

房价下跌的消费冲击

万海远 李庆海 李 锐*

内容提要 在防范和化解各种重大风险的背景下，预防房价显著下跌所带来的消费冲击是社会关注的焦点之一。本文利用2010-2014年中国家庭追踪数据（CFPS），实证分析了房价波动对中国城镇居民消费的影响，并侧重研究房价下跌所带来的非对称性影响，在此基础上检验其对消费冲击的作用机制。研究发现，房价上升对居民消费影响为正，但房价下跌带来的负向消费冲击同样也非常明显，且房价下跌幅度越大则抑制居民消费的程度就越高，因而存在明显的非对称性。本文作用机制检验结果拒绝了直接财富效应和抵押品效应，而支持预防性储蓄动机。由于存在房价下跌的风险，增强了预防性储蓄动机，使得城镇居民消费增长乏力。考虑到房价下跌会带来显著的负向消费冲击，政策上要防止住房价格的短期急剧下行，从而让经济运行稳定在合理区间。

关键词 经济金融风险 房价显著下跌 城镇居民消费 预防性储蓄动机

经济进入高质量发展阶段，首要任务就是要防范和化解各种重大风险，其中预防房价显著下跌所带来的负向冲击是重要方面之一。过去10多年，中国城市房价水平普遍上涨，在少数城市甚至达到明显较高的程度。因此，近年来社会普遍关注高房价是否能够持续，并担心若房价出现明显波动会给国民经济带来何种影响。对应在家庭层面，伴随着近年来房价的持续上涨和住房自有率的大幅提升，房产已成为中国城镇居

* 万海远，北京师范大学经济与工商管理学院、北京师范大学中国收入分配研究院，电子邮箱：why842000@163.com；李庆海（通讯作者），北京师范大学经济与工商管理学院、南京财经大学经济学院，电子邮箱：zhongguopai@163.com；李锐，北京师范大学经济与工商管理学院，电子邮箱：lirui@bnu.edu.cn。作者感谢国家社会科学基金重大项目“中国家庭数据库建设及其应用”（18ZDA080）、北京师范大学交叉学科项目“收入分配与劳动力市场”（312231104）和博士后科学基金项目“房产价值波动对城镇居民消费变化影响的财富效应研究”（2017M610780）的资助，感谢卢云鹤、孟凡强的有益评论和建议。

民的主要财富形式^①。因此，一旦房价出现明显下跌，是否也会引致居民消费的急剧萎缩，是一个值得关注的话题。

从防风险视角出发，本文利用中国家庭追踪调查数据，考察了房价波动对城镇居民的消费影响，并探讨了房价显著下跌所带来的消费冲击及其作用机制问题。与以往研究相比，首先，本文研究房价波动对居民消费的影响具有明显的现实价值，侧重研究了房价大幅下降所带来的消费冲击问题，从而给防范和化解房价风险提供思路。其次，本文对比了房价上涨和房价下跌的不同消费影响，分析了房价显著下跌所带来消费冲击的非对称性问题，从而给现实的防风险政策提供启示。最后，关于房价波动影响居民消费的作用机制，本文发现预防性储蓄动机是房价变化影响消费的根本来源，这与很多国外文献研究结果不同。由于房价显著下跌引致的预防性储蓄会进一步减少消费，所以要努力避免住房价格大跌对居民消费的显著冲击。

本文以下部分安排如下：第一部分为文献简要回顾；第二部分为数据和变量；第三部分为估计策略和实证结果；第四部分是房价波动影响消费的作用机制检验；第五部分聚焦房价下降对居民消费的负向冲击；第六部分是结论。

一 文献回顾

一般认为，房价与消费之间存在两种效应，一是从静态存量角度考察房价高低对消费的影响，即资产效应；二是从动态增量角度考察房价变化对消费的影响，即财富效应^②。本文主要研究房价变化的财富效应。另外，早期关于房价变动的研究一般采用宏观加总数据，然而它无法避免理论上的“可加性”和计量上的“内生性”问题，加之缺乏微观机理分析而遭受质疑，因此本文主要综述微观数据的研究文献。

（一）房价变化的消费影响

大多数研究认为，房价变化在整体上具有刺激消费的作用。譬如，Guiso et al. (2005) 基于意大利的微观数据研究发现，房价变化的边际消费倾向约为 0.2。Wang (2015) 使用澳大利亚的微观数据研究发现，房价变化的边际消费倾向约为 0.18。Bhatia & Mitchell (2016) 基于加拿大的研究发现，房价每增加 1%，家庭总消费增加

① 谢宇等（2015）发现，2014年城市家庭房产净值占家庭净资产的比例为78.6%。

② 财富效应而非资产效应更受关注的原因在于，一定时期内社会总财富是确定的，但由于房价波动幅度较大，考察房价变化而非房价水平对居民消费的影响，更具现实意义和政策价值。

0.54%，而非耐用品消费增加0.39%。Aladangady（2017）基于美国的研究发现，房价每增加1%，家庭消费平均增加约0.47%。关于中国房价波动对居民消费影响的研究较晚。杜莉等（2013）基于上海居民调查数据的研究发现，总体上房价上涨提高了居民的平均消费倾向，房价变化的边际消费倾向约为0.01。张浩等（2017）使用中国家庭追踪调查数据（CFPS）数据的研究表明，房价每提高1%，则家庭消费水平提升0.09%。也有研究认为房价变化对消费的影响并不明显，甚至为负（李亮，2010）。李涛和陈斌开（2014）基于中国城镇住户调查数据（UHS）的研究表明，房价变化的影响并不明显，即使在拥有第二套住房的家庭中也不显著。谢洁玉等（2012）同样使用中国城镇住户调查数据发现，房价上涨对消费甚至具有抑制作用，房价每上涨1%，则居民消费会减少0.13%。尚昀和臧旭恒（2016）基于2010年和2012年CFPS数据的研究也发现，现住房产价值变化对消费没有明显作用，而石永珍和王子成（2017）研究认为房价变化总体上并没有显著影响居民消费。

（二）房价下跌的消费冲击

对应房价水平的波动，实际上近期最受关注的还是房价下跌所带来的消费冲击问题，特别是房价下降所带来消费影响的非对称性问题。之所以关注非对称性，一个重要的背景便是，2008年美国次贷危机时房价大幅下跌诱发居民消费锐减和全球性经济衰退。由于中国房价多年来保持持续上升，房价显著下降可能带来的经济风险日益受到关注。关于房价变化对消费影响的非对称性，Engelhardt（2000）利用PSID数据（美国收入动态追踪调查）并采用分位数回归发现，家庭消费行为的非对称性影响是存在的，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。

