

分析师缓解了融资约束吗？ ——基于数字金融的调节效应

苏武俊 高弋卜¹

【摘要】：基于 2011—2020 年深沪两市 A 股上市公司数据，利用北京大学数字普惠金融市级层面数据与微观企业数据相匹配，探讨分析师、数字金融与融资约束的关系。研究发现：分析师和数字金融都显著缓解融资约束，且数字金融为分析师提供信息补充，有效加强分析师对融资约束的缓解效应。进一步地，通过企业生命周期异质性分析发现，相比成长期企业，数字金融对分析师的调节效应在成熟期及衰退期企业更明显。因此，通过规范我国分析师行业发展，提高金融市场化程度，加强分析师与数字金融对企业融资约束的缓解作用，从而促进经济发展。

【关键词】：融资约束 证券分析师 数字金融 企业生命周期

【中图分类号】 F275 **【文献标识码】** A **【文章编号】** 1006-169X (2021) 08-0079-10

一、引言

改革开放以来，我国经济取得了飞速增长，但国内外一系列因素的影响，使中国经济仍旧面临内忧外患的困境。国外，世界正在经历新冠疫情这个黑天鹅事件的强烈冲击。2021 年 1 月 26 日，国际货币基金组织预测，新冠肺炎疫情导致 2020 年全球经济萎缩 3.5%，而病毒变异和新一轮疫情蔓延也使得未来全球经济仍将面临高度不确定性。国内，中国正处于“新兴加转轨”的制度背景下，正在经历持久的范式转移。《中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标纲要》中提出“经济发展、创新驱动、民生福祉、绿色生态和安全保障”五类经济社会发展指标，其中经济发展作为总指标，预计在“十四五”规划期间经济增长 5%左右，2035 年 GDP 再翻一番。经济发展这一目标离不开企业的发展，而企业的发展离不开资金的支持。因此，缓解企业融资约束成为刺激中国经济发展的重要机制之一（张勋等，2019）。

证券分析师（以下简称分析师）作为信息中介，相对于普通的投资者来说，掌握更全面的财务专业知识并具有更强的财务分析能力，因此能比投资者更好地解读上市公司的财务报告，进而提供更准确的盈利预测。而且，分析师还可以利用自身优势了解企业的一些内部信息并传递给信息使用者，有助于投资者发现管理层的不当行为。这些对于缓解企业与投资者之间的信息不对称从而缓解融资约束具有重要的意义。数字金融可以利用平台优势获取海量数据缓解信息不对称，在资本市场信息环境不断优化的情况下，分析师作为减缓信息不对称的传统工具，对于融资约束的缓解作用到底是会加强还是分散呢？分析师是否会因为数字金融的不断深化而产生不同的融资约束缓解效果？为解决上述疑问，本文展开了相关分析。

二、文献综述与研究假设

（一）分析师与融资约束

根据投资者认知理论，由于投资者对不同证券的熟悉程度存在差异，他们通常会青睐自己掌握更多信息的证券，分析师作

作者简介：苏武俊(1964-)，湖南常德人，广东财经大学会计学院，博士，教授，研究方向为制度经济与财务管理；高弋卜(1996-)，广东中山人，广东财经大学会计学院，硕士研究生，研究方向为财务管理理论与实务。

为资本市场中重要的信息中介，可以帮助投资者在投资决策前进行多方面分析，提高他们的认知水平，降低信息不对称（李馨子和肖土盛，2015）。分析师的信息中介作用主要体现在以下三个方面：第一，信息收集作用。分析师相比普通投资者有更多途径获取信息，比如可以通过实地调研、与企业管理层面对面沟通等，获得关于管理者风格、企业内部治理结构和未来发展规划等非公开信息（谭松涛和崔小勇，2015），加深外部投资者对企业的了解程度。第二，信息解读作用。分析师可以利用自己的专业技能对企业公开发布的信息如财务报告、招股说明书等进行深入分析和鉴别，挖掘隐藏信息（刘星和陈西婵，2018）。第三，信息传递作用。分析师通过向市场传递经过收集和分析的公司特质信息，建立起企业与投资者信息沟通的渠道（张纯和吕伟，2007），提高投资者信心。因此，根据信号传递理论，分析师关注度的提高可以促进企业信息流向处于信息劣势的大量外部投资者，降低投资者要求的投资回报率，缓解融资约束。相反，如果分析师对某公司的关注度下降，投资者对该公司的交易意愿也会随之下降，即使企业存在良好的投资机会也会因为信息不对称而被投资者拒绝或需要提供额外的风险补偿，加剧企业融资约束。

