

DOI: 10.19361/j.er.2022.06.10

数字金融发展与劳动收入份额提升

——来自上市公司的经验证据

熊家财 刘 充 章卫东*

摘要: 提升劳动收入份额是推进共同富裕、构建“国内大循环为主体”新发展格局的关键环节。在此背景下,本文使用2011—2019年中国A股上市公司数据,分析地区数字金融发展对企业劳动收入份额的影响及其作用机制。研究发现,数字金融发展有助于增加企业人力资本投资,进而提升企业劳动收入份额。机制分析表明,数字金融发展通过缓解融资约束、降低融资成本,提升企业劳动收入份额。在规模较小的企业和金融发展水平较低的地区,数字金融对企业劳动收入份额的提升效应更为显著。本文不仅从数字金融视角拓展了企业劳动收入份额的相关研究,也为进一步创新金融模式、改善初次分配结构,以适应新发展格局提供了经验证据和政策启示。

关键词: 数字金融;劳动收入份额;融资约束;融资成本

中图分类号: F832.1;F244

一、引言

要素收入分配是经济学的经典命题,劳动要素收入份额则是其中的关键环节。党的十九大报告指出,坚持在经济增长的同时实现居民收入同步增长、在劳动生产率提高的同时实现劳动报酬同步提高。然而,经验证据表明,我国劳动收入份额并未与经济增长同步提升,反而在20世纪90年代至2008年金融危机前呈现持续下降趋势,尽管近年来这一趋势出现逆转,但总体劳动收入份额仍低于世界平均水平(刘长庚、柏园杰,2022;刘亚琳等,2022)。劳动收入份额下降,不仅导致收入分配格局恶化,也不利于居民消费增长和经济平衡发展(Piketty, 2015; Autor et al., 2020)。因此,在“需求收缩、供给冲击、预期转弱”三重压力下,厘清劳动收入份额的影响因素与作用机制,对增进人民福祉、推进共同富裕、构建“国内大循环为主体”的新发展格局具有重要的理论意义与现实价值。

金融发展与收入分配密切相关。首先,金融发展落后时,金融资源匮乏及匹配机制欠

*熊家财,江西财经大学会计学院,邮政编码:330013,电子信箱:xiongjiacai@jxufe.edu.cn;刘充(通讯作者),厦门大学管理学院,邮政编码:361005,电子信箱:liuchong127@qq.com;章卫东,江西财经大学会计学院,邮政编码:330013,电子信箱:jxrzwd@126.com。

本文得到国家自然科学基金项目“地方经济增长目标约束、资源配置与企业资本投向研究”(项目编号:72162019)、江西省社会科学基金项目“地方经济增长目标约束、资源配置与企业资本投向研究”(项目编号:21YJ30)的资助。感谢匿名评审专家的宝贵意见,文责自负。

缺,金融业务规模效应较低,此时市场交易成本较高,企业面临较为严重的融资约束(魏志华等,2014)。面对融资约束,企业将通过提升利润留存比重进行内源融资,这会压缩企业利润分配中的员工薪酬部分,进而降低劳动收入份额(汪伟等,2013)。其次,金融发展落后还会引发资本价格扭曲和金融资源错配,此时,低廉资本成本将诱导信贷条件优越的企业选择资本密集型技术,以资本要素替代劳动要素,进而降低劳动在企业收入分配中所占的比重(陈斌开、林毅夫,2012)。信贷条件恶劣企业则往往面临“融资难、融资贵”问题,而固定资产较高的抵押价值有助于其获取外部融资,此时,企业很可能通过减少营运资本以平滑固定资产投资,这同样会降低企业劳动投入需求,导致劳动收入份额下降(Benmelech et al., 2021; 江轩宇、林莉, 2022)。银行为企业融资活动提供主要支持,然而,银行低效率和金融抑制会引发金融资源的属性错配、领域错配和阶段错配(唐松等, 2020)。因此,如何创新金融服务模式、提升资金配置效率,进而纾解企业融资困境,对于改善企业要素分配结构、提升劳动收入份额具有重要意义。

2014年《政府工作报告》中首次提出促进互联网金融健康发展;2022年《政府工作报告》指出,完善数字经济治理,培育数据要素市场,释放数据要素潜力,提高应用能力,更好赋能经济发展、丰富人民生活。上述战略部署为提升资金匹配效率,进而改善企业要素分配结构、提升劳动收入份额带来了机遇。移动互联、大数据和区块链等新型信息技术的发展与普及,传统金融行业与之相结合,孵化出一种新型金融服务模式——数字金融。得益于互联网技术与移动终端,数字金融具备较强地理穿透力和较低边际成本(郭峰等, 2020),因而提升了金融服务的可得性与覆盖面。同时,通过对海量标准化与非标准化数据的挖掘,数字金融具备收集并利用客户巨量信息的能力(唐松等, 2020),继而减少信息不对称下的道德风险与逆向选择问题,缓解金融摩擦(黄益平、邱晗, 2021)。那么,数字金融的发展能否降低信息不对称、增强金融供给,进而缓解企业融资约束、改善企业要素分配结构、提升劳动收入份额呢?

