

中国城镇家庭储蓄行为研究：1995 - 2013

顾思蒋 夏庆杰*

内容提要 本文利用中国家庭收入调查数据，对1995 - 2013年间中国城镇家庭储蓄率变化的主要影响因素进行了研究，并重点考察了收入风险与财富储备对我国城镇家庭预防性储蓄动机的影响。本文在样本统计分析的基础上，同时在均值和分位水平上构建并估计了储蓄方程，发现收入水平、收入不确定性、财富水平、家庭规模、人力资本投资、婚姻竞争与家庭储蓄率显著相关。通过对期际储蓄率变动进行反事实分解，我们发现中国城镇家庭在1995 - 2002年间的储蓄率增长主要来源于由储蓄方程常数和省份效应引起的结构效应，而2002 - 2013年间的储蓄率增长则主要归因于收入增长引起的构成效应。此外，通过结构效应的协变量分解，本文考察了两段时期城镇家庭预防性储蓄针对收入不确定性和财富水平的敏感程度变化。

关键词 储蓄 收入 消费 预防性储蓄 财富

一 引言

20世纪70年代末，中国76%的农村人口和55%的城镇人口生活在贫困线以下(Ravallion & Chen, 2007)。1978年十一届三中全会后，农村实施包产到户并允许从事非农经营，粮食产量大幅增加^①，农村乡镇工业获得了飞速发展^②。在1993年十四届

* 顾思蒋，北京大学经济学院，电子邮箱：gusijiang@pku.edu.cn；夏庆杰，北京大学经济学院，电子邮箱：qingjie.xia@pku.edu.cn。本文的研究与写作得到2013年教育部人文社会科学规划项目“多维贫困视角下的城乡贫困问题研究”（项目编号为13YJA790125）的资助。

① 粮食产量由1978年的3亿吨迅猛增长到1990年的4.5亿吨（国家统计局，1991）。

② 1995年时，乡镇企业就业量达1.29亿人，工业总产值占全国工业总产值的56%（国家统计局，1996）。

三中全会做出建立社会主义市场经济体制的决议前，中国基本完成了农村乡镇企业和城市非国有企业主导的^①、以纺织业等轻工业为主的第一次工业革命（文一，2017）。第一次工业革命产生了以下三方面效应：首先，对轻工业为主的国有企业形成了强有力的竞争，使很多效率低下的国有企业在1990年代中期以后被迫关停并转^②；其次，产生了对电力、能源、交通通讯、机器制造的海量需求，从而引发了1990年代中期前后以上述部门为代表的第二次工业革命（文一，2017）。2010年中国超越日本成为世界第二大经济体、第一大制造国，标志着中国第二次工业革命基本完成。

随着工业化的深入和人民收入的增加，中国城市家庭的储蓄和消费方式也在不断变化。很长一段时间以来，城市家庭储蓄的主要目标之一是购买和消费一些标志性的工业产品或服务，被称为“三大件”的标志性消费品由1970年代的“手表、自行车、缝纫机”变化为1980年代的“冰箱、彩电、洗衣机”，1990年代的“空调、电脑、录像机”，新世纪第一个十年的“住房、汽车、存款”，新世纪第二个十年的“住房、汽车、出国留学及旅游”。中国城市居民储蓄和消费模式变化的背后是城市中产人群的不断增长。经过将近40年的经济高速增长，初等教育普及和高等教育扩招之后^③，中国形成了约3亿的中产人群，到2025年将达到5亿。如此大规模的中产人群不仅蕴藏着无穷的创新和生产能力，也产生了巨大的消费能力，尤其是对高档产品和服务（如旅游、娱乐、教育）的海量需求。

作为一枚硬币的两面，消费与储蓄此消彼长。尽管处于中国富裕群体顶端的几百万人在不断追求消费的层次和品味，绝大多数中低收入群体（不低于10亿人口）依然在增加储蓄。宏观数据表明，中国城镇人均储蓄率在不断提高，1990年该比率为15.3%，2000年为20.4%，而2014年则达到32.0%^④。作为比较，美国2014年的人

① 1980年代初期，由于城市国有、集体企业既无法为返城知青提供就业机会，又不能满足人民生活必需品的需求，中国政府允许返城知青从事个体经营。1983年事实上取消了对私有企业雇工数量的限制，深圳1987年18号文件明晰了民营企业产权，整个1980年代，民营工业的增长速度是国有企业的2倍。1980年代中期，民营企业的工业产值占全国工业产值的31%（吴敬琏，2009）。

② 到2003年底国企下岗职工达2818万人（国务院新闻办公室，2004），国企雇员数量减少了50%，国企数量由20世纪90年代中期的12万多家下降到2004年的不到3.2万家，减少了74%（Naughton，2007）。

③ 1977年中国恢复高考时当年招生27万人，1999年高校开始扩招，目前每年招生约700万，约有1.2亿人受过大学教育，到2025年这个指标为2亿。

④ 来自历年《中国统计年鉴》。

均储蓄率仅为4.8%^①。2015年中国储蓄达到33.7万亿,最终消费仅占到国内生产总值(GDP)的51.6%,储蓄率高达48.4%。中国仅次于苏里南的51.0%,排在世界总储蓄率的第二位,而大多数国家的总储蓄率在20%~30%左右^②。当前中国城镇家庭进行额外储蓄的目的常常包括购买住房、防范包括健康、养老、失业等各类风险,以及子女教育婚姻等。这些目的均与多种形式的未来不确定性有关,这表明预防性动机可能是引发中国城镇家庭在消费平滑动机之余进行超额储蓄的主要因素。如果这一假说得到证实,那么针对城镇家庭所面临的诸项风险,建立、完善政策保障体系,将有助于引导城镇居民储蓄达到对整体经济更为健康的合适水平。

本文将主要考察20世纪90年代中期以来影响中国城镇家庭储蓄行为的因素,并重点检验预防性储蓄动机对城镇家庭储蓄决策的影响。基于1995年、2002年、2013年间三轮中国家庭收入调查(China Household Income Project, CHIP)城镇住户数据,我们将通过统计分析,构建并估计储蓄方程,进行跨期反事实分解,在均值和分位水平上对影响1995-2013年间城镇家庭储蓄行为的因素进行识别,并观察不同因素在不同时段内对储蓄率变动的贡献。

二 文献综述

生命周期和持久收入假说(Life Cycle-Permanent Income Hypothesis, LC-PIH)通常被认为是储蓄研究的理论起点。Ando & Modigliani (1963)给出了基础的生命周期模型,在该模型中,个人在生命周期内以持久收入折现作为预算约束,最大化各期的消费效用。在没有不确定性的假设下,确定性-等价模型(Certainty Equivalent Model, CEQ)给出了LC-PIH对个人消费储蓄决策的基本预测:个人在生涯中根据确定的未来收入均值,平滑各期消费,人们的消费路径只与未来收入的现值总和相关,而与未来收入的路径无关。通过引入资本市场不完美性、允许时间不可加效用函数、允许非常数折现因子等,CEQ模型可以同时研究影响储蓄的习惯、流动性约束、遗赠等因素(Browning & Lusardi, 1996)。

然而,CEQ模型的确性假设使其无法考察预防性储蓄动机,这一缺陷也使众多研究者认为其对个人生涯消费、储蓄路径的预测与现实情形存在较大差异(Leland,

① 来自《年度国家收入与产出账户回顾2015》,美国商务部经济统计局网站。

② 来自 <https://www.cia.gov/library/publications/the-world-factbook/rankorder/2260rank.html>。

1968; Zeldes, 1989; Browning & Lusardi, 1996)。Leland (1968) 最早指出, 当存在收入不确定性, 且效用函数三阶导数为正时^①, 个人储蓄将高于 CEQ 模型预测的情况。Zeldes (1989) 在标准前向模型中引入未来收入的不确定性, 并采用相对风险厌恶 (Coefficient of Relative Risk Aversion, CRRA) 效用函数取代传统 CEQ 模型中的二次效用函数, 使用数值模拟方法, 发现预测的最优消费水平低于 CEQ 模型中预测的水平, 表明存在预防性储蓄, 且这一差额随家庭财富水平的上升而递减。Deaton (1991) 和 Carroll et al. (1992) 将流动性约束假设与预防性储蓄动机相结合, 指出财富作为一种“缓冲储备”, 可以保护消费者在收入不确定性的风险下维持消费免受大幅冲击。Carroll & Samwick (1998) 在这一理论的基础上证实: 与面临最少风险的家庭相比, 面临较高风险的家庭有相当比例 (39%~46%) 的财富积累来源于预防性储蓄。

上述研究所用的储蓄方程设计基于如下的消费者最优化模型:

$$\begin{aligned} & \text{Max} E_t \left[\sum_{t=0}^T \beta^t u(C_t) \right] \\ & \text{s. t. } A_{t+1} = (1 + r_t) A_t + Y_t - C_t \end{aligned} \quad (1)$$

其中, t 为时期, T 为个人预期寿命, β 代表个人效用的折现因子, A 代表财富水平, r 代表实际利率, C 代表消费, Y 为每期可支配收入。为保证个人为应对不确定性作出正的预防性储蓄, 效用函数 $u(C_t)$ 采用 CRRA 效用函数。

为了在这一前向模型中引入不确定性, Zeldes (1989) 的作法是将收入分解为两部分, 即“持久收入”部分 YL_t 与一个独立同分布的波动因子 ES_t , 人为规定 ES 和持久收入期际变动因子 EL 的数值与概率分布。用此方法引入不确定性后的式 (1) 不再有显式解, Zeldes (1989) 采用数字模拟的方法求出消费者最优消费 - 储蓄路径。Carroll & Samwick (1998) 则直接将收入不确定性表示为固定不变的永久收入 P 和短期收入冲击 V_t 。以这两项研究为代表, 众多对预防性储蓄的理论研究中, 都将收入不确定性作为个人面临风险的表征。Browning & Lusardi (1996) 则在式 (1) 的确定性形式下, 采取如式 (2) 的 CRRA 效用函数^②, 在解得的欧拉方程中加入规定期望方差 σ_{t+1}^2 的 e_{t+1} 作为消费冲击, 刻画所有可能影响消费储蓄决策的不确定性, 从而得到不确定性影响下的

① 这使得模型中的消费者拥有审慎 (prudence) 的特点, 即效用函数三阶导数为正 (Kimball, 1990)。

② 其中, Z 为一组与个人有关的特征变量, $\gamma(Z)$ 代表由个人特征决定的相对风险厌恶系数。 $\alpha(Z)$ 是一个关于个人特征的函数, 代表个人或家庭的某些特征变化 (如人口、抚养比等) 对消费的效用所造成的影响。

消费增长路径函数 (3)^①。

$$u(C, Z) = \frac{1}{1 - \gamma(Z)} \left\{ \frac{C}{\alpha(Z)} \right\}^{1 - \gamma(Z)} \quad (2)$$

$$\ln C_{t+1} = \frac{1}{\gamma} \ln(\beta) + \frac{\gamma - 1}{\gamma} \alpha Z_{t+1} + \frac{1}{\gamma} r_t + 0.5 \frac{1}{\gamma} \sigma_{t+1}^2 + \mu_{t+1} \quad (3)$$

根据式 (3)，家庭的储蓄决策受到的理论影响因素包括：个人效用折现系数、个人风险厌恶系数、多种家庭特征、影响消费的多种不确定性。以式 (3) 的结论框架为基础，结合 Zeldes (1989) 与 Carroll & Samwick (1998) 关于财富和收入波动对预防性储蓄动机产生影响的研究结论，本文将在实证部分选取入户调查数据中的相关变量，尽可能识别影响中国城镇居民储蓄决策的因素，并利用实际变量考察多种不确定性是否促使城镇家庭进行相应的预防性储蓄。

在实证领域，许多研究重点考察了中国居民的预防性储蓄动机。其中，齐天翔 (2000) 认为中国市场化改革过渡时期较高的不确定性使家庭作出预防性储蓄。龙志和和周浩明 (2007) 采用 Dynan (1993) 提出的预防性储蓄模型，采用 1991 - 1998 年面板数据，发现这段时期中城镇居民存在显著预防性储蓄动机。施建淮和朱海婷 (2004) 采用 1999 - 2003 年的宏观数据，发现城市居民存在预防性储蓄动机，但程度不如预期。另一方面，Kraay (2000) 采用 1978 - 1995 年的数据研究了中国在改革开放后的居民储蓄变动，发现中国农村居民的储蓄率高于城镇居民，且农村居民的储蓄对预期收入增长十分敏感，但由于未来收入不确定性对储蓄的影响并不显著，因而无法证明预防性储蓄动机的存在。

此外，也有许多研究者考察其他影响中国居民储蓄的因素。例如，Horioka & Wan (2007) 发现居民储蓄主要受到滞后储蓄率、收入增长率、真实利率和通货膨胀率的影响。汪伟和郭新强 (2011) 从收入不平等与目标性储蓄的角度，认为加剧的收入不平等程度是中国居民提高储蓄的重要原因。杜海韬和邓翔 (2005) 利用城乡时间序列数据，发现流动性约束和不确定性共同作用，增大了居民预防性储蓄动机。Wei & Zhang (2011) 同时采用跨区域数据和入户调查数据，提出中国育有男孩的家庭会进行额外储蓄，以期日后在婚姻竞争市场上占有优势。

在实证方法上，大多数研究采用宏观面板数据，采用微观入户调查数据的储蓄研究相对较少。Chamon & Prasad (2010) 使用国家统计局 1990 - 2005 年的入户调查数

