

中国农村数字金融发展对农户的收入流动性影响研究

彭 澎 周 力

【摘 要】研究目标:系统分析中国农村数字金融发展对农户收入流动性的影响。研究方法:基于来自中国家庭追踪调查和北京大学数字普惠金融指数的数据,采用有序 Probit 模型、工具变量法等进行实证研究。研究发现:农村数字金融发展有助于提高农户的收入流动性,促进非农就业和扩大农业经营规模是主要的作用机制。但是,农村数字金融发展并不能使得农户的收入流动性实现包容性增长。其对高收入阶层农户的收入流动性的提升作用要大于对低收入阶层的。这可能与农户的人力资本具有异质性,从而导致其受益于数字金融发展的机会不均等有关。即使对收入相对较低的农户而言,当其人力资本水平较高时,农村数字金融发展也更容易提高其收入流动性。研究创新:为农户收入流动性的研究提供了一个新的视角,并延伸了数字金融的福利评估范围,揭示出数字金融发展与收入流动性的包容性增长之间的关系。研究价值:对全面理解中国农村的数字金融发展和预防阶层固化问题有重要的意义。

【关 键 词】数字金融发展;收入流动性;农户

【作者简介】彭澎,南京农业大学金融学院;周力(通讯作者),南京农业大学经济管理学院。

【原文出处】《数量经济技术经济研究》(京),2022.6.23~41

【基金项目】本文获得国家社会科学基金重大项目“新时代我国农村贫困性质变化及2020年后反贫困政策研究”(19ZDA117)、国家自然科学基金专项项目“脱贫攻坚与乡村振兴有效衔接的政策体系研究”(72141011)、江苏省高校优势学科建设工程资助项目(PAPD)的资助。

引言

自改革开放以来,我国实现了可持续的经济高速增长,经济增速在全球范围内名列前茅,创造了人类历史上的奇迹。但与此同时,我国的收入不平等问题也越发突出(杨晶和邓悦,2020)。这首先表现为收入差距过大,高收入组的收入提升幅度远大于低收入组(胡联等,2021),并且农村内部的收入差距问题相比于城镇内部更加严重(聂海峰和岳希明,2013)。其次表现为收入流动性不足。收入流动性是指同一个人或家庭的收入在不同时点所处阶层的差异(章奇等,2007;刘志国和 James,2017)。相比于静态的收入差距,其能更加全面且动态地反映收入不平等问题(权衡,2004)。严斌剑等(2014)和朱诗娥等(2018)分别利用农业农村部固定观察点的调查数据进行测算,发现自1986年以来,我国农村的收入流动性不断下降,中等收入农户进入低收入阶层的概率远大于进入高收入阶层的概率。这种不断下降的收入流动性会加剧农村的收入不平等。因为当

收入流动性较低时,低收入阶层的家庭很难有向上流动的机会,此时较大的收入差距就容易使得阶层固化,长此以往会导致不平等问题趋于制度化,从而引发农村社会的各种矛盾(Wang 和 Wan,2015)。因此,研究如何提高农户的收入流动性十分必要。

近年来,随着互联网和信息技术手段的发展,数字金融逐渐成为一种拓展农村金融供给的潜在变革性模式(Björkegren 和 Grissen,2018)。它泛指传统金融机构与互联网企业利用数字技术实现融资、支付、投资和其他新型金融业务(黄益平和黄卓,2018)。通过不同程度地解决传统金融在信息不对称和风险管理方面的限制,数字金融让贫困户等弱势群体也有机会和权利获取现代金融服务(黄倩等,2019),从而缩小收入差距(宋晓玲,2017)。通常认为金融资源的不平等会导致收入不平等(王小华等,2014),似乎可以就此得出“农村数字金融发展能够缓解农村的收入不平等”这样的结论。但正如前文所述,收入差距仅仅是收入不平等的方面,它并不能完全

反映农村数字金融发展对收入“公平”的影响。相较于贫富差距,收入阶层的固化可能更碍于社会的发展。因此,如果从收入流动性的角度考虑,农村数字金融发展到底是会缓解还是加剧农村的收入不平等呢?现有文献尚未对此问题做出回答。厘清这一问题对优化我国的农村数字金融发展政策、保障农村社会的稳定具有重要的参考价值和现实意义。

本文在理论分析的基础上,利用中国家庭追踪调查(China Family Panel Studies, CFPS)的农户数据和北京大学数字普惠金融指数的数据,实证研究农村数字金融发展对农户收入流动性的影响。本文可能的边际贡献在于:第一,为农户收入流动性的研究提供了一个新的视角,并将数字金融福利评估的范围延伸到了收入流动性方面,就数字金融发展与农户收入流动性间的关系进行了实证检验,加深对数字金融发展影响社会经济和收入分配的认识。第二,通过区分农户所处的收入阶层,探究了数字金融发展对收入流动性的异质性影响,揭示了数字金融发展与收入流动性的包容性增长^①之间的关系。

一、文献综述与假说提出

1. 文献综述

自Shorrocks(1984)提出收入流动的概念以来,学界对这一问题展开了丰富的研究。其中,与我国农村地区有关的研究内容大致可以分为两个方面。第一,收入流动性的变化趋势如何?多数学者认为其总体呈现下降的趋势(严斌剑等,2014;刘志国和James Ma,2017;朱诗娥等,2018)。即使在特定时间段可能有所上升(章奇等,2007),但在步入2010年后还是大幅度地下降(杨穗和李实,2017)。第二,影响收入流动性的因素有哪些?学者们分别从家庭特征、户主特征、外部政策等方面展开研究(Woolard和Klasen,2005;杨穗,2016;Qin等,2016)。首先,教育水平,尤其是金融方面的知识,有助于微观主体的收入水平向上流动(王正位等,2016)。其次,如果农户能够参与非农就业,那么其收入向上流动的可能性会明显提高(严斌剑等,2014)。最后,收入流动性还与外部政策有紧密的关系,比如政府的教育政策、社会保险制度等都会影响农户的收入流动性(Goldthorpe,2013;张子豪和谭燕芝,2018)。毫无疑问,上述研究已经为认识我国农村的收入流动性状况提供了丰富的参考,但它们忽视了数字金融发展可能在

其中起到的作用。作为金融普惠的重要工具,数字金融发展能否通过促进机会平等来提高农户的收入流动性仍有待回答。

有关数字金融发展在微观层面的影响的文章已经有很多。学者们普遍发现:对居民个体或者家庭而言,数字金融不仅增加了其对正规信贷和金融资产的需求(傅秋子和黄益平,2018),而且也缓解了金融排斥(尹志超和张号栋,2018),使得其愿意消费(张勋等,2020;孙玉环等,2021)或者创业(何婧和李庆海,2019),同时风险分担的机制被优化(Jack和Suri,2014)。相应地,贫困问题也受到直接的影响(王修华和赵亚雄,2020;彭澎和徐志刚,2021)。尽管上述研究没有直接聚焦收入流动性,但它们对本文的研究是有助益的。

