



**北京大学数字金融研究中心**  
Institute of Digital Finance, Peking University

北京大学数字金融研究中心工作论文系列

**IDF Working Paper Series**

**NO.IDFWP2019001 (总第19期)**

互联网消费信贷、流动性约束与居民消费

——来自某互联网平台随机实验的证据<sup>1</sup>

纪洋 王雪 黄益平

初稿日期：2019年11月9日

**摘要：**近年来，互联网消费信贷迅速增长，其模式与客群显著区别于传统信用卡，值得探究。本研究选取某代表性平台的互联网消费信贷产品作为研究对象，其业务团队曾于2017年6月展开内部测试，对同期满足信贷准入的用户随机分为准入组（实验组）和非准入组（对照组），以检验互联网消费信贷的现实影响。利用这一套独特的微观用户随机实验数据，本文对比准入组与对照组的约10万用户在实验前后的消费变化，研究发现：第一，在实验期间，互联网消费信贷显著增加了消费，月均消费增加幅度在73-92元之间；第二，互联网消费信贷同时增加了线上与线下消费，未发现对传统信用卡的挤出效应；第三，其主要作用渠道是缓解流动性约束，消费促进作用对于流动性约束较强的用户更为显著。本文具有重要的

---

<sup>1</sup> 纪洋，厦门大学经济学院金融系，北京大学数字金融研究中心，电子信箱：[jiyang@xmu.edu.cn](mailto:jiyang@xmu.edu.cn)；王雪（通讯作者），北京大学国家发展研究院，北京大学数字金融研究中心，电子信箱：[xwang2017@nsd.pku.edu.cn](mailto:xwang2017@nsd.pku.edu.cn)；黄益平，北京大学国家发展研究院，北京大学数字金融研究中心。本文受到国家社会科学基金重大项目（18ZDA091）、国家自然科学基金项目（71803163）的资助与支持。

政策含义，既提示了普惠型消费信贷对提振消费的意义，也为指引互联网消费信贷健康发展提供了依据。

**关键词：**消费信贷 网络信贷 居民消费 流动性约束 随机实验

## 一、引言

随着国内外经济环境的变化，激发消费潜力成为促进经济发展的重要举措。我国居民消费占 GDP 比重仅为 39%，而同等发展水平国家的均值为 60%(徐高，2019)，消费不足是当下宏观经济的突出问题。与此同时，在金融科技的助力下，互联网消费信贷异军突起，腾讯微粒贷、京东白条、蚂蚁花呗等产品对消费模式产生了实质改变，既增加了消费信贷的便利性，也降低了使用人群的准入门槛。那么，消费信贷能否激发中国居民的消费潜力呢？互联网产品是增加了有效的金融供给，还是引入了额外的风险呢？以上问题受到政策界、学界的广泛关注，但并没有一致的答案。特别是，从我国的宏观数据看，近两年居民消费信贷的加速增长，而同期社会零售总额增速却有所下滑，呈现出“消费贷与消费的背离现象”，进一步增加了相关研究的重要性与紧迫性。

从理论上，消费信贷可以缓解流动性约束，促进消费增长（Souleles,2002;Aydin,2015;Ponce 等，2017;李江一和李涵，2017），但实证检验存在困难。其一，信贷与消费受诸多变量影响，从宏观数据的时间趋势上难以判断因果关系。其二，即便利用微观数据，信贷与消费的关系也存在内生选择与反向因果问题，即当居民选择开通消费信贷时，有可能是短期消费需求较高、流动性紧张所致，消费需求的增加成为信贷的原因而非结果。其三，国外关于消费信贷的研究聚焦于信用卡（Gross 和 Souleles，2002；Aydin，2015；Ponce 等，2017），但我国人均信用卡持有量不足美国的 1/5，无法直接应用其研究结论。当前，互联网消费信贷在我国快速发展，但覆盖用户与应用情景均区别于传统信用卡，更需要有针对性的分析。

在此背景下，本文利用一套独特的微观用户随机实验数据，以某互联网平台的消费信贷产品为例，识别互联网消费信贷对消费的影响。2017 年 6 月，该互联网平台的消费信贷业务团队曾展开内部测试，对同期满足互联网消费信贷准入的用户随机分为准入组（实验组）和非准入组（对照组），两个月后（8 月）对非准入组放开准入。借助这一随机实验，利用 2017 年 1 月-2017 年 8 月间的 10 万用户样本数据，本文发现：第一，在实验期间，互联网消费信贷显著增加了消费，月均消费增加幅度在 73-92 元之间；第二，互联网消费信贷同时增加了线上与线下消费，未发现对传统信用卡的挤出效应；第三，其主要作用渠道是缓解流动性约束，消费促进作用对于流动性约束较强的用户更为显著。

对比此前文献，本文的贡献主要有以下三个方面：

第一，本文利用微观用户随机实验数据，较好地识别了消费信贷对消费的影响。目前国内的讨论大多采用宏观数据，以行业研究与业界报导为主。针对中国消费信贷的微观层面研究仅有两篇，为本文提供了参考与借鉴：李江一和李涵（2017）使用 2011 和 2013 年中国家庭金融调查数据，并采用倾向匹配与固定效应以降低内生性问题，发现新发行信用卡可以显著促进消费，且对于耐用品的影响更大。潘敏和刘知琪（2018）利用同样的数据，得到了相反的结论，发现居民加杠杆会导致消费减量与降级。上述研究之所以有所分歧，一方面是由于对信贷定义的差异，广义居民杠杆与信用卡不能完全等同，另一方面可能是由于内生选择问题，即被调查者在消费需求增加时主动申请信用卡，难以干净地识别信用卡对消费的影响。

