

数字普惠金融与居民收入波动

——基于县域数据的分析

李广子 张珩

[摘要] 本文基于 1684 个县域的数据,讨论了数字普惠金融发展如何影响城乡居民收入波动。研究发现:(1)数字普惠金融发展会降低居民收入波动,其效果要优于基于存贷款的传统金融发展;(2)异质性分析发现,数字普惠金融对居民收入波动的影响在第三产业占比较低的地区表现得更为明显;(3)潜在作用机制包括提高居民收入多元化程度、降低地方经济波动等;(4)基于门槛效应模型的分析表明,数字普惠金融发展程度越高,其在降低城镇居民收入波动方面的作用越明显。

[关键词] 收入波动 数字普惠金融 门槛效应模型

[文章编号] 2097-5481(2025)12-0031-13 [JEL 分类号] E44 F36 G20 [文献标志码] A

DOI:10.16529/j.cnki.11-4613/f.2025.12.007

一、引言

改革开放以来,我国居民收入实现了快速增长,城镇居民家庭人均可支配收入从 1978 年的 343 元增长到 2022 年的 4.9283 万元,年均复合增长率达到 11.95%^①。与美国等发达国家相比,我国居民收入波动总体偏高(Nichols, 2010),且区域差异较大。依据本文样本计算,2020 年我国城镇(农村)居民收入波动最高的县为 7.09%(9.87%),最低的县为 2.87%(3.77%)^②。收入是影响居民消费和财富积累的重要因素,较高的收入波动会在微观和宏观层面产生广泛影响。从微观层面看,作为理性经济人,居民通常会对风险比较厌恶,较高的收入波动会直接降低居民的效用和福利(Yang and Zhang, 2023);此外,较高的收入波动还会影响居民对永久性收入的预期,进而对其投资、消费、储蓄、教育等行为产生影响(樊潇彦等, 2007;周京奎, 2012;才国伟、刘剑雄, 2014;Betermier et al., 2012;Chamon et al., 2013;Bayer et al., 2019;Angerer and Lam, 2019)。从宏观层面看,较高的居民收入波动会加大宏观经济波动(许志伟、刘建丰, 2019)。因此,分析哪些因素有助于减少居民收入大幅波动对提高居民福利水平、降低宏观经济波动具有重要的理论价值和现实意义。

已有研究从居民或家庭个体特征、外部经济环境与经济政策等方面对如何降低居民收入波动进行了讨论(De Nardi et al., 2021;Avram et al., 2022),关于金融发展如何影响居民收入波动的分析还比较匮乏。作为一种有效的资源配置方式,金融发展会对经济增长和经济波动产生重要影响(王国静、田国强, 2014;李小红等, 2022;张清俊、李倩, 2025;Nolan and Thoenissen, 2009;Jermann and Quadrini, 2012)。从居民收入角度看,金融发展不仅会影响居民收入水平,也会影响居民收入的构成和收入在时间上的分布,进而对居民收入波动产生影响。特别是近年来,随着金融与科技融合程度的加深,数字技术被广泛应用于金融业,推动了数字普惠金融的快速发展。以移动支付为例,我国移动支付交易金额从 2013 年的 9.64 万亿元增长到 2022 年

[作者简介] 李广子(通讯作者),中国社会科学院金融研究所,研究员,国家金融与发展实验室高级研究员(北京, 100710),E-mail:lgzifb@cass.org.cn 张珩,中国社会科学院金融研究所,副研究员。

[基金项目] 本文获得国家社会科学基金后期资助项目“农村信用社改革与发展效果研究”(23FGLB007)、中国社会科学院学科建设“登峰战略”资助计划优势学科“金融与发展”(DF2023YS28)和中国社会科学院青年人才“培远计划”的资助。

① 数据来源:Wind 数据库。

② 数据来源:作者计算。其中,县域城镇(农村)居民收入波动以县域城镇(农村)居民人均可支配收入(元)3 年(当年及过去 2 年)标准差除以城镇(农村)居民人均可支配收入 3 年(当年及过去 2 年)平均值来衡量。具体计算见下文。

的499.62万亿元^①。与传统的金融服务相比,数字普惠金融的服务范围、服务方式等存在很大不同。那么,数字普惠金融发展会对居民收入波动产生什么样的影响?与传统金融发展相比是否存在差异?

针对上述问题,本文基于2014-2021年的县域数据,对数字普惠金融发展如何影响城乡居民收入波动进行了分析。研究表明:首先,数字普惠金融发展会降低居民收入波动,其效果要优于基于存贷款的传统金融发展;其次,数字普惠金融发展对居民收入波动的影响在第三产业占比较低的地区表现得更为明显;再次,数字普惠金融发展影响居民收入波动的潜在作用机制包括提高居民收入多元化程度、降低地方经济波动等;最后,基于门槛效应模型的分析表明,数字普惠金融发展对城镇居民收入波动的影响是一种非线性关系,随着数字普惠金融发展程度的提高,其在降低城镇居民收入波动方面的作用会更加明显。

本文的边际贡献主要有:一是拓展了关于居民收入波动影响因素的研究。已有研究对金融因素如何影响居民收入波动鲜有涉及,本文分析了数字普惠金融对居民收入波动的影响及其作用机制。二是对不同类型的金融发展如何影响居民收入波动进行比较,不仅能更直观地反映数字普惠金融和传统金融发展之间的差异,还能更深入地理解数字普惠金融发展在降低居民收入波动方面的独特作用。三是从居民收入波动的角度为理解金融发展如何影响宏观经济波动提供了新的视角。本文证实了数字普惠金融发展会对居民收入波动产生影响,而居民收入波动又会影响到宏观经济波动,这为构建“金融发展—居民收入波动—宏观经济波动”的逻辑链条提供了支撑。

二、文献综述与研究假说

(一)文献综述

1. 居民收入波动的经济后果。从微观角度看,收入波动会导致居民消费金额、对零售商的选择等消费行为发生变化(Blundell and Pistaferri, 2003; Baker et al., 2021)。此外,收入波动还会对居民储蓄和投资行为产生影响(林光华, 2013; Betermier et al., 2012)。Angerer和Lam(2009)进一步发现,只有那些对永久性收入产生影响的风险才会影响居民投资组合中风险资产的选择。一些研究还发现,收入波动会对个人受教育程度产生长期影响(Hardy, 2014; 才国伟、刘剑雄, 2014)。另外,Nunley和Seals(2010)研究表明,对居民暂时性收入的负向冲击会提高个体的离婚率。从宏观角度看,Chamon等(2013)研究表明,收入不确定性的上升和养老金制度改革是导致中国城镇居民储蓄率上升的两个重要因素。王永中(2009)的理论分析也表明,收入不确定性会对居民实际货币需求产生影响。Bayer等(2019)通过理论分析发现,在收入波动较大的情况下,居民会出于预防性动机而囤积流动性,进而会减少投资和消费,许志伟和刘建丰(2019)的研究结果与之类似。

