

住房价格波动对城镇居民消费的影响分析^①

毛中根¹, 桂河清^{1,2*}, 洪涛³

(1. 西南财经大学中国西部经济研究中心, 成都 611130; 2. 聊城大学商学院, 聊城 252000;
3. 哈尔滨工业大学经济与管理学院, 哈尔滨 150001)

摘要: 将城镇居民家庭分为拥有至少两套住房的家庭(代表性家庭1)、只有一套住房的家庭(代表性家庭2)和没有住房的租房家庭(代表性家庭3)3类, 微观经济模型分析表明: 住房价格上涨会拉动代表性家庭1和代表性家庭2的消费增长; 当代表性家庭3有购买住房意愿和计划时, 住房价格上涨对其消费具有挤出效应; 当代表性家庭3没有购买住房意愿和计划时, 其消费随着住房价格的上升而增加; 住房价格上涨影响居民消费的程度与家庭当前消费水平、住房价格、居住面积、消费习惯、对待风险的态度和利率等因素有关. 利用中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析表明: 住房价格上涨对代表性家庭1、代表性家庭2和代表性家庭3这3类家庭的消费均具有促进作用; 从影响程度来看, 对无房城镇家庭的影响程度最大, 对仅有一套住房城镇家庭的影响程度最小; 从地域来看, 房价上涨对东部地区城镇居民家庭消费的影响高于中西部地区.

关键词: 住房价格; 居民消费; 财富效应; 替代效应

中图分类号: F063.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2017)04-0017-15

0 引言

中国住房价格在经历上世纪90年代波动性增长之后, 自2003年以来便快速上涨, 引起了政府、实业界及学界的广泛关注. 然而, 迄今为止, 国内已有研究主要集中于房地产业本身, 如住房价格和房地产泡沫研究, 与住房按揭贷款直接相关的金融市场稳定性研究, 以及房地产市场调控研究等^[1-4]. 对于住房价格波动与不同类型居民消费变化之间的关系尚未深入研究. 事实上, 从欧美发达国家的宏观经济表现来看, 房价波动与居民消费之间存在非常密切的联系, 一个典型事实便是, 自2000年初开始、持续时间长达3年并席卷欧美各主要发达经济体的互联网股市泡沫破裂并

没有引发各国的经济衰退. 以美国为例, 正如时任美联储主席的格林斯潘所言, 股市暴跌并没有拖累美国经济, 因为住房价格上涨了^②——其深层次的原因是自上世纪90年代以来美国住房价格不断上涨, 推动美国居民家庭消费快速增长, 不仅抵消了股市泡沫破裂对经济的负面影响, 而且还促进了经济增长, 即美国住房价格上涨导致消费支出增加的房地产正向财富效应高于金融资产缩水导致的负向财富效应.

自1998年全面实施住房货币化制度改革以来, 中国房地产市场经过近20年的发展, 取得了巨大成就, 城乡居民居住条件显著改善, 城镇住房自有率大幅提升, 2009年已高达80%以上^[5], 2011年为84.7%^[6]. 与此同时, 商品房价格也持

① 收稿日期: 2015-06-02; 修订日期: 2016-04-28.

基金项目: 国家社会科学基金重大资助项目(14ZDA052); 国家自然科学基金资助项目(71373212); 霍英东教育基金会资助项目(131085).

通信作者: 桂河清(1976—), 男, 江西宜黄人, 博士, 讲师. Email: guiheqing@126.com

② 参见2005年9月26日格林斯潘对美国银行家协会(American Bankers Association)的讲话.

续增长,国家统计局的数据显示,中国商品房平均销售价格1998年为2 063元/m²,2012年上涨到5 791元/m²,年均增长7.65%^[7]。随着家庭住房自有率的提高及其价格的上涨,房产已经成为中国城镇居民最重要的家庭财富。抽样调查表明,房产约占中国城镇居民家庭总资产的62.72%^[8]。基于住房资产在城镇居民家庭中的重要地位,其价格波动必然引起家庭财富总量的变化,进而影响家庭消费支出的变化。然而,住房价格波动对中国不同类型城镇居民家庭消费支出的影响程度到底有多大?其作用机理是什么?深入研究此类问题在当前中国立足内需、扩大居民消费以促进经济持续健康发展的背景下具有重要意义。

1 文献综述

住房价格与宏观经济变量之间具有密切的联系。例如,原鹏飞和魏巍贤^[9]的定量研究表明,我国房地产价格波动对各宏观经济变量具有显著影响;毛雅娟等^[10]的实证研究也发现,通胀率、存款准备金率以及失业率等宏观经济变量对住房价格同样具有重要影响。Aron等^[11]认为,该密切联系的重要渠道就是通过住房价格波动对消费产生的影响。然而,在很长时间里这种影响并没有引起经济学家们的关注。例如,由K. Lawrence编著的*Landmark Papers in Economic Fluctuations, Economic Policy, and Related Subjects*一书所包括的40篇论文中,仅有一篇与房产有关;而由R. Solow编著的*Landmark Papers in Economic Growth*和J. Tobin编著的*Landmark Papers in Macroeconomics*两本论文集则没有与房产相关的文章^[12]。

这种状况在本世纪初得到改善。研究人员在分析美国互联网股市泡沫破裂并没有拖累美国经济的原因时发现,2000年—2004年间,美国住房价格不断上涨,国内消费增长强劲。由于居民消费是拉动美国经济增长的主要动力,因此,经济学家们开始研究住房价格上涨与居民消费之间的关系,在此期间研究对象也主要集中于美国^[13]。然而,自2005年美国发生房产泡沫破裂并引发全球经济衰退以来,住房价格波动对居民消费的影响

激发了研究人员广泛而浓厚的兴趣,研究对象涉及欧美各主要发达国家,研究成果也较为丰富。

总体来看,关于住房价格与居民消费之间密切关系的理论解释,国外学者有4种观点^[14-15]。第一种观点是财富效应理论。该理论认为,根据Friedman、Modigliani和Hall等提出的LC-PIH以及RE-PIH消费理论,由于住房资产存量巨大^③,如果其价格产生波动将会引起整个社会住房财富存量的变化进而导致消费支出的增减。然而,财富效应理论并没有得到研究人员的一致认同。Sinai和Souleles^[16]认为,并非所有家庭都能从不断上涨的住房价格中获得正的财富效应。假如家庭长期居住于某一固定住房,上涨的住房价格只不过是抵消了更高的租房机会成本。此外,由于住房市场存在再分配效应,住房价格上涨导致部分家庭消费增加的同时也抑制了某些有意购买住房家庭的消费,就整个国家而言,有无财富效应并不确定^[17]。第二种观点是抵押效应理论。住房价格上涨可以提升其抵押价值,使那些具有流动性约束的家庭可以通过反向抵押贷款(reverse mortgage)获得更多资金平滑其生命周期的消费。Benito和Mumtaz^[18]利用英国家庭面板调查(British household panel survey)1992年—2002年间的研究发现,住房价格上涨可以缓解20%~40%英国家庭的流动性约束并增加其消费。第三种观点是替代效应及流动性约束效应理论。该理论认为,财富效应和抵押效应是以居民家庭拥有住房为前提的,因此并不适用于没有住房的家庭。事实上,住房价格上涨有可能迫使租房家庭和有意购买住房的家庭取消购房计划并增加消费支出。此外,对于中低收入家庭来说,假如他们在住房价格上涨时仍然具有购房计划,他们可能提高储蓄率而减少家庭消费支出。前者称为替代效应,后者称为流动性约束效应^[19]。第四种观点认为,上述3种观点并不能完全解释住房价格与居民消费的高度相关性,应该还有其他因素。这些因素包括收入预期、利率和信贷供给条件等^[20]。Aron等^[21]在计量模型解释变量中加入收入预期和信贷条件等变量后发现,英国住房价格上涨导致的财富效应降低了50%。Attanasio等^[22]的研究也表明,住房价格与居民消费之间共同的因果关系是它

