

doi:10.3969/j.issn.1672-626x.2024.05.004

政府债务与民营企业对外直接投资

张静^a, 李方静^b

(湖北经济学院 a. 财政与公共管理学院; b. 经济与贸易学院, 武汉 430205)

摘要:运用中国民营企业调查数据考察了政府债务对民营企业对外直接投资活动的影响。研究发现,政府债务过高会促使民营企业“走出去”,这一主要结论经过一系列稳健性检验后依然成立。异质性检验表明,上述影响效应在无政治关联、技术创新意愿较强的民营企业中更为显著。其中的作用机制在于,政府债务过高影响当地营商环境,并可能改变企业要素配置,引致民营企业“走出去”。研究揭示了政府债务行为对民营企业对外直接投资活动的影响效应,一定程度上拓宽了政府债务和民营企业对外直接投资的相关研究,同时对优化民营企业发展环境、营造“亲”“清”新型政商关系、提升国际循环质量提供了丰富的实证支持。

关键词:政府债务;民营企业;对外直接投资;营商环境;要素配置

中图分类号:F752

文献标志码:A

文章编号:1672-626X(2024)05-0044-12

一、引言

我国自加入WTO以来,历经二十多年的高速发展,已然成为对外投资大国。根据2023年发布的《2022年度中国对外直接投资统计公报》,我国对外直接投资(OFDI)净额(流量)从2002年的27亿美元增长到2022年的1631.2亿美元,增长约60倍。从境内投资者的存量比例来看,国有企业存量占比呈逐年下降趋势,非国有企业的存量占比从2006年的19%上升到2022年的50.1%,已经占据半壁江山。从企业数量来看,2022年非国有企业数量占比达94.4%,其中民营企业占33.6%,已经成为中国OFDI占比最大、最为活跃的群体。由此可见,民营企业是近年来中国OFDI规模快速扩张的主要力量。在现阶段国内外经济环境日益复杂严峻的形势下,全面深入发掘民营企业OFDI背后的驱动力,对促进我国OFDI高质量发展,加快构建新发展格局,提升国际循环质量具有重要的现实指导意义。

早期探讨企业OFDI驱动因素的文献关注的是发达经济体跨国公司的战略行为,认为企业OFDI决策与其自身具备的资源、能力紧密相关。著名的国际生产折衷理论指出所有权优势、地理区位优势以及交易内部化优势是影响跨国企业是否开展OFDI活动的重要因素^[1]。进入21世纪,随着各类数据的可获得,企业异质性优势^[2-4]、双边制度质量^[5-6]以及劳动力成本^[7-8]等被学者们认为是影响企业OFDI的三类主要因素。专注

收稿日期:2024-06-27

基金项目:湖北省教育厅科研计划重点项目“劳动力流转对中国企业对外直接投资的影响效应评估与政策体系研究”(D20222203);湖北省教育厅科研计划项目“科研管理视角下省属高校科研育人工作的现实困境与优化路径研究”(B2023120)

作者简介:张静(1990—),女,土家族,湖北荆州人,湖北经济学院财政与公共管理学院讲师,研究方向为法与经济学、政府债务;李方静(1984—),男,湖北松滋人,湖北经济学院经济与贸易学院副教授,经济学博士,研究方向为国际贸易与投资。

于民营企业 *OFDI* 行为的研究起步较晚,主要从融资约束^[9-10]、政治关联^[11]、制度约束^[12]、劳动力流转^[13]、要素市场扭曲^[14]等母国视角展开理论分析和实证检验,却鲜有文献涉及政府债务对民营企业 *OFDI* 的影响。事实上,国内学者很早就关注到政府债务所造成的经济影响,金碚(2006)指出,地方政府利用自身的行政权力优势拖欠民营企业的款项,容易造成社会整体的信用缺失,对宏观经济发展产生不良影响^[15]。李增福等(2023)基于 A 股民营非金融上市公司季度数据,选取国务院清理政府欠款专项督导行动为准自然实验,运用双重差分法考察政府拖欠的应收账款对民营企业长期投资行为的影响,研究发现该督导行动显著提高了被督导地区民营企业的长期投资^[16]。那么,政府债务问题会对民营企业 *OFDI* 造成显著影响吗?

