

城市住房价格异质性对 家庭消费的影响

——基于住户调查微观数据与住房成交大数据匹配的证据

屈小博 王 强

摘 要 本文将第四轮中国城市劳动力调查（CULS4）的住户调查微观数据与房产中介平台的城市住房交易大数据进行匹配，据此构建家庭预期房价的工具变量，实证检验了城市房价与家庭消费之间的关系及其作用机制。结果显示，房价与消费之间存在正向关系，其中房价变动10%，家庭消费将同向变动3.54%。住房类型、住房贷款和家庭年龄不会影响房价消费弹性，但家庭老年人口是否有社会保险会影响房价消费弹性。家庭老年人口的社会保险状况会影响家庭的预防性储蓄动机，而预防性储蓄动机会作用于房价与消费之间的关系。因此，加强社会保障体系建设，能够降低家庭的预防性储蓄，释放居民家庭消费潜力。

关键词 住房价格 家庭消费 财富效应 预防性储蓄动机

【中图分类号】F126.1；F299.23 【文献标识码】A 【文章编号】2095-851X
(2022)02-0080-15

一、引言

房价与家庭消费之间的关系广受关注，但对于住房价格是否影响家庭消费及其作用机制仍存在较大的争议。有研究认为，房价与消费之间存在正向关系，房价上升将促进家庭消费，且他们之间的同向变动可由住房的财富效应解释（Martin et al.，

【基金项目】国家自然科学基金专项项目“中国人口转变的独特性、经济影响及政策研究”（批准号：72141310）。

【作者简介】屈小博，中国社会科学院人口与劳动经济研究所研究员，中国社会科学院人力资源研究中心副主任，邮政编码：100710，电子信箱：quxb@cass.org.cn；王强，中国社会科学院大学硕士研究生，邮政编码：102488。

致谢：感谢匿名审稿专家和编辑部对本文提出的宝贵修改意见，文责自负。

2013；陈斌开、杨汝岱，2013）。但也有研究认为，房价上升不仅难以促进消费，甚至有可能因为房奴效应而降低家庭消费（颜色、朱国钟，2013）。已有研究的争议很大程度上是因为经验研究存在着一定程度的数据限制（Campbell and Cocco, 2007；Attanasio et al., 2009）。在面对微观调查数据的内生性问题时，考虑到宏观房价与微观家庭消费并不直接相关，已有研究普遍使用宏观层面的房价数据作为微观住户家庭房价的工具变量，据此讨论房价与消费之间的关系并验证其作用机制。然而，宏观房价数据却无法消除测量误差带来的估计偏差。目前所能获得的宏观房价数据大多是城市的年均房价，此类数据一方面忽视了同一年不同月份的房价差异，另一方面也忽视了相同城市不同区域的房价差异，因而在处理内生性问题时可能存在严重的测量误差。而微观数据与大数据匹配的方法能够有效克服加总数据由于加总水平和随时间变化带来的度量偏差问题（Clark and Golder, 2015；张勋等，2019）。大数据提供的证据解决微观调查样本不足问题的同时，还能反映总体指标背后存在的个体异质性特征。此外，大数据还能有效揭示人们对经济现象的认识与统计结果的不一致，尤其是微观行为与宏观结果之间的关系。

本文通过收集链家 and 房天下两个市场规模相对较大的房产中介服务平台的二手房成交数据，基于地理位置和住房特征等信息为被调查家庭的预期房价构造工具变量，实证检验房价与家庭消费之间的关系。有研究基于生命周期假说指出，高房价意味着家庭的财富水平更高，家庭的消费也会随之增加，认为家庭消费水平的提高体现了住房财富的增量，即房价与消费之间存在财富效应机制（Campbell and Cocco, 2007；尹志超等，2021）。也有研究认为由房价上升带来的家庭消费水平的提高，体现的是家庭由住房财富增加而减小的预防性储蓄动机，因而房价与消费之间的同向变动是通过预防性储蓄动机机制实现的（Gan, 2010）。本文实证检验了房价与家庭消费之间可能存在的这两个作用机制。一是从家庭住房产权类型、家庭是否有住房贷款和家庭年龄的角度，检验房价与消费之间是否存在着财富效应机制，房价变化对不同住房类型家庭财富的影响是否存在着明显的差异。二是以家庭是否有儿童、老年人口及老年人口的社会保险情况检验房价与消费之间是否存在预防性储蓄动机机制。

本文以下内容安排为：第二部分为房价与家庭消费相关研究的文献综述；第三部分为实证部分的研究设计与数据说明；第四部分为计量结果与实证分析；第五部分为结论与讨论。

二、文献综述

国内外关于住房价格与家庭消费之间的变动关系及其作用机制的研究结论存在争议。一类观点认为，住房价格与家庭消费之间存在财富效应的作用机制。这类研究基于生命周期假说认为住房价格上升会增加家庭的财富，由此带来的财富效应会对家庭消费产生正向影响（Muellbauer et al., 1990；Aron et al., 2011）。Campbell 和 Cocco

