

宅基地内在的保障属性和资产属性作为客体因素、农户对宅基地政策的了解作为主体因素显著影响宅基地流转意愿分异，基于北京的实证反映出大都市地区由于农村宅基地潜在交易价值高，宅基地的属性所带来的资产价值分异是影响流转意愿的根本原因。具体而言，首先，拥有宅基地以外其他住房的农户，其宅基地流转意愿明显高于对照农户，揭示出保障作用的替代是宅基地流转的重要前提；第二，随着宅基地可利用价值，即其资产属性的日益突出，宅基地的可衡量资产价值越高，则其通过获得补偿资金得到更好居住条件的机会越大，则农户流转意愿会升高，农户地上房屋的价值是农户判断其宅基地资产价值的重要标准；相对于高企的宅基地资产价值而言，农户农机具、承包地等固定资产在影响农户宅基地流转决策方面的作用并不显著；第三，农户对宅基地的信息获取并不充分，对是否会被征地、宅基地的相关政策等信息的理解在个体之间会存在差异，并且影响到自己关于宅基地流转的判断，农户展示出“遵守规则”的决策者特征，其流转意愿的高低与其认知中宅基地允许流转范围的宽窄有关，一般而言对宅基地可流转范围的认知越宽泛，其流转意愿越高。第四，在宅基地价值提升背景下，农户分化要素对流转意愿的影响趋于减弱，而围绕宅基地价值、利用状况、可替代性方面的要素影响趋于强化；最后，基于北京调研的实证反

映出随着宅基地资产价值的提升，在初期宅基地保障属性更加突出与后期资产属性更加突出的两个阶段，宅基地流转意愿的分异呈现从“人”到“地”的演变，这个阶段分异特征随着中小城市宅基地资产价值的不断提升也会不断显现出来。

基于上述结论，对于正在推进中的农村宅基地使用制度改革，我们提出以下建议：首先，要积极强化和完善农民工市民化、农村抵押试点等推动农民购房的政策，这将有助于替代宅基地的保障属性，加快空置和低效农居点的流转和退出进程；其次，虽然我国当前制度框架并不允许宅基地自由流转，但农户已经将潜在的市场价值作为其决策的重要依据，一刀切的宅基地流转政策会面临一部分对预期价值判断过高人群的强烈反对，进而影响整个政策推行，因此流转的推进应该尊重宅基地潜在的市场价值实施差异化的政策，农户当前宅基地上的收益可以作为重要的决策参考；此外，随着宅基地价值的高企，农户耕地和农机具资产的重要性减弱，因此诸如农地规模经营在一定时期内可能并不会明显推动农户流转意愿的提升；再次，农户对宅基地可流转范围的认知对其流转意愿有明显的正向作用，在乡村振兴、宅基地用益物权等政策导向之下，应强化政策宣传，降低政府和农户之间的信息不对称，促进农户流转意愿的提升。 PLC

住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率

周广肃 王雅琦

本文基于中国家庭追踪调查的微观数据以及城市层面的住房价格数据，从住房购买需求的角度，给出了一个对近年家庭杠杆率急剧上升的解释。文章利用家户层面的微观数据探讨了房价上涨对家庭杠杆率的作用机制及其潜在影响，结果表明，住房价格的快速上涨刺激了家庭必需型和投资型住房需求，并推动了家庭杠杆率的急剧攀升。从数量上看，房价每上涨1倍，样本期间的家庭贷款数额将会增长208.2%，而家庭杠杆率将上升27.7%，由房价导致的家庭借贷数额和杠杆率的上升大概占到家庭总体借贷数额和杠杆率上升的70%左右。分样本的探讨发现，这一效应对购买住房的家户、非农户口家户、以及有配偶和子女家户的影响更为明显。

周广肃，中国人民大学劳动人事学院

王雅琦，中央财经大学金融学院

本文改编自北大 - 林肯中心工作论文，编号“W253- 住房价格、房屋购买与中国家庭杠杆率”。

详情参看：www.plc.pku.edu.cn/publications_ch.aspx

一、引言

近年来，我国实体经济债务水平有明显提升，居民部门杠杆率增速尤为迅猛。相比于企业部门杠杆率的上升，中国居民部门杠杆率的上升更为明显。如图 1 所示，中国居民总体杠杆率从 2007 年的 45% 上升至 2015 年的 90%¹，明显超过了同期企业部门杠杆率的增速。另外，相对于企业部门杠杆率在 2009-2012 年出现的波动，家庭部门杠杆率在 2008 年之后一直保持着快速持续上升的态势。从贷款规模上看，2008-2015 年，中国居民部门贷款总额占可支配总收入比例年均增长 23.3 个百分点，远超同期的 GDP 增速，尤其是 2009-2010 年两年，居

民部门贷款总额增速更是高达 40% 左右。然而，快速增长的家庭杠杆率可能蕴含着较高的风险并可能导致一系列的经济问题，因此成为供给侧改革和经济新常态背景下亟待解决的一大难题，并被称为未来中国经济面临的“灰犀牛”。

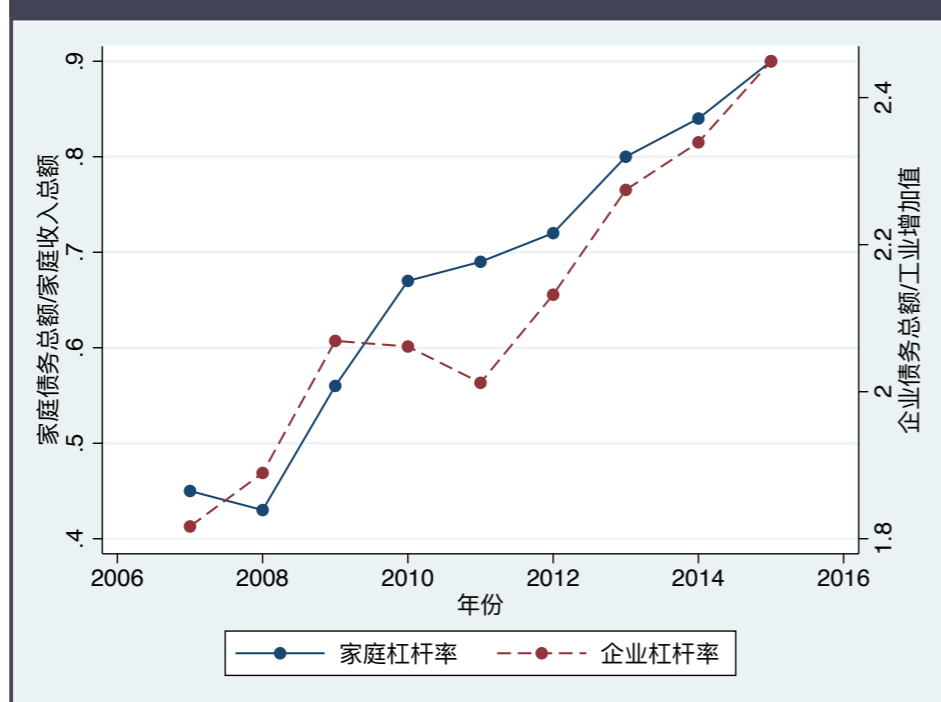
目前，我国金融系统的改革发展强调必须“守住不发生系统性金融风险的底线”，而居民持续加杠杆的现象不仅考验着未来居民部门的偿付能力，也从各方面挑战着未来我国经济金融系统保持稳定的能力。第一，居民部门持续加杠杆将加重其违约风险，这很有可能是未来造成中国金融系统不稳定的一个重要因素。姜超等（2016）基于 WIND 数据库测算，2016 年中国居民房贷