除了信息中介的作用外，分析师还具有监督职能（Healy & Palepu, 2001）。其监督作用主要通过以下两方面来实现。一是直接监督。分析师在发布研究报告前往往会对其关注的上市公司进行充分调查，以免代理人为了个人私利，损害所有者及其他利益相关者的利益（范云蕊和李辰颖，2019）。二是间接监督。分析师通过自身影响力及对公司关注人数的增加引起投资者、媒体甚至监督机构的关注，推动市场其他参与者的治理效应（游家兴和张哲远，2016），强化舆论对管理层或大股东的约束作用，从而降低企业代理成本，缓解融资约束。

分析师通过研究报告可以向市场输送大量信息，这些信息可以分为财务信息和非财务信息。相较于非财务信息，财务信息更吸引投资者的关注并显著影响公司股票价格（Chen et al., 2018）。这是因为我国资本市场集聚大量个人投资者，这些中小投资者的信息理解和分析能力往往十分有限（陈炜等，2013），想要了解一家公司是否有投资价值，通常更为关注表现形式更直观、与自身利益更密切的财务信息。而且，业绩越优秀的企业越愿意披露更多的财务信息，分析师因此也会向市场传递良好的信号，吸引更多投资者的投资。据此，提出假设 1：

H1a：分析师关注度与融资约束存在负相关关系。

H1b：研报财务信息与融资约束存在负相关关系。

（二）数字金融与融资约束

融资约束影响经济发展水平，而金融系统的发达程度影响企业的融资约束程度（Levine, 2005）。金融的主要功能是资金融通，在交易过程中最大的困难是信息不对称，信息不对称容易导致逆向选择和道德风险，甚至引发金融危机。因此，解决信息不对称问题是金融系统缓解融资约束的重要机制之一。数字金融泛指传统金融机构与互联网公司利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务模式（黄益平和黄卓，2018）。数字金融是实现低成本、广覆盖和可持续的包容性金融的重要模式（郭峰等，2019），可能通过如下几个方面缓解融资约束：

第一，降低融资成本。根据帕累托法则，金融机构进入市场，一般关注盈利状况前 20% 的客户，如果服务好这些头部客户则可以把握 80% 左右的市场份额，而当继续扩大服务范围时，所带来的边际收益可能越来越小，这是传统金融机构无法避免的商业可持续性难题（黄益平和黄卓，2018）。因此，尽管国际上早在 2005 年由联合国率先提出普惠金融的概念，中国也响应号召相继出台一系列政策推动普惠金融发展，但效果都十分有限。而对于这个问题，数字技术可以为普惠金融提供可能的解决方案。我国金融市场中存在显著长尾效应，即市场中存在大量分散的小规模投资者，他们自有资金较少、抗风险能力较差且地理位置分布分散（万家彧等，2020），数字金融可以通过互联网平台连接数以亿计的用户并通过大数据技术收集信息，而不必像传统金融机构那样依赖服务网点和大量人工来提供金融服务，减少信息收集过程中资源的消耗（唐松等，2020），大大降低获客成本和服务成本，而这些成本往往都会通过信贷利率转嫁给企业。交易成本的减少有助于企业减少融资成本，从而缓解融资约束。

第二，拓宽资金来源。传统金融机构通常设定较高的服务门槛，对发展规模、信用记录、资产担保等都设置了严格的规定，许多企业往往因为无法达到门槛要求望而却步甚至一蹶不振。数字金融打破了传统金融的诸多限制特别是空间限制，促进资金供求双方的信息交流，扩大金融服务范围，提高金融服务的可触及性，并且通过互联网、大数据、云计算等新兴科技创新传统金融产品，带动了诸如 P2P 网贷、第三方支付、众筹融资等新型融资平台及融资模式的产生（喻平和豆俊霞，2020），提高金融服务的可获得性，为企业寻求融资机会扩展了渠道，进而缓解融资约束。

