

# 中老年人健康状况与家庭资产配置\*

——基于资产流动性的视角

周慧珺 沈吉 龚六堂

**内容提要:** 本文从理论和实证两个方面研究了中老年人健康状况对于家庭流动性风险资产和非流动性风险资产投资决策的影响。一方面,疾病带来的医疗成本增加和规划周期缩短将带来两种资产的下降。另一方面,健康状况的下降增大了对于未来资金流动性的需求又会使得流动性资产回升,非流动性资产下降。在两种效应的共同作用下,流动性资产受健康的影响相对较小,非流动性资产所受影响则相对较大。基于中国健康与养老追踪(CHARLS)调查数据的实证分析也表明,健康状况较差的家庭对于投资性房产的持有显著低于健康状况好的家庭,而同样的结论在流动性风险资产持有上的显著性和稳健性则相对较弱。

**关键词:** 家庭金融 健康状况 投资组合 资产流动性

## 一、引言

改革开放四十多年以来,伴随着金融市场的不断发育和完善,中国居民对家庭理财和资产多元化配置的需求渐趋旺盛,家庭资产的组合形式日益丰富和多元,既包括安全性较高的银行存款和政府债券,也包括为追求收益而需承担相应风险的股票、基金等证券,以及为对冲掉负向冲击的影响而购买的保险产品等,也逐渐成为居民投资的形式。除此以外,近年来,随着房地产市场的迅猛发展和楼市的强劲涨势,房产开始兼备保值和增值功能。与传统的金融资产不同的是,一般的金融资产可以在二级市场方便和自由地交易,而房产购置的一次性投入大,转手难度相对高,在高收益的同时存在着流动性差、交易费用高等特征。投资学原理指出,将资金分散地投向不同属性(风险、收益、流动性、期限等)的资产上是明智之举,因为这将可以满足投资者对资金在时间和不同状态上的需求。而当疾患等负向冲击带来对财富流动性的需求变高时,人们对于资产变动的敏感程度增加,投资心理也有所改变。此时,人们对于流动性相对较好的传统风险资产和流动性较差的房产投资到底会持何种偏好、给出何种应对、作出何种调整,是值得从学术研究和实践等多个角度去理解和探究的课题,也是本文力图从理论机制和实证分析来回答的核心问题。

良好的健康状况是劳动和获得收入的基础,也在家庭决策中占据着重要的地位,影响人们的消费及投资选择。现代经济学研究表明,健康作为一种重要的人力资本,影响家庭资产配置的主要渠道包括:健康与消费之间存在替代或互补的相互关系(Love & Smith, 2010; Edwards, 2008; Finkelstein et al., 2013);健康状况变差会减少家庭的可支配收入及资产总量,从而使得家庭出于预防性储蓄动机而倾向安全资产(Riphahn, 1997; Pelkowski & Berger, 2004; Pan et al., 2016);疾病给家庭未来人力资本和收入流带来不确定性(Elmendorf & Kimball, 2000),从而让家庭转向更安全

\* 周慧珺、沈吉(通讯作者)、龚六堂,北京大学光华管理学院、北京大学数量经济与数理金融教育部重点实验室,邮政编码:100871,电子信箱:zhouhuijun@pku.edu.cn, jishen@gsm.pku.edu.cn, ltgong@gsm.pku.edu.cn。本研究得到国家自然科学基金重大项目(19ZDA069)的资助。本文系第二届中国金融学者论坛入选论文,作者感谢尹志超、张同斌两位点评专家的宝贵意见。感谢匿名审稿专家的宝贵意见。当然文责自负。

的资产(Goldman & Maestas, 2013)。现有关于健康状况对家庭投资组合决策影响的研究也主要从这些动机出发,将关注点聚焦在风险资产—无风险资产配置上,且大多从实证的角度展开。Rosen & Wu(2004)利用美国HRS数据得到了健康状况和风险资产之间显著的负相关性,但这一结论随模型假设的变化较大;Berkowitz & Qiu(2006)则指出健康状况将通过金融资产间接诱导人们改变其资产组合选择。利用中国数据研究这一问题的文献相对较少,如雷晓燕和周月刚(2010)利用CHARLS 两省数据研究了健康对于家庭金融资产、生产性资产及风险资产持有的影响及其城乡异质性;吴卫星等(2011)利用2009年投资者行为调查发现,健康状况不影响股票等资产的市场参与决策,只影响其持有比重;刘潇等(2014)采用2012年CBPHS数据的研究则表明,客观健康状况更好的个体显著更倾向于选择风险性金融资产。但是,文献还没有将资产类别扩大到不动产等流动性相对较差但价值更高(对近二十年以来的中国以及世界主要地区皆然)且对家户影响更大的资产上。

另一支家庭投资组合的文献将房产纳入考察,但没有关注健康状况这一重要变量的影响。这类文献主要讨论房产持有及其连带的按揭支出会挤出家庭对风险资产的投资(利用美国数据的研究见Chetty et al., 2017;利用法国数据的研究见Fougère & Poulhes, 2012),且发现这种效应对年轻人和低收入家庭更加明显(Cocco, 2005)。房产价值的波动会让家庭更青睐安全的资产组合(Fratantoni, 1998)。陈永伟等(2015)则发现这种挤出效应在中国却未必成立,且房产增值的财富效应还会促进家庭参与金融市场。这支文献或者完全忽略健康状况,或者仅仅是把健康状况视同诸多背景风险之一进行控制,并没有作单独的区别。

同时将房产投资和医疗支出纳入到一个统一框架来考虑的文献并不多见,比较有代表性的如Yogo(2016)。该文通过建立一个生命周期的结构化模型研究了消费、医疗支出和股票、住房之间的资产配置,并利用美国数据对模型进行了校准,得到了两类资产随健康状况的变化有所差别的结论。他的研究对象是65岁以上的退休人群,且其模型无法得到显示解,而必须依赖于数值计算。据我们所知,关于健康状况对家庭在流动性和非流动性资产配置的研究依然是相对缺乏的,本文则试图弥补这一点,以增进和丰富对家庭资产配置及其影响因素的理解。

为阐述清楚核心机制,我们首先构建了一个包含流动性强的资产和流动性弱的不动产的连续时间消费—投资决策模型,两类资产的流动性差异体现在卖出不动产时必须支付一笔额外的交易费用。理论分析表明,家户不仅关注流动性账户和非流动性账户里财富的绝对量,更重要的是要跟踪两者的相对比值。在给定健康状况下,当非流动性财富相对流动性财富过多或过少的时候,家户必须及时调整两者的持有比例,而当两者的比值处于中间位置时,家户则应该选择不去交易非流动性资产以避免交易费用带来的损失。更进一步地,我们研究健康状况对上述最优投资决策规则(其实是两类资产持有量的调整准则)的影响。如图1所示,健康恶化使得家户的流动性账户必须保持足额水平以应对减少的收入和日益增长的医疗支出,同时预期寿命的降低也缩短了资产配置的规划周期(planning horizon)。<sup>①</sup>在这两个效应的共同作用下,不健康的家户对非流动性资产的持有会显著下降,而流动性资产所受的影响则会相对较小。

基于模型的分析,我们使用中国健康与养老追踪调查(China health and retirement longitudinal study, CHARLS) 2011—2015年数据,考察了健康状况对家庭资产配置决策的实际影响。实证研究表明,以投资性房产作为典型的非流动性资产,其持有对于健康状况非常敏感,健康状况差的家户无论在拥有投资性房产的概率,还是资产价值,或者是资产占比等方面都显著更低。进一

<sup>①</sup> 已有文献如Bodie et al. (1992)指出,预期寿命的缩短会提高折现率、降低对未来收入的现值,使得人们变得更“短视”,从而增加安全资产的持有比例,但该文也没有从流动性的角度考虑这一效应的影响。

