

引用格式:张笑,姜泽辉,刘晓宇. 互联网理财与居民消费:挤出效应还是财富效应? [J]. 技术经济, 2024, 43(5): 32-42.

ZHANG Xiao, JIANG Zehui, LIU Xiaoyu. Internet money management and household consumption: Crowding out effect or wealth effect? [J]. Journal of Technology Economics, 2024, 43(5): 32-42.

互联网理财与居民消费:挤出效应还是财富效应?

张笑,姜泽辉,刘晓宇

(青岛大学经济学院,青岛 266071)

摘要:理财是实现居民消费跨期平滑的重要方式,互联网理财凭借其便利性、普惠性等优势迅速渗入居民家庭,并对其消费行为产生重要影响。通过构建互联网理财影响居民消费的理论模型,并利用2017和2019年中国家庭金融调查数据(CHFS)实证检验了互联网理财与居民消费的关系。研究发现:首先,互联网理财能够显著促进居民消费,使用工具变量、替换被解释变量和变更样本等方法不影响结论稳健性;其次,互联网理财主要通过获取利息收益和提供支付便利性两种机制产生影响;再次,异质性分析发现,这种对消费的促进效应在东中部地区、中低收入和低学历家庭更为明显,特别的是如果家中有未婚儿子,则互联网理财对消费没有显著的影响;最后,从消费水平提升和消费结构优化两个维度,进一步研究了互联网理财对消费升级的影响,发现互联网理财显著提高了发展与享受型消费的比重,同时显著降低了生存型消费的比重。因此,互联网理财的发展有助于扩大内需,实现居民消费升级,从而促进国内大循环格局的形成。

关键词:互联网理财;居民消费;消费升级

中图分类号: F832 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002-980X(2024)05-0032-11

DOI:10.12404/j.issn.1002-980X.J23120409

一、引言

消费作为经济活动的终点和目的,在经济发展中发挥基础性作用。然而,在百年变局和新冠疫情影响下,2022年中国最终消费对经济增长贡献率仅为32.8%,远低于2021年的65.8%。长期以来我国居民消费平均增长速度低于经济增长速度,居民消费率远低于发达国家,甚至低于多数发展中国家^[1-2],我国居民消费意愿不足的问题十分严峻^[3]。作为应对,2023年中央经济工作会议提出:“要把恢复和扩大消费摆在优先位置。”在此背景下,研究如何重振居民消费信心,充分释放我国消费市场活力,对于加快我国经济恢复、扩大内需和构建新发展格局具有重要意义。

我国“十四五”规划明确提出“构建金融有效支持实体经济的体制机制,提升金融科技水平,增强金融普惠性”。互联网理财作为数字金融在财富管理领域的应用,能够覆盖传统金融服务盲区,凭借其门槛低、普惠化、市场化利率等特点在中国市场迅速发展^[4]。截至2021年12月,我国互联网理财用户规模为1.94亿人,在我国网民中使用率占18.8%,仍具有巨大的发展潜力。余额宝等互联网理财产品将大部分资金投向银行间市场,这种借助互联网平台吸收居民的闲散资金,并通过货币基金等形式参与银行间市场的模式,帮助居民获得市场化收益,实质上推动了存款的利率市场化^[5-6]。互联网理财的迅速发展,给传统金融业带来一定冲击的同时,也改变了人们日常消费和投资行为^[7]。根据经典理论,互联网理财作为一种新型储蓄形式,一方面直接减少了当期居民可消费额度,从而抑制消费(挤出效应);另一方面,互联网理财也带来了高收益和便利性,从而促进消费(财富效应)。因此,互联网理财的发展对家庭居民消费的影响可能是不确定的。

收稿日期:2023-12-04

基金项目:国家社会科学基金青年科学基金“复杂网络视角下互联网金融风险传染与治理研究”(20CSH064)

作者简介:张笑,博士,青岛大学经济学院讲师,研究方向:数字金融;姜泽辉,青岛大学经济学院硕士研究生,研究方向:互联网金融;刘晓宇,博士,青岛大学经济学院讲师,研究方向:金融科技。

本文可能的边际贡献有以下三点：第一，丰富了互联网理财相关文献，将互联网理财引入跨期消费模型，综合考虑互联网理财的财富效应与挤出效应；第二，实证检验了互联网理财对居民消费的影响，以及收入效应、支付便利性、信贷效应三个影响机制，实证发现互联网理财能显著促进居民消费，其财富效应大于挤出效应；第三，进一步研究了互联网理财对消费升级的影响，将消费细分为生存型消费、发展与享受型消费，发现互联网理财能显著提高发展与享受型消费的比重，从而实现居民消费升级。

二、文献综述

目前国内研究互联网理财与家庭消费的文献较少，有关互联网金融与居民消费关系的文献，主要集中在互联网支付、互联网信贷等角度。互联网金融突破传统金融地域限制，依托大数据、区块链和云计算等互联网工具，缓解了居民中存在的金融排斥现象，极大提高了金融效率和金融可得性^[8-9]。一方面，余额宝等理财产品拓宽居民投资渠道，使投资者获得高于传统储蓄的财富增值，提高了居民名义资产总额和对未来收入预期^[10-12]。同时，网络消费、移动支付的迅速发展带来了消费模式的变革，大大降低了金融服务和消费的时间和鞋底成本^[13]，而余额宝等互联网理财产品内的资金能迅速转化为移动支付手段，兼顾流动性和收益性，有助于实现居民消费的支付平滑。另一方面，互联网金融行为有助于完善个人信用记录，使得缺乏抵押品或暂时没有稳定收入来源的居民以较低门槛获取信贷支持，缓解其面临的流动性约束，提高居民当期消费^[14]。此外，还有部分文献从数字普惠金融或者数字经济的角度研究其对居民消费的影响。李平和李伯楷^[15]利用我国2011—2020年的省级面板数据进行了研究，发现数字普惠金融能显著促进居民消费升级。贺唯唯和侯俊军^[16]利用地级市的数据展开研究，发现数字经济的发展能提高居民消费水平。

