

数字金融、创新弹性与工资收入差距

刘勇, 白小滢, 唐荣胜

[摘要] 数字金融赋能科技创新是推动产业现代化的重要方式,但可能引起工资收入差距的扩大,给收入分配带来负面效应。数字金融降低金融参与成本,提高了创新企业家获得金融服务的密度,从而培育出更多的创新企业家。数字金融的高创新弹性导致其在长期倾向于提高现代部门全要素生产率和现代部门工资收入,从而引起工资收入差距扩大。本文在多部门生产中引入存在金融参与摩擦的金融供给侧,构建生产—金融供给侧内生增长模型,从供给侧渠道探讨数字金融的工资收入分配效应。理论分析发现,数字金融的工资收入分配性质与数字金融创新弹性相关:当创新弹性高于某一阈值时,数字金融发展会扩大工资收入差距,当低于该阈值时,则会缩小工资收入差距。模型校准结果发现,中国数字金融创新弹性约为0.45,高于其缩小工资收入差距的阈值,这解释了近年来随着中国数字金融发展,部门间工资收入差距持续扩大的原因。平衡增长经济的转型动态性质的量化模拟发现,数字金融缩小工资收入差距仅有短期的普惠效应,而扩大工资收入差距则存在长期的不平等效应,可见,数字金融的负面收入分配效应需引起重视。本文对于共同富裕目标下数字金融发展模式的升级和金融高质量发展具有重要的启示意义。

[关键词] 数字金融; 创新弹性; 产业现代化; 工资收入差距

[中图分类号] F126 **[文献标识码]** A **[文章编号]** 1006-480X(2023)11-0043-19

一、引言

科技革命在推动产业结构转型升级过程中会提高新兴产业部门劳动生产率,扩大现代与传统产业间工资收入差距(Acemoglu and Guerrieri, 2008; Autor et al., 2020; 郭凯明等, 2021),给收入分配带来一些负面影响。近年来,随着数字技术在产业中应用的不断深入,现代与传统部门之间的工资收入差距重新呈现扩大趋势。如图1所示,以科学研究与技术服务业、农林牧渔业工资比例分别作为现代部门、传统部门之间工资差距的度量,现代与传统部门工资比例从2011年的3.30倍下降

[收稿日期] 2023-08-07

[基金项目] 国家社会科学基金一般项目“金融科技影响系统性金融风险共振的内生机制、政策评估及对策研究”(批准号22BJY112);国家自然科学基金面上项目“人才资源错配的形成、传导机制与政策研究:基于组织层级理论的视角”(批准号72373088)。

[作者简介] 刘勇,武汉大学经济与管理学院副教授,经济学博士;白小滢,中南财经政法大学金融学院副教授,经济学博士;唐荣胜,辽宁大学李安民经济研究院副教授,经济学博士。通讯作者:刘勇,电子邮箱:liuy@whu.edu.cn。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,文责自负。

至2015年的2.80倍,后又上升至2019年的3.39倍。

数字金融作为新一轮科技革命在金融业中应用的典范,最初是以信息科技企业参与提供金融服务为主要模式,其发展极大地促进传统部门低收入阶层的就业和收入增长(World Bank, 2019; 张勋等, 2019; 郭峰等, 2020)。如图1所示,作为数字金融代表性度量指标之一的北京大学数字普惠金融指数,在2011—2015年表现为快速增长,也是部门间工资比例下降的时期。然而,2015年之后,虽然数字普惠金融发展水平依然处于高水平区间,但是部门间工资比例缩小的趋势却出现“逆转”,开始呈不断扩大的趋势。事实上,近期研究也发现,数字金融会造成弱势群体的数字鸿沟,产生财富“马太效应”,通过加剧金融机构竞争和催生影子银行业务等引发金融不稳定,都将给收入分配带来严重的负面影响(Philippon, 2017; Mihet, 2020; Tok and Heng, 2022)。

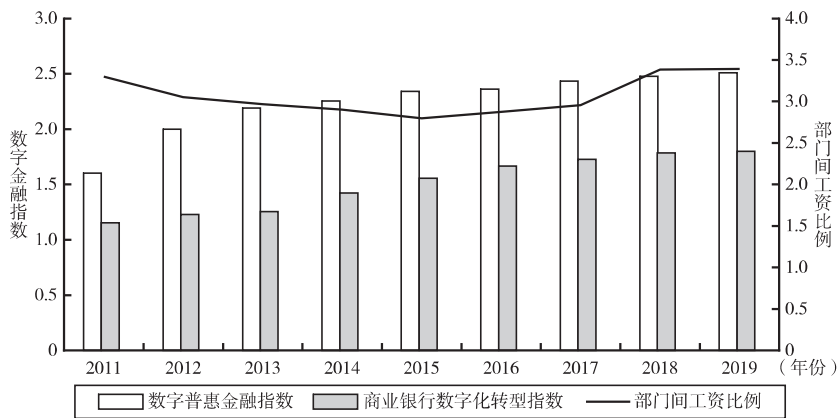


图1 数字金融与部门间工资比例

资料来源:部门间工资根据《中国统计年鉴》(2011—2019)行业平均工资计算得到,数字普惠金融指数和商业银行数字化转型指数均来自北京大学数字金融研究中心。

数字金融存在多种发展模式。除数字普惠金融模式外,产业数字金融开始引起关注。随着实体经济和金融机构数字化改造和转型的深入,金融机构可以更加便利、高效地基于数字金融方案为各企业提供金融服务,促进企业创新和全要素生产率增长(谢绚丽等, 2018; 唐松等, 2020; 宋敏等, 2021)。2022年,原中国银行保险监督管理委员会发布的《关于银行业保险业数字化转型的指导意见》要求推进银行业和保险业数字化转型,构建适应现代经济发展的数字金融新格局。由于商业银行是中国产业金融服务主要提供者,且银行业数字化转型迅速,极大地推动了产业数字金融的发展,数字金融已开始进入赋能现代化产业体系建设的新阶段。如图1所示,在数字普惠金融快速增长之后,2013—2017年商业银行数字化转型指数也出现快速增长,而部门间工资比例上升时间恰好与商业银行数字化转型加速的时间重合。中国式现代化是全体人民共同富裕的现代化,因此,研究数字金融是否对工资收入差距带来负面影响的问题具有重要的现实意义。

本文研究与两方面文献密切相关:一是金融发展与创新增长之间的关系研究。随着创新金融发展,金融成本下降带来的创新增长加速下降,这种非线性关系最终成为创新金融发展的约束(Aghion et al., 2005)。金融发展创新弹性是指创新企业家增加百分比与创新金融成本下降百分比之间的比值。金融发展创新弹性的高低是影响金融发展的收入分配性质的重要变量之一。对乌干达、莫桑比克和埃及等经济体的一般均衡量化分析发现,由于金融成本下降(源于金融中介服务成

本下降)导致资本流向高杠杆企业,其普惠性效果被限制,但在一定程度上促进创新融资增长和企业全要素生产率增长,表现出高创新弹性,从而扩大收入不平等(Dabla-Norris et al., 2021)。本文认为数字金融发展与创新增长之间非线性关系是判断数字金融是否扩大工资收入差异的关键。实践中,数字金融对传统部门各产业的促进作用主要在于成本低、覆盖广的创业资金供给,表现为流动性贷款和固定性贷款的增加,但传统部门对创新融资的需求并不高;而数字金融对现代部门的促进作用则在于创新金融服务的供给,表现为R&D贷款、风险投资和产业投资等的增加。本文构建数字金融创新弹性,用于度量数字金融与创新之间的非线性关系,并发现高弹性是导致数字金融扩大工资收入不平等的关键变量。二是数字金融的收入分配效应研究。数字金融具有普惠性特征,然而,越来越多研究发现,数字金融发展可能带来负面的收入分配效应。①数字金融技术在财富管理行业的运用,极大地提高了财产回报率,而这一数字金融模式依然将低收入阶层排除在外,主要为高收入阶层服务,有利于高收入阶层的收入增加,造成财富不平等扩大的“马太效应”(Jon et al., 2022)。②数字金融发展过程可能出现“数字鸿沟”,将妇女、老年人、穷人和少数群体排除在数字金融服务之外(Tok and Heng, 2022),或者通过算法歧视和掠夺性贷款损害脆弱性阶层(Heaven, 2022),且数字技术偏向于为高收入阶层服务的趋势将加剧“数字鸿沟”(Mihet, 2020),结果是数字金融发展扩大收入不平等。③金融大数据技术使得对用户相关海量信息的数据处理效率提升,导致金融机构过于迎合客户,一味分析如何满足客户需求,但对投资基本面分析的投入减少,实际上损害了金融业信息服务效率(Farboodi and veld kamp, 2020),后者将损害数字金融的普惠性特征(Philippon, 2017)。④金融科技和数字金融模式是助推“影子银行”迅速扩张的主要手段,且加剧金融机构之间的竞争,从而对金融稳定带来危害(Buchak et al., 2018),而金融不稳定和金融危机将损害低收入阶层。本文揭示了数字金融产生负面收入分配效应的供给侧机制。

