

跨境电商试验区设立与企业风险承担

胡浩然¹ 宋颜群²

(1.山东大学经济学院,山东 济南 250100;2.山东财经大学财政税务学院,山东 济南 250014)

摘要:跨境电商作为新型外贸模式,是中国坚持“制度型开放”新发展格局的重要体现,并且受到了国家政策支持的支持。本文以中国设立跨境电商综合试验区为准自然实验,结合沪深A股上市公司数据,探讨中国的跨境电商试验区设立对企业风险承担水平的影响及作用机制。研究结论表明,跨境电商试验区设立显著提高了试验区内企业的风险承担水平,且通过了稳健性检验。机制检验发现,跨境电商试验区设立降低了企业税率,促进了企业在资金和人才两方面的研发创新投入,上述作用构成了跨境电商试验区设立提升企业风险承担水平的影响渠道。异质性检验发现,跨境电商试验区设立主要提升了企业的特质风险承担水平,对企业在股票市场中的系统风险承担水平影响较小。并且,跨境电商试验区设立主要提高了东部地区、高互联网普及地区、第二产业、民营企业、国有企业和大规模企业等样本组企业的风险承担水平。

关键词:跨境电商试验区;企业风险承担;减税;创新

中图分类号:F275 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)04-0016-13

一、引言

改革开放以来,对外贸易在推动我国经济增长中发挥了不可替代的作用。我国外贸依存度由1978年的不到10%,增长到2006年的最高点67%。但随着国内人口红利消失和劳动成本上升,美欧等发达国家(地区)逆全球化贸易壁垒增加,以及越南、印度等发展中国家在传统贸易领域展开同质竞争,贸易条件恶化导致我国外贸依存度在2021年下降到30%左右。以往发展经验表明,持续扩大开放对支撑我国经贸外循环起到了重要作用,2018年中央经济工作会议首次提出坚持“制度型开放”的表述,旨在推动全方位对外开放。但是,外贸模式需要重视时代因素,加工贸易等传统贸易模式的发展瓶颈愈发明显。随着互联网技术、网购、跨国物流和支付技术的发展,跨境电商新型外贸模式迅速崛起。与传统贸易模式相比,跨境电商降低了地理距离的交易成本和贸易双方的信息不对称,促进了外贸便利化^{[1][2]}。2019年我国跨境电商零售进出口总额为1862.1亿元,较上年增长38.3%,而同

收稿日期:2022-02-13

基金项目:山东省自然科学基金项目“加工贸易转移对中国区域经济效应的影响研究”(ZR2021QG011);国家社会科学基金重大项目“解决相对贫困的扶志扶智长效机制研究”(20&ZD169);国家自然科学基金面上项目“相对贫困的财税治理研究”(72073081)

作者简介:胡浩然(1990—),男,河南许昌人,山东大学经济学院副研究员;

宋颜群(1993—),女,山东济南人,山东财经大学财政税务学院预聘副教授,本文通讯作者。

期传统外贸增速仅为 3.4%，可见跨境电商新型外贸模式在我国贸易开放中的作用越来越大。

但是,贸易开放也可能带来“不稳定效应”(destabilizing effects),增加了发展中国家的经济不确定性^[3],进而可能带来经济波动和外部风险^[4]。因此,本文引入企业主动承担风险的概念。已有研究大多认为,企业风险承担(risk-taking)综合反映了企业在投资、生产经营中对盈利预期和不确定性的主动选择,并愿意为之承担风险的倾向^{[5][6][7]}。企业风险承担也是保证经济长期增长的动力和源泉^[8]。那么,在跨境电商新型贸易开放环境下,中国大力发展跨境电商是否会影响企业风险承担水平?会产生怎样的影响?其中的作用机制是什么?对于上述问题的研究,不仅有助于厘清新型贸易开放与企业主动承担风险之间的关系,而且有助于政府部门通过政策改革激励企业主动面对新型贸易开放的风险和挑战,因而具有一定的理论价值。此外,本文的研究结论可以为当前中国政府推进跨境电商供给侧结构性改革提供决策依据,故也具有一定的现实意义。

我国跨境电商的快速发展与国家政策推动密切相关^[9],2015 年以来中国国务院先后设立多批次跨境电商综合试验区。本文结合沪深 A 股上市公司数据,研究我国跨境电商试验区设立对企业风险承担水平的影响。本文的边际贡献可能在于:第一,在研究视角上,已有文献主要从管理者特征、股权和公司治理结构、外部制度等角度研究其对企业风险承担水平的影响^{[5][6]},本文从数字经济时代跨境电商新型外贸模式的新视角对之展开分析,在一定程度上丰富和拓展了企业风险承担水平影响因素的研究。第二,在研究方法上,已有研究主要使用宏观数据描述中国的跨境电商发展问题,这容易产生内生性。本文借鉴已有文献的研究思路,以中国设立跨境电商试验区为准自然实验,采用双重差分法客观评估跨境电商试验区政策的经济效应,有效减弱内生性干扰。第三,在研究结论上,本文发现跨境电商试验区设立可以有效提升企业的风险承担水平,说明我国跨境电商企业能积极面对经济转型中的机遇和挑战,勇于追逐利润,并愿意主动承担风险。

二、制度背景、文献回顾与研究假设

(一)制度背景

为了激励企业从供给侧参与跨境电商新型外贸模式,2015 年以来中国先后设立了六批次的跨境电商综合试验区。截至 2022 年 1 月底,全国共有 132 个跨境电商综合试验区,其中 2015 年国务院在杭州设立第一个跨境电商综合试验区试点城市;2016 年确定第二批试点城市名单,包括郑州、广州等 12 个城市;2018 年确定第三批试点城市名单,包括北京、沈阳等 22 个城市;2019 年石家庄、太原等 24 个城市获批;2020 年乌鲁木齐、三亚等 46 个城市获批;2022 年鄂尔多斯、扬州等 27 个城市获批。由于本文上市公司的数据截至 2019 年,因此将前三批次的试点城市作为研究对象。

跨境电商试验区政策的主要措施有:一方面,在支付、物流、通关、退税和结汇等环节给予先行先试,完善出口退税政策,2018 年 10 月对试验区电商出口企业实行免税。另一方面,逐步放松跨境电商零售进口的监管,简化进口许可批件、注册或备案等程序;进口清单内商品实行限额内零关税,进口环节增值税和消费税在按法定应纳税额 70%征收的基础上,进一步扩大享受优惠政策的商品范围。可见,跨境电商试验区政策对企业的直接作用是降低了税收负担,类似于财税政策的减税措施。跨境电商试验区政策的目标是通过扩大开放水平增加进出口贸易和就业^①。

