

农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响

尹志超, 刘泰星, 张 诚

[摘要] 中国农村家庭低消费、高储蓄的现实问题由来已久。当前,制约消费扩大和消费升级的因素依然突出。本文利用中国家庭追踪调查(CFPS)数据,实证研究了农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响。研究结果表明,劳动力流动显著提升了家庭储蓄率。进一步研究发现,劳动力流动显著增加了家庭收入,但由于收入波动、失业、医疗和健康等不确定性而未能对家庭消费产生显著影响。研究还发现,农村家庭的人力资本投资和保险参与作为风险应对的重要方式,能有效降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。此外,异质性分析显示,劳动力流动缩小了农村家庭的储蓄率差距,对中低收入群体和社会网络较低的家庭储蓄率产生了更大的影响。因此,政府需要采取措施降低农村家庭的不确定性,提高流动人口家庭的消费水平。本文的研究结论为理解中国家庭的储蓄行为提供了新的视角和证据,可为扩大消费的政策制定提供参考。

[关键词] 农村劳动力流动; 家庭储蓄率; 不确定性; 预防性储蓄动机

[中图分类号]JF240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2020)01-0024-19

一、引言

改革开放以来,中国经济经历了高速发展,高储蓄率问题伴随着经济的高增长而存在(Curtis et al., 2015),成为影响中国经济转型升级的重要难题。当前,中国的储蓄率不仅高于英国、美国等发达国家,也显著高于巴西、印度等发展中国家(冯明, 2017)。将国民储蓄进一步分部门对比发现,中国非居民部门的储蓄率水平在各国对比中并非最高,而居民部门储蓄率却明显高于其他国家(Kuijs, 2005)。张勋等(2014)认为,对中国家庭决策行为的探讨不应一概而论,需要考虑城乡二元的经济结构。相比于城市,农村地区的社会保障水平低,农村家庭为应对收入波动、失业和医疗支出等不确定性事件而积极储蓄。尽管较低的收入限制了农村家庭储蓄的进一步提高,但不可否认的是,农村家庭具有更高的储蓄意愿。一直以来,中国政府都高度重视消费拉动经济增长的韧性,2018年印发的《关于完善促进消费体制机制 进一步激发居民消费潜力的若干意见》中指出,城乡居民之间存在一定的消费差距,鼓励农村居民增加消费,推动农村居民消费水平的提质提档,破除制约消费扩大和消费升级的体制机制障碍尤为重要。在消费成为扩大内需主要着力点的经济环境下,在农村居民低

[收稿日期] 2019-08-19

[基金项目] 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”(批准号 71373213)。

[作者简介] 尹志超,首都经济贸易大学金融学院教授,博士生导师,经济学博士;刘泰星,首都经济贸易大学金融学院博士研究生;张诚,首都经济贸易大学金融学院博士研究生。通讯作者:刘泰星,电子邮箱:taixing96@126.com。感谢“金融供给侧改革与第七届金融风险论坛”和“财经高校科研能力提升与学科建设研讨会”评论专家的指导与建议,感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

消费、高储蓄的现实背景下,探究农村居民储蓄行为的影响因素具有重要的理论和现实意义。

Lewis(1954)指出,在二元经济结构下,工业部门的工资水平仅需略高于农业部门便可吸引农业劳动力往城市转移。中国农村有大量的剩余劳动力,伴随着改革开放后工业化用工需求的增加,农民工进城务工现象在中国应运而生。区域间的劳动力迁移,提高了农村剩余劳动力的配置效率和资本的边际生产率,推动了中国经济的快速增长(许召元和李善同,2008)。国家统计局发布的《2018年农民工监测调查报告》显示,2018年外出农民工规模为1.73亿人,比2017年增加81万人,外出农民工占农民工总量的比重高达60%。《2019年新型城镇化建设重点任务》的出台,标志着户籍制度等影响劳动力流动的门槛进一步放宽,流动人口的权益得到更多保障,吸引劳动力流动的因素愈加凸显。

图1(a)和图1(b)分别给出了2008—2012年与2013—2018年中国农村居民储蓄率和外出农民工占农民工总量的比重变化情况。^①由图可知,2008年农村居民储蓄率为26.77%,2012年增长至29.58%,整体呈上升趋势。2013年农村居民储蓄率为20.62%,随后呈现出微弱的下降趋势,但储蓄率水平值依然很高。外出农民工占比从2008年的62.29%增长到2010年63.30%的极值,2018年占比仍高达60.00%,表明农村劳动力流动的现象突出。总体而言,中国农村居民低消费、高储蓄的现实问题与农村劳动力的大规模流动现象并行存在。

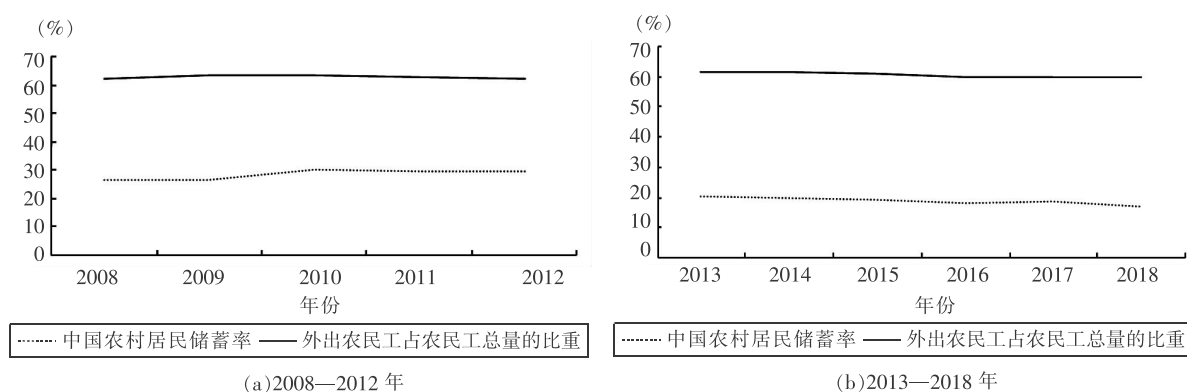


图1 中国农村居民储蓄率和外出农民工占农民工总量的比重变化

资料来源:2008—2018年国家统计局《农民工监测调查报告》。

中国工业化和城镇化进程的稳步推进,吸引了大量农村劳动力流入城市,为中国工业发展和城市建设做出了重大贡献。农村劳动力流动在对国民储蓄率(李扬和殷剑峰,2005;樊纲和吕焱,2013;冯明,2017)和企业储蓄率(樊纲等,2009;李扬和殷剑峰,2007;李稻葵等,2009;樊纲和吕焱,2013)产生影响的同时,也对每一个农村流动人口家庭的储蓄率产生了深远影响。

为考察农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响,本文在理论分析的基础上,使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据进行了实证检验。研究表明,农村劳动力流动显著提升了家庭储蓄率。机制探究发现,尽管劳动力流动显著增加了家庭收入,但并未对家庭消费产生显著影响。本文进一步分析了家庭消费未能发生显著变化的原因,发现家庭存在为应对收入波动、失业、医疗和健康等不确定性

^① 国家统计局对农村居民收入的统计口径在2012年及以前年度为农村居民人均纯收入,2013年及以后年度为农村居民人均可支配收入。由于统计口径存在差别,因此储蓄率的计算结果存在较大差异且不具有可比性,故本文按2008—2012年和2013—2018年分别汇报。

而进行预防性储蓄的动机。而农村家庭的人力资本投资和保险参与作为风险应对的重要方式,能有效降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。异质性分析还显示,农村劳动力流动缩小了农村家庭的储蓄率差距,对中低收入群体和社会网络较低的家庭产生了更显著的影响。

本文其余部分结构安排如下:第二部分梳理了基于劳动力流动视角研究储蓄率问题的相关文献,第三部分是理论分析与研究假说,第四部分介绍了本文的模型与变量,第五部分汇报实证结果,第六部分是机制检验与异质性分析,第七部分进行稳健性检验,最后是本文的结论与建议。

