

“营改增”下的土地财政： 建设用地规划指标的约束

王健¹, 黄静^{1,2}, 吴群^{1,3}

(1. 南京农业大学 公共管理学院, 江苏 南京 210095; 2. 新疆农业大学 经济与管理学院, 新疆 乌鲁木齐 830052;
3. 南京农业大学 不动产研究中心, 江苏 南京 210095)

摘要:“营改增”是结构性减税的重头戏,会对地方政府财税收入产生显著影响,也必然会对地方政府重要收入来源——土地财政产生影响。随着建设用地逐渐突破2020年的规划控制指标,地方政府受到建设用地规划指标限制的压力逐渐增大,这是否会限制土地财政收入增加呢?文章利用2009—2015年的土地出让数据,实证分析了“营改增”后市、县地方政府土地财政收入的变化,并考虑建设用地控制指标在该影响机制中的作用。研究发现:(1)“营改增”对地方政府土地财政收入有显著的正向影响,但土地财政收入的增加受建设用地控制指标的约束;(2)建设用地控制指标的约束作用从2014年开始凸显;(3)市级地方政府对建设用地控制指标更敏感。文章的研究对深化认识新一轮财税体制改革和加强市县层面差别化的土地财政管控具有重要理论和现实意义。

关键词:“营改增”;财政压力;土地财政;建设用地控制指标

中图分类号:F301.0 **文献标识码:**A **文章编号:**1001-9952(2019)06-0017-12

DOI: 10.16538/j.cnki.jfe.2019.06.002

一、引言

2008年12月的中国中央经济工作会议提出了结构性减税的政策。营业税改征增值税(“营改增”)是“结构性减税”政策的延续,也是“结构性减税”的重头戏(高培勇,2013)。2012年1月1日,“营改增”在上海率先启动试点改革,此后,逐渐实现广度和深度“双扩围”,2016年5月1日,在全国全面推行。随着“营改增”扩围,减税效应逐渐明显。减税不仅体现在纳税人的税负下降,更体现在政府税收收入和财政收入的减少。财政部统计数据显示,受全面推开“营改增”改革的影响,2016年5月—12月改征增值税与营业税合并计算的税收收入同比下降17%。已有研究表明,短期内“营改增”显著增加了地方政府财政压力(卢洪友等,2016)。赵方和袁超文(2016)、胡怡建和田志伟(2014)认为,“营改增”短期内减税效应明显。何代欣(2016)的研究表明,“营改增”后地方政府财政收入将被大幅削减并将告别税收高速增长阶段。

较多研究表明,财政压力和晋升激励是地方政府追求土地财政收入的重要原因(吴群和李

收稿日期:2018-12-10

基金项目:国家社科基金重大项目(17ZDA076);国家自然科学基金(71673140);江苏省研究生科学与实践创新计划项目(KYCX17_0638);国家建设高水平大学公派研究生项目(201706850078)

作者简介:王健(1989—),男,河北玉田人,南京农业大学博士研究生;

黄静(1986—),女,新疆乌鲁木齐人,新疆农业大学讲师,南京农业大学博士研究生;

吴群(1964—)(通讯作者),男,江苏兴化人,南京农业大学教授,博士生导师。

永乐, 2010; 谢冬水, 2016)。财政压力视角的分析逻辑是: 分税制改革后, 地方政府面临的财政压力增大, 使其可能会选择土地财政收入作为弥补财政收支缺口的重要工具(吴群和李永乐, 2010)。晋升激励视角的分析逻辑是: 在“基于 GDP 增长的官员晋升锦标赛”激励下, 地方政府具有较强的内在动机获取土地财政收入, 地方政府将土地财政收入用于补贴工业用地的开发成本来支撑工业发展, 带动经济增长, 提升晋升竞争力(周黎安, 2007)。虽然两种逻辑中的激励机制不同, 但两者的共同点是地方政府均将土地财政收入作为财政收入的重要工具。

在现有制度条件下, 财政压力和政治晋升激励地方政府寻求土地财政, 但这种机制已经达到相对平衡。当前, 晋升考核机制没有发生显著变化, 然而财政压力却因“营改增”发生了较大变化(卢洪友等, 2016; 何代欣, 2016)。本文将检验“营改增”带来的财政压力是否打破了上述平衡, 是否进一步增加了地方政府对土地财政的依赖。与此同时, 2014年3月21日发布的《国家土地督察公告》显示, 2013年某些省份的建设用地规模已超过2020年的规划指标。时任国土资源部副部长王世元强调, 为了守住新型城镇化过程中的耕地红线, 新增建设用地规划指标需要逐步缩减, 重点减控东部地区。随着建设用地突破2020年的规划控制指标, 地方政府受到建设用地规划指标限制的压力逐渐增大, 其出让建设用地获得的土地财政是否也会受到影响呢? 目前关于土地利用规划或建设用地控制指标与土地财政之间关系的研究还不多见。因此, 本文主要研究“营改增”对土地财政收入的影响, 并分析这种影响是否受到建设用地控制指标的约束。

本文主要贡献体现在以下三点: 第一, 分析了“营改增”对土地财政的影响。现有研究分析“营改增”带来财政压力的较多, 基于财政压力视角解释土地财政收入也很常见, 但是关于“营改增”对土地财政收入的影响还缺乏系统、定量的研究。第二, 在分析土地财政过程中, 考虑了建设用地指标的约束作用, 补充了关于土地利用规划或建设用地控制指标对土地财政影响的研究空缺。第三, 在实证过程中区分了市级和县级地方政府; 《中华人民共和国城市房地产管理法》明确规定, 拥有土地出让权利的主体是市、县级地方政府, 然而, 现有关于地方政府土地财政收入的研究均将地级市以及下辖县作为一个整体进行分析, 尚未发现对比分析市、县土地财政的相关研究。本研究对深理解“营改增”为代表的新一轮财税体制改革, 加强对市县层面差别化的土地财政的管控, 以及完善市县层面的建设用地规划指标都具有重要的理论和现实意义。

