

民间借贷会影响企业出口扩张吗？

张文菲 金祥义

(兰州大学 经济学院, 甘肃 兰州 730000)

摘要:本文基于中国私营企业调查数据,对民间借贷与企业出口之间的关系展开系统分析。研究发现,企业面临着普遍的融资约束问题,民间借贷作为非正规金融的核心发展模式,是民营企业尤其是中小微企业外部融资的重要途径。同时,民间借贷能够显著促进企业出口,并且这一作用对融资约束程度高的企业样本更为显著。机制检验表明,民间借贷能够通过融资约束渠道和创新驱动渠道影响企业出口。进一步研究发现,民间借贷与正规金融之间存在显著的替代效应,民间借贷能够为受正规金融排斥的企业提供金融支持。此外,本文考虑多种稳健性检验并采用控制函数法解决因双向因果导致的内生性问题后,民间借贷对企业出口的促进作用依然稳健。因此,政府应规范民间借贷的发展,同时为民营企业提供更多正规融资便利,从而促进企业出口。

关键词:民间借贷;非正规金融;企业出口;外部融资;民营企业;中小企业

中图分类号:F740 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)05-0095-13

一、引言

金融体系一直是关乎企业出口贸易发展的关键因素,企业能否从外部获取足额资金,是制约其出口贸易增长的软肋所在,该逻辑在金祥义等(2022)、Chaney(2016)以及 Manova(2013)的研究中均有体现^{[1][2][3]}。若无法获得外部融资,出口企业将举步维艰,对于民营企业而言更是如此。事实上,我国企业外部融资环境的便利性并不理想,世界银行2020年营商环境报告指出,中国企业外部融资的便利性在190个经济体中排名第80位,大致居于世界中流水平,与美国、新西兰和澳大利亚等发达国家之间有着明显的差距;2017年中国企业经营者问卷跟踪调查报告显示,31.7%的企业经营者认为融资约束高、资金紧张是经营过程中遇到的最主要困难,大批中小民营企业面临着严峻的外部融资环境。中小企业的发展贡献与正规金融体系对中小企业的支持并不匹配,大量中小企业由于与银行等金融机构之间存在信息不对称问题^[4],使得融资难、融资贵的恶疾仍隐隐作痛,这严重掣肘了中国的出口发展,企业出口核心驱动力不足的窘况仍令人担忧。

诚然,中国金融体系具有明显的二元金融结构特征,即正规金融和非正规金融两大市场并行发

收稿日期:2022-06-29

基金项目:甘肃省哲学社会科学规划一般项目“甘肃省数字经济发展的对外经济效应研究”(2021YB008);国家自然科学基金青年项目“数字金融驱动中国企业出口价值链升级的机制和政策研究”(72203083)

作者简介:张文菲(1996—),女,河南民权人,兰州大学经济学院讲师;

金祥义(1992—),男,浙江温州人,兰州大学经济学院副教授,本文通讯作者。

展。一方面,正规金融体系以银行信贷为主,我国就是典型的间接融资方式下的银行导向型金融结构^[5]。另一方面,我国非正规金融体系中的民间借贷、商业信用和小额贷款公司等多种形式推动了中小企业的发展,解释了“中国经济增长之谜”^[6]。进一步,民间借贷作为非正规金融的重要形式,普遍存在于中国各个地区,是个体从非正规金融市场获取外部融资的主要方式^[7]。由此,我们自然会提出一个有趣且重要的问题:既然民间借贷具有独特的信息获取优势,能够改善企业与信贷提供方之间的信息摩擦,缓解企业面临的融资约束,那么民间借贷是否有效提高了企业的出口规模,尤其是对经济增长贡献重大的中小企业的出口规模?对于该问题的回答,具有较强的理论和现实意义。

梳理既有文献,可以发现,金融发展与国际贸易的关系一直是各国学者关注的重要话题,理论和实证层面的研究成果较为丰富。理论研究以 Chaney(2016)、Manova(2013)等为代表^{[2][3]},上述学者将金融因素融入异质性企业的出口贸易模型之中。最初,新新贸易理论假定企业进行资金融通不存在阻碍,即金融市场不存在摩擦,因此企业出口决策不受融资约束的影响^[8],此时金融对企业出口发展的影响并不明显。但这一假定明显不符合金融市场中普遍存在信贷摩擦的现实情况,也与出口企业寻求外部资金融通的行为相矛盾,因此后续学者将金融因素纳入异质性企业的出口贸易模型框架之中,对金融影响企业出口的行为进行解释,较好契合了比较优势这一经典贸易理论,表明各国金融发展水平和信贷获取便利程度是影响一国出口贸易比较优势的重要因素。实证研究主要集中于检验金融发展对贸易开展的影响,以比较优势理论为基础,研究各国金融发展对其贸易规模的作用,并在国家宏观层面和企业微观层面上展开分析,国家层面研究聚集在银行金融机构和资本市场等正规金融市场发展对一国出口贸易的影响^{[9][10]};企业层面研究主要是金融发展对微观企业出口的积极作用检验,并得到了各国数据结果的广泛支持^{[11][12][13]}。

与现有文献相比,本文可能的边际贡献在于以下两个方面:第一,将金融贸易效应的研究视角从正规金融转向非正规金融。具体地,本文从民间借贷这一崭新视角入手,研究非正规金融发展对企业出口的具体作用。中国地域辽阔,各地区经济发展和金融市场化程度大相径庭,这推动了民间借贷这种融资方式在各地的繁荣^[7]。因此,从中国二元金融结构的事实特征出发,从民间借贷这一非正规金融视角对企业贸易行为进行剖析,这不仅是一次结合中国特色的有益研究尝试,还能有效回应中国二元金融结构的运行特征,扩充了金融发展与出口贸易两大研究领域的相关文献,这将有效区别于现有文献一般集中于银行金融机构和资本市场,即正规金融对企业出口的作用。第二,研究样本上可以观察到中小微企业的贸易情况。现有关于企业贸易的研究多采用中国工业企业数据库和上市公司数据库,研究样本为规模以上企业。而本文基于中国私营企业调查数据库展开分析,研究样本囊括不同规模企业,包括中小微企业。具体地,我们结合国家统计局对大中小微企业的划分标准,对研究样本进行定性归类,最终样本内绝大部分企业为中小微企业,这可以有效弥补现有文献未能充分研究中小微企业出口规律的遗憾,也契合中小微企业作为经济发展主力军的现实背景。

