

住房与幸福: 幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题^{*}

李 涛 史宇鹏 陈斌开

内容提要: 以居民幸福感为民生指标, 本文系统研究了家庭自有住房状况对居民幸福感的影响。首先, 从理论上研究了住房影响居民幸福感的两种新机制——流动性约束和预防性储蓄; 其次, 基于中国跨省区城镇居民调查数据, 本文对这两种机制进行了实证分析并获得了如下重要发现: (1) 不同产权类型的自有住房对居民幸福感的影响存在显著差异, 拥有大产权住房和更多的大产权住房能够显著提高居民幸福感, 但拥有小产权住房以及小产权住房的数量对居民幸福感没有显著影响; (2) 平均而言, 大产权住房给首次置业和二(或多)次置业这两个居民群体带来的幸福感提升幅度并没有显著差异。但是, 进一步研究发现, 对于预防性储蓄动机更强和更可能受到流动性约束的家庭, 二(或多)套大产权住房为其带来的幸福感提升幅度与首套房没有显著差异, 而预防性储蓄动机较弱和受流动性约束可能性更低的家庭, 大产权住房数量对居民幸福感提升的边际作用递减。这些发现很好地支持了本文的理论模型。

关键词: 住房 幸福 流动性约束 预防性储蓄

一、引 言

住房问题已经成为当前中国社会各界最为关注的民生问题之一。解决居民住房困难、实现住有所居的目标也成为了政府保民生、促和谐的重要途径。然而, 在各方普遍认同住房问题民生意义的同时, 一直存在着解决手段的分歧, 即居民是否需要拥有住房的争议。针对这一争议的相关学术研究非常缺乏。^①这不仅造成关于中国居民住房问题民生意义的共识缺乏科学依据, 而且导致对于解决手段的争议无法进行恰当评判, 最终可能影响到政府住房政策的制定和完善。

我们认为, 探究中国居民住房问题的民生意义、评判各种解决手段的一个可行思路是分析中国居民的自有住房^②状况对其幸福感的影响。这是因为: 一方面, 幸福感已经成为反映民生的一个主要指标(Frey & Stutzer, 2002); 另一方面, 中国居民住房问题的核心在于如何实现住有所居的目标, 而实现这一目标的主要途径就是买房或租房, 其结果体现为中国居民的自有住房状况。

^{*} 李涛、史宇鹏、陈斌开, 中央财经大学经济学院, 邮政编码: 100081, 电子信箱: chenbinkai@gmail.com, shiyupeng@pku.edu.cn, chenbinkai@gmail.com。本文是奥尔多中心(www.aordo.org)“中国居民风险与风险管理”研究项目的一项阶段性研究成果。作者感谢刘怡、陆铭、罗楚亮和西南财经大学光华讲坛参加者的有益评论, 感谢国家自然科学基金项目(70973141、71003112、70803054)、中央财经大学“青年科研创新团队”、中央财经大学 211 工程三期建设项目以及新世纪优秀人才支持计划资助。限于篇幅, 本文在工作论文版本上进行了相应删减, 工作论文版本参见中国经济学学术资源网(www.erj.cn, www.cesgw.cn)工作论文《住房与幸福: 幸福经济学视角下的中国城镇居民住房问题》(WP89)。

① 有一些研究讨论了解决中国高房价问题的政策措施, 如况伟大(2009)关于物业税对房价影响的研究。

② 考虑到中国城镇居民住房的家庭属性, 本文使用的自有住房概念都对应其家庭的自有住房。

国外文献关于居民自有住房状况对其幸福感影响的研究主要围绕着自有住房带给居民的私人和社会后果展开(Dietz & Haurin, 2003), 它们识别了住房影响居民幸福感的六种可能渠道: 居民家庭资产组合和财富积累水平(Davies et al., 2009)、居民社会参与行为(Kingston & Fries, 1994; 李骏, 2009)、儿童成长和教育质量(Haurin et al., 2002)、居民健康状况(Nettleton & Burrows, 1998)、居民心理感受(Balfour & Smith, 1996) 和居民生活质量(Bucchianeri, 2009) 等。^①然而, 这些文献可能忽略了两种更重要的作用机制, 即拥有住房有助于缓解流动性约束和降低预防性储蓄。

事实上, 流动性约束和预防性储蓄是消费理论最近 20 年来最主要的进展, 住房和流动性约束、预防性储蓄的关系近年来也受到了学者们的极大关注。Fernández-Villaverde & Kruger(2001) 发现, 居民倾向于在生命周期早期购买住房等耐用消费品, 其原因可能是住房具有抵押功能, 可以缓解家庭流动性约束。Gan(2010) 指出, 住房可以降低家庭预防性储蓄需求, 进而提高家庭消费。需要指出的是, 虽然已有文献从流动性约束和预防性储蓄方面来研究住房对居民消费的影响, 但是目前尚未有文献进一步分析住房通过这两种渠道对居民幸福感的影响。本文将从理论上把这两种机制引入居民幸福感的研究, 通过分析家庭住房、流动性约束、预防性储蓄和居民幸福感的关系, 在理论上拓展现有文献关于自有住房影响居民幸福感渠道的研究。

在理论研究的基础上, 我们将借助 2009 年进行的“中国城市居民经济状况与心态”调查数据就住房对居民幸福感的影响展开经验研究, 并对其作用机制进行深入分析。与以往研究相比, 本文的贡献体现在四个方面: 首先, 本文在充分控制居民特征的基础上, 首次实证分析了住房对中国城镇居民幸福感的影响; 其次, 本文不仅考虑了住房数量和产权类型对居民幸福感的影响, 而且还探究了这种影响在首次和二(或多) 次置业的居民之间是否存在差异, 为检验中国居民住房问题的民生意义和评判中国居民住房问题的解决思路提供了科学依据; 再次, 本文从理论和实证上分析了住房影响居民幸福感的两个重要机制——流动性约束和预防性储蓄, 拓展了住房影响幸福感的作用渠道研究; 最后, 通过引入和分析住房对居民幸福感的影响, 我们拓展了已有的中国居民幸福感研究(Appleton & Song, 2008; Knight et al., 2009; 罗楚亮, 2006, 2009)。

本文第二部分从理论上研究住房对居民幸福感的影响, 并分析其作用机制; 第三部分介绍本文的数据样本和分析变量; 第四部分讨论实证结果; 最后总结研究发现并分析政策涵义。

二、住房与居民幸福: 理论框架

本部分将从理论上研究住房对居民幸福感的影响, 并分析其可能的作用机制。文献中居民幸福感一般用效用函数度量, 住房对居民幸福感的影响体现为住房与居民效用的关系。按照标准的住房消费文献(如 Flavin & Nakagawa, 2008), 我们假设居民效用函数取决于两个因素, 住房消费和其他非耐用品消费。^②为简单起见, 假定居民生存两期,^③其效用函数形式为:

$$U(C_1, C_2, H) = V(C_1) + \beta V(C_2) + W(H) \quad (1)$$

其中, C_1 和 C_2 分别为第一期和第二期的非耐用品消费, H 为住房存量, β 为折现因子。居民效用取

① 在中国, 自有住房可能通过相关的公共服务来影响居民幸福感, 如与住房相关的教育资源。由于教育资源等公共服务可以体现在住房的市场价格上(冯皓、陆铭, 2010), 因此, 我们在回归分析中通过引入住房的市场价值来控制这种公共服务渠道的影响。

② 国内关于住房和家庭幸福感的理论研究相对较少, Chen et al. (2010) 在个体效用函数中直接引入了自有住房和租房变量, 并通过房产效用解释中国居民高储蓄率, 其设定与本文在思想上是一致的, 但他们没有深入讨论住房对流动性约束和预防性储蓄的影响。

