

# 金融素养与城市贫困

单德朋

**[摘要]** 城市贫困是2020年后反贫困政策的重点盯住问题,本文引入金融素养视角,使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,研究了金融素养对中国城市的影响。考虑到反向因果导致的内生性问题,本文使用父母金融素养和同社区平均金融素养作为工具变量,还使用联立方程模型约束了遗漏变量导致的内生性问题,并对金融素养减贫效应的内在机制进行了扩展研究。结果表明,金融素养对城市贫困减缓具有显著积极影响,该种影响有其金融知识属性和金融决策内涵,不同于一般认知能力。但中国城镇居民金融素养水平较低,通过金融教育改善金融素养是实现城市减贫的重要政策选择。比较金融素养对收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性的不同影响发现,金融素养不仅能够体现贫困人口的收入“开源”,而且可以通过影响资产配置行为,实现财富积累,并提升收入稳健性,金融素养不足是城市贫困主体增收但不减贫现象的重要原因。基于异质样本的研究表明,贫困深度更浅的贫困主体,从金融素养提升中获得的相对收益更高,金融素养对城市减贫体现为收入加成作用,是收入提升政策的有效补充。本文的研究结论为理解城市贫困的致贫原因提供了新视角,对城市贫困政策制定有参考价值。

**[关键词]** 金融素养; 城市贫困; 资产贫困; 贫困脆弱性

**[中图分类号]**F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2019)04-0136-19

## 一、问题提出

既往有关贫困的理论研究和政策实践重点关注农村贫困问题,随着农村贫困人口的大规模减贫和贫困人口的乡城流动,城市贫困份额不断增加,贫困的城市化现象日益凸显(朱晓和段成荣,2016)。根据UN-Habita(2014)的估算,发展中国家和地区生活在城市贫民区的人口比例可能会在2050年上升至60%,基于城市背景研究贫困问题成为贫困理论研究的热点(Lucci et al.,2018)。并且,受生计来源和社会网络的影响,城市贫困主体面临更高的生活成本和更强的主观被剥夺感。城市贫困带来的冲突和不安定因素不利于城市经济和社会文化发展,理解城市贫困的现状、致贫原因和减贫对策对城市可持续发展具有重要意义(Cobbinah et al.,2015)。城市贫困和农村贫困在致贫原因上存在显著不同,除了健康、老龄化和自我不作为这些共性因素之外,农村贫困主体强调基础

**[收稿日期]** 2018-12-05

**[基金项目]** 国家社会科学基金青年项目“民族地区实现2020年减贫目标的距离估算与精准扶贫政策研究”(批准号15CMZ029);国家社会科学基金青年项目“凉山彝区隐性贫困测度与精准扶贫政策研究”(批准号18CMZ041)。

**[作者简介]** 单德朋,西南民族大学经济学院教授,法学博士,电子邮箱:Jnsdp@qq.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

设施和经济区位导致的非农经济机会不足、农耕地匮乏和自然环境恶化导致的农业收入较低,以及受教育程度不高和缺乏信贷支持导致的发展能力不足。与农村贫困相比,城市贫困虽然也有工作机会不确定、收入不稳定导致的贫困,但城市贫困更为强调缺乏社会保障、投资失败和负债导致的贫困(Jitsuchon,2001)。城市贫困主体在资产配置、社会保障和风险控制上有更多的自主选择,也面临更高的犯错概率和致贫风险,从而在收入流量提升向财富存量改善的转换上形成阻断,在结果上体现为增收难以减贫。Li and Wan(2015)测度的中国资产基尼系数远高于收入基尼系数,表明财富不平等比收入不平等更为严重,邓锁(2016)的研究也表明中国城市资产贫困问题比收入贫困更为严重。这意味着本文不仅需要关注教育、就业等导致的收入贫困问题,而且应关注收入和资产配置共同引致的资产贫困问题,即农村贫困主要源于收入“开源”能力导致的贫困,而城市贫困则是由收入提升“开源”和资产配置“节流”共同导致,相应的减贫政策设计也应该体现城市贫困致贫原因的特性。针对城市贫困人口的收入“开源”,当前的主要思路是通过改善经济增长的包容性,实现城市贫困人口收入的“水涨船高”(Appleton et al.,2010),但截至目前还少有研究关注城市贫困主体的资产配置“节流”问题,即如何通过更有效的收入和资产配置,实现贫困人口跨期可持续减贫。该问题的重要性体现在两个方面:一方面,与农村贫困相比,城市贫困主体面临着更多的资产配置选择和更大的个体决策责任;另一方面,随着金融市场的不断发育,金融产品和资产配置决策更为复杂,对个人的选择能力提出了更高要求。收入、资产配置的更多责任,以及更为复杂的决策过程使得城市贫困主体在收入贫困之外,还面临认知能力不足、资产决策不善导致的负面影响,改善资产配置效率是实现城市贫困主体可持续减贫的“最后1公里”。

既往研究已经表明,金融素养是影响行为主体资产配置选择的重要因素,缺乏金融素养容易导致行为主体做出错误的金融决策,如借贷利率更高、储蓄较少、金融市场参与率低、资产回报率低、缺乏退休计划等(Lusardi and Mitchell,2014),这些渠道都能够对贫困人口的资产配置和贫困状况产生潜在影响。也有研究直接关注了金融素养与福利的关系。Lusardi and Mitchell(2011)研究发现通过引入金融教育,金融素养最低的劳动者显著改变了其资产配置行为,福利比其基期水平提升了82%;Taft et al.(2013)也认为金融素养能够有效减少财务焦虑,提升金融福利水平。因此,金融素养作为影响资产配置的重要因素能够对城市贫困产生影响,这也是本文从金融素养角度研究中国城市贫困问题的逻辑缘由。并且,金融素养作为一种基本能力,本身就是能力贫困的重要维度(Jappelli and Padula,2013)。后续实证结果也表明,金融素养的提升能够显著改善城市贫困状况,对城市资产贫困的影响尤为显著,并且,金融素养还能够有效改善贫困脆弱性,是可持续减贫的有效手段。城市贫困治理的政策研究不仅要考虑通过就业能力改善,实现贫困人口的收入“开源”,也要意识到有效的金融教育能够通过改善金融素养,提升贫困人口的资产配置效率,体现资产配置“节流”,并且能够对盯住收入提升的现有减贫政策形成政策互补。

本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2014年数据对金融素养与城市贫困的关系进行了实证检验。与现有研究相比,本文可能的创新包括:①引入金融素养分析城市贫困问题是本文在研究视角上的创新,该视角为城市贫困人口增收但不减贫的现象提供了新的解读。根据本文的有限观察,目前尚无研究从金融素养角度研究中国城市贫困问题。现有研究强调贫困人口的增收问题,但是正如本文所示,缺乏金融素养将降低流量收入向存量资产转化的效率,从而高估收入提升政策的减贫绩效。本文研究为城市贫困的致贫原因和影响机制提供了补充解释,丰富了贫困减缓的文献基础。并且,鉴于城市贫困人口较低的金融素养事实和金融素养改善对城市贫困减缓的积极影响,本文研究还为改善收入减贫政策绩效,以及金融素养改善城市贫困的施策靶点和位序提供了政策启示。②本

文实证部分的创新之处在于,对反向因果和遗漏变量导致的内生性问题的处理。城市贫困是复杂均衡的结果,金融素养则既面临认知能力、同伴效应,甚至家庭潜在创新基因的影响,也面临金融素养因贫致乏的反向因果问题,从而导致实证分析面临严重的内生性问题。现有研究仅使用工具变量约束了反向因果导致的内生性问题,但没有对遗漏变量导致的内生性问题进行缓解。本文使用联立方程模型和利用可观测变量间接识别遗漏变量影响的方法,考虑了遗漏不可观测变量导致的有偏估计,从而补充了应对金融素养内生性问题的文献基础。