^① 其中， $u_{t+1} = -1/\gamma (e_{t+1} - 0.5 (e_{t+1}^2 - \sigma_{t+1}^2))$ ，所以有 $E_t (u_{t+1}) = 0$ 。具体推导过程参见 Browning & Lusardi (1996)。

据，发现中国家庭储蓄与年龄呈现正 U 型关系，与传统生命周期假说的预测存在差异。周绍杰（2010）利用中国城市住户调查数据，发现中国城市家庭存在不断增强的预防性储蓄动机。刘兆博和马树才（2007）使用 1996 - 2003 年的中国健康与营养调查（China Health and Nutrition Survey, CHNS）数据，发现中国农民存在显著的预防性储蓄动机。万广华等（2003）利用 1995 - 2000 年中国农业部的农户调查数据，指出了流动性约束、区域文化等因素对农户储蓄行为的影响。解垚（2010）利用 CHNS 数据，发现 1998 年实行的城镇医疗保险改革并未挤出家庭的预防性储蓄，原因是医疗支出风险并未因改革推进而降低。

现有使用入户调查数据的文献，很少能在兼顾收入平滑动机、预防性动机和其他影响因素的同时，在均值与分位数水平上对中国城镇家庭储蓄行为的影响因素、影响分布与期际变动趋势进行较为全面的考察，本文将尝试填补这一空缺。

三 数据介绍与统计描述

（一）CHIP 数据介绍

本文主要使用了 1995 年、2002 年和 2013 年三轮中国家庭收入调查（CHIP）的城镇住户调查数据，各年份的样本均来自国家统计局的年度常规住户调查，共涵盖了 16 个省份^①。最新的 2013 年数据包含的省份有北京、山西、辽宁、山东、江苏、安徽、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川、云南、甘肃和新疆。由于各年份数据所覆盖的省份并不完全一致，我们在实证过程中以 12 个主要省份为基础设置省份虚拟变量组，将邻近省份合并，以使各年份数据之间更具可比性^②。

（二）城镇家庭储蓄率定义与描述统计

本文将储蓄率定义为家庭年度可支配收入中未用于消费支出的部分占可支配收入的百分比。我们将中国城镇家庭六大类收入进行加总，扣除相应税费和转移支付后获

① 在本部分中，部分统计描述结果使用了 2007 年的 CHIP 调查数据，以尽可能体现储蓄统计信息期际变动的连续性。由于 2007 年 CHIP 入户调查在省份抽样与问卷设置上与其他年份存在较大差别，将其纳入实证过程会大幅缩小实证变量的选择范围。此外，2007 年的抽样省份数显著少于其他年份，其储蓄率总体分布与其他年份在趋势上差异较大，将其纳入实证可能影响期际趋势的判断和期际差异的比较。因此，本文实证分析主要采用 1995 年、2002 年和 2013 年的数据。

② 个别年份数据中，山东并入辽宁组、湖南并入湖北组、重庆并入四川组、新疆并入甘肃组。

得家庭可支配收入。家庭可支配收入减去各项消费支出，获得家庭储蓄额，进而计算家庭储蓄率。关于家庭储蓄率的主要统计描述见表1。从CHIP数据采集的历年家庭样本来看，中国城镇家庭的储蓄率自1995年以来保持了增长的态势，平均储蓄率从1995年的8.74%，增长至2013年的22.77%。历年家庭储蓄率的取值基本在-120%到80%之间^①。

表1 家庭储蓄率数据的描述统计结果

年份	均值	标准差	最小值	最大值	观测值
1995	8.74%	0.2357	-119.9%	75.2%	6793
2002	18.86%	0.2646	-119.1%	69.8%	6699
2007	20.35%	0.3162	-141.3%	79.1%	4892
2013	22.77%	0.2743	-118.6%	74.6%	6628

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

从中国城镇家庭储蓄率的省级空间分布差异看，在1995-2002年期间，山西、河南、安徽、江苏和云南有着较高的储蓄率，而四川、甘肃、湖北、广东、重庆的储蓄率则较低。到了2013年，山西仍是样本省份中储蓄率最高的省份，其他储蓄率较高的省份包括山东、安徽、湖北、四川和云南，储蓄率较低的则为广东、重庆、甘肃和河南。图1给出了核密度估计所得到的各年储蓄率概率分布曲线。可以发现，在均值逐渐上升的同时，储蓄率分布曲线的集中度在逐年下降。

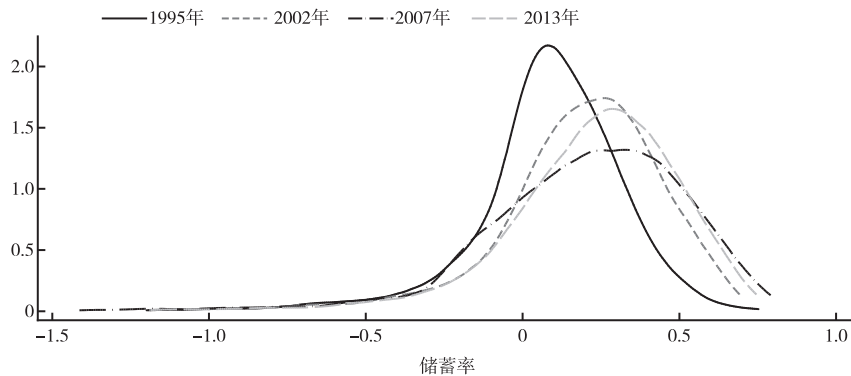


图1 储蓄率概率分布：核密度估计结果

注：采用Epanechnikov核函数，在0.05带宽下估计。

资料来源：根据各轮CHIP数据计算得到。

^① 为了避免异常值对实证分析的影响，所有年份储蓄率最高和最低1%的家庭被剔除了。

表2及表3给出了历年各百分位储蓄率，以及1995 - 2002年、2002 - 2013年两个时间段的各分位储蓄率年平均增长率。1995 - 2002年的各分位储蓄率增长速度明显快于2002 - 2013年，这表明进入21世纪之后，中国城镇家庭储蓄率增长速度明显减缓。

表3中还分别列出了两段时期中家庭可支配收入、消费的各分位年平均增长率。在1995 - 2002年和2002 - 2013年两段时期内，低收入分位家庭的收入增长速度均慢于高分位家庭，如1995 - 2002年期间，收入位于10分位家庭的收入增长速度为4.65%，而50分位和90分位家庭的收入平均年增速则分别为5.74%和5.63%，意味着收入不平等程度在扩大。而跨期比较，2002 - 2013年各分位家庭收入增长的平均速度略快于1995 - 2002年，在后一段时期中，收入位于10分位、50分位和90分位家庭的收入平均年增速分别为7.25%、7.91%和8.54%。

与收入相似，高分位家庭的消费增长速度快于低分位，表明消费不平等程度也在逐年扩大。但1995 - 2002年期间消费位于10分位、50分位、90分位的家庭，年平均消费增速分别仅为2.50%、3.64%和3.92%，显著慢于同期收入增速。而2002 - 2013年期间，消费增长速度明显加快，消费位于10分位、50分位、90分位的家庭年平均消费增速分别达到6.74%、7.44%和7.79%，与同期的收入增长速度持平。直观上来看，1995 - 2002年家庭消费增长相对于收入在时间上存在滞后，是家庭储蓄率在2002年之前快速增长的原因。

表2 各年份家庭储蓄率百分位值

单位：%

分位/年份	1995年	2002年	2013年
10	-17.4	-11.3	-9.99
20	-4.57	2.21	3.68
30	1.36	9.61	12.5
40	5.67	16.0	19.7
50	10.1	21.6	25.9
60	14.8	27.5	31.9
70	20.2	33.3	37.9
80	26.3	39.3	44.9
90	34.9	48.8	54.1

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

表3 各百分位点储蓄率、储蓄额、可支配收入、消费年均增长率

单位：%

分位/年份	储蓄率年均增长率		储蓄额年均增长率		可支配收入年均增长率		消费年均增长率	
	1995-2002	2002-2013	1995-2002	2002-2013	1995-2002	2002-2013	1995-2002	2002-2013
10	—	—	—	—	4.65	7.25	2.50	6.74
20	—	4.64	—	—	4.85	7.66	2.92	6.88
30	27.93	2.39	33.51	9.93	5.16	7.82	3.33	7.10
40	14.82	1.89	19.66	10.06	5.51	7.81	3.50	7.20
50	10.86	1.65	16.17	9.80	5.74	7.91	3.64	7.44
60	8.85	1.35	14.36	9.48	5.90	8.08	3.86	7.68
70	7.14	1.18	13.17	9.40	6.07	8.19	4.24	7.63
80	5.74	1.21	12.11	9.35	6.30	8.27	4.26	7.77
90	4.79	0.94	11.23	9.37	5.63	8.54	3.92	7.79

注：低分位储蓄和储蓄率为负数，无法计算对数年均增长率。

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

表4给出了按家庭人均收入分位划分的平均储蓄率，从中可以看出，1995年和2002年，储蓄率随家庭收入分位持续提高，体现出高收入家庭较低的消费倾向。2013年，尽管中低收入分位家庭的储蓄率仍显著低于高分位，但50%收入分位及以上家庭的储蓄率不再随收入分位呈显著上升趋势，这表明到2013年，随着商品经济的发展和我国城镇中产家庭与高收入家庭消费能力的提升，收入的提高不再必然意味着消费所占比例的减少。

表4 不同人均收入分位家庭平均储蓄率

收入分位/年份	1995年	2002年	2013年
0~10	0.92% (0.270)	6.78% (0.313)	6.67% (0.334)
10~20	6.07% (0.231)	12.96% (0.276)	18.89% (0.287)
20~30	5.44% (0.246)	14.81% (0.266)	19.77% (0.286)
30~40	5.76% (0.220)	18.04% (0.250)	23.19% (0.258)
40~50	8.78% (0.227)	18.98% (0.231)	24.30% (0.255)
50~60	9.50% (0.235)	20.77% (0.226)	26.44% (0.242)
60~70	12.11% (0.231)	21.32% (0.250)	28.84% (0.247)
70~80	11.78% (0.223)	22.92% (0.243)	26.09% (0.243)
80~90	12.29% (0.235)	23.89% (0.253)	27.08% (0.263)
90~100	14.76% (0.202)	28.15% (0.265)	26.31% (0.245)

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

表5前4列给出的标准差、90~10、50~10和90~50分位差变动显示自1995年开始，家庭储蓄率不平等程度逐年上升。其中50~10分位差异在各年份均高于90~50分位差异，说明低储蓄率家庭对储蓄率不平等程度的贡献较高。与此同时，与表3所反映的分位值平均增速对应，50~10分位差的上升幅度在两段时期均高于90~50分位差的上升幅度，说明随着储蓄率均值的不断升高，低分位家庭与其他家庭的储蓄率差距进一步拉大。另一方面，储蓄率主要体现家庭边际储蓄倾向，而储蓄额则主要反映家庭储蓄的财富积累效应。表5第6列给出的家庭储蓄额调整基尼系数^①，显示以储蓄额衡量的家庭储蓄不平等程度在逐年缩小，这一结果与表3中高储蓄额家庭的增长速度低于低储蓄额家庭相对应。综上，从储蓄率所反映的储蓄倾向上来看，不同城镇家庭之间的储蓄行为为差异正在扩大；而储蓄额所反映的家庭财富积累速度的差异则在逐年缩小。这既体现出中国经济发展背景下，城镇居民收入与财富积累的提升与收敛，同时也反映出城镇居民储蓄与消费倾向的持续分化趋势。

表5 历年家庭储蓄率、储蓄额差异程度

年份	储蓄率				储蓄额
	标准差	90~10分位差	50~10分位差	90~50分位差	调整基尼系数
1995	0.236	0.523	0.274	0.249	0.864
2002	0.265	0.601	0.330	0.271	0.708
2013	0.274	0.641	0.358	0.283	0.670

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

（三）预防性储蓄动机相关变量的统计分析

中国城镇家庭在多大程度上受多种风险影响，进行额外的预防性储蓄，是本文的研究重点。在本部分，我们从家庭年龄结构、收入波动风险和家庭财富水平三个侧面，通过对代表性变量进行统计描述分析，对城镇家庭的预防性储蓄动机概况作出初步判断，也为实证计量模型的构建提供依据。

1. 家庭年龄结构

表6给出了城镇家庭主要人口统计学变量的描述统计。样本中，户主平均年龄在

^① 存在负值情况时，传统基尼系数的计算可能出现大于1的结果，调整基尼系数能够克服这一问题，因此适用于本文对储蓄额差异程度的估计，该系数具体计算方法和推导过程见Chen et al. (1982)。

三个年份分别为 36.7 岁、47.9 岁和 50.2 岁，男性户主比例分别为 57.2%、67.2% 和 72.8%，家庭的平均规模分别为 3.14 人、3.01 人和 2.97 人。家庭规模的缩小集中体现于孩子数量的减少，1995 年平均每户家庭有 0.68 个未成年人，这一数字在 2002 年和 2013 年分别减少至 0.52 个和 0.47 个。此外，家庭老年人数则逐年上升，1995 年和 2002 年平均每户家庭分别有 0.35 位和 0.36 位老人，2013 年增至 0.51 位。样本中户主年龄、家庭规模和家庭内老人和孩子数量反映了中国城镇家庭人口结构处于老龄化过程之中。图 2 给出了核密度估计得到的户主年龄分布概率密度曲线，从 1995 年到 2013 年，曲线的波峰和整体均不断右移，且右侧尾部持续增大，也反映人口结构的老龄化趋势。

