
国家自然科学基金 北京大学管理科学数据中心
——《数据与决策》系列报告

特别鸣谢“黄廷方/信和交流发展基金”的慷慨资助



房产价值变化对城镇居民 消费的影响

万海远 李庆海 李实

国家自然科学基金 北京大学管理科学数据中心智库



国家自然科学基金—北京大学管理科学数据中心 (Data Center for Management Science, NSFC-PKU) 成立于

2014 年 12 月，是由国家自然科学基金支持，服务全国管理科学的数据收集与数据服务中心。作为北京大学直属的、以交叉学科为特点的实体学术科研机构，中心长期开展以**中国家庭追踪调查 (China Family Panel Studies, CFPS)**、**中国健康与养老追踪调查 (China Health and Retirement Longitudinal Study, CHARLS)** 为代表的一系列大样本、高质量的微观调查数据收集。自成立以来，数据中心借助已有优势，逐步推进数据采集、数据管理与服务和智库研究三个领域的建设。

中心智库以构建开放性的、跨学科研究平台为目标，旨在大力推动运用科学的量化研究方法，以开发和利用 CFPS、CHARLS 等优质数据资源为基础的量化研究，并针对国家经济和社会管理的重大需求，积极为国家发展提供有实证依据的政策建议。

中心智库每年通过公开竞标方式，择优资助若干研究课题，为立项课题提供研究资金、研究助理和办公空间等多方面支持，并借助智库平台对相关研究成果进行推广。此外，中心智库推出客座研究员项目，诚邀有志从事与政策相关的数据研究的学者们驻中心研究。客座研究员可得到数据服务及办公条件的支持，并参与中心组织的各类学术研讨活动。

同时，中心智库通过研讨会、公开讲座等学术活动，促进知识分享和研究成果交流。中心智库还推出《数据与决策》系列出版物，包括《数据与决策：工作论文》、《数据与决策：政策报告》、《数据与决策：政策简讯》，旨在为以数据为基础的科学研究与政策研究的学者提供互动交流的平台。

目录

contents



■ 房产价值变化对城镇居民消费的影响	/01
■ 文献综述	/02
■ 数据与变量	/06
■ 计量模型与实证分析	/09
■ 财富效应的作用机制检验	/16
■ 房产价值下降对消费的影响	/21
■ 房产财富效应的异质性分析	/24
■ 结论与政策建议	/27
■ 参考文献	/29

摘要

利用北京大学中国家庭追踪调查数据,考察房产价值变化对城镇居民非住房消费的影响,在此基础上对影响的非对称性、异质性和作用机制进行了研究。本文主要有以下发现:(1)房产价值变化对消费的影响正向显著,进一步来看长期比短期影响更为明显。(2)针对作用机制检验的研究发现,本文否认了直接财富效应和抵押品效应的同时支持了预防性储蓄动机的成立,进一步来看,预防性储蓄动机在中部地区、非准一线地区和具备大学及以上学历的人群中发挥的更为充分。(3)房产价值下降和房价下跌均不会对居民消费产生明显的抑制作用,而房产价值增加和房价上涨均有明显的刺激作用。(4)房产价值变化的影响在不同人群中具有差异,相对于没有住房改善需求的城镇家庭,具有改善需求家庭的影响显著降低;相对于准一线地区,非准一线地区城镇家庭的影响更为强烈;相对于西部和东部地区,中部地区的影响更为强烈;相对于不具备大学及以上学历的人群,具备大学及以上学历人群的财富效应更为强烈。

关键词: 城镇居民房产价值变化 消费支出 作用机制 非对称性

房产价值变化对城镇居民消费的影响

2008年美国房产次贷风险引发的全球经济危机，不仅使人们意识到房产对于居民消费的重要意义，也使得房产和居民消费之间的关系成为各国政府部门和学术界普遍关注的焦点。在2008年四万亿投资和货币量化宽松的刺激下，我国房价水平普遍明显上涨。目前，房地产及其相关产业成为当前国民经济的主导产业，并在经济增长和财富分配中起到重要作用。在供给侧结构性改革的背景下，房产去库存成为当前宏观政策核心。与之伴随的一个担忧是，我国房价长期维持高位并被认为存在较大程度泡沫，房产去库存的宏观政策可能带来房价的大幅波动，由此可能诱发经济下滑和社会震荡。

因此，房产价值下降而不是增加对消费的影响究竟如何，不同程度的房产价值下降对居民消费会带来何种影响？进一步来看，伴随着近年来房价的持续上涨和住房自有率的大幅提升，房产已成为我国城镇居民的主要财富形式^①。面对我国居民消费的长期低迷，无论是寻找其背后蕴藏的原因，还是寻求扩大居民消费的有效途径，都不能忽视房产与居民消费之间的关系。事实上，从稳增长、调结构和促改革的视角看，房产都是稳定消费和拉动经济增长的重要动力来源，考察房产价值变化对居民消费的影响至关重要。

利用中国家庭追踪调查（CFPS）2010年至2014年微观面板数据，本文考察了房产价值变化对城镇居民消费的影响，并进一步探讨了这一影响的非对称性、异质性和作用机制。与以往研究相比，本文在以下几方面做出了改进：（1）国内已有研究主要从存量角度考察房产价值高低（或房价高低）对消费水平的影响，而很少从增量角度考察房产价值变化对消费变动的影响，本文对后者进行了分析。（2）已有研究没有系统检验房产价值变化对消费变动影响背后所蕴藏的作用机制；本文发现预防性储蓄动机是根本动因，而不是国外研究所普遍认同的抵押品效应或直接财富效应。（3）已有关于我国房产价值变化对消费影响的研究，很少针对房产价值上升和下降的影响差异进行比较，本文基于房产价值和房价两个角度进行分析，尤其是考察房产价值下降和房价显著下跌所带来的消费影响，试图为政策制定和风险预警方面提供建议。（4）已有关于我国房产价值变化对居民消费影响的研究，很少比较其在不同人群中的差异，本文通过年龄阶段、区域、地域和受教育程度等方面深入考察。

本文剩余部分安排如下：第一部分文献综述，梳理和评价房产价值变化对消费影响的文献；第二部分为数据和变量，介绍数据来源、变量选取和定义；第三部分首先构建用于研究房产价值变化对消费影响的计量模型，然后进行实证分析、稳健性检验和进一步讨论；第四部分系统检验房产价值变化影响背后蕴含的不同作用机制；第五部分对房产价值变化和房价变化影响的非对称性进行检验，侧重研究房价显著下跌所带来的消费风险问题；第六部分考察房产价值变化影响的异质性，并分析相关作用机制影响的异质性；第七部分总结并提出政策建议。

^① 根据《中国民生发展报告（2016）》，城市家庭2014年房产净值（住房总资产扣除住房负债后的净值）占家庭净资产的比例为78.6%。

一、文献综述

一般认为，房产与消费之间存在两种效应，一是房产价值高低（存量）对消费水平的影响，即资产效应；二是房产价值变化（增量）对消费变动的影响，即财富效应。事实上二者存在明显差异，前者指同一时刻不同家庭房产价值差异导致的消费高低，后者指同一家庭不同时刻房产价值变化引致的消费变化。本文主要考察房产财富效应，因此后文不再涉及资产效应方面。早期关于房产财富效应的研究主要采用宏观加总数据，然而它无法避免理论上的“可加性”问题和计量上的“内生性”问题，加之缺乏微观机理和异质性分析而备受质疑，因此主流经济学后来强调使用微观数据进行研究。简便起见，文献综述部分围绕使用微观数据的文献展开。

（一）房产财富效应

学术界针对房产价值变化对居民家庭行为影响的关注由来已久，涉及到客观（譬如消费、工作流动性和劳动力参与等）和主观（譬如主观幸福感、社会信任和政治态度等）等多个维度，由于消费在经济、社会和心理等不同层面的广泛影响，房产财富效应成为其中的研究热点。关于房产的财富效应，早期研究侧重于估计房产价值变化（或者房价波动）对居民消费影响总体作用力度的估算，涉及大小、方向和显著性等方面，近年来，有关房产财富效应的研究日益丰富^①。

值得注意的是，房产的财富效应往往是不同作用渠道的合力，而它们发挥作用的方式、方向和程度不尽相同，同时相关研究又是基于不同国家、地区以及不同样本时间的宏微观数据，所得结论可能存在一定差异。国际上关于房产财富效应的研究开展较早，成果也较为丰富，往往以边际消费倾向（MPC）或者消费弹性的形式表现。大多数研究认为，房产价值变化（或者房价波动）在整体上具有刺激消费的正向作用，也有少量研究认为房产财富效应并不明显甚至为负（Browning et al., 2013；李亮，2010；周晓蓉等，2014）。

譬如，Guiso et al.（2005）基于意大利微观家庭的研究发现，房产价值变化的边际消费倾向约0.2，而 Calcagno et al.（2009）基于意大利银行住户收入和财富调查数据的研究发现，边际消费倾向约为0.023；Gan（2010）基于香港地区个人住房抵押贷款和信用卡消费的研究发现，房产每升值10%，消费增加约1.71%；Wang（2015）基于澳大利亚微观家庭的研究发现，房产价值变化的边际消费倾向约为0.18；Bhatia & Mitchell（2016）基于加拿大微观家庭的研究发现，房产收益每增加1美元，家庭总消费增加5.4美分，而非耐用品消费增加3.9美分。

目前，关于我国房产（或房价）对消费影响的微观实证研究开展较晚，相关文献主要沿袭国外的研究范式来展开，但有关房产（或房价）对消费影响的有限研究往往集中在资产效应（黄静和屠梅曾，2009；解垩，2012；柴国俊和尹志超，2013；陈健和黄少安，2013；杨赞等，2014；

^① 主要有房产财富效应的国际比较，作用机制的微观检验，房产与金融资产（主要是股市资产）财富效应的大小比较，财富效应的非对称性，财富效应关于不同类型消费品的影响差异，以及在年龄、资产等方面的门槛效应等方面（Grant & Peltonen, 2008；Calcagno et al., 2009；Khalifa et al., 2011；Tobing, 2012；Atalay et al., 2016）。

万晓莉等，2017），真正涉及财富效应的文献较为缺乏并且尚未达成共识。仅有的几篇文献主要如下，杜莉等（2013）基于上海居民调查数据的研究发现，房价上涨总体上提高了居民的平均消费倾向；李涛和陈斌开（2014）基于中国城镇住户调查数据的研究表明，房产的财富效应并不显著，即使在拥有第二套住房的家庭中也不显著，谢洁玉等（2012）使用同样数据发现，房价上涨对消费具有抑制作用，房价每上涨 10%，居民消费会减少 1.3%；尚昀和臧旭恒（2016）基于中国家庭追踪调查的研究发现，现住房产对消费没有明显作用，但非现住房对家庭消费具有明显的促进作用，其中弹性系数为 0.075。其中，以李涛和陈斌开（2014）、尚昀和臧旭恒（2016）的研究最为深入，但这两篇文章受限于所用微观数据并非真正的面板数据，所得结论未必能真正考察房产财富效应^①。

（二）房产财富效应的作用机制研究

近年来，关于房产财富效应的研究重心之一在于作用机制的微观检验，主要包括直接财富效应、抵押品效应和预防性储蓄动机等。也有学者提出，房产价值变化与消费并无关联，即房产价值变化和消费变动之间不存在因果关系，自然就谈不上所谓作用机制。总的来看，不同作用机制的影响方式和效果完全不同，其背后的政策逻辑和干预思路也完全不同。

1. 直接财富效应

所谓直接财富效应（又称纯财富效应），是指房产价值增加（或房价上涨）时会降低居民预算约束，刺激居民消费意愿，从而带来居民消费的持久性增加。具体而言，很多学者基于持久收入假说认为，如果未预期到（Unexpected）的房价上涨（房产价值增加）促进居民消费，而预期到（Expected）的房价上涨（房产价值增加）并无显著影响，那么直接财富效应就是成立的。

譬如，Jiang et al.（2013）基于美国老年人群的研究发现，未预期到的房价上涨会刺激消费，同时预期到的房价上涨并无显著影响，从而支持直接财富效应的存在。与之相反，Attanasio et al.（2009）的研究发现，预期以及未预期到的地区房价变动对年轻和年老住户均对消费产生显著影响，从而否定了直接财富效应的成立。