为了解答这一问题,本文基于以往学者的研究,提出地方政府债务促进民营企业 *OFDI* 行为的理论机制,认为地方政府债务过高会对当地营商环境造成负面影响,影响企业生存发展,进而提升民营企业“走出去”的概率,在此基础上运用记录政府与企业间债务详细信息的中国民营企业调查数据,对理论分析结论进行检验,同时展开多维度的异质性分析,全面刻画政府债务对民营企业 *OFDI* 行为的影响。具体而言,本文的创新之处可能体现在以下方面:

第一,补充了中国民营企业 *OFDI* 影响因素的研究。既有文献重点从母国的融资约束、制度约束、政治关联和要素市场扭曲等方面考察了影响中国民营企业 *OFDI* 的不同因素,但尚未有学者提及政府债务的影响效应,而且上述研究大多采用规模以上工业企业数据或沪深 A 股上市公司数据,却对大量民营企业关注甚少。本文首次聚焦地方政府债务对民营企业 *OFDI* 决策的影响,利用中国民营企业调查数据,揭示政府债务影响“草根”民营企业 *OFDI* 行为的“黑箱”。在研究视角和研究对象上,本文有效推进了中国民营企业 *OFDI* 影响因素相关研究的深化。

第二,聚焦地方政府债务行为,拓展了政府债务问题的相关研究。论及政府债务问题,国内学者主要集中考察了地方政府在金融市场上发债行为对经济增长^[17]、金融风险^[18]、企业投融资^[19]等方面的影响效应,但对政府债务行为的经济效应讨论较少,本文利用详细的政府与企业债务款项微观数据,检验政府部门在商业采买过程中的债务行为对微观企业“走出去”的影响,拓宽了有关政府债务相关问题的学术研究视野。

第三,丰富了营商环境与民营企业高质量发展问题的相关研究,为规范地方政府行为、改善营商环境提供决策依据。作为构建新发展格局的主力军,民营企业高质量发展对实现中国式现代化至关重要。本文研究发现,政府债务过高造成企业家对营商环境的负面评价,进而促使民营企业开展 *OFDI* 活动,长期而言并不利于民营企业的高质量发展和当地经济良性发展。近年来,党中央和国务院高度重视政府债务治理问题,部署多次专项地方政府债务清理行动,已经取得非常显著的效果^[16]。党的二十大报告重点强调要“优化民营企业发展环境,促进民营经济发展壮大”。因此,本文这一发现不仅丰富了政府债务行为影响民营企业 *OFDI* 决策的相关研究,同时也为国家制定相关的法律法规及政策措施规范地方政府商业采买行为、切实改善营商环境、促进民营企业高质量发展提供了理论依据。

本文余下部分的内容安排如下:第二部分进行理论机制归纳总结,并提出研究假设;第三部分进行研究设计,主要包括构建计量模型、选取和设定变量、说明数据来源并进行统计性描述;第四部分分析计量结果;第五部分对研究结论进行总结,提出政策建议。

二、理论分析与假设提出

在以往学者相关研究的基础之上,本文认为,地方政府债务过高可能通过以下两种传导渠道影响民营企业的 *OFDI* 决策。

(一)营商环境效应

作为一方商业秩序的制定者和维护者,地方政府行为是影响营商环境至关重要的因素。政府在经济活动中的债务过高会对当地营商环境造成负面影响,产生一系列的连锁效应。地方政府为了应对高企的债务,一方面可能加强对当地企业的税收征管力度,从而获得更多可供还债的资金;另一方面可能会将本应按期付给民营企业的产品或服务账款挪作他用,导致民营企业由于资金链绷紧而拖欠供应商的货款^[15]。以上两种行为可能会对当地营商环境造成负面影响,挫伤民营企业投资信心。同时,政府与民营企业间债务高企增加了企业的制度性交易成本。综合以上分析,本文提出假设1。

假设1:地方政府债务会对当地营商环境造成负面影响,债务金额过高则提高民营企业开展OFDI活动的概率。

(二)要素再配置效应

良好的政企关系是民营企业获取信贷、土地等稀缺资源的重要途径之一。从社会资本视角而言,政府与民营企业间的债务在挤占民营企业内部自由现金流的同时,也会促使民营企业改变企业要素配置。一方面,从行业要素特征来看,我国民营企业更多涉足劳动密集型行业^[20]。为了节省运营成本开支,民营企业可能会倾向雇佣更多临时工以替代长期工,减少工资货币支付。而企业临时工比例上升会提高企业内部劳动力流转率,进而提升民营企业开展成本驱动型OFDI活动的概率^[13]。另一方面,民营企业家可能会利用与政府债务往来的机会,加强政企关联,借机说服地方政府官员予以不同形式的“补偿”,获取一些项目投资机会,疏通企业融资渠道,缓解“融资难”等问题^[21],从而得以在要素配置上追加资本要素投入,以扩张市场份额,获取更大的利润。而企业境内资本要素投入会直接或通过扩大企业经济规模的方式间接促进企业OFDI^[22]。综合以上分析,本文提出假设2。

假设2:面对地方政府债务带来的现金流挤占难题,民营企业家通过改变企业要素配置,进而促使企业开展OFDI活动。

三、模型、变量与数据

(一)模型的构建

为了厘清政府债务对民营企业OFDI的影响效应,本文引入如下计量模型:

$$OFDI_{ijpt} = \beta_0 + \beta_1 Debt_ZF_{ijpt} + \beta_2 X_{ijpt} + \kappa_t + \sigma_j + v_p + \pi_{ijpt} \quad (1)$$

