

涉税信息披露、企业避税与溢出效应

——来自国别报告实施的经验证据*

樊 勇 朱沁瑶 刘江龙

内容提要:国际税收治理中的涉税信息披露政策是提高税收透明度、防止税基侵蚀和利润转移的重要规制工具。本文以我国自 2016 年起实施的国别报告制度为例,基于 2010—2019 年具有对外直接投资行为的上市企业样本,探究了涉税信息披露对跨国企业避税的影响及其反避税溢出效应。研究表明,国别报告抑制了我国的跨国企业避税,使企业实际税率相对平均上升 7.4%。这一抑制避税的效果具有溢出效应,使总收入在填报门槛以下 400 万元范围内的企业避税程度降低。机制分析表明,国别报告主要通过缓解税务机关与企业之间的信息不对称和增加声誉成本机制抑制避税。异质性分析表明,国别报告对于在积极参与信息交换的地区投资的企业、在信息交换完整性高的地区投资的企业和研发投入高的企业的避税程度影响更显著。本文的研究为我国进一步完善国别报告制度、打击跨国企业逃避税、深度参与国际税收治理体系重构提供了科学依据。

关键词:涉税信息披露 企业避税 溢出效应 国别报告 信息交换

作者简介:樊 勇,中央财经大学财政税务学院教授、博士生导师,100081;

朱沁瑶,中央财经大学财政税务学院博士研究生,100081;

刘江龙(通讯作者),复旦大学管理学院硕士研究生,200433。

中图分类号:F812.42 **文献标识码:**A **文章编号:**1002-8102(2022)07-0021-16

一、引 言

深度参与国际税收治理,提高中国在国际税收新规则重构中的话语权和影响力,是“十四五”规划中“积极参与全球经济治理体系改革”的题中之义。跨国企业避税问题一直居于国际税收治理议程中的核心地位。为改善跨境税收征管中的信息不对称问题、遏制日益泛滥的跨国企业逃避税行为,各国逐渐要求跨国企业进行涉税信息披露,其中一项重要举措是 OECD 发起的税基侵蚀与利润转移(Base Erosion and Profit Shifting, BEPS)行动计划第 13 项“转让定价文档和国别报告”。

* 基金项目:国家自然科学基金项目“税制改革、税收征管与企业纳税遵从行为研究”(71973159);国家社会科学基金重大项目“全面推进生态创新的财税政策体系研究”(19ZDA075)。作者感谢匿名审稿专家的宝贵意见,当然文责自负。刘江龙电子邮箱:liujl21@m.fudan.edu.cn。

该行动计划要求跨国企业集团向各税收管辖区税务机关报送国别报告 (Country-by-Country Reporting, CbCR), 并通过国别报告自动信息交换机制实现主管当局间的信息互通共享。2016 年 6 月, 国家税务总局发布了《关于完善关联申报和同期资料管理有关事项的公告》(国家税务总局公告 2016 年第 42 号, 以下简称“第 42 号公告”), 并在此后积极与其他税收管辖区建立国别报告自动信息交换关系, 标志着国别报告制度^① 在我国的正式落地。国别报告制度是我国涉税信息披露制度发展的重要实践, 具有一定“自然实验”的性质, 这为评估我国涉税信息披露制度对跨国企业避税行为的影响提供了难得的识别机会。

另一个值得关注的话题是涉税信息披露制度抑制企业避税的溢出效应。溢出效应可理解为事物的发展产生了对其他事物的外部效应。就涉税信息披露制度而言, 溢出效应是指针对部分企业的涉税信息披露政策可能对其他未披露的企业产生抑制避税的效果。以国别报告为例, 未填报国别报告的企业预期到自身在未来填报国别报告的可能性, 其避税行为受到税务稽查乃至处罚的概率提高, 由此主动减少了避税; 或者由于填报国别报告的企业减少避税, 未填报企业在同群效应的影响下跟随其避税策略, 同样减少自身避税行为, 也即涉税信息披露政策可能会产生“以儆效尤”的威慑作用, 抑制企业的避税行为, 并且从直觉上看, 由于填报国别报告存在特定的门槛, 越靠近填报门槛的企业越有可能被溢出效应影响, 而离门槛远的企业则受影响的可能性小, 即溢出效应可能存在一个影响范围。涉税信息披露抑制企业避税的溢出效应是否存在? 如果存在, 其溢出的范围如何? 这些问题仍有待解答。

与本文有关的文献集中在三方面。一是对于涉税信息与税收征管的研究, 已有文献的普遍观点是涉税信息披露政策通过缓解税收征管中的信息不对称, 能够有效减少纳税人的不遵从行为 (Slemrod, 2019)。国内学者主要针对我国的“金税三期”工程 (张克中等, 2020; 樊勇、李昊楠, 2020)、社保费征管信息化建设 (许红梅、李春涛, 2020)、纳税信用管理制度 (孙雪娇等, 2019; 李林木等, 2020) 等展开了实证研究, 但鲜有关注意到涉税信息披露政策抑制避税的溢出效应。二是在国际税收中的涉税信息披露政策方面, 学界对其抑制避税的有效性还存在一定争议。以国别报告为例, Joshi (2020)、Olbert 和 De Simone (2021) 研究均表明, 国别报告具有打击企业避税的效果, 但并未显著抑制企业利润转移行为, 并且可能对企业的实际经济活动产生负面影响。Evers 等 (2016) 则指出国别报告可能导致企业遵从成本增加, 引发新的税务争议。特别地, 对于国别报告抑制我国企业避税的有效性, 目前仍然缺乏实证检验。三是在溢出效应方面, 尽管已有学者对税收领域的溢出效应进行研究 (Alm 等, 2016; Bauckloh 等, 2021), 但从计量角度来看, 目前学界对非空间类自然实验^② 中存在的溢出效应关注较少, 大多仅通过构造虚拟变量等方法, 区分出“可能”受溢出效应影响的样本, 进而粗略地估计溢出效应。这不仅没有彻底解决平均处理效应估计量的偏误问题, 而且对于如何确定溢出范围较为主观。此外, 已有的溢出效应研究大多关注特定聚类接受间接处理, 而非本文所考察的邻近聚类 (总收入接近填报国别报告门槛的企业会受到影响) 接受处理 (Angelucci 和 Maro, 2010)。

鉴于此, 本文以 2016 年我国实施国别报告制度作为外生冲击, 运用双重差分法探究这一涉税

① 下文所指的国别报告制度均包括企业向税务机关报送国别报告和税务机关开展国别报告自动信息交换两方面内容。

② 空间类自然实验指以地理单位 (省份、城市) 为样本的自然实验, 这类实验中的溢出效应体现为一定地理范围内政策效应的外溢; 非空间类自然实验则是以其他类型个体 (公司、家庭) 为样本的自然实验, 这类实验中的溢出效应体现为一些个体间接受政策效应影响, 溢出效应没有地理距离上的意义。

信息披露政策是否能抑制企业避税。在此基础上,本文利用考虑溢出效应的稳健双重差分法 (Clarke, 2017),进一步探究涉税信息披露是否发挥了对未填报国别报告的企业反避税溢出效应,在增强政策效应估计稳健性的同时测算溢出效应的范围与强度。

