

不确定状态下的农户预防性储蓄行为研究

——以浙江省为例

林坚 周菲 黄斯涵

(浙江大学农业现代化与农村发展研究中心 杭州 310029)

【摘要】本文基于浙江省农村固定观察点办公室的微观家庭面板数据,选用了—一个包含预防性储蓄动机的跨期动态家庭储蓄模型来检验浙江省农户的预防性储蓄行为。研究表明,虽然浙江省农户在 1995—2006 年的储蓄行为均具有强烈的预防性储蓄动机,但在 2002 年前后发生了较大的转变,预防性储蓄动机在 2002 年后有所减弱。2003 年开始,浙江省农户保险支出的增加使农户储蓄大幅度减少,保险支出和农户储蓄存在显著的负相关关系。

【关键词】不确定状态;预防性储蓄;行为;农户;浙江

一、引言

从历史数据看,中国农户的储蓄存款扩张速度远远高于同期经济增长速度和农户收入增长速度。以 1978—2003 年为例,国内生产总值增长 32.4 倍,农户人均纯收入从 133.6 元增长到 2622.2 元,增长 19.6 倍,然而同期农户储蓄存款却增长 330 倍,远远超过了农户人均纯收入的增长速度^①。高储蓄率造成两种后果:其一,我国农户的边际消费倾向不断降低;其二,在目前农村储蓄资金外流的情况下进一步造成对农村和农业投入的不足。虽然国家出台的惠农政策有效地提高了农户人均纯收入的增长速度,但是农户的储蓄愿望依然未减,那么其背后的储蓄动机又是什么?

20 世纪 90 年代以来国内外学者开始利用预防性储蓄理论解释中国农户群体的储蓄与消费行为。AartKraay (2000)利用中国的省级面板数据将农户家庭储蓄率对一系列自变量进行回归,结果没有发现支持预防性储蓄动机的证据。KyeongwoYoo 和 JohnGiles (2002)通过构建一个消费决策的常相对风险规避模型进行实证检验,结果显示中国农户的消费与储蓄决策背后存在预防性动机。田岗 (2004)通过构造一个包含流动性约束的预防性储蓄模型,专门对农户储蓄行为进行实证研究,验证了预防性储蓄动机的存在。周建 (2005)利用 1978—2003 年样本数据,通过消费函数的变参数空间状态模型,对经济转型期中国农户超敏感度消费行为进行实证研究,结果表明中国农户存在显著的预防性储蓄动机。刘兆博等 (2007)采用面板数据模型对 1996—2003 年中国农户的预防性储蓄行为进行经验研究,结果显示中国农户存在显著的预防性储蓄行为。易行健等 (2008)利用中国农户 1992—2006 年的分省份面板数据,采用固定效应—工具变量法对中国农户预防性储蓄动机展开实证研究,结果表明中国农户存在强烈的预防性储蓄动机,西部农户的预防性储蓄动机强于中部与东部。

国内外对中国农户储蓄行为的实证研究很少将研究对象锁定在一个省份的范围内。因此本文尝试以浙江省为例,研究浙江省农户群体的储蓄行为。浙江省农户是一个收入相对增长较快的群体。浙江省农户收入自 1985 年开始已经连续 22 年居全国各省份之首,农户人均纯收入比全国平均水平高一倍以上,而且浙江省民营经济已经广泛地渗透进农村经济,农户从事非农产业的情

***基金项目:**本文为国家自然科学基金项目“我国农民收入地区间差异的成因、适度性及其调控方式研究”(编号:70573090)的研究成果之一。

①周建.中国农户预防性储蓄行为研究.统计研究,2005(9):45~50

况十分普遍。近年来中国经济的快速增长以及市场经济制度的不断完善对中国农户储蓄行为的影响,更能从这个收入增长较快的农户群体中体现出来。选取浙江省农户群体研究中国农户储蓄行为获得的结果或许对中国其他地区经济发展以及“三农”建设具有较好的启示作用。

二、模型与方法

家庭储蓄行为实证研究主要是分析各种影响因素尤其是关键变量(如收入与不确定性)与储蓄之间的定量关系,以实证分析方法来验证现有的理论研究成果。由于储蓄数据难以直接获得,在已有的对储蓄行为的研究中,学者们常用消费或者家庭财富水平替代储蓄变量作模型的被解释变量,如 Carrol (1992)提出改进的缓冲储蓄模型中,构造了家庭金融资产与永久性收入之比作为因变量,以收入不确定性为解释变量,以此来分析农户的预防性储蓄行为。

本文引用了曹和平推导出的包含预防性储蓄动机(收入不确定性变量)的储蓄模型。模型的假设前提是,中国农户的经济生命周期满足农户家庭寻求最优的理性人假设。此外,农户家庭为一个标准化了的存活周期为无限的一般家庭。可见,曹和平的储蓄模型是在持久收入和生命周期假设理论框架下构建的跨期动态家庭模型。