上述研究表明互联网理财可能通过收入效应和提高支付便利性促进居民消费。然而实际上，除了余额宝等“随存随取”产品外，还存在大量居民购买中长期的互联网理财产品，这类互联网理财产品无法及时转化为消费，可能存在挤出效应。互联网理财作为一种广义的储蓄，其持有一方面是为了财富的增值、保值，且在生命周期内调节各时期收入与支出的差额。然而，由于金融市场价格波动存在不确定性^[17]，使得互联网理财所取得收益分布不均。这种不确定性，将极大影响居民预期，使得互联网理财可能难以发挥财富效应。另一方面互联网理财作为预防性储蓄，即预防未来收入和支出不确定性的一种额外储蓄^[18]，在收入一定的情况下，这种持有方式必然挤占居民当期消费支出，导致延期消费。

综上所述，已有研究在互联网金融对居民消费的影响和机制取得一定成果，这为本文的研究奠定了基础。但还存在一些不足：一是现有文献更多的是利用北大数字普惠金融指数，抑或者从整体互联网金融的角度研究其对居民消费的影响，不管是数字金融还是互联网金融，其包含的内容太多，例如有移动支付、数字人民币、互联网理财、互联网保险等，这些不同的金融工具对消费的影响可能并不相同，不能混为一谈，而目前鲜有文献研究互联网理财与居民消费关系这一问题。二是当前我国互联网理财产品规模较大，与移动支付等其他的金融工具不同，一方面作为一种新型储蓄，可能会挤占当前消费，另一方面其带来的收益和便利性又可能会促进消费，因此财富效应更大还是挤出效应占主导，尚未形成定论。三是目前中国经济疲软，国外经济环境较差，亟须扩大内需拉动经济，如何促进居民消费是国家关注的重点问题，所以本文的研究具有重要意义。对此，本文将互联网理财纳入跨期消费模型，利用2017年和2019年中国家庭金融调查数据(CHFS)，将理论模型与实证研究相结合，系统探究互联网理财影响居民消费的内在机制。

三、理论分析与研究假说

现代分析消费者行为时，多以跨期最优化消费模型作为基本框架，即存在预算约束的条件下，代表性消费者通过分配一生收入，以实现预期生命周期内效用最大化。本文借鉴Deaton^[19]与易行健等^[20]，假设消费者效用最大化函数为

$$E_t \left[\sum_{\tau=t}^{\infty} \beta^{\tau-t} U(C_{\tau}) \right] \quad (1)$$

其中： t 和 τ 为时期； C_{τ} 为 τ 时期的消费量； β 为主观贴现因子（假设为常数）； E 为期望； $U(C)$ 为消费者的

效用函数,且假定 $U'(\cdot) \geq 0$, $U''(\cdot) \leq 0$ 。

由于本文主要考虑互联网理财对居民消费的影响,因此在约束方程中引入互联网理财的相关参数。互联网理财能通过收入效应、迅速转化为支付手段、完善持有者信息状况等渠道为购买者带来收益,假设持有的互联网理财带来的收益比例为 λ ,居民购买互联网理财所牺牲的消费为 M_t ,所以通过 $(\lambda - 1)M_t$ 比较购买互联网理财所能带来的收益效应和成本。再假设互联网理财产品与其他资产的利率相同,忽略价格的变化,式(1)面临如式(2)的约束方程。

$$A_{t+1} + (\lambda - 1)M_{t+1} = (1 + r_{t+1})[A_t + (\lambda - 1)M_t + Y_t - C_t] \quad (2)$$

其中: Y_t 为时期的劳动收入(这里假定劳动收入为外生的); A_t 为 t 时期的实际资产; r_{t+1} 为从 t 时期到 $t + 1$ 时期资产的实际利率; M_t 为互联网理财产品余额,反应居民购买互联网理财能带来的净收益。用欧拉方程表示这一问题的最优化的必要条件^[21]为

$$U'(C_t) = \beta E(1 + r_{1+t})U'(C_{t+1}) \quad (3)$$

式(3)的经济学含义为,在任意时点 t ,最优消费路径都是使得相邻两个时间点的边际效用相等。假设效用函数 $U(C)$ 为常相对风险厌恶型的效用函数,不存在不确定性,且利率固定不变。根据上述条件,可以解得 t 时期的最优消费水平为

$$C_t = \left[1 - \frac{\beta^\sigma (1+r)^\sigma}{1+r} \right] \left\{ (1+r)[A_{t-1} + (\lambda - 1)M_{t-1} - C_{t-1}] + \sum_{\tau=t}^{\infty} \left(\frac{1}{1+r} \right)^{\tau-t} Y_\tau \right\} \quad (4)$$

从式(4)中可以得出,互联网理财对居民消费作用受 λ 取值的影响。当 $\lambda > 1$ 时,财富效应大于其对消费的挤出效应,持有互联网理财将促进居民消费。

基于此,本文提出假设 1a:

持有互联网理财的财富效应大于挤出效应,促进居民消费(H1a)。

当 $\lambda < 1$ 时,财富效应小于其对消费的挤出效应,持有互联网理财将抑制居民消费。

基于此,本文提出假设 1b:

持有互联网理财的财富效应小于挤出效应,抑制居民消费(H1b)。

四、研究设计

(一)数据来源

本文所用数据来自西南财经大学中国家庭金融调查数据(CHFS)2017年和2019年的数据,样本覆盖了29个省、自治区、直辖市(因数据缺失,未包含港澳台地区、新疆地区和西藏地区),样本规模分别为40011户和34643户。数据采集了家庭的人口统计特征、资产与负债、保险与保障、收入与支出等各方面的微观信息,其中资产部分询问了互联网理财持有情况,为本文研究互联网理财对家庭消费影响提供了数据支撑。首先,在数据处理上将户主作为家庭代表,同时剔除户主年龄小于16岁的家庭样本;其次,为了避免异常值的干扰,将家庭总收入、家庭净资产小于0的样本剔除,并将互联网理财、总消费、总收入、总负债和净资产取对数;最后,剔除主要变量缺失和有异常值的样本后,得到69760个观测值。

(二)变量选取

1)被解释变量:家庭居民消费(*Consume*)。本文所使用消费为2017年和2019年问卷中样本家庭总消费支出的对数,包括食品支出、衣着支出、居住支出、生活用品及服务支出、交通通信支出、医疗保健支出、文化娱乐支出、其他支出八类支出。

2)核心解释变量:互联网理财(*Infin*)。2017年CHFS问卷中设置问题“目前您家购买的互联网理财产品余额是多少?”2019年问卷则询问“您家在以上第三方支付账户中的互联网理财金额有多少?(指有利息的部分,如余额宝、微信零钱通、京东小金库、百度百赚)”本文选取家庭互联网理财余额的对数作为衡量互联网理财的变量。

