

知识改变命运: 金融知识与 微观收入流动性

王正位 邓颖惠 廖理

(清华大学五道口金融学院, 北京 100083)

摘要:“金融知识”已经被广泛证实与个体金融行为联系紧密,较高金融知识水平的个体往往在金融市场上表现更好。本文借助收入转移矩阵考察了中国城市家庭的收入流动性情况并研究了金融知识对家庭收入流动的影响。总的来说,国内居民金融知识水平差异较大,金融知识的提高有助于低收入家庭跃迁至高收入阶层。在资本市场全面改变人们生活的今天,本文从一个新的视角来研究微观收入流动性,对后续的研究具有一定启发意义。

关键词: 金融知识; 收入转移矩阵; 微观收入流动性

JEL 分类号: D12, D14, G10 **文献标识码:** A **文章编号:** 1002-7246(2016)12-0111-17

一、引言

学术界把家庭/个体层面收入阶层的“变动”称为“微观收入流动性”(Micro Income Mobility) (Fields et al., 1996),它反映的是家庭/个体收入的相对变化。如果某些具有特定相对优势的主体可以实现收入更快速的增长,那么,它就可以使得自身收入阶层向上跃迁,即实现“微观收入向上流动”(Upward Micro Income Mobility)。然而一个令人焦虑的现象是,许多处于中、下收入阶层的家庭似乎深陷在自身的收入陷阱中难以实现向上突破,这被认为极大妨害了个体发展和社会稳定。

那么,是否存在某些因素可以帮助这些微观主体摆脱“收入陷阱”的困扰、驱动其收入水平向上流动? 受益于数据可得性的提高,这种基于微观层面的收入流动性研究逐渐丰富。在已有的文献中,学者们的研究多集中于家庭人口、教育水平、非农就业收入等比较传统的因素上(孙文凯等, 2007; Shi et al., 2010)。然而,必须意识到随着金融行业的

收稿日期: 2016-01-19

作者简介: 王正位 金融学博士 助理教授 清华大学五道口金融学院 Email: wangzhw@pbcfsf.tsinghua.edu.cn.

邓颖惠 通讯作者 博士生 清华大学五道口金融学院 Email: dengyh.13@pbcfsf.tsinghua.edu.cn.

廖理 经济学博士 教授 清华大学五道口金融学院 Email: liaol@pbcfsf.tsinghua.edu.cn.

* 感谢国家自然科学基金项目(71232003, 71472100)资助。感谢匿名审稿人的意见,文责自负。

蓬勃发展以及投资决策权由中央向个人的转移,家庭资产负债表的管理变得更加多样也愈发复杂了。Lusardi et al. (2007a) 曾提到,“金融从未像今天这样全面而深刻地改变着人们的生活,诚如在工业社会里不识字就无法生存一样,在今天的社会,不懂金融知识(Financial Literacy) 就会被淘汰。”鉴于此,我们想知道人们是否具有足够的金融知识储备以更好地利用飞速发展的资本市场?更重要的是,那些确实具有更高金融知识储备的家庭能否通过这一比较优势实现收入的向上流动?

为了度量金融知识水平,我们使用了中国消费金融调查(CSCF)的数据,该调查在2014年新增了“金融知识模块”,该模块一共有十三道题,涉及金融知识各个维度的考量。通过追踪2010年中国家庭追踪调查(CFPS)的样本我们也能够将家庭的金融知识水平与其他收入特征联系起来以便于后续的研究。我们通过调查发现绝大多数受访者都具有一定程度的金融知识,但是整体来看,我国居民金融知识水平不高且个体差异较大。

本文的贡献主要有两点。首先,引入收入转移矩阵考察了我国城市居民的收入流动性情况。收入转移矩阵是研究收入流动性问题最直观的工具,在本文的研究中我们发现期初处于收入阶层“底部”的人群有很大一部分在期末仍处在收入阶层的“底部”,这反映了“贫困陷阱”的广泛存在,也指出了我们研究“微观收入流动的驱动因素”的动机和意义;其次,更重要的,本文为微观收入流动性的研究提供了一个新的视角。长久以来,这方面的研究就比较匮乏,且多集中于传统的家庭人口、教育等因素上。然而,随着义务教育的普及,通过教育获得的综合型知识(General Knowledge)越来越趋同,它对个体行为差异的解释力度也在下降,因此学者们在研究个体行为时越来越倾向于对各种特定类型的知识进行分离,其中,金融知识作为与现代资本生活联系最紧密的一种知识,具有非常重要的研究意义。我们通过调查发现金融知识属于“稀缺型”知识,在个体间差异较大,这种比较优势的存在是本文展开后续讨论的基础,也将对相关研究具有一定的启发意义。

下文第二部分是文献综述;第三部分是数据与变量;第四部分是研究方法;第五部分是实证结果分析;第六部分是稳健性检验;第七部分为主要结论以及政策含义。

二、文献综述

学者们普遍认为,相较于贫富差距,社会收入阶层固化更有碍于一个国家的发展(Shorrocks and Anthony, 1978a)。鉴于静态的衡量贫富差距的指标已经不能全面地反映社会“公平”的真实状况,在此基础上经济学家们引入了“收入流动性”的框架体系,以测度个体跨时期收入的相对变化程度。对收入流动性的研究最早可以追溯到上世纪五十年代, Schumpeter and Joseph (1955) 就曾形象地把收入流动性比喻成人们在不同质量的旅馆房间中搬动的情形。收入流动性的思想提出后,学者们对收入流动性的基本性质和测算方法做了许多奠基性的理论研究(Shorrocks et al., 1978a, b; Fields et al., 1999) 而基于数据的实证研究则非常少。随着对收入阶层固化问题的关注度越来越高,各国居民收入面板数据的不断丰富,近年来对收入流动性的经验研究和实证研究越来越多。这些研究

