

遗产动机与财富效应的权衡：以房养老可行吗？

陈健 黄少安

内容提要：“以房养老”是发达国家主要的养老途径之一，而在我国却遭遇了较大的阻力。究其原因，尤为关键的是来自于传统遗产观念的现实压力，但遗产观念影响“以房养老”的过程及具体影响程度，还相对缺乏严密而统一的系统论证。本文将遗产动机赋予时变的内生特性，拓展了LC-PIH模型，从理论上证明了遗产动机的存在会抑制住房财富效应的发挥，进而阻碍了“以房养老”的展开。同时，基于我国大样本的问卷调查数据，证实了理论模型的推论。具体说来：第一，老人要比年轻人具有更高的住房财富效应，即随着住房价格的上涨，老人消费更多。第二，考虑遗产动机时，尽管老人也会比年轻人具有更高的财富效应，但是相对无遗产动机时，变得更小。特别是当主要针对于家庭有房人群时，其几乎接近为0。从这点看来，“以房养老”之所以受到局限，主要是由于传统的遗产观念对住房财富效应的发挥起到了抑制作用。因此采取渐进式的“以房养老”模式、适当试点开征遗产税、稳定住房市场等将有助于以房养老的实现。

关键词：以房养老；遗产动机；财富效应

作者简介：

陈健，山东大学经济研究院博士后，通讯地址：山东省济南市山大南路27号山东大学经济研究院，邮编：250100，联系电话：13853169034，E-mail: chenchenaixiaoyu@126.com

黄少安，山东大学经济研究院教授，教育部长江学者特聘教授，博士生导师，通讯地址：山东省济南市山大南路27号山东大学经济研究院，邮编：250100，E-mail: shaoanhuang@sdu.edu.cn

投稿查询密码：8836

本文系国家自然科学基金重大课题“土地产权、土地流转与土地征收补偿制度研究”（项目编号：11&ZD048）、教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“我国城市住房制度改革研究”（项目编号：10JZD0025）的阶段性成果。

感谢教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“我国城市住房制度改革研究”课题组提供的数据支持，以及山东大学经济研究院孙涛副教授有益的建议和评论。

作者签名：

遗产动机与财富效应的权衡：以房养老可行吗？

内容提要：“以房养老”是发达国家主要的养老途径之一，而在我国却遭遇了较大的阻力。究其原因，尤为关键的是来自于传统遗产观念的现实压力，但遗产观念影响“以房养老”的过程及具体影响程度，还相对缺乏严密而统一的系统论证。本文将遗产动机赋予时变的内生特性，拓展了LC-PIH模型，从理论上证明了遗产动机的存在会抑制住房财富效应的发挥，进而阻碍了“以房养老”的展开。同时，基于我国大样本的问卷调查数据，证实了理论模型的推论。具体说来：第一，老人要比年轻人具有更高的住房财富效应，即随着住房价格的上涨，老人消费更多。第二，考虑遗产动机时，尽管老人也会比年轻人具有更高的财富效应，但是相对无遗产动机时，变得更小。特别是当主要针对于家庭有房人群时，其几乎接近为0。从这点看来，“以房养老”之所以受到局限，主要是由于传统的遗产观念对住房财富效应的发挥起到了抑制作用。因此采取渐进式的“以房养老”模式、适当试点开征遗产税、稳定住房市场等将有助于以房养老的实现。

关键词：以房养老；遗产动机；财富效应

一、引言

20世纪70年代末以来，我国人口老龄化呈现一种加速发展的趋势。2012年老年人口数量达到1.94亿，老龄化水平达到14.3%，2013年老年人口数量突破2亿大关，达到2.02亿，老龄化水平达到14.8%^①，均远远高于7%的“红线”。老龄化加剧不仅会诱使人口红利消失，还会导致养老负担不断加重。在中国，家庭养老一直是主要的养老模式，随着社会变迁特别是独生子女父母进入老年后，家庭照料老人的人力资源变得非常短缺。在低生育率的情况下，传统家庭养老机制的自然基础正在逐步瓦解，社会养老机制成为主导。遗憾的是，由于人口老龄化超前于现代化，“未富先老”和“未备先老”的特征日益凸显，养老保障的公共支出对财政补贴的依赖正在日趋明显，现行的社会养老保障制度潜伏着财务危机。

在传统的子女赡养与公共财政支出无力兜底所有养老问题的时候，“以房养老”作为一项重要的思路被提出，并且进行了一些试验。“以房养老”本质是一种和传统按揭方式相反的“倒按揭”养老模式^②，早在2007年上海就曾有过“住房自助养老”试点，也曾经陆续出现了一些新的模式，如从南京汤山“温泉留园的倒按揭模式”，新疆保投国际所推行的新按揭办法，到中信银行实施“以房养老”（养老按揭）方案、福建模式等，但是，“以房养老”在现实中却遭遇了极大的阻力，使得该方案屡次搁浅。一部分人士认为，之所以“以房养老”不易推行，很重要的原因是观念障碍，中国人讲究“但存方寸地，留与子孙耕”，一辈子好不容易还完按揭、老了还要跟银行“倒按揭”，叫人情何以堪？但是另外一部分人则认为，主要是缺乏必要的法规，没有清晰可循的操作途径，使得老人难以迅速从住房财产中获得财富收益，从而增加自身消费，以达到自我供养的目的。也就是说，如果市场的资源配置环境（如金融市场自由化程度、宏观政策的支持力度等）相对健全的话，当人们越来越长寿时，人们“未雨绸缪”的储蓄动机形成新的储蓄来源，通过参与国内、国际金融市场上的资源配置还可以获取投资收益，可以很大程度上增加自身的消费水平。

^① 数据来源于《中国老龄事业发展报告（2013）》。

^② “以房养老”也被称为“住房反向抵押贷款”或者“倒按揭”。是指老人将自己的产权房抵押或者出租出去，以定期取得一定数额养老金或者接受老年公寓服务的一种养老方式。

要想清晰地界定“以房养老”方案推行不利的原因，需要从源头上把握两个关键问题：老人是否更愿以持有的住房财富为载体来实现自身消费支出的增加？如果考虑遗产动机的话，这种影响如何变化？只有深刻了解了这两个问题，才可能突破当前“以房养老”实施过程中存在的困境，寻找出有效的解决方案，同时，这也能为合理发挥房地产市场的积极作用，充分保障和改善民生提供坚实的理论基础。

二、文献综述

一般来讲，住房的财富效应指住房价格波动对消费的影响（伊特韦尔，1996），是以房养老的重要理论动因，如果具有正向的财富效应，即住房价格上涨引起的住房财富增加，可以有效地增加消费，从而使得以房养老理论上成为可能。


而若要明晰“以房养老”方案推行不利所面临的两个问题，就必须研究不同年龄段导致的代际差异对住房财富效应的影响。Baldini, Mazzaferro, and Onofri（2002）指出不同年龄的人群，不仅规模不同，对待消费的态度也不同，这就是典型的代际差别。很多文献已经直接或间接指出了代际差异会使得住房财富效应发生变化的可能性（Banks, Blundell and Smith 2004 ;Bover, 2006），但是结论却呈现较大的不一致性。

传统的生命周期理论假设早就暗示由于存在消费的平滑，老人会具有较高的财富效应。Skinner（1989）的研究，较早地引入了遗产动机，发现存有遗产动机的家庭会消费较少，其住房财富效应较小。基于美国数据的很多实证研究，均得出了老人面临上涨的房价，会更多地提高消费（Feinstein and McFadden, 1989; Fisher, Johnson, Marchand, Smeeding and Torrey, 2007）。Crossley and Ostrovsky（2003）基于加拿大的数据，也得出了类似的结论。Campbell and Cocco（2004）利用英国的家庭调查数据，进行研究得出老年人的房价的消费弹性是1.7，而年轻人却无显著的影响。Hurd（1999）指出尽管住房是遗产的重要组成，但是，住房同时具有消费与投资的功能，理性和利己的个体通常会平滑消费，在年老时会将持有的住房卖掉，换成较小的房子或者租房，甚至采用HEW来支持以后的消费支出（Mitchell and Piggott, 2004）。Chiuri and Jappelli（2006）基于17个OECD国家的300,000数据，也验证了超过60岁的老人的正向财富效应较大。Calomiris, Longhofer and Miles（2009）则直接指出，实际上老人拥有住房，年轻人需要存钱去买房，年轻人应该具有负向的财富效应。Calcagno, Fornero and Rossi（2009）利用意大利的SHIW数据，发现由于房价的资本利得效应，老人会增加更多的消费。与Skinner（1989）相似，Venti and Wise（2002, 2004）也指出存在遗产动机的话，会有可能使得老人的边际财富效应降低。

