

土地规制与企业创新

——基于中国土地集约节约政策的研究

张超 陈丽芳 宋华盛*

摘要: 本文以 2004 年国务院收紧土地供应政策为切入点, 分析土地规制对企业创新的影响。研究发现土地规制引致企业创新增强, 其作用机理是土地资源约束抑制企业生产规模, 企业为缓解该抑制效应而增强创新。进一步分析表明, 东部地区企业、高效率企业和市场竞争程度较弱行业的企业在面临土地管制时创新提升更明显。本文为企业“被动性”创新的研究领域提供新的视角, 并为评估土地规制的经济后果提供相关理论支撑和实践证据。

关键词: 土地规制; 资源约束; 企业创新

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2023.01.03

一、引言

改革开放伊始至经济“新常态”阶段, 我国经济保持三十多年的高速增长, 具有粗放型经济增长模式的特征, 具体体现为经济增长主要由充足土地供应、大量劳动力投入、高能耗和高资本驱动 (王小鲁等, 2009; 何小钢和张宁, 2015)。这种增长模式也被称为“不可持续的增長” (Krugman, 1994; Young, 2003)。随着我国可开发土地资源的下降和劳动力成本的上升, 党的十九大提出经济要从“高速度增长”转变为“高质量发展”。宏观经济增长模式的转变落脚点在于企业生产方式的变革, 即企业生产方式需从传统的“资源消耗型”过渡至“创新驱动型”。通过企业创新推动产业结构的优化和升级, 从而实现经济高质量发展。因此, 企业创新行为是实现经济高质量发展的关键抓手。

企业创新不仅受自身禀赋约束, 外部政策也极为关键。我国已出台众多政策促进企业创新, 包括税收优惠政策、政府创新补助、支持金融体系发展和制度改革等。已有研究表明税收优惠能显著提高企业的研发投入进而增强企业创新 (Jia and Ma, 2017); 政府创新补助通过向外释放积极的信号支持企业技术创新 (郭玥, 2018); 金融体系发展减少市场信息不对称和缓解企业融资约束进而激励企业扩大研发支出 (Hall and Lerner,

* 张超, 福州大学经济与管理学院; 陈丽芳, 厦门国家会计学院; 宋华盛, 浙江大学经济学院、浙江大学国家制度研究院。通信作者及地址: 宋华盛, 浙江省杭州市西湖区余杭塘路 866 号浙江大学经济学院, 310058; 电话: 13968058668; E-mail: songzju@zju.edu.cn。本文受国家自然科学基金 (72273130、J2124006)、浙江省自然科学基金 (LZ23G020001)、浙江大学基本科研业务费专项和福建省社会科学基金 (FJ2021C075) 的资助。作者感谢三位匿名审稿人的建设性意见, 感谢 Eric Maskin、Mark R. Rosenzweig、陆铭、张俊森、王汝渠、韩立彬、余林徽、陈强、徐美银、李江一、钱龙和王大哲在本文研究过程中提供的帮助与指导, 感谢中国土地制度改革 70 年学术研讨会和第三届微观经济数据与经济学理论创新论坛参会者的评论。文责自负。

2010);行政审批改革通过降低企业的制度性交易成本鼓励企业创新(王永进和冯笑,2018)。这些研究主要关注企业的“主动性”创新,而鲜有研究关注政策管制迫使企业“被动性”创新。对企业而言,转变生产方式需要成本且存在惰性,企业未必有足够动机转变。除了引导企业“主动”创新的优惠政策,是否存在某些政策能够倒逼企业进行创新?为补充该领域的研究,本文以土地管制政策为切入点,研究土地管制政策如何促使企业“被动性”创新。

本文之所以选择土地管理政策的实施作为研究对象,主要有以下两个原因。一方面,在传统的“资源消耗型”生产方式下,土地是企业生产的重要资源,如果土地供给不受限制,企业可以通过消耗土地进行规模扩张,可能创新动力不强。而土地集约政策打破了这种传统生产方式的可持续性,企业面对土地供给收缩的政策,可能不得不转变生产方式进行创新。另一方面,土地供应政策的实施提供了良好的准自然实验条件,使研究者在实证分析中能够较好识别因果关系,克服潜在的内生性问题。土地集约政策是政府针对各地区采取紧缩土地供应的重要措施,研究该政策将有助于更加全面地理解土地规制对企业创新的影响机制,拓展和完善政府土地管制的相关理论。

本文的潜在贡献体现在:第一,丰富土地管制的经济后果研究。现有文献大多探讨低价出让工业用地、高价出让商住用地的土地出让策略对工业增加值和经济增长等中观或者宏观层面的影响;而本文研究土地集约节约政策对企业创新的影响,补充微观层面的研究。第二,从规模抑制效应角度阐释土地管制对企业创新行为的影响机制,即土地规制显著抑制企业生产规模,企业通过提高创新缓解土地资源约束带来的规模抑制效应。第三,完善企业“被动性”创新的研究,拓展中国情境下的“土地节约型”创新的研究,并为区域创新差异提供新的解释。相比于中西部地区,东部地区面临更严格的土地管制,土地管制促使东部地区企业的创新提升更大。本文的研究不仅丰富和拓展了土地规制的政策内涵,也为政府部门在制定和评估土地管制政策时提供相关的理论依据和实践证据。

本文剩余内容安排如下:第二部分为政策背景与文献综述;第三部分为理论模型推导;第四部分为数据与变量介绍;第五部分为土地规制影响企业创新的实证结果分析;第六部分为土地规制影响企业创新的作用机制和异质性分析;最后是本文的结论与政策建议。

二、政策背景与文献综述

(一) 政策背景

2004年前,我国城市建设用地大规模扩张,导致部分行业 and 地区的固定资产投资增长过快,也造成土地资源的极度浪费。因此,国土资源部在2003年出台《关于清理各类园区用地加强土地供应调控的紧急通知》(国土资发〔2003〕45号),采取整顿园区等一系列措施。国务院在2004年颁布《国务院办公厅关于深入开展土地市场治理整顿和严格土地管理的紧急通知》(国办发〔2004〕20号),在全国范围内深入开展土地市场治理整顿。同一年,国务院下发《国务院关于深化改革严格土地管理的决定》(国发〔2004〕28号),在严格土地执法、加强规划管理、保障农民权益、促进集约用地、健全

责任制度等方面,做出了全面系统的规定。此外,《国务院关于做好省级以下国土资源管理体制改革的有关问题的通知》(国发〔2004〕12号)和《中共中央组织部关于调整省级以下国土资源主管部门干部管理体制的通知》(组通字〔2004〕22号)的出台,为实行最严格的土地管理制度创造了条件。由图1可以看出,我国土地出让面积增速在2004年显著下降,说明土地管理的政策效果“立竿见影”。此后,中央继续颁布加强土地调控、促进节约集约用地和全国土地整治规划等一系列政策¹以加强土地参与宏观调控的能力,建设用地指标成为国家调节区域经济平衡的重要手段(陆铭等,2015;Lu and Xiang,2016;韩立彬和陆铭,2018)。

