

家庭财富、消费异质性与消费潜力释放^{*}

贺洋 臧旭恒

内容提要: 本文将异质性消费理论引入经典 RCK 模型,探讨了在我国家庭财富快速增长的背景以及现阶段特定的金融环境下,居民消费异质性产生的机理及其对经济增长路径的影响,并对我国居民消费异质性的程度进行了估计。研究发现,由于我国产业升级滞后以及金融垄断势力的存在,居民所面临的二元资产供给结构导致了家庭消费支出及消费率“双降”局面的出现。基于微观数据的估计发现,我国约有 33.57% 的居民为不同于传统消费理论中同质性消费者的“非李嘉图式”消费者,该类消费者的存在也会显著影响政府内需调控政策的效果。而通过削弱金融垄断,降低资产交易成本,大力发展普惠金融,能够有效释放居民消费潜力,实现“投资—消费”的良性扩张。

关键词: 家庭财富 消费异质性 消费潜力 经济增长

一、引言

随着经济快速增长,我国居民家庭财产得以迅速积累。数据显示,1995—2012 年间,我国家庭人均财产存量由 1.8 万元增加到 18.1 万元(以 2012 年价格计算),年均增长 14.5%。^① 家庭财产及其所产生的财产性收入,在家庭消费决策中的影响愈发显著。与此同时,我国居民的消费率呈现出快速下降趋势,从 1996 年的 47.7% 快速下降到 2011 年的 35.7%,下降了 12 个百分点。《中共中央关于全面深化改革若干重大问题的决定》明确提出要“多渠道增加居民财产性收入”,家庭财产总量随之也将进一步增加。深入探究家庭财产与居民消费之间的关系,对于“新常态”下构建经济增长新动力,促进经济的平稳转型具有重要的意义。

目前,由于我国资本市场发育并不完善,居民可选择的有效投资途径有限,财产性收入获取渠道狭窄,家庭资产构成单一。2014 年,我国家庭的住房资产占到总资产的 71%,而同期美国家庭的这一比例不到 30%。^② 美国自 20 世纪 70 年代末开启利率市场化以来,居民家庭金融资产的形式发生了显著变化,现金和银行存款在金融资产中的比重由 20 世

纪 70 年代的 20% 以上下降到了目前的 13% 左右,而同一时期的居民消费率平稳上升了近 8 个百分点。由此推测,利率市场化所推动的家庭资产多元化与居民消费率的变动很可能存在着一定的联系。依据生命周期理论,家庭可通过变现资产来平滑消费支出,以达到整个生命周期内的效用最大化。然而整体上看,由于可选资产种类单一,我国居民家庭资产流动性水平较低,在变现时需要支付较高的交易成本,这与生命周期理论所假设的资产变现“零”成本的情形相去甚远。在本文中,我们把我国居民的家庭资产划分为“低变现成本、低收益”的金融资产(以商业银行存款为主)和“高变现成本、高收益”的住房资产。上述二元资产结构及相应的资产变现成本的存在,会导致部分家庭为追求未来较高的资产收益而减少现期消费支出。同时,现实经济中广泛存在的资产变现成本也会减少家庭的资源禀赋,进而降低家庭在整个生命周期内的消费水平。因而,拥有不同数量财产及财产结构不同的家庭,有可能遵循形状迥异的生命周期消费轨迹,由此产生较为显著的消费异质性。当家庭持有充足的资产,但因交易成本的存在而不愿用以平滑消费时,这类家庭就会表现出与传统模型中受到流动性约束的家庭

^{*} 贺洋,山东大学经济学院、中信改革发展研究院,邮政编码:250100,电子邮箱:heyang0309@163.com;臧旭恒,山东大学消费与发展研究所,邮政编码:250100,电子邮箱:xhzang@sdu.edu.cn。本文得到教育部哲学社会科学重大课题攻关项目“建立扩大消费需求的长效机制研究”(11JZD0016)、国家社科基金重点项目“构建扩大消费长效机制研究”(12AJY006)和山东大学自主创新基金项目“不确定性下的消费需求研究”的资助。感谢匿名审稿专家的意见和建议,文责自负。

相一致的行为特征。

当前,我国利率市场化进程快速推进,金融业竞争日益加剧,在可预见的未来,我国居民资产将逐步改变目前“房产独大”的单一局面,非存款类金融资产的占比会进一步提升。深入探究当前背景下异质性消费群体的行为特征,对于“新常态”下构建扩大居民消费的长效机制,寻求经济增长的新动力,显得尤为重要。本文基于RCK模型,探讨当前家庭所处金融环境所引致的消费异质性对居民消费和经济增长均衡路径的影响。在此基础上,借助CFPS微观数据对我国居民中异质性消费者比例进行估计,并实证研究该类群体的消费行为特征及其对我国内需调控政策效果的影响。

二、文献综述

异质性消费者的概念最早由Campbell & Mankiw(1989)提出,他们将消费者外生设定为两类,一类遵循生命周期最优决策原则,其消费主要由持久收入决定;另一类遵循“经验法则”(Rule of Thumb),其消费等于当期全部收入。异质性消费者的存在严重削弱了持久收入假说的解释力,也直接打破了“李嘉图等价”,因而我们可以把前一类消费者称为“李嘉图式”消费者,把后一类消费者称为“非李嘉图式”消费者。异质性消费者的提出,有效的解释了消费过度敏感性问题的。同时,相比于传统消费行为理论的同质性消费者假定,异质性消费者的假定与经验数据也更为相符(Mankiw,2000)。一系列的实证研究进一步支持了“非李嘉图式”消费者的存在(Chyi & Huang,1997;Himarios,2000)。“非李嘉图式”消费者的引入对政府财政政策和货币政策的效果评估也产生了显著的影响(Gali et al,2005;Morita,2015;Natvik,2012)。

对于“非李嘉图式”消费者的产生机制研究,主要沿着两个方向展开。其一,认为该类消费者面临着流动性约束,仅拥有少量的资产或者没有资产,同时缺乏从资本市场获得信贷的渠道,因而无法实现消费的跨期动态优化(Zeldes,1989)。其二,从“有限理性”及信息不完全的约束出发,对“短视”性消费行为的产生进行解释。例如,现实中的消费者很难准确评估终生财富的价值,同时跨期的动态优化求解往往具有较大难度,导致其计算出的跨期消费路径与理论上的最优消费路径存在较大的误差(Blanchard,1985;Kotlikoff et al,1988;Lettau & Uhlig,1999)。此外,现实中消费者在进行最优决策获取最

