

数字普惠金融如何影响女性经济赋权？*

——来自中国家庭金融调查(CHFS)的证据

王翌秋 姚 粤 何 亮

【摘 要】提升女性经济权能、促进男女经济地位平等是推动经济社会高质量发展、实现包容性增长的重要路径。文章构建了经济赋权综合指数,使用中国家庭金融调查微观数据实证分析数字普惠金融对经济赋权的影响,并重点检验相应效应的性别差异。研究发现,以包容性为典型特征的数字普惠金融能够有效促进个体的经济赋权,相应效应对传统金融市场上受限较多的女性群体作用更强。机制分析表明,数字普惠金融通过缓解性别歧视、加强信息搜寻与金融运用能力、促进风险金融投资参与,提升了女性相对于男性的经济赋权。异质性分析发现,在工作稳定性较弱、家庭养育负担较重的女性群体中,数字普惠金融对经济赋权的作用更为明显。文章从包容性金融的角度为提升女性经济活力、促进经济地位性别平等提供了新的思路,也对维护女性经济权益、实现经济社会全面发展提供了政策启示。

【关键词】数字普惠金融 女性经济赋权 性别平等 包容性金融

【作 者】王翌秋 南京农业大学金融学院,教授;姚 粤 南京农业大学金融学院,硕士研究生;何 亮(通讯作者) 南京农业大学金融学院,副教授。

一、引 言

随着全面建设社会主义现代化国家进程的不断推进,女性劳动力对经济高质量发展的重要性更加凸显。党的十八大以来,以习近平同志为核心的党中央将“坚持男女平等基本国策,保障妇女儿童合法权益”写入党的施政纲领,作为治国理政的重要内容。为充分发挥女性在经济活动中“半边天”的作用,国家陆续出台《中国妇女发展纲要(2021~2030年)》《中华人民共和国妇女权益保障法》等系列法律法规,内容涉及保障妇女平等就业、促进妇女创业、维护妇女劳动权益等方面,旨在提高女性的经济地位和社会地位、

* 本文为国家社会科学基金一般项目“国家生育政策调整下女性劳动参与变化及养老金补偿制度研究”(编号:22BGL207)和中央高校基本科研业务费人文社会科学研究项目“国家生育政策调整下性别工资差异、养老金测算及补偿机制研究”(编号:SKYZ2023036)的阶段性成果。

促进性别平等。这些政策举措共同构成了中国在女性经济赋权方面的综合性支持体系。

女性经济赋权不仅有助于女性实现自我价值,也是消除贫困、促进经济繁荣的关键所在(Balasubramanian 等,2024)。在经济社会各领域实现性别平等和增强女性权能,已被广泛接受为一项具有社会、道德、政治和经济效益的目标,也是联合国千年发展目标(MDGs)和可持续发展目标(SDGs)的重要组成部分(Sharaunga 等,2019)。尽管女性经济赋权已广受重视,但在现实中,性别不平等现象在教育资源(Preston 等,2024;王立军等,2022)、工作机会(王翌秋等,2024)、收入分配(董志强等,2023;王建,2024)、信贷准入(Chen 等,2017)等方面仍然普遍存在。

数字普惠金融发展为女性经济赋权提供了新的思路。普惠金融的概念由联合国于 2005 年首次提出,是指以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和各群体提供适当的、有效的金融服务^①。近年来,信息技术、大数据和云计算等技术创新推动了数字金融的发展,改善了传统金融市场上长尾客户的金融服务可获性,体现了普惠金融的应有之义(郭峰等,2020)。妇女世界银行(Women's World Banking)报告指出,若女性能够获得数字金融服务并合理利用相应资源,她们将充分受益并提升经济赋权^②。为此,有序推进数字普惠金融发展成为金融“五篇大文章”^③和《国务院关于推进普惠金融高质量发展的实施意见》等国家政策中的重点内容。

本文使用中国家庭金融调查 2013、2015、2017、2019 年的数据,实证研究数字普惠金融对个人经济赋权的影响,着重分析该影响的性别差异及作用机制。具体研究问题包括以下几点。(1)当前中国社会是否存在女性经济赋权不足的现象?(2)数字普惠金融对经济赋权的影响如何,是否存在性别差异?(3)数字普惠金融对经济赋权的影响及其性别差异的作用机制和人群异质性如何?本文的边际贡献有:其一,通过构建适用于中国家庭的经济赋权综合指数,弥补了以往关于赋权的测度中内涵测量不全面、过于依赖主观指标而存在的系统性偏差和适用性受限等缺憾(Fox 等,2017;Laszlo 等,2020);其二,考察了数字普惠金融发展对女性经济赋权的综合影响,拓展了以往研究仅聚焦工资(蔡宏波等,2023)、就业机会(Yang 等,2022;仇化、尹志超,2023)、家庭角色分工(张勋等,2023;李青原,2024)等女性单一方面经济赋权的研究视角;其三,通过机制分析,厘清了数字普惠金融缩小经济赋权性别差距的机理,为以往研究发现的传统普惠金融项目(Buvinić等,2019)、信息化建设(毛宇飞等,2018;胡善成等,2024)缺乏女性经济赋权效应的结论提供了可能的解释。

① 国务院 2015 年底印发的《推进普惠金融发展规划(2016~2020 年)》进一步明确了该定义。

② <https://www.womensworldbanking.org/insights/2020-annual-report-fostering-greater-resilience-for-low-income-women-the-state-of-financial-inclusion-during-covid-19/>

③ 金融“五篇大文章”于 2023 年 10 月由中央金融工作会议首次提出,是指科技金融、绿色金融、普惠金融、养老金融、数字金融。

二、理论分析与研究假设

经济赋权通常指赋予人们进行经济选择的能力和机会,从而增强他们在经济活动中自主性和影响力(Kabeer, 1999)。金融资源是实现经济赋权的一个重要基础。个体通过融资可以积累更多的教育资本和社会资本,进行生产经营、创业就业,最终获得预期的经济回报。传统金融市场上金融资源配置通常存在性别差异,女性有可能因信贷机构区别对待而面临较高的信贷门槛(Chen 等, 2017);也有不少女性由于金融知识相对匮乏,难以获取手续繁杂、信用资质要求较高的传统金融服务(Preston 等, 2024);此外,传统性别角色观念也倾向于限制女性支配家庭金融资源的自主权(李青原, 2024)。

