

数字金融对行业资源配置效率的实证研究

——基于一级行业周收益率数据

关成华¹, 张伟²

(1.北京师范大学经济与资源管理研究院 北京 100091; 2.北京师范大学经济与资源管理研究院, 广东 珠海 519087)

摘要:为考察数字金融对证券市场不同行业的影响,从而为市场风险识别、标的估值及投资策略制定等提供客观的参考指标。同时,也为数字金融政策制定、市场监管提供重要的参考依据。利用A股市场过去十年一级行业周收益率数据,构建证券市场行业收益率及波动率对数字金融指数等变量的面板自回归模型,实证结果表明:数字金融与证券市场整体收益率呈正相关。数字金融的增长可以抑制市场波动率的增长。数字金融对传媒、电子、房地产、家用电器、计算机、汽车、通信等行业均具有较好的经济显著性和统计显著性。在长期,行业间收益差异有收敛迹象。数字金融促进行业的收益均衡,说明数字金融对行业资本配置效率的提升有正向作用。

关键词:数字金融;资源配置效率;行业指数;收益率;半年/年波动率

中图分类号:F832.48 **文献标志码:**A **文章编号:**1002-980X(2022)7-0146-13

一、引言

数字金融是金融与互联网、大数据、人工智能、云计算等数字技术高度融合的产物。近年来,随着数字金融的发展,学者们逐渐开始热衷于研究数字金融对区域、企业、家庭、信贷市场等的影响,但是数字金融对于国民经济不同行业的影响研究相对不足,实证研究数字金融对证券市场的传导机制,考察数字金融对不同行业的影响是否存在异质性,如存在异质性,分析异质性存在的原因,同时考察长期中不同行业收益率的差异性是否收敛,是社会主体较好的理解及处理数字金融与行业发展的关系,投资者从数字金融条线制定行业资产配置策略,上市公司直接参与或间接参与数字金融必须面对和解决的问题。从数字金融的内涵出发,数字金融产品及服务在促进行业内技术的数字化演变,推进企业的全流程运作的可数字化,整合行业供应链以及拓展国内外市场方面均有利于加速行业资源的高效流动,促进行业内收益的均衡,进一步提高行业资源配置效率。

二、文献述评

梳理文献发现,关于数字金融对行业的影响,学者研究相对较少,历史文献主要集中在数字金融对银行业的信贷市场及对新基建领域的影响,文献多从实体市场进行分析,考察数字金融服务实体经济的关系,而极少有学者涉足证券市场的全行业。

数字金融通过智能化交易终端、多维海量数据的充分融合等可以从本质上缓解传统金融所面临的市场主体信息不对称问题,数字金融技术及服务不但清晰实体经济的需求来源,能够高效精准的提供服务,同时数字金融打破了传统消费的时空限制,消费者的采购时间大幅降低,数字金融可以提供多场景的在线支付及线下体验消费感受,使得购物与支付更加便捷,激发在线购物消费群体活力,进一步激发消费者的消费欲望(Li et al, 2020)。数字金融对传统金融的冲击日益显著,数字金融在推动传统产业结构变革与效率的改善等方面发挥深远而重大的作用(谢平等, 2012; 刘澜飏等, 2013)。同时,数字金融对传统金融服务的逐渐渗透一定程度模糊了金融市场的服务边界,广大市场群体在金融服务与产品的选择上更加多元化(吴晓求, 2015)。

收稿日期:2022-05-13

作者简介:关成华,博士,教授,博士研究生导师,北京师范大学校务委员会副主任,创新发展研究院院长,创新发展研究中心(珠海)主任,兼首都科技发展战略研究院院长,城市绿色发展科技战略研究北京市重点实验室主任,联合国工业发展组织绿色产业平台中国办公室主任,珠海市民营经济发展研究院理事长,研究方向:绿色经济、发展经济学、可持续发展的经济研究及创新的理论与政策;(通讯作者)张伟,北京师范大学经济与资源管理研究院博士研究生,注册国际投资分析师,研究方向:数字金融与资本市场。

在传统信贷业务市场中,大量的中小微企业及家庭用户无法在银行业的信用评价体系中获得合格的信用评级,故长期以来该部分社会群体的信贷资金需求无法合理的解决,而数字金融可以很好地弥补传统市场金融服务及产品供应不足的问题,满足了被传统信贷评级体系下被定义为高风险客户的资金需求,有效助力中小微企业及家庭的就业创业及消费需求,改善了城乡的收入差距(滕磊等,2020)。王馨(2015)基于长尾理论研究发现,数字金融凭借自身特点和技术,能够促进“长尾”企业的需求甄别,一定程度弥补信贷缺口,促进金融市场内的资源合理配置。数字金融的发展对商业银行的盈利能力成显著正相关,而对商业银行的流动性负相关,对于国有银行综合盈利水平的提升不如城市商行显著(Dong et al, 2020)。

谢平等(2012)发现数字金融可以依靠大数据技术进行企业信用风险评估,缓解企业信息不足的缺点,为其获得融资提供帮助。万佳彧等(2020)发现,数字金融能够拓宽资金来源,增加融资增量。梁琦等(2020)、袁鲲等(2020)等多位学者实证研究均发现数字金融的发展对企业融资约束有显著的缓解作用,数字金融在缓解融资约束时,也降低了企业财务杠杆率。数字金融对新基建行业具有显著的正向影响,数字金融技术及产品市场需求的增加助推大数据、信息网络、通讯等基础设施的转型升级(杜传忠等,2020)。

综上关于数字金融对行业影响的历史研究发现,数字金融因具有包容性、普惠性、大数据平台、市场开发低成本等多方面优势,从而可以进一步提升线上消费体验,刺激消费欲望,从而增加消费。同时数字金融可以依托其大数据平台优势,对市场参与微观主体的风险具有较为客观及时高效的评价,同时在产品和服务推广中也具有较好网络优势。数字金融推进市场微观主体信用数据的健全,从而促进市场信贷规模的提升。学者们研究发现,数字金融对基础信贷市场具有较好的促进作用,但是信贷市场作为实体经济与资本市场的基础,关于因数字金融引发的信贷扩张对于证券市场中不同行业收益的影响程度已经影响方向,过往的研究较少。本文旨在考察数字金融对不同行业收益的影响程度及方向,分析收益率之间的变化趋势,从而为市场投资主体及数字金融相关发展政策的制定提供必要的参考依据。

本文所指行业资源是一个行业的上下游价值链和产业链发展所需要自然资源,以及所能影响或控制的社会资源。而行业发展所需的自然资源,在一定时空范围内的禀赋是有限的,作为自然资源在行业中的配置效率并不是本文所关注的重点。而社会资源如知识、信息、资本等资源是行业及企业生存和发展的决定性因素,本文主要聚焦社会资源中的资本配置效率,在经济学意义上,资本指用于生产的基本生产要素,如资金、厂房、设备、原材料等物质资源。在社会经济发展的不同阶段上,相对于市场需求,资源总是表现出相对的稀缺性,从而要求市场微观主体追求对有限的、相对稀缺的资源进行合理配置,以使用最少的资源耗费,生产出最适用的商品和劳务,获取最佳的收益。在完美的证券市场,价格反映的市场中的所有信息,不同行业的收益差异较可以好地体现了资本对不同行业的关注程度,资本为追求投资收益最大化或损失最小化的过程中,实现了对行业间资本配置效率的提升,根据帕累托最优理论,长期中,资本流动加速了行业间收益的均衡性。

资本市场成立的初期,潘文卿(2003)研究发现,随着改革的深入,资本配置效率总体上呈现上升趋势,但波动性很大,而且资本配置效率呈东、中、西梯度递减特征。信贷市场对资本配置效率变化的解释能力较弱,其中国有银行的信贷行为抑制了资本配置效率的提高,而非国有银行金融机构的信贷与投资行为对资本配置效率的提升有较大的促进作用。发达国家之所以金融市场发达并非是由于它吸收了更多的投资,而是由于发达国家的资本配置效率明显高于发展中国家,即发展中国家在更大程度上滥用了资本。而国与国之间资本配置效率之所以不同,金融市场(信贷市场和股票市场)在其中起到了很大的作用,发达国家之所以有较高的资本配置效率是由于拥有发达且比较规范的金融市场(韩立岩等,2002)。

Wurgler(2000)考察了65个发展中国家和发达国家的资本配置效率发现,与发展中国家相比,发达国家的资本配置效率明显高于发展中国家。各国的平均资本配置效率为0.429资本配置效率最高的国家为德国其值为0.988。其次为新西兰、瑞士、日本、美国。即资本配置效率高的国家明显都为发达国家。市场规模越大,价格信息越丰富,有助于投资者和管理者通过更准确通过托宾Q值来区分好的和坏的投资。

