

# 城门失火,殃及池鱼?

——老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应研究\*

叶德珠 杨盈盈 叶显 潘爽

**〔摘要〕**企业的信誉对其融资的重要性毋庸置疑,某些企业的不良声誉是否会对所在区域内其他正常企业的融资产生负面影响?本文首次利用最高人民法院查询的失信被执行人(法人)数据,检验老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应。实证结果表明老赖企业越多,该地区正常企业的融资约束越大。作用路径分析表明,老赖企业通过分别作用于企业和金融机构的行为,经营上导致正常企业营运能力和商业信用下降且交易成本上升,信贷上导致银行信贷规模下降,债务融资成本和信贷扭曲增加。异质性分析表明,相较于国有及外资企业,老赖企业比率对该地区的民营和非外资企业融资约束的影响更大;企业规模越大,融资依赖度越低,以及行业垄断程度越高,老赖企业对融资约束的负面溢出效应越小。本文从老赖企业溢出效应的视角解释了地区信用环境对企业融资约束的影响,为优化营商环境,降低银行信贷风险,减少资源错配和缓解企业融资难问题提供了可行路径。

**关键词:**老赖企业 融资约束 溢出效应 信息不对称

**JEL 分类号:**D82 G21 G32

## 一、引言

创业能力及资金不足而盲目创业、实体经济下行的压力、网贷行业的诱惑和高息压榨以及征信体制的欠缺等因素导致我国“老赖”(失信被执行自然人、法人和非法人组织)数量迅速增长。2003年失信被执行企业计数约6000家,2013年增长到21万家,截止到2018年又暴增至60多万家。老赖的存在妨碍了公平正义,严重损害了债权人的利益,挑战政府和法律权威,违背了最朴素的“欠债还钱”的价值观,成为社会正常经济肌体上的“毒瘤”。目前越来越多的平台开始接入央行征信系统,各地方政府也出台了多种多样的措施来解决老赖难题,《人民日报》对此生动评论说:“人人喊打,老赖才会无处遁形”<sup>①</sup>。

俗语说,“一粒老鼠屎,坏了一锅粥”。那么,老赖企业除了影响自身信用被贴上老赖标签,甚

\* 叶德珠,暨南大学经济学院金融学系、金融研究所,教授,经济学博士;杨盈盈,暨南大学经济学院金融系、金融研究所,博士研究生;叶显(通讯作者),广东金融学院行为金融与区域实验室助理研究员,广东金融学院经济贸易学院讲师;潘爽,暨南大学经济学院金融系、金融研究所,博士研究生。作者感谢国家社科基金重点项目“金融与实体经济的结构匹配及其经济增长效应研究”(编号19AJY016)的资助。

① <https://baijiahao.baidu.com/s? id = 1601243298269522409&wfr = spider&for = pc。>

至连累亲人子女之外,是否会对其他企业造成影响呢?佛山、驻马店等诸多城市用本地企业红黑榜的方式给出了答案,让老赖无处遁形<sup>①</sup>。老赖企业极大地破坏了城市形象,恶化了社会信用环境,首当其冲的便是加剧银行信贷违约风险,不利于实体经济优良营商环境的形成。我国改革开放之初,曾因企业逃废债等行为泛滥,让社会各界饱尝苦果。那么在当前环境下,老赖企业的出现是否会对该地区其他正常企业的生产经营产生溢出效应?会产生怎样的溢出效应?哪些企业更容易受到影响?鉴于历史上“三角债”的惨痛教训,有必要对此进行深入系统分析,揭示这种金融扭曲的作用方向、路径及异质性。因此,深入探讨和揭示老赖企业对正常企业的溢出效应具有重要而迫切的现实意义。

穆勒(1997)、Murphy(1998)较早地指出“人类的产业活动和所有其它联合活动的效率,取决于人类能在多大程度上相互信任、遵守契约”,诚信对外界起到信号传递的作用,传递了关于企业行为方式和企业品质的相关信息。此后,Mazar and Ariely(2006)、Gosling and Huang(2009)等研究表明不诚信会导致企业损失合作商,甚至破产;反之,诚信的企业会减少自身不当行为,有利于吸引更多的投资,增加市场份额占比,降低经济往来的交易成本,最终提升企业绩效(Erhard and Jensen, 2014;姜付秀等,2015)。

然而这些文献讨论的都是企业诚信选择对自身的影响,未能挖掘企业诚信与否如何影响其他正常企业的融资约束。戴亦一等(2019)对此做出了补充,采用个人老赖(失信被执行人中的自然人)数量度量地区诚信水平进行研究,在诚信水平低的地区,上市公司能够挤出其他企业在失信环境下获得更多的银行借款。这篇文献对地区诚信的溢出效应进行了有益的尝试,但其分析对象是上市公司,研究结论的辐射力有一定的局限性,且用个人老赖对地区诚信进行的度量与企业的关联度较弱,度量精准性也有待提高。

基于以上分析,本文从最高人民法院查询失信被执行人(法人)数据,得到各城市老赖企业数量并由此计算出历年各地市的老赖企业比率,再与中国工业企业数据库进行合并,剔除老赖企业样本,得到2003-2013年包括256个城市的企业面板数据,考察老赖企业对该地区正常企业融资约束的溢出效应。实证结果表明:(1)这种溢出效应是负面的,老赖企业越多,该地区正常企业融资约束越大。(2)老赖企业通过分别作用与企业 and 金融机构的行为,对企业经营的影响主要在于营运能力和商业信用下降,交易成本上升;对企业信贷的影响主要是信贷规模减少,债务融资成本和信贷扭曲程度增加,加剧了资源的不合理配置。(3)异质性分析表明,老赖企业比率越高,该地区的民营和非外资企业融资约束越大;企业规模越大,融资依赖度越低,以及行业垄断程度越高,老赖企业对融资约束的负面溢出效应越小。为消除内生性影响,本文采用控制遗漏变量,工具变量回归、双重差分等多种方法对内生性进行了处理,结论保持稳健。

本文可能的贡献体现在以下四个方面:第一,区别于以往文献关于企业诚信选择影响自身行为和绩效的讨论,本文重点关注企业老赖的负外部性对区域内其他正常企业融资约束的溢出效应影响。第二,与以往文献采用企业经营性指标、文本分析、失信人或问卷调查数据等间接度量方式相比,本文首次采用结果导向的老赖企业数据,通过企业在经济生活中已经发生的真实行为和结果来度量地区诚信水平,探讨老赖企业对该地区正常企业的溢出效应,用企业的行为结果解释对企业的影响和关联,逻辑更加直接清晰。第三,本文发现老赖企业释放的风险信号会影响银行信贷配置的决策判断,进而加剧正常企业融资约束,揭示了一种新的金融扭曲,为后续进一步研究奠定了基础。第四,本文丰富和补充了融资约束领域的文献,从老赖企业着手,探讨了企业所处的信用环境对其融资约束的影响。

本文剩余部分安排如下:第二部分为文献回顾与理论分析;第三部分为研究设计,包括模型设

<sup>①</sup> [http://fs.wenming.cn/wmfs/201903/t20190315\\_5746075.shtml](http://fs.wenming.cn/wmfs/201903/t20190315_5746075.shtml)。

定、数据说明和统计描述;第四部分为实证分析,包括基准回归和路径分析等;第五部分为进一步分析;最后为结语。

## 二、文献回顾与理论分析

### (一)文献回顾

老赖企业的存在是社会失信的结果,对企业和金融机构的行为都有着深远的影响,加剧了正常企业的融资约束。现有文献关于企业融资约束影响因素的研究较为丰富,但是忽略了老赖企业对正常企业的负向溢出效应。强调企业异质性特征影响的研究认为,企业规模及所有制性质等特征会对融资约束产生影响,例如信息不对称的程度随着企业规模的增大而降低,国有企业性质在贷款评估时能够获得更多的偏爱,都能够缓解企业面临的融资约束(Carpenter, 2008;江伟, 2006;段一群, 2013)。关注金融发展的文献表明,金融发展可以增强金融机构对企业的监管能力,推动金融创新和金融自由化,为企业提供优越的外部金融生态环境以缓解企业融资约束(谢军和黄志忠, 2014;Love and Zicchino, 2006)。强调制度文化和政策影响的研究认为政府治理、经济基础、金融发展以及制度文化等构成的金融生态环境及其四要素都能有效缓解企业融资约束(魏志华等, 2014),例如民营企业债务融资支持工具政策,能够显著降低民营企业债券的发行成本并提升债券发行成功率,同时政策信号传递效应使得这一政策具有普惠性影响,对不同信用资质的民营企业均有缓解融资约束的作用(徐光等, 2019)。从社会资本的角度,强调外部关联的研究认为发现政企关联、银企关系、私人关系和产业集群等企业的社会关系网络能够缓解企业所受的融资约束程度,例如政治关联可以被看作企业未来发展情况的一种声誉机制,企业能够获得政府扶持,降低信息不对称进而缓解融资约束问题(Sapienza, 2004;Keneth et al., 2012;邓可斌, 2017)。

