

出口退税会给农业供给侧结构性改革带来逆向选择行为吗

——来自虚假贸易的经验证据

刘舜佳¹，徐新龙²

(1. 湖南农业大学 商学院, 湖南 长沙 410128; 2. 湖南师范大学 旅游学院, 湖南 长沙 410081)

摘要: 本文从 WITS 数据库截取 2002—2016 年 6 分位编码的农产品贸易数据, 研究 2009 年我国出口退税政策调整是否给农业供给侧结构性改革带来虚假出口这一逆向选择行为。基于双重差分模型的检验显示: 出口退税率提高与农产品虚假出口构成因果关系, 即使控制多维固定效应和平行时间趋势、伪造退税时间节点和退税品种、更换控制组、考虑进口逃税之后亦如此; 与拉丁美洲和加勒比、撒哈拉以南地区以及与中高收入国家达成的出口协议较易发生出口骗税; 13% 比 15% 的出口退税率更易引发出口骗税, 政策时滞效应为三年。

关键词: 出口退税; 虚假贸易; 双重差分

[中图分类号] F752.1 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4034(2021)06-0018-16

引 言

推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局, 是党中央根据我国发展阶段、环境、条件变化作出的战略决策, 是事关全局的系统性深层次变革。新发展格局虽然强调要以国内大循环为主体, 但是国内国际双循环相互促进也至关重要, 以国内大循环为主体, 绝不是关起门来封闭运行。经济全球化仍是历史潮流, 各国分工合作是长期趋势, 国际经济交往是世界经济发展的内在规律, 要更好地利用国际国内两个市场、两种资源。

党中央关于对外开放的最新讲话精神与深化农业供给侧结构性改革一脉相承。

[收稿日期] 2021-05-09

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“中国农产品出口贸易包容性增长研究”(19BJY170)

[作者简介] 刘舜佳(1980—), 男, 湖南茶陵人, 湖南农业大学商学院教授、硕士生导师, 博士, 研究方向: 农产品国际贸易; 徐新龙(1987—), 男, 湖南耒阳人, 湖南师范大学旅游学院副教授、硕士生导师, 博士, 研究方向: 乡村旅游经济

农业供给侧结构性改革目的是要提高农业供给体系质量和效率,使农产品供给数量充足、品种和质量契合消费需要,形成结构合理、保障有力的农产品有效供给。而来自国际市场的农产品需求信息反馈,就是充分利用国际市场和外来资源,深化农业供给侧结构性改革的有力手段。国际市场的高度竞争性、成熟市场经济体对高质量农产品的进口标准,以及国外对农业规模化经营、对农产品精深加工和绿色无公害原产地认证等做法,都可被借鉴用来推进我国农业供给侧结构性优化,利用源于海外成熟市场的有效需求来带动国内农产品供给质量提升和供给数量增长,激发国内市场对农产品的衍生需求,最终在农业生产和消费领域实现国内国际双循环的相互促进。

为了让农产品走出去、农业技术引进来,国家制订了一系列贸易政策,希望利用国际市场来提振国内农产品供给端的创新,出口退税就是其中之一。出口退税是对出口货物退还在国内生产环节和流转环节征收的增值税和消费税,作为符合WTO规定的国际惯例,出口退税避免国际双重课税,可以减轻出口企业成本压力,对于当前增长方式仍处于转型期、难以实现规模化和产业化经营的我国农业而言,有助于依靠价格竞争优势来增加与国际市场的接触,获取农产品消费端的最新需求反馈,推动国内农业供给侧结构性改革。

已有研究表明,出口退税率提高带来贸易促进效应(Chao等,2001;Chen等,2006;谢建国和陈莉莉,2008;王孝松等,2010;Chandra和Long,2013;袁劲和刘启仁,2016),扩张出口集约边际(An等,2017),增加产品出口生存度(靳玉英和胡贝贝,2017;Anwar等,2019),而出口退税率下降不仅减少出口企业数量,还会使企业出口转内销(刘晴等,2020)。由此可见,出口退税政策为国内生产供给端利用国际市场进行自身结构性优化创造了机遇。相关研究进一步指出,出口退税提升国内生产附加值(刘信恒,2020)和利润空间(袁劲,2016)、增加企业创新投入(何辉和樊艺璇,2018)、提升出口产品技术复杂度(夏飞等,2020)和出口产品质量(刘怡和耿纯,2016)。

出口退税的本意是希望涉农企业借助这一政策便利性来扩大对外出口,为国内农业生产供给端的结构优化提供更多利用国际市场资源的机遇,如吸收国外农业先进生产技术以及紧跟国际市场农产品消费潮流,但是否也有企业并未积极利用这一机遇来实现自身供给端创新,反而采取了逆向选择行为?国家税务总局网站推出重大税收违法失信案件信息公布栏,定期公布出口企业伪造出口单据、虚报出口单价和出口数量、虚开抵税发票等出口骗税案件,也查处了一批农产品出口骗税企业。2017年税务稽查重点工作要求对出口骗税行为采取惩罚措施,遏制出口骗税行为。

出口骗税造成海关虚假贸易统计,理论研究亦指出我国贸易数据统计存在虚假贸易问题(Liu,2013;吴海英和徐奇渊,2014;Liu等,2016),姚枝仲(2008)、张明(2011)、吴海英和徐奇渊(2014)对我国真实出口规模的估算也认为存在一定的虚假贸易统计。虚假贸易造成我国出口统计失真,干扰政府对宏观经济形势的判断,还涉及金融骗贷行为,造成金融资源错配。目前,我国的虚假贸易研究大都

基于规避资本管制的套汇动机 (Gunter, 2004; Ferrantino 等, 2012) 以及避税 (Fisman 和 Wei, 2004; Fisman 等, 2008; Yang, 2008), 较少涉及出口退税, 仅李红等 (2019) 考察了 2008 年机电产品出口退税率调高所带来的虚假出口。