函数的推演从消费经济学效用最大化理论出发,为了包含不确定因素,选用了 Caballero(1990)采用的一种具备防卫性行为的效用函数,即:

$$U(C_t) = -\frac{e^{\gamma C_t}}{\gamma} \quad (1)$$

其中, $U'(C_t) > 0$, $U''(C_t) < 0$ 且 $U(C_t) > 0$, 参数 γ 是绝对风险规避态度的度量指标, U 为效用函数, C 为消费。

在持久收入假设理论框架下,使用一阶自回归过程模拟中国农户的收入生成过程,即:

$$Y_{t+1} = \rho Y_t + \epsilon_{t+1} \quad (2)$$

$$\epsilon_t \sim N(0, \delta^2) \quad (3)$$

其中, ρ 是刻画收入过程持续性的常数,收入过程中的随机部分遵循正态分布 $N(0, \delta^2)$ 。给定这两个附加约定,最优化问题最后结构为:

$$\begin{aligned} & \text{Max}_{C_t} E \sum_{t=0}^{\infty} -\beta^t \frac{e^{\gamma C_t}}{\gamma} \\ & \text{s.t. } A_{t+1} = (1+r)(A_t + Y_t - C_t) \\ & A_t \geq -B \\ & Y_{t+1} = \rho Y_t + \epsilon_{t+1} \end{aligned} \quad (4)$$

其中, E =条件期望算子, β =贴现率, C =消费, Y =实际收入(不包含非人力财富), A =实际金融资产或非人力资源类财富, r =实际利率, B =借款上限的阈值。储蓄是一个时间段(年)内所积累的流量,而非人力财富是在两个连续时间段的交点上的一个存量指标。两者之间的关系是

$$S = rA + Y - C$$

运用动态编程技术和未定系数法,得到储蓄函数模型:

$$S_t = \frac{1}{2} \frac{\gamma r}{(1+r-\rho)^2} \delta + \frac{r}{1+r} A_t + \frac{1-\rho}{1+r-\rho} Y_t \quad (5)$$

计量估计模型根据(5)式,可表示为:

$$S_t = \alpha_0 + \alpha_1 \delta + \alpha_2 A_t + \alpha_3 Y_t \quad (6)$$

其中, δ^2 为收入生成过程中不确定性随机波动部分, A_t 为实际金融资产或非人力资源类财富, Y_t 为农户家庭的持久收入。 α_0 为计量模型估计可能出现的常数项, α_1 、 α_2 和 α_3 分别为 3 个解释变量的系数。

在对计量模型(6)进行估计之前,根据模型变量要求,把样本农户收入的实际数据转化为模型要求的数据——持久收入预期和暂时收入冲击。由(1)式和(2)式,得农户收入的计量模型为:

$$Y_{it} = c_i + \rho Y_{it-1} + \mu_{it} \quad (7)$$

其中, Y_{it} 为样本农户的家庭纯收入, Y_{it-1} 为滞后一期的 Y_{it} 值, c_i 为常数项,代表不随时间变化的个体差异影响的收入差异, μ_{it} 为误差项。

笔者把从收入模型估计所得的 $\hat{Y}_{it}$ 作为样本农户持久收入的替代变量,记作 NC_{it} ,把误差项 μ_{it} 的值 ($\mu_{it} = Y_{it} - \hat{Y}_{it}$) 作为不确定因素替代变量,记作 NCV_{it} ,积累的存量金融资产仍然记作 A_{it} ,样本农户储蓄因变量记作 SAV_{it} ,则储蓄函数的计量模

$$SAV_{it} = \alpha_0 + \beta_1 NCV_{it} + \beta_2 A_{it} + \beta_3 NC_{it} + e \quad (8)$$

其中, α_0 为常数项, β_1 、 β_2 、 β_3 分别为模型 3 个解释变量的系数, e 为残差项。

笔者将做以下几项工作:(1)农户储蓄模型总体估计。在对总样本做回归前,需要明确模型回归的一个假设前提,在总样本里,样本农户所处的制度环境相对比较平稳,他们没有经历一个结构性的储蓄行为转变。在此,对总样本的储蓄函数的回归称为样本农户储蓄行为的总体估计。利用面板数据估计模型有 3 种基本方法,分别为混合最小二乘法(OLS)、固定效应法(FEM)和随机效应法,通过两两比较的方式选择最优的估计方法。(2)时间效应检验。从储蓄函数的时期特性来看,不同年份对农户储蓄可能产生不同程度的影响。如果农户所处的制度环境没有发生太大变化,那么引入时间虚拟变量一定程度上能反映出样本农户储蓄行为的动态特性。笔者在计量模型中加入时间虚拟变量,试图检验模型的时间效应。(3)农户储蓄模型的 Chow 检验及分段估计。出于对样本农户的储蓄函数在 1995—2006 年所处制度环境大体稳定的假设是否合理的考虑,笔者将对浙江省样本农户储蓄函数的结构稳定性问题和分段储蓄函数特性作进一步研究。