其中,变量下标*i*、*j*、*p*、*t*分别代表企业、行业、省份、年份。 $OFDI_{ijpt}$ 表示民营企业是否开展OFDI的虚拟变量。 $Debt_ZF_{ijpt}$ 则代表政府债务变量。 X_{ijpt} 代表一系列控制变量,主要包括企业家个人特征和企业层面特征。此外,为了得到稳健的估计结果,模型还控制了年份固定效应(κ_t)、行业固定效应(σ_j)、省份固定效应(v_p),而 π_{ijpt} 为残差项。

(二)变量的选取与设置

1. 被解释变量:民营企业的对外直接投资决策(OFDI)

中国民营企业调查数据中记录了民营企业开展国际经济合作(境外投资)的相关信息,本文依据民营企业OFDI金额,设定民营企业是否开展OFDI活动的二元虚拟变量,OFDI金额大于0则为1,反之则为0。

2. 核心解释变量:政府债务(Debt_ZF)

本文所选用的中国民营企业调查数据详细记录了企业账款情况,主要包括政府与企业各种款项总金额、企业间贷款和借款债务往来金额信息。在这里,本文利用政府与企业各种债务款项信息,对调查年份政府债务金额加1之后取对数,生成政府债务的存量指标($Debt_ZF$)。在稳健性检验中,本文还尝试采用是否

有政府债务(*Debt_dumm*)的二值虚拟变量进行估计,有则为1,没有则为0。

3. 控制变量

中国民营企业进行 *OFDI* 决策往往更多受企业家个人因素以及企业在经营发展过程中所形成的资源与能力的影响。因此,利用调查中的企业家个人信息和企业特征指标信息分别控制一系列企业家和企业微观层面的个体特征。

企业家个人特征变量:(1)企业家年龄(*Age_entre*),采用数据调查年份的前一年与出生年份的差值取对数得到;(2)企业家性别(*Sex_entre*),设置为二值虚拟变量,男性为1,女性为0;(3)企业家文化程度(*Educ_entre*),参见张三峰(2020)的赋值方法^[23],对不同文化程度根据学历年限予以赋值,以体现企业家受教育程度的现实差异;(4)企业家地位(*Status_entre*),利用调查问卷中记录的企业家对自己的经济地位、政治地位、社会地位的主观感知排序,进行翻转处理,最后加总除以3得到其均值。

企业层面特征变量:(1)企业年龄(*Age_firm*),与设置企业家年龄一样,基于样本调查年份前一年减去企业注册年份然后取对数表示;(2)企业营收规模(*Income_firm*),采用企业的销售收入额(或营业收入额)加1之后取对数表示;(3)企业员工规模(*Scale_empl*),采用企业全年雇佣的员工总人数取对数表示;(4)企业税费成本(*Tax_fee*),采用企业缴纳的全年税收与各种规费之和加1之后取对数得到;(5)企业治理结构(*Admin_struct*),企业内部机构设置往往反映出其治理结构,根据企业机构设置信息,分别对存在股东会或董事会或监事会或职工代表大会都赋值为1进行加总,然后除以4来代理其治理结构。

(三)数据的来源与说明

本文所使用的样本数据主要源自于由中共中央统战部、中华全国工商业联合会、国家市场监督管理总局、中国社会科学院、中国民营经济研究会联合开展的中国民营企业调查(Chinese Private Enterprise Survey, CPES)。该主要涵盖了企业出资人信息、企业注册成立、企业经营发展情况、企业管理与传承等几大板块信息^[13],每个调查年份均会增加与时俱进的不同主题模块,是国内外各界了解和研究改革开放以来中国民营企业成长的重要微观数据,被众多关注民营企业成长的学者广泛采用^[24]。本文的研究主旨在于考察政府债务对民营企业微观投资行为的影响,遗憾的是只有2014和2016年调查数据完整记录了政府与民营企业间债务往来的具体金额信息,其他调查年份相关信息要么没有统计要么缺失严重,因此选取整理2014—2016年(第十一次和第十二次)企业调查数据,作为本文展开经验研究的微观样本。为了保证计量检验结果的稳健可信,根据数据统计记录质量进行了一系列涉及关键变量的缺失值、异常值的处理,剔除了一些反常识的异常样本,最后获得用于基准回归的10471个有效样本。

表1列出了变量的描述性统计结果。结果显示,开展 *OFDI* 活动的民营企业仅占总样本的8.2%,存在政府债务的民营企业占样本的5.5%,变量标准差表明 *OFDI* 决策和政府债务状况在企业间存在显著差异。

表1 变量的描述性统计结果

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>OFDI</i>	10471	0.082	0.274	0.000	1.000
<i>Debt_ZF</i>	10471	0.278	1.262	0.000	13.123
<i>Debt_dumm</i>	10471	0.055	0.228	0.000	1.000
<i>Age_entre</i>	10332	3.784	0.215	2.773	4.382
<i>Sex_entre</i>	10471	0.825	0.380	0.000	1.000
<i>Educ_entre</i>	10296	15.553	3.063	9.000	23.000
<i>Status_entre</i>	10231	5.213	1.813	1.000	10.000

