

DOI: 10.19361/j.er.2019.05.02

“营改增”政策对制造业 上市公司经营行为和绩效的影响

陈 昭 刘映曼*

摘要: 服务业“营改增”是分税制改革后又一项重要的财税举措,不仅对市场经济产生了显著冲击,也对制造业企业的经营行为与绩效产生了深刻影响。本文利用2009–2014年制造业上市公司的微观数据,运用双重差分方法,全面评估了“营改增”作用于制造业企业经营行为和绩效的政策效应。研究表明:第一,“营改增”对制造业企业研发和固定资产扩张行为有显著的负向影响;“营改增”政策对企业的财务绩效产生负向作用,对企业的研发绩效有正向作用,且四类稳健性检验的结果均支持上述结论。第二,“营改增”政策在企业间存在异质性,面对“营改增”政策冲击,不同所有制、不同产品多样性水平、不同产品质量水平以及不同年龄的企业在经营行为和绩效上的改变均存在差异。因此,进一步优化增值税征管模式,按行业特征制定差异化税收制度,从长期来看不仅有利于提升企业的经营绩效,而且有利于企业的转型升级。

关键词: 营改增;制造业;异质性;研发;绩效

一、引言

党的十九大报告强调了“深化税收制度改革”的重要性,再次为我国财税现代化指明了前进方向。自2012年起,我国分地区分行业逐步推开服务业营业税改征增值税(以下简称“营改增”)政策;2016年5月1日起,改革地区覆盖全国所有省份,标示着我国66年营业税征收历史的结束。“营改增”政策表面上只针对服务性行业,但是在产业链条中,由于下游制造业是上游服务业的主要购买者,所以“营改增”政策也深刻影响着以缴纳增值税为主的制造业。

改革开放以来,我国制造业保持高速发展的态势,为中国经济发展提供了坚强的后盾。工业化和城镇化进程的加快、外资的大量进入以及大批劳动力从农业涌入制造业,都推动了我国劳动密集型制造业规模的迅速扩大,促进了全要素生产率的增长,即实现了“钱纳里”式

* 陈昭,广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:chenzhao2002@126.com;刘映曼(通讯作者),广东外语外贸大学经济贸易学院,邮政编码:510006,电子信箱:liuyingman@163.com。

本文得到教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“培育我国国际竞争新优势 建设贸易强国的战略路径研究”(项目批准号:16JZD018);教育部人文社会科学研究规划基金项目“技术溢出空间层级传递带动我国区域经济协调发展机制研究”(项目批准号:17YJAZH009);广东外语外贸大学研究生科研创新项目“政府激励、企业创新与制造业高质量发展”(项目批准号:19GWCXXM-42)的资助。感谢匿名审稿人中肯而富有建设性的修改意见,当然文责自负。

的增长(苏杭等,2017)。但是,随着生产资料和劳动力成本的不断上升,依靠庞大的传统制造业优势崛起的中国制造面临着必须转型升级的压力。“营改增”政策实施以前,在流转税“双主体”并立的格局下,制造业企业因抵扣不充分而产生了重复征税问题,制造业企业在与服务企业进行业务往来时因未能取得增值税专用发票而导致所承担的营业税未能进行抵扣而只能计入成本,变相地增加了制造业购进服务的价格(王桂军、曹平,2018);“营改增”政策实施以后,制造业在购进服务类产品时可进行增值税额的进项抵扣,其直接效应是解决了营业税原有的重复征税问题,减轻了企业税负,促进企业活力的释放。

为引导制造业发展,政府往往会出台相关的财政政策、货币政策或者产业政策,而制造业的投资行为与绩效变化对不同政策的响应程度不同。第一,关于货币政策对制造业发展的影响。由于我国利率尚未完全市场化,中央银行的基准利率对市场利率的引导渠道不健全、利率的下调空间有限等问题使得制造业投资回报前景不明朗,以及货币政策往往存在一定的时滞性,导致制造业对于无论是扩张性还是紧缩性货币政策敏感度均较低。第二,关于产业政策对制造业发展的影响。政府为了实现特定经济目标,会通过资源倾斜等手段来加速或迟滞产业的发展,但由于市场化程度较低,我国的产业政策虽然可以促进产出增长,却未能带动行业生产效率的提高。第三,关于财政政策对制造业的影响。政府干预经济所惯用的财政收支调整或财税改革往往会给经济带来长期、持续的影响,且由于整体经济受到撼动,行业发展的外部环境也会改变。税制改革通过税负变动直接影响各行业经济成本,导致资源的重新配置,同时间接影响不同行业内部和各行业间的平衡关系,因此研究“营改增”政策对制造业的影响程度,有利于我们进一步摸索制造业的发展路线与规律。“营改增”政策的实施完善了我国流转税改革,进一步推动经济结构调整,那么,这项改革在解决营业税所导致的重复征税问题、减轻企业税收负担的同时,对我国制造业投资行为和绩效有怎样的影响呢?政策效应的传导路径又是如何的呢?