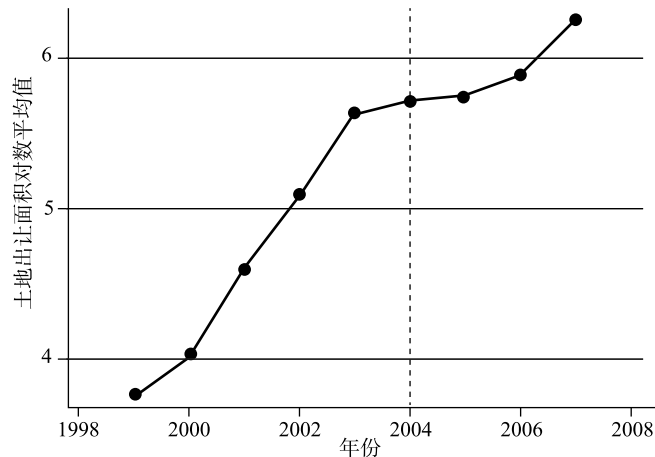


图1 中国历年土地出让面积的趋势图

2004年后,党中央、国务院高度重视土地管理和调控,实施强化节约和集约用地的政策,强化土地利用总体规划自上而下的控制。值得注意的是,不同省市政府对土地调控的落实程度有明显的差异,主要包含两个特征。第一,政策实施前土地面积供应越多,政策实施后对土地供应的规制越为严格,原因在于,土地供应较多的城市往往更有可能出现违规使用工业用地和土地浪费等情况,在严格土地管理政策后,这些城市加强土地执法和监督,有效完善土地利用总体规划以及审批管理体制。如图2所示²,横轴表示每个城市政策实施前(1999—2003)的平均土地供应面积,纵轴表示政策实施后每个城市土地供应面积的平均变化值。政策前城市土地出让面积与政策后该城市土地出让面积呈现负相关,即期初土地出让面积较多的城市在2004年后的土地供给受到更加严格

¹ 包含如下政策,《国务院关于加强土地调控有关问题的通知》(国发〔2006〕31号)、《国务院关于促进节约集约用地的通知》(国发〔2008〕3号)、《国务院关于全国土地整治规划(2016—2020年)的批复》(国函〔2016〕209号)、2006年和2016年修订的《土地利用年度计划管理办法》,以及《国务院关于印发全国国土规划纲要(2016—2030年)的通知》(国发〔2017〕3号),各级政府制定土地利用总体规划,加强土地管理和调控。

² 十分感谢匿名审稿人对不同地区的城市做线性拟合的意见,该意见有助于清晰地区分这两个特征间的内在逻辑。如图1所示,在土地规制前,土地出让面积可能相对符合幂函数的增长特性,在基准模型设定和本图中我们采用幂函数来刻画土地面积增长。经数学证明,对于任意 $x, y > e$ 且 $a > 0$ 的值, $\ln(\ln(x^a)) - \ln(\ln(x)) = \ln(\ln(y^a)) - \ln(\ln(y))$,且在 a 趋于1时,上式近似等于 $a-1$ 。该式具有较好的经济学含义,因而本文先对某城市政策前的平均土地供应面积(横轴)取双重对数,接着得到2004年后土地供应面积的变化值(纵轴)近似等于 $a-1$ 。与此同时,土地出让面积也可能符合线性增长特性,在未汇报的结果中,我们仅取一次对数,图2的结果及本文经验发现依然十分稳健。

的限制。这与韩立彬和陆铭(2018)的研究结论相一致,该文发现2004年以后土地供给相对受到限制的城市以沿海地区和内地的大城市为主。第二,土地出让面积增长在区域上向中西部地区偏移,如图2所示,我国东部城市规模相对较大,这些城市期初土地出让面积较大,在政策后受到更严格的土地管制。这也说明建设用地指标成为国家调节区域经济平衡的重要手段,土地政策在缩紧的同时,仍然“照顾”中西部的城市。

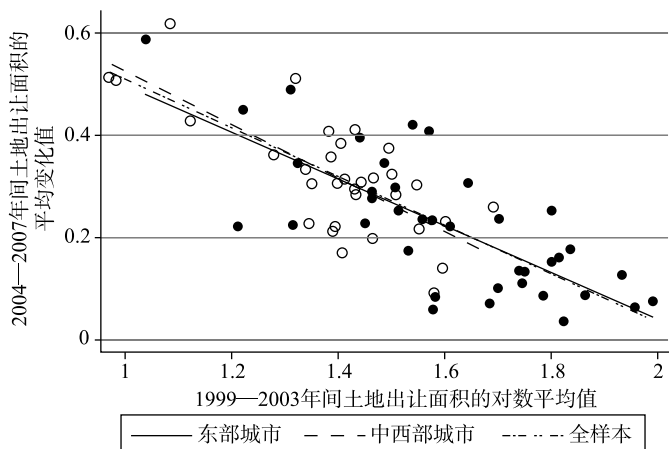


图2 我国72个城市土地出让面积的变化情况

注:根据陆铭等(2015)的做法,挑选出东部和中西部相邻的72个城市,这些城市在地理位置、经济发展、文化和资源条件等背景差异较小,能更好地估计土地规制的政策效应。面积单位为公顷,下同。

(二) 文献综述

土地管制作为一个重要的政策工具,以往研究主要从以下四个方面进行。第一个方面,从政府官员的激励视角研究地方政府的土地出让价格策略对政府土地收入、城镇化、企业投资和产业结构升级的影响(杨其静等,2014; Wang and Hui, 2017)。土地出让价格策略具体表现为,地方政府追求地方财政最大化高价出让商住用地;与此同时,为实现经济增长目标低价出让工业用地。另外,政府出让土地的过程中存在引资质量底线竞争,导致引来的项目质量较差(杨其静等,2014)。第二个方面,研究城市内工业企业的土地资源错配对企业生产率的影响。如李力行等(2016)发现,以低地价、协议出让方式为主的粗放型土地出让阻碍工业企业间资源配置效率的提升。第三个方面,研究城市建设用地指标的配置对我国房地产市场、中国住房供给弹性和企业投资的影响(余吉祥和沈坤荣,2019; Han and Lu, 2017; 韩立彬和陆铭,2018)。例如, Han and Lu (2017)发现土地出让越紧缩的区域,房价上涨越快,越不利于企业的实体投资。其具体的影响机制为,高房价一方面通过提高抵押品价值使企业获得贷款并增加投资;另一方面,高房价存在着“挤出效应”,不利于企业投资,即房价上涨吸引企业持有投资性房地产和减少固定资产投资。第四个方面,研究城市和农村用地之间的土地分配对土地价值和政府预算收入的影响(Lichtenberg and Ding, 2009)。现有研究大多分析土地政策的中观或者宏观层面经济后果,而本文研究土地集约节约政策对企业创新的影响,补充了微观层面的证据。与本文研究相近的文献有以下两篇,席强敏和梅林

