

增值税改革与中国制造业 企业出口持续时间

李丹 陈瑾 孙楚仁

摘要: 增强出口企业风险抵御能力、保持出口持续稳定发展始终是发展出口贸易的重中之重。本文基于1998—2013年中国工业企业数据库,以2004—2009年增值税转型试点政策作为准自然试验,采用多期差分模型,运用生存分析法考察了增值税改革对企业出口持续时间的影响。结果发现,增值税改革显著降低了企业出口风险,有效提升了企业出口持续时间,且该提升效应对于国有、大型、高生产率企业以及劳动密集型和一般技术行业的企业更为显著。进一步,增值税改革主要通过促进企业固定资产投资和提升企业全要素生产率来降低企业出口风险,延长其出口持续时间。

关键词: 增值税改革; 三重差分; 出口持续时间; 生存分析

[中图分类号] F741 [文献标识码] A [文章编号] 1002-4670 (2022) 6-0073-17

DOI:10.13510/j.cnki.jit.2022.06.010

引言

自21世纪初加入世界贸易组织(World Trade Organization, WTO)以来,我国进出口额从2000年的2492亿美元增长至2020年的25899.5亿美元,出口贸易的繁荣为我国经济发展做出了突出贡献。然而,出口高速增长也意味着中国经济的外部依赖性显著提高,2008年金融危机冲击致使2009年我国出口下降了约16%,并在此后一直保持较低速的增长。出口贸易的持续稳定增长是支撑我国外贸产业发展、保持经济平稳增长的重要内容。而出口企业作为参与国际贸易的主要微观主体,其出口状况是影响我国出口贸易持续发展的重要因素。企业出口状况不仅包括出口增长的二元边际,也包括企业出口的稳定性。前者主要为出口产品和出口目的国的多元化以及出口总量的增长,后者即企业出口持续时间。出口企业频繁地进入和退出国际市场会导致较短的贸易联系持续期,严重干扰一国出口的平稳增长(邵军,

[收稿日期] 2022-01-06

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“‘一带一路’区域价值链构建与中国产业转型升级研究”(18ZDA039); 教育部人文社会科学研究青年基金项目“增值税政策调整对中国制造业企业出口生存的影响研究”(21YJC790010); 广东省基础与应用基础研究基金青年项目“税制改革影响企业出口转型升级的理论与政策研究:以增值税为例”(2021A1515110319); 西南财经大学中央高校基本科研业务费专项资金“贸易开放与中国居民婚嫁行为研究”(JBK2207074)

[作者信息] 李丹:西南财经大学国际商学院博士研究生; 陈瑾(通讯作者):广东外语外贸大学经济贸易学院讲师,电子邮箱 chenjinsuibe@163.com; 孙楚仁:广东外语外贸大学广东国际战略研究院教授

2011)^[1]。如何提高企业在出口市场的存活率,延长企业出口持续时间,保障出口贸易持续平稳发展已成为亟需解决的重要议题。

企业出口持续时间是指企业从进入某一市场直到退出该市场(中间没有间隔)所经历的时间,反映了企业在国际市场上生存寿命的动态变化,也反映出一个国家出口总量增长背后的微观机理。对于出口持续时间的影响因素,学者们进行了广泛且深入的研究。除了传统的引力模型变量、企业异质性等一般性特征以外,还涉及国家金融发展水平、出口信息网络、最低工资等外部因素。然而,目前鲜有文献涉及税收与出口持续时间相关问题的研究。税收政策是实现国民收入再分配,进行宏观经济调控的重要手段。减税是刺激投资,提振消费以及扩大出口的有效措施。大量研究表明减税政策会显著影响企业经济绩效。聂辉华等(2009)^[2]采用双重差分法、许伟和陈斌开(2016)^[3]和申广军等(2016)^[4]采用工具变量法的估计结果表明,增值税转型显著促进了企业固定资产投资,提升了企业绩效。Liu和Mao(2019)^[5]继续指出增值税改革会通过提高研发支出、增加税后现金流等渠道促进企业投资和生产率增长。进一步,Liu和Lu(2015)^[6]以2004年增值税改革为准自然试验,指出增值税改革有效促进了企业投资和生产率增长,最终增加了企业出口概率。显然,增值税改革与企业绩效息息相关,企业绩效又与企业出口表现相辅相成,因此我们有理由相信以增值税改革为代表的减税政策与企业出口持续时间存在着千丝万缕的联系,本文旨在探寻这种联系的因果特性及其作用渠道。

本文的边际贡献体现在:第一,可能是首篇就增值税改革对企业出口持续时间的的影响进行考察的文献,目前鲜有研究涉及税收因素对出口持续时间的的影响,更未涉及中国增值税政策对其的影响。第二,采用多期三重差分模型来评估政策效果,并利用离散Cloglog进行生存分析,所得估计结果更加准确。第三,提出并检验了增值税改革影响企业出口持续时间的渠道,证实了税收政策对于调节企业行为,稳定出口具有重要作用,深化了本文的政策含义。

一、文献综述和研究假说

(一) 文献综述

本研究主要基于以下两类文献,一是企业出口持续时间的影响因素分析,二是减税政策的经济效应分析,尤其是以增值税改革为代表的减税政策对微观企业绩效的影响分析。

众多学者对出口持续时间的影响因素进行了探讨,可以归纳为三类。第一类为传统的引力模型变量,主要包括国家规模、距离、是否接壤、是否采用共同语言等(许和连等,2018)^[7]。第二类为宏观外部因素,诸如国家风险、金融约束、反倾销、经济自由度、最低工资等(许和连等,2019^[8];李宏兵等,2016^[9];沈立君和侯文涛,2017^[10];罗胜强和鲍晓华,2018^[11];赵瑞丽等,2016^[12])。第三类为企业特征变量,涵盖了规模、年龄、所有权、全要素生产率、产品多样性、出口目的国数量、初始贸易额、出口经验、出口复杂度、出口进入顺序等(陈勇兵等,

2012^[13]；毛其淋和盛斌，2013^[14]；魏自儒和李子奈，2013^[15]；林常青，2014^[16]；蒋灵多和陈勇兵，2015^[17]；赵瑞丽等，2017^[18]；刘慧和綦建红，2017^[19]。目前鲜有文献从税收的角度对企业出口持续时间进行分析。