有些研究也发现非对称性未必成立。如Disney et al.（2002）基于英国家庭追踪调查数据的研究发现，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）基于美国健康与退休调查数据的研究发现，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并否认了非对称性，发现房价上升对储蓄起到明显的抑制作用（边际储蓄倾向约在0.2~3.2之间），而房价下跌对储蓄率的影响则从年轻人群的刺激作用（约在0.0~1.2之间）逐渐转化为老年人群的抑制作用（约在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，由此也间接否认了非对称性的消费影响。

从国内外文献可以看出,针对房价波动对消费变化影响的文献有很多,但房价对居民消费影响的非对称性研究并不多,而且关于房价不同程度下降所带来的消费冲击是否也存在非对称性等问题更没有一致的结论。近年来,中国房价下行带来的经济社会问题有所显现,由于缺乏高质量微观面板数据,关于中国房价下跌对居民消费影响的研究还相对欠缺,而检验房价不同下跌幅度的非对称性影响的文献就更少。所以在防范经济风险的背景下,研究房价显著下降带来的消费冲击问题是非常有现实意义的。

(三) 微观作用机制

对于房价变化为什么会给居民消费带来影响,尤其是房价下跌所带来的消费冲击问题,已有研究从作用机制的角度进行了许多检验,尤其是围绕房价变化带来的直接财富效应、抵押品效应和预防性储蓄动机等,从而为分析房价波动与居民消费变化之间的关系提供了机制解释。

所谓直接财富效应,是基于持久性收入假说,认为未预期到的房价提高会增加居民财富并刺激消费意愿,从而带来居民消费的持久性增加。与之相反,如果房价提高是被预期到的,那么家庭消费计划往往不会明显变化^①。从这个理论出发,Jiang et al. (2013) 对美国的研究发现,未预期到的房价下跌会降低消费,同时预期到的房价下跌则无影响,从而支持直接财富效应。Browning et al. (2013) 发现预期到的房价变化对年轻和年老人群均无显著影响,而未预期到的房价变化对年轻人群有显著影响,但对年老人群并无显著影响,从而部分支持了直接财富效应。而 Attanasio et al. (2009) 的研究则与之相反,预期以及未预期到的房价变动对居民消费均产生了显著影响,从而否定了直接财富效应。万晓莉等(2017)基于宏观数据的研究同样发现,预期到的房价变化对中国城镇居民消费并无显著影响,而且未预期到的房价变化同样也无显著影响,同样否定了直接财富效应。

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,而住房对消费者具有抵押品作用,因此可以通过住房信贷增加当前消费水平。相关研究主要从流动性约束程度进行检验,如使用流动性资产占收入比、负债占可支配收入比等进行衡量,若家庭遭受流动性约束的可能性越大,则居民消费的约束就越明显。

^① 也有研究将房价变化作为因变量,并将回归后房价变化的预测值视为可预期到的房价变化,并将残差项视为未预期到的房价变化,然而这种方法对于数据质量要求较高,需要长时序的面板数据才能实现(Wang, 2015)。

Cooper (2009) 发现美国家庭负债占可支配收入越高, 则房价变化的消费影响就越明显, 因此存在抵押品效应。李江一 (2017) 发现流动性约束越强的家庭, 房价变化带来的消费挤出就越严重。张浩等 (2017) 发现, 房屋存在按揭贷款对于居民消费有显著影响, 且考虑净房屋价值时房价变化的影响程度会明显降低, 从而间接支持了流动性约束效应。与此相反, Attanasio et al. (2009) 使用英国的数据研究发现, 住房拥有者和租住者关于房价波动对消费影响的系数基本相同, 前者可能将房产作为抵押品进行借贷以缓解流动性约束, 但后者不存在这种可能性, 从而不能支持抵押品效应。Bostic et al. (2009) 发现房价变化的影响在具有和不具有流动性约束的两类家庭中并无明显差异, 从而否认了抵押品效应。

所谓预防性储蓄动机, 是指面对不确定, 房产具有缓冲储备的功能, 当房价下跌时, 居民的预防性储蓄需求会增加, 从而会减少当期不必要的消费支出。值得注意的是, 国外大多数研究都尝试去验证抵押品效应是否成立, 但对预防性储蓄动机的检验则比较缺乏。究其原因, 相关文献的研究对象都在经济发达地区, 社会保障制度相对完善, 家庭预防性储蓄动机相对较低, 同时消费信贷也比较发达, 因此家庭考虑更多的往往是流动性约束问题。事实上, 房价变动是否能够降低家庭预防性储蓄倾向, 很大程度上取决于房产的流动性以及变现能力 (张传勇、王丰龙, 2017)。Gan (2010) 发现香港房价的上升导致了家庭资本利得增加, 从而居民就减少了预防性储蓄并增加消费, 这意味着预防性储蓄动机可能是成立的。Cooper (2013) 对美国的研究发现, 房价变化对那些流动性约束程度较高家庭的影响不显著, 但对流动性约束程度较低的家庭存在正向影响, 这可能是由于预算约束的限制使得居民有更多的储蓄, 从而在否认抵押品效应的同时还间接支持了预防性储蓄动机。然而, 这种间接检验方法存在一定问题, 原因在于对抵押品效应的否定, 并不意味着预防性储蓄动机必然成立。对此, 需要对预防性储蓄的作用机制进行直接检验, 一种方法是在预算约束保持一定的情况下, 如果人们感到无需存钱时, 就有可能增加外出就餐、旅游等非基本性支出, 因此房价提高对外出就餐或者旅游等自由支配的消费影响更为敏感 (Ludwing & Torsten, 2002)。

综合房价波动或房价下跌对消费影响的文献回顾可以发现, 首先, 关于中国房价下跌所带来的消费冲击研究相对不足, 较少估计房价下行给居民消费所带来的影响。其次, 关于房价不同变化方向和房价不同下跌幅度给居民消费所带来的非对称性影响, 已有研究也相对缺乏。在中国部分城市房价已经处于高位的情况下, 这种非对称性研究可以给未来的政策调控提供更多启示。最后, 针对中国房价下跌与消费变化的研究

并不充分,对作用的微观机制检验还相对缺乏,同时相关作用机制的检验方法尚存在改进之处,因此有必要进一步深入分析。

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(CFPS),该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,具有较好的全国代表性。CFPS在2010年正式开始全国基线调查,之后又实施了2012年和2014年的全国跟踪调查。本文的研究对象仅限于城镇居民家庭,不包括农村家庭。由于2012年国家统计局调整了城镇和农村居民的定义,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,为保持年度间的可比性,本文数据以此调整并以家庭户主常住地来区别城镇和农村家庭。

