

企业捐赠提高了税收激进性吗？

——基于媒体监督效应的证据

袁 诚 李 越 胡 涛*

摘 要 对公共品供给，传统理论主要关注政府供给对私人供给产生的挤出效应，本文则从私人供给对公共供给影响的视角来研究捐赠对税收激进行为的影响。本文利用工具变量解决社会责任感变量遗漏对捐赠与税收筹划的共同影响，发现捐赠没有导致企业产生更激进的税收行为。本文的解释是，捐赠所产生的媒体监督效应抵消了挤出效应。通过引入新闻媒体从业人员数据后发现，捐赠降低了企业税收激进程度，证实了捐赠所导致的监督效应的存在。

关键词 公共品供给，公益捐赠，税收激进程度

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2021.01.07

一、引 言

在公共品供给领域，政府供给和私人供给一直是共同存在的。对这两者关系的研究中，几乎所有的文献都关注于公共品的政府供给对私人供给所产生的挤出效应，而私人供给对公共供给的影响却长期被学者们忽视。以 Warr (1982)、Roberts (1984)、Bergstrom *et al.* (1986) 为代表的早期研究，提出了古典挤出效应 (Classic Crowding Out) 理论，在他们的模型或发现中，政府通过征税所提供的公共服务被视为外生的解释变量，并将挤出纳税人对公共品的自愿供给，在这个意义上，纳税人对公共品的自愿供给成为他们非自愿供给 (缴税) 的替代。在这一框架下，已有大量的文献研究了公共品的政府供给是如何挤出/挤入私人供给的 (Payne, 1998; Borgonovi, 2006; Hungerman, 2005; Gruber and Hungerman, 2007; Auten *et al.*, 2002; Andreoni and Payne, 2011)。

* 袁诚、胡涛，北京大学经济学院；李越，宾夕法尼亚州立大学经济学系。通信作者及地址：胡涛，北京市海淀区颐和园路5号北京大学经济学院，100871；电话：(010) 62754919；E-mail: hutao@pku.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金项目“公私合作伙伴关系 (PPP) 的理论机制探究及验证” (71773015) 和北京市社会科学基金研究基地项目“公私合作 (PPP) 模式下企业创新研究” (16JDYJB004) 的资助，袁诚在此表示感谢。对两名匿名审稿人和主编提出的宝贵修改意见，以及吴国锋提供的出色助研工作和马捷的评论，作者一并表示感谢。

Warr (1982) 用简单的模型证明了, 对捐赠人一次总付性税负的少许增加, 都会等量地减少他们的私人捐赠。在他的模型中, 强制性的政府税收是外生给定的, 个人捐赠则是效用最大化决策过程中的选择变量。而在现实中, 税收的历史穿插了大量的逃税片段, 在全球范围内, 守法纳税的人群比重一直是下降的, 避税已成为普遍的现象 (Slemrod, 2007)。因此, 个人或企业的实际纳税额是有弹性的, 它有可能与捐赠额一样, 都是个人或企业自主选择 and 决策的结果。因此, 当公共品的自愿供给被设置为外生时, 它对公共供给同样会产生挤出效应。

现实中, 民间非营利组织与企业、个人的自愿捐赠在公共服务领域活跃积极的表现, 已经对公共品的政府供给的资金来源与支出方式产生了诸多影响 (Heutel, 2014; Garrett and Rhine, 2010)。在我国, 很多公益项目在落地时都要求当地政府给予配套的资金或物质支持, 其主要的原因来自对其“挤出效应”的担忧。例如, 中国妇女发展基金会的“母亲水窖”公益项目、真爱梦想基金会的“梦想教室”项目、友成扶贫基金会电商扶贫项目都要求地方政府给予一定比例的配套资金。同样的担忧也广泛存在于其他国家, 例如, 美国民众就担心比尔及梅琳达·盖茨基金会的存在会减少地方政府在教育 and 医疗上的相关投入; 2015 年诺贝尔经济学奖得主安格斯·迪顿 (Angus Deaton) 认为, 国际 NGO 对当地政府直接的大额资金援助, 阻碍了受援国政府的自身能力发展 (Deaton, 2013)。

Heutel (2014) 和 Torpey-Saboe (2015) 是最新的也是为数不多的研究公共品私人供给对政府供给影响的实证文献。Heutel (2014) 研究了民间非营利组织中的私人筹款对政府资助的影响, 他发现, 在信号机制的作用下, 更多的私人捐赠表明对特定非营利组织的信任, 从而会赢得更多的政府支持, 他的研究表明上述的担忧有可能是多余的。而 Torpey-Saboe (2015) 则用巴西的市政数据发现, 在贫困程度不严重的地区, NGO 挤出了当地政府的公共支出。

本文将选择企业捐赠与其避税行为之间的关系继续探讨公共品的私人供给对政府供给的影响。现实中, 企业会考虑通过税收筹划方式逃避税款, 以实现利益最大化。在此基础上产生的税收激进行为 (tax aggressiveness) 主要是指企业通过各种手段和方法 (包括合法与非法) 来降低应纳税所得额来减少应纳税款, 企业的税收激进行为有悖于企业社会责任的履行。作为企业提供社会公共品的不同方式, 企业捐赠与税收激进行为之间必然存在着一定的联系。根据挤出效应的原理, 在一定预算约束下, 企业有可能会在这两种方式中进行替代性选择。企业捐赠是否确实带来了企业更多的税收筹划与避

税行为，研究这个问题对于我们理解在公共品供给中公私合作关系（public-private partnerships）有着重要的意义。特别是，自 2013 年十八届三中全会通过《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》以来，加快转变政府职能，促进社会力量积极参与到公共服务的提供中来，已经成为政府与社会组织合作互参的政策依据与激励，社会公益捐赠在我国非政府性公共服务资金来源中已经扮演越来越重要的地位。2016 年 9 月生效的《中华人民共和国慈善法》明确提出通过税收优惠等政策保护和激发企业的捐赠热情。企业公益捐赠的增加是否会“挤出”它们的纳税额？用于公共品提供的社会总资金是否会得到真正增加？是否存在某种机制可以减少“挤出”效应，甚至产生“挤入”效应？对这些问题的回答，需要就企业捐赠对其税收筹划行为的影响进行经济学的分析。

事实上，已有很多管理学和社会学的文献研究了企业捐赠与企业税收激进行为之间的关系，而这些文献几乎都是从企业社会责任（corporate social responsibility, CSR）角度考察两者的关系。大部分文献都发现两者之间存在负向的相关性。例如，Lanis and Richardson（2012）以 2008—2009 年澳大利亚 408 家上市公司作为研究对象，以有效税率（effective tax rate, ETR）作为被解释变量进行实证分析。他们发现履行社会责任越积极的企业，其税收激进程度越低。他们对结论的解释是企业是具有社会属性的社会组织，应该履行相应的社会责任，其中包括捐赠以及纳税。他们随后在 2013 年利用美国 2003—2009 年 434 家公司的数据做了同样的研究，以企业是否出现税收违法行为作为衡量企业税收激进程度的被解释变量，结论同样如此。翟华云（2012）选取 2008—2010 年 1 026 家公布社会责任报告的 A 股上市公司作为考察对象，结果也发现企业的社会责任履行对税收激进程度存在负向影响。

