

“营改增”对城市发展的影响 及其作用机制研究

彭 飞 许文立 范美婷

内容提要: 本文基于校准后的卫星灯光数据重构中国地级市层面的城市发展指标,利用“营改增”在不同地区的试点改革为“准自然实验”,运用倍差法首次定量考察了服务业税制改革对城市发展的影响。研究发现,“营改增”对城市发展产生了显著的增进作用,相当于在平均水平上提高了 1.46%,但是因为区域间产业发展基础的差异,这一效应在东部地区更加显著,说明“营改增”不利于缩小甚至会扩大城市间发展差距。改革效果从次年起才逐渐显现,意味着完善增值税抵扣链条十分必要。研究还发现,产业升级为城市发展效应的实现提供了潜在机制,“营改增”虽然总体上降低了地方实际税收分成,但是并不能左右产业升级对城市发展的促进效应,说明产业升级占据主导地位。

关键词: “营改增” 城市发展 卫星灯光数据 产业升级 财政压力

中图分类号: F812.42 **文献标识码:** A **文章编号:** 1003-2878 (2018) 03-0099-13

DOI:10.19477/j.cnki.11-1077/f.2018.03.010

一、引 言

分税制改革以来,确立了在制造业实施增值税,在服务业实施营业税的税制,这一两税分设的特点不可避免地导致了服务业的重复征税,不利于产业间的分工与协作。为消除税制差异导致的产业发展障碍,自 2012 年 1 月 1 日起,在服务业开启了“营改增”试点工作,并于 2016 年 5 月 1 日完成了全行业的税制转变。制造业和服务业税制的统一,有利于促进产业间的融合,深化产业间和产业内的分工,助推产业结构升级^[1],进而为加快城镇化进程提供产业和就业的支撑。但是这次改革并不彻底,实行的仍是有利于中央分成的税制安排,增加了地方财政压力,这就可能对地方城市化建设产生不利的影响。因此,“营改增”究竟是推动了还是制约了城市的发展?对这一问题进行审慎细致的政策评估对于推进新型城镇化

作者简介: 彭 飞,合肥工业大学经济学院副研究员,硕士生导师。

许文立,安徽大学经济学院讲师,安徽生态与经济发展研究中心研究员。

范美婷,上海财经大学城市与区域科学学院博士研究生。

基金项目: 本文受到合肥工业大学人才引进项目和安徽大学博士科研条件建设费(J01006149)的资助。

本文曾在第四届香樟经济学论坛、财经笔会 2017、北京大学林肯研究中心、华中科技大学等汇报过,特别感谢中南财经政法大学亓寿伟副教授和中央财经大学姚东旻副教授的有益评论和建议。

作者感谢匿名审稿专家所提宝贵建议,当然文责自负。

建设具有非常重要的现实意义。

现有文献主要关注“营改增”对收入分配、经济增长、福利分配以及微观企业绩效等方面的影响，对城市发展产生怎样的贡献尚缺乏直接的经验证据。一些文献认为“营改增”改变了既有的国民收入分配格局^[2]，促进了产业结构升级^[1]，改善了居民福利分配^[3]，短期内提高了经济增长速度^[4]。还有些文献基于企业微观数据，利用政策评估的方法考察了对企业税负^[5]、投资^[6]、分工^[7]、贸易的影响等^[8]。城市发展是与本文相关的另一主题，早期文献大多从驱动城市发展的市场因素进行剖析^{[9][10]}，近期税制因素逐渐引起了学者们的兴趣，主要基于不同国家的财产税改革展开分析^{[11][12]}，为数不多的文献还研究了其他税制改革（例如所得税）与城市扩张或城市发展间的关系^[13]。这些研究均肯定了税制改革对于推动城市发展发挥着重要作用，但是没有清晰地阐明我国服务业税制改革对城市发展产生了怎样的影响，尤其是“营改增”如何影响城市发展这一机制尚不明朗。

虽然“营改增”与城市发展在各自领域的研究已趋于成熟，但是将这两个重要话题联系在一起的研究较少，以中国税制改革为背景的文献更为稀少，本文尝试在这方面做出一点贡献。郭宏宝（2011）利用一般均衡理论模拟分析了我国财产税的推行对城市扩张及住房价格的影响^[14]，Li（2014）基于中国2001–2011年省级面板数据，发现提高财产税税率、扩大征税范围等实施方案对遏制城市扩张具有重要作用^[15]。孙红梅等（2015）基于我国2006–2014年历次税制改革，运用面板空间滞后模型发现，税制改革是城市发展的重要推动力量^[16]。不过他们的研究未能进一步指出不同税制改革政策对城市发展的要素产出弹性，同时忽视了对内生性问题的处理，而且没有厘清二者关系的作用机理。为此，本文尝试从产业升级和财政压力两个角度检验“营改增”对城市发展的影响及其机制。

近年来，国际文献开始采用由美国国家海洋和大气管理局（NOAA）公布的夜间卫星灯光数据（DMSP/OLS）度量城市发展^{[17][18]}。相较于传统经济指标的度量，卫星灯光数据至少在以下三方面存在显著的优势：一是不受地区间价格因素的影响，二是不易受到地方政府人为干预的影响，三是不同于常住人口城镇化率、户籍人口城镇化率等单一经济指标，抑或是对所选择的成分（变量）较为敏感的主成分分析法，卫星灯光数据能够较为客观地反映发展中国家的城市发展变化。一方面体现为城市发展的深化，表现为既有城市边界内的灯光亮度变亮，另一方面体现为城市发展的宽化，表现为既有城市在空间上的延伸程度。但是需要指出的是，卫星传感器会因为坐标设定的不同或传感器的老化等问题，使得该数据存在明显的噪音，控制时间固定效应的做法并不能消除原始灯光数据的波动^[19]。基于此，本文尝试对卫星灯光亮度首先进行校准处理，然后基于Small等（2011）的研究，通过设定灯光亮度阈值的办法提取城市的发展程度^[20]。

