

# 税收激励与城市商住用地结构

——来自“营改增”的经验证据

张 莉 陆 铭 刘雅丽\*

**摘 要** 当前中国城市存在商住用地供给失衡的结构问题,但鲜有文献研究其原因。本文利用“营改增”试点,发现地方政府的税收激励影响着城市内商服和住宅用地的配置。具体来说,“营改增”后地方政府显著减少商服用地出让,有助于缓解住宅地价过高。改革前营业税占比越高(服务业占比越高),财政收入越多,土地供给约束越强的城市,在改革后商服用地出让的减少程度越大;改革前越依赖土地出让金的城市,在改革后越是增加住宅用地的出让。本文的一般含义是,税制设计可以改变地方政府行为,优化城市用地结构。

**关键词** 地方政府行为, 税收激励, 城市用地结构

**DOI:** 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.16

## 一、引 言

城市内部的土地高效利用是事关城市空间治理的大事。在城市经营性用地中,工业用地过多而商服用地少的结构问题受到很多关注。而事实上,在城市内部,商服用地与住宅用地形成竞争,工业用地与前两者无论在区位、用途、还是出让收入上都有很大差异,所以本文认为,商住用地的结构值得关注,特别是我国存在着住宅用地不足而商服用地过多的结构问题。具体来说,一方面,2008年之后住宅用地供给占比不断下降,且住宅用地的增量供给比例很少达到《城市用地分类与规划建设用地标准》(GB50137-2011)规定的存量范围25%~40%,2012年以来更是降到了20%以下;国际比较上,中国的居住用地占比也是明显低于OECD国家(张莉等,2019)。另一方面,中

\* 张莉,中山大学国际金融学院;陆铭,上海交通大学安泰经济与管理学院、中国发展研究院;刘雅丽,中泰证券研究所。通信作者及地址:陆铭,上海市华山路1954号上海交通大学安泰经济与管理学院,200030;电话:(021)52301219;E-mail:luming1973@sjtu.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金重大项目(72073094、71834005、71973158)、国家社会科学基金重大项目(20&ZD071)和上海交通大学现代金融研究基金的资助。本文同时是上海国际金融与经济研究院、上海交通大学中国城市治理研究院、中山大学国家治理研究院现代财税政策研究中心的研究成果。感谢三位审稿人和2021年“城市内部的空间政治经济学”研讨会与会者的建设性意见。

国商服用地供给过多,商业地产库存水平较高。如果看商服用地和住宅用地的供给对比,如图1所示,2008年后商住用地的供给比逐年上升。与商住用地结构变化相对应,商住楼面价之比震荡下降。大约2014年后,商住用地的供给比开始下降,商住楼面价之比则在2016年开始小幅上升。

商住用地供给结构不合理的结果是商住用地价格“倒挂”,即住宅用地价格高于商服用地价格。按照 Alonso (1964) 的地租地价理论,商服用地付租能力最高,因而占用市中心的土地,向外依次为住宅、工业和农村土地。在很多国家,位于市中心的商服用地的地价都要高于区位相对处于外围的住宅用地的价格。但中国自2009年开始,全国平均意义上的住宅用地价格高于商服用地价格,如图1所示,此后,除了2011年,二者差距逐渐拉大。

研究显示,地价上涨可以解释自第二次世界大战以来全球房价上涨的80% (Knoll *et al.*, 2017),因此,不合理的商住供地结构可以通过影响住宅地价进而影响房价。而中国的高房价问题,特别是东部沿海和特大城市的房价不断攀升,不仅通过抬高生活成本严重影响跨地区的人口流动(陆铭等, 2015),同时高房价对投资产生挤出效应,对实体经济发展产生不利影响(Han and Lu, 2017)。因此,除了建设用地总量之外,厘清地方政府在商住用地供给上的行为逻辑,对于优化城市用地结构,缓解高房价问题有重要意义。

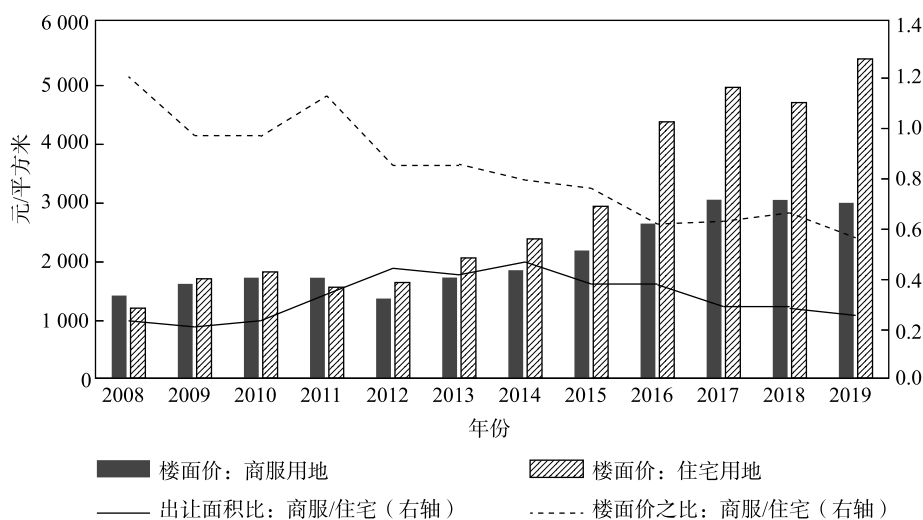


图1 商服用地和住宅用地楼面价<sup>1</sup>、价格比及出让面积比

数据来源: Wind 土地出让年度统计。

<sup>1</sup> 楼面价(年度) = 土地成交总价款/成交土地规划建筑面积。

为什么地方政府会供给更多的商服用地是本文研究的核心问题。已有文献从土地财政角度理解建设用地出让（孙秀林和周飞舟，2013），主要关注工业用地和商住用地之间的差异，指出地方政府一方面竞相低价出让工业用地以吸引投资，创造更多GDP和税收收入；另一方面高价出让商服和住宅用地获取高额的土地出让金（陶然等，2009）。但商服用地和住宅用地对于土地出让金的贡献是有差异的，住宅用地的出让收益约占总收益的60%，而商服用地仅占20%。显然，仅从土地出让金的角度不能解释为什么地方政府热衷商服用地的出让。

值得注意的是，商服用地和住宅用地对于地方政府而言不只带来土地出让金，在2012年营业税改征增值税试点改革（以下简称“营改增”）前，还为地方政府贡献营业税收入。<sup>2</sup>改革前，营业税由地方独享，是地方的第一大税种，约占地方税收的30%—35%。这其中98%来自建筑业（23%）和第三产业（75%）。<sup>3</sup>基于此，本文猜想，地方政府的税收动机导致了供地结构持续偏向商服用地，因为商服用地对于地方政府而言更多提供税收，并且商服用地所带来的营业税收入是长期、可持续的。相比之下，住宅用地对于地方政府来说主要提供高额的土地出让金，房地产行业中房产交易和销售带来的税收是短期、一次性的，直接的税收激励并不强。

