

土地引资促进地区工业发展了吗？

——基于土地、企业匹配数据的研究

田文佳 张庆华 龚六堂*

摘 要 本文探究低价出让工业用地的“土地引资”现象是否促进地区工业发展，在乡镇街道层面匹配 2004—2013 年工业企业数据和土地交易微观数据，分析工业用地补贴对土地出让 1—5 年后区内工业生产的影响。研究发现：①全国范围内政府补贴工业用地的效率不高，土地补贴吸引了更多企业入驻，但单位土地的总产值和 TFP 较低；②补贴吸引了更多有增长潜力的新增企业，但带动已有企业的溢出作用不足；③补贴效率存在地区和空间差异。

关键词 土地补贴，工业生产效率，土地微观数据

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.02

一、引 言

我国工业用地实际价格严重低于市场价值。根据《中国国土资源统计年鉴》公布的全国 105 个主要城市的商业用地、居住用地和工业用地出让价格计算，2008—2014 年商住用地的平均价格在 5 000 元左右，年均涨幅 7.2%，而工业用地的平均价格不足 500 元，年均涨幅仅为 3.57%。尽管国务院、国土资源部出台多项措施来规范工业用地市场化出让方式、严格规定工业用地的价格标准，工业用地成交价格仍然很低。

土地作为重要的投入要素，是影响企业选址决策的重要因素，而政府对土地市场的一级垄断，将土地视为吸引企业的重要工具。文献中普遍认可地方政府出于财税和晋升激励，以招商引资为目的对工业用地进行补贴，致使工业用地实际价格严重低于市场价值（张莉等，2011；雷潇雨和龚六堂，2014；杨其静等，2014；王岳龙和邹秀清，2016）。一方面，低廉的价格使得

* 田文佳，中央财经大学统计与数学学院；张庆华，北京大学光华管理学院；龚六堂，北京大学光华管理学院、北京大学数量经济与数理金融教育部重点实验室（LMEQF）。通信作者及地址：田文佳，北京市昌平区顺沙路中央财经大学学院 1 号楼，102206；电话：13141036279；E-mail: tianwenjia@cufe.edu.cn。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议，感谢国家自然科学基金重大项目（19ZDA069）、国家自然科学基金项目（71673010）、教育部人文社会科学基金项目（19YJC790153）、光华思想力二期项目、中央财经大学学科建设经费和青年科研创新团队计划项目（校 20190113）的资助，文责自负。

工业用地以粗放的方式过度扩张,全国范围内普遍存在工业用地面积占比高、容积率小、产出强度低的问题,土地整体利用效率低下(张志辉,2014;陈伟等,2014;许明强,2016)。但另一方面,我国近几十年的快速增长过程中,工业的发展和扩张是经济水平提高的重要推动力量,以开发区为代表的政府主导式工业发展模式的确起到了不可忽视的重要作用(Wang,2013;Alder *et al.*,2016)。而这其中,地方政府提供的低廉土地和配套优惠政策,为企业的发展和扩张创造了优厚的条件,推动了地区的工业经济增长(梁若冰和韩文博,2011;饶映雪和戴德艺,2016)。

因此,地方政府补贴工业用地行为的影响还需辩证、动态地评估。一方面,工业用地补贴降低了土地要素的相对价格,使得土地要素投入的密度提高,单位土地上资本和劳动的投入减少,降低了单位土地产出率,这也是我国整体工业用地利用效率偏低的原因。但另一方面,较低的土地价格降低了企业的进入成本,吸引更多的企业进入,促进了产业的发展,而当产业形成规模后,城市的集聚效应会通过分享、匹配和学习机制产生正的外部性,这一外部性提高了单个企业的全要素生产率,反过来提高了单位土地的生产效率。

所以,我们需要探究地方政府补贴工业用地的行为究竟是提高还是损害了地区的工业生产效率,并动态地评估土地补贴的长期影响。以往文献对工业用地补贴带来的影响研究不足。因为2009年之前难以找到分用途的土地数据,工业用地的价格数据不可得,大部分研究只能分析土地出让面积带来的影响,而我国的土地供给实行严格的总量控制,中央和省级政府对地方一级的供地规模严格约束,土地面积的扩张往往与地区经济的增长挂钩,二者呈现正相关的关系(陶然等,2007;梁若冰和韩文博,2011;饶映雪和戴德艺,2016)。由于2007年之前工业用地几乎都使用协议出让的方式出让,也有研究近似地使用协议出让价格代表工业用地价格来进行分析,颜燕等(2013)利用2004—2009年的地级及以上城市的面板数据进行分析,发现协议出让价格对辖区经济增长率具有显著负影响。2009年之后《中国国土资源统计年鉴》中列出了105个主要城市分用途的土地价格,薛白(2011)利用105个主要城市2008年的数据研究发现工业用地价格的偏离度与经济发展水平负相关。Meng *et al.*(2008)通过对北京市顺义开发区的实地调查发现,低于市场价拿地的企业多为乡镇企业,每公顷投资和每公顷总产出均大大低于以市场价拿地的企业。

使用城市层面的宏观数据研究土地补贴的效率,会面临种种遗漏变量和内生性问题,一方面难以衡量土地补贴大小,另一方面在空间上无法控制区位的影响,在时间上难以区分土地价格与经济表现相互影响的关系,因此几乎不可能识别出土地补贴的影响,尤其是动态影响。本文我们所构建的独特数据库能够帮助我们很好地克服宏观数据的障碍。要分析地方政府补贴工业用地对地区工业发展的影响,我们需要估计工业用地补贴的大小,识别不同补贴下土地的

产出效率及其动态变化。首先，我们使用定位的土地市场网公开的土地地块信息，通过地块的地理特征获得土地的特征价格作为土地市场价值的衡量，这样对每块地块，都能以特征价格与实际价格的差值度量土地补贴的大小。其次，参照衡量政策空间作用的经典方法，我们对城市进行地理分区，构建了以乡镇街道为单位的独特数据库，将每个乡镇街道内的工业企业信息和地块交易信息匹配在一起，选取 2004—2013 年 10 年的时间段，分析土地补贴与土地出让后 1—5 年乡镇街道内整体的企业总产值、企业数量和 TFP 变化的关系，以识别出补贴的短期和长期影响。乡镇街道内部地理、交通、经济等因素变化不大，选择乡镇街道为单位消除了不可观测空间因素的影响，帮助我们更好地识别时间上的变化趋势。此外，对乡镇街道整个区域的土地和企业进行分析，也可以帮助我们捕捉政策优惠和产业集聚带来的外部性，衡量更加广义的影响。

全国范围的分析发现，地方政府大力补贴的工业用地快速吸引了更多的企业入驻，短时间内地区企业规模扩大，长期内企业数量也持续增长，但加大补贴吸引的企业 TFP 并不高，虽然企业数量增多，但单位土地的总产值增长不及土地补贴低的区域，并且产值差距在长期逐渐扩大，这说明就我国整体而言，地方政府补贴工业用地的效率不高，并没有帮助提振区域工业的发展。进一步地区分新增和现有企业，发现补贴吸引了更多新增企业，新增企业的初始生产力不佳，但增长较快，属于比较有潜力的企业，说明高的补贴吸引新企业的直接作用较为有效，但补贴带动已有企业，包括迁移和扩张已有企业的溢出作用不足，因此土地补贴的整体作用有限。拓展分析进一步探讨了东、中、西部土地补贴表现的差异，此外，为探究地方政府在城市外围区域新建开发区的模式是否有效率，我们进一步探究在城市中心城区和外围新建城区土地补贴政策效果的差异，发现在西部地区、城市外围区域，补贴在短期内能促进产出但效果并不持续，而在东部发达地区，高补贴下企业的短期表现较差，但增长较快。

本文第二部分介绍数据处理与匹配方法，第三部分为计量模型、变量构造与描述性统计，第四部分汇报基本回归结果，第五部分在基本回归的基础上进行拓展分析，第六部分为分析与结论。

二、数据处理与匹配

我们想探究地方政府补贴工业用地的行为如何影响入驻工业企业的表现，进而影响地区工业的发展。要识别这一渠道的影响，使用市县级别的宏观数据难以实现。首先，城市的土地价格与地方企业的表现受到整个城市经济运行的影响，二者互为因果，直接回归难以克服内生性问题。其次，由于价格和企业表现都是宏观加总的的数据，无法刻画地理位置的相关信息，从而无法区分出空间和时间的交互作用，即使通过时间滞后效应、寻找适合工具变量

的方法,来识别出土地价格变化在先、企业表现变化在后的时间序列关系,也难以确定是土地价格的变化直接影响了该土地上企业的表现,还是随着城市的逐步开发和扩张,二者自然呈现出先后变化的趋势。

