

出口退税效率与企业出口绩效

卢冰 马弘*

摘要: 基于中国企业税收调查数据和海关企业出口数据, 本文考察了出口退税效率对出口的影响, 发现出口退税效率提升显著促进了企业出口。出口退税延迟率每降低 10 个百分点, 企业出口平均增长 15.3%。本文进一步识别出退税延迟中存在的错配: 融资约束严重的企业受到退税延迟的影响更大, 然而, 平均而言这些企业的退税延迟率反而越高。因此, 在存在财政约束的情况下, 地方政府也可以通过优化退税分配的方式来促进出口。

关键词: 出口退税延迟; 融资约束; 地方财政约束

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2024.01.05

一、引言

作为一项重要的贸易政策, 出口退税被广泛应用于促进出口或者调整出口结构。以往大量文献指出, 出口退税显著促进了中国的出口 (裴长虹, 2008; 王孝松等, 2010; 白重恩等, 2011; Chandra and Long, 2013)。但是这些研究大多考虑的是出口退税率高, 更多着眼于政策本身, 而没考虑到政策执行情况, 比如出口退税的延迟和分配问题。Ebrill et al. (2001) 以及 Schenk et al. (2015) 指出, 出口退税的延迟在金融不发达的发展中国家广泛存在。在中国的制度背景下, 2004 年的出口退税制度改革使得地方政府需要和中央政府共同负担出口退税。由于各个地方政府的财政能力具有很大差异, 这为研究出口退税的延迟和分配问题提供了较好的自然条件。当面临财政约束时, 财政能力较弱的地方政府可能会选择递延出口退税, 以减轻财政压力 (Chandra and Long, 2013)。^①

基于 2007—2011 年全国税收调查数据, 本文对出口退税的延迟和分配问题进行了分析。具体而言, 本文首先构建了一个计量回归模型, 研究出口退税延迟对企业出口等绩效的影响。在因果识别上, 直接采用 OLS 回归面临内生性问题。一方面, 企业出口可能会反过来影响其出口退税延迟程度 (反向因果); 另一方面, 由于缺乏信息而没有控制的其他政策可能与出口退税延迟和企业出口同时相关 (遗漏变量)。由于增值税作为流转税的征税特点, 出口企业所在地政府需要支付增值税出口退税, 而该产品生产链条中间环节所产生的增值税则往往交给了上游企业所在地政府。因此地方财政能力不足

* 卢冰, 北京师范大学统计学院; 马弘, 清华大学经济管理学院。通信作者及地址: 马弘, 北京市海淀区双清路 30 号, 100084; 电话: 13651387278; E-mail: mahong@sem.tsinghua.edu.cn。本文感谢国家自然科学基金项目 (72203023、72341016)、中央高校基本科研业务费专项资金 (2021NTSS12) 的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见, 文责自负。

① 相关媒体报道参见“出口退税引发财政困局”, 《亚太经济时报》, 网址: <http://finance.sina.com.cn/b/20040917/09501030801.shtml>, 访问时间: 2024 年 1 月 6 日。

和不均就会导致出口退税延迟程度出现地区间差异。基于此,本文构建了地方财政约束指标作为出口退税延迟的工具变量,该指标同时包含了地方的财政压力以及城市的上下游产业结构因素。两阶段最小二乘回归(2SLS)结果显示,降低出口退税延迟显著改善了企业的绩效表现。在基准回归中,退税延迟率每下降10个百分点,企业出口额平均上升15.3%。此外,降低出口退税延迟还增加了企业的销售总值、出口占比和净利润。

其次,减少出口退税延迟降低了企业的资金成本,因而对融资约束严重的企业影响更大。本文的进一步分析证明了这一点,出口退税延迟降低的影响展现出明显的异质性:以现金流、商业信贷以及企业规模衡量,融资约束越大的企业受到出口退税延迟改善的正面影响越大。

由此引出本文的第三个重要发现,即出口退税中存在一定的错配现象。如前所述,融资约束严重的企业,受到出口退税延迟的影响更大。因此,从促进出口的角度考虑,政府应该优先将出口退税分配给融资约束较严重的企业。但是数据表明,实际情况恰恰相反:越是现金流充裕的企业,其出口退税延迟率反而越低;而融资约束更重的企业,往往承担了更高的出口退税延迟率。并且,退税错配在财政约束较大的地区更加明显。

本文接下来安排如下。第二部分为文献综述,第三部分为制度背景、数据和计量方法,第四部分为实证结果分析,第五部分为出口退税错配分析,第六部分为结论。

二、文献综述

本文和三类文献密切相关。第一,本文与研究增值税出口退税等贸易政策的文章较为相关。部分文献基于中国数据,研究了出口退税对中国出口的影响。裴长虹(2008)梳理了中国出口退税制度的历史。从实证角度而言,来自行业层面的证据(Chao et al., 2001, Chen et al., 2006),以及来自产品层面的证据(王孝松等, 2010; 白重恩等, 2011; 范子英和田彬彬, 2014; Gourdon et al., 2021, Lee et al., 2021)都发现出口退税显著促进了中国的出口。有部分文献开始关注到出口退税速度的影响, Ebrill et al. (2001)以及 Schenk et al. (2015)指出,出口退税的递延问题在发展中国家广泛存在。在国内,许和连和王海成(2018)实证分析了出口退税审批权下放改革对企业出口绩效的影响,发现这一制度改革显著提高了企业出口绩效。梁平汉等(2020)发现退税无纸化申报改革缩短了退税时间,使得企业出口平均增加了7.2%。与本文联系最为密切的文章是 Chandra and Long (2013)。该文章采用了中国企业层面的数据研究了出口退税对企业出口的影响,发现出口退税显著促进了企业出口,出口退税率每增加1个百分点,出口额平均增加13%。另外一个与本文较相关的文章是 Bai and Liu (2019)。该文指出,2004年出口退税改革之后,地方政府需要和中央政府一起承担出口退税。但在具体实施过程中,由于采购地与出口地的不一致,导致采购地政府获得了增值税,出口地的政府则要用自身的财政收入退税,这使得地方政府出现贸易保护主义倾向。

与上述文章相比,本文的贡献在于,我们在出口退税率的基础之上,进一步考虑了出口退税的延迟和分配问题,指出降低出口退税延迟或者优化出口退税分配也会显著促进企业出口。因此,为了实现出口增长,除了提高出口退税率,还可以降低出口退税延迟,或者优化退税分配。

