

金融知识视角下中国居民消费问题研究

宋全云 肖静娜 尹志超*

摘要: 基于2013年和2015年两轮中国家庭金融调查数据,本文考察了金融知识对家庭消费的影响。实证研究发现,金融知识显著提高了家庭的消费支出和消费倾向。同时,本文还分析了金融知识对家庭储蓄率的影响以进一步佐证金融知识对家庭消费的促进作用。机制分析表明,金融知识水平提高所带来的消费信贷使用、商业人身保险购买和财富积累可以解释金融知识对家庭消费的正向促进作用。其中,财富积累的中介效应占金融知识对家庭消费影响总效应的35.52%,商业人身保险购买的中介效应占3.48%,而消费信贷使用的中介效应占1.64%。此外,养老计划对金融知识影响家庭消费的中介效应不显著。

关键词: 金融知识;家庭消费;消费率;中介效应

一、引言

家庭的消费需求不足已经成为制约我国经济转型和可持续发展的重要因素,如何促进家庭消费增长一直是学术界和政策界研究的热点。近年来,我国家庭的消费行为呈现出消费需求低迷的局面。对于中国消费不足的原因,已有研究主要从习惯形成 (Modigliani and Cao, 2004)、人口结构变化 (Chamon and Prasad, 2010)、竞争性储蓄动机 (Wei and Zhang, 2011)、政策改革 (Meng, 2003) 等多方面进行了探讨。

然而,目前的研究较少关注到家庭消费决策的制定过程,人们需要具备相当的知识储备和信息才能制定消费决策。在制定消费决策的时候,人们需对当前生活状况做出很好的判断,并对未来可能发生的事情做出预期,如社会保障、养老金、通货膨胀、利率的变动等都将在人们决策考虑的范围之内。首先,消费决策的制定需要综合多方面信息,人们需要花费一定的时间和精力进行搜寻,并需具备一定的计算能力等以分析处理所收集的信息,依此制定消费决策。其次,我国家庭消费决策的制定面临着越来越复杂的金融市场和纷繁复杂的金融产品。家庭是否为消费决策的制定做好了准备? 人们是否具备充足的金融知识储备? Xu

* 宋全云,西南财经大学金融学院,邮政编码:611130,电子信箱 squanyun@swufe.edu.cn;肖静娜,西南财经大学经济与管理研究院,邮政编码:611130,电子信箱 kinnashaw@126.com;尹志超,首都经济贸易大学金融学院,邮政编码:100070,电子信箱 yzc@cueb.edu.cn。

本文感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目“金融科技背景下金融包容性发展与精准扶贫:金融素养的驱动作用”(项目编号:18YJC790186)、国家自然科学基金一般项目“流动性约束与中国家庭金融行为”(项目编号:71373213)、国家社会科学基金重点项目“互联网消费金融的发展风险与监管”(项目编号:16AZD014)、北京市青年拔尖团队的资助。感谢匿名审稿专家提出的宝贵修改意见,文责自负。

和 Zia(2012)对国外大量调查数据的总结发现,金融知识缺乏是非常普遍的,特别是在低收入国家。《消费者金融素养调查分析报告(2014)》指出,我国消费者金融知识整体水平仍有待提高,消费者家庭支出计划性有所欠缺,风险责任意识、为自己的决策负责的意识需要加强。尹志超等(2014)基于中国家庭金融调查数据中金融知识相关问题的分析也发现,金融知识缺乏在我国也是非常严重的。

因此,合理的家庭消费决策的制定离不开良好的金融知识储备,金融知识水平高的个体在收集和分析制定决策所需信息时面临更少的经济成本和信息成本,也更容易理解复杂金融产品,从而能够更好地使用各类金融产品平滑消费。国外已有大量文献探讨了金融知识对家庭储蓄行为的影响。基于截面数据实证分析和实验方法的研究均表明金融知识水平的提高显著促进了家庭的储蓄倾向和储蓄水平(Bernheim and Garrett, 2003; Klapper et al., 2013; Sayinzoga et al., 2015),且已有关于金融知识对消费、储蓄的影响研究均是基于欧美发达国家。表1给出了世界主要国家的消费率情况,可以看出欧美发达国家家庭消费率较高,存在过度消费的现象。因而,金融知识促进家庭制定合理消费决策,在过度消费国家表现为降低消费、增加储蓄。

表1 世界主要国家消费率(2013年)

消费率(%)	中国	印度	巴西	美国	德国	英国	日本	韩国	乌干达	罗马尼亚	卢旺达
居民消费率	36.0	59.4	61.6	68.6	55.4	65.0	61.1	50.9	74.1	62.0	74.4
最终消费率	49.6	70.7	80.6	83.6	74.6	85.1	81.7	65.9	82.1	76.2	88.5

注:居民消费率是居民消费占GDP的比重,最终消费率是总消费占GDP的比重。数据来源于World Development Indicators(WDI),作者计算而得。

需要注意的是,我国居民的消费储蓄状况与国外截然不同。从表1可以看出,我国居民消费率和最终消费率不仅远低于欧美等发达国家,也远低于经济发展水平相当的印度、巴西和其他中等收入国家,相对而言我国是一个过度储蓄的国家。此外,国家间居民储蓄动机存在显著差异。Yao等(2011)使用微观数据对比中美家庭储蓄动机的研究发现,相比美国家庭,中国家庭更可能报告预防性储蓄动机和教育储蓄动机,这也使得美国家庭储蓄率不断下降,而中国家庭储蓄率不断攀升。因而,国家间的消费储蓄现状和储蓄动机的不同可能使得各国居民的消费储蓄行为对于金融知识水平的提高有着不同的反应。在我国这样一个过度储蓄的国家,金融知识促进家庭合理消费储蓄决策的制定可能将表现为增加消费、降低储蓄。

因此,本文认为金融知识的缺乏可能是导致当前我国家庭消费不足的重要成因。本文将借助中国家庭金融调查2013年和2015年数据对上述问题进行验证,并进一步探讨金融知识影响家庭消费的可能解释。本文还将使用工具变量方法解决金融知识的内生性问题,使得文章研究结论更具有说服力。实证研究发现,金融知识显著提高了我国家庭的消费水平和消费倾向,这与国外研究结果不同。