二、供给侧模型

为讨论供给侧结构的影响,本文模型对要素总量进行简化,假设在任一时间 t ,经济中存在非技能劳动者 L_{ot} 、技能劳动者 H_{nt} 、潜在创新企业家 E_t 三类代理人,分别在传统、现代和创新部门工作,并满足:①三类代理人供给恒定,即 $L_{ot} = L, H_{nt} = H_n, E_t = E$;②三类代理人都具有线性效用函数,时间偏好贴现率等于利率 r 。

1. 生产供给侧

假设最终品可在现代部门 and 传统部门进行生产,具有完全可替代性。最终品如果采用传统技术生产,则生产函数为:

$$Y_{ot} = B_t L_{ot}^\gamma K_{ot}^{1-\gamma}, 0 < \gamma < 1 \quad (1)$$

其中, B_t 为传统生产技术水平, K_{ot} 为生产资本投入, L_{ot} 为非技能劳动投入。如果采用现代技术生产,则生产函数为:

$$Y_{nt} = H_{nt}^\beta K_{nt}^{1-\alpha-\beta} \int_0^{A_t} x_j^\alpha dj, 0 < \alpha, \beta, \alpha + \beta < 1 \quad (2)$$

其中, K_{nt} 为生产资本投入, H_{nt} 为技能劳动投入, $x_j, j \in [0, A_t]$ 为中间投入品, A_t 为现代技术水平。现代与传统部门生产特点具有三方面的差异。

(1)生产资本的融资成本差异。最终品生产所需资本都需从创业金融市场租借,但不同部门面临不同的租借成本。现代部门可以以利率 r 获得生产所需资本 K_{nt} 的使用权,而传统部门则需要支

付利率加价 τ_{rt} 才能获得所需资本 K_{ot} 的使用权,即生产资本在现代和传统部门间分配满足:

$$r_{ot} = (1 + \tau_{rt})r_{nt} = (1 + \tau_{rt})r \quad (3)$$

(3)式意味着 $r_{ot} \geq r$,传统部门所获资本低于市场利率决定的资本投入,存在融资约束。数字金融降低传统部门融资利率加价 τ_{rt} 从而促进传统部门生产资本的积累,属于数字普惠金融发展的典型特征。

(2)技术进步差异。假设创新部门每位(在位)创新企业家在 t 时能以概率 η 将 δA_t 数量的中间品商业化运营,其中, δ 反映创新企业家的运营能力, A_t 反映已有技术的促进作用,因此,中间品数量的增量为:

$$A_{t+1} - A_t = \eta \delta A_t N_t \quad (4)$$

其中, N_t 为创新企业家数。进一步,现代部门技术进步率 $g_t^A = \eta \delta N_t$ 。假设传统部门技术进步率为:

$$g_t^B = \frac{B_{t+1} - B_t}{B_t} = \lambda \left(\frac{A_t}{B_t} \right)^{1/\mu}, 1 \leq \mu \quad (5)$$

其中, μ 表示现代向传统技术的扩散速度, λ 为扩散程度。技术在部门间扩散的假定一方面强调新中间品能对生产技术的提高产生广泛而全面的促进作用,创新具有通用性技术特征,同时又认为新技术在经济中扩散存在时滞性特点(Aghion et al., 2005, 2018)。

(3)劳动投入差异。新发明的中间品最先在现代部门生产中作为投入,对现代部门劳动者技能具有更高的要求(Aghion et al., 2002; Prettnner and Strulik, 2020),而传统部门技术进步源于学习和中间品进一步引进,对劳动者技能要求较低(田鸽和张勋, 2022),因此,本文假设只有技能劳动者才可操作最新中间品,能在现代部门工作。

假设创新企业家对其成功商业化中间品具有垄断供给权,可将单位最终品转化为单位中间品,因此,中间品利润函数为:

$$\pi_j = (p_j - 1)x_j \quad (6)$$

其中, p_j 和 x_j 分别为中间品 j 的价格和需求。在时间 t , 给定利率 r , 非技能劳动者工资 w_{ot} , 传统部门最大化式(1); 给定现代部门利率 $r_{nt} = r$, 技能劳动者工资 w_{nt} , 中间品价格 $p_j, j \in (0, A_t)$, 现代部门最大化式(2); 给定现代部门对中间品需求函数 $x_j, j \in (0, A_t)$, 创新企业家最大化式(6)。生产供给侧均衡定义如下: 给定传统和现代部门初始技术水平 B_0 和 A_0 以及创新企业家数量 $\{N_t\}_{t=0}^{\infty}$, 传统部门融资成本加价 $\{\tau_{rt}\}_{t=0}^{\infty}$, 可得生产供给侧均衡配置 $\{L_{ot}\}_{t=0}^{\infty}, \{H_{nt}\}_{t=0}^{\infty}, \{K_{ot}\}_{t=0}^{\infty}, \{K_{nt}\}_{t=0}^{\infty}, \{\pi_j\}_{t=0}^{\infty}, \{x_j\}_{t=0}^{\infty}$ 及传统和现代部门的均衡工资。

2. 金融供给侧

金融供给侧由创新金融与创业金融两个市场构成。假设参与金融市场的代表性金融机构可以以利率 r 获得所需资本,然后通过两类渠道进行投资:一是通过创新金融市场将资本租借给创新企业家;二是通过创业金融市场将资本租借给最终品生产部门。创新金融市场和创业金融市场都存在金融参与摩擦,代表性金融机构只有支付参与成本后才能成为资本租借服务的提供者。金融摩擦为数字金融的应用提供经济价值。从金融机构或数字科技公司等微观主体视角看,商业银行、保险公司,甚至是大型科技公司等利用移动互联、大数据、云计算、人工智能和区块链等数字技术,降低其参与各类金融市场成本^①。数字技术驱动的普惠金融模式构成本文创业金融市场构建的实践

① 关于数字金融降低金融服务成本方式的论述参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

基础,而数字技术驱动产业金融模式则构成创新金融市场构建出发点。

由于创新资本和创业资本在生产供给侧存在不同的风险特点,数字金融促进创新金融和创业金融发展存在不同模式。

(1)创新金融市场。创新金融市场由潜在创新企业家和代表性金融机构构成。潜在创新企业家具有专利商业化运营能力,但缺乏运营所需创新资本,而代表性金融机构进入创新金融市场,搜寻潜在创新企业家,并承诺为其创新活动租借创新资本。假设金融机构在 t 期支付参与成本后,可在创新金融市场寻找潜在创新企业家一次,一旦搜寻成功则与之签订中间品商业化运营的创新融资合约,承诺提供创新资本(潜在创新企业家转变为在位创新企业家)。记 t 期潜在创新企业家数量为 E_t ,参与寻找的金融机构数量为 F_t ,新增创新企业家数 M_t 由创新金融市场的匹配函数决定(Wasmer and Weil, 2004; Jerzmanowski and Nabar, 2013):

$$M_t = sF_t^\phi E_t^{1-\phi} \quad (7)$$

其中, $s \geq 0$ 为创新金融市场匹配效率, $0 < \phi < 1$ 为创新金融市场匹配弹性。定义创新金融市场密度 $\theta_t = E_t/F_t$,即金融机构依次搜寻平均可寻找的潜在创新企业家数,则每一参与寻找的金融机构与潜在创新企业家成功匹配的概率为 $M_t/F_t = s\theta_t^{1-\phi} \equiv f(\theta_t)$,每一潜在创新企业家成为在位创新企业家的概率则为 $M_t/E_t = f(\theta_t)/\theta_t$ 。用 N_t 表示 t 时创新企业家数,满足如下动态方程:

$$N_t - N_{t-1} = M_t - \sigma N_{t-1} \quad (8)$$

其中, M_t 表示 t 期新增的在位创新企业家,而 σN_{t-1} 为自然退出成为潜在企业家的数量。假设创新金融市场参与成本 $\kappa A_t \pi_t$,为创新利润 $A_t \pi_t$ 的一个比例 κ ,数字金融应用引起金融参与成本 κ 下降,并改变创新金融均衡。记 w_t 为创新企业家分享的报酬, δA_t 为创新企业家运营中间品的数量,每一中间品的利润为 π_t , η 为创新企业家运营成功的概率, S_t 表示没有找到潜在创新企业家的金融机构价值, J_t 表示成功寻找到潜在创新企业家的金融机构价值, U_t 为潜在创新企业家价值, V_t 为创新企业家价值。无套利均衡条件为:

$$rJ_t = -w_t + \eta \delta A_t \pi_t + \sigma(S_t - J_t) + (J_{t+1} - J_t) \quad (9a)$$

$$rS_t = -\kappa A_t \pi_t + f(\theta_t)(J_t - S_t) + (S_{t+1} - S_t) \quad (9b)$$

$$rV_t = w_t + \sigma(U_t - V_t) + (V_{t+1} - V_t) \quad (9c)$$

$$rU_t = \frac{f(\theta_t)}{\theta_t}(V_t - U_t) + (U_{t+1} - U_t) \quad (9d)$$

定义 D_t 为创新总剩余,即有 $D_t = J_t - S_t + V_t - U_t$ 。金融机构和创新企业家分享创新成功后的总剩余。假设在位创新企业家和金融机构的谈判能力分别为 ε 和 $1 - \varepsilon$,并作为他们总剩余中的分成比例, ε 反映创新金融市场的分配机制。双方谈判的纳什均衡要求剩余分配满足如下条件:

$$V_t - U_t = \varepsilon D_t \quad (9e)$$

$$J_t - S_t = (1 - \varepsilon) D_t \quad (9f)$$

假设金融机构可以自由进入参与寻找潜在创新企业家,因此,均衡时有:

$$S_t = 0 \quad (9g)$$

给定 $\{A_t\}_{t=0}^\infty$, $\{\pi_t\}_{t=0}^\infty$, 资产初始价值 $\{J_0, S_0, V_0, U_0\}$, 由(9a)——(9g)式可以得到均衡 $\{J_t\}_{t=1}^\infty$, $\{S_t\}_{t=1}^\infty$, $\{V_t\}_{t=1}^\infty$, $\{U_t\}_{t=1}^\infty$, $\{w_t\}_{t=0}^\infty$, $\{\theta_t\}_{t=0}^\infty$, 再根据 θ_t 的定义可以得到均衡 $\{M_t\}_{t=0}^\infty$, $\{F_t\}_{t=0}^\infty$ 。再由(8)式,给定新增在位企业家 $\{M_t\}_{t=0}^\infty$ 和初始在位企业家 N_0 , 就可以得到创新金融市场均衡下创新企业家数量 $\{N_t\}_{t=1}^\infty$ 。

创新金融市场均衡与生产供给侧特征 $\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$ 、 $\{\pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ 和 $\{H_{nt}\}_{t=0}^{\infty}$ 相关。

(2) 创业金融市场。创业金融市场由金融机构和最终品生产企业构成。假设金融机构在时间 t 支付参与成本 $\kappa A_t \pi_t$ 后,可确定为现代部门和传统部门提供生产资本。本文假设 $r < \kappa A_t \pi_t$,即假设现代部门可以利率 r 获得资本使用权,而传统部门只有向金融机构支付资本回报 $(1 + \tau_{rt})r$ 才能获得金融机构的融资。金融机构进入创业金融市场的最优决策满足:

$$\kappa A_t \pi_t = \tau_{rt} K_{ot} \quad (10)$$

(10)式意味着数字金融通过降低金融成本而降低传统部门生产资本的融资成本。创业金融发展与 $A_t \pi_t / K_{ot}$ 正相关^①,给定 $\{A_t\}_{t=0}^{\infty}$ 、 $\{\pi_t\}_{t=0}^{\infty}$ 、 $\{K_{ot}\}_{t=0}^{\infty}$, (10)式可以得到创业金融市场均衡 $\{\tau_{rt}\}_{t=0}^{\infty}$ 。

3. 供给侧均衡

供给侧均衡包括生产供给侧均衡和金融供给侧均衡。创新金融发展与生产供给侧存在相互影响两个关联渠道:①创新金融发展培育的创新企业家数影响生产供给侧中间品利润;②中间品利润又影响创新金融市场对创新企业家的搜寻匹配效率,因此,供给侧均衡是中间品利润和在位创新企业家同时决定的均衡。创业金融市场均衡则是给定生产供给侧和创新金融市场同时均衡后的结果,不影响均衡中间品利润和创新企业家规模。

三、理论分析

为便于理论分析,本节抽象生产资本深化引起的生产供给侧结构转型,假定 $(1 - \alpha)\gamma = \beta$,即考虑经济可收敛到现代和传统部门平衡增长路径。在平衡增长经济中,金融供给侧各资产价值增长率相等,为 $\frac{1}{\gamma} \eta \delta N = \frac{1}{\gamma} g$,其中, N 为均衡创新企业家数, g 为现代部门和传统部门技术进步率或增长率。

平衡增长经济中生产—金融供给侧均衡由(11)式和(12)式求解。首先,由生产供给侧均衡可得中间品总利润和创新企业家规模满足:

$$A\pi = (1 - \alpha) \alpha^{\frac{1+\alpha}{1-\alpha}} \left[\frac{\alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}} (1 - \alpha - \beta)}{r} \right]^{\frac{1-\alpha-\beta}{\beta}} H_n A^{\frac{1-\alpha}{\beta}} \quad (11)$$

(11)式表明中间品总利润与现代部门技能劳动规模、技术水平(中间品数)等生产供给侧因素正相关,且总利润增长率则与资本增长率同为 $\frac{1-\alpha}{\beta} \eta \delta N$ 。其次,由创新金融市场均衡可得创新企业家满足:

$$\kappa = \frac{\eta \delta (1 - \varepsilon) s \left(\frac{SH}{\sigma N} \right)^{(1-\phi)/\phi}}{r + \sigma + \left(1 - \eta + \frac{\sigma N}{E} \right) \varepsilon - \frac{1-\alpha}{\beta} \eta \delta N} \quad (12)$$

(12)式左边为金融机构参与创新金融市场成本,右边为参与收益。参与收益取决于两个方面因素:①分子表示金融机构进入创新金融市场获得的每期期望现金流,其中, $\eta \delta$ 为实体经济技术创新能力, η 为创新成功概率, δ 为一旦成功可获得的中间品数量,而 $1 - \varepsilon$ 表示金融机构获得的创新

① 随着收敛到非平衡增长路径,如果传统部门资本积累速度低于现代部门,则 τ_{rt} 趋近于0;如果积累速度相同,则 τ_{rt} 趋近于 κ 。

利润份额, $s\left(\frac{sH}{\sigma N}\right)^{(1-\phi)/\phi} = \frac{M}{F}$ 为金融机构搜寻后成功匹配企业家的概率;②分母为创新金融市场贴现率,其中, σ 为补偿创新企业家自然退出风险的溢价, $\left(1 - \eta + \frac{\sigma N}{E}\right)\epsilon$ 为补偿由于创新失败和自然退出而导致的企业家报酬损失补偿, $\frac{1-\alpha}{\beta}\eta\delta N$ 为资产价值增长收益率。关于数字金融与创新金融与创业金融的关系,本文提出:

结论一:关于数字金融与创新金融发展,当生产供给侧满足 $(1-\alpha)\gamma = \beta$ 时,数字金融促进创新金融发展,即 $\frac{\partial N}{\partial \kappa} < 0$ 。①

数字金融运用于创新金融市场,降低参与成本,提高金融机构期望收益,引致更多金融机构或者科技企业采用数字金融技术进入创新金融市场,使得每一潜在企业家获得创新金融服务的概率增加,创新企业家规模实现增长。数字金融成本下降提高创新企业家规模的结论也与传统金融发展理论研究结论一致。对于技术落后的发展中国家,金融成本下降可缓解“学习”或“引进”型创新的融资约束,培育发展中国家的创新企业家(Agihon et al., 2005)。对于技术前沿的发达国家,金融成本下降降低了创新融资成本,激励更多个体选择成为创新企业家(Levine and Robinstein, 2018)。与 Agihon et al.(2018)相比较,本文模型同样得到创新增长与金融成本下降之间类似的非线性边际递减关系,但原理不同,传统金融发展理论认为非线性源于创新成本边际递增,而数字金融背景下非线性源于潜在创新企业家规模不变。本文还发现创新金融市场贴现率引起的非线性特征。由于参与成本下降引起创新企业家增加具有增长效应,创新金融市场贴现率随之下降,从而提高金融机构期望收益的现值,引起更多金融机构参与创新金融,创新企业家规模获得进一步增长,因此,参与成本下降引起创新企业家增加可能存在边际递增。

由(10)式,创业金融市场均衡满足:

$$\tau_r = \kappa \tag{13}$$

以小微企业和个体工商户为主构成的传统部门融资成本相对较高,生产没有获得充足的资本投入,是金融服务没有覆盖的部门。数字金融降低创业金融市场参与成本,提高了金融服务在传统部门的覆盖,促进创业金融发展。由此,本文提出:

结论二:关于数字金融与创业金融发展,当生产供给侧满足 $(1-\alpha)\gamma = \beta$,数字金融促进创业金融发展,即 $\frac{\partial \tau_r}{\partial \kappa} > 0$ 。

1. 数字金融与工资收入差距

供给侧均衡现代和传统部门工资收入差距可表示为:

$$sp\left(N(\kappa), K(\tau_r(\kappa), N(\kappa))\right) = \alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}}(1-\alpha) \underbrace{\left(\frac{\eta\delta N}{\lambda}\right)^\mu}_{\text{相对技术}} \left[\underbrace{\alpha^{\frac{2\alpha}{1-\alpha}}(1-\alpha)(1+\tau_r)}_{\text{相对人均资本}} \left(\frac{\eta\delta N}{\lambda}\right)^\mu \right]^{\frac{1-\alpha-\beta}{\beta}} \tag{14}$$

由(14)式,数字金融的工资收入差距效应可归结为创新金融发展和创业金融发展两种渠道,以及部门相对技术和相对人均资本两种生产供给侧调整机制。从创业金融渠道看,数字金融发展的