虚高农产品出口的骗税行为, 使我国农业并没有受益于国际市场资源来推进自身供给侧结构性改革, 反而损害了农业诚实经营者的利益, 增加政府对农业宏观经济运行态势的误判。自 2008 年发生全球金融危机以后, 我国 2009 年农产品出口额为 382.37 亿美元, 基本与 2008 年的 388.3 亿美元持平, 没有表现出明显下滑, 但接下来的两年农产品出口额反而出现飞速增长。2010 年 476.26 亿美元的农产品出口额较之 2009 年增长 24.55%, 2011 年 586.17 亿美元的农产品出口额较之 2010 年又实现了 23.08% 的增长, 比 2000—2008 年期间 12% 的农产品年均出口增速提高了近一倍。在金融危机导致全球经济滞涨、消费低迷的情况下, 我国农产品出口贸易却逆势上扬, 确实令人不解, 而同期恰恰又是我国农产品出口退税率大幅上调阶段, 这就有理由推测出口退税率的提高与农产品虚假出口之间存在某种因果关联。本文将 2009 年中国农产品出口退税率提高这一事件当作随机实验, 采用双重差分模型 (倍差法, Difference-in-difference) 检验出口退税政策调整与农产品虚假出口之间是否存在因果关系。

一、2009 年农产品出口退税政策

自 2008 年爆发全球金融危机之后, 我国为维持外贸出口对经济增长的拉动作用, 于当年开始逐步提高一系列产品的出口退税率。财税〔2009〕88 号文件决定于 2009 年 6 月 1 日起, 在 HS 标准的 6 分位编码层面上, 对 319 种农产品提高出口退税率^①, 占全部农产品出口品种的 38.16%; 其中, 13 种农产品出口退税率提高到 5%, 占调整品种的 4.1%, 66 种农产品出口退税率提高到 13%, 占调整品种的 20.7%, 而 240 种农业深加工产品的出口退税率上调到 15%, 占调整品种的 75.2%。

本文对农产品范围的界定参照谭晶荣等 (2016), 其中, HS2002 标准下第 1 至第 23 章为动物、谷物、林业、热带农产品, 第 24 至第 26 章为农业用原材料产品, 第 29、第 33、第 35、第 38、第 41、第 43、第 50、第 51、第 52、第 53 章下辖的若干 6 分位编码产品划归到其他农产品。热带农产品是本轮出口退税政策调整的主要目标, 调整品种高达 138 种, 其中 107 种被提升到最高档次; 调整品种第二多的则是动物类产品, 有 116 种, 其中有 70 种被提升到最高档次; 居第三位的是谷物类产品, 有 52 种; 林业类产品、原材料产品和其他农产品所涉及的品种较少, 总计 13 种; 而第 1、第 2、第 6、第 8、第 10、第 14 章则没有任何品种涉及出口退税率变动, 见表 1。

^①2009 年 HS2002 标准下农产品数据 (6 分位编码) 取自世界银行 WITS 数据库链接的 Comtrade 数据库, 以我国作为报告国调取数据。我国海关在 HS 六分位编码后增加了 4 位编码, 本文就提高出口退税率的农产品清单与 HS 六分位编码进行对照, 确定 319 种农产品提高了出口退税率。

表1 财税〔2009〕88号文件出口退税调整内容

农产品分类	上调出口退税率的农产品品种(6分位编码)
动物类产品	第3、第4、第5、第15、第16章116种,分别有46和70种产品将出口退税率上调到13%和15%
热带农产品	第7、第9、第17、第18、第20、第22、第23章138种,分别有12、19和107种产品将出口退税率上调到5%、13%和15%
谷物类产品	第11、第12、第19、第21章52种,分别有1和51种产品将出口退税率上调到5%和15%
林业类产品	第13章5种,出口退税率上调到15%
原材料产品	第24章6种,出口退税率上调到15%
其他农产品	第50、第52章2种,分别将出口退税率上调到13%和15%

2009年农产品出口退税政策调整为本文基于双重差分模型甄别出口骗税行为提供了较为理想的政策效果研究机会,本文将政策效果研究的窗口时间限定于2002—2016年,原因如下:已有研究将中国自改革开放以来的出口退税政策划分为若干阶段(耿纯,2019),其中自1997年亚洲金融危机的影响逐步消退以后,2004—2007年为中国出口退税率逐步降低阶段,而自2008年暴发国际金融危机之后,2009年重启新一轮出口退税政策调整,逐步上扬出口退税率,这其中就包括农产品。通过登录国家税务总局网站查阅出口退税政策,发现仅2003年出台的财税〔2003〕222号文件提高了17种农产品出口退税率,随后若干年直至2008年均存在逐步下调农产品出口退税率,这与2009年期间出台的财税〔2009〕88号文件将319种农产品出口退税率普遍调整到13%~15%相比,2009年之前,涉农企业出口骗税动机要明显弱于2009年之后,自2016之后又开始逐步取消之前调高的出口退税率以恢复到正常水平。本文采用HS2002标准下6分位编码的农产品贸易数据,因此对于本文限定的时间窗口,以2009年为界,存在两个差异非常明显的区间,其中2002—2008年,相对而言可视为无出口骗税动机的时间窗口,而2009—2016则可视为存在较大出口骗税动机的时间窗口。

二、双重差分模型及数据样本

(一) 双重差分模型

双重差分模型(DID)以政策出台年份为时间节点,同时设定受政策影响的处理组和不受政策影响的对照组,将这两组各自在政策时间节点前后的变化进行对比(两次差分),若差异明显,则可将其归咎为政策实施效果。该方案常用于贸易政策效果评估(王孝松,2010;范子英和田彬彬,2014;刘怡等,2017)。本文实证模型设定如下:

$$Gap_{jit} = \alpha + \beta \times TD_i + \gamma \times GD_i + \delta \times TD_i \times GD_i + \theta \times Tar_{jit} + \rho \times Dis_j + FE_j + FE_i + FE_t + FE_j \times FE_i + FE_j \times FE_t + FE_i \times FE_t + u_{jit} \quad (1)$$

式(1)中, Gap_{jit} 为中国于 t 年对 j 国第 i 种农产品的虚假出口金额; TD_i 为

2009年农产品出口退税政策实施的时期虚拟变量,当 $t < 2009$ 时, $TD_t = 0$,当 $t \geq 2009$ 时, $TD_t = 1$ ^①; GD_i 为2009年农产品出口退税政策实施的组别虚拟变量,当 i 属于受出口退税政策影响的品种时(即出口退税率提高的品种), $GD_i = 1$,反之则 $GD_i = 0$; $TD_t \times GD_i$ 为时期虚拟变量和组别虚拟变量的交互项,其参数 δ 的估计结果若为正且显著,则表明出口退税率的提高助长了农产品虚假出口;参照李红等(2019)做法,加入进口国所征收的农产品进口关税(Tar_{ju})和国家间地理距离(Dis_j)作为控制变量。另外,本文还在模型中设定进口国别(FE_j)、贸易品种(FE_i)、贸易年份(FE_t)这三维固定效应及其两两叉乘的复合固定效应($FE_j \times FE_i$ 、 $FE_j \times FE_t$ 、 $FE_i \times FE_t$),以排除对农产品品种随机进入处理组和对照组的干扰,防范内生性偏误; u_{ju} 为随机误差项。