在上述研究基础上,本文借助了随机实验设计,以避免遗漏变量、样本自选择等导致的内生性问题,采用了2017年的最新数据,能够对现有研究形成有效的补充。

第二,国外关于消费信贷的研究大多聚焦于信用卡,本文结合中国国情,考察了有别于传统信用卡的互联网消费信贷。这样既可以结合我国“互联网+”的新增长点,也能够避免将分析局限于少量高净值的信用卡客群。更重要的是,结合当下互联网信贷门槛较低、覆盖较广、用户年轻化的特点,本文对其受争议较多的几个问题进行了剖析,包括互联网消费信贷是否导致了过度奢侈消费、是否挤占了信用卡市场等。

第三,利用大数据的优势,本文对金融科技助力“普惠金融”的进展与效果进行了评估。金融科技助力的“普惠金融”,能够降低金融供给的边际成本,拓展金融服务的边界,但其实际效果有待实证研究。而当前基于信用卡数据所做的分析,往往将样本集中于信用卡客群,无法覆盖普惠金融的目标人群。本文的数据能够覆盖年轻群体、三线及以下的城市与乡镇,因此能够对普惠金融的目标人群展开分析。研究发现互联网消费信贷对20-34岁群体的消费促进作用更明显,这部分年轻人通常是流动性较为紧张、金融服务供给较少的群体。这为我国的普惠金融建设提供了依据。

本文余下部分的结构安排如下:第二部分总结现有文献并提出主要假设;第三部分说明数据来源与模型设定;第四部分展示互联网消费信贷对消费的影响,并针对互联网消费信贷的争议问题进行分析;第五部分展开异质性分析;第六部分总结并提出政策建议。

## 二、文献综述与主要假设

### 1. 文献综述

从理论上讲,消费信贷对消费的影响方向并不确定。从持久收入假设与流动性约束理论来看,消费信贷能够缓解居民的流动性约束,促进消费增长(Mishkin,1976; Hayashi,1985; Zeldes, 1989)。然而,消费信贷也可能增加居民的利息负担,减少未来信贷的可得性,甚至伴随预期可支配收入的降低,进而抑制消费(Ekici 和 Dunn, 2010; Dynan 和 Edelberg, 2013)。

大部分现有文献都佐证了消费信贷促进消费的理论预测,支持流动性约束假说。例如,Jappelli 和 Pagano( 1989) 整合了美国、英国、西班牙、瑞典、意大利、希腊、日本七个国家的跨国宏观年度数据,发现对于消费信贷较高的国家,非耐用品消费对收入的敏感性较低,佐证了消费信贷对流动性约束的缓解。Bacchetta 和 Gerlach(1997) 利用五个国家宏观年度数据发现消费信贷也能够促进耐用品消费,主要渠道仍是缓解流动性约束。Ludvigson (1999) 采用美国季度数据,发现消费增长与可预测的消费信贷增长呈正相关,提升消费信贷可得性会降低消费的波动。

此后,随着微观数据可得性的增强,从微观视角切入的研究逐渐丰富,但集中于信用卡的相关研究。例如,Gross 和 Souleles (2002) 基于美国信用卡公司的数据发现增加信用卡额度将会提高居民的消费,且该影响对消费额度接近透支上限的消费者更明显,有力证明了消费信贷缓解流动性约束。Aydin (2015) 利用用户信用卡提额的随机实验,估计了流动性提升所带来边际消费倾向,发现消费信贷显著促进了流动性紧张群体的消费。Ponce 等(2017) 采用墨西哥信用卡用户数据,发现居民愿意支付更高的利息维持信用卡负债,以保持自己可得的资金流动性,从侧面印证了流动性约束的存在与消费信贷的意义。

仅有少量文献展示了消费信贷与消费的负相关性,对于提示消费信贷的潜在风险具有重要意义。其中,Ekici 和 Dunn (2010) 利用美国国家户层面的数据,发现滞后一期的信用卡债务与消费呈现负相关关系,提示了信用卡作为消费信贷引致的债务负担的潜在风险。

Dynan 和 Edelberg (2013) 利用 2007-2009 年的美国消费金融调查, 发现高杠杆的消费者担心未来信贷的可得性, 会选择减少消费, 这从另一个侧面印证了居民杠杆的风险。

不同于国外较为成熟的研究, 国内关于家户金融的微观调查相对滞后, 且长期缺乏信用卡交易层面数据, 仅有少量学者结合现有数据展开了探索, 但尚未得到一致的结论。例如, 林晓楠(2006) 利用中美 1990-2004 年的时间序列数据对比分析了两国消费信贷影响消费的差异, 认为消费信贷对消费的影响在中国并不显著。潘敏和刘知琪(2018) 利用中国家庭金融调查数据, 发现居民加杠杆会导致消费减量与降级。与之相反, 其他研究大多发现消费信贷促进消费。例如, 赵霞和刘彦平(2006) 利用 1978—2004 年城镇居民人均消费数据对居民消费和流动性约束之间的关系进行了实证研究, 发现消费信贷的发展在一定程度上缓解了流动性约束的程度, 促进了我国居民消费增长率的提高。李燕桥和臧旭恒(2013) 利用我国 2004-2009 年的省级面板数据, 研究消费信贷和城镇居民消费行为的关系, 发现消费信贷可以促进相关耐用品消费, 影响机制是缓解了居民当期面临的流动性约束。刘锐(2013) 使用 1999-2010 年的省级面板数据也发现了消费贷款对流动性约束的缓解作用。李江一和李涵(2017) 基于 2011 和 2013 年中国家庭金融调查的面板数据, 研究了信用卡消费信贷对家庭消费的影响, 结论与流动性约束理论一致, 信用卡缓解了流动性约束进而促进消费。此外, 蔡浩仪与徐忠(2005) 还关注到消费信贷的溢出效应, 认为消费信贷降低了居民储蓄率, 进而影响了小微企业贷款的可得性。

