

消费金融发展对家庭网络购物消费行为的影响

江俊瑶 张雨航 副教授

(重庆人文科技学院 重庆 401524)

内容摘要: 本文基于消费金融试点城市数据和中国家庭追踪调查数据,构建双重差分模型和面板固定效应模型,实证检验消费金融发展对家庭网络购物消费行为的影响机制。研究发现:消费金融发展能够有效且稳定地促进家庭网络购物消费行为,在排除社会保障水平等混杂因素后的促进效果依旧显著;消费金融发展通过刚性支出的信贷支持、当期储蓄的消费转化等渠道,正向促进家庭网络购物消费行为,但消费担保的作用渠道不成立;高频互联网消费行为家庭的网络购物消费行为挤出实体消费,消费金融发展促进家庭实体消费行为向网络购物消费行为转移。最后提出深化消费金融体制改革、促进消费金融产品与服务创新以及推动数字普惠金融发展等政策建议。

关键词: 消费金融;网络购物消费;流动性约束;挤出效应

中图分类号: F713

文献标识码: A

文章编号: 2095-9397(2024)11-0064-04

文章著录格式: 江俊瑶,张雨航.消费金融发展对家庭网络购物消费行为的影响[J].商业经济研究,2024(11):64-67

引言

“十四五”规划指出,扩大内需需要增强消费的基础性作用和完善的消费促进机制。构建“双循环”新发展格局下,促进传统消费以外的新型消费与服务消费,成为消费对经济增长驱动机制的重要突破点,而互联网消费的动力作用不容小觑。根据国家统计局发布的国内经济发展新动能指数(2022),2022年我国的实物商品网上零售额占社会消费品零售总额比重高达27.2%,网络经济指数对总指数增长贡献为91.6%,网络消费用户规模更是高达8.84亿人,互联网消费对传统消费的替代作用已经不断凸显,并成为扩大内需、拓展消费的重要力量。在完善促进消费的体制机制上,消费金融是一项重要的刺激措施,旨在满足长尾消费群体的流动性需求并挖掘消费潜力。从家庭消费层面看,消费金融一方面通过普惠金融服务释放信贷供给来缓解家庭流动性约束,刺激家庭消费,另一方面通过提升消费者金融素养优化家庭资产结构,进而引致有利于消费的家庭财富效应(宋明月等,2022)。那么,消费金融发展是否也影响了家庭网络购物消费行为?具体的作用渠道是什么?本文安排如下:第一部分为研究基础,包括概念界定与文献综述;第二部分为理论分析,讨论消费金融影响家庭网络购物消费行为的作用渠道;第三部分为实证研究,围绕理论分析进行研究设计和实证检验;第四部分为结论与建议。

文献综述

学术界围绕消费金融实践的消费效应与发展现状展开了相关研究。在消费金融的消费效应研究上,大量实证研

究验证了消费信贷(金融)发展通过缓解流动性约束有效释放了家庭信贷需求,在促进消费平滑、优化消费结构、拓宽消费渠道等方面发挥了积极作用(高莉,2021;张建构等,2022)。在消费异质性检验上,部分学者提出了消费信贷(金融)通过缩小城乡收入差距促进了城镇与农村居民的消费支出,对农村消费增长的边际贡献更突出(向玉冰,2022);地区层面上受金融发展基础等影响,对中西部地区的居民消费支出影响更明显(王军生和王政杰,2022);产品层面上消费信贷对居民消费跨期平滑中的耐用品支出存在积极作用(胡雪峰,2021)。然而,陆琪(2023)等学者对消费金融的积极消费效应提出异议,其认为有限金融信贷条件下的消费金融对居民长期消费产生了透支,同时消费金融对非理性消费的刺激挤出了有效消费且不利于消费结构升级。