在已有研究中，几乎没有文献关注过地方政府的税收激励对商服与住宅用地供给结构的影响。原因是营业税同时来自商服和住宅用地，没有合适的冲击将二者区分开。“营改增”为本文识别税收激励与城市用地结构的关系提供了可能，因为试点行业所需要的土地类型是商服用地，更加受到“营改增”影响，而住宅用地（主要对应于房地产业和建筑业）则不（直接）受到影响。

本文利用“营改增”冲击，运用渐进DID模型，从地方政府的税收激励角度，解释城市内部商服和住宅用地的结构问题。结果表明，“营改增”显著减少了商服用地的出让面积，并且在改革前税收收入越充足和服务业越发达的城市，负向的影响越强，背后的原因是相对于住宅用地，商服用地能给地方政府带来持续的税收收入；而“营改增”最终使得商住用地供给比下降，在一定程度上有利于缓解住宅地价过高，优化城市内部的用地结构和土地利用效率。

余下部分安排如下：第二部分是文献评述、政策背景和理论假说，第三部分是模型设定和数据说明，第四部分是实证分析，第五部分是总结。

<sup>2</sup> 此外，还有一些小税种，在商服用地和住宅用地上不存在显著差异，略去不计。

<sup>3</sup> 以上数据均由作者根据《中国税务年鉴（2012）》中的数据计算得到。

## 二、文献评述、政策背景和理论假说

### (一) 文献评述

现有文献对地方政府土地出让的解释主要有两个角度：土地财政和土地引资。分税制改革后，地方政府财权上收而事权不变，由此形成财政缺口使得地方政府走上了土地出让和城市扩张的发展道路。地方政府财政缺口与土地出让金的正向关系也得到了实证的检验（孙秀林和周飞舟，2013）。但地方政府并非纯粹追求土地出让收入的最大化（文献中称为“土地财政”假说），因为在实际土地出让中，很多工业用地以低地价甚至零地价出让。文献中对此的解释是“以地引资生税”，即地方政府愿意以低价出让工业用地以吸引产业，获得税基，从而产生税收收入（张莉等，2011）。在税收激励下，地方政府的增值税分成正向影响了工业用地的配置，而营业税分成对于商住用地整体的配置影响较弱（谢贞发等，2019）。不论是土地财政还是土地引资，地方政府的政策和行为选择都是为了增加财政收入，放松预算约束，这是Weingast（2009）提出的财政激励理论的核心思想。陶然等（2009）根据地方政府在财政激励下面临的约束和地区竞争，给出了地方政府在出让工业和商住用地上不同策略的解释。低价供给工业用地是为了招商引资获得工业发展带来的稳定且持续的增值税收入流，高价供给商住用地是为了获得高额的土地出让收入。除了财政激励的证据，官员的晋升激励也被发现对城市扩张和土地出让收入有显著的正向影响。官员的晋升激励越强，新开发的土地使用强度越低（Wang *et al.*, 2017）。

以往研究聚焦在工业用地过多而商住用地少的结构问题，而不区分商服用地和住宅用地，进而忽略了住宅用地不足而商服用地过多的结构问题。本文认为，在城市内部，商服用地与住宅用地形成竞争，而工业用地与前两者无论在区位、用途、还是出让收入上都有很大差异，在“商住倒挂”的事实下，有必要将商服和住宅用地区分开，研究地方政府供给商服和住宅用地的激励差异。从财政激励视角出发，商服和住宅用地均贡献土地出让金和税收收入，税收收入方面没有一个合适的冲击将二者的贡献区分开。而从2012年“营改增”开始试点到2016年全面“营改增”之前，“营改增”的试点行业始终没有包含房地产业和建筑业，但却影响了一些商业服务业，这为识别出地方政府出让商服和住宅用地的激励差异提供了可能。根据汤玉刚和栗智豪（2021）的梳理，商服用地和住宅用地在开发和交易环节都能够为地方贡献税收收入，但这些税收依托于房地产交易，是一次性的。而“营改增”前商服用地的开发能够形成未来持续的营业税税收流，生税能力较强，地方政府基于税收的考虑会更多出让商服用地。如果商服用地的生税能力下降，那么地

方政府过度出让商服用地的动机将会降低，即减少商服用地出让，“营改增”为我们提供了一个使得商服用地生税能力改变的外生冲击。

## （二）“营改增”实施背景及政策介绍

营业税曾长期是地方的第一大税种。2011年5月，国家发展和改革委员会发布的《关于2011年深化经济体制改革重点工作的意见》首次提出，在部分生产性服务业领域推行增值税改革试点。2011年11月，《营业税改征增值税试点方案》正式下发。从2012年1月1日起，在上海的交通运输业和部分现代服务业（包括研发和技术服务、信息技术服务、文化创意服务、物流辅助服务、有形动产租赁服务、鉴证咨询服务）开展营业税改征增值税试点。2012年9—12月，以上七大行业的试点地域范围进一步扩大至北京市、江苏省等8个省市。

2013年8月1日，七大行业的试点地域范围推广到全国，并将广播影视作品的制作、播映和发行等纳入了试点行业范围。2014年1月1日，铁路运输和邮政服务业纳入营业税改征增值税试点范围，至此，交通运输业全部纳入“营改增”范围。2014年6月1日起，电信业也整体纳入“营改增”试点范围。2016年的国务院政府工作报告明确指出，自2016年5月1日起，将试点的行业范围扩大到建筑业、房地产业、金融业、生活服务业。直至2017年10月30日，营业税正式退出历史舞台。从加总层面的数据看，营业税占比从2016年遭遇断崖式下跌直至2017年完全归零，增值税重新成为地方的第一大税种。

“营改增”分为两个阶段：第一阶段，固定某些行业，逐步推广到不同省市；第二阶段，当全国所有省市都被纳入试点后，再按行业继续推开。“营改增”为本文识别税收激励与城市用地结构的关系提供了可能，因为试点行业所需要的土地类型是商服用地，住宅用地（主要对应于房地产业和建筑业）则不（直接）受到影响。

样本期内“营改增”带来了税收收入减少。财政部国家税务总局关于印发《营业税改征增值税试点方案》的通知（财税〔2011〕110号）规定了改革试点期间过渡性政策对税收收入的归属安排：试点期间保持现行财政体制基本稳定，原归属试点地区的营业税收入，改征增值税后收入仍归属试点地区，税款分别入库。因试点产生的财政减收，按现行财政体制由中央和地方分别负担。根据财政部发布的《2013年营改增试点运行情况》<sup>4</sup>，2013年减税规模超过1400亿元，比上一年426亿元的规模高出近1000亿元。卢洪友等（2016）论证了“营改增”给地方财政带来减收效应，东部某省税收收入增长速度从改革前的两位数增长下降至个位数增长，省本级、地市本级和区县税收收入增速均有不同程度的下降。

<sup>4</sup> 参见：[http://www.gov.cn/xinwen/2014-03/14/content\\_2638746.htm](http://www.gov.cn/xinwen/2014-03/14/content_2638746.htm)，访问时间：2022年3月20日。