(2019) 发现, 工业用地价格通过“选择效应”提升工业效率; 郭晓丹等 (2019) 认为大城市因为较高的资源配置效率更大程度地提升企业生产率。

三、理论模型

借鉴 Aghion et al. (2018) 的研究范式, 本文同时从企业生产的需求侧和供给侧角度出发, 研究土地规制政策如何影响企业创新及其影响机制。

(一) 消费者优化

借鉴 Belleflamme and Peitz (2015) 的做法, 在确定性环境下, 代表性消费者选择消费 q_0 数量的计价物和 $q = (q_1, q_2, \dots, q_n)$ 数量其他商品的希克斯组合商品, 消费者效用函数为 $u(q_0, q)$ 。假设消费者对该组合商品具有拟线性偏好, 则消费者的效用函数可转化为 $u(q) + q_0$ 。假设代表性消费者的预算约束为 $p \cdot q + q_0 \leq y$, 其中 y 为消费者收入。代表性消费者在市场上面临价格为 $p = (p_1, p_2, \dots, p_n)$ 时, 在预算约束的条件下选择最优数量的计价物和希克斯组合商品最大化其效用, 即最优化的消费策略如下:

$$\begin{aligned} & \max_{q_0, q} u(q) + q_0, \\ & u(q_i) = \alpha + \frac{\beta q_i^2}{2}, \\ & \text{s. t. } p \cdot q + q_0 \leq y, \end{aligned} \quad (1)$$

其中, α 和 β 均为大于 0 的常数, 可求解得:

$$p(q_i) = u'(q_i) = \alpha - \beta q_i. \quad (2)$$

(二) 土地规制下企业的最优化问题

代表性企业在观测到消费者对于价格的反应后, 根据企业生产成本和生产能力, 选择生产最优数量的产品实现利润最大化, 即企业最优化问题如下:

$$\begin{aligned} & \max_q L [p(q)q - cq] - c(k), \\ & \text{s. t. } c = c_0 - \epsilon k, \\ & q \leq ank, \\ & c(k) = c_1 k + \frac{1}{2} c_{12} k^2, \end{aligned} \quad (3)$$

其中, L 表示消费者总人口, n 衡量企业用于生产的土地面积, k 表示创新的效果, $c(k)$ 为研发成本, a 、 c_1 和 c_{12} 为正数的常数, c_0 表示生产每单位产品的初始成本。假定 $n > \frac{1}{a} \sqrt{\frac{c_{12}}{2\beta}}$, 同时借鉴 Hotelling 模型的设定, 假定消费者总人口 L 为 1。此外, 企业生产能力依赖于土地面积和企业创新能力, 可理解为企业创新可提高企业亩产量水平。土地规制后, 企业在生产³过程中, 必定有 $q = ank$ 。因此, 利润函数为:

³ 土地规制后, 企业生产用地和创新能力限制企业的生产规模。

$$\begin{aligned}\pi(c;\lambda) &= (\alpha - \beta q)q - (c_0 - \epsilon k)q - c(k) \\ &= (\alpha - \beta ank)ank - (c_0 - \epsilon k)ank - \left(c_1 k + \frac{1}{2}c_{12}k^2\right).\end{aligned}\quad (4)$$

(三) 土地规制下企业的创新选择

在面临土地约束时, 企业提高创新能力不仅可以降低单位生产成本, 也可以增加生产规模以缓解土地资源约束带来的“规模抑制效应”。企业的创新选择是基于创新带来的边际收入等于其创新所需投入的边际成本, 因此我们分别列出创新带来的收益与成本, 如下:

创新带来的收益为:

$$(\alpha - \beta ank)ank - (c_0 - \epsilon k)ank. \quad (5)$$

创新付出的成本为:

$$c_1 k + \frac{1}{2}c_{12}k^2. \quad (6)$$

让创新的边际收益等于创新的边际成本, 经整理, 可得到如下表达式:

$$k = \frac{(\alpha - c_0)an - c_1}{(c_{12} + 2\beta a^2 n^2 - 2\epsilon an)}. \quad (7)$$

因此, 当政府对土地供应进行管制的时候, 土地规制程度较高城市的企业可获得用于生产的土地面积在平均意义上相对减少, 即 n 下降, 则 k 会增加, 于是得到如下命题。

命题一 土地规制严格的区域, 企业创新程度会更高。

对于不同的初始生产成本 c_0 , 土地供应政策对企业创新的影响程度也不一样, 如下:

$$\frac{\partial k}{\partial n \partial c_0} = \frac{-ac_1(2\beta a^2 n^2 - c_{12})}{(c_{12} + 2\beta a^2 n^2 - 2\epsilon an)^2} < 0. \quad (8)$$

于是得到如下命题:

命题二 生产率越高的企业 (c_0 越低), 在面临土地规制严格时, 创新提高越显著。

由于企业生产规模取决于土地资源约束程度和自身创新能力, 结合式 (3) 和式 (7), 整理后, 可得如下式子:

$$q = \frac{an[(\alpha - c_0)an - c_1]}{(c_{12} + 2\beta a^2 n^2 - 2\epsilon an)}. \quad (9)$$

由式 (9) 可以得出, 当企业面临较为紧张的土地供应时, 企业生产规模是否下降依赖企业创新的提高程度, 于是得到如下命题:

命题三 土地规制严格的区域, 企业生产规模是否下降取决于土地资源约束程度和自身创新能力的综合影响。

三个命题表明, 在企业面临资源约束时 (如土地资源约束), 企业产量无法达到无资源约束下的最优生产规模, 而创新可以帮助企业同时降低单位生产成本和提高生产能力。因此, 企业面临的土地资源约束可以增强企业的创新激励, 具体表现为企业通过提高创新缓解土地资源约束带来的规模抑制效应。

四、计量模型

（一）数据来源与处理

本文选取我国 72 个城市⁴规模以上工业企业 1999—2007 年的数据作为样本，同时辅以 2008—2013 年的数据⁵。企业财务数据来源于中国工业企业数据库；企业专利申请数据来源于 He et al. (2018) 发布的中国企业专利数据库和国家统计局发布的中国创新调查企业数据库；土地出让数据来源于《中国国土资源年鉴》；城市变量数据来源于 EPS 数据库。数据时间起始于 1999 年，是因为受土地出让数据起始时间的限制。为避免 2008 年的全球金融危机影响各级地方政府对土地的管控，本文基准回归的样本数据时间截止于 2007 年。我们对中国工业企业数据库进行了如下处理：首先，借鉴 Brandt et al. (2012) 的方法，序贯识别不同年份的同一家企业；其次，我们对数据的异常值进行一系列处理，包括删除工业增加值为负值、工业总产值为负值、企业总资产小于 0、企业员工人数小于 8 人、主营业务收入在 500 万元以下、工业销量产值小于 0 和企业总工资小于 0 等不合理的样本；再次，我们删除不符合一般会计准则的观测值，比如流动资产大于总资产以及固定资产大于总资产的样本。又次，我们根据法人代码和法人名称等关键信息将企业专利申请数据和工业企业数据库进行匹配。最后，为了避免极端值的影响，我们对除企业创新⁶外的其他连续变量进行 1% 的缩尾处理。