增值税政策是国家进行宏观调控的重要手段。增值税改革主要是指“生产型增值税”向“消费型增值税”的转变。2004年，为了加快东北老工业基地振兴，增值税改革首选东北三省的八大行业^①进行试点。在此之后，2007年逐渐扩展至中部6省的26个城市，2008年继续加入内蒙古5个盟市以及汶川地震中受灾严重地区，直至2009年消费型增值税税制在中国正式确立^②。2004—2009年增值税改革的一个重要内容在于对企业包括原材料、机械设备等固定资产在内的所有外购项目的进项税额予以抵扣，这直接降低了企业外购固定资产的成本，有助于促进企业生产和投资。

大量研究也证实了增值税改革有助于促进企业增加固定资产投资，提高生产率。聂辉华等（2009）和Zhang等（2018）^[20]对2004年东北三省增值税改革、杨莎莉和张平竺（2014）^[21]对2009年全面增值税改革以及申广军等（2016）、许伟和陈斌开（2016）对增值税税率变动的研究结果均表明，以增值税改革为代表的减税政策有助于提升企业绩效，提高企业固定资产投资。Liu和Mao（2019）进一步考察了多期增值税改革（2007、2008和2009年）影响企业全要素生产率和固定投资的渠道，指出增值税改革会通过提高企业研发支出，增加企业税后现金流，扩大资本品的市场规模以及增强行业内的市场竞争程度等方式促进企业投资和生产率增长。Liu和Lu（2015）以2004年增值税改革为准自然试验，采用工具变量法估计了企业投资对出口的影响，指出增值税改革有效促进了企业投资，加速了技术更新，显著提升了企业生产率，最终增加企业出口概率。也有少数研究认为增值税改革会抑制企业固定资产投资或是该影响存在显著的行业异质性（刘怡等，2017^[22]；毛捷等，2014^[23]）。

增值税改革对就业的影响也没有统一结论。增值税改革会同时引致规模效应（生产扩大使得对资本和劳动的需求均提高）和替代效应（资本品价格下降带来的资本对劳动的替代），当前者更大时，增值税改革可提升就业水平（申广军等，2016），当后者更大时，增值税改革会减少就业（聂辉华等，2009）。纵观现有研究，增值税改革的微观经济效应备受关注，但目前较少有学者关注到增值税改革对企业出口行为，尤其是对企业出口后续行为（出口持续时间）的影响。

（二）研究假说

本文认为2004—2009年增值税转型试点政策能够显著降低企业出口风险，延长企业出口持续时间。第一，增值税改革会通过促进企业固定资产投资从而延长出口持续时间。增值税改革直接降低了企业购进固定资产的成本，促进了企业固定资

①八大行业包括装备制造业、石油化工业、冶金业、船舶制造业、汽车制造业、农产品加工业、从事军品生产的行业和从事高新技术产品生产的行业，从事军品或高新技术产品生产的企业难以界定，因此本文在实证估计中不予考虑。

②作者整理了各年份增值税改革的试点地区和试点行业，备案。

产投资。一方面,资本相对于劳动力而言价格更低,使得企业会更多地采用资本代替劳动,从而产生效率改进^①;另一方面,随着购进固定资产增多,固定资产份额提高,显著增强了企业融资能力^②。企业生产效率以及融资能力的提升有助于企业抵御在出口市场面临的各种风险,从而延长其出口持续时间。第二,增值税改革会通过提高企业全要素生产率进而延长出口持续时间。增值税改革降低了企业固定资产投资的成本,有利于企业进行设备更新和技术改造等一系列投资活动,从而提升企业市场竞争力。同时,资本品价格下降意味着生产成本下降,利润空间扩大,企业可以将资金用于进口更多高质量中间投入品以及雇佣更多高技能劳动力来改善产品质量,提升企业生产率。此外,增值税改革可能会加剧市场竞争,降低企业加成率,从而提高资源配置效率,提高总体生产率(Liu and Mao, 2019)。生产率的提升有效增强了企业的核心竞争力,提升了市场份额,从而降低了企业出口风险,延长了出口持续时间。据此本文提出如下假说。

假说1: 增值税改革有助于降低企业出口风险,延长企业出口持续时间。

假说2: 增值税改革通过促进企业固定资产投资和全要素生产率提高来降低企业出口风险,延长企业出口持续时间。

二、数据说明和企业出口生存函数估计

(一) 数据

1. 数据来源

本文主要使用了中国工业企业数据库(1998—2013年)、《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。中国工业企业数据库由国家统计局根据“规模以上工业统计报表统计”获取的资料整理而成,是当前微观研究中使用最为广泛的数据库之一。该数据库提供了企业代码、所属地区和行业、开业年份、注册类型、隶属关系、企业规模等表明企业身份的定性信息,以及资金流量表、资产负债表、损益表和雇佣员工等揭示企业经营状态的定量信息。《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》主要提供了城市及省份特征信息,用于反映中国各地区的社会经济发展状况,如资源存量(人口、土地)、经济发展(工业、交通、贸易)、社会发展(教育、文化、社会保障)等。

2. 数据处理

借鉴孙楚仁等(2013)^[25]的方法,在对中国工业企业数据库进行了初步处理之后需要将该数据处理成可以直接用于企业生存时间分析的形式。定义一个“失败”事件:如果样本期间内能够观测到出口企业退出出口市场,则为“失败”。对此有两个问题需要说明:一是左删失,对于在1998年已有出口的企业,我们无法获悉在此之前企业已经出口了多久,企业出口持续时间无法界定,对此仅保留1998年不出口而1999—2013年有出口的企业样本。二是右删失,如果样本期间内观测不到企业是否

^①聂辉华等(2009)、赵瑞丽等(2016)指出采用资本替代劳动也是效率改进的一种方式。

^②冯科(2016)^[24]、许和连等(2019)采用企业固定资产与总资产之比(取对数)来衡量企业融资能力。

退出出口市场（2013年仍有出口），那么企业退出的确切时间无法获知，本文采用的离散 Cloglog 模型能够较好地解决该问题。此外，还存在多个持续时间段问题，即一定时期内，企业频繁进入和退出出口市场可能会造成一组贸易关系有多个持续时间段，基准估计中将其视为独立片段进行处理。最终，得到 371383 个企业的共 454106 个观测样本。在这些样本中，接近 66% 的企业仅有一个出口持续时间段，有超过两个出口持续时间段的企业不足 7%（见表 1）。从对出口持续时间长度的分析可知，76.23% 的企业的出口持续时间不超过 3 年，超过 5 年的企业约占 10%，仅有少之又少的企业能够维持较长的出口持续时间（见表 2）。这样的结果也基本符合国内外学者对企业出口持续时间基本特征“持续期短、负时间依存性”的论断。