### (三) 理论假说

从长期来看, 商服用地带来更持久的税收收入。虽然商服用地和住宅用地都能带来营业税收入, 但是相比于住宅用地带来的只是房地产销售和交易过程中短暂、一次性的营业税收入, 商服用地带来的营业税是持续的。如表 1 所示, “营改增”前, 商服用地和住宅用地在单位面积的营业税收入和土地出让金收入上存在明显差异, 商服用地单位面积的营业税约是住宅用地单位面积营业税的 3 倍, 而住宅用地单位面积出让金始终高于商服用地。每年的营业税加上“出让金年均值”得到单位面积的收益, 可以说长期来看, 商服用地的收益要高于住宅用地。因此本文认为, 相对于住宅用地, 地方政府出让商服用地的财政激励更强, 其中主要的贡献是营业税收入。

表 1 商服用地和住宅用地的单位面积营业税和土地出让金比较<sup>5</sup>

单位: 元/平方米

| 年份   | 单位面积的商服用地 |       |        |       | 单位面积的住宅用地 |       |        |     |
|------|-----------|-------|--------|-------|-----------|-------|--------|-----|
|      | 营业税       | 出让金   | 出让金年均值 | 收益    | 营业税       | 出让金   | 出让金年均值 | 收益  |
| 2007 | 1 246     | 710   | 18     | 1 264 | 432       | 5 093 | 73     | 505 |
| 2008 | 1 914     | 835   | 21     | 1 935 | 616       | 988   | 14     | 630 |
| 2009 | 812       | 531   | 13     | 825   | 579       | 1 441 | 21     | 600 |
| 2010 | 1 459     | 1 515 | 38     | 1 497 | 522       | 1 722 | 25     | 547 |
| 2011 | 1 732     | 1 780 | 45     | 1 777 | 648       | 1 829 | 26     | 674 |

数据来源: 各年《中国税务年鉴》、中国土地市场网微观数据。

“营改增”直接影响了地方政府出让商服用地的激励, 从而使得地方政府显著减少商服用地的出让。住宅用地所对应的建筑业和房地产业不在“营改增”的试点范围, 所以住宅用地的出让激励并不直接受到影响。因此本文提出如下研究假说:

**假说 1** “营改增”后, 地方政府由于税收激励下降而减少商服用地的出让, 住宅用地的出让不直接受到影响。

<sup>5</sup> 我们从历年的《中国税务年鉴》里得到地方分税种分行业的营业税数据, 本文定义建筑业和房地产业的营业税收入之和为来自住宅用地的营业税收入(这实际是来自住宅用地的营业税收入上限), 定义第三产业营业税收入减来自房地产业的营业税收入则为来自商服用地的营业税收入。商服和住宅用地的出让面积和出让金额来自中国土地市场网微观土地出让数据的加总。将各自的营业税收入除以出让面积即得单位面积的营业税金, 出让金额除以出让面积即得单位面积的出让金。考虑到土地出让金是对未来一定年限土地使用权的一次性支付, 商服用地的出让年限一般为 40 年, 住宅用地一般为 70 年, 再将单位面积出让金除以出让年限得到单位面积的“出让金年均值”, 便于比较。

进一步地，“营改增”对商服用地供给的影响在不同财力的城市存在差异。改革前财政收入越充足的城市，说明城市的创税能力越强，则改革的影响越大，地方政府会更加减少商服用地的出让。由于“营改增”给地方财政带来了减收效应（卢洪友等，2016），改革前地方越依赖土地财政，那么改革后会更从“土地财政”中弥补财政收入的损失，地方政府会增加住宅用地的出让。所以提出假说2：

**假说2** “营改增”前财政收入越充足的地方，“营改增”后地方政府会更多减少商服用地的出让；“营改增”前地方的土地财政依赖程度越高，“营改增”后地方政府会增加住宅用地的出让。

我们用图2总结了本文理论假说和实证研究背后的逻辑。首先，假设地方政府的目标是收入最大化，由相对短期的土地出让收入和相对长期的税收构成。“营改增”前，提供商服用地能够同时带来较多的营业税和土地出让收入，但住宅用地出让主要带来的是土地出让收入。“营改增”后，营业税的收入下降，会减弱地方政府出让商服用地的激励，但这一改革不直接影响住宅用地供给，也不直接影响工业用地供给。而由于商服用地和住宅用地的区位接近，因此，本文仅聚焦于商服用地和住宅用地之间的结构如何受“营改增”的影响。

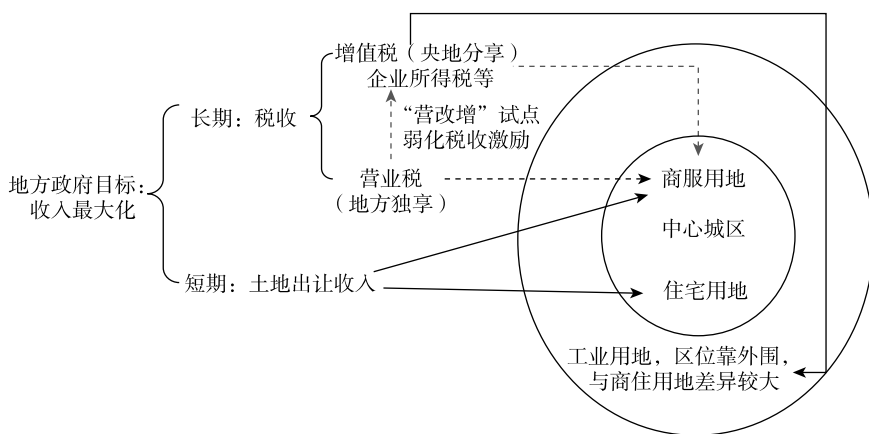


图2 逻辑图

### 三、模型设定与数据说明

#### （一）模型设定

“营改增”是渐进推行的，各省开始试点的时间不同。本文利用的是第一阶段改革在不同时间不同城市的推行，通过渐进DID模型识别出改革的影响。

由于改革开始的时间具体到月份,而实证分析以年为单位,所以我们将改革开始于 2012 年下半年的省市的改革时间定义为 2013 年,即北京市、江苏省等 8 个省市的改革时间定义为 2013 年,上海的改革时间定义为 2012 年,其他省市的改革时间定义为 2014 年。

模型设定如下:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 reform_{it} + \beta_x X_{it} + city_i + year_t + \epsilon_{it},$$

其中  $i$  代表城市,  $t$  代表时间。因变量  $y_{it}$  有三种表示:一是城市  $i$  在  $t$  年出让的商服用地面积的对数,二是城市  $i$  在  $t$  年出让的住宅用地面积的对数,三是城市  $i$  在  $t$  年出让的商服用地和住宅用地的面积比,反映了商住供地结构。商服用地的出让是本文主要关注的因变量,住宅用地的出让则作为对比。 $reform_{it}$  是代表“营改增”的 0-1 变量,假设城市  $i$  在  $T$  年进行“营改增”试点,那么对于城市  $i$ ,  $T$  年之前  $reform_{it}$  均为 0,  $T$  年及之后  $reform_{it}$  均为 1。 $reform_{it}$  的系数符号及显著性是本文的核心关注点。 $city_i$  和  $year_t$  分别代表城市和时间的固定效应,  $\epsilon_{it}$  为随机项。