③ 在更加一般的理论框架下, 通常假设居民生存 T 期(生命周期框架) 或无穷期(持久收入框架), 然而, 在多期框架下, 模型往往没有显式解。在引入流动性约束和预防性储蓄后, 多期框架只能使用数值求解。考虑到本文研究目的, 我们选择两期理论框架来阐述流动性约束和预防性储蓄的核心思想, 同时保证了显式解的存在性。

决于非耐用品与住房消费,且非耐用品消费在时间上可分,非耐用品与住房消费也是可分的 (Mankiw, 1985)。\$W(H)\$ 刻画了住房对居民幸福感的直接影响,包含了传统文献中所关注的各种可能作用机制:居民家庭资产组合和财富积累水平、居民社会参与行为、儿童成长和教育质量、居民健康状况、居民心理感受、居民生活质量等。鉴于本文研究目的,我们不再对这些影响机制进行刻画,而是使用缩减形式的效用函数 \$W(\cdot)\$ 来表征其影响。假设 \$V(\cdot)\$ 和 \$W(\cdot)\$ 满足效用函数标准条件, \$V'(\cdot) > 0, V''(\cdot) < 0, W'(\cdot) > 0, W''(\cdot) < 0\$, 即非耐用品与住房消费都满足边际效用为正和边际效用递减规律。

在住房存量外生给定的情形下,居民的预算约束为:^①

$$P_1 * C_1 + P_2 * \frac{C_2}{1+r} \leq Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \quad (2)$$

其中, \$P_1\$ 和 \$P_2\$ 分别为外生给定的非耐用消费品价格, \$Y_1\$ 和 \$Y_2\$ 分别为居民第一期和第二期收入水平, \$r\$ 为外生给定的真实利率水平。简单起见,我们首先假设收入水平外生给定且不存在不确定性,同时,居民不受到流动性约束,即可以自由借贷以平滑消费。此时,居民的最优化选择问题为:

$$\begin{aligned} \max U(C_1, C_2, H) &= V(C_1) + \beta V(C_2) + W(H) \\ \text{s. t. } P_1 * C_1 + P_2 * \frac{C_2}{1+r} &\leq Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \end{aligned} \quad (3)$$

其最优化一阶条件为:

$$V_{C_1}' = \beta(1+r) \frac{P_1}{P_2} V_{C_2}' \quad (4)$$

不失一般性,我们假设 \$\beta(1+r) = 1, P_1 = P_2 = 1\$^②, 此时, \$V_{C_1}' = V_{C_2}'\$, 即 \$C_1 = C_2 = (Y_1 + \frac{Y_2}{1+r})/2\$。

在此情形下,居民总效用为:

$$U(C_1, C_2, H) = (1+\beta) V(Y/2) + W(H) \quad (5)$$

其中 \$Y = [Y_1 + Y_2 / (1+r)]\$, 为两期收入的现值。此时,住房的边际效用为:

$$U_H' = W_H' \quad (6)$$

从 (6) 式可以看出,住房的边际效用 \$W'(H)\$ 为正,且边际效用递减,其结论概括为命题 1。

命题 1: 在资本市场完备、不存在收入不确定性的前提下,居民将选择平滑其消费,住房给居民带来的幸福感为正,但随着住房存量增加,其幸福感增加效应将递减。

命题 1 成立的前提是资本市场完备且不存在收入不确定性,然而在现实中居民无法自由借贷,其收入水平也是不确定的。我们首先考虑资本市场不完备对居民消费和幸福感的影 响。为考虑流动性约束的影响,我们考虑 \$Y_1 < Y_2\$ 的情形,即居民在第一期有借贷需求。此时,居民需要向金融部门提供抵押以获得贷款,住房是现实中最重要 的抵押品。大量研究表明,作为主要的抵押品,住房有助于缓解流动性约束 (Fernández-Villaverde & Kruger, 2001; Bajari et al., 2010; Gan, 2010)。鉴于此,我们假设居民在第一期的借款额度 \$B\$ 受到住房存量 \$H\$ 的影响,住房存量越大,可借款余额越大,即 \$B'(H) > 0\$。此时,居民的最优化问题为:^③

① 由于本文主要关心住房存量对居民幸福感的影响及其作用机制,这些机制只与住房存量有关,而与购房选择本身无关,因此在模型中引入家庭购房选择并不会影响本文的主要结论。当然,购房选择可能通过其它的渠道影响到居民幸福感(比如资产—负债等),这是理论上有待进一步研究的方向;同时,在本文实证研究中,我们将尽量控制购房选择对居民幸福感的影响。

② 后文将一直使用这个假设,该假设可以简化本文的理论分析,但不影响文章的主要结果。

③ 与前文相一致,我们假设 \$\beta(1+r) = 1, P_1 = P_2 = 1\$。

$$\begin{aligned} \max U(C_1, C_2, H) &= V(C_1) + \beta V(C_2) + W(H) \\ \text{s. t. } C_1 + \frac{C_2}{1+r} &\leq Y_1 + \frac{Y_2}{1+r} \\ C_1 &\leq Y_1 + B(H) \end{aligned} \quad (7)$$

简单起见,我们只研究紧流动性约束时的情形(即 $C_1 = Y_1 + B(H)$)。^① 此时,居民的效用函数为:

$$U(C_1, C_2, H) = V(Y_1 + B(H)) + \beta V(Y_2 - (1+r)B(H)) + W(H) \quad (8)$$

此时,居民住房的边际效用为:

$$U_H' = V_{C_1}' * B_H' - V_{C_2}' * B_H' + W_H' = (V_{C_1}' - V_{C_2}') * B_H' + W_H' \quad (9)$$

当居民面对流动性约束时, $C_1 \leq C_2$, 由于消费存在边际效用递减, $V_{C_1}' \geq V_{C_2}'$ 。比较(9)式和(6)式可以看出,与资本市场完备情形相比,存在流动性约束时住房的边际效用更高。其经济学直觉在于,当存在流动性约束时,住房不仅通过给居民提供住房消费流而直接提高了家庭幸福感($W'(H)$),同时还作为抵押品缓解了流动性约束,提高了居民幸福感。住房的抵押功能越强($B'(H)$ 越大),住房给居民带来的幸福感越高。

基于(9)式,我们可以求得居民效用对住房的二阶导数:

$$U_H'' = (V_{C_1}' - V_{C_2}') * B_H'' + [V_{C_1}'' - (1+r)V_{C_2}''] * (B_H')^2 + W_H'' \quad (10)$$

从(10)式可以看出,住房边际效用是否递减取决于三个因素:住房消费的边际效用递减程度($W''(H)$),住房通过缓解流动性约束提高居民幸福感的边际变化特征($B''(H)$),居民消费边际效用递减变化特征($V''(C_1) - (1+r)V''(C_2)$)。根据前文假设,住房消费存在边际效用递减,即 $W''(H) < 0$ 。($V''(C_1) - (1+r)V''(C_2)$)符号是不确定的,取决于居民效用函数的三阶导数和实际利率。最后, $B''(H)$ 的正负取决于住房通过缓解流动性约束提高居民幸福感的边际变化特征。现实中,首套房往往用于满足基本居住需求,其抵押作用相对较弱,而二(或多)套房用于抵押贷款的可能性会更高,对缓解流动性约束的作用也会更强,换言之, $B''(H)$ 很可能是大于0的。当 $B''(H) > 0$ 时,住房给居民带来的边际效用 $U'(H)$ 可能递增也可能递减,其方向主要取决于住房消费边际效用递减程度和住房作为抵押品缓解流动性约束作用的相对大小。存在流动性约束时住房对幸福感的影响用命题2来总结。

