
中国城镇家庭的遗产动机： 基于微观家庭金融数据的估计

侯 蕾 杨欣桐 李 奇*

内容提要 遗产动机影响着家庭储蓄消费和财富代际转移决策,也与人口老龄化背景下的消费促进和家庭资产配置直接相关。本文利用中国家庭金融调查数据估计了遗产动机的存在范围和决定因素,分析其如何影响家庭消费和资产配置决策。结果表明,超过90%的中国城镇家庭带有遗产动机,年龄大、收入高、子女数量多以及有儿子的家庭更易带有这一动机,且家庭遗产动机具有无私性。带有遗产动机的家庭消费更少,会将资产更多地配置在储蓄和住房,这有助于解释中国城镇家庭的高储蓄率、高住房自有率及消费不足的现象。此外,政策分析表明,调控资产价格对提升居民消费收效甚微,而增设遗产税有助于促进消费、降低消费分化和不平等。

关键词 遗产动机 消费 微观家庭金融数据

一 引言

遗产动机理论是研究家庭内部代际交换和财富转移的经济理论。微观家庭的遗

* 侯蕾:中国社会科学院世界经济与政治研究所;杨欣桐(通讯作者):首都经济贸易大学国际经济管理学院北京丰台区花乡张家路口121号100070;李奇:美国德州农工大学经济系。电子信箱:houlei@cass.org.cn(侯蕾);yangxintong@cueb.edu.cn(杨欣桐);qi-li@tam.u.edu(李奇)。

作者感谢国家自然科学基金青年科学基金项目(72003136)、中国社会科学院世界经济与政治研究所资助项目“中国家庭金融资产配置问题研究:基于风险偏好和遗产动机的视角”以及北京市百千万人才工程资助项目“新兴经济体金融市场原罪与救赎研究”的资助,感谢匿名审稿专家的宝贵建议。当然,文责自负。

产积累通过影响家庭储蓄、消费和资产配置决策影响宏观投资、消费及公共政策选择。同时,遗产赠与和继承还直接影响收入和财富分配。已有研究指出,遗产动机会降低家庭消费倾向,增加老年家庭在生命期末的储蓄(De Nardi *et al.*, 2010;陈健和黄少安, 2013)。关于遗产动机的研究对老龄化家庭金融资产配置、消费促进、养老金及医疗保险等公共政策设计具有重要意义。当前中国经济进入以国内大循环为主体,国内国际双循环相互促进的新发展格局,提振内需,促进消费成为重要的政策着力点。同时,中国开始步入老龄化社会,积极应对人口老龄化对增进人民福祉和促进经济社会可持续发展具有战略意义。综上,对中国家庭遗产动机的研究在当前时代背景下尤为重要。

根据中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)以面访形式获得的家庭储蓄动机数据显示,除养老和医疗的预防性储蓄外,预留资产给子女是中国家庭储蓄的重要动机^①。同时,已有研究表明,中国城镇家庭的财富结构以房产和银行储蓄为主,高住房自有率、高储蓄率及消费相对不足是中国城镇家庭的显著特征(Wei and Zhang, 2011;陈斌开和杨汝岱, 2013; İmrohoroğlu and Zhao, 2018)。中国家庭的下一代是否将以住房和银行储蓄的形式继承上一代所累积的财富? 家庭遗产赠与动机在多大范围内存在? 又受哪些因素的影响? 这一动机是否能解释中国城镇家庭的高储蓄率、高住房自有率及消费不足? 在存在遗产赠与动机前提下的宏观政策对消费提升的效果如何? 针对上述问题,本文将基于CHFS的微观数据,分析中国家庭遗产动机的存在范围和影响因素,并探讨在遗产动机普遍存在条件下宏观调控政策促进居民消费的有效性。

国外对遗产动机的研究始于理论框架构建,目前已涵盖理论与经验两方面。最早的理论文献是Barro (1974)与Becker(1974)。他们在传统生命周期模型中引入父母对子女的遗产动机,发现与传统生命周期模型不同,在加入遗产赠与行为的模型中调整利率不能有效调节经济中的资本积累。自此,国外涌现大量致力于家庭遗产动机的理论与经验研究。理论文献将遗产赠与细分为主动遗产赠与(voluntary bequest)和意外遗产赠与(accidental bequest),其中主动遗产赠与和赠与人的效用直接相关,而意外遗产赠与则与赠与人的效用无关,对遗产赠与类型做出这种区分后再进一步识别哪种遗产赠与行为可以更好地拟合数据(De Nardi, 2004)。与此同时,国外研究还将不确定性、医疗消费以及预防性储蓄等储蓄动机引入模型,系统地探讨了家庭财富积累的动机,并定量检验遗产动机对财富累积与不平等的影响(Laitner, 2002; Dynan *et al.*, 2002; Dynan *et al.*, 2004; De Nardi *et al.*, 2010)。在经验研究方面,由于遗产动机的主观性和不可观察性,最

① 以面访形式获得的家庭储蓄动机数据来自2011和2013年。

早采用外生指定具有遗产动机样本的识别方法,例如 Hurd (1987,1989) 假设只有有孩子的家庭具有遗产动机。此后,Altonji *et al.* (1997) 假设所有人都具有或都没有遗产动机;Laitner and Juster (1996) 则认为遗产赠与偏好具有异质性,并指出外生指定具有遗产动机样本的识别方法存在样本自选择等潜在问题。Kopczuk and Lupton (2007) 对此提出了解决方法,认为如果家庭具有很强的遗产动机,则在控制了包括死亡率、财富水平、年收入及流动性约束后,遗产动机将在消费行为上有所体现。不同于此前文献假定所有样本(如所有有孩子的家庭)都具有遗产动机,Kopczuk and Lupton (2007) 允许所有家庭以正概率具有这一动机,而通过可观测的消费行为决定这一动机的程度,即家庭不可观测的遗产动机不是事前假定,而是通过消费支出行为估计得出。本研究也将借鉴这一思路。近期,国外有关遗产动机的文献则持续关注遗产动机对代际流动性和阶层固化等社会现象的影响(Mogstad,2017;Becker *et al.*,2018)。

国内学者们对家庭遗产动机的研究目前主要在理论层面,数据与经验研究较少。黄少安和孙涛(2005) 考虑中国居民消费和储蓄特点,将遗产赠与和父母仍健在时的赠与这两种形式的代际收入转移纳入代际交叠模型,以分析中国居民的消费和储蓄行为。结果显示,当代际收入转移动机足够大时,即使利率较低,家庭仍具有较高的储蓄水平。文章同时指出,总支出政策应考虑代际收入转移的影响。王弟海等(2011) 通过在生命周期模型中引入遗产机制,研究初始财富分配和生命周期储蓄如何形成收入分配不平等,并探讨了不平等的代际延续。他们提出个人年龄差异是导致分配持续性不平等的新因素,且这一因素会导致持续性不平等始终存在。陈健和黄少安(2013) 在传统生命周期理论模型中引入带有时变特征的遗产动机,从理论上证明遗产动机抑制了住房的财富效应,并基于城市层面的调查问卷数据验证了理论模型的推断。蔡诚和杨澄宇(2018) 在代际交叠模型中引入代际间生产力联系、意外遗产和主动遗产动机等因素进行数值模拟发现,引入主动遗产动机将增加财富分配不平等,并在此基础上模拟了遗产税的财富分配效应。上述研究多直接引入存在遗产动机作为理论假设,但对遗产动机的存在范围和强度测度缺乏微观证据的支撑。

遗产动机还与家庭资产配置直接相关。针对中国城镇家庭呈高住房自有率、高储蓄率、消费不足以及财富不平等日益加剧等显著特点^①,国外学者分别从市场机制、制

^① 比较2013年CHFS和美国消费者金融调查(Survey of Consumer Finance, SCF)可以得出,中国家庭资产总量中超过70%是房产,13%为银行存款,只有约2.5%投资于金融市场。而美国家庭总财富(包括负债)中房产占50%,银行存款占7%,超过50%投资于金融市场。从各类资产的参与率来看,在2011、2013及2015年,中国城镇家庭的房产自有率分别为87%、86%和88%,即使剔除补贴分房政策下获得的房产,房产自有率仍在70%以上。

度环境、家庭性别结构、生育人口政策等角度给出了不同解释(Huang and Clark,2002; Chamon and Prasad,2010;Wei and Zhang,2011;Xie and Jin,2015;Curtis *et al.*,2015; Cooper and Zhu,2017;Choukhmane *et al.*,2013;İmrohoroglu and Zhao,2018);而国内学者分别从人口结构、房价上涨等角度进行了分析(陈彦斌和邱哲圣,2011;陈斌开和杨汝岱,2013;李超等,2015;李雪松和黄彦彦,2015)。