2. 居民收入波动的影响因素。在微观方面,De Nardi等(2021)研究发现,工作时间、职业阶段、政府转移支付、保险等因素会对居民收入波动产生影响,尹志超等(2022)基于2017年中国家庭金融调查数据的研究表明,互联网金融参与加大了居民收入波动。Yang和Zhang(2023)基于中国城镇家庭调查数据的研究发现,男性收入的波动幅度要大于女性。在宏观方面,Hines等(2010)研究显示,美国各州居民收入的波动受到该州政府支出、税收政策、流动人口、腐败程度等因素影响。Avram等(2022)发现,次贷危机后英国政府的紧缩政策使得居民收入波动下降。

3. 数字普惠金融发展对县域经济的影响。近期研究表明,数字普惠金融发展在促进县域经济发展方面发挥了积极作用,包括促进县域经济增长(汪雯羽、贝多广, 2022)、缩小县域城乡收入差距(宋科等, 2022; 王义中等, 2024)、促进县域家庭农场、农民专业合作社和农业企业等新型主体创立(黄祖辉等, 2023)、推动县域创业活动(邓金钱、刘明霞, 2024)等。

总体上看,针对金融因素影响居民收入波动的研究还非常少。本文尝试分析数字普惠金融对居民收入波动的影响及其作用机制,对已有文献形成补充。

^① 数据来源:Wind数据库。

(二)研究假说

1. 数字普惠金融发展对居民收入波动的影响

一是提高居民收入多元化程度。从内部因素看,居民收入本身的特征可能是影响其收入波动的一个重要因素,收入构成在很大程度上反映了居民收入所面临的内部不确定性。居民人均可支配收入一般包括工资性收入、转移性收入、经营性收入和财产性收入等四个部分。根据 Markowitz(1952)的投资组合理论,多元化有助于分散风险。对于居民收入来说亦是如此。当居民收入多元化程度较低时,其收入波动即风险也会比较高,反之亦然。理论上,数字普惠金融发展能够帮助城乡居民拓展收入来源。首先,数字普惠金融发展能为居民开展经营活动提供资金支持,缓解居民在创业过程中面临的资金约束,促进居民开展创业活动(谢绚丽等,2018;张勋等,2019;Klapper et al.,2006;Kerr and Nanda,2009),从而帮助居民增加经营性收入。特别地,数字普惠金融利用数字技术极大地扩大金融服务覆盖范围,为更多弱势群体开展创业活动提供金融支持,增加其经营性收入。其次,金融市场是居民获得财产性收入的重要渠道(杨新铭,2010),数字普惠金融发展能帮助居民更多地参与金融市场,投资于风险金融资产(周雨晴、何广文,2020),从而获取更多的财产性收入,比如居民可以通过互联网理财等方式实现财富的保值增值。综上,数字普惠金融发展能够帮助居民增加经营性收入、财产性收入等其他收入来源,提高居民收入多元化程度,进而降低居民收入波动。

二是降低地方经济波动。从外部因素来看,居民收入与地方经济发展密切相关,地方经济波动是导致居民收入波动的一个重要外部因素。大量研究表明,金融发展会对经济波动产生影响(Aghion et al.,1999;Caballero and Krishnamurthy,2001;Aghion et al.,2010)。理论上,数字普惠金融发展至少可以从以下两个方面降低经济波动。首先,数字普惠金融发展有助于抑制金融加速器效应。根据经典的金融加速器理论,当经济面临不利冲击时,企业资产负债表会出现恶化,进而导致其用于融资的抵押物价值下降,外部融资成本上升,投资下降。投资下降又会导致下一期企业产出和利润下降,使得企业资产负债表进一步恶化,外部融资成本继续上升,从而对企业投资和生产活动造成进一步打击,加剧经济波动。而金融发展减轻了信贷市场上的信息不对称问题,降低了代理成本,使企业外部融资活动更少依赖于企业的资产负债表状况和抵押物价值。在这种情况下,金融发展将会抑制金融加速器效应,平抑经济波动(Aghion et al.,1999;Caballero and Krishnamurthy,2001)。数字普惠金融发展主要基于数字技术,能够更好地缓解信贷市场上的信息不对称问题,从而能够更有效地抑制金融加速器效应,降低经济波动。其次,数字普惠金融发展有助于提高金融体系的风险分散功能。一方面,金融发展水平较高时,投资者会拥有更多的投资机会,能够选择的投资标的会更加丰富,可以利用组合投资来分散投资于单一资产而产生的非系统性风险,进而减缓经济冲击导致的宏观经济波动(Acemoglu and Zilibotti,1997);另一方面,较高的金融发展程度提供了丰富的金融工具,如保险产品、期权期货等,投资者可以利用这些金融工具进行风险管理,包括风险转移、对冲、分散等。当经济面临不利冲击时,这些金融工具可以帮助投资者缓解外部冲击,降低宏观经济波动。数字普惠金融发展通过数字技术的使用极大地拓展了金融服务的覆盖范围(郭峰等,2020;易行健、周利,2018),使得更多的市场主体能够通过金融市场分散风险,可以更好地发挥金融体系的风险分散功能,降低经济波动。由此得到假说1。

H1:数字普惠金融发展会通过提高居民收入多元化程度和降低地方经济波动等机制减少居民收入波动。

2. 地区产业结构的作用

我国不同县域经济发展差异较大,产业结构也有所不同。通常情况下,第三产业占比较低的地区金融业发展也比较落后,本地市场存在较多的金融服务空白。在这种情况下,数字普惠金融发展可以借助数字技术有效弥补本地金融服务空白,在降低本地居民收入波动方面能够发挥更大的作用(易行健、周利,2018)。因此,本文预期,县域产业结构中第三产业占比越低,数字普惠金融发展在减少居民收入波动方面的效果会越明显。由此得到假说2。

H2:县域产业结构中第三产业占比越低,数字普惠金融发展在减少居民收入波动方面的效果越明显。

三、研究设计

(一)数据来源

本文所使用的数据主要由数字普惠金融发展和县域经济社会发展两部分组成。其中,数字普惠金融发展基于北京大学数字金融研究中心发布的数字普惠金融指数来构建指标,该指数包含省级、城市和县域三个层级,社会经济发展数据来自国家统计局发布的《中国县域统计年鉴》。根据研究内容,本文按如下步骤对数据进行了处理:首先,处理《中国县域统计年鉴》数据,获得有关县域城镇或农村居民人均可支配收入、县域GDP、县域人口数量以及县域产业结构等相关指标;其次,以每个县域的ID为标识码,把北京大学数字金融研究中心发布的县域数字普惠金融指数与《中国县域统计年鉴》数据进行一对一匹配;最后,剔除缺失数据较为严重的县域。最终,本文共获得连续8年(2014-2021年)1684个县域共计8078个观测值^①。

(二)模型与变量

为对研究假说进行验证,本文设立时间和个体双向固定效应模型如下:

$$y_{i,t}^m = \beta_0 + \beta_1 \cdot \text{CountyDF}_{i,t} + \beta_2 \cdot \text{Controls}_{i,t} + \text{County}_i + \text{Year}_t + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