使用微观层面的数据,将出让的土地和购地企业匹配分析,可以很好地克服内生性,清晰地刻画出土地出让价格与该土地上企业表现之间的关系,但是一一匹配却存在样本选择的问题。在我们收集的样本中能够直接和企业匹配的比例较小,有购地企业信息的数据中,至少10%的工业土地是出让给了专业的开发公司和建筑公司,尤其是对于开发区、工业园,地方政府与大型开发公司合作进行园区规划开发的情况非常普遍,还有约30%的土地属于集团、个人和项目拿地,具体使用和运营的公司不容易确定,此外,也存在企业拿地之后用作他途,并未真正建厂生产的情况。因此,如果用土地和工业企业一一匹配,将会损失大量的样本,并且未匹配成功的样本可能有一些共同的特性,使得匹配成功的样本不再具有随机性和代表性,产生样本选择偏误的问题。此外,土地、企业一一匹配只能衡量补贴与拿地企业的关系,难以度量补贴的外部溢出作用。

为了克服宏观数据和微观数据存在的问题,我们采纳了文献中常用的衡量政策空间影响的方法,通过对城市进行地理分区来分析。国外文献从微观实证角度探讨集聚效应、企业选址、房价地价、区位政策等问题时,根据数据特点,通常选择邮政编码分区(Zip Code)、普查区(Census Tract)作为地理划分单位,例如,使用美国Zip Code数据的早期经典文献有Rosenthal and Strange(2003)对企业选址的研究,Desmet and Fafchamps(2005)对集聚效应的研究,Goodman and Thibodeau(2003)对房地产特征价格的研究等。我国有关地理细分层面的研究还比较少,邮编和普查区这两种度量没有规范可靠的数据,而与之类似的乡镇街道的编码相对规范且完整,因此本文根据我国数据的特点,选择乡镇街道作为地理划分单位。将地块与工业企业的信息在乡镇街道层面上进行汇总和匹配,探究土地价格对该乡镇街道内工业发展的影响。选择乡镇街道作为匹配的基准单位有其独特的优势,首先,通过控制乡镇街道的位置和期初的情况,可以很大程度上控制住区位的影响;其次,乡镇街道上不是每年都有土地出让,能够很好地区分时间上的先后关系,识别出土地补贴对之后企业生产的影响;最后,乡镇街道的土地和企业是在同一位置的,不存在土地开发位置和企业分布位置错位的问题。此外,乡镇街道的面积是变化的,城市中心的街道面积较小,城市外围的乡镇面积较大,而这一变化与企业在城市不同区域的疏密变化基本一致,相比其他的栅格划分方式,可以更好地排除由于企业分布差异带来的估计偏误。并且,不采取土地与企业一一对应的方式,而是分析土地价格与区域内所有企业表现的关系,可以同时考察政策和集聚的外部溢出作用,衡量更加广义的影响。

乡镇街道的数据来自《中华人民共和国行政区划简册》(以下简称《行政

区划简册》)，我们以 2013 年的《行政区划简册》作为基准，又根据以前年份的行政区划调整记录进行修改和补充。企业数据来自规模以上工业企业数据库，选取 2004—2013 年 10 年的时间段，来考察相对短期和长期的影响。工业企业数据库中给出了每个企业对应的 12 位行政区划代码，其中前 9 位对应着企业所在乡镇街道，根据 9 位行政区划代码将企业与《行政区划简册》中的乡镇街道进行匹配。对原始企业数据参考聂辉华等（2012）的方法进行了初步的核对和整理，在整理时，我们保留了营业状态为停业、筹建和其他状态的企业数据，只删除了关闭的企业数据，因为拿地初期的企业通常处于筹建或停业扩建的状态。

地块交易数据来自中国土地市场网公开数据，截至 2013 年共有 363 个地级及以上城市中 362 734 块工业用地的具体交易信息，包含了招拍挂、协议、划拨等各种方式出让的土地的位置、属性及交易的详细信息。根据地块的地址信息，我们通过百度地图开放平台的坐标拾取功能拾取了每块地块中心的经纬度以及对应 9 位行政区划代码，并与《行政区划简册》进行匹配。这样，我们就得到了以乡镇街道为单位的企业、地块匹配数据。

三、计量模型、变量构造与描述性统计

假设企业的生产函数为 $f(k, l, s)$ ，企业投入资本 k 、劳动力 l 和土地 s 进行生产。若 $f(k, l, s)$ 为任意一种 CES 生产函数形式，企业的最优要素投入都满足以要素价格为基础的某一比例。通常情况下，资本是可以自由流动的，劳动力在城市范围内也可以自由流动，如果我们探讨乡镇街道范围内的企业行为，可以将要素价格看作外生给定的，这样，CES 生产函数形式下企业各种要素的投入总满足某一固定比例。为简化分析，我们假设生产函数为固定投入比例生产函数 $y_i = A_i \min\{\alpha_i k_i, \beta_i l_i, \gamma_i s_i\}$ ， i 表示企业所在乡镇街道。工业企业的生产往往存在固定的模式，各要素之间更多为互补关系，满足固定的配比，从这个意义上讲，这一假设是合理的。在该假设下，企业最优的产出决策满足 $y_i = A_i \gamma_i s_i$ ，乡镇街道 i 的企业产出 y_i 与土地投入 s_i 、单位土地的生产率 γ_i 以及特异性全要素生产率 A_i 相关。

假设城市范围内，单位土地的平均产出为 \bar{y} ，但在城市的不同位置，由于土地的价格、集聚的外部性水平不同，单位土地的产出不同。城市经济学理论认为，相同条件下，城市中心的集聚外部性高、土地成本高，因此企业的土地投入小，土地的产出效率较高，而城市外围正相反，因此，通常情况下单位土地的产出效率与企业距城市中心的距离成反比。我们假设乡镇街道 i 单位土地的生产率 γ_i 满足 $\gamma_i = \bar{y} d_i^{-\theta}$ ， d_i 为该乡镇街道距城市中心的距离， $\theta > 0$ ，则乡镇街道 i 的企业产出可进一步写作 $y_i = A_i \bar{y} d_i^{-\theta} s_i$ 。

每个企业的生产水平不同，依前文假设，城市内部资本和劳动是同质的，

企业主要根据土地价格、自身生产水平选址生产。但在我国,地方政府会补贴工业用地,补贴政策影响了不同水平的企业决策,形成与补贴相关的选择效应。假设 $A_i = I(\tau_i)$ 表示地方政府工业用地补贴对不同企业的选择效应,其中 τ_i 表示土地价格补贴, $I'(\tau_i)$ 的符号衡量了地方政府不同补贴吸引企业的生产水平的差异, $I'(\tau_i) > 0$ 表示更多工业用地补贴帮助吸引了产出更高的企业。则乡镇街道*i*的企业产出可进一步写作 $y_i = I(\tau_i) \bar{y} d_i^{-\theta} s_i$ 。当然, $I(\tau_i)$ 是整个乡镇街道层面的选择效应, $I(\tau_i)$ 较大可能意味着乡镇街道内单个企业的生产率高,也可能意味着企业数量多、密度大。

至此,上文的讨论限于单期的企业决策和生产,但我们认为,地方政府土地补贴政策的影响是动态的,补贴可能吸引规模大、产出高的企业,但企业增长率不足,也有可能吸引有潜力的新生企业,企业初期产出低但增长率较高。为考察动态的影响,我们将选择效应记作 $I_k(\tau_{it})$,表示乡镇街道*i*第*t*年的补贴 τ_{it} 对第*k*年产出效率的影响。假设每年出让的土地面积为 s_{it} ,令 $y_{ik}(s_{it})$ 表示第*t*年出让土地 s_{it} 上的企业在第*k*年的产出,第*k*年乡镇街道的总产出 Y_{ik} 为每年新增土地上企业的产出之和,如式(1)所示。

$$Y_{ik} = \sum_{t=0}^k y_{ik}(s_{it}) = \sum_{t=0}^k I_k(\tau_{it}) \bar{y} d_i^{-\theta} s_{it} = \bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) S_{ik} \bar{y} d_i^{-\theta}, \quad (1)$$

其中, $S_{ik} = \sum_{t=0}^k s_{it}$,为*k*年内乡镇街道内出让的土地总面积; $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik})$ 满足式(2)。

$$\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) = \sum_{t=0}^k \frac{s_{it}}{S_{ik}} I_k(\tau_{it}). \quad (2)$$