控制变量上,本文控制了影响商服或住宅用地出让的需求侧和供给侧的因素,包括:(1) 人口规模:用常住人口度量;(2) 经济发展水平:用人均 GDP 度量;(3) 产业结构:用第二产业、第三产业的增加值/GDP 度量;(4) 投资水平:用全社会固定资产投资额度度量;(5) 财政收入:用一般公共预算收入/GDP 度量;(6) 土地财政的依赖程度:用土地出让金/一般公共预算收入度量;(7) 土地供给能力:用市辖区建成区面积度量。<sup>6</sup>

## (二) 数据说明

土地出让数据来自中国土地市场网 (<https://www.landchina.com/>),由于 2007 年之后数据较全<sup>7</sup>,因此本文研究的起始时间是 2007 年;而“营改增”在 2016 年 5 月全面铺开,同时,增值税的中央地方分享比例从原来的 75:25 变成了 50:50,考虑到分成比例的变化也会影响地方政府的土地出让行为,所以样本期是 2007—2015 年。

本文关注的是商服用地和住宅用地的供给结构问题,所以需要将微观的商服用地和住宅用地出让数据加总到城市层面进行研究,也利用微观数据做了稳健性检验。加总得到 287 个城市商服用地和住宅用地出让面积和出让总

<sup>6</sup> 同时控制人口规模和土地供给能力就相当于控制了人口密度。本文也尝试了用人口密度代替常住人口作为控制变量,不影响核心变量的显著性。

<sup>7</sup> 《招标投标挂牌出让国有土地使用权规范(试行)》和《协议出让国有土地使用权规范(试行)》(国土资发[2006]114号)要求自 2006 年 8 月 1 日起,市县土地主管部门必须在中国土地市场网上公布国有土地使用权出让计划,并在交易后公布出让结果。



价的面板数据，并计算得到单位面积的出让价格。城市层面的控制变量来自2008—2016年《中国城市统计年鉴》，各个变量的描述性统计见表2。

表2 描述性统计

| 变量           | 单位    | 观测值   | 均值         | 标准差        | 最小值     | 最大值         |
|--------------|-------|-------|------------|------------|---------|-------------|
| 商服用地出让面积     | 万平方米  | 2 506 | 105.47     | 118.05     | 0.65    | 914.43      |
| 住宅用地出让面积     | 万平方米  | 2 506 | 253.09     | 262.95     | 3.66    | 2 121.22    |
| 出让面积比：商服/住宅  | —     | 2 506 | 0.59       | 0.99       | 0.01    | 30.97       |
| 商服用地出让单价     | 元/平方米 | 2 506 | 1 270.28   | 2 011.50   | 8.99    | 46 906.34   |
| 住宅用地出让单价     | 元/平方米 | 2 506 | 1 619.95   | 2 037.03   | 28.23   | 32 622.01   |
| 出让单价比：商服/住宅  | —     | 2 506 | 0.92       | 1.18       | 0.02    | 32.53       |
| 人均GDP        | 元     | 2 506 | 37 069     | 25 949     | 3 398   | 207 163     |
| 常住人口         | 万人    | 2 506 | 421.96     | 271.20     | 22.09   | 2 849.04    |
| 第二产业增加值/GDP  | —     | 2 506 | 0.50       | 0.11       | 0.15    | 0.90        |
| 第三产业增加值/GDP  | —     | 2 506 | 0.37       | 0.09       | 0.10    | 0.77        |
| 全市固定资产投资额    | 万元    | 2 506 | 10 500 000 | 11 500 000 | 360 136 | 130 000 000 |
| 市辖区建成区面积     | 万平方米  | 2 506 | 11 241.94  | 13 813.96  | 700.00  | 135 000.00  |
| 一般预算收入/GDP   | —     | 2 506 | 0.07       | 0.03       | 0.02    | 0.24        |
| 土地出让金/一般预算收入 | —     | 2 506 | 0.48       | 0.38       | 0.01    | 4.51        |

## 四、实证分析

### （一）基本结果

表3给出了基本回归的结果。第(1)列以商服用地出让面积的对数为因变量，回归结果显示，“营改增”后，地方政府出让商服用地的面积显著减少了21.5%；第(2)列控制了城市层面的特征变量后，上述影响依然存在，不过幅度有所降低，为20.9%。而作为对照，第(3)—(4)列以住宅用地出让面积的对数作为因变量，“营改增”变量的系数为正但不显著。第(5)—(6)列中因变量改为商服用地和住宅用地出让面积之比，发现“营改增”后，相对住宅用地，地方政府减少了商服用地的出让。

表3 “营改增”对商服、住宅用地出让的影响：基本回归

| 变量               | ln(商服用地<br>出让面积)     | ln(商服用地<br>出让面积)     | ln(住宅用地<br>出让面积) | ln(住宅用地<br>出让面积)    | 面积比：<br>商服/住宅      | 面积比：<br>商服/住宅      |
|------------------|----------------------|----------------------|------------------|---------------------|--------------------|--------------------|
|                  | (1)                  | (2)                  | (3)              | (4)                 | (5)                | (6)                |
| “营改增”            | -0.215***<br>(0.080) | -0.209***<br>(0.073) | 0.079<br>(0.059) | 0.070<br>(0.045)    | -0.139*<br>(0.080) | -0.155*<br>(0.080) |
| ln(人均GDP)        |                      | 1.163***<br>(0.307)  |                  | 1.031***<br>(0.256) |                    | -0.051<br>(0.358)  |
| ln(常住人口)         |                      | 0.066<br>(0.396)     |                  | 0.502<br>(0.307)    |                    | -0.846<br>(0.722)  |
| ln(固定资产投资额)      |                      | 0.174<br>(0.108)     |                  | 0.261***<br>(0.076) |                    | -0.418*<br>(0.230) |
| 第二产业增加值/GDP      |                      | -2.408<br>(1.812)    |                  | -0.359<br>(1.126)   |                    | -6.184<br>(4.519)  |
| 第三产业增加值/GDP      |                      | -1.734<br>(1.932)    |                  | 1.880<br>(1.175)    |                    | -9.337*<br>(5.487) |
| ln(市辖区建成区面积)     |                      | 0.019<br>(0.114)     |                  | 0.134<br>(0.097)    |                    | 0.024<br>(0.105)   |
| 一般预算收入/GDP       |                      | 4.200***<br>(1.366)  |                  | 6.379***<br>(1.425) |                    | -2.286<br>(1.899)  |
| 土地出让金/一般<br>预算收入 |                      | 0.889***<br>(0.086)  |                  | 1.053***<br>(0.083) |                    | -0.028<br>(0.138)  |
| 城市固定效应           | 控制                   | 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                 | 控制                 |
| 观测值              | 2 506                | 2 506                | 2 506            | 2 506               | 2 506              | 2 506              |
| R <sup>2</sup>   | 0.648                | 0.696                | 0.722            | 0.810               | 0.246              | 0.268              |