老赖企业的存在是社会信用文化缺失和社会信用体系不够健全的共同产物,已有文献关于社会信任的研究主要围绕社会资本进行讨论。Putnam(1993)、Guiso et al., (2008、2009)等诸多研究较早地提出,社会信任在解释宏观经济增长和组织绩效时有重要作用。LLSV(1997)在Putnam(1993)和Fukuyama(1995)等人研究的基础上,提出在社会资本比较高的社会里,通过信任与合作能够获得社会效率的最大化,因为信任能提供稳定的心理预期,从而降低交易双方由于彼此间信息不对称所产生的交易成本(Williamson, 1975),减少不确定性,降低信用风险和交易费用(Knaack, 1997;Zak, 2001;张维迎, 2002)。社会信任环境既会影响宏观的经济增长或组织绩效,还会对自身或其他企业的行为和绩效产生影响。强调企业行为的研究发现,在信用环境越好的省份,上市公司更倾向于对外投资,更不可能进行IPO 盈余管理(潘越等, 2009;潘越等, 2010),以城商行为代表的银行金融机构越会发放信用贷款、个人贷款及短期贷款(钱先航和曹春方, 2013);反之,失信环境中,银行贷款会更多地流向上市公司(戴亦一等, 2019)。关注企业绩效的研究表明,较好的信任环境可降低民营企业经理人代理问题,使民营企业对投资-现金流敏感性更低(曹春方和周大伟, 2015);但是,诚信虽然能够减少企业违规、逃税等不当行为,但同时也会使企业变得墨守陈规,从而减少其创新产出(Grieser et al., 2016)。一家企业的欺诈行为会导致连锁企业的债务成本更高,贷款契约更严格(Lai et al., 2019);行业中发生在一家公司身上的负面事件会通过消极的方式影响未违规的竞争对手(Nongnapat et al., 2016)。

### (二)理论分析

老赖企业的存在是市场经济主体失信的表现,会加剧市场间的信息不对称,导致“道德风险”和“逆向选择”(Fishman and Khanna, 1999),作用于企业和金融机构进而影响正常企业的经营和信贷。一方面,诚信的企业能够吸引更多的投资,增加市场份额占比,降低经济往来的交易成本,即对

企业的生产经营产生影响(Gosling and Huang,2009);另一方面,相比诚信水平较高的地区,上市公司在失信环境下能够获得更多的银行借款,即地区诚信会影响银行信贷选择(戴亦一等,2019)。而本文是以老赖企业为切入点,考察失信环境下老赖企业如何影响正常企业和银行金融机构,加深信息不对称进而加剧正常企业的融资约束。理论机制如下图所示:

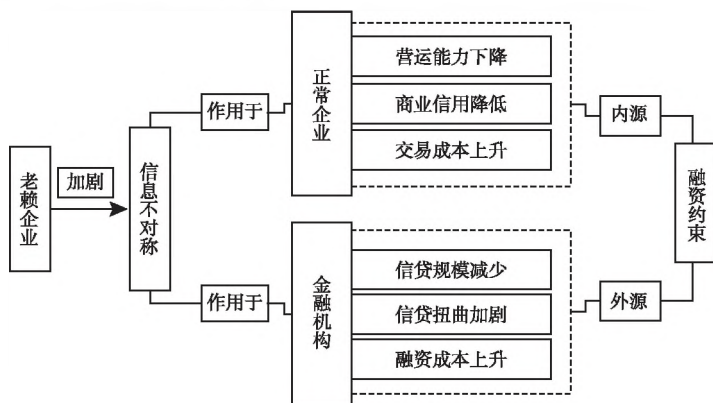


图1 本文的理论机制

### 1. 老赖企业比率影响正常企业经营进而加剧企业融资约束

企业融资约束的产生和缓解,归根结底就是金融资源获取的问题。首要来源便是企业自身营运能力带来的利润积累,生产经营过程中的货款、工程款、商业信用等内部资金周转,以及交易成本的降低等,而良好的信用环境是影响企业生产经营的重要因素。首先,老赖是对基本商业规则的破坏,预期的货款或工程款等不能收回会直接导致企业难以吸引或维持现有的投资甚至后续的经营,加剧正常企业资金链断裂甚至破产的可能性,是对企业营运能力的极大破坏(Gosling and Huang, 2009;杨毓,2009)。其次,任意合作关系的建立和维系,都离不开对双方将来会履约和配合的良性预判,老赖企业比率越高会传递出“危险信号”,恶化企业间关系,例如提高货款首付比例、缩短交易周期等等,极大地破坏了企业的商业信用(Daniela and Menichini,2010;Cull et al.,2015;盛丹和王永进,2014)。最后,失信环境会增加协商成本或降低履约效率,造成交易成本上升。从事前成本来看,失信环境中的正常企业出于风险规避意识,需要付出更多的成本进行事前信息搜索和协商,需要付出更多的营销和广告投入等证明自己;从事后成本来看,由于对契约精神的质疑,交易过程中需要付出更多的监督执行成本或设置“壁垒”,例如添加附加条件的合同条款等,都会造成企业交易成本上升,融资约束加重(Williamson,1975;邵毅平和虞凤凤,2012)。

### 2. 老赖企业比率影响正常企业信贷进而加剧企业融资约束

银行信贷是企业从外部获取金融资源的重要途径,信贷的规模大小、成本高低和合理配置是影响企业融资约束的重要原因。然而,从信贷规模来看,银行厌恶风险,较高的老赖企业比率会增加银行金融机构发放信贷资源的顾虑,减弱金融机构的放贷意愿,导致企业可获得的信贷难度增加且规模降低(汤振羽和陈曜,2001)。从债务融资成本来看,银行为了避免增加坏账会考虑增加抵押担保等贷款条件,甚至一定范围内上浮利率,导致企业每单位债务的融资成本上升,从而恶化融资约束问题。从信贷资源配置来看,金融机构合理分配资金有利于减轻企业面临的融资约束,但是银行金融机构等通常存在“所有制偏好”和“规模偏好”问题,信贷资源主要向国有企业和大规模企业倾斜,较高的老赖企业比率会放大这一偏好,恶化信贷资源的合理配置,加深信贷扭曲和融资约束(Greenwood and Jovanovic,1990;King and Levine,1993;陈雨露和马勇,2008)。

综上所述,老赖企业比率越高,既会抑制正常企业生产经营过程中的资金变现能力,又会影响正常企业外部信贷资源获取,加剧正常企业融资约束。本文合理预期,提出假设:老赖企业存在溢出效应,地区老赖企业比率越高,该区域内正常企业融资约束越大。

### 三、研究设计

#### (一)数据来源与处理

本文所使用基础数据来源于2003-2013年的中国工业企业数据库,涵盖了全部国有工业企业以及规模以上的非国有工业企业;老赖企业数据来源于最高人民法院查询系统获取的失信被执行人企业;控制变量主要来源于《中国统计年鉴》及Wind数据库等。

(1)中国工业企业数据主要处理步骤如下:首先,借鉴聂辉华等(2012)做法,将数据进行清洗和匹配,合并成一个从2003到2013年的非平衡企业面板(由于2010年数据存在普遍的质疑,所以进行删除);其次,借鉴谢千里等(2008)、谭语嫣等(2017),删除关键变量缺失或异常值等,例如不符合规模以上、违背会计准则等;最后,结合国民经济行业分类标准在2002年和2011年的调整目录,手工对4位数行业代码进行统一,并确保两位数行业代码统一到2011年标准;结合国家统计局在2007和2011年的调整规定,对企业规模划分进行判断。通过以上主要步骤的处理,最终得到2003-2013年256个地级市大约70万家企业的非平衡面板数据<sup>①</sup>。

(2)老赖企业数据主要包括企业名称、所在地、执行法院、履约情况,被告信息等,汇总得到各地级市老赖企业总数,以城市限额以上企业数量为量纲计算出各城市老赖企业比率以度量该地区企业诚信水平,数值越大,意味着老赖企业越多,地区诚信水平越差。

#### (二)模型构建与指标选择

本文合理预期,地区老赖企业比率越高,该地区正常企业融资约束越大。文章采用固定效应模型对此进行检验,构建计量模型如下:

$$\begin{aligned} \text{Constraint}_{i,r,j,t} = & \beta_0 + \beta_1 \text{Deadbeat}_{r,t} + \gamma \text{Controls}_{i,r,j,t} + \varphi \text{Controls}_{r,t} + \text{Year}_{\text{Effects}} \\ & + \text{Region}_{\text{Effects}} + \text{Industry}_{\text{Effects}} + \varepsilon_{i,r,j,t} \end{aligned} \quad (1)$$

其中,下标*i*表示企业,*r*表示城市,*j*表示行业,*t*表示年份。*Constraint*为被解释变量,表示企业的融资约束;*Deadbeat*为核心解释变量,是企业所在城市的老赖企业比率;*Controls*是控制变量,包括可能影响企业融资约束的企业层面变量和城市层面变量等。

(1)被解释变量是融资约束(*constraint*)。借鉴江伟等(2015)以企业的负债比率来度量企业面临的融资约束,因为资产负债能够体现企业的经营情况以及企业的净资产水平,这也是银行进行贷款决策的重要参考指标。Altman(1984)认为企业的负债比率越高,企业陷入财务困境的可能性越大,企业未来进行外部融资的能力越弱,面临的融资约束更强。

(2)核心解释变量是失信环境(*Deadbeat*),以地区老赖企业比率进行度量。汇总各地区老赖企业数量,以该地区限额以上企业数量为量纲,计算该地区老赖企业比率。数值越大,表明该地区老赖企业越多,诚信水平越差。

(3)控制变量。包括可能会影响企业融资约束的企业和城市层面变量,具体如表1所示<sup>②</sup>。此外,为了排除可能存在的制度因素对本文结论的影响,采用儒家文化和地区社会信任衡量非正式制度,其中儒家文化数据借鉴赵向阳等(2015)的《中国区域文化地图:“大一统”抑或“多元化”?》一