为回答上述问题,本文拟从企业投资和绩效两个方面,通过多维度指标来构建分析体系,以评估“营改增”政策对制造业的影响。与已有文献相比,本文主要有如下三方面的贡献与差异:第一,基于详实的微观企业数据研究了“营改增”政策对制造业企业行为与绩效的影响,为考察该项政策对制造业的影响提供了微观基础;第二,进一步通过平行趋势检验、稳健性检验来保证回归结果的可靠性;第三,考察了“营改增”政策对不同所有制、不同产品多样性、不同产品质量和不同年龄制造业企业的影响差异,为“营改增”的政策效应评估提供了经验总结。

二、文献回顾、理论分析与研究假说

(一) 文献回顾

“营改增”政策的重要目标之一就是促进新型工业化,推动制造业从中低端迈向中高端。已有对“营改增”政策的研究主要集中在以下几个方面:(1)“营改增”政策对企业税负的影响;(2)“营改增”政策的收入分配效应;(3)“营改增”政策对企业投资行为、全要素生产率的影响。制造业虽然不处于“营改增”政策的改革范畴,但由于与服务业紧密联系,使得“营改增”政策对制造业的影响也引来了学者的广泛关注,例如“营改增”政策与制造业进出口的关系、对制造业全要素生产率的影响、对企业自主创新的影响。上述研究为我们了解“营改增”的政策效应提供了较全面的视角,也便于我们了解制造业在此次改革中所受到的影响。

关于制造业发展问题的讨论,现有文献主要从以下三个视角展开:一是投入产出视角,通过对产业层面和企业层面的考察,苏杭等(2017)发现制造业产业升级依赖于要素结构升级;夏明和张红霞(2015)认为进口率、增加值率和最终使用占总产出比率三者之间存在相互制约关系,低增加值率是阻碍我国制造业发展的重要原因之一。二是全球价值链视角,从低端工业化向高端工业化过渡的进程中,大多数发展中国家由于被全球价值链代工体系所“俘获”(Schmitz,1999),本土企业长期被抑制于低成本代工模式且形成技术依赖,制造业发展亦因此受到制约。三是政策视角,李蕾蕾和盛丹(2018)指出地方环境立法有助于缩小行业内生产率离散程度,通过优化行业资源配置而促进制造业升级。综上所述,以往学者们从投入产出视角探讨了制造业发展的微观演变路径,从全球价值链视角为我国增强制造业全球竞争力提供了更高的分析角度,从政策视角为政府引领制造业“强”起来提供了有机价值。然而,迄今为止,对于“营改增”政策是否真正推动了以企业行为和企业绩效为标示的制造业发展,却没有学者为此提供有效的经验证据以及量化评估。

(二) 理论分析与研究假说

“营改增”政策对制造业企业成本产生影响的主要传导路径有两种:一是市场价格调整,二是税额抵扣。首先,由于销售价款中不含税,所以增值税属于价外税,以生产销售环节的增加值为计税依据;而营业税属于价内税,销售价款中含税,以提供劳务、转让无形资产和销售不动产等行为所取得的销售额全额为计税依据。“营改增”政策实施后,服务业从营业税转缴增值税必然经历税收水平的波动,从而引起行业内部价格变动,对下游制造业的企业成本产生影响。其次,增值税实行抵扣制,“营改增”政策的实施打通了制造业与服务业间的税额抵扣链条,使制造业的抵扣项目范围扩大,制造业企业成本亦在行业互联过程中受到影响。

企业购进商品所缴纳的税金是企业成本费用的重要组成部分,与企业生产经营活动息息相关。由前文分析可知,“营改增”政策一定程度上影响了制造业企业的生产成本,这也必将导致制造业企业行为和绩效发生改变。首先,“营改增”政策可能从两个方面影响制造业企业的投资行为。第一,由万华林等(2012)的研究可知,在消费型增值税下,企业当期投资固定资产形成的增值税进项税额不再计入固定资产原值,而是可全额抵扣增值税销项税额,减少了增值税应纳税额,使企业的经营活动现金流量增加。试点企业改征增值税后,在销项税额既定的情况下,固定资产投资越大,可抵扣的进项税额越多(即形成投资补贴效应),一定程度上增强了试点企业扩大固定资产投资规模的意愿,由此带动了下游制造业企业固定资产投资的增加。第二,自身内源性融资又是企业获得研发资金的主要方式,积极的财税政策可能会削弱企业的内部资金波动,刺激研发行为的实现(鞠晓生等,2013)。当企业缺乏外源性融资渠道,而内部资金又不足时,流动性约束就会对企业的研发投入产生约束作用(项松林、魏浩,2014)。“营改增”政策的实施为制造业企业研发带来如下影响:企业的抵扣链条延长,用于研发活动的可支配资金增加;为研发活动所引入的固定资产成本可抵扣,研发行为的沉没成本降低;自营服务部门的减少或撤销也使企业有更多精力进行研发活动,即“营改增”政策极有可能使制造业企业的研发行为更活跃。其次,在“营改增”政策之前,由于向服务业购买中间服务时未能取得增值税发票,制造业为规避重复征税问题,更倾向于自行成立服务部门。这样便导致了生产性服务业难以从先进制造业中完全脱离,先进制造业的发展也可能因分工不足而受到限制(陈钊、王旻,2016)。“营改增”政策使得制造业在外购中间服务时可以进行进项税额抵扣,增强了制造业将中间投入品分离出去的意愿,行业间的分

工深化也一定程度上促使制造业企业的生产精力更集中于主营业务,从而可能促进经营项目的提质升级,使制造业企业的绩效实现提升。

基于上述分析,提出如下假说:

H1:“营改增”政策使企业投资行为更加活跃。

H1a:“营改增”政策促进了制造业企业研发投入的增加。

H1b:“营改增”政策促进了制造业企业固定资产投资的增加。

H2:“营改增”政策促进了制造业企业绩效的提升。

H2a:“营改增”政策实施后,制造业企业财务绩效提升。

H2b:“营改增”政策实施后,制造业企业研发绩效提升。

三、研究设计

(一) 准自然实验(Natural Experiment)、实验组(Treatment Group)与对照组(Control Group)的判定

参照 Bøler 等(2015)的分析方法,营业税改征增值税是一次难得的“准自然实验”,特别是为我们评估税制改革作用于制造业企业行为和绩效的影响提供了如下便利:第一,“营改增”政策是一项几近纯粹的政策实验;第二,这项政策并不是为了应对重大的宏观经济冲击;第三,此项政策的实施细则披露时间点距 2012 年 1 月 1 日首个“营改增”政策试点设立日期较近,这有效限制了预期效果和战略行为的发生。在运用基于自然实验的双重差分法评估政策效果前,我们必须在满足基本假设的前提下确定实验组和对照组。借鉴陈钊和王旻(2016)的处理方法,根据受“营改增”政策直接影响程度,将“营改增”政策实施之前以缴纳增值税为主的制造业企业归为实验组,以缴纳营业税为主的制造业企业归为对照组。这是由于,尽管制造业企业不属于“营改增”政策的试点行业,表面上不会受到“营改增”政策的影响,但实际上制造业的上游服务业均属于试点行业,“营改增”政策实施后上游企业由营业税改交增值税,令缴纳增值税的制造业企业的税收抵扣链条得以延长,这会对制造业企业产生显著影响。更具体地,样本期间以缴纳营业税为主的制造业企业受“营改增”政策的影响相对较小,适宜划分为对照组;而样本期间以缴纳增值税为主的制造业企业,在“营改增”政策试点阶段,其增值税可抵扣的业务往来企业数量大大增加,因此受“营改增”政策影响会很明显,适宜划分为实验组。

本文利用 Wind 数据库证监会行业类(CSRC)制造业上市公司的年报数据,根据两税缴纳情况将制造业上市公司区分为实验组和对照组。参考李永友和严岑(2018)的处理方法,将缴纳的营业税占流转税比例低于 0.1%的制造业企业归为实验组,大于 1%的制造业企业归为对照组。这样的设计方法未必完全满足构造政策冲击试验的条件,但参照 Alstadsæter 等(2017)、Zwick 和 Mahon(2017)的分析思路,可做出如下说明:第一,尽可能降低对照组和实验组的非独立性程度;第二,由于在“营改增”政策实施之前完全没有缴纳营业税的制造业企业数量极少,为了确保实验组的样本量,适当放宽了是否缴纳营业税的标准。流转税为营业税、增值税和消费税之和,而制造业企业缴纳的教育费附加是按照增值税、营业税和消费税之和的 3%计算的,因此实缴的流转税可根据企业每年缴纳的教育费附加总额推算。按照制造业上市公司 2010 年的主要财务信息,同时考虑年报数据的完整性,最终筛选出样本总量为 734 家制造业上市公司,其中实验组 178 家,对照组 556 家。

(二) 数据来源与代理变量

本文以证监会行业分类中制造业上市公司 2009–2014 年的年报数据为样本,由于“营改增”政策是分地区、分行业逐步推开的,而为了尽量避免“营改增”政策逐步推开这一特点对实验效应造成冲击,因此将样本年份跨度设置为较短。参照李林木和汪冲(2017)的处理方法,我们在研究中采用合并报表的数据,而不仅仅是母公司的数据,以便更全面地反映企业的运营状态。特别地,部分财务指标采取了 TTM(Trailing Twelve Months,简称 TTM)数据,即年度数据在考察期内(12 个月)的滚动值,在一定程度上过滤掉微小波动,更加客观地反映了上市公司的真实情况。表 1 报告了相关变量的定义。

表 1 变量定义

类型	变量	具体指标	定义
解释变量	分组虚拟变量 $Treat_i$		$Treat_i = 1$, 如果企业 i 属于实验组; $Treat_i = 0$, 如果企业 i 属于对照组
	政策虚拟变量 $Policy_{pt}$		$Policy_{pt} = 1$, 如果 p 省份在第 t 年已实施“营改增”政策; $Policy_{pt} = 0$, 如果 p 省份在第 t 年未实施“营改增”政策
	交互项 $Treat_i \cdot Policy_{pt} = x_{ipt}$		取值为 1, 若 $Treat_i = 1$ 且 $Policy_{pt} = 1$; 否则, 取值为 0
被解释变量	企业行为	研发投入	研发费用的自然对数
		固定资产扩张率	(本年固定资产总额-上年固定资产总额)/上年固定资产总额
	研发绩效	无形资产	年度无形资产增加值的绝对值取自然对数
	财务绩效	总资产报酬率 ROA(TTM)	息税前利润/[(资产总额年初数+资产总额年末数)/2]
		净资产收益率 ROE(TTM)	净利润/[(所有者权益年初数+所有者权益年末数)/2]
		人力投入回报率 ROP	企业净利润/员工薪酬福利总额
控制变量	员工数量		年终企业在职人员数的自然对数
	劳动生产率		(总资产/员工数量)的自然对数
	企业年龄		样本年份-企业注册年份
	企业规模		总资产的自然对数
	流动比率		流动资产/流动负债
	营运能力		营运周期的自然对数

由于“营改增”政策试点是分批次设定的,2012 年不同试点省份设立的月份不同,如上海市试点设立于 2012 年 1 月 1 日,而广东省、福建省和浙江省等 8 个政策试点设定时间基本是 2012 年底。考虑到政策效应的显现可能存在一定的时滞性,如果将试点成立时间较迟的省份也纳入 2012 年的处理组,则可能出现政策效应估计有偏的问题。因此,本文按如下原则设定实验组样本,上海市试点企业纳入第一类实验组,实验开始年份为 2012 年;其余 8 个试点省份纳入第二类实验组,实验起始年份为 2013 年。此外,本文亦考虑到 2013 年 8 月起“6+1”行业及部分新增行业的“营改增”政策在全国推开,这可能会影响到其他省份制造业企业的行为与绩效,但为了尽可能获得“营改增”政策实施的净效应,在研究中并未考察其余省份在试点阶段所受到的政策冲击。