表 6 家庭人口学特征变量描述统计

变量/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
家庭人数	3.137	0.826	3.010	0.786	2.968	1.108
户主年龄(岁)	36.713	12.277	47.940	11.140	50.215	13.254
户主性别(男)	0.572	0.495	0.672	0.469	0.728	0.445
户主有固定伴侣	0.853	0.354	0.941	0.236	0.882	0.323
未成年人数量(个)	0.680	0.577	0.524	0.555	0.469	0.618
老年人数量(个)	0.347	0.671	0.360	0.692	0.514	0.795

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

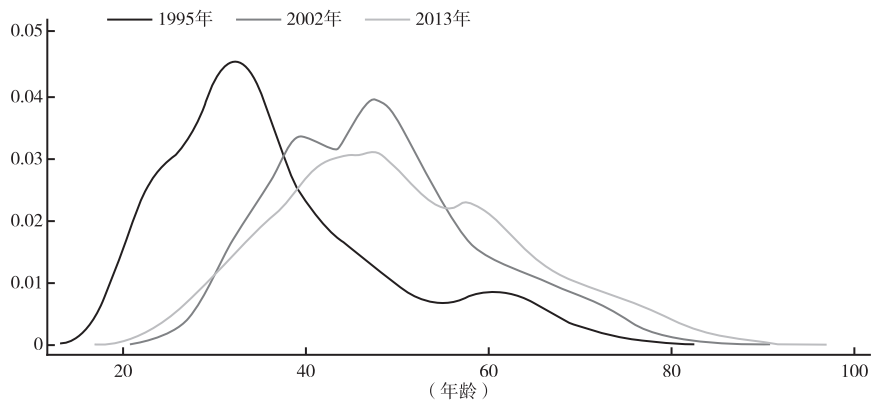


图 2 户主年龄概率分布：核密度估计结果

注：采用 Epanechnikov 核函数，在 0.05 带宽下估计。

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

家庭结构的老龄化趋势使得家庭面临日趋增加的养老压力，从而增加储蓄；另一方面，家庭结构老龄化意味着受赡养人比例增加，减少的未成年人数量使得家庭的未来期望收入的数额和稳定性均下降，老龄化趋势总体上使得家庭抗风险能力减弱。表 7 给出了各年份不同年龄段家庭的平均储蓄率与储蓄额。1995 年，储蓄率最高的家庭年龄段为 45 ~ 50 岁，平均储蓄率为 10.9%，其次是 55 ~ 60 岁和 40 ~ 45 岁组，平均储蓄率为 10.5%。而最年轻和最年长的家庭组平均储蓄率分别只有 8.2% 和 8.1%。在 2002 年和 2013 年的样本中，储蓄率最高的家庭均为 60 岁以上的家庭，而储蓄率最低的年龄段则均为 40 ~ 45 岁。总体而言，2002 年和 2013 年城镇家庭的储蓄年龄模式接近“正 U 型”分布，与传统生命周期理论所预测的“倒 U 型”年龄 - 储蓄模式并不一致，这表明 21 世纪以来中国城镇中老年家庭很可能存在额外的储蓄动机。

表 7 不同年龄段家庭的平均储蓄率与储蓄额

年龄段/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	储蓄率	储蓄额(元)	储蓄率	储蓄额(元)	储蓄率	储蓄额(元)
30 岁以下	8.2% (0.237)	2268.9 (6410.4)	17.6% (0.252)	7081.9 (11837.6)	22.7% (0.269)	22731.3 (35851.6)
30 ~ 35 岁	7.8% (0.227)	1789.9 (5070.9)	20.1% (0.243)	5776.7 (9173.0)	21.9% (0.279)	26054.5 (43279.1)
35 ~ 40 岁	9.3% (0.230)	2311.1 (5703.3)	17.2% (0.260)	4951.4 (9239.0)	21.7% (0.276)	27635.2 (56448.9)
40 ~ 45 岁	10.5% (0.246)	2672.8 (5996.7)	16.3% (0.276)	5556.9 (9927.1)	20.1% (0.269)	22686.8 (35658.8)
45 ~ 50 岁	10.9% (0.231)	2364.2 (5347.2)	17.8% (0.264)	5942.5 (9676.2)	21.4% (0.285)	22977.3 (35576.6)
50 ~ 55 岁	8.1% (0.281)	2134.4 (5306.3)	19.9% (0.271)	7022.9 (10081.5)	24.2% (0.287)	27005.9 (39580.7)
55 ~ 60 岁	10.5% (0.234)	2214.9 (4395.2)	21.1% (0.285)	7891.8 (13368.5)	24.0% (0.293)	26562.0 (36677.4)
60 岁以上	8.1% (0.233)	2288.8 (5162.9)	21.5% (0.248)	8893.0 (11985.4)	24.6% (0.251)	22440.8 (28289.9)

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

2. 以受教育程度反映的收入不确定性

表8给出了样本中户主教育程度的描述统计。1995年样本中比例最高的是小学学历户主, 占有家庭的42.3%, 其次是初中学历, 占33.7%。2002年比例最高的是初中学历, 占35.4%, 其次是小学学历, 占33.7%。2013年样本中比例最高的是小学学历, 其次是初中学历, 比例分别为39.5%和29.0%。本科及以上学历的户主比例从1995年和2002年的8%左右, 上升至2013年的14.3%。

由于截面数据难以获得家庭在跨期收入波动的确切情形, 我们以户主教育程度作为家庭收入稳定性的表征, 因为通常更高学历的劳动者能够获得更为稳定的收入。表9给出了样本中历年根据户主受教育程度分组的家庭人均收入及离散系数。除2002年未受教育组收入较高外, 历年的家庭人均收入水平随户主教育程度提高而提高。而从组内平均收入的分布离散程度来看, 2002年、2013年的离散系数均具有与户主受教育程度反向变动的趋势^①。考虑到对于收入越低的家庭来说, 同幅度波动意味着更大的收入风险, 表9为选择户主教育程度作为家庭收入风险的表征提供了依据。

表10按照户主受教育程度分组, 列示了不同组别家庭各年份储蓄率与储蓄额的均值情况。1995年户主为本科及以上学历拥有最高的储蓄率, 储蓄仅次于最高学历的组别是户主未受教育的家庭, 而小学学历的户主则有着最低的储蓄率, 换言之, 1995年家庭储蓄率随户主教育程度的变化, 也接近一种“正U型”分布。2002年的分布模式发生了变化, 储蓄率自最高学历户主家庭下降, 随教育程度递减。到2013年, 小学学历户主家庭和本科及以上学历户主的家庭拥有最高储蓄率, 而平均储蓄率最低的家庭是高中大专学历户主家庭。仅从表10的储蓄率分布结果来看, 1995年、2013年两个年份低教育程度家庭的储蓄率较高, 表明可能存在因收入不确定性较大而进行的预防性储蓄。

但另一方面, 表9反映教育程度更高的户主更可能拥有高收入, 在边际消费倾向递减的情况下储蓄可能会更高, 这一效应使得表10中的分布结果不能完全反应收入不确定性对城镇家庭储蓄决策的影响。我们将在实证部分的计量分析中控制家庭收入之后, 进一步考察户主教育程度对家庭储蓄的影响。

^① 由于截面数据无法观测家庭收入期际波动, 组内收入离散系数只是各组家庭收入波动程度的一种近似测度。

表 8 户主受教育程度描述统计

变量/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
未受教育	0.036	0.186	0.052	0.222	0.019	0.138
小学学历	0.423	0.494	0.337	0.473	0.395	0.489
初中学历	0.337	0.473	0.354	0.478	0.290	0.454
高中大专学历	0.123	0.329	0.174	0.379	0.153	0.360
本科及以上学历	0.081	0.272	0.083	0.276	0.143	0.350

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 9 根据户主受教育程度分组的家庭人均收入及离散系数

单位：元

年份/组别	未受教育	小学	初中	高中/大专	大学/研究生
1995	6728.5 (0.584)	8235.8 (0.665)	8634.2 (0.596)	9678.2 (0.760)	11419.6 (0.657)
2002	15030.0 (0.839)	10887.2 (0.610)	13099.8 (0.580)	15571.0 (0.569)	18873.3 (0.622)
2013	25057.8 (0.707)	27137.4 (0.709)	33468.1 (0.652)	41993.6 (0.622)	52260.1 (0.588)

注：离散系数的计算方式是变量标准差除以均值。

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 10 以户主受教育程度划分的家庭平均储蓄率与储蓄额

户主受教育程度/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	储蓄率	储蓄额(元)	储蓄率	储蓄额(元)	储蓄率	储蓄额(元)
未受教育	9.90% (0.240)	3013.4 (7301.9)	13.0% (0.338)	5810.4 (14143.8)	22.6% (0.292)	18385.7 (23797.6)
小学学历	7.83% (0.231)	2471.6 (6642.0)	17.5% (0.268)	6443.1 (10453.6)	23.5% (0.276)	20608.5 (35906.6)
初中学历	9.08% (0.234)	2987.8 (7505.3)	19.6% (0.251)	8355.1 (12264.3)	22.1% (0.276)	23508.1 (34512.3)
高中大专学历	8.41% (0.244)	2780.2 (7905.2)	19.6% (0.257)	10087.8 (15370.5)	21.5% (0.274)	26704.1 (38922.2)
本科及以上学历	12.10% (0.249)	4653.1 (9313.9)	23.5% (0.262)	13982.6 (19562.2)	23.3% (0.262)	34990.9 (47667.3)

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

3. 家庭财富的“缓冲”效应

Deaton (1991) 和 Carroll et al. (1992) 的“缓冲储备”理论认为家庭财富水平是预防性储蓄水平高低的重要决定因素, 财富更多的家庭应对不确定性的能力更强, 从而对当期收入的预防性储蓄动机较低。在本部分我们选择的家庭财富代表变量是家庭是否拥有房产和汽车。表 11 给出了样本中家庭拥有房产总价和家庭是否拥有汽车的描述统计结果, 表 12 根据家庭有无房产、有无汽车, 给出了分组的储蓄率统计结果。

观察表 12 可以发现, 2002 年和 2013 年, 无房家庭、无车家庭的储蓄率均低于有房、有车家庭。考虑到有房、有车通常与家庭收入存在正相关, 假设不存在其他储蓄动机影响的情况下倾向于有更高的储蓄率, 前述结果表明财富水平更低的家庭很可能存在额外的储蓄动机, 这与“缓冲储备”理论的预测相符^①。

表 11 家庭财富相关变量描述统计

变量/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
房产价值(元)	16176	41412	84349	113139	528588	727352
拥有汽车	0.003	0.053	0.010	0.101	0.535	0.499

资料来源: 根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 12 房产、汽车与家庭储蓄率

房产/汽车	1995 年	2002 年	2013 年
有房产家庭	10.86% (0.237)	17.83% (0.265)	21.86% (0.270)
无房产家庭	7.55% (0.234)	24.24% (0.257)	30.98% (0.299)
有车家庭	8.63% (0.255)	11.95% (0.364)	22.52% (0.276)
无车家庭	8.74% (0.236)	18.93% (0.263)	23.06% (0.272)

资料来源: 根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

四 实证策略

(一) 储蓄方程构建

我们将尝试构建储蓄方程, 尽可能全面考察各类不确定性所引发的预防性动机、平滑消费动机和其他动机对城镇家庭储蓄决策的影响程度。根据数据可得性原则, 我

^① 1995 年有房家庭储蓄率较高, 可能原因在于当时房产作为家庭财富表征的代表性相对较弱。

们从 CHIP 数据中处理获得了多个家庭特征变量作为解释变量，构建了如下的储蓄方程：

$$S = \beta X + \gamma H + \sigma W + \theta I + \eta G + e \quad (4)$$

在式 (4) 中，共有五组解释变量， X 为户主个人特征，包括性别、年龄、伴侣、教育水平、是否少数民族、是否党员、医保类型； H 代表家庭特征，包括家庭人数、残疾人比例、老人比例、学龄前儿童比例、在校学生比例、未婚男青年比例； W 为代表家庭财务状况的变量，包括部分家庭资产、债务、拥有房产价值、是否拥有汽车。 I 为家庭的人均收入^①； G 代表一组家庭所在省份的虚拟变量，以江苏省作为参照组。被解释变量 S 为家庭储蓄率。

在户主个人特征变量组中，为捕捉个人储蓄与年龄之间可能存在的非线性特征，户主年龄平方项也被加入储蓄方程。伴侣变量是虚拟变量，当户主有稳定伴侣（结婚、复婚或长期同居）时取 1。教育水平是一组虚拟变量，包括“未受教育”、“初中教育”、“高中或大专”，以及“本科或研究生”，小学教育户主作为参照组。医保类型包含两个虚拟变量，变量“公费及医保”，代表户主受公费、城镇职工、居民医保等社会基本医疗保险的保障，而“其他医保”则代表户主受商业医保等其他保障，户主不受医疗保障的家庭作为基准组。

在家庭特征变量组中，包含了四类主要的受家庭扶养的人群占家庭总人数的比例：残疾人、60 周岁以上老人、学龄前儿童、在校生。此外，该组变量还包含了未婚男青年（22 ~ 35 岁）的人数比例。

在家庭财务变量组中，拥有房产价值、是否拥有汽车被作为家庭财富的主要代表。此外，我们也包含了家庭部分资产和债务变量^②。家庭债务和资产采用受访者报告值。考虑到受访者在报告家庭资产负债信息时可能不准确，我们增加了家庭拥有房产总价值和拥有汽车的虚拟变量，以便刻画家庭的资产状况。