在筛选样本时,本文选取三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样本^①。本文的分析对象为三年均有房家庭样本,可以更好地揭示出房价变化对于居民消费的影响^②。由于使用了不同年份的数据,本文对收入、房价、资产、消费和负债等变量统一按2010年不变价格进行调整。最终,我们获得了三年3972户家庭分布在226个社区的11916个个体样本。

(二) 变量定义

1. 家庭人均非住房消费

总消费包括食物、衣着、居住、家庭设备及日用品、医疗保健、交通通讯、文教娱乐和其它消费等8个子类,其中扣除住房消费(包括物业费、水电费、燃料费、房屋维修费和取暖费等)后的消费就是非住房消费,在此基础上再除以家庭人

① 在CFPS数据中,部分城镇家庭出现样本流失,而本文需要计算房价变化对居民消费的影响,此时对这类家庭无法计算该核心变量,因此需要选取三次调查都在样本中的城镇家庭。对于跨年家庭住址发生变化的城镇家庭,这意味着家庭自住房发生了变化,三年中此类家庭仅有24个样本,舍弃后并不影响结果。

② CFPS 2010年、2012年和2014年调查中,扣除数据流失(三期数据中缺失某期数据)和跨年家庭住址发生变化的城镇居民后还剩11916个,样本流失率约为10.73%(1433/13349)。通过比较可知,删除和未删除样本中关键变量的统计特征之间并不存在明显差异(其中房价水平的t检验值为0.9421,人均非住房消费的t检验值为0.7548,因此删除之后对本文结论不会产生实质性影响)。

口规模，就得到家庭人均非住房消费（以下都简称人均消费）。

2. 住房价格

CFPS 问卷中询问了城镇居民的自评房产价值和住房面积^①，由此估算出家庭单位面积的住房价格^②。本文主要研究住房价格的变化对消费的影响。

3. 其他解释变量

户主特征包含户主的年龄、性别和婚姻等，其中户主教育程度用是否具有大学及以上学历的虚拟变量表示；家庭特征包含家庭未成年抚养比、老年抚养比、健康成员比^③、家庭人均可支配收入^④、人均金融净资产等^⑤；宏观特征包括东、中、西地区虚拟变量、所在省的 GDP 增长率等，具体参见表 1。

表 1 三年变量描述性统计

定义	变量	单位取值说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
人均非住房消费	<i>NHC</i>	万元	11916	1.220	1.432	0.004	35.120
人均非住房消费的变化	ΔNHC	万元	11916	0.089	0.122	0	10.181
住房价格	<i>HP</i>	万元/平方米	11916	0.916	1.302	0.004	8.956
住房价格的变化	ΔHP	万元/平方米	11916	0.082	0.095	0	1.245
户主年龄	<i>Age</i>	岁数	11916	51.820	13.256	17	93
户主性别	<i>Male</i>	男性为 1，女性为 0	11916	0.741	0.438	0	1
户主是否具有大学及以上学历	<i>Edu</i>	1 是，0 否	11916	0.314	0.464	0	1
户主婚姻状态	<i>Marriage</i>	已婚为 1，其它为 0	11916	0.871	0.335	0	1
户主政治面貌	<i>Politic</i>	户主为党员、人大代表或者政协委员为 1，否则为 0	11916	0.146	0.353	0	1

- ① 如果回答为完全私有，则自估价值即为该住房资产值；若回答为与单位共有产权，则对应一半的自估价值；若为其他（如租住、公房、廉租房、家人亲戚朋友提供等），则房产价值为零。按照这个方法，把家庭自住房和所有其他住房的房产价值加总就得到家庭总房产值。
- ② 由于部分城镇家庭存在两套或以上住房，根据房产价值加权计算平均房价。
- ③ 成员健康比 = 家庭健康成年人数 / 家庭人口规模。
- ④ 居民可支配收入，是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。
- ⑤ 金融净资产为金融总资产扣除金融负债后的净值，其中金融总资产包括现金、存款、别人欠自家钱、金融产品（股票、债券和基金）等，金融负债包括在银行和非银行（亲友和民间金融组织欠款等）的负债。

续表

定义	变量	单位取值说明	样本数	均值	标准差	最小值	最大值
未成年抚养比	<i>Young</i>	家庭16岁以下成员数/ 家庭人口规模	11916	0.139	0.175	0	0.750
老年抚养比	<i>Old</i>	家庭60岁以上成员数/ 家庭人口规模	11916	0.155	0.304	0	1
健康成员比	<i>Health</i>	家庭健康成年人数/ 家庭人口规模	11916	0.646	0.308	0	1
人均可支配收入	<i>Salary</i>	万元	11468	1.661	5.399	-14.57	320.9
人均金融净资产	<i>NFV</i>	万元	11550	1.327	5.544	-70.53	140.8
GDP增长率	<i>GDP</i>	所在省GDP增长率%	11916	10.089	3.011	4.900	17.40
人均生活消费	<i>Consume</i>	万元	11642	1.214	1.436	0.004	35.12
家庭负债程度	<i>LTV</i>	家庭负债/家庭可支配 收入	11615	-0.837	138.329	-12000	274.8

注：东、中和西部地区的划分参照国家统计局标准；由于数据存在缺失，所以部分变量的观测值存在差异；人均可支配收入和人均金融净资产存在收益为负或借贷的情况，所以很少部分样本的收入与资产净值小于零。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010年、2012年和2014年数据计算得到。

三 计量模型与实证分析

（一）计量模型

已有研究主要关注房价水平对消费的影响问题，但近年来住房价格的增长速度非常明显，因此研究房价变化所带来的消费影响更具现实含义，特别是上涨到一定水平后，关注房价下跌所产生的消费冲击就成为一个重要的问题，故先构造实证模型如下：

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

其中，下标 i 表示第 i 个家庭， t 表示时间， NHC_{it} 表示第 i 个家庭 t 时刻的人均非住房消费； HP_{it} 为房价； X_{it} 是其它外生解释变量； v_i 表示家庭固定效应，测度不可观测且不随时间变化的家庭因素； T 为时间固定效应； μ_{it} 是随机误差项。模型（1）既考虑了个体固定效应，又考虑了时间固定效应，属于双向固定效应模型。借鉴 Johnson et al. (2006) 的模型设定，我们对上述模型进行差分，并得到一阶差分模型：

$$\Delta NHC_{it} = \alpha \times \Delta HP_{it} + \psi' \times \Delta X_{it} + \lambda' \times Z_{it} + c + \Delta \mu_{it} \quad (2)$$