但是，Skinner（1996）的研究指出，户主在45岁以下的家庭的住房财富效应通常是45岁以上家庭的两倍。Disney and Whitehouse（2002）指出了尽管有退休金的老人可能会更换自己的住房，实现财富升值，但是由于存在着租房的移动成本，大多数老人并不愿变现自己的住房财富。Marron（2007）利用美国1975—2005年的数据发现，永恒的财富效应才会对消费产生持久的影响，年轻人由于收入较低，如果不能容易地获得贷款买房，则不得不降低当前的日常消费。但是如果房价上涨，可以较容易地获取抵押贷款，那么就可以使得生活水平提高，进而会增加消费。Li&Yao（2006）研究结果也发现年轻业主通常由于陡峭的收入曲线和缺乏信贷渠道，更可能利用房价上涨产生的宽松抵押借贷约束来为其非住房消费筹集资金；老年业主因为预期未来寿命较短而会去实现住房资本收益以用于消费；相比较而言，中年业主由于具有充足的流动性并且面临相对较长的寿命预期，其消费对于住房价格的改变反应最小。Iacoviello（2004）的研究也证实，流动性受到约束的家庭，随着房价的上涨，日

常消费大约提高 18%—26%。Lehnert (2004) 利用 PSID 的数据, 分析了不同年龄人群的房地产财富效应, 发现存在着明显的差异。发现认为年龄在 25—34 岁之间和 52—62 岁之间的两类人群的财富效应很大。Tatsiramos and Zhu (2004) 基于欧洲 1994—2001 年的家庭面板数据, 研究发现中欧国家 (如法国、德国、荷兰) 和英国的老人租房财富效应较高, 而南欧国家 (如意大利和西班牙) 较低。Benito (2009) 基于英国的 BHPS 数据研究得出, 也发现家庭遇到负向收入冲击时, 更愿意去使用资产抵押增值贷款 (HEW) 的形式融资, 来支持消费, 反而具有更高的财富效应。而 Schwartz, Lewis and Norman (2008) 的研究也指出了年轻人由于存在收入约束, 因而会很多地选择 HEW, 从而财富效应较大。

国内从遗产动机与财富效应角度去从事以房养老的研究并不太多。部分学者居民消费的预防性储蓄行为进行了验证, 龙志和、周浩明 (2000) 选择中国城镇居民 1991—1998 年间平行面数据, 对预防性储蓄模型进行估测, 研究结果表明我国城镇居民存在显著的预防性储蓄动机。但是, 施建淮、朱海婷 (2004) 对我国 35 个大中城市 1999—2003 年的数据进行计量分析, 结果发现 35 个大中城市的居民储蓄行为中的确存在预防性动机, 但预防性动机并非如人们预期的那么强。此外, 还有的学者证实了消费习惯在消费决策中的作用 (田青、马健、高铁梅, 2008)。而更多的学者侧重于住房财富效应的研究, 但是依然很难取得一致的结论。部分学者的研究结论证实住房具有正向的财富效应 (王松涛和刘洪玉, 2009; 尹志超和甘犁, 2010; 王培辉和袁薇, 2010; 陈杰和张卫涛, 2008; 骆祚炎, 2008;)。但是, 也有的研究发现住房为负向的财富效应 (况伟大, 2011, 王子龙、许箫迪, 2011; 易宪容, 2009; 陈斌开、杨汝岱, 2013; 颜色、朱国钟, 2013) 或没有财富效应 (高波和王辉龙, 2011)。尽管有一些直接涉及“以房养老”的文献, 但是侧重于从政策制定等方面进行了分析 (柴效武、胡平, 2010; 傅鸿源、孔利娟, 2008 等), 朱劲松 (2011) 则使用 Logit 模型进行了实证研究, 得出影响中国老年群体参与其中的关键因素是传统习惯影响的结论。肖作平、廖理和张欣哲 (2011) 通过对微观调查数据的研究发现, 年龄效应对家庭房产消费的影响, 得出结论呈驼峰状。

 综述以上的研究, 尽管部分文献已经指出了代际差别会导致年龄不同的人群的住房财富效应发生变化, 但是实证结论存有很大的争议, 而且用于我国的经验数据进行验证的文章也非常稀少。此外, 更为关键的是以往的研究尽管有的模型利用标准的生命周期模型进行了推理, 但是, 大多数模型未考虑遗产动机 (如 Calcagno et al., 2009 等的模型), 而且即使部分文献如 Skinner (1989) 等提到了遗产动机, 却没有就此详细展开, 详细地对不同年龄段对应的财富效应进行理论分析, 此外, 这些文献所采用的遗产动机, 忽视了遗产动机的时变性, 没有将其内生于消费者的效用函数中, 结论具有较大的局限性。

因此, 本文将首先将遗产动机内生于效用函数中, 并赋予时变的特征, 基于跨期消费模型, 进行拓展, 得出不同年龄人群对应住房财富效应的变化规律, 探究遗产动机作用下住房财富效应的发挥机制, 并基于中国家庭调查数据, 进行实证检验, 此外, 出于稳健性考虑, 会采用非参数的方法做辅助检验, 以确保结果的稳健性, 最后得出了结论。本文的剩余章节的结构性安排如下: 第三部分, 建立引入遗产动机后的 LC-PIH 拓展模型; 第四部分, 微观数据计量分析与非参数检验; 第五部分, 结论和政策建议。

三、理论模型

本文借鉴 Skinner(1996)、Calcagno et al. (2009) 的分析范式，引入遗产动机^①，假定典型家庭的效用来源于日常的消费、住房服务及遗产，将典型家庭效用函数设定为如下的时间可分离的等弹性形式（两期）：

$$U(c_t, c_{t+1}, h_t, h_{t+1}, b_t, b_{t+1}) = \frac{c_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \mu \frac{h_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \phi \frac{b_t^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \frac{1}{1+\delta} \left(\frac{c_{t+1}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \mu \frac{h_{t+1}^{1-\sigma}}{1-\sigma} + \phi \frac{b_{t+1}^{1-\sigma}}{1-\sigma} \right) \quad (1)$$

设定日常消费为 Numerical 形式，将其价格标准化为 1，则跨期预算约束条件如下^②：

$$b_t + c_t + R_t h_t + \frac{b_{t+1} + c_{t+1} + R_{t+1} h_{t+1}}{1+r} = y_t + R_t \bar{h}_t + \frac{y_{t+1} + (\bar{h}_t - h_{t+1}^*) P_t + R_{t+1} h_{t+1}^* + \frac{P_{t+1} h_{t+1}^*}{1+r}}{1+r} \quad (2)$$

其中， U 表示效用函数， c_t 、 c_{t+1} 、 h_t 、 h_{t+1} 、 b_t 、 b_{t+1} 分别表示典型家庭居民在 t 和 $t+1$ 时的日常消费、住房消费、遗产。 y_t 、 y_{t+1} 、 R_t 、 R_{t+1} 、 P_t 、 P_{t+1} 、 \bar{h}_t 、 h_{t+1}^* 分别表示居民在 t 和 $t+1$ 时收入、租金、房价和最初的住房资产禀赋。 σ 表示替代弹性，此处 $1 > \sigma > 0$ ， μ 表示了住房消费的强度，而 ϕ 则指代遗产动机的强度。 δ 表示主观折现率， r 则表示客观的报酬率。

这是含有遗产的预算约束条件的一般形式，其直观含义就是家庭的收入、住房的资本利得、新房出租收益、生命周期结束时的住房变现价值之和应该能满足基本的日常消费支出、住房的使用需求^③及遗产需求。

而在均衡时，会存在无套利条件^④：

$$P_t - R_{t+1} = \frac{P_{t+1}}{1+r}, \quad (3)$$

即家庭 t 期卖出住房的价值 P_t 应该等于 $t+1$ 期卖出价值的折现值 $\frac{P_{t+1}}{1+r}$ 加上等待期的出租收

益 R_{t+1} 。直观地说，在均衡时，家庭在任何时候卖出住房的收益是一样的。

将 (3) 式代入 (2) 式，得出：

$$b_t + c_t + R_t h_t + \frac{b_{t+1} + c_{t+1} + R_{t+1} h_{t+1}}{1+r} = y_t + R_t \bar{h}_t + \frac{y_{t+1}}{1+r} + \frac{P_t \bar{h}_t}{1+r} \quad (4)$$