本研究的创新主要体现在以下几方面:首先,本文借助全国层面的大型微观住户调查数据,从金融知识视角探讨中国家庭消费问题,是对理解中国家庭消费不足问题的重要深化,也拓展了金融知识方面的研究。其次,本文使用中介效应模型检验了养老计划、商业人身保险购买、消费信贷使用和财富积累对金融知识影响家庭消费的中介作用,厘清了金融知识影响家庭消费的作用路径,是对现有文献的重要补充。

二、文献综述与家庭消费现状

(一) 文献回顾

消费的生命周期理论认为,人们在较长时间范围内计划家庭的消费以实现整个生命周期内消费的最佳平滑,使得消费的边际效用在整个生命周期是恒定不变的。然而,我国家庭呈现高储蓄、低消费的现状。已有研究文献从不同角度对此现象进行了解释,主要包括以生命周期理论为基础的人口结构因素 (Modigliani and Cao, 2004)、流动性约束 (万广华等, 2001)、文化习惯 (Chamon and Prasad, 2010)、预防性储蓄和不确定性 (Meng, 2003)、收入不均 (杭斌、修磊, 2015)、竞争性储蓄理论 (Wei and Zhang, 2011) 等。陈斌开等 (2014) 指出,简单地将标准消费理论应用到中国往往难以解释我国消费率相对于其他国家的严重偏离。大量研究将起源于发达国家的经典理论模型应用到中国却得到了与理论模型预测不一致的结论,如家庭在预期未来收入较高时反而会更多地储蓄 (Yang et al., 2012) 等。

从上述回顾可以发现,基于经典理论模型的研究文献均假定,消费者是理性且信息充分的,能够合理地预见未来收入、利率等的变化,并能够据此制定和执行储蓄消费计划。然而,计算能力的缺乏以及对通货膨胀、风险分散等金融相关知识的不了解使得居民往往制定次优的储蓄决策。例如,在面临住房、教育等市场化改革所带来的不确定性时,家庭为了自我保险而过度储蓄 (Chamon and Prasad, 2010); 家庭也会选择更多地储蓄以应对未来疾病、健康冲击,而不懂得使用金融产品分散家庭风险。家庭资产集中于住房资产,金融市场参与率低 (尹志超等, 2014), 这限制了金融财富的消费促进作用。因而,金融知识的缺乏可能是导致当前我国家庭储蓄过高、消费不足的重要成因。

国外大量研究表明金融知识是影响家庭金融行为的重要因素之一。金融知识的缺乏将会导致股市有限参与 (van Rooij et al., 2011)、养老计划缺失 (van Rooij et al., 2012)、非正规信贷的使用 (Klapper et al., 2013) 和不合理的负债行为 (Stango and Zinman, 2009) 等。同时,国外也有大量学者探讨了金融知识对家庭储蓄的影响。Lusardi (2003) 对个体的养老规划类讲座参与情况的研究发现,参加此类讲座的个体显著提高了储蓄水平,且对教育水平低、储蓄率低的个体影响更大。Bernheim 和 Garrett (2003) 研究工作场所提供的金融类培训活动对公司员工储蓄行为的影响,发现此类金融教育活动显著提高了员工的整体储蓄水平和养老储蓄。Beckmann (2013) 基于罗马尼亚家户数据的分析表明,金融知识显著提高家庭储蓄率。考虑到截面数据分析中金融知识变量的内生性,越来越多的学者采用田野实验的方法研究金融教育对储蓄行为的影响。Sayinzoga 等 (2015) 以卢旺达农户为样本进行的实验研究发现,开展金融培训显著提高了农户储蓄水平。

消费决策的制定需要个体具备一定的金融知识。首先,消费与储蓄计划的制定需要个体具有利率、通货膨胀等基本知识,并能够进行现值计算。其次,储蓄和消费计划是与未来有关的,存在一定的不确定性。因而储蓄决策的制定需要个体能够明晰分散性投资等资产管理知识,并能够正确使用金融产品以应对未来的不确定性风险。因此,探讨金融知识对我国家庭消费储蓄的影响是非常有必要的。然而,目前国内仅有部分学者关注金融知识对消费的影响。张峰 (2017) 使用中国家庭金融 2011 年数据探讨了金融知识对信用卡消费行为的影响,罗娟和王露露 (2017) 则探讨了金融知识对居民消费信贷参与意愿与贷款数额的影响。本文将从整体上考察金融知识对家庭消费的影响,并探讨金融知识影响家庭消费的机

制,这将对金融知识视角下中国消费问题研究的较好补充。

(二)我国家庭消费现状

我国家庭消费呈现消费需求低迷和储蓄率不断攀升的局面。表 2 给出了我国家庭人均年消费和储蓄率的整体情况。可以看出,我国家庭人均年消费水平较低,储蓄率畸高,特别是我国高收入家庭的储蓄率尤其之高(60%以上)。对比城市与农村家庭可以发现,我国农村家庭的储蓄率远高于城市家庭。这表明,我国家庭特别是农村家庭的消费倾向较低,消费需求严重缺乏。

同时,我国家庭消费不均等现象严重。从全国来看,收入最高的 10%的家庭人均年消费是收入最低的 10%的家庭人均年消费的 6.43 倍;从城市地区家庭来看,收入最高的 10%的家庭人均年消费是收入最低的 10%的家庭人均年消费的 5.11 倍;从农村地区家庭来看,收入最高的 10%的家庭人均年消费是收入最低的 10%的家庭人均年消费的 3.80 倍。