表 2 给出了上述变量描述性统计的数据,从中可以看出,样本企业研发投入的均值处于更接近于最大值的中上偏高水平,说明制造业上市公司普遍具有较高的创新积极性。参照申广军等(2016)的做法,我们利用固定资产扩张率这一指标来衡量企业的投资倾向,样本企业的平均固定资产扩张率为 42.6%。我们还通过两个维度的指标来解释企业绩效,即财务绩效指标和研发绩效指标。第一,参考 Chaudhuri 等(2016)的分析方法,会计指标往往反映

了企业过去的财务绩效。总资产报酬率(Return on Asset, ROA)衡量了企业运用资产来获取收益的效率;企业还会通过股权投资来取得更高的收益,其效率可以通过净资产收益率(Return on Equity, ROE)来衡量,因此,利用总资产报酬率和净资产收益率来衡量企业的财务绩效;同时,企业员工是知识的重要载体,团队人力资本是企业发展的源动力,因此本文还用人力投入回报率 ROP 来反映企业的财务绩效。第二,无形资产的超额盈利性对上市公司价值有显著正向影响,且无形资产存量与企业未来的业绩有显著的正向关系,因此用企业无形资产年增量的相对变动来体现企业的研发绩效。此外,本文还控制了企业规模、年龄、员工数量、劳动生产率、流动比率和营运能力。

表 2 变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
分组虚拟变量 $Treat_i$	4 404	0.243	0.429	0	1
政策虚拟变量 $Policy_{pt}$	4 404	0.201	0.401	0	1
研发投入	3 598	17.21	1.686	4.745	22.92
固定资产扩张率	4 388	0.426	4.679	-0.999	240.2
无形资产	4 353	15.82	2.324	-6.948	22.04
人力投入回报率 ROP	4 347	1.293	4.676	-68.46	250.8
总资产报酬率 ROA(TTM)	4 404	0.0728	0.490	-5.169	22.00
净资产收益率 ROE(TTM)	4 334	0.366	15.35	-46.19	713.2
员工数量	4 368	7.679	1.220	1.609	11.41
劳动生产率	4 368	1.824	6.180	0.062	360
企业年龄	4 404	15.95	4.625	3	33
企业规模	4 404	21.68	1.206	17.02	25.86
流动比率	4 404	2.540	4.754	0.0110	204.7
营运能力	4 396	314.0	25.62	0.0891	1446.42

(三) 回归模型

为了有效评估“营改增”政策对制造业企业行为和绩效的影响,并控制其他可能的影响因素,本文设置如下双重差分模型:

$$y_{ipt} = \alpha + \beta Treat_i + \gamma Policy_{pt} + \theta Treat_i \cdot Policy_{pt} + \delta Z_{it} + \pi_i + \tau_t + \rho_p + \varepsilon_{ipt} \quad (1)$$

式(1)中: y_{ipt} 为被解释变量; $Treat_i \cdot Policy_{pt}$ 为核心解释变量,其中, $Policy_{pt}$ 代表 p 省份在第 t 年是否已实施“营改增”政策(是则取值为 1,否则取值为 0), $Treat_i$ 代表我们对实验组和对照组的区分(实验组取值为 1,对照组取值为 0); Z_{it} 为控制变量; π_i 、 ρ_p 和 τ_t 分别代表个体、省份和年份固定效应; ε_{ipt} 为随机误差项。交叉项 $Treat_i \cdot Policy_{pt}$ 的系数 θ 反映了“营改增”的政策效应,衡量了政策实施前后实验组和对照组变动的平均差异。若 $\theta > 0$,说明“营改增”政策产生正向影响;若 $\theta < 0$,说明“营改增”政策效应为负;若 $\theta = 0$,则政策效应不明显。

四、回归结果分析与稳健性检验

本文在所有基准回归中均使用省级层面的聚类标准误(cluster),表示允许组内自相关,且能有效避免变量系数的显著性被高估,主要结果及分析如下。

(一) “营改增”政策与企业投资行为

如前文分析,企业的投资行为可大致分为以研发投入度量的创新投资和以固定资产投资标示的企业规模扩张倾向,而且企业投资行为与企业的发展存在密切关系,是政策评估中的重点关注方面。

如表 3 所示,模型(1)中我们的被解释变量为企业研发投入的自然对数,以此衡量企业的研发投入规模,其政策系数为-0.20,表明“营改增”政策的实施对企业以费用总额为标示的研发投入具有显著的抑制作用,即假设 1a 没有得到验证。根据 Doraszelski 和 Jaumandreu (2013)的观点,在知识资本模型的扩展基础上,企业研发行为的产生与研发成果的应用往往都会谨慎考虑技术可行性和盈利可得性,且研发费用一旦付出,企业则面临成果获取的高度不确定性。尽管“营改增”政策的实施打通了行业税收链条使制造业企业的实际研发成本降低,但是制造业企业在综合考虑了政策实施初期的市场波动和研发回报不确定性后,仍会选择减少研发资金的投入。模型(2)报告了“营改增”政策对企业固定资产投资行为的影响程度,政策效应系数为-0.167,说明假设 1b 没有得到验证。究其原因,企业扩大固定资产投资规模是为了实现技术升级和产品优化,但是制造业企业固定资产的投入具有成本高、耗时长等特点,使得企业在税收政策利好的环境下亦未能迅速地进行固定资产投资扩张,而且企业有可能在政策实施初期未适应经济波动和税制改变,减少了规模扩张的积极性。可以发现一个有趣的现象,“营改增”政策并没有使企业投资行为更加活跃,这与我们理论认知并不一致。可能的原因在于,在“营改增”政策试点阶段,由于政策推开对各行业都产生了一定的冲击,在经济波动的不确定中企业会选择保守的“观望”态度,尽量抑制其投资倾向,当政策红利在后续发展中不断显现时,企业研发与投资的热情才会被激发。