本文进一步计算出试验区和非试验区企业风险承担水平的平均值,如图 1 所示。从图 1 可以发现,2010~2015 年试验区和非试验区企业平均风险承担水平数值总体差异不大,2015 年以后试验区企业平均风险承担水平相比非试验区企业出现明显提升,初步说明跨境电商试验区政策可能提升了试验区内企业的风险承担水平。

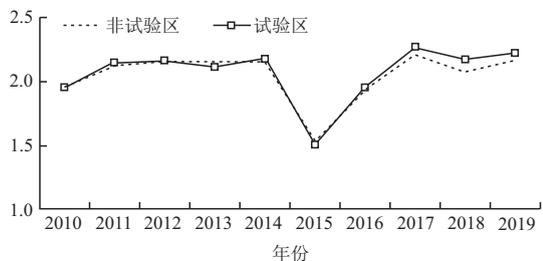


图 1 试验区和非试验区企业平均风险承担水平

初步说明跨境电商试验区政策可能提升了试验区内企业的风险承担水平。

(二)文献回顾与研究假设

1.关于经济开放与企业风险承担的文献回顾。跨境电商新型外贸模式是我国新时期扩大经济开放的重要途径之一,属于经济开放的研究范畴。扩大经济开放存在正反两方面作用:一方面,可以通过市场多元化的风险分散机制熨平一国产出的波动性^{[10][11]},进而增强企业抵御风险的能力,提高风险承担水平^{[12][13][14]};另一方面,经济开放增加了我国的经济政策不确定性,不确定因素将降低银行和外资企业主动承担风险的能力^{[15][16]}。已有文献在研究思路和研究方法等方面为本文提供了很好的借鉴,但未给出相对统一的研究结论。并且,跨境电商新型贸易开放模式与已有研究视角存在明显不同,主要是其中的政策性因素,既包含税收等优惠措施,也包含明确的政策目标。

2.研究假设。跨境电商试验区政策对企业风险承担的影响,可能源于两方面:一方面,直接源于跨境电商试验区设立的具体措施;另一方面,这些措施可能带来衍生作用,进而在其中起到间接影响。

第一,跨境电商试验区政策的具体措施是对试验区内企业实施进口减税和出口退(免)税。可以预期的是,进出口减税措施有助于降低企业的税收负担。税负是影响企业风险承担水平的重要因素,高税负通常带来“资源挤压”效应和“财务危机”效应,进而降低企业对风险项目的预期利润和风险承担能力^[17]。为了减小企业财务负担,政府部门通常会通过财税政策给企业减税或补贴,这些政策是影响企业风险承担水平的重要因素^[18]。已有研究表明,政府的减税和补贴措施显著提升了企业的风险承担水平^{[19][20]}。因此,从理论上讲,企业税率下降有助于提升企业风险承担水平,在跨境电商试验区政策与企业风险承担之间发挥直接作用。

第二,进口减税直接降低了企业的资金支出,出口退(免)税带来的税收返还还变相增加了企业的资金流入,有助于缓解企业的内源融资约束^[21]。一方面,企业有更充足的内源资金用于技术创新^{[19][22]},技术创新显然有助于企业搭建电商平台、进行数字化转型和完善仓储物流等,助推企业拓展跨境电商业务。另一方面,企业技术创新的基础是不断引进研发型和创新型人才^{[23][24]},这一过程不仅可以吸引人才就业^[25],更可以改善企业的人才结构。从现有研究的结论来看,企业加大研发投入有助于其抵御外部风险^[15],企业研发强度与风险承担水平呈正相关关系^{[26][27]}。由此可以推断,跨境电商试验区政策的税收优惠可以激励企业增加对研发创新的资金投入和人才引进,从而间接提升企业风险承担水平。

为更清晰地理解理论分析的逻辑,本文绘制如下逻辑框架,如图2所示。并且,基于以上理论分析,本文提出研究假设:跨境电商试验区设立提高了试验区内企业的风险承担水平。

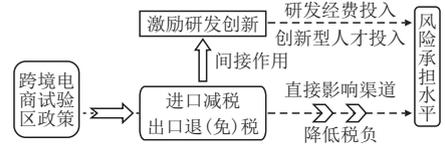


图2 逻辑框架图

三、研究设计

(一)样本选择与数据来源

本文主要使用2010~2019年中国沪深A股上市公司数据,数据来自国泰安(CSMAR)数据库和万德(WIND)数据库。由于跨境电商试验区政策的具体措施主要作用于关税,而且该政策主要针对通过跨境电商途径从事进出口贸易的企业,因此本文保留外贸企业作为研究样本。本文依据企业是否存在国外销售收入判断企业是否为外贸企业,国外销售收入数据从国泰安上市公司数据库中获取。同时,本文剔除了全部的ST和*ST上市公司的样本,主要考虑到这类公司经营连续亏损两年并面临退市风险,其股价和股票收益率的波动比较异常,因而可能影响本文的研究结论。此外,考虑到数据缺失问题,本文剔除了西藏地区的样本。城市层面的数据来自《中国城市统计年鉴》。

(二)模型设定

为检验跨境电商试验区设立对试验区内企业风险承担水平的影响,本文以中国分批设立跨境电商综合试验区的改革作为准自然实验,并使用多期双重差分法(DID)进行实证估计^[28]。具体构建以下计量模型:

$$\text{risk}_{jt} = \alpha + \beta \times \text{Treat}_c \times \text{Post}_t + \sum_{k=1}^6 \gamma_k \times X_{jt}^k + \sum_{m=1}^2 \delta_m \times Z_{ct}^m + \mu_j + \lambda_t + \nu_i \times T + J_{pt} + \epsilon_{jt} \quad (1)$$

式(1)中,j、c、p、i、t 分别表示企业、地级市、省份、行业和年份。 risk_{jt} 为 j 企业在 t 年的风险承担水平; X_{jt} 表示 j 企业在 t 年的控制变量, Z_{ct} 表示 c 城市在 t 年的控制变量; ϵ_{jt} 为随机扰动项; $\text{Treat}_c \times \text{Post}_t$ 表示跨境电商试验区政策的影响效应。 β 是本文主要关注的系数,当 β 显著大于 0,说明跨境电商试验区设立有助于提升试验区内企业的风险承担水平;相反,当 β 显著小于 0,则说明跨境电商试验区设立将降低企业的风险承担水平。

