

“营改增”是否降低了流转税税负

——来自中国上市公司的证据*

曹 越 李 晶

内容提要:本文以2010—2014年中国上市公司的数据为样本,运用PSM和DID方法分别考察了“营改增”先行地区(上海和8省市)及全国性“营改增”对公司流转税税负的影响。研究发现,与非试点地区试点行业相比,“营改增”对先行试点地区试点公司流转税税负无显著影响;与非试点公司相比,“营改增”使试点公司的流转税税负短期略有上升、长期略有下降。进一步区分所有权性质的检验发现,“营改增”使得国有企业和中央国有企业的流转税税负略有下降,非国有企业和地方国有企业的流转税税负在先行试点地区略有上升,但在全国性试点后短期略有上升、长期略有下降;“营改增”对非国有企业和地方国有企业的影响更大。整体而言,“营改增”对公司流转税税负并无显著影响,在区分试点地区、试点行业以及所有权性质之后,仍未发现显著影响,基本符合政策预期。

关键词:营改增 流转税 税负影响

作者简介:曹 越,湖南大学工商管理学院副教授、博士,410082;

李 晶,湖南大学工商管理学院博士研究生,410082。

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2016)11-0062-15

一、引 言

为了完善税制、避免重复征税、促进现代服务业的发展,财政部和国家税务总局于2011年11月16日印发《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号)。该方案以交通运输业和部分生产性现代服务业为试点行业,将上海作为首个试点地区,并呈“雁阵”在全国逐步铺开。“营改增”是深化财税体制改革的重头戏和供给侧改革的重要举措。2016年全国两会期间,李克强总理强调,自5月1日起,全面实施“营改增”,将试点范围扩大到建筑业、房地产业、金融业和生活服务业,确保所有行业税负只减不增。表1列示了“营改增”具体的试点地区、启动时间、试点行业和政策依据。

* 基金项目:财政部全国会计科研课题重点项目“审计监督治理功能的作用机理、实施路径与促进机制研究”(2015KJA017);湖南省哲学社会科学基金一般项目“新常态下审计监督治理功能研究”(15YBA079);国家社会科学基金“资产误定价与系统性金融风险平滑性释放及动态监管研究”(16BGL050)。作者感谢匿名审稿人的宝贵意见和建议。当然,文责自负。

表 1 “营改增”改革进程与试点行业

试点地区	试点时间	试点行业	试点前营业税税率	试点后增值税税率(一般纳税人)	政策依据
上海	2012年1月1日	“1+6”:“1”是交通运输业,包括陆路运输、水路运输、航空运输和管道运输服务;“6”即现代服务业中6个行业,包括研发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、有形动产租赁和鉴证咨询服务	交通运输业:3%,现代服务业:5%	交通运输业:11%,有形动产租赁:17%,除有形动产租赁之外的现代服务业:6%	财税[2011]111号
北京	2012年9月1日				财税[2012]71号
江苏、安徽	2012年10月1日				
福建(含厦门)、广东(含深圳)	2012年11月1日				
天津、浙江(含宁波)、湖北	2012年12月1日				
全国范围	2013年8月1日	“1+7”:在“1+6”的基础上增加广播影视服务	5%	6%	财税[2013]37号
	2014年1月1日	“2+7”:在“1+7”的基础上增加交通运输业中的铁路运输和邮政业	3%	11%	财税[2013]106号
	2014年6月1日	“3+7”:在“2+7”的基础上增加电信业	3%	基础电信服务:11%,增值电信服务:6%	财税[2014]43号
	2016年5月1日	“全部”:在“3+7”的基础上增加建筑业、房地产业、金融业和生活服务业	建筑业:3%,房地产业、金融业和生活服务业:5%	建筑业和房地产业:11%,金融业和生活服务业:6%	财税[2016]36号

“营改增”试点地区和试点行业的不断扩大,使产业链减税效果明显。财政部税政司公布的“营改增”减税数据显示:截至2015年底,累计实现减税6412亿元。值得注意的是,税政司统计的减税效果既有政策本身的效果,也有企业自身业绩变化和宏观经济形势变化等其他因素的影响。因此,剔除干扰因素,单独考察“营改增”政策本身的减税效果更有意义和参考价值。在已有针对营业税的研究中,学者们侧重关注不同地区之间营业税税率差异对创业的影响(Newman和Sullivan,1988;Papke,1991)、不确定性条件下营业税的中性设计(Bonds和Devereux,1995)以及营业税的税负水平(平新乔等,2010)、福利效应(平新乔等,2009)和征管力度(杨得前,2013)。针对“营改增”的实证研究,现有文献主要从宏观和微观两个层面展开:一是宏观层面,学者们侧重关注“营改增”的结构性减税效应(吴金光等,2014)、“营改增”对宏观经济、行业增加值、能源消费结构、节能减排、消费性财富、人均效率资本、国民收入分配格局和收入分配效应的影响(石中、娄峰,2015;孙正、张志超,2015);二是微观方面,已有文献侧重关注“营改增”对公司流转税税负(王珮等,2014;郭均英、刘慕岚,2015;童锦治等,2015)、股价波动(李嘉明等,2015)、企业投资、劳动雇佣、研发行为(袁从帅等,2015)、企业成长(赵连伟,2015)、财务业绩(李成、张玉霞,2015)和专业化

分工(陈钊、王暘,2016)的影响。上述文献为本文奠定了重要基础,但检验“营改增”对公司流转税税负影响的文献很少,且有待进一步推进:一是研究方法上,部分文献没有分离出“营改增”政策本身对企业流转税税负的影响(郭均英、刘慕岚,2015;李嘉明等,2015),采用双重差分模型(以下简称 DID)考察上海“营改增”税负效应的文献(王珮等,2014;童锦治等,2015)并未特别关注该方法的适用前提;二是流转税税负度量指标上,现有文献主要基于现金流量表数据,并非基于应计制计算流转税税负,存在一定程度的衡量偏误;三是样本区间选择上,基于数据的可获得性,现有文献集中讨论上海“营改增”对公司流转税税负(童锦治等,2015;李嘉明等,2015)和交通运输业流转税税负(王珮等,2014)的影响,并未全面考察除上海之外的 8 省市和全国性试点情况,有关“营改增”对公司流转税税负影响的经验证据甚为缺乏。

