



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.IDFWP2020003 (总第 22 期)

房地产价格与居民消费

——基于蚂蚁金服抽样用户的实证分析

邱晗 纪洋 黄益平 朱光耀 王芳¹

摘要：近年来，一方面，我国消费不足的问题长期存在，另一方面，房地产价格整体上升。那么，房价将如何影响了居民消费？利用蚂蚁金服2017年1月到2019年4月100万抽样用户的淘宝消费与“中国百城房价”数据，本文考察了房价对居民消费的作用。研究发现，第一，房价的上升对消费有抑制作用，且导致了消费降级；第二，流动性约束较高的用户，房价对消费的负向影响更高；第三，上述效应具有异质性，房价对消费的抑制作用主要作用于享受型消费、对收入较低的群体更加显著、且主要体现在三线及以下城市。以上结论在多种检验下保持稳健。本文提示了房地产价格过快上涨的风险，以及缓解居民流动性约束的重要意义。

关键词：房价 居民消费 流动性约束 大数据

¹ 邱晗，北京大学国家发展研究院，北大数字金融研究中心；纪洋（通讯作者），厦门大学经济学院金融系，邹志庄经济研究中心，电子邮箱：jiyang@xmu.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；朱光耀、王芳，蚂蚁金融服务集团研究院。本文受到国家自然科学基金重大项目“数字普惠金融的创新、风险与监管研究”（18ZDA091）、国家自然科学基金项目“利率市场化背景下的存款保险制度与金融风险研究：跨国实证分析与中国实践”（编号：71803163）、厦门大学“南强青年拔尖人才支持计划”、中央高校基本科研业务费专项资金“中国金融改革研究”（编号：20720181039）的资助与支持。作者感谢蚂蚁金服集团李振华、林晨、程志云、赵尊奎、黄金艳、周卫林、李勇国等的帮助与建议，感谢李祥、董天旻的研究支持。文责自负。

一、引言

随着中国经济步入新常态，消费的重要性日益增加。习近平总书记指出：“中国经济发展正在从以往过于依赖投资和出口拉动向更多依靠国内需求特别是消费需求拉动转变。”²在当前外部经济环境高度不确定的背景下，消费对经济运行的“压舱石”的作用越发明显。但是，与其他国家相比，中国的消费率仍处于低位，我国居民消费占 GDP 比重仅为 39%，美国为 68%，日本为 55%，印度为 59%³。目前，消费不足导致的需求结构失衡已成为制约我国经济高质量发展的重要因素之一（陈斌开等，2014），研究消费需求及其影响因素具有必要性和紧迫性。

关于为何中国消费率偏低，尚未达成共识。房价是颇受争议的一个因素，有些学者认为迅速攀升的房价挤出了消费（陈彦斌等，2011；谢洁玉等，2012；臧旭恒等，2018；Waxman 等，2019），另一些学者则强调房地产是中国城市家庭最重要的资产⁴，房价上涨增加了居民财富，进而促进消费（张大永等，2012；杜莉等，2012；张浩等，2017；Campbell 等，2007；Mian 等，2013；Aladangady, 2017）。此外，上述文献的结论主要是基于调查数据。调查数据提供了为居民研究提供了翔实的数据，但不可避免地存在一些问题。第一是调查数据中覆盖的人群可能有偏，可能会集中于固定住所长期不变的家户，对于流动人口尤其是经常更换居所的年轻人可能覆盖不全。但这部分人是消费中非常重要的一部分。根据《中国城市流动人口社会融合评估报告》显示，2018 年我国的流动人口就达到 2.41 亿。同时，流动人口中大部分为中青年（1980 后出生占比为 65.1%），这些人处于买房成家的时期，其行为更容易受到房地产价格的影响。第二、统计调查中，消费可能难以完全真实记录，这可能会使得结果产生偏差。同时，调查往往的时间频率往往是年度，可能无法捕捉一年之内消费的变动。而电子化的网络消费数据则相对高频真实的。第三、由于不同区域的房价压力差异，对上述问题的分析应充分考虑人群的异质性，不能简单地将小样本调查的结果进行推广。因此，基于大样本数据在统一框架下考察房价与居民消费，是一项基础而重要的工作，不仅有助于理解消费不足的原因，也能为我国房地产调控政策提供参考。

在此背景下，本文将研究房价对消费的影响。其中房价数据来自于中国指数研究院定期公布的“中国百城房价”，消费数据来自于蚂蚁金融用户的淘宝消费数据，样本期间为 2017 年 1 月-2019 年 4 月。为增强淘宝消费对样本用户整体消费的代表性，我们选取每个月都有消费记录的用户作为总体并从中随机抽取 100 万用户作为研究样本。本文的结论主要有以下三点：第一、房价上涨会抑制消费。平均而言，房价上涨 10%会导致消费下降 1.6%；第二、流动性约束将加剧房价对消费的抑制作用。第三、上述效应具有异质性，对收入较低的群体更加显著、且主要体现在三线及以下城市。此外，房价的负面影响主要作用于“享受型消费”而非“生存型消费”上，这说明高房价在造成“消费不足”的同时还会导致“消费降级”。以上结论在多种检验下保持稳健。

本文对现有文献的贡献主要体现在三个方面：

² 习近平在印尼巴厘岛出席亚太经济合作组织第二十一一次领导人非正式会议和工商领导人峰会的重要演讲 <http://jingji.cntv.cn/2013/10/08/ARTI1381217443923166.shtml>

³ 世界银行公开数据：<https://data.worldbank.org.cn/>

⁴ 中国家庭金融调查与研究中心的《2018 年中国城市家庭财富健康报告》显示，目前中国城市家庭总资产为 428.5 万亿人民币，其中住房资产占比高达 77.7%。