二、文献综述

中国是典型的城乡二元经济体,改革开放后工业化进程的快速推进,增加了对劳动要素的需求,农村劳动力流动的限制也逐渐得到放松。大量农村劳动力流入城市,对推动中国的工业化、城市化和经济发展做出了重大贡献(李扬和殷剑峰,2005)。与本文相关的研究是基于劳动力流动视角考察对储蓄率影响的文献。下面,将分别就研究劳动力流动对国民储蓄率、企业储蓄率和家庭储蓄率影响的相关文献进行梳理,并在已有文献研究的基础上提出本文的边际贡献。

已有文献研究发现,劳动力流动对推动国民储蓄率上升发挥了重要作用。Lewis(1954)的研究显示,发展中国家的国民储蓄率会随着资本部门的壮大而提升,而剩余劳动力的持续供给是维持资本部门扩张的重要支撑力。在开放经济环境中,即使本地区剩余劳动力资源耗竭,也会在工资水平略高于其他地区的情况下,吸引大量劳动力流入,使得国民储蓄率依然维持在较高水平。这也就意味着,在一个二元经济结构的发展中国家,国民储蓄率必然会随着非农部门相对于农业部门的发展而提升。李扬和殷剑峰(2005)使用开放经济条件下的劳动力转移模型分析发现,劳动力的转移是促进中国经济增长的基础性因素,剩余劳动力由农业向工业、农村向城市、国有向非国有部门的持续转移,是中国高储蓄率和高投资率问题赖以存在的基础。而提振中国消费水平、降低储蓄的关键在于提高劳动者收入,增加公共支出和转移支付(李扬和殷剑峰,2007)。樊纲和吕焱(2013)基于二元经济特征的分析框架,建立动态经济模型分析指出,剩余劳动力转移导致国民储蓄率上升的原因在于企业利润的大幅度增加。冯明(2017)在传统二元经济结构的基础上,构建了包含农民工部门在内的三部门模型,也证实了农村劳动力向农民工部门的转移是导致中国国民储蓄率快速上升的重要原因。

另外一类文献基于劳动力流动的视角对企业部门的高储蓄率现象进行了解释。樊纲等(2009)、樊纲和吕焱(2013)指出,中国仍处于经济发展的初期阶段,剩余劳动力的过度供给,使得工资增速慢于企业收入和劳动生产率的增速,而技术的不断进步、企业生产效率的提高使得资本规模不断扩大,国民收入更多被企业占有,进一步推高了企业储蓄。李稻葵等(2009)的研究,构建了劳动力转移的数理模型并通过实证研究发现,由于中国经济处于初级发展阶段,农村剩余劳动力从农业部门向工业部门的持续转移,使得劳动收入份额不断下降,企业利润不断增加。资本势力的持续壮大,使得劳动者的谈判能力变弱,进一步推高了企业储蓄率。而李扬和殷剑峰(2007)则认为,企业部门储蓄率上升的原因是剩余廉价劳动力的过度供给使企业的劳动报酬支出和利息支出长期稳定在低位所致,并非由于企业盈利能力的提高。

与本文直接相关的研究是考察劳动力流动对家庭储蓄率影响的文献。一些学者研究发现劳动力流动能提高家庭储蓄率。谭静等(2014)运用北上广流动人口动态监测数据,计算并对比发现,流动人口家庭的平均储蓄率高于已有研究中城镇和农村家庭的储蓄率水平。张勋等(2014)基于中国城乡二元经济结构的现实背景,考虑了社会保障水平和收入水平的差异,通过理论模型论证了农民

工边际储蓄倾向高于农村居民和城市居民,是推动中国家庭部门储蓄率上升的重要原因。王建英等(2018)使用1996—2015年省级面板数据,研究发现,劳动力转移率能显著提升居民储蓄率,对农村居民储蓄率的提升作用尤为明显。Djajić and Milbourne(1988)从外籍人口流动的角度,构建了一般均衡模型分析发现,由于对未来收入的预期不高,移民迁移到国外后的储蓄水平高于迁入地居民的储蓄水平。还有一些学者研究得出了相反的结论。易行健等(2014)认为,外出务工是农户分散风险和缓解流动性冲击的一种机制,进一步运用3省9县的农户调查数据实证研究发现,外出务工收入占纯收入的比重越高,家庭储蓄率越低。谢勇(2011)运用中国综合社会调查数据实证研究发现,非农就业显著降低了家庭储蓄率。Stark and Dorn(2013)基于国际移民的视角指出,没有移民可能性的家庭倾向于增加储蓄,而有移民可能性的家庭更倾向于减少储蓄,增加人力资本投资。还有研究从农民工特征的角度,论证了新生代农民工比重上升对农村家庭储蓄率的下降起到了促进作用(刘生龙等,2016)。

综上所述,现有文献关于劳动力流动与家庭储蓄率之间关系的研究结论并不一致,且大多数文献仅限于理论分析,少有文献基于微观数据进行实证研究。与已有研究相比,本文的边际贡献主要体现在以下三方面:①研究视角上的创新。本文基于理论分析和微观数据,引入农村劳动力流动的视角来探究农村流动人口家庭的消费和储蓄行为,丰富了相关研究的文献基础。目前,少有文献从微观家庭劳动力流动的角度对家庭储蓄行为和预防性储蓄动机进行解释。②本文研究方法上的创新在于,不仅使用工具变量法克服反向因果和遗漏变量导致的内生性问题,还使用处理效应模型和倾向得分匹配法克服自选择导致的估计偏误,为识别劳动力流动的内生性问题提供了参考。③本文研究发现,劳动力流动带来的收入增长未能显著影响家庭消费,究其缘由是家庭为应对收入波动、失业等不确定性而积极地进行预防性储蓄。本文的研究为理解当前制约消费扩大和消费升级的因素提供了重要解释,证实了预防性储蓄动机是当前制约农村流动人口家庭消费扩大和消费升级的重要原因,如何有效降低流动人口家庭的不确定性和预防性储蓄动机是下一步的研究重点。

三、理论分析与研究假说

根据托达罗模型(Todaro, 1969),城乡预期收入差距是影响农村劳动力流动的主要因素,差距越大,流入城市的人口越多。农村劳动力流动使得大量剩余劳动力从低生产效率的农业部门转移到更高生产效率的工业和服务业部门,对农村流动人口家庭收入的提高产生了积极作用。Cai(1998)比较了进城务工人员的流动前预期收入和流入后实际收入发现,所有教育阶层务工人员的流入后实际收入均远高于预期收入。

劳动力流动可能会对家庭消费产生直接或间接的影响。一方面,较高的生活成本使得流动人口及其随迁家属面临较高的消费门槛。此外,收入的增长也可能使流动人口家庭主动增加消费,改善消费质量,优化家庭的消费结构。另一方面,受家庭消费习惯、缺乏城市归属感等因素的影响,劳动力流动也可能不会对家庭消费产生显著的促进作用。具体而言:①在消费惯性的作用下,家庭的消费水平在短期内对收入增长反应不敏感(Carroll et al., 2000),农村流动人口家庭倾向于保持原有的低消费模式,从而形成了较高的储蓄率。②由于没有获得正式的市民身份,流动人口及其随迁家属缺乏城市归属感,可能依旧会按照农村的生活方式进行消费和储蓄,无法发挥城市化扩大消费需求的功能(蔡昉, 2011)。③劳动力的暂时性迁移是一个充满风险和不确定性的过程,流动人口在收入、失业和医疗支出等方面均面临着较大风险,使得家庭更倾向于增加储蓄,维持原有的消费水平。劳动力流动带来的收入增长很难对流动人口家庭的消费产生显著影响。

从根本上看,劳动力流动对家庭储蓄率的影响取决于家庭消费相对于家庭收入的变化。从理性经济人的角度看,劳动力流动是通过获取更高的收入来平滑消费,改善家庭的生活质量,从而达到更高效用水平的经济行为。然而,受消费惯性和城市归属感缺失等因素的影响,农村流动人口家庭只会将收入增长的一部分转化为家庭消费,从而维持较高的储蓄率水平。据此,本文提出:

假说 1:农村劳动力流动能够提升家庭储蓄率。

劳动力流动会导致农村家庭面临更大的不确定性。相较于城市高技能劳动者,农村流动人口的人力资本较低,在城市就业市场上面临着更高的收入波动与失业风险。同时,由于没有城市户籍,流动人口及其随迁家属无法享受与城市户籍人口均等化的医疗、教育等保障性权益,使得流动人口家庭面临的风险更大。此外,固定的住房、交通等生活成本进一步加剧了流动人口家庭的不确定性。

不确定性对家庭的储蓄行为存在很大影响(宋明月和臧旭恒,2016)。预防性储蓄是家庭为应对不确定性而进行的额外储蓄,雷震和张安全(2013)运用中国地级城市面板数据测算发现,由收入不确定性引起的预防性储蓄至少占城乡居民人均金融财产的 20%—30%。劳动力流动导致农村流动人口家庭面临更大的不确定性,家庭为应对收入波动、失业、医疗、教育等不确定性而进行预防性储蓄的动机更加强烈。同时,劳动力流动带来的收入增长,在很大程度上满足了农村家庭为应对不确定性而进行预防性储蓄的需要,使得收入增长的大部分转化为农村家庭的储蓄。根据上述分析,本文提出:

假说 2:流动人口家庭面临的不确定性导致家庭预防性储蓄增加。

综上所述,农村劳动力流动可能会显著增加家庭收入,但对家庭消费可能无法产生显著的促进作用,从而导致家庭储蓄率上升。进一步,家庭为应对不确定性而进行预防性储蓄的动机是家庭储蓄率上升的重要原因。接下来,本文将基于微观数据对上述研究假说展开实证检验。

四、模型与变量

1. 模型设定

为考察农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响,本文设定如下计量模型:

$$saving_rate_i = \alpha + \beta migration_i + \gamma X_i + \lambda_j + \mu_i \quad (1)$$

$$saving_rate_i = \alpha + \beta migration_num_i + \gamma X_i + \lambda_j + \mu_i \quad (2)$$

其中, $saving_rate_i$ 代表第*i*个家庭的储蓄率。核心解释变量为家庭中是否有劳动力流动 $migration_i$,以及劳动力流动的人数 $migration_num_i$ 。 X_i 是一系列控制变量,包括户主和家庭特征变量, λ_j 是省级固定效应, μ_i 是不可观测的误差项。

2. 内生性讨论

一方面,上述模型可能存在反向因果和遗漏变量问题导致内生性偏误。①劳动力流动与家庭储蓄率之间可能存在反向因果问题。储蓄率越低,说明家庭收入超出消费的部分越少,家庭成员更有外出寻找优质就业机会的动机,从而更易产生劳动力流动行为。②模型中也可能存在不可观测的遗漏变量(家庭成员的认知能力、性格特征和储蓄意愿等),会同时影响家庭储蓄率和劳动力流动行为。例如,家庭成员的储蓄意愿会对家庭储蓄率产生影响(Mazzocco,2004),而储蓄意愿越强烈的农村家庭,也越可能发生劳动力流动行为。另一方面,模型还可能存在自选择问题。一般而言,劳动者的工作地点是相对固定的,但也有一些岗位由于工作地点需要经常发生变化,而对流动劳动者有着极大的需求,如农民工的工作地点往往会随着工程项目的更换等原因而经常性地发生改变(王超恩

和符平,2013)。这也就意味着,劳动者会根据自身对工作地点稳定性的要求而主动选择更适合自己的工作以获得更高的收入,不同类型的企业也会根据对流动人口的需求程度决定雇佣多少比例的流动劳动力。

为克服模型中反向因果和遗漏变量导致的内生性问题,本文借鉴 Rozelle et al.(1999)的研究思路,选用同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为本家庭劳动力流动的工具变量。一个地区的劳动力流动比例在一定程度上反映了该地区的经济发展状况,一般而言,社区内劳动力流动的比例越低,家庭所处的经济环境相对更优越,人们外出就业的机会成本越高,家庭劳动力流动的概率越低。已有文献证实,社区中具有大致相同特征(如年龄、教育程度和家庭地位等)的群体成员之间存在相互影响(Araujo et al.,2004),说明同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例与本家庭的劳动力流动行为存在相关性,然而其他家庭的劳动力流动比例对于本家庭的储蓄率水平而言是外生的,与影响家庭储蓄率的不可观测变量无关,选用同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为本家庭劳动力流动的工具变量具备理论可行性。

为缓解自选择问题导致的估计偏差,本文分别采用了处理效应模型和倾向得分匹配(PSM)的方法进行估计。处理效应模型两步法的估计原理与两阶段最小二乘法的估计原理类似,但要求内生变量为虚拟变量。两步法估计的第一步是运用 Probit 模型估计出家庭进入劳动力流动组的概率,第二步再运用 OLS 回归得到劳动力流动的系数估计值。PSM 是 Rosenbaum and Rubin(1983)为解决匹配时个体间距离的度量问题而提出的。PSM 计算平均处理效应的步骤如下:①将影响劳动力流动和家庭储蓄率的相关变量纳入匹配变量中来。②使用 Logit 模型估计出家庭进入劳动力流动组的条件概率,即倾向得分,并检验匹配结果是否通过平衡性检验以及匹配后处理组与对照组的拟合程度是否更优。③使用倾向得分值进行近邻匹配和核匹配,计算得到劳动力流动的平均处理效应(ATT)。

3. 数据来源

基于研究问题数据的可得性考虑,本文使用中国家庭追踪调查(CFPS)2010年的数据^①。CFPS是由北京大学中国社会科学调查中心实施,旨在通过跟踪收集个体、家庭和社区三个层次的数据,反映中国社会、经济、人口、教育和健康的变迁,为学术研究和公共政策分析提供数据支持。CFPS样本覆盖了25个省份,2010年共获得14000多户家庭层面的微观数据,调查问卷包括了村/居问卷、家庭成员问卷、少儿问卷、成人问卷以及家庭问卷等。其中,在家庭问卷中不仅询问了家庭成员外出工作的相关信息,也详细询问了收入和消费支出等各项财务信息,这为考察劳动力流动对家庭储蓄率的影响提供了重要的数据支持。在样本筛选上,将家庭、成人和家庭成员数据库进行匹配,随后进行数据清洗和样本缺失值剔除,最终保留了5170户农村家庭的样本。

4. 变量说明

(1)被解释变量。本文研究农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响,被解释变量为家庭储蓄率。储蓄率1定义为:(家庭总收入-家庭消费支出)/家庭总收入^②。考虑到教育支出与家庭中处于上学阶

① CFPS2010年问卷在统计家庭消费支出时,将不在家生活但与家庭有经济联系的那部分成员的消费支出也统计在内;但2012—2016年调查中将这部分家庭成员的消费支出排除在外,因此理论上,使用2012—2016年数据无法准确估计出劳动力流动对家庭储蓄率的影响。此外,CFPS2014—2016年问卷将外出务工和为其他家庭做农活进行了合并统计,因此,无法准确识别劳动力流动变量。为保证研究的严谨性和结论的可靠性,本文选用2010年CFPS的数据。此外,本文也汇报了运用2014—2016年平衡面板数据得到的估计结果。

② 家庭消费支出包括食品支出、衣着支出、出行支出、通信支出、文娛休闲支出、家庭日常/家电/服务支出、居住支出、医疗保健支出和教育支出等。

段的孩子数量有较强的相关关系,而医疗支出具有较大的不确定性,借鉴马光荣和周广肃(2014)的做法,将储蓄率 2 定义为(家庭总收入-家庭消费支出+教育支出+医疗保健支出)/家庭总收入。参考 Chamon and Prasad(2010)的做法,使用 $\ln(\text{家庭总收入}/\text{家庭消费支出})$ 的定义方式,计算得到储蓄率 3。此外,异常值处理上,对家庭收入变量进行上下 2%缩尾处理,并剔除储蓄率小于-1.5 和大于 0.8 的异常值,以降低极端值对估计结果产生的影响。