① 尽管 Skinner (1989) 也已经将遗产动机引入了效用模型中，但是并未就代际差异引致的住房财富效应差别的理论机理进行更为深入和详实的论证。而本文区别于 Skinner (1989) 模型的遗产函数，采取 Altruistic and warm-glow bequest model，是更具普适性的遗产函数形式，可参照 Zhao et al.(2011)的具体解释，同时本模型对遗产动机赋予了时变的概念，详细论证考虑遗产动机下，不同年龄段人群对应的住房财富效应的运作机理，这也是区别于 Skinner (1989) 模型的标志。

② 本文在设定预算约束时，暂时未考虑金融资产的收益和支出，作了适当的简化，并不直接影响本文的研究结论。

③ 此处形式上将住房使用需求的支出定位于租金，并未直接考虑买房成本，实际上在式 (2) 中房地产的资本利得已经隐含了买房的成本。

④ 此处忽略了交易成本，不影响分析的结果。

根据 (4) 式的预算约束条件, 求式 (1) 的最优解, 得到:

$$\begin{aligned}
 c_{t+1} &= \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} c_t \\
 h_{t+1} &= \left(\frac{R_t}{R_{t+1}} \frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} h_t \\
 b_{t+1} &= \left(\frac{\phi_t}{\phi_{t+1}} \frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} b_t \\
 h_t &= \left(\frac{\mu}{R_t} \right)^{\frac{1}{\sigma}} c_t \\
 b_t &= (\phi)^{\frac{1}{\sigma}} c_t
 \end{aligned} \tag{5}$$

综合 (5) 可以得出:

$$c_t = \frac{I(y_t, y_{t+1}, R_t, P_t, \bar{h}_t, r)}{S(\phi, \sigma, \mu, \delta; r, R_t, R_{t+1})} = \frac{I}{S} \tag{6}$$

其中

$$\begin{aligned}
 & I(y_t, y_{t+1}, R_t, P_t, \bar{h}_t, r) \\
 &= y_t + R_t \bar{h}_t + \frac{y_{t+1}}{1+r} + \frac{P_t h_t}{1+r} \\
 & S(\phi, \sigma, \mu, \delta; r, R_t, R_{t+1}) \\
 &= [1 + \phi^{\frac{1}{\sigma}} + R_t \left(\frac{\mu}{R_t} \right)^{\frac{1}{\sigma}} + \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (1+r)^{-1} \\
 & \quad + \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (1+r)^{-1} R_{t+1} \left(\frac{R_t}{R_{t+1}} \right)^{\frac{1}{\sigma}} \left(\frac{\mu}{R_t} \right)^{\frac{1}{\sigma}} + \left(\frac{1+r}{1+\delta} \right)^{\frac{1}{\sigma}} (1+r)^{-1} \phi^{\frac{1}{\sigma}}]
 \end{aligned}$$

为了具体分析不同年龄人群的住房财富效应, 简单地将人群分为青年人和老年人。

(一) 出生在 t 时刻的人 (青年人), 在 t 时刻的住房财富效应:

根据 (6) 对 P_t 求偏导, 得出:

$$\begin{aligned}
 \frac{\partial c_t^y}{\partial P_t} &= \frac{\partial \frac{I(y_t, y_{t+1}, R_t, P_t, \bar{h}_t, r)}{S(\phi, \sigma, \mu, \delta; r, R_t, R_{t+1})}}{\partial P_t} = \frac{\left(\frac{\partial R_t}{\partial P_t} + \frac{1}{1+r} \right) \bar{h}_t S - \frac{\partial S}{\partial P_t} I}{S^2} \\
 &= \frac{\left(\frac{\partial R_t}{\partial P_t} + \frac{1}{1+r} \right) \bar{h}_t S - \frac{\partial S}{\partial R_t} \frac{\partial R_t}{\partial P_t} I}{S^2} = \frac{\left(\frac{\partial R_t}{\partial P_t} + \frac{1}{1+r} \right) \bar{h}_t}{S} - \frac{\partial S}{\partial R_t} \frac{\partial R_t}{\partial P_t} \frac{I}{S^2}
 \end{aligned} \tag{7}$$

其中, c_t^y 表示青年人对应的均衡消费,

根据包络定理，可以得出 $\frac{\partial S}{\partial R_t} = 0$,

所以 (7) 式变为：

$$\frac{\partial c_t^y}{\partial P_t} = \frac{\left(\frac{\partial R_t}{\partial P_t} + \frac{1}{1+r}\right)\bar{h}_t}{S} \quad (8)$$

由于 $\frac{\partial R_t}{\partial P_t} > 0$ ，所以 $\frac{\partial c_t^y}{\partial P_t} > 0$ 。

(二) 出生在 t 时刻的人 (老年人)，在 t 时刻的住房财富效应其预算约束不同于 (4)，只需要考虑最后一期的预算约束，因此变为：

$$b_t^o + c_t^o + R_t h_t^o = y_t + R_t \bar{h}_t + P_t \bar{h}_t \quad (9)$$

老年人对应的效用函数形式，也由两期变为一期，具体形式为：

$$\begin{aligned} & U(c_t, h_t, b_t) \\ &= \frac{c_t^{o^{1-\sigma}}}{1-\sigma} + \mu \frac{h_t^{o^{1-\sigma}}}{1-\sigma} + \phi \frac{b_t^{o^{1-\sigma}}}{1-\sigma} \end{aligned}$$

求解最优化问题的解^①，得出均衡时老年人的 c_t^o ：

$$c_t^o = \frac{y_t + R_t \bar{h}_t + P_t \bar{h}_t}{1 + R_t \left(\frac{\mu}{R_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} + \phi^{\frac{1}{\sigma}}} \quad (10)$$

由 (10) 对 P_t 求偏导，得出：

$$\frac{\partial c_t^o}{\partial P_t} = \frac{\left(\frac{\partial R_t}{\partial P_t} + 1\right)\bar{h}_t}{\left[1 + R_t \left(\frac{\mu}{R_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} + \phi^{\frac{1}{\sigma}}\right]} \quad (11)$$

通过比较 (8) 与 (11) 式，可以得出命题 1-2：

命题 1：老年人比青年人具有更高的住房财富效应，即住房价格上涨所带来的财富增值，会使得老年居民更愿意消费。

① 在此省略了具体的 F.O.C 结果。

很显然，由于 $1 + \phi^{\frac{1}{\sigma}} + R_t \left(\frac{\mu}{R_t}\right)^{\frac{1}{\sigma}} < S$ ，所以 $\frac{\partial c_t^o}{\partial P_t} > \frac{\partial c_t^y}{\partial P_t}$ ，对应于住房价格的上涨老人会更

愿意增加消费，所以住房财富效应会更高。

命题 2：引入遗产动机后，老年人与青年人的住房财富效应都会相对于无遗产动机时更低。

从（8）与（11）式中可以看出，由于遗产动机的存在，即 ϕ 的引入，使得两式中的住房价格的边际财富效应的分母相对无遗产动机时（ $\phi=0$ ）的财富效应的分母值要大^①。所以可以看出随着遗产动机引入，老年人与青年人的住房财富效应都会降低。

四、实证研究

1. 数据来源与变量定义

本数据来源于问卷调查^②，应用于本研究的有效问卷数为 2730 份，涉及我国 30 个大中城市。主要的变量种类及定义、变量的描述性统计如表 1—2 所示。

表1 基本变量的种类及定义

变量种类	变量名称	变量符号	变量定义与备注
被解释变量	居民消费支出	CPC	调查样本家庭的月度消费支出（不含住房消费）
主要的解释变量	年龄组 1	Age1	被调查家庭户主如果处于 30-37 岁，该哑元变量等于 1，否则为 0
	年龄组 2	Age2	被调查家庭户主如果处于 38-45 岁，该哑元变量等于 1，否则为 0
	年龄组 3	Age3	被调查家庭户主如果处于 46-53 岁，该哑元变量等于 1，否则为 0
	年龄组 4	Age4	被调查家庭户主如果处于 54-60 岁，该哑元变量等于 1，否则为 0
	年龄组 5	Age5	被调查家庭户主如果 > 60 岁，该哑元变量等于 1，否则为 0
	房价	AHP	商品房平均价格
	住房财富 ^③	HW	住房平均价格与房屋面积的乘积
	家庭人口数	NHP	被调查家庭每户的家庭人数
控制变量	收入组 1	incomegroup1	被调查家庭如果月度收入处于 [1200,4800) 内，该哑元变量等于 1，否则为 0
	收入组 2	incomegroup2	被调查家庭如果月度收入处于 [4800,9000) 内，该哑元变量等于 1，否则为 0