续表1 变量的描述性统计结果

变量名称	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
<i>Age_firm</i>	9771	1.964	0.862	0.000	3.738
<i>Income_firm</i>	10002	6.725	2.666	-3.507	15.611
<i>Scale_empl</i>	10006	4.159	2.841	0.000	19.519
<i>Tax_fee</i>	8330	4.664	3.401	0.000	13.498
<i>Admin_struct</i>	9672	0.421	0.306	0.000	1.000

四、计量结果分析

(一) 基准回归结果

表2汇报了采用二值选择Probit模型对计量方程(1)进行回归的基准估计结果。为了观测核心解释变

表2 基准回归结果

	被解释变量: <i>OFDI</i>			
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Debt_ZF</i>	0.0460*** (0.0123)	0.0429*** (0.0128)	0.0328* (0.0148)	0.0389** (0.0148)
<i>Age_entre</i>		0.2010* (0.0908)	-0.0296 (0.1229)	0.0267 (0.1223)
<i>Sex_entre</i>		0.0262 (0.0502)	0.0452 (0.0644)	0.0478 (0.0490)
<i>Educ_entre</i>		0.0091 (0.0061)	-0.0081 (0.0084)	-0.0000 (0.0107)
<i>Status_entre</i>		0.0353** (0.0109)	0.0040 (0.0143)	0.0063 (0.0190)
<i>Age_firm</i>			0.0074 (0.0322)	0.0176 (0.0322)
<i>Income_firm</i>			-0.0006 (0.0127)	0.0046 (0.0160)
<i>Scale_empl</i>			0.0278*** (0.0070)	0.0272*** (0.0075)
<i>Tax_fee</i>			0.0515*** (0.0073)	0.0452*** (0.0080)
<i>Admin_struct</i>			0.1453 (0.0886)	0.1187 (0.0780)
年份固定效应	否	否	否	是
行业固定效应	否	否	否	是
省份固定效应	否	否	否	是
常数项	-1.4074*** (0.0183)	-2.5368*** (0.3579)	-1.7304*** (0.4762)	-1.9985*** (0.4952)
样本量	10471	9945	6830	6830
<i>Pseudo R</i> ²	0.0022	0.0072	0.0342	0.0606

注: **、*、*分别表示在1%、5%、10%的置信水平下显著,括号内报告的是省份层面的聚类标准误,下表同。

量的估计系数方向和显著性是否稳定,在第(1)列中先不放入任何控制变量,而在第(2)~(4)列中依次放入企业家个人特征变量、企业层面特征变量以及年份、行业、省份固定效应。结果显示,无论是否加入其他控制变量,政府债务的估计系数均显著为正,即政府债务显著提高了民营企业开展 *OFDI* 活动的概率。以加入了所有控制变量和固定效应的第(4)列回归结果为例,政府债务的估计系数说明:在其他条件不变的情况下,政府债务额度每增加一个单位,民营企业开展 *OFDI* 活动的概率则相应提高 3.89%。以上一系列实证结果初步表明政府债务越高越能显著促进民营企业开展 *OFDI* 活动。

此外,控制变量的估计系数显示,企业的员工规模、税费成本对民营企业 *OFDI* 的影响在 1% 的显著性水平为正,这与以往学者的研究结论一致,意味着民营企业雇佣规模越大、税费负担越重,对企业 *OFDI* 的促进作用越大。其原因可能在于:随着民营企业规模扩张,规模经济效应逐渐显现,提高了企业生产效率,进而促进企业自选择积极开展 *OFDI* 活动;而税费成本是企业运营成本的重要构成部分,缴纳税费越高,越会刺激民营企业开展 *OFDI* 活动,以规避税费负担。

(二)稳健性检验

1. 解释变量与回归模型的更换

基于本文所涉及的民营企业样本数据,为了排除因解释变量的设定和回归模型的选用可能造成的基准估计结果偏误,首先将核心解释变量更换为是否有政府债务的二元虚拟变量,即政府债务的扩展边际,然后分别运用 *Tobit* 模型和 *Logit* 模型替换 *Probit* 模型重新进行回归。表 3 第(1)列回归结果显示,是否有政府债务的估计系数在 5% 的水平下显著为正,表明有政府债务显著影响了民营企业 *OFDI* 决策;而第(2)~(5)列结果显示,在不同的回归模型下,是否有政府债务和政府债务额的估计系数仍保持显著为正,以上结果说明政府债务与企业 *OFDI* 决策的正相关关系较为稳定,未受到不同变量构造方法和回归模型的影响。