此外，还有一些文献基于有无住房（即无房者 Renter VS 有房者 Owner）、住房数量（单套房 VS 多套房）和年龄异质性（年轻人群 VS 年老人群）等角度进行检验，然而，上述思路往往无法对直接财富效应进行实质性考察，相关结论未必成立（Guiso et al., 2005; Sinai & Souleles, 2005; Campbell & Cocco, 2007; Disney et al., 2009; Wang, 2015; Bhatia & Mitchell, 2016）。

2. 抵押品效应

所谓抵押品效应（又称流动性约束效应），是指居民在现实中往往面临流动性约束，而住房对消费者借贷而言具有抵押品作用，住户更容易获得贷款并减少融资成本，通过信贷市场增加了

^① 正如李涛和陈斌开（2014）文中所说，“由于能力、偏好、对未来预期等因素不可观察，要在横截面数据中解决因缺失变量带来的内生性问题是困难的，一种理想的情况是，如果拥有家庭两期面板数据，我们可以通过在计量模型中添加家庭固定效应来控制家庭成员不可观察的能力和偏好，进而研究住房价格变化对居民消费的影响，这就是文献中所强调的财富效应”。遗憾的是，虽然李涛和陈斌开（2014）、尚昀和臧旭恒（2016）的研究中涉及到面板数据，但因为关键变量缺失，导致未能真正采用面板计量模型分析。

当前消费。对此，相关研究主要从流动性约束程度^①进行检验。

譬如，Cooper（2009，2013）研究表明家庭 LWY（流动资产占收入比）越低或者 DSR（负债占可支配收入）越高，即居民遭受流动性约束的可能性和程度越高，房产财富效应越明显，从而支持抵押品效应的存在；Jiang et al.（2013）运用美国老年人群调研数据，以 LTV（贷款占房产价值比）是否高于 0.8 为界定义是否遭受流动性约束（超过则认为遭受约束，反之则没有），研究发现遭受流动性约束的群体对消费更具敏感性，从而支持抵押品效应的存在，Atalay et al.（2016）的研究结论也与之类似。与此相反，Gan（2010）等研究基于该角度，否认了抵押品效应的成立。

3.预防性储蓄动机

所谓预防性储蓄动机，是指面对不确定的世界，房产具有缓冲储备的功能，当房产价值增加时，居民的预防性储蓄需求会减少，从而增加当期消费。值得注意的是，大多数国际研究检验抵押品效应是否成立，但对预防性储蓄动机较少进行检验。究其原因，相关文献集中在经济发达地区，社会保障制度往往相对完善导致家庭预防性储蓄动机相对较低，同时消费信贷较为发达导致家庭往往面临更多的是流动性约束问题。

对此，相关研究主要借鉴流动性约束的代理指标进行反向检验，即如果流动性约束越紧的居民对消费的敏感性越强，则抵押品效应成立；反之，则支持预防性储蓄动机^②。譬如，Gan（2010）研究发现，流动性约束越强的那些家庭往往不会拥有较多的预防性储蓄，当房产价值增加导致存在资本利得时，流动性约束越松的家庭反而越有可能相应减少预防性储蓄而增加消费，从而支持预防性储蓄动机的成立；Mian&Sufi（2011）基于美国大都会地区（MSAs）微观家庭的研究表明，房产价值增加能够使得居民降低预防性储蓄进而增加消费。

然而，这种间接检验方法往往受到质疑，原因在于抵押品效应的否定并不必然意味着预防性储蓄动机的成立。Gan（2010）提出，当人们感到无需存钱时可能增加外出就餐等开支，故容易推断出房产增值对诸如外出就餐或者娱乐等自由支配的花销影响更为敏感，并由此出发验证了预防性储蓄动机的成立。

目前，关于我国财富效应作用机制检验的文章非常有限，仅有 Gan（2010）的研究对此涉及，文章对财富效应背后蕴含的不同作用机制进行了检验，但主要局限在香港地区，而该地区无论是经济体制、金融市场和消费心理等诸多方面与内地存在较大差异，所得结论并不具备全国代表性。此外，还有一些学者认为，尽管从历史数据来看，房产（或房价）与居民消费具有同向运动的强相关性，但这并不能说明两者间一定存在因果关系，也有可能是预期收入、利率、金融自由化等第三方因素，在影响房价的同时也影响了消费，从而使两者出现共同运动轨迹（Campbell &

^① 关于流动性约束（类似于信贷约束），相关研究主要通过流动资产占收入比（LWY）、负债占可支配收入比（DSR）、贷款占住房价值比（LTV）、剩余房贷占家庭总收入比重即抵押贷款可承受能力（Mortgage Affordability, MA）以及住房贷款申请状态等方面进行衡量。一般的，如果 DSR、LTV 或者 MA 越高，LWY 越低，意味着家庭遭受流动性约束的可能性和程度就越高。

^② 有学者认为，那些流动性约束较强的居民往往不会拥有太多预防性储蓄，而预防性储蓄是为了应对未来不确定而增加的储蓄，如果房产价值增加（房价上涨）导致存在资本利得时，流动性约束越松的家庭则越有可能相应减少预防性储蓄而增加消费，这就意味着预防性储蓄动机的成立。

Cocco, 2007; Attanasio et al., 2009; Calcagno et al., 2009; Windsor et al., 2015; Paiella & Pistaferri, 2016), 换句话说, 房产与居民消费之间被认为是“无关的”。

(三) 房产财富效应的非对称性

房产财富效应研究领域的一个有趣问题在于检验财富效应的非对称性是否成立, 即检验房产价值下降(或房价下跌)所带来的消费下降程度, 是否要高于房产价值上升(或房价上涨)带来的消费增加程度。之所以关注非对称性, 一个重要背景便是 2008 年美国房价大幅下跌所诱发的居民消费锐减和全球性经济衰退, 当前我国房价持续上升, 因此大家也日益关注房价显著下降所带来的经济风险问题。

关于财富效应的非对称性, 有学者持支持态度, 譬如 Engelhardt (1996) 利用美国收入动态面板调查数据并结合分位数回归方法, 通过储蓄角度间接支持了非对称性的成立, 研究发现房产资本利得对储蓄率的边际影响为 0.03, 但家庭的行为反应存在非对称性——房价上涨时储蓄率几乎不变, 而房价下跌时边际储蓄倾向约为 0.35。

也有文献认为非对称性未必成立, 譬如 Disney (2010) 基于英国家庭动态调查的研究发现, 对具有负资产 (Negative equity) 的家庭而言, 房价上涨和房价下跌时的边际消费倾向并无较大差异, 均为 0.04; Jiang et al. (2013) 利用美国退休与健康数据的研究发现, 房价上涨会刺激消费, 但房价下跌并未减少消费; Andreu (2015) 利用荷兰家庭微观数据, 从储蓄角度间接检验否认了非对称性, 研究发现在不同年龄层面上, 房价上升对储蓄均起到明显的抑制作用 (边际储蓄倾向约为 0.2~3.2 之间), 而房价下跌对储蓄率的影响从年轻人群的刺激作用 (约为 0~1.2 之间) 逐渐转化为年老人群的抑制作用 (约为 0.3~1.8 之间), 但其作用力度的绝对值均不如房价上涨的作用值大; van Beers et al. (2015) 基于德国中央银行家庭调查的研究发现, 房价上涨和房价下跌均对居民储蓄无显著影响, 由此否认了非对称性的存在。

(四) 房产财富效应的群体差异

住房持有状况。所谓住房持有状况, 具体包括家庭是否持有住房、持有住房数量或者是否自住房等方面, 然而相关结论并未达成一致。支持者认为, 相对于租房家庭, 有房家庭的财富效应更为明显; 相对于单套房家庭, 多套房家庭的财富效应更为明显; 相对于自住房, 非自住房的财富效应更为明显。譬如 Guiso et al. (2005) 研究发现, 将家庭划分为自有住房者和租房者后发现, 自有住房者住房财富和房产资本收益的边际消费倾向分别为每欧元 2 欧分和 3.5 欧分, 但对租房者并未发现消费与房价之间的显著关系; Sinai & Souleles (2005) 研究发现, 对具有多套住房的家庭而言, 财富效应发挥的最为充分, 但对仅拥有一套或者甚至没有住房的家庭而言, 财富效应比较微弱; Gan (2010) 研究发现, 房价上涨对多套房家庭会带来 29.97% 的消费支出上涨, 但对仅拥有一套住房家庭而言仅为 1.68%; 尚昀和臧旭恒 (2016) 研究发现, 现住房产对消费没有明显作用, 但非现住房体现出明显的财富效应。

然而, 也有学者对上述结论持否定态度, 譬如 Attanasio et al. (2009) 运用英国微观数据比较

了租住和住房拥有家庭的财富效应，发现房价变动系数基本相同；杜莉等（2013）研究发现，房价上升对无房家庭消费的刺激作用甚至大于有房家庭；李涛和陈斌开（2014）的研究发现，对于大产权房和二套房家庭，房产价值变化对家庭消费均无显著影响。

年龄阶段。很多学者认为，由于年老人群往往拥有较多的房产和收入，年轻人群拥有的则相对较少，年老者的财富效应强于年轻者，在某种程度上满足生命周期效应。譬如，Campbell & Cocco（2007）基于英国微观家庭消费支出的研究发现，房价每上涨 1%，年老者的消费弹性（约 1.7%）要大于年轻者（约 1.0%）；Calcagno et al.（2009）研究发现年老者对房产价值变化的消费弹性（2.6%）约为年轻者（1.1%）的两倍，很多学者的研究角度和结论与之类似（Sinai & Souleles, 2005；Grant & Peltonen, 2008；Cooper, 2013；Cristini & Sevilla, 2014；Bhatia & Mitchell, 2016）。然而，也有学者对此进行否认，譬如 Wang（2015）的研究发现，年轻群体的边际消费倾向约为每欧元 1.8 美分，而中年老人群的近乎为零，Disney et al.（2009）等文献的研究角度和结论与之类似。此外，Tobing（2012）以美国 2001、2003 和 2005 年收入追踪调查数据（PSID）为基础，使用门槛估计模型，发现年龄对房产财富效应有显著影响，但二者之间并不是一个简单的正向或者负向关系，而是存在一定的门槛效应。

此外，还有一些学者从其它角度考察财富效应在不同人群中的差异，譬如 Khalifa et al.（2011）采用门槛估计模型，发现了收入的门槛效应，Liao et al.（2014）将传统的财富效应研究与行为经济学相结合，检验了风险态度与财富效应的关系，研究发现仅低风险厌恶家庭组表现出房产财富效应，而中等和高等风险厌恶组的房产财富效应均不显著。

综合对房产财富效应、作用机制、非对称性及群体差异的文献回顾发现，我国居民房产财富效应的研究较为缺乏，尤其是对作用机制的微观检验和群体差异研究还不够深入，特别是有关非对称性的研究非常缺乏，本文对此进行了补充。

二、数据与变量

（一）数据来源

本文数据来自于中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies, CFPS），该组数据由北京大学中国社会科学调查中心组织实施，涵盖了我国 25 个省市自治区的样本，具有较好代表性。CFPS 在 2010 年正式开始全国性调查，之后又实施了 2012 年和 2014 年的全国跟踪调查。本文主要采用 CFPS2010 年和 2014 年数据，在稳健性分析中也使用了 CFPS2012 年数据^①。

本文的研究对象仅限于城镇家庭，而不考虑农村家庭。其中，2012 年国家统计局调整了城镇

^① 之所以如此，一方面，CFPS 的统计口径逐年变化，这为变量的跨年比较和计量分析带来困扰，即使 CFPS 通过清洗后发布的官方数据以试图解决上述问题，但根据研究目的不同尚需对数据再做处理。2012 年数据介于 2010 和 2014 年之间，以此为基准对 2010 年和 2014 年做进一步清洗，可在最大程度上保证跨年变量的可比性和可信性。另一方面，2010 年和 2014 年的时间间隔为 4 年，时间跨度相对于 2 年更长，房产价值变化的幅度和可能性更大，更利于分析住房资产的财富效应。除此之外，CFPS 数据具有很好的稳定性，在 2010 年以基线界定出的 14960 个家庭中，除死亡和一些特殊原因不需要被跟踪调查外，到 2014 年追踪调查时成功访问了近 83% 的家庭（任建新等，2015），这也为以 2010 和 2014 年为基准构造 2 期面板数据奠定了良好基础。