① 部分地级市数据缺失严重,予以剔除。

② 变量定义中,企业资金单位为千元,人口单位为百万,货运总量单位为万吨,GDP单位为亿元。

文,社会信任数据则来源于张维迎和柯荣住(2002)通过中国企业家调查系统(CESS)获得的地区社会信任问卷调查数据。正式制度的度量则来源于世界银行发布的《2008 中国营商环境报告》,这份报告对中国 30 个省级行政区通过法律手段强制执行契约合同的绩效进行了评估<sup>①</sup>。

表 1 变量的定义

变量类型	变量代码	变量名称	变量定义
因变量	Constraint	融资约束	负债合计/资产总计
自变量	Deadbeat	失信环境	老赖企业数量/限额以上企业数量
企业层面 控制变量	Age	企业年龄	企业的成立年龄
	Size	企业规模	Ln(资产总计)
	Tangibility	资产结构	固定资产/资产总计
	Roa	资产收益率	净利润/资产总计
	Liquidity	流动比率倒数	流动负债/流动资产
	State	企业性质	国有企业虚拟变量
	Rjgdp	经济发展	Ln(GDP)
区域层面 控制变量	Population	人口增长	Ln(总人口)
	Infrastructure	基础设施	Ln(货运总量)
	Confucian	儒家文化	儒家文化指标体系中的未来导向
	Trust	社会信任	社会信任调查的中信任评价
	Institution	正式制度	法律手段强制执行契约合同的综合排名

### (三)描述性统计

表 2 列示了本文主要变量的描述性统计结果。资产负债率的均值为 0.54,最小值和最大值之间的差距较大,变量的方差也较大,说明不同企业的融资约束存在较大的差异,其他融资约束代理变量亦是如此。各地市老赖企业比率均值为 0.43,中位数只占最大值的 17%,表明总体老赖企业比率较高。

表 2 描述性统计结果

变量名称	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
Constraint	1966071	0.540	0.300	0.014	0.543	1.479
Deadbeat	1966071	0.430	0.410	0.002	0.348	2.088
Age	1966071	21.630	9.010	10.000	20.000	63.000
Size	1966071	10.170	1.450	7.323	10.017	14.469
Tangibility	1966071	0.510	0.390	0.006	0.445	2.473
Roa	1966071	0.110	0.190	-0.199	0.040	0.968
Liquidity	1966071	17.790	84.480	0.008	0.905	69.456

<sup>①</sup> 该报告根据各省处理一项商业纠纷平均花费的时间、消耗的成本占标的物的比重计算出了综合排名(耗时越短、成本消耗越低者排名越靠前),借鉴黄先海和吴屹帆(2020)的做法,用 31 减去原综合排名得到正式制度的排名变量 Institution,使度量指标与正式制度质量产生正向关联。

续表

变量名称	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
Develop	1966071	7.600	1.030	5.319	7.595	9.751
Population	1966071	6.260	0.610	4.704	6.342	8.082
Infrastructure	1966071	9.450	0.880	7.366	9.422	11.442
Confucian	1966071	4.241	0.080	4.040	4.230	4.390
Trust	1966071	6.045	6.486	0.100	5.300	27.700
Institution	1966071	22.151	8.141	1.000	26.000	30.000

图2反映了样本期间老赖企业比率不断上升的变化趋势,在2005和2010年左右有一个较大的增幅。图2的左边反映出东部地区老赖企业比率与总体较为接近,远高于中西部地区。图2的右边反映出老赖企业中,以非银行为原告的老赖企业比率远高于以银行为原告的老赖企业比率,即市场中大多数情况还是企业之间或企业与自然人之间的违约,而银行在银企借贷关系中占有主导权,企业对银行信贷违约的情况相对较少。

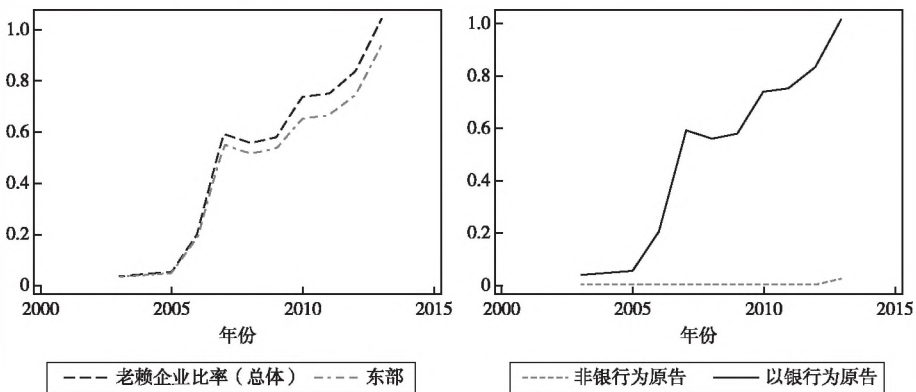


图2 老赖企业比率时间变化趋势

#### 四 实证结果与分析

##### (一) 基准回归结果

此部分根据模型(3.1)进行实证检验,考虑到可能存在异方差问题会影响到系数估计的显著性,以及消除不随时间变化的因素对估计结果可能造成的偏误,我们采用固定效应模型进行回归。回归结果如表3所示:第(1)列是仅包含因变量和核心解释变量的主变量回归,本文关注的地区老赖企业比率的系数显著为正,表明地区老赖企业越多,该地区正常企业融资约束越大,与本文预期相符。考虑到企业自身的特征和城市经济发展等因素也会影响企业融资约束,第(2)列中加入企业和地区层面的控制变量,第(3)列是在第(2)列的基础上控制了地区、年份和行业的固定效应,结果均表明老赖企业比率与该地区正常企业融资约束显著正相关,即老赖企业比率越高对正常企业融资约束的溢出效应越大。

表3 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:基准回归结果

	(1)	(2)	(3)
	Constraint	Constraint	Constraint
Deadbeat	0.016* (1.94)	0.007*** (10.40)	0.005*** (5.67)
Age		0.000** (2.37)	0.000*** (3.03)
Size		-0.020*** (-53.28)	-0.019*** (-49.32)
Tangibility		-0.003*** (-12.96)	-0.003*** (-12.04)
Roa		0.000*** (17.46)	0.000*** (15.12)
Liquidity		-0.053*** (-77.48)	-0.053*** (-77.06)
State		0.013*** (8.92)	0.015*** (10.14)
Develop		-0.007*** (-6.84)	-0.039*** (-15.23)
Population		0.010*** (4.54)	0.017*** (7.50)
Infrastructure		-0.009*** (-10.03)	-0.009*** (-10.01)
Confucian		-0.211 (-0.76)	-0.183 (-0.66)
Trust		0.002 (0.84)	0.003* (1.70)
Institution		0.003 (0.76)	0.005 (1.48)
_cons	0.433*** (23.47)	1.655 (1.38)	1.619 (1.35)
Year	YES	NO	YES
City	YES	NO	YES
Industry	YES	NO	YES
Observations	2567422	1966071	1966071
R-squared	0.009	0.009	0.010

## (二)内生性检验

### 1. 控制遗漏变量

借鉴戴亦一等(2019),为缓解地区层面变量 Deadbeat 可能存在的内生性问题,本文采用两阶



段回归的方法,首先考虑到地区层面其他可能的遗漏变量,剔除这些因素对地区诚信水平的影响后,再考察模型的残差(Residual)对企业融资约束的影响。可能的遗漏变量包括:城市经济发展(Rgdp),以城市人均GDP度量;信贷环境(Loan),以信贷总额占GDP的比值衡量;职务腐败程度(Corruption),来源于《中国检察年鉴》及各省市人民检察院工作报告中的职务犯罪立案数,以各省公职人员为量纲计算得到;融资市场完善度(Finance),来源于中国银保监会查询的银行分支机构数量之和;文化教育(Education),以每百万人公共图书馆藏书来衡量;产业结构(Indstru),以第三产业占GDP比值衡量;城市吸引力(Attraction),以人口自然增长率衡量;樊纲和王小鲁(2016)编制的市场化指数(Market)、以铁路货运量度量的交通设施(Traffic)。

两阶段回归的结果如表4所示。第(1)列是以地区层面其他可能的遗漏变量对地区诚信水平进行回归,结果表明,信贷宽松和金融市场的完善程度以及市场化水平的提高等均显著有利于降低各地市老赖企业比率。随着经济发展程度的提高、城市吸引力不断提升,经济体的规模不断壮大,老赖企业比率也会上升。第(2)列是在剔除以上因素对地区诚信水平的影响后,考察模型的残差(Residual)对企业融资约束的影响。第(3)列是在第(2)列的基础上加入控制变量。回归结果均表明残差项(Residual)与正常企业融资约束在1%的水平上显著正相关,即地区老赖企业比率越高,该地区正常企业融资约束越大,与本文预期相符。

表4 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:控制遗漏变量

	(1) Deadbeat	(2) Constraint	(3) Constraint
Rgdp	0.030*** (197.18)		
Loan	-0.000*** (-68.53)		
Corruption	-0.000*** (-79.68)		
Finance	-0.000*** (-418.74)		
Market	-0.003*** (-6.24)		
Traffic	-0.000*** (-150.19)		
Culture	0.000*** (16.27)		
Indstru	0.023*** (311.95)		
Attraction	0.007*** (99.84)		
Residual		0.075*** (32.22)	0.088*** (32.21)
Age			-0.000** (-1.98)

	(1) Deadbeat	(2) Constraint	(3) Constraint
Size			0.036 *** (29.92)
Tangibility			-0.003 *** (-4.24)
Roa			0.039 *** (13.75)
Liquidity			0.000 (0.15)
State			-0.039 *** (-8.43)
Develop			0.065 *** (7.20)
Population			-0.076 *** (-5.40)
Infrastructure			0.010 *** (3.71)
Confucian			-1.627 * (-1.69)
Trust			0.004 (0.58)
Institution			-0.067 *** (-5.80)
_cons	-0.311 *** (-64.52)	-0.003 (-0.58)	7.937 * (1.91)
City	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	2282525	1966071	1966071
R-squared	0.661	0.048	0.044