表 3 稳健性检验:更换变量与模型

	被解释变量: <i>OFDI</i>				
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	更换核心解释变量	更换回归模型: <i>Tobit</i>		更换回归模型: <i>Logit</i>	
<i>Debt_dumm</i>	0.2662** (0.0834)	0.0458** (0.0139)		0.5071** (0.1634)	
<i>Debt_ZF</i>			0.0069** (0.0025)		0.0696* (0.0286)
<i>CV</i>	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是
常数项	-2.0263*** (0.4957)	-0.0078 (0.0771)	-0.0038 (0.0771)	-3.8326*** (1.1129)	-3.7611*** (1.1107)
$\text{var}(e.OFDI)$		0.0700*** (0.0012)	0.0701*** (0.0012)		
样本量	6830	6830	6830	6830	6830
<i>Pseudo R</i> ²	0.0614	0.1646	0.1623	0.0620	0.0610

2. 内生性问题处理

因变量和自变量之间可能存在的内生性问题一直是经济学实证研究过程中无法回避的话题。在本文中,政府债务促进了民营企业 *OFDI*,但民营企业 *OFDI* 行为也有可能增加企业与地方政府之间的业务往来,

进而产生政府与企业间债务,两者之间可能存在的逆向因果关系也会造成基准回归结果有偏。为了得到更为稳健的结论,进一步采用工具变量法以缓解可能存在的内生性问题。基于所采用的企业数据结构特征,本文参考既有相关文献的集聚数据处理方法^[25],以政府债务作为内生解释变量,首先按照民营企业所在省份和所属行业分组,然后剔除本企业,对组内企业的政府债务变量求和,最后除以(组内企业总数-1)得到的值即为工具变量。该处理方法得到的省份、行业层面的政府债务均值与单个企业的政府债务状况密切相关,但同一分组内企业之间的OFDI活动相对独立并不相关,因此同时满足了工具变量选取的相关性和外生性两个统计条件。表4汇报了工具变量回归结果,第(1)列未放入企业家和企业层面控制变量。表4显示,无论是否控制企业家个人特征和企业层面特征变量,核心解释变量政府债务的估计系数均保持至少在5%的水平下显著为正。而随后的弱工具检验结果显示,两列模型中的AR[chi2(1)]值和Wald[chi2(1)]值均大于10,拒绝弱工具变量假设。因此,本文选取的工具变量有效缓解了可能存在的内生性问题。

表4 稳健性检验:工具变量回归结果

	被解释变量:OFDI	
	(1)IVProbit	(2)IVProbit
<i>Debt_ZF</i>	0.0745*** (0.0177)	0.0626** (0.0193)
<i>CV</i>	否	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
<i>AR[chi2(1)]</i>	17.70 [0.0000]	10.44 [0.0012]
<i>Wald[chi2(1)]</i>	17.68 [0.0000]	10.43 [0.0012]
常数项	-1.0740*** (0.1325)	-2.5110*** (0.6255)
样本量	6282	5399

3. 自选择问题处理

除了内生性问题,本文还担心可能存在核心解释变量的自选择问题,即政府债务非随机行为,而是存在系统性差异。为了缓解自选择问题,接下来尝试运用倾向得分匹配方法(*PSM*)和处理效应模型(*Treatment Effect Model*)进行处理。

作为建立在独立无关假设(*CIA*)条件基础之上的反事实推断模型,*PSM*方法主要应用于解决可观测因素造成的自选择问题,其使用前提是解释变量必须设置为0-1离散变量,而且影响是否进入实验组和因变量的变量都应该作为解释变量进入估计方程中。因此,首先将核心解释变量变更为是否有政府债务的0-1离散变量,然后在既有文献基础上选择如下几个影响产生政府债务的变量作为匹配规则:(1)企业家政治身份;(2)企业年龄;(3)企业营收规模;(4)企业员工规模;(5)政府摊派支出;(6)企业治理结构;(7)省份市场化水平;(8)年份;(9)行业;(10)省份。表5第(1)列汇报了*PSM*方法的估计结果,显示是否存在政府债务的估计系数在10%置信水平下同样显著为正。

由于*PSM*方法无法解决不可观测因素造成的选择偏差问题,还采用处理效应模型进行估计。具体步骤

如下:第一步,同样需要将政府债务设定为0-1二值虚拟变量,然后使用前文利用集聚数据处理方法测算得到的工具变量作为外生变量,以满足处理效应模型至少使用一个外生变量的条件;第二步,估计得出政府债务的回归系数。表5中第(2)列报告了处理效应模型的估计结果,显示政府债务的估计系数同样在10%的水平下显著为正。表5的检验结果表明,解决了可能存在的自选择问题后,本文的核心结论保持显著有效,验证了其稳健可信。

表5 稳健性检验:自选择问题的处理

	被解释变量:OFDI	
	(1)PSM	(2)Treatment Effect Model
<i>Debt_ZF</i>	0.0503* (0.0209)	0.0406* (0.0168)
<i>CV</i>	是	是
年份固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
常数项		-0.0280 (0.1161)
样本量	4327	3021