上式中 i, t 分别代表县和年度,各变量具体定义如下:

1. 因变量 $y_{i,t}^m$ 。目前,关于收入波动的度量主要有四种方法:一是利用省(市、县)级统计年鉴数据中的人均GDP增长率或居民人均可支配收入的标准差来度量居民收入波动,如王永中(2009)、何兴强等(2009);二是采用分组变量测度群体收入对数的方差或群体收入对数方差的乘积作为居民收入波动的代理变量,如罗楚亮(2004)、樊潇彦等(2007)、尹志超等(2022);三是运用居民对家庭收入稳定性的自评等级作为衡量收入波动的代理变量,如胡振和臧日宏(2016);四是通过滤波方法识别出收入波动中的周期性因素,如潘敏和袁歌聘(2018)、Baxter和King(1999)。其中,第二和第三种方法主要基于个人层面数据,第四种方法一般需要较长的时间序列数据。鉴于本文使用的是县域层面统计年鉴数据,且样本时间跨度较短,因此采用第一种方法度量居民收入波动,基于城镇或农村居民人均可支配收入的标准差来构建居民收入波动变量。具体地, $y_{i,t}^m$ 表示县域当年的城镇或农村居民收入波动。当 $m=1$ 时表示县域城镇居民收入波动(*Urban VOL*),当 $m=2$ 时表示县域农村居民收入波动(*Rural VOL*)。参照王永中(2009)、马勇和吴雪妍(2017)、Hardy(2014)等做法,县域城镇居民收入波动以县域城镇居民人均可支配收入(万元)3年(当年及过去2年)标准差除以城镇居民人均可支配收入(万元)3年(当年及过去2年)均值来表示,农村居民收入波动的计算方法与此类似^②。具体计算式如下:

$$y_{i,t}^m = \frac{\sigma(\text{Income})_{i,t}^m}{\text{Mean}(\text{Income})_{i,t}^m} \quad (2)$$

式(2)中, $\text{Income}_{i,t}^m$ 表示县域当年城镇或农村居民人均可支配收入(万元), $\sigma(\text{Income})_{i,t}^m$ 表示县域当年城镇或农村居民人均可支配收入(万元)3年(当年及过去2年)标准差, $\text{Mean}(\text{Income})_{i,t}^m$ 表示县域当年城镇或农村居民人均可支配收入(万元)3年(当年及过去2年)均值。其中,当 $m=1$ 时表示城镇居民,当 $m=2$ 时表示农村居民。

2. 核心解释变量。核心解释变量 $\text{CountyDF}_{i,t}$ 表示县域当年的数字普惠金融发展,参考文献中的普遍做法(郭峰等,2020;张勋等,2019;Liu et al.,2021;Niu et al.,2022),本文以北京大学数字金融研究中心编制的县域数字普惠金融指数的自然对数来衡量县域数字普惠金融发展。

3. 控制变量(*Controls*)。包括:(1)县域经济发展水平(*County GDP Per*),用县域人均生产总值(元)取对数表示;(2)县域经济发展速度(*County GDP Growth*),用县域GDP增速表示;(3)县域人口数量(*County*

① 对于直辖市,本文将其下属区县(地市级)作为县来处理。需要说明的是,如果剔除这些样本,本文的主要结论不会发生变化。

② 未报告的结果显示,基于4年或5年的人均可支配收入数据计算居民收入波动,本文的结论基本不变。

Population),以县域人口(人)取对数表示(4)县域产业结构(County Industry Structure),以县域第三产业增加值在GDP中占比来表示。除此之外,本文还对年度固定效应(Year)和县域固定效应(County)进行控制, ε_{it} 为随机误差项。

除特别说明外,本文所有数据均来自Wind数据库。为减轻异常值影响,本文按年度对所有连续变量进行上下1%的缩尾处理。

四、实证结果

(一)基准回归结果

基于模型(1)的分析结果如表1所示。

可以看到,数字普惠金融发展变量(County DF)的回归系数在所有回归中均显著为负,说明无论对城镇居民还是农村居民来说,数字普惠金融发展都能起到降低居民收入波动的作用。

(二)稳健性分析

1. 工具变量法^①

数字普惠金融发展与县域城乡居民收入波动可能受到不可观测因素共同影响而产生内生性问题。

为减轻潜在的内生性问题,本文采取以下两种方式构建工具变量(1)工具变量一。借鉴李春涛等(2020)、钟凯等(2022)的做法,本文以本市其他县当年数字普惠金融指数均值(Average DF)作为该县数字普惠金融发展(County DF)的工具变量。从理论上讲,同一个地市中不同县域之间的数字普惠金融发展具有高度相关性,由于“学习效应”的存在,一个县的数字普惠金融发展可能会在较大程度上受到相邻其他县的影响,而相邻其他县的数字普惠金融发展对本县居民收入波动并不存在先验的逻辑联系。因此,选择本市其他县域数字普惠金融指数均值作为工具变量是一个可行的做法。(2)工具变量二。参照Bartik(2009)、易行健和周利(2018)、胡联等(2021)的做法,构建Bartik工具变量($Bartik_{it}$),以滞后一期的县域数字普惠金融发展($County DF_{i,t-1}$)与全部县域数字普惠金融指数均值在同一时期的一阶差分 $\Delta DF_{i,t-1}$ 的乘积来表示。该工具变量与县域数字普惠金融发展水平直接相关,同时,由于全部县域数字普惠金融指数均值基于的是全部县域数据,不会明显地受到某个县域的居民收入波动的影响,其变化对特定县域来说是相对外生的,满足工具变量的相关性和外生性要求。具体构造方法如式(3)所示。

$$Bartik_{it} = CountyDF_{i,t-1} \cdot \Delta DF_{i,t-1} \quad (3)$$

基于两个工具变量法的两阶段回归分析结果如表2所示。

表2的Panel A报告了基于工具变量一的分析结果。可以看到,识别不足(Under identification test)和弱工具变量(Weak identification test)统计量均在1%的显著性水平上异于0,说明以本市其他县域数字普惠金融指数均值(Average DF)作为工具变量是合适的。回归(1)报告了第一阶段的分析结果。可以看到,本市其他县域数字普惠金融指数均值与该县数字普惠金融发展高度正相关。回归(2)和(3)报告了第二阶段的分析结果。可以看到,以本市其他县域数字普惠金融指数均值(Average DF)作为工具变量时,数字普惠金融发展对城镇居民收入波动和农村居民收入波动仍然存在显著的负向影响。表2的Panel B报告了基于工具变量二的分析结果。结果基本类似,所构建的Bartik工具变量也是合适的。