3)控制变量:本文参考文献[22],选取户主、家庭、宏观三个层面的控制变量,以控制影响家庭消费的其他因素。户主层面控制变量包括户主性别(*Sex*)、年龄(*Age*)、受教育年限(*Edu*)、婚姻状况(*Marri*)、是否

拥有商业保险 (Com_insur)、是否拥有社会保险 ($Soci_insur$)。家庭层面控制变量包括家庭净资产 (Net_asset)、总收入 ($Income$)、总负债 ($Debt$)、人口规模 ($Size$)、少儿人口比 (0 岁~16 岁人口占家庭总人口比例) ($Young_ratio$)、老年人口比 (65 岁以上人口占家庭总人口比例) (Old_ratio)、家庭成员健康状况 (健康人口占家庭总人口比例) ($Health_ratio$)。宏观地区层面控制变量包括家庭所在地是否为农村 ($Rural$)、城市人均 GDP 对数 (GDP)、城市金融机构贷款余额对数 ($Loan$)。详细变量选择及说明如表 1 所示。

表 1 变量选择及说明

变量名称	变量表示	变量说明
被解释变量	总消费对数	$Consume$ ln(家庭总消费)
核心解释变量	互联网理财对数	$Infin$ ln(家庭持有互联网理财余额)
控制变量	户主年龄	Age 受访者年龄
	户主性别	Sex 男性赋值 1, 女性赋值 0
	户主受教育年限	Edu 受访者接受教育的年数
	户主婚姻状况	$Marri$ 若已婚或同居赋值 1, 其他赋值 0
	是否拥有商业保险	Com_insur 参与商业保险赋值 1, 否则赋值 0
	是否拥有社会保险	$Soci_insur$ 参与社会保险赋值 1, 否则赋值 0
	总收入对数	$Income$ ln(家庭总收入)
	总负债对数	$Debt$ ln(家庭总负债)
	净资产对数	Net_asset ln(家庭净资产)
	家庭人口规模	$Size$ 受访家庭人口总数
	少年抚养人口比	$Young_ratio$ 0~16 岁小孩占家庭总人口的比重
	老年抚养人口比	Old_ratio 65 岁以上老人占家庭总人口的比重
	健康人口占比	$Health_ratio$ 健康成员占家庭总人口比重
	是否是农村居民	$Rural$ 农村居民赋值为 1, 城镇居民赋值为 0
	人均 GDP 对数	GDP ln(所在城市人均 GDP)
机构贷款余额对数	$Loan$ ln(所在城市金融机构贷款余额)	

(三) 模型设定

$$Consume_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Infin_{it} + \sum Control_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中： $Consume_{it}$ 为家庭 i 在 t 时期的总消费支出，本文对总消费进行对数化处理，以避免极端值对估计带来的干扰； $Infin_{it}$ 为核心解释变量，代表家庭互联网理财余额，同样进行对数化处理； $Control_{it}$ 为户主个人、家庭以及家庭所在地区层面的控制变量； μ_i 为家庭固定效应； λ_t 为时间固定效应； ε_{it} 为随机扰动项； α_0 为常数项； α_1 为互联网理财对数的回归系数。

五、实证分析

(一) 基准回归

本文基于豪斯曼检验结果，拒绝随机效应的原假设，采用双向固定效应模型实证检验互联网理财对居民消费水平影响，回归结果见表 2。(1) 列仅控制时间固定效应和个体固定效应；(2) 列~(4) 列在此前基础上，逐步加入影响消费的户主层面、家庭层面和宏观层面的控制变量。本文发现，随着控制变量的添加，在 1% 的显著性水平下，互联网理财的估计系数均为正向显著，表明互联网理财能显著促进家庭居民消费水平。基于(4) 列核心解释变量互联网理财对数的估计系数可知，居民持有互联网理财余额每增加 1%，居民消费将随之提高 0.8%。根据现有理论，互联网理财作为一种新型储蓄形式，既有可能抑制当前消费，产生挤出效应，也有可能促进当前消费，产生财富效应。本文认为，一方面持有互联网理财可以产生利息，从而直接增加家庭收入；另一方面以“余额宝”为代表的互联网理财产品多采用“T+0”随存随取的方式，可以直接网购、缴费、线下支付等消费活动，为家庭消费提供了极大的便利性。因此，互联网理财通过增加家庭收入、提高支付便利性等方式促进居民消费，这种财富效应大于持有互联网理财对当期消费所带来的挤出效应，由此假设 1a 成立。

表 2 基准回归

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>
<i>Infin</i>	0.014*** (0.002)	0.013*** (0.002)	0.008*** (0.002)	0.008*** (0.002)
<i>Age</i>		-0.006*** (0.001)	-0.002** (0.001)	-0.002** (0.001)
<i>Edu</i>		0.010*** (0.003)	0.006*** (0.003)	0.007*** (0.003)
<i>Marri</i>		0.209*** (0.028)	0.079*** (0.021)	0.086*** (0.026)
<i>Com_insur</i>		0.088*** (0.020)	0.068*** (0.013)	0.078* ** (0.019)
<i>Soci_insur</i>		0.005 (0.034)	-0.046 (0.028)	-0.049 (0.032)
<i>Sex</i>			0.002 (0.015)	0.002 (0.015)
<i>Income</i>			0.052*** (0.003)	0.062*** (0.004)
<i>Debt</i>			0.016*** (0.002)	0.011*** (0.001)
<i>Net_asset</i>			0.049*** (0.006)	0.043*** (0.005)
<i>Size</i>			0.137*** (0.007)	0.133*** (0.007)
<i>Young_ratio</i>			0.178*** (0.051)	0.190*** (0.066)
<i>Old_ratio</i>			-0.149*** (0.029)	-0.170*** (0.032)
<i>Health_ratio</i>			-0.041* (0.022)	-0.042* (0.022)
<i>Rural</i>				-0.100* (0.059)
<i>GDP</i>				-0.013 (0.031)
<i>Loan</i>				0.031 (0.034)
常数项	10.657*** (0.003)	10.698*** (0.082)	9.090*** (0.101)	8.712*** (0.666)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.077	0.091	0.182	0.184
N	69670	69670	69670	69670