首先，本文采用了当前消费研究中数据量最大、抽样覆盖最为全面、时间最新的样本。现有研究多采用调查数据，例如张浩等（2017）与臧旭恒等（2018）均采用了中国家庭追踪调查（CFPS）数据，样本量在 1 万以下，这两份研究强调了房价对消费影响的异质性，也同时指出对更大更新样本的需求；本文的样本量为 100 万，覆盖所有能够匹配房价指数的 100 个地级市，且样本更新到 2019 年，能够利用最新的大数据揭示房价与消费的联系。同时，本文所使用的数据来自于真实的交易记录，比问卷调研更为详细客观。

其次，本文尝试从供给与需求两方面刻画流动性约束，验证了流动性约束如何增强房价对消费的抑制（Waxman, 2019）。相关文献尝试用持有现金金额、信用卡、资产流动性程度、金融市场发展情况等衡量流动性约束（Lucas 等，1987；Gross 等，2002；Ponce 等，2017；臧旭恒等，2018），但无法对流动性的供给与需求因素进行区分。然而，当现金持有量更高的时候，一方面意味着流动性供给更加充足，流动性约束越弱，另一方面也可能是该居民的流动性约束较为紧张，因此选择持有更多的现金。在供给与需求因素无法识别的情况下，难以对流动性约束给出理想的解释，这也导致了现有文献的结论并不一致。本文借用蚂蚁金服的消费信贷产品花呗的具体信息，用它的授信金额来识别流动性供给，用它的实际支用金额来衡量流动性需求，从供求两方面刻画了流动性约束，进而识别出流动性供给越充足、流动性需求越小的群体，房价对消费的抑制作用越弱。

最后，本文利用独特的数据优势进行了详细的异质性分析，不仅区分了房价上涨对不同地区、人群的消费异质影响，还对消费类型进行了细致区分，能够识别房价上涨是促进了消费升级还是降级，这在一定程度上可以厘清现有文献中的争议，也能够补充现有研究对消费类型区分的不足。例如，杜莉等（2012）借用 2011 年家庭金融微观调查的样本发现房价促进消费，房价上升 10%，边际消费倾向上升 2.6%。谢洁玉等（2012）基于 2002-2008 年的数据发现房价显著抑制了消费，发现房价上升 10%，消费下降 1.3%。本文则发现房价对消费的抑制作用存在异质性，主要体现在收入较低的人群与经济欠发达地区，不利于实现包容性增长和解决我国发展不平衡不充分的矛盾，这与陈彦斌等（2011）的理论模型结论相似。另外，本文对消费类型进行了区分，发现房价对消费的影响主要体现在挤出“享受型消费”而非“生存性消费”，说明房价上涨是消费降级的重要原因。

本文结构安排如下：第二部分总结现有文献并提出主要假设；第三部分阐释数据来源与模型设定；第四部分展示基准回归结果；第五部分对不同收入、性别、年龄等子样本展开异质性分析；第六部分总结并提出政策建议。

二、文献综述与主要假设

1. 房价对消费影响的文献综述

目前，关于房地产价格对消费的影响，主要存在三种观点：第一种观点可以总结为“财富效应”，将房地产视为投资资产，强调房价上涨刺激消费。其逻辑为，房子作为重要的家庭资产，房价上涨意味着家庭财富增加，从而提升消费，目前大量欧美国家的实证研究都支持这种观点；第二种观点可以总结为“抑制效应”，将房地产视为一种消费产品，强调房价上涨挤出了其他消费，部分国内研究支持这一观点。其逻辑为，我国居民的教育医疗等基本服务均与房地产捆绑在一起，房地产因此成为子女入学、居民就医的必要消费品，其价格上涨将挤出其他消费。第三种观点则认为房价与消费并没有因果关系，特别是在金融市场欠发

达地区，房地产流通、变现、再融资都较为困难，房价上涨难以形成财富效应。

房价上涨提升消费这一观点最早起源于Friedman（1957）的持久收入假说（Permanent Income Hypothesis, PIH），即居民的消费并不是由当期收入决定，而是根据其一生可预期的总财富决定。根据持久收入假说理论，房价上涨将会提高居民的总财富，进而促进消费。美国等发达国家的实证结果基本都支持这一观点。Aladangady（2017）发现房地产价格上涨也会通过抵押品效应放松居民的融资约束，进而促进居民的消费。Campbell等（2007）利用英国的微观数据，发现房价上涨将会通过财富效应和放松融资约束两个渠道提高居民的消费，但是这种效应对年轻的租客并不显著。一些国内的研究也发现了类似证据。黄静等（2009）利用2000-2006年CHNS的数据发现房地产财富对居民消费有显著的促进作用，但是房价越高这种财富效应越弱。张大永等（2012）利用2011年家庭金融微观调查（CHFS）的数据发现房屋价值将显著促进家庭消费，对年轻的低收入影响更大。杜莉等（2013）年利用上海城镇居民入户调查数据发现，上海房价上升总体提高了居民的平均消费倾向。陈永伟等（2015）基于2011年CFHS的数据发现房价上涨将会增加居民的财富，进而提升居民对金融市场的参与率和对风险资产的持有比例。张浩等（2017）也发现房屋资产对家庭消费有明显的财富效应，但随着房屋投资属性降低，消费属性提高，房屋财富效应会下降。