命题2: 在居民面对流动性约束的情形下,住房可以通过缓解流动性约束提高居民幸福感,住房缓解流动性约束能力越强,居民幸福感越高。同时,随着住房存量增加,居民幸福感增加效应不一定递减:当住房通过缓解流动性约束提高居民幸福感的程度足够大时,住房对居民幸福感的边际影响将不变或递增。

上文结论是在收入水平不存在不确定性的前提下得到的,为考察住房、收入不确定性对居民幸福感的影响,下文将引入收入不确定性。为简单起见,我们假设资本市场是完备的,即不存在流动性约束。假设居民第一期收入是确定的,但第二期收入不确定。令居民收入水平存在两种可能状态 $Y_2 + \varepsilon$ 和 $Y_2 - \varepsilon$, 其概率均为 0.5, 因此,不确定性情形下居民第二期收入期望为 Y_2 。 $\varepsilon > 0$ 为收入不确定性的度量: ε 越大,收入不确定性越大。在这种情形下,居民最优化问题转化为:^②

$$\max EU(C_1, C_2, H) = V(C_1) + W(H) + \beta EV(C_2)$$

^① 如果流动性约束不是紧约束,即最优化 $C_1 < Y_1 + B(H)$ 时,模型的解与(5)式完全相同,此时,住房的边际效用为正,且边际效用递减。

^② 与前文相一致,我们假设 $\beta(1+r) = 1, P_1 = P_2 = 1$ 。

$$\text{s. t. } C_1 + \frac{E(C_2)}{1+r} \leq Y_1 + \frac{E(\tilde{Y}_2)}{1+r} \quad (11)$$

其中, $E(\cdot)$ 为期望因子。基于 (11) 式的居民最优化一阶条件为:

$$\begin{aligned} V'(C_1) = EV'(C_2) &= \frac{1}{2}V'[\bar{Y}_2 + \varepsilon + (Y_1 - C_1)(1+r)] \\ &+ \frac{1}{2}V'[\bar{Y}_2 - \varepsilon + (Y_1 - C_1)(1+r)] \end{aligned} \quad (12)$$

基于 (12) 式, 我们可以讨论收入不确定性对居民消费行为的影响:

引理 1: 当居民存在预防性储蓄动机时 ($V'''(\cdot) > 0$), ①收入不确定性越大, 居民第一期的消费水平 C_1 越低, 预防性储蓄越高。②

基于收入不确定性情形下居民消费行为的分析, 我们进一步讨论住房对居民幸福感的影响。研究表明, 住房可以降低居民消费不确定性, 进而降低预防性储蓄需求, 提高居民幸福感 (Gan, 2010)。现实中, 住房通过抵押和置换可以帮助居民有效降低收入不确定性, 进而降低其预防性储蓄需求, 提高幸福感。鉴于此, 假设收入不确定性 ε 是住房存量 H 的减函数, 即 $\varepsilon'(H) < 0$ 。

与流动性约束情形相似, 我们可以求得居民住房的边际效用及其导数, 分别为: ③

$$U'(H) = W'(H) + \frac{1}{2}\beta[V'(C_{21}) - V'(C_{22})]\varepsilon'(H) \quad (13)$$

$$\begin{aligned} U''(H) &= W''(H) + \frac{1}{2}\beta[V'(C_{21}) - V'(C_{22})]\varepsilon''(H) + \frac{1}{2}\beta(\varepsilon'(H))^2(V''(C_{22}) + V''(C_{21})) \\ &+ \frac{1}{2}\varepsilon'(H)(V''(C_{22}) - V''(C_{21}))\frac{dC_1}{dH} \end{aligned} \quad (14)$$

观察 (13) 和 (14) 式, 我们可以得到与流动性约束情形相类似的结论: 与收入确定的情形相比, 存在收入不确定性时住房的边际效用更高。其经济学直觉在于, 在收入不确定时, 住房不仅通过给居民提供住房消费流而直接提高了居民幸福感 ($W'(H)$), 同时还降低了居民收入不确定性 ($\varepsilon'(H)$) 和居民预防性储蓄需求, 进而提高了居民幸福感。住房降低收入不确定性的作用越强 ($\varepsilon'(H)$ 绝对值越大), 住房给居民带来的幸福感越高。当 $\varepsilon''(H) < 0$ 时, 住房给居民带来的边际效用 $U'(H)$ 可能递增也可能递减, 其方向主要取决于住房消费边际效用递减程度和住房降低居民预防性储蓄作用的相对大小。存在收入不确定性时住房对居民幸福感的影响用命题 3 来总结。

命题 3: 在居民面对收入不确定性时, 住房可以通过降低家庭预防性储蓄提高居民的幸福感, 住房降低家庭收入不确定性的作用越强, 居民幸福感越高。同时, 随着住房存量增加, 居民幸福感增加效应不一定递减: 当住房通过降低收入不确定性和预防性储蓄提高居民幸福感的程度足够大时, 住房对居民幸福感的边际影响将不变或递增。

三、数据样本和分析变量

本部分将基于命题 1—3 的理论分析展开经验研究。本文使用的数据来自国家统计局在 2009 年 7—8 月进行的“中国城镇居民经济状况与心态调查”项目。该调查访问了北京、辽宁、河北、山西、山东、河南、江西、江苏、广东、海南、四川、甘肃等 12 个省级行政区的 41 个市 (区、县) 的 5056 名城镇居民家庭的户主, 详细调查了他们的家庭经济金融状况与社会经济心态。这 5056 名户主构成

① 居民存在预防性储蓄动机意味着 $V'''(\cdot) > 0$ (Kimball, 1990)。

② 引理 1 的数学表达式为 $dC_1/d\varepsilon < 0$, 限于篇幅, 证明略去, 感兴趣的读者可以直接向作者索取。

③ 限于篇幅, 我们省去了 (13) 和 (14) 式的推导过程和详细说明, 感兴趣的读者可以直接向作者索取。

了本文的分析样本。为检验理论命题 1—3,我们构建如下计量模型:

$$Happiness_i = \alpha_0 + \alpha_1 Homeownership_i + \beta X_i + \varepsilon_i \quad (15)$$

首先, $Happiness_i$ 是居民 i 幸福感的度量指标。在构建居民幸福感指标时,我们遵循国内外文献共同做法(Frey & Stutzer, 2002; Knight et al., 2009; 罗楚亮, 2009)设计了以下问题“总的来说,您现在觉得幸福吗?”相应的幸福感指标记做 $happiness$,赋值为 1—5 的整数,分别对应着受访户主的“非常不幸福”、“不幸福”、“一般”、“幸福”、“非常幸福”等回答。考虑到居民幸福感是有序离散变量,计量方程(15)式为有序 probit 模型(ordered probit model)。

其次, $Homeownership_i$ 表征居民 i 家庭自有住房拥有情况。在测度居民的自有住房状况时,我们根据居民家庭自有住房的产权类型^①和数量进行了详细区分,构造了 ocp_dummy 、 ocp_number 、 $ononcp_dummy$ 、 $ononcp_number$ 等四种指标。 ocp_dummy 表示居民家庭是否有大产权住房,是则赋值为 1,反之为 0。 ocp_number 对应着居民家庭大产权住房的数量。 $ononcp_dummy$ 表示居民家庭是否有小产权住房,是则赋值为 1,反之为 0。 $ononcp_number$ 对应着居民家庭小产权住房的数量。大小产权住房的区分不仅符合中国居民住房的实际状况,而且弥补了文献中注重完全产权类型的商品房,而忽视了其他产权类型住房对居民幸福感可能存在的不同影响的缺陷。从本文的理论分析可以看出,住房可以通过缓解流动性约束、降低预防性储蓄进而提高居民幸福感。显然,不同产权类型住房在缓解流动性约束和降低预防性储蓄方面存在显著差异,它们对居民幸福感的影响也可能不同。与大产权住房相比,小产权住房要么根本不受法律保护(如乡产权房),要么产权交易更加困难(如经济适用房、房改房、集资房),因此抵押和出售的难度较大,这意味着小产权房在缓解流动性约束和降低预防性储蓄方面的作用可能要远远小于大产权房,^②因此拥有小产权房居民的幸福可能小于拥有大产权房的居民。由此,我们预期大产权房的回归系数 α_1 将大于小产权房。