表 2 各收入分位数家庭人均消费和储蓄率分布

收入区间	家庭人均年消费(元)			家庭储蓄率(%)		
	全国	城市	农村	全国	城市	农村
收入 0~10%	4 275.56	5 892.48	3 782.30	-22.11	-39.51	-16.79
收入 10~20%	7 198.28	9 462.10	5 466.38	-1.61	-18.92	11.65
收入 20~30%	9 595.27	12 304.15	6 454.13	5.95	-8.21	22.36
收入 30~40%	10 808.46	13 579.20	7 065.26	20.83	9.09	36.69
收入 40~50%	11 685.82	14 282.60	7 274.29	28.88	20.54	43.03
收入 50~60%	13 165.08	16 100.61	7 759.44	35.97	26.77	52.92
收入 60~70%	14 359.67	16 865.87	8 565.80	42.90	36.11	58.61
收入 70~80%	16 381.74	19 155.94	8 663.28	48.38	42.32	65.23
收入 80~90%	19 357.78	22 379.92	9 797.72	53.18	48.64	67.54
收入 90~100%	27 494.78	30 084.19	14 372.81	64.25	62.15	74.85

资料来源:作者依据 2015 年中国家庭金融调查数据计算整理。

三、变量设定与实证模型

本文使用的数据是中国家庭金融调查(China Household Finance Survey, CHFS)数据,该数据调查由西南财经大学中国家庭金融调查与研究中心于 2011 年开始在全国范围内开展,每两年进行一次,目前已完成四轮数据调查。中国家庭金融调查采用科学的抽样方法以保证数据样本的随机性和代表性。该项目采用了多项措施控制抽样误差和非抽样误差,数据代表性好、质量高(甘犁等,2013)。该数据收集中国家庭金融微观信息,包括人口统计特征和家庭经济特征。2013 年数据样本覆盖了全国 29 个省份、262 个县(区、县级市)、1 048 个社区(村),共获得了 28 000 多户家庭的资产与负债、收入与支出、保险与保障,家庭人口特征及就业等各方面的详细信息的大型微观数据,2015 年调查样本增加至 40 000 多户家庭。本文研究中使用的是 2013 年和 2015 年调查样本构成的面板数据。

(一)模型设定

本文回归分析中的被解释变量均为连续变量,因而这里选取的计量经济学模型为普通最小二乘(Ordinary Least Square)模型。基本回归方程设定如下:

$$Y_{ij} = \beta_0 + \beta_1 \times FL_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

(1)式中: Y_{ij} 指代本文被解释变量:家庭*i*在*j*年的人均消费总支出的对数值、家庭消费率的对数值。为佐证本文结论,我们还使用储蓄率作为替代性的被解释变量。 FL_{ij} 为金融知识指标, β_1 为相应的回归系数,代表金融知识对家庭消费的边际效应。 X_{ij} 为其他控制变量, δ_j 代表时间固定效应。 ε_{ij} 为随机扰动项,考虑到居住在同一小区(或村庄)的家庭消费可能存在相关性,本文估计结果报告的是小区(或村庄)层面集聚的标准误。

(二) 变量界定

1. 家庭消费

本文使用家庭人均消费支出和家庭消费率作为被解释变量。家庭人均消费为家庭总消费支出与家庭人口总数的比值,其中,家庭总消费由食品消费、衣着消费、日常生活用品及家政服务花费、交通通信支出、住房维修装修扩建等支出、耐用品消费、教育消费(含留学花费)、文化娱乐消费、医疗保健消费等构成。家庭消费率定义为消费与可支配收入的比值。考虑到家庭人均消费支出和家庭消费率可能存在的非正态性,在回归分析中对这两个被解释变量进行了对数转换。

2. 家庭储蓄率

为进一步佐证本文结论,我们还使用家庭储蓄率作为替代性的被解释变量。家庭储蓄率(储蓄率1)定义为(家庭可支配收入-家庭总消费)/家庭可支配收入。家庭可支配收入包括家庭工资性收入、财产性收入、转移性收入、经营性收入等。家庭总消费中的食品消费、衣着、家政服务、日常生活用品及生活服务花费、交通通信支出、文化娱乐消费等属于家庭的经常性消费支出,旅游、耐用品、医疗保健、留学、奢侈品及住房的维修扩建等则属于家庭的非经常性消费支出。截面数据中家庭消费支出可能在某一特定年份扰动,也就是说,家庭的非经常性消费支出可能仅在某一特定年份才会发生,具有较大的突发性。因此,本文还计算了另一个储蓄率(储蓄率2),即以剔除非经常性消费项目的消费计算的储蓄率。

3. 金融知识

本文中金融知识指标采用因子分析方法进行构建,具体过程与尹志超等(2014)相同,为节省篇幅,本文在此没有详述。

4. 控制变量

本文实证分析中加入了诸多可能影响家庭消费的变量。具体包括个体特征变量(年龄及其平方项、性别、婚姻状况、风险态度、受教育年限)、家庭人口特征变量(家庭总人口数、少儿抚养比、老年抚养比、家中身体不好成员比例)、家庭经济特征变量(是否从事工商业经营、自有住房拥有套数、家庭收入的对数值)、农村虚拟变量。所有回归分析中均加入了省级虚拟变量以控制省份固定效应。数据处理中,本文剔除了消费大于总收入的家庭。由于年轻或老年群体的储蓄水平可能存在由就业、身体状况等导致的异质性消费储蓄问题,因此,在样本处理上,本文剔除了户主年龄上下1%的样本。同时,本文还剔除了相关变量存在缺失值的样本。最后剩余样本2315户家庭在2013年和2015年两轮调查中形成的面板数据。表3为上述变量的描述性统计。从表中数据可以看出,家庭人均消费支出平均为15000元左右,标准差约为13000多元,这表明我国家庭间人均消费差异较大。同时,家庭平均消费率约为0.40,标准差为0.17。