二、分析框架与研究假说

分析框架如图1所示。第一阶段是“营改增”对地方政府财政压力的影响, 分别从收入和支出视角进行分析; 第二阶段是财政压力对土地财政收入的影响, 这部分研究已经得到众多学者的理论与实证支持(陶然等, 2009; 吴群和李永乐, 2010), 但是已有研究均未考虑建设用地控制指标的影响, 因此第二阶段重点考虑建设用地控制指标的作用。

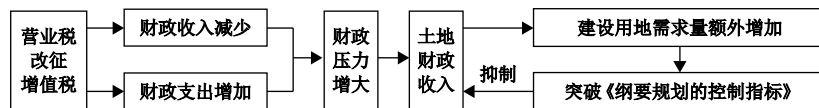


图1 分析框架

(一)“营改增”对地方政府财政压力的影响。短期内, “营改增”对地方政府财政收入的影响主要包括以下几个方面: 第一, “营改增”后, 增值税覆盖所有商品和服务, 打通了抵扣链条, 消除了重复征税, 降低了企业税负, 地方政府面临税收收入减少的压力(赵方和袁超文, 2016)。第二, “营改增”后, 地方政府第一大税种营业税转变为增值税, 原本全部归地方政府所有的财源变为央地共享, 这种归属变化会对地方财政产生显著减收效应(何代欣, 2016)。第三, 城市维护建设

税、教育费附加及地方教育附加是依附在原营业税、增值税等主体税种之上而进行征收的。由于“营改增”的减收效应,这些附加税必然会出现减收(高培勇,2013)。国家税务总局统计表明,从2016年5月全面推开“营改增”至2017年9月累计减税金额达到10 639亿元。从图2(数据来源于中国财政部官网)可以看出,2012年末,即“营改增”试点逐步扩围时,地方政府财政收入第一次出现大幅下降;2016年5月,即“营改增”全面推开时,地方政府财政收入出现第二次下降。显然,“营改增”全面推开后对地方财政收入的影响远大于试点期间(高培勇,2013)。

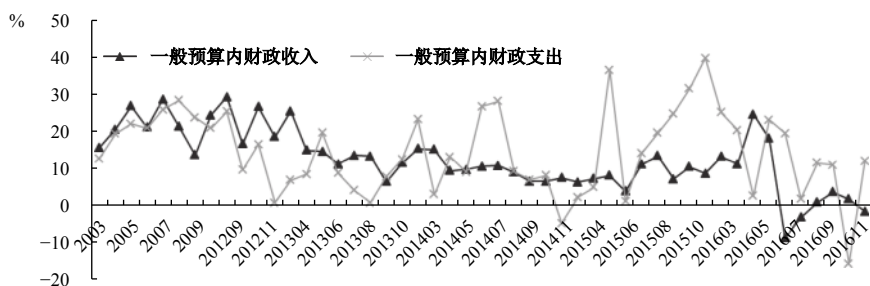


图2 2003—2016年地方财政收入、支出同比增长率月份趋势图

短期内,“营改增”对财政支出的影响主要包括以下几个方面:“营改增”改革表现为“非帕累托改变”的特征,新税制运行后并没有使政府和所有纳税人收益增加,为了减少和降低改革的阻力,政府必须进行各种有形或无形的投入。“营改增”过程中,这种投入主要有两个方面:第一,地方政府补偿改革后税负增加的部分纳税人。国家税务总局数据显示,我国全面实施“营改增”以来,税负增加的企业大概为1.3%。根据《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号),试点地区的地方政府需要设立专项财政资金弥补“营改增”后税负增长企业的损失。第二,税务部门征收成本上升(张炜,2014)。一方面,“营改增”打破了多年来形成的国税、地税征管模式;另一方面,“营改增”后增值税税率的分档增加了,征收管理难度增大,税务部门必须投入更多的人、财、物来确保“营改增”顺利推进,造成支出增加。如图2所示,2011年以前地方一般预算内公共财政收入增长率均大于支出,2008—2009年出现例外主要是因为金融危机爆发,地方政府进行了大量投资刺激经济;但是2012年下半年开始“营改增”试点以后,出现了地方财政支出增长率大于收入的趋势,随着改革逐渐扩围,越来越多的月份呈现支出增长率大于收入增长率,而且超额的数值也有增大的趋势。

上述分析可知,短期内,“营改增”将导致地方政府财政收入减少、支出增加,地方财政压力增大。依据《中国财政统计年鉴》数据统计得出,地方政府财政赤字从2012年的748.37亿元大幅增至2013年的2 709.26亿元,之后又骤增至2015年的12 236.07亿元,并且存在逐渐扩张的趋势。

(二)财政压力对土地财政收入的影响。虽然所有地方政府在财政分权体制下都有动机增加土地财政收入来缓解财政压力,但这种机制已经达到相对平衡状态,只有发生重大的政策变化而导致地方政府财政压力进一步增加时,地方政府利用土地获得财政收入的行为才会出现明显变化。所以很容易理解“营改增”后,地方政府财政压力增大会更显著地增加土地财政收入。而且,由于“营改增”改革释放的改革红利有利于吸引更多的资源和资本流向产业附加值高的第三产业,为地方政府出让更多商住用地获得财政收入创造了条件(王健等,2017)。如图3所示^①,“营改增”(2012年)后地方政府土地财政收入骤增。

^① 数据来源于《中国国土资源统计年鉴》,统计区域为2012年下半年开始“营改增”试点的江苏省、浙江省、福建省和广东省四个省份。

然而,由于土地资源的有限性,地方政府不可能无限制地供应建设用地。《全国土地利用总体规划纲要》(下文简称《纲要》)规定了全国以及各个省份在规划期内可以新增的建设用地数量。虽然地方政府可以通过其他途径例如“增减挂钩”和“指标买卖”来增加建设用地指标,但是通过其他途径获得的建设用地指标尚处于探索阶段,存在较多前置限定条件和阻力,其规模远小于《纲要》规定的指标。2014年3月21日发布的《国家土地督察公告》揭露了2013年某些省份的建设用地规模已超过2020年的规划指标的事实。根据《中国国土资源统计年鉴》的全国和各省建设用地现状面积与《纲要》2020年规划指标数据,截至2013年,全国突破2020年的规划指标21.6万公顷。19个省(市、自治区)已突破2020年规划指标,河北省最严重已突破21.26万公顷,江苏省次之,突破16.45万公顷。虽然规划存在多种不确定因素,存在突破行为也属正常,但是仅用8年时间就消耗完原本规划15年的用地量,大大超出了规划的正常范畴。时任国土资源部副部长王世元强调,为守住新型城镇化过程中的耕地红线,新增建设用地规划指标需要逐步缩减,重点减控东部地区。因此,“营改增”后,虽然地方政府有增加土地财政收入的冲动,但是随着建设用地总规模突破规划,受规划指标约束增大,地方政府增加土地财政收入的行为会受到制约。如图3所示,在2012年下半年改革试点逐渐开展后,2013年土地财政收入骤增,达到历年最大值,而随后的2014年和2015年土地财政收入又逐渐减少。