本文与现有文献相比的主要创新在于:第一,拓展了基准生命周期模型,将遗产动机引入家庭跨期优化决策并允许家庭同时考虑包括购房和储蓄的投资组合决策。在现有用于估计遗产动机的研究中,Kopczuk and Lupton(2007)的家庭金融决策只考虑消费或财富积累的权衡,并未区分财富积累的形式,但在中国家庭的现实金融决策中,住房和储蓄是两种收益率差别较大的财富积累形式。本文扩展了基准模型设定,包含了家庭对不同财富形式的决策,使得估计结果更贴近现实。第二,首次使用详细的微观家庭金融数据估计中国家庭遗产动机的存在范围和强度,确认了遗产动机的存在并分析其影响因素,为中国家庭存在遗产动机这一理论假设提供了经验证据支持。第三,通过对比是否存在遗产动机情况下的家庭资产配置结构发现,带有遗产动机的家庭将更多资产配置在储蓄和住房而相对消费更少,为理解中国家庭低消费、高储蓄和高住房自有率的家庭金融特点提供了新的视角。

本文余下部分安排为:第二部分是理论模型;第三部分是数据描述、回归模型及经验研究结果;第四部分考察遗产动机对家庭消费和财富配置的影响并实施对策模拟;最后是本文结论。

二 理论模型

(一)基准理论框架

本文参照 Kopczuk and Lupton(2007)的研究,分析一个在去世时可能存在遗产赠与的代理人的效用最大化问题。假设代理人寿命为 T ,时间偏好为 β 。已知代理人未来收入流 $\{y_s\}_{s=t}^T$,每个代理人将最优分配他们在第 t 期的财富 w_t ,即最大化活着时的消费与去世后留给子女遗产的加权平均效用。给定 w_t ,代理人在第 t 期面临的递归问题如下:

$$\begin{aligned} v(w_t) &= \max_{\{con_t, w_{t+1}\}} a_t u(con_t) + m_t b(w_t) + \beta v(w_{t+1}) \\ \text{s. t. } & con_t + w_{t+1} = (1+r)w_t + y_t \end{aligned}$$

其中, $v(w_t)$ 为代理人在第 t 期的值函数, con_t 和 w_t 分别为代理人在第 t 期的消费

和财富^①, a_t 和 m_t 分别为代理人在第 t 期的生存概率和死亡概率, 且 $a_t = 1 - m_t$ 。假设代理人的消费瞬时效用函数为 $u(\text{con}) = \ln(\text{con})$ ^②, 并假设遗产赠与效用函数是财富的线性函数, 即 $b(w) = \alpha w$, 其中 α 为常数, 则其最优消费路径满足如下欧拉方程:

$$\left(\frac{\text{con}_{t+1}}{\text{con}_t}\right)^{-1} \leq \left[\beta(1+r)\left(\frac{a_{t+1}}{a_t}\right)\right]^{-1} - \left(\frac{m_{t+1}}{a_{t+1}}\right) \cdot \frac{\alpha}{(1+r)\text{con}_t^{-1}} \quad (1)$$

(1) 式表明遗产动机(α)与死亡率(m_{t+1})都将影响消费增长率。如果代理人没有死亡风险或者没有遗产动机, 其消费增长率只取决于资本回报率。其中死亡风险不仅影响代理人的时间偏好, 还与线性的遗产动机一同影响其消费增长率。如果没有死亡风险, 则时间偏好为 β 。引入死亡/生存概率, 时间偏好变为 $\beta(a_{t+1}/a_t)$ 。同时不等式右边第二项死亡/生存概率与线性遗产动机(α)一起影响消费增长率, 体现为 $\alpha(m_{t+1}/a_{t+1})$ 。

(二) 考虑房产配置的拓展模型

上述基准模型中的家庭决策是消费和财富积累的权衡, 而并未区分财富的不同形式。但将财富形式细化, 区分为房产和无风险资产是必要的。原因在于: 一方面, 房产在中国家庭资产配置中占比高, 购房决策很可能影响家庭的遗产赠与倾向。在中国, 由于房价自 1998 年房地产市场化改革以来保持上涨趋势, 且在当前金融市场所处发展阶段, 家庭面临的资产配置选择有限, 使得住房因其稳定高额回报成为居民最理想的资产(陈彦斌和邱哲圣, 2011; 李雪松和黄彦彦, 2015)。家庭将大量闲置资金配置成房产, 住房财富是家庭财富中最大的组成部分。高房价给中国带来了严重的财富分配不平等(Zhang, 2016; Chen and Wen, 2017), 进一步导致居民遗赠倾向产生异质性(Laitner and Juster, 1996)。另一方面, 从(1)式可知, 财富回报率($1+r$)与时间偏好因子(β)相互作用。如果不区分不同财富的回报率, 时间偏好因子估计的准确性将受到影响。由此, 本文将住房资产与其他形式的财富分开建模, 在基准生命周期模型中引入住房资产和无风险资产投资组合选择问题。

已知家庭代理人未来收入流 $\{y_s\}_{s=t}^T$, 给定 k_t 和 h_t , 在第 t 期需要解的递归问题如下:

$$\begin{aligned} v(k_t, h_t) &= \max_{\{c_t, s_t, k_{t+1}, h_{t+1}\}} a_t u(c_t, s_t) + m_t b(w_t) + \beta v(k_{t+1}, h_{t+1}) \\ \text{s. t. } & c_t + q_t s_t + k_{t+1} + p_{t+1} h_{t+1} = (1+r)k_t + y_t + (q_t + p_t)h_t \end{aligned} \quad (2)$$

① con_t 包含第 t 期非住房消费与住房服务消费。

② 我们也使用常数相对风险规避系数(Constant Relative Risk Aversion, CRRA)效用函数进行了稳健性检验, 文章主要结论保持一致。为计算简便, 文中采用 \ln 效用函数。

$$w_t = k_t + p_t h_t \quad (3)$$

$$k_{t+1} \geq -\gamma p_{t+1} h_{t+1} \quad (4)$$

$$h_{t+1} \in \{0, [\underline{h}, \infty)\} \quad (5)$$

经济中存在两种形式的资产,分别为无风险资产和本期价格为 p_t 下期价格为 p_{t+1} 的住房资产。其中, k_t 代表家庭第 t 期持有的净回报率为 r 的无风险资产, h_t 代表家庭第 t 期持有的价格为 p_t 的住房资产, c_t 和 s_t 分别代表第 t 期的非住房消费和住房服务消费。非住房消费的价格标准化为 1, 住房消费的租赁价格记为 q_t 。家庭代理人活着时的消费效用为 $u(c, s)$, 去世时留下的遗产效用函数为 $b(w)$ 。

(2)式等号左边表示家庭在第 t 期的支出,右边表示其劳动收入与资本收入之和。(3)式表示家庭财富由无风险资产和住房资产两部分价值之和决定。(4)式表明家庭可以借贷,但贷款总额不超过其持有住房资产的 γ 份,其中 $\gamma \in (0, 1)$ 表示购房的贷款房价比。我们进一步假设住房资产存在一个最小交易面积,即在交易住房资产时,家庭只能选择不进入住房资产市场,即 $h = 0$, 或购买不小于 \underline{h} 单位的住房资产,即 $h \geq \underline{h}$, 具体见式(5)^①。

我们假设 $u(c, s) = \mu \ln c + (1 - \mu) \ln s$, 其中 μ 代表非住房消费效用比重。遗赠的效用仍是财富的线性函数,即 $b(w) = \alpha w$ 。非住房消费与住房消费的一阶条件表明:

$$\frac{c_t}{q_t s_t} = \frac{\mu}{1 - \mu}$$

由此可得 $c_t + q_t s_t = \frac{c_t}{\mu}$ 。决定最优消费路径的欧拉方程分别为无风险资产与住房资产的一阶条件:

$$\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-1} \leq \left[\beta(1+r)\left(\frac{a_{t+1}}{a_t}\right)\right]^{-1} - \left(\frac{m_{t+1}}{a_{t+1}}\right) \cdot \frac{\alpha}{(1+r)c_t^{-1}} \quad (6)$$

$$\left(\frac{c_{t+1}}{c_t}\right)^{-1} \leq \left(\beta \cdot \frac{q_{t+1} + p_{t+2}}{p_{t+1}} \cdot \frac{a_{t+1}}{a_t}\right)^{-1} - \left(\frac{m_{t+1}}{a_{t+1}}\right) \cdot \frac{\alpha}{(1+r)c_t^{-1}} \quad (7)$$

由于模型中的无风险资产与住房资产是完全替代的,家庭代理人在二者之间的选择取决于两种资产的回报率,其中 $1+r$ 是无风险资产的回报率, $\frac{q_{t+1} + p_{t+2}}{p_{t+1}}$ 是住房资产

① 住房资产最小交易面积的要求是区分住房资产和无风险资产的重要模型假设,也是符合现实的,用以模拟现实中只有财富值达到首付条件的家庭才能购买房产。Flavin and Yamashita(2002)、Fischer and Stamos(2013)以及 Corradin(2014)均使用过类似的建模方式研究住房财富对消费和资产配置决策的局部均衡影响。

的回报率,其中包括租金回报和资产增值两部分。这里我们关注住房资产收益率高于无风险资产收益率的情况,并将均衡中的家庭按照在第 $t+1$ 期时是否持有住房资产分为两组。

定理:假设 $\frac{q_{t+1} + p_{t+2}}{p_{t+1}} > 1 + r$ 。那么经济中的家庭可分为以下两组:

(1) $h_{t+1} = 0, k_{t+1} \geq 0$, 其最优消费路径遵照(6)式。

(2) $h_{t+1} > 0$, 其最优消费路径遵照(7)式。

上述定理表明,当住房资产优于无风险资产时,第(1)组家庭由于预算约束仅能用无风险资产进行储蓄,其最优消费路径遵照(6)式;而第(2)组家庭由于资金充足能够支付住房市场的最小交易面积从而进入住房资产市场享受高收益,其最优消费路径则遵照(7)式。

三 经验估计

(一) 数据

本文使用的数据来自西南财经大学的 CHFS。该调查首次开始于 2011 年,是针对全国范围家庭金融情况的全面调查。数据每 2 年发布 1 次,且样本规模逐渐扩大。调查数据已被广泛用于经济金融领域的相关研究中^①。

本文使用 2011、2013 及 2015 年的家庭面板数据,由于我们只关注中国城镇家庭,因此剔除了农村家庭样本^②。根据家庭户 ID 代码合并数据,涵盖家庭信息、成员个人信息及所在社区信息,共包含 1451 个家庭的 4353 个观测值,其中 750 个家庭(2250 个观测值)至少有 1 个孩子。表 1 列出了核心变量的描述性统计。其中,样本家庭户主的平均年龄为 51 岁^③,住房自有率为 76%,银行存款 47 600 元,年净劳动收入为 14 300 元,2011 年度家庭消费为 19 600 元。2011 年所有家庭平均生育子女数量为

① 数据库和已有研究介绍详见中国家庭金融调查与研究中心官网。

② 与城市相比,农村不存在住房市场,在资产配置、消费结构及消费方式等方面均不同于城市家庭(唐琦等,2018),本文当前仅分析城市家庭。

③ 值得注意的是,本文所关注的样本家庭并非仅局限于老年家庭。原因在于,本文研究的遗产动机是基于陈健和黄少安(2013)传统遗产动机理论框架,结合温情遗产动机(warm glow bequest motive)的基础设定所提出的带有时变特征的遗产动机,即遗产动机并非只有决策者进入老年阶段才产生,而是在不同年龄阶段都能对家庭资产配置行为产生影响。这种设定可以更加全面反映遗产动机的形式,也能兼顾子女、夫妻等核心家庭成员获赠的可能性。

中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计

0.82个,生育男孩家庭比例为42%,58%的子女自己拥有住房,57%的子女与父母同住。进一步地,表2列出了2011-2015年每2年的家庭财富、收入和消费变化情况。

变量	均值	标准差	最小值	最大值
家庭户主特征				
年龄(岁)	51.03	14.27	17	97
教育程度	3.9	1.7	1	9
住房自有率(%)	76	43	0	100
银行储蓄(万元)	4.76	13.86	0	327
劳动收入(万元)	1.43	2.95	0	46
消费(万元)	1.96	4.52	0	140
子女特征				
子女数量(个)	0.82	0.78	0	5
生育男孩家庭占比(%)	42	49	0	100
子女劳动收入(万元)	0.01	0.04	0	1.5
子女住房自有率(%)	58	49	0	100
子女与父母同住比(%)	57	50	0	100

说明:教育程度变量按文化水平划分为没有上过学、小学、初中、高中、中专、大专、大学、硕士及博士9类,分别设为1-9。所有价值都折算为2011年的消费可比价值。户主年龄以及子女特征都使用2011年的数据。

	万元			
	均值		中值	
	2011-2013年	2013-2015年	2011-2013年	2013-2015年
财富变量	14.08	14.08	3.13	4.14
住房财富	11.97	11.35	1.18	1.65
银行存款	1.60	1.52	0	0
其他金融资产	0.14	1.63	0	0
其他	0.24	1.99	0	0.04
债务	-0.13	-0.04	0	0
劳动收入	1.35	1.49	0	0
消费	1.74	1.96	0.79	0.83

说明:所有价值都折算为2011年的消费可比价值。其他项包括现金、黄金及私人借款。

(二) 计量模型

本文使用 CHFS 数据提供的家庭基本特征、收入消费和资产配置等信息对中国城镇家庭遗产动机的存在范围和强度进行估计。因为无法确切知道一个家庭是否具有遗产动机,即样本的分离情况未知,我们选择内生转换回归 (switching regression with unknown separation) 方法对理论模型进行估计。该模型由 Lokshin and Sajaia (2004) 提出, Kopeczuk and Lupton (2007) 使用此模型分析了美国家庭遗产动机的分布和强度。内生转换模型具有以下优势:一方面,在解决是否存在遗赠动机的自选择和内生性问题时,同时考虑了可观测和不可观测因素;另一方面,使用全信息最大似然估计,能有效避免信息遗漏问题。

我们假设基准理论框架描述了两种机制下的家庭代理人行为:带有遗产动机的家庭 ($\alpha > 0$) 或没有遗产动机的家庭 ($\alpha = 0$)。通过内生转换回归方法,尽管无法确定一个家庭代理人是否带有遗产动机,但能估计这个家庭代理人带有遗产动机的概率。如果所选样本具有代表性,那么得到的概率将对应全部人口中遗产动机存在的实际分布。

如(1)式所示,持有正的无风险资产家庭代理人 i 的最优消费路径取决于生存率与死亡率的比 (a_t/m_t) 和模型参数 β, r 及 α 。我们根据国家统计局数据,将无风险利率 (r) 设定为 2010–2014 年银行定期存款的平均回报率 2%; 不同年龄段的生存率与死亡率 (a_t 和 m_t) 数据来自国家卫生健康委员会;时间偏好 β 和遗产动机 α 使用下式估计:

$$\frac{1}{con_{it}} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{1}{con_{i,t+1}} + \alpha\beta \frac{m_{t+1}}{a_t} + \varepsilon_{1it}, \text{ 如果 } I_i^* > 0 \text{ (存在遗产动机, 机制 1)}$$

$$\frac{1}{con_{it}} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{1}{con_{i,t+1}} + \varepsilon_{2it}, \text{ 如果 } I_i^* \leq 0 \text{ (不存在遗产动机, 机制 2)} \quad (8)$$

$$\Pr(I_i^*) = \lambda \mathbf{Z}_i + \eta_i \quad (\text{转换方程})$$

其中, \mathbf{Z}_i 为遗产动机的指标向量,包括家庭结构和子孙特征, λ 是其对应的系数。转换方程决定了遗产动机的存在, α 决定遗产动机强度。

假设对于机制 $k = 1, 2$, 转换方程中的误差项 (η_i) 和消费误差项 (ε_{kit}) 均服从正态分布,且二者不相关,即 $E(\eta_i \varepsilon_{kit}) = 0$, 则可以利用极大似然估计方法估计(8)式。机制 k 下的误差项可写为:

$$\varepsilon_{kit} = \frac{1}{con_{it}} - \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{1}{con_{i,t+1}} - \alpha_k \beta \frac{m_{t+1}}{a_t}$$

其中,当机制 $k = 1$ 时 $\alpha_k = \alpha$; 当机制 $k = 2$ 时 $\alpha_k = 0$ 。由于我们不确定哪些家庭实际存在遗产动机,因此每个数据观测点似然函数的加权均值为:

$$L(\mathbf{Z}_i; \alpha, \beta, \lambda) = \Phi(\lambda \mathbf{Z}_i) \phi(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}) |_{k=1} + (1 - \Phi(\lambda \mathbf{Z}_i)) \phi(\varepsilon_{1it}, \varepsilon_{2it}) |_{k=2} \quad (9)$$

其中, $\phi(\cdot)$ 是二维正态分布的概率密度函数, $\Phi(\cdot)$ 是标准正态分布的累积分布函数。相应地, 在引入同时考虑房产和储蓄两种不同财富形式对基准模型拓展后, 根据(6)式, 计量回归模型变形为:

如果 $k_{t+1} > 0$, 则:

$$\frac{1}{c_t} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{1}{c_{t+1}} + \frac{\alpha\beta}{\mu} \frac{m_{t+1}}{a_t} \quad (10)$$

如果 $k_{t+1} = 0$, 则:

$$c_t = \mu[(1+r)k_t + y_t] \quad (11)$$

这表明第 t 期消费将由预算约束决定。(11)式将帮助我们识别参数 μ , 即非住房消费效用的比重。

(三) 经验研究结果

1. 遗产动机的范围和强度。我们使用不同形式的转换方程对上述计量模型式(8)进行估计。根据 CHFS 数据, 我们将非住房消费效用比重 μ 取值为 0.86, 即非住房消费占家庭总消费的比重为 86%。为直观展示结果, 我们将估计所得遗产动机参数用 $(\alpha\beta)^{-1}$ 表示, 其经济学含义为: 对于在生命尽头持有财富为正的代理人, (8)式表明他们在年龄 T 时的消费为 $(\alpha\beta)^{-1}$ 。也就是说, $(\alpha\beta)^{-1}$ 是使一个家庭代理人在生命最后年龄为 T 时的消费与赠与遗产之间等效用的消费水平。当代理人年龄 T 时的消费小于 $(\alpha\beta)^{-1}$, 消费的边际效用将超过遗产赠与的边际效用, 继续消费会增加代理人效用。因此, $(\alpha\beta)^{-1}$ 越大, 其所对应的遗产动机越弱^①。