表 3 变量描述性统计

变量名称	2013 年			2015 年		
	观测值	均值	标准差	观测值	均值	标准差
家庭人均消费(元)	2 315	15081.21	13091.83	2 315	15341.67	14671.86
消费率	2 315	0.44	0.17	2 315	0.39	0.17
金融知识	2 315	0.30	1.07	2 315	0.32	0.99
年龄	2 315	51.22	13.77	2 315	53.22	13.77
男性	2 315	0.79	0.41	2 315	0.79	0.41
已婚	2 315	0.89	0.31	2 315	0.89	0.31
受教育年限	2 315	10.79	4.02	2 315	10.79	4.02
从事工商业经营	2 315	0.14	0.35	2 315	0.16	0.37
没有自有住房	2 315	0.05	0.22	2 315	0.05	0.22
有多套自有住房	2 315	0.16	0.37	2 315	0.26	0.44
风险爱好	2 315	0.12	0.33	2 315	0.11	0.31
风险厌恶	2 315	0.64	0.48	2 315	0.63	0.48
风险家庭人口数	2 315	3.59	1.46	2 315	3.59	1.46
少儿抚养比	2 315	0.11	0.15	2 315	0.11	0.15
老年抚养比	2 315	0.13	0.27	2 315	0.13	0.27
家中身体不好成员比例	2 315	0.25	0.30	2 315	0.25	0.30
log(家庭总收入)	2 315	10.98	1.62	2 315	11.05	1.86
农村	2 315	0.24	0.43	2 315	0.24	0.43

四、金融知识对家庭消费的影响

(一) 基本结果

本部分将基于普通最小二乘模型分析金融知识对家庭消费的影响。表 4 第(1)、(2)列分别报告了以家庭人均消费支出的对数和消费率对数作为被解释变量的估计结果。表 4 第(1)列结果中,金融知识对家庭人均消费支出对数的影响显著为正,表明金融知识水平越高,家庭人均消费也越多。一个标准差金融知识水平的提升将使得家庭人均消费显著增加 113.48 个百分点^①。表 4 第(2)列结果表明,金融知识对家庭消费率的影响为正,且在 1% 水平上显著。这意味着,一个标准差金融知识水平的提升将使得家庭消费率显著增加 100.72 个百分点^②。

然而,表 4 第(1)、(2)列结果中金融知识变量可能存在潜在的内生性问题。一方面,居民日常生活中的消费行为会影响金融知识的学习,居民过去的消费经历会促进其提高自身的金融知识水平,这种可能存在的反向因果关系会使得金融知识对消费的影响被高估;另一方面,本文基于受访者对三个金融知识相关问题的回答情况构建金融知识指标,受访者在回答问题过程中虽不能借助任何外物(如计算器等)帮助,但受访者对某一问题的正确回答可能是猜测而来,由此导致的受访者金融知识水平的高估会使得回归分析中金融知识对消费的影响被低估。因此,金融知识可能存在的内生性问题及测量误差可能会导致本文估计结果存在偏误。为解决这一问题,本文选取与受访家庭居住在同一小区内且收入水平相当的其余家庭的平均金融知识水平作为金融知识指标工具变量。本文认为该变量满足工具变量

①2013 年和 2015 年平衡面板数据中,金融知识的标准差为 1.02,这里依据 $\exp(1.02 \times 0.124) \times 100\%$ 计算而来。

②依据 $\exp(1.02 \times 0.007) \times 100\%$ 计算而来。

的相关性和外生性条件。一方面,与受访家庭居住在同一小区内且收入水平相当的其余家庭的平均金融知识水平反映该地区居民的平均金融知识水平,该家庭可通过向其周围家庭学习而提高金融知识水平,因而该变量与家庭金融知识水平正相关,满足相关性条件;另一方面,其余家庭的金融知识水平与单个家庭的消费决策并没有直接联系,满足外生性条件。表 4 第(3)、(4)列中报告了工具变量两阶段估计结果,各列底部报告了 Durbin-Wu-Hausman(以下简称 DWH)内生性检验结果。一阶段估计的 F 值为 55.97,远大于 10% 偏误水平下 16.38 的临界值,这排除了弱工具变量问题(Stock and Yogo, 2005);工具变量 t 值为 13.96,这表明本文工具变量满足相关性条件。内生性检验分别在 10% 和 1% 水平上拒绝了第(1)、(2)列回归中金融知识外生的原假设,因而在第(1)、(2)列估计中金融知识是内生的。第(3)、(4)列报告的是工具变量两阶段估计结果,可以发现金融知识的系数仍显著为正。这进一步表明,金融知识缺乏是导致我国居民消费不足的重要原因。

表 4 第(1)、(2)列结果表明,控制变量中,家庭收入对家庭人均消费的影响显著为正,可能是因为收入越高的家庭面临流动性约束的可能性越低。受教育年限对家庭人均消费的影响为正,这可能是因为户主受教育年限越长的家庭收入更加稳定,预防性储蓄越低(陈斌开、杨汝岱,2013)。然而,受教育年限对家庭人均消费的影响远小于金融知识。同时,可以发现,户主受教育年限越长的家庭的消费率并没有越高。从事工商业经营和风险爱好对家庭人均消费的影响显著为正。与有一套住房家庭相比,有多套自有住房家庭的人均消费显著较高,没有自有住房家庭的人均消费较低,但不显著。少儿抚养比和老人抚养比均与家庭人均消费呈正相关关系(董丽霞、赵文哲,2011)。农村地区家庭的人均消费显著低于城市地区家庭。

表 4 金融知识与家庭消费

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	log(家庭人均消费)	log(消费率)	log(家庭人均消费)	log(消费率)
金融知识	0.124*** (0.011)	0.007*** (0.002)	0.611*** (0.077)	0.027** (0.011)
年龄	-0.010** (0.005)	0.001 (0.001)	-0.010* (0.006)	0.001 (0.001)
年龄平方	0.000 (0.000)	-0.000** (0.000)	0.000 (0.000)	-0.000* (0.000)
男性	-0.001 (0.025)	-0.005 (0.005)	0.039 (0.030)	-0.003 (0.005)
已婚	0.041 (0.039)	0.011* (0.007)	0.008 (0.045)	0.010 (0.007)
受教育年限	0.031*** (0.004)	-0.001 (0.001)	-0.005 (0.007)	-0.002** (0.001)
从事工商业经营	0.360*** (0.033)	-0.034*** (0.006)	0.261*** (0.040)	-0.038*** (0.006)
没有自有住房	-0.067 (0.044)	0.008 (0.009)	-0.042 (0.055)	0.009 (0.009)
有多套自有住房	0.237*** (0.023)	0.001 (0.004)	0.168*** (0.029)	-0.002 (0.005)
风险爱好	0.078** (0.031)	-0.002 (0.006)	0.014 (0.039)	-0.005 (0.007)
风险厌恶	-0.066*** (0.022)	-0.000 (0.004)	0.049* (0.029)	0.005 (0.005)