主要可以分为两大类:从宏观方面来说,多集中于运用样本数据对特定时期某一社会的整体流动性大小进行测度(王海港,2005;王朝明和胡棋智,2008;何石军和黄桂田,2013);从微观方面来说,我们把个体收入水平阶层的变化称为微观收入流动性,个体收入水平的相对提升称为“微观收入向上流动”,这类研究的目的是找出影响个体收入流动性的具体微观因素(孙文凯等,2007;章奇等,2007;Shi et al.,2010;王洪亮等,2012)。在国内早期的研究中,往往是利用农村家庭样本数据进行研究,已经发现对农村居民收入流动性有显著影响的因素包括教育水平、家庭抚养人口、非农就业收入以及初始收入水平等,其中教育水平被广泛认为是理解微观主体收入流动性差异的核心,我们倾向于认为较高教育水平的个体往往被赋予更多的机会,从而能更好地实现收入水平的向上流动。

然而,随着基础教育的普及,通过教育获得的综合型知识在个体间的差异逐渐变小,它作为一个核心变量的解释力度也在下降,再加上社会分工的细化,学者们开始研究特定知识类型对于微观主体行为的影响,其中受到广泛关注的就是“金融知识”。美国个人金融知识推动协会(JCPFL)在1997年的一次调查中将“金融知识”定义为“使用自身知识和技巧有效管理金融资源的能力”,受启发于此,近十几年对该领域的研究逐渐增多。

对“金融知识”的测量一般采用问卷调查的模式,伴随着问卷设计的日益标准化和数据可得性的提高,该领域的实证研究呈现出爆发式增长,学者们发现在越来越多的微观主体金融行为上,“金融知识”都扮演着重要角色。最早的,Hilgert et al.(2003)在分析相应调查数据后发现金融知识水平与日常的理财行为有较强的联系,金融知识得分更高的受访者在追踪账单、及时偿付信用卡等方面表现更突出;更近的研究表明金融知识也是影响股市参与行为的重要因素(Van Rooij et al.,2011),金融知识水平越高,参与股市的可能性更大;Lusardi et al.(2007a,2007b)发现金融知识会影响到养老储蓄行为,其他条件相同时,金融知识水平越高的受访者更可能提前为养老储蓄,从而影响其财富积累;此外,Graham et al.(2009)发现金融知识的提高将导致更分散的投资组合;Choi et al.(2011)的研究则表明金融知识水平较高的微观主体更有能力选取低费用的投资组合。反之,较低的金融知识水平则被发现与许多错误的金融行为联系紧密,他们更有可能承担高成本的房贷(Moore and Danna,2003)、不能在利率下行时及时对贷款进行再融资(Campbell and John,2006)、常常呈现出“过度贷款的特征”(Lusardi et al.,2009)等。

相关的学术研究都证实了金融知识水平较高的微观主体确实表现出了更理性的金融行为。在此基础上,考虑到居民家庭资产负债表的管理与金融市场的联系愈发紧密,本文更进一步地探讨了家庭财务管理人金融知识水平与家庭收入流动性的关系。这既是对金融知识领域研究的补充,也为微观收入流动性的研究开辟了一个具有启发意义的新视角。

三、数据与变量

(一) 数据

本文使用的主要是2014年中国消费金融调查(CSCF)的数据,该数据追踪了2010年

中国家庭追踪调查(CFPS)的样本。该样本覆盖中国 25 个省/市/自治区,反映了家庭所在环境以及成员情况的各项特征,具有较高的可信度和良好的代表性。我们可以从中提取出包括家庭收入支出、资产负债在内的各项指标并且可以观察到这些指标在这段时期内的变化。

除了这些传统指标的提取,2014 年中国消费金融调查(CSCF)的一大特点在于新增了“金融知识模块”用以衡量家庭财务主要管理人的金融知识水平,该模块设置有十三道题目,力求多维度全方位地衡量受访者金融知识水平。它通过调查人员现场采访完成(有效地解决了由于调查方式导致的样本有偏问题),要求“最熟悉家庭财务情况”的家庭成员回答,从 2014 年 7 月 2 日开始采集,截止到 2015 年 2 月 3 日,共采访户数 3906 户,有效问卷数为 3800 份,有效回答率达到 97%。与 2010 年的数据库对比,剔除“非追访家庭”以及“有遗漏变量家庭”后,最终样本家庭数为 3096 户,比对发现最终样本的覆盖性良好。其中,受访者平均年龄为 47.9,男性比例为 44.9%,大学及以上文凭的受访者比例为 16.9%。

(二) 变量

1. 金融知识

“金融知识调查”模块中一共有十三道题目,从基础的金融运算到深层次的产品理解均有涉及。对于每道题,将回答“不知道”与回答错误的情况赋值 0,回答正确赋值 1,我们可以计算出每道题的答题情况(表 1)。在此基础上我们初步计算了反映问卷内在信度的 Cronbach Alpha 系数,该指标超过 0.78,显示问卷设置的各题目之间具有一致性。

表 1 金融知识模块答题情况(样本数:3096)