表 1 企业出口持续时间段

出口持续时间段 (个)	观测值	百分比 (%)	累积百分比 (%)
1	299 308	65.91	65.91
2	124 488	27.41	93.33
3	27 138	5.98	99.30
4	3 016	0.66	99.97
5	150	0.03	100
6	6	0	100
合计	454 106	100	100

表 2 企业出口持续时间长度

出口持续时间长度 (年)	观测值	百分比 (%)	累积百分比 (%)
1	113 618	25.02	25.02
2	110 498	24.33	49.35
3	122 036	26.87	76.23
4	28 294	6.23	82.46
5	22 999	5.06	87.52
6	11 945	2.63	90.15
7	13 285	2.93	93.08
8	9 000	1.98	95.06
9	7 132	1.57	96.63
10 年及以上	15 299	3.37	100
合计	454 106	100	100

(二) 企业出口生存函数估计

1. 企业出口生存方程估计

生存分析中通常采用生存函数或危险函数来刻画企业生存时间的分布。定义 T 为在样本期间观测到的出口企业的存活时间，取值为 $t, t = 1, 2, 3, \dots$ 。当 $t = 0$

时被观察到出口，此时有 $S(0) = 1$ 。观测时间一直持续到时间 t_i ，此时出口企业被观察到退出出口市场或者右删失。生存函数定义为企业存活时间超过 t 的概率： $S(t) = \Pr(T > t)$ ， $\forall t \neq 0, S(0) = 1$ 。

上述生存函数的非参估计由 Kaplan-Meier “连乘估计量” (K-M) 给出：

$S(t) = \prod_{i=1, t_i < t} \left(1 - \frac{d_i}{n_i}\right)$ 。其中， d_i 表示在第 t_i 期被观察到退出出口市场的企业数量， n_i 为在第 t_i 期保持出口贸易关系的企业数量。

危险函数表示企业在 $t - 1$ 期出口、在 t 期停止出口的概率： $h(t) = \Pr(t - 1 < T \leq t | T > t - 1) = \frac{\Pr(t - 1 < T \leq t)}{S(t - 1)}$ 。危险函数的 K-M 估计量为：

$$\hat{h}(t) = \frac{d_i}{n_i}。$$

2. 中国出口企业生存函数的 K-M 估计

下面利用 K-M 曲线对出口企业生存时间进行估计。表 3 统计了根据 K-M 函数进行估计的结果。第 (1) 栏为全样本估计，可以看出，企业出口持续时间的中位数和平均值分别为 3 年和 3.08 年。第 (2) 栏为删除了东部沿海 7 个省、直辖市样本的结果^①，出口持续时间的中位数和平均值分别降至 2 年和 2.73 年，表明东部企业的存在总体上略微拔高了中国企业的平均出口持续时间。第 (3) 至 (5) 栏分别为第一个、单个和多个出口持续时间段的估计结果。进一步，分别对 2004 年、

表 3 中国出口企业生存函数估计

序号	样本	生存时间均值	中位数	出口持续时间段总数	观测值	失败次数
(1)	全样本估计	3.080547	3	1 052 980	454 106	242 023
(2)	删除发达的 7 省市	2.731002	2	421 818	186 912	89 481
(3)	第一个持续时间段	3.215982	3	1 194 361	371 383	242 023
(4)	单个持续时间段	2.784436	2	833 404	299 308	169 948
(5)	多个持续时间段	3.65309	3	219 576	154 798	72 075
(6)	2004 年试点企业	3.01986	3	36 098	16 113	7 765
(7)	2004 年非试点企业	3.08278	3	1 017 397	437 993	234 335
(8)	2007 年试点企业	2.589471	2	45 133	21 616	11 789
(9)	2007 年非试点企业	3.105091	3	1 008 566	432 490	54 873
(10)	2008 年试点企业	2.615838	3	10 620	4 584	1 915
(11)	2008 年非试点企业	3.085286	3	1 042 426	449 522	240 116
(12)	处理组	2.554691	2	73 083	32 784	14 478
(13)	控制组	3.121465	3	992 428	421 322	229 422

^①中国出口的一个显著特征是集中在东部地区，为此我们删除了北京、天津、上海、江苏、浙江、山东和广东样本（陈勇兵等，2012）。

2007年、2008年增值税转型试点政策中的试点和非试点企业样本进行估计，结果见第(6)至(11)栏，可以看出，试点企业的出口持续时间平均而言低于非试点企业。最后，我们将各次增值税转型试点政策进行整合，得到处理组和控制组企业样本的估计结果，见表3的最后两栏，该结果与分次估计的结果较为一致，试点企业的出口持续时间平均而言低于非试点企业。

图1展示了全样本出口生存函数的估计结果，可以看出，约50%的企业出口持续时间不超过2年，且随着出口持续时间延长，存活企业占比逐渐趋于0。图2和图3分别展示了试点行业和非试点行业(不限地区)、试点地区和非试点地区(不限行业)企业样本的估计结果。显然，试点行业 and 试点地区企业的出口持续时间总体上略低于非试点行业和非试点地区企业。