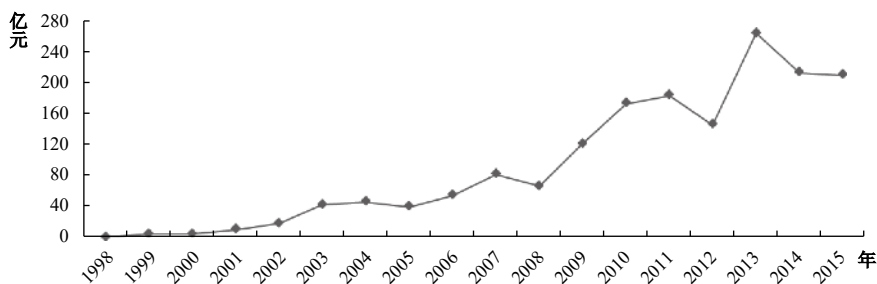


图3 地级市土地财政收入平均值

综上,“营改增”与土地财政收入之间存在以下逻辑关系:“营改增”影响了地方政府财政收入和支出,使财政压力增大,会进一步激励地方政府增加土地财政收入,但土地财政收入增加的程度受到建设用地控制指标的约束。基于此我们提出如下待检验假说:“营改增”对地方政府土地财政收入有正向影响,但影响程度受到建设用地控制指标约束。

三、模型与数据

(一)模型设定。

1.“营改增”对地方政府土地财政收入影响。借鉴卢洪友等(2016)的研究,建立如下模型:

$$\ln LF_{it} = \alpha_0 + \rho_1 BTV_{it}^T + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \times Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

在式(1)中, LF 表示地方政府土地财政收入,用市、县级地方政府土地出让收入表示, BTV_{it}^T 是“营改增”虚拟变量,为实验组别虚拟变量和实验时点虚拟变量的交叉项,右上标 T 表示城市 i “营改增”的起始年份,如果城市 i 进行了“营改增”,即 $t \geq T$,那么 $BTV_{it}^T=1$,否则 $BTV_{it}^T=0$ 。 ρ_1 表示“营改增”对地方政府土地财政收入的影响。 $Control$ 为一组控制变量, γ 表示控制变量回归系数, λ_i 和 μ_t 分别代表地区和时间固定效应, ε_{it} 是残差项。

为避免解释变量个数过多导致多重共线性,本文尽量选择重要影响因素作为控制变量,借

鉴相关研究(吴群和李永乐, 2010; 范子英, 2015; 余莎和游宇, 2017), 控制变量包括: (1)政治激励变量(*Tenure*, 年), 用市委和县的党委书记任期表示。地方政府的党委书记越年轻, 晋升可能性越大, 地方政府越容易出让更多的建设用地来获得更多的土地财政收入。如果党委书记任职时间开始于每年的6月份以后, 设定其开始任职的年份为下一年。(2)土地市场变量(*LM*), 用每种出让方式地块数的加权平均来计算, 具体而言, 用每种出让方式的价格作为市场化的权重, 计算每种出让方式地块数的加权平均值。土地市场对土地财政有正向影响。(3)第三产业生产总值(*GDP*, 万元/人)用人均第三产业生产总值表示, 由于第三产业发展规模可能同时决定“营改增”的试点以及土地财政规模而存在潜在的内生性, 控制该变量一定程度可以缓解遗漏变量导致的内生性问题。(4)非农人口数量(*POP*, 万人)用从事非农产业人口数量表示。非农人口数量增加, 会增加对商住用地的需求, 与土地财政有正相关关系。(5)固定资产投资(*FAI*, 万元/人)用人均固定资产投资表示, 以衡量基础设施对土地财政收入的影响, 基础设施越好越有利于地方政府出让商住用地, 因此该变量与土地财政收入有正相关关系。

2. 建设用地控制指标的约束作用。为检验“营改增”对地方政府财政收入的影响是否受到建设用地控制指标约束, 我们引入“建设用地控制指标(*CL*)”变量表征地方政府受建设用地控制指标约束的大小, 城市*i*第*t*年的建设用地控制指标(*CL*)=城市*i*从规划基期至第*t*-1年的累计新增建设用地值/2020年城市*i*的规划控制指标值。该比值越大说明城市*i*政府从规划基期年至*t*-1年利用新增建设用地越多, 消耗建设用地指标越多, 地方政府下一年(*t*年)受建设用地控制指标约束越大。首先, 我们选择新增建设用地衡量该指标, 原因是: (1)统计显示2009—2015年地方政府82.23%的土地财政收入来自新增建设用地; (2)根据2006年国土资源部第37号令《土地利用年度计划管理办法(2006年修订)》规定, 新增建设用地指标必须严格执行, 不得突破; (3)市级新增建设用地指标数据能够通过地级市自然资源局(国土资源局)网站获得。其次, 我们在市和县样本实证中均用市层面数据衡量建设用地控制指标(*CL*), 因为该指标为全市的数据, 既包括市辖区也包括下辖的市和县。当全市的指标约束发生变化, 甚至突破规划指标时, 其下辖区、县、市指标约束的平均水平同步变化, 甚至突破规划, 因此, 在县级建设用地控制指标数据获取难度大的情况下, 认为其下辖的区、县、市受到同质的影响是可行的。

借鉴范子英和彭飞(2017)的研究, 将建设用地控制指标(*CL*)与“营改增”(*BTV*)的交互项纳入模型, 能够识别“营改增”对土地财政收入的影响受建设用地控制指标约束的程度, 模型如下:

$$\ln LF_{it} = \alpha_0 + \rho_2 BTV_{it}^t + \rho_3 CL_{it} + \rho_4 (BTV_{it}^t \times CL_{it}) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \times Control_{it} + \lambda_i + \mu_i + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