其中， ΔNHC_{it} 和 ΔHP_{it} 分别表示消费和房价的一阶差分，此时回归系数 α 体现了房

价变化对消费变化的影响； ΔX_{it} 为解释变量的差分值； Z_{it} 仍为影响居民消费的水平变量， c 表示时间因素的影响。使用一阶差分模型的好处在于，通过对家庭内部进行差分控制了家庭不可观测因素对居民消费的影响。事实上，一阶差分模型在应用中比固定效应模型更加灵活。比如，居民消费的变化可能不仅与房价或可支配收入等变量的差分值有关，还和一系列变量的水平值（如户主受教育程度）有关，模型（1）无法同时控制水平值和变动值对居民消费的影响。

（二）实证结果

表2模型1控制了房价、户主特征、家庭人口学和地理特征，模型2继续控制了人均可支配收入，模型3则进一步控制了人均金融资产，模型4则在模型3的基础上，仅针对跨期不换房样本。另外在分析房价变化的影响时，需要考虑不同原因所可能导致的内生性问题，如房价的测量误差问题，家庭对未来的预期、能力和风险偏好等无法测度的遗漏变量，以及居民消费支出可能反向影响房价的反向因果问题。我们采用所在社区房价的一阶差分值作为房价变化的工具变量（Wang, 2015）^①，模型5则是在模型4基础上引入IV的估计结果。

通过比较模型1~3发现，核心变量 Δ 房价的回归系数方向、大小和显著性比较稳健，在逐步控制影响因素的基础上，房价变化对非住房消费的影响始终正向显著。通过比较模型4和模型3可知，房价变化的回归系数大小及其显著性差异不大，说明样本选择性可能并不严重。此外，比较模型4和模型5可知，对跨期不换房的子样本而言，引入IV后 Δ 房价的估计结果（0.819）与未引入IV时（0.842）相比差异非常小，这说明内生性问题并不严重，因此后文不再引入IV进行分析。

鉴于房价变化对跨期不换房的家庭才更具意义，因此表2模型4是本文的基准结果（后文同）。具体而言，房价每变化1万元/平米，城镇居民人均非住房消费约变化0.842万元，但量级上非常小。究其原因，住房本身同时具有双重属性，即消费和投资属性。前者意味着住房是生活必需品，房价变化往往对家庭福利并无任何影响，因为

^① 工具变量通过了识别不足检验和弱工具变量检验，从而表明所选取的工具变量是合适的。具体而言，识别不足检验中Kleibergen-Paap rk LM statistic的检验值为14.498，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。进一步的弱工具变量检验中，Cragg-Donald Wald F statistic和Kleibergen-Paap rk Wald F statistic取值分别为1688.792和56.172，而Stock-Yogo弱工具变量检验临界值在10%和15%的水平上（10%水平上的最大工具变量规模）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。

他们享受的是住房给他们带来的服务属性。后者意味着当房价上涨时,即使不出售住房家庭,他们也认为比以前更为富有,从而增加当期消费。从表2的结果来看,说明当前中国城镇居民也有可能将住房作为投资品,从而有了房价变化对消费影响的同向变动关系。

从表2模型4的基准结果可以看出,户主教育、户主政治面貌分别在1%和5%的水平上显著,即户主具有大学以上学历,户主为党员、政协委员或人大代表,则人均消费显著更高。此外,户主为男性或家庭老年抚养比越大,那么人均消费就越低。另外,人均可支配收入的影响在模型中不显著,原因可能在于,人均可支配收入增加后,家庭往往可能将这部分收入用来偿还借款,或者由于投机性购房需求压缩消费并积累购房资金,由此导致可支配收入的影响不显著^①。

表2 房价波动对消费变化的影响

因变量: Δ人均消费	模型1	模型2	模型3	模型4 (基准回归)	模型5
	全部样本	全部样本	全部样本	跨期不换房样本	跨期不换房样本
	未引入IV	未引入IV	未引入IV	未引入IV	引入IV
Δ房价	1.216 ** (0.575)	1.014 ** (0.477)	0.917 ** (0.410)	0.842 * (0.485)	0.819 * (0.463)
户主年龄	4.873 ** (2.267)	5.115 *** (1.734)	5.629 *** (1.827)	2.617 ** (1.183)	2.628 * (1.445)
户主年龄平方	-0.042 *** (0.014)	-0.046 *** (0.015)	-0.050 *** (0.015)	-0.023 * (0.013)	-0.023 * (0.013)
户主性别	-7.966 * (4.128)	-9.397 ** (4.196)	-9.682 ** (4.233)	-8.812 ** (4.374)	-8.738 ** (4.406)
户主是否有大学及以上学历	19.839 *** (6.358)	21.312 *** (6.873)	20.465 *** (6.147)	19.137 *** (5.906)	19.406 *** (5.711)
户主婚姻状态	-1.506 (6.148)	-2.194 (5.351)	-2.339 (6.276)	-2.851 (5.646)	-2.313 (6.288)

① 值得注意的是,可支配收入可能存在的内生性问题在本文并不严重。人均可支配收入和人均非住房消费的相关系数仅为0.0696,而且两者在一阶差分后的相关系数为0.0019,从而可支配收入的变化并不会对消费的变化产生显著影响;此外人均可支配收入和人均净房产的相关系数仅为0.0084,也不存在收入和房产之间相互转化所导致的明显内生性问题。

续表

因变量： Δ 人均消费	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4 (基准回归)	模型 5
	全部样本	全部样本	全部样本	跨期不换房样本	跨期不换房样本
	未引入 IV	未引入 IV	未引入 IV	未引入 IV	引入 IV
户主政治面貌	16.581 ** (8.088)	16.948 ** (7.669)	17.215 ** (8.082)	17.127 ** (8.156)	18.272 ** (8.916)
未成年抚养比	-30.395 ** (14.137)	-21.203 (15.145)	-18.442 (13.385)	-11.563 (12.404)	-8.522 (8.971)
老年抚养比	-20.679 ** (9.754)	-21.424 ** (9.738)	-20.818 ** (10.155)	-20.221 ** (10.316)	-23.514 ** (11.305)
健康成员比	10.144 (7.208)	8.532 (6.137)	5.458 (4.509)	4.125 (3.683)	3.357 (2.598)
Δ 人均可支配收入		1.298 (0.872)	1.367 (0.961)	1.052 (0.878)	1.164 (0.845)
Δ 人均金融资产			2.225 ** (0.963)	2.463 *** (0.965)	2.561 *** (0.780)
常数项	124.744 *** (41.913)	136.905 *** (42.480)	150.116 *** (42.438)	91.162 *** (34.775)	91.943 *** (34.820)
调整 R^2	0.047	0.082	0.086	0.096	0.098
样本量	7630	7630	7630	7572	7572

