

城镇居民预防性储蓄动机的异质性及强度研究^①

袁冬梅¹, 李春风², 刘建江³

(1. 湖南师范大学商学院, 长沙 410081; 2. 南京信息工程大学经济管理学院, 南京 210044;
3. 长沙理工大学经济与管理学院, 长沙 410114)

摘要: 综合居民消费习惯、收入、利率、不确定性、流动性约束等因素, 将异质性假设引入预防性储蓄理论并构建动态面板模型, 以我国 31 个省市 1999 年 - 2011 年的面板数据为基础, 重点考察居民行为异质性条件下我国城镇居民的预防性储蓄动机强度。实证分析表明: ①消费习惯、收入、老年抚养比、男女性别比、实际利率均是影响城镇居民消费的重要因素, 但对预防性储蓄动机的强化作用不够显著; ②引入异质性因素后, 我国城镇居民预防性储蓄动机明显加强, 其中少年抚养比、房价上涨给未来教育支出与购房支出带来了很强的不确定性, 是引起消费异质性的核心因素, 并强化了预防性储蓄动机。因此, 要改善我国当前高储蓄与低消费现状, 关键在于降低教育和房价等因素对消费支出不确定性的影响。

关键词: 预防性储蓄动机; 异质性; 支出不确定性; 动态面板模型; 系统广义矩阵方法

中图分类号: F014.5 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2014)07-0050-13

0 引言

在推动我国经济增长的三驾马车消费、投资与出口中, 国内消费需求长期低迷一直是影响我国经济持续健康稳定发展的隐忧, 我国消费占 GDP 的比重已经由 2000 年的 62.3% 下降至 2011 年的 49.1%。与萎靡不振的内需相对应的是我国储蓄率长期保持高水平, 由 2000 年的 37.6% 增长到了 2011 年的 51.8%。2012 年我国社会消费品零售总额 210 307 亿元, 比上年增长了 14.3%, 但增速却比上年同期回落了 2.8 个百分点。

针对我国长期存在的高储蓄、低消费发展现状, 不少学者从预防性储蓄动机来加以解释, 已有的研究文献大多遵从传统的研究范式, 在经济人

行为同质性假设下对预防性储蓄的原因及强度展开分析。这种分析模式的优点是使所研究的问题相对简化, 但需要在理论上证明有差异的居民消费和储蓄行为可以加总, 这显然会使研究更复杂。当前我国经济发展正处于深化改革与加快体制转型期, 在此期间实施的各项重大改革不仅直接影响了居民消费与储蓄决策, 改变其消费支出与消费模式, 而且也在较大程度上增加了居民对收入和支出预期的不确定性, 不同家庭对宏观政策效应的敏感性与反应程度存在显著差异, 使得居民消费与储蓄行为的异质性 (Heterogeneity) 较过去更为显著^②。

基于这一现实状况, 本文认为消费与储蓄行

① 收稿日期: 2013-10-10; 修订日期: 2013-12-23。

基金项目: 国家社科基金重大专项基金资助项目(12&ZD050); 国家社科基金青年项目(09CJL024; 13CJL058); 国家社科基金资助项目(11BJY044); 2011 年度教育部新世纪优秀人才支持计划资助项目(NCET-11-0120); 湖南省社科基金资助项目(12YBA232; 13ZDA03)。

作者简介: 袁冬梅(1971-), 女, 湖南衡南人, 博士, 副教授。Email: ydmmay123@126.com

② 传统经济学分析框架中, 在有限理性经济人的假设下, 人被视为是“同质”的, 具有类似的消费行为。不过越来越多的学者开始重视人的“异质性”, 认为经济人由于遗传基因、教育和外部环境等因素的差异, 人与人在能力(或智力)方面存在差异, 其对信息的把握与判断也各异, 因而人是“异质性”的。由此出发, 消费与储蓄的“异质性”也越来越受到重视。

为异质性是居民预防性储蓄动机异质性的直接表现,随着引起消费与储蓄行为异质性特征的因素增加,居民预防性储蓄动机的异质性特征与强度也较以往明显增加。本文直接将反映经济改革的住房支出、教育支出、养老支出等因素引入预防性储蓄理论模型,并通过引入这些变量与消费支出不确定性变量的交互项来反映消费者对宏观政策变化的敏感性及其预期支出不确定性,因而这一交互项可以较好地描述消费者预防性储蓄的差异即异质性。构建动态面板模型检验的结果与现实较为吻合,加入预防性储蓄动机异质性后预防性储蓄动机的强度也明显增加。

1 文献回顾

关于消费与储蓄异质性的假设在经济增长、货币需求、股票定价、能源消费等方面已得到了不少应用,但有关预防性储蓄动机的异质性以及引起异质性因素的研究目前还比较少见。目前关于居民预防性储蓄动机、原因及强度的研究文献已较为丰富,但绝大多数文献的研究都没有具体讨论居民消费与储蓄行为的异质性,且有关预防性储蓄动机的原因及强度也没有统一的认识。

从国外研究文献来看,一些学者尝试对预防性储蓄的原因进行理论剖析与经验验证。如 Leland^[1]、Zeldes^[2]、Zhang 和 Wan^[3]、Wei 和 Zhang^[4] 指出未来收入的不确定性是减少当期消费,加强预防性储蓄动机的原因。Deaton^[5]、Carroll 和 Samwick^[6] 将流动性约束假说和预防性储蓄相结合,提出缓冲存货储蓄模型(buffer stock savings model),从储蓄者财富与持久收入目标比率的角度,分析了预防性储蓄增加的原因。Carroll^[7]、Carroll 和 Toche^[8] 均证实了上述财富目标的存在,分别指出消费习惯的存在和不确定性的上升会使得该目标更高,相应的预防性储蓄更多。Giles 和 Yoo^[9] 也认同流动性约束对预防性储蓄的影响。Modigliani 和 Cao^[10]、Bonham 等^[11] 等发现经济增长、人口结构变化与典型市场变化等因素是造成中国居民储蓄持续居高不下的根源。Zhou^[12] 使用日本家庭数据发现收入的不确定性是影响预防性储蓄的重要因素;Kong 等^[13] 采用韩国家庭调查

数据,发现身体健康的不确定性引起医疗支出增加是预防性储蓄产生的主要原因。

另一些学者探讨了预防性储蓄动机的强度。如 Guiso 等^[14]、Dynan^[15]、Mishra 等^[16] 的研究结果均表明居民预防性储蓄动机很弱。与此相对的是,Skinner^[17]、Dardanoni^[18]、Kazarosian^[19]、Wilson^[20] 却发现家庭预防性储蓄动机很强,储蓄中的绝大部分来源于预防性储蓄。对于这些研究结论的差异,学者们也进行了一些解释,如 Ludvigson 和 Paxson^[21] 认为采用欧拉方程线性近似方法估计预防性储蓄动机会导致结果偏小或不显著;Lee 和 Sawada^[22-23] 认为若模型中遗漏了重要解释变量如流动性约束变量,估计的预防性储蓄动机也会较弱。国外研究文献无论是从理论上剖析预防性储蓄的原因还是使用经验数据进行验证,都没有考虑中国改革的特殊性以及居民储蓄行为的差异性。