大化效用时,还需要支付信息搜集成本,收益与成本的权衡会导致消费者的最优消费路径偏离理论上的最优消费路径,导致“非李嘉图式”消费者的出现(Krusell & Smith,1996;Love,2013)。

依据异质性消费者理论,美国政府多次推出“退税”政策,用以刺激私人消费。以美国2001年退税政策为例,大量基于微观数据的实证检验发现居民来自政府临时退税所得的边际消费倾向大约为0.2~0.4(Misra & Surico,2014;Johnson et al,2006;Shapiro & Slemrod,2003)。依据传统的同质性消费模型的估计,居民对临时收入的边际消费倾向接近于0。因而,必须引入有足够数量的“非李嘉图式”消费者才能缩小理论预测与实证结果之间的差距。但遗憾的是,即使包含异质性消费者的预防性储蓄模型和流动性约束模型仍无法“产生”足够的“非李嘉图式”消费者。Kaplan & Violante(2014)和Huntley & Michelangeli(2014)在此方面做出了开创性研究。他们将传统生命周期模型中家庭所持有的资产分为“高流动性、低收益”的资产和“低流动性、高收益”的资产,两类资产在家庭变现用以消费时均需支付变现成本,流动性较高的资产的变现成本要远低于后者。如此一来,家庭在跨期决策时还需要权衡变现资产用以平滑消费的收益和成本,导致一部分资产整体流动性较低的家庭在短期内也可被视为受到流动性约束。通过这种方式,传统单资产模型中的相当一部分“李嘉图式”消费者转变为“非李嘉图式”消费者,即“富裕型非李嘉图式”消费者,而传统模型中受到流动性约束的消费者为“贫困型非李嘉图式”消费者。这表明,资产结构和资产变现成本会对居民的消费行为产生显著影响(Carroll et al,2014;Jappelli & Pistaferri,2014)。与之类似,Stiglitz(2015)在新古典经济增长理论的基础上构建了一个将居民分为资本家和工人的分析框架,在消费异质性的基础上进一步衍生出资本积累的异质性,更为全面的考察了财产的积累对家庭决策的影响。不难发现,异质性的引入在未来将进一步改写经济学的分析框架。

我国学者对异质性消费者的关注较少,已有研究或多基于宏观数据探讨我国居民的消费行为特征,如受到流动性约束(臧旭恒、裴春霞,2007)、城乡差异显著(唐绍祥等,2010)、具有短视性等(王曦,2002;叶海云,2000),或借助微观数据定量探讨家庭资产与居民消费之间的关系(陈训波、周伟,2013;李涛、陈斌开,2014),鲜有关于二者之间内在作用机理

及家庭财富所引致的消费异质性的研究,而在我国家庭财富迅速积累的背景下,这一研究对于准确把握我国居民消费行为特征,评估内需管理政策十分重要,本文在这方面进行尝试。

三、理论及模型简介

本部分以 RCK 模型为基础,在考虑传统“资本投入型”增长路径的前提下,构建一个包含“双资产”(即“高流动性、低收益”的流动性较高的资产和“低流动性、高收益”的流动性较低资产)的经济增长模型,借此深入探究异质性消费者产生机理及二元资产结构所引致的居民消费异质性对居民消费和经济增长均衡路径的影响。

同经典 RCK 模型一样,假定家庭的瞬时效用函数为 CRRA 效用函数:

$$u(c_t) = \frac{c_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta}, \theta > 0 \quad (1)$$

假设家庭可投资资产分为流动性较低的资产 A_t^L 和流动性较高的资产 A_t^H , 两者在总资产 A_t 中的占比分别为 δ 和 $1-\delta$, 且二者所对应的收益率分别为 R_t^L (流动性较低资产的收益率) 和 R_t^H (流动性较高资产的收益率), 且 $R_t^H < R_t^L$, 并记二者之差的绝对值为 ΔR , 因而, δ 越大, 则家庭资产的总收益率越高。两类资产变现时均需支付变现成本, 流动性较高的资产变现成本较低, 记为 b_t^H ; 流动性较低的资产变现成本较高, 记为 b_t^L ($b_t^H \ll b_t^L$ 且 $b_t^H \approx 0$)。家庭不同的资产结构对应着不同的资产整体预期收益率以及不同的整体变现成本, 较高的资产收益对应着较高的资产变现成本, 反之亦然。因而, 在遵循跨期最优决策的前提下, 家庭需要在资产收益率与资产变现成本之间做出权衡, 不同的家庭以及处于不同阶段的同一个家庭由此可能做出不同的抉择。为便于分析, 将家庭资产的平均变现成本记为 e_t ($0 < e_t < 1$, $e_t \approx \delta \cdot b_t^L$)^⑤, e_t 越大, 资产的平均变现成本越高。那么家庭的最优化问题可表示为:

$$\text{Max} \sum_{t=0}^{\infty} \beta^t \frac{c_t^{1-\theta} - 1}{1-\theta}, 0 < \beta < 1, \theta > 0 \quad (2)$$

$$\text{s. t. } c_t + s_t = (1 - \delta \cdot b_t^L) A_t,$$

$$A_{t+1} = s_t \cdot \frac{1 + \delta \cdot \Delta R}{1 - \delta \cdot b_t^L} R_{t+1}^H,$$

其中, $R_t \sim \text{iid}$, A_0 给定, β 为主观效用贴现率^④, c_t, s_t 分别为家庭在第 t 期的消费和储蓄, A_t 为家庭第 t 期总资产, R_{t+1}^H 代表第 $(t+1)$ 期家庭资产全部以流动性较高的资产形式持有时的预期收益率(可

视为传统生命周期模型中的资产收益率)。而由于在二元资产结构下, 家庭总资产收益率与家庭资产结构和高、低流动性资产收益率的差值相关, 因而可用 $R_{t+1} = (1 + \delta \cdot \Delta R) R_{t+1}^H$ 代表家庭第 t 期的资产预期收益率。约束条件中 $(1 - \delta \cdot b_t^L) A_t$ 表示当家庭将全部资产变现用于消费时需要支付的变现成本为 $\delta \cdot b_t^L \cdot A_t$ ($\delta \cdot b_t^L$ 为单位资产变现成本), 因而最多只能消费 $(1 - \delta \cdot b_t^L) A_t$ 。对于 t 期总资产 A_t 未用于消费的部分 s_t , 则以储蓄的形式进入下一期, 由于 s_t 并不涉及资产变现环节, 因而其进入下一期时的数额为 $\frac{s_t}{1 - \delta \cdot b_t^L}$ 。