基于此,本文使用北京大学数字金融研究中心提供的中国各地区数字金融发展指数,结合2011—2019年中国A股上市公司数据,探寻地区数字金融发展对企业劳动收入份额的影响。研究发现:(1)数字金融发展有助于企业增加人力资本投入,进而提升企业劳动收入份额。(2)作用机制方面,数字金融通过缓解融资约束、降低融资成本,提升企业劳动收入份额。(3)异质性方面,相较于规模较大的企业和金融市场发展程度较高地区的企业,数字金融对企业劳动收入份额的提升作用在规模较小的企业和金融发展水平较低地区的企业中更为显著。

本文的贡献和创新主要体现在以下三方面:第一,从数字金融视角拓展了劳动收入份额影响因素的相关文献。早期研究主要从技术进步(Acemoglu, 2003)、产业结构(陈斌开、林毅夫, 2012)等宏观角度对劳动收入份额变化进行解释,新近研究从明星企业(Autor et al., 2020)、企业金融化(罗明津、铁瑛, 2021)以及会计信息质量(江轩宇、林莉, 2022)等微观视角对劳动收入份额影响因素进行了研究,较少从金融发展视角研究其对劳动收入份额的影响。在日益强调数字赋能经济、推进共同富裕的背景下,本文分析了地区数字金融发展对企业劳动收入份额的影响。第二,从劳动收入份额视角拓展了数字金融经济后果的文献。宏观层面,已有文献主要从货币政策效果、区域均衡发展(肖威, 2021)等角度对数字金融的经

济后果进行研究;微观层面则主要从创业行为(谢绚丽等,2018)、企业融资(万佳彧等,2020)、企业创新(唐松等,2020;刘长庚等,2022)等角度对其进行研究。基于共同富裕理念,本文从劳动收入份额视角对数字金融的经济后果研究进行了拓展。第三,本文从融资约束与融资成本视角,深入剖析了地区数字金融发展影响微观企业劳动收入份额的作用机制,同时结合企业规模、地区金融发展水平进行异质性分析,为我国创新金融模式提供了经验支撑,有助于金融体系更好地服务实体经济。

二、理论分析与研究假说

Neumeyer 和 Perri(2005)、汪伟等(2013)发现,“融资难、融资贵”是制约企业劳动收入份额持续提升的重要因素,这主要有以下三点原因:首先是留存利润分配。企业面临外部融资困境时,主要通过内部储蓄加以应对。此时,企业将提升利润留存比例,导致员工从中分配的利润份额大幅下降,进而挤压企业劳动收入份额(汪伟等,2013)。其次是流动性约束效应。企业劳动成本投入转化为经营活动现金流入,需要经历生产、销售和收款等流程,二者在时间上存在严重的不匹配问题(Benmelech et al.,2021)。此时,企业需要持续现金流入以平滑劳动投资,否则将被迫削减劳动力雇佣或降低现有员工工资,这都将降低企业劳动收入份额。最后是要素配置效应。不存在融资约束时,企业劳动和资本要素获取收入分配的比例主要由二者的边际收益所决定。随着融资约束的加剧,以固定资产为代表的资本要素在带来必要的边际产出价值外,还凭借自身较高的抵押价值为企业带来额外融资收益。此时,企业很可能减少营运资本以平滑固定资产投资,进而增强其信贷融资能力,这同样将降低企业劳动投入需求,制约劳动收入份额增长(江轩宇、林莉,2022)。由此可知,如何创新金融供给、完善金融体系,以破解企业面临的“融资难、融资贵”困境,对于打破企业劳动收入份额提升的桎梏具有重要意义。

互联网时代,移动互联、大数据等新型信息技术的迅速发展及普及,激发了传统金融行业的变革,孵化出一种新型金融业务模式——数字金融。数字金融是互联网企业和传统金融部门利用数字信息技术,进行融资、支付、投资以及其他新型金融业务的模式(黄益平、黄卓,2018)。数字金融具备便捷、共享、低成本和低门槛等优势,同时,通过对数字信息技术的运用,数字金融能够更好地实现资金供需双方在融资金额、期限以及风险收益之间的匹配(Demertzis et al.,2018;唐松等,2020),进而降低企业融资难度和融资成本,提升劳动收入份额。

第一,数字金融通过降低融资难度提升企业劳动收入份额。一方面,数字金融引入了增量资金。依托于互联网技术及移动终端,数字金融在一定程度上摆脱了传统金融面临的地理覆盖、边际成本等约束,提升了服务的覆盖广度(郭峰等,2020;万佳彧等,2020),进而汇集了被传统金融服务边缘化的“多、散、小”投资者及其资金。同时,数字金融借助信息技术推出了数字供应链、互联网保险等多种新型融资服务,为企业带来了更为多元的资金支持与融资方式。另一方面,数字金融激发的竞争效应提升了传统金融机构的贷款意愿。传统银行部门的优势在于庞大的客户规模及多样的产品组合,数字金融的普惠性特征则弱化了上述优势。为维持既有规模优势,银行部门将增加自身风险承担,提升向新、旧客户发放普惠贷款的意愿(黄益平、黄卓,2018),这有助于降低企业的融资难度。

数字金融带来的增量融资和竞争效应,有助于缓解企业面临的融资约束,这将降低企业

增加留存利润以放松信贷约束的动机,同时,外部资金获取难度的下降也有助于平滑企业劳动投入、降低融资约束诱发的固定资产投资偏好,这均有助于提升企业劳动收入份额。

第二,数字金融有助于降低企业融资成本,提升劳动收入份额。首先是数字金融对信息不对称的降低效应。数字金融基于大数据、区块链等新兴信息技术(Demertzis et al., 2018),深度挖掘客户在互联网上沉淀的大量交易、社交以及其他行为数据,进而构建起关于客户交易记录、信用评级等多维度的大数据池,以规避事前的信息不对称问题(黄益平、邱晗, 2021)。同时,数字金融基于上述大数据池,结合机器学习技术,建立相应的动态风控模型以规避事后道德风险。其次是数字金融引发的学习效应。除直接提供金融服务外,数字金融同样以技术溢出方式推动传统金融服务及管理模式创新(熊健等, 2021; 刘长庚等, 2022)。例如,利用多层面数据将“软信息”硬化,同金融科技企业合作以评估贷款决策等(黄益平、邱晗, 2021)。