第二, 本文与研究融资约束和出口的文献密切相关。关于这支文献的讨论, 始于 Rajan and Zingales (1998) 的开创性研究。他们发现, 金融发展水平越高的地区, 依赖于外源融资的行业增长越快。此后, 大量文献进一步证实了这一观点 (Beck and Levine, 2002, Fisman and Love, 2004)。Manova (2013) 进一步将融资约束因素引入 Melitz 模型中, 构造了包含融资摩擦的异质性企业模型。基于该模型, Manova (2013) 发现金融市场的不完备会通过减少产出、抑制企业进入出口市场、减少出口商收入等渠道抑制出口。此外, 对金融发展水平越高的经济体, 金融脆弱性越高的行业出口越多。李志远和余森杰 (2013) 以及 Feenstra et al. (2014) 基于信息不对称角度, 利用中国工业企业数据库, 指出信贷约束显著抑制了中国企业出口。Manova et al. (2015) 通过中国高度细化的海关数据, 发现在更加依赖于外源融资的行业, 外资企业比私营企业的出口表现更好, 这是因为外资企业可以从外国母公司获得资金支持, 因此融资约束更轻。与上述文献相区分, 本文的一个贡献在于, 我们发现出口退税延迟对于融资约束的企业影响更加显著。因此, 通过将退税资金优先分配给融资约束严重的企业, 可以促进总出口。从该角度而言, 优化出口退税分配的效果类似于金融制度的改善。

第三, 本文与政策执行效率的文献相关, 尤其是政策实施中的资源错配。政策实施中的资源错配 (Hsieh and Klenow, 2009) 广泛存在于法律执行、出口配额或者政府合同等领域。政策执行效率是营商环境的重要表现。因此, 从更广泛的意义来讲, 本文还补充了营商环境这一支文献。Ponticelli and Alencar (2016) 发现法院的拥挤程度会显著影响到审理案件的速度, 从而直接影响到破产法实施的效率, 并对企业的融资、投资等产生显著影响。Khandelwal et al. (2013) 发现在 MFA 制度下, 中国将更多的纺织品出口配额分配给了效率较低的国有企业, 从而造成了资源错配。Barrot and Nanda (2020) 利用了直接和美国政府进行业务往来的小微企业数据进行研究, 发现政府加快支付合同资金会显著提高小微企业的雇佣人数。与这支文献相比, 本文的贡献在于, 我们发现了中国出口退税中存在的资源错配现象。越是融资约束严重的企业越需要及时的出口退税, 但结果显示这些企业反而出口退税延迟程度更高。因此, 通过优化出口退税的分配, 地方政府可以在不增加退税资金的前提之下, 促进企业的出口, 改善资源配置效率。

三、制度背景、数据和计量方法

(一) 中国出口退税制度

增值税在我国为中央和地方共享税。2004 年之前, 尽管地方分享了 25% 的增值税, 但所有退税负担由中央承担。在中国加入 WTO 之后, 出口增速年均超过 20%, 给中央财政带来巨大负担, 迫使中央在 2004 年改革出口退税制度。改革之后, 地方政府和中央政府共同分担出口退税责任。具体而言, 对超过 2003 年退税基数的部分, 中央承担 75% 的退税额, 地方承担 25% 的退税额。^①

此外, 在新的体制之下, 由于增值税是在生产的各个阶段缴纳, 而退税则由出口企业所在地负担, 采购地 (收税地) 和出口地 (退税地) 往往并不一致。当下游行业的出

^① 2005 年, 地方负担的比例进一步下调到了超基数部分的 7.5%。

口企业从其他城市购买中间品时, 增值税的收入属于上游企业所在城市, 而下游企业则会在出口所在地申请退税。这一制度安排给下游出口企业集中的地区带来了更加严重的财政负担。于是, 地方政府就有动机递延出口退税额的发放, 来缓解财政压力。此外, 该制度设计也导致了地方保护主义的兴起 (Bai and Liu, 2019)。地方政府开始抑制本地企业从其他省份采购中间品, 以防止自身出现财政倒贴的现象。^①

(二) 数据和变量

1. 数据

本文采用的主要数据是 2007—2011 年全国税收调查数据 (National Tax Survey Data, 以下简称“税调数据”)。该数据库由财政部和国家税务总局联合收集编制 (Liu and Mao, 2019)。鉴于本文主要研究出口退税的影响, 我们将样本集中在制造业出口企业。我们按照如下步骤对数据进行清理: (1) 我们删除了关键变量 (总资产、总负债、销售额、出口额、固定资产) 缺失或者为负值的样本; (2) 我们只保留了有出口退税信息的出口企业样本; (3) 国民经济行业代码在 2011 年进行了一次较大的改动。我们根据对应的变更情况, 将 2011 年数据的行业代码 (CIC-4 位码层面) 进行调整, 使其与 2007—2010 年数据的行业代码保持一致。

2. 变量构建

(1) 出口退税效率: 本文采用出口退税延迟率来衡量退税效率。出口退税延迟率定义为企业年末应退未退税额与企业当年应退税额的比值。该指标衡量了企业当年出口退税中被递延的比例。该指标越低, 代表退税效率越高。出口退税发放延迟, 类似于企业给政府提供了短期的无息贷款, 此时资金紧张的企业将被迫采用其他方式 (如银行贷款) 进行融资, 从而增加了其财务成本。

基于稳健性考虑, 我们同样采用了其他三个指标来衡量企业出口退税的延迟情况, 分别为延迟虚拟变量、延迟额和增量延迟率。延迟虚拟变量衡量了企业是否存在退税延迟。如果企业在年末存在应退未退税额, 则该虚拟变量取值为 1, 否则取值为 0。延迟额定义为企业年末应退未退税额的对数。增量延迟率定义为企业当年新增的退税延迟额除以企业当年应退税额。

(2) 出口退税率: 以往文献指出, 出口退税率水平会直接影响到企业的出口绩效。因此, 我们在回归中控制出口退税率水平。为了得到每个企业出口产品的信息, 我们将税调数据库和海关数据库进行了匹配。我们根据企业的名称、邮政编码、电话号码信息对两个数据库进行匹配。最终匹配率为 93%。随后我们将企业出口的 8 位 HS 产品层面退税进行加权平均, 来衡量企业层面的出口退税率, 其权重由企业出口各产品的金额决定。由于加工贸易出口免收增值税, 我们在计算权重时将其删除。