步的渠道分析表明,这一效应会通过医疗成本、流动性需求以及预期寿命等方面的变化来影响家庭的投资决策。同样的结论虽然对流动性风险资产的持有也成立,但显著性和稳健性均较弱。

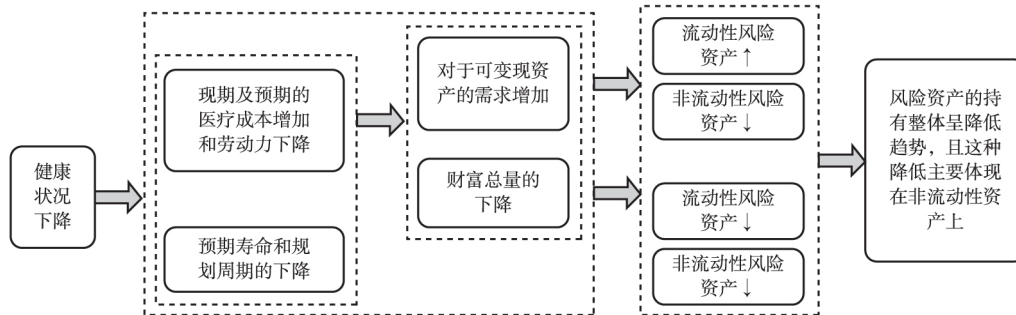


图1 健康状况对两种资产影响的途径

本文的贡献在于以下几个方面:第一,丰富了健康状况对家庭投资组合的有关研究,把研究重点延伸到将财富配置到流动性不同的资产大类上;第二,完善了健康状况影响投资组合的理论分析,通过建模探讨了决策人动态择时调整两类资产的持有比例,为我们进一步理解家庭金融决策提供了理论依据;第三,从理论和实证两个方面展示了健康状况影响资产配置的不同渠道以及它们之间互相作用的机制,互为印证。

本文接下来的安排如下:第二部分建立理论模型并提出实证假设;第三部分介绍实证所用的数据及变量选取,并给出描述性统计;第四和第五部分分别展示主要实证结果和稳健性检验;第六部分为影响机制检验;第七部分总结全文。

## 二、理论模型

我们参考 Dumas & Luciano(1991)、Liu & Loewenstein(2002)和 Liu(2004)等构建理论框架,假设投资者具有 CRRA 型效用函数,需要将财富配置在两类可交易的风险性资产上,两者的交易价值由外生的不确定性因素驱动。两类资产的差异体现在流动性上,非流动性资产在售出时必须支付额外的交易成本,流动性资产买卖时则没有价差。这一设定导致投资者在进行资产配置时,会依据两类资产的价值比率区分出“买入或卖出非流动性”和“不交易非流动资产”两类策略。

不同于以上文献的是,我们的模型将健康状况纳入投资者资产的配置决策,以考量健康状况发生变化后资产配置的变化。这是本文模型的创新所在,也是实证研究的关注重点。模型假设在生命初期,投资者处于“健康”状况,随时间推移会不可逆地进入到“不健康”状况。“不健康”状况降低投资者的预期寿命,并带来额外的医疗支出。符合常识的假设是,投资者的日常消费以及医疗支出等必须从流动性财富账户来支付。因此,额外的医疗开支使得不健康群体对流动性的需求变得更高,也更需要在流动性财富账户中留足现金。

### (一) 资产

市场上存在两种可交易的风险性资产:流动性资产和非流动性资产。流动性资产在交易时买卖价格相等,非流动性资产交易则需要支付额外的交易成本。为模型化交易成本,我们参考 Grossman & Laroque(1990)、Liu & Loewenstein(2002)和 Liu(2004)等的做法,假设交易成本表现为买卖价差,即买入价高于卖出价。在现实中,流动性资产对应如股票、债券等传统金融产品,非流动性资产对应房产等具有风险投资属性,但流动性受到限制或难以实现即时交易的资产。

市场中两类资产的价格随时间变化,分别满足如下两个几何布朗运动:

$$\frac{dS_t}{S_t} = \mu_s dt + \sigma_s dB_t \quad (1)$$

$$\frac{dP_t}{P_t} = \mu_p dt + \sigma_p dZ_t \quad (2)$$

其中  $S_t$  是流动性资产价格的价格, 其期望收益率为  $\mu_s$ , 瞬时波动率为  $\sigma_s$ , 价格波动由标准布朗运动  $B_t$  驱动。  $P_t$  是非流动性资产的买价, 其期望收益率为  $\mu_p$ , 瞬时波动率为  $\sigma_p$ , 价格波动由另一个标准布朗运动  $Z_t$  驱动。为简单计, 假设  $B_t$  和  $Z_t$  是独立的。假设当卖出非流动性资产时, 出售价格和当期资产实际价格满足:

$$P_t^{\#} = (1 - \alpha) P_t, \alpha \in (0, 1)$$

$\alpha$  是交易成本所占总交易价格的比例,  $\alpha$  越大, 则交易成本越大, 资产的流动性就越差, 转手之后的获利空间就越小。

## (二) 投资者

参考 Yao & Zhang(2005) 及 Yogo(2016), 假设代表性投资者的瞬时效用从消费和房产持有中获得。现实中房产作为一种流动性较差(相对股票、债券等资产而言)的资产, 同时具有投资品和消费品两种属性。效用函数形式具体设定如下:

$$E \left[ \int_0^T e^{-\beta t - \delta(h)t - q(h)t} \frac{\zeta_c (C_t)^{1-\gamma} + \zeta_x (X_t)^{1-\gamma}}{1-\gamma} dt \right]$$

其中  $T$  表示死亡时刻(随机停时),  $C_t$  代表消费(脚标  $t$  表示时间, 后文如无特别说明, 均取此义),  $X_t$  代表非流动性资产持有量,  $\gamma > 0$  代表风险态度,  $\beta > 0$  为主观贴现率,  $\zeta_c > 0$  和  $\zeta_x > 0$  分别代表效用中对消费和房产持有重视程度的权重。此外, 我们用字母  $h$  标记健康状况,  $h =$  “健康”或“不健康”。 $\delta(h)$  表示每一期的即期死亡率, 健康群体的即期死亡率为零, 不健康群体的即期死亡率为常数  $\delta > 0$ 。尽管健康群体的即期死亡率为零, 但每一时刻均有一定可能性从健康状态转变成不健康状态, 而且这种转变是不可逆的, 即一旦该投资者从健康变成不健康状态后, 他将一直处于不健康状态直至死亡, 不可能再重新回到健康状态。用  $q(h)$  表示健康群体每一期变成不健康状态的概率, 类似地, 不健康群体不存在该概率, 即设为 0, 健康群体该概率设为常数  $q > 0$ 。

投资者通过选择消费和风险资产的组合形式来实现效用的最大化。根据持有资产的流动性不同, 投资者会分别建立流动性和非流动性资产两个账户, 记  $W_t$  为  $t$  时刻流动性财富总值,  $X_t$  为非流动性财富总值, 假设投资者的消费均来自于流动性账户。记  $I_t$  (或  $D_t$ ) 为累计购入(或出售)非流动性资产的价值总额, 两者的瞬时变动分别简记为其微分形式  $dI_t$  和  $dD_t$ 。当投资者用流动性账户的财富来购买非流动性资产时, 其流动性账户的财富减少恰好等于他的非流动性账户的财富增加; 而当他准备出售非流动性资产时, 则必须要支付一笔交易费用, 因此流动性账户财富的增加会小于非流动性账户的财富减少。在保证两个账户财富数均不小于 0 的前提下, 投资者可以在任何时间自由选择两个账户的财富配置。<sup>①</sup>

基于以上分析, 流动性财富和非流动性财富的动态过程可以分别表示为:

$$\begin{cases} dW_t = [\mu_s - L(h)] W_t dt - C_t dt + \sigma_s W_t dB_t - dI_t + (1 - \alpha) dD_t \\ dX_t = X_t (\mu_p dt + \sigma_p dZ_t) + dI_t - dD_t \end{cases}$$

