

# 税收激励政策与企业国际化行为

——基于2014年固定资产加速折旧政策的准自然实验

赵 灿 刘啟仁

**摘要：**本文采用2010—2018年中国A股上市公司数据，基于2014年固定资产加速折旧政策背景并采用双重差分法检验了税收激励政策对企业国际化行为的影响及其内在作用机制。研究发现，2014年固定资产加速折旧政策具有显著的“出口促进效应”，主要体现在出口规模和出口参与度的提升。进一步研究发现，该项税收激励政策还具有明显的“对外直接投资促进效应”，其主要提高了试点企业对海外子公司与联营公司的直接投资规模以及相应的投资概率，而且试点企业的海外直接投资更多地流向了发达国家。机制分析表明，2014年加速折旧政策具有显著的“无息贷款效应”，其通过缓解试点企业融资约束促进固定资产投资并提高全要素生产率，进而促进试点企业的国际化行为。

**关键词：**税收激励；固定资产；加速折旧；企业国际化

[中图分类号] F752 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2021) 03-0062-16

## 引 言

当前，中国经济正处于发展模式转变的关键时期，已逐渐从过去的高速增长阶段步入中高速增长阶段，在此背景下，企业国际化成为拉动经济新一轮增长的重要动力。然而，从外部环境来看，世界经济自金融危机以来始终处于深度调整之中，国际竞争格局发生了深刻变化，加之日益突出的双边贸易摩擦以及近期的全球疫情影响等因素，使得中国企业的出口、对外直接投资等国际化活动面临着十分严峻的考验。在国内外环境深度调整的背景下，我国开始推进并不断深化以供给侧结构性改革为主线的宏观调控，力图通过改善供给结构释放微观经济主体的活力，进而促进经济的持续健康发展。由于税收发挥着调节经济的重要职能作用，是国家实施宏观调控的有力工具，因此，税收激励政策成为当前供给侧结构性改革的重要组成部分

[收稿日期] 2020-06-03

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“我国企业产品加成率测度与对外贸易的福利分解研究”(17BJL110)；国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’战略与中国参与全球经济治理问题研究”(15ZDA018)

[作者信息] 赵灿：广州大学经济与统计学院讲师 电子信箱 zhaocan\_aliana@126.com；刘啟仁：广州大学经济学院与统计学院教授

分。为了激励企业加大固定资产投资进而促进企业转型升级，财政部和税务总局于2014年发布了关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知。该项税收激励政策通过增大固定资产投资初期的可抵扣额度，帮助企业快速收回投资成本，相当于企业取得一笔无息贷款，进而缓解企业融资约束，使得企业拥有更为充足的资金用于再投资或自身发展，最终增强企业的竞争力。

大量实证研究表明，企业国际化活动会受到融资约束的影响（于洪霞等，2011<sup>[1]</sup>；阳佳余，2012<sup>[2]</sup>；吕越和盛斌，2015<sup>[3]</sup>；王碧珺等，2015<sup>[4]</sup>）；而且，固定资产投资是影响企业国际化活动的重要因素（Liu and Lu, 2015）<sup>[5]</sup>。现有基于2014年固定资产加速折旧政策的文献已表明，该项税收激励政策对企业固定资产投资具有显著的促进作用（刘啟仁等，2019）<sup>[6]</sup>。那么，一个重要且值得探讨的问题是，作为缓解企业融资约束的一种重要替代资金来源，该项税收激励政策是否会促进企业的国际化活动，进而为当前经济增长注入新的动力？为了回答这一问题，本文将2014年固定资产加速折旧政策视为一项准自然实验，以2010—2018年中国A股上市公司为研究样本，利用双重差分法考察税收激励政策对企业国际化活动的影响及其作用机制。本文的研究结果不仅有助于客观评估2014年税收激励政策的微观效应，而且为今后如何更好地利用税收激励政策促进供给侧结构性改革提供政策参考。

当前针对税收激励政策的研究主要是以增值税改革或者“营改增”为切入点检验其对企业行为或绩效的影响，如聂辉华等（2009）<sup>[7]</sup>、Zhang等（2018）<sup>[8]</sup>、许伟和陈斌开（2016）<sup>[9]</sup>、汪德华（2016）<sup>[10]</sup>、申广军等（2016）<sup>[11]</sup>基于增值税改革背景，李成和张玉霞（2015）<sup>[12]</sup>、范子英和彭飞（2017）<sup>[13]</sup>基于“营改增”背景，分别检验了相应税收激励政策对企业固定资产投资的影响。Liu和Lu（2015）基于2004年东北地区的增值税转型政策，检验了增值税政策对企业出口行为的影响。企业所得税改革作为一种重要的国家宏观调控工具，在调节国家与企业之间关系、促进经济健康发展等方面扮演重要作用，然而，针对其与企业行为之间关系的微观定量研究却相对较少。随着2014年完善固定资产加速折旧企业所得税政策的出台，学者们开始关注该项税收政策的微观主体效应，并进行了一些有益的探索，但主要聚焦于加速折旧政策对企业固定资产投资（曹越和陈文瑞，2017）<sup>[14]</sup>；刘啟仁等，2019；Fan and Liu, 2020<sup>[15]</sup>）、研发投入（李昊洋等，2017）<sup>[16]</sup>）、全要素生产率（刘伟江和吕镛，2018）<sup>[17]</sup>）、人力资本升级（刘啟仁和赵灿，2020）<sup>[18]</sup>）等方面的影响效应，而鲜有文献从微观视角研究固定资产加速折旧政策对企业国际化行为的影响。显然，国际化已成为企业寻求新一轮增长的动力，而加速折旧税收激励政策是一种缓解企业融资约束的替代资金来源，同时也是当前供给侧结构性改革的重要调控手段，对二者关系的探讨具有非常重要的现实意义且存在逻辑上的联系。因此，本文试图基于2014年固定资产加速折旧政策背景，以2010—2018年中国A股上市公司为样本，采用双重差分法对二者关系进行探讨。