收入比达到了 67%，已与美国、日本当前水平相当。如若按当前增速持续增长，2019 年这一比率将超过 100%，并达到美国金融危机期间水平。² 尤其是其中的部分个人投资者，单凭自己的收入来源，根本不足以偿还高额房贷，反而是“以债还债”，即依赖高利息的银行消费贷款、信用贷款等资金来源，不断放大自己的杠杆倍数³。在这种情况下，一旦房价持平或者小幅向下波动，他们的处境就会变得危险，并因此无法保证充足的现金流偿债而违约。第二，中国家庭杠杆率存在分布失衡且较为集中的问题，这将进一步增大违约风险。通过相关数据可以发现，中国家庭杠杆率高的问题主要集中在城市，尤其是集中在一二线城市等房价较高的地区，因此城市房价的波动很有可能带来居民部门借贷的系统性风险。第三，随着家庭债务的急速攀升，中国居民持有的现金、银行储蓄等流动性资产会受到家庭预算的约束性影响，从而影响到居民的消费增长，进一步可能会影响整体宏观经济增长。

家庭杠杆率近年来的急速攀升以及其带来的一系列潜在风险成为了学界和业界共同关心的重要话题，并引起了国家有关部门的重视。2015 年底，中央经济工作会议正式将去杠杆确定为来年的五大经济工作任务之一。然而，目前已有文献对这一问题的研究却不够深入，大多数集中在家庭杠杆率规模和特征的数据描述上，缺乏对其变化原因、影响机制以及经济后果的系统性讨论。而本文基于中国家庭追踪调查的微观数据以及城市层面的住房价格数据，从住房购买需求的角度，给出了一个对近年家庭杠杆率急剧上升的解释。并且，我们基于住户层面的微观数据探讨了房价上涨对家庭杠杆率的作用机制以及其潜在影响。从这个层面上，本文填补了相关文献的空白。本文的一个核心结论是，住房价格的快速上涨刺激了家庭必需型和投资型住房需求，并推动了家庭杠杆率的急剧攀升。从数量上看，房价每上涨 1 倍，样本期

住房价格的快速上涨刺激了家庭必需型和投资型住房需求，并推动了家庭杠杆率的急剧攀升。

图一：家庭部门与企业部门总体杠杆率（2007-2015 年）



数据来源：国家统计局，相关指标由本文作者计算。

1. 我们在宏观层面对家庭杠杆率的估算公式为：家庭杠杆率 = 居民部门贷款总额 / 居民部门可支配收入。其中居民部门可支配收入 = 城镇居民人均可支配收入 * 城镇居民人口 + 农村居民人均纯收入 * 农村居民人口。居民部门贷款总额数据来自中国人民银行金融机构本外币信贷收支表，而居民部门可支配收入数据来自国家统计局。企业部门宏观杠杆率 = 企业部门总债务 / 工业增加值。其数据来源为：国家统计局。

2. 详情见测算报告：《中国居民杠杆率并不低，偿付能力正受巨大考验》，姜超等（2016）。

3. 目前我国大部分杠杆率数据在计算家庭负债的时候只考虑了银行贷款以及部分其他贷款，并没有全面包括银行借贷等数据。基于此口径计算的家庭杠杆率以及相对应的债务风险可能会被低估。

4. 其他国家也经历过类似的房价快速上涨，但是很少出现如中国如此迅速的增长。另外，近十五年来，我们几乎都处于房价的缓慢上升期，未经历过房价的明显下调。换句话说，我们的房价还未经历过一个完整的周期，这在其他国家也未出现过。

间的家庭贷款数额将会增长 208.2%，而家庭杠杆率将上升 27.7%。分样本的探讨发现，这一效应对于购买住房的家户、非农户口家户、以及有配偶和子女家户的影响更为明显。