我国证券市场价格信号在引导上市公司产业转移方面具有正向效应,并且从市场价格的变化到引致作用的发挥存在着一定的时滞。同时,进入壁垒或退出壁垒不同的行业在价格信号的有效性方面存在着较大差异。通过市场扩容以增强市场弹性、塑造良好的价格形成机制和优化企业决策机制等来强化证券市场的市场约束力,增进价格信号的资源配置有效性(何旭强等,2001)。直接融资体制相对于间接融资降低了中介成本和交易成本,同时加强了信息披露和公司监督,所以其融资效率还是相对较高的,对经济增长和资本边际效率的提高也起到了积极的作用(刘伟等,2006)。王永仓等(2020)指出数字金融作为数字技术与金

融服务的结合体,具有更强的时空穿透力,降低金融服务的门槛和服务成本,提供多样化的金融服务,扩大金融服务的有效边界,形成一种全新的金融业态,实现互联网与金融功能的耦合提高金融服务的质量和资源配置效率,可以在更大范围内有效提升金融服务实体经济的能力。

如前文对行业资源的界定,行业资源配置效率的改善并非行业收益率增加的充要条件,也即行业资源配置效率提升不能确保行业收益率的提升,而行业收益率的提升也并不能导出是由于行业配置效率改善的结果。行业资源配置效率与市场的失灵相对应,体现市场价格传导信息的能力。而收益率与投资相对应,反映一项投资的亏损或者盈利情况。

Wurgler(2000)将资本配置效率界定为工业投资对经济增加值弹性与经济增加值增长率之积的函数。资本配置效率用固定资产投资增加值的增长率进行衡量。资本配置效率与该国的金融发展水平成正比,而金融发展水平等于股市市值与GDP比例与私人及非金融国内公众信贷与GDP的比例之和。本文将通过比较考察不同行业间的收益率,同时考察长期该收益率率差异是否存在收敛,考察数字金融对市场资本配置效率的影响,根据生产资料的边际产出递减及投资的边际收益递减的经济理论,在一定时期内,证券市场中的流动性是一定的,在风险偏好相似时,投资者通过比较不同行业间的收益进行投资决策,市场通过将资金投入高收益率的行业,撤出低收益率的行业,从而实现账户收益的增加,数字金融的发展促进市场信息的流动和广泛传播,从而使市场价格反映市场信息的能力增强,表现为投资收益的增减,当不同行业间的收益率趋于均衡时,说明数字金融的发展对其资本配置效率具有改善作用。在0时刻,不同行业间的收益率处于自然均衡状态,该收敛是自然收敛状态,是较低质量的行业发展状态。本文主要关注的是非0时刻后,数字金融的发展对不同行业影响的异质性,同时数字金融的发展是否改善行业收益率出现均衡,从而实现资源配置效率的改善。

三、分析思路及方法

(一)数字金融的内涵

关于数字金融的内涵目前学术界并未明确定义,中国人民银行等十部委将数字金融定义为“互联网金融”。在数字金融发展初期,学者对数字金融的定义往往从其功能出发,同时与互联网相结合进行界定,黄益平等(2018)认为数字金融多指银行等传统金融机构通过与互联网的企业或互联网产业的高度融合,助力传统金融机构的运营管理、技术服务、金融产品、支付方式等向数字化转型的一种新模式。笔者将数字金融定义为基于大数据、云计算、人工智能、区块链等现代新兴技术的有机融合,相对于传统银行,有效推进或提升金融市场的信息分布、风险定价、金融中介、资源配置效率、信用评价、投资决策、市场监管等的一切产品或服务。

(二)数字金融对证券市场的传导机制

数字金融是信息业务与金融业务的金融混合业态,证券市场信息分布的最佳状态是信息对称,即证券交易双方都能获得市场全部的信息。数字金融能够促进证券市场信息的均匀分布,提升信息透明度,进而优化信息成本结构,然后降低资本成本,最终影响资本的价格,此为数字金融的信息传导机制。以技术为支撑的数字金融可以有效减少发行主体与投资主体信息不对称性的问题。谢平(2012)指出数字金融大大降低了借款者和投资者之间的信息不对称,从而扩展了金融服务的市场边界,同时大幅降低了交易成本,给投资者提供了便利。数字金融会影响投资者的风险偏好及投资偏好,在数字金融的影响下,投资者的偏好程度被无意识的强化,使投资者增加对所偏好的产品投资。各个平台公司在数字金融的影响下,利用大数据掌握了市场微观主体的信息,有助于其金融产品及服务的创新。数字经济改变了信息流通的格局,消费者通过数字金融、互联网、手机客户端等的相互交流,产生的数据已经成为市场中非常强大的数据生产要素。大数据改变了相关领域的市场运作方式,如低值消费品、耐用消费品汽车、房产租赁等其他形式的共享经济及行业流通,传统行业转变为新的经济活动形式。数字金融以新的方式将个人和公司结合起来,将消费者转变为数据生产消费者。这种变化给消费者提供了做出选择和施加影响的强有力的新渠道,这些选择给社会带来的结果更难理解和预测(Lammi et al, 2019)。

数字金融促进行业间技术的数字化演变。数字金融产品及技术可应用于更广泛的产业环境,从而使不同产业间的基础技术向数字化技术逐渐演变,形成数字信息生产资料,从而推进产业的数字化和数字的产业化过度。数字金融促进数字信息成为行业间的必要基础设施,同时实现行业间数字信息的可比及可交易性,

推进行业内基础数据的流动与市场交换,进而实现加速数字金融在不同行业间的均衡(Tilson et al, 2010)。

数字金融改善不同行业及企业的运作模式。数字金融的出现改变和改善了不同行业及企业的业务运营、组织结构、生产流程和管理理念(Matt et al, 2015)。数字金融对行业的渗透形成了新的商业模式,使公司更具创新性,提高生产力,并与客户保持密切联系(Downes et al, 2018)。随着大数据、云计算、人工智能以及社交媒体等技术或服务在行业间的采用,组织中的日常运营得到了改善(Aral et al, 2013)。同时,有助于与客户和其他利益相关者在世界各地建立更密切的关系(Mort, 2002)。微观主体参与数字金融平台的机会更加多元化,并同时激励企业重新思考他们的战略,通过创建数字化金融市场吸引更多的客户。数字金融的发展提高了企业的创新驱动动力。

数字金融促进行业供应链的整合。由于数字金融产品及技术推进了与网络利益相关者互动频率,企业之间的连接也更加便捷高效。数字金融存储大量行业数据并实现行业信息的共享,从而进一步降低行业之间的成本。行业间收益率的异质性,驱动实数金融产品及技术在不同行业的流动。同时数字金融根据其风险偏好及收益预期,向不同的行业进行集聚,由于投资的边际收益递减,最终实现不同行业之间收益的均衡,从而促进行业资源配置效率的提升。

数字金融平台推进国内外市场的拓展,使企业能够在兼顾国内市场客户群体的同时,广泛的识别和拓展获取国际客户(Coviello et al, 2017)。数字企业家可以更有效地获取市场信息,更好地了解潜在客户期望什么服务。随着对全球熟悉度的提高,更容易满足外国客户的需求,提供适销对路的产品。数字金融技术的网络化优势为企业开拓国际化创造了机会,通过改变它们的商业模式来产生收入,提高企业扩张能力,从而使数字金融可以面向更广阔的市场。数字金融可以使行业中的不同企业通过加强使用数字化金融科技产品及服务,减少目标市场的信息不对称,从而专注于行业间数字市场,从而促进行业内收益的均衡,最终改善资源配置效率(Kontinen et al, 2012)。

数字金融对证券市场的传导机制主要体现在信用扩张导致的直接或短期传导机制及间接或长期传导机制。信贷市场通过大量不同风险偏好的投资者持有杠杆头寸分散了更多风险,从而促进了最优风险分担,信贷市场规模的变化改变了风险分担的数量,进而影响资产价格,如股票预期收益、股票收益波动率等(Francis, 2012)。

直接或短期传导机制的表现:数字金融→信用扩张→直接财富效应→货币余额增加↑→投资↑、消费↑→企业和家庭需求↑→市场价格↑→股市上涨(“→”表示传导方向,“↑”表示增加或上升)。

