

# 家庭住房负债存在邻里效应吗？ ——来自中国社区家庭的经验证据\*

李含笑 王毅鹏 李绍哲 林丽琼

**内容摘要:** 中国作为一个典型的非常看重“关系”和“人情”的社会，较强的集体主义观念使得中国居民的决策容易受到周围其他个体决策的影响。事实上，这种群体决策对个体决策的影响被认为是衡量邻里效应最直接的方法。在当前家庭住房负债快速增长的背景下，本文建立了家庭住房负债与社区平均住房负债之间的因果关系，为家庭住房负债存在的邻里效应提供了可能支持的渠道。我们发现社区家庭的平均住房负债越高，家庭住房负债就越高，即家庭住房负债存在明显的邻里效应。这种关系在城镇、中高收入、高生活满意度以及信息传递快的家庭中尤为明显。通过对作用渠道的探索，我们发现基于地位寻求动机的攀比效应和基于高档社区环境中资本的羊群效应会增强家庭住房负债的邻里效应。这些结果暗示了有必要加强对家庭理性住房负债的引导，以及对住房负债为过高所可能产生的资金入不敷出风险的防范。

**关键词:** 中国家庭住房负债 邻里效应 羊群效应 攀比效应

## 一、引言

历次经济金融危机表明，家庭部门债务的快速增长往往是金融危机的导火索，极易引发“债务—衰退”的恶性循环。在许多国家，家庭部门债务，尤其是住房类债务，在 20 世纪 90 年代中期开始增加，并在 21 世纪初飞速攀升，直到 2008 年金融危机爆发。在金融危机之后，大衰退导致许多国家的家庭债务趋于稳定或减少，但一些国家的家庭债务仍在继续增长。据 CEIC 数据显示，截至 2021 年，韩国、瑞典、澳大利亚、加拿大、新西兰等国家的家庭杠杆率已高达 109%、96%、125%、106% 和 95%，远远高于国际清算银行所提出的居民部门杠杆率 65% 阈值的警戒状态。因此，防范家庭杠杆率过高带来的风险问题一直受全球高度重视。

中国目前也正处在家庭杠杆率增速较快时期，根据中国资产负债表研究中心的报告和国际清算银行数据，中国家庭部门杠杆率已由 2008 年的 17.9% 上升至 2021 年底的 61.9%，远高于新兴经济体平均居民杠杆率 52%。然而在各国家庭部门债务中，个人住房负债占据主要部分，其中中国居民家庭住房负债占其总债务的比例已在 2021 年达到 54%，住房贷款增速在 2016 年达到 35%，此后增速有所回落，但到 2021 年仍持续保持 10% 以上的增速。尽管中国的居民部门债务风险尚在可控范围，但住房贷款快速且过度累积可能会导致经济体系中的脆弱性增强，进而给国民经济体系造成的潜在金融风险，甚至会引发家庭金融危机。如何理性并适度负债越来越成为令人困扰的现实问题。

不少学者指出采取某种经济决策看似是个人的自由选择，实际上也会受到群体中其他个体决策的影响 (Bernheim, 1994; Agarwal et al., 2016)，即家庭经济决策存在邻里效应 (Galster, 2012)。实际上，家庭住房负债这一经济决策也会受到邻里效应的影响，但现有文献还少有关关注邻里效应和家庭住房负债之间关系的研究。其中，有关住房负债的研究主要从微观和宏观角度关注其影响因素。从微观角度看，大多数研究关注户主年龄 (Barsky et al., 1997)、婚姻 (Wei & Zhang, 2011)、家庭收入和财富水平 (Godwin, 1997; Leonard et al., 2013)、

\* 李含笑，福建农林大学经济与管理学院，邮政编码：350002，电子信箱：2259193920@qq.com；王毅鹏，湖南大学金融与统计学院，邮政编码：410000，电子信箱：yipeng716@hnu.edu.cn；李绍哲，福建农林大学经济与管理学院，邮政编码：350002，电子信箱：2240844768@qq.com；林丽琼（通讯作者），福建农林大学经济与管理学院，邮政编码：350002，电子信箱：kailinjiang@126.com。本文研究得到国家社科基金一般项目（19BJY162）的资助。作者感谢匿名审稿专家提供的建设性意见。当然，文责自负。

家庭规模 (Cao et al., 2018) 等因素对住房负债的影响; 从宏观角度看, 一些研究关注预期收益 (Ferri & Simon, 2002)、宏观经济环境 (Rosenzweig & Zhang, 2014) 和房价 (Kim, 2011; Mason et al., 2014) 等因素对住房负债的影响。有关邻里效应的研究主要聚焦在家庭消费 (Maurer and Meier, 2008)、退休储蓄 (Duflo and Saez, 2003; Beshears et al., 2015)、保险购买 (Lieber and Skimmyhorn, 2018)、投资决策 (Bursztyn et al., 2014; Pool et al., 2015)、还贷违约 (Gupta, 2019)、支出 (Liu et al., 2014)、股市参与 (Brown et al., 2008) 等层面。而有关住房负债和邻里效应的研究还较少, 与此最密切相关的文献主要聚焦在邻里效应对家庭住房结构 (如何翻新、修复和扩建) 需求的影响。正是基于以上考虑, 鉴于住房负债持续攀升会对家庭和金融市场产生不利影响, 因此, 研究家庭住房负债, 尤其是探讨邻里效应对家庭住房负债的影响, 对引导居民家庭理性并适度负债, 防范化解负债风险均具有重要意义。

在本文中, 我们首先将居住在同一社区 (包括农村村落和城市社区) 的居民家庭界定为邻里家庭, 并将邻里效应定义为相同社区除家庭之外的其他邻里家庭的平均住房负债, 检验了邻里效应是否对家庭住房负债产生影响。然后, 我们进一步考察了在城镇和农村、不同收入水平、不同生活满意度以及不同信息传递下邻里效应对家庭住房负债的差异化影响。最后, 我们基于高档社区环境中的资本羊群效应和基于地位寻求动机的攀比效应可以增强家庭住房负债邻里效应的潜在机制进行了总结。通过对上述内容的探讨, 我们提出了防范家庭住房负债风险、引导居民家庭理性并适度负债和加强对居民家庭金融知识的普及。

本文对以往文献的贡献主要体现在以下两个方面。首先, 与 Ioannides and Zabel (2008) 采用住房结构需求模型研究家庭住房结构 (如何翻新、修复和扩建) 需求的邻里效应不同, 我们关注的是更一般的家庭住房负债, 并使用更新颖的因果推断方法, 从邻里效应视角研究家庭住房负债的邻里效应, 研究得出家庭住房负债会受到邻里家庭平均住房负债的影响, 然而以往的研究并没有得出这一结论, 所以我们对以往文献进行了补充。其次, 我们也对家庭住房负债邻里效应的产生渠道做出了贡献, 以往文献指出邻里效应产生的渠道可能来自于社区群体家庭的口头交流, 如通过口头交流向一些人分享信息会影响这些人的储蓄决策 (Duflo and Saez, 2003; Beshears et al., 2015) 和购买金融资产 (Bursztyn et al., 2014), 而本文验证了基于地位寻求动机的攀比效应和基于高档社区环境中资本的羊群效应会促使家庭增加住房负债, 所以我们对邻里效应产生的渠道进行了拓展和补充。

## 二、研究背景

在中国人民的传统观念中, 住房一直被看作是家庭最重要甚至是最主要的资产, 购房与家庭发展预期、家庭资产分配等决策息息相关, 大多数中国人将购房作为“定居”“安家”的重要环节, 并将买房作为人生最重要的奋斗目标。人们普遍认为, 家庭住房需求可分为投资性购房和改善性购房。投资性购房是指家庭在投资渠道狭窄, 物价上涨的背景下, 为了满足家庭资本保值的需求而进行的购房行为; 改善性购房是指人们基于改善住房条件的欲望而产生的购房行为。近年来, 随着中国住房价格的持续上涨, 有房家庭净财富存量增加, 促使无房家庭看到房价上涨后会尽快购房, 以此避免未来无力承担日益昂贵的房价, 并确保当前也能享受到房价上涨带来的资产增值红利。此外, 房价的持续上涨也会让人们对未来房价上涨预期更为乐观, 促使部分家庭将房子作为投资品来实现资产保值增值。然而, 除了人们普遍认为的住房具有投资属性外, 住房还是家庭经济社会地位的展示, 一个家庭拥有住房的数量、面积和档次在现实生活中已成为判断家庭社会与经济地位的重要指标。尤其是在同一社区中, 每个家庭的经济决策很容易通过口头交流传播, 从而使得住房投资和社会地位属性不断扩大, 致使家庭的购房热情不断高涨, 一波“炒房热”“购房潮”迅速在中国社区家庭间