2. 假说提出

农村数字金融发展可以缓解农户的资金约束和信息约束。首先,就融资功能而言,传统金融机构和互联网企业可以借助数字平台深入挖掘农户网络行为背后的软信息,从而对其进行精准画像(董玉峰等,2020)。这既改善了信息不对称问题,又破解了履约障碍,还降低了金融机构原本需要承担的高交易成本,因此能有效缓解农户受到的来自供给方的资金约束。同时,在数字金融模式下,农户不再需要全程到网点办理业务,而是可以在移动终端上完成部分甚至全部的流程。这也降低了农户申请贷款的交易成本,提高其申请贷款的意愿,缓解了压抑行为惯性地来自需求方的资金约束(彭澎和徐志刚,2021)。其次,就投资功能而言,农户原本仅能通过活期存款等有限的渠道进行投资。兼具高触达性和低门槛性特点的数字金融则拓展了农户获取理财服务的边界(任碧云和李柳颖,2019)。比如,余额宝就为农户提供了低门槛的投资机会,有效地整合了“碎片化资金”。由此,农户的可用资金将进一步增加。最后,对于农户而言,数字金融的快速发展使得其在使用相关产品时,不再需要依赖传统的面对面信息传播模式,而是可以利用移动互联设备或者互联网平台跨越地域和时间的限制,几乎无成本地获得与生产经营相关的外部信息,并且这些信息的准确度和透明度都很高(何婧和李庆海,2019)。因此,农户的信息来源被拓宽,信息约束也得以缓解。

资金约束和信息约束的缓解将有助于农户进行

非农就业或者扩大农业经营规模,从而提高收入流动性。首先,就非农就业而言,农户一方面可以将通过数字金融获得的资金和信息作为原始的要素积累,以获取创业机会和创业技能等资源;另一方面,即使没有创业,也可以通过购置机械来替代农业劳动,从而促进家中的剩余劳动力向收入水平更高的非农就业转移(张琛等,2019)。其次,农村数字金融发展为农户扩大农业经营规模提供了必要的资金和信息,有助于其增加对生产资料的投入,从而实现更高的农业产值和收益率。因为就业非农化和农业经营规模的扩大都是影响收入流动性的重要因素(严斌剑等,2014),所以农村数字金融发展将有助于提高农户的收入流动性。据此,本文提出如下假说:

假说1:农村数字金融发展能够提高农户的收入流动性。

假说1-1:农村数字金融发展通过促进非农就业来提高农户的收入流动性。

假说1-2:农村数字金融发展通过扩大农业经营规模来提高农户的收入流动性。

但是,在农村数字金融的发展过程中,不同阶层农户的收入流动性从中受益的机会可能不均等。首先,低收入阶层的农户可能没有电脑或者智能手机设备,因为设施排斥天生就无法对数字金融有需求(何婧等,2017)。即使拥有电脑或者智能手机设备,与高收入阶层的农户相比,较低的人力资本都有可能使得他们不会或者不敢使用数字金融产品,因为自我排斥而对数字金融无法形成有效的需求(粟芳等,2020)。其次,即使低收入阶层的农户有需求,作为原本就难以获取传统金融服务的群体,有限的人力资本会使得他们很难沉淀足够的“网+”信息,依然不容易得到各类数字化机构的青睐,获得数字金融供给的难度也更大,尤其是相较于高收入阶层的农户。因此,他们更难借助数字金融来缓解自身面临的资金约束和信息约束,从而进行非农就业或者扩大农业经营规模,其收入流动性受益于数字金融发展的机会较小。相比之下,高收入阶层的农户不仅对数字金融的有效需求更充足,而且机构对其供给也更充分。资源禀赋有优势的他们受益于数字金融发展的机会更大。这些农户可以通过优化资源配置来提高收入流动性。由此可以看出,尽管数字金融发展带来了收入流动性的整体提升,但可能并不

会使得低收入阶层的农户从中获益更多,因此不利于收入流动性的包容性增长。据此,本文提出如下假说:

假说2:和高收入阶层的农户相比,数字金融发展对低收入阶层的农户收入流动性的益处较小,可能不利于收入流动性实现包容性增长。

二、数据与实证研究策略

1. 数据来源

本文的数据首先来源于由北京大学中国社会科学调查中心开展的中国家庭追踪调查(CFPS)。该调查覆盖了我国内地除西藏、青海、新疆、宁夏、内蒙古和海南外的25个省(自治区、直辖市),共有2010年、2012年、2014年、2016年和2018年5轮。调查的内容包括家庭的生活条件、收入与支出、金融资产等以及每位家庭成员的具体情况。因为本文的研究对象是农户,所以只保留了CFPS中的农业户口样本。

本文的数据还来源于由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团联合课题组编制的北京大学数字普惠金融指数。该指数测度了我国内地的31个省(自治区、直辖市)、337个地级以上城市、约2800个县域(县级市、旗、市辖区等)2014~2020年的数字金融发展状况(郭峰等,2020)。为了解释农村数字金融发展和收入流动性之间的关系,本文按照部分农户所在县,将滞后一期的北京大学数字普惠金融指数和CFPS数据进行匹配。我们在实际回归中使用的指数数据分别来源于2015年和2017年,对应的CFPS数据则是相对较新的2016年和2018年。2014年的CFPS数据将作为基期数据来计算农户的收入流动性。另外,由于部分信息不完整或无法持续追踪,本文在实际回归时剔除了来自某些地区的农户数据,最终共得到有7910个观测值的两期平衡面板。

2. 变量设置

(1)被解释变量。借鉴Albornoz和Menéndez(2007)、杨俊和黄潇(2010)的思路,本文首先在每一期都将农户按照人均纯收入水平等分为5个组:低收入、中等偏下、中等收入、中等偏上、高收入。然后,构造变量 $Mobility_{it}$ 表示农户收入组别的变化情况来反映收入流动性。如果农户 t 期的收入位置高于 $t-1$ 期,则该变量的取值为1,因为农户在向上流动;如果两期位置没有变化,则该变量的取值为0;如果 t

期的收入位置低于 $t-1$ 期,则取值为 -1 ,因为农户在向下流动。最终,变量 $Mobility_{it}$ 的取值应当为 -1 、 0 、 1 中的某个值。

(2)解释变量。①农村数字金融发展。在农村数字金融发展的度量上,目前被广泛运用的是北京大学数字普惠金融指数。除总指数外,该指数还包括覆盖广度指数、使用深度指数和不同金融业务指数(包括信贷、投资、支付、保险等)等,全面刻画了我国数字金融发展的不同维度^②。很多学者在研究数字金融发展的影响时都使用了该指数作为代理指标。本文借鉴张勋等(2020),将数字金融发展滞后一期($Digindex_{it-1}$),以减弱可能的反向因果问题。

