

“营改增”提升了企业技术创新力度吗？ ——基于“准自然实验”的证据

袁始焯^{1 2}

(1. 南京大学 商学院, 江苏 南京 210093; 2. 江苏开放大学 商学院, 江苏 南京 210036)

摘要: 基于2012年起试行的营业税改征增值税(简称“营改增”)所具有的“准自然实验(Quasi-Natural Experiment)”性质,以2010年至2016年上市公司数据为样本,使用面板双重差分(Difference-in-Difference)模型,通过对比“营改增”前后企业创新投入与产出的变化,考察该项改革对企业创新力度的影响,并进一步讨论了企业产权性质与所处区域的金融市场程度的不同对改革效果的影响。结果发现:(1)“营改增”显著地提升了企业技术创新力度;(2)“营改增”后非国有企业技术创新力度提升较国有企业更显著;(3)“营改增”后处于金融市场化程度较高地区的企业技术创新力度提升较其他地区更显著;(4)“营改增”后处于金融市场化程度较高地区的非国有企业技术创新力度提升较国有企业更显著。结论能够为研究“营改增”与企业技术创新力度变化的关系提供实证证据,并对不同类型企业的技术创新力度提升方式提供针对性建议。

关键词: 营改增; 双重差分; 产权性质; 技术创新; 金融市场化

中图分类号: F062.9 **文献标识码:** A **文章编号:** 1671-9301(2019)06-0050-13

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2019.06.005

一、引言

十九大报告指出,创新是引领发展的第一动力。各级政府及相关部门为实现经济社会的高质量发展,持续推出一系列支持科技创新的财税政策,以促进各类主体发挥创新功能。良性的政府税收政策既能够促进经济稳定增长,也能够促进企业技术创新^[1]。我国政府自2012年起实施的“营改增”试点是我国税收政策历史上的重大调整事件。该项改革的意图在于打通二、三产业的抵扣链条,减轻企业税收负担,提升社会专业化分工程度和企业技术创新力度,进而实现经济社会的高质量发展。

“营改增”作为一项外生事件,受其影响的企业不太可能因事先了解政策而迁移,因此该事件具有“准自然实验(Quasi-Natural Experiment)”的性质。本文以2010年至2016年上市公司数据为样本,使用面板双重差分(Difference-in-Difference)模型,考察了“营改增”政策对企业创新力度的影响,并进一步讨论了在“营改增”后,因产权性质与所处区域金融市场化程度不同,该项改革对企业技术创新力度产生了何种影响。通过本文的研究,能够为探讨“营改增”与企业技术创新力度变化的关系提供实证证据,并有针对性地不同类型企业的技术创新力度提升提出有效建议。

收稿日期:2019-06-03; 修回日期:2019-10-10

作者简介:袁始焯(1987—)女,江苏常州人,南京大学商学院博士研究生,江苏开放大学商学院讲师,研究方向为税收与资本市场。

基金项目:江苏高校哲学社会科学基金项目(2018SJA0547);国家自然科学基金面上项目(71672082);国家自然科学基金青年项目(71602085)

二、理论机制分析

(一) “营改增”与企业技术创新

长期以来,我国营业税纳税企业面临着“重复课税”的问题,一方面外购货物的增值税进项税额无法抵扣;另一方面,在销售商品或提供服务时还须额外缴纳营业税。实施“营改增”后,上下游行业抵扣链条被打通。在购入资产时,原营业税纳税企业的进项税额可以抵扣,降低了企业的资本成本,产生“抵扣效应”;同时,销售商品和提供劳务时,还可以将增值税以销项税额的形式转移至下一环节,产生“税负转嫁效应”^[2]。在“抵扣效应”和“税负转嫁效应”双重影响下,受改革影响的企业可以降低税负,增加企业未来发展的可利用资金。

Schumpeter^[3]指出技术创新是企业稳定发展的内生动力。作为创新的主体,在资金供应充足的条件下,企业有动力通过研发新技术、生产新产品、创造新的组织形式等方式来创造利润,在市场中占据竞争优势。“营改增”后,企业的税负降低,收益增加。为增强自身的竞争力,企业会利用增加的利润作为内源融资,增加与技术创新相关的投入,提升产能,最终实现企业利润的可持续增长。基于此,本文提出以下假说:

假说1:“营改增”后,企业的技术创新力度显著提升。

(二) “营改增”与企业技术创新:基于产权性质视角分析

“营改增”后,企业的税负在全国范围内实现了整体降低。但税收激励对不同性质的企业技术创新力度的影响不尽相同。已有研究表明,产权性质对企业的创新动力有一定影响。根据代理理论可知,由于企业所有权与经营权相分离,投资者与管理者的经营目标并不一致。国有企业与非国有企业在投资、管理和生产上的表现存在显著差异。产权结构决定了企业的资源配置^[4-5]。政府对企业的所有权会导致经营者缺乏创新投资的动力^[6],国有产权对创新效率具有负效应^[7-8]。吴延兵^[9]对比了民营企业、国有企业和外资企业的技术创新情况,发现民营企业在创新投入和专利创新效率方面处于领先地位,而国有企业在创新投入、创新效率和生产效率上均缺乏竞争力。乔睿蕾和陈良华^[10]从公司现金流角度证实,与其他类型的企业相比,国有企业对“营改增”政策更不敏感。

具体原因可做如下推断:首先,政府所有或控股的企业资金较充裕,非国有企业资金来源渠道窄,外源融资成本高。改革带来的税负减轻和利润增加可以有效缓解非国有企业技术创新投入的资金压力。其次,部分国有企业在市场中处于相对垄断地位,议价能力强。并且,由于预算软约束的存在,国有企业即使经营亏损,往往也能获得政府补贴,因此对能够增强企业竞争优势的技术创新的需求并不迫切。而非国有企业希望通过提升自身创新能力在市场中占据有利地位,对“营改增”的政策反应更敏感。最后,由于我国的特殊国情,国有企业在追求盈利目标之外,往往需要承担一部分社会责任,非国有企业则无此负担。由此判断,“营改增”后,与国有企业相比,非国有企业的技术创新力度应有明显提升。综合上述分析,本文提出以下假说:

假说2:“营改增”后,非国有企业的技术创新力度提升比国有企业更显著。

(三) “营改增”与企业技术创新:基于金融环境视角分析

企业所在地区的金融市场的发展情况对改革效果的影响也值得探讨。企业内源融资的有限性使得其必然要借助外源融资来支持企业长期的技术创新活动。根据资本结构中的优序融资理论(Pecking-order Theory)推断,由于金融市场的非完美性,外源融资存在交易成本,企业对外融资成本高于企业内部融资。金融市场是企业与企业、企业与金融机构间资金流通的媒介,区域金融市场化程度从规模与效率两方面影响该区域金融市场的融资成本。一方面,金融市场化程度高的地区,充沛的金融资源和丰富的金融产品给市场带来了规模效应,降低了投资者的投资风险和交易成本;另一方面,金融的发展有助于降低市场中信息不对称的问题,提高资金分配效率^[11]。万道侠和胡彬^[12]也证实了金融发展对企业创新具有正向调节效应。