我们分别用基准模型和拓展模型对遗产动机的存在范围和强度进行估计和对比^②。具体结果见表3。表3中第(1)–(3)列为基准模型估计结果; 第(4)–(6)列为引入住房资产的拓展模型估计结果, 其中分别使用了3种不同形式的转换方程。表3

① 本文使用的估计方法无法区分遗产动机与其他持有财富的动机, 因此其他持有财富的动机可能构成估计遗产动机的噪音, 如预防性储蓄动机就是其中非常重要的一个。但考虑到预防性储蓄动机一般是为了预防由失业等原因带来的收入风险或医疗费用风险, 而本文模型考虑了家庭的财富、收入以及预算约束, 这些因素相似的家庭面临相似的收入风险和医疗费用风险, 因此预防性储蓄动机不会我们对遗产动机的估计带来系统性噪音。

② 在拓展模型估计中, 为得到准确的 β 值估计, 我们将样本限制在有子女但无住房家庭, 因为只有无房家庭样本的财富组成基本全部是无风险资产, 资本净回报率为 r , 符合(8)式。如果样本中既包括有房群体又包括无房群体, 而有房群体的资本净回报率显著高于 r , 很可能导致 β 值估计不准确。而且, 在我们模型只考虑是否有房而不区分1套与多套住房的差异时, 只有无房群体才面临在房产与无风险资产之间的选择问题, 因此无房家庭才是与拓展模型一致的样本。

表 3 内生转换模型估计结果

	基准模型			引入住房资产拓展模型		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	行为参数			行为参数		
时间偏好因子	0.049 **	0.074	0.010	0.185 **	0.508 ***	0.958 ***
β	(0.023)	(0.074)	(0.011)	(0.085)	(0.142)	(0.064)
遗产动机	1263.3 **	1510.8 ***	1546.6 ***	3865.5	1722.4 **	1353.7 ***
$(\alpha\beta)^{-1}$	(571.35)	(431.6)	(278.9)	(9114.6)	(767.7)	(499.0)
	转换方程			转换方程		
年龄			0.012 ***			0.016 ***
			(0.001)			(0.003)
常数项	0.001 ***	0.442 ***	1.577 ***		0.441	0.820 ***
	(6.18e-5)	(0.001)	(0.020)		(n. a.)	(0.207)
观测量	2250	2250	2250	1276	1276	1276
遗产动机分布 (%)		67.1	95.8		67.0	95.0

说明：*、**与***分别代表在10%、5%与1%水平显著；括号中的值为标准误；所有结果均以有子女的家庭为样本。后表均同。由于第(5)列中所估计常数项标准误较大，用n. a.代表，也说明转换方程中只有常数项的模型不够准确。

第(1)和(4)列假设有子女的家庭代理人具有遗产动机的概率为1。也就是说，根据(9)式，我们假设有子女的家庭 $\Phi(\lambda \mathbf{Z}_i) = 1$ ，而没有子女的家庭 $\Phi(\lambda \mathbf{Z}_i) = 0$ 。基准和拓展模型回归结果表明，在样本家庭生命尽头使消费和遗赠等效用的消费水平分别为1263.3和3865.5元。第(2)和(5)列假设机制转换为内生，即不确定哪些有子女的家庭具有遗产动机，且转换方程中只包含常数项，回归结果表明，样本中约67%的家庭代理人带有遗产动机，并且这些家庭生命尽头使消费和遗赠等效用的消费水平分别为1510.8和1722.4元。第(3)和(6)列假设机制转换为内生，且转换方程中控制了家庭代理人的年龄，回归结果表明，年龄越大的家庭代理人具有遗产动机的概率越高，且在控制年龄后，样本中约有95%的家庭代理人具有遗产动机，他们在生命尽头消费和遗赠等效用的消费水平分别为1546.6和1353.7元。家庭代理人的年龄是生命周期模型中的重要变量，也是影响遗产动机的重要因素，我们在估计模型中对年龄加以控制后，其结果符合理论预期。

在表3第(1)–(3)列的基准模型估计结果中，虽然转换方程中各控制变量的回归结果较为合理，但对时间偏好因子 β 的估计仍存在缺陷。Frederick *et al.* (2002)提供

中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计

了关于时间偏好研究的总结,其中大多数文章使用的时间偏好因子都大于 0.90。本文基准模型的估计结果远低于这些文献中的值且不显著。一个非常重要的原因是基准模型未区分财富形式,而不同财富回报率的差异会影响时间偏好因子估计的准确性。相比之下,拓展模型中各不同转换机制下估计的遗产动机分布(带有遗产动机的家庭比例)和强度(使消费与遗赠等效用的消费水平)与基准模型回归十分接近,但拓展模型对时间偏好 β 的估计结果明显得到改善,估计值与文献中常用数值一致。由此可见,确实有必要在遗产动机的估计中区分不同财富形式。

表 4 分样本回归估计结果

	(1)	(2)	(3)
	高收入组	中等收入组	低收入组
时间偏好因子	0.224 ^{***}	0.074	0.005
β	(0.051)	(0.055)	(0.005)
遗产动机	2504.4 ^{***}	16 778.5	2543.2 ^{***}
$(\alpha\beta)^{-1}$	(811.6)	(39 159.2)	(843.4)
年龄	0.004 ^{***}	0.007	-0.002 [*]
	(0.001)	(0.031)	(0.001)
常数项	2.189 ^{***}	2.156 ^{***}	-1.851 ^{***}
	(0.027)	(0.130)	(0.050)
观测量	1126	435	689
遗产动机分布(%)	99.1	96.9	97.4

此外,为考察不同收入水平家庭遗产动机的差异,我们对样本分组回归^①。表 4 是假设机制转换为内生的分样本回归结果。第(1)列的样本包括劳动收入在最高 25% 的人群。我们发现在这个分样本中,接近 99% 的家庭代理人都具有遗产动机,在生命尽头消费与遗赠等效用的消费水平为 2504.4 元(占高收入分样本收入均值的 2.25%)。第(2)列的样本包括收入在中间 25% - 50% 的人群,有 96.9% 的家庭代理人具有遗产动机,但其遗赠动机强度的估计值 $(\alpha\beta)^{-1}$ 并不显著。第(3)列的样本包括收入在 50% 以下的人群,有 97.4% 的家庭代理人具有遗产动机,他们在生命尽头消费

① 在研究遗产动机的强度如何随收入变化时,考虑到本文使用的回归模型是基于理论模型的内生转换回归,而非线性模型,因此我们采用根据收入分组的分样本回归而非在自变量中引入与收入的交叉项。此外,在分样本回归中,为避免资本收入受遗赠动机影响而导致内生性问题,我们使用劳动收入作为分样本标准。

与遗赠等效用的消费水平为 2543.2 元(占低收入分样本收入均值的 53.89%)。值得注意的是,与高收入人群不同,在低收入人群分样本中,年龄越小的家庭代理人带有遗产动机的概率越高,表明存在遗赠动机的年龄结构在不同收入群体中存在差异。表 4 的分样本回归结果表明:相较于高收入群体,中低收入群体劳动收入低,但消费值更高,这意味着他们在生命尽头留下的财富要远小于高收入群体。中低收入群体的边际消费倾向更高,而高收入群体的遗赠动机明显高于中低收入群体。

2. 遗产动机的影响因素及其无私性。我们进一步在转换方程中加入更多关于子女情况的控制变量,以更加全面地展示影响家庭遗产动机的因素,特别是孩子对家庭遗产动机的影响。表 5 展示了转换方程中加入不同控制变量的估计结果,行为参数的估计结果与表 3 相似,限于篇幅未报告。无论使用基准模型还是拓展模型,年龄、子女数量、有 1 个及以上儿子、有孙子/女的估计结果都显著为正,由此表明,年龄越大和子女数量越多的家庭带有遗产动机的可能性越大;“是否有儿子”是影响家庭是否具有遗产动机的重要因素,有儿子的家庭带有遗产动机的可能性更大;此外有孙子/女也将增加带有遗产动机的概率。

我们还将子女特征加入转换方程用以考察中国家庭遗产赠与行为的动机属性。有关父母对子女赠与行为的动机,经济学中通常有 3 种解释(Zhang and Bian, 2019):第一种是纯无私(altruistic)动机,由 Becker(1974)提出。在纯无私动机下,赠与者将财富赠与需要的接收者,给予本身是快乐的,没有互惠期望。第二种是基于互惠(exchange)动机,这一动机已被 Cox(1987)与 Cox and Rank(1992)证实。在互惠动机下,赠与者将财富赠与同意陪伴父母或生活在相邻地点的子女。第三种是基于保险(insurance)动机(Cox, 1990; Cox and Jappelli, 1990),赠与者往往将财富赠与具有强大收入潜力的接收者。在子女特征的控制变量中,我们分别加入子女“和父母同住”或“拥有房产”以及子女“收入高于父母”体现父母对子女的赠与是否具有互惠和保险动机。结果发现,在控制了家庭子女数量与性别结构后,子女“和父母同住”和子女“收入高于父母”的家庭带有遗产动机的概率都更低,结果不支持赠与行为的互惠和保险动机。而子女“拥有房产”的家庭具有遗产动机的概率更高^①,凸显中国父母遗产赠与行为的无私性。