三、数据与描述分析

(一)数据

本文所用的微观农户面板数据来自浙江省农村固定观察点办公室,属于中国农村固定观察点数据中的浙江省部分。全国农村固定观察点系统中每个省份包含约 10 个村庄观察点,全国共有 300 个固定观察点村。其中浙江省 10 个固定观察点村庄分别为:临安龙上村、湖州永丰村、嘉兴余上村、绍兴西蜀阜村、鄞州庙堰村、温岭新民村、瑞安金后村、普陀鹁鸪村、丽水河边村、金华石板堰村。根据数据的完整性、逻辑性是否良好,以及坚持年度数据跟踪到户的原则,笔者从原来的数据样本中挑选了 1995—2001 年、2003—2006 年时间段内每年 434 个样本户,共获得 4774 个样本农户收入、储蓄的微观面板数据,作为本文研究的主要观察数据。

本文的农户收入变量采用农村固定观察点统计表里的家庭全年纯收入科目数据。它是农户当年获得的资金流量,可直接用于生产性或非生产性投资、生活消费和储蓄。因此,本文采用的农户收入数据属于狭义可支配收入。在居民储蓄研究中,一般习惯使用狭义的消费概念。对应前面的收入概念,本文的消费仅指生活消费,是指人们为满足自己生活需要而消耗的各种物资资料和非物资资料。固定观察点农户统计表中生活消费支出科目的数据主要包括食品支出、衣着、住房、燃料、用品、文化服务支出(其中包含学杂费)和生活服务支出(其中包含医疗费)等。

储蓄是指经济活动中任何行为主体或收入主体,其收入中未用于消费和现期转移的部分,无论采取何种保存形式都为储蓄。对应不同行为主体,储蓄可分为政府储蓄、企业储蓄和居民储蓄。居民储蓄即居民可支配收入减去居民当期消费,表现为收入扣除消费后的余量。本文研究的储蓄正是农户调查表中相对应的农户家庭全年纯收入减去生活消费支出的余量。

储蓄是一个时间段内积累的流量,而金融资产则是在两个连续时间段交点上表现其非人力财富状况的一个概念,与收入、消费不同,储蓄属于存量指标。在 1993 年公布的国民经济核算体系中,从统计目的出发对金融资产作的分类包含:货币黄金和特别提款权、通货和存款、股票以外的证券(包括衍生金融工具)、贷款、股票和其他权益、保险专门准备金、其他应收/应付帐款。而对应于农户主体,笔者选择年末存款余额、年末手持现金、年末借出款余额和年末家庭外投资余额(其中包含债券和股票)4 个统计科目的数值总和来表征金融资产变量。

(二)描述分析

1. 农户收入和消费变动趋势

农户收入和消费变动趋势见图 1,序列“农户平均收入”为农户家庭纯收入变量,序列“农户平均消费”为生活消费支出变量。收入与消费的年度数据是将横截面上 434 个样本值取平均获得。两条趋势线之间的垂直距离即收入扣除消费的余量——储蓄。总体上看,样本农户的收入和消费在 1995—2006 年呈上升趋势。分项上看,消费在时间维度上的波动较为剧烈,而农户收入则保持较为平稳的增长态势。从图 1 可以看出,1997 年和 1998 年两年的收入略微有所下降,而消费在 1996—1999 年出现了明显的下降趋势,或许是由于收入的下降导致,而与此同时这几年的储蓄余量却仍在增大。农户抑制消费而增加储蓄的行为,可能是对未来收入预期的不乐观造成的预防性储蓄结果。

虽然消费序列走势基本上跟随收入序列,但是从图 1 中可以发现,消费序列在 2001 年后发生了较大的变化。从 2003 年开始,消费的数值呈现上下较为明显的波动,而收入序列却没有显示这种特征。此外,消费在这个时间段的向上走势较 1995—2001 年的走势更为明显,消费的向上斜率有所变大。受消费波动的影响,样本农户的储蓄余量从 2003 年开始不再保持一贯的增长,也呈现出波动的变化趋势。

