

土地供给与产业结构转变 ——基于地方政府经营城市的视角*

闫昊生 孙久文 张泽邦

摘要：制造业与服务业的协调发展对于保证经济持续、高质量发展至关重要。本文借助“低丘缓坡”试点这一增加用地指标的外生冲击，利用双重差分方法，研究了土地供给对于产业结构转变的影响，并从地方政府经营城市的角度进行了机制分析。结果表明，增加土地供给会缓解城市产业结构向服务业的转变，这一结果经过一系列稳健性检验后保持稳健。进一步分析表明，地方政府建设用地出让结构的转变是产业结构转变的作用途径，而地方政府对于土地财政的依赖和其面临的土地利用集约化压力是上述途径发挥作用的内在原因。本文的研究不仅为中国产业结构转变提供了新的解释，也丰富了对当前建设用地管理模式的评价。

关键词：土地供给 产业结构 经营城市

中图分类号：F301.2

JEL：014

Land Supply and Industrial Structure Transformation: A Perspective from Operating Cities by Local Government

Abstract: Alleviating the problem of service-oriented economic structure is crucial to ensure sustained and high-quality economic development in China. This paper studies the influence of land supply on the industrial structure, and analyzes the mechanism from the perspective of operating cities by local government. The specification use a pilot project that increased land quota and the difference-in-difference approach. The result shows that increasing land supply prohibit the industrial structure transforming to service-oriented. It remains robust after some robustness checks. The paper also finds that the transformation of the construction land leasing structure is a channel. And the local government's dependence on land finance and the pressure of intensive land usage are the driving forces for the local government. The study not only provides a new explanation for China's service-oriented industrial structure, but also enriches the evaluation of the current construction land supply pattern.

Keywords: Land Supply; Industrial Structure; Operating Cities

一、引言

制造业的发展对国家经济的长远发展至关重要，党中央在“十四五”规划和 2035 年远

* 闫昊生，中央财经大学财经研究院，邮政编码：100081，电子邮箱：sunbatmaster@163.com；孙久文，中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：sunjw@ruc.edu.cn；张泽邦，中国人民大学应用经济学院，邮政编码：100872，电子邮箱：zhangzebang@ruc.edu.cn。本文受国家社科基金重大项目“中国特色社会主义政治经济学体系中的国家理论”（编号：19ZDA057）、中国博士后科学基金资助项目（编号 2020M680837）资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

景目标建议中,明确提出要“保持制造业比重基本稳定,巩固壮大实体经济根基。”然而,近年来中国制造业发展面临问题,第三产业与第二产业产出的比重自2008年后不断上升,从2008年的0.91上持续上升到2016年的1.30,制造业与服务业的协调发展成为影响中国经济持续、高质量发展的关键问题(张辉,2015;宣烨,2019)。在此背景下,保证制造业持续、高质量发展,防范经济结构的“去工业化”至关重要。

要防范产业结构“去工业化”、经济“脱实向虚”的问题,便要洞悉产业结构转变发生的原因。现有研究从宏观经济发展规律(Clark, 1957; Kuznets, 1971)、经济金融化的趋势(King, 2016)、微观企业的资源配置(张成思、张步昙, 2016)等许多角度研究了产业结构转变的原因。除此之外,在中国的经济进程,地方政府对于产业结构转变的影响不可忽视。其原因在于,地方政府存在经营城市行为(冯更新、庞玉萍, 2003),其通过出台相关政策,调整资源配置,从而推动地方经济发展,实现城市的发展目标,这也会对城市产业结构产生巨大影响。然而,目前却少有研究对于这一效应进行实证检验。

由于土地是地方政府经营城市的一个重要工具(周敏, 2017),所以本文实证检验了在地方政府经营城市的作用下,土地供给如何影响城市的产业结构的“去工业化”。借助“低丘缓坡”试点这一增加用地指标的外生冲击,本文通过双重差分估计发现:第一,增加城市建设用地供给会降低城市服务业比重;第二,地方政府经营城市过程中对于土地财政的依赖和土地集约化利用的压力是其发挥作用的内在原因;第三,土地供给通过影响城市中出让的土地结构影响产业结构,增加土地供给不仅会降低服务业用地占比,也有利于服务业内部用地结构优化。

本文的创新点和边际贡献可能归结于以下几个方面:第一,本文加深了对于经济结构“去工业化”的理解。当前研究的视角主要是从宏观趋势和微观企业两个维度入手(Harvey, 2005; 张成思, 2019),本文将这支文献与研究中国土地制度(Deng et al, 2011; 刘守英, 2018)的文献连接起来,从地方政府土地出让的视角提供了产业结构“去工业化”的一个解释。

第二,本文实证检验了地方政府经营城市的经济效应。在中国经济发展的进程中,地方政府会为了实现经济的快速发展进行竞争(周黎安, 2004),因此,地方政府会采取经营城市的策略,以完成区域发展目标,加快经济发展。尽管许多文献探讨了地方政府经营城市的问题,但是现有文献主要集中在经营城市的内涵梳理、经验总结和理论研究(周敏, 2017; 洪银兴、周诚君, 2003),少有研究实证检验经营城市的经济效应。本文则填补了这一缺憾,为地方政府经营城市对产业结构的影响提供了经验证据。

第三,本文的识别策略较好地解决了研究土地供给问题中普遍存在的内生性问题,更加准确地评价了当前建设用地管理方式。目前相关研究往往是利用土地出让数据,然而这种数据反映的是供给和需求共同作用下的均衡结果,因此存在联立方程偏误。本文主要识别策略利用了城市进入“低丘缓坡”试点导致用地指标的增加,并通过双重差分方法进行估计,能够有效地克服内生性问题,实现更准确的评估。另外,本文也利用了土地出让的微观数据,由此可以分析地方政府的土地出让行为,为地方政府影响产业结构的实现途径提供了更加坚实的经验证据。精确、细致的识别可以对当前的建设用地供给模式进行更准确的评价,这在当前土地计划管理方式产生重要变革的时期^①,具有重大的现实意义。

二、文献综述与理论框架

^① 当前,中央正在推动多项针对土地计划管理方式的改革。例如,2019年,中央经济工作会议提出“要改革土地计划管理方式”,2020年,中共中央、国务院印发《关于构建更加完善的要素市场化配置体制机制的意见》,明确指出要“推动土地计划指标更加合理化”。

（一）文献综述

产业结构的变迁是发展经济学中的重要问题，经济学家很早就发现随着经济的发展，产业结构存在由农业为主转变为以制造业为主，再转变为以服务业为主的趋势(Clark, 1957; Kuznets, 1971)。伴随着近年来中国经济中出现“脱实向虚”问题的逐渐凸显，学者对造成现阶段中国产业结构由制造业向服务业转变的原因进行了探讨。