数字金融促进行业大数据的集聚,加速行业技术数据的资产化。数字技术信息作为引领和驱动行业运转的重要生产资料,助力生产资料的市场的交换及数字信息生产资料的资本化,从而进一步提升行业竞争力及收益水平。数字金融促进不同行业间供应链的融合,数字金融平台对不同行业的渗透,利用大数据平台优势加强了信用体系建设,从而促进信用市场的扩张,引致直接财富效应增加,使得社会微观主体的财富及可支配收入随着信用的扩张而增加,市场流动性变得更加充裕,放松了企业及居民的投资及消费预算约束,又进一步刺激企业投资及家庭消费需求增加,企业在满足国内市场需求的同时也可以开拓国际市场业务,提升上市企业综合竞争力和盈利水平,最终助推股市上涨。

间接或长期传导机制的表现:数字金融→信用扩张→间接财富效应→信贷扩张→长期资产↑耐用消费品如汽车、商品房需求增加↑→房价↑汽车市场↑、股票价格↑→企业投资↑→股市、债市↑(“→”表示传导方向,“↑”表示增加或上升)。

数字金融的发展改善了信贷市场的服务边际及效率水平,数字金融通过对信贷市场的信用扩张与信用增殖,扩大信贷市场规模,促进长期信贷需求的增加。企业作为技术创新的主要社会群体,在拥有长期的资金预算支持后,将激励企业实施更加长远的战略布局及行业重大技术革新。市场中长期信贷规模的增加,刺激家庭对高价值资产和耐用消费品的需求,如房地产和汽车市场消费将显著增加,同时将辐射和带动相关行业产品需求的增长,从而推动高价值产品市场及耐用消费品市场价格的上涨。数字金融的增长引致的长期信贷增加,无论对实体经济相关行业长期成长性和盈利水平还是投资者对相关行业未来良好成长性的预期都具有正向影响,最终支撑股市及债市的走强。

(三)数据来源与变量

本文的行业数据采用中信证券2020年最新发布的中信证券行业分类标准2.0版,2.0版是在2010年版

本基础上的修订,该版本数据结合近年国家的政策导向和行业发展趋势,体现一定的前瞻性,更符合资本市场证券投研的实务需求。中信行业标准2.0版,一级行业为30个,二级行业为109个,三级行业为285个。由于二级行业及三级行业众多,综合考虑数据的搜集成本及研究与投资实务的实用性,本文以一级行业为主,考虑到数据的完整性,针对个别行业数据缺失时,通过申万行业数据进行了相应补充完善,数据来源于wind数据库。

本部分对于一级行业数据的考察期间为2011年1月1日至2020年12月31日,数据频率为周数据。为了模型研究的方便, II 表示行业指数,按拼音首字母排序,变量依次表示为:1传媒、2电力及公用事业、3电子、4房地产、5纺织服装、6非银行金融、7钢铁、8国防军工、9电力设备新能源10建材、11建筑、12交通运输、13家用电器、14基础化工、15计算机、16机械、17煤炭、18农林牧渔、19汽车、20轻工制造、21商贸零售、22食品饮料、23石油石化、24通信、25消费者服务、26银行、27医药、28有色金属、29综合、30综合金融。 $Yield$ 表示行业指数收益率, $Turnover$ 表示行业交易的换手数量,该数据为周数据, $\ln GMV$ (gross merchandise volume)表示行业总成交金额取对数,该数据为周数据。 $\ln ICI$ (investor confidence index)表示投资者信心取对数,该数据为月度数据。 M_2 表示 M_2-M_0 差值的增长率, M_2-M_0 两者差值表示市场广义货币剔除市场基本的流动性需求后,可用于储蓄或投资的货币规模,主要反映市场可投资货币的供给水平。 $\ln Index$ 为数字金融的对数值,数字金融指数来源于北京大学数字金融研究中心,该指数不仅包括银行服务(主要是信贷),还要包括支付、投资、保险、货币基金、信用服务等业态,是对数字普惠金融的发展水平较为全面的刻画。现有关于数字金融的相关研究,主要是从传统银行业务角度来考虑的,随着金融服务的不断创新发展,金融服务已呈现出多层次性和多元化发展的特征。(郭峰等,2020)。 $\ln close$ 表示收盘价取对数, V_{26} 、 V_{52} 分别表示26周和52周波动率,考察30个一级行业收益的变化情况。在模型构建时,对于被解释变量与解释变量周期不一致时,用stata进行多对一匹配,即自然月份的多周匹配自然月度数据。假设月度区间内该指标的周数据不变,如 M_2 及消费者信心指数在月度内增长率保持稳定,并不能用月度数据除以4而得到周数据,否则会出现逻辑错误。

(四)模型设定

本文拟通过面板自回归模型,考察总换手数量、成交金额、收盘价、26周波动率、52周波动率、数字金融指数、投资者信心可投资货币增长率等变量对行业指数周收益的影响,模型设定如下:

$$yield_{it} = \lambda_1 yield_{it-1} + \lambda_2 \ln Turnover_{it} + \lambda_3 \ln GMV_{it} + \lambda_4 \ln close_{it} + \lambda_5 \ln v26_{it} + \lambda_6 \ln v52_{it} + \lambda_7 \ln Index_{it} + \lambda_8 \ln ICI_{it} + \lambda_9 M_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中: $i=1,2,\dots,30,t=1,2,\dots,512$ 表示周; ε_{it} 为随机误差项,解释变量中 L_1 表示为滞后一期。实证研究前期,仅通过经济学常识或经验是难以准确判定数字金融对不同行业的影响方向的,因为数字金融需要通过信用扩张效应等一系列传导机制传导到证券市场,由于中间传导机制较为复杂,数字金融对于不同行业的影响特别是进行定性研究时,似乎多种解释都符合经济逻辑,所以数字金融对于不同行业影响方向难以通过经济学常识进行判断,其影响程度就更需要进行实证研究才能得出结论。所以非常有必要通过实证考察,分析数字金融对于不同行业的影响是否存在异质性,同时也是对笔者所提出的数字金融对证券市场传导机制的实证检验。

在考察行业指数收益率的同时,笔者还将考察数字金融指数、总换手数量、总成交金额、投资者信心、可投资货币增长率等变量对行业收益率26周波动率和52周价格波动率的影响情况。模型设定如下:

$$V_{26}(V_{52})_{it} = \lambda_1 \ln Index_{it} + \lambda_2 \ln Turnover_{it} + \lambda_3 \ln GMV_{it} + \lambda_4 \ln ICI_{it} + \lambda_5 M_{2it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中: $i=1,2,\dots,30,t=1,2,\dots,512$ 表示周; ε_{it} 为随机误差项。波动率是指数的风险指标,波动率越高说明价格涨跌幅空间越大,风险越大。数字金融是降低市场风险还是增加不同行业的风险,同样通过经验也是难以进行较为准确判断的。但是通过实证研究准确的知悉数字金融对不同行业风险影响的程度及异质性,对于市场投资者具有较好的实践意义,同时也为管理部门针对数字金融对个别行业的负面冲击进行合理的防范。

四、实证结果分析

(一)行业收益率及波动率回归结果分析

首先把一级30个行业作为整体考察,经检验发现, F 检验显著,豪斯曼检验不显著,无法拒绝模型为随机效应模型的原假设,故应该选择随机效应模型作为最终的解释依据。无论原假设成立与否,固定效应模型都

能得到一致估计量。然而,如果原假设成立,则随机效应比固定效应更有效,此模型拟合结果来看,两种效应所得到的模型拟合优度相等,拟合效果相似。从随机效应模型回归结果来看,见表1。模型中总换手量与总成交额两个解释变量出现共面的可能性较小,因为对于指数所对应的个股的换手数量和成交额绝大多数是不一致的。总换手数量对收益率为显著的负向影响,说明长期来看,股票的换手率越高,越不利于行业板块整体指数的上涨。而同时考察总成交金额、收盘价对收益率的影响,两个变量系数经济显著统计也较为显著,如在确保换手率一定的情况下,增加交易金额将有利于指数的整体上涨。收盘价对收益的影响显著为正,收盘价与收益率关系同向一定程度也反映了收盘价对市场预期的影响,当指数所对应的标的股票价格向好时,投资者下一期预期也将向好,从而收益率上涨,反之,当股价下跌时,下一期的股价预期降低,导致收益率下降。对A股全部一级行业指数近10年的周收益数据考察发现,数字金融指数对于行业指数收益率的影响为正向,表现出经济显著性和统计显著性,该模型的其余变量的回归结果不显著。而普通最小二乘法回归中,52周指数波动率对收益率的影响显著为正,说明高风险要求高回报,同时投资者信心指数与指数收益率在10%的水平下显著,呈负相关关系,似乎与经济学常识背离,也说明了,当投资者信心指数走高时,往往股市指数的收益率并不一定走高,投资者信心指数的向好却难以形成对市场未来走势的一致性预期,投资者信心指数是每月的第一个星期进行问卷调查的数据,调研对象分个人和机构投资者,首先抽样导致的误差,同时被受访的投资者之间存在博弈,很多时候问卷的填写与实际交易往往也存在不一致性,从而在把变量引入模型进行实证研究时出现回归结果与研究预期的偏离。