本文的边际贡献体现在以下三个方面。第一，在研究视角上，不同于以往的投资效应、生产率效应以及人力资本效应等，本文从企业国际化视角分析所得税激励

政策的微观主体效应,进而将所得税政策的效果评估扩展至企业国际化领域,是对税收激励政策相关文献的有益补充。第二,在研究方法上,本文利用2014年固定资产加速折旧政策所带来的外生政策冲击,将其视为一项准自然实验,并采用双重差分法检验二者的因果识别关系,较好地缓解了以往税收政策评估过程中所面临的内生性问题,进而得到较为可靠的结论。第三,在研究意义上,固定资产加速折旧政策是当前供给侧结构性改革的重要结构性减税措施,而国际化是企业寻求新一轮增长的动力,通过实证研究二者的关系及相应的影响机制,不仅为当前相关税收激励措施的制定提供了参考,还为今后如何更好地利用宏观调控政策达到供给侧结构性改革目的提供经验证据。

### 一、制度背景与理论分析

固定资产是企业生产经营过程中必不可少的部分,计提的折旧额可以计入产品成本或期间费用,进而影响企业的当期应纳税所得额,加之固定资产在企业资产中占比普遍较大,因此,固定资产折旧费用是影响企业应纳税所得额的重要项目,直接关系企业的切身利益。然而,根据现行税法的相关规定,除另有规定外,固定资产应当采用直线法(年限平均法)计提折旧额。通常情况下,固定资产的使用寿命较长,而直线法计提折旧的速度相对较慢,从而使得固定资产更新周期较长,进而影响企业的生产效率。为了提高设备更新换代率进而促进企业生产效率的提升,2014年,财政部和税务总局正式发布了关于完善固定资产加速折旧企业所得税政策的通知。根据该通知的具体要求,生物药品制造业,专用设备制造业,铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业,计算机、通信和其他电子设备制造业,仪器仪表制造业,信息传输、软件和信息技术服务业六大试点行业的企业可以对自2014年1月1日后新购进的固定资产进行加速折旧。具体而言,在折旧方法方面,试点企业可以采用双倍余额递减法或年数总和法进行加速折旧;在折旧年限方面,试点企业可以按不低于企业所得税规定年限的60%缩短折旧年限进行加速折旧,为便于表述,本文将上述三种方法统称为“加速折旧法”。与常用的直线法相比,固定资产加速折旧法通过“前期计提较多折旧后期计提较少折旧”或者缩短使用年限的方式加快折旧的速度,帮助企业快速收回投资资金,相当于企业获得一笔无息贷款,可以改善企业的现金流,从而使得企业拥有更为充足的资金购置新设备,提高设备更新换代率,进而促进企业的转型升级,因此,固定资产加速折旧政策具有明显的“无息贷款效应”。为便于分析,本文采用如下公式表示 $T$ 类固定资产的税收优惠率:

$$E_T = \sum_{i=1}^T \frac{1}{(1+r)^{i-1}} D_i \times \tau \quad (1)$$

其中, $T$ 表示不同类别固定资产的折旧年限, $D_i$ 为1元固定资产投资在 $t$ 年计提的折旧额, $r$ 为贴现率, $\tau$ 为所得税税率,则 $D_i \times \tau$ 表示1元固定资产投资在第 $t$ 年的税收优惠额。 $E_T$ 表示1元 $T$ 类固定资产投资税收优惠总额的现值,即 $T$ 类固定资产的税收优惠率。

从式(1)可以看出,虽然固定资产的价值和折旧总额保持不变,但采用不同折旧方法会使得折旧期间的年折旧额( $D_t$ )不同,进而使得税收优惠总额的现值存在差异,即不同折旧方法的税收优惠率存在不同。整体上来看,固定资产采用加速折旧方法获得的税收优惠率要高于直线法,即加速折旧法的税收优惠率更高,对企业更为有利。当考虑资金的时间价值,加速折旧法还可以使企业获得延期缴纳税款的时间价值,进一步增强企业购买固定资产的积极性与能力,激励企业增加固定资产投资,进而增强企业发展的动力。

为了更为直观地理解加速折旧政策的激励作用,本文对比分析了试点行业和非试点行业间的税收优惠率差异。具体而言,我们首先计算不同类别固定资产的税收优惠率,即1元固定资产投资税收优惠总额的现值;然后以不同类别新增固定资产的份额为权重进行加权,得到企业层面的税收优惠率;接着计算试点行业和非试点行业的年平均税收优惠率;最后画图比较试点行业和非试点行业的税收优惠率变化趋势以及相应的差异。从图1可以看出,在政策实施前,试点行业和非试点行业的税收优惠率的差距较小,而且二者保持稳定、同步的变化趋势;然而,在2014年政策出台之后,试点行业的税收优惠率快速提升,其与非试点行业的差距也迅速拉大。这说明2014年固定资产加速折旧政策可以带来较大的额外税收优惠,进而激励企业加大固定资产投资。

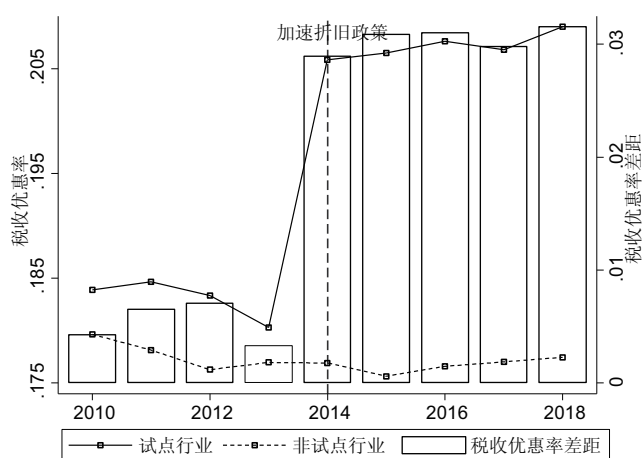


图1 税收优惠率及其差距的时间趋势图

那么,税收激励政策如何影响企业国际化行为呢? Melitz (2003)<sup>[19]</sup>认为企业出口至国外市场需要支付高昂的固定成本,如企业对出口市场的信息收集和探索成本、销售渠道的建立和拓展成本等。高固定成本要求企业须有充足的流动资金以维持其正常运转,这一特征使得企业的出口经常面临融资约束。现有研究已证实融资约束是影响企业出口的重要因素,如Li和Yu(2009)<sup>[20]</sup>运用中国工业企业制造业数据,以利息支出作为衡量企业融资能力的代理变量,研究发现融资约束较小的企业具有较高的出口水平;于洪霞等(2011)则以应收账款相对比例为融资约束的代理变量,

