

税收征管、企业避税与企业全要素生产率

——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验*

刘忠 李殷

内容提要:提高全要素生产率(TFP)是加快转变经济发展方式的关键。税收征管力度的高低会直接影响企业的生产经营决策,从而影响企业的发展转型。本文基于2002年实施的企业所得税分享改革自然实验,采用双倍差分法(DID)探讨了税收征管对企业TFP的影响。研究发现:(1)税收征管力度的下降会降低企业的TFP水平;(2)机制探讨过程发现,降低税收征管力度会增加企业避税行为,而避税增加会减少企业的研发投入,从而对企业TFP产生负面影响;(3)异质性分析发现,税收征管对非高新技术企业、非民族自治区域企业以及高避税程度企业的TFP的负面影响更大。本文的研究结论对于未来的税收体制改革具有重要启示。

关键词:全要素生产率 税收征管 企业避税 所得税分享改革

作者简介:刘忠,西南财经大学工商管理学院教授、博士,611130;

李殷,西南财经大学工商管理学院博士研究生,611130。

中图分类号:F812.42,F062.1 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2019)07-0005-15

一、引言

全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP),是指在各种生产要素投入水平既定的条件下,所达到的额外生产率。TFP作为衡量企业生产经营效率最全面的指标之一,近年来在《政府工作报告》中被多次提到。如2015年的《政府工作报告》提出要“增加研发投入,提高全要素生产率”;2016年《政府工作报告》中再次指出,要“提高全要素生产率,不断解放和发展社会生产力”;2017年的《政府工作报告》进一步强调,要“加快创新发展,培育壮大新动能,提高全要素生产率,推动经济保持中高速增长”。从历年的《政府工作报告》中不难发现,提高全要素生产率已经成为政府部门的一项重要工作。政府如何在促进转变经济发展方式、提高企业TFP中发挥作用值得研究与探讨。

税收将企业与政府密切关联在一起。企业承担的税收负担直接影响企业的生产经营决策,因此,税收被认为是政府调节企业生产经营的重要工具。同时,税收也是地方政府吸引企业、与其他

* 基金项目:国家自然科学基金项目“统筹城乡配套改革背景下农户选择集中居住区置业的效果研究——基于自然实验的方法”(71473198)。作者感谢匿名审稿人和编辑部提出的宝贵意见,当然文责自负。

地区竞争的重要手段。出于政绩考核、晋升机制等压力,地方政府通常会采用两种手段实施税收竞争:一是通过各种税收优惠政策变相降低法定税率;二是降低税收征管力度^①,如主动放松税收审计和税收执法力度(范子英、田彬彬,2013)。无论哪一种手段,都会影响企业面临的实际税率,最终影响企业的生产经营活动。由于降低税收征管力度在实际操作中更加灵活与隐蔽,也不易受到上级部门的监管,因而成为地方政府更青睐采取的手段(范子英、田彬彬,2013;孙刚,2017)。但由于税收征管的度量不易,现有研究较少从微观实证角度考察税收征管对企业 TFP 的影响。

2002 年实施的所得税分享改革为我们识别税收征管提供了良好契机。改革规定 2002 年 1 月 1 日起企业所得税由地方税变为中央与地方共享税。同时,国税总局对所得税征管范围做出调整,规定 2001 年 12 月 31 日(含)之前成立的所有企业的所得税仍由原征管机构负责征管,不做变动(即全部中央企业与外资企业仍由国税局负责征管,所有非中央企业与非外资企业仍由地税局负责征管);而 2002 年 1 月 1 日(含)起新成立的所有企业,其所得税由国税局负责征管。由此形成了我国企业所得税两种征管机构并存的模式。

国税局与地税局不同的管理体制以及此次所得税分享改革引发的地方政府分成比例的下降,使得国税局与地税局面临不同的税收征管力度。基于此,借助 1998—2007 年中国制造业企业微观数据与 2002 年所得税分享改革的政策事件,结合双倍差分法(Difference-in-Difference, DID),探讨了税收征管对企业 TFP 的影响。研究发现,此次改革事件会降低地税局的税收征管力度,导致由地税局征管企业的 TFP 水平降低,且统计显著。一系列的稳健性检验与异质性分析验证了本文结论的可靠性。此外,本文还首次尝试探究税收征管影响企业 TFP 的路径,发现降低税收征管力度会提高企业避税动机,而企业避税会显著降低企业研发活动,从而对企业 TFP 产生负面效果。

二、理论分析与研究假说

(一)2002 年所得税分享改革、税收征管与企业 TFP

2002 年所得税分享改革发生之前,企业所得税按照企业隶属关系分别由国税局(主要负责中央企业与外资企业)与地税局(主要负责非中央与非外资企业)征管。地税局由地方政府直接管理,地方政府会出于政绩考核、招商引资等目的对地税局进行干预来开展税收竞争。尽管地方政府可通过制定税收优惠政策开展竞争,但很多政策,如税收减免等,还是要受中央政府的管理,因此,地方政府更倾向于干预地税局的税收征管,使其放松税收征管力度来吸引投资(范子英、田彬彬,2013)。加之信息不对称,地税局的税收征管行为难以被国家税务总局监管,使地税局运用放松税收征管的手段更加灵活便利。国税局则实行国家税务总局垂直管理体制,不受地方政府的干扰,更可能按照税法规定执行相应的征管活动,使其税收征管力度保持在较高水平。

2002 年所得税分享改革还规定 2002 年中央与地方各分享 50% 企业所得税,2003 年中央分享 60%,地方分享 40%。这一分成比例的变化进一步加剧了地方政府选择放松所得税的税收征管。原因在于企业所得税分成比例的下降,导致地方政府税收征管权与收益权分离,地方政府仅拥有

^① 现有文献在利用 2002 年所得税分享改革进行税收相关研究时使用不同术语。如税收努力(田彬彬、范子英,2016)、税收执法(范子英、田彬彬,2013)以及税收征管(张明,2017)等。对术语的讨论具有一定的学术价值,但哪一个术语更准确,并不是本文关注的重点。尽管术语不同,上述作者所表达的内涵接近,衡量的均是税务机构的征管力度。基于此,本文选择使用“税收征管”一词。

对企业所得税的“部分剩余索取权”,从而降低地方政府提高税收征管力度的激励(吕冰洋,2009;田彬彬、范子英,2016)。同时,企业所得税分成比例的降低会导致地方政府投入更多努力去发展以营业税为主要税种的房地产和建筑行业。这使得在有限的税收征管资源条件下,地方政府将提高对营业税等税种的税收征管力度而降低对所得税的税收征管力度(Han和Kung,2015)。此外,范子英和田彬彬(2016)指出,当存在政企合谋时,税收分成比例的下降会降低地方政府实施违规减税的成本,导致地方政府放松税收征管;刘怡和刘维刚(2015)则发现,中央与地方政府间的共享税收分成比例每增加1%,地方政府的税收征管会降低0.198%。由此,国税局与地税局形成了差异化的税收征管力度。与由国税局征管所得税的企业相比,由地税局征管所得税的企业面临较低的税收征管力度。