金融知识模块题目设置	正确率	标准差
1. 您估计现在银行 1 年期定期的存款利率是多少?	53.30%	49.90%
2. 假设您有 1 万元的 1 年期定期存款,年利率是 3%,到期后有多少钱?	42.80%	49.49%
3. 上题中如果到期不支取,再存 1 年定期,到期后的钱是少于/等于/大于 10600 元?	48.30%	49.98%
4. 如果银行存款年利率是 3%,通货膨胀率为 5%,那么 1 年后您用该账户的钱能买到的东西与现在相比是少/相等/多?	56.80%	49.55%
5. 假设张三今天继承了 10 万元,而李四将在 3 年后继承 10 万元,他们两个谁继承的价值更高?	66.20%	47.32%
6. 一般情况下,高收益的投资具有高风险,对吗?	65.30%	47.60%
7. 一般来说,以下哪种资产的风险最高(银行存款/国债/股票/基金)?	83.90%	36.80%
8. 一般情况,投资单一股票比投资股票型基金风险小,对吗?	33.40%	47.17%
9. 下列哪个银行具有制定和执行货币政策的职能(中国银行/中国工商银行/中国人民银行/中国建设银行)?	30.50%	46.06%

金融知识模块题目设置	续表	
	正确率	标准差
10. 如果您买了某公司的股票,这意味着您是把钱借给了公司/您是公司的股东/长期持有时您是股东,短期持有时您是把钱借给了公司?	15.40%	36.08%
11. 以下对基金的描述正确的是? 低价格的基金未来业绩会高/一般情况下同一支基金可以投资于好几种资产/基金能够根据过去业绩提供一个保本回报率?	11.50%	31.87%
12. 下列对于理财产品的描述,正确的是?(银行理财存在亏本的可能/至少不会亏本/预期收益率是实际收益率)	27.80%	44.80%
13. 下列对于股票市场核心功能的描述,正确的是?(有助于预测股票收益/提升了股票价格/撮合了股票买卖双方)	26.20%	43.94%

从表1的统计中可以看出受访者在利率计算、货币时间价值与通货膨胀的认识、风险收益关系初步理解方面表现较好,大约2/3的受访者能意识到货币的时间价值、能理解通货膨胀对资产的影响并且能大致理解风险与收益的关系。相比之下,只有接近1/2的受访者能准确计算复利,这从侧面印证了Stango et al. (2009)的观点,人们在金融决策时往往会存在复利估计的偏差(Exponential Growth Bias)。随着问题的深入,正确率进一步下降,只有1/3的受访对象能正确回答风险分散的相关题目(题8),在基金与股票本质的理解上,只有不到1/5的受访者能正确说出购买股票的含义,而能说出基金特性的受访者就更少了。总的说来,居民金融知识水平还有较大的提升空间。为了全面地观察个体金融知识水平的差异,我们还统计了样本家庭在“金融知识模块”的得分情况(表2)。

表2 金融知识问卷得分情况(样本数:3096)

问卷得分	0	1	2	3	4	5	6
人数	185	182	214	249	290	353	368
百分比(%)	5.98	5.88	6.91	8.04	9.37	11.4	11.89
问卷得分	7	8	9	10	11	12	13
人数	349	329	233	165	108	50	21
百分比(%)	11.27	10.63	7.53	5.33	3.49	1.61	0.68

从表2可以看出,个体间金融知识得分的差异非常大,有5.98%的受访者正确率为0,也有5.78%的受访者得分在10以上,样本的平均得分为5.61,标准差为3.10。上述这些也为我们的猜想提供了依据:与综合型知识不同,金融知识现在还是稀缺型知识,并且在个体之间存在较大差异,因此,金融知识水平较高的个体就拥有比较明显的相对优势,也就更有可能帮助其家庭实现收入水平的向上流动。

为了更准确地衡量家庭的金融知识水平,我们对问卷结果进行了因子分析,首先进行 KMO 检验,结果为 0.89,这表明因子分析是可行的。因子分析的具体结果见表 3(a),可以看到第一个因子(Factor1)的特征根显著大于 1,此外,仅它对方差的贡献率已经达到 70%,其他因子的特征根都远小于 1,因此我们可以提取出第一个因子作为受访者金融知识水平的度量,即把它定义为金融知识水平(Financial Literacy)^①。此外,可以发现我们提取出来的因子在所有问题上的权重都为正(表 3(b)),而且并没有出现向某个问题绝对倾斜的现象,表明它确实衡量了综合的金融知识水平。

表 3(a) 因子分析结果

表 3(b) 该因子在各变量上的权重

因子	特征根	累计方差贡献	该因子在各变量上的权重	
			问卷题目	权重
Factor1	3.0585	0.7131	1	0.081545
Factor2	0.4989	0.7831	2	0.05741
Factor3	0.2728	0.8431	3	0.062498
Factor4	0.2123	0.8898	4	0.102011
Factor5	0.1438	0.9215	5	0.089882
Factor6	0.1332	0.9508	6	0.086044
Factor7	0.1006	0.9729	7	0.07995
Factor8	0.0715	0.9886	8	0.065166
Factor9	0.0282	0.9948	9	0.06348
Factor10	0.0184	0.9989	10	0.064021
Factor11	0.0051	1	11	0.084455
Factor12	0.0004	1.0001	12	0.085237
Factor13	-0.0003	1	13	0.078301

2. 收入流动性

收入流动性反映的是收入阶层的变化,在构建收入流动性指标时,我们采取了两步:第一步是清理出样本家庭在 2010 年和 2014 年的家庭总收入值(Income2010、Income2014);第二步是对这些收入值由高到低进行排序,根据排序名次就可以将收入实现“阶层”划分,通过比较家庭在两年间收入阶层的变化,我们就可以衡量其“流动性”,具体的衡量方式将在计量模型部分进行阐述。