注：\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , 括号中为城市聚类稳健标准误。

以上结果说明，“营改增”直接减弱了地方政府出让商服用地的激励，而对住宅用地出让的影响不显著。由理论部分的分析可知，一方面，“营改增”降低了地方政府的税收，直接减少了商服用地出让的激励；但另一方面，随着地方政府财政压力的增大，地方政府可能会更加多地卖地，获得出让金以弥补税收的减少。在这种情况下，对于商服用地出让的影响存在两种效应：一种是直接的负效应，另一种是间接的正效应，综合效应需要看实证结果；

而对于住宅用地出让的影响则是间接效应。这里的实证结果显示“营改增”对商服用地出让的净效应是负的，说明商服用地对于地方政府而言，以提供持续不断的税收收入为主，而住宅用地则更多地贡献土地出让金，因为住宅用地的地价更高，而这一结果正是地方政府过多供给商服用地，住宅用地供给不足导致的。

表4给出了“营改增”对商服用地、住宅用地出让影响的检验。第(1)列结果显示，以改革前第一期为基础，改革后商服用地与住宅用地的出让面积之比显著下降，而改革前第二期和第三期则没有显著变化，符合DID分析的平行趋势假定。那么，“营改增”是不是对商服用地、住宅用地出让同时产生了影响呢？第(2)列表明，“营改增”仅减少了商服用地出让，并且符合平行趋势假定。而作为对比，第(3)列显示住宅用地的出让面积呈现“营改增”前后持续的上升趋势，并不是“营改增”带来的结果。

表4 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响：平行趋势检验

| 变量             | 出让面积比：<br>商服/住宅      | ln(商服用地<br>出让面积)    | ln(住宅用地<br>出让面积)     |
|----------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                | (1)                  | (2)                 | (3)                  |
| 虚拟变量：改革前第三期=1  | -0.002<br>(0.146)    | -0.086<br>(0.170)   | -0.197*<br>(0.103)   |
| 虚拟变量：改革前第二期=1  | 0.091<br>(0.084)     | 0.069<br>(0.096)    | -0.158***<br>(0.059) |
| 虚拟变量：改革当期=1    | -0.223**<br>(0.104)  | -0.229**<br>(0.100) | 0.167***<br>(0.064)  |
| 虚拟变量：改革后第一期=1  | -0.561**<br>(0.224)  | -0.388**<br>(0.191) | 0.400***<br>(0.131)  |
| 虚拟变量：改革后第二期=1  | -0.747***<br>(0.287) | -0.465*<br>(0.282)  | 0.709***<br>(0.197)  |
| 城市层面控制变量       | 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                   |
| 观测值            | 2 506                | 2 506               | 2 506                |
| R <sup>2</sup> | 0.271                | 0.697               | 0.813                |

注：\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ，括号中为城市聚类稳健标准误。

## (二) 异质性分析

### 1. 受改革影响程度的异质性

基本结果验证了假说1,即“营改增”后,地方政府减少了商服用地的出让,原因是商服用地所带来的税收收入减少,地方政府出让商服用地的激励减弱。自然地,一个城市越依赖营业税,受“营改增”的影响就会越大,那么地方政府出让商服用地激励减弱的程度也就越大。所以本文在基本模型的基础上,加入了“营改增”与受影响程度的交互项,交互项的系数若是显著为负,则说明“营改增”确实是通过影响地方的营业税收入而影响了地方政府的供地行为。我们采用如下方式度量受影响程度:一是营业税/GDP<sup>8</sup>,这是最直接的衡量地方营业税多少的方式;二是第三产业增加值/GDP,因为营业税主要来自第三产业(占比约80%),所以第三产业增加值/GDP也可反映受改革影响的程度。由于“营改增”初衷是减少重复征税,以促进服务业的发展,而服务业的发展又会通过需求影响商服用地的供给,所以,为了避免干扰,我们利用改革前,即2007—2011年各个城市第三产业增加值/GDP的均值作为度量。

回归结果见表5。第(1)、(3)列的交互项系数显著为负,说明改革前营业税越重要的城市,受到“营改增”的影响越大,改革后会更大程度地减少商服用地出让,商住供给比减少也更多。第(4)、(6)列的交互项均显著为负,亦说明“营改增”前第三产业越发达的地方,“营改增”后会更加减少商服用地的出让,土地供给的商住比下降更多。两种度量方式都说明,受“营改增”影响程度越大,地方政府会更多减少商服用地出让,这种由程度变化导致的变化也进一步说明了“营改增”通过税收激励影响了商服用地的供给。

表5 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响:受影响程度的异质性

| 变量    | ln(商服用地<br>出让面积)  | ln(住宅用地<br>出让面积) | 出让面积比:<br>商服/住宅  |                  | ln(商服用地<br>出让面积) | ln(住宅用地<br>出让面积) | 出让面积比:<br>商服/住宅 |     |
|-------|-------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|------------------|-----------------|-----|
|       | (1)               | (2)              | (3)              | (4)              | (5)              | (6)              | (7)             | (8) |
| “营改增” | -0.059<br>(0.099) | 0.061<br>(0.071) | 0.044<br>(0.122) | 0.120<br>(0.173) | 0.034<br>(0.139) | 0.286<br>(0.235) |                 |     |

<sup>8</sup> 地级市的营业税税额数据来自2008—2012年《中国区域经济统计年鉴》,由于数据时间的限制(中国区域经济统计年鉴数据只更新到2013年),所以我们计算了改革之前,即2007—2011年各个城市营业税/GDP均值,作为受影响程度的度量。只利用改革前的数据做异质性分析,也在一定程度上避免了内生性问题,因为改革会直接影响营业税税额。

(续表)

| 变量                  | ln(商服用地<br>出让面积)    | ln(住宅用地<br>出让面积) | 出让面积比：<br>商服/住宅    | ln(商服用地<br>出让面积)    | ln(住宅用地<br>出让面积) | 出让面积比：<br>商服/住宅    |
|---------------------|---------------------|------------------|--------------------|---------------------|------------------|--------------------|
|                     | (1)                 | (2)              | (3)                | (4)                 | (5)              | (6)                |
| “营改增”×营业<br>税/GDP   | -10.02**<br>(4.228) | 0.575<br>(3.891) | -13.20*<br>(7.286) |                     |                  |                    |
| “营改增”×三产<br>增加值/GDP |                     |                  |                    | -0.898**<br>(0.435) | 0.096<br>(0.358) | -1.200*<br>(0.649) |
| 城市层面控制变量            | 控制                  | 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               | 控制                 |
| 年份固定效应              | 控制                  | 控制               | 控制                 | 控制                  | 控制               | 控制                 |
| 观测值                 | 2 506               | 2 506            | 2 506              | 2 506               | 2 506            | 2 506              |
| R <sup>2</sup>      | 0.697               | 0.810            | 0.269              | 0.697               | 0.810            | 0.269              |

