

互联网金融发展、银企关联 与创业板公司债务融资

马 玎¹(博士), 万蓬勃²

【摘要】以2010~2016年非金融创业板上市公司为研究样本,从债务融资结构、债务融资成本和债务融资规模三个维度,实证分析互联网金融发展和银企关联对债务融资的作用机理。结果表明:互联网金融的发展有助于创业板上市公司获取债务融资,主要通过扩大债务融资规模和增加短期债务的途径实现。银企关联则显著降低了创业板公司债务融资成本,但对公司债务规模以及长期负债比例的增加未起到预期作用。进一步分组回归发现:在获取短期债务方面,互联网金融发展和银企关联存在替代关系;在减少融资成本方面,银企关联在低互联网金融发展程度地区发挥的作用更为显著。鉴于此,从发展银企关系、调整债务结构、对接发展阶段、促进融合发展四个方面提出政策建议。

【关键词】创业板公司; 银企关联; 互联网金融发展; 债务融资

【中图分类号】 F830

【文献标识码】 A

【文章编号】 1004-0994(2019)20-0141-8

一、引言

创业板公司大多处于初创阶段,属于创新型、高成长性、高风险的科技型中小企业。相比主板与中小板,创业板公司科技创新能力更强,但技术风险更高,信息不对称更严重,规模小且资产少,因而其债务融资易受到较大的限制,并遭受银行的信贷配给。一方面,创业板公司的负债结构相对不均衡;另一方面,创业板公司在获得融资时更倾向于将其用于高风险的创新研发,投资回报存在较大的不确定性,因而增加了筹资难度。近十年来互联网金融飞速发展,其依托信息技术有效缓解了中小企业的融资约束。谢平等^[1]在梳理互联网金融模式的基础上,提出了互联网金融可以缓解信息不对称并提高金融资源配置效率的观点。宫晓林^[2]认为,基于大数据、云计算的互联网金融模式可以超越传统融资方式的资源配置效率,大幅降低交易成本,有效解决中小企业融资难题。王馨^[3]基于“长尾”理论指出,互联网金融减轻了信贷配给程度,促进了金融资源的合理配置,有效匹配了小微企业融资需求。

现有研究也从不同视角证实了银企关联对中小

企业融资的显著作用,邓超等^[4]指出,银企的长期合作关系提高了企业的会计信息透明度,降低了企业融资成本。张敏等^[5]认为,商业银行大股东可以通过降低银行高管薪酬与业绩的关联性获得更多关联贷款。唐玮等^[6]实证检验发现,银企关联的存在显著缓解了融资性负债对企业研发投资的约束。然而,已有研究仅囿于互联网金融对中小企业融资影响机理的定性分析,为数不多的经验研究仅论证了互联网金融发展对中小企业融资约束的缓解作用。在银企关联的研究中,也存在样本代表性不强或银企关联衡量方式片面性的问题。特别是鲜有文献对比分析互联网金融发展和银企关联对债务融资的作用程度,对影响融资决策的具体维度也尚不明确。这一方面使得对于传统金融可获得性和互联网金融发展产生的区别化的影响及其影响途径的认识较为有限,另一方面也难以揭示银企关联和互联网金融是否存在替代或互补关系。

鉴于此,本文从融资能力和融资结构视角,考察了银企关联和互联网金融发展对创业板公司在融资规模、资本成本、贷款期限上的区别化影响,并进一

步通过分组回归探究银企关联和互联网金融在创业板公司融资活动中的交互影响,识别了传统金融可获得性和非传统金融可获得性在公司债务融资中的替代机制,从而为创业板公司提高债务融资效率,改进融资策略提供借鉴和思路。

二、理论分析和研究假设

创业板公司大多从事高科技业务,具有较高的成长性,多为科技型中小企业。本文依据科技型中小企业的相关文献梳理互联网金融发展与银企关联影响创业板公司债务融资的机制。

1. 债务期限结构。从资金供求层面来看,互联网金融模式很好地匹配了科技型中小企业的融资特点。在资金需求方面,科技型中小企业的融资特点是“短、急、频、快”。由于长期负债会产生更大的信息成本,信息不对称严重的公司可能更倾向于发行短期债务^[7],初创期的企业普遍存在信息约束问题,并且缺乏高效的财务计划与管理策略,经常会出现短暂性资金周转困难,资金使用迫切程度高,因而往往倾向于选择审批流程较简便、资金发放更快捷的短期债务融资。在资金供给方面,互联网金融能够满足科技型中小企业“短、急、频、快”的资金需求。资金供需双方的快速匹配、更高效的审批程序缩短了从贷款申请至放款完成的时间,帮助企业及时获得资金。随时随地的线上信贷申请,灵活便捷的信贷流程,填补了企业频繁面临的流动性缺口。此外,信用捆绑与抵押物等担保要素的缺失、贷后风险控制能力的不足使互联网金融更倾向于提供短期小额信贷服务。