其中  $L(h)$  为医疗支出占比, 健康时的医疗支出要比不健康时的医疗支出要小。为简单计, 设定在健康的情况下没有医疗支付 ( $L(\text{健康}) = 0$ ), 而在不健康时为常数 ( $L(\text{不健康}) = l > 0$ )。值得指出的是, 同消费一样, 医疗支出也只能从流动性账户支付, 因此为了准备应对这两部分的开支, 投资者

<sup>①</sup> 投资者也可以选择一边减持非流动性资产补充进流动性财富账户, 一边取出流动性财富账户的钱用来购置新的非流动性资产。我们将证明这种情况在最优情况下是不会发生的。

的流动性账户中必须保持有更充足的金额。<sup>①</sup>

(三) 最优消费—资产组合决策

下面,分别对于个体在健康时和不健康时的消费—资产组合最优决策进行讨论和分析。由于最终投资者会进入到不健康状态,他在健康时的决策必须考虑到未来不可逆地进入不健康状态后的情况,因此我们本着逆向推理的原则,先讨论不健康状态时的最优决策,再讨论健康状态下的情况。<sup>②</sup>

1. 不健康状态

交易成本的存在使得人们不会随时去连续地、微量地调整非流动性资产,而是在一些离散的时间点进行非连续地、整块的调整。同 Davis & Norman(1990)类似,根据投资者是否选择交易以及交易的方向,我们可以将流动性资产和非流动性资产的组合决策划分成三个区域:“卖出”区域,“买入”区域和“不交易”区域。如果调整非流动性资产的收益不足以弥补交易费用的话,人们宁愿蒙受暂时的账面损失也不愿意变卖或购入非流动性资产,此时即进入“不交易”区域。

在“不交易”区域,投资者最优值函数的状态变量是两个账户的财富数额,其决策的核心指标是流动性财富与非流动性财富的比值:

$$J_t = \frac{\text{流动资产价值}}{\text{非流动资产价值}} = \frac{W_t}{X_t}$$

在“买入”区域:投资者取出一部分流动性资金添置非流动性资产,调整后流动性财富与非流动性财富比值降低至一个固定的数值  $J_b^U = (B_U/A_U)^{1/\gamma}$ <sup>③</sup>,这是一个与时间和状态变量都无关的常数。类似地,在“卖出”区域中,投资者卖出一部分非流动性资产  $D_t$ ,使得流动性账户增加金额  $(1 - \alpha) D_t$ ,调整后流动性财富与非流动性财富比值会调高到一个固定的数值  $J_s^U = [(1 - \alpha) B_U/A_U]^{1/\gamma}$ 。易证  $J_b^U > J_s^U$ ,因此  $J_b^U$  和  $J_s^U$  相当于给  $J$  规定了上下界。

总的来说,不健康状况下投资者的最优资产配置策略是:(1)当流动资产—非流动资产价值比过低(即  $J < J_s^U$ )时,选择卖出非流动性资产、买入流动性资产使得这个比值达到  $J = J_s^U$ ;(2)当流动资产—非流动资产价值比过高(即  $J > J_b^U$ )时,选择增持非流动资产并减持流动资产使得这个比值达到  $J = J_b^U$ ;(3)当流动资产—非流动资产价值比处于中间状态(即  $J_s^U \leq J \leq J_b^U$ )时,不对非流动性资产进行交易。图2直观地展示了以上决策规则。如果投资者处在点c位置,他将立即增持非流动性资产以抵达  $J_b^U$  边界(如图2中箭头所示);如果投资者处在点a位置,则会立即卖出非流动性资产,添置流动性资产以抵达  $J_s^U$  边界(如图2中箭头所示);处在点b位置的投资者则只消费而不进行任何交易。

2. 健康状态

类似地,健康的投资者也会根据  $J$  的取值形成“卖出”“买入”和“不交易”三个区域。“卖出”区域和“买入”区域的边界由两个常数  $J_b^V$  和  $J_s^V$  刻画,<sup>④</sup>且  $J_b^V > J_s^V$ 。投资者在健康时的最优资产配置决策规则与其在不健康时类似,即当  $J_s^V \leq J \leq J_b^V$  时,不交易非流动性资产;否则,一旦  $J$  超出这个范围,就立刻调整到其最近的上界( $J_b^V$ )或下界( $J_s^V$ )。图示与图2完全类似,只是用于划分不同区域的射线  $J_s^V$  和  $J_b^V$  会出现在不同的位置。计算表明  $J_b^U/J_s^U = J_b^V/J_s^V$ ,这意味着不交易区域在健康状况

① 将“健康”状况下的收入流归一化为零,“不健康”状况下的收入流记作一个负的常数,是简化假设。只要两种收入流均为常数,且前者的数值比后者大,即病患会导致收入流的下降,本模型的主要结论均保持不变。

② 求解投资者动态规划方程及其详细求解过程请向作者索取。

③ 这里  $A_U = \zeta_A / [\beta + \delta - (1 - \gamma)(\mu_p - \frac{1}{2}\gamma\sigma_p^2)]$ ,  $B_U = \gamma^\gamma \zeta_C / [\beta + \delta - (1 - \gamma)(\mu_s - l - \frac{1}{2}\gamma\sigma_s^2)]^\gamma$ 。

④  $J_b^V$  和  $J_s^V$  的具体表达式请向作者索取。

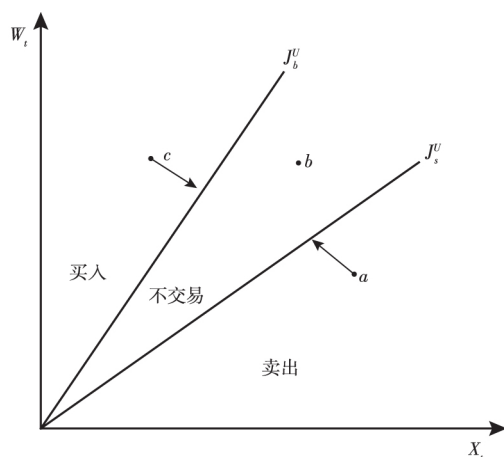


图2 不健康状况下流动性资产—非流动性资产的持有决策

和不健康状况的夹角是相等的,我们只要把图2中的两根射线同时绕原点旋转一定角度即可得到健康状况下的决策图。当然,到底是顺时针旋转还是逆时针旋转就取决于  $J_b^U$  和  $J_b^V$  相对大小,这正是我们接下来要讨论的重点。

### 3. 健康状态与不健康状态的对比

图3将两种状态下的最优投资决策放在一起对比,以获得理论模型在横截面上的可验证假说。图中越是位于东南方向的点代表非流动性资产持有比重越大,越是位于西北方向的点代表流动性资产持有比重更大。