^① 未报告的结果显示,参照张勋等(2020),本文以距离杭州的球面距离作为县域数字普惠金融发展的工具变量,得到了类似的分析结果。

表1 基准回归结果

变量	(1)Urban VOL	(2)Urban VOL	(3)Rural VOL	(4)Rural VOL
County DF	-0.0104***(-6.4315)	-0.0104***(-3.4521)	-0.0121***(-5.1775)	-0.0121***(-2.7519)
Controls	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓
County	✓	✓	✓	✓
Constant	0.0344(1.5965)	0.0344(1.2481)	0.2509***(8.0623)	0.2509***(5.1424)
观测值	8078	8078	8078	8078
R ²	0.720	0.720	0.550	0.550
聚类标准误		✓		✓

注:括号中为回归系数的t统计量,***、**、*分别表示在1%、5%和10%的显著性水平显著。下同。

表 2 工具变量分析

变量	Panel A :工具变量一			Panel B :工具变量二		
	第一阶段	第二阶段		第一阶段	第二阶段	
	(1)County DF	(2)Urban VOL	(3)Rural VOL	(4)County DF	(5)Urban VOL	(6)Rural VOL
Average DF	0.8521*** (23.1493)					
Bartik				0.0001*** (13.6823)		
County DF		-0.0133*** (-6.1935)	-0.0247*** (-7.9459)		-0.0141** (-2.5404)	-0.0266*** (-3.6397)
Controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓	✓	✓
County	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Constant	0.7735*** (3.9757)	0.0519*** (2.8329)	0.2947*** (11.1379)	3.9752*** (14.6994)	0.1393*** (4.3247)	0.5243*** (12.3162)
观测值	8029	8029	8029	6595	6595	6595
R ²	0.967	0.723	0.553	0.945	0.756	0.669
聚类标准误	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Kleibergen-Paap rk LM statistic (Underidentification test)	3643.193***			571.728***		
Cragg-Donald Wald F statistic (Weak identification test)	5275.634***			465.297***		

2. 基于全部居民人均可支配收入数据

这一部分将以县域全部居民的人均可支配收入数据为基础构建居民收入波动指标,并考察数字普惠金融发展的影响。基于前文同样的方法,本文基于各个县公布的人均可支配收入数据构建全部居民人均可支配收入波动指标(*All VOL*),并将该指标作为因变量加入模型(1),重复前文的分析。由于只有少部分县公布了全部居民的人均可支配收入数据,本文共得到 483 个县 2014-2021 年 2477 个年度观测值。分析结果见表 3。

可以看到,县域数字普惠金融发展变量的系数在所有回归中均显著为负,说明数字普惠金融发展能够有效降低县域全部居民人均可支配收入波动。与前文结果一致。

3. 与传统金融发展指标相比较

数字普惠金融是一种特殊的金融业态,那么,数字普惠金融发展对居民收入波动的影响是否由传统金融发展因素所驱动?数字普惠金融发展在降低居民收入波动方面所发挥的作用与传统金融发展是否存在差异?针对上述问题,本文构建以下两个指标反映县域传统金融发展^①:(1)县域贷款占 GDP 比例(*County Loan to GDP*)。以年末贷款余额(万元)除以该县当年 GDP(万元)来表示,该指标反映了县域金融体系向本地投放的贷款规模。指标取值越高,说明

表 3 基于全部居民人均可支配收入数据

变量	(1) <i>All VOL</i>	(2) <i>All VOL</i>
County DF	-0.0250***(-5.6295)	-0.0250***(-2.6079)
Controls	✓	✓
Year	✓	✓
County	✓	✓
Constant	0.1753***(2.7717)	0.1753*(1.7312)
观测值	2477	2477
R ²	0.590	0.590
聚类标准误		✓

① 需要说明的是,随着金融机构对数字技术的应用,存贷款等指标也包含了一定的数字金融因素。尽管如此,从指标构造上看,存款或贷款占 GDP 比例与数字普惠金融指标相比仍存在着明显差异。

该县借款供给越充分,金融对经济的支持力度越大。(2)县域存款占 GDP 比例(*County Deposit to GDP*)。以年末存款余额(万元)除以该县当年 GDP(万元)来表示。存款是贷款资金的主要来源,存款余额占 GDP 比例从另一个角度反映了一个地区的资金充裕程度。分析结果见表 4。

表 4 与传统金融发展指标相比较

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	<i>Urban VOL</i>	<i>Urban VOL</i>	<i>Rural VOL</i>	<i>Rural VOL</i>	<i>Urban VOL</i>	<i>Urban VOL</i>	<i>Rural VOL</i>	<i>Rural VOL</i>
<i>County DF</i>	-0.0155*** (-6.6116)	-0.0104*** (-3.1456)	-0.0237*** (-5.4689)	-0.0235*** (-5.9348)				
<i>County Loan to GDP</i>	0.0005 (0.4516)		-0.0033 (-1.6049)		0.0005 (0.3811)		-0.0035 (-1.6394)	
<i>County Deposit to GDP</i>		-0.0016* (-1.8220)		-0.0016 (-1.0895)		-0.0018** (-2.0345)		-0.0020 (-1.3401)
<i>Controls</i>	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
<i>Year</i>	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
<i>County</i>	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Constant	0.0581 (1.0701)	0.0321 (0.8195)	0.2841** (2.2015)	0.2327*** (2.7927)	0.0005 (0.0100)	-0.0068 (-0.1886)	0.1965 (1.5400)	0.1449* (1.7871)
观测值	3353	4233	3353	4233	3353	4233	3353	4233
R ²	0.746	0.737	0.641	0.610	0.741	0.735	0.632	0.602
聚类标准误	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓	✓

表 4 列(1)-(4)中,分别加入了县域贷款占 GDP 比例(*County Loan to GDP*)和县域存款占 GDP 比例(*County Deposit to GDP*)等传统金融发展变量作为控制变量。可以看到,加入传统金融发展变量后,数字普惠金融发展变量(*County DF*)的回归系数仍然显著为负。说明控制传统金融发展因素以后,数字普惠金融发展对城镇或农村居民收入波动仍然有显著的负向影响。此外,传统金融发展变量中仅有县域存款占 GDP 比例变量(*County Deposit to GDP*)在列(2)中显著为负,对城镇居民收入波动具有负向影响;县域贷款占 GDP 比例变量(*County Loan to GDP*)在列(1)和(3)中均不显著。列(5)-(8)进一步去除了县域数字普惠金融发展变量(*County DF*),直接考察传统金融发展对居民收入波动的影响。可以看到,仅有县域存款占 GDP 比例变量(*County Deposit to GDP*)在列(6)中显著为负,与列(2)的结果一致。表 4 的结果总体表明,数字普惠金融发展对于降低居民收入波动方面的作用不会受到传统金融发展因素的影响,且效果比传统金融发展要更强。

4. 不同类型的数字普惠金融发展

北京大学数字普惠金融指数是一项综合指数。根据郭峰等(2020),这一指标体系包括数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度等 3 个维度,共涉及 33 个具体指标,不同组成部分的含义略有差异(Niu et al. 2022;易行健、周利,2018;张海洋等,2022)。那么,数字普惠金融指数的不同组成部分对城乡居民收入波动的影响是否存在差异?对于这一问题,本文以北京大学县域数字普惠金融指数中 3 个分项指数的自然对数构建数字金融覆盖广度(*Coverage*)、数字金融使用深度(*Depth*)和普惠金融数字化程度(*Digitization*)等指标,并将其作为解释变量加入模型(1),在此基础上分别分析其对城乡居民收入波动的影响。具体结果见表 5。