当前,学术界针对税收征管对企业的影响大致呈现两种观点,即“征税效应”与“治理效应”。“征税效应”认为,税收的强制性、无偿性和固定性特征迫使企业每年必须按时缴纳足额税费,提高税收征管力度会加剧企业现金流量与留存收益的减少,导致企业降低对生产环节的资源投入(于文超等,2015)。对于中小企业而言,企业自身的留存收益与现金流减少会进一步恶化企业的融资约束困境(于文超等,2018),企业不得不采取放弃有利的投资机会、降低企业的研发投入等手段来维持企业运营。进一步地,当税务机构提高税收征管力度时,企业可能会采取“贿赂”税务官员的方式来谋求税收征管力度的减弱(于文超等,2015;李彬等,2017),这虽然表面上会减轻企业的“名义”税负水平,却增加了企业的非生产性支出,造成资源配置的扭曲,从而不利于提升企业价值。

更多学者支持税收征管的“治理效应”。现代企业制度下由两权分离所引发的信息不对称与委托代理问题已经严重制约了企业发展。税收征管作为一种外部监管手段,提高税收征管力度能够有效发挥企业“治理效应”。首先,提高税收征管力度能帮助遏制管理层的利益侵占行为(江轩宇,2013),约束管理层将更多精力投入企业生产经营决策中去,还能有效缓解管理层与股东、债权人与股东之间的代理问题(Desai等,2007;Xu等,2011;蔡宏标、饶品贵,2015)。其次,提高税收征管力度能够提高企业信息透明度(Guedhami和Pittman,2008),更好监督企业管理者的资源配置决策,提高企业资源配置效率(孙刚,2017)。同时,税收征管力度的提升,会增加企业避税的机会成本(Slemrod,2007),从而有效减少企业的避税行为(范子英、田彬彬,2013;田彬彬、范子英,2016);而企业避税行为已被证明能够显著降低企业投资效率(刘行、叶康涛,2013),增加企业贷款成本(后青松等,2016),扭曲资源配置效率(毛程连、吉黎,2014)等。最后,税收征管力度增加还有助于降低企业的债务融资成本与股权融资成本等(Guedhami和Pittman,2008;Ghoul等,2011),从而缓解企业的融资约束,促使企业拥有更多的留存资金用于研发创新等生产性活动,最终提升企业价值。

综上,税收征管对企业TFP产生何种影响取决于“征税效应”与“治理效应”的程度,从而可能表现出正反两种效果。当前,鲜有直接研究税收征管与企业TFP关系的文献。其中,于文超等(2015)基于世界银行2012年中国企业问卷发现,税务检查会降低企业的TFP;张明(2017)基于2002年所得税分享改革以及2002—2007年中国工业企业数据库,采用断点回归发现,提高税收征管力度会减少企业的TFP。需要指出的是,张明(2017)基于断点回归得到税收征管力度增加不利于企业TFP的结论可能存在问题。主要原因在于企业注册是一个长期计划的过程,断点回归所要求的政策干预变量局域随机赋值(Local Random Assignment)的条件可能并不满足(Lee,2008)。另一方面,Almunia和Lopez-rodriguez(2012)利用西班牙的研究结果表明,对供应商增强税收执法会对整个生产链产生积极的外溢效应;Mironov(2013)利用俄罗斯银行交易数据的研究表明,税收征管每增加一个标准差不仅会促使企业收入年均增长率增加2.6%,企业劳动生产率也会增加1.8%。基于此,本文认为税收征管将更多发挥“治理效应”来影响企业TFP。结合2002年所得税

分享改革,本文提出假说1。

假说1:2002年的所得税分享改革会导致地税局放松税收征管力度,进而降低企业TFP。

(二) 税收征管、企业避税与企业TFP

避税作为现代企业的一种税收筹划策略,在世界各国普遍存在。关于企业避税产生的原因,学者们分别从税率过高(Fisman和Wei,2004)、市场竞争(Cai和Liu,2009)、财政压力(马光荣、李力行,2012)、税收征管(范子英、田彬彬,2013)以及政企合谋(范子英、田彬彬,2016)等多个角度展开讨论。其中,税务机构的税收征管力度被认为是影响企业避税的最重要原因之一。放松税收征管力度意味着企业避税被发现的概率降低,企业避税的机会成本下降,进而诱发更多的企业避税(Slemrod,2007)。相反,提高税收征管力度则会增加企业避税的机会成本,从而有效减少企业的避税行为,这一结论也被众多学者证明(范子英、田彬彬,2013;田彬彬、范子英,2016)。

企业所得税的征收在较大程度上依赖地税局的税收征管力度(范子英、田彬彬,2013)。根据所得税的核算方式,即企业的营业收入扣除经营成本再乘以适用税率,企业非常容易通过避税(如低报收入或者高报成本)来减少企业实缴缴纳的所得税(田彬彬、范子英,2016)。因此,税务机关需要对企业账目仔细核查以减少避税行为的发生。当地税局放松税收征管,如不仔细核查企业账目时,则会诱使企业利用所得税进行更多避税。

关于企业避税的影响后果,学术界的观点存在分歧。传统观点认为,企业避税可以减少企业利益向政府财政的流入,节约企业成本,从而提升企业价值(Graham和Tucker,2006),但这忽视了企业避税过程中潜在的代理成本(后青松等,2016)。一旦考虑该成本,企业避税将会基于以下方面损害企业价值。第一,避税活动的非法性使得企业往往采取不透明的交易来掩盖其避税行为,这会加剧企业信息的不对称程度,导致存在私利动机的管理者产生机会主义行为以谋求自身利益。管理者可能将更多的时间和精力投入企业非生产性活动(如寻租、转移企业资源等)中,造成对企业生产性活动的挤出,扭曲企业资源配置效率(Kim等,2011;毛程连、吉黎,2014)。第二,企业避税行为会激发管理层与股东之间的代理问题(Desai等,2007;Kim等,2011),代理冲突使管理层和股东之间的利益不一致,从而导致企业的生产经营决策偏离企业利益最大化的目标。刘行和叶康涛(2013)研究发现,避税会加剧企业的非效率投资,造成资源的浪费。第三,企业避税行为引发的信息不对称与代理问题,会造成企业的信誉损失,增加企业的市场风险。较高的市场风险会导致企业在进行外部融资时受到制约,增加企业贷款成本(后青松等,2016)。银行等金融机构为了规避风险,会采取必要措施提高相应的融资标准与融资成本,加剧企业的融资约束。融资约束会造成企业研发创新等生产性活动的投入不足,从而最终损害企业价值。当前,尚无文献实证探究企业避税与企业TFP之间的关系,基于上述分析,本文提出假说2。