银企关联从以下两个方面影响企业的债务结构:①从声誉的视角来看,聘请银行背景的人员担任公司高管能够提供潜在的担保和声誉机制,使企业更容易获得银行的信任,这种关系机制便于企业获取稀缺的长期贷款资金。②从社会资本的视角来看,这种关系网络作为企业调动稀有资源能力的社会资本,帮助企业获得长期信贷,进而转化为生产经营所需的实物资本与研发成果。在实证研究层面,Chammlind等^[8]以泰国公司为研究样本,发现通过建立银企关联,企业能够有效增加长期借款总额,且只需要提供更少的抵押物。邓建平和曾勇^[9]指出,银企关联使企业长期借款增量提高,并拥有更优的债务期限结构。基于此,本文提出以下假设:

H1: 互联网金融的发展有助于创业板公司增加其短期债务,银企关联有助于创业板公司增加其长

期债务。

2. 债务融资成本。基于Williamson^[10]的交易成本理论,互联网金融通过降低交易成本影响公司债务融资成本,主要表现在搜寻成本、信息成本以及议价成本三个维度。搜寻成本体现寻找合意交易对象的难易程度,互联网金融平台打破了金融系统的垄断,更多经济主体得以参与到金融活动中,使搜寻成本大大降低。信息成本反映为获取交易对象信息并进行信息交换所耗费资源,互联网金融减少了信息不对称,使交易双方能够借助互联网了解对方基本财务与信用状况^[2],进而提高市场交易的匹配效率,使信息成本大大降低。议价成本反映交易双方讨价还价的成本,未来不确定性以及交易双方不信任是议价成本产生的重要原因,互联网金融基于对庞大数据的分析鉴定,估测和控制风险并建立信用体系,资金供求双方得以高效理性地订立契约,进而议价成本大大降低。

现有文献揭示了银企关联能够有效降低企业债务融资成本。在持股关联方面,企业持有商业银行股份可以促进债权人与股东之间利益冲突的缓解,令企业获得成本更低的关联贷款^[11]。在高管关联方面,有学者发现,具备银行背景的成员加入公司的董事会,能通过运用自身的专业知识为企业做出有效的融资决策,并降低信息不对称程度,进而显著降低公司贷款费用^[12]。基于此,本文提出以下假设:

H2: 互联网金融的发展和银企关联可以减少创业板公司的债务融资成本。

3. 债务融资规模。从互联网金融发展影响企业融资规模角度来看,互联网金融多元化业务为科技型中小企业在生命周期各个阶段扩大融资规模提供了可能性。初创期企业信用机制有限,面临银行信贷配给,具有“草根”与普惠特征的互联网金融成为缓解信息不对称的一把钥匙,为初创期企业提供无抵押、低门槛的融资支持^[13]。成长期企业交易记录较多,能够通过互联网借贷解决临时性资金周转困难,补充流动性。成熟期企业交易记录与财务数据较为全面,声誉已建立并且效益稳定,通过互联网金融,企业能够方便快捷地融得用于业务拓展的资金。

从银企关联影响企业融资规模角度来看,现有研究基于资源、信息、管理三个角度探讨银企关联缓解企业融资约束的机制^[14]。资源效应表现为关系网络与寻租中介所带来的关系资源优势,这种资源优势能够影响银行信贷资源的配置,使企业通过金融

资源的代理人获取贷款^[15]。信息效应表现为信息中介和声誉担保,通过银企关联,一方面银行便于获取企业真实的经营信息,另一方面为企业提 供声誉和隐性担保机制,使得银行会在一定程度上放宽对企业会计信息的要求^[16],帮助企业扩大债务规模。管理效应体现为企业融资管理的改善,银行工作背景的董事利用自身的金融技能提高企业融资决策效率,并帮助企业获得更多贷款。基于此,本文提出以下假设:

H3: 互联网金融的发展和银企关联可以扩大创业板公司债务融资规模。

三、研究设计

1. 样本选择与数据来源。本文选取 2010~2016 年的非金融创业板上市公司为研究样本。样本公司的年度财务数据来源于 CSMAR 数据库公司研究系列下的财务报表数据,衡量银企关联的数据源于 CSMAR 数据库人物特征系列下的上市公司人物特征数据以及公司研究系列下的股权性质数据,衡量互联网金融发展的数据源于网贷之家官网手工收集的各省 P2P 经营中平台数量。从原始样本中剔除了所有者权益为负值或 0 的公司、主要研究变量缺失的样本。最终筛选出 7 年共计 603 个公司的 2792 个非平衡面板观察值。本文各变量的定义如表 1 所示。