（二）研究设计与变量定义

由于实际的土地供应面积是土地供给和土地需求两方面因素共同作用的结果，而本文要探究的是政府对土地供给的限制是否会倒逼企业进行创新，即需要剥离需求方的因素，而重点考察供给方的因素。从现有文献（韩立彬和陆铭，2018）的结论和本文的图 2，我们发现 2004 年前土地出让面积越多的城市，其在 2004 年后面临更严格的土地规制。因此，我们用政策前的平均土地供给作为政策后其辖区内企业用地紧张程度的一个代理变量，采用广义 DID 的分析框架，更好地识别经济变量之间的因果关系，分析土地供给对企业创新的影响。参考 Lu and Yu (2015) 的做法，本文设定广义双重差分模型 (GDID) 为如下形式：

$$Y_{it} = \alpha + \beta_1 (Land_{1999-2003} \times Post_{2004}) + \vartheta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (10)$$

其中， Y_{it} 表示企业创新。根据现有研究（黎文靖和郑曼妮，2016；郭玥，2018；王永钦等，2018），专利申请数是衡量企业创新的重要指标。专利包含三种类型，分别为发明专利、实用新型和外观设计，其中发明专利可以用于衡量企业的实质性创新，而实用新型和外观设计可以用来衡量企业的策略性创新（黎文靖和郑曼妮，2016；郭玥，2018），

⁴ 本文的核心变量可能和模型的遗漏变量相关，为了有效克服该问题，根据陆铭等（2015）的做法，挑选出东部和中西部相邻的 72 个城市，这些城市在地理位置、经济发展、文化和资源条件等背景差异较小，能更好地识别本文的政策效应。限于文章篇幅，具体城市详见陆铭等（2015）。

⁵ 出于谨慎性的考虑，我们在稳健性检验中，将样本年限拓展至 2013 年。

⁶ 拥有专利的企业数量较少，缩尾处理会忽略部分样本的创新差异。但是在没有汇报的结果中，本文对企业创新也按照 1% 进行缩尾处理，结论依然不变。

因此本文采用发明专利的申请数加1的自然对数作为企业创新的指标。 $Land_{1999-2003}$ 表示土地规制变量,用土地供应变量的自然对数衡量,其中土地供应变量为企业所在城市1999—2003年平均土地供应面积对数值; $Post_{2004}$ 表示土地规制实验期变量,2004年及以后年份取值为1,否则取值为0。 X 表示控制变量, γ_i 和 δ_t 为个体固定效应和年份固定效应, ϵ_{it} 为随机干扰项。参考王永钦等(2018)的做法,选取企业规模($Size$)、盈利水平(ROA)、企业年龄(Age)和速动资产($Qasset$)作为企业维度的控制变量,其中企业规模用总资产的自然对数衡量、盈利水平用净利润/总资产衡量、企业年龄用企业存续的时间衡量、速动资产用速动资产的自然对数衡量。此外,借鉴韩立彬和陆铭(2018)、郭晓丹等(2019)的研究,选取经济发展水平($Pergdp$)、人口规模($Population$)和财政支出(EXP)作为城市维度的控制变量,分别用人均GDP、人口数、一般公共预算支出的自然对数来衡量。为解决模型设定中潜在的序列相关问题和异方差问题,我们在城市维度上对标准误进行聚类调整。

五、实证结果分析

(一) 平行趋势检验

双重差分模型的一个重要假定是政策发生前,被解释变量在实验组和控制组之间具有共同趋势,即平行趋势假定。根据前文所述,政策前土地出让面积越多的城市在政策后面面临更加严格的规制,我们将1999—2003年的平均土地供应面积前50%的城市定义为土地规制严格地区(实验组),后50%的城市定义为土地规制宽松地区(控制组)。图3显示,在企业面临土地规制前,企业发明专利申请数基本上满足平行趋势检验;而在2004年后,两组企业的创新出现明显分化,实验组的企业创新提升更多。

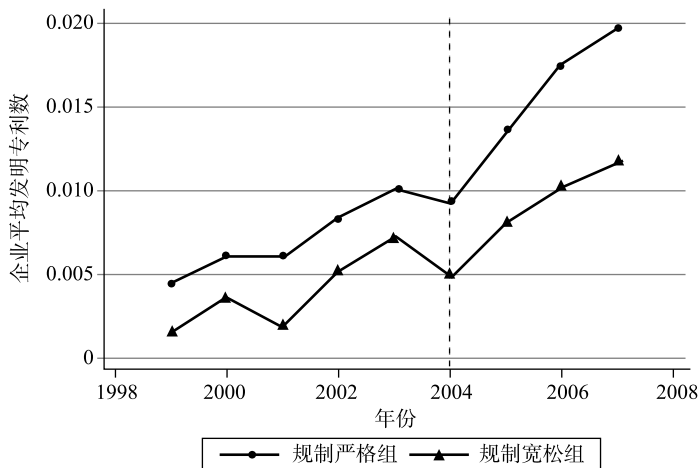


图3 平行趋势检验

(二) 基准回归结果

表1汇报了广义双重差分模型的基准回归结果,其中第(1)列只控制双向固定效应,即企业个体效应和年度效应。回归结果显示, $Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$ 的系数显著为

正，即 2004 年前土地供应较多的城市，在 2004 年后企业创新明显增强，说明土地规制促进企业创新，因为这些城市在 2004 年后土地规制更加严格。经济意义上，期初土地出让面积多 1% 的城市，在政策实施后由于受到严格土地规制影响，其企业发明专利申请增加 0.019%。关于经济意义的显著性，对应于期初土地出让面积每增加 1 个标准差，在政策实施后企业发明专利申请对数值增加 0.004 ($=0.227 \times 0.019$)，占样本均值的 39.21%⁷，具有较为显著的作用。第 (2) 列，我们引入与核心自变量和因变量相关的四个控制变量，基本结论保持稳健。

广义双重差分法对平行趋势有着较为严苛的要求，一个潜在的问题是 2004 年前的城市土地供应面积不是随机的，可能导致政策前的实验组和控制组有明显差异，进而干扰土地规制的政策效应。尽管图 3 的平行趋势检验图显示，在土地规制前，实验组和控制组的企业创新具有共同趋势，这表明内生分组影响本文基本结论的概率较低。为了进一步解决该问题，我们参考 Lu and Yu (2015) 的做法，先识别影响 2004 年前土地供应的主要因素，然后将这些潜在影响因素逐个纳入基准模型。结果显示⁸，货运总量 (*Delivery*) 是影响 2004 年以前土地供应的重要影响因素。在表 1 第 (3) 列中，我们在基准模型中引入上述潜在的重要变量，结果显示土地规制依然正向作用于企业创新，支持命题一的结论。