① 结论一和结论二的证明参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

直接受益者是传统部门,小微企业和个体生产者获得更多的生产资本,相对人均资本下降和工资收入差距下降。从创新金融渠道看,数字金融发展的受益者则是创新企业家,他们获得更多创新资本,从事中间品的商业化经营,导致部门相对技术和相对人均资本都上升,结果是工资收入差距的上升。

由(14)式,数字金融的工资收入差距效应可做如下分解:

$$\frac{\partial sp/sp}{\partial k} = \underbrace{\left(\frac{1 - \alpha - \beta}{\beta} \frac{1}{1 + \kappa} \right)}_{\text{相对人均资本}} + \underbrace{\left(\frac{1 - \alpha - \beta}{\beta} \frac{\mu}{N} \frac{\partial N}{\partial \kappa} \right)}_{\text{相对人均资本}} + \underbrace{\left(\frac{\mu}{N} \frac{\partial N}{\partial \kappa} \right)}_{\text{相对技术}} \quad (15)$$

由(15)式,数字金融对工资收入差距的影响主要有三种不同渠道:①创业金融渠道下的相对人均资本渠道,数字金融降低工资收入差距;②创新金融渠道下相对人均资本渠道,数字金融提高工资收入差距;③创新金融渠道下相对技术渠道,数字金融扩大工资收入差距。

不同渠道下,数字金融发展扩大还是缩小工资收入差距是不相同的。进一步分析(15)式可发现,

数字金融对工资收入差距的影响与 $e = -\frac{k}{N} \frac{\partial N}{\partial \kappa}$ 相关,即与数字金融创新弹性相关。具体地,本文将数字金融创新弹性(下文的创新弹性与数字金融创新弹性同义)定义为,由于数字金融应用,创新企业家

增加百分比与金融参与成本下降百分比的比值。由(15)式,①当 $e > \frac{1 - \alpha - \beta}{1 - \alpha} \frac{k}{\mu(1 + \kappa)} \equiv e^*$ 时,数字

金融扩大工资收入差距;②当 $e > \frac{k}{\mu(1 + \kappa)} \equiv e^{**}$ 时,仅考虑相对人均资本机制,数字金融扩大工资收

入差距。由此,本文提出:

结论三:关于数字金融与工资收入差距,当 $(1 - \alpha)\gamma = \beta$ 且供给侧经济位于平衡增长路径时,数字金融的工资收入差距效应存在三种渠道,分别为创业金融渠道下的相对人均资本机制、创新金融渠道下的相对人均资本机制和创新金融渠道下的相对技术机制,三种机制下的效应分别为负、正和正;数字金融的工资收入差距总效应与数字金融创新弹性 e 有关,当弹性 $e > \frac{1 - \alpha - \beta}{1 - \alpha} \frac{k}{\mu(1 + \kappa)} \equiv e^*$ 时,数字金融发展扩大工资收入差距,否则缩小工资收入差距。

结论三对于理解数字金融的收入分配性质具有三方面的理论意义。

(1)数字金融同时具有普惠性和不平等性两种分配性质。数字金融降低金融参与成本,促进创新创业发展,提高各劳动阶层工资收入,具有普惠性特征。然而,数字金融对不同群体工资增长具有非对称性,因而还具有不平等性的分配效应。2011—2015年,数字金融在中国蓬勃发展,被认为是缩小收入不平等的普惠性金融。然而,2016年以来,数字普惠金融稳定在高水平区间,但工资收入差距停止下降,而是出现持续扩大的新趋势。结论三可对这一现象给出解释。与数字普惠金融增长放缓不同,2016年以来银行数字化转型持续推进,产业数字金融蓬勃发展。由于产业数字金融更具创新金融特点,使得数字金融降低金融参与成本极大地促进产业科技创新,提高现代部门企业全要素生产率,导致现代部门工资收入增长更为迅速,工资收入差距扩大。

(2)数字金融的收入分配效应存在多种金融发展渠道。从创业金融渠道看,数字金融发展通过降低现代和传统部门相对人均资本而降低工资收入差距,但从创新金融渠道看,数字金融通过提高部门相对人均资本和相对技术水平而扩大工资差距。数字金融对各阶层工资增长存在多渠道传导机制说明,金融供给侧均衡结构视角下才能揭示数字金融的总体收入分配效应。事实上,传统金融

发展理论也开始关注金融发展影响收入分配的多金融渠道现象(Dabla-Norris et al., 2021),但都忽视了创新金融和创业金融的差异。实践中,数字金融存在数字普惠金融和产业数字金融等多种发展渠道,结论三意味着当数字普惠金融模式向产业数字金融模式的金融供给侧结构转变时,工资不平等扩大的负面分配效应需引起关注。

(3)数字金融的工资收入差距效应与数字金融创新弹性相关。数字金融创新弹性,能反映数字金融对金融供给侧结构的影响,从而能作为数字金融收入分配性质的重要判断指标。结论三认为当创新弹性超过阈值 e^* 时,数字金融的工资收入差距效应为正,数字金融发展对收入分配带来负面影响(扩大工资不平等)。由于创新弹性是数字金融赋能产业现代化转型的关键机制,因此,数字金融赋能产业现代化过程中产生的潜在的负面收入分配效应,是共同富裕的中国式现代化建设不可回避的问题。

2. 数字金融创新弹性

金融发展理论发现金融成本与创新增长之间的非线性关系,金融发展创新弹性被用于度量非线性程度。根据Agihon et al.(2018)构建的创新成功概率与创新成本加价二次函数,可以估算金融发展创新弹性为 $k/(1 + \kappa)$,而根据Levine and Robeistein(2018)模型估算的金融发展创新弹性则为 $\alpha/(1 + \alpha)$ 。显然,金融发展理论估算的创新弹性的决定因素被抽象和简单化处理,不适合度量数字金融创新弹性。数字金融创新弹性由生产和金融供给侧联合作用决定,影响因素更为复杂。根据定义进一步计算可得到数字金融创新弹性满足:

$$\frac{1}{e} = \frac{1}{\phi} - EC \tag{16}$$

其中, $EC = \frac{r + \sigma + (1 - \eta)\varepsilon}{r + \sigma + \left(1 - \eta + \frac{\sigma N(E)}{E}\right)\varepsilon - \frac{1 - \alpha}{\beta}\eta\delta N(E)}$ 。根据(16)式,数字金融创新弹性由

以下两方面因素决定:

(1)创新企业家成本 EC 。 EC 的分子为创新企业家每期的期望成本,包括资本成本 r 、创新企业家自然退出成本 σ 和创新失败成本 $(1 - \eta)\varepsilon$,分母则为创新金融市场贴现率,因此, EC 为创新企业家成本。由(16)式,创新企业家成本越高,数字金融创新弹性越高。给定创新金融市场贴现率时,创新企业家的单期资本成本,自然退出率和创新失败概率越高,创新企业家成本越高,创新弹性也更高。然而,创新金融市场贴现率也会由于创新企业家的各项单期成本增加而变化,因此,这些因素对创新弹性的影响并不能确定。

(2)创新金融市场匹配弹性。金融发展理论认为,创新金融成本主要通过 EC 影响创新弹性,而(16)式第一项 $\frac{1}{\phi}$ 说明影响数字金融创新弹性的另一来源。由(16)式,数字金融创新弹性与创新金融市场匹配弹性 ϕ 正相关,匹配弹性越高,创新弹性也越高,因此,即使不考虑贴现率下降效应,数字金融创新弹性也高于传统金融发展创新弹性。

通过对平衡增长路径的理论分析,本文发现数字金融创新弹性如下新的特点:①数字金融创新弹性是金融与生产供给侧的联合调整的结果,其决定因素涉及面更广,更为复杂,但与创新金融市场匹配弹性和创新企业家成本两类因素相关,这丰富了金融发展创新弹性的理论体系;②数字金融创新弹性高于传统金融发展的创新弹性,因此,随着数字金融进一步深化发展,数字金融可能带来较严重的负面收入分配效应。

四、量化分析

1. 参数校准

(1)生产供给侧参数包括劳动结构参数(L, H_n, E),现代部门技术进步率参数(η, δ),现代部门技术向传统部门外溢参数(λ, μ),现代和传统部门要素贡献份额参数(α, β, γ),利率 r 和创新企业家自然退出率 σ 。①假设各代理人效用函数为线性,且年贴现率等于利率,设定 $r = 0.02$,相当于效用年贴现率为98.00%,将 σ 取值为0.03,表示每年3.00%在位企业家退出^①。② $\alpha = 0.20, \beta = 0.60, \gamma = 0.75$,对应现代部门中资本(中间品)份额、劳动份额、传统部门劳动份额。③企业家商业化成功概率 η 和在位创新企业家运营中间品能力 δ 满足现代部门长期技术进步率年均增长1.00%,即 $\eta\delta N = 0.01$,并用经济中创新企业家占总劳动规模 $N = 2.50\%$ 校准得 $\eta = 0.96, \delta = 0.42$ 。④根据中国第六次人口普查结果,2010年,大专以上学历人口占总劳动人口的比例约为15.00%,并假设经济中潜在企业家人口比例为5.00%,则可校准得到 $L = 0.80, H_n = 0.15, E = 0.05$,分别表示非技能劳动、技能劳动和潜在创新企业家数。⑤技术外溢参数($\lambda = 0.30\%, \mu = 1.00$),以满足现代部门的技术水平是传统部门的3.00倍。具体如下表1所示。