二、理论与机制分析

(一)民间借贷与出口企业的融资特征

民间借贷以个体之间的社会关系网络、商业关系网络和血缘人缘地缘关系作为联系纽带,基于内部团体社会成本的强制约束,能够有效缓解企业与信贷提供方之间存在的信息摩擦^{[14][15]},不仅能够有助于信贷提供方有效获取并处理企业发展的“软信息”内容,缓解信息扭曲的困境,而且相比正规金融渠道融资,中小企业在该方式下的信息监督、履约效率和合同执行能力更高^{[4][6]},因此民间借贷成为受正规金融排斥的中小企业的重要外部融资渠道^[16]。诚然,企业出口需要解决资金融通的问题,若难以从银行金融机构等正规金融体系中获取融资,企业出口发展将受到局限,这对于转型经济体的中小企业而言尤为明显^[17]。若出口企业缺乏透明且规范的对外财务体系和传递企业经营实力的“硬信息”,将导致银行与以“软信息”为主的这类出口企业之间存在明显的信息不对称问题^[16],造成企业难以获取足额融资,进一步改变了出口企业对外部资金的寻求方式,非正规金融的需求进一步加

大^[4]。具体地,民间借贷作为非正规金融发展的主要方式,对受正规金融排斥的企业具有重要的资金融通作用^{[7][18]},有效解决了银行金融机构获取企业内部信息的高成本问题,促进了出口企业外部资金的融通。民间借贷所依赖的社会关系网络和信任等非正式制度因素,是中国关系型社交的一种体现^[19],而非正式制度因素对大量企业创立和发展具有重要的影响^[20],相近的非正式制度因素能够拉近借贷双方之间的社交距离,推进企业获取外部融资,进而促进中国民间借贷的繁荣^[21]。重要的是,一种金融体系的发展往往离不开法制体系的保障,民间借贷亦是如此,2015年最高人民法院颁布的《最高人民法院关于审理民间借贷案件适用法律若干问题的规定》,正式确立了民间借贷这一非正规金融发展模式的合法性,保障了信贷双方的合法权益,这也为推进出口企业多途径的融资方式奠定了法律基础。

(二)民间借贷影响企业出口的机制分析

相对于内销企业而言,出口企业具有更高的经营成本,企业出口时需要投入大量的前期固定成本,包括对海外市场偏好的调研、产品的广告宣传和分销网络渠道的建设等等,因此出口企业需要投入更多资金并且面临更高的融资约束^[17]。民间借贷作为非正规金融发展的重要组成部分,普遍存在于全球不同国家之中,尤其对于受到正规金融体系排斥的中小民营企业而言,是其外源资金的主要来源,影响企业潜在的出口规模。需要说明的是,融资贵、融资难是我国民营企业发展过程中普遍面临的难题,融资贵反映的是企业融资成本高昂,而融资难反映的是企业面临强融资约束,外部融资可得性差。具体到本文研究中,我们强调民间借贷是民营企业获取外部融资的重要渠道,侧重于企业外部资金融通的可得性,反映为企业的融资约束水平,即融资难的视角。从理论上讲,民间借贷对企业出口发展应具有正负两方面的作用。其中,民间借贷对企业出口的正向作用体现为解决了企业融资难的问题,即缓解了企业的融资约束,从而促进企业出口;民间借贷对企业出口的负向作用表现为增加了企业的融资成本,即凸显了融资贵的问题,进而抑制企业出口。因此,民间借贷对企业出口整体的作用取决于上述两方面的综合影响。但是限于数据库中关于民间借贷成本数据的缺失,同时考虑到理论分析与后续实证检验的统一性,我们在后续理论分析中将着重强调民间借贷对企业融资约束的缓解作用,弱化民间借贷对企业融资成本的分析。需要说明的是,民间借贷对企业出口的基准回归事实上是上述两个方面的综合结果,我们虽然不能看到民间借贷从融资贵方面影响企业出口的具体表现,但是如果我们可以得知民间借贷对企业出口整体的影响是促进的,那就可以反推出民间借贷通过解决融资难问题产生的出口促进作用更大,即正向的作用占据主导优势。

具体地,本文将民间借贷对企业出口的影响机制概括为以下两点:一方面,融资约束的缓解作用。由于民间借贷主要依赖信贷双方之间的社会关系网络和血缘地缘等非正式制度因素,同时以社会关系成本制约企业合同的执行和实施^[14],在获取企业“软信息”层面上具有独到的优势,有效克服了企业与信贷供给方之间的信息不对称问题,使得民间借贷这类非正规金融的发展较好缓解了企业面临的融资约束问题^[22]。而融资约束是掣肘企业出口的重要因素,融资约束缓解可以促使企业承担较高的出口固定成本并激发企业出口潜力。另一方面,创新水平的驱动作用。企业创新具有成本高、风险高和投入周期长的基本特征,这使得企业需要从外部获取大量融资,并投入高昂的研发费用,以保证创新研发过程能够持续进行^[23],而受到正规金融排斥的民营企业往往难以从银行获取足额融资,进而使该类企业转向民间借贷这种非正规金融体系,扩大企业的外部融资,并进一步提高研发投入的规模,驱动企业创新水平升级^[24],最终提高企业出口的竞争能力,推动企业出口的持续发展^[25]。综上,民间借贷能够促进企业出口贸易,并且该作用主要通过缓解企业的融资约束和提高企业的创新能力来实现。

三、研究设计

(一)数据说明和处理

本文所用数据来自中国私营企业调查数据库,该调查数据每两年在全国范围内进行一次统计,并

以调查数据的结果作为向党中央和政府部门提交政策建议的依据,该数据具有较强的权威性和完整性,因此被广大学者用于研究我国民营企业经营发展相关的问题^{[18][20][24]}。本文研究亦基于该数据库,该数据主要包括企业经营发展与企业家层面的指标数据,例如企业雇员、资本、信贷、成立时间和企业家背景身份等信息。本文研究所用样本时期为 2004—2012 年,首先将不同年份的数据进行合并处理,然后根据本文研究选用的变量,将相关变量的缺失值剔除,最终得到本文研究分析的数据样本集。