数字普惠金融在场景、数据和信息技术等方面的创新,弥补了传统金融服务的不足,深刻改变着个体的经济行为和经济权能。一方面,数字普惠金融具有覆盖广、成本低特征,客观上降低了女性客户使用金融服务的门槛。例如,小额贷款平台能够为缺乏传统信用记录的女性提供信用评估和贷款支持,使其有获取创业、教育和应急所需资金的渠道(Yang 等, 2022);移动支付为未开户或不便前往银行的女性提供了便捷的金融交易和资金管理方式。另一方面,数字普惠金融的线上服务模式突破了传统时空限制,相关业务执行速度快、效率高,减少了女性因承担较多家庭责任而更有可能面临的时间冲突,为其积极获取金融资源、参与经济活动进而提高经济自主和决策能力创造了条件(Han 等, 2023)。综上所述,数字普惠金融为以女性为代表的传统金融市场弱势群体增加了经济权能,有利于提高女性经济赋权。由此,本文提出假设 1:数字普惠金融因覆盖广、成本低、速度快等特点具有经济赋权效应,且对女性更为显著。

从作用机制来看,数字普惠金融主要通过提升个人的资源运用能力、促进其参与经济及金融市场,进而增强个体经济权能。信息与金融资源是开展经济活动的基础(仇化、尹志超, 2023),然而,部分女性受传统父权制和刻板性别观念的影响,缺乏接触信息技术产品和正规金融服务的机会,造成“数字鸿沟”与“金融排斥”等现象(Preston 等, 2024)。具有包容性特征的数字普惠金融能够弥补用户信息与金融运用能力的不足:其一,数字普惠金融产品基于大数据画像,及时精准地推送就业、信贷、教育等方面的个性化信息,降低了客户自身信息搜寻能力的限制;其二,数字普惠金融还提供了学习金融知识、提升信息素养的在线教育工具与平台,使女性在参加传统继续教育 / 培训条件受限的情况下,仍然能够通过自学提升所需技能(Gammage 等, 2017);其三,数字普惠金融产品使个人仅需简单操作便可购买基金、理财等金融投资产品,其风险评估、智能投顾等服务还能够帮助客户在自身金融知识有限的情况下合理规划投资方案、做好风险与收益的平衡。这些特征有可能改变中国家庭对风险金融投资市场参与度低的现状(易行健等, 2023)。基于此,本文提出假设 2:数字普惠金融通过提升信息搜寻与金融运用能力、促

进风险金融投资参与等途径,促进女性经济赋权。

三、数据来源与研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据包括微观个体层次数据和宏观区县层次的数字普惠金融信息。其中,微观数据来自中国家庭金融调查(China Household Finance Survey,简称 CHFS)项目 2013、2015、2017、2019 年的调查结果^①。CHFS 是全国代表性抽样调查,该项目以全国城乡家庭为目标总体,采用三阶段、分层、与人口规模成比例(PPS)的抽样方法,在全国除新疆、西藏及港澳台地区以外的 29 个省(市/自治区)开展抽样,对抽中的家庭户内所有成员进行调查。自调查基期 2011 年起,项目每两年进行一次追访,每次追访均按照原抽样方案补充新的家庭样本,2013、2015、2017 和 2019 年实际调查的样本分别为 97 906 人、133 183 人、127 012 人和 107 008 人。该调查的内容涉及家庭总体特征及其所有成员的个人信息,具体包括家庭的资产与负债、收入与支出等,个人的人口统计特征、工作与收入、教育与保险等。这些信息为全面、动态地了解中国家庭特征及其发展状况提供了高质量的数据(甘犁等,2013),也为本文研究经济赋权奠定了数据基础。

除 CHFS 数据外,本文使用的区县层次数据来自北京大学数字金融研究中心发布的《北京大学数字普惠金融指数(2011~2020)》(郭峰等,2020),反映考察期间各区县的数字普惠金融发展水平。本文采取下述步骤对数据进行处理:(1)将 CHFS 历次调查中个人和家庭信息进行匹配,并与区县层次的数字普惠金融指数进行逐年匹配,构建面板数据;(2)为避免非劳动年龄样本的异质性、不可比性产生的估计偏误,本文将分析样本限定为 18~55 周岁女性和 18~60 周岁男性;(3)剔除关键变量信息缺失的样本,并对连续变量进行上、下尾部 1%的缩尾处理。本文最终得到 109 007 个有效观测记录构成的非平衡面板数据,其中,受访 1 次、2 次、3 次和 4 次的被访者占比分别为 61.50%、24.26%、11.52%和 2.72%。失访样本和成功追访样本的主要变量分布特征相似,支持了数据质量的可靠性。

(二) 经济赋权指标的构建

已有文献使用的女性经济赋权度量方法大致可分为两类。一类聚焦于经济赋权性别差异在某一方面的具体表现,使用女性收入占比、女性经济活动参与度、家庭消费决定权等指标来测度女性经济赋权水平(Fox 等,2017;Laszlo 等,2020);这类测量仅采用单一代理指标,无法全面描述赋权特征。另一类使用经典量表设置题项,构造女性经济赋权综合指数(Alkire 等,2013;Sharaunga 等,2019);但这类测量方式的局限在于,题项

^① 2011 年 CHFS 调查未收集本文使用的关键变量,因此未被包括在研究样本中。

设置需根据国别、文化进行调整因而可比性和外部有效性受限,加之,数据可得性和更新频率通常不高,问项往往涉及大量主观指标因而可能存在系统性汇报偏误。

为避免上述问题,本文选用 CHFS 中的客观变量衡量不同维度的赋权特征,在此基础上构建经济赋权综合指数。具体而言,本文借鉴 Kabeer(1999)提出的经济赋权概念框架,按照经济活动的执行流程将赋权分解为资源获取权、能动权和成果获取权 3 个相互关联的维度,这一概念框架在经济赋权研究中已得到广泛应用(Alkire 等,2013;Laszlo 等,2020;Sharaunga 等,2019)。

首先,资源获取权是制定计划、采取行动、增强经济权能的前提条件。考虑到家庭资源难以准确细分到个人,本文主要从个人的人力资本与社会资本两方面考量资源获取权。其中,人力资本使用个体受教育年限和过去一年内是否参加学习培训来测量,前者反映个人的长期人力资本,后者衡量短期人力资本变化。社会资本使用职业地位和人情往来代理衡量。由于党政机关、企事业单位负责人往往有较好的社会地位和人脉资源,本文使用是否为党政机关、国家机关、群团和社会组织、企事业单位负责人测度个人的长期社会资本;使用人情往来衡量短期社会资本(王金哲,2019),人情往来越多,个人拥有的社会网络关系往往越丰富,越有可能实现信息传递、风险共担、资金互助等功能。