基于以上理论推断,“营改增”后金融市场化程度较高地区应能高效、合理配置该地区企业因减税而产生的闲置资金。另外,产权性质也会对各区域内企业的改革效果产生不同影响。综合以上两点可推测,处于金融市场化程度较高区域的非国有企业有机会以较低的融资成本和更高的融资效率获得技术创新所需的货币资金。因此,本文提出以下假说:

假说 3a “营改增”后,处于金融市场化程度较高地区的企业,技术创新力度提升更显著。

假说 3b “营改增”后,处于金融市场化程度较高地区的非国有企业的技术创新力度提升比国有企业更显著。

三、制度背景与准自然实验设计

(一) 制度背景

我国自 1994 年实行分税制改革以来,服务业与制造业适用两种不同形式的税制,服务业缴纳的是以销售额为税基的营业税,而制造业缴纳的是以加工环节增值额为税基的增值税。服务业不可避免地存在被重复征税的问题。为解决这一问题,我国自 2012 年 1 月 1 日起,在上海首批进行“营改增”试点。试点行业包括交通运输业(陆路、水路、航空和管道运输业)和 6 个现代服务业(研发和技术业、信息技术业、文化创意业、物流辅助业、有形动产租赁业与鉴证咨询服务),简称“1+6”行业。在税率方面,在原有增值税税率 17% 和 3% 基础上增设了 11% 和 6% 两档。“1+6”行业中,大部分行业都适用低税率,仅有有形动产租赁等个别行业适用 17% 的高税率。

表 1 “营改增”实施历程

改革时间	改革行业	改革地区
2012.01	交通运输业和部分现代服务业	上海市
2012.09 - 2012.12	交通运输业和部分现代服务业	北京市、江苏省、安徽省、福建省、广东省、天津市、浙江省、湖北省
2013.08	交通运输业和部分现代服务业 新增广播影视服务业	全国
2014.01	新增邮政业和铁路运输业	全国
2014.06	新增电信业	全国
2016.05	新增建筑业、房地产业、金融业和生活服务业	全国

注:作者整理。

随着时间的推移,改革从行业和地区两方面开始逐渐扩围。2012 年 8 月起,北京、江苏、安徽、福建、广东、天津、浙江、湖北等八省市的“1+6”行业也被逐步纳入改革范围。2013 年 8 月起,改革范围推广至全国,广播影视服务业也被纳入改革范围。2014 年 1 月,铁路运输业和邮政业也在全国范围内征收增值税。五个月后,电信业也开始征收增值税。最后四个行业(建筑业、房地产业、金融业和生活服务业)也在 2016 年 5 月 1 日完成了“营改增”。2017 年 10 月 30 日,国务院常务会议通过《国务院关于废止〈中华人民共和国营业税暂行条例〉和修改〈中华人民共和国增值税暂行条例〉的决定(草案)》,标志着实施 60 多年的营业税正式退出历史舞台。根据国家统计局统计,自“营改增”试点至 2017 年底,全国已累计减税近 2 万亿元。

(二) 准自然实验设计:改革行业与改革年份的确定

2012 年,我国在上海市“1+6”行业进行“营改增”政策试点,并于当年推广至其余八省市。由于企业不太可能事前了解到“营改增”政策而进行迁移,因此该政策对于在改革地区登记注册的“1+6”行业企业来说,可以被视为一个具有“准自然实验”性质的完全外生事件。本文通过对比改革行业和未改革行业企业的技术创新力度变化来判别政策的效果。在对比时,本文不仅需要对比改革行业和未改革行业的企业创新力度,还需要对比企业改革前后的创新力度变化。借鉴聂辉华等^[13]的做法,本文将结合运用双重差分、双重差分倾向得分匹配和三重差分等研究方式进行考察。这样不仅能有效避免政策作为解释变量所存在的内生性问题,还可以控制被解释变量与解释变量间相互影响的效应。

本文根据改革的地区和行业将研究对象分为处理组和对照组。处理组企业包括上海和其他八省市的“1+6”行业企业,对照组企业为最后一批进行改革的四个行业企业。在实验细节的设计上,本文将上海的改革年份定为2012年,其余八省市的改革年份定为2013年。这样设定的原因是,处理组中除了上海地区的改革时间是在2012年年初,其余地区的改革时间均在下半年,改革效果在当年无法显现。由于本文的研究时间跨度为2010年至2016年,对照组中的企业均在2016年年中才受到改革政策的覆盖,当年可视为未受到改革的影响。对照组企业在考察年份的技术创新力度变化可以用于和处理组企业的对比,以评估政策效果。

四、研究设计

(一) 模型构建

为了能够有效地考察“营改增”政策对企业技术创新力度的影响,以及在不同金融市场化程度下“营改增”政策的技术创新效应,本文采用以下三个步骤分别构建双重差分模型、双重差分倾向得分匹配模型和三重差分模型。

第一步 构建双重差分模型初步检验“营改增”政策的净效应。双重差分模型主要是通过将处理组与对照组进行比较,根据它们二者差异判断政策的实施效果。假设定义 y_{it} 为被解释变量, i 和 t 为企业和年份, $Treat$ 是用来区分处理组与对照组的变量, $Reform$ 表示政策发生时间先后的变量, X 为一组控制变量, ε_{it} 表示误差项。那么,一个基本的双重差分模型可表示为:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 Treat \cdot Reform + \beta_2 Treat_{it} + \beta_3 Reform_{it} + X + \varepsilon_{it}$$

模型的关键变量即为交叉项 $Treat \cdot Reform$ 。对于处理组而言,接受某项政策前后的差分估计为:

$$E(Y|X, Treat = 1, Reform = 1) - E(Y|X, Treat = 1, Reform = 0) = \beta_1 + \beta_3$$

其中的时间因素 β_3 对处理组和对照组共同起作用,所以,要想精确刻画某项政策的效应,必须将时间这一干扰因素去掉。而通过对对照组的差分估计即可得到时间效应: $E(Y|X, Treat = 1, Reform = 1) - E(Y|X, Treat = 1, Reform = 0) = \beta_3$ 。通过将处理组的差分估计减去对照组的差分估计即通过“差分再差分”的方法去除了两组中共同存在的影响因素,得到的系数 β_1 就是政策的净效应,即交叉项 $Treat_{it} \cdot Reform_{it}$ 的系数。在此基础上,构建本文的双重差分模型如下:

$$R\&D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Reform_{it} + \xi Treat_{it} \cdot Reform_{it} + \beta Controls_{it} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中 $R\&D_{it}$ 表示企业技术创新力度。 $Treat$ 是改革行业虚拟变量, $Reform$ 是改革时间虚拟变量。 $Controls$ 表示一组控制变量, $Industry$ 和 $Year$ 分别表示行业固定效应和年份固定效应。