与既有文献相比，本文的可能贡献主要有：首先，本文是首篇系统阐述“营改增”对中国地级市城市发展影响及其机理的文献，丰富了这一领域的研究。其次，由于城市发展的难以量化，以往文献采用的主成分分析等方法存在较大的测量误差，而本文基于校准后的卫星灯光数据并采用设定阈值提取城市面积度量中国的城市发展，不仅能有效解决传统合成方法的度量偏颇问题，而且还可有效规避传统经济指标因地方政府干预对识别城市发展水平的干扰，因此可作为研究中国此命题的有益补充。最后，从产业升级和财政压力两个角度理解“营改增”对城市发展的影响，为城镇化发展的税制优化提供了经验证据。

二、理论分析

“营改增”对城市发展的影响，至少有以下两种路径：一是通过统一税制，加快制造业与服务业的分工与融合，促进服务业的转型升级；二是这一税制改革影响了地方财政收入，进而可能影响地方政府行为。

下文通过一个简单的分析框架来阐述上述可能的作用机制。

本文在 Oulton (2001)^[21] 的增加值模型基础上, 引入“营改增”的政策因素。根据 Oulton (2001) 的定义, 产业层面的生产率增长为:

$$\hat{q}_i^v = \hat{v}_i - \hat{x}_i \quad (1)$$

其中, $\hat{q}_i^v$ 表示产业 i 的生产率增长率; $\hat{v}_i$ 表示产业 i 的实际增加值增长率; $\hat{x}_i$ 表示产业 i 的初级要素投入增长率。

同理, 总生产率增长率定义为:

$$\hat{q} = \hat{v} - \hat{x} = \sum_{i=1}^n u_i \hat{v}_i - \sum_{i=1}^n r_i \hat{x}_i = \sum_{i=1}^n (u_i - r_i) \hat{v}_i + \sum_{i=1}^n r_i \hat{q}_i^v \quad (2)$$

其中, u_i 表示每个产业在总增加值中的份额; r_i 表示初级要素在每个产业中的投入份额。

产业 i 的生产函数为:

$$y_i = f_i(x_i, m_i, t) \quad (3)$$

其中, m_i 表示产业 i 的中间投入——即向另一些产业购买的中间产品投入, t 表示时间。在竞争性市场环境, 可以得到:

$$p_i y_i = w_i x_i + p_i^m m_i \quad (4)$$

其中, p_i^m 表示中间产品的价格, p_i 表示最终产品的价格, w_i 表示初级要素的价格。那么, 产业 i 的 TFP 增长率为:

$$\hat{q}_i = \hat{y}_i - \left(\frac{w_i x_i}{p_i y_i} \right) \hat{x}_i - \left(\frac{p_i^m m_i}{p_i y_i} \right) \hat{m}_i \quad (5)$$

假设生产函数 (3) 可分离中间投入, 即函数形式可重写为:

$$y_i = f_i(v_i, m_i) \quad (6)$$

其中, $v_i = g_i(x_i, t)$ 为增加值生产函数。将生产函数 (5) 对时间微分, 得到实际增加值增长率为:

$$\hat{v}_i = \left(\frac{p_i y_i}{w_i x_i} \right) \hat{y}_i - \left(\frac{p_i^m m_i}{w_i x_i} \right) \hat{m}_i \quad (7)$$

将实际增加值增长率 (7) 代入产业层面的 TFP 增长率 (1) 中, 并利用生产函数 (4) 得到:

$$\hat{q}_i^v = \left(\frac{p_i y_i}{w_i x_i} \right) \hat{q}_i \quad (8)$$

下面, 考虑一种简化情形。经济中只有两个产业。假设产业 1 生产中间产品, 并将其供给给产业 2, 产业 2 供给最终产品^①。那么, 总产出就是产业 2 的产出。由此, 根据公式 (2) 可以得到:

$$\hat{q} = r_1 \hat{q}_1^v + (1 - r_1) \hat{q}_2^v = r_1 \hat{q}_1 + \hat{q}_2 \quad (9)$$

其中, $\hat{q}_2^v = \hat{q}_2 / (1 - r_1)$, 且 $\hat{q}_1^v = \hat{q}_1$ 。

公式 (9) 表明, 当 $\hat{q}_1$ 为正时, 经济向产业 1 转型, 即 r_1 上升, 整个经济的 TFP 增长率 $\hat{q}$ 也上升, 经济活动越活跃 (或城市发展越快)。

孙正 (2017)^[1] 指出, “营改增” (vat) 会对产业结构演进产生重要影响。也就是说, $r_1 = f(vat)$ 。“营改增” 减少了中间生产环节的重复征税, 因此, $f'(vat) > 0$ 。

① 本文所指的产业升级是指制造业、服务业产业融合的过程。因此, 这里的公式 (8) 假设, 服务业提供中间产品 (中间投入), 制造业生产最终产品。“营改增” 扩大了制造业对服务业的中间投入 (服务) 需求, 进而影响服务业增加值比重, 也就是产业升级的过程。

综上所述,提出假说 1:“营改增”通过促进产业升级,增进了城市发展。

按照陈思霞等(2017)^[22]对地方政府财政压力的研究,地方政府的预算约束为:

$$D=\theta(vat)\tau(vat)y+AR-G \quad (10)$$

其中, D 表示地方政府第 t 期的预算赤字,或者财政压力; τ 表示有效税率,它是“营改增”(vat)的函数,且 $\tau'(vat)<0$; θ 表示分成比例,也是“营改增”(vat)的函数,且 $\theta'(vat)<0$; AR 表示非税收入,例如土地出让金收入; G 表示地方政府的公共支出。

