

纳税信用评级结果披露与研发投入

窦程强,张为杰,王建炜

(东北财经大学 经济学院,辽宁 大连 116025)

摘要:以纳税信用评级披露作为一个天然外生冲击,并基于2013—2016年1214家A股上市公司的微观数据构造准自然实验,使用双重差分法系统评估纳税信用评级结果披露对上市公司研发投入的影响。结果发现:纳税信用评级结果披露显著增加了上市公司的研发投入。基于PSM-DID方法的估计结果与上述结论无明显差异。稳健性检验也表明上述结论的正确性。机制检验表明,纳税信用评级结果披露通过降低企业的融资约束,进而促进企业增加研发投入。此外,分样本回归发现纳税信用评级结果披露只能对中小型企业 and 民营企业的研发投入产生促进作用。

关键词:纳税信用评级结果披露;融资约束;研发投入

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)2—0055—09

近些年来,中国政府大力实施的结构性减税和普惠性减税政策,一方面减轻企业负担和激发市场活力,另一方面也降低了税收的增长速度。2013—2016年税收收入(已扣减出口退税)增速分别为9.8%、8.8%、6.6%和4.8%。税收收入是财政收入的主要来源,是治国理政的重要基础,因此,为保障国家税收收入,履行政府各项职能,满足公共需要,强化税收征管势在必行。目前我国已经建立了较为完善的税收征管体系,税收征管也发挥了重要作用,但是企业的偷逃税现象依然比较严重。为此,国家开始建立纳税信用评级制度,希望通过一些非强制性税收征管活动来激励企业规范纳税。2014年7月4号,国家税务总局发布了《纳税信用管理办法(试行)》,并且于2014年10月1日起正式施行。该办法根据所有纳税企业的纳税情况,每年评定一次,共设A、B、C和D四个信用等级。对不同纳税信用评级的纳税人实施分级管理,不同级别的纳税人享受不同的政策优惠,这种分级管理激励了企业规范纳税。

为提高我国经济增长的质量和效益、加快转变经济发展方式,我国实施了创新驱动发展战略。企业是研发投入和创新成果产业化的主体,同时企业的研发活动受到越来越多的关注。因此,研究税收征管对企业研发投入的影响具有重要的现实意义。近年来,越来越多的文献开始关注税收征管活动的经济效应。税收征管的加强规范企业的纳税行为,进而抑制企业避税^[1-2]。有利于增加国家的税收收入^[3-4]。税收征管还能够减少代理成本^[5-8]。抑制管理的私有收益^[9-11]。此外,一些研究表明税收征管影响企业的融资约束^[12-14]以及影响企业的研发投入^[15]。现有文献大多关注税收征管制度的政策效应,但以纳税信用评级信息披露视角来重新审度税收征管制度的政策效应研究却相对较少,只有孙雪娇等^[14]研究纳税信用评级结果披露对企业融资约束的影响,发现纳税信用评级结果披露缓解了企业的融资约束。

本文利用纳税信用评级披露作为准自然实验,以企业的研发投入为切入点,考察纳税信用评级结果披露对企业的研发投入是否具有促进作用。研究发现:在纳税信用评级披露以后,纳税信用评级为A的企业的研发投入明显增加,即纳税信用评级结果披露显著增加了企业的研发投入。经过一系列稳健性检验后,结论基本保持不变。进一步研究表明,纳税信用评级结果披露正是通过缓解企业的融资约束,进而对企业的研发投入产生促进作用。另外,本文还进行了分样本回归,发现纳税信用评级结果披露只能促进中小型企业增加研发投入,对大型企业的促进作用不明显。纳税信用评级结果披露能够对非国有企业的研发投入产生显著的促进作用,而未能对国有企业产生显著促进作用。

本文主要研究内容有:①利用纳税信用评级披露为准自然实验,以企业的研发投入为切入点,研究纳税

收稿日期:2019—11—11

基金项目:国家社科规划基金重点项目“就业质量评价与提升机制及政策研究”(18AJY007)

作者简介:窦程强(1993—),男,回族,安徽蚌埠人,东北财经大学硕士研究生,研究方向:研发创新;张为杰(1984—),男,山东临沂人,经济学博士,东北财经大学讲师,东北财经大学应用经济学博士后,研究方向:制度与产业政策;王建炜(1992—),男,河北邯郸人,东北财经大学硕士研究生,研究方向:企业创新。

信用评级结果披露对企业的研发投入的影响,以期丰富研发投入影响因素的相关文献;②丰富纳税信用评级结果披露作用机理的文献,纳税信用评级结果披露通过缓解企业融资约束,进而对企业研发投入产生促进作用。

一、理论分析与研究假设

自纳税信用评级制度建立以来,体现出了明显的激励效应,缓解了企业的融资约束。首先,国家税务总局会根据企业纳税情况,综合评定信用等级,并且主动披露纳税信用为 A 的纳税人名单,提高了企业的声誉,有利于激励企业规范纳税;其次,税务机构为纳税信用评级为 A 的企业提供便利的纳税服务,有利于降低纳税信用评级为 A 的企业的组织成本;再次,相关部门对纳税信用为 A 的纳税人实施联合激励措施,特别是在财政资金使用和融资方面的政策优惠和绿色通道。银行在提供信贷时,企业的纳税信用评级结果也是重要的参考依据。纳税信用评级为 A 的企业更容易获得银行信贷,信贷融资成本更低。由此可见,纳税信用评级数据能够发挥资源的配置作用,纳税信用评级结果披露缓解了企业的融资约束。在既有研究中,关于纳税信用评级结果披露对融资约束的影响效应,学者也持有正面观点^[14]。

