

数字普惠金融对我国居民储蓄率的影响分析

姜 迅

贵州大学数学与统计学院, 贵州 贵阳

收稿日期: 2025年3月14日; 录用日期: 2025年3月27日; 发布日期: 2025年4月30日

摘要

自改革开放以来, 我国居民储蓄率一直呈现出快速上升的趋势, 但受新冠肺炎疫情等因素的影响, 经济消费恢复较慢。随着数字金融的发展, 其对于降低居民储蓄率、释放居民消费的重要性日益显现, 也引起了学界和业界的众多关注。文章基于2011~2020年区间31个省份的面板数据, 采用PVAR模型探究数字普惠金融与居民储蓄率之间的关系, 研究结果表明, 数字普惠金融的冲击能够在短期促进居民消费、降低储蓄率。且数字普惠金融主要通过数字金融覆盖广度、数字金融使用深度两个途径降低居民储蓄率。

关键词

居民储蓄率, 数字普惠金融, PVAR模型

Research on the Impact of Digital Inclusive Finance on Household Savings Rate in China

Xun Jiang

School of Mathematics and Statistics, Guizhou University, Guiyang Guizhou

Received: Mar. 14th, 2025; accepted: Mar. 27th, 2025; published: Apr. 30th, 2025

Abstract

Since the reform and opening-up, China's household savings rate has shown a rapid upward trend. However, influenced by factors such as the COVID-19 pandemic, the recovery of economic consumption has been slow. With the development of digital finance, its importance in reducing the household savings rate and unleashing household consumption has become increasingly evident, attracting significant attention from both academia and industry. This article utilizes panel data from 31 provinces spanning the years 2011 to 2020 and employs a PVAR (Panel Vector Autoregression) model to explore the relationship between digital inclusive finance and the household savings rate. The research findings indicate that shocks from digital inclusive finance can promote household

consumption and reduce the savings rate in the short term. Moreover, digital inclusive finance primarily reduces the household savings rate through two channels: the breadth of digital finance coverage and the depth of digital finance usage.

Keywords

Household Savings, Digital Inclusive Finance, PVAR Model

Copyright © 2025 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

1.1. 研究背景

2023年《数字中国建设整体布局规划》提出，当前推进中国式现代化无法缺少建设数字中国这一重要引擎，且构筑国家竞争新优势也需要建设数字中国。因此，建设数字中国无论对全面建设社会主义现代化国家还是全面推进中华民族伟大复兴都具有重要意义和深远影响。

在这一过程中，电子商务作为数字经济的重要组成部分，也与数字普惠金融密切相关。电子商务平台在推动数字金融普及方面发挥着重要作用，它不仅提高了金融服务的覆盖面，还为消费者提供了便捷的支付与消费渠道。由此，研究数字普惠金融对居民储蓄率的影响，不仅可以为居民消费提供更多金融支持，也为扩展内需、促进经济发展提供了新的思路。

1.2. 研究意义

(1) 理论意义

本文对于完善数字普惠金融对居民储蓄率的影响效应的研究有一定的补充。本文采用PVAR方法，探讨了数字普惠金融与居民储蓄率的动态关系。

(2) 实践意义

本文使用2011~2020年31个省市的数据，进行数字普惠金融与居民储蓄率动态影响研究、数字普惠金融特征异质性分析。为中国居民高储蓄问题提供更合理、更符合实际的建议。

2. 研究综述

2.1. 数字普惠金融研究概述

大多数研究认为普惠金融最初以小额信贷形式初见雏形，而后经历了微型金融和传统普惠金融阶段，最终发展为如今的数字普惠金融阶段。

随着各个阶段的发展，数字普惠金融的理论发展和实践探索在不断变化和丰富。起初，普惠金融强调银行物理网点的数量和布局，并注重居民和小微企业对于信贷资源的获得程度。随着信息技术的普及和海量数据的搜集，普惠金融的服务业务种类愈加广泛，便捷程度也大大提升(焦瑾璞等, 2015) [1]。

2015年，普惠金融的定义首次出现在我国《政府工作报告》中，其含义是：在机会均等和企业可持续发展原则的前提下，以可负担的成本为有金融服务需求的社会各阶层和群体提供高质量的金融服务。在这一阶段，我国传统普惠金融发展迅速，金融服务覆盖广度得到了快速提升。2016年的G20峰会上，

我国首次提出“数字普惠金融”这一概念，其内涵在于运用数字技术推动金融服务的快速发展并进一步提高金融服务的普惠性。数字普惠金融凭借数字信息技术进一步扩展了普惠金融的发展形式，帮助其进一步提供可持续、低成本的金融服务(牛余斌，2018) [2]。