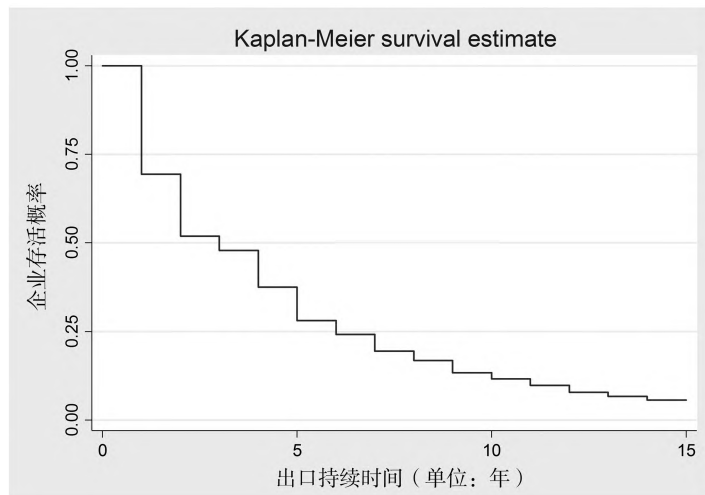


图1 全样本估计

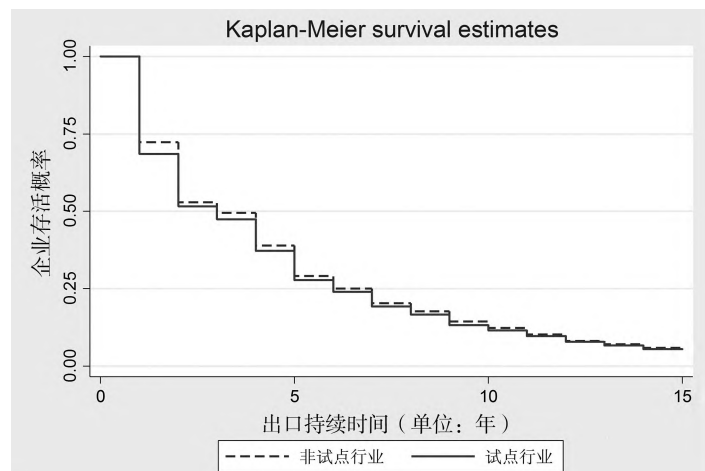


图2 试点行业和非试点行业

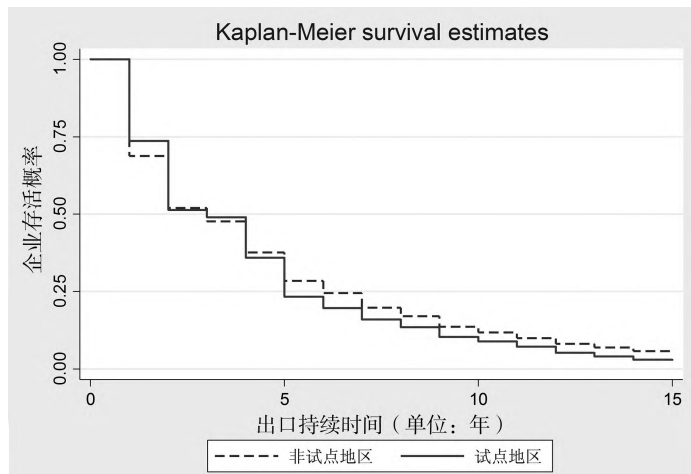


图3 试点地区和非试点地区

三、计量模型和变量说明

(一) 计量模型设定

当同时考察事件是否出现（出口是否连续）以及事件出现的时间长短（出口持续时间）时，需要使用生存分析法。常用于生存分析的估计方法是Cox比例风险模型，但对于存在较高节点即很多企业有相同生存时间的情况，该模型会造成较大偏误，故本文采用离散时间模型。进一步，生存分析中通常采用生存函数或危险函数来刻画企业生存时间的分布，当危险函数服从正态分布、Logistic分布和极值分布时，分别对应Probit、Logit和Cloglog估计，它们都能够很好地解决右删失问题。本文假定危险函数服从极值分布，故选用Cloglog进行估计。

双重差分法或者三重差分法可有效地减轻内生性，因而被广泛地应用于政策效果评估。考虑到增值税改革涉及省份和行业两个层面，并且在多个年份均有发生，本文采用多期的三重差分模型。增值税改革的试点地区、行业、年份等均由政府确定，并非由企业自主选择，企业事前迁移的可能性也较小，因此，对于试点企业而言，政策具有较强的外生性，可以采用多期的三重差分模型进行因果识别。参考刘晔和张训常（2017）^[26]、罗知和李浩然（2018）^[27]，本文设定如下计量方程：

$$\log\{-\log[1-h(t)_{fpi}]\} = \beta_0 + \beta_{prov_p} \times ind_i \times post_t + \beta_1 prov_p \times ind_i + \beta_2 prov_p \times post_t + \beta_3 ind_i \times post_t + \beta_4 prov_p + \beta_5 ind_i + \beta_6 post_t + \eta X + \mu_p + \gamma_i + \chi_t + \varepsilon_{fpi} \quad (1)$$

其中， f 、 p 、 i 、 t 分别表示企业、省份、行业和年份。 $h(t)$ 为危险率。 $prov_p$ 表示是否试点地区， ind_i 表示是否试点行业。 $post_t$ 表示增值税改革政策是否生效，即省份—行业在第 t 年及之后被纳入增值税改革范围则取值为1，否则为0。 X 表示其它控制变量。 μ_p 、 γ_i 和 χ_t 分别为省份、行业和年份固定效应，以剔除所有不随时间变化的省份和行业特征以及时间趋势项的影响。 ε_{fpi} 为扰动项。

为了更加清晰地看到政策净效应,利用表4进行说明。 $\beta + \beta_1$ 衡量了政策生效之后处理组和控制组的差异, β_1 衡量了如果政策没有发生处理组和控制组的差异,则可得政策净效应为 β ,它衡量了增值税改革政策实施对企业出口持续时间的净效应。如果 β 显著为负,则表明增值税改革试点政策显著降低了企业出口退出风险,提升了企业出口持续时间。

表4 多期三重差分的政策效应分析

变量		试点省份 ($prov=1$)	非试点省份 ($prov=0$)	左-右
政策生效后 ($post=1$)	试点行业 ($ind=1$)	$\beta_0 + \beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_3 + \beta_4 + \beta_5 + \beta_6$	$\beta_0 + \beta_3 + \beta_5 + \beta_6$	$\beta + \beta_1 + \beta_2 + \beta_4$
	非试点行业 ($ind=0$)	$\beta_0 + \beta_2 + \beta_4 + \beta_6$	$\beta_0 + \beta_6$	$\beta_2 + \beta_4$
	上-下	$\beta + \beta_1 + \beta_3 + \beta_5$	$\beta_3 + \beta_5$	$\beta + \beta_1$
政策生效前 ($post=0$)	试点行业 ($ind=1$)	$\beta_0 + \beta_1 + \beta_4 + \beta_5$	$\beta_0 + \beta_5$	$\beta_1 + \beta_4$
	非试点行业 ($ind=0$)	$\beta_0 + \beta_4$	β_0	β_4
	上-下	$\beta_1 + \beta_5$	β_5	β_1
政策净效应		$(\beta + \beta_1) - \beta_1 = \beta$		