研究发现，中国总体上制造业利润率下降是产业结构由制造业向服务业转变的一个重要的原因(王国刚, 2018; 张月友等, 2018), 而金融市场和房地产市场的过度发展在其中发挥了重要作用(谢家智等, 2014; 彭俞超、黄志刚, 2018)。此外，也有研究从微观企业的视角进行了研究，认为非金融企业通过金融渠道的获利增加是微观企业“脱实向虚”的原因(张成思、张步昙, 2016)，特别是股东价值论的兴起也促使企业更倾向于金融投资而非固定资产投资(Froud et al, 2000; 张成思, 2019)。还有大量研究探究了经济环境的不确定性(Gulen & Ion, 2015; 彭俞超等, 2018)、企业经营情况(胡奕明等, 2017)、企业高管的个人特征(杜勇等, 2019)等诸多因素对企业“脱实向虚”的影响。

现有文献和本文最相关的是关于土地对产业结构影响的研究。目前，此类文献主要从“土地财政”的角度切入，并得到了富有争议的结论。一部分研究发现，土地财政使城市过度扩张，更倾向于发展房地产等一般性的服务行业，从而出现过度服务化、产业结构虚高的情况(郭志勇、顾乃华, 2013; 赵祥、曹佳斌, 2017)。另外一些研究借助地方政府差异化配置工业用地和服务业用地的视角，发现土地财政虽然有助于工业发展，但会抑制服务业发展(李勇刚、王猛, 2015)。虽然这些研究得到的结论具有差异，但共同说明了土地要素会对于城市产业结构具有重要的影响。

尽管现有文献关注了土地问题对于产业“去工业化”的影响，但是却少有研究直接检验土地供给数量如何影响产业结构。其原因之一可能是研究土地供给会普遍面临的识别的内生性问题。现有研究往往是利用土地出让数据，然而这种数据反映的是供给和需求共同作用下的均衡结果，存在内生性问题，因此会导致有偏的估计结果。然而，关注土地供给数量十分重要，因为土地供给数量是政府直接的政策抓手，中央政府通过分配给各地区的土地指标平衡经济的发展，地方政府也会通过调整出让给各产业的土地数量促进产业发展。因此，研究土地供给数量对于产业结构的影响有很大的现实意义。

（二）理论框架

地方政府经营城市一般是指地方政府通过对城市资源进行重组与配置，提升城市竞争力，实现城市发展目标(周敏, 2017; 洪银兴、周诚君, 2003)。在经营城市过程中，由于建设用地的一级市场由地方政府垄断，地方政府可以通过策略性地配置建设用地，从而推动城市经济更好发展。因此，地方政府可以将土地用作经营城市的工具(闫昊生等, 2019)，其原因具体如下：

一方面，地方政府具有利用土地供给影响城市发展的动力。地方政府为了实现更好的经济发展而进行竞争是中国经济取得快速发展的主要特征之一(周敏, 2017)。为了在竞争中取得更好的结果，地方政府有动力通过调整地方资源配置，对城市进行经营。土地作为地方政府重要的政策资源，地方政府有动力将其作为经营城市的工具，此类研究也得到了大量实证研究的验证(Tao et al, 2010; 孙秀林、周飞舟, 2013; 郑思齐等, 2014)。

另一方面，地方政府具有利用土地供给影响城市发展的能力。在当前中国的建设用地制度下，建设用地受到用途和数量的双向管制(刘守英、杨继东, 2019)，地方政府年度可出让的建设用地数量受到上级政府分配的指标约束，但是在土地利用总体规划等政策法规的框架内，地方政府可以决定出让土地的结构(余吉祥、沈坤荣, 2019)。《国有建设用地供应

划编制规范》中规定：“市、县国土资源行政主管部门可按行政辖区、城市功能区、住房和各业发展用地需求、土地用途和供应方式，对国有建设用地供应计划指标进行分解”。总之，地方政府有能力通过决定土地出让的结构，影响产业结构。

由于国内现行的土地供给制度下，地方政府可以供给的土地数量又受到上级政府土地指标的制约。因此，在当外部给定的土地供给数量发生变化时，地方政府配置土地的结构会相应发生变化，进而影响到城市的产业结构。根据服务业和制造业的内在差异，以及地方政府差异化配置土地的逻辑，假设城市面临土地供给缩紧的冲击时（如果土地供给增加同理），本文认为地方政府的土地出让将促进产业结构向服务业转变。其原因可能存在如下两个方面：

第一，地方政府财政压力促使地方政府更倾向于将土地出让给服务业。当前，土地出让金是地方政府预算外收入的重要来源，一般预算收入往往仅能维持政府和相关行政事业单位的基本运转(雷潇雨、龚六堂, 2014)，而地方政府用于基础设施建设和推动地方经济发展的支出很大程度上依赖于土地出让金(葛扬、岑树田, 2017)。当可出让的土地总量缩小时，在保证地方建设的财政收入的压力下，地方政府会更倾向增加价格较高的住宅和商服等建设用地的出让数量，而牺牲工业用地的供给。^①现有的实证分析也支撑了这一论断，例如有研究发现在土地财政的压力下，服务业的比重上升(陈志勇、陈莉莉, 2011)；在土地财政的刺激下，房地产等消费性服务过度发展，导致产业结构虚高(郭志勇、顾乃华, 2013)。

第二，土地利用集约化的压力也会使地方政府在建设用地指标缩紧时，更倾向于发展服务业。土地利用的集约化是当前土地利用政策的重点，例如 2012 年国土资源部下发《关于严格执行土地使用标准，大力促进节约集约用地的通知》，2013 年国土资源部出台《开展城镇低效用地再开发试点指导意见》，2014 年国土资源部进一步颁布《节约集约利用土地规定》，这些文件都重点强调了加强土地的集约化利用，并且为地方政府提出了更高的集约利用土地新要求。由于服务业的集约化程度显著高于制造业(陈江龙等, 2014)，因此，在土地利用集约化的导向下，当地方政府面临的土地指标收紧时，地方政府也会更加追求土地利用的集约化，因此会更倾向于发展服务业，这既能满足土地集约化的考核，也会使单位建设用地产出更大的价值。这个逻辑不仅与现有学术研究相符(陈伟等, 2012)，也与现在许多工业园出现了服务业化的倾向的现实高度吻合。^②

综上，在土地指标缩减时，地方政府具有发展服务业的动力，同时，当前的土地供给制度下，建设用地一级市场由地方政府垄断，因此，地方政府也具有将更多的建设用地出让给服务业的能力。综上，我们提出本文的核心假说：

假说 1：缩减建设用地供给会推动产业结构向服务业转变，而增加土地供给会缓解产业结构的“去工业化”。

假说 2：地方政府对于土地财政的依赖和其面临的土地利用集约化压力是假说 1 成立的内在原因。

假说 3：地方政府可以通过影响建设用地的供给结构，进而影响城市的产业结构。

三、研究设计

^① 这一现象与陶然等（2007）提出的“双二手供地”策略并不矛盾。“双二手供地”分析的是地方政府在工业用地和服务业用地的配置逻辑，是土地供给的结构。而这里的分析则是在协调配置逻辑的基础上，当土地供给指标发生变化时，土地供地结构的变化情况。所以二者之间并不存在矛盾。