3. 控制变量

为了准确地度量金融知识对微观收入流动性的影响,参考以往文献的做法,我们尽可

^① 为了表明结果的稳健性,我们也采用“加总回答正确的题目个数”作为金融知识的衡量,使用该指标进行回归的结果与使用因子进行回归的结果类似,由于篇幅限制,该部分回归结果未在正文中展示。

能多地选取了控制变量,总的说来主要包括两套:第一套是家庭财务管理人特征变量,包括其性别(Gender)、年龄(Age)、教育水平(Edudummy1 - Edudummy4)、风险厌恶程度(Riskaver),其中教育水平是用4个哑变量进行度量,Edudummy1取1表示学历为小学,Edudummy2取1表示学历为初中,Edudummy3取1表示学历为高中,Edudummy4取1表示学历为大学及以上,参照组是未受过教育的人群,风险厌恶程度(Riskaver)也是一个虚拟变量,当它取1时代表风险厌恶程度低;第二套是家庭特征变量,包括家庭人口(Familysize)、家庭是否有私营企业(Entrepreneur)、家庭初期资产水平(Asset),其中家庭是否有私营企业(Entrepreneur)是一个虚拟变量,当它取1时代表家庭拥有自营企业,家庭初期资产水平(Asset)则是一个连续型变量,用来衡量2010年家庭的资产状况;此外,Hertz and Tom (2006)在分析美国的收入流动性时曾指出,个体期初的收入越高,之后的向上流动越难,因此我们还控制了家庭在期初的收入排序名次(Rank2010)。

综上,各变量的描述性统计如下所示(表4)。可以看到受访者平均年龄为48岁,超过40%的受访者具有高中及以上的学历,受访家庭的平均人口数约为3.3,比较具有代表性。

表4 变量描述性统计(样本数:3096)

变量	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
Financial Literacy	0	0.059	0.887	-1.623	2.035
Income2010	46864	31170	93483	0	4.00E+06
Income2014	66837	50000	112243	0	4.57E+06
Gender	0.449	0	0.497	0	1
Age	47.97	47	13.96	20	88
Edudummy1	0.139	0	0.346	0	1
Edudummy2	0.303	0	0.46	0	1
Edudummy3	0.243	0	0.429	0	1
Edudummy4	0.17	0	0.376	0	1
Riskaver	0.321	0	0.485	0	1
Familysize	3.334	3	1.477	1	16
Entrepreneur	0.121	0	0.326	0	1
Asset	443546.2	200001	873388.7	-378284.8	1.82E+07

四、研究方法

(一) 收入转移矩阵

收入转移矩阵是研究收入流动性时最常用到的工具(Fields et al., 1996),我们可以

通过收入转移矩阵对样本的收入位置变动进行初步观察,它可以表示为:

$$P = [p_{ij}] \in \mathbf{R}_+^{n \times n}$$

其中 n 表示收入阶层的划分层数, p_{ij} 表示在期初处于第 i 层收入阶层的人群在期末处于第 j 层收入阶层的比例。在我们的研究中,我们主要使用 2010 年和 2014 年的收入排序数据,因此 p_{ij} 表示的是在 2010 年处于第 i 层收入阶层的人在 2014 年处于第 j 层收入阶层的比例。在本文的研究中,我们可以按照金融知识高低划分出两个子样本并分别做出子样本的收入转移矩阵,将两个矩阵进行比较可以让我们对金融知识的影响有初步的认识。

(二) 计量回归

本文最终的目的是通过建立如下计量模型考察金融知识对微观收入流动性的影响:

$$Mobility_i = F(\text{Financial Literacy}_i, \text{Control}_i) + \delta_i$$

其中, $\text{Financial Literacy}_i$ 代表的是个体 i 的金融知识水平,它通过因子法提取,是我们最主要的自变量; Control_i 是上一节提到的各种控制变量,包括家庭财务管理人的特征变量、家庭特征变量等; $Mobility_i$ 是家庭 i 的收入流动性,它通过对家庭期初与期末收入排序的比较得出。在本文中,我们更关心中下层收入的家庭收入“流动”的情况,因此我们首先提取出那些在期初(2010年)收入排序靠后的家庭,并在此基础上构建流动性指标,具体来说,本文主要采取如下的方式:

对每年的收入排序进行两阶层的划分(分别对应高收入家庭、低收入家庭),提取期初(2010年)收入排序后 50% 的家庭(低收入家庭)进行研究,如果该家庭的期末(2014年)收入排序进入了前 50% 则 $Mobility_i$ 取 1 表示其发生了“向上流动”,否则取 0 表示其仍然陷在低收入状况中。

由于被解释变量 $Mobility_i$ 一直是一个取值为 0 或 1 的二元变量,我们主要采用 Probit 模型进行研究。

五、实证结果

在以往的实证研究中,学者们已经证实了金融知识会影响各种金融行为,具有较高金融知识水平的个体往往倾向于参与金融市场(Van Rooij et al., 2011)并且能更好地分散投资组合的风险(Graham et al., 2009)。尽管对于金融知识与个体行为之间联系的研究已经非常多,但是进一步的对于金融知识与微观主体最终成果之间关系的研究却几乎空白,如果金融知识确实促进了个体理性化的金融行为,那么这种比较优势最终能否帮助家庭在收入阶层上实现向上流动呢?下文将运用两种工具对这个问题进行探讨。

(一) 金融知识水平与收入转移矩阵分析

在上文我们已经提到研究微观收入流动性时,收入转移矩阵是一个很好的工具,它能让我们对个体收入的流动有一个初步而直观的认识,因此,在展示具体的计量回归结果之前,我们可以通过比较收入转移矩阵来大致考察金融知识对微观收入流动性的影响。具