本文的研究结论对城市贫困治理具有重要政策启示:①贫困人口和金融素养显著低于非贫困人口,且金融素养能够显著改善城市贫困状况,因此,通过实施金融教育项目提升贫困人口金融素养是城市贫困的重要帮扶措施,对盯住收入提升的政策具有加成效果。②金融素养不仅能够体现贫困人口的收入“开源”,更重要的是,可以通过影响资产配置行为实现财富积累并提升收入稳健性。对贫困人口进行金融教育和金融行为干预,有助于实现更为长效和可持续的减贫。

## 二、金融素养影响城市贫困的理论分析

本文研究金融素养与城市贫困关系的理论基础是贝克尔对教育回报率的微观分析,Lusardi et al.(2017)和 Behrman et al.(2012)也基于该理论背景对金融素养与资本积累的关系进行了理论分析,这些研究为本文分析金融素养与城市贫困的关系提供了基本框架。

假定个体存活两期,个体仅在第一期获得收入  $y$ , 储蓄是第二期消费的唯一来源。个体可以通过调整跨期资产配置行为,实现跨期消费效用最大化。个体资产配置有两个选择:定期储蓄和其他金融投资,定期储蓄不需要任何的金融素养,单位定期储蓄本息和为  $\bar{R}$ ; 其他金融投资风险调整后的单位本息和为  $R$ , 高于定期储蓄,但需要一定的金融素养,为简单起见,假定金融素养  $f$  与金融投资回报率  $R$  为 1:1 的关系,  $R=f$ 。因此,第二期资产和消费  $a=[(1-\theta)\bar{R}+\theta R]s$ , 其中,  $s$  为第一期储蓄,  $(1-\theta)$  为定期储蓄比重。第一期消费  $c=y-a[(1-\theta)\bar{R}+\theta R]$ 。假定效用函数为自然对数形式,并且跨期效用贴现率为  $\beta$ , 则个体效用方程为:

$$u=\ln\{y-a[(1-\theta)\bar{R}+\theta f]\}+\beta\ln[(1-\theta)\bar{R}+\theta f]s \quad (1)$$

根据效用最大化的一阶条件,第二期资产的最优解为:

$$\frac{a^*}{y}=\frac{\beta[(1-\theta)\bar{R}+\theta f]}{1+\beta} \quad (2)$$

个体财富和收入占比与金融素养  $f$  水平正相关,在金融素养的获得上,Lusardi et al.(2017)认为金融素养需要花费成本投资于金融教育,其优点在于能够解释不同收入群体内生形成的资产不平等,但将使得效用方程面临消费与储蓄,以及储蓄基数和储蓄回报率的双重权衡替代,难以得到解析解。更重要的是,金融素养由投资得到的假设与中国实际情况不符,中国城镇居民金融素养的形成更倾向于是一个“干中学”的过程。为此,本文对金融素养水平的假定是金融素养具备初始存量  $f_0$ , 并假定金融素养的积累是一个不进则退的过程,金融素养的平均折旧率为  $\delta$ , 且金融素养随着金融资产配置行为而改善。金融素养变动的行为方程为:

$$f=f_0(1-\delta)+zy \quad (3)$$

其中,  $y$  是个体收入,反映了个体的金融资产配置行为,  $z>0$  表示“干中学”过程。收入水平越高,金融资产的配置活动越频繁,通过“干中学”积累的金融素养水平越高。基于上述行为方程和个体选择,金融素养影响城市贫困的机制可以表述为:①金融素养能够通过影响金融资产配置成本和收

益,对风险调整后的资产回报率( $R$ )产生积极影响,影响贫困人口的资产性收入和资本积累,从而影响城市贫困主体的收入贫困和资产贫困。金融素养更低的个体在交易频率上更为不理性,资产配置的交易成本更高。并且,金融素养更低的行为主体,尤其是贫困主体,在信贷产品选择上往往以救急为主,信贷成本较高。②金融素养能够通过影响金融资产配置的多样性( $\theta$ ),影响贫困家庭的收入和资本积累。城市贫困主体金融资产配置多样性程度较低,一方面,非储蓄金融资产占比较低,导致金融资产的加权回报率较低;另一方面,以现金和活期存款为主的储蓄资产配置方式导致难以对非必要消费进行有效约束,出现“钱长脚走掉”的情况。③金融素养能够通过影响金融素养的“干中学”过程( $z$ ),对金融素养的积累形成跨期影响,从而加剧金融素养不足对贫困主体收入提升和资本积累的负面影响。金融素养更低的行为主体,学习新金融知识的难度更大,通过资产配置“干中学”改善金融素养的效率更低。④城市贫困主体的金融资产数量和配置行为,还能够对金融素养的形成产生影响,从而形成贫困自我锁定的情况。一方面,城市贫困主体收入水平较低,通过改善金融素养和资产回报率提升得到的边际产出更少,主动维护金融素养的意愿更低,金融素养的折旧率( $\delta$ )更高;另一方面,收入水平更低的行为主体,金融资产配置的频率较低,限制了“干中学”的机会。

### 三、模型与变量

#### 1. 模型设定

本文使用 Probit 模型来估计金融素养对贫困脆弱性的影响,模型设定如下:

$$poverty_i = \alpha + \varphi finl_i + \lambda X_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

其中, $poverty_i$ 表示家庭*i*的贫困状况, $finl_i$ 表示金融素养, $X_i$ 表示控制变量, $\varepsilon_i$ 为误差项,用以控制遗漏变量。

#### 2. 数据来源

本文使用数据来自北京大学“985”项目资助、北京大学中国社会科学调查中心执行的中国家庭追踪调查(CFPS)2014年度调查数据。使用该数据库的优势在于:①CFPS2014年问卷中的金融知识问题较为完备,能够细分基本和高级金融知识,从而有助于识别不同金融知识对城市贫困的差别影响,使相关政策制定更具针对性。②CFPS数据库中既有城市家庭的收入数据,也有资产数据,从而有助于从收入和资产两个方面测度贫困。③CFPS问卷涉及金融知识的自我评价和受访主体的人口统计学特征,从而体现金融知识测试得分和自我认知的区别,并可以对不同主体的金融素养进行横向比较。④CFPS问卷中还包含了词组认知能力和数学认知能力测试,这是该数据库的特有数据,引入词组测试得分和数学测试得分能够从金融素养中有效剥离基本认知能力的扰动,提升参数估计效率。数据清理后,本文最终使用的数据库包含2766个家庭,其中东部地区939个,西部地区421个,中部地区1406个。

#### 3. 变量设定

(1)被解释变量。本文使用 Foster-Greer-Thorbecke(FGT)指数(Foster et al.,2010)测度城市收入贫困和资产贫困,该指数能够在识别是否贫困的基础上,进一步计算贫困距和平方贫困距,从而体现贫困家庭之间的收入和资产分布差异。同时,为了体现金融素养对城市贫困的动态影响,本文还测度了城市贫困脆弱性指数。测度 FGT 指数的前提是贫困线的识别,现有研究通常使用绝对贫困线作为贫困测度的依据,2015年世界银行将贫困线标准提高至人均1.90美元,汇率调整后,本文使用人均年纯收入4503.31元作为绝对收入贫困线。鉴于城市贫困主体的主观剥夺感更为强烈,本文还使用相对贫困线作为稳健性检验的来源,分别使用人均纯收入和人均净资产的70%(Rippin,

2016)作为收入和资产相对贫困线。最终本文使用的收入相对贫困线为14677.47元,资产相对贫困线为151979.47元。与现有研究相比,本文贫困识别的难点在于城市资产绝对贫困线的设定,本文使用汪三贵和殷浩栋(2013)采用的资产—收入法,根据参数估计方程估算资产贫困线,最终本文使用的资产绝对贫困线为41857.31元。在测度贫困脆弱性时,本文借鉴Haughton and khandker(2009)的做法,基于截面数据进行贫困脆弱性测度。