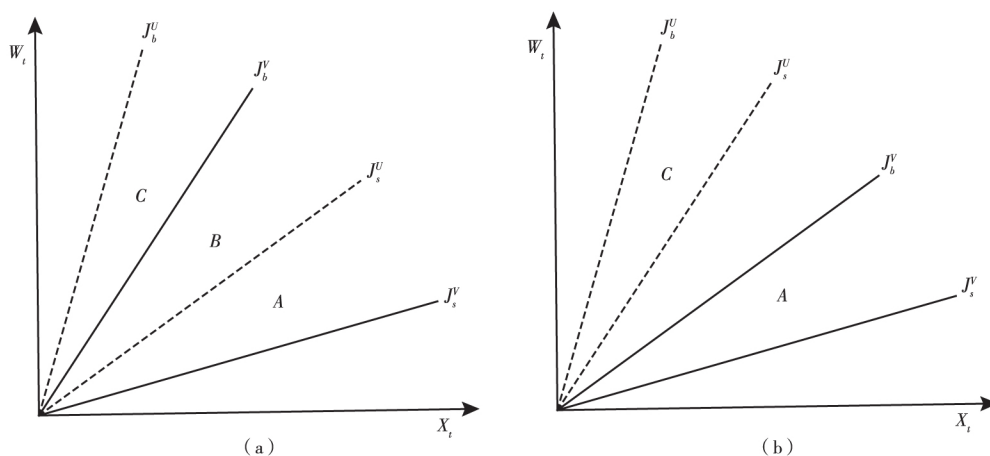


图3 健康带来的资产持有决策变化

图3(a)展示的是  $J_b^V > J_s^U$  成立时的情况。首先考虑资产比例处于A区域的群体,当健康时,他们将不会调整自己的流动性资产比重,而当他们在此时跳跃到不健康状态后,他们会同时面临流动性资产的骤降和对未来资产流动性的需求,不交易区的下界变为  $J_s^U$ ,投资者只得选择减持非流动性资产,换取流动性资产。对于C区域的群体,在健康状态下,他们买入非流动性资产,调整资产比例到B区域边界,而在跳跃到不健康状态后,他们不再买入非流动性资产,而是维持现期较低的非流动性资产比例,甚至由于现期流动性资产的减少而落入B区域,从而选择加持流动性资产。B区域的群体则在健康状况变差前后维持资产比例不变,或是因为医疗支出落入B及以下区域,从而选择卖出非流动性资产。

图3(b)展示的是 $J_b^V < J_s^U$ 成立时的情况。此时A、C区域的投资者行为和上述完全类似,但不再会出现B区域。对比图3(a),不健康群体表现出更加不愿意持有非流动资产的倾向。图3表明,只要 $J_b^U > J_b^V$ ,不健康群体持有高比例流动性资产的区域相比健康群体而言会更加位于第一象限的西北方向,而后者持有高比例非流动性资产的区域相比前者而言会更加位于东南方向。<sup>①</sup>

#### (四) 横截面实证假说

根据以上讨论,提出如下几个可供数据验证的假说:

假说1:健康状况变差将导致投资性房产的持有显著下降。据上述模型所言,在健康状况下降时,预期寿命的下降和医疗支出的增加使得总资产下降,并提升了人们对于资产的流动性需求,这两种效应同时使得非流动性资产持有下降,投资性房产作为最主要的非流动性资产,其持有概率和比例也应当随健康状况的恶化而显著下降。

假说2:健康状况变化前后,流动资产持有的变化相对较小。对于流动性资产而言,健康状况变差带来的医疗支出直接使得流动性资产骤降。与此同时,疾病加大了人们对于未来财富流失的预期,从而使人们对于流动资产的需求上升,非流动性资产向流动性资产转化,流动性资产回升。我们预计,在几种作用的相互抵消下,流动资产的持有比例随健康状况的变化将相对较小。

### 三、实证方法与数据

#### (一) 数据来源及变量选取

本文采用中国健康与养老追踪调查(CHARLS)的全国追踪数据,该数据库由北京大学国家发展研究院主持,利用科学抽样的方法收集了全国45岁以上中老年人家庭的相关数据,调查内容覆盖了被调查者的家庭结构、健康状况和工作、养老及家庭收入、消费与资产等多个方面。本次研究中,我们使用分别于2011、2013和2015年收集,最晚2017年公布的追踪调查数据。主要用到的变量可以分为以下几类:

资产情况。CHARLS的数据中包含了较全面的家庭资产信息,其中包括房产、耐用消费品资产和金融资产等多个方面的数据。本文从中选取了流动性风险资产和投资性房产的持有概率作为主要被解释变量,其中流动性风险资产包括股票和基金,投资性房产则被定义为除家户居住住房外的房产。

健康状况。基于对健康的不同定义,调查者们使用了多种不同的方式来衡量被访者真实的健康状况。自评健康是最常被使用的一种衡量方式,受访者对自己现在的健康状况做出自我评价,并将现在和过去一段时间的健康状况进行主观比较。这一指标通过考虑自我评价间接地将人的心理健康、社会适应性纳入评估范围,不失为一种合理和准确的评估方式。国内外的实证检验也都表明,自评健康和客观健康、死亡率、重大疾病率有着显著的正相关关系(李坚,2001; Post & Hanewald, 2013)。其他衡量指标还包括自报具体健康信息等,这一指标通常来自被访者自报的具体疾病及身体机能情况,如是否行动不便,呼吸困难或长期服用药物等,它们有访谈成本低,获取方式简单直接的优点,但同时也忽略了人们出于隐私保护可能谎报或漏报信息的可能性,尤其是在某些敏感性疾病上可能带来较大误差。

在本文的研究中,基于大多数相关文献的做法及考虑到原始数据的可获得性,将采用自评健康作为健康衡量标准,尽管它存在主观干扰等问题,但家庭的资产组合决策也往往基于自身对健康的主观感觉,因此可以认为这一衡量手段是可靠的。从数据本身来说,CHARLS问卷中关于

<sup>①</sup> 更正式地,可以证明以下结论:(i)当 $\delta + (1 - \gamma)l \geq 0$ 时,存在一个唯一的 $\bar{q} > 0$ ,使得当 $q > \bar{q}$ 时有 $J_b^U > J_b^V$ ; (ii)当 $\delta + (1 - \gamma)l < 0$ 时,有 $J_b^U > J_b^V$ 。



自评健康的问题答案设置为“很好”“好”“一般”“不好”及“很不好”,自己或配偶健康状况至少有一人处于差或很差记为离散变量 1,反之则设为 0。描述性统计结果显示,自己或配偶不健康的家庭占比基本维持稳定,2011 年为 38.74%,2013 年上升到 40.38%,2015 年则为 39.63%。

将数据按“自己或配偶不健康”或“其他”分为两组,分别对两组的资产持有比例及持有价值情况取期望(不持有该资产则视为资产持有价值为 0),其中由于流动性风险资产价值本身较低,我们用其占金融资产的比重来衡量它相对于总体投资的重要性。相比夫妻双方都健康的家庭,自己或配偶不健康的家庭投资性房产及流动性风险资产的持有概率及价值都明显更低。具体来看,健康家庭投资性房产的持有比例为 12.43%,流动性风险资产的持有比例为 2.00%,比至少有一人不健康的家庭分别高出 2.66% 和 0.91%;在占比方面,健康家庭的投资性房产占比均值也显著高于不健康家庭,而流动性风险资产的这一组间差异则并不显著。

其他控制变量。对于国内数据的研究表明,其他的人口统计学变量及家庭经济情况也会对于资产配置产生影响。例如,风险资产市场参与度与金融知识水平正相关,因此教育水平更高意味着进入风险投资市场的可能性更高(尹志超等,2014)。根据财富效应,总财富较高的群体往往各项资产持有都相对更高(雷晓燕和周月刚,2010)。本文中的控制变量分为人口统计学变量和家庭经济状况变量两类。人口统计学变量主要包括婚姻状况、年龄、教育水平、家庭规模、居住地等。家庭经济状况则主要包括消费、资产等。参考以往文献的做法,本文采用消费而非总收入作为控制变量,这是因为相比起收入来说,消费中包含了每个家庭的边际消费倾向,能更准确地反映出家庭的支出偏好,且两者通常来说具有较大的共线性(雷晓燕和周月刚,2010)。<sup>①</sup>

## (二) 计量模型

本文的因变量为家庭的投资性房产/流动性风险资产持有状态。由于健康对于资产持有的影响不仅体现在持有与否,还体现在资产的持有量和占比上,我们参考绝大多数文献的做法(吴卫星等,2011;尹志超等,2014;徐佳和谭娅,2016),同时考虑资产持有量和资产占比作为被解释变量。具体来说,资产持有与否数据为 0—1 的二值变量,因此采用 probit 回归模型,回归方程写成:

$$P_{ijt} = 1(\beta_0 + \beta_1 Hea_{ijt} + Bac_{ijt} \cdot \gamma_1 + Eco_{ijt} \cdot \gamma_2 + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{ijt} > 0)$$