该领域国内学者的研究也可以从上述两个方面来归纳。一是关于预防性储蓄成因的探讨,刘金全和邵欣炜^[24]、杜海韬和邓翔^[25]、易行健等^[26] 认为流动性约束对预防性储蓄的形成有重要影响;杭斌和郭香俊^[27] 将消费习惯形成纳入缓冲储备储蓄理论模型中,认为习惯形成和收入不确定性是导致我国城镇居民高储蓄的重要原因;杨汝岱和陈斌开^[28] 以经验事实观察为基础,研究发现高等教育支出对居民消费有显著的挤出效应,是居民预防性储蓄动机较大的原因;邓可斌和易行健^[29] 证实教育程度导致消费者预防性储蓄动机存在异质性,是预防性储蓄动机的重要因素;易行健等^[30] 研究表明农户的储蓄率与家庭社会网络广泛程度呈现反向关系,随着收入增长、正规金融发展及市场化的推进而减弱。二是关于预防性储蓄动机强度的估计。施建淮和朱海婷^[31] 从标准的消费者预期效用最大化模型出发,验证了我国 35 个大中城市居民的预防性储蓄动机并不强,相对谨慎系数约为 0.878。不过多数研究还是显示我国居民的预防性储蓄动机很强,如龙志和和周浩明^[32]、李勇辉和温娇秀^[33]、杜海韬和邓翔^[25] 的研究结果均显示我国城镇居民储蓄动机很强,相对谨慎系数都达到了 5 以上。黄祖辉等^[34] 对浙江省农户的预防性储蓄动机进行估计,发现农户若位于财富均值水平,收入风险标准差每增加

50% 其预防性储蓄占家庭净财富比重将增加 75%。从国内研究文献来看,除了邓可斌和易行健^[29]等少数研究考察了预防性储蓄动机的异质性特征,其它文献大多是采用传统研究范式探讨预防性储蓄的成因及强度。

综合上述研究特别是关于我国城镇居民预防性储蓄的研究文献来看,本文认为存在三个方面可以进行扩展与深化:(1)绝大多数文献对居民消费行为的异质性与预防性储蓄动机的异质性重视不够,研究居民预防性储蓄动机的文献对高企的房价、人口老龄化等因素产生的影响关注不够,未考虑到我国实施住房、教育、医疗养老等制度改革后各项改革措施动态变化带来的不确定性增加对消费者行为差异的影响;(2)现有估计我国预防性储蓄动机的相关模型大多考察了收入、流动性约束、消费习惯、教育支出以及健康状况等因素中的某一个或几个解释变量对储蓄行为的影响,没有较全面地考察各因素的综合影响,估计出的结果可能出现遗漏变量偏差问题;(3)大部分文献只关注居民总体消费支出的变化,并没有考虑到我国各项改革措施的实施会引起消费支出中不同类型的消费支出产生相反方向的变化,如教育、医疗、住房制度改革会引起城镇居民这三方面的支出相应增加,而加大的未来支出的不确定性会引起居民其他支出减少。

鉴于此,本文从消费者最优选择模型入手,首先构建预防性储蓄动机动态面板模型,然后考虑预防性储蓄动机的异质性特征,建立包含异质性的新预防性储蓄模型,并采用我国 31 个省市(港澳台除外)的面板数据,运用系统广义矩阵方法(System-GMM)对我国城镇居民的预防性储蓄动机强度及异质性原因进行多层次的动态实证分析。

2 理论模型

预防性储蓄理论认为,消费者不仅是将收入均等分配于整个生命周期,而且还要防范未来不确定事件的冲击来达到一生效用最大化。根据消费者最优选择模型可知消费者 i 在 t 期的目标函数为

$$\max_{C_{i,t+j}} E_t \left[\sum_{j=0}^{T-t} (1 + \delta)^{-j} U(\bar{C}_{i,t+j}) \right] \quad (1)$$

约束条件为

$$A_{i,t+j+1} = (1 + r_t) A_{i,t+j} + Y_{i,t+j} - C_{i,t+j} \quad (2)$$

$$A_{i,t} + Y_{i,t} - C_{i,t} + Z_{i,t} \geq 0 \quad (3)$$

其中 E_t 为基于 t 期可得信息的期望 δ 为时间偏好率 U 是效用函数,在时间上效用可加且相互独立,满足 $U' > 0, U'' < 0, U''' > 0$ 的条件; $C_{i,t}$ 为第 i 个消费者在第 t 期的消费, $\bar{C}_{i,t}$ 为 t 期的有效消费,形式为 $\bar{C}_{i,t} = C_{i,t} - \alpha C_{i,t-1} (0 \leq \alpha \leq 1)$,即有效消费为当期消费 $C_{i,t}$ 与滞后一期消费 $C_{i,t-1}$ 的调整值 α 为习惯强度,也就是滞后一期消费对当期消费的影响程度; $A_{i,t}$ 为财富,且 $A_{i,T+1} = 0, T$ 为生命周期, r_t 为实际利率, $Y_{i,t}$ 为劳动收入; $Z_{i,t}$ 为最大限度的借贷资本,式(3)为居民受到的流动性约束条件。

采用动态最优化的贝尔曼方程求解该消费模型,得到 $j = 1$ 时的欧拉方程

$$\left(\frac{1 + r_t}{1 + \delta} \right) E_t [U'(\bar{C}_{i,t+1})] = U'(\bar{C}_{i,t}) - \lambda_{i,t} \quad (4)$$

其中 $\lambda_{i,t}$ 为约束条件式(3)所对应的拉格朗日乘子。式(4)给出的经济含义是,如果居民在 t 期面临流动性约束,那么居民跨期决策时并不能平滑有效消费来达到一生效用最大化。因此,给定下一期的有效消费, t 期的有效消费要小于完美市场预期,也就是说 $\lambda_{i,t} > 0$ 。当居民不受到流动性约束和消费习惯影响时 $\lambda_{i,t} = 0, \alpha = 0$,此时就是 Dynan^[15]模型中的情形。显然,方程(4)是 Dynan模型的扩展形式。同时,与标准的经典消费理论不同,在消费习惯的影响下,消费者各期的消费效用是相互关联的,为了保证各期的有效效用大于零,消费者追求的目标不仅是均匀分配各期的消费,还要保持消费效用的长期稳定增长。

接着对 $U(\bar{C}_{i,t+1})$ 进行以 $\bar{C}_{i,t}$ 为中心的二阶 Taylor 展开再代入式(4)并化简得

$$E_t \left[\frac{\bar{C}_{i,t+1} - \bar{C}_{i,t}}{C_{i,t}} \right] = \frac{1}{\xi} \left(\frac{r_t - \delta}{1 + r_t} \right) + \frac{\rho}{2} E_t \left[\left(\frac{\bar{C}_{i,t+1} - \bar{C}_{i,t}}{C_{i,t}} \right)^2 \right] + \tilde{\lambda}_{i,t} + \eta_{i,t} \quad (5)$$

其中 $\xi = -\bar{C}_{i,t} (U''/U')$ 为相对风险厌恶系数 $\rho = -\bar{C}_{i,t} (U'''/U'')$ 为相对谨慎系数 $\tilde{\lambda}_{i,t} = \frac{1 + \delta}{1 + r_t} \cdot$

$\frac{\lambda_{it}}{C_{it}U}$. 由效用函数的条件可知: $\xi > 0$ $\rho > 0$ $\tilde{\lambda}_{it} \geq 0$.