(2007)对英国调查数据的分析发现,房价与消费存在着正向关系且在老年住房拥有者中效应最大。这与生命周期假说的逻辑相一致,即预期存活年限越短,房价消费的弹性越小。其他国家的数据同样支持住房价格与消费之间存在财富效应(Shen et al., 2015; Liu et al., 2019)。尹志超等(2021)强调了住房财富可以通过放松家庭的流动性约束(如使用信用卡等)来实现住房的财富效应。同样,如果住房实际价格下降,也会带动家庭消费减少。Zhang(2019)发现2007—2014年荷兰的住房价格下降了27%,家庭消费也明显下降,估计结果显示住房价值每变化10%会导致家庭消费变化0.7%。

另一类观点认为,住房价格与家庭消费的同向变动是遗漏变量所致,二者之间并不存在财富效应(Phang, 2004; Disney et al., 2010; Attanasio et al., 2011)。Attanasio和Weber(1994)基于英国家庭支出调查数据的研究发现,无论是年老还是年轻住房所有者,其消费水平均随着房价的上升而提高,财富效应难以解释年轻住房拥有者的消费变化,住房价格与家庭消费之间的同向变动是由其他遗漏变量导致的,如对未来良好的预期可能会同时影响房价和家庭消费。Atalay等(2016)发现,在澳大利亚和加拿大,住房价格与家庭消费既没有呈现因果关系,也没有呈现财富效应。Iacoviello(2011)基于详实微观数据的研究也表明,住房价格与消费之间并不存在因果关系。

有研究指出,住房财富效应机制的实现必须满足住房财富能够提现且成本较小(Gan, 2010)。对于金融市场欠发达的地区来说,即使家庭拥有住房也可能因为提现成本较高而难以实现住房的财富效应机制。而预防性储蓄机制能够摆脱住房交易成本的限制,从而能够更好地解释房价与消费之间的关系,即人们会为未来可能的消费和收入冲击储蓄更多。Gan(2010)以杠杆率的大小来度量家庭预防性储蓄的大小,结果发现随着住房价格的变化,预防性储蓄动机不同的家庭房价与消费之间的弹性存在显著差异。王策和周博(2016)则讨论了房价的不确定性对于家庭储蓄率的影响。李涛和陈斌开(2014)将住房区分为生产性固定资产和非生产性固定资产,认为生产性固定资产通过降低家庭的预防性储蓄显著促进了家庭消费。李剑(2015)则进一步指出,2003年以后,中国房价与家庭消费之间的传导机制主要通过预防性储蓄实现。

综上,房价与消费的关系仍是值得探讨的重要问题。已有研究忽视了房价存在着多维度的差异,尤其是大城市不同区域的房价差异较大,而以城市层面宏观加总数据计算的房价作为微观调查中家庭预期房价的工具变量可能存在较大误差,导致计量估计的无效和有偏。因此,本文的边际贡献主要是:第一,通过使用住房成交大数据,根据调查时间、住房的地理位置和住房面积为被调查家庭构建了房价的工具变量,消除了宏观房价用于微观家庭产生的度量误差,也保证了自变量原有的异质性特征,从而获得更有效的估计结果;第二,对房价与消费之间的预防性储蓄机制展开充分细致的讨论,住房财富效应机制实现的一个重要前提是房产货币化的成本足够小,但目前

我国住房抵押的市场化程度仍较低，同时社会保障体系建设仍不够完善，居民家庭预防性储蓄动机仍然较大，因而从预防性储蓄动机机制的角度讨论中国住房与消费之间的关系具有重要意义。

三、研究设计与数据说明

(一) 模型设定

为研究住房价格与消费之间的关系，本文参考 Aladangady (2017) 的研究，建立了如下模型：

$$\ln C_{i,t,a,c} = \delta \ln P_{i,t,a,c} + X'_{i,t,a,c} \beta + \sigma_c + \varepsilon_{i,t,a,c} \quad (1)$$

其中， i 表示家庭维度， t 表示时间维度， a 表示家庭住房面积维度， c 表示城市维度； $\ln C_{i,t,a,c}$ 表示在给定家庭、时间、住房面积和城市四个维度下家庭月消费的对数； $\ln P_{i,t,a,c}$ 则表示在给定四个维度下家庭预期房价的对数； $X_{i,t,a,c}$ 表示一组家庭层面的控制变量，包括家庭收入、家庭住房面积、家庭是否存在儿童和老年人口以及户主性别和婚姻状况等； $\varepsilon_{i,t,a,c}$ 表示随机扰动项。从式 (1) 可以看到，如何准确度量 $\ln P_{i,t,a,c}$ 是讨论住房价格与家庭消费关系的基础。

已有研究往往很难解决房价的测量误差问题。如有研究在基于微观数据实证检验住房价格与家庭消费之间关系时，为处理房价与消费之间的内生性，将通过住户调查获得的房价数据均值作为社区层面的房价，并将社区层面的房价数据作为家庭房价数据的工具变量 (万海远等, 2019)。但利用家庭层面的主观预期房价数据计算的社区层面房价也存在明显误差。