式(2)是每年土地补贴政策影响的加权平均,权重为每年出让土地面积占*k*年内出让土地总面积的比值。 $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik})$ 衡量了土地补贴政策的累积影响。之所以引入累积影响 $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik})$,是因为实际的数据中,每个乡镇街道不是每年都有土地出让,但同时也不只一年有土地出让,在这种情况下,难以剥离出土地出让对之后每一年的动态影响,例如乡镇街道*i*连续两年有土地出让,那第三年的产出会同时受到两年土地出让价格的影响。累积影响 $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik})$ 虽然不如 $I_k(\tau_{it})$ 直观,但也可以帮助反映土地补贴在*k*年后的影响,若*k*年内没有其他土地出让,则 $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) = I_k(\tau_{i0})$,若*k*年内有其他土地出让, $\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) - \bar{I}_{k-1}(\bar{\tau}_{ik-1})$ 与 $I_k(\tau_{ik-1})$ 相关,如果我们观察到 $|\bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) - \bar{I}_{k-1}(\bar{\tau}_{ik-1})| > 0$,说明土地政策的长期影响是逐渐加强的。

由式(1),我们进一步推导工业用地补贴对企业生产影响的计量方程,对式(1)进行对数变换,得到城市内部每个乡镇街道*k*年的产出满足式(3)。

$$\ln Y_{ik} = \ln \bar{y} + \ln \bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) + \ln S_{ik} + \theta \ln d_i, \quad (3)$$

*k*年内土地补贴对产出的累积影响为 $\ln \bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik})$,进一步假设 $\ln \bar{I}_k(\bar{\tau}_{ik}) = \beta_k \bar{\tau}_{ik}$,其中, $\bar{\tau}_{ik} = \sum_{s=0}^k (s_{is}/S_{ik}) \tau_{is}$ 为*k*年内乡镇街道*i*土地补贴的加权平均值。

此外，进一步放松假设，在方程中加入乡镇街道、城市、年份异质性，得到最终的回归方程。

$$\ln Y_{it} = \alpha + \beta_k \bar{\tau}_{ik} + \gamma_k \ln S_{ik} + \theta \ln d_i + X_{it-k} \delta_k + X_{jt} \mu + a_j + T_t + \varepsilon_{it}, \quad (4)$$

其中， i 表示乡镇街道， j 表示城市， t 表示年， k 表示衡量土地补贴影响的时长，单位为年。因变量 $\ln Y_{it}$ 为乡镇街道 i 在 t 年的工业总产值，主要自变量为 $\bar{\tau}_{ik}$ ，表示 $t-k$ 至 t 年乡镇街道 i 内土地补贴的平均水平， β_k 衡量了 k 年内土地补贴的累积影响。我们的样本涵盖 10 年的时间，我们选取 5 年的窗口期，取 $k \in [1, 5]$ ，衡量土地出让后 5 年内土地补贴的短期和长期影响。我们没有加入 $k=0$ 也即当年出让土地的补贴项，因为通常土地出让后，企业需要 1 年左右的建设期才能进行生产，当年出让的土地尚未带来产出，但土地的价格却与地区的产出水平相关，加入当年项会带来较严重的内生性问题。按照前文的理论推导， β_1 反映了土地补贴选择效应 $I'(\tau_i)$ 的符号，衡量更多的土地补贴下，企业的生产表现是更好还是更差；而 $|\beta_k| - |\beta_{k-1}|$ 衡量了土地补贴的长期影响是递增还是递减。

式 (4) 中，其他控制变量包括： $\ln S_{ik}$ ，表示 k 年内土地出让的总面积。 $\ln d_i$ 表示乡镇街道中心到城市中心、区县中心的距离。 X_{it-k} 是乡镇街道 i 在期初 $t-k$ 年的相关变量，包括期初的工业企业数量 ($\ln N_0$)、工业总产值 ($\ln Y_0$)，回归中我们主要考察 k 年内的增量土地对区域内企业表现的影响，因此需要控制期初值来识别这一增量影响。 X_{jt} 是城市相关变量，包括 $\ln \text{GDP}$ 、GDP 增长率 ($g\text{GDP}$)、GDP 人均水平 ($\ln \text{GDPpc}$)，用来衡量城市规模 and 经济发展水平；政府预算内财政收入 (G_inc) 和财政支出 (G_exp)，用来衡量财政状况；建成区占城市面积的比重 (Con_ratio)，用来衡量土地供应充足程度；第二产业、第三产业占 GDP 的比重 (Ind_ratio 、 Ser_ratio)，用来衡量城市产业结构；城市货运量 ($\ln \text{Tran}$)，用来衡量城市交通和贸易水平；平均工资 ($\ln \text{Wage}$)，用来衡量劳动力成本。城市相关变量数据均来自《中国城市统计年鉴》。此外，我们控制了城市固定效应 a_j 和年份固定效应 T_t 。

通过以上的模型设定和推导，我们得出了土地补贴政策的短期和长期影响。但现实中，我们只能观察到土地的实际出让价格 p_{it} ，观察不到土地的补贴。为了尽可能地分离出土地补贴的影响，我们用土地特征价格回归的方法识别土地的市场价值，再以此为基础计算土地补贴的大小。假设 $p_{it} = \kappa_{it} \bar{p}_{it}$ ，其中 p_{it} 表示土地的实际出让价格， \bar{p}_{it} 表示土地的市场价值， κ_{it} 是价格补偿率，表示土地的实际价格与市场价值的比率， κ_{it} 与地方政府土地补贴 τ_{it} 负相关。我们可以通过土地特征价格估计的方法估算出每块土地的市场价值 \bar{p}_{it} ，通过实际价格 p_{it} 和市场价格 \bar{p}_{it} 求出土地补贴的大小。参考 Deng *et al.* (2012) 的方法，第一步估算地块特征价格的方程如式 (5) 所示

$$\ln p_{it} = \beta_0 + X_{it} \theta + a_j + T_t + \varepsilon_{it}, \quad (5)$$

其中, n 表示地块, j 表示城市, t 表示年。 $\ln p_{nt}$ 是每个地块的出让价格。工业用地中有一些地块的出让金额为 0, 这些是以协议、划拨等非市场方式出让的土地, 我们认为这些地块属于地方政府完全补贴的地块, 应该予以保留, 因此 $\ln p_{nt}$ 的实际计算方法为 $\ln(p_{nt} + 1)$, 以保留实际价格为 0 的地块。 X_{nt} 为地块 n 的土地特征, 包括以下变量: 土地等级 (Rank), 分为 1—15 级, 用来衡量每个地块地点特异性的自然和经济属性¹ (我们无法获得每个地块周围地理、经济状况的直接度量, 但土地等级的划分为我们提供了很好的间接依据); 土地来源 (Source), 分为新增土地、存量新增土地、现有土地, 用来衡量土地开发成本; 约定容积率 (AR), 用来衡量土地利用效率; 地块到地级市中心的距离 ($\ln D_{\text{city}}$)、到区县中心的距离 ($\ln D_{\text{county}}$), 用来刻画地块的位置²。同时控制城市固定效应 a_j 和年份固定效应 T_t 。

对式 (5) 进行回归, 取残差衡量价格补偿率, 即 $\ln \kappa_{nt} = \epsilon_{nt}$, 并在每个乡镇街道层面按照地块面积进行加权平均, 得到乡镇街道 i 的平均价差率 κ_{it} 。 κ_{it} 衡量的是土地的实际价格与市场价值的比率, κ_{it} 越小, 相比于市场价值土地的实际价格越低, 地方政府土地补贴 τ_{it} 越大, 因此取 $\tau_{it} = -\kappa_{it}$ 作为乡镇街道 i 在 t 年土地补贴的衡量。

根据上述推导, 第一步通过特征价格方程 (5) 估计土地补贴大小的回归结果, 如表 1 所示。

表 1 中, 第一组变量是土地等级 Rank, 基准为未评估土地。从系数看土地的平均价格并不是随土地等级增加而递减, 而是先增加后减少, 7 级土地的系数最大, 这也许是因为土地级别往往随到城市中心的距离增大而增加, 控制到城市中心的距离消除了不同级别土地价格的线性差别, 剩下的部分反映了不同级别土地在此基础上的非线性价差, 级别中等的土地往往位于距城市中心不远、工业相对集聚的地区, 对企业具有吸引力, 去除距离因素后其土地的相对价值反而更高。第二组变量是土地来源 (Source), 基准为当年新增建设用地, 新增建设用地的开发成本较高, 因此平均价格也高于现有土地 (Existing Land) 和存量新增用地 [New Land (Stocked)]。第三组容积率 (FAR) 的系数并不显著, 可能因为工业用地的容积率差异并不大, 不是影响地价的主要因素。第四组到城市和区县中心距离 $\ln D$ 的系数都显著为负, 这与理论相符。