表 3 “营改增”政策对企业投资行为的影响

变量	研发投入	固定资产扩张
	(1)	(2)
“营改增”政策	-0.202** (0.079)	-0.167* (0.086)
controls	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes
N	3 564	4 349
R ²	0.369	0.059

注:括号内为聚类标准误;***、**和*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平上显著。以下各表同。

(二)“营改增”政策对企业绩效的影响

表 4 报告了财务绩效和研发绩效的回归结果。模型(1)的被解释变量为总资产报酬率(ROA),可以看到政策效应系数为-0.0252,说明“营改增”政策未能提升企业增加收入的能力或资金使用效率,反而显著降低了企业单季总资产获利效果;模型(2)的被解释变量为净资产收益率(ROE),交互项系数显著为负,即“营改增”政策的实施降低了制造业企业利用自有资本获得收益的能力;模型(3)以人力投入回报率(ROP)作为被解释变量,政策效应系数显著为负,产生这一结果的原因在于,“营改增”政策虽然有效促进了企业专业化分工(陈钊、王旸,2016),但由于推开时间较短,分工效应尚不成熟(范子英、彭飞,2017),使得企业人力资本调整的潜能尚未完全发挥;模型(4)中,当被解释变量以无形资产增加率度量时,政策效应系数显著为正,即“营改增”政策对企业研发投入回报具有显著的提升作用。

由上述分析知,第一,“营改增”政策对制造业企业以三类会计指标度量的财务绩效均有负向影响,这可能是由于“营改增”政策的价格调整效应和增值税抵扣范围扩大给制造业企业带来了一定的激励作用,短期内促进了企业单季总资产扩张,同时所有者权益的增量有可能超出了净利润的增量;从政策变量系数来看,“营改增”政策对总资产报酬率、净资产收益

率和人力投入回报率的影响程度越来越强,这是由于制造业企业的总资产与可自由支配的净资产对政策的敏感程度不同,而人力资本投资具有更高的灵活度,因此对政策冲击的反应更强烈。第二,无形资产增加值一定程度上反映了企业运用研发费用促进研发成果转化的效率,由前文分析知,尽管“营改增”政策降低了企业的研发支出水平,但由于分工逐渐深化以及制造业增值税抵扣链条的延长,制造业企业的研发条件得到优化,研发环节趋于精简快速,所以研发效率大大提升。

综上,假说 2a“营改增”政策实施后,制造业企业财务绩效提升未得到验证;而假说 2b“营改增”政策实施后,制造业企业研发绩效提升得到验证。

表 4 “营改增”政策对企业绩效的影响

变量	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)
“营改增”政策	-0.0252 *** (0.007)	-0.0211 * (0.011)	-0.303 ** (0.123)	0.415 ** (0.163)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	4 360	4 212	4 223	4 313
R ²	0.029	0.072	0.090	0.066

(三) 平行趋势检验

要通过双重差分方法获得无偏估计结果,就必须满足平行趋势假设,即实验组和对照组在“营改增”政策实施之前和实施之后二者在被解释变量的分布上是否存在差异。具体的,参考 Cai 等(2016)的检验方法,我们设置政策实施之前的年度虚拟变量 $before(n)$ ($n=1,2$)、政策实施当年的虚拟变量为 $current$ 和政策实施之后的年度虚拟变量 $after(n)$ ($n=1,2$),并分别与分组虚拟变量 $treat_i$ 形成交互项,纳入基准模型并做回归分析。为避免多重共线性,本文以样本首年为模型基准组,检验结果如表 5 所示。在 2012 年以前交互项 $treat_i \cdot before(n)$ 的系数均不显著,而交互项虚拟变量 $treat_i \cdot current$ 和 $treat_i \cdot after(n)$ 的系数均显著,说明政策推开当年起“营改增”的政策效应亦即对照组和实验组的差异就显著展现出来了,证明对照组和实验组满足平行趋势假设。

表 5 平行趋势检验

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$treat_i \cdot before(2)$	0.0386 (0.107)	-0.0739 (0.083)	0.00266 (0.002)	-0.0292 (0.024)	-0.0664 (0.094)	0.364 (0.289)
$treat_i \cdot before(1)$	0.0868 (0.112)	-0.130 (0.092)	0.00892 (0.006)	-0.0269 (0.022)	-0.192 (0.121)	0.311 (0.222)
$treat_i \cdot current$	-0.100 * (0.059)	0.00879 * (0.005)	-0.0204 ** (0.008)	-0.0347 ** (0.015)	-0.300 ** (0.133)	0.528 ** (0.228)
$treat_i \cdot after(1)$	-0.123 * (0.073)	-0.171 ** (0.080)	-0.0294 *** (0.011)	-0.0403 *** (0.014)	-0.453 *** (0.138)	0.452 ** (0.205)
$treat_i \cdot after(2)$	-0.135 ** (0.065)	-0.192 ** (0.087)	-0.0315 *** (0.008)	-0.0388 *** (0.014)	-0.440 *** (0.136)	0.816 *** (0.218)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
R ²	0.061	0.026	0.033	0.080	0.100	0.070

(四) 稳健性检验

1. 缩小样本容量

我国自 2004 年 7 月 1 日起在东北地区设立首批增值税转型(即生产型增值税转为消费型增值税)政策试点省份,至 2009 年 1 月,该项政策在全国范围内全面推开。显然,在增值税转型政策全面推开的当年,制造业购进设备所含的增值税允许直接全额抵扣,生产型增值税制产生的重复征税因素被消除,必然影响制造业企业的投资行为和企业绩效。因此,有必要检验剔除 2009 年数据后,基准回归的结果会否发生显著改变。同时,为了尽量减少部分行业分批纳入“营改增”政策试点范围所产生的波动,我们在本项稳健性检验中只保留了 2010–2013 年的样本数据,回归结果如表 6 所示。显然,缩小样本容量后回归结果与全样本回归结果基本保持一致,说明本文政策效应的估计稳健可靠。