第二步 构建双重差分倾向得分匹配模型(简称“PSM-DID”模型)进一步检验“营改增”政策效应。由于在实证研究中,样本数据中可能存在的选择性偏差和混合性偏差会导致估计结果有偏,而检验两个变量之间实际因果关系的最理想的推断方法是完全控制协变量的随机试验方法,所以,本文中最理想的方法是通过比较行业在接受改革前后技术创新力度之间的差异,进而得到“营改增”政策对企业技术创新力度的影响效应。由于在现实中无法观测“反事实”的状态,即无法观测到已经接受改革的行业如果在没有接受“营改增”情况下的技术创新水平,运用 Heckman *et al.*^[14]提出的倾向得分匹配能够较好地解决该问题。PSM的匹配过程可用式(2)表示。

$$P(Treat_{it} = 1) = \theta_0 + \theta_1 Size_{it} + \theta_2 Age_{it} + \theta_3 Lev_{it} + \theta_4 ROA_{it} + \theta_5 Cash_{it} + \theta_6 Fixed_{it} + \theta_7 LASH_{it} + \theta_8 Sub_{it} + \theta_9 HHI_{it} + \theta_{10} Duality_{it} + Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式(2)是一个Logit模型,表示是否实施“营改增”政策改革的虚拟变量 $Treat$ 为被解释变量,是取1,否则取0。解释变量分别为企业规模、企业年龄、资产负债率、总资产收益率和现金持有量等表示企业个体特征的变量。PSM可以把企业特征变量的信息综合为一个倾向得分值,然后通过处理组

和对照组倾向得分值的相近程度进行一对一匹配。接着就可以对匹配成功的样本进行 DID 回归, DID 回归的过程同式(1) 此处略。

第三步 构建三重差分模型研究金融市场化程度对于“营改增”政策技术创新效应的影响。考虑到金融市场化是我国经济发展过程中一个重要特征,并且金融市场化程度的高低可能会影响“营改增”政策的实施效果,所以,本文参照刘晔和张训常^[15]的做法,设定三重差分模型如(3)式所示。

$$\begin{aligned} R\&D_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treat_{it} + \alpha_2 Reform_{it} + \alpha_3 Indexfin_{it} + \alpha_4 Treat_{it} \cdot Reform_{it} \\ &+ \alpha_5 Treat_{it} \cdot Indexfin_{it} + \alpha_6 Reform_{it} \cdot Indexfin_{it} \\ &+ \alpha_7 Treat_{it} \cdot Reform_{it} \cdot Indexfin_{it} + \beta Controls_{it} \\ &+ Industry_i + Year_t + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)中,金融市场化程度变量由 $Indexfin$ 表示,若企业所处区域的金融市场化程度高于行业的平均水平,则 $Indexfin = 1$,否则为 0。由式(3)可知,此时的处理组为处于金融市场化程度较高地区的“营改增”企业,对照组变为非“营改增”企业(对照组 1)和处于金融市场化程度较低地区的“营改增”企业(对照组 2)。处理组企业实施“营改增”政策前后的技术创新力度的差异为 $\alpha_2 + \alpha_4 + \alpha_6 + \alpha_7$,对照组 1 中企业在实施“营改增”之后,技术创新发生的变化为 $\alpha_2 + \alpha_6$,对照组 2 的企业在实施“营改增”前后技术创新的变化为 $\alpha_2 + \alpha_4$,所有企业中共同存在的时间趋势为 α_2 。所以,经过三重差分得到的系数 α_7 就是金融市场化程度对“营改增”政策效应的影响。

(二) 变量定义与说明

1. 被解释变量

企业技术创新力度是本文的被解释变量,可分为投入与产出两种衡量方式。以投入作为企业技术创新力度的衡量方式覆盖面较大,较经典的做法是以企业研发投入与销售收入的比值作为企业技术创新的代理变量^[16-17]。曹平和王桂军^[18]以发明专利作为代理变量是从产出角度衡量企业创新力度。但 Griliches^[19]不赞同将专利申请量作为企业创新力度的衡量标准,因为企业的创新成果不一定会申请专利,并且不同专利的经济效应差异也较大。胡凯和吴清^[20]也指出了我国专利泡沫化的现象,即具有创新性的专利与有效专利在我国专利申请总数中比例偏低。基于上述考虑并结合研究内容,本文将研发投入与销售收入的比值($R\&D$)作为企业技术创新的代理变量, $R\&D$ 值提升代表了企业技术创新力度提升,使用研发投入与总资产的比值($R\&D_2$)和企业全要素生产率(Total Factor Productivity,以下简称 TFP)对文章结果进行补充检验,探究改革对企业技术创新投入与产出两方面的影响。

2. 关键解释变量

(1) $Treat$ 为按企业所属行业改革与否设置的虚拟变量,若 $Treat$ 取值为 1,则该样本企业属于“1+6”行业,即是本文的处理组;若取值为 0,则该样本企业属于最后一批改革的行业,即为本文的对照组。 $Reform$ 是表示“营改增”前后的虚拟变量。经营所在地为上海市的企业,该变量在 2012 年前取值为 0,2012 年后(含 2012 年)取值为 1;经营所在地为上海市以外的企业,该变量在 2013 年前取值为 0,2013 年后(含 2013 年)取值为 1。根据前述理论分析,“营改增”将对“1+6”行业企业的技术创新力度产生显著影响,因此,本文将重点分析交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数。该系数表示处理组由于改革而产生的变化,若该交互项的回归系数显著为正,则说明“营改增”后,处理组企业与对照组企业相比技术创新力度显著提升。

(2) SOE 和 $IndexFin$ 为产权性质和金融市场化程度变量。变量 SOE 表示企业的产权性质,若企业为国企,则取值为 1,其余情况取值为 0。金融市场化程度变量 $IndexFin$ 反映了企业所属区域的金融市场发展程度。金融市场化程度是根据王小鲁等^[21]所测算的金融发展相关指数“4a 金融业市场化”得出,该数值越大,代表地区金融发展水平越高(具体数值略,留存备索),本文将金融发展指数高于平均水平地区的 14 个企业的 $IndexFin$ 变量值设为 1,其他为 0。为验证检验结果的稳健性,本

文还以王国刚和冯光华^[22]测算的地区金融生态环境评价指数($IndexFin_2$)作为金融市场化程度的替代变量进行补充检验(具体评分略,留存备索)。将其中处于得分较高的11个省市的企业 $IndexFin_2$ 变量值设定为1,其余为0。

3. 控制变量

根据解维敏和方红星^[23]、黄俊和陈信元^[24]、陈闯和刘天宇^[16]以及袁始焯和楼羿^[25]的研究方法,本文将控制企业规模($Size$)、企业年龄(Age)、资产负债率(Lev)、总资产收益率(ROA)、现金持有量($Cash$)、固定资产比例($Fixed$)、第一大股东持股比例($LASH$)、政府补贴强度(Sub)、行业赫芬达尔指数(HHI)、董事会独立性虚拟变量($Duality$)以及行业($Industry$)和年度($Year$)虚拟变量等因素对统计结果的影响。