¹ 国土资源相关部门根据土地的自然和经济属性, 对土地规定了 1—15 不同的等级, 1 级最高, 15 级最低。土地等级划分有相对规范的评估标准, 也用来作为制定土地基准地价的标准, 每一块公开市场出让的地块, 都会依据所属片区有对应的土地级别。

² 参考 Baum-Snow *et al.* (2016) 的方法, 我们以 1992 年夜间灯光卫星图为准定位地级市、区县中心, 他们的研究认为, 尽管近几十年来经济增长迅速, 但经济中心的空间分布变化不显著。

表 1 工业用地特征价格回归

ln <i>p</i>		ln <i>p</i>	
Rank (Dummy)		Rank 13	-0.0486***
Rank 1	0.223*** (0.00868)	Rank 14	(0.0110) 0.0901***
Rank 2	0.335*** (0.0100)	Rank 15	(0.0120) -0.319***
Rank 3	0.207*** (0.00831)	Source (Dummy)	(0.0193)
Rank 4	0.234*** (0.00843)	New Land (Stocked)	-0.0577*** (0.00865)
Rank 5	0.242*** (0.00981)	Existing Land	-0.185*** (0.00498)
Rank 6	0.605*** (0.0122)	FAR	
Rank 7	0.827*** (0.0122)	FAR_lowerlimit	-0.0000103 -0.00001
Rank 8	0.693*** (0.0153)	FAR_upperlimit	0.0000114 -0.0000084
Rank 9	0.669*** (0.0130)	Location	
Rank 10	0.601*** (0.0133)	lnD_cty	-0.749*** (0.0133)
Rank 11	0.402*** (0.0129)	lnD_cnty	-0.236*** (0.0539)
Rank 12	0.221*** (0.0128)	常数项	5.210*** (0.00758)
		观测值数量	177 486
		R ²	0.335

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

根据方程 (5) 的回归结果，计算得到每块土地的价格补偿率 κ_{it} ，并在乡镇街道层面进行加权平均，得到每个乡镇街道的价格补贴值 $\tau_{it} = -\kappa_{it}$ 。在进行第二步的分析之前，我们先对土地补贴进行简单的描述性分析，分析土地补贴在不同地区的差异。我们采取简单线性回归的方式，回归方程如式 (6) 所示。

$$\tau_{it} = \alpha + \sum_{k=1}^3 \delta_k \text{Region}_k + X_{jt}\mu + \theta \ln d_i + T_t + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

其中将乡镇街道的价格补贴值 τ_{it} 对相关变量进行回归， Region_k 为东、中、西部的二元变量， X_{jt} 为城市相关经济变量，我们关心的主要变量包括衡量地区发展水平的 $\ln \text{GDP}$ ，衡量地区产业结构的第二、第三产业占 GDP 的比重 Ind_ratio 、 Ser_ratio ，地方政府的财政收入 $\ln \text{Fiscal_inc}$ 和财政支出 $\ln \text{Fiscal_exp}$ 。

此外,我们仍然控制乡镇街道中心到城市中心的距离 $\ln D_{\text{cty}}$ 和到区县中心的距离 $\ln D_{\text{cnty}}$, 来考察补贴在城市内部的空间分布。回归结果如表 2 所示。

表 2 土地补贴的相关因素分解

	τ
Middle Region	0.164*** (0.00554)
West Region	0.167*** (0.00719)
$\ln \text{GDP}$	-0.157*** (0.00845)
Ind_ratio	-0.00282*** (0.000540)
Ser_ratio	-0.00948*** (0.000610)
$\ln \text{Fiscal_inc}$	-0.0642*** (0.00970)
$\ln \text{Fiscal_exp}$	0.0824*** (0.0105)
$\ln D_{\text{cty}}$	-0.116*** (0.00784)
$\ln D_{\text{cnty}}$	0.113*** (0.0245)
常数项	-2.712*** (0.320)
年份固定效应	控制
观测值数量	87 275
R^2	0.142

注: 括号中数值为标准差,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 2 中,第一组地区二元变量中,基准组为东部地区,从系数看,中部 Middle Region、西部 West Region 的平均工业用地补贴显著高于东部地区,西部地区的补贴最高,地方政府的土地补贴行为在中西部更强。 $\ln \text{GDP}$ 的系数显著为负,说明经济不发达地区的土地补贴更多;第二产业占比 Ind_ratio 、第三产业占比 Ser_ratio 的系数均显著为负,说明工业和服务业落后的地区土地补贴更多;地方政府财政收入 $\ln \text{Fiscal_inc}$ 的系数显著为负,但财政支出 $\ln \text{Fiscal_exp}$ 的系数显著为正,这可能是因为财政收入高的地区吸引力更强,

地方政府不需要提供更多土地补贴，而财政支出较高的地区往往属于城市快速扩张的时期，为了促进产业发展，地方政府土地补贴力度更强。在城市内部，到城市中心的距离 $\ln D_cty$ 的系数显著为负，到区县中心的距离 $\ln D_cnty$ 的系数显著为正，这说明以区县为单位，距离区县中心越远的地块土地补贴越多，但从整个地级市范围内看，城市的市辖区和较近的县补贴力度更强，而距离城市中心较远的偏远县土地补贴力度较弱。

除了根据方程（5）的回归结果计算得到的乡镇街道价格补贴 τ_{it} ，按照上文设定，我们计算了乡镇街道层面的工业企业总产值，并将城市层面的宏观变量与乡镇街道合并，最终得到第二步回归所需的所有变量，描述性统计如表 3 所示。

表 3 描述性统计

变量	变量定义	单位	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
$\ln Y$	工业总产值	ln (千元)	62 737	13.81	1.94	3.69	20.60
τ	土地补贴	ln (元/平方米)	93 594	4.97	0.91	-0.95	8.24
$\ln S$	土地面积	ln (公顷)	93 594	1.48	1.75	-7.13	9.72
$\ln D_cty$	距城市中心距离	ln (千米)	93 594	2.42	1.37	0.00	5.18
$\ln D_cnty$	距区县中心距离	ln (千米)	93 594	1.13	0.13	0.00	3.13
$\ln GDP$	GDP	ln (万元)	87 295	16.58	0.98	13.16	19.34
$gGDP$	GDP 增长率	%	87 295	12.31	3.91	-19.38	109.00
$\ln GDPpc$	人均 GDP	ln (元)	87 289	10.15	0.74	4.60	13.06
$\ln G_inc$	预算内财政收入	ln (万元)	87 292	13.46	1.45	7.71	17.83
$\ln G_exp$	预算内财政支出	ln (万元)	87 292	14.21	1.25	9.22	17.94
Con_ratio	建成区占比	1	87 063	0.10	0.10	0.01	0.95
Ind_ratio	第二产业占 GDP 比重	%	87 275	50.30	8.75	15.17	90.97
Ser_ratio	第三产业占 GDP 比重	%	87 275	37.89	8.41	8.58	79.65
$\ln Tran$	货运量	ln (万吨)	79 246	9.34	0.86	4.66	13.23
$\ln Wage$	平均工资	ln (元)	86 554	10.45	0.42	2.28	12.68

四、基本回归结果

（一）基本回归

上一部分详细说明了计量模型设定和变量构造方法，本部分我们在方程（4）的基础上进行实证分析，探究乡镇街道内工业企业产出与工业用地价格补贴之间的关系。方程（4）中，因变量乡镇街道 i 在 t 年的工业总产值 $\ln Y_{it}$

对自变量 $t-k$ 至 t 年土地补贴的平均水平 $\bar{\tau}_{ik}$ 回归, 取 $k \in [1, 5]$, 系数 β_k 衡量了 1—5 年内的土地补贴的短期和长期影响。 β_1 反映了更多的土地补贴下, 企业的生产表现是更好还是更差; 而 $|\beta_k| - |\beta_{k-1}|$ 衡量了土地补贴的动态影响是递增还是递减。

但直接使用土地地块数据估计土地补贴, 由于测量误差、遗漏变量等问题, 可能存在内生性。为解决内生性, 我们进一步为土地补贴引入工具变量 (IV), 选择 2006 年年底颁布的《全国工业用地出让最低价标准》作为工业用地补贴的 IV, 该标准以区县为单位, 根据土地的自然和经济属性划定了土地等级以及相对应的最低价格。最低价标准能够反映地块所在区县的土地基本价值, 并且不随时间变化, 在刻画土地补贴对企业表现的动态影响时, 能够在一定程度上帮助克服土地补贴的内生性。

一阶段回归的 F 值为 46.25, 工业用地最低价的系数为 -0.507 , 土地补贴与最低价在 1% 的水平上显著负相关, 能够显著通过弱工具变量检验。二阶段 IV 回归的基本结果如表 4 所示。