其中  $i$  代表样本家户,  $j$  代表家户所在省份,  $t$  代表时间。式中的被解释变量  $P_{ijt}$  代表样本中第  $i$  个家户在  $t$  时期所拥有的某项资产,包括投资性房产和流动性风险资产,若取值为 1 表示持有该项资产,取值为 0 表示未持有;主要的解释变量  $Hea_{ijt}$  为自评健康状况。 $Bac_{ijt}$  代表被调查者的个人和家庭背景信息,包括教育水平、婚姻状况等。 $Eco_{ijt}$  则代表家庭的其他经济状况,包括支出、资产等。 $\alpha_j$  代表省份固定效应, $T_t$  代表时间固定效应,文章控制这一交叉项以消除同年同省份内不变的不可观测变量的干扰,如物价、经济发展水平等, $\varepsilon_{ijt}$  为误差项。由于直接回归所得的系数经济含义比较模糊,本文在 probit 回归中所报告的均为边际效应,即反映自变量变化一单位所带来的边际影响。对于投资性房产,本文将其套数也视为重要的被解释变量。因为房产套数为计数变量,期望大于方差,不满足泊松回归期望和方差相等的原假设,因此假设变量服从负二项分布,采用负二项回归模型。

对于各项资产持有量,我们只能观察到大于 0 的数据,对于各项资产占总资产的比例,我们只能观察到 [0, 1] 的数据,即被解释变量是截断的。因此,参考 He & Hu (2010)、孟亦佳(2014) 等大多数文献的做法,本文采用 Tobit 模型来对资产持有量和资产价值比例进行回归:

$$P_{ijt}^* = \beta_0 + \beta_1 Hea_{ijt} + Bac_{ijt} \cdot \gamma_1 + Eco_{ijt} \cdot \gamma_2 + \alpha_j \times T_t + \varepsilon_{ijt}$$

<sup>①</sup> 正如审稿专家所提到的,父母、子女的健康信息也可能影响结果,应当作为控制变量。数据所限,文章没有在主回归中直接加入父母和子女的健康信息。基于子女健康信息完整的子样本回归发现,文章的主要结论在加入子女健康作为控制变量后不会发生变化。



其中  $P_{ijt} = \max(0, P_{ijt}^*)$  表示某项资产的持有量或占总资产的比重。主要的解释变量、个人与家庭背景信息、其他经济状况变量等与前文一致。由于回归系数同样无法提供明确易懂的经济含义,我们报告各变量的边际效应。

#### 四、基准实证结果

表1报告了健康状况对于各类资产持有情况的影响,从第(1)、(2)列来看,回归结果显示,健康状况好的家庭比健康状况差的家庭投资性房产的持有概率显著高出2.23%,投资性房产套数也比至少一人不健康的家庭高0.030。相比之下,流动性风险资产所受的影响较小且边际效应不显著,这一点与Fan & Zhao(2009)及吴卫星等(2011)所得的结果类似,也与前文的模型结果吻合,即投资性房产作为典型的非流动性风险资产,其持有决策受健康状况显著的负向影响,而流动性风险资产的持有决策所受的总体影响则较小。

从控制变量来看,较高的受教育程度会提升家户对于两种资产的持有可能性。相比于户主学历在小学以下的家庭,那些户主受过小学、初中或受过高中及以上教育的家户非流动性风险资产持有概率显著高出1.99%、3.30%和3.03%,流动性风险资产持有概率分别显著高出0.24%、0.61%和1.20%。这一结果可能来源于受教育程度越高的群体往往金融素养越高,而金融知识被证明能够显著提高风险资产市场的参与程度(尹志超等,2014)。此外,年龄对于家庭投资性房产持有比例也有显著的正向影响,而对流动性风险资产的影响则并不显著。家庭规模对于两种资产持有的影响刚好相反,家庭人数越多,购置投资性房产的可能性越大,购买流动性风险资产的可能性越小。

此后,我们选取了2013、2015年追访样本,使用健康状况变化变量,设该变量在家庭中至少有一人选择健康状况变差,且另一人健康状况没有变好的情况下取1,其他情况取0。如表1所示,相比于健康状况没有变化或变好的家庭,健康状况变差家庭的投资性房产持有概率低1.91%,而流动性风险资产持有则仍保持为不显著,这也从变化动态的角度说明,健康状况变差将降低家庭对于投资性房产的持有,而流动性风险资产则所受影响不大。

表1 健康状况与家庭资产持有

	投资性房产持有		投资性房产套数		流动性风险资产持有	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自己或配偶不健康	-0.0223*** (0.00515)		-0.0299*** (0.00714)		-0.00139 (0.00112)	
健康状况下降		-0.0191*** (0.00543)		-0.0273*** (0.00887)		0.000874 (0.00226)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数量	25318	16920	25333	16920	23985	16090

注:第(1)一(2)、(5)一(6)列的因变量分别为两种资产的持有,持有设为1,不持有设为0,采用Probit回归形式。第(3)一(4)列的因变量分别为投资性房产的套数,采用负二项回归形式,此处使用泊松回归的结果完全类似。括号中报告的是省份层面聚类的标准差。\*代表 $p < 0.1$ ,\*\*代表 $p < 0.05$ ,\*\*\*代表 $p < 0.01$ 。受篇幅所限,省去了控制变量的回归结果,感兴趣的读者可向作者索取。下表同。

#### 五、稳健性检验

为了更具体和纯粹地定义健康这一自变量,表2剔除了家户受访对象为1人,仅考虑夫妻双方都接受访问的情况,将夫妻双方都不健康和只有一方不健康分成两个二值变量。结果显示,显著的

负向效用依然存在且与前述基本保持一致,以投资性房产为例,夫妻双方均不健康带来的边际效应,即与健康家庭(对照组)的差距为 2.32%,而夫妻双方有一人不健康的边际效应则为 2.23%。此外,对于夫妻双方都不健康的家庭来说,其流动性风险资产的持有概率也比健康家庭显著高出 0.73%。综合两个回归结果,流动性风险资产持有受到健康的影响,但是影响程度较小,显著性也较弱。

表 2 健康状况与家庭资产持有(换衡量方式)

	投资性房产持有	投资性房产套数	流动性风险资产持有
	(1)	(2)	(3)
夫妻双方均不健康	-0.0232* (0.0136)	-0.0274* (0.0154)	-0.00733** (0.00318)
夫妻双方中有一人不健康	-0.0223*** (0.00693)	-0.0253*** (0.00782)	-0.00174 (0.00144)
控制变量	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y
样本数量	18696	18834	17898

注: 括号中报告的是省份层面聚类的标准差,回归形式同表 1。

在使用上述方法对于健康状况和家庭资产选择之间的因果效应进行识别时,还可能存在着遗漏变量偏误的问题,例如,地区的经济发展程度会影响当地的医疗水平,从而影响居民健康,与此同时又影响家庭的投资行为。尽管我们在回归中控制了年份\*省份的固定效应,也通过一系列控制变量来减少遗漏变量的消极效果,但仍难以完全消除遗漏变量偏误。另外,有研究者认为,健康状况内生于总资产(Rosen & Wu, 2004),即健康状况本身可以被视为健康投资的结果,而对健康的投资和其他以盈利为目的的投资又是互斥的,因此家庭的投资行为转而影响家庭成员的健康状况。尽管健康作为一种长期投资的产物,受短期资产的影响较小,但这一问题仍难以为实证所检验。基于以上的考虑,本文进一步使用工具变量的方法消除内生性,检验结果的稳健性。