兴起。家庭住房贷款余额<sup>①</sup>变化的情况如图 1 所示。可以看出，中国家庭住房贷款余额在 2016 年增长迅速，由 2012 年的 8.1 万亿元增长至 2016 年的 19.14 万亿元，2016 年中国家庭购房/住房贷款余额增速高达 35%，尽管 2017 年增速有所下降，但 2018 年再次回归 17.6% 的高速增长态势，且增速自 2019 年以来一直保持下降趋势，这说明 2016 年和 2018 年中国家庭住房贷款增长相对较快。因此，本文使用 2016 年和 2018 年的数据来探究中国家庭住房贷款增长较快的原因是合适的。



图 1 中国家庭住房贷款余额变化情况

### 三、研究假设

本节回顾了邻里效应对家庭住房负债影响的相关理论和实证文献，并得出了一系列可检验的假设。

#### (一) 邻里效应对家庭住房负债的影响

社会嵌入理论认为，人们的经济行为嵌入其所在的社会网络关系中，因而家庭决策也必然受到人的主观因素的影响（Granovetter, 1985）。中国是一个典型的非常看重“关系”和“人情”的社会（Bian, 1997），较强的集体主义观念使得中国居民的思想行为容易受到周围其他个体思想和行为的影响（Eun et al., 2015），尤其是位于同一社区（包括农村村落和城市社区）的居民家庭。虽然经济学假设的前提是投资者是完全理性的，但这一假设忽略了个体在社会选择中的影响。已有大量文献发现，家庭经济决策极易受到邻里家庭经济决策的影响，如 Maurer & Meier（2008）发现同龄群体内的家庭消费具有很强的共同变动趋势（Yang et al., 2022），Brown et al.（2008）发现个体家庭是否拥有股票和社区家庭的平均股票市场参与存在因果关系，且在社会互动更强的社区中，这种因果关系越大（Kubik et al., 2004）。Bursztyn et al.（2014）指出当某人购买一项资产时，其所在群体的同伴也很有可能购买，金融市场中投资决策存在邻里效应。因此，住房负债作为家庭一项重要的经济决策之一，可能也会受到群体家庭决策的影响而存在邻里效应。基于以上分析，我们提出以下假设：

H1：中国家庭住房负债可能存在邻里效应。

#### (二) 邻里效应影响中国家庭住房负债的特异性

事实上，家庭住房负债的邻里效应可能在不同群体家庭中存在差异。首先，对农村和城

<sup>①</sup> 家庭住房贷款余额数据来源于中国人民银行各年金融机构贷款的投向统计报告。

镇家庭而言，农村居民家庭一般拥有自住房，其住房成本和生活成本较低，而城镇居民的住房成本较高，大部分城镇居民面临买房需求，需要购置房产，这就使得城镇家庭住房负债更易受到其邻里家庭平均住房负债的影响。其次，相比低收入家庭，收入相对较高的家庭更偏好于房产投资，而随着家庭收入的积累，家庭购置房产的成本在其总资产中的比重会下降，使得高收入家庭更倾向购置住房（Vansteenkiste et al., 2011），而对于大多数家庭来说，购置住房又会伴随负债的产生，这就使得高收入家庭的住房负债更易受到其邻里家庭平均住房负债的影响。再次，相对于生活满意度低的家庭，生活满意度较强的家庭更倾向投资比较稳健的储蓄资产（Stutzer & Frey, 2006），其投资决策行为更为保守（Delis & Mylonidis, 2015），同时，Güven & Hoxha（2015）指出生活满意度较高的家庭更倾向于储蓄，边际消费倾向较低，因此住房作为家庭风险投资组合中最大的资产（Rao et al., 2014），对自身生活较为满意的家庭会减少对住房的投资，进而受到邻里家庭平均住房负债影响的可能性较小。最后，部分学者认为家庭间的信息传递可以帮助家庭缓解信息不对称，强化家庭的经济决策，如Bogan（2008）指出互联网作为获取信息最便捷的渠道，其可以通过降低交易成本、信息成本和访问受限缓解股票市场参与度低的问题，家庭对互联网/计算机的使用通过降低交易成本，大大提高了美国家庭的股票市场参与率（Guiso et al., 2004）。在家庭住房负债决策中，为做出最优化的住房负债决策，家庭往往会与邻里家庭进行信息交流，以明晰邻里家庭的借贷渠道和借贷规模。而便捷的信息传递会促进家庭与邻里家庭的信息交流，增强与邻里家庭的互动，进而可能提高家庭对邻里家庭住房负债的模仿，即会增强家庭住房负债的邻里效应。基于以上分析，我们提出以下假设：

H2：家庭住房负债的邻里效应可能在城镇、中高收入、高生活满意度以及信息传递快的家庭中较为明显。

### （三）邻里效应影响中国家庭住房负债的作用渠道

上述分析表明邻里家庭平均住房负债显著提升了家庭的住房负债，因此理清二者背后的机制至关重要。由前文分析可知，邻里效应发生的范围限定在了同一社区，那么社区中的环境质量应该是影响家庭住房负债邻里效应的一个重要因素。有学者认为，有益的社区环境质量是社区或居住社区的特征，并指出富人可能会越来越富有，因为他们比较贫穷的人受益于更好的社区环境（Ioannides & Zabel, 2008）。同时Ioannides & Zabel（2008）也指出社区环境的影响可以是积极的，也可以是消极的，如一个紧密联系的社区可以培养归属感，为教育和收入的进步提供必要的支持，但社区也可以充当陷阱，居民想要离开不愉快的居住环境，然而由于这些社区在经济上很差，他们经常被许多严重的需求所困扰。Aliprantis（2019）研究发现，搬到一个更高质量的社区，对成人劳动的结果和福利收入有很大的积极影响，社区环境质量变化是造成个体收入变动的重要因素。Wixe & Pettersson（2020）也指出，与居住在非隔离社区的个体相比，居住在隔离社区的个体就业可能性更小，收入水平更低。因此，对于家庭住房而言，社区环境质量也会引起家庭购房需求发生变化，例如，在一个高档（家庭经济条件优越）的社区环境中，由于社区中的家庭比较富裕，当社区中的一些家庭投资房地产时，该家庭也会潜移默化的受到影响，并会做出相同的投资决策，这时家庭资本会出现羊群效应，进而导致住房负债产生较大的邻里效应。基于以上分析，我们提出以下假设：

H3：基于高档社区环境中的资本羊群效应可能会增强家庭住房负债的邻里效应。

除上述调节效应外，影响家庭住房负债邻里效应的另一个重要因素是家庭基于地位寻求动机的攀比效应。按照Frank（1985）的定义，“地位性商品”（positional goods）是指与他人具有强烈对比性的、看得见的商品，如住房、汽车等等，拥有宽敞的住房不仅能够为房主带来更多的舒适感，而且通过与其他家庭的住房比较还会带来优越感。Couper & Brindley（1975）指出，人们往往把住房看作社会地位的象征、获得利益和履行家庭义务的手段，这种关于拥有住房优势的社会信念被描述为“住房所有权的意识形态”（Ronald, 2009），拥

有房屋的人可能会感觉到社会地位的提高，因为房屋满足了文化上的期望，符合了主流社会中成功的标准。Stern（2011）认为拥有住房被视为一个重要的节点，是美国中产阶级过上体面生活的重要组成部分之一，且在以家庭为中心的亚洲文化中表现得尤为强烈。由于社会地位与住房有关，当周围家庭增加住房时，自我感知社会地位比较高的家庭会为了维持或提高自身的社会地位，在虚荣心和攀比心理的影响下，首次购房的家庭会扩大住房面积，已经拥有住房的家庭会希望更换更大的住房，这就会促使家庭非理性模仿邻里家庭的住房负债行为。基于以上分析，我们提出以下假设：

H4：基于地位寻求动机的攀比效应可能会增强家庭住房负债的邻里效应。

## 四、样本选择与描述性统计

### （一）样本选择

本文数据来自 2016 年和 2018 年中国家庭追踪数据（CFPS）。该数据是两年一期的追踪调查数据，旨在通过搜集村居（社区）、家庭和个体三个层面的数据从微观层面反应中国经济、社会和人口等方面的变迁。样本共覆盖除港澳台地区、西藏和青海以外的 28 个省份，调查的家庭规模共计 16000 户，包含了家庭所有成员的信息，能够较好的满足本文所需相关变量的计算目的。由于本文研究的对象是家庭住房负债，其数额无法具体到家庭成员个人层面，因此，文章假定家庭经济决策者为户主。通过对问卷中的数据进行合并和匹配选择，并剔除关键变量缺失值后，剩余有效样本量 19791 个。

### （二）变量定义

本文的因变量是中国家庭住房负债（ $Housing\_debt_{ijt}$ ）。借鉴 Ali et al.（2020）和 Jung et al.（2020）的构造方法，该指标使用中国家庭住房负债总额与家庭总资产的比值来衡量，能够清晰反应中国家庭面临住房负债风险的程度。为避免极端值影响，我们对家庭住房负债样本进行 5% 双边缩尾，并对家庭住房负债指标进行放大 100 倍处理，保障回归结果的易读性。