体做法是根据构建出来的金融知识指标将样本家庭分为“金融知识较高家庭”(金融知识问卷得分前50%)、“金融知识较低家庭”(金融知识问卷得分后50%)两组,再分别根据两组内各家庭在全样本中收入排名的变化做出其收入转移矩阵(表5)。

比较两个转移矩阵,可以发现:在“金融知识较高家庭”(表5(a))这一组子样本中,从收入底层(即2010年收入阶层为5)向上等阶层转移的概率(70.19%)要远大于“金融知识较低家庭”(表5(b))中这一概率(51%)。类似的,金融知识较高的家庭从中下收入阶层(即2010年收入阶层为4)向上流动的概率也要显著大于金融知识较低的家庭中这一概率;此外,金融知识较高的家庭更容易实现彻底“逆袭”(从最低收入阶层5跃迁至最高收入阶层1),可以看到在金融知识较高的家庭中,这一比例是9.13%,而在金融知识较低的家庭中,这一概率仅为2.50%。这些发现都为我们的研究提供了初步的证据。

表5 金融知识较高(a)/较低(b)群体收入转移矩阵(单位:%)

(a) 金融知识较高群体收入转移矩阵(样本数:1549)

		2014年家庭收入阶层				
		1	2	3	4	5
2010年 家庭 收入 阶层	1	57.32	21.34	11.17	4.47	5.71
	2	26.70	34.38	20.45	10.23	8.240
	3	10.93	25.40	32.80	19.61	11.25
	4	11.27	18.18	26.55	26.55	17.45
	5	9.13	14.42	20.67	25.96	29.81

(b) 金融知识较低群体收入转移矩阵(样本数:1547)

		2014年家庭收入阶层				
		1	2	3	4	5
2010年 家庭 收入 阶层	1	33.82	27.54	17.87	8.7	12.08
	2	15.07	28.68	25.00	15.81	15.44
	3	10.31	16.56	25.62	2.81	19.69
	4	4.31	11.78	20.98	35.6	27.87
	5	2.50	7.250	14.5	26.50	49.0

注:家庭收入阶层为1代表收入水平处于全样本中的最高阶层,依此类推,收入阶层为5代表收入水平处于全样本中的最低阶层。表格中的元素 p_{ij} 代表2010年收入阶层为*i*的家庭中有 p_{ij} 比例的人群在2014年收入阶层为*j*。

(二) 回归结果

收入转移矩阵的结果给了我们一个直观的印象,但它并没有控制其他因素的影响,接下来我们将运用计量模型以更精确地检验金融知识对于微观收入流动性的影响。

1. 金融知识与家庭收入

在研究金融知识与家庭收入流动的关系之前,我们可以先简单地考察一下金融知识与

家庭收入增长率之间的关系。在控制上文提到的一系列变量后,用金融知识对收入增长率做 OLS 回归,可以发现金融知识与家庭收入增长率之间存在显著的正相关关系^②。收入增长率作为收入相对优势的一种反应,为我们接下来考察家庭收入流动性提供了基础。

2. 金融知识与低收入家庭的“向上流动”

我们已经证实了金融知识越高的家庭收入增长越快,然而我们更关心的是这种相对优势是否真的能够帮助低收入家庭实现收入阶层的“向上流动”。因此在接下来的研究中我们将直接使用收入阶层的变化作为因变量进行考察。我们首先提取出期初(2010年)收入排名在后50%的家庭并考察其在期末(2014年)收入的排名情况。此时,被解释变量是一个衡量家庭收入是否实现“向上流动”的虚拟变量,如果在期末(2014年)家庭收入排序进入前50%,则认为其发生了向上流动,因变量取1,反之则取0。我们的核心回归变量就是金融知识,它通过因子法提取出来,能比较可靠地衡量受访者真实的金融知识水平。此外,我们逐步加入一系列控制变量,包括前面中提到的家庭财务管理人的特征变量和家庭特征变量,主要回归结果如表6所示。

表6 金融知识与低收入家庭的“向上流动”

	(1)	(2)	(3)
Financial Literacy	0.131 *** (10.46)	0.114 *** (7.89)	0.093 *** (6.13)
Edudummy1(小学)		0.067* (1.65)	0.066* (1.66)
Edudummy2(初中)		0.071** (2.00)	0.062* (1.78)
Edudummy3(高中)		0.083** (2.11)	0.080** (2.06)
Edudummy4(大学及以上)		0.146 *** (2.85)	0.146 *** (2.93)
Rank2010			0.000 *** (4.79)
Agedummy1(20-30)			0.062 (1.24)
Agedummy2(30-40)			-0.056 (-1.40)
Agedummy3(40-50)			0.005 (0.13)

^② 由于篇幅限制,该部分回归结果没有在正文中列示。

续表			
	(1)	(2)	(3)
Agedummy4(50-60)			0.092** (2.47)
Gender			0.022 (1.00)
Riskaver			0.034 (1.29)
Entrepreneur			0.103*** (3.16)
Familysize			0.028*** (3.45)
Asset			0.000*** (7.21)
Observations	1542	1542	1542
Pseudo R-squared	0.0499	0.0544	0.121

注:表中显示的均为 Probit 回归的边际影响值,括号中为 z 值,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