③ 例如,美国住房资产存量的市场价值与其年均GDP相当(Davis和Heathcote,2001)。

们高度相关的主要原因。

为验证以上各种观点, 研究者们对住房价格与居民消费之间的关系进行了大量实证分析。Sheiner^[23]利用 PSID 中租房家庭的数据进行的实证研究表明, 生活在住房价格较高的美国租房家庭比其他地区租房家庭的储蓄率更高。Yoshikawa 和 Ohtaka^[24]的研究也发现, 当日本的住房价格上涨时, 有更多的租房家庭取消购买住房计划并增加奢侈品消费。Engelhardt^[25]对加拿大租房家庭的研究也得出类似的结论: 住房价格上涨使得租房家庭购买住房的意愿下降, 他们为购房首付进行储蓄的概率也随之下降, 从而导致他们的消费水平上升。以上研究均证实住房价格上涨存在替代效应及流动性约束效应。住房的财富效应和抵押效应实证研究方面, Phang^[26]利用新加坡 1981 年—2000 年间的时间序列数据分析得出, 新加坡住房价格快速上涨并没有财富效应和抵押效应, 对于其消费总量没有显著影响。然而, Jiang 等^[27]采用健康与养老调查(health and retirement study, HRS) 数据, 研究了美国老年有房家庭的非耐用品消费与住房价格波动间的关系。研究发现, 住房价格上涨能够促进他们的非耐用品消费。Bhatia 和 Mitchell^[28]对加拿大的研究也得出类似的结论。此外, 利用家庭支出调查数据(family expenditure survey, FES) 以及地区家庭价格指数, Campbell 和 Cocco^[14]研究了英国住房价格变动对于自有住房家庭和租房家庭消费的影响。研究表明, 住房价格变动对于年轻租房户的消费没有影响; 对于年长的自有住房家庭的消费则有显著影响, 消费对住房价格的最大弹性为 1.7。然而, Naggara 和 Bel-lalah^[29]以英国 1989 年—2008 年间的时间序列数据研究发现, 住房价格上涨整体上能够促进英国居民家庭的消费增长。Khalifa 等^[30]基于 PSID 数据并采用门槛估计技术研究了住房的财富效应。研究得出, 住房财富效应的强度在不同收入家庭间存在显著差别。Simo-Kengne 等^[31]利用 1996 年—2010 年的省际面板数据并采用面板 VAR 模型研究了南非住房价格变动对居民消费的影响。研究结果表明, 住房价格波动对居民消费具有同方向的影响, 但与住房价格下降相比, 上涨的住房价格对居民消费的影响时间更长、程度更深。Cris-tini 等 Sevilla^[32]在文献[14]、文献[22]的研究基

础上, 通过重新设定包含多种影响机制的单一模型, 对住房价格上涨的财富效应进行了重新估计。研究结果发现, 住房价格对居民消费的影响既可以通过财富效应实现, 也可以通过共同的因果关系实现。跨国研究方面, De Bonis 和 Silvestrini^[33]以 1997 年—2008 年的季度数据, 采用非平稳面板框架下的最新研究成果对 OECD 国家的研究表明, 住房价格上涨对消费具有非常显著的正向影响。Case 等^[34]采用 1975 年—2012 年的数据, 对 OECD 国家的研究也得出相同的结论。除了 Phang^[26]的研究之外, 上述研究均得出住房价格上涨具有财富效应和抵押效应的结论。

近年来, 中国学者也对住房价格波动与居民消费之间的关系展开了研究。黄静和屠梅曾^[5]利用中国 2000 年、2004 年和 2006 年居民住房财富与消费之间的微观数据研究了它们之间的关系, 结果显示住房财富对居民消费有促进作用, 消费对住房价格的弹性为 0.08~0.12。况伟大^[35]分别对房东和租客建立两期房价和消费关系模型, 并使用中国 35 个大中城市 1996 年—2008 年家庭数据考察了房价变动对居民消费变动的影响。结果发现, 房价对家庭非住房消费影响为负。张大永和曹红^[36]基于家庭金融微观调查数据的研究发现, 房地产总财富效应大于金融资产的财富效应, 且住房价值对家庭非耐用品消费行为的影响程度大于耐用品。张漾滨^[37]运用 2005 年—2010 年的数据, 采用生命周期假设消费函数模型研究了股价和房价波动对中国居民消费的影响。结果表明, 无论从长期还是短期来看, 房地产市场都具有财富效应, 而股票市场在长期具有财富效应, 在短期不具有财富效应。谢洁玉等^[38]运用中国城镇住户调查数据, 分析了房价对城镇居民消费的影响。平均而言, 房价显著抑制了消费, 且该抑制效应在不同群体间差异明显。陈健等^[39]在考虑经济互动关系中内在非线性结构前提下, 从信贷约束角度探讨了房价波动对消费的影响机制, 并基于中国 31 个省区的面板数据, 利用 Hansen 门槛模型进行实证分析。研究发现, 总体上中国的房价上涨会抑制消费。杜莉等^[40]以 2008 年—2011 年取得的 635 份上海城镇居民入户调查数据为基础, 通过实证研究发现, 房价上升总体上提高了居民的平均消费倾向。颜色和朱国钟^[41]建立了基于生命周

期的动态模型,通过数值模拟发现,如果房价能够永久增长,那么家庭资产增值会促进国民消费的增长,即“财富效应”;但是由于房价上涨无法永久持续,家庭为了购房和偿还贷款压缩消费,从而造成“房奴效应”。陈训波和周伟^[42]在对生命周期理论进行扩展的基础上,利用中国家庭动态跟踪调查2008年的数据分析了家庭财富对城镇居民消费的影响。结果表明:居民财富对居民消费有显著的影响,并且金融财富的边际消费倾向高于房地产财富。陈斌开和杨汝岱^[43]的研究表明,住房价格每上升1个百分点,城镇居民储蓄率将上升0.067个百分点,房价上涨使得居民不得不“为买房而储蓄”,对家庭消费具有挤出效应。

梳理国内外有关文献后可以发现:国外绝大多数实证研究结论较为一致,住房价格上涨对居民消费具有显著促进作用;但国内研究则存在较大差异,甚至得出截然相反的结论。造成这种差异的原因可能有以下3个方面。第1,已有研究或者没有深入分析住房价格波动对居民消费支出影响的作用机理,或者理论模型过于简单,在研究中国住房价格波动与居民消费之间关系时,没有控制住重要变量对居民消费支出的影响,导致实证研究构建的计量经济学模型缺乏微观经济理论基础,从而大大削弱其结论的解释力。第2,已有研究没有根据研究对象拥有住房资产的数量情况进行严格区分。我国住房资产分布很不均匀,城市居民中既有大量按揭贷款购房家庭,又有众多租房家庭,同时还有大量拥有两套及以上住房资产的家庭。显然,住房价格波动对他们消费支出的影响是不同的,应区别对待。第3,住房价格波动可以通过多种机制影响居民消费,许多研究者仅仅只关注其中某一方面。针对上述不足,并结合国外相关研究成果,本文在分析中国住房价格波动对城镇居民消费支出的影响时,把城镇居民家庭分为典型的3类,通过构建微观经济模型,综合考虑国外学者提出的各种观点,并利用中国家庭金融调查(CHFS)数据进行实证分析。

2 理论分析

2.1 基本假定

假设1 有限理性假设。由于未来的不确定

性,代表性家庭是有限理性的。他们的决策只能涉及有限期界 T 期,且在任何时期家庭资产总量不能为负。

假设2 假定代表性家庭第 t 期的效用函数为^[14]

$$u(c_t, h_t) = \frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \quad (1)$$

其中 c_t 和 h_t 分别表示代表性家庭第 t 期的家庭消费和住房居住面积; γ 是相对风险规避系数; θ 是代表性家庭关于住房居住面积对家庭消费的偏好程度。

假设3 代表性家庭的效用是加性可分的,即在有限期界 T 期内其效用函数满足如下关系式^[44]

$$u(c_1, h_1; c_2, h_2; c_3, h_3; \dots; c_T, h_T) = \int_0^T e^{-\rho t} u(c_t, h_t) dt \quad (2)$$

其中 ρ 表示代表性家庭的时间偏好,即代表性家庭消费的主观贴现率,反映了家庭对未来消费的耐心程度。 $\rho > 0$ 表明不太看重未来消费,反映了家庭自私或缺乏耐心的心理。

假设4 根据家庭拥有住房资产的数量,代表性家庭可分为3类。代表性家庭1表示拥有至少两套住房的居民家庭;代表性家庭2表示只有一套住房的居民家庭;代表性家庭3表示没有住房的居民家庭。为便于理论分析,假定在有限期界 T 期内,上述3类代表性家庭的家庭性质不改变。