为了排除其他潜在不可观测因素的干扰,本文在公式(1)中引入企业固定效应、年份固定效应、省份与年份的联合固定效应。企业固定效应(μ_j)用于刻画不随时间变化的企业固有特征,年份固定效应(λ_t)用于刻画不随城市变化的时间因素。省份与年份的联合固定效应(J_{pt})用于刻画城市所处省份的时变宏观环境,可以将控制组与实验组城市限定在同一省份内部,增强可比性。为了尽可能控制不可观测的行业特征因素对模型估计结果的干扰,本文借鉴 Liu 和 Qiu(2016)的研究思路^[29],将行业特征因素的线性时间趋势项($\lambda_i \times T$)作为控制变量加入公式(1)中。行业的时间趋势为行业的虚拟变量与时间趋势项($T=1,2,\dots$)的交互项,例如将 2010 年设置为 1,则 2019 年设置为 10。为避免异常值对估计结果造成的干扰,本文对所有连续变量在上下 1%水平进行缩尾处理。

(三)变量定义

1.被解释变量。由于所用数据和指标定义的不同,现有研究衡量企业风险承担水平的方法也存在不同。本文基于中国上市公司数据,以上市公司每日个股回报率的年标准差衡量企业风险承担水平(risk),将结果乘以 250 进行年化处理,在此基础上取自然对数衡量^[30],如公式(2)所示:

$$\text{risk}_{jt} = \ln(250 \times \sqrt{\text{var}(R_{jdt})}) \quad (2)$$

式(2)中,d 表示股票市场的交易日, R_{jdt} 为上市公司股票 j 在 t 年第 d 天考虑现金红利再投资的日子个股回报率。

2.解释变量。 Treat_c 为政策分组虚拟变量,本文将跨境电商综合试验区的试点城市设置为 1,其他城市设置为 0。 Post_t 为政策冲击的时间虚拟变量,由于我国在 2015 年 3 月 7 日、2016 年 1 月 12 日和 2018 年 7 月 24 日分别认定了第三批次的跨境电商综合试验区试点城市名单,本文分别针对三个批次的城市名单设置政策冲击时间虚拟变量。从三批次城市名单公布的时间来看,在公布当年实际时间未满 1 年,借鉴已有研究的做法^[31],本文将第一批次的城市在 2015 年设定为 5/6,以后年份设置为 1,其他年份设置为 0;第二批次的城市名单在 2016 年设置为 11/12,以后年份设置为 1,其他年份设置为 0;第三批次的城市名单在 2018 年设置为 1/2,以后年份设置为 1,其他年份设置为 0。

3.控制变量。为控制政策分组带来的城市选择效应以及企业、城市层面潜在因素的干扰,本文设置企业和城市层面的控制变量。企业层面的控制变量 X_{jt} 包括:企业规模,用上市公司总资产取自然对数衡量;企业年龄,用上市公司实际存续年限取自然对数衡量;薪酬状况,用上市公司支付给职工以及为职工支付的现金与应付职工薪酬之和除以员工总数取自然对数衡量;资本密集度,用上市公司固定资产净额除以员工总数然后取自然对数衡量;国有虚拟变量和外资虚拟变量,根据上市公司所有制形式将国营或国有控股和集体公司归类为国有企业,将外商独资和中外合资公司归类为外资企业,其他上市公司归类为民营企业;资产负债率,用上市公司总负债除以总资产衡量;营业收入增长率,用上市公司营业收入的年增长率衡量;资产收益率,用上市公司净利润除以总资产衡量。城市层面的控制变量 Z_{ct} 包括:经济发展水平,用城市国内生产总值(GDP)除以年末常住人口取自然对数衡量;财政支出比例,用城市财政支出占 GDP 的比重衡量。

四、实证结果与分析

(一)描述性统计分析

本文主要变量的描述性统计如表 1 所示。从表 1 中可知,企业风险承担水平的最大值为 3.005,最小值为 1.144,均值为 1.964,标准差为 0.332,表明样本企业存在不同程度的风险承担水平,且企业

间存在较大差异。其他控制变量的结果与现有文献基本一致,在此不再一一赘述。

表 1 主要变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业风险承担水平	10475	1.964	0.332	1.144	3.005
企业规模	10475	22.069	1.354	19.271	27.170
企业年龄	10475	2.751	0.381	1.609	3.434
薪酬状况	10475	12.364	1.512	10.386	17.622
资本密集度	10475	13.250	1.650	9.649	18.950
国有虚拟变量	10475	0.372	0.483	0	1
外资虚拟变量	10475	0.082	0.274	0	1
资产负债率	10475	0.443	0.227	0.076	0.943
营业收入增长率	10475	0.192	0.405	-0.292	1.758
资产收益率	10475	0.041	0.048	-0.101	0.149
经济发展水平	10475	2.301	0.829	0.335	3.909
财政支出比例	10475	0.148	0.054	0.075	0.386

注:由于变量存在缺失值,表 1 为基于表 2 第(6)列(本文基准回归模型)中变量的描述性统计。

(二)基准回归分析

表 2 报告了本文的基准回归结果,计量模型控制了企业、年份、省份—时间固定效应和行业的时间趋势,并对回归标准误在城市层面进行了聚类调整。第(1)~(6)列逐步加入企业、城市层面的控制变量,但交叉项 $Treat \times Post$ 的估计系数始终在 5% 或 1% 水平显著为正,这些结果都表明跨境电商试验区设立有助于激励企业积极应对风险性投资机会,进而提高了企业的风险承担水平。其中,表 2 第(6)列为本文的基准回归模型,交叉项估计系数值为 0.043。这意味着,从经济意义来讲,跨境电商综合试验区企业与非试验区企业相比大约提高了 4.3% 左右的风险承担水平,表明我国的跨境电商试验区设立有效提升了试验区内企业主动承担风险的能力,支持了本文的研究假设。

(三)稳健性检验

1. 平行趋势检验。双重差分法估计有效的重要前提是实验组与对照组的被解释变量(risk)需要满足平行趋势变化的假设。为了对此进行检验,本文将公式(1)中政策冲击时间虚拟变量 $Post_t$ 替换为各年份的时间虚拟变量 $Year_t$, 然后再进行估计,模型如公式(3)所示,并且以政策实施前一年(2014 年)为基期。

$$risk_{jt} = \alpha + \zeta \times Treat_t \times Year_t + \sum_{k=1}^6 \gamma_k \times X_{jt}^k + \sum_{m=1}^2 \delta_m \times Z_{ct}^m + \mu_j + \lambda_t + \nu_i \times T + J_{pt} + \epsilon_{jt} \quad (3)$$

为了直观起见,本文将新交叉项 $Treat \times Year$ 的估计系数绘制在图 3 中,其中实线部分刻画了跨境电商试验区政策的边际效应,虚线部分描绘的是 95% 置信区间。从图 3 可以清楚看出,边际效应线在 2015 年以前较为平坦,从 2015 年开始,边际效应线向右上方倾斜且幅度越来越大,这说明跨境电商试验区政策对企业风险承担水平的提升作用逐步增强。同时,新交叉项 $Treat \times Year$ 的估计系数在 2016 年及以后年度均通过 5% 以内的显著性检验,这说明跨境电商试验区政策的作用具有一定的滞后性。整体而言,实验组与对照组的企业的风险承担水平的变化在跨境电商试验区政策冲击之前满足平行趋势假设。