综上,与已有文献相比,本文可能的边际贡献包括:(1)丰富了国际税收领域涉税信息披露政策的相关定量研究,在一定程度上补充了国际税收治理中发展中国家的经验空缺,为我国建立健全涉税信息披露制度、提升税收治理现代化水平提供了政策依据和数据支撑;(2)开拓性地探究了国别报告抑制企业避税的溢出效应,为研究非空间类溢出效应提出了一个新的解决思路,较为准确地识别出国别报告溢出效应的具体范围,对我国的反避税工作尤其是转让定价税务管理实践具有一定的指导意义;(3)从信息不对称和声誉成本角度深入挖掘了国别报告影响企业避税的作用机制,并探讨了企业投资地对国别报告的参与程度、信息交换的完整性以及研发支出等因素对国别报告实施效果的影响,进一步拓展了涉税信息披露政策与企业避税行为的研究内容和分析框架。

二、制度背景、理论分析与研究假设

(一) 国别报告的制度背景

国别报告是 OECD 提出的 BEPS 行动计划第 13 项“转让定价文档与国别报告”中的一项重要措施。该项行动计划要求上一财务年度全球合并收入超过 7.5 亿欧元的跨国企业集团须每年向其从事经营活动的税收管辖区主管当局报送国别报告,报送的内容包括该企业集团所有成员实体的全球收入分配情况、税款缴纳情况以及在各税收管辖区的经济活动指标。此外,BEPS 行动计划在借鉴金融账户涉税自动信息交换 (Common Reporting Standard, CRS) 标准的基础上,通过《转让定价国别报告多边主管当局间协议》、双边税收条约或税收情报交换协定等建立起国别报告自动信息交换机制。^① 在该机制下,签订协议的税务主管当局在本辖区所接受的国别报告将自动地以统一格式实现全球共享,从而使各国更有效地掌握跨国企业的全球税收与业务分布情况。

我国积极响应并推动国别报告制度落实。2016 年 6 月,国家税务总局发布了第 42 号公告,规定存在下列情形之一的居民企业需要填报国别报告。(1)该居民企业为跨国企业集团的最终控股企业,且其上一会计年度合并财务报表中的各类收入金额合计超过 55 亿元。(2)该居民企业被跨国企业集团指定为国别报告的报送企业。(3)该企业虽不属于上述范围,但符合一定条件的,^②税务机关可以在实施特别纳税调查时要求其提供国别报告。(4)居民企业所属跨国企业集团的信息涉及国家安全的,可以按照国家有关规定豁免填报部分或全部国别报告。

从全球范围来看,OECD 发布的国别报告第三次同行审议报告显示,国别报告在改善跨国企业税收透明度方面已取得实质性进展。截至 2020 年 10 月,已有超过 90 个税收管辖区通过了国别报

① 国别报告信息交换与以前的信息交换制度相比,具有一定优势。首先,与税收情报交换协定相比,国别报告属于自动信息交换,而税收情报交换协定多为应请求的信息交换和自发信息交换。其次,国别报告由企业自主申报,而 CRS 由第三方金融机构报告,且主要针对税收居民个人和居民企业通过设立离岸金融账户隐匿资产的逃避税行为。因此,国别报告相比以往信息交换制度具有及时性、强制性、对企业针对性更强、所覆盖的避税行为更多的优点。

② 条件包括:该企业所属跨国企业集团按照其他国家有关规定应当准备国别报告,并且(1)跨国企业集团未向任何国家提供国别报告;(2)跨国企业集团已向其他国家提供国别报告,但我国与该国外尚未建国别报告信息交换机制;(3)跨国企业集团已向其他国家提供国别报告,且我国与该国外已建国别报告信息交换机制,但国别报告实际未成功交换至我国。满足这些条件之一的,税务机关可以在实施特别纳税调查时要求企业提供国别报告。

告的国内法规,并搭建了相应的行政框架。我国于 2016 年首次开始要求企业填报国别报告,并于 2017 财年收到 264 份国别报告。^① 截至 2020 年 12 月,包括中国在内的 89 个国家(地区)签署了国别报告《转让定价国别报告多边主管当局间协议》,并在全球建立了超过 2700 个国别报告信息双边交换关系,其中我国已与 46 个国家(地区)启动国别报告信息交换关系。

(二)理论分析与研究假设

作为一项涉税信息披露政策,国别报告发挥的首要功能是缓解税务主管当局和企业之间的信息不对称,进而抑制企业避税(见图 1,路径①)。首先,信息不对称的缓解有利于提高税收征管效率,促进企业实现被动纳税遵从(Dyrenge 等,2016)。国别报告为税务机关提供了获取大型跨国企业有关全球经营模式、税收安排以及利润分配信息的渠道,使税务机关能够掌握到更多跨境避税的线索和证据。这有助于降低税务机关转让定价管理及调查的成本,利用有限的征管资源开展更高效的转让定价调查和税务风险评估,调整不合理的内部交易价格、调增企业应税收入,最终提高企业实际税负(Hanlon,2018)。其次,税收征管效率的提高将进一步使跨国企业的避税行为面临更高的稽查风险,增加企业避税的成本,避税将变得不再十分有利可图,迫使企业实现主动纳税遵从(Dyrenge 等,2010)。

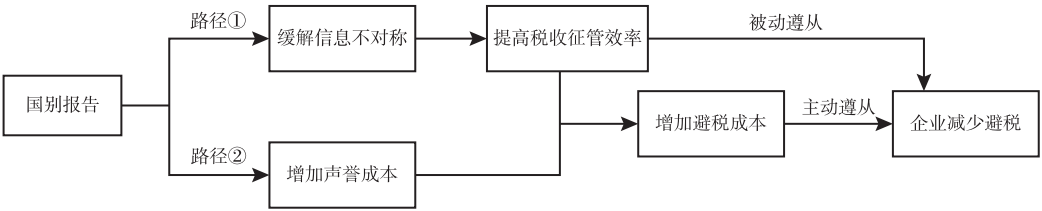


图 1 国别报告抑制企业避税的机制

上述分析的核心前提是国别报告的确为主管当局提供了更多关于企业避税的信息,有学者认为在国别报告实施之前,美国及大多数欧洲国家已根据受控外国公司(CFC)规则要求跨国企业向税务机关披露特定的税收信息。因此,国别报告可能无法给税务机关带来新的有效信息(Evers 等,2016)。然而,我国的受控外国公司法规相对简单、粗糙,能获得的跨国企业信息较少(魏俊,2018),并且国别报告对跨国企业集团信息的详尽披露是前所未有的。例如有关利润和税收分配的信息直接针对转让定价行为;各成员实体的主要业务活动类型信息有助于税务机关全面了解跨国企业价值链的分布及实际经营状况;雇员数量、有形资产情况标志着企业在某地的实际经济活动,通过其与利润的关系可以分析出跨国企业的利润报告地与经济活动发生地是否偏离,从而判断其避税倾向(何杨、李晓荣,2021)。因此,有理由认为国别报告为税务主管当局提供了有效的增量信息。