数字金融综合利用现代信息技术,实现了低成本的信息搜集、信息处理与风险评估,并提升了融资定价精准度,使得企业能够在相对合理的成本区间内融入资金。以上融资成本的降低将减少由金融市场摩擦所导致的超额利息支出,增强企业通过外部融资补充营运资本的能力,从而提升企业劳动收入份额。

根据上述分析,数字金融有助于缓解企业的“融资难、融资贵”问题,并在此基础上降低企业利润留存比例、平滑企业劳动投入并优化企业要素配置,进而提升企业劳动收入份额。基于此,本文提出:

研究假说:在其他条件不变情况下,数字金融发展有助于提升企业劳动收入份额。

三、研究设计

(一) 数据来源与样本选择

为研究地区数字金融发展对企业劳动收入份额的影响,本文依据北京大学数字金融研究中心提供的全国各地区数字金融发展数据,相应选择 2011—2019 年间中国沪深两市 A 股上市公司作为研究样本。其中,数字金融数据来源于北京大学金融研究中心构建的中国各省级市数字普惠金融指数(郭峰等, 2020);其他数据来自于深圳国泰安 CSMAR 数据库。参考已有研究,本文按照以下方法对初始样本数据进行筛选处理:(1)删除金融行业上市公司;(2)删除相关数据存在缺失的观测值;(3)为克服极端值的影响,对连续型变量进行 1% 和 99% 水平缩尾处理,最终得到 18 930 个企业-年度观测值。

(二) 变量选取

1. 劳动收入份额

参考方军雄(2011)、罗明津和铁瑛(2021),本文使用企业工业增加值中为职工支付的比重度量劳动收入份额,其具体计算方式为:劳动收入份额 = [支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入-营业成本+固定资产折旧+支付给职工以及为职工支付的现金)] × 100;此外,为使劳动收入份额在取值上趋于正态分布,参考方军雄(2011),本文对劳动收入份额进行对数化转换,得到劳动收入份额的对数: $100 \times \ln[\text{劳动收入份额}/(100 - \text{劳动收入份额})]$ 。

2. 数字金融发展

参考万佳彧等(2020)、唐松等(2020),本文使用北京大学数字金融研究中心编制的中

国各地市数字普惠金融指数(郭峰等,2020)。该数据度量了2011—2020年间全国各地区数字金融发展程度。数字普惠金融指数由覆盖广度、使用深度及数字化程度三大分项指标构成,其中,覆盖广度主要以电子账户数量等进行衡量,体现了数字金融基础设施在各地区的覆盖程度;使用深度主要以货币资金、支付、信贷等业务的实际使用情况度量,体现了多元金融服务对企业的支持程度;数字化程度则以金融服务的成本、便利和信用化程度进行衡量,体现了数字金融使用信息技术支持融资的水平。

3. 控制变量

参考方军雄(2011)、罗明津和铁瑛(2021)、江轩宇和林莉(2022),本文还控制了以下企业层面因素:企业规模、资产负债率、总资产收益率、审计意见、现金持有、资本密集度、资本产出比、托宾Q值、两职合一、独立董事比例、上市年限以及董事会规模。

参考宋敏等(2021),本文还加入了地区人均GDP、地区贷款余额等指标,以控制城市经济、金融发展的影响。

本文主要变量定义如表1所示。

表1 主要变量定义

变量类型	变量名称	变量定义
被解释变量	劳动收入份额	[支付给职工以及为职工支付的现金/(营业收入-营业成本+支付给职工以及为职工支付的现金+固定资产折旧)] $\times 100$
	劳动收入份额对数	$100 \times \ln [\text{劳动收入份额} / (100 - \text{劳动收入份额})]$
解释变量	数字金融发展	中国各地市数字普惠金融指数
控制变量	企业规模	企业总资产(元)的自然对数
	资产负债率	企业总资产除以总负债
	总资产收益率	企业净利润除以总资产
	审计意见	若当年审计意见为标准无保留意见为0,否则为1
	现金持有	企业货币资金与总资产的比值
	资本密集度	总资产与营业收入的比值
	资本产出比	固定资产净额与主营业务收入的比值
	托宾Q值	企业市场价值除以企业重置成本
	两职合一	若董事长和总经理兼任取值为1,否则为0
	独立董事比例	独立董事人数与董事会人数的比值
	上市年限	企业上市时间的自然对数
	董事会规模	董事会人数的自然对数
	人均GDP	城市人均生产总值(元)的自然对数
	地区贷款余额	城市年末金融机构贷款余额(万元)的自然对数

(三) 计量模型

参考罗明津和铁瑛(2021)、江轩宇和林莉(2022),本文设置以下面板数据计量模型检验数字金融发展对于企业劳动收入份额的影响:

$$SHARE_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 DINDEX_{i,t} + \alpha_2 Control_{i,t} + \sum Year + \sum City + \sum Ind + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

(1)式中: $SHARE_{i,t}$ 表示*i*企业第*t*年的劳动收入份额; $DINDEX_{i,t}$ 代表*i*企业所在城市第*t*年的数字金融发展水平; $Control_{i,t}$ 为一组控制变量; $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项;考虑到经济周期、行业及城市宏观层面的影响,本文分别对年度*Year*、行业*Ind*和城市*City*固定效应加以控制;本文还对标准误进行城市层面的聚类调整。

四、实证结果

(一) 描述性统计

表 2 提供本文主要变量的描述性统计结果。由表 2 结果可知,劳动收入份额和劳动收入份额对数的均值(中位数)分别为 28.227(27.057)和-101.758(-99.173),同时,结合两者标准差,表明劳动收入份额在不同企业中的差异较为明显。从数字金融指标看,数字金融发展的 25 分位数为 151.230,中位数则为 205.830,表明中国不同地区数字金融发展程度差异较大。

