

# “营改增”改革、产业联动与制造业升级 ——基于减税与生产性服务业集聚的机制检验

倪婷婷<sup>1</sup>, 王跃堂<sup>2</sup>, 王 帅<sup>3</sup>

(1. 南京财经大学 会计学院, 江苏 南京 210023; 2. 南京大学 管理学院, 江苏 南京 210093;  
3. 天职国际会计师事务所 江苏分所, 江苏 南京 210000)

**摘要:** 既有“营改增”文献多集中于分析其对服务业的影响,较少关注其对制造企业的影响。理论上,“营改增”会通过减轻制造企业税负和促进地区生产性服务业集聚两条路径带动制造业升级,那么这二者作用力孰大孰小?文章以2009—2015年沪深两市A股制造业企业为研究对象,利用双重差分模型,考察“营改增”对制造业升级的影响与机理。研究发现:“营改增”促进了制造业升级,且该效应可以持续两期;地区服务业集聚在“营改增”推动制造业升级中起到了明显的中介效应,而流转税税负降低的作用有限;异质性分析结果表明,“营改增”改革明显促进了民营企业 and 税收征管力度较强地区的制造业升级,而对国有企业和税收征管力度较弱地区企业的影响并不明显。文章揭示了“营改增”改革对制造业升级的影响及其机理,研究结论对当前减税和产业升级政策具有重要的政策启示。

**关键词:** “营改增”改革; 制造业升级; 流转税税负; 生产性服务业集聚

**中图分类号:** F810.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2020)04-0018-14

## 一、引言

近年来,中国政府将增值税改革作为推动经济增长的重要手段。2004—2009年我国开始推广由生产型增值税向消费型增值税转变的增值税转型,它对企业投资(聂辉华等,2009;倪婷婷和王跃堂,2016a)和就业(王跃堂和倪婷婷,2015)等方面产生了重要影响。2012年“营改增”率先在上海的交通运输业和部分现代服务业实施试点,随后在全国范围内推广,并逐步推广至其他服务业。2016年5月1日起,“营改增”改革开始覆盖建筑业、房地产业、金融业和生活服务业,自此营业税正式退出中国历史舞台。“营改增”改革作为完善流转税制的重要举措,它对社会福利(孙正和张志超,2015;倪红福等,2016)和地方财政收入(李青和方建潮,2013)等宏观经济产生了深远影响。在微观层面,它还会作用于企业的税收负担(童锦治等,2015;曹越和李晶,2016)和专业化分工(陈钊和王旻,2016)。

然而“营改增”的最终目标并不仅仅是减税,而是通过促进产业间分工协作,最终实现我国产业的转型和升级(范子英和彭飞,2017)。国务院总理李克强和财政部及国家税务总局发言人

收稿日期:2019-11-22

基金项目:国家自然科学基金项目(71902082;71672082);国家社科基金项目(18BGL073);教育部人文社会科学青年项目(16YJC630090);江苏省社会科学基金项目(16GLC010);“江苏省社科应用研究精品工程”财经发展专项课题(19SCB-050)。

作者简介:倪婷婷(1986—),女,江苏盐城人,南京财经大学会计学院副教授、硕士生导师;

王跃堂(1963—),男,江苏丹阳人,南京大学管理学院教授、博士生导师,教育部长江学者特聘教授;

王 帅(1991—),男,安徽滁州人,天职国际会计师事务所江苏分所。

均指出,“营改增”旨在促进产业分工优化,拉长产业链,带动制造业升级。那么,一个重要的问题是“营改增”促进了我国制造业升级吗?既有文献中只有少量研究分析了“营改增”的产业效应。学者认为“营改增”是推动经济结构调整的重要手段(高培勇,2013)。尽管“营改增”是在服务业进行改革,它还存在产业联动效应(魏陆,2013),并且产业链减税效应远大于企业减税效应(胡怡建,2013)。范子英和彭飞(2017)发现“营改增”减税效应的发挥依赖于产业互联的作用。倪婷婷和王跃堂(2016b)发现市场对2016年全面“营改增”持肯定态度,但全面“营改增”涉及行业的累计超常收益却明显低于非改革行业,其中的原因可能是较高的改革过渡成本和改革溢出效应。与本文研究较为接近的是李永友和严岑(2018),他们发现“营改增”促进了制造业升级,企业存在以研发投入和外购技术服务支出为表现的转型升级行为。毫无疑问,这篇文献具有重要的启发意义。然而,在影响路径方面,它仅考察了企业转型升级的具体表现,却没有深入检验“营改增”改革究竟如何带动制造企业转型升级,以及其深层的影响机制是什么。在结构性减税的背景下,深入探讨税制改革对企业升级的有效机制,既有利于评价税收政策,掌握企业转型升级规律,也能为进一步深化改革提供有益参考。

作为与现代制造业紧密联系的生产性服务业正逐渐成为国民经济的重要组成部分(赵靓和吴梅,2016)。制造业发展所依赖的科学技术、专有知识和人力资本均来自于服务业,尤其是生产性服务业对其独立的中间投入(刘志彪,2006)。发挥生产性服务业对制造业升级的促进作用已成为经济发展的一项重要任务(宣烨和余泳泽,2017)。理论上,“营改增”能通过鼓励专业化分工与创新促进服务业发展,由此为制造业提供新的信息流和知识流,推动制造业增加研发、采购、营销等环节,帮助其实现向价值链高端攀升。实践中,制造业也是“营改增”的净得益者。改革后其外购服务的增值税进项税额由不可抵扣变为可抵扣,企业流转税税负下降,这也会刺激制造企业转型升级。基于此,本文检验了“营改增”对制造企业转型升级的影响及其机理。研究发现“营改增”促进了制造企业升级,但其带来的流转税税负下降的作用并不明显,改革主要通过刺激改革地区生产性服务业集聚而带动制造业升级。“营改增”改革显著促进了民营企业和税收征管力度较强地区的制造企业升级,但对国有企业和税收征管力度较弱地区企业的影响并不明显。

相对于以往文献,本文可能的贡献体现在以下两方面:一是丰富了“营改增”相关文献。以往“营改增”文献多集中于研究其对宏观经济增长和生产性服务业的减税效应,对制造业影响的分析相对较少。本文检验了改革对不同产权性质和税收征管力度地区制造企业升级的影响,完善了“营改增”经济后果的研究。二是丰富了税制改革对企业转型升级影响机制的研究,有利于对企业转型规律的把握。既有文献虽然检验了“营改增”下企业转型升级的具体表现(李水友和严岑,2018),但没有考察其作用机制。本文实证检验了改革在促进制造业升级过程中,流转税税负下降与生产性服务业集聚两个机制究竟孰占主导地位。研究表明,作为一项减税政策,“营改增”对制造业升级的拉动作用主要体现在地区服务业集聚的产业联动效应而非直接减税效应。这在理论上丰富了生产性服务业与制造业的互动研究,实践上也具有重要的政策启示,即在推进我国经济结构转型过程中,直接减税作用有限,更应通过培育服务业新动能来带动传统动能(制造业)改造提升。