^② 《苏州工业园区：现代服务业跑出转型“加速度”》，详见 <http://js.people.com.cn/n2/2018/0928/c360301-32109499.html>。

（一）识别方法

本文的核心研究问题是土地供给对于城市产业结构的影响，所以最基本的估计方式是对如下双向固定效应模型进行估计：

$$y_{rt} = \alpha_0 + \beta_1 land_{rt} + \alpha X_r + \delta_t + \mu_r + \epsilon_{rt} \quad (1)$$

其中， y_{rt} 是核心被解释变量，衡量城市的产业结构， t 和 r 分别代表时间和城市； $land_{rt}$ 为核心解释变量，衡量城市土地供给情况； X_{it} 为控制变量，其具体设置参见下文； δ_t 为时间固定效应； μ_r 为城市固定效应； ϵ_{jrt} 为随机扰动项。

尽管双向固定效应和控制变量可以一定程度上解决内生性问题，但是仍然存内生性问题。一般而言，经济发展水平较高的地区服务业发展较好，而同时在现行的土地配置方式中，经济发达地区的土地指标会受到更严格的控制(余吉祥、沈坤荣, 2019)，这可能对于估计结果构成威胁。为解决这一问题，我们尝试寻找导致城市土地供给变化的冲击，利用双重差分对的方法进一步进行估计。

2011年之后推行的“低丘缓坡”试点为我们提供了一个良好的契机。当城市入选低丘缓坡试点后，可以利用的建设用地面积得到一个外生的增加（详见下文），这相当于城市的土地供应量受到了一个向上的冲击。因此，我们可以利用双重差分的方法对方程进行估计：

$$y_{irt} = \alpha_0 + \beta_1 dqhp_{rt} + \delta_t + \mu_r + \alpha X_{irt} + \epsilon_{irt} \quad (2)$$

其中， $dqhp_{rt}$ 是代表一个城市是否进入低丘缓坡试点的虚拟变量；其余变量的含义与方程（1）中相同。^①在此设定中，处理组为进入低丘缓坡试点的城市，在本文的样本中共有68个城市进入了处理组，而没有进入试点的城市为对照组。那么通过对方程（2）进行估计，得到的估计系数 β_1 ，代表了进入低丘缓坡试点导致的城市土地供给上升对产业结构的影响。

（二）低丘缓坡试点政策背景

低丘缓坡试点是为了解决保护生态和保障发展的问题，国土资源部(现自然资源部)允许部分试点城市对高度在相对高差小于200米的低丘和坡度在25度以下的缓坡以及荒滩、沟壑等未利用地进行开发利用。中国实施了严格的耕地保护制度，为了保证耕地数量以及生态安全，国家对土地实施了用途上的管制，要求只有城镇建设用地才可用于工业、服务业的开发利用。然而，这些限制造成了部分城市发展空间受限，为了适应经济社会发展需要，缓解建设用地供需矛盾，国土资源部出台《低丘缓坡荒滩等未利用土地开发利用试点工作指导意见》（以下简称《指导意见》），开展低丘缓坡试点，允许试点城市对于低丘缓坡荒滩等未利用土地进行开发利用。

根据《指导意见》，低丘缓坡试点的入选流程如下：首先，国土资源部根据是否存在相对大规模的低丘缓坡荒滩等未利用地，确定进入试点的省（区）；然后，试点省（区）制订试点工作方案，确定试点市县和项目、明确开发利用规模、各试点项目范围和建设期限；最后，试点项目需编制低丘缓坡荒滩等未利用土地开发利用专项规划，经国土资源部批准后方可实施。2011年起国土资源部确定了浙江省等16个省份开始试点工作，并陆续批复了74个试点城市（州）的建设方案。^②

城市进入低丘缓坡试点后，其可供建设的建设用地数量得到了增加。根据《指导意见》，

^① 方程中控制了时间和地区的双向固定效应，因此也控制住了处理前、处理后，处理组、对照组的差异，因此结果可以解读成双重差分的结果。

^② 因为这里的试点既包括了地级市也包括了地、州，而本文实证部分利用的是地级市样本，所以此处试点数量多于处理组的城市数量。

满足条件的试点城市可以依法对土地利用总体规划进行修改,调整可利用建设用地的规模,国土资源部也规定可以根据试点城市的实际需要,单独安排低丘缓坡用地的指标。由于低丘缓坡试点为地方政府增加了宝贵的建设用地资源,因此得到了地方政府的积极响应。以云南省红河哈尼族彝族自治州为例,入选试点的 10 个县市编制了低丘缓坡专项规划,新增建设用地规模 1792 公顷。这说明在政策的实际执行过程中,确实增加了试点城市的地供给。^①因此,我们可以利用低丘缓坡试点来识别土地供给增加对城市产业结构的影响。

这个识别方式的一个核心威胁在于低丘缓坡的土地指标是否被用于特定产业。如果低丘缓坡的土地主要被用于发展特定的产业,那么可能造成估计结构的偏误。因此,我们查阅了地方政府的政策实施文件,结果并没有发现这一现象。以《兰州市低丘缓坡沟壑等未利用地综合开发利用试点项目耕地补充方案》为例,五个主要的试点项目分别为兰州市城关区青白石未利用地综合开发利用项目、碧桂园兰州新城项目、兰州市城关区三条岭未利用地综合开发利用项目、兰州生态文化创新城项目、五矿兰州钢铁物流园项目。其中既有以服务业为主也有以工业为主的项目。说明地方政府可以在合法合规的前提下,根据自身需要灵活设定这部分建设用地的用途。

综上,城市入选低丘缓坡试点后,其可以利用的建设用地面积得到相对外生的增加,即城市的土地供应量受到一个向上的冲击。因而,我们可以借助这一冲击,研究土地供给增加对于产业结构的影响。

(三) 变量选择与数据来源

由于本文核心关注的问题是城市产业结构有第二产业向服务业的转变,因此核心的被解释变量设定为第三产业与第二产业的比值。另外本文也采用第三产业产值占城市 GDP 的比重作为另一个刻画产业结构由制造业转向服务业的指标,从而验证结果的稳健性。

本文的核心解释变量是城市是否进入低丘缓坡试点 ($dqhp_{rt}$), 该变量的认定方法如下: 在一个城市得到国土资源部认可、进入低丘缓坡试点之后的年份 $dqhp_{rt}$ 设定为 1, 对于从未入选的城市和尚未入选的年份 $dqhp_{rt}$ 设定为 0。另外,北京、上海、天津和重庆四个直辖市的政治、经济特征与其他城市存在较大差别,故本文剔除了这四个直辖市的样本。

控制变量包括了一系列可能影响城市产业发展的变量,其中包括城市经济发展水平、城市规模、基础设施建设、人力资本和政府强度等方面。具体而言,本文控制了人均 GDP 及其平方项、总人口的对数、道路面积对数、高校学生数占人口的比重和政府支出与 GDP 的比值。