上述研究结果表明:(1)超过 90% 的中国城镇家庭带有遗产动机;(2)高收入家庭

^① 限于数据可得性,我们无法区分子女拥有的房产是否为父母所购买,因此这里的回归结果不能排除子女拥有的房产是具有更强遗赠动机的父母所购买的可能性。

中国城镇家庭的遗产动机：基于微观家庭金融数据的估计

表 5 加入不同控制变量的估计结果

基准回归模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄	0.013 *** (0.001)	0.012 *** (0.001)	0.025 *** (0.002)	0.009 *** (0.002)	0.009 *** (0.002)
子女数量	0.217 *** (0.027)	0.203 *** (0.028)		0.215 *** (0.028)	0.228 *** (0.028)
有 1 个及以上儿子		0.105 *** (0.034)		0.086 *** (0.034)	0.102 *** (0.034)
有孙子/女			1.261 *** (0.050)		
子女特征					
收入高于父母				-0.162 *** (0.032)	-0.177 *** (0.032)
拥有房产				0.636 *** (0.065)	
和父母同住					-0.114 ** (0.055)
观测量	2250	2250	2250	2250	2250
遗产动机分布(%)	98.1	98.1	98.0	98.0	98.1
<hr/>					
引入住房资产的拓展模型	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
年龄	0.019 *** (0.001)	0.016 *** (0.002)	0.018 *** (0.002)	0.011 *** (0.002)	0.012 *** (0.002)
子女数量	0.182 *** (0.021)	0.084 ** (0.039)		0.098 *** (0.039)	0.179 *** (0.038)
有 1 个及以上儿子		1.165 *** (0.047)		1.102 *** (0.047)	1.124 *** (0.045)
有孙子/女			0.261 *** (0.064)		
子女特征					
收入高于父母				-0.262 *** (0.044)	-0.303 *** (0.042)
拥有房产				0.853 *** (0.067)	
和父母同住					-0.583 ** (0.071)
观测量	1276	1276	1276	1276	1276
遗产动机分布(%)	98.2	95.7	94.5	95.6	96.0

的遗产动机显著强于中低收入家庭,由此可能形成不平等的代际传递;(3)年龄越大、子女数量越多和有儿子或有孙子/女的家庭带有遗产动机的概率越高;(4)中国城镇家庭的遗产动机具有一定的无私性。此外,我们发现,在区分住房资产与无风险资产后,拓展模型中遗产动机的分布与强度以及遗赠动机的影响因素与基准模型回归结果十分接近,但对时间偏好 β 的估计结果得到显著改善,估计值与 Frederick *et al.* (2002) 等文献中常用数值一致。因此,区分资产类型的模型分析更具合理性。

四 遗产动机的消费和财富分配效应及对策模拟

(一) 遗产动机的消费和财富分配效应

基于前面的回归结果,我们发现,遗产动机在中国城镇家庭中普遍存在。我们下面考察这种广泛的遗产动机是否会影响家庭消费、储蓄及住房选择决策。基于表 3 回归结果,我们将参数取值如下: $\beta = 0.96$; $\mu = 0.86$; $\alpha = 0.0007$ ($\mu/\alpha\beta = 1279.8$), 并且将遗产动机的分布取值为 95%,即样本中 95% 的家庭具有遗产动机。接下来,我们将使用估计所得参数预测家庭消费和资产配置情况,将模型生成数据与实际数据进行比较,以评估遗产动机将如何影响中国家庭的消费、储蓄和住房财富积累分布情况。

根据一个家庭是否拥有住房资产,我们将样本中家庭分为两组:(1)2013 年没有住房资产的家庭,即 $h_{2013} = 0$; (2)2013 年拥有住房资产的家庭,即 $h_{2013} > 0$ 。

1. 无房家庭。我们基于 2011 年的家庭消费和 2013 年的收入及储蓄数据 (c_{2011} 、 y_{2013} 、 k_{2013}), 根据(2)和(6)式可以计算属于第(1)组没有住房且带有遗产动机的家庭未来的消费和无风险资产持有情况为:

$$c_{2013}^{beq(1)} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \left(c_{2011}^{-1} - \frac{m_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{\alpha\beta}{\mu} \right)^{-1} \quad (12)$$

$$k_{2015}^{beq(1)} = (1+r)k_{2013} + y_{2013} - \frac{c_{2013}^{beq(1)}}{\mu} \quad (13)$$

属于第(1)组没有住房也没有遗产动机的家庭未来的消费和无风险资产持有情况为:

$$c_{2013}^{nbeq(1)} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} c_{2011} \quad (14)$$

$$k_{2015}^{nbeq(1)} = (1+r)k_{2013} + y_{2013} - \frac{c_{2013}^{nbeq(1)}}{\mu} \quad (15)$$

中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计

表6展示了遗产动机对消费收入比例和无风险资产占家庭财富比例的均值、标准差和中值的影响。我们发现,带有遗产动机比没有遗产动机的家庭消费更少储蓄更多,增加了经济中的不平等程度。其中,带有遗产动机的模型(12)式预测消费占收入比例比实际数据低30%,而没有遗产动机的模型(14)式预测消费占收入比例比实际数据高15%;带有遗产动机的模型(13)式预测无风险资产占家庭财富比例比实际数据高17%,而没有遗产动机的模型(15)式预测无风险资产占家庭财富比例比实际数据低25%。考虑到样本中95%的家庭可能带有遗产动机,加权平均后的消费与无风险资产持有情况会更加接近实际数据。同时,带有遗产动机的模型预测显著增加了消费与无风险资产持有的标准差,意味着增加了经济中的不平等程度。

表6 模型预测与实际数据统计量对比:无房家庭

		带有遗产动机的模型预测	没有遗产动机的模型预测	实际数据
消费占收入比例	均值	0.32	0.53	0.46
	标准差	0.45	0.32	0.35
	中值	0.26	0.35	0.32
无风险资产占家庭财富比例	均值	0.28	0.18	0.24
	标准差	0.45	0.19	0.31
	中值	0.09	0.08	0.09

我们还将模型预测的消费和无风险资产持有的分布情况与实际数据进行比较(见图1和图2)。图1从消费占收入比例和无风险资产占家庭财富比例两方面对带有遗产动机的模型生成数据与真实数据进行了对比。如图1a所示,带有遗产动机模型预测的消费分布比真实数据总体向左偏移,这意味着模型中带有遗产动机的无房家庭消费得更少,从而储蓄增加。图1b也显示了带有遗产动机的无房家庭无风险资产占家庭财富比例相比于实际数据会更高。

图2从消费占收入比例和无风险资产占家庭财富比例两方面对没有遗产动机的模型生成数据与实际数据进行了对比。如图2a所示,没有遗产动机模型预测的消费分布比真实数据总体向右偏移,这意味着模型中没有遗产动机的无房家庭消费得更多,从而储蓄降低。图2b显示了没有遗产动机模型预测的无风险资产占家庭财富比例分布比真实数据总体向左偏移,即没有遗产动机的无房家庭无风险资产占家庭财富比例低于实际数据,储蓄更少。