(2)核心解释变量。金融素养是本文的核心解释变量,Hastings et al.(2013),Calcagno and Monticone(2015)将金融素养界定为,做出理性金融决策并最终达成个人金融福利过程中必需的知识、技能、态度、意识和行为的集合。基于该定义,金融素养测度包括三个部分:金融知识、金融行为和对长期金融规划的态度,这也是本文测度金融素养的理论基础。CFPS问卷中与金融素养有关的问题包括两个部分:第一部分着力刻画基本金融素养,涉及的题目有定期利率、计算一年本息和、复利、通货膨胀、时间价值、股票和基金的区别等,这些知识是日常金融交易、金融决策的基本知识;第二部分则识别高级金融素养,涵盖的内容有股票投资风险、是否有养老规划、央行职能、金融产品风险、基金含义、理财产品含义和股票市场功能等,这些知识与投资和资产配置决策有关。本文使用因子分析法对金融素养的上述指标进行了拟合,并将金融素养细分为基本金融素养和高级金融素养。此外,为了和其他研究形成比较,本文还使用直接加总的方式对基本金融素养和高级金融素养进行了加总,作为稳健性检验的另一个来源。

(3)控制变量。本文的一个关键假设是,金融素养能够通过影响资产配置行为,影响收入贫困和资本贫困。得益于CFPS的详尽数据,在研究金融素养与城市贫困的关系时,本文还根据城市贫困的分类统计描述和既往研究,引入了能够在金融素养之外影响城市贫困的因素作为控制变量,具体包括:①人口统计学特征变量,包括家庭决策者的年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、户口状况、家庭代际数、家庭孩子数量等。②社区背景特征变量,包括社区人口数、历史商品房最高价等,这些变量能够反映不同社区经济社会发展水平的差异,是影响城市贫困的重要因素。此外,本文还引入东部、中部和西部地区三个虚拟变量,控制城市贫困的区际差异。③影响资产配置行为的其他因素,包括家庭成员的最高学历、是否退休、是否为党员、社会网络等。家庭成员的最高学历反映了家庭成员之间的信息沟通;退休主体的风险感知与其他主体不同,从而影响资产配置行为;而社会网络则反映了家庭与外部成员的信息往来,这些因素均能在金融素养之外对家庭资产配置行为产生影响。本文使用人情支出占收入比重以及通讯支出来反映社会网络。周广肃等(2014)的研究表明是否为党员也是影响收入来源的重要因素。

#### 4. 变量统计描述

(1)城镇居民金融素养基本情况。表1给出了直接加总的基本金融素养和高级金融素养。从基本金融素养的分布看,有14.21%的受访主体对所有问题的回答均为错误。以答对60%为及格线,不及格的受访主体占42.85%,仅有13.56%的受访主体答对所有基本金融素养问题。考虑到这些问题均为日常金融决策的最基本问题,且相当一部分受访主体是已经拥有银行账户的40岁以上个体,该结果表明城市居民的基本金融素养还相对较低。高级金融素养的测度结果也进一步佐证了城市居民金融素养依然有较大改进空间的结论,仅有20%左右的受访主体高级金融素养达到及格线。错误率最高的问题是“对基金的描述”,仅有11.17%的受访主体回答正确,其次是“购买股票的含义”,有14.82%的受访主体回答正确。基本金融素养问题中,错误率最高的是“时间价值”,34.06%的受访主体回答错误。为了防止受访主体靠猜测回答问题带来的测度误差,在后续的稳健性检验中,本文将去除这三个问题之后的金融素养作为稳健性检验的一个来源。有趣的是,有52.68%的受访主体

金融素养高于总体平均水平,但仅有 4.99%的主体认为自己的金融素养“高于同龄人的平均水平”,0.58%的主体认为“远高于同龄人的平均水平”,中国受访主体的谦虚谨慎与国外样本的过度自信形成了鲜明区别,中国居民的金融素养有着特殊的表现,并且后续研究也表明该种自谦的特性,有效抑制了金融素养对风险暴露的负面影响。<sup>①</sup>

表 1 直接加总的金融素养

答对问题数量	基本金融素养		高级金融素养	
	频次	频率	频次	频率
0	393	0.1421	264	0.0954
1	357	0.1291	410	0.1482
2	435	0.1573	566	0.2046
3	563	0.2035	517	0.1869
4	643	0.2325	459	0.1659
5	375	0.1356	263	0.0951
6			175	0.0633
7			82	0.0296
8			30	0.0108
合计	2766	100	2766	100

注:基本金融素养共 5 道题目,高级金融素养有 8 道题目。

(2)金融素养与城市贫困的联合统计描述。为了更直观展现城镇居民金融素养与城市贫困的关系,本文借鉴 Rooij et al.(2011)的做法,将金融素养分为 4 个分位数区间,区间 1 表示金融素养最低,区间 4 表示金融素养最高,对金融素养和城市贫困进行了联合统计描述,并从收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性三个方面对贫困状况进行了细分,详见表 2。从中可以看出,金融素养与收入贫困和资产贫困均有显著的相关关系,贫困户的金融素养显著低于非贫困户。以收入贫困为例,45.04%的贫困户基本金融素养处于最低的区间,而仅有 7.31%的贫困户处于基本金融素养最高的区间。虽然相关性并不意味着因果关系,但相关性分析确实表明城市贫困与金融素养强相关,接下来本文将检验在控制了人口统计学特征以及其他影响城市贫困的因素之后,该关系是否依然存在。

#### 四、实证结果及分析

##### 1. 基准回归:金融素养对城市贫困的影响

本文首先使用 Probit 模型实证检验了基本金融素养与城市收入贫困发生率、资产贫困发生率和贫困脆弱性的关系,结果见表 3 模型(1)—(3),之后将金融素养替换为高级金融素养,对上述实证过程进行了重复,结果见表 3 模型(4)—(6)。其主要结论如下:①控制了城市贫困的背景因素之后,金融素养依然具有显著的城市贫困减缓效应。从表 3 的回归结果看,受教育年限、城市户口、家庭代际数、小孩数量、社区历史最高房价等因素均能对城市贫困有显著影响。然而,即便控制了这些变量,金融素养依然能够体现出显著的城市贫困减缓效应,且经济意义较为显著,以城市收入贫困

<sup>①</sup> 所有变量的描述性统计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

表 2 金融素养和城市贫困的联合统计描述

金融素养	基本金融素养				高级金融素养			
	区间 1	区间 2	区间 3	区间 4	区间 1	区间 2	区间 3	区间 4
收入贫困								
非贫困户	23.3228	24.4640	30.3898	21.8514	23.1226	25.1746	25.4850	26.2357
贫困户	45.0441	29.6390	18.0477	7.3072	45.9450	24.0535	18.8985	11.1709
资产贫困								
非贫困户	20.7603	24.0135	32.1214	23.2127	22.4019	24.0535	25.8954	27.7372
贫困户	39.9491	27.8272	20.2098	12.1219	34.0433	28.4479	21.7613	15.8555
贫困脆弱性								
非贫困户	20.3900	24.7442	31.1305	23.8333	20.3900	24.7442	31.1305	23.8333
贫困户	43.2123	25.4549	22.7222	8.7085	43.2123	25.4549	22.7222	8.7085