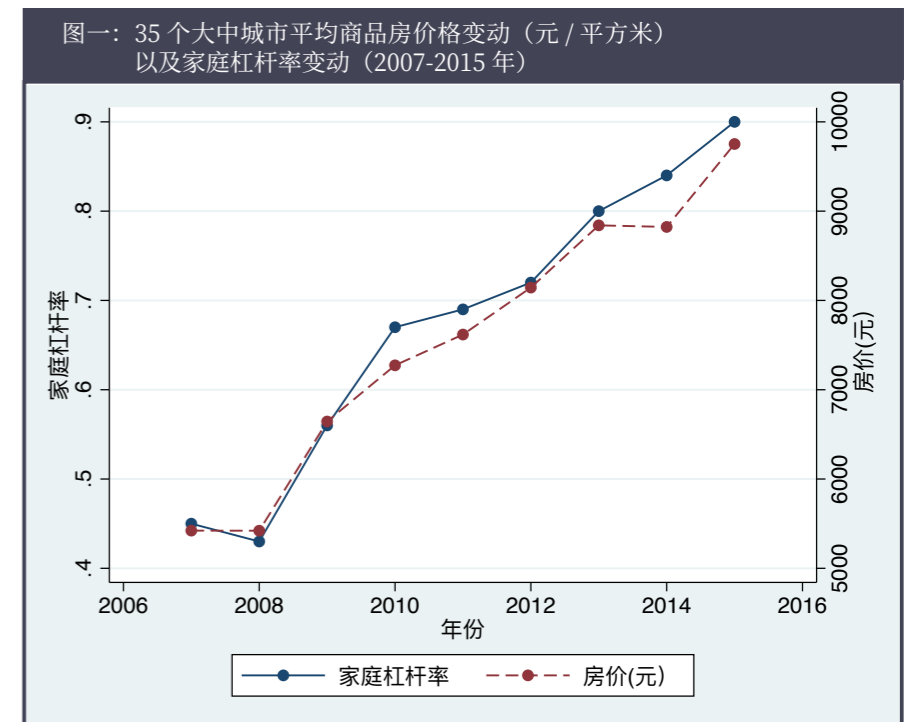
2008 年以后房价的快速、持续上涨是我国经济发展的一个特殊且重要的现象⁴。2008 年我国政府为了应对次贷危机而推出的四万亿刺激计划，使得我国大量企业投资房地产业，我国房价在此之后上涨速度较快。面对房价高、上涨快的现实状况，2010 年 4 月 17 日，国家推出“新国十条”，各地逐渐出台了限购令，分别限制以及叫停当地和外地人购房。但是，限购令的出台并没有打断房价继续上升的趋势。由于高价地王的陆续产生，2010 年 3 月后全国房价继续飙升，进一步引导企业以及家庭投资房地产。持续增加的房地产投资使得房地产库存累积较多，引至 2014 年至 2015 年间房价出现阶段回调。但是之后降准降息、取消限购、减低首付比例等一系列刺激政策陆续出台，房价开始再次回升。总的来说，2008 年之后我国房价延续了连续攀升的走势。

从需求的角度看，不断上涨的房价加之宽松的货币政策增加了住房的需求，尤其是按揭贷款利率的大幅下调，使得买房者的还款负担大大降低。因此，在房地产市场火爆的背景下，企业和个人纷纷涉足房地产市场，并购置房地产资产。房价高企使得年轻一代以及其父母为买房而努力储蓄，抑制消费，而且增加了住房贷款的需求。尤其是一线城市（北上广深）的年轻人更是通过各种来源的资金来购买自己的首套住房，使得房贷规模上升迅速，并远远超过家庭收入上涨速度。本文认为这一传导机制直接造成了近年来家庭杠杆率的迅速上升。如图 2 所示，2008 年以后房价上升与家庭杠杆率上升基本同步，说明二者具有明显的正相关关系。CFPS 数据也显示，家庭为买房从银行部门的平均贷款总额从 2014 年的 15,959 元快速上涨到 2016 年的 30,401 元，远远超过了同期房价的增速。

房价的快速上涨除了带来因住房刚需产生的家户负债和杠杆率上升之外，还有可能通过另外一条重要的投机渠道影响家庭杠杆率。由于我国房地产价格近十年来一直处于上升渠道，家户对房屋价值形成的升值预期可能会使得家户借债炒房的意愿增强，甚至有的时候会出现过度举债。另外，

近年来宽松的货币政策环境已经在一定程度上加重了对于货币贬值的预期，加之国内居民投资渠道的匮乏，买房成为家庭实现财富保值增值的一种理性选择。中国人民银行金融机构本外币信贷收支表的数据显示，我国 2008-2015 年的货币供应增长非常迅速，增速接近 16.6%（以广义货币口径计算），而在 2009 和 2010 年更是高达 29% 和 20%。快速增长的货币投放大多数流向了房地产部门。中国人民银行 2015 年金融机构投向贷款数据显示，2015 年全国人民币房地产贷款余额为 21.01 万亿元，同比增长 21%，增量占全年各项贷款增量的 30.6%，比 2014 年占比水平增加 2.5 个百分点。这一增速在 2016 年仍在持续，2016 年四季度人民币房地产贷款增量占同期各项贷款增量的 44.8%。由此可见，住房房贷所占银行总贷款比重越来越高。

本研究主要与两类文献相关。一类文献研究房价变动对家户以及企业等微观个体行为的影响。Mian and Sufi (2011) 研究发现房价上升是导致美国居民部门杠杆率上升的主要原因。



数据来源：国家统计局，相关指标由本文作者计算。

Mian et al. (2013) 发现房价下降与大额房贷的累积是之后居民部门消费迅速下滑的主要原因，利用美国县级消费数据，他们发现房价下降越厉害、杠杆越高，地区消费下降速度越快。基于美国家庭消费数据，Aladangady (2017) 也同样发现房价上升会通过抵押贷款效应促进居民消费的增长。国内也有一些文献讨论了房价变动对家户消费以及储蓄等经济决策的影响。陈彦斌和邱哲圣（2011）分析了住房价格上涨对居民储蓄和福利的影响，发现房价快速上升将导致年轻家庭不得不提高储蓄率。颜色和朱国钟（2013）考察了房价上涨通过资产增值上涨所导致的“财富效应”与因筹集首付、偿还房贷而产生的“房奴效应”，认为由暂时性房价上涨所导致的“房奴效应”在当前中国可能占主导地位，这将导致居民抑制自身消费。陈斌开和杨汝岱（2013）研究了房价变动对居民储蓄行为的影响。基于 2002-2007 年的 UHS 数据，他们发现住房价格上涨使得居民不得不“为买房而储蓄”，从而提高居民储蓄率，住房价格上涨解释了 2002-2007 年我国城镇居民储蓄率上升的 45%。李涛和陈斌开（2014）研究了房价变动对于居民消费的影响。他们发现住房价格上涨

2008 年以后房价上升与家庭杠杆率上升基本同步，说明二者具有明显的正相关关系。

涨将无助提高我国居民消费，家户住房资产主要呈现出消费品属性，只存在微弱的“资产效应”，不存在“财富效应”⁵。这些文献刻画了住房价格对居民储蓄消费等行为的影响，但没有定量考察房价上涨对中国家庭杠杆率的影响和其具体机制。

更丰富的文献则集中于探讨房价对于企业部门的影响，并且提出了一些可验证的影响渠道。郑世林等 (2016) 研究了房地产限购对公司违约风险的影响，研究发现限购政策使得上市公司违约风险平均下降了 25.5%，其传播机制主要是限购导致房价增速和房地产投资下降。Chaney et al. (2012) 发现房价变动对于企业投资有着显著影响，而他们主要论证了“抵押效应 (collateral effect)”的存在，即房价下降会导致公司抵押资产价值下降，因此使得其投资的能力下降。Chen et al. (2016) 则研究了房价变动除“抵押效应”之外的影响，即投机效应 (speculation effect) 和挤出效应 (crowding

effect)。房价的上涨会导致公司不再专注于核心业务，而进行房地产投资 (投机效应)，并且挤占了初期持有房地产资产较少的公司的投资能力 (挤出效应)。除此之外，Rong et al. (2016) 则发现房价的上升会导致公司创新能力的下降。