第三，提高金融资源配置效率。根据金融加速器理论，商业银行依据抵押资产特别是房产的价值放宽或紧缩信贷供给的行为会加剧实体经济的波动。而数字金融凭借大数据技术不仅可以获取市场上公开的财务信息而且可以获取连续的甚至是没有边界的数字足迹，这其中包括比财务数据更具稳定性和真实性的行为特征和社会关系数据作为征信数据（黄益平和黄卓，2018），在缓解信贷过程中信息不对称困境的同时，也减少金融机构在信贷判断时对抵押资产的依赖，信用贷款与房价的关系减弱了，意味着金融市场的稳定性可能会增强，资源配置效率提高。同时，征信体系的完善可以简化信贷审查程序，缩短信贷审核时间，提高融资效率（梁榜和张建华，2018），从而缓解企业融资约束。据此，提出假设 2：

H2：数字金融与融资约束存在负相关关系。

（三）数字金融的调节作用

信息不对称是造成融资约束的重要原因，分析师与数字金融本质上都是通过降低信息不对称来缓解融资约束。相较于数字金融，分析师更早出现在中国资本市场中，因此分析师可以称之为降低资本市场信息不对称的传统工具，数字金融由于凭借新科技新技术可以称为降低信息不对称的新型工具。一方面，分析师通过对公开信息的分析预测以及对私人信息的收集整理，降低资本市场中的信息不对称，这与数字金融的宗旨是契合的，数字金融发展的目的之一就是为补充目前尚未完善的征信体系从而缓解信息不对称（廖婧琳等，2020）。数字金融利用其技术优势和信息优势带来数量更多、更可靠的信息，也不断促进金融市场稳定（郑祖昀和黄瑞玲，2021）。在金融生态环境更加优化的情况下，分析师关注所带来的增量信息可能会减少，其作为信息中介的作用可能部分被数字金融吞噬，导致其对企业融资约束的缓解作用减弱。另一方面，分析师与数字金融虽然都具有减轻信息不对称的作用，但两者的侧重点有所不同。在企业选择上，分析师可能倾向于跟踪规模较大、盈利状况较好的成熟企业以吸引投资者的注意，而数字金融凭借数字科技大力支持普惠金融发展（黄益平和黄卓，2018），使外部融资趋于普惠化、多样化和边界化（李春涛等，2020），打破传统金融业“嫌贫爱富”的借贷惯性从而更偏向中小企业（Ozili, 2018），提高中小企业正规金融的可得性（Rosavina, 2019），这与分析师形成良好的互补，可能增强分析师对企业融资约束的缓解作用。据此，提出假设 3：

H3a：数字金融加强分析师对企业融资约束的缓解作用。

H3b：数字金融替代分析师对企业融资约束的缓解作用。

三、研究设计

（一）样本选择与数据来源

选取我国 2011—2020 年深沪两市 A 股上市公司为研究样本，使用面板数据进行实证分析。其中，数字金融数据来自于北京大学数字金融研究中心发布的第三期北京大学数字普惠金融指数，研报财务信息数据来自中国研究数据服务平台（CNRDS），分析师关注度等其他财务数据均来自于国泰安 CSMAR 数据库。对所选择的样本数据进行以下筛选：剔除金融行业的上市公司样本数据；剔除 ST 类被特殊处理的上市公司样本数据；剔除当年分析师关注人数为 0 的企业；剔除财务数据缺失的公司样本。此外，为避免极端值对研究结果的影响，对所有连续变量在总样本 1%和 99%的水平上进行了 Winsor 缩尾处理，相关的数据处理和统计

分析采用 Excel 和 Stata15 软件。

（二）变量定义

1. 被解释变量

融资约束。借鉴 Hadlock & Pierce (2010) 的做法，使用 sa 指数衡量融资约束，具体计算方式如下： $Sa = -0.737 \times Asset + 0.043 \times Asset^2 - 0.040 \times Age$ ，其中 Asset 为企业总资产（以百万元为单位）的自然对数；Age 为企业上市时间。sa 指数值为负，其数值越大说明企业受到的融资约束程度越严重。