信息不对称是融资约束产生的重要原因之一,纳税信用评级结果披露通过降低信息不对称,来缓解企业的融资约束。不完备契约的存在,使得税收征管机构与企业间存在着信息不对称,进而使得企业有着较强的动机进行逃税和避税。为此,根据企业的避税情况,税务机构对企业实施不同的激励计划。纳税信用评级结果披露通过激励机制降低机会主义行为。企业为了纳税信用评级为 A,主动通过降低避税程度,来提高企业的信息透明度。这降低了信息不对称程度,缓解了企业的融资约束。国家税务总局根据纳税信用结果,主动披露纳税信用评级为 A 级的企业名单,具有较高的公信力。这种纳税信用评级信息的披露向外部投资者传递了更多的高质量信息。降低了投资者与公司之间存在的信息不对称,进而缓解了企业的融资约束。

代理成本是融资约束产生的重要原因之一,纳税信用评级结果披露提高企业的声誉来缓解企业的融资约束。帮助企业获得更多外部融资来提高资本投资效率,尤其是避免了投资不足。纳税信用的评级指标既包括税务信息指标,还包括如纳税人在银行和工商等部门的信用记录。如果一个企业的纳税信用被评级为 A,那么则意味着企业的历史信用十分良好。良好的历史信用有利于提高企业的声誉和增加投资者的信心,进而降低了公司企业的代理成本,缓解了融资约束。

那么,纳税信用评级结果披露在缓解中国企业融资约束的同时,是否会进一步地增加企业的研发投入呢?从既有文献看,有大量学者考察了融资约束对企业研发投入的影响效应,且观点基本一致,均认为融资约束可以显著地抑制企业的研发投入^[16-19]。

由于企业的研发创新项目高风险性、信息不对称和投资周期长等特点,使得研发创新项目常常需要大量资金的长期持续投入,因此,融资约束是企业创新活动的“拦路虎”^[19]。首先,企业研发投入具有较高的信息风险、资金风险和经济风险,使得研发创新活动上更容易受到外部融资约束的影响。其次,由于企业研发创新项目具有保密性、高投入性和产出的不确定性的特点,导致在企业的研发活动方面,创新者和投资者之间存在的信息不对称。研发活动通常与企业的发展战略息息相关,创新者也常常处于保护泄露商业秘密的目的,而不愿意披露有关研发创新项目的信息,因此,相对于企业而言,外部投资者处于信息劣势。进而产生了风险溢价,推高了企业的对外融资成本。因此,企业也难以获得研发创新项目所需的资金。最后,研发创新项目的投资周期长使得企业需要大量资金的持续供给。若企业停止后续的投资,前期投入便会成为无法收回的沉没成本,同时研发失败的概率也会增加。因此,当企业的内部资金不足,外部融资成本又很高时,企业通常会选择较少的研发投入,甚至是不投入研发。而纳税信用评级结果披露缓解了企业的融资约束,使得企业研发创新项目投资不再过度依赖内部资金,扩大了研发投入的资金来源,进而促进了企业的研发投入。

根据以上分析,本文绘制纳税信用评级结果披露影响研发投入的机理示意图,如图 1,并提出以下研究假说予以检验:

纳税信用评级结果披露可以提高企业的研发投入(H1);

纳税信用评级结果披露可以通过缓解融资约束,进而

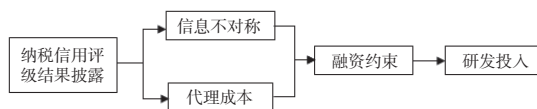


图 1 影响研发投入的机理示意图

提高企业的研发投入(H2)。

二、研究设计

(一)数据来源与样本选择

本文选取2013—2016年我国非ST、非金融保险行业的A股上市公司为初始研究样本,随后删除数据缺失的上市公司,最终得到1214家上市公司,共4856个样本观察值。本文还对主要变量进行了缩尾处理(1%和99%分位上),目的是消除极端值的影响。

(二)模型和变量的定义

为检验纳税信用评级结果披露对企业研发投入的影响,本文利用纳税信用评级披露作为准自然实验,并采取双重差分模型进行因果识别。通过实验组和控制组内样本企业的对比来评估纳税信用评级结果披露对企业研发投入的影响。具体模型设定如下:

$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 D_{it}T_{it} + \beta_k Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{1}$$

其中:RD表示研发投入情况;企业分组变量为D,当企业为实验组时D取值为1,当企业为控制组时D取值为0;T表示纳税信用评级结果披露的时间,即T等于1为2015年之后,等于0为2015年之前;下标*i*、*t*、*k*分别表示企业编号、年份、参数的序号;在这个模型中,本文主要关注的系数是β₃,它衡量了纳税信用评级结果披露对企业研发投入的影响;Control表示控制变量组,参照已有研究,本文控制了公司规模、负债能力等表示公司治理和公司特征的一系列变量。

(三)变量定义

1. 被解释变量

现有文献对研发投入的测量主要有以下几种:研发投入和营业收入之比、研发投入与总资产之比和研发投入的自然对数。本文借鉴孙菁等^[20]的研究,研发投入(RD)用研发投入的自然对数作为被解释变量。

2. 解释变量

尽管在2014年,国家税务总局就开始实施纳税信用评级,但直到2015年4月才在其官方网站上公布了纳税信用评级为A的企业名单。D取值为1表示上市公司纳税信用评级结果为A级,否则D取值为0;用T表示纳税信用评级结果披露时间,2015—2016年T取值为1,2013—2014年T取值为0。