本文的数据来源如下:低丘缓坡试点数据来源于北大法宝、中国知网年鉴、中国知网政府文件数据库及各省、自治区自然资源厅官网,具体方法为在上述数据库及网站中查找“低丘缓坡”关键词,逐条筛选各项搜索结果,整理出被国土资源部列入低丘缓坡试点的城市及试点开始的年份。其中,对于同一个城市存在多个试点的情况,以最早被列入试点的年份为准。其他城市层面的变量来源于国土资源统计年鉴、中国城市统计年鉴和国泰安数据库,数据年份是金融危机后的 2008 年到 2016 年。最后,后文的分析中还利用了从中国土地市场网上收集得到的各年土地出让微观数据,按照相关研究的方法进行了清理(杨继东, 2018),即根据土地出让的电子编码和位置信息,删除了重复的样本;并进一步删除了出让金额超过 255 亿元、非经营性用地超过 10 亿元以及面积超过 500 公顷的样本。变量的描述性统计如表 1 所示。

表 1 描述性统计

变量	含义	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
----	----	-----	----	-----	-----	-----

^① 《抢抓机遇 探索创新 积极推进边疆民族地区低丘缓坡地开发》, 详见 https://www.ndrc.gov.cn/xwdt/ztl/xxczhjs/dfdt/201610/t20161017_972460.html。

third_second	第三产业与第二产业的比值	2,527	0.819	0.403	0.094	4.111
third_gdp	第三产业产值占城市 GDP 的比重 (%)	2,527	37.114	8.774	8.580	76.350
log(land)	国有建设用地出让面积	2,517	6.352	0.941	-0.248	9.021
log(land_new)	新增国有建设用地出让面积	2,485	5.810	1.108	-0.357	8.664
log(gdp_pc)	人均 GDP	2,496	10.698	0.629	8.327	13.056
log(population)	总人口的对数	2,526	5.851	0.671	2.923	7.244
gov	政府支出与 GDP 的比值	2,528	0.146	0.105	0.009	1.485
edu	高校学生数占人口的比重	2,483	5.740	1.115	0.104	7.952
log(road)	道路面积对数	2,508	-2.487	1.363	-7.042	1.787
landfis	土地出让金占财政收入比重	2,529	1.550	1.700	0.000	31.433
far	容积率下限	2,527	0.811	0.353	0.000	3.748
land_service	服务业出让土地占比	2,529	0.759	0.135	0.062	1.000

四、基本估计结果与稳健性检验

(一) 基本结果

1. 双向固定效应估计

根据理论假说 1, 当城市建设用地供给减少时, 城市产业结构中服务业的占比会提高。本文首先利用双向固定效应模型估计土地供给和城市产业结构之间的关系, 从而对这一假说进行初步验证, 结果如表 2 所示。第 1、2 列分别报告了在控制了控制变量以及城市、年份双向固定效应以及其他控制变量的情况下, 建设用地出让面积、新增建设用地面积对于第三产业与第二产业产值比例的影响, 估计系数分别为-0.030、-0.017, 分别在 1%和 5%的统计水平上显著。第 3、4 列的被解释变量替换为第三产业占总产值的比重, 结果与第 1、2 列相似。基础回归结果在统计意义和经济意义上均显著, 初步验证了本文的理论假说, 即降低土地供给会提高第三产业的产值占比, 出现经济“去工业化”的倾向。

表 2 固定效应结果

变量	(1) third_second	(2) third_second	(3) third_gdp	(4) third_gdp
log(land)	-0.030*** (0.010)		-0.542*** (0.178)	
log(land_new)		-0.017** (0.007)		-0.453*** (0.137)
log(road)	-0.035** (0.015)	-0.035** (0.015)	-0.543** (0.267)	-0.536* (0.273)
log(gdp_pc)	-1.064*** (0.306)	-1.061*** (0.307)	-19.218*** (6.367)	-19.053*** (6.386)

log(gdp_pc)^2	0.040*** (0.013)	0.040*** (0.013)	0.699** (0.279)	0.695** (0.280)
log(population)	-0.093 (0.066)	-0.115* (0.066)	-2.950* (1.785)	-3.554* (1.818)
gov	-0.061 (0.070)	-0.041 (0.070)	-0.385 (0.959)	0.028 (0.987)
edu	0.007 (0.006)	0.006 (0.006)	0.033 (0.108)	0.038 (0.110)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,411	2,383	2,411	2,383
R-squared	0.905	0.905	0.917	0.918

注：括号内为稳健标准误；***、**、*分别代表在 1%、5%和 10%的显著性水平上显著。以下各表同。

2. 双重差分估计

上述固定效应模型给出了城市土地供给与产业结构向服务业转变的一个基本关系，但是其可能存在内生性问题，而城市进入低丘缓坡试点为缓解这一问题提供了契机。本文将入选低丘缓坡试点视作一项准实验，根据上文的双重差分模型，估计了入选低丘缓坡试点对城市产业结构的影响，结果如表 3 所示。第 1、2 列报告了只控制城市和年份双向固定效应，但不加入其他控制变量时，入选低丘缓坡试点对于第三产业与第二产业产值比例、第三产业占总产值比重的影响，其估计系数分别为-0.044、-0.776，均在 1%的统计水平上显著。

为了进一步降低遗漏变量的影响，本文加入了城市自身的经济规模、发展水平、发展环境等因素等控制变量，重新进行了估计，结果如表 3 的第 3、4 列所示。估计系数分别为-0.033、-0.446，分别在 1%和 5%的统计水平上显著。加入控制变量前后的估计结果一致，均证实城市入选低丘缓坡试点后，城市服务业占比会降低^①。这个结果说明增加土地的供给会缓解产业结构向服务业的转变，支持了文章的核心假说 1。

表 3 双重差分估计结果

变量	(1) third_second	(2) third_gdp	(3) third_second	(4) third_gdp
dqhp	-0.044*** (0.010)	-0.776*** (0.232)	-0.033*** (0.010)	-0.446** (0.226)
log(gdp_pc)			-1.159*** (0.305)	-20.949*** (6.308)
log(gdp_pc)^2			0.044*** (0.013)	0.780*** (0.276)
log(population)			-0.093 (0.065)	-3.023* (1.727)
gov			-0.076 (0.073)	-0.682 (0.979)
edu			0.008	0.053

^① 事实上，“去工业化”概念不仅仅是服务业的产值占比升高，生产性服务业的发展对经济是有益的，需要控制的是金融、地产等行业的过度发展，挤占实体经济的发展空间。但是，由于数据可获得性的限制，我们无法获得分行业的产值数据，我们将基础估计的被解释变量替换为金融业、房地产业从业人数占总从业人数的比重，估计系数仍然为负，支持本文的核心结论。感谢审稿专家的建议。