2. 解释变量

分析师关注。借鉴范云蕊和李辰颖（2019）的做法，将分析师关注定义为当年关注某家上市公司且发布分析报告的证券分析师人数，人数越多代表分析师关注度越高。为了使结果更稳健，同时用每一年所有分析师对某上市公司发布的研究报告数量总数来重新度量分析师关注度。

研报财务信息。将研报财务信息定义为当年关注该上市公司的所有分析师发布的研究报告中财务信息语句的数量，该数据越大代表分析师发布的与财务信息相关的语句越多。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	变量描述
被解释变量	融资约束	sa	计算所得
解释变量	分析师关注度	analyst	跟踪一个上市公司的分析师人数
	研报财务信息	finance	分析师发布的研究报告中财务信息数量的对数
调节变量	数字金融总指数	index	《北京大学数字普惠金融指数（2011 年—2020 年）》
	覆盖广度指数	coverage	同上
	使用深度指数	usage	同上
控制变量	公司规模	size	公司期末资产的自然对数
	资产负债率	lev	期末总负债/期末总资产
	独立董事规模	indep	独立董事人数/全部董事人数
	股权集中度	crl	第一大股东持股比例
	税负	tax	企业所得税费用/营业收入
	短期债务变动	std	短期债务变动/期初总资产
	净营运资本变动	nwc	净营运资本变动/期初总资产
	企业性质	soe	虚拟变量，当 soe=1 时为国企，当 soe=0 时为非国企
	年度	year	年度虚拟变量
行业	incd	行业虚拟变量	

3. 调节变量

数字金融。借鉴郭峰等（2020）的做法，采用《北京大学数字普惠金融指数（2011—2020）》第三期数据来衡量数字金融，其中包含“数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度”三大指标，但考虑到自2011年以来数字化程度指数波动幅度比较大，所以只采用总指数和前两个一级维度指数（廖婧琳等，2020）。指数值越大，代表数字金融发展程度越高。

4. 控制变量

控制变量的选取借鉴了梁榜和张建华（2018）的研究，选取公司规模（size）、资产负债率（lev）、独立董事规模（indep）、股权集中度（cr1）、税负（tax）、短期债务变动（std）、净营运资本变动（nwc）和企业性质（soe）作为控制变量，并控制了年度（year）和行业（incd）的影响。本文的相关变量具体见表1。

（三）模型设计

采用OLS线性回归模型探讨分析师、数字金融与融资约束之间的关系。为检验假设1，构建模型（1）：

$$sa = \alpha_0 + \alpha_1 \text{analyst}(\text{finance}) + \beta \text{controls} + \sum \text{year} + \sum \text{incd} + \varepsilon \quad (1)$$

为检验假设2，构建模型（2）：

$$sa = \alpha_0 + \alpha_1 \text{index}(\text{coverage/usage}) + \beta \text{controls} + \sum \text{year} + \sum \text{incd} + \varepsilon \quad (2)$$

为检验假设3，构建模型（3）。在此模型中，对analyst、finance、index、coverage、usage均进行了中心化处理以消除交互项共线性的影响。

$$sa = \alpha_0 + \alpha_1 \text{analyst}(\text{finance}) + \alpha_2 \text{index}(\text{coverage/usage}) + \alpha_3 \text{analyst}(\text{finance}) \times \text{index}(\text{coverage/usage}) + \beta \text{controls} + \sum \text{year} + \sum \text{incd} + \varepsilon \quad (3)$$

四、实证分析

（一）描述性统计

表2是对全样本关键变量的描述性统计。从表2可以看出，2011—2020年间总样本数为13736。样本中融资约束sa的最大值是4.114，最小值是2.877，初步说明我国上市企业普遍存在融资约束，缓解融资约束尤为重要；分析师关注（analyst）的最大值为45，最小值为1，标准差为9.94，这说明我国上市公司被分析师关注的程度相差较大，中位数为7表明数据明显左偏，更多的观察值位于左侧，即分析师关注程度较弱；数字金融的总指数（index）的最大值为320.788，最小值为54.54，方差为69.644，表明我国各地数字金融差异明显；控制变量中，除了公司规模（size）和股权集中度（cr1）这两个变量的标准差大于1，其余控制变量的标准差都小于1，说明大部分控制变量较为稳定，总体分布均衡。

