, 2014, (9): 29-41.
- [6]刘守英, 王志锋, 张维凡, 熊雪锋. “以地谋发展”模式的衰竭——基于门槛回归模型的实证研究[J]. 管理世界, 2020, (6): 80-92.
- [7]徐升艳, 陈杰, 赵刚. 土地出让市场化如何促进经济增长[J]. 中国工业经济, 2018, (3): 44-61.
- [8]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.
- [9]张莉, 高元骅, 徐现祥. 政企合谋下的土地出让[J]. 管理世界, 2013, (12): 43-51.
- [10]张莉, 刘昭聪. 土地审批权下放能提高城市发展质量吗[J]. 经济评论, 2021, (3): 18-36.
- [11]张莉, 陆铭, 刘雅丽. 税收激励与城市商住用地结构——来自“营改增”的经验证据[J]. 经济学(季刊), 2022, (4): 1425-1446.
- [12]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.
- [13]Acemoglu, D., P. Aghion, and F. Zilibotti. Distance to Frontier, Selection, and Economic Growth[J]. Journal of the European Economic Association, 2006, 4(1): 37-74.
- [14]Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer. Identification Properties of Recent Production Function Estimators[J]. Econometrica, 2015, 83(6): 2411-2451.
- [15]Adamopoulos, T., L. Brandt, J. Leight, and D. Restuccia. Misallocation, Selection, and Productivity: A Quantitative Analysis with Panel Data from China[J]. Econometrica, 2022, 90(3): 1261-1282.

- [16] Aghion, P., and J. Tirole. Formal and Real Authority in Organizations[J]. *Journal of Political Economy*, 1997, 105(1): 1-29.
- [17] Bond, E. W., M. J. Crucini, T. Potter, and J. Rodrigue. Misallocation and Productivity Effects of the Smoot-Hawley Tariff[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16(1): 120-134.
- [18] Bulow, J., and P. Klemperer. Regulated Prices, Rent Seeking, and Consumer Surplus[J]. *Journal of Political Economy*, 2012, 120(1): 160-186.
- [19] Callaway, B., and P. Sant'Anna. Difference-in-differences with Multiple Time Periods[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 200-230.
- [20] Colonnelli, E., and M. Prem. Corruption and Firms[J]. *Review of Economic Studies*, 2022, 89(2): 695-732.
- [21] Diamond, R. The Determinants and Welfare Implications of US Workers' Diverging Location Choices by Skill: 1980-2000[J]. *American Economic Review*, 2016, 106(3): 479-524.
- [22] Dower, P. C., and A. Markevich. Labor Misallocation and Mass Mobilization: Russian Agriculture during the Great War[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2018, 100(2): 245-259.
- [23] Duranton, G., E. Ghani, A. G. Goswami, and W. R. Kerr. The Misallocation of Land and Other Factors of Production in India[R]. *World Bank Working Paper*, 2015.
- [24] Fajgelbaum, P. D., E. Morales, J. C. Suárez Serrato, and O. Zidar. State Taxes and Spatial Misallocation[J]. *Review of Economic Studies*, 2019, 86(1): 333-376.
- [25] Glaeser, E., J. Gyourko, and R. Saks. Why Is Manhattan So Expensive? Regulation and the Rise in Housing Prices[J]. *Journal of Law and Economics*, 2005, 48(2): 331-369.
- [26] Goodman-Bacon, A. Difference-in-differences with Variation in Treatment Timing[J]. *Journal of Econometrics*, 2021, 225(2): 254-277.
- [27] Hsieh, C. T., and E. Moretti. Housing Constraints and Spatial Misallocation[J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2019, 11(2): 1-39.
- [28] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [29] Huang, Z., L. Li, G. Ma, and L. C. Xu. Hayek, Local Information, and Commanding Heights: Decentralizing State-owned Enterprises in China[J]. *American Economic Review*, 2017, 107(8): 2455-2478.
- [30] Jo, I. H., and T. Senga. Aggregate Consequences of Credit Subsidy Policies: Firm Dynamics and Misallocation[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2019, 32: 68-93.
- [31] Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.
- [32] Mayer, C. J., and C. T. Somerville. Residential Construction: Using the Urban Growth Model to Estimate Housing Supply[J]. *Journal of Urban Economics*, 2000, 48(1): 85-109.
- [33] Megginson, W. L., and J. M. Netter. From State to Market: A Survey of Empirical Studies on Privatization[J]. *Journal of Economic Literature*, 2001, 39(2): 321-389.
- [34] Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. *Econometrica*, 1996, 64(6): 1263-1297.
- [35] Rabinovich, S., and R. Wolthoff. Misallocation Inefficiency in Partially Directed Search[J]. *Journal of Economic Theory*, 2022, 206: 105559.
- [36] Restuccia, D., and R. Rogerson. The Causes and Costs of Misallocation[J]. *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31(3): 151-174.