本文专门讨论“营改增”对公司流转税税负的影响,主要贡献在于:一是利用倾向匹配得分法(以下简称 PSM)检验上海市“营改增”对公司流转税税负的影响。现有文献主要利用 DID 来检验上海市“营改增”的政策效应,但该方法运用的前提须满足“随机试验或自然实验”的严格假设。尽管部分文献论证到“营改增”近似于“自然实验”,但并非完全意义上的“自然实验”。经过调研发现,国家选择上海作为第一个试点地区,原因在于其在税收征管、地理位置、业务类型、公司类型和税源充足等方面的优势。这些优势固然决定了选择上海试点更有利于“营改增”方案的顶层设计,但也可能引起公司从其他地区迁入上海,使考察上海试点公司(处理组)与非试点公司(控制组)的初始条件不完全相同,从而引发“选择偏差”。控制“选择偏差”的重要方法是 PSM,该方法试图通过匹配再抽样的方法,使观测数据尽可能地接近随机试验数据。本文采用 PSM 来检验上海“营改增”对公司流转税税负的影响,丰富了现有文献的检验方法。二是采用 DID 方法,按“营改增”逐步推进时间和公司所有权性质系统考察“营改增”对 8 省市和全国性试点公司流转税税负的影响。本文先后考察了上海和 8 省市(北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江和湖北)以及全国性“营改增”对试点公司流转税税负的影响,并区分公司所有权性质进行了分组检验,全面评估了“营改增”对公司流转税税负的影响,弥补了现有文献仅检验上海“营改增”对公司税负影响的局限。三是改进了测算“营改增”流转税税负的方法。本文利用教育费附加、地方教育费附加以及城市维护建设税估算出公司流转税税额,再剔除消费税,减少了“营改增”涉及流转税税额的衡量偏误,是对现有文献估算公司流转税税负方法的推进。

本文剩余部分安排如下:第二部分为理论分析与研究假设,第三部分为研究设计,第四部分为样本选择过程及主要变量的描述性统计结果,第五部分是实证检验结果与分析,第六部分为研究结论与政策建议。

二、理论分析与研究假设

(一)“营改增”与公司流转税税负

《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号)规定的基本原则之一就是“改革试点行业总体税负不增加或略有下降,基本消除重复征税”,财政部据此原则设计了“营改增”方案,包括税率设定等内容,然而实际设置的多档税率(11%、6%)却被解读为“结构性减税”。与原增值税法规相比,“营改增”试点实施细则(财税[2013]106号、财税[2014]43号)的主要变化有:(1)在增值税税率方面,提供有形动产租赁服务税率为 17%,提供交通运输业、邮政业和基础电信服务税率为 11%,提供除有形动产租赁之外的现代服务业(包括研发和技术、信息技术、文化创意、物流辅助、

鉴证咨询和广播影视)和增值电信服务税率为6%。(2)应税服务的应征增值税销售额超过500万元的纳税人为一般纳税人,适用增值税税率,未超过500万元的纳税人为小规模纳税人,适用征收率(3%)。(3)在进项税额不得抵扣的规定中,删除“自用的应征消费税的摩托车、汽车、游艇,但作为提供交通运输业的运输工具和租赁服务标的物的除外”。(4)纳税人提供应税服务同时适用免税和零税率规定的,优先适用零税率。上述变化表明,若“营改增”涉及试点行业的纳税人为小规模纳税人,则征收率3%,这与“营改增”前的3%(交通运输业、邮电通信业、文化体育业)和5%(服务业)相比,交通运输业、邮政业和电信业的税负不变,而现代服务业中7个行业的税负将降低。若“营改增”涉及试点行业的公司为一般纳税人,按税率征税,交通运输业、邮政业和基础电信业为11%,比改革前的3%提高了8%,但可以抵扣进项税额,改革后这些行业的公司采购的运输设备、燃料、有形动产、应税服务均可以享受6%、11%、13%或17%的进项抵扣。据此,可以测算交通运输业流转税税负变化:按原增值税政策和“营改增”政策,交通运输业涉及进项的税率可能有6%、11%、13%和17%,假设销项税额和进项税额发生在同一年度,那么税率差异(11%减去涉及的可能的进项税率)分别为5%、0%、-2%和-6%。鉴于交通运输业接受除有形动产租赁之外的现代服务业(6%)业务偏少,因而长期来看在税率差方面更有优势。考虑到交通运输业并非劳动密集型产业,涉及进项抵扣的业务较多,即“营改增”从长远来看有助于降低交通运输业的流转税税负。短期来看,“营改增”后交通运输业流转税税负变化的关键取决于取得进项税额的多少。若交通运输业上市公司“营改增”后大幅增加运输设备、安全设备等有形动产投资,流转税税负会降低,反之则会上升。鉴于本文考察的是短期,于是提出假设1a:

假设1a:“营改增”对交通运输业试点公司流转税税负没有显著影响。

对于现代服务业中7个行业的一般纳税人而言,两项最大的成本是人工费和房地产租金。尽管“营改增”后的税率6%比改革前的5%仅仅增加了1%且可以抵扣进项,但由于现代服务业大多为劳动密集型行业,雇佣的人工成本是不能抵扣的,房地产的租金在房地产业“营改增”完成(2016年5月1日)前也不能抵扣。短期来看,现代服务业大幅增加进项税额抵扣的可能性小,据此提出假设1b:

假设1b:“营改增”使部分现代服务业试点公司流转税税负略有提高。

综合上述行业税负分析及“营改增”的基本原则,提出假设1:

假设1:“营改增”对试点公司的流转税税负没有显著影响。

(二)“营改增”、所有权性质与公司流转税税负

与非国有企业相比,“营改增”对国有企业流转税税负的影响可能更小,原因在于:一是国有企业需要承担政府的政策性目标。为了实现“营改增”的政策目标,政府可能通过减免增值税和行政干预促使国有企业增加设备类固定资产投资以增加进项税额抵扣来降低国有企业的流转税税负。二是国有企业参与“营改增”是“营改增”政策顺利推进的必要条件。作为市场主体,国有企业管理层也有业绩考核的压力,因而有劝说政府给予税收优惠和其他扶持政策(如政府补助)来降低流转税税负的动机。容易发现,政府的政策目标与国有企业管理层的考核目标是相容的。而作为完全市场化运作的非国有企业并不需要承担政府的政策目标,它们以股东财富最大化为目标,根据“营改增”政策的影响做出符合自身利益的决策且更看重长远。因而,可以预期,非国有企业并不会因为仅仅享受短期的税收利益而在“营改增”之后大量购进有形动产和应税服务、大幅增加设备类固定资产的投资,同时也难以获得政府给予的非法定的增值税优惠政策。据此,提出假设2:

假设2:与试点国有企业相比,“营改增”使试点非国有企业的流转税税负略高。

进一步将试点国有企业划分为中央政府控制的国有企业(以下简称“中央国企”)和地方政府控制的国有企业(以下简称“地方国企”),“营改增”对两者的影响可能存在差异。原因在于:首先,中央国企涉及的产业大都属于国家战略性支柱产业,中央国企一直受到国家重点扶持,包括税收优惠。其次,分税制改革以来,中央政府获得了国家财政的集中控制权,丰裕的财政收入降低了其对中央国企税收资源的需求。最后,中央政府一般不会直接干预中央国企,因为这符合“政企分离”的基本要求(刘行、李小荣,2012)。中国财政的分权化改革强化了地方政府追求经济增长和税收收入最大化的激励,当地方政府官员的晋升与地区经济增长直接挂钩时,地方政府会通过行政手段干预地方国企。尽管“营改增”并未改变现行财税收入分配体制,^①但改革原则及近年来经济下行风险不断加大的宏观形势,很可能使地方政府税收收入减少。那么,地方政府控制地方国企的策略可能选择“掠夺之手”。理由在于:一是在“营改增”现行税收分成保持不变的情况下,地方政府要保持税收收入增长,有培植税源(帮助改进地方国企的业绩、鼓励创业等)和加强征管力度两个途径。前者属于“扶持之手”,增加税收收入见效慢;后者属于“掠夺之手”,增加税收收入立竿见影。加强征管力度也是国务院、国家税务总局在“营改增”方案实施后所强调的重要内容(如税收违法黑名单公布和联合惩戒制度,税总发[2014]105号和税总发[2016]84号等)。因此,加强征管力度、加大税收违法案件的处罚力度成为地方政府应对“营改增”引发的税收减少以及执行中央政府政策的最佳选择。二是地方政府官员均有一定的任期,财政盈余是其业绩考核的重要指标,“营改增”和经济下行压力双重因素引起的税收收入减少必然影响地方官员的政绩考核,为自身仕途考虑,地方政府官员倾向于采用“掠夺之手”干预地方国企,通过加强税收征管(如运动式回溯性清税)甚至通过收取“过头税”来达到任期内的考核指标要求。据此提出假设 3a 和假设 3b:

假设 3a:与试点中央国企相比,“营改增”使试点地方国企的流转税税负略高。

假设 3b:与试点非国有企业相比,“营改增”对试点地方国企的流转税税负影响无显著差异。

三、研究设计

(一)实证模型

本文设置了如下模型来检验研究假设:

$$SHSD_i = \beta_0 + \beta_1 Invtturn_i + \beta_2 Lev_i + \beta_3 Asset_i + \beta_4 Grossmar_i + \beta_5 Capitalin_i + \beta_6 Age_i + \beta_7 TobinQ_i + \beta_8 Assetgro_i + \beta_9 Pop_i + \beta_{10} Financegro_i + \beta_{11} Soe_i + \epsilon_i \quad (1)$$

$$VBTT_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 Treat_{i,t} + \beta_2 Year_{i,t} + \beta_3 Treat_{i,t} \times Year_{i,t} + \beta_4 ConVars_{i,t} + \xi_{i,t} \quad (2)$$

(二)变量定义

1. 因变量

模型(1)的因变量 $SHSD$,表示是否属于上海试点公司的虚拟变量,若是即为 1,其他为 0。

^① 根据《营业税改征增值税试点方案》(财税[2011]110号)的规定,原归属于地方政府的营业税收入,改征增值税之后收入仍归属于地方政府。根据《全面推开营改增试点后调整中央与地方增值税收入划分过渡方案》(国发[2016]26号)的规定,自 2016 年 5 月 1 日起,所有行业企业缴纳的增值税均纳入中央与地方共享范围,中央分享增值税的 50%,地方按税收缴纳地分享增值税的 50%。

模型(2)的因变量为VBTT,用来衡量上市公司流转税税负,即公司缴纳的增值税和营业税之和除以营业收入的比值。企业应交的增值税和营业税不在财务报表中披露,需要估算。现有文献估算流转税的方法主要基于现金流基础(王珮等,2014;刘骏、刘峰,2014),但当年实际缴纳的流转税可能是上年应负担的流转税、也可能是下一年的“过头税”,当年实际负担的流转税可能因为延期纳税或纳税期限跨年等因素而在下一年实际缴纳,从而引发衡量偏误。对“营改增”而言,因为考察“营改增”发生前后的时间跨度较短(1—2年),采用应计制可以降低衡量偏误。童锦治等(2015)利用城市维护建设税和教育费附加来估算公司流转税税额,即用城市维护建设税或教育费附加除以与之对应的平均城市维护建设税税率或教育费附加费率,再除以营业收入得出公司流转税税负。该方法基于应计制,计算出来的结果更准确。本文在童锦治等(2015)的基础上,采用以下做法计算“营改增”涉及的流转税税负,尽量降低衡量偏误:(1)若存在单一教育费附加费率,利用教育费附加金额除以3%;(2)若教育费附加存在多档费率,则采用地方教育费附加的金额除以2%;^①(3)若教育费附加和地方教育费附加均存在多档费率,则利用城市维护建设税除以对应的单一税率;(4)若教育费附加、地方教育费附加和城市维护建设税同时存在多档费或税率,则以教育费附加为基础分析确定费率,如教育费附加对应的费率有3%和2%两档,而地方教育费附加及费率为缺漏值,很可能此处的教育费附加还包括地方教育费附加,所以确定费率为5%;(5)费率为缺漏值的,考虑到数据中教育费附加有包含地方教育费附加的情形以及“营改增”试点行业的样本量有限,对于2011年及以后年度本文以地方教育费附加除以2%替代,对于2010年以教育费附加除以3%替代;(6)经过上述步骤计算出流转税总额之后,剔除消费税税额,再除以营业收入。本文度量“营改增”涉及流转税税负的方法对童锦治等(2015)的改进体现在:一是从流转税总额中剔除与“营改增”不相关的消费税,增加了指标计算的准确性;二是与涉及多档费或税率采用简单平均费或税率不同,本文分别从教育费附加、地方教育费附加和城市维护建设税三个维度逐一筛选单一费或税率,对少量涉及多档费或税率的采用分析确定,提高了指标计算的科学性。