			(0.006)	(0.108)
log(road)			-0.036**	-0.547**
			(0.015)	(0.263)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,527	2,527	2,423	2,423
R-squared	0.892	0.907	0.905	0.917

注：同表 2。

（二）稳健性检验

1. 平行趋势检验

双重差分方法的一个重要假设就是处理组和控制组满足平行趋势假设，如果处理组和控制组的关键变量变化趋势不同，那么双重差分无法准确估计出政策效应。为进一步验证研究设计的有效性，本文首先对处理组和控制组的平行趋势进行检验。借鉴事件研究(event study)的方法，本文将基础模型中城市入选低丘缓坡试点的虚拟变量替换为代表城市入选试点第几年的虚拟变量，将回归方程改为方程(3)的形式，其中 B_k 代表入选低丘缓坡试点的前 k 年， A_k 代表入选低丘缓坡试点后第 k 年，其余变量含义与基础回归相同。这样 B_k 和 A_k 的估计系数则体现了入选低丘缓坡试点的动态效应。

$$y_{rt} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^3 \beta_k B_k + \sum_{k=0}^7 \beta'_k A_k + \alpha X_{rt} + \delta_t + \mu_r + \epsilon_{rt} \quad (3)$$

估计结果如表 4 所示，其中，第 1、2 列汇报了只控制城市和年份双向固定效应，不加入控制变量的估计结果，第 3、4 列汇报了控制固定效应外，又加入了控制变量后的估计结果。估计结果表明，无论被解释变量是第三产业与第二产业产值比例还是第三产业占总产值比重，事前虚拟变量的估计系数均不显著，在入选低丘缓坡试点后的第二年估计系数均开始显著为负。出现这样结果的原因可能是，城市被纳入低丘缓坡试点后，虽然可以获得更多建设用地指标，但从进入试点，到用地指标批复，再到项目落地以及开始生产会存在一定滞后，因此两年之后政策效应才得以显现。综上，平行趋势检验的结果符合预期，表明本文的研究设计满足平行趋势假设，基础回归的结果稳健。

表 4 平行趋势检验

变量	(1) third_second	(2) third_gdp	(3) third_second	(4) third_gdp
B3	0.000 (0.022)	0.363 (0.527)	0.001 (0.023)	0.450 (0.556)
B2	-0.017 (0.022)	0.059 (0.516)	-0.013 (0.021)	0.162 (0.515)
B1	-0.031 (0.022)	-0.440 (0.518)	-0.027 (0.022)	-0.334 (0.521)
A0	-0.031 (0.021)	-0.399 (0.504)	-0.026 (0.021)	-0.172 (0.512)
A1	-0.035 (0.022)	-0.413 (0.523)	-0.023 (0.022)	-0.020 (0.533)
A2	-0.072*** (0.024)	-1.236** (0.548)	-0.057** (0.024)	-0.788 (0.553)
A3	-0.104*** (0.027)	-1.735*** (0.599)	-0.078*** (0.027)	-1.088* (0.596)

A4	-0.144*** (0.029)	-2.398*** (0.677)	-0.118*** (0.029)	-1.624** (0.690)
A5	-0.030 (0.037)	-0.061 (0.873)	-0.033 (0.049)	0.040 (1.238)
A6	-0.045 (0.068)	-1.111 (1.250)	-0.061 (0.064)	-1.341 (1.185)
A7	-0.096** (0.046)	-0.533 (1.054)	-0.086** (0.040)	-0.176 (0.946)
log(gdp_pc)			-1.173*** (0.306)	-21.310*** (6.341)
log(gdp_pc)^2			0.045*** (0.013)	0.802*** (0.277)
log(population)			-0.078 (0.064)	-2.757 (1.716)
gov			-0.076 (0.073)	-0.631 (0.975)
edu			0.007 (0.006)	0.044 (0.108)
log(road)			-0.034** (0.015)	-0.509* (0.264)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,527	2,527	2,423	2,423
R-squared	0.893	0.908	0.905	0.918

注：同表 2。

2. 匹配双重差分方法

上述识别策略可能存在一个问题，即当上级政府确定低丘缓坡试点城市时，会考虑到城市的自然地理环境和经济发展水平，将具有更多低丘缓坡的城市纳入试点，因此处理组和控制组城市之间可能存在系统性差异，影响二者的可比性。因此，为了增加二者可比性，我们采取 PSM-DID 方法进行估计(Rosenbaum & Rubin, 1983; Rosenbaum & Rubin, 1984)。具体而言，我们首先根据是否曾经进入低丘缓坡试点将城市分为两组，试点城市为处理组 ($treat_r$ 等于 1)，非试点城市作为控制组 ($treat_r$ 等于 0)，利用 logit 模型对 (4) 式进行估计，得到城市进入试点的概率 P_c ，以其作为倾向得分，其中 X_c 包括城市坡度、崎岖度等自然地理条件和代表经济发展水平的人均 GDP。根据估计得到的倾向得分，利用最近邻匹配的方法，为入选的试点城市匹配控制组，最后利用匹配得到的样本，重新对 (2) 式进行估计。

$$P_c = P_r\{L_c = 1|X_c\} = \Phi(X_c'\beta) \quad (4)$$

在估计之前，我们进行平衡性检验。匹配前后处理组和控制组倾向得分的核密度图如图 3 所示，在匹配前处理组和控制组样本的倾向得分存在重叠，满足共同取值假设，而在匹配后处理组和控制组样本倾向得分分布趋于一致，说明匹配的结果良好。因此，本文的匹配处理效果较好，可以有效地解决由于处理组和控制组城市特征差异对估计的影响，从而得到由于入选低丘缓坡试点而导致的城市土地供给提升对城市产业结构的影响。

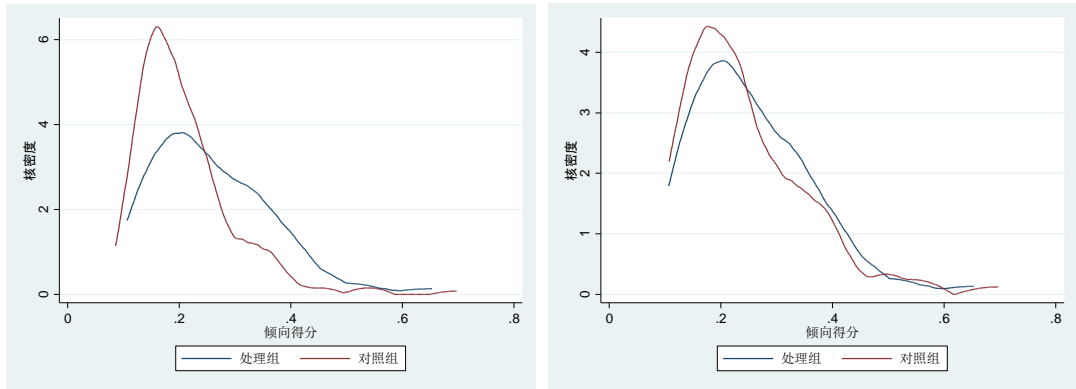


图 1 匹配前（左图）、后（右图）处理组和控制组倾向得分的核密度图

利用匹配后的样本进行双重差分的结果如表 5 所示。其中，第 1、2 列汇报了只控制城市和年份双向固定效应，不加入控制变量情况下的估计结果，低丘缓坡试点的估计系数分别为-0.063、-1.120，均在 1%的统计水平上显著；第 3、4 列进一步加入了控制变量，估计系数依然显著为负。因此，利用匹配后的样本估计结果与基本结果一致，说明低丘缓坡试点带来的建设用地供给增加能够降低第三产业比重的增长，进一步验证了基本结果的稳健性。