(二) 数据样本

1. 农产品虚假出口测度

参照Fisman和Wei(2004)以及李红等(2019)对虚假贸易的测算方案,在出口退税率大幅提高之后,出口商为骗取出口退税,会有强烈动机虚高出口金额,由此造成出口国海关虚假贸易统计;进口商虚高进口金额只会承担更大的进口税负,故没有虚高进口金额的动机,也就不会影响进口国海关的正常贸易统计,因此如果进口国海关和出口国海关各自对同一笔货物贸易统计的差额较大,就可以归结为虚假贸易。但具体到国际贸易实务,出口国海关与进口国海关对同一笔货物的贸易金额统计通常分别基于FOB价和CIF价,因此,还要从CIF价当中扣除国际货物运输成本和保险费用,剩余之后部分才可归结为进口国海关对进口货物真实贸易金额的统计。货物国际运输成本和保险费用通常占进口金额的10%~20%,具体推算时以10%为基准,再依据贸易双边之间地理距离进行加成:

$$W_{CHN-j} = 10\% + \frac{Dis_{CHN-j} - \text{Min}(Dis_{CHN-j})}{\text{Max}(Dis_{CHN-j}) - \text{Min}(Dis_{CHN-j})} \times 10\% \quad (2)$$

式(2)中,对于中国(CHN)出口到 j 国的货物, W_{CHN-j} 为运输和保险在进口金额当中所占比重, Dis_{CHN-j} 为中国与 j 国之间地理距离, $\text{Min}(Dis_{CHN-j})$ 和 $\text{Max}(Dis_{CHN-j})$ 分别为中国与所有进口国之间地理距离集的最小值和最大值。将上述运输和保险费用从进口金额当中予以扣除,就得到进口国海关对进口贸易的正常统计值:

$$\text{Trade_im}_{ju} = \text{Import}_{ju} \times (1 - W_{CHN-j}) \quad (3)$$

式(3)中, Import_{ju} 为进口国海关关于 t 年对来源于中国的第 i 种农产品进口金额统计,从中扣除运输和保险占比(W_{CHN-j})后的剩余成分即是对货物的正常贸易金额

^①登录国家税务总局网站查阅出口退税文件,发现2008年之后仅2009年出台的财税〔2009〕88号文件涉及农产品出口退税率提高,而其余出口退税文件“财税〔2009〕14号”“财税〔2009〕57号”“财税〔2010〕57号”“财税〔2016〕92号”调高出口退税率的品种均与农产品无关,大都针对机电、化工和纺织品。因此,对于双重差分模型当中时间虚拟变量的设定,从2009年开始直至2016年均设定为“1”,其余年份则为“0”。

统计 ($Trade_im_{jit}$)，其与出口国海关对同一笔货物的出口金额统计 ($Trade_ex_{jit}$) 之差即为虚假贸易金额 (Gap_{jit})：

$$Gap_{jit} = \ln(Trade_ex_{jit}) - \ln(Trade_im_{jit}) \quad (4)$$

2. 数据样本

数据来自世界银行 WITS 数据库 (Integrated Trade Solution Database)，在 HS2002 六分位编码标准下，首先以中国作为报告国选取 2002—2016 年中国对世界各国农产品出口总额，其次以世界各国作为报告国选取 2002—2016 年来源中国的农产品进口总额。进口关税税率也取自 WITS 数据库。中国与世界各国之间的地理距离数据取自 CEPII 数据库，以双边首都之间的大圈地理距离衡量。删除缺失值后，样本数据总量为 186 178，表 2 为模型变量的描述性统计指标。

表 2 模型变量的描述性统计指标

变量	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值
Gap_{jit}	186 178	-0.038 5	2.122 3	-17.214 5	14.979 2
TD_i	186 178	0.533 2	0.498 9	0	1
GD_i	186 178	0.480 2	0.499 6	0	1
$TD_i \times GD_i$	186 178	0.264 8	0.441 2	0	1
Tar_{jit}	186 178	8.219 2	23.912 4	0	800.3
Dis_j	186 178	8.717 9	0.673 7	6.862 4	9.867 7

注：地理距离为自然对数形式。

三、实证检验结果

(一) 因果关系识别

1. 控制固定效应

对控制了产品品种、进口国国别、年份这三维固定效应及其两两复合固定效应的式 (1) 进行估计，结果见表 3 第 2 列。核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项 ($TD_i \times GD_i$) 的估计值为 0.061 2，且在 1% 的显著性水平上具有统计检验显著性，这就证实了前文所提出的待检命题，即 2009 年所提高的农产品出口退税率，显著促进了中国农产品虚假出口规模的上升，估计结果显示受政策影响 (处理组) 的农产品品种，其出口退税率每增长 1%，就会带来 6.12% 的虚假出口扩张。因此，出口退税率的提高会导致出口企业有更多的动机去伪造贸易合同单据，以达到出口骗税的目的。

2. 控制平行趋势

基于倍差法的因果关系识别，其中一个重要前提假定就是处理组与对照组在受政策冲击前具有可比性，即要求控制组能够作为处理组的反事实参照，据此才能将倍差法估计量认定为政策实施的效果。对事前平行趋势的控制通常采用两种方法：一是通过作图观察政策实施前处理组与对照组各自虚假贸易均值的时间趋势是否大致保持一致，该方案过于粗略；二是在双重差分模型当中依次加入政策实施前各时

期虚拟变量与组别虚拟变量的交互项,通过回归结果来检验交互项的估计值是否显著,若不显著,则可判定政策实施前的处理组与对照组符合事前平行趋势要求,该方法更为规范。本文在基准回归模型(1)式基础上依次加入2002—2008各年时期虚拟变量与组别虚拟变量的交互项($\sum_{h=2002}^{2008} \omega_h \times Year_h \times GD_i$),以此控制组别之间潜在的事前平行趋势。表3第3列为该估计结果,上述7个交互项的估计值均不具有统计检验的显著性,即使在10%的显著性水平上亦是如此^①,这就表明处理组与对照组之间的虚假出口差异,并非源于出口退税政策调整前两个组别之间的系统性偏差,而是2009年提高农产品出口退税率之后所带来的。