其次,能动权指个人自主设定目标并据此执行的权能(Kabeer,1999)。在经济活动中,能动权主要表现为个人是否拥有自主参与劳动力市场、赚取收入的机会。结合就业和创业两种参与劳动力市场的主要方式来考虑,为女性创造公平的就业机会、促进女性创业、避免出现非自愿失业,是女性经济赋权研究的重点和实践的目标(Buvinić等,2019;Yang 等,2022)。本文据此选用就业状态、是否创业和非自愿失业经历 3 个指标,衡量女性在劳动力市场的能动权。

最后,经济赋权的最终目标在于获取经济成果和效益。现有文献通常将女性在劳动力市场的绩效视作女性经济赋权的结果(Laszlo 等,2020),收入性别差异也常被用于衡量女性经济赋权(Fox 等,2017)。本文使用年收入和小时工资测度经济赋权的成果获取权,前者代表个体的劳动经济绩效,后者代表个体的劳动生产率。

表 1 展示了上述 3 个一级指标(资源获取权、能动权与成果获取权)对应的二级指标及其测度方法。利用这些指标,本文使用信息熵分配二级指标和一级指标的权值,构建经济赋权综合指数。各指标的权重计算公式为:

$$p_{ij} = \frac{Y_{ij}}{\sum_{j=1}^m Y_{ij}} \tag{1}$$

$$H_{ij} = \frac{\sum_{j=1}^m p_{ij} \log_2 p_{ij}}{\log_2 m} \tag{2}$$

$$v_{ij} = \frac{1-H_{ij}}{n-\sum H_{ij}} \tag{3}$$

表 1 经济赋权指标体系

指 标	指标定义
资源获取权	
受教育年限	长期人力资本的代理变量(单位:年)
学习培训	短期人力资本的代理变量,过去 12 个月是否参加过相关技能的学习和培训,是=1,否=0
是否为各类负责人	长期社会资本的代理变量,是否为党政机关、国家机关、群团和社会组织、企事业单位负责人,是 =1, 否 =0
人情往来	短期社会资本的代理变量,过去 12 个月是否因逢年过节或红白喜事与非家庭成员有现金或非现金往来,是 =1, 否 =0
能动权	
就业状态	近期是否工作 / 获得货币工资,是 =1, 否 =0
是否创业	工作性质为经营个体或私营企业 / 自主创业 / 开网店 =1,其他 =0
非自愿失业经历	是否曾因公司裁员、经营不善等非自愿因素失去原来工作,是 =1, 否 =0
成果获取权	
年收入	过去 12 个月总收入(单位:元)的对数
小时工资	平均每小时收入(单位:元)的对数

其中, p_{ij} 为一级指标 i 对应的第 j 个二级指标 Y_{ij} (即初始二级指标 Z_{ij} 的标准化值) 的特征比重。二级指标中,正向指标采用 $[Z_{ij}-\min(Z_{ij})]/[\max(Z_{ij})-\min(Z_{ij})]$ 、负向指标使用 $[\max(Z_{ij})-Z_{ij}]/[\max(Z_{ij})-\min(Z_{ij})]$ 进行标准化。 m 为二级指标的个数。 H_{ij} 和 v_{ij} 分别为各二级指标的信息熵及其权重。对标准化后的各二级指标赋权后加总,可求得对应的一级指标(资源获取权、能动权、成果获取权)分指数;对 3 个一级指标分指数进行熵权加总,最终得到经济赋权综合指数。本文指标构建结果显示,经济赋权综合指数的信度检验 Cronbach's α 为 0.7435,效度检验 KMO 为 0.8082,表明经济赋权指数具有良好的统计性质,能够对经济赋权水平提供有效且可靠的测量。

(三) 模型设定

本文考察数字金融普惠发展对个人经济赋权的影响及其性别差异。考虑到相应影响可能存在时滞,本文对核心解释变量数字普惠金融指数进行滞后一期处理,构建固定效应模型考察其对个人经济赋权指数的影响。基准回归模型设定如下:

$$ecoempower_{it}^g = \alpha_0 + \alpha_1 DFI_{i,t-1} + \alpha_2 X_{it} + city_i + year_t + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

其中, $ecoempower_{it}^g$ 表示性别为 g 的个体 i 在 t 时的经济赋权指数取值。 $DFI_{i,t-1}$ 表示个体 i 在 $t-1$ 时所在区县的数字普惠金融发展水平。 α_1 是模型的核心待估系数,测度数字普惠金融对经济赋权的影响。 X_{it} 表示控制变量集,本文参考仇化和尹志超(2023)、王翌秋等(2024)等的做法,考虑了个体和家庭两个层面可能影响经济赋权的因素作为控制变量。其中,个体特征包括年龄及其平方、婚姻状态(划分为未婚/同居、已婚、分居/离婚/丧偶 3 大类)、健康状况(健康状况是否良好,1= 是,0= 否)等,家庭特征包括与父母同住情况(1= 是,0= 否)、家庭老年人口占比(家庭中 65 岁及以上人口占总人口的比重,%)、家

庭少儿人口占比(家庭中 14 岁及以下人口占总人口的比重,%)和人均家庭资产(元,取对数)等。 $city_i$ 、 $year_t$ 分别代表城市固定效应和时间固定效应, ε_{it} 则为随机扰动项。

(四) 描述性统计结果

表 2 针对分析样本总体和分性别的子样本,汇报了上述主要变量的描述性统计结果。全样本中,被访者的经济赋权指数均值为 1.083;其中,女性和男性样本均值分别为 0.896 和 1.258,女性显著低于男性。针对男女样本中各变量的均值, t 检验结果显示,女性在经济赋权指数的各二级指标中均落后于男性,其平均受教育年限显著更短,接受学习培训的比例更低,职业为各类单位负责人的比例更低,就业和创业的比例也更低,但曾有非自愿失业经历的比例则显著更高。这些结果表明,当前中国居民的经济赋权状况存在显著的性别差异。此外,样本中女性被访者的年龄略低于男性,未婚比例、健康状况良好的比例也显著更低,这些结果与总人口中的性别差异相吻合。

表 2 主要变量描述性统计(N=109007)