① 限于篇幅，在此省略了具体的无遗产动机时对应的计算过程。

② 问卷采集过程依托教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目，涉及全国 30 个大中城市（含北京、上海、天津等），共发放问卷 3200 份，回收 2882 份，剔除无效问卷数 152 份，最终有效问卷 2730 份，采集时间集中于 2011 年的 7-9 月份，为随机抽样。

③ 此处的住房财富为被调查家庭预期可以实现的住房财富数值，而非原始购房成本。

收入组 3	incomegroup3	被调查家庭如果月度收入处于 [9000,15000)内, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
收入组 4	incomegroup4	被调查家庭如果月度收入处于 [15000,30000)内, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
收入组 5	incomegroup5	被调查家庭如果月度收入处于 [30000,+∞)内, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
东部城市	east	如果处于东部, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
西部城市	west	如果处于西部, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
性别	gender	被调查家庭户主如果是男性, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
高中	edu1	被调查家庭户主如果为高中毕业, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
大学	edu2	被调查家庭户主如果为大学毕业, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
研究生	edu3	被调查家庭户主如果为研究生或以上毕业, 该哑元变量等于 1, 否则为 0
就业状态 1	employee1	被调查家庭户主如果被他人雇佣, 该哑元变量为 1, 否则为 0
就业状态 2	employee2	被调查家庭户主如果自我创业, 该哑元变量为 1, 否则为 0

注：此处变量定义中，为了简化方便，已经将各哑元变量组中的设定基准组去掉。

表2 基本变量的描述性统计

变量	均值	标准误	最小值	最大值
CPC	2891.16	2246.45	300	30000
incomegroup1	0.570436	0.495129	0	1
incomegroup2	0.363769	0.482209	0	1
incomegroup3	0.173097	0.37843	0	1
incomegroup4	0.092233	0.289433	0	1
incomegroup5	0.069117	0.253722	0	1
Age1	0.275635	0.446947	0	1
Age2	0.208924	0.406647	0	1
Age3	0.169893	0.375639	0	1
Age4	0.089266	0.285206	0	1
Age5	0.070214	0.255577	0	1
AHP	8746.53	4575.704	4840.885	21045.52
HW	743390.5	608275.2	0	6103201
NHP	3.642433	1.376358	0	8
east	0.509074	0.500034	0	1
west	0.287535	0.452738	0	1
gender	0.626495	0.483842	0	1
edu1	0.315256	0.471237	0	1

edu2	0.635662	0.481347	0	1
edu3	0.152778	0.359869	0	1
employee1	0.732394	0.451658	0	1
employee2	0.20777	0.405826	0	1

- (1) 被解释变量定义。 本研究的被解释变量——居民消费支出。
- (2) 基本解释变量定义。主要的解释变量为房价、各年龄组等，详见表 1。
- (3) 控制变量的定义。本研究中的控制变量主要包括各收入组、区位变量、家庭的基本属性、住房特征及对住房市场的判断等，其中包括城市区位、户主受教育程度、就业状态、职位层级等。

2. 模型设定

出于稳健性的考察，本文首先采用全样本的数据进行分析，接着对拥有住房的家庭样本进行分析。

1) 全样本下的计量分析

为了更为直观地考察各年龄组对应的财富效应，将原始年龄组整合成三个年龄组（青年组、中年组和老年组^①）来进行类比分析，以求获得更为直观的结果。

(1) 未考虑遗产动机的计量模型

$$CPC = \alpha + \beta_1 Age\ groups + \beta_2 Income\ groups + \beta_3 Age\ groups * AHP + \beta_4 X + \varepsilon \quad (12)$$

Age groups 指代各种年龄组分类 {Young, Medain, Old}。 *Income groups* 指 {Incomegroup1, Incomegroup2, Incomegroup3, Incomegroup4, Incomegroup5}； $Age\ groups * AHP$ 则指 *Age groups* 与 *AHP* 的对应交叉项； *X* 则指的是其他的控制变量组 {east, west, gender, edu1, edu2, edu3, position1, position2} 等^②。需要注意的是各年龄组及对应的交叉项等哑元变量组，其参与计量的回归变量数要比总组内数量少 1 个，目的是消除“虚拟变量陷阱问题”。 α 代表截距， β_i 则是对应变量的回归系数（ $i=1, 2, 3, 4$ ）， β_3 表示的是各年龄组对应的的住房价格的边际财富效应， ε 则是模型残差。

(2) 考虑遗产动机的计量模型

$$CPC = \alpha + \beta_1 Age\ groups + \beta_2 Income\ groups + \beta_3 Age\ groups * AHP * NHP + \beta_4 X + \varepsilon \quad (13)$$

*Age groups * AHP * NHP* 则对应 *Age groups* 的附有遗产动机时对应的交叉项^③， *NHP* 表示家庭人数。

具体的实证结果如表 3 所示。

① 具体的分组方式为将被调查家庭户主的年龄为 37 岁之前的样本定义为青年组，38 岁至 53 岁定义为中年组，而 54 岁之后定义为老年组。当然这个分组方式并不是绝对的，也可以有其他的分组方式，尽管个别计量结果有变化，但是不会根本改变遗产动机对财富效应影响的相对程度，不影响本文的核心结论，在此省略。

② 此处并未直接控制诸如房产税等交易成本的影响，主要原因是目前在我国仅是对上海和重庆做了试点，未能有足量的数据样本支持。

③ 这类似于 Skinner (1989) 等文献中遗产动机代理变量的通常处理方法。实际上，结合中国的实践，更好的处理方式可以根据家庭中子女的性别比例，特别是男孩比列的多少作为重要的代理变量。但是，一方面囿于数据的限制，无法获取相应的数据样本，另一方面，男孩作为家庭遗产传承的主要人群的这种观念，更多的是根植于广大的农村家庭中，在城市家庭中，这种观念已经相对弱化，此外，尤为关键的是农村不存在真正意义上的房地产市场，因此住房价格、财富等变量的数据无法有效计算和使用。因此，本文选用家庭人口数量（直系家庭人口，包括夫妻、子女、父母）作为遗产动机的代理变量。

表3 全部样本下三年龄组对应的计量分析结果

变量	CPC			
	未考虑遗产动机		考虑遗产动机	
Incomegroup1	364.1008 *	311.763	364.8525*	312.825
	(198.2676)	(202.946)	(198.3916)	(203.0446)
Incomegroup2	909.9262 ***	837.0249***	918.5234***	845.1782
	(206.7049)	(216.1368)	(206.7888)	***(216.1707)
Incomegroup3	1592.213 ***	1530.954***	1609.964***	1547.081
	(232.0159)	(244.0209)	(232.0073)	***(243.9226)
Incomegroup4	2246.317 ***	2191.414***	2254.591***	2199.725***
	(271.6983)	(279.6734)	(271.7172)	(279.6887)
Incomegroup5	3237.627 ***	3156.553***	3236.054***	3155.161***
	(281.2264)	(288.7403)	(281.2673)	(288.8496)
Median*AHP	0.0274382 **	0.0256382**		
	(0.0120776)	(0.0125176)		
Old*AHP	0.0375267 **	0.0423544**		
	(0.014661)	(0.0166289)		
Median*AHP *NHP			0.0065184**	0.0059851*
			(0.003187)	(0.003299)
Old*AHP *NHP			0.0102954	0.01120**
			**(0.0041771)	(0.0046074)
east		64.68694		76.49736
		(113.046)		(112.7012)
west		27.16594		18.4685
		(118.5402)		(118.4182)
gender		-113.4393		-115.5395
		(90.84672)		(90.8825)
edu1		297.8348**		304.9505**
		(149.5753)		(149.6926)
edu2		278.8097*		276.6262*
		(145.4514)		(145.779)
edu3		-9.518923		-13.75709
		(198.385)		(198.5544)
employee1		93.60691		53.72898
		(187.9343)		(185.2552)
employee2		26.75545		-14.03155
		(200.4033)		(197.5876)
常数项	1750.83***	1543.452***	1755.473***	1586.723***
	(189.976)	(284.7303)	(190.2029)	(282.806)