表 6 稳健性检验——缩小样本容量

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.208 ** (0.071)	-0.129 * (0.079)	-0.0274 *** (0.008)	-0.0795 (0.010)	-0.210 * (0.131)	0.205 (0.206)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	2 478	2 864	2 925	2 829	2 828	2 891
R ²	0.327	0.029	0.026	0.069	0.097	0.043

2. 安慰剂检验

本文还采用互换对照组和实验组的安慰剂法则进行稳健性检验,即将对照组和实验组互换进行分析,假如交换后的交互项系数并不显著,则说明采用双重差分方法对“营改增”政策效应评估是稳健的。互换实验组和对照组后,对各个基准模型重新进行估计,回归结果如表 7 所示。安慰剂检验的结果显示,本文结论依然稳健。

表 7 稳健性检验——安慰剂检验

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	0.0785 (0.079)	0.00274 (0.044)	0.0161 (0.013)	0.00828 (0.010)	-0.777 (1.25)	-0.173 (0.214)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
R ²	0.372	0.022	0.026	0.071	0.011	0.065

3. 财政补贴

企业获得财政补贴后,意味着实际收入的增加,经济状况有所改善,其研发、投资行为以及企业绩效也将会受到一定影响。所以,为保证基准回归结果的稳健性,有必要排除财政补贴对企业行为和绩效产生影响的这一作用机制,表 8 报告了相应的回归结果。由表 8 可知,企业获得的财政补贴总量或者企业的年财政补贴增长率在“营改增”政策实施前后均无显著变化,所以我们可以排除样本期间企业行为和绩效的变动是由财政补贴变化引起的。

表 8 稳健性检验——“营改增”政策对企业财政补贴的影响

变量	财政补贴总量	财政补贴增长率
	(1)	(2)
“营改增”政策	-0.0393 (-0.31)	0.904 (-0.31)
<i>controls</i>	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes
N	4 162	4 094
R^2	0.142	0.040

4. 企业出口参与

企业行为的转变与绩效的提升往往与企业生产效率的高低紧密联系,而出口企业的生产效率通常高于非出口企业,已有研究主要通过自选择效应和出口学习效应对此做出解释,即出口企业生产效率更高是因为生产效率高的企业才会选择出口(Clerides et al., 1998),或者出口可以使企业从国外市场的交流和竞争中学习和积累技能。为了更好地识别企业出口行为对企业投资和绩效的影响,我们在稳健性检验中还控制了企业出口虚拟变量(当企业 i 的出口交货值大于 0 时取值为 1,否则取值为 0)。表 9 的检验结果显示,企业的出口行为并不影响研究结论,即本文的政策评估是稳健的。

表 9 稳健性检验——控制企业出口参与行为

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.202 ** (0.079)	-0.163 ** (0.063)	-0.0250 *** (0.007)	-0.0211 * (0.011)	-0.303 ** (0.123)	0.416 ** (0.163)
<i>Export</i>	-0.00738 (0.118)	0.0494 (0.50)	0.00930 (0.009)	-0.00518 (-0.012)	-0.0201 (-0.137)	0.0484 (0.34)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
R^2	0.369	0.025	0.030	0.072	0.090	0.067

五、异质性分析

为了考察“营改增”政策效应的企业异质性表现,本文从企业所有制、产品种类、产品质量和企业年龄这四个方面,来探讨“营改增”政策对不同类型企业的影响差异。

(一) 企业所有制

大量研究表明,非国有企业的效益在诸多方面普遍高于国有企业。一方面,可能是由于非国有企业拥有更灵活的市场应对机制和更强的体制创新能力;另一方面,由于政策干预,国有企业在投资决策过程中更易于偏离研发绩效。我们根据公司属性,将中央国有企业和地方国有企业归为国有企业,其他类型的企业归为非国有企业,并设定虚拟变量 SOE ,将其与政策变量相乘,得到交互项后,使用双向固定效应回归。表 10 的结果显示,同样受“营改增”政策的冲击,国有企业和非国有企业在固定资产扩张行为、企业单季总资产报酬率和人力投入回报率上的变动程度存在显著差异。

表 10 异质性分析——企业所有制

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.223 *** (0.081)	-0.252 *** (0.076)	-0.0404 *** (0.009)	-0.0193 * (0.013)	-0.383 *** (0.148)	0.336 * (0.184)
“营改增”政策× SOE	0.132 (0.155)	0.277 *** (0.098)	0.0395 *** (0.012)	-0.0121 (0.022)	0.400 * (0.213)	-0.130 (0.282)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
R ²	0.385	0.028	0.031	0.077	0.097	0.066

(二) 产品多样性

一般而言,制造业企业都会选择生产多种类型的产品以满足更广泛的市场需求,不同产品多样性水平的企业对“营改增”政策冲击会做出不同的反馈。参考 Combes 等(2012)的处理方法,本文采用企业劳动力规模来衡量企业的产品多样性,劳动力规模越大,企业产品多样性的水平也会越高。构建产品种类虚拟变量 *Varity*,若企业全样本员工数量年度均值大于中位数,为高产品多样性水平企业;否则,为低产品多样性水平企业。将虚拟变量与政策变量相乘,得到交互项后,使用双向固定效应回归。从表 11 的回归结果来看,面对“营改增”政策冲击,不同产品多样性水平的企业在总资产报酬率与研发投入上做出了不同反馈。产品多样性水平高的企业之所以生产更多种类的产品,可能是其拥有更高的产品收益,并且企业的研发行为会更活跃,因此“营改增”政策所产生的市场冲击可能对产品多样性水平高企业的总资产报酬率和研发投入产生更强的正向作用。