(3) 企业绩效: 本文考察的核心因变量为企业出口, 取自然对数形式。考虑到退税延迟可能还会影响到企业其他经营活动, 我们进一步考察了企业的总销售额、出口比例、利润率等绩效受延迟率的影响。其中, 出口比例定义为企业出口额和总销售额的比

^① 相关媒体报道参见“出口大省不满出口退税新政, 地方保护主义抬头”, 《商务周刊》, 网址: <http://finance.sina.com.cn/review/observe/20041109/16341142704.shtml>, 访问时间: 2024 年 1 月 6 日。

值，利润率定义为企业的净利润和企业销售额的比值。企业出口额、销售额、净利润等信息可以直接从税调数据库中获得。

(4) 融资约束：参考之前的文献 (Love, 2003; 张杰等, 2012; 王雅琦和卢冰, 2018)，我们主要采用现金流指标来衡量企业的融资约束情况。现金流指标定义为：

$$Cash\ flow_{it} = \frac{Operating\ Profit_{it} + Depreciation_{it}}{Asset_{it}},$$

其中， $Operating\ Profit_{it}$ 是指企业 i 在第 t 年的运营利润， $Depreciation_{it}$ 是指资产折旧额， $Asset_{it}$ 指企业年末总资产额。该指标越高，代表企业越可以通过自身盈利进行内源融资，因此融资约束水平越低。基于稳健性考虑，本文还采用了其他两个融资约束指标——商业信贷和企业规模。对于出口企业而言，商业信贷等非正式融资是获得较低成本外部融资的重要渠道 (Ahn et al, 2011; 王永进, 2012; Chen et al., 2019)。商业信贷定义为企业应付账款和总资产的比值。该指标越高，代表企业越可以通过商业信贷方式融资，因此融资约束水平越低。此外，我们还采用企业规模指标（以企业资产衡量）来衡量融资约束。一般而言，规模更大的企业可以获得更多的外部信贷，因此融资约束水平更低 (Hadlock and Pierce, 2010; Adelino et al., 2020)。考虑到企业规模和融资约束水平之间可能的非线性关系，我们设置“大企业”虚拟变量。如果一家企业的资产规模高于行业 (CIC-4 位) 的中位数，则认定该企业为大企业。

(5) 工具变量：地方财政约束。如前所述，地方财政约束直接影响出口退税的发放。当地方政府财政压力上升时，会选择更多递延退税，从而缓解财政压力。此外，由于增值税存在征退脱节的问题，预计下游出口行业占比较高的地区会面临更大的退税压力。我们通过构建地方财政约束指标作为企业退税延迟率的工具变量。具体定义如下：

$$Local\ Fiscal\ Constraint_{pct} = Routine\ fiscal\ rate_{pt} \times \left(\frac{1}{Upstream_c} \right).$$

$Local\ Fiscal\ Constraint_{pct}$ 越大，代表省份 p 的城市 c 在退税时面临的财政约束越大。该指标由两个部分组成：省份常规财政比率 ($Routine\ fiscal\ rate_{pt}$) 以及城市的上游度指标 ($Upstream_c$)。这两个因素共同决定了地方政府在退税时面临的财政约束。

常规财政比率。本文采用该指标来衡量地方财政压力。考虑到地方财政收入和支出可能会与企业出口相关，进而造成财政压力指标的内生性问题，因此参考 Chandra and Long (2013)，本文采用常规财政比率来衡量省份的财政状况。常规财政比率的定义为：

$$Routine\ fiscal\ rate_{pt} = \frac{Administrative\ Expenditure_{pt}}{Business\ Tax\ Revenue_{pt}},$$

其中， p 是指省份， t 是指年份， $Routine\ fiscal\ rate_{pt}$ 代表地方政府常规财政比率， $Administrative\ Expenditure_{pt}$ 代表地方政府当年行政管理费， $Business\ Tax\ Revenue_{pt}$ 代表地方政府当年营业税收入。该指标可以认为具有较强的外生性，即与省份出口不直接相关。首先，从收入角度看，营业税收入主要是针对服务业企业，而出口增值税主要是由制造业企业缴纳，因此可以认为营业税收入与省份出口相关性较小。其次，从支出角度看，行政管理费包括行政管理支出、外交支出、公检法支出等，主要由公共部门人员工资等项目组成，也可以认为与省份的出口不直接相关。Chandra and Long (2013) 指出，常规财政赤字率指标可以较好衡量地方的财政状况，并且其与省份出口状况相关性较

小。该指标越大,代表当地财政约束越紧。

城市上游度:城市上游度指标衡量了每一个城市在上游度维度的产业结构。具体而言,对每一个制造业行业 j ,本文参考Antràs et al. (2012),利用中国2002年投入产出表计算其上游度指标($Upstream_j$)。之后,本文定义城市上游度指标 $Upstream_c = \omega_{cj} \times Upstream_j$,其中 ω_{cj} 代表样本起始年份前一年(2006年)行业 j 的一般出口占城市 c 一般出口的比重。 $Upstream_c$ 值越小,代表该城市 c 在产业结构上越偏下游。

直觉来讲, $Upstream_c$ 衡量了各个城市对于省份财政压力的暴露程度,会直接影响到各个城市支付退税的能力。原因在于,当下游行业的出口企业从其他城市购买中间品时,增值税的收入属于上游企业所在城市,而下游企业则会在出口所在地申请退税。在这种情况下,当省份的财政预算变紧时,预计下游出口行业占比较高的城市退税压力更大,更有可能延迟出口退税。

(6)其他控制变量:在基准回归方程中,我们参考Chandra and Long (2013),控制了其他会影响企业出口的变量,包括全要素生产率、资本密集度以及雇佣人数。其中,全要素生产率采用LP方法进行估计。资本密集度定义为企业固定资产总额除以雇佣人数,并取对数。企业雇佣人数在方程式中也取自然对数形式。考虑到地方财政约束也有可能影响地方基建投资^①,进而影响企业出口,因此我们在基准回归中同时控制了省份的基建投资额。参考Wu et al. (2021),各地区基建投资的金额等于各地区四种基建行业固定资产投资金额的加总。