假设5 代表性家庭可以对其住房资产和金融资产进行随意调整,且没有调整成本。即在有限期界 T 期内,代表性家庭的住房居住面积和金融资产存量被看成是连续变量。

2.2 家庭消费决策理论分析

2.2.1 代表性家庭1的理论分析

代表性家庭1拥有至少两套住房,在有限期界 T 期内的任何一个时期,他们可以把所有住房资产用于家庭自住($h_t = h_0, t \in [1, T]$),也可以将部分住房资产用于出租或出售以获取收入用于家庭消费($h_t < h_0, t \in [1, T]$)。此外,当代表性家庭1出现流动性约束时,他们可以将住房资产抵押给银行,筹集额外的消费资金。

代表性家庭1的决策目标是在 T 期内效用之和最大化,即

$$\begin{aligned} \max \int_0^T e^{-\rho t} u(c_t, h_t) dt = \\ \max \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt \end{aligned} \quad (3)$$

代表性家庭 1 面临的预算约束为其 T 期内总消费的现值不能超过其初始禀赋与 T 期内总收入的现值之和,即

$$\begin{aligned} a_0 + p_0 h_0 + \int_0^T e^{-\tilde{r}t} y_t dt \geq \\ \int_0^T e^{-\tilde{r}t} [c_t + p_t(r_t + \delta_t) h_t] dt + \\ \int_0^T e^{-\tilde{r}t} f w_t dt + \int_0^T e^{-\tilde{r}t} n f w_t dt \end{aligned} \quad (4)$$

其中 c_t 为家庭消费的价格,已被标准化; a_0 表示初始禀赋; p_0 为初始住房资产的相对价格; h_0 为初始住房资产存量, $e^{-\tilde{r}}$ 为家庭 T 期内资产平均贴现率; y_t 为代表性家庭 1 第 t 期的家庭总收入; r_t 为第 t 期利率; δ_t 表示第 t 期住房折旧; $n f w_t$ 和 $f w_t$ 分别表示第 t 期非金融财富和金融财富。

求解由式(2)和式(3)构成的约束条件下的最优解.构造拉格朗日函数

$$\begin{aligned} L = \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt + \\ \lambda_t \left\{ a_0 + p_0 h_0 + \int_0^T e^{-\tilde{r}t} (y_t - f w_t - n f w_t) dt - \right. \\ \left. \int_0^T e^{-\tilde{r}t} [c_t + p_t(r_t + \delta_t) h_t] dt \right\} \end{aligned} \quad (5)$$

分别对 c_t 和 h_t 求偏导,可得上述最大化问题的一阶条件

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = \int_0^T e^{-\rho t} c_t^{-\gamma} dt - \lambda_t \int_0^T e^{-\tilde{r}t} dt = 0 \quad (6)$$

$$\begin{aligned} \frac{\partial L}{\partial h_t} = \int_0^T e^{-\rho t} \theta h_t^{-\gamma} dt - \\ \lambda_t \left[\int_0^T p_t (r_t + \delta_t) e^{-\tilde{r}t} dt \right] = 0 \end{aligned} \quad (7)$$

因此,家庭消费达到最优时,有如下关系成立

$$h_t = \left[\frac{\theta}{p_t(r_t + \delta_t)} \right]^{1/\gamma} c_t \quad (8)$$

把式(8)代入约束条件(4)并取紧约束,可得

$$\begin{aligned} a_0 + p_0 h_0 + \int_0^T (y_t - f w_t - n f w_t) e^{-\tilde{r}t} dt = \\ \int_0^T e^{-\tilde{r}t} c_t \{ 1 + \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{(1-1/\gamma)} \} dt \end{aligned} \quad (9)$$

把 c_t 对 p_t 求偏导

$$\frac{\partial c_t}{\partial p_t} = \frac{\left(\frac{1}{\gamma} - 1 \right) c_t \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{-1/\gamma} (r_t + \delta_t)}{1 + \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{(1-1/\gamma)}} \quad (10)$$

由式(10)可知 $\frac{\partial c_t}{\partial p_t} > 0$,即在其他条件不变的条件下,住房价格上涨会拉动代表性家庭 1 的消费增长。

2.2.2 代表性家庭 2 的理论分析

代表性家庭 2 在两种情况下住房价格变化将对其家庭消费产生影响.第一,调整其住房资产的数量,包括 $h_t < h_0$ 和 $h_t > h_0$.第二,不调整其住房资产的数量而以其现有住房作为抵押向银行借贷消费,住房价格变化将影响住房资产的价值,进而影响其借贷的最高限额。

对于第一种情况,假定该代表性家庭在每期末将住房卖出,同时在每期期初购买住房.则代表性家庭 2 从第 $t-1$ 期到第 t 期应满足的约束条件为

$$\begin{aligned} c_t + p_t h_t + f w_t + n f w_t \leq \\ y_t + p_{t-1} h_{t-1} (1 - \delta_{t-1}) (1 + r_t) + \\ (f w_{t-1} + n f w_{t-1}) (1 + r_t) \end{aligned} \quad (11)$$

式中各参数的含义同式(4).代表性家庭 2 在约束条件(11)下,跨期选择 c_t 和 h_t ,以便最大化 T 期效用之和

$$\begin{aligned} \max \int_0^T e^{-\rho t} u(c_t, h_t) dt = \\ \max \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt \end{aligned} \quad (12)$$

构造拉格朗日函数

$$\begin{aligned} L = \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt + \\ \lambda_t [c_t + p_t h_t + f w_t + n f w_t - y_t - \\ p_{t-1} h_{t-1} (1 - \delta_{t-1}) (1 + r_t) - \\ (f w_{t-1} + n f w_{t-1}) (1 + r_t)] \end{aligned} \quad (13)$$

分别对 c_t 和 h_t 求偏导,得上述约束条件下最大化问题的一阶条件

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = \int_0^T e^{-\rho t} c_t^{-\gamma} dt + \lambda_t = 0 \quad (14)$$

$$\frac{\partial L}{\partial h_t} = \int_0^T e^{-\rho t} \theta h_t^{-\gamma} dt + \lambda_t p_t = 0 \quad (15)$$

因此家庭消费达到最优时,有

$$\frac{h_t}{c_t} = \left(\frac{\theta}{p_t} \right)^{1/\gamma} \quad (16)$$

所以该家庭的消费路径满足如下条件

$$c_t + p_t \left(\frac{\theta}{p_t} \right)^{1/\lambda} c_t + fw_t + nfw_t \leq y_t + p_{t-1} h_{t-1} (1 - \delta_{t-1}) (1 + r_t) + (fw_{t-1} + nfw_{t-1}) (1 + r_t) \quad (17)$$

把约束条件取紧, c_t 对 p_t 求偏导, 有如下关系

$$\frac{\partial c_t}{\partial p_t} = \frac{c_t \left(\frac{\theta}{p_t} \right)^{1/\gamma} \left(\frac{1}{\gamma} - 1 \right)}{1 + p_t \left(\frac{\theta}{p_t} \right)^{1/\gamma}} \quad (18)$$

此时, $\frac{\partial c_t}{\partial p_t} > 0$, 即只有一套住房的家庭即使调整其住房资产的数量(包括 $h_t > h_0$ 和 $h_t < h_0$) 在其他条件不变的条件下, 住房价格上涨将会拉动家庭消费增长.

对于第二种情况, 当代表性家庭 2 不调整住房资产数量而用现有住房作为抵押向银行借贷消费以放松流动性约束时, 理论分析与代表性家庭 1 的分析相同. 此时, 住房价格上涨会拉动代表性家庭 2 消费增长.

2.2.3 代表性家庭 3 的理论分析

代表性家庭 3 无自有住房, 需要租房居住. 由于已有研究表明, 我国城市房价存在“剪刀差”, 即住房销售价格上涨的速度高于租赁价格^[45], 因此, 进一步, 可以将无房城镇家庭的理论分析分为 4 种情况: 第一种情况, 代表性家庭 3 有购买住房意愿和计划, 其决策目标是在有限期界 T 期内攒足购买住房的首付款; 第二种情况, 代表性家庭 3 没有购买住房意愿和计划, 其决策目标是在有限期界 T 期内总效用最大化; 第三种情况, 代表性家庭 3 在有限期界 T 期内本来具有购买住房意愿和计划, 但后来取消了; 第四种情况, 代表性家庭 3 在有限期界 T 期内本来没有购买住房意愿和计划, 但后来有了.