不同于欧美发达国家的文献，国内对房价上涨的影响并无一致结论，有一些研究支持了财富效应（例如 张浩等，2017），也有部分研究发现房价上涨反而会抑制消费。颜色等（2013）构建了一个基于生命周期的动态模型，结合中国数据，发现中国房价迅速上涨并不具有可持续性，会造成“房奴效应”，即家庭为了购房和偿还贷款压缩消费。陈彦斌等（2011）发现房价上涨不一定会促进消费，尤其会使得年轻家庭“为了买房而储蓄”，抑制了消费增长。陈斌开等（2013）认为房价上涨将提高居民的储蓄率，且主要影响收入水平较低、没有住房或者住房面积较小的家庭。万晓莉等（2017）发现房价会正向影响消费，但量级非常小，同时，中国居民的“房产投资”偏好和“刚需”都会制约消费。况伟大等（2011）利用35个大中城市1996~2008年家庭数据，发现房价对非住房消费影响为负。谢洁玉等（2012）基于2002-2008年的数据发现房价显著抑制了消费，且存在异质性影响，对于未婚男性或者是现有住房价值较低的用户影响较大。唐琦等（2018）发现不断提高的中国住房消费占比挤占了家庭消费，对总需求有负面影响。李江一（2018）基于2011年和2013年CHFS的数据，发现购房动机挤出了居民的消费，当预期房价增长速度越快时，购房动机对消费的挤出效应越强。臧旭恒等（2018）发现有虽然住房可以提高家庭财富，但是可能会对高流动性资产产生挤出，从而降低消费的平滑程度。

还有一部分研究认为房价虽然与消费具有强相关性，但可能只是背后的共同因素驱动导致，房价上涨对居民消费的实际影响其实较小。Attanasio 等（2011）等利用英国的数据，发现房价和消费的同向变动是有预期收入，生产力提高等共同因素造成。李涛等（2014）发现家庭住房资产主要呈现出消费品属性，只存在微弱的“资产效应”且不存在“财富效应”，住房价格上涨无助于提高我国居民消费。

2. 待检验假设

从现有文献来看，在中国等发展中国家，房价将如何影响消费仍悬而未决。在美国等发达国家，房价上涨对消费的促进作用已经得到了大量的证据支持，但是在中国等金融发展程度较低的国家，这个问题并没有一个定论。在此基础上，本文拟对以下三个假设进行验证：

假设一：中国房价上涨对消费产生抑制作用。

本文预期房价上涨将对我国居民消费产生抑制作用，而不是财富效应。由于我国的金融行业以国有银行为主，对居民个人的金融服务供给不足，房地产流通、变现、再融资的渠道并不充分，难以将上涨的房价迅速转化为居民当期可用的可支配收入。此时，即便房产价值的上升导致居民财富增加，也无法用于消费。最后，我国的房屋产权与户口制度捆绑在一起，影响到子女教育、就医机会等方面，房产具有了更多的“消费品”属性，其价格上涨将挤出其他消费。

如果假设一成立，结合中国房价一直上涨的现实，我们可以找到中国消费不足的一个宏观原因，为提升我国消费水平、改善我国经济结构提供政策抓手。同时，我们也可以更全面地评价限制房价这类宏观审慎政策对经济的影响：一方面，“房住不炒”的政策有利于防范重大系统性风险，另一方面，稳定的房价也有助于释放居民的消费潜能，改善我国现有经济结构。

假设二：流动性约束将加剧房价对消费的抑制作用。

本文预期流动性约束将加剧房价对消费的抑制作用。房价上涨增加了居民用于买房、换房的资金需求，造成居民当期流动性紧张。同时，由于我国金融市场发展的不足，房产价值上升也无法便捷、有效地转化为可用资金，难以形成财富效应，反而挤出了其他消费。这个过程中，“流动性约束”是重要的作用机制。

利用蚂蚁金服的消费信贷产品花呗的相关信息，本文将用花呗的额度与支用情况衡量流动性约束，检验流动性约束是否会加剧房价对消费的抑制作用。如果假设二能被验证，则说明提升我国除了需要遏制房价过快上涨以外，还应进一步发展完善金融市场，帮助居民降低流动性约束。

假设三：房价对消费有异质性影响，对低收入、经济欠发达地区群体消费的影响更强。

由于金融市场发展的不平衡、收入水平的差别，不同地区、群体所面临的流动性约束也存在差异。低收入、欠发达地区居民的流动性约束更强，房价上涨将对其消费产生更大的冲击。如果假设三能被验证，则说明我国在制定相关政策时除了关注总量效应还需要考虑普惠效应，例如提供更多的保障性住房、支持普惠金融发展等。

三、数据来源和模型设定

本文从2017年1月到2019年4月连续28个月有淘宝消费的用户中随机抽样了100万人作为研究样本。变量包括用户每月的消费、消费类别、用户性别、用户收入情况（使用最近一年的资金流入情况作为收入的代理变量）。房地产价格采用中国指数研究院百城房价数据。下文将对一些关键变量进行介绍。

1. 网络消费

本文利用蚂蚁金服的网消费作为关键自变量。本文所使用的蚂蚁金服消费数据来自中国最具代表性的网络零售平台淘宝（包括天猫），占到网络销售市场份额的69%，2017年中国网络零售成交金额达到67100亿，其中46350亿来都是来源于淘宝（包括天猫）这一平台