3. 控制变量

参考已有研究,本文控制了一系列影响研发投入的公司治理和公司特征的变量,其中,负债能力(Lev)用总负债和总资产比值表示;公司规模(Size)用总资产的自然对数表示;成长状况(Growth)用营业收入的增长率来表示;第一大股东持股比例(Top1)用第一大股东持股数和总股数的比值表示;高管持股比例(Magstk)用高管持股数和总股数的比值表示;股权集中度(HH15)用前5大股东的赫芬达尔指数表示;资产收益率(Roa)用净利润和总资产的比值表示;流动比率(Crz)用流动资产和流动负债的比值表示;资本性支出(Invt)用表示购建固定资产、无形资产、其他长期资产支付的现金与总资产的比值表示;代理成本(Ac)用管理费用和营业收入的比值表示;银行性债务(Bankd)用短期借款与长期借款之和除以总负债表示;现金替代物(Liqui)用流动资产减去流动负债、货币资金后的差值和总资产的比值表示。此外,表1给出了主要变量的描述性统计分析。

表1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	最小值	均值	最大值	标准差
RD	4856	13.7830	17.7488	21.5986	1.4066
D	4856	0.0000	0.4984	1.0000	0.5000
T	4856	0.0000	0.5000	1.0000	0.5001
Nature	4856	0.0000	0.3538	1.0000	0.4782
Lev	4856	0.0441	0.4045	0.8678	0.2009
Size	4856	19.9142	22.0954	25.9247	1.2074
Growth	4856	-0.4564	0.1770	2.5734	0.4180
Liqui	4856	-0.4649	0.0545	0.4808	0.1907
Roa	4856	-0.1396	0.0374	0.1853	0.0479
HH15	4856	0.0146	0.1567	0.5499	0.1117
Bankd	4856	0.0000	0.2771	0.9540	0.2234
Crz	4856	0.0845	2.8119	144.0000	4.7028
Invt	4856	0.0000	0.0484	0.2159	0.0433
Top1	4856	9.0000	34.2147	73.6654	14.6233
Ac	4856	0.0137	0.1127	0.4517	0.0799
Tang	4856	0.0007	0.3565	0.8773	0.1679
Magstk	4856	0.0000	0.0760	0.6146	0.1419

三、结果与分析

(一)基本回归结果分析

1. 纳税信用评级结果披露对研发投入的影响:DID估计

对模型(1)进行估计,用以分析纳税信用评级结果披露对上市公司研发投入的影响,结果见表2中第(1)

和(2)列。第(1)列中,只加入控制变量进行回归,发现交互项 DT 的回归系数等于 0.0642 且在 10% 的水平上显著为正。进一步地,在第(1)列的基础上,对时间效应和行业固定效应进行控制,估计结果如第(2)列所示。交互项 DT 的系数依然为正且在 5% 的水平上显著,同时模型的 R^2 也提高了,说明模型得到了优化。这些结果表明,我们不能从统计上拒绝假设 H1。因此,纳税信用评级结果披露确实增加了上市公司的研发投入。

2. 纳税信用评级结果披露对研发投入的影响: PSM-DID 估计

事实上,潜在的“选择性偏差”造成表 2 的第(1)和(2)列 DID 估计的结果可能会出现偏差。由于自身的因素导致实验组和控制组内的上市公司之间存在较大的差异,而这种差异会使得估计结果出现偏差和影响平行趋势假定。为此,本文使用倾向得分匹配法(PSM)去降低样本间的差异。随后再进行 DID 估计。

表 3 是纳税信用评级为 A 和不是 A 两组样本比较,结果显示,负债能力(Lev)、企业成立年龄(Age)、资产收益率(Roa)、现金流量($Cflow$)、现金持有量($Cash$)、董事长与总经理两职合一(Dua)和成长状况($Growth$)的均值都存在显著差异。

首先,使用上述协变量作为企业的特征变量进行 Logit 回归,并以其预测值作为倾向得分。其次在基于 1:2 的比例采用抽样有放回距离最近邻匹配法进行匹配,匹配完成后共得到 3822 家样本企业。此外,在匹配完成后,对匹配是否满足平衡性假设进行验证,平衡性检验结果见表 4。从 t 统计量和偏差的变化中可以发现,两组企业的特征变量在匹配之后均不存在显著差异,这说明匹配效果良好,平衡性假设得到基本满足。最后按照模型(1)进行回归,PSM-DID 方法的回归结果见表 2 中第(3)列。可以看出,纳税信用评级结果披露对研发投入仍然具有显著促进作用,相对于匹配前回归结果,匹配后交互项 DT 系数估计值的绝对值和显著性水平都有所增加,该结果进一步说明了,潜在的样本选择性偏差并未对本文的估计结果带来实质性影响,间接证明表 2 第(2)列结果的稳健性。综上,研究假设 H1 得到支持。

(二)稳健性检验

上述结果表明纳税信用评级结果披露对研发投入具有显著促进作用。为保证结果的可靠性,本文分别采用反事实检验、平行趋势假设、改变控制变量的度量指标、增加控制变量组合和改变样本匹配比例对上述结果进行稳健性检验,具体如下。