注：* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；括号内为标准差。

(二) 稳健性检验

1. 内生性检验

本文模型设定可能存在内生性问题。一是遗漏变量,家庭所持有互联网理财和消费可能会受到其他因素的影响,例如个人认知水平、家庭对风险和新鲜事物的接受能力等主观因素,而这些变量又难以被观测;二是逆向因果,居民消费水平高的家庭拥有更强的投资能力,增加对互联网理财产品需求。本文建立固定效应模型,控制不随时间改变的家庭层面的遗漏变量,在此基础上,使用工具变量法来解决内生性问题。

本文将省级人均基站数和人均光缆长度分别与城市其他家庭互联网理财均值相乘做工具变量。关于工具变量的相关性方面,首先,互联网理财产品发展依托于互联网技术和移动智能终端的广泛应用,光缆和移动基站数作为通信基础设施反应地区移动互联网发展水平,与家庭拥有互联网理财显然具备相关性^[23];其次,金融科技公司会利用社交网络发展客户,家庭互联网理财使用情况会受到同一城市其他家庭的影响。关于工具变量的外生性方面,在控制了户主、家庭、地区层面变量之后,省级人均移动基站数、人均光缆长度和城市其他家庭互联网理财均值相乘后,与家庭消费行为不存在明显关联,满足排他性约束。

表 3 汇报了工具变量回归结果,工具变量的估计系数均显著为正,意味着地区移动互联网发展水平越高,家庭越有可能持有互联网理财,相关性假设成立。同时,在第一阶段 Cragg-Donald Wald F 统计量分别为 24.694 和 17.397,大于 Stock 和 Yogo^[24] 的临界值 16.38,不存在弱工具变量问题,综合来看,本文所选取的工具变量是合理的。第二阶段回归结果显示,互联网理财对家庭消费的影响依然显著为正,进一步说明互联网理财对家庭消费的正向促进作用。

2. 替换被解释变量

本文使用的居民消费水平为绝对指标,可能无法衡量互联网理财对于相对消费水平的影响。参照张勋^[22]的做法,将被解释变量由家庭消费替换为家庭消费率(家庭总消费金额占家庭总收入金额的比重)。表 3 的(3)列的回归结果表示,互联网理财显著促进了家庭居民消费率的提升,表明互联网理财不仅可以促进家庭居民消费的绝对金额,也能显著提升居民消费率,基准回归是稳健的。

3. 剔除金融从业人员样本

考虑到拥有金融从业人员的家庭在金融素养或金融知识上更有优势,在家庭资产配置上更为专业,也更有可能持有互联网理财产品,并利用其获得收益。这就可能导致互联网理财对居民消费的正向作用是被拥有金融从业人员家庭拉高的,进而使得回归结果存在偏误。因此,本文剔除了家庭成员中有金融从业人员的样本,在表3的(4)列的回归结果表示,在剔除拥有金融从业人员的家庭后,互联网理财能显著促进家庭居民消费的结论依旧可靠。

表3 稳健性检验

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consu_ratio</i>	<i>Consume</i>
<i>Infin</i>	0.231*** (0.074)	0.242*** (0.085)	0.008*** (0.002)	0.009*** (0.002)
<i>Age</i>	-0.001 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002*** (0.001)	-0.003*** (0.001)
<i>Sex</i>	0.026 (0.021)	0.027 (0.022)	0.002 (0.015)	-0.001 (0.015)
<i>Edu</i>	0.003 (0.003)	0.003 (0.004)	0.007*** (0.003)	0.008*** (0.003)
<i>Marri</i>	0.081** (0.032)	0.081** (0.032)	0.085*** (0.026)	0.084*** (0.026)
<i>Com_insur</i>	0.056** (0.029)	0.055* (0.029)	0.078*** (0.019)	0.078*** (0.019)
<i>Soci_insur</i>	-0.030 (0.038)	-0.030 (0.039)	-0.043 (0.032)	-0.054* (0.032)
<i>Income</i>	0.057*** (0.005)	0.057*** (0.005)	-0.945*** (0.005)	0.062*** (0.004)
<i>Debt</i>	0.009*** (0.002)	0.009*** (0.002)	0.011*** (0.001)	0.011*** (0.001)
<i>Net_asset</i>	0.033*** (0.006)	0.032*** (0.006)	0.043*** (0.005)	0.042*** (0.005)
<i>Size</i>	0.118*** (0.010)	0.117*** (0.010)	0.136*** (0.007)	0.135*** (0.007)
<i>Young_ratio</i>	0.228*** (0.082)	0.230*** (0.084)	0.182*** (0.066)	0.202*** (0.067)
<i>Old_ratio</i>		-0.165*** (0.037)	-0.168*** (0.032)	-0.166*** (0.032)
<i>Health_ratio</i>	-0.056** (0.024)	-0.057** (0.024)	-0.041* (0.022)	-0.042* (0.022)
<i>Rural</i>	-0.078 (0.064)	-0.077 (0.065)	-0.093 (0.059)	-0.104* (0.059)
<i>GDP</i>	-0.010 (0.038)	-0.010 (0.038)	-0.013 (0.031)	-0.016 (0.031)
<i>Loan</i>	0.025 (0.038)	0.025 (0.038)	0.035 (0.034)	0.034 (0.034)
常数项	8.793*** (0.759)	8.796*** (0.768)	8.700*** (0.675)	8.695*** (0.673)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
第一阶段 <i>F</i>	24.694	17.397		
<i>N</i>	69670	69670	69670	67611

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内为标准差。

(三) 互联网理财影响家庭居民消费的作用机制

通过前文的实证分析,本文发现互联网理财能显著促进家庭居民消费日支出,但并未对其影响居民消费具体路径进行展开分析,本节试图研究互联网理财促进居民消费的影响机制。

1. 收入效应

经典消费理论认为,收入和财富水平是家庭消费水平的决定性因素。Modigliani 和 Brumberg^[25] 提出生命周期理论,作为确定性条件下研究家庭消费提供框架。根据生命周期理论,家庭将根据整个生命周期的财产性收入和劳动性收入安排消费,以实现生命周期内效用最大化。余额宝等互联网理财产品的出现有效降低了传统金融机构的交易成本^[26],以及缓解信息不对称问题,有助于提高居民在金融市场的参与率^[27],使投资者获得高于传统储蓄的财富增值,提高居民财产性收入和对未来收入预期。根据以上分析,本文认为互联网理财可以通过收入效应提高居民消费。