与本文相关的另外一支文献则集中于从家庭金融或家庭金融资产配置的角度来探讨杠杆率的相关问题，而这部分关于家庭负债方面的文献比较不足。绝大部分国外关于家庭负债的文献都集中于住房抵押贷款问题的探讨。从 20 世纪 90 年代以来，无论是住房贷款的可获得性还是贷款总额与家庭净资产、收入之比都有大幅提高 (Campbell and Cocco, 2015)。期间资产证券化、次级住房抵押贷款以及消费者贷款的创新大大地刺激了家庭负债的增长以及家庭信贷的可获得性，欧洲大陆很多国家金融市场信贷的自由化也在很大程度上促进了家庭负债的增长 (Casolaro et al., 2006)。在国内，吴卫星等 (2016) 发现充

分利用住房递延贷款、融资等财务杠杆手段的家庭财富增长也较为迅速。在家庭资产配置方面，相关文献也发现中国家庭资产配置中很重要的组成部分是住房资产。例如，李凤等 (2016) 基于中国家庭金融调查数据发现在 2015 年家庭住房资产占据家庭总资产比例高达 70.1%。吴卫星和吕学梁 (2013) 也发现中国家庭住房资产配置明显高于欧美等发达国家，而股票、基金之类的金融资产配置较低。通过以上文献的总结可以看出，已有文献基本都没有考虑房价上升对家户借贷行为以及杠杆率的影响，而我们的文章恰恰从这一角度弥补了现有文献的这一缺失，并且本文试图去识别不同类型家庭的差异性影响。

除了估计房价变动对中国家庭杠杆率的影响效果之外，本文的另外一个核心问题是讨论房价变动影响家庭杠杆率的传导渠道。房价上升对家户部门的杠杆率可能产生以下三个方面的影响：第一，直接效应：家户为了买房需要借贷，而这直接将

反应为家户的负债。预期到未来房价上涨，出于为自己未来或者为后代考虑，家户将更早地通过借钱购买房屋 (Todd Sinai and Souleles, 2005; Campbell and Cocco, 2007)。陈斌开和李涛 (2011) 发现家庭负债以住房类为主，占总负债的 92.66%，而教育水平高 (高中以上) 家庭这一负债特征更为明显。第二，抵押效应。抵押贷款模型显示通过放松借贷约束，较高的房价会提高消费者的借贷动力 (Berger et al., 2015; Aladangady, 2017; Cheng, 2017)，尤其是对于那些已有房屋的住户，房价上涨意味着抵押资产价值的上升，从而使得他们能够从银行借到的资金量上升 (Ortalo-Magné and Rady, 2008)。例如，Cheng (2017) 发现房产财富增加会通过增加抵押资产价值促进居民非房产消费。而这一效应又会根据家户本身受到的融资约束不同而产生差异。如果家户本身面临的融资约束越紧，那么房价上升带来的抵押效应越明显。第三，投机效应。Chen et al. (2016) 通过研究中国上市企业数据，发现房价上升会使得中国企业增加房地产相关投资而减少非房地产相关投资 (生产投资)，而这一渠道会通过资本错配降低整个企业部门的 TFP。而家庭也可能会因为房价的快速上涨，而增加投机性的住房需求，从而增加因此而产生的房贷。

基于中国家庭追踪调查和城市层面房价的数据，本研究通过将房价与家庭杠杆率联系起来，考察房价变动对于家庭杠杆率的影响，并将在研究中进一步探索房价变动对于我国家庭杠杆率影响的主要特征、渠道，同时探讨家庭特征的异质性影响。本文可能的贡献主要在以下方面：第一，本文首次探

讨了住房价格对于中国家庭杠杆率的影响效果及影响机制，为我们理解中国家庭杠杆率的上升提供了一个新的视角和严谨的数据分析。而中国住房价格在 2008 年之后的上升是持续性的，并没有像其他国家一样经历波动，使得我们的识别效果更为纯粹。第二，本文着重处理了房价这一关键解释变量的内生性问题。住房价格可能受到居民部门住房需求的反向影响，因此其可能为一个内生变量。为此，我们尝试使用工具变量方法来识别房价波动的外生部分对家庭杠杆率的影响。第三，本文讨论住房价格对家庭杠杆率影响的渠道，着重区分了“抵押效应”、“投机效应”以及“直接效应”。值得指出的是，房价变化对家庭投资或者消费的“投机效应”并未在之前的文献中得到研究。一个可能的原因是之前关于房价对家户行为的研究样本大多来自于发达国家，这些国家的房价波动较中国房价大，投机空间较小。而本文的研究则基于中国持续上涨的房价这一特点，得以研究房价的“投机效应”，为有关房价对家庭行为影响的研究提供了新的视角。另外，不同渠道所对应的政策含义存在较大差异，明确区分有助于我们更好的理解住房价格对家庭杠杆率的影响并推进相关领域的学术研究。

本文余下部分结构安排如下：第二部分进行数据、变量描述与实证策略的介绍；第三部分对住房价格与家庭杠杆率的关系进行检验，并进行稳健性检验；第四部分进一步研究住房价格影响家庭杠杆率的机制，并讨论住房价格对家庭杠杆率的异质性影响；第五部分进行总结。

5. “资产效应”指资产水平对居民消费的影响。“财富效应”指家庭资产价格变化对居民消费的影响。

二、数据、变量描述与实证策略

(一) 数据描述

本文所使用的微观数据来源于中国家庭追踪调查 (CFPS) 2014 和 2016 年数据构成的面板数据。CFPS 由北京大学中国社会科学调查中心负责搜集和发布, 是两年一期的跟踪调查数据。CFPS 涵盖了村 (居)、家庭和个人三个层次的调查问卷, 通过对全国代表性样本家庭的各项指标的跟踪调查来反映中国经济发展与社会变迁情况。CFPS 在 2008 和 2009 两年分别做了三个城市的预调查和追踪调查之后, 2010 年、2012 年、2014 年和 2016 年开展了四期全国调查。由于本文研究房价对于家庭杠杆率的影响, 考虑到 CFPS 借贷相关问题的可得性和可比性, 我们采用 CFPS2014 和 2016 年的常住地为城市的家庭样本, 经过匹配和数据清理之后, 最终使用的样本为 4,877 个家庭, 占 2014 年城市样本的 73.7%。