在表 6 的第(1)列中,我们仅使用了“金融知识”这一个解释变量进行回归,可以看到金融知识显著正向影响低收入家庭的“向上流动”,并且当金融知识每提升一个标准差,低收入家庭“向上流动”的概率将提升 11.62%^③。由于金融知识往往被质疑是教育水平的代理变量,我们在第(2)列的回归中加入了一系列教育的虚拟变量,与(1)对比可以发现,金融知识的边际影响稍有下降,然而显著性并没有任何改变,这说明金融知识与教育提供的综合型知识(General Knowledge)必须区分开来,它确实能测度教育水平无法衡量的一种专业的能力。在第(3)列的回归中,我们将所有控制变量加入模型,可以看到,模型的拟合度得到了显著提高,金融知识仍然显著,然而教育水平的一系列虚拟变量的显著性发生了较大的下降,只有“家庭财务决策者为大学学历”这一虚拟变量还保持显著(尽管其系数也发生了下降)。这进一步肯定了我们的猜想,即教育所提供的趋同的综合型知识对于收入分化的解释能力在变弱,而金融知识作为与现代资本生活结合最紧密的一种知识,对于微观收入流动能力的影响是不可忽视的。此外,家庭的期初收入水平、财务决策者的年龄、家庭的人口、期初资产水平、是否有自营企业等都是影响微观流动性的因素。具体说来,期初的收入水平越低(Rank2010 的值越大),向上流动的概率就越大,这与 Hertz and Tom(2006)“收入均值回归”的结论是一致的,此外,当家庭拥有自我运营的企业、决策者年龄越大(一般认为是阅历更丰富)以及期初家庭财富较高时,低收入家庭更

^③ 金融知识的标准差为 0.887,乘以回归系数 0.131 即可得到金融知识每提升一个标准差时向上流动概率的变化。

容易实现收入的向上流动。

总的说来,在家庭资产负债表管理与资本市场联系愈加紧密的趋势下,金融知识作为专业性和实用性都很强的一种知识,确实对个体的行为以及家庭最终的成果都有着重要的影响。从回归结果来看,在我们控制了众多可能影响收入流动的因素以后,金融知识水平仍然显著正向影响着家庭的收入增长率,并最终促进了低收入家庭向更高收入阶层流动。

六、稳健性检验

在前面的回归中,我们运用收入转移矩阵和计量模型两种方法考察了金融知识对于家庭收入流动性的影响,总的来说,我们的核心观点是成立的,即金融知识确实能促进低收入家庭的向上流动。由于我们的回归不可避免地受到度量方式以及内生性问题的困扰,在本部分中,我们将进行一系列检验以增强核心结论的稳健性。

(一) 收入底层子样本的“流动”情况分析

在前一部分的回归中,我们使用中位数对家庭收入进行了划分,这导致我们的结果可能是由期初收入中位数附近的家庭的微小变动导致的,为了更好地检验金融知识与“低收入家庭收入阶层跃迁”之间的关系,我们进行了更强的检验,即提取期初收入处于后 20% 的家庭,考察其在期末“逆袭”至收入前 20% 的情况,相对于中位数的划分,此时的收入向上流动更极端,能增强我们结论的稳健性,回归结果如表 7 所示。

表 7 金融知识与低收入家庭的“逆袭”(样本数:608)

	(1)	(2)	(3)
Financial Literacy	0.039 ^{***} (3.40)	0.035 ^{***} (2.74)	0.037 ^{***} (2.99)
是否控制财务管理人特征变量	否	是	是
是否控制家庭特征变量	否	否	是
Pseudo R-squared	0.0663	0.0832	0.217

注:表中显示的均为 Probit 回归的边际影响值,括号中为 z 值,*** p<0.01,** p<0.05,* p<0.1。

可以看到,即使考虑这种极端的跃迁情况,金融知识依然非常显著,从经济意义上来看,金融知识每提升一个标准差,底部家庭“逆袭”的概率将提升 3%,考虑到全样本中底层家庭“逆袭”的概率也仅为 4.77%^④,这个提升是非常大的。然而有趣的是,此时衡量教育水平的一系列虚拟变量都已经不再显著^⑤,这说明教育水平根本无法预测底层收入

④ 参见表 5 中第五行第一列的元素。

⑤ 由于篇幅限制,稳健性部分的检验只展示了核心变量的回归情况。

家庭能否跃迁至最高收入阶层。综上,我们将金融知识单独分离出来确实是有意义的,仅仅将注意力放在教育水平上很可能使得复合型知识将金融知识的影响掩盖,导致最终结果估计的偏误。

(二) 地区子样本的“流动”情况分析

由于我国各地区的经济金融发展状况非常不平衡,经济更发达的地区就业机会更多,是否我们关注的“金融知识水平”只是区域经济的一个代理变量呢?为了检验这个猜想,我们根据地域经济发展情况划分了三组子样本重新进行表6第(3)列的回归^⑥,结果如表8所示。

表8 地区子样本的流动情况分析

	(1)	(2)	(3)
Financial Literacy	0.119 *** (3.12)	0.112 *** (2.92)	0.097 *** (2.78)
是否控制财务管理人特征变量	是	是	是
是否控制家庭特征变量	是	是	是
Observations	289	292	227
Pseudo R - squared	0.141	0.140	0.216

注:表中显示的均为 Probit 回归的边际影响值,括号中为 z 值,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

表8(1)中的样本包含北京、上海、广州三个地区的调查对象,对应着经济较为发达的地区,(2)中的样本包含河南、湖北、湖南三个地区的调查对象,对应着中部经济带,(3)中的样本包含贵州、四川、云南三个地区的调查对象,对应着西南部经济带,可以认为每一组子样本中的调查对象所处的地区经济发展水平基本相似(后两组在地理位置上也毗邻),由“地区经济发展不平衡”引起的内生性问题可以得到极大缓解。然而此时,核心变量金融知识的显著性没有任何改变,这进一步增强了我们结论的稳健性。此外,我们也可以留意到一个有趣的现象:三组子样本中金融知识的边际影响基本不变但有一个递减的趋势。一个可能的解释是在金融市场更完善的地区人们通过金融知识实现收入阶级流动的可能性更大,这要求政策制定者在针对低收入群体普及金融知识的同时也要重视区域金融发展失衡的问题。