第三,考虑到居民幸福感还受到除自有住房状况之外其他因素的影响,我们在计量模型中控制了可能影响居民幸福感的其它因素 X_i ,包括居民的性别、年龄、身体健康状况、受教育水平、婚姻状况、家庭人口结构、收入水平、家庭资产、家庭负债、宗教信仰、政治面貌、民族类型、户口状况等(Frey & Stutzer, 2002; Appleton & Song, 2008; Knight et al., 2009; 罗楚亮, 2009)。居民性别记做 $male$,男性赋值为 1,女性为 0。居民年龄记做 age ,是居民在 2009 年的周岁。考虑到居民年龄对其幸福感可能的非线性影响,我们引入了居民年龄平方项 age_sq 。居民身体健康状况包括居民认为自己的健康状况非常好、较好、一般、较差或非常差等,分别记做 $health_verygood$ 、 $health_good$ 、 $health_soso$ 、 $health_poor$ 、 $health_verypoor$,当居民认为自己的身体健康状况属于相应情况时赋值为 1,反之为 0。居民受教育水平用其受教育年限来衡量,记做 $schooling_year$ 。^③居民婚姻状况包括未婚、已

① 我们采用了中国目前约定俗成的产权划分做法,即“大产权”和“小产权”。虽然从法律上讲,住房产权没有大小之分,但我国住房交易中的一些特色形成了大小产权这一事实上的划分。我们将大产权住房定义为:由房地产开发商开发承建的、土地使用权为国有可出让的土地、由国家房地产管理部门颁发产权证的居民住房,即商品房。小产权住房既包括那些建设在土地使用权是国有划拨土地之上,但在房屋再转让时要补缴土地出让金的经济适用房、房改房、集资房等,也包括乡产权房,即那些国家房地产管理部门不颁发产权证书、乡镇政府或村委会单独或联合房地产开发公司承建的、建设在乡镇集体土地上,由乡镇政府或村委会制作房屋产权证书且该权属证书仅有乡镇政府或村委会盖章以证明该权属的住房。调查数据信息的缺乏使得我们无法进一步区分经济适用房、房改房、集资房和乡产权房。

② 当然,由于小产权住房产权不合法或不完整,也可能使得这些类型的住房通过影响居民家庭资产组合和财富积累水平、居民社会参与行为、儿童成长和教育质量、居民健康状况、居民心理感受、居民生活质量等方面来提升居民幸福感的作用比大产权房的作用更小一些。

③ 我们也尝试根据不同的受教育程度构造相应的虚拟变量,如小学、初中之类等等,而不是统一地将这些受教育程度折算为受教育年限,主要回归结果没有变化。

婚、离异、丧偶等,分别记做 single、married、divorced、partner_dead,当居民属于相应婚姻状况时赋值为 1,反之为 0。居民家庭人口结构包括居民的家庭常住人口数、0—14 岁(含 14 岁)儿童在家庭常住人口中的比例、65 岁以上(含 65 岁)老人在家庭常住人口中的比例、身体欠佳(即认为自己的健康状况较差或非常差)家庭成员在家庭常住人口中的比例等,分别记做 family_size、child_ratio、elder_ratio、unhealth_ratio。居民收入水平包括绝对收入和相对收入(单位均为人民币元),分别记做 ln_percapincome_total 和 ln_percapincome_total_medr,前者是 2008 年居民家庭人均收入^①的自然对数值,后者是 2008 年居民家庭人均收入的自然对数值与样本中居民家庭所在地级或地级以上城市的 2008 年居民家庭人均收入中位数的自然对数值之差。居民的家庭资产包括住房类资产的市场价值和非住房类资产^②的市场价值(单位均为人民币元),分别记做 housing_assets 和 nonhousing_assets。居民的家庭负债包括住房类负债和非住房类负债^③(单位均为人民币元),分别记做 housing_loan 和 nonhousing_loan。在引入以上家庭资产负债变量时对住房和非住房类型的区分可以使我们的更加准确地观察和住房关联程度不同的资产负债对居民幸福感可能的不同影响。居民的宗教信仰记做 religious,当居民信仰基督教、天主教、穆斯林教、佛教、道教或其他民间宗教时赋值为 1,反之为 0。居民的政治面貌记做 ccp_member,当居民是共产党员时赋值为 1,反之为 0。居民的民族类型记做 minority,当居民是少数民族时赋值为 1,汉族赋值为 0。居民的户口状况包括本市(县)非农业户口、本市(县)农业户口、外地非农业户口、外地农业户口等,分别记做 local_urban_hukou、local_rural_hukou、nonlocal_urban_hukou、nonlocal_rural_hukou,当居民属于相应的户口类型时赋值为 1,反之为 0。此外,考虑到居民的职业类型和所在市(区、县)的社会、经济、文化、自然环境对其幸福感可能也有影响,我们构造了相应的职业和区域变量。

四、实证分析

在本节中我们将分别汇报并讨论主要变量的统计分析结果和相应的实证回归发现。^④

(一) 统计分析结果

表 1 主要变量的统计描述

表 1a 居民幸福感调查结果的分布情况						
	非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福	观测值
Happiness	0.36%	3.01%	40.07%	49.58%	6.98%	5056
表 1b 主要变量的统计结果						
	平均值	中位数	标准差	最小值	最大值	观测值
Happiness	3.60	4	0.68	1	5	5056
ocp_dummy	0.75	1	0.44	0	1	5056
ocp_number	0.85	1	0.59	0	4	5056
ononcp_dummy	0.23	0	0.42	0	1	5056
ononcp_number	0.24	0	0.47	0	3	5056

① 家庭人均收入 = 2008 年居民家庭包括工资和奖金收入、经营性收入、资本性收入、转移支付收入在内的总收入 / 家庭常住人口数。

② 包括现金、银行存款、股票、基金、外汇、债券、期货、住房公积金、保险金、收藏品、其他金融理财产品、借出款、家庭经营活动占有的自有资金、向企业或其他经营活动的投资(不包括股票和债券)、自有生产性固定资产、家庭耐用消费品、其他资产等。

③ 包括教育、做生意、股票投资、购买耐用消费品、家庭成员治病、家庭生活其他困难或其他原因导致负债等。

④ 此处省略了相关分析结果。所有解释变量的相关系数都低于共线性存在的门槛值 0.7 (Lind et al., 2002)。

表1给出了本文主要变量的统计分析结果。^①就样本居民的幸福感分布而言,感到“幸福”的居民比重最高,占到了近50%;其次为“一般”,占40%左右;以下依次为“非常幸福”、“不幸福”和“非常不幸福”,分别占7%、3%和0.36%。因此,总体而言,样本居民幸福感水平较高。从平均值来看,样本居民的幸福感介于“一般”和“幸福”之间但接近“幸福”。就住房情况而言,75%的家庭有自己的大产权住房且平均而言拥有大产权住房数量为0.85套,23%的家庭有自己的小产权住房且平均拥有小产权住房数量为0.24套。