本文选取互联网理财收入作为收入效应的代理变量,并对其取对数,以考察互联网理财能否通过增加居民收入,进而显著促进居民消费。表4的(1)列为收入效应的检验结果,发现互联网理财水平能显著促进财产性收入增加,持有互联网理财水平越高的家庭可能拥有更高的财产性收入,由此说明互联网理财能够通过提升财产性收入这一机制促进居民消费。

2. 支付便利性

余额宝、理财通等互联网理财产品采用“T+0 赎回”,在获取收益同时,还可以作为互联网支付工具,直接

用于购物、转账、缴费还款等消费支出,极大便利了居民日常消费。一方面,根据“双通道心理账户理论”^[28],居民使用移动支付时,心理账户的损失远低于使用现金支付给心理账户造成的损失。王奕霏等^[29]认为数字支付能够显著降低居民对商品价格的敏感度和资金约束,从心理上刺激居民消费意愿;另一方面,互联网支付可以大幅降低交易成本(时间成本、搜寻成本和支付成本),从而增加消费者剩余^[30]。鉴于此,本文认为持有互联网理财产品将会提高支付便利性,放松现金对居民进行消费决策的约束,从而提高家庭消费。

为考察支付便利性的影响机制作用,本文首先对支付便利性进行度量。在中国家庭金融调查中,针对家庭在购物时选择的支付方式进行提问,本文将“购物时使用移动终端支付”定义为支付便利性的代理变量。表 4 的(2)列研究了互联网理财与使用移动终端支付的关系,回归结果显示,家庭持有互联网理财能够显著促进移动终端支付的使用,由此说明互联网理财能够通过提高移动终端支付的使用进而促进居民消费。网络购物能够降低信息搜寻成本,打破地理空间上的限制,使居民足不出户便能满足购买需求,进一步,我们选取“网购花费”作为互联网理财通过支付便利性来增加居民消费的证据。表 4 的(3)列结果显示,家庭持有互联网理财产品,可以显著提高网络购物支出。以上结果证明了支付便利性是互联网理财促进居民家庭消费的机制。

(四) 异质性分析

1. 分子女性别异质性

考虑到家庭成员的性别结构将影响家庭经济决策,并且已有研究表明,有儿子的家庭会倾向于增加家庭储蓄,减少风险资产投资^[31],使得消费意愿明显受到抑制。那么,子女性别差异是否影响互联网理财对居民消费的促进效应? 本文将总样本划分为有 30 岁及以下未婚男性的家庭和无未婚男性家庭两个子样本,并分别进行回归。表 5 的(3)列和(4)列的回归结果表明,持有互联网理财对于有 30 岁以下未婚儿子家庭的消费作用不显著。这可能是由于有儿子的家庭,为了增加婚姻市场竞争力,其投资决策更多倾向于住房类资产,而房地产投资需要大量资金,这使得有儿子的家庭即使持有互联网理财产品也不敢过多消费,因为未来需要资金用于彩礼或购置婚房,因此互联网理财对有 30 岁以下未婚儿子的家庭消费作用不显著。

2. 分区域异质性分析

为验证互联网理财对居民消费的影响是否存在地域差异,本文将总样本划分为东部、中部以及西部三个子样本并分别进行回归。表 5 的(1)列~(3)列回归结果表明,互联网理财将显著促进东部和中部地区的居民消费,而对西部地区居民的消费并无显著影响。这可能是由于,我国不同区域经济发展水平和居民收入

表 4 作用机制

变量	(1)	(2)	(3)
	<i>X_inco</i>	<i>Payment</i>	<i>Net</i>
<i>Infin</i>	0.533*** (-0.007)	0.024*** (-0.001)	0.138*** (-0.011)
<i>Age</i>	0.003** (-0.001)	-0.003*** (-0.001)	-0.023*** (-0.004)
<i>Sex</i>	-0.037* (-0.02)	0.018* (-0.01)	0.012 (-0.067)
<i>Edu</i>	0.002 (-0.003)	0.002 (-0.002)	0.021** (-0.011)
<i>Marri</i>	-0.021 (-0.030)	-0.011 (-0.014)	-0.119 (-0.100)
<i>Com_insur</i>	0.073** (-0.031)	0.045*** (-0.014)	0.322*** (-0.094)
<i>Soci_insur</i>	0.044 (-0.031)	0.027 (-0.019)	0.362*** (-0.128)
<i>Income</i>	0.005 (-0.004)	0.015*** (-0.002)	0.114*** (-0.016)
<i>Debt</i>	0.000 (-0.002)	0.002* (-0.001)	0.014** (-0.006)
<i>Net_asset</i>	0.006 (-0.004)	0.018*** (-0.002)	0.141*** (-0.016)
<i>Size</i>	0.033*** (-0.007)	0.031*** (-0.004)	0.479*** (-0.031)
<i>Young_ratio</i>	-0.057 (-0.080)	-0.042 (-0.042)	-0.307 (-0.289)
<i>Old_ratio</i>	-0.001 (-0.024)	-0.181*** (-0.017)	-0.560*** (-0.114)
<i>Health_ratio</i>	0.009 (-0.015)	0.035*** (-0.011)	0.184*** (-0.069)
<i>Rural</i>	-0.006 (-0.044)	-0.108*** (-0.037)	-0.237 (-0.239)
<i>GDP</i>	0.056 (-0.040)	0.021 (-0.019)	-0.339*** (-0.122)
<i>Loan</i>	-0.020 (-0.034)	-0.070*** (-0.020)	-0.044 (-0.131)
常数项	-0.657 (-0.684)	0.940** (-0.391)	3.705 (-2.547)
家庭固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
<i>R</i> ²	0.696	0.235	0.078
<i>N</i>	69670	69670	69670