(二) 计量模型设计和指标构建

本文研究的主要目的是探讨民间借贷对企业出口的影响,因此在模型设计上依然以经典的引力模型为基础,但由于样本中大量企业存在零贸易的现象,所以本文根据 Silva 和 Tenreyro(2006)的研究^[26],采用泊松伪最大似然估计模型(PPML 模型)对包含零贸易的引力模型进行估计。在估计优势上,PPML 模型能够有效解决回归样本中存在大量零值和异方差导致的回归偏误问题,估计系数结果具有较强的一致性和无偏性^[26],因此该模型特别适用于包含大量零值样本的国际贸易变化估算。具体地,根据上述理论,本文构建如下的计量回归方程:

$$\ln v_{it} = \ln E(y|x) = \ln(\exp(\beta x)) = \alpha + \beta \ln \text{lending}_{it} + \gamma \overrightarrow{\text{Ctrl}} + \delta_t + \delta_j + \delta_k + \epsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, $E(y|x)$ 表示给定解释变量 x 情况下,被解释变量 y 的条件期望; $\exp(\cdot)$ 表示指数函数;下标 i, t 分别表示企业和年份。 $\ln v$ 为本文的被解释变量,表示企业的出口规模,以企业出口数值加 1 后取对数进行衡量; $\ln \text{lending}$ 为本文核心解释变量,即企业的民间借贷规模,以该数值加 1 后取对数表示。 Ctrl 为本文回归方程中的控制变量向量,主要是企业和企业家层面的控制因素,具体包括:(1)企业年龄 firmage ,用当年年份减去企业成立年份的差值表示;(2)企业规模 size ,用企业雇员总人数的对数形式表示;(3)企业盈利能力 nsr ,用企业的销售净利率表示,企业销售净利率在财务上可以衡量一段时间内企业盈利能力的变化,其数值越大,表示企业盈利能力越强;(4)企业家年龄 age ,以当年年份减去企业家出生年份的差值表示;(5)企业家性别 gender ,当企业家为女性时,赋值为 1,否则为 0;(6)企业家受教育程度 education ,该变量衡量企业家最高的文化程度,包括小学及以下、初中、高中或中专、大专、大学和研究生这几个类别,我们将上述学历变量依次赋予 1 至 6 的数值,数值越大表示企业家受教育程度越高;(7)企业家党员信息 party ,该变量衡量企业家是否为党员,当企业家为党员时,将该变量赋值为 1,否则为 0;(8)市场竞争水平 HHI ,以赫芬达尔指数表示企业所属行业的市场竞争水平,该指标越大表示市场竞争越弱。此外,本文还在回归方程中加入年份固定效应 δ_t 、省份固定效应 δ_j 和行业固定效应 δ_k ,用于控制年份、地区和行业层面非观测的因素对本文回归结果的可能干扰; ϵ_{it} 表示计量回归结果的随机误差项。

(三) 数据特征化事实总结

本文对企业外部融资来源和出口情况进行统计,并对比企业非正规金融借贷和正规金融借贷的差异性,以及企业民间借贷在非正规金融借贷中的比重。在衡量上,非正规金融主要包括民间借贷、商业信用、小额贷款公司贷款和信用社贷款;正规金融则以银行金融机构信贷为主,具体包括本地商业银行贷款、城市商业银行贷款和境外银行贷款。基于此,本文将所有企业外部融资的情况分为四类:仅通过非正规金融进行融资(informal_only)、仅通过正规金融进行融资(formal_only)、同时通过正规和非正规金融进行融资(co-funding)以及无法获取外部融资(no_funding)。然后根据该分类标准,并结合国家统计局颁布的《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》^①,本文进一步将企业划分为大、中、小和微四类样本,由此深入对比不同企业外部融资的情况以及各类企业的出口情况,具体结果汇报于表 1 之中。

通过观察表 1 的结果可以发现以下几点重要结论:第一,本文数据样本中大部分企业为中小微企业。小企业在样本中的比重最大,为 48.30%;微企业次之,占比为 28.36%;中企业再次之,占比为 20.72%。中小微企业占总样本的比例高达 97.38%,这为本文研究民间借贷对民营企业出口,尤其是对中小微企业出口提供了优质的数据基础。第二,不同类型企业在外部融资可得性上存在明显差异。

在整体样本中,存在 36.48%的企业无法获取外部融资;微企业最难获取外部融资,无法获取外部融资的比例为 55.93%;大企业最容易获取外部融资,无法获取外部融资的比例为 18.24%。相对于中小微企业,大企业更容易获取外部融资,这一现象与中小微企业融资难的客观现实相一致,即中小微企业面临更强的融资约束。第三,不同类型企业通过正规金融和非正规金融获取外部融资的情况存在差异。在大企业样本中,仅通过正规金融进行外部融资的比例最大,为 43.24%,仅通过非正规金融进行外部融资的比例最小,为 8.45%;在微企业样本中,仅通过正规金融进行外部融资的比例最小,为 10.46%,仅通过非正规金融进行外部融资的比例最大,为 22.83%。随着企业规模从大企业向微企业递减,企业仅通过非正规金融获取外部融资的比例呈现出递增的趋势,这意味着相对于大企业而言,中小微企业更倾向于通过非正规金融方式进行外部融资,这一结论也侧面反映出非正规金融对中小微企业融资的重要性。第四,民间借贷是非正规金融的主要形式。本文对不同类型企业存在民间借贷时的占比规模进行统计,以民间借贷与非正规金融借贷规模的比值(ratio)表示,结果发现:就样本整体而言,民间借贷规模占非正规金融借贷的 88.17%;在不同类型企业中,民间借贷占非正规金融的比重均保持在 86%以上,证明了民间借贷是非正规金融的主要形式,能较好反映非正规金融的发展。第五,中小微企业是出口发展的主力军。根据表 1 最后一列结果可知,大企业出口占比为 20.75%,中小微企业整体出口占比为 79.25%,表明中小微企业组成了企业出口的主体部分,这与中小微企业对我国经济发展具有重要贡献的事实一致。

表 1 民营企业外部融资和出口情况 单位:%

	informal_only	formal_only	co-funding	no_funding	s_ratio	ratio	ex_ratio
全样本	19.44	21.12	22.96	36.48	-	88.17	-
大企业	8.45	43.24	30.07	18.24	2.62	86.63	20.75
中企业	13.42	34.02	32.18	20.38	20.72	88.60	51.62
小企业	20.63	20.65	25.77	32.95	48.30	87.67	24.15
微企业	22.83	10.46	10.78	55.93	28.36	89.00	3.48