2. 模型的构建与变量选取。企业的融资行为体现为融资能力和融资结构两个方面:企业融资规模以及资本成本的大小反映了企业融资能力,申请贷款的期限又是衡量企业融资结构的重要标准^[17]。一般而言,企业可以采取内源融资、债务融资或股权融资等方式缓解融资约束,但内源融资以及股权融资难以测度互联网金融与银企关联所发挥的作用。因此,本文选择从债务融资规模、成本和结构三个维度,实证分析互联网金融发展以及银企关联对创业板公司债务融资的作用机制。具体而言,借鉴王营、曹廷求^[18]分析企业债务融资决策的方法,构建如下回归模型来实证研究互联网金融发展与银企关联对科技型中小企业债务融资的影响:

$$lfinance_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 bankbond_{it} + \alpha_2 ifd_t + \alpha_3 eps_{it} + \alpha_4 m/b_{it} + \alpha_5 shrhfd_{it} + \alpha_6 fixasset_{it} + \alpha_7 size_{it} + \alpha_8 credit_{it} + industry + year + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$icost_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 bankbond_{it} + \alpha_2 ifd_t + \alpha_3 eps_{it} + \alpha_4 m/b_{it} + \alpha_5 shrhfd_{it} + \alpha_6 fixasset_{it} + \alpha_7 size_{it} + \alpha_8 credit_{it} + industry + year + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量代码	变量说明
被解释变量	债务融资规模	lfinance	(年末负债总额-年初负债总额)/年初总资产
	长期负债比例	longtl	年末长期负债总额/年末负债总额-年初长期负债总额/年初负债总额
	短期负债比例	shorttl	年末短期负债总额/年末负债总额-年初短期负债总额/年初负债总额
	以利息支出计算的融资成本	icost	公司当年与上年以利息支出计算的融资成本的变化, $icost_{it} = cost_{it} - cost_{it-1}$, 其中, $cost = \text{利息支出} / \text{总负债}$
解释变量	互联网金融发展	ifd	不同创业板公司所在省(直辖市)历年新增 P2P 网贷平台数量
	银企关联	bankbond	当公司与银行存在关联关系时取值为 1, 否则取 0
控制变量	每股收益	eps	年末净利润/年末股份总数, 反映公司绩效水平
	账面市值比	m/b	股东权益/公司市值, 反映公司成长性
	股权集中度	shrhfd	第一大股东持股比例的平方和, 反映公司稳定性
	固定资产比例	fixasset	固定资产净值/资本总额, 反映公司资金营运能力
	公司规模	size	企业资产总额的自然对数
	对外商业信用	credit	(应收账款+应收票据+预付账款)/总资产

$$longtl_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 bankbond_{it} + \alpha_2 ifd_t + \alpha_3 eps_{it} + \alpha_4 m/b_{it} + \alpha_5 shrhfd_{it} + \alpha_6 fixasset_{it} + \alpha_7 size_{it} + \alpha_8 credit_{it} + industry + year + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$shorttl_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 bankbond_{it} + \alpha_2 ifd_t + \alpha_3 eps_{it} + \alpha_4 m/b_{it} + \alpha_5 shrhfd_{it} + \alpha_6 fixasset_{it} + \alpha_7 size_{it} + \alpha_8 credit_{it} + industry + year + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

本文采用债务融资规模 lfinance、债务融资成本 icost、长期负债比例 longtl 和短期负债比例 shorttl 作为实证研究设计的被解释变量。

解释变量方面,银企关联主要有两种表现形式。一种是将企业的董事曾经或者目前在商业银行任职定义为银企关联^[19]。国内学者依据此定义认为银企关联具体表现为:①董事现在或者曾经在商业银行总行担任高管(行长或副行长);②董事或监事在商业银行分行和支行担任高管(行长或副行长);③董事有在商业银行重要部门和岗位任职的经历^[14]。另一种表现为企业持股银行。一方面,当下银行业对股

东持股比例有着严格限定;另一方面,一般而言前十大股东对公司经营决策会产生重大影响,有学者则把建立银行关联的企业定义为持有单一银行股权超过2%且为前十大股东的企业^[20]。然而,银企关联的特征不仅局限于上述两种方式,本文借鉴程小可等^[21]的衡量方法,将至少存在以下五种情况之一定义为企业存在银企关联(bankbond取值为1):公司高管在银行兼职、公司高管或实际控制人曾在银行任职、公司的关联方中涉及银行、银行为公司的大股东之一或公司持股银行。当公司不具备上述特征时,则bankbond取值为0。