2. 自变量

PSM分析需要对模型(1)进行Logit回归确定匹配变量。借鉴现有文献中有关制度环境、公司流转税和所得税税负影响因素的文献(刘骏、刘峰,2014;刘慧龙、吴联生,2014;Gupta和Newberry,1997;Porcano,1986;Chen,Chen,Cheng和Shevlin,2010;吴联生,2009),本文选取了可能影响上海成为试点地区的因素。公司层面的因素包括:存货周转率(*Invtturn*),等于营业成本除以存货平均余额的自然对数;资产负债率(*Lev*),等于年末负债总额除以年末资产总额;公司规模(*Asset*),等于年末资产总额的自然对数;营业收入毛利率(*Grossmar*),等于(营业收入—营业成本)/营业收入;资本密集度(*Capitalin*),等于年末总资产除以营业收入;上市年龄(*Age*),等于“分析当年—上市年度+1”的自然对数;长期投资机会(*TobinQ*),等于(流通股股数×当期收盘价+非流通股股数×每股净资产+负债的账面价值)/资产合计;总资产增长率(*Assetgro*),反映短期投资机会,等于(年末总资产—年初总资产)/年初总资产;上市公司的所有权性质(*Soe*),国有控股公司为1,其他为0。宏观层面的因素包括:人口规模(*Pop*),等于各省当年以万为单位的人口数量的自然对数;各省财政收入增长率(*Financegro*)。模型(2)的自变量*Treat*表示公司是否属于试点地区试点行业的虚拟变量,若属于取1(处理组),否则取0(控制组)。Year表示考察年份是否属于“营改

^① 自2011年1月1日起,地方教育费附加的征收率统一为2%。

增”试点当年及以后年度的虚拟变量,若属于则取1,否则取0。系数 β_3 就是度量“营改增”政策本身对公司流转税税负的影响效应。

3. 控制变量

借鉴童锦治等(2015)和刘骏、刘峰(2014)的文献,针对模型(2),本文设置了如下可能影响公司流转税税负的控制变量(*ConVars*):供应商议价能力(*Supply*),等于年末从前五大供应商处采购份额占公司采购总份额的比重;经销商议价能力(*Customer*),等于年末向前五大客户销售份额占公司销售总份额的比重;销售增长率(*Salesgro*),等于(年末营业收入-年初营业收入)/年初营业收入,反映短期投资机会;地区(*Region*)类别变量。^①此外,本文还控制了财务杠杆(*Lev*)、公司规模(*Asset*)、营业收入毛利率(*Grossmar*)、资本密集度(*Capitalin*)、所有权性质(*Soe*)、长期投资机会(*TobinQ*)、上市年龄(*Age*)、上年财政收入增长率(*Lfinancegro*)、行业(*Industry*)和年度(*Year*)。

四、样本与描述性统计

(一)样本选择与数据来源

考虑到“营改增”逐步推进和稳健性测试的需要,本文选取2010—2014年所有A股上市公司作为初始样本,执行以下筛选程序:(1)删除金融类上市公司;(2)删除被特别处理(ST、PT)类型的公司;(3)删除存在并购等重大资产重组的公司;(4)删除资产负债率大于1的公司;(5)删除流转税税负为负值的公司。最终得到9649个观察值。这一筛选程序与现有关于公司税负的文献基本一致(吴联生,2009;McGuire, Omer 和 Wang, 2012)。

本文反映供应商议价能力(*Supply*)和经销商议价能力(*Customer*)的数据从上市公司年报披露附注中手工搜集整理,各省财政收入增长率(*Financegro*)和最终控制人类型(*Soe*)取自RESSET数据库,其他数据均来源于CSMAR数据库。为了消除异常值的影响,本文删除缺漏值后对所有连续变量在1%和99%水平上进行了缩尾处理。

(二)描述性统计

表2列示了所有连续变量的描述性统计。结果显示,VBTT的均值为4.6%,表明整体上中国上市公司流转税税负较为合理,最小值为0.1%,最大值为17.7%,说明上市公司之间的流转税税负差异较大。

(二)相关系数

未报告的结果显示,除公司规模(*Asset*)、上市年龄(*Age*)、总资产增长率(*Assetgro*)、人口规模(*Pop*)和经销商议价能力(*Customer*)外,公司流转税税负(VBTT)与其他变量的相关系数(不论是Spearman还是Pearson相关系数)均在1%的置信水平显著。这在一定程度上说明本文选取的变量具有较好的代表性。此外,各控制变量两两之间的相关系数均小于0.5,说明本文的实证模型并不存在严重的共线性问题。

① “1”表示东北地区(黑龙江、吉林和辽宁),“2”表示东部地区(北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南),“3”表示西部地区(重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、宁夏、青海、新疆、内蒙和广西),“4”表示中部地区(山西、安徽、江西、河南、湖南和湖北)。

表 2 所有连续变量的描述性统计

变量	样本数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
VBTT	2727	0.046	0.035	0.001	0.039	0.177
Invturn	2727	1.336	1.267	-2.089	1.409	5.138
Lev	2727	0.507	0.198	0.072	0.515	0.899
Asset	2727	22.250	1.278	19.639	22.092	25.820
Grossmar	2727	0.244	0.164	-0.006	0.209	0.763
Capitalin	2727	0.546	0.688	-1.191	0.516	2.409
Age	2727	2.414	0.481	1.099	2.565	3.045
TobinQ	2727	2.141	1.362	0.878	1.664	8.286
Assetsgro	2727	0.160	0.227	-0.207	0.113	1.234
Salesgro	2727	0.168	0.344	-0.473	0.115	1.923
Pop	2727	8.519	0.641	6.450	8.614	9.280
Financegro	2727	0.184	0.085	0.032	0.171	0.471
Supply	2727	0.355	0.223	0.025	0.295	0.957

五、实证结果与分析

(一)上海市“营改增”对公司税负影响的实证检验

为了检验上文提出的假设,本文将样本分为两组:(1)处理组,即 2012 年上海市“营改增”试点行业公司,共 26 家;(2)控制组,即 2012 年非“营改增”试点公司,共 1691 家。为了控制样本“选择偏差”,本文采用 Logit 模型并采用 White 稳健标准误来估计模型(1)。未报告的 PSM 分析结果变量 VBTT 和可能的匹配变量的描述性统计结果显示,“营改增”当年,上海上市公司的平均流转税税负为 4.8%,上市公司中有 45.5%的公司属于国有企业。为了确定 PSM 的匹配变量、分析影响上海试点的因素,我们根据可能的匹配变量回归结果 P 值大小和经济意义,借助逐步回归方法来选择模型。未报告的 Logit 回归结果显示,以伪 R² 和 AUC 最大为选择标准(伪 R²=0.577, AUC=0.979),本文应选择资产负债率(Lev)、营业收入毛利率(Grossmar)、人口规模(Pop)和各省财政收入增长率(Financegro)作为 PSM 分析的匹配变量。同时表明,公司所属地区人口规模越大、财政收入增长率越高,被选取作为“营改增”试点的可能性越小;资产负债率越高、营业收入毛利率越高,该类公司被选为试点的可能性越小。表 3 是 PSM 分析结果。^① 一般情况下,一对四匹配可最小化均方误差。考虑到控制组样本量大,本文运用一对四的最近邻匹配方法进行 PSM 分析,同时采用半径匹配和核匹配作为稳健性测试。