本文所使用的住房价格数据为城市层面的房屋销售价格数据。对应于 2014 和 2016 年的微观家户数据, 我们分别使用 2013 年和 2015 年城市层面的住房价格数据与之匹配, 其中 2013 年的房价数据来源于《中国区域经济统计年鉴》, 而 2015 年的房价数据来源于《中国省市经济发展年鉴》。采用前一年的城市层面的住房价格数据进行匹配, 主要是为了尽量避免可能存在的反向因果问题, 从而进一步提高估计的精确程度。

(二) 实证策略与关键变量介绍

本文根据 CFPS 面板数据的特性, 主要将利用面板数据双向固定效应模型进行房价对于家庭杠杆率影响的效果分析, 具体模型如下所示:

$$\log(\text{debratio}_{ijt}) = \beta_0 + \beta_1 * \log(\text{hprice}_{j,t-1}) + \beta_2 * x_{ijt} + \delta_{ij} + \gamma_t + \varepsilon_{ijt}$$

其中本文的关键被解释变量 $\log(\text{debratio}_{ijt})$ 为第 t 年第 j 城市的 i 家庭杠杆率水平的对数值, 我们使用家庭的借贷比率来衡量家庭的杠杆率水平。具体的衡量方式为家庭为购买或建造、装修住房而进行的借贷总额除以家庭当年的总收入, 这里的借贷不仅包括通过银行部门进行的贷款, 还包括从亲戚朋友或银行以外的其他组织或个人 (如民间信贷机构) 的借款。从表 1 的描述性统计中可以看到, CFPS 数据显示 2014-2016 年中国家庭的借贷比率从 44% 上

表一: 变量的描述性统计

变量名称	2014 年			2016 年		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
贷款比率	4,877	0.44	1.47	4,815	0.47	1.47
贷款总额	4,877	23,701	94,869	4,815	39,403	169,725
银行贷款额	4,867	15,959	81,201	4,805	30,401	156,864
民间借贷额	4,771	7,948	36,647	4,807	9,080	52,515
拥有住房	4,876	0.83	0.37	4,812	0.82	0.39
房屋数量	4,876	1.06	0.62	4,812	1.09	0.68
房屋总价	3,641	850,209	6,265,431	3,682	914,313	2,513,883
家庭支出	4,877	53,563	49,331	4,815	66,640	92,223
居住支出	4,877	6,259	24,279	4,815	7,920	30,726
风险偏好	2,702	0.34	0.47	\	\	\
借贷偏好	2,717	0.03	0.18	\	\	\
住宅均价 (万元)	4,877	0.65	0.45	4,243	0.78	0.63
普通商品房供地面积 (公顷)	4,877	470.27	505.48	4,815	290.81	350.54
家庭收入	4,877	68,708	157,712	4,815	74,935	118,492
家庭规模	4,877	3.56	1.69	4,815	3.55	1.72
少儿比例	4,877	0.2	0.22	4,815	0.26	0.25
老年比例	4,877	0.22	0.34	4,815	0.23	0.34
男性	4,877	0.39	0.49	4,815	0.40	0.49
年龄	4,877	38.4	17.46	4,815	40.13	18.22
教育年限	4,494	8.53	4.44	4,688	8.60	4.78
健康	4,874	0.90	0.30	4,815	0.89	0.31
婚姻	4,877	0.63	0.48	4,815	0.63	0.48
党员	4,877	0.07	0.25	4,815	0.09	0.29
非农户口	4,877	0.51	0.50	4,815	0.53	0.50

升到 47%。从贷款结构可以看出, 在 2014 年时银行借贷的数额和民间借贷的数额二者之间差距不大, 但是到 2016 年时银行借贷数额出现了大幅度上涨, 并构成了家庭借贷的主要来源。

本文所使用的关键解释变量 $\log(\text{hprice}_{j,t-1})$ 为 j 城市第 $t-1$ 年的房屋销售的平均价格 (单位: 万元 / 平方米, 下文简称住房价格) 的对数值, 具体的计算方法为商品住宅的销售总额除以商品住宅的销售面积。从表 1 可以看出, 与 CFPS 匹配的城市层面的住宅销售均价从 2014 年的 6,500 元, 上涨到 2016 年的 7,800 元, 上涨幅度达到 20%。为了克服关键解释变量因反

本文根据 CFPS 面板数据的特性, 主要将利用面板数据双向固定效应模型进行房价对于家庭杠杆率影响的效果分析。

向因果或遗漏变量导致的潜在内生性问题，本文还采用了工具变量法进行估计，所使用的工具变量为城市层面供应普通商品住房用地面积（单位：公顷）。房屋销售价格与商品住房用地面积数据分别来源于《中国省市经济发展年鉴》和《中国区域经济统计年鉴》。

除此之外，本文还控制了家庭和户主⁶层面的相关特征变量，用 x_{ijt} 表示。家庭层面控制变量具体包括家庭收入对数、家庭规模、少儿比例、老年人比例，户主层面控制变量包括户主是否男性、年龄、年龄平方、受教育年限、健康水平、婚姻状况、是否党员、是否非农户口。我们在回归中将会逐步加入控制变量，来验证结果的稳健性。以上相关变量的描述性统计如表 1 所示。

三、基准回归结果

（一）房价对家庭杠杆率的影响

我们首先探讨房价对家庭杠杆率的影响，表 2 的 1-2 列汇报了 OLS 估计的结果及其相应的城市层面的聚类标准误。表 2 的被解释变量为家庭贷款比率的数值，第 1 列只控制了家庭层面的控制变量以及省份、年份虚拟变量，第 2 列在第 1 列的基础上又加入了户主层面的控制变量。通过前两列结果可以看出，房价对家庭杠杆率的提高有显著的正向作用，第 2 列结果显示，如果房价增长 1 倍，家庭杠杆率则会提高 19.1%，具有显著的经济意义。控制变量的结果显示，家庭收入水平显著降低了家庭杠杆率，而婚姻和少儿比例显著提高了家庭杠杆率，