表 4 工业总产值对工业用地补贴回归

	lnY				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	-0.204*** (0.0421)				
$\bar{\tau}_2$		-0.276*** (0.0469)			
$\bar{\tau}_3$			-0.335*** (0.0493)		
$\bar{\tau}_4$				-0.467*** (0.0515)	
$\bar{\tau}_5$					-0.491*** (0.0568)
lnS _k	0.151*** (0.00533)	0.168*** (0.00602)	0.173*** (0.00626)	0.183*** (0.00685)	0.197*** (0.00743)
lnY ₀	0.538*** (0.00680)	0.532*** (0.00763)	0.504*** (0.00795)	0.507*** (0.00870)	0.460*** (0.00948)
lnN ₀	0.257*** (0.0105)	0.261*** (0.0118)	0.280*** (0.0124)	0.276*** (0.0135)	0.306*** (0.0147)

(续表)

	lnY				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
lnD_cty	-0.125*** (0.0327)	-0.124*** (0.0373)	-0.106*** (0.0394)	-0.124*** (0.0431)	-0.0585 (0.0476)
lnD_cnty	-0.491*** (0.0856)	-0.501*** (0.0984)	-0.487*** (0.104)	-0.492*** (0.114)	-0.315** (0.125)
lnGDP	0.761*** (0.137)	0.864*** (0.182)	1.563*** (0.233)	1.729*** (0.290)	1.104*** (0.355)
gGDP	0.0163*** (0.00349)	0.0143*** (0.00414)	0.0179*** (0.00440)	0.0138*** (0.00493)	0.00235 (0.00545)
lnGDPpc	-0.00451 (0.0508)	-0.109 (0.0684)	-0.237*** (0.0730)	-0.388*** (0.0975)	-0.124 (0.101)
lnG_inc	0.315*** (0.0561)	0.362*** (0.0689)	0.415*** (0.0893)	0.444*** (0.104)	0.618*** (0.128)
lnG_exp	-0.0147 (0.0683)	0.0617 (0.0838)	-0.0962 (0.121)	-0.0117 (0.142)	-0.291 (0.189)
Con_ratio	0.413** (0.191)	0.289 (0.247)	0.128 (0.243)	0.0549 (0.284)	0.207 (0.303)
Ind_ratio	0.00184 (0.00633)	0.00287 (0.00799)	0.0216** (0.00953)	0.0721*** (0.0118)	0.0216 (0.0144)
Ser_ratio	-0.0152** (0.00740)	-0.0159* (0.00943)	0.00874 (0.0113)	0.0668*** (0.0143)	0.00236 (0.0171)
lnTran	-0.0204 (0.0260)	-0.00606 (0.0314)	-0.000864 (0.0363)	0.0961** (0.0418)	-0.0261 (0.0504)
lnWage	0.0597 (0.0912)	0.0677 (0.111)	0.0293 (0.126)	0.0144 (0.141)	-0.129 (0.157)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	52 722	44 481	35 858	27 667	20 227
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R ²	0.655	0.633	0.599	0.575	0.527

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 4 中, $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数都在 1% 的水平上显著小于 0, 这一符号说明, 地方政府的工业用地补贴与区域内工业企业的产出水平负相关, 补贴越大的乡镇街道内, 工业企业的产出越小。从数值上看, $\beta_1 = -0.204$, 土地补贴大的乡镇街道内, 工业总产出显著小于土地补贴小的。从 β_1 到 β_5 的整体趋势来看, 土地补贴的长期影响是在逐渐增强的, $\beta_5 = -0.491$, 与 β_1 相比增加了 1 倍多, 也即是说, 土地补贴大的乡镇街道, 总产值的水平值和增长均较低, 与土地补贴小的乡镇街道之间的工业总产值差距越来越大。这一结果说明, 地方政府着力补贴的土地, 并没有吸引来产出更大的企业, 相反, 土地补贴少的区域, 可能本身的区位因素和产业基础就好, 对企业的吸引力大, 出让土地的单位产出更高。

表 4 的结果中, k 年内出让土地面积 $\ln S_k$ 的系数显著为正, 与预期相符, 出让土地越多, 区域内越多企业从事工业生产, 产出自然越大。同样的, 期初企业总产值 $\ln Y_0$ 、企业总数量 $\ln N_0$ 的系数也都显著为正。距城市中心的距离 $\ln D_{\text{cty}}$ 、距区县中心的距离 $\ln D_{\text{cnty}}$ 的系数均显著为负, 越是城市边缘的乡镇街道总产出越低。城市相关经济变量中, $\ln \text{GDP}$ 和 gGDP 的系数均显著为正, 经济总量越大、增长越快的城市, 单位街道的总产值越高。 $\ln G_{\text{inc}}$ 的系数也显著为正, 预算内财政收入越高, 单位街道的总产值越大。第二产业占 GDP 的比重 Ind_ratio 的系数也多显著为正, 经济越发达、工业占比越高的城市, 每个乡镇街道的平均工业产值也越大。这些变量的符号都比较符合预期, 其他系数的显著性不高, 不再过多讨论。

(二) 企业数量与 TFP 回归

基本回归中, 我们以乡镇街道 i 的总产值作为主要考察变量, 发现乡镇街道的总产值与街道内土地平均补贴负相关, 土地补贴大的乡镇街道工业总产值更小, 并且不同补贴率的乡镇街道产值差距在土地出让后逐渐扩大。接下来的分析中将这种现象进行分解, 一个乡镇街道的总产出高, 可能源自单位企业的产出高, 也可能是企业的数量多。我们需要识别, 如果地方政府的补贴政策影响了乡镇街道内的总产量, 是通过影响企业数量还是影响入驻企业的质量来实现的。因此, 我们又在方程 (4) 的基础上进行拓展分析, 分别以乡镇街道内企业数量 $\ln N_{it}$ 和企业的平均生产率 TFP_{it} ³ 作为被解释变量进行分析。回归方程如式 (7)、式 (8) 所示。

$$\ln N_{it} = \alpha + \beta_k \bar{\tau}_{ik} + \gamma_k \ln S_{ik} + \theta \ln d_i + X_{it-k} \delta_k + X_{jt} \mu + a_j + T_t + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

$$\text{TFP}_{it} = \alpha + \beta_k \bar{\tau}_{ik} + \gamma_k \ln S_{ik} + \theta \ln d_i + X_{it-k} \delta_k + X_{jt} \mu + a_j + T_t + \varepsilon_{it}. \quad (8)$$

³ 参考 Hsieh and Klenow (2009) 计算了每个企业 TFP 的大小, 在计算时允许不同行业的资本和劳动的产出弹性不同, 此外, 由于 2008、2009、2011—2013 年工业企业数据库中工业增加值和中间品的数据缺失, 在计算 TFP 时只考虑了资本和劳动要素, 没有考虑中间品投入。计算出每个企业的 TFP 后, 按照企业的产值在乡镇街道层面进行加权平均, 得到每个乡镇街道的平均 TFP。

根据式 (7)、式 (8)，分别用乡镇街道内的工业企业数量、工业企业的平均 TFP 对不同年份工业用地补贴回归，回归结果如表 5、表 6 所示。

表 5 工业企业数量对工业用地补贴回归

	lnN				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	0.374*** (0.0312)				
$\bar{\tau}_2$		0.375*** (0.0247)			
$\bar{\tau}_3$			0.381*** (0.0221)		
$\bar{\tau}_4$				0.393*** (0.0210)	
$\bar{\tau}_5$					0.407*** (0.0206)
乡镇街道变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	52 722	44 481	35 858	27 667	20 227
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R ²	0.648	0.639	0.633	0.623	0.618

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 5 中，第 (1) — (5) 列分别是乡镇街道内规模以上工业企业数量对 1 年前、1—2 年前、1—3 年前、1—4 年前、1—5 年前乡镇街道内工业用地平均补贴的回归，为节省篇幅，从本表开始，只汇报主要变量 $\bar{\tau}_k$ 的系数，不再汇报其他控制变量的系数。表 5 的结果中， $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数均为正，显著性逐渐加强，这一符号说明工业用地补贴与企业数量是正相关关系，工业用地补贴越多，区域内企业数量增加越多。从数值大小上看，从 $\bar{\tau}_1$ 到 $\bar{\tau}_5$ ，系数的数值逐渐递增，也即是说， $|\beta_k| - |\beta_{k-1}| > 0$ ，说明土地补贴的长期效果逐渐增强，土地补贴较高的乡镇街道企业数量更多，且企业数量增加得也更快，企业数量优势越来越明显。