从方法上看，这些文献研究的都是两者之间的相关关系，很少从因果关系的角度考察企业捐赠的外生变化对企业避税行为的影响。因此这些研究都无法为我们考察公共品的私人供给对公共供给的挤出/挤入效应提供经验证据。李增福等（2016）是篇例外，他们从经济直觉上判断捐赠是一种寻租手段，它可以帮助企业建立良好的政企关系，从而减低企业避税的稽查概率（因此激励企业避税）。

在对两者因果关系的考察中，我们会遇到明显的解释变量内生性的问题，其内生性的产生来源有以下两个方面：（1）企业捐赠与其避税行为之间的联立内生性，即这两个变量可能是企业在追求利润最大化过程中同时做出的选择；（2）正如之前很多文献所发现的，这两个变量都会受到企业社会责任感

这一因素的影响,而企业的CSR是很难观察并量化的,因此企业捐赠变量的内生性也源自遗漏变量的影响。忽略企业捐赠所存在的内生性问题,所得到的回归结果只能反映两者之间的相关性,而非因果关系。

本文将从经济学的视角首次研究企业捐赠对其税收激进的因果关系影响,在经验研究部分通过剔除捐赠中与税收筹划有关的内生性部分的影响,进行因果关系的定量估计。本文以2010—2016共7年的全部A股上市公司为数据样本,以有效税率作为衡量税收激进程度的被解释变量,以企业公益捐赠占企业净利润比重作为衡量企业捐赠的主要解释变量,并加入公司治理指标和公司财务因素中的一系列指标作为控制变量。为消除企业社会责任感等遗漏变量的影响,本文采用工具变量法,以上市企业的股权集中度作为工具变量,进行回归分析。回归结果显示企业捐赠对企业税收激进程度没有显著性的影响。理论上,本文认为存在两种效果相反的效应解释该结论。首先,当企业面临的约束不变时,这两种提供公共品的方式之间存在替代关系或者“挤出效应”。其次,还存在一个监督机制,捐赠多的企业社会声望高,其税收筹划被曝光后声誉损失也大,因此媒体的监督与曝光可能产生明显的“监督效应”。在实证上,本文通过引入上市公司所在地的新闻媒体从业人员数据发现,媒体监督强度越高的地区,企业捐赠对其纳税的挤出效应越不显著,甚至存在挤入的效应,这证实了捐赠所导致的监督效应的存在。

本文的研究在两个方向的文献中做出了贡献。首先,本文从企业捐赠与其税收激进性的关系角度,研究了公共品的私人供给对公共供给的影响,并建立理论模型严格地探讨了其中的影响机制;其次,本文借助工具变量的方法研究了企业捐赠对其避税行为的因果关系,消除了不可度量的企业社会责任感对两者的共同影响,对企业捐赠本身所带来的结果提供了新的发现。

二、理论模型

本部分提出一个简单模型从理论上讨论,当捐赠出现外生改变时,其对避税行为带来的影响。如前所述,现有研究都把注意力放在了税收对捐赠的影响上,本文的研究在很大程度上是对现有研究的一个补充,我们认为反方向的讨论是必要的,因为捐赠有可能由于外生的冲击而发生改变。例如在我国,除自愿捐赠外,大量的捐赠是隐性或显性的摊派,郭剑花(2012)的研究中用实证数据论证了在中国不少国有企业的捐赠实际上是政府机构的“劝捐”或“摊派”;李增福等(2016)也提及各级政府往往会通过劝捐甚至行政命令等方式进行募捐。其他国家的情况也类似,Alvaro and Yildirim (2016)

在文中引言部分指出，大量的证据表明，慈善捐赠很大程度上源于社会压力。这些经验证据包括 DellaVigna *et al.* (2012), Alpizar *et al.* (2008), Landry *et al.* (2006), 等等。除此之外，企业的某些治理结构会改变企业的捐赠动机，但不影响企业的纳税行为，这些改变会给企业的捐赠带来外生的变化。例如股权集中度就是其中一个会给企业捐赠带来外生改变的因素。¹至于税收在一定程度上可能是企业内生选择变量就更容易理解了。在现实中，企业避税是典型的证据，企业在很大程度上把税收作为自己的选择变量，通过税收筹划方式逃避税款，以实现利益最大化 (Skinner and Slemrod, 1985)。其中税收激进行为主要是指企业通过各种手段和方法 (包括合法与非法) 来降低应纳税所得额来减少应纳税款。

本部分模型的主要思路是，我们认为捐赠从两个不同方向影响企业避税行为。其一，在预算约束一定时，捐赠在一定程度上“挤出”税收，增加企业避税激励，本文将其称为“挤出效应”；其二，捐赠企业因其公益形象享有声誉，避税行为一旦曝光将对企业造成负面影响，这种“曝光”机制与媒体活跃程度明显相关，本文将其称为媒体的“监督效应”。捐赠对避税的最终影响取决于两种效应的相对大小。

按经典文献 (Andreoni, 1988) 标准的设定框架，本部分考虑最简单的情形，经济由一个代表性个体表示。当然，严格而言需考虑多个个体，且需要求解避税的纳什均衡，但这种情形的比较静态分析很复杂且不易得到清晰结论。幸运的是，Bergstrom *et al.* (1986) 文中一系列的比较静态结论表明即使考虑多人互动，结论也无本质区别，因此本文避开烦琐计算，用代表性个体构建模型，便于聚焦“劝捐”对税收筹划 (避税) 的影响。

代表性个体通过消费公共品与私人品获得效用 $u(G, x)$ ，其中 G 是公共品， x 是私人品，都是正常品。公共品的供给由私人供给 (比如税收) 与公共供给 (比如捐赠) 组成。由此效用最大化问题如下所示：

$$\begin{aligned} & \max u(G, x) \\ & P x \leq I - g + \tau - P_{\tau}(g)\tau, \\ & s. t. \quad G = g - \tau, \end{aligned} \quad (1)$$

其中价格向量为 $(P, P_{\tau}(g))$ ， I 是预算收入， g 是外生的捐赠 (如摊派或“劝捐”)，公共品 $G = g - \tau$ 表示避税 τ 直接减少了公共供给 (假定税收总量固定)。 $P_{\tau}(g)$ 是避税的代价，表示避税行为被曝光后企业在声誉方面 (可能还包含财务处罚方面) 带来的损失，一般认为捐赠越多，企业声誉越高，因此曝光后的损失越大，由此有 $P'_{\tau}(g) > 0$ 。最简单的，我们可以假设

¹ 关于这一点的详细说明参见本文第四部分第二小节关于工具变量的说明。

$P_{\tau}(g) = \bar{P} \cdot g$, 意味着每个企业的避税行为都有一定的概率 $\bar{P} \leq 1$ 被发现, 被发现后声誉损失与捐赠 g 成正比。

经过恒等变形, 上述问题写为

$$\begin{aligned} & \max u(G, x) \\ & \text{s. t. } (1 - P_{\tau}(g))G + Px \leq I - P_{\tau}(g)g. \end{aligned} \quad (2)$$

令 $P_G = 1 - P_{\tau}(g)$, $R = I - P_{\tau}(g)g$, 问题变为标准的效用最大化问题:

$$\begin{aligned} & \max u(G, x) \\ & \text{s. t. } P_G(g)G + Px \leq R. \end{aligned} \quad (3)$$