续表 4 金融知识与家庭消费

变量名称	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	log(家庭人均消费)	log(消费率)	log(家庭人均消费)	log(消费率)
家庭人口数	-0.219 *** (0.009)	-0.000 (0.002)	-0.183 *** (0.012)	0.001 (0.002)
少儿抚养比	0.082 (0.081)	0.022 (0.016)	-0.017 (0.091)	0.018 (0.017)
老年抚养比	0.026 (0.052)	0.028 *** (0.009)	-0.001 (0.063)	0.027 *** (0.009)
家中身体不好成员比例	-0.014 (0.035)	0.009 (0.006)	0.074 * (0.045)	0.013 * (0.007)
log(家庭总收入)	0.108 *** (0.010)	-0.013 *** (0.002)	0.079 *** (0.011)	-0.014 *** (0.002)
农村	-0.287 *** (0.033)	-0.047 *** (0.006)	-0.152 *** (0.045)	-0.041 *** (0.006)
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630	4 630
adj. R^2	0.568	0.081	0.355	0.061
一阶段 F 值/IV t 值			55.97/13.96	55.97/13.96
内生性检验 chi-sq(P 值)			2.89 (0.09)	59.08 (0.00)

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误。

普通最小二乘估计结果显示的是金融知识对家庭人均消费的平均影响,为了全面分析金融知识对家庭消费影响的异质性,本文进一步采用分位数回归的方法考察金融知识对不同消费水平上的家庭消费影响。图 1 展示了各消费分位点回归的估计结果,图中圆点表示相应消费分位数上金融知识对家庭人均消费的影响系数。可以发现,金融知识对处于消费底端的家庭消费的促进作用更大,随着家庭消费水平的提高,金融知识对消费的促进作用基本保持不变,但金融知识对处于消费顶端的家庭消费的促进作用明显降低。

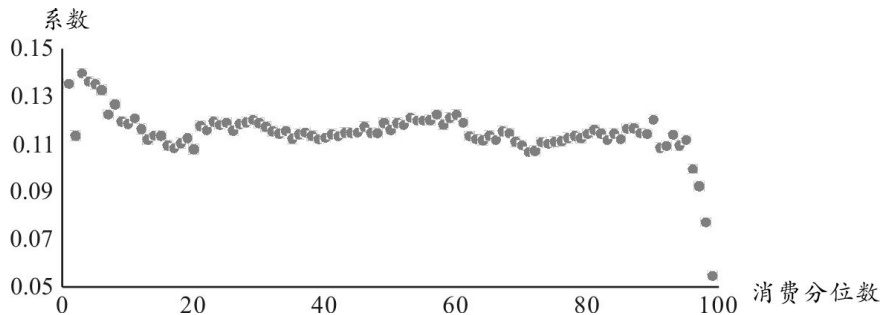


图 1 分位数回归结果

为佐证金融知识对消费的促进作用,本研究还考察了金融知识对家庭储蓄率的影响。这里分别使用上文所定义的“储蓄率 1”和“储蓄率 2”作为被解释变量,其余控制变量与表 4 相同,回归结果见表 5。可以发现,无论采用哪种方法定义的储蓄率作为被解释变量,金融知识变量的系数均显著为负,这表明金融知识水平的提高将显著降低我国家庭的储蓄率。

表 5 金融知识对储蓄率的影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	OLS	2SLS	2SLS
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2
金融知识	-0.009*** (0.003)	-0.009*** (0.003)	-0.038** (0.015)	-0.046*** (0.015)
控制变量	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630	4 630
adj. R^2	0.079	0.099	0.059	0.059
一阶段 F 值/IV t 值			55.97/13.96	55.97/13.96
内生性检验 chi-sq(P 值)			3.05 (0.08)	6.51 (0.01)

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区（或村庄）层面的聚类稳健标准误，控制变量与表 4 相同。

此外，本文中的金融知识水平指标是依据受访者对三个问题的回答情况而构建的，受访者对每个问题的回答结果所表现出的金融知识水平可能是不同的。因此，本文采用加入各问题是否回答正确的哑变量来衡量不同层面的金融知识，估计结果见表 6。可以发现，投资风险认知对家庭消费的影响最大，其次是利率方面知识，通胀方面知识对家庭消费的影响最小。

表 6 金融知识与家庭消费：不同层面金融知识

变量	(1)	(2)
	OLS	OLS
	log(家庭人均消费)	log(消费率)
利率问题回答正确	0.080*** (0.020)	0.004 (0.004)
通胀问题回答正确	0.069*** (0.023)	-0.002 (0.005)
投资风险问题回答正确	0.162*** (0.021)	0.007* (0.004)
控制变量	是	是
省份虚拟变量	是	是
年份虚拟变量	是	是
N	4 630	4 630
adj. R^2	0.564	0.080

注：***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区（或村庄）层面的聚类稳健标准误，控制变量与表 4 相同。

综上，本文发现，金融知识缺乏是导致我国家庭消费不足、储蓄率高的重要原因，提高公众金融知识水平将有利于我国家庭储蓄水平的合理下降进而促进消费。

（二）金融知识对家庭消费的异质性影响

前文描述性统计分析发现，我国居民消费在城市与农村家庭、贫困与富裕家庭间差异较大。因此，本文还分析了金融知识对家庭消费的异质性影响，回归结果如表 7 所示。其中，

第(1)、(2)列以家庭人均消费的对数为被解释变量进行分析,第(3)、(4)列将被解释变量替换为消费率并进行回归分析。从回归结果可以看出,金融知识对消费水平的影响在不同财富水平家庭、城乡家庭间没有显著差异,而金融知识对低财富水平家庭、农村家庭的消费率的影响显著较大。这表明,金融知识可能并不能很好地起到缓解消费不均等现象的作用。