对于第一种情况, 代表性家庭 T 期内满足的约束为

$$a_0 + \int_0^T e^{-\tilde{r}t} (y_t - fw_t - nfw_t - rent_t) dt \geq \int_0^T e^{-\tilde{r}t} [c_t + p_t (r_t + \delta_t) h_t] dt \quad (19)$$

其中 nfw_t 和 fw_t 分别表示代表性家庭第 t 期积累

的非金融财富和金融财富. 代表性家庭 3 将有限期界 T 期积累的金融财富之和 $\int_0^T e^{-\tilde{r}t} fw_t dt$ 用于支付购房首付款; $rent_t$ 表示第 t 期家庭的住房租金; 其余各参数的含义与式(4)相同. 并且假定代表性家庭 3 的住房租金、所租住房的面积以及购买住房的首付均为住房价格的函数, 即 $rent_t = f(p_t)$, $h_t = h(p_t)$ 以及 $\int_0^T e^{-\tilde{r}t} fw_t dt = dp = g(p_t)$. 其中 dp 表示代表性家庭 3 在 T 期内购买住房的首付款. 并且假定, 代表性家庭 3 住房租金和购房首付款是住房价格的增函数、所租住房的面积是住房价格的减函数. 即 $\frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t} > 0$, $\frac{\partial h(p_t)}{\partial p_t} < 0$, $\frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} > 0$. 在此假设条件下, 有

$$\frac{\partial c_t}{\partial p_t} = - \left[(r_t + \delta_t) h(p_t) (1 + \varepsilon) + \frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t} \right] \quad (20)$$

其中 ε 表示代表性家庭 3 住房居住面积对住房价格的弹性. 由上式可以看出, $\frac{\partial c_t}{\partial p_t}$ 的符号取决于 ε 、 r_t 、 $h(p_t)$ 以及 p_t 等因素. 当

$$\varepsilon > - \left[\frac{\frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t}}{(r_t + \delta_t) h(p_t)} \right] - 1$$

时, 有 $\frac{\partial c_t}{\partial p_t} < 0$ 成立, 此时, 代表性家庭 3 在住房价格上涨时会减少消费, 具有流动性约束效应. 然而, 当

$$\varepsilon < - \left[\frac{\frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t}}{(r_t + \delta_t) h(p_t)} \right] - 1$$

时, 有 $\frac{\partial c_t}{\partial p_t} > 0$ 成立, 此时, 代表性家庭 3 在住房价格上涨时会增加消费, 具有替代效应. 当

$$\varepsilon = - \left[\frac{\frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t}}{(r_t + \delta_t) h(p_t)} \right] - 1$$

时, 有 $\frac{\partial c_t}{\partial p_t} = 0$ 成立, 此时, 代表性家庭 3 在住房价

格上涨时维持当前消费水平不变. 考虑到代表性家庭 3 在住房价格上涨时增加消费和维持当前消费水平不变的家庭总效用低于减少消费, 因此, 当代表性家庭 3 有购买住房意愿和计划时, 其消费必然减少.

对于第二种情况, 代表性家庭 3 在约束条件式(19)下, 跨期选择 c_t 和 h_t , 以便最大化 T 期效用之和

$$\max \int_0^T e^{-\rho t} u(c_t, h_t) dt = \text{Max} \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt \quad (21)$$

构造拉格朗日函数

$$L = \int_0^T e^{-\rho t} \left(\frac{c_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} + \theta \frac{h_t^{1-\gamma}}{1-\gamma} \right) dt + \lambda_t \left\{ a_0 + \int_0^T e^{-\bar{r}^* t} [y_t - nfw_t - fw_t - f(p_t)] dt - \int_0^T e^{-\bar{r}^* t} [c_t + p_t(r_t + \delta_t) h_t] dt \right\} \quad (22)$$

分别对 c_t 和 h_t 求偏导, 得上述约束条件下最大化问题的一阶条件

$$\frac{\partial L}{\partial c_t} = \int_0^T e^{-\rho t} c_t^{-\gamma} dt - \lambda_t \int_0^T e^{-\bar{r}^* t} dt = 0 \quad (23)$$

$$\frac{\partial h_t}{\partial p_t} = - \frac{h_t(r_t + \delta_t) \left\{ 1 + \frac{1}{\gamma} \theta^{-1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{1/\gamma-1} \right\} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t}}{p_t(r_t + \delta_t) + \theta^{-1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{1/\gamma}} < 0 \quad (28)$$

该理论分析表明, 当无住房家庭在 T 期内无意购买住房时, 其消费支出会随着住房价格的上升而增加, 同时降低住房消费(即随着住房价格上涨, 房租也将增加, 代表性家庭 3 选择租赁面积较小的住房居住).

对于第三种和第四种情况, 假定代表性家庭 3 具有购买住房意愿和计划维持的时长为 T_1 , 取消该意愿和计划维持的时长为 T_2 , 很显然有 $T = T_1 + T_2$ 成立. 根据上述两种情况的理论分析, 此时, 代表性家庭 3 在 T_1 时期的消费支出会随着住房价格的上升而减少, 在 T_2 时期的消费支出会随着住房价格的上升而增加; 那么在有限期界 T 期内的消费变化则难以确定.

从上述理论分析可知, 住房价格上涨时, 代表性家庭 1 和代表性家庭 2 具有正向财富效应和抵押效应从而增加消费; 代表性家庭 3 分四种情况, 如果他们一直有购房意愿和计划, 那么住房价格

$$\frac{\partial L}{\partial h_t} = \int_0^T e^{-\rho t} \theta h_t^{-\gamma} dt - \lambda_t \left[\int_0^T p_t(r_t + \delta_t) e^{-\bar{r}^* t} dt \right] = 0 \quad (24)$$

因此, 家庭消费达到最优时, 有如下关系成立

$$h_t = \left[\frac{\theta}{p_t(r_t + \delta_t)} \right]^{1/\gamma} c_t \quad (25)$$

把式(25)代入约束条件式(19)并取紧约束, 可得

$$a_0 + \int_0^T [y_t - nfw_t - fw_t - f(p_t)] e^{-\bar{r}^* t} dt = \int_0^T e^{-\bar{r}^* t} c_t \{ 1 + \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{(1-1/\gamma)} \} dt \quad (26)$$

把 c_t 对 p_t 求偏导

$$\frac{\partial c_t}{\partial p_t} = \frac{\left(\frac{1}{\gamma} - 1 \right) c_t \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{-1/\gamma} (r_t + \delta_t)}{1 + \theta^{1/\gamma} [p_t(r_t + \delta_t)]^{(1-1/\gamma)}} + \frac{\partial f(p_t)}{\partial p_t} + \frac{\partial g(p_t)}{\partial p_t} > 0 \quad (27)$$

由式(25)及将约束条件式(19)取紧约束, 同理可得

上涨具有流动性约束效应, 使得家庭压缩消费; 反之, 如果他们一直没有购房意愿和计划, 则住房价格上涨具有替代效应, 促进家庭消费增长; 如果他们的购房意愿和计划在有限期界 T 期内有变更, 那么住房价格上涨对他们家庭消费支出的影响则难以确定. 住房价格上涨对 3 类代表性家庭消费变动的程度与家庭当前消费水平(c_t)、住房价格(p_t)、居住面积(h_t)、消费习惯(θ)、对待风险的态度(γ)和利率(r_t)等因素有关.

3 研究设计

为了分析住房价格波动对居民家庭消费支出的影响, 利用中国家庭金融调查(CHFS)数据分别对无住房城镇家庭、仅有一套住房城镇家庭、拥有至少两套住房城镇家庭进行实证研究.