式(3)的解是普通需求曲线 $G^M(P_G, P, R) \equiv G^M(1 - P_{\tau}(g), P, I - P_{\tau}(g)g)$, 由普通需求函数可以求得捐赠对避税的影响。先求捐赠对 G^M 的影响 $\frac{dG^M}{dg} = \frac{\partial G^M}{\partial P_G} \cdot \frac{\partial P_G}{\partial g} + \frac{\partial G^M}{\partial R} \cdot \frac{\partial R}{\partial g}$, 把 $P_G = 1 - P_{\tau}(g)$, $R = I - P_{\tau}(g)g$ 代入得到

$$\frac{dG^M}{dg} = \frac{\partial G^M}{\partial P_G} \cdot (-P'_{\tau}) + \frac{\partial G^M}{\partial R} \cdot (-P_{\tau} - P'_{\tau} \cdot g). \quad (4)$$

再考虑到 $G = g - \tau$, 得出 $\frac{dG^M}{dg} = 1 - \frac{d\tau}{dg}$, 代入式(4)有

$$\frac{d\tau}{dg} = 1 + \frac{\partial G^M}{\partial P_G} \cdot P'_{\tau} + \frac{\partial G^M}{\partial R} \cdot (P_{\tau} + P'_{\tau} \cdot g). \quad (5)$$

观察式(5), 我们得到两个结论。

结论一, 没有“监督效应”时, 本模型得到经典的“完全挤出”结论(Warr, 1982); 也就是说, 经典挤出效应是本模型的一个特例。理由在于, 没有“监督效应”时, $P_{\tau}(g) = 0$, 那么必有 $P'_{\tau} = 0$, 可得 $\frac{d\tau}{dg} = 1$, 表示当个体被“劝捐”的数量增加时, 它将等量地避税。

结论二, 当有“监督效应”时, 一旦“监督效应”大于“挤出效应”, 那么捐赠不仅没有挤出税收, 反而增加了纳税。这是因为当“劝捐” g 增加时, 价格 P_G 是下降的(因 $P_G = 1 - P_{\tau}(g)$), 收入 R 也是下降的(因 $R = I - P_{\tau}(g)g$), 由于 G 是正常品, 则有 $\frac{\partial G^M}{\partial P_G} < 0$ 和 $\frac{\partial G^M}{\partial R} < 0$ 。那么能得到式(5)中的 $\frac{\partial G^M}{\partial P_G} \cdot P'_{\tau} < 0$, 表示避税代价提高($P'_{\tau} > 0$)直接降低了避税激励; 还能得到式(5)中的 $\frac{\partial G^M}{\partial R} \cdot (P_{\tau} + P'_{\tau} \cdot g) < 0$, 表示避税代价的提高间接减轻了企业因为预算约束一定时避税的激励, 两种效应明显都是因为存在监督

与处罚 $P_{\tau}(g) > 0$, $P'_{\tau} > 0$ 才出现的, 两者加总称之为综合的“监督效应”
 $\frac{\partial G^M}{\partial P_G} \cdot P'_{\tau} + \frac{\partial G^M}{\partial R} \cdot (P_{\tau} + P'_{\tau} \cdot g) < 0$ 。当综合的“监督效应”绝对值大于
 1 时, 有 $\frac{d\tau}{dg} < 0$, 那么捐赠增加反而降低避税激励。

三、数据与变量说明

本文的数据全部来源于 CSMAR 国泰安数据库和万德数据库, 剔除一些捐赠与净利润比值为负值的企业, 共选取了 2010—2016 年沪深两市全部 A 股上市公司中的 17 132 个有效样本。

本文关心的被解释变量是企业的税收激进程度。企业通过税收筹划等方式进行避税行为的信息, 无法直接从企业的财务报表中获得, 因此需要构建相应的代理指标 (Gupta and Newberry, 1997; Rego, 2003; Adhikari *et al.*, 2006)。两种最常见的衡量税收激进程度的代理指标是有效税率 (ETR) 和税率差 (RATE)。有效税率用公司所得税费用除以税前利润或经营现金流量得到, 表示平均每份收入对应要缴纳的所得税的比例, 计算较为简单, 应用也最为广泛。在已有文献中, 使用这种方法的有吴联生 (2009)、Lanis and Richardson (2012)、Huseynov and Klamm (2012)。他们认为, 企业的税收激进行为会导致企业的会计所得额和应纳税所得额之间存在偏差, 有效税率的分子——所得税税款是根据应纳税所得额计算出来的, 分母是会计利润额, 因此 ETR 能够很好地反映二者的差异。此外, ETR 能够很好地衡量企业通过转移定价、转移利润等方式进行避税的程度。例如, 当企业将所得从高税地转移到低税地来实现避税目的时, 应纳税所得额下降从而 ETR 下降。因此 ETR 可以直接反映企业的税收激进程度, 本文选用 ETR 作为衡量税收激进程度的主要被解释变量, 并控制了名义税率的影响。与此同时, 本文在稳健性检验部分, 还给出了对税率差 (RATE) 的回归结果, 税率差定义为实际税率与企业所披露的税项名义税率的差额。税率差直接去除了名义税率的影响, 可以更直接地反映出企业在享受税收优惠政策之外的避税行为和实际税负。考虑到企业追求税收优惠本身会导致更激进的税收行为, 但由于并不是所有企业都披露了全面的名义税率信息, 所以对 RATE 的回归结果仅作为补充性的参考。

本文研究的主要解释变量是企业的捐赠水平, 该数据来源于国泰安中国上市公司财务报表附注数据库。企业捐赠水平有绝对水平和相对水平两种衡量方式。由于 A 股上市企业规模差距非常大, 因此捐赠的绝对水平不能很好

地反映企业对捐赠行为的重视程度。基于此,本文采取以企业捐赠与企业净利润之比这个相对指标来反映企业捐赠水平。之所以采取净利润作为衡量指标,是基于如下考虑:净利润反映了企业可以自由灵活使用的结余资金的大小,因此相对于总收入、总资产等指标,能够更好地反映企业愿意将自由使用的资金用于捐赠的偏好程度。由于当企业的净利润为负时,捐赠净利润比值也为负,不能反映企业捐赠的程度;同时,ST企业净利润为负,由于ST企业的财务报表不能反映其真实的状况,因此有必要剔除这些企业。因此,我们剔除了净利润为负的情况。同时我们发现,该变量有极端右偏的现象,因此剔除最大的1%的观测样本。

根据国内外已有研究,除了捐赠水平,还有很多变量会影响企业的税收激进程度。本文将这些变量按照它们的属性分为公司治理变量和公司财务变量,下面是公司治理变量的具体分析。

(1) 独立董事比例, 董事会是监督管理者的内部最高控制机制。由于独立董事和公司管理者没有重要的业务联系, 因此他们便会有激励监督公司管理者的行为 (Fama and Jensen, 1983)。Lanis and Richardson (2012) 的研究发现, 董事会中独立董事比例的提升将会减少企业税收激进行为发生的可能性。本文中, 独立董事比例由独立董事人数除以董事会人数得到。

(2) 国有股比例, 有国有控制背景的企业受政府控制的程度高于民营企业, 因此一般认为, 民营企业比国有企业逃税的可能性更大。

(3) 上市年限, 该指标衡量企业股票在公开市场上交易的年数。根据美国注册公共会计师协会 (AICPA, 1987), 公司上市的时间越短, 管理层完成预期收益目标的压力越大, 因此进行税收筹划的可能性也越大。但 Lanis and Richardson (2012) 的实证研究发现, 公司上市时间越长, 规避税收的可能性越大。