交互项(*BTV*×*CL*)的系数 ρ_4 是我们感兴趣的回归系数, 刻画了“营改增”后土地财政收入的变化是否受建设用地控制指标约束。

3. 动态效应。借鉴Liu和Alm(2016)的研究, 考察“营改增”对土地财政收入的动态影响, 模型如下:

$$\ln LF_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \rho_n \times BTV_{it}^n + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \times Control_{it} + \lambda_i + \mu_{it} + \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中, 变量 BTV_{it}^N 是“营改增”第*N*年的年度虚拟变量(其中, $N = 1, 2, 3$)。例如, $N=1$ 时, 那么“营改增”第一年 BTV_{it}^1 赋值为1, 其余年份赋值为0。 ρ_n 表示“营改增”对土地财政收入的动态影响。值得注意的是, 若该模型采取和式(1)一致的时间固定效应会导致其与解释变量(BTV_{it}^N)之间存在完全多重共线性, 所以我们在式(3)中, 用控制国家时间趋势代替时间固定效应, 并控制省份与国

家时间趋势交互项,这样可以剔除不同省份随时间有不同的线性变化趋势。 μ_{mt} 表示国家时间趋势固定效应, ψ_{it} 表示省份与国家时间趋势交互固定效应。

进一步检验“营改增”对土地财政收入动态影响过程中,我们将建设用地控制指标(CL)变量纳入动态效应模型,形式如下:

$$\ln LF_{it} = \alpha_0 + \sum_{n=1}^3 \rho_n \times (BTV_{it}^N \times CL_{it}) + \sum_{j=1}^4 \gamma_j \times Control_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

(二)研究样本选取。现有关于地方政府土地财政收入的研究均将地级市以及下辖县作为一个整体进行分析(吴群和李永乐,2010;范子英,2015),主要原因是现有文献的土地财政收入数据主要来源于《中国国土资源统计年鉴》,其统计土地出让收入的最小口径是地级市。本文土地出让金数据从自然资源部搭建的中国土地市场网收集整理而得,该网站涵盖2007年以来全国各个市、县土地一级市场每一宗交易记录。本文将区分市级与县级地方政府,即地级市政府直接控制辖区的土地开发,并且市辖区的建成区域在空间上是一个紧密衔接的整体,因此地级市政府的分析单元为市辖区;县级政府分析单元主要包括县和县级市。

统计显示^①,县级地方政府土地财政收入与地方财政预算内收入的比值在2009—2015年平均高达84%,大于市级的75%,因此从土地财政占地方财政收入的重要程度视角来看,有必要研究县层面;图4显示,市级土地出让金规模显著大于县级,市级和县级地方政府2008—2016年土地财政收入平均每年为8566亿元和4299亿元,但县级政府的土地出让面积却显著大于市级,2008—2016年县级和市级地方政府年均土地出让面积分别为8万公顷和6万公顷。由于中国耕地主要集中在县辖区,从保护耕地资源视角,也有必要研究县层面的土地财政。

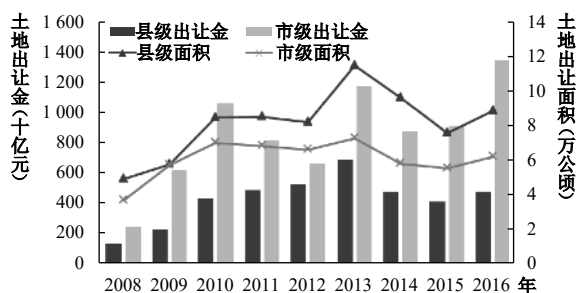


图4 土地出让收入与面积

本文选择广东省、福建省、浙江省、江苏省、山东省和河北省东部6个省份作为研究区域。原因是:(1)这些省份各设区市、县的社会经济发展走在全国前列,研究结果对全国层面具有启示意义,并且目前我们掌握这些省下辖市、县的其他变量数据较为齐全;(2)广东省、福建省、浙江省、江苏省是较早(2013年)施行“营改增”试点的省份,河北省和山东省相对较晚(2014年),2013年以前上述两组的土地财政收入具有相同的趋势(图5b),一定程度上说明由于自选择而造成的样本数据趋势本来存在显著差异的偏误可以忽略,满足计量模型的要求。

广东省、福建省、浙江省、江苏省于2012年下半年逐渐开展“营改增”,我们设定改革起始年份为2013年;河北省和山东省于2013年下半年开展“营改增”,我们设定改革起始年份为2014年(范子英和鹏飞,2017)。由于中国土地市场网大部分数据记录始于2007年,并且2008年金融危机可能对回归结果产生影响,因此,本文将实证数据的起始点设定为2009年,由于存在数据短板,最终将实证数据的时间范围设定为2009—2015年。另外,在本文研究的时间和区域存在个别“撤县设区”现象,为了避免该改革对结果产生影响,我们把2008年之后撤县设区的县和区从样本中剔除。本文共收集整理了2007—2016年6个省共486521条记录,实证采用2009—2015年6个省82个设区市、422个县的土地出让记录,共389278条。

① 数据来源于中国土地市场网、《中国城市统计年鉴》和《中国县域统计年鉴》,统计区域包括河北、山东、江苏、浙江、福建和广东。

(三)数据来源与描述统计。土地财政收入(LF)和土地市场(LM)数据来源于中国土地市场网;建设用地控制指标(CL)数据来源于中国土地市场网和地级市土地利用总体规划文本,我们利用82个地级市自然资源局(国土资源局)网站,下载82份地级市土地利用规划文本;党委书记任期(Tenure)数据通过如下方式获得,首先在地方统计年鉴查找党委书记姓名,然后在政府官网、人民网、新华网或者百度百科查找个人简历,共收集了1186个人简历;县级、市级的地方政府一般预算收入、非农人口(POP)、固定资产投资(FAI)分别来源于《城市统计年鉴》的市辖区数据和《中国县域统计年鉴》的县或县级市数据。市级的第三产业GDP数据来源于《城市统计年鉴》;县级第三产业GDP数据的来源于《中国县域统计年鉴》,2013年以前主要来源于各个市(县)的统计年鉴,少部分来源于县级人民政府或统计局网站。LF、Tenure、GDP、POP、FAI均取自然对数进入模型,LF、GDP、FAI折算为2008年不变价,限于篇幅,主要变量统计描述省略了。