Industrial Land Approval Reform and Resource Allocation Efficiency: Evidence from Firm-level Data

ZHANG Li¹, LIU Zhao-cong², CHENG Ke-wei³, HUANG Wei¹

(1. International School of Business and Finance, Sun Yat-sen University;

2. Guanghua School of Management, Peking University;

3. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University)

Abstract: China's unique land institution and its evolution have provided huge capital sources for economic development. The model that governments lead regional economic growth by supplying industrial land massively is known as "development driven by land". In the rapid urbanization in China, the land approval management system has played a crucial role in avoiding disorder in the land market, preventing the waste of arable land during urbanization, and fostering coordinated development among regions. However, the administrative quota, a typical non-market factor, imposed by the central government on the supply of urban land distorts the price in land market, neglects local information advantages of local governments and enterprises, leads to the failure of the matching mechanism of the land market, and reduces the efficiency of land resource allocation in cities. Optimizing land allocation efficiency has become a widely acknowledged imperative for further economic development.

In 2011, the central government launched the industrial land approval reform (ILAR) to delegate the approval and review duties of specific land parcels from the central government to provincial governments. ILAR aims to improve land approval and review efficiency while reducing duplicate reviews. In pilot cities, the duties of approval and review for a certain industrial land are allocated based on the principle that the central government controls the total scale and the local governments manage the detailed land use. In theory, ILAR reduces land market regulations: local governments are no longer required to submit detailed information about industrial land projects to the central government in advance, which facilitates timely land supply by local governments to suitable enterprises, improves the flexibility of land sales by local governments, and enables local governments to fully leverage their information advantages to provide enterprises with lands that meet their requirements in the land market.

Utilizing the firm-level data from the National Tax Survey Database from 2008 to 2014, this paper measures land misallocation in Chinese cities. Based on the quasi-natural experiment of ILAR in 2011, this paper applies the difference-in-differences (DID) approach to analyze the impact of the marketization reform on land misallocation. The results show that the ILAR generally reduced land misallocation among firms in cities mainly by improving the flexibility of local governments' land supply and thus better utilizing local governments' information advantages. Local governments have relatively reduced the land supply to firms with lower marginal output or lower marginal tax payments. Furthermore, heterogeneity analysis shows that this effect is more significant in cities with relatively lower marketization of land, lower marketization index, or greater local financial pressure. Examining economic consequences of factor misallocation, this study concludes that alleviating land misallocation is beneficial for the growth of urban industrial output.

The potential marginal contributions of this article are as follows. Firstly, this paper employs the quasi-natural experiment of ILAR to reveal the form and micro mechanisms of land misallocation caused by regulations in developing countries. Secondly, this paper examines the characteristics of the land factor holdings of enterprises, addressing the challenge of researchers not having access to data on enterprises' land holdings in studies on land misallocation. Thirdly, this paper extends the topic of factor misallocation by measuring the degree of land misallocation within cities and tracking the flow of land factor among enterprises. This paper has theoretical and practical significance for further deepening the land system reform.

Keywords: the marketization reform of land; land allocation efficiency; high-quality development

JEL Classification: H70 R11 R52

[责任编辑:崔志新]