变量名称	全样本(N=109007)		女性(N=52725)		男性(N=56282)		男女差异及显著性
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差	
经济赋权	1.083	0.879	0.896	0.864	1.258	0.858	-0.362***
受教育年限	11.232	3.906	11.055	4.094	11.398	3.715	-0.343***
学习培训	0.005	\	0.004	\	0.006	\	-0.001***
是否为各类负责人	0.068	\	0.044	\	0.091	\	-0.047***
人情往来	0.221	\	0.104	\	0.331	\	-0.227***
就业状态	0.630	\	0.524	\	0.729	\	-0.206***
是否创业	0.002	\	0.002	\	0.003	\	-0.001*
非自愿失业经历	0.224	\	0.304	\	0.149	\	0.155***
年收入	6.834	4.935	5.826	5.095	7.778	4.584	-1.953***
小时工资	1.676	1.408	1.350	1.382	1.982	1.362	-0.632***
数字普惠金融指数	0.122	0.058	0.122	0.058	0.122	0.059	-0.001
年龄	39.562	11.545	38.327	10.697	40.718	12.173	-2.390***
婚姻状态(未婚/同居)	0.186	\	0.159	\	0.212	\	-0.053***
婚姻状态(已婚)	0.783	\	0.807	\	0.760	\	0.046***
婚姻状态(分居/离婚/丧偶)	0.031	\	0.034	\	0.027	\	0.006***
健康状况(健康)	0.836	\	0.833	\	0.840	\	-0.007***
与父母同住	0.229	\	0.230	\	0.228	\	0.001
家庭老年人口占比	0.058	0.122	0.056	0.119	0.060	0.126	-0.004***
家庭少儿人口占比	0.115	0.150	0.124	0.152	0.107	0.146	0.018***
人均家庭资产	11.732	1.586	11.742	1.586	11.723	1.586	0.018*

四、实证分析

(一) 基准回归结果

表 3 报告了数字普惠金融对个体经济赋权的基准回归结果。无论是基于全样本还

表 3 数字普惠金融对女性经济赋权影响的基准回归结果

变 量	经济赋权		
	全样本 模型 1	女性 模型 2	男性 模型 3
数字普惠金融指数	0.638*** (0.058)	0.932*** (0.083)	0.358*** (0.073)
年龄	0.162*** (0.002)	0.219*** (0.003)	0.170*** (0.002)
年龄平方	-0.002*** (2.2E-5)	-0.003*** (3.7E-5)	-0.002*** (2.8E-5)
婚姻状态(参照组:未婚/同居)			
已婚	0.062*** (0.010)	-0.112*** (0.015)	0.311*** (0.012)
分居/离婚/丧偶	-0.034** (0.016)	0.013 (0.023)	0.087*** (0.022)
健康(参照组:不健康)	0.329*** (0.007)	0.225*** (0.010)	0.355*** (0.010)
与父母同住	0.051*** (0.006)	0.042*** (0.009)	0.039*** (0.008)
老年人口占比	-0.387*** (0.021)	-0.299*** (0.031)	-0.487*** (0.027)
少儿人口占比	-0.062*** (0.018)	-0.406*** (0.025)	-0.011 (0.022)
人均家庭资产	0.076*** (0.002)	0.085*** (0.002)	0.071*** (0.002)
常数项	-3.128*** (0.036)	-4.011*** (0.053)	-3.172*** (0.046)
调整 R ²	0.211	0.204	0.333
样本量	109007	52725	56282
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值	0.000		

注: *、** 和 *** 表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内为聚类稳健标准误; 各模型均控制了城市和年份固定效应; 组间系数差异 p 值由费舍尔组合检验获得, 重复抽样 1000 次。如无特殊说明, 下表同。

是分性别子样本的回归结果均显示, 数字普惠金融指数的回归系数在 1% 的统计水平上显著为正。在控制模型中其他因素的影响后, 所在区县的数字普惠金融指数每上升一个单位, 女性经济赋权综合指数提升 0.932 个单位, 男性则提升 0.358 个单位。对相应性别间系数差异的统计检验显示, 数字普惠金融对女性经济赋权的正向作用显著高于男性, 支持了本文的假设 1。结合已有研究发现来考虑, 小微信贷、生产支持等传统普惠金融项目能否有效促进女性经济赋权在很大程度上取决于项目的设计(Buvinić等, 2019); 而基于印度、非洲等地的数字金融经验研究也表明, 受当地严重的性别约束的影响, 数字金融服务并未使女性明显受益(Ghosh, 2022; Chen 等, 2023)。与这些结果相对照, 本文研究表明, 在中国, 以低门槛、便捷、高效为典型特征的数字普惠金融突破了传统普惠金融项目的局限, 有效缩小了经济赋权的性别差异。

表 3 中控制变量的拟合结果显示, 健康状况较好、家庭照料负担较低、人均资产较多等特征均有利于提高被访者的经济赋权, 年龄对经济赋权的影响呈边际递减特征。这些结果与以往研究发现相吻合(仇化、尹志超, 2023; 张诚等, 2024)。

(二) 稳健性与可靠性检验

为检验上述研究发现的可靠性, 本文首先针对主要变量的测量误差及其可能产生的统计偏误进行检验。具体做法如下。(1) 将基准回归中区县层次的数字普惠金融指数替换为微观层次的数字金融使用情况, 考察实证结果对于解释变量测度方式的变化是否保持稳健。借鉴王小华等(2022)的做法, 利用是否使用数字支付和是否使用数字理财两个变量,

通过信息熵分配权值加总构建个体数字金融使用指数,替换核心解释变量后重新拟合模型。表4模型4至模型6的结果显示,个体数字金融使用指数显著正向影响经济赋权,且对女性的促进作用更强,支持了基准回归结论的稳健性。(2)将被解释变量的测量替换为家庭内部经济赋权的性别差异。考虑到在传统“男主外,女主内”的社会性别角色观念影响下,已婚女性相较于其配偶往往需要承担更多家庭照料责任,由此对个人的经济活动形成额外的限制或挑战。为此,本文构造如下指标测度家庭内部经济赋权的性别差异:

家庭内部经济赋权的性别差异 = $\frac{\text{丈夫经济赋权指数}-\text{妻子经济赋权指数}}{\text{丈夫经济赋权指数}+\text{妻子经济赋权指数}}$ (5)

通过对比家庭内部夫妻间的经济赋权状况,可以消除因遗漏家庭特征造成的回归偏误。表4模型7展示了替换被解释变量后的回归结果。数字普惠金融对家庭内部经济赋权性别差异的影响在1%的统计水平上显著为负,即数字普惠金融发展有助于降低家庭内部夫妻间经济赋权水平的差距。这一结论与基准回归相吻合,支持了基准分析结论的稳健性。