表 5 匹配双重差分估计结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	third_second	third_gdp	third_second	third_gdp
dqhp	-0.063 ^{***} (0.015)	-1.120 ^{***} (0.299)	-0.053 ^{***} (0.014)	-0.694 ^{**} (0.284)
log(gdp_pc)			-1.178 ^{***} (0.361)	-22.216 ^{***} (6.525)
log(gdp_pc)^2			0.044 ^{***} (0.016)	0.789 ^{***} (0.302)
log(population)			-0.108 (0.140)	-4.978 [*] (2.873)
gov			-0.103 (0.114)	-1.752 (1.397)
edu			0.011 (0.009)	-0.075 (0.162)
log(road)			-0.069 ^{***} (0.027)	-1.346 ^{***} (0.401)
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	1,259	1,259	1,206	1,206
R-squared	0.864	0.909	0.884	0.921

注：同表 2。

3. 安慰剂检验

最后，为保证识别出的政策效应来源于城市入选低丘缓坡试点，而不是其他未观测到的因素，本文参考之前研究的做法(Chetty et al, 2007; 黄张凯等, 2016)，采取如下方式进行一系列安慰剂检验。因为从 2011 年起一共有 4 个年份国土资源部新增加了低丘缓坡的试点，

每年在样本中新增加的城市数目分别为 9 个、41 个、10 个和 8 个，所以我们在 2008 年到 2016 年 9 个年份中随机抽出 4 个年份作为假设的增加低丘缓坡城市试点的年份，在第一个假设的年份中，随机抽取 9 个城市作为假设的低丘缓坡试点，在第二个假设年份中，不放回地随机抽取 41 个城市作为假设的低丘缓坡试点，以此类推直到第 4 年，得到一个与基础回归数据结构相类似的“安慰剂”处理组。接下来用与基础回归相同的方法估计“安慰剂”组的处理效应，如果基础回归结果无误，那么“安慰剂”组的处理效应应当不显著并且接近于 0。本文将上述过程重复 500 次，并对基础回归估计结果和安慰剂检验的估计结果进行比较。

结果如图 2 所示，图中的散点标出了安慰剂回归的估计结果，左图的被解释变量是第三产业与第二产业产值的比例，右图的被解释变量是第三产业占总产值的比例。垂直于 x 轴的直线标明了基础回归的估计值。安慰剂组的估计系数呈现出以 0 为中心的、接近于正态分布的分布模式，而基础回归的估计值位于安慰剂回归分布的左侧尾端。这说明有较强的信心认为对实际政策效应的估计并非出于统计上的偶然，进一步支持了基础回归中得到的入选低丘缓坡试点会降低经济结构向服务业转化趋势的结论。

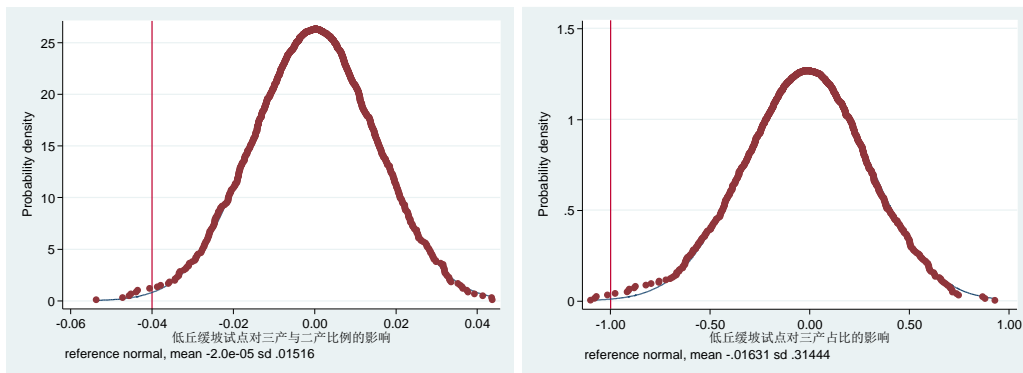


图 2 安慰剂检验

五、进一步分析

(一) 内在原因分析

基本估计结果验证了收紧土地供给会促进产业结构向服务业转变，那么其内在的原因是什么？根据理论假说 2，土地供给紧缩推动产业结构“去工业化”的动力可能是地方政府经营城市过程中面临的土地财政压力和土地集约化利用压力，本部分对这一假说进行验证。

1. 土地财政依赖程度的影响

我们从“调节效应”的角度验证“土地财政”压力的影响。其思路是，如果土地财政压力是一个影响机制，那么地方政府对于土地财政依赖程度越高，土地供给对于城市产业结构的影响也就越大。为了识别这个效应，本文在基础模型（2）中进一步加入城市土地出让金占地方财政总收入的比重，这一变量衡量了地方政府对土地财政的依赖程度，及其与关键解释变量低丘缓坡试点的交互项，其中交互项 $dqhp_{rt} * rate_{rt}$ 的估计系数 β_1 代表了土地出让面积对于城市产业结构影响是否受到土地财政的影响。

$$y_{irt} = \alpha_0 + \beta_1 dqhp_{rt} * rate_{rt} + \beta_2 dqhp_{rt} + \beta_3 rate_{rt} + \delta_t + \mu_r + \alpha X_{irt} + \epsilon_{irt} \quad (5)$$

结果如表 6 所示。第 1、2 列报告了被解释变量是第三产业与第二产业产值比值时，总样本和通过倾向匹配得分后所得样本的估计结果，交互项估计系数分别为 0.013、0.015，均在 1% 的统计水平上显著。第 3、4 列将被解释变量替换为第三产业占总产值比重，交互项估计系数分别为 0.334、0.381，均在 1% 的统计水平上显著。结果说明，如果地方政府对于土地财政的依赖程度提高，那么土地供给增加对产业结构“去工业化”的缓解作用变小。换言之，地方政府对于土地财政的依赖程度越高，缩紧土地供给越会推进产业结构向服务业转变，这个结果也与赵祥和曹佳斌(2017)的研究相吻合。