表3 出口退税提高对农产品虚假出口影响的因果关系识别

项目	控制固定效应	控制平行趋势	控制伪时间节点	控制伪处理组	控制对照组
TD_i	-0.002 9 (0.021 2)	0.006 1 (0.026 4)	0.023 1 (0.025 4)	0.067 4 (0.034 0)	-0.012 2 (0.030 0)
GD_i	0.349 2*** (0.014 2)	0.332 8*** (0.039 8)	0.332 7*** (0.039 2)	-0.262 9*** (0.075 5)	0.279 3*** (0.041 1)
$TD_i \times GD_i$	0.061 2*** (0.019 3)	0.087 9** (0.046 5)	0.055 4 (0.050 4)	-0.033 6 (0.106 2)	0.115 5** (0.053 3)
Tar_{ju}	0.004 4*** (0.000 2)	0.004 4*** (0.000 2)	0.004 4*** (0.000 2)	0.004 4*** (0.000 3)	0.004 5*** (0.000 2)
Dis_j	-0.109 1*** (0.007 3)	-0.109 3*** (0.007 3)	-0.109 4*** (0.007 3)	-0.239 3*** (0.010 4)	-0.098 4*** (0.007 8)
固定效应	是	是	是	是	是
平行趋势	—	是	—	—	是
R^2	0.046 2	0.046 3	0.046 3	0.015 1	0.043 6
N	186 178	186 178	186 178	96 772	166 062

注:常数项估计值省略,圆括号内为标准差,方括号内为P值;***、**和*分别代表估计系数在1%、5%和10%的水平上显著。下表同。

3. 控制伪时间节点

本文将倍差法估计结果的显著性归功于2009年农产品出口退税政策调整,而非处理组与对照组之间在时间维度上的系统性差异,为此本文可以通过伪造政策实施的时间节点,来对上述因果关系推断进行安慰剂检验。这一稳健性评估的原理在于:若倍差法估计结果的显著性源于处理组与对照组之间在时间维度上的系统性偏差,那么通过伪造出口退税政策调整的时间节点,重构政策的时间虚拟变量(TD_i),基于双重差分模型的估计同样也可以得到显著的结果;反之则可认定倍差

^①篇幅所限,未逐一报告结果,备索。凡备索资料均可登录对外经济贸易大学学术刊物编辑部网站“刊文补充数据查阅”栏目查询、下载。

法估计结果的显著性只能归功于2009年出口退税率提高。由于出口退税政策调整的真实时间节点为2009年,本文以最靠近这一年份的2008年、2007年来伪造政策实施节点,重构政策的时期虚拟变量,重复双重差分模型估计,结果发现倍差法估计结果均不具有统计检验显著性,表3第4列仅报告2008年充作伪时间节点的估计结果。发现重构以后的伪时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项($TD_i \times GD_i$)的估计值为0.0544,即使在10%的显著性水平上也不再具有统计检验的显著性,这就表明之前基于政策真实时间节点的因果关系推断,并不包含虚假政策年份的干扰,而是完全由于2009年所实施的出口退税政策导致。

4. 控制伪处理组

本文将倍差法估计结果的显著性归功于政策干预后在处理组和对照组之间所形成的差异,为了评估这一检验结果在不同组别之间的稳健性,还可以通过伪造处理组,重复双重差分模型估计,以此佐证农产品虚假出口确由农产品出口退税政策调整所致(源于真实处理组),而非不同组别之间内在的系统性差异。具体做法如下:首先从样本当中剔除掉真实处理组,由于第24章及其以上农产品品种主要为农产品原材料及其他农产品,并非传统狭义上的农产品,同时也并非2009年出口退税政策调整的重点品种,因此可将其伪造成处理组品种,样本当中剩余农产品品种则继续充当对照组,以此重构政策的组别虚拟变量(GD_i)。表3第5列估计结果显示,时期虚拟变量与伪组别虚拟变量交互项($TD_i \times GD_i$)的估计值为-0.0336,即使在10%的显著性水平上也不具有统计检验的显著性,这就表明农产品虚假出口确实是在出口退税政策调整所划定的处理组与对照组之间产生,而非不同农产品品种之间内在的系统性差异。

5. 控制对照组

为了进一步验证农产品虚假出口的产生源于出口退税政策调整所致,还可通过更换对照组的农产品品种,来验证处理组与对照组之间虚假出口的显著差异是否具有稳健性。具体做法如下:由于本轮出口退税政策调整并不涉及第1、第2、第6、第8、第10、第14章农产品,即这几章的农产品品种并不存在随机进入处理组和对照组的准实验情况,因此将这几章所涵盖的品种从检验样本当中删除,从而用样本当中的剩余品种充作对照组,以考察检验结果的稳健性。表3第6列时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项($TD_i \times GD_i$)的估计值为0.1155,同样在5%的显著性水平上具有统计检验的显著性,这就很好地说明处理组与对照组之间虚假出口的显著差异确由出口退税政策调整所致,即使更换不同的对照组样本,这一结论也同样具有稳健性,并非由不同组别之间的内在系统性差异所致。

(二) 分样本估计结果

1. 进口国海关监管的差异性

出口骗税行为的存在与海关监管不无关系,不同地区海关监管的严密性以及税法制度的健全性,无论是对逃税还是骗税行为都有着严密的防范。Kim和Kose(2014)指出,海关统计监管体制在不同国家存在显著差异,对于市场经济成熟国