在 2013 年和 2015 年的追访问卷中,被追访的受访者会被问到“自上次受访以来,您是否经历过交通事故,或任何重大意外伤害,并接受了治疗?”。回答为“是”的受访者健康状况显然要差于没有经历过意外事故的受访者。计量结果也显示,受到过意外事故和健康状况之间存在显著的相关关系,F 统计量符合对工具变量一阶段回归结果的要求。此外,由于交通事故和意外伤害均属于无法事先预料的随机事件,且它造成的绝大部分影响都来自于它对当事人健康状况的冲击,因此我们认为它可以作为健康状况的工具变量。另外,值得提出的是,2011 年的问卷询问的是受访者过去是否经历过交通事故或意外伤害,事故发生的时间跨度及对受访者的影响差异太大且无法控制,在此作剔除处理。

表 3 报告了工具变量回归的一阶段、二阶段最小二乘结果。结果表明,投资性房产持有概率依然受到健康状况变差的显著负面影响,而流动性风险资产持有结果的稳健性没有得到验证。

此外我们还发现,对于投资性房产,调查年份期间政府对于不同城市的限购政策可能会决定性地影响投资性房产的购置,从而影响研究结果。具体来说,自 2009 年以来,国务院陆续出台了一系列关于抑制市场过度投机,打击“炒房”行为的政策措施。以 2010 年 4 月出台的“限购令”为标志,先后有 46 个大中城市实施了限购政策,限制本地户口或外地户口购买第二套房产。这一限购政策一直延续到 2014 年 6 月,呼和浩特率先宣布取消限购,之后各地纷纷效仿对房市交易进行松绑。截止到 2015 年初,只有北京、上海等几个城市的限购政策仍在实施。

表 3 使用工具变量的 2SLS 回归结果

	自己或配偶不健康	投资性房产持有	流动性风险资产持有
	(1)	(2)	(3)
自己或配偶遭受意外事故	0.0769 *** (0.0144)		
自己或配偶不健康		-1.352 *** (0.364)	0.409 (1.634)
控制变量	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y
R <sup>2</sup>	0.102		
样本数量	17326	17326	16478

注: 第(1)列为一阶段回归结果, (2)-(3)为二阶段回归结果。

考虑到这一系列政策冲击的影响, 本文对于某市某年份是否实施限购政策进行区分, 表 4 的第(3)、(4)列样本为从未实施过限购政策城市的家户, 第(5)、(6)列样本为在调查年份实施过限购政策城市的家户。由于各个地级市颁布“限购令”及取消限购的时间点不一样, 本文将限购月份也作为控制变量加入。从结果中可以看到, ①原始样本回归结果与从未限购城市样本相似并依然保持显著, 这说明全样本回归的结果并未受到限购城市家庭行为的干扰。当然, 这也可能来源于限购城市样本占比较低; 而对于限购城市样本总体来说, 投资性房产持有概率的系数显著性有所下降, 套数的系数则表现为不显著。

表 4 限购政策对于回归结果的影响

	原始结果		从未限购城市样本		限购城市样本	
	持有	房产套数	持有	房产套数	持有	房产套数
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
自己或配偶不健康	-0.0223 *** (0.00515)	-0.0299 *** (0.00714)	-0.0207 *** (0.00589)	-0.0262 *** (0.00835)	-0.0230 * (0.0138)	-0.0258 (0.0159)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本数量	25318	25333	20954	20954	4335	4379

注: 括号中报告的是省份层面聚类的标准差, 第(1)、(3)、(5)列的因变量分别为投资性房产的持有, 采用 Probit 回归形式; 第(2)、(4)、(6)为投资性房产的套数, 采用负二项回归形式。

考虑到健康因素对于家庭投资决策的影响可能并不仅仅体现在是否持有上, 也可以体现在持有价值及相对于家庭资产的重要性上。尤其是对于传统意义上的风险资产来说, 由于持有比例普遍较低, 变化空间较小, 我们认为家庭投资和储蓄决策的差异更有可能体现在资产价值本身上。因此, 本文将两类资产的价值和占比分别视为因变量, 其中流动性风险资产占比为风险资产占金融资产的比重。回归的结果如表 5 所示, 可以看出, 健康状况差的家庭少持有了 0.206 万元, 占比 0.36% 的投资性房产。与此同时, 流动性风险资产的持有价值和占比则仍然不受影响。此外, 对于流动性风险资产来说, 家庭的投资决策可能不是基于总资产, 而是基于当期的收入和支出, 因此表 5 中将资产价值/家庭总支出视为因变量, 结果显示流动性风险资产回归结果的边际效应仍然不

① 由于限购政策只针对房产, 对于流动性风险资产回归结果的影响非常小, 因此不再单独报告。

显著。

与此同时,考虑到流动性风险资产持有数据的样本量较小,健康带来的差异不容易体现出来,稳健性总体较差,我们参考雷晓燕和周月刚(2010)的做法,将借出款也视为风险资产的一种。此时健康和 unhealthy 家庭的风险资产持有概率、总价值及占比均值也都有所上升。回归结果中,健康状况差将显著降低 1.60% 的风险资产持有概率,而占比的结果则仍不显著。这说明在减少样本量过小可能带来的偏差之后,健康对其的影响仍然显著性较弱。这进一步证明,相比于非流动性风险资产,健康状况对于流动性风险资产的影响总体较弱。<sup>①</sup>

表 5 健康状况与家庭资产价值

	投资性房产		流动性风险资产		
	价值(万元)	占比	价值(千元)	占比	占家庭总支出比例
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
自己或配偶不健康	-0.206*** (0.0648)	-0.00362*** (0.00126)	-0.0827 (0.0848)	-0.000111 (0.000121)	-0.00369 (0.00349)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
样本数量	25333	25333	25333	25333	25333

注:采用 Tobit 回归形式,括号中报告的是省份层面聚类的标准差。

## 六、影响机制检验

前文的理论模型表明,一方面,医疗支出增加带来现期和未来现金流的下降,从而导致总财富的下降和对于资产可变现需求的上升;另一方面,疾病也会带来预期寿命和规划周期的下降。接下来在实证上来检验这两种机制的存在性。

从现期支出压力增加的角度,疾患增加了个体现期的医疗支出,同时限制了受访者劳动能力,降低现期的工资收入。回归结果表明,健康状况差的受访者近一个月以来的就诊支出比健康状况好的受访者显著高出 0.583,考虑到问卷中所涉及的就诊记录时间范围较小,可能无法准确衡量医疗费用的变化,我们同时考虑了受访者是否正在服用治疗特定疾病的药物或接受治疗,就实证的结果来看,健康状况较差的受访者服用特定药物的比例比健康状况好的个体高 0.292,同样证明了疾病将带来现期乃至近期一段时间内医疗支出的增加。此外,不健康的个体受访前一周内参与工作的概率比健康个体低 0.153,一年内健康原因无法参加工作致使劳动收入降低的天数比健康个体高约 11 天,未退休人群的年工资收入也比健康个体低 18.40%。这些都证明,健康状况的降低带来工作状态的改变,从而带来收入流的显著降低。

此外,对资产流动性需求的增加源于未来财富流的不确定性。<sup>②</sup>更具体和直接地来看,对于健康状况是否可能改变人们对于之后工作状态和工资收入的预期,问卷中提到“您计划在多大年龄停止工作,即停止从事一切以挣钱为目的的活动以及不再为家庭经营活动帮工,将来也不打算从事比消遣型工作更劳累的工作?”,这一问题要求受访者回答大概的年龄,或是选择“只要健康允许,就一直工作”。在回答了该问题却没有选择“只要健康允许,就一直工作”的群体中,健康状况差的

<sup>①</sup> 受篇幅所限,这一稳健性检验的回归结果并未列出,如有需要可向作者索取。

<sup>②</sup> 现期和未来预期现金流下降这一渠道同时带来了两种效应,即财富的下降和资金可变现需求的上升。前者使得流动性资产和非流动性资产同时下降,后者使得流动性资产上升,非流动性资产下降。数据对资产可变现能力的需求缺乏直接纯粹的衡量指标,因此我们没有区分两种效应,单独检验对于资产可变现需求的上升给资产持有带来的实际影响。