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类；由于部分样本可能存在缺失，使得回归结果观测值总量上存在差异；前缀 Δ 表示相关变量的一阶差分；GDP 增长率和地域因素等其他变量均已控制。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

另外，房产和金融资产往往是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”，从而金融资产变化可能带来房产相反波动的内生性，然而这一问题在本文可能并不严重。一是 Δ 房产和 Δ 金融资产的相关系数仅为 0.1048，从而表明二者的相关性较低；二是金融资产与房产之间的转化在当前中国可能并不那么容易^①，所以金融资产与房产的相互转换并不明显（李涛、陈斌开，

^① 中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他发达国家那么普遍，轻易实现相互转化的可能性大大降低；另外本文使用的数据仅存在两年的时期间隔，而金融资产与房产这种大宗不动产的转化需要一个周期，尤其是在限购、限贷和满几年才能再次出售房产的政策下更是如此。

2014)。

(三) 稳健性检验

虽然我们发现房价变化对消费具有显著同向变动影响, 但为慎重起见, 下面进一步检验基准回归的稳健性问题。首先, 将房价最高 1% 和最低 1% 的极端值家庭去掉, 从表 3 检验 1 的结果发现, 在排除极端值之后结果与基准结果 (即表 2 中结果 4) 接近; 其次, 将 Δ 房价替换为房价变化率, 由检验 2 发现估计结果与基准结果相比也无明显差异; 再次, 将人均非住房消费替换为人均生活消费 (此时纳入住房消费), 检验 3 发现估计结果仍然正向显著, 相关结论依然稳健; 最后, 鉴于估计系数略有上升, 这表明房价变化对住房消费和非住房消费的影响方向相一致, 二者之间并不存在此消彼长的替代关系。

Ludwing & Torsten (2002) 认为, 住房兼具消费和投资双重属性, 对于单套房家庭而言, 自住房所具备的消费属性更为明显, 因此更多体现为未兑现房价变化的影响, 在心理上给居民带来财产幻觉, 进而不会影响消费; 但对于拥有两套房及以上家庭而言, 非自住房更容易变现, 从而房价上涨更可能会促进消费。为便于分析, 下面仅针对那些跨期数量不变且不更换住房的家庭, 由表 3 检验 4 的结果可知, 无论跨期均为单套房还是均为多套房, 房价变化的影响均为正向显著, 其中跨期均为多套房的消费影响更为明显, 这也表明多套房家庭更有可能凭借多套房实现收益变现, 从而刺激消费增长。

表 3 稳健性检验 (跨期不换房)

因变量: Δ 人均消费	检验 1	检验 2	检验 3	检验 4: 住房数量差异 (因变量: Δ 非住房消费)	
	排除极端值	换为房价变化率	换为生活消费	跨期均为单套房 且不换房	跨期均为多套房 且不换房
Δ 房价	0.869* (0.491)		0.908* (0.496)	0.657* (0.363)	1.209** (0.570)
房价变化率		0.137* (0.076)			
样本量	7420	7572	7572	6525	459

注: 基准回归是 Δ 房价对 Δ 人均消费的影响, 而稳健性检验 1~3 在不同维度上进行了调整; *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内数字表示标准误, 并在社区层面上聚类; 协变量与表 2 一致。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

四 房价波动影响消费的作用机制

实证结果发现房价变化会同向影响居民消费，至于为什么会产生这种同向变动作用，还需要做进一步的作用机制分析^①；特别是前面发现房价上下波动会带来消费影响的非对称性问题，这究竟是如何发生的，这直接关系到相关政策的评价和制定。

（一）直接财富效应

一般主要采用预期到或者未预期到的地区层面房价变化，来检验是否存在直接财富效应，所使用数据一般为长时序的微观面板数据（Paiella & Pistaferri, 2016）。然而，CFPS并未提供居民所在城市的具体信息，无法获知市级层面的房价变化信息。下面以社区平均房价的变化作为预期到的房价变化的代理变量。与此同时，将居民自住房价减去社区平均房价，二者差值的变化值作为未预期到房价变化的代理变量，进而检验直接财富效应是否成立^②。

这里主要针对那些跨年均为单套房且不换房的家庭，并以跨年均为多套房且不换房的家庭、跨期不换房的家庭进行稳健性检验。由表4可知，对于跨期单套房且不换房家庭，预期到的房价变化对居民消费产生正向显著影响，而未预期到的房价变化的影响均不显著，从而表明直接财富效应在本文是不成立的。

（二）抵押品效应

事实上，家庭负债程度能够反映家庭流动性约束的松紧，如果房价变化对流动性约束较紧家庭的影响更为强烈，那么抵押品效应就是成立的；同理，流动性资产数量也可以反映流动性约束的松紧，其检验思路与家庭负债程度类似（Wang, 2015）。参

① 在理论上，房价波动至少会通过几种方式来影响消费，一是无房且根本不考虑买房的家庭，门槛效应的存在会使得房价波动的消费影响几乎并不存在；二是无房且准备买房的家庭，房价上升时会带来家庭消费的压缩，为购房而储蓄的现象可能存在；三是已买房且不再考虑新增住房的家庭，房价波动的正负影响基本上也会抵消，从而对消费的影响也不大；四是拥有住房且仍考虑购房的家庭，因为自住房与新购房的价值变化存在部分抵消的可能，但房价上涨带来两套房之间的新增支出，却可能会带来居民消费支出的小幅收缩。

② 城镇居民通过口头交流、广告中介和网络传播等途径，很容易获得社区平均房价的信息，因此在数据存在限制的情况下，我们将社区平均房价的变化作为预期到的房价变化的代理变量。此外，居民无论是否出售住房，都会将社区平均房价作为家庭住房价格的参考，两者差值的变化很大程度上就可以代表居民意想不到的房价变化情况。

照已有研究，下面从家庭负债程度和流动性资产数量两个角度出发^①，来检验是否存在抵押品效应。

表 4 直接财富效应检验（跨期不换房）

因变量：Δ 人均消费	跨期单套房且不换房	跨期多套房且不换房	跨期不换房
预期到的房价变化	0.674 * (0.381)	1.328 ** (0.596)	0.819 * (0.450)
未预期到的房价变化	0.206 (0.144)	0.255 (0.187)	0.271 (0.205)
样本量	6525	459	7572

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类；后缀 Δ 表示相关变量的一阶差分；协变量与表 2 一致。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