## 2. 工具变量回归

除了遗漏变量之外,本文中采用老赖企业比率衡量地区诚信水平可能会存在一定的度量偏误,而且模型中不可能将所有影响因素逐一控制,这会导致内生性问题。因此本文选取工具变量,采用两阶段最小二乘法对模型重新做估计。

第(1)和(2)列中是采用明朝书院和学校数量之和(School)作为工具变量<sup>①</sup>。因为书院和学校

<sup>①</sup> 书院数据来源于《明清书院研究》,学校数据来源于《明一统志》、《古今图书集成》、《明史》,包括地址、状态、名称和归属地等信息。

数量能够反映当地对教育的重视程度和教育水平,而长期的教育熏陶教会人们应该诚实守信,即与本文的核心解释变量相关;然而,地区教育程度与企业融资约束无明显关系,因此这是一个较为合适的工具变量。回归结果表明,第(2)列中工具变量 School 的系数在 1% 的水平上显著为负,即该地区历史教育水平越高,人们受教育的熏陶,更加认可诚信的价值和失信的代价,老赖企业比率越少;第(1)列中老赖企业比率(Deadbeat)系数在 1% 的水平上显著为正,表明老赖企业越多,该地区正常企业融资约束越大,与本文预期相符。

第(3)和(4)是借鉴 Talhelm et al. (2014) 的研究,选择 1978 年各省人均水稻播种面积(Paddy)和城市地形起伏度(Terrain)作为工具变量<sup>①</sup>。一方面,水稻的种植对灌溉有严格的要求,在成长阶段缺水会使得产量大大减少,然而农田未必靠近水源,农户个体没有能力也没有动力独立投入建设完善的水利灌溉系统,这就要求农户相互配合与合作,断开水稻田之间的土坎,共同采购灌溉所需物资,才能在成本最小的情况下达到群体最优。所以水稻播种面积较高的地区,人们习惯于彼此间的合作,长期受这种合作意识的熏陶,会潜移默化地培育出良好的诚信环境。反之,失信于人将难以在当地获得合作关系,进而影响其生产乃至生存。另一方面,水稻播种面积与企业融资约束没有明显的关系。采用城市地形起伏度(Terrain)作为工具变量逻辑与此相似,地形起伏较低的地方,往往农耕活动更多,人口密度较大,人与人之间的相处合作更为密切,这会在无形中培养出合作与诚信意识,失信于人是不被认可甚至要付出代价的,其次,地形起伏度与正常企业融资约束无明显关系。回归结果表明,第(4)列中人均水稻播种面积(Paddy)的系数在 1% 的水平上显著为负,地形起伏度(Terrain)的系数在 1% 的水平上显著为正,与工具变量含义相一致,水稻播种面积较高的地区,会潜移默化地培育出良好的诚信环境,有助于降低老赖企业比率;地形起伏度较低的地方,个体之间的相处合作更为密切,违约的心理成本更高,地区诚信水平更高。第(3)列中老赖企业比率(Deadbeat)的系数在 1% 的水平上显著为正,亦表明老赖企业越多,该地区正常企业融资约束越大。此外,对工具变量进行弱工具变量检验发现 F 值远大于经验值 10,说明不存在弱工具变量问题;采用 Sargan 方法检验过度识别问题,p 值大于 0.1,不能拒绝原假设,意味着不存在工具变量的过度识别问题。工具变量能很好地解释内生变量,用该方法控制内生性后,所得结论保持不变。

表 5 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:工具变量回归结果

	(1) 第二阶段	(2) 第一阶段	(3) 第二阶段	(4) 第一阶段
Deadbeat	0.181*** (43.719)		0.401*** (6.330)	
School		-0.000*** (-119.292)		
Paddy				-0.000*** (-154.089)
Terrain				0.165*** (235.585)
Age	0.002*** (64.259)	0.000*** (14.439)	0.005*** (13.699)	0.000*** (14.237)

① 地形起伏度,也称相对地势或相对高度,可反映地面相对高差,是指在一个特定的区域内,最高点海拔高度与最低点海拔高度的差值。它是描述一个区域地貌形态的一个宏观性定量指标。

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)
	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段
Size	-0.004*** (-21.301)	0.007*** (39.738)	0.613*** (202.925)	0.008*** (41.280)
Tangibility	-0.006*** (-28.814)	-0.003*** (-14.003)	0.090*** (27.011)	-0.003*** (-13.413)
Roa	0.000*** (34.648)	0.000*** (12.511)	0.464*** (38.239)	0.027*** (36.471)
Liquidity	-0.159*** (-202.175)	-0.038*** (-55.336)	0.252*** (20.549)	-0.052*** (-70.812)
State	0.100*** (81.019)	0.042*** (38.396)	0.400*** (19.322)	0.023*** (18.216)
Develop	-0.017*** (-19.383)	0.173*** (373.497)	-0.073*** (-4.477)	0.246*** (474.985)
Population	-0.044*** (-78.253)	-0.054*** (-113.017)	-0.054*** (-6.115)	-0.050*** (-95.654)
Infrastructure	0.025*** (50.976)	-0.017*** (-38.545)	-0.096*** (-11.904)	-0.027*** (-52.579)
Confucian	-0.050*** (-14.104)	0.116*** (28.902)	1.493*** (29.397)	0.564*** (141.223)
Trust	-0.003*** (-38.969)	0.018*** (410.509)	0.115*** (15.379)	-0.060*** (-199.216)
Institution	0.004*** (56.743)	-0.012*** (-321.271)	0.025*** (37.928)	-0.000*** (-9.214)
Constant	0.869*** (55.326)	-1.057*** (-59.750)	-13.356*** (-55.261)	-2.499*** (-136.361)
Observations	1911936	1911936	1797015	1797015
R-squared	0.046	0.582	0.063	0.529

### 3. 以企业迁址为冲击事件构建 PSM-DID 模型

企业在生产经营中会因为经营成本、市场环境和政策变动等因素选择迁移,迁移之后企业所在地的信用环境会发生改变。按照前文的预期,如果企业迁往一个老赖企业更多的地方,企业的融资约束会更大,反之会更少。在此基础上,考虑到省会城市集聚了更多的资源,经济体量更大,老赖企业更多,但企业迁往省会意味着企业所处的诚信环境发生了改变,所以我们亦剔除企业迁往省会的样本,仅保留企业在地级市之间迁移的样本,尽可能干净地考察企业所在地老赖企业比率变化对企业融资约束的影响。为此,本文以企业是否地址迁移作为冲击事件,将样本分为实验组(迁址)和对照组(未迁址)两组,构建组别虚拟变量 Group,实验组赋值为 1。构建迁移冲击虚拟变量 Treat,迁址后的样本 Treat 赋值为 1,迁址之前赋值为 0,以迁址前后两年为研究窗口(包括迁址当年)。由于地址迁移企业较少,样本量差距较大,我们首先采用 PSM 的方法,以 Treat 作为因变量、以可能

影响公司迁址的因素作为自变量,采用 logit 模型进行回归,匹配后一系列变量对是否迁址的影响在统计上均不显著。其次,对 logit 模型中的控制变量进行实验组和对照组的均值差异检验,结果不存在统计上的显著差异,表明我们从对照组中为实验组中的每个个体寻找到了一个或多个背景特征相同或相似的个体作为对照,最大程度减少了其他混杂因素的干扰。

DID 回归结果如表 6 所示:第(1)和(2)列中是企业迁入老赖企业较少的城市,第(3)和(4)列中是企业迁入老赖企业较多的城市。回归结果表明(1)和(2)列中交乘项  $Treat * Group$  的系数显著为负,(3)和(4)列中交乘项  $Treat * Group$  的系数显著为正。这与本文的预期相符,当企业迁址后所处地区的诚信水平上升则融资约束得到缓解,反之会加重企业融资约束。值得注意的是,工业企业的迁址通常是出于原材料价格、经营成本、资源丰富程度、产品销路、交通便捷性等多方面的考虑,而这些因素都有助于企业扩大规模、降低经营成本,因此结果可能是无论企业新地址所在地区诚信水平变化如何,融资约束都会得到缓解,但(1)、(2)列与(3)、(4)列中的回归结果相反,能够排除这个因素的干扰。此外,为了更好地检验企业融资约束的变化是受到所处地区诚信水平变化的影响,本文的第(2)、(4)列在(1)、(3)列的基础上剔除了迁往省会城市的样本进行重新检验,因为与非省会地级市相比,省会城市通常在制度、交通、资源等各方面都更具有优势,可能会影响结论的稳健性。回归结果表明,即使是迁往非省会地级市,若企业迁址后诚信水平上升(下降),则企业融资约束缓解(加重),结论保持一致。

表 6 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:迁址 PSM-DID 回归结果

	迁入老赖企业较少的城市		迁入老赖企业较多的城市	
	All (1)	剔除迁往省会城市 (2)	All (3)	剔除迁往省会城市 (4)
Treat * Group	-0.053* (-1.86)	-0.061** (-2.10)	0.152* (2.01)	0.146* (1.79)
Age	0.001 (1.18)	0.001 (1.11)	0.003 (1.41)	0.003 (1.19)
Size	0.012 (1.42)	0.009 (1.02)	0.106*** (4.55)	0.106*** (4.42)
Tangibility	0.002 (0.65)	0.002 (0.56)	-0.311** (-2.44)	-0.289** (-2.19)
Roa	-0.250*** (-3.66)	-0.238*** (-3.34)	-0.000 (-0.00)	0.035 (0.26)
Liquidity	0.000 (0.97)	0.000 (0.61)	-0.000 (-0.82)	0.000 (0.26)
State	-0.021 (-0.45)	-0.020 (-0.41)	0.052 (0.62)	0.036 (0.38)
Develop	-0.028 (-1.11)	-0.011 (-0.42)	-0.183 (-0.92)	-0.148 (-0.67)
Population	-0.056** (-2.06)	-0.050* (-1.74)	0.235 (0.49)	0.219 (0.45)
Infrastructure	0.043 (1.46)	0.029 (0.93)	0.312 (1.31)	0.306 (1.25)