根据杜海韬和邓翔^[25]、周建^[35]的研究,将有效消费的增长率及平方分别采用有效消费序列对数的一阶差分形式及平方项来表示,并假定 $\Delta \ln(C_{it} - \alpha C_{it-1}) \approx \Delta \ln C_{it} - \alpha \Delta C_{it-1}$ ^[36,37],于是式(5)简化为

$$\Delta \ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \alpha \Delta C_{it-1} + \frac{\rho}{2} \times (1 - \alpha)^2 (\Delta \ln C_{it})^2 + \tilde{\lambda}_{it} + \mu_{it} \quad (6)$$

其中 $\mu_{it} = \eta_{it} + \varepsilon_{it}$ $\varepsilon_{it} = \frac{\rho}{2} (\Delta \ln C_{it} - \alpha \Delta C_{it-1})^2 - \frac{\rho}{2} (1 - \alpha)^2 (\Delta \ln C_{it})^2 - \omega$,假定满足均值为 0 的条件 $\omega = E_t [\frac{\rho}{2} (\Delta \ln C_{it} - \alpha \Delta C_{it-1})^2 - \frac{\rho}{2} (1 - \alpha)^2 (\Delta \ln C_{it})^2]$ 包含在常数项 β_0 中.

根据上述分析,如果消费者不受到流动性约束,则其对应的模型为

$$\Delta \ln C_{it} = \beta_0 + \beta_1 r_{it} + \alpha \Delta C_{it-1} + \frac{\rho}{2} \times (1 - \alpha)^2 (\Delta \ln C_{it})^2 + \mu_{it} \quad (7)$$

Campbell 和 Mankiw^[38]的研究认为消费群体中有两类不同消费者:第一类由于受到流动性约束的限制,消费支出基本上由其当期可支配收入水平决定;第二类可以跨期做决策来实现自己一生消费的最大化,那么其消费形式由式(7)决定.假定这两类消费者的比例分别为 $\lambda, 1 - \lambda$,那么决定总消费支出的模型为

$$\Delta c_{it} = \eta_0 + \eta_1 r_{it} + \gamma \Delta c_{it-1} + \psi (\Delta c_{it})^2 + \lambda \Delta y_{it} + \varepsilon_{it} \quad (8)$$

其中 $c_{it} = \ln C_{it}$ $y_{it} = \ln Y_{it}$ $\eta_0 = \beta_0 (1 - \lambda)$ $\gamma = \alpha (1 - \lambda)$ $\psi = \frac{\rho}{2} (1 - \alpha)^2 (1 - \lambda)$ $\eta_1 = (1 - \lambda) \beta_1$ $\varepsilon_{it} = (1 - \lambda) \mu_{it}$. 因此,本文得到一个综合考虑消费习惯、收入、不确定性、利率、流动性约束的动态预防性储蓄动机面板模型.其中 γ 指的是消费习惯强度,消费习惯被认为是导致我国城镇居民边际消费倾向较低的重要影响因素^[39]; $(\Delta c_{it})^2$ 代表不确定性变量,其系数 ψ 的大小表明预防性储蓄动机的强弱,系数越大说明储蓄动机就越强,反之就越弱; λ 为消费对收入的敏感系

数,在这里 λ 的大小也表明消费者中所受到流动性约束的比例, λ 越大,那么流动性约束居民所占比例就越多,反之亦然; η_1 为实际利率对消费的影响,其影响主要表现为替代效应、收入效应,若 $\eta_1 < 0$,那么实际利率对消费增长的替代效应大于收入效应,反之收入效应大于替代效应.

改革开放以来,我国各项改革措施直接影响了不同群体的收入与财富状况,而住房、教育与社会保障等方面的改革与运行机制还不够健全,如陈林和朱卫平^[40]研究发现我国房地产市场中短视预期效应大于理性预期效应,房价剧烈波动并产生“棘轮效应”,这对居民消费与收入的不确定性影响必将大大增加.除了外界环境方面的不确定性外,消费者本身也存在认知与行为的差异,因而消费者的异质性加上外界的不确定性,是引起预防性储蓄动机异质性的的重要因素,也是导致预防性储蓄动机强度变化的重要因素.

为此在式(8)的基础上,引入反映住房、教育与社会保障等方面改革的控制变量 X_{it} ,这些变量由于大多受国家宏观政策的影响,并非因个体消费者而异,严格来说并非异质性变量,但由于消费者个体对这些政策变量的敏感性与反映程度存在显著差异,因而受宏观政策影响的变量均会通过作用于消费者的消费行为而出现不同的效应,故本文引入控制变量与消费支出不确定性变量的交叉项 $X_{it} (\Delta c_{it})^2$,来刻画预防性储蓄动机的异质性特征,从而得到消费支出模型式(9)

$$\Delta c_{it} = \vartheta + \eta_1 r_{it} + \gamma \Delta c_{it-1} + \kappa (\Delta c_{it})^2 + \pi X_{it} + \theta X_{it} (\Delta c_{it})^2 + \lambda \Delta y_{it} + \zeta_{it} \quad (9)$$

式(9)中 κ 为加入了控制变量后不确定性因素所代表的预防性储蓄动机强度, π 为各控制变量对消费支出变化的影响系数向量,而 θ 为控制变量与消费支出不确定性变量交叉项的影响系数向量, ϑ, ζ_{it} 为调整后的新常数项和残差项.上式中控制变量 X_{it} 包括房价(住房改革)、少儿抚养系数(教育改革,计划生育政策)、老年抚养比(医疗改革,老龄化进程)、性别比例等影响消费者行为的因素, $X_{it} (\Delta c_{it})^2$ 反映了消费支出不确定性与各控制变量的交互作用,各控制变量正向变化对消费支出不确定性起到了乘数作用,不同个体或家庭预期的购房支出、教育支出、养老支出的不确定性存在差异,交互项影响消费的同时也反

映了其储蓄的影响,是刻画储蓄异质性的因素。

如果 $\text{Corr}(X, (\Delta c)^2) \neq 0$, 那么异质性的存在对预防性储蓄动机和不确定性存在双重影响。一般的研究文献中,只考虑了这些控制变量对消费支出变化的影响,未考虑到这些变量与消费支出不确定性的交互作用对消费支出变化的影响,从而不能较全面地刻画消费者行为的异质性与预防性储蓄动机的异质性,也就是说,如果未加入交叉项,估计出的预防性储蓄动机会在一定程度上偏小。式(8)和式(9)为本文进行实证估计的模型。

3 实证分析

3.1 数据选取与变量说明

3.1.1 数据选取

使用31个省市城镇居民在1999年—2011年期间的省际面板数据,一般情况下,反映消费者个体异质性的数据最好来自于家庭或者消费者个体,但在本文中较难实现,一是由于反映经济体制改革效应的变量都是宏观数据,二是家庭数据较难获取且仅有的文献中都是利用1年—2年的数据作截面分析,无法进行较长时期的考察。本文利用省级面板数据进行实证,这些数据近似的反映了各省家庭的平均状况,所需数据涉及到各省市城镇居民年均可支配收入、消费性支出、医疗保健支出、教育支出、居住支出、少年抚养比、老年抚养比、男女性别比例,各省市每年的住房销售面积、住房销售额,各省市城镇居民的平均消费价格指数以及人民银行公布的每年存款名义利率。这些数据根据历年《中国统计年鉴》、《新中国60年统计资料汇编》、《中国物价及城镇居民家庭收支调查统计年鉴》、《中国金融年鉴》、CCER中国经济金融数据库以及31个省市2012年的地区统计年鉴的相关数据整理得到。所用数据均以1999年各省市城镇居民消费价格指数为基期,消除了每年价格因素的影响。