以社区层面的房价数据作为家庭主观预期房价的工具变量，即家庭主观预期房价由社区房价和影响家庭主观预期房价的其他因素决定，其逻辑可表示如下：

$$P_{i,t,a,c} = P_{comm,t,a,c} + \mu_{i,t,a,c} \quad (2)$$

其中， $P_{i,t,a,c}$ 表示家庭的主观预期房价， $P_{comm,t,a,c}$ 表示实际的社区房价， $\mu_{i,t,a,c}$ 表示影响家庭主观估价的其他因素。因而利用家庭预期估价计算出的社区房价 $\hat{P}_{comm,t,a,c}$ 可以表示为：

$$\hat{P}_{comm,t,a,c} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n P_{i,t,a,c} = P_{comm,t,a,c} + \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_{i,t,a,c} \quad (3)$$

从式 (3) 可以看出，要使得利用个体数据计算出来的社区房价 $\hat{P}_{comm,t,a,c}$ 等于实际的社区房价 $P_{comm,t,a,c}$ ，必须满足 $\frac{1}{n} \sum_{i=1}^n \mu_{i,t,a,c} = 0$ 。然而，当样本量不够大、存在抽样偏差或被调查社区住房面积分布不等时，均可能违背这一条件，从而带来测量误差问题。本文通过获取更为外生的当期实际住房交易价格数据，在充分考虑住房成交时间

和住房面积异质性情况下构建的房价工具变量,能够有效克服房价在时间、住房面积维度上的度量误差以及微观调查数据不可避免的抽样偏差问题。

(二) 数据来源

中国城市劳动力调查(China Urban Labor Survey, CULS)由中国社会科学院人口与劳动经济研究所组织实施,迄今为止共计进行了四轮调查。本文使用的数据来自2016年第四轮中国城市劳动力调查(CULS4)。CULS4在沈阳、上海、福州、广州、武汉和西安6个城市展开,其中上海和广州的样本量为1200户,其余4个城市的样本量为1000户。其调查内容涉及家庭及个人的基本特征、就业及就业技能、收入、时间配置、社会保护、家庭收入、家庭消费、住房状况等方面^①。

除了使用住户调查微观数据之外,本文还在房产中介服务平台收集了CULS4调查城市的二手房成交数据^②。在获取房产中介服务平台上各调查城市所有小区链接的基础上,本文进一步获取各小区的二手房历史成交数据,通过遍历所有小区的成交数据,最终获取2016年6个调查城市近21万条的二手房成交数据,该数据包含住房成交面积、住房成交价格 and 地理位置等信息。

(三) 识别策略

本文计量部分使用的微观数据属于横截面数据,而利用横截面数据研究住房价格与家庭消费不可避免地会面临内生性问题。比如消费少的家庭可能会高估或低估房价,这会带来反向因果的内生性问题。此外,还可能存在同时影响家庭消费和预期房价的因素,如家庭对未来经济预期的乐观态度,可能既影响家庭消费也影响家庭对房价的判断。为解决可能存在的内生性问题,本文通过匹配住户调查微观数据和二手房成交价格大数据,利用当期实际成交数据来获得更为外生的住房价格。工具变量的构建方法为:首先,在二手房成交数据集中仅保留与住户调查时间邻近的数据,因为西安、福州和沈阳3个城市的二手房成交数据较少(刚刚超过或少于1万条),本文在计量分析中删去了这3个城市的样本^③;其次,本文利用CULS4住户调查微观数据中的经纬度数据与二手房成交数据中住房的经纬度数据,计算出以经纬度为单位的直线距离,并为每个被调查家庭匹配了距离最近的200条二手房成交数据;再次,在上述200条二手房成交数据中,进一步筛选出与被调查家庭住房面积最为接近的10条二手房成交价格数据;最后,本文以这10条当期实际成交价格数据的房价均值作为该相应被调查家庭房价的工具变量。

本文构造的工具变量反映的是与被调查家庭住房具有相同特征住房的实际房价,这一工具变量与被调查家庭的消费并无直接联系,也并不反映地区的经济发展水平。

① CULS4的详细信息见http://iple.cssn.cn/ldjxx/yjsj/201711/t20171106_3696409.shtml。

② 本文获取的二手房成交数据来自链家 and 房天下两个房产中介成交平台,网址分别为<https://www.lianjia.com> and <https://www.fang.com>。

③ 本文获得的二手房成交数据集中,上海的数据为129808条、广州为35176条、武汉为27050条、沈阳为10141条、西安为8012条、福州为3393条。

为排除这一工具变量是通过地区经济发展水平和其他不可观测因素作用于家庭消费的可能，本文进一步在模型中控制了城市的经济发展水平和城市变量，以解决可能的遗漏变量问题。图 1 展示了工具变量的实际房价与 CULS4 住户调查微观数据中的家庭预期房价之间的关系，可以看出本文构造的房价工具变量与家庭预期房价存在显著的相关关系。