表 6 汇报了企业平均 TFP 对土地补贴回归的结果。第 (1) — (5) 列的

系数均显著为负,高的土地补贴并没有吸引来 TFP 更高的企业,反而是土地补贴较低的乡镇街道内企业的 TFP 相对更高。从数值大小来看, $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 系数的绝对值先增大后减小,3 年的短期内不同补贴的街道 TFP 的差距在扩大,但 4—5 年后 TFP 差距又逐渐缩小,补贴大的街道后期发展较快。

综合表 4、表 5 和表 6 的回归结果,地方政府较高的工业用地补贴,吸引来更多的工业企业(表 5),但单个企业的生产能力较低,虽然企业数量增多,但区域内总产值却不及土地补贴低的区域,并且产值差距在长期逐渐扩大(表 4),补贴高的土地吸引企业的 TFP 也不及补贴低的区域(表 6)。这些结果说明,地方政府大力补贴的工业用地帮助快速吸引更多的企业入驻,短时间内扩大地区企业规模,但吸引企业时往往注重数量不注重质量,加大补贴吸引的企业产出效益并不高,导致单位土地的利用率低下。

表 6 TFP 对工业用地补贴回归

	TFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	-0.0320** (0.0127)				
$\bar{\tau}_2$		-0.0355*** (0.0110)			
$\bar{\tau}_3$			-0.0372*** (0.0106)		
$\bar{\tau}_4$				-0.0315*** (0.0104)	
$\bar{\tau}_5$					-0.0310*** (0.0104)
乡镇街道变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	52 201	44 082	35 425	27 168	20 115
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R ²	0.231	0.228	0.228	0.226	0.223

注:括号中数值为标准差,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

（三）新增企业回归

在上述的回归中，我们使用工业企业数据库中所有企业的样本进行分析，得到了土地补贴对企业表现的宏观影响，但这一影响可能是通过新增企业带来的，也可能通过竞争或集聚等外部效应对已有企业造成影响。在本小节，将进一步区分新增和已有企业，分析土地补贴对新增企业的广延边际效应，以进一步探讨补贴的影响机制。

按照工业数据库中企业成立时间统计新增企业的信息，并依照本文模型的设定，统计 k 年内新增企业的产值、数量和平均 TFP，来探讨新增企业表现与工业用地补贴的关系。表 7、表 8 和表 9 分别展示了新增企业产值、数量和 TFP 对工业用地补贴进行 IV 回归的结果。

表 7 新增企业工业总产值对工业用地补贴回归

	lnY				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	-0.0200*** (0.00745)				
$\bar{\tau}_2$		-0.0109* (0.00647)			
$\bar{\tau}_3$			-0.0126** (0.00632)		
$\bar{\tau}_4$				-0.00111 (0.00658)	
$\bar{\tau}_5$					0.0121* (0.00727)
乡镇街道变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	36 818	32 519	31 136	25 150	19 045
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R^2	0.246	0.295	0.340	0.370	0.391

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表8 新增企业数量对工业用地补贴回归

	lnN				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	-0.00441 (0.00400)				
$\bar{\tau}_2$		-0.00151 (0.00367)			
$\bar{\tau}_3$			0.00479 (0.00370)		
$\bar{\tau}_4$				0.0118*** (0.00394)	
$\bar{\tau}_5$					0.0223*** (0.00440)
乡镇街道变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	36 818	32 519	31 136	25 150	19 045
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R^2	0.291	0.361	0.414	0.443	0.450

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。

表9 新增企业TFP对工业用地补贴回归

	TFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_1$	-0.0116** (0.00457)				
$\bar{\tau}_2$		-0.00817** (0.00367)			
$\bar{\tau}_3$			-0.0145*** (0.00340)		
$\bar{\tau}_4$				-0.00824** (0.00345)	

(续表)

	TFP				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$\bar{\tau}_5$					-0.00897** (0.00375)
乡镇街道变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测值数量	36 818	32 519	31 136	25 150	19 045
年份	2005—2013	2006—2013	2007—2013	2008—2013	2009—2013
城市数量	284	284	284	284	284
R^2	0.126	0.119	0.123	0.132	0.142

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

新增企业的结果与所有企业的结果有所不同。表 7 中补贴与产值是负相关，但系数绝对值逐渐减小，直到 $\bar{\tau}_5$ 的系数变成显著为正，说明补贴高的区域新增企业的产值一开始不如补贴低的区域，但随时间推进差距在逐渐缩小，最终甚至超过补贴低的区域。表 8 中补贴与企业数量是显著正相关的，且系数绝对值在逐渐增大，说明补贴高的区域吸引了更多新增企业。表 9 中补贴与企业 TFP 仍然显著负相关，但系数的绝对值却在逐渐缩小，说明补贴高的区域新增企业的生产效率不如补贴低的区域，但这一差距在慢慢减小。

从新增企业的表现看，补贴吸引了更多新增企业，新增企业的初始生产力不佳，但增长较快，属于比较有潜力的企业。土地补贴对新增企业的吸引力更大，结合所有企业的回归结果，说明高的补贴吸引新企业的直接作用较为有效，但补贴带动已有企业，包括迁移和扩张已有企业的溢出作用不足，因此土地补贴的整体作用有限。

五、拓展分析

上一部分使用全国范围内的匹配数据，对土地补贴对地方经济的整体影响进行了分析，本部分，我们将在基本回归分析的基础上，按照不同的地理区位标准进行分组，探究土地补贴政策影响的差异。

(一) 东、中、西部土地补贴政策影响差异

首先，我们按照东部、中部、西部的区域划分进行回归分析，探究土地补贴

政策在不同地区经济影响的差异。依照回归方程(4)、(7)和(8),分别对东部、中部和西部各地区的乡镇街道工业企业总产值 $\ln Y$ 、工业企业数量 $\ln N$ 和企业 TFP 对 5 年内工业用地补贴 $\bar{\tau}_k$ 进行回归,回归结果如表 10、表 11、表 12 所示。

表 10 东部地区回归

	东部地区		
	$\ln Y$	$\ln N$	TFP
	(1)	(2)	(3)
$\bar{\tau}_1$	-0.365*** (0.0531)	0.401*** (0.0373)	-0.117*** (0.0242)
$\bar{\tau}_2$	-0.394*** (0.0478)	0.407*** (0.0335)	-0.127*** (0.0217)
$\bar{\tau}_3$	-0.390*** (0.0442)	0.407*** (0.0310)	-0.122*** (0.0202)
$\bar{\tau}_4$	-0.374*** (0.0421)	0.407*** (0.0296)	-0.109*** (0.0193)
$\bar{\tau}_5$	-0.369*** (0.0407)	0.406*** (0.0286)	-0.102*** (0.0187)
乡镇街道变量	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市数量	101	101	101

注:括号中数值为标准差,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 10 汇报了东部地区回归的结果,为节省篇幅,并且更好地进行比较,我们将多个回归的结果汇总展示,每一列中, $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数并不是 1 组回归同时获得的,而分别是 5 组回归中工业用地补贴 $\bar{\tau}_k$ 的系数,在这里将其合并在一列中,以便对不同地区的系数进行比较。同样的,这里只汇报了主要变量 $\bar{\tau}_k$ 的系数,不再汇报其他控制变量的系数,对下文的回归结果表格也做同样的处理。

表 10 东部地区回归的结果和上一部分基本回归的结果相似,第(1)列工业总产值回归的各项系数均显著为负,第(2)列企业数量回归的系数均显著为正,第(3)列 TFP 回归的结果显著为负,土地补贴帮助吸引了更多企业,但企业的 TFP 和总产值水平不高。从时间趋势上看,第(1)列 $\bar{\tau}_2$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数绝对值逐渐减小,第(3)列也是如此,第(2)列各项系数基本保持稳定,可以解释为土地补贴高的区域一开始吸引了更多 TFP 较低的企业,总产值不高,但区域比较有发展潜力,在长期总产值和 TFP 的差距逐渐缩小。

表 11 中部地区回归

	中部地区		
	lnY	lnN	TFP
	(1)	(2)	(3)
$\bar{\tau}_1$	-0.189** (0.0795)	0.409*** (0.0524)	-0.0269 (0.0390)
$\bar{\tau}_2$	-0.239*** (0.0656)	0.443*** (0.0430)	-0.00339 (0.0329)
$\bar{\tau}_3$	-0.318*** (0.0595)	0.461*** (0.0389)	-0.0366 (0.0300)
$\bar{\tau}_4$	-0.353*** (0.0571)	0.487*** (0.0378)	-0.0259 (0.0287)
$\bar{\tau}_5$	-0.381*** (0.0564)	0.514*** (0.0376)	-0.0264 (0.0282)
乡镇街道变量	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市数量	86	86	86