3.1.2 变量说明

1) 消费性支出与可支配收入 y_{it} 。本文考察到我国各项重大改革措施的实行会对居民的消费行为产生较大的影响,因此在下面的实证部分用

Δc_{it} 代表整体消费性支出, $\Delta \bar{c}_{it}$ 为各省市城镇居民的消费性支出数据扣除教育支出、医疗保健支出、居住支出。可支配收入数据直接从统计年鉴中获取。

2) 房价 p_{it} 。一般情形下选择住房平均价格、住房销售价格指数作为房价的代理变量较合适,而31个省市城镇的住房销售价格指数数据无法取得,因此选择住房平均价格作为其代理变量。况伟大^[41]、李春风等^[42]均是采用该指标。需要指出的是,平均房价与真实房价不同,前者是真实房价的均值,但统计局并未公布真实房价数据,本文以平均房价近似替代,即用各省市每年的住房销售额/住房销售面积作为房价的代理变量。

3) 不确定性。至今,理论界关于不确定性变量的衡量指标尚未形成一致看法。Caballero^[43]、Carroll^[44]用劳动收入的波动来衡量消费的不确定性,Deaton^[45]主张用利率和预期消费增长率的随机波动作为其代理变量,Dynan^[15]用消费支出的变动度量,Carroll等^[46]使用失业率来表示,国内学者张宗明等^[47]利用需求的方差来衡量消费需求不确定性的。本文借鉴Dynan的做法,即直接采用 $(\Delta c_{it})^2 / ((\Delta \bar{c}_{it})^2)$ 变量来度量消费支出不确定性,很显然该指标是内生的。为了使得估计结果一致性,在接下来的实证检验中均设定其为内生变量,用其相应的滞后项和同期可支配收入对数差分的平方项作为工具变量。

4) 实际利率 R_{it} 。由于某些年份银行对名义利率进行了多次调整,本文以不同利率水平在年内执行的月数作为权数计算出各年的平均名义利率,再减去各省市对应年份的城镇居民消费价格指数最终得到各省市每年的实际利率水平。

5) 少年抚养比 ydr_{it} 、老年抚养比 odr_{it} 、男女性别比例 sex_{it} 。少年抚养比(老年抚养比)是指在人口当中少年儿童人口数(老年人口数)与劳动年龄人口数之比。数据来源于《中国统计年鉴》中历年全国人口变动情况抽样调查样本,其中1999年、2002年—2009年、2011年的抚养系数数据可直接获得,2000年、2010年的数据则是通过0岁—14岁年龄人口(65岁以上年龄人口)/15岁—64岁年龄人口数据计算得到,而2001年所缺数据本文用2000年和2002年数据的平均值来填补。男女性别比一般根据各数据来源可直接得到,

某些省市出现个别数据的缺失则是采用前后相应年份的加权平均数及出生率估算得到。

3.2 数据的单位根检验与实证方法

3.2.1 数据的单位根检验

为了避免伪回归,需对模型中的各变量进行单位根检验。本文采用同质 LLC 检验和异质 IPS

检验,结果见表 1。从表 1 可知:LLC 检验结果与 IPS 检验结果均显示,被检验的相关变量除了老年抚养比在 5% 的统计水平上显著之外,其余被检测变量均在 1% 的统计水平上显著。从上述分析可知,所需变量均为平稳序列,符合实证模型估计的要求。

表 1 动态面板方程中变量的平稳性检验

Table 1 LLC test and IPS test of variables in the dynamic panel models

LLC				IPS			
c_{it}	(-6.293)***	Δc_{it}	(-9.275)***	c_{it}	(-5.064)***	Δc_{it}	(-9.126)***
\bar{c}_{it}	(-7.802)***	$\Delta \bar{c}_{it}$	(-13.130)***	\bar{c}_{it}	(-6.398)***	$\Delta \bar{c}_{it}$	(-8.614)***
y_{it}	(-7.393)***	Δy_{it}	(-13.435)***	y_{it}	(-2.878)***	Δy_{it}	(-7.425)***
p_{it}	(-65.702)***	Δp_{it}	(-19.098)***	p_{it}	(-11.409)***	Δp_{it}	(-12.323)***
$(\Delta c_{it})^2$	(-5.123)***	$(\Delta \bar{c}_{it})^2$	(-4.549)***	$(\Delta c_{it})^2$	(-8.862)***	$(\Delta \bar{c}_{it})^2$	(-8.459)***
ydr_{it}	(-3.255)***	odr_{it}	(-7.869)**	ydr_{it}	(-2.904)***	odr_{it}	(-1.898)**
sex_{it}	(-3.295)***	R_{it}	(-11.838)***	sex_{it}	(-5.960)***	R_{it}	(-5.728)***

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的统计水平上拒绝有单位根的检验,其中 LLC 检验括号内是调整后的 t 值,检验的为是否存在相同单位根;IPS 检验括号内是 Z_{τ} -tilde-bar 值,检验的为是否存在不同单位根,检验的估计方程含截距项、滞后项和时间趋势项。

3.2.2 实证方法说明

式(8)和式(9)模型中均考虑了消费习惯因素的影响,且解释变量中含有被解释变量的一阶滞后项,从计量分析的角度来看,此模型为动态面板数据模型。解释变量之间也可能存在相互决定彼此的双向因果关系,如消费和收入、房价、利率、抚养系数等变量之间,由此产生的联立内生性问题,本文必须要考虑。此外,误差项中含有与被解释变量相关的其余不可观测变量,这些不可观测变量也有可能解释变量之间也存在内生性问题。同时考虑式(9)中含有控制变量与不确定性变量的交叉项,显然会引起变量之间产生内生性问题,需要将交叉项设定为内生变量。基于此,本文使用 Aerllano 和 Bover^[48] 以及 Blundell 和 Bond^[49] 提出的 System-GMM 方法,以控制动态面板方程产生的内生性问题。

3.3 未考虑预防性储蓄异质性的实证分析

在这一部分,以城镇居民整体消费性支出为被解释变量,本文用 System-GMM 方法来对城镇居民的预防性储蓄动机强度进行估计,结果见表 2。表 2 中右边未加入控制变量为采用式(8)的实

证结果,左边为加入控制变量后但未包含交叉项的结果。从未加入控制变量结果可知,我国城镇居民预防性储蓄动机不强,系数仅有 0.275 1,比施建淮和朱海婷^[31] 所估计的 0.878 还要小。而加入控制变量后,预防性储蓄动机估计结果却不显著,很显然这一点与我国目前事实不相符,因为我国的高储蓄现象众所周知,在当前经济转型期不确定性因素众多,居民预防性储蓄动机较强。对于产生这一结果的原因,本文将结合表 3 的结果一起分析,在此不多阐述。

从解释变量可支配收入、消费习惯与实际利率来看,影响效应均高度显著。其中消费支出对可支配收入的敏感性较大,为 0.636 3,这表明收入对我国城镇居民的消费起着至关重要的作用,消费存在过度敏感性。同时,我国城镇居民能够通过借贷市场来摆脱流动性约束的比例并不高,整体仍然面临较强的流动性约束。消费受到较强消费习惯的影响,强度达到 0.266 6。这归因于居民为了保证教育、养老、医疗、住房等引起的高额消费支出,会更加理性地制定长期消费计划。而居民的消费习惯是消费者心理

和行为习惯因素的体现,具有一定内在稳定.因此,消费者的消费行为决策更加依赖于消费习惯.实际利率对消费增长的收入效应大于替代效应,但是相比其余参数大小而言,实际利率的影响很小,几乎可以忽略不计,意味着我国采用

连续降低名义利率来抑制储蓄的政策效果甚微.这些变量对我国城镇居民消费行为的影响即使在加入异质性控制变量之后,仍然保持着高度显著性,影响效应大小变化幅度并不大,见表2中加入控制变量后的实证结果.