2. 预期效应。在政策实施之前,通常会有媒体报道或者会议决策信息流出,同时也可能存在其他潜在政策的干扰。本文在公式(1)的基础上,引入政策分组变量($Treat_t$)与政策前的年份虚拟变量($Year_t$)的乘积项以检验企业是否存在预期效应。假设企业可能存在 1~2 年的预期时间,本文将新交叉项 $Treat \times Year_{2014}$ 和 $Treat \times Year_{2013}$ 加入公式(1)中,检验结果如表 3 第(1)~(2)列所示。可以发现,新交叉项 $Treat \times Year_{2014}$ 和 $Treat \times Year_{2013}$ 的估计系数没有通过显著性检验,同时交叉项 $Treat \times Post$ 的估计均系数显著为正。这说明不存在明显的预期效应,跨境电商试验区设立具有较强的外生性。

3. 安慰剂检验。双重差分法使用的前提条件是改革实施之前实验组和对照组需要满足平行趋势

假设(图3已经证明),则基本可以排除2015年以前存在其他政策的干扰。本文进一步开展虚拟实验,分别假设真实有效的政策发生在2013年和2012年,重新进行检验,并且删除政策发生后(2015~2019年)的样本,检验结果如表3第(3)(4)列所示。可以发现,新交叉项 $Treat \times Year_{2013}$ 和 $Treat \times Year_{2012}$ 的估计系数均没有通过显著性检验,因而本文通过了反事实的安慰剂检验。

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Treat×Post	0.042*** (0.016)	0.042*** (0.016)	0.039** (0.016)	0.039** (0.016)	0.039** (0.016)	0.043*** (0.017)
企业规模		0.047*** (0.009)	0.045*** (0.009)	0.046*** (0.009)	0.040*** (0.009)	0.035*** (0.009)
企业年龄			0.201*** (0.059)	0.201*** (0.058)	0.192*** (0.058)	0.171*** (0.058)
薪酬状况			-0.036*** (0.006)	-0.037*** (0.006)	-0.029*** (0.006)	-0.029*** (0.006)
资本密集度			0.024*** (0.006)	0.024*** (0.006)	0.017*** (0.007)	0.017*** (0.007)
国有虚拟变量				-0.027 (0.063)	-0.030 (0.060)	0.011 (0.062)
外资虚拟变量				-0.043 (0.034)	-0.043 (0.033)	-0.040 (0.034)
资产负债率					0.056* (0.030)	0.058* (0.030)
营业收入增长率					0.012 (0.009)	0.014* (0.008)
资产收益率					-0.220** (0.101)	-0.223** (0.094)
经济发展水平						0.006 (0.023)
财政支出比例						0.017 (0.151)
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份—时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业的时间趋势	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	11236	11236	10930	10930	10929	10475
调整 R ²	0.661	0.663	0.669	0.669	0.670	0.675

注: *、** 和 *** 分别代表 10%、5% 和 1% 的显著性水平,括号内为经协方差调整后的稳健标准误;计量模型中控制了企业、年份、省份—时间固定效应和行业的时间趋势;下表同。

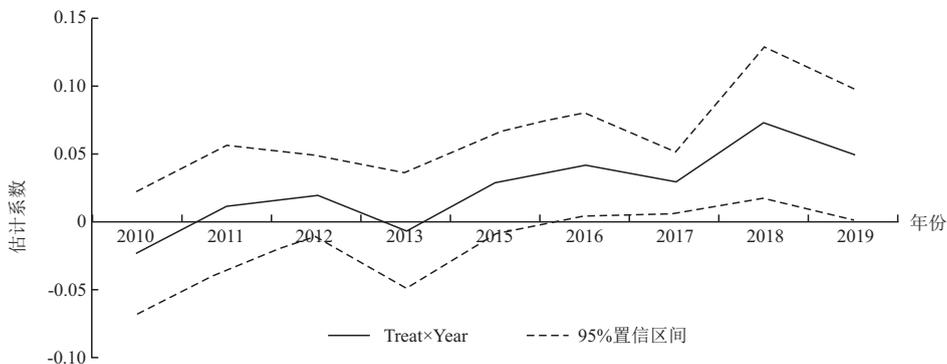


图3 跨境电商试验区政策对企业风险承担水平(risk)的动态影响效应

表 3

稳健性检验:预期效应、安慰剂检验和更换指标测算方法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	预期 1 年	预期 2 年	虚拟实验 I	虚拟实验 II	替换指标
	risk	risk	risk	risk	σ_{roa}
Treat×Post	0.041 ** (0.017)	0.036 ** (0.017)			0.061 *** (0.019)
Treat×Year ₂₀₁₄	-0.014 (0.016)	-0.019 (0.016)			
Treat×Year ₂₀₁₃		-0.023 (0.017)		-0.005 (0.016)	
Treat×Year ₂₀₁₂			0.024 (0.014)		
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	10475	10475	5159	5159	10242
调整 R ²	0.675	0.675	0.620	0.620	0.745

注:表格中不再显示控制变量的回归结果,下表同。

4. 更换被解释变量的测算方法。本文尝试使用更为常见的方法度量企业的风险承担水平,即用企业盈利的波动性来度量^[6]。企业盈利(roa)用企业息税前利润与总资产的比率衡量。首先,为了剔除行业因素对企业 roa 的影响,本文用企业 roa 减去该企业所在行业 roa 的平均值。然后,计算企业在每一时间跨度内经行业调整的 roa 标准差,具体以 3 年为时间跨度进行滚动计算。使用该方法测算得出企业风险承担水平(σ_{roa})并作为被解释变量,回归结果如表 3 第(5)列所示。结果显示,交叉项 Treat×Post 的估计系数同样显著为正,说明更换企业风险承担水平的测算方法没有改变本文的基本结论。

5. 样本选择性偏差。双重差分法要求实验组和对照组是随机分布的,本文在计量模型中加入了城市层面的控制变量以控制政策分组的选择效应,并且加入企业层面的控制变量以控制企业特征,但是依然可能存在样本选择性偏差。为解决这一问题,本文采用倾向得分匹配法(PSM)的近邻匹配方式,将企业和城市层面的控制变量作为协变量,将实验组和对照组的样本按照 1:1 进行配对,并利用匹配后的样本对公式(1)进行参数估计,回归结果见表 4 第(1)列。结果显示,交叉项的估计系数在 5%水平显著为正,与表 2 第(6)列的回归结果基本一致,充分说明样本选择性偏差没有影响本文研究结论。