注: * 表示 $p < 0.1$, ** 表示 $p < 0.05$, *** 表示 $p < 0.01$; 括号内为标准差。

表5 子女性别异质性与区域异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	有未婚男性	无未婚男性	东部	中部	西部
	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>
<i>Infin</i>	0.004(0.004)	0.008*** (0.003)	0.007** (0.003)	0.012** (0.006)	0.007(0.005)
<i>Age</i>	0.001(0.002)	-0.002* (0.001)	-0.003** (0.001)	-0.003(0.002)	-0.001(0.001)
<i>Sex</i>	-0.011(0.030)	0.004(0.018)	0.016(0.020)	-0.027(0.035)	-0.005(0.026)
<i>Edu</i>	0.010* (0.005)	0.006* (0.003)	0.006(0.004)	0.007(0.006)	0.009* (0.005)
<i>Marri</i>	0.032(0.071)	0.101*** (0.030)	0.115*** (0.035)	0.104* (0.060)	0.031(0.048)
<i>Com_insur</i>	0.071** (0.036)	0.062*** (0.024)	0.079*** (0.026)	0.090* (0.046)	0.065** (0.033)
<i>Soci_insur</i>	-0.062(0.069)	-0.064* (0.039)	0.008(0.042)	-0.059(0.080)	-0.151** (0.060)
<i>Income</i>	0.042*** (0.009)	0.066*** (0.006)	0.053*** (0.006)	0.077*** (0.010)	0.066*** (0.009)
<i>Debt</i>	0.009*** (0.002)	0.010*** (0.002)	0.011*** (0.002)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.002)
<i>Net_asset</i>	0.057*** (0.011)	0.036*** (0.005)	0.041*** (0.006)	0.039*** (0.010)	0.047*** (0.009)
<i>Size</i>	0.107*** (0.021)	0.133*** (0.009)	0.135*** (0.010)	0.124*** (0.015)	0.134*** (0.013)
<i>Young_ratio</i>	0.206* (0.119)	0.189** (0.091)	0.284*** (0.102)	0.207(0.136)	0.091(0.109)
<i>Old_ratio</i>	0.001(0.176)	-0.145*** (0.034)	-0.090** (0.044)	-0.253*** (0.070)	-0.252*** (0.061)
<i>Health_ratio</i>	-0.113(0.072)	-0.045* (0.023)	-0.037(0.033)	-0.001(0.044)	-0.083** (0.037)
<i>Rural</i>	0.025(0.098)	-0.115* (0.069)	-0.143* (0.083)	-0.046(0.114)	-0.042(0.123)
<i>GDP</i>	-0.057(0.064)	-0.004(0.037)	-0.023(0.036)	-0.042(0.121)	-0.077(0.105)
<i>Loan</i>	0.100* (0.060)	-0.005(0.046)	0.071* (0.043)	0.379* (0.212)	-0.038(0.056)
常数项	8.079*** (1.260)	9.302*** (0.885)	8.253*** (0.892)	2.901(3.008)	10.547*** (1.316)
家庭固定效应	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
<i>R</i> ²	0.184	0.139	0.170	0.217	0.194
<i>N</i>	26900	42770	37212	14148	18310

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ；括号内为标准差。

水平存在较大差异,地区互联网理财普及程度不同。西部地区由于存在金融资源短缺、传统金融和信息通信网络发展相对落后等问题,导致互联网金融发展相对缓慢,居民缺乏利用理财实现财富增值意识和条件,使得互联网理财对居民消费作用不显著。

3. 分收入阶层和教育程度的异质性分析

传统理财拥有较高的收入门槛,低净值人群难以触达,使得“长尾人群”的投资需求无法得到满足。接下来,为了验证互联网理财是否存在普惠效应,本部分将家庭总样本划分低学历和高学历以及不同收入阶层的样本。表6的(1)列和(2)列结果表示,互联网理财能显著促进中低收入阶层居民的消费,而对高收入阶层无显著影响。这说明互联网理财能更好地服务下沉人群,完善其资产配置,实现财富增值,进而使得消费支出增多。而高收入阶层家庭通常拥有其他投资渠道,表现为互联网理财对其消费的促进作用有限。表6的(3)列和(4)列结果表示,互联网理财低学历家庭比高学历家庭促进作用更显著。对此解释与收入影响类似,受教育程度低的家庭受教育水平和理财观念的影响,金融可获得性更差,由此导致互联网理财对低学历家庭财富效应显著大于对高学历家庭。

表6 分收入阶层和教育程度的异质性分析

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中低收入	高收入	低学历	高学历
	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>
<i>Infin</i>	0.010** (0.005)	0.005(0.004)	0.012*** (0.004)	0.006(0.003)
<i>Age</i>	-0.003** (0.001)	-0.003(0.002)	-0.002* (0.001)	-0.004* (0.002)
<i>Sex</i>	0.010(0.020)	0.028(0.030)	0.008(0.021)	0.011(0.027)
<i>Edu</i>	0.003(0.003)	0.005(0.007)	0.003(0.004)	0.000(0.010)
<i>Marri</i>	0.090*** (0.032)	-0.058(0.059)	0.098*** (0.034)	0.116** (0.049)
<i>Com_insur</i>	0.064** (0.028)	0.066* (0.034)	0.081*** (0.028)	0.097*** (0.028)
<i>Soci_insur</i>	-0.056(0.037)	-0.011(0.092)	-0.078** (0.037)	0.016(0.083)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	中低收入	高收入	低学历	高学历
	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>	<i>Consume</i>
<i>Income</i>	0.051*** (0.005)	0.201*** (0.027)	0.064*** (0.005)	0.060*** (0.010)
<i>Debt</i>	0.012*** (0.002)	0.004 (0.003)	0.013*** (0.002)	0.007*** (0.002)
<i>Net_asset</i>	0.038*** (0.005)	0.041** (0.017)	0.039*** (0.006)	0.048*** (0.011)
<i>Size</i>	0.130*** (0.010)	0.117*** (0.021)	0.132*** (0.009)	0.129*** (0.013)
<i>Young_ratio</i>	0.224*** (0.086)	0.307* (0.165)	0.202** (0.085)	0.201* (0.118)
<i>Old_ratio</i>	-0.150*** (0.037)	-0.233** (0.099)	-0.188*** (0.038)	-0.090 (0.072)
<i>Health_ratio</i>	-0.033 (0.024)	-0.182** (0.078)	-0.037 (0.025)	-0.034 (0.053)
<i>Rural</i>	-0.041 (0.070)	-0.507** (0.220)	-0.063 (0.064)	-0.424* (0.226)
<i>GDP</i>	-0.016 (0.036)	0.007 (0.083)	-0.015 (0.038)	-0.021 (0.058)
<i>Loan</i>	-0.008 (0.039)	0.260** (0.106)	0.004 (0.040)	0.190** (0.083)
常数项	9.462*** (0.761)	3.389 (2.197)	9.117*** (0.782)	6.244*** (1.629)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.160	0.168	0.181	0.175
N	48856	20814	45137	24533