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 11 汇报了中部地区回归的结果，第（1）列工业总产值回归的各项系数均显著为负，第（2）列企业数量回归的系数均显著为正，第（3）列 TFP 回归的结果在 10%的水平上不显著，但符号均为负。回归结果与表 10 东部地区的结果相似，土地补贴帮助吸引了更多企业，但企业的 TFP 和总产值水平不高。但时间趋势与东部地区不同，第（1）列 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数绝对值逐渐增大，不同补贴区域产值差距进一步扩大，第（2）列 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数也逐渐增大，补贴高的区域企业数量持续增多，第（3）列系数大小变化不定，因为其显著性不高，在此不再过多解释。总体来看，中部地区土地补贴提高企业数量的效果更加明显，但企业产出在短期和长期都更差。

表 12 西部地区回归

	西部地区		
	lnY	lnN	TFP
	(1)	(2)	(3)
$\bar{\tau}_1$	0.0511 (0.0743)	0.125*** (0.0448)	0.0227 (0.0370)

(续表)

	西部地区		
	lnY	lnN	TFP
	(1)	(2)	(3)
$\bar{\tau}_2$	-0.00684 (0.0670)	0.156*** (0.0403)	0.0156 (0.0335)
$\bar{\tau}_3$	-0.0170 (0.0645)	0.162*** (0.0388)	0.0189 (0.0326)
$\bar{\tau}_4$	-0.0328 (0.0641)	0.182*** (0.0387)	0.0201 (0.0323)
$\bar{\tau}_5$	-0.0395 (0.0638)	0.192*** (0.0386)	0.0195 (0.0321)
乡镇街道变量	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市数量	98	98	98

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 12 汇报了西部地区回归的结果，第 (1) 列工业总产值回归的各项系数在 10%的水平上不显著，从符号看多为负，第 (2) 列企业数量回归的系数均显著为正，第 (3) 列 TFP 回归的结果在 10%的水平上不显著，符号均为正。整体来看，在西部地区，土地补贴帮助吸引了更多企业，但相较东部和中部，西部企业数量提高的幅度略低，而且，不同补贴区域企业的 TFP 和产值差异并不明显，相较东部和中部地区，补贴高的区域并没有出现企业产出和 TFP 更差的现象，短期内补贴高的区域企业产出和 TFP 更高，但显著性不强。从时间趋势上看，第 (2) 列 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数也逐渐增大，补贴高的区域企业数量持续增长更快。第 (1) 列 $\bar{\tau}_2$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数绝对值逐渐增大，第 (3) 列系数大小变化不定。总体来看，西部地区土地补贴同样帮助提高了企业数量，但数量提高程度有限，补贴高的区域短期内企业产出和 TFP 更好，但差异并不显著。

综合表 10、表 11 和表 12 的结果，在各个地区土地补贴帮助吸引更多企业的效果都是很显著的，但补贴对区域产出和 TFP 的影响有限：东部地区补贴高的区域吸引的企业 TFP 和产出表现不佳，但长期发展较快，不同区域的差距在缩小；而中部地区补贴高的区域企业在短期和长期的生产表现都较差；西部地区补贴高的区域短期内吸引了产出更高的企业，但这一差距不显著，

并且优势在长期内逐渐缩小。

（二）城市中心与外围区域土地补贴政策影响差异

上一小节的分析比较了在全国范围内，东、中、西部城市工业用地补贴影响的差异，这一小节，我们将比较范围锁定在城市内部，探究土地补贴在城市中心区域和外围区域影响的差异。之所以这样分组，是因为地方政府通常在城市外围区域设立开发区，给予各种优惠政策来吸引企业入驻，开发区多为新建区域，距城市中心较远，我们希望以城市中心和外围的分组方法来比较在城市中心城区和外围新建城区土地补贴政策的效果。

我们以区县为单位，将市辖区内距城市中心最远的乡镇街道作为市辖区边界，将每个县距县中心最远的乡镇街道作为县的边界，以此确定城市半径，按照距离小于 $1/2$ 半径、距离大于 $1/2$ 半径来区别城市中心区域和外围区域。对两组数据分别依照回归方程（4）、（7）和（8）进行回归，结果如表 13、表 14 和表 15 所示。

表 13 城市中心区域回归

	城市中心区域		
	lnY (1)	lnN (2)	TFP (3)
$\bar{\tau}_1$	-0.397*** (0.0299)	0.462*** (0.0201)	-0.0324** (0.0140)
$\bar{\tau}_2$	-0.425*** (0.0285)	0.476*** (0.0191)	-0.0373*** (0.0134)
$\bar{\tau}_3$	-0.447*** (0.0281)	0.485*** (0.0186)	-0.0401*** (0.0132)
$\bar{\tau}_4$	-0.457*** (0.0278)	0.496*** (0.0185)	-0.0346*** (0.0131)
$\bar{\tau}_5$	-0.494*** (0.0294)	0.522*** (0.0208)	-0.0321** (0.0132)
乡镇街道变量	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市数量	284	284	284

注：括号中数值为标准差，*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 13 汇报了城市中心区域的回归结果,第(1)列工业总产值回归的各项系数均显著为负,第(2)列企业数量回归的系数均显著为正,第(3)列 TFP 回归的结果均显著为负,土地补贴帮助吸引了更多企业,但企业的 TFP 和总产值水平不高。从时间趋势上看,第(1)、(2)列 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数绝对值逐渐增大,土地补贴高的区域企业数量增长更多,但产值差距也在逐渐扩大。第(3)列系数绝对值先增大后减小,长期来看 TFP 的差距有缩小趋势。整体来看,城市中心区域和基本回归的结果相似,土地补贴帮助吸引了更多的企业,但企业生产效率不高,产出不足。

表 14 城市外围区域回归

	城市外围区域		
	lnY	lnN	TFP
	(1)	(2)	(3)
$\bar{\tau}_1$	0.0434 (0.0322)	0.0417** (0.0197)	-0.0565*** (0.0169)
$\bar{\tau}_2$	0.0180 (0.0301)	0.0548*** (0.0184)	-0.0546*** (0.0160)
$\bar{\tau}_3$	0.00112 (0.0296)	0.0676*** (0.0180)	-0.0579*** (0.0159)
$\bar{\tau}_4$	-0.00619 (0.0295)	0.0763*** (0.0180)	-0.0582*** (0.0159)
$\bar{\tau}_5$	-0.0309 (0.0315)	0.103*** (0.0194)	-0.0638*** (0.0172)
乡镇街道变量	控制	控制	控制
城市变量	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
城市数量	284	284	284

注:括号中数值为标准差,*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著。

表 14 汇报了城市外围区域的回归结果,第(1)列工业总产值回归的各项系数在 10%的水平上不显著,但 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_3$ 的系数符号为正,第(2)列企业数量回归的系数均显著为正,但从数值大小上看远小于表 13 城市中心区域的回归结果,第(3)列 TFP 回归的结果均显著为负。整体来看,城市外围土地补贴也能帮助吸引更多企业,但企业数量的增长程度远低于中心区域,且土地补贴高的区域企业的 TFP 也显著更低。但不同补贴水平下企业的总产值差

异不显著，我们认为这可能是因为城市外围单位街道企业数量本就少，因此产值和企业数量的差异不明显。从时间趋势上看，第（1）列补贴高的区域产值优势在逐渐减小， $\bar{\tau}_4$ 、 $\bar{\tau}_5$ 的系数甚至变为负值，第（2）列 $\bar{\tau}_1$ 至 $\bar{\tau}_5$ 的系数绝对值逐渐增大，土地补贴高的区域企业数量增长更多，第（3）列系数绝对值也在逐渐增大，长期来看 TFP 的差距逐步扩大。

综合表 13、表 14 的结果，城市中心区域和基本回归的结果相似，土地补贴帮助吸引了更多的企业，但企业生产效率不高，产出不足；而城市外围区域，可能由于产业基础薄弱，高补贴下能够短时间内增加区域内企业数量和总产值，由于企业的效率较低，长期内企业的数量虽然在增加，但产值优势逐渐丧失。总体来看，土地补贴的效果还只是局限于提高区域内企业数量，对区域生产的作用有限。

六、分析与结论

我国工业用地的价格严重低于土地的市场价值，地方政府为了吸引企业进入，普遍对工业用地价格进行补贴，本文探究了地方政府补贴工业用地对区域工业企业表现的影响。文章构造了独特的数据库，以乡镇街道为单位，匹配了 2004—2013 年工业企业数据库的企业信息和土地地块交易信息，利用这一匹配数据分析土地出让后的几年内企业表现的变化趋势。这一数据库帮助克服了城市加总数据回归存在的内生性问题，以及出让地块难以与购地企业一一匹配的问题。