## 二、文献综述与研究假设

### (一)文献综述

1. “营改增”的经济效应研究。“营改增”经济效应研究主要分为以下三类:(1)“营改增”的宏观经济效应。其一,“营改增”的福利效应。国外文献从福利角度研究了“营改增”的必要性

(Piggott和Whalley, 2001);国内学者认为“营改增”能优化国民收入分配格局(孙正和张志超, 2015),因此应对服务业进行改革。其二,“营改增”对地方财政收入的影响。“营改增”短期内会减少地方财政收入(李青和方建潮, 2013),因此应完善地方税体系以应对改革的冲击(白彦锋和胡涵, 2012)。其三,“营改增”的其他宏观效应。如改革促进节能减排(石中和和姜峰, 2015)等。(2)“营改增”对微观企业税负及企业行为的影响。学界关于“营改增”的减税效应存在争议:既有研究发现改革能降低税负(景顺祥和陈大庆, 2012),也有研究发现改革不能降低税负(曹越和李晶, 2016)。增值税作为间接税,具有易于转嫁的特点,因此其减税效应受上游供应商和下游经销商议价能力的影响(童锦治等, 2015)。此外,税收征管能力也是影响“营改增”减税效应的重要因素。在现行税收征管能力下,“营改增”能减轻企业税负;但从长期来看,增值税抵扣机制和金税工程完善带来的税务机关税收征管能力的提升反而会增加企业税收负担(倪红福等, 2016)。在改革对企业行为的影响方面,有研究认为“营改增”能促进专业化分工(陈钊和王珏, 2016),但学界关于其能否促进企业研发创新存有争议(袁从帅等, 2015; 龚强等, 2016)。(3)“营改增”的产业效应。“营改增”是推动经济结构调整的重要手段(高培勇, 2013; 丁胜红和曾峻, 2014)。尽管“营改增”是在服务业进行改革,但其产业链减税效应远大于企业减税效应(胡怡建, 2013)。范子英和彭飞(2017)发现“营改增”的减税效应严重依赖于产业互联和上游行业的增值税税率,它主要降低了具备产业互联的企业的税收负担。也有研究直接从制造企业升级角度考察改革的产业效应(李永友和严岑, 2018),但目前没有文献实证检验“营改增”对制造企业升级的影响机制。

2. 产业升级、生产性服务业与制造业互动研究。产业升级是产品和服务从生产劳动密集型、低附加值向生产资本和技术密集型、高附加值的转移过程(Gereffi, 1999; Poon, 2004)。企业转型升级是经济转型的微观层面,也是转型升级的最终落脚点(杨得前和刘仁济, 2017)。企业转型升级包括过程升级、产品升级、功能升级和跨产业升级(Humphrey和Schmitz, 2000)。既有研究大多从过程升级和产品升级(研发创新)角度分析企业升级行为(原毅军和孙大明, 2017),但对以制造业服务化为形式的功能性升级的研究却相对较少(刘斌等, 2016)。从产业发展史看,一些世界级的制造业巨头如通用电气和飞利浦公司都曾经在利润下降时通过将产业链定位转向以服务为中心,实现了企业竞争优势的重塑(陈丽娴和沈鸿, 2017)。当今世界,全球制造业呈现出从生产型制造向服务型制造转型的趋势(许和连等, 2017)。服务化能帮助制造企业降低生产成本(吕政, 2006),实现规模经济(刘斌等, 2016)。然而,制造业服务化离不开生产性服务业的带动。国外很多研究分析了生产性服务业与制造业之间的互动关系(Markusen, 1989; Grubel和Walker, 1989; Eswaran和Kotwal, 2002; Anderson和Van Wincoop, 2004),认为生产性服务业与制造业的发展是相辅相成的关系。国内研究也发现生产性服务进口可以显著促进我国制造业的技术进步(陈启斐和刘志彪, 2014)。宣烨(2012)分析了生产性服务业集聚对制造业效率的空间外溢效应。但此类文献普遍采用城市层面数据进行研究,而从微观企业角度检验生产性服务业集聚对制造企业升级影响的文献却很少。

## (二) 研究假设

随着全球价值链分工的深化,生产性服务业在制造业升级中的作用日益凸显,生产性服务业能够显著提升制造业的竞争力(陈伟达和张宇, 2009)。首先,生产性服务业促进制造业竞争力提升的作用机制,主要体现在降低生产成本和交易成本方面(邱小欢和万晓兰, 2011);其次,生产性服务业的层级分工通过专业化分工、空间外溢效应及比较优势能显著提升制造业的生产效率(宣烨和余泳泽, 2017);再次,生产性服务业来源于制造业中间需求的特性以及面对面服务的需要,使得生产性服务业的区位选择以制造业为中心,围绕制造业进行布局;最后,生

产性服务业的这种集聚现象最终又会通过竞争、专业化、学习和规模经济四大效应促进制造业升级(盛丰, 2014)。因此, 生产性服务业与制造业价值链的融合能够促进制造业附加值的提升(白清, 2015)。

“营改增”的改革对象主要是生产性服务业。一方面, “营改增”通过促进分工使生产性服务业集聚, 从而助力制造业升级。陈钊和王旸(2016)发现“营改增”后服务业企业获得了来自制造业企业更多的业务外包。制造业企业服务外包是服务业集聚的根本动因(Scott, 1986), 而制造业的发展也离不开生产链上服务业的全程投入。制造业发展所依赖的科学技术、专有知识和人力资本均来自于服务业尤其是生产性服务业对其独立的中间投入(刘志彪, 2006)。生产性服务业可以通过调节技术创新能力、人力资本存量 and 经济发展水平带动制造业效率提升(孔婷等, 2010)。刘奕等(2017)证实了生产性服务业集聚与制造业升级之间高度关联、融合促进的内在联系。因此“营改增”会通过促进生产性服务业集聚推动制造企业升级。另一方面, “营改增”打通了制造业与服务业的抵扣链条, 制造业可抵扣外购服务的增值税税额, 而流转税税负下降, 有助于制造业产业升级。具体地, “营改增”前, 生产性服务业缴纳营业税, 制造企业购买生产性服务无法取得增值税专用发票进行抵扣; “营改增”后, 生产性服务业纳入增值税抵扣链条, 可以开具增值税发票。制造企业取得该发票可以进行进项税额抵扣, 从而减少企业外购服务成本, 降低流转税税负。流转税税负的下降, 意味着企业能将更多资源投入转型升级中。因此, 在业务模式不变的情况下, “营改增”能通过降低制造企业流转税税负推动转型升级。图1为“营改增”对制造业升级的影响路径图。本文认为, “营改增”会通过生产性服务业的集聚效应和制造业的减税效应, 促进制造业企业升级。基于此, 提出如下假设:

假设: 在其他条件不变的情况下, “营改增”促进了制造业企业升级; 其中, 地区生产性服务业集聚效应与对制造业的减税效应起到了明显的中介作用。

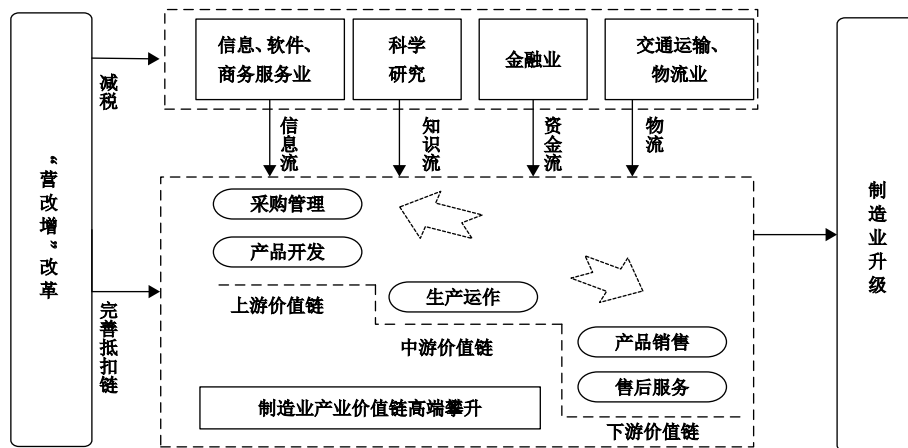


图1 “营改增”对制造业产业升级的影响路径

### 三、研究设计

#### (一) 样本选择和数据来源

本文以2009–2015年沪深两市A股制造业企业为研究对象, 共获得10 462个初始样本, 并进行了如下筛选程序: (1) 剔除被特别处理(ST、PT)类型的公司样本; (2) 剔除资产负债率大于1的公司样本; (3) 剔除变量缺失的样本。最终得到7 206个观测值(分别为2009年630个, 2010年686个, 2011年979个, 2012年1 265个, 2013年1 348个, 2014年1 213个, 2015年1 085个)。本文公司财

务数据来自CSMAR数据库,地区宏观数据来自中经网。本文对连续变量在1%水平上进行了缩尾处理,所有数据处理在STATA 13.0中进行。

## (二) 研究方法与模型

为检验“营改增”对制造业企业升级的影响,本文构建了如下实证模型:

$$Fupdate = \beta_0 + \beta_1 Post + Control + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (1)$$

本文采用渐进双重差分模型, Fupdate为制造业企业升级变量。产业升级包括两层含义,一是指产业结构提升;二是指在产业内提升价值链地位并获取更高附加值。本文的制造业升级主要指的是后者。借鉴刘奕等(2017)的研究,本文一方面采用利税额作为表征工业企业在价值链上位置的指标Fupdate1,另一方面采用资产利润率衡量制造业附加值Fupdate2。由于企业的转型升级需要一个调整过程,本文对制造业升级变量做了前置一期的处理。Post表示政策实施的虚拟变量,若样本所处时点、所在地区实施了“营改增”政策,取1,否则为0。由于除上海(2012年1月试点)以外,其他地区“营改增”试点时间都在一年中的下半年(2012年8月和2013年8月),因此,借鉴陈钊和王旸(2016)的做法,除上海以外其他地区“营改增”试点时间均设为次年年初<sup>①</sup>。借鉴孔伟杰(2012)和刘奕等(2017),控制变量包括:企业规模(Labor)和年龄(Age),分别以职工人数和成立时间的对数衡量;财务杠杆(Lev),以期末负债总额/期末资产总额衡量;经销商议价能力(Customer),以公司前五大客户销售份额占销售总额比重度量;资本密集度(Capital),以年末总资产占营业收入的比重衡量;销售增长率(Income)和总资产增长率(Asset),分别以营业收入和总资产的当期数值与上期数值的差额占上期数值的比重衡量。本文控制了用户市场规模(Pop)和制造业层次(Cargo)两个地区层面的指标,它们分别以每平方公里拥有的人口数和所在地区货运总量衡量。此外,还控制了行业(Indu)和年份(Year)两个虚拟变量。

## 四、实证分析

### (一) 描述性统计

表1给出了主要变量的描述性统计。Fupdate1和Fupdate2均值分别为0.0509和0.0570,表明样本公司平均盈利水平在5%—6%之间。Post均值为0.4419,约45%样本为实验组。企业税负VBTT均值为4.85%,与曹越和李晶(2016)的研究结果一致。生产性服务业集聚水平(Service),最小值为0.0013,最大值为0.1291,说明各地区生产性服务业空间分布差异较大。公司规模、资本密集度和用户市场规模的标准差较大,表明企业在规模、资本状况与地区市场容量方面参差不齐。

表1 变量描述性统计

Variable	N	Mean	Sd	Min	P25	P50	P75	Max
Fupdate1	7206	0.0509	0.0670	-0.208	0.0179	0.0439	0.0804	0.283
Fupdate2	7206	0.0570	0.0817	-0.280	0.0181	0.0489	0.0943	0.332
Post	7206	0.4419	0.4966	0	0	0	1	1
VBTT	7206	0.0485	0.1368	0.0000	0.0220	0.0400	0.0625	10.9358
Service	7206	0.0526	0.0288	0.0013	0.0298	0.0502	0.0629	0.1291
Labor	7206	7.1193	1.0226	4.9127	6.3969	7.1050	7.7562	10.2007
Age	7206	2.7440	0.2940	1.0986	2.5649	2.7726	2.9444	3.6376

<sup>①</sup>考虑到上海“营改增”改革试点时,上海服务业开出的发票在其他地区的制造业中也可以抵扣,因此将上海制造业作为处理组、其他地区制造业作为对照组的分组方法可能存在噪音。然而,Post衡量的是“营改增”改革后,处理组与对照组的转型升级差异程度,若对照组也存在转型升级,那么这一现象只会弱化本文的实证结果,从而低估改革效应,使得实证结果更为稳健。

续表1 变量描述性统计

Variable	N	Mean	Sd	Min	P25	P50	P75	Max
Lev	7206	0.4083	0.2074	0.0438	0.2405	0.3986	0.5667	0.9970
Customer	7206	0.3019	0.1994	0.0350	0.1532	0.2460	0.4033	0.9340
Capital	7206	2.0940	1.4920	0.4151	1.2272	1.7171	2.4828	11.6776
Income	7206	0.1754	0.4572	-0.5559	-0.0353	0.1058	0.2587	3.2730
Asset	7206	0.1718	0.3327	-0.3227	0.0173	0.0976	0.2191	2.8481
Pop	7206	2.5736	1.0348	0.5150	1.8180	2.3985	3.0600	5.8210
Cargo	7206	1.4493	0.7271	0.0087	0.9127	1.4567	1.9083	3.1777