表 2 主要变量描述性统计结果

变量	样本量	均值	标准差	最小值	25 分位数	中位数	75 分位数	最大值
劳动收入份额	18 930	28.227	12.150	5.799	19.644	27.057	35.144	67.769
劳动收入份额对数	18 930	-101.758	64.836	-278.781	-140.868	-99.173	-61.271	74.317
数字金融发展	18 930	198.951	67.641	49.340	151.230	205.830	252.355	308.640
企业规模	18 930	22.180	1.296	19.828	21.239	22.000	22.914	26.161
资产负债率	18 930	0.425	0.208	0.051	0.255	0.416	0.583	0.889
总资产收益率	18 930	0.041	0.052	-0.183	0.015	0.037	0.066	0.193
审计意见	18 930	0.024	0.153	0	0	0	0	1
现金持有	18 930	0.181	0.129	0.016	0.091	0.145	0.234	0.636
资本密集度	18 930	2.514	2.098	0.404	1.302	1.917	2.911	13.809
资本产出比	18 930	0.505	0.602	0.005	0.153	0.322	0.610	3.753
托宾 Q 值	18 930	2.021	1.292	0.877	1.229	1.589	2.298	8.446
两职合一	18 930	0.739	0.439	0	0	1	1	1
独立董事比例	18 930	0.375	0.053	0.333	0.333	0.333	0.429	0.571
上市年限	18 930	2.122	0.807	0	1.609	2.197	2.833	3.258
董事会规模	18 930	2.136	0.197	1.609	1.946	2.197	2.197	2.708
人均 GDP	18 930	11.366	0.517	9.957	11.043	11.437	11.763	12.223
地区贷款余额	18 930	18.353	1.358	15.170	17.443	18.549	19.523	20.416

(二) 单因素分析

表 3 为单因素分析结果。依据数字金融指数年度中位数,本文将样本分为数字金融发展程度高($HIGH=1$)和低($HIGH=0$)两组,再分别计算每组劳动收入份额的均值与中位数。由表 3 结果可知,数字金融发展程度较高组的企业劳动收入份额均值和中位数分别为 28.809 和 27.968,均大于发展程度较低组的均值 27.646 和中位数 26.188,且其均值、中位数差异均在 1%水平上显著。使用劳动收入份额对数进行检验,结果类似。说明数字金融发展程度较高地区,其企业劳动收入份额相应较高,初步验证了本文的研究假说。

表 3 单因素分析结果

	$HIGH=0$		$HIGH=1$		均值检验	中位数检验
	均值	中位数	均值	中位数		
劳动收入份额	27.646	26.188	28.809	27.968	1.163 ***	69.620 ***
劳动收入份额对数	-105.103	-103.624	-98.41	-94.606	6.693 ***	69.620 ***

注:***、**、* 分别表示检验在 1%、5%、10%水平上统计显著;均值比较采用 T 检验,中位数比较采用 Wilcoxon 秩和检验。

(三) 数字金融与企业劳动收入份额:基准回归结果

表4提供了面板数据计量模型(1)的回归结果。其中列(1)和列(2)为未加入控制变量的结果,列(3)和列(4)为加入控制变量的结果。由表4结果可知,无论是否加入控制变量,数字金融发展程度的系数均在5%水平上显著为正,说明地区数字金融发展与企业劳动收入份额正相关。这一估计结果不仅在统计意义上显著,经济意义也非常显著。以列(3)和列(4)为例,数字金融每增加一个标准差,企业劳动收入份额相应上升2.097(0.031×67.641),企业劳动收入份额的对数则相应上升12.311(0.182×67.641)。以上回归结果表明地区数字金融发展对企业劳动收入份额具有显著的正向影响,研究假设无法被拒绝。

控制变量方面与已有研究基本类似。企业规模系数在1%水平上显著为负,表明规模较大的企业偏向于使用资本替代劳动,进而降低劳动收入份额。总资产收益率系数在1%水平上显著为负,表明盈利能力较强企业的劳动收入份额较低,资本所有者能够从中获取更多收益。

表4 数字金融与企业劳动收入份额:基准结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动收入份额	劳动收入份额对数	劳动收入份额	劳动收入份额对数
数字金融发展	0.037 ** (2.32)	0.208 ** (2.49)	0.031 ** (2.13)	0.182 ** (2.28)
企业规模			-2.093 *** (-11.42)	-11.300 *** (-12.47)
资产负债率			1.704 (1.52)	5.362 (0.90)
总资产收益率			-86.652 *** (-23.04)	-459.217 *** (-21.43)
审计意见			0.293 (0.36)	-1.560 (-0.39)
现金持有			4.546 *** (3.70)	22.759 *** (3.28)
资本密集度			-0.231 * (-1.80)	-1.567 ** (-2.32)
资本产出比			-0.691 (-1.43)	-3.786 (-1.35)
托宾Q值			0.393 *** (3.22)	1.167 * (1.86)
两职合一			1.037 *** (4.50)	5.278 *** (4.29)
独立董事比例			5.165 (1.51)	28.732 (1.46)
上市年限			1.659 *** (6.20)	8.129 *** (5.87)
董事会规模			4.776 *** (6.47)	25.926 *** (6.93)
人均GDP			-0.865 (-1.25)	-5.168 (-1.40)
地区贷款余额			0.072 (0.12)	-0.298 (-0.09)
常数项	20.888 *** (6.60)	-143.041 *** (-8.62)	62.640 *** (4.73)	105.482 (1.45)
观测值	18 930	18 930	18 930	18 930
R ²	0.221	0.245	0.390	0.407

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、*分别代表系数在1%、5%、10%水平上统计显著;t值均通过城市层面Cluster修正。