3. 关键变量描述性统计

表1汇报了关键变量的描述性统计。

表1 关键变量描述性统计

变量	观测值个数	均值	标准差	最小值	最大值
退税延迟率	121 848	0.338	0.421	0	1.362
出口额(对数)	121 848	9.689	1.845	4.883	14.251
出口比例	121 848	0.580	0.351	0	1
总销售额(对数)	121 848	10.660	1.694	6.743	15.083
利润率	121 753	0.001	0.128	-0.769	0.301
总资产(对数)	121 846	10.610	1.745	6.878	15.039
现金流	119 542	0.064	0.110	-0.281	0.510
商业信贷	120 546	0.186	0.187	0	0.819
资本密集度(对数)	121 848	3.907	1.479	-0.186	7.262
全要素生产率(对数)	121 848	0.000	0.562	-1.864	1.882
雇佣人数(对数)	121 848	5.021	1.329	1.946	8.322
出口退税率	121 848	0.118	0.042	0	0.170
省份基建投资(对数)	155	7.143	0.777	5.002	8.398
地方财政约束	1 500	0.636	0.254	0.266	1.472

注:表中变量基于税调数据库和海关数据库计算。连续变量都在1%水平上进行缩尾。

① 感谢匿名审稿人提出的宝贵建议。

（三）模型设定

为了研究退税延迟对企业绩效的影响，我们采用如下回归方程设定：

$$\ln(\text{Export}_{ipt}) = \alpha + \beta \text{DelayRatio}_{ipt} + \Gamma X_{ipt} + \mu_i + \theta_{jt} + \epsilon_{ipt}, \quad (1)$$

其中 i 表示出口企业， t 表示年份， p 表示企业所在省份， j 表示企业所在行业（CIC-2 位码）。 Export_{ipt} 代表企业出口额， DelayRatio_{ipt} 代表企业出口退税延迟率， X_{ipt} 表示一系列企业层面和省份层面的控制变量。 μ_i 代表企业固定效应， θ_{jt} 为行业-年份虚拟变量，用于控制宏观趋势以及行业层面随时间变化的因素。标准误差聚类在企业层面。

直接用 OLS 估计上述方程会遭遇严重的内生性问题：一方面，企业的出口行为会反过来影响该企业出口退税的延迟程度（即反向因果偏误）。另一方面，一些不可观测的政策可能会同时影响出口退税延迟以及企业出口（即遗漏变量偏误）。因此，本文主要采用工具变量两阶段最小二乘法进行回归。根据制度背景介绍，在 2004 年之后，地方政府需要和中央政府一起分担出口退税，这给地方政府造成了很大的财政压力。此外，由于增值税存在征、退脱节的问题，因此下游出口行业占比较高的城市，预计出口退税会给其带来更大的财政负担（Bai and Liu, 2019）。基于这些事实，本文构建了地方财政约束指标作为企业退税延迟率的工具变量。该指标越大，代表该地区在退税时面临的财政预算约束越强。

该工具变量由两个部分组成。第一个部分 $\text{Routine fiscal rate}_{pt}$ 为省份常规财政比率，参考 Chandra and Long (2013)，该指标定义为省份的行政管理费用除以当地营业税收入。该指标捕捉了省份之间财政能力的不同，在影响地方政府退税支付能力的同时，并不会直接影响企业的出口表现。此外，即使在同一个省份内部，不同城市由于行业结构差异，其退税支付能力对财政压力的敏感性也可能不同。下游行业的企业如果从其他城市的上游企业购买中间品，这部分增值税收入归属于上游企业所在城市，但是这些企业却在当地申请退税。为了捕捉这种城市之间的差异，本文将地方常规财政比率乘以城市上游度水平的倒数 ($1/\text{Upstream}_c$) 作为工具变量，来衡量城市在退税时面临的财政约束。其中， Upstream_c 指标的构建参考本文的变量构建部分。

两阶段最小二乘法第一阶段回归方程如下：

$$\text{DelayRatio}_{ipt} = \alpha + \gamma \text{Local Fiscal Constraint}_{pct} + \Gamma X_{ipt} + \mu_i + \theta_{jt} + \epsilon_{ipt}, \quad (2)$$

其中 $\text{Local Fiscal Constraint}_{pct}$ 代表省份 p 城市 c 在第 t 年的地方财政约束指标。预计财政约束越紧的地区，当地政府越有动机通过减慢退税来缓解财政压力，因此当地出口企业退税延迟率会越高，即 γ 显著为正。

四、实证回归结果

（一）基准回归

表 2 汇报了本文基准回归结果。表中所有回归都控制了企业固定效应和行业-年份固定效应。第 (1) 列汇报了 OLS 的回归结果。结果显示，延迟率的系数显著为负，即企业的延迟率和出口金额之间显著负相关。根据前文分析，直接采用 OLS 回归可能会遇

到内生性问题,因此在后续回归中,我们进一步采用了工具变量回归。具体而言,我们采用每个城市的地方财政约束指标作为当地企业出口退税延迟率的工具变量。考虑到地区的基建投资可能与地方财政约束与企业出口同时相关,我们在工具变量回归中同时控制了各个地区的基建投资额。第(2)列汇报了采用工具变量回归的结果。结果显示,延迟率的系数依然显著为负,并且系数大小有了明显增加,从第(1)列的0.132增加到1.427。这表明OLS回归低估了延迟率降低对企业出口的正面效应。一个可能的原因在于,出口增速较快的企业其出口退税会更多被延迟。从经济学意义上来讲,以第(2)列回归系数作为基准,企业出口退税延迟率每降低10%,其出口额平均增加15.3%。^①

采用退税延迟率这一比值来衡量企业的退税延迟情况可能存在一些问题。在第(3)–(5)列,我们采用了一系列其他的衡量企业出口退税延迟的指标。首先,考虑到退税延迟率可能存在的测量误差问题,我们直接构造了企业出口退税延迟虚拟变量。如果企业在年末存在应退未退税额,则该虚拟变量取值为1,否则取值为0。第(3)列汇报了退税延迟虚拟变量对企业出口的影响。该回归依然采用工具变量两阶段最小二乘法,并采用地方财政约束作为延迟虚拟变量的工具变量。结果显示,延迟虚拟变量的系数依然显著为负,并且系数大小略有增加。其次,退税率指标是一个比值,无法衡量规模因素,因此第(4)列直接考察了退税延迟额对企业出口的影响。结果同样显示,退税延迟额增加会显著降低企业的出口。最后,考虑到企业年末的应退未退税额,可能同时包含以前年度的退税信息,因此第(5)列考察了增量延迟率对企业出口的影响。增量延迟率定义为企业当年新增的退税延迟额,除以企业当年应退税额。结果显示,增量延迟率的系数依然显著为负。