(二) 回归分析结果

表2和表3分别汇报了居民家庭是否拥有大产权或小产权住房以及各自的数量对其幸福感影响的回归结果。为了进一步比较拥有首套和多套自有住房对幸福感影响可能存在的差异,表4分别汇报了居民家庭获得首套和二(或多)套大产权自有住房带来的幸福感的回归结果并检验两组影响是否存在差异。由于不同住房在面积、朝向、地理位置、社区情况等方面存在着一定差异,直接将住房进行横截面比较可能不妥。住房的这些差异基本能够体现在它的市场价值上,因此通过在回归方程中引入住房类资产的市场价值变量,我们可以控制住房的这些差异,^②进而允许我们对不同居民家庭的自有住房状况进行比较。鉴于被解释变量的多值离散变量性质,我们采用了有序probit(ordered probit)回归模型。^③为了解释的方便,我们不仅汇报了各解释变量的回归系数,而且汇报了各解释变量对居民幸福感的边际概率影响,即边际效果。^④

表2关注的是居民家庭是否拥有大产权或小产权住房对其幸福感的影响,主要的解释变量包括居民家庭是否拥有大产权住房、居民家庭是否拥有小产权住房等,控制变量包括居民的性别、年龄、身体健康状况、受教育水平、婚姻状况、家庭人口结构、收入水平、家庭资产、家庭负债、宗教信仰、政治面貌、民族类型、户口状况、职业类型、所在城市等。^⑤第(1)列是各解释变量的回归系数,第(2)—(6)列是各解释变量的边际效果。回归结果显示,居民家庭拥有大产权住房能够显著提高居民幸福感,居民家庭从没有大产权住房变为有大产权住房,这能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.08%、0.71%和4.55%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高3.93%和1.41%。家庭自有大产权住房对居民幸福感的显著提升作用可以从引言中的相关理论分析获得支持:家庭自有大产权住房可以缓解流动性约束、降低预防性储蓄,也可能给中国居民带来社会参与行为、儿童成长和教育质量、居民心理感受、居民生活质量等方面的改变,导致居民幸福感上升。与之形成鲜明对比的是,虽然中国居民家庭是否拥有小产权住房与是否拥有大产权住房的回归系数及边际效果的符号一致,但并不显著,所以居民拥有小产权住房并不能显著影响其幸福感。这与本文的理论分析是一致的:由于小产权住房不受法律保护(如乡产权房)或产权交易更加困难(如经济适用房、房改房、集资房等),使得小产权房难以用于抵押和出售,对缓解家庭流动性约束和降低家庭预防性储蓄的作用很弱,导致居民幸福感没有显著提高。

① 限于篇幅,我们没有汇报控制变量的描述性统计,感兴趣的读者可以直接向作者索取。

② 即便是小产权住房也可以在市场上进行交易从而具有市场价值,虽然这些交易由于产权的不完备或不合法难以受到法律保护。由于住房价值在很大程度上反映了购房成本,在计量模型中引入住房价值以及家庭资产和负债情况有助于控制购房成本对居民幸福感的影响。

③ 有序logit回归模型的结果与此完全一致。

④ 传统的边际效果计算方法是首先计算出所有样本的均值,而后再在此均值处计算出边际效果。另一种边际效果计算方法是首先计算出基于所有样本的边际效果,而后对此边际效果取均值。Train(2003)指出,如果两种计算方法得出的边际效果会产生差异,后者更为可靠。我们采用两种方法的计算结果并未出现显著差异,因此汇报了基于传统的边际效果计算方法的回归发现。

⑤ 限于篇幅,我们只汇报了回归系数显著的变量。回归系数不显著的变量没有列在表中,这些变量包括户主性别、年龄、年龄平方、除健康状况非常好以外的身体健康虚拟变量、受教育水平、除已婚以外的其他婚姻虚拟变量、儿童比例、民族类型、户口状况、职业类型和城市虚拟变量。感兴趣的读者可向作者索取完整回归结果。

表 2 居民家庭是否拥有大、小产权住房对其幸福感影响的有序 probit 模型回归结果

	(1) 回归系数	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		边际效果				
		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
ocp_dummy	0.1352 *** (2.11)	-0.0008 * (-1.73)	-0.0071 * (-1.96)	-0.0455 ** (-2.13)	0.0393 ** (2.06)	0.0141 ** (2.22)
ononcp_dummy	0.0121 (0.19)	-0.0001 (-0.19)	-0.0006 (-0.19)	-0.0041 (-0.19)	0.0034 (0.19)	0.0013 (0.18)
health_verygood	0.5211 *** (3.00)	-0.0020 *** (-2.65)	-0.0211 *** (-3.47)	-0.1739 *** (-3.11)	0.1278 *** (3.67)	0.0693 ** (2.50)
Married	0.4463 *** (2.96)	-0.0040 * (-1.70)	-0.0309 ** (-2.20)	-0.1416 *** (-3.33)	0.1401 *** (2.81)	0.0365 *** (4.09)
elder_ratio	0.2397 *** (2.63)	-0.0012 ** (-2.19)	-0.0118 ** (-2.59)	-0.0811 *** (-2.63)	0.0678 *** (2.63)	0.0263 *** (2.62)
unhealth_ratio	-0.3678 *** (-2.65)	0.0019 ** (2.23)	0.0181 *** (2.61)	0.1245 *** (2.65)	-0.1040 *** (-2.65)	-0.0403 *** (-2.64)
ln_percapincome_total	0.1582 ** (2.35)	-0.0008 ** (-2.03)	-0.0078 ** (-2.32)	-0.0545 ** (-2.35)	0.0448 ** (2.34)	0.0173 ** (2.34)
ln_percapincome _total_medr	0.2430 *** (3.38)	-0.0012 ** (-2.56)	-0.0119 *** (-3.29)	-0.0822 *** (-3.37)	0.0687 *** (3.36)	0.0266 *** (3.35)
housing_assets	0.0000001 (1.14)	-0.00000001 ** (-2.45)	-0.000000002 (-1.13)	-0.0000002 (-1.14)	0.00000001 (1.14)	0.00000001 (1.14)
nonhousing_assets	0.0000002 *** (3.16)	-0.00000001 ** (-2.45)	-0.00000001 *** (-3.07)	-0.0000001 *** (-3.35)	0.0000001 *** (3.15)	0.00000002 *** (3.14)
housing_loan	-0.000002 ** (-2.07)	0.0000001 * (1.83)	0.0000001 ** (2.15)	0.000001 ** (2.07)	-0.000001 ** (-2.07)	-0.0000002 ** (-2.06)
total_nohousing_loan	-0.00002 ** (-2.58)	0.000001 ** (2.19)	0.000001 ** (2.54)	0.00001 ** (2.58)	-0.00001 ** (-2.57)	-0.000002 ** (-2.57)
family_size	0.0586 *** (2.73)	-0.0003 ** (-2.24)	-0.0029 *** (-2.68)	-0.0198 *** (-2.73)	0.0166 *** (2.72)	0.0064 *** (2.71)
Religious	-0.1127 * (-1.75)	0.0007 (1.43)	0.0061 (1.60)	0.0378 * (1.77)	-0.0331 * (-1.69)	-0.0114 * (-1.89)
ccp_member	0.1770 *** (4.78)	-0.0008 *** (-3.10)	-0.0083 *** (-4.72)	-0.0599 *** (-4.78)	0.0487 *** (4.90)	0.0203 *** (4.51)
Number of obs.	5051					
LR chi2(32)	709.97 ***					
Pseudo R ²	0.0685					

注：为避免共线性，health_verypoor、single、local_urban_hukou 分别作为居民身体健康状况、婚姻状况、户口状况的基准变量。篇幅所限，一些回归结果不显著的回归变量在此省略汇报。居民幸福感五种状态的门槛值的回归结果也省略汇报了。“回归系数”列汇报的是各解释变量的回归系数，而“边际效果”五列汇报的是各解释变量的边际概率影响。***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平。括号中的是 z 统计量。