注:收入贫困和资产贫困均为绝对贫困,贫困脆弱性根据收入计算得到。

为例,表 3 模型(1)和模型(4)中基本金融素养 1 个标准差的变动,能够降低城市收入贫困发生率 0.23 和 0.16 个百分点。<sup>②</sup>基本金融素养对城市资产贫困的影响大于对收入贫困的影响。模型(1)和模型(2)中基本金融素养的参数估计值分别为-0.23 和-0.27,且均能在 1%的显著性水平上统计显著。这表明金融素养通过收入改善和资产配置两个方面影响城市贫困,即金融素养对城市贫困体现为收入“开源”和资产配置“节流”的双重影响。但从高级金融素养与城市贫困的关系看,表 3 模型(4)和模型(5)的回归结果表明,高级金融素养对收入贫困的影响大于资产贫困,其可能的原因在于,高级金融素养对应的复杂金融产品投资有较高的固定成本和金融门槛,但城市贫困人口可掌握的金融资源比较有限,所以高级金融素养对城市资产贫困的影响相对较小。但上述分析延展出的问题是,基本金融素养和高级金融素养对城市贫困是否存在差别影响,以及可能的原因,后文将对此进行识别。<sup>③</sup>相较于城市贫困主体的收入改善,金融素养对贫困人口收入稳健性的积极影响更为显著。基本金融素养影响收入贫困和贫困脆弱性的参数估计值分别为-0.23 和-0.32,高级金融素养对收入贫困和贫困脆弱性的影响分别为-0.16 和-0.31。该结论与金融素养对收入贫困和资产贫困的异质影响相一致,并更为明确地表明了金融素养影响城市贫困的内在机制。金融素养不仅能够通过金融市场参与,体现资产回报的提升,更重要的是能够通过更多元的金融服务和资产配置策略提升收入稳健性,体现可持续减贫。<sup>④</sup>基本金融素养对城市贫困的影响显著大于高级金融素养。基本金融素养影响城市收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性的参数估计值分别为-0.23、-0.27和-0.32,而高级金融素养的相应参数估计值分别为-0.16、-0.16 和-0.31。这表明虽然金融素养是城市贫困减缓的重要影响因素,但在依托金融教育实现城市贫困人口金融素养提升时,金融教育项目设计应更为精准,重点体现对基本金融素养的关照。但该结论引申的另一个问题是,既然基本金融素养对城市贫困的影响更显著,那么基本金融素养究竟反映的是金融知识,还是仅仅为认知能力呢。后文金融素养减贫机制的扩展研究对此进行进一步分析,研究结果表明,即便控制了基本认知能力,基本金融素养的参数估计值依然保持显著。因此,基本金融素养并非词组、数学计算等基本认知能力,而是有其特有的金融属性。

表 3 金融素养与城市贫困的 Probit 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养	-0.2328*** (-5.1224)	-0.2741*** (-7.8087)	-0.3186*** (-8.2296)			
高级金融素养				-0.1618*** (-3.1890)	-0.1551*** (-4.1213)	-0.3055*** (-7.0489)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2240	2240	2240	2240	2240	2240

注:\*\*\*、\*\*、\* 分别表示 1%、5%、10%的显著性水平,括号内的数字为 t 值。下表同。

2. 应对反向因果导致的内生性问题

金融素养存在反向因果导致的内生性问题,贫穷可能限制了贫困人口参与金融市场的可能,从而对金融素养的“干中学”产生影响。变量内生性的存在使得 Probit 模型的参数估计存在向上偏误。为了缓解内生性问题,本文借鉴尹志超等(2014)的做法,使用父母的金融知识作为受访者金融素养的工具变量。其合理性在于,父母的金融知识不受该受访者的影响,但受访者却可能从父母的金融境况中学习金融知识。CFPS 问卷中父母的金融知识分为:远高于同龄人的平均水平、高于同龄人的平均水平、大约处于同龄人的平均水平、低于同龄人的平均水平,以及远低于同龄人的平均水平。本文将依次赋值 5、4、3、2、1,将该有限取值的变量作为金融素养的工具变量。此外,本文还借鉴宋全云等(2017)做法,将同社区平均金融素养作为工具变量引入模型。表 4 汇报了分别将父母金融知识和社区平均金融素养作为工具变量的一阶段回归结果。

表 4 工具变量的一阶段回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	基本金融素养	高级金融素养	基本金融素养	高级金融素养
父母金融知识	0.1141*** (4.6978)	0.0984*** (4.0089)		
社区平均金融素养			1.6280*** (14.6297)	1.8903*** (17.8931)
控制变量	控制	控制	控制	控制
一阶段 F 统计值	25.4307	33.8213	56.3206	81.5308

表 4 一阶段回归结果表明,父母金融知识和社区平均金融素养均能够对受访者金融素养产生显著正向影响。父母金融知识与受访者金融素养正相关的结论与 Lusardi(2015)以及 Rooij et al.(2011)不一致,他们认为两者负相关,原因是受访者会从其父母的负面经历中得到挫折教育,从而有更好的金融素养。而本文基于中国样本的结果表明,父母更多是通过言传身教正向影响受访者



金融素养。结合金融素养有助城市贫困减缓的前述结论,金融素养的代际正相关也意味着金融素养是打破贫困代际传递的重要手段。当然理论上讲,父母的金融知识也可能受子女收入状况的影响,但两者的关联比受访者金融素养与其本人收入的关联要小,因此,使用父母金融知识作为工具变量能够对变量内生性问题有所缓解,并且,表4中的一阶段回归结果表明,金融素养工具变量统计显著,而且F统计值也高于弱工具变量的临界值(F统计值为10)。此外,表4工具变量一阶段回归结果还进一步确认了金融素养与年龄、性别、婚姻状况等人口统计学特征的相关关系,金融素养与受教育程度的正相关关系尤为显著,这既表明在识别金融素养的贫困减缓效应时需要控制教育等因素的影响,也表明在提升金融素养的政策选择上存在因材施教的现实可能。

分别以基本金融素养和高级金融素养为内生变量的IV-Probit第二阶段回归结果见表5和表6,其中表5和表6的模型(1)—(3)均使用父母金融知识作为金融素养的工具变量,模型(4)—(6)则使用社区平均金融素养作为受访者金融素养的工具变量。二阶段回归结果表明,金融素养与城市贫困的关系在IV-Probit估计中依然保持显著,且通过Wald内生性检验。总体来看,Probit模型的参数估计结果与引入工具变量之后的IV-Probit模型并没有显著区别,该结果意味着金融素养是影响中国城市收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性的重要因素,提升金融素养是实现城市贫困减缓的有力措施。

表5 工具变量第二阶段回归:基本金融素养为内生变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养:父母金融知识	-1.558** (-2.5411)	-1.3880*** (-3.0602)	-1.2631*** (-2.6921)			
基本金融素养:社区平均值				-0.4384*** (-3.5835)	-0.7918*** (-7.7618)	-0.5744*** (-5.4821)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
Wald 检验	6.2649	9.0627	5.3439	3.3144	33.0811	7.1301
P 值	0.0123	0.0026	0.0209	0.0688	0.0000	0.0076

表6 工具变量第二阶段回归:高级金融素养为内生变量

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养:父母金融知识	-1.8915** (-2.4874)	-1.6142*** (-2.7975)	-1.5612*** (-2.7035)			
基本金融素养:社区平均值				-0.3775*** (-2.8276)	-0.6428*** (-5.9668)	-0.5626*** (-4.9877)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	1674	1674	1674	2240	2240	2240
Wald 检验	7.4935	11.3826	6.2854	3.0975	25.8615	6.2834
P 值	0.0062	0.0007	0.0121	0.0782	0.0000	0.0122

### 3. 应对遗漏变量导致的内生性问题

除了反向因果问题导致的内生性偏误之外,由于城市贫困是复杂均衡的结果,金融素养也面临家庭潜在创新基因等不可观测的影响,所以分析金融素养与城市贫困的关系时,还面临遗漏不可观测变量导致的内生性问题。

根据前文的实证模型,城市贫困受金融素养、其他控制变量和未观测变量的影响。其中,控制变量为外生变量,与误差项不相关。金融素养为核心解释变量,但由于存在不可观测变量既能够影响金融素养又能够影响城市贫困,所以金融素养与误差项相关。金融素养非严格外生将导致无法使用线性回归得到金融素养影响城市贫困的一致估计。为了缓解遗漏变量导致的内生性问题,需要根据金融素养与误差项的关系,写出金融素养的影响方程:

$$finl_i = \theta_0 + \theta_1 X_i + \theta_2 z_i + v_i \quad (5)$$

其中, $z_i$ 为影响金融素养,但不影响城市贫困的新增变量; $v_i$ 是同时影响金融素养和城市贫困的不可观测变量,如家庭潜在创新基因等, $v_i$ 与误差项 $\varepsilon_i$ 相关,正是 $v_i$ 的遗漏导致了内生性。因此,金融素养可以分为两个部分:与误差项 $\varepsilon_i$ 不相关的 $\theta_0 + \theta_1 X_i + \theta_2 z_i$ 和与误差项 $\varepsilon_i$ 相关的 $v_i$ 。