假说2:降低税收征管力度会加剧企业避税行为的发生,进而降低企业TFP。

(三) 企业避税、研发创新与企业TFP

内生增长理论认为,研发与创新是经济增长的根源。对于企业而言,产品、技术的研发创新是提升企业TFP的重要决定因素,已有众多学者证明研发创新对企业TFP的促进作用(Aw等,2011)。然而,研发创新活动是一种高投入、高风险、周期长的投资活动,充裕的资金是企业开展这类活动的必要前提。而企业避税行为会直接影响企业内部的自有资金,进而影响企业用于研发创新活动的资金投入。一旦企业面临资金限制,企业的研发创新活动将无法顺利开展,从而不利于企业TFP的提升。

具体而言,企业避税可能通过以下两方面抑制企业的研发创新,进而抑制企业TFP。第一,研发创新活动的高风险与高投入,意味着企业需要持有充裕的研发准备资金,以及应对研发失败时

的后续投入资金。但如前所述,企业避税造成的信息不对称与代理问题,会提高企业的贷款成本,加剧企业的融资约束。没有了外部融资渠道,企业只能依靠自身留存资金进行研发创新活动。这将大大降低对研发创新活动的资金投入,抑制企业研发创新活动的积极性。第二,从决策者自身而言,企业家活动通常分为生产性与非生产性(或寻租性)活动两大类(何轩等,2016),理性的企业家会将自己有限的时间和精力分配到能够给其带来最大收益的活动中去。我国税务机构拥有较大的自由裁量权,税收征管存在弹性的操作空间,将会使企业家从事避税行为的边际收益更高,诱使企业家耗费大量的精力与资源进行寻租活动,从而造成对生产性的研发创新活动的“挤出效应”(林志帆、刘诗源,2017)。因此,本文提出假说3。

假说3:企业避税会抑制企业研发创新,进而降低企业 TFP。

三、实证研究设计

(一)模型设计

为了实现本文的研究目的,我们将1998—2007年中国工业企业数据库中的样本企业分为三种类型:第一类为2002年1月1日以前及以后成立的所有中央企业与外资企业,这类企业的所得税在改革发生前后均由国税局征管;第二类为2002年1月1日(含)以后成立的所有非中央企业与非外资企业,这类企业的所得税由国税局征管;第三类为2002年1月1日(不含)以前成立的所有非中央企业与非外资企业,这类企业的所得税在改革发生前、后均由地税局征管。由于第二类企业均由国税局负责征管所得税,国税局的垂直管理体制使得此次分享改革不会影响国税局的税收征管力度,并且第二类企业均为2002年以后新成立的企业,因此本文选择剔除数据库中的第二类企业^①,重点分析第一类与第三类企业。

以 D_{it} 表示观察到的关于企业 i 在 t 时期的政策实施变量(即本文的核心解释变量)。其中, $D_{it} = treat_i \times post_t$, $post_t$ 表示改革发生的时间虚拟变量,2002年及以后取值为1,2002年之前取值为0; $treat_i$ 表示是否为处理组的虚拟变量,由地税局征管的第三类企业作为处理组取值为1,由国税局征管的第一类企业作为控制组取值为0。以 Y_{it} 表示观察到的企业 i 在第 t 年的结果变量(即企业 TFP 的对数值)。其中, Y_{0it} 表示不实施改革的结果变量, Y_{1it} 表示实施改革的结果变量, Y_{0it} 和 Y_{1it} 在同一时期只能观察其一; X_{it} 为一系列观察到的、随时间发生变化的控制变量; λ_t 为年份的共同效果。此时,本文将基于以下条件来识别税收征管对企业 TFP 的因果效果:

$$E[Y_{0it} | A_i, X_{it}, \lambda_t, D_{it} = 1, R_i \notin V] = E[Y_{0it} | A_i, X_{it}, \lambda_t, D_{it} = 0, R_i \notin V] \quad (1)$$

其中, A_i 为研究人员未观察到的、不随时间变化的因素,但可能与 D_{it} 相关而产生内生性。等式(1)表示,若企业注册时间(不是样本观察时间) R_i 不属于某一区间 V ,在给定 A_i, X_{it}, λ_t 的条件下, Y_{0it} 独立于 D_{it} 。

2002年所得税分享改革方案从提出设想到正式实施经历了较长时间的讨论与调研。^② 因此,当出于某种原因企业提前获知即将实施企业所得税改革的消息,企业可能会发生自选择行为。如

① 感谢匿名评审专家指出第二类企业的特殊性,为此,本文不再讨论第二类企业 TFP 受税收征管的影响。

② 财政部于2001年初建议实施企业所得税分享改革。2001年10月17日,国务院批准财政部方案,并宣布所得税分享改革方案初稿。随后经过两个多月的讨论和调研,国务院于2001年12月31日正式下发《关于印发所得税收入分享改革方案的通知》(国发[2001]37号)。

果企业预期 2002 年的所得税分享改革会降低地税局税收征管力度进而负面影响企业,则那些原本打算在 2002 年 1 月 1 日之前成立的企业可能会选择推迟登记注册,从而被国税局征管;相反,如果企业预期归地税局征管能够提升企业价值,则那些原本打算在 2002 年 1 月 1 日之后成立的企业可能选择提前登记注册。进一步地,考虑到第一类企业在改革发生前与发生后均为国税局征管,因而第一类企业存在推迟登记注册的动机较小。而第三类企业全部成立于 2002 年 1 月 1 日(不含)以前,这类企业可能存在提前登记注册的动机。因此,为了控制企业自选择行为引发的内生性,本文对区间 V 处理如下:第一,在 1998—2007 年全样本的基础上,删除企业注册时间为 2001 年后三个月的企业;第二,在 1998—2007 年全样本的基础上,删除注册时间为 2001 年后六个月的企业;第三,在 1998—2007 年全样本的基础上,删除注册时间为 2001 年的所有企业。结合企业的特征,我们将下标拓展为 i, j, c, t , 依次代表企业、行业、城市与年份,构建如下 DID 模型进行估计:

$$\ln tfp_{ijct} = \varphi_0 + \varphi_1 D_{ijct} + W_{ct} \delta + M_{jt} \theta + X_{ijct} \gamma + A_i + I_j + C_c + \lambda_t + \xi_{ijct} \quad (2)$$

其中, $\ln tfp$ 为测算出的企业 TFP 的对数值。 W, M, X 分别代表城市、行业与企业层面的控制变量, I, C 分别表示行业与城市固定效应; ξ 为相应的测量误差。等式(2)回归时采用基于企业的聚类标准误, φ_1 估计的即为税收征管对企业 TFP 的因果效果。