本文的自变量是邻里效应（ $\overline{hosuing\_debt}_{ijt}$ ）。首先，我们将家庭的社区定义为家庭所居住的农村村落和城市社区，这个社区定义广泛应用于经济学和金融学的实证研究，有如下优点：首先，农村村落和城市社区足够小，足以构成对“社区”的合理定义，同时还可以捕捉每个家庭的大部分的羊群心理和攀比行为。其次，农村村落和城市社区足够大，可以在每个社区内包含足够多的访问家庭数量，从而获得对该社区家庭住房负债情况的合理估计。再次，由于农村村落和城市社区定义良好且不重叠，因此，我们将样本限制为居住在同一农村村落和城市社区的家庭，可以跨断面和跨时间纠正社区所有家庭之间误差项的相关性；然后，我们通过借鉴 Li et al.（2013）和 Ling et al.（2018）的方法，采用目前较为常用的同群效应计算方法，将邻里效应表示为除受访家庭之外，同一社区中被调查的其他家庭的平均住房负债，公式如下：

$$\overline{Housing\_debt}_{ijt} = \frac{\sum_{j'} Housing\_debt_{ijt} - Housing\_debt_{ijt}}{N^j - 1} \quad (1)$$

其中，方程中下脚标  $i$  和  $j$  分别表示第  $i$  个家庭与其所在的群体  $j$ ； $N^j$  是根据家庭所属的社区编号统计出的每个社区的家庭数； $\overline{hosuing\_debt}_{ijt}$  为邻里效应。

本文的机制变量分别是羊群效应和攀比效应。由于 CFPS 是一项全国性、综合性的社会追踪调查，随机抽取全国 28 个省份的样本家庭进行调查，且每两年对样本家庭进行一次追踪访问，具有较好的代表性，能够较好的满足本文所需相关变量的计算目的。因此对于“羊

群效应”这一变量，我们使用社区家庭的平均金融资产水平来衡量；对于“攀比效应”这一变量，在 CFPS 调查问卷中，家庭根据感知对“自己在本地的社会地位”进行自评打分（打分区间为 1~5，很低=1，很高=5），然后将家庭自评打分分数大于其均值的定义为强攀比效应，取值为 1，否则定义为弱攀比效应，取值为 0。

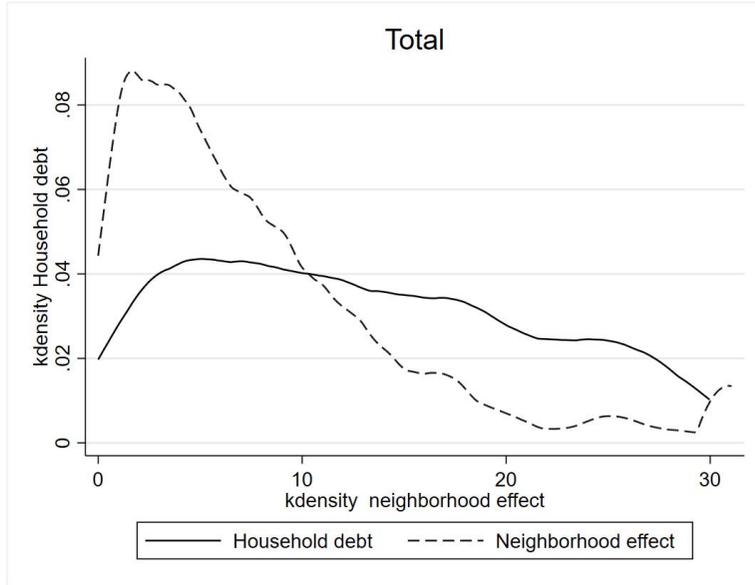
为了尽可能的排除遗漏变量对结果的干扰，本文分别控制了三个层面的特征变量，主要包括个体、家庭和社区层面的特征变量。其中个体和家庭特征变量主要包括户主年龄、性别、婚姻状态、学历水平、健康状况、户籍、家庭收入、家庭总金融资产、是否有自有房、家庭规模等；社区层面的控制变量包括平均性别、平均年龄、平均受教育水平、平均婚姻状态、平均健康状况、平均家庭收入、平均家庭自有房情况、平均家庭金融资产总额和平均家庭规模。

### （三）描述性统计

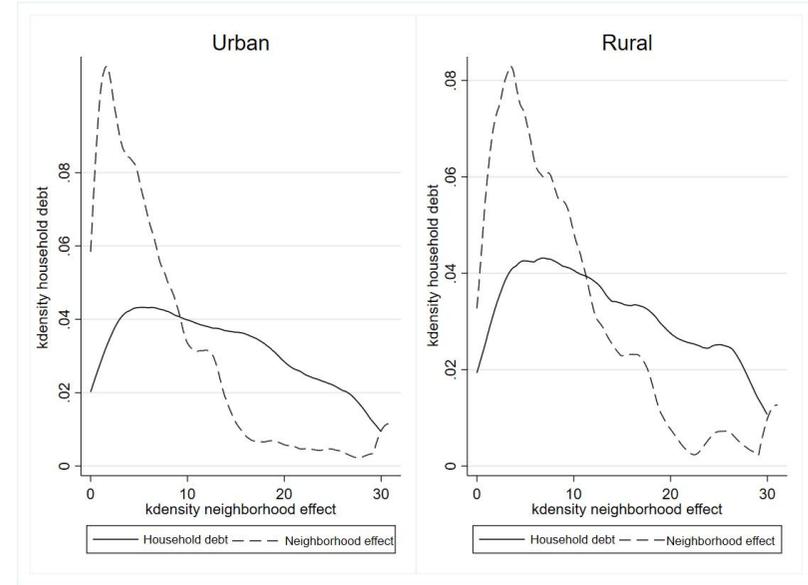
在进行实证分析之前，我们首先描绘了三种不同样本下邻里效应和家庭住房负债的核密度估计趋势。然后，我们总结了本研究中所使用变量的统计数据。具体如下：

表 2 变量的描述性统计

	变量	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	家庭住房负债	19791	4.723	11.658	0	43.796
解释变量	邻里效应	19791	7.187	7.214	0	31.050
机制变量	羊群效应	19652	7.417	2.367	0	13.122
	攀比效应	16012	0.156	0.363	0	1
户主特征变量	性别	19236	0.518	0.500	0	1
	年龄	19237	51.866	14.181	15	95
	婚姻状态	19115	0.858	0.349	0	1
	受教育程度	18936	1.560	1.237	0	4
	健康状况	19189	0.632	0.482	0	1
	户籍	19051	0.726	0.446	0	1
家庭特征变量	家庭收入	19490	10.448	1.078	7.601	12.337
	家庭总金融资产	19660	7.418	4.658	0	13.122
	是否有自有房	19780	0.869	0.338	0	1
	家庭规模	19791	3.808	1.889	1	21
社区特征变量	平均性别	19165	0.518	0.217	0	1
	平均年龄	19237	50.515	7.988	0	92
	平均婚姻状况	19041	0.858	0.137	0	1
	平均受教育程度	18837	1.555	0.744	0	4
	平均健康状况	19107	0.631	0.178	0	1
	平均家庭收入	19473	10.447	0.619	7.601	12.337
	平均家庭总金融资产	19652	7.417	2.367	0	13.122
	平均家庭自有房持有状况	19780	0.869	0.186	0	1
	平均家庭规模	19791	3.801	0.997	1	10



(a)



(b)

图2 家庭住房负债和邻里效应的核密度比较

图 2 (a) 和 (b) 分别描述了全样本家庭、城镇和农村家庭的邻里效应及家庭住房负债的核密度比较。在图 2 (a) 中，家庭住房负债和邻里效应的峰值均大约在 0~10 之间，且随着住房负债的增加，二者的分布密度逐渐同步减小，这也说明目前中国家庭住房负债和邻里家庭住房负债有着正相关关系。在图 2 (b) 中，相比农村家庭，城镇家庭住房负债在 0~10 间的分布密度较为集中，这也进一步说明城镇家庭面临着买房需求，购置房产导致其承担着较大的负债风险。

表 2 为相关变量的描述性统计，报告了变量的名称、样本数、均值、标准差、最小值、以及最大值等信息。从表 1 中可以发现，在剔除缺失值之后，本文研究样本总数为 19791 户家庭。家庭住房负债指标的均值为 4.723，也即家庭住房负债占总资产的比例是 0.04723，可能的原因是样本中有较多个体家庭是农业户口家庭，导致持有的住房负债相对较少。邻里效应的均值是 7.187，也即群体家庭的住房负债占总资产的比例是 0.07187。羊群效应的均值是 7.187，即大部分社区的环境质量一般。攀比效应的均值是 0.156，即社区中的攀比效应处于低等水平，这可能是因为在社区环境质量好的社区中才会出现攀比效应。年龄的均值是 51.866，受教育程度的中位数是 1.560，表明中国的高等教育普及率还是较低。大部分家庭的户主身体状况健康、已婚且是农业户口家庭。家庭收入的均值是 10.448，总金融资产的均值是 7.418，大部分家庭规模处于中等；家庭自有房产的均值为 0.869，表明大部分家庭拥有自有房产。社区特征变量的基本统计量与户主和家庭特征变量相似，我们不再一一赘述。