现有研究较少涉及互联网金融发展水平的定量测度,已有研究采用互联网金融规模增长率(相比上一年互联网金融规模增长的百分比)反映互联网金融发展水平^[22],抑或运用文本挖掘法构建的互联网金融指数。该方法基于智能算法,从大规模的非结构化文本集中提取涉及互联网金融的重要文本信息,进而通过因子分析法构建互联网金融指数^[23]。也有学者从支付结算、投资融资以及金融基础设施建设等维度选取了共8项反映互联网金融发展的指标,应用因子分析法构建互联网金融发展指数^[24]。本文借鉴袁乐平等^[22]的测度方式,以不同创业板公司所在省(直辖市)历年新增P2P网贷平台数量衡量互联网金融发展程度。

为了提升研究结论的稳健性,参考李万福等^[25]以及程小可等^[21]的研究,控制以下变量:每股收益eps、账面市值比m/b、股权集中度shrhfd、固定资产比例fixasset、公司规模size和对外商业信用credit。文献已证明上述指标的波动同样会影响企业的债务融资决策,因而加以控制。

四、实证分析

1. 变量描述性统计。表2列示了研究样本的描述性统计结果。关于债务融资规模lfinance,创业板公司年均债务融资增加额占总资产的0.107,最大值和最小值分别为8.633和-0.483,说明不同公司获取的债务资源规模存在较大差距;在债务融资成本icost方面,以利息费用计算的债务融资成本变化的均值为-0.050,最大值为0.206,最小值为-2.032,说明不同创业板公司获取债务融资成本异质性较高;关于债务期限结构,长期负债比例longtl的均值为-0.003,最小值为-0.779,最大值为0.689,短期负债比例shorttl的均值为-0.012,最小值为-0.686,最大值为0.737。关于主要解释变量,互联网金融发展指

数ifd的均值为30.818,标准差为41.775,最小值和最大值分别为0和138,一方面说明近年来国内整体互联网金融飞速发展,为中小企业融资提供了较好的平台与环境,另一方面反映了不同创业板上市公司所在地区互联网金融发展程度存在显著差距;银企关联指数bankbond的均值为0.249,最大值为1.000,最小值为0,说明有24.9%的创业板上市公司建立了银企关联。关于控制变量,公司规模size的均值和标准差处于合理范围内,不存在极端值;对外商业信用credit均值为0.208,反映出创业板公司资信水平普遍较低;企业每股收益eps均值为0.474,最小值和最大值之间差距较大,表明企业盈利能力存在一定差异;公司固定资产比例fixasset的均值为0.15,标准差为0.116,表明该指标普遍较低;账面市值比m/b的均值为0.375,标准差为0.23,这与创业板上市公司的高成长性相关;股权集中度shrhfd均值为0.121,标准差为0.092,反映出样本公司具有较低的股权集中度。

表2 全样本描述性统计

变量	均值	标准差	极小值	极大值
lfinance	0.107	0.292	-0.483	8.633
longtl	-0.003	0.092	-0.779	0.689
shorttl	-0.012	0.161	-0.686	0.737
icost	-0.050	0.148	-2.032	0.206
ifd	30.818	41.775	0.000	138.000
bankbond	0.249	0.433	0.000	1.000
eps	0.474	0.451	-2.557	3.110
m/b	0.375	0.230	0.034	1.658
shrhfd	0.121	0.092	0.002	0.659
fixasset	0.150	0.116	0.000	0.685
size	20.081	0.863	15.747	24.801
credit	0.208	0.112	0.002	0.751

2. 实证结果分析。由于本研究样本选取的是从2010~2016年的面板数据,因此需要判断是运用负二项随机回归模型还是采用负二项固定效应模型。依据Hausman检验,所有模型均未能在显著性水平下拒绝原假设,因此选择负二项随机回归模型。表3列示了全样本实证检验的回归结果。从回归系数来看,互联网金融发展ifd的系数在模型(1)、模型(3)中在1%的水平上显著为正,说明互联网金融模式的信息技术效应能够帮助创业板公司提高债务融资规模,获得更多短期债务融资,这印证了假设1、假设3。模型(2)和模型(4)中ifd的系数反映出互联网金

融发展与债务融资成本和公司长期债务比例均不存在关联性。银企关联 bankbond 在模型(2)中在 10% 的水平上显著为负,但在模型(1)、模型(3)、模型(4)中的估计系数不显著,这说明银企关联能够在一定程度上降低企业债务融资成本,这与假设 2 一致,但其对公司债务总规模以及长、短期负债比例的影响均不显著。这可能是因为:一方面,创业板公司主要通过股权融资缓解融资约束,负债水平不高同时权益融资比重过大,对关联贷款的需求程度不高,存在未充分利用关联信贷的可能性;另一方面,“两高六新”的显著特征使创业板公司普遍能够获得可观的政策补助,政府为创新研发投资提供的资金没有增加公司的经营风险,不存在资金成本,因而这种对政策支持企业进行的金融资源的配给输送会对银企关联形成替代。创业板上市公司不同于主板上市公司以及一般意义上的中小企业,银企关联提供关系网络、信息渠道、声誉担保以及改善公司融资管理的效用是相对有限的。针对银企关联与互联网金融发展在创业板公司融资决策中所发挥的交互效应,将在下文做进一步讨论。