注:s_ratio 表示各分类样本占总样本的比例;ratio 表示民间借贷在非正规金融中的占比;ex_ratio 表示各分类样本企业出口占总出口规模的比例。

四、实证结果与分析

(一)基准回归

根据本文模型设定,我们对民间借贷与企业出口之间的潜在关系进行检验,具体结果如表 2 所示。首先,分析第(1)列回归结果可以发现,在控制年份固定效应的前提下,民间借贷对企业出口的回归系数显著为正,这表明随着企业民间借贷规模的增加,企业出口水平随之提高。其次,第(2)列在此基础上加入省份固定效应,观察该列结果可知,民间借贷的系数依然在 1%的水平上显著为正。再次,第(3)列进一步考虑了行业固定效应的作用,结果显示,民间借贷对企业出口的促进作用稳健存在,初步证明了本文的核心观点。然后,第(4)列在此基础上控制了企业层面的相关因素,观察结果得知,民间借贷的系数为正,且通过了 1%水平的显著性检验,这意味着控制企业层面可能的影响因素后,民间借贷仍然能够显著促进企业出口的发展。最后,第(5)列在回归方程中加入其余控制变量,民间借贷的系数依旧显著为正,这表明民间借贷对企业出口的积极作用并未发生明显的变化,即民间借贷是提高企业出口的重要因素。值得注意的是,该部分回归结果较好地支持了 Allen 等(2005)的基本观点^[6],即非正规金融是影响民营企业发展乃至经济增长的重要原因,能够较好地解释“中国经济增长之谜”。同时,控制变量的结果表明,企业年龄、企业规模、企业家受教育程度和企业家党员身份均对出口具有积极的作用。

(二)样本异质性分析

该部分内容将对民间借贷与企业出口之间的关系展开异质性分析,主要通过回归样本进行不

同方式的分类,研究民间借贷对企业出口的差异化影响。在样本分类上,由于本文强调民间借贷可以通过缓解融资约束促进企业出口,这意味着在融资约束更强的样本中,民间借贷产生的出口促进作用应该更大,所以本文根据融资约束差异对样本进行划分,这是本文后续异质性分析展开的主要逻辑。基于样本异质性分析,我们可以更加深入地了解民间借贷对企业出口的潜在机制,同时还有助于检验民间借贷对企业出口作用的稳健程度。具体地,本文将进行以下异质性分类讨论:

表 2 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
Inlending	0.0652 *** (4.6065)	0.0643 *** (4.6346)	0.0349 *** (2.6450)	0.0361 *** (2.7979)	0.0339 *** (2.6614)
firmage				0.0317 *** (6.7311)	0.0282 *** (5.6982)
size				0.1162 *** (7.4234)	0.1112 *** (7.3228)
nsr				0.0010 (0.8437)	0.0008 (0.8755)
age					0.0038 (1.3737)
gender					0.0302 (0.3957)
education					0.0900 *** (4.1849)
party					0.2349 *** (5.0764)
HHI					3.1804 *** (7.4172)
常数项	-0.0596 ** (-2.0512)	0.1556 *** (5.6102)	0.4882 *** (18.8738)	0.2582 *** (4.9320)	-0.3698 ** (-2.0098)
Year	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
Province	No	Yes	Yes	Yes	Yes
Industry	No	No	Yes	Yes	Yes
N	11292	11292	11134	11134	11134
Pseudo R ²	0.0543	0.1466	0.2748	0.2906	0.3034
Likelihood	-21922.0241	-19782.5731	-16664.8564	-16302.0697	-16008.0161

注:(1)Year、Province 和 Industry 分别表示年份、省份和行业固定效应。(2)括号内数值为修正了异方差的 t 统计值。(3) Likelihood 表示回归结果的对数似然值。(4)***、** 和 * 分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平,以下表格相同。

1.企业规模的差异。本文根据国家统计局对大中小微企业的划分标准,将企业类型分为大企业和中小微企业,当企业属于中小微企业样本时,将变量 Var 赋值为 1,否则赋值为 0,具体回归结果如表 3 第(1)列所示。通过分析第(1)列的回归结果可以发现,民间借贷与分类变量 Var 交互项的系数显著为正,这意味着相比大企业,民间借贷对中小微企业出口的促进作用更强,这一结论并不难理解,也符合现有文献的一般发现。由于中小微企业缺乏透明的财务信息,与银行之间的信息不对称程度较高,并且中小微企业往往难以通过资产抵押的方式从正规金融体系中获得外部融资,所以中小微企业比大企业面临更强的融资硬约束,这使得民间借贷这种非正规金融得到发展后,通过社交关系网络能够更好地收集中微企业的“软信息”,进而对缓解中小微企业融资约束的作用更强,因此民间借贷对中小微企业出口的促进作用就更为明显。

2.企业所处地区位置的差异。本文根据企业所处地区位置的不同,将样本分为中西部地区和东部地区,当样本企业位于东部地区时,将变量 Var 赋值为 1,否则赋值为 0,具体回归结果报告于表 3 第(2)列。第(2)列回归结果中交互项的系数显著为负,这表明相对于中西部地区的企业而言,民间借

贷对东部地区企业出口的促进作用更弱,换言之,民间借贷更能促进中西部地区企业的出口发展,这一结论也符合背后的经济学直觉。其原因在于,我国地域辽阔,不同地区之间的经济发展水平差异较大,一般而言,东部地区具有更快的经济发展速度和更高的金融市场发展水平,这使得位于东部地区的企业能够通过正规金融体系更为便捷地进行外部融资,即企业面临的融资约束水平更低,因此民间借贷这种非正规金融对东部地区企业出口的促进作用更弱。

3.企业注册类型的差异。此处根据企业注册类型的不同,将企业样本分为股份有限公司和非股份有限公司,当企业属于股份有限公司时,将变量 Var 赋值为 1,否则赋值为 0,具体回归结果报告于表 3 第(3)列。结果显示,民间借贷与变量 Var 交互项的系数在 1%水平上显著为负,表明相对于非股份有限公司而言,民间借贷对股份有限公司出口的促进作用更小。究其原因在于,股份有限公司除了通过日常经营获取资金收入外,还能通过对外发行股票这一潜在方式进行外部融资,因此相比非股份有限公司,股份有限公司具有更多的外部融资途径,面临着相对较低的融资约束。这意味着当民间借贷不断发展后,它将为非股份有限公司带来更多的外部融资资源,进而有效降低该类企业的融资约束水平,最终对非股份有限公司的出口促进作用就更大。