综上所述, 当前针对中国消费信贷的研究仍较为有限, 国内的微观证据仅来自于 2013 年前的中国家庭金融调查(李江一和李涵, 2017; 潘敏和刘知琪, 2018), 难以覆盖近年来迅速发展的互联网消费信贷。而国外的研究较多地关注信用卡市场, 难以直接应用于我国信用卡覆盖率尚显不足的实际情况。本文利用某互联网平台内部消费信贷产品的随机实验展开分析, 能够较好地补充现有研究的不足。

## (二) 待检验假设

具体而言, 本文拟对以下三个假设进行检验:

### **假设一: 互联网消费信贷对消费有促进作用。**

长期以来, 我国的金融业被银行主导, 对居民的金融服务供给相对不足, 居民的流动性约束问题较为突出。消费信贷, 特别是互联网消费信贷, 能够显著降低金融供给的边际成本, 有效地拓展了服务边界, 是缓解流动性约束的重要途径。因此, 本文预期互联网消费信贷将增加用户消费。

### **假设二: 缓解流动性约束是互联网消费信贷的主要作用渠道。**

互联网消费信贷对消费的影响, 存在多种作用渠道, 既可能缓解流动性约束而增加消费, 也可能由于过度透支与利息负担而减少消费, 还可能由于网络零售与互联网金融的同步增长而出现正相关性, 但并不具备因果关系。本文将通过一系列检验, 来厘清互联网消费信贷影响消费的渠道。

具体而言, 通过对比线上消费、线下消费, 本文将分析互联网消费信贷是否促进了总体消费, 而非仅仅与网络零售有相同的宏观趋势; 通过区分受到不同流动性约束的用户群体, 本文考察流动性约束是否为主要的作用渠道; 通过考察互联网消费信贷对不同层次消费的影响, 本文将判断它是导致了过度奢侈消费, 还是用于缓解日常流动性紧张的燃眉之急; 通过对比互联网消费信贷与传统信用卡的消费支付情况, 本文还将考察互联网消费信贷是否对信用卡存在挤出效应。

预期结论为: 缓解流动性约束是互联网消费信贷的主要作用渠道, 互联网消费信贷对线上、线下消费均有促进作用, 没有发现奢侈消费的证据, 且未发现对信用卡支付的挤出效应。

### 假设三：互联网消费信贷对不同的用户群体与不同的消费类型具有异质影响。

消费信贷对于流动性约束较为紧张、消费需求较为旺盛的群体，将产生更为显著的作用。因此，本文将细分城市类型、人群特征等子样本，探究消费信贷的异质影响。预期互联网消费信贷将对年轻群体产生更大的影响。

## 三、数据来源和模型设定

本文的数据来源于针对互联网消费信贷产品的一次随机实验。2017年6月，某互联网平台针对消费信贷业务展开内部测试，对同期满足消费信贷准入条件的用户随机区分为实验组和对照组，对实验组授予准入并生成可用额度；对对照组用户不予互联网消费信贷准入。随机实验持续时间为2017年6月-7月，8月以后依据准入要求部分对照组用户也获得了准入。本文的分析样本包括5万实验组用户和5万对照组用户，数据跨度为2017年1月到2017年8月。

实验组与对照组在实验前后的个体特征没有显著差异，常规描述性统计信息由于商业机密与相关法律无法公开。

表 1 实验组与对照组主要变量的描述统计（略去）

### 1. 互联网消费信贷变量

本文选取的互联网消费信贷变量来自于某互联网平台推出的一款消费信贷产品。得到授权的用户，可以享受系统自动生成的可支用额度，用户可以在可支用额度内支用资金进行消费。用户所支用的金额，只要在一个账单周期内（通常为一个月）还款，就不会产生利息；只有延期到一个月以上还款时，才会生息。

互联网消费信贷与信用卡存在显著差异。由于中国的信用卡市场起步较晚，2018年人均持有信用卡和借贷合一卡仅0.49张，给了互联网消费信贷迅速发展的空间。2018年，我国手机网络用户规模达8.17亿人，网民中使用手机上网的比例提升至98.6%，移动网络普及为移动支付的增长带来便利，逐渐培养了用户的移动支付习惯。在此背景下，互联网消费信贷具有系统性的重要意义。

区别于传统信用卡，互联网消费信贷具有以下几个特点：第一，具有更强的普惠性，人均额度低且覆盖面广。互联网消费信贷借助金融科技信用评分模型与业务场景的数据积累，它可以为大量没有信用卡的人群（“白户”）提供风险可控的消费信贷服务。第二，有较强的消费场景。具体而言，该互联网消费信贷广泛应用于电商购物平台、大型超市商场以及开通该消费信贷产品收款服务的其他线下商户，因此，其使用场景较为严格地限定于消费情景，能够减少套现问题。