本文变量的衡量方式如表2所示。

表2 变量名称及释义

变量类型	变量名称	变量符号	变量计量
被解释变量	研发投入	$R\&D$	研发投入/销售收入
关键解释变量	改革行业	$Treat$	“1+6”行业企业取值为1,其余则取0
	改革年份	$Reform$	经营所在地为上海的企业2012年前取0,2012年(含)后取1;经营所在地为上海市以外的企业2013年前取0,2013年(含)后取1
	产权性质	SOE	国企取1,其余取0
	金融市场化程度	$IndexFin$	处于高于金融市场化程度平均水平区域的企业取1,其余取0
控制变量	企业规模	$Size$	公司总资产的自然对数
	企业年龄	Age	企业自成立以来年限
	资产负债率	Lev	总负债/总资产
	总资产收益率	ROA	净利润/总资产
	现金持有量	$Cash$	现金及现金等价物增量/总资产
	固定资产比例	$Fixed$	固定资产净额/总资产
	第一大股东持股比例	$LASH$	第一大股东持股数/总股数
	政府补贴强度	Sub	政府补贴/营业收入
	行业赫芬达尔指数	HHI	行业内50家最大企业(如果少于50家企业就是所有企业)中每家企业市场占有率(取百分数的分子)的平方和
	董事会独立性	$Duality$	若企业董事长与总理由一人兼任则取值为1,其余取0
行业虚拟变量	$Industry$	控制行业固定效应	
年度虚拟变量	$Year$	控制年份固定效应	

注:作者整理。

(三) 样本选取与数据来源

本文选取了2010年至2016年所有在上海证交所和深圳证交所进行交易的A股公司作为样本来源。根据研究设计的要求,参考袁始焯和楼羿^[25]的样本选择方式,本文对初始样本进行了如下筛选:(1)剔除金融行业的上市公司;(2)剔除“1+6”行业、建筑业、房地产业和其他生活服务业企业以外的样本企业;(3)剔除样本期间任何一年净利润和经营活动现金净流量为负的公司;(4)剔除属于西藏地区的企业;(5)剔除回归数据缺失的公司。经过上述选择,获得最终样本共计969个。

文中所用研发投入数据取自CCER数据库,其他数据来源于CSMAR数据库,本文对所有连续变量按照分布上下1%分位值进行了缩尾处理(winsorize),以控制异常值对结论的影响。

五、实证结果与解释

(一) 倾向得分匹配

为控制内生性问题的影响,避免选择偏差,本文采用“ k 近邻匹配法”寻找倾向得分最近的 k 个不同组个体进行匹配。本文将 k 值设定为1,即将配对比例确定为1:1进行匹配。由于配对后的对照

组存在重复记录,即一家未受“营改增”政策影响的企业同时作为几家受到政策影响企业的配对样本,本文将重复记录从对照组中剔除,最终得到 960 家企业样本。

表 3 为匹配后主要变量的误差消减结果。与匹配前均值相比,匹配后处理组与对照组样本均值基本接近,处理组与对照组的所有变量均值偏误在匹配后都呈现不同程度减少,说明本次匹配部分消除了处理组与对照组的特征差异。图 1 为对应的各变量的标准化偏差。从图 1 可看出匹配后标准偏误比匹配前更靠近标准偏差,说明该匹配方式能大幅降低处理组与对照组之间的差异,这既表明企业改革前后的因素非常接近,也表明处理组与对照组在企业技术创新力度方面的差异是由是否受“营改增”政策影响引起的。

(二) “营改增”对企业技术创新的效果检验

1. 基准回归结果

本文通过构建双重差分模型(DID)与双重差分倾向得分匹配模型(PSM-DID)检验“营改增”政策对企业技术创新力度的影响效应。表 4 汇报了“营改增”对企业技术创新力度影响的检验结果,列(1)至列(4)是 DID 检验结果,其中,列(1)、(2)未控制时间与行业效应,列(3)、列(4)则控制了时间与行业效应。列(5)、(6)是 PSM-DID 检验结果。

观察每一列中的交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数可知,列(1)、(3)、(5)中该系数均为负数且不显著,表明在未控制其他因素的影响时,与对照组企业相比,处理组企业技术创新力度在改革后呈不明显的下降趋势。加入控制变量后,列(2)和列(4)中该解释变量的系数为正,且在 5% 和 1% 水平上统计显著。该结果表明,控制变量的加入是有意义的。并且,相对于对照组企业,处理组企业在改革后技术创新力度显著提升。综合上述检验结果,本文的假说 1 得到验证。继续观察变量 $Reform$ 的检验结果,列(1)、(2)、(3)中该变量的系数为正且不显著。控制了时间与行业效应,并加入其他控制变量后, $Reform$ 的系数为负且在 10% 的水平上显著,说明“营改增”前后,总样本企业的创新投入呈不升反降趋势。而 $Treat$ 在表 4 的每一列中结果均为正数,表明相对对照组企业,处理组企业的创新力度呈上升态势。列(5)和列(6)中 PSM-DID 检验结果与前几列基本保持一致,证实了前述结论的稳健性。

表 3 匹配后误差消减情况

变量	样本	均值		标准偏误	误差消减	t-test		V(T) / V(C)
		处理组	对照组			T	P > t	
Size	匹配前	21.181	22.722	-105.70		-17.36	0.000	0.21*
	匹配后	21.566	21.514	3.60	96.60	0.67	0.502	1.78*
Age	匹配前	11.990	10.580	27.70		3.89	0.000	0.71*
	匹配后	11.430	12.104	-13.30	52.20	-1.58	0.114	1.26
Lev	匹配前	0.267	0.491	-112.40		-16.26	0.000	0.56*
	匹配后	0.329	0.239	45.30	59.70	4.93	0.000	1.26
ROA	匹配前	0.062	0.046	50.80		6.37	0.000	1.75*
	匹配后	0.055	0.063	-24.80	51.20	-2.62	0.009	1.51*
Cash	匹配前	0.055	0.040	8.40		1.05	0.293	1.77*
	匹配后	0.032	-0.027	34.80	-314.10	4.15	0.000	1.11
Fixed	匹配前	0.093	0.088	5.70		0.76	0.448	1.04
	匹配后	0.096	0.154	-66.90	-1 074.70	-5.68	0.000	0.65*
LASH	匹配前	30.703	43.337	-91.20		-12.84	0.000	0.69*
	匹配后	35.388	33.501	13.60	85.10	2.22	0.027	2.31*
Sub	匹配前	0.025	0.008	76.20		9.06	0.000	3.26*
	匹配后	0.015	0.024	-41.50	45.50	-4.08	0.000	0.54*
Duality	匹配前	0.399	0.151	57.80		7.21	0.000	0.00
	匹配后	0.302	0.298	1.00	98.30	0.10	0.924	0.00
HHI	匹配前	0.114	0.070	80.70		9.48	0.000	3.88*
	匹配后	0.076	0.070	10.50	87.00	1.04	0.300	1.88*

注: *、** 和 *** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

资料来源: 作者自制。

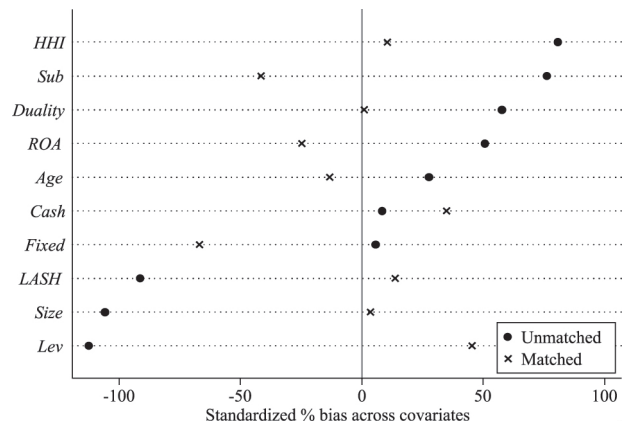


图 1 各变量的标准化偏差

此外,观察表4中控制变量的检验结果,其中 *Age*、*Lev*、*ROA*、*Fixed* 和 *LASH* 均在 1% 统计水平上显著为负,表明企业的这些特性与企业创新力度呈负相关关系,即企业成立年限越长,资产负债率、总资产收益率、固定资产比例、第一大股东持股比例越高,对企业创新方面的投入越谨慎。*Size*、*HHI* 和 *Sub* 均显著为正,表明企业规模、行业竞争激烈程度和政府补助均对企业技术创新力度有正向影响。其余变量检验不显著。