^① PSM 分析的重要前提是数据需要满足平衡假设,未报告的平衡假设检验结果显示,匹配后公司层面变量(Lev、Grossmar)的标准化偏差小于 10%,尽管宏观层面的变量(Pop、Financegro)的标准化偏差大于 10%,但降幅均超过 80%。匹配后的 T 检验结果表明,处理组与控制组的差异均不显著,LR chi2 检验(P=0.479)表明,匹配后无法根据匹配变量的特征区分是否参与试点,这从整体上说明,平衡假设得到满足。此外,未报告的匹配后密度函数图和共同支撑假设检验的结果显示:处理组和控制组的 PS 值在(0.0,0.8)的区间内存在重叠值;AUC=0.9795,ROC=0.6769,表明模型具有很好的拟合效果。上述结果说明,处理组与控制组满足共同支撑假设。

表 3 流转税税负 PSM 参与者平均处理效应 (ATT)

匹配方法	样本	处理组	控制组	ATT	标准误	T 值
	匹配前	0.046	0.051	-0.004	0.008	-0.560
最近邻匹配	匹配后	0.046	0.035	0.012	0.010	1.200
半径匹配	匹配后	0.053	0.034	0.018	0.014	1.270
核匹配	匹配后	0.048	0.036	0.012	0.011	1.080

注：*、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著；标准误的计算采用有放回抽样 500 次的 Bootstrap 方法。下同。

三种匹配方法的结果均显示，匹配前，处理组与控制组的流转税税负相比，略有下降；匹配后，参与者平均处理效应(ATT)均为正，但 T 值均不显著。这表明，与非试点公司相比，试点后上海市“营改增”试点公司流转税税负略有下降，“营改增”政策本身却使这些公司的流转税税负略有上升，可能的原因有：一是上海这一区域性“营改增”并未全面打通抵扣链条；二是与非试点公司相比，试点公司并未在本地区大幅增加采购项目。上述结果支持了假设 1。进一步将控制组设为非试点地区试点行业公司，上海试点行业、交通运输业和现代服务业最近邻匹配的 PSM 结果(见表 4)显示，对上海试点行业而言，匹配前试点公司流转税税负略有上升，匹配后 $ATT = -0.018$ ， $T 值 = -1.020$ ，表明与非试点地区试点行业相比，“营改增”使上海试点公司整体上的流转税税负略有下降，支持了假设 1。

表 4 试点行业流转税税负 PSM 参与者平均处理效应 (ATT)

	样本	处理组	控制组	ATT	标准误	T 值
全样本	匹配前	0.046	0.044	0.002	0.007	0.330
	匹配后	0.046	0.064	-0.018	0.017	-1.020
交通运输业	匹配前	0.038	0.031	0.007	0.006	1.220
	匹配后	0.038	0.032	0.006	0.007	0.850
现代服务业	匹配前	0.052	0.051	0.001	0.010	0.050
	匹配后	0.052	0.100	-0.048	0.034	-1.420

对交通运输业而言，匹配前公司流转税税负略有上升，匹配后 $ATT = 0.006$ ， $T 值 = 0.850$ ，表明“营改增”使交通运输业公司流转税税负略有上升，支持了假设 1a。对现代服务业而言，匹配前公司流转税税负基本不变，匹配后 $ATT = -0.048$ ， $T 值 = -1.420$ ，表明“营改增”使现代服务业公司的流转税税负略有下降，与假设 1b 不符，说明“营改增”促使现代服务业试点公司增加了设备类固定资产、存货和应税服务的购买，增加了进项抵扣，降低了流转税税负。

综上所述，上海市“营改增”对试点公司流转税税负影响的检验表明，“营改增”对试点公司流转税税负无显著影响：与非试点公司相比，“营改增”使试点公司流转税税负略有上升，说明区域性“营改增”未全面打通抵扣链条且试点公司并未大幅增加在本地区的采购项目；与非试点地区试点行业相比，“营改增”使试点公司的流转税税负略有下降，其中交通运输业略有上升，现代服务业略有下降。这说明，“营改增”并未促使交通运输业公司大幅增加设备和应税服务的投资，却在一定程度上促使现代服务业增加了设备、存货或应税服务的采购。

(二) 8 省市“营改增”对公司流转税税负影响的实证检验

为了检验 8 省市“营改增”对公司流转税税负的影响，本文采用模型(2)将样本分为两组：(1)

处理组,即8省市“营改增”试点行业公司;(2)控制组,即非“营改增”试点行业公司。因为8省市的试点启动是在2012年度逐步铺开,考虑到政策效应具有一定的时滞,2012年公司流转税税负仅仅包含一部分“营改增”效应的影响,我们将考察的年份定在2013年,年度虚拟变量 $Year$ 设置为:当处于2013年时, $Year=1$;当处于2011年时, $Year=0$ 。因此, $Treat \times Year=1$,表示2013年度8省市“营改增”试点公司。采用DID而非PSM分析的原因在于:(1)2013年8月1日“营改增”在全国范围内启动,而8省市的考察年度也为2013,以2013年非8省市“营改增”试点行业公司为控制组包含了全国性试点的政策效应,不适合作为匹配变量;(2)随着“营改增”范围从上海扩展到8省市再迅速推广到全国,样本“选择偏差”的可能性很小,逼近于“自然实验”。我们首先考察了试点公司“营改增”前后流转税税负的变化,未报告的全样本均值T检验结果($P=0.812$)和中位数秩和检验结果($P=0.686$)均表明,试点公司流转税税负略有上升;交通运输业公司的流转税税负略有下降,现代服务业公司流转税税负略有上升。我们采用OLS运行模型(2),在控制行业影响的基础上采用逐步回归筛选精简模型。选取调整的 R^2 和F值最大的模型用于后续分行业和所有权性质的分析。未报告的结果显示,营业收入毛利率($Grossmar$)与 $VBTT$ 显著正相关,表明营业收入毛利率越高,增值额越大,流转税税负越高;资本密集度($Capitalin$)与 $VBTT$ 显著正相关,表明资产规模大的企业流转税税负越高,可能的原因:一是规模大的企业重视自身声誉,减少了避税活动;二是资产规模大的企业在样本区间内购进项目少(如设备类固定资产未到更新期限等)进项抵扣少,从而引起税负增加;上市年龄(Age)与 $VBTT$ 显著正相关,说明上市时间越长,公司流转税税负越高,可能的原因有:一是上市时间长的公司更注重企业声誉,减少了避税动机;二是上市时间长的公司往往处于成熟期,现金流充裕,避税动机较弱;三是上市时间长的公司一般是当地政府的重要税源,会受到当地税务机关的重点监查;公司所在省份的人口规模(Pop)与流转税税负在10%的水平显著负相关,说明公司所在地人口规模越大,税源越充足,税务机关的征管力度越小,流转税税负越低;供应商议价能力($Supply$)与 $VBTT$ 显著负相关,表明供应商议价能力越强,公司采购价格越高,抵扣的进项税额越多,税负越低;销售增长率($Salesgro$)与 $VBTT$ 显著负相关,表明销售增长率越高,资金需求量越大,公司越有强烈的避税动机来降低税负,公司流转税税负越低。