居民和农村居民的定义，规定城镇居民是指居住在城镇范围内的常住人口，包含具有城镇户籍的居民和农村户籍的城镇常住居民，为保持年度可比较性，本文亦遵循这一原则^①。此外，在筛选样本时，本文选取以两次调查都在样本中的城镇家庭，并且删除跨年间家庭住址发生变化的城镇家庭^②。由于使用了不同年份的数据，我们对 2012 年与 2014 年收入、消费、资产和负债等变量统一折算到 2010 年^③。

。

（二）变量定义

1.家庭人均非住房消费。参照相关研究，本文引入家庭人均非住房消费（非住房消费支出/家庭人口规模）进行分析，其中非住房消费是指总体消费扣除居住支出^④后的消费。其中，总消费包括食物支出、衣着支出、居住支出、家庭设备及日用品支出、医疗保健支出、交通通讯支出、文教娱乐支出和其它消费性支出等 8 个子类，但不包括转移性支出和保障性支出。

2.家庭人均净房产。CFPS 问卷中询问了城镇居民的自评房产价值（以下简称房产），本文通过家庭人均净房产考察财富效应。所谓净房产，是总房产扣除住房负债后得到的净值，其中总房产包含现住房和其它住房两部分，在问卷中通过被调查者对住房的自估价值进行衡量^⑤。

3.其它解释变量。参考已有研究，本文主要引入以下变量：首先是户主^⑥特征，主要包含户主的年龄、性别、是否具有大学及以上学历^⑦、婚姻状况和政治面貌等。其次是家庭特征，包含家庭未成年抚养比、老年抚养比和健康成员比^⑧等，也包含家庭人均可支配收入^⑨和人均金融净资产^⑩等。

^① 本文以家庭户主常住地来（后文有所说明）区别城镇家庭和农村家庭，其中农村户籍人口在城市居住 6 个月及以上均视为城镇居民，两期城镇居民数据共计 9286 条。由于农民工样本在城镇拥有住房的比例非常低（只有 X%），因此房产价值及其变化对农民工样本并没有实质性含义。但考虑到样本的多元性及与国家统计局定义的可比较性，本文仍然以常住人口标准来定义城乡居民。

^② 两期 9286 条数据中，扣除某期数据缺失（10 年有但 14 年未有或者反之）和跨年家庭住址发生变化的城镇居民后还剩 8144 条，样本流失率约为 12.3%（1042/9286）。通过比较可知，删失和未删失样本中关键变量的统计特征之间并不存在明显差异，具体证据有吗？相关的数字放这里，详细一点，否则还是有质疑，甚至做一个 tt 检验，发现两个样本之间没有显著差异，因此删除之后对本文结论不会产生实质性影响。

^③ 关于对资产存量是否应该进行折算的问题，已有研究还存在一定的讨论。本文由于特别关注房产价值在不同年份的变化问题，因此仍对不同年份的财产变量进行了价格调整，从而保持年份间的可比较性。

^④ 居住支出主要包括物业费、水电费、燃料费、房屋维修费和取暖费等方面。

^⑤ 对于现住房，如果回答是完全自有的则视为大产权房，回答和单位共有产权的则视为小产权房，回答其它答案（譬如租住、公房、廉租房、公租房、家人亲戚朋友提供等）则视为没有产权。对于大产权房，自估价值即为该住房的总资产价值；对于小产权房，根据我国国情其在市场上可以使用、出租、继承或者转卖，本文同样将自估价值视为该住房的总资产价值；对于没有产权的住宅，住房资产价值视为零。对于非现住房，CFPS 明确指出是家庭在别处的具有产权的住房，因此其自估值可视为住房总资产价值。将二者加总之后，便可得到总的住房资产价值。

^⑥ CFPS 调查未指定户主，相关研究往往将 CFPS2010 的“家庭主事者”视为户主，本文遵循这一处理方式。CFP2014 中未涉及该问题，对此，本文根据虚拟户主在 CFPS2010 时唯一不变的个人编码（pid）在 CFPS2014 进行插补。

^⑦ CFPS 中对受教育程度的划分参照 CFPS 标准，0~7 依次代表文盲、小学、初中、高中、大专、本科、硕士、博士。为便于分析，本文构建户主是否具有大学及以上学历（包含大专、本科、硕士和博士等）的虚拟变量。

^⑧ CFPS2010 关于家庭成年成员自评健康状况的选项为“健康，一般健康，比较不健康，不健康，非常不健康”，此时将选择前两个选项的视为健康个体；CFPS2014 的选项为“非常健康，很健康，比较健康，一般，不健康”，此时将选择前四个选项的视为健康个体。然后，除以当年家庭人口规模，便可得到健康成员比重。

^⑨ 城镇居民可支配收入，是指城镇居民能够自由支配的收入，一般而言就是城镇居民家庭收入扣除各项税费和社会保险支出后余下的收入，既包括现金收入也包括实物收入。其中，家庭收入是指家庭人员在调查期内获得的工

最后是地域特征，首先以中部地区为参照组，引入位于东部地区和位于西部地区的二值虚拟变量，然后引入所在省（直辖市或自治区）GDP 增长率，以反映宏观经济形势的影响。相关变量定义的具体细节参见表 1，此处不再赘述。

值得注意的是，有关房产财富效应的研究本质上是针对那些不同时间跨度上均具有房产的家庭进行的，在跨期中住房变化可分为四种情况，即跨期均未有住房、由无房到有房、由有房到无房以及跨期均有住房等，对此，本文分别构建上述四种情况的二值虚拟变量 d_1 、 d_2 、 d_3 和 d_4 。

表 1 主要变量及描述性统计分析

定义	变量	取值说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
人均非住房消费支出	NHC	单位为万元	8144	1.091	1.185	0	22.71
人均净房产	NHV	单位为万元	8140	13.20	28.61	-45.50	1000
跨期是否均未有住房	d_1	两期均未有住房取值为 1，否则为 0	8144	0.0589	0.2355	0	1
跨期是否从无房到有房	d_2	跨期从无房变为有房则取值为 1，	8144	0.0614	0.2401	0	1
跨期是否从有房到无房	d_3	跨期从有房为无房则取值为 1，否则为 0	8144	0.0661	0.2484	0	1
跨期是否均有住房	d_4	两期均有住房取值为 1，否则为 0	8144	0.8136	0.3894	0	1
户主年龄	Age	单位为年	8144	52.09	12.89	17	93
户主性别	Male	男性取值为 1，女性取值为 0	8144	0.682	0.466	0	1
户主是否具有大学及以上学历	Edu	1 是 0 否	8144	0.318	0.466	0	1
户主婚姻状态	Marriage	已婚状态取值为 1，除此之外其它状态取值为 0	8144	0.875	0.331	0	1
户主政治面貌	Politic	户主为党员、人大代表或者政协委员时取值为 1，否则取值为 0	8144	0.147	0.354	0	1
未成年抚养比	Young	家庭中 16 岁以下成员 / 家庭人口规模	8144	0.140	0.170	0	0.75
老年抚养比	Old	家庭中 60 以上成员 / 家庭人口规模	8144	0.157	0.296	0	1
健康成员比	Health	家庭中身体健康成年成员 / 家庭人口规模	8144	0.648	0.299	0	1
人均可支配收入	Salary	单位为万元	320.9	320.9	320.9	320.9	320.9
人均金融净资产	NFV	单位为万元	8078	1.337	5.372	-70.53	140.8
位于东部地区	East	是否位于东部，1 是 0 否	8143	0.512	0.500	0	1
位于西部地区	West	是否位于西部，1 是 0 否	8143	0.161	0.368	0	1

资性收入、经营净收入、财产净收入和转移净收入之和，不包括出售财产收入和借贷收入。然后，将家庭收入扣除各种税费和社会保险支出之后，即为城镇居民的家庭可支配收入。

① 金融净资产为金融总资产扣除非住房负债后的净值。其中，金融总资产主要包括现金、存款、别人欠自家钱、金融产品（如股票、债券和基金等）两类，非住房负债主要包括在银行和非银行方面（如亲友和民间金融组织等）的非住房方面的负债（如车贷、教育贷款等）。

位于中部地区	Middle	是否位于中部, 1 是 0 否	8144	0.327	0.469	0	1
时间虚拟变量	T	T=1, 如果是 2014 年; 否则 T=0	8144	0.500	0.500	0	1
GDP 增长率	Δ GDP	所在省 (直辖市或自治区) GDP 增长率	8144	0.1285	0.0635	0.0076	0.250
社区人均净房产	NHVC	所在社区家庭人均净房产的中位数, 单位为万元	8144	10.36	17.44	0	369.7
人均总房产	HV	单位为万元	8140	13.63	28.94	0	1000
人均生活消费支出	Consume	单位为万元	8144	3.900	4.418	0	105.3
房产占比	Rate	家庭总房产占家庭总资产比重	7725	0.701	0.340	0	1
房产价值是否增加	Up	对跨期均有房家庭而言, 房产是否升值, 1 是 0 否	6626	0.734	0.442	0	1
房产价值是否下降	Down	跨期房产是否贬值, 1 是 0 否	6626	0.221	0.415	0	1
是否存在住房困难	Quality	若存在住房困难取值为 1, 否则取值为 0	8144	0.158	0.365	0	1
是否一线地区	Level	家庭位于北京或上海地区取值为 1, 其余地区取值为 0	8144	0.154	0.361	0	1
是否单套房家庭	Single	是否跨期均为单套房, 1 是 0 否	6626	0.723	0.448	0	1
是否多套房家庭	Multiple	是否跨期均为多套房, 1 是 0 否	6626	0.067	0.250	0	1
家庭负债程度	LTV	家庭负债/家庭可支配收入	7939	-0.853	134.9	-12000	274.8

注释: ①关于中、西和东部地区的划分参照传统标准, 此处不再赘述; ②由于数据存在缺失, 所以部分变量的观测值存在差异; ③

三、计量模型与实证分析

(一) 计量模型

以往国内文献由于数据所限, 关注更多的往往是房产的资产效应而非财富效应, 本文通过 CFPS2010 和 2014 调查数据构造了两期面板数据, 使得本文可以在控制家庭差异的基础上深入考察房产的财富效应。对此, 构造模型如 (1) 式所示:

$$NHC_{it} = \beta \times NHV_{it} + \psi' \times X_{it} + v_i + T + \mu_{it} \quad (1)$$

其中, 下标 i 表示第 i 个城镇居民家庭, t 表示所处时间 (2010 或者 2014 年); NHC_{it} 表示第 i 个城镇居民家庭 t 时刻的人均非住房消费支出, NHV_{it} 为家庭人均净房产, 回归系数 β 体现了人均净房产对人均非住房消费支出的影响, 即财富效应; v_i 表示家庭固定效应, 用以表示不可观测的不随时间变化的家庭因素的影响, 它们往往与解释变量相关; X_{it} 表示其它外生解释变量, ψ 表示相关变量对应的系数向量; T 为时间固定效应, 用以表示不可观测的不随个体变化的时间因素 (譬如宏观经济形势等) 的影响; μ_{it} 表示特质随机误差项。由于模型 (1) 既考虑了个体固定效应, 又考虑了时间固定效应, 因此模型 (1) 为双向的固定效应 (FE) 模型。参考 Johnson et al.