表 2 描述性统计表

变量	N	Mean	Sd	Min	Max
sa	13736	3.509	0.277	2.877	4.114
analyst	13736	10.119	9.94	1	45
finance	11469	4.854	1.315	1.792	7.268
index	13736	199.34	69.644	54.54	320.788
coverage	13736	199.388	66.447	54.19	310.912
usage	13736	196.3	72.482	54.32	331.958
size	13736	22.573	1.317	19.288	26.039
lev	13736	0.45	0.197	0.061	0.866
indep	13736	0.375	0.055	0.273	0.571
cr1	13736	35.233	15.114	8.98	75
tax	13736	0.021	0.023	-0.017	0.135
std	13736	0.022	0.075	-0.213	0.369
nwc	13736	0.029	0.152	-0.351	0.791
soe	13736	0.417	0.493	0	1

(二) 回归分析结果

为验证上述假设，依据构建的模型分别进行多元回归分析，结果如表 3 和表 4 所示。由表 3 列 (1)、表 4 列 (1) 可知，分析师关注和研报财务信息的回归系数分别为-0.00345、-0.0196，在 1%的水平上显著为负，说明企业的分析师关注度及研报中财务信息程度越高，其融资约束越能得到缓解。而且当某企业的分析师关注或研报中的财务信息提高 1 个单位时，该企业的融资约束会下降 0.35%或 1.96%，假设 1 得到验证。由表 3 列 (2) (3) (4) 可知，数字金融总指数 (index) 与融资约束的相关系数为-0.000284，其中覆盖广度 (coverage) 的系数为-0.000275，使用深度 (usage) 的系数为-0.000359，均在 1%的水平下显著为负，说明数字金融发展有助于企业缓解融资约束，假设 2 得到验证。由表 3 列 (5) (6) (7) 可知，分析师关注 (analyst) 与数字金融 (index) 交乘项的相关系数为-0.0000828，而其中分析师与覆盖广度的交乘项系数为-0.0000113，与使用深度的交乘项系数为-0.0000634，均在 1%的水平下显著为负。由表 4 列 (2) (3) (4) 可知，研报财务信息 (finance) 与数字金融三个指数交乘项的相关系数也均在 1%的水平下显著为负，这说明数字金融总体上加强了分析师对融资约束的缓解作用，假设 3a 得到验证。

表 3 回归分析¹

变量	H1a	H2			H3		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
analyst	-0.00345*** (-14.75)				-0.00335*** (-14.27)	-0.00333*** (-14.20)	-0.00334*** (-14.21)
index		-0.000284*** (-4.62)			-0.000225*** (-3.69)		

coverage			-0.000275*** (-4.96)			-0.000225*** (-4.07)	
usage				-0.000359*** (-5.52)			-0.000294*** (-4.55)
analys×index					-0.00000828*** (-2.96)		
analyst×coverage						-0.0000113*** (-3.85)	
analyst×usage							-0.00000634** (-2.35)
cons	3.693*** (75.49)	3.962*** (85.99)	3.962*** (86.02)	3.966*** (86.07)	3.714*** (75.66)	3.717*** (75.76)	3.718*** (75.68)
行业	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	13736	13736	13736	13736	13736	13736	13736
R ² 值	0.232	0.221	0.221	0.221	0.233	0.233	0.233
F值	188	176.6	176.8	177.1	173.5	174	173.7

注：*、**和***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。（下同）

表4 回归分析²

变量	H1b	H3		
	(1)	(2)	(3)	(4)
finance	-0.0196*** (-10.50)	-0.0194*** (-10.38)	-0.0192*** (-10.30)	-0.0194*** (-10.37)
index		-0.00026*** (-3.98)		
coverage			-0.000275*** (-4.67)	
usage				-0.000314*** (-4.55)
finance×index		-0.000132*** (-5.32)		
finance×coverage			-0.000149*** (-5.76)	
finance×usage				-0.000121*** (-5.14)
cons	3.814*** (74.23)	3.833*** (74.53)	3.835*** (74.62)	3.838*** (74.57)
行业	控制	控制	控制	控制