表 2 基本回归结果

变量名称	(1)	(2)	(3)
	DID 估计	DID 估计	PSM-DID 估计
D	0.2936*** (0.0000)	0.1827*** (0.0009)	0.1601*** (0.0067)
T	0.0072 (0.8146)	-0.0109 (0.7696)	-0.0508 (0.2658)
DT	0.0642* (0.0511)	0.0641** (0.0493)	0.1177*** (0.0072)
Lev	0.5906** (0.0256)	0.6843*** (0.0016)	0.7459*** (0.0013)
$Size$	0.7484*** (0.0000)	0.8167*** (0.0000)	0.8188*** (0.0000)
$Growth$	0.0512 (0.2561)	0.0529 (0.1832)	0.0652 (0.1655)
$Liqui$	0.8785*** (0.0001)	0.9361*** (0.0000)	0.9595*** (0.0000)
Roa	2.6988*** (0.0000)	2.4119*** (0.0000)	2.5795*** (0.0000)
$HHI5$	-0.9795 (0.3895)	-0.2414 (0.7869)	0.0550 (0.9531)
$Bankd$	-0.6804*** (0.0000)	-0.5553*** (0.0000)	-0.5964*** (0.0000)
$Magstk$	0.5663*** (0.0001)	0.3985*** (0.0048)	0.4061*** (0.0061)
$Invt$	2.6487*** (0.0000)	2.2365*** (0.0000)	2.2163*** (0.0001)
$Top1$	0.0024 (0.7617)	-0.0001 (0.9834)	-0.0025 (0.7152)
Ac	2.8274*** (0.0000)	2.2631*** (0.0000)	2.1587*** (0.0000)
$Tang$	-0.7535*** (0.0009)	-0.6036*** (0.0031)	-0.5951*** (0.0047)
Crz	-0.0175*** (0.0027)	-0.0153*** (0.0093)	-0.0142** (0.0166)
$YEAR/IND$	未控制	控制	控制
N	4856	4856	3822
R^2	0.3933	0.5205	0.5264

注:括号内为 P 统计值;标准误经过公司层面 Cluster 调整;***、**和*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表 3 纳税信用评级为 A 和不是 A 样本比较

变量	A 为 1		A 为 0		均值 t 检验
	观测值	均值	观测值	均值	
Lev	2420	0.3857	2436	0.4232	6.5206***
Age	2420	14.9628	2436	15.3407	2.5192***
Roa	2420	0.4108	2436	0.0338	-5.3143***
$Cflow$	2420	0.0476	2436	0.0387	-4.4894***
$Cash$	2420	0.1802	2436	0.1902	-2.7023***
$Growth$	2420	0.1634	2436	0.1906	2.2674***
Dua	2420	0.2657	2436	0.2960	2.3479***

注:***、**和*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

表4 平衡性检验

协变量	未匹配 <i>U</i> /匹配 <i>M</i>	实验组	控制组	%偏差	<i>t</i>	<i>P</i>
<i>Lev</i>	<i>U</i>	0.3857	0.4232	-18.7000	-6.5200	0.0000
	<i>M</i>	0.3856	0.3912	-2.8000	-1.0000	0.3170
<i>Age</i>	<i>U</i>	14.963	15.341	-7.2000	-2.5200	0.0120
	<i>M</i>	14.964	14.916	0.9000	0.3200	0.7480
<i>Roa</i>	<i>U</i>	0.0411	0.0338	15.3000	5.3100	0.0000
	<i>M</i>	0.0411	0.0407	0.9000	0.3000	0.7630
<i>Cflow</i>	<i>U</i>	0.0476	0.0387	12.9000	4.4900	0.0000
	<i>M</i>	0.0477	0.0486	-1.3000	-0.4600	0.6450
<i>Cash</i>	<i>U</i>	0.1902	0.1802	7.8000	2.7000	0.0070
	<i>M</i>	0.1900	0.1947	-3.7000	-1.2400	0.2150
<i>Growth</i>	<i>U</i>	0.1634	0.1906	-6.5000	-2.2700	0.0230
	<i>M</i>	0.1612	0.1530	2.0000	0.7800	0.4340
<i>Dua</i>	<i>U</i>	0.2657	0.2960	-6.7000	-2.3500	0.0190
	<i>M</i>	0.2654	0.2563	2.0000	0.7200	0.4710

1. 反事实检验

使用时间反事实检验和虚构实验组反事实检验来排除其他随机因素的干扰。首先,进行时间反事实检验,本文通过改变纳税信用评级结果披露的时间来进行反事实检验,即通过把实验组的纳税信用评级结果披露的年份提前到2014年,来观察政策处理效应。若“政策处理效应”依旧显著,则说明其他政策变化或者随机因素很可能是造成企业研发投入变化的原因,具体估计结果见表5第(1)列。从中可知,交互项 *DT1* 的系数不显著。以上结果与表2的基本回归结果不一致,这说明本文基于表2得到的研究结论是正确的,即纳税信用评级结果披露能够增加企业的研发投入。