除了增加信息外,国别报告缓解信息不对称的作用还体现在提高信息质量和信息传递效率方面。在国别报告实施以前,由于不同国家和地区的税收法律和会计准则存在差异,跨国企业所披露涉税信息的数量和质量参差不齐,且对全球业务和税收安排的描述较为分散,给税务机关的稽查工作带来困难(Hugger,2019)。BEPS 行动计划第 13 项对国别报告中填报项目的定义和口径做了具体说明,从而保证税务机关能够获得更准确、更清晰的信息。与此同时,国别报告信息交换机

① 资料来源: <https://www.oecd.org/tax/beps/corporate-tax-statistics-database.htm>。

制通过标准的 XML 格式报告、统一规范的模板和信息化系统实现数据的快速存储、搜索和共享,提高信息传递的效率。基于以上分析,本文提出假设 1 和假设 2。

假设 1:国别报告的实施能够抑制跨国企业避税。

假设 2:国别报告的实施通过缓解信息不对称程度抑制跨国企业避税。

国别报告影响企业避税的另一可能途径是增加企业的声誉成本(见图 1,路径②)。已有研究通常认为,纳税信息公开会给企业声誉带来一定影响(Hope 等,2013)。有关企业逃避税行为的新闻报道将对其社会形象造成不利冲击,社会舆论压力增大,进而促使消费者和投资者做出反应,这种潜在的声誉成本同样提高了避税成本,改变了避税行为的期望净收益,从而迫使企业减少避税行为,实现主动纳税遵从,尤其是在国别报告的信息交换机制作用下,国别报告信息在各税收管辖区之间共享,因而涉税负面信息泄露的风险更高。

值得注意的是,上述分析是否成立,关键在于实践中税务机关如何看待和执行 BEPS 行动计划中的保密规定。^①如果税务机关将避税信息与企业其他信息都视为机密数据而执行严格保护,则不会造成企业信息泄露和声誉成本提高。不过,国别报告保密性措施的主要目的是防止企业关键财务数据与业务信息的泄露对其经营造成不利影响。对于企业的实质性避税行为,一经披露和查处则很有可能被税务机关通过各种手段公之于众。例如进行反避税宣传报道或下调企业纳税信用评级,这将对企业经营带来一定负面影响(孙雪娇等,2019)。基于这一分析,本文以竞争性假设的形式提出假设 3a 和假设 3b。

假设 3a:国别报告的实施能够通过增加声誉成本抑制跨国企业避税。

假设 3b:国别报告的实施无法通过增加声誉成本抑制跨国企业避税。

第 42 号公告对填报国别报告的企业范围做出了明确规定,其中总收入超过 55 亿元为最主要的标准。也就是说,国别报告的填报有着明确的门槛,总收入越是靠近 55 亿元门槛的企业,越有可能估计到自身在未来几个会计年度内因收入增长而达到填报门槛的可能性。基于这一考虑,企业可能提前采取行动来减少避税行为,以避免在未来填报国别报告给自身带来的税务稽查与处罚、转让定价调整与声誉成本增加等不利影响。因此,由于国别报告政策本身具有威慑性,对于填报门槛以下的一部分企业也可能产生抑制避税的作用,即国别报告的溢出效应。

国别报告的溢出效应还可能来自同群效应。同群效应指在信息不对称的市场条件下,某一主体的行为受到群体中其他主体的影响而表现出的趋同现象,其产生的根源在于决策的不确定性和决策者的有限理性(杨海生等,2020),决策者通过有意识地模仿或学习外部参照物的做法,来达到降低决策过程中的不确定性以及提高竞争力、降低竞争风险的目的。Lieberman 和 Asaba(2006)研究表明,企业更容易受到市场中处于领先地位的同伴企业的影响。类似地,在避税方面,国别报告的填报门槛为企业寻找模仿对象提供了重要依据,符合国别报告填报要求的大型跨国企业更容易成为被模仿和学习的对象。位于门槛之下的企业接收到同行企业减少避税安排的市场信号后将调整自身的避税策略,从而对未填报企业也产生了抑制避税的作用。因此,国别报告通过自身的威慑作用,以及企业之间相互模仿的同群效应,对填报门槛之下的部分未填报企业也可能起到一定的抑制避税效果,即发挥了溢出效应。据此,本文提出假设 4。

假设 4:国别报告的实施对填报门槛之下的企业会产生一定的反避税溢出效应。

① 如 BEPS 行动计划第 13 项立法模板中的《保密性与数据安全问卷》中特别规定有媒体保护项目,以防止企业信息的泄露。

三、研究设计

(一)数据处理与说明

本文利用具有对外直接投资行为的 1161 家上市企业 2010—2019 年的合并报表数据进行实证分析。数据来自中国商务部对外投资和经济合作司公布的《境外投资企业(机构)名录》^①(以下简称《名录》)、国家税务总局公布的《与我国签订〈转让定价国别报告多边主管当局间协议〉的辖区名单》^②(以下简称《名单》)和国泰安数据库。其中,《名录》公布了 1970 年以来中国对外直接投资的企业名称、投资的国家和地区、境外投资者名称等详细信息;《名单》中披露了与我国具有国别报告双边信息交换关系的国家(地区)名称以及签订协议的日期;国泰安数据库则包含我国 A 股上市企业的财务数据。本文删除了关键变量缺失值严重的样本、实际税率小于 0 和大于 1 的异常样本、金融行业样本,并对连续变量在 1% 和 99% 分位数上进行了缩尾处理,最终得到的数据集共包括 8754 个观测值。

(二)变量定义

1. 被解释变量:企业避税

借鉴现有文献(Hanlon 和 Heitzman, 2010),本文采用两种指标作为企业避税的代理变量。(1)实际税率(*ETR*),即企业所得税费用与税前总利润之比,反映企业的实际税负。*ETR* 越高,表明企业避税程度越低。(2)名义税率与实际税率差异(*TaxDiff*),即企业的名义企业所得税税率与实际企业所得税税率之差,*TaxDiff* 越高,表明企业避税程度越高。因此,两种指标分别是企业避税的反向与正向代理变量,相互佐证以增强结果的稳健性。^③

2. 控制变量

借鉴以往研究,本文在实证分析中控制了常见的企业特征的变量:(1)规模(*lnSize*),用企业总资产对数值表示;(2)偿债能力(*Stru*),用企业负债与所有者权益之比表示;(3)股利分配(*Rer*),用收益留存率表示;(4)盈利能力(*Profit*),用营业净利润率表示;(5)风险水平(*Lev*),用综合杠杆表示;(6)增长能力(*Growth*),用销售收入增长率表示;(7)资产结构(*Ppe*),用固定资产占总资产比重表示。本文主要变量的详细定义和描述性统计见表 1。