②农村数字金融发展 $\times$ 基期某收入组。为了进一步研究农村数字金融发展对不同阶层农户的收入流动性的异质性影响,本文还将用到交互项:农村数字金融发展 $\times$ 基期某收入组。其中,农村数字金融发展滞后一期的数字普惠金融总指数($Digindex_{it-1}$);基期某收入组则用一组虚拟变量 $Incomegroup_{it0}$ 来表示,它们的含义是第 i 个农户在 $t=0$ 期(2014年)是否处于某个收入组别。因为前文将农户的人均纯收入等分为5个组,所以 $Incomegroup_{it0}$ 共有4个变量,分别对应低收入组、中等偏下收入组、中等偏上收入组和高收入组,中等收入组则作为对照,这样可以确保不同收入阶层的农户之间是可比的。③机制变量。为了探究农村数字金融发展影响农户收入流动性的机制,本文还将为计量经济模型引入中介变量,包括非农就业($Nonagr_{it}$)和农业经营规模($Agrvalue_{it}$)。其中,非农就业用第 i 个农户在第 t 期家中是否有人从事非农工作来表示,农业经营规模则用第 i 个农户在第 t 期生产的农副产品总价值(元/年)^③来表示。④控制变量。首先,本文将单独放入多值离散变量 $Groupnumber_{it0}$ 来表示农户在 $t=0$ 期(2014年)处于哪个收入组别,以控制基期收入组别对于农户向上流动难易程度的影响(Hertz,2006),其取值为1到5之间的一个整数。其次,鉴于人口结构特征对收入流动性的影响,本文将分别放入农户的家庭规模($Size_{it}$)和抚养比($Ratio_{it}$)作为控制变量。再次,除人口结构特征外,本文还将放入一组反映户主特征的控制变量:户主的性别($Gender_{it}$)、年龄(Age_{it})、受教育程度(Edu_{it})、婚姻状况($Marriage_{it}$)和健康状况($Health_{it}$)。因为户主是农户决策的主导者,而

户主的基本生理限制源于其年龄、性别和健康状况,认知限制则源于其受教育程度和婚姻状况。需要特别说明的是,由于CFPS没有直接问谁是户主,本文将借鉴董晓林等(2019),以“财务回答人”来表示CFPS中的户主。最后,控制变量还包括人均房屋面积($Avehouse_{it}$)、村委会所在地距本县县城的距离($Distance_{it}$)、时间虚拟变量($Year_{it}$)和省份虚拟变量($Province_{it}$)。作为农户家庭财产的重要组成部分,房屋的面积可以从侧面反映农户的收入状况,因此可能会影响其收入流动性。所在村离县城越近,农户越有可能外出打工,通过非农就业来实现收入向上流动的可能性也就越大。时间虚拟变量和省份虚拟变量则是面板数据控制固定效应所需要的。

(3)工具变量。尽管本文将核心解释变量农村数字金融发展滞后了一期,但反向因果及内生性问题可能依然存在,因为农户收入流动性的提高,有可能使得互联网朝着更加便利的方向变化,进而促使农村数字金融发展。为此,本文以“市域内除本地区外的其他地区滞后一期的数字普惠金融总指数的均值”作为核心解释变量 $Digindex_{it-1}$ 的工具变量。一方面,周边其他地区的农村数字金融发展状况一般都与该地区受到相似的政策和基础设施等的影响,它应当满足工具变量的相关性条件^④;另一方面,因为农户自身的流动性相对较低,周边其他地区的农村数字金融发展状况应当不会通过直接改变该地区农户的信贷水平来影响其收入流动性,所以它也基本满足工具变量的外生性条件。

以上主要变量的具体含义和描述性统计结果如表1所示。

3. 模型设定

(1)基础模型。为探究农村数字金融发展对农户收入流动性的总体影响,本文构建了如式(1)所示的模型:

$$Mobility_{it} = a_0 + a_1 Digindex_{it-1} + a_2 Groupnumber_{it0} + a_3 X_{it} + a_4 Z_{it} + a_5 Province_{it} + a_6 Year_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, X_{it} 为会随着时间而发生变化的控制变量,如农户的抚养比、人均房屋面积等。 Z_{it} 表示不随时间变化的控制变量,如户主性别、村委会所在地距本县县城的距离等。 $Province_{it}$ 表示省份固定效应; $Year_{it}$ 表示时间固定效应; ε_{it} 为干扰项。

表 1 变量的描述性统计结果

变量名称	符号	含义或计算方式	均值	标准差
收入流动性	$Mobility_{it}$	农户第 t 期相比于第 $t-1$ 期的收入组别变化情况:向上流动取值为 1,向下流动取值为 -1,不变取值为 0	0.0037	0.8056
农村数字金融发展	$Digindex_{it-1}$	当地前一年的数字金融发展状况,用滞后一期(2015 年、2017 年)的北京大学数字普惠金融指数中的总指数来表示	83.0959	21.4802
基期某收入组	$Incomegroup_{i0}$	农户在 2014 年是否处于某个收入组别,是 = 1、否 = 0;一共有 4 个变量,分别对应低收入组、中等偏下收入组、中等偏上收入组、高收入组	—	—
基期收入组别	$Groupnumber_{i0}$	农户在 2014 年所处的收入组别,取值为 1 到 5 之间的一个整数	3.0003	1.4142
户主性别	$Gender_i$	户主的性别:男 = 1,女 = 0;在 CFPS 问卷中以财务回答人来识别户主,下同	0.5601	0.4964
户主年龄	Age_{it}	户主的年龄(岁)	53.1215	12.5037
户主受教育程度	Edu_{it}	户主的受教育年限(年):CFPS 问卷中询问的是户主的学历,本文将不同的学历依次转换为对应的受教育年份	5.6564	4.2382
户主婚姻状况	$Marriage_{it}$	户主的婚姻状况:在婚 = 1,其他 = 0	0.8693	0.3371
户主健康状况	$Health_{it}$	户主的健康状况:健康 = 1,不健康 = 0	0.7805	0.4139
家庭规模	$Size_{it}$	农户当年的家庭人口数量(人)	4.0745	1.9176
抚养比	$Ratio_{it}$	(家庭 14 岁以下人口数量 + 65 岁以上人口数量)/家庭 14 岁至 65 岁的人口数量	0.4258	0.4558
人均房屋面积	$Avehouse_{it}$	农户当年的人均住房面积(平方米/人)	41.3081	38.5193
村委会距本县县城的距离	$Distance_i$	农户所在村的村委会距离本县的县城有多远(公里)	54.2234	41.2282
非农就业	$Nonagr_{it}$	农户家中当年是否有人从事非农工作:是 = 1,否 = 0	0.5180	0.4997
农业经营规模	$Agrrvalue_{it}$	农户当年生产的农副产品总价值(元/年)	9251	34282

被解释变量 $Mobility_{it}$ 是一组分类的离散变量。由于该变量的取值存在内在的排序性质:正值为收入组别上升、0 为收入组别不变、负值为收入组别下降,有序 Probit 模型(Ordered Probit Model, Oprobit)是比较合适的估计方法(张子豪和谭燕芝,2018)。如果 α_1 显著为正,则假说 1 可以得证。本文余下来的部分都将采用有序 Probit 模型来估算农村数字金融发展对农户收入流动性的影响,其具体表现形式为:

$$y_i^* = x_i\beta + \varepsilon_i$$

(2)

$$y_i = \begin{cases} -1, & y_i^* \leq r_1 \\ 0, & r_1 < y_i^* \leq r_2 \\ 1, & r_2 \leq y_i^* \end{cases}$$