为反映不同层次、全方位的信息，构建完善的指标体系来衡量数字普惠金融的发展水平一直是各专家学者努力的方向。最初的普惠金融指标体系包含 19 个指标，其建立于在 2013 年 G20 峰会上成立的金融包容全球合作伙伴组织(GPFI)。在中国，最初的普惠金融体系是由北京大学数字金融研究中心所编制。同时在 2016 年底，中国人民也建立了一套中国普惠金融指标体系，从实践上贯彻落实国务院推进普惠金融的发展规划(郭峰等，2020) [3]。

2.2. 消费与储蓄率研究概述

大部分探讨影响储蓄率因素的文献主要从流动性约束和预防性储蓄视角出发。首先，从流动性约束视角来看。消费者由于受到信息不对称，消费信贷供给不足等问题的影响就叫做流动性约束，而导致家庭高储蓄的重要原因之一就是流动性约束(尹志超等，2022) [4]。一方面周黛等人(2006) [5]发现流动性约束使得消费者参与股票市场和基金市场的可能性降低，这也导致消费者会选择诸如储蓄等更为稳健的投资方式，另一方面南永清(2023) [6]通过静态识别模型和动态识别模型对比发现，流动性约束型消费者比重的上升是引起中国低消费、高储蓄的重要因素。

其次，关于预防性储蓄视角的分析。预防性储蓄是流动性约束理论的一个分支，是指家庭为应对未来不确定性进行的额外储蓄。自改革开放以来预防性储蓄对中国居民消费具有明显的负向作用，在逐渐以市场化为主导的改革中，居民收入预期不确定性所导致的谨慎动机，使得居民行为出现明显预防性储蓄倾向(裴春霞等，2004) [7]。在此基础上杭斌(2005) [8]通过构建效用最大化的一阶条件和相应的消费函数发现，在收入和消费的短期关系中，预防性储蓄存在着显著的负面影响，其增强的作用并不能被下调的利率所抵消，这也导致了利率不断下调而储蓄率却仍旧不见下降的现象。

2.3. 数字普惠金融对储蓄率影响研究概述

学者们对于我国居民储蓄率上升，消费动力不足作出了不同的解释，一方面解释是由于金融市场仍旧不够完善，流动性约束抑制居民消费。而提高居民消费水平就要提升金融普及性，梁伟(2022) [9]对各省面板数据统计分析发现，数字普惠金融通过提高居民消费相关路径，降低服务门槛从而一定程度上缓解流动性约束。裴辉儒和胡月(2020) [10]通过对移动支付数据进行了实证检验发现，数字普惠金融能够通过消除传统金融排斥来降低使用金融服务的成本，同时还能够提高居民的消费水平。易行健、周利(2018) [11]表明居民预防性储蓄动机加强是由于未来收入不确定性所导致的，因此居民当期消费资金会减少，数字普惠金融则是通过缓解流动性约束来促进居民消费水平。封思贤、宋秋韵(2021) [12]则通过实证分析证明数字普惠金融能够缩短金融市场资金运行周期，从而满足了居民不同期限缓冲储备需求，降低预防性储蓄动机，提高居民消费水平。

2.4. 文献评述

纵观现有文献可以发现，目前相关文献中少有使用 PVAR 模型对其进行实证研究，大部分文章都只是使用简单的线性回归模型来探究二者之间的相关性，而忽略了其时间上的动态影响和相互作用，与此同时对于数字普惠金融对居民储蓄率的作用途径也没有深入研究。由于数字普惠金融的普及化，关于其研究不能主要集中在对储蓄率水平影响以及理论的研究，而应该从作用机制进行异质性分析。文章突破了传统线性回归模型的局限性，通过 PVAR 模型更全面地分析数字普惠金融与居民储蓄率之间的动态关

系，并且通过异质性分析深入探讨了数字普惠金融影响储蓄率的作用机制，揭示了数字普惠金融对不同地区、不同收入群体的差异化影响，为现有理论提供了新的实证支持，进一步丰富了数字普惠金融的理论研究，补充了研究区域的空白与不足之处。

3. 研究设计

文章选取 2011~2020 年作为样本区间，各省份储蓄率的数据来源于《中国统计年鉴》，数字普惠金融指数的数据则由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团合作编制，同时借鉴郭峰等人构建的数字普惠金融指标模型来评估我国各地区数字普惠金融发展程度。本文将先对获取的数据进行简单的描述性分析，接着进行定性分析，最后使用面板向量自回归模型进行实证分析。

3.1. 模型构建

面板向量自回归模型在考虑个体效应和时间效应的情况下有效解决个体异质性问题，选用该方法分析数字普惠金融对我国居民储蓄率的影响，既能够发挥面板分析的优势，也具有其他模型的优点，能防止出现样本量不足的问题而给最终结论的科学性带来的影响，同时也能够找到共同冲击点所在。