## (二) 相关系数表

表2为主要变量的Pearson相关系数分析表,可以看出,制造业企业的升级与其自身的成长性和发展前景呈正相关关系,与公司规模、年龄、财务杠杆和资本密集度等变量呈负相关关系。变量间的相关系数均低于0.5,不存在严重的多重共线性问题。

表2 相关系数表

	Fupdate1	Fupdate2	Post	VBTT	Service	Labor	Age	Lev	Customer	Capital	Income	Asset	Pop
Fupdate1	1												
Fupdate2	0.9608*	1											
Post	-0.0125	0.00770	1										
VBTT	0.0758*	0.1119*	0.0312*	1									
Service	0.0648*	0.0749*	0.1749*	-0.0173	1								
Labor	-0.0459*	-0.0784*	-0.0850*	-0.0208	-0.0974*	1							
Age	-0.0371*	-0.0309*	0.2252*	0.0030	-0.0080	0.1197*	1						
Lev	-0.3094*	-0.3219*	-0.0897*	-0.0483*	-0.1322*	0.3632*	0.1611*	1					
Customer	-0.0940*	-0.0826*	0.0255	0.0053	0.0304*	-0.1106*	-0.0172	-0.0640*	1				
Capital	-0.1529*	-0.1027*	0.0937*	0.1388*	-0.0387*	-0.2255*	-0.0225	-0.1695*	0.2032*	1			
Income	0.1284*	0.1327*	-0.0272	-0.0324*	0.0457*	-0.0755*	-0.0256	0.0404*	0.0550*	-0.0738*	1		
Asset	0.1139*	0.1429*	0.0480*	0.0628*	0.0550*	-0.1020*	-0.0600*	-0.0297	0.0214	0.1822*	0.3248*	1	
Pop	-0.0492*	-0.0498*	0.0070	-0.0174	-0.1979*	0.0431*	0.0387*	0.0338*	0.0296	0.00490	-0.0134	-0.0141	1
Cargo	0.0159	0.0231	0.0592*	-0.0146	0.2688*	0.0072	0.0122	-0.0309*	-0.0424*	-0.1141*	-0.0130	0.0300	-0.1067*

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

## (三) 多元回归检验结果

1. 基本回归结果。本文将“营改增”政策视作准自然实验,采用双重差分模型考察其对制造业升级的影响。使用双重差分模型需满足两个前提:改革的外生性与平行趋势假定。由于改革是由政府确定并试点推行,而非企业自主选择,所以改革相对于企业行为是外生的(申广军等,2016)。图2给出了平行趋势假定的检验结果,可以看出,政策实施前4年实验组与控制组之间不存在显著差异,因此,满足平行趋势假定的前提。

表3是“营改增”对制造业升级影响的检验结果,其中列(1)和列(2)是OLS模型估计结果,列(3)和列(4)是固定效应模型结果。被解释变量转型升级Fupdate1和Fupdate2分别为代表制造业升级的产出能力与获利能力。不管是OLS回归还是固定效应回归,“营改增”政策变量Post的系数均显著为正,说明在控制其他因素干扰后,“营改增”政策促进了制造业的升级。“营改增”的经济影响并不局限于生产性服务业,若不考虑改革对制造业的影响,会低估改革效应。结合



图2,可以发现该效应至少可以持续两期。此外,销售收入增长率(Income)和总资产增长率(Asset)在所有回归中均显著为正,说明公司的短期投资机会与长期发展前景均对企业升级起到了促进作用。

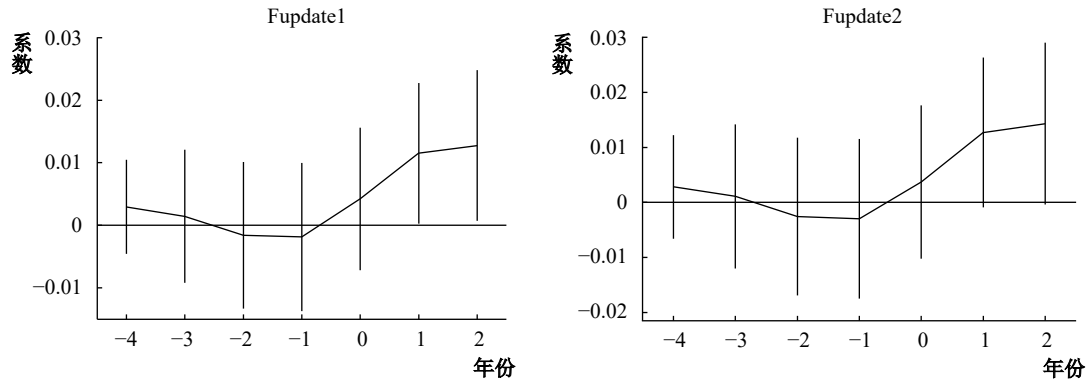


图2 双重差分平行趋势假定

表3 “营改增”是否促进了制造业升级

	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Fupdate1</i>	<i>Fupdate2</i>	<i>Fupdate1</i>	<i>Fupdate2</i>
	OLS	OLS	固定效应	固定效应
<i>Post</i>	0.0062 <sup>**</sup> (2.06)	0.0078 <sup>**</sup> (2.09)	0.0069 <sup>***</sup> (2.62)	0.0075 <sup>**</sup> (2.26)
<i>Labor</i>	0.0029 <sup>***</sup> (3.55)	0.0022 <sup>**</sup> (2.32)	-0.0114(-0.85)	-0.0313(-1.29)
<i>Age</i>	0.0021(0.89)	0.0051 <sup>*</sup> (1.75)	-0.0652 <sup>***</sup> (-3.17)	-0.0536 <sup>**</sup> (-2.10)
<i>Lev</i>	-0.1080 <sup>***</sup> (-24.83)	-0.1320 <sup>***</sup> (-24.50)	-0.0031(-0.27)	-0.0059(-0.41)
<i>Customer</i>	-0.0209 <sup>***</sup> (-5.13)	-0.0233 <sup>***</sup> (-4.60)	0.0089(0.95)	0.0164(1.28)
<i>Capital</i>	-0.0096 <sup>***</sup> (-12.86)	-0.0093 <sup>***</sup> (-9.09)	-0.0015(-1.05)	-0.0017(-0.96)
<i>Income</i>	0.0139 <sup>***</sup> (6.16)	0.0171 <sup>***</sup> (6.04)	0.0088 <sup>***</sup> (3.97)	0.0097 <sup>***</sup> (3.60)
<i>Asset</i>	0.0218 <sup>***</sup> (8.16)	0.0312 <sup>***</sup> (8.75)	0.0050 <sup>**</sup> (2.12)	0.0104 <sup>***</sup> (3.21)
<i>Pop</i>	-0.0024 <sup>***</sup> (-3.59)	-0.0027 <sup>***</sup> (-3.37)	-0.0007(-0.22)	0.0018(0.48)
<i>Cargo</i>	-0.0003(-0.24)	0.0006(0.47)	-0.0082 <sup>***</sup> (-2.67)	-0.0083 <sup>**</sup> (-2.19)
<i>Constant</i>	0.1480 <sup>***</sup> (8.27)	0.1670 <sup>***</sup> (7.82)	0.4370 <sup>***</sup> (3.79)	0.5610 <sup>***</sup> (2.94)
控制行业	控制	控制	控制	控制
控制年份	控制	控制	控制	控制
样本数	7206	7206	7206	7206
<i>R</i> <sup>2</sup>	0.258	0.229	0.057	0.045