(3)

其中, y_i^* 表示实际观测到的收入流动性, y_i 则为其

相应的潜变量。

需要特别注意的是,由于同村样本之间可能存在一定的相关性或相似性,本文采用了聚类稳健标准差的处理方式,以消除序列相关和异方差问题的影响。另外,本文还借鉴翁辰和张兵(2015)的思路,采用 Roodman(2011)提出的工具变量条件混合过程估计法(Conditional Mixed Process, CMP)来进行估计,以缓解核心解释变量 $Digindex_{it-1}$ 可能存在的内生性问题。

(2)中介效应模型。本文通过中介效应模型来研究农村数字金融发展影响农户收入流动性的机制。以假说 1-1 关注的非农就业为例,模型如式(4)至式(6)所示:

$$Mobility_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digindex_{it-1} + \alpha_2 Groupnumber_{i0} + \alpha_3 X_{it} + \alpha_4 Z_i + \alpha_5 Province_i + \alpha_6 Year_t + \varepsilon_{it}$$

(4)

$$Nonagr_{it} = \beta_0 + \beta_1 Digindex_{it-1} + \beta_2 Groupnumber_{it0} + \beta_3 X_{it} + \beta_4 Z_{it} + \beta_5 Province_{it} + \beta_6 Year_{it} + \varphi_{it} \tag{5}$$

$$Mobility_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 Digindex_{it-1} + \gamma_2 Nonagr_{it} + \gamma_3 Groupnumber_{it0} + \gamma_4 X_{it} + \gamma_5 Z_{it} + \gamma_6 Province_{it} + \gamma_7 Year_{it} + \mu_{it} \tag{6}$$

其中, $Nonagr_{it}$ 为机制变量非农就业, 它分别是式(5)的被解释变量和式(6)的核心解释变量。根据中介效应模型的原理, 如果系数 α_1 、 β_1 、 γ_2 均显著, 并且系数 γ_1 比 α_1 小或显著程度更低, 则表明中介效应是存在的, 假说 1-1 可以得证。用于验证假说 1-2 的中介效应模型的设计思路同理, 只是将机制变量非农就业 ($Nonagr_{it}$) 换成农业经营规模 ($Agrvalue_{it}$)。另外, 为了缓解潜在的内生性问题, 在中介效应模型的基础上, 本文仍然采用工具变量条件混合过程估计法进行回归。

(3) 基于收入阶层的异质性影响模型。为了比较农村数字金融发展影响不同阶层农户的收入流动性的异质性, 本文还设计了如式(7)所示的模型:

$$Mobility_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Digindex_{it-1} + \alpha_2 Digindex_{it-1} \times Incomegroup_{it0} + \alpha_3 Groupnumber_{it0} + \alpha_4 X_{it} + \alpha_5 Z_{it} + \alpha_6 Province_{it} + \alpha_7 Year_{it} + \varepsilon_{it} \tag{7}$$

和基础模型式(1)相比, 式(7)增加了交互项: 农村数字金融发展 $\times$ 基期某收入组 ($Digindex_{it-1} \times Incomegroup_{it0}$), 并且一共有 4 个, 分别对应低收入组、中等偏下收入组、中等偏上收入组和高收入组。其中, 如果低收入组、中等偏下收入组与农村数字金融发展的交互项系数显著为负, 中等偏上收入组、高收入组与农村数字金融发展的交互项系数显著为正, 则假说 2 可以得证。另外, 其他变量设置同式(1), 不再赘述。

三、实证结果报告与分析

1. 收入转换矩阵

收入转换矩阵 (Income Transition Matrix, ITM) 是研究收入流动性的常用工具和基础性工具 (Fields 和 Ok, 1996; 刘志国和 James, 2017)。它源于有关一阶马尔科夫随机过程的研究, 常见的表达式如式(8)所示。

$$P = [p_{ij}] = \begin{Bmatrix} p_{11} & p_{12} & p_{13} & L & p_{1k} \\ p_{21} & p_{22} & p_{23} & L & p_{2k} \\ p_{31} & p_{32} & p_{33} & L & p_{3k} \\ M & M & M & O & M \\ p_{k1} & p_{k2} & p_{k3} & L & P \end{Bmatrix}$$

其中, k 表示收入组别的数量, p_{ij} 表示在期初收入处于第 i 组的家庭在期末迁移到第 j 组的概率, 介于 0 与 1 之间。矩阵中处于主对角线上的元素为收入组别没有变化的概率, 该值越大说明收入流动性越低。

本文将 CFPS 中每一期的农户样本按照家庭人均纯收入等分为 5 个组, 并在此基础上考察下一期的农户收入组别变化。如前文所述, 由于计算收入流动性用到了 2014 年、2016 年和 2018 年三期的数据, 表 2 展示的是三个时间段的农户收入转换矩阵: 2016 年相比于 2014 年、2018 年相比于 2016 年、2018 年相比于 2014 年。另外, 为了使结果更加直观, 本文在表 2 中同时报告了样本数量和样本比例。

以 2014 ~ 2016 年这一时间段为例, 在 2014 年处于低收入组的所有农户中, 有 37.04% 的农户在 2016 年仍然处于低收入组, 26.30% 的农户转入中等偏下收入组, 17.95% 的农户成功跃迁至中等收入组, 还有 10.62% 和 8.09% 的农户分别成为中等偏上收入组和高收入组的一员。可以看出, 2016 年的收入组

表 2		农户收入转换矩阵									
收入组别		对应的样本农户数量(户)					样本农户占比(%)				
		低收入	中等偏下	中等收入	中等偏上	高收入	低收入	中等偏下	中等收入	中等偏上	高收入
2016 年											
2014 年	低收入	586	416	284	168	128	37.04	26.30	17.95	10.62	8.09
	中等偏下	438	424	334	240	144	27.72	26.84	21.14	15.19	9.11
	中等收入	272	350	426	326	210	17.17	22.10	26.89	20.58	13.26
	中等偏上	170	236	342	484	350	10.75	14.92	21.62	30.59	22.12
	高收入	116	156	190	372	748	7.33	9.86	12.01	23.52	47.28

续表 2

收入组别		对应的样本农户数量(户)					样本农户占比(%)				
		低收入	中等偏下	中等收入	中等偏上	高收入	低收入	中等偏下	中等收入	中等偏上	高收入
2018 年											
2016 年	低收入	706	398	266	148	64	44.63	25.16	16.81	9.36	4.04
	中等偏下	376	484	370	248	104	23.77	30.59	23.39	15.68	6.57
	中等收入	210	362	420	388	196	13.32	22.97	26.65	24.62	12.44
	中等偏上	176	228	348	458	380	11.07	14.34	21.89	28.80	23.90
	高收入	98	104	184	376	818	6.20	6.58	11.65	23.80	51.77
2018 年											
2014 年	低收入	540	386	320	200	136	34.13	24.40	20.23	12.64	8.60
	中等偏下	428	438	294	262	158	27.09	27.72	18.61	16.58	10.00
	中等收入	260	362	362	350	250	16.41	22.85	22.85	22.10	15.78
	中等偏上	220	222	370	406	364	13.91	14.03	23.39	25.66	23.01
	高收入	118	168	242	400	654	7.46	10.62	15.30	25.28	41.34