(2006)的模型设定对模型(1)进行差分,得到一阶差分的计量模型:

$$\Delta NHC_{it} = \beta \times \Delta NHV_{it} + \psi' \times \Delta X_{it} + c + \Delta \mu_{it} \quad (2)$$

其中, ΔNHC_{it} 和 ΔNHV_{it} 分别表示人均非住房消费支出和人均净房产的一阶差分, ΔX_{it} 为解释变量的差分值, 主要为人均可支配收入等变量的一阶差分等; c 表示时间因素的影响。

使用一阶差分模型的优势在于, 它通过在家庭内部进行差分控制了家庭不可观测因素对城镇居民非住房消费支出的影响。事实上, 在两期面板数据结构下, 模型(2)的一阶差分方法与固定效应模型本质上是等价的。然而, 一阶差分模型在应用中比固定效应模型更加灵活。比如, 城镇居民人均非住房消费支出的变化 (ΔNHC_{it}) 可能不仅与人均净房产、人均净金融资产或者人均可支配收入等时变变量的差分值有关, 还和一系列变量的水平值(如户主年龄和受教育程度等)有关, 固定效应模型无法同时控制变量水平值和变动值对城镇居民人均非住房消费支出的影响。下面, 给出同时控制变量差分值和水平值的一阶差分模型(3)如下所示:

$$\Delta NHC_{it} = \beta \times \Delta NHV_{it} + \psi' \times \Delta X_{it} + \lambda' \times Z_{it} + c + \Delta \mu_{it} \quad (3)$$

其中, Z_{it} 为可能影响城镇居民人均非住房消费支出的水平变量, 譬如户主的年龄、性别、是否具有大学及以上学历、婚姻状况和政治面貌等户主特征变量, 以及地区虚拟变量等。

在分析房产的财富效应时, 需要考虑不同原因所可能导致的内生性问题, 譬如房产价值的测量误差问题, 家庭对未来的预期、能力和风险偏好等因素无法测度所带来的遗漏变量问题, 以及居民消费变化可能反向影响房价进而带影响房产价值变化的双向因果关系问题。事实上, Wang (2015) 认为, 如果这些不可观测的因素在一段时间内保持不变, 可以通过个体“异质性”加以控制, 这也是面板数据的优势所在。本文参考已有研究, 采用所在社区人均净房产的中位数的一阶差分值 ($\Delta NHVC$) 作为工具变量 (IV) ^①。

此外, 鉴于财富效应主要考察房产价值变化的影响, 相关研究往往仅针对跨期均有住房的城镇家庭进行分析, 然而这种思路可能由于样本选择性问题产生估计偏误。对此, 本文参照 Andreu (2015) 等研究的思路, 通过比较全样本和跨期均有房子样本 ($d_4 = 1$) 关于 ΔNHV 的估计系数是否存在明显差异来进行判断, 如果差异不显著则表明样本选择性问题并不严重, 否则样本选择性问题存在的, 需予以纠正。

(二) 实证结果

表 2 模型(1)控制了人均净房产、户主特征、家庭人口社会学特征和地理特征, 模型(2)在(1)的基础上继续控制了人均可支配收入, 模型(3)在(2)的基础上继续控制了人均金融资产, 模型(4)在(3)的基础上仅针对那些跨期均有房子样本的分析结果, 模型(5)是在结果

^① 一般而言, 居民所在社区人均净房产的中位数 (NHVC), 往往与居民人均净房产 (NHV) 具有较强的相关性, 但与居民人均非住房消费支出 (NHC) 并无显著关联。由此可知, NHVC 的一阶差分值与 NHV 的一阶差分值同样具有较强相关性, 且与 NHC 的一阶差分值并无显著关联, 因此 $\Delta NHVC$ 作为 ΔNHV 的 IV 是合理的。当然, 还需要进一步的分析来证明, 后文将予以检验。

(4) 基础上引入 IV 时的估计结果。

首先, 通过比较结果 (1)、(2) 和 (3) 发现, 核心变量 Δ 人均净房产的方向、大小和显著性比较稳健, 其它变量的估计结果也未发生较大变化。具体而言, 在逐步控制影响因素的基础上, 房产价值变化对非住房消费支出的影响始终正向显著。

通过比较结果 (4) 和结果 (3) 可知, Δ 人均净房产的估计系数的大小及其显著性水平差异不大, 即样本选择性问题的在本文可能并不严重, 原因可能在于当前我国城镇居民住房自有率较高, 而其它变量的系数大小和显著性水平与结果 (3) 相比也大多保持不变^①。此外, 通过比较结果 (5) 和结果 (4) 可知, 对跨期均有住房的子样本而言, 引入 IV 后 Δ 人均净房产的估计结果 (0.0110) 与未引入 IV (0.0149) 时相比并无明显差异, 工具变量通过了识别不足检验和弱工具变量检验^②, 并且通过了 Δ 人均净房产是外生变量的假设^③, 这说明内生性问题并不明显, 因此后文不再引入 IV 进行分析。

由于跨期中住房变化可分为四种情况, 即跨期均未有住房、由无房到有房、由有房到无房以及跨期均有住房等,

鉴于房产价值变化对两期均有住房的家庭才更具意义, 因此结果 (4) 可被认为是本文的基准估计结果, 具体而言, 人均净房产价值每波动 1 万元, 城镇居民人均非住房消费支出变化约 0.0107 万元, 即我国房产的财富效应正向显著。由此可知, 当前大多数家庭买房主要作为资产投资而非自住(刚需), 房价上涨的强制性储蓄(减少现期消费)效应要小于但房产价值增加的财富效应, 即对消费的挤出效应要小于拉动效应。

值得注意的是, 由表 2 可知, Δ 人均可支配收入的影响在结果 (2) 和结果 (3) 中均为正向显著, 但在结果 (4) 和结果 (5) 中不再显著。事实上, Δ 人均可支配收入和 Δ 人均非住房消费支出的相关系数约为 0.1094 (跨期均有房样本), 从而导致可支配收入的变化并不会对消费支出的变化产生显著影响。此外, Δ 人均可支配收入和 Δ 人均净房产的相关系数较低仅为 0.0359 (跨期均有房样本), 也就不可能存在收入和房产之间相互转化所导致的内生性问题。

表 2 房产财富效应检验

^① 本文还考察了从无房到有房、从有房到无房的两类特殊城镇家庭, 研究发现, 对跨期从无房到有房的家庭(共计 240 户)而言, Δ 人均净房产对 Δ 人均非住房消费支出的影响正向不显著 (0.0033); 对跨期从有房到无房的家庭而言(共计 256 户), Δ 人均净房产的影响同样正向不显著 (0.0010)。某种意义上, 再次验证了如果仅对跨期均有房家庭进行分析, 由此产生的样本选择性问题所带来的估计偏误并不严重。简便起见, 此处不再汇报具体估计结果, 若有兴趣可向作者索要。

^② 具体而言, 关于识别不足检验 (Underidentification test) 中 Kleibergen-Paap rk LM statistic 的检验值为 14.193, 并在 1% 的水平上显著, 从而表明工具变量与内生变量之间是相关的, 但仍有可能存在弱工具变量问题。进一步的弱工具变量检验 (Weak identification test) 中, Cragg-Donald Wald F statistic 和 Kleibergen-Paap rk Wald F statistic 取值分别为 1744.663 和 59.390, 而 Stock-Yogo 弱工具变量检验临界值 (Weak ID test critical values) 在 10% 和 15% 的水平上 (10% maximal IV size) 取值分别为 16.38 和 8.96, 这就表明检验拒绝了该工具变量与内生变量不相关的假设, 从而表明该工具变量并非弱工具变量。

^③ F ((1,412) 检验取值为 0.8249, 对应 p 值为 0.3643, 从而接受了 Δ 人均净房产是外生变量的解释。

变量	结果1	结果2	结果3	结果4 (基准回归)	结果5
	全样本+	全样本+	全样本+	跨期均有房样本+	跨期均有房子样本+
	未引入IV	未引入IV	未引入IV	未引入IV	引入IV
Δ人均净房产	0.0065** (0.0025)	0.0062** (0.0025)	0.0086*** (0.0016)	0.0107*** (0.0018)	0.0142*** (0.0045)
户主年龄	-0.0225 (0.0145)	-0.0235* (0.0137)	-0.0275** (0.0137)	-0.0183 (0.0134)	-0.0187 (0.0133)
户主年龄平方	0.0002* (0.0001)	0.0002* (0.0001)	0.0003** (0.0001)	0.0002 (0.0001)	0.0002 (0.0001)
户主性别	-0.0815* (0.0431)	-0.0908** (0.0419)	-0.0956** (0.0415)	-0.0782* (0.0451)	-0.0807* (0.0442)
户主是否有大学及以上学历	0.0880* (0.0533)	0.0982* (0.0515)	0.0677 (0.0498)	0.0890 (0.0587)	0.0844 (0.0581)
户主婚姻状态	0.0628 (0.0769)	0.0614 (0.0764)	0.0486 (0.0758)	-0.0182 (0.0794)	-0.0236 (0.0788)
户主政治面貌	0.1008 (0.0705)	0.1117 (0.0718)	0.0993 (0.0713)	0.0959 (0.0738)	0.1056 (0.0749)
未成年抚养比	-0.1418 (0.1333)	-0.1283 (0.1318)	-0.0928 (0.1292)	-0.0755 (0.1424)	-0.0782 (0.1421)
老年抚养比	-0.1655* (0.0870)	-0.1523* (0.0873)	-0.1343 (0.0847)	-0.1435 (0.0877)	-0.1378 (0.0901)
健康成员比	0.0412 (0.0707)	0.0457 (0.0723)	0.0349 (0.0732)	-0.0053 (0.0782)	-0.0173 (0.0789)
Δ人均可支配收入		0.0182* (0.0099)	0.0160* (0.0090)	0.0121 (0.0094)	0.0118 (0.0093)
Δ人均金融资产			0.0188*** (0.0062)	0.0204*** (0.0068)	0.0186*** (0.0071)
位于西部地区	-0.0597 (0.0618)	-0.0490 (0.0628)	-0.0311 (0.0620)	-0.0264 (0.0674)	-0.0236 (0.0664)
位于东部地区	0.0170 (0.0567)	0.0041 (0.0554)	-0.0059 (0.0538)	0.0063 (0.0556)	0.0083 (0.0547)
GDP 增长率	4.6298*** (0.8936)	4.3161*** (0.8694)	3.7792*** (0.8607)	3.4105*** (0.9664)	3.6950*** (0.9566)
常数项	0.5546 (0.4052)	0.5931 (0.3777)	0.7519** (0.3736)	0.6616* (0.3723)	0.6981* (0.3730)
adj. R ²	0.031	0.044	0.066	0.081	0.076

<i>N</i>	4067	3950	3888	3158	3158
----------	------	------	------	------	------

注释：①*、**、***分别表示在 10%、5%和 1%的水平上显著；②由于部分变量可能存在缺失，使得回归结果观测值总量上存在一定差异；③前缀 Δ 表示相关变量的一阶差分值，其中人均非住房消费支出、人均净房产、人均金融净资产和人均可支配收等变量均以万元为单位；④括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类（cluster）。

一般认为，房产和金融资产往往是当前中国城镇居民最为主要的两种财富形式，二者之间可能存在此消彼长的“跷跷板效应”，从而可能导致金融资产存在内生性问题。但本文发现，这一问题在本文可能并不严重。一方面，数据中发现人均净房产的一阶差分值和人均金融净资产的一阶差分值相关系数仅为 0.1196（全样本），而且在 1%水平上显著，从而表明二者的相关性处于较低水平。另一方面，从上面的结果看，金融资产与房产价值变化

这里可能的原因在于：一方面，我国居民在金融市场往往存在“有限参与”现象，二者之间的转化并不像其它发达国家那么普遍，内生性问题出现的可能性大大降低；另一方面，两期的间隔时间很短，金融资产与房产的转化需要一个周期，尤其是在限购、限贷和满 5 年才能再次出售的政策下，金融资产与房产的转换效应并不明显。

其中， Δ 人均金融净资产的财富效应接近房产财富效应的 2 倍，这可能有助于解释，在居民财产结构日益趋向房产的背景下，居民消费长期难以显著提高的重要原因。

进一步来看，由结果（4）可知，对于居民消费支出而言，影响正向显著的变量为 GDP 增长率、和时间因素（即常数项），且分别在 1%、1%和 5%的水平上显著。此外，户主是否具有大学及以上学历在接近 15%的水平上正向显著。此外，户主性别和健康成员比等相关变量影响均为负向，且分别在 10%和接近 15%的水平上显著，即户主为女性，健康成员所占比重越低，那么家庭的消费支出将会增加。基于结果（4）被认为是本文的基准估计结果，综合考虑，后文仅针对那些跨期均有房（ $d_4 = 1$ ）的城镇庭子样本进行研究，且不再引入 IV 进行分析，后文除非特殊情况不再指出^①。

（三）稳健性检验

虽然前面的实证结果发现房产价值变化对消费具有显著正影响，但为慎重下面从四个方面放松条件，从而进一步对检验基准回归的稳健性问题。

稳健性检验一：将 Δ 人均净房产替换为 Δ 人均总房产，估计结果参见表 3。由表 3 可知，估计结果与基准结果相比并无太大差异，从而表明基准结果是稳健的。

^① 此外，研究发现对跨期从无房到有房以及从有房到无房的两类特殊家庭， Δ 人均净房产对 Δ 人均住房消费支出（主要包括装修维修费、房贷利息支出等）或者 Δ 人均非住房消费支出的影响均为正向不显著，换句话说住房与非住房消费支出并不存在所谓的“替代性”问题。简便起见，此处不再汇报具体估计结果，若有兴趣可向作者索要。