从表3的实证结果可以看出，引入遗产动机之前，控制了相关变量后，老年人（54岁以上）的住房价格的边际财富效应约为0.042，而中年人（30—45岁）的则约为0.026。

引入遗产动机之后，老年人的住房价格的边际财富效应约为 0.011，而中年人（30—45 岁）的则约为 0.006。这样可以发现老人要比中年人有更高的财富效应，而且，与原始年龄组喜爱相似，遗产动机的引入会使得财富效应降低，约为未考虑遗产动机时的 1/4。

(3) 非参数分析

在对全部样本进行参数检验后，有必要通过非参数的方法做稳健性考察，具体的示意如图 1 (a) —— (f) 所示。图 1 (a) —— (f) 表示的是不同年龄段人群有无遗产动机时的平均住房价格财富效应 (mph) 的 Kernel 密度图。从中可以看出，年龄大的人群出现在较高的 mph 的概率更高。此外，引入遗产动机后的财富效应大于未引入遗产动机时的概率很高，特别是 54—60 岁的人群更显著。

为了更加准确直观地对比，本文也刻画了三个不同年龄组遗产动机引入前后的平均住房价格财富效应 (mph 或 mphb) 的非参数的 Kernel 密度图，如图 2——图 4 所示。从图 2 和图 3 中可以看出，年龄大的人群出现在较高的 mph 或 mphb 的概率相对更高。图 4 (a) —— (c) 表示的是青年 (young)、中年 (median) 和老年 (old) 人群有无遗产动机时的平均住房价格财富效应的两两对比情况。可以发现，引入遗产动机后的财富效应大于未引入遗产动机时的概率很高，特别是老年人群 (54 岁之上) 更显著。

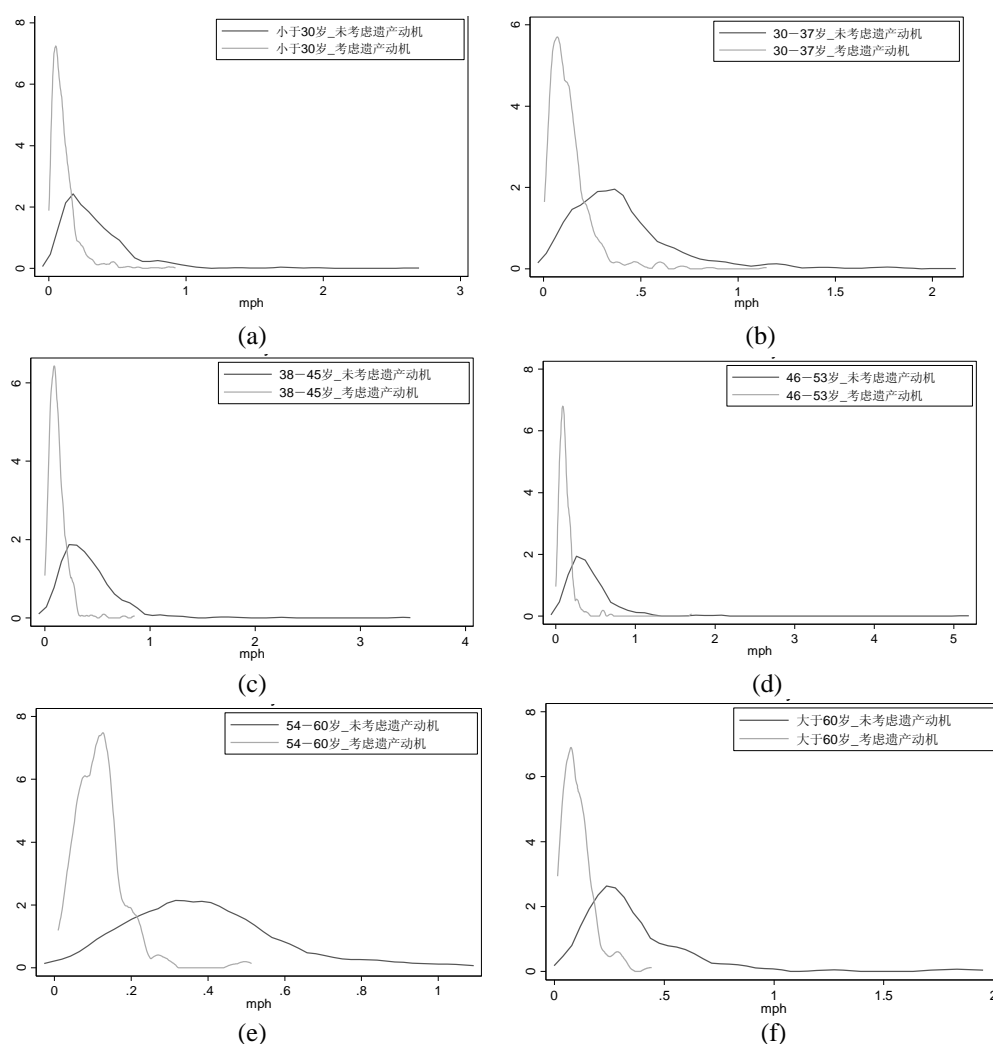


图 1 不同年龄对应的平均住房价格财富效应 Kernel 密度图 (无遗产动机 VS 遗产动机)