本文引入 $X$ 的变量包括:家庭代际数量,家庭儿童数量,社区人口数量,社区房价,是否东部地区,是否中部地区,是否退休,以及是否党员。引入 $z$ 的变量包括:年龄和年龄的二次项,性别,受教育程度,婚姻状况,城市户口,词组测试得分,数学测试得分,人情支出,人情支出占收入比重和同社区平均金融素养。

可以使用联立方程模型估计方程(4)和方程(5)。为了约束上述模型的联立内生性,以及由此导致的异方差等问题,本文使用联立方程三阶段最小二乘法(3SLS)对各模型进行参数估计。使用联立方程模型缓解遗漏变量内生性偏误的实证思路如下:第一步,使用3SLS对基本金融素养与城市贫困的关系进行实证检验,结果见表7所示,其中模型(1)—(3)分别表示基本金融素养对城市收入贫困、城市资产贫困和贫困脆弱性的影响;第二步,实证检验了高级金融素养对城市收入贫困、城市资产贫困和贫困脆弱性的影响,结果见表7模型(4)—(6)。

表7的结果显示,使用联立方程模型弱化遗漏变量导致的内生性偏误之后,基本金融素养、高级金融素养的参数估计值依然显著为负,通过金融教育等方式改善金融素养确实是城市贫困减缓的有效政策选择。金融素养对城市资产贫困和贫困脆弱性的影响依然大于对城市收入贫困的影响。这一方面确认了金融素养不仅能够通过收入开源提升流量收入,还能够通过影响资产配置改善资

表7 应对遗漏变量导致内生性问题的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养	-0.0430*** (-2.7877)	-0.0765*** (-2.7896)	-0.0973*** (-4.2413)			
高级金融素养				-0.0418*** (-2.8324)	-0.0628** (-2.3907)	-0.1011*** (-4.6886)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

产存量,另一方面也为增收但不减贫的现象给出了理论解释。另外,基本金融素养对城市贫困的影响依然大于高级金融素养。因此,在使用了联立方程模型弱化遗漏变量导致的内生性偏误之后,金融素养的参数估计值虽然有所降低,但与前文一致的是参数估计值的方向和显著性水平依然保持稳健。

## 五、稳健性检验

### 1. 基于不同金融素养测度指标的稳健性检验

现有研究表明受访者确实难以理解股票、基金等金融产品,很多受访者在回答此类题目时,并没有理解题目,而是靠猜测回答问题,这会导致金融素养可能存在测度误差,该测度误差在测度高级金融素养时更为显著(Boisclair et al., 2017)。在本文样本中,基本金融素养错误率最高的是“时间价值”,高级金融素养问题中错误率最高的是“对基金的描述”和“购买股票的含义”。为了控制问卷质量对金融素养测度结果的影响,本文计算了去除三个问题之后的基本金融素养和高级金融素养,进行稳健性检验,结果见表 8。同时,为了与同类研究形成参照,本文还使用了直接加总的金融素养作为代理变量,结果见表 9。

表 8 基于问卷质量调整的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养	-0.2276*** (-4.9227)	-0.2806*** (-7.9708)	-0.3046*** (-7.8136)			
高级金融素养				-0.1253*** (-2.6439)	-0.1530*** (-4.2045)	-0.2547*** (-6.3417)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 9 基于直接加总的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养	-0.1432*** (-5.0878)	-0.1700*** (-7.8326)	-0.1970*** (-8.2204)			
高级金融素养				-0.0864*** (-3.2184)	-0.0828*** (-4.1433)	-0.1616*** (-7.0741)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制

表 8 和表 9 的结果显示,无论使用因子分析法还是直接加总处理和测度金融素养,金融素养依然对中国城市贫困有显著影响,基本金融素养影响收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性的参数估计值

分别为-0.14、-0.16和-0.20,且均在1%的显著性水平上统计显著。并且去除错误率最高的3个问题之后,该结果依然保持稳健。

### 2. 基于城市相对贫困的稳健性检验

由于城市贫困“患不均”的情况比农村贫困更为严重,为了体现该种特性,本文还使用相对贫困作为城市贫困的代理变量进行了稳健性检验,该部分稳健性检验的被解释变量是城市收入相对贫困和资产相对贫困,同样使用Probit模型进行参数估计,结果见表10。其中,模型(1)和模型(2)分别是基本金融素养与收入相对贫困和资产相对贫困的关系,模型(3)和模型(4)是高级金融素养对相对贫困的影响。表10结果表明,引入相对贫困之后,金融素养依然对城市收入贫困和资产贫困具有显著贫困减缓效应<sup>①</sup>。

表 10 基于城市相对贫困的稳健性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
	收入相对贫困	资产相对贫困	收入相对贫困	资产相对贫困
基本金融素养	-0.2354*** (-7.3241)	-0.1623*** (-4.9625)		
高级金融素养			-0.2031*** (-5.9317)	-0.1366*** (-4.0506)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	2240	2240	2240	2240

### 3. 遗漏变量导致内生性问题的稳健性检验

除了使用联立方程模型应对遗漏变量导致的内生性偏误之外,Altonji et al.(2005)认为还可以引入不同的可观测变量,通过观察参数估计值的变化来间接估算不可观测变量导致的参数估计偏误,Oster(2017)对该方法进行了严格的证明和扩展。在最近的研究中,丁从明等(2018)和刘亚飞(2018)都使用了该方法。该方法的基本原理是,观察分别引入有限控制变量和引入所有可观测变量之后,核心解释变量参数估计值的变动。Altonji et al.(2005)构建了一个变动系数反映参数估计值的变动,该系数 $\sigma=|\beta^F/(\beta^R-\beta^F)|$ ,其中, $\beta^R$ 表示引入受约束控制变量时,核心解释变量的参数估计值, $\beta^F$ 表示引入所有可观测变量作为控制变量时,核心解释变量的参数估计值。分母越小表示引入不同可观测控制变量后,核心解释变量的参数估计值相对稳定,遗漏变量的影响越小;分子越大表示引入所有可观测变量作为控制变量后,核心解释变量的经济影响依然非常显著,从另一方面来讲,这意味着遗漏变量的影响必须特别明显才能将核心解释变量的影响向下调整至不显著。因此, $\sigma$ 越大可以间接表明,遗漏变量影响核心解释变量参数估计值的可能性越小。

① 本文还使用了2.50美元作为贫困线,测度了城市收入贫困和资产贫困,并对金融素养与城市贫困的关系进行了稳健性检验。使用2.50美元作为贫困线之后,基本金融素养和高级金融素养对城市收入贫困发生率的影响分别从-0.23和-0.16,略微下降至-0.21和-0.16,且均在1%的显著性水平上保持显著。金融素养对城市资产贫困的影响也依然显著为负。

稳健性检验过程中,本文使用了与丁从明等(2018)和刘亚飞(2018)相似的做法,使用了两个受约束模型和两个完整模型。第一个受约束模型只引入了核心解释变量金融素养,第二个受约束模型引入了金融素养和家庭人口特征变量,包括年龄、年龄二次项、户主性别、受教育程度、婚姻状况、户口、家庭代际数量和家庭儿童数量。两个完整模型则是在上述两个受约束模型的基础上,引入区位、经济发展水平和认知能力等可观测变量,主要包括社区人口数量、社区房价、东部地区、中部地区、党员、词组测试得分和数学测试得分。