家而言,通常都会有一整套完善的海关监管体制,对于有违诚信的进出口虚报、瞒报行为给予严厉制裁。如独立的海关估价、反倾销以及反补贴措施就是进口国海关单方对贸易合同当中所推定的欺诈行为予以反制。那么,不同地区进口国海关对存在出口骗税行为的贸易合同是否存在监管上的差异性?为验证该假说,本文根据WITS数据库对进口国所处地区的划分,将全样本分为欧洲和中亚(Europe & Central Asia)、拉丁美洲和加勒比地区(Latin America & Caribbean)、东亚和太平洋(East Asia & Pacific)、北美洲(North America)、中东和北非(Middle East & North Africa)、撒哈拉以南非洲(Sub-Saharan Africa)、南亚(South Asia)这7个子样本来重复双重差分模型的估计。结果显示模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项($TD_i \times GD_i$)的估计值,仅在拉丁美洲和加勒比地区、北美洲、撒哈拉以南非洲这三个子样本当中具有统计检验的显著性(见表4第2至第4列)。拉丁美洲和加勒比地区、撒哈拉以南非洲这两个地区的国家大都仍处于市场经济转型阶段,尤其是拉丁美洲和加勒比地区被称为“避税天堂”,税法监管的放任自由为逃税漏税行为提供便利;但是,作为成熟市场经济体,北美地区这一子样本的检验结果同样也提示存在农产品虚假出口,究其原因,可能与中国内地经由香港地区向北美地区的转口贸易有关,即对于同一笔出口货物,中国内地海关有可能会重复统计经由香港地区的转口贸易,这就夸大了中国内地出口规模,造成统计偏误。Ferrantino等(2012)的调查发现,自20世纪90年代以来中国内地对北美地区出口大都经由中国香港中转,这一比例在20世纪90年代中期曾高达65%,之后中国内地开始直接向北美地区出口,经由中国香港地区的中转比例开始下降,但截至2008年这一比例仍然占12%,这就可以很好地解释对于本文分样本的检验结果——海关税法监管完备的北美发达地区,为何与拉丁美洲和加勒比地区、撒哈拉以南非洲地区同样存在显著的农产品虚假出口,前者有可能是因为转口贸易造成的统计偏误所致。本文还对模型核心解释变量在分样本回归当中的影响力是否等同进行了似无相关检验(seemingly unrelated regression),北美地区与拉丁美洲、加勒比地区对比的检验值为1.40,撒哈拉以南非洲地区与拉丁美洲、加勒比地区对比的检验值为1.10,均不具有统计检验的显著性,甚至在10%的显著性水平上亦是如此,这就表明2009年出口退税率的调整对虚高出口到这三个地区的刺激力度是相同的。另外,本文还计算了2002—2016年期间每一地区从中国进口农产品的金额占有所有7个地区从中国进口农产品总额的年均权重,其中东亚和太平洋地区最高,为52%;其次是欧洲和中亚地区,为21%;再次是北美地区的16%,其余地区仅为2%~3%,这就反映中国农产品出口骗税行为主要针对中国农产品出口份额较少的地区。

2. 进口国收入水平高低的影响

出口退税的根本目的在于降低出口产品的生产成本,让其拥有国际价格竞争优势,以扩大出口,因此出口退税率提高的商品通常在国际市场上具有需求的价格弹性,这就与进口国的收入水平不无关系。收入水平的两端——最高收入国家和最低收入国家,对进口商品价格的变动均不敏感,即对进口商品需求的价格弹性较为欠缺,相对而言,中等收入国家反而对进口商品的需求价格弹性较为敏感,在进口商

品价格下降时,进口需求会有较大幅度的增长。那么,在出口退税率提升的情况下,农产品出口骗税行为是否会锚定那些因价格下降而带来农产品进口需求大幅上升的国家呢?因为此时进出口交易的活跃更容易伴随出口骗税行为。为验证该假说,本文根据 WITS 数据库对不同收入群体的划分,将全样本拆分为高收入 (high income)、中高收入 (upper middle income)、中低收入 (lower middle income)、低收入 (low income) 四个子样本来重复双重差分模型的估计。结果显示,模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项 ($TD_i \times GD_i$) 的估计值仅在中高收入样本组 (UMI) 具有统计检验的显著性 (表 4 第 5 列),而在其余三个子样本当中不具有统计检验显著性;估计值显示,出口退税率每提高 1%,会刺激农产品对中高收入国家 11.91% 的虚假出口。以进口国海关报告的数据为样本,本文还计算了自 2009 年中国宣布提高农产品出口退税率之后,四类不同收入水平国家 2010—2016 年期间来自中国的农产品年均进口增长率,中低收入国家和中高收入国家分居第一、第二位,分别为 9.32% 和 6.31%,而代表收入水平的两端——高收入国家和低收入国家,则仅为 2.23% 和 3.37%,这就表明出口退税在降低进口商品价格带动中等收入国家进口需求显著增长的同时,也刺激了中国国内出口骗税行为的活跃。

3. 出口退税幅度的影响

2009 年农产品出口退税政策的调整将出口退税幅度拉高到 5%、13% 和 15% 三个档次,不同退税档对农产品进口需求的刺激作用存在差异。以进口国报告的进口总额数据为样本,适用于这三档出口退税率的农产品,在 2009—2016 年间进口需求年均增长率分别为 -0.82%、5.86% 和 4.31%,13% 的这一档出口退税率对贸易伙伴国从中国进口农产品的刺激作用最大。那么,进出口交易的活跃是否也伴随更为频繁的出口骗税行为,使得农产品虚假出口规模在这一档表现得更为明显呢?为验证该假说,本文将全样本按三档出口退税率划分为三个子样本来重复双重差分模型的估计。结果显示,模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项 ($TD_i \times GD_i$) 的估计值仅在 13% 和 15% 的这两档上具有统计检验的显著性 (见表 4 第 6 至第 7 列),而出口退税率为 5% 的子样本估计结果则不具有统计检验的显著性;13% 的这一档出口退税率对农产品虚假出口的刺激作用为 0.4644,在 1% 的显著性水平上显著,而 15% 的这一档出口退税率对农产品虚假出口的刺激作用仅为 0.0331,在 10% 的显著性水平上显著。对这两个子样本就交互项 ($TD_i \times GD_i$) 影响力是否等等的似无相关检验结果显示,52.49 的检验值在 1% 的显著性水平上具有统计检验的显著性,表明两档出口退税率对农产品虚假出口的刺激作用存在显著差异,13% 的这一档出口退税率更容易引发较大规模的农产品虚假出口。

4. 出口退税政策的时滞效应

贸易政策通常存在时间滞后效应:一方面是在贸易政策开始执行的那段期间,农产品进出口大都是按照原来签订的贸易合同执行,所订立的农产品贸易数量和金额都还没有对出口退税政策的调整作出充分地回应;另一方面提高出口退税率激发的出口骗税行为也具有一定程度的传染性,会诱使部分农产品出口企业进行出口骗税,可能会在随后年份进一步增加农产品虚假出口规模。但也必须注意到,海关监