本文用数字普惠金融指数和储蓄率两个内生变量构建面板向量自回归模型，模型的设定如下：

$$y_{it} = \alpha_i + \sum_{j=1}^p \beta_j y_{t-j} + \varphi_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

j 表示滞后阶数， i 表示不同省份， t 表示不同年份， $y_{it} = \{Index, Saving\}$ ， β_j 表示内生变量的滞后效应； α_i 为个体效应； φ_t 为时间效应； ε_{it} 为随机误差项。

3.2. 变量说明

文章选取 2011~2020 年作为样本区间(如表 1)，各省份储蓄率的数据来源于《中国统计年鉴》，数字普惠金融指数的数据则由北京大学数字金融研究中心和蚂蚁金服集团合作编制。

Table 1. Main variables and their definitions

表 1. 主要变量及其含义

变量	定义	单位	最大值	最小值	均值	标准差
Index	各省份数字普惠金融指数	/	431.93	16.22	216.24	97.03
Saving	各省份储蓄利率	%	0.44	0.11	0.28	0.05
Width	各省份数字金融覆盖广度指数	/	397.00	1.96	196.67	96.56
Depth	各省份数字金融使用深度指数	/	488.68	6.76	211.12	98.19
Degree	各省份普惠金融数字化程度	/	462.23	7.58	290.14	117.25

4. 数字普惠金融与居民储蓄率动态影响研究

4.1. 单位根检验和协整检验

首先绘制出各变量的时序图(如图 1)。可以初步判断出变量 Index 不平稳，变量 Saving 是平稳的，在此初步判断上进行单位根检验。

文章选择同根 LLC 检验和异根 fisher 检验，必须通过两个检验才能够有理由说明数据是平稳的，得到结论(如表 2)，由于原数据变量存在部分不平稳，因此需要对两个变量进行一阶差分得到变量 D_Saving，