从公式(10)可以看出,“营改增”使得地方政府的税收分成比例下降,有效税率也下降,在刚性支出的情形下,地方政府的财政压力会增大。而地方政府为了缓解财政压力,会增加土地出让金,最终提高城市建设和发展的成本。基于此,提出假说 2:“营改增”加剧了地方财政收入压力,进而对城市发展产生负面影响。

但是,由于服务业税制优化的深层次贡献在于推动两业融合、促进服务业分工深化,实现产业结构升级。如果产业升级对城市发展的边际效应高于财政压力对城市发展的边际效应,则可以稳妥地支持产业升级在“营改增”作用机制中的主导地位。或者存在这样一种结果,在税收分成下降的地区,依然存在“营改增”对城市发展的促进作用,那么则可以认为财政压力不构成产生城市发展效应的主要机制。基于以上理论分析,提出假说 3:“营改增”可能会通过产业升级和财政压力两个渠道影响城市发展,如果产业升级效应大于财政压力效应,则认为“营改增”促进了城市发展,反之,则认为削弱了城市发展。

三、城市发展的度量与研究设计

(一)城市发展的度量

传统城市发展统计数据使用较为方便快捷,但也存在着对空间信息的缺乏,难以满足大尺度城镇空间格局研究的需要。因此,基于遥感学知识对城镇灯光数据进行提取,作为衡量城市发展的另一重要分支,近年来越来越受到认可。然而,原始的卫星灯光数据存在明显的噪音,如果不对此进行校准处理,就会影响到城市发展水平度量的准确性。基于此,本文首先对卫星灯光数据进行一个校准处理,然后按照灯光阈值提取的办法获取不同城市的发展程度。

第一步,选择灯光变化较为稳定的地区作为参考区域,并选择累计灯光亮度最高的卫星年份作为基准,然后对其他年份的卫星年度的数据进行调整,以进行同卫星不同年份的内部校准,以保证同一卫星不同年份的可比性。

第二步,将第一步的处理过程中未处理的不一致的时间序列数据消除,以修正一直有光的 DN(灰度像元)值的平稳趋势^[19]。

第三步,基于前两步的校准处理,将校准好的夜间卫星灯光数据投影变换为兰伯特等面积方位投影,提取以灯光阈值作为城市区域轮廓的判断标准,将相同投影方式的城市行政边界图与之进行叠置分析(Overlay),然后识别各城市灯光亮度大于灯光阈值的面积占行政区划面积的比重。关于灯光阈值设置判断城市的边界,以往的研究进行了较多的尝试与讨论。例如秦蒙等(2015)研究中国城市化水平,将灯光阈值设定为 6^[23],而 Yi 等(2014)、刘修岩等(2016)的做法则是将灯光阈值设定为 10^{[24][25]}。然而,Small 等(2011)基于不同阈值设定的研究指出,灯光阈值如果设定过小,容易产生对城市规模、城市发展的高估^[20]。因为 DN 小于 12 很可能包含人类活动不活跃的部分,例如农业活动、农村居住等。基

于此,本文参照 Small 等(2011)的做法^[20],将灯光阈值设定为 12。鉴于此,本文对城市发展内涵的界定,可以从两个角度进行理解:一是原有城市基础上的发展,体现的是城市灯光亮度变亮;二是城市在空间上的有所延伸,表现为城市范围的扩展。

(二) 研究设计

准确评估“营改增”对试点地区城市发展的净影响,就是要比较该地区在改革前后的城市发展差异。但是,直接比较可能无法得出准确的结论,因为试点地区的城市发展差异可能不是“营改增”带来的效果,因此必须考虑两者之间的内生性。由于“营改增”在不同地区、不同行业先行试点,再向全国展开的特点,这就导致有试点的地区在改革前后的城市发展差异,也有试点地区与非试点地区城市发展的差异,这两方面的差异为我们利用倍差法评估“营改增”的政策效应提供了良好的政策冲击。

此外,政策评估还需要排除其他政策改革的冲击,一方面,2004–2008 年期间我国完成了增值税转型的试点改革,这就会对产业结构进而城市发展产生直接或间接性的影响,因此,本文将研究对象限定在 2009 年之后;另一方面,还需要排除对城市发展产生直接影响的新型城镇化试点改革,不过这一改革是从 2015 年起实施,而卫星灯光数据目前仅更新至 2013 年,因此本文的研究对象主要为 2009–2013 年期间。具体来说,面板倍差法模型设定如下:

$$Urban_{it} = \alpha + \beta Reform_{it} + \gamma X + \delta_i + \zeta_{jt} + \varepsilon \quad (11)$$

其中 i 是地级市、 j 表示省份、 t 是年份, $Urban_{it}$ 表示城市 i 在 t 年份的城市发展程度,以该地级市灯光亮度大于 12 的面积占该市行政面积的比重表示。 $Reform_{it}$ 表示地级市 i 在 t 年实施“营改增”后取值为 1,其他取值为 0。该模型还同时控制了城市固定效应 δ_i 、省份与年份交互的固定效应 ζ_{jt} ,前者用来控制随地级市变化但不随时间变化因素的影响,后者用来控制不同省份的时间趋势差异,包含了总体层面的时间趋势。 X 表示影响城市发展的控制变量集,包括人口规模、土地面积、人力资本、科技投入。因此, β 等价于 DID 中的交互项的系数,表征“营改增”对城市发展的净效应。

此外,考虑到这一税制改革是从行业和地区层面逐步展开的试点,这就有可能造成部分试点地区增值税链条不完整,只有当试点行业的上下游关联产业均在试点范围内,才不会受到地区试点的差异化影响,否则将会对增值税抵扣机制产生不利影响。随着试点范围的扩大,增值税链条在样本后期趋于完善,就会直接影响到试点地区的减税效果乃至产业分工效应。基于此,为进一步评估“营改增”对城市发展的动态效应,需要定义两个虚拟变量,即如果是 2012 年开始试点的地区,则该变量在改革之后取值为 1,其他年份取值为 0;类似地,如果该地区在 2013 年才开始实施“营改增”,则该地区在 2013 年之后取值为 1,其他年份为 0。

$$Urban_{it} = \alpha + \beta_{2012} Reform_{it} + \beta_{2013} Reform_{it} + \gamma X + \delta_i + \zeta_{jt} + \varepsilon \quad (12)$$