除了公司治理因素外, 反映公司生产经营情况的财务因素也会对公司的税收激进程度产生重要影响。我们选取了若干个主要的公司财务指标。

(1) 无形资产比重。由于无形资产在资产摊销、计提减值上有很多操作空间, 因此认为无形资产比重高的企业会有更高的税收激进倾向。

(2) 流动比率是企业流动资产与流动负债的比率, 反映企业短期偿债能力的指标。偿债能力高的企业税收激进程度相应较低。

(3) 综合杠杆系数=净利润变化率/主营业务收入变化率, 用于衡量销售量的变动对普通股每股收益变动的的影响程度。综合杠杆系数越高, 说明普通股收益的波动程度越大, 整体风险也就越大, 企业通过增加债务利息抵扣的避税动机越强。

此外，母公司所有者权益占比、主营业务利润占比、金融活动利润占比、营业外收入占比反映了企业所掌握的可以用于税务筹划的工具，这些指标均与企业的税收激进程度有关。

表 1 给出了被解释变量实际有效税率、税率差、解释变量捐赠利润比和控制变量的描述统计。从表中可以看出，全部企业在样本期间的平均捐赠利润比为 1%，税率差的均值在 -1% 左右，实际有效税率的均值为 18%。

表 1 变量描述统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
实际有效税率	17 132	0.18	0.15	-0.46	0.78
税率差	12 832	-0.01	0.15	-0.71	0.70
捐赠利润比	13 176	0.01	0.25	0.00	26.56
独立董事比例	13 151	0.37	0.06	0.18	0.80
国有股比例	13 176	4.15	13.21	0.00	100.00
上市年数	13 176	8.77	6.72	-1.00	26.00
无形资产比率	13 175	0.05	0.06	0.00	0.85
流动比率	13 176	2.81	4.92	0.00	204.74
综合杠杆率	13 176	2.41	44.30	-685.03	4 827.88
母公司所有者权益占比	13 175	0.94	0.12	-1.25	7.61
主营业务利润占比	13 176	4.06	68.95	-3 385.93	5 151.98
金融活动利润占比	13 176	0.12	10.88	-1 145.98	169.07
营业外收入占比	13 175	0.40	10.72	-226.16	872.01

图 1 展示了 2010—2016 年企业平均捐赠水平、有效税率和税率差的变化趋势。可以发现样本期间企业的捐赠水平基本上保持稳定，捐赠额占净利润的比重在 1% 上下浮动，但在 2015 年出现了一个明显的上升，之后 2016 年迅速下降。同时，企业的实际有效税率从 2010 年起，保持一个持续的下降过程，在 2015 年出现了一个明显的下降，并在 2016 年明显上升。两者之间相反的运行趋势，一定程度上显示了捐赠与纳税之间的替代关系。另外，有效税率与税率差表现出了连续的平行变化趋势，这说明从平均的意义上看，名义税率对企业税率差的影响在各个年份中是稳定的。

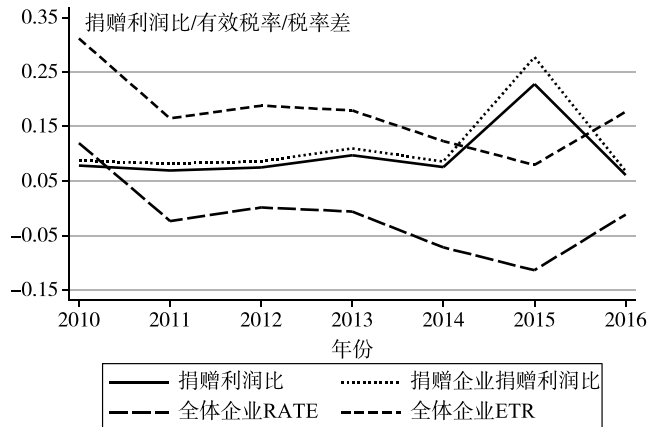


图1 企业平均捐赠水平、有效税率和税率差趋势图

注：图中的捐赠利润比度量单位为十分制。

图2展示了当年有捐赠和无捐赠企业去除了1%异常值之后的有效税率趋势。在图中，两类企业的ETR的大小关系在时间上的表现并不一致，但平均来看，有捐赠的企业ETR更低，特别是在2013—2015年间，它们的有效税率水平显著低于无捐赠企业，而且在2015年出现ETR明显下滑的企业集中于捐赠企业之间。这些表现在某种意义上支持企业捐赠与避税行为之间的相关性猜测，但是对两者之间因果关系的识别还需要通过严谨的计量方法进行论证。

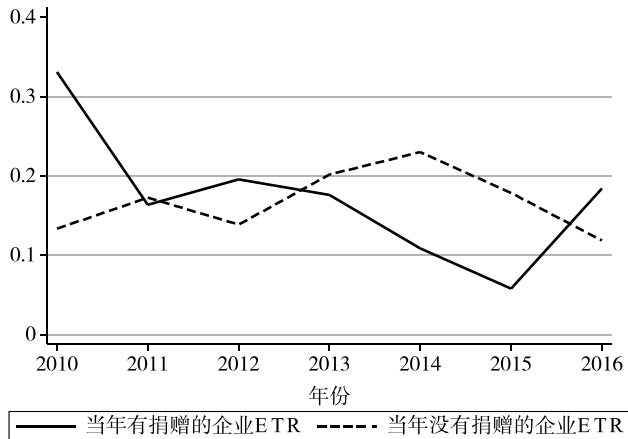


图2 企业有效税率差异趋势

四、模型设定与回归结果

在定义了被解释变量、解释变量和控制变量后，我们得到的回归模型为：

$$ETR_{it} = \alpha_0 + \beta_1 donrate_{it} + X'_{it}\gamma + \eta_t + c_i + \varepsilon_{it}, \quad (6)$$

其中, i 指所有观测的企业; t 为观测的时间, 从 2010—2016 年共计 7 年; $donrate$ 为捐赠水平变量; X_{it} 为控制变量, 其中各个控制变量的含义见表 1; η_t 为年份效应; c_i 为企业的固定效应, 包含企业的地理位置、行业特质与企业董事长的个人特质等无法观测或没有包含到模型中的固定效应; ϵ_{it} 为随机扰动项。

(一) OLS 结果

表 2 给出了固定效应模型下 OLS 的回归结果。可以看出, 在各种不同设定下, 主要解释变量——捐赠水平的系数都为正, 而且均在 1% 的显著水平下显著。这意味着企业捐赠与税收激进程度负相关。这个结论与国内外很多学者的发现相一致, 例如 Lanis and Richardson (2012)、翟华云 (2012)。此外我们发现, 当其他控制变量相同时, 如果控制年份效应, 则系数的绝对值下降。列 (5) 的结果说明, 在最稳健的控制变量设定下, 捐赠水平增加一个百分比, 大致会导致 ETR 增加 0.113 个百分点, 也即大约 1 (0.113/0.15) 个标准差。