表 1 主要变量定义与描述性统计

变量名称	变量符号	定义	观测值	均值	标准差
实际税率	<i>ETR</i>	所得税费用与税前总利润之比	8754	0.163	0.105
名义税率与实际税率差异	<i>TaxDiff</i>	名义税率 - 实际税率	8754	0.012	0.101
企业规模	<i>lnSize</i>	总资产(百万元)对数值	8048	22.147	1.342

① 数据来源: http://femhzs.mofcom.gov.cn/fecpmvc_zj/pages/fem/CorpJWList.html。
② 数据来源: <http://www.chinatax.gov.cn/n810219/n810744/n2959156/index.html>,同时参考 OECD 公布的截至 2020 年 9 月已激活国别报告自动交换关系名单: <http://www.oecd.org/tax/automatic-exchange/country-by-country-exchange-relationships.htm>。
③ 经典的避税度量方法还有账税差异法(Book-Tax Difference, BTD),但账税差异反映的是企业向税务局虚报收入的逃避税行为,而跨国企业可以在向税务局报告真实收入的同时,通过集团内部转让定价等方式实现避税,这些避税行为难以通过账税差异反映出来。因此,本文未在基准回归中使用该指标,但在稳健性检验中用账税差异指标也得到了与基准回归一致的结论。

续表 1

变量名称	变量符号	定义	观测值	均值	标准差
偿债能力	<i>Stru</i>	负债与所有者权益之比	8048	1.035	1.102
股利分配	<i>Rer</i>	1 - 税前每股派息/ (本期净利润/期末实收资本)	8018	0.695	0.280
盈利能力	<i>Profit</i>	净利润与营业收入之比	8046	0.093	0.130
风险水平	<i>Lev</i>	财务杠杆与经营杠杆之积	8019	2.107	2.062
增长能力	<i>Growth</i>	销售收入增长率	7986	0.236	0.359
资产结构	<i>Ppe</i>	固定资产与总资产之比	8048	0.200	0.149

(三)识别策略

1. 双重差分模型

本文的基准识别策略是双重差分法(DID),以企业投资地与我国建立国别报告信息交换关系这一事件作为政策冲击。^① 由于各国与我国签订协议、建立信息交换关系的时点不一,每个企业开始受到国别报告处理的时间也不同,因此本文构建如下广义多期双重差分模型:

$$TA_{it} = \pi + \alpha Treat_{it} \times Post_{it} + \gamma Control_{it-1} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中,下标*i*代表企业,*t*代表年份。被解释变量 TA_{it} 为企业*i*在第*t*年的企业避税程度,由实际税率 *ETR*、名义税率与实际税率差异 *TaxDiff* 两个变量代表。 $Treat \times Post$ 是处理组虚拟变量和政策虚拟变量的交互项,其系数 α 反映了国别报告制度的抑制避税效果。 $Control_{it-1}$ 为一系列控制变量,为避免内生性问题而取滞后一期处理; δ_i 和 μ_t 分别表示企业固定效应与年份固定效应。

在处理组划分方面,本文以总收入是否超过 55 亿元为依据划分处理组:当企业*i*在*t*-1 年的合并财务报表总收入大于 55 亿元,且企业是最终控股企业时, $Treat_{it} = 1$,反之 $Treat_{it} = 0$ 。在政策实施时间方面,本文以每家企业投资地与我国最早建立信息交换关系的时间,作为该企业接受政策处理的时点。由于国别报告的实施涉及两国税务系统的协调安排,具有一定的滞后性,本文将企业接受处理的时点滞后一年。具体而言,若企业*i*在*t*-1 年所投资的国家(地区)中至少有一个与我国建立了国别报告信息交换关系,则 $Post_{it} = 1$,反之 $Post_{it} = 0$ 。

2. 溢出效应

在采用双重差分法作为基准识别策略的基础上,本文借鉴 Clarke(2017)的方法来进一步探究其溢出效应。假设除处理组外,现在控制组中的一部分个体也间接受到了政策处理。定义这部分间接受处理的样本集合为“邻近组”(Close to Treatment Group),用虚拟变量 R_{it} 表示。 $R_{it} = 1$ 表示个体*i*间接受到政策处理(邻近组), $D_{it} = 1$ 代表个体*i*直接受到处理, $D_{it} = 0$ 代表个体*i*未直接受到政策处理。由此一个包含溢出效应的因果模型为:

① 自动信息交换是国别报告相比以往许多税收征管政策的一个主要优势。各国单边实施国别报告制度下,企业可以通过在两个投资地申报不同的收入来避税,而信息交换则使避税无处躲藏,也就是信息交换关系的建立可被视为国别报告制度的完整实施。因此,本文选择信息交换关系的建立作为冲击事件,并在稳健性检验中也考虑了无信息交换的情形。

$$Y_{it} = \pi + \alpha D_{it} + \beta R_{it} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中, D_{it} 的系数 α 代表剔除溢出效应的平均处理效应, R_{it} 的系数 β 代表平均溢出效应。其表达式分别为:^①

$$\alpha = \{E[Y(1) | D(1) = 1, R(1) = 0] - E[Y(1) | D(1) = 0, R(1) = 0]\} - \{E[Y(0) | D(1) = 1, R(1) = 0] - E[Y(0) | D(1) = 0, R(1) = 0]\} \quad (3)$$

$$\beta = \{E[Y(1) | D(1) = 0, R(1) = 1] - E[Y(1) | D(1) = 0, R(1) = 0]\} - \{E[Y(0) | D(1) = 0, R(1) = 1] - E[Y(0) | D(1) = 0, R(1) = 0]\} \quad (4)$$

若方程(2)满足充分识别条件 $P[R(1) = 1 | \varepsilon_{it}] = P(R(1) = 1)$, $\forall t$, 则系数 α 与 β 均可用 OLS 估计。估计 α 与 β 需满足的一个前提假设是: 个体是否进入邻近组由规则 $\delta(X_{it}) = \{0, 1\}$ 决定, 当 $X_{it} < d$ 时 $\delta(X_{it}) = 1$ 。其中 X_{it} 是控制组样本与处理组之间的距离变量, d 是溢出效应的边界值, 即根据控制组样本与处理组的距离和溢出效应的边界值来确定“邻近组”的范围。溢出效应的边界值 d 难以合理地事先从理论上确定, Clarke (2017) 给出了在 d 未知的情况下, 估计平均处理效应和平均溢出效应的具体方法。依据 X_{it} , 可以将 R_{it} 分解为一系列虚拟变量 R_{ik} 之和:

$$Y_{it} = \pi + \alpha D_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k R_{ik} + \lambda_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中:

$$R_{ik} = \begin{cases} 1, & (k-1)h \leq X_{it} < kh \\ 0, & \text{otherwise} \end{cases} \quad k \in (1, 2, \dots, K) \quad (6)$$