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为稳健标准误(下同)。固定效应下*R*<sup>2</sup>为组内*R*<sup>2</sup>。对模型适用固定效应还是随机效应进行了Hausman检验,结果显示应采用固定效应。

2. “营改增”改革促进制造业升级的机制检验。根据上述理论分析,“营改增”可能会通过促进地区生产性服务业集聚和降低制造企业流转税税负促进制造业升级。为验证“营改增”影响制造业升级的机制,本文进行中介效应检验。借鉴温忠麟等(2004),构造以下方程:

$$Fupdate = \beta_0 + \beta_1 Post + Control + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (2)$$

$$M = C + \alpha Post + \beta_2 Control + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (3)$$

$$Fupdate = C + \alpha' Post + \gamma M + \beta_3 Control + \sum Indu + \sum Year + \varepsilon \quad (4)$$

其中, C为常数, M为中介变量, Control为控制变量, 其他变量与模型(1)的含义相同。模型(3)在模型(1)的基础上引入中介变量(M), 分别是地区生产性服务业集聚(Service)和企业流转税税负(VBTT)。生产性服务业集聚(Service)以地区生产性服务业就业人数占所在城市全部就业人数的比重来衡量; 企业流转税税负(VBTT)的衡量, 由于上市公司年报中缺少对企业实际缴纳增值税的统计, 因此, 本文参照以往的研究(童锦治等, 2015; 曹越和李晶, 2016), 采用企业已披露税额倒推流转税税额<sup>①</sup>。

表4给出了以企业产出能力(Fupdate1)表征制造业升级, 考察生产性服务业集聚和公司流转税税负中介效应的结果。列(1)–(3)为考察地区生产性服务业集聚中介效应的结果。列(2)中Post系数正向显著, 说明“营改增”促进了改革地区服务业集聚与发展; 列(3)中Post系数依然显著, 同时Service系数正向显著, 表明生产性服务业集聚的中介效应显著。列(4)中制造企业流转税税负下降但不显著, 需要进行Sobel检验。检验结果发现, Z值为-0.3516, 统计上不显著, 因此流转税税负的中介效应不显著。范子英和彭飞(2017)检验了“营改增”对服务业企业的减税效应后发现, “营改增”的减税效应严重依赖于产业互联和上游行业的增值税税率, “营改增”企业的平均税负没有出现显著下降, 但在具备产业互联的企业中产生了明显的减税效应和分工效应。同理, “改革后制造企业流转税税负下降”这一命题隐含的假设是, “营改增”改革前后制造企业会外购生产性服务以进行转型升级。若部分制造企业没有外购生产性服务, 而是选择利用“营改增”契机发展壮大自身生产性服务业务, 则“营改增”对其流转税税负的降低作用就较为有限。既有文献也佐证了这一推测: 陈钊和王旻(2016)发现, 部分制造业企业由来自给自足提供生产性服务变为对外经营该业务, 其营业收入也相应增加。在这一情形下, “营改增”对制造企业流转税税负的降低作用有限, 这可能是导致列(4)中流转税税负没有显著下降的主要原因。综上, 本文中介效应检验结果表明, “营改增”主要通过促进服务业发展, 为制造业提供新的信息流和知识流等, 推动制造业增加研发、采购和营销等环节, 帮助其实现向价值链高端攀升。

表4 中介效应检验

变量	生产性服务业集聚(Service)的中介效应			税负(VBTT)的中介效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	<i>Fupdate1</i>	<i>Service</i>	<i>Fupdate1</i>	<i>VBTT</i>	<i>Fupdate1</i>
<i>Post</i>	0.0062** (2.08)	0.0081*** (7.60)	0.0056* (1.83)	-0.0025 (-0.35)	0.0063** (2.11)
<i>VBTT</i>					0.0287*** (5.65)
<i>Service</i>			0.0697** (2.05)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
控制行业	控制	控制	控制	控制	控制
控制年份	控制	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.2577	0.5161	0.2582	0.0432	0.2610
样本数	7206	7206	7206	7206	7206
Sobel检验				Z=-0.3516	

注: 以Fupdate2为因变量的中介效应检验结果基本一致, 限于篇幅没有列示, 留存备索。

① 本文以教育费附加和城市维护建设税来倒推企业缴纳的流转税, 具体做法如下: (1) 若教育费附加费率以单一税率披露, 则利用教育费附加金额除以披露税率。(2) 若公司披露多种教育费附加费率, 则利用城市维护建设税除以对应的单一税率。(3) 若教育费附加率和城市维护建设税率均为多档税率, 则采用教育费附加为基础分析确定具体税率。如教育费附加和地方教育费附加分别披露3%和2%, 则总的教育费附加费率为5%。采用上述方法倒推企业的流转税税负后, 减去企业的消费税金额, 再除以营业收入, 就得到了企业的税负水平。



## 五、“营改增”改革对制造业产业升级的异质性检验

### (一)“营改增”改革促进制造业升级效应的异质性检验：所有制差异

一般认为国有企业与民营企业对外部环境变化的敏感度不同。国有企业受行业垄断和地方政府保护的程 度较大,而民营企业一般面临更多的融资约束和外部竞争,直接接受市场优胜劣汰的考验,对外部环境更敏感。接下来本文将检验“营改增”能否同时带动国有企业和民营企业转型升级。检验结果见表5,可以看出,“营改增”改革对制造企业升级的拉动作用主要存在于民营企业,对国有企业升级的作用并不明显,表明民营企业能迅速依据外部环境调整经营策略,从而实现转型升级,是当下经济高质量发展的主要动力来源。