注:由于部分农户当年的收入相等且处于临界值上,所以每年在分组时可能会有个别组的样本数不完全相等。

别越高,来自 2014 年的低收入组农户的占比也就越小。而在 2014 年处于高收入组的农户中,依次有 7.33%、9.86%、12.01%、23.52% 和 47.28% 的农户在 2016 年处于低收入、中等偏下、中等收入、中等偏上和 高收入组,比例在不断提升。2016~2018 年时间段和 2014~2018 年时间段的变化趋势相同,不再赘述。

如果综合各个时间段来看,样本农户的收入流动性并不算高,并且在不同收入阶层间存在差异。就对角线而言,低收入组中至少有 34% 的农户在若干年后仍然处于低收入组,高收入组中则至少有 41% 的农户还是处于高收入组;中间 3 个组收入组别不变的比例也大概为 25%。在这种情况下,农村数字金融发展对收入流动性究竟有多大的影响是本文余下部分所关注的。

2. 特征性事实

借鉴朱诗娥等(2018),在进行严谨的实证研究之前,本文首先通过特征性事实得到一些初步的证据。鉴于业界通常将 2013 年余额宝的开张视为中国数字金融发展的元年(黄益平和黄卓,2018),本文绘制了 2014~2018 年不同收入组别的样本农户收入增长的趋势图,通过简单的趋势图来发现农村数字金融发展与不同阶层的收入流动性之间的相关关系,如图 1 所示。横坐标为年份,纵坐标为样本农户中对应阶层的人均纯收入。

可以看出,在农村数字金融发展后,无论是处于何种阶层,农户的人均纯收入水平都有着不同程度的提升。其中,高收入组的农户收入增长的幅度明显更大,低收入组的农户收入增长幅度明显更小。这样的趋势关系可以初步反映出:尽管农村数字金融发展从总体上有利于农户收入状况的改善,但它可能并不利于收入流动性实现包容性增长。对此,后文将通过更加严谨的实证研究来予以分析和验证。

3. 农村数字金融发展对农户收入流动性的总体影响

表 3 展示了农村数字金融发展影响农户收入流动性的估计结果。其中,第(1)列为不放入控制变量的结果,第(2)列为放入控制变量但不处理内生性问题的结果,第(3)列为处理了内生性问题后的结果。在所有列中,核心解释变量农村数字金融发展($Dig-index_{it-1}$)的估计系数都正向显著。从总体上而言,农村数字金融发展是有利于提高农户收入流动性的。作为一种变革性的金融服务模式,数字金融兼具金融的资源配置功能和互联网信息传播迅速的特点。其一方面可以为农户提供投融资服务,缓解其资金约束;另一方面也能帮助农户跨越地域和时间的限制获得外部信息,从而缓解潜在的信息约束。因此,农户的收入流动性有可能提高,前文的假说 1 得到验证。但是,农村数字金融发展作用于农户收入流动性的具体机制及其对不同阶层农户的影响异质性还有待后文的结果来进一步验证。

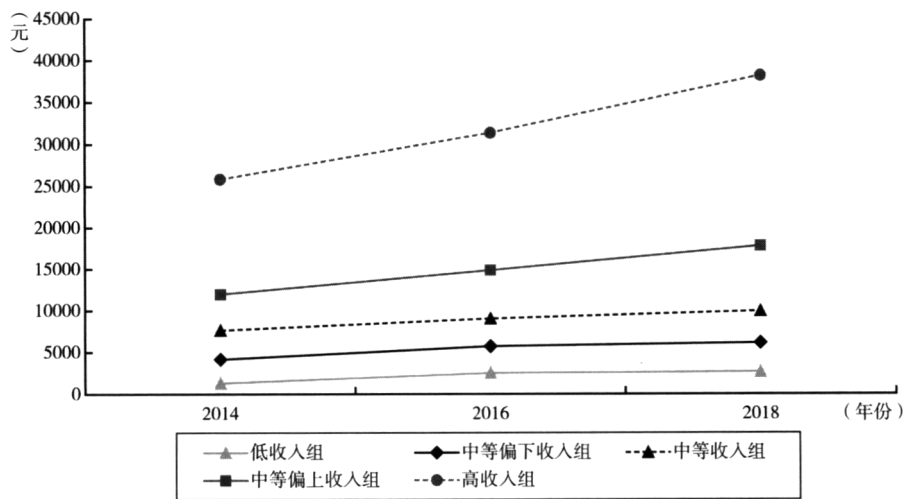


图 1 数字金融发展后不同阶层农户的收入动态趋势

农村数字金融发展对农户收入流动性的总体影响结果

表 3

变量	(1)	(2)	(3)
农村数字金融发展	0.0033** (0.0013)	0.0059*** (0.0014)	0.0309*** (0.0083)
基期收入组别	—	-0.2697*** (0.0099)	-0.2731*** (0.0099)
户主性别	—	-0.0364 (0.0276)	-0.0262 (0.0277)
户主年龄	—	-0.0063*** (0.0012)	-0.0069*** (0.0012)
户主受教育程度	—	0.0166*** (0.0034)	0.0123*** (0.0038)
户主婚姻状况	—	0.0416 (0.0401)	0.0484 (0.0399)
户主健康状况	—	0.0585* (0.0320)	0.0436 (0.0323)
家庭规模	—	-0.0151* (0.0078)	-0.0062 (0.0083)
抚养比	—	-0.2132*** (0.0308)	-0.2151*** (0.0306)
人均房屋面积	—	0.0001 (0.0003)	0.0001 (0.0003)
村委会距本县县城的距离	—	-0.0004 (0.0004)	0.0004 (0.0005)
时间固定效应	控制	控制	控制

表 5 农业经营规模影响机制的检验结果

变量	(1)			(2)		
	收入流动性	农业经营规模	收入流动性	收入流动性	农业经营规模	收入流动性
农村数字金融发展	0.0059*** (0.0014)	87.8062** (40.7642)	0.0057*** (0.0014)	0.0309*** (0.0083)	303.7482** (150.1931)	0.0308*** (0.0083)
农业经营规模	—	—	2.53e-06*** (3.91e-07)	—	—	2.30e-06*** (4.01e-07)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
LR Chi ² 值	864.00	—	908.22	—	—	—
Wald Chi ² 值	—	—	—	38020.85	—	38114.81
F 值	—	8.83	—	—	8.78	—
弱工具变量检验 F 值	—	—	—	—	—	190.30
观测值	7910	7910	7910	7910	7910	7910