(2)解释变量。本文的核心解释变量为家庭中是否有劳动力流动以及家庭劳动力流动的人数。以“过去一年,您家是否有人外出工作”作为劳动力流动的代理变量,以“过去一年,家庭外出工作的人数”作为劳动力流动人数的代理变量。

表 1 给出了分组描述性统计结果。以储蓄率 1 为例,家庭劳动力流动的人数为 1 人时,家庭储蓄率的均值为 19.84%;随着流动规模的增大,家庭储蓄率随之增加。按有无劳动力流动分组对比发现,有劳动力流动的家庭,储蓄率均值为 21.84%,比没有劳动力流动的家庭高出 13.51 个百分点。均值检验结果表明,劳动力流动与家庭储蓄率之间存在显著的正相关关系。

表 1 劳动力流动与家庭储蓄率					
	劳动力流动 1 人	劳动力流动 2 人及以上	有劳动力流动	无劳动力流动	均值差异
储蓄率 1	0.1984	0.2646	0.2184	0.0833	0.1351***
储蓄率 2	0.3614	0.3949	0.3689	0.2371	0.1318***

注：*、**、*** 分别表示组间均值差异在 10%、5%、1%水平上显著。

(3)控制变量。参照甘犁等(2018)、尹志超和张诚(2019)、Lugauer et al.(2019)的做法,本文选取的控制变量包括:户主特征变量(户主年龄、户主年龄平方/100、户主性别、户主婚姻状况、户主受教育程度、户主自评健康得分)、人口特征变量(家庭规模、7 岁以下孩子数量、7—15 岁孩子数量、老年人口比^①、有无未婚男孩)、经济特征变量(养老保险参与、医疗保险参与、自有住房、是否负债、是否有汽车、家庭非外出务工收入、存款余额的对数值、商业保险参与)等。

本文的描述性统计显示^②,储蓄率 1 和储蓄率 2 的均值分别为 13.33%和 28.39%,储蓄率 3 均值为-1.33%。在农村地区,劳动力流动的家庭比例达到了 37.04%。平均看,每两个家庭至少会有 1 人参与劳动力流动。样本中户主的平均年龄为 49.29 岁,男性户主占比 81.72%,已婚户主占比 90.77%,户主平均受教育年限为 6.05 年,反映出农村居民受教育水平偏低的问题。户主的自评健康得分为 4.12,处于中上等水平。医疗保险参与比例为 87.97%,养老保险参与比例为 11.06%,平均每个家庭 7—15 岁和 7 岁以下孩子的数量分别为 0.49 个和 0.35 个,老年人占比为 16.44%,有未婚男孩的家庭占比 44.41%。家庭人口规模平均为 4 人,拥有自有住房的家庭占比 91.74%,有汽车的家庭比例为 10.93%,有负债的家庭比例高达 35.61%,参与商业保险的农村家庭仅占 9.11%,说明商业保险在农村的普及率不高。

五、实证结果及分析

1. 基准回归

表 2 汇报了劳动力流动对家庭储蓄率影响的基准回归结果。其中,第(1)列和第(3)列以储蓄率

① 老年人口比定义为 60 岁以上老年人占家庭总人口的比重。
② 描述性统计结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

1 作为被解释变量,第(2)列和第(4)列以储蓄率 2 作为被解释变量。在控制户主和家庭层面的特征变量后,第(1)列劳动力流动的回归系数为 19.04%,且在 1%水平上显著,表明劳动力流动显著提升了家庭储蓄率。第(2)列以储蓄率 2 作为被解释变量,估计结果保持稳健。第(3)列和第(4)列劳动力流动人数的回归系数也在 1%水平上显著,表明劳动力流动的规模越大,家庭储蓄率越高。第(5)列和第(6)列汇报了使用 CFPS2014—2016 年平衡面板数据的估计结果。第(5)列是混合 OLS 的估计结果,第(6)列是双向固定效应模型的估计结果。估计系数均在 1%水平上显著,表明劳动力流动对家庭储蓄率具有显著的正向影响。

接下来,本文就控制变量的估计结果进行分析^①。户主已婚家庭的储蓄率更高,可能是由于家庭需要为抚养孩子和照料老人而储蓄。户主受教育水平越高,家庭生活稳定性越强,从而有更少的储蓄意愿,家庭储蓄率越低,与李蕾和吴斌珍(2014)的研究发现一致。户主健康水平越差,储蓄率越低,可能是由于家庭承担的医疗费用过多所致,与马光荣和周广肃(2014)的研究结论一致。孩子数量越多的家庭,储蓄率更高,可能是由于父母需要为子女教育和子女将来结婚而储蓄(Wei and Zhang, 2011)。家庭规模越大,储蓄率越低(李蕾和吴斌珍, 2014)。李雪松和黄彦彦(2015)研究发现,有汽车显著降低了家庭储蓄率,这一结论在本文得到了论证。对于有负债的家庭,当期收入除了用于消费,还需要额外一部分用于偿还债务,剩余的家庭储蓄减少,储蓄率相对更低,与万广华等(2003)的研究结论相反。与甘犁等(2018)的结论一致,收入越高的家庭,储蓄率水平也越高。此外,商业保险参与显著降低了农村家庭储蓄率,对农村家庭起到了保障作用。

表 2 劳动力流动对家庭储蓄率的影响:基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 1
劳动力流动	0.1904*** (0.0145)	0.1571*** (0.0132)			0.0672*** (0.0180)	0.0880*** (0.0237)
劳动力流动的人数			0.0960*** (0.0087)	0.0683*** (0.0079)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	
样本数	5170	5154	5163	5146	6472	6472
R ²	0.1903	0.1657	0.1843	0.1559	0.0794	0.0669

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平上显著,括号内为经 White 异方差调整的稳健标准误,以下各表同。第(6)列估计中并未控制年龄、性别和省级固定效应,下表同。

2. 应对反向因果和遗漏变量导致的内生性问题:工具变量法

劳动力流动可能存在反向因果问题,储蓄率越低的家庭,家庭成员更有动机外出工作,增加收入。此外,还可能同时影响劳动力流动和家庭储蓄率的遗漏变量,引起内生性偏差。为克服内生性问题,本文选取同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为本家庭劳动力流动的工具变量,进行两阶段最小二乘估计,表 3 汇报了工具变量的估计结果以及 DWH (Durbin-Wu-

① 控制变量的具体结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)公开附件。

Hausman)内生性检验的结果。以表3第(1)列为例,DWH检验在1%水平上拒绝了劳动力流动不存在内生性问题的原假设。两阶段估计结果中,第一阶段估计的F值为52.51,工具变量的t值为20.06,由于F值大于10%偏误水平下的临界值为16.38(Stock and Yogo,2002),因而不存在弱工具变量问题。工具变量估计结果显示,劳动力流动的影响系数为33.97%,且在1%水平上显著,表明劳动力流动显著提升了家庭储蓄率。第(2)列将被解释变量替换为储蓄率2,结果依然稳健。第(3)列和第(4)列劳动力流动人数的估计系数分别为23.04%和24.76%,也均在1%水平上显著。第(5)列和第(6)列汇报了使用CFPS2014—2016年平衡面板数据的估计结果,第(5)列是两阶段最小二乘法的估计结果,第(6)列是双向固定效应+工具变量法的估计结果。回归结果显示,劳动力流动的估计系数仍在1%水平上显著为正,这表明,劳动力流动是提高农村家庭储蓄率的重要因素,能够在一定程度上解释中国农村地区的高储蓄率现象。

表 3 劳动力流动对家庭储蓄率的影响：工具变量法						
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 2	储蓄率 1	储蓄率 1
劳动力流动	0.3397*** (0.0528)	0.3681*** (0.0525)			0.4153*** (0.0729)	0.4628*** (0.1493)
劳动力流动的人数			0.2304*** (0.0368)	0.2476*** (0.0365)		
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省级固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	
样本数	5170	5154	5163	5146	6472	6472
R ²	0.1733	0.1253	0.1434	0.0707		
第一阶段 F 值	52.51	50.04	33.66	31.56	51.09	10.48
工具变量 t 值	20.06	18.71	16.66	15.85	16.72	8.70
DWH 检验 Chi ²	8.5350	17.3880	14.4287	26.7011	25.1818	
(P-value)	(0.0035)	(0.0000)	(0.0001)	(0.0000)	(0.0000)	