3.1 样本来源

本文使用的数据来自于“中国家庭金融调查 (China household finance survey, CHFS)”。该数据由“中国家庭金融调查与研究中心”于2010年通过对分布在全国25个省(自治区、直辖市)、80个县(区、市)、320个村(居)委会的8438个家庭进行随机入户调查获得。CHFS收集了家庭住房资产和金融财富、负债和信贷约束、收入、消费、社会保障和保险、代际的转移支付、人口特征和就业、支付习惯等相关信息。它是中国首个关于家庭金融的大型微观调查数据。

3.2 模型设定及指标说明

第2节的理论分析表明,住房价格波动与城镇居民消费具有密切联系。此外,根据新古典消费理论及相关研究成果,居民消费还是收入和财富的函数^[46-49]。故本文选取城镇居民家庭消费性支出(*consum*)、住房价格(*hp*)、家庭总收入(*total-income*)、家庭除了住房之外的总财富(*wealth*)、家

庭住宅使用面积(*hsquare*)和利率(*rate*)等变量进行实证分析。此外,考虑到各个家庭在地域、人口结构、受教育程度等方面存在显著差异,模型中加入包含以上各控制变量的向量*Z*,以便体现各个家庭的异质性。因此,设定如下计量模型

$$\ln(\text{consum}_i) = \beta_{1i} + \beta_{2i} \ln(\text{totalincome}_i) + \beta_{3i} \ln(\text{wealth}_i) + \beta_{4i} \ln(\text{hp}_i) + \beta_{5i} \ln(\text{rate}_i) + \beta_{6i} \ln(\text{hsquare}_i) + \beta_{7i} Z_i + \varepsilon_i \quad (29)$$

其中 $i = 1, 2, 3$, 分别表示代表性家庭1、代表性家庭2和代表性家庭3。

3.3 数据描述

根据中国家庭金融调查(CHFS)数据,没有住房的城镇居民家庭共549户(包括租房居住家庭和免费居住住房家庭);只有一套住房的城镇居民家庭有3546户;拥有两套或两套以上住房的城镇居民家庭有806户。主要变量*consum*、*wealth*、*hp*、*totalincome*和*hsquare*的描述性统计结果如表1、表2和表3所示。

表1 城镇无房家庭主要变量描述性统计

Table 1 Descriptive statistics of the main variables for urban households without housing

统计值	<i>Consum</i> /元	<i>Wealth</i> /元	<i>hp</i> /元·m ⁻²	<i>Totalincome</i> /元	<i>Hsquare</i> /m ²
样本值	549	539	488	514	544
均值	34 819	1.765 × 10 ⁶	11 612	63 760	57.33
中位数	26 679	22 700	5 000	28 585	50.01
标准差	28 177	7.882 × 10 ⁶	13 946	158 643	33.27
最小值	4 123	120	200	450	10
最大值	131 227	5.990 × 10 ⁷	60 000	2.046 × 10 ⁶	150

资料来源:中国家庭金融调查(China household finance survey, CHFS)。

注:*hp*表示其所租住房的价格。

表2 只有一套住房城镇家庭主要变量描述性统计

Table 2 Descriptive statistics of the main variables for urban households owning only one house

统计值	<i>Consum</i> /元	<i>Wealth</i> /元	<i>hp</i> /元·m ⁻²	<i>Totalincome</i> /元	<i>Hsquare</i> /m ²
样本值	3 546	3 541	3 407	3 461	3 440
均值	35 370	2.268 × 10 ⁶	6 404	50 757	97.60
中位数	27 532	355 650	3 000	30 300	80
标准差	27 399	8.271 × 10 ⁶	8 434	113 618	61.54
最小值	5 244	200	171.4	650	30
最大值	131 453	6.690 × 10 ⁷	36 000	2.402 × 10 ⁶	300

资料来源:中国家庭金融调查(China household finance survey, CHFS)。

表3 拥有至少两套住房城镇家庭主要变量描述性统计

Table 3 Descriptive statistics of the main variables for urban households owning at least two houses

统计值	<i>Consum</i> /元	<i>Wealth</i> /元	<i>Hp</i> /元·m ⁻²	<i>totalincome</i> 元	<i>Hsquare</i> /m ²
样本值	806	806	781	797	795
均值	58 380	1.340 × 10 ⁷	7 490	102 880	176.5
中位数	43 007	1.116 × 10 ⁶	3 571	52 030	155
标准差	49 106	5.430 × 10 ⁷	8 793	228 608	99.89
最小值	10 054	17 850	340.9	1 550	47
最大值	234 724	4.080 × 10 ⁸	34 286	2.771 × 10 ⁶	480

资料来源:中国家庭金融调查(China household finance survey, CHFS)。

4 实证分析

回归结果如表 4 所示。

表 4 住房价格波动对城镇居民家庭消费支出影响的回归结果
Table 4 Regression analysis results of the effect of housing price fluctuation on urban household consumption

自变量		模型 1	模型 2	模型 3	
ln(wealth)		0.085 6*** (8.770)	0.105*** (10.26)	0.106*** (6.399)	
ln(totalincome)		0.084 5*** (4.522)	0.132*** (12.48)	0.106*** (4.880)	
ln(hp)		0.179*** (6.897)	0.071 8*** (5.313)	0.121*** (4.026)	
ln(hsquare)		0.249*** (6.892)	0.152*** (6.557)	0.092 6* (1.825)	
ln(rate)		0.100 (1.364)	-0.034 4 (-0.972)	0.0176 (0.281)	
控制变量	地域	中部	-0.085 9 (-1.306)	-0.077 4*** (-3.273)	0.061 2 (1.029)
		西部	-0.137 (-1.504)	-0.002 52 (-0.058 5)	0.106 (1.457)
	受教育程度	没上过学	-0.304** (-2.295)	-0.393*** (-6.078)	-0.365** (-2.142)
		小学	-0.184* (-1.831)	-0.270*** (-5.902)	-0.274** (-2.489)
		初中	-0.201** (-2.408)	-0.192*** (-5.185)	-0.209*** (-2.682)
		高中	-0.098 4 (-1.087)	-0.095 0** (-2.436)	-0.174** (-2.205)
		中专/职高	-0.123 (-1.275)	-0.165*** (-3.869)	-0.268*** (-3.262)
		大专/高职	0.040 3 (0.450)	0.052 2 (1.299)	-0.052 0 (-0.732)
		硕士	-0.041 7 (-0.278)	0.285*** (2.800)	0.192 (1.064)
	博士	0.270 (1.305)	0.379*** (4.281)	0.708 (1.165)	
	户口	0.088 0 (1.292)	0.195*** (5.373)	0.235** (2.570)	
	婚姻状况	-0.181*** (-3.134)	-0.131*** (-4.361)	0.012 2 (0.169)	
	户主年龄	中年	-0.105 (-1.572)	0.011 6 (0.425)	-0.085 8 (-1.502)
		老年	-0.284*** (-3.723)	-0.254*** (-8.604)	-0.271*** (-4.017)
常数		6.100*** (15.73)	6.612*** (36.12)	6.774*** (16.30)	
观察数		452	3 327	770	
R ²		0.610	0.401	0.374	

注: 1. ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10%的显著水平, 括号中的数字为 t 值;

- 地域控制变量以东部地区省份城镇居民家庭为参照基准, 受教育程度以户主学历为大学本科作为参照基准, 户口控制变量以户主为当地城镇户口为参照基准, 婚姻状况控制变量以户主已婚为参照基准, 户主年龄以户主为小于等于 35 岁的年轻人作为参照基准;
- 被解释变量均为 $\ln(\text{consum})$ 。

从表 4 的回归结果可以看出, 一方面, 从住房价格上涨对城镇家庭消费的影响方向来看, 在控制了地域、受教育程度、户口、婚姻状况、年龄以及收入、财富、家庭居住面积等变量的影响之后, 住房价格上涨对租房家庭、只有一套住房家庭以及拥有至少两套住房家庭等 3 类家庭的消费均有显著正向影响, 其弹性系数分别为 0.179、0.071 8 和 0.121, 且均在 1% 的显著性水平上显著。换言之, 平均来讲, 住房价格每上涨 1%, 无房城镇家庭的消费将增加 0.179%、只有一套住房城镇家庭的消费将增加 0.071 8%、拥有至少两套住房家庭的消费将增加 0.121%。另一方面, 从住房价格上涨对城镇家庭消费的影响程度来看, 无房家庭的影响程度最大, 仅有一套住房家庭的影响程度最小。其原因可能有以下几个方面。

首先, 对无房家庭来说(代表性家庭 3), 前面理论分析表明, 房价上涨有可能促进或者挤出无房家庭的消费, 最终结果取决于购房意愿和计划。近年来住房价格的快速上涨, 已经超越了大量无房城镇家庭的承受能力, 面对高昂的住房价格, 他们的购房意愿不断降低^④, 导致他们的储蓄下降、消费上升。遗憾的是, 由于数据缺陷, 本文未能分离出“有购房计划”和“无购房计划”两类家庭样本数, 因而没能对这两类家庭分别做计量检验。