表 2 实际有效税率 ETR 的 OLS 回归结果

变量	ETR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
捐赠利润比	0.113*** (2.760)	0.113*** (2.755)	0.117*** (2.793)	0.113*** (2.704)	0.113*** (2.707)
独立董事比例	-3.46e-05 (-0.234)	-3.47e-05 (-0.235)	-2.09e-05 (-0.136)	-3.07e-05 (-0.200)	-3.51e-05 (-0.229)
国有股比例	0.235*** (2.746)	0.234*** (2.740)	0.263*** (3.022)	0.259*** (2.977)	0.261*** (3.005)
上市年数	0.318 (0.678)	0.325 (0.691)	0.307 (0.641)	0.263 (0.550)	0.269 (0.563)
无形资产比率	0.366 (0.981)	0.360 (0.964)	0.328 (0.877)	0.349 (0.933)	0.350 (0.940)
流动比率	0.181*** (6.076)	0.181*** (6.082)	0.272*** (6.071)	0.258*** (5.763)	0.453*** (8.284)
综合杠杆率	0.113*** (2.760)		0.145*** (3.390)	0.146*** (3.427)	0.149*** (3.499)
名义税率		0.00661 (0.423)	0.0103 (0.653)	0.0107 (0.681)	0.00995 (0.636)
母公司所有者权益占比		0.113*** (2.755)	-8.29e-05*** (-2.863)	-9.82e-05*** (-3.393)	-7.89e-05*** (-2.714)

(续表)

变量	ETR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
主营业务利润占比			0.117*** (2.793)	0.0851*** (6.844)	0.075*** (5.997)
金融活动利润占比				0.113*** (2.704)	-0.117*** (-6.193)
营业外收入占比					0.113*** (2.707)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值个数	13 146	13 145	12 805	12 805	12 804
企业数	2 681	2 681	2 660	2 660	2 660
R^2	0.007	0.007	0.010	0.014	0.018

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，括号内为对应的 t 值。

(二) 可能的内生性问题与工具变量

需指出，在这个模型中，OLS 的估计值可能有偏误，原因在于它忽略了解释变量和被解释变量间可能存在的内生性。内生性产生的原因有以下两点：其一，模型存在遗漏变量的问题。模型没有包括一些无法直接衡量的变量，例如企业的内在社会责任感。很多已有研究已经证明，企业的社会责任感与企业捐赠水平和税收激进程度都具有相关关系。企业的社会责任感越强，那么企业捐赠的动机也会越强，因此遗漏该变量会高估捐赠水平的回归系数。其二，模型可能存在联立内生性的问题。这是因为企业在做出公共品供给的决策时，会综合考虑各方面的因素，最终在现有资源的约束下选择最合适的纳税额和捐赠额。换句话说，捐赠水平和税收激进程度都是企业在面对各种外生约束时同时做出的决策。因此，两者之间很可能存在联立内生性。当解释变量存在内生性问题时，之前面板回归中捐赠水平的系数只能反映解释变量和被解释变量之间的相关关系，而非因果关系。遗憾的是，已有的研究没有对内生性问题进行充分的探究。

为了探究因果关系，我们选用工具变量法来解决内生性问题。所寻找的工具变量必须与捐赠水平有关而与随机扰动项无关。我们选用的工具变量是企业的股权集中度。本文使用了两个变量来衡量股权集中度，一个是期末股东人数的自然对数；另一个是 H10 指数，即前 10 位股东持股比例的平方和。股权集中度反映了企业的管理结构和决策者结构，对企业是否捐赠以及捐赠水平均具有重要的影响 (Benabou and Tirole, 2010)。

已有研究对公司股权集中度对其避税行为的影响并没有得到一致的结论，即使是对中国上市公司的分析，也并没有发现两者之间明确的关系。比如，Richardson *et al.* (2016) 的实证结果发现两者存在倒 U 形的非线性关系；Du *et al.* (2018) 虽然发现股权集中度越高的企业有效税率越低，但他们认为其中的机制取决于大股东的政府背景。相反，股权集中度对企业捐赠行为的影响，大多数已有文献则有所共识，即股权越集中，大股东所承担的捐赠成本与其收益的差异就越大，企业捐赠的动机就越弱 (Barnea and Rubin, 2010)。经验证据支持该结论的国内文献包括高小红和杨森 (2017)、钱钰 (2014)、樊建锋和田志龙 (2010) 等。国外的实证文献有 Atkinson and Galaskiewicz (1988)、Dam and Scholtens (2013)、Consolandi *et al.* (2009)、Dias (2017) 等。上述这些对股权集中度的研究表明，股权集中度与该企业的税收激进性不直接相关，但对企业的捐赠行为有显著的负面影响。因此，理论上这是一个良好的有效的工具变量。

(三) 工具变量 (IV) 回归结果

加入工具变量后的 2SLS 回归结果见表 3，我们所选取企业的股权集中度作为工具变量。表 3 下方汇报了有关工具变量有效性以及解释变量“捐赠利润比”内生性检验的结果。在每种模型设定下，weak id 检验结果显示 IV 都不是弱工具变量；同时，Sagan 检验的 p 值都很大，不能拒绝 IV 与随机扰动项无关的原假设。上述两个检验结果表明我们所构造的 IV 满足相关性和外生性的要求，是有效的工具变量。

表 3 IV 回归结果

变量	ETR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
捐赠利润比	-0.132 (-0.515)	-0.128 (-0.503)	-0.087 (-0.357)	-0.078 (-0.324)	-0.076 (-0.319)
独立董事比例	0.104** (2.238)	0.104** (2.245)	0.111** (2.402)	0.108** (2.338)	0.108** (2.346)
国有股比例	-3.16e-05 (-0.204)	-3.18e-05 (-0.206)	-1.87e-05 (-0.118)	-2.89e-05 (-0.184)	-3.31e-05 (-0.212)
上市年数	0.234*** (2.614)	0.233*** (2.613)	0.263*** (2.950)	0.259*** (2.916)	0.261*** (2.945)
无形资产比率	0.0325 (0.662)	0.0330 (0.672)	0.0311 (0.633)	0.0266 (0.545)	0.0271 (0.557)
流动比率	0.376 (0.963)	0.370 (0.950)	0.335 (0.873)	0.355 (0.930)	0.357 (0.937)

(续表)

变量	ETR				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
综合杠杆率	0.180*** (5.807)	0.181*** (5.822)	0.268*** (5.600)	0.254*** (5.315)	0.443*** (6.844)
名义税率			0.137*** (2.841)	0.139*** (2.902)	0.142*** (2.966)
母公司所有者权益占比		0.555 (0.337)	0.949 (0.585)	0.999 (0.620)	0.930 (0.579)
主营业务利润占比			-7.88e-05** (-2.488)	-9.49e-05*** (-3.029)	-7.62e-05** (-2.472)
金融活动利润占比				0.865*** (6.473)	0.767*** (5.576)
营业外收入占比					-0.113*** (-5.055)
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值个数	12 826	12 825	12 486	12 486	12 485
企业数	2 362	2 362	2 342	2 342	2 342
Weak id 检验	2.377	2.385	2.450	2.459	2.481
Sagan 检验	1.556	1.530	1.760	1.746	1.747
Sagan 检验 p 值	0.212	0.216	0.185	0.186	0.186
内生性检验	0.996	0.972	0.991	0.964	0.962
内生性检验 p 值	0.369	0.378	0.371	0.381	0.382