四、基本结果、稳健性检验与作用机制

(一) 基准回归结果

我们以“营改增”的试点城市为处理组,非试点城市为对照组,在试点之后赋值为 1,其他均赋值为 0,同时控制城市固定效应、省份—时间固定效应及其他控制变量的影响,并将标准误在地级市层面聚类,以降低面板数据中标准误低估产生对改革效应的高估。以灯光亮度大于阈值 ($DN > 12$) 的面积占行政面积的比重作为评估城市发展效应的被解释变量,表 1 前两列报告了“营改增”对城市发展的影响。在不

考虑城市发展的其他影响因素情况下,第(1)列结果显示,Reform系数在1%水平上显著为正,初步证实了“营改增”对城市发展的积极作用。在第(1)列回归的基础上,第(2)列纳入了影响城市发展的其他控制变量,回归结果显示,Reform变量系数依然显著为正,进一步证实了“营改增”对试点城市的城市发展存在显著的溢出效应。Reform系数表明,相较于非试点城市(对照组),“营改增”使得试点城市的城市发展程度净增加约0.3个百分点,考虑到样本数据中城市发展程度平均值为0.2103,意味着“营改增”使得城市发展程度平均提高1.46%($0.0031/0.2103$)。

与其他税种的根本特点不同,增值税在产业链上对税制的完整性要求很高,对产业链条的税制破坏将会影响上下游关联产业的税负转嫁和分工程度,进而影响服务业与制造业的产业融合与产业升级。而产业升级又是城市发展的前提和重要表现,从这个角度上讲,“分步式”的实施策略就可能对城市发展的短期效应产生不利影响。对此,根据模型(2),我们进一步考察“营改增”对城市发展的动态效应。第(3)列回归结果显示,在改革的当年,Reform2012系数为负,但并不显著,而Reform2013系数在1%水平上显著为正,这就表明“营改增”确实存在一定的时滞,这可能正是因为“分步式”的改革策略扭曲了增值税链条的完整性所致。而在改革的次年,由于首次试点的1+6行业在全国范围内得到推广,这就使得增值税在地区层面上不再扭曲,大大提高了改革的净效应,从而解释了Reform2013系数能够显著为正的原因。不过,考虑到在行业层面上实施的仍然是“分步式”的改革策略,这就可能导致链条机制损害依然存在,发生效率净损失。

由于我国不同区域在产业基础、资源禀赋、市场化程度、基础设施建设等方面存在非常大的差异,这就可能导致不同地区在“营改增”中的获益程度不同。对此,我们区分研究了东中西部的城市发展效应。最后三列结果显示,东部地区的效应最高,中部次之,西部不显著。虽然“营改增”可能会对服务业比重较高的地区的财政收入冲击较大^①,但是发达地区在产业集聚和产业融合方面具有较好的基础,试点的“营改增”政策顺应并激励了该地区制造业与服务业的融合发展,也就是说财政收入下降带来的冲击可能无法左右产业升级推动的城市发展效应,这在后文表4中进一步证实。因此,发达地区从“营改增”中要比落后地区获得的溢出效应大。具体来说,东部地区的城市发展溢出效应达到了6.18%($0.013/0.2103$),中部地区因为上游制造业较为发达,同时接近东部生产型服务业的优势,增值税链条的延伸,导致该地区的溢出效应也高于平均水平,达到1.90%($0.004/0.2103$)。更为关键的发现是,“营改增”对城市发展的区域异质性效应表明,“营改增”在一定程度上存在扩大城市发展差距的事实,从区域协同发展来看,需要其他互补性的均衡政策调节这一差距。

(二) 稳健性检验

为了检验倍差法评估“营改增”效应的有效性和稳健性,我们拟采用假定政策执行时间的办法进行安慰剂检验。如果存在除“营改增”之外的其他政策或随机性因素导致城市间的发展差异,也就是说这种差异并不是“营改增”带来的,如果这种可能性存在,那么这将导致前文的研究结论不成立。为了检验这种假设是否存在,本文分别假设在真实政策改革的前一年和两年发生,如果此时交互项系数显著为正,则表明改革的净效应不是来自于“营改增”,而是由其他政策或随机性因素的推动产生。反之如果交互项系数不显著,则可以解释“营改增”对城市发展是具有增进贡献的。具体来说,我们分别假设“营改增”

^① 因为“营改增”之前,对服务业征收的是营业税,营业税属于地方税,而增值税属于央地共享税,因此,理论上来说,服务业比重较高的地区被改征增值税后,地方政府的税收收入会受到较大影响。

表 1 “营改增”对城市发展的影响

	全样本			东部	中部	西部
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Reform	0.006*** (0.000)	0.003*** (0.001)		0.013*** (0.003)	0.004*** (0.001)	0.001 (0.003)
Reform2012			-0.000 (0.002)			
Reform2013			0.003*** (0.001)			
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
省份—时间效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.787	0.796	0.796	0.844	0.750	0.690
城市数	287	287	287	101	100	86
样本数	1431	1431	1431	505	500	426

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内为标准误，下表同。东中西部区域划分借鉴李静等(2013)^[26]的做法，东部地区：北京、天津、辽宁、河北、山东、江苏、上海、浙江、福建、广东、海南；中部地区：吉林、黑龙江、山西、河南、安徽、江西、湖南、湖北；西部地区：内蒙古、陕西、甘肃、广西、贵州、云南、四川、重庆、宁夏、青海、西藏、新疆。