其次, 对拥有住房的家庭来说(代表性家庭 1 和代表性家庭 2), 住房价格上涨, 意味着住房财富以及住房抵押价值增加, 从而促进消费, 这与前面理论分析相一致。

再次, 由于中国金融市场尚不发达和完善, 与无房家庭直接降低储蓄率相比, 住房资产的流动性相对较差, 变现存在一定障碍。

最后, 在有住房的家庭中, 拥有至少两套住房

④ 《央行调查显示: 居民购房意愿 14.1% 创 13 年来新低》, 《每日经济新闻》2012-03-21。

的家庭(代表性家庭 1)可以从不断上涨的房价中获得更多的房租和财富,因此其住房财富效应要强于仅拥有一套住房的家庭(代表性家庭 2)。

从表 4 的回归结果还可以得出地域、受教育程度、户口、婚姻状况及年龄等家庭特征变量对家庭消费支出的影响。

第 1 就地域来讲,在其他变量不变的条件下,没有住房及只有一套住房的东部城镇家庭消费支出高于中西部地区,拥有至少两套住房的城镇家庭却正好相反;然而,统计显著性表明,只有一套住房的中部城镇家庭在 1% 显著性水平上显著,其他各种情况在统计上均不显著。

第 2 受教育程度对家庭消费支出具有正向影响。在控制其他变量影响的条件下,与户主为大学本科以上学历相比,户主受教育程度为没上过学、小学、初中、高中及中专/职高的家庭消费支出将减少,且这种影响除了户主学历为高中的无住房城镇家庭在统计上不显著外,其余各种情况均显著;然而,拥有一套住房且户主受教育程度为硕士、博士的家庭消费支出将显著增加。

第 3 与户主为本地户籍相比,在其他变量不变的条件下,拥有住房的城镇非本地户籍家庭消费支出将增加。这可能与大量非本地户籍家庭在其他城市或农村还拥有住房有关。

第 4 与户主为已婚的城镇居民家庭相比,在其他变量不变的条件下,户主为未婚的城镇居民家庭如果没有住房或仅有一套住房时,他们的消费支出将显著降低。一般,未婚家庭为应对未来结婚所需,都会提前准备一笔较大的储蓄。因此该计量结果与实际情况相吻合。

第 5 与年轻家庭相比,在其他变量不变的条件下,年老家庭的消费支出显著降低,这一结论与有的研究不一致^[14]。其原因在于,与欧美老年家庭及国内年轻家庭相比,中国老年家庭的消费观念较为保守,且他们具有较强的遗产动机。而遗产动机会降低老年家庭的边际财富效应^[50-51]。

为了分析不同收入阶层的城镇居民家庭消费支出对住房价格波动的反应,将拥有一套住房的城镇家庭分为 3 类:第 1 类为低收入家庭,其数量

为样本家庭总数的 20%;第 2 类为中等收入家庭,其数量为样本家庭总数的 60%;第 3 类为高收入家庭,占样本家庭总数的 20%^⑤。回归结果如表 5 所示。

表 5 住房价格波动对拥有一套住房城镇居民家庭消费支出影响的回归结果

Table 5 Regression analysis results of the effect of housing price fluctuation on consumption of urban household owning only one house

自变量	模型 1	模型 2	模型 3
	低收入组	中等收入组	高收入组
$\ln(\text{wealth})$	0.123 *** (5.163)	0.078 6 *** (5.839)	0.084 7 *** (4.063)
$\ln(\text{totalincome})$	-0.029 5 (-0.801)	0.282 *** (9.355)	0.186 *** (4.008)
$\ln(\text{hp})$	0.121 *** (4.084)	0.060 8 *** (3.785)	0.040 9 (1.604)
$\ln(\text{hsquare})$	0.255 *** (5.006)	0.136 *** (4.687)	0.047 7 (0.919)
$\ln(\text{rate})$	-0.148 * (-1.711)	0.003 34 (0.076 3)	0.094 1 (1.235)
常数项	7.237 *** (14.31)	5.268 *** (15.46)	6.842 *** (11.97)
控制变量控制情况			
地域	控制	控制	控制
受教育程度	控制	控制	控制
户口	控制	控制	控制
婚姻状况	控制	控制	控制
户主年龄	控制	控制	控制
观察数	659	1 996	672
R^2	0.426	0.230	0.279

注: 1. ***、**和* 分别表示 1%、5%和 10% 的显著水平, 括号中的数字为 t 值;

2. 地域控制变量以东部地区省份城镇居民家庭为参照基准,受教育程度以户主学历为大学本科作为参照基准,户口控制变量以户主为当地城镇户口为参照基准,婚姻状况控制变量以户主已婚为参照基准,户主年龄以户主为小于等于 35 岁的年轻人为参照基准;

3. 被解释变量均为 $\ln(\text{consum})$;

4. 模型 3 $\ln(\text{hp})$ 的估计系数在 15% 的显著性水平下显著。

从表 5 的回归结果可以看出,无论是低收入家庭,还是中等收入和高收入家庭,住房价格上涨

⑤ 由于没有住房城镇居民家庭和拥有至少两套住房城镇居民家庭的样本量偏少,故本文仅对只拥有一套住房的城镇居民家庭按家庭总收入进行了分类分析。

均促进了家庭消费支出增加。然而,即使同为只拥有一套住房,住房价格上涨促进家庭消费支出增加的程度却存在较大差异,并且家庭消费支出的住房价格弹性是家庭总收入的递减函数。其主要原因是:一方面,由于住房财富占家庭总资产的比例是家庭收入的递减函数^⑥,因此住房价格上涨的财富效应占家庭总资产的比例亦是家庭收入的递减函数;另一方面,高收入家庭的消费水平明显高于低收入家庭^⑦。因此,表5中变量 $\ln(hp)$ 的回归系数估计值(分别为0.121、0.0608、0.0409)具有合理性。此外,表4中变量 $\ln(hp)$ 的回归系数估计值为0.0718,正好处于表5回归结果中低收入家庭和高收入家庭变量 $\ln(hp)$ 的回归系数估计值之间。

5 稳健性检验

为了对第4节实证结果的稳健性进行检验,将无住房城镇家庭、只有一套住房城镇家庭以及拥有至少两套住房的城镇家庭根据地域分别进行回归分析。回归结果如表6所示。从表6的回归结果可以看出,将上述3类城镇家庭根据地域分类回归之后,住房价格上涨对东部地区城镇居民家庭消费的影响普遍高于中西部地区。此外,与表4的回归结果比较,不仅各变量回归系数的符号没有改变,而且其数值大小也变化不大,从而说明第4节的实证结果具有稳健性。

表6 稳健性检验结果

Table 6 Results of robustness test

自变量	无房城镇家庭		只有一套住房城镇家庭		拥有至少两套住房城镇家庭	
	东部	中西部	东部	中西部	东部	中西部
$\ln(wealth)$	0.0903*** (7.408)	0.0826*** (5.113)	0.133*** (8.487)	0.0816*** (6.166)	0.115*** (5.496)	0.0793*** (3.198)
$\ln(totalincome)$	0.0701*** (3.002)	0.0864*** (2.788)	0.108*** (7.732)	0.159*** (10.09)	0.0779*** (2.974)	0.149*** (4.042)
$\ln(hp)$	0.215*** (6.106)	0.149*** (3.653)	0.0724*** (3.875)	0.0569*** (2.882)	0.116*** (3.500)	0.105 (1.468)
$\ln(hsquare)$	0.273*** (6.382)	0.189*** (2.681)	0.171*** (5.433)	0.109*** (3.190)	0.0520 (0.895)	0.164 (1.592)
$\ln(rate)$	0.227** (2.446)	-0.0855 (-0.661)	-0.0176 (-0.363)	-0.0483 (-0.932)	-0.0237 (-0.286)	0.108 (1.147)
控制变量控制情况						
受教育程度	控制	控制	控制	控制	控制	控制
户口	控制	控制	控制	控制	控制	控制
婚姻状况	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年龄	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观察数	278	174	1809	1518	496	274
R^2	0.583	0.573	0.406	0.347	0.408	0.303

注: 1. ***、**和* 分别表示1%、5%和10%的显著水平,括号中的数字为t值;

2. 地域控制变量以东部地区省份城镇居民家庭为参照基准,受教育程度以户主学历为大学本科作为参照基准,户口控制变量以户主为当地城镇户口为参照基准,婚姻状况控制变量以户主已婚为参照基准,户主年龄以户主为小于等于35岁的年轻人作为参照基准;