管也会采取较为严格的措施对出口骗税行为进行打击,这对欲行出口骗税的企业产生了一定程度的威慑,使得后继农产品出口企业不会以身试法,执行合规的农产品出口合同,因此,农产品出口退税政策调整后所激发的出口骗税行为可能不会有太长的时滞效应。为检验该假说,本文分别用2010—2016年每一期的农产品虚假出口金额数据去替换式(1)当中的因变量,以此检验2009年农产品出口退税政策调整引发虚假出口的时滞效应。结果显示,模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项($TD_i \times GD_i$)的估计值仅在滞后1~3期具有1%的统计检验显著性(见表4续表第2至第4列),表明出口退税率提高后,会在接下来三年引发较为明显的农产品虚假出口现象;估计结果显示,出口退税率每调高1个百分点,会在2009、2010和2011年分别激发11.3%、14.25%和12.62%的农产品虚假出口规模。自2012年起出口退税政策就难以持续引发农产品虚假出口,这与海关开始逐步加大对虚假出口的查处力度不无关系。本文还就时滞效应大小进行似无相关检验,0.37和0.11的检验值均不具有统计检验的显著性,表明2009年出口退税政策调整后,虽然在接下来的三年引发了农产品虚假出口,但却没有证据表明出口骗税行为存在蔓延扩大的趋势,反而自2012年起就得到明显地遏制。

表4 按地区、收入、出口退税率、滞后期和进口关税率的分样本检验结果

项目	按地区分			按收入分	按出口退税率分	
	LM&C	NA	SSA	UMI	13%	15%
TD_i	-0.304 4*** (0.069 2)	0.015 4 (0.093 8)	-0.208 6*** (0.089 2)	-0.122 2*** (0.042 2)	-0.004 3 (0.026 3)	0.001 9 (0.021 4)
GD_i	0.220 4*** (0.047 8)	0.270 6*** (0.059 2)	0.380 1*** (0.064 3)	0.282 1*** (0.028 4)	-0.006 8 (0.043 5)	0.374 9*** (0.014 5)
$TD_i \times GD_i$	0.290 1*** (0.062 3)	0.166 5** (0.084 8)	0.182 0** (0.082 3)	0.119 1*** (0.038 7)	0.464 4*** (0.056 9)	0.033 1* (0.019 7)
$Tar_{j\mu}$	-0.000 5 (0.001 2)	0.040 4*** (0.003 9)	0.003 7*** (0.000 6)	0.002 7*** (0.000 4)	0.004 2*** (0.000 3)	0.004 3*** (0.000 2)
Dis_j	-0.351 9*** (0.106 7)	0.773 3 (1.252 4)	1.472 3*** (0.165 9)	0.045 1*** (0.018 9)	-1.649 1*** (0.009 7)	-0.104 3*** (0.007 5)
固定效应	是	是	是	是	是	是
$H_0: \delta_{LM\&C} = \delta_{NA}$	—	1.40 [0.236 2]	—	—	—	—
$H_0: \delta_{LM\&C} = \delta_{SSA}$	—	—	1.10 [0.294 6]	—	—	—
$H_0: \delta_{13\%} = \delta_{15\%}$	—	—	—	—	—	52.49*** [0.000 0]
$H_0: \gamma_{gap-1} = \gamma_{gap-2}$	—	—	—	—	—	—
$H_0: \gamma_{gap-2} = \gamma_{gap-3}$	—	—	—	—	—	—
R ²	0.040 4	0.076 6	0.033 5	0.030 9	0.039 5	0.046 8
N	17 825	10 474	13 990	44 058	102 736	179 362

续表

项目	按滞后期分			按进口关税率分	
	gap_{-1}	gap_{-2}	gap_{-3}	<i>High</i>	<i>Low</i>
TD_i	-0.031 1 (0.029 9)	-0.033 5 (0.031 5)	-0.026 1 (0.034 4)	-0.020 7 (0.061 7)	-0.036 4 (0.034 9)
GD_i	0.347 8*** (0.014 2)	0.347 4*** (0.014 2)	0.346 9*** (0.014 2)	0.355 3*** (0.040 5)	0.225 1*** (0.023 9)
$TD_i \times GD_i$	0.113 0*** (0.037 9)	0.142 5*** (0.037 7)	0.126 2*** (0.037 8)	0.138 0*** (0.054 8)	0.120 8*** (0.031 9)
Tar_{jit}	0.004 3*** (0.000 3)	0.004 6*** (0.000 3)	0.004 6*** (0.000 3)	0.001 8*** (0.000 3)	0.032 2*** (0.001 9)
Dis_j	-0.089 9*** (0.009 8)	-0.097 7*** (0.009 8)	-0.089 3*** (0.009 8)	-0.067 0*** (0.017 9)	-0.068 3*** (0.010 5)
固定效应	是	是	是	是	是
$H_0: \delta_{LM\&C} = \delta_{NA}$	—	—	—	—	—
$H_0: \delta_{LM\&C} = \delta_{SSA}$	—	—	—	—	—
$H_0: \delta_{13\%} = \delta_{15\%}$	—	—	—	—	—
$H_0: \gamma_{gap-1} = \gamma_{gap-2}$	—	0.37 [0.541 6]	—	—	—
$H_0: \gamma_{gap-2} = \gamma_{gap-3}$	—	—	0.11 [0.735 6]	—	—
R ²	0.051 2	0.052 3	0.050 7	0.027 0	0.037 0
N	100 803	101 071	101 046	25 810	64 550

注：LM&C、NA、SSA 分别代表拉丁美洲和加勒比地区、北美洲、撒哈拉以南非洲；UMI 代表中上收入群体；13%和15%分别代表两类不同出口退税率； $gap_{-1} \sim gap_{-3}$ 分别代表2009年实施出口退税政策的滞后1~3期（2010—2012年）效果。按进口国农产品进口关税的平均值16.93%将样本划分为高进口关税率（*High*）和低进口关税率（*Low*）两组。