考察26周收益波动率和52周收益波动率对金融指数回归显示。见表2,数字金融对滞后一期和滞后两期的半年波动率及滞后两期的一年期波动率存在经济显著和统计显著。金融指数每上涨1%,滞后一期的半年期指数收益波动率增加0.0138%,滞后两期的半年期指数收益波动率降低0.1259%,滞后一期的一年期收益波动率统计不显著,滞后两期的一年期收益波动率下降0.0960%。说明数字金融在股市里的相对短期,如半年内对行业的波动率具有正向影响,而在股市的相对长期如一年内具有负向影响。该结果为发展数字经济提供了较好的指导意义,长期来说数字金融将保持持续增长的状态,但是数字金融的增长没有增加行业指数的风险,反而在降低行业指数的风险。如Rakesh(2011)所发现高波动率与低经济增长率相关联,而低波动率则与高经济增长率相关联,投资者在短期内对经济增长率不敏感,但在长期投资中对经济增长率敏感。本文同时考察了总换手数量、总成交金额、投资者信心、可投资货币增长率等变量对滞后两期的26周波动率和52周波动率的影响。考察发现,总换手率、总成交金额、投资者信心三个变量对半年期和一年期波动率具有正向影响,且经济显著和统计显著。而可投资货币增长率,存在统计显著但经济不显著现象,该指标对半年内周波动率的影响为负向,对一年周波动率的影响为正向,该指标对行业波动率的影响,经济上不具有显著性,故不对该指标进行经济分析。

表1 行业周收益面板回归结果汇报

| 变量名称 | 普通最小二乘法 | 固定效应模型 | 随机效应模型 |
|----------|--------------------------------------|-------------------------|-------------------------|
| 总换手数量 | 264.5923*** (14.66) | -82.9029*** (-7.30) | -82.9063*** (-7.31) |
| 总成交金额 | -43.4736*** (-3.07) | 34.4752*** (3.14) | 34.6176*** (3.16) |
| 收盘价 | 24.7583** (2.33) | 116.3145*** (11.09) | 116.0880*** (11.09) |
| 26周波动率 | -62.8474 (-1.49) | 4.8407 (0.39) | 4.7783 (0.39) |
| 52周波动率 | 94.8440** (2.05) | -10.8428 (-0.81) | -10.8074 (-0.80) |
| 数字金融指数 | -120.7002*** (-6.69) | 72.7174*** (11.35) | 72.6860*** (11.35) |
| 投资者信心 | -132.4641* (-1.75) | 31.6196 (1.43) | 31.6222 (1.43) |
| 可投资货币增长率 | -0.3840 (-0.27) | 0.2373 (0.59) | 0.2372 (0.59) |
| 常数项 | -1.37×10 ⁴ *** (-4.66) | -813.2028*** (-9.10) | -824.9624*** (-3.81) |
| 观测值 | 14884 | 14884 | 14884 |
| 拟合优度 | 0.0321 | 0.0401 | 0.0401 |
| F-test | 5788.16*** | | |
| 豪斯曼检验 | 2.96 | | |

注:*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$;粗体部分表示变量统计显著。

表2 金融指数对收益率波动的影响汇报

| 变量名称 | 26周波动率 滞后1期 | 26周波动率 滞后2期 | 52周波动率 滞后1期 | 52周波动率 滞后2期 |
|----------|----------------------|------------------------|----------------------|------------------------|
| 数字金融指数 | 0.0138** (2.48) | -0.1259*** (-19.72) | -0.0041 (-0.82) | -0.0960*** (-16.42) |
| 总换手数量 | | 0.1072*** (9.82) | | 0.0201** (2.00) |
| 总成交金额 | | 0.0397*** (4.40) | | 0.0733*** (8.83) |
| 投资者信心 | | 1.2395*** (57.02) | | 1.0325*** (51.94) |
| 可投资货币增长率 | | -0.0014*** (-3.15) | | 0.0004 (1.09) |
| 常数项 | 3.1496*** (85.07) | -2.8191*** (-30.59) | 3.2862*** (96.17) | -1.5772*** (-18.64) |
| 观测值 | 14931 | 14884 | 14931 | 14884 |
| 拟合优度 | 0.0004 | 0.2585 | 0.0001 | 0.2124 |

注:*表示 $p<0.1$,**表示 $p<0.05$,***表示 $p<0.01$;粗体部分表示变量统计显著。

(二)数字金融对重点传导行业分析

对一级 30 个行业的整体考察后,进一步考察数字金融对每个行业的具体影响情况,同时也是更好的检验本文提及的传导机制的可靠性。本部分将对各个行业的指数收益率对数字金融进行逐一回归,考察数字金融对不同行业影响的异质性。研究发现,数字金融对传媒、电子、房地产、家用电器、计算机、煤炭、汽车、通信、消费者服务、医药、综合、综合金融等行业均具有显著影响,表现了较好的经济显著性和统计显著性。产出贡献高、发展速度快的领域更容易吸引数字金融资源的流入(王婧等,2013)。篇幅所限自回归模型分析汇报结果在此不再逐一汇报,仅列示数字金融指数对行业收益率具有统计显著性的自回归结果,数字金融指标具有统计显著的行业,同时表现出良好的经济显著性。

1. 数字新基建基础行业

数字金融对数字新基建基础行业的影响主要体现在电子、计算机、通讯等三个行业,从电子、计算机、通讯三个行业对数字金融回归的汇报结果,见表 3,数字金融指数对以上三个行业均具有正向的显著影响,同时表现出较好的统计显著性和经济显著性。

以上三个行业收益率与数字金融的关系是对笔者在本文第三部分中所定义的数字金融内涵的较好诠释。电子、计算机、通信等基础设施的完善是数字金融得以快速增长的基础保障,同时数字金融的发展也将为基础设施发展提供更为广阔的发展空间,三个行业收益率与数字金融走势的一致性为推进数字金融的快速发展提供了较好的实证参考依据。从产业链的角度看,电子、计算机、通信三个行业分别为新基建产业的上中下游行业,电子元器件是计算机行业的上游行业,计算机行业是通信行业的终端设备,通信行业是使数字金融产品及服务形成市场信息交换的媒介,同时也是促进市场信息广泛传播及分布的关键行业。三个行业受数字金融的影响表现出了较好的增长弹性,数字金融指数每上涨 1% 时,拉动电子行业收益率上涨 0.0132%;拉动计算机行业收益率上涨 2.8441%;拉动通信行业上涨 1.6953%。数字金融对三个行业的带动作用存在较大的异质性,数字金融的发展对计算机终端设备及通信服务行业的带动效应要远远高于其上游基础原材料电子元器件行业,说明数字金融对于经济附加值相对较高的行业正向刺激更大。同时从以上三个行业的市场竞争程度来看,电子元器件多为充分竞争行业、计算机行业竞争程度稍低,介于垄断竞争与完全竞争之间,而通信行业基本为寡头市场,以上三个行业的企业对商品价格的控制力依次递增,行业企业的盈利能力依次递增,从而导致了行业收益弹性的巨大差异,通信行业由于其具有自然垄断的特点,通信行业的服务价格受价格管制,所以行业收益率的增长弹性小于计算机行业。

三个行业的收益率除了对数字金融指数的回归显著外,电子行业的行业收益与滞后一周的收盘价具有负相关关系,虽统计显著,但是经济关系并不太显著,系数接近于零,该变量对收益率的解释效果一般,其他解释变量,统计不显著,同时经济关系亦不显著,常数项的经济系数相对较大也体现了对于竞争比较充分的行业,其股票行业的收益率表现也较为稳定。

计算机行业看,滞后一周的收益率和半年周波动率两个变量与行业指数收益成正相关关系,分别在 5% 和 10% 水平上显著,滞后一周的收益率对当期行业收益率具有较好的解释的作用,滞后一周的收益率每上涨 1%,刺激当期收益率上涨 0.1186%,计算机行业的走势具有趋势性;而半年周波动率指标来看,波动率越大,行业收益越高,也说明了高风险高收益的市场投资特性,但是相对长期波动率,如年度周波动率与收益率不再具有统计显著性。