这说明为结婚和为子女买房可能是家庭提高杠杆率的重要原因（Wei and Zhang, 2011），而具体的讨论我们将在后文展开。

由于本文使用的数据是面板数据，所以我们可以进一步控制家庭层面的固定效应，通过面板数据双向固定效应模型来处理那些不随时间改变的遗漏变量可能导致的内生性问题。这一模型利用组内变化，也即同一家庭在两轮调查中面对的不同房价的变化，来识别其对于家庭杠杆率的影响，具体结果如表 2 的第 3-4 列所示。第 3-4 列的模型设定与 1-2 列基本一致，对比可以看出，利用面板数据双向固定效应模型控制潜在的遗漏变量问题后，相应的估计效果得到了进一步提升，房价显著提高家庭杠杆率的结论仍然得到了稳健的验证。第 4 列结果显示，房价增长 1 倍，家庭杠杆率则会提高 27.7%。根据此回归结果，样本期 2014-2016 年间，房价平均上涨幅度为 20%，由此带来家庭杠杆率上升 5.54%，约占家庭杠杆率平均上升比例的 77.8%。

（二）房价对家庭贷款总额的影响

从表 2 中我们看到房价上升会显著的带来家庭杠杆率的增加。一个可能的解释是房价的上升带来了家庭贷款需求的增加。为了验证此解释的合理性，我们在表 3 将被解释变量替换为家庭贷款总额的对数值，来检验房价对于家庭贷款水平值的影响。表 3 的结果排列与表 2 一致，其中 1-2 列是 OLS 回归的结果，3-4 列是面板数据双向固定效应模型的结果。表 3 的结果仍然比较稳健，显示房价上升对于家庭贷款的水平值具有显著的正向影响，以第 4 列结果为例，房价上涨 1 倍，家庭贷款数额将会增长 208.2%。

6. 我们将家庭中最年长的男性成员定义为户主。

样本期间，房价平均上涨幅度为 20%，由此带来家庭债务总额上升 41.64%，约占家庭债务平均上升比例的 62.9%。

这一结果说明，家庭贷款数额相对于房价具有更快的上涨速度，房价对于贷款数额具有明显的乘数效应，房价上涨将会迅速提高整个社会的房贷总量。样本期间，房价平均上涨幅度为 20%，由此带来家庭债务总额上升 41.64%，约占家庭债务平均上升比例的 62.9%。

（三）内生性问题与工具变量估计

然而，关键解释变量房价可能由于无法控制的遗漏变量或反向因果问题，导致内生性问题的存在，从而使估计出现偏误。一方面，即使使用面板数据双向固定效应，也只能控制个体层面不随时间变化的遗漏变量的影响，如果存在随时间变化的且与房价相关的遗漏变量（比如一个地区信贷政策的宽松程度），则会出现内生性问题；另一方面，一个地区家庭的平均杠杆率水平的变化可能通过需求方直接影响一个地区的房价，导致出现反向因果导致的内生性问题。为了解决内生性问题，

表二：房价对家庭贷款比率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		面板双向固定效应	
住宅均价对数	0.177** (0.071)	0.191*** (0.069)	0.300*** (0.089)	0.277** (0.110)
家庭收入对数	-0.014** (0.007)	-0.018** (0.007)	-0.026*** (0.008)	-0.028*** (0.009)
家庭规模	0.007 (0.005)	-0.004 (0.005)	0.013 (0.009)	0.013 (0.011)
少儿比例	0.058** (0.029)	0.078** (0.039)	0.108** (0.045)	0.144** (0.061)
老年比例	-0.187*** (0.017)	-0.090*** (0.023)	-0.027 (0.039)	0.001 (0.041)
男性		0.001 (0.012)		-0.004 (0.021)
年龄		-0.001 (0.002)		0.000 (0.004)
年龄平方		-0.000 (0.000)		-0.000 (0.000)
教育年限		0.002 (0.002)		-0.003 (0.004)
健康		-0.026 (0.016)		-0.037* (0.022)
婚姻		0.069*** (0.016)		0.068* (0.037)
党员		0.031 (0.021)		0.003 (0.039)
非农户口	-0.006 (0.014)	-0.010 (0.015)	-0.007 (0.029)	-0.002 (0.032)
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是		
个体固定效应			是	是
观测值	9,119	8,619	9,119	8,619
R 平方	0.028	0.035	0.009	0.013

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。

表 4 汇报了使用工具变量方法估计得到的结果，使用的工具变量为城市层面供应普通商品住房用地面积（单位：公顷），这一变量满足工具变量相关性和外生性两个条件，城市供地面积不仅直接与房价紧密相关，而且还外生于家庭的借贷决策。

表 4 的结构与表 2 基本一致。表 4 的 Panel B 显示了两阶段最小二乘法的一阶段回归结果，结果显示城市供地面积与房价显著正相关，说明供地面积的多少很有可能取决于地区的房价水平，而且一阶段的 F 值远大于 10，排除了弱工具变量的可能性。表 4 的 Panel A 展示了工具变量第二阶段的回归结果，结果仍然显著为正，而且估计效果有了进一步提升，说明即使使用工具变量克服潜在内生性问题后，仍然能够得到房价显著提高了家庭杠杆率的结论。

（四）分借贷类型的分析

虽然上文验证了房价推动中国家庭借贷比率的上升这一结论，但是中国家庭的借贷来源主要有两类，一类是来自银行部门的借贷，另一类是来自于亲戚朋友以及其他个人或组织的民间借贷。在中国人情社会的背景下，民间借贷也是构成家庭贷款来源的重要组成部分。为了进一步区分房价提高了家庭哪种借贷数量的增长，表 5 将被解释变量分别换作了银行借贷总额的对数值（1-2 列）和民间借贷总额的对数值（3-4 列），分别回归并进行对比分析。通过两组回归的对比可以看出，银行借贷总额的影响正向显著，而民间借贷总

表三：房价对家庭贷款总额的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS		面板双向固定效应	
住宅均价对数	1.281** (0.560)	1.499*** (0.550)	2.115** (0.838)	2.082** (0.876)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是		
个体固定效应			是	是
观测值	9,119	8,619	9,119	8,619

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

额的结果不仅数值较小，而且不显著，这一结果说明，房价水平的上升主要刺激了家庭从银行部门进行的贷款，从而抬升了中国家庭的杠杆率。

房价水平的上升主要刺激了家庭从银行部门进行的贷款，从而抬升了中国家庭的杠杆率。

四、进一步讨论

前文证明了住房价格推动了家庭借贷杠杆率的上升这一结论，而且这种抬升作用主要来源于银行部门贷款数额的上涨，本小节将会进一步验证房价推动家庭借贷比率上升的机制，并进行异质性影响效果的分析。