表 1 基准回归模型

解释变量	企业创新 (<i>Innovation</i>)		
	原始模型	加入控制变量	加入影响土地供应的变量
	(1)	(2)	(3)
<i>Land</i> ₁₉₉₉₋₂₀₀₃ × <i>Post</i> ₂₀₀₄	0.019*** (0.006)	0.018*** (0.006)	0.019*** (0.006)
<i>Size</i>		0.006*** (0.001)	0.006*** (0.001)
<i>ROA</i>		-0.001 (0.003)	-0.001 (0.003)
<i>Age</i>		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Qasset</i>		-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Pergdp</i>		0.011 (0.010)	0.011 (0.010)
<i>Population</i>		0.037 (0.038)	0.038 (0.037)

⁷ 由于样本期间企业的专利密集度较低，因而关键自变量回归系数的数值较低 (王永进和冯笑, 2018)。我们参考现有文献的做法 (Becker and Ivashina, 2014)，采用一种判断经济意义显著性的方法：分析自变量变动一个标准差时，因变量的变动程度并与其样本均值进行比较。

⁸ 限于文章篇幅，该部分结果未呈现。

(续表)

解释变量	企业创新 (Innovation)		
	原始模型	加入控制变量	加入影响土地供应的变量
	(1)	(2)	(3)
EXP		-0.008 (0.009)	-0.008 (0.009)
$Delivery_{1999-2003} \times Post_{2004}$			-0.000 (0.002)
企业固定效应	是	是	是
年度固定效应	是	是	是
N	376 287	363 691	363 691
R ²	0.494	0.498	0.498

注：括号内为城市维度的聚类稳健标准误。***、**和*分别表示在1%、5%和10%的条件下显著。下同。

(三) 动态效应检验

为更加精确刻画土地规制前后企业创新的变动趋势，本文参考Chen et al. (2020)、Gao et al. (2020)关于动态效应检验的做法，构建如下回归模型：

$$Y_{it} = \alpha + \sum_{m=-4}^{m=3} \beta_1^m Land_{1999-2003} \times Time_m + \vartheta X_{it} + \gamma_i + \delta_t + \epsilon_{it}, \quad (11)$$

其中，虚拟变量 $Time_m$ 为相对于政策冲击年份(2004)的第 m 年，特别地， $Time_{-4}$ 表示政策冲击年份的前4年及以上。其他变量的定义与基准回归模型一致。结果显示，在企业面临土地规制前，城市的平均土地出让面积对企业创新没有明显影响；而在2004年后，土地规制约束程度较高城市的企业创新提升更明显。⁹

(四) 稳健性检验

1. 模型设定检验

根据政策背景和已有文献的做法(Han and Lu, 2017; 韩立彬和陆铭, 2018)，2004年为土地供应政策的实质性影响年份，因而我们将2004年作为土地供应政策冲击的起点。另外，参考Lu and Yu (2015)的做法，我们在基准回归设定中引入 $Land_{1999-2003}$ 和政策前一年 $year_{2003}$ 的交互项，结果显示该交互项的系数并不显著，说明事前效应并不存在，这进一步验证本文的模型设定满足平行趋势的条件。此外，我们在基准回归模型中进一步控制样本期间四个重要政策的处理效应。具体方法是，借鉴Lu and Yu (2015)的做法，分别用企业的国有股份比例(SOE)和城市的外商直接投资(FDI)衡量国企改革和我国加入世界贸易组织(WTO)的政策效应；根据中国行政区划网公布的全国县级以上行政区划变更情况，判断企业所在地是否发生撤县设区(Merger)，若该地区发生撤县设区，则Merger赋值为1，反之则赋值为0；参考吴一平和李鲁(2017)和Chen et al. (2019)的做法，采用关键词搜索定义开发区虚拟变量(Zone)，判断企业是

⁹ 由于篇幅限制，该部分结果未呈现。

否位于开发区内。考虑上述变量后结果均与基准回归保持一致。最后，与传统的双重差分法不同，本文参考 Lu and Yu (2015) 的模型设定采用广义双重差分法，其分组变量为连续型，而非虚拟变量。出于稳健性考虑，我们也采用传统的双重差分法的模型设定。¹⁰一方面，按照 2004 年前的土地供应面积分组，将 2004 年前土地供应面积高于中位数的城市视为土地规制严格的地区，即实验组。另一方面，我们根据城市地理位置定义分组变量，东部城市为实验组。回归结果表明，政策处理效应均为 0.006，且在 5% 水平下显著。经济意义上，相对于控制组而言，土地规制增加实验组企业发明专利申请数 0.006 个单位，占样本均值的 54.54%¹¹。

2. 克服样本自选择问题

为减轻样本选择偏误的问题，首先，我们利用 PSM 对实验组（规制严格地区）和控制组（规制宽松地区）进行样本匹配，再进行 DID 模型回归。PSM 匹配第一阶段选择的协变量有企业规模、盈利水平、企业年龄和速动资产指标¹²，采用一对四的匹配方法 (Abadie et al., 2004)。回归结果显示，基本结论保持稳健，即土地规制增加企业创新。其次，本文的数据是非平衡面板，为避免土地管制的政策实施后，新加入的企业对本文基本结论产生影响，我们删除了政策实施后的新增企业，回归结果与基准回归一致。最后，本文估计的政策效应也有可能是因为企业迁移导致的，虽然这个概率很小，但是出于谨慎性考虑，我们仅保留企业地址不变的样本，主要结论保持不变。¹³

3. 替换关键变量的回归结果

我们在本小节替换核心变量指标进行稳健性检验。我们用专利申请总数衡量企业创新，结果与基准回归保持一致。另外，虽然发明专利的申请年份更能精确刻画创新产出的时间 (孔东民等, 2017)，但鉴于创新活动需要一定的过程¹⁴，我们分别用 $t+1$ 年、 $t+2$ 年和 $t+3$ 年的发明专利申请数来指代企业在第 t 年的创新活动，以尽可能考虑发明专利的时滞性问题，基本结论保持不变。¹⁵

4. 其他稳健性检验

首先，由于实际的土地供应面积是供给和需求两方面因素共同作用的结果，因此地级市土地供应面积不能用于判断企业用地紧张与否。我们用预期土地供给面积增速与实际土地供应面积增速间的差值来衡量该地级市土地供应的趋紧程度，其中 2004 年及以后的预期土地供给面积增速等于该城市 1999—2003 年的土地供给面积平均增速。本次回归仅以 2004 年及以后年份为样本，因变量为企业创新，为 $t+1$ 期发明专利申请数的对数值。结果显示，土地供应趋紧引致企业创新提升更大，与基准回归结论一致。其次，我们选取真实政策发生前的样本并设定 2001 年为假定的政策发生年份，重新进行 GDID 模型回归，安慰剂结果显示所估计的处理效应不显著，这说明实验组和控制组在政策发生前不存在系统性差异。再次，为降低遗漏城市维度控制变量的可能性，我们在基准回归模型中增加更多城市维度变量，包含固定资产投资总额、职工平均工资、人口

¹⁰ 由于篇幅限制，该部分内容未呈现。

¹¹ 在 x 接近于 0 时， $e^x - 1$ 约等于 x 。另外，样本内 *Innovation* 变量的均值为 0.011， $54.54\% = 0.006/0.011$ 。