注:第(1)列是采用近邻1对1匹配之后的OFDI估计结果,表中估计系数是实验组平均处理效应(ATT),括号内报告了使用自助法100次后得到的省份层面聚类标准误,其他匹配方法结果类似,匹配过程不再一一列出。第(2)列是采用最大似然方法的处理效应模型估计结果,使用两步法的结果类似,也不再列出。留存备案。

(三)异质性分析

考虑到政府债务与民营企业OFDI活动之间的因果关系可能会受到企业家与政府的关联关系以及企业创新倾向的影响,因此本部分拟从企业家的政治关联以及企业创新意愿两方面展开异质性分析。

对于企业家是否存在政治关联,根据民营企业调查数据中提供的企业家政治身份信息生成企业家是否有政治关联的虚拟变量,若企业家当年在人大或政协或行业协会或工商联等组织中任意一个任职为1,没有则为0。表6第(1)~(2)列的估计结果显示,在企业家存在政治关联的样本中,政府债务的估计系数不显著;而在无政治关联的样本中,政府债务的估计系数在5%的水平下显著为正,这表明政府债务显著促进了无政治关联的民营企业“走出去”,但对有政治关联的民营企业OFDI活动不存在显著影响。这可能是因为无政治关联的企业更依赖于市场活动进行资源配置和生产运营,政府债务占用了企业流动资金,增加了融资负担,导致企业倾向于“走出去”;相较之下,存在政治关联的民营企业更易于利用政府关系获取一些稀缺经营资源,而日常业务往来中的政府债务则是企业家默认的一种强化政企关联的现实手段,并不会促使企业产生“走出去”倾向。然后,根据民营企业调查数据中企业新增投资主要方向中的新产品研发和技术创新、工艺改造信息,分别生成企业新产品研发投入和技术创新投入变量(金额加1取对数),并按照变量均值划分为两组,均值以上代表企业创新意愿较强,均值以下则表示创新意愿较弱。表6第(3)~(6)列的估计结果显示,尽管在新产品研发的两组分样本中政府债务的估计系数均不显著,但是在技术创新意愿较强的分样本中,政府债务的估计系数在10%水平下显著为正,这表明政府债务显著刺激了技术创新意愿较强的民营企业开展OFDI活动,意味着企业技术创新意愿强化了民营企业在有政府债务状况下的OFDI动机。

表6 质性分析:政治关联与创新意愿

	被解释变量:OFDI					
	政治关联		新产品研发投入均值		技术创新投入均值	
	(1)有	(2)无	(3)以上	(4)以下	(5)以上	(6)以下
<i>Debt_ZF</i>	0.0319 (0.0165)	0.1519** (0.0571)	0.0511 (0.0274)	0.0354 (0.0195)	0.0520* (0.0255)	0.0351 (0.0204)
<i>CV</i>	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	-2.6509*** (0.6934)	0.2336 (0.9806)	-3.6661** (1.1304)	-1.6699* (0.6677)	-3.3940** (1.1025)	-1.4261* (0.6668)
样本量	4711	1919	1590	5090	1737	5039
<i>Pseudo R</i> ²	0.0685	0.1113	0.1060	0.0638	0.0963	0.0704

(四)机制检验

在理论基础部分,本文的研究假设提出,政府债务主要通过影响营商环境和企业要素配置两种途径影响民营企业 *OFDI* 决策。那么,以上关于作用机制的研究假设是否成立,能否得到计量结果的印证?在这里,本节拟对这两种作用机制进行实证检验。鉴于以往文献常用的中介效应模型目前备受争议,本文参考江艇(2022)的研究思路^[26],构建如下计量模型考察政府债务对机制变量的影响:

$$Mech_{ipit} = \lambda_0 + \lambda_1 Debt_ZF_{ipit} + \lambda_2 X_{ipit} + \kappa_t + \sigma_j + v_p + \pi_{ipit} \quad (2)$$

其中, $Mech_{ipit}$ 为机制变量,指代营商环境和企业要素配置两个方面的作用机制。

首先,根据前文的阐释,营商环境的恶化主要表现为企业间相互债务,“三角债”增多,经营环境较差。因此,结合民营企业调查数据提供的企业债务信息,分别生成两个企业间债务变量:企业的应付账款 (*Debt1*)和应收账款 (*Debt2*),运用债务金额加1后取对数,同时还利用2016年民营企业调查数据统计的企业家对企业所在地当前经营环境的主观评价,生成企业家经营环境主观评价变量 (*BE*),从客观现实和主观感知上共同刻画当地营商环境状况。表7报告了营商环境机制的检验结果。表7第(1)列的中政府债务的估计系数在1%水平下显著为正,表明政府债务显著提高了企业的应付账款额,这可能是政府债务挤占了民营企业内部自由现金流的直接结果。第(2)列政府债务的估计系数同样在1%水平下显著为正,这表明政府债务亦显著提高了企业的应收账款额。第(3)列中政府债务的估计系数在1%水平下显著为负,即政府债务越多,企业家对当地经营环境的主观评价越负面,这表明政府债务显著负向影响了企业家在当地的的经营感受,政府债务过高打击了企业家对当地经营环境的信心。以上检验结果验证了营商环境渠道的有效性,政府债务过高对当地营商环境造成负面影响,进而促使民营企业开展 *OFDI* 活动,即研究假设1成立。