4.企业家经济地位的不同。本文以调查数据库中提供的企业家自我经济地位评价的数值为基础,根据样本内该指标的均值,将整个样本划分为高经济地位的企业家和低经济地位的企业家,当企业拥有高经济地位的企业家时,将变量 Var 赋值为 1,否则赋值为 0,具体回归结果报告于表 3 第(4)列。该列交互项的系数为负,且通过了 1%水平的显著性检验,该结果表明相对于低经济地位的企业家而言,民间借贷对高经济地位企业家所在企业的出口影响更微弱,进一步分析不难理解其背后的经济学逻辑。对于高经济地位的企业家而言,他们本身拥有更多的个人财富,当企业发展需要更多的资金时,企业家能够用个人资产为企业经营发展注入新的资金,因此该类企业面临着相对较低的融资约束,其可以用内源资金缓解融资需求。反言之,低经济地位的企业家在企业发展时面临着更高的融资约束,对外部融资的需求更大,因此民间借贷能够更大程度地降低该类企业面临的外部融资约束,进而对低经济地位企业家所在企业的出口影响更大。

表 3 异质性回归结果

	企业规模	所处地区位置	注册类型	企业家经济地位
	(1)	(2)	(3)	(4)
Inlending	0.0286 ** (2.1710)	0.0767 *** (3.2862)	0.0821 *** (3.8615)	0.0593 *** (4.3349)
Inlending×Var	0.0775 *** (2.8261)	-0.0575 ** (-2.1903)	-0.0676 *** (-2.9165)	-0.0925 *** (-3.8149)
Others	Yes	Yes	Yes	Yes
N	11134	11134	11134	11134
Pseudo R ²	0.3038	0.3039	0.3196	0.3052
Likelihood	-15998.0437	-15995.2901	-15669.0887	-15966.5084

注:Others 表示回归结果中的控制变量和常数项,限于篇幅未汇报;所有回归中均控制年份、省份和行业固定效应,下表同。

(三)机制检验

根据上文理论分析部分的内容可知,民间借贷可能通过融资约束和创新驱动两个途径对企业出口产生积极作用,为检验上述两个渠道的存在性以及本文理论分析部分的合理性,我们构建相应的机制变量。具体而言,一方面,在融资约束变量(fc)设定上,利息支出占企业固定资产的比值是现有文献衡量企业融资约束的常用方式,但由于利息支出数据的缺失,所以本文参考许和连和王海成(2018)的做法^[27],将企业对外应收账款与销售收入的比值作为融资约束的代理变量。应收账款反映了企业流动资产被他人占用的情况,应收账款占比水平越高,表明企业自身面对的资金周转周期越长,能够用于流动的资金越少,因此融资约束水平越高。另一方面,在企业创新能力(lnrd)衡量上,本文参考

武力超等(2020)的设定^[24],以企业研发支出的对数作为企业创新能力的替代变量,由于研发支出与企业创新息息相关,研发支出的大小在一定程度上衡量了企业潜在的创新能力。

在机制检验上,我们采取经济学研究中常用的机制变量直接回归的方式,对民间借贷发挥作用的潜在机制进行分析,具体地,我们将直接探究民间借贷对企业融资约束和创新能力的影 响,由此检验融资约束和创新驱动渠道的存在性,回归结果如表 4 所示。观察表 4 第(1)列结果可知,在考虑各类非观测的固定效应和其他因素后,民间借贷对融资约束的回归系数显著为负,证明了民间借贷能够有效降低企业面临的融资约束水平。第(2)列中民间借贷对创新能力的回归系数在 1%水平上显著为正,从而较好证明了创新驱动渠道的真实存在。综上,融资约束缓解和创新能力提升是民间借贷作用于企业出口的重要渠道。

表 4 民间借贷对企业出口的渠道检验

	fc	lnrd
	(1)	(2)
lnlending	-0.1165*	0.0373***
	(-1.7407)	(5.4050)
Others	Yes	Yes
N	10894	10813
Pseudo R ²	0.8177	0.1848
Likelihood	-8525.4376	-17574.7801

(四)稳健性分析

其一,改变计量模型的具体设定形式。具体地,一方面,企业出口贸易数据具有典型的左归并性质,表现为数据样本取值大于等于零,因此可以使用 Tobit 模型对企业出口变化进行估计;另一方面,零贸易问题事实上是典型的样本选择问题,企业先选择是否出口,其次才选择出口的规模,因此采用 Heckman 两步法能够有效处理零贸易问题产生的样本选择偏差。同时,在该方法的估计流程上,Heckman 两步法第一阶段先采用二元选择模型对企业出口进行回归,然后计算出回归结果对应的逆米尔斯比(mills),第二阶段再将第一阶段计算的 mills 带回基准方程进行回归,若此时 mills 的系数显著,则表明存在明显的样本选择问题。基于此,下文将通过 Tobit 模型和 Heckman 两步法对本文计量模型设定的稳健性进行检验。具体回归结果报告于表 5 之中。一方面,观察表 5 第(1)列结果可知,民间借贷的系数在 1%水平上显著为正,表明民间借贷能够促进企业出口的发展,从而较好证明了在替换 Tobit 模型进行估计后,民间借贷产生的贸易促进作用稳健存在。另一方面,表 5 第(2)列结果显示,在控制了年份、省份和行业固定效应后,mills 的系数显著为正,同时核心解释变量的系数也显著为正,这意味着回归结果中的确存在由于零贸易导致的样本选择问题,采用 Heckman 两步法解决该问题后,民间借贷依然能够显著改善企业的出口。

其二,排除城市经济体量和发展政策的影响。考虑到直辖市具有较为特殊的政策扶持优势,而一线城市拥有更多的经济发展资源,具有得天独厚的发展优势,这两类城市经济体量往往较大,企业在该地区可以接触到的金融资源也更为丰富,因此可能会干扰民间借贷对企业出口的作用。对此,本文从样本中剔除了属于直辖市和一线城市的样本,具体包括北京、天津、上海、重庆、深圳和广州。在此基础上对剩余样本重新进行检验,具体结果如表 5 第(3)列所示。结果显示,民间借贷对企业出口的促进作用并未发生明显变化,说明在排除城市经济体量、政策扶持作用后,民间借贷仍能够较好解决民营企业的融资需求,进而促进了企业的出口发展。