(二) 变量说明

1. 被解释变量

企业出口持续时间,用“出口是否持续”这一虚拟变量来表征。如果一段出口关系完整,即样本期间内能够观测到企业退出出口市场,则将其最后一年 fail (是否失败) 赋值为1,其余年份为0。如果一个企业的出口片段右删失,即样本期间内无法观测到企业退出出口市场,则将该企业每年的 fail 均赋值为0。

2. 解释变量

本文的核心解释变量 $prov_p \times ind_i \times post_t$ 为是否受到增值税转型试点政策影响的虚拟变量,采用是否属于试点地区、试点行业与是否处于政策生效年份的交互项来表征。各虚拟变量的具体定义如下:

$$prov_p \begin{cases} = 0 & \text{非试点地区} \\ = 1 & \text{试点地区} \end{cases} \quad ind_i \begin{cases} = 0 & \text{非试点行业} \\ = 1 & \text{试点行业} \end{cases} \quad post_t \begin{cases} = 0 & \text{试点前时期} \\ = 1 & \text{试点后时期} \end{cases}$$

3. 控制变量

为了更加准确地得到增值税改革对企业出口持续时间的净效应,纳入了一些控制变量。企业层面包括:(1) 年龄对数。企业经营年限越长,经验越丰富,更能够抵御市场风险,有助于提升企业出口存活概率。(2) 平均工资对数。工资水平是影响企业盈利、绩效的重要因素,与企业出口持续时间密切相关。(3) 出口额对数。出口不仅反映了企业自身的生产能力,也体现了企业参与国际市场的竞争力。此外,还纳入了企业所有权、隶属关系和企业规模^①虚拟变量,以尽可能地控制不随时间变化的企业特征的影响。行业层面包括:(1) 利润率。将企业利润总

^①大型企业包括大型、特大型、大一型和大二型企业;中型企业包括中型、中一型和中二型企业。

额和产品销售收入加总至所属行业,得到行业层面的利润总额和产品销售收入总额,二者之比即为行业利润率(利润率=利润/销售额)。(2)资本密集度对数。将企业固定资产和就业人数加总至行业层面再计算比值,得到行业层面的人均资本,即行业资本密集度。(3)国有资本份额。采用行业内国有资本和集体资本占总实收资本的份额来测度。省份层面包括:(1)制度水平。采用由国民经济研究所、社会科学文献出版社发布的“中国市场化指数数据库”来衡量。该数据库涵盖了1997—2019年我国31个省、自治区、直辖市(简称“省份”)的市场化相对进程总体评分,体现了各省份的制度水平(孙楚仁等,2013),本文主要使用了1998—2013年的数据。(2)工业化率。采用各省工业增加值占生产总值的比重来测度。(3)经济发展水平。采用省份人均地区生产总值(GDP)对数衡量。(4)固定资产投资。采用省份的总固定资产投资对数衡量。纳入行业和省份特征变量是为了控制处理组和控制组在行业和地区层面的系统差异^①。

四、实证结果分析

(一) 基准回归结果^②

本文所有回归均控制了企业所有权类型、规模和隶属关系虚拟变量,以及省份、行业和年份固定效应。表5报告了基准计量模型的估计结果,即企业是否退出过出口市场对增值税改革的回归结果。第(1)列仅加入了2004、2007和2008年增值税改革政策的交互项和线性项,未加入任何控制变量。可以看出,核心解释变量系数显著为负,意味着增值税改革会促使处理组企业的出口风险相比于控制组企业下降得更多,即增值税改革显著降低了企业出口风险,从而延长了企业出口持续时间。第(2)列加入了企业层面的控制变量:年龄对数、平均工资对数、出口额对数。第(3)列再加入了行业层面的利润率、资本密集度对数、国有资本份额。第(4)列继续控制了省份层面的制度水平、工业化率、人均GDP对数和固定资产投资对数。可见,核心解释变量系数均显著为负,证实了增值税改革显著降低了企业出口风险,提高了企业出口持续时间。假说1成立。

(二) 稳健性检验

为了验证基准结果的稳健性,本文做了以下分析。第一,控制同期政策冲击。控制2001年加入WTO^③、2003年国企改革^④、2003年东北老工业基地振兴政策^⑤、2004年最低工资标准政策^⑥、2005年多种纤维协定(Multi-Fiber Arrangement, MFA)

^①限于篇幅,描述性统计结果可登陆对外经济贸易大学学术刊物网站“刊文补充数据查询”栏目查阅、下载。

^②限于篇幅,仅在基准估计中展示完整回归结果,后续表格的完整结果查阅同前。

^③2001年11月10日中国加入WTO,关税大幅下降,2004年以后关税趋于平稳,保持在较低水平。

^④2003年4月6日国务院成立了国资委,旨在通过外部监管提升国有企业经营绩效和生产能力。

^⑤2003年10月中共中央颁布了《关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》,对于加快东北老工业基地振兴具有重大战略意义。