表 4 替换变量测度方式进行稳健性检验

变 量	经济赋权指数			家庭内部经济赋权的性别差异
	全样本 模型 4	女性 模型 5	男性 模型 6	
个体数字金融使用指数	0.225*** (0.008)	0.255*** (0.012)	0.174*** (0.010)	
数字普惠金融指数				-0.279*** (0.077)
调整 R ²	0.215	0.208	0.335	0.059
样本量	109007	52725	56282	24837
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值		0.000		

注:受限于篇幅,控制变量的估计结果略。下同。

除核心变量测量误差的影响外,考察期内其他重大政策的推出可能同时影响数字普惠金融与女性经济赋权,忽视相应政策的竞争性解释可能造成遗漏变量偏误。在本文的样本期内,“宽带中国”政策不仅为数字普惠金融的发展提供了基础,还对缩小性别工资差异(胡善成等,2024;张诚等,2024)、改变性别角色观念(李青原,2024)具有一定作用,忽略该政策的影响可能造成内生性问题。为此,本文检验了“宽带中国”政策对经济赋权的作用,并按照是否处于“宽带中国”试点区将样本分成两类,重新拟合基准回归方程。结果表明,“宽带中国”政策带来的数字基础设施水平提升促进了当地劳动年龄被访者的经济赋权,但其效应没有显著的性别差异。无论是否为试点区,数字普惠金融的发展均能促进当地被访者的经济赋权,且对女性的作用显著更强。换言之,本文基准模型结论的有效性不受“宽带中国”政策的影响^①。

① 此处回归方法与基准回归一致,限于篇幅,结果备索。

考虑到经济赋权水平普遍较高的地区可能更容易推行数字普惠金融,相应反向/双向因果问题可能损害本文研究结论的有效性。为排除相应内生性挑战,本文使用工具变量法重新进行估计。借鉴刘松涛等(2023)的做法,本文使用 60 个常用的数字经济关键词在地级市政府工作报告中出现的词频,衡量政府对“数字经济”的政策支持力度,以此作为数字普惠金融的工具变量。其合理性在于,一方面,数字经济政策支持为数字普惠金融的发展创造了基础条件,因此满足相关性要求;另一方面,政府工作报告发布于年初,且相应政策来自地级市层面(模型中其他变量来自区县或个人层面),具有一定外生性,因此能有效避免双向因果问题。

表 5 展示了采用两阶段最小二乘估计法的回归结果。模型检验结果显示,识别不足检验(K-P LM)统计量拒绝了所选工具变量存在识别不足问题的零假设,弱识别检验(C-D Wald F)统计量估计值、第一阶段回归结果均表明不存在弱工具变量问题。表 5 所展示的第二阶段回归结果一致显示,数字普惠金融对被访者的经济赋权有显著的正向影响,且女性组的回归系数显著大于男性组。由此推断,前文基准回归的主要结论是有效的,可排除双向因果问题的潜在影响^①。

表 5 使用工具变量检验数字普惠金融对女性经济赋权的影响

变 量	全样本		女性		男性	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
	数字普惠金融	经济赋权	数字普惠金融	经济赋权	数字普惠金融	经济赋权
	模型 8		模型 9		模型 10	
数字经济政策	4.690*** (0.101)		4.556*** (0.143)		4.814*** (0.142)	
数字普惠金融指数	1.135*** (0.256)		1.422*** (0.372)		0.977*** (0.319)	
调整 R ²	0.495	0.142	0.490	0.149	0.498	0.244
样本量	100947	100947	48883	48883	52059	52059
K-P LM 统计量	2924.847***		1370.016***		1556.733***	
C-D Wald F 统计量	4398.862		2037.763		2347.898	

(三) 机制分析

1. 性别差异的来源分解

前文描述性统计结果(如表 2 所示)表明,分析样本中,女性经济赋权整体水平显著低于男性,但造成该差异的原因仍有待分析。

为探讨经济赋权性别差异的来源及数字普惠金融在其中的作用,本文参考高子茗等(2023)的做法,构造如下 Oaxaca-Blinder 分解公式:

① 本文还参考已有文献,分别采用同一地级市内其他区县的数字普惠金融指数平均值、城市互联网宽带接入用户占常住人口的比例、个人所在城市平均数字金融使用作为工具变量进行两阶段最小二乘回归,主要结果均与表 5 一致,限于篇幅,结果备索。

$$\overline{ecoempower}^m_u - \overline{ecoempower}^f_u = (\bar{X}_m - \bar{X}_f)(\hat{\beta}_m + \hat{\beta}_f)/2 + (\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)(\bar{X}_m + \bar{X}_f)/2 \tag{6}$$

其中， $\overline{ecoempower}^m_u$ 、 $\overline{ecoempower}^f_u$ 分别表示男性、女性经济赋权的样本均值， \bar{X}_m 、 \bar{X}_f 分别表示男性、女性样本对应的个体层次及地区层次相关特征（包括数字普惠金融指数）的均值， $\hat{\beta}_m$ 、 $\hat{\beta}_f$ 表示对应特征的回归系数估计值。这样，经济赋权性别差异可分解为男女样本的禀赋差异 $(\bar{X}_m - \bar{X}_f)(\hat{\beta}_m + \hat{\beta}_f)/2$ 和效应差异 $(\hat{\beta}_m - \hat{\beta}_f)(\bar{X}_m + \bar{X}_f)/2$ 的贡献之和，前者由男女特征的均值差异来解释，后者反映男女要素收益率不同产生的影响，即“系数效应”。

表 6 展示了经济赋权性别差异的 Oaxaca–Blinder 分解结果。如前文所示，经济赋权的性别差异(0.362)在 1% 的统计水平上显著。总差异的分解结果显示，经济赋权性别差异中系数效应显著为正，禀赋差异则为负。这表明，样本中男女经济赋权的平均差异难以用可观测的男女特征差异来解释，可能在一定程度上反映了性别歧视（Buvinić等，2019；Sharaunga 等，2019）。数字普惠金融对系数效应有显著的负向贡献，表明数字普惠金融通过缓解性