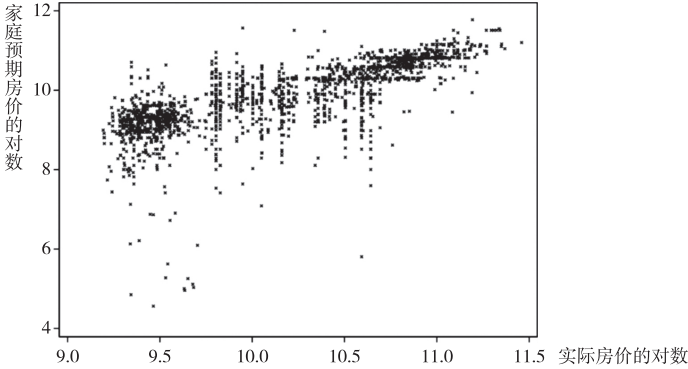


图 1 家庭预期房价与实际房价

注：房价的单位为元/平方米。

资料来源：作者根据 CULS4 住房调查微观数据与房产中介服务平台二手房成交大数据绘制。

在解决内生性问题的基础上，本文重点检验房价与家庭消费之间的两个主要作用机制：财富效应和预防性储蓄动机。本文从家庭住房的产权、家庭是否有住房贷款和家庭年龄等角度检验房价与家庭消费的财富效应机制，从家庭老年人口的养老、医疗保险的情况和家庭有无儿童等角度检验房价与家庭消费的预防性储蓄动机机制^①。

本文对住房类型的检验是根据不同家庭住房的产权差异。拥有商品房的家庭有完整的住房财富价值，但经济适用房、两限房等住房类型在对住房进行抵押或出售时有着较大的约束，可以认为拥有此类住房的家庭并不完全享有住房财富，因此拥有此类住房的家庭实际会表现出更小的财富效应。对家庭是否有住房贷款的检验与家庭住房类型类似，当有住房贷款时可理解为家庭还不完全享有住房财富，因而其财富效应要小于没有住房贷款的家庭。对家庭年龄的检验，本文首先使用户主年龄作为家庭年龄的代理变量，但因为存在遗赠动机，当前一代不会完全消费住房财富而会将其赠予下一代（陈斌开、杨汝岱，2013），以户主年龄作为家庭年龄的代理变量存在一定的误差。而家庭住房产权所有者的情况能够很好地反映家庭遗赠动机的大小，相较于户主单独拥有住房产权，户主与其子女共有住房产权的家庭有着更大的赠遗动机。因此，

^① 家庭有着多方面的预防性储蓄动机，本文认为其中教育、医疗和养老更为重要，因此仅从这三个角度讨论预防性储蓄动机。

根据家庭住房产权所有者的情况能够在一定程度上克服赠遗动机的影响。

有儿童和老年人口的家庭有着更大的预防性储蓄动机，因而家庭是否有老年人口或儿童可以用作预防性储蓄动机的代理变量。老年人口拥有社会保险能够降低家庭相关支出（尤其是医疗相关支出）的风险，养老保险能够显著降低家庭的预防性储蓄（白重恩等，2012），因而家庭老年人口的社会保险状况也能够用作预防性储蓄动机的代理变量。

（四）变量描述

本文的被解释变量是家庭的月消费支出，由家庭食品性支出、交通费用支出、通信服务费支出、水电燃料支出、衣着支出、生活用品和服务支出等加总得到。其中，衣着支出、生活用品和服务支出是年支出，本文将其平均处理为月消费支出。

考虑到家庭收入影响家庭消费的同时，还会影响家庭的预期房价，本文控制了家庭的收入状况，包括工资性收入、财产性收入和转移性收入；考虑到住房面积异质性的影响，本文在模型中进一步控制了家庭的住房面积；由于不同年龄人口的消费可能存在差异，因此本文控制了家庭是否有60岁及以上的老年人口以及是否有6岁及以下儿童。

表1为本文计量部分所使用变量的描述性统计。其中住户调查微观数据获得的家庭预期房价平均要小于使用二手房成交大数据构造的工具变量实际房价，这说明居民家庭对房价存在低估，反映到计量模型上将使二阶段最小二乘的估计系数更大。在本文使用的样本中，12%的家庭有住房贷款，61%的家庭住房类型为商品房。户主年龄与住房产权所有者的平均年龄均约为52岁，整体上本文的样本家庭年龄偏大。有老年人口家庭和有儿童家庭的比重分别为41%和16%。从样本的描述性统计中还能发现，不同被调查家庭的住房面积存在较大的差异，样本家庭的平均住房面积为81.42平方米，而住房面积的标准差为31.85平方米，因此有必要考虑房价在面积维度的差异。