依据上述选择的模型,表5报告了“营改增”对试点公司流转税税负的影响:(1)当控制组为非试点公司时, $Treat \times Year$ 的系数为0.002,但不显著,表明与非试点公司相比,“营改增”使试点公司的流转税税负增加了0.2%,支持了假设1;(2)当控制组为非试点地区试点行业时,试点公司 $Treat \times Year$ 的系数为0.014,但不显著,说明与非试点地区试点行业相比,“营改增”使试点公司的流转税税负略有上升,其中交通运输业试点公司流转税税负略有下降($Treat \times Year$ 的系数为-0.006且不显著),而现代服务业公司流转税税负略有上升($Treat \times Year$ 的系数为0.025且不显著)。上述结果分别支持了假设1a和假设1b。

为了考察先行试点地区(含8省市和上海)“营改增”对不同所有权性质试点公司流转税税负的影响,本文根据最终控制人类型将公司划分为国有控股公司($SoeY$,以下简称“国企”)和非国有控股公司($SoeN$,以下简称“非国企”),并进一步将国有控股公司($SoeY$)区分为地方国企($SoeL$)和中央国企($SoeC$)。在控制行业的基础上采用OLS方法运行模型(2)。未报告的结果显示,对非国企、国企、地方国企和中央国企而言, $Treat \times Year$ 的系数分别为0.006、-0.003、0.001和-0.004,但均不显著,说明“营改增”对不同所有权类型公司的流转税税负影响不同:非国企略有上升,国有企业略有下降,地方国企略有上升,而中央国企略有下降。系数差异检验结果显示,

$SoeY-SoeN$ 的系数差异为 -0.009 , $P=0.258$, 表明与非国有企业相比,“营改增”使国有企业流转税税负略低,支持了假设 2; $SoeL-SoeC$ 的系数差异为 0.005 , $P=0.328$, 说明与中央国企相比,“营改增”使地方国企的流转税税负略高,支持了假设 3a; $SoeL-SoeN$ 的系数差异为 -0.005 , $P=0.391$, 说明与非国有企业相比,“营改增”使地方国企的流转税税负略低,支持了假设 3b。

表 5 8 省市“营改增”对试点公司流转税负影响全样本及分行业 OLS 回归结果

自变量	控制组:非试点公司	控制组:非试点地区试点行业		
	试点公司	试点公司	交通运输业	现代服务业
$Treat \times Year$	0.002 (0.267)	0.014 (1.027)	-0.006 (-1.277)	0.025 (1.126)
$Treat$	-0.001 (-0.164)	-0.015 (-1.109)	0.006 (0.618)	-0.026 (-0.945)
$Year$	0.001 (-0.999)	-0.014 (-1.326)	0.004* (2.004)	-0.020 (-1.263)
$ConVars$	控制	控制	控制	控制
Adj R^2	0.545	0.513	0.844	0.359
样本量	1051	52	20	32

注: *、**和***分别表示在 10%、5%和 1%的置信水平上显著;括号中为 t 值,回归控制了行业效应并采用 White 稳健标准误。限于篇幅,本表只给出了主要变量的回归结果, $Grossmar$ 、 $Capitalin$ 、 Age 、 Pop 、 $Supply$ 、 $Salesgro$ 和常数项均未报告。

本文进行了如下稳健性测试:(1)考虑到 8 省市在 2012 年逐步试点,当年流转税税负包含部分“营改增”效应,于是将 2012 和 2013 年设置为 $Year=1$,2011 年设为 $Year=0$;(2)为了考察相对较长期间的政策效应,本文将 2012 和 2013 年设置为 $Year=1$,2010 和 2011 年设为 $Year=0$ 。在控制行业和年度效应的基础上重新执行上文处理过程,结论与前文保持一致。

综上所述,就 8 省市试点而言,“营改增”使试点公司的流转税税负略有上升,其中交通运输业试点公司略有下降,现代服务业公司略有上升。与非试点公司相比,先行试点地区“营改增”对流转税税负的影响是非国企和地方国企略有上升、国有企业和中央国企略有下降。“营改增”对不同所有权性质试点公司的流转税税负影响并无显著差异,国有企业流转税税负略低于非国有企业,地方国企的流转税税负略高于中央国企且略低于非国企。

(三)全国性“营改增”对公司税负影响的实证检验

跟前文类似,本文采用 DID 检验全国性“营改增”对公司税负的影响。先将样本分成两组:(1)处理组,即全国性“营改增”试点行业公司,在“1+6”的基础上增加了广播影视和电信业($Treat=1$);(2)控制组,即为非“营改增”试点行业公司($Treat=0$)。2013 年 8 月 1 日,全国性“营改增”启动,由于政策具有一定的时滞,2013 年公司流转税税负仅包含部分“营改增”的影响,2012 年上海和 8 省市试点行业公司流转税税负也含有部分“营改增”因素的影响。为了准确度量“营改增”的税收效应,本文将考察的年份设定为 2014 年和 2011 年;即处于 2014 年时, $Year=1$,处于 2011 年时, $Year=0$,其他年份设为缺漏值。未报告的“营改增”试点公司试点前(2011 年)和试点后(2014 年)流转税税负变化的结果显示,全国性试点后,“营改增”试点公司的流转税税负略有上升(均值差异和中位数差异均为 0.004 ,T 检验及秩和检验 P 值分别为 0.331 和 0.306);区分行业后发现,交通运输业试点公司的流转税税负略有下降,而现代服务业试点公司流转税税负略有上升。