表5 “营改增”改革促进制造业升级的异质性检验：所有制差异

	(1) <i>Fupdate1</i>	(2) <i>Fupdate1</i>	(3) <i>Fupdate2</i>	(4) <i>Fupdate2</i>
	民营企业	国有企业	民营企业	国有企业
<i>Post</i>	0.0074*(2.23)	0.0045(1.01)	0.0089*(2.06)	0.0035(0.62)
控制变量	控制	控制	控制	控制
控制行业	控制	控制	控制	控制
控制年份	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.0473	0.1168	0.0387	0.1036
样本数	4715	2491	4715	2491

注：本文也采用了OLS模型进行回归，回归结果与固定效应基本一致。限于篇幅，没有列示，备案，下同。

### (二)“营改增”改革促进制造业升级效应的异质性检验：地区税收征管力度差异

“营改增”经济效应的发挥受税收征管力度的影响(倪红福等, 2016)。税收征管力度是影响企业避税程度的重要外部因素(江轩宇, 2013),地区税收征管力度越强,企业避税行为的成本越高(Rego和Wilson, 2012),该地区企业可能对外部税收环境变化更敏感。作为一项税收政策,“营改增”改革是否更能促进税收征管力度较强地区的生产性服务业集聚,从而带动当地制造企业转型升级?本文借鉴叶康涛和刘行(2011)的方法,采用地区实际税收收入与预期可获取的税收收入之比来衡量各地税收征管强度,将样本分为税收征管力度较强地区企业和税收征管力度较弱地区企业。具体的做法是:首先,依据建立以地区年度税收收入占GDP比重为因变量,以第一、二产业产值和进出口额为自变量的回归模型,得到估计的相关系数,并计算预期税收收入占GDP的比重;其次,计算实际税收收入与预期收入之比,得到各地区税收征管力度;最后,按照地区税收征管力度高低分组,对分样本采用模型(1)进行检验。检验结果见表6,可以发现,“营改增”对制造业升级的带动作用主要体现在税收征管力度较强的地区,表明该地区企业对改革更加敏感,通过改革实现升级的动机与能力更强。而税收征管力度较弱的地区企业对税收改革的敏感度更低,未能充分利用改革机遇实现升级。

表6 “营改增”促进制造业升级的异质性检验：地区税收征管力度差异

	(1) <i>Fupdate1</i>	(2) <i>Fupdate1</i>	(3) <i>Fupdate2</i>	(4) <i>Fupdate2</i>
	税收征管力度较强地区的企业	税收征管力度较弱地区的企业	税收征管力度较强地区的企业	税收征管力度较弱地区的企业
<i>Post</i>	0.0134*** (2.95)	0.0008(0.25)	0.0156*** (2.73)	-0.0007(-0.17)
控制变量	控制	控制	控制	控制
控制行业	控制	控制	控制	控制
控制年份	控制	控制	控制	控制
$R^2$	0.0892	0.0527	0.0785	0.0434
样本数	2471	4735	2471	4735

## 六、稳健性检验

### (一) 控制内生性: PSM-DID 检验

由于“营改增”政策采用了按照地区和行业先试点,再逐步推广到全国的实施办法,因此样本可能存在自选择性问题,即并非因为“营改增”的实施促进了制造业的升级,而是实验组的样本相对于处理组的样本更倾向于升级。为排除这一内生性问题产生的影响,我们首先采用临近匹配法对全样本中的实验组和控制组进行1:1匹配,然后对匹配后获得的样本使用双重差分进行回归。为了确定PSM的匹配变量,分析影响试点地区的因素,我们通过逐步回归并根据回归结果P值大小和经济意义,最终选取了公司规模(Labor)、财务杠杆(Lev)、销售收入增长率(Income)、用户市场规模(Pop)、地区制造业层次(Cargo)作为PSM的匹配变量。表7左侧报告了Logit回归结果,可以看出,选取的各变量均显著,并且公司规模越大、财务杠杆越高、销售增长率越高的公司被选取为试点的可能性越小;公司所属货运量越大,被选取为“营改增”试点地区的可能性越大。表7右侧为平衡性检验的结果,可以看出,匹配后所有变量的标准化偏差均小于10%,并且实验组与控制组的差异均不再显著,平衡性检验得到满足。表8中的列(1)和列(2)为PSM-DID回归结果,可以看出,在对实验组和控制组进行匹配后,Post系数仍显著为正,进一步验证了“营改增”政策促进了制造业升级。

表7 PSM与平衡性检验

	Logit回归结果	匹配前(U)匹配后(M)			偏差降幅(%)	t-test	
		实验组	控制组	偏差		t	p> t
Labor	-0.1301*** (-5.11)	U	7.0216	7.1967	87.2	-7.24	0.000
		M	7.0216	7.0440		-0.89	0.372
Lev	-0.6236*** (-5.01)	U	0.3874	0.4249	94.1	-7.65	0.000
		M	0.3874	0.3896		-0.43	0.666
Income	-0.1327** (-2.44)	U	0.1615	0.1865	93.8	-2.31	0.021
		M	0.1615	0.1631		-0.15	0.884
Cargo	0.1613*** (4.90)	U	1.4976	1.4110	76.7	5.03	0.000
		M	1.4976	1.4774		2.8	1.11

表8 稳健性检验: PSM-DID与安慰剂检验

	PSM-DID		安慰剂检验	
	(1)Fupdate1	(2)Fupdate2	(3)Fupdate1	(4)Fupdate2
Post	0.0066* (2.24)	0.0077* (2.05)		
Post <sub>t-1</sub>			-0.0026 (-0.94)	-0.0029 (-0.84)
控制变量	控制	控制	控制	控制
控制行业	控制	控制	控制	控制
控制年份	控制	控制	控制	控制
R <sup>2</sup>	0.0658	0.0536	0.0560	0.0439
样本数	6368	6368	7206	7206

### (二) 安慰剂检验

本文还需要排除另一种可能性,即我国制造业企业可能正处于转型升级阶段,前文发现的制造业的升级并非由“营改增”导致。为此,本文进一步做了安慰剂检验,将“营改增”政策实施

时点向前推了一年。表8的列(3)和列(4)是安慰剂检验的结果,  $Post_{it}$ 表示将“营改增”政策实施时点向前推一年,如上海在2012年实施了“营改增”政策,如果样本处于2011年及以后的上海,则取1,否则为0。可以看出,  $Post_{it}$ 系数为负且不显著,说明前文发现的制造企业升级确实是由“营改增”引起的,研究结论稳健。

### (三) 限制样本范围和考虑税收洼地的影响<sup>①</sup>

1. 仅以上海地区“营改增”试点为对象。理论上,以所有改革地区为样本,利用地区改革的时间先后差异,将后改革地区作为先改革地区的对照组,能使平行趋势假设更易得到满足。但这样的处理方式可能会使得最后样本期间的样本均为处理组,造成因个别年份处理组样本过多而导致改革效应评估偏差的情形。为此,本文剔除2013年及以后年度样本,仅以上海“营改增”试点为对象,检验发现“营改增”促进了制造业升级,研究结论稳健。