表5 稳健性检验

变量	(1) 安慰剂检验	(2) 平行趋势假定	(3) 改变控制变量指标	(4) 增加控制变量组合	(5) 改变 PSM 的匹配比例
<i>D</i>	0.1996*** (0.0004)	0.1659*** (0.0045)	0.1827*** (0.0009)	0.1853*** (0.0008)	0.1695*** (0.0033)
<i>T</i>			-0.0051 (0.4789)	-0.0138 (0.7137)	0.0251 (0.4789)
<i>T1</i>	-0.0288 (0.1831)				
<i>DT</i>			0.0612* (0.0601)	0.0639** (0.0500)	0.0970** (0.0104)
<i>DT1</i>	0.0204 (0.4098)				
<i>Year2014</i> × <i>D</i>		0.0334 (0.2958)			
<i>Year2015</i> × <i>D</i>		0.0794** (0.0425)			
<i>Year2016</i> × <i>D</i>		0.0823* (0.0840)			
<i>Year2014</i>		0.0020 (0.9338)			
<i>Year2015</i>		0.0026 (0.9383)			
<i>Year2016</i>		-0.0200 (0.6331)			
<i>Growth</i>	0.0518 (0.1916)	0.0528 (0.1841)	0.0729* (0.0971)	0.0537 (0.1776)	0.0729* (0.0971)
<i>Tagr</i>			0.0008 (0.5401)		
<i>HHI5</i>	-0.2438 (0.7849)	-0.2415 (0.7869)		-0.2650 (0.7667)	-0.0080 (0.9931)
<i>HHI3</i>			-0.1295 (0.8868)		
<i>Indep</i>				0.4163 (0.3275)	
<i>Dua</i>				0.0396 (0.4505)	
<i>Other Control</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>YEAR/IND</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>N</i>	4856	4856	4352	4856	4352
<i>R</i> ²	0.5204	0.5206	0.5203	0.5209	0.5221

注:括号内为 *P* 统计值;标准误经过公司层面 Cluster 调整;***、**和*分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著。

此外,本文还借鉴王永进和冯笑^[21]的方法,通过随机抽样方法构建虚假实验组进行安慰剂检验,即将纳税信用为 A 随机分配给上市公司生成新的实验组和控制组,并且对抽取的随机数据按照模型(1)进行估计,最后将交互项 DT 的 500 个系数估计值作成条形图和系数估计值的统计分布表,如图 2 和表 6 所示。可以发现,显著为正和显著为负的 DT 系数估计值所占的比例比较小,这说明本文构造的虚拟处理效应并不存在,表 2 的基本结论是正确的。在政策实施前后实验组和控制组的研发投入变化确实由纳税信用评级结果披露造成的,而不是其他政策变化或者随机因素造成的。

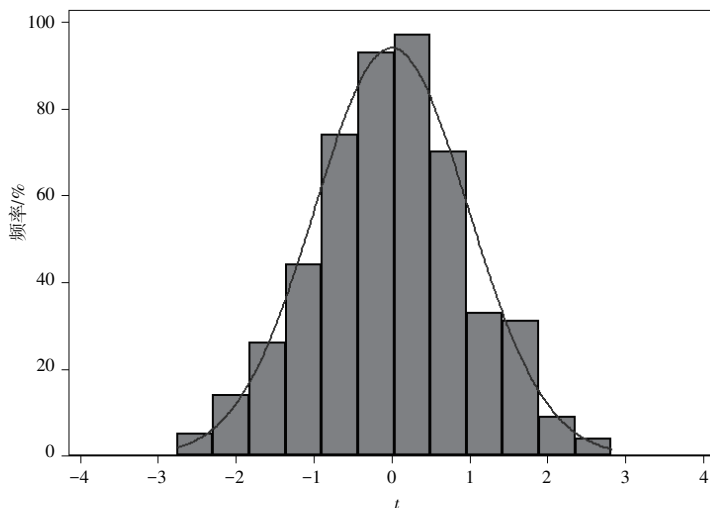


图 2 500 次检验结果

2. 平行趋势假定检验

在使用双差模型进行政策评估时,一个重要的假设是实验组和控制组在政策实施前应该满足平行趋势假定。因此,为了验证本文 DID 模型的适当性,本文进行了平行趋势检验。假定实验组和控制组在政策实施之前具有不同的变动趋势,构建如下模型来检验平行趋势:

表 6 虚拟处理回归结果的统计分布

方法	变量	均值	5%分位	25%分位	50%分位	75%分位	95%分位	标准差	N
OLS	系数	-0.0003	-0.1006	-0.0367	0.0009	0.0353	0.0971	0.0572	500
	t	-0.0047	-1.7073	-0.6472	0.0154	0.6134	1.6748	0.9860	500

$$RD_{it} = \beta_0 + \sum_{t=2014}^{t=2016} \theta_t \times Year_{it} \times D_{it} + \sum_{t=2014}^{t=2016} \gamma_t \times Year_{it} + \sum_{t=2014}^{t=2016} \delta_t \times D_{it} + \beta_k Control_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $Year_{it}$ 是年份虚拟变量; ε_{it} 为随机扰动项,其他变量和参数说明如模型(1)。

以 2013 年为基期的 2014 年、2015 年和 2016 年 $Year_{it} \times D_{it}$ 变量的估计系数。模型的估计结果见表 5 第(2)列,可以看出,评级披露前的年份与 D 的交乘项 ($Year_{2014} \times D$) 的回归系数不显著,说明在没有实施纳税信用评级披露的情况下前,实验组和控制组之间研发投入的差异并不会随着时间推移发生显著变化,满足平行趋势假定。而评级披露后的年份与 D 的交乘项 ($Year_{2015} \times D$ 和 $Year_{2016} \times D$) 均在 10% 的水平下显著为正,说明在纳税信用评级结果披露后,纳税信用评级为 A 的上市公司的研发投入显著增加了,即正是政策实施引起实验组在政策实施前后的研发投入的变化,而不是时间效应。