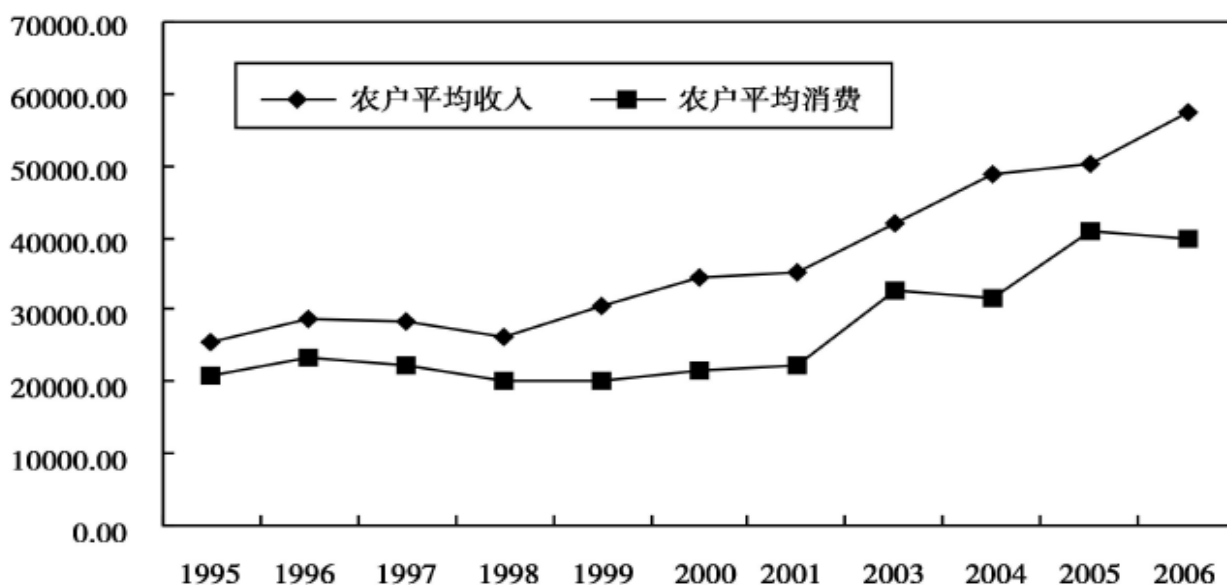


图 1 样本农户纯收入与消费走势

2. 农户平均储蓄倾向变动趋势

储蓄倾向是储蓄在人们实际收入中所占的比重,它可以分为平均储蓄倾向和边际储蓄倾向。此处平均储蓄倾向是农户储蓄占其可支配收入份额的比值,即样本农户的截面平均储蓄率。图 2 的折线是样本农户储蓄均值除以家庭纯收入均值获得的年度储蓄率数值的连线,刻画了样本农户 1995—2006 年的储蓄率实际变动趋势。图中的虚线是 Excel 生成的线性趋势线,反映了样本期间农户平均储蓄倾向较为平缓的增长趋势。

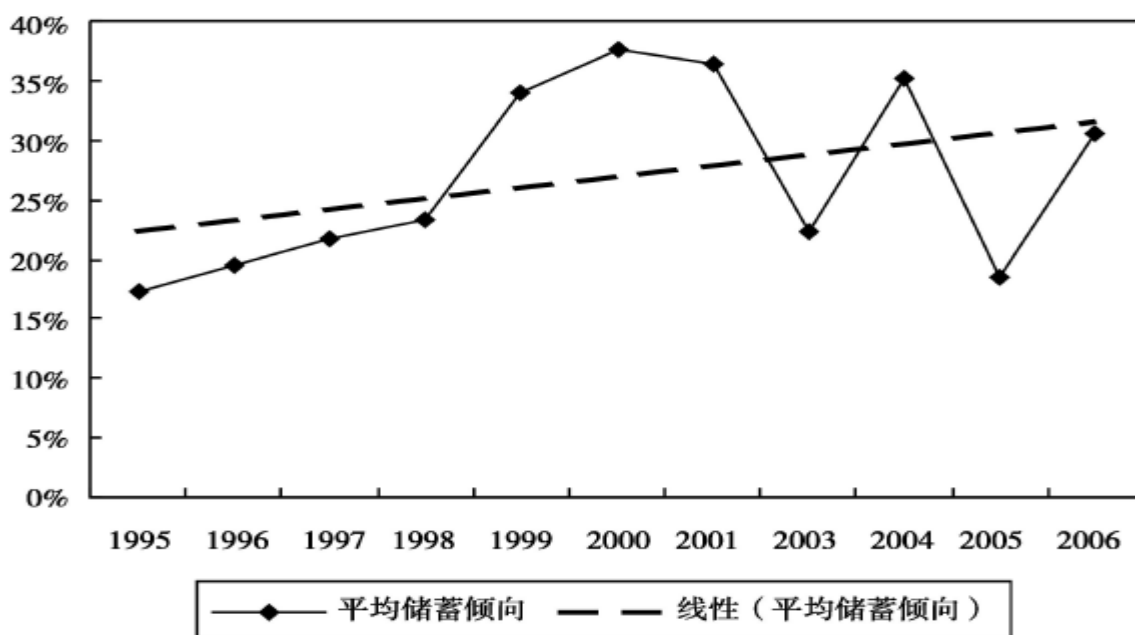


图 2 样本农户平均储蓄倾向变动趋势

总体来看,在整个 1995—2006 年样本期内,农户的平均储蓄倾向趋势是向上的,但增长的速度较为平缓。从短期来看,农户的平均储蓄倾向的变动状态可以分为 3 个阶段:1995—1998 年的平稳线性增长为第一阶段,其结果表现为农户每年的储蓄和储蓄率稳定地增加;1999—2001 年的对数状缓慢增长为第二阶段,其结果表现为储蓄和储蓄率的逐年增加和边际储蓄的逐年减少;2003—2006 年的波动状下降为第三阶段,其结果表现为储蓄和储蓄率的剧烈上下波动和储蓄率的微弱下降。