表1 描述性统计

变量	观测值	均值	标准差
家庭月消费(元/月)的对数	2070	8.36 (4263.78)	0.68
家庭预期房价(元/平方米)的对数	2070	9.81 (18124.14)	0.86
实际房价(元/平方米)的对数	2070	10.13 (25184.90)	0.59
是否有住房贷款(是=1)	2070	0.12	0.33
住房产权(商品房=1,其他类型住房=0)	2070	0.61	0.49
户主年龄	2070	52.37	14.92
住房产权所有者平均年龄	2070	52.09	14.77

续表

变量	观测值	均值	标准差
家庭是否有 60 岁及以上老年人口(是 = 1)	2070	0.41	0.49
家庭是否有 6 岁及以下儿童(是 = 1)	2070	0.16	0.36
家庭月收入(元)的对数	2070	8.93 (7565.13)	0.96
家庭住房面积(平方米)	2070	81.42	31.85
家庭规模(人)	2070	2.64	1.05
户主受教育程度(小学及以下 = 0, 初中 = 1, 高中 = 2, 技校高职 = 3, 专科 = 4, 本科 = 5, 研究生 = 6)	2070	2.65	1.72
户主婚姻状况(不在婚 = 0, 在婚 = 1)	2070	0.83	0.37
户主性别(男 = 0, 女 = 1)	2070	0.28	0.45

注：表中家庭月消费的对数、家庭预期房价的对数、实际房价的对数和家庭月收入的对数均值描述中括号内为水平值的均值；家庭规模利用家庭常住人口计算得到，删除了 1 年中在家居住时间不超过 6 个月的样本；家庭是否有住房贷款利用家庭是否有房贷支出判断得到。

资料来源：作者使用 CULS4 住户调查微观数据与房产中介平台二手房成交大数据计算得到。

四、计量结果与实证分析

(一) 基准结果

从模型的基准回归结果（见表 2）可以看出，房价与家庭消费之间存在显著的正向关系，两者之间的弹性为 0.251，即房价变化 10% 家庭消费将会变化约 2.5%。相较于同类研究，本文的系数估计值偏高。如 Aladangady（2017）对美国住房价值与消费的经验研究发现，住房价值每增加 1 美元会使所有者增加 0.047 美元的消费。张浩等（2017）利用中国家庭追踪调查数据的研究显示，住房财富与家庭总消费之间的弹性系数约为 0.06。黄静和屠梅曾（2009）发现住房财富与消费弹性值为 0.12。Peng 等（2019）利用工具变量估计的结果显示，住房财富每变化 10%，家庭总消费增加约 2.4%，与本文的估计结果最为接近。本文估计系数相对较高的重要原因是本文使用的是大城市住户调查数据，而大中城市与农村及中小城市的消费习惯、社会保险的差异会影响估计系数的大小。模型的两阶段最小二乘估计结果仍显示房价与家庭消费之间存在显著的正向关系，其中房价每变化 10% 家庭消费将会变化 3.54%。相较于普通最小二乘的估计结果，使用工具变量的估计系数明显更大，原因可能是家庭预期房价显著低估了真实的住房价格，进而导致两阶段最小二乘估计结果的系数显著高于普通最小二乘的估计结果。对工具变量有效性的检验结果显示，一阶段模型的 F 值为 337.9 且估计系数的 t 值为 37.01，这在统计上说明了本文使用的工具变量是有效的。

表2 回归结果

解释变量	(1)	(2)
	OLS	2SLS
家庭预期房价	0.251 *** (0.028)	—
实际房价	—	0.354 *** (0.029)
家庭月收入	0.579 ** (0.256)	0.518 ** (0.220)
家庭住房面积	0.004 *** (0.000)	0.005 *** (0.000)
家庭规模	0.131 *** (0.014)	0.129 *** (0.014)
户主受教育程度	0.075 *** (0.009)	0.063 *** (0.009)
户主年龄	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
户主婚姻状况	0.299 *** (0.039)	0.298 *** (0.040)
户主性别	0.044 (0.028)	0.042 (0.028)
家庭是否有60岁及以上老年人口	-0.114 ** (0.046)	-0.141 *** (0.045)
家庭是否有6岁及以下儿童	-0.102 (0.101)	-0.083 (0.103)
城市GDP	0.108 (0.071)	0.126 (0.087)
城市固定效应	是	是
观测值	2070	2070
一阶段F值	—	337.9
一阶段工具变量t值	—	37.01 ***

注：括号内为稳健标准误，*、**、***分别表示在10%、5%、1%的置信水平上显著。下同。

表2的回归结果还显示，家庭月收入与家庭消费显著正相关，结果均在1%的置信水平上显著，这与国内已有研究的结论相同（李涛、陈斌开，2014；万晓莉等，2017；李江一，2018）。而家庭住房面积、家庭规模也均与家庭总消费呈正向关系。值得一提的是，住房面积与家庭总消费呈正向关系与理论预期一致，在住房价格和其他因素不变的情况下，住房面积越大表明家庭的住房财富水平越高，家庭自然也就有更高水平的消费。因此，在讨论住房价格与消费的关系时，不考虑住房面积的异质性可能会带来偏误。当房价与住房面积呈U型关系时，甚至难以判断估计系数偏误的