年份	控制	控制	控制	控制
样本量	11469	11469	11469	11469
R ² 值	0.23	0.233	0.234	0.233
F 值	162.9	151.2	151.8	151.4

（三）稳健性检验

为提升研究结果的可靠性，进行了如下稳健性测试：一是采用双向固定模型对前文的模型重新估计；二是采用滞后一期的自变量和调节变量进行重新回归以控制可能存在的内生性问题；三是借鉴李春涛（2014）的做法，将样本企业是否属于沪深 300 指数成分股和机构投资者持股比例作为分析师关注的工具变量，采用工具变量法对模型重新估计。以上检验结果与前文基本一致，说明研究结论具有可靠性。

（四）进一步分析

根据生命周期理论，不同生命周期阶段的企业，即使外部环境趋同，对于融资也有着不同需求从而导致融资约束的缓解程度也不同。因此，在考察分析师与数字金融对企业融资约束的影响时，有必要将总样本根据企业生命周期进行划分后分别讨论。借鉴李云鹤等（2011）的做法对企业生命周期进行划分，将样本数据根据销售收入增长率、留存收益率、资本支出率以及企业年龄进行排名并赋分，总分前 1/3 的部分为成长期企业，中间 1/3 为成熟期企业，最后 1/3 为衰退期企业。由表 5 和表 6 可知，在企业各个生命周期内，分析师或数字金融对于企业融资约束缓解作用均显著。

回归结果列（4）—（9）中，分析师和数字金融交乘项的系数均显著为负，表明在成熟期和衰退期时，数字金融可以加强分析师对融资约束的缓解作用。列（1）（2）（3）中，分析师和数字金融交乘项的系数不显著为正或为负，表明在企业成长期时，数字金融对分析师的缓解作用并不明显。这可能是因为成长期企业更倾向于采取扩张战略，不断扩大市场占有率，投资者在看到成长企业势头猛进从而情绪高涨，产生过度乐观和陪伴式成长心态，导致忽略其风险性而更关注其高收益，从而引导资本市场将关注度转移到这些成长企业中来。而当数字金融迅速发展，中小企业的融资需求得到满足，对于寻求资本市场关注度以获取融资的动机也不那么强烈。此时投资者也冷静下来，分析师的“后向型”偏好也日益展露，即转向关注发展更为稳定的成熟期企业和衰退期企业，导致成长期企业融资约束反而没有得到有效的缓解。

五、研究结论与启示

基于沪深两市 2011—2020 年 A 股上市公司的财务数据，通过理论和实证分析了分析师、数字金融与融资约束之间的关系，得出以下结论：首先，分析师有助于缓解融资约束。分析师经过专业教育和培训，对于信息获取、处理、分析和传递的能力都强于普通投资者，能更好地发挥信号传递效应和监督效应，防止企业高层通过信息壁垒诱导或欺骗外部利益相关者，缓解外部投资者与企业间的信息不对称，增强投资者的信心，从而缓解企业的融资约束。其次，数字金融凭借其明显的信息优势有助于缓解企业融资约束。数字金融可以借平台便利连接金融市场中的长尾群体，拓宽资金来源，同时获取连续的甚至是没有边界的数字足迹，这其中不仅包括财务数据，还包括比财务数据更具稳定性和真实性的行为特征和社会关系数据，构建第三方征信系统，弥补传统金融机构对于企业征信信息不足的缺陷，便于投资者进行金融决策，提高金融市场整体效率，从而缓解企业融资约束。第三，数字金融会增强分析师关注对融资约束的效用。数字金融打破传统金融机构“嫌贫爱富”的特性，弥补分析师在缓解企业融资约束过程中对于中小企业关注不足的缺陷，加强了分析师对于企业融资约束的缓解作用。

本文的研究在对策建议上有一定的启示：首先，为了充分发挥分析师的中介作用，应基于我国资本市场的发展现状正确规范分析师行业发展，避免过多分析师集中关注少数企业而忽略其他企业，防止分析师羊群行为导致的单一化分析意见，惩治分