表1 参数含义及取值

变量	符号	值	目标或来源
非技能劳动	L	0.8000	大专以下人口占比,根据2010年人口普查数据
技能劳动	H_n	0.1500	大专以上学历占比,根据2010年人口普查数据
潜在创新企业家	E	0.0500	经济中潜在企业家人口份额
年利率	r	0.0200	相当于效用贴现率为0.9800
在位企业家退出率	σ	0.0300	根据 Carlstrom and Fuerst(1997),OECD 报告等取值
企业家商业成功概率	η	0.9600	取值
已有中间品对创新的促进作用	δ	0.4200	校准
技术外溢幅度	λ	0.0030	校准
技术外溢速度	μ	1.0000	校准
企业家垄断利润份额	ε	0.4000	根据金融机构运营成本和规模以上工业企业利润比值
匹配弹性	ϕ	0.3000	借鉴 Petrosky-Nadeau and Wasmer(2013)并调整
金融市场参与成本	κ	0.3000	借鉴 Petrosky-Nadeau and Wasmer(2013)并调整
匹配效率	s	0.0241	由创新企业家规模校准

(2)金融供给侧参数包括 $\varepsilon, \kappa, \phi, s$ 。与劳动力市场匹配函数参数估计存在大量研究不同,金融市场匹配函数参数的估计由于数据缺失而研究较少,且没有明确的结果,但金融市场搜寻匹配建模在理论上又存在大量应用,因此,一般采用取值或宏观目标变量进行部分校准。Petrosky-Nadeau and Wasmer(2013)将匹配弹性 ϕ 设定为0.5,并根据金融业增加值份额校准得到参与成本 κ 为0.10,

① 由于缺少中国创新企业自然退出率的有效数据,本文参考 Carlstrom and Fuerst(1997)的研究。在这一研究中,国外企业每季度的平均退出率约为1.00%,相当于每年4.00%。根据OECD报告《2022年中小企业和企业家融资》,2019年中国中小企业的破产率约为3.09%,低于美国等发达国家,因此,本文假定企业自然退出率为每年3.00%。

本文考虑中国的实际情况在此基础上做如下调整:①由于中国金融市场摩擦程度更高,金融参与成本也更高,因此,设 $\kappa = 0.30$ ^①;②考虑到中国创新金融市场相对落后,金融机构的创新金融市场贡献偏低,本文将匹配弹性 ϕ 设置为0.30;③根据金融机构运营成本和规模以上工业企业利润比值校准企业家谈判能力 $\varepsilon = 0.40$,表示中间品垄断剩余归企业家所有的比例;④基于初始均衡 $N = 2.50\%$ 和金融供给侧校准创新金融市场匹配效率,得到 $s = 2.41\%$ 。虽然我们在借鉴国外关于参数设定研究基础上,根据中国的实际情况进行优化和调整,但是由于缺乏数据和相关实证研究,其对中国市场的有效性还有待进一步检验。本文将通过校准结果对各参数设定灵敏性分析来说明本文模型结论的可靠性及存在的问题。

2. 基准经济结果及稳健性

校准得到基准经济下现代与传统部门工资收入差距为1.40倍,创新弹性为0.45,创业金融相对人均资本、创新金融相对人均资本和创新金融相对技术渠道的贡献分别为-14.58%、28.65%和85.94%。本文分别基于金融供给侧和生产供给侧两类参数,考虑其对工资收入差距、各渠道贡献度和创新弹性等核心变量的影响,讨论基准经济结果的稳健性^②。

(1)基准经济下现代与传统部门工资收入差距为1.40倍。相比科学研究与技术服务业和农林牧渔业工资约3倍的比例结果,本文估计的工资比例偏低,原因主要有:①1.40倍工资比例源于现代与传统部门技术水平3倍的差异的假定,这一假定更符合代表性行业差异,但可能低估科学研究与技术服务业和农林牧渔业之间的技术差异;②本文模型中1.40倍工资收入差距,主要源于供给侧劳动生产率的差距,而未考虑影响工资的其他因素。然而,本文结果与郭凯明和罗敏(2021)运用世界投入产出数据库校准得到技能密集型和非技能密集型工资差距在2019年约在1.40—1.50倍之间的结果接近。因此,从供给侧渠道看,1.40倍的工资收入差距是合理的估计。

(2)数字金融创新弹性为0.45。在本文模型中,这意味着参与成本下降1.00%,创新企业家增加0.45%,或创新企业家规模从总人口的2.50%增加到2.51%。基准利率为每年2.00%,参与成本为基准利率加价30.00%,则实际创新金融参与成本为2.60%,加价60个基点。参与成本下降1.00%,则意味着下降0.60个基点,创新企业家规模占人口比例增加0.01%。数字金融指数创新弹性高于传统金融发展理论估计的创新弹性。Dabla-Norris et al. (2015)在一般均衡框架下估算了金融中介成本下降对经济全要素生产率增长的影响^③,发现乌干达、莫桑比克和埃及三大经济体的创新弹性分别为0.33、0.27和0.08。Levine and Robinstein(2018)关于选择成为创新企业家的微观模型的估算则表明创新弹性约为0.13。

(3)构成工资收入差异的三种渠道贡献分别为-14.58%、28.65%和85.94%。①创业金融相对人均资本机制下数字金融可降低工资不平等,具有普惠性,但贡献相对较小。②创业金融相对人均资本渠道贡献低于创新金融相对人均资本渠道的贡献,在数量上支持数字金融发展导致资本流向现代部门、扩大工资收入差距的结果,这正如一些发展中国家所出现的情况(Dabla-Norris et al., 2015)。③在创新金融各机制中部门间相对技术差距的扩大比相对人均资本差距扩大的贡献更大。

① Petrosky-Nadeau and Wasmer(2013)模型中考虑金融机构和企业家的双边参与,各付参与成本,因此,将参与成本设置为0.10,实际上金融总成本为0.20,本文只有金融机构支付参与成本。同时,本文考虑了参与成本为0.20时基准参数的稳健性。

② 稳健性结果及分析参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

③ 在本文供给侧均衡下,现代部门全要素生产率增长率 $g = \eta\delta N$,因此,创新弹性也可以通过计算金融成本下降引起的全要素生产率增长率来进行度量。

3. 数字金融的工资收入差距效应

这里通过对平衡增长路径的比较静态分析探讨数字金融的工资收入差距效应。具体地,考虑数字金融参与成本 κ 从基准情况0.30依次下降至0.27、0.24和0.15时工资收入差距的变化及各渠道下的贡献。模拟结果参见表2。

表2 数字金融参与成本与工资收入差距

变量		基准	降低 10.00%	降低 20.00%	降低 30.00%
金融参与成本		0.3000	0.2700	0.2400	0.1500
工资比例	比值	1.3950	1.4783	1.5754	2.0504
	增幅(%)	-	5.97	12.93	46.98
创业金融渠道	相对人均资本机制	-	-0.0110	-0.0214	-0.0494
	贡献(%)	-14.58	-13.23	-11.86	-7.54
创新金融渠道	相对人均资本机制	-	0.0236	0.0504	0.1760
	贡献(%)	28.65	28.31	27.96	26.85
	相对技术机制	-	0.0707	0.1513	0.5286
	贡献(%)	85.94	84.93	83.89	80.65
相对人均资本机制(总)		-	0.0126	0.0290	0.1266
相对人均资本机制(贡献,%)		14.07	15.08	16.10	19.31

(1)数字金融的普惠效应微弱但不平等效应显著。金融参与成本依次下降至0.27、0.24和0.15时,由创业金融发展引起的工资收入差距分别下降0.01、0.02和0.05倍,具有微弱的普惠性效应,但同时总的工资收入差距从1.40倍增加至1.48倍、1.58和2.05倍,分别上升5.97%、12.93%和46.98%。

(2)创新金融是数字金融扩大工资收入差距的主要渠道。金融参与成本依次下降至0.27、0.24和0.15时,创新金融发展引起的现代与传统部门间相对人均资本增加可导致工资收入差距分别增加0.02倍、0.05倍和0.18倍;而引起的现代与传统部门相对技术扩大可导致工资收入差距分别增加0.07倍、0.15倍和0.53倍。

(3)创新金融是引起资本流向的关键因素。随着数字金融参与成本下降,创业金融相对人均资本渠道对降低工资不平等的效果的贡献度出现下降,从-14.58%下降至-7.54%,因此,数字金融的普惠性边际递减,而创新金融渠道相对人均资本机制的贡献度也出现些许下降,从28.65%下降至26.85%,但降幅低于前者。这说明随着数字金融发展,生产资本更倾向于流向现代部门,对传统部门投资形成挤出,从而扩大工资收入差距。模拟结果表明,随着金融参与成本的下降,相对人均资本的增加导致总工资收入差距上升0.01倍、0.03倍和0.13倍。