3. 农户消费组成及其变动趋势

样本农户生活消费由许多明细消费科目构成,在固定观察点的农户调查表中,消费的构成有:食品、衣着、住房、燃料、用品、文化服务支出(其中包含学杂费)和生活服务支出(含医疗费)以及其他项。2003 年以后的农户调查表中,生活消费的构成项里增加了保险、旅游和交通通讯三项支出。为了清楚地看到消费的各个组成部分的时间变动特征和趋势,本文分别给出了样本农户各个组成部分消费额柱状堆积图和消费分组百分比堆积数据点折线图。图 3 和图 4 分别描绘了消费各组消费额的变化趋势和消费各组占总消费比例的变化。

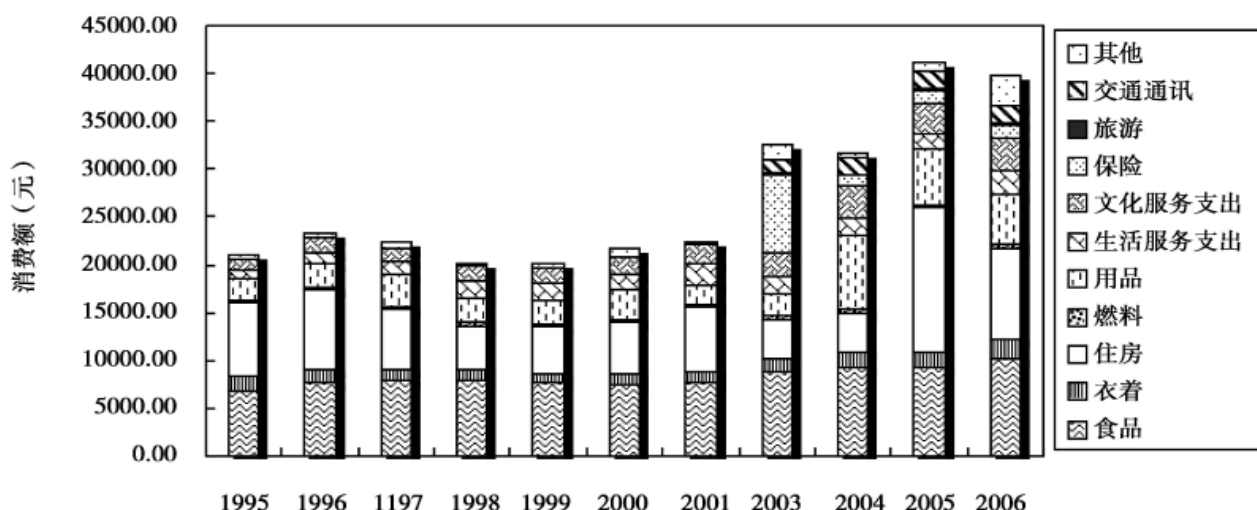


图 3 样本农户消费组成及变动趋势

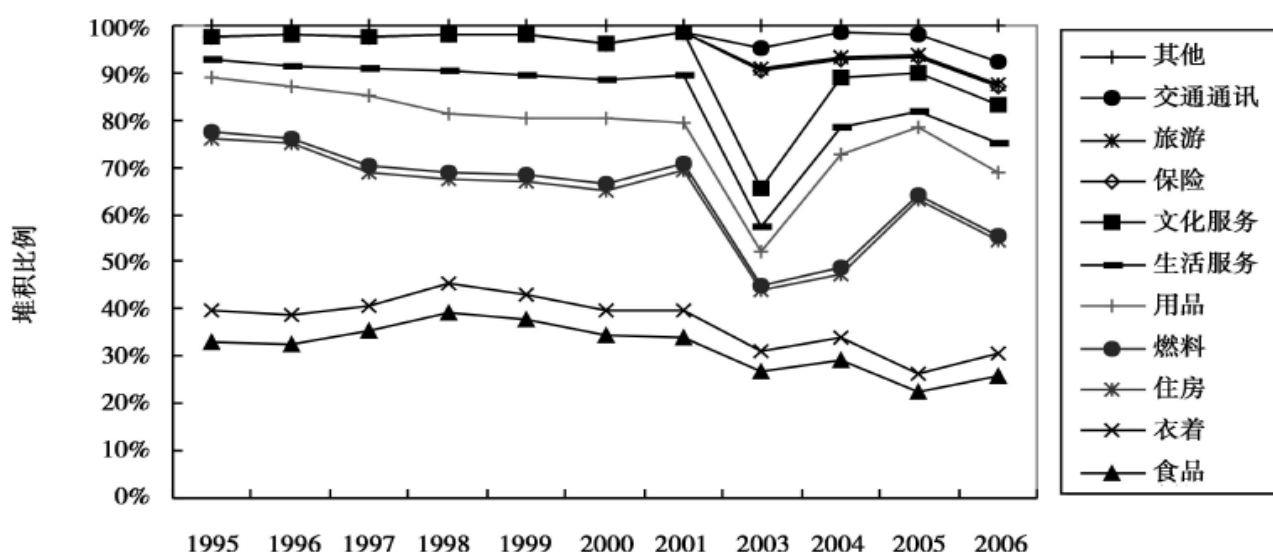


图 4 样本农户消费组成部分比例变动趋势

较消费的三大支出食品、住房和生活用品的走势,可以看到食品支出走势相对平缓,而住房支出变动则相对比较大。分别计算三者 11 年数据的标准差,结果如表 1 所示。标准差数值从高到低依次为住房、生活用品和食品支出。在 2003 年以前,住房和生活用品两项支出的数额相对较小且较为稳定,而在其后的 2003—2006 年两项支出波动明显变大。可见,2003 年后的住房和生活耐用品的大笔支出造成的消费波动是样本农户消费总量后期波动的一个重要原因。