表2 整体消费性支出数据的实证分析结果

Table 2 Test results based on urban household consumption expenditure(Δc_{it}) as dependent variable

未加入控制变量		加入控制变量后		
常数项	0.698 5 (16.65) ***	0.929 2 (9.71) ***	Δp_{it}	-0.002 3 (-1.14)
Δc_{it-1}	0.266 6 (10.66) ***	0.278 8 (5.83) ***	ydr_{it}	0.000 5 (0.88)
Δy_{it}	0.636 3 (28.05) ***	0.619 3 (15.15) ***	odr_{it}	0.002 4 (2.02) **
$(\Delta c_{it})^2$	0.275 1 (5.44) ***	-0.004 32 (-0.07)	sex_{it}	-0.001 93 (-4.91) ***
R_{it}	0.001 1 (10.38) ***	0.001 8 (11.14) ***		
Sargan 验 P 值	1.00	Sargan 检验 P 值	1.00	
AR(1) 检验 P 值	0.00	AR(1) 检验 P 值	0.00	
AR(2) 检验 P 值	0.041	AR(2) 检验 P 值	0.10	

注: (1) 采用的方法是二步系统广义矩阵(twostep GMM-system)方法; (2) 括号内是参数的z值, ***、**、* 分别表示1%、5%和10%的统计水平上显著; (3) 使用的软件包是 STATA11; (4) 消费增长滞后一期的工具变量为消费增长滞后二期和滞后一期、二期可支配收入增长,假定内生变量为 $(\Delta c_{it})^2$,工具变量是变量本身相应的滞后一期和 $(\Delta y_{it})^2$.

加入控制变量后表2的结果显示,房价增长变量与少年抚养比变量影响不显著,老年抚养比和性别比例分别在5%和1%的统计水平上显著,其中老龄化进程的加剧会对我国城镇居民的消费起到促进作用,而性别比例在一定程度上抑制居民的消费增长,即老年抚养比和性别比例分别增加10%,将引起消费率增长2.4%和下降1.93%.老年抚养比的提高一方面会增加社会抚养负担,另一方面在技术条件不发生变化的情况下,劳动年龄人口比例下降将导致社会总产出水平下降,两方面的共同影响使社会总产出中用于消费的比例上升,因此老年抚养比的提高将增加社会的抚养负担,提高城镇居民的消费倾向.而男女性别比例的提高会使得婚姻市场的平衡竞争力被打破,对于那些养育男孩的家庭而言,他们倾向于在男孩的身上进行更多投资,比如让孩子接受更好的教育,同时想办法提高其经济地位,如购房来增强其

在未来婚姻市场上的竞争力,那么这些家庭将增加储蓄,减少消费.

3.4 考虑预防性储蓄异质性的实证分析

下面表3的实证检验不仅考虑了各控制变量对我国城镇居民消费的影响,而且考察这些变量通过影响消费支出的不确定性如何交互作用于消费支出的变化,以及加入这些因素后我国城镇居民预防性储蓄动机的变化.考虑到我国各项改革措施的实施会对居民的消费行为产生较大的影响,甚至可能会引起消费支出中的不同类型产生相反方向的变化,下面实证检验中的被解释变量 $\Delta \bar{c}_{it}$ 为居民总体消费支出扣除医疗支出、教育支出、居住消费支出的余额,同样采取 System-GMM 方法来对我国城镇居民的预防性储蓄动机进行实证估计以使研究得到更进一步深入,结果见表3.表3左边是未加入刻画预防性储蓄动机异质性特征的交叉项的结果,右边是加入了交叉项的实证结果.

表 3 扣除某些消费支出 Δc_{it} 的实证分析结果

Table 3 Test results based on the variable as dependent variable

	未加入交叉项		加入交叉项	
常数项	0.359 1 (4.72) ***	0.262 1 (1.96) *	0.322 8 (4.63) ***	0.234 2 (1.80) *
Δc_{it-1}	0.404 1 (8.26) ***	0.459 9 (9.71) ***	0.482 3 (8.86) ***	0.459 3 (12.62) ***
Δy_{it}	0.656 5 (19.20) ***	0.641 5 (13.12) ***	0.640 3 (9.53) ***	0.638 6 (8.43) ***
$(\Delta c_{it})^2$	0.828 8 (3.88) ***	1.407 5 (4.91) ***	7.049 (5.26) ***	8.672 (6.26) ***
R_{it}	0.001 9 (17.91) ***	0.001 6 (8.61) ***	0.001 6 (7.74) ***	0.001 5 (6.89) ***
Δp_{it}	-0.007 7 (-4.46) ***	-0.001 9 (0.65)	-0.004 6 (-2.18) **	-0.005 4 (-1.371)
ydr_{it}	-0.000 89 (-1.49)	-0.001 6 (-1.03)	-0.002 12 (-4.40) ***	-0.002 3 (-3.49) ***
odr_{it}	0.002 14 (2.24) **	0.002 7 (2.83) **	0.002 7 (3.47) ***	0.002 5 (3.35) ***
sex_{it}	-0.002 9 (-6.24) ***	-0.002 9 (-5.50) ***	-0.003 2 (-9.59) ***	-0.002 8 (-5.91) ***
$\Delta p_{it} \times (\Delta c_{it})^2$		-0.102 6 (2.37) **		-0.454 4 (-1.80) *
$ydr_{it} \times (\Delta c_{it})^2$			-0.174 3 (-4.16) ***	-0.221 4 (-5.21) ***
Sargan 检验 P 值	1.00	1.00	1.00	1.00
AR(1) 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
AR(2) 检验 P 值	0.14	0.16	0.15	0.07

注：(1)、(2)、(3) 同表 2；(4) 消费增长滞后一期的工具变量为消费增长滞后二期和滞后一期、二期可支配收入增长，并假定内生变量为 $(\Delta c_{it})^2$ 与模型中的交叉项 $(\Delta c_{it})^2$ 的工具变量是变量本身相应的滞后一期和 $(\Delta y_{it})^2$ 交叉项的工具变量为本身相应的滞后一期。

首先，比较表 3 中未加入交叉项与表 2 中加入控制变量的结果，可以看出实际利率、老年抚养比、男女性别比例对我国城镇居民消费的影响效应大小变化很小，少年抚养比的影响效应仍然不显著，因此下面主要分析变化较大的其他影响变量。