稳健性检验结果见表 11,比较受约束模型和完整模型的参数估计值显示,变动系数均不低于 1,参数估计值受遗漏变量的影响较小(Altonji et al.,2005)。细分贫困指标看,金融素养对城市资产贫困和贫困脆弱性的影响,受遗漏变量的扰动更小。细分金融素养来看,模型(5)—(8)的参数估计值相对更小,意味着与基本金融素养相比,高级金融素养更有可能受到不可观测变量的影响,这也与经济直觉相符。

综上所述,无论使用联立方程模型处理遗漏变量导致的内生性偏误,还是利用可观测变量间接识别遗漏变量的影响,都显示在考虑了遗漏变量的影响之后,金融素养对城市贫困的影响依然显著为负,并且基本金融素养与高级金融素养的影响差异,以及金融素养对不同贫困指标的影响,也都保持显著。因此,可以认为,本文对于金融素养与城市贫困关系的判断是稳健的。

表 11 处理遗漏变量内生性偏误的稳健性检验

模型	基本金融素养				高级金融素养			
	(1) $\beta^{R1}$	(2) $\beta^{F1}$	(3) $\beta^{R2}$	(4) $\beta^{F2}$	(5) $\beta^{R1}$	(6) $\beta^{F1}$	(7) $\beta^{R2}$	(8) $\beta^{F2}$
收入贫困	-0.3397*** (-9.4718)	-0.2350*** (-5.2037)	-0.2670*** (-6.6809)	-0.2162*** (-4.6425)	-0.3051*** (-7.7623)	-0.1512*** (-3.0308)	-0.2180*** (-4.8341)	-0.1342** (-2.5733)
$\sigma$	2.2411		4.2405		1.0002		1.6004	
资产贫困	-0.3183*** (-11.7902)	-0.2820*** (-8.0535)	-0.2702*** (-9.0609)	-0.2731*** (-7.6108)	-0.2420*** (-8.6544)	-0.1519*** (-4.0831)	-0.1868*** (-5.8223)	-0.1457*** (-3.7815)
$\sigma$	7.8310		91.0025		1.6932		3.5616	
贫困脆弱性	-0.3714*** (-13.26)	-0.2970*** (-8.1123)	-0.3241*** (-9.8016)	-0.3173*** (-7.8524)	-0.3370*** (-11.2430)	-0.2602*** (-6.4207)	-0.2803*** (-7.7235)	-0.3050*** (-6.7340)
$\sigma$	4.0137		45.2923		3.3801		12.2031	

注:R 和 F 分别表示受约束模型和完整模型。

## 六、进一步扩展

上文使用了多种稳健性检验来表明金融素养的确是影响城市贫困的重要因素,但在金融素养影响城市贫困的内在机制上还存在一些有待进一步分析的问题:①金融素养究竟反映的是金融知识还是更为一般的认知能力?对两者进行区分不仅有助于识别金融素养影响城市贫困的机制,而且对于城市贫困治理的公共政策制定和实施也具有重要意义,有助于提高通过金融教育项目实现贫

困减缓的政策有效性。②金融素养对不同贫困群体的影响是否存在异质性?对贫困主体进行进一步细分有助于识别金融素养影响城市贫困的先决条件,从而为精准扶贫政策制定提供盯住靶点和目标位序。③随着现代通讯技术的发展和信息沟通成本的降低,个体行为受他人影响的可能性增大,那么在资产配置行为上是否存在同伴效应,从而影响金融素养与城市贫困的关系?这也是需要进一步研究的问题。

**1. 金融素养影响城市贫困的机制:金融知识还是一般认知能力**

为了在金融素养的减贫效应中剥离一般认知能力的影响,本文需要引入变量控制认知能力。本文使用CFPS问卷“认知模块”中的词组测试得分和数学测试得分作为一般认知能力的代理变量,与金融素养一起引入Probit模型,结果见表12。词组测试和数学测试均根据受访者最高学历来选择问题的起始点,能够在认知能力测试中对受教育程度进行控制。

从表12的结果看,数学测试得分对城市贫困没有显著影响,但词组测试得分确实对城市收入贫困减缓具有显著积极作用,模型(1)和模型(4)中词组测试得分的参数估计值分别为-0.01和-0.01,且均能够在5%的显著性水平上统计显著,但词组测试对资产贫困和贫困脆弱性没有显著影响。比较表12和表3的结果,引入词组测试和数学测试得分之后,金融素养的参数估计值依然显著为负,且经济影响也保持稳健。因此,金融素养并非仅仅通过一般的认知能力影响城市贫困,要在金融教育项目设计中体现金融知识属性和金融决策内涵,不能将金融素养简单等同为认知能力。

**表 12 引入认知能力后的 Probit 回归**

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性	收入贫困	资产贫困	贫困脆弱性
基本金融素养	-0.2156*** (-4.6204)	-0.2733*** (-7.6026)	-0.3162*** (-7.8331)			
高级金融素养				-0.1348*** (-2.5914)	-0.1461*** (-3.7829)	-0.3046*** (-6.7115)
词组测试得分	-0.0133** (-2.2818)	0.0016 (0.3534)	-0.0080 (-1.5802)	-0.0148** (-2.5414)	-0.0008 (-0.1637)	-0.0082 (-1.6227)
数学测试得分	0.0053 (0.5226)	-0.0043 (-0.5833)	-0.0017 (-0.2036)	0.0047 (0.4730)	-0.0060 (-0.8201)	-0.0021 (-0.2405)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2219	2219	2219	2219	2219	2219

**2. 金融素养影响城市贫困的组间异质性**

该部分扩展的主要目的是通过对城市贫困的细分研究,识别金融素养影响城市贫困的先决条件,进一步明确金融素养减贫效应的内在机制。基于该目的,本文使用FGT贫困指数从贫困深度维度对城市贫困主体进行了细分,由于贫困距和平方贫困距并非二值变量,故不能使用Probit模型进行回归,为了体现金融素养对不同贫困深度的异质影响,本文分别将城市绝对收入贫困发生率、贫

困距和平方贫困距作为被解释变量,进行 OLS 回归,结果见表 13。

从表 13 的结果看,使用 FGT 贫困指数的情况下,金融素养与城市贫困的关系依然保持稳健。但细分 FGT 贫困指数看,金融素养对不同贫困深度主体的影响存在显著不同。基本金融素养影响贫困发生率、贫困距和平方贫困距的参数估计值分别为-0.03、-0.02 和-0.01,且均在 1%的显著性水平上统计显著,基本金融素养对贫困主体的影响随着贫困深度的增加而递减,高级金融素养对 FGT 贫困指数的影响也体现出相同特征。这意味着距离贫困线更近,贫困深度更浅的贫困主体从金融素养提升中获得的相对收益更高。金融素养对城市减贫更多体现为收入加成或者催化作用,是收入提升政策的有效补充,单独依靠金融教育并不能实现深度贫困群体的持续减贫。

表 13 金融素养与 FGT 贫困的 OLS 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	贫困发生率	贫困距	平方贫困距	贫困发生率	贫困距	平方贫困距
基本金融素养	-0.0330*** (-5.2116)	-0.0177*** (-4.6034)	-0.0116*** (-3.9422)			
高级金融素养				-0.0184*** (-2.7907)	-0.0109*** (-2.7401)	-0.0076** (-2.4932)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	2240	2171	2171	2240	2171	2171

### 3. 金融素养影响城市贫困的同伴效应

金融素养通过影响资产配置行为对城市贫困产生影响,但金融素养与资产配置行为的关联会受到信息获取方式的影响,行为主体可以通过与外部个体的交互、模仿,体现与自身金融素养不匹配的金融行为(Duflo and Saez,2002;Beshears et al.,2015)。金融素养对城市贫困的影响可能受同伴效应的扰动,接下来本文分析在控制了该种同伴效应之后金融素养的减贫效应是否稳健。同伴效应有两个来源:一是通过社会网络获得的同伴效应,为了控制该种同伴效应,本文引入了家庭成员的最高学历和家庭人情支出作为社会网络同伴效应的代理变量;二是通过信息交互获得的同伴效应,本文引入家庭通讯支出作为与外部信息交互的代理变量。控制了同伴效应后的 Probit 估计结果见表 14。