（一）影响机制的探讨

1. 房价对房屋购买需求的影响

住房价格刺激了家庭借贷数额的增长，其中一种可能的重要机制在于改变了家庭房屋的购买行为，这不仅体现在家庭的首套住房需求的满足，也体现在家庭的多套住房需求的实现。一方面，房价上升会提高家庭未来的购房成本，这将会使那些没有住房的家庭通过增加借贷来购买首套刚需住房，即“直接效应”；另一方面，房价上升会增强家庭对于未来房价上涨的预期，投资住房的预期回报将会进一步提高，

表四：房价对家庭贷款比率的影响（工具变量法）

	(1)	(2)	(3)	(4)
	2SLS		2SLS+ 面板双向固定效应	
Panel A: 二阶段结果				
住宅均价对数	0.278*** (0.101)	0.244** (0.100)	0.750** (0.327)	0.779** (0.332)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
省份固定效应	是	是		
个体固定效应			是	是
观测值	9,119	8,619	9,119	8,619
Panel B: 一阶段结果				
普通商品房供地面积	0.068*** (0.012)	0.068*** (0.012)	0.041*** (0.001)	0.041*** (0.001)
一阶段 F 值	30.58	31.25	430.79	200.09

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	银行贷款对数		民间借贷对数	
住宅均价对数	1.764** (0.771)	1.826** (0.786)	0.340 (0.565)	0.053 (0.519)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	9,099	8,601	9,006	8,524

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

并最终使得家庭通过借贷来实现多套住房的购买，即“投机效应”。为了验证这两方面的效果，我们分别将是否拥有独立产权的住房以及家庭拥有住房的套数作为家庭购买住房的广度和深度变量进行回归分析，相关回归结果如表 6 所示。表 6 的 1-2 列显示，住房价格的上涨将会提高家庭拥有住房的概率，也就是说住房价格上涨刺激了家庭首套刚需住房需求的实现，从而提高了住房拥有的广度（覆盖度）。这一结果说明，房价上涨对于杠杆率的提升具有非常显著的“直接效应”。3-4 列结果显示，住房价格上涨提高了家庭拥有住房的数量，也即说明房价上升刺激了家庭多套住房购买需求的实现，从而提高了住房投资的深度（投资强度）。表 6 的 5-6 列进一步将家庭拥有住房的市场价值的对数值作为被解释变量，结果显示房价上涨显著提高了拥有住房家庭的房屋价值，这一价值的提高会增强人们对于未来房价增长的预期，不仅会促使没有住房的人群为了节省未来的购房成本而通过借贷提前购房，

而且还会促使已经拥有住房的人群为了获得住房更高的投资回报而购买二套住房。同时拥有住房价值的提高，也为其抵押并获取更多的贷款提供了基础。这一结果进一步验证了多套住房购买过程中的“直接效应”，而且从侧面验证了“投机效应”的存在。

2. 房价对于借贷意愿和风险偏好的影响

然而，购买住房是否是通过自己的存款还是外部借贷，还需要进一步验证。CFPS 询问了城市常住的部分家庭的借贷偏好和风险偏好，从而为这一问题的验证提供了相关数据，表 7 汇报了住房价格对于家庭借贷偏好和风险偏好的影响。关于借贷偏好，CFPS 的相关问题为“以您家现有的经济状况，您家是否愿意承担更多的债务？”，我们将五类答案中的“愿意”和“非常愿意”两类定义为 1（表示偏好借贷），表 7 的 1-2 列显示房价显著提高了家庭借贷的意愿。关于风险偏好，CFPS 的相关问题为“假如您家投资 / 在投资中，您愿意承担的风险如

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	是否拥有房屋		房屋数量对数		房屋总价对数	
住宅均价对数	0.140* (0.077)	0.161** (0.076)	0.124* (0.063)	0.102* (0.062)	1.476*** (0.432)	1.481*** (0.366)
家庭控制变量	是	是	是	是	是	是
户主控制变量		是		是		是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是	是	是
观测值	9,114	8,614	9,114	8,614	6,858	6,489
观测值	9,119	8,619	9,119			8,619

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

何？”），我们将四类答案中的“高风险、高收益”和“适中风险、稳健收益”两类定义为 1（表示愿意承担一定程度风险），表 7 的 3-4 列显示房价显著提高了家庭的风险承担意愿。因此，上述结果显示，当房价上涨时，家庭不仅增加了房屋购买的需求，而且增加了愿意进行借贷和承担投资的风险，从而最终提高了家庭的杠杆率。

3. 房价对于家庭消费的影响

房价变动对于家庭杠杆率的影响也有可能通过“抵押效应”实现。房价上升会带来家户抵押资产价值上升，促进其消费支出，从而提高家庭杠杆率。我们将家庭消费分为两大类，一类为居住支出，一类为非居住支出，并且分别检验房价变化对两类消费支出的影响，从而判别“抵押效应”是否存在。我们将家庭的租房支出以及日常的水、电、燃气、取暖等相关支出定义为家庭的居住支出，来进一步探讨住房价格对于家庭居住支出的影响，结果如表 8 所示。表 8 的 1-2 列显示，住房价格的上涨确实最终传导到了住房的租金上，并显著提高了家庭的居住支出。购买住房虽然是中国家庭居住实现的主要方式，但是仍然存在大量家庭通过租房来满足日常的居住需要，这部分群体不仅包括无房家庭，还包括很多拥有住房但因各种原因无法实际居住的家庭。理论上讲，

当房价上涨时，家庭不仅增加了房屋购买的需求，而且增加了愿意进行借贷和承担投资的风险，从而最终提高了家庭的杠杆率。

结果显示房价变动并不会显著影响家庭的非居住支出。

房屋价格应该等于房租的折现价值，所以房价上涨最终会传导到房屋的租金上。表 8 的 3-4 列估计了房价变化对于家庭非居住支出的影响。结果显示房价变动并不会显著影响家庭的非居住支出。这一结果从侧面印证了“抵押效应”在本文的样本中并不存在。