家庭在第 t 期消费的边际效用为 $u'(c_t) = c_t^{-\theta}$, 假设家庭在第 t 期减少 Δc 的消费支出用于储蓄至下一期消费, 如果家庭处于最优的消费路径上, 那么上述调整对家庭终生效用的边际影响应为零。具体来讲, 家庭在 t 期减少的效用为 $u'(c_t) \cdot \Delta c$; 而将“节省”下来的 Δc 的资产用于储蓄至第 $(t+1)$ 期, 将使第 $(t+1)$ 期的总资产增加 $\frac{R_{t+1} \cdot \Delta c}{1 - \delta \cdot b_t^L}$ 。考虑到资产变现成本, 上述调整导致第 $(t+1)$ 期可增加的消费为 $R_{t+1} \cdot \Delta c$, 因而家庭在第 $(t+1)$ 期增加的效用为 $u'(c_{t+1}) \cdot R_{t+1} \cdot \Delta c$ 。因此, 对于处在最优化消费路径上的家庭应满足:

$$u'(c_t) \cdot \Delta c = \beta \cdot u'(c_{t+1}) \cdot R_{t+1} \cdot \Delta c \quad (3)$$

即 $c_t^{-\theta} \cdot \Delta c = \beta \cdot c_{t+1}^{-\theta} \cdot (1 + \delta \cdot \Delta R) R_{t+1}^H \cdot \Delta c$, 整理可得欧拉方程为:

$$\frac{c_{t+1}}{c_t} = [\beta \cdot (1 + \delta \cdot \Delta R) R_{t+1}^H]^{1/\theta} \quad (4)$$

如果流动性较低的资产在家庭总资产中占比越高, 二元资产结构中两类资产的收益率差值越大, 那么家庭越有动机延期消费。相比于传统生命周期模型, 二元资产结构中, 由于存在资产变现成本, 家庭除了面临当前消费与投资的抉择之外, 还要考虑两类资产的投资比例。二元资产结构为家庭提供了具有更高收益率的资产, 因而家庭可以获得相比于传统生命周期模型中更多的资源禀赋, 但高收益的资产也伴随着较高的变现成本, 频繁的变现流动性较低的资产又会在一定程度上减少家庭的资源禀赋。这样导致的结果就是家庭会持有部分流动性较低的资产用于平滑日常消费支出, 也会持有部分流动性较高的资产用于获得较高的收益以增加终生资源禀赋。总体而言, 家庭所配置的流动性较低的资产的比例越高, 二元资产收益率差值越大, 那么家庭延期

消费的动机也越强。

进一步,与经典 RCK 模型类似,考虑连续时间的情形,将 c_{t+1} 表示为 $c_t \cdot e^{\dot{c}_t/c_t}$, 将 R_{t+1} 表示为 $e^{(1+\delta \cdot \Delta R)R_t^H - \rho - \theta g}$, 那么(4)式可变为:

$$\frac{\dot{c}_t}{c_t} = \frac{(1+\delta \cdot \Delta R)R_t^H - \rho - \theta g}{\theta} \quad (5)$$

其中, θ 为相对风险厌恶系数, ρ 为贴现率, n 为人口增长率, g 为技术进步率, 且满足 $\rho - n - (1 - \theta)g > 0$ 。

如上文所述,由于经典 RCK 模型中并没有考虑资产变现成本的存在,因而同上, R_t^H 可视为经典 RCK 模型中的资本回报率,即 $R_t^H = f'(k)$, k 为人均资本存量, $f(k)$ 为单位有效劳动产出。那么,由(5)式不难发现,在经典 RCK 模型中引入资产变现成本后,会导致稳态时的人均资本存量 k 增加。而在经典 RCK 模型中,如图 1 所示, k 的稳态值的增加,意味着家庭消费 c 的稳态值会同时增加(由均衡点 A 移动到均衡点 B),家庭的消费率则会降低^⑥。但对于当前中国经济而言,在传统的投入驱动型增长

模式中,人均资本存量的增加并不一定带来单位有效劳动产出的同步增加。更为符合现实的情况是, $f(k)$ 会随着 k 的增加发生“变异”,即当 k 增加到一定数值 k^0 时, $f(k)$ 会蜕化为 $f^-(k)$, 且 $f^-(k) < f(k)$, $\forall k > k^0$ 。这主要是因为我国经济在前一阶段的增长过程中,尤其是在“国有银行—国有企业—大型基建项目”这一投资驱动型增长模式下,存在大量重复投资,导致投资效率大幅降低,单位有效劳动产出也随之恶化。此外,人均资本存量增加所带来资源禀赋总量的增加额中的一部分又以资产变现成本的形式流入到以国有银行为代表的金融体系中,也进一步降低了家庭可支配的单位有效劳动产出。正如图 1 所示,人均资本的增加并未使均衡点移动到 B 处,由于单位有效劳动产出状况的恶化, $\dot{k}=0$ 曲线下移,导致新的均衡点移动到了 C 处。与原均衡点 A 相比,由于人均资本的提升,将导致家庭消费率的下降;由于单位有效劳动产出状况的恶化,家庭消费支出并不一定随 k 的增加而增加,反而有可能减少。

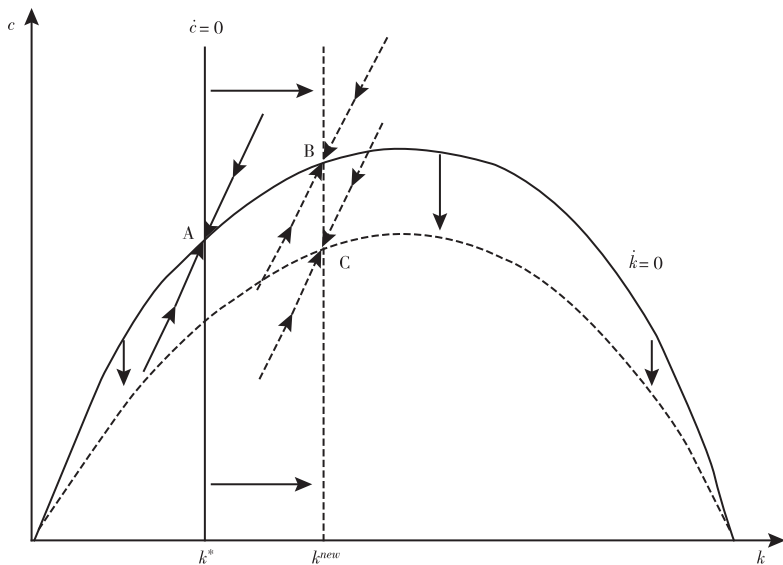


图 1 资产变现的引入对经典 RCK 模型稳态的影响

不难看出,二元资产结构及资产变现成本的引入导致家庭有更强的动机去储蓄,同时弱化了当期消费动机,进而改变了经典 RCK 模型中的稳态路径。相比于经典 RCK 模型,引入二元资产结构及资产变现成本之后,家庭分化为“李嘉图式”和“非李嘉图式”两种类型,流动性较低的高收益率资产的存在则导致稳态时人均资本存量的增加,这又带来了家庭消费率的降低。而对于中国现实经济,产业升级的滞后、低水