稳健性检验二：将人均净房产最高 1%和最低 1%的极端值家庭去掉，估计结果参见表 3。由表 3 可知，在排除极端值之后结果与基准结果比较接近，再次验证了财富效应结论的稳健。

稳健性检验三：将 Δ 人均非住房消费支出替换为 Δ 人均生活消费支出（此时纳入居住支出），估计结果参见表 3。由表 3 可知，在替换消费支出的定义后，估计结果与基准结果比较接近，财富效应的结论依然稳健。此外，鉴于估计系数略有增大，这从侧面表明房产价值变化对居住支出和非居住支出的影响方向是一致的，二者之间并不存在此消彼长的替代效应。

稳健性检验四：将人均层面换成家庭层面，即将人均层面的非住房消费支出、净房产、可支配收入和人均金融资产等变量均替换为家庭层面，相关结果参见表 3。由表 3 可知，在将相关变量替换后，房产的财富效应依然正向显著，再次表明了财富效应结论的稳健性。

表 3 稳健性检验

变量	检验一	检验二	检验三	检验四	基准结果
	加上检验名称				
Δ 人均总房产	0.0104***				
	(0.0018)				
Δ 人均净房产		0.0106***	0.0123***	0.0019***	0.0107***
		(0.0018)	(0.0021)	(0.0007)	(0.0018)
Δ 人均可支配收入	0.0119	0.0081	0.0178	0.0129	0.0121
	(0.0094)	(0.0068)	(0.0134)	(0.0100)	(0.0094)
N	3158	3092	3158	3158	3158

注：①由于部分变量可能存在缺失，使得回归结果观测值总量上存在一定差异；②其余注同表 3。

（四）进一步讨论

1.房产价值变化率。之前，本文发现了房产价值波动对居民消费有着明显的正向刺激作用，下面采用相对而不是绝对指标来衡量，即度量房产价值变化率对居民消费率变化率的影响^①。由表 4 可知，无论是家庭层面还是个人层面，净房产变化率越高，则非住房消费支出变化率就越大，这符合人们的经验直觉，同时再次证明了财富效应的存在。

表 4 房产价值变化率

变量	非住房消费支出变化率	
	人均层面	家庭层面
Δ 净房产变化率	0.00003***	0.00003***
	(0.00001)	(0.00001)
Δ 可支配收入	-13.72908	-13.88327
	(15.46032)	(15.63521)

^①下面，本文计算房产价值变化率和消费支出变化率。所谓房产价值变化率，即（2014 年人均净房产-2010 年人均净房产）/2010 年人均净房产，为系数便于观察再乘以 100，类似的定义人均非住房消费支出变化率。

N	3234	3234
---	------	------

注同表 3。

2.住房差异。前面都是跨期均有房的简单分析，下面我们进一步从住房数量角度进行区分，以跨期单套房为参照，引入是否由单套房转为多套房、是否由多套房转为单套房以及是否跨期多套房^①的二值虚拟变量，并分别与 Δ 人均净房产进行交叉。然后，针对跨期均为单套房的家庭，从住房面积变化角度进行考察，此时本文以面积跨期不变为参照组，引入是否面积增加和是否面积减少的二值虚拟变量，并同样与 Δ 人均净房产进行交叉，相关结果参见表 5。

由表 5 可知，若从住房数量角度进行考察， Δ 人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即跨期均为单套房家庭的财富效应依然存在，进一步的由交叉项可知，跨期由多套房转为单套房家庭的财富效应显著降低，跨期由单套房转为多套房家庭的财富效应虽有增加但不明显；最为重要的是，跨期均为多套房家庭的财富效应虽有增加但不显著。

进一步来看，若仅针对跨期均为单套房进行分析， Δ 人均净房产的影响负向不显著，这表明基准组即住房面积不变家庭的财富效应不再存在，原因可能在于这类家庭在面临房产价值增加时，往往具有较强的换购或者再购房动机，从而压缩消费，尽管并不显著。进一步的由交叉项可知，跨期面积增加和跨期面积减少家庭的财富效应有所增加但均不显著，事实上这两类家庭已经完成了换房，因此房产价值变化对其有一定影响，但再购房的动机任然存在，两方面的综合作用导致财富效应并未显著增加。

综上，相对于单套房家庭，跨期均为多套房家庭的财富效应并未显著增加；进一步来看，在单套房家庭中，住房面积变化与否并不会对房产财富效应产生显著影响。

表 5 住房差异

变量	跨期均有房家庭	跨期均为单套房家庭
Δ 人均净房产	0.0107*** (0.0033)	-0.0824 (0.0907)
Δ 人均净房产*IN2 (=1)	0.0006 (0.0059)	
Δ 人均净房产*IN3 (=1)	-0.0131* (0.0075)	
Δ 人均净房产*IN4 (=1)	0.0028 (0.0040)	
Δ 人均净房产*Bigger (=1)		0.0946 (0.0908)
Δ 人均净房产*Smaller (=1)		0.0930 (0.0908)
Δ 人均可支配收入	0.0122 (0.0098)	0.0075 (0.0064)

^① 本文规定，如果城镇家庭具有两套房及以上，视为多套房家庭。

N	3158	2289
-----	------	------

注同表 3。

3.长期效应和短期效应。为检验财富效应在不同时间跨度上的差异，本文将 CFPS2014 替换为 CFPS2012，并采用类似方法估计，此时所得结果称之为短期效应，而基准结果称为长期效应。由表 6 可知，无论是显著性水平还是系数值大小，房产价值变化的短期效应均小于长期效应，原因可能在于我国房产财富效应发挥的空间和渠道愈加完善。当然，要想在更长维度上进行比较，需要引入新的数据分析。

表 6 长期效应 VS 短期效应

变量	短期效应	长期效应
Δ 人均净房产	0.0071*	0.0107***
	(0.0039)	(0.0018)
Δ 人均可支配收入	0.0112	0.0121
	(0.0098)	(0.0094)
N	3121	3158

注同表 3。

四、财富效应的作用机制检验

下面，本文将基于不同角度检验财富效应的相关作用机制是否成立。事实上，这些作用机制对消费行为的影响方式和效果完全不同，直接关系到相关政策的评价和制定，因此有必要严格区分。譬如，如果直接财富效应起作用，则可以通过房产价值增加（房价上涨）来促进消费的持久增加；如果抵押品效应起作用，则可以通过提高住户的信贷可得性来缓解流动性约束进而刺激当期消费；如果预防性储蓄动机起作用，那么可以通过提高居民风险平滑能力来扩大当期消费。

（一）直接财富效应

下面，本文基于数据事实并参照已有研究，主要从以下两个方面进行检验：首先，以城镇居民所在社区商品房价格变化率为基准^①，同时考察居民自住房价格变化率，后者减去前者的差值可被认为是未预期到的房产价值变化的代理变数，同时所在社区商品房价格变化率被认为预期到的房产价值变化的代理变量，估计结果参见表 7。其次，从房价预期角度出发，以房价预期不变为参照组，引入预期上升和预期下降的两个虚拟变量，并与人均净房产进行交叉^②。

^① CFPS 问卷中涉及城镇居民所在社区商品房的一般价格，本文通过比较社区 2010 年和 2014 年一般价格变化便可计算得出所在社区商品房价格变化率。值得注意的是，部分社区某年商品房一般价格存在缺失，对此，本文通过城镇居民自住房价值除以自住房面积，进而计算得出自住房价格；在此基础上，在社区层面上求自住房价格中位数，从而插补商品房一般价格的缺失值。当然，这种做法存在一定偏差，但无疑最能准确反映地区层面房价因素的影响：一方面，两期均有房城镇家庭中大多为一套住房，多套房家庭仅占约 6.7%，因此采用自住房进行计算是相对准确的；另一方面，在地区层面房价的度量上，社区层面无疑比区域或者区县的测度更为准确。

^② CFPS2014 中关于金融知识部分的问卷涉及到“房价预期”的问题，即“您认为未来一年您所在区的房价会如何变化”，相关答案分为“大幅下降、小幅下降、基本不变、小幅上升和大幅上升”等五个种类。本文将前两个简化为预期下降，将后两个简化为预期上升，并以基本不变（即预期不变）为参照组，构建预期上升和预期下降的

由表 7 可知，

表 7 直接财富效应

变量	人均非住房消费支出	
Δ 人均净房产（预期到的）		
Δ 人均净房产（未预期到的）		
Δ 人均可支配收入		
N	3121	

注同表 3。

（二）抵押品效应

下面，本文基于数据事实并参照已有研究思路（Wang, 2015），从家庭负债程度^①和流动性资产数量^②两个角度出发，直接检验抵押品效应是否成立。

首先，本文从家庭负债程度高低角度进行考察，根据 2014 年家庭负债程度是否高于 80%分位数（约 0.4），引入负债程度是否较高的二值虚拟变量 IC（高于 0.4 取值为 1，否则取值为 0），并与 Δ 人均净房产进行交叉。其次，本文以家庭流动性资产数量是否低于中位数，引入流动性资产数量是否较低的二值虚拟变量 IL（低于中位数取值为 1，否则取值为 0），并与 Δ 人均净房产进行交叉。最后，本文将家庭负债程度是否较高和家庭流动性资产数量是否较低进行交叉，并以负债程度较低（IC=1）且流动性资产数量较低（IL=1）为参照组，考察其它三种情况的差异，估计结果参见表 8。

表 8 抵押品效应

变量	负债程度高低	流动性资产多寡	负债程度高低*流动性资产多寡
Δ 人均净房产	0.0105*** (0.0020)	0.0108*** (0.0031)	Δ 人均净房产 0.0041* (0.0023)
Δ 人均净房产* IC (=1)	0.0013 (0.0039)		Δ 人均净房产* IC (=0) *IL (=1) 0.0082*** (0.0026)

两个虚拟变量。

^① 本文参照相关研究，将家庭负债程度定义为家庭总负债/年可支配收入，取值越高则表明流动性约束程度越高。其中，家庭总负债为未还清住房负债和金融负债之和；金融负债主要包括城镇居民在银行和非银行方面（如亲友和民间金融组织等）的非住房方面的负债（如车贷、教育贷款等）。由于大部分家庭没有负债，因此本文参考已有研究以 80%分位数为界进行分析。稳健起见，本文还以家庭负债程度的 75%分位数（约 0.1）进行类似分析，相关研究结论并未较大改变，简便起见仅汇报 80%分位数相关结果，75%分位数结果如有需求可向作者索要。

^② 本文将流动性资产定义为家庭净金融资产和家庭生产经营性净资产之和。这些资产与房产相比，变现往往相对容易，因此流动性较强。其中，家庭生产经营性资产主要包括农用机械、土地资产和经营性资产（家庭在个人和私营企业所占有的资产）等，调查资料所限，生产经营性资产的净值无法计算，故将其总值视为净值。显然的，流动性资产数量越大，表明家庭遭受流动性约束的可能性就越低。

Δ人均净房产* (IL=1)		-0.0001	Δ人均净房产* IC (=1) *IL (=0)	0.0187**
		(0.0035)		(0.0073)
			Δ人均净房产* IC (=0) *IL (=0)	0.0050
				(0.0040)
Δ人均可支配收入	0.0121	0.0121	Δ人均可支配收入	0.0122
	(0.0094)	(0.0095)		(0.0095)
N	3158		N	3158

注同表 4。

由表 8 可知，如果仅从家庭负债程度高低进行考察，Δ人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即家庭负债程度较低家庭的财富效应依然存在，进一步的由交叉项可知，家庭负债程度较高家庭的财富效应虽有增加但不显著，从而否认了抵押品效应的成立。同样的，如果仅从流动性资产数量多寡进行考察，Δ人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即流动性资产数量较高家庭的财富效应依然存在，进一步的由交叉项可知，流动性资产数量较低的家庭的财富效应虽有减少但不显著，再次否认了抵押品效应的成立。

进一步的，再将二者进行交叉，此时以家庭负债程度较高(IC=1)和流动性资产数量较低(IL=1)为参照组，而这类家庭往往遭受最为严重的流动性约束。由表 8 可知，此时基准组Δ人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即遭受最严重流动性约束家庭的财富效应依然存在，进一步的由交叉项可知，其它三类家庭的财富效应均有显著增加，即遭受流动性约束相对较轻家庭的财富效应有所增强，从而否定了抵押品效应。