2017年6月，该业务团队针对符合准入条件但尚未得到授权准入的用户展开随机实验，以检验互联网消费信贷的具体效果。借助这一实验，本文考察消费信贷、特别是互联网消费信贷对消费的影响。由于2017年大部分一线城市用户已开通该消费信贷产品，随机实验仅针对二线城市及以下的用户。本文所使用的变量包括是否准入互联网消费信贷与授权额度、支用额度。

### 2. 消费变量

本文的因变量为用户通过该互联网平台的支付功能进行结算的消费。主要由电商消费和非电商消费两部分，其中，电商消费均为线上进行，非电商消费主要是线下消费。

本文使用用户通过该平台支付工具进行结算的消费作为消费的代理变量,存在一定的度量偏误。不过,考虑到移动支付的迅速发展,本文样本依然具有一定的代表性。截至 2018 年,中国第三方支付行业交易规模结构中,网络支付总规模占比为 72.2%,其中移动支付部分占比超过 60%。

此外,采用第三方支付平台的消费数据,还存在几个独特优势。第一,来自于第三方支付系统记录的真实交易,能够确保消费的准确性。在传统的微观调查数据中,用户很难记录日常琐碎的小额交易,隐瞒和虚报也无法被排除,本文的数据恰好可以弥补以上缺陷。第二,传统的调查数据均为抽样调查,有部分群体难以覆盖,比如频繁流动的人口与极其偏远的地区。而本文的网络用户追踪数据直接对全部真实用户进行抽样,能够确保样本的代表性。第三,区别于宏观总量数据与传统调查数据,本文样本较大,覆盖了 10 万用户,便于展开异质性分析,且样本较新,将文献中 2013 年的样本更新到 2017 年,能够捕捉到消费信贷与消费近年来的变化。

### 3. 模型设定

基于本文的数据,我们采用双重差分(Difference-in-Difference)作为基准模型,具体如下:

$$consumption_{it} = \beta_0 + \beta_1 treat_i + \beta_2 post_t + \beta_3 treat_i * post_t + \gamma X_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$consumption_{it}$  为用户  $i$  在  $t$  月的消费;  $treat_i$  是实验组的虚拟变量,其定义为:用户得到互联网消费信贷授权进入实验组,则变量取值为 1,否则为 0;  $post_t$  是表明实验进行前后的时间变量,实验后为 1,实验前为 0;  $X_{it}$  为控制变量,包括性别、年龄和收入,其中收入采用用户账户的资金流入流出总量作为代理变量,  $\varepsilon_{it}$  为误差项。根据模型设定,  $\beta_3$  为我们主要关心的系数,表明消费信贷对消费的影响。

在后续分析中,本文还尝试了同时控制时间固定效应  $u_t$  与个体固定效应  $v_i$ ,模型设定如(2)式,其中  $post_t$  将被时间固定效应所吸收,  $treat_i$  被个体固定效应所吸收,因此不进入回归方程。

$$consumption_{it} = \beta_0 + \beta_3 treat_i * post_t + \gamma X_{it} + v_i + u_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

## 四、互联网消费信贷实证结果分析

### 1. 基准结果

表 2 汇报了基准回归结果,即互联网消费信贷对消费的影响。回归表第一列为双重差分(DID)模型,但未加入控制变量、个体固定效应与时间固定效应。在此基础上,第二列加入了控制变量,第三列进一步加入个体固定效应,第四列同时加入控制变量、个体固定效应与时间固定效应。

以第一列为例， $treat$  与  $post$  交互项系数  $\beta_3$  显著为正，说明相比于不被准入的用户，准入互联网消费信贷的实验组用户月度消费在试验后上升约 92 元。在后面三列更严格的设定下，交互项系数绝对值有所下降，但保持显著，实验组用户月均消费上升 73-81 元。

从控制变量看，收入、年龄均与消费正相关，男性的消费水平低于女性。 $treat_i$  变量的系数不显著，进一步证实了实验组与对照组用户在实验前的消费水平无显著差异。 $post_i$  显著为正，说明所有用户的月均消费在实验前后都有所增长，符合消费随时间增长的趋势。

表 2 基准回归结果：互联网消费信贷与消费

	因变量：总消费（月，千元）			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat_i$	-0.001 (0.001)	-0.0001 (0.001)		
$post_i$	0.049*** (0.002)	0.038*** (0.002)	0.030*** (0.002)	
$treat_i * post_i$	0.092*** (0.002)	0.081*** (0.002)	0.073*** (0.002)	0.073*** (0.002)
收入		0.022*** (0.0002)	0.039*** (0.0003)	0.039*** (0.0003)
年龄		0.0005*** (0.0001)		
男性		-0.017*** (0.001)		
常数项	★*** (0.001)	★*** (0.002)		
个体固定效应	NO	NO	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	YES
观测值	700,0000	700,0000	700,0000	700,0000
R <sup>2</sup>	0.011	0.030	0.245	0.247
调整后 R <sup>2</sup>	0.011	0.030	0.119	0.121

注：\*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.1

以上为互联网消费信贷与消费的基准结果，在下文分析中，本文将讨论若干互联网消费信贷的争议热点，包括其是否仅应用于线上消费、有无导致过度消费、能否有效缓解流动性约束、是否产生了生息负担、是否挤出了传统信用卡支付等。