方向。户主受教育程度也与家庭消费正相关，户主受教育程度更高家庭的消费支出更大。户主的年龄和性别并不显著影响家庭的消费，但户主的婚姻状况会影响家庭消费，户主在婚的家庭相较于其他类型的家庭消费高约三分之一。城市经济发展水平与家庭消费也呈正向关系，但系数不显著，可能是由于地区的经济发展水平与地区控制变量的共线性程度较高。

（二）财富效应机制检验

房屋类型有商品房、经济适用房、两限房、单位公有住房及自建住房等，而不同类型住房在相同面积和价格下体现的财富水平也不相同（黄静、屠梅曾，2009）。根据住房的财富效应机制，不同类型住房家庭消费水平的变化随房价的变化会存在相当的差异。从这一角度出发，本文利用住房产权虚拟变量与实际房价的交互项系数来检验房价与消费的财富效应机制。类似地，不同年龄家庭消费的变化随房价的变化也不同，因此本文进一步从家庭年龄差异的角度检验房价与消费的财富效应机制。而由于遗赠动机的存在，本文将住房产权所有者的平均年龄用作家庭年龄的代理变量。此外，家庭是否存在住房贷款同样会影响住房的财富效应，因此本文还从家庭是否有住房贷款的角度检验了财富效应机制。

从回归结果（见表3）可以看出，模型（3）住房产权与实际房价交互项的回归系数为正，但在统计上并不显著。相较于拥有共有产权房、经济适用房的家庭，拥有商品房的家庭房价消费弹性并不显著更高，这与房价消费财富效应机制的推论不符，表明房价与消费之间的关系是否通过财富效应机制实现仍有待进一步检验。家庭是否有住房贷款与实际房价交互项的系数为负，但同样不显著。

表3 财富效应机制检验的回归结果

解释变量	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
住房产权 × 实际房价	0.063 (0.049)	—	—	—
是否有住房贷款 × 实际房价	—	-0.034 (0.062)	—	—
户主年龄 × 实际房价	—	—	0.001 (0.001)	—
住房产权所有者平均年龄 × 实际房价	—	—	—	0.001 (0.002)
住房产权	-0.709 (0.485)	—	—	—
是否有住房贷款	—	0.379 (0.615)	—	—
户主年龄	-0.005 *** (0.001)	-0.004 *** (0.001)	-0.018 (0.014)	—

续表

解释变量	(3)	(4)	(5)	(6)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
住房产权所有者平均年龄	—	—	—	-0.016 (0.016)
实际房价	0.495*** (0.115)	0.557*** (0.133)	0.468** (0.185)	0.528** (0.207)
家庭控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
观测值	2070	2070	2070	1779
一阶段 F 值	49.45	32.10	34.56	32.88
一阶段交互项 t 值	36.25***	6.97***	9.70***	9.52***
一阶段实际房价 t 值	9.85***	7.89***	16.82***	16.18***

注：城市控制变量和家庭控制变量指表 2 基准回归中的控制变量。

无论是以户主年龄还是以住房产权所有者的平均年龄表示家庭年龄，其与实际房价的交互项系数均为正，且都不显著，说明年龄越高的家庭并没有表现出更大的财富效应，不同年龄家庭房价消费弹性不存在明显的差异。总体而言，从家庭住房类型、家庭年龄和家庭是否存在住房贷款三个角度的检验结果来看，没有充分的证据表明房价和家庭消费之间存在财富效应机制。

（三）预防性储蓄动机机制检验

目前，仅有少量研究从预防性储蓄动机的角度分析房价与消费的关系，如 Gan (2010) 从家庭杠杆率的角度、李涛和陈斌开 (2014) 从生产性固定资产和非生产性固定资产的角度讨论房价消费弹性的预防性储蓄动机机制。本文从家庭是否有儿童、是否有老年人口以及家庭老年人口的社会保险等角度检验房价与消费之间的关系是否存在预防性储蓄动机机制。家庭有儿童意味着未来更多的教育支出，因而其家庭的预防性储蓄动机将更大。老年人口收入水平相对更低且存在相对高的支出风险，因而有老年人口的家庭同样有更大的预防性储蓄动机。而社会保险能够有效降低家庭老年人口的支出风险，从而减小家庭的预防性储蓄动机。

从我国的学制设置来看，大多数地区的入学年龄在 6 岁左右，虽然在 6 岁前存在幼儿园等学前教育，但学前教育并不是强制的，不同家庭选择学前教育的年龄也存在差异。整体上，不同家庭的教育预期支出在 6 岁前后存在差异，因此本文将家庭是否有 6 岁及以下儿童作为家庭教育预防性储蓄动机的代理变量。从回归结果（见表 4）可以看出，模型（7）中家庭是否有 6 岁及以下儿童与实际房价的交互项系数为 -0.139，且在 1% 的置信水平上显著。表明家庭是否有儿童会显著影响家庭的房价消费弹性，房价与消费之间的关系受预防性储蓄动机影响。