析师为了谋取私利而发布虚假信息扰乱市场秩序的行为，严格要求分析师遵守职业道德和不断提升自身专业技能，促进企业信息的有效传播。其次，中国正走在科技兴国的道路上，未来科技对于中国发展的作用不可估量，而在金融市场中，数字金融的发展已经成为企业追求竞争优势的新动力。但中国数字金融发展不平衡，中西部地区企业并未完全享受数字金融的红利，因此相关部门应尽快完善数字金融服务体系，扩大辐射范围。第三，监管的相对宽松为中国数字金融提供了自由发展的环境，但同时也带来了诸如网络贷款无证上岗、庞氏骗局层出不穷等问题，如何设计并落实“监管沙盒”，建立完善的监管政策是未来需要深入研究的课题。

参考文献：

- [1]陈炜,袁子甲,何基报. 异质投资者行为与价格形成机制研究[J]. 经济研究, 2013, (4):43~54.
- [2]范云蕊,李辰颖. 分析师关注,内部控制与企业债务融资约束[J]. 金融与经济, 2019, (10):25~30.
- [3]郭峰,王靖一等. 测度中国数字普惠金融发展: 指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊), 2020, (4):1401~1418.
- [4]黄益平,黄卓. 中国的数字金融发展: 现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2018, (4):1489~1502.
- [5]李春涛,闫续文等. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2020, (1):81~98.
- [6]李馨子,肖土盛. 管理层业绩报告有助于分析师盈余预测修正吗[J]. 南开管理评论, 2015, (2):30~38.
- [7]李云鹤,李湛,唐松莲. 企业生命周期、公司治理与公司资本配置效率[J]. 南开管理评论, 2011, (3):110~121.
- [8]廖婧琳,胡妍,项后军. 数字普惠金融发展缓解了企业融资约束吗? ——基于企业社会责任的调节效应[J]. 云南财经大学学报, 2020, (9):73~87.
- [9]梁榜,张建华. 中国普惠金融创新能否缓解中小企业融资约束吗[J]. 中国科技论坛, 2018, (11):94~105.
- [10]刘星,陈西婵. 证监会处罚、分析师跟踪与公司银行债务融资——来自信息披露违规的经验证据[J]. 会计研究, 2018, (1):60~67.
- [11]谭松涛,崔小勇. 上市公司调研能否提高分析师预测精度[J]. 世界经济, 2015, (4):126~145.
- [12]唐松,伍旭川,祝佳. 数字金融与企业技术创新——结构特征、机制识别与金融监管下的效应差异[J]. 管理世界, 2020, (5):52~66+9.
- [13]万家彧,周勤,肖义. 数字金融、融资约束与企业创新[J]. 经济评论, 2020, (1):71~83.
- [14]游家兴,张哲远. 财务分析师公司治理角色研究——文献综述与研究展望[J]. 厦门大学学报(哲学社会科学版), 2016, (5):128~136.
- [15]喻平,豆俊霞. 数字普惠金融发展缓解了中小企业融资约束吗[J]. 财会月刊, 2020, (3):140~146.

-
- [16]张纯,吕伟.信息披露、市场关注与融资约束[J].会计研究,2007,(11):34~40+97.
- [17]张勋,万广华等.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71~86.
- [18]郑祖昀,黄瑞玲.数字普惠金融缓解中小企业融资约束的效应——基于中国上市公司的实证研究[J].深圳社会科学,2021,(1):50~62.
- [19]Cheng Q,Du F et al.Do Corporate Site Visits Impact Stock Prices[J].Contemporary Accounting Research,2018,4(1):1~50.
- [20]Healy P M,Palepu K G.Information Asymmetry,Corporate Disclosure,and the Capital Markets:A Review of the Empirical Disclosure Literature[J].Journal of Accounting and Economics,2001,31:405~440.
- [21]Hadlock C J,Pierce J R.New Evidence on Measuring Financial Constraints:Moving Beyond the KZ Index[J].Review of Financial Studies,2010,23(5):1909~1940.
- [22]Levine R.E.“Finance and Growth:Theory and Evidence”[C].Handbook of Economic Growth2005,(1):865~934.
- [23]Ozili P.Impact of Digital Finance on Financial Inclusion and Stability[J].Borsa Istanbul Review,2018,(4):329~340.
- [24]Rosavina M,Raden A R et al.P2PLending Adoption by SMEs in Indonesia[J].Qualitative Research in Financial Markets,2019,11(2):260~279.