显然，预防性储蓄动机强度估计结果由先前的不显著变为显著，且强度相比有适度的加强，为 0.828 8。导致这一结果差异的原因可能是本文前面提到的各项改革措施的实施会引起消费支出中不同类型的消费支出产生相反方向的变化，如教育、医

疗、住房制度改革会引起城镇居民这三方面的消费性支出相应增加，而加大的未来支出的不确定性会引起居民其他支出减少，所以被解释变量为居民总体消费支出时，不确定性变量对不同类型的消费支出即使都有影响，但由于影响方向不一致，从而导致对总体消费支出的变化不明显，预防性储蓄动机不显著。而在居民总体消费中将医疗支出、教育支出、居住消费剔除后，实证结果却显示出我国城镇居民具有一定的预防性储蓄动机。

表 3 中未加入交叉项实证结果还显示出，消费

对收入的敏感性和消费习惯强度都在一定程度上加强,分别是0.656 5和0.404 1,都显著异于零。对于影响系数加大的原因,本文认为是扣除了医疗支出、教育支出、居住消费支出后,更大部分消费由食品消费和衣着消费组成,这些生活必需品的消费具有周期短、受当期收入影响大的特点,从而造成了更高的过度敏感性和消费习惯强度,同时也表示在考虑了这些控制变量之后,我国城镇居民的流动性约束敏感性更强。房地产具有消费和投资双重属性,如果把房地产作为消费这一层面来讲,房价上涨对消费支出具有挤出效应,对消费增长的影响存在抑制作用^{[50][51]},与实证结果相吻合。

然后,来比较加入交叉项之后的变化情况。加入房价增长与消费支出不确定性的交叉项后,从表3中第3列可以看出,该交叉项对我国城镇居民消费支出增长的影响显著为负,而房价增长本身对消费支出的影响不显著。从这点可以看出,房价增长更多的是通过对不确定性因素的作用来对消费支出产生影响。我国自1998年全面实行住房制度改革以来,政府出台了多项支持房地产发展的产业政策和信贷政策,促使其进入快速发展的通道,房价一路攀升,引起的房价收入比的不断扩大造成我国城镇居民在购房方面具有很大压力,对未来的不确定性因素就更加难以把握。面对房价持续上涨的预期,尽管不同家庭会有不同的反应,但多数居民会因预期的购房计划,不得不减少当前消费,增加储蓄以使未来的不确定性因素减到最少。因此,房价对消费支出的影响更多的通过加大不确定性来实现其对消费的负效应。同时,加入交叉项后,预防性储蓄动机强度系数即 $(\Delta c_{it})^2$ 的系数得到较大幅度提高,达到了1.407 5,说明考虑加入居民预防性储蓄动机异质的交互项能更有效地检验预防性储蓄动机强度。

加入少年抚养比与消费支出不确定性的交叉项后,从表3中第4列可以看出,此交叉项的影响显著为负,同时与之前的实证结果最大的不同在于,我国城镇居民的预防性储蓄动机非常强,达到了7.049。显然,少年抚养比对预防性储蓄的强化作用最为明显,是引起我国城镇居民预防性储蓄动机加强的重要因素。这可能与我国经济体制改革密切相关,因为1999年开始,我国高等教育开始实行扩招和收费制度。教育扩招使得孩子更容易接受高等教育,城乡居

民普遍意识到了接受更高教育水平的重要性,而且计划生育政策的实施,促使单个家庭更加注重小孩的教育投资,教育也慢慢演化成家庭在解决生活最基本需求之后首要考虑的问题。高等教育收费制度的推行,家庭为了让子女接受更高层次的教育机会,势必大幅度增加教育方面的预期支出,因而对居民的消费支出不确定性产生了非常深远的影响,尤其是对金融市场改革还需更完善的中国而言,城镇居民普遍受到流动性约束的束缚,为应对未来某期的一大笔教育支出的支付,理性的选择是减少当期消费,增加储蓄从而加强了预防性储蓄动机。不仅如此,少年抚养比 ydr_{it} 由先前的不显著变得高度显著,对我国城镇居民的消费起到抑制作用,少年抚养比扩大10%,将引起消费率增长下降2.12%。这从另一个侧面也说明,少年抚养比与消费支出本身存在相互作用的关系,要发挥出对预防性储蓄的影响要以考虑少年抚养比对消费支出不确定性影响为条件,否则单独考虑少年抚养比本身的影响效应将不显著。

本文再分别加入性别比例、老年抚养比与消费支出不确定性的交叉项,发现交叉项的影响不显著,其余变量的影响大小与未加入交叉项时并没多大改变,所以结果并未列出。由于在前面的实证结果中发现,房价增长与不确定性的交叉项与少年抚养比与不确定性的交叉项均显著,在不同的程度上加强我国城镇居民的预防性储蓄动机,所以有必要将这两个交叉项变量同时加入到解释变量的行列中,在同时考虑房价上涨与少年抚养比对不确定性支出影响下,检验我国城镇居民的预防性储蓄动机强弱。检验结果见表3中最后一列,显示我国城镇居民的预防性储蓄动机非常强,达到了8.672,其余解释变量的影响效应与前文分析均存在一致性。同时不难发现上述实证分析与第二部分的理论分析结果一致,即反映经济体制改革的各控制变量通过与消费支出不确定性的交互作用显著影响消费支出的同时,增加了预防性储蓄动机的强度,若未考虑这一影响会导致预防性储蓄动机估计结果向下偏小。

4 结束语

本文在综合消费习惯、收入、利率、不确定性、流

动性约束等因素影响的条件下,同时兼顾考虑预防性储蓄动机的异质性,构建出能够估计我国城镇居民预防性储蓄动机强度的动态面板模型,选用 System-GMM 估计方法对我国城镇居民的预防性储蓄动机及异质性原因进行实证分析,结果显示:① 不管是否考虑了预防性储蓄动机的异质性,收入、消费习惯、老年抚养比、男女性别比、实际利率均是影响我国城镇居民消费的重要因素,但对预防性储蓄动机的加强作用不够显著。② 住房改革、教育改革加大了未来预期的购房支出、教育支出的不确定性,挤占了居民其他方面支出,导致我国城镇居民储蓄行为差异。使用房价上涨、少年抚养比等变量分别与消费支出不确定性变量的交互项刻画居民消费储蓄行为的异质性特征,实证结果与现实情况有较好的吻合,且加入异质性变量后,预防性储蓄动机强度得到显著提高,其中房价上涨通过加大不确定性对消费产生负效应,并由此强化储蓄动机,而少年抚养比与消费支出本身存在相互作用的关系,是预防性储

蓄强动机的决定性因素。

本文是从异质性视角研究预防性储蓄的一个初步尝试,对我国高储蓄现象进行了较好地解释。其理论价值在于以西方预防性储蓄理论的不确定性视角为主线,结合我国经济发展中消费者的异质性特征,运用预防性储蓄理论模型较好地检验了我国当前的高储蓄现象。从现实层面上来说,本文的研究初步表明,要扭转我国消费需求低迷、储蓄持续攀高的局面,关键在于减少居民所面临的异质性因素,减弱异质性因素对未来消费支出不确定性预期的影响,尤其是要降低由教育和房价上涨等引起的未来预期的不确定性。当然,本文仍然存在一些不足值得今后进一步研究,例如在构建理论模型时由于数据所得的限制,仅考虑了有限异质性因素对消费支出不确定性的影响。此外,对于不同年龄层、收入阶层居民的预防性储蓄动机差异、异质性影响差异及影响的动态过程在本文中并没有得到充分体现。这些都还有待于将来进行更详细更深入地探讨。