为了验证工具变量的有效性,我们还汇报了第(2)–(5)列工具变量回归对应的第一阶段的回归结果。如表中显示,地方财政约束的系数都显著为正,即地方财政约束的上升会显著提高当地企业出口退税的延迟。与此同时,KP-F值都大于10^②,从而排除了弱工具变量的假设。

表2 出口退税延迟与企业出口

因变量	出口额				
	OLS		2SLS		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
延迟率	-0.132*** (0.008)	-1.427*** (0.295)			
延迟虚拟变量			-1.561*** (0.379)		
延迟额				-0.269*** (0.070)	
增量延迟率					-2.585***

① $15.3\% = \exp[-1.427 \times (-0.1)] - 1$ 。

② 对于工具变量回归结果而言,我们没有汇报R-squared,而是汇报了KP-F值,这是因为在2SLS回归中,RSS不一定要小于TSS,因此R-squared不再具有统计学意义。

(续表)

因变量	出口额				
	OLS	2SLS			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
					(0.901)
全要素生产率	0.452*** (0.009)	0.430*** (0.011)	0.455*** (0.012)	0.500*** (0.018)	0.459*** (0.017)
雇佣人数	0.661*** (0.013)	0.592*** (0.021)	0.691*** (0.017)	0.771*** (0.032)	0.546*** (0.046)
资本密集度	0.161*** (0.008)	0.150*** (0.009)	0.178*** (0.010)	0.199*** (0.014)	0.121*** (0.018)
出口退税率	1.693*** (0.193)	1.311*** (0.242)	1.897*** (0.264)	2.438*** (0.333)	1.183*** (0.404)
省份基建投资		-0.107*** (0.035)	-0.134*** (0.046)	-0.152*** (0.053)	-0.001 (0.043)
企业固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是
观测值个数	96 413	96 413	96 413	96 339	80 169
R-squared	0.931				
KP F-Stat		58.22	39.77	36.67	10.63
对应的第一阶段回归		延迟率	延迟虚拟变量	延迟额	增量延迟率
因变量		(1)	(2)	(3)	(4)
地方财政约束		0.345*** (0.045)	0.315*** (0.050)	1.829*** (0.302)	0.182*** (0.056)
全要素生产率		-0.017*** (0.004)	0.001 (0.004)	0.173*** (0.027)	0.003 (0.005)
雇佣人数		-0.052*** (0.005)	0.016*** (0.006)	0.391*** (0.036)	-0.045*** (0.007)
资本密集度		-0.008** (0.004)	0.011*** (0.004)	0.142*** (0.024)	-0.011** (0.005)
出口退税率		-0.312*** (0.091)	0.090 (0.104)	2.541*** (0.645)	-0.187 (0.121)
省份基建投资		-0.054*** (0.013)	-0.066*** (0.014)	-0.452*** (0.090)	0.017 (0.015)
企业固定效应		是	是	是	是
行业-年份固定效应		是	是	是	是
观测值个数		96 413	96 413	96 339	80 169
R-squared		0.505	0.530	0.592	0.468

注：表中所有回归都控制了企业固定效应和行业-年份固定效应。第(1)列汇报了OLS回归估计结果。第(2)一(5)列汇报了工具变量估计结果，采用地方财政约束作为企业出口退税延迟指标的工具变量。出口额、延迟额、全要素生产率、雇佣人数、资本密集度、省份基建投资额都取对数形式。*、**、***分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

为了进一步确保工具变量的有效性,表3进行了一系列稳健性检验。首先,第(1)列直接汇报了简约式回归的结果,考察了工具变量(地方财政约束)对样本企业出口的影响。结果显示,和预期一致,地方财政约束的系数显著为负,即地方财政约束增加显著抑制了企业出口。在第(2)列,我们采用来料加工贸易样本进行了安慰剂检验。具体而言,来料加工贸易免于征收增值税,因此也不涉及出口退税问题(范子英和田彬彬,2014; Gourdon et al., 2021)。如果地方财政约束只通过出口退税这一个渠道影响企业出口,则应该观察到地方财政约束不会影响到来料加工贸易企业的出口。第(2)列的结果证实了这一猜想。此外,城市的地方财政约束可能和一个城市事前的出口趋势相关。为了排除地区事前出口趋势的影响,在第(3)列中,我们进一步控制了各个城市在2005—2006年出口的平均增长率与年份虚拟变量的交叉项。结果显示,本文的基准结论依然显著。在第(4)列中,我们延续着类似的思路,进一步更换了工具变量。具体而言,我们采用省份常规财政比率和城市消费品出口占比(2006年)的交叉项作为企业退税延迟率的工具变量。该工具变量背后的思路在于,相较于其他产品,消费品更偏向于行业下游。因此预计出口越多消费品的城市,在出口退税时会面临更大的财政约束。结果显示,在更换了工具变量之后,延迟率的系数依然显著为负,并且系数大小和基准回归结果较为类似。最后,地方财政约束除了会影响企业的出口退税延迟,还有可能会影响到其他企业层面变量,比如企业的退税率、增值税税率、所得税税率以及补贴水平等。在基准回归中,我们已经控制了企业的退税率水平。第(5)列进一步控制了其他企业层面的指标,包括企业的增值税税率、所得税税率以及补贴水平等。其中,增值税税率定义为企业应纳增值税与企业增加值的比值,所得税税率定义为企业应纳所得税与企业总利润的比值,补贴水平定义为企业当年的补贴额与企业当年销售额的比值。结果显示,在控制了一系列其他的企业层面变量后,延迟率的系数依然显著为负,基准结果依然保持稳健。第(6)列在基准回归的基础上进一步控制了企业当年的应退税额,来控制企业退税的规模。结果显示,在控制了退税规模之后,退税延迟率的系数依然显著为负,基准结果保持稳健。