3. 改变控制变量的度量指标

本文采用总资产的增长率 ($Tagr$) 代替成长状况 ($Growth$),前三大股东赫芬达尔指数 ($HHI3$) 代替股权集中度 ($HHI5$)。其中总资产的增长率等于本年总资产与上年总资产之差,和上年总资产的比值,具体回归结果如表 5 第(3)列。可以看出,交互项的系数仍然显著为正,这进一步说明上文结论的稳健性。

4. 增加控制变量组合

除了本文所选取的控制变量以外,董事长和总经理两职合一 (Dua) 和独立董事比例 ($Indep$) 也是影响企业研发投入的重要因素,应该加入到模型中予以控制,估计结果见表 5 第(4)列。董事长和总经理为同一人时, Dua 取值为 1,否则为 0。 $Indep$ 等于独立董事人数与董事会人数的比值。不难看出,交互项的系数显著为正,表明,在进一步控制研发投入的影响因素后,纳税信用评级结果披露对上市公司研发投入的促进作用依然显著。

5. 改变 PSM 的匹配比例

在前文的倾向得分匹配分析中,我们主要使用的是 1:2 抽样有放回最近邻的匹配方法。为了保证上文结论的稳健性,进一步改变 PSM 匹配比例,即按照 1:3 的匹配原则,进行有放回最近邻的匹配,重新匹配本文的控制组。然后基于 1:3 匹配完成后的样本,同样采用 DID 方法对模型进行估计,并以此作为本文的一个稳健性检验。具体回归结果见表 5 第(5)列,可以看出回归结果依旧显著为正,从而说明基准回归结果的稳健性。

四、机制分析

上述实证研究从多个维度探究了纳税信用评级结果披露对研发投入的影响,得出的结论是显著和稳健

的。那么纳税信用评级结果披露是否会通过影响上市公司的融资约束,进而影响上市公司研发投入呢?下面我们将进一步地进行机制分析。

在中介变量融资约束(SA)的衡量上,借鉴鞠晓生等^[22]的做法,用SA指数来表示融资约束。在模型设计上,参考温忠麟等^[23]的Sobel检验方法,使用中介效应检验程序来识别纳税信用评级结果披露对企业研发投入的作用机制。为此,构建如下递归检验模型:

$$SA_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 D_{it} T_{it} + \beta_k Control_{i,t} + \varepsilon_{i,t} \tag{3}$$
$$RD_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 D_{it} + \beta_2 T_{it} + \beta_3 D_{it} T_{it} + \beta_k Control_{i,t} + \gamma_0 SA_{it} + \varepsilon_{i,t} \tag{4}$$

其中:SA是中介变量融资约束;其他变量和模型(1)一致。

根据Sobel检验的原理可知,中介效应由 $\beta_3 \gamma_0$ 衡量,若 β_3 和 γ_0 的系数估计值全部显著则表明中介效应显著,无需进行Sobel检验;若 β_3 和 γ_0 的系数估计值至少有一个显著则需进行Sobel检验,Sobel检验显著则中介效应显著。此外,Sobel检验统计量的分布表和标准正态分布有所不同,在5%显著性水平上,Sobel检验统计量的临界值为0.97左右^[24]。

表7第(1)和(2)报告了纳税信用评级结果披露是否通过融资约束影响上市公司研发投入的估计结果。第(1)列是对模型(3)的回归估计结果,可以看出,交互项DT的系数 β_3 为负且在10%的水平上都不显著。而从第(2)列对模型(4)的回归估计结果中,可以看出交互项DT的系数 γ_0 为负且在1%的水平上显著。因此,需进行Sobel检验。具体的,计算出乘积项的标准差为0.0018,在5%的水平上显著。这就进一步验证了融资约束中介效应的存在性,即融资约束是纳税信用评级结果披露提高上市公司研发投入的一个可能渠道。中介效应为0.0025,总效应(0.0641)的3.86%。

表7 作用机制检验:融资约束的中介效应

变量	(1)	(2)
	SA	RD
D	-0.0320**	0.1712***
	(0.0113)	(0.0019)
T	0.0796***	0.0176
	(0.0000)	(0.6420)
DT	-0.0069	0.0617*
	(0.1267)	(0.0576)
SA		-0.3586***
		(0.0039)
Control	控制	控制
YEAR/IND	控制	控制
N	4856	4856
R ²	0.3417	0.5236

五、分样本回归

在前文的实证研究中,我们虽然发现纳税信用评级结果披露显著促进了企业增加研发投入,但是考虑到纳税信用评级结果披露对不同类型上市公司研发投入的影响可能存在差异。为此,我们按照企业规模和所有制类型进行了分样本回归。

(一)不同企业规模的分样本分析

表8报告了纳税信用评级结果披露对不同规模企业的研发投入的影响。以资产总额自然对数的均值作为分界点对企业规模进行划分,小于均值的定义为中小型企业,大于均值的定义为大型企业。表8第(1)列为纳税信用评级结果披露对中小型企业研发投入的估计结果,可以看出,交互项DT的系数至少在10%的水平上显著为正;而第(2)列在对大型企业样本的回归中,DID估计结果中的交互项系数为正,但是交互项系数没有通过常规水平的显著性检验。这些结果说明,纳税信用评级结果披露只能对中小型企业的研发投入产生显著促进作用,可能的解释是:在中国,由于金融市场不完善和信息不对称,使得银行很难判断中小型企业研发创新项目的质量,进而大大增加了银行的监督成本,导致中小型企业很难从银行获得贷款。此外,由于自身规模的限制,中小型企业也往往很难提供银行贷款所需的抵押担保品。这些导致中小型企业很难获得银行贷款,研发投入不足。但是由于纳税信用评级结果的披露,使得银行更容易获得纳税信用评级为A的中小型企业的各方面信息,降低了银行的监督成本。同时,由于纳税信用评级结果作为银行信贷的重要参考依据,这部分解决了中小型企业银行贷款所需抵押担保品不足的问题。这些都降低了纳税信用评级为A的中小型企业获得银行贷款成本和难度,缓解了中小型企业的融资约束,进而促进中小型企业继续追加研发投入。