平重复性建设的广泛存在、以国有银行为代表的金融垄断势力的存在,均会导致单位有效劳动产出随人均资本增长而呈现出的“恶化”态势,从而导致家庭消费支出及消费率“双降”局面的出现。

四、我国消费异质性程度的估计

如前所述,资产变现成本的存在导致了异质性消费者的产生,进而对经济均衡路径和居民消费率

产生影响。然而现实经济中很难直接对资产变现成本进行直接衡量,只能通过观察其引致的后果,如家庭资产结构以及异质性消费者的多寡进行判断,继而推测其对经济均衡状态的影响。本部分首先基于Kaplan & Violante(2014)提出的衡量方法并结合我国居民的消费决策习惯加以改进,对我国由资产变现成本所引致的“非李嘉图式”消费者比例进行估计;其次,从收入分层视角,对我国异质性消费者分布特征进行探究,深入分析我国“非李嘉图式”消费者产生的体制原因。

(一)数据简介

本文使用的数据来自北京大学中国社会科学调查中心提供的中国家庭追踪调查(CFPS)2012年截面数据。该调查于2010年在全国开展,覆盖了全国25个省级行政区162个县的14798户家庭,调查内

容包含了家庭人口学变量、收入、资产等方面的信息。由于数据统计口径以及金融资产价值可比性等问题,本文仅采用2012年的截面数据。考虑到数据完整性问题,经筛选共获得9140个样本,进一步,剔除总支出大于或等于总收入的家庭^⑥,共获得5812个样本。本文把消费倾向定义为人均消费支出(包括食品、衣着、居住、医疗保健、交通通讯、文教娱乐、日用品和其他等)与人均纯收入(包括工资性收入、经营性收入、财产性收入、转移性收入和其他收入)之比;流动性较高的资产包括现金和金融机构存款、政府债券、股票、基金、金融衍生品,并扣除各项金融负债,流动性较低的资产包括房地产(由于家庭的土地、公司股本等很难用于变现平抑消费,因而不考虑),家庭总资产为上述二者之和。样本主要变量的统计性描述见表1。

表1 主要变量的统计性描述(样本容量:5812)

变量	含义	平均值	中位数	最小值	最大值
apc	消费倾向	0.52	0.50	0.01	1
c_total	人均消费	9780	6520	113.20	450000
c	人均非耐用品消费	8005	5952	113.20	110000
income	人均净收入(元)	18467	12955	500	610000
gender	性别	0.54	1	0	1
edu	户主受教育年限(年)	7.07	9	0	22
age	户主年龄(周岁)	49.24	49	16	92
urban	户籍(城市=1,农村=0)	0.47	0	0	1
finance	金融资产	44105.63	10000	1	4.4×10^6
house	住房资产	3.3×10^5	1.4×10^5	40	2.9×10^7

由表1,样本中居民人均消费支出为9780元,人均净收入为18467元,样本总体平均消费倾向为0.52。样本中城乡家庭数目较为接近,城镇户籍家庭占比为47%;户主男女数目相近,平均年龄为49岁左右,平均受教育年限为初中水平。不同家庭的家庭资产贫富差距较大,流动性较高的资产占比的平均值为38%。

(二)“非李嘉图式”消费者比例的整体估计

在已有研究中,“非李嘉图式”消费者往往作为理论假设进入到模型分析中,少有研究者借助微观数据估计其在全体消费者中所占比重,而Kaplan & Violante(2014)在此方面做出了开创性研究,在他们看来,对于一个“非李嘉图式”家庭,在每期期初不会持有任何流动性较高的资产,并且仅在每期期末对资产存量做出调整。如果假设家庭在每期的期末

收到当期收入,并且在每期内以均匀的速率消费,那么在该期中家庭的流动性较高的资产(即现金收入)的平均值应为当期收入的二分之一,即 $y_t/2$ 。因而,如果一个家庭为富裕型“非李嘉图式”家庭,那么其应满足条件: $s_t \leq 0$,且 $0 \leq s_t^H \leq y_t/2$;如果一个家庭为贫穷型“非李嘉图式”家庭,那么其应满足条件: $s_t > 0$,且 $0 \leq s_t^H \leq y_t/2$ 。否则,该家庭为传统的“李嘉图式”家庭。据此,即可估算出“非李嘉图式”家庭所占比例。

但值得注意的是,由于我国多数居民收入均是按月支付,因而本文将上述 y_t 视为家庭月收入。因CFPS中提供的家庭收入数据为年度数据,此处视年内各月收入相等(年终奖均摊至各月),用年收入除以12获得月收入。由于我国家庭不同于美国家庭存在着广泛的消费信贷并且家庭储蓄率较低,因

而在判断“富裕型”或“贫穷型”非李嘉图式家庭时以 $s_t=0$ 为界会存在较大偏差。考虑到我国居民往往以月为理财周期进行家庭财富规划,因而本文采用 $s_t=y_t$ 作为判别阈值。此外,现实中,我国消费者存

在较为显著节庆日突击消费等现象,这会导致居民在一定程度上违背均匀消费支出速率的假定,为稳健起见,本文进一步对上述判别标准加以调整,用以观测估计结果的稳健性,具体结果如表2所示。

表2 “李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭比例估计(样本总数:5812)

筛选条件		$\frac{1}{4} \cdot y_t$		$\frac{1}{2} \cdot y_t$		$\frac{3}{4} \cdot y_t$	
		数量	比例	数量	比例	数量	比例
“李嘉图式”家庭		4203	72.32%	3861	66.43%	3596	61.87%
“非李嘉图式”家庭	贫困型	124	2.13%	127	2.19%	130	2.24%
	富裕型	1485	25.55%	1824	31.38%	2086	35.89%