表 3 居民家庭拥有大、小产权住房的数量对其幸福感影响的有序 probit 模型回归结果

	(1) 回归系数	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		边际效果				
		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
ocp_number	0.1373 *** (3.42)	-0.0007 ** (-2.59)	-0.0067 *** (-3.32)	-0.0465 *** (-3.41)	0.0389 *** (3.40)	0.0150 *** (3.39)
ononcp_number	0.0455 (0.96)	-0.0002 (-0.93)	-0.0022 (-0.96)	-0.0154 (-0.96)	0.0129 (0.96)	0.0050 (0.96)
Number of obs.	5051					
LR chi2(32)	714.27 ***					
Pseudo R ²	0.0689					

注:其他回归结果省略汇报,注释与表2相同。

其它的相关实证发现与已有文献基本一致。居民的幸福感和其健康状况高度相关,良好的健康状况能够显著提高幸福感(Blanchflower, 2007)。已婚居民的幸福感和更高,这表明,婚姻所带来的自尊和与伴侣长期持续的亲密关系能够使居民变得更幸福(Myers, 1999)。家庭人口中65岁以上老人比例更高的居民幸福感更高,这可能是由于同住老人能够使家庭更为稳定且家务分工更为有效。身体欠佳的成员比例较高的家庭中居民的幸福感和较低,这表明,家庭成员健康状况会对居民的幸福感和有着显著的正面影响(罗楚亮, 2009)。家庭人均绝对或相对收入水平更高的居民幸福感和都更高,这表明,居民的绝对和相对收入水平对幸福感和都有着显著的正面影响(Ball & Chernova, 2008; 罗楚亮, 2009)。非住房类资产越多或各种负债越少的居民幸福感和更高,这表明,资产通过提供经济安全、抵御经济困难、产生收入回报等途径提高了幸福感和^①,而负债的作用正好相反(Headey et al., 2004)。家庭常住人口越多的居民的幸福感和更高,这表明更多的家庭成员能够为彼此提供更多支持帮助。有宗教信仰居民的幸福感和更低,这可能是由于中国人普遍接受儒家文化,它比其他宗教更强调“知足常乐”等中庸平和心态,使得他们比信仰宗教的居民有着更高的幸福感和。共产党员的幸福感和更高,这表明,共产党员的政治身份能够给居民带来广泛的收益,而并不只是更高的收入(Appleton & Song, 2008)。其他变量对居民幸福感和并不存在着稳定且显著的影响。

采用与表2相似的回归模型设定,表3关注的是居民家庭拥有大产权或小产权住房的数量对其幸福感和的影响,主要的解释变量替换为居民家庭拥有大产权住房和小产权住房的数量。与表2的结果类似,居民家庭拥有大产权住房的数量能够显著提高居民的幸福感和,而居民家庭拥有小产权住房的数量对于居民幸福感和的影响虽然为正却不显著。居民家庭的大产权住房每增加1套,能够使居民感到“非常不幸福”、“不幸福”和“一般”的概率分别降低0.07%、0.67%和4.65%,而使居民感到“幸福”和“非常幸福”的概率分别提高3.89%和1.50%。结合表2的有关发现和理论解释,我们认为,居民家庭是否拥有大产权住房以及拥有大产权住房的数量对其幸福感和都有着显著的积极影响,而自有小产权住房则没有显著作用。文献中关于自有住房增强居民幸福感和的作用机制虽然更多地是强调是否拥有住房的影响,但以上回归结果则发现自有住房的数量也有着相同作用。尽管居民所有的大产权住房中可能只有一套作为经常居住使用,自有住房对居民幸福感和的作用机制常常是针对这套常住房,但是更多的自有住房可以缓解家庭流动性约束并降低家庭预防性储蓄,这也会提升居民的幸福感和,而且这种提升已经排除了更多住房通过出租或投资所带来的经济收益

^① 值得注意的是,自有住房的市场价值对居民幸福感和没有显著影响,这可能是由于样本居民中绝大部分最多只有一套住房(25%的居民家庭没有大产权住房,65%的居民家庭仅有一套大产权住房;77%的居民家庭没有小产权住房,21%的居民家庭仅有一套小产权住房),自有住房是他们不可出售的生活必需品,对其幸福感和并没有实质性的影响。

的影响。其他解释变量的回归发现与表 2 一致。

表 3 表明家庭自有大产权住房数量对居民幸福感有着显著积极影响,我们希望进一步研究额外拥有一套大产权住房对于没有大产权住房和已经拥有大产权住房的居民幸福感的影响是否有着显著差异,即家庭拥有首套或多套大产权住房对居民幸福感的影响是否存在显著不同?我们把整体样本细分为家庭自有大产权住房少于 1 套(包括 1 套)和至少 1 套的两个子样本,采用与表 3 相同的回归模型设定,对这两个子样本分别进行了回归。表 4 给出了相应的两组回归结果。我们省略汇报其他变量的回归结果,而只关注家庭自有大产权住房数量 ocp_number 的回归系数和边际效果及其组间差异。与李涛、郭杰(2009)的研究相同,在离散变量回归模型中,根据传统的分组变量与关注变量乘积来确定关注变量的回归结果组间差异的方法可能受到样本异质性的干扰而出现有偏结果(Allison,1999),Williams(2006)建议采用异质性选择模型来检验变量回归系数或边际效果在不同样本间的统计差异,我们使用了这一方法。

表 4 居民家庭首套或多套大产权住房对其幸福感影响的差异比较

	(1) 回归系数	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
		边际效果				
		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
4a. 居民家庭自有大产权住房不超过 1 套(包括 1 套)						
ocp_number	0.1379 [*] (1.78)	- 0.0008 [*] (- 1.79)	- 0.0079 [*] (- 1.67)	- 0.0460 [*] (- 1.80)	0.0414 [*] (1.75)	0.0132 [*] (1.87)
Number of obs.	4392					
LR chi2(37)	607.75 ^{***}					
Pseudo R ²	0.0676					
4b. 居民家庭自有大产权住房超过 1 套(包括 1 套)						
	回归系数	边际效应				
		非常不幸福	不幸福	一般	幸福	非常幸福
ocp_number	0.1397 ^{***} (2.97)	- 0.0006 ^{**} (- 2.26)	- 0.0066 ^{***} (- 2.90)	- 0.0474 ^{***} (- 2.97)	0.0392 ^{***} (2.96)	0.0154 ^{***} (2.95)
Number of obs.	4797					
LR chi2(37)	669.23 ^{***}					
Pseudo R ²	0.0684					
4c. ocp_number 的回归系数和边际效应是否相等的 z 统计量:						
	0.65	0.34	0.45	0.52	0.66	0.65

注:其他回归结果省略汇报,注释与表 3 相同。

表 4 显示,首套与多套大产权住房对居民幸福感的影响都显著为正,而且它们并没有显著差异。这似乎与标准消费理论不一致:住房的边际效用没有呈现递减效应。然而,正如本文理论模型所示,住房对居民幸福感的作用不仅体现在它为居民提供住房消费流,还可以通过缓解流动性约束、降低预防性储蓄而提高居民幸福感。如命题 2 和命题 3 所指出,首套房往往用于满足基本居住需求,其抵押和置换作用相对较弱,而二套或多套房用于抵押和置换的可能性会明显提高,它对缓解流动性约束和降低预防性储蓄的作用也相应更强。当二套或多套房通过缓解流动性约束和预防性储蓄而提高居民幸福感的作用足够大时,它们给居民带来的幸福感提高将可能和首套房相同。

为进一步检验命题 2 的结论,表 5a 分别对受到流动性约束可能性不同的居民样本进行回归。^①流动性约束主要受到流动性资产的影响,我们以居民家庭流动性资产中位数来区分不同类