^⑥2003年12月30日劳动和社会保障部出台了《最低工资规定》。孙楚仁等(2013)就最低工资政策对企业出口行为的影响进行了详尽研究,证实了二者之间的相关性。

表5 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>fail</i>	<i>fail</i>	<i>fail</i>	<i>fail</i>
是否试点×事件年	-0.297 ^{****} (-13.02)	-0.416 ^{****} (-15.68)	-0.341 ^{****} (-12.71)	-0.162 ^{****} (-5.95)
2004年试点	0.191 ^{****} (5.08)	0.263 ^{****} (5.97)	0.220 ^{****} (4.89)	0.056 (1.27)
2004年前后年份虚拟变量	-0.474 ^{****} (-23.64)	-0.513 ^{****} (-22.82)	-0.398 ^{****} (-16.49)	0.117 [*] (1.95)
2007年试点	0.223 ^{****} (10.76)	0.273 ^{****} (11.69)	0.235 ^{****} (9.90)	0.108 ^{****} (4.13)
2007年前后年份虚拟变量	-0.0996 ^{****} (-7.68)	-0.196 ^{****} (-13.87)	-0.144 ^{****} (-9.58)	-0.194 ^{****} (-11.55)
2008年内蒙试点	0.728 ^{****} (11.66)	0.926 ^{****} (13.20)	0.826 ^{****} (11.75)	0.701 ^{****} (9.88)
2008年汶川试点	0.179 ^{****} (4.68)	0.280 ^{****} (6.07)	0.225 ^{****} (4.78)	0.068 (1.33)
2008年前后年份虚拟变量	-1.794 ^{****} (-125.25)	-1.820 ^{****} (-116.87)	-1.743 ^{****} (-110.42)	-2.465 ^{****} (-63.90)
企业年龄对数		0.081 ^{****} (23.68)	0.077 ^{****} (22.31)	0.075 ^{****} (21.43)
企业平均工资对数		0.114 ^{****} (31.66)	0.120 ^{****} (33.33)	0.121 ^{****} (33.38)
企业出口额对数		-0.215 ^{****} (-67.29)	-0.225 ^{****} (-68.77)	-0.240 ^{****} (-70.02)
行业利润率			-0.884 ^{****} (-9.38)	-0.540 ^{****} (-5.95)
行业资本密集度对数			-0.140 ^{****} (-20.85)	-0.105 ^{****} (-15.10)
行业国有资本份额			0.468 ^{****} (16.35)	0.264 ^{****} (8.95)
省份制度水平				-0.148 ^{****} (-16.42)
省份工业化率				-4.103 ^{****} (-27.15)
省份人均GDP对数				0.872 ^{****} (19.23)
省份固定资产投资对数				-0.192 ^{****} (-12.07)
常数项	1.683 ^{****} (37.26)	2.779 ^{****} (47.72)	3.436 ^{****} (48.92)	-1.008 ^{**} (-2.18)
企业隶属关系虚拟变量	是	是	是	是
企业所有权虚拟变量	是	是	是	是
企业规模虚拟变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	441 340	344 537	344 523	344 464

注：括号内为t统计量；*、**、***、****分别表示在10%、5%、1%和0.1%水平下显著。下表同。

配额取消^①、2008年企业所得税改革^②、2008年金融危机后“四万亿元”经济刺激政策^③等对基准结果的影响。第二，变换解释变量。首先，单独考察历次增值税转型试点政策的影响，即分别以2004年和2007年增值税转型试点政策作为外生冲击，采用三重差分法考察增值税改革对企业出口持续时间的影响。其次，直接采用企业增值税有效税率代替原解释变量进行估计。企业增值税有效税率为本年应交增值税与产品销售收入之比（许伟和陈斌开，2016）。第三，变换估计样本。首先，使用第一个出口持续时间段和单个出口持续时间段样本进行估计（魏自儒和李子奈，2013）。其次，仅采用试点行业的企业样本进行估计，通过将样本统一限定为试点行业的企业，消除试点行业和非试点行业间的系统差异。第四，变换估计方法。借鉴Görg和Spaliara（2014）^[28]、孙浦阳和张龔（2019）^[29]，改变离散时间危险模型形式，使用Probit和Logit估计对基准结果进行验证。稳健性检验的结果见表6。可以看出，结果与基准估计一致，再次证实了增值税改革确实有效地降低了企业出口退出风险，延长了企业出口持续时间。基准估计结果稳健。

表6 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	同期冲击	VAT2004	VAT2007	增值税有效税率	第一个持续时间段	单个持续时间段	试点行业	Probit	Logit
是否试点×事件年	-0.302 ^{****} (-6.02)				-0.175 ^{****} (-6.14)	-0.185 ^{****} (-5.59)		-0.187 ^{****} (-5.72)	-0.429 ^{****} (-6.34)
2004年是否试点×事件年		-0.170 ^{****} (-3.96)							
2007年是否试点×事件年			-0.308 ^{****} (-7.81)						
企业增值税有效税率				0.127 ^{***} (2.95)					
2004和2007年是否试点地区×事件年							-0.273 ^{****} (-9.36)		
常数项	-0.475 (-0.60)	-1.207 ^{***} (-2.62)	-0.805 [*] (-1.75)	-1.270 ^{***} (-2.70)	-0.551 (-1.14)	-2.082 ^{****} (-3.81)	0.069 (0.13)	-1.226 ^{**} (-2.50)	-1.466 (-1.55)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	217 139	344 464	344 464	323 890	304 468	251 432	269 302	344 464	344 464

①2005年以前中国的纺织品贸易受到了MFA配额的严重制约。2005年1月1日起，美国、加拿大等28个国家相继废除对中国的纺织品进口配额，极大地解放了中国纺织品行业的生产力。

②2007年3月16日，第十届全国人大第五次会议通过了《中华人民共和国企业所得税法》，规定自2008年1月1日起施行，该法取消了内外资企业差别待遇，统一了内外资企业所得税法。

③为了应对金融危机的冲击，中国政府于2008年11月出台了总额“四万亿元”新增投资为主的一揽子“逆经济周期”的刺激计划。该项措施极大地促进了中国经济复苏。

(三) 异质性分析

1. 行业异质性

2004—2009年增值税改革的主要内容在于对企业购进的固定资产的进项税额予以抵扣,此次改革对不同资本密集度以及不同技术水平行业的企业可能具有差异化影响。首先,根据行业资本密集度进行分类,以行业资本劳动比的中位数作为划分标准将样本分为资本密集型行业和劳动密集型行业。其次,根据行业技术水平进行分类,利用国家统计局《高技术产业统计分类目录》的规定^①,将行业划分为高技术行业和一般技术行业。基于行业特征的异质性分析结果见表7。可以看出,增值税改革有效降低了劳动密集型、资本密集型以及一般技术行业企业的出口风险,对高技术行业企业的影响不显著。从系数大小来看,增值税改革对劳动密集型和一般技术行业企业的影响程度较大。不难理解,一般技术行业更有可能是劳动密集型行业,这类行业的企业有更大的空间进行资本—劳动替换,而资本密集型和高技术行业本身较高的固定资产占比使得企业难以进行机械设备的更新,从而削弱了政策效果。

表7 对行业特征的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动密集	资本密集	一般技术	高技术
是否试点×事件年	-0.181 **** (-4.54)	-0.163 **** (-3.62)	-0.176 **** (-6.07)	-0.066 (-0.81)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	166 965	177 418	317 876	26 587