2. 有房家庭。我们基于2011年的家庭消费和2013年的收入及住房财富数据

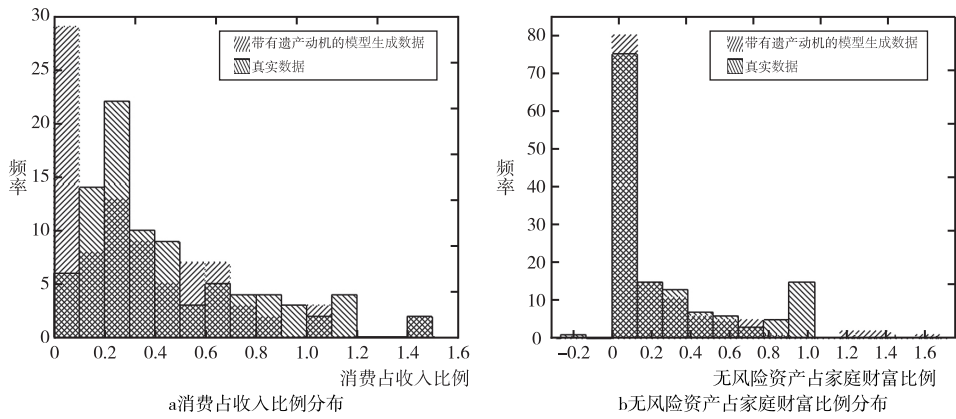


图 1 带有遗产动机模型生成数据与实际数据对比:无房家庭

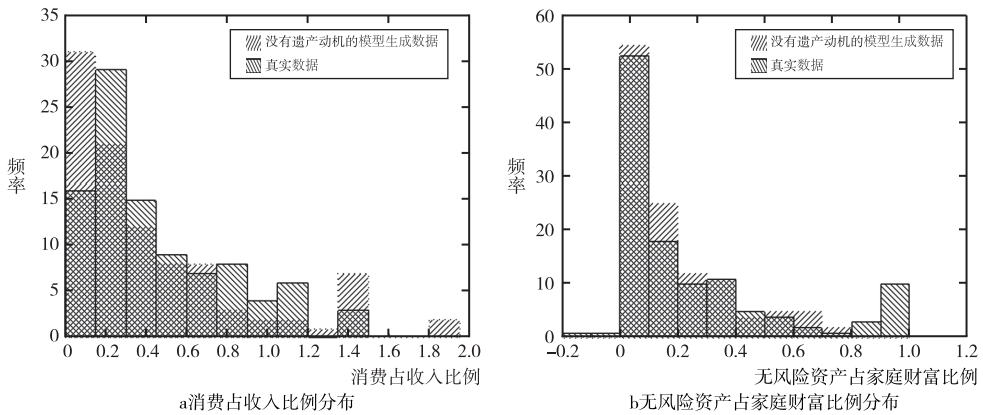


图 2 没有遗产动机模型生成数据与实际数据对比:无房家庭

(c_{2011} 、 y_{2013} 、 $p_{2013}h_{2013}$), 根据(2)、(4)及(7)式, 可以计算属于第(2)组拥有住房且带有遗产动机的家庭未来消费和住房资产持有情况为:

$$c_{2013}^{beq(2)} = \beta \frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}} \frac{a_{t+1}}{a_t} \left(c_{2011}^{-1} - \frac{m_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{\alpha\beta}{\mu} \right)^{-1} \quad (16)$$

$$p_{2015}h_{2015}^{beq(2)} = \frac{(1+r)k_{2013} + y_{2013} + p_{2013}h_{2013} - \frac{c_{2013}^{beq(2)}}{\mu}}{1-\gamma} \quad (17)$$

而属于第(2)组拥有住房但没有遗产动机家庭未来的消费和住房资产持有情况为:

$$c_{2013}^{nbeq(2)} = \beta \frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}} \frac{a_{t+1}}{a_t} c_{2011} \quad (18)$$

$$p_{2015} h_{2015}^{nbeq(2)} = \frac{(1+r)k_{2013} + y_{2013} + p_{2013}h_{2013} - \frac{c_{2013}^{nbeq(2)}}{\mu}}{1-\gamma} \quad (19)$$

根据中国住房市场数据,我们取 $\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}} = 1.1; \gamma = 0.7$,即住房资产净回报率为10%,同时住房贷款价值比为70%。表7展示了遗产动机对消费收入比例和住房资产占家庭财富比例的均值、标准差及中值的影响。我们发现,带有遗产动机比没有遗产动机的结果消费更少,住房财富占比更多,并增加了经济中的不平等。其中,带有遗产动机的模型(16)式预测消费占收入比例比实际数据低12%,而没有遗产动机的模型(18)式预测消费占收入比例比实际数据高17%;带有遗产动机的模型(17)式预测住房资产占家庭财富比例比实际数据高51%^①,而没有遗产动机的模型(19)式预测住房资产占家庭财富比例比实际数据低24%。同时,带有遗产动机的模型预测显著增加了消费与住房资产持有的标准差,意味着增加了经济中的不平等程度。

表7 模型预测与实际数据统计量对比:有房家庭

		带有遗产动机的模型预测	没有遗产动机模型预测	实际数据
消费占收入比例	均值	0.37	0.49	0.42
	标准差	0.40	0.39	0.28
	中值	0.29	0.35	0.26
住房资产占家庭财富比例	均值	1.27	0.64	0.84
	标准差	0.74	0.17	0.21
	中值	1.04	0.67	0.94

进一步地,我们将模型预测的消费和住房资产持有分布情况与真实数据进行对比。如图3a所示,对带有遗产动机的有房家庭来说,模型预测的消费收入占比比真实数据总体向左偏移,说明带有遗产动机的有房家庭消费更少,持有更多住房资产。图3b则显示了此类家庭的住房资产占家庭财富比例高于实际数据。而没有遗产动机的有房家庭情况则不同,如图4a所示,此类家庭模型预测的消费收入占比分布比真实数据总体向右偏移,即模型中没有遗产动机的有房家庭会消费更多,资产积累更少。图

① 在表7带有遗产动机模型预测中,住房资产占家庭财富比例大于1是因为模型允许家庭贷款买房。

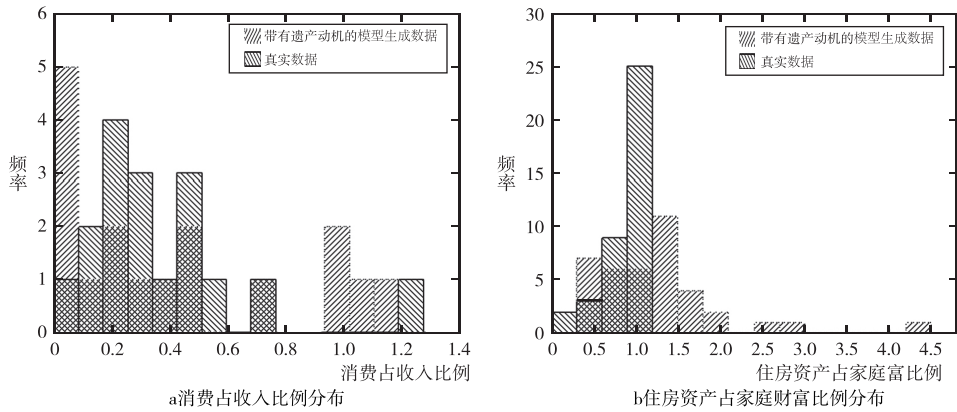


图3 带有遗产动机的模型预测与实际数据对比:有房家庭

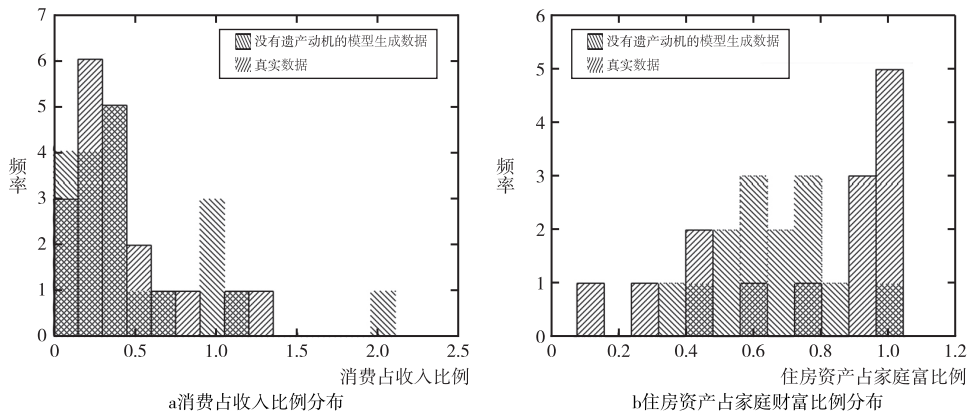


图4 没有遗产动机模型生成数据与实际数据对比:有房家庭

4b 则显示了此类家庭住房资产占家庭财富比例低于实际数据。

(二) 对策模拟

中国城镇家庭广泛存在遗产动机,并可能因此抑制消费和加剧经济不平等。政策层面上需要具备多种选项予以调节应对。本节将在上述模型框架中模拟政策实施效果,定量考察增设遗产税和调控资产价格对促进居民消费和降低经济不平等的效果,为现实政策选择提供参考。

1. 增设遗产税。2013年《国务院办公厅关于深入收入分配制度改革重点工作分工的通知》中提出研究在适当时期开征遗产税,但截至目前尚未出台相应的正式法

中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计

案,关于中国是否开征遗产税仍在讨论中。有观点认为遗产税并不适合中国国情,尚不完全具备推行遗产税的技术条件(雷家琼,2020)。政府没有对遗产信息进行精确的搜集整理,税收征管难度较大(陈健和黄少安,2013)。从发达国家开征遗产税的经验看,遗产税的设立与实施对社会总体收入差距有平衡作用(吴雨纯,2020)。我们下面基于带有房产的生命周期模型,利用反事实分析方法,讨论增设遗产税是否能有效增加家庭消费,缩小消费不平等。

假设经济中对父母给子女所留遗产征收 τ 比例的遗产税。那么对于第(1)组无房家庭,家庭消费为:

$$c_{2013,\tau}^{beq(1)} = \beta(1+r) \frac{a_{t+1}}{a_t} \left[c_{2011}^{-1} - \frac{m_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{\alpha(1-\tau)\beta}{\mu} \right]^{-1} \quad (20)$$

对于第(2)组有房家庭,家庭消费为:

$$c_{2013,\tau}^{beq(2)} = \beta \frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}} \frac{a_{t+1}}{a_t} \left[c_{2011}^{-1} - \frac{m_{t+1}}{a_t} \cdot \frac{\alpha(1-\tau)\beta}{\mu} \right]^{-1} \quad (21)$$