研究得出了出口固定成本融资约束会制约企业出口行为的结论；孙灵燕和李荣林（2012）<sup>[21]</sup>利用世界银行投资环境调查数据，研究企业融资约束异质性对中国企业出口可能性的影响，结果表明外源融资约束是限制企业出口参与的重要因素。因此，缓解企业融资约束是促进企业出口行为的有效途径。税收激励政策虽然并不是直接作用于出口的固定成本支付，但是，税收优惠节省的资金可以间接缓解企业进行海外营销所面临的融资约束。如前所述，固定资产加速折旧法通过“前期计提较多折旧、后期计提较少折旧”方式减少投资初期的应纳税所得额，相当于为企业提供一笔“无息贷款”，增加了企业的可用资金，有助于缓解企业的融资约束；与此同时，加速折旧法还使企业获得延期缴纳税款的时间价值，进一步缓解企业的融资约束。阳佳余（2012）采用2000—2007年中国工业企业数据研究发现，企业融资状况的改善不仅能提高企业出口的概率，而且对其出口规模也有重要影响。

另一方面，固定资产加速折旧政策还能够促进企业更新老旧设备，而新机器设备等投资更有利于提升生产率和产品质量（Liu and Mao, 2019）<sup>[22]</sup>，更容易满足更大规模和更高质量要求的国外市场需求，进而对企业出口行为具有明显的促进作用。Liu和Lu（2015）基于增值税转型改革背景研究发现，企业投资显著提高了企业生产率，进而提高了企业出口的可能性，而且这种促进效应在融资约束较大的行业更明显。因此，税收政策影响企业出口活动的逻辑是：加速折旧政策首先激励企业加大固定资产投资（刘啟仁等，2019），一方面，新机器设备等投资通过提高生产率促进企业出口活动；另一方面，税收优惠节省的资金通过缓解融资约束促进企业出口活动。以上两方面均有可能对企业的国际化行为起到助推作用，因此，我们提出如下待检验假说。

假说1：2014年加速折旧政策显著促进了企业的国际化行为，具有明显的“出口促进效应”。

Helpman等（2004）<sup>[23]</sup>进一步将企业出口延伸到对外直接投资，认为企业对外直接投资相比直接出口甚至需要承担更高的固定成本，进而使得企业面临更高的融资约束。如若企业无法获得外部资金或者外部资金成本过高，那么，企业的对外直接投资行为必然会受到影响。吕越和盛斌（2015）研究发现，融资约束是影响企业对外直接投资决策的重要因素，融资约束越小企业选择进行对外直接投资的概率越大。王碧珺等（2015）考察融资约束对中国民营企业海外直接投资的影响，研究结果表明，融资约束对企业对外直接投资的可能性和规模均有显著的负面作用，而融资状况的改善对企业对外直接投资的可能性和规模具有促进作用。对外直接投资是企业国际化的另一种方式，类似地，税收激励政策，一方面可以通过缓解融资约束促进企业对外直接投资活动，另一方面可以通过新机器设备等投资、生产率提高进而促进对外直接投资活动。据此，我们进一步提出如下待检验假说。

假说2：2014年加速折旧政策显著促进了企业的国际化行为，具有明显的“对外直接投资促进效应”。

## 二、研究设计

### (一) 模型设定

为了检验税收激励政策对企业国际化行为的影响, 本文将2014年固定资产加速折旧政策视为一项准自然实验, 其中, 处理组样本为试点行业的企业, 控制组样本则为其他行业(金融业除外)的企业。具体而言, 本文构建如下双重差分估计模型:

$$Internation_{it} = \beta_1 Treat_j \times Post_t + \beta_2 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中,  $i$ 、 $j$ 、 $p$ 、 $t$  分别表示企业、行业、省份和年份。 $Internation_{it}$  为被解释变量, 表示企业  $i$  在  $t$  年的国际化行为。 $Treat_j$  表示是否属于六大试点行业的二元虚拟变量, 如若属于试点行业, 则  $Treat_j$  取 1, 其他取 0。 $Post_t$  表示政策实施的虚拟变量, 在政策实施当年及以后,  $Post_t$  赋值为 1, 反之, 赋值为 0。 $Treat_j \times Post_t$  为双重差分模型的核心交互项, 则其估计系数  $\beta_1$  捕捉了税收激励政策对企业国际化行为的影响程度。根据假说 1, 我们预期  $\beta_1$  显著异于 0 且  $\beta_1 > 0$ , 即 2014 年固定资产加速折旧政策显著促进了企业的国际化行为。 $X_{it}$  表示一组企业层面的控制变量集合, 包括企业规模、年龄、现金流、盈利能力、资产负债率、净资产收益率、股权结构等。 $\lambda_i$  和  $\lambda_t$  分别表示企业固定效应和时间固定效应, 为了尽可能地消除潜在的宏观经济影响因素, 本文还纳入了省份  $\times$  年份固定效应  $\lambda_{pt}$ 。 $\varepsilon_{it}$  为随机扰动项, 本文将标准误差聚类至企业层面<sup>①</sup>。

### (二) 数据来源与处理

本文研究样本为中国 A 股上市公司, 可以避免小型微利企业税收优惠政策的交叉影响。研究所用数据主要来源于同花顺数据库 (iFinD) 和国泰安数据库 (Cs-mar), 样本期间为 2010—2018 年, 该数据库具有指标丰富、信息详实、时间跨度长、数据更新及时等优势, 从而有利于本研究的开展。为保证数据的准确性及后续研究结论的可靠性, 本文对原始数据进行了如下处理: 剔除金融类企业样本, 剔除上市时间晚于政策实施年份的样本, 剔除样本期间内处于 ST 和 \*ST 状态的样本, 最终研究样本包括 2082 家上市企业样本, 共 18136 个观测值<sup>②</sup>。此外, 本文还对所有连续变量(企业年龄除外)进行了 1% 的 Winsorize 处理。