表2中分别采取了 $\frac{1}{4}y_t$ 、 $\frac{1}{2}y_t$ 、 $\frac{3}{4}y_t$ 三个判别标准对“李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭的比例进行估计。不难发现,随着判别标准门限值的提升,“李嘉图式”家庭的占比逐步下降,“非李嘉图式”家庭的占比则逐步提升,但“非李嘉图式”家庭内部,“贫困型”占比要远低于“富裕型”家庭的占比。此处仍以 $y_t/2$ 为判别标准的估计结果作为基准值进行讨论。具体来看,传统生命周期与持久收入理论中所假定的“李嘉图式”家庭占比为 66.43%,而“非李嘉图式”家庭占比则达 33.57%。在“非李嘉图式”家庭中,仅有 6.51%的家庭为“贫困型”,没有任何资产,这类家庭相当于传统消费理论中受到流动性约束的家庭;另外 93.49%的家庭为“富裕型”,这类家庭有着一定数量的家庭资产,但资产几乎全部以流动性较低的资产形式持有,由于流动性较低的资产存在较高的变现成本,并且该类家庭执着于追求较高的资产收益,因而主观上不愿变现资产用于消费,所以该类家庭表现的如同受到流动性约束一样,其消费对于收入变动有着较高的敏感性。虽然两类“非李嘉图式”家庭资产拥有情况差距悬殊,但却共同表现出迥异于传统消费模型中的“李嘉图式”家庭的消费行为。而样本中“李嘉图式”家庭流动性较高的资产占比要远高于“非李嘉图式”家庭,进一步表明

本文对两类家庭的判定标准是稳健的。作为对比,Kaplan & Violante(2014)利用跨国微观数据估计发现,美国、加拿大、德国的“非李嘉图式”家庭占比约为 30%,这与本文的估计结果较为接近,而澳大利亚、法国、意大利、西班牙的这一比例约为 20%。“非李嘉图式”家庭内部的“贫穷型”与“富裕型”家庭的比例也存在着较大的国别差异,澳大利亚、法国和西班牙贫穷型“非李嘉图式”家庭占样本总数比例仅为 3%左右,与本文结果较为接近,意大利为 7.4%,其余国家则在 10%以上。可见,我国“非李嘉图式”家庭和富裕型“非李嘉图式”家庭占比均处于相对较高的水平,与主要发达国家的情形并不相同,由此可推测,我国居民面临着较高的资产变现成本以及二元资产供给约束,有着显著的“中国特色”。

(三)不同收入群体“非李嘉图式”消费者比例估计

为进一步考察我国“非李嘉图式”消费者的分布状况,以分析其产生的深层原因,接下来对样本按收入的五分位数分组将样本分为低收入群体、低中收入群体、中等收入群体、中高收入群体和高收入群体五组,进而分别考察各组内异质性消费者分布状况(详见表3)。其中,五个收入组的收入范围分别为 1000元~28220元,28245元~42600元,42620元~60000元,60060元~87551元,87600元~1837848元。

表3 不同收入组“李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭比例估计

收入分组		低收入组	中低收入组	中等收入组	中高收入组	高收入组
“李嘉图式”家庭		70.34%	67.38%	63.77%	63.88%	66.78%
“非李嘉图式”家庭	贫困型	1.12%	2.15%	2.27%	2.11%	3.27%
	富裕型	28.54%	30.47%	33.95%	34.01%	29.95%
总数		1163	1162	1187	1138	1162

由表 3,随着收入的提高,“李嘉图式”家庭占比呈现先减少后增加的变化轨迹,“非李嘉图式”家庭则与之相反;具体来看“非李嘉图式”家庭,“贫困型”家庭占该组样本总数的比例随收入增加整体上呈轻微增加趋势,而“富裕型”家庭占该组样本总数的比例则随收入的增加呈先增加后减小的变化轨迹。

对于上述变化,一个可行的解释是:由于流动性较低的高收益资产往往具有一定的准入门槛,受此限制,多数低收入家庭的资产以流动性较高的资产形式持有,受二元资产结构和交易成本的影响较小,因而“李嘉图式”家庭占比较高;随着收入的增加,中等收入家庭可以投资部分流动性较低的高收益资产,同时处于这一收入阶段的家庭对于跨期总收入增加的追求超过了现期消费所能带来的效用,因而受二元资产结构和交易成本的影响逐渐增加,“李嘉图式”家庭占比开始降低,而“非李嘉图式”家庭占比则开始上升;当家庭进入高收入阶段时,在投资市场上的议价能力更强,拥有了更为丰富的“收益一流动性”投资组合选择空间,同时处于此阶段的家庭对现

期消费效用的追求胜过了跨期收入增加所能带来的效用,这就导致了部分“非李嘉图式”家庭转变成了“李嘉图式”家庭。

由此可见,二元资产结构下的交易成本主要由中等收入群体承担,这在一定程度上制约了中等收入群体的消费潜力,降低交易成本,丰富各收入阶层的投资组合,同时促进各收入阶层,尤其是中、低收入阶层家庭收入的快速增长,则可以在很大程度上释放出居民的消费潜力。

(四)异质性家庭的进一步比较

接下来,对“李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭的系列特征变量(包括人口学特征变量、收支相关变量、资产负债相关变量)进行对比分析,以深入分析异质性家庭产生的微观基础(详见表 4)。表 4 中,基准样本与前文所用样本相同,为便于比较分析,删减样本中删除了户籍信息缺失的 27 个样本,以及净资产为负的 882 个样本。“李嘉图式”家庭中净资产全为正,因而不再区分基准样本与删减样本。

表 4 “李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭特征变量比较

变量	贫困型“非李嘉图式”家庭		富裕型“非李嘉图式”家庭		“李嘉图式”家庭
	基准样本	删减样本	基准样本	删减样本	
户主年龄	48.36	57.41	48.38	51.26	49.73
户籍(城市=1,农村=0)	0.18	0.16	0.38	0.38	0.52
户主受教育年限(年)	5.17	1.50	6.05	5.62	7.60
养老保险人口比例	0.023	0.008	0.027	0.024	0.049
医疗保险人口比例	0.212	0.199	0.232	0.240	0.277
老年抚养比(65岁以上人口数占15~64岁人口数比重)	0.076	0.13	0.13	0.16	0.13
少儿抚养比(15岁以下人口数占15~64岁人口数比重)	0.30	0.28	0.28	0.28	0.29
家庭年收入	81129	93689	66216	64703	66806
家庭年消费	31096	19544	32254	27499	36994
消费倾向	0.41	0.26	0.49	0.46	0.54
净流动资产	-24367	712.3	-8660	879.6	62884
净非流动资产	16000	3928	211110	202990	392076
净资产	-8366	4640	202450	203869	454960
住房贷款	4841	0	8645	8473	7369
非住房金融贷款	30939	6.281	12361	806.3	1360
样本容量	126	32	1820	1032	3839