注:括号内为标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

者购买农业机械设备,解放家中的剩余劳动力,促使其向收益率更高的非农工作转移;另一方面也可以直接投向农业生产经营,通过购买或者租入更多的生产要素来扩大农业经营规模,从而提高收益率。最终,快速增长的收入将助推农户实现阶层的跃迁。由此,假说 1-1 和 1-2 均得到验证。

5. 农村数字金融发展对不同阶层农户收入流动性的影响异质性

尽管农村数字金融发展从总体上提升了农户的收入流动性,但还有一个关键的问题尚未厘清:这种影响在不同收入阶层的农户身上是否会表现出明显的异质性?事实上,如果数字金融的发展无法使得农户的收入流动性实现包容性增长,反而对高收入阶层的助益更大,那么其在短期内也将不利于缓解农村的收入不平等问题。为此,本文通过计量经济模型进行了实证检验,结果如表 6 所示。

在表 6 中,第(1)列和第(2)列分别是没有处理内生性问题和已经处理内生性问题后的结果。农村

表 6 农村数字金融发展对不同阶层农户收入流动性的影响异质性结果

变量	(1)	(2)
农村数字金融发展	0.0079*** (0.0014)	0.0144*** (0.0032)

续表 6

变量	(1)	(2)
农村数字金融发展× 基期低收入组	-0.0165*** (0.0010)	-0.0148*** (0.0011)
农村数字金融发展× 基期中等偏下收入组	-0.0091*** (0.0007)	-0.0079*** (0.0007)
农村数字金融发展× 基期中等偏上收入组	0.0087*** (0.0006)	0.0070*** (0.0007)
农村数字金融发展× 基期高收入组	0.0153*** (0.0010)	0.0133*** (0.0010)
基期收入组别	-0.9566*** (0.0398)	-0.8750*** (0.0411)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
LR Chi ² 值	1200.49	—
Wald Chi ² 值	—	537097.03
弱工具变量检验 F 值	—	211.43
观测值	7910	7910

注:括号内为标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

数字金融发展和基期收入组别依然分别在1%的水平上正向和负向通过了显著性检验,进一步说明了数字金融发展对农户的收入流动性从总体上而言有促进作用。

但是,4个“农村数字金融发展×基期某收入组”的交互项的估计结果却有明显的差异,这反映出农村数字金融发展对不同阶层农户收入流动性的影响存在异质性。其中,“农村数字金融发展×基期低收入组”和“农村数字金融发展×基期中等偏下收入组”的估计系数均在1%的水平上负向显著,而“农村数字金融发展×基期中等偏上收入组”和“农村数字金融发展×基期高收入组”的估计系数则在1%的水平上正向显著。农村数字金融发展能够更加有效地促进处于高收入阶层的农户提高自身的收入流动性,而它对处于低收入阶层的农户的正向作用明显要更小。这意味着,尽管数字金融的飞速发展对弱势群体提供了获取现代金融服务的权利和机会,使得其收入水平和收入流动性都有可能提高,但是他们整体向上流动的能力依然小于高收入的农户家庭。因此,不同阶层的农户在收入流动性上的差距可能被进一步拉大,农村数字金融发展并不能在短期内促使农户的收入流动性实现包容性增长。

本文认为可以从受益程度和受益机会的视角来对此进行解释。低收入阶层的农户一旦使用了数字金融产品,比如由互联网企业和金融机构发放的数字信贷,其收入水平往往会有明显的提升。单就收入增长率而言,其受益程度可能高于高收入阶层的农户。但是,一方面很多低收入阶层的农户对数字金融的有效需求不足,他们可能因为没有电脑或智能手机设备而受到设施排斥,直接面临“接入鸿沟”(何婧等,2017);或者因为对数字金融的信任程度不足、对网络安全有质疑和对新生事物的认识能力匮乏等原因而产生自我排斥,以至于不会或者不敢使用数字金融产品(栗芳等,2020)。另一方面,即使有需求,大多数低收入阶层的农户可能也因为沉淀在互联网上的信息量过少(傅秋子和黄益平,2018),或是“算法歧视”等原因(Lambrecht和Tucker,2019),而难以获得机构的供给。因此,和高收入阶层的农户相比,低收入阶层的农户更难以被数字金融所覆盖,受益于其快速发展的机会更有限。这意味着,即使低收入阶层的农户受益程度较高,有限的受益机

会也使得这个群体的收入流动性很难因为农村数字金融的发展而提升。假说2得到了验证。

6. 关于人力资本的进一步异质性分析

如前所述,农村数字金融发展之所以无法使得农户的收入流动性实现包容性增长,是因为不同阶层农户的受益机会相差较大。这背后的关键因素可能是人力资本的差异。一方面,人力资本本身是直接影响收入流动性的重要因素之一;另一方面,人力资本的不足也可能使得低收入阶层的农户难以使用互联网,他们不仅会因此对数字金融产品缺乏有效的需求,而且也很难沉淀足够的“网+”信息来得到机构的青睐。本节从人力资本的视角出发,进一步分析了农村数字金融发展影响农户收入流动性的异质性情况,研究重点也将放在低收入组和中等偏下收入组身上。

表7报告了以人力资本为视角的农村数字金融发展收入流动效应的异质性分析结果。因为接受学校教育是人资本投资的主要方式之一(董晓林等,2019),同时户主一般是家庭重大事项的主要决策者,所以本文用户主的受教育程度来反映农户人力资本的多寡。结果显示,无论是对于低收入组还是中等偏下收入组而言,交互项“农村数字金融发展×基期某收入组”和“农村数字金融发展×基期某收入组×户主受教育程度”的估计系数都分别显著为负和显著为正,说明人力资本减弱了交互项“农村数字金融发展×基期某收入组”的负向作用。对于收入相对较低的农户而言,当受教育程度较高时,数字金融发展也会更容易提高其收入流动性。这进一步验证了人力资本对于农村数字金融发展实现包容性增长的重要作用。

7. 稳健性检验

本文将用两种方法进行稳健性检验。第一,调整被解释变量收入流动性的计算方式。借鉴王正位等(2016),如果农户当期的收入组别高于上一期,则收入流动性变量的取值为1;如果两期没有变化或者当期的收入组别低于上一期,则变量取值为0。鉴于重新构造的被解释变量 $Mobility2_{it}$ 是传统的二值离散变量,本文将改用 Probit 模型和 Ivprobit 模型进行该检验。第二,替换核心解释变量。北京大学数字普惠金融指数中除了总指数外,还包含了覆盖广度指数和使用深度指数。前者反映了数字金融在不同地区的覆盖率情况,后者则体现了不同地区人均使用

表 7 关于人力资本的进一步异质性分析结果

变量	(1)	(2)
农村数字金融发展	0.0081*** (0.0014)	0.0151*** (0.0031)
农村数字金融发展×基期低收入组	-0.0173*** (0.0011)	-0.0154*** (0.0012)
农村数字金融发展×基期中等偏下收入组	-0.0103*** (0.0008)	-0.0088*** (0.0008)
农村数字金融发展×基期低收入组×户主受教育程度	0.00014* (0.00008)	0.0002* (0.0001)
农村数字金融发展×基期中等偏下收入组×户主受教育程度	0.0002*** (0.00008)	0.0002* (0.0001)
基期收入组别	-0.9528*** (0.0398)	-0.8676*** (0.0412)
控制变量	控制	控制
时间固定效应	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
LR Chi²值	1188.14	—
Wald Chi²值	—	1054725.75
弱工具变量检验 F 值	—	261.17
观测值	7910	7910