6. 更换控制条件。上文为了控制行业不可观测的产业特定因素的影响,在公式(1)中将行业特定的线性时间趋势项作为控制变量加入模型中。为了稳健性考虑,本文将行业的时间趋势项更换为控制城市不可观测特定因素的城市时间趋势项,检验结果如表 4 第(2)列所示。结果显示,交叉项的估计系数显著为正,说明城市不可观测的特定因素没有对本文结论造成干扰。另外,表 4 第(3)列为没有控制行业时间趋势的检验结果,结果发现交叉项的估计系数仍然显著为正,说明在放松控制条件后本文结论依然没有发生改变。

7. 保留相邻地区。由于不同城市的经济发展水平、产业结构和数字经济化程度存在差异,因而实验组和对照组城市跨境电商新型外贸模式的发展状况也存在不同。为了消除实验组和对照组城市之间的异质性,可以选择具有相似性的城市进行对比。由于地理位置相邻的城市在经济发展状况、区位、产业结构等方面具有较大的相似性^[32],本文参照已有文献的做法,保留试验区试点城市以及与其地理位置相邻的对照组城市的样本,然后基于公式(1)重新进行检验。回归结果如表 4 第(4)列所示,可以发现交叉项的估计系数仍然显著为正,与本文基准回归结果一致。

8. 工具变量法结合双重差分法。跨境电商试验区的设立有助于促进试验区跨境电商新型外贸模式的发展,进而提升进出口贸易。考虑到进口贸易的扩张可以影响企业主动承担风险的能力,同时试点城市进出口贸易受到了跨境电商试验区政策的直接影响。因此,本文借鉴已有文献的研究思路,将

工具变量法与双重差分法进行结合(IV-DID)^[31]。其中,以进出口贸易的扩张作为解释变量,企业风险承担水平作为被解释变量,跨境电商试验区设立的外生政策冲击作为工具变量。本文使用该方法意味着试点城市进出口贸易的扩张主要由跨境电商试验区政策决定。与此同时,考虑到试点城市整体进出口与跨境电商业务进出口存在相关但并不直接等同,并且城市进出口贸易属于地区层面相对宏观的指标,被解释变量为企业层面的指标,这在一定程度上会减弱内生性。

本文用城市的进出口额取自然对数(lntrade)衡量城市进出口贸易的扩张程度^②,使用两阶段最小二乘法(2SLS)进行检验的结果如表4第(5)列所示。第二阶段回归中,lntrade为解释变量,risk为被解释变量,lntrade的估计系数显著为正,说明城市进出口贸易扩张有助于提高企业的风险承担水平。第一阶段回归中,Treat×Post为解释变量,lntrade为被解释变量,Treat×Post的估计系数值为0.040且通过5%水平的显著性检验(未在表4中列示),说明跨境电商试验区设立有助于推动试验区试点城市进出口贸易的扩张。综合表明,跨境电商试验区设立促进了试点城市进出口贸易扩张,且在进出口贸易扩张过程中提升了企业的风险承担水平。此外,Kleibergen-Paaprk LM统计量的p值小于0.1,拒绝工具变量与内生变量无关的原假设;Wald F统计量为23.594且大于10,说明工具变量与内生变量具有较强的相关性,不存在弱工具变量问题。由于Xtivreg2命令在Stata软件中不能设置行业的时间趋势,因而没有控制行业的时间趋势。

表4 稳健性检验:使用倾向得分匹配法、更换控制条件、保留相邻地区和使用工具变量法

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	PSM-DID	更换控制条件		保留相邻地区	IV-DID
Treat×Post	0.050** (0.020)	0.046* (0.025)	0.035** (0.017)	0.040** (0.018)	
lntrade					1.467** (0.165)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
企业固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
省份—时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
行业的时间趋势	Y	N	N	Y	N
城市的时间趋势	N	Y	N	N	N
观测值	7353	10494	10495	8713	7265
调整R ²	0.703	0.671	0.659	0.680	0.289

五、机制检验与异质性分析

(一)机制检验

本文构建中介效应模型检验跨境电商试验区设立对企业风险承担水平的作用机制。中介变量用mid表示,中介效应模型由如下两个方程构成:

$$mid_{jt} = \alpha + \beta \times Treat_c \times Post_t + \sum_{k=1}^6 \gamma_k \times X_{jt}^k + \sum_{m=1}^2 \delta_m \times Z_{ct}^m + \mu_j + \lambda_t + \nu_i \times T + J_{pt} + \epsilon_{jt} \quad (4)$$

$$risk_{jt} = \alpha + \beta \times Treat_c \times Post_t + \lambda \times mid_{jt} + \sum_{k=1}^6 \gamma_k \times X_{jt}^k + \sum_{m=1}^2 \delta_m \times Z_{ct}^m + \mu_j + \lambda_t + \nu_i \times T + J_{pt} + \epsilon_{jt} \quad (5)$$

对于中介效应模型,本文一方面关注公式(4)中Treat×Post的估计系数β的显著性和方向;另一方面,在公式(4)中β通过显著性检验的基础上,需要关注公式(5)中中介变量(mid)的估计系数λ的显著性和方向。在λ通过显著性检验的前提下,如果Treat×Post的估计系数β的显著性出现下降或者不再显著,又或者估计系数的绝对值变小,则说明中介变量在跨境电商试验区设立对企业风险承担水平的影响中起到了渠道作用。

1.降低企业税收负担。如上文分析,跨境电商试验区设立的直接作用可能来自其具体措施,主要是降低试验区内企业在出口退税和进口关税等方面的税收负担。本文用上市公司营业税金及附加与

营业收入的比例衡量企业税率(tax),检验结果如表 5 第(1)列所示。结果显示,交叉项的系数在 1% 水平显著为负,说明跨境电商试验区设立显著降低了企业税率(税收负担)。结合表 5 第(2)列可以发现,tax 的系数显著为负,说明税率越低,企业的风险承担水平越高。并且,第(2)列交叉项的系数显著为正,但其显著性和绝对值均小于表 2 第(6)列。因此,企业税率下降是跨境电商试验区设立提高企业风险承担水平的影响渠道,与上文分析一致。从经济效应来看,跨境电商试验区设立通过降低企业税率进而提高企业风险承担水平的中介效应占总效应的比例为 8.0% $(-0.011 \times (-0.311)/0.043)$ 。这意味着,减税措施在促进我国跨境电商发展中起到了积极的直接作用。