其次,基于前文对要素配置机制传导路径的论证,本文主要考察政府拖欠债务对民营企业劳动力要素和资本要素配置的影响。根据民营企业调查数据提供的有关劳动力要素和资本要素信息,设置两类指标变量代理衡量企业要素配置状况。第一类劳动力配置变量,利用每轮调查提供的企业用工状况,将雇佣不足一年的员工人数视为临时雇佣员工,其人数除以企业雇佣员工总人数得到临时工比例变量 (*Empl_temp*),用以代理表示企业对劳动力要素的配置;第二类资本要素投入变量,选取每轮调查数据提供的企业新增投资

表7 机制检验:营商环境效应

	<i>Debt1</i>	<i>Debt2</i>	<i>BE</i>
	拖欠的应付账款	被拖欠的应收账款	企业家主观感受
	(1)	(2)	(3)
<i>Debt_ZF</i>	0.2974*** (0.0505)	0.3672*** (0.0446)	-0.6954*** (0.1565)
<i>CV</i>	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
行业固定效应	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
常数项	0.6098 (0.6311)	-0.7515 (0.7495)	61.8142*** (3.1215)
样本量	6796	6809	4045
R^2	0.152	0.184	0.078

额取对数,生成企业新增投资变量(*New_add*),从增量视角直观反映企业对资本要素的投入,同时还将新增投资额除以企业雇佣员工总人数生成资本密集度变量(*KL*),从强度视角体现企业对资本要素的使用。此外,为了观测政府债务是否影响企业创新投资,运用新增投资中技术创新投入额除以新增投资总额得到企业创新投资比例(*New_tech*)。表8汇报了企业要素配置机制检验结果。表8第(1)列的因变量是临时工比例,核心解释变量政府债务的估计系数在10%的水平下显著为正,表明政府债务显著提升了企业雇佣的临时工比例,即政府债务导致企业减少了长期工的雇用,其内部劳动力流转率上升。第(2)列和第(3)列的因变量分别是企业新增投资和资本密集度,而两列中政府债务的估计系数均在5%水平下保持显著为正,这表明政府债务显著促进了企业新增投资额,提高了企业资本密集度,即从增量和强度两个方面来看,政府债务使得企业选择投入更多资本要素。而第(4)列中的政府债务的估计系数并不显著,这表明政府债务对企业创新投资比例的影响并不明确。以上检验结果支持了要素配置机制的有效性,即政府债务过高促使企业家改变企业劳动力和资本要素配置,进而提高了民营企业 *OFDI*,研究假设2亦成立。

表8 机制检验:企业要素配置效应

	<i>Empl_temp</i>	<i>New_add</i>	<i>KL</i>	<i>New_tech</i>
	临时工比例	新增投资	资本密集度	技术创新投入比例
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Debt_ZF</i>	0.0048* (0.0022)	0.1375** (0.0492)	0.0323** (0.0092)	0.0497 (0.0531)
<i>CV</i>	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
行业固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
常数项	0.3225*** (0.0401)	-1.6166* (0.7658)	0.8592** (0.2721)	-0.2123 (0.5132)
样本量	6830	6754	6648	3121
R^2	0.342	0.258	0.096	0.070

五、研究结论与政策启示

本文首先从理论上分析了政府债务对民营企业 *OFDI* 决策的影响机制,随后采用中国民营企业调查数据对研究假设进行了全面深入的计量检验,研究发现:(1)政府债务过高促使民营企业开展 *OFDI* 活动,这一核心结论经历了一系列的稳健性检验依然成立。其中的理论机制在于:政府债务过高影响当地营商环境,降低了企业家对经营环境的主观评价,同时提高企业内部劳动力流转率和增加资本要素投入,改变了民营企业要素配置,进而促使民营企业开展 *OFDI* 活动。(2)政府债务对民营企业 *OFDI* 的影响效应存在多维度的异质性,对于无政治关联、技术创新意愿较强的民营企业更为显著。本文一定程度上丰富和拓展了政府债务和民营企业 *OFDI* 的相关研究,对改善地方营商环境和推进我国 *OFDI* 高质量发展具有重要的理论价值和现实意义。