表 1 样本农户消费分组统计量

项目	食 品	衣 着	住 房	燃 料	用 品	生活服务 支出	文化服务 支出	保 险	旅 游	交通通讯
均 值	8220.087	1384.601	6977.202	324.3645	3570.011	1669.090	2134.822	2978.222	199.660	1689.885
中位数	7851.400	1383.030	6333.820	305.580	2547.240	1779.130	1714.020	1344.475	178.565	1758.185
最大值	10195.950	1926.560	15031.300	426.690	7637.980	2523.590	3364.430	8075.740	295.460	1837.010
最小值	6894.540	1077.290	4134.910	276.900	1980.170	862.300	1017.680	1148.200	146.050	1406.160
标准差	1008.193	240.540	3214.303	49.004	1847.732	477.238	842.099	3399.614	66.182	196.534
样本数	11	11	11	11	11	11	11	4	4	4

衣着、燃料、文化服务支出和生活服务支出的数额占总消费的比例并不大,而且呈现的是相对比较稳定的变化趋势。文化服务支出的增长趋势较其他 3 项明显,而它的主要构成部分为学杂费支出,可见近年来农户学杂费支出有变大的趋势。而生活服务支出的数额和比例在 2001 年出现第一个顶峰后,2003 年、2004 年、2005 年都在逐渐变小。此种变动让笔者有所质疑,从农户生病的或然率和药品价格来看,都不应该出现这种医疗费用支出逐年显著下降的情况。必定有其他外在因素影响其变化趋势,除了价格和其他一些宏观因素,可能引起这种变化的就是诸如医疗制度改革等制度变迁的影响。考虑到浙江省 2003 年开始试点的新型农村合作医疗制度^①,笔者提出的问题便得到了合理的解答。

尽管新型农村合作医疗制度只是对农户保险支出里的医疗保险支出有直接影响,但是不能排除医疗制度改革或许正从农户的心理层面影响到农户的消费行为,并改变了农户先前对保险的消极态度。样本农户在 2003 年的保险支出还包括财产保险、生命保险等其他大数额的保险支出。所以,笔者推测这种制度改革或许从更加广泛的社会生活方面改变着样本农户的观念,加上群体间有相互模仿的效应,医疗制度改革可能深刻影响了整个浙江省农户群体的消费储蓄行为,从而显著地改变浙江省农户的消费储蓄行为。

四、实证分析结果

(一)农户储蓄模型总体估计

①根据浙江省统计局的资料反映,浙江省从 2003 年以来不断完善新型农村合作医疗制度建设的方针政策,分 3 个阶段推进全省的新型农村合作医疗工作。第一阶段为 2003 年 8 月,浙江省被列为全国新型农村合作医疗试点省份,确定了 27 个县(市、区)开展试点,覆盖全省农业人口的 30%,参合人数 831 万人,占试点县农业人口的 82%。第二阶段从 2005 年起,在全省大部分地区已经建立新型农村合作医疗制度的基础上,省政府提出了积极稳妥推进的要求,2006 年基本从制度安排上覆盖了全省所有农民。第三阶段从 2007 年起,浙江省新型农村合作医疗进入巩固提高和深化完善阶段,省政府制定了《关于进一步完善新型农村合作医疗制度的意见》,以指导各地开展工作,规范制度建设,建立起农村医疗保障的长效工作机制。

在固定效应法和随机效应法的选择上主要看非观测效应是否与解释变量相关。经 Hausman 检验,在 10%的显著性水平上,拒绝了随机效应法的无关性假设,支持采用固定效应法。在混合 OLS 法和 FEM 法的选择上,分别用其对模型进行回归,选取拟合效果更优的估计方法。为了克服异方差问题,采用 GLS 进行加权处理。由表 2 知,两种方法都通过了 T 统计量和 F 统计量的显著性检验,模型中 3 个解释变量的系数也非常接近。但是 FEM 法对样本农户截距项的处理使模型的拟合优度 R² 值大大提高,模型的解释能力增强而且 DW 值也更加接近 2。可见,FEM 法对储蓄模型的估计效果明显优于混合 OLS 法。