其中, h 为带宽参数。式(6)意味着对于个体 i 来说, 将其与处理组的距离 X 分成 K 等份, 每份长度为 h , 如果 i 落入第 k 个等份, 则 $R_{ik} = 1$, 反之为 0。对于带宽 h 则通过去一法 (Leave-one-out) 交叉验证程序最小化均方根误差 (RMSE) 来确定。确定最优带宽后便可估计方程(5), 其中的邻近组变量系数 β_k 便反映了每一个等份 k 中的样本所受的平均溢出效应。在此基础上加入单调性假定: 溢出效应随距离单调递增或递减, 即假设系数 β_k 是随距离 X 单调变化的。Clarke (2017) 指出, 尽管不知道溢出效应边界值 d , 但可以确定 $d < Kh$, 即溢出效应不会超过个体与处理组的最远距离, 也就是至少有一些样本没有被溢出效应影响。因此, 可以对系数 β_k 逐个进行常规的 t 检验, 用迭代的方法决定溢出的范围大小: 如果第 k 个系数 β_k 显著异于 0, 则说明更大范围内仍可能存在溢出效应, 应继续进行检验; 反之则说明溢出效应到第 k 等份停止, 从而确定了溢出的最大范围是 kh 。基于以上思路, 本文在基准模型(1)中加入邻近组虚拟变量, 通过估计如下方程并对系数 β_k 依次进行假设检验来识别溢出效应:

$$TA_{it} = \pi + \alpha Treat_{it} \times Post_{it} + \sum_{k=1}^K \beta_k R_{ik} + \gamma Control_{it-1} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

其中, R_{ik} 的值由距离变量 X 来决定。在空间类自然实验中, 某个属于控制组的地理单位 i 的

① 小括号中的 1 代表处理发生之后, 0 代表处理发生之前。

X_i 是 i 与其最近的处理组个体之间的距离。借鉴这一思想,非空间类自然实验中的溢出效应估计也可以基于经济变量计算与处理组的最短距离并为 X 赋值,对于本文来说即企业 i 的上一年度合并财务报表总收入与 55 亿元的填报国别报告门槛的距离(见图 2)。

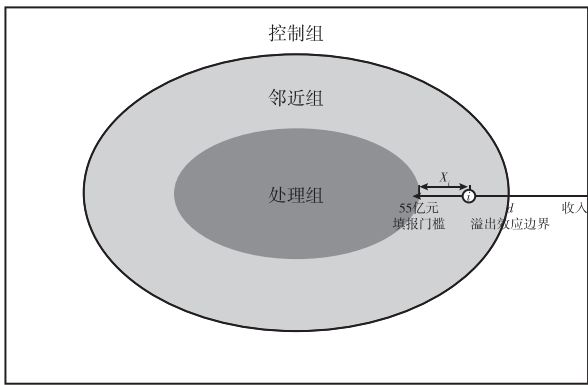


图 2 国别报告抑制企业避税的溢出效应

具体而言,本文定义的 X 为:

$$X_{it} = \begin{cases} 0, & Treat_{it} = 1 \\ 5500 - Income_{it-1}, & Treat_{it} = 0 \end{cases} \tag{8}$$

其含义是,当某个企业 i 属于处理组 ($Treat_{it} = 1$) 时, i 到处理组的距离 X_{it} 应为 0;当 i 属于控制组 ($Treat_{it} = 0$) 时, X_{it} 由 55 亿元门槛与上一年度合并财务报表总收入 $Income_{it-1}$ 相减得到。出于程序计算精度考虑,这里的总收入单位取百万元。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

表 2 报告了根据模型(1)估计的基准回归结果。列(1)~(3)以实际税率 ETR 为被解释变量,第(1)列同时控制了企业和年份固定效应,未添加控制变量而仅放入交互项 $Treat \times Post$,其估计系数显著为正。列(2)进一步增加控制变量,结果未发生显著变化,系数大小为 0.012,说明相较于平均值,国别报告的实施使跨国企业实际税率上升约 7.4% (0.012/0.163),两列结果均表明国别报告的实施有效抑制了跨国企业避税,支持了本文的假设 1。

为进一步消除行业内相关性的影响,列(3)将标准误差更改为在行业层面聚类,^①双重差分估计系数依然显著为正,这表明不同的固定效应组合和聚类层次不影响结论稳健性。列(4)~(6)以 $TaxDiff$ 为被解释变量,双重差分估计系数均为负并显著异于 0,其含义是国别报告使得处理组企业的名义税率和实际税率之差显著缩小,同样表明该制度的实施降低了跨国企业的避税程度。

① 本文同时也进行了残差在省份层面聚类的实证检验,限于篇幅而未汇报,感兴趣的读者可向作者索取。

表 2 基准回归结果						
变量	(1) <i>ETR</i>	(2) <i>ETR</i>	(3) <i>ETR</i>	(4) <i>TaxDiff</i>	(5) <i>TaxDiff</i>	(6) <i>TaxDiff</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0. 011 ** (2. 144)	0. 012 ** (2. 339)	0. 012 *** (3. 051)	− 0. 014 *** (− 2. 626)	− 0. 014 *** (− 2. 714)	− 0. 014 *** (− 3. 347)
<i>lnSize</i>		0. 002 (0. 632)	0. 002 (0. 792)		− 0. 003 (− 0. 748)	− 0. 003 (− 0. 780)
<i>Stru</i>		0. 004 (1. 419)	0. 004 (1. 270)		− 0. 004 (− 1. 392)	− 0. 004 (− 1. 125)
<i>Rer</i>		− 0. 012 * (− 1. 942)	− 0. 012 *** (− 3. 217)		0. 013 ** (2. 172)	0. 013 *** (3. 027)
<i>Profit</i>		− 0. 035 * (− 1. 846)	− 0. 035 ** (− 2. 504)		0. 027 (1. 423)	0. 027 * (1. 861)
<i>Lev</i>		− 0. 003 ** (− 2. 203)	− 0. 003 *** (− 4. 015)		0. 003 ** (2. 508)	0. 003 *** (4. 289)
<i>Growth</i>		0. 003 (0. 727)	0. 003 (1. 231)		− 0. 002 (− 0. 533)	− 0. 002 (− 0. 891)
<i>Ppe</i>		0. 000 (0. 004)	0. 000 (0. 003)		− 0. 026 (− 1. 253)	− 0. 026 (− 0. 998)
企业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
残差聚类层面	企业	企业	行业	企业	企业	行业
观测值	8030	7937	7937	8030	7937	7937
Adj. R ²	0. 278	0. 283	0. 283	0. 216	0. 219	0. 219

注：(1)括号内为 t 值，标准误差经过了异方差稳健处理。(2)***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平下显著。(3)仅包含一个观测值的组别在固定效应组内估计中会高估系数显著性，故本文剔除了部分观测值，使得回归中使用的实际观测数少于描述性统计所汇报的观测数。如无特殊说明，下同。

(二)平行趋势检验

使用双重差分法的前提是处理组和控制组满足平行趋势假定，即如果不存在国别报告政策，两组的避税程度趋势应当相同。为此，本文采用事件史分析方法构建如下计量模型，检验了平行趋势假设：

$$TA_{it} = \pi + \alpha_k \sum_{k=-5}^4 Treat_{it} \times Post_{t_0}^k + \gamma Control_{it-1} + \delta_i + \mu_t + \varepsilon_{i,t}$$

(9)