DID 方法常被用于评估政策的有效性。值得注意的是,使用 DID 方法必须满足共同趋势假设(Common Trends Assumption),即处理组与控制组在受到政策冲击前的变化趋势应该一致。图 1 展示了处理组(第三类企业)与控制组(第一类企业)在 2002 年所得税分享改革前后简单线性平均 TFP 的变动趋势。从图 1 可以看出,在改革发生之前,由地税局征管的第三类企业(处理组) TFP 显著低于由国税局征管的第一类企业(控制组)的 TFP。尽管存在轻微变动,但是两者之间基本呈现类似的变动趋势,满足共同趋势假设,一定程度上说明本文处理组与控制组选择的合理性。同时,本文在下一节对应的稳健性分析内容中还将采用安慰剂检验,安慰剂检验结果不显著进一步证明共同趋势假设的成立。

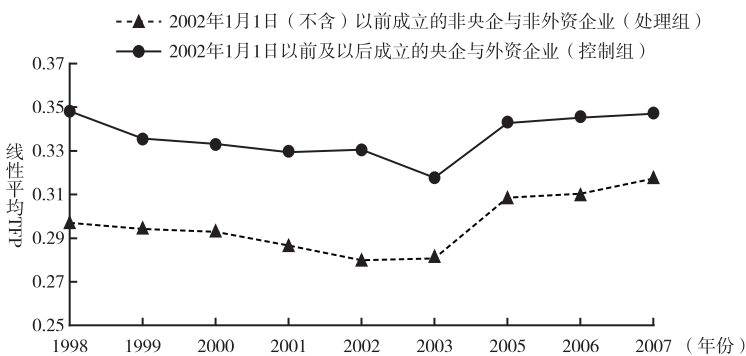


图 1 样本企业整体平均 TFP 变动趋势

注:图中并未给出 2004 年的变化趋势,原因为 2004 年中用于测算企业 TFP 所需要的核心变量工业总产值和工业增加值等变量缺失,导致无法测算出 2004 年的企业 TFP。为了保持本文结论的一致性,本文选择剔除 2004 年的样本企业。

资料来源:中国工业企业数据库 1998—2007 年样本数据。

(二) 样本选取与数据来源

本文数据来源于中国工业企业数据库,该数据库涵盖 39 个工业行业的大型生产企业(销售额

大于500万元)的基本情况,包括企业基本信息情况和财务数据两大部分。本文对该数据库的处理方法主要参照 Brandt 等(2012)的做法剔除了不符合常理的观测值,并进行一定的修正补充。具体而言,针对不合理的数据,本文处理标准如下:(1)剔除行业代码、城市代码、年平均固定资产净值、工业中间投入缺失的观测值;(2)剔除职工人数少于8人的微型企业样本;(3)剔除关键指标不符合逻辑的观测值,如应付工资总额小于0、工业中间投入小于0、工业中间投入大于总产值、本年折旧大于累计折旧的样本;(4)剔除开业时间大于统计时间、开业时间缺失以及不符合逻辑的样本。

基于特殊的历史原因,上海的税务系统在1994年的分税制改革时并没有进行相应的改革,其国税与地税名义上是两个机构,但实质上是联合办公,即所得税由同一个税务局征管。因此,2002年的所得税分享改革对上海地区的企业并没有实质影响。另外,由于西藏地区辖区内所在企业少,国家税务总局仅在其辖区内设立国税局,因此,该地区的企业也不受改革的影响。为了消除上海与西藏地区企业对于结果的影响,本文将属于上海与西藏的样本企业做剔除处理。

此外,在利用企业登记注册时间对该数据库进行企业类型划分时,本文发现样本中有部分企业的登记注册时间在不同年份发生变化,即同一个企业出现多个登记注册时间。如果不对这类企业进行调整,则可能影响等式(2)中核心解释变量 D 构建的准确性,进而影响本文结论的可靠性。因此,针对这类企业,本文首先计算出同一个企业不同登记注册年份出现的频次,选择其中出现频次最多的年份作为其登记注册年份;对于出现频次相同的情形,则选择其中较早的年份作为企业最终的登记注册年份。企业注册月份也存在类似问题,本文做相似处理,以确保最终使用的样本中,同一个企业只有唯一的登记注册时间。

(三)主要变量定义

1. 被解释变量

等式(2)中的被解释变量即为测算出的企业 TFP 的对数值。企业 TFP 的估算方法多样。目前,主流的测算方法是以 OP(Olley 和 Pakes,1996)和 LP(Levinsohn 和 Petrin,2003)为代表的半参数方法。OP、LP 方法的共同思路均是寻找无法观测的生产率冲击的代理变量,其中 OP 方法将企业投资作为代理变量,LP 方法是采用中间投入变量作为代理变量。由于使用 OP 方法时,样本中的很多企业在某些观察期不存在投资,导致样本的大量损失。因此,本文采用修正的 LP 方法估计的企业 TFP 的对数值作为等式(2)中的被解释变量。具体估计模型如下:

$$q_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_a age_{it} + \beta_t time_t + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中,下标 i 和 t 分别表示企业和年份, q 、 k 、 l 和 m 分别为企业产出、资本存量、员工人数和中间投入的自然对数, age 为企业的年龄, $time$ 表示时间趋势; ω 即为等式(2)中我们感兴趣的企业 TFP 的自然对数。

2. 控制变量^①

为使等式(2)估计的结果稳健,本文从城市、行业以及企业三个角度来选取控制变量,其中城市层面的控制变量主要包括对数化的人口密度($ldensity$)与人均实际 GDP($lgdppc$)。行业层面的控制变量主要有:行业集中度(hhi),采用赫芬达尔指数衡量;行业规模($indsize$),使用行业的工业总产值作为衡量行业规模的指标,并根据“行业工业品出厂价格指数”进行调整。企业层面的控制变量主要有:企业的年龄项(age);企业是否出口虚拟变量($export$),根据数据库中“出口交货值”指标是否大于

① 由于核心解释变量 D_{it} 已在模型设计部分中详细介绍,此处不再赘述。

0 进行设定;企业是否获得政府补贴虚拟变量(*subsidy*),根据数据库中“补贴收入”指标是否大于 0 进行设定;企业是否为国有企业虚拟变量(*state*)^①,若为国有企业则取值为 1,非国有企业则取值为 0。

四、实证结果分析

(一)实证回归结果

在利用等式(2)进行回归之前,本文首先对样本中处理组企业(第三类企业)在改革发生前后的主要变量进行统计分析。表 1 结果显示,处理组企业在改革发生前($post = 0$)与改革发生后($post = 1$)主要变量间确实表现出不同程度的差异。