通信行业来看,滞后一期的收益率、总成交额、收盘价三个变量对行业收益率影响较为显著,滞后一周的收益率每上涨 1%,刺激当期收益率上涨 0.1231%。滞后一周的收益率和总成交额对当前行业收益有着显著的正向影响,是较好的交易参考指标,滞后一周的总成交额每上涨 1%,刺激当期收益率上涨 0.8534%,而滞后一周的收盘价与即期收益率为负,较符合经济逻辑,滞后一周的收盘价每上涨 1%,刺激当期收益率下降 1.7197%,股价处于相对高位和相对低位时越容

表 3 数字新基建基础行业回归结果汇报

| 变量名称 | 电子 | | 计算机 | | 通信 | |
|----------|----------------|-----------------|---------------|-----------------|---------------|-----------------|
| | 回归系数 | P | 回归系数 | P | 回归系数 | P |
| 收益率 | 0.0652 | 0.148 | 0.1186 | 0.013** | 0.1231 | 0.007*** |
| 换手率 | 0.0000 | 0.193 | -1.5147 | 0.301 | -0.8946 | 0.116 |
| 总成交额 | 0.0000 | 0.278 | 0.4220 | 0.803 | 0.8534 | 0.008*** |
| 收盘价 | -0.0006 | 0.019** | -0.9480 | 0.515 | -1.7197 | 0.022** |
| 26周波动率 | 0.0291 | 0.330 | 2.1726 | 0.061* | -0.0562 | 0.958 |
| 52周波动率 | -0.0143 | 0.653 | -1.0322 | 0.398 | 1.1205 | 0.337 |
| 数字金融指数 | 0.0132 | 0.001*** | 2.8441 | 0.003*** | 1.6953 | 0.008*** |
| 信心指数 | -0.0438 | 0.228 | -2.1887 | 0.281 | -1.1397 | 0.536 |
| 可投资货币增长率 | 0.0146 | 0.650 | -0.0025 | 0.944 | 0.0005 | 0.988 |
| 常数项 | 2.1812 | 0.232 | 9.2647 | 0.219 | 4.6136 | 0.528 |

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 粗体部分表示变量统计显著。

易出现翻转,几个指标联合使用对行业收益率的解释效果更强,同时作为交易参考也更加可靠。

2. 低值快速流通消费业

数字金融对低值快速消费品行业的影响主要体现在传媒、家电、消费者服务、医药等四个行业,见表4。回归结果显示:数字金融对以上四个行业收益率均为显著的正向影响。如本文第三部分笔者提出的数字金融对证券市场的短期或间接传导机制,数字金融的发展促使短期信贷市场的扩张,促进低值易耗品、日用品等快消品相关行业需求的增加,进一步拉动该类行业产品价格的增长,商品价格的增长,有利于投资者对该类行业股票未来收益率形成良好的收益预期,同时进一步支撑行业指数的增长,低值与快消行业指数收益的增长也较好的验证了数字金融对证券市场直接或短期传导机制的可靠性。四个行业收益率对数字金融指数的回归结果显示,消费金融指数每上涨1%时,将拉动传媒行业收益率增长2.1655%;拉动家用电器行业上涨1.3335%;拉动消费者服务业上涨1.2192%;拉动医药行业上涨1.9557%。家电行业和消费者服务业对数字金融指数的收益弹性相当,两个行业的收益弹性小于传媒和医药行业的收益弹性,家电和消费者服务业均为传统消费行业,其行业盈利水平及成长性一般,而数字金融在传媒、医药等行业可实现了全场景应用,随着消费升级及社会健康需求的增加,数字金融在服务社会现代文化及满足百姓在线医疗诊疗服务的作用逐步增强,线上体验效用程度逐步增强,而且传媒及医药行业更具有数据消费的即时性,普适性及反复消费的特点,在市场消费群体数量一定的情况下,数据服务的多次消费带来行业收益的增加,故传媒和医药具有更好的成长空间。其他解释变量角度看,传媒行业滞后一周的换手率水平与行业当期收益率成反比,行业的高换手率不利于行业指数收益的增加。家用电器的回归结果显示,行业收益率与半年周波动率成反比,说明半年期周收益波动越大而收益却未能因波动幅度的变大而获得额外的风险补偿,半年持有期的家电行业,波动率是较好的做空指标,而一年期周波动率虽与行业指数收益具有显著正相关经济关系,但是由于统计非常不显著,故一年期周波动率不具有可靠性。消费者服务业的回归结果显示,滞后一期的行业收益率与当前收益率成正比,滞后一周的行业收益率每上涨1%,将带动当前行业周收益率上涨0.1016%。医药行业收益率的回归结果显示,收盘价与收益率成显著的负相关,收盘价每上涨1%,导致行业收益率下降3.4045%,滞后一周的收盘价是即期行业指数收益率较好的逆向参考指标。四个行业回归方程的其他变量统计不显著,在此不再赘述。

数字金融的发展对市场微观主体的信用进行了深度挖掘和延伸,实现了信用扩张与信用增殖,放松了企业及社会家庭的短期预算约束,使投资者的可支配收入增加,使市场的短期流动性更加充足,挤出用于短期消费及投资的资金,使企业及家庭短期对低值快消品的需求及短期投资需求的增加,拉动相关行业产品的价格上涨,实体行业价格增长,使市场形成良好的行业增长预期,将助推股市的上扬。

表4 低值快速流通消费业回归结果汇报

| 变量名称 | 传媒 | | 家用电器 | | 消费者服务 | | 医药 | |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|---------------|----------------|----------------|-----------------|
| | 回归系数 | P | 回归系数 | P | 回归系数 | P | 回归系数 | P |
| 收益率 | 0.0354 | 0.460 | -0.0023 | 0.959 | 0.1016 | 0.026** | 0.0634 | 0.167 |
| 换手率 | -3.3147 | 0.021** | -0.0221 | 0.978 | -0.6772 | 0.527 | -1.6944 | 0.158 |
| 总成交额 | 3.1491 | 0.060* | -0.1655 | 0.838 | 0.7217 | 0.519 | 1.9313 | 0.130 |
| 收盘价 | -3.3857 | 0.053* | -0.9482 | 0.242 | -1.3593 | 0.129 | -3.4045 | 0.009*** |
| 26周波动率 | 1.6408 | 0.152 | -1.8199 | 0.048** | 1.6446 | 0.058* | 0.4114 | 0.611 |
| 52周波动率 | -1.3946 | 0.262 | 0.8668 | 0.437 | -1.2124 | 0.205 | -0.4176 | 0.621 |
| 数字金融指数 | 2.1665 | 0.032** | 1.3335 | 0.015** | 1.2192 | 0.034** | 1.9557 | 0.001*** |
| 信心指数 | -2.7718 | 0.151 | -0.9930 | 0.515 | -1.6359 | 0.350 | -1.5911 | 0.294 |
| 可投资货币增长率 | -0.0236 | 0.490 | 0.0248 | 0.347 | 0.0182 | 0.538 | 0.0212 | 0.427 |
| 常数项 | 19.6444 | 0.012** | 10.5670 | 0.078* | 8.4165 | 0.201 | 18.3957 | 0.005*** |

注:*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$;粗体部分表示变量统计显著。

3. 综合及综合金融行业

综合及综合金融行业对数字金融等变量回归结果见表5,数字金融指数每上涨1%,拉动综合行业指数收益增加1.3188%,综合行业的标的多是那些具备研发、技术、生产、销售、运输等几个行业集一体的企业,业务收入多元化的上市公司,数字金融对综合行业的渗透能力日益增强,综合行业指数的标的公司其多个产业链均可以与数字金融实现深度融合,实现数字化、智能化,同时通过金融资本提升综合行业不同环节的效率,优化行业产业链的布局,提高资本在产业链不同环节的分配效率,从而提升行业的盈利能力。滞后一周的收

益率每上涨 1%，当期收益率上涨 0.0902%，而且具有较强的显著性，综合行业的指数运行具有一定的趋势性。

综合金融行业收益率对数字金融等变量的回归显示，数字金融指数每上涨 1%，导致综合金融行业指数收益率下降 164.0892%，经济显著并且统计显著，该负向弹性关系是所有一级行业中程度最高的，此显著的负相关关系表明了数字金融对综合金融行业强大的替代效应，说明综合金融的商业运营模式、产品构成、核心技术等侧重于传统金融的发展模式，故两者关系形成较大的背离。从综合金融行业指数的成分股方面进行解释，截止到 2020 年底，该行业指数共有成分股 16 只，其中拉卡拉所占权重最高，为 23.4895%。除该公司是主业从事三方支付的数字金融概念股外，其他成分股如浙江东方、爱建集团、鲁信创投等其他个股在中信证券三级行业的细分领域基本为多领域控股，主要是多元化投资业务。即使该行业中有从事金融相关业务的公司，大多为从事传统金融业务，与数字金融差异较大。同时应认识到，随着时间发展，数字金融与综合金融行业的关系可能会发生变化，数字金融对综合金融的融合性更强。通过实证结果说明，未来还需要加强数字金融与传统综合金融行业的协同发展，两者更应是相互促进共同发展的关系，数字金融及综合金融在国民经济中的地位都是不可忽视的，数字金融强调传统部门微观无法满足的微观市场主体的金融需求，服务处于风险分布的尾端客户群体，该部分市场相对于传统综合金融业具有更好的成长性。而且，数字金融市场群体的高风险性无法避免，通过综合金融行业的协同发展，实现对整个市场风险敞口的相对平衡，同时综合金融也可吸收数字金融的优势资源，在市场开发中节约成本，提高金融服务效率。