续表

	迁入老赖企业较少的城市		迁入老赖企业较多的城市	
	All (1)	剔除迁往省会城市 (2)	All (3)	剔除迁往省会城市 (4)
Confucian	0.129 (0.64)	0.156 (0.74)	-13.634 (-0.57)	-14.041 (-0.57)
Trust	-0.005 (-1.35)	-0.006 (-1.59)	0.473 (0.62)	0.493 (0.63)
Institution	-0.001 (-0.56)	-0.002 (-0.79)	-0.193 (-0.64)	-0.200 (-0.65)
_cons	0.094 (0.10)	56.284 (0.55)	0.004 (0.00)	58.004 (0.56)
City	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES
Observations	600	579	121	104
R-squared	0.258	0.890	0.245	0.860

### (三) 稳健性检验

本文采用多种方法以增强结论的稳健性。第一,表7中(1)和(2)列中分别将因变量替换为融资约束代理变量。借鉴蒋为和顾凌骏(2014)采用现金流比率,即现金流与总资产的比值(Constraint1)作为内源性融资约束的代理变量,具体为产品销售收入减去中间投入合计再减去税收额的净值以计算出现金流,再除以资产总计,企业对于自身现金流的支配能力越强,越不会遭受内源性融资约束;借鉴文东伟和冼国明(2014)采用利息支出与固定资产之比(Constraint2)作为外源融资约束的代理变量<sup>①</sup>。第二,替换核心解释变量。第(3)列中考虑到城市经济发展程度与市场活跃度和企业经营有重要影响,将自变量的量纲替换为城市GDP;第(4)列中以省级层面老赖企业比率作为代理变量。第三,考虑到工业企业数据库数据质量在2008年以前的认可度更高,因此将样本区间替换为2008年之前重新进行检验。回归结果表明,在经过以上处理后回归结果保持稳健且符合本文预期。地区老赖企业比率越高,该地区正常企业融资约束越大,且均在1%的水平上显著。

表7 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:稳健性检验结果

	替换因变量		替换自变量		替换样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Constraint1	Constraint2	Constraint	Constraint	Constraint
Deadbeat	-0.040*** (-8.01)	-0.002*** (-20.80)			0.009*** (6.66)

<sup>①</sup>之所以采用利息支出与资产的比值主要是考虑到,企业外源融资的成本越低,则越容易获得外部贷款,因而会支付更多的利息,利息支付越多的企业,间接表明该企业获得贷款的规模越大,越容易获得贷款,面临的融资约束因而更弱。由于企业的借贷能力会受到企业自身规模的影响,所以采用利息支出与资产的比值。也有一些文献中采用利息支出与负债的比值,更多的是反映企业贷款的成本。

续表

	替换因变量		替换自变量		替换样本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	Constraint1	Constraint2	Constraint	Constraint	Constraint
Deadbeat1			0.017*** (12.12)		
Deadbeat2				0.030*** (15.19)	
Age	-0.000 (-0.41)	0.000*** (4.08)	0.000*** (2.95)	0.000*** (2.92)	0.000 (1.53)
Size	-0.330*** (-139.58)	-0.003*** (-66.65)	-0.019*** (-49.09)	-0.019*** (-49.11)	-0.018*** (-26.37)
Tangibility	-0.032*** (-8.62)	0.001*** (22.29)	-0.003*** (-11.94)	-0.003*** (-11.99)	-0.010*** (-9.71)
Roa	-0.000 (-0.42)	0.000** (2.37)	0.000*** (15.44)	0.000*** (15.79)	0.002*** (54.15)
Liquidity	1.371*** (273.29)	0.008*** (96.74)	-0.052*** (-76.76)	-0.052*** (-76.72)	-0.107*** (-76.11)
State	0.022*** (2.98)	0.000 (0.83)	0.015*** (10.03)	0.015*** (9.90)	0.013*** (6.17)
Develop	0.164*** (12.30)	-0.001*** (-3.57)	-0.037*** (-14.46)	-0.036*** (-14.32)	-0.039*** (-10.44)
Population	-0.007 (-0.70)	0.001*** (3.27)	0.018*** (7.97)	0.017*** (7.34)	0.010*** (3.67)
Infrastructure	0.101*** (15.38)	-0.000*** (-3.08)	-0.010*** (-11.41)	-0.009*** (-9.74)	-0.007*** (-3.69)
Confucian	1.447 (0.84)	0.017 (0.49)	-0.199 (-0.71)	-0.199 (-0.72)	-1.462*** (-3.01)
Trust	-0.022 (-1.36)	-0.000 (-0.89)	0.003 (1.63)	0.003 (1.51)	0.005 (1.07)
Institution	0.002 (0.09)	0.000 (0.81)	0.005 (1.43)	0.005 (1.41)	-0.003 (-0.42)
_cons	-4.574 (-0.61)	-0.033 (-0.22)	1.677 (1.39)	1.675 (1.39)	7.239*** (3.46)
City	YES	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.131	0.015	0.010	0.010	0.014

## (四)老赖企业影响正常企业融资约束的作用路径分析

金融资源对企业的重要性毋庸置疑,然而,较高的老赖企业比率会加剧市场上的信息不对称,通过分别作用于民营企业和金融机构的行为,恶化信贷主体间的信息不对称现象,从而提高民营企业面临的融资约束程度。就企业而言,直接的经营关联会抑制正常企业的营运能力,不良声誉释放风险信号会导致正常企业商业信用降低,需要更多的成本进行信息搜集等会导致交易成本上升。对金融机构来说,银行等金融机构出于风险规避意识会更加青睐国有或大规模企业,加深信贷歧视造成信贷扭曲,此外,基于信贷安全的考量,银行可能会收紧信贷规模,要求更高的抵押或担保等,导致企业信贷规模降低,债务融资成本上升,本文对此分别进行检验。

## 1. 老赖企业比率对正常企业经营的影响

为了考察老赖企业的存在会影响该地区正常企业的生产经营,削弱正常企业营运能力,降低商业信用,提高交易成本等进而加剧正常企业融资约束,本文借鉴魏浩等(2019)以应收账款周转率对企业的营运能力(Operation)进行单独考察,企业的应收账款如果能及时收回,公司的资金使用效率会大幅提高,为企业提供更多的流动性从而缓解融资约束。此外,借鉴余泳泽等(2020)选用应付账款进行对数化处理作为资金周转的代理变量,考察企业的商业信用(Credit),因为应付账款是企业之间的一种直接信用行为,也是一种最典型、最常见的商业信用形式,应付账款越高表明企业商业信用越高,有利于资金周转进而缓解企业融资约束。借鉴冯泰文(2009),选择中国工业企业数据库中列示的与经营活动有关的费用进行加总,并将其进行对数化处理作为交易成本(Cost1)的代理变量分别进行检验,回归结果如表8所示。第(1)和(2)列中老赖企业比率的系数在1%的水平上显著为负,表明老赖企业比率越高会显著降低该地区正常企业的营运能力和商业信用;第(3)列中老赖企业比率的系数在1%的水平上显著为正,表明老赖企业比率与正常企业的交易成本显著正相关,失信环境导致企业交易成本上升,增加正常企业融资约束,结论与本文预期相符<sup>①</sup>。

表8 老赖企业比率对正常企业经营的影响

	(1)	(2)	(3)
	营运能力	商业信用	交易成本
Deadbeat	-1.272*** (-26.01)	-0.045*** (-7.76)	0.077*** (12.81)
Age	-0.001 (-0.08)	0.000 (1.04)	-0.000*** (-2.61)
Size	1.865*** (7.38)	-0.837*** (-242.16)	-0.519*** (-188.36)
Tangibility	3.638*** (27.53)	-0.019*** (-6.71)	-0.090*** (-22.28)
Roa	-1.170*** (-20.48)	-1.122*** (-156.09)	-0.005 (-0.82)

<sup>①</sup> 考虑到老赖企业比率对正常企业经营的影响主要在于企业之间的违约,且老赖企业来源中大多是以非银行为原告,大约占85%。因此,此部分内容亦采用非银行为原告的老赖企业比率进行稳健性检验,结果保持一致。



续表

	(1)	(2)	(3)
	营运能力	商业信用	交易成本
Liquidity	2.637*** (65.17)	-0.088*** (-12.72)	-0.423*** (-73.33)
State	-2.749*** (-3.06)	0.026** (2.41)	0.001 (0.05)
Develop	2.151*** (13.30)	-0.077*** (-3.89)	-0.229*** (-12.32)
Population	-1.555*** (-8.94)	0.019 (1.57)	0.007 (0.59)
Infrastructure	3.515*** (6.47)	0.002 (0.23)	-0.037*** (-5.38)
Confucian	-1.437 (-0.79)	-0.114 (-0.04)	-9.337*** (-3.20)
Trust	-0.215 (-0.91)	0.040 (1.64)	-0.009 (-0.57)
Institution	0.890*** (3.05)	0.064* (1.95)	0.041 (1.13)
_cons	4.103 (0.52)	0.868 (0.08)	39.811*** (3.13)
City	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.014	0.181	0.100