3. 应对自选择导致的内生性问题：处理效应模型

除了反向因果和遗漏变量导致的内生性问题以外,模型还可能存在较为严重的自选择问题,本文使用处理效应模型来缓解由于自选择问题导致的估计偏差。由于内生变量劳动力流动为二值虚拟变量,因此适用于处理效应模型,表4汇报了处理效应模型两步法的估计结果。第(1)列估计结果显示,同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例在第一阶段Probit回归中的估计系数在1%水平上显著,表明工具变量与内生变量具有显著的正相关关系。由于两步法无法检验模型是否具有内生性问题,本文使用极大似然估计得到内生性检验结果,Wald内生性检验在1%显著性水平上拒绝了模型不存在内生性问题的原假设,表明劳动力流动存在内生性问题。第(1)列处理效应模型的结果表明,劳动力流动的影响系数为30.85%,且在1%水平上显著,第(2)列替换被解释变量后,结果依然稳健。

表 4 劳动力流动对家庭储蓄率的影响:处理效应模型

	(1) 储蓄率 1	(2) 储蓄率 2
劳动力流动	0.3085*** (0.0405)	0.3225*** (0.0394)
控制变量	控制	控制
样本数	5170	5154
Wald 检验 χ^2	9.53	20.67
(P-value)	(0.0020)	(0.0000)
两步法的一阶段结果		
同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例	1.7777*** (0.0700)	1.7457*** (0.0712)
Pseudo R^2	0.1014	0.0955

4. 应对自选择导致的内生性问题:倾向得分匹配

倾向得分匹配(PSM)也能够一定程度上缓解自选择问题带来的估计偏差。计算劳动力流动平均处理效应(ATT)的步骤如下:①选取户主年龄、户主年龄平方/100、户主性别、户主受教育程度、户主健康状况、家庭规模、家庭自有房产、家庭负债、家庭非外出务工收入、商业保险参与等变量进行 Logit 回归,估计出倾向得分。②进行一对二倾向得分近邻匹配和核匹配,表 5 汇报了匹配结果。以储蓄率 1 作为结果变量的一对二近邻匹配结果显示,劳动力流动的平均处理效应为 21.36%,在 1%水平上显著。将结果变量更换为储蓄率 2 后,结果保持稳健。另外,核匹配的估计结果与近邻匹配的估计结果基本一致,表明本文估计结果是稳健的。

表 5 劳动力流动对家庭储蓄率的影响:倾向得分匹配

匹配方法	结果变量	实验组	对照组	ATT	标准误	t 值
近邻匹配	储蓄率 1	0.2187	0.0051	0.2136	0.0199	10.74
	储蓄率 2	0.3690	0.2094	0.1596	0.0179	8.91
核匹配	储蓄率 1	0.2184	0.0143	0.2042	0.0163	12.49
	储蓄率 2	0.3691	0.2063	0.1629	0.0147	11.09

注:仅对共同取值范围内个体进行匹配。

匹配前后变量的标准化偏差图显示^①,匹配后所有变量的标准化偏差均小于 10%,表明匹配结果较好地满足了平衡性要求。匹配前后处理组和对照组的拟合情况图显示^②,匹配后处理组和对照组的拟合程度比匹配前更优。

① 标准化偏差图详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

② 匹配前后的拟合情况图详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

六、机制检验与异质性分析

1. 劳动力流动对家庭收入和消费的影响

Cai(1998)指出,在劳动力流动前,会预期一个收入水平,并将其与当前的实际收入进行对比。作为理性经济人,当存在预期收入溢价时,家庭成员才会考虑劳动力流动。Cai(1998)的研究搜集了1504个进城务工人员的流动前预期收入和流入后实际收入数据,对比后发现,所有教育阶层务工人员的流入后实际收入都远高于预期收入。由此可见,劳动力流动可能会对家庭收入产生显著的促进作用。

表6第(1)列和第(2)列汇报了劳动力流动对家庭收入影响的两阶段工具变量估计结果。第(1)列解释变量为劳动力流动,第(2)列解释变量为劳动力流动的人数。处理内生性问题后的估计结果显示,劳动力流动显著提升了家庭收入,印证了Cai(1998)使用民工调查样本得到的统计结论,说明劳动力流动是农村家庭增加收入的重要途径。

表6第(3)列和第(4)列检验了劳动力流动对家庭消费影响的估计结果,克服内生性问题后的结果显示,劳动力流动并未对家庭消费产生显著影响。可能的原因是,受消费习惯的影响(Carroll et al.,2000),家庭消费水平未能随家庭收入的变化及时作出调整。此外,由于缺乏城市归属感,流动人员及随迁家属可能依旧会按照农村的生活方式进行消费和储蓄(蔡昉,2011),劳动力流动带来的收入增长很难对流动人口家庭的消费水平产生显著影响。

表 6 劳动力流动对家庭收入和消费的影响				
	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动力流动	1.6951*** (0.2234)		0.0939 (0.1352)	
劳动力流动的人数		1.1559*** (0.1576)		0.0642 (0.0921)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	5170	5163	5170	5163
R ²	0.1988	0.1564	0.4378	0.4382

2. 不确定性风险是否提高了劳动力流动对家庭储蓄率的影响

本文认为,农村劳动力流动对家庭储蓄和消费行为的影响应考虑到家庭为应对不确定性进行预防性储蓄的动机。不确定性会在很大程度上改变消费者的行为(Deaton,1991),农村居民的储蓄和消费行为与主观感知到的不确定性风险高度相关(刘兆博和马树才,2007)。相比于城市,农村地区的教育和就业体系并不完善,养老、医疗服务等社会保障体系不够健全,使得农村家庭面临的不确定性风险较高。此外,劳动力的暂时性迁移是一个充满风险和不确定性的过程,劳动力流动使得流动人口家庭面临着更大的不确定性,家庭为应对收入波动、失业、医疗、教育等不确定性事件积极地进行预防性储蓄,劳动力流动带来的收入增长更多转化为家庭的预防性储蓄,而非消费水平的显

著增加。表7检验了流动人口家庭面临的不确定性是否导致家庭预防性储蓄增加。

表7第(1)列引入劳动力流动与收入风险的交互项,参照Dynan et al.(2004)、沈坤荣和谢勇(2012)的做法,以家庭人均收入作为因变量,使用家庭成员的平均年龄、平均受教育年限、家庭就业比例以及户主性别、政治面貌和省级固定效应等作为自变量进行OLS回归得到残差值,以残差值作为收入不确定性的度量^①,残差值越大,家庭面临的收入风险越大。第(2)列引入劳动力流动与失业风险的交互项,使用劳动力的年龄、年龄平方、性别、受教育年限、健康水平、工作类型和地区固定效应,通过Probit模型估计劳动力的失业概率,进而计算出家庭劳动力的平均失业概率(Meng, 2003)。此外,由于较低的人力资本积累会加剧失业的风险(温兴祥, 2015),第(3)列还使用了家庭劳动力的平均受教育年限作为失业风险程度的代理变量。劳动力的平均受教育年限越高,工作稳定性越高,家庭面临的失业风险越低。第(4)列和第(5)列引入劳动力流动与医疗风险的交互项,分别以60岁和65岁以上老年人数占比作为医疗风险的代理变量。老人数越多,家庭为应对老人可能发生的医疗费用所进行的预防性储蓄越多,老年成员本身可能就是家庭风险的重要来源(何兴强和史卫, 2014)。第(6)列和第(7)列引入劳动力流动与健康风险的交互项,分别以户主和家庭劳动力的平均健康状况变化情况作为健康风险的代理变量。具体讲,如果与前一年相比,健康状况更好,赋值为0;不变,赋值为1;变差,则赋值为2。表7各列分别引入劳动力流动与不确定性风险代理变量的交互项,估计结果显示,收入风险、失业风险、医疗风险和健康风险均显著提高了劳动力流动对家庭储蓄率的影响。这表明,劳动力流动带来的收入增长未能转化为家庭消费的一个重要原因是,家庭为应对不确定性而积极地进行预防性储蓄。