综上，无论是家庭负债程度还是流动性资产多寡抑或是将二者交叉，本文直接否认了抵押品效应的成立。

(三) 预防性储蓄动机

下面，本文参照 Gan (2010) 的思路，检验考察房产价值变化对不同类型消费的影响差异。此时，本文将非住房消费支出进一步分为两类，基本消费支出（主要包括食品和衣着等方面）和非基本消费支出（主要包括家庭设备及日用品、交通通讯、医疗保健、文教娱乐和其它消费性支出等方面）；鉴于 CFPS 在食物支出中并未区分在家就餐和在外就餐，本文以衣着支出作为基本消费支出的代理变量，将文教娱乐和其他消费支出作为非基本消费支出的代理变量，估计结果参见表 9。

表 9 预防性储蓄动机

变量	非基本消费支出	基本消费支出	文教娱乐+其他 消费性支出	衣着支出
Δ人均净房产	0.0064***	0.0044***	0.0011**	0.0004**
	(0.0014)	(0.0007)	(0.0004)	(0.0002)
Δ人均可支配收入	0.0070	0.0051	0.0041	0.0020

	(0.0062)	(0.0038)	(0.0033)	(0.0017)
N	3158	3158	3158	3158

注同表 4。

事实上，城镇居民如果存在预防性储蓄动机，如果房产增值时，居民的预防性储蓄动机往往削弱，此时对非基本消费支出的刺激作用往往更为明显；当房产贬值时，同样的对非住房消费支出的抑制作用往往更为明显，即房产价值变化对城镇居民非基本消费支出的影响往往更为强烈。由表 9 可知，房产价值变化对非基本消费支出的影响要比基本消费支出更为强烈，这也符合人们的经验直觉，从而验证了预防性储蓄动机；进一步来看，房产价值变化对衣着支出的影响明显小于对文教娱乐和其它消费性支出的影响，再次验证了预防性储蓄动机的成立。

与以往国际研究大多支持抵押品效应的共识不同，本文认为预防性储蓄动机才是解释房产价值变化影响居民消费的根本原因。究其原因，西方发达国家的房产金融市场往往较为成熟和完善，各种基于房产的抵押贷款、反向抵押贷款和再融资等金融产品的存在，使得居民可以通过不出售房产便可从不同渠道获得资金，因此房产价值增加对流动性约束越强家庭的刺激作用往往越大，从而抵押品效应有着良好的发挥空间。与之相反，虽然我国个人住房抵押贷款近年来迅猛发展，但抵押贷款产品形式单一尤其是缺乏房产增值抵押贷款产品，流行性约束效应的发挥受到极大限制；不仅如此，我国居民传统上“量入为出”的消费观念比较强烈，大多数家庭消费属于储蓄型而不是借贷型，不到万不得已不会通过抵押住房来满足当前消费，从而导致抵押品效应往往发挥失灵，而预防性储蓄动机往往起到更为重要的作用。

（四）预防性储蓄动机的相关推论

1.有住房困难家庭的财富效应是否更大。如果预防性储蓄动机成立，那么有住房困难家庭在理论上就更应该面临预防性储蓄问题，即房产的财富效应相对于无住房困难家庭而言就更大。下面，本文根据 CFPS2014 问卷中关于住房困难情况的提问“您家是否存在下列住房困难情况”^①，构建城镇居民是否存在住房困难的二值虚拟变量（存在困难取值为 1，否则为 0），并与 Δ 人均净房产进行交叉，估计结果参见表 10。

表 10 有无住房困难

变量	Δ 人均非住房消费
Δ 人均净房产	0.0087***
	(0.0021)
Δ 人均净房产*住房困难	0.0033
	(0.0021)
Δ 人均可支配收入	0.0120

^① 根据 CFPS2014 年问卷，住房情况的描述主要有以下 7 个方面：12 岁以上的子女与父母同住一床，老少三代同住一室，12 岁以上的异性子女同住一室，有的床晚上架起白天拆掉，客厅里也架起了睡觉的床，其它困难情况，没有上述困难情况。如果前 6 种困难情况出现一种或以上，则视为有住房困难，否则认为没有住房困难。

	(0.0094)
N	3158

注同表 4。

由表 10 可知， Δ 人均净房产的系数正向显著，这就表明不存在住房困难城镇家庭的财富效应是存在的，而交叉项系数正向不显著则表明存在住房困难家庭的财富效应虽有增强但不明显，与预防性储蓄动机并不吻合。事实上，存在住房困难的城镇家庭往往收入和资产较低，面对房价持续高企，在考虑未来改善住房可能引致的经济负担（如积累首付款、归还房屋贷款或借款等）时往往变成“沮丧的购房者”，从而放弃预防性储蓄和购房意愿从而增加消费，财富效应反而增强。

2.存在改善性住房需求家庭的财富效应是否更小。如果预防性储蓄动机成立，那么存在改善性住房需求家庭的预防性储蓄动机相对较弱，即房产的财富效应相对于没有改善性住房需求家庭而言就更小。下面，根据房产价值，将城镇居民分为具有或者不具有改善性住房需求的两类家庭：如果家庭人均净房产低于所在社区人均净房产的中位数，将之定义为城镇居民具有改善性住房需求，反之不具备改善性住房需求。此时，本文引入是否具有改善性住房需求的二值虚拟变量（具有取值为 1，否则取值为 0），并与人均净房产进行交叉由表 11 可知， Δ 人均净房产的系数正向显著，这就表明不存在改善性住房需求城镇家庭的财富效应是存在的，而交叉项系数负向显著则表明存在改善性住房需求家庭的财富效应显著降低，与预防性储蓄动机相吻合。

表 11 有无住房困难

变量	有无住房困难
Δ 人均净房产	0.0117***
	(0.0019)
Δ 人均净房产*改善性住房需求	-0.0060*
	(0.0032)
Δ 人均可支配收入	0.0121
	(0.0095)
N	3158

注同表 4。

3.房产为主要资产类型的财富效应是否更大。下面，本文根据 2014 年净房产占净资产的比例，引入城镇家庭房产占比是否较高的二值虚拟变量（如果净房产占净资产比重大于中位数 0.89，则定义为占比较高的家庭，此时取值为 1，否则取值为 0），然后与 Δ 人均净房产进行交叉；稳健性起见，本文还以 70%分位数（约 0.93）为界构建二值虚拟变量后与 Δ 人均净房产进行交叉，相关估计结果参见表 12。此外，本文是还以 30%分位数、20%分位数和 10%分位数为界（依次为 0.75、0.64 和 0.40），进行类似分析。

表 12 房产占比高低

变量	70%分位数	50%分位数	30%分位数	20%分位数	10%分位数
----	--------	--------	--------	--------	--------

Δ人均净房产	0.0107***	0.0119**	0.0053	0.0045	0.0028
	(0.0018)	(0.0048)	(0.0042)	(0.0051)	(0.0055)
Δ人均净房产* 房产占比较高	0.0000	-0.0015	0.0063	0.0069	0.0087
	(0.0000)	(0.0050)	(0.0043)	(0.0053)	(0.0058)
Δ人均可支配收入	0.0121	0.0122	0.0114	0.0119	0.0120
	(0.0094)	(0.0095)	(0.0091)	(0.0093)	(0.0094)
<i>N</i>	3158	3158	3158	3158	3158

注同表 4。

由表 12 可知，无论采用中位数或者是 70%分位数进行分析，Δ人均净房产的系数正向显著，表明基准组即房产占比较低家庭的财富效应是存在的，而交叉项均不显著，这就表明房产占比高低与否并不会产生财富效应大小的本质区别。之所以差异不大，原因可能在于目前我国居民的投资渠道比较狭窄有待拓宽，住房往往是收益最大且最为稳妥的投资方式，作用力度可能差异不大。进一步来看，无论采用 30%分位数、20%分位数还是 10%分位数，房产占比很低家庭的财富效应虽然正向但不再显著，原因可能在于房产占比很低的城镇家庭的投资方式可能更为丰富和多样，住房的投资属性虽然在一定程度上仍然存在，但受到其它投资方式的影响和冲击，房产的财富效应自然受到削弱，而交叉项系数正向且在接近 15%水平上显著，这就表明除了那些占比很低的家庭，一般城镇家庭的财富效应显著增强，这也符合前文的讨论。

五、房产价值下降对消费的影响

(一) 房产价值下降对消费变化的影响

近年来，我国城镇居民房产由于房价持续上涨而不断升值，但房价居高不下的同时也存在房价下跌导致房产价值下降的可能性。大家更关注的一个潜在经济风险是，房产价值向下而不是总体上变化所带来的消费影响问题，也即房产财富效应的非对称性问题。根据预防性储蓄动机推断如下，房产价值增加往往降低居民的预防性储蓄动机，进而刺激消费，而房产价值下降时的影响则恰巧与之相反，从而抑制消费。下面，根据城镇居民房产价值的跨年变化情况，分为房产价值跨期增加和跨期下降的两类家庭^①，相关结果参见表 13。

由表 13 可知，跨期增加和跨期下降的财富效应均为正向，前者在 1%水平上显著而后者不显著且系数值相对较小。具体而言，对于跨期增加家庭来说，房产每增加 1 万元，城镇居民消费增加约 0.0140 万元；对于跨期下降家庭而言，房产每下降 1 万元，消费支出降低约 0.0040 万元。因此，房产价值增加会显著刺激消费，而房产价值下降在一定程度上抑制消费，但无论从系数值大小还是显著性水平来看，跨期增加的影响大于跨期下降，即房产财富效应的非对称性并不成立^②。

^① 此时，本文根据家庭层面净房产而不是人均层面净房产构建跨期房产价值变化的虚拟变量，并且此时净房产不再进行 CPI 折算。鉴于房产价值跨期不变的家庭较少（约为 147 户），为便于分析此时不再纳入，而仅保留跨期价值增加和价值下降的两类城镇居民。

^② 此外，本文还引入居民跨期房产是否下降的虚拟变量 Down（跨期下降取值为 1，跨期增加取值为 0），并与 Δ

表 13 房产价值增加 VS 房产价值下降

变量	跨期增加	跨期下降
Δ人均净房产	0.0140***	0.0040
	(0.0021)	(0.0032)
Δ人均可支配收入	0.0122	0.0052
	(0.0104)	(0.0170)
N	2474	684

注同表 4。

下面，对房产财富效应的非对称性做进一步考察，鉴于房产价值下降的影响更值得关注，首先，对于房产下降的城镇家庭，进一步分为住房数量减少和数量不变的两类以进行比较^①；然后，针对住房数量不变的房产下降城镇家庭，进一步观察贬值原因是否由于换房原因所导致，相关结果参见表 14。

由表 14 可知，同样是房产价值下降，住房数量减少的影响负向不显著，即住房数量减少导致的房产下降在一定程度上反而会刺激消费，原因可能在于一方面家庭将房产收益转化为消费，另一方面家庭也有可能存在购房需求进而压缩消费，二者的综合作用导致最终影响不显著。住房数量不变的情形要相对更为常见，其影响正向且在 10%水平上显著，即住房数量不变导致的房产下降会显著抑制消费，对此要做进一步的分析。

事实上，在房价普遍上涨的今天，住房数量不变而房产价值下降可能源于多个原因，譬如所在社区居住环境或质量等原因导致贬值，或者城镇居民将原有住房置换为条件更差的住房等等。为此，本文将分为两类家庭，一类是换房，一类是没有换房。由于 CFPS 并未详细提供每套住房的详细信息，因此本文综合 2010、2012 和 2014 年问卷中关于自住房的面积变化信息，判断 2010 年和 2014 年自住房是否发生变化，以进一步识别家庭是否换房：如果回答面积不变则意味着没有换房，如果回答其它情况则意味着换房。

当然，这一处理方法存在一定偏误，但能在最大程度上反映了居民住房变化的信息。鉴于未换房的家庭约为 12 户，相对较少，本文仅针对换房家庭进行分析。由表 14 可知，住房数量不变而房产下降的城镇家庭中，换房现象较为常见，其影响正向且在 10%水平上显著，并且系数并无显著变化。

综上，房产财富效应的非对称性并不成立，这意味着未来如果房价下跌导致房产价值下降，可能并不会导致消费的显著下降。此外，对于房产价值下降，数量不变且存在换房行为的家庭较