2. 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

在本部分,分别使用研发投入与总资产的比值($R\&D_2$)和企业全要素生产率(TFP)作为衡量企业技术创新力度的代理变量对原模型进行补充检验,检验结果见表5。表5中,列(1)、(2)是参考黄俊和陈信元^[24]、张兆国等^[26]、解维敏和方红星^[23]的做法,以 $R\&D_2$ 作为企业技术创新力度的代理变量的检验结果。列(3)、(4)借鉴 Hall and Jaffe^[27]的研究方式,将 TFP 的提升视为企业的创新产出的提升,从产出的角度检验改革后企业创新力度的变化。

观察各列中交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数,在加入控制变量后,该系数均在 1% 的水平上统计显著,与表4中的统计结果保持了良好的一致性,支持了假说1的推断,即改革后“1+6”行业企业创新投入与创新产出均显著增加。

(三) 讨论一: 基于企业异质性视角分析

1. 产权性质对企业技术创新的影响

为了进一步研究改革对企业创新力度的促进作用是否受企业产权性质的影响,本文将匹配后的 960 家企业样本划分为国有企业与非国有企业再次进行检验。表6中列(1)和列(2)是国有企业样本的检验结果,列(3)和列(4)是非国有企业样本的检验结果。

观察交互项 $Treat \cdot Reform$ 系数可知,列(2)、(4)中该系数分别在 10% 与 1% 水平上统计显著。说明在“营改增”政策实施后,无论是国有企业还是非国有企业,受到“营改增”政策影响的企业技术

表4 “营改增”与企业技术创新检验结果

变量	DID				PSM-DID	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>Reform</i>	0.009 0 (0.010 2)	0.008 6 (0.008 4)	0.006 0 (0.012 4)	-0.012 0* (0.006 6)	0.012 3 (0.034 6)	-0.042 1*** (0.009 7)
<i>Treat</i>	0.070 7*** (0.009 7)	0.008 9 (0.008 7)	0.071 8*** (0.009 7)	0.006 2 (0.005 7)	0.068 2*** (0.021 6)	0.022 8*** (0.003 4)
<i>Treat × Reform</i>	-0.001 7 (0.011 6)	0.019 2** (0.009 5)	-0.001 2 (0.011 6)	0.022 4*** (0.006 4)	-0.033 0 (0.071 4)	0.012 5*** (0.004 0)
<i>Size</i>		0.005 8*** (0.002 0)		0.003 2** (0.001 5)		0.006 1 (0.005 6)
<i>Age</i>		-0.001 4*** (0.000 4)		-0.002 0*** (0.000 3)		-0.020 8** (0.010 5)
<i>Lev</i>		-0.112 4*** (0.013 9)		-0.116 0*** (0.013 7)		-0.068 1*** (0.022 1)
<i>ROA</i>		-0.353 2*** (0.060 0)		-0.333 0*** (0.070 5)		-0.282 4*** (0.094 0)
<i>Cash</i>		-0.019 8* (0.010 5)		-0.015 2 (0.011 5)		-0.024 9 (0.043 4)
<i>Fixed</i>		-0.068 5*** (0.022 1)		-0.057 6*** (0.021 4)		-0.022 7*** (0.004 6)
<i>LASH</i>		-0.000 7*** (0.000 1)		-0.000 5*** (0.000 1)		-0.001 5*** (0.000 4)
<i>Sub</i>		1.034 2*** (0.078 6)		0.990 0*** (0.100 0)		0.112 5*** (0.014 0)
<i>HHI</i>		0.273 8*** (0.033 4)		0.346 0*** (0.032 0)		0.356 1*** (0.060 0)
<i>Duality</i>		0.006 1 (0.004 1)		0.004 2 (0.004 5)		-0.032 1 (0.041 4)
<i>Year</i>	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.024 8*** (0.008 5)	-0.017 3 (0.043 5)	2.661 0 (4.359 0)	-16.470 0*** (3.475 0)	2.314 5 (2.155 6)	-4.367 5 (3.837 4)
N	969	969	969	969	960	960
R ²	0.148 1	0.464 0	0.151 0	0.482 0	0.166 9	0.565 7

注: *、**和***分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

表5 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

变量	创新投入($R\&D_2$)		创新产出(TFP)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.0013 (0.0026)	-0.0061** (0.0025)	0.0403 (0.1278)	-0.0049 (0.1375)
<i>Treat</i>	0.0225*** (0.0020)	0.0040** (0.0020)	0.0152 (0.1218)	0.0131 (0.1323)
<i>Treat × Reform</i>	0.0024 (0.0024)	0.0098*** (0.0023)	0.0613 (0.1464)	0.0671*** (0.0096)
<i>Size</i>		0.0020*** (0.0006)		0.0092 (0.0319)
<i>Age</i>		-0.0008*** (0.0001)		-0.0102 (0.0065)
<i>Lev</i>		-0.0040 (0.0048)		-0.0062 (0.2202)
<i>ROA</i>		-0.0786*** (0.0266)		-0.5560 (0.9473)
<i>Cash</i>		-0.0117*** (0.0037)		-0.2658 (0.1661)
<i>Fixed</i>		-0.0078 (0.0079)		-0.0838 (0.3485)
<i>LASH</i>		-0.0001*** (4.35e-05)		-0.0035 (0.0023)
<i>Sub</i>		0.1840*** (0.0381)		0.7790 (1.2418)
<i>HHI</i>		0.1210*** (0.0116)		0.0347 (0.5269)
<i>Duality</i>		0.0003 (0.0015)		2.3190*** (0.6871)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.5630 (1.4110)	-6.5430*** (1.2880)	4.7566*** (0.1067)	-0.0064 (0.0643)
N	960	960	960	960
R ²	0.1650	0.3650	0.1090	0.2095