## 五、模型设计

在本节中，我们检验了第 3 节中提出的假设，并讨论了潜在的内生性问题。

### (一) 家庭住房负债的邻里效应

通过借鉴 Liu et al. (2014) 的做法，我们主要使用 OLS 模型检验家庭住房负债的邻里效应 (H1)。基准回归模型如下：

$$Housing\_debt_{ijt} = \alpha_0 \overline{hosuing\_debt}_{-ijt} + \beta_0 x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (2)$$

其中， $Housing\_debt_{ijt}$  为家庭住房负债； $\overline{hosuing\_debt}_{-ijt}$  为邻里效应，表示受访家庭  $i$  以外的同社区家庭的平均住房负债， $\alpha$  为本文重点关注的系数，显著为正则说明邻里效应促进了家庭住房负债，反之抑制了家庭住房负债。 $x_{ijt}$  是一组个体、家庭和社区层面的特征变量； $z_i$  为省份虚拟变量； $\mu_k$  为城镇虚拟变量； $\lambda_t$  为年份虚拟变量； $\varepsilon_{ijt}$  为误差项。

### (二) 邻里效应对家庭住房负债的异质性影响

首先，为了估计邻里效应对城镇和农村家庭住房负债邻里效应的异质性影响 (H2)，我们进一步构建了如下模型：

$$Housing\_debt_{ijtD} = \alpha_{1D} \overline{hosuing\_debt}_{-ijt} + \beta_{1D} x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijtD} \quad (3)$$

其中  $D$  表示家庭类型。当一个家庭是城镇家庭时， $D$  将被指定为 1；否则定义为 0。其他变量的设置与基准模型 (2) 相同。

其次，为了检验邻里效应对家庭住房负债的影响在家庭收入水平中的差异性 (H2)，我们利用分位数回归模型，研究邻里效应对不同收入水平家庭住房负债影响的异质性影响。分位数回归模型的公式如下：

$$Quantile_{\tau}(Housing\_debt_{ijt}) = \alpha_{2\tau} \overline{hosuing\_debt}_{-ijt} + \beta_{2\tau} x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

其中，方程中下脚标  $\tau$  是收入分位数， $\alpha_{2\tau}$  和  $\beta_{2\tau}$  表示邻里效应和控制变量的第  $\tau$  个分位数的参数； $Quantile_{\tau}(Housing\_debt_{ijt})$  表示解释变量的第  $\tau$  个分位数；其他变量的设置与基准模型（2）相同。

然后，为了分析邻里效应对家庭住房负债的影响在家庭生活满意度中的差异性（H2），我们构建了如下模型：

$$Housing\_debt_{ijt\theta} = \alpha_{3\theta} \overline{housing\_debt}_{-ijt} + \beta_{3\theta} x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt\theta} \quad (5)$$

其中  $\theta$  表示家庭的生活满意度。当家庭的生活满意度大于其均值时， $\theta$  将被指定为 1；否则定义为 0。其他变量的设置与基准模型（2）相同。

最后，为了说明邻里效应对家庭住房负债的影响在家庭信息传递中的差异性（H2），我们进一步构建了如下模型：

$$Housing\_debt_{ijt\omega} = \alpha_{4\omega} \overline{housing\_debt}_{-ijt} + \beta_{4\omega} x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt\omega} \quad (6)$$

其中  $\omega$  表示家庭的信息传递。当家庭的信息传递大于其均值时， $\omega$  将被指定为 1；否则定义为 0。其他变量的设置与基准模型（2）相同。

### （三）羊群效应对家庭住房负债邻里效应的调节作用

正如在假设分析中提出的那样，羊群效应表现出典型的调节效应特征。为了验证所提出的假设 H3，我们构建了以下模型：

$$Housing\_debt_{ijt} = \alpha_5 \overline{housing\_debt}_{-ijt} + \psi_1 Quality_{ijt} + \xi_1 (\overline{housing\_debt}_{-ijt} \times Quality_{ijt}) + \beta_5 x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

在等式（7）中， $Quality_{ijt}$  表示羊群效应； $\overline{housing\_debt}_{-ijt} \times Quality_{ijt}$  是交互项； $\psi_1$  和  $\xi_1$  分别是  $Quality$  和交互项的系数。在控制了其他变量后， $\xi_1$  可以解释为羊群效应对家庭住房负债邻里效应的调节作用。其他变量设置与基本模型（2）相同。

### （四）攀比效应对家庭住房负债邻里效应的调节作用

为了研究家庭基于地位寻求的攀比效应对家庭住房负债邻里效应的影响（H4），我们构建了以下模型：

$$Housing\_debt_{ijt} = \alpha_6 \overline{housing\_debt}_{-ijt} + \psi_2 Compare_{ijt} + \xi_2 (\overline{housing\_debt}_{-ijt} \times Compare_{ijt}) + \beta_6 x_{ijt} + z_i + \mu_k + \lambda_t + \varepsilon_{ijt} \quad (8)$$

在等式（8）中， $Compare_{ijt}$  表示攀比效应； $\overline{housing\_debt}_{-ijt} \times Compare_{ijt}$  是交互项； $\psi_2$  和  $\xi_2$  分别是  $Compare_{ijt}$  和交互项的系数。在控制了其他变量后， $\xi_2$  可以解释为攀比效应渠道对家庭住房负债邻里效应的调节作用。其他变量设置与基本模型（2）相同。

### （五）内生性问题

在实证中准确识别邻里效应会面临两种潜在因素的干扰（Manski, 1993）：一是反射性问题。当家庭行为受到社区群体行为影响时，家庭本身的行为也会对这个群体的行为产生影响，即自变量和因变量之间存在互为因果关系（Georgarakos et al., 2014）。二是自选择偏差问题。家庭对居住社区的选择可能并非是随机的，家庭可能根据自己的偏好选择与某些类似特征的家庭居住在同一社区，即社区居住的群分效应，社区居住群分效应的存在会使得居住于同一社区的家庭可能本来就具有相同住房负债。对于上述面临的反射性问题和自选择偏差问题，我们使用工具变量（IV）估计和滞后邻里效应来解决潜在的内生性问题。

在 IV 选择上，我们遵照 Case & Katz（1991）和 Duflo & Saez（2002）的工具变量构建思路，使用群体中其他决策主体进行决策时所依赖的个体特征作为他们决策变量的工具变量。本文使用扣除本家庭之外的邻里家庭的平均年龄作为邻里效应的工具变量。一方面，Cwynar et al.（2020）指出，对于年龄较大的群体而言，其债务风险的回避情绪较强，尤其当未来收

入的不确定性增加时，他们会更加厌恶风险，此时住房负债的可能性及规模会相应减少（Barsky et al., 1997），可见，邻里家庭的平均年龄与其平均住房负债显著相关，所以该工具变量和邻里家庭的平均住房负债存在相关性；另一方面，由于我们在计算邻里家庭的平均年龄时未将相应家庭纳入计算范围之内，因此邻里家庭的平均年龄对家庭自身的住房负债决策没有必然的联系，因此 IV 工具变量与解释变量具有外生性。在滞后邻里效应上，使用 2016 年的邻里效应指标替换当期邻里效应指标，以确保是社区邻里家庭住房负债的增加推动了家庭住房负债增加，其他变量保持不变。

## 六、实证分析

本节展示了实证结果，并讨论了邻里效应如何影响家庭住房负债。具体情况如下：

### （一）邻里效应对家庭住房负债的影响

我们首先探讨了邻里效应多大程度上影响了家庭住房负债，估计结果如表 3 所示。其中，第（1）只控制了户主特征变量、省份、年份和城市虚拟变量，邻里效应的回归系数为 0.229，且在 1% 的回归水平上显著；在第（2）列充分考虑家庭特征变量情况下，邻里效应的回归系数为 0.219，且在 1% 的回归水平上显著；在第（3）列进一步考虑社区特征变量的情况下，邻里效应的估计系数为 0.211，并在 1% 水平上显著为正，说明邻里家庭平均住房负债每提高 1000，将促使家庭住房负债占其总资产的比例提高 0.211%。这表明邻里家庭平均住房负债越高，家庭住房负债占其总资产的比例就越高，即家庭住房负债存在明显的邻里效应。假设 H1 获得了支持。

表 3 家庭住房负债邻里效应的回归分析

变量	(1)	(2)	(3)
邻里效应	0.229*** (0.022)	0.219*** (0.021)	0.211*** (0.021)
性别	0.070 (0.188)	0.213 (0.186)	0.116 (0.188)
年龄	-0.107*** (0.007)	-0.104*** (0.008)	-0.097*** (0.008)
教育水平	0.020 (0.097)	0.140 (0.097)	0.053 (0.104)
婚姻状态	1.481*** (0.226)	0.801*** (0.234)	0.849*** (0.240)
户籍	-0.065 (0.251)	-0.004 (0.260)	0.075 (0.279)
健康状况	-0.791*** (0.183)	-0.669*** (0.183)	-0.675*** (0.185)
家庭收入水平		0.902*** (0.114)	0.873*** (0.120)
家庭总金融资产		-0.376*** (0.023)	-0.392*** (0.024)
是否有自有房		2.134*** (0.225)	2.008*** (0.249)
家庭规模		0.201*** (0.060)	0.222*** (0.064)