在储蓄率的计算过程中，各年份家庭收入按以下类别进行加总：工薪收入、养老金或离退休金、经营净收入、财产性收入、社会救济收入、其他转移性收入，扣除提取住房公积金、所得税、医疗基金与失业基金。特别地，我们估计了自有住房的隐性租金收入，加入到家庭可支配收入中^③。此外，隐性住房消费也被计入到自有住房家庭

① 在本文实证部分，为使回归分析结果更为平滑，所有以货币量衡量的变量均取对数处理。

② 部分资产包括金融资产、生产性资产和耐用消费品。

③ 对公租房及自有住房家庭，根据户主自估租金，或同类房型市场租金，同时估算租金收入与消费。

消费中。鉴于估算的隐性住房消费与租金收入往往在家庭收支中占到可观的比重，这一处理纠正了对自有住房家庭储蓄率的高估倾向，使家庭储蓄率分布更为合理。各年份诸解释变量的统计描述见表 13。

表 13 解释变量的描述统计结果

变量/年份	1995 年		2002 年		2013 年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
残疾人比	0.004	0.038	0.106	0.230	0.023	0.121
学龄前幼儿比	0.049	0.115	0.032	0.094	0.043	0.104
在校生比	0.179	0.176	0.180	0.172	0.129	0.169
未婚男比	0.028	0.093	0.032	0.100	0.037	0.125
公费、社会医保	0.726	0.446	0.682	0.466	0.916	0.277
其他医保	0.079	0.269	0.056	0.230	0.011	0.104
人均收入(元)	8751	5861	13391	8651	34796	24635
对数人均收入	8.920	0.544	9.338	0.573	10.263	0.635
对数房产价值	3.674	4.942	9.338	4.188	11.509	3.952
债务(元)	801	6065	5232	53255	20470	89138
对数债务	0.920	2.622	1.387	3.412	1.609*	3.954
户主是少数民族	0.042	0.201	0.039	0.194	0.047*	0.211
户主是党员	0.275	0.447	0.377	0.485	0.271	0.444
家庭资产(元)	21799	29837	53306	96310	106977	269289
对数家庭资产	9.242	2.069	10.177	1.559	10.649*	1.951
北京	0.072	0.259	0.070	0.256	0.106	0.308
山西	0.095	0.293	0.090	0.286	0.082	0.275
辽宁	0.102	0.302	0.103	0.304	0.125	0.330
江苏	0.115	0.319	0.107	0.309	0.089	0.285
安徽	0.073	0.259	0.073	0.260	0.048	0.213
河南	0.087	0.283	0.099	0.299	0.071	0.256
湖北	0.105	0.306	0.099	0.298	0.119	0.324
广东	0.078	0.268	0.080	0.272	0.072	0.259
四川	0.121	0.326	0.126	0.332	0.119	0.324
云南	0.095	0.293	0.094	0.292	0.051	0.221
甘肃	0.058	0.234	0.058	0.234	0.117	0.322
样本数	6793		6699		6628	

注：本文所有名义变量均按 2013 年不变价格进行了调整；2013 年部分变量标有*，代表这一变量未包含在新疆的问卷中，因此只有 6139 个观测值；第三部分中已给出统计结果的变量已略去。

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

（二）估计储蓄方程

为全面反映各解释变量的影响，在最小二乘法（Ordinary Least Square, OLS）的基础上，Firpo et al. (2009) 提出的无条件分位数回归（Unconditional Quantile Regression, UQR）也将被我们用于储蓄方程的估计。UQR 方法可以估计变量 X 的微小变动 ΔX 对储蓄率 S 无条件分布 τ 分位上数值的边际影响，根据 Firpo et al. (2009)，UQR 方法基于影响函数（Influence Function, IF），IF 表示某一变量的一个特定观测值对该变量分布的影响，以本文中的储蓄率 S 为例：

$$IF = \frac{\tau - 1}{f_s(Q_s(\tau))} \quad \text{if } S \leq Q_s(\tau) \quad \text{and,} \quad IF = \frac{\tau}{f_s(Q_s(\tau))} \quad \text{if } S > Q_s(\tau) \quad (5)$$

(5) 中，储蓄率 S 的分布密度函数 f_s 的估计可以采用高斯核估计值（Gaussian Kernel Estimator, GKE）。将 IF 加上 S 的相应统计量，如这里的 S 无条件分布 τ 分位的数值 $Q_s(\tau)$ ，便可得到再中心化影响函数（Recentered Influence Function, RIF）：

$$RIF = Q_s(\tau) + IF \quad (6)$$

UQR 方法就是将 RIF 对 X 进行回归。由于 RIF 只有两种取值，因此适用 logit 回归。

（三）期际储蓄差异的反事实分解——均值分解

在估计储蓄方程之后，我们将采用 Juhn et al. (1993) 使用的反事实分解方法（以下简称 JMP1993），对相邻数据年份的储蓄率变动进行分解。JMP1993 方法使我们可以将家庭储蓄率变动分解为可观察与不可观察家庭特征的影响。简化的储蓄方程可以将这些不同的影响区分开来：

$$S_{it} = X_{it}\beta_t + u_{it} \quad (7)$$

其中 S_{it} 代表 t 年家庭 i 的储蓄率， X_{it} 代表家庭可观察特征，其中包含式 (4) 中的 X 、 H 、 I 和 W 。 u_{it} 则代表家庭储蓄率中受不可观察特征影响的部分，它由两部分组成：该家庭在残差分布中所处的百分位 θ_{it} ，以及储蓄方程残差的累积分布函数 $F_t(\cdot)$ ，即：

$$u_{it} = F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (8)$$

在这一框架之下，定义 $\bar{\beta}$ 为通过所有年份观测样本得出的可观察特征的平均回报率， $\bar{F}_t^{-1}(\cdot | X_{it})$ 为平均残差累积分布函数的反函数，那么家庭储蓄率便可作如下分解：

$$S_{it} = X_{it}\bar{\beta} + X_{it}(\beta_t - \bar{\beta}) + \bar{F}_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) + [F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) - \bar{F}_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it})] \quad (9)$$

式 (9) 右边的第一项反映固定系数下家庭可观察特征变动对储蓄率的影响。第二项为固定解释变量时系数变动的的影响，第三项刻画了残差分布变动的的影响。由于 $\bar{\beta}$ 和

$\bar{F}_t^{-1}(\cdot | X_{it})$ 可以通过全年份样本估计得到, 式(9)便允许我们任意考察各项单独变动时家庭储蓄率受到的影响。例如, 可观察特征回报率和残差分布固定的情况下, 储蓄率将由下式决定:

$$S_{it}^1 = X_{it}\bar{\beta} + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (10)$$

通过(10), 我们可以考察可观察特征的变动如何影响储蓄率。进一步地, 仅固定残差分布时, 储蓄率决定式如下:

$$S_{it}^2 = X_{it}\beta_t + \bar{F}^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) \quad (11)$$

最后, 允许残差分布也变动:

$$S_{it}^3 = X_{it}\beta_t + F_t^{-1}(\theta_{it} | X_{it}) = S_{it} \quad (12)$$

我们将分别计算各年份的 S_{it}^1 、 S_{it}^2 和 S_{it}^3 , 不同年份 S_{it}^1 变动便可归因于家庭可观察特征的变动(构成效应), S_{it}^2 的任何进一步变动应被归因于可观察特征回报率(系数)的变动(结构效应), S_{it}^3 的进一步变动将被归因于不可观察特征分布及其回报的变动。

(四) 基于再集中影响函数(RIF)的协变量分解

在 JMP1993 分解的基础上, 我们采用 Firpo et al. (2009) 提出的 FFL 分解方法, 进一步将储蓄率变动分解至各协变量。这一方法能够在分位水平上计算单个解释变量的两类效应, 这将有助于我们识别各因素对城镇家庭储蓄率期际变动的贡献。FFL 分解的实质是在 UQR 结果基础上开展类似 Oaxaca-Blinder 形式的分解(Oaxaca, 1973; Blinder, 1973)。

FFL 分解具体分为两步。第一步传承了 DiNardo et al. (1996) 的分解方法(以下简称 DFL 分解), 通过重置加权构造反事实分布来实现分解。将两个年份的样本合并, 新混合截面样本的边际密度函数乘以重置权重因子, 就能得到储蓄率的反事实分布, 进而将组间差异分解至构成效应和结构效应。第二步基于 RIF 回归获得类似于 Oaxaca-Blinder 分解的形式, 从而将组间变动具体分解到每一个协变量上。FFL 方法在这一步对 DFL 的改进在于放宽了前者将构成效应分解至单一协变量时, 对协变量必须是离散(虚拟)变量的要求。

五 实证结果

(一) 储蓄方程的估计结果

表 14 给出了稳健最小二乘法(Robust OLS)估计储蓄方程的结果。2013 年的新疆

问卷未提供户主是否党员、是否少数民族、家庭资产和家庭债务信息，因此 2013 年给出了两个回归结果。2013 年 a 是不包含新疆样本，包含全部解释变量的回归结果，2013 年 b 是包含新疆样本，不包含上述四个解释变量的回归结果。

表 14 储蓄方程的最小二乘估计结果

变量/年份	1995 年	2002 年	2013 年 a	2013 年 b
对数人均收入	0.133 *** (0.008)	0.161 *** (0.009)	0.174 *** (0.008)	0.181 *** (0.008)
未受教育	0.039 ** (0.016)	-0.078 *** (0.018)	0.018 (0.026)	0.022 (0.025)
初中教育	-0.004 (0.006)	0.004 (0.008)	-0.035 *** (0.008)	-0.037 *** (0.008)
高中大专教育	-0.018 * (0.010)	-0.024 ** (0.010)	-0.067 *** (0.011)	-0.062 *** (0.010)
本科以上教育	-0.006 (0.011)	-0.016 (0.013)	-0.086 *** (0.012)	-0.080 *** (0.011)
对数房产价值	0.002 *** (0.001)	-0.009 *** (0.007)	-0.013 *** (0.001)	-0.014 *** (0.001)
拥有汽车	-0.025 (0.055)	-0.097 ** (0.043)	-0.034 *** (0.007)	-0.036 *** (0.007)
公费或社会医保	-0.025 *** (0.008)	-0.002 (0.008)	0.038 *** (0.013)	0.028 ** (0.012)
其他医保	0.002 (0.011)	-0.042 *** (0.016)	0.048 (0.033)	0.030 (0.031)
家庭人数	0.040 *** (0.004)	0.025 *** (0.005)	0.057 *** (0.004)	0.061 *** (0.004)
残疾人比	0.002 (0.061)	-0.058 *** (0.016)	0.008 (0.031)	0.002 (0.025)
老年人比	-0.045 ** (0.022)	0.022 (0.018)	-0.008 (0.014)	-0.001 (0.014)
学龄前儿童比	-0.108 *** (0.042)	-0.050 (0.041)	-0.117 *** (0.036)	-0.105 *** (0.035)
在校生比	-0.115 *** (0.024)	-0.101 *** (0.024)	-0.107 *** (0.023)	-0.102 *** (0.023)
未婚男青年比率	0.020 (0.034)	0.059 * (0.033)	0.071 ** (0.031)	0.059 ** (0.029)
性别	0.012 ** (0.006)	0.026 *** (0.007)	0.024 *** (0.008)	0.022 *** (0.008)
年龄	-0.007 *** (0.002)	-0.003 (0.002)	-0.002 (0.002)	-0.003 * (0.002)
年龄平方	6.98e-05 *** (2.1e-05)	2.17e-05 (2.38e-05)	2.76e-05 (1.69e-05)	3.24e-05 ** (1.64e-05)
有伴侣	0.013 (0.008)	0.011 (0.015)	0.049 *** (0.012)	0.052 *** (0.012)
对数债务	-0.005 *** (0.001)	-0.005 *** (0.001)	0.001 (0.001)	—
是少数民族	0.024 * (0.014)	0.013 (0.015)	-0.018 (0.018)	—
是党员	0.000 (0.007)	0.006 (0.007)	0.004 (0.008)	—
对数家庭资产	0.002 (0.002)	-0.002 (0.003)	0.000 (0.002)	—
省份虚拟变量	略	略	略	略
常数	-1.067 *** (0.081)	-1.164 *** (0.963)	-1.598 *** (0.101)	-1.659 *** (0.096)
样本数	6793	6698	6127	6614
R 平方	0.096	0.133	0.147	0.156

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

以货币单位衡量的变量在回归分析中均取了自然对数，对这些变量回归系数的含义，有必要作出说明。以对数家庭人均收入变量为例，将 (1) 重新写为如下形式：

$$S = \beta X + \gamma H + \sigma W + \theta \ln(IPC) + \eta G + e \quad (13)$$

式(13)将对数人均收入写成 $\ln(IPC)$ (Income Per Capita), θ 特指回归结果中 $\ln(IPC)$ 这一项的系数。在式(13)两端对 IPC 求导数, 得到:

$$\frac{dS}{dIPC} = \frac{\theta}{IPC} \quad (14)$$

根据(14), 将取对数的变量在 OLS 或 UQR 回归中得到的系数除以该变量的均值, 就能直观地考察均值上相应变量的单位变动对储蓄率所造成的影响。

1. 家庭人均收入与储蓄率

家庭人均收入在储蓄方程中的估计结果直接反映城镇家庭消费 - 储蓄倾向在收入增加时的变动趋势。人均收入与储蓄率存在显著正向关系, 表明随着收入增加, 城镇家庭总是存在增加储蓄比例减少消费比例的倾向。根据 OLS 结果, 1995 年人均收入每增长 1000 元, 储蓄率相应增长 1.52%, 这一数字在 2002 年和 2013 年分别为 1.20% 和 0.52%^①。UQR 结果也显示人均收入与储蓄率显著相关^②。从图 3 反映的每千元人均收入增加对各分位储蓄率影响来看, 1995 年与 2002 年, 人均收入对储蓄的影响程度很接近, 并随着储蓄分位提高而下降。2013 年人均收入的影响明显下降, 在各分位的影响也更为平均。这表明近年来, 在城镇家庭人均收入持续上升的同时, 人们的消费意识逐渐改变, 边际消费倾向上升, 使得人均收入增长所引致的储蓄增长效应逐渐减小。