D_Index 并且对其进行单位根检验, 由表 2 同样可以看出一阶差分后的变量是平稳的。

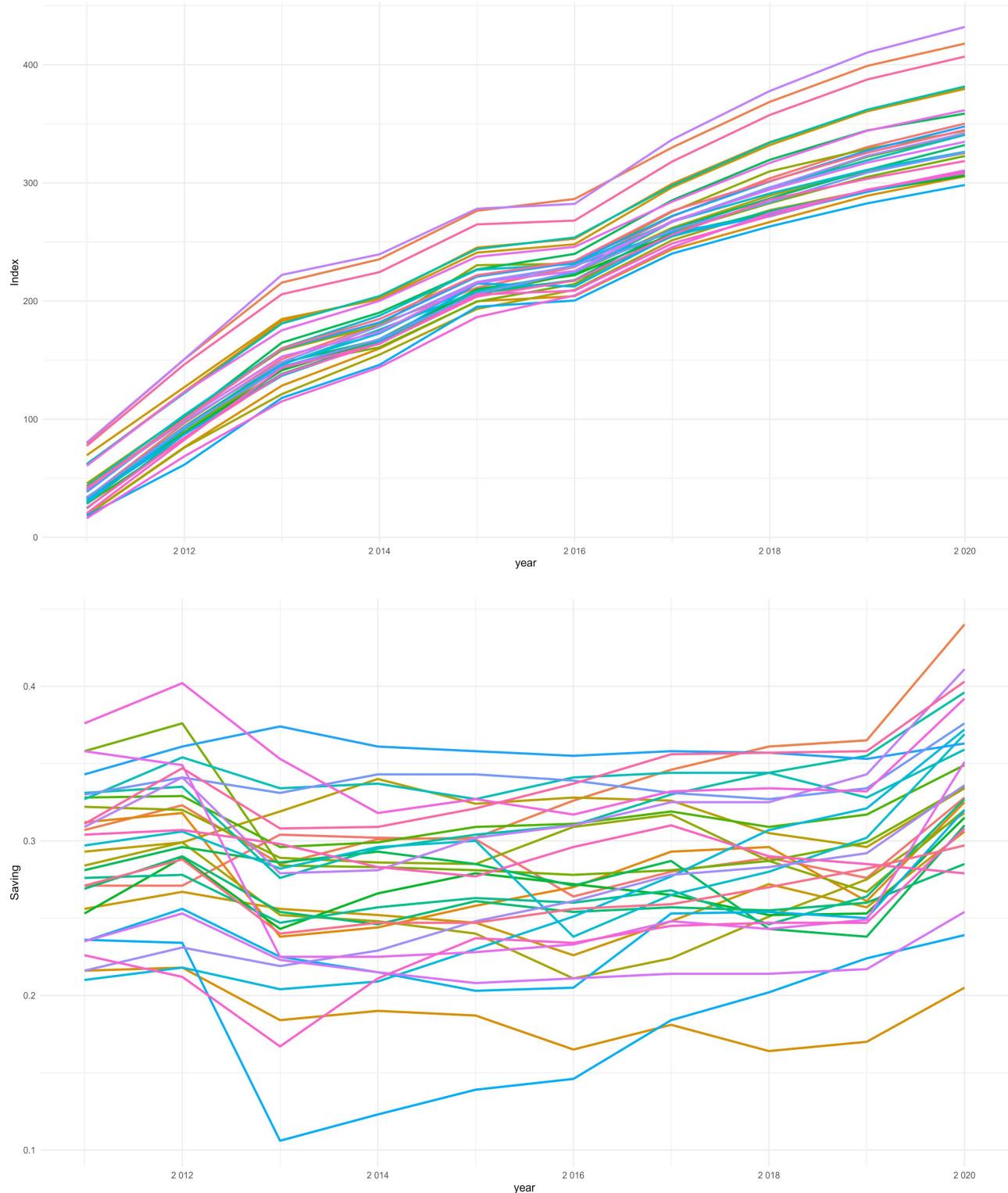


Figure 1. Time series plots of Index and Saving

图 1. Index 和 Saving 的时序图

Table 2. Results of unit root tests
表 2. 单位根检验结果

变量	LLC	Fisher	检验结果	变量	LLC
Index	-9.9810 (0.0000)	-0.0484 (0.4807)	不平稳	Index	-9.9810 (0.0000)
Saving	-14.7734 (0.0000)	-5.1461 (0.0000)	平稳	Saving	-14.7734 (0.0000)
D_Index	-11.7408 (0.0000)	-3.5782 (0.0002)	平稳	D_Index	-11.7408 (0.0000)
D_Saving	-11.4441 (0.0000)	-4.7654 (0.0000)	平稳	D_Saving	-11.4441 (0.0000)

注：括号内为 p 值。

面板向量自回归模型建立的前提是数据平稳，只有当变量序列通过平稳性检验时，才不会导致模型估计结果出现偏差，方差分解和脉冲响应结果失真。并且可以直接进行模型系数估计、格兰杰因果检验等程序。通过 Stata 软件对数据进行协整检验(如表 3)，看出 p 值远远小于 0.05，即可以证明两个变量之间存在长期协整关系，可以在此基础上继续建立 PVAR 模型。

Table 3. Results of cointegration tests
表 3. 协整检验

	统计量	p 值
Variance	311.8955	0.0000

4.2. 滞后阶数选择

文章使用信息准则法，利用 Stata 软件计算(如表 4)，依据最小原则确定最优滞后阶数，三种信息准则一致认为以构建的 PVAR 模型应该选择滞后 1 阶作为最优滞后阶数。

Table 4. Results of lag order selection
表 4. 滞后阶数选择

lag	MBIC	MAIC	MQIC
1	-62.8110	-24.2683	-36.9716
2	-51.0108	-16.9767	-30.3393
3	-48.7588	-23.2331	-33.2551
4	-32.0106	-14.9935	-21.6748

4.3. GMM 系数估计

在确定了最优滞后阶数之后，在 Stata 中采用 GMM 方法进行系数估计，得到结果(如表 5)，通过数据可以发现，数字普惠金融与各省份储蓄率之间存在显著的动态影响关系，并且两变量都各自受自身一阶滞后项的影响。以上只是基于 GMM 估计结果的初步结论，要更深入地探究二者之间动态影响关系还是依赖于后续的方差分解和脉冲响应函数分析。

Table 5. Results of GMM coefficient estimation
表 5. GMM 系数估计

冲击变量/反应变量	D_saving	D_Index	冲击变量/反应变量
D_SavingL1	-0.2583 (0.0000)	188.0165 (0.0000)	D_SavingL1
D_IndexL1	-0.0014 (0.0000)	0.4955 (0.0000)	D_IndexL1