5。

使用最具代表性的网络平台消费数据,具有以下几个优势。第一,相比于年度调查数据,网络消费是真实发生的交易数据,能够保证消费金额与消费类型的准确性,且数据更新更加及时,数据频率更高。这套数据既可以确保本文数据的及时性,得以利用2019年的数据反映最新趋势;也能够在月度的频率上对不同类型消费变动进行分析;还能在样本中包含收入极高与收入极低的人群,获得传统调查数据无法覆盖的高净值人士样本与偏远地区难以调研的人群数据。第二,网络消费以非耐用品的生存型消费为主,较为琐碎,难以记账统计,在传统消费研究中无法展开充分研究,本文的数据恰好可以弥补这一缺陷。第三,网络消费的重要性不容忽视,且将进一步增加。随着中国经济“互联网+”不断深入发展,网络消费已经成为社会总消费的重要组成部分。据国家统计局统计,2018年中国全国实物商品网上零售额达到70198亿元,同比增长25.4%,占到社会消费品零售总额的比重高达18.4%。另外,当前使用网络平台消费的群体以青年人为主。当这些青年人成为社会的中流砥柱后,由于消费习惯的持续性,仍将以网络消费作为主要的消费渠道。这意味着网络消费的重要性仍将进一步增加。第四,从时间趋势来看(如图1所示),本文的网络消费在样本期内与总消费呈现相似的趋势,这意味着本文的样本具有一定的代表性,其研究结论具有重要的参考意义。

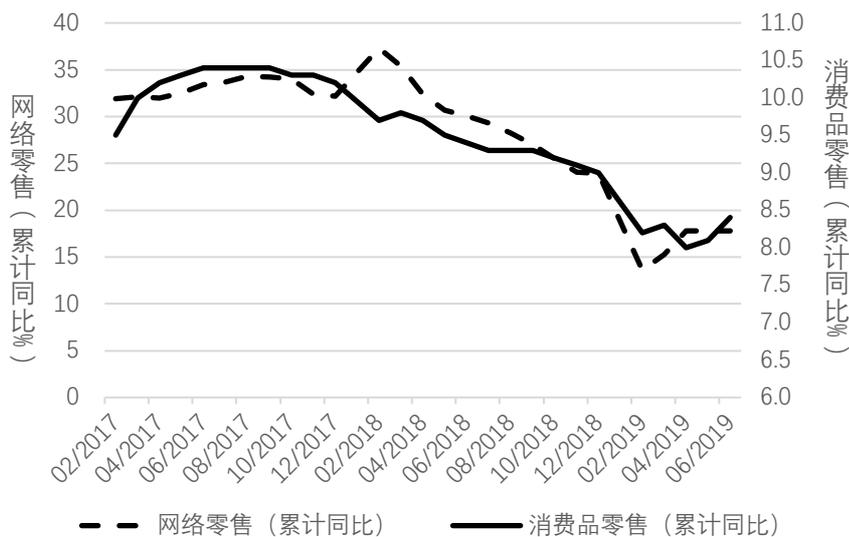


图1 中国消费品零售与网络零售同比增长

数据来源: 国家统计局, WIND数据库。

2. 流动性约束

本文使用蚂蚁金服用户消费信贷的相关信息来衡量个体的流动性约束。花呗是蚂蚁金服推出的一款消费信贷产品。用户可以选择是否申请开通花呗,开通后系统会自动为用户提供一个借款额度,用户进行网络消费时可以从花呗中支用额度内资金。用户所支用的花呗金额,只要在一个月內还款,就不会生息;只有延期到一个月以上还款时,才会产生利息。

作为一款网络消费信贷产品,花呗有两个特点,第一,相比于传统的银行信用卡,花呗

⁵ https://www.sohu.com/a/216497123_696946

具有更强的普惠效应，人均额度低且覆盖面广。借助金融科技信用评级模型与阿里巴巴集团的数据积累，花呗可以为大量没有信用卡的人群提供消费信贷服务，其覆盖用户已经超过1亿人⁶。第二，借助支付宝与淘宝的同一账号体系，花呗具有强消费场景。这就意味着花呗和现金贷不同，其资金只能用于用户消费。

本文所用花呗变量包括花呗额度、花呗支用额度与比例。这些变量能够帮助从供给与需求两方面刻画用户的流动性约束。具体而言，花呗额度反映了用户可获得的流动性供给，额度越大说明流动性约束越小。花呗支用金额及比例反映了用户对流动性的真实需求，比例越高说明用户的流动性需求越大，进而流动性约束越强。从理论上，更高的花呗额度与更低的支用额度意味着更小的流动性约束，能够降低房价对消费的抑制作用；与之相对应，更强的流动性约束则会加剧房价对消费的抑制作用。

此外，在后文辅助分析中，本文还控制了花呗的生息金额。选择生息则可以展期还款，更高的生息金额意味着短期内更小的还款压力，在短期内提高了流动性供给，但在长期内增加了利息支付压力，它对消费的效果有待于实证检验。

3. 房地产价格

本文的房地产价格数据来源于WIND数据库收录的中国指数研究院百城房价数据。房价数据来源于中国100个主要成熟在售新房样本楼盘报价，监测的样本包括商品住宅、别墅、保障性住房，已获得政府颁发销售许可证的在售楼盘全部纳入计算范围。从现有的数据来看，百城房价数据是目前中国月度房价涵盖面最广的数据库。其统计单位中国指数研究院连续16年联合国家统计局出版《中国房地产统计年鉴》，统计数据也受到新华社等多家媒体的关注⁷，具有一定权威性。

4. 实证模型设定

基于样本的数据结构，本文构建了一个月度-用户的面板实证模型设计，具体如下：

$$\text{模型1: } \log(c_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(hp_{it}) + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\text{模型2: } \log(c_{it}) = \beta_0 + \beta_1 \log(hp_{it}) + \beta_2 cl_{it} + \beta_3 \log(hp_{it}) * cl_{it} + \gamma X_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