其中， $Post_{t_0}^k$ 为时间虚拟变量，下标 t_0 表示政策冲击发生的时点（本文为我国与企业投资地进行国别报告信息交换的年份），上标 k 表示相对于政策实施年份的第 k 年（ $k \in [-5, 4]$ ， $k = 0$ 代表

国别报告信息交换实施的当年,也是平行趋势假设的基准年)。当 $t - t_0 = k$ 时, $Post_{t_0}^k = 1$; 当 $t - t_0 = k$ 时, $Post_{t_0}^k = 0$ 。其他变量的含义与基准模型一致。结果如图 3 所示。可以看出在国别报告实施前 ($k < 0$), 各年份的交互项估计系数均不显著异于 0, 说明处理组和控制组企业的避税程度在政策发生前保持相同的变化趋势, 平行趋势假定成立。自填报国别报告政策开始后 ($k \geq 0$), ETR 对应交互项的回归系数呈上升趋势, $TaxDiff$ 对应交互项的估计系数呈下降趋势且系数逐渐开始显著异于 0, 表明国别报告的实施抑制了处理组企业的避税行为。

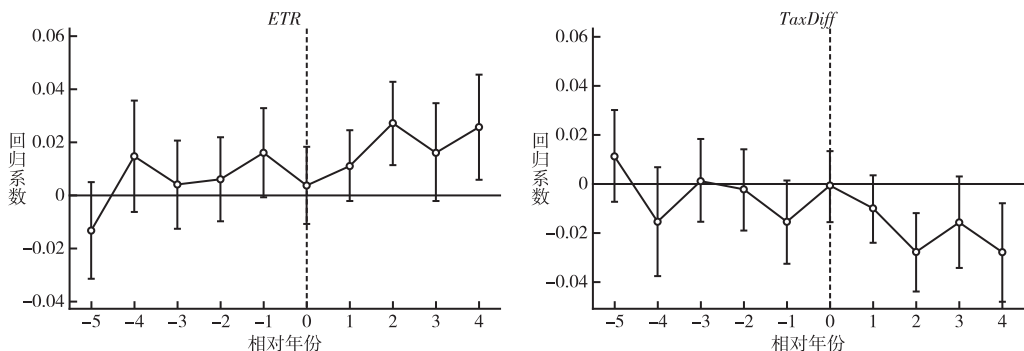


图 3 平行趋势检验

注:图中置信区间为 95%,横轴表示以每个个体接受处理的年份为基准的相对年份,纵轴表示各年份虚拟变量回归系数的大小。

(三) 稳健性检验^①

本文对基准回归结果进行了一系列稳健性检验。(1)控制了样本期内其他可能影响企业避税的政策,包括同期资料、“金税三期”工程、税收情报交换协定和金融账户涉税自动信息交换(CRS)。(2)替换被解释变量:使用了常用的账税差异指标(BTD)^②和名义税率与现金实际有效税率差异($CashTD$)作为被解释变量。(3)收入操纵检验:通过检验企业是否操纵总收入以低于 55 亿元的填报门槛避免填报国别报告,来缓解样本自选择的隐忧。(4)不考虑信息交换:采用单期双重差分法,检验我国 2016 年单边实现国别报告制度对企业避税的影响。(5)增加控制变量:参考相关文献(陈德球等,2016;张瑶,2018),在模型中添加托宾 Q 值($Tobin_Q$)、企业员工人数的对数值($\ln Empl$)和企业是否由四大会计师事务所审计($Big4$)等变量。(6)安慰剂检验:通过随机划分伪处理组来排除偶然因素影响。上述检验均证明了本文基准回归结果的稳健性。

(四) 机制分析

1. 缓解信息不对称

根据本文的理论分析,国别报告通过缓解税务机关和纳税人之间的信息不对称,使税务机关掌握了更多的跨国企业信息,提高了税收征管效率,从而促使跨国企业主动和被动纳税遵从。因此,税务机关的征管效率可以反映税务机关与纳税人之间的信息不对称程度。参考白云霞等(2019)、田彬彬等(2020),本文选取省级层面的税务机关户均查补收入指标,利用交互项回归

① 限于篇幅,稳健性检验未报告详细结果,感兴趣的读者可向作者索取。

② 参考 Desai 和 Dharmapala(2006),本文利用残差法度量账税差异,以剔除盈余管理因素影响。

的方式检验这一机制。户均查补收入定义为:企业所在省税务机关的当年查补收入(亿元)/当年税务机关立案检查企业户数。该指标越高说明税务机关检查一户企业带来的查补收入越高,即税收征管效率越高。数据从《中国税务稽查年鉴》中手动整理得到。基于户均查补收入构造虚拟变量 *Detect*:当企业所在省份的税务机关户均查补收入大于样本中位数时,赋值为 1,反之赋值为 0。

机制检验结果如表 3 所示,表明国别报告的实施通过增加税务机关查补收入,对企业实际税率产生正向影响,且缩小了企业名义税率与实际税率之差。这一结果说明国别报告通过为税务机关提供更多信息,提高税务机关征管效率,进而抑制企业避税,支持了本文的假设 2。

表 3 机制分析

变量	缓解信息不对称机制		增加声誉成本机制	
	(1) <i>ETR</i>	(2) <i>TaxDiff</i>	(3) <i>ETR</i>	(4) <i>TaxDiff</i>
<i>Detect × Treat × Post</i>	0. 025 ** (2. 439)	- 0. 015 * (- 1. 814)		
<i>Pressure × Treat × Post</i>			0. 012 *** (3. 051)	- 0. 014 *** (- 2. 714)
<i>Detect</i>	- 0. 005 ** (- 2. 468)	0. 004 * (1. 798)		
<i>Treat × Post</i>	- 0. 012 (- 0. 992)	0. 004 (0. 419)		
控制变量	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	7955	7955	7937	7937
Adj. R ²	0. 050	0. 021	0. 283	0. 219

注:在增加声誉成本机制检验中,由于变量间存在多重共线性而仅添加了交互项。

2. 增加声誉成本

为检验声誉成本是否为国别报告抑制企业避税的机制,本文以公众舆论压力作为声誉成本的代理变量进行分析。在有关企业避税的不利公众舆论压力下,企业社会形象受损、经营遭受损失,避税成本增加,进而减少避税行为(Dyreng 等,2016)。因此,舆论压力能够反映企业声誉成本。本文用企业当年被报道的涉税负面新闻的次数度量公众舆论压力,通过爬虫程序在百度搜索“企业名称”+“避税”等一系列企业涉税负面行为关键词,从中筛选了 2010—2019 年 136 家主要新闻媒体和财经类论坛^①的涉税负面新闻报道网页,统计企业每年被报道次数,生成公众舆论压力变量。

① 新闻媒体包括新华网、搜狐网、每日经济新闻等主流新闻媒体,以及《北京商报》、《长沙晚报》和南海网等地方性媒体,财经类论坛包括雪球、股吧等网站。

根据该变量构造虚拟变量 *Pressure*, 若公众舆论压力大于样本中位数则赋值为 1, 反之赋值为 0。由于考虑到涉税负面新闻报道次数和企业避税程度之间有较强的反向因果导致的内生性问题, 本文将 *Pressure* 变量做滞后一期处理。