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，括号内为对应的 t 值。

在不同的模型设定下，解释变量捐赠利润比的系数都为负，说明捐赠越高的企业，有可能会更激进地出现更激进的税收行为，尽管这个影响是不显著的。相对于 OLS 的回归结果，在处理内生性问题之后，企业捐赠对税收激进程度的影响并不显著，OLS 回归中的挤进效应消失了。这说明进行较多捐赠的企业，并不比那些较少捐赠或不捐赠的企业表现出更强或更弱的税收激进性，它们在税收筹划或履行税收义务上没有显著的差异。

除了捐赠水平，一些控制变量对被解释变量也产生显著的影响。独立董事比例、上市年数、综合杠杆率、名义税率、金融活动利润占比与 ETR 显著正相关，表明它们与企业的避税行为是负相关的，这些结果很大程度上与文献的发现是一致的。例如，上市时间越长的企业税收激进程度越低，这个结果与 Lanis and Richardson (2012) 的发现相符；独立董事比例提高会降低企业税收基金行为的可能性，与 Fama and Jensen (1983) 和 Lanis and Richard-

son (2012) 的研究相符。另外，主营业务利润占比与避税可能性存在正向关联，但影响系数很小，可以忽略不计。营业外收入占比增加会增强企业避税的可能性，与现实相符合。在考虑到内生性问题后，国有股比率、无形资产比率和流动比率在回归结果都表现出了与企业 ETR 不显著的关联。

根据之前我们的理论模型，捐赠会对税收产生直接的负面挤出效应，但同时捐赠所产生的社会关注效应又会对企业的避税行为产生克制和约束，甚至有可能产生相反的正向挤出效应，从而抵消挤出效应，使得捐赠对税收激进行为的总效应不显著。我们认为，企业捐赠之所以会降低避税程度，即挤出效应的产生是出于企业对避税风险的考虑。事实上，企业捐赠会受到公众和政府部门的关注，而且企业捐赠水平越高，所受到的关注程度也相应越高 (Campbell and Slack, 2006)。根据事业营销理论，企业进行捐赠的目的之一是向公众，尤其是消费者，展现其良好的企业形象，同时企业也会倍加珍惜自己建立起来的良好形象。而税收筹划行为具有损害企业形象的风险，对于捐赠水平高的企业尤为如此。捐赠水平高的企业更容易受到媒体与公众的关注与正面评价，但是一旦企业过激的避税行为被公开揭露，其在公众心中树立的企业形象不仅会毁于一旦，而且会得到更低更差的评价。因此捐赠通过监督机制的传导会减少企业的税收激进行为。

(四) 稳健性检验

在这一小节，我们更换税收激进程度的衡量指标，用另一种常用方法税率差 (RATE) 来衡量。表 4 展示了以税率差 RATE 作为被解释变量的 OLS 回归和 IV 回归的结果。模型 (1)–(5) 控制变量的选择与表 2 是一致的。从表 4 中可以看出，在不同的模型设定下，OLS 回归所估计的捐赠对税率差的影响系数全部为正，并且都在 5% 的显著水平下显著。这表明，捐赠越高的企业有效税率越高，税收激进程度越低，这和我们用 ETR 作为因变量所得到的结果是一致的。在 IV 回归的结果中我们发现，加入 IV 后的系数为负但不显著，这说明 IV 的加入消除了由内生性产生的向上偏误。稳健性检验与对 ETR 的分析是一致的，IV 的回归结果佐证了我们之前发现的企业捐赠对其纳税不存在挤出效应的结论。

表 4 税率差 RATE 的 OLS 回归与 IV 回归结果

捐赠利润比 回归系数	RATE				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
OLS 估计	0.094** (2.191)	0.093** (2.174)	0.095** (2.205)	0.091** (2.116)	0.091** (2.119)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是

(续表)

捐赠利润比 回归系数	RATE				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测数目	12 806	12 805	12 805	12 805	12 804
企业数	2 660	2 660	2 660	2 660	2 660
R^2	0.007	0.008	0.008	0.013	0.017
IV 估计	-0.087	-0.076	-0.087	-0.078	-0.071
	(-0.347)	(-0.306)	(-0.351)	(-0.317)	(-0.290)
控制变量	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是
观测值个数	12 487	12 486	12 486	12 486	12 485
企业数	2 342	2 342	2 342	2 342	2 342

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，括号内为对应的 t 值。

五、影响机制验证

本部分验证上文提出的“监督机制”。在该理论机制中，我们假设捐赠会增加企业的受关注以及被正面评价的程度，这导致捐赠企业激进的避税行为一旦被税务部门发现后，市场和公众会对其进行更加负面的评价。这种负面评价不仅抵消了之前捐赠的正面效应，而且相对于没有捐赠的企业，市场和公众对有捐赠企业的避税行为的容忍度会更低，甚至会给其贴上“欺骗”的标签。在这种压力下，捐赠企业会对避税行为采取一种更加谨慎的态度。但如果企业的捐赠没有被媒体和公众广泛关注，就不会产生这种压力，企业在捐赠的同时仍然会考虑激进避税，甚至是更加激进的避税。

在实证上通过考察企业所在地的媒体活跃程度进行验证。企业的捐赠行为一般具有公开性，并愿意被新闻媒体报道；而企业的税收筹划行为具有很强的专业性和隐蔽性，很难在被税务部门稽查之前由媒体发现。媒体活跃程度越高，意味着企业捐赠被报道以及被民众知晓的可能性就越大，从而更容易形成对捐赠企业的“正面形象约束”。此外，媒体监督程度作为与企业税务筹划无关的外生变量，本身不会直接影响企业的税收激进性。因此，在控制了企业治理因素与企业财务因素等控制变量后，我们可以考察在不同媒体活跃度下，企业捐赠对税收激进程度的影响是否有所不同。在构建“媒体活跃度”变量时，我们从《中国城市统计年鉴》中得到各城市新闻文化从业人数和城市人口数量，以两者之比反映媒体相对活跃水平。这个指标综合考虑了媒体活跃总量和人口基数，并具有很好的地区可比性，因此能够较好地反映

企业面临媒体关注的强度水平。

为此我们需要估计的模型为：

$$ETR_{it} = \alpha_0 + \beta_1 donrate_{it} + \beta_2 (donrate \times media)_{it} + X'_{it}\gamma + \eta_t + c_i + \varepsilon_{it}, \quad (7)$$

其中 $media$ 为上述反映监督活跃相对水平的变量，其他变量的含义和式 (6) 中相同。我们关心的是 $donrate \times media$ 这个交互项系数 β_2 的正负性。

我们用工具变量估计法来估计上述模型，此时捐赠利润比以及它与媒体活跃度 $media$ 的交叉项都成为内生变量。我们分别用 $donrate$ 的两个 IV 和媒体活跃度乘积交互项来作为 $donrate \times media$ 的工具变量。模型 (1)—(3) 使用的媒体活跃度是在全市的水平上衡量的，模型 (4)—(6) 采用的是在市辖区的口径。IV 回归的结果如表 5 所示。我们发现， β_1 的系数均不显著，且全部为负； β_2 的系数全部为正。列 (3) 和 (6) 的结果表明，在最稳健的设定下， β_2 的系数为正且在 0.05 和 0.1 的显著水平下显著，这个结果为我们的媒体监督机制的假设提供了强有力的证据。在媒体监督力度较强的情况下，企业捐赠会通过引起媒体关注，在树立正面形象的同时，也触发媒体对企业的纳税行为产生舆论监督和社会约束，进而对企业履行税收义务产生显著的挤入效应。