从基准样本与删减样本整体差异来看,删除的资产为负的家庭多为受过较多教育的年轻家庭,这类家庭均为“非李嘉图式”家庭,收入相对较低,但消

费支出较高,住房贷款与非住房贷款显著高于其余家庭。具体地,从户主年龄看,基准样本中“李嘉图式”家庭要比“非李嘉图式”家庭的略大;而删减样本

中,贫困型“非李嘉图式”家庭、富裕型“非李嘉图式”家庭、“李嘉图式”家庭的户主年龄则呈现依次递减的趋势。从户籍状况来看,“非李嘉图式”家庭中农村户籍家庭占大多数,而且贫困型“非李嘉图式”家庭中农村家庭占比最高。从户主受教育年限、养老保险人口比例、医疗保险人口比例来看,“李嘉图式”家庭要显著高于“非李嘉图式”家庭,这表明“李嘉图式”家庭有着面临的不确定性风险更低。两类家庭在老年抚养比和少儿抚养比上并未呈现出显著差异。从家庭收入来看,“李嘉图式”家庭与富裕型“非李嘉图式”家庭相当,但要显著低于贫困型“非李嘉图式”家庭,但家庭净资产拥有量在上述三类家庭中的分布状况则与收入完全相反。进一步地,“非李嘉图式”家庭的贷款总额要显著高于“李嘉图式”家庭;贫困型“非李嘉图式”家庭贷款的绝大多数集中于非住房贷款,而富裕型“非李嘉图式”家庭的贷款分布较为均衡,“李嘉图式”家庭的贷款多数集中于住房贷款。

结合前文对不同收入群体“非李嘉图式”家庭比例变动的分析,随着收入的增加,家庭往往沿着“李嘉图式”家庭——贫困型“非李嘉图式”家庭——富裕型“非李嘉图式”家庭——“李嘉图式”家庭的轨迹演变。一方面,金融市场可选择资产种类的限制会

推动家庭沿上述轨迹变动。另一方面,家庭收入的增长以及家庭财富的逐步积累也会推动家庭的上述变动。尤其是对于一个受过良好教育的高收入家庭,在初期通过负债平滑消费,表现为贫困型“非李嘉图式”家庭;当积累一定资产时,转变为富裕型“非李嘉图式”家庭;随着资产的进一步积累,家庭逐步拥有更多的可选择资产,同时重新调整自身流动资产与非流动资产额比例,此时家庭转变成“李嘉图式”家庭。

五、政策模拟分析

由此,异质性家庭的存在会直接影响到政府总需求调控政策的效果。由于最终消费受到居民收入的制约,因而当前我国推出的各项内需调控政策,如家电下乡、汽车下乡、家电以旧换新等,均可视为通过对不同群体进行转移支付来促进消费的增长,而收入分配的调整更是如此。假定政府借助收入分配手段来扩大居民消费,那么依据上文分析,当转移支付用于补贴不同的群体时,将会通过“李嘉图式—非李嘉图式”家庭比例结构产生不同的政策效果,“非李嘉图式”消费者的比例越高,政府刺激内需政策的效果也会越明显。基于微观数据,可以直接对政府内需调控政策的效果进行评估(详见表5)。

表5 政府内需调控政策效果评估

政策调控方式	方案一:等额支付		方案二:等比支付		方案三:收入越低支付越多	
	APC	总消费增长率 Δc	APC	总消费增长率 Δc	APC	总消费增长率 Δc
转移支付成本由政府承担						
(I)转移支付给低收入组	0.670	1.56%	0.657	1.53%	0.696	1.61%
(II)转移支付给中等收入组	0.536	1.24%	0.522	1.21%	0.538	1.25%
(III)转移支付给高收入组	0.370	0.86%	0.326	0.76%	0.374	0.87%
(IV)转移支付给全体居民	0.523	1.21%	0.431	1%	0.527	1.22%
转移支付成本由高收入组居民承担						
(V)转移支付给低收入组	—	0.70%	—	0.77%	—	0.74%

表5中,平均消费倾向APC和总消费增长率 Δc 的计算公式为: $APC = (\sum_i a p c_i * \tau_i) / G$ 和 $\Delta c = (\sum_i a p c_i * \tau_i) / (\sum_i c_i)$ 。其中, $a p c_i$ 为家庭*i*的平均消费倾向, τ_i 为家庭*i*所收到的转移支付数额, G 为政府转移支付的总规模,这里设定为全体居民总收入的1%, c_i 为家庭*i*的消费支出。为保证政策模拟结果尽可能接近经济现实,此处同时设定三种转移支付方案:方案一,设定每个家庭收到的转移支付数额均相等,即政府对收到转移支付的收入组中的全体家庭“等额支付”,类似于“一刀切”式补贴;

方案二,设定每个家庭收到的转移支付数额与家庭年收入的比值均相等,即政府按照家庭现有收入状况“等比”支付转移支付,类似于美国2008年按照家庭收入等比例退还税款;方案三,设定每个家庭收到的转移支付的数额为 $\tau_i = (y_{max} - y_i) / [N * (y_{max} - y_i)] * G$,其中 y_{max} 为收到转移支付的收入组中家庭年收入的 \bar{y} 最大值, y_i 为该组家庭年收入的均值, N 为该组样本总数,该方案中收入越低的家庭得到的转移支付数额会越高,与现实经济中“精确”到住户

的转移支付政策更为接近。此处的平均消费倾向 APC 可用来衡量政府借助转移支付的政策效率,而 Δc 则可用来衡量转移支付政策的宏观效应。表 5 中(I)~(IV)的模拟结果显示,三种方案下,转移支付转移给最低收入组时政策效率最高,平均消费倾向达到 0.67 左右,对总消费的促进作用也最大,能够促进总消费增长约 1.56% 左右。转移支付给中等收入组和高等收入组时,政策效率和对总消费的促进作用依次递减。转移支付给全体居民时,方案一、方案二的政策效率和对总消费的促进作用均要低于方案三。由(VI),当转移支付的成本全部由高收入组居民承担,并且转移给低收入组居民时,这相当于通过税收机制将较高收入组的部分收入转移给低收入组,将导致高收入组居民消费支出减少,而低收入组居民消费支出增加。整体上看,三种方案下均会带动消费支出增长约 0.7 个百分点。在前文对“非李嘉图式”消费者比例的估计中,