2. 考虑税收洼地的影响。前文虽然证明了“营改增”后试点地区制造企业会进行转型升级,但它可能是改革试点中的税收洼地造成的,在改革全面推开后,这一现象可能会消失。“营改增”改革进程可分为两个阶段:第一阶段是2012年1月1日至2013年8月1日,交通运输业和部分现代服务业以及广播影视服务业先从个别省份试点,然后推广至全国;第二阶段是2014年1月1日至2016年5月1日,铁路运输和邮政服务业及建筑业、房地产业、金融业和生活服务业全部被纳入“营改增”改革范围。在第一阶段中,试点地区可分为三个批次:第一批次为2012年1月1日开始试点的上海市;第二批次为2012年9月1日至2012年12月1日试点的地区,包括北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江和湖北8省份;第三批次为2013年8月1日开始改革的其他省份。研究发现,剔除第一和第二批次试点地区样本后,“营改增”依然促进了其他改革地区制造业转型升级,研究结论稳健。

## 七、研究结论及政策启示

长期以来中国凭借低成本要素优势融入全球价值链分工,在经济高速增长的同时也陷入了“低端锁定”困境。其比较优势主要体现在加工组装与生产环节,呈现“大而不强”的特征。随着全球贸易放缓、国际分工格局加快重构、我国人口红利消失和劳动力成本攀升,中国制造的传统竞争力越发式微,亟须转型升级。《国务院办公厅关于创新管理优化服务培育壮大经济发展新动能加快新旧动能接续转换的意见》(国办发〔2017〕4号)指出,加快培育和壮大新动能、改造提升传统动能是促进经济结构转型的重要途径。生产性服务业对重塑增长动力有重要作用,是转型升级的新动力和主引擎。学界和政策层普遍认为“营改增”能通过减少重复征税促进服务业发展。而服务业是制造业增长的推进器,所以产业融合背景下“营改增”的作用并不限于服务业,更重要的是它通过培育服务业新动能带动传统动能(制造业)的改造提升,而制造业的提升又会为服务业提供更扎实的市场需求,最终实现新旧动能转换。

学术界有关“营改增”经济后果的文献,主要集中于分析改革对生产性服务业的影响,考察改革对制造业影响的研究很少,机理分析更为鲜见。本文以2009-2015年沪深两市A股制造业为研究对象,检验了“营改增”对制造企业转型升级的影响及其机理。研究发现,首先,“营改增”促进了制造企业升级,且至少可以持续两期,该结论在一系列稳健性检验中依然成立。其次,地区服务业集聚在“营改增”推动制造企业升级中起到了明显的中介效应,而流转税税负下降的作用有限。最后,异质性分析结果表明,“营改增”改革的制造企业升级效应在民营企业 and 税收征管力度较强的地区较明显,但对国有企业和税收征管力度较弱地区企业的影响不明显。本文的研究结论表明,忽视改革对制造业的影响,会导致对“营改增”改革效应的低估。

<sup>①</sup>感谢匿名审稿人的建议。篇幅所限,实证结果未列示,备案。

本文结论具有如下政策启示:第一,“营改增”改革对制造业升级的提升作用主要体现在生产性服务业的产业带动,而非流转税税负的降低。地方政府应制定适合本地区的经济发展战略规划,积极推动制造业基地的配套生产性服务中心建设,促进区域内的创新要素集聚,为生产性服务业发展创造良好环境;搭建高质量公共服务平台,降低区域内制造企业对生产性服务的搜寻成本,以生产性服务业集聚来助推制造企业升级,促进其向更高阶段的价值链攀升。第二,生产性服务业本身就是从制造业中分离出来的,制造业越发达,服务业发展也越快。对当前面临转型升级压力的制造企业,适当给予资金补贴及所得税减免优惠,鼓励其将生产性服务外包,为生产性服务业创造大量需求,从而推动生产性服务业的规模化和专业化发展,最终在制造业和服务业互动融合下完成产业升级。第三,本文研究发现“营改增”改革主要促进了民营企业转型升级,未能带动国有企业升级。混合所有制改革是激发国有企业转型升级的内生动力,也是当下促进国有企业高质量发展的重要突破口。深化混合所有制改革,改变国有企业的股权结构,使得非国有企业资本积极参与国有企业治理,内部优化重组,改善组织结构,从而助力国有企业转型升级,由此从根本上实现我国制造业转型升级。

#### 主要参考文献:

- [1] 白彦锋,胡涵. 增值税“扩围”改革后中央与地方收入分享比例问题研究[J]. 税务研究,2012,(1).
- [2] 曹越,李晶. “营改增”是否降低了流转税税负——来自中国上市公司的证据[J]. 财贸经济,2016,(11).
- [3] 陈丽娴,沈鸿. 制造业服务化如何影响企业绩效和要素结构——基于上市公司数据的PSM-DID实证分析[J]. 经济学动态,2017,(5).
- [4] 陈启斐,刘志彪. 生产性服务进口对我国制造业技术进步的实证分析[J]. 数量经济技术经济研究,2014,(3).
- [5] 陈伟达,张宇. 生产者服务业对制造业竞争力提升的影响研究——基于我国投入产出表的实证分析[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版),2009,(3).
- [6] 陈钊,王旸. “营改增”是否促进了分工:来自中国上市公司的证据[J]. 管理世界,2016,(3).
- [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).
- [8] 高培勇. “营改增”的功能定位与前行脉络[J]. 税务研究,2013,(7).
- [9] 龚强,王璐颖,蔡东玲. “营改增”对企业创新的影响研究[J]. 浙江社会科学,2016,(8).
- [10] 胡怡建. 2013中国财政发展报告:促进发展方式转变“营改增”研究[M]. 北京:北京大学出版社,2013.
- [11] 江轩宇. 税收征管、税收激进与股价崩盘风险[J]. 南开管理评论,2013,(5).
- [12] 孔婷,孙林岩,冯泰文. 生产性服务业对制造业效率调节效应的实证研究[J]. 科学学,2010,(3).
- [13] 孔伟杰. 制造业企业转型升级影响因素研究——基于浙江省制造业企业大样本问卷调查的实证研究[J]. 管理世界,2012,(9).
- [14] 李青,方建潮. 增值税全面“扩围”对省级政府税收收入的影响——基于投入产出表的模拟测算[J]. 财贸经济,2013,(6).
- [15] 李永友,严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗?[J]. 经济研究,2018,(4).
- [16] 刘斌,魏倩,吕越,等. 制造业服务化与价值链升级[J]. 经济研究,2016,(3).
- [17] 刘奕,夏杰长,李垚. 生产性服务业集聚与制造业升级[J]. 中国工业经济,2017,(7).
- [18] 刘志彪. 发展现代生产者服务业与调整优化制造业结构[J]. 南京大学学报(哲学·人文科学·社会科学),2006,(5).
- [19] 吕政,刘勇,王钦. 中国生产性服务业发展的战略选择——基于产业互动的研究视角[J]. 中国工业经济,2006,(8).
- [20] 倪红福,龚六堂,王茜萌. “营改增”的价格效应和收入分配效应[J]. 中国工业经济,2016,(12).
- [21] 倪婷婷,王跃堂. 增值税转型、集团控制与企业投资[J]. 金融研究,2016a,(1).
- [22] 倪婷婷,王跃堂. 投资者认可增值税改革吗——基于全面增值税转型和“营改增”的经验证据[J]. 上海财经大学学报,2016b,(6).
- [23] 聂辉华,方明月,李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界,2009,(5).