根据已经征收遗产税国家的税率,我们将 τ 设定为 30%。表 8 展示了从没有遗产税($\tau=0$)到征收遗产税($\tau=30\%$)对经济中无房和有房家庭消费收入占比的影响。如表 8 所示,征收遗产税对于没有遗产动机的家庭消费和经济不平等状况均没有影响。

表 8 征收遗产税对居民消费的影响

		第(1)组无房家庭					
		带有遗产动机的模型预测		没有遗产动机的模型预测		$\tau=30\%$ 加权平均 (95% 家庭带有遗产动机)	
		$\tau=0$	$\tau=30\%$	$\tau=0$	$\tau=30\%$		
消费占收入比例	均值	0.32	0.36	0.53	0.53	0.36	
	标准差	0.45	0.35	0.32	0.32	0.35	
	中值	0.26	0.27	0.35	0.35	0.27	
		第(2)组有房家庭					
		带有遗产动机的模型预测		没有遗产动机的模型预测		$\tau=30\%$ 加权平均 (95% 家庭带有遗产动机)	
		$\tau=0$	$\tau=30\%$	$\tau=0$	$\tau=30\%$		
消费占收入比例	均值	0.37	0.47	0.49	0.49	0.47	
	标准差	0.40	0.38	0.39	0.39	0.38	
	中值	0.29	0.31	0.35	0.35	0.31	

而对于带有遗产动机的无房和有房家庭来说,征收遗产税使得两组家庭的消费占收入比例都显著增加,其中第(1)组无房家庭的消费收入占比从0.32提高到0.36,而第(2)组有房家庭的增幅更大,从0.37增加到0.47。同时,无论无房还是有房家庭,征收遗产税均缩小了家庭消费收入占比的标准差,降低了经济中的消费分化和不平等。

2. 资产价格调控。从上述遗产动机的消费和财富分配效应分析可知,家庭遗产动机将降低家庭消费,增加资产积累,扩大社会经济不平等。因此,降低遗产动机对家庭消费和社会经济差距的负面作用还可以从调控资产价格进而降低资产持有意愿的角度施策。我们下面模拟资产(包括无风险资产和住房资产)的价格变化,分析资产收益变化带来的财富变化是否会影响家庭消费和经济不平等程度。

本文模型为局部均衡模型,因此我们可以评估调控价格对居民消费收入占比的影响^①。由于我们采用了ln形式的效用函数,因此无风险利率的提高对消费只存在收入效应,即提高利率会增加无房家庭的消费((12)和(14)式)。同时,提高房价将增加有房家庭的消费((16)和(18)式)^②。表9展示了经济中无风险利率和住房资产回报率变化对经济中无房家庭和有房家庭消费收入占比的影响。总体来看,无论是无房家庭还是有房家庭,带有遗产动机的家庭会比没有遗产动机家庭消费收入占比更低,且这一占比会随资产价格的变化而变化。如表9所示,当无风险资产利率从2%增加到3%,无论是否具有遗产动机,无房家庭的消费收入占比都有所提升,其中没有遗产动机的家庭提升幅度相对更大。对有房家庭来说,当住房资产回报率从5%增加到10%,无论是否具有遗产动机,有房家庭的消费收入占比都会提升,其中没有遗产动机的家庭其消费收入占比增加得更多。

从表9结果可知,无论是无房还是有房家庭,没有遗产动机的两组家庭对无风险利率与房价变化的反应更加敏感,资产回报增加带来的财富效应会使消费增加的幅度更大。相比之下,带有遗产动机两组家庭的消费对无风险利率与房价变化的反应不大。其中,房价变化的结果同李涛和陈斌开(2014)与颜色和朱国钟(2013)的结论一致。李涛和陈斌开(2014)使用2009年中国城镇居民调查数据的研究发现,中国家庭的住房资产主要是消费品属性,其资产效应和财富效应并不明显,因此住房价格上涨无助于提高居民消费。颜色和朱国钟(2013)则认为,房价上涨发挥财富效应是基于

① 值得注意的是,这个评估无法考虑因为无风险利率和房价变化带来的无房和有房人群的边际动态变化,而只能作为短时间内的静态比较分析。

② 房价和消费的正相关性,即房价的财富效应,被很多实证文献证实,如Campbell and Cocco(2007)、Gan(2010)以及况伟大(2011)等。

中国城镇家庭的遗产动机:基于微观家庭金融数据的估计

表 9 利率与房价变化对居民消费的影响

		第(1)组无房家庭					
		带有遗产动机的 模型预测		没有遗产动机的 模型预测		r = 3% 加权平均 (95% 家庭带有遗产动机)	
		r = 2%	r = 3%	r = 2%	r = 3%		
均值		0.32	0.33	0.53	0.55	0.34	
消费占收入比例	标准差	0.45	0.38	0.32	0.32	0.32	
中值		0.26	0.26	0.35	0.36	0.29	
		第(2)组有房家庭					
		带有遗产动机的 模型预测		没有遗产动机的 模型预测		$\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}} = 1.1$ 加权平均 (95% 家庭带有遗产动机)	
		$\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}}$	$\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}}$	$\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}}$	$\frac{q_{2013} + p_{2015}}{p_{2013}}$		
均值		1.05	1.1	1.05	1.1	0.37	
消费占收入比例	标准差	0.38	0.40	0.33	0.39	0.36	
中值		0.24	0.29	0.29	0.35	0.30	

房价持续上涨的预期,而现实中房价上涨不能永久持续,家庭的购房和还贷行为将造成现实的“房奴效应”,消费因此受到明显抑制。本文则认为,房价上涨没有带来有房家庭消费的显著增加,其原因是家庭具有遗产动机。考虑到中国城镇家庭普遍存在遗产动机,尤其中国正面临人口老龄化,随着老年人口比例的增加,遗产动机的作用会更加突出。因此,即使住房资产的回报率增加,对消费的提振作用也十分有限。从消费分化指标看,当住房资产回报率从5%增加到10%时,带有遗产动机的有房家庭其消费收入占比的标准差从0.38上升到0.40,而没有遗产动机的有房家庭从0.33上升到0.39。这一结果说明,房价上涨带来了更大的经济不平等,其中没有遗产动机的家庭消费分化的效果更为明显。

综上,遗产动机的存在将降低消费,加剧经济中的消费分化和资产持有的不平等。从政策模拟效果看,征收遗产税可以显著提升带有遗产动机家庭的消费收入占比,降低经济中的消费分化和不平等。在普遍存在遗产动机的现实背景下,住房资产价格上涨催生的财富效应不仅对消费提升的效果非常有限,还会进一步带来消费分化和更大的经济不平等。

五 结论与政策建议

遗产动机是微观家庭资产配置和宏观金融及收入分配政策的重要影响因素。本文建立了包含无风险资产和住房资产配置决策的生命周期模型,使用中国家庭金融调查的微观数据,运用内生转换回归方法,对中国城镇家庭遗产动机的存在范围进行估计,并分析了其影响因素。结果发现,超过90%的中国家庭存在遗产动机,年龄大、收入高、子女数量多、有儿子的家庭存在这一动机的概率更大,且中国家庭的遗产动机具有无私性。我们进一步分析了遗产动机对中国城镇家庭消费、储蓄及住房财富决策的影响。模型预测结果与实际数据的对比表明,具有遗产动机的家庭消费更少,将资产更多配置在储蓄和住房财富,且遗产动机会带来更大的经济不平等。这为中国城镇家庭高储蓄率、高住房自有率及消费相对不足的现状给出了一个新解释。此外,本文以增设遗产税和调控资产价格为例分析消费促进的政策效果。结果显示,对于带有遗产动机的家庭,无风险利率与房价变化对消费的影响不大。房价上涨的财富效应对消费的提升效果有限,且容易加剧消费分化。相比之下,遗产税调节对提振家庭消费的效果更为显著,且有利于缩小经济中的不平等程度。本研究结果表明,遗产动机是中国城镇家庭高储蓄和高住房自有率的重要成因。遗产动机在微观上将会降低家庭当期消费水平,在宏观上造成经济消费动力不足,同时还会加剧经济的不平等程度,影响人力资本投资和青年一代的奋斗精神。因此,在制定和设计宏观金融和收入分配政策时应关注遗产动机的影响和政策反馈效果。

本研究的政策意义如下:首先,在遗产动机普遍存在的现实条件下,相较于直接调控资产价格,增设遗产税能更加有效地提振消费,缩小经济不平等程度,对于扩大内需、调节收入分配具有积极效果。但考虑到中国当前开征遗产税的各项约束,建议谨慎施策,充分考虑微观家庭对征税的敏感性。应先逐步建立财产登记与评估制度,完善包括房产税、遗产税在内的配套税收体系,合理设定起征点和税负水平,再择机在税收征管难度较小的部分城市开展试点。其次,中国城镇家庭的高储蓄率、高房产自有率和以储蓄及住房形式的资产代际转移倾向反映了中国财富水平提高和房价高企背景下家庭金融资产组合选择的局限性和金融市场发展不足。相比于遗产税的增设,本文建议应加速完备金融市场,促进多层次资本市场健康发展,加强群众的金融知识普及,建立多元投资渠道。同时,采取合理有效的政策组合,稳定住房市场和房价预期,避免房价与金融市场出现过度波动。最后,在收入分配制度方面,应重视劳动收入,提