续表 3:

变量	(1)	(2)	(3)
平均性别			1.336*** (0.481)
平均年龄			-0.037** (0.016)
平均教育程度			0.448** (0.225)
平均婚姻状况			0.220 (0.746)
平均健康状况			0.897 (0.559)
人均收入水平			-0.065 (0.289)
平均金融资产			0.096* (0.052)
平均家庭规模			0.002 (0.216)
平均自有房持有状况			0.096* (0.052)
城市虚拟变量	YES	YES	YES
省份虚拟变量	YES	YES	YES
时间虚拟变量	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0530	0.0797	0.0824
观测值	18707	18350	18226

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

## （二）内生性分析

由于在实证中准确识别邻里可能会存在反射性问题，即当家庭行为受到社区群体行为影响时，家庭本身的行为也会对这个群体的行为产生影响（Georgarakos et al., 2014），具体到本文的研究中，不能简单地认为是邻里家庭平均住房负债决定了家庭住房负债。为避免内生性导致的估计偏差，通过借鉴 Case et al.（1991）和 Duflo & Saez（2002）的思路，我们采用社区家庭特征变量作为邻里效应的工具变量，即使用扣除本家庭之外的邻里家庭的平均年龄作为工具变量进行实证分析，并采用 2SLS 方法进行回归，结果如表 4 所示。值得注意的是，IV 的欠识别检验 (k.p.rk.LM 统计) 和弱识别检验 (C.D.Wald F 统计) 分别是 217.22 和 138.29，远高于 10%偏误水平下的临界值 16.38，且邻里效应的估计系数均在 1%水平下显著为正，与基准回归结果的方向一致，假设 H1 进一步获得了支持。

其次，为确保在检验家庭住房负债邻里效应时，是社区邻里家庭住房负债的增加推动了家庭住房负债增加，而不是根据自身偏好选择与某些类似特征的家庭居住在同一社区，从而导致家庭住房负债的共同变动，因此，需要确定家庭住房负债与邻里家庭平均住房负债间的因果性。基于此，本文以滞后一期的邻里效应指标，即使用 2016 年的邻里效应指标替换当期邻里效应指标，其他变量保持不变。估计结果如表 4 第（2）列所示。我们可以看出，在

替换邻里效应指标后，邻里效应的估计系数仍在 1%水平上显著为正，即滞后一期的邻里效应依然可以解释当期的家庭住房负债，说明家庭住房负债和邻里效应不仅存在因果性，还会受到邻里效应的正向影响，假设 H1 再次获得了支持。

表 4 内生性检验

变量	(1)	(2)
	2SLS	滞后邻里效应
邻里效应	0.499*** (0.120)	0.397*** (0.027)
控制变量	YES	YES
C. D. Wald F 统计	217.22	
k. p. rk. LM 统计	138.29	
R <sup>2</sup>	0.0557	0.1228
观测值	18226	8655

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

### （三）稳健性检验

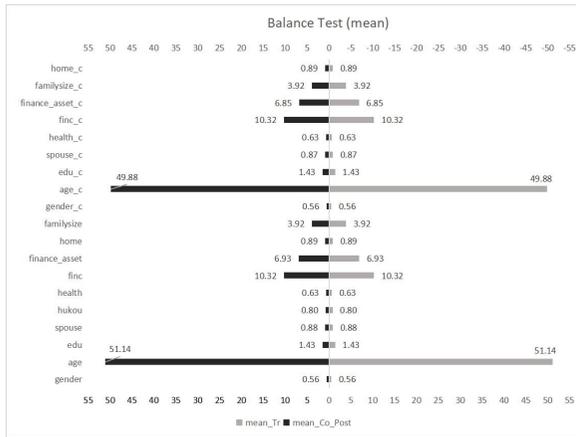
#### 1. 熵平衡法检验

由于家庭所处的邻里住房负债环境不同，即各个社区间的平均住房负债可能存在差别，使得家庭如果处于高邻里住房负债环境，那么就无法从相同状态下的低邻里住房负债环境中获得信息。因此，我们以邻里效应均值为界，将邻里效应大于其均值的样本定义为处理组，其余作为控制组，通过设置虚拟变量，运用处理高维度数据更准确的熵平衡方法（Entry Balancing）再次检验家庭住房负债邻里效应的存在性。同时将基准回归中所有协变量作为匹配变量，以线性形式加入熵平衡过程，并控制处理组与对照组样本协变量的一阶矩、二阶交叉矩和三阶矩多维度进行调整，最大程度上使两组样本协变量在满足约束条件下实现精确匹配，然后加入所有控制变量，用匹配后的样本再次进行基准回归。经熵平衡匹配后，各变量的平衡性检验效果如图 3 中的（a）-（c）所示，邻里效应对家庭住房负债的回归结果如表 5 所示。首先，我们从平衡性检验结果可以看出，经过熵平衡调整之后，各控制变量在处理组和对照组的均值、方差和偏度都非常相似，说明匹配后控制组与处理组总体的差异得到了很好的消除，匹配效果良好。其次，我们发现经熵平衡匹配后，邻里效应的估计系数增加至 2.236，说明邻里家庭平均住房负债每提高 1000，将促使家庭住房负债占其总资产的比例提高 2.236%。虽然邻里效应系数有所提升，但与基准回归的结果差别不大，可以进一步说明在控制了家庭处于不同邻里住房负债环境的差异后，家庭住房负债的邻里效应依然存在，假设 H1 再次获得支持。

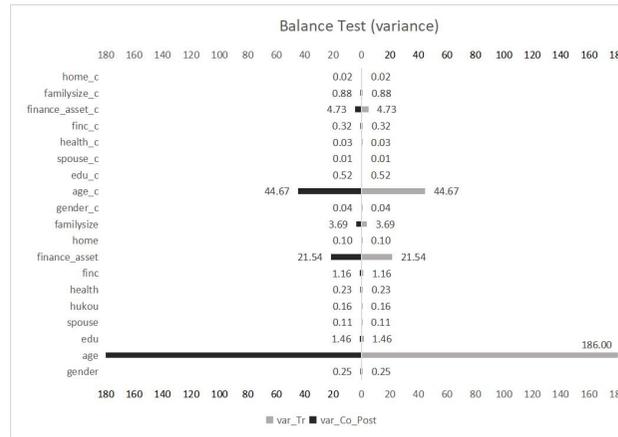
表 5 熵平衡法检验结果

变量	(1)	(2)
邻里效应	2.235*** (0.361)	2.236*** (0.351)
控制变量	NO	YES
样本数	18226	18226
R <sup>2</sup>	0.0179	0.0708

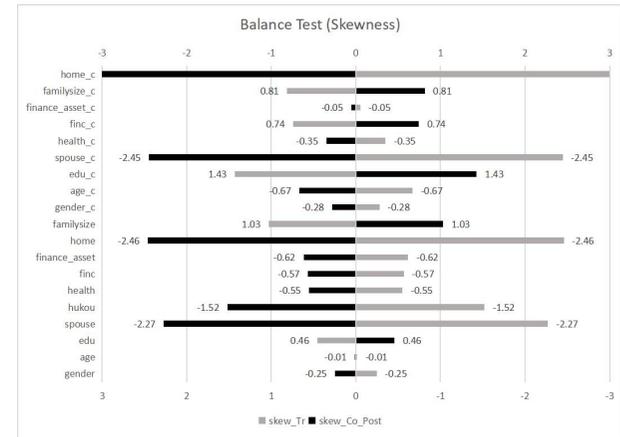
注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。



(a)



(b)



(c)

图 3 平衡性检验结果

注：图 3 (a) 显示了匹配前后各协变量均值的平衡性检验效果；图 3 (b) 显示了匹配前后各协变量方差的平衡性检验效果；图 3 (c) 显示了匹配前后各协变量偏度的平衡性检验效果。

## 2. 剔除部分样本

为了避免城镇家庭因职业、收入和子女教育而搬迁至同一社区导致的自选择问题，进而高估家庭住房负债的邻里效应。因此，本文将家庭只界定在农业户口家庭，从而保证邻里效应的识别更加有效，主要是因为现代环境下，受地区间经济发展水平的影响，家庭的户口迁移主要是由农业户口转变为非农户口，从非农户口改为农业户口的家庭只是少数，基本可忽略不计，加之农业户口主要是由出身地决定，基本不需要迁移，农业户口家庭几乎不存在自选择问题。此外，本文还将样本限定为户主年龄大于 18 岁而小于 65 岁的家庭，主要是因为户主年龄较小和较大时，家庭均会出现减少住房负债及还贷能力降低的现象，从而使得本文结果存在偏差，因此在总样本中低龄和高龄样本可以忽略对邻里效应的影响。表 6 汇报了限定农业户口和年龄样本的回归结果。我们可以发现，不论是限定农业户口还是限定年龄样本，邻里效应的估计系数均在 1% 水平下显著为正，说明剔除干扰因素后，家庭住房负债邻里效应仍显著存在，假设 H1 再次获得支持。