表 1 处理组企业改革发生前后主要变量的统计结果

变量名称		第三类企业		
		$post = 1$ (1)	$post = 0$ (2)	Diff (1) - (2)
被解释变量	<i>ln_{tfp}</i>	0.3005 (0.0003)	0.2924 (0.0004)	0.0081 *** (0.0010)
城市层面 控制变量	<i>ldensity</i>	6.2437 (0.0009)	6.2135 (0.0011)	0.0301 *** (0.0015)
	<i>lgdppc</i>	5.2701 (0.0010)	5.8108 (0.0046)	-0.5407 *** (0.0036)
行业层面 控制变量	<i>indsize</i>	15.6579 (0.0011)	14.5624 (0.0013)	1.0955 *** (0.0018)
	<i>hhi</i>	28.5619 (0.0440)	38.8878 (0.0912)	-12.5367 *** (0.1555)
企业层面 控制变量	<i>age</i>	12.0534 (0.0104)	11.8045 (0.0143)	0.2488 *** (0.0175)
	<i>export</i>	0.2169 (0.0006)	0.1856 (0.0007)	0.0313 *** (0.0009)
	<i>subsidy</i>	0.2997 (0.0006)	0.1004 (0.0006)	0.1993 *** (0.0010)
	<i>state</i>	0.0799 (0.0004)	0.2496 (0.0010)	-0.1696 *** (0.0009)

资料来源:中国工业企业数据库 1998—2007 年样本数据。

其次,鉴于实证角度验证 2002 年的所得税分享改革降低地税局的税收征管力度的文献较少,本文此处检验 2002 年的所得税分享改革对地税局税收征管的影响。按照已有学者的结论,如果改革后地税局的税收征管力度降低,直观的后果就是由地税局征管的企业缴纳的所得税将减少。为

^① 本文结合企业登记注册类型与企业的实收资本($\geq 50\%$)两个方面对企业进行所有制分类,其中国有企业包括登记注册类型为 110、141、143、151 以及国有实收资本占比超过 50% (含 50%) 的企业。

此,本文在模型(2)的基础上将等式左侧的被解释变量变更为对数化的企业缴纳的所得税(*inmtax*),控制变量部分除控制企业的年龄项(*age*)、企业出口虚拟变量(*export*)、企业政府补贴虚拟变量(*subsidy*)与国有企业虚拟变量(*state*)外,还控制了企业规模(*scale*),利用企业资产总计的对数值衡量;企业盈利能力(*profitab*),利用企业利润总额与企业总资产的比值衡量;企业贷款能力(*finanab*),利用企业总负债与企业总资产的比值衡量。结果发现,改革发生后,由地税局征管的企业缴纳的所得税在 1% 置信水平下显著下降(-0.0995),从而验证了 2002 年所得税分享改革会降低地税局税收征管力度的结论。

表 2 为税收征管影响企业 TFP 的具体回归结果。^① 其中,表 2 第(1)列为不对 *V* 区间进行处理的回归结果,结果显示,当仅控制无法观测的 A_i 因素后,降低税收征管力度会减少企业 TFP,且在 1% 置信水平下显著。在既控制 A_i 因素,又依次删除 2001 年后三个月注册成立的样本、2001 年后六个月注册成立的样本以及 2001 年全年注册成立的样本后,对应的表 2 第(2)~(4)列的结果表明,*D* 的系数基本保持稳定,再次证明税收征管力度降低对企业 TFP 有负面影响,假说 1 通过验证。表 2 中的回归结果均是基于 DID 方法(即固定效应模型 FE)回归得到的结果,本文也尝试利用混合数据(OLS,不考虑企业层面个体效应)以及随机效应模型(RE)在第(4)列的基础上进行回归,结果发现,利用 OLS 回归得到的最终影响系数为 -0.0161,利用 RE 回归得到的最终影响系数为 -0.0104,并均在 1% 置信水平下显著,说明本文结论的可靠性。^②

表 2 税收征管影响企业 TFP 的回归结果

解释变量	被解释变量: <i>ln</i> tfp			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>D</i>	-0.0075 *** (0.0012)	-0.0075 *** (0.0012)	-0.0076 *** (0.0012)	-0.0074 *** (0.0012)
常数项	1.6775 *** (0.1922)	0.5643 *** (0.0718)	-0.3621 *** (0.0558)	0.5026 *** (0.0554)
观测值个数	1050331	1030869	1009488	966001
拟合优度	0.0146	0.0147	0.0147	0.0146
控制变量	是	是	是	是
企业、年份、行业与城市固定效应	是	是	是	是

注:括号内为对应聚类标准误;***、**和*分别表示在 1%、5%和 10%的水平下显著。下同。

(二)稳健性分析

1. 改变时间区间

为了验证研究结论的稳健性,本文首先考察 2002 年所得税分享改革对企业 TFP 的影响是否会随样本时间长短的变化而变化。具体而言,以所得税分享改革发生时间 2002 年为中间点,选取中间点前后各一年、两年以及三年的样本,并删除样本中 2001 年注册成立的样本后依次进行 DID 回归,若回归结果的系数与显著性没有发生较大变化,则可证明本文结果的稳健性,具体回归结果

① 限于篇幅,本文正文表 2~表 5 中均未报告控制变量的具体回归结果,感兴趣的读者可来信索取。

② 限于篇幅,OLS 与 RE 回归结果未在表 2 中进行报告,如有需要,请联系作者。

见表3第(1)~(3)列。表3结果显示,不断改变时间区间,降低税收征管力度对企业TFP的影响仍然显著为负,并且系数大小未发生较大变化,表明本文结论是稳健的。

表3 稳健性检验结果

解释变量	被解释变量: $\ln tfp$							
	改变时间区间			WTO事件	增值税改革	安慰剂检验		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
D	-0.0063*** (0.0015)	-0.0076*** (0.0014)	-0.0093*** (0.0013)	-0.0095*** (0.0008)	-0.0077*** (0.0013)	-0.0001 (0.0017)	0.0021 (0.0019)	-0.0018 (0.0019)
WTO	—	—	—	-0.0094*** (0.0009)	—	—	—	—
常数项	-0.3619*** (0.0951)	-0.4966*** (0.0837)	-0.8916*** (0.0575)	-4.1779*** (0.3265)	-3.0463*** (0.3554)	-0.7285*** (0.1058)	-0.6271*** (0.1324)	-0.6847*** (0.2389)
观测值个数	316304	409268	623642	966001	910773	319608	233260	168031
拟合优度	0.0142	0.0176	0.0191	0.0142	0.0149	0.0115	0.0077	0.0083
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
企业、年份、行业 与城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

注:表3第(1)列为只保留2001—2003年样本的DID回归结果,第(2)列为只保留2000—2003年样本的DID回归结果,第(3)列为只保留1999—2005年样本的DID回归结果。由于虚拟变量(WTO)与年份固定效应存在共线性问题,所以第(4)列报告的回归结果是没有加入年份固定效应的,其余列结果均控制了年份固定效应。第(6)~(8)列回归结果均将2000年作为所得税分享改革发生的时间点,其中第(6)列回归的样本区间为1998—2001年,第(7)列回归的样本区间为1998—2000年,第(8)列回归的样本区间为1999—2000年。