表 14 的结果显示,家庭成员的最高学历对城市资产贫困减缓具有积极作用,表 14 模型(2)和模型(5)中家庭最高学历的参数估计值都为-0.09,且均在 5%的显著性水平上统计显著,家庭人情支出对城市收入贫困和贫困脆弱性具有显著影响。但家庭通讯支出的参数估计值无法在常用显著性水平上统计显著,经济影响也不显著。上述结果有两点启示:①确实存在社会网络引致的同伴效应,亲情或友情的现实关联能够通过影响家庭的行为选择影响贫困状况;②家庭通讯支出无法显著影响城市贫困意味着,同伴效应的产生更多来源于具有密切关系的同伴,而非网络信息或者其他信息来源渠道。上述启示意味着,在金融教育项目实施过程中,要重视社区标杆家庭的示范效应和信

任的作用,而非简单依靠自上而下的信息宣传。另外,值得注意的是,控制了同伴效应之后,基本金融素养和高级金融素养的参数估计值并没有显著改变,金融素养的减贫效应保持稳健。

表 14 引入同伴效应后的 Probit 回归

	(1) 收入贫困	(2) 资产贫困	(3) 贫困脆弱性	(4) 收入贫困	(5) 资产贫困	(6) 贫困脆弱性
基本金融素养	-0.2085** (-2.0023)	-0.1429** (-2.1519)	-0.1074 (-1.3816)			
高级金融素养				-0.0240 (-0.2325)	-0.0376 (-0.5719)	-0.2205*** (-2.7035)
家庭最高学历	-0.1189 (-1.642)	-0.0854** (-2.0735)	-0.0673 (-1.5134)	-0.1261* (-1.7505)	-0.0888** (-2.1519)	-0.0611 (-1.3607)
家庭人情支出	-0.1625*** (-2.6221)	-0.0597 (-1.5403)	-0.1159*** (-2.6444)	-0.175*** (-2.8522)	-0.0650* (-1.6925)	-0.110** (-2.4735)
家庭通讯支出	-0.0016 (-0.9901)	-0.0001 (-0.2229)	-0.0010 (-1.2619)	-0.0015 (-1.0125)	-0.0002 (-0.2732)	-0.0009 (-1.0815)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	758	810	810	758	810	810

## 七、结论与建议

基于中国家庭追踪调查微观数据,本文研究了金融素养对城市收入贫困、资产贫困和贫困脆弱性的影响,使用工具变量法和联立方程模型缓解了反向因果和遗漏变量导致的内生性问题,并对金融素养影响城市贫困的内在机制进行了扩展研究。本文的主要结论如下:①金融素养对城市贫困减缓具有显著积极影响,并且金融素养对资产贫困和贫困脆弱性的影响要大于对收入贫困的影响,这表明金融素养不仅能够体现贫困人口的收入“开源”,更重要的是可以通过影响资产配置行为,实现财富积累并提升收入稳健性,金融素养是实现城市贫困减缓的重要手段。②本文对金融素养的测度结果显示,中国城镇居民的金融素养较低,有 42.85%受访主体基本金融素养不及格,而这些问题均为与日常金融产品和金融决策密切相关的知识,因此,金融素养不仅能够显著影响城市贫困,而且还具备较大的施策空间。③受城市贫困人口资产配置需求的影响,基本金融素养比高级金融素养更有助于城市贫困减缓,因此,针对城市贫困主体的金融教育项目设计,应重点体现对基本金融素养的关照,而非求全责备。④金融素养并非仅仅通过一般的认知能力影响城市贫困,而是有其金融知识的特性;另外,金融素养的减贫效应还受同伴效应的影响,家庭内部成员之间以及家庭与外部关系密切主体的行为交互,能够显著影响城市贫困状况。⑤金融素养对贫困发生率的影响显著大于对贫困距和平方贫困距的影响,这意味着距离贫困线更近,贫困深度更浅的贫困主体从金融素养提升中获得的相对收益更高。



根据上述实证结果和相关结论,本文提出如下政策建议:

(1)构建城乡一体的减贫政策框架,针对城市贫困主体致贫原因的特性精准施策。随着农村减贫进程的持续快速推进、劳动力乡城流动的持续深入和城市发展方式的结构变迁,城市贫困问题显著凸显,城市贫困应该成为2020年后反贫困政策的重点盯住对象。具体包括:①使用收入、支出和财产等多维指标,构建城市贫困测度指数,体现城市收入贫困与资产贫困的差异,精准识别和动态监测城市贫困人口,为城市减贫政策制定提供数据支持;②城市贫困人口增收但不减贫现象的存在,意味着城市减贫政策不仅需要盯住收入提升,还应关注收入流量向财富存量的转化,形成减贫政策闭环。

(2)实施多渠道金融素养提升计划,改善城镇居民资产配置效率和长期金融福利。具体包括:①重点盯住老年人口、流动人口和单身女性等贫困脆弱性程度较高、金融素养水平相对较低的敏感人群,通过金融机构、社区等平台,分类提供金融教育培训,改善其金融素养水平;②在金融教育项目设计中,要体现金融知识属性和金融决策内涵,针对日常金融决策场景开发金融决策案例,强调金融教育的代入感和应用性,不能将金融素养简单等同于数学计算、语言理解等一般认知能力;③由于同伴效应的存在,在依托金融教育项目实现贫困减缓的政策设计中,要充分发挥社区标杆家庭的示范作用,实现社会网络的自我传播,而非简单依靠自上而下的宣传推介。

(3)制定减贫政策组合,分类施策,发挥金融素养在城市减贫中的收入加成作用。金融素养对城市减贫更多体现为收入加成或者催化作用,是收入提升政策的有效补充,单独依靠金融教育并不能实现深度贫困群体的持续减贫。具体包括:①针对无自我发展能力的深度贫困主体,在低保兜底的基础上,强调使用保险锁定支出范围,通过减支实现稳健脱贫;②针对贫困线附近有一定自生能力的主体,强调使用信贷工具增强要素投入能力,实现增收减贫,并通过年金等强制储蓄工具,实现收入的跨期配置,实现可持续减贫;③针对非贫困主体,强调使用多元资产配置方式,获得更高的风险调整收益,改善长期福利。

(4)增强金融产品和服务透明度,加大金融市场监管力度,破除城镇居民参与金融市场的信任壁垒。具体包括:①在下调基本养老保险单位缴费比例的背景下,城镇居民将会在养老规划中承担更大的自我决策度。分类设计标准化养老规划方案,能够在金融素养无法短期提升的情况下,改善城镇居民即期养老决策效率。②在金融市场难以实行负面清单制度的情况下,通过市场准入制度和诚信体系管理,防范金融欺诈,尤其是通过专项整治针对老年人口的金融欺诈行为,培养大众对金融市场的信任,充分发挥金融产品和服务对长期金融福利的积极影响。

另外,值得注意的是,本文对于中国城镇居民金融素养的测度结果与国外同类研究存在一些显著不同,比如中国城镇居民倾向于低估自己的金融素养,体现为谦虚谨慎,并且中国城镇居民金融素养也不存在与年龄的正向相关关系。这意味着,中国城镇居民金融素养的形成机制和金融素养对资产配置行为的影响,可能存在与金融市场发育程度有关的本地特色。因此,在测度金融素养时应考虑中国实际,但目前国内识别金融素养的主流微观数据库,其问卷设计均借鉴Lusardi的系列研究,并没有针对中国实际进行调整,这也是本文研究的局限性所在。针对该不足,本文使用金融素养的多种测度方法进行稳健性检验,对问卷带来的测度偏误进行了约束,并在分析金融素养影响城市贫困的内在机制时,控制了社会网络和认知能力的扰动,从而也对其影响机制的本地特色进行了考虑。另外,本文的结论显示,定期利率、一年本息和、复利等基本金融素养对城市减贫的积极影响更大,而这些基本金融知识与金融市场的发育程度关系不大。这意味着,虽然中国城镇家庭的资产配置行为确实可能会受中国金融市场发育程度的限制,但约束城市贫困主体资产配置行为和效率的