表 6 剔除部分样本回归结果

变量	(1)	(2)
	限定农业户口	限定年龄
邻里效应	0.169*** (0.023)	0.236*** (0.024)
控制变量	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0729	0.0767
观测值	13236	14818

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

### （四）邻里效应对家庭住房负债的异质性影响

为了进一步了解城镇家庭、中高收入家庭、高生活满意度以及信息传递快的家庭的住房负债是否更容易受到邻里家庭平均住房负债的影响，我们探讨了邻里效应对家庭住房负债的异质性影响。

#### 1. 对农村和城镇家庭的影响

首先，我们研究了邻里效应对农村和城镇家庭住房负债的不同影响，这一设置能够为我们提出差异化的建议提供实证支持。具体估计结果如表 7 Panel A 所示。从表 7 Panel A 第(1)列和第(2)列可知，城镇家庭邻里效应的估计系数为 0.294，在 1%水平上显著，但农村家庭邻里效应估计系数为 0.123，小于城镇家庭邻里效应估计系数，说明相比农村家庭，城镇家庭住房负债更容易受到邻里家庭平均住房负债的影响。我们通过滞后邻里效应和采用工具变量进行进一步检验，从表 7 Panel A 第(3) - (6)列可以看出，无论是在滞后邻里效应还是 2sls 检验结果中，农村家庭邻里效应估计系数仍然小于城镇家庭，但农村家庭邻里效应在 2sls 检验不显著，这可能是由于农村家庭中的年轻成员大部分外出到城市工作，留在家里的大多是老年人，使得将社区户主平均年龄作为工具变量时，社区平均户主年龄和家庭户主年龄容易出现共线性问题，导致农村家庭住房负债邻里效应估计不显著。假设 H2 获得了支持。

#### 2. 对不同收入分位数家庭的影响

其次，我们利用分位数回归来估计邻里效应对不同收入水平家庭住房负债的异质性影响。具体估计结果如表 7 Panel B 所示。首先，我们从 OLS 回归结果可以看出，家庭住房负债邻里效应在低收入、中等收入和高收入家庭中的估计系数分别为 0.041、0.185 和 0.161，均显著为正，说明家庭收入提高会增大家庭住房负债的邻里效应；其次，我们从滞后邻里效应的回归结果可以看出，邻里效应的估计系数仍然显著为正，系数虽然略有增加，但增幅不大，

不影响本文的回归结果。最后，我们从 2s1s 检验结果可以看出，家庭住房负债邻里效应虽然只有在中等收入和高收入水平家庭中显著为正，但中等收入和高收入水平家庭邻里效应估计系数均大于低收入家庭，进一步说明与低收入群体家庭相比，中高收入群体家庭的住房负债邻里效应较为明显。假设 H2 进一步获得了支持。

表 7 邻里效应对家庭住房负债影响的异质性（城乡和收入异质性）

Panel A: 城乡异质性									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)			
	OLS		滞后邻里效应		2s1s				
	城镇	农村	城镇	农村	城镇	农村			
邻里效应	0.294*** (0.035)	0.123*** (0.026)	0.546*** (0.052)	0.283*** (0.030)	0.644*** (0.145)	0.124 (0.186)			
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES			
R <sup>2</sup>	0.1159	0.0697	0.1955	0.0895	0.0757	0.0697			
C. D. Wald F 统计					151.013	101.926			
k. p. rk. L M 统计					94.874	64.915			
样本数	8612	9614	4095	4560	8612	9614			
Panel B: 收入异质性									
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
	OLS			滞后邻里效应			2s1s		
	低收入	中等收入	高收入	低收入	中等收入	高收入	低收入	中等收入	高收入
邻里效应	0.056* (0.029)	0.215*** (0.027)	0.314*** (0.038)	0.086** (0.040)	0.388*** (0.038)	0.653*** (0.043)	0.035 (0.343)	0.534** (0.213)	0.615*** (0.166)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0676	0.0857	0.1281	0.0828	0.1246	0.2272	0.0674	0.055	0.1027
C. D. Wald F 统计							23.922	73.134	112.489
k. p. rk. L M 统计							15.721	49.775	68.053
样本数	4109	9635	4482	1783	4541	2331	4109	9635	4482

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）

\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

### 3. 对不同生活满意度家庭的影响

然后，我们分析了邻里效应对不同生活满意度家庭住房负债的差异化影响。关于生活满意的划分，我们将生活满意度大于其平均值的定义为高生活满意度，否则定义为低生活满意度。具体估计结果如表 8 Panel A 所示。首先，我们从 OLS 回归结果可以看出，家庭住房负债邻里效应在低生活满意度和高生活满意度家庭中的估计系数分别为 0.23 和 0.193，均在 1% 的回归水平上显著，且低生活满意度家庭邻里效应的估计系数仍大于高生活满意度，说明低生活满意度家庭的住房负债更容易受到邻里家庭住房负债的影响。其次，我们从滞后邻里效应的回归结果可以看出，低生活满意度家庭邻里效应的估计系数仍然大于高生活满意度，与基准回归结果基本一致。最后，我们从 2s1s 检验结果可以看出，邻里家庭住房负债每提高 0.1，低生活满意度、高生活满意度家庭的住房负债占其总资产的比例就会分别提高 0.581%

和 0.467%，与基准回归结果基本一致。因此，我们可以得出低生活满意度家庭住房负债的邻里效应大于高生活满意度家庭，即低生活满意度家庭的住房负债更易受到邻里家庭住房负债的影响。假设 H2 进一步获得了支持。

表 8 邻里效应对家庭住房负债影响的异质性（生活满意度和信息传递异质性）

Panel A: 生活满意度异质性						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS		滞后邻里效应		2s1s	
	低满意度	高满意度	低满意度	高满意度	低满意度	高满意度
邻里效应	0.230*** (0.030)	0.193*** (0.023)	0.448*** (0.045)	0.369*** (0.029)	0.581*** (0.199)	0.467*** (0.145)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0871	0.0796	0.1532	0.0607	0.0513	0.0532
C. D. Wald F 统计					86.363	138.923
k. p. rk. L M 统计					56.569	86.953
样本数	7094	11125	2587	11125	7094	11125
Panel B: 信息传递异质性						
变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	OLS		滞后邻里效应		2s1s	
	信息传递慢	信息传递快	信息传递慢	信息传递快	信息传递慢	信息传递快
邻里效应	0.127*** (0.023)	0.295*** (0.033)	0.255*** (0.038)	0.512*** (0.039)	0.284* (0.165)	0.633*** (0.182)
控制变量	YES	YES	YES	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0744	0.1032	0.0978	0.1614	0.0664	0.0668
C. D. Wald F 统计					117.038	93.047
k. p. rk. L M 统计					78.161	63.737
样本数	10455	7762	4356	4294	10455	7762

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

#### 4. 对不同信息传递家庭的影响

最后，我们分析了邻里效应对不同信息传递家庭住房负债的差异化影响。关于信息传递的划分，我们将生活满意度大于其平均值的定义为高生活满意度，否则定义为低生活满意度。具体估计结果如表 8 Panel B 所示。首先，我们从 OLS 回归结果可以看出，家庭住房负债邻里效应在信息传递慢和信息传递快家庭中的估计系数分别为 0.127 和 0.295，均在 1% 的回归水平上显著，且信息传递快的家庭邻里效应的估计系数较大，说明信息传递快的家庭的住房负债更容易受到邻里家庭住房负债的影响。其次，我们从滞后邻里效应的回归结果可以看出，信息传递快的家庭邻里效应的估计系数仍然较大，且结果与基准回归结果基本一致。最后，我们从 2s1s 检验结果可以看出，邻里家庭住房负债每提高 0.1，信息传递慢、信息传递快家庭住房负债占其总资产的比例就会分别提高 0.284%和 0.633%，与基准回归结果基本一

致。因此，我们可以得出信息传递快的家庭住房负债的邻里效应大于信息传递慢的家庭，即信息传递快的家庭的住房负债更容易受到邻里家庭平均住房负债的影响。假设 H2 进一步获得了支持。

#### (五) 邻里效应对家庭住房负债影响的渠道

根据第 3 节的理论分析，我们根据式 (7) 和 (8) 步骤进一步考察了家庭住房负债邻里效应产生的机制。

##### 1. 羊群效应机制分析

首先，我们从“羊群效应”角度，即基于社区环境质量的资本羊群效应探讨家庭住房负债邻里效应的调节机制。我们使用社区家庭的平均金融资产水平来代表社区的质量水平。表 9 汇报了基于“羊群效应”视角邻里效应对家庭住房负债的调节检验结果。我们发现，无论是在 OLS 回归结果、滞后邻里效应还是 2SLS 回归结果中，邻里家庭平均住房负债对家庭住房负债均有促进作用（分别为 0.225%、0.431% 和 0.413%）。然后我们可以观察到，在将邻里效应与羊群效应的交互项加入模型后，二者的交互项系数分别为 0.018、0.043 和 0.034，且均显著为正，说明高档社区环境中存在的资本羊群效应可以增大家庭住房负债的邻里效应。我们的研究结果与 H3 一致，即基于高档社区环境中的资本羊群效应增大了家庭住房负债的邻里效应。