## 2. 老赖企业比率对银行信贷的影响

失信环境对正常企业的溢出效应不仅体现在影响正常企业生产经营,还体现在影响银行金融机构的信贷决策判断。为了对此进行验证,本文借鉴文东伟和冼国明(2014)以利息支出比率来度量企业获得银行贷款的规模(Scale),利息支付越多的企业,间接表明该企业越容易获得贷款且获得的贷款规模较大,面临的融资约束较小。此外,借鉴吕越等(2015)以企业利息支出对数值的标准差作为信贷失衡程度的代理变量,度量信贷扭曲(Distortion);借鉴王营和曹廷求(2014)以利息支出与负债的比率度量企业的债务融资成本(Cost2),融资成本越高则企业融资约束越大。分别采用以上变量作为因变量进行检验,回归结果如表9所示。第(1)列中老赖企业比率的系数在1%的水平上显著为负,表明失信环境与企业信贷规模显著负相关,较高的老赖企业比率会释放危险信号,增加银行信贷发放的顾虑,降低企业信贷规模。第(2)和(3)列中,老赖企业比率的系数在1%的水平上显著为正,表明较高的老赖企业比率可能会加深银行对国有及大规模企业的青睐,使得信贷资源向部分企业倾斜,加剧信贷扭曲。此外,老赖企业比率与企业债务融资成本显著正相关,这可能是由于银行厌恶风险,失信环境中会要求更高的抵押或担保等,提高企业融资成本<sup>①</sup>。

① 考虑到老赖企业比率对银行信贷的影响主要在于企业与银行之间的违约,因此,此部分内容亦采用以银行为原告的老赖企业进行稳健性检验,结果保持一致。

表9 老赖企业比率对银行信贷的影响

	(1)	(2)	(3)
	信贷规模	信贷扭曲	融资成本
Deadbeat	-0.002 *** (-21.38)	0.066 *** (23.55)	0.005 *** (29.08)
Age	0.000 *** (3.82)	-0.001 *** (-10.42)	-0.000 *** (-4.35)
Size	-0.003 *** (-62.67)	-0.372 *** (-284.71)	0.003 *** (40.01)
Tangibility	0.001 *** (23.41)	-0.005 *** (-8.20)	-0.001 *** (-22.34)
Roa	0.011 *** (100.98)	-0.238 *** (-84.93)	0.027 *** (145.53)
Liquidity	0.009 *** (103.45)	-0.122 *** (-45.80)	-0.007 *** (-44.07)
State	-0.000 (-0.06)	-0.009 ** (-2.10)	-0.000 (-0.90)
Develop	-0.001 ** (-2.27)	0.065 *** (7.68)	-0.002 *** (-2.97)
Population	0.001 *** (2.64)	-0.100 *** (-8.84)	-0.001 * (-1.95)
Infrastructure	-0.000 ** (-2.24)	-0.008 *** (-2.72)	0.000 (1.48)
Confucian	0.019 (0.54)	4.574 *** (4.26)	0.053 (0.84)
Trust	-0.000 (-1.04)	-0.001 (-0.13)	-0.001 ** (-2.14)
Institution	0.000 (0.68)	-0.011 (-0.94)	0.000 (0.19)
_cons	-0.049 (-0.33)	-14.740 *** (-3.22)	-0.258 (-0.98)
City	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.022	0.215	0.026

## 五、进一步讨论

### (一) 企业所有制异质性分析

企业所有制性质不同,本身所具有的特征以及所面临的市场环境、政策,能够获得的资源都会

有所差异,为检验老赖企业比率对正常企业融资约束的负向溢出效应在不同所有制性质的企业之间有何不同,本文将样本分为国有企业、民营企业(State)以及外资企业与非外资企业(Foreign)两组,然后分别构建组别虚拟变量与老赖企业比率进行交乘,采用交乘项的方法分别考察老赖企业比率对正常企业融资约束、运营能力和信贷规模的影响在不同所有制企业之间的差异性。回归结果如表10所示:第(1)–(3)列中考察国有与民营企业,回归结果表明,老赖企业比率对民营的溢出效应更大,失信环境显著降低了民营企业的营运能力和信贷规模,增加企业融资约束。第(4)–(6)列中考察外资与非外资企业,结果表明,失信环境中非外资企业受到影响更大,同样表现为营运能力和信贷规模的下降以及融资约束增加。这可能是由于国有企业通常拥有政府背书,且由于所有制性质特殊,在制度约束及企业形象等方面标准更高,因而市场认可度更高。而外资企业属于在他国市场参与竞争,通常会更加严格要求自己,极力保证自身在中国市场的商业信誉以获得更好的发展,因此相较于非外资企业获得更多信任。

表10 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:企业所有制异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有=1,民营=0			外资=1,非外资=0		
	融资约束	营运能力	信贷规模	融资约束	营运能力	信贷规模
Deadbeat	0.028*** (15.68)	-4.841*** (-4.72)	-0.002*** (-18.48)	0.005*** (5.75)	-1.128*** (-22.25)	-0.002*** (-17.64)
Deadbeat * State	-0.026*** (-14.73)	-8.809*** (-8.80)	-0.002*** (-9.73)			
State	-0.003* (-1.93)	7.908*** (7.44)	0.001*** (5.30)			
Deadbeat * Foreign				-0.005*** (-3.79)	-4.020*** (-5.70)	-0.001*** (-8.12)
Foreign				-0.000 (-0.03)	-0.849 (-1.19)	0.001*** (4.55)
Age	0.000*** (3.27)	-0.000 (-0.01)	0.000*** (3.93)	0.000*** (3.54)	0.003 (0.16)	0.000*** (4.11)
Size	-0.019*** (-48.76)	2.181*** (8.63)	-0.003*** (-66.95)	-0.019*** (-48.65)	2.407*** (9.66)	-0.003*** (-68.51)
Tangibility	-0.003*** (-12.35)	3.644*** (27.58)	0.001*** (22.50)	-0.003*** (-14.37)	4.322*** (31.48)	0.001*** (25.55)
Roa	0.000*** (14.84)	0.000** (2.02)	0.000** (2.56)	0.000*** (16.51)	0.000** (2.21)	0.000*** (2.59)
Liquidity	-0.053*** (-77.06)	26.866*** (66.52)	0.008*** (96.74)	-0.055*** (-79.23)	28.274*** (69.63)	0.008*** (90.21)
Develop	-0.040*** (-15.64)	21.763*** (13.43)	-0.001*** (-3.32)	-0.041*** (-16.12)	22.022*** (13.71)	-0.001*** (-4.21)
Population	0.018*** (7.59)	-15.529*** (-8.94)	0.001*** (3.22)	0.018*** (7.70)	-15.496*** (-9.02)	0.001*** (3.27)

续表

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	国有 = 1, 民营 = 0			外资 = 1, 非外资 = 0		
	融资约束	营运能力	信贷规模	融资约束	营运能力	信贷规模
Infrastructure	-0.009*** (-10.21)	3.521*** (6.48)	-0.000*** (-2.96)	-0.010*** (-11.01)	2.869*** (5.34)	-0.000*** (-2.99)
Confucian	-0.186 (-0.67)	-687.054*** (-3.55)	0.017 (0.50)	-0.231 (-0.84)	-624.151*** (-3.30)	0.016 (0.48)
Trust	0.004* (1.78)	0.550 (0.45)	-0.000 (-0.94)	-0.001 (-0.49)	-0.303 (-0.29)	-0.000 (-1.26)
Institution	0.005 (1.50)	-17.994*** (-7.52)	0.000 (0.80)	0.009** (2.55)	-19.035*** (-8.12)	0.000 (1.01)
_cons	1.637 (1.36)	3.245*** (3.87)	-0.034 (-0.23)	1.787 (1.50)	3.018*** (3.67)	-0.030 (-0.20)
City	YES	YES	YES	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.011	0.014	0.015	0.011	0.014	0.015

## (二) 企业特征异质性分析

除了所有制性质之外,企业规模大小以及融资依赖度不同,受所处地区老赖企业比率的影响也不同。从企业规模来看,小规模企业通常财务不规范、缺乏抵押物,且自身综合实力较弱,当地区企业信用环境较差时,由于经营敏感性较低所以更容易受到波及。相应的大规模企业通常有规范完善的财务体系和更多的抵押资产,实力更加雄厚,即使遇到资金困境也更容易解决。从企业的融资依赖度来看,相较于融资依赖度较低的企业,融资依赖度较高的企业对资金波动更加敏感,所处地区老赖企业比率的负向作用会施加较大的外部性。因此我们预期地区老赖企业比率越高,小规模企业以及融资依赖度越高的企业融资约束越严重,大规模及融资依赖度较低的企业未必受到影响或影响较小。沿着以上思路,首先我们将样本按照工业企业规模标准分为大中型企业和微型企业(Size)两个样本,再以资产总计的自然对数度量企业规模,按照均值上下划分成大规模和小规模企业(Scale)两个样本,分别构建组别虚拟变量与老赖企业比率进行交乘,如表11的第(1)和(2)列所示。其次,借鉴李连发和辛晓岱(2009)以长期负债与固定资产的比值刻画企业外部融资依赖度(Depend1),按照数值大小划分为高低两组,采用交乘项的方法进行检验,如表11的第(3)列所示。回归结果表明:第(1)和(2)列中交乘项的系数在5%及以上的水平上显著为负,表明老赖企业的负向溢出效应在小规模企业中作用更加显著;而第(3)列中交乘项的系数在1%的水平上显著为正,表明老赖企业的负向溢出效应在融资依赖度较高的企业中作用更加显著,研究结论与本文预期相符。