注：括号内为标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

数字金融产品的规模。两者从不同的维度共同考察了农村数字金融发展的情况。本文还将在稳健性检验中分别用数字金融覆盖广度指数的滞后一期 ($Coverage_breadth_{it-1}$) 和数字金融使用深度指数的滞后一期 ($Usage_depth_{it-1}$) 来替代数字普惠金融总指

数的滞后一期 ($Digindex_{it-1}$)，完成相关回归。

限于篇幅，本研究只展示了农村数字金融发展影响不同阶层农户收入流动性的稳健性检验结果，如表 8 所示。所有结果均为已经处理过内生性问题的。

表 8 农村数字金融发展异质性影响不同阶层农户收入流动性的稳健性检验结果

变量	(1) $Mobility_{2i}$	(2) $Mobility_{it}$	(3) $Mobility_{it}$
数字普惠金融总指数	0.0337*** (0.0094)	—	—
数字金融覆盖广度	—	0.0079*** (0.0018)	—
数字金融使用深度	—	—	0.0090*** (0.0034)
数字普惠金融总指数×基期低收入组	-0.0357*** (0.0017)	—	—

续表 8

变量	(1) $Mobility_{2i}$	(2) $Mobility_{it}$	(3) $Mobility_{it}$
数字普惠金融总指数×基期中等偏下收入组	-0.0178*** (0.0010)	—	—
数字普惠金融总指数×基期中等偏上收入组	0.0170*** (0.0010)	—	—
数字普惠金融总指数×基期高收入组	0.0291*** (0.0016)	—	—
数字金融覆盖广度×基期低收入组	—	-0.0146*** (0.0010)	—
数字金融覆盖广度×基期中等偏下收入组	—	-0.0079*** (0.0007)	—
数字金融覆盖广度×基期中等偏上收入组	—	0.0070*** (0.0007)	—
数字金融覆盖广度×基期高收入组	—	0.0133*** (0.0010)	—
数字金融使用深度×基期低收入组	—	—	-0.0107*** (0.0008)
数字金融使用深度×基期中等偏下收入组	—	—	-0.0057*** (0.0006)
数字金融使用深度×基期中等偏上收入组	—	—	0.0049*** (0.0006)
数字金融使用深度×基期高收入组	—	—	0.0090*** (0.0008)
基期收入组别	-1.7045*** (0.0694)	-0.8277*** (0.0362)	-0.7468*** (0.0357)
控制变量	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制
Wald Chi ² 值	1169.51	387808.56	693066.30
弱工具变量检验 F 值	211.43	687.47	326.62
观测值	7910	7910	7910

注:括号内为标准误,*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 的水平下显著。

无论是以重新构造的 $Mobility_{2i}$ 为被解释变量,1%的水平上正向和负向通过 9 显著性检验,说明从
还是用数字金融覆盖广度和使用深度为核心解释变量,总体上而言,农村数字金融发展对农户收入流动性的
变量,农村数字金融发展和基期收入组别依然在促进作用是稳健的。同时,农村数字金融发展和

基期低收入组、基期中等偏下收入组交互的估计系数依然在1%的水平上负向通过了显著性检验,和基期中等偏上收入组、基期高收入组交互的估计系数则依然在1%的水平上正向显著。这反映出农村数字金融发展并不能促使农户的收入流动性实现包容性增长,不同阶层的受益状况有明显差别。由此可以认为,前文的实证检验结果是稳健的。

四、结论与启示

作为一种变革性的金融模式,数字金融被认为有助于各类群体,尤其是被排斥在传统金融体系之外的弱势群体获取现代金融服务,从而实现收入的增长。那么在增收之外,它又会如何影响农户的收入流动性呢?本文基于中国家庭追踪调查和北京大学数字普惠金融指数的数据,采用有序 *Probit* 模型和工具变量条件混合过程估计法对这一问题展开实证检验,系统研究了中国农村数字金融发展与农户收入流动性之间的关系及其作用机制,并得到如下结论:(1)从总体而言,农村数字金融发展有助于提高农户的收入流动性。(2)促进非农就业和扩大农业经营规模是背后的关键。因为在缓解了资金约束和信息约束后,数字金融一方面可以通过非农就业促使农户收入流动性提高;另一方面也可以通过扩大农业经营规模来对农户的收入流动性产生直接的影响。(3)农村数字金融发展对不同收入阶层农户的影响具有异质性,收入流动性未实现包容性增长。相较于中等收入农户,农村数字金融发展对低收入阶层的农户收入流动性的提升作用更小,对高收入阶层的农户收入流动性的提升作用则更大。(4)导致这一情况的原因可能是不同收入阶层的农户在人力资本上有差异,比如受教育程度参差不齐,这使得他们受益于数字金融发展的机会不均等。即使对收入相对较低的农户而言,如果其受教育程度较高,那么农村数字金融发展也可能会更容易提高其收入流动性。

本文的研究结论有如下启示。首先,政府部门应当继续大力推进农村数字金融的发展,鼓励传统金融机构和互联网企业借助大数据、云计算等新兴技术实现数字金融“下乡”,通过提升其普惠水平来改善金融资源不平等的问题,从而从整体上提高农户的收入流动性。其次,政府部门应当重视提高农户尤其是低收入阶层的农户的受教育程度,为其提供尽可能多的教育渠道,比如构建包括传统学校教

育、基本技能培训、职业技能培训等在内的农村教育体系。最后,政府部门一方面应当不断提高农村的数字终端普及率,缩小“数字鸿沟”中的“接入鸿沟”;另一方面应当重视对低收入阶层的农户的金融知识和数字禀赋的培养,引导其更多更好地使用数字金融产品,通过缩小“数字鸿沟”中的“使用鸿沟”来增加其从数字金融发展中受益的机会。

注释:

①包容性增长的内涵既包括效率的提高,也要兼顾公平性。通常来说,如果某因素不仅可以带来收入的增长,还可以使得低收入阶层从中获益更多,那么就可以说该因素带来了包容性增长。

②该指数的指标体系构成详见北京大学数字金融研究中心课题组(2016)发布的《中国数字普惠金融指标体系与指数编制》。

③在CFPS问卷中,该问题为“过去12个月,您家自家生产的农作物、林产品,养殖的家禽、牲畜、水产品以及副产品(如鸡蛋、小猪崽等),卖出去了多少钱?”