表3 稳健性检验

因变量	出口额					
	简约式回归	来料加工 贸易样本	控制事前趋势	更换工具变量	控制其他企业 层面变量	控制应退税额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
地方财政约束	-0.492*** (0.085)	-0.364 (1.126)				
延迟率			-1.564*** (0.323)	-1.513*** (0.406)	-3.361*** (1.263)	-1.262*** (0.252)
地方事前出口增长率 ×年份虚拟变量			-0.002 (0.001)			
企业增值税率					-0.033** (0.014)	

(续表)

因变量	出口额					
	简约式回归	来料加工 贸易样本	控制事前趋势	更换工具变量	控制其他企业 层面变量	控制应退税额
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
企业所得税率					0.049 (0.042)	
企业补贴水平					-5.867*** (1.770)	
应退税额						0.313*** (0.011)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	96 413	9 818	95 418	96 413	50 357	96 333
R-squared	0.931	0.911				
KP F-Stat			53.66	11.93	8.472	56.97

注：表中所有回归都控制了企业固定效应、行业-年份固定效应以及控制变量，其中控制变量与表 2 保持一致。第 (1) — (2) 列汇报了 OLS 估计结果，第 (3) — (6) 列汇报了工具变量回归估计结果，采用地方财政约束作为企业出口退税延迟率的工具变量。*、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

表 2 和表 3 的结果表明，出口退税延迟降低会显著促进企业出口。考虑到很多出口企业同时也在国内市场进行销售，因此在延迟率降低时，出口企业可能会将更多产品用于出口。如果该假设成立，那么即使退税延迟降低显著促进了企业出口，对总收入或者利润的影响也可能较小。在表 4 中，我们进一步考察了出口退税延迟率和企业其他经营绩效指标之间的关系。第 (1) 列中考察对企业国内销售额的影响。国内销售额定义为企业当年总收入与出口额之间的差值。在回归方程式中，国内销售额取对数形式。结果显示，与预期一致，延迟率下降显著减少了国内销售额。第 (2) — (4) 列进一步考察了延迟率对企业出口比例、总销售额和利润率的影响。其中，出口比例定义为出口金额与总销售额的比值，利润率定义为净利润与总销售额的比值。结果显示，出口退税延迟下降显著提高了企业的出口比例和总销售额，对利润率也有正向影响，但并不显著。^① 表 4 的结果表明，延迟率降低对企业出口的正面影响，没有被国内市场收入的变动所抵消。出口退税延迟降低对企业的正面影响，不仅仅局限于企业的出口，还反映在企业的收入、利润等其他经营指标中。

^① 考虑到当退税延迟率下降时，销售额显著增加，而利润率（净利润和销售额的比值）变动不显著，说明退税延迟率也会显著促进净利润的增加。回归结果也显示退税延迟率下降显著促进了企业净利润增加，此处限于篇幅没有汇报。

表4 延迟率与企业其他绩效指标

	国内销售额	出口比例	总销售额	利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)
延迟率	2.828*** (0.664)	-0.348*** (0.068)	-0.701*** (0.154)	-0.027 (0.032)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	94 921	96 413	96 413	96 309
KP F-Stat	55.26	58.22	58.22	57.64

注：表中所有回归都控制了企业固定效应，行业-年份固定效应以及控制变量，其中控制变量与表2保持一致。所有列都汇报了工具变量估计结果，采用地方财政约束作为企业出口退税延迟率的工具变量。国内销售额、总销售额都取对数形式。*、**、***分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

(二) 异质性检验

对企业而言，出口退税延迟类似于企业对政府发放短期无息借款，会提高企业的财务成本。因此，融资约束更为严重的企业，其绩效受到退税延迟的影响更大。这些企业外源融资难度更大，也更加依赖于退税资金。我们用企业的现金流水平来衡量企业的融资约束水平，该指标定义为企业运营利润与折旧值的加和除以企业的资产总额。该指标数值越高，代表企业可以获得越多的内源融资，因此融资约束水平越低。

表5展示了异质性检验的回归结果。与基准回归相比，第(1)列加入了延迟率和现金流的交叉项。结果显示交叉项系数显著为正，即延迟率降低对出口的正面影响，对于现金流较低(融资约束更重)的企业而言更加明显。就经济意义而言，对于现金流处于10%水平的企业而言(现金流=-0.034)，延迟率每降低10个百分点，其出口额平均上升17.6%^①，而对于现金流处于90%水平的企业而言(现金流=0.193)，其出口额平均上升9.1%。第(2)–(4)列进一步考察了延迟率对其他企业绩效指标的异质性影响。结果同样表明，延迟率下降对出口比例、总销售额、利润率的正面影响，对现金流较低的企业更加明显。这些结果印证了本文之前的假说，即融资约束是影响延迟率和企业绩效指标的重要因素。出口退税延迟改善对于企业的正面影响，主要集中在资金状况较差的企业中。

表5 退税延迟的异质性影响：融资约束

	出口额	出口比例	总销售额	利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)
延迟率	-1.509*** (0.293)	-0.359*** (0.069)	-0.761*** (0.151)	-0.062* (0.035)
延迟率×现金流	3.314*** (0.245)	0.184*** (0.052)	2.839*** (0.153)	1.483*** (0.058)

① $\exp[-1.509 \times (-0.1) + 3.314 \times (-0.034) \times (-0.1)] - 1 = 17.6\%$ 。

(续表)

	出口额	出口比例	总销售额	利润率
	(1)	(2)	(3)	(4)
现金流	-0.206*** (0.053)	-0.041*** (0.011)	-0.120*** (0.034)	-0.003 (0.013)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	94 063	94 063	94 063	93 975
KP F-Stat	28.64	28.64	28.64	28.22

注：表中所有回归都控制了企业固定效应、行业-年份固定效应以及控制变量，其中控制变量与表 2 一致。表中所有列都汇报了工具变量估计结果，采用地方财政约束作为企业出口退税延迟率的工具变量。出口额、总销售额取对数形式。*、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

基于稳健性考虑，本文还采用了另外两个融资约束指标，商业信贷和企业规模。表 6 展示了采用其他融资约束指标的结果。我们发现，对出口、总销售额等企业绩效指标而言，延迟率和融资约束指标的交叉项都显著为正。表 6 的结果进一步证实退税延迟下降对企业的正面影响，对融资约束严重的企业更加明显。