表8 分样本回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中小型企业	大型企业	国有企业	非国有企业
D	0.1573**	0.2260***	0.3948***	0.0872
	(0.0107)	(0.0095)	(0.0006)	(0.1338)
T	-0.0323	0.0463	0.0945	-0.0282
	(0.4424)	(0.3597)	(0.1418)	(0.4383)
DT	0.0734*	0.0458	-0.0073	0.0895**
	(0.0679)	(0.3807)	(0.9057)	(0.0213)
Control	控制	控制	控制	控制
YEAR/IND	控制	控制	控制	控制
N	2428	2428	1718	3138
R ²	0.4157	0.4927	0.5704	0.5103

注:括号内为P统计值;标准误经过公司层面Cluster调整;***、**和*分别表示在1%、5%、10%水平下显著。

(二)不同所有制类型的分样本分析

考虑到不同所有制类型的企业在响应纳税信用评级制度时可能会存在差异?为此,表 8 第(3)和(4)列报告了纳税信用评级结果披露对中国不同所有制类型企业研发投入水平的影响。第(3)列为纳税信用评级结果披露影响国有企业研发投入水平的估计结果,可以看出,交互项 DT 的系数为负,但是在 10% 的水平上不显著;第(4)列为纳税信用评级结果披露对非国有企业研发投入的估计结果,可以看出,交互项 DT 的系数在 5% 的水平上显著为正。以上信息说明,纳税信用评级结果披露只能显著地提高了非国有企业的研发投入水平。可能是因为:在中国,国有大银行为主的高度集中的金融体制,使得国有大型银行掌控着关键信贷资源的配置权,这导致了一系列问题,如企业融资难、融资贵等。相对于非国有企业,国有企业和政府之间的联系性更加紧密,因此,银行贷款常常偏向于国有企业,非国有企业的银行贷款不足,进而导致非国有企业的研发投入较少。但是,由于纳税信用评级结果的共享机制成为银行向企业提供贷款的重要依据,这降低了纳税信用评级为 A 的非国有企业获得银行贷款的成本和难度,缓解了非国有企业的融资约束,进而促进非国有企业增加研发投入。

六、结论与启示

在纳税信用评级制度的建设中,中国上市公司是否能够把握有利机遇增加研发投入实现创新,进而提高自身竞争力是社会各界亟待关注的重要问题。有鉴于此,本文利用 2013—2016 年中国 A 股上市公司数据,以纳税信用评级为 A 的上市公司作为实验组,纳税信用评级不是 A 的上市公司作为控制组,利用双重差分模型考察了纳税信用评级结果披露对研发投入的影响效应及作用机制,主要得出以下结论:

(1)纳税信用评级结果披露可以显著促进上市公司增加研发投入。并运用双重差分倾向得分匹配法(PSM-DID)进一步进行了验证,基于 PSM-DID 方法的估计结果与上述结论无明显差异。此外,再进行了反事实检验、平行趋势检验、改变控制变量度量指标等一系列稳健性检验之后,发现纳税信用评级结果披露对研发投入的促进效应依然显著。

(2)机制检验表明,纳税信用评级结果披露通过降低上市公司的融资约束,进而促进企业增加研发投入。

(3)本文还基于企业规模和产权性质进行了分样本回归,结果显示纳税信用评级结果披露只能促进中小型企业增加研发投入,对大型企业研发投入的促进作用不明显。纳税信用评级结果披露能够对非国有企业的研发投入产生显著的促进作用,而未能对国有企业产生显著促进作用。

总体而言,本文的研究证实了纳税信用评级结果披露能够对企业的研发投入产生积极的影响,在理论上丰富和扩展了企业研发投入影响因素的相关研究。此外,本文的研究还具有重要的参考价值以及可以给予政策制度一定的启示与建议:

(1)进一步公布其他等级的纳税信用企业名单,发挥纳税信用评级制度的资源配置作用。本文的结论充分肯定了纳税信用评级制度的积极作用,因此,在现行公布纳税评级依据以及 A 级纳税信用名单的基础上,需进一步公开其他纳税信用评级企业名单和纳税信用评级过程。这有利于发挥纳税信用评级制度的资源配置作用和提高纳税信用评级制度的透明度,进而更好得发挥纳税信用评级制度对研发投入促进作用。

(2)在实施纳税信用评级披露制度的过程中,对纳税信用企业的激励措施应该考虑到企业规模和企业所有权性质的影响。政府应该采取相关的政策措施,充分调动大规模企业和国有企业进行研发投入创新的积极性,利用自身拥有的资源优势对技术难题进行攻关,不断提高自身的竞争力,更好地发挥示范引领作用。

参考文献

- [1] LI W F, PITTMAN J A, WANG Z T. The determinants and consequences of tax audits: Some evidence from china[J]. The Journal of the American Taxation Association, 2019, 41(1): 91-122.
- [2] 陈晓光. 财政压力、税收征管与地区不平等[J]. 中国社会科学, 2016(4): 53-70, 206.
- [3] 王剑锋. 政府税收努力与税收高增长:兼论税收管理行为的规范化[J]. 中央财经大学学报, 2008(7): 15-21.
- [4] 周黎安, 刘冲, 厉行. 税收努力、征税机构与税收增长之谜[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(1): 1-18.
- [5] GUEDHAMI O, PITTMAN J. The importance of IRS monitoring to debt pricing in private firms[J]. Journal of Financial Economics, 2008, 90(1): 38-58.
- [6] XU W, ZENG Y, ZHANG J. Tax enforcement as a corporate governance mechanism: Empirical evidence from China[J]. Corporate Governance An International Review, 2011, 19(1): 25-40.
- [7] 曾亚敏, 张俊生. 税收征管能够发挥公司治理功用吗?[J]. 管理世界, 2009(3): 143-151, 158.