表 9 调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	滞后邻里效应	2s1s
邻里效应	0.225*** (0.022)	0.431*** (0.028)	0.413** (0.096)
羊群效应	0.103* (0.054)	-0.032 (0.063)	0.216*** (0.078)
邻里效应×羊群效应	0.018** (0.007)	0.043*** (0.009)	0.034*** (0.010)
控制变量	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0833	0.1277	0.0727
C. D. Wald F 统计			154.877
k. p. rk. LM 统计			17.940
观测数	18226	8655	0.0727

注：(1) 结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。(2) 括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。(3) \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上有统计学意义。

##### 2. 攀比效应机制分析

最后，我们基于家庭地位寻求动机的攀比角度探讨邻里效应影响家庭住房负债的调节机制。我们使用居民家庭对自身社会地位的自评情况来代表家庭地位寻求的攀比行为。具体估计结果如表 10 所示。我们发现，无论是在 OLS 回归结果、滞后邻里效应还是 2SLS 回归结果中，邻里家庭平均住房负债对家庭住房负债均具有促进作用（分别为 0.124%、0.261% 和 0.314%）。然后在将邻里效应与攀比效应的交互项加入模型后，二者的交互项系数分别为 0.191、0.198 和 0.172，三者差距不大且均在 1% 水平上显著，说明家庭中存在的攀比行为可以增大家庭住房负债的邻里效应，这可能是因为家庭为了维持或提高自身的社会地位，在虚荣心和攀比心理的影响下，产生了对邻里家庭住房的非理性模仿行为。我们的研究结果与 H4 一致，即基于地位寻求动机的攀比效应可能会增强家庭住房负债的邻里效应。

表 10 调节效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	OLS	滞后邻里效应	2s1s
邻里效应	0.124*** (0.021)	0.261*** (0.031)	0.314** (0.141)
攀比效应	-0.889** (0.369)	-1.351*** (0.462)	0.450 (0.282)
邻里效应×攀比效应	0.191*** (0.048)	0.198*** (0.063)	0.172*** (0.046)
控制变量	YES	YES	YES
R <sup>2</sup>	0.0739	0.1029	0.0657
C. D. Wald F 统计			78.401
k. p. rk. LM 统计			51.481
样本数	15358	6998	15358

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）

\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

## 七、拓展分析：不同子群中邻里效应的估计

Bikhchandani et al. (1998) 和 Liu et al. (2014) 指出，如果群体中的决策者决策时会相互影响，则该群体中可能存在群体决策的“领导者”，表现为非对称的邻里效应。在家庭住房负债决策中，是否存在“领导者”？为了检验邻里效应是否存在非对称性，我们按照性别和学历将受访者分为不同的子群，分别检验不同子群中的邻里效应。估计结果如表 11 和表 12 所示。

首先，我们按照性别对受访家庭进行了分组，分别计算了男性户主家庭和女性户主家庭的邻里效应，并估计了各群体邻里效应对不同性别户主家庭住房负债的影响。表 11 报告了估计结果。结果显示，男性户主家庭的住房负债受到了同社区男性户主家庭邻里效应的显著影响，但是没有受到同社区女性户主家庭邻里效应的显著影响；同社区女性户主家庭的住房负债没有受到同社区男性户主家庭邻里效应的显著影响，却受到了同社区女性户主家庭邻里效应的显著影响。该结果表明，男性户主家庭和女性户主家庭均主要受到组内邻里效应的影响，表现出一定的对称性。

其次，我们考察了不同受教育程度家庭的邻里效应。我们将同社区受访家庭按照教育程度划分为两个子群：包含小学、初中、高中、大学及以上学历在内的高学历子群（受过教育）、包含文盲和半文盲的低学历子群（基本未受过教育）。我们分别针对高学历和低学历群体计算了群体内的邻里效应，然后估计了不同学历群体的邻里效应对全样本、高学历受访家庭和低学历受访家庭住房负债的影响。表 12 报告了估计结果。结果显示，高学历家庭的住房负债受到了同社区高学历家庭邻里效应的显著影响，但是没有受到同社区低学历家庭邻里效应的显著影响；同社区低学历家庭的住房负债不仅受到了同社区低学历家庭邻里效应的显著影响，还受到同社区高学历家庭邻里效应的显著影响，但呈显著负向影响，说明高学历群体的住房负债会对低学历家庭的住房负债表现出警示作用，使得家庭减少住房负债，可能是由于家庭意识到邻里家庭因住房负债过高可能产生的资金入不敷出风险，家庭为了防微杜渐，从而选择减少对邻里家庭住房负债的模仿。

表 11 和表 12 的估计结果表明，不同性别群体家庭不存在明显的领导者，在不同子群中主要表现为对称性的邻里效应。然而，虽然总体上高学历家庭的住房负债具有更强的示范

效应，但不同学历的群体中不存在明显的领导者，且高学历群体的住房负债会对低学历家庭表现出警示作用。最后，值得指出的是，由于表 11 和表 12 结果显示组间邻里效应和组内邻里效应并不同时存在，而同一个社区的不同群体受到共同的社区特征的影响，表明本文所估计的邻里效应不可能是由社区层面的不可观测因素导致的，进一步验证了 **H1** 假设的有效性（Liu et al. 2014）

表 11 不同性别子群中邻里效应的估计

变量	女性户主家庭样本	男性户主家庭样本
	(1)	(2)
同社区女性户主家庭的邻里效应	0.227*** (0.027)	-0.019 (0.020)
同社区男性户主家庭的邻里效应	0.015 (0.022)	0.193*** (0.027)
控制变量	YES	YES
样本数	8756	9470

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

表 12 不同学历子群中邻里效应的估计

变量	高学历家庭样本	低学历家庭样本
	(1)	(2)
同社区高学历家庭的邻里效应	0.235*** (0.024)	-0.039 (0.029)
同社区低学历家庭的邻里效应	-0.014 (0.025)	0.125*** (0.033)
控制变量	YES	YES
样本量	13630	4596

注：（1）结果采用使用面板数据的固定效应模型进行估计。（2）括号中报告的是社区层面 cluster 聚类标准误。（3）\*\*\*、\*\*、\*分别表示在 1%、5%和 10%的水平上有统计学意义。

## 八、结论和建议

在当前居民家庭住房贷款不断增加及居民家庭存在非理性负债现象的背景下，本文基于邻里效应视角，以 2016 年和 2018 年中国家庭追踪调查数据为基础，采用面板固定效应模型，实证检验了邻里效应对家庭住房负债的影响，并对城镇和农村、不同收入水平、不同生活满意度以及不同信息传递家庭的住房负债邻里效应存在的差异进行了分析，以及从羊群效应和攀比效应角度对两者之间的机制进行了实证检验。研究发现，中国家庭住房负债的邻里效应显著存在，邻里家庭平均住房负债每提高 1000，将促使家庭住房负债占其总资产的比例提高 0.211%。在考虑了内生问题及进行一系列稳健性检验后，这一结论仍然有效。异质性分析表明，家庭住房负债的邻里效应在城镇、中高收入、高生活满意度以及信息传递快家庭中尤为明显。机制分析表明，基于地位寻求动机的攀比效应和基于高档社区环境中资本的羊群效应会增强家庭住房负债的邻里效应。拓展分析表明，不同性别群体家庭不存在明显的领导者，在不同子群中主要表现为对称性的邻里效应，且高学历群体的住房负债会对低学历家庭住房负债表现出警示作用。

本文的题中之义就是使得住房负债邻里效应朝着有利方向发展，以上研究结论的发现为

政策制定者和金融机构提供了重要的启示。第一,政府和金融机构应对借贷家庭的借贷用途、偿还能力和方式进行严格的审核,密切关注居民家庭中长期消费贷款的真实用途,确保家庭住房贷款的发放与其还款能力挂钩,以此防范家庭住房借贷所隐藏的金融风险的发生。第二,政府应该科学地引导居民家庭理性负债,尤其是要加大对城镇、中高收入、高生活满意度以及信息传递快的家庭的理性引导,及时提醒资本羊群效应和攀比效应带来的非理性负债风险,帮助居民家庭形成健康良好的借贷理念和习惯。第三,政府应进一步向居民家庭普及金融知识,适当开展金融市场参与的培训,以帮助居民家庭积累金融市场参与经验和了解借贷平台并熟知借贷风险,这不仅有利于提高家庭积累总金融资产的可能性,也有助于降低邻里效应的边际影响,进而提高家庭福利水平。