基于上述样本数据对分析框架进行简单统计分析,如图5所示。第一,在2013年改革之前,市、县的财政赤字和土地财政收入基本具有相同的趋势。第二,在2013年,相对于2014年开始改革的市县而言,2013年开始改革的市、县的财政赤字和土地财政收入均显著增大,市级和县级地方政府财政压力增大比重为19.40%和12.90%,市级和县级地方政府土地财政收入增加比重为124.49%和66.72%。第三,2014年,“营改增”在全国扩围(部分行业未纳入改革),2013—2014年,不同分组的财政赤字和土地财政收入未发生显著不同的变化;土地财政收入均呈现下滑的趋势可能是因为受到了建设用地指标约束的影响。第四,相对于2014年开始改革的市和县,2013年开始改革的市和县的财政赤字在2015年有显著上升趋势,可能的原因是,为弥补财政赤字消耗建设用地较快且较多,逼近甚至突破规划控制指标,导致2013年开始“营改增”的市、县受到建设用地指标约束增大,随着改革深入推进,财政赤字进一步扩大,地方政府没有更多建设用地来缓解财政压力,结果表现为财政赤字规模显著增加。

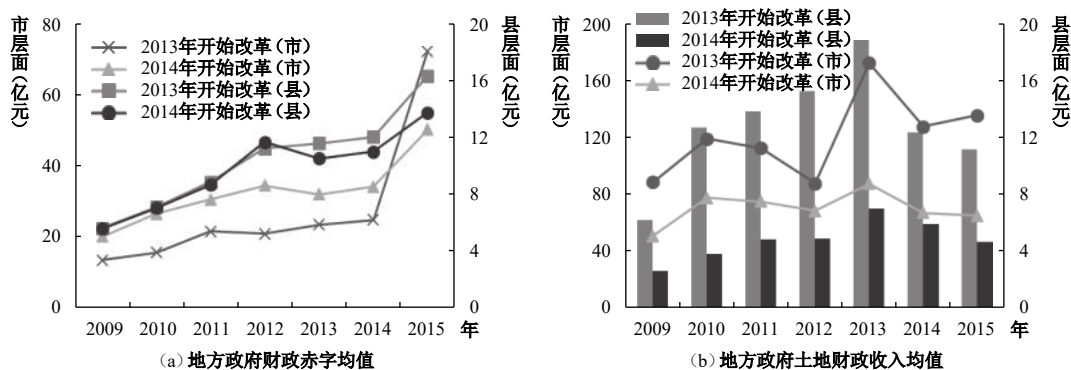


图5 地方政府财政赤字与土地财政^①

四、结果分析

为了解决潜在的内生性问题,我们使用滞后一阶的控制变量进入回归模型。由于误差项可能不是独立分布的,这可能导致异方差问题,在回归过程中我们使用方差的稳健估计,市和县层面的样本分别将标准误聚集(cluster)到市和县的个体层面。

(一)“营改增”对地方政府土地财政收入影响。根据公式(1)分析“营改增”对地方政府土地财政收入的影响,市级、县级样本的回归结果如表1列(1)和列(2)所示。可以看出,市级和县级核心解释变量(BTV)的回归系数均显著为正。进一步,我们对样本数据进行两种处理,一是将样本中省会以及下辖县剔除,因为省会是一个省的首府,是一个地区政治经济文化中心,在初始的

^① 与下文实证分析采用的研究区域一致,即82个市和422个县。

资源要素占有和政策倾斜方面具有较多优势,可能存在特殊的地方法规或规章制度;二是将2009年数据剔除,因为2008年金融危机爆发对社会经济产生了重大影响,可能会导致2009年数据存在异质而对回归结果产生影响。分别剔除省会和2009年数据的回归结果如表1列(3)至列(6)所示,可以看出,剔除省会样本和2009年数据后,我们关注的核心解释变量(*BTV*)回归系数与列(1)、列(2)结果基本一致,说明省会数据的存在与否对整体回归结果影响较小,2009年数据不存在明显异质性。*BTV*的回归系数在市和县样本中分别是0.2398和0.1846,且均在5%的显著水平下显著,说明“营改增”显著地导致了市和县地方政府增加土地财政收入,与理论分析一致。“营改增”导致市和县地方政府的土地财政收入分别平均增加23.98%和18.46%。

表1 “营改增”对土地财政收入影响的回归结果

变量	<i>LF</i>	<i>LF</i>	<i>LF</i>	<i>LF</i>	<i>LF</i>	<i>LF</i>
	2009—2015年		剔除省会		2010—2015年	
	(1)市	(2)县	(3)市	(4)县	(5)市	(6)县
<i>BTV</i>	0.2398** (0.1095)	0.1846** (0.0886)	0.2617** (0.1150)	0.1630* (0.0993)	0.2299** (0.1012)	0.1975** (0.0904)
<i>C</i>	-26.8796 (13.1705)	11.7715*** (3.0153)	-27.5660 (13.5718)	15.0297*** (4.0671)	-15.0279 (17.0716)	13.2961*** (2.7877)
<i>R</i> ²	0.1912	0.1278	0.1909	0.1260	0.1157	0.0938
<i>N</i>	574	1 646	532	1 427	492	1 518

注:括号内为稳健标准误;***、**、*分别表示1%、5%、10%的水平上显著,下同;所有模型均控制了滞后一阶的控制变量,控制了市或县的个体固定效应和时间年份固定效应。