## 2. 互联网消费信贷与消费类别

关于互联网消费信贷与消费类别，本节将着重分析两个问题。第一，互联网消费信贷是否仅与线上消费正相关，而不是促进了整体的消费。在互联网消费信贷迅速发展的过去几年，我国的网络零售业也同步发展，从时间趋势上，两者呈现正相关性。如果互联网消费信贷仅增加了用户的线上消费，那么这一作用可能是用户消费结构变化所致，无法说明对用户总体消费水平的正向促进。因此，在下文分析中，我们将消费场景区分为线上与线下两类。如果

互联网消费信贷同时导致了线上和线下消费的增加,那么互联网消费信贷促进消费的可信度将进一步增加。

第二,互联网消费信贷用户较广,门槛较低,有大量用户此前没有使用信贷的机会,金融素养相对较低。一个潜在的担忧是,这部分用户是否能够合理使用信贷?他们会不会将互联网消费信贷用于过度奢侈的消费?为了解答这个问题,我们根据电商消费的商品或服务类目将消费划分为20个行业,进一步根据消费层次将20个行业消费划分为:生存型、发展型和享受型消费。如果互联网消费信贷主要促进了生存型消费,那么对于滥用信贷、过度奢侈消费的隐忧可以得到缓解。不过,由于商品或服务细分仅针对电商消费,因此我们对消费等级的分析仅能够针对线上消费的子集展开,无法覆盖线下消费。

表3 机制分析:互联网消费信贷与消费类别

	因变量:不同类型的消费金额(月,千元)					
	线下消费 (1)	线上消费 (2)	线上生存型 (3)	线上发展型 (4)	线上享受型 (5)	线上其他类型 (6)
$post_t$	0.028*** (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.010*** (0.001)	0.003*** (0.0003)	0.007*** (0.0004)	0.002*** (0.0003)
$treat_i * post_t$	0.041*** (0.001)	0.032*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.004*** (0.0005)	0.009*** (0.001)	0.004*** (0.0004)
收入	0.035*** (0.0002)	0.004*** (0.0002)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)	0.001*** (0.0001)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO	NO	NO
观测值	700,000	700,000	700,000	700,000	700,000	700,000
$R^2$	0.250	0.313	0.328	0.218	0.217	0.237
调整后 $R^2$	0.125	0.198	0.216	0.087	0.086	0.110

注:生存型、发展型享受型和其他类消费是根据电商消费类目划分,不包括线下消费。\*\*\* $p < 0.01$ ; \*\* $p < 0.05$ ; \* $p < 0.1$

表3展示了针对消费类型与消费层次的回归结果。前两列对应的回归因变量分别为线下消费总额、线上消费总额。后四列的因变量分别为线上消费的生存型、发展型、享受型以及其他无法归类的线上消费金额。

关于线下、线上消费类型,由表3第一二列结果可见:互联网消费信贷对线下消费的促进作用更大。相对于不被准入消费信贷的对照组用户,得到互联网消费信贷准入的实验组用户线上消费增加32元,线下消费增加41元。这说明互联网消费信贷对消费的促进作用体现在消费总量的增加,而不仅是线上消费的增加,互联网消费信贷对消费的整体水平有正向促进作用而不仅局限于电商发展带来的线上消费利好。

针对不同类型的消费,由表3第三至六列可见:消费信贷准入对享受型消费的影响系数为0.009,折合人均月度享受型消费增加9元,并不具备经济显著性。综合上述结果,我们并未发现互联网消费信贷导致过度奢侈消费。不过,由于通常奢侈型消费较多在线下进行,但本文仅能对线上消费区分消费类型,因此具有一定的局限性。

### 3. 互联网消费信贷与流动性约束



上一节的分析证实了互联网消费信贷对总消费的促进作用,本节将对其作用机制进行分析,检验互联网消费信贷是否有效缓解了流动性约束。现有研究对于消费信贷影响机制的分析存在一个局限,即对于流动资产较多的用户,难以区分是流动性供给更充裕,还是由于流动性需求较高所致。本文的数据优势可以区分流动性的供给与需求,为流动性约束渠道提供更为可信的证据。本文不是用流动资产持有量来衡量流动性约束,而是分别识别流动性供给与需求因素,从供求两方面界定用户是否面临流动性约束。具体来讲,互联网消费信贷的可支用额度扮演了纯粹的流动性供给角色,而具体的支用金额则体现了用户对流动性的需求。利用互联网消费信贷的额度与支用信息,本文将展开细致的子样本分析,着重考察流动性供给不足、流动性需求旺盛的用户,以检验流动性约束渠道。

表4展示了对不同流动性供给、需求状况的分析。我们采用平台授权的可支用额度衡量流动性供给,额度越大的用户其流动性供给越充裕,按照额度的中位数,实验组样本被分为高额度组与低额度组。接下来,在每个组别的内部,我们利用支用金额来衡量流动性需求,按照有无支用与组内支用金额的中位数,进一步将每组分为三个小组,零支用、低支用与高支用。表4最终展示了六个子样本分析,在六个子样本中分别检验消费信贷对消费的影响,其对照组为未被准入的对照组用户。其中,高额度零支用(第一列)对应的实验组是流动性供给较充裕而需求较小的,代表着最弱的流动性约束;低额度高支用(第六列)对应的实验组是流动性供给较紧张而流动性需求较强的,代表着最强的流动性约束。