2. 多种不确定性的储蓄影响。

在储蓄方程中, 我们主要考察了三类不确定性对家庭储蓄的潜在影响: 收入波动风险、医疗支出风险与养老风险。

(1) 收入波动风险的储蓄影响。在第三部分的描述统计中, 根据教育程度分组的储蓄率统计结果显示, 城镇家庭可能因收入波动较大而额外储蓄。在储蓄方程控制了家庭收入之后, OLS 结果更为明确地证实了家庭会根据收入不确定性大小调整预防性储蓄。在教育程度变量组系数普遍显著的 2013 年, 伴随着户主受教育程度的提高, 家庭储蓄率下降的幅度也越来越大, 户主接受初中教育将使家庭储蓄率在均值上显著减少 3.71%, 户主接受高中、大专教育和本科及以上学历的家庭储蓄率则分别比对照组家庭显著减少 6.23% 和 8.00%。不同年份的回归结果中, 受过高中大

① 2013 年报告的数字来自模型 b, 如以模型 a 的系数计算, 这一数字应为 0.50%。考虑到模型 b 包含了 2013 年的全部样本, 此后对 2013 年的分析主要使用 b 模型的结果。

② 详细的无条件分位数回归结果见附表 1。

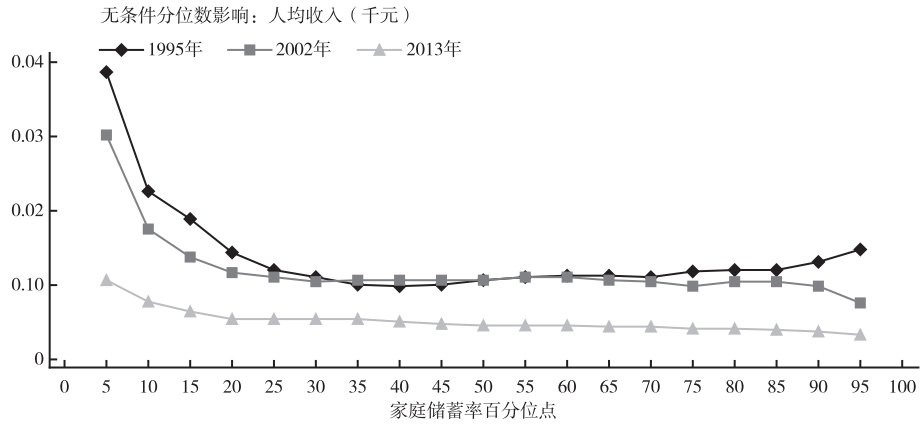


图3 UQR 结果：(每千元) 家庭人均收入的影响

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

专教育的户主，其家庭储蓄率在 1995 年、2002 年和 2013 年，分别显著低于户主仅受过小学教育的家庭 1.79%、2.35% 和 6.23%。这表明户主学历较低家庭相比学历较高家庭所做的额外储蓄份额逐年增多。从图 4 的 UQR 结果来看，以高中大专学历与小学学历的比较为例，在 1995 年和 2002 年，低储蓄分位的家庭对收入不确定性较为敏感。而到了 2013 年，教育程度的影响程度较前两个年份明显提高，并且在整个储蓄分布上均十分显著，这表明收入不确定性对家庭预防性储蓄决策的影响效应正在加强。

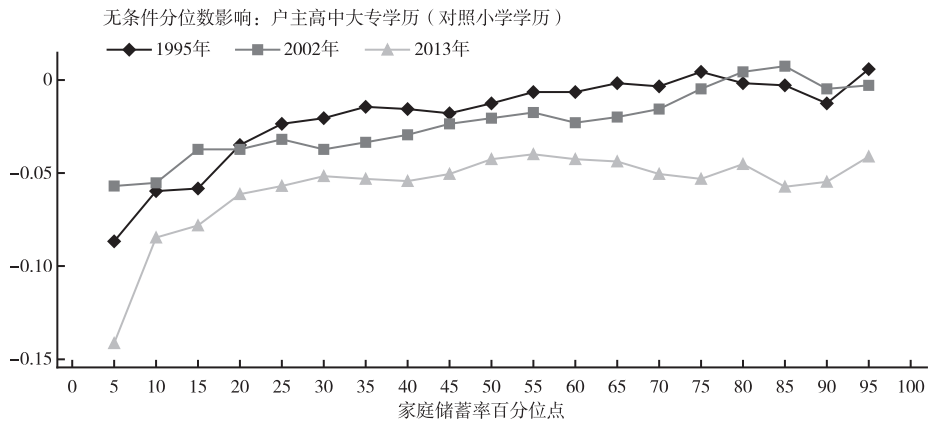


图4 UQR 结果：户主拥有高中大专学历

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

(2) 医疗保险的储蓄影响。医疗保险对于家庭储蓄的影响，主要来源于两个方面，一是减少了健康风险，从而降低了预防性储蓄动机；二是降低了家庭的医疗支出，从而增加了储蓄。1995年户主拥有公费和社会医保的家庭储蓄率显著低于没有任何医疗保障的家庭2.53%，2002年，这一差异不再显著。到了2013年，公费和社会医保对家庭的影响开始反转，户主拥有公费和社会医保的家庭，储蓄率显著高出无医保家庭2.69%。从UQR结果看，1995年医疗保障的负向影响显著，2002年则只在高储蓄分位显著，而2013年医疗保障的效应已转为正向，并且在高储蓄分位表现出显著影响（图5）。公费和社会医保对家庭储蓄率变化方向的变动，表明医疗保障影响家庭储蓄的两种机制，在1995-2013年间发生了主次地位的置换。上世纪90年代中后期，中国实行了一系列城镇医疗保障制度的改革探索。1998年，城镇职工基本医疗保险制度开始推行。2007年，国务院要求在全国范围内启动城镇居民基本医疗保险的试点工作。不论是城镇职工医保还是城镇居民医保，均规定了不同标准的起付线和最高支付限额，个人与社会保险共同承担医疗支出风险的模式减弱了医疗保障对预防性储蓄的挤出效应。而伴随着城镇职工、居民医保的覆盖与完善，节约城镇居民医疗支出的效应日益明显，使得近年来拥有城镇医保的家庭储蓄率不降反升。

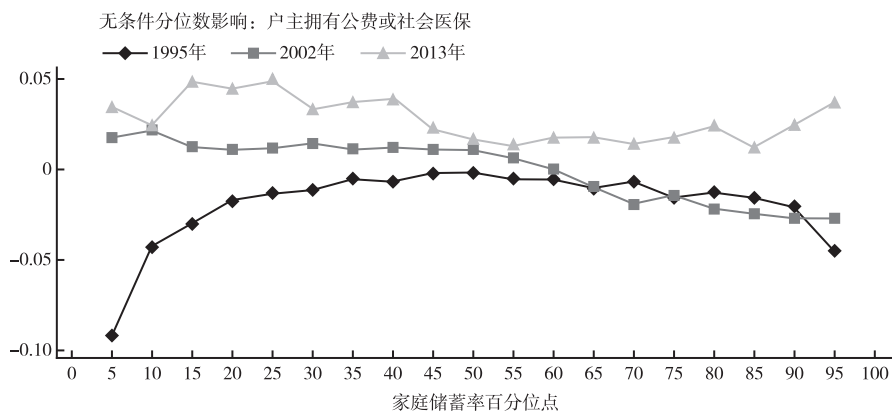


图5 UQR结果：户主拥有公费或社会医保

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

(3) 养老风险的储蓄影响。LC-PIH模型对年龄-储蓄关系给出了“倒U型”的预测，这一结论很大程度上基于代表性个人生命周期内收入流的变动路径。在储蓄方程控制了收入之后，年龄与储蓄关系将更多反映期际平滑动机之外，处在生命周期不同阶段的户主在储蓄决策上的差异。

在 1995 年和 2013 年的 OLS 估计结果中，户主年龄的系数显著为负，而年龄平方项的系数则显著为正。如图 6 所示，将 OLS 结果作为二次方程系数，以户主年龄对储蓄率进行二次曲线拟合。根据 1995 年和 2013 年 OLS 系数所画出的两条二次曲线近乎一致，拟合曲线的最低点年龄分别为 46.9 岁和 45.7 岁。结合第三部分按户主年龄分组的家庭储蓄率描述统计结果，我们认为当户主进入生涯中后期之后，养老需求变得较为紧迫，从而会为应对养老风险而作出额外的预防性储蓄。

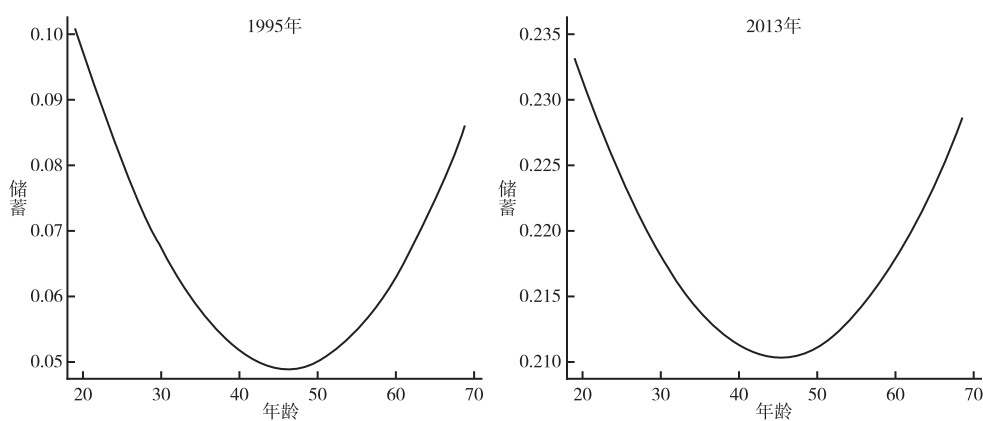


图 6 储蓄率 - 年龄二次拟合曲线

资料来源：根据 1995 年和 2013 年 CHIP 调查数据计算得到。

3. 家庭财富的“缓冲储备”效应

第三部分的统计描述已经初步显示，中国城镇家庭的预防性储蓄份额受到家庭财富的“缓冲储备”效应影响。在 OLS 结果中，家庭房产价值和拥有汽车两个家庭财富指标表现出与储蓄率的显著负向关系，进一步证实了这一推测。其中，拥有汽车的家庭在 2002 年和 2013 年分别减少储蓄 9.67% 和 3.63%^①。近年来，汽车在中国大部分城市已逐渐从高档消费品变成了普遍的耐用消费品，对家庭财富的代表性减弱，因此该变量的影响在 2013 年略有下降。UQR 结果表明，以汽车为代表的家庭财富对储蓄的影响主要作用于低储蓄率分位的家庭（图 7）。

根据 OLS 回归结果，家庭所拥有的房产价值每增加十万元，2002 年的家庭储蓄将减

^① 拥有汽车在 1995 年对家庭储蓄没有显著影响，这是合理的，因为私家车在 1990 年代拥有量较少，对家庭财富的代表效应较弱。

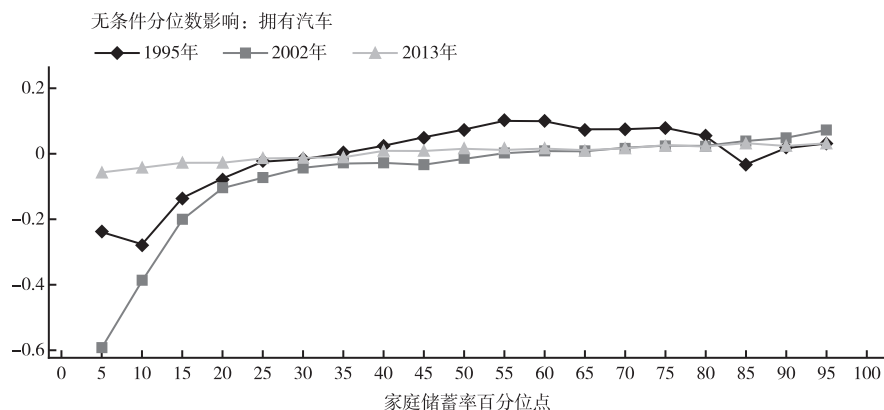


图7 UQR结果：拥有汽车的影响

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

少0.228%，2013年的家庭储蓄将减少0.255%^①。进入21世纪之后，房产越来越成为中国家庭保值增值的资产。作为家庭财富的主要表征，房产总值高的家庭，拥有足够的“缓冲储备”以应对不确定性，预防性储蓄动机因而受到抑制。从UQR结果来看，房产价值对储蓄率的负向影响在各分位基本持平，这也一定程度上表明房产价值是比拥有汽车更具代表性的财富表征变量（图8）。2013年每十万元房产价值增加对储蓄率的负向影响低于2002年，一定程度上源自房价快速上涨稀释了同等幅度房产价值对家庭储蓄决策的影响。