可以看到,县域数字金融覆盖广度(*Coverage*)的回归系数显著为负,县域数字金融使用深度(*Depth*)和县域普惠金融数字化程度(*Digitization*)的回归系数均不显著。这表明,县域数字金融覆盖广度会显著降低县域城乡居民收入波动,县域数字金融使用深度(*Depth*)和县域普惠金融数字化程度(*Digitization*)对县域城乡居民收入波动的影响并不明显。

表 5 不同类型数字普惠金融发展

	(1)Urban VOL	(2)Rural VOL	(3)Urban VOL	(4)Rural VOL	(5)Urban VOL	(6)Rural VOL
Coverage	-0.0075***(-4.3805) -0.0088***(-3.3510)					
Depth			-0.0014(-0.3888)	0.0069(1.5371)		
Digitization					0.0021(1.1534)	0.0003(0.1434)
Controls	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Year	✓	✓	✓	✓	✓	✓
County	✓	✓	✓	✓	✓	✓
Constant	0.0184(0.7130)	0.2323*** (4.9674)	-0.0055(-0.1912)	0.1503*** (3.0062)	-0.0212(-0.7971)	0.1934*** (4.0884)
观测值	8078	8078	8078	8078	8078	8078
R ²	0.721	0.551	0.719	0.549	0.719	0.548
聚类标准误	✓	✓	✓	✓	✓	✓

5. 其他稳健性检验

(1)剔除时间趋势的影响。近年来随着金融与科技融合程度的加深,我国数字普惠金融发展迅速,县域城乡居民收入波动与县域数字普惠金融发展在时间趋势上正好呈现出反向变动趋势。为剔除时间趋势对本文结论的潜在影响,本文基于不同年度的截面数据分别分析数字普惠金融对县域城乡居民收入波动的影响。未报告的结果显示,即使仅考虑不同县域在截面上的差异,数字普惠金融发展对县域城乡居民收入波动也产生了负向影响。

(2)基于剔除样本均值后的居民收入数据构建收入波动指标。前文以近 3 年居民可支配收入的标准差除以均值来反映收入波动。采取这种方式计算波动性时,如果给定县域居民可支配收入增长较快,也可能呈现出较高的波动性。为剔除收入增长因素的影响,本文以剔除样本均值后的居民超额可支配收入为基础重新计算居民收入波动指标。未报告的结果显示,基于剔除样本均值后的居民收入数据构建收入波动指标后,本文的结论依然成立。

(三)异质性分析

本文的样本包括 1684 个县,不同县域产业结构差异较大。为分析地区产业结构对本文结论的影响,我们在模型(1)中加入县域产业结构(County Industry Structure)与县域数字普惠金融发展变量(County DF)的交叉项,并进行回归分析。具体结果见表 6。从表 6 可以看到,县域产业结构与县域数字普惠金融发展变量交叉项(County DF·County Industry Structure)的系数在所有回归中均显著为正,与县域数字普惠金融发展变量(County DF)的回归系数符号正好相反,说明当县域产业结构中第三产业占比较低时,数字普惠金融发展对居民收入波动的负向影响会更加明显。支持了假说 2。

表 6 地区产业结构的影响

	(1)Urban VOL	(2)Rural VOL
County DF	-0.0199***(-3.9066)	-0.0285***(-4.1762)
County DF·County Industry Structure	0.0296*** (3.0128)	0.0513*** (3.1379)
County Industry Structure	-0.1416***(-3.0985)	-0.2633***(-3.4361)
Controls	✓	✓
Year	✓	✓
County	✓	✓
Constant	0.0853*** (2.6028)	0.3392*** (6.0296)
观测值	8078	8078
R ²	0.721	0.553
聚类标准误	✓	✓

五、影响机制分析

(一)提高居民收入多元化程度

对这一机制的检验需要较为详细的收入构成数据。居民人均可支配收入一般包括工资性收入、转移性

收入、经营性收入和财产性收入等四个部分。其中,转移性收入是指国家、单位、社会团体对居民家庭的各种转移支付和居民家庭间的收入转移^①,这一部分收入受政策因素影响较大,与数字普惠金融发展没有直接关系。因此,本文在计算居民收入多元化程度时将这一部分收入予以剔除。本文以居民人均可支配收入中不同收入占比为基础构建赫芬达尔指数(*Herfin Index*)来衡量居民收入多元化程度。具体地,本文首先计算样本县域居民工资性收入、经营性收入、财政性收入在全部人均可支配收入的占比,并将各类收入占比的平方和进行加总得到赫芬达尔指数(*Herfin Index*)。从指标构造可以看到,赫芬达尔指数(*Herfin Index*)取值越高,说明该县人均可支配收入构成越集中,居民收入多元化程度越低;反之则越高。从数据情况看,只有一部分县披露了其详细的收入构成数据。经过逐一核对,本文共得到104个县2014-2021年725个年度观测值。本文将基于上述方法构建的赫芬达尔指数(*Herfin Index*)作为因变量加入模型(1),并进行回归分析。如果数字普惠金融发展能够提高县域居民收入多元化程度,则数字普惠金融发展变量的回归系数预期将为负。具体结果如表7的Panel A所示。可以看到,数字普惠金融发展变量(*County DF*)的回归系数在两个回归中均显著为负,说明县域数字普惠金融发展程度越高,赫芬达尔指数(*Herfin Index*)会越低,该地区居民收入多元化程度越高。这一结果意味着,数字普惠金融发展有助于拓展县域居民的收入来源,提高县域居民收入多元化程度。提高居民收入多元化程度这一机制得到支持。

表7 机制检验

	Panel A : 提高居民收入多元化程度 (因变量 <i>Herfin Index</i>)		Panel B : 降低地方经济波动 (因变量 <i>County GDP VOL High</i>)	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>County DF</i>	-0.0552***(-4.4259)	-0.0552**(-2.3524)		
<i>County DF(t-1)</i>			-0.2275*(-2.4355)	-0.2275*(-2.1795)
<i>Controls</i>	✓	✓	✓	✓
<i>Year</i>	✓	✓	✓	✓
<i>County</i>	✓	✓	✓	✓
Constant	0.5536**(2.1476)	0.5536(1.5016)	3.8220*** (2.9299)	3.8220*** (2.7023)
观测值	725	725	5963	5963
R ²	0.889	0.889	0.440	0.440
聚类标准误		✓		✓