关于消费金融发展现状的研究,重点集中在消费金融公司治理上。冯娟(2020)讨论了消费金融公司的风险经营能力,认为消费金融公司在处理隐蔽性和滞后性的风险上应建立合规体系和风控机制;程雪军(2021)从金融科技视角分析了消费金融的发展趋势,提出数字化与场景化下的消费金融公司应采取线下场景驱动模式,通过合规化建设促进消费金融场景化的外延;黄文礼等(2022)基于动态规划和最优停时理论,考察了消费金融公司的转型发展问题,发现幼稚型和成熟型管理者在风险规避和推出行为上受时间偏好的影响差异显著。

既有研究成果为消费金融发展视角下的家庭消费行为研究提供了有益参考。本文拟加强以下两个方面的研究:一是现有研究多以定性分析为主,本文通过双重差分模

基金课题:重庆市教育科学“十四五”规划2022年度立项课题(K22YGG218234)

型的实证检验弥补定量分析的不足；二是现有研究视角多以地区或城乡消费为主，本文聚焦家庭消费层面，对消费金融与网络购物消费行为的关系进行实证检验。

理论分析

（一）消费金融影响家庭网络购物消费行为的渠道

基于持久收入假说、流动性约束理论和消费“驼峰”的客观现实，本文认为消费金融对家庭网络购物消费行为的影响渠道如下：第一，刚性支出的直接信贷支持渠道。居民家庭消费存在周期性特征，即消费者生命周期中的子女教育、结婚和医疗刚性支出，消费金融产品目前已经全覆盖各类刚性支出，在缓解流动性约束上促进家庭消费意愿的提升，而互联网对消费形式的渗透有效释放了刚性支出的渠道，促进家庭优先选择跨越空间限制的网络消费，提升网络购物消费家庭比例。第二，当期储蓄向消费的转化渠道。家庭大额耐用品的网络购物消费受家庭预算约束十分强烈，而消费金融在助力家庭完成当期消费的同时降低了储蓄压力，促进家庭当期消费支出的增加。第三，消费金融的消费担保渠道。“长时间积累，一次性大额支出”的消费储蓄模式不利于家庭消费平滑，但良好的消费金融环境为暂时性收入降低的家庭，提供了一定的外部性保险工具能力，缺乏该消费担保的家庭只能完全通过储蓄进行保险，因此消费金融的消费担保功能能够降低家庭对流动性约束的谨慎程度，促进家庭消费的平滑和当期消费的增长。

综上，本文提出以下研究假设：H1：消费金融发展对家庭网络购物消费行为存在积极影响。H2：消费金融发展通过刚性支出的直接信贷支持渠道促进家庭网络购物消费行为。H3：消费金融发展通过当期储蓄的消费转化渠道促进家庭网络购物消费行为。H4：消费金融发展通过消费担保渠道促进家庭网络购物消费行为。

（二）网络购物消费对实体消费的挤出

家庭网络购物消费行为有利于当期消费增长，然而在跨期预算约束下对实体消费是否产生挤出效应，本文通过以下理论分析模型进行讨论：

假设家庭当期收入、预期收入、物价水平和预算约束在 t 和 $t+1$ 期为固定值， I 为互联网消费（占比为 α 且仅存在于 $t+1$ 期）， C 为总消费（ t 期仅包含实体消费， $t+1$ 期包含实体和互联网消费），那么：

在家庭消费总支出不变的条件下，则 $C_t = C_{t+1}$ ，且 $C_t > (1-\alpha)C_{t+1}$ ，即家庭网络购物消费行为对实体消费产生了挤出。

在家庭消费总支出减少的条件下，则 $C_t > C_{t+1}$ ，且 $(1-\alpha)C_{t+1} - C_t = (1-\alpha)C_t(C_{t+1}/C_t) - C_t = C_t[(C_{t+1}/C_t) - \alpha(C_{t+1}/C_t) - 1] < 0$ ，家庭