控制变量方面,每股收益 eps 与短期负债比例 shorttl 和长期负债比例 longtl 的系数均显著为负,说明公司盈利能力越强,创业板公司越倾向于降低短期及长期债务融资占比。公司账面市值比 m/b 与债务融资规模 lfinance 显著正相关,表明高成长性的公司更倾向于扩大自身债务融资规模。公司固定资产比例 fixasset 与债务融资规模 lfinance、长期负债比例 longtl 的系数显著为负,与债务融资成本 icost 的系数显著为正,说明较低的固定资产比例会提高公司资产的流动性,并增强营运能力,进而帮助企业以更低的成本获得更多的信用贷款,同时也延长了债务期限。公司规模 size 与债务融资规模 lfinance、长期负债比例 longtl 和债务融资成本 icost 显著正相关,说明资产体量越大的公司相应的负债规模越大,长期负债规模越大,融资成本越高。对外商业信用 credit 与债务融资成本 icost 的系数显著为正,表明公司应收账款、应收票据、预付账款等资产占比越高,公司信用越低,投资者所需承担的未知风险越高,进而提高了企业债务融资成本。

3. 进一步分析。从表 2 的描述性统计结果来看,目前我国不同创业板上市公司所在地区的互联网金融发展程度存在显著差距。此外,创业板上市公司以无银企关联企业为主,约有近 25% 的公司具备银企

表 3 全样本实证回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lfinance	icost	shorttl	longtl
ifd	0.001*** (4.10)	0.000 (1.59)	0.002*** (2.63)	0.000 (0.27)
bankbond	-0.010 (-0.74)	-0.012* (-1.82)	0.008 (1.15)	-0.004 (-1.01)
eps	-0.009 (-0.43)	0.016* (1.69)	-0.065*** (-5.58)	-0.030*** (-4.24)
m/b	0.148*** (4.03)	-0.037** (-2.24)	0.028 (1.42)	-0.011 (-0.87)
shrhfd	-0.024 (-0.31)	0.057 (1.17)	0.041 (0.96)	0.002 (0.08)
fixasset	-0.341*** (-5.11)	0.282*** (8.05)	0.006 (0.17)	-0.061*** (-2.79)
size	0.080*** (8.44)	0.061*** (12.44)	0.012** (2.42)	0.012*** (3.98)
credit	0.052 (0.76)	0.274*** (7.45)	0.070* (1.89)	0.008 (0.34)
_cons	-1.522*** (-8.41)	-1.368*** (-14.28)	-0.273*** (-2.78)	-0.226*** (-3.80)
N	2485	2485	2484	2205
chi2	170.833	448.354	75.210	41.784
Hausman	1.61	1.83	1.57	1.66

注:***、**、*分别表示在 1%、5%、10% 的水平上显著,括号内为 t 值。下同。

关联特征,本文将样本分为有无银企关联样本组以及高低互联网金融发展程度组先后进行回归,进一步探究这两种融资方式对创业板公司债务融资决策的作用机制。

银企关系分组回归结果如表 4 所示。从回归系数来看,互联网金融发展 ifd 与短期负债比例 shorttl 在无银企关联的样本公司中显著为正,而在有银企关联的样本中不显著,表明不具备银企关联的创业板公司会更多借助互联网金融平台增加短期债务,而有银企关联企业则更多地借助银行资源或其他渠道获取短期债务。这说明在满足公司生产经营流动性需要的短期债务方面,银企关联与互联网金融发展间存在替代效应。

互联网金融发展水平分组回归结果如表 5 所示。从模型(2)的回归结果来看,银企关联显著降低了债务融资成本。从 bankbond 回归系数大小来看,低互联网金融发展程度分组样本中,银企关联对融资成本降低的程度要高于高互联网金融发展水平分组。分析其原因,低互联网金融发展程度样本公司多集中在我国中西部欠发达地区,创业板公司所处地区市场