发生在 2010 年和 2011 年，地区试点顺序不变，即定义“假设政策时点”在改革之后取值为 1，之前为 0，试点城市取值为 1，非试点城市取值为 0，那么“假设政策时点 * 试点城市”即为我们关心的虚假政策效应。表 2 前两列报告了这一回归结果，结果显示，这两个回归的交互项系数均不显著，证实了“营改增”对城市发展的增进效应可能并非偶然。

“营改增”与城市发展之间的内生性是本文研究的另一困扰。换句话说，城市发展本身可能会是“营改增”试点的选择依据，如果城市发展程度是“营改增”试点的原因，而不是结果，那么结论也将是无效的。因为在“营改增”的试点城市选择上，中央政府有可能会考虑到试点城市的税收征管基础、产业结构等内在特征，导致不是因为“营改增”影响了城市发展，而是城市发展影响了“营改增”试点选择。对此，我们拟从以下两个角度进行检验。

一方面，检验试点省份内部的城市发展差异。在“营改增”的试点过程中，首先选择在省份层面进行了扩围改革，而试点省份与非试点省份之间可能存在着诸多差异，非试点省份集中在中西部地区，在城市发展基础上明显较东部省份落后，如果以非试点省份为对照组，就可能会高估“营改增”的推动作用。因此，我们将研究对象限定在先行试点的 1+8 省市，比较其改革前后的城市发展差异，这样做一定程度上能够降低“营改增”试点改革与城市发展间的内生性关联的冲击，因为在试点省份内部，城市发展本身的差异相对较小，且政策改革对省内的城市而言是一致的。第三个回归结果显示，“营改增”系数依然在 1% 水平上显著为正，一方面证实了基准回归结论的稳健性，另一方面，Reform 系数高于基准结果，说明试点时间越早的城市，“营改增”对城市发展的增进效应越明显，相当于在全部城市的平均发展程度上提升 9.51% (0.020/0.2103)。从这一角度来看，验证了表 1 第 (3) 列的动态效应结论的可靠性，即分步式的改革策略确实一定程度上弱化了改革效应。

另一方面，虽然第三个回归从省内样本的角度排除了“营改增”与城市发展的互为因果作用，一定程度上能够降低内生性的冲击，但是仍不能清晰地判断“营改增”试点的地区选择对城市发展的影响程度

有多大。为此，我们采用 Heckman 等（1998）提出的倾向得分双重差分方法（PSM-DID）进行检验^[27]，该方法的优势是允许处理组和对照组来自于不同的地区，这就相当于控制了不可观测但不随时间变化的组间差异，有利于进一步降低潜在内生性问题导致的有偏估计。

由于在我们的研究中，对照组（非试点城市）在 2013 年后也开始实施“营改增”，这就导致与通常情形下的对照组不同，不适用于传统的 PSM-DID 方法。这里借鉴郭申阳等（2012）的做法^[28]，首先对影响试点地区选择的潜在因素进行回归，包括经济总量（GDP 对数）、产业结构（第二产业增加值占 GDP 比重、第三产业增加值占 GDP 比重）、财政收入结构（各项税收占一般预算收入比重），并控制时间趋势的影响，对处理变量（是否试点城市）进行 Probit 回归估计，得到不同地区进行试点改革的概率，即倾向得分，然后将不同城市的倾向得分作为控制变量纳入倍差法模型中，即可得到转化后的 PSM-DID 方法。这一做法能够较为理想地规避传统 PSM-DID 方法无法控制省份—时间固定效应的缺陷。最后一个回归结果显示，Reform 系数显著为负，且系数大小几乎没有发生显著性变化，说明试点城市本身的差异并不影响本文的研究结论。

表 2 稳健性检验一：安慰剂及内生性检验

变量	安慰剂检验		内生性检验	
	(1)	(2)	(3)	(4)
假设政策时点 * 试点城市	0.003 (0.011)	-0.005 (0.010)		
假设政策时点	0.073*** (0.006)	0.056*** (0.007)		
Reform			0.020*** (0.003)	0.003*** (0.001)
倾向得分				-0.003 (0.021)
控制变量	yes	yes	yes	yes
省份—时间效应	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.796	0.796	0.794	0.796
城市数	287	287	85	287
样本数	1431	1431	425	1427

我们还对替代性假说、其他度量方式进行了检验。由于卫星灯光数据在城市灯光亮度显示的特殊性，也可能存在这样一种巧合，即试点城市的灯光亮度的提高不是“营改增”带来的，而是由于城市主动寻求的结果，例如，2005 年开始实施的全国文明城市评选，就可能激励了地方政府加大对路灯等道路设施的升级改造，造成繁荣的假象。基于此，我们排除了在样本时期内获得全国文明城市称号的城市。表 3 第一个回归结果显示，这一疑虑并不存在，“营改增”对城市发展的促进效应依然显著。

本文还采用了其他阈值标准衡量城市的发展。一方面，参照秦蒙等（2015）的研究，设定灯光阈值为 6^[23]，换句话说，灯光亮度大于 6 的栅格也被视为城市区域加以提取。另一方面，借鉴刘修岩等（2016）、Yi 等（2014）的做法，设定灯光阈值为 10^{[24][25]}。结果显示，Reform 系数均没有发生显著性的变化，进一步证实了结论的稳健性。最后，我们以人口城市化和空间城市化度量城市发展。其中，人口城市化以

市辖区人口占城市总人口的比重表示，空间城市化以建成区面积占行政面积的比重表示。最后两列分别以一般地级市和全部城市为研究对象，结果显示，总体上没有发生明显变化，验证了基准结论的可靠性。