网络购物消费行为对实体消费产生了挤出。

在家庭消费总支出增加的条件下，则 $C_t < C_{t+1}$ ，且 $(1-\alpha)C_{t+1} - C_t = (1-\alpha)C_t(C_{t+1}/C_t) - C_t = C_t[(C_{t+1}/C_t)(1-\alpha) - 1]$ 的正负不确定，即网络购物消费占比 α 值越大则对实体消费的挤出可能性越大。因此，提出研究假设 H5：网络购物消费行为对实体消费存在挤出效应。

可以看出，家庭网络购物消费行为在 t 期受消费总效用和总体购买力不变影响，对实体消费产生了挤出，但互联网与消费金融的快捷性、便利性和跨空间性等优势同时催生出直播带货等新型消费形式，对家庭的新增消费支出具有积极影响，但具体的影响效应还待实证检验的佐证。

实证检验与结果分析

（一）研究设计

模型构建。本文通过多时点双重差分模型检验消费金融发展对家庭网络购物消费行为的影响，具体模型（1）设计如下：

$$\ln HICO_{it} = \beta_0 + \beta_1 test_{it} + \sum \beta_i Controls_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中， $HICO$ 为家庭网络购物消费行为， $test$ 为消费金融政策组别虚拟变量与时间虚拟变量的交乘项， $Controls$ 为控制变量集合， μ 、 γ 和 ε 分别为地区固定效应、时间固定效应和随机扰动项。

根据理论分析框架，分别选择家庭网络消费耐用品、网络消费非耐用品与服务消费，作为消费金融对家庭网络购物消费行为影响渠道一和二的被解释变量，在渠道三检验中测量消费金融与收入不确定性的交互作用，间接衡量消费保险效应。具体模型（2）设计如下：

$$\Delta \ln DUGO_{it} = \alpha_i + \lambda_1 \Delta \ln Y_{it} + \lambda_2 \Delta CRED_{it+1} + \alpha_1 \delta_{it+1}^2 + \alpha_1 \Delta Z_{it+1} + \mu_{it+1}$$

$$\Delta \ln NUGO_{it} = \alpha_i + \lambda_1 \Delta \ln Y_{it} + \lambda_2 \Delta CRED_{it+1} + \alpha_1 \delta_{it+1}^2 + \alpha_1 \Delta Z_{it+1} + \mu_{it+1}$$

$$\Delta \ln NUGO_{it} = \alpha_i + \lambda_1 \Delta \ln Y_{it} + \lambda_2 \Delta CRED_{it+1} * \alpha_1 \delta_{it+1}^2 + \alpha_1 \delta_{it+1}^2 + \alpha_1 \Delta Z_{it+1} + \mu_{it+1} \quad (2)$$

其中， $\Delta DUGO_{it}$ 、 $\Delta NUGO_{it}$ 分别为家庭耐用品、非耐用品与服务消费的增长率， ΔY 和 $\Delta CRED$ 分别为家庭当期可支配收入和消费金融条件， δ_{it+1}^2 为家庭收入不确定性， ΔZ 为家庭消费偏好综合函数（包括家庭成员结构、规模、年龄等）。当上述模型中 λ_2 为正时，表明理论分析中消费金融发展对家庭网络购物消费行为的影响渠道成立。

在家庭网络购物消费行为挤出效应检验上，参考宋明月等（2022）的做法，将存在网络购物消费行为的家庭设置为虚拟变量，并对其消费行为进行平均效应处理，最后将处理效应模型与 DID 模型匹配检验。平均处理效应（ATT）模型（3）设计如下：

$$ATT=E(C_{1i}-C_{0i}|d_i=1)=(1/N)\sum_{i=1}^N(C_{1i}-C_{0i}) \tag{3}$$

其中， d 为家庭网络购物消费行为的虚拟变量， E 为期望值， N 为样本数， C 为消费支出总量。

变量说明、研究样本与数据来源。HICO 为家庭网络购物消费行为的虚拟变量；NUGO 为非耐用品与服务消费，主要包括食品类、文娱类等非耐用品和服务性消费，DUGO 为总消费扣除 NUGO 之外的消费部分；CRED 为家庭消费金融条件，以消费贷款增长率来表示； σ 为家庭收入不确定性，以失业率表示； Z 为家庭消费偏好变量，以人口抚养比表示。此外，在 DID 模型（1）中控制了 SOCI（社会保障水平，以年末规模以上单位从业人员占人口比重表示）、HOUS（房地产投资，以房地产开发投资占全社会固定资产投资总额比重表示）和 PGDP（经济发展水平，以地区人均 GDP 表示）。