表 11 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:企业特征异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	Big = 1, Small = 0	Big = 1, Small = 0	High = 1, Low = 0
Deadbeat	0.007*** (7.97)	0.014*** (7.76)	0.008*** (8.15)
Deadbeat * Size	-0.002** (-2.27)		
Size	-0.001 (-0.84)		
Deadbeat * Scale		-0.003*** (-5.04)	
Scale		-0.004*** (-7.33)	
Deadbeat * Depend1			0.001*** (3.45)
Depend			0.015*** (82.79)
Age	-0.020*** (-58.51)	-0.017*** (-38.88)	-0.022*** (-61.15)
Tangibility	-0.003*** (-15.67)	-0.003*** (-15.65)	-0.003*** (-14.01)
Roa	0.000*** (18.85)	0.000*** (18.94)	0.000*** (16.17)
Liquidity	-0.053*** (-87.43)	-0.053*** (-87.49)	-0.051*** (-78.33)
Develop	-0.029*** (-13.39)	-0.029*** (-13.43)	-0.031*** (-13.13)
Population	0.013*** (6.01)	0.013*** (6.01)	0.014*** (6.45)
Infrastructure	-0.015*** (-20.49)	-0.015*** (-20.49)	-0.012*** (-14.52)
Confucian	-0.226 (-0.91)	-0.226 (-0.92)	-0.358 (-1.36)
Trust	-0.000 (-0.08)	-0.000 (-0.07)	0.001 (0.32)
Institution	0.004 (1.53)	0.004 (1.51)	0.004 (1.34)
_cons	1.862* (1.74)	1.847* (1.73)	2.361** (2.07)
City	YES	YES	YES
Year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.011	0.011	0.017

### (三) 行业特征异质性分析

为了检验不同的行业特征下,地区老赖企业比率对该地区正常企业融资约束的影响具有怎样的异质性。本文借鉴 Nickell(1996)、陈志斌和王诗雨(2015)分别以企业的总资产和销售收入构建行业的赫芬达尔—赫希曼指数(HHI)度量市场的集中程度,记为 HHI-Asset 和 HHI-Income,这是一个负向指标,指数越大表明竞争程度越小。将样本按照数值大小划分为较大和较小两组,构建组别虚拟变量与老赖企业比率交乘,如表 12 的(1)和(2)列所示。此外,借鉴刘斌等(2015)构建行业融资依赖度指标(Depend2),将样本分为融资依赖度较高和较低两组同样采用交乘项的方法进行检验,如表 12 的第(3)列所示。回归结果显示第(1)和(2)列中交乘项的系数在 1% 的水平上显著为负,表明老赖企业的负向溢出效应在竞争程度较大的企业间作用更加显著。这可能是因为垄断性行业往往规模较大且利润较高,在所处地区老赖企业较多,诚信环境较差的情况下,会因为自身所具有的规模和利润等优势,获得更多的投资,筛选出更优质的客户和合作商,从而挤出其他行业获得正向溢出效应。而第(3)列中交乘项的系数在 1% 的水平上显著为正,表明老赖企业的负向溢出效应在融资依赖度较高的行业中作用更加显著,研究结论与本文预期相符。

表 12 老赖企业对正常企业融资约束的溢出效应:行业特征异质性分析

	(1)	(2)	(3)
	HHI-Asset 较大 = 1, 较小为 0	HHI-Income 较大 = 1, 较小为 0	High = 1, Low = 0
Deadbeat	0.003 *** (3.91)	0.003 *** (3.61)	0.009 *** (6.89)
Deadbeat * HHI-Asset	-0.024 *** (-8.56)		
* HHI-Asset	0.010 *** (3.80)		
Deadbeat * HHI-Income		-0.026 *** (-9.23)	
HHI-Income		0.011 *** (3.68)	
Deadbeat * Depend2			0.006 *** (4.67)
Depend2			0.004 *** (2.87)
Age	0.000 *** (4.25)	0.000 *** (4.25)	0.000 (1.52)
Size	-0.020 *** (-60.07)	-0.020 *** (-60.17)	-0.021 *** (-44.90)
Tangibility	-0.003 *** (-15.68)	-0.003 *** (-15.70)	-0.002 *** (-8.00)
Roa	0.000 *** (18.70)	0.000 *** (18.75)	0.000 *** (12.97)
Liquidity	-0.053 *** (-87.39)	-0.053 *** (-87.34)	-0.058 *** (-67.53)
Develop	-0.029 *** (-13.39)	-0.029 *** (-13.36)	-0.022 *** (-7.30)

续表

	(1) HHI-Asset 较大 = 1, 较小为 0	(2) HHI-Income 较大 = 1, 较小为 0	(3) High = 1, Low = 0
Population	0.014 *** (6.16)	0.014 *** (6.16)	0.016 *** (4.51)
Infrastructure	-0.015 *** (-20.79)	-0.015 *** (-20.81)	-0.015 *** (-14.69)
Confucian	-0.230 (-0.93)	-0.231 (-0.93)	-0.464 (-1.29)
Trust	-0.000 (-0.02)	-0.000 (-0.02)	0.004 * (1.75)
Institution	0.004 (1.54)	0.004 (1.52)	-0.001 (-0.13)
_cons	1.878 * (1.76)	1.881 * (1.76)	2.894 * (1.86)
City	YES	YES	YES
year	YES	YES	YES
Industry	YES	YES	YES
Observations	1966071	1966071	1966071
R-squared	0.011	0.011	0.010

## 六、结 语

金融市场间的联动和风险传染等溢出效应在文献中已经有充分讨论。实际上实体经济中类似的现象也较为常见,比如一家企业破产导致银行资产受损,催生出“一家出事,同乡连坐”的现象,这一区域内其他企业的银行信贷整体都被收紧;甚至一家企业出现问题,便会沿着供应链扩散,对其上下游企业产生连锁影响。因此企业间的联动和声誉传染危害同样不可小觑,但是现有文献对此现象的讨论还非常欠缺。本文采用城市级别的老赖企业数据尝试对此议题进行补充分析。

诚信对于企业经营尤其是企业融资极其重要,企业的信用风险及其伴随的传染效应甚至比金融体系更为严重,社会信用的缺失可能会导致“一粒老鼠屎,坏了一锅粥”的现象发生。在这方面,我国的老赖企业可能就是一个典型的反面教材。一方面老赖企业影响正常企业的生产经营,导致正常企业的营运能力和商业信用下降,极大地破坏了企业的内部资金周转,且事前事后的信息搜索工作等会提高交易成本,加剧企业融资约束。另一方面,老赖比率升高会加深银行关于信贷决策的顾虑,放大对国有及大规模企业的信贷偏好甚至提高贷款门槛条件,导致正常企业信贷规模下降,成本上升且信贷扭曲增加,外源融资约束加重。基于此,本文以老赖企业为切入点,考察失信环境对正常企业融资约束的溢出效应。研究发现,老赖企业通过影响正常企业的经营和信贷加剧正常企业的融资约束,且这种溢出效应存在异质性。

本文为减少实体经济扭曲,促进资源有效配置,缓解企业融资约束提供了证据支持,同时还具有较为重要的政策启示意义。第一,提高市场准入门槛,用声誉机制发挥筛选把关作用以避免老赖企业入驻,对有违约赖账等行为倾向或历史的企业加强监督,限令其遵守市场准则或退出经营,即

源头预防和过程监控双管齐下以降低地区老赖企业比率。第二,及时收集与公布区域内企业违约情况并建立黑名单制度广泛宣传,加强对违约企业的管制措施,提高企业违约成本,降低银行信贷风险,促进地区良好营商环境的形成。第三,加强对老赖企业所关联企业的及时救助,防止“一企老赖,多企折损”的情况发生,减少老赖企业对正常企业的溢出效应。