注：* 表示 $p < 0.1$ ，** 表示 $p < 0.05$ ，*** 表示 $p < 0.01$ ；括号内为标准差。

(五) 进一步研究

进一步,从消费水平提升和消费结构优化两个维度,考察互联网理财对消费升级的影响。本文将食品、衣着、居住、日常用品支出归为生存型消费(*Live*),耐用品、医疗保健、交通通信、娱乐、旅游、奢侈品、美容、家政服务支出归为发展与享受型消费(*Enjoy*),同时将生存消费、发展与享受型消费取对数纠偏。将生存型消费支出、发展与享受型消费支出与总消费支出相比以衡量消费结构,其中,发展与享受型消费比重提高,意味着消费结构的升级。

表 7 的(1)列和(2)列结果表明,互联网理财对居民生存型消费水平、发展与享受型消费水平均有显著促进作用。表 7 的(3)列和(4)列的回归结果发现,互联网理财与居民生存型消费比重显著负相关,同时,互联网理财显著提升了居民发展与享受型消费比重,说明持有互联网理财对于发展与享受型消费的提升程度更高。上述结论与马斯洛需求层次理论一致,表明互联网理财能够从提升消费水平和优化消费结构两个维度,促进消费升级。对此可能的解释,一是由于互联网理财提供了利用闲散资金理财的渠道,帮助居民实现财富的增值,刺激居民更多的进行享受和发展型消费;二是互联网理财直接用于信用卡还款、股票投资、游戏充值等各类城市服务,便利的消费方式刺激居民对于主观享受型消费需求。

表 7 互联网理财对居民家庭消费升级的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Live</i>	<i>Enjoy</i>	<i>Liv_ratio</i>	<i>Enj_ratio</i>
<i>Infin</i>	0.006*** (0.002)	0.014*** (0.004)	-0.002** (0.001)	0.001** (0.000)
<i>Age</i>	-0.002** (0.001)	-0.004*** (0.002)	0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Sex</i>	0.011 (0.014)	-0.022 (0.027)	0.004 (0.005)	0.002 (0.002)
<i>Edu</i>	0.009*** (0.003)	0.004 (0.005)	0.001 (0.001)	0.000 (0.000)
<i>Marri</i>	0.064*** (0.024)	0.163*** (0.046)	-0.012 (0.008)	-0.016*** (0.005)
<i>Com_insurr</i>	0.024 (0.018)	0.180*** (0.033)	-0.027*** (0.006)	0.005 (0.003)
<i>Soci_insurr</i>	-0.037 (0.032)	0.045 (0.064)	-0.000 (0.010)	0.004 (0.004)
<i>Income</i>	0.032*** (0.004)	0.108*** (0.008)	-0.013*** (0.001)	0.002*** (0.001)
<i>Debt</i>	0.004*** (0.001)	0.018*** (0.002)	-0.003*** (0.000)	-0.000 (0.000)
<i>Net_asset</i>	0.042*** (0.004)	0.064*** (0.009)	-0.002 (0.001)	0.002*** (0.001)
<i>Size</i>	0.095*** (0.007)	0.227*** (0.012)	-0.023*** (0.002)	-0.003*** (0.001)
<i>Young_ratio</i>	0.160*** (0.062)	0.271** (0.110)	-0.016 (0.021)	0.020** (0.009)
<i>Old_ratio</i>	-0.135*** (0.030)	-0.289*** (0.061)	0.022** (0.010)	-0.011** (0.005)

续表

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>Live</i>	<i>Enjoy</i>	<i>Liv_ratio</i>	<i>Enj_ratio</i>
<i>Health_ratio</i>	0.069*** (0.020)	-0.250*** (0.042)	0.055*** (0.007)	0.005* (0.003)
<i>Rural</i>	-0.070 (0.064)	-0.071 (0.131)	0.009 (0.020)	-0.004 (0.006)
<i>GDP</i>	-0.014 (0.029)	-0.022 (0.059)	0.001 (0.010)	0.014*** (0.004)
<i>Loan</i>	-0.003 (0.036)	0.109** (0.053)	-0.017 (0.011)	0.014*** (0.004)
常数项	9.137*** (0.693)	5.254*** (1.129)	1.122*** (0.215)	-0.381*** (0.078)
家庭固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
R^2	0.145	0.127	0.036	0.013
N	69670	69670	69670	69670

注：*表示 $p < 0.1$ ，**表示 $p < 0.05$ ，***表示 $p < 0.01$ ；括号内为标准差。

六、结论与启示

过去几年,互联网理财的发展迅速渗入人们的生活。本文构建互联网理财影响居民消费的理论模型,并利用2017年和2019年中国家庭金融调查数据(CHFS),从实证和理论两方面研究了互联网理财对居民消费的影响。首先,本文将互联网理财纳入跨期消费模型,发现互联网理财对居民消费影响取决于其给居民带来的财富和挤出效应。其次,实证分析了互联网理财对居民消费的影响,发现财富效应大于挤出效应,互联网理财能够显著促进消费。本文发现收入效应和提高支付便利性是互联网理财促进消费的传导机制。再次,在异质性分析中发现,互联网理财对消费促进效应在东中部地区家庭、无30岁以下未婚儿子的家庭和低收入阶层家庭作用更显著。最后,从消费结构优化和消费水平提升两个维度,研究互联网理财对消费升级的影响,发现互联网理财显著促进生存型、发展与享受型消费,且对后者促进作用更明显,从而实现消费升级。

根据以上研究结论,为了更好发挥互联网理财在提高居民消费水平以、推动消费升级方面的作用,本文提出以下政策建议:第一,要推动下沉人群金融知识的普及,为中低教育程度、中低收入人群提供互联网理财知识教育,充分利用互联网理财的便捷、低门槛性特性,发挥其在拓宽居民财富增值渠道、缩小居民之间收入差距方面的作用,释放我国下沉人群消费潜力;第二,加强各地区(尤其是西部偏远地区)信息技术基础设施建设,充分鼓励和加速互联网支付、互联网理财等一系列创新型金融产品与移动智能通信终端的进一步整合,最大限度地发挥互联网理财的普惠特性,以克服消费在地区间分布不均衡;第三,完善互联网保障体系,引导互联网理财行业健康发展。互联网理财市场在迅速发展的同时,也暴露了信息安全、风险保障不足等问题。因此,必须通过法律强化互联网理财产品的信息披露和风险提示制度,形成完善的互联网理财监管体系,将互联网理财发展伴随的系统性风险控制在合理范围内,使其更好为经济服务。