注：括号内为 p 值。

4.4. 模型稳定性检验

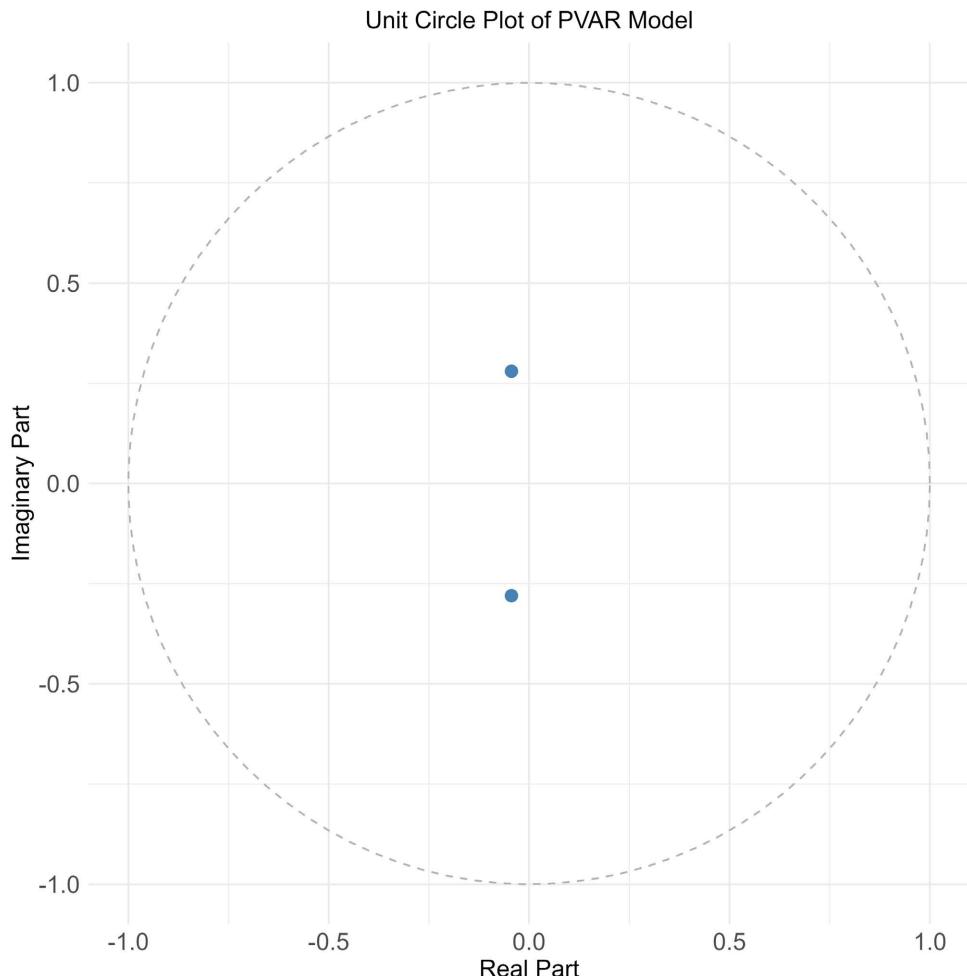


Figure 2. Graph of model stability test results
图 2. 模型稳定性检验结果图

通过 Stata 软件绘制出模型稳定性检验结果(如图 2)，明显看出两个特征值都落在单位圆内，即模型是稳定的。

4.5. 格兰杰因果检验

根据格兰杰因果检验结果(如表 6)，数字普惠金融与储蓄率之间存在双向因果关系，因此我们在研究

二者的关系时，必须要同时考虑二者相互之间的影响。

Table 6. Results of granger causality tests
表 6. 格兰杰因果检验

原假设	卡方统计量	p 值	检验结果
D_Index 不是 D_Saving 的 Granger 原因	42.577	0.0000	拒绝原假设
D_Index 不是 D_Saving 的 Granger 原因	23.611	0.0000	拒绝原假设

4.6. 脉冲响应和方差分解

通过 Stata 绘制出脉冲响应函数图，图 3 的右上方和左下方是文章重点关注部分，它反映了各省份居民储蓄率对数字普惠金融的冲击以及数字普惠金融对各省份居民储蓄率的冲击。

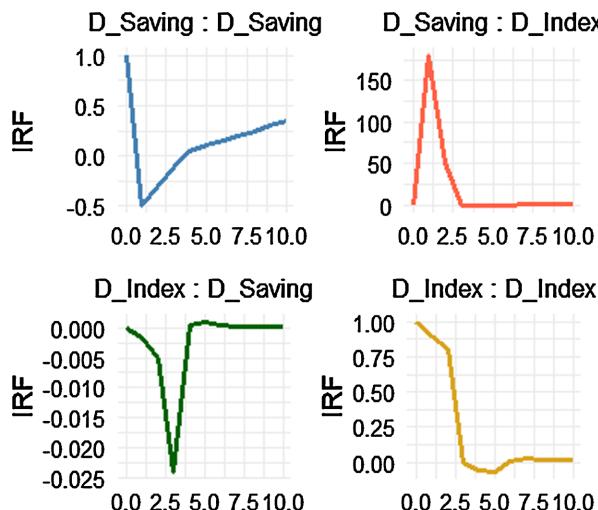


Figure 3. Impulse response analysis graph

图 3. 脉冲响应分析图

数字普惠金融对于居民储蓄率的冲击有显著的正向反应，并且在该正向反应在第一期达到最大，然后该影响趋势随着时间减弱，直到第四期开始不再显著。这说明居民储蓄率升高时会促进数字普惠金融的发展，但这种影响期限较短。居民储蓄率对数字普惠金融的短期正向影响可以从需求驱动效应和资金供给效应两个方面解释。当居民储蓄增加时，他们对金融工具的需求也随之增加，这推动了数字普惠金融的发展。其次，高储蓄率为金融机构提供了更多的可贷资金，从而促进了数字普惠金融的扩展。