表 6 退税延迟的异质性影响：采用其他融资约束指标

	出口额		总销售额	
	(1)	(2)	(3)	(4)
延迟率	-1.707*** (0.328)	-1.504*** (0.270)	-0.910*** (0.171)	-0.777*** (0.150)
延迟率×商业信贷	1.241*** (0.272)		1.066*** (0.143)	
延迟率×大企业		1.337*** (0.063)		1.341*** (0.037)
商业信贷	-0.122 (0.078)		-0.068* (0.040)	
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值个数	95 178	96 413	95 178	96 413
KP F-Stat	27.70	26.20	27.70	26.20

注：表中所有回归都控制了企业固定效应、行业-年份固定效应以及控制变量，其中控制变量与表 2 一致。表中所有列都汇报了工具变量估计结果，采用地方财政约束作为企业出口退税延迟率的工具变量。出口额、总销售额取对数形式。*、**、*** 分别表示在 1%、5%、10% 水平上显著。

五、出口退税错配分析

我们已经证实,融资约束严重的企业,其出口对于退税延迟更加敏感。因此,为了促进当地出口,一个合理的分配方式是优先将出口退税发放给融资约束更严重的企业,比如现金流较低的企业。

如果该假说成立,我们在数据中应该观察到这些企业的退税延迟率更低。为了验证这一假说,在表7第(1)列中,在控制了企业层面的特征以及城市-行业固定效应之后,我们直接考察了企业的退税延迟率和企业融资约束指标之间的关系。^①结果显示,数据中的出口退税分配出现明显的错配:融资约束较轻的企业其延迟率反而更低,而那些更需要资金的企业,即现金流低的企业,其延迟率反而显著更高。考虑到地方政府的财政状况是决定出口退税延迟的重要因素,在第(2)列中,我们进一步加入了企业现金流和地区样本初期(2007年)地方财政约束的交叉项。结果显示,交叉项系数显著为负,这说明财政约束越大的地区,出口退税错配的现象越明显。

鉴于我们在所有的回归中都控制了城市-行业固定效应,因此该结果并非由城市-行业层面的差距所导致。此外,除了地方财政约束,骗税也有可能是导致退税递延的原因之一。因此在第(3)–(6)列,我们进一步控制了骗税因素的影响。具体而言,我们从中国裁判文书网手工搜集了2001–2011年与出口退税骗税相关的裁判文书。第(3)–(4)列删除了自2001年以来曾经有骗税记录的城市。第(5)–(6)列删除了骗税高发的两个行业,服装行业和电子行业(Chandra and Long, 2013)。结果显示,在删除了骗税高发的城市或者行业后,退税的错配现象依然显著,并且错配现象主要集中在财政约束较大的地区。

造成这一现象的原因可能有多种:首先,合理分配出口退税额度对地方政府的信息甄别能力要求更高;其次,优先给少数大企业发放退税相比给大量中小企业发放成本更低;最后,大企业或融资约束较低的企业可能在申请出口退税上更有经验。

这种错配可能会带来巨大的效率损失。因此,除了减少出口退税延迟,在地方财政资金存在预算约束的情况之下,地方政府还可以通过优化出口退税分配的方式来促进出口,这种方式不会对财政造成额外的压力。

表7 出口退税延迟与企业融资约束

	延迟率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
现金流	-0.046*** (0.012)	-0.014 (0.020)	-0.036*** (0.013)	0.005 (0.022)	-0.037*** (0.014)	-0.001 (0.023)
现金流×地方财政约束		-0.151** (0.075)		-0.177** (0.079)		-0.163** (0.083)

^① 值得注意的是,表7的回归并未识别因果关系,而只是考察融资约束指标和企业退税延迟率之间的相关关系。

(续表)

	延迟率					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市-行业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值个数	118 884	118 884	99 792	99 792	96 764	96 764
R-squared	0.150	0.150	0.145	0.146	0.154	0.154

注：表中所有回归都控制了城市-行业固定效应、年份固定效应以及控制变量，控制变量包括企业全要素生产率、雇佣人数、资本密集度与出口退税率。*、**、***分别表示在1%、5%、10%水平上显著。

六、结 论

基于2007—2011年中国税收调查数据，本文研究表明，出口退税的效果不仅取决于出口退税的延迟程度，更取决于出口退税的分配方式。出口退税延迟降低迟显著促进了企业的出口，以及企业的销售额、出口比例。此外，本文还识别出了出口退税分配中的错配现象：融资约束严重的企业受到出口递延的影响更大，但是平均而言它们的退税延迟率反而越高。这种错配效应对于财政约束较强的地区更加明显。

本文的研究具有重要政策含义：出口退税错配会带来巨大的效率损失。本文结果表明，地方政府可以通过两种方式促进出口：第一，减少出口退税延迟。这种方式会对地方财政能力有较高要求。第二，更重要的是，我们的研究表明，在地方财政资金存在预算约束的情况之下，地方政府还可以通过优化出口退税分配的方式来促进出口。考虑到地方财政预算约束在中国普遍存在，因此研究如何在不加重地方财政负担的前提之下提升出口退税效率，进而促进出口增长，具有重要的现实意义。本文研究指出，政策的执行效率是保证政策效果的重要因素。

参 考 文 献

- [1] Adelino, M., M. A. Ferreira, M. Giannetti, and P. Pires, "Trade Credit and the Transmission of Unconventional Monetary Policy", NBER Working Paper, 2020.
- [2] Antràs, P., D. Chor, T. Fally, and R. Hillberry, "Measuring the Upstreamness of Production and Trade Flows", *American Economic Review*, 2012, 102 (3), 412-416.
- [3] Ahn, J., M. Amiti, and D. E. Weinstein, "Trade Finance and the Great Trade Collapse", *American Economic Review*, 2011, 101 (3), 298-302.
- [4] Bai, J., and J. Liu, "The Impact of Intranational Trade Barriers on Exports: Evidence from a Nationwide VAT Rebate Reform in China", NBER Working Paper, 2019, No. w26581.
- [5] 白重恩、王鑫、钟笑寒, "出口退税政策调整对中国出口影响的实证分析", 《经济学》(季刊), 2011年第3期, 第799—820页。
- [6] Barrot, J. N., and R. Nanda, "The Employment Effects of Faster Payment: Evidence from the Federal Quickpay Reform", *Journal of Finance*, 2020, 75 (6), 3139-3173.
- [7] Beck, T., and R. Levine, "Industry Growth and Capital Allocation: Does Having a Market-or Bank-Based System