(四) 稳健性检验

1. 变量替换

解释变量方面,首先,将地级市层面数字金融指数替换为省级层面数字金融指数,表 5 列(1)和列(2)提供了相应估计结果,由结果可知,省级层面数字金融指数的系数在 5%水平上显著为正,表明省级层面数字金融发展有助于企业提升劳动收入份额。其次,参考宋敏等(2021)、刘长庚等(2022),使用地区数字金融科技指数数量测度地区数字金融发展水平,并将数字金融指数替换为金融科技指数,结果如列(3)和列(4)所示,其回归系数结果仍显著为正。

被解释变量方面:(1)参考江轩宇和林莉(2022),以要素成本增加值衡量劳动收入份额,即劳动收入份额 $SHARE1 = (\text{支付给职工以及为职工支付的现金} + \text{期末应付职工薪酬} - \text{期初应付职工薪酬}) / (\text{营业收入} - \text{营业成本} + \text{劳动收入} + \text{固定资产折旧})$; (2)参考王雄元 and 黄玉菁(2017),将劳动收入份额定义为职工薪酬总额占营业总收入比重,其中职工薪酬总额以“支付给职工以及为职工支付的现金”衡量,计算得出 $SHARE2$ 和对数化指标 $\ln SHARE2$ 。使用上述企业劳动收入份额度量方式时,数字金融指数的系数均在 10%或以上水平显著为正,这与基准结果保持一致。^①

表 5 稳健性检验:替换解释变量

	(1)	(2)	(3)	(4)
	劳动收入份额	劳动收入份额对数	劳动收入份额	劳动收入份额对数
省级数字金融发展	0.031 ** (2.17)	0.164 ** (2.12)		
金融科技指数			0.562 * (1.78)	3.233 * (1.81)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18 930	18 930	16 303	16 303
R^2	0.390	0.407	0.384	0.401

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10%水平上统计显著; t 值均通过城市层面 Cluster 修正。

2. 内生性处理

遗漏变量、反向因果引发的内生性问题可能导致以上估计结果发生偏误。本文使用 $t+1$ 期劳动收入份额以及高阶固定效应对可能存在的内生性问题进行处理。^② 首先,本文将 $t+1$ 期的劳动收入份额作为被解释变量,在此基础上重新估计模型(1),表 6 列(1)和列(2)提供了估计结果。由列(1)和列(2)结果可知,数字金融指数的系数在 5%水平上显著为正,表明使用 $t+1$ 期被解释变量时,数字金融对企业劳动收入份额提升仍具有显著正向效应。

其次是高阶固定效应。参考唐松等(2020),本文进一步引入“行业×年度”、“城市×年度”以及“年度×行业×城市”固定效应,以控制不同行业发展趋势和城市发展情况,表 6 列(3)至列(6)报告了估计结果。从回归结果看,在控制高阶固定效应后,数字金融指数的回归系数均在 1%水平上正显著,表明数字金融发展有助于提升企业劳动收入份额。

^①限于篇幅未报告回归结果,结果备索。

^②参考谢绚丽等(2018),本文也使用地级市互联网接入户数作为数字金融发展的工具变量,并进行两阶段最小二乘估计,结果显示数字金融发展指数在 5%水平上显著为正。限于篇幅未报告回归结果,结果备索。

表 6 内生性处理结果

	t+1 期劳动收入份额		高阶固定效应			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	劳动收入 份额	劳动收入 份额对数	劳动收入 份额	劳动收入 份额对数	劳动收入 份额	劳动收入 份额对数
数字金融发展	0.039 ** (2.12)	0.226 ** (2.34)	2.408 *** (4.27)	9.791 *** (3.19)	0.017 *** (4.86)	0.097 *** (5.25)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年度固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
城市固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
行业×年度固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No
城市×年度固定效应	No	No	Yes	Yes	No	No
年度×行业×城市固 定效应	No	No	No	No	Yes	Yes
观测值	14 319	14 319	18 930	18 930	18 823	18 823
R ²	0.331	0.352	0.422	0.437	0.923	0.864

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10%水平上统计显著;t 值均通过城市层面 Cluster 修正。

(五) 数字金融与固定资产投资、人力资本投资

根据本文研究逻辑,存在融资约束时,固定资产类的资本要素在带来必要边际产出外,还凭借额外抵押价值为企业带来一定融资收益,因而将驱动企业降低劳动要素投入、增加固定资产投资。数字金融有助于拓宽融资渠道、降低融资成本,纠正企业在“融资难、融资贵”情况下的固定资产投资偏好,增加企业人力资本投资,进而提升企业劳动收入份额。基于此,本文使用年度固定资产投资与期末总资产之比衡量企业固定资产投资;参考 Campello 和 Larrain(2016),以企业职工总数的自然对数衡量企业人力资本投资;此外,参考 Autor 等(2003)对企业职工类型的划分,本文使用技术人员、销售人员和财务人员加总后的自然对数衡量非常规高技能职工,使用生产职工加总后的自然对数衡量常规低技能职工。在此基础上分别分析数字金融对企业固定资产投资和人力资本投资的影响,表 7 报告了相应回归结果。

表 7 数字金融对固定资产投资、人力资本投资的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	固定资产投资	人力资本投资	非常规高技能职工	常规低技能职工
数字金融发展	-0.016 (-1.12)	0.005 *** (3.51)	0.005 *** (3.45)	0.003 * (1.82)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	17 884	18 922	15 680	15 859
R ²	0.692	0.742	0.665	0.670

注:***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10%水平上统计显著;t 值均通过城市层面 Cluster 修正。