从收益率变量看，在 10% 的显著性水平下，滞后一期的收益率与当期收益率成负相关关系，滞后一周收益率每上涨 1%，当期收益率下降 0.2722%，说明综合金融行业指数运行的趋势性较弱。

4. 能源类大宗商品行业

数字金融对证券市场能源类大宗商品行业具有显著影响的行业主要体现在煤炭和石油石化两个代表性行业。煤炭和石油石化行业的指数收益对数字金融指数等变量的回归结果，见表 6。数字金融与煤炭行业收益成显著的负相关关系，数字金融指数每增加 1%，导致煤炭行业收益下降 1.7561%。数字金融指数对煤炭行业指数的负向冲击，可以从生产资料的替代关系进行解释，数字金融的数字化产品及服务与能源类大宗商品均为重要的生产资料，随着数字金融的发展，数据生产资料的边际产品价值逐渐增加。当企业效率未达到帕累托最优时，在投入一定的情况下，可以通过优化生产资料的比例结构，提高企业效率，增加企业价值，最终实现生产要素的边际技术替代率相等，当不存在帕累托改进时，企业价值达到最大化。近些年来节能降耗，产业结构升级、双碳政策等的实施，煤炭消费大幅下降，也一定程度上增强了数字金融信息产品及服务等生产资料对传统生产资料的替代能力。而同样是一类行业的石油石化，数字金融指数每上涨 1%，促使行业收益率上涨 0.9702%，可通过 10% 的显著性水平检验。数字金融与石油石化行业收益率的正向关系，两者基本基本维持同比例的增长弹性。煤炭和石油石化作为能源类商品，其价格走势受国际大宗商品走势的影响，煤炭与石油价格的波动一定时期内波动存在一致性，但是数字金融对煤炭和石油出现完全相反的影响，说明了社会能源消费结构的变化，数字金融的增长对初级能源产品煤炭的需求逐渐降低，而对石油石化等能源产品的需求逐渐增加，考察时间内，国内能源消费升级去煤炭化及汽车的需求逐渐增加，也导致了能源市场消费机构的变化，

表 5 综合及综合金融行业回归结果汇报

| 变量名称 | 综合 | | 变量名称 | 综合金融 | |
|----------|----------------|----------------|--------------------------------------|------------------|----------------|
| | 回归系数 | P | | 回归系数 | P |
| 收益率 | 0.0902 | 0.052* | 收益率 | -0.2722 | 0.068* |
| 换手率 | -1.5655 | 0.156 | 换手率 | 2.3545 | 0.231 |
| 总成交额 | 1.4107 | 0.186 | 26周波动率 | -6.7919 | 0.466 |
| 收盘价 | -1.9674 | 0.087* | 52周波动率 | -12.5173 | 0.327 |
| 26周波动率 | 0.7038 | 0.453 | 数字金融指数 | -164.0892 | 0.037** |
| 52周波动率 | -0.0457 | 0.965 | 信心指数 | 11.2730 | 0.332 |
| 数字金融指数 | 1.3188 | 0.047** | 可投资货币增长率 | -0.1708 | 0.494 |
| 信心指数 | -1.8904 | 0.301 | 常数项 | 966.4607 | 0.036** |
| 可投资货币增长率 | -0.0059 | 0.856 | 注：该回归结果提示，由于共线性问题，系统将总成交额和收盘价两个变量删除。 | | |
| 常数项 | 13.2819 | 0.085* | | | |

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ；粗体部分表示变量统计显著。

表 6 能源类大宗商品行业回归结果汇报

| 变量名称 | 煤炭 | | 石油石化 | |
|----------|----------------|----------------|----------------|----------------|
| | 回归系数 | P | 回归系数 | P |
| 收益率 | -0.0010 | 0.983 | 0.0456 | 0.315 |
| 换手率 | 3.3718 | 0.028** | -1.4646 | 0.240 |
| 总成交额 | -3.0178 | 0.045** | 1.2711 | 0.310 |
| 收盘价 | 0.0414 | 0.983 | -2.9084 | 0.074* |
| 26周波动率 | 0.8879 | 0.387 | -0.0550 | 0.940 |
| 52周波动率 | -1.4782 | 0.199 | -0.4442 | 0.602 |
| 数字金融指数 | -1.7561 | 0.026** | 0.9702 | 0.059* |
| 信心指数 | -1.1553 | 0.484 | -0.6998 | 0.590 |
| 可投资货币增长率 | 0.0230 | 0.440 | 0.0032 | 0.893 |
| 常数项 | 18.19175 | 0.170 | 20.9457 | 0.033** |

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ；粗体部分表示变量统计显著。

石油石化产品对煤炭产品具有较好的替代效应,故数字金融增长对两者影响出现完全相反的变化。

煤炭行业收益率其他变量的回归结果显示,滞后一周的换手率与行业收益率成显著的正相关,即当滞后一期换手率每增加1%时,当前行业收益率增加3.3718%,而总成交额变量与煤炭行业收益率成显著的负相关关系,即滞后一周的总成交额每增加1%,导致当前收益率下降3.0178%,滞后一周的换手率与总成交额两个变量对煤炭行业收益的影响方向完全相反,说明高换手率和高成交额并不能促进即期煤炭行业指数收益的增加。一般情况下,高的换手率将导致高的成交额,两个指标的使用需要权衡,即在煤炭行业股价的相对低位,而且行业滞后一周换手率较高时,未来行业指数上涨概率较大,即期行业指数收益率可实现较好的增长,可做多买入相应标的获利,如上述指标方向相反时,可做空获利。

5. 耐用高值消费品行业

数字金融对耐用高值消费品行业具有显著影响的代表性行业为汽车及房地产业。数字金融对汽车及房地产等耐用消费品及高价值商品的消费需求均具有显著的正向影响,见表7。该实证结论,验证了笔者本文第三部分所提出的数字金融对证券市场的间接或长期传导机制的可靠性。数字金融的持续发展,将使得市场信用的扩张与增殖,促进市场长期信贷规模的增加,从而刺激高值耐用消费品如汽车、商品房等需求的增加,进一步支撑房价和汽车市场的价格上涨,汽车和房地产两个行业的增长将带动和辐射其他相关行业的增长,实体经济相关行业价格的增长,从而促使企业及家庭对相关行业的投资增加,助推股市及债市等市场的向好。如汽车及房地产行业收益率对数字金融指数的回归显示,数字金融指数每增长1%时,促进汽车行业指数收益增长1.4798%,拉动房地产行业指数增长55.7807%。汽车行业指数收益率对数字金融的弹性影响不大,而房地产行业受数字金融影响的弹性较大,而且为所有考察的30个一级行业中正向弹性最大的行业,说明了房地产市场无论在实体经济还是在虚拟经济中均具有重要的协同发展机制。滞后一周的房地产收益率与当期收益率成显著的正相关关系,即滞后一期的收益率每增加1%,将带动当前房地产行业指数上涨0.9597%,几乎为等比例增长,也说明了房地产行业指数运行具有较为显著的趋势。

由于数字金融具体的业务难以如传统银行业那样被全部监控,故数字金融长期信贷规模无法准确的估计。但是数字金融增加的信贷市场规模无疑对原有市场微观主体的资金及可支配收入给予了一定的支持,从而挤出了用于投入市场的资金,增加市场用于长期消费及投资的资金规模,为市场注入更多流动性。其他解释变量统计不显著,在此不再赘述。

(三)行业收益异质性及收敛性分析

针对数字金融对证券市场的重点传导行业进行了分析之后,需进一步对比行业间收益率的差异性。通过对中信证券全部30个一级行业的实证分析发现,数字金融对行业间收益的影响存在较大的异质性,相关行业间受数字金融影响变动的弹性较大,数字金融指数单位幅度的增长,都将导致相关行业实现1.5~2倍的增长幅度,而且具有经济显著和统计显著的特点。数字金融对数字新基建基础行业、低值快速流通消费业、耐用高值消费品行业具有显著的正向影响,其中一级行业中的房地产业、计算机行业、医药行业三个行业的弹性居前。综合金融行业、煤炭行业具有显著的负向影响。