与此同时，居民储蓄率对于数字普惠金融指数的冲击有显著的负向反应，并且也是在第一期达到顶峰值，到第三期开始不再显著。这说明数字普惠金融的发展能够在短期内有效降低居民储蓄率，但不持久。这样的短期负向影响主要体现在流动性约束缓解、消费平滑效应和投资替代效应三个方面。数字普惠金融通过降低金融服务门槛缓解了居民的流动性约束，从而减少预防性储蓄。其次，数字普惠金融提供了更多消费信贷工具，帮助居民平滑跨期消费，降低了为应对未来不确定性而进行的储蓄。最后，数字普惠金融提供了更多投资渠道，居民可能将部分储蓄转化为投资，从而降低储蓄率。

根据方差分解结果(如表 7)，该系统在第 7 个预测期及以后已经基本稳定，因此文章从系统稳定时展开分析，在第 7 期，数字普惠金融指数对居民储蓄率的贡献为 40.91%，居民储蓄率对数字普惠金融指数的贡献为 21.5%，当贡献率超过 5% 时，该变量的影响是有效的。方差分解的结果表明，数字普惠金融水

平的变动能够解释居民储蓄率的变动，反之亦然。

Table 7. Results of variance decomposition
表 7. 方差分解结果

	D_Saving	D_Index
D_Saving		
0	0	0
1	1	0
2	0.6039	0.3961
3	0.5926	0.4074
4	0.5915	0.4084
5	0.5908	0.4091
6	0.5908	0.4091
7	0.5908	0.4091
D_Index		
0	0	0
1	0.2496	0.7504
2	0.2116	0.7884
3	0.2158	0.7842
4	0.2152	0.7846
5	0.2151	0.7849
6	0.2151	0.7849
7	0.2151	0.7849

5. 数字普惠金融特征异质性分析

前文已经研究了数字普惠金融与居民储蓄率之间的动态影响关系，为了进一步探究数字普惠金融的作用路径，文章选择对数字普惠金融进行特征异质性分析，数字普惠金融主要有三个特征，分别是数字金融覆盖广度、数字金融使用深度和普惠金融数字化程度，与前文研究过程相似，构建面板向量自回归模型，并进行格兰杰因果检验以及方差分解。

5.1. 单位根检验和协整性检验

根据单位根检验(如表 8)以及协整检验(如表 9)可以看出一阶差分后的变量是平稳的。有充分的理由拒绝原假设，即认为变量之间存在长期协整关系，可以在此基础上继续建立 PVAR 模型。

Table 8. Results of unit root tests

表 8. 单位根检验结果

变量	LLC	Fisher	检验结果	变量	LLC
Width	-10.1686 (0.0000)	-2.0677 (0.0193)	平稳	Width	-10.1686 (0.0000)
Depth	-7.72 (0.0000)	-0.6641 (0.2533)	不平稳	Depth	-7.72 (0.0000)

续表

Degree	-11.3208 0	-3.8046 -0.0001	平稳	Degree	-11.3208 0
D_Width	-13.5100 (0.0000)	-4.4957 (0.0000)	平稳	D_Width	-13.5100 (0.0000)
D_Depth	-13.2531 (0.0000)	-3.3454 (0.0002)	平稳	D_Depth	-13.2531 (0.0000)
D_Degree	-19.0006 (0.0000)	-11.3770 (0.0000)	平稳	D_Degree	-19.0006 (0.0000)