### (三) 变量说明

#### 1. 试点行业 ( $Treat_j$ )

参照《关于固定资产加速折旧税收政策有关问题的公告》的规定, 六大试点行业为生物药品制造业, 专用设备制造业, 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业, 计算机、通信和其他电子设备制造业, 仪器仪表制造业, 信息传输、软件和信息技术服务业等六大行业, 则其他行业(金融业除外)为非试点行业。

<sup>①</sup> 本文将标准误差聚类分别调整至省份层面或行业层面并不改变其基本结论。

<sup>②</sup> 后文实证过程中, 因各回归中采用计量模型以及变量缺失程度有所不同, 样本数量也会随之略有变化。

2. 被解释变量 ( $Internation_{it}$ )

出口与投资逐渐成为企业国际化的主要形式，考虑到数据的可获得性，本文主要采用企业的出口二元边际表示其国际化行为。具体而言，以企业出口额对数 ( $\ln exp$ ) 表示出口水平，即出口集约边际；以出口二元虚拟变量  $\{0, 1\}$  表示出口参与度，即出口扩展边际。此外，为了更加深入地研究企业国际化行为，本文在后续研究中还采用企业的对外直接投资行为表示其国际化行为，其中以海外关联公司数量的对数 ( $\ln OFDI$ ) 表示其深度，以海外关联公司的二元虚拟变量  $\{0, 1\}$  表示其广度。

3. 控制变量 ( $X_{it}$ )

企业规模 ( $scale$ ) 采用企业的总资产 ( $asset$ ) 进行表示；企业年龄 ( $age$ ) 用当年年份减去企业成立年份的值表示；现金流 ( $cashflow$ ) 根据当期经营活动产生的现金流量净额与期初固定资产净值的比值进行计算；盈利能力 ( $profitability$ ) 以营业利润与营业总收入的比值进行衡量；资产负债率 ( $D/A$ ) 根据负债总额与资产总额的比进行计算；净资产收益率 ( $ROE$ ) 根据归属母公司股东净利润与加权平均归属母公司股东的权益的比进行计算；股权结构采用前十大股东持股比例 ( $top10$ ) 表示。

表1报告了本文主要变量的描述性统计。从中可以看出，出口额对数 ( $\ln exp$ ) 的平均值为0.874，标准差为1.232，最小值和最大值分别为0和5.271，说明多数样本企业的出口规模较小甚至不出口；企业的海外关联公司数量对数 ( $\ln OFDI$ ) 呈现类似现象，这反映出企业国际化行为整体上有待进一步加强。从控制变量的统计结果可以看出，企业之间存在明显的异质性，如企业总资产 ( $asset$ ) 的最小值仅为2.863亿元，而最大值高达2159.177亿元，一般来说，规模较大的企业在国际化方面更有优势，如若不对这些变量进行控制则可能会导致估计偏差。其余控制变量与已有文献基本保持一致 (刘啟仁等, 2019)，此处不再赘述。

表1 主要变量的统计描述

变量	符号	样本	均值	标准差	最小值	最大值
出口额对数	$\ln exp$	18765	0.874	1.232	0	5.271
海外关联公司数量对数	$\ln OFDI$	18765	0.580	0.792	0	3.178
现金流	$cashflow$	18758	0.368	3.030	-15.293	17.601
总资产	$asset$	18761	121.045	294.308	2.863	2159.177
年龄	$age$	18763	16.900	5.577	1	66
盈利能力	$profitability$	18731	10.640	15.489	-63.156	62.566
净资产收益率	$ROE$	18743	8.408	10.906	-38.730	44.060
资产负债率	$D/A$	18763	42.630	20.783	4.623	87.513
前十大股东持股比例	$top10$	18160	57.637	15.326	22.480	90.240

注：数据来源为同花顺数据库 (iFinD) 和国泰安数据库 (Csmar)，样本期间为2010—2018年，指标由作者计算得到。

### 三、实证结果与分析

#### (一) 基准回归结果

表2报告了本文的基准回归结果,其中,列(1)—(4)的被解释变量为以出口额对数表示的企业出口规模,列(5)和(6)的被解释变量为以二元虚拟变量表示的出口概率。列(1)仅加入企业固定效应、时间固定效应,列(2)加入企业层面的控制变量,包括企业规模(*scale*)、年龄(*age*)、现金流(*cashflow*)、盈利能力(*profitability*)等,列(3)纳入省份×年份固定效应以控制不同省份的宏观经济形势冲击,列(4)进一步加入控制变量的2阶多项式以控制企业特征变量与被解释变量之间的非线性关系。如回归结果所示,在不同的回归形式设定下,双重差分法核心交互项的估计系数均显著为正,说明税收激励政策显著提高了试点企业的出口水平。列(5)报告了基于Probit模型进行估计的回归结果,其自变量与列(3)保持一致。我们可以发现,核心解释变量 $Treat_i \times Post_t$ 的估计系数显著为正,意味着2014年的固定资产加速折旧政策提高了试点企业的出口概率,即2014年的税收激励政策对企业的出口参与度同样具有显著的促进效应。此外,考虑到被解释变量含有大量取值为0的观测值,存在截尾现象,为避免选择性样本偏误和截尾效应,列(6)进一步采用Tobit模型进行估计。如回归结果所示,核心交互项的估计系数依然显著为正,这一结果与上述回归结果保持一致,说明基准回归结果具有较好的稳定性。总之,综合表2列(1)—(6)的回归结果,可以发现无论是在集约边际还是扩展边际方面,2014年固定资产加速折旧激励政策均表现出明显的“出口促进效应”,支持了研究假说1。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) Probit	(6) Tobit
	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln exp$	$exp > 0$	$exp > 0$
$Treat_i \times Post_t$	0.102*** (0.034)	0.103*** (0.034)	0.102*** (0.035)	0.092*** (0.034)	0.459*** (0.068)	0.260*** (0.035)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 765	18 136	18 136	18 136	18 136	18 136
adj. R <sup>2</sup>	0.855	0.863	0.863	0.866	—	—