模型1为本文的基准回归模型，下标*i*表示用户，*t*表示月份，其中 c_{it} 为用户当月的消费金额， hp_{it} 为当月用户所在地的房价，在后文实证分析中，消费与房价变量均取对数。 X_{it} 为控制变量，具体包括用户的收入（最近一年在支付宝体系内的流动资金作为代理变量）和城市GDP， u_i 为城市固定效应（我们也采用个体固定效应作为稳定性检验）， v_t 为时间固定效应。模型2在模型1的基础上加入花呗相关变量 cl_{it} 与房价交互项，分析消费信贷是否可以缓解房价对消费的负面影响， cl_{it} 为花呗相关指标（是否开通消费信贷、消费信贷额度、消费信贷支用额度、消费信贷支用比例）；我们也根据消费类型（生存型消费、发展型消费和享受型消费），用户类型（收入，年龄和性别）和城市类型（一二三线城市⁸，GDP和地方政府财政收入）对房价的异质性影响进行研究。

⁶ http://k.caixin.com/web/detail_39085

⁷ http://www.xinhuanet.com/fortune/2017-05/22/c_1121016097.htm

⁸ 来自于蚂蚁金服内部划分，具体分类见附录

四、实证结果分析

1. 基准结果

表1汇报了基准回归结果，即房价对消费的影响。回归表第一列是简单二元回归，直接考察房价对消费的影响，第二列加入了居民收入和城市GDP的控制变量，第三列进一步控制了城市固定效应；第四列给出了控制了时间固定效应和城市固定效应的模型结果；第五列则在第四列的基础上进一步控制了个体固定效应（由于共线性，所以第五列没有控制城市固定效应）。

从表1的结果上来看，在不控制时间固定效应的情况下，房价与消费呈现正相关，和目前一些宏观分析结果一致（高善文，2019）。但这种正相关关系可能是由于经济环境、政策变动等一些因素共同驱动导致。控制了时间效应后，我们发现房价上涨将会对消费产生负面影响，房价每上涨10%，消费将下降1.6%。为避免遗漏变量问题，我们进一步控制了个体固定效应，发现虽然数值有所下降，但是负相关关系依然存在，房价上涨10%，消费下降1.07%。与谢洁玉等（2012）文中消费下降1.3%的结果类似，但低于Waxman等（2012）的消费下降9.1%的结果。

表中控制了城市层面的滞后一期GDP，系数在前三列结果中为负数，这可能是由于我国的GDP大省往往是人口众多、经济发展并不突出的省份，因此人均消费相对滞后。在后两列控制相关固定效应后，城市层面的GDP变量不再显著。

表 1 房价与消费的基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
房价	0.170*** (0.00)	0.136*** (0.00)	1.367*** (0.01)	-0.166*** (0.01)	-0.107*** (0.01)
收入		0.098*** (0.00)	0.097*** (0.00)	0.097*** (0.00)	0.032*** (0.00)
GDP	-0.010*** (0.00)	-0.012*** (0.00)	-0.030*** (0.00)	-0.036 (0.01)	-0.036 (0.01)
城市固定效应	否	否	是	是	否
时间固定效应	否	否	否	是	是
个体固定效应	否	否	否	否	是
观测值	16669880	16456023	16456023	16456023	16456023
R2	0.006	0.038	0.045	0.078	0.476

注：***p<0.01； **p<0.05； *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数，GDP取滞后一期。

2. 流动性约束

表3给出了不同流动性约束约束下房价与消费的关系。我们用花呗信息作为流动性约束约束的代理变量，通过与房价做交互项的方式分析消费信贷是否能缓冲房价对消费的负面冲击。第一列汇报了加入花呗额度的模型结果，分析信贷供给侧的影响，第二列汇报了加入

花呗支用额度的模型结果，分析信贷需求侧的影响。第三列则同时加入花呗额度、花呗支用金额和生息金额，进一步分析同时控制供给侧和需求侧的结果。第四列用花呗支用比例来衡量需求侧的影响，对第二列进行稳健性检验，第五列在第四列的基础上加入了花呗额度和生息金额，对第三列进行稳健性检验。

表 2 消费信贷的作用

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
房价	-0.314*** (0.01)	-0.208*** (0.01)	-0.355*** (0.01)	-0.204*** (0.01)	-0.289*** (0.01)
花呗额度	0.168*** (0.01)		0.073*** (0.01)		0.226*** (0.01)
花呗支用金额		0.146*** (0.00)	0.142*** (0.00)		
花呗支用比例				1.861*** (0.02)	2.683*** (0.03)
生息金额			-0.054*** (0.00)		-0.122*** (0.00)
房价* 花呗额度	0.018*** (0.00)		0.026*** (0.00)		0.022*** (0.00)
房价*花呗支用金额		-0.008*** (0.00)	-0.009*** (0.00)		
房价*花呗支用比例				-0.091*** (0.00)	-0.113*** (0.00)
房价*花呗生息金额			0.007*** (0.00)		0.009*** (0.00)
收入	0.061*** (0.00)	0.082*** (0.00)	0.044*** (0.00)	0.091*** (0.00)	0.031*** (0.00)
GDP	-0.021*** (0.01)	-0.019*** (0.01)	-0.025*** (0.01)	-0.024*** (0.01)	-0.036*** (0.01)
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	12564758	12565738	12565738	12437630	12437630
R ²	0.117	0.095	0.14	0.098	0.174

注: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1。房价、收入、GDP、花呗额度与支用金额均取对数，GDP取滞后一期。

由前四列回归结果可见，花呗额度与房价的交互项显著为正，说明流动性供给可以缓解

房价对消费的负面冲击；而花呗支用金额（比例）与房价的交互项系数显著为负，说明流动性的需求则加剧了负面冲击。以上结果与经济直觉是相符的，验证了流动性约束是房价抑制消费的重要渠道。具体而言，在花呗额度为0时，房价每上升10%，消费将下降3.14%，但是当用户的花呗额度为1000时，消费仅下降2%（3.14%-1.24%）。