5. 进口逃税带来的估计偏差

本文对农产品虚假出口规模的衡量是基于出口国海关记录的出口金额与进口国海关记录的进口金额之差，但不可否认的是，由于农业作为基础产业对全球各国的重要性，对进口农产品征收高额关税已然成为各国保护本国进口替代行业的必要手段，而面临高额进口关税，进口企业也可能存在违反海关税法监管的动机——进口逃税。刻意压低农产品进口贸易金额，导致进口国海关记录数据的失真，给本文农产品虚假出口的计算带来干扰，最终影响基于倍差法估计得到的因果关系推论，因此，有必要考虑进口逃税对本文实证估计结果稳健性的冲击。进口逃税动机与农产品进口关税税率高低有关，农产品进口关税税率越高，进口商低报农产品进口金额的动机越强，此时农产品虚假出口金额的计算就会受到进口商低报进口金额的影响；农产品进口关税率较低，进口商虚报农产品进口金额的动机就会明显下降，此

时农产品虚假贸易金额很大程度上可归功于因出口骗税而高报的出口金额；随着农产品进口关税率的下降，进口逃税动机愈发微弱，农产品虚假贸易金额就可完全归咎于出口骗税行为。因此，如果进口逃税能够从根本上影响本文因果关系推断，那么基于倍差法得到的估计结果在上述两种不同进口关税率的情况下就会产生显著的差异，即在低进口关税税率组不再具有统计检验的显著性。为了检验上述假说，本文计算了样本期间农产品平均进口关税税率，按均值 16.93% 将全样本划分为高进口关税税率组（High）、低进口关税税率组（Low）两个子样本，重复双重差分模型估计（见表 4 续表第 5 和第 6 列）。结果显示，模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项（ $TD_i \times GD_i$ ）的估计值无论是在高进口关税税率组（0.1380）还是在低进口关税税率组（0.1208），均显著为正。这表明如果进口逃税还能在高进口关税税率组对核心解释变量估计结果的显著性产生干扰，那么在低进口关税税率组，这一干扰就会显著下降，但两组均显著的检验结果却否决了这一干扰，进口逃税对本文因果关系推断产生的影响微乎其微，基于倍差法的估计结果可以推断出口骗税与农产品虚假出口之间的因果关系。

四、结论及政策建议

已有研究主要关注出口退税的贸易促进效应，本文基于国家税务总局查处的众多农产品出口骗税案件，在 2008 年全球金融危机导致全球经济萧条的背景下，通过截取 WITS 数据库当中 2002—2016 年间 HS2002 标准下 186178 条 6 分位编码的中国农产品贸易数据，基于双重差分模型评估 2009 年农产品出口退税政策调整是否引发了农产品虚假出口。实证结果显示：（1）双重差分模型核心解释变量——时期虚拟变量与组别虚拟变量交互项的估计值，不仅为正且在 1% 的显著性水平上具有统计检验的显著性，即使控制“国别-时间-品种”三维固定效应和平行时间趋势、伪造出口退税政策的时间节点及其退税品种、更换控制组样本之后，检验结果也具有稳健性。（2）分样本的检验结果表明，按贸易地区分，与拉丁美洲和加勒比地区、撒哈拉以南地区所达成的农产品贸易协议中存在较为明显的出口骗税行为；按收入群体分，与中上收入水平国家所达成的农产品贸易协议中存在较为明显的出口骗税行为；按三档出口退税率分，出口骗税行为发生在 13% 和 15% 这两档，且 13% 档引发的农产品虚假出口规模显著强于 15% 档；按时期滞后分，出口退税政策的时间滞后效应较短，仅在接下来的三年显著刺激了农产品虚假出口；按进口关税率高低分，模型核心解释变量估计值均具有统计检验的显著性，表明进口国可能存在的进口逃税行为不会影响本文就出口退税与农产品虚假出口之间作出的因果关系推断。

本文对出口退税引发农产品虚假出口的研究结果，为政府寄希望于利用贸易政策工具来推动国内农业供给侧结构性改革提供了更为全面的经验参考，以此警示出口退税率的调高虽然可以通过降低出口成本以增加国内农业生产供给端与国际市场需求端的对接机会，但也会激发出口骗税这样的逆向选择行为，从而削弱农业供给侧结构性改革所依赖的财政支持力度。基本政策启示如下：（1）在全球经济萧条

情况下要慎用出口退税这样的价格刺激手段。全球经济萎靡不振导致国际市场主要经济体的农产品进口需求极度萎缩,一味地调高农产品出口退税率,从而在国内生产供给端压低生产成本也无法有效提振国际市场需求,反而会招致难以预期的逆向选择行为,与出口退税政策目标相反。(2)将农业供给侧结构性改革纳入以国内大循环为主体的新发展格局之中。当前国际循环动能明显减弱而国内循环活动日益强劲,充分倚重国内超大规模市场优势,大力拓展国内市场、满足国内对农业新业态的需求,实现国内大循环格局下农业供给侧结构性改革引导力量的战略转移。

具体到对农产品出口骗税行为的防范:(1)重点审察与拉丁美洲和加勒比地区、撒哈拉以南地区达成的农产品出口合同,由于这些地区大都为全球公认的“避税天堂”以及海关税法监管薄弱的发展中国家,贸易合同难以得到有效监管,需要我国海关和税务部门加大审察与这类地区所达成的贸易合同。(2)重点审察与中高收入水平国家达成的农产品出口合同,因为相较于高收入和低收入国家,中高收入国家对于出口退税带来的降价,进口需求也更富有弹性,在农产品进出口交易活跃的同时也较容易伴生出出口骗税行为。(3)重点审察出口退税率为13%的农产品出口合同,因为进口国对这一档农产品的需求增长率更高,农产品进出口交易的活跃也更容易引发出出口骗税行为。(4)重点审察出口退税政策调整后接下来三年的农产品贸易合同,因为新规出台后短期内出口骗税动机最强,长期内这一动机随着海关打击力度增强而趋于衰弱。(5)科学合理制订农产品出口退税税率。在当前国内农业生产供给端仍然缺乏技术创新和结构性优化的局面下,不应片面通过调高出口退税率来增强农产品国际市场价格竞争力,这样反而会将我国农产品生产长期锁定在低端大路货层面,而是要根据农产品品种合理制订出口退税结构。对于亟待结构性优化的品种不应给予出口退税政策支持,出口退税政策更应关注符合国际市场需求潮流的精品和特色品种。(6)把握好农产品出口退税实施时机与节奏。在国际市场有效需求难以提振的情况下,单纯依靠出口退税来降低农产品出口成本也难以达成预期目标,这就需要严格把握好出口退税政策实施的时间节点,在全球经济处于恢复阶段来有效实施出口退税政策,以此进一步刺激出口需求规模的扩张,而不是在经济周期谷底实施,这样反而容易刺激出口企业采取逆向选择行为。

[参考文献]

- [1] 范子英,田彬彬.出口退税政策与中国加工贸易的发展[J].世界经济,2014(4):49-68.
- [2] 耿纯.出口退税率调整对产品出口的异质影响研究——来自北京市出口的经验证据[J].中央财经大学学报,2019(11):17-27.
- [3] 何辉,樊艺璇.出口退税与出口贸易:中国经验数据实证检验[J].税务研究,2018(10):102-108.
- [4] 勒玉英,胡贝贝.出口退税政策对出口贸易的持续影响效应研究——来自异质性企业出口生存率的证据[J].财经研究,2017,43(6):40-51.
- [5] 李红,包群,谢娟娟.出口退税与虚假贸易——来自失踪出口之谜的经验证据[J].经济学(季刊),2019,18(2):252-271.