注：\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ，括号中为城市聚类稳健标准误。

## 2. 财政指标的异质性

税收激励的来源是地方政府追求财政收入的最大化，进一步则是财政收入相对于财政支出的最大化，那么我们以财政收入（一般预算收入/GDP或一般预算收入/一般预算支出）来分组，观察“营改增”对不同城市商服用地出让的影响是否有差异。应该可以看到，“营改增”前财政收入越高，“营改增”后地方政府会更多地减少商服用地的出让，因为“营改增”前这些地方通过更多出让商服用地获得了更多的财政收入，更多出让商服用地的激励更强，而“营改增”后这种激励弱化更多。由于土地出让也会影响财政收入，所以为了避免反向因果，我们仍然以上述变量在改革前，即2007—2011年的均值作为度量进行回归，结果见表6。第(1)、(2)列的交互项显著为负，而第(4)、(5)列的交互项不显著，说明这种税收激励只来源于商服用地，而对住宅用地没有明显影响。以土地财政依赖度（商住用地出让收入/一般预算收入）作为分组回归，第(3)列的交互项不显著，第(6)列的交互项显著，说明，“营改增”通过财政压力传导到土地财政，间接影响到住宅用地的出让，即“营改增”前土地财政依赖越高的地方，“营改增”后会更多出让住宅用地以弥补收入的损失。以上结果都验证了假说2。

表6 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响：财政指标的异质性(1)

| 变量                    | ln(商服用地<br>出让面积)     | ln(商服用地<br>出让面积)    | ln(商服用地<br>出让面积)    | ln(住宅用地<br>出让面积)  | ln(住宅用地<br>出让面积)  | ln(住宅用地<br>出让面积)   |
|-----------------------|----------------------|---------------------|---------------------|-------------------|-------------------|--------------------|
|                       | (1)                  | (2)                 | (3)                 | (4)               | (5)               | (6)                |
| “营改增”                 | 0.0442<br>(0.116)    | -0.156<br>(0.097)   | 0.043<br>(0.135)    | 0.104<br>(0.082)  | -0.063<br>(0.069) | 0.178*<br>(0.092)  |
| “营改增”×(财政<br>收入/财政支出) | -0.471***<br>(0.175) |                     |                     | -0.063<br>(0.128) |                   |                    |
| “营改增”×(财政<br>收入/GDP)  |                      | -3.936**<br>(1.686) |                     |                   | -1.692<br>(1.281) |                    |
| “营改增”×土地<br>财政依赖度     |                      |                     | 8.53e-05<br>(0.141) |                   |                   | 0.250**<br>(0.105) |
| 城市层面控制变量              | 控制                   | 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                | 控制                 |
| 年份固定效应                | 控制                   | 控制                  | 控制                  | 控制                | 控制                | 控制                 |
| 观测值                   | 2 506                | 2 345               | 2 506               | 2 506             | 2 345             | 2 506              |
| R <sup>2</sup>        | 0.698                | 0.690               | 0.697               | 0.810             | 0.801             | 0.811              |

注:\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , 括号中为城市聚类稳健标准误。

表7是因变量为商住出让比的回归结果,具体来说,三个交互项中,两个是显著的,第(2)列仅是在10%水平上不显著,但 $t$ 值也是大于1的,即通常所认为的“边际上显著”。对于表7所做检验,主要需要在符号的方向上与理论逻辑一致,总体上交互项显著的结果说明,之前的地方财政收支状况的确影响“营改增”改革的效果,只是这种影响在统计上没有其他检验的机制或异质性强。第(1)列和第(3)列的结果与表6的结果一致,即改革前财政收入越高,改革后商服用地减少越多,商住比下降越多;改革前土地财政依赖度越高,改革后越是增加住宅用地的出让,从而商住比也下降越多。<sup>9</sup>

<sup>9</sup> 此外,人口规模越大的城市,“营改增”后更加减少商服用地出让,更多增加住宅用地出让。限于篇幅,未报告回归结果。

表7 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响：财政指标的异质性(2)

| 变量                | 出让面积比：             | 出让面积比：            | 出让面积比：             |
|-------------------|--------------------|-------------------|--------------------|
|                   | 商服/住宅              | 商服/住宅             | 商服/住宅              |
|                   | (1)                | (2)               | (3)                |
| “营改增”             | 0.169<br>(0.215)   | 0.086<br>(0.127)  | 0.028<br>(0.157)   |
| “营改增”×(财政收入/财政支出) | -0.600*<br>(0.363) |                   |                    |
| “营改增”×(财政收入/GDP)  |                    | -2.848<br>(2.241) |                    |
| “营改增”×土地财政依赖度     |                    |                   | -0.378*<br>(0.202) |
| 城市层面控制变量          | 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                 |
| 观测值               | 2 506              | 2 345             | 2 506              |
| R <sup>2</sup>    | 0.271              | 0.257             | 0.268              |

注：\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ，括号中为城市聚类稳健标准误。

### 3. 土地供给约束的异质性

地方政府面临不同程度的土地供给约束(韩立彬和陆铭, 2018), 在受到“营改增”冲击时的行为变化也应该是不同的, 具体地, 在建设用指标限制下, 土地供给越是收紧的城市, 地方政府越需要考虑出让商服用地还是住宅用地, 因此由税收激励造成的商服用地相对住宅用地供给过多就会更加严重, “营改增”对商服用地出让的负面影响应该会更强烈。

本文用两种方式度量地方政府的土地供给约束: 如果2011年商住用地供给占全国的份额大于2009年的值, 则定义“商住用地供给增加”的虚拟变量为1, 即商住土地供给是放松的; 否则为0, 即商住土地供给是收紧的。类似地定义“住宅用地供给增加”。回归结果见表8。第(1)列和第(2)列的结果显示, 改革前商住用地或者是住宅用地供给放松的城市, 改革后, 地方政府减少商住出让比的程度有所下降。将商服用地和住宅用地分别看, 第(3)列结果显示, 改革前住宅用地供给放松, 则地方政府因为税收激励供给的商服用地相对住宅用地过多的程度较低, 即商住配置更加平衡, 所以改革后, 商服用地出让的减少程度更低, 即交互项的系数显著为正。

表8 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响：土地供给约束的异质性

| 变量             | 出让面积比：<br>商服/住宅      | 出让面积比：<br>商服/住宅      | ln(商服用地<br>出让面积)     | ln(住宅用地<br>出让面积) |
|----------------|----------------------|----------------------|----------------------|------------------|
|                | (1)                  | (2)                  | (3)                  | (4)              |
| “营改增”          | -0.238***<br>(0.086) | -0.248***<br>(0.087) | -0.302***<br>(0.082) | 0.037<br>(0.050) |
| “营改增”×商住用地供给增加 | 0.167**<br>(0.081)   |                      |                      |                  |
| “营改增”×住宅用地供给增加 |                      | 0.190**<br>(0.084)   | 0.145**<br>(0.073)   | 0.004<br>(0.049) |
| 城市层面控制变量       | 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               |
| 观测值            | 1 966                | 1 966                | 1 966                | 1 966            |
| R <sup>2</sup> | 0.319                | 0.320                | 0.732                | 0.852            |