对上述结果进行稳健性检验。首先,进行反事实检验,设计思路为:构建一个虚假的政策冲击,考察虚假政策的影响。本文选取“营改增”前1年和2年(*T*-1年和*T*-2年)作为假想政策发生时间,采用市、县2009—2012年样本重新估计公式(1)。结果表明,无论设置前1年(*T*-1年)还是前2年(*T*-2年)作为假想政策发生时间,市、县样本核心解释变量(*BTV*^{*T*-1}、*BTV*^{*T*-2})的回归系数均不显著,表明地方政府对“营改增”并没有形成明确预期而较早增加土地财政收入,即在本文的计量模型中可以忽略由地方政府对“营改增”政策的预期引起的内生性问题。该结果也可以排除其他政策或随机性因素导致的土地财政收入变化,数据满足共同趋势假设的前提条件,证明表1汇报的结果是稳健的。其次,我们用控制变量的当期值进行回归,分别分析市、县2009—2015年样本、剔除省会样本和剔除2009年的样本。结果表明核心解释变量(*BTV*)的回归系数与表1基本一致,进一步说明表1回归结果是稳健的。^①

(二)建设用地控制指标的约束作用。按照公式(2)考察“营改增”对地方政府土地财政收入的影响是否受到建设用地控制指标约束,回归结果如表2列(1)和列(2)所示,可以看出,*BTV*的回归系数均显著为正,说明“营改增”对土地财政收入的净影响显著,其净影响的程度在市级和县级地方政府分别为40.90%和29.31%;交叉项(*BTV*×*CL*)的回归系数均显著为负,说明“营改增”后,受建设用地控制指标约束,地方政府土地财政收入显著减少;减少的比例在市级和县级地方政府分别为29.91%和24.52%,说明市级地方政府受建设用地控制指标约束更明显。

我们对表2列(1)和列(2)的结果进行稳健性检验:首先用土地财政占预算内财政收入之比(*LF*/*BU*)替代土地财政(*LF*)进行回归,结果如表2列(3)和列(4)所示,交叉项(*BTV*×*CL*)的回归系数显著为负;其次,用当期控制变量进行回归,结果如表2列(5)和列(6)所示,交叉项(*BTV*×*CL*)的回归系数显著为负;最后,按照表1下方同样的方法进行反事实检验。^②结果表明,无论设置前1年(*T*-1年)还是前2年(*T*-2年)作为假想政策发生的时间,交叉项(*BTV*^{*T*-1}×*CL*、*BTV*^{*T*-2}×*CL*)的回

① 限于篇幅,结果未列出,如有需要联系作者索要。

② 限于篇幅,结果未列出,如有需要联系作者索要。

归系数均不显著，这一系列检验均证明表 2 列(1)和列(2)的回归结果是稳健的。

表 2 考虑建设用地控制指标影响的回归结果

变量	<i>LF</i>	<i>LF</i>	<i>LF_BU</i>	<i>LF_BU</i>	<i>LF</i>	<i>LF</i>
	(1)市	(2)县	(3)市	(4)县	(5)市	(6)县
<i>BTV</i>	0.4090*** (0.1462)	0.2931** (0.1419)	0.3157** (0.1354)	0.0313 (0.0862)	0.3607*** (0.1271)	0.0830 (0.0909)
<i>CL</i>	-0.1675 (0.2338)	0.2184 (0.1318)	-0.0859 (0.1635)	0.1239 (0.0857)	-0.0346 (0.1709)	0.1577 (0.1024)
<i>BTV×CL</i>	-0.2991* (0.1659)	-0.2452* (0.1471)	-0.1732* (0.1082)	-0.0606* (0.0850)	-0.1930* (0.1091)	-0.0963* (0.0935)
<i>C</i>	-25.7938* (13.4242)	9.7808*** (2.8796)	-11.9425 (13.9007)	-0.7116* (2.0862)	-18.6298 (12.5557)	-4.3951* (2.3658)
<i>Control_{t-1}</i>	YES	YES	YES	YES	NO	NO
<i>Control_t</i>	NO	NO	NO	NO	YES	YES
<i>N</i>	490	1 346	490	1 346	490	1 529
<i>R²</i>	0.2529	0.1473	0.1564	0.1134	0.1861	0.0997

注：所有模型均控制了市或县的个体固定效应和时间年份固定效应

(三)动态效应。按照公式(3)进行回归，考察“营改增”对地方政府土地财政收入影响的动态效应，结果如表 3 列(1)和列(3)所示。可以看出，“营改增”对市、县级地方政府土地财政收入影响的回归系数 2013 年均显著为正，2014 年和 2015 年显著为负。可能的原因是，2013 年部分省份的实际建设用地面积已经超过 2020 年规划指标，部分地方政府已经没有更多的建设用地指标来支撑土地财政收入，导致 2013 年以后土地财政收入减少，使 2013 年以后“营改增”对地方政府土地财政收入的影响呈现负相关。将被解释变量换成“地方政府土地财政收入与地方政府预算内财政收入的比值(*LF_BU*)”进行回归，结果如表 3 列(2)和列(4)所示，核心解释变量(*BTV²⁰¹³*、*BTV²⁰¹⁴*、*BTV²⁰¹⁵*)的回归系数显著性以及影响方向与列(1)和列(3)基本一致，表明结果具有一定的稳健性。

表 3 动态影响回归结果

变量	市级样本		县级样本	
	(1) <i>LF</i>	(2) <i>LF_BU</i>	(3) <i>LF</i>	(4) <i>LF_BU</i>
<i>BTV²⁰¹³</i>	0.2843*** (0.0798)	0.1363* (0.0770)	0.3184*** (3.8547)	0.0717 (1.3162)
<i>BTV²⁰¹⁴</i>	-0.2312** (0.1000)	-0.1954*** (0.0683)	-0.2974*** (-4.2614)	-0.2349*** (-4.7672)
<i>BTV²⁰¹⁵</i>	-0.4305*** (0.1551)	-0.2845*** (0.0808)	-0.6150*** (-7.6026)	-0.3814*** (-6.4407)
<i>C</i>	20.7255* (12.1700)	-1.3584 (1.9073)	10.8756*** (4.0380)	0.2158 (0.1344)
<i>N</i>	574	574	1 646	1 646
<i>R²</i>	0.2365	0.1438	0.1357	0.1010