表 7 金融知识对家庭消费的异质性影响

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	log(家庭人均消费)		log(消费率)	
金融知识	0.096*** (0.014)	0.130*** (0.012)	0.003 (0.003)	0.004* (0.002)
金融知识×低财富水平	0.016 (0.018)		0.008** (0.004)	
低财富水平	-0.323*** (0.025)		0.000 (0.005)	
金融知识×农村		-0.020 (0.023)		0.010** (0.004)
农村	-0.224*** (0.032)	-0.291*** (0.034)	-0.047*** (0.006)	-0.045*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630	4 630
adj. <i>R</i> ²	0.587	0.569	0.082	0.082

注:这里将家庭净财富水平低于该变量中位数的家庭界定为低财富水平家庭。***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误,控制变量与表 4 相同。

五、金融知识促进家庭消费的可能解释

上文分析了金融知识对我国家庭消费和储蓄的影响,那么,金融知识如何影响家庭消费?目前国内已有部分学者探讨了金融知识对财富积累、信贷使用、商业保险购买和养老计划的影响(吴雨等,2016;宋全云等,2017;秦芳等,2016;吴雨等,2017)。因此,本部分试图从上述几个方面探讨金融知识作用于家庭消费的影响机制,并使用中介效应模型进行检验。中介效应模型设定如下:

$$\log(avConsump_{ij}) = \beta_0 + \beta_1 FL_{ij} + \beta_2 X_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

$$Interm_{ij} = \alpha_0 + \alpha_1 FL_{ij} + \alpha_2 X_{ij} + \delta_j + \mu_{ij} \quad (3)$$

$$\log(avConsump_{ij}) = \lambda_0 + \lambda_1 FL_{ij} + \lambda_2 Interm_{ij} + \lambda_3 X_{ij} + \delta_j + \varepsilon_{ij} \quad (4)$$

第一步对计量模型(2)进行回归,检验金融知识对家庭消费的影响,这与模型(1)一致。其中, $avConsump_{ij}$ 为家庭*i*在*j*年的人均消费总支出。第二步对计量模型(3)进行回归,检验金融知识对中介变量的影响是否显著,如果显著,则表明金融知识水平提升会引起中介变量的变化。第三步对计量模型(4)进行回归,如果模型(4)回归结果中 λ_1 和 λ_2 这两个系数都显著且符号与预期一致,系数 λ_1 与系数 β_1 的数值相比有所下降,则表明以中介变量为媒介的部分中介效应存在。如果系数 λ_1 不显著,但系数 λ_2 仍然显著,这就说明中介变量发挥了完全

中介的作用。本文还将使用 Sobel 方法检验中介变量的中介效应是否显著存在及其中介效应的大小。

(一) 养老计划与家庭消费

生命周期理论模型假定人们具有前瞻性,会为未来做打算,这表明计划能力是影响家庭消费储蓄决策的重要因素。简单的计划活动可以大大提高人们的行动能力,当人们有具体计划时,他们更可能实现目标,也更可能将意图转化为行动。计划可以帮助家庭形成对未来收入、资产回报等方面不确定性的合理预期,从而可通过降低家庭的预防性储蓄动机而促进家庭消费(Ameriks et al., 2003)。

金融知识水平高的家庭可能借助养老规划更加合理地安排家庭现在和将来的消费与储蓄。2015 年花旗银行和友邦保险联合发布的《中国居民养老准备洞察报告》指出,我国居民的养老准备指数为 62.6,勉强及格;从养老经济准备来看,还缺乏相关知识及储备,仍较多地依赖于社会养老保险。表 8 检验了养老计划是否为金融知识作用于家庭消费的中介变量。第(2)列结果显示,在控制了户主和家庭特征变量及省级虚拟变量后,金融知识水平越高,家庭有养老计划的可能性也越大。这表明,金融知识水平的提高显著增强了家庭制定养老计划的可能性,这与吴雨等(2017)的观点一致。第(3)列结果显示,养老计划变量并不显著,且加入养老计划变量后金融知识的影响系数未发生变化。Sobel 检验结果也表明养老计划对金融知识影响家庭消费的中介效应不显著。这可能是由于,一方面,我国有养老计划的家庭比例并不高;另一方面,养老意识淡薄可能使得即使家庭有养老计划,也很难执行计划并据此合理安排家庭的消费与储蓄。

表 8 养老计划的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	log(人均消费)	养老计划	log(人均消费)
金融知识	0.124 *** (0.011)	0.026 *** (0.008)	0.124 *** (0.011)
养老计划			0.017 (0.018)
控制变量	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630
adj.R ²	0.568	0.034	0.569
Sobel 检验/中介效应大小	0.97(0.33)/0.39%		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误,控制变量与表 4 相同。

(二) 商业人身保险购买与家庭消费

社会保障体系的不完善使我国家庭面临较高的不确定性风险。当前,我国社会保障体系难以应对我国人口老龄化所带来的压力,且社会保障制度的完善需要较长时间才能完成,这就使得商业人身保险对我国家庭自我保障功能的补充作用愈加重要。商业人身保险有助于缓冲未来疾病、意外等对家庭造成的冲击,帮助家庭更好地防范未来可能风险,从而促进家庭消费支出(朱铭来、李涛,2017)。表 9 给出了不同消费水平上家庭的社会保险参与和商

业人身保险购买的情况分布。可以看出,消费水平较低家庭的社会养老保险参与率和社会医疗保险参与率更高,而消费水平较高家庭的商业人身保险购买率更高。

表 9 不同消费水平家庭的社会保险参与和商业人身保险购买行为分布

消费水平	社会养老保险参与率	社会医疗保险参与率	商业人身保险参与率
消费 0~20%	67.01%	86.51%	5.64%
消费 20%~40%	60.66%	83.77%	10.08%
消费 40%~60%	61.07%	85.03%	15.23%
消费 60%~80%	59.79%	84.30%	20.35%
消费 80%~100%	58.32%	81.87%	30.18%