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为企业层面的聚类标准误。

#### (二) 稳健性检验

##### 1. 共同时间趋势检验

双重差分估计模型适用的关键条件是共同时间趋势,即在政策实施之前,处理组和对照组的出口行为应该具有相同的变化趋势。首先,考虑到六大试点行业均是战略性新兴产业,在当前经济增长放缓背景下,企业可能会预期到该项税收激励政



策而提前改变国际化行为，这样可能会破坏共同时间趋势假设，鉴于此，本文在基准回归模型的基础上引入两个新交互项  $Treat_j \times Post_{2012}$  与  $Treat_j \times Post_{2013}$  来检验这种预期效应，其中， $Post_{2012}$  与  $Post_{2013}$  分别表示为政策实施虚拟变量， $Post_{2012}$  在 2012 年及以后的年份取 1，之前取 0， $Post_{2013}$  与此类似，即人为地将加速折旧政策提前为 2012 年和 2013 年。如表 3 列 (1) — (3) 回归结果显示，新交互项的估计系数并不显著，而  $Treat_j \times Post_t$  的估计系数依然显著为正，说明并不存在预期效应影响共同时间趋势假设。出于稳健性的考虑，本文进一步从样本中删掉政策前一年 (2013 年) 的数据，从列 (4) 可以发现，本文核心解释变量的估计系数并没有发生根本性变化。

表 3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	lnexp	lnexp	lnexp	lnexp	lnexp
$Treat_j \times Post_t$	0.095 *** (0.032)	0.085 *** (0.031)	0.085 *** (0.031)	0.107 *** (0.038)	
$Treat_j \times Post_{2012}$	0.015 (0.024)		0.005 (0.022)		
$Treat_j \times Post_{2013}$		0.023 (0.020)	0.020 (0.013)		
$Treat_j \times Year_{2011}$					-0.004 (0.023)
$Treat_j \times Year_{2012}$					0.003 (0.031)
$Treat_j \times Year_{2013}$					0.023 (0.035)
$Treat_j \times Year_{2014}$					0.027 (0.040)
$Treat_j \times Year_{2015}$					0.056 (0.045)
$Treat_j \times Year_{2016}$					0.124 ** (0.053)
$Treat_j \times Year_{2017}$					0.168 *** (0.059)
$Treat_j \times Year_{2018}$					0.172 *** (0.062)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 136	18 136	18 136	16 056	18 136
adj. R <sup>2</sup>	0.863	0.863	0.863	0.857	0.863

注：\*、\*\* 和 \*\*\* 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平，括号内为企业层面的聚类标准误。

其次，为了更细致及严谨地检验共同时间趋势，本文进一步将基准回归模型扩展为如下形式：

$$Internation_{it} = \sum_{t=2011}^{2016} \alpha_t Treat_j \times Year_t + \alpha_2 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中， $Year_t$  为时间虚拟变量，在第  $t$  年取值为 1，其他为 0，其他变量与式 (2)

保持一致。本文选取2010年作为基准年份,则估计系数 $\alpha_t$ 表示第 $t$ 年处理组与对照组之间的出口水平差异相对于2010年差异的大小。基于式(3)进一步检验加速折旧政策在样本期间各年的影响效应的回归结果报告于表3列(5)。从中可以看出,在2014年之前, $Treat_j \times Year_{2011}$ 、 $Treat_j \times Year_{2012}$ 、 $Treat_j \times Year_{2013}$ 的估计系数均不显著,说明在没有政策实施的情况下,处理组和对照组的出口行为满足共同趋势假设。此外,我们还可以发现,固定资产加速折旧政策对试点企业出口行为的影响存在时滞,这符合本文分析的影响路径逻辑:加速折旧政策首先激励企业加大固定资产投资(刘啟仁等,2019),进而通过一定时间的吸收和积累,最终提高企业的出口水平。与此同时,该促进效应在样本期内具有较好持续性,呈现逐年递增趋势。

## 2. 倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)估计

为了稳健起见,本文进一步采用倾向得分匹配的双重差分法(PSM-DID)进行检验,通过“倾向得分”为处理组匹配最为相近的对照组样本。具体而言,本文以企业规模( $scale$ )、年龄( $age$ )、资产负债率( $D/A$ )、净资产收益率( $ROE$ )以及前十大股东持股比例( $top10$ )等企业特征变量作为匹配变量,利用Probit模型估计倾向匹配得分并且进行一对一匹配(One-to-one matching),从而获得与处理组尽可能相似的控制组。然后,本文利用已匹配好的处理组和控制组进行双重差分法估计,如表4列(1)的回归结果显示,核心解释变量 $Treat_j \times Post_t$ 估计系数的大小、方向以及显著性与基准结果保持一致,依然显著为正,进一步说明2014年税收激励政策确实促进了试点企业的出口行为,基准回归结果较为稳健。

表4 进一步的稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln exp$
$Treat_j \times Post_t$	0.104** (0.039)	0.094*** (0.036)	0.105*** (0.035)	0.136*** (0.038)
$Treat_{2015} \times Post_{2015}$			0.045** (0.019)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	8 568	17 251	18 136	12 889
adj. R <sup>2</sup>	0.871	0.863	0.863	0.860

注:\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为企业层面的聚类标准误。

## 3. 控制其他相似政策的混杂效应(confounding effect)

首先,早在2004年,东北三省(吉林省、黑龙江省和辽宁省)就实施了增值税转型试点改革和固定资产加速折旧两项税收政策。为了隔离早期政策的长期影响,本文删除了来自东北三省的企业样本并进行重新估计,回归结果报告于表4列(2)。从中可以看出,本文关注的核心交互项的系数并没有发生实质性变化。其次,在2015年,固定资产加速折旧政策开始在纺织、轻工、汽车、机械等四个领

域重点行业实施，这一实施范围的扩大可能干扰对2014年加速折旧政策效应的识别。鉴于此，列(3)在基础回归模型的基础上纳入交互项  $Treat_{2015} \times Post_{2015}$  以控制2015年的政策影响，如回归结果所示，原核心交互项估计系数的符号和显著性水平没有发生实质性变化，而新交互项的估计系数也显著为正，说明新税收激励政策也具有出口促进效应，进而带来扩大试点范围的政策启示。列(4)进一步删除新增的四个领域试点行业的样本进行重新估计，回归结果与前文保持一致。总之，潜在的混杂效应并没有对基准回归结果带来实质性影响。