第五列的回归结果展示了生息金额的影响。在理论上，生息金额对消费的影响具有双重渠道，其一是流动性供给渠道，在控制花呗额度的前提下，更多的生息金额意味着更长的还款周期，减弱了流动性约束，增加了流动性供给；其二是利息支出渠道，更多的生息金额也会增加利息支出的负担，有可能对消费形成挤出效应。在第五列的回归结果中，生息金额与房价的交互项为显著为正，这意味着生息金额的增加会降低房价对消费的抑制作用，流动性供给渠道占据主导作用。

不过，需要指出的是，本文样本显示了消费信贷的生息金额对消费的影响是流动性供给渠道占主导，这一结论并不一定能直接推广到传统的信用卡类消费信贷。这是由于花呗这一消费信贷与传统消费信贷有显著差异，一方面花呗的普惠性更强，覆盖的用户群体难以获得传统的金融服务，因此其缓解流动性约束的效应更强；另一方面花呗的金额较小，产生的利息负担也较小，因此对消费不会形成挤出效应。

五、进一步分析

本节将对基准回归结果做进一步分析，主要包括消费类型、用户类型、城市类型的异质性分析和内生性检验。

1. 异质性分析：消费类别

表4给出了不同类型消费对房价的反应。我们按照消费层次将消费分为生存型消费、发展型消费和享受型消费。从表3的结果可以看出，当房价上涨10%时，对生存型消费下降0.9%，发展型消费下降2.4%，享受型消费下降幅度达到3.2%。房价对生存型消费挤出效应影响最弱，而对享受型消费挤出效应最强，说明房价不仅会导致消费总量下滑，同时也会抑制消费升级，影响消费结构。

表 3 异质性分析：消费类别

	享受型 (1)	发展型 (2)	生存型 (3)
房价	-0.321*** (0.02)	-0.242*** (0.02)	-0.094*** (0.02)
收入	0.110*** (0.00)	0.057*** (0.00)	0.037*** (0.00)
GDP	0.053*** (0.01)	0.055*** (0.01)	-0.129*** (0.01)
城市控制变量	是	是	是
时间控制变量	是	是	是
观测值	16456023	16456023	16456023
R ²	0.031	0.009	0.046

注：***p<0.01； **p<0.05； *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数，GDP取滞后一期。

2. 异质性分析：用户类型

表4给出了房价对不同经济水平用户的异质性影响。我们采用了收入和现金流两个指标。以中位数为界，我们按照收入指标将用户分为高收入组和低收入组，同时按照蚂蚁金服内部对现金流指标的区分方式，将用户分为低、中、高三种类型⁹。从收入分组的情况看，房价对低收入者影响更为显著，可能是低收入群体流动性约束更高。而房价的挤出效应与现金流则呈现倒U型关系。现金流处于中等的用户挤出效应最强。这是因为现金流较高的人流动性约束较低，因此挤出效应较弱；现金流较低的人因为本身消费较低，因此挤出效应也比较低。

表 4 异质性分析：不同收入、现金流的用户

	低收入组 (1)	高收入组 (2)	现金流（低） (3)	现金流（中） (4)	现金流（高） (5)
房价	-0.288*** (0.01)	-0.203*** (0.01)	-0.338*** (0.03)	-0.432*** (0.02)	-0.206*** (0.01)
收入	0.028*** (0.00)	0.245*** (0.00)	0.041*** (0.00)	0.034*** (0.00)	0.223*** (0.00)
GDP	-0.009 (0.01)	-0.033*** (0.01)	0.065*** (0.02)	-0.003 (0.01)	-0.028*** (0.01)
城市固定效应	是	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是	是
观测值	7547452	8908571	1558009	3522938	11375076
R ²	0.055	0.071	0.079	0.053	0.077

注：***p<0.01； **p<0.05； *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数，GDP取滞后一期。

表 5 异质性分析：不同性别、年龄的用户

	男性 (1)	女性 (2)	<25 (3)	25-30 (4)	30-35 (5)	35-40 (6)	40-45 (7)	45+ (8)
房价	-0.205*** (0.02)	-0.164*** (0.02)	-0.167*** (0.02)	-0.199*** (0.02)	-0.167*** (0.02)	-0.176*** (0.02)	-0.225*** (0.02)	-0.124*** (0.02)
收入	0.105*** (0.00)	0.097*** (0.00)	0.149*** (0.00)	0.119*** (0.00)	0.098*** (0.00)	0.084*** (0.00)	0.076*** (0.00)	0.063*** (0.00)
GDP	-0.047*** (0.02)	-0.026*** (0.01)	-0.037*** (0.01)	-0.065*** (0.02)	-0.060*** (0.02)	-0.034* (0.02)	-0.037 (0.03)	-0.049* (0.03)
城市固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是

⁹分类来源于蚂蚁金服内部，分类方法按照分位数方法对总体进行分类，本文直接采用了这个分类方法。由于本文的样本限定在每个月都有消费的个体上，并不是总体的随机抽样，所以从样本数来看，三种类型的观测值并不相等。

时间固定效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	5,233,249	11,216,392	3,693,596	4,067,877	3,665,437	2,470,831	1,307,677	1,225,907
R ²	0.06	0.093	0.104	0.085	0.082	0.078	0.07	0.058