中等收入群体的这一比值最高,因而消费倾向受此影响最大。虽然高收入组“非李嘉图式”消费者比例有所降低,但由于受到边际消费倾向递减规律的制约,掩盖了“非李嘉图式”消费者比例降低对消费倾向的影响,这也制约了刺激内需政策的效率。

进一步,表 6 分别利用稳健 OLS 和 FGLS 方法估计各因素对平均消费倾向的影响,(I)(II)中的分组虚拟变量 group 按家庭流动性较高资产占比 σ 的五分位数分组获得。具体的,如 group2 代表分组变量第 1 个分位数和第 2 个分位数之间的样本所在的组。不难发现,随着 σ 的提高,其对平均消费倾向的促进作用也逐步提高。而前文研究发现,“非李嘉图式”家庭的 σ 数值要远低于“李嘉图式”家庭。因而,如若能够降低中等收入群体中的“非李嘉图式”家庭的比例,则可进一步提高政府刺激内需政策的效力。反过来,这也在一定程度上解释了当前内需调控政策效果并不理想的原因。

表 6 回归结果(样本容量:4568)

变量\模型	I(稳健 OLS)		II(FGLS)	
	系数	标准误	系数	标准误
lnincome	-0.201***	0.005	-0.201***	0.005
lnfinance	0.005***	0.002	0.005*	0.003
lnhouse	0.052***	0.003	0.052***	0.003
group2	0.131	0.013	0.012	0.013
group3	0.047***	0.015	0.043***	0.015
group4	0.047***	0.016	0.044***	0.016
group5	0.073***	0.018	0.070***	0.019

注:***、**、* 分别代表估计结果在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,鉴于篇幅限制,结果中省略了控制变量的相关估计系数。

此外,本文的政策模拟中,以方案一为例,分到每个家庭的转移支付大概为 3300 元,足以使相当一部分低收入家庭跨入到中低收入组的家庭中,这就意味着(I)的模拟结果将在一定程度上向(II)偏移。而 3300 元的收入很难使(II)中的中等收入家庭跨入到高收入组之中,因而在收到转移支付之后,(II)的模拟结果基本不会发生较大变化。如若能够降低“非李嘉图式”消费者比例,尤其是中等收入群体中的这一比例,则有望构建稳固的经济内需基础,并能进一步提高政府促进内需政策效力。

六、结论与政策建议

本文基于异质性消费理论的最新进展,探讨

了在我国家庭财富快速增长与现阶段特定的金融环境下,居民消费异质性的产生机理及其对经济增长路径的影响,并借助 CFPS 微观数据对我国居民消费异质性进行了估计,此外通过政策模拟进一步揭示了消费异质性对政府总需求调控政策的影响。

研究发现,当前我国家庭面临的二元资产结构及相应的资产变现成本,导致家庭有更强的储蓄动机,同时弱化了当期消费。家庭配置的流动性较低资产的比例越高,二元资产收益率差值越大,延期消费的动机也越强。相比于经典 RCK 模型,引入二元资产结构及资产变现成本之后,家庭分化为传统消费理论模型所假定的“李嘉图式”家庭和引起

严重的消费异质性的“非李嘉图式”家庭两种类型。流动性较低的高收益率资产的存在则导致稳态时人均资本存量的增加,直接导致了家庭消费率的降低。对于中国现实经济,产业升级的滞后、低水平重复性建设的广泛存在、以国有银行为代表的金融垄断势力等,均会导致单位有效劳动产出随人均资本增长而呈现出“恶化”的态势,从而出现家庭消费支出及消费率“双降”局面。通过实证研究,我国约有33.57%的家庭为“非李嘉图式”家庭,而这其中多数为富裕型“非李嘉图式”家庭。随着收入的提高,“非李嘉图式”家庭占比呈现先增加后减少的变化轨迹。在“非李嘉图式”家庭内部,“贫困型”家庭所占比例随收入增加整体上呈轻微增加趋势,而“富裕型”家庭占比则随收入的增加呈先增加后减小的变化轨迹。政策模拟表明,“非李嘉图式”消费者的存在也会显著影响政府转移支付对消费的促进作用,但随着收入的提升,边际消费倾向递减规律的存在则会在一定程度上掩盖“非李嘉图式”消费者的影响。

在经济新常态下,为进一步释放居民消费潜力,构建扩大居民消费的长效机制,政府首先应进一步促进资本市场的发展,通过削弱金融垄断势力降低金融资产交易成本。在风险可控的前提下,鼓励金融创新,推出种类更为丰富的“期限—收益”可投资资产组合,通过普惠金融使不同阶层的家庭能以较低的准入门槛以及较低的交易成本自由选择符合主观决策意愿的产品,以提升居民跨期总效用。其次,通过丰富不同收入阶层居民可选择投资渠道,为各收入阶层居民开拓稳定的财产性收入来源,不断改善居民资产结构,有效引导居民家庭财富在流向实体经济的同时,分享经济红利。再次,通过加强供给侧改革,避免低水平重复建设,通过实施创新驱动战略,推动产业升级换代,借助消费需求的扩张带动产业升级,通过产业升级进一步推动消费需求的扩张。在改善投资效率的前提下提高我国的劳动生产率,以此有效释放居民消费潜力,实现“投资—消费”的良性扩张。

注:

①数据来源:中国家庭收入调查(CHIP)、中国家庭追踪调查(CFPS)。

②中国和美国的数据分别来自《中国家庭财富的分布及高净值家庭财富报告》(2014,西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心)和美国经济分析局数据库。

③由前文,家庭资产的变现总成本 $e_t^{total} = b_t^H(1-\delta) \cdot A_t + b_t^L \cdot$

$\delta \cdot A_t \approx b_t^L \cdot \delta \cdot A_t$,因而单位资产变现成本 $e_t = e_t^{total} / A_t \approx \delta \cdot b_t^L$ 。这里,不能简单地将 e_t 视为 δ 的函数。现实中,追求跨期效用最大化的家庭往往会因资产平均变现成本的存在调整自身的资产结构选择,因而也可以将 δ 视为 e_t 的函数,即 $\delta = \delta(e_t)$ 。

④贴现因子的选择直接反映了消费者对未来的耐心程度,不同的贴现方法的选择,会反映不同类型的消费者的时间偏好,最终影响到跨期最优决策。本文选取的“指数贴现法”假定了消费者的“时间偏好一致性”,即消费者在今天对明天和消费者处于明天对后天的耐心程度是一致的。而其他常用的贴现方法如内生贴现因子模型、贴现因子模型、双曲贴现因子模型等,均改变了“时间偏好一致性”假定,通过不同数学形式的贴现因子,将消费者对未来的不耐性等心理特征融入进了相应的理论模型中。本文的出发点与 Kaplan & Violante(2014)相一致,尝试在不考虑消费者主观偏好的情形下,讨论家庭资产对消费者行为以及经济增长的影响,因而未再考虑其他贴现因子。