3. 拓展分析:人力资本投资和保险参与能否降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响

为应对不确定性风险,家庭可能会通过保险参与等方式来平滑各期消费,缓解家庭面临的不确定性,提高家庭的风险应对能力。社会保险能够在很大程度上保持收入的稳定,降低家庭的支出不确定性(沈坤荣和谢勇, 2012)。但社会保险制度的覆盖面较广,受惠人群多,主要用于保障居民的基本生活。商业类保险则是对社会保险的有力补充,能够确保被保险人享受最大程度的经济保障,实现社会保险满足不了的保障标准,在很大程度上降低了家庭面临的不确定性,提高了家庭的风险应对能力。

表8第(1)—(3)列分别引入劳动力流动与养老保险、医疗保险和商业保险参与的交互项。第(1)列两阶段工具变量估计结果显示,交互项系数在1%水平上显著为负,表明养老保险参与能有效降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。第(2)列交互项系数为负,然而并未通过显著性检验。第(3)列交互项系数在10%水平上显著为负,表明商业保险参与能显著降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。这说明,保险参与是家庭应对风险的重要方式,在一定程度上缓解了流动人口家庭面临的不确定性风险,降低了劳动力流动对家庭储蓄率的影响。

已有研究发现,以受教育程度衡量的人力资本能显著降低农村家庭的储蓄率(王春超和袁伟, 2016)。对于劳动力而言,参与劳动生产后的学习和培训活动能增加劳动者的人力资本存量,提高工作的稳定性和满意度,是劳动者进行人力资本投资的重要方式,在一定程度上能够降低劳动者面临的不确定性(王金营, 2001)。表8第(4)列引入劳动力流动与家庭平均学习培训时间的交互项,以检验劳动力的人力资本投资能否降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。结果显示,交互项系数在10%水平上显著为负,表明流动人口家庭的人力资本投资能够显著降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。

^① 为保证残差值的计量单位与其他回归变量大小接近,本文将残差值十等分,由小到大分别赋值为1—10。

表 7 劳动力流动、不确定性与家庭储蓄率

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
劳动力流动	0.0816 (0.1127)	0.2609*** (0.0617)	0.4427*** (0.0917)	0.2740*** (0.0527)	0.2909*** (0.0531)	0.2180*** (0.0779)	0.1868** (0.0921)
劳动力流动×收入风险	0.0234* (0.0139)						
收入风险	0.0479*** (0.0059)						
劳动力流动×失业风险 1		0.7098* (0.3749)					
失业风险 1		-0.0688 (0.0756)					
劳动力流动×失业风险 2			-0.0258* (0.0137)				
失业风险 2			0.0054 (0.0061)				
劳动力流动×医疗风险 1				0.6807** (0.3196)			
医疗风险 1				-0.0412 (0.0548)			
劳动力流动×医疗风险 2					0.7644* (0.4311)		
医疗风险 2					-0.0821 (0.0655)		
劳动力流动×健康风险 1						0.1004* (0.0535)	
健康风险 1						-0.0727*** (0.0240)	
劳动力流动×健康风险 2							0.1322* (0.0733)
健康风险 2							-0.0943*** (0.0330)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本数	5060	4521	4185	5170	5170	5170	5170
R ²	0.2355	0.1741	0.1845	0.1580	0.1607	0.1694	0.1696

4. 异质性分析

家庭之间存在显著的特征差异,当发生劳动力流动行为后,储蓄率的变化可能在不同特征的家庭中存在异质。接下来,本文将考察劳动力流动对家庭储蓄率影响的异质性,并进一步检验本文估

表 8 劳动力流动、风险应对与家庭储蓄率

	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动力流动	0.3665*** (0.0543)	0.4913*** (0.1412)	0.3581*** (0.0531)	0.3499*** (0.0561)
劳动力流动×养老保险参与	-0.2788*** (0.1050)			
养老保险参与	0.0613 (0.0399)			
劳动力流动×医疗保险参与		-0.1648 (0.1350)		
医疗保险参与		0.0459 (0.0570)		
劳动力流动×商业保险参与			-0.2818* (0.1668)	
商业保险参与			0.0006 (0.0043)	
劳动力流动×劳均学习培训时间				-0.0326* (0.0181)
劳均学习培训时间				0.0011 (0.0078)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	5170	5170	5170	5170
R ²	0.1682	0.1689	0.1728	0.1708

计结果的稳健性。

(1)分位数回归。^①分位数回归以最小化残差绝对值的加权平均作为目标函数,相较于 OLS 估计,更不容易受极端值影响,而且能够更全面地识别解释变量对被解释变量在不同分位数上的影响。上文分析可知,劳动力流动显著提升了家庭储蓄率。但劳动力流动的储蓄效应可能对不同储蓄阶层的家庭存在异质性。农村家庭面临的不确定性较大,大多数农村家庭需要进行预防性储蓄,低储蓄率家庭的预防性储蓄动机相比于高储蓄率家庭而言会更加明显,家庭为应对不确定性而增加储蓄的动机更强。本文考察了劳动力流动对储蓄率分布的 0.2 分位点、0.4 分位点、0.6 分位点和 0.8 分位点产生的影响。

分位数回归的结果表明,在各储蓄率分位点处,劳动力流动对家庭储蓄率均产生了显著的正向影响。进一步对比后发现,随着储蓄率分位点的增大,劳动力流动的影响系数逐渐下降,以 Panel A 为例,储蓄率分布的 0.2 分位点处的影响系数是 0.8 分位点处的 2 倍左右,表明劳动力流动对低储蓄家庭产生了更大的影响。回归系数的 F 值为 17.79,在 1%水平上显著,说明劳动力流动的影响系数在不同储蓄率分位数上具有显著差异。Panel B 将被解释变量替换为储蓄率 2,结果保持稳健。分位数回归的结果说明,劳动力流动缩小了农村家庭的储蓄率差距。

① 分位数回归结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

(2)收入差异。甘犁等(2018)使用中国家庭金融调查(CHFS)数据测算发现,储蓄率在不同收入阶层表现出极大的不均衡,这就意味着劳动力流动的储蓄效应对高收入阶层和中低收入阶层可能存在异质性。为考察影响差异,按照家庭收入的0.75分位数将样本划分为高收入阶层和中低收入阶层。表9第(1)列和第(2)列分别引入劳动力流动和劳动力流动的人数与中低收入阶层的交互项,克服内生性问题后的回归结果显示,劳动力流动对中低收入阶层的家庭影响更大。可能的解释是,相比高收入阶层,中低收入阶层应对未来不确定性的能力更弱,劳动力流动带来的收入增长成为中低收入阶层增加储蓄的重要来源。

(3)社会网络差异。中国是一个人情关系网络高度发达的社会,社会网络水平可能会影响家庭的储蓄行为。易行健等(2012)运用农村住户调查数据实证研究发现,社会网络显著降低了农村家庭的储蓄率水平。由于缺少对人际关系的依赖,社会网络越低的家庭,在做储蓄决策时更加保守。当家庭发生劳动力流动行为后,家庭的社会网络水平进一步弱化,家庭更可能增加储蓄。因此,社会网络的提升可能会缓解劳动力流动对家庭储蓄率的影响。借鉴周广肃等(2014)的研究设计,使用礼金/礼品收入来衡量家庭社会网络水平。具体讲,按“过去一年,家庭是否有礼金/礼品收入”将样本划分为高社会网络组和低社会网络组。如果受访家庭前一年没有礼金/礼品收入,则定义为低社会网络家庭,赋值为1,否则为高社会网络家庭,赋值为0,样本中有56.59%的家庭没有礼金/礼品收入。表9第(3)列和第(4)列分别引入劳动力流动和劳动力流动的人数与低社会网络的交互项,回归结果显示,交互项系数均在10%水平上显著为正,说明劳动力流动对低社会网络家庭产生了更大的影响,也即表明,社会网络的提高能降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。