2.增加研发创新投入。进出口减税措施有助于企业增加研发创新投入,而研发创新强度是影响企业风险承担水平的重要因素^{[26][27]}。本文用上市公司研发投入资金占营业收入的比例衡量创新资金投入(inno_z);用上市公司研发人员数量占员工总数的比例衡量创新人才投入(inno_r)。检验结果如表 5 第(3)列和第(5)列所示,可以发现交叉项的估计系数均显著为正,说明跨境电商试验区设立提高了企业在资金和人才两方面的研发创新投入。结合表 5 第(4)列和第(6)列的回归结果,发现 inno_z 和 inno_r 的估计系数均显著为正,说明企业研发创新投入越高,企业风险承担水平也越高。同时,表 5 第(4)列和第(6)列交叉项估计系数的显著性和绝对值相比表 2 第(6)列均有所下降。综合来看,研发创新投入是跨境电商试验区设立提高企业风险承担水平的间接影响渠道,符合上文理论分析的推断。从经济效应来看,企业创新资金投入中介效应占总效应的比例为 4.9% $(0.009 \times 0.233/0.043)$,创新人才投入中介效应占总效应的比例为 6.7% $(0.022 \times 0.131/0.043)$ 。这表明需要重视资金和人才两方面的研发创新投入,相比来看,新时期引进创新型人才在促进企业开拓跨境电商业务和抵御外部风险中的作用更为明显。

表 5 中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	tax	risk	inno_z	risk	inno_r	risk
Treat×Post	-0.011*** (0.003)	0.038** (0.018)	0.009** (0.004)	0.037** (0.018)	0.022** (0.011)	0.034* (0.018)
tax		-0.311** (0.135)				
inno_z				0.233* (0.135)		
inno_r						0.131** (0.051)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	9954	9830	8528	8419	8528	8419
调整 R ²	0.803	0.704	0.837	0.749	0.803	0.750

(二)异质性分析

1.企业风险的来源差异。上文以企业总体的风险承担水平作为被解释变量,但是企业风险既源于企业自身,又源于股票市场。考虑到设立跨境电商试验区的减税措施主要作用于企业层面,而股票市场的波动性与宏观大环境有关。因此,从企业风险来源差异角度看,跨境电商试验区设立对企业特质风险水平的影响可能更大。借鉴已有研究的做法^[30],本文以日个股回报率对综合日市场回报率进行市场模型回归(公式 6),得到的系数即为企业的系统风险承担水平(system_risk)(公式 7);回归模型的残差的标准差,即为企业特质的风险承担水平(idiosyn_risk)(公式 8)。其中,R_{jt}为股票 j 在 t 年第 d 天考虑现金红利再投资的日个股回报率,R_{dt}为 t 年第 d 天以总市值加权平均法考虑现金红利再投资计算的综合日市场回报率。本文区分企业风险的来源差异,检验结果如表 6 第(1)(2)列所示。可以发现,交叉项的估计系数均显著为正,但估计系数在第(2)列的显著性和绝对值均远大于第(1)列。这说明跨境电商试验区设立主要提高了企业特质的风险承担水平,对企业在股票市场系统风险

的影响相对较小。本文认为,影响市场系统性风险的因素较多,可控性一般较弱,因而企业提升主动承担市场系统性风险的能力门槛较高。但是,特质风险来自企业自身,企业受到优惠政策激励而拓展跨境电商业务,既有享受优惠政策的机遇,也有面对投资和扩大生产的挑战,属于企业主动选择的可控范围。因此,跨境电商试验区设立对企业特质风险承担水平的影响更为明显。

$$R_{jdt} = \omega_j + \xi_j \times R_{dt} + \phi_{jdt} \tag{6}$$

$$\text{system_risk}_{jt} = \ln(250 \times \xi_j) \tag{7}$$

$$\text{idiosyn_risk}_{jt} = \ln(250 \times \sqrt{\text{var}(\phi_{jdt})}) \tag{8}$$

2.区域的差异性。跨境电商新型外贸模式发展的基础是网络基础设施建设。鉴于我国东中西部经济发展和基础设施建设水平存在差异,东部地区的基础设施建设更为完备。因此,本文区分区域进行异质性分析,东部地区的跨境电商新型外贸模式起步较早,发展程度也较高,因而跨境电商试验区设立带来的作用可能更大。鉴于此,本文按照区域将全样本划分为东部地区和中西部地区两个样本组,检验结果如表6第(3)(4)列所示。可以发现,交叉项的估计系数在第(3)列显著为正,在第(4)列没有通过显著性检验,这说明跨境电商试验区政策提升东部地区企业风险承担水平的作用更为显著。原因可能在于,东部地区网络基础设施更为完备,跨境电商企业也更多,跨境电商试验区的减税措施带来的激励效应更大。

3.互联网普及的重要性。中国经济相对发达的地区互联网普及程度一般较高,这与当地较为完善的网络基础设施密切相关。同时,网络基础设施建设是跨境电商等数字经济得以发展的基础,跨境电商新型外贸模式依赖于网络基础设施的深度普及。因此,跨境电商试验区设立对高互联网普及地区的企业带来的作用可能更大。鉴于此,本文根据历年各地区的互联网普及率对全样本按照三分位数进行划分,具体分为低普及率、中普及率和高普及率三个样本组,回归结果如表6第(5)~(7)列。结果显示,交叉项的估计系数在第(5)(6)列没有通过显著性检验,在第(7)列显著为正。这说明跨境电商试验区设立主要提升了高互联网普及率地区企业的风险承担水平。这一结论带来深刻启示,对互联网普及率低的地区,需要积极推动网络基础设施建设,促进当地经济快速融入数字经济时代。

表6 风险承担来源、区域和互联网普及的差异性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	系统来源	特质来源	东部	中西部	低普及	中普及	高普及
Treat×Post	0.034* (0.020)	0.060*** (0.022)	0.058** (0.029)	0.028 (0.018)	0.041 (0.025)	0.038 (0.035)	0.088** (0.037)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	10475	10475	6163	2239	2742	2604	2671
调整 R ²	0.581	0.662	0.755	0.761	0.775	0.766	0.779

4.行业属性的差异性。与跨境电商业务密切相关的生产链上游行业是加工制造业,下游行业是零售行业,这些行业主要分布在第二产业。因此,跨境电商试验区的减税措施对第二产业的作用可能更大。因此,本文首先将全样本根据产业进行分组,具体分为第一产业、第二产业和第三产业三个样本组。由于第一产业仅有105个样本,在回归中因共线性而不能得出结果,因而我们主要分析跨境电商改革在第二产业和第三产业的异质性影响,检验结果如表7第(1)(2)列。可以发现,交叉项的估计系数在第(1)列显著为正,在第(2)列没有通过显著性检验,说明跨境电商试验区设立主要提高了第二产业中企业的风险承担水平。