注：\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ ，括号中为城市聚类稳健标准误。

### (三) 微观证据

“营改增”对商服用地供给的影响在城市内部不同区位存在差异。考虑到地方官员存在任期限制，目标相对短期，商服用地的出让除了直接的税收激励外，还有两方面作用：一是用于“形象工程”，即修建一些大型的商业中心和标志性的写字楼，通过集聚和外溢效应创造税收和GDP；这种激励在创税能力更强的城市中心区域会更强烈，“营改增”带来的商服用地减少也会更大。二是作为住宅项目的配套，便于提高住宅项目的吸引力和住宅用地的出让金，即使税收贡献不足也会出让，这一激励在城市郊区更加强烈，原因是原来的商业中心和写字楼相对不足，新建商服地产带来的价值提升更多。综合两方面，都会导致地方政府有激励多出让商服用地，但是存在城市内部差异，越靠近市中心，有可能减少的商服用地越多。对此，我们在回归中控制了地块特征，包括地块位置<sup>10</sup>、地块面积、出

<sup>10</sup> 地块位置在回归中用地块到市中心的距离来表示，回归中，我们将地块到市中心的距离加1并取对数。



让方式<sup>11</sup>。对于每一条土地出让的微观数据，以是否为商服用地的虚拟变量作为因变量，回归结果见表9。

第(1)列显示“营改增”变量显著为负，说明“营改增”后，商服用地的出让概率相比住宅用地的出让概率显著下降1.8个百分点。第(2)列为Probit模型在各控制变量样本均值处的边际效应，可以看到“营改增”的系数与OLS估计系数相差不大。意味着“营改增”后，商服用地的出让概率相比住宅用地的出让概率显著下降1.7个百分点。地块特征方面，距离市中心越近，地块面积越小，出让地块是商服用地的概率越高，这也符合商服用地通常具有靠近市中心、占地面积小等特点；出让方式上，回归结果显示，挂牌出让的更可能是商服用地，拍卖出让的更可能是住宅用地，这也可以解释为什么商服用地的价格会更低，因为地方政府更容易通过挂牌方式干预土地出让，挂牌出让土地价格显著低于拍卖出让土地价格(Cai *et al.*, 2013)。

表9 “营改增”对商服用地、住宅用地出让的影响：微观证据和机制排除

| 变量         | OLS                   | Probit                | OLS                 | OLS                 | OLS                  | OLS                  |
|------------|-----------------------|-----------------------|---------------------|---------------------|----------------------|----------------------|
|            | (1)                   | (2)                   | (3)                 | (4)                 | (5)                  | (6)                  |
| “营改增”      | -0.018***<br>(0.003)  | -0.017***<br>(0.003)  | -0.018<br>(0.012)   | -0.042**<br>(0.017) | -0.015*<br>(0.008)   | -0.015**<br>(0.007)  |
| ln(地块面积)   | -0.009***<br>(0.0003) | -0.006***<br>(0.0002) | -0.009**<br>(0.004) | -0.012*<br>(0.007)  | -0.019***<br>(0.001) | -0.019***<br>(0.002) |
| ln(到市中心距离) | -0.002***<br>(0.001)  | -0.002***<br>(0.001)  | -0.002<br>(0.004)   | -0.010<br>(0.009)   | 0.018***<br>(0.002)  | 0.018***<br>(0.004)  |
| 挂牌出让       | 0.087***<br>(0.006)   | 0.074***<br>(0.006)   | 0.087***<br>(0.019) | 0.041<br>(0.028)    | 0.094***<br>(0.011)  | 0.094***<br>(0.011)  |
| 拍卖出让       | 0.001<br>(0.006)      | 0.002<br>(0.006)      | 0.001<br>(0.021)    | -0.018<br>(0.034)   | -0.006<br>(0.012)    | -0.006<br>(0.013)    |
| 协议出让       | -0.006<br>(0.006)     | -0.011**<br>(0.006)   | -0.006<br>(0.022)   | 0.036<br>(0.032)    | 0.014<br>(0.012)     | 0.014<br>(0.013)     |
| 城市固定效应     | 控制                    | 控制                    | 控制                  | 控制                  | 控制                   | 控制                   |

<sup>11</sup> 出让方式有招标出让、拍卖出让、挂牌出让和协议出让。回归是以招标出让作为基准组，因此表9中被省略。

(续表)

| 变量             | OLS     | Probit  | OLS     | OLS     | OLS     | OLS     |
|----------------|---------|---------|---------|---------|---------|---------|
|                | (1)     | (2)     | (3)     | (4)     | (5)     | (6)     |
| 年份固定效应         | 控制      | 控制      | 控制      | 控制      | 控制      | 控制      |
| 观测值            | 707 757 | 707 757 | 707 757 | 119 382 | 707 731 | 356 399 |
| R <sup>2</sup> | 0.154   |         | 0.154   | 0.231   | 0.225   | 0.164   |

注：(1)\*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ , 括号中为稳健性标准误；(2)第(2)列是Probit模型在各控制变量均值处的边际效应；第(3)列是在城市层面聚类；第(4)列在城市层面聚类，把样本限制在距离市中心5千米内；第(5)列是区×年聚类；第(6)列是区×用途聚类。

表9的第(4)列结果显示“营改增”变量显著为负，说明“营改增”后，距离市中心5千米范围内，商服用地的出让概率相比住宅用地的出让概率显著下降4.2个百分点，远高于第(1)列的系数。说明越靠近市中心，改革后越会减少商服用地出让。以上结果说明，“营改增”后，中心城区的地块更大概率是住宅用地。这也比较容易理解，一方面，中心城区的地块，因为商业和服务业集中布局，交通可达性较好等因素，相对于外围，对于企业吸引力更大，创造税收的能力更强。“营改增”后，税收激励导致的中心城区商服用地出让减少就更多。另一方面，改革前不合理的供地结构导致商住倒挂，住宅用地的地价更高，地方政府更可能通过出让住宅用地来缓解因税收损失而可能造成的财政压力。第(5)、(6)列的结果也同样说明改革后，地方政府显著减少商服用地的出让，并且越靠近市中心，减少的商服用地越多，相反，市中心就更多出让住宅用地。

#### (四)“营改增”对相对地价的影响

以“营改增”为代表的财税制度改革影响地方政府的土地供给行为，进而影响了城市地价。表10展示了回归结果。第(1)列只控制了城市和时间的固定效应，“营改增”变量的系数显著为正，说明“营改增”后，商住价格比上升了0.15。控制了城市层面的控制变量后，“营改增”的系数仍显著为正，数值变小。第(3)列的结果表明，商服和住宅用地的面积比提升1单位，商住价格比显著下降0.104个单位。第(4)列同时加入“营改增”改革变量和面积比变量，可以发现，面积比的系数显著为负，“营改增”的系数相比于第(2)列下降了11.85% $((0.135 - 0.119) / 0.135 \times 100\%)$ ，且显著性也有所降低，说明第(1)列的结果很大程度上是通过面积比这个中间变量作用的，即“营改增”后，地方政府减少了商服用地的出让，从而提高了商住用地的价格比。结合引言中提到的，中国的商住价格比存在不合理问