研究样本选取我国 70 个大中城市，其中实验组的样本参照《消费金融公司试点管理办法》选取被获批的 14 个城市。考虑到家庭消费数据的可得性及实证时间节点的统一性，研究样本的时间截面选择为 2010–2020 年，缺失数据用插值法予以填补。实证数据来自《中国城市统计年鉴》《中国统计年鉴》《中国城镇居民生活与价格年鉴》和中国家庭追踪调查（第六轮）数据库。囿于中国家庭追踪调查是在个体、家庭和社区层面的数据追踪与收集，无法直接获取城市层面数据，本文依据区县代码依次匹配 countyid– 区县代码 code– 地级市行政码 city 获得。

（二）实证结果分析

1. 基准回归。表 1 报告了消费金融发展影响家庭网络购物消费行为的双重差分检验结果。根据 DID 检验结果，在仅存在消费金融试点城市政策虚拟变量的条件下，消费金融系数在 1% 统计性水平上显著为正，表明消费金融发展能够有效促进家庭网络购物消费行为；加入社会保障水平、经济发展水平和房地产投资等控制变量后，消费金融发展虚拟变量的系数在 5% 统计性水平上显著为正，但系数的显著性与大小均有所下降，表明消费金融发展能够有效且稳定地促进家庭网络购物消费行为（假设 H1 证毕）。

为验证 DID 结论的稳健性，进一步对消费金融试点城市的家庭网络购物消费行为进行 PSM–DID 检验。第一步，以社会保障水平、经济发展水平和房地产投资为匹配变量进行 Logit 回归，以控制实验组中混杂因素对研究结论的影响；第二步，对消除组别间干扰要素的实验组进行匹配（半径匹配、核匹配和近邻匹配），缓解系统性偏差；第三步，DID 识别消费金融对互联网家庭消费行为的净影响。可以看出，PSM–DID 检验中的半径匹配系数在显著性大小上与 DID 结论最为接近，核匹配和近邻匹配下的消费金融虚拟变量系数显著性分别通过了 10% 和 5% 的显著性检

验，且均为正值。结果表明，消费金融发展在排除社会保障水平等混杂因素影响后依旧有效促进了家庭网络购物消费行为，验证了 DID 研究结论的可靠。

此外，为保证 DID 和 PSM–DID 估计的有效性，研究进一步进行了平行趋势检验，即根据前文实验组和控制组的划分，设置试点城市前三年及后三年的虚拟变量，并进行估计。结果表明（囿于篇幅，具体结果未列出），DID 和 PSM–DID 中的回归系数置信区间在政策实施节点前均包含零值，在实施节点后均不包含零值，验证了 DID 及 PSM–DID 的适用性良好。

2. 作用渠道检验。在实证检验消费金融影响家庭网络购物消费行为的作用渠道上，根据 Hausman 检验结果选择固定效应模型，基于非平衡面板数据特征选择截面加权法，考虑到解释变量之间可能的交互影响，选择固定效应——工具变量法，为避免自相关问题加入了 AR（1）和 AR（2）项，具体检验结果见表 2。

根据消费金融对刚性支出的直接信贷支持渠道检验结果（模型（1）），家庭耐用品网络购物消费对消费金融发展的敏感系数为 0.1216（1% 统计性水平），对家庭当期可支配收入的敏感系数为 1.2709（1% 统计性水平）。结果表明消费金融发展通过促进家庭耐用品消费增长渠道影响了家庭网络购物消费行为，但可支配收入对家庭耐用品消费行为的影响更明显。其原因是，家庭耐用品消费属于大额刚性的一次性支出，需要一定的家庭储蓄积累，因此对可支配收入的敏感度更高，但消费金融能够缓解家庭当期的流动性约束，对耐用品消费存在一定的积极作用（假设 H2 证毕）。