(三) “逆向因果”关系导致的内生性

考虑到人们在经济地位的提升过程中接触到的信息渠道更广泛,收入的向上流动也有可能该家庭金融知识水平的提高,因此可能存在“逆向因果”关系引起的内生性问题。

^⑥ 考虑到样本数量的需求,我们无法进行各省单独的检验,因此根据地域经济发展情况与地理位置选取了三组地区样本进行检验。

根据以往的文献,我们尝试引入工具变量“父母金融知识水平”来解决该内生性问题。在我们的问卷中,受访者被要求回答对其父母金融知识水平的估计。根据回答情况,父母金融知识水平可以取 1、2、3、4、5 五个值,分别代表父母金融知识远高于、高于、约等于、低于、远低于同龄人平均水平。

我们认为“父母金融知识水平”是一个理想的工具变量。一方面,中国自古提倡父母对孩子“言传身教”的教育理念,中国父母在对下一代的教育过程中扮演了重要的角色,此外,他们与子女之间还有遗传因素的共同作用,因此“父母的金融知识水平”能在一定程度上反映子女的金融知识水平;另一方面,从经济逻辑来讲,“父母的金融知识水平”没有直接影响子女收入流动性的渠道^⑦。为了进一步提高我们工具变量的说服力,我们还特地筛选出了受访者年龄大于 40 岁的子样本,如果受访的家庭财务管理人大于 40 岁,我们可以认为他/她早已经独立成家,而他们的父母也基本进入“古稀之年”,因此,他/她的家庭收入阶层的变动应该不会受到父母金融知识水平的影响,同样的,他/她的家庭收入阶层的变动也不会反过来去影响父母的金融知识水平(尤其是考虑到金融知识是一种比较复杂的稀缺型知识)。

表 9(1)是对所有低收入样本使用工具变量进行回归的结果,表 9(2)是使用工具变量对 40 岁以上子样本进行回归之后的估计结果,可以看到金融知识仍然是正向显著的,即我们的核心结论仍然是成立的。为了检验工具变量的有效性,我们也进行了 Cragg - Donald 检验, F 统计值分别为 26.35、30.41,均大于 Stock et al. (2002) 提供的期望最大值为 15% 的弱工具变量阈值 8.96,说明也不存在弱工具变量问题。

表 9 利用工具变量研究金融知识对微观收入流动性影响的结果

	(1)	(2)
Financial Literacy	0.211** (2.35)	0.168* (1.77)
是否控制财务管理人特征变量	是	是
是否控制家庭特征变量	是	是
Observations	1542	1040

注:表中显示的均为 Probit 回归的边际影响值,括号中为 z 值,*** p < 0.01, ** p < 0.05, * p < 0.1。

除了上述检验以外,我们还改变金融知识的度量方式重新进行了表 6 的回归(用直接答对的题目数作为金融知识的度量),新的金融知识变量依然是显著的^⑧。结合以上的讨论可以认为我们的核心结论是稳健的,更高的金融知识水平确实能促进低收入家庭的向上流动。

^⑦ 父母的金融知识可能直接影响到子女家庭的收入情况,但是考虑到我们研究的并不是子女家庭的收入,而是子女家庭收入阶层的变动,我们认为这个影响的逻辑是非直接的。

^⑧ 由于篇幅限制,回归结果未在文中列示。

七、结 论

居民收入阶层固化已经成为各个国家共同关注的问题,如果收入落后的家庭看不到自身收入阶层向上跃迁的机会,那么这个社会显然是令人担忧的,因此,研究微观收入向上流动的驱动因素意义重大。以往的研究集中在考察教育水平等变量对收入阶层变动的的影响上,然而随着基础教育的普及以及社会分工的细化,综合型知识对于收入差异的解释力在下降,鉴于居民越来越多的运用专业性较强的金融工具来管理其家庭资产负债表,我们有理由相信那些金融知识水平更高的个体能够依靠这个比较优势借助金融市场实现收入阶层“向上流动”。

通过分析2014年中国消费金融调查(CSCF)中“金融知识模块”的数据,我们对国内城市居民的金融知识水平现状进行了刻画。整体来看,居民金融知识水平并不高而且差异较大,这种个体间较强的差异性意味着比较优势的存在,这也为我们的猜想提供了初步依据。通过转移矩阵的方式,我们比较直观地感受了金融知识与微观收入流动之间的关系,在金融知识水平较高的家庭中,低收入阶层突破“贫困陷阱”、向高收入阶层跃迁的比例更大。为了更准确地度量两者之间的关系,我们引入了“低收入家庭向上流动概率”的Probit模型,在控制了家庭财务决策者特征、家庭特征等一系列变量之后,我们发现金融知识水平还是显著正向影响家庭收入阶层向上跃迁的概率。此外,为了检验结果的稳健性,我们还考察了期初处于最低收入阶层的家庭在期末“逆袭”至最高收入阶层的极端情况、分地区子样本的收入流动情况、引入“父母金融知识水平”作为工具变量后以及改变金融知识度量方式后的回归情况,我们发现在所有的检验中,金融知识都有着很强的正向解释力。

本文的实证发现为收入阶层变动的微观研究提供了一个新的思考角度,在我国经济发展的初期,金融活动占据人们生产活动的比例非常小,整个社会以制造业为主,人们的收入来源也比较单一,然而,随着金融行业的蓬勃发展以及许多投资决策权从中央向个人的转移,个体对其家庭资产负债表的管理与金融市场的联系变得愈发紧密了,那些拥有足够金融知识储备的家庭更可能有效地把握住新的投资机会,实现其收入水平的相对上升。