表 2 储蓄函数混合 OLS FEM法拟合结果比较

方法	常数 α_0	系数 β_1	系数 β_2	系数 β_0	R ²	F统计量	DW值
混合 OLS (P值)	-4856.552 (0.000)	0.617719 (0.000)	0.052886 (0.000)	0.437036 (0.000)	0.542492	1542.270 (0.000)	1.621871
FEM (P值)	— —	0.637068 (0.000)	0.055985 (0.000)	0.523542 (0.000)	0.751522	5246.010 (0.000)	1.897746

注:由于截距项有 434 个数据,本文不再列出

于是,采用固定效应法,得到样本农户在 1995—2006 年样本期间储蓄函数的总体估计结果如下:

$$\begin{aligned} \Delta \text{SAV}_{it} &= \alpha_i + 0.6371 \text{NCV}_{it} + 0.0560 A_{it} + 0.5235 \text{NC}_{it} \\ \text{se} & \quad (0.010945) \quad (0.005053) \quad (0.015003) \\ t & \quad (58.20651) \quad (11.08032) \quad (34.89638) \\ p & \quad (0.0000) \quad (0.0000) \quad (0.0000) \end{aligned} \tag{9}$$

根据回归结果,样本农户在过去 10 多年,由于收入的不确定性影响,农户储蓄的预防性动机十分强烈,当样本农户相比上一年度额外获得一部分收入时,如果是作为农户预期的当年持久收入,他会将其中的 52%储蓄以备将来不时之需,而如果是作为其暂时收入,他将其中 64%的份额用来储蓄。农户的行为同时也有一定的启示:如果能够找到某种途径或方法降低农户收入的不确定部分的比例,农户的预防性储蓄动机将会减弱,而农户的储蓄率或许就会有一定程度的下降,消费需求不足的问题也可能会迎刃而解。

(二)时间效应检验

出于对时间效应的考虑,在模型中加入时间虚拟变量,仍然运用固定效用法对储蓄模型进行 GLS 加权处理,回归结果如表 3 所示。模型的 R² 值= 0.715,调整后的 R² 值= 0.679。从 R² 值降低来看,总体模型引入时间虚拟变量似乎对模型估计没有太大的改进,可以不用考虑时间效应的影响。然而,从回归结果看,引入 8 个时间虚拟变量明显地呈现出储蓄函数的阶段性特征:在 2002 年前,时间虚拟变量的系数都为正,而且在 10%的水平仍然无法通过显著性检验;而在 2002 年后,时间虚拟变量的系数都为负,且在 1%的水平上通过了 t 检验。因此,做分段储蓄函数估计具有一定的必要性。

表 3 含时间虚拟变量的模型回归结果

变量	系 数	标准差	t值	P值
NC	0.5562	0.0185	30.0727	0.0000
NCV	0.6368	0.0128	49.9151	0.0000
A	0.0615	0.0056	11.0453	0.0000
DY1997	747.4323	520.5971	1.4357	0.1512
DY1998	619.9408	521.1825	1.1895	0.2343
DY1999	717.4299	521.3183	1.3762	0.1689
DY2000	812.8769	521.7288	1.5580	0.1193
DY2001	597.7966	522.5750	1.1439	0.2527
DY2004	-2099.2980	539.9015	-3.8883	0.0001
DY2005	-5665.4710	547.2918	-10.3518	0.0000
DY2006	-4177.9380	563.4581	-7.4148	0.0000

(三)农户储蓄模型的 Chow 检验及分段估计

根据描述性统计和总体模型时间效应检验的分析结果,把总样本期分为两个时间段:1995—2001年为第一时期;2002年以后为第二时期。经 Chow 检验,储蓄函数在两个子样本期获得的回归方程不同,即储蓄函数经历了一个结构的变动。

表 4 分段储蓄函数回归结果

变量	1995—2001年			2003—2004年		
	系数	t值	P值	系数	t值	P值
NC	0.517129	24.86325	0.000	1.142336	28.13819	0.000
NCV	0.741997	58.42868	0.000	0.718175	40.35853	0.000
A	0.102356	13.60981	0.000	0.194047	13.29759	0.000
R ²		0.876459		0.965482		
Adj R ²		0.851602		0.948084		
DW值		2.011186		2.213705		
F统计量		7686.858		12097.25		
P(F统计量)		0.0000		0.0000		

注:由于截距项有 868 个数据,本文不再列出

Chow 检验只能证明储蓄函数的结构在两个样本期间发生了转变,而具体有哪些差异以及导致差异的原因只有通过比较和分析两个时期的储蓄函数回归结果来作出解答。表 4 给出了 1995—2001 年和 2003—2006 年的储蓄函数回归方程的部分结果。两个分段储蓄函数的 R^2 值分别为 0.88 和 0.97,比总体储蓄函数 R^2 值提高很多。两个储蓄函数的所有解释变量系数也都在 1% 水平上通过了 t 统计量显著性检验。于是,可以认为两个分段储蓄函数的回归方程比总样本期回归所得的储蓄函数回归方程结果更优,更能反映出样本农户在总样本时期里的储蓄行为特征以及储蓄行为随时间改变而发生的显著转变。