## 参考文献

- Agarwal S, Qian W L, Zou X, 2016, Thy Neighbor's Misfortune : Peer Effect on Consumption. *Working Paper*.
- Ali L, Khan M, Ahmad H, 2020, Financial Fragility of Pakistani Household. *Journal of Family and Economic Issues*.
- Aliprantis, D, 2019, Racial Inequality, Neighborhood Effects, and Moving to Opportunity. *Economic Commentary*.
- Barsky, R. B., Juster, F. T., Kimball, M. S., et al., 1997, Preference Parameters and Behavioral Heterogeneity: An Experimental Approach in the Health and Retirement Study J. *The Quarterly Journal of Economics*, 112(2), 537-579.
- Bernheim, B. D, 1994, "A Theory of Conformity", *Journal of Political Economy*, 102(5), 841-877.
- Beshears J, Choi J, Laibson D, et al., 2015, The Effect of Providing Peer Information on Retirement Savings Decisions. *Journal of Finance*, 70(3), 1161-1201.
- Bian Y J, 1997, Bringing Strong Ties Back in Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China. *American Sociological Review*, 62(3), 366-385.
- Bikhchandani, S., H. David, W. Ivo, 1998, Learning from the Behavior of others: Conformity, Fads, and Informational Cascades. *Journal of Economic Perspectives*, 12(3) :151-170.
- Brown J R, Ivkovic Z, Smith P A, et al., 2008, Neighbors Matter: Causal Community Effects and Stock Market Participation. *Journal of Finance*, 63(3).
- Bursztnyn L, Ederer F, Ferman B, et al., 2014, Understanding Mechanisms Underlying Peer Effects: Evidence from a Field Experiment on Financial Decisions. *Econometrica*, 82(4), 1273-1301.
- Bogan, Vicki, 2008, Stock Market Participation and the Internet. *Journal of Financial and Quantitative Analysis*, 43, 191-212.
- Case, A. C., and L. F. Katz, 1991, "The Company you Keep: The Effects of Family and Neighborhood on Disadvantaged Youths", *NBER Working Papers*, No. w3705.
- Cao, Y., Chen, J., Zhang, Q, 2018, Housing Investment in Urban China. *Journal of Comparative Economics*, 46(1), 212-247.
- Couper, M and Brindley T, 1975, Housing Classes and Housing Values. *The Sociological Review*, 23(3):563-576.
- Cwynar A., Cwynar W., Patena W., et al., 2020, Young Adults' Financial Literacy and Overconfidence Bias in Debt Markets. *International Journal of Business Performance Management*, 21(1), 95-113.
- Delis M D and Mylonidis N, 2015, Trust, Happiness, and Households' Financial Decisions. *Journal of Financial Stability*, 20, 82 - 92.
- Duflo, E., and E. Saez, 2002, "Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices", *Journal of Public Economics*, 85(1), 121 ~ 148.
- Duflo E and Saez E, 2003, The Role of Information and Social Interactions in Retirement Plan Decisions: Evidence from a Randomized Experiment. *Quarterly Journal of Economics*, 118(3), 815-842.
- Eun C. S., L. Wang and S. C. Xiao, 2015, "Culture and R2", *Journal of Financial Economics*, 115( 2) : 283-303.
- Ferri G. and Simon P, 2002, Constrained Consumer Lending : Methods Using the Survey of Consumer Finances. University of Bari Working Paper, 2002.
- Frank, R. H, 1985b, The Demand for Unobservable and Other Nonpositional Goods. *American Economic Review*, 75: 101-16.
- Galster, G. C, 2012, The Mechanism ( S ) of Neighbourhood Effects: Theory, Evidence, and Policy Implications. *New York: Springer*.
- Georgarakos D, Haliassos M, Pasini G, 2014, Household Debt and Social Interactions. *Review of Financial Studies*, 27(5), 1404-1433.
- Granovetter M, 1985, Economic Action and Social Structure: The Problem of Embeddedness. *American Journal of Sociology*, 191(3), 481-510.
- Guiso, Luigi, Paola Sapienza, Luigi Zingales, 2004, The role of social capital in financial development, *American Economic Review*, 94, 526-556.
- Guyen C and Hoxha I, 2015, Rain or Shine: Happiness and Risk-taking. *The Quarterly Review of Economics and Finance*, 57, 1-10.
- Gupta A, 2019, Foreclosure Contagion and the Neighborhood Spillover Effects of Mortgage Defaults. *Journal of Finance*, 74(5), 2249-2301.

- Hainmueller J, 2012, Entropy Balancing for Causal Effects: A Multivariate Reweighting Method to Produce Balanced Samples in Observational Studies. *Political Analysis*, 20(1): 25-46.
- Henretta, John C, 1984, Parental Status and Child's Home Ownership. *American Sociological Review*, 49(1):131
- Ioannides Y M and Zabel J E, 2008, Interactions, neighborhood selection and housing demand. *Journal of Urban Economics*, 63.
- Jung, Daesun Kim, Young Sik, 2020, Income volatility, Household Leverage, and Consumption in Korea. *Japan and the World Economy*, 53.
- Kim Y, 2011, The Macroeconomic Implications of Household Debt: An Empirical Analysis. *Working Paper*, 11(03).
- Li, Q., W. Zang, L. An, 2013, "Peer Effects and School Dropout in Rural China". *China Economic Review*, 27, 238-248.
- Lieber E and Skimmyhorn W, 2018, Peer Effects in Financial Decision-Making. *Journal of Public Economics*, 2018, 163, 37-59.
- Ling C, Zhang A Q, Zhen X P, 2018, Peer Effects in Consumption among Chinese Rural Households. *Emerging Markets Finance and Trade*, 54(10), 2333-2347.
- Liu H, Sun Q, Zhao Z, 2014, Social Learning and Health Insurance Enrollment: Evidence from China's new cooperative medical scheme. *Journal of Economic Behavior & Organization*, 97, 84-102.
- Manski C F, 1993, Identification of Endogenous Social Effects: The Reflection Problem. *Review of Economic Studies*, 60(3), 531-542.
- Mason J W, Arjun, Jayadev, 2014, "fisher dynamics" in us household debt, 1929-2011. *American Economic Journal Macroeconomics*.
- Maurer J and Meier A, 2008, Smooth It Like the Joneses? Estimating Peer-Group Effects in Intertemporal Consumption Choice. *Economic Journal*, 118(527), 454-476.
- Pool V K, Stoffman N, Yonker S E, 2015, The People in Your Neighborhood: Social Interactions and Mutual Fund Portfolios. *Journal of Finance*, 70(6), 2679-2732.
- Rao, Y., Mei, L., Zhu, R, 2014, Happiness and Stock-Market Participation: Empirical Evidence from China. *Journal of Happiness Study*, 17(1), 271-293.
- Ronald, Richard, 2009, The Ideology of Home Ownership: Home owner Societies and the Role of Housing. *Environment & Planning*.
- Rosenzweig, M R and Zhang, J, 2014, Co-Residence, Life-Cycle Savings and Inter-Generational Support in Urban China. *NBER Working Paper*, No. w20057, 2014.
- Stern, Stephanie M, 2011, Reassessing the Citizen Virtues of Homeownership. *Columbia Law Review*, 100(2):101.
- Stutzer A and Frey B S, 2006, Does Marriage Make People Happy, or Do Happy People Get Married. *The Journal of Socio-Economics*, 35 (2), 326 - 347.
- Vansteenkiste, Isabel, Paul Hiebert, 2011, "Do House Price Developments Spillover across Euro Area Countries? Evidence from a Global VAR", *Journal of Housing Economics*, 20, (4), 299-314.
- Wei, S., and Zhang, X, 2011, The competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119(3), 511-564.
- Wixe, S., and L. Pettersson, 2020, Segregation and Individual Employment: A Longitudinal Study of Neighborhood Effects. *The Annals of Regional Science*, 64, (1): 9-36.
- Yang, J., Y. Cao, J. Li, 2022, "Peer Effects on Consumption in Rural China." *Applied Economics Letters*, 1-5.

## **Is There a Neighborhood Effect in Household Housing Debt? Empirical Evidence from Families in Chinese Communities**

Li Hanxiao<sup>a</sup> Wang Yipeng<sup>b</sup> Li Saozhe<sup>a</sup> Lin Liqiong<sup>a</sup>

(a: School of Economics and Management, Fujian Agriculture and Forestry University;

b: School of Finance and Statistics, Hunan University)

**Summary:** As a typical society that attaches great importance to “relationship” and “human feeling”, China's strong collectivist concept makes the decision-making of Chinese residents easy to be affected by the decisions of other individuals around them. In fact, the effect of such group decisions on individual decisions is considered the most direct measure of the neighborhood effect. Under the background of the rapid growth of family housing debt, this paper establishes the causal relationship between family housing debt and community average housing debt, so as to provide a possible support channel for the neighborhood effect of family housing debt. We find that the higher the average housing debt of community households, the higher the housing debt of family, that is, there is an obvious neighborhood effect on housing debt of family. This relationship is particularly strong in households with urban, middle to high income, high life satisfaction, and fast information transfer. Through exploring the function channels, we find that the chasing jones effect based on status seeking motivation and the herding effect based on capital in upscale community environment will enhance the neighborhood effect of household housing debt. These results suggest that it is necessary to strengthen the guidance of household rational housing debt and prevent the risk of excessive housing debt.

**Key words:** Chinese Family Housing Debt; Neighborhood Effect; Herding Effect; Chasing Jones Effects