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

表6 基于产权性质的检验

变量	国有企业($SOE=1$)		非国有企业($SOE=0$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Reform</i>	0.0031 (0.0140)	-0.0002 (0.0115)	0.0095 (0.0083)	-0.0086 (0.0077)
<i>Treat</i>	0.0423*** (0.0149)	0.0128 (0.0173)	0.0695*** (0.0066)	0.0105 (0.0067)
<i>Treat × Reform</i>	0.0070 (0.0178)	0.0260* (0.0152)	0.0002 (0.0078)	0.0294*** (0.0074)
<i>Size</i>		0.0064** (0.0030)		0.0016 (0.0031)
<i>Age</i>		-0.0018** (0.0008)		-0.0019*** (0.0004)
<i>Lev</i>		-0.0929*** (0.0323)		-0.1170*** (0.0151)
<i>ROA</i>		-0.3327* (0.1761)		-0.3440*** (0.0736)
<i>Cash</i>		-0.0068 (0.0328)		-0.0148 (0.0120)
<i>Fixed</i>		-0.0342 (0.0437)		-0.0514** (0.0238)
<i>LASH</i>		-0.0015*** (0.0003)		-0.0003*** (0.0001)
<i>Sub</i>		0.8115*** (0.2010)		0.9640*** (0.1050)
<i>HHI</i>		0.2593*** (0.0693)		0.3620*** (0.0361)
<i>Duality</i>		0.0298* (0.0151)		0.0022 (0.0046)
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.0084 (0.0118)	0.0106 (0.0672)	5.8180 (4.7720)	-17.1800*** (4.0050)
N	130	130	830	830
R ²	0.1901	0.5485	0.1330	0.4570

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

创新力度都有显著的提高,且非国有企业创新力度提升更显著。本文的假说2得到验证。

2. 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

表7分别以 $R\&D_2$ 与 TFP 作为被解释变量,并将样本按产权性质分组进行补充检验,列(1)、(2)、(5)、(6)检验的是国企样本,列(3)、(4)、(7)、(8)检验的是非国企样本。观察列(1)至列(4)可知,第(4)列中非国有企业样本的 $Treat \cdot Reform$ 交互项系数在1%统计水平上显著为正,其余列该系数不显著,验证了前文结论。

表7中列(5)至列(8)是以 TFP 作为被解释变量所得的检验结果,观察交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数可知,控制其他因素的影响后,国有企业与非国有企业样本中该系数分别在5%与1%水平上统计显著,表明产权性质对“营改增”效果有影响,受到改革影响的企业创新产出均有所提升,但非国有企业创新产出的提升比国有企业更显著,与前文结论保持一致。

(四) 讨论二: 基于区域异质性视角分析

1. 区域金融市场化程度的作用检验

表8为区域金融市场化程度对“营改增”后企业技术创新效应影响的三重差分模型检验结果。第(1)至(3)列为以金融市场化指数($IndexFin$)衡量的检验结果,第(4)至(6)列为以中国地区金融生

表7 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

变量	创新投入($R\&D_2$)				创新产出(TFP)			
	国有企业($SOE = 1$)		非国有企业($SOE = 0$)		国有企业($SOE = 1$)		非国有企业($SOE = 0$)	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>Reform</i>	-0.002 5 (0.005 4)	-0.010 1** (0.004 6)	0.002 1 (0.002 9)	-0.005 5* (0.002 9)	0.367 0 (0.262 8)	-0.340 1 (0.279 7)	0.066 3 (0.146 4)	-0.086 1 (0.154 0)
<i>Treat</i>	0.030 8*** (0.006 2)	0.007 7 (0.008 1)	0.020 4*** (0.002 2)	0.002 2 (0.002 3)	0.275 4 (0.279 3)	0.440 2 (0.420 7)	0.079 1 (0.137 0)	0.093 0 (0.153 7)
<i>Treat × Reform</i>	-0.007 4 (0.006 8)	0.006 7 (0.007 1)	0.003 9 (0.002 6)	0.010 5*** (0.002 6)	0.550 0 (0.334 4)	0.041 3** (0.019 6)	0.067 8 (0.165 1)	0.088 9*** (0.007 1)
<i>Controls</i>	No	Yes	No	Yes	No	Yes	No	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	-3.584 (3.240)	-8.730*** (2.614)	1.373 (1.543)	-6.617*** (1.472)	4.618 5*** (0.221 7)	4.776 6*** (1.631 5)	4.799 2*** (0.121 9)	4.547 3*** (1.062 2)
N	130	130	830	830	130	130	830	830
R ²	0.298 0	0.600 0	0.141 0	0.338 0	0.022 0	0.087 2	0.032 4	0.037 2

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

表8 控制区域金融市场化程度影响的检验结果

变量	$IndexFin$			$IndexFin_2$		
	全样本 (1)	国有企业 (2)	非国有企业 (3)	全样本 (4)	国有企业 (5)	非国有企业 (6)
<i>Treat × Reform</i>	0.011 0* (0.006 2)	0.010 3 (0.035 7)	0.075 2 (0.353 2)	0.056 6 (0.123 5)	0.035 7 (0.136 1)	0.043 8 (0.050 2)
<i>Treat × Reform × IndexFin</i>	0.124 7*** (0.026 5)	0.041 2* (0.023 1)	0.132 3*** (0.030 7)			
<i>Treat × Reform × IndexFin₂</i>				0.110 7*** (0.012 5)	0.110 6 (0.122 1)	0.248 0** (0.101 0)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.279 0 (0.345 8)	-0.058 8 (0.131 0)	0.358 0 (0.342 3)	0.235 4 (0.375 3)	0.757 2 (1.289 3)	0.236 9 (0.623 5)
N	960	130	830	960	130	830
R ²	0.238 2	0.219 1	0.310 3	0.193 0	0.132 3	0.305 1

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

态环境综合评分($IndexFin_2$)衡量的检验结果。其中列(1)、(4)检验了全样本,其余列为以产权性质分组样本的检验结果。

表8中列(1)的交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数为0.011 0,在10%水平下显著,说明与对照组相比,处理组企业技术创新力度显著提升,再次验证了前文结论;三重交互项 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin$ 的系数显著为正,表明金融市场化程度对“营改增”政策效应的发挥具有正向作用,验证了假说3a。

此外,比较国有企业与非国有企业的回归结果可知,一方面,列(2)、(3)中 $Treat \cdot Reform$ 系数均为正,且列(3)中该系数相对较大,说明改革对非国有企业创新力度的正向影响更明显,再次验证了假说2;另一方面,观察 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin$ 系数可知,两列中该交互项系数在10%和1%水平上显著为正,且非国有企业系数高于国有企业,表明“营改增”政策对处于区域金融市场化程度高的地区的非国有企业影响更大,验证了假说3b。更换金融市场化程度变量 $IndexFin_2$ 后,统计结果依然稳健。

2. 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

表9为更换被解释变量后的检验结果。列(1)至列(6)是用 $R\&D_2$ 作为企业技术创新力度的代理变量的检验结果,列(7)至列(12)是用 TFP 作为代理变量的统计结果。