注：所有模型均控制滞后一阶控制变量，控制市或县个体固定效应，控制国家时间趋势以及省与国家时间趋势交互项。

进一步考察“营改增”对土地财政收入的动态影响中，建设用地控制指标的约束作用，按照公式(4)进行回归，结果如表 4 列(1)和列(4)所示。可以看出，列(1)交叉项(*BTV×CL*)回归系数从 2014 年开始显著为负，列(4)交叉项(*BTV×CL*)回归系数 2015 年显著为负，说明“营改增”对土地财政的影响受到建设用地控制指标的约束随时间推移而逐渐显著。为了检验上述结果稳健性，我们引入建设用地控制指标的虚拟变量，即建设用地控制指标 1(*CL1*)和建设用地控制指标 2(*CL2*)。建设用地控制指标 1(*CL1*)指的是，如果从规划基期年累计至 *T* 年的全市实际新增建设用地面积减去 2020 年的规划控制指标值大于零，则从 *T* 年开始该变量赋值为 1，表示受到建设用地指标约束较大，因为建设用地现状值超过规划控制指标值之后地方政府面临的约束会显著增大，反之，赋值为 0。建设用地控制指标 2(*CL2*)指的是，如果从规划基期年累计至 *T* 年全市实际

新增建设用地面积减去 2020 年的规划控制指标值小于零则赋值为 1, 表示受到建设用地指标约束较小, 反之, 赋值为 0。按照公式(4)进行回归, 结果如表 4 列(2)、列(3)、列(5)和列(6)所示, 交叉项($BTV \times CL1$)回归系数在 2014 年及以后开始为负, 且逐渐显著, 说明“营改增”后受建设用地指标约束较大的地方政府, 其土地财政收入从 2014 年开始显著减少。该结果支持我们对表 3 回归结果的解释, 即建设用地控制指标的约束作用在 2013 年以后开始凸显。交叉项($BTV \times CL2$)回归系数始终为正, 说明“营改增”后受建设用地指标约束较小的地方政府, 其土地财政收入逐渐增加。对比市级与县级样本交叉项($BTV \times CL$ 、 $BTV \times CL1$ 和 $BTV \times CL2$)的回归系数绝对值可以发现, 市级显著大于县级, 与表 4 一致, 说明市级地方政府对建设用地控制指标更敏感。

表 4 分组动态检验回归结果

变量	市级样本			县级样本		
	(1)LF	(2)LF	(3)LF	(4)LF	(5)LF	(6)LF
$BTV^{2013} \times CL$	-0.0561(0.1055)			0.0287(0.0935)		
$BTV^{2014} \times CL$	-0.4631*** (0.1714)			0.0219(0.1037)		
$BTV^{2015} \times CL$	-0.3625** (0.1584)			-0.0927** (0.1064)		
$BTV^{2013} \times CL1$		0.0137(0.1401)			0.1312(0.1052)	
$BTV^{2014} \times CL1$		-0.1640* (0.1786)			-0.1022(0.1217)	
$BTV^{2015} \times CL1$		-0.2783** (0.1839)			-0.0244** (0.1318)	
$BTV^{2013} \times CL2$			0.1380(0.1294)			0.1168(0.1606)
$BTV^{2014} \times CL2$			0.1778* (0.1744)			0.1274(0.1274)
$BTV^{2015} \times CL2$			0.2887** (0.1807)			0.0397* (0.1341)
C	-25.5076* (13.4797)	-30.5655** (14.2765)	-30.9086** (14.2150)	10.3711*** (2.8711)	11.2766*** (2.8723)	11.3563*** (2.8686)
N	490	490	490	1 346	1 346	1 346
R2	0.2490	0.2267	0.2282	0.1415	0.1327	0.1384

注: 所有模型均控制滞后一阶控制变量, 控制市或县个体固定效应和时间固定效应。

五、结论与启示

由于“营改增”后地方政府面临更大的财政压力, 在当前晋升考核体制和土地制度没有发生重大变化的情况下, “营改增”不可避免地将对地方政府财政行为产生影响, 尤其将对近年中国地方政府依赖已久的土地财政产生影响。与此同时, 《纲要》中的 2020 年建设用地规划控制指标在 2013 年已经被突破, 国土资源部对此高度重视, 基于此, 土地财政收入难免会受到影响。在此背景下, 本文实证分析了“营改增”后, 市、县地方政府土地财政收入的变化, 并考虑建设用地控制指标在该影响机制中的作用。研究发现: (1)“营改增”对地方政府土地财政收入有显著正向影响, 其净影响程度在市级和县级地方政府分别为 40.90% 和 29.31%, 但土地财政收入的增加受建设用地控制指标的约束; (2)受建设用地控制指标约束, “营改增”后, 市级和县级地方政府土地财政收入分别减少 29.91% 和 24.52%; (3)建设用地控制指标的约束作用在 2013 年以后开始凸显, 受建设用地控制指标约束较小的地方政府, “营改增”后的每一年地方政府均增加土地财政收入; 受建设用地指标约束较大的地方政府, “营改增”后, 土地财政收入从 2014 年开始减少; (4)市级地方政府对建设用地控制指标更敏感。

本研究的政策启示十分明显。首先, 为了缓解“营改增”后地方政府对土地财政收入的依赖, 需要增加地方政府财政收入, 比如调整增值税在中央与地方的分享比例, 培育地方政府主体税种等。其次, 短期内, 建设用地控制指标是一种调控土地财政收入的有效手段; 强化中国土地利用总体规划的权威性与严肃性, 更加科学合理地制定各个省、市的规划建设用地指标, 并严格

执行,有利于减缓地方政府对土地财政收入的依赖。最后,调控市与县的土地财政收入需要采取不同措施,对建设用地控制指标而言,可以充分利用市级政府对建设用地控制指标比较敏感来调控市级政府土地财政收入;县级政府受建设用地控制指标影响相对较弱,需要强化县级建设用地控制指标的科学性与权威性,进而控制土地财政收入,保护耕地资源。

值得关注的是,在2013年建设用地突破2020年规划指标及2016年“营改增”全面推广的背景下,经国务院同意,2016年国土资源部(自然资源部)对《全国土地利用总体规划纲要(2006—2020年)》进行了修改,将2020年全国建设用地总规模调整为4071.93万公顷,较调整前增加了347.93万公顷。这一举措无疑为地方政府获取更多土地财政收入增加了空间,从图4可以看出,地方政府土地财政收入在2016年出现了又一次骤增。短期内,这为维持“营改增”后地方政府财政均衡带来了利好,但从长远来看,不但威胁财政体系的可持续性也会带来更大的财政金融隐患,而且将对中国耕地资源的保护、土地资源的高效利用带来更加严峻的挑战。