- [8] 刘春, 孙亮. 税收征管能降低股价暴跌风险吗[J]. 金融研究, 2015(8): 159-174.
- [9] DESAIA M A, DYCK A, ZINGALES L. Theft and taxes[J]. Journal of Financial Economics, 2007, 84(3): 591-623.
- [10] 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): 140-148.
- [11] HANLON M, HOOPES J L, SHROFF N. The effect of tax authority monitoring and enforcement on financial reporting quality [J]. The Journal of the American Taxation Association, 2014, 36(2): 137-170.
- [12] 潘越, 王宇光, 戴亦一. 税收征管、政企关系与上市公司债务融资[J]. 中国工业经济, 2013(8): 109-121.
- [13] 于文超, 殷华, 梁平汉. 税收征管、财政压力与企业融资约束[J]. 中国工业经济, 2018(1): 100-118.
- [14] 孙雪娇, 翟淑萍, 于苏. 柔性税收征管能否缓解企业融资约束——来自纳税信用评级披露自然实验的证据[J]. 中国工业经济, 2019(3): 81-99.
- [15] 李彬, 郑雯, 马晨. 税收征管对企业研发投入的影响-抑制还是激励?[J]. 经济管理, 2017, 39(4): 20-36.
- [16] MANCUSI M L, VEZZULLI A. R&D and credit rationing in SMEs[J]. Economic Inquiry, 2014, 52(3): 1153-1172.
- [17] 马光荣, 刘明, 杨恩艳. 银行授信、信贷紧缩与企业研发[J]. 金融研究, 2014(7): 76-93.
- [18] 谢家智, 刘思亚, 李后建. 政治关联、融资约束与企业研发投入[J]. 财经研究, 2014, 40(8): 81-93.
- [19] 张璇, 刘贝贝, 汪婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161-174.
- [20] 孙菁, 周红根, 李启佳. 股权激励与企业研发投入——基于PSM的实证分析[J]. 南方经济, 2016(4): 63-79.
- [21] 王永进, 冯笑. 行政审批制度改革与企业创新[J]. 中国工业经济, 2018(2): 24-42.
- [22] 鞠晓生, 卢荻, 虞义华. 融资约束、营运资本管理与企业创新可持续性[J]. 经济研究, 2013, 48(1): 4-16.
- [23] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报, 2004(5): 614-620.
- [24] MACKINNON D P, LOCKWOOD C M, HOFFMAN J M, et al. A comparison of methods to test mediation and other intervening variable effects[J]. Psychological Methods, 2002, 7(1): 83-104.

Tax Credit Rating Results Disclosure and R&D Investment

Dou Chengqiang, Zhang Weijie, Wang Jianwei

(School of Economics, Dongbei University of Finance and Economics, Dalian 116025, Liaoning, China)

Abstract: This paper uses tax credit rating disclosure as a natural exogenous shock, and based on the micro-data structure quasi-natural experiment of 1214 A-share listed companies in 2013-2016, the double difference method system is used to evaluate the impact of tax credit rating results disclosure on R&D investment of listed companies. It is found that tax credit rating results disclosure significantly increased the R&D investment of listed companies. The estimation results based on the PSM-DID method are not significantly different from the above conclusions. The robustness test also indicates the correctness of the above conclusions. The mechanism test shows that tax credit rating results disclosure can promote enterprises to increase R&D investment by reducing the financing constraints of enterprises. In addition, the sample-by-sample regression found that tax credit rating results disclosure can only promote the R&D investment of small and medium-sized enterprises and private enterprises.

Keywords: tax credit rating results disclosure; financing constraints; R&D investment

(上接第54页)

Dual Path Impact Mechanism of Employees' Non-working Time Work Connected Behavior on Creativity

Zhang Lanxia, Cai Li, Fu Jingyao, Li Mozhi

(School of Business Administration, Northeastern University, Shenyang 110167, China)

Abstract: According to job demands-resources theory, based on the 278 valid questionnaire survey data, using the structural equation model, the dual path impact mechanism of employees' non-working time work connected behavior on employee creativity is discussed, and the chain mediators of psychological detachment/psychological attachment and work-family conflict/work-family enrichment are analyzed. The results show that employees' non-working time work connection behavior has a significant positive impact on their creativity. Specifically, non-working time work connectivity behavior has a negative impact on psychological detachment, positive impact on psychological attachment. Psychological attachment plays a mediating role in non-working time work connectivity and work-family gain; work-family enrichment has a positive impact on employee creativity. Psychological attachment and work-family enrichment play important roles as a chain mediator between employees' non-working time work connection behavior and employee creativity.

Keywords: non-working time work connected behavior; psychological detachment; psychological attachment; work-family conflict; work-family enrichment; employee creativity