首先，从家庭负债程度进行考察，根据家庭负债程度是否高于当年 80% 分位数，引入负债程度是否较高的虚拟变量（高于则取值为 1，否则取值为 0），并与房价变化进行交叉。由表 5 可知，房价波动（Δ 房价）对消费变化的影响正向显著，另外交叉项系数并不显著，说明家庭负债程度较高家庭中房价变化的消费影响并不更高，从而否认了抵押品效应。其次，以家庭流动性资产数量是否低于中位数为识别标准，引入流动性资产是否较少的虚拟变量（低于中位数取值为 1，否则为 0），并与 Δ 房价交叉。同样地，房价变化的消费影响正向显著，但对流动性资产数量较低家庭的消费影响并无显著差异，再次否认了抵押品效应。最后，将家庭负债程度是否较高和家庭流动性资产是否较少进行交叉，并以负债程度较高且流动性资产较少为参照组（这类家庭往往遭受最为严重的流动性约束），考察其他三种情况的差异。表 5 发现基准组 Δ 房价的影响正向显著，这表明基准组即遭受最严重流动性约束家庭中房价变化的影响依然存

① 参照 Bostic et al. (2009)、Cooper (2009) 的研究，本文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；金融负债包括居民在银行和非银行方面（如亲友和民间金融组织欠款）的负债。由于大部分家庭没有负债，因此本文参考已有研究以 80% 分位作为分界点，超过这个分界点即为高负债程度。为了稳健性起见，本文还以家庭负债程度的 75% 和 50% 分位数进行分析，相关研究结论并未改变，简便起见本文仅报告 80% 分位数的结果。流动性资产定义为家庭净金融资产和部分生产经营性净资产之和，与房产相比它们变现往往相对容易，因此流动性较强。

在，其他三类家庭与基准组相比，其消费影响并无显著差异，从而再次否定了抵押品效应。

表 5 抵押品效应检验（跨期不换房）

因变量： Δ 人均消费	Δ 人均 非住房消费	Δ 人均 非住房消费	Δ 人均非住房消费	
			Δ 房价	0.901 * (0.495)
Δ 房价	0.718 * (0.412)	0.881 * (0.492)	Δ 房价 * 负债程度较低 * 流动性资产较少	-0.428 (0.317)
Δ 房价 * 负债程度较高	0.361 (0.493)		Δ 房价 * 负债程度较高 * 流动性资产较多	0.344 (0.418)
Δ 房价 * 流动性资产较少		-0.227 (0.192)	Δ 房价 * 负债程度较低 * 流动性资产较多	0.356 (0.397)
样本量	7572		样本量	7572

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类；前缀 Δ 表示相关变量的一阶差分；协变量与表 2 一致。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

（三）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，当房价下跌时，居民的预防性储蓄需求会增加，从而会减少当期的不必要消费或非基本消费。我们把居民消费分为基本消费和非基本消费，其中基本消费是居民日常生活的必要支出，往往与预防性储蓄并无太大关联，因此房价变化对基本消费的影响也相对有限。而非基本消费，则往往代表居民日常生活中的奢侈性支出或偶然性支出（如医疗保健、文教娱乐和其他消费等），居民需要进行预防性储蓄以应付这种不时之需，而房价提高时居民往往预期他们比以前“更富有”，从而有信心降低预防性储蓄并增加消费。因此，如果预防性储蓄动机成立，房价变化对基本消费的影响可能要更小一些，同时对外出聚餐、旅游等自由花销的影响会更大。鉴于 CFPS 在食物支出中并未区分在家就餐和在外就餐，本文以食物、衣着支出等作为基本消费，将医疗保健、文教娱乐和其他消费等作为非基本消费。表 6 发现，房价变化显著影响非基本消费，但对基本消费的影响则不显著，从而验证了预防性储蓄动机。从稳健性检验来看，房价变化对医疗保健、文教娱乐和其他消费等非基本消费的影响正向显著，而对食品、衣着支出等基本消费的影响均不显著，再次验证了预防性储蓄动机。

表 6 预防性储蓄动机检验 (跨期不换房)

因变量: Δ 人均 消费	基本结果(跨期不换房)		稳健性检验(跨期不换房)			
	Δ 人均 基本消费	Δ 人均 非基本消费	Δ 人均(医疗 保健、文教娱乐 + 其他消费)	Δ 人均 (医疗保健、 文教娱乐)	Δ 人均食物 消费	Δ 人均衣着 消费
Δ 房价	0.297 (0.348)	1.543 ** (0.738)	0.593 * (0.335)	0.557 * (0.303)	0.035 (0.028)	0.079 (0.060)
样本量	7572	7572	7572	7572	7572	7572

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著, 括号内数字表示标准误, 并在社区层面上聚类; 前缀 Δ 表示变量的一阶差分; 协变量与表 2 一致。

资料来源: 根据中国家庭追踪调查 (CFPS) 2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

与国外研究大多支持抵押品效应不同, 本文发现预防性储蓄动机可能是适于解释中国房价变化影响居民消费的作用机制。究其原因, 发达国家的金融市场较为成熟, 各种基于房产的抵押贷款和再融资等金融产品, 使得居民可以通过不出售房产便可从不同渠道获得资金, 从而抵押品效应有较大发挥空间。而中国住房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, 抵押品效应通常受到很大限制。另外, 中国居民“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失灵, 而预防性储蓄动机则反倒会起到更为重要的作用 (Gan, 2010)。

五 房价下降的消费冲击

(一) 房价下跌影响

除了房价持续上升带来的经济社会风险外, 近年来普遍关注的一个潜在风险, 是房价显著下降所带来的消费冲击问题。根据预防性储蓄动机, 房价下降可能会提高居民的预防性储蓄动机, 进而抑制居民消费; 而如果房价显著下跌带来较大幅度的消费萎缩, 则会对家庭消费稳定和宏观经济增长稳定都会带来明显冲击。

本文仅研究跨期不换房家庭, 分为房价跨期下降和跨期未下降 (包括持平和上涨)^①。由表 7 可知, 对于房价未下跌家庭来说, 房价每提高 1 万元/平米则居民消费

^① 房价下降可能源于多个原因, 如所在社区居住环境或质量下降等, 也有可能是周边服务设施质量相对下降了, 不再能与好的学区挂钩等等, 由此导致房价水平在下降。

增加约 0.901 万元；对于跨期房价下降家庭而言，房价下降对城镇居民消费也有显著同向影响，即房价每下跌 1 万元/平米，城镇居民消费下降约 0.343 万元。从这一角度来看，房价下跌所带来的消费冲击是存在的，而且房价下跌影响的非对称性也是成立的。