对比高额度(前三列)与低额度(后三列)各组结果,我们发现:如果控制住流动性供给不变,随着流动性需求的增加,从零支用、到低支用、高支用,  $treat*post$  交互项的系数越来越大。具体来看交互项系数,对于高额度零支用用户仅为0.084,意味着消费信贷促进月均消费增加84元,但对于高额度高支用户为0.470,意味着月均消费增加了470元;同样,对于低额度零支用的用户,这一数字为0.030,对应月均消费增加30元,但对于低额度高支用的用户,消费信贷可得促进其月均消费增加了349元。以上对比说明,对于流动性需求越高、流动性约束越紧张的用户,互联网消费信贷对其消费的促进作用更明显。

表4 流动性约束分析1: 流动性需求程度与消费

子样本	因变量: 总消费(月, 千元)					
	高额度零支用 (1)	高额度低支用 (2)	高额度高支用 (3)	低额度零支用 (4)	低额度低支用 (5)	低额度高支用 (6)
$post_t$	0.029*** (0.002)	0.038*** (0.001)	0.034*** (0.001)	0.038*** (0.001)	0.038*** (0.001)	0.038*** (0.001)
$treat_i * post_t$	0.084*** (0.004)	0.144*** (0.006)	0.470*** (0.007)	0.030*** (0.002)	0.110*** (0.009)	0.349*** (0.009)
收入	0.041*** (0.0004)	0.023*** (0.0004)	0.030*** (0.0004)	0.023*** (0.0003)	0.023*** (0.0004)	0.023*** (0.0004)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO	NO	NO
观测值	429,653	365,561	365,561	574,623	357,301	357,301
R <sup>2</sup>	0.238	0.250	0.274	0.240	0.249	0.250
调整后 R <sup>2</sup>	0.111	0.125	0.153	0.113	0.124	0.125

注: 按照额度中位数为基准, 中位数以上为高额度, 中位数以下为低额度; 按照支用中位数为基准, 中位数以上为高支用, 中位数以下为低支用。\*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.1。

不过，由于互联网消费信贷额度的授权与用户历史消费有一定的相关性，高额度用户的消费基数较大，因此其消费促进系数 ( $treat*post$ ) 总高于低额度组。为了分析消费信贷对于流动性供给不足者的意义，表 5 将  $treat*post$  变量直接替换为“互联网消费信贷额度”，考察每一单位额度的增加，是否对于流动性供给不足者有更大的边际影响。

表 5 展示了针对高低额度不同支用情况组别的回归结果，我们发现，对于相同支用分组的用户，低额度组的消费促进系数总是比高额度组更大，说明每千元消费信贷额度更多地转化为消费。例如，对比第三列与第六列，对于高额度高支用组，消费促进系数为 0.454，说明每千元消费信贷额度转化为 454 元消费；但对于低额度高支用组，消费促进系数为 0.700，说明每千元信贷额度转化为 700 元消费，消费信贷得到了更为充分的利用。这在一定程度上表明互联网消费信贷对于流动性供给不足、金融服务缺失的群体有更突出的作用，说明了互联网消费信贷的普惠意义。

另外，在表 4 与表 5 中都值得注意的是，即便对于拥有授权额度但没有使用的零支用群体，互联网消费信贷依然起到了促进消费的作用。一个可能的解释是，没有被使用的消费信贷额度充当了“备用流动性”，缓解了用户对于未来收入不确定性的忧虑，进而减少其预防性储蓄，增加消费。这个结果也从一个侧面说明我国居民流动性紧张的程度。

表 5 流动性约束分析 2：流动性供给程度与消费

子样本	因变量：总消费（月，千元）					
	高额度未支用 (1)	高额度低支用 (2)	高额度高支用 (3)	低额度未支用 (4)	低额度低支用 (5)	低额度高支用 (6)
消费信贷额度	0.027*** (0.002)	0.108*** (0.005)	0.454*** (0.006)	0.058*** (0.004)	0.198*** (0.018)	0.700*** (0.020)
收入	0.041*** (0.0004)	0.022*** (0.0004)	0.029*** (0.0004)	0.022*** (0.0003)	0.022*** (0.0004)	0.022*** (0.0004)
个体固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	YES	YES	YES	YES	YES	YES
观测值	429,653	365,561	365,561	574,623	357,301	357,301
R <sup>2</sup>	0.240	0.254	0.277	0.244	0.253	0.254

注：按照额度中位数为基准，中位数以上为高额度，中位数以下为低额度；按照支用中位数为基准，中位数以上为高支用，中位数以下为低支用。\*\*\* $p < 0.01$ ；\*\* $p < 0.05$ ；\* $p < 0.1$

#### 4. 互联网消费信贷与传统信用卡

对互联网消费信贷的另一个争议点在于，它是否挤占了传统信用卡的市场，是否在一定程度上替代了信用卡支付。基于这个问题，我们将用户总消费按照支付方式进行区分，分为使用互联网消费信贷支付的消费（互联网消费信贷消费）、信用卡支付的消费（信用卡消费）与其他支付方式进行的消费（其他消费），分别展示在表 6 的三列中。

表 6 显示， $treat*post$  的消费促进系数对于不同支持方式的消费均显著为正，说明互联网消费信贷对于使用每一类支付工具进行的消费都有正向的溢出效应。这是由于普惠型消费信贷对用户的影响在于提供了流动性支持，进而增加了用户当期的可支配收入，最促进了消费。但消费支付方式不一定是直接使用消费信贷产品提供的额度支持，还会受到用户此前支付习惯的影响。

具体来说互联网消费信贷准入促进通过该信贷产品支付的消费增加 29 元，信用卡消费增加 4 元，其他消费增加 42 元。信用卡消费的系数在统计学上显著为正，但并不具备经济