人计划停止工作的年龄显著低于健康状况好的人,即在健康状况差的情况下,人们对于未来工作状态和未来工资的预期明显更加悲观。这也证明,健康不仅影响现期的财富,也对受访者未来的收入流预期产生负面效用,改变人们在资产配置上的流动性偏好,让不健康的家庭更加偏向流动性资产。<sup>①</sup>

对于预期寿命和规划周期的影响机制,问卷中的相关问题为“您设想您活到这个年龄的可能性有多大?”,答案分为“1-几乎不可能”“2-不太可能”“3-有可能”“4-很可能”和“5-简直一定”,数值越高代表可能程度越大。考虑到处于不同年龄段的人对于自己的寿命预期是不同的,问卷以五岁为一阶段,对于每个年龄段的受访者分别设置了不同的询问寿命(一般为当前年龄的10—15年之后,65岁以下年龄段被问到的预期寿命均为75岁)。本文将65岁以下的群体进一步细分为45岁以下、45—49岁、50—54岁、55—59岁及60—64岁,而后分样本讨论了健康状况对于他们寿命预期的影响。在绝大部分年龄区间,健康状况好的个体对于寿命的预期远比健康状况差的个体乐观,只有对于90岁以上的群体,其对于能否活到10—15年之后的心理预期和现在的健康状况无关。这一点是符合直觉的,因为90岁以上的老人对于寿命的预期更多地决定于之前疾病状况的累积和现期的生活态度,现期健康状况对他们的影响相对并不大。

表6将预期寿命的相关变量放入健康状况和家庭资产组合的回归方程中,第(1)列为不加入中介变量的回归结果,<sup>②</sup>第(2)列加入了家庭平均寿命预期可能程度作为家庭预期寿命的衡量指标。回归结果表明,此时健康状况的回归系数从0.0246变为0.0215,而预期寿命的回归系数则显著为正。这说明,健康状况的恶化会降低受访者对于寿命的预期,并通过影响规划周期的方式影响家庭的投资组合。出于稳健性的考虑,第(3)一(4)列分别换用家庭中对于该问题的回答是否均在“可能”以下及户主的寿命预期可能程度作为衡量指标,结果同第(2)列类似。

表6 预期寿命中介机制检验

	投资性房产持有			
	(1)	(2)	(3)	(4)
健康状况	-0.0246*** (0.00559)	-0.0215*** (0.00633)	-0.0224*** (0.00584)	-0.0223*** (0.00590)
寿命预期可能程度(家庭)		0.00522** (0.00227)		
寿命预期可能性弱(家庭)			-0.0141** (0.00563)	
寿命预期可能程度(户主)				0.00419** (0.00184)
控制变量	Y	Y	Y	Y
年份* 省份固定效应	Y	Y	Y	Y
观测数	19918	19918	19918	19918

注: 括号中报告的是省份层面聚类的标准差。

① 受篇幅所限, 现金流下降及未来财富不确定性机制检验的回归结果并未列出, 如有需要可向作者索取。

② 由于寿命预期可能性变量存在缺失, 第(1)列使用剔除缺失变量后的样本重新进行投资性房产持有的回归, 以比较加入预期寿命变量前后的回归系数差异。

## 七、结论与政策启示

本文的理论模型证明,疾病的发生将同时带来直接健康成本的上升、预期寿命的下降和对于未来资产流动性的需求。在这几种机制的共同作用下,不健康群体的非流动性风险资产的卖出交易区扩大,同时流动性风险资产的买入交易区扩大。总体效应表现为非流动性资产随健康状况下降显著下降,而流动性风险资产所受的影响相对较小。我们利用 CHARLS 2011—2015 年数据的实证结果证明了这一结论。具体来说:(1) 投资性房产作为典型的非流动性资产,其持有状况对于健康状况的敏感性很强,健康状况差的家户拥有投资性房产的概率、资产价值及资产占比都显著更低,且这一效应会通过医疗成本、流动性需求和预期寿命的渠道发生,同样的结论对于流动性风险资产的持有也成立,但流动性风险资产的显著性和稳健性则较弱;(2) 限购政策将使得被限购地区投资性房产持有和健康状况之间的关系变弱,而未限购地区的回归结果仍然保持不变,说明限购城市样本的混入没有给基准结果带来大的干扰;(3) 通过使用是否遭受意外事故作为工具变量、换用健康状况的衡量方式进行稳健性检验发现,(1) 中的结论不随这些干扰因素变化而改变,结论具有稳健性。

本文的研究表明,健康风险是影响和改变家户资产配置的重要因素。金融学理论指出,在一个完全市场中,疾患(尤其是重疾)这类个体特异性风险是能够在最大程度上被整个系统所分担,跨越不同人群实现风险分散的,因此个体在不同状态上的消费能够得到相应的平滑化。在这种理想的情况下,疾病或灾荒这样的负向冲击对个体所带来的消费波动应该是极其有限的。然而现实却远非如此,本文的研究提示我们:家庭持有的投资性房产和风险资产依然深受来自健康变差的负向影响。要从源头上缓解健康风险对个人和家庭造成的财产损失,避免群众“因病致贫”、“因病返贫”,就需要多管齐下、多措并举,从供给侧和需求面同时下功夫。首先,政府应当进一步加大对公共卫生的投入,完善公共卫生体系建设,提高社会整体的健康资本水平和居民生活质量,也以此提升居民在金融市场上的活跃程度,让金融市场更加充分地发挥作用,促进居民财富水平和消费水平提高,真正扩大“内循环”。其次,本文的研究结果说明中国医疗保障的风险分担效果可能尚不明显,仍无法较好地抹平因疾病等健康问题带来的资产组合差别。如何为中国居民提供品种丰富、定价合理、收益稳定的保险产品,还有待金融保险市场的进一步发展。同时,房产本身是良好的抵押品,金融机构(银行、保险业)应适时考虑与相关医疗机构合作,允许病患家户以房产抵押来贷款看病,使他们摆脱落入“卖房求医”的窘境。最后,要依托数字经济和“互联网+”技术的蓬勃发展,发挥好数字平台的众筹功能,在加强监管的同时扩大社会募捐,调动社会资源来帮扶病患家户,用新技术来实现风险在更广大范围内的分散和共担。

本文为研究健康对家庭投资行为的影响提供了参考,在验证国外相关学术研究结果的同时有了一些新的发现,证实并解释了健康状况对于不同类型的资产影响的差异性,这将完善和丰富国内对于健康经济学及家庭资产配置问题的学术研究。同时,本文的研究也存在不足之处,如 CHARLS 数据选择的受访家庭年龄在 45 岁及以上,这些人的投资行为可能和社会全体样本不同。因此,利用更丰富的数据研究社会全体投资者的资产配置行为特征,将是进一步的研究课题。

### 参考文献

- 陈永伟、史宇鹏、权五燮 2015 《住房财富、金融市场参与和家庭资产组合选择——来自中国城市的证据》,《金融研究》第 4 期。  
雷晓燕、周月刚 2010 《中国家庭的资产组合选择:健康状况与风险偏好》,《金融研究》第 1 期。  
李坚 2001 《自评健康与客观健康的关系》,《暨南大学学报:自然科学与医学版》第 1 期。  
刘潇、程志强、张琼 2014 《居民健康与金融投资偏好》,《经济研究》第 s1 期。  
孟亦佳 2014 《认知能力与家庭资产选择》,《经济研究》第 s1 期。