注: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数, GDP取滞后一期。

表5报告了不同性别、年龄的异质性结果。从性别异质性上来看, 男性群体受房价上涨抑制效应更为明显。这可能与我国传统婚姻观由男方承担买房压力有关(Wei等, 2011)。从年龄异质性上来看, 25-30岁和40-45岁群体受房价上涨冲击更大。因为25-30岁的人群处于准备购房成家阶段, 对房价上涨更为敏感。40-45岁处于“上有老下有小”的阶段, 家庭流动性约束较大, 其消费也更容易受到房价上涨的影响。

3. 异质性分析: 城市类型

表 6 异质性分析: 不同收入水平的城市

	GDP (低)	GDP (高)	地方财政收入 (低)	地方政府财政收入 (高)
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价	-0.104*** (0.01)	-0.079*** (0.01)	-0.097*** (0.01)	0.001 (0.01)
收入	0.098*** (0.00)	0.096*** (0.00)	0.1*** (0.00)	0.094*** (0.00)
GDP	-0.002 (0.01)	-0.049 (0.02)	-0.065 (0.01)	0.013 (0.02)
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	7,953,773	8,502,250	8,949,086	7,506,937
R ²	0.065	0.087	0.078	7,506,937

注: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数, GDP取滞后一期。

接下来, 我们对不同经济发展水平的城市做进一步探究。我们按照GDP和地方政府财政收入两个指标作为城市经济发展水平的代理变量。从表6的结果可以看出。房价的抑制效应在经济欠发达的城市更为明显。这与表5的结果类似, 在经济欠发达地区, 居民收入水平也相对较低, 流动性约束更强, 消费受房价的负面冲击也更明显。

4. 内生性检验

房价和消费会存在内生性的问题, 例如, 有一些共同的影响因素可能同时推高房价与抑制消费。虽然本研究采用的是用户粒度的数据, 内生性问题会减弱很多, 但为严谨起见, 我们将采用工具变量法来进一步缓解内生性问题。参考Waxman等(2019)和周广肃和王雅琦

(2019)，我们选取了是地方财政收入与2000年当地城市性别比的交互项作为工具变量。地方财政收入的重要来源是土地收益，其增加往往意味着住房建设用地供给的增加，因此可以降低房价，但不会直接影响消费；而性别比失衡会引发婚姻市场的竞争，在中国表现为婚前买房与房价上涨（Wei, 2018），因此，土地供给的增加在性别比较高的地方无法有效降低房价。基于以上考虑，本文选择地方财政收入及其与性别比的交互项作为工具变量¹⁰，来缓解潜在的内生性问题。

表7给出了加入工具变量后的模型结果。在一阶段回归中，地方财政收入对房价的影响显著为负，但与性别比的交互项系数显著为正，这说明地方财政收入所代表的土地供给的增加，能够降低房价，但这一降低的效果在性别比失衡的地区有所削弱。在二阶段回归中，房价上涨依然对消费有抑制作用，结果保持稳健。

表 7 工具变量回归结果

	城市固定效应		个体固定效应	
	固定效应	工具变量	固定效应	工具变量
	(1)	(2)	(3)	(4)
房价	-0.166*** (0.01)	-0.529*** (0.06)	-0.107*** (0.01)	-0.327*** (0.05)
地方政府财政收入		0.068*** (0.01)		0.074*** (0.01)
收入	0.097 (0.00)	0.098 (0.00)	0.032 (0.00)	0.031 (0.00)
GDP	-0.036 (0.01)	-0.055 (0.01)	-0.036 (0.01)	-0.051 (0.01)
城市固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
观测值	16456023	14468951	16456023	14468951
R ²	0.078	0.079	0.476	0.485
一阶段回归结果				
城市性别比 * 地方政府财政收入		31.417*** (0.05)		31.262*** (0.06)
地方政府财政收入		-31.586*** (0.06)		-31.431*** (0.06)
R ²		0.997		0.997

注: ***p<0.01; **p<0.05; *p<0.1。房价、收入与GDP均取对数。

¹⁰ 由于性别比的一次项效应被城市固定效应所吸收，加之其对消费的作用渠道不仅仅通过房价，所以我们并没有直接将性别比一次项作为工具变量。

六、总结和政策建议

自2012年以来,我国消费一直处于减速状态。探究其背后的原因对我国经济持续稳定发展至关重要。房价、消费信贷与居民消费的互动机制,长久以来是政策讨论的热点问题,但缺乏大数据样本的实证检验,本文在此方向进行了补充。

利用2017年1月到2019年4月的100万蚂蚁金服用户的淘宝消费与花呗消费信贷数据,本文发现房地产价格上涨会抑制用户的消费。具体而言,房价每上涨10%,消费会下降1.6%,放松用户的流动性约束,例如提供花呗等消费信贷产品,有利于缓冲房价对消费的负面影响。另外,房价对用户的消费有异质性影响,一方面,对于低收入、经济欠发达地区的用户,房价的负面影响更大;另一方面,相比于“生存型消费”,“享受型消费”受到的影响更大,这说明房价除了影响消费“扩容”,也抑制了消费“提质”。

上述结果对如何促进我国消费有着重要的政策意义,具体而言有三个方面:

第一、坚持房地产价格调控。2018年7月,中央政治局提出要坚决遏制房价上涨,坚持“房住不炒”的原则。控制房地产价格有利于稳定中国居民杠杆,对防范重大系统性金融风险有着积极的作用。本文从消费角度发现房地产调控的另一个重要意义:即防止房价过快上涨可以促进我国居民消费的扩容提质,有利于我国从外向型经济向以消费为主导的内需型经济转型。