其三,调整行业样本。一方面,由于金融类行业、租赁类行业和房地产类行业具有较为明显的金融融资特征,这将会影响民间借贷发挥的融资效应,进而干扰民间借贷对企业出口的具体作用。另一方面,我国出口贸易的绝大部分企业主要集中于制造业行业,因此制造业的出口变化应着重给予关注。基于上述考虑,本文进行了以下两方面的处理:其一,剔除样本中具有融资特征的行业样本;其

二,仅考虑制造业的行业样本。将上述结果分别报告于表 5 第(4)列和第(5)列。观察第(4)列结果可以发现,剔除具有融资特征的行业样本后,民间借贷依然能够对出口贸易发挥促进作用,表明民间借贷的作用较为稳健。此外,第(5)列的回归结果显示,民间借贷的系数显著性虽有所下降,但仍能在 10%水平上显著为正,说明民间借贷能够有效推动制造业行业的出口。因此,本文基本面的结论不随行业样本选取的变化而发生改变。

其四,排除金融危机的影响。考虑到 2008 年全球范围发生了较为严重的金融危机,企业宏观环境的冲击变化可能影响民间借贷与企业出口之间的关系,因此本文着重对金融危机爆发前的样本数据进行再检验,具体结果如表 5 第(6)列所示。根据该列结果得知,在控制各类非观测固定效应和其他影响因素后,民间借贷的系数依然保持正向显著,意味着民间借贷的确能够提高企业的出口规模。因此,排除金融危机的影响后,较好证明了民间借贷作用的稳健性。

表 5 稳健性检验

	Tobit 模型	Heckman 方法	经济体量	非融资特征行业	制造业	金融危机前
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnlending	0.2196 *** (3.1505)	0.3814 *** (14.4632)	0.0374 *** (2.5745)	0.0348 *** (2.7324)	0.0262 * (1.8398)	0.0655 *** (4.4497)
mills		13.5164 *** (16.6757)				
Others	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	111160	11134	8463	10590	4688	5335
Pseudo R ²	0.1347	0.2345	0.2937	0.2980	0.1738	0.3043
Likelihood	-7907.4005	-3544.2798	-12146.0228	-15651.9231	-10945.2630	-6024.0054

其五,处理内生性的问题。因为出口越多的企业可能越需要融资,从而增加对民间借贷的需求,这将使得本文回归结论中存在双向因果导致的内生性问题,进而干扰民间借贷对企业出口的具体作用,导致回归估计系数产生偏差。为了解决这一问题,我们首先需要选择合适的工具变量。本文以企业注册时是否有资金来源于民间借贷这一指标作为回归方程中的工具变量(IV)。一方面,就工具变量的相关性而言。如果企业家通过民间借贷获取企业注册时的部分资金,这意味着民间借贷是企业进行外部融资的一种重要渠道,那么企业在需要外部融资时更有可能采取民间借贷这种方式,这表明工具变量与企业民间借贷存在明显的正相关,即符合工具变量选取的相关性要求。另一方面,就工具变量的外生性而言。因为企业注册时是否有资金来自民间借贷这一行为存在于企业过去的历史中,我们很难有直观的逻辑认为该工具变量会与企业当下出口行为之间存在联系,即当期出口行为不大可能会影响企业过去注册时的行为,因此满足工具变量的外生性要求。此外,由于本文基准估计模型是基于 PPML 模型,所以应选择泊松回归模型下的内生性处理方式,可以采用控制函数法判别外生工具变量的选取是否恰当,以及回归方程中的内生性问题是否得到有效解决^{[28][29]}。具体而言,控制函数法需要进行两阶段的估计,最终可以简化为以下待估方程:

$$y_{1i} = \exp(\alpha y'_{2i} + \beta x_i + \rho v_i + e_i) \quad (2)$$

对于式(2)而言,若控制函数法下回归结果中的系数 ρ 显著不为零,则表明工具变量选取较为合适,同时意味着核心解释变量 y_{2i} 导致的内生性已被有效控制,此时回归中核心解释变量的系数 α 是无偏一致的^[28]。

根据上述控制函数法的思路,本文汇报了两阶段下计量回归的估计结果,具体如表 6 所示。首先,根据第(1)列可知,第一阶段回归结果显示工具变量的系数显著为正,表明企业注册时是否有资金来自民间借贷这一变量与企业民间借贷之间存在正相关关系,证明了工具变量相关性的逻辑;第二阶段回归结果显示,民间借贷的系数显著为正,同时变量 v 的系数也显著为正,这表明在采取控制函数

法有效控制内生性问题后,民间借贷对企业出口的影响依然为正,这证明了本文的基本观点。其次,第(2)列进一步加入相关控制变量,民间借贷的回归结果依然稳健。综上,本文通过控制函数法的计量回归方式,有效证明了在解决双向因果导致的内生性问题后,民间借贷对企业出口的积极作用稳健存在,为本文提出的民间借贷推动企业出口的论断提供了有力的数据支撑。

表 6 控制函数法下的回归结果

	(1)	(2)
lnlending	0.1042 ** (2.1315)	0.1072 ** (2.1568)
v	0.1083 ** (2.1996)	0.1110 ** (2.2145)
First Stage Regression		
IV	0.4917 *** (4.1579)	0.4818 *** (4.0668)
Others	No	Yes
N	11134	11134

(五)民间借贷与正规金融的进一步分析:替代还是互补?