由此可见:①在创新金融渠道下,不论是相对人均资本机制还是相对技术机制,数字金融促进现代部门技术进步,加快现代部门资本积累等,都显著地扩大了现代与传统部门之间的工资收入差距;②在创新金融渠道下,相对技术机制的工资收入差距效应比相对人均资本机制显著,因此,从金融供给侧看,数字金融扩大工资收入差距的主要渠道是数字金融引起的技术进步效应;③数字金融降低金融参与成本带来普惠效应的同时也通过促进供给侧技术进步引起资本在现代部门的聚集,扩大部门间工资收入差距。

4. 转型动态分析

本文通过如下步骤对主要变量的转型动态路径进行数值模拟:①在基准经济基础上,假设由于

数字金融的应用,金融参与成本从0.30下降至0.15;②在其他基准参数不变情况,计算金融参与成本为0.15时平衡增长经济中各生产和金融供给侧变量值;③模拟从基准经济到新的平衡增长经济各主要变量的动态演变过程。^①

(1)创新弹性与工资收入差距的转型动态特征。如图2所示,①在金融参与成本下降50.00%的冲击下,数字金融创新弹性从0.45以近乎线性方式(实际为凹函数)增加到0.47。在本文参数下,完成两个平衡增长路径之间转型大约需要29年,而在此期间创新弹性共约增加2.88%,说明创新弹性变化是一个相对较缓慢的长期过程。由于数字金融发展降低工资不平等的创新弹性阈值为0.06,远小于0.45,因此,数字金融发展扩大工资收入差距将是一个长期趋势。②在金融参与成本下降50.00%的冲击下,工资收入差距在短期内微下降后呈现持续扩大的趋势。静态模型量化发现工资比例从1.40倍增加到2.10倍的结论,是一个长期的结果,但无法解释数字金融在短期内缩小小工资不平等的现象。而转型动态模拟结果可解释2011—2015年数字金融开始在中国蓬勃发展的初期,部门间工资出现的短暂的缩小过程。

(2)创新金融市场密度与创新企业家的转型动态特征。创新金融市场密度是指金融机构平均每次搜寻可遇到的潜在创新企业家数。由于潜在创新企业家数量给定,金融参与成本下降引起更多金融机构参与创新金融市场搜寻,金融机构平均每次可供搜寻的潜在企业家减少,创新金融市场密度下降。创新金融市场密度在短期内(1年)迅速从2.40下降至1.10左右,而后在接下来28年里进一步下降至0.75。由于数值模拟假设数字金融成本下降50.00%为一次性初始冲击,导致搜寻密度出现非平滑的下降趋势,但创新金融市场密度呈现边际递减下降的动态学性质是显而易见的。值得注意的是,创新金融市场密度下降说明每一潜在创新企业家获得金融服务的可能性增加,因此创新企业家将增加。如图3所示,创新企业家在转型过程中呈现持续增加的态势。虽然短期内金融机构通过数字金融进入创新金融市场,引起创新金融市场密度突降,但是对创新企业家的培育并未出现突增。这说明,数字金融对创新企业家的培育也是一个相对较长的缓慢过程。

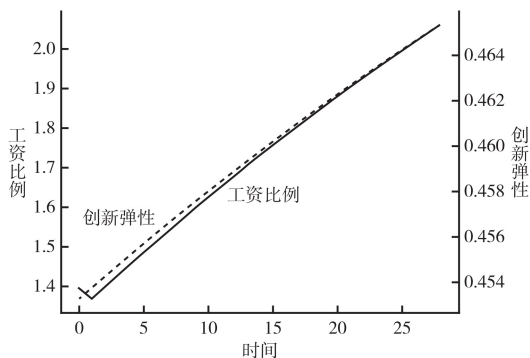


图2 创新弹性与工资收入差距

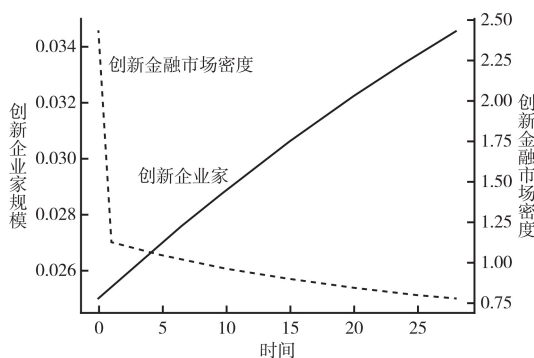


图3 创新金融市场密度与创新企业家

(3)生产供给侧:技术的演进。随着金融参与成本下降,更多的金融机构参与创新金融市场,现代部门技术水平开始持续增加。新技术通过学习和设备引进等方式向传统部门扩散,传统部门技术水平也随后进入持续上升通道,如图4所示。由于现代部门技术水平上升更快,部门间相对技术

^① 动态模型构建参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

水平从3.00倍增加到3.24倍。正是因为现代和传统部门技术差异的持续扩大,创新金融的相对技术渠道是构成工资收入差距持续扩大的主要原因,转型动态学结论与比较静态结论是一致的。在本文模型中,数字金融驱动的创新发展,不仅不能实现技术落后部门对技术先进部门的赶超,反而引起两部门技术差异的进一步扩大^①。

(4)生产供给侧:人均资本的演进。在金融参与成本下降的冲击下,现代和传统部门人均资本都呈现持续增加的过程,但路径存在差异:①现代部门人均资本基本呈现匀速增长过程;②传统部门人均资本在前期增长迅速但后期增长缓慢。导致这一现象的原因是金融参与成本下降,在短期内就能促进创业金融发展,改善生产资本约束。由于传统部门以生产资本约束为主,因此,数字金融的应用在短期内能促进传统部门资本扩张和人均资本的快速增加。由于数字金融对创新企业家和技术进步的影响是一个缓慢的长期调整过程,依赖于技术进步的现代部门人均生产资本自然进入一个与技术进步类似的长期调整过程,如图5所示。正是由于创业金融发展对数字金融的反应相对较迅速,传统部门人均资本上升迅速,在短期内出现现代与传统部门人均资本比例下降过程,这也解释了短期部门间工资收入差距出现下降的原因,也能够解释数字金融开始是以普惠金融发展模式为主,但从长期看,技术进步引起资本在现代部门聚集,现代与传统部门人均资本差距重新开始持续扩大,资本深化重新成为扩大工资收入差距的因素之一。

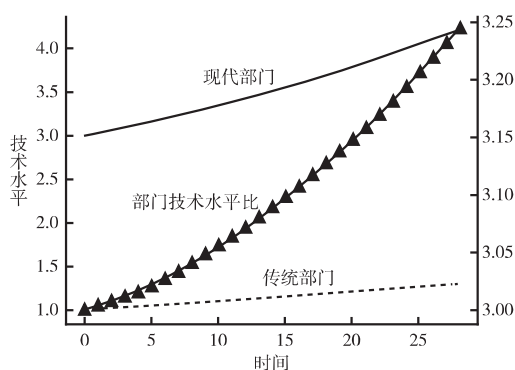


图4 技术水平与相对技术比例

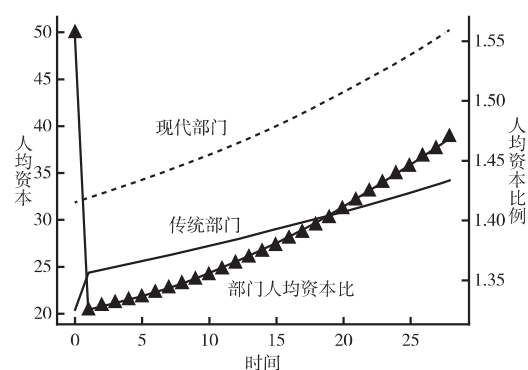


图5 人均资本与人均资本比例

5. 数字金融创新弹性

由于数字金融的高创新弹性,数字金融在赋能科技创新促进产业现代化过程中扩大工资不平等,给收入分配带来负面效应,因此,降低创新弹性是应对数字金融负面收入分配效应的重要政策方向。同时,由于降低创新弹性的供给侧政策可能以牺牲经济增长为代价,因此,合理的供给侧政策需要从降低创新弹性效果和经济增长代价两个维度综合评估。本文进一步模拟供给侧参数对降低弹性及其增长代价的影响^②。

(1)考虑创新金融市场分配机制改革的影响。①提高创新金融市场企业家谈判能力,创新利润给予企业家更高的分配比例,数字金融创新弹性出现下降。然而,根据模拟结果,即使创新企业家

① 通过将数字金融的应用和开发内生,进一步揭示数字金融创新与技术进步之间的相互促进,可能得到技术实现赶超的数字金融发展模式。

② 模拟结果参见《中国工业经济》网站(<http://ciejournal.ajcass.org>)附件。

所分配的创新利润趋近于1.00,创新弹性也只会下降至0.43左右,远高于数字金融发展降低工资收入差距的阈值(0.06),因此,提高企业家谈判能力并不能改变数字金融将扩大工资不平等的趋势。②提高企业家谈判能力,显著地降低创新企业家规模,对经济增长的负面影响大。根据模拟结果,如果企业家谈判能力从0.40增加到1.00,那么企业家规模从2.50%下降至0.30%,对应的全要素生产率增长率从年均1.00%下降至年均0.12%。