鉴于房价下降的影响更值得关注，对于房价下降的家庭，进一步分为房价下降 10%、房价下降 10% ~ 50% 和房价下降 50% 以上。由表 7 可知，若房价下跌幅度在 10% 以内，则房价变化对居民消费并无显著影响；但若房价下跌幅度提升到 10% ~ 50%，则其开始对居民消费产生显著影响；进一步看，若房价下跌幅度超过 50% 以上，则其带来的消费冲击是非常显著的，而且消费下降的幅度是很高的，即房价每下跌 1 万元/平米，居民消费就会下降 0.475 万元。

表 7 房价下降的消费冲击（仅跨期不换房）

因变量： Δ 人均消费	房价跨期未下降	房价跨期下降	房价跨期下降			跨期都 无房
			下降 10% 内	下降 10% ~ 50%	下降 50% 以上	
Δ 房价	0.901 ** (0.419)	0.343 * (0.187)	0.212 (0.178)	0.355 * (0.196)	0.475 ** (0.221)	0.292 ** (0.137)
样本量	6904	668	452	134	32	526

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类；协变量与表 2 一致。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

对于跨期均有房的家庭而言，房价下降可能通过两种渠道产生作用：一是带来的房产价值下降会引致预防性储蓄并减少消费，二是房价下降会降低再购房家庭的成本压力，在预防性储蓄机制作用下反倒会提升消费。因此，用跨期均有房样本无法检验出究竟哪种效应起主要作用。表 7 最后一列的处理办法是，仅使用跨期均没有住房的家庭样本，如果预防性储蓄动机成立，那么无房家庭在理论上就更应该面临预防性储蓄问题，此时房价变化的影响则同样存在。鉴于社区平均房价变化不可能对跨期均无房家庭的资产水平产生影响，此时便可以分离得到第二种净效应。上表估算结果发现，Δ 房价的系数正向且在 5% 水平上显著，这表明房价变化的影响依然存在，说明预防性储蓄动机起到了决定性作用。

（二）房价下降率风险

除了上面关于房价水平的变化外，实际上政策更加关注房价下跌幅度或变化率的问题，因此从房价变化率与消费变化率的角度来研究它们之间的弹性变化关系可能更

有意义,而且更具有现实价值。本文基于两个角度进行分析,一是社区层面的平均房价变化率,二是家庭层面的房价变化率。由表 8 可知,无论是社区层面还是家庭层面,房价未下跌时房价变化对城镇居民消费有着明显的刺激作用,而房价下跌在社区和家庭层面的消费影响也是同方向的。简而言之,家庭房价每上涨 1%,城镇居民消费增加约 0.157%,而家庭房价每下跌 1%,则居民消费下降约 0.039%。另外,社区层面房价每上涨 1%,则城镇居民消费增加约 0.154%,而社区层面房价每下跌 1%,则居民消费下降约 0.024%。原因可能在于,当社区房价上涨时,城镇居民往往会产生自有住房同样升值的感觉,从而会刺激消费;而当社区房价下跌时,城镇居民可能不太愿意接受这一现实,甚至存在自有住房有着较好抗跌表现的侥幸心理,从而对消费并不会产生显著影响。综合来看,无论是哪种层面的房价变化,房价下跌都会对居民消费产生明显的抑制作用。近年来中国房价维持高位,房产去库存政策可能带来房价的明显下跌风险,并可能由此诱发系统性金融风险,因此从政府调控角度看,要努力避免房价的大起大落,尤其是房价大跌可能带来的经济金融风险。

表 8 房价下跌的消费影响(不换房且房价下跌样本)

因变量: 人均消费变化率	家庭层面		社区平均层面	
	自住房房价未下跌	自住房房价下跌	社区房价未下跌	社区房价下跌
房价变化率	0.157* (0.086)	0.039* (0.022)	0.154* (0.087)	0.024 (0.031)
样本量	6904	668	7468	104

注:基准回归是房价变化率对人均消费变化率的影响;*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著,括号内数字表示标准误,并在社区层面上聚类;协变量与表 2 一致。

资料来源:根据中国家庭追踪调查(CFPS)2010年、2012年和2014年数据计算得到。

(三) 房价下跌的差异影响

由于北京、上海等一线城市的房价更高,且其上涨幅度也往往较大,因此大家更加关注局部地区的房价显著下跌可能带来的系统性风险。根据 2014 年《中国统计年鉴》提供的省级房价水平排序,本文将北京市、上海市、天津市、浙江省、福建省和广东省归为高房价地区,其他地区设定为低房价地区。为便于讨论,仅针对那些跨期未换房且房价下跌样本进行分析。

从表 9 结果可知,相对于低房价地区,房价下跌对高房价地区的消费影响更大。进一步来看,如果将居民消费划分为基本生活消费和非基本生活消费后,无论是低房价地区还是高房价地区,房价下跌对于非基本消费的影响显著,但对基本消费的影响

不再显著，这也符合预防性储蓄动机的推断。综合来看，由于面临更高的房价水平，房价下跌更容易触发高房价地区居民的预防性储蓄动机，并减少非基本消费支出，从而居民的边际消费意愿下降，所以房价下跌的负向消费影响更大。

表9 房价下跌对消费影响的区域差异（不换房且房价下跌样本）

因变量： Δ 人均消费	房价低地区	房价高地区	房价低地区	房价高地区		
			Δ 人均 基本消费	Δ 人均 非基本消费	Δ 人均 基本消费	Δ 人均 非基本消费
Δ 房价	0.306* (0.168)	0.452* (0.255)	0.238 (0.197)	0.467** (0.225)	0.249 (0.186)	0.580** (0.276)
样本量	482	186	482	482	186	186

注：*、**、*** 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著，括号内数字表示标准误，并在社区层面上聚类；协变量与表 2 一致。

资料来源：根据中国家庭追踪调查（CFPS）2010 年、2012 年和 2014 年数据计算得到。

六 主要结论

十九大报告把防范化解重大风险放在未来全局工作的首要位置，其中经济风险主要指向就是房地产市场，尤其是防范房价可能大跌带来的系统性金融风险，是今后一段时期的重大任务。因此，这需要全面认识房价波动带来的可能影响，分析房价显著下跌对消费带来冲击的传导机制，对于应对房地产市场可能出现的风险具有重要实际意义。