家庭老年人口及其社会保险状况同样会影响家庭的预防性储蓄动机。本文在

模型(8)中检验了家庭老年人口状况是否会影晌房价消费弹性,结果显示有老年人口的家庭房价消费弹性更小。当家庭有老年人口意味着更大的预防性储蓄动机时,这也就意味着房价与消费之间存在着预防性储蓄动机机制。而从不同社会保险的检验结果来看,无论是以养老保险还是以医疗保险表示社会保险,其与实际房价的交互项系数均显著为正,说明家庭老年人口社会保险越完备,房价消费弹性越大。总之,本文的实证结果表明,房价与家庭消费之间存在预防性储蓄动机机制。

表4 预防性储蓄动机机制检验的回归结果

解释变量	(7)	(8)	(9)	(10)
	2SLS	2SLS	2SLS	2SLS
家庭是否有6岁及以下儿童×实际房价	-0.139*** (0.052)	—	—	—
家庭是否有60岁及以上老年人口×实际房价	—	-0.018** (0.008)	—	—
老年人口是否有养老保险×实际房价	—	—	0.151* (0.085)	—
老年人口是否有医疗保险×实际房价	—	—	—	0.153* (0.088)
家庭是否有6岁及以下儿童	1.340*** (0.511)	—	—	—
家庭是否有60岁及以上老年人口	—	0.045 (0.057)	—	—
老年人口是否有养老保险(是=1)	—	—	-1.701** (0.849)	—
老年人口是否有医疗保险(是=1)	—	—	—	-1.677** (0.886)
实际房价	0.333*** (0.027)	0.305*** (0.022)	0.210*** (0.070)	0.207*** (0.072)
家庭控制变量	是	是	是	是
城市控制变量	是	是	是	是
观测值	2070	2070	844	844
一阶段F值	604.2	916.8	480.8	480.8
一阶段交互项t值	44.58***	232.43***	16.52***	16.00***
一阶段实际房价t值	33.51***	42.14***	13.49***	13.08***

注:家庭控制变量和城市控制变量指表2基准回归中的控制变量。模型(9)和模型(10)仅使用家庭有老年人口的样本。

五、结论与讨论

本文利用第四轮中国城市劳动力调查微观数据与城市住房交易价格大数据相匹配,实证分析了住房价格对家庭消费的影响,并检验其作用机制。结果表明,住房价格与家庭消费呈同向变动关系,两者之间的弹性系数为0.354,即房价每变化10%家庭消费将变化3.54%。没有充分证据表明房价与家庭消费之间存在财富效应机制,家庭住房类型、家庭是否有住房贷款和家庭年龄并不显著影响房价对消费的弹性,而商品房家庭的财富会随着房价变化而发生显著改变。此外,本文发现有儿童或老年人口的家庭房价消费弹性相对更小,老年人口的社会保险情况也会显著影响房价消费弹性,说明预防性储蓄动机的大小会影响房价消费弹性,房价与家庭消费之间存在预防性储蓄动机机制。

自21世纪以来,中国房地产市场经历了长达20年的繁荣,城市居民的家庭财富大幅增加,住房资产已经占居民家庭财富绝大部分比重。然而,中国的社会保障体系建设仍然落后于经济发展和居民家庭财富增长,使得中国城市居民实际消费水平的增加低于由于住房财富改变带来的潜在消费水平上升。本文的研究结论表明,加快社会保障体系建设,包括完善老年人口的社会保险尤其是养老和医疗保险,降低家庭的育儿成本尤其是儿童照料和教育成本,能够减小家庭的预防性储蓄动机,有助于刺激居民消费、释放其消费潜力,有助于抵御不利收入冲击带来的消费下降风险。完备的社会保障和政策性的育儿支持能够改变家庭的消费和收入不确定性,增加家庭的即期消费,并将进一步通过降低家庭的预防性储蓄,实现家庭消费的持续上升。

参考文献

- 白重恩、李宏彬、吴斌珍(2012):《医疗保险与消费:来自新型农村合作医疗的证据》,《经济研究》第2期,第41—53页。
- 陈斌开、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,第110—122页。
- 黄静、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》第7期,第34—45页。
- 李剑(2015):《住房资产、价格波动与我国城镇居民消费行为——基于传导渠道的分析》,《财经研究》第8期,第90—104页。
- 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,第405—430页。
- 李涛、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,第62—75页。
- 王策、周博(2016):《房价上涨、涟漪效应与预防性储蓄》,《经济学动态》第8期,第71—81页。
- 万海远、李庆海、李锐(2019):《房价下跌的消费冲击》,《劳动经济研究》第5期,第31—52页。

万晓莉、严予若、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,第525—544页。

张浩、易行健、周聪 (2017):《房产价值变动、城镇居民消费与财富效应异质性——来自围观家庭调查数据分析》,《金融研究》第8期,第50—66页。

颜色、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,第34—47页。

尹志超、仇化、潘学峰 (2021):《住房财富对中国城镇家庭消费的影响》,《金融研究》第2期,第114—132页。

张勋、万广华、张佳佳、何宗樾 (2019):《数字经济、普惠金融与包容性增长》,《经济研究》第8期,第71—86页。

Aladangady, A. (2017), “Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically Linked Microdata”, *The American Economic Review*, 11, pp. 3415 – 3446.