在表 5 中，虽然 β_1 的系数都不显著，但是对于单尾检验： $H_0: \beta_1 = 0$ ； $H_1: \beta_1 < 0$ ，模型 (2)、(3)、(5)、(6) 所对应的 p 值均小于 0.1。因此，在引入了媒体的监督效应之后，我们可以在一定程度上证实捐赠对于企业的纳税是具有挤出效应的。而挤出效应在之前的回归中没有被发现，是因为潜在的监督效应抵消了它。

表 5 加入媒体活跃度对 ETR 的 IV 回归

媒体活跃度指标	全市口径			市辖区口径		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
捐赠利润比	-0.026 (-0.772)	-0.009 (-1.062)	-0.009 (-1.068)	-0.029 (-0.821)	-0.011 (-1.311)	-0.011 (-1.248)
捐赠利润比 × 媒体活跃度	0.059 (0.941)	0.031** (1.979)	0.032** (2.060)	0.070 (1.093)	0.030* (1.864)	0.030* (1.898)
独立董事比例	0.752 (1.535)	0.117 (0.935)	0.108 (0.888)	0.742 (0.496)	0.118 (0.127)	0.113 (0.123)
国有股比例	-0.002 (-1.432)	-0.000 (-0.990)	-0.000 (-0.920)	-0.002 (-1.604)	-0.000 (-1.221)	-0.000 (-1.164)
上市年数	0.014 (0.713)	0.018*** (3.603)	0.018*** (3.859)	0.00970 (0.516)	0.0159*** (3.322)	0.0165*** (3.597)

(续表)

媒体活跃度指标	全市口径			市辖区口径		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
无形资产比率	0.959 (1.520)	0.340** (2.151)	0.355** (2.306)	1.038 (1.598)	0.372** (2.277)	0.380** (2.424)
流动比率	0.005 (0.832)	0.002 (1.208)	0.002 (1.230)	0.005 (0.831)	0.002 (1.365)	0.002 (1.336)
综合杠杆率	-0.189** (-31.372)	0.018*** (5.301)	0.021*** (6.755)	-0.192** (-33.352)	0.017*** (5.299)	0.020*** (6.949)
母公司所有者 权益占比		-0.069 (-0.770)	-0.130 (-1.475)		-0.068 (-0.734)	-0.133 (-1.478)
主营业务利润占比		-0.024*** (-85.426)	-0.023*** (-71.946)		-0.024*** (-84.301)	-0.022*** (-68.379)
金融活动利润占比		-0.079*** (-16.076)	-0.080*** (-16.882)		-0.078*** (-16.388)	-0.079*** (-17.496)
营业外收入占比			-0.037*** (-9.824)			-0.038*** (-9.025)
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
观测数目	6 667	6 667	6 667	6 592	6 592	6 592
企业数	1 743	1 743	1 743	1 728	1 728	1 728

注：* $p < 0.1$ ，** $p < 0.05$ ，*** $p < 0.01$ ，括号内为对应的 t 值。

六、结论与政策建议

本文从公共品供给的角度出发考察了企业捐赠对企业税收激进程度的影响。有别于已有文献所强调的捐赠和纳税间相互替代的挤出效应，本文在理论上提出了由捐赠所产生的监督机制进而导致捐赠对纳税的挤入效应。这个挤入效应可能来自媒体和公众对捐赠企业的监督，从而增大了企业避税一旦被发现和稽查，被市场和股民更加负面评价的风险。在实证上，我们采用工具变量法克服由遗漏变量所导致的内生性问题。两阶段最小二乘的结果显示，企业捐赠水平的上升并不会导致企业在税收行为上表现得更加激进。通过引入媒体活跃程度，我们发现当媒体活跃度更强时，企业捐赠会显著降低它的税收激进程度。这个发现有着积极的政策含义，这意味着政府可以通过鼓励企业捐赠，既可以使社会筹集更多来自私人部门的公共品供给资金，同时在一个媒体监督机制健全的环境下，还有可能降低企业避税的积极性，使政府

从企业税中筹集更多的税收收入。

近年来，随着市场化改革的逐渐深入，以企业和社会团体为核心的社会力量已经成为社会公共品供给中一个不可忽视的重要主体。不过，长期以来政府对促进企业捐赠存在一种顾虑，认为企业捐赠的增多可能会增加企业避税的可能性。这是由于考虑到企业纳税和捐赠都是企业履行社会责任的方式，因而可能产生相互替代的作用。这样的顾虑事实上也得到政府与私人部门在公共品供给上相互挤出的传统理论的支持。但是我们的研究发现，在一个媒体监督相对开放和活跃的环境下，企业的积极捐赠反而会克制它的避税行为。这是因为企业进行捐赠的目的之一是向公众，尤其是消费者，树立起良好的企业形象，同时企业对自己的形象会倍加珍惜。捐赠水平高的企业通常会受到媒体和公众的关注和正面评价；同时这样的企业一旦避税行为被曝光，其在公众心中树立的企业形象将会毁于一旦。因此，在良好的制度环境下，企业公益捐赠与纳税之间是可以相互强化的，政府与慈善组织是可以获取双赢的。政府鼓励企业自主捐赠，既可以使社会组织筹集更多来自私人部门的公共品供给资金，同时还可以使企业在媒体公众的监督下，降低避税的积极性，使政府从企业税中筹集更多的税收收入用于公共事业建设。我们的研究也为减少企业捐赠的门槛与约束，激励企业捐赠，并同时提高捐赠过程的透明度，提供了政策上的依据。

本文从企业层面对公共品私人供给和政府供给的关系做了一个深入的探究。目前研究私人供给对政府供给的反向作用的文献相对较少，很多传导机制形成的原因仍不明朗，今后该领域仍需要进行更加深入细致的研究。

参 考 文 献

- [1] Adhikari, A., C. Derashid, and H. Zhang, "Public Policy, Political Connections, and Effective Tax Rates: Longitudinal Evidence from Malaysia", *Journal of Accounting and Public Policy*, 2006, 25 (5), 574-595.
- [2] Alpizar, F., F. Carlsson, and O. Johansson-Stenman, "Anonymity, Reciprocity, and Conformity: Evidence from Voluntary Contributions to a National Park in Costa Rica", *Journal of Public Economics*, 2008, 92 (5), 1047-1060.
- [3] American Institute of Certified Public Accountants (AICPA), National Commission on Fraudulent Reporting, *Report of the National Commission on Fraudulent Financial Reporting*, New York: AICPA, 1987.
- [4] Andreoni, J., "Privately Provided Public Goods in a Large Economy: The Limits of Altruism", *Journal of Public Economics*, 1988, 35 (1), 57-73.
- [5] Alvaro, J. D., and H. Yildirim, "Give in to Social Pressure", *Games and Economic Behavior*, 2016, 99 (1), 99-116.
- [6] Andreoni, J., and A. Payne, "Is Crowding Out Due Entirely to Fundraising? Evidence from a Panel of Charities", *Journal of Public Economics*, 2011, 95 (5), 334-343.