人均净房产进行交叉。研究发现，Δ人均净房产的影响正向显著，即跨期增加家庭的财富效应依然存在，而交叉项的系数负向显著，这表明相对于跨期增加的家庭，跨期下降城镇居民的财富效应明显变小，与表 13 结论吻合。因此，无论是分组分析还是引入虚拟变量分析，结果并无太大差异。然而，如果引入虚拟变量进行分析，则无法直接观测到房产价值下降家庭的财富效应是否仍然显著。因此，本文仅汇报分组回归时的估计结果，而不再给出引入交叉变量时的估计结果，若有兴趣可向作者索要。

^① 数量增加但房产价值下降的现象在现实中比较少见，此类家庭共计 17 户，本文不再予以分析。

为普遍，这种现象会显著降低消费。

表 14 房产价值下降的财富效应

变量	跨期下降		
	数量减少	数量不变	数量不变且换房
Δ 人均净房产	-0.0089	0.0057*	0.0056*
	(0.0096)	(0.0029)	(0.0029)
Δ 人均可支配收入	0.0649	0.0037	0.0037
	(0.0988)	(0.0086)	(0.0086)
<i>N</i>	165	502	490

注同表 4。

(二) 房价下跌对消费的影响

一般而言，房产价值变化中，人们最为关注的问题便是房价下跌可能带来的风险。对此，本文基于两个角度进行检验：一方面，城镇居民所在社区商品房一般价格的变化可以分为两类，一类是跨期下跌，另一类是跨期未下跌（包含不变和上涨两类），此时，将社区商品房一般价格的变化作为居民房价变化的代理变量，以考察房价下跌与否的影响的非对称性。另一方面，CFPS 提供了自住房的房产值和建筑面积，也提供了非自住房的房产总值和建筑总面积，但数据所限无法获得每一套住房的具体信息。与此同时，对跨期均有住房的家庭而言，拥有一套房的城镇居民占比约 90%。此时，本文将城镇居民自住房价格的变化作为所有房产价格变化的代理变量，具有一定的可行性和代表性，相关结果具体参见表 15^①。

由表 15 可知，无论是社区层面还是家庭层面，房价未下跌的影响正向显著，即房价未下跌时房产价值变化对城镇居民消费有着明显的刺激作用；然而，房价下降的影响均不显著。具体而言，社区层面房价或者自住房房价未下跌时，人均净房产每增值约 1%，则城镇居民消费分别增加约 0.0966%和 0.0110%；与之相反，当社区层面房价或者自住房房价下跌时，房产价值的变化对城镇居民的消费并无显著影响，即无论是从显著性还是系数值大小来看，房价下跌影响的非对称性同样不成立。

表 15 房价下跌的财富效应

变量	社区平均层面		家庭层面	
	社区房价未下跌	社区房价下跌	自住房房价未下跌	自住房房价下跌
Δ 人均净房产	0.0966***	0.0455	0.0110***	0.0069
	(0.0168)	(0.0332)	(0.0018)	(0.0065)
Δ 人均可支配收入	0.0118**	0.0006	0.0038	0.0636
	(0.0054)	(0.0013)	(0.0027)	(0.0602)

^① 直观起见，此时删除那些人均净房产为负的那些城镇家庭，并分别对人均净房产和人均非住房消费支出+1 后再取对数，以获得房产价值变化对居民消费影响的弹性。

N	2883	244	3074	53
---	------	-----	------	----

注同表 3。

我国房价长期维持高位并被认为存在较大泡沫，房产去库存的宏观政策可能带来房价的大幅波动，可能由此诱发经济下滑和社会震荡。就目前而言，确实很难预测房价何时会跌，虽然大部分人都认为房价存在泡沫。管制导致价格扭曲，这是符合逻辑的，同时，管制也能维持扭曲的价格。从政府部门的调控目标看，一定是避免房价的大起大落，尤其是房价大跌可能导致经济危机的风险。然而，本文的研究结论表明，无论是间接角度的房产价值变化还是直接角度的房价变化，房产价值下降或者房价下跌均不会对居民消费产生明显的抑制作用。因此，放松房地产市场监控，“让政府的归政府，市场的归市场”，未尝不是一个更好的选择。

六、房产财富效应的异质性分析

（一）年龄阶段

此时，本文从年龄异质性角度进行考察，此时本文按照 2010 年户主年龄，以年轻人群组（35 岁及以下）为参照组，引入是否中年人群（36~59 岁）和是否老年人群（60 岁及以上）的二值虚拟变量，并分别与 Δ 人均净房产进行交叉。此外，为考察预防性储蓄动机在年龄异质性人群间的差异，采用类似方法考察房产价值波动对基本和非基本消费的影响，相关结果参见表 16。

若从年龄异质性进行考察，由表 16 可知， Δ 人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即年轻人群的财富效应是存在的，进一步的由交叉项可知，中年人群的财富效应在一定程度上有所增加，而老年人群的在一定程度上有所降低但均不显著，换句话说，财富效应在不同年龄人群间的差异并不明显。

进一步来看，对于基本消费支出， Δ 人均净房产的影响正向显著，这表明基准组即年轻人群的财富效应是存在的，进一步由交叉项可知，关于基本消费支出的财富效应在不同年龄人群间的差异并不明显；同样的，对于非基本消费支出的结论与之类似。这就意味着，预防性储蓄动机的强弱在不同年龄阶段人群中并无显著差异。

综上，财富效应在不同年龄人群间的差异并不明显；进一步来看，预防性储蓄动机的强弱在不同年龄阶段人群中并无显著差异。

表 16 年龄阶段

变量	Δ 人均非住房消费支出	Δ 人均基本消费支出	Δ 人均非基本消费支出
Δ 人均净房产	0.0100*	0.0028**	0.0072
	(0.0054)	(0.0012)	(0.0051)
Δ 人均净房产* 中年人群 (=1)	0.0022	0.0018	0.0005
	(0.0058)	(0.0014)	(0.0053)
Δ 人均净房产* 老年人群 (=1)	-0.0013	0.0021	-0.0034
	(0.0055)	(0.0015)	(0.0052)

Δ人均可支配收入	0.0119	0.0052	0.0067
	(0.0095)	(0.0039)	(0.0060)
<i>N</i>	3158	3158	3158

注同表 3。

(二) 地区差异

下面，本文根据城镇居民所在省（直辖市或自治区），将其所在地区划分为（准）一线地区和非（准）一线地区，相关估计结果参见表 17^①。

由表 17 可知，无论采用哪一种定义方式，非一线地区的财富效应都要比（准）一线地区更为强烈。究其原因，这可能是面对同等幅度的房产价值变化，（准）一线地区城镇家庭往往面临更高的房价，可能会由于未来购房需求而适当压缩消费支出，房产的财富效应往往受到削弱。

表 17 （准）一线地区 VS 非（准）一线地区

变量	定义1		定义2	
	非一线地区	一线地区	非准一线地区	准一线地区
Δ人均净房产	0.0124***	0.0102***	0.0169***	0.0096***
	(0.0037)	(0.0021)	(0.0043)	(0.0021)
Δ人均可支配收入	0.0068	0.0326	0.0048	0.0377*
	(0.0071)	(0.0196)	(0.0057)	(0.0198)
<i>N</i>	2717	441	2216	942

此时去除位于东部和位于西部变量，其余注同表 3。

下面进一步考察预防性储蓄动机在不同地区的差异，以准一线地区和非准一线地区为例进行分析，相关结果参见表 18。研究发现，对非准一线地区而言，关于非基本消费支出的财富效应明显大于基本消费支出，这就表明预防性储蓄动机在非准一线地区表现的较为强烈；与之不同的是，对准一线地区而言，关于非基本消费支出的财富效应略大于基本消费支出，这就表明预防性储蓄动机在准一线地区表现的就不是那么强烈。究其原因，可能在于准一线地区的社会保障机制相对完善，城镇居民的预防性储蓄动机的发挥空间相对有限，这也与我国的实际国情相吻合。

表 18 预防性储蓄动机的地区差异

变量	非准一线地区		准一线地区	
	基本	非基本	基本	非基本
Δ人均净房产	0.0057***	0.0112***	0.0042***	0.0054***
	(0.0019)	(0.0037)	(0.0007)	(0.0015)
Δ人均可支配收入	0.0034	0.0014	0.0116	0.0261**

^① 由于 CFPS 仅仅提供了所在省（直辖市或自治区）的代码，而未提供具体所在城市的信息，方便起见，本文首先规定北京市和上海市为一一线地区，其他地区为非一线地区（该定义规定为一一线 1）；稳健起见，查阅中国统计年鉴，根据 2014 年省级（直辖市）房价水平高低，再将天津市、浙江省、福建省和广东省等地区纳入到准一线地区进行分析（规定为一一线 2）。

	(0.0031)	(0.0034)	(0.0087)	(0.0126)
<i>N</i>	2216	2216	942	942

注同表 17。

(三) 地区差异

下面，本文根据城镇居民所在省（直辖市），按照传统定义将其划分为西部地区、中部地区和东部地区。由表 19 的结果可知，无论是系数值还是显著性水平上来看，中部地区的财富效应最为明显；东部地区的财富效应正向显著，但要比中部地区明显要低很多，而西部地区的财富效应正向且在 15%水平上显著，与东部地区几乎持平。因此，财富效应在我国具有一定的地域差异。

表 19 地域差异

变量	西部地区	中部地区	东部地区
Δ 人均净房产	0.0103	0.0175**	0.0098***
	(0.0067)	(0.0071)	(0.0020)
Δ 人均可支配收入	0.0356***	-0.0010	0.0449**
	(0.0074)	(0.0026)	(0.0217)
<i>N</i>	538	1057	1563

此时去除位于东部和位于西部变量，其余注同表 3。

下面进一步考察预防性储蓄动机在不同地域的差异，相关研究结果参见表 20。研究发现，对西部地区而言，非基本消费支出的财富效应明显大于基本消费支出，但均不显著，这就表明预防性储蓄动机在西部地区并未发生作用；对中部地区而言，非基本消费支出的财富效应明显大于基本消费支出，且均显著，这就表明预防性储蓄动机在中部地区发挥的较为充分；对东部地区而言，基本和非基本消费支出的财富效应均正向显著且无明显差别，这就表明预防性储蓄动机在东部地区并未发生作用。综上，财富效应在我国具有一定的地域差异；进一步而言，预防性储蓄动机在中部地区发挥得较为充分，而在西部地区和东部地区并未有效发挥作用。

表 20 预防性储蓄动机的地域差异

变量	西部地区		中部地区		东部地区	
	基本	非基本	基本	非基本	基本	非基本
Δ 人均净房产	0.0007	0.0096	0.0060*	0.0115*	0.0043***	0.0055***
	(0.0020)	(0.0059)	(0.0032)	(0.0067)	(0.0007)	(0.0015)
Δ 人均可支配收入	0.0229***	0.0127**	0.0009	-0.0020	0.0126	0.0323**
	(0.0037)	(0.0059)	(0.0009)	(0.0029)	(0.0087)	(0.0144)
<i>N</i>	538	538	1057	1057	1563	1563

注同表 17。

(四) 受教育程度

下面，本文根据城镇家庭户主是否具有大学及以上学历，将其划分为具备和不具备两类，类似的本文还考察预防性储蓄动机在不同受教育程度人群中的作用差异。从表 21 可知，无论户主受教育程度如何，房产的财富效应均为正向显著，其中具备大学及以上学历家庭的财富效应更为明显。究其原因，房产财富效应的发挥需要经过一定程序和步骤来履行，而受教育程度较高的户主对相关金融产品、金融工具和金融知识掌握的更为熟练，财富效应发挥的往往更为充分。

下面进一步考察预防性储蓄动机在不同受教育程度人群中的差异。由表 21 可知，对不具备大学及以上学历的人群而言，基本和非基本消费支出的财富效应均正向显著且无明显差别，这就表明预防性储蓄动机在西部地区并未发生作用；对具备大学及以上学历的人群而言，非基本消费支出的财富效应明显大于基本消费支出，且均显著，这就表明预防性储蓄动机在具有更高教育程度的人群中发挥的较为充分。