参考文献

- [1] 臧旭恒,易行健. 中国居民消费不足与新发展格局下的消费潜力释放[J]. 消费经济, 2023, 39(1): 3-17.
- [2] 刘长庚,谷阳,张磊. 中国居民消费低迷之谜:基于劳动报酬“可支配性”的解释[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2023, 52(2): 22-31.
- [3] 王森,李金叶. 产品市场扭曲对居民消费潜力的影响研究——基于制造业数字化转型视角[J]. 技术经济, 2023, 42(10): 127-141.
- [4] 李克穆. 互联网金融的创新与风险[J]. 管理世界, 2016, 32(2): 1-2.
- [5] 郑志来. 互联网金融对我国商业银行的影响路径——基于“互联网+”对零售业的影响视角[J]. 财经科学, 2015(5): 34-43.
- [6] 邱晗,黄益平,纪洋. 金融科技对传统银行行为的影响——基于互联网理财的视角[J]. 金融研究, 2018(11): 17-29.
- [7] 周光友,罗素梅. 互联网金融资产的多目标投资组合研究[J]. 金融研究, 2019(10): 135-151.
- [8] 姚耀军,施丹燕. 互联网金融区域差异化发展的逻辑与检验——路径依赖与政府干预视角[J]. 金融研究, 2017(5): 127-42.
- [9] 齐红倩,马媛君. 互联网金融对城镇家庭消费结构升级的影响[J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2021, 41(6): 56-67.
- [10] 崔海燕. 互联网金融对中国居民消费的影响研究[J]. 经济问题探索, 2016(1): 162-166.
- [11] 张李义,涂奔. 互联网金融对中国城乡居民消费的差异化影响——从消费金融的功能性视角出发[J]. 财贸研究, 2017, 28(8): 70-83.
- [12] 黄凯南,郝祥如. 数字金融是否促进了居民消费升级? [J]. 山东社会科学, 2021(1): 117-125.

- [13] 何启志, 彭明生. 互联网金融对居民消费的影响机理与实证检验[J]. 学海, 2019(3): 146-153.
- [14] 蓝管秀锋, 匡贤明. 中国互联网金融发展对居民消费的影响研究[J]. 东北大学学报(社会科学版), 2022, 24(3): 14-21.
- [15] 李平, 李伯楷. 数字普惠金融发展与居民消费升级[J]. 统计与决策, 2023, 39(13): 144-149.
- [16] 贺唯唯, 侯俊军. 数字经济发展对居民消费的影响——来自城市面板数据的经验证据[J]. 改革, 2023(5): 41-53.
- [17] 何维. 城乡家庭金融资产财富效应及异质性研究[J]. 农村经济, 2021(6): 50-60.
- [18] 王策, 周博. 房价上涨、涟漪效应与预防性储蓄[J]. 经济学动态, 2016(8): 71-81.
- [19] DEATON A. Saving and liquidity constraints[J]. *Econometrica*, 1991, 59(5): 1221-1248.
- [20] 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.
- [21] HALL R E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence[J]. *Journal of Political Economy*, 1978, 86(6): 971-987.
- [22] 张勋, 杨桐, 汪晨. 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, 36(11): 48-63.
- [23] 尹志超, 蒋佳伶, 严雨. 数字鸿沟影响家庭收入吗[J]. 财贸经济, 2021, 42(9): 66-82.
- [24] STOCK J H, YOGO M. Testing for weak instruments in linear IV regression[J]. *Nber Technical Working Papers* 2005, 14(1): 80-108.
- [25] MODIGLIANI F, BRUMBERG R. Utility analysis and the consumption function: An interpretation of cross-section data[J]. *Post Keynesian Economics* 1954, 6: 388-436.
- [26] 周广肃, 梁琪. 互联网使用、市场摩擦与家庭风险金融资产投资[J]. 金融研究, 2018(1): 84-101.
- [27] 杨碧云, 郭壮哲, 易行健. 数字经济促进居民家庭消费升级的微观效应——基于 CHFS 的经验证据研究 [J]. 经济评论, 2023(3): 31-47.
- [28] PRELEC D, LOEWENSTEIN G. The red and the black: Mental accounting of savings and debt[J]. *Marketing Science*, 1998, 17(1): 4-28.
- [29] 王奕霏, 庞晓鹏, 王海南. 数字化支付促进了农村居民消费升级吗? ——基于中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2023(5): 31-41.
- [30] 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.
- [31] 梁斌, 陈茹. 子女性别与家庭金融资产选择[J]. 经济学(季刊), 2022, 22(4): 1299-1318.

Internet Money Management and Household Consumption: Crowding-out Effect or Wealth Effect?

Zhang Xiao, Jiang Zehui, Liu Xiaoyu

(School of Economics, Qingdao University, Qingdao 266071, China)

Abstract: Financial management is an important way to achieve inter-period smoothing of residents' consumption, and internet financial management, with its convenience and universality, has rapidly penetrated into residents' households and exerted an important influence on their consumption behavior. A theoretical model of the impact of internet finance on residents' consumption has been constructed and the relationship between internet finance and households' residential consumption has been tested by using data from the 2017 and 2019 China Household Finance Survey (CHFS). It is found that, first, internet finance can significantly promote household residential consumption, and the use of instrumental variables, replacing the explanatory variables and changing the sample do not affect the robustness of the findings. Second, internet finance has an impact mainly through three mechanisms, such as obtaining interest returns, providing payment convenience and alleviating credit constraints. Again, heterogeneity analysis finds that this consumption-promoting effect is more pronounced in the east-central region, the lower middle-income and low-education households. In particular, if there are unmarried sons in the family, internet finance has no significant effect on consumption. Finally, the impact of Internet finance on consumption upgrading is further investigated in two dimensions: consumption level enhancement and consumption structure optimization, and it is found that internet finance significantly increases the proportion of development and enjoyment-oriented consumption, while significantly decreasing the proportion of survival-oriented consumption. Therefore, the development of internet finance helps to expand domestic demand and achieve the upgrading of residents' consumption, thus promoting the formation of a large domestic cycle pattern.

Keywords: internet money management; resident consumption; consumption upgrading