显著性。这可能是由于该互联网平台的消费信贷产品具有较强的普惠性，其目标人群与传统信用卡客户也有一定的区别，重合度不高。

表 6 对传统信用卡的溢出效应

	因变量：不同支付方式的消费（月，千元）		
	互联网消费信贷消费	信用卡消费	其他消费
	(1)	(2)	(3)
$post_t$	-0.001*** (0.0002)	0.0003 (0.0001)	0.030*** (0.002)
$treat_i * post_t$	0.029*** (0.0003)	0.002*** (0.0002)	0.042*** (0.002)
收入	0.002*** (0.00003)	0.0002*** (0.000031)	0.038*** (0.0003)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO
观测值	700,000	700,000	700,000
$R^2$	0.247	0.209	0.239
调整后 $R^2$	0.121	0.077	0.112

注：\*\*\* $p < 0.01$ ；\*\* $p < 0.05$ ；\* $p < 0.1$

## 五、异质性分析

### 1. 用户特征

表 7 对不同的年龄段的用户进行了分析。回归结果显示，互联网消费信贷对 35 岁以下成年（20-34 岁）用户促进作用最大，45 岁以上用户次之，对 35-44 岁的用户的影响最小。这与生命周期理论的结果一致，20-34 岁的用户刚进入劳动力市场，处于人力资本积累初期，并面临成家立业的压力，这部分用户通常面临相对较紧的流动性约束，因此消费信贷提供的流动性支持能够显著促进其消费。

表 7 用户特征

子样本	因变量：总消费（月，千元）			
	全样本	20-34	35-44	$\geq 45$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$post_t$	0.015*** (0.002)	0.024*** (0.002)	0.037*** (0.004)	0.056*** (0.005)
$treat_i * post_t$	0.062*** (0.003)	0.080*** (0.003)	0.056*** (0.005)	0.060*** (0.007)
$male * post_t$	0.036*** (0.003)			
$male * treat_i * post_t$	0.026*** (0.005)			
收入	0.039*** (0.0003)	0.039*** (0.0003)	0.046*** (0.001)	0.023*** (0.001)

个体固定效应	YES	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO	NO
观测值	700,000	458,185	177,464	64,351
R <sup>2</sup>	0.245	0.255	0.231	0.234
调整后 R <sup>2</sup>	0.120	0.130	0.103	0.107

注: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.1

## 2.城市类型

表 8 展示了互联网消费信贷在不同城市对消费的影响。结果表明:消费信贷在二线城市、三线城市、三线以下城市与乡镇存在着异质性影响。对比于未准入组,二线城市被准入用户的月均消费增加 96 元,三线城市增加 61 元,三线以下城市与乡镇增加 65 元。这是由于二线城市用户的人均可支配收入相对较高,因此在流动性约束得以缓解后,释放出了较强的消费潜力。而对于三线及以下的城市与乡镇,流动性约束仅为制约其消费增长的诸多因素之一,消费潜力相对较低。

表 8 城市等级

子样本	因变量: 总消费(月,千元)		
	二线 (1)	三线 (2)	三线以下城市与乡镇 (3)
$post_t$	0.043*** (0.003)	0.025*** (0.003)	0.025*** (0.002)
$treat_i * post_t$	0.096*** (0.004)	0.061*** (0.004)	0.065*** (0.003)
收入	0.035*** (0.0005)	0.059*** (0.001)	0.026*** (0.0004)
个体固定效应	YES	YES	YES
时间固定效应	NO	NO	NO
观测值	197,918	230,531	270,172
R <sup>2</sup>	0.250	0.259	0.234
调整后 R <sup>2</sup>	0.125	0.135	0.106

注: \*\*\*p<0.01; \*\*p<0.05; \*p<0.1

## 六、总结和政策建议

近年来,我国的互联网消费信贷迅猛发展。但由于数据限制,针对互联网消费信贷的严谨实证分析尚属空白。本文结合某代表性平台的互联网消费信贷与消费的数据,分析互联网消费信贷对消费的影响。特别是,样本期间内该互联网平台曾对用户展开随机实验,对于所有满足信贷准入条件的用户,随机授权部分用户获得消费信贷准入并授予相适应的额度,这一实验设计缓解了现有研究常见的内生选择问题,缓解了用户为提高消费而主动选择消费信贷的反向因果关系,从而更好地识别了消费信贷的作用机制。

利用 2017 年 1 月至 8 月的 10 万用户追踪数据,通过对比信贷准入的实验组与对照组,本文发现:第一,在实验期间,互联网消费信贷显著增加了消费,月均消费增加幅度在 73-92 元之间;第二,互联网消费信贷同时增加了线上与线下消费,未发现对传统信用卡的挤出效

应：第三，其主要作用渠道是缓解流动性约束，消费促进作用对于流动性约束较强的用户更为显著。

上述结果对如何提振消费、引导消费信贷健康发展有着重要的政策意义：

第一，提供互联网消费信贷的机构应具备必要的风控资质。在实验期间，得到准入的用户其月均消费显著增加，但未出现明显的过度借贷，这与此前普遍发现的消费信贷乱象有所区别。信贷风控的根本目的是要解决信息不对称的问题，控制事前的逆向选择与事后的道德风险。该平台借助前期数据积累对用户风险进行了详细分析，仅对风险可控的用户予以授权，且授权额度由历史数据确定，把风险控制放在了授信之前。而之前消费信贷市场的一个问题是缺乏事前风控的手段，主要依赖于事后催收，效果较差且容易出现恶性事件。因此，监管层在规范消费信贷的过程中，应加强征信基础设施建设，并注重考查机构的风控能力。