3. 被解释变量均为 $\ln(consum)$;

4. 模型3 $\ln(hp)$ 的估计系数在15%的显著性水平下显著。

⑥ 在城镇家庭资产结构中,住房资产占家庭总资产的比例平均为62.72%^[8],还有数据显示,低收入家庭的这一比例为77.9%^[6]。

⑦ 低收入家庭年平均消费支出为28617.35元,高收入家庭年平均消费支出为65003.2元^[6]。

6 结束语

本文将中国城镇居民家庭分为拥有至少两套住房的家庭(代表性家庭1)、只有一套住房的家庭(代表性家庭2)以及没有住房的租房家庭(代表性家庭3)三类,通过构建微观经济模型并利用中国家庭金融调查(CHFS)的微观数据研究了住房价格波动与城镇居民消费之间的关系。

研究得出的主要结论有:

1) 总体而言,在家庭财富和收入不变的条件下,住房价格波动对城镇居民家庭消费的影响程度与家庭当前消费水平、住房价格、住房居住面积、对待风险的态度、消费习惯和利率等因素有关;

2) 住房价格上涨会拉动代表性家庭1和代表性家庭2的消费增长。由于代表性家庭1和代表性家庭2均拥有住房,因此,他们的消费增长既可以通过住房价格上涨的财富效应实现,也可以通过抵押效应实现。在控制了家庭特征、收入、财富以及居住面积等变量的影响之后,代表性家庭1消费支出的住房价格弹性为0.0718,代表性家庭2消费支出的住房价格弹性为0.121;

3) 当代表性家庭3有购买住房意愿和计划时,住房价格上涨具有挤出效应;而当代表性家庭3没有购买住房意愿和计划时,其家庭消费会随

着住房价格的上升而增加。把无房家庭作为整体进行的实证研究表明,住房价格上涨会拉动他们的消费增长,他们消费支出的住房价格弹性为0.179;

4) 住房价格上涨促进家庭消费支出增加的程度是家庭总收入的递减函数。以只有一套住房城镇家庭为例,低收入、中等收入和高收入城镇家庭消费支出的住房价格弹性分别为0.121、0.068以及0.0409;

5) 从地域来看,住房价格上涨对东部地区城镇居民家庭消费的影响普遍高于中西部地区。东部及中西部无房城镇家庭消费支出的住房价格弹性分别为0.215及0.149,只有一套住房城镇家庭消费支出的住房价格弹性分别为0.0724及0.0569,拥有至少两套住房城镇家庭消费支出的住房价格弹性分别为0.116及0.105。

本文得出的政策启示是,由于住房价格上涨对3类代表性家庭的消费均具有拉动作用,因此,房价上涨对我国经济转变为居民消费导向的经济增长方式具有积极意义;只要房价上涨维持在可以接受的水平,那么中国房地产的调整可以主要以市场力量进行。然而,房价上涨过快将会产生诸如社会不稳定的风险增加等一系列社会问题,此时行政部门抑制住房价格上涨过快的宏观调控政策是必须的。

参考文献:

- [1] 刘璐. 限贷和限购政策对一般均衡中房价的影响[J]. 管理科学学报, 2013, 16(9): 20-32.
Liu Lu. Impact of credit rationing and quantity limit on housing price[J]. Journal of Management Sciences in China, 2013, 16(9): 20-32. (in Chinese)
- [2] 石薇, 李强, 王洪卫. 城市住房价格指数编制方法的拓展设计及实证检验[J]. 数量经济技术经济研究, 2014, (12): 127-141.
Shi Wei, Li Qiang, Wang Hongwei. An extension in the construction of urban housing price indexes and its application[J]. The Journal of Quantitative & Technical Economics, 2014, (12): 127-141. (in Chinese)
- [3] 丁如曦, 倪鹏飞. 中国城市住房价格波动的区域空间关联与溢出效应——基于2005—2012年全国285个城市空间面板数据的研究[J]. 财贸经济, 2015, (6): 136-150.
Ding Ruxi, Ni Pengfei. Regional spatial linkage and spillover effect of house prices of China's cities: Based on the panel data of 285 cities from 2005 to 2012[J]. Finance & Trade Economics, 2015, (6): 136-150. (in Chinese)
- [4] 孙倩, 汤放华. 基于空间扩展模型和地理加权回归模型的城市住房价格空间分异比较[J]. 地理研究, 2015, 34(7): 1343-1351.
Sun Qian, Tang Fanghua. The comparison of city housing price spatial variances based on spatial expansion and geographical weighted regression models[J]. Geographical Research, 2015, 34(7): 1343-1351. (in Chinese)

- [5]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[J]. 管理世界,2009,(7): 35-45.
Huang Jing, Tu Meizeng. Housing wealth and consumption: Evidence from data of household survey [J]. Management World, 2009, (7): 35-45. (in Chinese)
- [6]甘 犁,尹志超,贾 男,等. 中国家庭资产状况及住房需求分析[J]. 金融研究,2013,(4): 1-14.
Gan Li, Yin Zhichao, Jia Nan, et al. An analysis of Chinese household assets and housing demand [J]. Journal of Financial Research, 2013, (4): 1-14. (in Chinese)
- [7]中国经济与社会发展统计数据库[DB/OL]. <http://tongji.cnki.net/kns55/Dig/dig.aspx>, 2014-12-24.
China economic and social development statistics database [DB/OL]. <http://tongji.cnki.net/kns55/Dig/dig.aspx>, 2014-12-24. (in Chinese)
- [8]王 江,廖 理,张金宝. 消费金融研究综述[J]. 经济研究,2010,(S1): 5-29.
Wang Jiang, Liao Li, Zhang Jinbao. A survey of consumer finance research [J]. Economic Research Journal, 2010, (S1): 5-29. (in Chinese)
- [9]原鹏飞,魏巍贤. 房地产价格波动经济影响的一般均衡研究[J]. 管理科学学报,2012,15(5): 30-43.
Yuan Pengfei, Wei Weixian. Effects of real-estate price fluctuation on economy: From general equilibrium view [J]. Journal of Management Sciences in China, 2012, 15(5): 30-43. (in Chinese)
- [10]毛雅娟,李善民,黄宇轩. 宏观经济、政府干预与资产价格波动——基于VAR和RVAR的传导机制研究[J]. 证券市场导报,2014,(8): 13-22.
Mao Yajuan, Li Shanmin, Huang Yuxuan. Macroeconomy, government intervention and asset price volatility: A transmission mechanism study based on VAR and RVAR [J]. Securities Market Herald, 2014, (8): 13-22. (in Chinese)
- [11]Aron J, Duca J V, Muellbauer J, et al. Credit, housing collateral, and consumption: Evidence from Japan, the UK, and the US [J]. Review of Income and Wealth, 2012, 58(3): 397-423.
- [12]Leung C. Macroeconomics and housing: A review of the literature [J]. Journal of Housing Economics, 2004, 13(4): 249-267.
- [13]Iacoviello M. House prices, borrowing constraints, and monetary policy in the business cycle [J]. The American Economic Review, 2005, 95(3): 739-764.
- [14]Campbell J Y, Cocco J F. How do house prices affect consumption? Evidence from micro data [J]. Journal of Monetary Economics, 2007, 54(3): 591-621.
- [15]Attanasio O P, Blow L, Hamilton R, et al. Booms and busts: Consumption, house prices and expectations [J]. Economica, 2009, 76(301): 20-50.
- [16]Sinai T, Souleles N S. Net Worth and Housing Equity in Retirement [R]. National Bureau of Economic Research, 2007.
- [17]Aoki K, Proudman J, Vlieghe G. Houses as collateral: Has the link between house prices and consumption in the UK changed? [J]. Federal Reserve Bank of New York Economic Policy Review, 2002, 8(1): 163-77.
- [18]Benito A, Mumtaz H. Consumption excess sensitivity, liquidity constraints and the collateral role of housing [J]. Bank of England Quarterly Bulletin, 2006, 46(3), 323.
- [19]Ludwig A, Slok T. The Impact of Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries [R]. IMF Working Paper, 2001.
- [20]Iacoviello M. Consumption, house prices, and collateral constraints: A structural econometric analysis [J]. Journal of Housing Economics, 2004, 13(4): 304-320.
- [21]Aron J, Muellbauer J, Murphy A. Housing Wealth, Credit Conditions and Consumption [R]. MPRA, 2006.
- [22]Attanasio O P, Blow L, Hamilton R, et al. Booms and busts: Consumption, house prices and expectations [J]. Economica, 2009, 76(301): 20-50.
- [23]Sheiner L. Housing prices and the savings of renters [J]. Journal of Urban Economics, 1995, 38(1): 94-125.
- [24]Yoshikawa H, Ohtaka F. An analysis of female labor supply, housing demand and the saving rate in Japan [J]. European Economic Review, 1989, 33(5): 997-1023.
- [25]Engelhardt G V. House prices and home owner saving behavior [J]. Regional Science and Urban Economics, 1996, 26(3): 313-336.