(二) 异质性影响效果分析

1. 分房屋拥有者和租户

上文论证了房屋价格上涨带动了房屋的购买需求，同时房屋价格上涨还提高了家庭的居住支出，但是家庭杠杆率的提高更多地来源于两者中的哪一种还需要具体来研究。表 9 的回归根据样本家庭是否拥有独立产权的住房将家庭分为房屋所有者和租住户两类，分别探究住房价格对于两类家庭借贷比率的差异性影响。表 9 的 1-2 列显示，住房价格显著提高了房屋所有者的借贷比率，表 9 的 3-4 列却显示，住房价格显著降低了租住户的借贷比率。一个可能的解释是住房价格的上升使得租住户为了未来买房而积累储蓄，从而降低了租户群体的平均杠杆率。通过两类样本回归结果的对比可以看出，住房价格对于家庭杠杆率的提高作用主要来源于购买房屋的家庭，也就是说家庭杠杆率的提高主要来源于为了购买房屋而进行的借贷，而不来源于因房屋租金上涨而增加的居住性支出。

家庭杠杆率的提高主要来源于为了购买房屋而进行的借贷，而不来源于因房屋租金上涨而增加的居住性支出。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	借贷偏好		风险偏好	
住宅均价对数	0.630*** (0.207)	0.726*** (0.218)	0.209* (0.123)	0.234* (0.133)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
观测值	2,717	2,513	2,702	2,500

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

2. 分户口类型

本文分析所利用的样本是城市常住家庭，但是同样常住城市的家庭也会因其是否拥有城市户籍而在买房过程中产生区别性的影响。城市户籍将会对居民是否拥有公积金，是否拥有买房资质，以及是否可以获取银行贷款等许多方面产生重要的影响。为了探究这一差异性是否会在杠杆率的提高方面有所差异，我们将样本家庭根据其户口类型进行了分样本讨论，结果如表 10 所示。表 10 的 1-2 列是非农户籍样本的回归结果，3-4 列是农业户籍样本的回归结果。通过结果对比可以看出，住房价格对于杠杆率的提升主要来源于非农户籍样本，而农业户籍的城市常住人口（移民群体为主）的家庭杠杆率却有一定程度的下降。也就是说，在房价上涨时，移民群体相对本地家庭更难通过外部借贷来获取自有产权的住房。

在房价上涨时，移民群体相对本地家庭更难通过外部借贷来获取自有产权的住房。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	居住支出对数		家庭其他支出对数	
住宅均价对数	2.403*** (0.820)	3.150*** (0.847)	0.168 (0.143)	0.194 (0.141)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	9,119	8,619	9,119	8,619

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

	(1)	(2)	(3)	(4)
	房屋所有者		租住户	
住宅均价对数	0.356*** (0.124)	0.348** (0.140)	-0.546** (0.218)	-0.572*** (0.197)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	7,518	7,105	1,596	1,509

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

表十：分户口类别（面板双向固定效应）

	(1) 非农户籍	(2)	(3) 农业户籍	(4)
住宅均价对数	0.355** (0.149)	0.378*** (0.140)	-0.244 (0.172)	-0.340* (0.196)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	4,803	4,569	4,316	4,050

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

表十一：分家庭类别（面板双向固定效应）

	(1) 有配偶	(2) 无配偶	(3) 有 16 岁以下子女	(4) 无 16 岁以下子女
住宅均价对数	0.347*** (0.125)	0.224 (0.168)	0.508*** (0.190)	0.238 (0.146)
家庭控制变量	是	是	是	是
户主控制变量		是		是
年份固定效应	是	是	是	是
个体固定效应	是	是	是	是
观测值	5,402	3,217	4,762	3,857

注释：表中汇报了各个变量的估计值及城市层面的聚类标准误，*、**、*** 分别代表在 10%、5% 和 1% 水平下显著。家庭和户主控制变量的选择与表 2 一致，为节省篇幅，控制变量的回归结果没有列出。

3. 分婚姻与子女状况

从表 2 的回归中结果中可以看出，婚姻和子女对于家庭的杠杆率具有显著提高的影响，但是这还不能说明房价对于家庭杠杆率的提高作用在这两组家庭中存在差异性影响。为此，我们根据家庭的婚姻状况（是否有配偶）以及子女状况（是否有 16 岁以下子女）将样本分别分为两组进行回归，结果如表 11 所示。通过表 11 的 1-2 列的结果可以看出，房价上升对于家庭杠杆率的提高主要存在于有配偶的家庭，表 11 的 3-4 列的结果显示，房价上升对于家庭杠杆率的提高主要存在于有 16 岁以下子女的家庭中。表 11 的结果进一步印证了，房价上升尤其刺激了家庭为婚姻以及为子女买房的需求，从而推动了家庭杠杆率的上升。

五、结论与政策建议

近年来，我国实体经济杠杆率水平的提升引起了学界和业界的关注，尤其是居民部门杠杆率的迅速增长，被视为我国金融系统中潜在的“灰犀牛”问题。然而对于我国居民部门杠杆率提升的原因和影响机制，却缺乏严谨的数据分析。本文基于中国家庭追踪调查的微观数据以及城市层面的住房价格数据，从住房购买需求的角度，给出了一个对近年家庭杠杆率急剧上升的解释。并且，我们基于家户层面的微观数据探讨了房价上涨对家庭杠杆率的作用机制以及其潜在影响。本文的一个核心结论是，住房价格的快速上涨刺激了家庭必需型和投资型住房需求，并推动了家庭杠杆率的急剧攀升。从数量上看，房价每上涨 1 倍，样本期间的家庭贷款数额将会增长 208.2%，而家庭杠杆率将上升 27.7%。而此部分贷款的增加主要来源于银行贷款而非私人借贷。另外，分样本的探讨发现，这一效应对于购买住房的家户、非农户口家户、以及有配偶和子女家户的影响更为明显。

从本文的研究结论可以看出，房价的大幅上升是家庭杠杆率提升的主要原因，也解释了近年来银行体系的房贷的大幅增加。本文的研究结论有两点可能的政策启示。第一，为防范家庭部门较高的杠杆率所隐藏的金融风险，应该继续调控房价在合理范围内波动。习近平总书记在党的十九大报告中再次强调“房子是用来住的、不是用来炒的”，这一决策体现了党和国家对于稳定房价、解决居民住房问题的决心，住房市场的规范发展是解决家庭部门杠杆率问题的根本所在。第二，在目前中国以银行为主的金融体系的背景下，监管部门应该坚持宏观审慎的监管框架，合理调控家庭部门借贷数量的增长速度与结构分布，严格借贷审批程序，使得家庭部门贷款的发放与家庭收入水平或还款能力挂钩，从而控制家庭部门借贷的隐藏风险，“守住不发生系统性金融风险的底线”。PLC