表9 劳动力流动对家庭储蓄率的影响:异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)
劳动力流动	0.1987*** (0.0854)		0.2592*** (0.0689)	
劳动力流动的人数		0.1461*** (0.0510)		0.1860*** (0.0454)
劳动力流动×中低收入阶层	0.1529* (0.0828)			
劳动力流动的人数×中低收入阶层		0.0985** (0.0469)		
劳动力流动×低社会网络			0.1398* (0.0753)	
劳动力流动的人数×低社会网络				0.0782* (0.0450)
中低收入阶层	-0.1463*** (0.0391)	-0.1163*** (0.0343)		
低社会网络			-0.0617* (0.0318)	-0.0542* (0.0284)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本数	5170	5163	5165	5158
R ²	0.1792	0.1475	0.1734	0.1436

七、稳健性检验

为检验估计结果的稳健性,本文将通过更换变量定义、替换工具变量等方式进行稳健性检验^①。

1. 储蓄率的不同定义方式

参照 Chamon and Prasad(2010)的做法,使用 $\ln(\text{家庭总收入}/\text{家庭消费支出})$ 的定义方式,计算得到储蓄率 3。OLS 估计结果显示,劳动力流动对家庭储蓄率的影响系数为 18.89%,且估计系数在 1%水平上显著。DWH 检验拒绝了模型不存在内生性问题的原假设,2SLS 的估计系数为 43.73%,在 1%水平上显著。将核心解释变量替换为劳动力流动的人数后,结果依然稳健。

2. 家庭收入的不同定义方式

由于农户收入更多依赖于农业生产活动,借鉴万广华等(2003)的做法,使用家庭纯收入作为家庭收入的定义方式。OLS 估计结果显示,劳动力流动对家庭储蓄率影响系数为 22.38%,且估计系数在 1%水平上显著。考虑到模型可能存在内生性问题,报告了两阶段工具变量法的估计结果,DWH 检验拒绝了模型不存在内生性问题的原假设,2SLS 的估计系数为 41.66%,在 1%水平上显著。将核心解释变量替换为劳动力流动的人数后,结果依然是稳健的。

3. 替换工具变量

本文使用同一区县同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为工具变量进行了两阶段最小二乘估计。可以发现,无论是以储蓄率 1 还是储蓄率 2 作为被解释变量,劳动力流动和劳动力流动人数的估计系数均在 1%水平上显著为正,表明本文的结果是稳健的。

4. 工具变量的近似零方法(LTZ)估计

虽然本文使用的工具变量通过了工具变量检验,但仍然可能存在轻微的内生性问题。Conley et al.(2012)提出,当工具变量满足近乎外生的情况下,可以通过指定扰动项与工具变量相关系数的先验分布,得到工具变量的有效估计量。本文采用 Conley et al.(2012)提出的近似零方法(LTZ)进行了估计。估计结果发现,劳动力流动对家庭储蓄率仍然具有显著的促进作用,表明本文的估计结果是稳健的。

八、结论与建议

《关于完善促进消费体制机制 进一步激发居民消费潜力的若干意见》中指出:“要增强消费对经济发展的基础性作用,扩大消费规模,激发居民的消费潜力。同时要破除阻碍消费扩大的体制机制弊端,着力推动农村居民的消费水平,缩小城乡居民的消费差距”。2018 年中国外出农民工数量高达 1.73 亿,农村劳动力流动构成了当今中国波澜壮阔的宏大图景。农村劳动力流入城市,为城市发展提供了充裕的劳动力资源,推动了城市建设,也对农村流动人口家庭的储蓄和消费行为产生了深远的影响。

本文的理论分析显示,劳动力流动可能提升家庭储蓄率。本文进一步使用中国家庭追踪调查数据实证研究了农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响。研究发现,劳动力流动对家庭储蓄率具有显著的促进作用,更换不同的收入口径和消费支出口径后,结果也依然成立。为克服模型中可能存在的反向因果和遗漏变量问题,本文以同一社区同一收入阶层其他家庭的劳动力流动比例作为工具变量进行两阶段最小二乘估计;为应对自选择导致的内生性问题,分别使用处理效应模型和倾向得分匹配法进行估计。处理内生性问题后,结论也依然稳健成立。

^① 稳健性检验的结果详见《中国工业经济》网站(<http://www.ciejjournal.org>)公开附件。

机制分析发现,劳动力流动显著提升了家庭收入,但并未对家庭消费产生显著影响。本文进一步研究发现,流动人口家庭为应对收入波动、失业、医疗和健康等不确定性风险而积极地进行预防性储蓄。此外,农村家庭的人力资本投资和保险参与作为风险应对的重要方式,能有效降低劳动力流动对家庭储蓄率的影响。分位数回归结果显示,劳动力流动缩小了农村家庭的储蓄率差距,对低收入群体和社会网络较低的家庭产生了更大的影响。基于本文的研究结论,提出如下政策建议:

(1)应重点关注农村人口流动产生的储蓄效应。农村劳动力流动改变了农村家庭的生活方式,影响了农村家庭的消费、储蓄和投资决策。本文的研究结果表明,农村劳动力流入城市后,即便受到城市的环境和生活方式的影响,流动人口及其家庭成员也仍然需要为应对不确定性而积极储蓄,维持原有的消费水平和消费模式不变,农村劳动力流动带来的收入增长并未带动农村家庭的消费潜力释放。当前,消费在拉动经济增长中的作用日趋重要,因此,必须要重点关注流动人口家庭的储蓄和消费行为,在降低农村家庭面临的不确定性和预防性储蓄动机上下功夫。

(2)提高农村本地就业的吸引力,提升农村劳动力的收入水平。应加大农村地区的道路、通讯等基础设施建设,为农村劳动力提供充足的就业岗位,丰富就业体系,完善就业政策,拓宽农村居民的收入来源,实现农村剩余劳动力的本地充分就业,切实提高农村本地就业的收入水平,缩小农村居民之间的收入差距;因地制宜,积极开发乡村特色产业,加大对农村家庭的资金支持,吸引有投资意向的企业入驻农村,为实现农村居民增收和乡村产业振兴注入活力。

(3)建立更加完善的社会保障体系,降低农村家庭面临的不确定性。要确保社会保险制度在农村地区的全覆盖,发挥社会保险的保障作用,提高看病就医的报销力度,着力降低农村居民看病、治病的医疗成本;完善大病保险制度,积极发挥大病保险在保障农村家庭中的作用,切实降低农户因病致贫、因病返贫的心理负担,着力降低家庭面临的健康风险和医疗成本;降低农村居民商业性保险的缴费额,提高养老保险的领取额。优化教育资源配置,使更多优质教育资源向农村倾斜,增加对农村劳动力的技能培训和非学历教育,提高农村劳动力的职业素养。此外,应积极发挥社会网络对农村家庭的保障作用,引领良好的社会风尚,构建和谐乡村。

〔参考文献〕

- [1]蔡昉. 农民工市民化与新消费者的成长[J]. 中国社会科学院研究生院学报, 2011, (3):5-11.
- [2]樊纲,吕焱. 经济发展阶段与国民储蓄率提高:刘易斯模型的扩展与应用[J]. 经济研究, 2013, (3):19-29.
- [3]樊纲,魏强,刘鹏. 中国经济的内外均衡与财税改革[J]. 经济研究, 2009, (8):18-26.
- [4]冯明. 农民工与中国高储蓄率之谜——基于搜寻匹配模型的分析[J]. 管理世界, 2017, (4):20-31.
- [5]甘犁,赵乃宝,孙永智. 收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率[J]. 经济研究, 2018, (12):34-50.
- [6]何兴强,史卫. 健康风险与城镇居民家庭消费[J]. 经济研究, 2014, (5):34-48.
- [7]雷震,张安全. 预防性储蓄的重要性研究:基于中国的经验分析[J]. 世界经济, 2013, (6):126-144.
- [8]李稻葵,刘霖林,王红领. GDP中劳动份额演变的U型规律[J]. 经济研究, 2009, (1):70-82.
- [9]李蕾,吴斌珍. 家庭结构与储蓄率U型之谜[J]. 经济研究, 2014, (S1):44-54.
- [10]李雪松,黄彦彦. 房价上涨、多套房决策与中国城镇居民储蓄率[J]. 经济研究, 2015, (9):100-113.
- [11]李扬,殷剑峰. 劳动力转移过程中的高储蓄、高投资和中国经济增长[J]. 经济研究, 2005, (2):4-15.
- [12]李扬,殷剑峰. 中国高储蓄率问题探究——1992—2003年中国资金流量表的分析[J]. 经济研究, 2007, (6):14-26.
- [13]刘生龙,程文银,熊雪. 新生代农民工与中国农村储蓄率下降[J]. 中国农村经济, 2016, (3):2-11.
- [14]刘兆博,马树才. 基于微观面板数据的中国农民预防性储蓄研究[J]. 世界经济, 2007, (2):40-49.
- [15]马光荣,周广肃. 新型农村养老保险对家庭储蓄的影响:基于CFPS数据的研究[J]. 经济研究, 2014, (11):116-

129.