表 3 稳健性检验二：替代性假说和其他度量

变量	非文明城市	阈值 >6	阈值 >10	人口城市化	空间城市化
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Reform	0.003*** (0.001)	0.009*** (0.002)	0.003*** (0.001)	0.005*** (0.002)	0.001** (0.001)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
省份 - 时间效应	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.787	0.771	0.828	0.214	0.133
城市数	262	287	287	257	287
样本数	1306	1431	1431	1538	1718

(三) 作用机制

城市的发展离不开产业的支撑，同时，城市的发展也为产业升级提供了必要的物质保障。例如，城市发展为地区间贸易提供了更加方便快捷的交通运输，缩短了区域间分工协作的贸易成本，进而有助于推动产业升级。换句话说，产业升级与城市发展之间可能存在严重的内生性问题。如果使用传统的 OLS 方法，就可能出现明显的估计偏差。为克服这一问题，本文借鉴 Liu and Lu (2015)^[29] 的办法，采用面板固定效应—工具变量回归方法 (Fixed-effects IV Regression) 检验“营改增”对城市发展的作用机制。这一方法的显著特点是，能够通过两阶段回归同时识别“营改增”对产业升级的影响，以及产业升级对城市发展的影响。模型第一阶段回归方程如下：

$$Upgrade_{it} = \alpha + \beta Reform_{it} + \gamma X + \delta_i + \xi_{jt} + \varepsilon \quad (13)$$

第二阶段回归方程设定为：

$$\tilde{Urban}_{it} = \alpha + \lambda Upgrade_{it} + \gamma X + \delta_i + \xi_{jt} + \varepsilon \quad (14)$$

其中， $\tilde{Urban}_{it} = Urban_{it} - \beta Reform_{it}$ ，通过公式 (14) 得到了仅通过产业升级这一机制而不是其他路径实现“营改增”对城市发展的影响， λ 是我们关心的主要参数。“营改增”虚拟变量 *Reform* 在这里充当工具变量的作用，定义方法与公式 (11) 一致；产业升级变量的度量与通常做法一致，采用城市第三产业增加值除以该城市的 GDP，再乘以 100 表示；控制变量的选择与公式 (11) 一致。

表 4 第 (1) 列报告了第一阶段的回归结果。*Reform* 系数在 1% 显著为正，表明“营改增”显著促进了产业升级，使得试点城市的产业升级水平净增加 2.823% (因为公式 (13) 的产业升级变量乘以了 100)；从产业升级 (第三产业比重) 的平均水平来看，“营改增”使得试点城市的产业升级相当于在平均水平上提高了 7.88% (2.823/35.82)。第 (2) 列报告了第二阶段的回归结果，主要考察的是产业升级对城市发展的影响。结果显示，产业升级变量 *Upgrade* 显著为正，验证了假说 1 的正确性，即“营改增”通过促进产业升级增进城市发展这一机制。

我们还需要检验财政压力本身是否导致城市发展的“棘轮效应”。回答这一问题之前，需要准确测算

各城市的税收分成，最准确的做法是城市分得的税收除以当地实现的税收。遗憾的是，相关税收的详细数据一直未能公开，这也是目前研究实际税收分成率较少的主要原因。借鉴吕冰洋（2015）^[30]、席鹏辉等（2017）^[31]度量税收分成的思想，即采用各市县的增值税（企业所得税）收入占所在省份增值税（企业所得税）收入的比重表示。需要注意的是，他们的研究都是基于“营改增”之前的数据，如果仅使用单一税收收入占比进行度量，明显无法准确衡量“营改增”带来的相关财政收入变化。为突破这一困境，我们使用地级市营业税和增值税收入占所在省份的营业税和增值税收入的比重反映地方实际税收分成的变化。这一做法的好处是能够较为准确地观察到“营改增”前后，营业税和增值税税源的变化，类似于范子英和彭飞（2017）^[7]研究“营改增”对企业的减税效应的做法。这里没有加入地方附加税费（教育费附加、城建税），一是考虑到这些税费占地方财政收入比重较小，二是因为这些附加税费都是根据流转税（营业税 + 增值税 + 消费税）按比例（5%，7%）征收的，而消费税占地方财政收入的比重又较小，故地方附加税费主要反映的还是营业税和增值税之和的变化，因此我们采用简化测算方式不会对结论产生冲击。

研究发现，“营改增”对不同地方财政收入的影响并不是单调发生的，即使在同一省份内部，税收分成的变化也不是统一的。据本文统计得知，有41%的东部城市，在“营改增”之后税收分成出现下降，而中部和西部城市的税收分成出现下降的比例更高，分别达到65%和52%。第（3）列报告了总体的财政收入影响，结果显示，Reform系数在5%显著为负，表明“营改增”总体上降低了试点城市的税收分成比例。地方财政压力的冲击是否会传递给城市发展，这是本文关心的主要问题之一。首先定义财政收入变化二元虚拟变量Gov，如果某城市在“营改增”之后税收分成比例（（营业税 + 增值税）/（省营业税 + 省增值税））呈总体性下降，则Gov取值为1，否则取值为0^①。结果发现，税收分成下降的样本占总样本的52.4%，说明有超过一半的城市，面临财政收入减少的压力。

Gov*Reform的交互项系数即是我们关心的主要系数，表示的是“营改增”之后财政收入下降会否显著削弱城市的发展。第（4）列回归结果显示，这一系数并不显著，这就说明，相对于财政收入增加的城市，财政收入下降没有显著降低城市的发展。综合第（3）和（4）列来看，“营改增”虽然一定程度上增加了部分城市的财政压力，但是未显著放缓城市化发展步伐。初步证实可能存在财政收入对城市发展的“棘轮效应”。

为进一步检验假说3的可能性，我们以实际税收分成下降的城市为研究对象，考察“营改增”对产业升级和城市发展的两阶段影响。如果财政压力增加的城市，“营改增”促进城市发展的效应依然存在，就说明“营改增”带来的产业升级效应高于财政压力带来的负面冲击。最后两列回归结果显示，“营改增”系数和产业升级系数均在1%水平上显著为正，这一结果回答了两个基本事实：“营改增”显著促进了城市发展，即使是在财政压力上升的地区，这一效应依然存在；财政压力并不构成“营改增”作用于城市发展的关键机制，产业升级才是这一效应产生的重要原因。