同时,笔者发现代表农户预期的持久收入解释变量(INC)的系数在 1995—2001 年的储蓄函数中取值为 0.52,但在 2003—2006 年的储蓄函数中上升为 1.14;而代表样本农户暂时收入冲击的解释变量(INCV)的系数则由原来的 0.74 下降为 0.72。两个解释变量的系数在两个时期的运动趋势说明,样本农户储蓄在 1995—2001 年对代表收入不确定性程度的暂时收入比较敏感。此时,样本农户的预防性储蓄行为特征比较明显。但是在 2003—2006 年,样本农户的储蓄变动更依赖于农户持久收入的水平,暂时收入对样本农户储蓄的冲击有所下降。样本农户储蓄行为的这一转变,应该与他们所处的宏观环境的变化有关,而当时重要的环境变化是浙江省农村新型合作医疗制度的试点实施——保障制度的完善使样本农户的预防性储蓄动机在 2003 年以后明显下降。另外一种可能的原因是样本农户本身收入的不断提高,使储蓄行为发生明显的结构转变。

鉴于保险支出的特殊性,笔者把保险支出从消费中扣除作为一个新的解释变量。从而获得新的储蓄(SAV2)与原先的储蓄(SAV)相比会增加保险支出份额。为了克服序列相关问题,笔者采用均值差分法估计 SAV2,所得部分回归结果如表 5 所示。模型调整后的 R^2 值比没有增加保险支出解释变量的储蓄函数回归方程更接近于 1,表明模型的拟合优度有了更大的提高。

表 5 2003—2006 年样本期增加保险解释变量的储蓄函数回归结果

变量	系数				Adj R^2	F 统计量	P (F 统计量)	DW 值
	NC	NCV	A	NSUR				
SAV	1.355916	0.747245	0.243648	-4.720833	0.989699	41810.56	0.0000	2.177642
SAV ₂	1.355916	0.747245	0.243648	-3.720833	0.989808	42259.64	0.0000	2.177642

保险支出的回归系数具有重要的经济含义。在两个回归结果中,保险支出的系数有明显的变化,两个系数差为 1,说明样本农户家庭多支出 1 元保险费用,会使家庭储蓄相应地减少 4.72 元,其余的 3.72 元的储蓄减少是通过影响样本农户的消费储蓄心理预期而产生的。在回归方程中,保险与储蓄大于 1 的负相关关系,正好说明样本农户的保险支出对农户储蓄的挤出效应十分明显。

五、结论

本文发现浙江省农户存在较强的预防性储蓄动机。无论是在总体储蓄函数还是在分段储蓄函数中,代表农户收入不确定性的变量(农户暂时收入冲击),对农户储蓄的影响十分显著。总体储蓄函数的回归结果中,暂时收入冲击解释变量的系数(0.64)比持久收入解释变量的系数(0.52)取值更大,可见浙江省农户对收入不确定性因素的心理感受相当强烈。如果将持久收入解释变量的系数理解为农户持久收入的边际储蓄倾向,暂时收入冲击解释变量的系数理解为农户暂时收入(或者不确定性收入)的边际储蓄倾向,可以得到浙江省农户不确定性收入的边际储蓄倾向要比确定性收入的边际储蓄倾向高。所以,假如不改变农户的行为模式,也不改变农户收入中不确定性收入和确定性收入的比例,对农户收入总量的改变并不能使农户的储蓄率(或者平均储蓄倾向)发生多大的改变,而这可能也是那些试图通过改变农户收入的大小来调节农户平均储蓄倾向的宏观货币政策效果并不明显的主要原因。

同时笔者发现,浙江省农户储蓄行为在 2002 年前后发生了较大的转变,预防性储蓄动机在 2002 年后有所减弱。笔者猜测预防性储蓄动机的下降很可能是他们所处的制度环境的改变引起的。最直观的制度环境的转变就是新型农村合作医疗制度的实施和普及,农户感受到了社会医疗体系的制度保障,从而减少了对未来收入不确定因素带来的流动性约束风险的担忧,增加了当期消费,优化了自身以及社会的总体效用。所以,笔者得出的一个政策建议是进一步扩大新型农村合作医疗制度的覆盖范围,并且努力完善中国农村其他方面的社会保障制度,为农户建立更完善的社会安全网。

参考文献

1. Reongwo, Y. & Giles, J. Precautionary behavior and household consumption and savings decisions: an empirical analysis using household panel data from China. Preliminary Draft Prepared for NEUDC, 2002
2. 易行健, 王俊海, 易君健. 预防性储蓄动机强度的时序变化与地区差异——基于中国农户的实证研究. 经济研究, 2008(2): 119~131
3. 万广华, 史清华, 汤树梅. 转型经济中农户储蓄行为: 中国农村的实证研究. 经济研究, 2003(5): 3~12
4. 刘兆博, 马树才. 基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究. 世界经济, 2007(2): 40~49
5. 曹和平. 中国农户储蓄行为. 北京大学出版社, 2002: 15~23
6. 古亚拉提. 经济计量学精要. 机械工业出版社, 2000: 253~260