- [16]沈坤荣,谢勇. 不确定性与中国城镇居民储蓄率的实证研究[J]. 金融研究, 2012,(3):1-13.
- [17]宋明月,臧旭恒. 我国居民预防性储蓄重要性的测度——来自微观数据的证据[J]. 经济学家, 2016,(1):89-97.
- [18]谭静,余静文,饶璨. 二元结构下中国流动人口的回迁意愿与储蓄行为——来自2012年北京、上海、广州流动人口动态监测数据的经验证据[J]. 金融研究, 2014,(12):23-38.
- [19]万广华,史清华,汤树梅. 转型经济中农户储蓄行为:中国农村的实证研究[J]. 经济研究, 2003,(5):3-12.
- [20]王超恩,符平. 农民工的职业流动及其影响因素——基于职业分层与代际差异视角的考察[J]. 人口与经济, 2013,(5):89-97.
- [21]王春超,袁伟. 社会网络、风险分担与农户储蓄率[J]. 中国农村经济, 2016,(3):25-35.
- [22]王建英,韩燕明,喻逸涵,蒋明雅. 劳动力转移率与城乡收入差距对高储蓄率的影响——基于1996—2015年省级面板数据的实证研究[J]. 经济理论与经济管理, 2018,(7):100-112.
- [23]王金营. 浅析人力资本、职业选择与失业风险[J]. 人口学刊, 2001,(4):7-10.
- [24]温兴祥. 失业、失业风险与农民工家庭消费[J]. 南开经济研究, 2015,(6):110-128.
- [25]谢勇. 中国农村居民储蓄率的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2011,(1):77-87.
- [26]许召元,李善同. 区域间劳动力迁移对经济增长和地区差距的影响[J]. 数量经济技术经济研究, 2008,(2):38-52.
- [27]易行健,张波,杨碧云. 外出务工收入与农户储蓄行为:基于中国农村居民的实证检验[J]. 中国农村经济, 2014,(6):41-55.
- [28]易行健,张波,杨汝岱,杨碧云. 家庭社会网络与农户储蓄行为:基于中国农村的实证研究[J]. 管理世界, 2012,(5):43-51.
- [29]尹志超,张诚. 女性劳动参与对家庭储蓄率的影响[J]. 经济研究, 2019,(4):165-181.
- [30]张勋,刘晓,樊纲. 农业劳动力转移与农户储蓄率上升[J]. 经济研究, 2014,(4):130-142.
- [31]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.
- [32]Araujo, C., A. de Janvry, and E. Sadoulet. Peer Effects in Employment:Results from Mexico's Poor Rural Communities[R]. University of California at Berkeley Working Paper, 2004.
- [33]Cai, F. Economic Reasons for Migration,the Organization of the Labor Force and the Selection of Jobs[J]. Social Sciences in China, 1998,37(1):77-84.
- [34]Carroll, C. D., J. Overland, and D. N. Weil. Saving and Growth with Habit Formation [J]. American Economic Review, 2000,90(3):341-355.
- [35]Chamon, M. D., and E. S. Prasad. Why Are Saving Rates of Urban Households in China Rising [J]. American Economic Journal:Macroeconomics, 2010,2(1):93-130.
- [36]Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi. Plausibly Exogenous [J]. Review of Economics and Statistics, 2012,94(1):260-272.
- [37]Curtis, C. C., S. Lugauer, and N. C. Mark. Demographic Patterns and Household Saving in China [J]. American Economic Journal: Macroeconomics, 2015,7(2):58-94.
- [38]Deaton, A. Saving and Liquidity Constraints[J]. The Econometrica, 1991,59(5):1221-1248.
- [39]Djajić, S., and R. Milbourne. A General Equilibrium Model of Guest-Worker Migration:The Source-Country Perspective[J]. Journal of International Economics, 1988,25(3-4):335-351.
- [40]Dynan K. E., J. Skinner, and S. P. Zeldes. Do the Rich Save More [J]. Journal of Political Economy, 2004, 112(2):397-444.
- [41]Kuijs, L. Investment and Saving in China[R]. World Bank Policy Research Working Paper, 2005.
- [42]Lewis, W. A. Economic Development with Unlimited Supplies of Labour [J]. The Manchester School, 1954,22

- (2):139–191.
- [43]Lugauer, S., J. Ni, and Z. Yin. Chinese Household Saving and Dependent Children: Theory and Evidence[J]. *China Economic Review*, 2019,(57),101091,https://doi.org/10.1016/j.chieco.2017.08.005.
- [44]Mazzocco,M. Saving, Risk Sharing, and Preferences for Risk [J]. *American Economic Review*, 2004,94(4):1169–1182.
- [45]Meng X. Unemployment, Consumption Smoothing,and Precautionary Saving in Urban China [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2003,31(3):465–485.
- [46]Rosenbaum,P. R.,and D. B. Rubin. The Central Role of the Propensity Score in Observational Studies for Causal Effects[J]. *Biometrika*, 1983,70(1):41–55.
- [47]Rozelle,S.,J. E. Taylor, and A. de Brauw. Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China[J]. *American Economic Review*, 1999,89(2):287–291.
- [48]Stark,O.,and A. Dorn. International Migration,Human Capital Formation, and Saving [J]. *Economics Letters*, 2013,118(3):411–414.
- [49]Stock, J. H., and M. Yogo. Testing for Weak Instruments in Linear IV Regression [R]. NBER Working Paper, 2002.
- [50]Todaro, M. P. A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries [J]. *American Economic Review*, 1969,59(1):138–148.
- [51]Wei, S. J., and X. Zhang. The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China[J]. *Journal of Political Economy*, 2011,119(3):511–564.

The Influence of Rural Labor Migration on Household Saving Rate

YIN Zhi-chao, LIU Tai-xing, ZHANG Cheng

(School of Finance,Capital University of Economics and Business, Beijing 100070,China)

Abstract: The realistic problem of low consumption and high saving of rural households has a long history in China. At present, the factors restricting the expansion and upgrading of consumption are still prominent. This paper empirically studies the impact of rural labor migration on household saving rate by using the data of China Family Panel Studies (CFPS). The results show that labor migration has significantly increased the household saving rate. Further research found that labor migration significantly increased household income, but it failed to have a significant impact on household consumption due to income fluctuations, unemployment, medical care, health or other uncertainties. The paper also found that rural households' human capital investment and insurance participation, as important ways to deal with risks, can effectively reduce the impact of labor migration on household saving rate. In addition, heterogeneity analysis shows that labor migration has narrowed the saving rate gap of rural households and has had a greater impact on the saving rate of medium–low income groups and households with lower social networks. Therefore, the government needs to take measures to reduce the uncertainty of rural households and improve the consumption level of temporary migrant household. The conclusion of this paper provides a new perspective and evidence for understanding the saving behavior of Chinese households, and can provide a reference for policy formulation to expand consumption.

Key Words: rural labor migration; household saving rate; uncertainty; precautionary saving motivation

JEL Classification: D10 D140 J610

[责任编辑:王燕梅]