(2)考虑创新金融市场技术特点的影响。匹配弹性的影响:①匹配弹性越低,创新弹性越小,且只要匹配弹性足够低,数字金融发展就可以实现降低工资收入差距的可能。匹配弹性从0.30下降至0.05,创新弹性从0.45下降至0.05,低于数字金融扩大工资不平等的阈值,金融成本下降将降低工资不平等。②匹配弹性变动对创新企业家规模的影响也较显著,降低匹配弹性可以提高创新企业家规模,有利于经济增长。如果匹配弹性从0.30下降至0.05,创新企业家从2.50%增加到3.80%,全要素生产率增长率从年均1.00%增加到年均1.52%。创新金融市场匹配效率也会极大地影响创新弹性:①降低匹配效率可以降低创新弹性,但并不能解决数字金融的负面收入分配效应。匹配效率从0.04下降至接近0,创新弹性从0.46收敛至0.42,但远高于创新弹性0.06的阈值。②匹配效率下降极大地降低经济增长速度。匹配效率从0.04下降至接近0,创新企业家从5.00%下降至0.10%,全要素生产率增长率从年均2.00%下降至年均0.40%。

(3)考虑创新风险的影响。企业家创新风险的提高(创新成功概率下降)能降低数字金融创新弹性,同时也降低创新企业家规模。创新成功概率从0.96下降至0.80,创新弹性从0.45下降至0.43,创新企业家规模从2.50%下降至1.70%。

降低创新弹性的主要发现如下:①相对于生产供给侧,金融供给侧改革在降低创新弹性方面效果更佳;②提高创新金融市场企业家谈判能力和降低创新金融市场匹配效率对降低创新弹性的效果不明显,且都以牺牲经济增长为代价;③降低创新金融市场匹配弹性的金融供给侧改革,都显著降低创新弹性,且有利于经济增长。

五、结论与政策启示

本文构建生产—金融供给侧模型,通过对平衡增长路径及转型动态过程性质的考察和量化模拟研究,揭示了数字金融的收入分配性质、供给侧渠道、数量特征及共同富裕目标下的对策要点。基本结论如下。

(1)数字金融的技术本质对金融供给侧产生的影响是全面且颠覆性的,引致数字金融同时具有普惠性和不平等性等多种收入分配效应。金融供给侧是由创业金融市场和创新金融市场等构成的多样化金融体系,而数字金融作为一种影响广泛的革命性技术,降低了所有金融市场参与成本。①数字金融在创业金融市场应用,降低生产资本成本,使金融服务能广泛覆盖传统部门的个人创业者和中小微企业,提高低收入群体工资收入。②数字金融在创新金融市场应用,降低创新金融市场参与成本,为更多潜在的、具有企业家精神的创新者提供金融服务,促进现代部门企业创新与全要素生产率增长,极大提高现代部门高收入群体工资收入。数字金融的普惠性显而易见,不平等性则来源于数字金融应用引起的创新金融与创业金融相对发展程度,即数字金融引起的金融供给侧结构调整模式。基于创新增长与创新成本之间的非线性特征,本文构建数字金融创新弹性,作为金融供给侧结构的代理变量,并从理论上证明当创新弹性低于某一阈值时,数字金融缩小工资收入差距;而当高于该阈值时,数字金融扩大工资收入差距。此一般化的理论结论丰富了关

于数字金融的收入分配性质的相关研究。

(2)数字金融通过促进创业金融发展缩小工资收入差距的正面效应不足,且具有短期性,而通过促进创新金融发展扩大工资收入差距的负面效应显著,并具有长期性。①本文基于校准的平衡增长经济的比较静态分析发现,当金融参与成本下降10.00%,现代与传统部门工资收入比例增加5.71%,而在引起工资比例上升各金融渠道中,创业金融贡献-15.00%(缩小工资差异),创新金融贡献115.00%(其中,相对技术贡献86.00%,相对资本贡献89.00%),可见数字金融对收入分配的正面效应远低于负面效应。②基于平衡增长经济参与成本下降50.00%的转型动态过程的模拟研究发现,通过创业金融降低工资不平等-15.00%的贡献在短期内实现,而通过创新金融扩大工资不平等在转型30年里持续存在。产生这种效应期限差异的原因是生产资本流动相对迅速,创业金融发展对数字金融科技“易感而短暂”,而创新企业家培育过程相对缓慢,创新金融发展对数字金融科技反应“迟钝而持久”。这也解释了实践中数字金融发展模式的如下转变:数字技术引入金融的开始阶段以促进生产资本融资的普惠金融模式出现,但随着数字金融深入发展,数字金融与产业深度融合以实现创新驱动的产业数字金融模式开始引发关注。

(3)由于数字金融创新弹性偏高,且对大部分生产与金融供给侧参数的变化都不敏感,导致数字金融发展具有扩大工资收入差距的必然性,且供给侧政策都难以有效应对这一负面趋势。基于理论分析结果,本文认为数字金融创新弹性相对偏高的原因有两点:一是数字金融的应用使得创新金融市场匹配弹性过高;二是数字金融通过提高创新金融市场贴现率(源于数字金融的创新效应)而降低创新企业家成本。基于供给侧校准经济的估计结果,本文发现中国数字金融创新弹性约为0.45,既高于数字金融扩大工资不平等的阈值,也高于一般金融发展创新弹性,因此,数字金融的负面收入分配效应将成为一个不利于共同富裕的现实问题。对数字金融创新弹性的量化模拟还发现,大部分金融供给侧参数调整难以降低创新弹性,且多以显著降低经济增长为代价;创新金融市场匹配弹性下降能显著降低创新弹性,且促进经济增长。因此,降低创新金融市场匹配弹性将是避免数字金融产生严重负面收入分配效应的政策应遵循的要点之一。

过去十年,作为数字金融最初应用模式,数字普惠金融在中国发展迅速,对降低贫困和收入不平等起到显著效果,而随着商业银行等金融机构数字化转型的实现,产业数字金融模式进入快速发展通道,并且在促进产业创新和中国式现代化发展转型方面被寄予厚望。然而,根据本文研究结论,产业数字金融的创新驱动具有高弹性,导致其极可能引起工资收入差距扩大,带来负面收入分配效应,不利于共同富裕。因此,如何降低产业数字金融的创新弹性,如何对数字普惠金融发展进行升级,就是发挥数字金融促进共同富裕的积极作用。本文研究结果意味着,降低产业数字金融创新弹性关键在于降低创新金融市场匹配弹性,而升级数字普惠金融的关键在于克服普惠金融发展的资本融资单一性和暂时性特点。具体政策启示包括如下三方面。

(1)积极构建数字化创新链,推动创新链产业链资金链人才链的深度融合。创新链产业链资金链人才链的深度融合,能减少创新项目实施过程或者企业家商业化运营过程对金融机构各类金融服务的依赖,达到降低创新金融匹配弹性的目的,从而降低数字金融带来的负面收入分配效应。党的二十大报告指出,推动创新链产业链资金链人才链深度融合,是强化企业科技创新主体地位,加快实施创新驱动发展战略的重要举措。过去十多年,企业数字化转型在中国迅速发展,数字化产业链日趋完善,为多链融合提供了基于数字技术的基础交流平台。然而,由于数字化创新链尚不完善,成为多链深度融合的主要阻碍。由此,应鼓励各产业链的核心企业基于其在数字化产业链的信息优势地位,设立本产业关联的数字化创新链,将上下游中小企业或核心企业关键部门的创新项目

关联起来,以利于提供创新金融服务的金融机构对创新项目的融资需求和风险进行高效评估;鼓励各企业将创新项目的管理团队、业务模式及财务信息等进行数字化架构,并加入产业核心企业构建的数字化创新平台,以提高被金融机构搜索并获得风险评估的概率。为鼓励上下游的中小企业将创新项目数字化架构一并纳入创新链之中,可给予一定财政补贴,同时将核心企业构建的数字化创新链纳入知识产权保护体系中。

(2) 扩充产业数字金融服务的供给方,推动科创金融发展。2023年中央金融工作会议指出,引导优化资金流向,将更多金融资源投入支持科技创新和先进制造。产业数字金融是数字化技术和产业金融服务的有机结合,通过数字化技术使产业链透明化,底层资产可视化,帮助金融机构在提供金融服务时降低因信息不对称而产生的金融成本,因此,产业数字金融是引导金融资源流向,促进企业创新的重要渠道之一。然而,由于商业银行与各产业核心企业在传统金融业务上本已形成长期关系,随着商业银行数字化转型不断深入,商业银行成为产业数字金融的主导金融机构,其对创新金融支持由于风险控制而有限,而其他风险投资机构和科技企业则被排除在产业数字金融服务之外,导致金融体系对企业创新的整体金融支持不够。因此,引导除商业银行以外其他金融机构和科技企业参与产业数字金融,可为企业创新提供多层次金融服务,提高创新金融服务密度,降低创新金融匹配弹性。为此,应制定产业数字金融业务的准入标准和风险管理原则,引导科技企业和风险投资机构等在符合准入标准和风险管理原则下,利用其数字技术优势参与产业数字金融,为企业创新提供金融服务。作为产业数字金融服务主导者,商业银行等金融机构掌握了具有创新潜力的大中型核心企业的大量数字化金融财务等软信息,因此,应鼓励商业银行通过合作或者有偿服务等方式与科技企业共享核心信息,发挥传统金融机构和科技企业各自比较优势,更好地服务于企业创新。同时,应注意的是,随着越来越多的科技企业和其他金融机构参与产业数字金融服务,金融机构之间的竞争将加剧,可能产生不利于金融稳定的后果。因此,将参与金融服务的科技企业和其他金融机构纳入严格的创新金融监管体系中是必要的。