¹² 匹配后的协变量在控制组与实验组间相对平衡。

¹³ 限于文章篇幅，本小节回归结果未呈现。

¹⁴ 感谢匿名审稿人的建设性意见。

¹⁵ 限于文章篇幅，本小节回归结果未呈现。

密度等指标。此外,由于专利变量存在大量的零值¹⁶,根据沈国兵和袁征宇(2020)的研究方法,我们采用零膨胀负二项回归模型,以发明专利申请数作为因变量,并控制城市固定效应和行业固定效应。最后,我们将样本期间拓展至2013年,将研究样本拓展到中国281个地级市。结果显示,以上检验发现均与基准回归结果一致。¹⁷

六、影响机制和异质性分析

(一) 规模抑制效应

在企业面临资源约束时(如土地资源约束),产量无法达到无资源约束下的最优生产规模,而创新可以帮助企业同时降低单位生产成本和提高生产能力。因此,企业面临的土地资源约束增强企业的创新激励,具体表现为企业通过提高创新缓解土地资源约束带来的规模抑制效应。接下来本文从规模抑制效应角度检验土地管制对于企业创新的影响机制以及验证理论模型的命题三。具体而言,我们检验土地规制政策对企业工业增加值和工业总产值的影响。

本文分别选取工业增加值的自然对数和工业总产值的自然对数作为因变量。表2第(1)列的结果显示,创新显著促进企业生产规模的增加。第(2)列的结果显示,相比于土地规制宽松的城市,土地规制严格的城市中企业生产规模增速较低。根据第(3)、(4)列的回归结果,我们可以发现,在面临更为严格的土地规制时,非创新型企业生产规模增速放缓,但创新对产出下降具有缓解作用。这说明土地规制严格区域的企业通过提升创新,缓解土地资源约束带来的规模抑制效应,实现从粗放型模式到精细型模式的转变。该结果验证了理论模型部分的命题三,即创新可以帮助企业提高生产能力。

表2 影响机制检验

	创新对产出的影响		土地规制下创新对产出下降的缓解作用	
	工业增加值	工业总产值	工业增加值	工业总产值
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Innovation</i>	0.078*** (0.017)	0.095*** (0.011)	0.028 (0.023)	0.016 (0.021)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004} \times Innovation$			0.037** (0.014)	0.058*** (0.013)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$			-0.209* (0.113)	-0.220* (0.118)
企业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是

¹⁶ 感谢匿名审稿人的提醒。

¹⁷ 由于篇幅限制,该部分内容未列出。

(续表)

	创新对产出的影响		土地规制下创新对产出下降的缓解作用	
	工业增加值	工业总产值	工业增加值	工业总产值
	(1)	(2)	(3)	(4)
影响土地政策因素与 <i>Post</i> 的交互项			是	是
<i>N</i>	362 107	310 342	362 107	310 342
<i>R</i> ²	0. 854	0. 915	0. 855	0. 916

对于本文而言,最理想的做法是利用企业的厂房面积数据,证明土地规制抑制企业厂房扩张,从而倒逼企业创新。但限于数据可得性,我们无法获取企业厂房面积的详细数据,因此我们只能间接验证这个逻辑。我们采用两种方法进行论证。首先,我们分析土地规制对企业固定资产投资的影响。如果企业厂房面积扩张受到抑制,那么企业固定资产投资可能受到抑制。¹⁸本文所指固定资产投资包含房屋和建筑物的变动情况。为使结果稳健,我们采用多种方式度量企业的固定资产投资。在表 3 第 (1) 列中,我们用(当年固定资产原价-去年固定资产原价)/去年固定资产原价衡量固定资产投资(黄健柏等,2015)。结果显示 $Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$ 系数显著为负,说明土地规制降低企业固定资产投资的增速。在第 (2) 列,我们用 2003 年企业总资产对当年固定资产投资进行标准化处理,即用(当年固定资产原价-去年固定资产原价)/2003 年总资产衡量固定资产投资,这样可以看出政策后的固定资产投资相比于政策前的变动力度,结果与第 (1) 列保持一致。这些结果从侧面表明企业厂房面积扩张在土地规制后受到抑制。其次,本文采用经济理论推演法判断企业厂房面积是否受限。理论上,企业总产值=用地面积 \times 单位面积产值,因为技术只能进步不能退步,创新能够提高单位面积产值,且我们前文已发现相比于土地规制宽松的城市,土地规制严格的城市中企业创新增强。因此,如果我们发现土地规制严格的城市中企业的总产值相对下降,那么能够说明企业厂房面积扩张在土地规制后受到抑制。我们以企业工业增加值和总产值的自然对数作为因变量进行广义 DID 回归分析,结果如表 3 第 (3)、(4) 列所示。相比于土地规制宽松的城市,土地规制严格的城市中企业生产规模增速较低。基于此,该实证结果从侧面表明企业厂房面积扩张在土地规制后受到抑制。

综合表 2 和表 3 的回归结果,我们可以计算创新对企业工业增加值和工业总产值的影响,以及土地政策对企业创新的促进作用可以在多大程度上弥补其对产值的抑制作用。表 2 第 (1) 列表明企业创新每增加 1%,企业工业增加值增长 0.078%;第 (2) 列表明企业创新每增加 1%,企业工业总产值增长 0.095%。表 3 第 (3) 列显示对应于期初土地面积每增加 1 个标准差,在土地规制政策实施后企业工业增加值相对下降 5.33% (=25.48 \times 0.209%);第 (4) 列表明期初土地面积每增加 1 个标准差,在土地规制政策实施后企业工业总产值相对下降 5.61% (=25.48 \times 0.220%)。考虑土地规制后企业创新相对均值提升 39.21% (表 3),因此土地规制带来的创新促进企业工业增加值和工业总产值分别平均增加 3.06% (=39.21 \times 0.078%) 和 3.72% (=39.21 \times 0.095%),

¹⁸ 感谢匿名审稿人的宝贵意见。

大约弥补土地规制对工业增加值和工业总产值负面影响的 57.41% (=3.06%/5.33%) 和 66.31% (=3.72%/5.61%)。¹⁹

表3 土地规制与企业固定资产投资以及工业产值

解释变量	固定资产投资		工业增加值	工业总产值
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$	-0.181*	-0.058***	-0.207*	-0.216*
	(0.097)	(0.018)	(0.113)	(0.118)
控制变量	是	是	是	是
影响土地政策因素与 $Post$ 的交互项	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	256 762	185 602	362 107	310 342
R^2	0.315	0.338	0.855	0.916

与此同时,一个值得思考的问题是,政府对土地出让市场的管制是否通过影响住宅用地的供应,进而影响企业的创新行为?根据陆铭等(2015)、Han and Lu(2017)以及韩立彬和陆铭(2018)的研究,一个地区土地出让的减少,将引起当地房价的上涨。然而,房价上涨阻碍企业创新能力的提升(王文春和荣昭,2014;张杰等,2016),这与本文的研究结论相反。因此,我们可以排除该机制影响本文基本结论的可能性。