注：括号内为 p 值。

Table 9. Results of cointegration tests**表 9. 协整检验**

	统计量	p 值
Variance	-13.1085	0.0000

5.2. 格兰杰因果分析

格兰杰因果检验结果表明(如表 10)，数字普惠金融三个特征与居民储蓄率之间存在双向因果关系。

Table 10. Results of granger causality tests**表 10. 格兰杰因果检验**

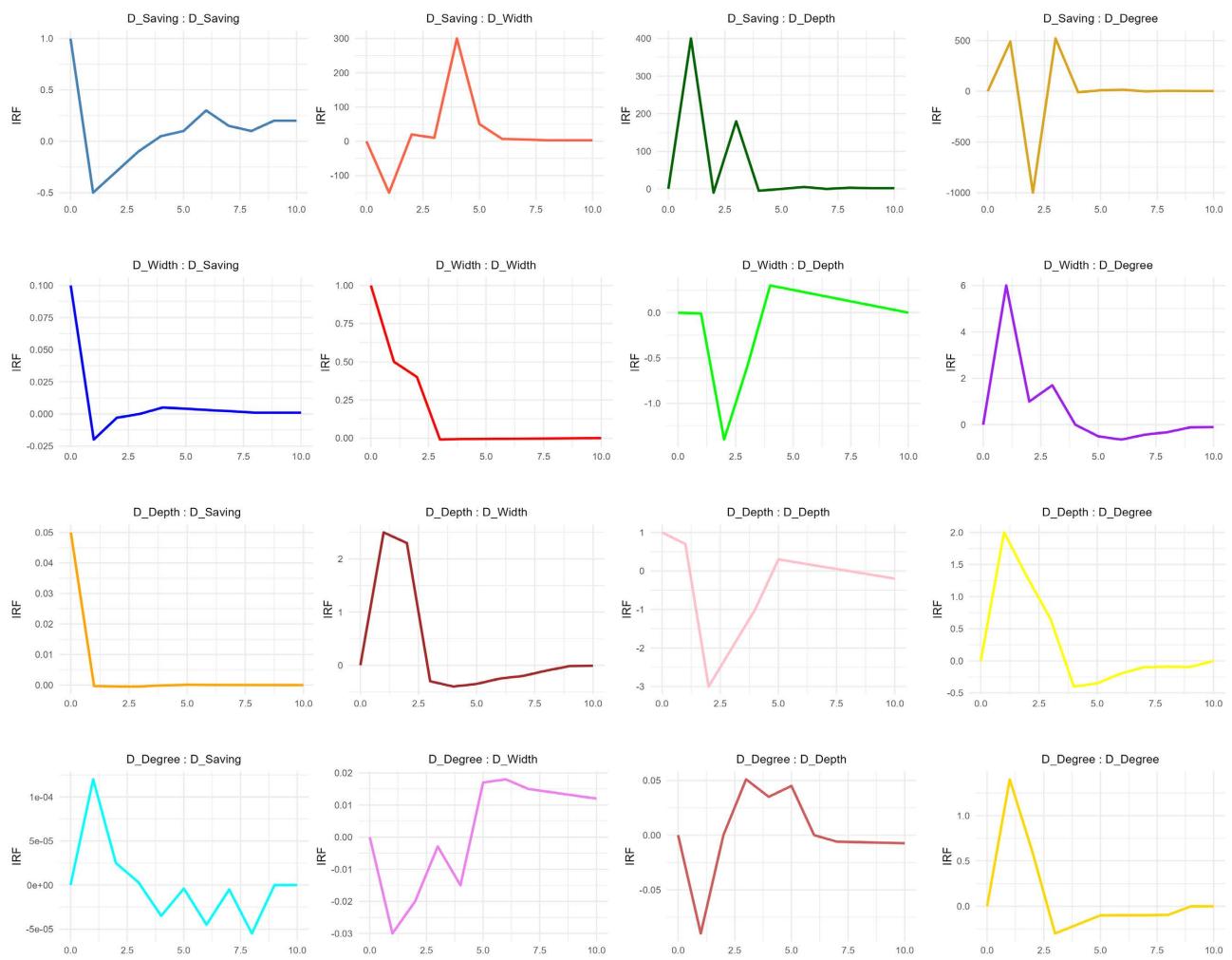
原假设	卡方统计量	p 值	检验结果
D_Width 不是 D_Saving 的 Granger 原因	80.646	0.0000	拒绝原假设
D_Depth 不是 D_Saving 的 Granger 原因	37.273	0.0000	拒绝原假设
D_Degree 不是 D_Saving 的 Granger 原因	7.393	0.0070	拒绝原假设
D_Saving 不是 D_Width 的 Granger 原因	37.254	0.0000	拒绝原假设
D_Saving 不是 D_Depth 的 Granger 原因	14.53	0.0000	拒绝原假设
D_Saving 不是 D_Degree 的 Granger 原因	25.164	0.0000	拒绝原假设
D_Width 不是 D_Saving 的 Granger 原因	80.646	0.0000	拒绝原假设

5.3. 脉冲响应和方差分解

脉冲响应函数图表明(如图 4)，数字金融覆盖广度指数、数字金融使用深度指数对降低居民储蓄率的影响都是短期显著，而长期逐渐减弱的。然而普惠金融数字化程度指数对居民储蓄率的贡献微乎其微，在第十期仅为 1.02%，远小于另外两项的贡献而普惠金融数字化程度对于居民储蓄率的影响。从机制上看，随着居民对数字金融工具的使用频率增加，他们的消费和投资行为更加活跃，储蓄动机减弱。同时，数字金融覆盖广度的扩大使更多偏远地区和低收入群体能够获得金融服务，减少了金融排斥现象，从而降低了整体储蓄率。普惠金融数字化程度对居民储蓄率的非显著影响可能由于技术普及滞后和居民适应性不足两个方面导致其对储蓄率的影响受限。