- Matter?", *Journal of Financial Economics*, 2002, 64 (2), 147-180.
- [8] Chandra, P., and C. Long, "VAT Rebates and Export Performance in China: Firm-Level Evidence", *Journal of Public Economics*, 2013, 102, 13-22.
- [9] Chao, C. C., W. L. Chou, and S. H. Eden, "Export Duty Rebates and Export Performance: Theory and China's Experience", *Journal of Comparative Economics*, 2001, 29 (2), 314-326.
- [10] Chen, C. H., C. C. Mai, and H. C. Yu, "The Effect of Export Tax Rebates on Export Performance: Theory and Evidence from China", *China Economic Review*, 2006, 17 (2), 226-235.
- [11] Chen, S., H. Ma, and Q. Wu, "Bank Credit and Trade Credit: Evidence from Natural Experiments", *Journal of Banking & Finance*, 2019, 108.
- [12] Ebrill, M. L. P., M. M. Keen, and M. V. P. Perry, "The Modern VAT", International Monetary Fund, 2001.
- [13] 范子英、田彬彬, "出口退税政策与中国加工贸易的发展", 《世界经济》, 2014年第4期, 第49—68页。
- [14] Feenstra, R. C., Z. Li, and M. Yu, "Exports and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Evidence from China", *Review of Economics and Statistics*, 2014, 96 (4), 729-744.
- [15] Fisman, R., and I. Love, "Financial Development and Intersectoral Allocation: A New Approach", *Journal of Finance*, 2004, 59 (6), 2785-2807.
- [16] Gourdon, J., L. Hering, S. Monjon, and S. Poncet, "Estimating the Repercussions from China's Export VAT Rebate Policy", *Scandinavian Journal of Economics*, 2021, 124 (1), 243-277.
- [17] Hadlock, C. J., and J. R. Pierce, "New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving beyond the KZ Index", *Review of Financial Studies*, 2010, 23 (5), 1909-1940.
- [18] Hsieh, C. T., and P. J. Klenow, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [19] Khandelwal, A. K., P. K. Schott, and S. J. Wei, "Trade Liberalization and Embedded Institutional Reform: Evidence from Chinese Exporters", *American Economic Review*, 2013, 103 (6), 2169-2195.
- [20] Lee, W., H. Ma, and Y. Xu, "Export Tax Rebate and the Margins of Exports: Product-Level Evidence from a Quasi-natural Experiment", *International Tax and Public Finance*, 2021, 28 (2), 386-404.
- [21] 李志远、余森杰, "生产率, 信贷约束与企业出口: 基于中国企业层面的分析", 《经济研究》, 2013年第6期, 第85—99页。
- [22] 梁平汉、邹伟、胡超, "时间就是金钱: 退税无纸化改革, 行政负担与企业出口", 《世界经济》, 2020年第10期, 第52—73页。
- [23] Liu, Y., and J. Mao, "How do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-Level Evidence from China", *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (3), 261-91.
- [24] Love, I., "Financial Development and Financing Constraints: International Evidence from the Structural Investment Model", *Review of Financial Studies*, 2003, 16 (3), 765-791.
- [25] Manova, K., "Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade", *Review of Economic Studies*, 2013, 80 (2), 711-744.
- [26] Manova, K., S. J. Wei, and Z. Zhang, "Firm Exports and Multinational Activity under Credit Constraints", *Review of Economics and Statistics*, 2015, 97 (3), 574-588.
- [27] 裴长洪, "论转换出口退税政策目标", 《财贸经济》, 2008年第2期, 第10—16页。
- [28] Ponticelli, J., and L. S. Alencar, "Court Enforcement, Bank Loans, and Firm Investment: Evidence from a Bankruptcy Reform in Brazil", *Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131 (3), 1365-1413.
- [29] Rajan, R., and L. Zingales, "Financial Development and Growth", *American Economic Review*, 1998, 88 (3), 559-586.
- [30] Schenk, A., V. Thuronyi, and W. Cui, "Value Added Tax", Cambridge University Press, 2015.
- [31] 王孝松、李坤望、包群、谢申祥, "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", 《世界经济》, 2010年第4期, 第47—67页。
- [32] 王雅琦、卢冰, "汇率变动、融资约束与出口企业研发", 《世界经济》, 2018年第7期, 第75—97页。

- [33] 王永进, “关系与民营企业的出口行为: 基于声誉机制的分析”, 《世界经济》, 2012 年第 2 期, 第 98—119 页。
- [34] Wu, G. L., Q. Feng, and Z. Wang, “A Structural Estimation of the Return to Infrastructure Investment in China”, *Journal of Development Economics*, 2021, 152 (5), 102672.
- [35] 许和连、王海成, “简政放权改革会改善企业出口绩效吗? ——基于出口退(免)税审批权下放的准自然试验”, 《经济研究》, 2018 年第 3 期, 第 157—170 页。
- [36] 张杰、芦哲、郑文平、陈志远, “融资约束、融资渠道与企业 R&D 投入”, 《世界经济》, 2012 年第 10 期, 第 66—90 页。

VAT Rebate Efficiency and Firm Export Performance

LU Bing

(Beijing Normal University)

MA Hong*

(Tsinghua University)

Abstract: Using a unique panel of Chinese firms with export and rebates information, we explore the impact of VAT rebate efficiency on firm export. Results show that the rebate efficiency improvement substantially promotes firm export sales. Decreasing delay ratio by 10 percentage points can cause about 15.3% increase in export value. Furthermore, we find the mismatch pattern in allocating rebates: exporters with tighter financial constraints respond more elastically to rebates delay, yet they are also more likely to have a higher delay ratio. In such case, local governments could promote export by optimizing the rebate allocation under local fiscal constraint.

Keywords: VAT rebate delay; financial constraint; local fiscal constraint

JEL Classification: F14, H25, O10

* Corresponding Author; Ma Hong, School of Economics and Management, Tsinghua University, Beijing 100084, China; Tel: 86-13651387278; E-mail: mahong@sem.tsinghua.edu.cn.