土地财政能够缓解“营改增”给地方政府带来的财政压力,有效防止财政收入降低和宏观调控能力减弱而导致社会经济发展失去财力保证等问题。虽然土地财政不可持续并且存在很多负面影响,但其作为一种财政收入对中国的经济发展和重大财税政策的实施提供了重要财政支撑。2018年国务院办公厅16号文规定,深度贫困县用不完的建设用地指标可以由国家统筹调节“卖给”发达省使用,这将显著增加贫困地区收入,实现买卖双方互利共赢。随着该政策持续优化,可能衍生出一种新型土地财政模式。因此,如何科学地构建出更合理、可持续的土地财政模式是一个值得深入研究的问题。

此外,在本研究基础上,可以深入挖掘的研究维度有两个方面^①:一是扩大样本,分区域开展实证研究,并对比分析;二是区分用途,分别分析商住用地和工业用地控制指标的约束作用。

主要参考文献:

- [1]范子英. 土地财政的根源: 财政压力还是投资冲动[J]. 中国工业经济, 2015, (6): 18—31.
- [2]范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角[J]. 经济研究, 2017, (2): 82—95.
- [3]高培勇. “营改增”的功能定位与前行脉络[J]. 税务研究, 2013, (7): 3—10.
- [4]何代欣. “营改增”的政府间收入分配效应——基于税收收入弹性变动的测算与评估[J]. 经济社会体制比较, 2016, (3): 84—93.
- [5]胡怡建, 田志伟. 我国“营改增”的财政经济效应[J]. 税务研究, 2014, (1): 38—43.
- [6]卢洪友, 王云霄, 祁毓. “营改增”的财政体制影响效应研究[J]. 经济社会体制比较, 2016, (3): 71—83.
- [7]陶然, 陆曦, 苏福兵, 等. 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[J]. 经济研究, 2009, (7): 21—33.
- [8]王健, 吴群, 彭山桂, 等. “营改增”是否影响了地方政府土地财政收入[J]. 财贸研究, 2017, (12): 82—94.
- [9]吴群, 李永乐. 财政分权、地方政府竞争与土地财政[J]. 财贸经济, 2010, (7): 51—59.
- [10]谢冬水. 地方政府竞争、土地垄断供给与城市化发展失衡[J]. 财经研究, 2016, (4): 102—111.
- [11]余莎, 游宇. 合伙卖地? 地方政府合作与土地资源分配[J]. 财经研究, 2017, (12): 58—73.
- [12]张伟. 基于制度经济学视角的“营改增”改革成本分析[J]. 税务研究, 2014, (1): 79—82.
- [13]赵方, 袁超文. “营改增”对各行业税负的影响效应——基于投入产出表的分析[J]. 上海经济研究, 2016, (11): 31—35.
- [14]周黎安. 中国地方官员的晋升锦标赛模式研究[J]. 经济研究, 2007, (7): 36—50.
- [15]Liu Y Z, Alm J. “Province-Managing-County” fiscal reform, land expansion, and urban growth in China[J]. *Journal of Housing Economics*, 2016, 33: 82—100.

^① 感谢两位匿名审稿人提出更细维度研究的建议, 我们将在本文基金项目的资助下继续开展深入的研究。

The Land Finance Revenue under the “Business Tax to Value-added Tax Reform”: Constrains on the Planning Target of Construction Land

Wang Jian¹, Huang Jing^{1,2}, Wu Qun^{1,3}

(1. College of Land Administration, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China;

2. School of Economics and Management, Xinjiang Agricultural University, Urumqi 830052, China;

3. Real Estate Research Center, Nanjing Agricultural University, Nanjing 210095, China)

Summary: Business Tax to Value-added Tax Reform (BTtoVAT) is the continuation and the fundamental measure of the structural tax cuts policy. On January 1, 2012, the pilot reform of BTtoVAT was initiated in Shanghai. Since then, BTtoVAT has gradually achieved the expansion from breadth and depth. It was fully implemented in China on May 1, 2016. With the expansion of BTtoVAT, the effect of tax reduction is gradually obvious. Tax reduction is not only reflected in the decline of taxpayers' tax burden, but also reflected in the reduction of government tax revenue and fiscal revenue. Studies show that in the short term, BTtoVAT significantly increases the financial pressure on local governments.

This paper will test whether the fiscal pressure brought by BTtoVAT further increases local governments' dependence on land finance. At the same time, the announcement of national land supervision issued on March 21, 2014 revealed that the scale of construction land in some provinces in 2013 had exceeded the planning target of 2020. Then, as the construction land breaks through the planning target of 2020, the pressure on local governments to be restricted by the binding target of construction land gradually increases. Will their behaviors of transferring construction land to obtain land finance revenue be constrained? Therefore, this paper mainly studies the impact of BTtoVAT on land finance revenue, and analyzes whether this impact is constrained by the binding target of construction land.

Based on the existing literature and data, this paper constructs an analysis framework. Furthermore, it uses econometric models to examine the impact of B2V on land finance revenue and considers the constraining effect of the binding target of construction land based on the China Land Market Website's land transfer dataset in 82 cities and 422 counties from 2009 to 2015. The major findings are as follows: First, B2V has a positive impact on local governments' land finance revenue, and the impact of B2V on land finance revenue is constrained by the binding target of construction land. Second, the constraining effect of the binding target of construction land has begun to be highlighted since 2014. Third, prefecture-level governments are more sensitive to the binding target of construction land than county-level governments.

The main contributions are reflected in the following three points: First, the impact of BTtoVAT on land finance revenue is analyzed. Second, in the process of analyzing land finance revenue, the constraint effect of the binding target of construction land is considered. Third, we distinguish prefecture-level and county-level local governments in the process of empirically analyzing land finance revenue. This study has important theoretical and practical significance for deepening the new round of fiscal and tax system reform represented by BTtoVAT, controlling the differentiated land finance revenue at prefecture and county levels, and even improving the binding target of construction land at prefecture and county levels.

Key words: BTtoVAT; fiscal pressure; land finance; binding target of construction land

(责任编辑 石头)