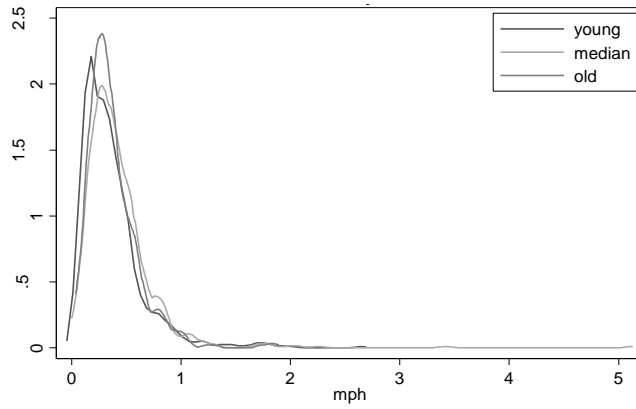


图 2 三年龄组人群对应的平均住房价格财富效应 Kernel 密度图（未考虑遗产动机时）

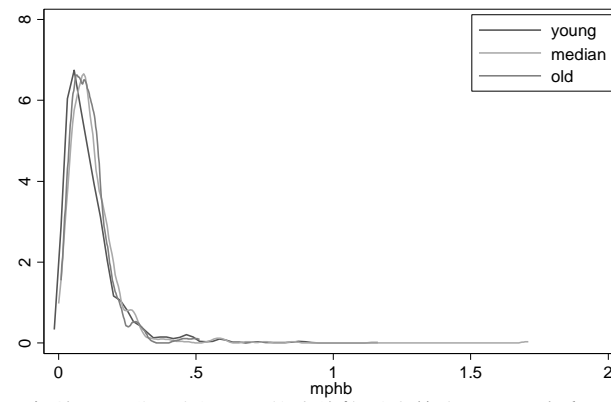


图 3 三年龄组人群对应的平均住房价格财富效应 Kernel 密度图（考虑遗产动机时）

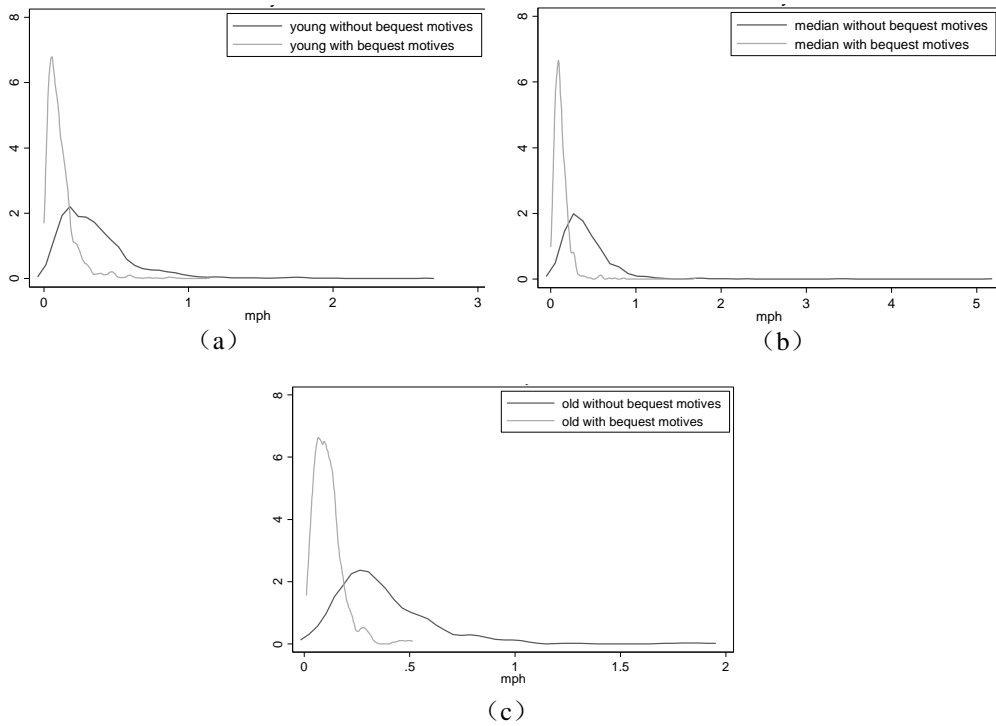


图 4 三年龄组的平均住房价格财富效应 Kernel 密度图（无遗产动机 VS 有遗产动机）

2) 拥有住房的家庭样本的计量分析

为了更加直观地证实和比较，本文从全部样本中抽离出拥有住房的家庭样本，再次进行计量分析。拥有住房的家庭样本的具体计量模型，可以设定如下，与前述类似，此处也只对三年龄组做计量分析。

(1) 未考虑遗产动机的计量模型

$$CPC = \alpha + \beta_1 Age\ groups + \beta_2 Income\ groups + \beta_3 Age\ groups * HW + \beta_4 X + \varepsilon \quad (14)$$

$Age\ groups * HW$ 则指 $Age\ groups$ 与住房财富 HW 的对应交叉项，此处的住房财富 HW 指的是住房单价乘面积，得出的具体数值。

(2) 考虑遗产动机的计量模型

$$CPC = \alpha + \beta_1 Age\ groups + \beta_2 Income\ groups + \beta_3 Age\ groups * HW * NHP + \beta_4 X + \varepsilon \quad (15)$$

$Age\ groups * HW * NHP$ 则对应 $Age\ groups$ 的附有遗产动机时对应的交叉项。

实证后的结果如表 4 所示。

表4 拥有住房群体各年龄组对应的计量分析结果

变量	CPC			
	未考虑遗产动机		考虑遗产动机	
Incomegroup1	-25.9562	-5.36904	-30.2465	-9.23068
	(351.8418)	(355.1639)	(352.1324)	(355.6188)
Incomegroup2	397.0844	335.8813	405.0588	344.4313
	(356.5307)	(365.9425)	(356.7192)	(366.3627)
Incomegroup3	916.2932**	877.2133**	935.0785**	896.8868**
	(378.1849)	(391.2417)	(378.1955)	(391.5623)
Incomegroup4	1726.763***	1677.971***	1755.851***	1712.327***
	(421.5913)	(433.1662)	(421.549)	(433.3699)
Incomegroup5	3089.305***	3015.441***	3083.767***	3010.762***
	(418.0377)	(426.1895)	(418.5396)	(427.0485)
Median*HW	0.00029**	0.000303**		
	(0.000145)	(0.000148)		
Old*HW	0.000621***	0.000766***		
	(0.000171)	(0.000188)		
Median*HW*N HP			5.89E-05	6.08E-05*
			(0.000036)	(3.67E-05)
Old*AHP *NHP			0.000177***	0.000207***
			(4.92E-05)	(5.27E-05)
east		140.097		166.0607
		(155.2114)		(155.1341)
west		53.95284		44.36248
		(166.0981)		(166.1263)
gender		-29.3472		-31.465
		(127.4736)		(127.4992)

edu1	139.4212 (222.8205)	150.1338 (223.0256)		
edu2	369.9104* (220.0088)	371.0983* (220.5211)		
edu3	38.74769 (289.1936)	35.83383 (289.5847)		
employee1	397.7805* (235.981)	320.9996 (232.9134)		
employee2	602.5285** (269.0538)	527.7763** (266.4065)		
常数项	2447.163*** (340.8806)	1756.098*** (438.6187)	2465.403*** (340.8618)	1841.169*** (437.0348)

从表 4 可以看出，以住房真实财富值衡量的结果来看，有房群体的住房财富效应比较显著，老年组的住房边际财富效应大致是中年组的 2.5 倍。引入遗传动机后的结果，与前面的分析相似，也呈现降低的趋势，大约降低为未考虑遗产动机时的 1/4。