本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）数据，考察了房价波动对居民消费的影响，侧重研究了房价明显下跌对居民消费所带来的冲击，并对其作用机制进行了检验。首先，发现房价变化与居民消费变化呈显著同向变动关系，但这种影响效应较小。其次，房价下跌所带来的负向消费冲击是显著的，而且下跌幅度越大所带来的冲击程度也就越大，因此存在明显的非对称性。再次，在中国金融市场还不太完善的背景下，预防性储蓄动机是房价下跌影响消费变动的重要来源，而直接财富效应和流动性约束效应都不成立，这与 Cooper（2009）和 Browning et al.（2013）的研究结果有所差异。最后，由于预防性储蓄在居民消费决策中起主要作用，因此需要进一步减轻家庭的养老医疗负担等，这样才能有效刺激消费。由于房价下跌的负向消费冲击较为显著，且下降幅度越大则对消费的冲击就越明显，因此要稳妥实施房地产市场平稳发展长效机制，防范房价在短时间内迅速下跌给居民消费带来的显著冲击。

参考文献:

- 杜莉、沈建光、潘春阳 (2013), 《房价上升对城镇居民平均消费倾向的影响》, 《金融研究》第3期, 第44-57页。
- 李江一 (2017), 《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。
- 李亮 (2010), 《房地产财富与消费关系研究新进展》, 《经济学动态》第11期, 第113-119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。
- 尚昉、臧旭恒 (2016), 《家庭资产、人力资本与城镇居民消费行为》, 《东岳论丛》第4期, 第30-41页。
- 石永珍、王子成 (2017), 《住房资产、财富效应与城镇居民消费》, 《经济社会体制比较》第6期, 第74-86页。
- 万晓莉、严与若、方芳 (2017), 《房价变化、房屋资产与中国居民消费》, 《经济学(季刊)》第2期, 第525-544页。
- 谢洁玉、吴斌珍、李宏彬、郑思齐 (2012), 《中国城市房价与居民消费》, 《金融研究》第6期, 第13-27页。
- 谢宇等 (2015), 《中国民生发展报告2014》, 北京: 北京大学出版社。
- 张传勇、王丰龙 (2017), 《住房财富与旅游消费——兼论高房价背景下提升新兴消费可行吗》, 《财贸经济》第3期, 第83-98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——来自微观家庭调查数据的分析》, 《金融研究》第8期, 第50-66页。
- Aladangady, Aditya (2017). Housing Wealth and Consumption: Evidence from Geographically Linked Microdata. *American Economic Review*, 107 (11), 3415-3446.
- Andreu, Suari (2015). The Effect of House Price Changes on Household Saving Behavior: A Theoretical and Empirical Study of the Dutch Case. *SOM Research Reports*, No. 15-20.
- Attanasio, Orazio, Laura Blow, Robert Hamilton & Andrew Leiceste (2009). Booms and Busts: Consumption, House Price and Expectations. *Economica*, 76 (301), 20-50.

- Bhatia, Kul & Chris Mitchell (2016). Household-Specific Housing Capital Gains and Consumption: Evidence from Canadian Microdata. *Regional Science and Urban Economics*, 56, 19 – 33.
- Bostic, Raphael, Stuart Gabriel & Gary Painter (2009). Housing Wealth, Financial Wealth, and Consumption: New Evidence from Micro Data. *Regional Science and Urban Economics*, 39, 79 – 89.
- Browning, Martin, Mette Gortz & Soren Leth-Petersen (2013). Housing Wealth and Consumption: A Micro Panel Study. *The Economic Journal*, 123, 401 – 428.
- Cooper, Daniel (2009). Impending U. S. Spending Bust? The Role of Housing Wealth as Borrowing Collateral. *Federal Reserve Bank of Boston Working Paper*, No. 09 – 7.
- Cooper, Daniel (2013). House Price Fluctuations: The Role of Housing Wealth as Borrowing Collateral. *The Review of Economics and Statistics*, 95 (4), 1183 – 1197.
- Disney, Richard, John Gathergood & Andrew Henley (2002). House Price Shocks, Negative Equity and Household Consumption in the United States. *Journal of the European Economic Association*, 8 (6), 1179 – 1207.
- Engelhardt, Gary (2000). House Price and Homeowner Saving Behavior. *Regional Science and Urban Economics*, 26 (3), 313 – 336.
- Gan, Jie (2010). Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households. *Review of Financial Studies*, 23, 2229 – 2267.
- Guiso, Luigi, Monica Paiella, Ignazio Visco (2005). Do Capital Gains Affect Consumption? Estimation of Wealth Effects from Italian Households' Behavior. *Temi Di Discussion Paper*, No. 28.
- Jiang, Shenyi, Wei Sun & Anthony Webb (2013). The Impact of House Price Movements on Non-durable Goods Consumption of Older Households. *Annals of Economics and Finance*, 14 (2), 493 – 512.
- Johnson, David, Jonathan Parker & Nicholas Souleles (2006). Household Expenditure and the Income Tax Rebates of 2001. *American Economic Review*, 96 (5), 1589 – 1610.
- Ludwing, Alexander & Sloek Torsten (2002). The Impact of Changes in Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries. *IMF Working Paper*, No. 02/1.
- Paiella, Monica & Luigi Pistaferri (2016). Decomposing the Wealth Effect on Consumption. *Review of Economics and Statistics*, 99 (4), 710 – 721.

Van Beers, Nancy, Michiel Bijlsma & Remco Mocking (2015). House Price Shocks and Household Savings: Evidence from Dutch Administrative Data. *CPB discussion paper*, No. 15/1.

Wang, Peng (2015). Housing Wealth, Housing-based Borrowing and Consumption Growth: Evidence from a Panel of Households. *UNSW Working Paper*, No. 15/09.

The Impact of Housing Price Deflation on Consumption in Urban China

Wan Haiyuan^{1,2}, Li Qinghai^{1,3} & Li Rui¹

(Business School, Beijing Normal University¹;

China Institute for Income Distribution, Beijing Normal University²;

School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics³)

Abstract: Fending off and defusing major risks has been the primary task for the whole macro economy in recent years. So the potential housing price bubble burst and its shock on household consumption becomes a central issue for the policy makers and the public. This article evaluates the effect of housing price deflation on consumption in urban China, based on 2010 – 2014 CFPS panel data, and it further analyzes its impact mechanism and heterogeneity on different population groups. We find that, the housing price has the same direction effect on household consumption, while the negative effect of housing price deflation is also significant. Furthermore, precautionary saving is the factor that explains the positive impact of housing price deflation on household consumption, while the liquidity constraints and direct wealth effect are not existing in China. Therefore, it is important to reduce the housing price fluctuation, in order to decrease the extent of precautionary saving in shrinking the consumption in the coming years.

Keywords: economic and financial risk, obvious housing price deflation, urban household consumption, precautionary saving mechanism

JEL Classification: D11, E21, P25

(责任编辑: 一帆)