(二) 异质性分析

1. 企业生产率

为捕捉不同生产效率的企业在面临土地规制后的反应,我们构建 $Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$ 与企业初始劳动生产率 ($Productivity$) 的交互项。参考 Aghion et al. (2018) 的做法,我们首先用企业 2003 年的工业增加值除以员工人数表示企业的劳动生产率,再对每个行业内的企业根据劳动生产率高低进行十等分,并从低到高按 0—9 赋值,即 $Productivity$ 的取值为 0—9 的离散数值。表 4 的结果显示 $Land_{1999-2003} \times Post_{2004} \times Productivity$ 的系数显著为正,说明初始效率越高的企业(即初始成本越低或劳动生产率越高的企业)在政策后企业创新能力提升程度越大。可能的解释为,企业的初始成本越高意味着其初始产量越少,通过创新降低单位成本进而减少生产成本的幅度也可能更低。因此,由于创新的边际成本依赖于初始产量,高初始成本的企业在每个创新水平上的边际收益都低于低初始成本的企业。换言之,对于高初始成本的企业而言,在创新的边际收益达到边际成本之前,其创新活动的可行空间更小。综上,表 4 的回归结果支持了理论模型中的命题二。

¹⁹ 由于本文基于“准自然实验”的方法,使用简约方程(reduced form)方法,而非结构方程模型(structural model),因此侧重于变量间的因果关系识别,其估计系数并不适合成为政策建议的直接依据(Haile, 2022),仅作为理解土地规制政策影响的一个参考依据。

表 4 不同劳动生产率的企业在土地规制后的创新行为

解释变量	企业创新 (Innovation)			
	原始模型	控制变量	加入影响土地 供应的变量	考虑其他政策 干扰
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$	0.008 (0.005)	0.007 (0.005)	0.007 (0.005)	0.009 (0.005)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004} \times Productivity$	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)	0.001*** (0.000)
控制变量		是	是	是
影响土地政策因素与 $Post$ 的交互项			是	是
四个同时进行的政策				是
企业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	229 890	224 395	224 395	223 023
R^2	0.451	0.455	0.455	0.457

2. 市场竞争程度

Aghion et al. (2005) 的研究发现, 市场竞争程度与企业创新之间存在“倒 U”形关系。我们在该研究的基础上探讨企业所处的市场竞争程度是否放大或缩小土地规制对企业创新的影响。我们用赫芬达尔指数 (HHI)²⁰ 作为衡量企业面临的市场竞争程度, HHI 数值越大表明市场竞争程度越弱。我们根据每一年赫芬达尔指数的中位数对企业进行分组, 对于市场竞争程度较弱的组别, HHI 赋值为 1。表 5 的结果显示²¹, 市场竞争程度越低, 企业在面临土地规制后更能提高创新水平。可能的原因是, 企业所处的市场竞争程度越低, 利润越高, 因此企业面临土地规制时, 为寻求扩大生产, 企业将更多资金用于研发, 进而增加企业创新。

表 5 市场竞争程度与企业创新行为

解释变量	企业创新 (Innovation)			
	原始模型	控制变量	加入影响土地 供应的变量	考虑其他政策 干扰
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004}$	0.016*** (0.005)	0.015*** (0.005)	0.016*** (0.005)	0.017*** (0.005)

²⁰ 每一年同一行业内所有企业的市场份额比重的平方和。

²¹ 借鉴吴一平和李鲁 (2017) 的做法, 本文采用双重差分模型与交互项相结合的方法时, 没有加入 HHI 和 $Land_{1999-2003}$ 的交互项以及 HHI 和 $Post_{2004}$ 的交互项。但在未汇报的结果当中, 我们在回归模型中同时加入这两个交互项, 本文结论依然保持一致。

(续表)

解释变量	企业创新 (Innovation)			
	原始模型	控制变量	加入影响土地 供应的变量	考虑其他政策 干扰
	(1)	(2)	(3)	(4)
$Land_{1999-2003} \times Post_{2004} \times HHI$	0.008*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)	0.007*** (0.001)
HHI	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)
控制变量		是	是	是
影响土地政策因素与 $Post$ 的交互项			是	是
四个同时进行的政策				是
企业固定效应	是	是	是	是
年度固定效应	是	是	是	是
N	376 287	363 691	363 691	361 161
R^2	0.494	0.498	0.498	0.499

七、研究结论及政策建议

我国经济正处于转型升级的关键时期,土地资源日益紧张,传统的粗放型经济增长模式难以持续,企业生产方式亟待变革。本文以2004年国务院颁布的《国务院办公厅关于深入开展土地市场治理整顿严格土地管理的紧急通知》(国办发〔2004〕20号)等政策以及随之实行的严格土地管理制度为切入点,研究土地规制对企业创新的影响。本文发现土地规制政策可以迫使企业提升创新以缓解土地资源不足带来的规模抑制效应,这意味着土地规制作为一个外部推力能够倒逼企业“被动”创新,从而促进企业改变生产方式,助力转型升级。进一步分析表明,土地规制对高劳动生产率企业和身处市场竞争程度较弱行业的企业的创新活动影响更加明显。

本文的研究具有以下政策启示:第一,以往部分研究表明中央的土地供应总量调控策略带来资源配置效率下降等负面影响,但本文发现该政策也存在倒逼企业进行创新的正面效应,能够一定程度上缓解土地供应总量调控策略带来的负面影响。由于土地等生产要素有限,当土地供给不能满足企业需求时,虽然会抑制企业生产规模的扩张,但也能倒逼企业进行创新。因此,本文的研究有助于更加科学地评估该政策的收益与成本。第二,政府通过土地节约集约政策不仅遏制工业用地浪费的情况,同时可以显著激励企业提升自主创新能力,从而引导我国企业生产方式从“资源消耗型”向“创新驱动型”转变,从“数量扩张型”向“质量提升型”转变,助力经济增长模式实现由“高速度增长”到“高质量发展”的转变。当然,仍需注意土地节约集约可能带来经济增速下降的情形。第三,偏向中西部地区供应的土地政策,加大了东部地区和中西部地区之间的创

新差异，这值得引起政府部门的重视。党的十九大报告提出，我国社会主要矛盾已经转化为人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾，并且首次提出区域协调发展战略。东部地区和中西部地区创新差异的扩大，可能导致不同地区经济发展模式的改变，东部地区转变为创新驱动的发展模式，而中西部地区则可能陷入“低端锁定”的困境。因此，建议政府部门关注可能的问题，平衡不同地区间的创新差异，增强区域发展的协调性。