别歧视缩小了经济赋权的性别差异，因而对促进男女经济机会和地位平等具有积极作用。此外，数字普惠金融对禀赋差异的贡献在统计上不显著，与表 2 所展示的男女被

表 6 经济赋权性别差异的 Oaxaca–Blinder 分解结果

变 量	总差异	系数效应	禀赋差异
经济赋权性别差异	0.362*** (0.003)	0.468*** (0.001)	-0.106*** (0.003)
数字普惠金融指数		-0.069*** (1.0E-4)	3.6E-4 (2.3E-4)
年龄		-1.954*** (0.002)	0.463*** (0.013)
年龄平方		1.323*** (0.002)	-0.565*** (0.014)
婚姻状态 (参照组：未婚 / 同居)			
已婚		0.328*** (0.001)	-0.005*** (2.5E-4)
分居 / 离婚 / 丧偶		0.002*** (3.6E-5)	-3.1E-4*** (5.1E-5)
健康 (参照组：不健康)		0.108*** (1.5E-4)	0.002*** (6.5E-4)
与父母同住		-0.001*** (6.3E-06)	-4.9E-5 (1.0E-4)
老年人口占比		-0.011*** (6.7E-5)	-0.002*** (2.9E-4)
少儿人口占比		0.045*** (1.8E-4)	0.004*** (1.9E-4)
人均家庭资产		-0.156*** (6.4E-5)	-0.001*** (7.5E-4)
常数项		1.324	

访者对数字普惠金融的平均暴露水平不存在显著差异相呼应。

2. 机制检验

本文的理论分析指出，数字普惠金融发展带来的个人能力提升是促进女性经济赋权的重要机制。为检验相应作用机制，本文依次分析信息搜寻能力、金融应用能力、风险金融投资参与的中介作用。

首先，关于信息搜寻能力，本文借鉴仇化和尹志超（2023）的做法，使用 2015 和 2017 年 CHFS 数据中被访者使用网络或智能手机等设备获取资讯的相关变量（包括是否利用网络或智能手机了解咨询 / 社交 / 销售产品和服务）进行熵权法加总，构建个体信息搜

寻能力指数。表 7 展示了以信息搜寻能力作为机制变量的回归结果。模型 11 至模型 13 的结果表明,数字普惠金融显著提升了个人的信息搜寻能力,且对女性的提升效应更强。模型 14 至模型 16 的结果则表明,信息搜寻能力能够增强个人经济赋能,但这一作用不存在显著的性别差异。由此推断,数字普惠金融能够通过提升信息搜寻能力促进女性经济赋能,其缩小经济赋能性别差异的效果主要发生在数字普惠金融提升信息搜寻能力的作用中。

表 7 数字普惠金融对女性经济赋能的影响机制:信息搜寻能力

变 量	信息搜寻能力			经济赋能		
	全样本 模型 11	女性 模型 12	男性 模型 13	全样本 模型 14	女性 模型 15	男性 模型 16
数字普惠金融指数	0.422*** (0.043)	0.498*** (0.062)	0.351*** (0.060)			
信息搜寻能力				0.187*** (0.009)	0.190*** (0.012)	0.181*** (0.011)
调整 R ²	0.318	0.311	0.323	0.239	0.219	0.367
样本量	68613	33041	35572	68613	33041	35572
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值		0.063			0.323	

其次,考察金融应用能力的潜在机制效应,本文参考王翌秋等(2024)的做法,从以下两个方面测量金融应用能力。(1)金融常识,利用调查问卷中 3 项有关金融常识的测试问题(包括给定利率后计算本息总额、判断利率和通胀对价格的影响、对比不同金融资产的风险大小),将回答正确的题数加总统计,所得变量的取值范围为 0~3;(2)金融信息关注度,衡量被访者对经济、金融相关信息的关注程度,取值范围为 1~5,得分越高表示关注度越高。本文运用熵值法,构建形成个人金融应用能力指数。表 8 展示了以金融应用能力作为机制变量的回归结果。模型 17 至模型 19 的结果说明,数字普惠金融的

表 8 数字普惠金融对女性经济赋能的影响机制:金融应用能力

变 量	金融应用能力			经济赋能		
	全样本 模型 17	女性 模型 18	男性 模型 19	全样本 模型 20	女性 模型 21	男性 模型 22
数字普惠金融指数	0.271*** (0.058)	0.242*** (0.083)	0.295*** (0.082)			
金融应用能力				0.103*** (0.005)	0.122*** (0.006)	0.073*** (0.006)
调整 R ²	0.169	0.164	0.171	0.193	0.202	0.307
样本量	79253	38572	40680	79253	38572	40680
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值		0.342			0.000	

发展能够提升所有个体的金融应用能力,但其作用的性别差异不显著。模型 20 至模型 22 的结果显示,个人金融应用能力的提升能够显著强化其经济赋权,且相应效应对女性更强。综合这些结果推断,数字普惠金融可能通过提升个人金融应用能力来促进女性经济赋权,其缩小性别差异的效果主要发生在金融应用能力促进经济赋权的作用中。

再次,关于风险金融投资参与的中介作用,本文参考易行健等(2023)的做法,构建风险金融投资参与变量,将家庭在股票、基金等风险金融资产的配置金额大于 0 的赋值为 1,反之赋值为 0。表 9 模型 23 至模型 25 的结果表明,数字普惠金融的发展增加了当地居民参与风险金融投资的机会,但这一作用并不存在明显的性别差异;模型 26 至模型 28 的结果显示,家庭参与风险金融投资能够促进经济赋权,女性从中受益更多。因而,数字普惠金融也可能通过提高风险金融投资参与来促进女性经济赋权。

表 9 数字普惠金融对女性经济赋权的影响机制:风险金融投资参与

变 量	风险金融投资参与			经济赋权		
	全样本	女性	男性	全样本	女性	男性
	模型 23	模型 24	模型 25	模型 26	模型 27	模型 28
数字普惠金融指数	0.424*** (0.025)	0.426*** (0.036)	0.420*** (0.034)			
风险金融投资参与				0.132*** (0.008)	0.165*** (0.011)	0.088*** (0.009)
调整 R ²	0.170	0.172	0.167	0.213	0.206	0.333
样本量	109007	52725	56282	109007	52725	56282
b 女性 -b 男性组间系数差异 p 值		0.446			0.000	

综合以上结果可见,信息搜寻能力、金融应用能力、风险金融投资参与均在数字普惠金融促进女性经济赋权的过程中起了中介作用,支持了假设 2。机制分析结果还表明,金融应用能力、风险金融投资参与对个人经济赋权的影响具有显著的性别差异;信息搜寻能力(及前文所检验的“宽带中国”政策)的影响则不具有性别差异。这表明,信息化发展是数字普惠金融发挥作用的基础,但其自身作用并不具有性别差异;金融资源才是数字普惠金融对女性经济赋权促进作用更强的根源。由此不难理解,已有关于信息基础建设、互联网使用等因素对女性经济赋权影响的研究结论存在争议^①;相比之下,关于数字普惠金融的研究则普遍认同其积极作用,包括促进女性就业创业(李建奇,2022;仇化、尹志超,2023)、降低性别收入差距(蔡宏波等,2023;乔小乐等,2023)等。结合本文的分析结果可以推断,数字普惠金融之所以能缩小经济赋权的性别差异,主要原因在于,