综上，具备大学及以上学历家庭的财富效应更为明显；进一步而言，预防性储蓄动机在具有更高教育程度的人群中发挥的较为充分。

表 21 受教育程度差异

变量	不具备大学及以上学历			具备大学及以上学历		
	非住房消费	基本	非基本	非住房消费	基本	非基本
Δ人均净房产	0.0073***	0.0035***	0.0038*	0.0137***	0.0050***	0.0087***
	(0.0025)	(0.0009)	(0.0020)	(0.0031)	(0.0009)	(0.0024)
Δ人均可支配收入	0.0073	0.0026	0.0047	0.0363*	0.0200***	0.0163
	(0.0074)	(0.0024)	(0.0054)	(0.0203)	(0.0071)	(0.0178)
N	2179	2179	2179	979	979	979

注：此时去除户主受教育程度变量，其余注同表 3。

七、结论与政策建议

本文采用家庭微观面板数据，考察了房产价值变化对城镇居民非住房消费的财富效应，并对财富效应的异质性、非对称性和作用机制进行深入研究。本文主要有以下发现：（1）房产财富效应正向显著，而且财富效应的长期影响比短期影响更为明显。（2）房产价值增加会显著刺激消费，而房产价值下降在一定程度上抑制消费，但无论从系数值大小还是显著性水平来看，房产价值增加的影响大于房产价值下降；进一步来看，房价上涨能够显著刺激消费，而房价下跌对消费的抑制作用并不明显，因此无论是间接角度的房产价值变化还是直接角度的房价波动，房产财富效应的非对称性在我国并不成立。（3）针对房产财富效应作用机制检验的研究发现，未预期到和预期到的房产价值变化均能刺激消费，从而否认了直接财富效应；通过家庭负债程度、流动性资产多寡抑或是二者进行交叉，否定了抵押品效应的成立；而房产价值变化对非基本消费支出的影响显著大于基本消费支出，从而支持了预防性储蓄动机的成立。（4）房产价值变化的影响在不同人群中具有差异，相对于没有改善需求城镇家庭，具有改善需求家庭的影响显著降低；相对于（准）

一线地区，非一线地区城镇家庭的影响更为强烈；相对于西部和东部地区，中部地区的影响更为强烈；相对于不具备大学及以上学历的人群，具备大学及以上学历人群的财富效应更为强烈。

基于本文研究结论和我国现实国情，本文提出建议如下：（1）本文研究发现房产价值增加或者房价上涨固然会刺激消费，但房产价值下降或者房价下跌并不会对居民消费产生显著负面影响。这一结论为去库存政策提供了经验支持，同时表明房价的自由波动并不会对居民消费产生强烈抑制作用，相关管理部分应放松房地产市场管控。（2）流动性约束的放松有待于我国金融工具的发展和规范，只有深化发展再融资市场和创新创造新型金融产品和金融工具（譬如抵押贷款、反向抵押贷款和再融资等金融产品），才能有效将房产资本收益持久性的转化为消费。（3）预防性储蓄是为应付不时之需而增强的储蓄，这就提醒相关政府管理部门需要进一步减轻普通家庭的养老、医疗和住房负担，这样才能有效刺激消费。（4）金融资产的财富效应约为房产的2倍，从而表明金融资产的影响不容忽视，一方面由于存在种种制度和非制度壁垒，我国金融市场往往存在居民“有限参与”现象，因此应破除相关壁垒以促进广泛参与；另一方面，随着金融资产的日益普及，政府应提高股票、证券、基金和债券等风险性金融产品的管理和监控能力，尽力避免相关产品价格大起大落对居民消费的危害性。

参考文献:

- [1] 柴国俊、尹志超:《住房增值对异质性家庭的消费影响》,《中国经济问题》2013年第11期。
- [2] 陈健、黄少安:《遗产动机与财富效应的权衡:以房养老可行吗》,《经济研究》2013年第9期。
- [3] 杜莉、沈建光、潘春阳:《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》2013年第3期。
- [4] 黄静、屠梅曾:《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》2009年第7期。
- [5] 李亮:《房地产财富与消费关系研究新进展》,《经济学动态》2010年第11期。
- [6] 李涛、陈斌开:《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》2014年第3期。
- [7] 尚昀、臧旭恒:《家庭资产、人力资本与城镇居民消费行为》,《东岳论丛》2016年第4期。
- [8] 万晓莉、严与若、方芳:《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)》2017年第16卷第2期。
- [9] 解垚:《房产和金融资产对家庭消费的影响:中国的微观证据》,《财贸研究》2012年第4期。
- [10] 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐:《中国城市房价与居民消费》,《金融研究》2012年第6期。
- [11] 杨赞、张欢和陈杰:《再购房潜在动机如何影响住房的财富效应?基于城镇住户大样本调查数据的微观层面分析》,《财经研究》2014年第7期。
- [12] 周晓蓉、代艳花、曾尹嫵、陈建东:《资产财富效应实证研究新进展》,《经济学动态》2014年第10期。
- [13] Andreu E.S., *The effect of house price changes on household saving behavior: A theoretical and empirical study of the dutch case*, SOM Research Reports, Vol. 15018-EEF,2015.
- [14] Atalay K., Whelan S., and Yates J., House prices, wealth and consumption: New evidence from Australia and Canada, *Review of Income and Wealth*, 2016, Vol.62(1), pp. 69-91.
- [15] Attanasio O.P., Blow L., Hamilton R. and Leicester A., Booms and busts: Consumption, house price and expectations, *Economics*, 2009, Vol.76, pp.20-50.
- [16] Bhatia K., Mitchell C., Household-specific housing capital gains and consumption: Evidence from Canadian microdata, *Regional Science and Urban Economics*, 2016, Vol.56, pp.19-33.
- [17] Browning M., Gortz A., and Pts S.L., Housing wealth and consumption: A micro panel study, *The Economic Journal*, 2013, Vol.123(May), pp.401-428.
- [18] Calcagno R., Fornero E,Rossi M C. The effect of house prices on household saving: the case of Italy, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, Vol.39, pp. 284 - 300 .
- [19] Campbell, J. Y. and J. F. Cocco, 2007, How do House Price Affect Consumption? Evidence from Micro Data, *Journal of Monetary Economics*, 2007, Vol. 54(3) , pp. 591 -621.
- [20] Cooper D., House price fluctuations: The role of housing wealth as borrowing collateral, *The Review of Economics and Statistics*, 2013, Vol.95(4), pp. 1183-1197.
- [21] Cooper D., *Impending U.S. spending bust? The role of housing wealth as borrowing collateral*, Federal reserve bank of Boston Working Paper 09, 2009.
- [22] Cristini A. and Sevilla A., Do house price affect consumption? A re-assessment of the wealth hypothesis, *Economic*, 2014, Vol.81, pp.601-625.
- [23] Disney R., Gathergood J. and Henley A., House price shocks, negative equity and household consumption in the United States, *Journal of the European Economic Association*, 2010, Vol.8(6), pp.1179-1207.
- [24] Engelhardt G.V., House price and home owner saving behavior, *Regional Science and Urban Economics*,

- 1996, Vol.36, pp.313-336.
- [25] Gan J., Housing wealth and consumption growth: Evidence from a large panel of households, *Review of Financial Studies*, 2010, Vol.23, pp. 2229–2267.
- [26] Grant C., Peltonen T., *Housing and equity wealth effects of Italian households*, European Center Bank Working Paper, No.857, 2008.
- [27] Guiso L., Paiella M., and Visco I., *Do capital gains affect consumption? Estimation of wealth effects from Italian households' behavior*, Temi Di Discussione, No.555, 2005.
- [28] Jiang S.Y., Sun W. and Webb A., The impact of house price movements on non-durable goods consumption of older households, *Annals of Economics and Finance*, 2013, Vol.14(2), pp. 493-512.
- [29] Johnson D.S., Parker J.A., and Souleles N.S., Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001, *American Economic Review*, 2006, 96(5) ,pp.1589 -1610.
- [30] Khalifa S., Seck O., and Tobing E., Housing wealth effect: Evidence from threshold estimation, *Journal of Housing Economics*, 2011, Vol.22, pp.25-35.
- [31] Liao W.C., Zhao D., and Sing T.F., Risk attitude and housing wealth effect, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2014, Vol.48(3), pp.467-491.
- [32] Ludwig A. and Torsten Slok, The Impact of changes in stock prices and house prices on consumption in OECD countries, IMF Working Paper, 2002.
- [33] Mian A. and Sufi A., House prices, home equity-based borrowing, and the US 8 household leverage crisis, *American Economic Review*, 2011, Vol. 101(5), pp.2132-56.
- [34] Paiella M. and Pistafrri L., Decomposing the wealth effect on consumption, 2016, *Review of Economics and Statistics*(forthcoming), DOI: 10.1162/REST_a_00629.
- [35] Sinai, T. and Souleles N.S., Owner-occupied housing as a hedge against rent risk, *Quarterly Journal of Economics*, 2005, Vol.15(3), pp.763-789.
- [36] Tobing E., How do housing wealth effects vary with age?, *Applied Economics*, 2012, Vol.19, pp.649-652.
- [37] van Beers, Bijlsma N., and Mocking R., *House price shocks and household savings: Evidence from Dutch administrative data*, CPB discussion paper, No.299, 2015.
- [38] Wang P., *Housing wealth, housing-based borrowing and consumption growth: Evidence from a panel of households*, UNSW Working Paper, August, 2015.
- [39] Windsor C., Jarkko P.J., and Finlay R., Housing wealth effect: Evidence from and Australian panel, *Economic*, 2015, Vol.82, pp.552-577.



作者 万海远

法国里昂大学经济学博士，北京师范大学经济学博士
现为北京师范大学中国收入分配研究院副院长，北京师范大学经管学院副教授
法国国家科学研究院特聘研究员，国家发改委宏观经济研究院副研究员

主要研究领域为财产与收入分配、扶贫与就业。在 China Economic Journal、China Economic Review、Journal of Migration、Journal of China Studies、《经济研究》和《管理世界》等中英文期刊上发表 40 余篇论文，出版《中国新型城镇化与人口迁转》，先后主持世界银行、国际劳工组织、国家社科基金和国家发改委等委托的 20 余项课题，作为主要成员参与了国家社科基金重大项目、国家自然科学基金重点项目、教育部哲学社会科学研究重大攻关项目的研究工作。



作者 李庆海

博士，南京财经大学副教授，北京师范大学经济与工商管理学院博士后
中国收入分配研究院兼职研究员，现任国家自然科学基金通讯评议人
China Economic Review (SSCI)、经济学季刊、中国农村经济和数量经济技术经济研究
等期刊等匿名审稿人。入选“江苏省青蓝工程优秀青年骨干教师”，两次获得“江苏省统计科
研优秀成果奖”，“第十二届中国农村金融发展论坛优秀论文奖”等荣誉称号。

研究领域为家庭金融、农业经济学、微观计量经济学以及中国高净值人群问题。



作者 李实

现任浙江大学文科资深教授，教育部“长江学者”特聘教授
原北京师范大学经济与工商管理学院教授，博士生导师，中国收入分配研究院执行院长
德国劳动研究所 (IZA) 研究员中国经济体制改革研究会学术委员会委员
中国 (海南) 改革与发展研究院学术委员会委员，天则研究所学术委员会委员
北京大学经济与人类发展研究中心学术委员，国家行政学院兼职教授
国务院扶贫领导小组专家咨询委员会委、国家人力资源和社会保障部专家咨询委员会委员
中国就业促进会专家咨询委员会委员
曾担任世界银行、亚洲开发银行、联合国开发署 (UNDP)、
联合国国际儿童基金会 (UNICEF)、国家发改委，国务院扶贫办等机构的项目专家

主要研究领域包括发展经济学与劳动经济学，其中收入分配、公共政策、贫困、劳动力市场等为近年来研究重点。

此文章是国家自然科学基金 - 北京大学管理科学数据中心 2015 年资助课题“中国居民收入差距、财产差距及流动性研究”的研究成果之一。课题组负责人为李实教授。该课题组主要研究内容包括中国居民财产增长及结构变化、居民财产分布差距的变化、居民财产差距与收入差距的关系、中国居民财产流动性的总体趋势、居民财产流动性变化的结构性原因、不同人群财产流动的比较、房价变动、财产水平与财产差距以及房价变动与居民财产流动性。

作者简介

POLICY REPORT SERIES

地 址 北京市颐和园路5号北京大学理科5号楼4层
邮政编码 100871
联系电话 010-6276 7908
传 真 010-6275 9641
网 站 <http://dcms.pku.edu.cn>