#### 四、进一步讨论

对外直接投资作为企业国际化的另一种重要方式，是否也会受到税收激励政策的促进而呈现类似的现象？为了更深入地揭示税收激励政策与企业国际化行为之间的内在关系，接下来，本文将进一步考察税收激励政策对企业对外直接投资的影响。为了保持与基准结果的一致性，表5列(1)-(6)的结果展示采用与表2一致的方法，即列(1)仅加入企业和年份固定效应，列(2)加入企业层面的控制变量，列(3)进一步控制省份×年份固定效应，列(4)纳入控制变量的2阶多项式，列(5)和(6)自变量与列(3)保持一致。其中，列(1)-(4)的被解释变量为海外关联公司数量的对数，列(5)和(6)的被解释变量为海外关联公司的二元虚拟变量  $\{0, 1\}$ 。如表5列(1)-(6)所示，估计结果显示核心交互项  $Treat_j \times Post_t$  的系数均显著为正，这说明2014年加速折旧政策同样具有对外直接投资促进效应，不仅提高了企业对外直接投资的概率，还提高了企业对外直接投资的规模。这一研究结果进一步支持了本文的研究结论：2014年税收激励政策对试点企业的国际化行为具有显著的促进效应，即本文研究假说2得到支持。

表5 对外直接投资回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5) Probit	(6) Tobit
	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$OFDI > 0$	$OFDI > 0$
$Treat_j \times Post_t$	0.104 *** (0.030)	0.085 *** (0.029)	0.082 *** (0.030)	0.073 ** (0.030)	0.365 *** (0.063)	0.245 *** (0.040)
控制变量	No	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	No	No	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 765	18 136	18 136	18 136	18 087	18 104
adj. R <sup>2</sup>	0.739	0.766	0.767	0.773	—	—

注：\*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平，括号内为企业层面的聚类标准误。

根据企业与海外关联公司之间的关系类型，表6进一步揭示了税收激励政策与不同类型对外直接投资的关系，其中列(1)和(2)的被解释变量为新增海外子公司数量的对数及其二元虚拟变量，列(3)和(4)的被解释变量为新增海外联营公司数量的对数及其二元虚拟变量，列(5)和(6)的被解释变量为新增海外合营公司

数量的对数及其二元虚拟变量。如列(1) — (6)回归结果所示,列(1) — (4)交互项的估计系数显著为正,而列(5)和(6)的系数并不显著,这说明2014年加速折旧政策主要提高了试点企业对海外子公司与联营公司的直接投资以及相应的投资概率,而并未增加对合营公司的直接投资。对此可能的解释是,合营公司需要投资各方对经营决策和财务决策实行共同控制,而由于经营理念或目标的不一致,投资各方容易在日常经营管理中产生分歧和摩擦,致使投资各方的利益难以统一。相比于合营公司形式,投资者对海外子公司拥有绝对控制权,可以直接控制子公司的经营决策而不受其他投资方的影响;而联营公司形式具有相对简单、灵活、投资较小等优势,投资者仅对经营决策具有重大影响而无控制权,同样不易产生纠纷,即相对而言,上述两种投资形式更容易实现投资者的预期利益。因此,与合营形式相比,试点企业更倾向于选择控制度更高的子公司或灵活度更高的联营公司形式进入国际市场。

列(7)进一步检验了对外直接投资的流向,具体而言,将海外关联公司所处国家划分为发达国家和发展中国家两类并设定二元虚拟变量,当新增海外关联公司所处国家为发达国家取值为1,其他为0,其中发达国家包括美国、加拿大、法国、德国、英国、日本、新加坡、澳大利亚等22个国家。结果显示,交互项  $Treat_j \times Post_t$  的系数显著为正,表明受2014年加速折旧政策的激励,试点企业的对外直接投资更多地流向了发达国家。总而言之,2014年固定资产加速折旧优惠政策不仅具有明显的“出口促进效应”,而且还具有显著的“对外直接投资促进效应”,研究假说2进一步得到支持。

表6 对外直接投资细分结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	lnSub	Sub>0	lnAsso	Asso>0	lnJoint	Joint>0	Direction
$Treat_j \times Post_t$	0.076 ** (0.029)	0.350 *** (0.063)	0.022 ** (0.011)	0.375 *** (0.077)	-0.005 (0.004)	0.078 (0.119)	0.389 *** (0.098)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	No	Yes	No	Yes	No	No
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 136	18 119	18 136	16 634	18 136	14 222	18 136
adj. R <sup>2</sup>	0.756	—	0.546	—	0.572	—	—

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为企业层面的聚类标准误。

## 五、机制分析

本部分本文将考察2014年加速折旧政策所带来的税收激励促进试点企业国际化行为的微观机制。如前所述,2014年固定资产加速折旧政策通过延迟试点企业的纳税义务发生时间进而增加其可用资金,相当于试点企业获得一笔无息贷款,有助于缓解融资约束状况,因此,对于融资约束越高的企业,加速折旧政策带来激励效应越大,则加速折旧政策的“无息贷款效应”也就越显著。为了验证这一机制,

表7分组检验了该项政策在不同融资约束样本的促进效应。列(1) — (4)的分组指标为资产负债率,其中,列(1)和(3)报告了基于资产负债率较高样本的回归结果,而列(2)和(4)报告了基于资产负债率较低样本的回归结果。从中可以看出,相比于资产负债率较低的企业,2014年加速折旧对资产负债率较高企业的国际化行为的促进效应更大。列(5) — (8)则以构建的KZ指数衡量融资约束程度并进行重新检验,其中,  $KZ = -8.971 \times \text{现金存量} / \text{总资产} - 13.874 \times \text{现金流} / \text{总资产} - 3.712 \times \text{现金股利} / \text{总资产} + 5.601 \times \text{资产负债率} + 0.828 \times \text{托宾Q值}$  (吴红军等, 2017)<sup>[24]</sup>。如回归结果所示,与列(1) — (4)回归结果类似,列(5)和(7)融资约束高的子样本交互项系数显著为正,列(6)和(8)融资约束低的子样本交互项系数均不显著,说明2014年加速折旧政策所带来的税收激励确实具有显著的“无息贷款效应”,有助于缓解试点企业的融资约束。这一结论支持了本文关于2014年加速折旧政策通过缓解融资约束促进试点企业国际化行为的微观机制。