(二)降低地方经济波动

为检验数字普惠金融发展能否降低地方经济波动,本文首先构建县域GDP波动变量(*County GDP VOL*)。参照居民收入波动指标的计算方法,县域GDP波动(*County GDP VOL*)等于县域GDP(元)3年(当年及过去2年)标准差除以县域GDP(元)的3年均值。在此基础上,如果在给定年度一个县GDP波动高于样本中位数,则定义该县GDP波动较高,虚拟变量县域GDP波动高(*County GDP VOL High*)取值为1,否则取值为0。本文将虚拟变量“县域GDP波动高”作为模型(1)的因变量并进行回归分析。为减轻潜在的内生性影响,本文以滞后1年的县域数字普惠金融发展(*County DF(t-1)*)作为解释变量。如果前文的分析成立,本文预期,滞后1年的县域数字普惠金融发展变量(*County DF(t-1)*)的回归系数将显著为负。具体结果见表7的Panel B。可以看到,滞后1年的县域数字普惠金融发展变量(*County DF(t-1)*)的回归系数显著为负,说明县域数字普惠金融发展水平越高,地方GDP波动程度越低,即数字普惠金融发展有助于降低地方经济波动。支持了前文的推论。

① 转移性收入包括政府对个人收入转移的离退休金、失业救济金、赔偿等,单位对个人收入转移的辞退金、保险索赔、住房公积金、家庭间的赠送和赡养等。

六、进一步分析

已有研究表明,数字普惠金融发展对经济增长、金融机构绩效、外商投资等方面的影响是非线性的(Liu, et al. 2021; 张岳、周应恒, 2022; 王智新等, 2023)。那么,数字普惠金融发展对居民收入波动的影响是否也是非线性的?这一部分将对数字普惠金融与居民收入波动之间是否存在非线性关系进行分析。门槛效应模型是研究非线性影响的一种常用方法。已有研究一般采用二次项的方式研究非线性关系,但这种方法仅适用于“U型”或“倒U型”关系,并不适用于其他的非线性关系(万建香、汪寿阳, 2016)。考虑到这一点,本文采取面板门槛效应模型来考察数字普惠金融与居民收入波动之间的关系。借鉴 Hansen(2000)、李梅和柳士昌(2012)、万建香和汪寿阳(2016)等研究,本文构建以下门槛效应模型:

$$y_{it}^m = \beta_0 + \beta_1 \cdot County DF_{it} \cdot I(County DF_{it} \leq \emptyset) + \beta_2 \cdot County DF_{it} \cdot I(County DF_{it} > \emptyset) + \beta_3 \cdot Controls_{it} + County_i + Year_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式(4)中 $I(\cdot)$ 为示性函数, \emptyset 表示数字普惠金融发展的门槛值。式(4)等价于一个分段函数模型:当 $County DF_{it} \leq \emptyset$ 时, $County DF_{it}$ 的回归系数为 β_1 ; 当 $County DF_{it} > \emptyset$ 时, $County DF_{it}$ 的回归系数为 β_2 。针对城镇和农村居民收入波动的门槛效应分析结果如表 8 所示。

从表 8 列(1)可以看到,数字普惠金融发展对城镇居民收入波动(Urban VOL)影响的门槛值为 4.7058,并处于 95%的置信区间,表明数字普惠金融发展对城镇居民收入波动的影响确实存在门槛效应,回归显著拒绝不存在门槛值的原假设。其中,门槛值左侧的回归系数 β_1 和门槛值右侧的回归系数 β_2 均显著为负,表明无论是低于还是高于门槛值,数字普惠金融发展均能够显著降低城镇居民收入波动。从列(1)可以看到 β_1 的

表 8 门槛效应分析:县域城镇居民收入波动

	(1)Urban VOL	(2)Rural VOL
$\beta_1(County DF \leq 4.7080)$	-0.0165***(-9.2827)	
$\beta_2(County DF > 4.7080)$	-0.0191***(-10.7311)	
$\beta_1(County DF \leq 4.5347)$		-0.0137***(-7.1901)
$\beta_2(County DF > 4.5347)$		-0.0145***(-8.1033)
Controls	✓	✓
Year	✓	✓
County	✓	✓
Constant	0.3113***(2.9992)	0.3262***(3.4823)
观测值	1216	1216
R ²	0.452	0.431
门槛值	4.7058	4.5347
门槛值 95%置信区间	[4.6672 4.7370]	[4.2569 4.6628]
单一门槛自抽样检验(原假设:不存在门槛值)	228.74***	15.04

绝对值要小于 β_2 ,两者相差 0.0026,说明当数字普惠金融发展高于门槛值时,数字普惠金融发展对城镇居民收入波动的负向影响会更加明显。从列(2)可以看到,数字普惠金融发展对农村居民收入波动(Rural VOL)影响的门槛值为 4.5347,但单一门槛自抽样检验结果显示,该门槛值在统计上并不显著,说明数字普惠金融发展对农村居民收入波动的影响不存在显著的门槛效应。不过,尽管不显著,从列(2)仍可以看到,当数字普惠金融发展超过一定门槛值时,数字普惠金融发展对农村居民收入波动的影响程度会增大。

总体上,门槛效应模型分析结果表明,尽管数字普惠金融发展有助于降低居民收入波动,但这种影响具有一定的非线性特征。随着数字普惠金融发展水平的提高,数字普惠金融发展对减少城镇居民收入波动的作用会更加明显,而对农村居民收入波动存在一定的非线性影响但并不显著。可能的原因在于,当前我国数字普惠金融发展程度总体上仍然不高,其在降低居民收入波动方面的作用存在着边际上的递增效应。具体地,当数字普惠金融发展水平较低时,数字普惠金融发展在降低城镇居民收入波动方面的作用会比较有限;随着数字普惠金融发展水平的提升,数字技术的应用能够帮助普惠金融服务以更快的速度覆盖更多群体,在边际上对降低城镇居民收入波动的效果也会更明显。换言之,数字技术的应用使得数字普惠金融发挥作用的机制呈现出非线性特征。

七、结论与启示

本文从金融的角度讨论了数字普惠金融发展是否有助于减少居民收入波动。本文发现,数字普惠金融发展会降低居民收入波动,其效果要优于基于存贷款业务的传统金融发展。本研究具有较强的政策含义。首先,本文验证了数字普惠金融发展在降低居民收入波动方面的积极作用,因此,可以把发展数字普惠金融作为降低居民收入大幅波动的一个抓手。完善数字普惠金融基础设施,建立服务于中小微企业的金融数据处理中心,助力中小微企业实施数字化转型;建立覆盖农村地区的通信网络,提高农村地区电信基站覆盖率;加强大型金融机构对于信息技术实力相对薄弱的农村中小金融机构的技术输出,帮助农村中小金融机构以技术赋能普惠金融业务。其次,本文的结果显示,数字普惠金融不同组成部分在降低居民收入波动方面的作用是不同的,数字金融覆盖广度的效果更为明显。因此,可以采取针对性措施进一步提高数字金融覆盖广度。对于那些数字普惠金融业务占比较高的金融机构给予适当奖励,引导金融机构利用数字技术对普惠金融业务进行优化。特别是对于增量普惠金融业务,引导金融机构更多地通过数字技术进行优化。最后,异质性分析发现,数字普惠金融在减少城乡收入波动方面的作用在第三产业占比较低的地区更为明显,而这些地区经济发展通常较为落后。因此,要特别重视和加强经济发展落后地区的数字普惠金融发展,可以由中央财政设立专项资金,对经济发展落后地区数字普惠金融基础设施建设进行补贴。□