④后文的弱工具变量检验结果也都支持此判断。

参考文献:

- [1] Albornoz F., Menéndez M., 2007, Income Dynamics in Argentina during the 1990's: "Mobiles" Did Change over Time [J], *Económica*, LIII(1-2), 21~52.
- [2] Björkegren D., Grissen D., 2018, The Potential of Digital Credit to Bank the Poor [J], *AEA Papers and Proceedings*, 108, 68~71.
- [3] Fields G. S., Ok E. A., 1996, The Meaning and Measurement of Income Mobility [J], *Journal of Economic Theory*, 71(2), 349~377.
- [4] Goldthorpe J. H., 2013, Understanding and Misunderstanding—Social Mobility in Britain; The Entry of the Economists, the Confusion of Politicians and the Limits of Educational Policy [J], *Journal of Social Policy*, 42(3), 431~450.
- [5] Hertz T., 2006, Understanding Mobility in America [R], Center for American Progress Discussion Paper.
- [6] Jack W., Suri T., 2014, Risk Sharing and Transactions Costs: Evidence from Kenya's Mobile Money Revolution [J], *American Economic Review*, 104(1), 183~223.
- [7] Lambrecht A., Tucker C., 2019, Algorithmic Bias? An Empirical Study of Apparent Gender-based Discrimination in the Display of STEM Career Ads [J], *Management Science*, 65(7), 2966~2981.

- [8] Qin X., Wang T., Zhuang C. C., 2016, Intergenerational Transfer of Human Capital and Its Impact on Income Mobility: Evidence from China[J], China Economic Review, 38, 306 ~ 321.
- [9] Roodman D., 2011, Fitting Fully Observed Recursive Mixed - process Models with cmp[J], The Stata Journal: Promoting Communications on Statistics and Stata, 11(2), 159 ~ 206.
- [10] Shorrocks A. F., 1984, Inequality Decomposition by Population Subgroups[J], Econometrica, 52(6), 1369 ~ 1385.
- [11] Wang C., Wan G. H., 2015, Income Polarization in China: Trends and Changes[J], China Economic Review, 36, 58 ~ 72.
- [12] Woolard I., Klasen S., 2005, Determinants of Income Mobility and Household Poverty Dynamics in South Africa[J], Journal of Development Studies, 41(5), 865 ~ 897.
- [13] 董晓林、孙楠、吴文琪:《人力资本、家庭融资与农户创业决策——基于 CFPS7981 个有效样本的实证分析》[J], 《中国农村观察》2019 年第 3 期。
- [14] 董玉峰、陈俊兴、杜崇东:《数字普惠金融减贫:理论逻辑、模式构建与推进路径》[J], 《南方金融》2020 年第 2 期。
- [15] 傅秋子、黄益平:《数字金融对农村金融需求的异质性影响:来自数字普惠金融指数与中国家庭金融调查的证据》[J], 《金融研究》2018 年第 11 期。
- [16] 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 年第 4 期。
- [17] 何婧、李庆海:《数字金融使用与农户创业行为》[J], 《中国农村经济》2019 年第 1 期。
- [18] 何婧、田雅群、刘甜、李庆海:《互联网金融离农户有多远——欠发达地区农户互联网金融排斥及影响因素分析》[J], 《财贸经济》2017 年第 11 期。
- [19] 胡联、姚绍群、宋啸天:《中国弱相对贫困的评估及对 2020 年后减贫战略的启示》[J], 《中国农村经济》2021 年第 1 期。
- [20] 黄倩、李政、熊德平:《数字普惠金融的减贫效应及其传导机制》[J], 《改革》2019 年第 11 期。
- [21] 黄益平、黄卓:《中国的数字金融发展:现在与未来》[J], 《经济学(季刊)》2018 年第 4 期。
- [22] 刘志国、James Ma:《收入流动性与我国居民长期收入不平等的动态变化:基于 CHNS 数据的分析》[J], 《财经研究》2017 年第 2 期。
- [23] 聂海峰、岳希明:《间接税归宿对城乡居民收入分配影响研究》[J], 《经济学(季刊)》2013 年第 1 期。
- [24] 彭澎、徐志刚:《数字普惠金融能降低农户的脆弱性吗?》[J], 《经济评论》2021 年第 1 期。
- [25] 权衡:《公共政策、居民收入流动与收入不平等》[J], 《经济学家》2004 年第 6 期。
- [26] 任碧云、李柳颖:《数字普惠金融是否促进农村包容性增长——基于京津冀 2114 位农村居民调查数据的研究》[J], 《现代财经(天津财经大学学报)》2019 年第 4 期。
- [27] 宋晓玲:《数字普惠金融缩小城乡收入差距的实证检验》[J], 《财经科学》2017 年第 6 期。
- [28] 栗芳、邹奕格、熊婧、韩冬梅:《互联网金融在中国农村地区的渗透差异及约束》[J], 《数量经济技术经济研究》2020 年第 10 期。
- [29] 孙玉环、张汀昱、王雪妮、李丹阳:《中国数字普惠金融发展的现状、问题及前景》[J], 《数量经济技术经济研究》2021 年第 2 期。
- [30] 翁辰、张兵:《信贷约束对中国农村家庭创业选择的影响——基于 CHFS 调查数据》[J], 《经济科学》2015 年第 6 期。
- [31] 王小华、温涛、王定祥:《县域农村金融抑制与农民收入内部不平等》[J], 《经济科学》2014 年第 2 期。
- [32] 王修华、赵亚雄:《数字金融发展是否存在马太效应?——贫困户与非贫困户的经验比较》[J], 《金融研究》2020 年第 7 期。
- [33] 王正位、邓颖惠、廖理:《知识改变命运:金融知识与微观收入流动性》[J], 《金融研究》2016 年第 12 期。
- [34] 严斌剑、周应恒、于晓华:《中国农村人均家庭收入流动性研究:1986 ~ 2010 年》[J], 《经济学(季刊)》2014 年第 3 期。
- [35] 杨晶、邓悦:《中国农村养老保险制度对农户收入不平等影响研究》[J], 《数量经济技术经济研究》2020 年第 10 期。
- [36] 杨俊、黄潇:《中国收入流动性再探讨》[J], 《统计研究》2010 年第 11 期。
- [37] 杨穗:《中国农村家庭的收入流动与不平等》[J], 《中国农村经济》2016 年第 2 期。
- [38] 杨穗、李实:《转型时期中国居民家庭收入流动性的演变》[J], 《世界经济》2017 年第 4 期。
- [39] 尹志超、张号栋:《金融可及性、互联网金融和家庭信贷约束——基于 CHFS 数据的实证研究》[J], 《金融研究》2018 年第 11 期。
- [40] 张琛、彭超、孔祥智:《农户分化的演化逻辑、历史演变与未来展望》[J], 《改革》2019 年第 2 期。
- [41] 章奇、米建伟、黄季焜:《收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据》[J], 《经济研究》2007 年第 11 期。
- [42] 张勋、杨桐、汪晨、万广华:《数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践》[J], 《管理世界》2020 年第 11 期。
- [43] 张子豪、谭燕芝:《社会保险与收入流动性》[J], 《经济与管理研究》2018 年第 8 期。
- [44] 朱诗娥、杨汝岱、吴比:《中国农村家庭收入流动:1986 ~ 2017 年》[J], 《管理世界》2018 年第 10 期。