表7 无息贷款效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	lnexp	lnexp	lnOFDI	lnOFDI	lnexp	lnexp	lnOFDI	lnOFDI
	资产负债率				融资约束			
	高	低	高	低	高	低	高	低
$Treat_j \times Post_t$	0.130** (0.061)	0.095** (0.041)	0.112** (0.048)	0.071* (0.039)	0.172*** (0.059)	0.056 (0.042)	0.161*** (0.051)	0.028 (0.038)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	9 207	8 929	9 207	8 929	9 206	8 832	9 206	8 832
adj. R <sup>2</sup>	0.874	0.827	0.788	0.737	0.871	0.844	0.783	0.747

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为企业层面的聚类标准误。

接下来,本文将进一步识别2014年加速折旧政策通过融资约束影响企业国际化行为的两个渠道:一是2014年加速折旧政策通过融资约束助推企业固定资产投资,进而促进企业的出口和对外直接投资;二是2014年加速折旧政策通过缓解融资约束提高企业全要素生产率,进而促进企业的出口和对外直接投资。为此,本文将通过构建中介效应模型对其中可能的传导渠道进行实证检验。具体而言,检验税收激励政策是否促进试点企业国际化行为;其次,检验税收激励政策是否促进试点企业固定资产投资和全要素生产率提高;最后,检验税收激励政策、固定资产投资和全要素生产率对试点企业国际化行为的影响。中介模型的具体回归形式如下:

$$Internation_{it} = b_1 Treat_j \times Post_t + b_2 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$Mech_{it} = c_1 Treat_j \times Post_t + c_2 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Internation_{it} = d_1 Treat_j \times Post_t + d_2 Mech_{it} + d_3 X_{it} + \lambda_i + \lambda_t + \lambda_{pt} + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中,  $Mech_{it}$ 表示中介变量,分别为新增固定资产投资( $lninvest$ )和生产率( $lnTFP$ ),其中,生产率根据Levinsohn-Petrin方法(简称LP法)进行估计;其他

变量同前文。表8报告了基于式(4) — (6)的中介效应检验结果,列(1)和(2)的回归结果与前文保持一致,列(3)和(4)分别报告了中介变量新增固定资产投资( $\ln invest$ )和全要素生产率( $\ln TFP$ )作为被解释变量的回归结果,列(5)和(8)报告了将中介变量新增固定资产投资( $\ln invest$ )纳入解释变量的回归结果,列(6)和(9)报告了将中介变量全要素生产率( $\ln TFP$ )纳入解释变量的回归结果,列(7)和(10)报告了将两个中介变量同时纳入解释变量的回归结果。从中可以看出,与预期一致,列(3)和(4)核心交互项的估计系数显著为正,说明2014年加速折旧政策显著促进了试点企业的固定资产投资和全要素生产率提升。列(5)和(8)的回归结果显示,中介变量新增固定资产投资( $\ln invest$ )的估计系数显著为正,表明新增固定资产投资( $\ln invest$ )对企业的国际化行为具有正向的促进效应。与其类似,列(6)和(9)的回归结果显示,全要素生产率( $\ln TFP$ )的系数也显著为正,意味着全要素生产率( $\ln TFP$ )也可以促进企业的国际化行为,进而说明中介效应的存在。另外,通过对比列(1)和(2)、列(7)和(10)的回归结果可以发现,在加入新增固定资产投资( $\ln invest$ )和全要素生产率( $\ln TFP$ )中介变量之后,核心解释变量的估计系数的大小和显著性均有所减小,进一步说明新增固定资产投资( $\ln invest$ )和全要素生产率( $\ln TFP$ )是2014年加速折旧政策影响企业国际化行为的两个重要渠道。

表8 中介效应检验结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)	(10)
	$\ln exp$	$\ln OFDI$	$\ln invest$	$\ln TFP$	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln exp$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$	$\ln OFDI$
$Treat_j \times Post_t$	0.102*** (0.035)	0.082*** (0.030)	0.225*** (0.061)	0.115*** (0.017)	0.096*** (0.035)	0.077** (0.034)	0.071** (0.033)	0.075** (0.030)	0.055* (0.029)	0.050* (0.029)
$\ln invest$					0.034*** (0.005)		0.028*** (0.005)	0.028*** (0.004)		0.025*** (0.004)
$\ln TFP$						0.248*** (0.028)	0.241*** (0.028)		0.211*** (0.021)	0.203*** (0.021)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份-时间固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	18 136	18 136	17 844	17 422	17 844	17 422	17 407	17 844	17 422	17 407
adj. R <sup>2</sup>	0.863	0.767	0.688	0.880	0.866	0.870	0.870	0.769	0.774	0.775

注: \*、\*\*和\*\*\*分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号内为企业层面的聚类标准误。

## 六、结 论

税收激励政策作为一种缓解企业融资约束的替代资金来源以及当前供给侧结构性改革的重要调控工具,其是否可以促进企业的国际化行为,进而成为促进企业新一轮增长的动力呢?本文以2010—2018年中国A股上市公司为样本,基于2014年固定资产加速折旧政策背景,采用双重差分法对上述问题展开研究并分析其微观影响机制。研究发现,2014年固定资产加速折旧政策有助于促进企业国际化行为,

它不仅提高了试点企业的出口规模和出口概率,还提高了其对外直接投资的水平和概率。另一方面,通过细分对外直接投资类型以及对外直接投资流向发现,该项税收激励政策主要提高了试点企业对海外子公司与联营公司的直接投资规模以及相应的投资概率,而并未增加其对海外合营公司的直接投资。机制分析表明,2014年加速折旧政策具有显著的“无息贷款效应”,其通过缓解试点企业融资约束促进其国际化行为。而且,本文进一步构建中介效应模型发现,固定资产投资和全要素生产率是影响企业国际化行为的两条重要传导渠道,即2014年加速折旧政策通过缓解融资约束促进企业加大固定资产投资以及提高全要素生产率,进而促进企业的国际化行为。