## 参考文献

- 曹春方、周大伟(2015):《信任环境、公司治理与民营上市公司投资-现金流敏感性》,《世界经济》,第5期。
- 陈雨露、马勇(2008):《社会信用文化、金融体系结构与金融业组织形式》,《经济研究》,第3期。
- 陈志斌、王诗雨(2015):《产品市场竞争对企业现金流风险影响研究——基于行业竞争程度和企业竞争地位的双重考量》,《中国工业经济》,第3期。
- 戴亦一、张鹏东、潘越(2019):《老赖越多,贷款越难?——来自地区诚信水平与上市公司银行借款的证据》,《金融研究》,第8期。
- 邓可斌(2017):《银行关联如何缓解融资约束:直接机制还是间接机制》,《当代财经》,第5期。
- 段一群、戴稳胜(2013):《金融环境、政治关系与融资约束——基于装备制造业上市公司的经验证据》,《科技进步与对策》,第24期。
- 冯泰文(2009):《生产性服务业的发展对制造业效率的影响——以交易成本和制造成本为中介变量》,《数量经济技术经济研究》,第3期。
- 江伟、胡玉明、曾业勤(2015):《融资约束与企业成本粘性——基于我国工业企业的经验证据》,《金融研究》,第10期。
- 江伟、李斌(2006):《制度环境、国有产权与银行差别贷款》,《金融研究》,第12期。
- 姜付秀、石贝贝、李行天(2015):《“诚信”的企业诚信吗?——基于盈余管理的经验证据》,《会计研究》,第8期。
- 蒋为、顾凌骏(2014):《融资约束、成本异质性与企业出口行为——基于中国工业企业数据的实证分析》,《国际贸易问题》,第2期。
- 李连发、辛晓岱(2009):《外部融资依赖、金融发展与经济增长:来自非上市企业的证据》,《金融研究》,第2期。
- 刘斌、袁其刚、商辉(2015):《融资约束,歧视与企业规模分布——基于中国工业企业数据的分析》,《财贸经济》,第3期。
- 吕越、罗伟、刘斌(2015):《异质性企业与全球价值链嵌入:基于效率和融资的视角》,《世界经济》,第8期。
- 穆勒,约翰(1997):《政治经济学原理(上卷)》(中译本),商务印书馆。
- 聂辉华、江艇、杨汝岱(2012):《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》,第5期。
- 潘越、戴亦一、吴超鹏等(2009):《社会资本、政治关系与公司投资决策》,《经济研究》,第11期。
- 潘越、吴超鹏、史晓康(2010):《社会资本、法律保护与IPO盈余管理》,《会计研究》,第5期。
- 钱先航、曹春方(2013):《信用环境影响银行贷款组合吗——基于城市商业银行的实证研究》,《金融研究》,第4期。
- 钱先航、曹春方(2014):《信用环境影响银行贷款组合吗——基于城市商业银行的实证研究》,《金融研究》,第4期。
- 邵毅平、虞凤凤(2012):《内部资本市场、关联交易与公司价值研究——基于我国上市公司的实证分析》,《中国工业经济》,第4期。
- 宋玉臣、马建云(2013):《集团化运作下的融资约束与财务风险——来自中国A股市场的经验证据》,《吉林工商学院学报》,第1期。
- 谭语嫣、谭之博、黄益平、胡永泰(2017):《僵尸企业的投资挤出效应:基于中国工业企业的证据》,《经济研究》,第5期。
- 汤振羽、陈曜(2001):《我国商业银行信贷博弈分析》,《国际金融研究》,第4期。
- 王小鲁、樊纲、余静文(2017):《中国分省份市场化指数报告(2016)》,社会科学文献出版社。
- 王营、曹廷求(2014):《董事网络增进企业债务融资的作用机理研究》,《金融研究》,第7期。
- 魏浩、白明浩、郭也(2019):《融资约束与中国企业的进口行为》,《金融研究》,第2期。
- 魏志华、曾爱民、李博(2014):《金融生态环境与企业融资约束——基于中国上市公司的实证研究》,《会计研究》,第5期。
- 文东伟、冼国明(2014):《企业异质性、融资约束与中国制造业企业的出口》,《金融研究》,第4期。
- 吴军、白云霞(2009):《我国银行制度的变迁与国有企业预算约束的硬化——来自1999-2007年国有上市公司的证据》,《金融研究》,第10期。
- 谢军、黄志忠(2014):《区域金融发展、内部资本市场与企业融资约束》,《会计研究》,第7期。
- 谢千里、罗斯基、张轶凡(2008):《中国工业生产率的增长与收敛》,《经济学(季刊)》,第3期。
- 徐光、赵茜、王宇光(2019):《定向支持政策能缓解民营企业的融资约束吗?——基于民营企业债务融资支持工具政策的研究》,《金融研究》,第12期。
- 余泳泽、郭梦华、胡山(2020):《社会失信环境与民营企业成长——来自城市失信人的经验证据》,《中国工业经济》,第9期。



张维迎、柯荣住(2002):《信任及其解释:来自中国的跨省调查分析》,《经济研究》,第10期。

赵向阳、李海、孙川(2015):《中国区域文化地图:“大一统”抑或“多元化”》,《管理世界》,第2期。

Altman, E. (1984): “A Further Empirical Investigation of the Bankruptcy Cost Question”, *Journal of Finance*, 39, 1067–1089.

Carpenter, R. and A. Guariglia (2008): “Cash Flow, In-vestment, and Investment Opportunities: New Tests Using UK Panel Data”, *Journal of Banking and Finance*, 32, 1894–1906.

Cull, R., W. Li, B. Sun and L. Xu (2015): “Government Connections and Financial Constraints: Evidence from a Large Representative Sample of Chinese Firms”, *Journal of Corporate Finance*, 32, 153–158.

Daniela, F. and A. Menichini (2010): “Trade Credit, Collateral Liquidation and Borrowing Constraints”, *Journal of Financial Economics*, 96, 413–432.

Erhard, W. and M. Jensen, (2014): “Putting Integrity in to Finance: A Purely Positive Approach”, NBER Working Paper, No. 19986

Fisman, R. and T. Khanna (1999): “Is Trust a Historical Residue? Information Flows and Trust Levels”, *Journal of Economic Behavior and Organization*, 38, 79–92.

Gosling, M. and H. Huang (2009): “The Fit Between Integrity and Integrative Social Contracts Theory”, *Journal of Business Ethics*, 90, 407–417.

Greenwood, J. and B. Jovanovic (1990): “Financial Development, Growth, and the Distribution of Income”, *Journal of Political Economy*, 98, 1076–1107.

Grieser, W., R. Li and A. Simonov (2016): “Integrity, Creativity, and Corporate Culture”, SSRN Working Paper, No. 2741049.

Guiso, L., P. Sapienza and L. Zingales (2008): “Trusting the Stock Market”, *Journal of Finance*, 63, 2557–2600.

He, X. (2009): “The Development of Entrepreneurship and Private Enterprise in the People’s Republic of China and Its Relevance to Transitional Economics”, *Journal of Developmental Entrepreneurship*, 14, 39–58.

Keneth, S., Q. Vinh and K. Isabel (2012): “Effects of Financial Liberalization and Political Connection on Listed Chinese Firms’ Financing Constraints”, *World Economy*, 35, 483–499.

King, R. and R. Levine (1993): “Finance, Entrepreneurship and Growth”, *Journal of Monetary Economics*, 32, 513–542.

Knack, S. and P. Keefer (1997): “Does Social Capital Have an Economic Payoff? A Cross-Country Investigation”, *Quarterly Journal of Economics*, 112, 251–1288.

La Porta, R., F. Lopez-de-Silanes, A. Shleifer and R. Vishny (1997): “Legal Determinants of External Finance”, *Journal of Finance*, 52, 1131–1150.

Lai, T., A. Lei, F. Song (2019): *The Impact of Corporate Fraud on Director-interlocked Firms: Evidence from Bank Loans*, Post-Print.

Love, I., L. Zicchino (2006): “Financial Development and Dynamic Investment Behavior: Evidence from Panel VAR”, *Quarterly Review of Economics and Finance*, 46, 190–210.

Mazar, N. and D. Ariely (2006): “Dishonesty in Everyday Life and Its Policy Implications”, *Journal of Public Policy and Marketing*, 25, 117–126.

Murphy, P. (1998): *Eighty Exemplary Ethics Statements*, University of Notre Dame Press.

Nickell, S. (1996): “Competition and Corporate Performance”, *Journal of Political Economy*, 104, 724–746.

Putnam, R., R. Leonardi and R. Nanetti (1993): *Making Democracy Work: Civic Traditions in Modern Italy*, Princeton University Press.

Sapienza, P. (2004): “The Effects of Government Ownership and Bank Lending”, *Journal of Financial Economics*, 72, 357–384.

Talhelm, T., X. Zhang, S. Oishi, C. Shimin, D. Duan, X. Lan and S. Kitayama (2014): “Large-Scale Psychological Differences Within China Explained by Rice Versus Wheat Agriculture”, *Science*, 344, 603–608.

Thosuwanchot, N., D. Gomulya and E. Kang (2016): “Contagion and Competitive Spillover Effects Following Financial Reporting Fraud”, *Academy of Management Proceedings*, 1, 10249.

Williamson, O. (1975): *Markets and Hierarchies: Analysis and Antitrust Implications: A Study in the Economics of Internal Organization*, University of Illinois at Urbana – Champaign’s Academy for Entrepreneurial Leadership Historical Research Reference in Entrepreneurship, Available at SSRN: <https://ssrn.com/abstract=1496220>.

Zak, P. and S. Knack (2001): “Trust and Economic Growth”, *Economic Journal*, 111, 295–321.

(责任编辑:周莉萍)

## A Fire on the City Gate Brings Disaster to the Fish in the Moat?

### ——Local Spillover Effects of “Untrustworthy Enterprises” on Financing Constraints

YE Dezhu<sup>[a]</sup> YANG Yingying<sup>[b]</sup> YE Xian<sup>[c]</sup> PAN Shuang<sup>[d]</sup>

(Department of Finance, Ji Nan University, Guangzhou, 510632, China<sup>[a,b,d]</sup>; Laboratory for Behavioral and Regional Finance, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China<sup>[c]</sup>)

**Abstract:** Using the data of untrustworthy persons (legal persons) from the Supreme People’s Court, this article tests the local spillover effects of “untrustworthy enterprises” on financing constraints. It finds a positive correlation between the number of “untrustworthy enterprises” in a city and the tightness of financing constraints for other companies in the same area. The article identifies two mechanisms behind the spillover effects: business linkages and reputation contagion. The former decelerates the operating cash flow/turnover of local companies and the later increases bank credit risk concerns. Compared to reputation contagion, the effects of business linkages are more persistent.

**Key Words:** Debt Default; Financing Constraints; Spillover Effects; Information Asymmetry

**JEL Classification:** D82; G21; G32

## The Effect of Marriage on Household Life Insurance Demands

### ——An Empirical Study Based on CHFS Data

WANG Xiaoquan YAN Jianjun JIA Haowen LI Yingqi

(School of Insurance, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 102206, China; Institute of Finance and Banking, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100028, China; Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 102206, China; Ping An Life Insurance Company of China, Shenzhen 518031, China)

**Abstract:** Employing the data from China Household Financial Survey (CHFS) in 2013 and 2015, the article shows that marriage can significantly improve households’ demand for commercial life insurance, and the effects in urban families are