由表 7 结果可知,使用固定资产投资作为被解释变量时,列(1)数字金融发展的系数不显著;相反,使用人力资本投资作为被解释变量时,列(2)数字金融发展的系数在 1%水平上显著为正;此外,使用非常规高技能职工和常规低技能职工作为被解释变量时,数字金融发展的系数均至少在 10%水平上显著为正,以上结果说明数字金融对企业人力资本投资的提升作用并非以挤出特定职能员工为代价,而是同时增加企业对非常规和常规劳动力的雇佣。表 7 结果表明随着地区数字金融的发展,企业会将更多资源投向人力资本,增加劳动力雇

佣,进而提升企业劳动收入份额。

五、数字金融的作用机制分析

根据研究假说,“融资难、融资贵”是制约企业劳动收入份额提升的重要因素。数字金融有助于缓解企业面临的融资约束、降低融资成本,进而提升企业劳动收入份额。为厘清区域数字金融发展与企业劳动收入份额之间的机制联系,根据研究假设逻辑,本文从融资约束与融资成本两个视角剖析数字金融的作用渠道。

参考 Dessaint 等(2017)检验作用机制的研究设计,本文先检验数字金融对融资约束和融资成本的影响,再根据 $t-1$ 期机制变量的行业-年度中位数,将样本划分为高、低两组进行分组检验。指标度量方面,首先,本文以 KZ 指数衡量企业面临的融资约束程度^①。KZ 指数越大,表明企业面临的融资约束越严重。其次,本文通过利息支出与企业长、短期借款之比衡量企业融资成本。利息支出占比越大,表明企业融资成本越高。

(一) 融资约束机制

表 8 报告了融资约束机制的回归结果,其中,列(1)为数字金融对 KZ 指数的影响,列(2)至列(5)为根据融资约束进行分组回归的结果。由列(1)可知,数字金融指数的系数在 5%水平上为负,表明数字金融发展有助于缓解企业面临的融资约束现象。分组回归结果显示,数字金融对劳动收入份额的提升作用在融资约束较高组更大(列(3)和列(5)),且组间系数差异均在 5%水平上显著,这表明企业面临的融资约束越严重,数字金融发展对企业劳动收入份额的提升作用越强。以上结果表明,融资约束是数字金融影响企业劳动收入份额的重要作用机制。

表 8 数字金融影响劳动收入份额的机制分析:融资约束

	KZ 指数	劳动收入份额		劳动收入份额对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		较低组	较高组	较低组	较高组
数字金融发展	-0.006 ** (-2.58)	0.007 (0.41)	0.044 ** (2.10)	0.064 (0.61)	0.229 ** (2.12)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18 930	9 419	9 484	9 419	9 484
R^2	0.724	0.412	0.395	0.434	0.409
$DIFF$		0.010 **		0.020 **	

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10%水平上统计显著; t 值均通过城市层面 Cluster 修正。 $DIFF$ 用于检验数字金融发展系数差异显著性的 p 值,由 Bootstrap 自抽样 1 000 次得到。

(二) 融资成本机制

表 9 报告了融资成本机制的回归结果,其中,列(1)为数字金融对利息支出的影响,列(2)至列(5)为根据利息支出进行分组回归的结果。由列(1)可知,数字金融指数的系数显著为负,表明地区数字金融发展显著降低了企业的融资成本。同时,分组回归结果显示,在融资成本较高组,数字金融对企业劳动收入份额的提升作用显著更大(列(3)和列(5)),且

^①KZ 指数 = $-0.091 \times \text{经营活动现金流} / \text{总资产} - 0.062 \times \text{是否支付现金股利虚拟变量} + 0.021 \times \text{长期负债} / \text{总资产} - 0.044 \times \ln(\text{总资产}) + 0.102 \times \text{行业销售增长率} - 0.035 \times \text{公司销售增长率}$ 。

组间系数差异均在1%水平上显著。综合列(1)至列(5)结果可知,数字金融可以通过降低融资成本提升企业劳动收入份额。

表 9 数字金融影响劳动收入份额的机制分析:融资成本

	利息支出	劳动收入份额		劳动收入份额对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		较低组	较高组	较低组	较高组
数字金融发展	-0.039 [*] (-1.82)	-0.003 (-0.15)	0.053 [*] (1.83)	-0.030 (-0.24)	0.276 [*] (1.77)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	18 930	9 423	9 469	9 423	9 469
R ²	0.036	0.393	0.356	0.412	0.364
<i>DIFF</i>		0.005 ^{***}		0.000 ^{***}	

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在1%、5%、10%水平上统计显著;*t* 值均通过城市层面 Cluster 修正。*DIFF* 用于检验数字金融发展系数差异显著性的 *p* 值,由 Bootstrap 自抽样 1 000 次得到。

六、异质性分析

(一) 企业规模

数字金融对企业劳动收入份额的影响,可能在融资难度较大的、规模较小的企业中更为显著。传统金融服务下,企业信贷资源获取能力与企业规模、销售收入等“硬信息”以及可供抵押资产密切相关。规模较小的企业由于成立时间短、财务记录不完善且可供抵押资产少,因而在信贷市场上处于被动地位(熊家财、桂荷发,2017)。数字金融依托信息优势以及对传统金融部门的溢出影响,在一定程度上缓解了信贷主体间的信息不对称现象(黄益平、邱晗,2021),放松了金融部门对于企业“硬信息”及抵押资产等一系列刚性约束,为规模较小的企业带来了更为平等的融资环境,进而为其再生产活动匹配资金,减少其内源融资和资产抵押需求,提升劳动投资需求和劳动收入分配比重。

表 10 提供了按企业总资产行业-年度中位数进行分组估计的结果。由表 10 结果可知,在规模较大的企业列(2)中,数字金融发展的系数估计值不显著,但在规模较小的企业列(1)中,数字金融发展的系数显著为正,且两组系数差异在5%水平上显著。使用劳动收入份额对数指标重新估计,结果类似。这表明相较于规模较大的企业,数字金融更可能提升规模较小的企业的劳动收入份额。