2. 企业异质性

根据异质性企业贸易理论,不同企业在所有权、规模、生产率等方面存在显著差异,同时这些差异与企业出口行为密切相关,导致了企业差异化的出口行为。首先,根据企业所有权将样本分为非国有企业和国有企业。其次,根据企业规模将样本分为中小企业和大型企业。最后,根据企业全要素生产率将样本分为低生产率企业和高生产率企业。基于企业特征的异质性分析结果见表8。所有样本的核心解释变量系数均显著为负,并且就系数大小来看,增值税改革对国有企业、大型企业以及高生产率企业的影响程度较大,企业出口风险下降更多。一般而言,国有企业更有可能是生产率较高的大型企业,也更有可能是增值税一般纳税人,增值税改革会对这类企业的固定资产投资以及生产率产生更大的影响,从而降低企业出口风险,延长出口持续时间。

^①《高技术产业统计分类目录》及对应的GB/T 2002国民经济行业分类代码备案。

表8 对企业特征的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	非国有	国有	中小型	大型	低生产率	高生产率
是否试点×事件年	-0.137 **** (-4.76)	-0.308 *** (-3.29)	-0.155 **** (-5.17)	-0.244 *** (-2.87)	-0.127 **** (-3.58)	-0.210 **** (-4.88)
控制变量	是	是	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	313 603	30 853	252 891	91 565	167 681	176 770

五、机制分析

本部分继续探讨增值税改革影响企业出口持续时间的机制。首先，增值税改革显著促进了企业固定资产投资，延长了出口持续时间。将企业外购固定资产的进项税额纳入抵扣直接降低了企业购进固定资产的成本。一方面，资本更加便宜，会促使企业更多地采用资本来代替劳动，从而获得效率改进；另一方面，固定资产增加有助于提高企业固定资产份额，从而增强企业融资能力。效率改进以及融资能力的提升可有效降低企业出口风险，提高企业存活概率，延长出口持续时间。其次，增值税改革显著提升了企业全要素生产率，延长了出口持续时间。固定资产投资成本降低有利于企业进行机械设备更新，从事研发创新，改进生产技术。同时税负的降低扩大了企业利润空间，有助于企业购进高质量中间投入品以及雇佣高技能劳动力以提升产品质量，优化雇佣结构。此外，增值税改革还可能会加剧市场竞争，平滑企业加成，从而提高资源配置效率，提高总体生产率。企业生产率的提升有助于增强其市场竞争力，从而降低出口风险，延长企业出口持续时间。

本文利用中介效应模型（温忠麟和叶宝娟，2014）^[30]，设定如下计量方程进行机制检验：

$$\begin{aligned} \log\{1 - h(t)_{fj\mu t}\} = & \beta_0 + \beta_{prov_p} \times ind_i \times post_t + \beta_1 prov_p \times ind_i \\ & + \beta_2 prov_p \times post_t + \beta_3 ind_i \times post_t + \beta_4 prov_p + \beta_5 ind_i + \beta_6 post_t + \eta X \\ & + \mu_p + \gamma_i + \chi_t + \varepsilon_{fj\mu t} \end{aligned} \quad (1)$$

$$\begin{aligned} mediator_{fj\mu t} = & \alpha_0 + \alpha_{prov_p} \times ind_i \times post_t + \alpha_1 prov_p \times ind_i + \alpha_2 prov_p \times post_t \\ & + \alpha_3 ind_i \times post_t + \alpha_4 prov_p + \alpha_5 ind_i + \alpha_6 post_t + \eta X + \mu_p + \gamma_i + \chi_t + \varepsilon_{fj\mu t} \end{aligned} \quad (2)$$

$$\begin{aligned} \log\{1 - h(t)_{fj\mu t}\} = & \lambda_0 + \lambda_{prov_p} \times ind_i \times post_t + \lambda_1 prov_p \times ind_i \\ & + \lambda_2 prov_p \times post_t + \lambda_3 ind_i \times post_t + \lambda_4 prov_p + \lambda_5 ind_i + \lambda_6 post_t + \delta mediator_{fj\mu t} \\ & + \eta X + \mu_p + \gamma_i + \chi_t + \varepsilon_{fj\mu t} \end{aligned} \quad (3)$$

其中， $mediator_{fj\mu t}$ 为中介变量，表示企业固定资产对数和企业全要素生产率对数。其余变量含义与基准模型中一致。(1) 式为基准计量方程。

企业固定资产投资采用企业固定资产合计对数来测度。企业全要素生产率 (Total Factor Productivity, TFP) 采用 LP 法计算的 TFP 来测度 (Levinsohn and Petrin, 2003^[31]; 蒋灵多和陈勇兵, 2015; 许和连等, 2018; 李宏兵等, 2016)。机制分析的结果见表 9。第 (1) 列与基准估计一致，不再赘述。按照中介效应方法，

第(2)列和第(3)列分别采用企业固定资产对数和企业TFP对数对增值税改革进行回归,可以看出,核心解释变量系数均显著,表明中介效应存在,系数为正则意味着增值税改革显著促进了企业固定资产投资以及生产率的提升。第(4)列将中介变量加入基准回归模型,可以看出,核心解释变量和中介变量的系数均显著,表明存在部分中介效应,即增值税改革通过促进企业固定资产投资和企业生产率的提升有效降低了企业出口风险,延长了企业出口持续时间。假说2成立。

表9 机制分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	fail	企业固定资产对数	企业TFP对数	fail
是否试点×事件年	-0.162 ^{****} (-5.95)	0.213 ^{****} (12.34)	0.223 ^{****} (20.49)	-0.140 ^{****} (-5.15)
企业固定资产对数				-0.070 ^{****} (-28.65)
企业TFP对数				-0.054 ^{****} (-12.82)
常数项	-1.008 ^{**} (-2.18)	13.610 ^{****} (41.23)	8.757 ^{****} (43.33)	0.226 (0.49)
控制变量	是	是	是	是
固定效应	是	是	是	是
观测值	344 464	347 212	347 212	344 464