表 4

银企关系分组回归

变量	(1)因变量:lfinance		(2)因变量:icost		(3)因变量:shorttl		(4)因变量:longtl	
	有银企关联	无银企关联	有银企关联	无银企关联	有银企关联	无银企关联	有银企关联	无银企关联
ifd	0.001*** (3.38)	0.001*** (3.39)	0.000 (0.65)	0.000 (0.66)	0.000 (0.77)	0.002*** (2.63)	-0.000 (-0.45)	0.000 (0.39)
eps	-0.045* (-1.76)	0.003 (0.12)	0.036 (1.50)	0.011 (1.05)	-0.062** (-2.37)	-0.066*** (-5.01)	-0.033** (-2.37)	-0.028*** (-3.37)
m/b	0.033 (0.84)	0.185*** (3.82)	-0.054 (-1.42)	-0.031* (-1.71)	0.005 (0.12)	0.038 (1.61)	0.010 (0.46)	-0.022 (-1.47)
shrhfd	0.088 (1.04)	-0.059 (-0.58)	-0.010 (-0.08)	0.056 (1.23)	0.045 (0.53)	0.045 (0.92)	0.055 (1.20)	-0.021 (-0.69)
fixasset	-0.177** (-2.36)	-0.394*** (-4.56)	0.262*** (3.27)	0.306*** (8.56)	0.130* (1.72)	-0.033 (-0.78)	-0.059 (-1.45)	-0.065** (-2.49)
size	0.080*** (7.46)	0.078*** (6.44)	0.065*** (5.28)	0.056*** (11.46)	0.010 (0.92)	0.013** (2.17)	0.015** (2.49)	0.011*** (3.08)
credit	0.159** (2.09)	0.017 (0.20)	0.231*** (2.65)	0.324*** (8.87)	0.027 (0.35)	0.084** (1.99)	0.097** (2.32)	-0.029 (-1.09)
_cons	-1.535*** (-7.53)	-1.495*** (-6.40)	-1.444*** (-6.12)	-1.294*** (-13.47)	-0.215 (-1.04)	-0.281** (-2.50)	-0.308*** (-2.74)	-0.193*** (-2.73)
N	639	1846	639	1846	639	1845	620	1585
chi2	117.589	113.966	81.031	399.236	18.463	61.738	27.262	27.007
Hausman	1.62	1.61	1.80	1.82	1.58	1.57	1.65	1.67

表 5

互联网金融发展水平分组回归

变量	(1)因变量:lfinance		(2)因变量:icost		(3)因变量:shorttl		(4)因变量:longtl	
	高互联网金融发展程度	低互联网金融发展程度	高互联网金融发展程度	低互联网金融发展程度	高互联网金融发展程度	低互联网金融发展程度	高互联网金融发展程度	低互联网金融发展程度
bankbond	-0.008 (-0.36)	-0.009 (-0.39)	-0.018** (-2.02)	-0.022** (-2.34)	0.023* (1.78)	0.009 (0.95)	-0.006 (-0.81)	0.007 (1.26)
eps	0.015 (0.49)	-0.011 (-0.30)	0.004 (0.27)	0.013 (0.87)	-0.023 (-1.20)	-0.071*** (-4.44)	-0.015 (-1.26)	-0.032*** (-3.18)
m/b	0.219*** (3.64)	0.168*** (2.82)	0.019 (0.75)	-0.006 (-0.24)	-0.015 (-0.42)	0.027 (1.03)	-0.010 (-0.45)	-0.023 (-1.38)
shrhfd	0.056 (0.49)	-0.038 (-0.29)	0.123* (1.81)	0.085 (1.12)	0.055 (0.80)	0.041 (0.72)	0.011 (0.27)	0.006 (0.18)
fixasset	-0.370*** (-4.14)	-0.375*** (-3.23)	0.235*** (4.93)	0.340*** (6.05)	-0.001 (-0.01)	-0.047 (-0.93)	-0.074** (-2.27)	-0.066** (-2.10)
size	0.086*** (6.53)	0.067*** (4.06)	0.063*** (9.52)	0.060*** (7.48)	0.005 (0.57)	0.009 (1.22)	0.010** (2.02)	0.012*** (2.75)
credit	0.042 (0.45)	0.017 (0.14)	0.322*** (6.52)	0.257*** (4.46)	0.053 (0.95)	0.027 (0.53)	-0.060* (-1.74)	0.000 (0.01)
_cons	-1.665*** (-6.51)	-1.280*** (-4.07)	-1.443*** (-10.80)	-1.379*** (-8.78)	-0.090 (-0.58)	-0.198 (-1.44)	-0.161* (-1.75)	-0.224*** (-2.61)
N	888	1244	888	1244	888	1244	750	1107
chi2	107.887	44.211	183.937	167.140	6.460	45.836	11.630	28.920
Hausman	1.60	1.63	1.79	1.81	1.56	1.57	1.67	1.68