根据消费金融的当期储蓄向消费转化渠道检验结果（模型（2）），家庭非耐用品与服务性互联网消费对消费金融发展的敏感系数为 0.1908（1% 统计性水平），对家庭当期可支配收入的敏感系数为 0.9433（1% 统计性水平），较模型（1）相比对消费金融的敏感度明显提升，对可支配收入的敏感度明显下降。结果表明，消费金融通过当期储蓄向消费转化渠道影响了家庭网络购物消费行为，对家庭非耐用品与服务性网络消费行为的促进效果高于耐用品消费行为。其原因是，非耐用品与服务性消费属

表 1 DID 与 PSM–DID 检验结果

变量	DID 检验		PSM–DID 检验		
	模型（1）	模型（2）	半径匹配	核匹配	近邻匹配
test	0.0571*** (0.0267)	0.0396** (0.0199)	0.0502*** (0.0219)	0.0536* (0.0317)	0.0399** (0.0282)
Controls	NO	YES	YES	YES	YES
_cons	8.2155*** (0.0128)	10.0042*** (0.0166)	11.3278*** (0.0252)	10.1159*** (0.0287)	8.5608*** (0.1404)
城市固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES
R ²	0.8017	0.8531	0.9305	0.8944	0.8925
N	953	953	529	614	522

注：括号内为标准误，***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平上显著，下同。

于小额、高频、碎片化支出，对家庭流动性预算约束的要求不高，消费金融通过快捷、便利等支付优势和积分、返利等消费优势，有效促进了家庭非耐用品与服务性互联网消费支出（假设 H3 证毕）。

根据消费金融的消费担保渠道检验结果（模型（3）），消费金融与收入不确定性交互项的系数未通过显著性检验，同时收入不确定性系数在 1% 统计性水平上显著为负。结果表明，消费金融发展并不能降低家庭网络购物消费行为对收入不确定性的谨慎程度，消费金融的消费担保渠道不成立。观察不确定性在模型（1）-（3）中的检验系数发现，其对家庭耐用品、非耐用品与服务性网络消费行为的影响均显著为负，表明不确定性风险仍是导致家庭网络购物消费不足的关键因素，尤其制约了家庭耐用品的网络购物消费（假设 H4 证毕）。

3. 挤出效应检验。为检验家庭网络购物消费行为对实体消费是否存在挤出，本文参考宋明月等（2020）的分组方法，将平衡面板数据分为对照组、控制组①和控制组②进行 PSM-DID 检验，其中对照组为基本未参与互联网消费的家庭（月消费次数 <3），控制组①为偶尔参与互联网消费的家庭（3 ≤ 月消费次数 <8），控制组②为高频互联网消费的家庭（月消费次数 ≥ 8），具体检验结果见表 3。可以看出，家庭网络购物消费行为在对照组和控制组①中的检验系数不显著，在控制组②中的系数显著为负（5% 统计性水平），结果表明网络购物消费行为仅在高频家庭样本中挤出了实体消费，但效果十分微弱。从消费金融条件看，对照组和控制组中的系数均为负值，且分别通过了 10% 和 1% 的统计性检验，表明消费金融发展一定程度上促进了家庭实体消费行为向网络购物消费行为转移（假设 H5 证毕）。