同时,本文根据上市公司的行业划分标准,将行业分为工业、商业、公用事业、房地产业和金融业等不同门类。考虑到跨境电商生产链上游行业的加工制造业大多处于工业门类,下游行业的零售行业大多处于商业门类,本文将属于工业和商业的样本归类为工商业样本组,将公用事业、房地产业和金融业等其他行业的样本归类为其他行业样本组,检验结果如表7第(3)(4)列。结果显示,交叉项的估计系数在第(4)列显著为正,在第(3)列没有通过显著性检验,这说明跨境电商试验区设立主要提高

了工商业中企业的风险承担水平。本文认为,当前我国热门的跨境电商产品依然属于传统制造业的外贸产品,生产这类产品的企业受到减税措施的优惠更多,因而跨境电商试验区设立给这类企业带来的作用也更大。

5.所有制形式的差异性。从所有制角度来看,我国上市公司中国有企业占 37.7%,民营企业占 55.3%。国有企业既受到政府的扶持,又是政策改革的先锋,因而国有企业受到跨境电商试验区设立的引导作用可能更大。同时,我国早期电商企业大多是民营企业,例如阿里巴巴、京东商城等,这类企业从事跨境电商业务的门槛相对更低,受到跨境电商试验区设立的影响也较大^[33]。鉴于所有制形式的差异,本文将全样本划分为民营企业、国有企业和外资企业三个样本组,检验结果见表 8 第(1)~(3)列。结果显示,交叉项的估计系数在第(1)(2)列显著为正,在第(3)列没有通过显著性检验。回归结果表明,跨境电商试验区设立主要提高了国有企业和民营企业的风险承担水平,对外资企业的作用并不明显。原因可能在于,国有企业既受到各级政府政策的扶持,也是国家政策的积极践行者,因而受到跨境电商试验区设立的影响较大。同时,跨境电商业务门槛一般较低,民营企业较早拓展了跨境电商等新业态,减税措施更加激励民营企业积极参与跨境电商业务。相比来看,外资企业受到跨境电商试验区设立的影响较小,我国出口企业中的外资企业大多从事劳动密集型的加工贸易,在全球价值链分工体系中从事简单加工、组装和出口,因而这类企业进行数字化转型以及从事相关业务的积极性不高。因此,本文认为,需要充分调动外资企业参与我国政策改革的积极性。

表 7 行业的差异性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	第二产业	第三产业	其他行业	工商业
Treat×Post	0.044 ** (0.020)	0.015 (0.045)	0.005 (0.038)	0.046 ** (0.020)
控制变量	Y	Y	Y	Y
观测值	6893	1367	1669	6693
调整 R ²	0.740	0.841	0.830	0.740

表 8 企业所有制形式和企业规模的差异性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	民营	国有	外资	小规模	中规模	大规模
Treat×Post	0.047 ** (0.021)	0.085 *** (0.030)	0.138 (0.090)	0.040 (0.039)	0.036 * (0.021)	0.054 ** (0.023)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	4414	3376	493	2413	2702	2818
调整 R ²	0.762	0.779	0.808	0.751	0.795	0.807

6.企业规模的差异性。从企业规模角度看,企业规模是银行是否放贷的重要依据,企业可抵押资产越多则越容易从银行获得贷款,融资约束压力越小^[34]。大规模企业融资能力一般较强,抵御外部冲击的能力也较强。跨境电商试验区的减税措施既激励企业积极从事跨境电商业务,同时也影响企业的生产经营行为,进而增加企业运营成本。大规模企业的融资约束一般较低,内部化外部成本的能力较强,因而受到跨境电商试验区设立的影响可能更大。鉴于此,本文区分企业规模进行分组检验,具体用总资产衡量企业规模[®],对全样本按照三分位数划分为小规模、中等规模和大规模三个样本组,如表 8 第(4)~(6)列所示。结果显示,交叉项的估计系数在第(5)(6)列显著为正,在第(4)列没有通过显著性检验,这说明跨境电商试验区设立对提高中等规模和大规模企业风险承担水平的作用更显著。本文认为,较大规模企业本身抵御外部风险的能力较强,加之减税措施激励企业积极开拓海外业务,因而其主动承担生产经营风险的能力进一步提升;而小规模企业在享受减税的优惠政策的同时,需要为开拓跨境电商业务垫付成本,短期内生产经营活动需要做出调整,因而其主动承担风险的能力受到一定负面影响。

六、结论与政策建议

跨境电商新型贸易开放是当前中国坚持“制度型开放”新发展格局的一种体现。在不断扩大贸易开放的同时,企业主动进行风险投资的可能性增加。本文以中国设立跨境电商综合试验区为准自然实验,使用沪深A股上市公司数据,采用双重差分法,研究跨境电商试验区设立对试验区内企业风险承担水平的影响及作用机制。本文研究发现,跨境电商试验区设立显著提高了试验区内企业的风险承担水平。机制检验发现,跨境电商试验区的进出口减税措施降低了试验区内企业的税收负担,并以此为直接影响渠道降低了企业的风险承担水平。同时,跨境电商试验区设立也带来了良好的创新效应,研发创新的资金和人才投入提升是跨境电商试验区设立提高企业风险承担水平的间接影响渠道。异质性分析发现,跨境电商试验区设立主要提高了上市公司的特质风险承担水平,对上市公司在股票市场中的系统风险承担水平的影响相对较小。此外,跨境电商试验区设立主要提高了东部地区、高互联网普及地区、第二产业、民营企业、国有企业和大规模企业样本组的企业风险承担水平。

基于以上研究结论,本文提出如下政策建议:

第一,继续推进跨境电商试验区政策,不断扩大跨境电商综合试验区试点城市范围。本文研究发现,跨境电商新型贸易开放有助于激励企业积极拓展海外业务,主动承担投资风险,这表明新时期中国坚持“制度型开放”与提高企业风险承担能力可以兼得。因此,需要进一步深化改革福利,提升改革优惠力度,扩大跨境电商综合试验区试点范围,让更多地区企业参与我国新时期的开放战略。

第二,通过降低税负或者增加补贴的方式提升企业风险承担能力。跨境电商试验区设立提升企业风险承担能力的重要影响渠道是降低税负和激励研发创新。因此,除设立跨境电商试验区外,政府部门应当实施更多的减税降费或者补贴政策以缓解企业的财务压力,鼓励企业增加对研发创新资金和创新型人才的投入,提升企业风险承担能力。

第三,关注跨境电商试验区设立的政策效应异质性。跨境电商试验区的设立依赖于网络基础设施,经济落后和网络基础设施薄弱地区的企业数字化程度不高,无法享受跨境电商带来的数字红利。因此,政府应当加大对欠发达地区网络基础设施建设,促使欠发达地区搭上数字经济时代快车,为设立跨境电商试验区提供硬件设施支撑,鼓励企业积极参与跨境电商新型外贸模式。

注释:

①政府文件的链接:http://www.gov.cn/xinwen/2018-11/23/content_5342738.htm。

②由于目前还没有获得2019年城市的进出口额数据,此部分样本区间为2010~2018年。

③使用上市公司营业收入衡量企业规模的结果与此一致。

参考文献:

[1] Falk, M., Hagsten, E. E-Commerce Trends and Impacts Across Europe[J]. International Journal of Production Economics, 2015, 170(12): 357—369.