^① 限于篇幅,在表 5 中只报告了自有住房数量的回归系数,而没有汇报其边际效果,基于边际效果的实证结论与基于回归系数的分析是完全一致的。

型的家庭。表 5a 前两列和后两列分别对流动性资产小于和大于中位数的子样本进行回归。按照命题 2 的推论,流动性资产越少,住房对居民幸福感提高的影响越大,住房边际效用更有可能出现不变或递增。表 5a 的回归结果表明,对于流动性资产较少的居民,二套或多套大产权房给居民带来的幸福感提高与首套房带来的幸福感提高没有显著差异;对于流动性资产较多的居民,二套或多套房给居民带来的幸福感提升显著低于首套房。这个结果有力地支持了命题 2,即居民受流动性约束可能性越大,住房给居民带来的幸福感提高就更有可能出现不变或递增;居民受流动性约束越小,住房边际效用递减效应就更加明显。

表 5 住房、流动性约束、预防性储蓄和家庭幸福感

5a. 流动性约束				
ocp_number	0.1784 ** (2.11)	0.1655 ** (2.22)	0.2469 *** (2.55)	0.1361 * (1.91)
Number of obs	2326	1788	2249	1977
LR chi2(37)	314.51 ***	268.17 ***	245.00 ***	226.99 ***
Pseudo R ²	0.0660	0.0745	0.0549	0.0578
自有大产权住房数量	不超过 1 套	超过 1 套	不超过 1 套	超过 1 套
流动性约束	流动性资产低于中位数		流动性资产高于中位数	
ccp_number 的回归系数是否相等的 z 统计量:	0.34		2.21 **	
5b. 预防性储蓄				
ocp_number	0.1569 ** (2.18)	0.1469 ** (2.22)	0.2530 ** (2.01)	0.2044 * (1.85)
Number of obs	3521	2882	1052	883
LR chi2(37)	510.01 ***	416.99 ***	157.82 ***	147.93 ***
Pseudo R ²	0.0714	0.0724	0.0720	0.0804
自有大产权住房数量	不超过 1 套	超过 1 套	不超过 1 套	超过 1 套
预防性储蓄	预防性储蓄动机最重要		预防性储蓄动机不是最重要	
ccp_number 的回归系数是否相等的 z 统计量:	0.53		2.53 ***	

注:其他回归结果省略汇报,注释与表 4 相同。

为验证预防性储蓄机制,表 5b 分别对不同预防性储蓄动机强度的居民样本进行回归。问卷询问了家庭最重要的储蓄动机,其中防意外(包括防病、防失业)、支付子女教育费用和养老金属于预防性储蓄动机,其它则不属于预防性储蓄动机,包括创业或增加生意周转金、买大件耐用品、结婚、捐赠、赡养老人、留给子女亲朋、买房(包括装修)、正常生活零用、旅游度假等。按照命题 3 的推论,预防性储蓄动机越强的居民,住房的边际效用更有可能出现不变或递增。表 5b 分别对预防性储蓄动机是最重要储蓄动机和预防性储蓄动机不是最重要储蓄动机的子样本进行回归。结果表明,对于预防性储蓄动机是最重要储蓄动机的居民,二套或多套大产权房与首套房给居民带来的幸福感提高没有显著差异;对于预防性储蓄动机不是最重要储蓄动机的居民,二套或多套房给居民带来的幸福感提升显著低于首套房。这很好地支持了命题 3,即预防性储蓄动机越强,住房给居民带来的幸福感提高就更可能出现不变或递增;预防性储蓄动机越弱,住房边际效用递减效应就更明显。^①

① 为保证本文实证结果的可信性,我们进行了大量稳健性检验,细致考虑了因缺失变量和双向因果所产生的内生性问题。我们在回归中引入了居民乐观程度、风险偏好、社会保险等变量以缓解缺失变量问题;同时使用李涛(2006,2007)相似的方法考察反向因果的可能性。检验结果表明,本文的主要结论并没有受到内生性问题的困扰,实证结果高度稳健。限于篇幅,稳健性检验结果未予列出,感兴趣的读者可以向作者索取。

五、结论和政策涵义

居民住房问题的民生意义近年来已经为中国社会各界所公认,一个直接的证据是,从 2000 年开始,历年的中央政府工作报告均谈及住房问题。相应地,解决住房问题的各种方案也一直存在着激烈的争议,其争论核心是解决居民住房问题究竟主要依靠买房还是租房?与之形成鲜明对照的是,迄今并没有严谨的学术研究对中国居民住房问题的民生意义进行细致考察;现有文献无法回答住房问题对于中国居民而言是否的确具有民生意义,当然更无法回答租房或者买房对于民生究竟又有何不同影响。这构成了本文的研究主题。

本文首先从理论上研究了住房影响居民幸福感的两个重要机制——流动性约束和预防性储蓄,拓展了现有文献关于住房影响家庭幸福感渠道的研究。随后,基于 2009 年中国 12 个省级行政区 41 个市(区、县)的 5056 名城镇居民家庭户主的“中国城镇居民经济状况与心态调查”数据,我们对上述理论进行了实证检验。文章首次实证考察了家庭自有住房状况对居民幸福感的影响,包括自有住房的产权类型和数量对其幸福感的总体影响,以及后者在首次置业和二(或多)次置业的居民之间可能存在的差异。

在控制了可能影响居民幸福感的各种变量后,回归结果显示,家庭自有住房对于居民幸福感的显著正面影响仅限于自有大产权住房,自有小产权住房并没有显著影响。具体而言,家庭拥有大产权住房能够显著提高居民的幸福感受,同时,家庭拥有更多数量的大产权住房也有着相同作用;而家庭是否拥有小产权住房以及小产权住房的数量对于居民幸福感并没有显著影响。这表明只有完备且合法的住房产权才能通过影响流动性约束、预防性储蓄等渠道来提高居民幸福感。通过进一步地比较首套和二(或多)套家庭大产权住房对居民幸福感的影响,我们发现二者影响都显著为正,而且影响的幅度并没有显著差异。进一步的研究发现,对于预防性储蓄动机更强和更有可能受到流动性约束的家庭,二(或多)套房为其带来的幸福感提高与首套房没有显著差异,而对于预防性储蓄动机较弱和受流动性约束可能性更低的家庭,大产权住房数量对居民幸福感提升的边际作用递减。这些结论都很好地支持了本文在理论部分所得到的命题。其他显著的实证发现还包括:自我感觉身体健康状况非常好、已婚、家庭常住人口中 65 岁以上老人比例更高、家庭常住人口中身体欠佳的家庭成员比例更低、家庭人均绝对或相对收入水平更高、家庭非住房类资产越多、家庭非住房类或住房类负债越少、家庭常住人口越多、信仰儒家文化、或是共产党员的居民幸福感更高。

以上发现的政策涵义在于,中国城镇居民的住房状况对其幸福感有着显著积极的影响,的确是关乎民生的重大社会问题,因此,政府对城镇居民住房问题的重视是值得肯定的。但是,就解决城镇居民住房问题的手段而言,尽管政府鼓励采用包括买房和租房手段在内的多层次的住房制度,但是从提升居民幸福感的最终目标出发,让人们拥有产权完备且合法的大产权住房才是最佳解决方案,而购买小产权住房或租房只能是各种条件限制下的次优选择。因此,如何通过改善市场供需来推动中国城镇居民家庭拥有大产权住房是关注民生的政府住房政策需要优先考虑的;更加完善的政府住房政策应该尽量减少对购买首套房和二(或多)套房的居民采取差别性住房政策,同时把重点放在增加居民家庭可负担的大产权住房的市场供给上。

参考文献

- 冯皓、陆铭,2010《通过买房而择校:教育影响房价的经验证据与政策含义》,《世界经济》第 12 期。
- 况伟大,2009《住房特性、物业税与房价》,《经济研究》第 4 期。
- 李骏,2009《住房产权与政治参与:中国城市的基层社区民主》,《社会学研究》第 5 期。
- 李涛,2006《社会互动与投资选择》,《经济研究》第 8 期。
- 李涛,2007《参与惯性与投资选择》,《经济研究》第 8 期。