数字金融指数对房地产业和综合金融行业的收益分别具有最大的正向和负向冲击,房地产业和综合金融行业为国民经济的重要行业,其中,房地产业在过去改革开放40多年来,很长时期作为国民经济的支柱产业,对宏观经济的贡献明显。房地产业上下游可以带动和辐射建筑建材、交通运输、基础化工、金融保险、电力能源等30多个不同细分行业或领域的发展,所以应充分利用数字金融对房地产业的强大杠杆效应,推进传统房地产业实现数字化转型,通过提高对数字金融技术的运用,提升房地产企业的市场开拓能力和运营能力。通过数字技术创新为传统房地产资产进行科技赋能,为房地产商品的销售提供数字化金融产品服务,房企加强服务创新为用户提供高附加值的数字化信息服务,提升房企项目效率,降低房企成本的同时提高客户

表7 耐用高值消费品行业回归结果汇报

| 变量名称 | 汽车 | | 房地产 | |
|----------|----------------|-----------------|----------------|-----------------|
| | 回归系数 | P | 回归系数 | P |
| 收益率 | 0.0859 | 0.068* | 0.9597 | 0.000*** |
| 换手率 | -1.5536 | 0.206 | -51.4218 | 0.400 |
| 总成交额 | 1.4954 | 0.249 | 59.8393 | 0.291 |
| 收盘价 | -2.4341 | 0.093* | 62.6816 | 0.690 |
| 26周波动率 | 0.1345 | 0.868 | 1.0860 | 0.977 |
| 52周波动率 | -0.1258 | 0.886 | -8.3809 | 0.841 |
| 数字金融指数 | 1.4798 | 0.008*** | 55.7807 | 0.022** |
| 信心指数 | -0.7919 | 0.609 | -16.8136 | 0.788 |
| 可投资货币增长率 | 0.0032 | 0.906 | -0.2718 | 0.811 |
| 常数项 | 13.2917 | 0.065* | -752.8604 | 0.490 |

注:*表示 $p < 0.1$,**表示 $p < 0.05$,***表示 $p < 0.01$;粗体部分表示变量统计显著。

的满意度。通过数字金融技术及服务对房地产市场的进一步渗透,以数字金融为驱动,盘活房企存量,推进现代社区与社区养老服务的数字化、智能化转型,打造数字化智慧城市。

数字金融对综合金融具有显著的负向影响,数字金融技术及服务显著区别于传统综合金融业务,数字金融通过数字技术、智能科技、大数据、云计算等的融合不仅对金融活动的组织方式实施了重构,还实现了金融风险重新识别,信用数据的深度挖掘,以及资本的重新分配。数字金融交易对综合金融业务交易高度融合。数字金融技术及服务对传统综合金融业务的渗透能力增强,相反综合金融对数字金融的冲击较弱,被数字金融的替代效应日益明显。互联网金融的发展对商业银行的盈利能力、安全性和成长性产生了积极的影响,对商业银行的流动性产生了消极的影响。但是应深刻的认识到,数字金融虽然具有高成长性,满足了大量风险分布处于尾端的客户群体,但是数字金融所面临的群体违约风险导致信贷资产出现损失的可能也比较高,离不开综合金融对其风险的平抑,所以发展数字金融的同时,综合金融协同发展,两者能更好的对冲信贷资产所面临非系统风险,同时还可以借助数字金融的高增长性,实现信贷资产的保值增值。国民经济的所有行业,几乎难以找到完全独立于其他行业而独立发展的行业,通过实证分析发现,数字金融对全行业的收益具有显著的正向影响,也就说明了在社会发展中可以通过调整不同行业的结构,实现更为优化的行业收益。

通过本文对所有一级行业的考察,数字金融指数对于证券市场不同行业的收益率影响存在较大的异质性。同样的数字金融指数增长,导致不同行业收益率的增长幅度出现较大差异,实证考察随着时间的推移,行业间收益差异的收敛性成为研究的必然需要,同时也具有较强的现实意义。运用最小二乘方法和固定效应方法对一级行业整体收益率的滞后一阶收益率考察发现,收益率具有较好的收敛效应,而且两种方法统计较为显著,如表 8 所示。说明数字金融的发展虽然短期导致行业间收益率的较大差异,但是最终将实现收益的均衡。数字金融资源充分配置到生产性用途上去的充要条件是一级市场的证券价格充分完全揭示了与证券相关的完全信息集,或者二级市场实现了事前帕累托最优的(黄泽先等,2008)。当实物资源与金融资源都实现了最优配置意味着金融资源在不同行业市场均实现了最优,这是一般性的帕累托最优。所有行业市场实现帕累托最优的充要条件是任何时刻任何投资者在股票市场不同行业的正常收益率都相等,此时任一行业的资金需求和资金供给也同时出现均衡。行业收益率的收敛也同时说明了数字金融的发展改善了市场的信息结构,促使股票的价格所反映的市场信息更加全面,投资者根据上市公司股价情况比较不同行业的收益率情况,在其他投资风险一致情况,通过收益率比较,选择收益率被市场低估的投资标的,减少收益率被高估的投资标的,从而优化了不同行业产业的投资结构,进而改善了资金在证券市场行业配置的有效性。

表 8 行业数据收敛效应汇报

| 变量名称 | 最小二乘法 | 固定效应 |
|------------|-------------------|--------------|
| 滞后 1 期的收益率 | -0.0055***(-6.94) | 0.0004(1.72) |
| 常数项 | 1.1843***(-4.32) | 0.0992(0.42) |
| 观测值 | 14921 | 14921 |
| 拟合优度 | 0.0032 | 0.0032 |

注: *表示 $p < 0.1$, **表示 $p < 0.05$, ***表示 $p < 0.01$; 粗体部分表示变量统计显著。

五、结论及建议

本文对中信证券全部 30 个一级行业收益率情况进行了市场整体及分行业多维度进行实证考察发现,数字金融对全行业冲击具有较为明显的异质性,数字金融对传媒、电子、房地产业、家用电器、计算机、煤炭、汽车、通信、消费者服务业、医药、综合、综合金融等行业的收益具有较强的经济显著性和统计显著性,部分行业受数字金融影响变动的幅度较大,展现良好的收益弹性效应,数字金融指数单位幅度的增长,都将导致相关行业呈 1.5~2 倍的增长幅度。数字金融对数字新基建基础行业、低值快速流通消费业、耐用高值消费品行业具有显著的正向影响,其中一级行业中的房地产业、计算机行业、医药行业三个行业的弹性居前。综合金融行业、煤炭行业具有显著的负向影响。如 Wang et al(2020)发现,数字金融对金融行业效率的提升幅度不大,但对中国各省份效率的影响存在显著差异。未来,数字金融技术及服务对传统银行金融的冲击与渗透将会与日增强。我们应深刻的认识到,数字金融虽然具有高成长性,满足了大量风险分布处于尾端的客户群体,但是数字金融所面临的群体违约风险导致信贷资产出现损失的可能也比较高,离不开综合金融对其风险的平抑,所以发展数字金融的同时与综合金融协同发展,两者能更好的对冲信贷资产所面临非系统风险,同时还可以借助数字金融的高增长性,实现信贷资产的保值增值。传统银行业务的网络技术基础设施创新,对于长期盈利能力有较大影响(Scott et al,2017)。数字金融对整个行业的收益是显著的正向影响,说明了在数字金融的高速发展中可以通过调整不同行业的结构,实现行业收益的帕累托改进。本文实证考察发现,长期来

看,数字金融是保持持续增长的状态,但是数字金融的增长没有增加行业指数的风险,反而在降低行业指数的风险。同时,行业收益差异具有收敛性,数字金融的发展虽然短期导致行业间收益率的较大差异,但是最终将实现收益的均衡,同时也说明了数字金融提高了证券市场的行业配置效率。