⑤由 $c = f(k)(n+g)k$,可得 $c/f(k) = 1 - (n+g)k/f(k)$,其大小与均衡点与原点连线的余切值成负相关关系。不论何种情形,新的均衡点均位于原均衡点右侧,因而消费率下降。

⑥这一方面可能是由于调查样本中部分家庭确实因日常生活负担过重(如大病医疗支出、子女教育负担等)出现了上述入不敷出的情形;另一方面,可能由于调查中,家庭对于消费支出的回答较为明确,而对于收入的回答中低报了收入或遗漏了部分隐性收入等。收入及财产的瞒报会对下文的估计结果产生影响,考虑到目前尚无统一的处理方法(白重恩等,2015;岳希明、李实,2013;王小鲁,2010;罗楚亮等,2010),为进一步降低该问题带来的影响,本文在估计“李嘉图式”家庭与“非李嘉图式”家庭的比例时分别采用了 $y_t/4$ 、 $y_t/2$ 和 $3y_t/4$ 三个判别标准。从结果的差别来看,贫困型“非李嘉图式”家庭的比例变动最小,而“李嘉图式”家庭和富裕型“非李嘉图式”家庭的比例则发生了一定的变化。上述比例的变动一方面是由于判别标准门限值的变化所带来的影响,另一方面也在一定程度上反映了收入、资产瞒报所带来的影响。

参考文献:

- 白重恩 唐燕华 张琼,2015:《中国隐性收入规模估计——基于扩展消费支出模型及数据的解读》,《经济研究》第6期。
陈训波 周伟,2013:《家庭财富与中国城镇居民消费:来自微观层面的证据》,《中国经济问题》第2期。
罗楚亮 岳希明 李实,2010:《对王小鲁灰色收入估算的质疑》,北京师范大学经济与工商管理学院工作论文,经济类 No. 19。
李涛 陈斌开,2014:《家庭固定资产、财富效应与居民消费:来自中国城镇家庭的经验证据》,《经济研究》第3期。
唐绍祥 汪浩瀚 徐建军,2010:《流动性约束下我国居民消费

- 行为的二元结构与地区差异》,《数量经济技术经济研究》第3期。
- 王曦,2002:《当期收入还是永久收入:转型时期中国居民消费模式的检验》,《世界经济》第12期。
- 王小鲁,2010:《灰色收入与国民收入分配》,载《比较》第48期,中信出版社。
- 岳希明 李实,2013:《真假基尼系数》,《南风窗》第5期。
- 叶海云,2000:《试论流动性约束、短视行为与我国消费需求疲软的关系》,《经济研究》第11期。
- 臧旭恒 裴春霞,2007:《转轨时期中国城乡居民消费行为比较研究》,《数量经济技术经济研究》第1期。
- Blanchard, O. J. (1985), “Debt, deficits, and finite horizons”, *Journal of Political Economy* 93(2):223–247.
- Campbell, J. Y. & N. G. Mankiw(1989), “Consumption, income, and interest rates: Reinterpreting the time series evidence”, *NBER Macroeconomics Annual* 4:185–216.
- Carroll, C. D., J. Slacalek & K. Tokuda(2014), “The distribution of wealth and the MPC: Implications of new European data”, ECB Working Paper Series No. 1648.
- Chyi, Y.-L. & C. Huang(1997), “An empirical study of the rule of thumb consumption model in five East Asian countries”, *Applied Economics* 29(10):1271–1282.
- Gali, J., J. D. López-Salido & J. Vallés (2005), “Understanding the effects of government spending on consumption”, *Journal of the European Economic Association* 5 (1):227–270.
- Himarios, D. (2000), “How forward looking are consumers? Further evidence for the United States”, *Southern Economic Journal* 66(4):991–1000.
- Huntley, J. & V. Michelangeli(2014), “Can tax rebates stimulate consumption spending in a life-cycle model”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 6(1):162–189.
- Jappelli, T. & L. Pistaferri(2014), “Fiscal policy and MPC heterogeneity”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 6(4):107–136.
- Johnson, D. S., J. A. Parker & N. S. Souleles (2006), “Household expenditure and the income tax rebates of 2001”, *American Economic Review* 96(5):1589–1610.
- Kaplan, G. & G. L. Violante(2014), “A model of the consumption response to fiscal stimulus payments”, *Econometrica* 82(4):1199–1555.
- Kotlikoff, L. J., W. Samuelson & S. Johnson (1988), “Consumption, computation mistakes, and fiscal policy”, *American Economic Review* 78(2):408–412.
- Krusell, P. & A. A. Smith(1996), “Rules of thumb in macroeconomic equilibrium: A quantitative analysis”, *Journal of Economic Dynamics and Control* 20(4):527–558.
- Lettau, M. & H. Uhlig(1999), “Rules of thumb versus dynamic programming”, *American Economic Review* 89(1):148–174.
- Love, D. A. (2013), “Optimal rules of thumb for consumption and portfolio choice”, *Economic Journal* 123(571):932–961.
- Mankiw, G. N. (2000), “The savers-spenders theory of fiscal policy”, *American Economic Review* 90(2):120–125.
- Misra, K. & P. Surico(2014), “Consumption, income changes, and heterogeneity: Evidence from two fiscal stimulus programs”, *American Economic Journal: Macroeconomics* 6(4):84–106.
- Morita, H. (2015), “State-dependent effects of fiscal policy in Japan: Do rule-of-thumb households increase the effects of fiscal policy?”, *Journal of Macroeconomics* 43:49–61.
- Natvik, G. J. (2012), “Government spending shocks and rule-of-thumb consumers with steady-state inequality”, *The Scandinavian Journal of Economics* 114(4):1414–1436.
- Shapiro, M. D. & J. Slemrod(2003), “Consumer response to tax rebates”, *American Economic Review* 93(1):381–396.
- Stiglitz, J. E. (2015), “New theoretical perspectives on the distribution of income and wealth among individuals. Part III. Life cycle savings vs. inherited savings”, NBER Working Paper No. 21191.
- Zeldes, S. P. (1989), “Consumption and liquidity constraints: An empirical investigation”, *Journal of Political Economy* 97(2):305–346.

(责任编辑:白丽健)