基本回归发现，地方政府大力补贴的工业用地帮助快速吸引更多的企业入驻，短时间内扩大地区企业规模，但加大补贴吸引的企业产出效率并不高，虽然企业数量增多，但单位土地的利用率低下，区域内总产值不及土地补贴低的区域，并且产值差距在长期逐渐扩大，长期来看补贴高的土地吸引企业的 TFP 也不及补贴低的区域。这些发现证实，就我国整体而言，地方政府补贴工业用地的效率不高，并没有帮助提振区域工业的发展。进一步地区分新增企业，发现补贴吸引了更多新增企业，新增企业的初始生产力不佳，但增长较快，属于比较有潜力的企业。说明高的补贴吸引新企业的直接作用较为有效，但补贴带动已有企业，包括迁移和扩张已有企业的溢出作用不足，因此土地补贴的整体作用有限。

拓展分析按照不同的地理区位标准进行分组，发现土地补贴的效果在不同区域存在差异。首先，分东、中、西部进行分组回归的结果发现，在各个地区土地补贴帮助吸引更多企业的效果都是很显著的，但补贴对区域产出和 TFP 的影响有限：东部地区补贴高的区域吸引的企业 TFP 和产出表现不佳，但长期发展较快，不同区域的差距在缩小；而中部地区补贴高的区域企业在短期和长期的生产表现都较差；西部地区补贴的高低没有对不同区域产出和

TFP带来显著的影响。随后,为探究地方政府在城市外围区域新建开发区的模式是否有效率,我们将比较范围锁定在城市内部,探究在城市中心城区和外围新建城区土地补贴政策效果的差异。结果显示,土地补贴的效果还只是局限于提高区域内企业数量,对区域生产的作用有限:城市中心区域土地补贴高的区域企业生产效率不高,产出不足;而城市外围区域,可能由于产业基础薄弱,高补贴下能够短时间内增加区域内企业数量和总产值,由于企业的效率较低,长期内企业的数量虽然在增加,但产值优势逐渐丧失。

基本回归和拓展分析都证实了土地补贴对企业数量增长的促进作用,但对区域产出的影响却往往是不利的。拓展分析中,西部地区、城市外围区域得到了补贴在短期内促进产出的结果,但从时间趋势上看优势并不能够持续,反而是东部发达地区高补贴区域企业呈现较快发展,在长期生产差距在缩小。在我国具体实践中,地方政府的土地补贴政策更多地倾斜于经济发展不足的区域,在本文第三部分计量模型、变量构造与描述性统计中,我们对土地补贴的相关因素进行了分解,发现中、西部的平均工业用地补贴显著高于东部地区,西部地区的补贴最高,GDP较低、第二产业和第三产业占比较低的地区土地补贴更多,而在城市内部,也是在距离区县中心较远的地块土地补贴更多。这些区域内,较高的土地补贴可能会带来短时间的促进作用,但由于区域本身的吸引力不足,在长期来看区域的发展乏力。因此,从效率的角度出发,地方政府补贴落后地区的行为,是否导致了企业过多迁移到效率较低的区域,使得资源没有得到最有效的利用,是值得我们进一步探究和思考的。

本文利用独特的匹配数据库,首次细致地分析了地方政府补贴工业用地政策的经济影响,发现地方政府的工业用地补贴政策的整体效率并不高,在不同的区域内土地补贴的效果也有较大的差异。本文的分析只是一个初步的分析,进一步的研究可以再细致区分不同发展水平、城市区位和产业结构下地方政府土地补贴政策效果的差别。此外,本文只分析了土地出让之后5年内企业表现的变化,这只是一个较短的时间,或许企业真正的生产力尚未发挥,更重要的是区域整体的发展或许并未成型,在城市外围和落后的地区,地区的建设需要过程,整体经济的增长往往不是均匀的,通常前期发展较慢,但当经济达到一定体量后增长会加速。因此,后续分析需要关注到更长期的企业生产和区域整体发展的变化,进而评估补贴土地带来的长期影响。

参考文献

- [1] Alder, S., L. Shao, and F. Zilibotti, "Economic Reforms and Industrial Policy in a Panel of Chinese Cities", *Journal of Economic Growth*, 2016, 21 (4), 305-349.
- [2] Baum-Snow, N., J. V. Henderson, M. A. Turner, and Q. Zhang, "Highways, Market Access, and Urban Growth in China", SERC Discussion Papers, 2016.

- [3] 陈伟、彭建超、吴群，“中国省域工业用地利用效率时空差异及影响因素研究”，《资源科学》，2014 年第 10 期，第 2046—2056 页。
- [4] Deng, Y., J. Gyourko, and J. Wu, “Land and House Price Measurement in China”, National Bureau of Economic Research, 2012.
- [5] Desmet, K., and M. Fafchamps, “Changes in the Spatial Concentration of Employment Across US Counties: A Sectoral Analysis 1972-2000”, *Journal of Economic Geography*, 2005, 5 (3), 261-284.
- [6] Goodman, A. C., and T. G. Thibodeau, “Housing Market Segmentation and Hedonic Prediction Accuracy”. *Journal of Housing Economics*, 2003, 12 (3), 181-201.
- [7] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [8] 雷潇雨、龚六堂，“基于土地出让的工业化与城镇化”，《管理世界》，2014 年第 9 期，第 29—41 页。
- [9] 梁若冰、韩文博，“区域竞争、土地出让与城市经济增长：基于空间面板模型的经验分析”，《财政研究》，2011 年第 8 期，第 48—51 页。
- [10] Meng, Y., F. R. Zhang, P. L. An, M. L. Dong, Z. Y. Wang, and T. T. Zhao, “Industrial Land-Use Efficiency and Planning in Shunyi, Beijing”, *Landscape and Urban Planning*, 2008, 85 (1), 40-48.
- [11] 聂辉华、江艇、杨汝岱，“中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题”，《世界经济》，2012 年第 5 期，第 142—158 页。
- [12] 饶映雪、戴德艺，“工业用地供给对工业经济增长的影响研究”，《管理世界》，2016 年第 2 期，第 171—173 页。
- [13] Rosenthal, S. S., and W. C. Strange, “Geography, Industrial Organization, and Agglomeration”, *Review of Economics and Statistics*, 2003, 85 (2), 377-393.
- [14] 陶然、袁飞、曹广忠，“区域竞争、土地出让与地方财政效应：基于 1999—2003 年中国地级城市面板数据的分析”，《世界经济》，2007 年第 10 期，第 15—27 页。
- [15] Wang, J., “The Economic Impact of Special Economic Zones: Evidence from Chinese Municipalities”, *Journal of Development Economics*, 2013, 101 (1), 133-147.
- [16] 王岳龙、邹秀清，“土地出让：以地生财还是招商引资——基于居住-工业用地价格剪刀差的视角”，《经济评论》，2016 年第 5 期，第 68—82 页。
- [17] 许明强，“城市工业用地产出率影响因素及区域比较——地级城市面板数据分析”，《中国土地科学》，2016 年第 12 期，第 71—82 页。
- [18] 薛白，“财政分权、政府竞争与土地价格结构性偏离”，《财经科学》，2011 年第 3 期，第 49—57 页。
- [19] 颜燕、刘涛、满燕云，“基于土地出让行为的地方政府竞争与经济增长”，《城市发展研究》，2013 年第 3 期，第 73—79 页。
- [20] 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。
- [21] 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”，《中国工业经济》，2011 年第 4 期，第 35—43 页。
- [22] 张志辉，“中国城市土地利用效率研究”，《数量经济技术经济研究》，2014 年第 7 期，134—149 页。

Do Land Subsidies Promote Local Industrial Development ? —Based on Land, Firm Matched Data

WENJIA TIAN*

(*Central University of Finance and Economics*)

QINGHUA ZHANG LIUTANG GONG

(*Peking University*)

Abstract In this paper we match the 2004-2013 industrial-firm and land-lot-sales data in township level to study if land subsidies promote local industrial development. Results show that (a) land subsidies are inefficient nationwide. Subsidies help to attract more firms, but output and TFP per unit land are low. (b) Subsidies help to attract more new firms that grow faster, which means the direct effect of subsidy on new firms is high, but spillover effect on existing firms is low. (c) Efficiency varies in different regions. In western region and suburban area, subsidies promote production in the short run but lose advantage in the long run.

Key Words land subsidies, industrial production efficiency, land sale dataset

JEL Classification R38, R52, D24

* Corresponding Author: Wenjia Tian, No. 1 College Building, Central University of Finance and Economics, Shunsha Road, Changping District, Beijing, 102206, China; Tel: 86-13141036279; E-mail: tianwenjia@cufe.edu.cn.