同样,本文采用 OLS 方法运行模型(2),在控制行业和地区的基础上,采用逐步回归法筛选精简模型,选取调整的 R^2 和 F 值最大的模型用于后续分析。未报告的结果显示,销售毛利率、资本密集度、企业上市年龄和销售收入增长率是显著影响全国性试点公司流转税税负的重要因素;地区因素对公司流转税税负具有显著影响,与东北地区相比,东部地区、中部地区和西部地区的公司流转税税负显著偏高。表 6 报告了全国性“营改增”对试点公司流转税税负的影响; $Year$ 的系数在 1%置信水平显著为正,说明与试点前相比,“营改增”后非试点公司的流转税税负显著增加; $Treat \times Year$ 的系数为 0.004,但不显著,表明与非试点公司相比,“营改增”使试点公司流转税税负略有上升,支持了假设 1;交通运输业和现代服务业 $Treat \times Year$ 的系数分别为 -0.003、0.009 且均不显著,说明控制其他因素之后,与试点前相比,“营改增”后交通运输业公司流转税税负略有下降,而现代服务业公司流转税税负略有上升。这与描述性统计的结论一致。上述结果分别支持了假设 1a 和假设 1b。

表 6 全国性“营改增”对试点公司流转税税负影响的 OLS 回归结果

自变量	全样本	交通运输业	现代服务业
$Treat \times Year$	0.004 (0.551)	-0.003 (-0.685)	0.009 (0.770)
$Treat$	-0.005 (-1.056)		
$Year$	0.006*** (3.054)		
$ConVars$	控制	控制	控制
Adj R^2	0.530	0.770	0.359
样本量	886	18	29

注:回归控制了行业效应和地区效应并采用 White 稳健标准误。限于篇幅,本表只给出了主要变量的回归结果, $Asset$ 、 $Grossmar$ 、 $Capitalin$ 、 Age 、 Pop 、 $Supply$ 、 $Salesgro$ 和常数项均未报告。

未报告的区分所有权性质的回归结果显示,“营改增”使非国有企业的流转税税负略有上升 ($Treat \times Year$ 系数为 0.006, $T=0.547$), 国有企业的流转税税负略有下降 ($Treat \times Year$ 系数为 -0.001, $T=-0.202$)。系数差异检验结果显示,差异的真实值为 -0.007, 经验 P 值为 0.319, 说明“营改增”使国有企业的流转税税负略低于非国企, 支持了假设 2。我们又将国有企业划分为地方国企和中央国企分别考察, $Treat \times Year$ 的回归系数显示,“营改增”使地方国企的流转税税负略有上升(系数为 0.003, $T=0.398$)、中央国企的流转税税负略有下降(系数为 -0.011, $T=-1.199$), 说明“营改增”主要通过降低中央国企流转税税负从而使整个国企的流转税税负略有下降。但两者之间的系数差异为 0.014 并不显著 ($P=0.173$), 表明与中央国企相比,“营改增”使地方国企的流转税税负略高, 支持了假设 3a。此外, 本文还检验了“营改增”对地方国企与非国企之间的影响是否存在显著差异。结果显示,“营改增”对地方国企与非国企之间的影响无显著差异 ($P=0.444$), 支持了假设 3b。

与前文类似, 本文进行了如下稳健性测试:(1)考虑到 2013 年公司流转税税负已包含部分“营改增”政策效应, 于是将 2013 年和 2014 年设置为 $Year=1$, 2011 年设置为 $Year=0$, 即为期间 2; (2)为了考察相对较长期间“营改增”的政策效应, 将 2013 年和 2014 年设置为 $Year=1$, 2010 年和

2011年设置为 $Year=0$,即为期间3。在控制行业、年度和地区效应的基础上分别重新运行模型(2)。就试点公司流转税税负变化而言:期间2与前文结论完全一致;期间3的全样本显示,与“营改增”前相比,“营改增”后的试点公司流转税税负显著上升,其中交通运输业公司流转税税负略有下降,现代服务业公司流转税税负显著上升。但在控制其他因素影响情况下,与“营改增”前相比,“营改增”后试点公司的流转税税负略有降低,交通运输业公司流转税税负略有下降以及现代服务业公司流转税税负略有上升。结果还表明,短期来看(2014年 $Year=1$ 、2011年 $Year=0$,2013年至2014年 $Year=1$ 、2011年 $Year=0$),“营改增”使试点公司流转税税负略有上升($Treat \times Year$ 的系数分别为0.004、0.001),但从相对较长期间来看(2013年至2014年 $Year=1$ 、2010年至2011年 $Year=0$),“营改增”却使试点公司流转税税负略有下降($Treat \times Year$ 的系数为-0.001)。期间3中 $Treat \times Year$ 的系数显示,“营改增”使非国企(-0.001)、国企(-0.003)、地方国企(-0.002)和中央国企(-0.005)的流转税税负均有一定程度的下降,结合前文和期间2的结果可知,与非试点公司相比,“营改增”使非国企和地方国企流转税税负短期略有上升、长期略有下降,其他结论与前文保持一致。

综上所述,就全国性试点而言,与非试点公司相比,“营改增”使试点公司流转税税负短期略有上升、长期略有下降,交通运输业公司流转税税负略有下降,现代服务业公司流转税税负略有上升。区分试点公司所有权性质的回归结果显示,“营改增”使国有企业和中央国企的流转税税负略有下降,而非国企和地方国企流转税税负短期略有上升、长期略有下降。这说明“营改增”主要通过降低中央国企税负从而使整个国企的流转税税负略有下降。全国性“营改增”对不同所有权性质公司流转税税负影响的差异性,国有企业比非国有企业略低,地方国企比中央国企略高,地方国企与非国企之间无显著差异。

六、研究结论与政策建议

本文运用PSM和DID分别考察了上海、8省市及全国性“营改增”对公司流转税税负的影响,并区分试点行业和所有权性质进行实证检验。研究结论如下:

第一,与非试点地区试点行业相比,“营改增”对先行试点地区(上海和8省市)试点公司流转税税负无显著影响:(1)试点公司流转税税负在上海地区略有下降、8省市地区略有上升,说明随着试点范围逐步扩大,试点公司整体上更加注重长远利益,减少了为享受短期税收利益而损害企业价值的行为;(2)交通运输业试点公司流转税税负在上海试点地区略有上升,但在8省市试点地区略有下降,说明随着试点范围逐步扩大,交通运输业逐步增加了设备和应税服务的投资,降低了公司流转税税负;(3)现代服务业试点公司流转税税负在上海试点地区略有下降,但在8省市试点地区略有上升,表明现代服务业公司在上海试点时通过增加有形动产和应税服务的购买降低了流转税税负,同时随着试点范围逐步扩大,现代服务业试点公司更加理智,注重长远利益,并未为了暂时降低流转税税负而大幅增加投资。