表9 补充检验: 更换企业技术创新力度衡量方式

变量	创新投入($R\&D_2$)						创新产出(TFP)					
	$IndexFin$			$IndexFin_2$			$IndexFin$			$IndexFin_2$		
	全样本 (1)	国有企业 (2)	非国有企业 (3)	全样本 (4)	国有企业 (5)	非国有企业 (6)	全样本 (7)	国有企业 (8)	非国有企业 (9)	全样本 (10)	国有企业 (11)	非国有企业 (12)
$Treat \times Reform$	0.029 2* (0.016 3)	0.023 5 (0.014 7)	0.019 2 (0.357 3)	0.034 6* (0.019 2)	0.024 5 (0.136 3)	0.014 4 (0.012 0)	0.109 9 (0.106 1)	0.140 8 (0.122 7)	0.122 0 (0.119 3)	0.133 1 (0.145 6)	0.126 4 (0.253 1)	0.012 5 (0.135 6)
$Treat \times Reform$ $\times IndexFin$	0.117 0*** (0.022 1)	0.103 4* (0.060 8)	0.125 3*** (0.043 2)				0.012 9*** (0.000 4)	0.017 5* (0.010 3)	0.018 9*** (0.006)			
$Treat \times Reform$ $\times IndexFin_2$				0.035 9*** (0.003 6)	0.013 1* (0.007 2)	0.022 0** (0.010 9)				0.019 0*** (0.000 6)	0.007 1 (0.004 3)	0.017 8** (0.008 0)
Controls	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.102 3 (1.006 1)	-0.329 2 (2.249 3)	2.001 6 (7.234 6)	-0.252 6 (1.024 6)	-0.024 0 (2.016 5)	-1.361 9 (4.242 6)	-2.235 4 (4.427 3)	4.436 1* (2.609 4)	2.528 5 (2.255 4)	-3.465 (4.256)	1.032 5 (2.572 8)	0.436 7 (1.355 6)
N	960	130	830	960	130	830	960	130	830	960	130	830
R ²	0.234 2	0.223 5	0.293 6	0.135 4	0.205 3	0.212 3	0.103 9	0.092 3	0.020 3	0.100 3	0.029 3	0.025 7

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

表9中每一列的交互项 $Treat \cdot Reform$ 的系数均为正,且列(1)和列(4)中该系数在10%水平下显著,说明与对照组企业相比,处理组企业在改革后技术创新投入与产出均明显提升。将表9中的交互项 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin$ 和 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin_2$ 的系数与表8中对应系数进行比较发现,全样本检验结果即列(1)、(4)、(7)、(10)中该系数均在1%水平上显著为正,表明无论是从投入还是产出的角度,“营改增”后处于金融市场化程度较高地区的改革企业技术创新力度均较其余地区企业有显著提升,再次验证了假说3a。另外,在按照产权性质进行分组检验时,非国有企业的三重交互项系数均高于国有企业,与表8结果一致,再次证实了假说3b。说明在更换企业技术创新力度的代理变量后,本文的统计结果依然与前文保持一致。

3. 稳健性检验: 更换匹配方式

由于配对方法的选择会影响估计系数的有效性,本文采用马氏距离匹配法为处理组企业重新挑选合适的对照组样本。配对变量与前文保持一致,配对比例为1:1,删除重复值后最终得到956个样本。然后以式(3)为模型对配对成功的样本进行三重差分检验。

表10中第(1)至(3)列为以 $IndexFin$ 衡量的检验结果,第(1)列为全样本检验结果,第(2)、(3)列为分产权性质检验结果。第(4)至(6)列为以 $IndexFin_2$ 衡量的检验结果。首先,列(1)中 $Treat \cdot Reform$ 的估计系数为0.013 0,在10%水平上显著为正,且其余列中该系数均为正,说明“营改增”政策使处于区域金融市场化程度较高地区的处理组企业的创新力度在改革后有所提升,与表8、9中结果保持一致。另外,在第(2)和(3)列中 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin$ 的估计系数均为正,并分别在10%和1%的统计水平上显著,说明改革对处于区域金融市场化程度较高地区的非国有企业的技术创新力度影响较国有企业更大。第(5)和(6)列中 $Treat \cdot Reform \cdot IndexFin_2$ 系数的检验结果与第(2)、(3)列基本一致,再次证实了假说3a和3b,说明本文结论是可靠和稳健的。

表 10 稳健性检验: 更换匹配方式

变量	<i>IndexFin</i>			<i>IndexFin₂</i>		
	全样本 (1)	国有企业 (2)	非国有企业 (3)	全样本 (4)	国有企业 (5)	非国有企业 (6)
<i>Treat × Reform</i>	0.013 0* (0.007 2)	0.016 3 (0.017 9)	0.023 4 (0.142 4)	0.004 2 (0.064 3)	0.006 6 (0.259 7)	0.053 7 (0.134 6)
<i>Treat × Reform × IndexFin</i>	0.125 0*** (0.041 7)	0.003 2* (0.001 8)	0.116 6*** (0.041 6)			
<i>Treat × Reform × IndexFin₂</i>				0.053 4*** (0.019 7)	0.030 2 (0.031 9)	0.050 1** (0.025 2)
<i>Controls</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Year</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
<i>Industry</i>	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Constant	0.083 2* (0.048 9)	0.083 6 (0.084 2)	0.128 1 (0.346 0)	0.003 6 (0.007 3)	0.009 4 (0.008 6)	0.076 8 (0.092 6)
N	956	128	828	956	128	828
R ²	0.246 3	0.235 1	0.573 1	0.576 0	0.123 5	0.472 1

注: *、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为标准误。

资料来源: 作者自制。

六、结论探讨与启示

“营改增”是我国财税改革的一项重要举措,旨在通过减少重复征税,提高市场的资源配置效率,进而提升企业的自主创新能力,促进产业结构的优化和升级。本文以2010—2016年我国A股上市公司作为研究样本,从投入与产出两个角度对比改革企业与未改革企业在样本期间技术创新力度的变化,得出以下结论:(1)“营改增”后,受改革影响的企业的技术创新力度显著提升;(2)“营改增”后,非国有企业技术创新力度提升比国有企业更显著;(3)区域金融市场化程度对改革效果有一定影响,处于金融市场化程度较高地区的企业技术创新力度在“营改增”后提升更显著;(4)将产权性质与区域金融市场化程度两方面因素结合考虑后,发现改革后处于金融市场化程度较高地区的非国有企业的技术创新力度提升比国有企业更显著。本文的研究结果表明,“营改增”这一税收政策在一定程度上可以从投入与产出两方面促进企业提升技术创新力度,但其效果受企业自身的产权性质及外部金融市场环境的影响。这表明本次改革对企业技术创新的激励作用是非常明显的,也为增值税的进一步改革提供了实证依据。

基于上述研究结论,本文提出以下两点政策建议:第一,“营改增”的对象覆盖了不同产权性质的企业,国有企业与非国有企业对税收激励的敏感程度不同,因此所产生的改革效果也不尽相同。这一现象在今后的改革中应被充分考虑,税收政策的制定和实施可以与我国目前正在进行的国有企业改革相结合,提升税收政策对国有企业技术创新的激励作用;第二,企业所处环境即金融市场发展情况也影响着改革效果,建议后续改革中各地区应出台配套政策,在为企业减税的同时提升区域金融市场的资源配置效率,降低企业融资成本,缓解本区域企业技术创新所需的资金压力,使处于不同区域的企业均享受到税收改革带来的红利。

目前,我国增值税改革在进一步深化,2018年5月1日,制造业、交通运输、建筑、基础电信服务等行业及农产品等行业的税率均下调1%,小规模纳税人标准统一为销售额500万元以下。2019年4月1日后减税幅度进一步加大,制造业等行业的适用税率降至13%,交通运输、建筑等行业适用税率由10%降至9%,进项税抵扣范围进一步加大。因此相关研究可以继续关注税率和抵扣链条变化对改革效应的影响。

参考文献:

- [1] HALL B, VAN REENEN J. How effective are fiscal incentives for R&D? A review of the evidence [J]. *Research policy*, 2000, 29(4-5): 449-469.
- [2] 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.
- [3] SCHUMPETER J A. 经济发展理论 [M]. 北京: 商务印书馆, 1990: 70-76.
- [4] BERLE A A, MEANS G C. The modern corporation and private property [J]. *Macmillan*, 1933.
- [5] JENSEN M C, MECKLING W H. Theory of the firm: managerial behavior, agency costs and ownership structure [J]. *Journal of financial economics*, 1976, 3(4): 305-360.
- [6] SHLEIFER A. State versus private ownership [J]. *Journal of economic perspectives*, 1998, 12(4): 133-150.
- [7] LIN C, LIN P, SONG F. Property rights protection and corporate R&D: evidence from China [J]. *Journal of development economics* 2010, 93(1): 49-62.
- [8] HU A G, JEFFERSON G H. A great wall of patents: what is behind China's recent patent explosion? [J]. *Journal of development economics* 2009, 90(1): 57-68.
- [9] 吴延兵. 中国哪种所有制类型企业最具创新性? [J]. *世界经济* 2012(6): 3-25 + 28-29 + 26-27.
- [10] 乔睿, 陈良华. 税负转嫁能力对“营改增”政策效应的影响——基于现金—现金流敏感性视角的检验 [J]. *中国工业经济* 2017(6): 117-135.
- [11] LOVE J H, ROPER S. Location and network effects on innovation success: evidence for UK, German and Irish manufacturing firms [J]. *Research policy* 2001, 30(4): 643-661.
- [12] 万道侠, 胡彬. 产业集聚、金融发展与企业的“创新惰性” [J]. *产业经济研究* 2018(1): 28-38.
- [13] 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): 17-24 + 35.
- [14] HECKMAN J, ICHIMURA H, TODD P. Matching as an econometric evaluation estimator: evidence from evaluating a job training program [J]. *Review of economic studies*, 1997, 64(4): 605-654.
- [15] 刘晔, 张训常. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究 [J]. *经济科学* 2017(3): 102-114.
- [16] 陈闯, 刘天宇. 创始经理人、管理层股权分散度与研发决策 [J]. *金融研究* 2012(7): 196-206.
- [17] 康志勇. 融资约束、政府支持与中国本土企业研发投入 [J]. *南开管理评论* 2013(5): 61-70.
- [18] 曹平, 王桂军. “营改增”提高还是降低了服务业企业的技术创新意愿? ——来自中国上市公司的实证 [J]. *南方经济* 2018(6): 1-24.
- [19] GRILICHES Z. Patent statistics as economic indicators: a survey [J]. *Journal of economic literature*, 1990, 28(4): 1661-1707.
- [20] 胡凯, 吴清. R&D 税收激励产业政策与企业生产率 [J]. *产业经济研究* 2018(3): 115-126.
- [21] 王小鲁, 樊纲, 余静文. 中国分省份市场化指数报告 (2016) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2017.
- [22] 王国刚, 冯光华. 中国地区金融生态环境评价 (2013 ~ 2014) [M]. 社会科学文献出版社, 2015: 25-30.
- [23] 解维敏, 方红星. 金融发展、融资约束与企业研发投入 [J]. *金融研究* 2011(5): 171-183.
- [24] 黄俊, 陈信元. 集团化经营与企业研发投入——基于知识溢出与内部资本市场视角的分析 [J]. *经济研究* 2011(6): 80-92.
- [25] 袁始烨, 楼羿. “营改增”、区域知识产权保护与企业研发投入 [J]. *现代经济探讨* 2018(2): 18-26.
- [26] 张兆国, 刘亚伟, 杨清香. 管理者任期、晋升激励与研发投入研究 [J]. *会计研究* 2014(9): 81-88 + 97.
- [27] HALL B H, JAFFE A B. Measuring science, technology, and innovation: a review [J]. *Annals of science and technology policy* 2018, 2(1): 1-74.

(责任编辑: 雨 珊)

(下转第 88 页)

Social donation , executive incentive and R&D investment of private enterprises

CHEN Dong^{1 2} , XING Mu¹

(1. School of Business , Anhui University of Technology , Ma'anshan 243032 , China;

2. Yangtze IDEI , Nanjing University , Nanjing 210093 , China)

Abstract: This paper selects the A-shares listed private enterprises in Shanghai and Shenzhen stock markets from 2012 to 2017 as research samples , and based on the perspectives of external environment shaping and intrinsic incentive integration , empirically analyzes the influence of enterprise social donation on R&D investment and the effect of executive incentive on the relationship between social donation and R&D investment. The study shows that there is a significant positive correlation between social donation and R&D investment , that is , the social donation of enterprises is conducive to increasing the intensity of R&D investment; there are significant differences in the moderating effects of different types of executive incentives on the relationship between social donation and R&D investment , which is specifically reflected in that executive equity incentive has a negative moderating effect on the relationship between social donation and R&D investment , and executive salary incentive has a positive moderating effect on the relationship. The further research shows that the social donation activities of enterprises are conducive to creating a good external business environment , and R&D investment is affected by obtaining government subsidy resources and enhancing competitive advantages , but there are differences in different stages of enterprise life cycle. The relevant conclusions enrich the theory and practice of entrepreneurship and provide a theoretical basis for private enterprises to develop a reasonable and effective executive incentive system.

Key words: social donation; equity incentive; salary incentive; private enterprise; R&D investment; entrepreneurship

.....
(上接第 62 页)

Does “ to replace the business tax with a value-added tax ” enhance the technology innovation intensity of enterprises? Based on “ Quasi-Natural Experiment ” evidences

YUAN Shiye^{1 2}

(1. Business School , Nanjing University , Nanjing 210093 , China;

2. Business School , Jiangsu Open University , Nanjing 210036 , China)

Abstract: Based on the “Quasi-Natural Experiment” nature of “to replace the business tax with a value-added tax” (abbreviated as “to replace business tax with VAT”) piloted since 2012 , this paper takes the data of listed companies from 2010 to 2016 as samples , uses the “Difference-in-Difference” model and panel data , and compares the changes in enterprise innovation input and output before and after “to replace business tax with VAT” to investigate the influence of the reform on the intensity of enterprise innovation and further discuss the influence of different enterprise property right natures and financial market degrees in the region on the reform effect. The research findings show: (1) “To replace business tax with VAT” significantly enhances the technology innovation intensity of enterprises; (2) The technology innovation intensity of non-state-owned enterprises is enhanced more significantly than that of state-owned enterprises after “to replace business tax with VAT”; (3) The technology innovation intensity of enterprises in areas with a higher degree of financial marketization is enhanced more significantly than that of enterprises in other areas after “to replace business tax with VAT”; (4) The technology innovation intensity of non-state-owned enterprises is enhanced more significantly than that of state-owned enterprises in areas with a higher degree of financial marketization after “to replace business tax with VAT”. The research in this paper can provide empirical evidences for the research on the relationship between “to replace business tax with VAT” and the change in enterprise technology innovation intensity , as well as targeted suggestions for the enhancement of technology innovation intensity of different types of enterprises.

Key words: to replace the business tax with a value-added tax; difference-in-difference; nature of property right; technology innovation; financial marketization