交互项回归结果如表 3 中列 (3) 和列 (4) 所示。*Pressure* × *Treat* × *Post* 的系数在列 (3) 中显著为正, 而在列 (4) 中显著为负, 表明国别报告通过增加企业涉税负面新闻报道次数, 提高了企业实际税率、降低了名义税率与实际税率之差。这提供了国别报告增加声誉成本和抑制企业避税的经验证据, 支持了本文的假设 3a。

(五) 溢出效应

本文进而估计模型 (7), 以验证国别报告对企业避税的抑制效果是否存在溢出效应, 估计结果如表 4 所汇报。首先同时使用去一法和十折交叉验证程序决定最优带宽, 结果均表明使 RMSE 最小化的最优带宽 $h_{cv} = 4$, 即应以总收入 400 万元为步长进行分组; 计算得出的最小 RMSE 均在 0.09 附近, 表明模型估计的误差较小。随后根据迭代法进行系数假设检验的结果表明, 只有系数 β_1 通过显著性检验, 其余 R_k 变量的系数均不显著, 故仅在模型中加入了 R_1 变量, 表示处理组门槛 55 亿元与该组企业总收入之差在 0 ~ 400 万元, 因此计算的最大溢出范围为 4 (单位为百万元)。

表 4 列 (1) ~ (2) 以 *ETR* 为被解释变量, 可以发现无论添加控制变量与否, R_1 的系数 β_1 都约为 0.15 并在 1% 的水平下显著, 与平均处理效应的方向一致, 表明国别报告对邻近填报门槛的企业实际税率有显著的提高作用。同时 *Treat* × *Post* 的系数均显著为正, 表明剔除溢出效应带来的偏误后, 政策对处理组企业实际税率仍有明显提高作用, 印证了基准结论的稳健性。列 (3) ~ (4) 使用 *TaxDiff* 为被解释变量, 在添加控制变量前后 R_1 的系数分别为 -0.080 和 -0.078, 并均通过 1% 水平的显著性检验, 表明国别报告降低了邻近组企业的名义税率与实际税率差距, 同样与平均处理效应的方向一致。在稳健性方面, *Treat* × *Post* 的系数为负并分别通过 5% 和 10% 的显著性检验, 表明剔除溢出效应后国别报告对处理组企业避税程度的抑制作用依旧显著。

表 4 溢出效应估计结果

变量	(1) <i>ETR</i>	(2) <i>ETR</i>	(3) <i>TaxDiff</i>	(4) <i>TaxDiff</i>
<i>Treat</i> × <i>Post</i>	0.011 * (1.932)	0.012 ** (2.088)	-0.014 ** (-2.377)	-0.014 ** (-2.440)
R_1	0.152 *** (40.682)	0.151 *** (29.368)	-0.080 *** (-20.624)	-0.078 *** (-14.603)
控制变量	未控制	控制	未控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
最大溢出范围 (百万元)	4	4	4	4
均方根误差 RMSE	0.092	0.091	0.093	0.093

续表 4

变量	(1) <i>ETR</i>	(2) <i>ETR</i>	(3) <i>TaxDiff</i>	(4) <i>TaxDiff</i>
最优带宽 h_{cv} (百万元)	4	4	4	4
Adj. R^2	0.281	0.286	0.218	0.222
观测值	8093	7997	8093	7997

注:表中 R_1 代表邻近组虚拟变量,当处理组门槛 55 亿元与该组企业总收入之差在 0~400 万元时取值为 1,反之取值为 0;最大溢出范围为估计方程(7)对邻近组系数逐个进行显著性检验,得到的溢出距离的最大值。最优带宽 h_{cv} 依据去一法和十折交叉验证程序得到。

以上结果均表明,国别报告对总收入 55 亿元门槛以下 0~400 万元企业的避税行为有显著抑制效果,即产生了反避税溢出效应,这一发现支持了本文的假设 4。同时观察发现 400 万元的溢出范围是一个相对较小的区间,这说明溢出效应的影响相对有限。距离 55 亿元填报门槛较远的企业受该政策的影响并不明显,这表明目前国别报告的反避税威慑效果仍有待提高。

(六)异质性分析^①

本文还针对基准回归结果展开了一系列异质性分析。(1)企业投资地的国别报告信息交换参与程度。本文用投资地所建立的国别报告双边自动信息交换关系数量^②来代表其信息交换参与程度,依据该变量中位数进行分组回归。结果显示,企业投资地的国别报告信息交换参与程度越高,企业避税越能得到有效的抑制。(2)企业投资地的信息交换完整性。依据投资地是否被 OECD 同行审议报告指出缺乏保障信息交换完整性的规则或书面程序,本文进行分组回归。结果显示,当企业投资地的信息交换完整性更高时,国别报告抑制企业避税的效果更显著。这是由于如果国别报告信息交换不完整,则各主管当局获取的信息不一致,从而企业有动机在不同投资地填报不同的信息,通过操纵财务数据来避税(Evers 等,2016)。(3)企业的研发投入。本文用研发支出与营业收入之比衡量研发投入的大小。按照研发投入高低分组的回归结果显示,国别报告对研发投入更高的企业具有更加显著的抑制避税的效果。由于研发活动形成的专利等无形资产价值难以评估、可转移性强且能够带来超额利润,企业往往可以通过权利分离、合作研发等方式将专利转移至低税国,从而实现避税,而国别报告披露的内容有针对性地抑制了这一避税现象。

五、结论与启示

国际税收中的涉税信息披露制度推动了各国税务主管当局间的跨境税源监管合作,是改善税收透明度与确定性、遏制跨国企业税基侵蚀和利润转移的重要政策工具,有助于推动国际税收治理体系建设。在此背景下,本文基于名录《我国对外直接投资》中的上市企业 2010—2019 年面板数据,利用双重差分法检验了国别报告这一涉税信息披露制度对我国跨国企业避税的影响,得到如下结论。(1)国别报告有效抑制了跨国企业避税,使企业实际税率相对平均上升 7.4%。(2)国

① 限于篇幅,异质性分析未报告详细结果,感兴趣的读者可向作者索取。
② 数据来自 OECD 于 2018/2019 年度发布的第二阶段同行审议报告。

别报告具有反避税溢出效应,使总收入在填报门槛以下 400 万元范围内的企业避税程度降低。(3)国别报告主要通过缓解税务机关和企业之间的信息不对称和增加声誉成本两个机制影响避税。(4)国别报告的抑制避税作用具有异质性,企业投资地参与国别报告信息交换越积极、信息交换越完整,企业避税程度降低越显著;研发支出更多的企业受国别报告影响更大,避税程度降低更显著。