民间借贷与正规金融的交互效应是本文需要关注的另一个研究点,也是检验本文基本结论稳健性和完善本文研究内容的重要一步。事实上,大量学者就非正规金融与正规金融之间的交互效应展开了激烈的讨论。部分学者认为正规金融发展与非正规金融发展之间存在互补作用,由于正规金融和非正规金融在提供信贷上各具优势,两个市场能够互相扶持,依赖各自优势迎来双赢局面,因此两者的发展能够起到较好的互补作用^[15];另一些学者发现,非正规金融与正规金融面对的主体存在重叠,正规金融发展较好的地方,企业将更偏向于通过正规金融进行融资,因此非正规金融与正规金融之间存在明显的替代作用^{[30][31]}。因此,检验民间借贷与正规金融之间的关系将有着重要的意义,不仅能够以本文样本论证非正规金融与正规金融之间的具体交互效应,为已有研究的争论提供新的参考,还能进一步检验本文民间借贷作用的稳健性。据此,本文以基准的 PPML 模型为基础,构造以下计量回归方程,对民间借贷与正规金融之间的交互效应展开系统分析:

$$\ln v_{it} = \alpha + \beta \ln lending_{it} + \mu \ln lending_{it} \times \ln informal_{it} + \gamma \ln informal_{it} + \xi \vec{Ctrl} + \delta_i + \delta_j + \delta_k + \epsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中,lnformal 表示正规金融变量,该变量的衡量范围与本文数据特征化事实部分的定义一致,以正规金融数值加 1 后取对数进行表示。其他变量设定与上文相同。在式(3)中,我们感兴趣的是民间借贷与正规金融交互项的系数 μ ,若 μ 显著为正,则表明民间借贷与正规金融之间存在互补作用;若 μ 显著为负,则表明两者之间存在替代作用。为了检验民间借贷与正规金融的交互效应,本文进行计量回归分析,具体结果如表 7 所示。首先,第(1)列结果在加入各类固定效应的前提下,仅考虑民间借贷、正规金融和两者交互项的影响,回归结果显示,民间借贷的系数显著为正,正规金融的系数也显著为正,这表明两种外部融资方式均能对企业出口产生积极的影响;进一步观察结果可知,两者交互项的系数为负,且通过了 1%水平的显著性检验,这表明民间借贷与正规金融发展之间存在明显的替代作用。其经济学含义是,在正规金融发展不足且较为落后的地区,民间借贷能够弥补正规金融的不足,进而促进企业的出口。其次,第(2)列在此基础上加入企业层面的控制变量,可以发现,民间借贷与正规金融之间的替代作用依然存在。最后,第(3)列进一步加入其余的控制变量,回归结果表明,在控制了各类非观测的固定效应和其他可能影响因素后,民间借贷、正规金融和两者交互项的作用并未发生明显的变化,民间借贷对正规金融更多体现为替代作用。这也支持了 Allen 等(2019)、杨坤等(2015)的研究发现^{[30][31]},这意味着在正规金融发展不完善的地区,民间借贷这种外部融资方式能够起到有效的金融支撑作用。同时,分析不同列回归结果能够得知,在考虑正规金融的作用下,民间借贷对企业出口的促进作用依然存在,由此也较好地证明了本文基本结论的稳健性。

表 7

民间借贷与正规金融的交互效应

	(1)	(2)	(3)
lnlending	0.0710 *** (3.4753)	0.0672 *** (3.3408)	0.0624 *** (3.2359)
lnlending×lnformal	-0.0088 *** (-2.9740)	-0.0083 *** (-2.8223)	-0.0076 *** (-2.6700)
lnformal	0.1813 *** (16.8484)	0.1720 *** (15.8509)	0.1601 *** (14.8476)
firmage		0.0169 *** (3.4900)	0.0147 *** (2.9065)
size		0.0980 *** (6.6812)	0.0977 *** (6.6495)
nsr		0.0007 ** (1.9733)	0.0006 ** (1.9619)
age			0.0048 * (1.6919)
gender			0.1237 * (1.6630)
education			0.0390 * (1.8573)
party			0.1540 *** (3.3536)
HHI			2.0454 *** (3.8122)
Constant	-0.3066 *** (-4.5987)	-0.3676 *** (-4.8511)	-0.8752 *** (-4.6128)
N	11134	11134	11134
Pseudo R ²	0.3316	0.3405	0.3456
Likelihood	-15360.2832	-15156.2417	-15038.8886

五、结论与政策建议

在我国经济转型发展的背景下,民营企业融资难、融资贵问题仍普遍存在,这极大地抑制了企业出口的发展,寻求破解企业融资难题的有效途径成为推动企业出口发展的重要一环。基于该背景,本文以民间借贷这一非正规金融发展模式为研究出发点,探讨了民间借贷对民营企业出口的具体作用,并得到了以下重要发现:其一,民间借贷显著提高了企业出口规模,并且这一作用对中小微企业、中西部地区企业、非股份有限公司和低经济地位企业家所在企业的出口作用更大;其二,在作用机制分析中,本文发现融资约束渠道和创新驱动渠道是民间借贷影响企业出口的主要机制;其三,在改变计量模型的具体设定形式、排除城市经济体量和发展政策影响、调整行业样本、排除金融危机影响和处理内生性等多种稳健性检验后,民间借贷对企业出口的积极作用保持不变;其四,民间借贷与正规金融之间存在显著的替代效应。综上,本文研究意味着民间借贷是推动民营企业出口发展的重要因素。

据此,我们对推动中国民营企业出口发展,提高民营企业在经济建设中的主力军地位提出以下几点建议:首先,认清民营企业的现实发展问题,助力民营企业尤其是中小微企业融资纾困。民营企业是我国经济发展的主力军,但在政策支持和经济资源分配上仍处于较为劣势的地位,这对于广大民营企业而言尤为明显,融资难的问题难以根除,因此,相关政府部门应该把握民营企业发展生存中的重点,认清民营企业经营成长中的痛点,解决民营企业在经济政策扶持上的难点,积极贯彻服务民营企业的重要理念,才能推进民营企业更好的发展,促进经济建设主力军规模的壮大,提高其出口创造作

用。其次,引导民间借贷这一非正规金融方式的规范有序发展。民间借贷作为中国非正规金融发展的重要组成部分,是中国二元金融结构并行的重要体现。由于民间借贷基于社交关系网络、血缘地缘等非正式制度因素,能够较好获取企业的“软信息”,进而有效弥补正规金融对民营企业融资排斥的不足,为其外部融资提供服务支持。因此,在金融监管上,需要认清民间借贷这种非正规金融发展的独特优势,合理引导民间借贷有序发展,推动民间借贷阳光化方案实施,促进出口贸易的蓬勃发展。最后,提高正规金融体系对民营企业的融资支持力度。融资约束的缓解有助于促进民营企业的出口,而民营企业尤其是中小民营企业由于缺乏充分的信贷抵押资质,很难获得正规金融体系的支持。政府部门应该出台有利于民营企业融资的政策体系,将正规金融服务向其适当倾斜,进而扩大民营企业发展带来的贸易效应。