- 史代敏、宋艳 2005 《居民家庭金融资产选择的实证研究》，《统计研究》第10期。
- 徐佳、谭娅 2006 《中国家庭金融资产配置及动态调整》，《金融研究》第12期。
- 吴卫星、荣苹果、徐芊 2011 《健康与家庭资产选择》，《经济研究》第s1期。
- 尹志超、宋全云、吴雨 2014 《金融知识、投资经验与家庭资产选择》，《经济研究》第4期。
- Berkowitz, M. K., and J. Qiu, 2006, "A Further Look at Household Portfolio Choice and Health Status", *Journal of Banking & Finance*, 30(4), 1201—1217.
- Bodie, Z., R. C. Merton, and W. F. Samuelson, 1992, "Labor Supply Flexibility and Portfolio Choice in a Life Cycle Model", *Journal of Economic Dynamics and Control*, 16(3), 427—449.
- Chetty, R., L. Sandor, and A. Szeidl, 2017, "The Effect of Housing on Portfolio Choice", *Journal of Finance*, 72(3), 1171—1212.
- Cocco, J., 2005, "Portfolio Choice in the Presence of Housing", *Review of Financial Studies*, 18, 535—567.
- Davis, M. H. A., and A. R. Norman, 1990, "Portfolio Selection with Transaction Costs", *Mathematics of Operation Research*, 15, 676—713.
- Dumas, B., and E. Luciano, 1991, "An Exact Solution to a Dynamic Portfolio Choice Problem under Transaction Costs", *Journal of Finance*, 46, 577—595.
- Edwards, R. D., 2008, "Health Risk and Portfolio Choice", *Journal of Business & Economic Statistics*, 26(4), 472—485.
- Elmendorf, D. W., and M. S. Kimball, 2000, "Taxation of Labor Income and the Demand for Risky Assets", *International Economic Review*, 41(3), 801—832.
- Fan, E., and R. Zhao, 2009, "Health Status and Portfolio Choice: Causality or Heterogeneity?", *Journal of Banking & Finance*, 33(6), 1079—1088.
- Finkelstein, A., E. F. P. Luttmer, and M. J. Notowidigdo, 2013, "What Good is Wealth without Health? The Effect of Health on the Marginal Utility of Consumption", *Journal of the European Economic Association*, 11(s1), 221—258.
- Fougère, D., and M. Poulhes, 2012, "The Effect of Housing on Portfolio Choice: A Reappraisal Using French Data", CEPR Discussion Paper, No. DP9213.
- Fratantoni, M. C., 1998, "Homeownership and Investment in Risky Assets", *Journal of Urban Economics*, 44(1), 27—42.
- Goldman, D., and N. Maestas, 2013, "Medical Expenditure Risk and Household Portfolio Choice", *Journal of Applied Econometrics*, 28.
- Grossman, S. J., and G. Laroque, 1990, "Asset Pricing and Optimal Portfolio Choice in the Presence of Illiquid Durable Consumption Goods", *Econometrica*, 58, 25—51.
- He, P., and X. Hu, 2010, "Household Investment—The Horizon Effect", *Review of Behavioral Finance*, 2(2), 81—105.
- Liu, H., 2004, "Optimal Consumption and Investment with Transaction Costs and Multiple Risky Assets", *Journal of Finance*, 59(1), 289—338.
- Liu, H., and M. Loewenstein, 2002, "Optimal Portfolio Selection with Transaction Costs and Finite Horizon", *Review of Financial Studies*, 15(3), 805—835.
- Love, D. A., and P. A. Smith, 2010, "Does Health Affect Portfolio Choice?", *Health Economics*, 19(12), 1441—1460.
- Pan, J., X. Lei, and G. G. Liu, 2016, "Health Insurance and Health Status: Exploring the Causal Effect from a Policy Intervention", *Health Economics*, 25(11), 1389—1402.
- Pelkowski, J. M., and M. C. Berger, 2004, "The Impact of Health on Employment, Wages, and Hours Worked over the Life Cycle", *Quarterly Review of Economics & Finance*, 44(1), 102—121.
- Post, T., and K. Hanewald, 2013, "Longevity Risk, Subjective Survival Expectations, and Individual Saving Behavior", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 86(1), 200—220.
- Riphahn, R. T., 1997, "Disability Retirement and Unemployment—Substitute Pathways for Labour Force Exit? An Empirical Test for the Case of Germany", *Applied Economics*, 29(5), 551—561.
- Rosen, H. S., and S. Wu, 2004, "Portfolio Choice and Health Status", *Journal of Financial Economics*, 72(3), 457—484.
- Yao, R., and H. H. Zhang, 2005, "Optimal Consumption and Portfolio Choices with Risky Housing and Borrowing Constraints", *Review of Financial Studies*, 18(1), 197—239.
- Yogo, M., 2016, "Portfolio Choice in Retirement: Health Risk and the Demand for Annuities, Housing, and Risky Assets", *Journal of Monetary Economics*, 80, 17—34.



## Health Status of the Middle-aged and Elderly and Household Asset Allocation: Portfolio Choice with Liquid and Illiquid Assets

ZHOU Huijun , SHEN Ji and GONG Liutang

( Guanghai School of Management and LMEQF , Peking University)

**Summary:** Health risk is one of the most important background risks and may exert a significantly influence on an individual's wealth accumulation and well-being. The negative shock of disease brings about higher demand for liquidity and changes people's attitude toward asset liquidity and their investment psychology. How does health status affect Chinese households' portfolio choice regarding liquid and illiquid risky assets? What are the primary determinants of the observed patterns? This paper attempts to answer these questions within a unified framework.

We build a continuous-time optimal consumption and portfolio choice model based on Merton's seminal work in which both liquid and illiquid risky assets are available for trading and investors are exposed to health risks. Trading a liquid asset incurs no transaction costs , so its purchase and sell prices are exactly the same. However , there is a bid-ask spread for the illiquid asset , where the spread is proportional to the purchase price. Our analysis shows that a household should focus not only on the absolute value of its liquid and illiquid wealth , but also on their relative magnitude. When the wealth of the illiquid asset account is too high relative to the wealth of the liquid asset account , the household should increase its holding in liquid assets and decrease its holding in illiquid assets. Conversely , when illiquid asset holdings are too low relative to liquid asset holdings , the household should reduce liquid assets and increase illiquid assets. When the ratio is in a medium range , the household should not adjust its illiquid assets holding. An investor is healthy at first but over time will become irreversibly unhealthy. An unhealthy investor receives less labor income , but his healthcare expenditure increases , which should be drawn from liquid wealth account. Worsening health also shortens an investor's planning horizon. These two forces lead to the following two testable implications: ( 1 ) a change in health status exerts a large impact on the household's holdings of illiquid assets , but ( 2 ) its impact on the household's holdings of liquid assets is ambiguous.

We use survey data from the China Health and Retirement Longitudinal Study ( CHARLS) 2011 – 2015 to test the model's implications. Our empirical evidence confirms that households with bad health status tend to choose significantly lower holdings in investment housing than those with good health status. Our exploration reveals that this effect is mediated by a precautionary saving motive and the expectation of a shortened life span consistent with the model. When the explanatory variable is replaced by the holding of liquid risky assets , the result still holds but exhibits much weaker significance and robustness. Finally , we conduct some robustness checks. We use whether an individual has suffered from an accident or other unexpected , severe injury as an instrumental variable to solve the endogeneity problem. We also find that the policy intervention of home buying restrictions in a subset of cities does not affect our main results.

The paper provides several policy implications. According to modern finance theory , in a complete market with sufficient financial tools , health risk as a typical idiosyncratic ( negative) shock could be diversified to a large degree such that its impact on an individual's consumption and asset allocation will be limited. However , our findings are far from this ideal outcome. The fundamental approach to eradicate poverty caused by illness is to improve the public health system and promote investment in social health. Further development of the financial market also matters; for example , the design of well-priced insurance products with stable yields that meet households' needs merits further research. In addition , financial intermediaries should collaborate with medical institutions to provide loans to suffering households using housing as collateral. Finally , the development of the digital economy and "Internet + technology" will facilitate the organization of social resources to help families in need via crowd-funding platforms.

**Keywords:** Household Finance; Health Status; Portfolio Choice; Asset Liquidity

**JEL Classification:** D12 , D14 , G11

( 责任编辑: 恒 学)( 校对: 曹 帅)