- 李涛、郭杰,2009《风险态度与股票投资》,《经济研究》第2期。
- 罗楚亮,2006《城乡分割、就业状况与主观幸福感差异》,《经济学(季刊)》第2期。
- 罗楚亮,2009《绝对收入、相对收入与主观幸福感》,《财经研究》第11期。
- Allison, P., 1999, "Comparing Logit and Probit Coefficients across Groups", *Sociological Methods and Research*, 28, 186—208.
- Appleton, S. and L. Song, 2008, "Life Satisfaction in Urban China: Components and Determinants", *World Development*, 36, 2325—2340.
- Bajari, P., P. Chan, D. Krueger and D. Miller, 2010, "A Dynamic Model of Housing Demand: Estimation and Policy Implications", NBER Working Paper No. 15955. Available at: <http://www.nber.org/papers/w15955>.
- Balfour, D. and J. Smith, 1996, "Transforming Lease-Purchase Housing Programs for Low Income Families: Towards Empowerment and Engagement", *Journal of Urban Affairs*, 18, 173—188.
- Ball, R. and K. Chernova, 2008, "Absolute Income, Relative Income and Happiness", *Social Indicators Research*, 88, 497—529.
- Blanchflower, D., 2007, "International Evidence on Well-being", NBER Conference Paper on Nationwide Time Accounting: The Currency of Life.
- Bucchianeri, G., 2009, "The American Dream? The Private and External Benefits of Homeownership", Working Paper, The Wharton School of Business.
- Chen, Y., F. Li and Z. Qiu, 2010, "Accounting for the Household Saving Rates in China", Working Paper, Renmin University of China.
- Davies, J., S. Sandström, A. Shorrocks and E. Wolff, 2009, "The Level and Distribution of Global Household Wealth", NBER Working Paper 15508.
- Dietz, R. and D. Haurin, 2003, "The Social and Private Micro-Level Consequences of Homeownership", *Journal of Urban Economics*, 54, 401—450.
- Fernández-Villaverde, J. and D. Kruger, 2001, "Consumption and Saving over the Life Cycle: How Important are Consumer Durables?", Working Paper. Available at: <http://www.econ.upenn.edu/~jesusfv/durableslc.pdf>.
- Flavin, M. and S. Nakagawa, 2008, "A Model of Housing in the Presence of Adjustment Costs: A Structural Interpretation of Habit Persistence", *American Economic Review*, 98, 474—495.
- Frey, B. and A. Stutzer, 2002, "What Can Economists Learn from Happiness Research?", *Journal of Economic Literature*, 40, 402—435.
- Gan, J., 2010, "Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households", *Review of Financial Studies*, 23, 2229—2267.
- Haurin, D., T. Parcel and R. Haurin, 2002, "Does Homeownership Affect Child Outcomes?", *Real Estate Economics*, 30, 635—666.
- Headey, B., R. Muffels and M. Wooden, 2004, "Money Doesn't Buy Happiness or Does It? A Reconsideration Based on the Combined Effects of Wealth, Income and Consumption", Working Paper, Tilburg University.
- Kimball, M. S., 1990, "Precautionary Saving in the Small and in the Large", *Econometrica*, 58, 53—73.
- Kingston, P. and J. Fries, 1994, "Having a Stake in the System: The Sociopolitical Ramifications of Business and Homeownership", *Social Science Quarterly*, 75, 679—686.
- Knight, J., L. Song and R. Gunatilaka, 2009, "Subjective Well-being and Its Determinants in Rural China", *China Economic Review*, 20, 635—649.
- Lind, D., W. Marchal and R. Mason, 2002, *Statistical Techniques in Business and Economics*, Irwin: McGraw-Hill.
- Mankiw, N. G., 1985, "Consumer Durables and the Real Interest Rate", *Review of Economics and Statistics*, 67, 353—362.
- Myers, D., 1999, "Close Relationship and Quality of Life", in *Well-Being: The Foundations of Hedonic Psychology*, Kahneman, D., E. Diener and N. Schwarz, eds., New York: Russell Sage Foundation, 374—391.
- Nettleton, S. and R. Burrows, 1998, "Mortgage Debt, Insecure Homeownership and Health: An Exploratory Analysis", *Sociology of Health and Illness*, 20, 731—753.
- Train, K., 2003, *Discrete Choice Methods with Simulation*, Cambridge: Cambridge University Press.
- Williams, R., 2006, "Using Heterogeneous Choice Models to Compare Logit and Probit Coefficients across Groups", Working Paper.

(下转第 160 页)

有效地降低全国的收入基尼系数、加快库兹尼茨转折点的来临。

上海财经大学刘尧成等通过中国居民对于未来具有不确定性预期等经济特征解释了中国过高的居民储蓄率 and 外汇储备积累问题,指出当一国经济增长率处于一定临界值以下时,该国储蓄率会持续上升,而其外汇储备也会不断积累。

南开大学曹福广等通过对内部人减持区间前后各 10 天的累计超额收益的研究,以及从减持公司市盈率、减持人地位、减持比例、规模、应收账款占总资产比例和无形资产占总资产比例等方面,对减持前操控影响因素和减持后市场反应影响因素进行了系统的分析,得到了信息越不对称,内部人传递的信息影响就越大,以及越容易被操控的公司内部人减持时越不敢操控的论断。

上海财经大学胡乃红教授构建了基于马尔科夫链的我国个人行为评分模型。她的论文以马尔科夫链理论为基础,以上海某金融机构 27131 个人住房抵押贷款为样本数据,对可能在组合层面上影响个人贷款信用等级的因素进行了实证分析和模型构建,用于在组合水平上解释并预测个人贷款随时间和外部经济环境变化而产生的信用质量和风险的变动情况。

南京审计学院王家华等提出风险调整资本收益率(RAROC)为基础的绩效审计方法,从风险调整入手,科学评价商业银行的经济资本配置,提出风险调整的商业银行绩效审计评价内容与切入点,并就商业银行绩效审计的条件建设提出了相关的建议,包括建立绩效审计的激励机制,加强人员绩效审计的人才培训,建立金融风险信息数据库以及金融绩效审计评价体系等。

本次论坛共收到入选中英文稿件 84 篇,最终 26 篇优秀论文入选本届论坛。入选论文将入编《经济研究》网站、中国经济学学术资源网“经济研究论坛栏目学术会议论文数据库”。

(责任编辑:詹小洪)(校对:昱 莹)

(上接第 82 页)

Homeownership and Happiness: Theory and Evidence from China

Li Tao, Shi Yupeng and Chen Binkai

(Central University of Finance and Economics)

Abstract: Housing has already become one of most important livelihood problems concerned by Chinese society. This paper studies the impacts of housing on the household happiness. Our theoretic model contributes to the existing literature by introducing two important channels from housing to happiness: liquidity constraints and precautionary savings. Based on the theoretic framework, this paper empirically analyzes the impact of homeownership on household head's happiness using China urban household survey data collected from 41 cities in 2009. Several important findings are derived. First, the effect of homeownership on happiness is significant different among different types of house property rights: owning commercial houses significantly improves happiness; while owning non-commercial houses does not have any significant impacts on happiness. Second, the 'marginal' happiness derived from the number of commercial housing does not decline. Further study shows that, the marginal utility of housing for people with strong precautionary savings motive and those who are more likely to be liquidity constrained is not declining, while the marginal utility of housing for people with weak precautionary savings motive and those who are less likely to be liquidity constrained is declining. These results strongly support our theoretical results.

Key Words: Homeownership; Happiness; Liquidity Constraints; Precautionary Saving

JEL Classification: D63, R21, Z13

(责任编辑:詹小洪)(校对:梅 子)