- [26] Phang S Y. House prices and aggregate consumption: Do they move together? Evidence from Singapore [J]. *Journal of Housing Economics*, 2004, 13(2): 101–119.
- [27] Jiang S, Sun W, Webb A. The impacts of house price movements on non-durable goods consumption of older households [J]. *Annals of Economics and Finance*, 2013, 14(2): 491–510.
- [28] Bhatia K, Mitchell C. Household-specific housing capital gains and consumption: Evidence from Canadian microdata [J]. *Regional Science & Urban Economics*, 2015, 56(1): 19–33.
- [29] Naggara Z, Bellalah M. Is the house price movement explaining the pattern of consumption: The case of U.K.? [J]. *International Journal of Academic Research in Business & Social Sciences*, 2013, 3(2): 115–130.
- [30] Khalifa S, Seck O, Tobing E. Housing wealth effect: Evidence from threshold estimation [J]. *Journal of Housing Economics*, 2013, 22(1): 25–35.
- [31] Simo-Kengne B D, Gupta R, Bittencourt M. The impact of house prices on consumption in South Africa: Evidence from provincial-level panel VARs [J]. *Housing Studies*, 2013, 28(8): 1133–1154.
- [32] Cristini A, Sevilla A. Do house prices affect consumption? A re-assessment of the wealth hypothesis [J]. *Economica*, 2014, 81(324): 601–625.
- [33] De Bonis R, Silvestrini A. The effects of financial and real wealth on consumption: New evidence from OECD countries [J]. *Applied Financial Economics*, 2012, 22(5): 409–425.
- [34] Case K E, Quigley J M, Shiller R J. Wealth effects revisited: 1975–2012 [J]. *Critical Finance Review*, 2013, 2(1): 101–128.
- [35] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费 [J]. *世界经济*, 2011, (10): 21–34.
Kuang Weida. Fluctuation of housing prices and consumption of urban households in China [J]. *The Journal of World Economy*, 2011, (10): 21–34. (in Chinese)
- [36] 张大永, 曹红. 家庭财富与消费: 基于微观调查数据的分析 [J]. *经济研究*, 2012, (S1): 53–65.
Zhang Dayong, Cao Hong. Wealth effect on consumption: Evidence from China's household survey data [J]. *Economic Research Journal*, 2012, (S1): 53–65. (in Chinese)
- [37] 张漾滨. 中国股价与房价波动对居民消费的影响研究 [J]. *管理世界*, 2012, (1): 178–179.
Zhang Yangbin. Research on the impact of stock and house price fluctuation upon household consumption in China [J]. *Management World*, 2012, (1): 178–179. (in Chinese)
- [38] 谢洁玉, 吴斌珍, 李宏彬, 等. 中国城市房价与居民消费 [J]. *金融研究*, 2012, (6): 13–27.
Xie Jieyu, Wu Binzhen, Li Hongbin, et al. Urban housing prices and household consumption in China [J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (6): 13–27. (in Chinese)
- [39] 陈健, 陈杰, 高波. 信贷约束、房价与居民消费率——基于面板门槛模型的研究 [J]. *金融研究*, 2012, (4): 45–57.
Chen Jian, Chen Jie, Gao Bo. Credit constraint, housing prices and household consumption rate: A study based on panel threshold model [J]. *Journal of Financial Research*, 2012, (4): 45–57. (in Chinese)
- [40] 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 [J]. *金融研究*, 2013, (3): 44–57.
Du Li, Shen Jianguang, Pan Chunyang. The impact of rising house prices on the average propensity to consumption of urban residents: An empirical study based on data from household survey in Shanghai [J]. *Journal of Financial Research*, 2013, (3): 44–57. (in Chinese)
- [41] 颜色, 朱国钟. “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 [J]. *管理世界*, 2013, (3): 34–47.
Yan Se, Zhu Guozhong. “Effect of slave to houses” or “wealth effect”? A theoretical analysis of the effect of housing prices upon national consumption [J]. *Management World*, 2013, (3): 34–47. (in Chinese)
- [42] 陈训波, 周伟. 家庭财富与中国城镇居民消费: 来自微观层面的证据 [J]. *中国经济问题*, 2013, (2): 46–55.
Chen Xunbo, Zhou Wei. Household wealth and consumption of urban residents in China: Evidence from micro data [J]. *Economic Issues in China*, 2013, (2): 46–55. (in Chinese)

- [43]陈斌开,杨汝岱. 土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄[J]. 经济研究, 2013, (1): 89-103.
Chen Binkai, Yang Rudai. Land supply, house price and household saving in urban China: Evidence from urban household survey [J]. Economic Research Journal, 2013, (1): 89-103. (in Chinese)
- [44]Deaton A. Understanding Consumption [M]. Oxford: Clarendon Press, 1992.
- [45]高波,王文莉,李祥. 预期、收入差距与中国城市房价租金“剪刀差”之谜[J]. 经济研究, 2013, (6): 100-112.
Gao Bo, Wang Wenli, Li Xiang. Expectation, income inequality and the puzzle of city's housing price to rent scissors in China [J]. Economic Research Journal, 2013, (6): 100-112. (in Chinese)
- [46]Friedman M. Introduction to “A Theory of the Consumption Function” [M]// Friedman M. A Theory of the Consumption Function. Princeton: Princeton University Press, 1957: 1-6.
- [47]Ando A, Modigliani F. The “life cycle” hypothesis of saving: Aggregate implications and tests [J]. American Economic Review, 1963, 53(1): 55-84.
- [48]Hall R E. Stochastic implications of the life cycle-permanent income hypothesis: Theory and evidence [J]. Journal of Political Economy, 1978, 86(6): 971-987.
- [49]袁冬梅,李春风,刘建江. 城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究[J]. 管理科学学报, 2014, 17(7): 50-62.
Yuan Dongmei, Li Chunfeng, Liu Jianjiang. Strength and heterogeneity of precautionary saving motives of urban inhabitants in China [J]. Journal of Management Sciences in China, 2014, 17(7): 50-62. (in Chinese)
- [50]Skinner J. Housing wealth and aggregate saving [J]. Regional Science and Urban Economics, 1989, 19(2): 305-324.
- [51]陈健,黄少安. 遗产动机与财富效应的权衡: 以房养老可行吗? [J]. 经济研究, 2013, (9): 56-70.
Chen Jian, Huang Shaoan. Trade-offs between bequest motives and wealth effects: Is housing reverse mortgaging in China feasible [J]. Economic Research Journal, 2013, (9): 56-70. (in Chinese)

Impact of fluctuation in housing prices upon consumption of urban households in China

MAO Zhong-gen¹, GUI He-qing^{1,2*}, HONG Tao³

1. West Center for Economic Research, Southwestern University of Finance and Economics, Chengdu 611130, China;
2. School of Business, Liaocheng University, Liaocheng 252000, China;
3. School of Management Harbin Institute of Technology, Harbin 150001, China

Abstract: In this paper, urban households are divided into three groups: those who possess at least two houses (household type 1), those who own only one house (household type 2) and those who have no houses (household type 3). The analysis based on a microeconomic model constructed in this paper reveals that consumption of the first two groups increases when housing prices rise. However, members of the last group make different reactions to the rising of housing prices: their consumption decreases because of crowding-out effects when they have plans to buy houses and increases when they have not. The impact of fluctuation in housing prices on consumption is correlated with levels of consumption, housing prices, living area, habit of consumption, risk preferences and interest rates. Empirical analysis based on data from China Household Financial Survey (CHFS) indicates that the rising of housing prices stimulates consumption of all kinds of households. Additionally, the effect is most significant for household type 3 and least significant for household type 2. It is also different between three regions in China and most significant in the East region.

Key Words: housing prices; household consumption; wealth effect; substitution effect