- [6]刘晴, 裴斐, 王开. 出口退税政策对企业内销行为的影响分析[J]. 国际商务——对外经济贸易大学学报, 2020, 194(3): 7-25.
- [7]刘信恒. 出口退税与出口国内附加值率: 事实与机制[J]. 国际贸易问题, 2020(1): 21-35.
- [8]刘怡, 耿纯. 出口退税对出口产品质量的影响[J]. 财政研究, 2016(5): 2-17.
- [9]刘怡, 侯思捷, 耿纯. 增值税还是企业所得税促进了固定资产投资——基于东北三省税收政策的研究[J]. 财贸经济, 2017, 38(6): 5-16.
- [10]谭晶荣, 童晓乐, 屠行程. 中国31个省市区农产品出口扩展边际及影响因素分析[J]. 国际贸易问题, 2016(1): 38-49.
- [11]王孝松, 李坤望, 包群, 等. 出口退税的政策效果评估: 来自中国纺织品对美出口的经验证据[J]. 世界经济, 2010(4): 49-69.
- [12]吴海英, 徐奇渊. 中国出口真实规模的统计[J]. 东南大学学报(哲学社会科学版), 2014(6): 34-39.
- [13]夏飞, 肖扬, 朱小明. 出口退税对企业出口技术复杂度的影响[J]. 税务研究, 2020(4): 91-96.
- [14]谢建国, 陈莉莉. 出口退税与中国的工业制成品出口: 一个基于长期均衡的经验分析[J]. 世界经济, 2008(5): 3-12.
- [15]姚枝仲. 真实贸易顺差, 还是热钱[J]. 国际经济评论, 2008(7-8): 28-31.
- [16]袁劲, 刘启仁. 出口退税如何影响异质性产品的出口——来自企业、产品和目的国三维数据的证据[J]. 国际贸易问题, 2016(6): 105-115.
- [17]张明. 中国面临的短期国际资本流动: 不同方法与口径的规模测算[J]. 世界经济, 2011(2): 39-56.
- [18]AN L, HU C, TA Y. Regional Effect of Export Tax Rebate on Exporting Firms: Evidence from China[J]. Review of International Economics, 2017, 25(4): 774-798.
- [19]ANWAR S, HU B, JIN Y, et al. China's Export Tax Rebate and the Duration of Firm Export Spells[J]. Review of Development Economics, 2019, 23(1): 376-394.
- [20]CHANDRA P, LONG C. VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-level Evidence[J]. Journal of Public Economics, 2013, 102(2): 13-22.
- [21]CHAO CC, CHOU W L, YU E S. Export Duty Rebates and Export Performance: Theory and China's Experience [J]. Journal of Comparative Economics, 2001, 29(2): 314-326.
- [22]CHEN C H, MAI CC, YU H C. The Effect of Export Tax Rebates on Export Performance: Theory and Evidence from China[J]. China Economic Review, 2006, 17(2): 226-235.
- [23]FERRANTINO M J, LIU X, WANG Z. Evasion Behaviors of Exporters and Importers: Evidence from the U. S. — China Trade Data Discrepancy[J]. Journal of International Economics, 2012, 86(1): 141-157.
- [24]FISMAN R, WEI S. Tax Rates and Tax Evasion: Evidence from “Missing Imports” in China[J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(2): 471-496.
- [25]FISMAN R, MOUSTAKERSKI P, WEI S J. Outsourcing Tariff Evasion: A New Explanation for Entrepôt Trade [J]. Review of Economics and Statistics, 2008, 90(3): 587-592.
- [26]GUNTER F R. Capital Flight from China: 1984-2001[J]. China Economic Review, 2004, 15(1): 63-85.
- [27]LIU X. Tax Avoidance through Re-imports: The Case of Redundant Trade[J]. Journal of Development Economics, 2013, 104(3): 152-164.
- [28]LIU X, SHI H, FERRANTINO M. Tax Evasion through Trade Intermediation: Evidence from Chinese Exporters [J]. Social Science Electronic Publishing, 2016, 42(3): 518-535.
- [29]YANG D. Can Enforcement Backfire? Crime Displacement in the Context of Customs Reform in the Philippines [J]. The Review of Economics and Stats, 2008, 90(1): 1-14.

Will Export Tax Rebate Lead to Adverse Selection Behavior in
Supply-side Structural Reform
—Evidence from False International Trade of Chinese Agriculture Sector

LIU Shunjia¹, XU Xinlong²

(1. Business School, Hunan Agriculture University, Changsha, Hunan, 410128;

2. College of Tourism, Hunan Normal University, Changsha, Hunan, 410081)

Abstract: Under the policy adjustment of the export tax rebate in 2009, this paper explored the adverse selection effect in supply-side structural reform in international trade of the Chinese agriculture sector. It employed the Difference-in-difference model to examine the causal relationship between the export tax rebate and false international trade based on the WITS database. The results demonstrate that the export tax rebate has a significant positive effect on false international trade. To ensure the result is robust, we consider alternating the research methods such as controlling fixed effect and parallel trend, period, product, and control group. To further analyze the internal causalities, we find that the tax fraud behaviors are more likely to occur in the international trade partners, including Latin America, the Caribbean, Sub-Saharan Africa, upper-middle-income countries. We also confirm that the export tax rebate rate of 13% is more likely to cause export tax fraud behavior than that of 15%. This behavior will last for three years after the policy of export tax rebate is issued.

Keywords: Export Tax Rebate; False Trade; Difference-in-difference

(责任编辑 刘建昌)