4. 其他影响因素：家庭规模、人力资本投资与婚姻市场竞争

在OLS结果中，有三类显著影响城镇家庭储蓄率的变量引起了我们的注意。家庭人数在OLS和UQR中均显示出与储蓄率极强的正相关性。根据OLS的结果，1995年、2002年和2013年家庭每多一个成员，家庭储蓄率就会分别上升4.04%、2.51%和6.08%。这一现象可以解释为家庭的规模经济效应。随着家庭人数的上升，许多消费项目上的边际支出将递减。根据图9所给出的UQR结果来看，家庭人数增加对储蓄率的正影响在低储蓄分位表现明显。2013年家庭人数的影响程度明显高于前两个年份，这表明中国城镇家庭以户为单位的基本消费支出上升，从而规模效应也更为明显。

^① 拥有房产价值与家庭储蓄率在1995年呈显著正相关关系，原因很可能是上世纪90年代商品房市场化尚未兴起，房价也相对较低，彼时房产价值还未在中国城镇家庭的财富总量中占据核心地位。而另一方面，我们对自有住房租金收入的估算使得同等情况下有房家庭的储蓄率存在高于无房家庭的倾向。

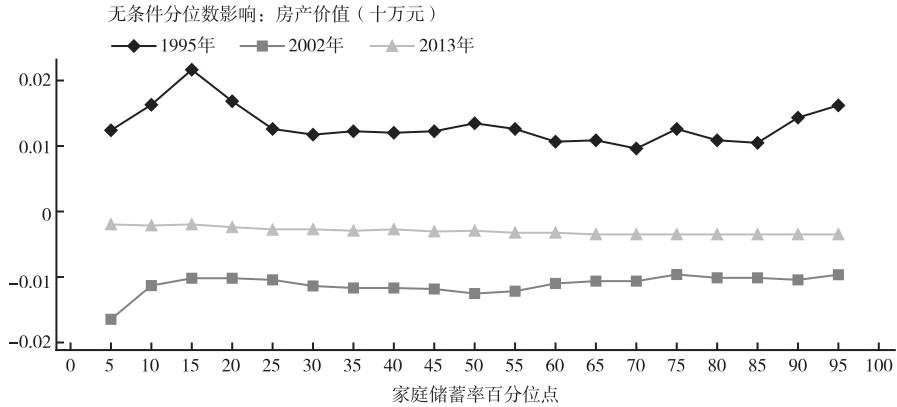


图8 UQR 结果：(每十万元) 房产价值的影响

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

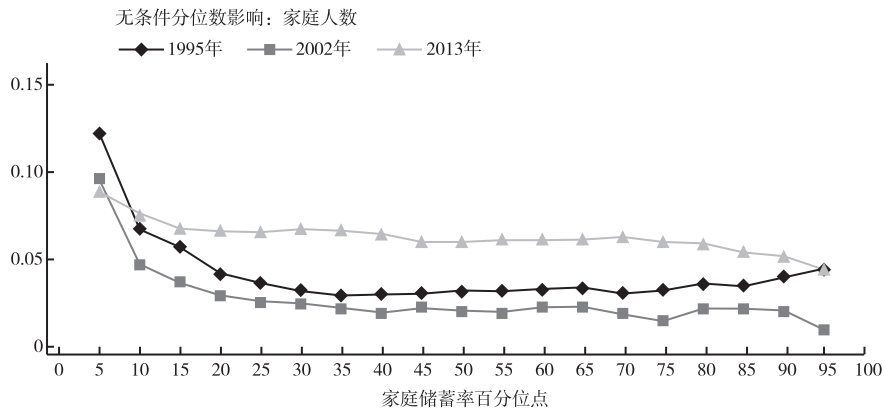


图9 UQR 结果：家庭人数的影响

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

在储蓄方程的估计结果中，家庭的学龄前儿童比例与在校生比例与家庭储蓄率显著负相关。其中，家庭在校生比例每上升 10%，储蓄率在 1995 年、2002 年和 2013 年分别下降 1.15%、1.01% 和 1.02%。在系数显著的年份，学龄前儿童比例对储蓄率的负影响程度与在校生相当。相比之下，同样作为没有收入的受抚养人群，老人与残疾人对家庭储蓄率的负向影响则明显较弱。在校学生和幼童所表现出的显著负向储蓄效应，反映出城镇家庭对年轻成员人力资本投资的重视。在家庭的诸多消费项目之中，年轻成员的人力资本培养支出相对较为特殊，当期为家庭提供的效

用并不明显，更多应视为一种投资。图 10 给出了在校学生比例的 UQR 回归结果，可以发现其对储蓄率的影响在各年较为稳定，较高储蓄率家庭受到的负向影响略大于中低分位的家庭。这表明储蓄较高的家庭，愿意为家中年轻成员付出更高比例的人力投资支出。

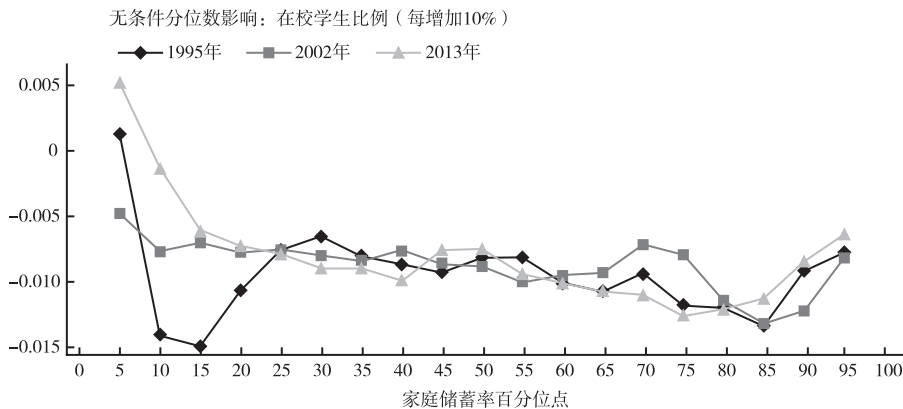


图 10 UQR 结果：在校学生比例（每增加 10%）的影响

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

参考 Wei & Zhang (2011) 的研究结论，我们引入未婚男青年比例变量来考察婚姻市场的竞争压力是否会使家庭调整储蓄决策。OLS 结果表明，进入 21 世纪之后，家庭 22 ~ 35 岁适龄未婚男青年比例与储蓄率显著正相关。在 2002 年和 2013 年，该比例每增加 10%，家庭储蓄率将会上升 0.59%。在 UQR 中，显著的相关关系也仅出现在 2002 年和 2013 年。如图 11 所示，2013 年低分位影响并不显著，而中高分位部分的影响则显著高于 2002 年，储蓄率中高分位的家庭应对婚姻市场竞争的储蓄动机更强。

（二）储蓄率跨期变动的 JMP 1993 分解结果

表 15、表 16 给出了储蓄率跨期变动的 JMP1993 分解结果。我们发现，中国城镇家庭储蓄率增加和分布变动的主要驱动力，在 1995 - 2002 年和 2002 - 2013 年两个时期存在明显差异。1995 年到 2002 年间的储蓄率上升，主要来自于储蓄方程各变量系数变动所引起的结构效应，城镇家庭各变量变化造成的构成效应的总幅度很小。2002 - 2013 年间储蓄率的增加，几乎完全来自于储蓄方程中各变量值变动所引起的构成效应，而结构效应不再推动储蓄率上升。

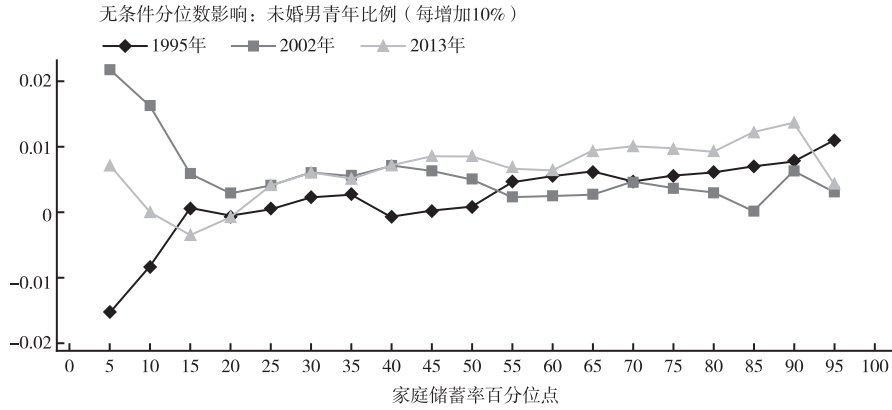


图 11 UQR 结果：未婚男青年比例（每增加 10%）的影响

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 15 2002 年与 1995 年储蓄率差异的 JMP 1993 分解结果

	总差异	构成效应	结构效应	残差影响
均值差异	0.1014	0.0262	0.0752	0.0000
10 分位差异	0.0609	0.0240	0.0708	-0.0340
25 分位差异	0.0735	0.0175	0.0698	-0.0138
中位数差异	0.1158	0.0326	0.0774	0.0058
75 分位差异	0.1291	0.0294	0.0797	0.0200
90 分位差异	0.1384	0.0387	0.0755	0.0243

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 16 2013 年与 2002 年储蓄率差异的 JMP1993 分解结果

	总差异	构成效应	结构效应	残差影响
均值差异	0.0396	0.1006	-0.0610	-0.0000
10 分位差异	0.0133	0.0929	-0.0731	-0.0065
25 分位差异	0.0239	0.0995	-0.0675	-0.0082
中位数差异	0.0429	0.1024	-0.0610	0.0015
75 分位差异	0.0552	0.1024	-0.0553	0.0081
90 分位差异	0.0536	0.1012	-0.0555	0.0079

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

（三）储蓄率跨期变动的协变量分位分解结果

首先，表 17、表 18 给出了采用 FFL 方法获得的 1995 - 2002 年、2002 - 2013 年两

段时期，各储蓄分位储蓄率差异的两类效应分解结果。与 JMP 1993 在均值上的分解结果相类似，第一段时期（1995 - 2002 年）中，储蓄率增长绝大部分源自结构效应，构成效应贡献最高的 80 分位，其对总增长的贡献也仅占 32.23%。随着储蓄率分位的提高，结构效应逐渐减弱，而构成效应则逐渐从负向影响转向正向影响。在后一个时期（2002 - 2013 年），各分位储蓄率的增加则完全来自家庭特征变动所引起的构成效应，其影响幅度随着储蓄率分位从低到高逐渐减弱。

表 17 FFL 分位分解结果：1995 - 2002 年

百分位	储蓄率差异	构成效应	结构效应
10	0.061(0.010)	-0.206(0.057)	0.382(0.038)
20	0.068(0.006)	-0.115(0.034)	0.256(0.020)
30	0.083(0.005)	-0.107(0.030)	0.211(0.018)
40	0.104(0.005)	-0.047(0.028)	0.181(0.017)
50	0.116(0.005)	-0.052(0.027)	0.165(0.017)
60	0.126(0.005)	0.009(0.027)	0.150(0.017)
70	0.131(0.005)	0.035(0.027)	0.142(0.018)
80	0.130(0.005)	0.042(0.028)	0.090(0.020)
90	0.138(0.006)	0.002(0.032)	0.038(0.023)

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 18 FFL 分位分解结果：2002 - 2013 年

百分位	储蓄率差异	构成效应	结构效应
10	0.013(0.010)	0.190(0.022)	-0.277(0.016)
20	0.017(0.007)	0.131(0.015)	-0.206(0.010)
30	0.030(0.006)	0.132(0.013)	-0.203(0.009)
40	0.038(0.005)	0.139(0.012)	-0.130(0.009)
50	0.043(0.005)	0.129(0.011)	-0.092(0.008)
60	0.044(0.005)	0.117(0.011)	-0.150(0.008)
70	0.047(0.005)	0.112(0.011)	-0.072(0.009)
80	0.056(0.005)	0.097(0.011)	-0.025(0.009)
90	0.054(0.006)	0.072(0.012)	-0.014(0.010)

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 19 给出的第一段时期构成效应的协变量分解结果显示，1995 - 2002 年构成效应最大的推动力来自人均收入的增长，在 25 分位、50 分位和 75 分位上使储蓄率上升

1.52%、1.45%和1.39%，占分位储蓄率总差异的20.71%、12.50%和10.78%。然而，以家庭财富增长为代表^①，多个变量值变动均通过降低预防性储蓄而产生了负向的构成效应。其中，房产价值增加使得储蓄率在25分位、50分位、75分位家庭分别降低8.35%、9.91%、7.63%，其效应幅度超过了分位储蓄率总变动。平均受教育程度提高所引致的收入不确定性下降，对低储蓄率家庭减少预防性储蓄的影响也较为显著，在10分位和25分位分别使储蓄率下降2.32%、1.30%，占到总储蓄率差异的38.22%和17.71%。此外，家庭人数的总体下降趋势也引起了可观的负向构成效应，在25分位、50分位、75分位分别使储蓄率下降2.42%、1.88%、1.36%。