[参考文献]

- 才国伟、刘剑雄,2014. 收入风险、融资约束与人力资本积累——公共教育投资的作用. 经济研究 (11): 67-80.
- 邓金钱、刘明霞,2024. 数字普惠金融对县域创业活动的影响研究——来自中国县域层面的经验证据. 审计与经济研究 (6): 94-104.
- 樊潇彦、袁志刚、万广华,2007. 收入风险对居民耐用品消费的影响. 经济研究 (4): 124-136.
- 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) (4): 1401-1418.
- 何兴强、史卫、周开国,2009. 背景风险与居民风险金融资产投资. 经济研究 (12): 119-130.
- 胡联、姚绍群、杨成渝、吉路涵,2021. 数字普惠金融有利于缓解相对贫困吗? 财经研究 (12): 93-107.
- 胡振、臧日宏,2016. 收入风险、金融教育与家庭金融市场参与. 统计研究 (12): 67-73.
- 黄祖辉、宋文豪、叶春辉,2023. 数字普惠金融对新型农业经营主体创立的影响与机理——来自中国 1845 个县域的经验证据. 金融研究 (4): 92-110.
- 李春涛、闫续文、宋敏、杨威,2020. 金融科技与企业创新——新三板上市公司的证据. 中国工业经济 (1): 81-98.
- 李梅、柳士昌,2012. 对外直接投资逆向技术溢出的地区差异和门槛效应. 管理世界 (1): 21-32+66.
- 李小红、董丰、熊琛,2022. 金融开放、金融摩擦与中国宏观经济波动. 经济学(季刊) (5): 1533-1554.
- 林光华,2013. 农户收入风险与预防性储蓄. 中国农村经济 (1): 55-66.
- 罗楚亮,2004. 经济转轨、不确定性 with 城镇居民消费行为. 经济研究 (4): 100-106.
- 马勇、吴雪妍,2017. 金融发展如何影响经济波动? 金融评论 (1): 16-32+123.
- 潘敏、袁歌骋,2018. 金融去杠杆对经济增长和经济波动的影响. 财贸经济 (6): 58-72+87.
- 宋科、刘家琳、李宙甲,2022. 数字普惠金融能缩小县域城乡收入差距吗?——兼论数字普惠金融与传统金融的协同效应. 中国软科学 (6): 133-145.
- 万建香、汪寿阳,2016. 社会资本与技术创新能否打破“资源诅咒”? 经济研究 (12): 76-89.
- 王国静、田国强,2014. 金融冲击和中国经济波动. 经济研究 (3): 20-34.
- 汪雯羽、贝多广,2022. 数字普惠金融、政府干预与县域经济增长——基于门限面板回归的实证分析. 经济理论与经济管理 (2): 41-53.
- 王义中、林溪、李振华、吴卫星,2024. 数字普惠金融助力共同富裕: 基于流动性约束视角. 经济研究 (6): 49-68.
- 王永中,2009. 收入不确定、股票市场与中国居民货币需求. 世界经济 (1): 26-39.
- 王智新、王辰筱、朱文卿、韩承斌,2023. 新发展格局下城市数字金融对外商直接投资的影响. 统计研究 (3): 71-84.
- 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) (4): 1557-1580.
- 许志伟、刘建丰,2019. 收入不确定性、资产配置与货币政策选择. 经济研究 (5): 30-46.

- 杨新铭. 2010. 城镇居民财产性收入的影响因素. *经济学动态* (8) :62-66.
- 易行健、周利. 2018. 数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费. *金融研究* (11) :47-67.
- 尹志超、仇化、沙叶舟. 2022. 互联网金融与收入波动:来自中国家庭的证据. *管理科学学报* (9) :66-89.
- 尹志超、严雨、蒋佳伶. 2021. 收入波动、社会网络与家庭商业保险需求. *财经问题研究* (8) :52-61.
- 张海洋、胡英琦、陆利平、蔡卫星. 2022. 数字时代的银行业变迁. *金融研究* (9) :75-92.
- 张清俊、李倩. 2025. 数字普惠金融如何助力产业结构升级? *现代金融研究* (1) :14-24+68.
- 张勋、万广华、张佳佳、何宗樾. 2019. 数字经济、普惠金融与包容性增长. *经济研究* (8) :71-86.
- 张勋、杨桐、汪晨、万广华. 2020. 数字金融发展与居民消费增长:理论与中国实践. *管理世界* (11) :48-63.
- 张岳、周应恒. 2022. 数字金融发展对农村金融机构经营风险的影响. *中国农村经济* (4) :64-82.
- 钟凯、梁鹏、董晓丹、王秀丽. 2022. 数字普惠金融与商业信用二次配置. *中国工业经济* (1) :170-188.
- 周京奎. 2012. 收入不确定性、公积金约束与住房消费福利. *数量经济技术经济研究* (9) :95-110+121.
- 周雨晴、何广文. 2020. 数字普惠金融发展对农户家庭金融资产配置的影响. *当代经济科学* (3) :92-105.
- Acemoglu D. and Zilibotti F. ,1997. Was Prometheus unbound by chance? Risk diversification and growth. *Journal of Political Economy* (105) :709-751.
- Aghion P. Angeletos G. Banerjee A. and Manova K. 2010. Volatility and growth: credit constraints and the composition of investment. *Journal of Monetary Economics* (57) :246-265.
- Aghion P. Banerjee A. and Piketty T. ,1999. Dualism and macroeconomic volatility. *Quarterly Journal of Economics* (114) :1359-1397.
- Angerer X. and Lam P. 2009. Income risk and portfolio choice: an empirical study. *Journal of Finance* (64) :1037-1055.
- Avram S. Brewer M. Fisher P. and Fumagalli L. 2022. Household earnings and income volatility in the UK 2009-2017. *Journal of Income Inequality* (20) :345-369.
- Baker S. Baugh B. and Kueng L. 2021. Income fluctuations and firm choice. *Journal of Financial and Quantitative Analysis* (56) :2208-2236.
- Bartik J. 2009. How do the effects of local growth on employment rates vary with initial labor market conditions? Policy Paper No. 2009-005 ,W.E. Upjohn Institute for Economic Research.
- Baxter M. and King R. ,1999. Measuring business cycles: approximate band-pass filters for economic time series. *Review of Economics and Statistics* (81) :575-593.
- Bayer C. Luetticke R. Pham-Dao L. and Tjaden V. 2019. Precautionary savings, illiquid assets and the aggregate consequences of shocks to household income risk. *Econometrica* (87) :255-290.
- Betermier S. Jansson T. Parlour C. and Walden J. 2012. Hedging labor income risk. *Journal of Financial Economics* (105) :622-639.
- Blundell R. and Pistaferri L. 2003. Income volatility and household consumption: the impact of food assistance programs. *Journal of Human Resources* (38) :1032-1050.
- Caballero R. and Krishnamurthy A. 2001. International and domestic collateral constraints in a model of emerging market crises. *Journal of Monetary Economics* (48) :513-548.
- Chamon M. Liu K. and Prasad E. 2013. Income uncertainty and household savings in China. *Journal of Development Economics* , (105) :164-177.
- De Nardi M. Fella G. Knoef M. Paz-Pardo G. and Van Ooijen R. 2021. Family and government insurance: wage earnings and income risks in the Netherlands and the U.S.. *Journal of Public Economics* (193) :104327.
- Hansen B. 2000. Sample splitting and threshold estimation. *Econometrica* (68) :575-603.
- Hardy B. 2014. Childhood income volatility and adult outcomes. *Demography* (51) :1641-1665.
- Hines J. Gale W. and Knight B. 2010. State fiscal policies and transitory income fluctuations. *Brookings Papers on Economic Activity* , 313-350.
- Jermann U. and Quadrini V. 2012. Macroeconomic effects of financial shocks. *American Economic Review* (102) :238-271.
- Kerr W. and Nanda R. 2009. Democratizing entry: banking deregulations, financing constraints and entrepreneurship. *Journal of Financial Economics* (94) :124-149.
- Klapper L. Laeven L. and Rajan R. 2006. Entry regulation as a barrier to entrepreneurship. *Journal of Financial Economics* (82) :591-629.