[2] Kim, T. Y., Dekker, R., Heij, C. Cross-Border Electronic Commerce: Distance Effects and Express Delivery in European Union Markets[J]. International Journal of Electronic Commerce, 2017, 21(2): 184—218.

[3] Chi, Q., Li, W. Economic Policy Uncertainty, Credit Risks and Banks' Lending Decisions: Evidence from Chinese Commercial Banks[J]. China Journal of Accounting Research, 2017, 10(1): 33—50.

[4] Giovanni, J., Levchenko, A. A. Trade Openness and Volatility[J]. The Review of Economics and Statistics, 2009, 91(3): 558—585.

[5] John, K., Litov, L., Yeung, B. Corporate Governance and Risk-Taking[J]. Journal of Finance, 2008, 63(4): 1679—1728.

[6] 余明桂,李文贵,潘红波. 民营化、产权保护与企业风险承担[J]. 经济研究, 2013(9): 112—124.

[7] 张志宏,朱晓琳. 产权性质、高管外部薪酬差距与企业风险承担[J]. 中南财经政法大学学报, 2018(3): 14—22.

[8] Boubakri, N., Cosset, J. C., Saffar, W. The Role of State and Foreign Owners in Corporate Risk-Taking: Evidence from Privatization[J]. Journal of Financial Economics, 2013, 108(3): 641—658.

- [9] Ma, S., Chai, Y., Zhang, H. Rise of Cross-Border E-Commerce Exports in China[J]. *China & World Economy*, 2018, 26(3): 63—87.
- [10] Haddad, M., Lim, J. J., Pancaro, C., Saborowski, C. Trade Openness Reduces Growth Volatility When Countries Are Well Diversified[J]. *Canadian Journal of Economics*, 2013, 46(2): 765—790.
- [11] Caselli, F., Koren, M., Lisicky, M., Tenreyro, S. Diversification through Trade[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(1): 449—502.
- [12] Ashraf, B. N., Arshad, S., Yan, L. Trade Openness and Bank Risk-Taking Behavior: Evidence from Emerging Economies[J]. *Journal of Risk and Financial Management*, 2017, 10(3): 1—18.
- [13] Rahman, M. M., Begum, M., Ashraf, B. N., Masud, M., Kaium, A. Does Trade Openness Affect Bank Risk-Taking Behavior? Evidence from BRICS Countries[J]. *Economies*, 2020, 8(3): 1—30.
- [14] Bui, T. D., Bui, H. T. M. Threshold Effect of Economic Openness on Bank Risk-Taking: Evidence from Emerging Markets[J]. *Economic Modelling*, 2020, 91(9): 790—803.
- [15] 顾海峰, 于家珺. 中国经济政策不确定性 with 银行风险承担[J]. *世界经济*, 2019(11): 148—171.
- [16] 李振, 宋科, 杨家文. 银行业开放、外资持股与银行风险承担[J]. *财贸经济*, 2020(10): 96—110.
- [17] Ljungqvist, A., Zhang, L., Zuo, L. Sharing Risk with the Government: How Taxes Affect Corporate Risk Taking[J]. *Journal of Accounting Research*, 2017, 55(3): 669—707.
- [18] Langenmayr, D., Lester, R. Taxation and Corporate Risk-Taking[J]. *The Accounting Review*, 2018, 93(3): 237—266.
- [19] Mamuneas, T. P., Nadiri, M. I. Public R&D Policies and Cost Behavior of the US Manufacturing Industries[J]. *Journal of Public Economics*, 1996, 63(1): 57—81.
- [20] 毛其淋, 许家云. 政府补贴、异质性与企业风险承担[J]. *经济学(季刊)*, 2016(4): 1533—1562.
- [21] 王伟同, 李秀华, 陆毅. 减税激励与企业债务负担——来自小微企业所得税减半征收政策的证据[J]. *经济研究*, 2020(8): 105—120.
- [22] 林志帆, 刘诗源. 税收负担与企业研发创新——来自世界银行中国企业调查数据的经验证据[J]. *财政研究*, 2017(2): 98—112.
- [23] Lockwood, B. B., Nathanson, C. G., Weyl, E. G. Taxation and the Allocation of Talent[J]. *Journal of Political Economy*, 2017, 125(5): 1635—1682.
- [24] 潘士远, 朱丹丹, 何怡瑶. 美国减税之中国应对研究: 基于人才流失的视角[J]. *经济研究*, 2019(10): 183—198.
- [25] Terzi, N. The Impact of E-Commerce on International Trade and Employment[J]. *Procedia-Social and Behavioral Sciences*, 2011, 24(10): 745—753.
- [26] 宋建波, 文雯, 王德宏. 海归高管能促进企业风险承担吗——来自中国 A 股上市公司的经验证据[J]. *财贸经济*, 2017(12): 111—126.
- [27] Banerjee, R., Gupta, K. The Effects of Environmental Sustainability and R&D on Corporate Risk-Taking: International Evidence[J]. *Energy Economics*, 2017, 65(7): 1—15.
- [28] Beck, T., Levine, R., Levkov, A. Big Bad Banks? The Winners and Losers from Bank Deregulation in the United States[J]. *The Journal of Finance*, 2010, 65(5): 1637—1667.
- [29] Liu, Q., Qiu, L. D. Intermediate Input Imports and Innovations: Evidence from Chinese Firms' Patent Filings[J]. *Journal of International Economics*, 2016, 103(11): 166—183.
- [30] Bernile, G., Bhagwat, V., Yonker, S. Board Diversity, Firm Risk, and Corporate Policies[J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 127(3): 588—612.
- [31] Lu, Y., Tao, Z., Zhu, L. Identifying FDI Spillovers[J]. *Journal of International Economics*, 2017, 107(7): 75—90.
- [32] Michalopoulos, S., Papaioannou, E. Pre-Colonial Ethnic Institutions and Contemporary African Development[J]. *Econometrica*, 2013, 81(1): 113—152.
- [33] 马述忠, 潘钢健. 跨境电子商务平台与中小企业核心竞争力——基于阿里巴巴国际站的案例研究[J]. *湖北大学学报(哲学社会科学版)*, 2021(6): 136—148.
- [34] Almeida, H., Campello, M., Weisbach, M. S. The Cash Flow Sensitivity of Cash[J]. *The Journal of Finance*, 2004, 59(4): 1777—1804.

(下转第 53 页)