(3) 创设支持技术扩散的数字普惠金融新模式,推进普惠金融的高质量发展。2023年中央金融工作会议指出,金融要为经济社会发展提供高质量服务,而普惠金融依然是做好服务的五大篇章之一。通过“打通最后一公里”促进传统部门个人和小微企业生产资本融资的数字普惠金融,仅存在缩小工资收入差距的短期效应,中国的数字金融发展已基本完成这一阶段。未来,如果引导创业资本投向传统部门企业对先进生产设备的引进和先进技术的学习,则能加快现代部门技术向传统部门扩散,实现提升传统部门工资水平和缩小工资收入差距的长期效果,这可作为数字普惠金融发展的升级模式之一。为此,应通过货币政策鼓励商业银行等从事普惠金融的金融机构调整对小微企业的各类贷款比重,重点满足企业设备升级和现代技术改造项目的资金需求。鼓励商业银行或提供普惠金融的大型科技公司主导成立由其小微企业客户参与的数字化信息平台,为小微企业发布设备购买和技术改造等项目的融资信息提供便利,发挥数字普惠金融的科技信息传播功能。

〔参考文献〕

- [1] 郭峰,王靖一,王芳,孔涛,张勋,程志云. 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.
- [2] 郭凯明,罗敏. 有偏技术进步、产业结构转型与工资收入差距[J]. 中国工业经济, 2021,(3):24-41.
- [3] 宋敏,周鹏,司海涛. 金融科技与企业全要素生产率——“赋能”和信贷配给的视角[J]. 中国工业经济, 2021,(4):138-155.
- [4] 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.
- [5]田鸽,张勋.数字经济、非农就业与社会分工[J].管理世界,2022,(5):72-84.
- [6]谢绚丽,沈艳,张皓星,郭峰.数字金融能促进创业吗?——来自中国的证据[J].经济学(季刊),2018,(4):1557-1580.
- [7]张勋,万广华,张佳佳,何宗樾.数字经济、普惠金融与包容性增长[J].经济研究,2019,(8):71-86.
- [8]Acemoglu, D., and V. Guerrieri. Capital Deepening and Non-balanced Economic Growth [J]. *Journal of Political Economy*, 2008, 116:467-498.
- [9]Aghion, P., P. Howitt, and D. Mayer-Foulkes. The Effect of Financial Development on Convergence: Theory and Evidence[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(1): 173-222.
- [10]Aghion, P., P. Howitt, and G. L. Violante. General Purpose Technology and Wage Inequality[J]. *Journal of Economic Growth*, 2002, 7(4): 315-345.
- [11]Aghion, P., P. Howitt, and R. Levine. Financial Development and Innovation-led Growth [A]. T. Beck and R. Levine. *Handbook of Finance and Development* [C]. Northampton: Edward Elgar Press, 2018.
- [12]Autor, D., C. Goldin, and L. F. Katz. Extending the Race between Education and Technology [J]. *AEA Papers and Proceedings*, 2020, 110:347-351.
- [13]Buchak, G., G. Matvos, T. Piskorski, and A. Seru. Fintech, Regulatory Arbitrage, and the Rise of Shadow Banks [J]. *Journal of Financial Economics*, 2018, 130: 453-483.
- [14]Carlstrom, C. T., and T. S. Fuerst. Agency Costs, Net Worth, and Business Fluctuations: A Computable General Equilibrium Analysis [J]. *American Economic Review*, 1997, 87(5): 893-910.
- [15]Dabla-Norris, E., Y. Ji, R. M. Townsend, and D. F. Unsal. Identifying Constraints to Financial Inclusion and Their Impact on GDP and Inequality: A Structural Framework for Policy [R]. *IMF Working Paper*, 2015.
- [16]Dabla-Norris, E., Y. Ji, R. M. Townsend, and D. F. Unsal. Distinguishing Constraints on Financial Inclusion and their Impact on GDP, TFP and the Distribution of Income [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2021, 117: 1-18.
- [17]Farboodi, M., and L. Veldkamp. Long-Run Growth of Financial Data Technology [J]. *American Economic Review*, 2020, 110 (8): 2485-2523.
- [18]Heaven, W. D. Bias Isn't the Only Problem with Credit Scores— and AI Can't Help [A]. K. Martin. *Ethics of Data and Analytics* [C]. New York: Taylor & Francis Group, 2022.
- [19]Jon, F., G. Leonardo, and G. Romina. on The Nexus Between Wealth Inequality, Financial Development and Financial Technology [J]. *Journal of Economic Behavior and Organization*, 2022, 202: 429-451.
- [20]Jerzmanowski, M., and M. Nabar. Financial Development and Wage Inequality: Theory and Evidence [J]. *Economic Inquiry*, 2013, 51(1): 211-234.
- [21]Levine R., and Y. Rubinstein. Selection into Entrepreneurship and Self-employment [R]. *NBER Working Paper*, 2018.
- [22]Mihet, R. Who Benefits from Financial Innovation [R]. *SSRN Working Paper*, 2019.
- [23]Petrosky-Nadeau, N., and E. Wasmer. The Cyclical Volatility of Labor Markets under Frictional Financial Markets [J]. *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2013, 5(1): 193-221.
- [24]Philippon, T. The Fintech Opportunity [R]. *BIS Working Paper*, 2017.
- [25]Prettner, K., and H. Strulik. Innovation, Automation, and Inequality: Policy Challenges in the Race against the Machine [J]. *Journal of Monetary Economics*, 2020, 116(10): 249-265.
- [26]Tok, Y. W., and D. Heng. Fintech: Financial Inclusion or Exclusion [R]. *IMF Working Paper*, 2022.
- [27]Wasmar, E., and P. Weil. The Macroeconomics of Labor and Credit Market Imperfections [J]. *American Economic Review*, 2004, 94(4): 944-963.
- [28]World Bank. Disruptive Technologies in the Credit Information Sharing Industry: Developments and Implications [R]. *World Bank Working Paper*, 2019.

Digital Finance, Innovation Elasticity and Wage Inequality

LIU Yong¹, BAI Xiao-ying², TANG Rong-sheng³

(1. Economics and Management School, Wuhan University;

2. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law;

3. Li Anmin Institute of Economic Research, Liaoning University)

Abstract: Wage inequality between modern and traditional sectors decreased from 3.30 times to 2.80 times and then increased to 3.39 times during the last ten years when digital finance had got tremendous growth in China. According to classical theory, inclusive digital finance, which raises wage incomes in traditional sectors by improving financial conditions and employment, should decrease wage inequality. Therefore, explaining the widening wage inequality requires re-studying the distribution effect of digital finance.

Digital finance has various models in practice. Different from inclusive digital finance model featuring with public financial service provided by information technology firms, digital industry finance model raises wage incomes in modern sectors by promoting innovation. Therefore, the effect of digital finance on wage inequality depends on the evolution of financial structure. Meanwhile, because of the no-linear relation between financial development and innovational growth, digital finance progress tends to promote the development of modern sectors and the increasing of wage inequality among sectors in the long term.

This paper introduces financial entry friction into a multi-sector production and constructs a production-finance supply side model to explore the impact of digital finance on wage inequality. The supply-side equilibrium analysis suggests that the wage gap effect of digital finance is related to the innovation elasticity of digital finance: if the innovation elasticity is lower (higher) than a threshold value, digital finance decreases (increases) the wage income gap. The quantitative analysis of the calibrated model indicates that the innovation elasticity in China is about 0.45, which implies the current supply side of China's economy is in the operating range of digital finance expanding the wage income gap. It also shows if the market entry cost decreased by 10% for digital finance, the wage gap increased by 5.71%. The simulated transitional dynamic path shows that digital finance reduces wage inequality in the short run through entrepreneurial finance channel and raises wage inequality in the long run through innovative finance channel. Because of high innovation elasticity, the inclusive effect of digital finance is dominated by its inequality effect and this effect will continue without interventions, which will harm common prosperity. The results have insight on how to design digital finance and upgrade quality of finance development in China to promote common prosperity.

This paper has two contributions. First, it constructs innovation elasticity of digital finance to measure the non-linear relation between digital finance and innovation growth, and finds that innovation elasticity is the key to understand the fact that digital finance raises wage inequality. The results enrich our knowledge about the distribution effect of digital finance. Second, it demonstrates a new mechanism of negative effect of digital finance.

Keywords: digital finance; innovation elasticity; industry modernization; wage inequality

JEL Classification: O30 O14 G21

[责任编辑:李鹏]