表 2 面板固定效应检验结果

变量	ΔDUO	ΔNUO	ΔNUO
	模型（1）	模型（2）	模型（3）
α	0.2401 (0.3529)	0.3235*** (0.0217)	0.2715*** (0.0161)
ΔlnY	1.2709*** (0.0570)	0.9433*** (0.0241)	1.0641*** (0.0288)
ΔCRED	0.1216*** (0.0235)	0.1908*** (0.0016)	
ΔCRED × α 2			-0.0436 (0.3672)
α 2	-0.1329*** (0.1206)	-0.0804*** (0.0216)	-0.0509*** (0.0401)
AR（1）	-0.3411*** (0.0038)	-0.2826** (0.0229)	-0.5537*** (0.0711)
AR（2）	-0.2819*** (0.0051)	-0.4514*** (0.0433)	-0.6228*** (0.0225)
R ²	0.8225	0.7517	0.7363
Prob（F）	(0.00)	(0.00)	(0.00)

表 3 PSM-DID 检验结果

变量	控制组①	控制组②	对照组
HICO	0.0013 (0.1941)	-0.0228** (0.0147)	0.0009 (0.0335)
test	-0.0476* (0.0078)	-0.0063*** (0.1152)	-0.0659* (0.0132)
cons	6.1522*** (0.0241)	4.3961*** (0.0127)	3.4173*** (0.0297)
Controls	YES	YES	YES
R ²	0.7315	0.8032	0.7904
N	1035	2741	932

政策建议

第一，深化消费金融体制改革，扩大消费金融试点范围。一方面，政府应发挥消费金融引领市场建设的职能，优化消费金融发展环境，通过完善数字金融基础设施建设，促进消费金融在非传统消费领域的应用；另一方面，健全消费金融政策支持体系，鼓励消费与多领域的协同发展，加快特色消费与新型场景消费的供给。

第二，围绕宏观经济背景，促进消费金融产品与服务的创新。在促消费和扩大内需政策制定上，不能单纯通过扩张家庭消费信贷规模来实现，应结合宏观经济背景、产业结构等现实，着力解决家庭收支不确定性问题，将消费金融的产品与服务创新，循序渐进地融入居民消费行为。

第三，推动数字普惠金融发展。一方面，加强金融科技对消费金融的赋能，借助大数据等数字技术提升消费金融与消费行为的契合度，推动消费金融与线上线下消费场景的合作；另一方面，通过数字金融风控体系强化消费金融公司的风险管理，加快个人征信数据库建设，规范家庭的理性借贷，合理挖掘消费潜力。

参考文献：

1. 宋明月, 周博文, 臧旭恒. 基于普惠金融发展的家庭网络消费行为研究 [J]. 经济理论与经济管理, 2022 (2)

2. 张建刚, 沈蓉, 邢苗. 消费金融能否助力经济增长? ——基于消费金融公司试点推广的准自然实验 [J]. 消费经济, 2022 (3)

3. 高莉. 区域差异视角下收入分配、消费信贷与居民消费增长 [J]. 商业经济研究, 2021 (6)

4. 向玉冰. 数字普惠金融对农村居民消费的影响研究——基于动态效应与门槛效应 [J]. 商业经济研究, 2022 (6)

5. 王军生, 王政杰. 数字金融渗透与我国家庭消费——异质性特征与传导机制检验 [J]. 商业经济研究, 2022 (12)

6. 胡雪峰. 消费金融功能对城镇居民消费行为演变的影响 [J]. 商业经济研究, 2021 (15)

7. 陆琪. 数字化背景下中国农村消费金融的地区差异研究 [J]. 湖南社会科学, 2023 (4)

8. 冯娟. 互联网消费金融创新发展模式及其风险管理探析 [J]. 时代经贸, 2020 (12)

9. 程雪军. 金融科技视阈下消费金融公司的发展与展望 [J]. 当代经济管理, 2021 (7)

10. 黄文礼, 高泽融, 吕柏霖等. 时间不一致性下消费金融公司的最优退出选择——基于实物期权视角 [J]. 系统工程理论与实践, 2022 (8)

作者简介：

江俊瑶（1995-），女，重庆人，硕士，重庆人文科技学院讲师。研究方向：金融与经济；张雨航（1987-），男，重庆人，硕士，重庆人文科技学院副教授、高级实验师。研究方向：经济与管理。