表 10 数字金融对劳动收入份额影响的异质性分析:企业规模

	劳动收入份额		劳动收入份额对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	规模较小的企业	规模较大的企业	规模较小的企业	规模较大的企业
数字金融发展	0.045 ^{**} (2.08)	0.019 (1.19)	0.253 ^{**} (2.14)	0.121 (1.37)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9 503	9 412	9 503	9 412
R ²	0.382	0.446	0.383	0.482
<i>DIFF</i>	0.035 ^{**}		0.035 ^{**}	

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在1%、5%、10%水平上统计显著;*t* 值均通过城市层面 Cluster 修正。*DIFF* 用于检验数字金融发展系数差异显著性的 *p* 值,由 Bootstrap 自抽样 1 000 次得到。

(二) 金融发展水平

地区数字金融发展对企业劳动收入份额的提升作用,可能在金融发展水平较低的地区更大。在金融发展水平较高的地区,金融资源匹配机制完善且交易费用较低,企业面临的融资约束相对较小(魏志华等,2014)。而在金融发展水平较低的地区,企业则面临较大的逆向选择和道德风险,因而面临更为严重的融资约束问题。综合来看,数字金融发展对企业劳动收入份额的提升作用,可能在金融发展水平较低的地区更为显著。本文使用地区金融机构贷款总额与地区 GDP 之比衡量各地区金融发展情况,进行分组检验。

由表 11 可知,相较于金融发展程度较高的地区(列(2)和列(4)),在金融发展程度较低的地区(列(1)和列(3)),数字金融指数的系数估计值在 1%水平上正显著,且组间系数差异均在 1%水平上显著,这表明数字金融发展对企业劳动收入份额的影响在金融发展水平较低的地区更为显著。

表 11 数字金融对劳动收入份额影响的异质性分析:金融市场发展

	劳动收入份额		劳动收入份额对数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	发展水平较低的地区	发展水平较高的地区	发展水平较低的地区	发展水平较高的地区
数字金融发展	0.059*** (2.75)	-0.010 (-0.46)	0.313*** (2.70)	0.000 (0.00)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	9 939	8 984	9 939	8 984
R^2	0.419	0.377	0.433	0.398
$DIFF$	0.000***		0.000***	

注:所有模型均控制了年度、行业和城市固定效应;***、**、* 分别代表系数在 1%、5%、10%水平上统计显著; t 值均通过城市层面 Cluster 修正。 $DIFF$ 用于检验数字金融发展系数差异显著性的 p 值,由 Bootstrap 自抽样 1 000 次得到。

七、研究结论与启示

提升劳动收入份额是促进共同富裕、构建“国内大循环为主体”新发展格局的关键环节。因此,在面临“需求收缩、供给冲击、预期转弱”三重压力以及中央提出推进传统行业数字化转型的背景下,研究数字金融发展和企业劳动收入份额之间关系具有重要理论意义与现实价值。本文采用北京大学数字金融研究中心提供的全国各地区数字金融发展数据,考察了数字金融发展对企业劳动收入份额的影响,研究发现:(1)数字金融发展有助于增加企业人力资本投资,进而提升企业劳动收入份额。使用不同方法进行稳健性检验,这一结论依然成立。(2)作用机制方面,地区数字金融发展通过缓解融资约束、降低融资成本机制提升企业劳动收入份额。(3)相比于规模较大的企业、金融发展水平较高的地区,数字金融对企业劳动收入份额的提升作用在规模较小的企业、金融发展水平较低的地区更为显著。

本文研究结论具有重要的政策含义:第一,本文结果表明数字化赋能有利于金融行业进行存量升级和增量创新,提升金融市场匹配效率,进而改善劳资分配结构。因此,政府部门应从政策制定和基础设施完善入手,推动数字金融发展。政策制定方面,政府应给予相关产业更多政策倾斜,持续鼓励并支持金融数字化应用,以数字行业产业化、传统产业数字化方式,发挥数字金融信息优势和模型优势,完善金融资源匹配机制。基础设施方面,政府应推动数字基础设施建设,以“东数西算”、光纤网络等重要数字枢纽建设联通“信息孤岛”,推动

数字信息跨区域流动,降低信息成本,以发挥信息在数字金融中的基础性作用,进而破解信息不对称下金融主体的逆向选择和道德风险,改善金融市场效率,优化劳资分配。

第二,异质性检验表明数字金融有助于补齐传统金融下企业规模、地区发展水平差异的短板,因此,“精准施策”是平衡数字金融发展、提升企业劳动收入份额的应有之义。面对异质企业和地区,相关部门应立足精准,以定向优惠政策、信息资源和人才队伍,匹配中小企业和金融发展水平较低地区,进而以政策、信息和人才三大资源积极鼓励和引导数字金融在上述特征企业和地区的发展,以此发挥数字金融在上述企业和地区间的边际效应,补齐金融支持短板,进而提升企业劳动收入份额,推动共同富裕。

第三,政府部门应鼓励现有金融体系持续优化提升,以金融供给侧结构性改革为企业劳动收入份额提升奠定市场基础。本文表明“融资难、融资贵”问题是制约企业劳动收入份额持续提升的关键因素。基于此,政府应从金融政策、金融服务以及金融监管三方面入手,优化金融体系,推动金融供给侧改革和创新。金融政策方面,政府应以包容性政策打下制度基础,坚持金融市场开放、鼓励金融创新,引入金融运营新思维,进而推动金融机构产品和管理模式创新。金融服务方面,政府应“精准滴灌”,针对不同金融主体需求,提供精准金融服务支持,如为数字金融行业打破“信息壁垒”,推动金融客户“数字足迹”共享,以推进数字金融行业发展。金融监管方面,政府应坚持“包容审慎监管”,以针对性、持续性和穿透性为原则,构建宏观审慎监管机制,以“沙盒监督”等模式创新金融监管,进而在规范有序条件下推动金融供给侧结构性改革,在此基础上为金融市场注入金融效率新动能,缓解企业“融资难、融资贵”问题,提升企业劳动收入份额。