本文研究结果蕴含着重要的政策启示。一方面,国际化已成为当前企业寻求新一轮增长的新动力,而本文研究结果表明固定资产加速折旧激励政策对企业的国际化行为具有积极的促进作用,因此在推进供给侧结构性改革的背景下,政府应继续深入推进税制改革,继续实施并完善企业所得税激励政策并将实施范围逐步扩大,通过缓解企业的融资约束,进一步激发企业的活力和生产效率,进而为当前经济增长注入新的动力。另一方面,为了当下和今后更好地贯彻落实减税降费相关政策,应该继续深化“放管服”改革,进一步规范税收执法,着力打造法治化、公平化、透明化、持续优化的良好税收环境。

#### [参考文献]

- [1] 于洪霞,龚六堂,陈玉宇. 出口固定成本融资约束与企业出口行为 [J]. 经济研究, 2011, 46 (4): 55-67.
- [2] 阳佳余. 融资约束与企业出口行为: 基于工业企业数据的经验研究 [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (4): 1503-1524.
- [3] 吕越, 盛斌. 融资约束是制造业企业出口和 OFDI 的原因吗? ——来自中国微观层面的经验证据 [J]. 世界经济研究, 2015, (9): 13-21+36+127.
- [4] 王碧珺, 谭语嫣, 余森杰, 黄益平. 融资约束是否抑制了中国民营企业对外直接投资 [J]. 世界经济, 2015, 38 (12): 54-78.
- [5] LIU Q, LU Y. Firm Investment and Exporting: Evidence from China's Value-added tax Reform [J]. Journal of International Economics, 2015, 97 (2): 392-403.
- [6] 刘啟仁, 赵灿, 黄建忠. 税收优惠、供给侧改革与企业投资 [J]. 管理世界, 2019, 35 (1): 78-96+114.
- [7] 聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例 [J]. 管理世界, 2009 (5): 17-24+35.
- [8] ZHANG L, CHEN Y, HE Z. The Effect of Investment Tax Incentives: Evidence from China's Value-added Tax Reform [J]. International Tax and Public Finance, 2018, 25 (4): 913-945.
- [9] 许伟, 陈斌开. 税收激励和企业投资——基于2004~2009年增值税转型的自然实验 [J]. 管理世界, 2016 (5): 9-17.
- [10] 汪德华. 差异化间接税投资抵扣能改善企业投资结构吗? ——来自中国2009年增值税转型改革的经验证据 [J]. 数量经济技术经济研究, 2016, 33 (11): 41-58.
- [11] 申广军, 陈斌开, 杨汝岱. 减税能否提振中国经济? ——基于中国增值税改革的实证研究 [J]. 经济研究, 2016, 51 (11): 70-82.
- [12] 李成, 张玉霞. 中国“营改增”改革的政策效应: 基于双重差分模型的检验 [J]. 财政研究, 2015 (2): 44-49.
- [13] 范子英, 彭飞. “营改增”的减税效应和分工效应: 基于产业互联的视角 [J]. 经济研究, 2017, 52 (2): 82-95.

- [14] 曹越, 陈文瑞. 固定资产加速折旧的政策效应: 来自财税 [2014] 75 号的经验证据 [J]. 中央财经大学学报, 2017 (11): 58-74.
- [15] FAN Z, LIU Y. Tax Compliance and Investment Incentives: Firm Responses to Accelerated Depreciation in China [J]. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2020, 176: 1-17.
- [16] 李昊洋, 程小可, 高升好. 税收激励影响企业研发投入吗? ——基于固定资产加速折旧政策的检验 [J]. 科学学研究, 2017, 35 (11): 1680-1690.
- [17] 刘伟江, 吕镗. 固定资产加速折旧新政对制造业企业全要素生产率的影响——基于双重差分模型的实证研究 [J]. 中南大学学报 (社会科学版), 2018, 24 (3): 78-87.
- [18] 刘启仁, 赵灿. 税收政策激励与企业人力资本升级 [J]. 经济研究, 2020, 55 (4): 85-100.
- [19] MELITZ M J. The Impact of Trade on Intra-industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity [J]. *Econometrica*, 2003, 71 (6): 1695-1725.
- [20] LI Z, YU M. Exports, productivity, and credit constraints: A firm-level empirical investigation of China [J]. Available at SSRN 1461399, 2009.
- [21] 孙灵燕, 李荣林. 融资约束限制中国企业出口参与吗? [J]. 经济学 (季刊), 2012, 11 (1): 231-252.
- [22] LIU Y, MAO J. How do Tax Incentives Affect Investment and Productivity? Firm-level Evidence from China [J]. *American Economic Journal: Economic Policy*, 2019, 11 (3): 261-91.
- [23] HELPMAN E, MELITZ M J, YEAPLE S R. Export versus FDI with Heterogeneous Firms [J]. *American Economic Review*, 2004, 94 (1): 300-316.
- [24] 吴红军, 刘启仁, 吴世农. 公司环保信息披露与融资约束 [J]. 世界经济, 2017, 40 (5): 124-147.

(责任编辑 蒋荣兵)

## Tax Incentives and Firms' Internationalization —Evidence from 2014 Fixed Assets Accelerated Depreciation Reform

ZHAO Can LIU Qiren

**Abstract:** Based on the fixed assets accelerated depreciation reform in 2014, this paper examined the impact and mechanism of tax incentives on firms' internationalization by using the data of China's A-share listed firms from 2010 to 2018 and the difference-in-difference method. The results show that the accelerated depreciation policy for fixed assets has a significant "export promotion effect", which is mainly reflected in the increase of export scale and export participation. Further studies show that this tax policy also has an obvious "outward foreign direct investment promotion effect", which mainly improves the investment and corresponding probability of pilot firms in overseas subsidiaries and associated firms. Moreover, the outward foreign direct investment of pilot firms has been directed more to developed countries. Mechanism analysis shows that the accelerated depreciation policy in 2014 has a significant "interest-free loan effect", which can promote the investment of fixed assets and improve the total factor productivity by easing the financing constraints, thus promoting the internationalization of pilot firms.

**Keywords:** Tax Incentive; Fixed Assets; Accelerated Depreciation; Firms' Internationalization