- Liu Y, Luan L, Wu W, Zhang Z, and Hsu Y. 2021. Can digital financial inclusion promote China's economic growth?. *International Review of Financial Analysis* (78) :101889.
- Markowitz H. 1952. Portfolio selection. *Journal of Finance* (7) :77-91.
- Nichols A. 2010. Income inequality volatility and mobility risk in China and the US. *China Economic Review* (21) :S3-S11.
- Niu G, Jin X, Wang Q, and Zhou Y. 2022. Broadband infrastructure and digital financial inclusion in rural China. *China Economic Review* (76) :101853.
- Nolan C, and Thoenissen C. 2009. Financial shocks and the US business cycle. *Journal of Monetary Economics* (56) :596-604.
- Nunley J, and Seals A. 2010. The effects of household income volatility on divorce. *American Journal of Economics and Sociology* , (69) :983-1010.
- Yang Y, and Zhang S. 2023. Understanding income volatility in urban China. *Journal of Asian Economics* (85) :1-12.

Digital Inclusive Finance and Residents' Income Volatility ——A County-Level Analysis

LI Guang-zi ZHANG Heng

Summary: Since the reform and opening up, the income of Chinese residents has achieved rapid growth. Compared with developed countries, the overall income volatility of Chinese residents are relatively high, and there are huge regional differences. Higher income volatility can have wide-ranging impacts at both micro and macro levels. From a micro perspective, as rational economic agents, residents are usually risk averse, and higher income volatility directly reduces their utility and welfare. In addition, higher income volatility can also affect residents' expectations of permanent income, which in turn affects their investment, consumption, savings, education, and other behaviors. From a macro perspective, residents' income is an important component of GDP, and higher volatility in residents' income will increase macroeconomic volatility. Therefore, analyzing which factors can help reduce significant volatility in residents' income has important theoretical value and practical significance.

As an effective way of resource allocation, financial development will have a significant impact on economic growth and volatility. From the perspective of residents' income, financial development not only affects the level of residents' income, but also affects their composition and time distribution, thereby affecting residents' income volatility. Especially in recent years, with the deepening integration of finance and technology, digital technology has been widely used in the financial industry, promoting the rapid development of digital inclusive finance. Compared with traditional finance, digital inclusive finance has significant differences in the scope of service recipients, methods, and other aspects. So, what impact will the development of digital inclusive finance have on residents' income volatility? Is there a difference compared to traditional finance?

To address above issues, this paper analyzes how the development of digital inclusive finance affects the income volatility of urban and rural residents based on county level data from 2014 to 2021. Major findings include: (1) the development of digital inclusive finance will reduce residents' income volatility, which is superior to traditional financial development based on deposits and loans; (2) the impact of digital inclusive finance on residents' income volatility is more pronounced in regions where the proportion of the third industry is relatively low in the industrial structure; (3) potential mechanisms include increasing the degree of income diversification and reducing local economic volatility; (4) analysis based on the threshold effect model shows that, as the level of digital inclusive finance development increases, the effect of digital inclusive finance in reducing urban residents' income volatility becomes more pronounced.

(下转第 59 页)

cantly alleviates household financial fragility, whereas excessive trust may undermine household financial stability. Heterogeneity analysis reveals that the mitigating effect of trust tendency is more pronounced in middle-aged and younger households, non-agricultural households, highly educated households, high-income households, digitally connected households, and households with stronger language skills. Further research shows that trust tendency mainly alleviates household financial fragility by enhancing marital stability, promoting social interaction, and increasing participation in supplementary health insurance.

The marginal contributions of this paper are as follows: First, it identifies the impact of trust tendency on household financial fragility, extending the research literature in the field of trust tendency. By focusing on trust tendency as a personality trait, it enriches the study of how individual behavioral characteristics influence micro-level household economics. Second, it analyzes the mechanisms through which individual trust tendency affects household financial fragility from the perspectives of trust in family, society, and institutions, contributing to a deeper understanding of the intrinsic logic behind this relationship. Third, it examines the heterogeneity of the negative correlation between individual trust tendency and household financial fragility. The findings confirm that the mitigating effect of trust tendency is more evident in middle-aged and younger households, non-agricultural households, highly educated households, high-income households, digitally connected households, and households with stronger language skills. This provides valuable insights for households with different characteristics to improve their financial conditions.

Keywords: trust tendency; household financial fragility; marital stability; social interaction

JEL Classification: G30; O33; L25

(责任编辑：刘新)

(上接第 43 页)

The marginal contribution of this paper is as follows. Firstly, it expands the research on the factors influencing residents' income volatility. There has been little research on how financial factors affect residents' income volatility. This paper analyzes the impact and mechanism of digital inclusive finance on residents' income volatility. Secondly, it analyzes the impact of different types of financial development on residents' income volatility within the same research framework. This paper directly compares how different types of financial development affect residents' income volatility, which not only reflects the differences between the development of digital inclusive finance and traditional finance more directly, but also provides a deeper understanding of the unique role of digital inclusive finance development in reducing residents' income volatility. Thirdly, it provides a new perspective on how financial development affects macroeconomic volatility from the perspective of residents' income volatility. This paper confirms that the development of digital inclusive finance will have an impact on residents' income volatility, which in turn will affect macroeconomic volatility. This provides support for constructing a logical chain of "financial development-residents' income volatility-macroeconomic volatility".

Keywords: income volatility; digital inclusive finance; threshold effect model

JEL Classification: E44; F36; G20

(责任编辑：崔向博)