化程度较低,金融市场不发达,信贷寻租空间更大,经济中非市场因素使得建立银企关联显得更为重要,聘请银行背景高管对于企业债务融资的帮助作

用也会更显著,进而能在更大程度上降低贷款费用。

五、稳健性检验

由于本文模型设定为面板数据随机效应模型,

并通过了 Hausman 检验,而银企关联和互联网金融发展相对企业融资来说为外生变量,因而模型设定误差和互为因果问题可以不予考虑。本文主要从遗漏变量和替换变量两方面进行稳健性分析。首先,为避免某一特定行业影响回归结果,本文引入行业虚拟变量来控制行业效应。从因变量替换来看,本文在融资规模、融资成本和融资结构的衡量上均采用绝对值,而绝对值指标容易受到企业属性的影响。为了得到银企关联和互联网金融发展水平的净影响,本文设定融资规模扩大、融资成本降低、短期融资比例上升、长期融资比例上升虚拟变量作为因变量,采用 Tobit 模型进行回归。从控制变量的替换来看,由于创业板上市公司中存在较大比例的家族企业,股权结构的显著特征在于共同控制,因此,本文用公司前三位大股东持股比例的平方和——赫芬达尔指数 shrhfd3 来替换公司第一大股东持股比例平方和的股权集中度指标 shrhfd。全样本稳健性分析结果列示于表 6 中。

表 6 稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	lfinance	icost	shorttl	longtl
ifd	0.001** (2.07)	0.002 (1.27)	0.002** (2.56)	0.000 (0.01)
bankbond	0.090* (1.82)	-0.051* (-1.92)	0.157 (1.51)	0.057 (0.82)
eps	-0.737*** (-8.95)	0.725*** (11.86)	-0.691*** (-6.85)	-0.924*** (-7.70)
m/b	0.098*** (3.97)	-0.018** (-2.06)	0.058 (1.36)	-0.262 (-1.42)
shrhd3	-0.111 (-0.39)	0.362 (1.63)	0.703** (1.99)	0.148 (0.37)
fixasset	0.346* (1.67)	0.406*** (2.98)	1.045 (1.17)	-1.411*** (-4.19)
size	0.107*** (3.12)	0.188*** (6.96)	0.146** (3.46)	0.509*** (10.13)
credit	0.244 (0.98)	0.414** (2.13)	0.478 (1.56)	0.208 (0.59)
_cons	-1.902*** (-2.88)	-3.932*** (-761)	-2.905*** (-3.57)	-10.790*** (-11.01)
行业	✓	✓	✓	✓
N	2485	2485	2485	2485
chi2	130.243	307.288	126.944	254.243

表 6 的结果显示,除互联网金融发展的显著性略有差异外,银企关联与其他控制变量的回归结果与前文结果基本一致。此外,分样本稳健性分析结果也与前文结果基本一致,限于篇幅此处不予列示。

六、结论

本文对互联网金融发展和银企关联影响科技中小企业的债务融资规模、融资成本、融资结构三个维度进行了理论分析,并以 2010~2016 年创业板上市公司为样本进行了实证检验。检验结果显示,就创业板上市公司整体而言,互联网金融的发展有助于公司获取债务融资,并且主要通过扩大债务融资规模以及增加短期债务的方式实现。银企关联并未体现出预期的正面影响,虽能在一定程度上降低公司债务融资成本,但对总的债务规模以及长期负债比例的增加所发挥的积极作用有限。互联网金融平台的普惠性与灵活性很好地匹配了创业板公司的融资特点,不仅依托信息技术降低了交易的搜寻成本、信息成本、议价成本,而且利用业务多元化帮助不同生命周期的企业扩大了融资规模。银企关联提供关系网络、信息渠道、声誉担保的能力以及改善企业融资管理的效用是相对有限的,公司存在未充分利用关联信贷的可能性。进一步,在满足公司生产经营需要的短期债务方面,互联网金融发展对银企关联存在部分替代性;在减少融资成本方面,银企关联在低互联网金融发展程度地区发挥的作用更为显著。为帮助创业板公司提高债务融资管理效率,优化债务融资决策,进而缓解融资约束,本文提出几点政策建议:

1. 发展银企关系,拓展融资渠道。在利用关系型借贷方面,低互联网发展程度地区创业板公司更要发挥主动性,正视银企关联的重要性,通过建立密切的银企关系,为自身创新研发活动提供长远的资金保障。

2. 调整债务结构,降低短期负债占比。当下创业板公司短期债务占比过高,使得企业创新研发投入资金供给不足,故应进一步增加长期负债所占比例,充分利用关联信贷获取长期债务,降低流动负债比率,提高负债资金的使用效率。