参考文献:

- [1] Leland H E. Savings and uncertainty: The precautionary demand for saving[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 1968, 82(3): 465-473.
- [2] Zeldes S. Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation[J]. *Journal of Political Economy*, 1989, 97(2): 305-346.
- [3] Zhang Y, Wan G H. Liquidity constraints, uncertainty and household consumption in China[J]. *Applied Economics*, 2004, 36(19): 2221-2229.
- [4] Wei S J, Zhang X B. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and saving rate in China[J]. *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3): 511-564.
- [5] Deaton A S. Saving and liquidity constraints[J]. *Econometrica*, 1991, 59: 1121-1148.
- [6] Carroll C D, Samwick A A. How important is precautionary saving[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1998, 80(8): 410-419.
- [7] Carroll C D. Theoretical foundations of buffer stock saving[R]. NBER Working Paper, No. 10867, 2004.
- [8] Carroll C D, Toche P. A tractable model of buffer stock saving[R]. NBER Working Paper, No. 15265, 2009.
- [9] Giles J, Yoo K. Precautionary behavior, migrant networks and household consumption decisions: An empirical analysis using household panel data from rural China[J]. *The Review of Economics and Statistics*, 2007, 89(3): 534-551.
- [10] Modigliani F, Cao S L. The Chinese saving puzzle and the life-cycle hypothesis[J]. *Journal of Economic Literature*, 2004, 42(1): 145-170.
- [11] Bonham C, Wiemer C. Chinese saving dynamics: The impact of GDP growth and the dependent share[J]. *Oxford Economic Papers*, Oxford University Press, 2013, 65(1): 173-196.
- [12] Zhou Y F. Precautionary saving and earnings uncertainty in Japan: A household-level analysis[J]. *Journal of the Japanese and inter-national Economies*, 2003, 17(2): 192-212.
- [13] Kong M K, Lee J Y, Lee H K. Precautionary motive for saving and medical expenses under health uncertainty: Evidence from

- Korea[J]. *Economics Letters*, 2008, 100(1): 76–79.
- [14] Guiso L, Jappelli T, Terlizzese D. Earnings uncertainty and precautionary saving[J]. *Journal of Monetary Economics*, 1992, 30(2): 307–337.
- [15] Dynan K E. How prudent are consumers? [J]. *Journal of Political Economy*, 1993, 101(6): 1104–1113.
- [16] Mishra A K, Uematsu H, Matthew F J. Measuring precautionary wealth using cross-sectional data: The case of farm households [J]. *Review of Economics of the Household*, 2013, 11(1): 131–141.
- [17] Skinner J. Risky income, life cycle consumption and precautionary savings [J]. *Journal of Monetary Economics*, 1988, 22(2): 237–255.
- [18] Dardanoni V. Precautionary saving under uncertainty income: Across sectional analysis [J]. *Applied Economics*, 1991, 23(1): 153–160.
- [19] Kazarosian M. Precautionary savings: A panel study [J]. *The Review of Economics and Statistics*, 1997, 79(2): 241–247.
- [20] Wilson B K. The strength of the precautionary saving motive when prudence is heterogeneous [C]. *Enrolled paper of 37th Annual Meeting of the Canadian Economics Association*, 2003.
- [21] Ludvigson S, Paxson C H. Approximation bias in linearized Euler equations [J]. *Review of Economics and Statistics*, 2001, 83(2): 242–256.
- [22] Lee J J, Sawada Y. The degree of precautionary saving: A reexamination [J]. *Economics Letters*, 2007, 96(2): 196–201.
- [23] Lee J J, Sawada Y. Precautionary saving under liquidity constraints: Evidence from rural Pakistan [J]. *Journal of Development Economic*, 2010, 91(1): 77–86.
- [24] 刘金全, 邵欣炜. 流动性约束与消费行为关系的实证研究 [J]. *管理科学学报*, 2004, 7(4): 90–94.
Liu Jinquan, Shao Xinwei. Empirical analysis of relationship between liquidity constraints and consumer behaviors [J]. *Journal of Management Sciences in China*, 2004, 7(4): 90–94. (in Chinese)
- [25] 杜海韬, 邓翔. 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 [J]. *经济学(季刊)*, 2005, (2): 297–316.
Du Haitao, Deng Xiang. Precautionary saving with liquidity constraints and uncertainty: An empirical analysis of Chinese rural and urban households [J]. *China Economic Quarterly*, 2005, (2): 297–316. (in Chinese)
- [26] 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——基于中国农村居民的实证研究 [J]. *经济研究*, 2008, (2): 119–131.
Yi Xingjian, Wang Junhai, Yi Junjian. The fluctuation and regional difference of the strength of precautionary saving motive: An empirical study based on China's rural residents [J]. *Economic Research Journal*, 2008, (2): 119–131. (in Chinese)
- [27] 杭斌, 郭香俊. 基于习惯形成的预防性储蓄——中国城镇居民消费行为的实证分析 [J]. *统计研究*, 2009, (3): 38–43.
Hang Bin, Guo Xiangjun. Precautionary saving under habit formation: An empirical study of Chinese urban population consumption behavior [J]. *Statistical Research*, 2009, (3): 38–43. (in Chinese)
- [28] 杨汝岱, 陈斌开. 高等教育改革、预防性储蓄与居民消费行为 [J]. *经济研究*, 2009, (8): 113–124.
Yang Rudai, Chen Binkai. Higher education reform, precautionary saving and consumer behavior [J]. *Economic Research Journal*, 2009, (8): 113–124. (in Chinese)
- [29] 邓可斌, 易行健. 预防性储蓄动机的异质性与消费倾向的变化——基于中国城镇居民的研究 [J]. *财贸经济*, 2010, (10): 14–19.
Deng Kebin, Yi Xingjian. The heterogeneity of precautionary saving motives and the change of consumption propensity: A study on urban inhabitants in China [J]. *Finance & Trade Economics*, 2010, (10): 14–19. (in Chinese)
- [30] 易行健, 张波, 杨汝岱, 等. 家庭社会网络与农户储蓄行为: 基于中国农村的实证研究 [J]. *管理世界*, 2012, (5): 43–51.
Yi Xingjian, Zhang Bo, Yang Rudai, et al. The family social network and the rural household saving behavior: A case study based on China's villages [J]. *Management World*, 2012, (5): 43–51. (in Chinese)
- [31] 施建淮, 朱海婷. 中国城市居民预防性储蓄及预防性动机强度: 1999–2003 [J]. *经济研究*, 2004, (10): 66–74.