参 考 文 献

- [1] Abadie, A., D. M. Drukker, J. L. Herr, and G. W. Imbens, “Implementing Matching Estimators for Average Treatment Effects in Stata”, *Stata Journal*, 2004, 4 (3), 3-290.
- [2] Aghion, P., et al., “Competition and Innovation: An Inverted-U Relationship”, *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120 (2), 701-728.
- [3] Aghion, P., A. Bergeaud, M. Lequien, and M. J. Melitz, “The Impact of Exports on Innovation: Theory and Evidence”, National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2018.
- [4] Becker, B., and V. Ivashina, “Cyclicality of Credit Supply: Firm Level Evidence”, *Journal of Monetary Economics*, 2014, 62, 76-93.
- [5] Belleflamme, P., and M. Peitz, *Industrial Organization: Markets and Strategies*. Cambridge University Press, 2015.
- [6] Bertrand, M., and S. Mullainathan, “Enjoying the Quiet Life? Corporate Governance and Managerial Preferences”, *Journal of political Economy*, 2003, 111 (5), 1043-1075.
- [7] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [8] Chen, B., M. Lu, C. Timmins, and K. Xiang, “Spatial Misallocation: Evaluating Place-based Policies Using a Natural Experiment in China”, National Bureau of Economic Research, Working Paper, 2019.
- [9] Chen, D., H. Gao, J. Luo, and Y. Ma, “The Effects of Rural-Urban Migration on Corporate Innovation: Evidence from a Natural Experiment in China”, *Financial Management*, 2020, 49 (2), 521-545.
- [10] Gao, H., P. Hsu, K. Li, and J. Zhang, “The Real Effect of Smoking Bans: Evidence from Corporate Innovation”, *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 2020, 55 (2), 387-427.
- [11] 郭晓丹、张军、吴利学, “城市规模、生产率优势与资源配置”, 《管理世界》, 2019年第4期, 第77—89页。
- [12] 郭玥, “政府创新补助的信号传递机制与企业创新”, 《中国工业经济》, 2018年第9期, 第98—116页。
- [13] Haile, P., “Structural vs. Reduced Form”, 2022, <https://cpb-us-w2.wpmucdn.com/campuspress.yale.edu/dist/8/4126/files/2022/08/intro.pdf>.
- [14] Hall, B. H., and J. Lerner, “The Financing of R&D and Innovation”, In: Hall, B. H. and N. Rosenberg (eds.), *Handbook of the Economics of Innovation*, 2010, 1609-639.
- [15] Han, L., and M. Lu., “Housing Prices and Investment: An Assessment of China’s Inland-favoring Land Supply Policies”, *Journal of the Asia Pacific Economy*, 2017, 22 (1), 1-16.
- [16] He, Z. L., T. W. Tong, Y. Zhang, and W. He, “A Database Linking Chinese Patents to China’s Census Firms”, *Scientific Data*, 2018, 5 (1), 180042.
- [17] 韩立彬、陆铭, “供需错配: 解开中国房价分化之谜”, 《世界经济》, 2018年第10期, 第126—149页。
- [18] 何小钢、张宇, “中国经济增长转型动力之谜: 技术、效率还是要素成本”, 《世界经济》, 2015年第1期, 第25—52页。
- [19] 黄健柏、徐震、徐珊, “土地价格扭曲、企业属性与过度投资——基于中国工业企业数据和城市地价数据的实证研究”, 《中国工业经济》, 2015年第3期, 第57—69页。

- [20] Jia, J., and G. Ma, "Do R&D Tax Incentives Work? Firm-level Evidence from China", *China Economic Review*, 2017, 50-66.
- [21] 孔东民、徐茗丽、孔高文, "企业内部薪酬差距与创新", 《经济研究》, 2017年第10期, 第144—157页。
- [22] Krugman, P., "The Myth of Asia's Miracle", *Foreign Affairs*, 1994, 73 (6), 62-78.
- [23] Lichtenberg, E., and C. Ding, "Local Officials as Land Developers: Urban Spatial Expansion in China", *Journal of Urban Economics*, 2009, 66 (1), 57-64.
- [24] 黎文靖、郑曼妮, "实质性创新还是策略性创新? ——宏观产业政策对微观企业创新的影响", 《经济研究》, 2016年第4期, 第60—73页。
- [25] 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", 《管理世界》, 2016年第8期, 第86—96页。
- [26] Lu, M., and K. Xiang, "Great Turning: How Has the Chinese Economy Been Trapped in an Efficiency-and-Balance Tradeoff?", *Asian Economic Papers*, 2016, 15 (1), 25-50.
- [27] Lu, Y., and L. Yu, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2015, 7 (4), 221-253.
- [28] 陆铭、张航、梁文泉, "偏向中西部的土地供应如何推升了东部的工资", 《中国社会科学》, 2015年第5期, 第59—83页。
- [29] 沈国兵、袁征宇, "企业互联网化对中国企业创新及出口的影响", 《经济研究》, 2020年第1期, 第33—48页。
- [30] Wang, Y., and E. C. Hui, "Are Local Governments Maximizing Land Revenue? Evidence from China", *China Economic Review*, 2017, 43196-215.
- [31] 王文春、荣昭, "房价上涨对工业企业创新的抑制影响研究", 《经济学》(季刊), 2014年第13卷第2期, 第465—490页。
- [32] 王小鲁、樊纲、刘鹏, "中国经济增长方式转换和增长可持续性", 《经济研究》, 2009年第1期, 第4—16页。
- [33] 王永进、冯笑, "行政审批制度改革与企业创新", 《中国工业经济》, 2018年第2期, 第24—42页。
- [34] 王永钦、李蔚、戴芸, "僵尸企业如何影响了企业创新? ——来自中国工业企业的证据", 《经济研究》, 2018年第11期, 第101—116页。
- [35] 吴一平、李鲁, "中国开发区政策绩效评估: 基于企业创新能力的视角", 《金融研究》, 2017年第6期, 第126—141页。
- [36] 席强敏、梅林, "工业用地价格、选择效应与工业效率", 《经济研究》, 2019年第2期, 第102—118页。
- [37] 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", 《管理世界》, 2014年第11期, 第24—34页。
- [38] Young, A., "Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People's Republic of China during the Reform Period", *Journal of Political Economy*, 2003, 111 (6), 1220-1261.
- [39] 余吉祥、沈坤荣, "城市建设用地指标的配置逻辑及其对住房市场的影响", 《经济研究》, 2019年第4期, 第116—132页。
- [40] 张杰、杨连星、新夫, "房地产阻碍了中国创新么? ——基于金融体系贷款期限结构的解释", 《管理世界》, 2016年第5期, 第64—80页。

Land Regulation and Firm Innovation —Evidence from Land Policy Reform in China

ZHANG Chao

(Fuzhou University)

CHEN Lifang

(Xiamen National Accounting Institute)

SONG Huasheng*

(Zhejiang University)

Abstract: We investigate the impact of the land regulation in 2004 on firm innovation and find that the land regulation helps to promote firm innovation. The mechanism is that firms turn to improve innovation to mitigate the negative scale constrained effect caused by the land regulation. Furthermore, heterogeneous effects are found across firms that firms located in the eastern regions, with higher efficiency, and in less competitive industries are more likely to improve innovation when facing stringent land constraints. Our findings contribute to understand the phenomena of “passive” innovation of firms and shed a new light on the economic effect of the land regulation.

Keywords: land regulation; land constraints; firm innovation

JEL Classification: O31, R52, Q55

* Corresponding Author: Song Huasheng, School of Economics and Research Center of State System, Zhejiang University, Yuhangtang Rd. 866, Hangzhou, Zhejiang 310058, China; Tel: 86-13968058668; E-mail: songzju@zju.edu.cn.