① 对于试点城市，如果改革的当年税收分成比例下降，次年分成比例上升，则归入分成增加组，即Gov取值为0，这类样本占比为4.2%；如果改革的当年税收分成比例上升，次年分成比例下降，则归入分成下降组，即Gov取值为1，这类样本占比为7.7%；对于税收分成比例连续下降的城市归入分成下降组，样本占比为10.1%，税收分成比例连续增加的城市归入分成上升组，样本占比为6.6%；对于非试点城市，如果在2013年税收分成增加，则纳入上升组，样本占比为35.7%，否则为下降组，样本占比为34.6%。

表 4 “营改增”影响城市发展的作用机制

变量	全样本		全样本		税收分成下降城市	
	产业升级	城市发展	财政变化	城市发展	产业升级	城市发展
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Gov*Reform				-0.001 (0.003)		
Reform	2.823*** (0.103)		-0.170** (0.075)	0.004 (0.003)	2.555** (1.029)	
Upgrade		0.006*** (0.002)				0.007*** (0.002)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes
省份-时间效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes
Within R ²	0.587	0.769	0.230	0.796	0.544	0.693
城市数	287	287	280	287	150	150
样本数	1431	1431	1400	1431	750	750

注：基于稳健性考虑，我们还采用了孙正（2017）^[1]度量产业升级的办法，即采用第三产业增加值与第二产业增加值之比表示，结论没有发生显著性变化。同时，采用唐云锋和马春华（2017）^[32]的办法，即使用（各市财政一般预算内支出-各市财政一般预算内收入）/各市财政一般预算内收入表示地方财政压力。结果显示，财政压力对城市发展的影响依然不显著。

五、结 论

既有的研究表明，税制改革对城市发展具有重要作用。然而，我国服务业“营改增”作为供给侧结构性改革的“重头戏”，被赋予谋一域促全局的功效，在消除重复征税、深化产业分工的同时，能否进一步推动城市发展？在此背景下，本文基于美国国家海洋和大气管理局（NOAA）公布的夜间卫星灯光数据（DMSP/OLS）度量城市发展，以分步式的“营改增”为“准自然实验”，采用倍差法评估“营改增”对城市发展的影响。研究结论主要如下：

第一，总体上，“营改增”对城市发展具有显著的增进作用，肯定了税制改革对城市发展的积极贡献。第二，由于地区间的产业发展基础存在显著差异，这一促进效应主要体现在东中部地区，西部地区不显著。这就说明“营改增”一定程度上不利于缩小城市发展差距，对于调节地区间不均衡的基本矛盾难以发挥积极作用。第三，城市发展效应还表现出一定的时滞性，即在改革的当年不显著，随着试点范围的扩大，增值税链条趋于完善，从改革的次年起才开始显著。结论表明，“分步式”的改革策略破坏了增值税抵扣链条的完整性，弱化了产业乃至对城市发展的驱动效果，产生改革效率的净损失。相对而言，如果采用一次性到位的改革策略，则能够满足增值税中性原则的要求，一方面有助于消除行业间、地区间的税制差异而导致的不公平竞争，另一方面也有助于增进改革效率。从这个角度来讲，本文的研究证实了李克强总理在 2016 年全国两会期间要求全面实施“营改增”的必要性和紧迫性，从效率改进的角度为“营改增”的立法提供了直接的经验依据。第四，这一效应的传导机制是，“营改增”通过促进城市的产业升级，助推城市的发展。“营改增”带来的财政压力并不能根本性扭转对城市发展的促进作用。在税收分成下降的城市，“营改增”对城市发展的溢出效应依然显著。

政策含义表明，首先，随着营业税在我国退出历史舞台，在所有行业统一增值税税制，将有助于产

业间的融合和升级,对于促进城市发展具有重要现实意义。但是也要认识到区域间的发展不均衡问题依然突出,需要建立更加有效的区域协调发展新机制。其次,“营改增”导致央地间的实际税收分配发生变化,造成过半城市的财政压力上升,城市的长期健康稳定发展需要尽快完善中央与地方的税收分配关系。最后,时滞性效应结论表明,要继续深化增值税税制改革,从助推产业升级效应出发,不断完善增值税抵扣链条,例如降低税率、减并税档,对于助推产业融合、产业结构升级,增进城市发展至关重要。当前有 17%、11%、6%、0% 四档税率,多档税率并存的现象在世界其他国家并不多见,普遍采用单一税率加优惠税率的办法。不仅如此,还有一般纳税人和小规模纳税人,这些方面构成深化产业分工与协作的主要难题。当然,本文研究的主要不足在于,由于卫星灯光数据更新的限制,本文实际上考察的是“营改增”对城市发展的短期效应,无法进一步研究这一长期效应。这是本文下一步研究的主要方向。