(3) 非参数分析

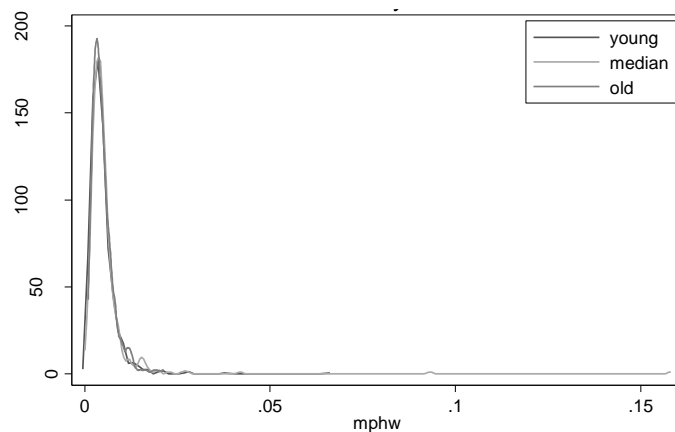


图 5 有房人群的各年龄组的平均住房财富效应的 Kernel 密度图（未考虑遗产动机）

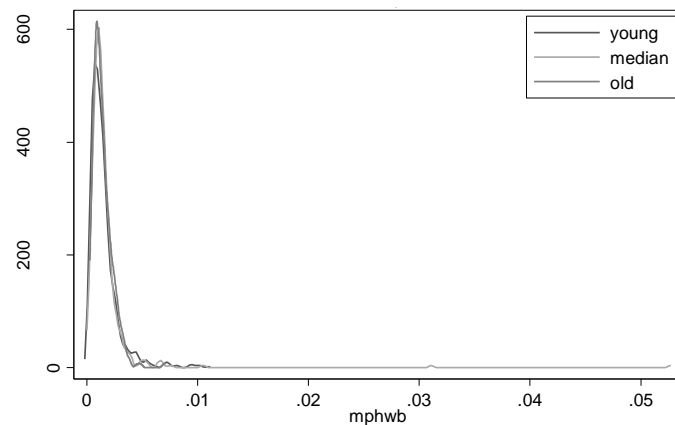


图 6 有房人群的各年龄组的平均住房财富效应的 Kernel 密度图（考虑遗产动机）

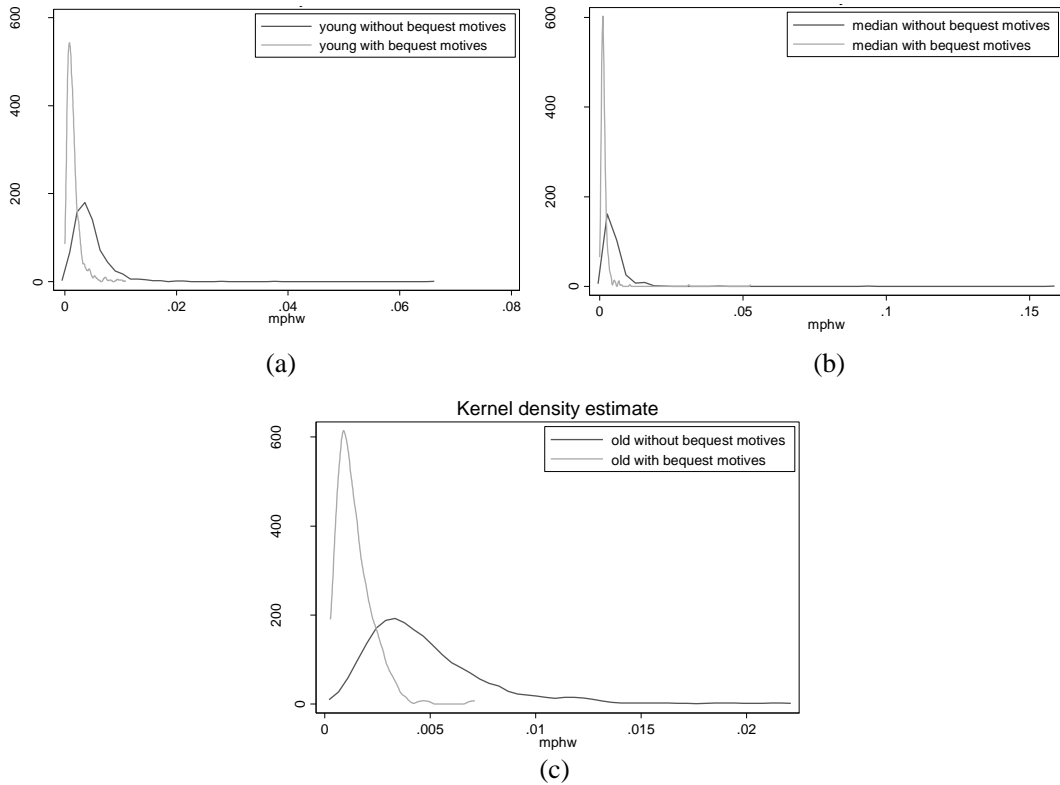


图7 有房人群各年龄组的平均住房财富效应对比示意（无遗产动机 VS 有遗产动机）

为了观测以真实住房财富度量的平均财富效应的变化情况，本文此处主要考察有房群体对应的非参数密度图的特征。从图 5 直观地看，可以看出三年龄组中，平均住房财富效应（mphw）几乎相近，这也类似于表 4 的结论，因为三个年龄组的财富效应数值都很小，接近于 0。但是从图 7 中依然还是可以看出，老年组的平均住房财富效应要略大于中青年组。图 6 描述的是引入遗产动机的情形，也发现了类似的规律。图 7（a）——（c）表示的是青年（young）、中年（median）和老年（old）人群有无遗产动机时的平均住房财富效应的两两对比情况。可以发现，引入遗产动机后的平均住房财富效应大于未引入遗产动机时的概率很高，尤其是老年人群（54 岁之上）更显著。

综合前面的微观计量结果的非参数分析，总体来看，基于当前的年龄分组数据，基本上可以得出年龄大的分组要比年龄小的组的住房财富效应数值大，而且引入遗产动机后的结果将会相比无遗产动机的结果更小，本文的理论模型的命题得以证实。我们可以发现，不同年龄人群对应的住房财富效应存在较大的差异，呈现非线性的特征，直观地将，老年群体要明显大于中青年群体，因此当住房价格上涨时，老人更愿意多消费。但如果考虑遗产动机时，尽管老人还是具有更高的住房财富效应，但是相对未考虑遗产动机时，对应的财富效应数值变小，特别是针对持有住房的人群，小到几乎为 0，这从一定程度上说明在我国，遗产动机对住房财富效应的影响巨大，正是因为有这样一个传统的观念，我国的住房财富效应不能正常发挥，“以房养老”无法得到有效实现。

五、结论与政策建议

“以房养老”是发达国家流行的养老途径之一，而在我国却遭遇了较大的阻力。究其原

因,尤为关键的是来自于传统遗产观念的现实压力,这种压力对住房财富效应产生了很大的抑制作用,从而弱化了参与主体的积极性和动力。本文将遗产动机赋予时变的内生特性,引入效用函数中,建立了拓展的 LC-PIH 模型,证明了遗产动机的存在抑制住房财富效应的理论机制。同时,基于我国大样本的问卷调查数据,证实了理论模型的推论。具体说来:第一,老人要比年轻人具有更高的住房财富效应,即随着住房价格的上涨,老人消费更多。第二,考虑遗产动机时,尽管老人也会比年轻人具有更高的财富效应,但是相对无遗产动机时,变得更小。特别是当主要针对于家庭有房人群时,其几乎接近为 0。从这点看来,“以房养老”之所以受到局限,主要是由于传统的遗产观念对住房财富效应的发挥起到了抑制作用。

因此,对于“以房养老”,本文有如下建议:

第一,采取渐进式的“以房养老”模式,逐步引导传统观念改变。首先要做好“以房养老”的宣传推广,明晰“以房养老”是“老有所依、老有所乐、老有所医和老有所学”的重要途径,推广过程可先易后难,可以先从无子女、有房产的老人开始推广^①,再逐渐过渡到普通的老人,或者采取其他相对易行的变通方式,如租房养老和换房养老等^②,待时机成熟再全面开展真正的以房养老模式;然后需要大力培养养老服务市场,提供有效的养老服务保障,再辅之与金融机构的高效介入,营造良好的“以房养老”的外部环境,让老人愿意通过这种途径享受到更好的生活体验。此外,考虑到传统老人之所以遗产观念较重,主要是家庭亲情的作用,而现实中“空巢老人”、“独居老人”往往缺乏更加必需的现实关怀,因此通过“以房养老”模式置换出的资金等资源,大力建设并完备社区式养老公寓,让具有共同价值观和世界观的同类老年群体,群居在一起,可有利于缓解现实中的感情空白,更具有现实意义。

第二,适当时期可在部分城市试点开征遗产税^③。

欧美“以房养老”之所以流行,与高额的遗产税有很大关系,人们在“以房养老”还是“留房子”之中很容易作出选择,以美国为例,子女要继承包括房产在内的遗产,必须缴纳高达 60%-80%的遗产税,这使得许多老人从经济角度选择将房产抵押,而子女也少有异议。我国目前法律体系的偏差,实际上鼓励了继承遗产,使“以房养老”缺少生存的土壤。因此本文建议,可以在遗产信息相对容易搜集整理、税收征管难度相对较小的部分城市,在适当时期试点开征遗产税。

第三,着力稳定房价预期,避免房价的过度波动。

住房财富效应是“以房养老”能够实现的基础理论动因,是吸引各方主体积极参与的关键因素。美国的“以房养老”之所以普及的重要原因之一就是与其房地产市场的稳定有关,期房价估算变动不大,“倒按揭”的折旧预测较容易,而且租赁、中介和出售市场非常成熟,房产的变现相当容易,提供“倒按揭”的金融机构有着较为安全稳健的退出机制。在我国影响住房市场稳定的因素,除了市场本身的供求关系外,还有住房政策的不确定性,比如,国有居住土地使用权年限到期后的政策走向,至今都比较模糊,这就使得提供以房养老模式的金融机构难以准确把握未来的预期,面临较大的市场风险,不利于住房市场的稳定健康发展。这些因素都会制约以房养老的实现,因此,采取合理有效的政策组合,稳定住房市场,对于财富效应的发挥尤其重要。特别是,给与参与主体一个相对清晰、稳定、连贯的政策预期,尽量避免房价的过度波动,以降低各方参与主体的投机动机,减少道德风险,从而真正有助于“以房养老”的实现。

① 根据 2012 年中国老龄协会发布的数据显示,中国有 10%的无子女、有房产老人。按照这个数据计算,截止 2012 年底,中国有将近 1900 万左右的老人属于无子女、有房产的情况。

② 租房养老指靠出租用房费用住进养老院的模式。和“倒按揭”相比,“租房养老”由于产权不发生变化,更容易被接受。“换房养老”的模式,就是拿一套大房换成两套小房,或是内环房变为外环房,当中产生的差价用于养老补贴。