因素主要是基本的金融服务。因此,本文选择贫困主体这一左尾样本,能够最大限度约束本地特色对金融素养与城市贫困关联的扰动。在未来研究中,需要基于中国金融市场的发展阶段和行为主体的本土特征,研究金融素养与资产配置和贫困减缓的关系,为现有理论研究提供补充。

#### [参考文献]

- [1]邓锁. 城镇困难家庭的资产贫困与政策支持探析——基于2013年全国城镇困难家庭调查数据[J]. 社会科学, 2016,(7):75-86.
- [2]丁从明,吉振霖,雷雨,梁甄桥. 方言多样性与市场一体化:基于城市圈的视角[J]. 经济研究, 2018,(11):148-164.
- [3]刘亚飞. 童年饥饿经历会影响老年健康吗[J]. 经济评论, 2018,(6):113-126.
- [4]宋全云,吴雨,尹志超. 金融知识视角下的家庭信贷行为研究[J]. 金融研究, 2017,(6):95-110.
- [5]汪三贵,殷浩栋. 资产与长期贫困——基于面板数据的2SLS估计[J]. 贵州社会科学, 2013,(9):50-58.
- [6]尹志超,宋全云,吴雨. 金融知识,投资经验与家庭资产选择[J]. 经济研究, 2014,(4):62-75.
- [7]周广肃,樊纲,申广军. 收入差距,社会资本与健康水平——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J]. 管理世界, 2014,(7):12-21.
- [8]朱晓,段成荣. “生存—发展—风险”视角下离土又离乡农民工贫困状况研究[J]. 人口研究, 2016,(3):30-44.
- [9]Altonji, J. G., T. E. Elder, and C. R. Taber. Selection on Observed and Unobserved Variables: Assessing the Effectiveness of Catholic Schools[J]. *Journal of Political Economy*, 2005,113(1):151-184.
- [10]Appleton, S., L. Song, and Q. Xia. Growing out of Poverty: Trends and Patterns of Urban Poverty in China 1988—2002[J]. *World Development*, 2010,38(5):665-678.
- [11]Behrman, J. R., O. S. Mitchell, C. K. Soo, and D. Bravo. How Financial Literacy Affects Household Wealth Accumulation[J]. *American Economic Review*, 2012,102(3):300-304.
- [12]Beshears, J., J. J. Choi, and D. Laibson. The Effect of Providing Peer Information on Retirement Savings Decisions[J]. *The Journal of Finance*, 2015,70(3):1161-1201.
- [13]Boisclair, D., A. Lusardi, and P. C. Michaud. Financial Literacy and Retirement Planning in Canada[J]. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2017,16(3):277-296.
- [14]Calcagno, R., and C. Monticone. Financial Literacy and the Demand for Financial Advice [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2015,50(1):363-380.
- [15]Cobbinah, P. B., M. O. Erdiaw-Kwasie, and P. Amoateng. Rethinking Sustainable Development within the Framework of Poverty and Urbanisation in Developing Countries [J]. *Environmental Development*, 2015,13(1):18-32.
- [16]Duflo, E., and E. Saez. Participation and Investment Decisions in a Retirement Plan: The Influence of Colleagues' Choices[J]. *Journal of Public Economics*, 2002,85(1):121-148.
- [17]Foster, J., J. Greer, and E. Thorbecke. The Foster-Greer-Thorbecke(FGT) Poverty Measures: 25 Years Later[J]. *The Journal of Economic Inequality*, 2010,8(4):491-524.
- [18]Hastings, J. S., B. C. Madrian, and W. L. Skimmyhorn. Financial Literacy, Financial Education, and Economic Outcomes[J]. *Annual Review of Economics*, 2013,5(1):347-373.
- [19]Haughton, J., and S. R. Khandker. *Handbook on Poverty and Inequality* [M]. Washington DC: World Bank Publications, 2009.
- [20]Jappelli, T., and M. Padula. Investment in Financial Literacy, Social Security and Portfolio Choice [R]. CFS Working Paper, 2013.
- [21]Jitsuchon, S. What is Poverty, and How to Measure It[J]. *TDRI Quarterly Review*, 2001,15(3):6-10.
- [22]Li, S., and H. Wan. Evolution of Wealth Inequality in China[J]. *China Economic Journal*, 2015,8(3):264-

- 287.
- [23]Lucci, P., T. Bhatkal, and A. Khan. Are We Underestimating Urban Poverty [J]. *World Development*, 2018, 103(3):297–310.
- [24]Lusardi, A. Financial Literacy Skills for the 21st Century: Evidence from PISA [J]. *Journal of Consumer Affairs*, 2015,49(3):639–659.
- [25]Lusardi, A., and O. S. Mitchell. Financial Literacy around the World: An Overview [J]. *Journal of Pension Economics & Finance*, 2011,10(4):497–508.
- [26]Lusardi, A., and O. S. Mitchell. The Economic Importance of Financial Literacy: Theory and Evidence[J]. *Journal of Economic Literature*, 2014,52(1):5–44.
- [27]Lusardi, A., P. C. Michaud, and O. S. Mitchell. Optimal Financial Knowledge and Wealth Inequality [J]. *Journal of Political Economy*, 2017,125(2):431–477.
- [28]Oster, E. Unobservable Selection and Coefficient Stability: Theory and Evidence [J]. *Journal of Business & Economic Statistics*, 2017,35(4):1–18.
- [29]Rippin, N. Multidimensional Poverty in Germany: A Capability Approach [J]. *Forum for Social Economics*, 2016,45(2–3):230–255.
- [30]Roosj, M. V., A. Lusardi, and R. Alessie. Financial Literacy and Stock Market Participation [J]. *Journal of Financial Economics*, 2011,101(2):449–472.
- [31]Taft, M. K., Z. Z. Hosein, and S. M. T. Mehrizi. The Relation between Financial Literacy, Financial Wellbeing and Financial Concerns[J]. *International Journal of Business and Management*, 2013,8(11):63–75.
- [32]UN–Habita. The Global Urban Indicators Database 2014[R]. UN–Habitat, 2014.

## Financial Literacy and Urban Poverty

SHAN De–peng

(Department of Economics, Southwest Minzu University, Chengdu 610041, China)

**Abstract:** Anti-poverty policy after 2020 concerns for studies on urban poverty in China. By using China Family Panel Survey (CFPS), this paper investigates the relationship between financial literacy and urban poverty. Two-step IV-Probit model is used to deal with the endogeneity caused by reverse causality where the financial literacy of parents and the average financial literacy in the same community are set as the instrument variables. SEM model is used to solve the endogeneity caused by omitted variables. We also explore the mechanism of the poverty reduction effect of financial literacy. The study shows that financial literacy can reduce urban poverty significantly. It is financial knowledge but not simply ability that can affect urban poverty. Due to the low level of financial literacy in urban China, improve financial literacy through financial education can be very useful to reduce urban poverty. Financial literacy can have different effect on income poverty, asset poverty, and poverty vulnerability, which means that the households with more financial literacy are not only more likely to have a better income, but also they can accumulate assets in the long run by allocating their financial assets more wisely. Low level financial literacy can explain the fact that income increase may not achieve poverty reduction linearly. Financial education can be a complementary policy to the income increase policies and the poverty households near the poverty line can gain more than the deep poverty households. This paper shows a novel explanation for urban poverty which can benefit the poverty reduction policy.

**Key Words:** financial literacy; urban poverty; asset poverty; poverty vulnerability

**JEL Classification:** D15 I31 P36

[责任编辑:姚鹏]