根据表20，1995 - 2002年促使城镇家庭储蓄率上升的结构效应中，主要驱动力来自省份效应和储蓄方程的常数变化。同等幅度收入对储蓄率的影响在1995 - 2002年期间显著降低，这一变动的负向结构效应也十分显著，使25、50和75储蓄分位点家庭的储蓄率下降92.0%、79.3%和84.9%。此外，家庭人口的规模效应在这段时期也有所扩大，使2002年上述三个分位点的储蓄率比1995年降低17%、15.1%、14.7%。相比之下，与预防性储蓄相关的诸变量的系数变动对储蓄率影响较小，方向为负，表明家庭预防性储蓄针对学历和财富的敏感程度在这段期间略有加强，但变化幅度较小。

表19 FFL协变量分解结果：构成效应（1995 - 2002年）

变量/分位	10分位	25分位	50分位	75分位	90分位
对数人均收入	0.0214	0.0152	0.0145	0.0139	0.0127
对数房产价值	-0.0804	-0.0835	-0.0991	-0.0763	-0.0798
受教育程度	-0.0232	-0.0130	-0.0086	-0.0003	-0.0025
家庭人数	-0.0400	-0.0242	-0.0188	-0.0136	-0.0180
受抚养人比	-0.0141	-0.0024	0.0063	0.0015	0.0018
未婚男青年比	0.0047	0.0013	0.0016	0.0013	0.0020
拥有医保	-0.0078	-0.0056	-0.0052	0.0023	0.0059
拥有汽车	-0.0040	-0.0012	-0.0005	-0.0001	0.0002
省份效应	0.0357	0.0564	0.0581	0.0619	0.0670
总储蓄率差异	0.0607	0.0734	0.1160	0.1290	0.1380

资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

^① 在储蓄方程中表现为房产总价值的上升。

表 20 FFL 协变量分解结果：结构效应（1995 - 2002 年）

变量/分位	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
对数人均收入	-1.709	-0.920	-0.793	-0.849	-0.905
对数房产价值	-0.001	-0.000	-0.000	-0.000	-0.000
受教育程度	0.002	-0.019	-0.030	-0.047	-0.034
家庭人数	-0.285	-0.170	-0.151	-0.147	-0.171
受抚养人比	0.015	0.001	0.007	0.020	0.018
未婚男青年比	2.63e-05	-1.99e-05	-2.20e-05	-4.66e-05	-5.66e-05
拥有医保	0.097	0.068	0.056	0.071	0.074
拥有汽车	2.61e-06	-9.40e-08	-1.13e-06	-1.21e-06	-5.52e-07
省份效应	0.212	0.162	0.178	0.189	0.171
储蓄方程常数	1.990	1.114	1.013	1.026	0.962
总储蓄率差异	0.061	0.073	0.116	0.129	0.138

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 21 给出了 2002 - 2013 年构成效应的协变量分解结果。可以发现这段时期储蓄率提高的主要推动力来自人均收入的提高，该效应使储蓄率在 25 分位、50 分位和 75 分位分别增长 22.5%、19.7% 和 17.4%。其他协变量变化所引起的构成效应幅度均比较小。与预防性储蓄相关的变量中，只有房产价值的增加所引致的负向构成效应在这段时期相对较为显著，25 分位、50 分位、75 分位分别使储蓄率下降 2.89%、3.70%、4.86%。

表 22 给出了 2002 - 2013 年结构效应的协变量分解，这段时期结构效应的总和较小，但其中人均收入变量的正向结构效应和储蓄结构常数变动的反向结构效应幅度均很大，二者方向相反。此外，图 12 给出了与家庭预防性储蓄敏感程度有关的两个变量：家庭房产价值和户主受教育程度的结构效应贡献分布。其中，房产价值的结构效应在大部分中低分位为正，在 25 分位和 50 分位的贡献分别为 14.0% 和 11.4%。同一效应在 60 分位及更高分位为负，在 75 分位和 90 分位分别为 -12.6% 和 -19.8%。这表明在这段时期中，家庭财富增长对预防性储蓄的降低效应在中低储蓄分位家庭略有减弱，而对高储蓄家庭则有所增强。换言之，相比于 2002 年，2013 年的城镇家庭预防性储蓄对家庭财富的敏感程度在中低储蓄分位降低，在高储蓄分位增强。另一方面，

户主受教育程度的结构效应贡献在大部分分位均为负值，25分位、50分位、75分位处该效应的储蓄率贡献分别为-20.0%、-16.4%和-12.0%。收入稳定性提高对于预防性储蓄的降低效应在这段时期内显著加强，表明家庭储蓄对于收入风险的反应在此期间变得更为敏感。

表 21 FFL 协变量分解结果：构成效应（2002 - 2013 年）

变量/分位	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
对数人均收入	0.309	0.225	0.197	0.174	0.151
对数房产价值	-0.023	-0.029	-0.037	-0.043	-0.045
受教育程度	-0.005	-0.010	0.001	-0.003	-0.010
家庭人数	-0.028	-0.025	-0.024	-0.023	-0.019
受抚养人比	0.001	-0.004	-0.003	-0.001	-0.000
未婚男青年比	0.000	0.001	0.002	0.003	0.003
拥有医保	0.004	0.006	0.002	0.002	0.003
拥有汽车	-0.040	-0.025	-0.012	-0.009	-0.007
省份效应	-0.021	-0.004	0.006	0.004	0.000
总储蓄率差异	0.013	0.024	0.043	0.055	0.054

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

表 22 FFL 协变量分解结果：结构效应（2002 - 2013 年）

变量/分位	10 分位	25 分位	50 分位	75 分位	90 分位
对数人均收入	2.042	3.311	2.220	2.123	2.841
对数房产价值	-0.103	0.140	0.114	-0.126	-0.198
受教育程度	0.049	-0.200	-0.164	-0.120	-0.100
家庭人数	0.344	0.168	0.228	0.211	0.323
受抚养人比	0.065	0.172	0.192	0.109	0.049
未婚男青年比	-0.003	0.006	0.002	0.008	0.007
拥有医保	-0.159	-0.095	-0.095	0.018	0.083
拥有汽车	0.002	0.001	0.002	-0.001	-0.001
省份效应	0.220	0.322	0.143	0.412	0.349
储蓄方程常数	-5.283	-3.056	-3.637	-2.333	-2.282
总储蓄率差异	0.013	0.024	0.043	0.055	0.054

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

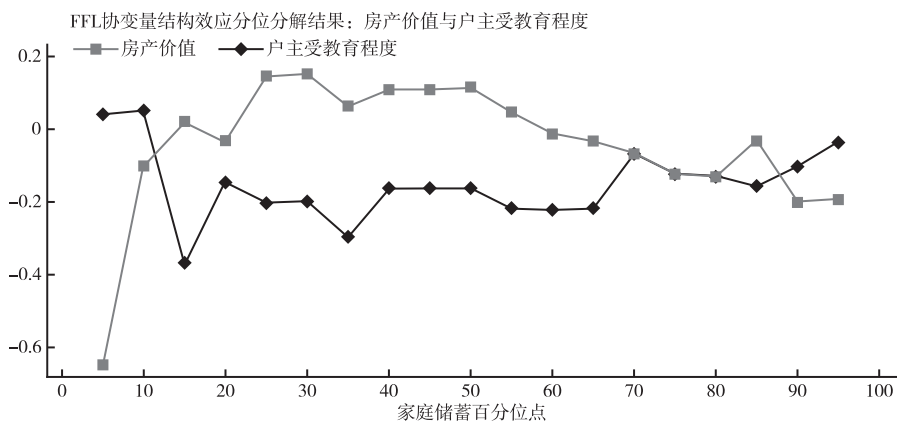


图 12 FFL 协变量结构效应分位分解结果：房产价值与户主受教育程度

资料来源：根据各轮 CHIP 调查数据计算得到。

六 结论

本文主要使用 1995 年、2002 年和 2013 年三轮 CHIP 城镇住户调查数据，基于主流储蓄理论，对城镇家庭储蓄决策的影响因素进行了研究，并重点考察了收入风险与财富储备对中国城镇家庭预防性储蓄动机的影响。基于样本统计分析结果，本文构建并估计了储蓄方程，在均值和分位水平上，对多个影响城镇家庭储蓄率的变量进行了分析。在回归分析的基础上，本文将期际储蓄率变动分解为储蓄方程各关键变量值变动引起的构成效应与影响系数变动所引起的结构效应，从而考察城镇家庭储蓄率逐期上升的主要驱动因素，以及预防性储蓄动机敏感程度的期际变动。

描述统计显示，中国城镇家庭的储蓄率在 1995 - 2013 年间持续上升，各时期高储蓄率家庭的储蓄增长速度也更快，使得储蓄率分布不平等程度随时间拉大。此外，1995 - 2002 年间，消费增长速度显著慢于收入增长，是家庭储蓄在这一段时期快速增长的直观原因。此外，统计结果显示历年样本中，普遍存在储蓄率随家庭收入分位递增的趋势，表明收入更高的家庭消费比例相对更低。

进一步地，通过以描述统计方法考察样本家庭年龄结构、户主教育程度、家庭财富表征变量和家庭储蓄率的关系，我们初步得出结论，认为家庭具有防范养老风险与收入风险的预防性储蓄动机，而家庭财富积累则具有 Deaton (1991) 等提出的“缓冲储备”效应，能够抑制预防性储蓄动机。

在储蓄方程的均值估计与分位估计中获得的主要结论包括：城镇家庭储蓄率与人均收入显著正相关，表明城镇家庭具有显著的边际消费递减倾向；户主受教育程度与家庭储蓄率显著负相关，表明家庭会根据收入风险大小调整预防性储蓄；在户主生涯中后期，年龄与家庭储蓄率正相关，表明预防性储蓄受到养老风险影响；储蓄率与家庭财富表征变量显著负相关，表明财富积累确实对预防性储蓄存在抑制效应。

此外，储蓄方程的估计结果还反映人口规模效应对城镇家庭储蓄率影响显著，人口较多的家庭往往储蓄率也较高；中国城镇家庭重视年轻成员的人力资本投资，在相关支出方面不吝惜减少储蓄；城镇家庭面临婚姻竞争压力，会因为家中有未婚男青年而增加储蓄。

通过 JMPI993 分解我们发现，中国城镇家庭在 1995 - 2002 年间的储蓄率增长和分布变动，驱动力主要来源于结构效应，而 2002 - 2013 年的变动则主要归因于构成效应。在 FFL 协变量分解中，我们确定 1995 - 2002 年间的正向结构效应，主要来自省份效应和储蓄方程的常数变动，家庭人均收入提高则是 2002 - 2013 年间构成效应的主要来源。进一步地，我们在两段时期的协变量效应分解中重点考察了家庭预防性储蓄动机敏感程度的变动。结果表明，一方面，两段时期内，房产价值与户主受教育程度的构成效应贡献均持续为负向，表明城镇家庭财富积累与收入风险的持续降低对预防性储蓄存在持续的抑制效应。另一方面，二者的结构效应在 1995 - 2002 年为负，但幅度较小，表明这段时期家庭预防性储蓄对收入风险和财富积累的敏感程度略有上升。2002 - 2013 年期间，城镇家庭预防性储蓄动机对家庭财富的敏感程度在中低分位减弱，在高储蓄分位增强，对收入风险的敏感程度有显著增强。

本文的研究表明，中国城镇居民储蓄率较高且仍在增长，长期以来收入快速增长成为城镇家庭储蓄率增加的主要原因，而应对风险的预防性动机也是城镇家庭进行额外储蓄的重要驱动因素。根据本文的实证结论，要挖掘城镇中产家庭高储蓄背后蕴含的巨大消费潜力，使之成为驱动经济增长的新动力，应当深入落实供给侧改革，鼓励产业创新，提供更为丰富和多样化的消费品和服务以满足城镇家庭日益提升的消费需求；建设健全医疗、养老、扶贫等全方位社会保障体系，提高普通居民家庭的抗风险能力，使之在应对未来不确定性时更少依赖储蓄和财富积累；年轻的家庭成员相比老年成员有更高的消费和人力投资支出需求，因此在“开放二胎”政策的基础上进一步放开生育政策，改善人口年龄结构老龄化趋势，将有助于促进居民消费；提倡男女平等，弘扬现代婚恋观，改善出生性别结构，将有助于缓解未婚男青年家庭面临的储蓄压力。

附录:

附表 1 无条件分位数回归(UQR)结果

变量/年份	1995年			2002年			2013年		
	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位
分位									
性别	0.015 (0.014)	0.011* (0.006)	0.018** (0.008)	0.043** (0.018)	0.018** (0.008)	0.021** (0.009)	0.011 (0.017)	0.023*** (0.008)	0.019** (0.009)
年龄	-0.009** (0.004)	-0.005*** (0.002)	-0.006** (0.002)	-0.017*** (0.006)	-0.002 (0.003)	0.001 (0.003)	-0.008** (0.004)	-0.003* (0.002)	0.003 (0.002)
年龄平方	8.05e-05 (5.09e-05)	4.71e-05** (2.16e-05)	7.21e-05** (2.90e-05)	0.000151*** (5.86e-05)	1.75e-05 (2.79e-05)	-8.89e-06 (3.46e-05)	7.41e-05** (3.41e-05)	3.89e-05** (1.91e-05)	-1.53e-05 (2.28e-05)
有伴侣	0.021 (0.020)	-0.001 (0.008)	0.024** (0.011)	-0.003 (0.037)	0.014 (0.015)	-0.023 (0.019)	0.099*** (0.028)	0.037*** (0.012)	0.022* (0.013)
家庭人数	0.063*** (0.010)	0.028*** (0.004)	0.036*** (0.006)	0.045*** (0.011)	0.019*** (0.005)	0.019*** (0.006)	0.073*** (0.010)	0.057*** (0.004)	0.049*** (0.005)
未受教育	0.065* (0.034)	0.022 (0.015)	0.077*** (0.026)	-0.188*** (0.046)	-0.059*** (0.016)	-0.012 (0.021)	0.032 (0.052)	-0.007 (0.026)	0.061* (0.034)
初中教育	-0.035** (0.015)	-0.002 (0.006)	0.001 (0.009)	0.002 (0.019)	0.002 (0.009)	0.005 (0.010)	-0.066*** (0.019)	-0.030*** (0.009)	-0.031*** (0.011)
高中大专	-0.060*** (0.023)	-0.013 (0.009)	-0.012 (0.014)	-0.056** (0.026)	-0.021* (0.011)	-0.004 (0.013)	-0.086*** (0.024)	-0.043*** (0.011)	-0.054*** (0.013)
本科以上	-0.044* (0.025)	-0.002 (0.011)	0.034* (0.019)	-0.058* (0.031)	-0.009 (0.015)	0.028 (0.020)	-0.137*** (0.026)	-0.048*** (0.013)	-0.070*** (0.014)
残疾人比	0.136 (0.152)	-0.040 (0.068)	-0.069 (0.086)	-0.104*** (0.039)	-0.029* (0.016)	-0.056*** (0.020)	-0.110 (0.064)	0.010 (0.029)	0.020 (0.033)
老年入比	-0.014 (0.047)	-0.042** (0.020)	-0.086*** (0.031)	0.068 (0.042)	-0.011 (0.020)	-0.009 (0.027)	0.049 (0.031)	-0.019 (0.016)	-0.028 (0.019)

续表

变量/年份	1995年			2002年			2013年		
	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位
分位									
幼儿比	-0.185* (0.103)	-0.083** (0.038)	-0.066 (0.055)	-0.120 (0.105)	-0.016 (0.045)	-0.134*** (0.050)	-0.026 (0.085)	-0.152*** (0.040)	-0.024 (0.045)
在校生比	-0.163*** (0.059)	-0.099*** (0.023)	-0.111*** (0.034)	-0.094 (0.062)	-0.107*** (0.026)	-0.143*** (0.031)	-0.027 (0.056)	-0.093*** (0.025)	-0.103*** (0.028)
未婚男比	-0.074 (0.074)	0.017 (0.032)	0.087 (0.054)	0.162** (0.077)	0.049 (0.037)	0.063 (0.051)	0.001 (0.068)	0.085*** (0.029)	0.137*** (0.043)
居职医保	-0.042** (0.018)	-0.001 (0.007)	-0.020* (0.011)	0.021 (0.020)	0.011 (0.008)	-0.027*** (0.010)	0.025 (0.029)	0.016 (0.013)	0.024* (0.015)
商业医保	0.035 (0.026)	0.004 (0.012)	-0.014 (0.018)	-0.027 (0.039)	-0.031* (0.016)	-0.046** (0.020)	-0.096 (0.089)	0.043 (0.035)	0.000 (0.035)
人均收入	0.195*** (0.019)	0.094*** (0.007)	0.114*** (0.011)	0.233*** (0.023)	0.143*** (0.009)	0.129*** (0.011)	0.262*** (0.019)	0.154*** (0.007)	0.124*** (0.009)
拥有汽车	-0.314* (0.173)	0.037 (0.049)	-0.017 (0.084)	-0.422*** (0.120)	-0.051 (0.033)	0.016 (0.045)	-0.078*** (0.016)	-0.022*** (0.008)	-0.014 (0.009)
房产价值	0.003** (0.001)	0.002*** (0.001)	0.002*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.011*** (0.001)	-0.009*** (0.001)	-0.009*** (0.002)	-0.014*** (0.001)	-0.017*** (0.001)
债务	-0.012*** (0.003)	-0.004*** (0.001)	-0.003* (0.002)	-0.016*** (0.003)	-0.002** (0.001)	0.001 (0.001)	—	—	—
少数民族	0.031 (0.032)	0.009 (0.014)	0.042* (0.022)	0.078** (0.032)	0.006 (0.018)	0.000 (0.022)	—	—	—
党员	-0.017 (0.016)	0.007 (0.007)	0.014 (0.010)	0.001 (0.017)	-0.004 (0.008)	0.003 (0.009)	—	—	—
家庭资产	-0.004 (0.004)	0.005*** (0.001)	0.002 (0.002)	-0.014** (0.007)	-0.001 (0.003)	-0.003 (0.003)	—	—	—

续表

变量/年份	1995年			2002年			2013年		
	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位	10分位	50分位	90分位
北京	0.005 (0.028)	-0.076*** (0.013)	-0.082*** (0.021)	-0.240*** (0.043)	-0.139*** (0.017)	-0.080*** (0.022)	-0.016 (0.032)	-0.040** (0.016)	-0.030 (0.019)
山西	0.077*** (0.029)	0.072*** (0.012)	0.106*** (0.022)	0.045 (0.036)	0.058 (0.016)	0.116*** (0.023)	0.140*** (0.034)	0.130*** (0.017)	0.101*** (0.023)
辽宁	-0.016 (0.029)	-0.065*** (0.012)	-0.045*** (0.017)	0.021 (0.031)	-0.020 (0.015)	-0.065*** (0.018)	0.132*** (0.030)	0.066*** (0.016)	0.060*** (0.019)
安徽	0.113*** (0.027)	0.003 (0.013)	-0.025 (0.019)	0.110*** (0.033)	-0.006 (0.016)	-0.024 (0.019)	0.124*** (0.039)	0.084*** (0.020)	0.094*** (0.027)
河南	0.050* (0.030)	0.035*** (0.012)	0.050** (0.021)	0.038 (0.033)	0.032** (0.015)	0.036* (0.020)	0.096*** (0.037)	0.061*** (0.018)	0.014 (0.020)
湖北	-0.036 (0.029)	-0.008 (0.012)	-0.012 (0.018)	-0.010 (0.035)	-0.053*** (0.016)	-0.040** (0.018)	0.107*** (0.031)	0.069*** (0.016)	0.041** (0.019)
广东	-0.145*** (0.033)	-0.108*** (0.013)	-0.109*** (0.020)	-0.054 (0.035)	-0.091*** (0.016)	-0.089*** (0.019)	0.031 (0.035)	-0.079*** (0.017)	-0.066*** (0.018)
四川	-0.052* (0.029)	-0.050*** (0.011)	-0.048*** (0.016)	-0.116*** (0.035)	-0.096*** (0.014)	-0.053*** (0.017)	0.075** (0.033)	0.018 (0.016)	-0.009 (0.017)
云南	0.031 (0.029)	0.003 (0.013)	-0.011 (0.019)	0.034 (0.034)	-0.035** (0.016)	-0.017 (0.020)	0.047 (0.041)	0.037* (0.020)	0.041* (0.024)
甘肃	0.066** (0.033)	0.018 (0.014)	-0.015 (0.021)	0.013 (0.041)	-0.025 (0.018)	-0.027 (0.021)	-0.098*** (0.037)	0.007 (0.016)	-0.015 (0.017)
常数	-1.817*** (0.189)	-0.757*** (0.072)	-0.683*** (0.053)	-1.708*** (0.246)	-0.979*** (0.104)	-0.627*** (0.125)	-2.808*** (0.230)	-1.316*** (0.090)	-0.787*** (0.111)
样本数	6793	6793	6793	6698	6698	6698	6614	6614	6614
R平方	0.039	0.076	0.053	0.060	0.100	0.067	0.063	0.109	0.085

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著。
资料来源：根据各轮CHIP调查数据计算得到。

参考文献：

- 杜海韬、邓翔（2005），《流动性约束和不确定性状态下的预防性储蓄研究——中国城乡居民的消费特征分析》，《经济学（季刊）》第4卷第2期，第297-316页。
- 国家统计局（1991），《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。
- 国家统计局（1996），《中国统计年鉴》，北京：中国统计出版社。
- 国务院新闻办公室（2004），《中国的就业状况和政策白皮书》，《中国职业技术教育》第18期，第5-7页。
- 刘兆博、马树才（2007），《基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究》，《世界经济》第2期，第40-49页。
- 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，第33-38页。
- 齐天翔（2000），《经济转轨时期的中国居民储蓄研究——兼论不确定性与居民储蓄的关系》，《经济研究》第9期，第25-33页。
- 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，第66-74页。
- 万广华、史清华、汤树梅（2003），《转型经济中农户储蓄行为：中国农村的实证研究》，《经济研究》第5期，第181-201页。
- 汪伟、郭新强（2011），《收入不平等与中国高储蓄率：基于目标性消费视角的理论与实证研究》，《管理世界》第9期，第7-25页。
- 文一（2017），《伟大的中国工业革命》，北京：清华大学出版社。
- 吴敬琏（2009），《中国经济60年》，《财经》第20期，第76-96页。
- 解垚（2010），《城镇医疗保险改革对预防性储蓄有挤出效应吗？》，《南方经济》第9期，第64-72页。
- 周绍杰（2010），《中国城市居民的预防性储蓄行为研究》，《世界经济》第8期，第112-122页。
- Ando, Albert & Franco Modigliani (1963). The 'Life Cycle' Hypothesis of Saving: Aggregate Implications and Tests. *American Economic Review*, 53 (1), 55-84.
- Bлиндер, Alan Stuart (1973). Wage Discrimination: Reduced Form and Structural Estimates. *Journal of Human Resources*, 8 (4), 436-455.

- Browning, Martin & Annamaria Lusardi (1996). Household Saving: Micro Theories and Micro Facts. *Journal of Economic Literature*, 34 (4), 1797 – 1855.
- Carroll, Christopher, Robert Hall & Stephen Zeldes (1992). The Buffer Stock Theory of Saving: Some Macroeconomic Evidence. *Brookings Papers on Economic Activity*, 1992 (2), 61 – 156.
- Carroll, Christopher & Andrew Samwick (1998). How Important Is Precautionary Saving? *Review of Economics and Statistics*, 80 (3), 410 – 419.
- Chamon, Marcos & Eswar Prasad (2010). Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising? *American Economic Journal: Macroeconomics*, 2 (1), 93 – 130.
- Chen, Chau Nan, Tien-Wang Tsaur & Tong-Shieng Rhai (1982). The Gini Coefficient and Negative Income. *Oxford Economic Papers*, 34 (3), 473 – 478.
- Deaton, Angus (1991). Saving and Liquidity Constraints. *Econometrica*, 59 (5), 1221 – 1248.
- DiNardo, John, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (1996). Labor Market Institutions and the Distribution of Wages, 1973 – 1992: A Semiparametric Approach. *Econometrica*, 64 (5), 1002 – 1044.
- Dynan, Karen (1993). How Prudent Are Consumers? *Journal of Political Economy*, 101 (6), 1104 – 1113.
- Firpo, Sergio, Nicole Fortin & Thomas Lemieux (2009). Unconditional Quantile Regressions. *Econometrica*, 77 (3), 953 – 973.
- Horioka, Yuji & Junmin Wan (2007). The Determinants of Household Saving in China. A Dynamic Panel Analysis of Provincial Data. *Journal of Money, Credit and Banking*, 39 (8), 2077 – 2096.
- Juhn, Chinhui, Kevin Murphy & Brooks Pierce (1993). Wage Inequality and the Rise in Returns to Skill. *The Journal of Political Economy*, 101 (3), 410 – 442.
- Kimball, Miles (1990). Precautionary Saving in the Small and in the Large. *Econometrica*, 58 (1), 53 – 73.
- Kraay, Aart (2000). Household Saving in China. *The World Bank Economic Review*, 14 (3), 545 – 570.
- Leland, Hayne Ellis (1968). Saving and Uncertainty: The Precautionary Demand for Saving. *Quarterly Journal of Economics*, 82 (3), 465 – 473.
- Naughton, Barry (2007). *Chinese Economy*. Cambridge: MIT Press.

- Oaxaca, Ronald (1973). Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets. *International Economic Review*, 14 (3), 693 – 709.
- Ravallion, Martin & Shaohua Chen (2007). China's (Uneven) Progress Against Poverty. *Journal of Development Economics*, 82 (1), 1 – 42.
- Wei, Shang Jin & Xiaobo Zhang (2011). The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China. *Journal of Political Economy*, 119 (3), 511 – 564.
- Zeldes, Stephen (1989). Optional Consumption with Stochastic Income: Deviations from Certainty Equivalence. *Quarterly Journal of Economics*, 104 (2), 275 – 209.

A Study of Household Saving Behavior in Urban China: 1995 – 2013

Gu Sijiang & Xia Qingjie

(School of Economics, Peking University)

Abstract: Using the China Household Income Project (CHIP) data, this paper examines major factors of Chinese urban households' saving behavior with a focus on how household income uncertainty and wealth level affect precautionary saving. Based on the results of statistical analysis, we construct the saving equation and find that household income, income uncertainty, wealth level, household size, household need for human capital investment, and its need for competing in marriage market are all significantly related to households' saving decision. By analyzing saving rate change with a counterfactual decomposition method, we find that the rise of Chinese urban household saving rate between 1995 and 2002 is mainly due to a structural effect, while the rise of saving rate after 2002 is mainly because of a composition effect. Further decomposition indicates that the structural effect is driven by change of the constant in the saving equation and a provincial effect. We also examine the sensitivity of urban households' precautionary saving in reaction to changes of income uncertainty and households' wealth in the two periods.

Keywords: saving, income, consumption, precautionary saving, wealth

JEL Classification: C30, D12, O12

(责任编辑：周晓光)