第二，互联网消费信贷应重视普惠性。研究发现，此前缺乏信贷服务、约束较强的用户，其消费增加最为明显。但对于流动性并不紧张、金融服务较为充分的用户，互联网消费信贷作用微弱。因此，互联网消费信贷的客群应定位于传统信用卡未覆盖的人群，避免重复、过度授信和套现问题，有效缓解金融服务供给的不平等。

第三，金融服务需与经济供给侧改革相结合。大部分用户的线上消费与线下消费均有所增加，其中线下消费是不容忽略的组成部分。因此，需要将金融供给侧改革与实体经济供给侧改革相结合，增强线下实体与互联网的对接，才能更加有效地发挥“互联网+”的新增长点。

另外，值得强调的是，发展互联网消费信贷服务应重视适度、稳健的原则。消费信贷可以帮助缓解短期的流动性约束甚至支持消费平滑，提高整体的生活水平。但支持消费增长的最根本的因素仍然是收入水平的提高，而收入水平的持续提高只有通过经济发展才能实现。因此，在重视互联网消费信贷发展的同时，也一定要坚持在规模上适度、在风控上稳健，严格防范过度借贷、过度消费造成宏观、微观层面的问题，发展“负责任”的互联网消费信贷。

最后，需要说明的是，本文存在若干局限，有待进一步的工作完善。第一、本文数据仅来源于某代表性互联网平台，但仍存在一定的样本偏差；第二、本文所利用的随机实验仅展开了两个月，时间跨度相对较短，无法分析消费信贷的长期影响，有待于未来的相关研究予以补充。

### 参考文献

- 蔡浩仪和徐忠, 2005: 《消费信贷、信用分配与中国经济发展》, 《金融研究》第 9 期, 63-75 页。
- 李江一和李涵, 2017: 《消费信贷如何影响家庭消费?》, 《经济评论》第 2 期, 113-126 页
- 李燕桥和臧旭恒, 2013: 《消费信贷影响我国城镇居民消费行为的作用渠道及检验——基于 2004-2009 年省际面板数据的经验分析》, 《经济学动态》第 1 期, 20-31 页。
- 林晓楠, 2006: 《消费信贷对消费需求的影响效应分析》, 《财贸经济》第 11 期, 27-31 页。
- 刘锐, 2013: 《消费金融对居民消费需求影响分析》, 《消费经济》第 1 期, 38-42 页。
- 潘敏和刘知琪, 2018: 《居民家庭“加杠杆”能促进消费吗?——来自中国家庭微观调查的经验证据》, 《金融研究》第 4 期, 75-91 页。
- 徐高, 2019: 《宏观经济学二十五讲: 中国视角》, 中国人民大学出版社。
- 杨涛, 2019: 《中国支付清算发展报告》, 北京: 社会科学文献出版社。
- 赵霞和刘彦平, 2006: 《居民消费、流动性约束和居民个人消费信贷的实证研究》, 《财贸经济》第 11 期。
- Hayashi, F., 1985: "The permanent income hypothesis and consumption durability: analysis based on Japanese panel data", *The Quarterly Journal of Economics*, 100(4): PP1083-1113.
- Jappelli, T., M. Pagano, 1989: "Consumption and Capital Market Imperfections: An International Comparison", *American Economic Review*, 79(5): PP1088-1105.
- Ludvigson, S., 1999: "Consumption and credit: a model of time-varying liquidity constraints", *Review of Economics and Statistics*, 81(3): PP434-447.
- Mishkin, F.S., 1976: "Illiquidity, consumer durable expenditure, and monetary policy", *American Economic Review*, 66(4): PP642-654.
- Ponce, A., E. Seira and G. Zamarripa, 2017: "Borrowing on the Wrong Credit Card? Evidence from Mexico", *American Economic Review*, 107(4): PP1335-61.
- Souleles, N. S., 2002: "Consumer response to the Reagan tax cuts", *Journal of Public Economics*, 85(1): PP99-120.
- Zeldes, S. P., 1989: "Consumption and liquidity constraints: an empirical investigation", *Journal of Political Economy*, 97(2): PP305-346.

### 附录 城市分类（某互联网平台内部分类）

城市级别	城市名称
一线城市（4）	上海 北京 深圳 广州 大连 天津 苏州 东莞 南京 厦门 哈尔滨 成都 无锡 沈阳 温州
二线城市（24）	郑州 重庆 长春 长沙 佛山 宁波 杭州 武汉 汕头 济南 福州 西安 青岛

三线城市（72）

邯郸 菏泽 湘潭 呼和浩特 廊坊 湖州 洛阳 潍坊 连云港 扬州  
昆山 常州 昆明 南昌 徐州 日照 烟台 新乡 镇江 泉州 营口  
桂林 南宁 金华 马鞍山 东营 株洲 德州 西宁 赣州 保定 常熟  
银川 泰州 盐城 威海 乌鲁木齐 宿迁 贵阳 湛江 鞍山 衡水 吉  
林 鄂尔多斯 包头 南通 珠海 济南 嘉兴 石家庄 中山 聊城 秦  
皇岛 淮安 柳州 太原 惠州 绵阳 唐山 海口 北海 淄博 江阴  
宝鸡 芜湖 张家港 兰州 台州 江门 绍兴 宜昌 三亚

---