本文的研究结论对我国税收征管具有如下启示。首先,应加快推进《税收征管法》中针对涉税信息的修订工作,积极探索完善适合我国国情的涉税信息披露制度。考虑到涉税信息披露的溢出效应,应审慎使用涉税信息,在保障企业关键信息使用合规性和保密性的前提下,公开不涉及企业关键信息的避税案例进行反避税宣传。其次,持续完善国别报告制度的实施细节,充分利用并扩大国别报告的反避税威慑作用。一方面,积极参与国别报告信息交换,并增加保障国别报告信息交换完整性的程序;另一方面,对不依法填报国别报告的企业加大惩罚力度,对真实填写、及时报送国别报告的企业予以一定的激励措施。如可作为企业年度纳税信用评级考量的参考指标,促进企业自觉遵从。最后,继续深度参与国际税收合作,增强国际税收规则制定的话语权,结合中国企业逃避税行为和投资决策的异质性特征,提出更多基于中国国际税收管理实践经验的改革方案。

参考文献:

- 白云霞、唐伟正、刘刚:《税收计划与企业税负》,《经济研究》2019 年第 5 期。
- 陈德球、陈运森、董志勇:《政策不确定性、税收征管强度与企业税收规避》,《管理世界》2016 年第 5 期。
- 樊勇、李昊楠:《税收征管、纳税遵从与税收优惠——对金税三期工程的政策效应评估》,《财贸经济》2020 年第 5 期。
- 何杨、李晓荣:《BEPS 第 13 项行动计划全球落地情况与影响》,《国际税收》2021 年第 4 期。
- 李林木、于海峰、汪冲、付宇:《赏罚机制、税收遵从与企业绩效——基于纳税信用管理制度的研究》,《经济研究》2020 年第 6 期。
- 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》,《中国工业经济》2019 年第 3 期。
- 田彬彬、陶东杰、李文健:《税收任务、策略性征管与企业实际税负》,《经济研究》2020 年第 8 期。
- 魏俊:《疏议我国受控外国企业反避税规则——以山东省某受控外国公司(CFC)特别纳税调整案为例》,《税务研究》2018 年第 8 期。
- 许红梅、李春涛:《社保费征管与企业避税——来自〈社会保险法〉实施的准自然实验证据》,《经济研究》2020 年第 6 期。
- 杨海生、柳建华、连玉君、江颖臻:《企业投资决策中的同行效应研究:模仿与学习》,《经济学(季刊)》2020 年第 4 期。
- 张克中、欧阳洁、李文健:《缘何“减税难降负”:信息技术、征税能力与企业逃税》,《经济研究》2020 年第 3 期。
- 张瑶:《情报交换协定是否能遏制企业的税基侵蚀和利润转移行为》,《世界经济》2018 年第 3 期。
- Alm, J., Hawley, Z., Lee, J. M., & Miller, J. J., Property Tax Delinquency and Its Spillover Effects on Nearby Properties. *Regional Science & Urban Economics*, Vol. 58, No. 5, 2016, pp. 71 – 77.
- Angelucci, M., & Maro, V. D., Program Evaluation and Spillover Effects. SPD Working Papers, 2010.
- Bauckloh, T., Hardeck, I., Wittenstein, P., & Zwergel, B., Spillover Effects of Tax Avoidance on Peers' Firm Value. *The Accounting Review*, Vol. 96, No. 4, 2021, pp. 51 – 79.
- Clarke, D., Estimating Difference – in – Differences in the Presence of Spillovers. MPRA Paper, 2017.
- Desai, M. A., & Dharmapala, D., Corporate Tax Avoidance and High-powered Incentives. *Journal of Financial Economics*, Vol. 79, No. 1, 2006, pp. 145 – 179.
- Dyregang, S. D., Hanlon, M., & Maydew, E. L., The Effects of Executives on Corporate Tax Avoidance. *The Accounting Review*, Vol. 85, No. 4, 2010, pp. 1163 – 1189.
- Dyregang, S. D., Hoopes, J. L., & Wilde, J. H., Public Pressure and Corporate Tax Behavior. *Journal of Accounting Research*,

Vol. 54, No. 1, 2016, pp. 147 – 186.

20. Evers, M. , Meier, I. , & Spengel, C. , Country-by-Country Reporting: Tension between Transparency and Tax Planning. ZEW-Centre for European Economic Research Discussion Paper, No. 17 – 008, 2016.
21. Hanlon, M. , Country-by-Country Reporting and the International Allocation of Taxing Rights. IBFD Working Paper, 2018.
22. Hanlon, M. , & Heitzman, S. , A Review of Tax Research. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 50, No. 2 – 3, 2010, pp. 127 – 178.
23. Hope, O. K. , Ma, M. S. , & Thomas, W. B. , Tax Avoidance and Geographic Earnings Disclosure. *Journal of Accounting and Economics*, Vol. 56, No. 2 – 3, 2013, pp. 170 – 189.
24. Hugger, F. , The Impact of Country-by-Country Reporting on Corporate Tax Avoidance. Working Paper, 2019.
25. Joshi, P. , Does Private Country-by-Country Reporting Deter Tax Avoidance and Income Shifting? Evidence from BEPS Action Item 13. *Journal of Accounting Research*, Vol. 58, No. 2, 2020, pp. 333 – 380.
26. Lieberman, M. B. , & Asaba, S. , Why Do Firms Imitate Each Other?. *Academy of Management Review*, Vol. 31, No. 2, 2006, pp. 366 – 385.
27. Olbert, M. , & De Simone, L. , Real Effects of Private Country-by-Country Disclosure. Working Paper, 2021.
28. Slemrod, J. , Tax Compliance and Enforcement. *Journal of Economic Literature*, Vol. 57, No. 4, 2019, pp. 904 – 954.

Tax Information Disclosure, Tax Avoidance and Spillover Effect: Evidence from Country-by-Country Reporting

FAN Yong, ZHU Qinyao (Central University of Finance and Economics, 100081)

LIU Jianglong (Fudan University, 200433)

Abstract: Tax information disclosure policies are substantial instruments for improving tax transparency and deterring BEPS behaviors in international taxation governance. This paper studies the impact of tax information disclosure on MNEs' tax avoidance through Country-by-Country Reporting (CbCR) as well as its information exchange implemented in China since 2016. Based on a sample of listed Chinese MNEs that have FDI behaviors spanning over 2010 – 2019, we find CbCR significantly deters MNEs' tax avoidance by relatively raising firms' effective tax rate by 7.4% on average. With an adjusted difference-in-differences model in the presence of spillover, we further document a spillover effect that reduces tax avoidance of MNEs whose total revenues are 4 million yuan or less below the 5.5-billion-yuan CbCR reporting threshold. Mechanism analysis suggests that the deterring effect is attributed to both alleviation of information asymmetry between firms and tax authorities, and the increase in firms' reputation costs. Moreover, cross-sectional analysis shows that the policy impact is more pronounced for MNEs investing in tax jurisdictions which are more active in exchange information and where information is more fully exchanged, and also for MNEs with higher R&D expenditures. Our findings substantiate the effectiveness of tax information disclosure policies such as CbCR, and provide tax authorities with specific suggestions to improve regulation.

Keywords: Tax Information Disclosure, Tax Avoidance, Spillover Effect, Country-by-Country Reporting, Information Exchange

JEL: F23, H25, H26

责任编辑: 汀 兰