③ 2013 年《国务院办公厅关于深化收入分配制度改革重点工作分工的通知》中指出研究在适当时期开征遗产税问题。

当然，本文的研究也存在一些不足，比如阻碍以房养老的因素，还包括人的预期寿命不确定性等，本文并未一一容纳，主要对遗产观念这一关键阻力，做了详细的阐述。

参考文献：

- 柴效武、胡平，2010：《美国反向抵押贷款发展历程及对我国的启迪》，《经济与管理研究》第4期。
- 陈斌开、杨汝岱，2013：《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》，《经济研究》第1期。
- 陈杰、张卫涛，2008：《中国城镇居民资产如何影响消费：理论与经验研究》，《2008年度上海市社会科学界第六届学术年会文集（经济管理学科卷）》。
- 傅鸿源、孔利娟，2008：《以房养老”模式的现状及分析》，《城市问题》第9期。
- 高波、王辉龙，2011：《长三角房地产价格波动与居民消费的实证分析》，《产业经济研究》第1期。
- 况伟大，2011：《房价变动与中国城市居民消费》，《世界经济》第10期。
- 龙志和、周浩明，2000：《中国城镇居民预防性储蓄实证研究》，《经济研究》第11期。
- 骆祚炎，2008：《中国居民金融资产与住房资产财富效应的比较检验》，《中国软科学》，第4期。
- 施建淮、朱海婷，2004：《中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度：1999-2003》，《经济研究》第10期。
- 田青、马健、高铁梅，2008：《我国城镇居民消费影响因素的区域差异分析》，《管理世界》第7期。
- 王培辉、袁薇，2010：《中国房地产市场财富效应研究——基于省际面板数据的实证分析》，《当代财经》第6期。
- 王松涛、刘洪玉，2009：《以住房市场为载体的货币政策传导机制研究——SVAR模型的一个应用》，《数量经济技术经济研究》第10期。
- 王子龙、许箫迪，2011：《房地产市场广义虚拟财富效应测度研究》，《中国工业经济》第3期。
- 肖作平、廖理和张欣哲，2011：《生命周期、人力资本与家庭房产投资消费的关系——来自全国调查数据的经验证据》，《中国工业经济》第11期。
- 颜色、朱国钟，2013：《“房奴效应”还是“财富效应”？》，《管理世界》第3期。
- 易宪容，2009：《高房价不利扩大内需》，《理论学习》第12期。
- 尹志超、甘犁，2010：《中国住房改革对家庭耐用消费品消费的影响》，《经济学(季刊)》第1期。
- [英]约翰·伊特韦尔：《新帕尔格雷夫经济学大辞典》（中译本），经济科学出版社，1996。
- 朱劲松，2011：《中国开展“以房养老”影响因素的实证分析》，《东北财经大学学报》第2期。
- Baldini, M., Carlo Mazzaferro, and Paolo Onofri, 2002, “The Reform of the Italian Pension System, and Its Effect on Saving Behaviour”, Pensions for The Fourth International Forum of the Collaborating Projects On Ageing Issues, Tokyo, February 18-21.
- Banks, J., Blundell, R. and Smith, J., 2004, “Wealth Portfolios in the United Kingdom and the United States”, In Perspectives on the Economics of Aging, National Bureau of Economic Research, Inc, 205-246.
- Benito, A., 2009, “Who Withdraws Housing Equity and Why?”, *Economica*, 76:51-70.
- Bover, O., 2006, “Wealth Effects on Consumption: Microeconomic Estimates from a new survey of household finance”, CEPR DP Series, No. 5847.
- Calcagno, R., E. Fornero and M. C. Rossi, “The Effect of House Prices on Household Consumption in Italy”, *Journal of Real Estate Finance and Economics*, 2009, 39 (3):284-300.
- Calomiris, Charles W., Stanley D. Longhofer, and William Miles. 2009, “The (Mythical?) Housing Wealth Effect”, NBER Working Paper, No.15075.
- Campbell J. Y., and Cocco, J. F., 2004, “How Do House Prices Affect Consumption? Evidence From Micro F. Data”, Harvard Institute of Economic Research Working Papers, No. 2045.
- Crossley T., and Y. Ostrovsky, 2003, “A Synthetic Cohort Analysis of Canadian Housing Careers”, Social and Economic Dimensions of an Aging Population Research Papers, Mc Master University, Canada, No. 107.

- Disney, Richard and Edward Whitehouse, 2002, "The economic well-being of older people in international perspective: A critical review", Luxembourg Income Study Working Paper, No.306.
- Feinstein, Jonathan S., and Daniel McFadden, 1989, "The Dynamics of Housing Demand by the Elderly: Wealth, Cash Flow, and Demographic Effects", In *The Economics of Aging*, ed. David A. Wise. Chicago: University of Chicago Press.
- Fisher, J.D., D.S. Johnson, J. T. Marchand, T. M. Smeeding and B. B. Torrey, 2007, "No place like home: older adults and their housing", *Journal of Gerontology*, 628 (2):120-128.
- Hurd, Michael D, 1999, "Anchoring and Acquiescence Bias in Measuring Assets in Household Surveys", *Journal of Risk and Uncertainty*, 19(1-3):111-36.
- Iacoviello, Matteo, 2004, "Consumption, House Prices and Collateral Constraints: a Structural Econometric Analysis", *Journal of Housing Economics*, 13(4): 305-321.
- Lehnert, Andreas, 2004, "Housing, consumption, and credit constraints", Finance and Economics Discussion Series , Board of Governors of the Federal Reserve System (U.S.) ,No.63.
- Li, W. and R. Yao, 2006, "The Life-Cycle Effects of Housing Price Changes", *Journal of Money, Credit and Banking*, 39: 1375-1409.
- Ludwig, A., and Slok, T., 2001, "The Impact of Stock Prices and House Prices on Consumption in OECD Countries", IMF Working Paper.
- Maria Concetta Chiuri & Tullio Jappelli, 2006, "Do the elderly reduce housing equity? An international comparison", CSEF Working Papers, Centre for Studies in Economics and Finance (CSEF), University of Naples, Italy, No.158.
- Marron, Donald B., 2007, "Housing Wealth and Consumer Spending". Congressional Budget Office Background Paper, No. 2834.
- Mitchell, O.S., and J. Piggott, 2004, "Unlocking Housing Equity in Japan", *Journal of the Japanese and International Economies* ,18: 466-505.
- Schwartz, C., Lewis, C. and Norman, D., 2008, "Factors Influencing Housing Equity Withdrawal: Evidence from a Microeconomic Survey", *Economic Record*, 84 (267): 421-433.
- Skinner, J., 1996, "Is housing wealth a sideshow?", In D. Wise (Ed.), *Advances in the economics of aging*, Chicago: University of Chicago Press, 241-268.
- Skinner, J., 1989, "Housing Wealth and Aggregate Saving", *Regional Science and Urban Economics*, 19 (2):305-324.
- Tsatsaronis, K., and H. Zhu, 2004, "What Drives Housing Price Dynamics: Cross-Country Evidence", *BIS Quarterly Review*, 65-78 (March).
- Venti, S.F., and D.A. Wise, 2002, "Aging and Housing Equity", In *Innovations in Retirement Financing*, Z. Bodie, P. Hammond and O. Mitchell eds. Philadelphia: University of Pennsylvania Press.
- Venti, S.F., and D.A. Wise, 2004, "Aging and Housing Equity: Another Look", In *Perspective in the Economics of Aging*. Chicago: University of Chicago Press.
- Zhao Bo, Federico Di Pace, 2011, "Housing Wealth Effect and Endogenous Retirement", European Economic Association & Econometric Society 2011 Parallel Meetings, 25 - 29 August.

Trade-offs between Bequest Motives and Wealth Effects:

Is Housing Reverse Mortgaging in China Feasible?

Abstract: Housing reverse mortgage loan is one of the main pension way in developed countries, while it has suffered a larger resistance in China. One of main reason is the real pressure from traditional bequest notion. It still lacks relatively strict and unified system demonstration about the

process and degree of bequest notion's influencing housing reverse mortgage loan. Giving bequest motives to endogenous characteristics of time-varying, this paper expands the LC - PIH model and theoretically proves that the existence of bequest motives can suppress the housing wealth effect and hinders housing reverse mortgaging. At the same time, based on the large sample questionnaire survey data, the paper confirms inference of the theoretical model. Specifically, it can draw the following conclusion: firstly, the old people have a higher housing wealth effect than young people. In other words, as the housing price is rising, the elderly consume more. Secondly, considering bequest motives, while the elderly also have a higher wealth effect than the young, it becomes smaller compared with having no bequest motives. Especially based on data from household with houses, it's almost close to zero. From this point of view, one of main obstacle of housing reverse mortgage loan in China is the traditional bequest motives, which inhibiting housing wealth effect. Therefore the gradual mode of housing reverse mortgage loan, appropriate pilot inheritance tax and stable housing market will contribute to the realization of housing reverse mortgaging.

Key words: Housing Reverse Mortgage Loan; Bequest Motives; Wealth Effect

JEL Classification:R21, J14,J18