第二、推进金融供给侧改革,缓解居民流动性约束。本文发现流动性约束加剧了房价对消费抑制作用。要缓解流动性约束,应积极推进金融供给侧改革,以有效的大数据风控为前提,为居民提供多层次、普惠型的金融产品,以缓解居民的流动性约束。值得注意的是,曾有一些现金贷以消费信贷为名,实际流入了房地产市场,这类资金实质上是助长了房地产的投机行为,与金融供给侧改革背道而驰,不利于缓解房价对消费的抑制作用,应予以杜绝。

第三、注重政策的普惠性。十九大报告指出,现今我国的主要矛盾是人民日益增长的美好生活需要和不平衡不充分的发展之间的矛盾。从实证结果来看,房价上涨对消费的挤出效应主要体现在低收入、欠发达地区群体。这就需要我国提升消费时不仅要考虑总量效应,也应关注普惠效应,例如提供保障性住房、支持普惠金融的发展等。

需要指出的是,本文存在若干局限,有待进一步的工作完善。第一、本文使用的消费数据都是基于网络消费,仅能在时间趋势上代表总体消费的重要组成部分,但无法直接代表总体消费;第二、本文数据仅来源于蚂蚁金服,它虽然是目前我国最大的网络消费平台,但仍存在一定的样本偏差;第三、本文样本区间为2017年1月到2019年4月,时间跨度相对较短,未来在数据更丰富的情况下,可以探究房价对消费的长期影响。

参考文献

- 陈斌开、陈琳和谭安邦, 2014: 《理解中国消费不足: 基于文献的评述》, 《世界经济》第 7 期。
- 陈斌开和杨汝岱, 2013: 《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》, 《经济研究》第 1 期。
- 陈彦斌和邱哲圣, 2011: 《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》, 《经济研究》第 10 期。
- 陈永伟、史宇鹏和权五燮, 2015: 《住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据》, 《金融研究》第 4 期。
- 杜莉、沈建光和潘春阳, 2013: 《房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响——基于上海市入户调查数据的实证研究》, 《金融研究》第 3 期。
- 高善文, 2019: 《收入与消费增长背离背后的逻辑》, 《清华金融评论》第 5 期。
- 黄静和屠梅曾, 2009: 《房地产财富与消费: 来自于家庭微观调查数据的证据》, 《管理世界》
- 李涛和陈斌开, 2014: 《家庭固定资产、财富效应与居民消费: 来自中国城镇家庭的经验证据》, 《经济研究》第 3 期。
- 李江一, 2018: 《“房奴效应”导致居民消费低迷了吗?》, 《经济学(季刊)》第 1 期。
- 况伟大, 2011: 《房价变动与中国城市居民消费》, 《世界经济》第 10 期。
- 唐琦、夏庆杰和李实, 2018: 《中国城市居民家庭的消费结构分析》, 《经济研究》第 2 期
- 万晓莉、严予若和方芳, 2017: 《房价变化, 房屋资产与中国居民消费——基于总体和调研数据的证据》, 《经济学(季刊)》第 2 期。
- 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬和郑思齐, 2012 年: 《中国城市房价与居民消费》, 《金融研究》第 2 期。
- 颜色和朱国钟, 2013: 《“房奴效应”还是“财富效应”?——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析》, 《管理世界》第 3 期。
- 臧旭恒和张欣, 2018: 《中国家庭资产配置与异质性消费者行为分析》, 《经济研究》第 3 期。
- 张大永和曹红, 2012: 《家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析》, 《经济研究》第 1 期。
- 张浩、易行健和周聪, 2017: 《房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自微观家庭调查数据的分析》, 《金融研究》第 8 期。
- 中国人民银行, 2018: 《2018 年中国金融稳定报告》, 中国人民银行官方网站, http://www.gov.cn/xinwen/2018-11/03/content_5337137.htm。
- 周广肃和王雅琦, 2019: 《住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率》, 《金融研究》第 6 期。
- Aladangady A., 2017, “Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically-Linked Microdata”, *American Economic Review*, 107(11): 3415-46.
- Attanasio O., Leicester A., Wakefield M., 2011, “Do House Prices Drive Consumption Growth? The Coincident Cycle of House Prices and Consumption in the UK”, *Journal of the European Economic Association*, 9(3), PP399-435.
- Braggion F., Manconi A., Zhu H., 2018, “Can Technology Undermine Macroprudential Regulation? Evidence from Peer-to-Peer Credit in China”, *CEPR Discussion Papers*, No.21668.

- Campbell J. Y., Cocco J. F., 2007, “How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of monetary Economics*, 54(3), PP591-621.
- Friedman M. , 1957, *A Theory of the Consumption Function*, Princeton: Princeton University Press.
- Wei S. J., Zhang X., 2011, “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China”, *Journal of political Economy*, 119(3), PP511-564.
- Gross D. B., Souleles N. S., 2002, “Do Liquidity Constraints and Interest Rates Matter for Consumer Behavior? Evidence from Credit Card Data”, *Quarterly Journal of Economics*, 117(1), PP149-185.
- Lucas R. E. , Stokey N. L., 1987, “Money and Interest in a Cash-in-Advance Economy”, *Econometrica*, 55(3), PP491-513.
- Mian A., Rao K., Sufi A., 2013, “Household Balance Sheets, Consumption, and the Economic Slump”, *Quarterly Journal of Economics*, 28(4), PP1687-1726.
- Ponce A., Seira E., Zamarripa G., 2017, “Borrowing on the Wrong Credit Card? Evidence from Mexico”, *American Economic Review*, 107(4), PP1335-61.
- Waxman A., Liang Y., Li S., Barwick P. , 2018, “Tightening Belts to Buy a Home: Consumption Responses to Rising Housing Prices in Urban China”, Available at SSRN 3244054.