- [24] 石中和, 娄峰. “营改增”及其扩围的社会经济动态效应研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (11).
- [25] 孙正, 张志超. 流转税改革是否优化了国民收入分配格局?——基于“营改增”视角的PVAR模型分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2015, (7).
- [26] 童锦治, 苏国灿, 魏志华. “营改增”、企业议价能力与企业实际流转税税负——基于中国上市公司的实证研究[J]. 财贸经济, 2015, (11).
- [27] 王跃堂, 倪婷婷. 增值税转型、产权特征与企业劳动力需求[J]. 管理科学学报, 2015, (4).
- [28] 许和连, 成丽红, 孙天阳. 制造业投入服务化对企业出口国内增加值的提升效应——基于中国制造业微观企业的经验研究[J]. 中国工业经济, 2017, (10).
- [29] 宣烨. 生产性服务业空间集聚与制造业效率提升——基于空间外溢效应的实证研究[J]. 财贸经济, 2012, (4).
- [30] 杨得前, 刘仁济. 税式支出、财政补贴的转型升级激励效应——来自大中型工业企业的经验证据[J]. 税务研究, 2017, (7).
- [31] 叶康涛, 刘行. 税收征管、所得税成本与盈余管理[J]. 管理世界, 2011, (5).
- [32] 赵靓, 吴梅. 我国生产性服务业对出口产品竞争优势的影响研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2016, (3).
- [33] Anderson J E, Van Wincoop E. Trade costs[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(3): 691–751.
- [34] Eswaran M, Kotwal A. The role of the service sector in the process of industrialization[J]. *Journal of Development Economics*, 2002, 68(2): 401–420.
- [35] Gereffi G. International trade and industrial upgrading in the apparel commodity chain[J]. *Journal of International Economics*, 1999, 48(1): 37–70.
- [36] Grubel H, Walker M. Service industry growth: Causes and effects[M]. Vancouver: Fraser Institute, 1989.
- [37] Humphrey J, Schmitz H. Governance and upgrading: Linking industrial cluster and global value chain research[M]. Brighton: Institute of Development Studies, 2000.
- [38] Markusen J R. Trade in producer services and in other specialized intermediate inputs[J]. *The American Economic Review*, 1989, 79(1): 85–95.
- [39] Piggott J, Whalley J. VAT base broadening, self supply, and the informal sector[J]. *American Economic Review*, 2001, 91(4): 1084–1094.
- [40] Poon T S C. Beyond the global production networks: A case of further upgrading of Taiwan’s information technology industry[J]. *International Journal of Technology and Globalisation*, 2004, 1(1): 130–144.
- [41] Rego S O, Wilson R. Equity risk incentives and corporate tax aggressiveness[J]. *Journal of Accounting Research*, 2012, 50(3): 775–810.
- [42] Scott A J. Industrial organization and location: Division of labor, the firm, and spatial process[J]. *Economic Geography*, 1986, 62(3): 215–231.

## Reform of Replacing Business Tax with VAT, Industrial Interconnection and Manufacturing Upgrading: Based on the Mechanism Test of Tax Reduction and Producer Service Industry Agglomeration

Ni Tingting<sup>1</sup>, Wang Yuetang<sup>2</sup>, Wang Shuai<sup>3</sup>

(1. School of Accounting, Nanjing University of Finance & Economics, Jiangsu Nanjing 210023, China;

2. School of Management, Nanjing University, Jiangsu Nanjing 210093, China;

3. Jiangsu Branch of Baker Tilly, Jiangsu Nanjing 210000, China)

**Summary:** Recently, the reform of “replacing business tax with VAT” has been an important means for the Chinese government to promote economic growth. It has had a

profound impact on the service industry's tax burden, social welfare and local fiscal revenue. However, the ultimate goal of this reform is not simply to reduce taxes, but to promote China's transformation and upgrading by promoting the division of labor among industries. The research on the impact of replacing business tax with VAT has been concentrated on the service industry, while fewer studies have analyzed its impact on manufacturing enterprises. Theoretically, "replacing business tax with VAT" can promote the development of the service industry by encouraging specialization and innovation, thereby providing new information and knowledge flow to the manufacturing industry, and promoting the manufacturing industry to increase R&D, procurement, marketing and other links to help it achieve a higher value chain. On the other hand, the manufacturing industry is also a net beneficiary of this reform. After the reform, the VAT input tax amount of its outsourcing services has changed from non-deductible to deductible, and the tax burden has been reduced, which will also stimulate the transformation and upgrading of manufacturing enterprises. Which path matters more? This paper takes the A-share manufacturing enterprises in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2009 to 2015 as the object, and tests the influence and mechanism of the replacing business tax with VAT on the transformation and upgrading of manufacturing enterprises. It finds that the reform promotes manufacturing enterprises' transformation and upgrading, and its effect can last at least two years. The concentration of regional producer service industry plays a significant intermediary effect in promoting manufacturing upgrading, while the influence of turnover tax burden reduction is limited. The reform obviously promotes the upgrading of private manufacturing enterprises and districts of higher institutional pressure, instead of state-owned enterprises and districts of lower institutional pressure. The research in this paper shows that the reform's influence is not limited to the service industry. What is more significant is that it will promote the transformation and upgrading of traditional kinetic energy (manufacturing industry) by cultivating new kinetic energy in the service industry. The latter will then provide a more solid market demand for the service industry, and eventually achieve the conversion of old and original kinetic energy. This paper reveals the impact and mechanism of the reform of replacing business tax with VAT on manufacturing upgrading. Its conclusions have important policy implications for current tax reduction and industrial upgrading policies.

**Key words:** reform of replacing business tax with VAT; manufacturing upgrading; turnover tax burden; producer service agglomeration

(责任编辑: 王西民)