表 6 土地财政依赖程度的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
变量	third_second	third_second	third_gdp	third_gdp
样本	全样本	匹配样本	全样本	匹配样本
inter_landfis	0.013*** (0.003)	0.015*** (0.004)	0.334*** (0.092)	0.381*** (0.098)
landfis	-0.005* (0.002)	-0.009** (0.004)	-0.110** (0.048)	-0.197*** (0.072)
dqhp	-0.057*** (0.013)	-0.082*** (0.018)	-1.057*** (0.296)	-1.438*** (0.361)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,423	1,206	2,423	1,206
R-squared	0.905	0.885	0.917	0.922

注：我们控制了与基础估计相同的控制变量，由于篇幅限制并未在正文中报告其估计系数，其余同表 2。

2. 土地集约利用的影响

下面我们利用类似的方法验证地方政府土地利用集约化压力这一内在原因。由于地方政府面临土地利用集约化的压力，当地方政府的用地指标更少时，其会更加追求土地的集约化利用，而服务业利用土地的集约化程度更高，所以土地供给减少时，土地集约化的压力会推动城市产业结构转向服务业。

为了验证这一思路，本文在基础模型（2）中进一步加入代表土地利用集约化程度的变量，及其与关键解释变量低丘缓坡试点的交互项，其中土地利用集约化的衡量指标为城市中出让建设用地的容积率下限^①，其值越高说明对于土地的容积率要求越高，土地利用的集约化程度也就越强。同样，交互项 $dqhp_{rt} * far_{rt}$ 的系数 β_1 代表了土地供给对于城市产业结构的影响是否受到土地集约化的影响。

$$y_{irt} = \alpha_0 + \beta_1 dqhp_{rt} * far_{rt} + \beta_2 dqhp_{rt} + far_{rt} + \delta_t + \mu_r + \alpha X_{irt} + \epsilon_{irt} \quad (6)$$

结果如表 7 所示，第 1、2 列分别报告了被解释变量为第三产业与第二产业产值比例时，总样本和通过倾向匹配得分后得到的样本的估计结果，第 3、4 列将被解释变量替换为第三产业占总产值比重，所有估计系数均显著为正。结果说明，如果地方政府的土地集约利用程度变高，增加土地供给对于产业结构“去工业化”的抑制作用变小。换言之，地方政府土地利用集约化的压力越大，缩紧土地供给越会推进产业结构向服务业转化。因此，地方政府的土地集约化利用压力也是本文假说 1 成立的原因。

表 7 土地集约化利用的影响

^① 数据来源于中国土地市场网的微观交易数据，数据中包括了每宗土地的容积率下限，我们在城市一年份的层面求了平均值。

变量	(1) third_second	(2) third_second	(3) third_gdp	(4) third_gdp
样本	全样本	匹配样本	全样本	匹配样本
inter_far	0.102*** (0.026)	0.099*** (0.032)	1.870*** (0.626)	1.667** (0.710)
far	-0.008 (0.016)	-0.008 (0.028)	-0.160 (0.305)	0.109 (0.496)
dqhp	-0.135*** (0.029)	-0.152*** (0.037)	-2.310*** (0.679)	-2.390*** (0.789)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,423	1,206	2,423	1,206
R-squared	0.905	0.885	0.917	0.921

注：同表 6。

（二）作用途径分析

上述结果表明，地方政府经营城市过程中的土地财政依赖和土地集约利用压力是土地供给变化会影响产业结构变化的原因，那么地方政府是如何影响当地的产业结构呢？正如上文所述，建设用地是地方政府经营城市的重要政策工具，地方政府会在上级给定的土地数量指标下，决定土地配置的结构。因此，我们推测地方政府的建设用地出让行为是一个重要的作用途径。

因此，本文从中国土地市场网上收集了 2008—2016 年中国城市建设用地出让数据，并计算出了出让给服务业的土地宗数占总宗数的比重^①，以此为被解释变量进行估计。在控制了基础回归中的控制变量和城市、时间的双向固定效应之后，我们分别将土地出让面积、新增土地面积作为核心解释变量进行了估计，另外也利用双重差分的方法，对总样本和匹配后样本估计了进入低丘缓坡试点对城市建设用地出让结构的影响。结果如表 8 所示，所有核心解释变量的估计系数均显著为负，说明土地供给数量的增加（包括城市进入低丘缓坡试点导致的用地指标增加），会降低地方政府将土地出让给服务业的比重。^②

这个结果支持了本文的假说 3，即减少城市中建设用地供应，会促使地方政府出让更大比例的土地给服务业，进而造成城市中产业结构的“去工业化”。其原因在于，地方政府有着经营城市的行为，在外部给定的土地指标下，地方政府可以决定土地配置结构，从而最优化其目标。当外部给定的土地指标减少时，地方政府在财政压力下倾向于将土地配置到土地价格更高的服务业中，在集约利用的压力下倾向于将土地配置到集约程度更高的服务业中。这将共同导致地方政府倾向于增加服务业的土地供给，而服务业土地供给的增加则推动了城市产业结构向服务业转化。

表 8 土地供给数量对土地出让结构的影响

^①之所以选择宗数比例而非面积比例，是由于土地出让宗数直接衡量了城市中落地的项目数，一般而言一宗土地出让代表着一个新的项目落地，而如果以面积衡量则会混杂不同行业对于土地面积利用率不同的因素。因此，宗数占比是一个更好的衡量指标。徐升艳等(2018)的研究也支持这一观点。

^②我们同样检验了低丘缓坡试点对于服务业内部结构的影响。由于制造业的发展也会派生出生产服务业、科技服务业的需求，所以我们将被解释变量替换为生产性服务业、科技服务业用地占服务业用地的比重，对方程（2）进行了估计。结果发现进入低丘缓坡试点会显著提高科技服务业用地的比重，对于生产性服务业用地占比也有微弱的提升作用。这说明增加土地供给也会影响服务业内部土地出让结构，因此其对于服务业内部结构也有一定优化作用。

变量	(1) land_service	(2) land_service	(3) land_service	(4) land_service
log(land)	-0.025*** (0.006)			
log(land_new)		-0.021*** (0.005)		
dqhp			-0.015* (0.008)	-0.019** (0.010)
控制变量	控制	控制	控制	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
样本数	2,413	2,385	2,425	1,207
R-squared	0.639	0.648	0.638	0.652

注：同表 6。

六、结论

制造业和服务业的协调发展是当前中国经济高质量发展的关键之一，本文从地方政府经营城市的视角，研究了城市土地供给变化如何影响产业结构向服务业转变。借助“低丘缓坡”试点导致的土地指标增加，本文利用双重差分方法对 2008—2016 年中国地级城市的面板数据进行了估计。结果表明，增加土地供给会缓解城市产业结构向服务化的转变，这一结果经过一系列稳健性检验后保持稳健。进一步分析表明，地方政府建设用地出让结构的转变是产业结构转变的作用途径，而且地方政府对于土地财政的依赖和其面临的土地利用集约化压力是其发挥作用的内在原因。