六、结论与政策启示

本文利用中国工业企业数据库,结合《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》,以2004—2009年增值税转型试点政策为准自然试验,采用生存分析法检验了增值税改革对企业出口持续时间的影响。结果发现,增值税改革显著降低了企业出口风险,延长了企业出口持续时间。该结论在控制更多的同期政策冲击,采用不同的变量测度方法,变换估计样本和估计方法后仍然稳健。异质性分析的结果表明增值税改革更加有助于降低国有企业、大型企业、高生产率企业,以及劳动密集型行业和一般技术行业企业的出口风险,提升其出口持续时间。机制检验证实了增值税改革会通过促进企业固定资产投资,提高企业全要素生产率使其获得效率改进和绩效提升,从而降低出口风险,延长出口持续时间。

本文具有重要的政策含义。在当前贸易摩擦加剧、经济增速下滑的大环境下,如何帮助出口企业抵御外部经济波动冲击,保持出口贸易平稳发展是当前需要统筹的重要工作。本文的结果证实了以增值税改革为代表的减税政策会显著降低企业出口风险,延长出口持续时间,这意味着税收政策能有效调节企业出口行为。政府可以充分利用增值税政策这一措施实现对宏观经济的调节管控,有节制地放松市场监管,为企业出口营造良好的外部环境,从而提升企业出口持续时间,推动出口平稳增长,实现经济贸易的持续平稳发展。

[参考文献]

- [1] 邵军. 中国出口贸易联系持续期及影响因素分析——出口贸易稳定发展的新视角 [J]. 管理世界, 2011 (6): 24-33.
- [2] 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.
- [3] 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.
- [4] 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.
- [5] 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): 261-291.
- [6] 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.
- [7] 许和连, 刘婷, 王海成. 出口信息网络对企业出口持续时间的影响 [J]. 中南财经政法大学学报, 2018 (1): 115-125.
- [8] 许和连, 李娟, 王海成. 金融发展影响企业出口持续时间研究 [J]. 山东财经大学学报, 2019, 31 (3): 48-61.
- [9] 李宏兵, 蔡宏波, 胡翔斌. 融资约束如何影响中国企业的出口持续时间 [J]. 统计研究, 2016, 33 (6): 30-41.
- [10] 沈立君, 侯文涂. 反倾销壁垒对企业出口持续时间的影响——基于中国企业对美国出口数据的分析 [J]. 国际经贸探索, 2017, 33 (5): 95-112.
- [11] 罗胜强, 鲍晓华. 反倾销对企业出口持续时间的影响 [J]. 中南财经政法大学学报, 2018 (4): 135-145.
- [12] 赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业出口持续时间 [J]. 世界经济, 2016, 39 (7): 97-120.
- [13] 陈勇兵, 李燕, 周世民. 中国企业出口持续时间及其决定因素 [J]. 经济研究, 2012, 47 (7): 48-61.
- [14] 毛其淋, 盛斌. 贸易自由化、企业异质性与出口动态——来自中国微观企业数据的证据 [J]. 管理世界, 2013 (3): 48-68.
- [15] 魏自儒, 李子奈. 进入顺序对企业出口持续时间的影响 [J]. 财经研究, 2013, 39 (8): 51-63.
- [16] 林常青. 中国对美国出口贸易持续时间及影响因素的研究 [J]. 国际贸易问题, 2014 (1): 61-70.
- [17] 蒋灵多, 陈勇兵. 出口企业的产品异质性与出口持续时间 [J]. 世界经济, 2015, 38 (7): 3-26.
- [18] 赵瑞丽, 沈玉良, 金晓梅. 企业出口复杂度与贸易持续时间 [J]. 产业经济研究, 2017 (4): 17-29.
- [19] 刘慧, 綦建红. 以往经验能否促进中国企业出口生存时间的延长——基于微观数据的证据 [J]. 国际贸易问题, 2017 (4): 3-13.
- [20] 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.
- [21] 杨莎莉, 张平竺. 企业微观视角下增值税转型的政策效应分析——基于双重差分 DID 模型的研究 [J]. 中国经济问题, 2014 (4): 3-12.
- [22] 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.
- [23] 毛捷, 赵静, 黄春元. 增值税全面转型对投资和就业的影响——来自 2008—2009 年全国税收调查的经验证据 [J]. 财贸经济, 2014 (6): 14-24.
- [24] 冯科. 信贷配给、固定资产投资水平与企业创新 [J]. 中央财经大学学报, 2016 (4): 42-51.
- [25] 孙楚仁, 田国强, 章韬. 最低工资标准与中国企业的出口行为 [J]. 经济研究, 2013, 48 (2): 42-54.

- [26] 刘晔, 张训常. 碳排放交易制度与企业研发创新——基于三重差分模型的实证研究 [J]. 经济科学, 2017 (3): 102-114.
- [27] 罗知, 李浩然. “大气十条”政策的实施对空气质量的影响 [J]. 中国工业经济, 2018 (9): 136-154.
- [28] GÖRG H, SPALIARA M E. Financial Health, Exports and Firm Survival: Evidence from UK and French Firms [J]. *Economica*, 2014, 81 (323): 419-444.
- [29] 孙浦阳, 张龔. 外商投资开放政策、出口加工区与企业出口生存——基于产业关联视角的探究 [J]. 经济学 (季刊), 2019, 18 (2): 701-720.
- [30] 温忠麟, 叶宝娟. 中介效应分析: 方法和模型发展 [J]. 心理科学进展, 2014, 22 (5): 731-745.
- [31] LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. *Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2): 317-341.

VAT Reform and Export Duration of Chinese Manufacturing Enterprises

LI Dan CHEN Jin SUN Churen

Abstract: Strengthening the risk resistance ability of export enterprises and maintaining the sustained and stable development of export have always been the top priority of the export trade. Based on the data of Annual Survey of Industrial Firms (ASIF) from 1998 to 2013, this paper takes the value added tax (VAT) transformation pilot policies from 2004 to 2009 as a quasi-natural experiment to adopt a multi-period triple-difference model, and investigates the impact of the VAT reform on the export duration of enterprises by survival analysis. The results show that the VAT reform significantly reduces the export risk of enterprises and effectively increases the export duration of enterprises, and this promoting effect is more significant for state-owned, large, high-productivity enterprises as well as enterprises in labor-intensive and general technology industries. Furthermore, the VAT reform reduces the export risk and prolongs the export duration mainly by promoting enterprises' investment in fixed assets and total factor productivity.

Keywords: VAT Reform; Triple-difference Model; Export Duration; Survival Analysis

(责任编辑 张晨烨)