- [7] Atkinson, L., and J. Galaskiewicz, "Stock Ownership and Company Contributions to Charity", *Administrative Sciences Quarterly*, 1988, 33 (1), 82-100.
- [8] Auten, G. E., H. Sieg, and C. Clotfelter, "Charitable Giving, Income, and Taxes: An Analysis of Panel Data", *American Economic Review*, 2002, 92 (1), 371-382.
- [9] Barnea, A., and A. Rubin, "Corporate Social Responsibility as a Conflict between Shareholders", *Journal of Business Ethics*, 2010, 97 (1), 71-86.
- [10] Benabou, R., and J. Tirole, "Individual and Corporate Social Responsibility", *Economica*, 2010, 77 (1), 1-19.
- [11] Bergstrom, T., L. Blume, and H. Varian, "On the Private Provision of Public Goods", *Journal of Public Economics*, 1986, 29 (1), 25-49.
- [12] Borgonovi, F., "Do Public Grants to American Theatres Crowd-out Private Donations?", *Public Choice*, 2006, 126 (3), 429-451.
- [13] Campbell, D., and R. Slack, "Public Visibility as a Determinant of the Rate of Corporate Charitable Donations", *Business Ethics: A European Review*, 2006, 15 (1), 19-28.
- [14] Consolandi, C., A. Jaiswal-Dale, E. Poggiani, and A. Vercelli, "Global Standards and Ethical Stock Indexes: The Case of the Dow Jones Sustainability Stoxx Index", *Journal of Business Ethics*, 2009, 87 (1), 185-197.
- [15] Dam, L., and B. Scholtens, "Ownership Concentration and CSR Policy of European Multinational Enterprises", *Journal of Business Ethics*, 2013, 118 (1), 117-126.
- [16] Deaton, A., *The Great Escape: Health, Wealth, and the Origins of Inequality*. Princeton: Princeton University Press, 2013.
- [17] DellaVigna, S., J. A. List, and M. Ulrike, "Testing for Altruism and Social Pressure in Charitable Giving", *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127 (1), 1-56.
- [18] Dias, A., L. L. Rodrigues, and R. Craig, "Corporate Governance Effects on Social Responsibility Disclosures", *Australasian Accounting Business and Finance Journal*, 2017, 11 (2), 3-22.
- [19] Du, X., Li, X., Liu, X., and S. Lai, "Underwriter-Auditor Relationship and Pre-IPO Earnings Management: Evidence from China", *Journal of Business Ethics*, 2018, 152 (2), 1-28.
- [20] Fama, E. F., and M. C. Jensen, "Separation of Ownership and Control", *Journal of Law and Economics*, 1983, 26 (2), 301-325.
- [21] 樊建锋、田志龙, "公司治理结构对企业慈善捐助的影响研究——以灾害事件为背景", 《经济问题》, 2010年第7期, 第75—79页。
- [22] 高小红、杨森, "股权结构与企业公益性捐赠的实证分析", 《统计与决策》, 2017年第14期, 第184—186页。
- [23] Garrett, T., and R. Rhine, "Government Growth and Private Contributions to Charity", *Public Choice*, 2010, 143 (1-2), 103-120.
- [24] Gruber, J., and D. M. Hungerman, "Faith-based Charity and Crowd-out during the Great Depression", *Journal of Public Economics*, 2007, 91 (5), 1043-1069.
- [25] 郭剑花, "中国企业的捐赠: 自愿抑或摊派? ——基于中国上市公司的经验证据", 《财经研究》, 2012年第8期, 第49—59页。
- [26] Gupta, S., and K. Newberry, "Determinants of the Variability in Corporate Effective Tax Rates: Evidence from Longitudinal Data", *Journal of Accounting and Public Policy*, 1997, 16 (1), 1-34.
- [27] Heutel, G., "Crowding out and Crowding in of Private Donations and Government Grants", *Public Finance Review*, 2014, 42 (2), 143-175.

- [28] Hungerman, D. M., "Are Church and State Substitutes? Evidence from the 1996 Welfare Reform", *Journal of Public Economics*, 2005, 89 (11), 2245-2267.
- [29] Huseynov, F., and B. K. Klamm, "Tax Avoidance, Tax Management and Corporate Social Responsibility", *Journal of Corporate Finance*, 2012, 18 (4), 804-827.
- [30] Landry, C. E., A. Lange, J. A. List, M. K. Price, and N. G. Rupp, "Toward an Understanding of the Economics of Charity: Evidence from a Field Experiment", *Quarterly Journal of Economics*, 2006, 121 (2), 747-782.
- [31] Lanis, R., and G. Richardson, "Corporate Social Responsibility and Tax Aggressiveness: An Empirical Analysis", *Journal of Accounting and Public Policy*, 2012, 31 (1), 86-108.
- [32] 李增福、汤旭东、连玉君, "中国民营企业社会责任背离之谜", 《管理世界》, 2016 年第 9 期, 第 136—148 页。
- [33] Payne, A. A., "Does the Government Crowd-out Private Donations? New Evidence from a Sample of Non-profit Firms", *Journal of Public Economics*, 1998, 69 (3), 323- 345.
- [34] 钱钰, 《股权结构对企业慈善捐赠的影响研究》, 华东理工大学博士论文, 2014 年。
- [35] Rego, S. O., "Tax-avoidance Activities of US Multinational Corporations", *Contemporary Accounting Research*, 2003, 20 (4), 805-833.
- [36] Roberts, R. D., "A Positive Model of Private Charity and Public Transfers", *Journal of Political Economy*, 1984, 92 (1), 136-148.
- [37] Richardson, G., B. Wang, and X. Zhang, "Ownership Structure and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Publicly Listed Private Firms in China", *Journal of Contemporary Accounting & Economics*, 2016, 12 (2), 141-158.
- [38] Skinner, J. S., and J. Slemrod, "An Economic Perspective on Tax Evasion", *National Tax Journal*, 1985, 38 (3), 345-53.
- [39] Slemrod, J., "Cheating Ourselves: The Economics of Tax Evasion", *Journal of Economic Perspectives*, 2007, 21 (1), 25-48.
- [40] Torpey-Saboe, N., "Does NGO Presence Decrease Government Spending? A look at Municipal Spending on Social Services in Brazil", *World Development*, 2015, 74 (1), 479-488.
- [41] Warr, P. G., "Pareto Optimal Redistribution and Private Charity", *Journal of Public Economics*, 1982, 19 (1), 131-138.
- [42] 吴联生, "国有股权, 税收优惠与公司税负", 《经济研究》, 2009 年第 10 期, 第 109—120 页。
- [43] 翟华云, "产权性质, 社会责任表现与税收激进性研究", 《经济科学》, 2012 年第 6 期, 第 80—90 页。

Does Corporate Donation Lead to More Tax Aggressiveness?

—An Perspective of Media Supervision Effect

CHENG YUAN TAO HU*

(*Peking University*)

YUE LI

(*Pennsylvania State University*)

Abstract Almost all the previous studies focus on the crowding out effect of public provision of public goods on private provision, while the adverse effect has been largely neglected. We attempt to investigate the causal effect of corporate donation on its tax aggressiveness from this new perspective. We use IV method to address potential endogeneity and find that corporate donation does not lead to more tax aggressiveness. We propose a supervision mechanism to explain the results. We empirically demonstrate the effect of supervision by including the local workforce of media business in the regression.

Key Words public goods provision, corporate donation, tax aggressiveness

JEL Classification H26, H41, M14

* Corresponding Author: Tao Hu, School of Economics, Peking University, No. 5 Yiheyuan Road, Haidian District, Beijing, 100871, China; Tel: 86-10-62754919; E-mail: hutao@pku.edu.cn.