3. 对接发展阶段,发挥互补作用。银企关联和互联网金融这两种模式在企业不同发展阶段都是不可或缺的。创业板公司应把银企关联与互联网金融的资源进行合理配置,在初创、发展和成熟期做出合理的融资决策,使两者在时间上形成互补,保证创业板公司在发展的任何阶段都能获得融资。

4. 促进融合发展,优化融资模式。央行和银监会等监管机构可出台政策以促进互联网金融与商业银行之间业务的合作,实现优势互补。互联网金

融平台利用商业银行公信力、资金实力、风险管理等优势帮助创业板公司获取更多短期债务,商业银行利用互联网金融数据资源的挖掘积累优势降低交易成本,帮助创业板公司提高长期借款水平。二者通过战略合作取长补短,形成一种更加完善的融资模式。

主要参考文献:

- [1] 谢平,邹传伟. 互联网金融模式研究[J]. 金融研究,2012(12):11~22.
- [2] 宫晓林. 互联网金融模式及对传统银行业的影响[J]. 南方金融,2013(5):86~88.
- [3] 王馨. 互联网金融助解“长尾”小微企业融资难问题研究[J]. 金融研究,2015(9):128~139.
- [4] 邓超,敖宏,胡威,王翔. 基于关系型贷款的大银行对小企业的贷款定价研究[J]. 经济研究,2010(2):83~96.
- [5] 张敏,刘颢,张雯. 关联贷款与商业银行的薪酬契约——基于我国商业银行的经验证据[J]. 金融研究,2012(5):108~122.
- [6] 唐玮,孙春兴,崔也光. 债务期限结构与民营企业研发投入——基于银企关联的视角[J]. 系统工程理论与实践,2017(7):1780~1792.
- [7] Barclay M. J., Smith C. W.. The maturity structure of corporate debt[J]. Journal of Finance, 1995(2):609~631.
- [8] Chammlind C., Kali R., Wiwattanakantang Y.. Connected lending: Thailand before the financial crisis[J]. The Journal of Business, 2006(79):181~217.
- [9] 邓建平,曾勇. 金融生态环境、银行关联与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. 会计研究,2011(12):33~40.
- [10] Williamson O.. Markets and hierarchies: Analysis of antitrust implications [M]. New York: The Free Press, 1975:1~286.
- [11] 王善平,李志军. 银行持股、投资效率与公司债务融资[J]. 金融研究,2011(5):184~193.
- [12] Ciamarra E. S.. Monitoring by affiliated bankers on board of directors: Evidence from corporate financing outcomes[J]. Financial Management, 2012(3):665~702.
- [13] 李继尊. 关于互联网金融的思考[J]. 管理世界, 2015(7):1~7.
- [14] 祝继高,韩非池,陆正飞. 产业政策、银行关联与企业债务融资——基于A股上市公司的实证研究[J]. 金融研究,2015(3):176~191.
- [15] 刘浩,唐松,楼俊. 独立董事:监督还是咨询?——银行背景独立董事对企业信贷融资影响研究[J]. 管理世界,2012(1):141~156.
- [16] 邓建平. 银行关联、会计信息与债务融资——基于我国民营企业的实证研究[J]. 会计与经济研究,2014(1):3~14.
- [17] 沈艺峰,刘微芳,游家兴. 嵌入性:企业社会资本和企业融资结构——来自我国房地产上市公司的经验证据[J]. 经济管理,2009(5):109~116.
- [18] 王营,曹廷求. 董事网络增进企业债务融资的作用机理研究[J]. 金融研究,2014(7):189~206.
- [19] Kroszner Randall S., Philip E. Strahan. Bankers on boards: Monitoring, conflicts of interest, and lender liability[J]. Journal of Financial Economics, 2001(3):415~452.
- [20] 陈栋,陈运森. 银行股权关联、货币政策变更与上市公司现金管理[J]. 金融研究,2012(12):122~136.
- [21] 程小可,杨程程,姚立杰. 内部控制、银企关联与融资约束——来自中国上市公司的经验证据[J]. 审计研究,2013(5):80~86.
- [22] 袁乐平,罗恒. 互联网金融发展对中小企业融资约束的影响研究[J]. 湖南社会科学,2015(6):112~116.
- [23] 沈悦,郭品. 互联网金融、技术溢出与商业银行全要素生产率[J]. 金融研究,2015(3):160~175.
- [24] 吴俊霖. 互联网金融发展与中小企业融资约束[J]. 金融监管研究,2017(2):51~64.
- [25] 李万福,林斌,宋璐. 内部控制在公司投资中的角色:效率促进还是抑制?[J]. 管理世界,2011(2):81~99.

作者单位:1.华中科技大学经济学院,武汉430074;
2.武汉理工大学经济学院,武汉430070