- Shi Jianhui , Zhu Haiting. Household precautionary saving and strength of the precautionary motive in China: 1999 – 2003 [J]. *Economic Research Journal* , 2004 , (10) : 66 – 74. (in Chinese)
- [32] 龙志和, 周浩明. 中国城镇居民预防性储蓄实证研究 [J]. *经济研究* , 2000 , (11) : 33 – 38.
Long Zhihe , Zhou Haoming. An empirical study of precautionary savings of urban and township inhabitants in China [J]. *Economic Research Journal* , 2000 , (11) : 33 – 38. (in Chinese)
- [33] 李勇辉, 温娇秀. 我国城镇居民预防性储蓄行为与支出的不确定性关系 [J]. *管理世界* , 2005 , (5) : 14 – 18.
Li Yonghui , Wen Jiaoxiu. The uncertainty relation of urban residents' precautionary saving behavior and expenditure in China [J]. *Management World* , 2005 , (5) : 14 – 18. (in Chinese)
- [34] 黄祖辉, 金铃, 陈志钢, 等. 经济转型时期农户的预防性储蓄强度: 来自浙江省的证据 [J]. *管理世界* , 2011 , (5) : 81 – 92.
Huang Zuhui , Jin Ling , Chen Zhigang , et al. The strength of precautionary saving of rural households during the period of economic transition: Evidence from Zhejiang province [J]. *Management World* , 2011 , (5) : 81 – 92. (in Chinese)
- [35] 周建. 中国农村居民预防性储蓄行为分析 [J]. *统计研究* , 2005 , (9) : 45 – 49.
Zhou Jian. Varying parameter analysis of preventive saving activities and motivation of Chinese rural residents [J]. *Statistical Research* , 2005 , (9) : 45 – 49. (in Chinese)
- [36] Muellbauer J. Habits , rationality and myopia in the life cycle consumption function [J]. *Annales d' Economie et de Statistique* , 1988 , (9) : 47 – 70.
- [37] Dynan K E. Habit formation in consumer preference: Evidence from panel data [J]. *The American Economic Review* , 2000 , 90 (3) : 391 – 406.
- [38] Campbell J , Mankiw G. Permanent income , current income and consumption [J]. *Journal of Business Economics and Statistics* , 1990 , 8 (3) : 265 – 279.
- [39] 李春风, 陈乐一, 李玉双. 消费习惯下我国城镇居民持久收入的边际消费倾向——基于缓冲储备模型的理论及实证分析 [J]. *现代财经(天津财经大学学报)* , 2012 , (11) : 61 – 70.
Li Chunfeng , Chen Leyi , Li Yushuang. The Marginal propensity to consume of permanent income of urban residents with habit formation: Based on the theoretical and empirical analysis of buffer stock model [J]. *Modern Finance and Economics—Journal of Tianjin University of Finance and Economics* , 2012 , (11) : 61 – 70. (in Chinese)
- [40] 陈林, 朱卫平. 基于二手市场与理性预期的房地产市场机制研究 [J]. *管理科学学报* , 2011 , 14 (2) : 61 – 70.
Chen Lin , Zhu Weiping. Research on real estate market mechanism in the second-hand market and rational expectation [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2011 , 14 (2) : 61 – 70. (in Chinese)
- [41] 况伟大. 房价变动与中国城市居民消费 [J]. *世界经济* , 2011 , (10) : 21 – 34.
Kuang Weida. Price changes and Chinese urban residents' consumption [J]. *The Journal of World Economy* , 2011 , (10) : 21 – 34. (in Chinese)
- [42] 李春风, 陈乐一, 刘建江. 房价波动对我国城镇居民消费的影响研究 [J]. *统计研究* , 2013 , (2) : 14 – 22.
Li Chunfeng , Chen Leyi , Liu Jianjiang. The research on influences of house price fluctuation on the urban residents consumption in China [J]. *Statistical Research* , 2013 , (2) : 14 – 22. (in Chinese)
- [43] Caballero R J. Consumption puzzles and precautionary savings [J]. *Journal of Monetary Economics* , 1990 , 25 : 113 – 136.
- [44] Carroll C D. How does future income affect current consumption? [J]. *Quarterly Journal of Economics* , 1994 , 109 (1) : 111 – 148.
- [45] Deaton A S. *Understanding Consumption* [M]. Oxford: Oxford University Press , 1992.
- [46] Carroll C D , Dynan K E , Krane S D. Unemployment risk and precautionary wealth: Evidence from households' balance sheets [J]. *The Review of Economics and Statistics* , 2003 , 85 (3) : 586 – 604.
- [47] 张宗明, 廖貅武, 刘树林. 需求不确定性下 IT 服务外包合同设计与分析 [J]. *管理科学学报* , 2013 , 16 (2) : 46 – 59.
Zhang Zongming , Liao Xiuwu , Liu Shulin. Design and analysis of contracts for IT service outsourcing with uncertain requirements [J]. *Journal of Management Sciences in China* , 2013 , 16 (2) : 46 – 59. (in Chinese)
- [48] Arellano M , Bover O. Another look at the instrumental variable estimation of error-component models [J]. *Journal of Economet-*

- rics, 1995, 68(1): 29–52.
- [49] Blundell R, Bond S. Initial conditions and moment restrictions in dynamic panel data models [J]. *Journal of Econometrics*, 1998, 87(1): 115–143.
- [50] 朱国钟. “房奴效应”还是“财富效应”? ——房价上涨对国民消费影响的一个理论分析 [J]. *管理世界*, 2013, (3): 34–47.
Zhu Guozhong. Will the soaring housing prices reduce aggregate consumption: A theoretical study based on life-cycle model [J]. *Management World*, 2013, (3): 34–47. (in Chinese)
- [51] 姚玲珍, 丁彦皓. 房价变动对不同收入阶层消费的挤出效应——基于上海市的经验论证 [J]. *现代财经(天津财经大学学报)*, 2013, (5): 3–15, 27.
Yao Lingzhen, Ding Yanhao. The extrusion effect of housing price changes on consumption of different income groups: Based on the experience argumentation of Shanghai [J]. *Modern Finance and Economics-Journal of Tianjin University of Finance and Economics*, 2013, (5): 3–15, 27. (in Chinese)

Strength and heterogeneity of precautionary saving motives of urban inhabitants in China

YUAN Dong-mei¹, LI Chun-feng², LIU Jian-jiang³

1. School of Business, Hunan Normal University, Changsha 410081, China;
2. School of Economics and Management, Nanjing University of Information Science & Technology, Nanjing 210044, China;
3. School of Economics and Management, Changsha University of Science and Technology, Changsha 410114, China

Abstract: Based on the comprehensive influence of consumption habits, income, interest rates, uncertainty, and liquidity constraints, and considering the heterogeneity of precautionary saving motives, we structure a dynamic panel model to explain the strength and reasons of precautionary saving motives of urban inhabitants in China during 1999–2011 by using the panel data of 31 provinces. The results show that: ① Consumption habits, income, the elderly dependency ratio, the ratio of male to female, real interest rates are important factors that influence the consumption of urban residents in China, but not important factors to promote precautionary saving motives; ② The strength of precautionary saving motives of urban residents is obviously improved when the heterogeneity of precautionary savings motives is considered. The uncertainties of the housing reform and the education reform are the major factors to the heterogeneity of urban inhabitants' precautionary savings motives. So, in order to improve the situations of high saving rates and low consumption, the key is to reduce the expected uncertainty of the consumption expenditure caused by the reforms of education and rising house prices.

Key words: precautionary saving motives; heterogeneity; expenditure uncertainty; dynamic panel model; system of generalized moment method