6. 结论与建议

本文利用全国 31 个省份 2011~2020 年的数据为研究对象，构建面板数据自回归模型探究数字普惠

**Figure 4.** Impulse response analysis graph**图 4. 脉冲响应分析图****Table 9.** Results of variance decomposition
表 9. 方差分解结果

	D_Width	D_Depth	D_Degree	D_Saving
D_Saving	0	0	0	0
1	0.1463	0.2274	0.0055	0.6208
2	0.3472	0.2256	0.0065	0.4207
3	0.3931	0.2921	0.0109	0.304
4	0.3698	0.3467	0.0098	0.2737
5	0.3681	0.3456	0.0104	0.276
6	0.3716	0.3437	0.0104	0.2743
7	0.373	0.3455	0.0103	0.2713
8	0.3727	0.3473	0.0102	0.2698
9	0.3726	0.3475	0.0103	0.2696
10	0.3726	0.3475	0.0103	0.2696

金融与居民储蓄率之间的动态影响关系,得出以下结论:首先居民储蓄率对于数字普惠金融的影响是短期正向的,而数字普惠金融对于居民储蓄率的影响是短期负向的,双方之间的影响都是显著有效的。其次根据文章第二部分对于数字普惠金融特征异质性分析结果可以得到,数字普惠金融特征中主要起作用的是数字金融使用深度和数字金融覆盖广度,而且两个特征对于居民储蓄率存在短期负向的影响,而普惠金融数字化程度对居民储蓄率无显著影响。

根据实证结果,文章提出以下政策建议:第一,积极推动数字普惠金融的发展,将数字普惠金融促进居民消费、内需增长的积极作用充分发挥。一方面,完善数字普惠金融的基础设施建设,尤其是落后偏远地区,政府应该加大地区服务网点、终端等基础设施的建设,大力推广和普及数字金融,让数字普惠金融能够服务于更多的家庭,进而提升整体消费水平、促进社会经济发展。另一方面,提高居民的数字金融素养,政府加大地区推广力度,加强对于普惠金融的宣传教育,同时还有积极帮助弱势人群提高数字金融素养,发挥普惠金融的普适性。第二,多路径缓解居民流动性约束和预防性储蓄,虽然数字普惠金融的发展一定程度上缓解流动约束,但是并非唯一方式,由于未来收入的不确定性,中国居民仍然具有较高的预防性储蓄动机,应加快完善社会保障体制,持续提高教育、医疗、养老等保障力度,提高中低收入群体收入。最后政府还需要考虑当地区域优势,因地制宜发展,根据各地区经济发展水平、制度环境的不同有针对性提出措施,并且鼓励各地区之间进行金融交流,以此来促进金融资源流动,打破信息差、区域差壁垒。

参考文献

- [1] 焦瑾璞,黄亭亭,汪天都,等.中国普惠金融发展进程及实证研究[J].上海金融,2015,417(4): 12-22.
- [2] 牛余斌.中国数字普惠金融发展对贫困减缓的实证研究[D].[硕士学位论文].济南:山东大学,2018.
- [3] 郭峰,王靖一,王芳,等.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),2020,19(4): 1401-1418.
- [4] 尹志超,吴子硕,蒋佳伶.移动支付对中国家庭储蓄率的影响[J].金融研究,2022(9): 57-74.
- [5] 周黛,谢绵陛.信贷约束对我国家庭金融资产配置的影响研究[J].重庆文理学院学报:社会科学版,2019,38(4): 45-53.
- [6] 南永清,臧旭恒,后天路.新发展格局下居民消费潜力释放研究——基于中国消费金融现状及投资者教育调查[J].当代经济研究,2023(2): 112-128.
- [7] 臧旭恒,裴春霞.预防性储蓄、流动性约束与中国居民消费计量分析[J].经济学动态,2004(12): 28-31.
- [8] 杭斌,申春兰.潜在流动性约束与预防性储蓄行为——理论框架及实证研究[J].管理世界,2005(9): 28-35+58.
- [9] 梁伟,李舒,冯叶.数字普惠金融的发展对居民消费影响研究——基于省际面板数据的实证分析[J].吉林金融研究,2020(7): 4-9.
- [10] 裴辉儒,胡月.移动支付对我国居民消费影响的实证研究[J].西安财经大学学报,2020,33(1): 37-44.
- [11] 易行健,周利.数字普惠金融发展是否显著影响了居民消费——来自中国家庭的微观证据[J].金融研究,2018(11): 47-67.
- [12] 封思贤,宋秋韵.数字金融发展对我国居民生活质量的影响研究[J].经济评论,2021,37(1): 101-113.