第二,与非试点公司相比,“营改增”对试点公司流转税税负仍无显著影响:(1)“营改增”使试点公司的流转税税负短期略有上升,但长期略有下降;(2)全国性试点后,交通运输业流转税税负略有下降、现代服务业流转税税负略有上升;(3)“营改增”使国有企业和中央国企的流转税税负略有下降,非国有企业和地方国企的流转税税负在先行试点地区试点后略有上升,但在全国性试点后短期略有上升、长期略有下降;(4)“营改增”对不同所有权性质公司流转税税负影响的差异性

是,国有企业比非国有企业略低,地方国企比中央国企略高,地方国企与非国企之间无显著差异,说明“营改增”对非国企和地方国企的影响更大。

整体而言,“营改增”对公司流转税税负并无显著影响,在区分试点行业、试点公司与非试点公司以及所有权性质之后,仍未发现显著影响。这表明,“营改增”政策在上市公司中的实施效果可以概括为“改革试点行业总体流转税税负短期略有增减变动、长期略有下降”。本文的政策建议有:一是上市公司应加强税务管理,可以考虑将供应商从小规模纳税人更换为一般纳税人以获得更多进项税额,尽量降低增值税税负;二是税务机关应优化“营改增”纳税服务,尤其是简化增值税专用发票的代开、认证和纳税申报程序,从而为完善抵扣链条、降低税负和纳税人遵从成本奠定基础;三是财政部和国家税务总局应紧盯现代服务业税负变化并细分具体行业进行分析,建议适当降低部分行业税率,维护税收中性、公平。

参考文献:

1. 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》,《管理世界》2016年第3期。
2. 郭均英、刘慕岚:《“营改增”对企业经济后果影响研究——以上海市首批实行“营改增”上市公司为例》,《财政研究》2015年第4期。
3. 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》,《财政研究》2015年第2期。
4. 李嘉明、彭瑾、刘溢、张金若:《中国营业税改征增值税试点政策实施效果研究》,《重庆大学学报(社会科学版)》2015年第2期。
5. 刘行、李小荣:《金字塔结构、税收负担与企业价值:基于地方国有企业的证据》,《管理世界》2012年第8期。
6. 刘慧龙、吴联生:《制度环境、所有权性质与企业实际税率》,《管理世界》2014年第4期。
7. 刘骏、刘峰:《财政集权、政府控制与企业税负——来自中国的证据》,《会计研究》2014年第1期。
8. 平新乔、梁爽、郝朝艳、张海洋、毛亮:《增值税与营业税的福利效应研究》,《经济研究》2009年第9期。
9. 平新乔、张海洋、梁爽、郝朝艳、毛亮:《增值税与营业税的税负》,《经济社会体制比较》2010年第3期。
10. 石中和、娄峰:《“营改增”及其扩围的社会经济动态效应研究》,《数量经济技术经济研究》2015年第11期。
11. 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》,《数量经济技术经济研究》2015年第7期。
12. 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》,《财贸经济》2015年第11期。
13. 王珮、董聰、徐潇鹤、文福生:《“营改增”对交通运输业上市公司税负及业绩的影响》,《税务研究》2014年第5期。
14. 吴金光、欧阳玲、段中元:《“营改增”的影响效应研究——以上海市的改革试点为例》,《财经问题研究》2014年第2期。
15. 吴联生:《国有股权、税收优惠与公司税负》,《经济研究》2009年第10期。
16. 杨得前:《营业税征收力度评估:一个分析框架及其应用》,《管理世界》2013年第5期。
17. 袁从帅、刘晔、王治华、刘睿智:《“营改增”对企业投资、研发及劳动雇佣的影响——基于中国上市公司双重差分模型的分析》,《中国经济问题》2015年第4期。
18. 赵连伟:《营改增的企业成长效应研究》,《中央财经大学学报》2015年第7期。
19. Bonds, S. R., & Devereux, M. P., On the Design of a Neutral Business Tax Under Uncertainty. *Journal of Public Economics*, Vol. 1, 1995, pp. 57-71.
20. Chen, S., Chen X., Cheng, Q., & Shevlin, T., Are Family Firms More Tax Aggressive than Non-Family Firms? *Journal of Financial Economics*, Vol. 1, 2010, pp. 41-61.
21. Gupta, S., & Newberry, K., Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rate: Evidence from Longitudinal Data. *Journal of Accounting and Public Policy*, Vol. 1, 1997, pp. 1-39.
22. McGuire, S. T., Omer, T. C., & Wang, D., Tax Avoidance: Does Tax-Specific Industry Expertise Make a Difference. *The Accounting Review*, Vol. 3, 2012, pp. 975-1003.
23. Newman, R. J., & Sullivan, D. H., Econometric Analysis of Business Tax Impacts on Industrial Location: What Do We

Know, and How Do We Know It. *Journal of Urban Economics*, Vol. 2, 1988, pp. 215–234.

24. Papke, L. E. , Interstate Business Tax Differentials and New Firm Location: Evidence from Panel Data. *Journal of Public Economics*, Vol. 1, 1991, pp. 47–68.

25. Porcano, T. M. , Corporate Tax Rates: Progressive, Proportional, or Regressive. *Journal of American Taxation Association*, Vol. 2, 1986, pp. 17–31.

Whether the Reform to Replace the Business Tax with A Value-Added Tax Reduces the Turnover Tax Burden ——Evidences from Chinese Public Companies

CAO Yue, LI Jing (Hunan University, 410082)

Abstract: Taking Chinese listed companies from 2010 to 2014 as samples, this paper applies PSM and DID to investigate the influence of replacing the business tax with a value-added tax (RBT VAT) in Shanghai, eight cities and provinces as well as the whole nation on company turnover tax burden. We find that compared with non-pilot regions and pilot industry, RBT VAT had no significant effect on the pilot companies' turnover tax burden in the first pilot regions. In addition, compared with the non-pilot companies, it made the pilot companies' turnover tax burden increase slightly in the short term but decrease slightly in the long term. After a nationwide pilot, it made the non-pilot companies' turnover tax burden decrease slightly. Further, compared with non-pilot companies, RBT VAT made the central state-owned enterprises' and state-owned enterprises' turnover tax burden decreasing slightly, non-state-owned enterprises and local state-owned enterprises' turnover tax burden in the first pilot regions increased slightly after the pilot, but increased slightly in the short term and decreased slightly in the long term after national pilot. Overall, RBT VAT has no significant impact on the company turnover tax burden, and after distinguishing the pilot regions, pilot sectors, pilot companies and non-pilot companies and the nature of ownership, no significant impact is found either, which is in line with the policy expectations.

Keywords: RBT VAT, Turnover Tax, Tax Burden Influence

JEL: E62, H25, H71

责任编辑:鲁 洲