土地供给对于经济“去工业化”的影响内生于地方政府的经营城市行为，具有深刻的制度背景。因此，在分析、解决产业结构“去工业化”的问题时，仅关注到制造业和服务业融资难度的差异、利润率的差异等表面现象仍然不够，需要进一步深化理解其内在原因。以本文关注的地方政府行为视角而言，土地财政依赖、土地集约化压力等因素都会促使地方政府推动产业“去工业化”。一般而言，落后地区土地财政依赖较高，发达地区土地利用集约化的要求较高，这无疑加剧了全国范围内缓解产业结构“去工业化”的难度和复杂性。

最后，关于缓解产业结构“去工业化”问题，本文具有如下政策启示：第一，调整供给，限制性的土地供给是推动产业结构向服务业转变的源头，如果政策目标单纯是缓解产业结构“去工业化”，那么放松土地供给管制可能是一个有效的手段；第二，改变机制，由于政府的经营城市行为是这个影响的根源，那么调整地方政府的激励方式，改变地方政府的目標函数，切断土地供给向产业结构转化的传导机制也是一个潜在的解决思路；最后，优化配置，在给定限制土地供给和地方政府激励等制度性因素不变的情况下，可以通过差异性的土地供给方式，以分类指导的方式优化土地资源配置，缓解服务业的过度发展。

参考文献：

陈江龙等, 2014:《南京大都市区建设用地扩张特征与机理》,《地理研究》第3期。

- 陈伟等, 2012:《基于产业差异修正的工业行业土地集约利用评价研究——以江苏省为例》,《资源科学》第12期。
- 陈志勇 陈莉莉, 2011:《财税体制变迁、“土地财政”与经济增长》,《财贸经济》第12期。
- 杜勇 谢瑾 陈建英, 2019:《CEO金融背景与实体企业金融化》,《中国工业经济》第5期。
- 冯更新 庞玉萍, 2003:《论我国现阶段经营城市的理念和实践》,《经济学动态》第9期。
- 葛扬 岑树田, 2017:《中国基础设施超常规发展的土地支持研究》,《经济研究》第2期。
- 郭志勇 顾乃华, 2013:《制度变迁、土地财政与外延式城市扩张——一个解释我国城市化和产业结构虚高现象的新视角》,《社会科学研究》第1期。
- 洪银兴 周诚君, 2003:《城市经营和城市政府的改革》,《管理世界》第08期。
- 胡奕明 王雪婷 张瑾, 2017:《金融资产配置动机:“蓄水池”或“替代”?——来自中国上市公司的证据》,《经济研究》第1期。
- 黄张凯 刘津宇 马光荣, 2016:《地理位置、高铁与信息:来自中国IPO市场的证据》,《世界经济》第10期。
- 雷潇雨 龚六堂, 2014:《基于土地出让的工业化与城镇化》,《管理世界》第9期。
- 李勇刚 王猛, 2015:《土地财政与产业结构服务化——一个解释产业结构服务化“中国悖论”的新视角》,《财经研究》第9期。
- 刘守英, 2018:《土地制度变革与经济结构转型——对中国40年发展经验的一个经济解释》,《中国土地科学》第1期。
- 刘守英 杨继东, 2019:《中国产业升级的演进与政策选择——基于产品空间的视角》,《管理世界》第6期。
- 彭俞超 韩珣 李建军, 2018:《经济政策不确定性与企业金融化》,《中国工业经济》第1期。
- 彭俞超 黄志刚, 2018:《经济“脱实向虚”的成因与治理:理解十九大金融体制改革》,《世界经济》第9期。
- 孙秀林 周飞舟, 2013:《土地财政与分税制:一个实证解释》,《中国社会科学》第4期。
- 陶然 袁飞 曹广忠, 2007:《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》第10期。
- 王国刚, 2018:《金融脱实向虚的内在机理和供给侧结构性改革的深化》,《中国工业经济》,第7期。
- 谢家智 王文涛 江源, 2014:《制造业金融化、政府控制与技术创新》,《经济学动态》第11期。
- 徐升艳 陈杰 赵刚, 2018:《土地出让市场化如何促进经济增长》,《中国工业经济》第3期。
- 宣烨, 2019:《要素价格扭曲、制造业产能过剩与生产性服务业发展滞后》,《经济学动态》第3期。
- 闫昊生 孙久文 苏玺鉴, 2019:《土地要素:一个中国特色的政策工具》,《经济学家》第5期。
- 杨继东, 2018:《中国土地制度的经济学分析——基于微观土地交易数据的视角》,四川人民出版社。
- 余吉祥 沈坤荣, 2019:《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》第4期。
- 张成思, 2019:《金融化的逻辑与反思》,《经济研究》第11期。
- 张成思 张步昙, 2016:《中国实业投资率下降之谜:经济金融化视角》,《经济研究》第12期。
- 张辉, 2015:《我国产业结构高度化下的产业驱动机制》,《经济学动态》第12期。
- 张月友 董启昌 倪敏, 2018:《服务业发展与“结构性减速”辨析——兼论建设高质量发展的现代化经济体系》,《经济学动态》第2期。
- 赵祥 曹佳斌, 2017:《地方政府“两手”供地策略促进产业结构升级了吗——基于105个城市面板数据的实证分析》,《财贸经济》第7期。
- 郑思齐等, 2014:《“以地生财,以财养地”-中国特色城市建设投融资模式研究》,《经济研究》第8期。
- 周黎安, 2004:《晋升博弈中政府官员的激励与合作——兼论我国地方保护主义和重复建设问题长期存在的原因》,《经济研究》第6期。
- 周敏, 2017:《一个基于土地财政的经营城市模型》,《世界经济文汇》第1期。

- Chetty, R. et al(2007),"Salience and Taxation: Theory and Evidence", *The American Economic Review* 99(4):1145-1177.
- Clark, C.(1957),"The conditions of economic progress", Macmillan.
- Deng, Y. et al(2011),"Monetary and Fiscal Stimuli, Ownership Structure, and China's Housing Market", National Bureau of Economic Research Working Paper, No.16871.
- Froud, J. et al(2000),"Shareholder value and Financialization: consultancy promises, management moves", *Economy & Society* 29(1):80-110.
- Gulen, H. & M. Ion(2015),"Policy Uncertainty and Corporate Investment", *Review of Financial Studies* 29(3):523-564.
- Harvey, D.(2005),"A Brief History of Neoliberalism", Oxford University Press.
- King, M. A.(2016),"The End of Alchemy: Money, Banking, and the Future of the Global Economy", W.W. Norton.
- Kuznets, S. S.(1971),"Economic growth of nations: total output and production structure", Belknap Press of Harvard University Press.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1983),"The central role of the propensity score in observational studies for causal effects", *Biometrika* 70(1):41-55.
- Rosenbaum, P. R. & D. B. Rubin(1984),"Reducing Bias in Observational Studies Using Subclassification on the Propensity Score", *Journal of the American Statistical Association* 79(387):516-524.
- Tao, R. et al(2010),"Land leasing and local public finance in China' s regional development: Evidence from prefecture-level cities", *Urban Studies* 47(10):2217-2236.