基于文本的实证研究结果,建议一是促进数字金融对行业的溢出。许恒等(2020)发现数字金融对传统行业较好的技术溢出效应,促进传统产业向数字化转型升级。从数字金融对相关行业的影响看,通过对当前行业的促进作用,足以对其他行业的发展形成良好的溢出效应。数字金融发展的短期效应促进低值快消品行业的消费需求如计算机、家电、通信、传媒、消费服务等,上述领域的发展无疑会促进轻工制造业、纺织服装、食品饮料、商贸零售、文化旅游业等行业的发展。数字金融发展的长期效应将有利于市场长期信贷的增加,将刺激市场对耐用消费品如汽车、房地产等需求的增加,从而导致汽车、房地产价格的提高,最终使得相关行业板块收益的增加。房地产业和汽车行业是国民经济全行业中具有辐射和带动上下游行业力度较强的两个行业,数字金融作为虚拟经济的重要组成部分,可以更好的服务实体经济,促进实体经济发展水平和现代服务发展质量。实证研究发现,长期中,数字金融保持持续增长的状态,但是数字金融的增长没有增加行业指数的风险,反而在降低行业指数的风险,最终促进行业收益的均衡。数字金融相关行业的发展也是当前我国发展新基建的应有之义,积极提升产业数字化,同时促进数字要素的产业化、产业化、证券化的逐渐转型,最终把数字金融对关联行业的溢出效应发挥到极致。二是防范数字金融市场空转行为,虽然本文通过实证分析发现数字金融对较多行业在收益率上具有正向影响,经济显著性和统计显著性,数字金融对于信贷主体的信用扩张与信用增殖,无论短期和长期都将增加市场的流动性,但是由于数字金融的业务扩张不同于传统银行业,较难监控,数字金融产生的资金,具体进入证券市场的比例难以考证,所以需深入分析数字化经营环境下客户群体的行为特征,多部门应联合加强对数字金融衍生的新产品、新业务、新模式相关的资金流动监测,高效识别流动性风险新特征。完善流动性风险管理体系,加强资金头寸管理和需求预测,强化流动性风险限额控制,提高流动性风险精细化管理水平。加强流动性风险数据积累,建立有效的流动性风险计量模型,对金融数据加强风险研判,审慎评估流动性风险(宋逢明等,2004)。定期开展流动性压力测试,制定切实可行的资本市场应急预案,并保持充足的流动性安全区间。

参考文献

- [1] 杜传忠,张远,2020.“新基建”背景下数字金融的区域创新效应[J].财经科学,(5):30-42.
- [2] 郭峰,王靖一,王芳,等,2020.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),19(4):1401-1418.
- [3] 韩立岩,蔡红艳,郗冬,2002.基于面板数据的中国资本配置效率研究[J].经济学(季刊),(2):541-552.
- [4] 何旭强,高道德,2001.证券市场价格信号的资源配置有效性——价格信号引导产业转移的考察[J].经济研究,(5):61-68.
- [5] 黄益平,黄卓,2018.中国的数字金融发展:现在与未来[J].经济学(季刊),17(4):1489-1502.
- [6] 黄泽先,曾令华,江群,段忠东,2008.信息揭示与资本市场效率——信息有效与配置有效[J].经济学(季刊),(2):665-684.
- [7] 梁琦,林爱杰,2020.数字金融对小微企业融资约束与杠杆率的影响研究[J].中山大学学报(社会科学版),60(6):191-202.
- [8] 刘澜飏,沈鑫,郭步超,2013.互联网金融发展及其对传统金融模式的影响探讨[J].经济学动态,(8):73-83.
- [9] 刘伟,王汝芳,2006.中国资本市场效率实证分析——直接融资与间接融资效率比较[J].金融研究,(1):64-73.
- [10] 潘文卿,张伟,2003.中国资本配置效率与金融发展相关性研究[J].管理世界,20(8):16-23.
- [11] 宋逢明,谭慧,2004.VaR模型中流动性风险的度量[J].数量经济技术经济研究,(6):114-123.
- [12] 滕磊,马德功,2020.数字金融能够促进高质量发展吗?[J].统计研究,37(11):80-92.
- [13] 万佳彧,周勤,肖义,2020.数字金融,融资约束与企业创新[J].经济评论,(1):71-83.
- [14] 王婧,胡国晖,2013.中国普惠金融的发展评价及影响因素分析[J].金融论坛,18(6):31-36.
- [15] 王馨,2015.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,(9):128-139.
- [16] 王永仓,温涛,2020.数字金融的经济增长效应及异质性研究[J].现代经济探讨,(11):56-69.
- [17] 吴晓求,2015.互联网金融:成长的逻辑[J].财贸经济,(2):5-15.
- [18] 谢平,邹传伟,2012.互联网金融模式研究[J].金融研究,(12):11-22.
- [19] 许恒,张一林,曹雨佳,2020.数字经济、技术溢出与动态竞合政策[J].管理世界,36(11):63-79.
- [20] 袁颀,曾德涛,2020.区际差异,数字金融发展与企业融资约束——基于文本分析法的实证检验[J].山西财经大学学

- 报, 42(12): 40-52.
- [21] ARAL S, DELLAROCAS C, GODES D, 2013. Introduction to the special issue—Social media and business transformation: A framework for research[J]. *Information Systems Research*, 24(1): 3-13.
- [22] COVIELLO N, KANO L, LIESCH P W, 2017. Adapting the uppsala model to a modern world: Macro-context and microfoundations[J]. *Journal of International Business Studies*, 48(9): 1151-1164.
- [23] DONG J, YIN L, LIU X, et al, 2020. Impact of internet finance on the performance of commercial banks in China[J]. *International Review of Financial Analysis*, 72(11): 1-12.
- [24] DOWNES L N P, 2018. Finding your company's second act how to survive the success of a big-bang disruption[J]. *Harvard Business Review*, 96(1): 98-107.
- [25] FRANCIS A, LONGSTAFF, JIANG W, 2012. Asset pricing and the credit market[J]. *The Review of Financial Studies*, 25(11): 3169-3215.
- [26] WURGLER J, 2000. Financial markets and the allocation of capital[J]. *Journal of Financial Economics*, (58): 187-214.
- [27] KONTINEN T, OJALA A, 2012. Internationalization pathways among family-owned SMEs [J]. *International Marketing Review*, 29(5): 496-518.
- [28] LAMMI M, PANTZAR M, 2019. The data economy: How technological change has altered the role of the citizen-consumer [J]. *Technology in Society*, 59(11): 1-8.
- [29] LI J, WU Y, XIAO J J, 2020. The impact of digital finance on household consumption: Evidence from China[J]. *Economic Modelling*, 86(3): 317-326.
- [30] MATT C, HESS T, BENLIAN A, 2015. Digital transformation strategies[J]. *Business & Information Systems Engineering*, 57(5): 339-343.
- [31] MORT G S, DRENNAN J, 2002. Mobile digital technology: Emerging issue for marketing [J]. *Journal of Database Marketing & Customer Strategy Management*, 10(1): 9-23.
- [32] RAKESH K, MOHAMMAD T, 2011. Economic growth, expected stock returns and volatility: A case of indian stock market [J]. *The International Journal of Applied Economics and Finance*, 5(4): 257-268.
- [33] SCOTT S V, REENEN J M V, ZACHARIADIS M, 2017. The long-term effect of digital innovation on bank performance: An empirical study of SWIFT adoption in financial services[J]. *Research Policy*, 46(5): 984-1004.
- [34] TILSON D, LYYTINEN K, CARSTEN S, 2010. Research commentary—digital infrastructures: The missing is research agenda[J]. *Information Systems Research*, 21(4): 748-759.
- [35] WANG Q, YANG J, YUNG C, et al, 2020. The impact of digital finance on financial efficiency [J]. *Managerial and Decision Economics*, 41(7): 1225-1236.

An Empirical Study on the Efficiency of Industry Resource Allocation by Digital Finance : Based on the Weekly Rate of Return of the First-level Industry

Guan Chenghua¹, Zhangwei²

(1. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Beijing 100091, China; 2. School of Economics and Resource Management, Beijing Normal University, Zhuhai 519087, Guangdong, China)

Abstract: In order to investigate the impact of digital finance on different industries in the securities market, objective reference indicators for market risk identification, target valuation and investment strategy formulation was provided. At the same time, it also provides an important reference for digital financial policy formulation and market supervision. Using the weekly return data of the first-level industry in the A-share market in the past ten years, a panel autoregressive model of the industry return and volatility of the securities market on the digital financial index and other variables is constructed. The empirical results show that the digital finance is positively correlated with the overall return of the securities market. The growth of digital finance can restrain the growth of market volatility. Digital finance has good economic and statistical significance for industries such as media, electronics, real estate, household appliances, computers, automobiles, and communications. In the long run, there are signs of convergence in earnings differences between industries. Digital finance promotes the balance of income in the industry, indicating that digital finance has a positive effect on the improvement of capital allocation efficiency in the industry.

Keywords: digital finance; resource allocation efficiency; industry index; yield; semiannual/annual volatility