参考文献

- [1] 孙正. 流转税改革促进了产业结构演进升级吗?——基于“营改增”视角的 PVAR 模型分析[J]. 财经研究, 2017, 43(2): 70-84.
- [2] 孙正, 李学军. 基于“营改增”视角的流转税改革优化了国民收入分配格局吗[J]. 上海经济研究, 2015(2): 46-56.
- [3] 程子建. 增值税扩围改革的价格影响与福利效应[J]. 财经研究, 2011(10): 4-14.
- [4] 田志伟, 胡怡建. “营改增”对财政经济的动态影响: 基于 CGE 模型的分析[J]. 财经研究, 2014(2): 4-18.
- [5] Yin R. Study on the Problem of China's Business Tax Changes to VAT——Based on the Panel Data of Listed Companies in the Transport Industry[J]. Open Journal of Social Sciences, 2015(3): 157-164.
- [6] 李成, 张玉霞. 中国“营改增”改革的政策效应: 基于双重差分模型的检验[J]. 财政研究, 2015(2): 44-49.
- [7] 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.
- [8] 梁若冰, 叶一帆. 营改增对企业间贸易的影响: 兼论试点的贸易转移效应[J]. 财政研究, 2016(2): 52-64.
- [9] Henderson J. V. Economic Theory and the Cities [M]. Academic Press, 1985.
- [10] Miceli T. J., Sirmans C. F. The Holdout Problem, Urban Sprawl, and Eminent Domain [J]. Journal of Housing Economics, 2007, 16(3-4): 309-319.
- [11] Banzhaf H. S., Lavery N. Can the Land Tax Help Curb Urban Sprawl? Evidence from Growth Patterns in Pennsylvania [J]. Journal of Urban Economics, 2010, 67(2): 169-179.
- [12] Ermini B., Santolini R. Urban Sprawl and Property Tax of a City's Core and Suburbs: Evidence from Italy [J]. Regional Studies, 2016: 1-13.
- [13] McFarlane A. Taxes, Fees, and Urban Development [J]. Journal of Urban Economics, 1999, 46(3): 416-436.
- [14] 郭宏宝. 财产税、城市扩张与住房价格: 基于 12 个城市面板的经验分析[J]. 财贸经济, 2011(3): 123-131.
- [15] Li J. Property Tax Reform and Urban Sprawl——Evidence from Provincial Data in China [C] // 2014 International Conference on Management Science & Engineering 21th Annual Conference Proceedings. IEEE, 2014: 2061-2066.
- [16] 孙红梅, 郭梦荫. 税制改革影响城市发展的空间研究[J]. 统计与信息论坛, 2015, 30(7): 39-45.
- [17] Liu Z., He C., Zhang Q., et al. Extracting the Dynamics of Urban Expansion in China Using DMSP-OLS Nighttime Light Data from 1992 to 2008 [J]. Landscape and Urban Planning, 2012, 106(1): 62-72.
- [18] Li X., Chen X., Zhao Y., et al. Automatic Inter-calibration of Night-time Light Imagery Using Robust Regression [J]. Remote Sensing Letters, 2013, 4(1): 45-54.
- [19] 范子英, 彭飞, 刘冲. 政治关联与经济增长——基于卫星灯光数据的研究[J]. 经济研究, 2016(1): 114-126.
- [20] Small C., Elvidge C. D., Balk D., et al. Spatial Scaling of Stable Night Lights [J]. Remote Sensing of Environment, 2011, 115(2): 269-280.

- [21] Oulton N. Must the Growth Rate Decline? Baumol's Unbalanced Growth Revisited [J]. Oxford Economic Papers, 2001, 53 (4): 605-627.
- [22] 陈思霞, 许文立, 张领祎. 财政压力与地方经济增长——来自中国所得税分享改革的政策实验 [J]. 财贸经济, 2017, 38 (4): 37-53.
- [23] 秦蒙, 刘修岩. 城市蔓延是否带来了我国城市生产效率的损失?——基于夜间灯光数据的实证研究 [J]. 财经研究, 2015, 41 (7): 28-40.
- [24] 刘修岩, 李松林, 秦蒙. 开发时滞、市场不确定性与城市蔓延 [J]. 经济研究, 2016 (8): 159-171.
- [25] Yi K., Tani H., Li Q., et al. Mapping and Evaluating the Urbanization Process in Northeast China using DMSP/OLS Nighttime Light Data [J]. Sensors, 2014, 14 (2): 3207-3226.
- [26] 李静, 彭飞, 毛德凤. 研发投入对企业全要素生产率的溢出效应——基于中国工业企业微观数据的实证分析 [J]. 经济评论, 2013 (3): 77-86.
- [27] Heckman J. J., Ichimura H., Todd P. Matching as an Econometric Evaluation Estimator [J]. The Review of Economic Studies, 1998, 65 (2): 261-294.
- [28] 郭申阳, Fraser. 倾向值分析: 统计方法与应用 [M]. 重庆: 重庆大学出版社, 2012.
- [29] Liu Q., Lu Y. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added Tax Reform [J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2): 392-403.
- [30] 吕冰洋, 马光荣, 毛捷. 分税与税率: 从政府到企业 [J]. 经济研究, 2016 (7): 13-28.
- [31] 席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发. 税收分成调整、财政压力与工业污染 [J]. 世界经济, 2017 (10): 170-192.
- [32] 唐云锋, 马春华. 财政压力、土地财政与“房价棘轮效应” [J]. 财贸经济, 2017, 38 (11): 39-54.

Effect of Business Tax Replaced with VAT Reform on the Development of Urbanization and Its Mechanism

Peng Fei Xu Wenli Fan Meiting

Abstract: We utilize calibrated DMSP/OLS satellite data as a proxy for urban development of prefecture level cities in China, regard pilot reforms in different areas as natural experiment in this paper, and estimate the impacts of Business Tax Replaced with VAT Reform (VAT Reform) on urban development with difference-in-difference (DID) identification. We conclude that VAT Reform is positive to urban development with an average increase of 1.46%, and the effect is more significant for eastern regions, due to unbalanced industrial development foundation in different areas, which implies that VAT Reform is unfavorable to narrowing the urban development gap. Meanwhile, the effects appear in the following year of VAT Reform, suggesting the importance of the scope of VAT deduction. We also find that industrial upgrading can promote urban development. Although VAT Reform has generally reduced local tax revenue, it does not affect urban development, which indicates that the effect is dominated by industrial upgrading.

Keywords: Business Tax Replaced with VAT Reform; Urban Development; DMSP/OLS Satellite Data; Industrial Upgrading; Financial Pressure

(责任编辑: 高小萍)