题，“营改增”改革缓解了商住地价“倒挂”，缓解了住宅用地价格过高的问题。

表 10 “营改增”对相对地价的影响

| 变量             | 出让单价比：<br>商服/住宅    | 出让单价比：<br>商服/住宅    | 出让单价比：<br>商服/住宅      | 出让单价比：<br>商服/住宅      |
|----------------|--------------------|--------------------|----------------------|----------------------|
|                | (1)                | (2)                | (3)                  | (4)                  |
| “营改增”          | 0.150**<br>(0.071) | 0.135**<br>(0.068) |                      | 0.119*<br>(0.068)    |
| 出让面积比：商服/住宅    |                    |                    | -0.104***<br>(0.025) | -0.104***<br>(0.025) |
| 城市层面控制变量       | 不控制                | 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                   |
| 观测值            | 2 506              | 2 506              | 2 506                | 2 506                |
| R <sup>2</sup> | 0.174              | 0.178              | 0.184                | 0.184                |

注：\*\*\* $p < 0.01$ ，\*\* $p < 0.05$ ，\* $p < 0.1$ ，括号中为城市聚类稳健标准误。

## 五、总 结

商住用地结构不合理和“价格倒挂”影响到城市空间治理和高质量发展，这些与地方政府的“以地增收”行为有关。已有文献更多关注工业用地过多而商住用地少的结构问题，没有深入分析商服用地和住宅用地的差异及供给结构问题。本文利用“营改增”这一税收制度改革带来的冲击，将商服用地和住宅用地对于地方政府财政收入的作用分开来看，探究了地方政府出让商服和住宅用地的激励差异。本文发现，“营改增”后地方政府显著减少商服用地的出让，住宅用地出让不直接受到影响。改革前营业税占比越高（服务业占比越高）、财政收入越充足的地方，改革后地方政府更多减少商服用地的出让；而改革前土地财政依赖度越高的地方，改革后更多增加住宅用地的出让。微观证据显示，越靠近市中心，改革后地方政府出让的商服用地减少得更多，相反，市中心更多出让住宅用地，供地结构得到优化。此外，本文还发现商住用地的配置失衡与地方土地供给约束有关，改革前约束小的城市商住配置更加平衡。在建设用地图标限制下，土地供给越是收紧的城市，由税收激励

造成的商服用地相对住宅用地供给过多就会更加严重。

“营改增”改革缓解了商住地价“倒挂”，缓解了住宅用地价格过高的问题。这说明，一方面，税制改革会改变地方政府的激励，以及对城市空间高质量发展的影响。另一方面，也需要通过土地要素市场改革来调整地方政府的约束条件和行为，减少地方政府最大化财政收入的行为对土地配置效率的负面影响。当前土地出让收入划转税务部门征收，可以为进一步弱化地方政府在土地出让行为中的财政激励提供基础。在未来，应加强城市内用地结构优化的研究，更密切地监测不同类型用地的价格和利用率，更科学地配置土地用途和布局。甚至可以考虑在土地出让收入由税务部门征收并垂直管理后，将地方政府可得的税收金额（或比例）与用地结构合理性挂钩。尤其在中心城区，应加强存量土地在不同用途之间的灵活转换，减少建设用地转换用途的管制，优化简化建设用地转用途审批。对中心城区新增建设用地，更多地实施混合用途，而非单一用途，更多地让市场主体决定商服和住宅用地的配比。

## 参考文献

- [1] Alonso, W., *Location and Land Use: Toward a General Theory of Land Rent*. Cambridge: Harvard University Press, 1964.
- [2] Cai, H., J. V. Henderson, and Q. Zhang, “China’s Land Market Auctions: Evidence of Corruption?”, *Rand Journal of Economics*, 2013, 44 (3), 488-521.
- [3] 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。
- [4] 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), 106-121.
- [5] Knoll, K., M. Schularick, and T. Steger, “No Price Like Home: Global House Prices, 1870-2012”, *American Economic Review*, 2017, 107 (2), 331-353.
- [6] 卢洪友、王云霄、祁毓, “‘营改增’的财政体制影响效应研究”, 《经济社会体制比较》, 2016年第3期, 第71—83页。
- [7] 陆铭、张航、梁文泉, “偏向中西部的土地供应如何推升了东部工资”, 《中国社会科学》, 2015年第5期, 第59—83页。
- [8] 孙秀林、周飞舟, “土地财政与分税制: 一个实证解释”, 《中国社会科学》, 2013年第4期, 第40—59页。
- [9] 汤玉刚、粟智豪, “租税替代与商住用地价格差: 财政激励的视角”, 工作论文, 2021年9月。
- [10] 陶然、陆曦、苏福兵、汪晖, “地区竞争格局演变下的中国转轨: 财政激励和发展模式反思”, 《经济研究》, 2009年第7期, 第21—33页。
- [11] Wang, Z., Q. Zhang, and L. Zhou, “To Build Outward or Upward? The Spatial Pattern of Urban

- Land Development in China”, *Working Paper*, 2017, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=2891975>.
- [12] Weingast, B., “Second Generation Fiscal Federalism: The Implications of Fiscal Incentives”, *Journal of Urban Economics*, 2009, 65 (3), 279-293.
- [13] 谢贞发、朱恺容、李培, “税收分成、财政激励与城市土地配置”, 《经济研究》, 2019 第 10 期, 第 57—73 页。
- [14] 张莉、李舒雯、杨轶轲, “新中国 70 年城市化与土地制度变迁”, 《宏观质量研究》, 2019 年第 7 期, 第 80—102 页。
- [15] 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。

## Tax Incentives and Supply Structure of Commercial and Residential Land

ZHANG Li

(Sun Yat-sen University)

LU Ming\*

(Shanghai Jiao Tong University)

LIU Yali

(Zhongtai Securities)

**Abstract** Few studies have investigated misallocation of commercial and residential land in China. Using the reform to replace the business tax with the value-added tax (VAT Reform), we find that tax incentives to the local governments lead to land use misallocation. Specifically, after the VAT Reform, the local government significantly reduced the commercial land leasing, and reduced the residential land prices. Cities with higher proportion of service industry, greater fiscal revenue and tighter land supply constraint leased less commercial land, while cities with higher proportion of land leasing revenue leased more residential land. The general significance of this paper is that tax system design can change the behavior of local governments and optimize the supply structure of commercial and residential land.

**Keywords** local government behavior, tax incentives, supply structure

**JEL Classification** R14, H71, R52

---

\* Corresponding Author: Lu Ming, Antai College of Economics and Management, Shanghai Jiao Tong University, No. 1954 Huashan Road, Shanghai 200030, China; Tel: 86-21-52301219; E-mail: luming1973@sjtu.edu.cn.