2. 控制加入WTO事件的影响

在样本考察期间,中国于2001年12月11日加入WTO,与所得税分享改革发生的时间相差无几,如果不控制这一事件,则本文所得的结果也可能是加入WTO对样本企业TFP产生的影响,从而导致结论的有偏。因此,本文尝试控制2001年12月份中国加入WTO这一事件来验证本文结果的稳健性。具体而言,本文在模型(2)中加入2001年的政策虚拟变量(WTO),即2001年及以后年份 WTO 取值为1,剩余年份取值为0。若加入该变量后, D 的系数不再显著,则表示本文结论不稳健;反之若加入该变量后, D 的系数仍然显著,则表明本文结果具有稳健性,具体结果见表3第(4)列。结果表明,在控制2001年加入WTO事件后, D 的系数仍然显著为负,说明本文结论是稳健的。

3. 扣除东北三省增值税改革试点企业样本

同样,在样本考察期间,增值税发生过一次重大改革,即由生产型增值税转变为消费型增值税,改革试点首先于2004年7月1日起在东北三省(辽宁、吉林、黑龙江)的装备制造业、石油化工业等六大行业进行,并于2009年1月1日起在我国所有地区、所有行业推行。增值税作为中央和地方共享税,中央和地方按照75%和25%的比例进行分享,但增值税由国税局全权征收。理论上,由于国税局的税收征管不受此次改革的影响,国税局将收缴足额的企业增值税,再将其中的25%通过财政系统划归地方政府。若地方政府可通过增值税以及营业税等的增长来弥补企业所得税分成的损失,则可能存在进一步放松对所得税税收征管力度的动机,因此有必要检验增值税改革对结果稳健性的影响。为此,本文在表2第(4)列的样本基础上进一步剔除东北三省的所有企业,利用留存样本进行回归,具体结果见表3第(5)列。结果表明,剔除增值税改革影响后,税收

征管对企业 TFP 的负面影响依然非常稳健,支持本文的基本结论。

4. 安慰剂检验

在上述稳健性检验结果成立的基础上,本文进一步进行安慰剂检验。具体而言,本文人为设定“安慰剂政策”(即假定的所得税分享改革)时间发生在 2000 年,只保留样本区间为 1998—2001 年的企业数据,并以 2000 年为中间点,不断改变中间点前后的企业样本进行 DID 回归。按照安慰剂检验原理,此时 D 的系数应该不再显著,表明本文结论的稳健性,具体安慰剂检验结果见表 3 第(6)~(8)列。结果显示,安慰剂检验中 D 的系数均不显著,验证了本文结果的稳健性。同时,该安慰剂结果也再次验证了等式(2)中共同趋势假设的成立,说明 DID 方法的合理性。

五、机制探讨与异质性分析

(一) 机制探讨

为了验证企业避税机制,首先需要衡量企业避税。由于避税的非法性与隐蔽性,所以只能采用间接的方法来衡量企业避税。目前,文献中常见的度量企业避税的指标有两类,一是实际税率(田彬彬、范子英,2016),二是账面-应税收入差异(Desai 和 Dhamapala,2006),其中账面-应税收入差异方法只能衡量上市公司的避税程度,非上市公司由于没有披露账面收入而无法采用。Hanlon 和 Heitzman(2010)综述了 12 种衡量企业避税的方法,其中包括用名义税率减实际税率的方法。鉴于本文的研究需要,本文参照 Hanlon 和 Heitzman(2010),利用名义税率减去所得税实际税率所产生的差值并取自然对数作为企业避税程度的衡量指标($avoid$),名义税率与实际税率之间的差距越大,表明企业避税越严重。其中,所得税实际税率的计算参照田彬彬和范子英(2016),采用企业应交所得税与利润总额的比值衡量。名义税率的确定相对复杂,根据《企业所得税暂行条例》规定,我国内资企业所得税税率为 33%,另有两档优惠税率:一是对全年应纳税所得额 3 万~10 万元的企业实施 27% 的所得税税率,对应应纳税所得额 3 万元以下的企业实行 18% 的所得税税率;二是特区和高新技术产业开发区的高新技术企业的税率为 15%。外资企业所得税税率为 30%,另有 3% 的地方所得税。本文依据该规定对样本数据库中的企业进行具体分类,确定不同类型企业适用的名义税率,^①最终计算得到全部样本企业的避税程度指标($avoid$),然后在表 2 第(4)列结果的基础上进行回归。结果表明,企业避税程度增加会显著降低企业 TFP。进一步地,在等式(2)右侧同时加入企业避税($avoid$)与核心解释变量(D),结果发现,两个变量的系数均显著且为负,说明企业避税是降低税收征管影响企业 TFP 的一种可能机制,初步验证假说 2。^②

为了验证假说 3,本文将利用两种方法衡量企业的研发创新活动。第一种衡量方法是生成企业是否进行研发虚拟变量(rd),根据数据库中“新产品产值”指标是否大于 0 进行设定。此时,回归等式(2)左边被解释变量为是否进行研发的虚拟变量(rd),等式右边解释变量为企业避税($avoid$),控制变量部分控制企业的年龄项(age)、企业出口虚拟变量($export$)、企业政府补贴虚拟变量($subsidy$)、国有企业虚拟变量($state$)外,还控制企业规模($scale$)、企业盈利能力($profitab$)以及企业贷款能力

① 由于本文样本区间为 1998—2007 年,因此名义税率的确定依据为《企业所得税暂行条例》。其中,外资企业所得税名义税率本文按照 30% 计算。

② 鉴于学者已基于 2002 年所得税分享改革,实证证明了降低税收征管力度会增加企业避税(田彬彬、范子英,2013;范子英、田彬彬,2016),所以本文重点实证分析企业避税对企业 TFP 的影响。

(*finanab*)。利用 Logit 模型的回归结果见表 4 第(1)列。结果显示,企业避税会显著降低企业进行研发活动的概率。进一步地,在等式(2)右侧同时加入企业避税(*avoid*)与研发虚拟变量(*rd*)进行回归,结果发现,研发虚拟变量(*rd*)的系数显著为正,而企业避税(*avoid*)的系数显著为负(见表 4 第(2)列),表明企业避税的增加会抑制研发活动对企业 TFP 产生的正面影响,从而最终对企业 TFP 产生负面影响。

第二种方法则利用数据库中“研究开发费”用指标衡量避税对企业研发投入的影响。此时,回归等式左边被解释变量为对数化的企业研究开发费用(*research*),等式(2)右边解释变量为企业避税(*avoid*),控制变量部分与表 4 第(1)列相同,具体回归结果见表 4 第(3)列。结果同样显示,企业避税会显著减少企业的研究开发费用支出。同样,在等式(2)右侧同时加入企业避税(*avoid*)与研究开发费用(*research*)进行回归,结果见表 4 第(4)列。结果发现,企业避税(*avoid*)的系数为负但不显著。尽管如此,总体上,表 4 第(1)~(4)列的结果还是可以反映企业避税对企业研发创新的抑制作用,最终对企业 TFP 产生负面影响,假说 3 得到一定程度的验证。