Aron, J., J. Duca and J. Muellbauer, et al. (2011), “Credit, Housing Collateral, and Consumption: Evidence from Japan, the UK, and the US”, *Review of Income and Wealth*, 3, pp. 397 – 423.

Atalay, K., S. Whelan and J. Yates (2016), “House Prices, Wealth and Consumption-New Evidence from Australia and Canada”, *Review of Income and Wealth*, 1, pp. 69 – 91.

Attanasio, O. and G. Weber (1994), “The UK Consumption Boom of the Late 1980s: Aggregate Implications of Microeconomic Evidence”, *The Economic Journal*, 1, pp. 1269 – 1302.

Attanasio, O., L. Blow, R. Hamilton and A. Leicester (2009), “Booms and Busts: Consumption, House Prices and Expectations”, *Economica*, 301, pp. 20 – 50.

Attanasio, O., A. Leicester and M. Wakefield (2011), “Do House Prices Drive Consumption Growth? the Coincident Cycles of House Prices and Consumption in the UK”, *Journal of the European Economic Association*, 3, pp. 399 – 435.

Campbell, J. and J. Cocco (2007), “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data”, *Journal of Monetary Economics*, 3, pp. 591 – 621.

Clark, W. and M. Golder (2015), “Big Data, Causal Inference, and Formal Theory: Contradictory Trends in Political Science: Introduction”, *Political Science & Politics*, 1, pp. 65 – 70.

Disney, R., J. Gathergood and A. Henley (2010), “House Price Shocks, Negative Equity, and Household Consumption in the United Kingdom”, *Journal of the European Economic Association*, 6, pp. 1179 – 1207.

Gan, J. (2010), “Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households”, *Review of Financial Studies*, 6, pp. 2229 – 2267.

Iacoviello, M. (2011), “Housing Wealth and Consumption”, *FRB International Finance Discussion Paper*, No. 1027, <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1912953> [2022 – 06 – 02].

Liu, L., Q. Wang and A. Zhang (2019), “The Impact of Housing Price on Non-housing Consumption of the Chinese Households: A General Equilibrium Analysis”, *The North American Journal of Economics and Finance*, 4, pp. 152 – 164.

Martin, B., G. Mette and L. P. Søren (2013), “Housing Wealth and Consumption-a Micro Panel Study”, *The Economic Journal*, 568, pp. 401 – 428.

Muellbauer, J., A. Murphy, M. King and M. Pagano (1990), "Is the UK Balance of Payments Sustainable?", *Economic Policy*, 11, pp. 347 – 396.

Peng, C., W. Qiu, Q. Song and B. Huang (2019), "Housing Wealth Appreciation and Consumption: Evidence from China", *Journal of The Asia Pacific Economy*, 4, pp. 556 – 577.

Phang, S. Y. (2004), "House Prices and Aggregate Consumption: Do They Move Together? Evidence from Singapore", *Journal of Housing Economics*, 2, pp. 101 – 119.

Shen, X., M. Holmes and S. Lim (2015), "Wealth Effects and Consumption: A Panel VAR Approach", *International Review of Applied Economics*, 2, pp. 221 – 237.

Zhang, L. (2019), "Do House Prices Matter for Household Consumption? Evidence from Dutch Administrative Data", *CPB Discussion Paper*, pp. 1 – 30.

Housing Price Heterogeneity and Household Consumption: Empirical Analysis on the Matching between Micro Household Survey and Big Data of Housing Transaction

QU Xiao-bo^{1,2}, WANG Qiang³

(1. Institute of Population and Labor Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100710, China;

2. Center for Human Resources Research, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100710, China;

3. University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

Abstract: This paper matches the data of the forth wave of China Urban Labor Survey (CULS4) with the data of urban housing transactions, constructs the instrumental variables of micro household expected house prices, and empirically tests the relationship between urban house prices and household consumption and its mechanism. The results show that there is a positive relationship between house prices and consumption, in which house prices will change by 10% and household consumption will change by 3.54% in the same direction. Housing type, housing loan and family age will not affect the consumption elasticity of housing prices, but whether the elderly have social insurance will affect the consumption elasticity of housing prices. Because the social insurance status of the elderly in the family will affect the Preventive Savings of the family, it shows that the preventive savings opportunity acts on the relationship between house price and consumption. Therefore, strengthening the construction of social security system can reduce the Preventive Savings of households and enhance the consumption potential of households.

Key Words: housing price; household consumption; wealth effect; precautionary saving

责任编辑: 庄立