① 部分研究发现信息基础建设、互联网使用等可能加剧就业性别隔离(张勋等,2023)、扩大性别工资差距(毛宇飞等,2018;胡善成等,2024),另外一些研究则得出相反的结论(高子茗等,2023;张诚等,2024)。

金融资源对女性群体发挥的作用比对男性的作用更大。

(四) 异质性分析

数字普惠金融的长尾效应意味着,其经济赋权效应对面临社会偏见、经济障碍的群体更强。考虑到工作稳定性较低、已婚已育的女性通常面临沉重的家庭经济 and 照料负担,以下将重点检验数字普惠金融对女性经济赋权的作用是否因工作稳定性、家庭养育负担等特征而不同。

本文使用是否从事体制内工作来衡量工作稳定性。体制内工作主要指政府机关、事业单位、国有企业和其他公共部门的职位,通常具有稳定的工作保障、较高的社会地位和相对完善的福利。本文借鉴张峰等(2017)的做法,将党政机关、事业单位以及国有/国有控股企业定义为体制内单位,其余为体制外。表 10 模型 29 至模型 31、模型 32 至模型 34 分别展示了体制外、体制内就业样本的回归结果。对体制外就业的女性、男性样本而言,数字普惠金融指数的回归系数均显著,且二者的差异在 1% 的统计水平上显著;相比之下,体制内就业的女性、男性样本中,相应回归系数均为正,但二者的差异在统计上不显著。这表明,数字普惠金融对经济赋权性别差异的缩小效应仅在体制外工作群体中显著。这可能是由于拥有体制内工作的女性在传统金融市场等领域较少面临性别歧视,因而数字普惠金融对体制内就业者的作用不存在显著的性别差异。

表 10 数字普惠金融对体制内外个体经济赋权的影响

变 量	体制外			体制内		
	全样本	女性	男性	全样本	女性	男性
	模型 29	模型 30	模型 31	模型 32	模型 33	模型 34
数字普惠金融指数	0.656*** (0.070)	1.026*** (0.093)	0.254*** (0.093)	0.113*** (0.034)	0.154*** (0.051)	0.091** (0.044)
调整 R ²	0.164	0.153	0.296	0.791	0.804	0.790
样本量	83632	42579	41053	25371	10135	15221
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值		0.000			0.176	

类似地,本文以是否生育来近似区分不同家庭负担的样本。表 11 汇报了数字普惠金融对已育和未育个体经济赋权的异质性检验结果。费舍尔组合检验结果表明,数字普惠金融对已育群体的经济赋权效应呈现显著的性别差异,但对未育群体的相应作用不存在显著的性别差异。相比于已育男性,数字普惠金融对已育女性的经济赋权促进作用更大。可能的解释是,已育女性通常需要将更多的时间和精力投入无报酬的子女照料和家务中,导致有酬工作时间减少,甚至面临工作中断、职业向下流动、退出劳动力市场的风险(张晓倩、宋健,2024);数字普惠金融所提供的数字支付、数字理财、教育储蓄、健康保险等金融服务极大地便利了已育女性在兼顾家务、育儿之余参与财务管理和金融投资,从而显著提升了其经济赋权。

表 11 数字普惠金融对不同生育状态个体经济赋权的影响

变 量	已生育			未生育		
	全样本	女性	男性	全样本	女性	男性
	模型 35	模型 36	模型 37	模型 38	模型 39	模型 40
数字普惠金融指数	0.593*** (0.064)	0.912*** (0.091)	0.330*** (0.081)	0.584*** (0.136)	0.699*** (0.202)	0.363** (0.167)
调整 R ²	0.220	0.199	0.355	0.209	0.251	0.288
样本量	87604	43294	44309	21397	9420	11960
b _{女性} -b _{男性} 组间系数差异 p 值		0.000			0.112	

五、结论与讨论

在推进经济高质量发展、全面建设社会主义现代化国家和实现共同富裕目标的引领下，全面深入评估数字普惠金融与女性经济赋权的关系、探索女性在经济活动中彰显独特力量与贡献的有效途径具有重要的理论和现实意义。本文使用 2013~2019 年 CHFS 四轮调查数据进行实证研究，检验并论证了数字普惠金融在促进女性经济赋权方面的积极作用。

本文的主要结论如下。第一，当前经济赋权领域还存在明显的性别差距和不平等现象，女性的经济赋权水平有待提升。第二，数字普惠金融的发展有助于提升个体的经济赋权；其中，女性获益程度显著高于男性。这意味着，数字普惠金融服务和资源配置在朝着消除性别歧视的包容性方向发展。第三，从作用机制来看，数字普惠金融主要通过提升信息搜寻能力、金融应用能力、风险金融投资参与程度等途径促进了女性经济赋权，这一过程降低了个体特征难以解释的经济赋权性别差异。第四，数字普惠金融对工作稳定性较差、家庭养育负担较重的女性获得所需金融服务、提高经济权能具有更明显的促进作用。

本文从性别差异视角出发，论证了数字普惠金融在促进女性经济赋权、缩小性别差距等方面发挥的重要作用。研究发现具有重要的政策涵义：为实现更广泛的性别平等与金融包容性发展目标，可考虑通过以下方式进一步释放数字普惠金融的潜力，促进女性经济赋权的提升。第一，政府应重点支持针对女性的综合福利政策，加强维护性别平等相关法律法规的实施。例如，制定有效的政策措施以解决女性面临的“生育—就业”冲突，夯实男女同工同酬的制度基础，逐步消解传统性别角色观念和家庭分工给女性带来的性别歧视和职业分隔。第二，金融机构应充分利用信息化、数字化技术，开发和推广更多适用于经济边缘群体、金融脆弱群体的普惠性金融产品及服务，在产品设计上注重包容性、便捷性和性价比。第三，社会各界应加强金融知识教育和数字技能培训相关项目的推广，鼓励女性通过积累人力资本改善其在金融市场和劳动力市场中的处境，最终实现女性经济赋权与经济包容性增长双向促进的良性循环发展。

参考文献:

1. 蔡宏波等(2023):《数字技术应用对灵活就业群体性别收入差距的影响研究》,《财贸研究》,第11期。
2. 仇化、尹志超(2023):《数字化转型、信息搜寻与女性高质量就业》,《财贸经济》,第7期。
3. 董志强等(2023):《平台灵工经济中的性别收入差距研究》,《经济研究》,第10期。
4. 甘犁等(2013):《中国家庭资产状况及住房需求分析》,《金融研究》,第4期。
5. 高子茗等(2023):《服务机器人创新对工资性别差异变化的影响研究》,《中国人口科学》,第6期。
6. 郭峰等(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4期。
7. 胡善成等(2024):《信息化与性别工资差距——来自中国的经验证据》,《财经科学》,第1期。
8. 李建奇(2022):《数字化变革、非常规技能溢价与女性就业》,《财经研究》,第7期。
9. 李青原(2024):《互联网对性别角色观念与家庭分工的影响》,《人口学刊》,第3期。
10. 刘松涛等(2023):《数字普惠金融与城市 FDI 流入——基于人力资本与创新能力的视角》,《产业经济评论》,第6期。
11. 毛宇飞等(2018):《互联网使用能否减小性别工资差距?——基于 CFPS 数据的经验分析》,《财经研究》,第7期。
12. 乔小乐等(2023):《数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究》,《中国人口科学》,第1期。
13. 王建(2024):《城市劳动力市场中的性别收入差距:基于职业流动的解释》,《中国人口科学》,第3期。
14. 王金哲(2019):《社会资本影响家庭融资渠道选择了吗?——基于 CHFS 调查数据的实证研究》,《财经论丛》,第1期。
15. 王立军等(2022):《中国教育获得性别差异逆转下婚姻有效供给匹配失衡研究》,《中国人口科学》,第3期。
16. 王小华等(2022):《数字金融使用促进农村消费内需动力全面释放了吗?》,《中国农村经济》,第11期。
17. 王翌秋等(2024):《生育影响高质量就业的性别差异研究》,《世界经济文汇》,第3期。
18. 易行健等(2023):《收入风险与家庭风险金融资产投资——基于 CHFS 数据的经验证据》,《管理科学学报》,第10期。
19. 张诚等(2024):《“宽带中国”示范城市建设对性别工资差距的影响》,《中国人口科学》,第2期。
20. 张峰等(2017):《体制内关系与创业》,《管理世界》,第4期。
21. 张晓倩、宋健(2024):《工作—家庭冲突对女性再生育意愿的影响及家庭育儿支持的作用》,《中国人口科学》,第3期。
22. 张勋等(2023):《数字经济、家庭分工与性别平等》,《经济学(季刊)》,第1期。
23. Alkire S., Meinzen-Dick R., Peterman A., et al. (2013), The Women's Empowerment in Agriculture Index. *World Development*. 52:71-91.
24. Balasubramanian P., Ibanez M., Khan S., et al. (2024), Does Women's Economic Empowerment Promote Human Development in Low- and Middle-Income Countries? A Meta-Analysis. *World Development*. 178:1-23.
25. Buvinić M., O'Donnell M. (2019), Gender Matters in Economic Empowerment Interventions: A Research Review. *The World Bank Research Observer*. 34(2):309-346.
26. Chen D., Li X., Lai F. (2017), Gender Discrimination in Online Peer-to-Peer Credit Lending: Evidence from a Lending Platform in China. *Electronic Commerce Research*. 17(4):553-583.
27. Chen S., Doerr S., Frost J., et al. (2023), The Fintech Gender Gap. *Journal of Financial Intermediation*. 54, 101026.

28. Fox L., Romero C. (2017), In the Mind, the Household, or the Market? Concepts and Measurement of Women's Economic Empowerment. *Policy Research Working Paper, World Bank Group*.
29. Gamage S., Kes A., Winograd L., et al. (2017), Gender and Digital Financial Inclusion: What Do We Know and What Do We Need to Know? *International Center for Research on Women*.
30. Ghosh S. (2022), Gender and Financial Inclusion: Does Technology Make a Difference?. *Gender, Technology and Development*. 26(2):195–213.
31. Han X., Zhang H., Zhu W. (2023), The Impact of Digital Finance on Women's Bargaining Power: Evidence from China. *China Economic Review*. 80:102007.
32. Kabeer N. (1999), Resources, Agency, Achievements: Reflections on the Measurement of Women's Empowerment. *Development and Change*. 30(3):435–464.
33. Laszlo S., Grantham K., Oskay E., et al. (2020), Grappling with the Challenges of Measuring Women's Economic Empowerment in Intrahousehold Settings. *World Development*. 132(3):104959.
34. Preston A., Qiu L., Wright R. E. (2024), Understanding the Gender Gap in Financial Literacy: The Role of Culture. *Journal of Consumer Affairs*. 58(1):146–176.
35. Sharaunga S., Mudhara M., Bogale A. (2019), Conceptualisation and Measurement of Women's Empowerment Revisited. *Journal of Human Development and Capabilities*. 20(1):1–25.
36. Yang X., Huang Y., Gao M. (2022), Can Digital Financial Inclusion Promote Female Entrepreneurship? Evidence and Mechanisms. *The North American Journal of Economics and Finance*. 63:101800.

How Does Digital Inclusive Finance Impact Women's Economic Empowerment: Evidence from the Chinese Household Finance Survey

Wang Yiqiu Yao Yue He Liang

Abstract: Improving women's economic empowerment and promoting gender equity are essential for achieving high-quality socio-economic development and inclusive growth. Using the CHFS data, this study introduces a novel measure of economic empowerment to explore the impact of digital inclusive finance development on economic empowerment, with a focus on gender-specific effects. Our results show that digital inclusive finance development enhances economic empowerment, exerting a particularly stronger influence on women who face substantial barriers in traditional financial markets. Regarding its mechanisms, digital inclusive finance enhances women's economic empowerment by alleviating gender discrimination, strengthening capacity for information search and financial resource utilization, as well as facilitating participation in financial investments. Heterogeneity analysis further reveals that this effect is most significant among women with more unstable employment, or heavier parenting burden. Our findings offer valuable insights into how inclusive finance can improve women's economic status and promote gender equity, providing practical implications for policymakers dedicated to advancing women's economic rights and fostering comprehensive socio-economic progress.

Keywords: Digital Inclusive Finance; Women's Economic Empowerment; Gender Equity; Financial Inclusion

(责任编辑:牛建林)