表 11 异质性分析——产品多样性

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.299 *** (0.068)	-0.213 ** (0.092)	-0.0389 *** (0.011)	-0.00824 * (0.012)	-0.402 ** (0.162)	0.295 * (0.205)
“营改增”政策× <i>Varity</i>	0.268 * (0.145)	0.0829 (0.107)	0.0218 * (0.012)	-0.0192 (0.022)	0.307 (0.218)	0.0196 (0.279)
controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
R ²	0.386	0.026	0.030	0.077	0.096	0.066

(三) 产品质量

分析“营改增”政策对不同产品质量企业的不同影响程度,对制造业企业提质升级有重要的指导意义。参照盛丹和张国峰(2018)的研究,以企业平均工资水平来反映企业产品质量的高低,平均工资水平越高,产品质量也越高。构建产品质量虚拟变量 *Quality*,若企业全样本年度平均工资大于中位数,为高产品质量企业;否则,为低产品质量企业。将虚拟变量与政策变量相乘,得到交互项后,使用双向固定效应回归。表 12 报告的回归结果中,不同产品质量水平的企业仅在研发投入上对“营改增”做出了不同反应。被解释变量为研发投入时,交互项系数显著为正,说明生产高质量产品的企业更倾向于扩大研发投入,不断建立品

牌效应以获得更高的市场占有率。

表 12 异质性分析——产品质量

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.305 *** (0.087)	-0.198 ** (0.087)	-0.0356 *** (0.010)	-0.0196 * (0.016)	-0.354 ** (0.165)	0.373 * (0.195)
“营改增”政策× <i>Quality</i>	0.281 ** (0.127)	0.0494 (0.109)	0.00403 (0.013)	0.00835 (0.020)	0.199 (0.216)	-0.176 (0.283)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
<i>R</i> ²	0.386	0.026	0.029	0.077	0.096	0.066

(四) 企业年龄

周黎安等(2007)的研究表明,我国制造业企业的生产效率存在显著的年龄差异,即随着企业年龄增加,企业的生产效率上升。如前文所述,生产效率是企业行为和绩效的重要决定因素,所以在行为和绩效上,不同年龄企业对“营改增”政策做出的反应也不尽相同。为此,我们构建企业年龄虚拟变量 *Age*,若企业 2012 年时的年龄大于中位数,为成熟企业;否则,为年轻企业。将年龄虚拟变量与政策变量相乘,得到交互项后,使用双向固定效应回归。表 13 的结果表明,不同年龄的企业在固定资产扩张行为和总资产报酬率上,对“营改增”冲击的反应存在显著差异。具体地,相比年轻企业,成熟企业由于拥有更雄厚的资产规模且占有更高的市场份额,在面对“营改增”政策可能带来的政策利好,可以更快速地扩大固定资产规模,在产品销售上也能更快地吸收政策红利,获得更可观的收益。

表 13 异质性分析——企业年龄

变量	研发投入	固定资产扩张	ROA	ROE	ROP	无形资产
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
“营改增”政策	-0.220 *** (0.084)	-0.254 *** (0.074)	-0.0402 *** (0.009)	-0.0224 * (0.014)	-0.443 ** (0.150)	0.326 * (0.182)
“营改增”政策× <i>Age</i>	0.094 (0.155)	0.248 ** (0.112)	0.0339 ** (0.011)	-0.0206 (0.020)	0.547 (0.210)	0.0800 (0.298)
<i>controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间与个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	3 564	4 265	4 360	4 212	4 223	4 313
<i>R</i> ²	0.385	0.028	0.030	0.077	0.098	0.066

六、结论

自 2012 年起,我国为实现结构性减税和推进供给侧结构性改革进程,在全国范围内分地区分行业逐步推开“营改增”政策。尽管“营改增”政策改革的目标行业是服务业,但由于服务业与下游制造业联系紧密,“营改增”政策的实施也必然对制造业造成一定的影响。本文以证监会行业分类中制造业上市公司 2009–2014 年的年报数据为样本,运用双重差分方法,立足于企业行为和绩效,从异质性企业的分析框架出发,对“营改增”政策作用于制造业企业的影响进行了全面细致的考察,得到以下主要结论:

(1)首先,“营改增”政策没有激发企业的投资行为,反而显著削弱了企业的投资倾向。无论是用研发投入还是固定资产扩张来体现企业的投资行为,“营改增”政策都对企业投资产生了显著的负向影响。其次,我们从财务绩效和研发绩效两个方面来对制造业企业的绩效进行探讨,从财务绩效来看,“营改增”政策对制造业企业的总资产报酬率、净资产收益率和人力投入回报率都产生了显著的负向影响;从研发绩效来看,“营改增”政策对制造业企业以无形资产增加额为标示的企业绩效有显著的正向作用。我们还运用四类检验方法对基准回归结果进行了稳健性分析,都支持上述结论。

(2)“营改增”政策效应在企业间存在异质性,面对“营改增”政策的冲击,不同所有制、不同产品多样性水平、不同产品质量水平以及不同年龄的企业在行为和绩效上的改变都不同。

本文的结论具有重要的政策含义:“营改增”政策对企业行为和财务绩效均有显著的负向影响,意味着这项政策可能存在一些潜在问题,并没有达到预期减税和刺激经济发展的效果。而且,由于政策推开时间较短且分批进行,企业在政策波动中为稳健起见而选择采取消极的投资行为。为了进一步提升“营改增”的政策效应,有关部门应该更积极地落实税制优化、加强税收征管力度以及完善税率级次。同时,不同行业具有各自的运转模式,“营改增”政策可能会使部分企业因未能适应增值税征收方式,而出现消极的企业投资行为或企业绩效下降。因此,在接下来的增值税设定上应充分考虑行业异质性,保证全面覆盖的增值税是积极有效的。