在金融全面渗透人们生活的今天,世界各国都在大力推行金融普及教育。就我国社会的现状而言,金融知识整体匮乏而且个体差异非常大,本文的发现也间接说明了金融知识的缺失或许已经成为阻碍中下收入阶层的个体“向上流动”的屏障之一,因此,政府应大力普及金融知识,尤其需要重点覆盖中低收入人群。此外,鉴于“机会公平”是收入流动的基础,政府也应加大落后地区金融机构的发展力度以确保各个地区的居民享有均等的借助金融市场实现收入调整的机会。

参考文献

- [1]何石军和黄桂田 2013,《中国社会的代际收入流动性趋势:2000~2009》,《金融研究》第2期,第19~32页。
- [2]孙文凯、路江涌和白重恩 2007,《中国农村收入流动分析》,《经济研究》第8期,第43~57页。
- [3]王朝明和胡棋智 2008,《中国收入流动性实证研究—基于多种指标测度》,《经济研究》第10期,第30~40页。
- [4]王海港 2005,《中国居民家庭的收入变动及其对长期不平等的影响》,《经济研究》第1期,第56~66页。
- [5]王洪亮、刘志彪、孙文华和胡棋智 2012,《中国居民获取收入的机会是否公平:基于收入流动性的微观计量》,《世界经济》第1期,第114~143页。
- [6]章奇、米建伟和黄季焜 2007,《收入流动性和收入分配:来自中国农村的经验证据》,《金融研究》第11期,第123~138页。
- [7]Campbell, John Y. 2006. "Household Finance." *The Journal of Finance* 61(4): 1553~1604.
- [8]Choi, James J., David Laibson, and Brigitte C. Madrian. 2011. "100 Bills on the Sidewalk: Suboptimal Investment in 401(k) Plans." *Review of Economics and Statistics*, 93(3): 748~763.
- [9]Fields, Gary S., and Efe A. Ok. 1996. "The Meaning and Measurement of Income Mobility." *Journal of Economic Theory*, 71(2): 349~377.
- [10]Fields, Gary S., and Efe A. Ok. 1999. "Measuring Movement of Incomes." *Economica*, 66(264): 455~471.
- [11]Graham, John R., Campbell R. Harvey, and Hai Huang. 2009. "Investor Competence, Trading Frequency, and Home Bias." *Management Science*, 55(7): 1094~1106.
- [12]Hertz, Tom. 2006. "Understanding Mobility in American." *Center for American Progress Discussion Paper*.
- [13]Hilgert, Marianne A., Jeanne M. Hogarth, and Sondra G. Beverly. 2003. "Household Financial Management: The Connection between Knowledge and Behavior." *Fed. Res. Bull.*, 89(309).
- [14]Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell. 2007a. "Baby Boomer Retirement Security: The Roles of Planning, Financial Literacy, and Housing Wealth." *Journal of Monetary Economics*, 54(1): 205~224.
- [15]Lusardi, Annamaria, and Olivia S. Mitchell. 2007b. "Financial Literacy and Retirement Preparedness: Evidence and Implications for Financial Education." *Business Economics*, 42(1): 35~44.
- [16]Lusardi, Annamaria, and Peter Tufano. 2009. "Debt literacy, Financial experiences, and Overindebtedness". No. w14808. *National Bureau of Economic Research*.
- [17]Moore, Danna L. 2003. "Survey of Financial Literacy in Washington State: Knowledge, Behavior, Attitudes, and Experiences." *Washington State Department of Financial Institutions*.
- [18]Schumpeter, Joseph Alois. 1955. "Imperialism and Social Classes: Two Essays." Vol. 4. *Ludwig von Mises Institute*.
- [19]Shi, X., Liu, X., Nuetah, A., and Xin, X. 2010. "The Determinants of Household Income Mobility in Rural China." *China & World Economy*, 18(2): 41~59.
- [20]Shorrocks, Anthony. 1978a. "Income Inequality and Income Mobility." *Journal of Economic Theory*, 19(2): 376~393.
- [21]Shorrocks, Anthony F. 1978b. "The Measurement of Mobility." *Econometrica: Journal of the Econometric Society*: 1013~1024.
- [22]Stango, Victor, and Jonathan Zinman. 2009. "Exponential Growth Bias and Household Finance." *The Journal of Finance*, 64(6): 2807~2849.
- [23]Stock, James H., and Motohiro Yogo. 2005. "Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression." *Identification and Inference for Econometric Models: Essays in honor of Thomas Rothenberg*.
- [24]Van Rooij, Maarten, Annamaria Lusardi, and Rob Alessie. 2011. "Financial Literacy and Stock Market Participation." *Journal of Financial Economics*. *Journal of Financial Economics*, 101(2): 449~472.

**Knowledge Changes Fate:
Financial Literacy and Micro Income Mobility**

WANG Zhengwei DENG Yinghui LIAO Li

(PBC School of Finance , Tsinghua University)

Abstract: Financial literacy has been widely proved to be related with various individual financial behavior and people with higher level of financial literacy tend to behave better in financial markets. In this paper , using income transition matrix and Probit model , we look at how financial literacy will eventually work on micro income mobility. Our results show that families with higher level of financial literacy possess higher probability of upward income mobility. As our daily life tends to get more and more involved with the capital markets , our findings provide a brand – new but promising angle for micro income mobility research.

Key words: Financial Literacy , Income Transition Matrix , Micro Income Mobility

(责任编辑: 王 鹏) (校对: WH)