高分配的公平性,完善产权保护制度,稳定家庭对未来收入分配的预期。

本研究也存在一些不足,比如预防性储蓄动机会给遗产赠与动机带来一定噪音。尽管在本文理论框架下,这种噪音并非系统性噪音,但我们的研究方法仍未完全排除这种干扰。此外,理论模型仍有待进一步深化,比如引入房价预期和金融市场冲击等。

参考文献:

- 蔡诚、杨澄宇(2018):《财富不平等与遗产税的财富分布效应》,《中国经济问题》第5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。
- 陈健、黄少安(2013):《遗产动机与财富效应的权衡:以房养老可行吗》,《经济研究》第9期。
- 陈彦斌、邱哲圣(2011):《高房价如何影响居民储蓄率和财产不平等》,《经济研究》第10期。
- 黄少安、孙涛(2005):《非正规制度、消费模式和代际交叠模型——东方文化信念中居民消费特征的理论分析》,《经济研究》第4期。
- 李超、倪鹏飞、万海远(2015):《中国住房需求持续高涨之谜:人口结构的视角》,《经济研究》第5期。
- 李涛、陈斌开(2014):《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第3期。
- 李雪松、黄彦彦(2015):《房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率》,《经济研究》第9期。
- 雷家琼(2020):《清末民初遗产税的引入》,《中国社会科学》第12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。
- 唐琦、夏庆杰、李实(2018):《中国城市居民家庭的消费结构分析:1995-2013》,《经济研究》第2期。
- 王弟海、严成樑、龚六堂(2011):《遗产机制、生命周期储蓄和持续性不平等》,《金融研究》第7期。
- 吴雨纯(2020):《基于国际经验讨论我国征收遗产税的必要性》,《中国管理信息化》,第15期。
- 颜色、朱国钟(2013):《“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》,《管理世界》第3期。
- Altonji, J. G. ; Hayashi, F. and Kotlikoff, L. J. “Parental Altruism and Inter-vivos Transfers: Theory and Evidence.” *Journal of Political Economy*, 1997, 105(6), pp. 1121-1166.
- Barro, R. J. “Are Government Bonds Net Wealth?” *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6), pp. 1095-1117.
- Becker, G. S. “A Theory of Social Interactions.” *Journal of Political Economy*, 1974, 82(6), pp. 1063-1093.
- Becker, G. S. ; Kominers, S. D. ; Murphy, K. M. and Spenkuch, J. L. “A Theory of Intergenerational Mobility.” *Journal of Political Economy*, 2018, 126(S1), pp. S7-S25.
- Campbell, J. Y. and Cocco, J. F. “How do House Prices Affect Consumption? Evidence from Micro Data.” *Journal of Monetary Economics*, 2007, 54(3), pp. 591-621.
- Chamon, M. D. and Prasad, E. S. “Why are Saving Rates of Urban Households in China Rising?” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2010, 2(1), pp. 93-130.
- Chen, K. and Wen, Y. “The Great Housing Boom of China.” *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2017, 9(2), pp. 73-114.
- Choukhmane, T. ; Coeurdacier, N. and Jin, K. “The One-child Policy and Household Savings.” CEPR discussion

paper, 2013.

Cooper, R. and Zhu, G. "Household Finance in China." *NBER Working Papers* No. 23741, 2017.

Corradin, S. "Household Leverage." *Journal of Money, Credit and Banking*, 2014, 46(4), pp. 567-613.

Cox, D. "Motives for Private Income Transfers." *Journal of Political Economy*, 1987, 95(3), pp. 508-546.

Cox, D. "Intergenerational Transfers and Liquidity Constraints." *The Quarterly Journal of Economics*, 1990, 105(1), pp. 187-217.

Cox, D. and Rank, M. R. "Inter-Vivos Transfers and Intergenerational Exchange." *The Review of Economics and Statistics*, 1992, 74(2), pp. 305-314.

Cox, D. and Jappelli, T. "Credit Rationing and Private Transfers: Evidence from Survey Data." *The Review of Economics and Statistics*, 1990, pp. 445-454.

Curtis, C. C. ; Lugauer, S. and Mark, N. C. "Demographic Patterns and Household Saving in China." *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2015, 7(2), pp. 58-94.

De Nardi, M. "Wealth Inequality and Intergenerational Links." *The Review of Economic Studies*, 2004, 71(3), pp. 743-768.

De Nardi, M. ; French, E. and Jones, J. B. "Why do the Elderly Save? The Role of Medical Expenses." *Journal of Political Economy*, 2010, 118(1), pp. 39-75.

Dynan, K. E. ; Skinner, J. and Zeldes, S. P. "The Importance of Bequests and Life-Cycle Saving in Capital Accumulation: A New Answer." *The American Economic Review*, 2002, 92(2), pp. 274-278.

Dynan, K. E. ; Skinner, J. and Zeldes, S. P. "Do the Rich Save More?" *Journal of Political Economy*, 2004, 112(2), pp. 397-444.

Fischer, M. and Stamos, M. Z. "Optimal Life Cycle Portfolio Choice with Housing Market Cycles." *The Review of Financial Studies*, 2013, 26(9), pp. 2311-2352.

Flavin, M. and Yamashita, T. "Owner-Occupied Housing and the Composition of the Household Portfolio." *The American Economic Review*, 2002, 92(1), pp. 345-362.

Frederick, S. ; Loewenstein, G. and O'donoghue, T. "Time Discounting and Time Preference: A Critical Review." *Journal of Economic Literature*, 2002, 40(2), pp. 351-401.

Gan, J. "Housing Wealth and Consumption Growth: Evidence from a Large Panel of Households." *The Review of Financial Studies*, 2010, 23(6), pp. 2229-2267.

Huang, Y. and Clark, W. A. V. "Housing Tenure Choice in Transitional Urban China: A Multilevel Analysis." *Urban Studies*, 2002, 39(1), pp. 7-32.

Hurd, M. D. "Savings of the Elderly and Desired Bequests." *The American Economic Review*, 1987, 77(3), pp. 298-312.

Hurd, M. D. "Mortality Risk and Bequests." *Econometrica*, 1989, 57(4), pp. 779-813.

İmrohoroğlu, A. and Zhao, K. "The Chinese Saving Rate: Long-term Care Risks, Family Insurance, and Demographics." *Journal of Monetary Economics*, 2018, 96, pp. 33-52.

Kopczuk, W. and Lupton, J. P. "To Leave or Not to Leave: The Distribution of Bequest Motives." *The Review of*

Economic Studies, 2007, 74(1), pp. 207–235.

Laitner, J. “Wealth Inequality and Altruistic Bequests.” *The American Economic Review*, 2002, 92(2), pp. 270–273.

Laitner, J. and Juster, F. T. “New Evidence on Altruism: A Study of TIAA-CREF Retirees.” *The American Economic Review*, 1996, 86(4), pp. 893–908.

Lokshin, M. and Sajaia, Z. “Maximum Likelihood Estimation of Endogenous Switching Regression Models.” *The Stata Journal*, 2004, 4(3), pp. 282–289.

Mogstad, M. “The Human Capital Approach to Intergenerational Mobility.” *Journal of Political Economy*, 2017, 125(6), pp. 1862–1868.

Xie, Y. and Jin, Y. “Household Wealth in China.” *Chinese Sociological Review*, 2015, 47(3), pp. 203–229.

Wei, S. and Zhang, X. “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China.” *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3), pp. 511–564.

Zhang, F. “Inequality and House Prices.” working paper, 2016, http://eng.pbcscf.tsinghua.edu.cn/upload/file/20160112/20160112130827_5452.pdf.

Zhang, L. and Bian, Y. “Parental ‘Love’ on Time: Strength and Timing in Homeownership Transfer.” *Journal of Housing and the Built Environment*, 2019, Special Issue, pp. 1–17.

Urban Household Bequest Motive in China: An Estimation Based on Micro Household Finance Data

Hou Lei; Yang Xintong; Li Qi

Abstract: Bequest motive affects household saving, consumption, and wealth intergenerational transfer decisions, and it is a significant issue related to consumption promotion and household asset allocation in a population aging society. This paper utilizes microdata from the China Household Finance Survey to investigate the existence and influencing factors of Chinese household bequest motive and analyzes its impact on household consumption and portfolio choices. We find that more than 90% of households in China have a bequest motive, and it is stronger for households with senior heads, higher income, more children, and at least a son. Further, the bequest motive of Chinese parents is altruistic. Households with bequest motive consume less and allocate more assets to savings and housing wealth, which partly accounts for the high saving rate, high house ownership, and insufficient consumption in China households. Policy analysis indicates that while capital price regulation has little effect on improving household consumption, taxation approaches could be more effective in promoting consumption and reducing inequality.

Key words: bequest motive, consumption, micro household finance data

JEL codes: D91, D12, D14

(截稿:2021年3月 责任编辑:王 徽)