资料来源:作者依据 2015 年中国家庭金融调查数据计算整理。

表 10 报告了选取商业人身保险购买作为金融知识作用于家庭消费的中介变量的分析结果。第(2)列结果显示,金融知识对家庭商业人身保险购买的影响显著为正,这与秦芳等(2016)发现一致。第(3)列回归结果显示,商业人身保险购买对家庭消费的影响显著为正,且与第(1)列相比,金融知识的估计系数略有下降,这表明,商业人身保险购买发挥了部分中介作用。Sobel 中介效应检验结果表明,商业人身保险购买作为中介变量的中介效应是显著存在的,其中介效应大小为 3.48%。这意味着,金融知识对家庭消费的促进作用中,有 3.48%是通过促进家庭的商业人身保险购买发挥作用的。

表 10 商业人身保险购买的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	log(人均消费)	商业人身保险购买	log(人均消费)
金融知识	0.123 *** (0.011)	0.041 *** (0.007)	0.118 *** (0.011)
商业人身保险购买			0.108 *** (0.023)
控制变量	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630
adj. R^2	0.574	0.099	0.577
Sobel 中介效应检验/中介效应大小	3.74(0.00)/3.48%		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误,控制变量与表 4 相同。

(三) 消费信贷使用与家庭消费

信贷约束是导致我国居民消费水平低的重要原因之一(万广华等,2001),消费信贷的使用能够带动居民消费(李燕桥、臧旭恒,2013),而金融知识缺乏是家庭信贷使用不足的重要原因(宋全云等,2017)。表 11 分析了消费信贷使用是否为金融知识作用于家庭消费的中介变量。这里将住房修建、汽车购买等消费性贷款的获得视为家庭使用消费信贷。第(2)列回归结果表明,金融知识显著促进了家庭的消费信贷使用水平。这表明,金融知识水平越高,人们越可能使用正规金融机构贷款以跨越资金约束对消费的抑制,从而可实现消费的跨期平滑。从第(3)列回归结果中可以看出,在加入消费信贷使用变量后,金融知识的影响系数有所下降,且消费信贷使用变量显著为正,显著性水平为 1%。这意味着,消费信贷使用是金

融知识作用于家庭消费的中介变量。Sobel 中介效应检验结果也验证了这一结论,且消费信贷使用的中介效应占金融知识影响家庭消费总效应的 1.64%,占比并不高。

表 11 消费信贷使用的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	log(人均消费)	消费信贷使用	log(人均消费)
金融知识	0.124*** (0.011)	0.022*** (0.006)	0.122*** (0.011)
消费信贷使用			0.092*** (0.027)
其余控制变量	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630
adj.R ²	0.568	0.168	0.570
Sobel 中介效应检验/中介效应大小	2.60(0.00)/1.64%		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误,控制变量与表 4 相同。

(四) 财富水平与家庭消费

财富也是影响家庭消费的重要因素(李涛、陈斌开,2014)。表 12 分析了财富积累是否为金融知识作用于家庭消费的中介变量。第(2)列回归结果显示,金融知识显著促进了家庭财富积累,这与吴雨等(2016)的发现一致。第(3)列结果中,可以发现,在加入家庭财富变量后,金融知识对家庭消费的影响系数明显下降,且财富变量的估计系数也非常显著。这表明,财富积累是金融知识作用于中国家庭消费的重要中介变量。Sobel 检验结果表明,财富积累的中介效应占金融知识对家庭消费影响总效应的 35.52%。

表 12 财富积累的中介效应检验

变量	(1)	(2)	(3)
	log(人均消费)	log(净财富)	log(人均消费)
金融知识	0.124*** (0.011)	0.248*** (0.021)	0.080*** (0.010)
Log(净财富)			0.179*** (0.013)
其余控制变量	是	是	是
省份虚拟变量	是	是	是
年份虚拟变量	是	是	是
N	4 630	4 630	4 630
adj.R ²	0.568	0.542	0.611
Sobel 中介效应检验/中介效应大小	11.76(0.00)/35.52%		

注:***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 水平上显著。括号内为小区(或村庄)层面的聚类稳健标准误,控制变量与表 4 相同。

六、结论

本文基于中国家庭金融调查(CHFS)大型微观住户数据,实证检验了金融知识对家庭消

费和储蓄的影响及其影响机制。为了避免横截面数据分析中金融知识指标可能存在的内生性,本文借助于工具变量方法进行解决。研究发现,金融知识缺乏是导致我国家庭消费不足和储蓄率高的重要原因。金融知识水平提高将显著推动家庭更多地消费,降低了家庭的储蓄率。接下来对金融知识影响家庭消费的机制探讨发现,财富积累、商业人身保险购买和消费信贷使用是金融知识作用于家庭消费的中介变量,而养老计划对金融知识影响家庭消费的中介效应不显著。其中,财富积累的中介效应占35.52%,商业人身保险购买的中介效应占3.48%,而消费信贷使用的中介效应占1.64%。

本文研究具有重要的政策含义。首先,研究结果表明公众金融知识缺乏是导致我国家庭储蓄率居高不下、消费不足的重要原因,提高居民金融知识水平将有利于推动我国居民合理消费。其次,研究发现金融知识对消费水平的影响在不同财富水平家庭、城乡家庭间没有显著差异。这表明,金融知识尚未很好地起到缓解消费不均等的作用,这可能与金融知识水平的不均衡有关。当前,我国家庭严重缺乏金融知识,导致家庭投资决策的非理性以及过高的储蓄率现象的存在。我国正处于由投资拉动型向消费拉动型转型期,金融知识水平的提升将大大加快我国经济的转型。金融知识普及活动要更大程度地起到促进居民消费的作用,应有针对性地在各类家庭中开展不同类型的金融教育。

参考文献:

- 1.陈斌开、陈琳、谭安邦,2014:《理解中国消费不足:基于文献的述评》,《世界经济》第7期。
- 2.陈斌开、杨汝岱,2013:《土地供给、住房价格与中国城镇居民储蓄》,《经济研究》第1期。
- 3.董丽霞、赵文哲,2011:《人口结构与储蓄率:基于内生人口结构的研究》,《金融研究》第3期。
- 4.甘犁、尹志超、贾男、徐舒、马双,2013:《中国家庭资产状况及住房需求分析》,《金融研究》第4期。
- 5.杭斌、修磊,2015:《住房攀比与居民消费》,《统计研究》第12期。
- 6.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。
- 7.李燕桥、臧旭恒,2013:《消费信贷影响我国城镇居民消费行为的作用渠道及检验——基于2004~2009年省际面板数据的经验分析》,《经济学动态》第1期。
- 8.罗娟、王露露,2017:《金融可得性、金融知识与城镇居民短期消费信贷》,《消费经济》第5期。
- 9.秦芳、王文春、何金财,2016:《金融知识对商业保险参与的影响——来自中国家庭金融调查(CHFS)数据的实证分析》,《金融研究》第10期。
- 10.宋全云、吴雨、尹志超,2017:《金融知识视角下的家庭信贷行为研究》,《金融研究》第6期。
- 11.万广华、张茵、牛建高,2001:《流动性约束、不确定性与中国居民消费》,《经济研究》第11期。
- 12.吴雨、彭嫦燕、尹志超,2016:《金融知识、财富积累和家庭资产结构》,《当代经济科学》第4期。
- 13.吴雨、杨超、尹志超,2017:《金融知识、养老计划与家庭保险决策》,《经济学动态》第12期。
- 14.尹志超、宋全云、吴雨,2014:《金融知识、投资经验与家庭资产选择》,《经济研究》第4期。
- 15.张峰,2017:《金融知识、风险态度与信用卡消费》,《消费经济》第4期。
- 16.朱铭来、李涛,2017:《商业保险对居民刚性消费的影响——基于社会民生视角的实证研究》,《保险研究》第1期。
- 17.Ameriks, J., A. Caplin, and J. Leahy. 2003. "Wealth Accumulation and the Propensity to Plan." *Quarterly Journal of Economics* 118(3): 1007-1047.
- 18.Beckmann, E. 2013. "Financial Literacy and Household Savings in Romania." *Numeracy* 6(2): Article 9.
- 19.Bernheim, D., and D. Garrett. 2003. "The Effect of Financial Education in the Workplace: Evidence from a Survey of Households." *Journal of Public Economics* 87(7-8): 1487-1519.
- 20.Chamon, Marcos D., and Eswar S. Prasad. 2010. "Why Are Saving Rate of Urban Households in China Rising?" *American Economic Journal: Macroeconomics* 2(1): 93-130.
- 21.Klapper, Leora F., A. Lusardi, and Georgios A. Panos. 2013. "Financial Literacy and Its Consequences:

- Evidence from Russia during the Financial Crisis.” *Journal of Banking & Finance* 37(10): 3904–3923.
22. Lusardi, A. 2003. “Saving and the Effectiveness of Financial Education.” Pension Research Council WP2003–14.
23. Meng, X. 2003. “Unemployment, Consumption Smoothing, and Precautionary Saving in Urban China.” *Journal of Comparative Economics* 31(3): 465–485.
24. Modigliani, F., and S. Cao. 2004. “The Chinese Saving Puzzle and the Life-cycle Hypothesis.” *Journal of Economic Literature* 42(1): 145–170.
25. Sayinzoga, A., Erwin H. Bulte, and R. Lensink. 2015. “Financial Literacy and Financial Behavior: Experimental Evidence from Rural Rwanda.” *The Economic Journal* 126(594): 1571–1599.
26. Stango, V., and J. Zinman. 2009. “Exponential Growth Bias and Household Finance.” *Journal of Finance* 64(6): 2807–2849.
27. Stock, J., and M. Yogo. 2005. “Asymptotic Distributions of Instrumental Variables Statistics with Many Weak Instruments, Identification and Inference for Econometric Models: Essays in Honor of Thomas Rothenberg.” Edited by D. W. K. Andrews and J. H. Stock, 80–108. Cambridge, U.K: Cambridge University Press.
28. van Rooij, M., A. Lusardi, and R. Alessie. 2011. “Financial Literacy and Stock Market Participation.” *Journal of Financial Economics* 101(2): 449–472.
29. van Rooij, Maarten C. J., A. Lusardi, and R. J. M. Alessie. 2012. “Financial Literacy, Retirement Planning and Household Wealth.” *The Economic Journal* 122(560): 449–478.
30. Wei, S. J., and X. Zhang. 2011. “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China.” *Journal of Political Economy* 119(3): 511–564.
31. Xu, L., and B. Zia. 2012. “Financial Literacy around the World: An Overview of the Evidence with Practical Suggestions for the Way Forward.” World Bank Policy Research Working Paper No. 6107.
32. Yao, R., F. Wang, R. O. Weagley, and L. Liao. 2011. “Household Saving Motives: Comparing American and Chinese Consumers.” *Family & Consumer Sciences Research Journal* 40(1): 28–44.
33. Yang, D. T., J. Zhang, and S. Zhou. 2012. “Why Are Saving Rates so High in China?” In *Capitalizing China*. Edited by Joseph Fan and Randall Morck, 249–278. Chicago: University of Chicago Press.

The Effect of Financial Literacy on Household Consumption

Song Quanyun¹, Xiao Jingna² and Yin Zhichao³

(1: School of Finance, Southwestern University of Finance and Economics;

2: Research Institute of Economics and Management, Southwestern University of Finance and Economics; 3: School of Finance, Capital University of Economics and Business)

Abstract: By using 2013 and 2015 China Household Finance Survey (CHFS) data, this paper investigates the effect of financial literacy on household consumption behavior. Empirical analysis shows that financial literacy has a significantly positive effect on household consumption. Our finding is further verified by investigating the effect of financial literacy on household saving rate. Intermediation effect tests show that our finding can be explained by the significantly positive effect of financial literacy on the usage of consumption loan, business insurance purchasing, and wealth accumulation. The intermediation effect of wealth accumulation, business insurance purchasing and the usage of consumption loan account for 35.52, 3.48, and 1.64 percentage points respectively, among the total effect of financial literacy on household consumption. We also show that the lack of retirement plan cannot explain our finding.

Keywords: Financial Literacy, Household Consumption, Consumption Rate, Intermediation Effect

JEL Classification: D12, G40, D83

(责任编辑:赵锐、彭爽)