当然,本研究也存在许多不足之处,在以后的研究中应进一步规范。“营改增”政策对制造业企业的研发投入和固定资产投资行为都产生了显著的负向影响,至于“营改增”政策是否通过影响制造业企业实际所承担的税收负担进而影响企业的投资与绩效仍有待进一步研究,但限于篇幅,并未进一步探讨上述现象的作用渠道。此外,本文的研究样本仅限于制造业企业,并未延伸至产业整体或者是相关产业链,因而相关的影响效应研究亦仅限于针对制造业企业,至于是否同样适用于产业链中其他行业仍需进一步探讨。

参考文献:

- 1.陈钊、王旻,2016:《“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》第3期。
- 2.范子英、彭飞,2017:《“营改增”的减税效应和分工效应:基于产业互联的视角》,《经济研究》第2期。
- 3.鞠晓生、卢荻、虞义华,2013:《融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性》,《经济研究》第1期。
- 4.李蕾蕾、盛丹,2018:《地方环境立法与中国制造业的行业资源配置效率优化》,《中国工业经济》第7期。
- 5.李林木、汪冲,2017:《税费负担、创新能力与企业升级——来自“新三板”挂牌公司的经验证据》,《经济研究》第11期。
- 6.李永友、严岑,2018:《服务业“营改增”能带动制造业升级吗?》,《经济研究》第4期。
- 7.申广军、陈斌开、杨汝岱,2016:《减税能否提振中国经济?——基于中国增值税改革的实证研究》,《经济研究》第11期。
- 8.盛丹、张国峰,2018:《开发区与企业成本加成率分布》,《经济学(季刊)》第17卷第1期。
- 9.苏杭、郑磊、牟逸飞,2017:《要素禀赋与中国制造业产业升级——基于WIOD和中国工业企业数据库的分析》,《管理世界》第4期。
- 10.万华林、朱凯、陈信元,2012:《税制改革与公司投资价值相关性》,《经济研究》第3期。
- 11.王桂军、曹平,2018:《“营改增”对制造业企业自主创新的影响——兼议制造业企业的技术引进》,《财经研究》第3期。
- 12.夏明、张红霞,2015:《跨国生产、贸易增加值与增加值率的变化——基于投入产出框架对增加值率的理论解析》,《管理世界》第2期。

13. 项松林、魏浩, 2014:《流动性约束对企业生产率的影响》,《统计研究》第 3 期。
14. 周黎安、张维迎、顾全林、汪森军, 2007:《企业生产率的代际效应和年龄效应》,《经济学(季刊)》第 6 卷第 4 期。
15. Alstadsæter, A., M. Jacob, and R. Michaely. 2017. "Do Dividend Taxes Affect Corporate Investment?" *Journal of Public Economics* 151 : 74–83.
16. Bøler, E. A., A. Moxnes, and K. H. Ulltveit-Moe. 2015. "R&D, International Sourcing, and the Joint Impact on Firm Performance." *American Economic Review* 105(12) : 3704–3739.
17. Cai, X., Y. Lu, M. Wu and L. Yu. 2016. "Does Environmental Regulation Drive away Inbound Foreign Direct Investment? Evidence from a Quasi-natural Experiment in China." *Journal of Development Economics* 123: 73–85.
18. Chaudhuri, K., S. C. Kumbhakar, and L. Sundaram. 2016. "Estimation of Firm Performance from a MIMIC Model." *European Journal of Operational Research* 255(1) : 298–307.
19. Clerides, S. K., S. Lach, and J. R. Tybout. 1998. "Is Learning by Exporting Important? Micro-Dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco." *The Quarterly Journal of Economics* 113(3) : 903–947.
20. Combes, P. P., G. Duranton, L. Gobillon, D. Puga, and S. Roux. 2012. "The Productivity Advantages of Large Cities: Distinguishing Agglomeration from Firm Selection." *Econometrica* 80(3) : 2543–2594.
21. Doraszelski, U., and J. Jaumandreu. 2013. "R&D and Productivity: Estimating Endogenous Productivity." *The Review of Economic Studies* 80(4) : 1338–1383.
22. Schmitz, H. 1999. "Global Competition and Local Cooperation: Success and Failure in the Sinos Valley, Brazil." *World Development* 27(9) : 1627–1650.
23. Zwick, E., and J. Mahon. 2017. "Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior." *American Economic Review* 107(1) : 217–248.

Impact of the Policy of Replacing Business Tax with Value-added Tax on the Operating Behavior and Performance of Listed Manufacturing Companies

Chen Zhao and Liu Yingman

(College of Economics and Trade, Guangdong University of Foreign Studies)

Abstract: The Replacing Business Tax with Value-added Tax Reform is another important fiscal and tax policy after China's Tax-sharing reform. Its impact on the market economy has also significantly influenced the manufacturing industry. This paper uses the micro-data of listed companies in the manufacturing industry from 2009 to 2014, takes use of the Difference-in-Differences method and evaluates the policy effect on the operating behavior and performance of manufacturing enterprises. Firstly, the research shows that the policy has a significant negative impact on the R&D behavior and the fixed assets expansion of manufacturing enterprises. It also has a negative impact on the financial performance but a positive effect on the expected performance of enterprises. We prove that the above conclusions are reliable through four robustness tests. Secondly, the policy has heterogeneous effects among enterprises. The policy causes distinguished changes of behavior and performance of the enterprises differing in ownership, product diversity level, product quality level and age. Therefore, further optimizing the VAT collection and management and formulating a differentiated taxation system according to industry characteristics will not only help to improve the business performance of enterprises, but also facilitate the transformation and upgrading of enterprises.

Keywords: The Replacing Business Tax with Value-added Tax Reform; Manufacturing; Heterogeneity; R&D; Performance

JEL Classification: D22, E63, L25

(责任编辑: 惠利、陈永清)