注释:

①国家统计局主要依据不同行业中企业从业人员数量、营业收入、资产总额这几类指标将其划分为大中小微型,具体分类细则可参见 http://www.stats.gov.cn/xxgk/tjbz/gjtjbz/202008/t20200811_1782335.html。

参考文献:

- [1] 金祥义,张文菲,施炳展.绿色金融促进了中国出口贸易发展吗? [J].金融研究,2022(5):38—56.
- [2] Chaney, T. Liquidity Constrained Exporters[J]. Journal of Economic Dynamics and Control, 2016(72): 141—154.
- [3] Manova, K. Credit Constraints, Heterogeneous Firms, and International Trade[J]. Review of Economic Studies, 2013, 80(2):711—744.
- [4] 林毅夫,孙希芳.信息、非正规金融与中小企业融资[J].经济研究,2005(7):35—44.
- [5] 金祥义,张文菲.金融结构与出口持续时间[J].国际金融研究,2019(10):19—29.
- [6] Allen, F., Qian, J., Qian, M. Law, Finance, and Economic Growth in China[J]. Journal of Financial Economics, 2005, 77(1):57—116.
- [7] 廖冠民,宋蕾蕾.非正规金融与资源配置效率[J].经济科学,2020(3):62—74.
- [8] Melitz, M. J. The Impact of Trade on Intra-Industry Reallocations and Aggregate Industry Productivity[J]. Econometrica, 2003, 71(6):1695—1725.
- [9] Svaleryd, H., Vlachos, J. Financial Markets, the Pattern of Industrial Specialization and Comparative Advantage: Evidence from OECD Countries[J]. European Economic Review, 2005, 49(1):113—144.
- [10] Becker, B., Greenberg, D. The Real Effects of Finance: Evidence from Exports[D]. Chicago: University of Chicago, 2003.
- [11] 金祥义,张文菲.数字金融发展促进了中国企业出口吗? ——理论机制和中国证据[J].南开经济研究,2022(4):81—99.
- [12] Kohn, D., Leibovici, F., Szakup, M. Financial Frictions and New Exporter Dynamics[J]. International Economic Review, 2016, 57(2):453—486.
- [13] 阳佳余,徐敏.融资多样性与中国企业出口持续模式的选择[J].世界经济,2015(4):50—76.
- [14] Lee, S., Persson, P. Financing from Family and Friends[J]. The Review of Financial Studies, 2016, 29(9): 2341—2386.
- [15] Ayyagari, M., Demirgüç-Kunt, A., Maksimovic, V. Formal versus Informal Finance: Evidence from China[J]. The Review of Financial Studies, 2010, 23(8):3048—3097.
- [16] Hou, L., Hsueh, S. C., Zhang, S. Does Formal Financial Development Crowd in Informal Financing? Evidence from Chinese Private Enterprises[J]. Economic Modelling, 2020, 90(8):288—301.
- [17] 金祥义,张文菲.数字金融发展能够促进企业出口国内附加值提升吗[J].国际贸易问题,2022(3):16—34.
- [18] 邓路,谢志华,李思飞.民间金融、制度环境与地区经济增长[J].管理世界,2014(3):31—40.
- [19] Chen, X. P., Chen, C. C. On the Intricacies of the Chinese Guanxi: A Process Model of Guanxi Development[J]. Asia Pacific Journal of Management, 2004, 21(3):305—324.
- [20] 辛宇,李新春,徐莉萍.地区宗教传统与民营企业创始资金来源[J].经济研究,2016(4):161—173.
- [21] 张博,范辰辰.文化多样性与民间金融:基于方言视角的经验研究[J].金融研究,2018(7):73—93.
- [22] Wang, X., Wu, W., Yin, C., Zhou, S. Trade Credit, Ownership and Informal Financing in China[J]. Pa-

[23] Hall, B. H. The Financing of Research and Development[J]. Oxford Review of Economic Policy, 2002, 18(1):35—51.

[24] 武力超,陈凤兰,林奇炼.正规与非正规金融对异质性企业技术创新的影响研究[J].经济科学, 2020(5): 59—71.

[25] Grossman, G. M., Helpman, E. Trade, Knowledge Spillovers, and Growth[J]. European Economic Review, 1991, 35(2—3):517—526.

[26] Silva, J. S., Tenreyro, S. The Log of Gravity[J]. The Review of Economics and Statistics, 2006, 88(4): 641—658.

[27] 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[J].经济研究, 2018(3):157—170.

[28] Wooldridge, J. M. Econometric Analysis of Cross Section and Panel Data[M]. Cambridge: MIT Press, 2010:276—281.

[29] Mullahy, J. Instrumental-Variable Estimation of Count Data Models: Applications to Models of Cigarette Smoking Behavior[J]. Review of Economics and Statistics, 1997, 79(4):586—593.

[30] Allen, F., Qian, M., Xie, J. Understanding Informal Financing[J]. Journal of Financial Intermediation, 2019, 39(7):19—33.

[31] 杨坤,曹晖,孙宇华.非正规金融、利率双轨制与信贷政策效果——基于新凯恩斯动态随机一般均衡模型的分析[J].管理世界, 2015(5):41—51.

Does Non-government Loan Influence Firm's Export Expansion?

ZHANG Wenfei JIN Xiangyi

(School of Economics, Lanzhou University, Lanzhou 730000, China)

Abstract: This paper uses the data of Chinese private enterprise survey to conduct a systematic analysis of the relationship between non-government loan and firms' export. The study finds that lots of firms are facing a wide range of financing constraints, and non-government loan, as the core development model of informal finance, is an important way for private firms, especially for small and medium-sized firms, to get external financing. At the same time, non-government loan can significantly promote firms' export, and this effect is more obvious for firms who face high financing constraints. The mechanism test shows that non-government loan can affect the firms' export through financing constraint channels and innovation channels. Furthermore, there is a significant substitution effect between non-government loan and formal finance, and non-government loan can provide support for firms who are excluded by formal finance. In addition, after considering some robust tests and using control function method to solve the endogenous problems caused by two-way causality, the promotion of non-government loan to firms' export is soundly established. Therefore, the government should regulate the development of non-government loan and provide more formal finance for private firms so as to promote the export.

Key words: Non-government Loan; Informal Finance; Firms' Export; External Financing; Private Firms; Small and Medium-sized Firms

(责任编辑:易会文)