表 4 企业避税影响研发投入的回归结果

解释变量	被解释变量: <i>rd</i>	被解释变量: <i>ln tfp</i>	被解释变量: <i>research</i>	被解释变量: <i>ln tfp</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>avoid</i>	-0.0368 *** (0.0026)	-0.0016 *** (0.0001)	-0.0230 *** (0.0067)	-0.0006 (0.0007)
<i>rd</i>	—	0.0025 * (0.0013)	—	—
<i>research</i>	—	—	—	0.0000 (0.0011)
常数项	-8.6484 *** (0.0942)	-0.5019 *** (0.0540)	-8.6678 *** (0.7842)	-0.3775 (0.3604)
观测值个数	607816	759326	35298	40760
拟合优度	—	0.0153	0.0608	0.0060
控制变量	是	是	是	是
企业、年份、行业与城市固定效应	是	是	是	是

注:表 4 第(1)列为 Logit 回归结果,其余三列为固定效应回归结果。

(二)异质性分析

1. 高新技术企业差异

本文认为地税局降低征收征管对高新技术企业与非高新技术企业 TFP 的影响不同。高新技术企业与非高新技术企业在税收政策方面存在较大差异。根据规定,为了鼓励高新技术产业的发展,我国对认定的高新技术产业实施多种税收优惠政策,如“二免三减半”“二免六减半”;对于重点扶持的高新技术企业,按 15% 的税率征收企业所得税或者一次性奖励一定数额的资金等措施。而非高新技术企业则无法享受上述税收优惠政策,导致这类企业拥有较强的避税动机,一旦放松税收征管力度,会加剧这类企业的避税行为,从而对这类企业 TFP 的负面影响应该更大。为此,本文根据国家统计局印发的《高技术产业(制造业)分类(2017)》目录,将样本企业划分为高新技术企业与非高新技术企业两类,在表 2 第(4)列基础上进行相关回归,具体结果见表 5 第(1)~(2)列。结果显示,降低税收征管力度确实对非高新技术企业 TFP 的负面影响更大。

2. 民族区域自治差异

根据企业所得税条例原则,针对企业所得税共有两项减免税优惠政策,除了上述针对高新技术企业的优惠政策外,还规定民族区域自治地区的企业如需要照顾和鼓励的,经省级人民政府批准,可以实行定期减税或免税。因此,本文认为降低税收征管力度对民族区域自治地区的企业与非民族区域自治地区的企业 TFP 的影响幅度也应该不同。非民族区域自治地区的企业因为无法享受所得税优惠政策,导致其避税的概率增加。因此,放松税收征管力度理论上会对该地区企业 TFP 的影响结果更大。为此,本文将归属于内蒙古、广西、宁夏、新疆四个自治区以及其他省份自治州的企业划归为民族区域自治地区的企业,剩余样本为非民族区域自治地区的企业,在表 2 第(4)列基础上进行分样本回归,具体结果见表 5 第(3)~(4)列。结果表明,降低税收征管力度对非民族区域自治地区的企业 TFP 的负面作用更大。

3. 避税程度差异

最后,本文认为征收征管对不同避税程度企业 TFP 的影响应该存在差异。对于避税程度高的企业,当因为改革而导致税收征管力度进一步放松时,这类企业的避税行为会加剧,从而对这类企业 TFP 的影响较大;对于避税程度低或者不避税的企业来说,税收征管力度的降低对这类企业 TFP 的影响相对较小。为此,本文利用在衡量企业避税指标时计算的企业避税程度(avoid),将低于避税程度指标 25 分位数值的样本定义为避税程度低的企业,高于 75 分位数值的样本定义为避税程度高的企业,在表 2 第(4)列基础上进行分样本回归,具体结果见表 5 第(5)~(6)列。结果表明,降低税收征管力度对避税程度高的企业 TFP 的负面作用更大,这也进一步佐证了企业避税的机制。

表 5 异质性分析结果

解释变量	被解释变量:ln tfp					
	高新技术 (1)	非高新技术 (2)	民族区域 自治区(3)	非民族区域 自治区(4)	避税程度高 (5)	避税程度低 (6)
D	0.0011 (0.0046)	-0.0083 *** (0.0013)	-0.0076 (0.0098)	-0.0073 *** (0.0012)	-0.0107 *** (0.0036)	-0.0021 (0.0037)
常数项	0.4599 *** (0.1764)	-0.3009 *** (0.0502)	-0.3444 (0.2517)	-0.4459 *** (0.0572)	-0.0742 *** (0.0201)	0.5646 ** (0.2629)
观测值个数	81650	884351	27535	938466	217867	192268
拟合优度	0.0088	0.0164	0.0316	0.0144	0.0123	0.0180
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、年份、行业与 城市固定效应	是	是	是	是	是	是

六、结论与启示

本文基于 2002 年的所得税分享改革事件发现,所得税分成比例的下降会导致地税局税收征管力度降低,进而减少企业 TFP。机制探讨时发现,税收征管力度的下降会导致企业避税的增加,进而减少企业的研发创新从而最终对企业 TFP 产生负面影响。这些发现具有一定现实意义。1994 年的分税制改革使得我国形成中央与地方政府税收收入的两种分享模式,即分税与分成。与分税相比,本文的结论发现,税收分成比例的变化会造成地税局税收征管的放松,最终导致企业生产效

率的损失,社会资源配置的低效。由此得到的政策建议是,在今后的分税制改革中,应该以分税而非以分成的模式实现中央与地方政府的税收收入分享。其次,本文的发现也为当前正在实行的国税地税合并提供了部分启示。国税局的垂直管理体制使得其税收征管不受 2002 年所得税分享改革的影响,从而由其征管的企业 TFP 水平相对较高,这表明垂直管理体制模式对合并后的税务机关更加有效。最后,本文的研究结论还表明,避税终将损害企业自身利益。因此,国税地税合并后,要加快原国税与地税两套征管系统以及包括计算机信息管理系统的集成,更加有效防范与控制企业避税。企业自身更应该规范纳税行为,在依法享受各种税收优惠政策的同时,必须履行依法纳税的义务,杜绝各种避税、漏税行为,做到合法纳税,健康发展。

最后,尽管本文从企业避税角度探讨了降低税收征管对企业 TFP 的影响,但根据理论分析部分的内容可知,降低税收征管还可能通过其他途径影响企业 TFP,限于样本数据的可得性,这将是今后研究的重点。

参考文献:

1. 蔡宏标、饶品贵:《机构投资者、税收征管与企业避税》,《会计研究》2015 年第 10 期。
2. 范子英、田彬彬:《税收竞争、税收执法与企业避税》,《经济研究》2013 年第 9 期。
3. 范子英、田彬彬:《政企合谋与企业逃税:来自国税局长异地交流的证据》,《经济学(季刊)》2016 年第 4 期。
4. 后青松、袁建国、张鹏:《企业避税行为影响其银行债务契约吗——基于 A 股上市公司的考察》,《南开管理评论》2016 年第 4 期。
5. 何轩、马骏、朱丽娜、李新春:《腐败对企业家活动配置的扭曲》,《中国工业经济》2016 年第 12 期。
6. 江轩宇:《税收征管、税收激进与股价崩盘风险》,《南开管理评论》2013 年第 5 期。
7. 吕冰洋:《政府间税收分权的配置选择和财政影响》,《经济研究》2009 年第 6 期。
8. 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?》,《经济管理》2017 年第 4 期。
9. 刘行、叶康涛:《企业的避税活动会影响投资效率吗?》,《会计研究》2013 年第 6 期。
10. 刘怡、刘维刚:《税收分享对地方税收征管的影响——基于全国县级面板数据的研究》,《财政研究》2015 年第 3 期。
11. 林志帆、刘诗源:《税收负担与企业研发创新——来自世界银行中国企业调查数据的经验证据》,《财政研究》2017 年第 2 期。
12. 毛程连、吉黎:《税率对外资企业逃避税行为影响的研究》,《世界经济》2014 年第 6 期。
13. 马光荣、李力行:《政府规模、地方治理与逃税》,《世界经济》2012 年第 6 期。
14. 田彬彬、范子英:《税收分成、税收征管与企业逃税——来自所得税征管部门变革的证据》,《管理世界》2016 年第 12 期。
15. 孙刚:《税收征管与上市企业资本性投资效率研究——来自地方政府违规税收优惠或返还的初步证据》,《中央财经大学学报》2017 年第 11 期。
16. 于文超、周雅玲、肖忠意:《税务检查、税负水平与企业生产效率——基于世界银行企业调查数据的经验研究》,《经济科学》2015 年第 2 期。
17. 于文超、殷华、梁平汉:《税收征管、财政压力与企业融资约束》,《中国工业经济》2018 年第 1 期。
18. 张明:《税收征管与企业全要素生产率——基于中国非上市公司的实证研究》,《中央财经大学学报》2017 年第 1 期。
19. Almunia, M., & Lopez-rodriuez, D., The Efficiency Cost of Tax Enforcement: Evidence from a Panel of Spanish Firms. MPRA Paper, No. 44153, 2012.
20. Aw, B. Y., Roberts, M. J., & Xu, D. Y., R&D Investment, Exporting and Productivity Dynamics. *American Economic Review*, Vol. 101, No. 6, 2011, pp. 1312 – 1344.
21. Brandt, L., Van Biesebroeck, J., & Zhang, Y., Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing. *Journal of Development Economics*, Vol. 97, No. 2, 2012, pp. 339 – 351.
22. Cai, H., & Liu, Q., Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms. *Economic Journal*, Vol. 119, No. 537, 2009, pp. 764 – 795.
23. Desai, M. A., Dyck, A., & Zingales, L., Theft and Taxes. *Journal of Financial Economics*, Vol. 84, No. 3, 2007, pp. 591 – 623.
24. Desai, M. A., & Dhamapala, D., Corporate Tax Avoidance and High Powered Incentives. *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, No. 1, 2006, pp. 145 – 179.

25. Fisman, R. , & Wei, S. J. , Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from “Missing Imports” in China. *Journal of Political Economy*, Vol. 112, No. 2, 2004, pp. 471 – 496.
26. Ghoul, S. E. , Guedhami, O. , & Pittman, J. , The Role of IRS Monitoring in Equity Pricing in Public Firms. *Contemporary Accounting Research*, Vol. 28, No. 2, 2011, pp. 643 – 674.
27. Graham, J. R. , & Tucker, A. L. , Tax Shelters and Corporate Debt Policy. *Journal of Financial Economics*, Vol. 81, No. 3, 2006, pp. 563 – 594.
28. Guedhami, O. , & Pittman, J. , The Importance of IRS Monitoring to Debt Pricing in Private Firms. *Journal of Financial Economics*, Vol. 90, No. 1, 2008, pp. 35 – 58.
29. Han, L. , & Kung, J. K-S. , Fiscal Incentives and Policy Choices of Local Governments: Evidence from China. *Journal of Development Economics*, Vol. 116, 2015, pp. 89 – 104.
30. Hanlon, M. , & Heitzman, S. , A Review of Tax Research. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, No. 2 – 3, 2010, pp. 127 – 178.
31. Kim, J. B. , Li, Y. H. , & Zhang, L. D. , Corporate Tax Avoidance and Stock Price Crash Risk: Firm-Level Analysis. *Journal of Financial Economics*, Vol. 100, No. 3, 2011, pp. 639 – 662.
32. Lee, D. S. , Randomized Experiments from Non-Random Selection in U. S. House Elections. *Journal of Econometrics*, Vol. 142, No. 2, 2008, pp. 675 – 697.
33. Levinsohn, J. , & Petrin, A. , Estimating Production Function Using Inputs to Control for Unobservables. *Review of Economic Studies*, Vol. 70, No. 2, 2003, pp. 317 – 341.
34. Mironov, M. , Taxes, Theft, and Firm Performance. *The Journal of Finance*, Vol. 68, No. 4, 2013, pp. 1441 – 1472.
35. Olley, S. , & Pakes, A. , The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry. *Econometrica*, Vol. 68, No. 6, 1996, pp. 1263 – 1297.
36. Slemrod, J. , Cheating Ourselves: The Economics of Tax Evasion. *Journal of Economic Perspectives*, Vol. 21, No. 1, 2007, pp. 25 – 48.
37. Xu, W. C. , Zeng, Y. M. , & Zhang, J. S. , Tax Enforcement as a Corporate Governance Mechanism: Empirical Evidence from China. *Corporate Governance: An International Review*, Vol. 19, No. 1, 2011, pp. 25 – 40.

Tax Enforcement, Tax Avoidance, and Enterprise Total Factor Productivity: Evidence from the Corporate Income Tax Reform

LIU Zhong, LI Yin (Southwestern University of Finance and Economics, 611130)

Abstract: Increasing total factor productivity (TFP) is the key to accelerate the transformation of China’s economic development mode, and the government plays an inseparable role in the transformation. The governments’ tax enforcement will directly affect enterprises’ production and operation, and thus their development and transformation. Based on the corporate income tax reform in 2002, this study estimates the impact of tax enforcement on enterprise TFP by using the difference in difference (DID) method. The results are as below: (1) loose tax enforcement will lower the enterprise TFP; (2) by exploring the working mechanism, we find loose tax enforcement increases enterprise tax avoidance, thereby reducing enterprise input into R&D, and negatively affecting enterprise TFP in the end; (3) heterogeneity analyses find that enterprises in non-high-tech sectors, non-ethnic autonomous areas, and with high-level tax avoidance suffer more from loose tax enforcement. The conclusions have important implications for the future tax reform.

Keywords: Total Factor Productivity, Tax Enforcement, Tax Avoidance, Income Tax Reform

JEL: D24, H25