参考文献:

- 1.陈斌开、林毅夫,2012:《金融抑制、产业结构与收入分配》,《世界经济》第1期。
- 2.方军雄,2011:《劳动收入比重,真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现》,《管理世界》第7期。
- 3.郭峰、王靖一、王芳、孔涛、张勋、程志云,2020:《测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征》,《经济学(季刊)》第19卷第4期。
- 4.黄益平、黄卓,2018:《中国的数字金融发展:现在与未来》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
- 5.黄益平、邱晗,2021:《大科技信贷:一个新的信用风险管理框架》,《管理世界》第2期。
- 6.江轩宇、林莉,2022:《会计信息可比性与劳动收入份额》,《金融研究》第4期。
- 7.刘长庚、柏园杰,2022:《中国劳动收入居于主体地位吗——劳动收入份额再测算与国际比较》,《经济学动态》第7期。
- 8.刘长庚、李琪辉、张松彪、王宇航,2022:《金融科技如何影响企业创新?——来自中国上市公司的证据》,《经济评论》第1期。
- 9.刘亚琳、申广军、姚洋,2022:《我国劳动收入份额:新变化与再考察》,《经济学(季刊)》第22卷第5期。
- 10.罗明津、铁瑛,2021:《企业金融化与劳动收入份额变动》,《金融研究》第8期。
- 11.宋敏、周鹏、司海涛,2021:《金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角》,《中国工业经济》第4期。
- 12.唐松、伍旭川、祝佳,2020:《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》,《管理世界》第5期。
- 13.万佳彧、周勤、肖义,2020:《数字金融、融资约束与企业创新》,《经济评论》第1期。
- 14.汪伟、郭新强、艾春荣,2013:《融资约束、劳动收入份额下降与中国低消费》,《经济研究》第11期。
- 15.王雄元、黄玉菁,2017:《外商直接投资与上市公司职工劳动收入份额:趁火打劫抑或锦上添花》,《中国工业经济》第4期。
- 16.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。
- 17.肖威,2021:《数字普惠金融能否改善不平衡不充分的发展局面?》,《经济评论》第5期。

18. 谢绚丽、沈艳、张皓星、郭峰, 2018:《数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据》,《经济学(季刊)》第17卷第4期。
19. 熊家财、桂荷发, 2017:《政治关联与高新技术企业融资约束——基于动态面板 GMM 模型的实证检验》,《当代财经》第6期。
20. 熊健、张晔、董晓林, 2021:《金融科技对商业银行经营绩效的影响:挤出效应还是技术溢出效应?》,《经济评论》第3期。
21. Acemoglu, D. 2003. "Labor-and Capital-Augmenting Technical Change." *Journal of the European Economic Association* 1 (1):1-37.
22. Autor, D. H., F. Levy, and R. J. Murnane. 2003. "The Skill Content of Recent Technological Change: An Empirical Exploration." *The Quarterly Journal of Economics* 118 (4):1279-1333.
23. Autor, D., D. Dorn, L. F. Katz, C. Patterson, and J. Van Reenen. 2020. "The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms." *The Quarterly Journal of Economics* 135 (2):645-709.
24. Benmelech, E., N. Bergman, and A. Seru. 2021. "Financing Labor." *Review of Finance* 25 (5):1365-1393.
25. Campello, M., and M. Larrain. 2016. "Enlarging the Contracting Space: Collateral Menus, Access to Credit, and Economic Activity." *Review of Financial Studies* 29 (2):349-383.
26. Demertzis, M., S. Merler, and G. B. Wolff. 2018. "Capital Markets Union and the Fintech Opportunity." *Journal of Financial Regulation* 4 (1):157-165.
27. Dessaint, O., A. Golubov, and P. Volpin. 2017. "Employment Protection and Takeovers." *Journal of Financial Economics* 125 (2):369-388.
28. Neumeyer, P. A., and F. Perri. 2005. "Business Cycles in Emerging Economies: The Role of Interest Rates." *Journal of Monetary Economics* 52 (2):345-380.
29. Piketty, T. 2015. "About Capital in the Twenty-First Century." *American Economic Review* 105 (5):48-53.

Digital Finance and Labor Income Share Promotion: Evidence from China Listed Firms

Xiong Jiakai¹, Liu Chong² and Zhang Weidong¹

(1: School of Accounting, Jiangxi University of Finance and Economics;

2: School of Management, Xiamen University)

Abstract: Raising labor income share is the key point in promoting common prosperity and building a new development paradigm with "domestic circulation being the mainstay". Under the background, this paper utilizes the data of Chinese A-share listed companies from 2011 to 2019 to test the impact and mechanism of regional digital financial development on the labor income share. The findings show that the development of regional digital finance increases human capital investment, and then improves the share of labor income of enterprises. The mechanism analysis shows that the development of digital finance influences labor income share through alleviating financing constraints and lowering financing cost. Then, this paper shows that the promotion effect is more pronounced for small enterprises and firms located at lower degree of financial development. This paper not only expands the research of labor income share from the perspective of digital finance, but also provides relevant empirical evidence and policy implications for further innovation of financial model and improvement of initial distribution structure to adapt to the new development paradigm.

Keywords: Digital Finance, Labor Income Share, Financial Constraints, Financing Cost

JEL Classification: E25, G20, G31

(责任编辑:陈永清)