在当前加快构建新发展格局,着力推动高质量发展,提升国际循环质量的宏观背景下,本文的研究亦带来丰富的政策启示:(1)国家应高度重视地方政府债务行为对民营企业经济活动的多重影响,强化制度建设。本文研究指出,过高的政府债务推高了民营企业的经营和交易成本,成为企业“走出去”诱因之一。因此,党中央、国务院要加快地方政府债务清理工作,加强制度建设,转变政府职能,着力打造法治型政府、廉洁型政府和服务型政府。(2)地方政府应持续优化当地营商环境,促进民营企业高质量“走出去”,减少规避型投资外迁。地方政府债务高企往往会恶化营商环境,影响了民营企业在当地投资发展的信心。因此,只有构建“亲”“清”新型政商关系,为民营企业的市场经济活动降低制度性交易成本,才能激发它们的内生发展动力和创新活动。(3)相关体制机制改革应“防微杜渐”。国家应对地方政府招标采购的重点行业和领域建立系统化可追溯的机制流程,实现采购、建设和支付全过程的公开透明,从制度层面规范地方政府商业采买行为,充分保障为地方政府提供产品服务民营企业的现实利益。

参考文献:

- [1] DUNNING J H. The Determinants of International Production[J]. Oxford Economic Papers, 1973, 25(3): 289-336.
- [2] TOMIURA E. Foreign Outsourcing, Exporting, and FDI: A Productivity Comparison at the Firm Level[J]. Journal of International Economics, 2007, 72(1): 113-127.
- [3] 阎大颖,洪俊杰,任兵. 中国企业对外直接投资的决定因素:基于制度视角的经验分析[J]. 南开管理评论, 2009(6): 135-142+149.
- [4] 田巍,余淼杰. 企业生产率和企业“走出去”对外直接投资:基于企业层面数据的实证研究[J]. 经济学(季刊), 2013(2): 383-408.
- [5] 宗芳宇,路江涌,武常岐. 双边投资协定、制度环境和企业对外直接投资区位选择[J]. 经济研究, 2012(5): 71-82+146.
- [6] 王永钦,杜巨澜,王凯. 中国对外直接投资区位选择的决定因素:制度、税负和资源禀赋[J]. 经济研究, 2014(12): 126-142.
- [7] FAN H, LIN F, TANG L. Minimum Wage and Outward FDI from China[J]. Journal of Development Economics, 2018, 135: 1-19.
- [8] 王欢欢,樊海潮,唐立鑫. 最低工资、法律制度变化和企业对外直接投资[J]. 管理世界, 2019(11): 38-51.
- [9] 王碧琚,谭语嫣,余淼杰,等. 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(12): 54-78.
- [10] 宫旭红,任颀. 融资约束、信贷支持与民营企业对外直接投资[J]. 产业经济研究, 2017(5): 25-37.
- [11] 胡大猛,钟昌标,黄远浙. 政企关联真的有利于企业对外投资吗——基于社会资本和人力资本视角的解释[J]. 国际贸易问题, 2020(6): 56-74.
- [12] 李新春,肖宵. 制度逃离还是创新驱动? ——制度约束与民营企业的对外直接投资[J]. 管理世界, 2017(10): 99-112+129+188.
- [13] 李方静,唐韬,夏伦. 劳动力流转与企业对外直接投资:来自中国私营企业的经验证据[J]. 世界经济研究, 2022(9): 94-

108+137.

- [14] 王旭,陶爽,胡峰.民营企业对外直接投资缘何发展迅速——要素市场扭曲视角的解释[J].国际贸易问题,2022(10):157-174.
- [15] 金碚.债务支付拖欠对当前经济及企业行为的影响[J].经济研究,2006(5):13-19+30.
- [16] 李增福,李铭杰,汤旭东.政府欠款清理与民营企业投资:基于专项督导的准自然实验[J].世界经济,2023(1):170-191.
- [17] 龚强,王俊,贾坤.财政分权视角下的地方政府债务研究:一个综述[J].经济研究,2011(7):144-156.
- [18] 田国强,赵旭霞.金融体系效率与地方政府债务的联动影响——民企融资难融资贵的一个双重分析视角[J].经济研究,2019(8):4-20.
- [19] 梅冬州,温兴春,吴娱.财政扩张、信用违约和民营企业融资困境[J].经济研究,2021(3):116-131.
- [20] 魏下海,董志强,金钊.工会改善了企业雇佣期限结构吗?——来自全国民营企业抽样调查的经验证据[J].管理世界,2015(5):52-62.
- [21] 于蔚,汪淼军,金祥荣.政治关联和融资约束:信息效应与资源效应[J].经济研究,2012(9):125-139.
- [22] 吕萍,安家正.中国工业企业境内投资对其对外直接投资的影响[J].国际贸易问题,2022(6):142-158.
- [23] 张三峰.中国私营企业治污投资与生产性投资研究[J].数量经济技术经济研究,2020(9):141-159.
- [24] 陈光金,吕鹏,林泽炎,等.中国私营企业调查25周年:现状与展望[J].南开管理评论,2018(6):17-27.
- [25] CARD,D.,KRUEGER,A. B. School Resources and Student Outcomes[J].The Annals of the American Academy of Political and Social Science,1998,559(1):39-53.
- [26] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济,2022(5):100-120.

(责任编辑:卢 君)