

# 劳动力流动能否缓解农户流动性约束\*

## ——基于社会网络视角的实证分析

尹志超 刘泰星 严雨

**摘要：**中国农村家庭面临严重的流动性约束问题，新冠肺炎疫情的冲击进一步加剧了农户的流动性困境，严重制约了农户消费的扩大，采取合理有效的措施缓解农户的流动性约束具有重要的理论价值和现实意义。本文运用2014—2018年中国家庭追踪调查（CFPS）数据，实证研究了劳动力流动对农户流动性约束的影响。研究发现，劳动力流动显著缓解了农户的流动性约束，且这一基本结论在更换流动性约束定义方式、放松工具变量的排他性约束条件和运用倾向得分匹配法估计后依然稳健。进一步分析发现，劳动力流动对低社会网络农户的流动性约束产生了更大的缓解作用，缩小了由于宗族网络、父辈禀赋、外部身份和社会经济地位差距等社会网络不平等所产生的两极分化。异质性分析发现，劳动力流动对中年家庭、低人力资本家庭和北方家庭的流动性约束产生了更为显著的缓解效应。本研究为解决农户的流动性约束问题提供了新思路，为降低农村内部的经济不平等提供了新视角，也可为相关政策的制定提供参考。

**关键词：**农村劳动力流动 流动性约束 社会网络 经济不平等

**中图分类号：**F240 **文献标识码：**A

### 一、引言

2020年8月24日，习近平总书记在经济社会领域专家座谈会上指出：“要推动形成以国内大循环为主体、国内国际双循环相互促进的新发展格局”，这一社会发展理念凸显了扩大内需、促进居民消费的重要性。然而，中国有高达3.1亿人月平均收入低于1000元<sup>①</sup>，较低的收入水平直接影响了内需的扩大和消费水平的提升。因此，提高农民等低收入群体的收入水平，缓解低收入群体的流动性约束对于扩大内需和提振消费具有重要意义。流动性约束会对经济社会发展产生一系列消极影响，如强

\*本研究得到教育部哲学社会科学后期资助重大项目“中国家庭流动性约束研究”（批准号：20JHQ007）的资助。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，当然，文责自负。本文通讯作者：严雨。

<sup>①</sup>具体数据参见：李实、岳希明、罗楚亮，2020：《中国低收入人口知多少？》，<http://www.ciidbnu.org/news/202007/20200721202325706.html>。

化低收入家庭的储蓄意愿、抑制消费（万广华等，2001；甘犁等，2018）、阻碍创业（尹志超等，2020a）等，缓解农村家庭的流动性约束对于畅通国内大循环、降低收入不平等和维护社会公平意义重大<sup>①</sup>。

改革开放以来，随着工业化和城镇化的持续推进以及人口流动限制的逐步放松，大规模的农村劳动力流入城市，构成了波澜壮阔的人口流动图景（尹志超等，2020b）。现阶段，农村劳动力流动现象已然成为中国经济社会发展过程中不可忽视的重大现实问题。根据2008—2019年国家统计局《农民工监测调查报告》，2008年外出农民工总量为1.4亿人，2019年增至1.74亿人，呈现逐年增长态势，年均增长率高达2.19%。同时，外出农民工占农民工总量的比重相对稳定地维持在60%的较高水平上，表明农村劳动力流动呈现出稳定性、常态化的鲜明特征。大规模的农村劳动力流入城市，使得农村劳动力转移至生产率更高的工业和服务业部门，在加快工业化和城镇化进程、优化产业结构、推动经济增长的同时，也促进了劳动力资源的合理配置，拓宽了农村劳动力的就业选择，对农村家庭产生了巨大且深远的影响。

本文关注劳动力流动对农户流动性约束的影响，现有研究主要存在两种观点。第一种观点认为，劳动力流动使农村劳动力转移至生产率更高的工业和服务业部门，提高了农村劳动力的配置效率（许召元和李善同，2008），改善了农民收入水平（李实，1999），能够有效缓解流动性约束（Batista et al., 2019）。第二种观点则认为，由于农民工学历较低，因而大多从事低技能工作（章元和陆铭，2009），这限制了农民工收入水平的提升，导致外出务工所产生的汇款收入仅能部分弥补劳动力流失对生产经营活动造成的不利影响（王子成，2012），使得家庭收入难以得到有效提升。此外，城市住房、交通费用等成本以及迁移的机会成本、工作的搜寻成本等隐性成本，增加了外出务工群体的消费支出，因而劳动力流动难以缓解农户的流动性约束。

社会网络作为一种无形资产，能够促进网络内部成员之间的互相协助，在农村家庭的风险应对、消费平滑和贫困减缓等方面具有重要作用。本文进一步探讨，劳动力流入城市后，是会发挥社会网络的积极影响，对高社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应，还是会弱化社会网络不足的消极影响，对低社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应。从理论上讲，上述两种观点均可能存在。第一种观点认为，劳动力流入城市后，不仅可以凭借社会网络的信息传递功能在城市获取更多的就业机会和收入增长的渠道，为其就业和增收创造条件，还能够借助既有的社会关系构建城市的社会网络，接触新的社会组织和成员，并在互动中扩大城市的社会网络规模（王春超和周先波，2013）。因此，劳动力流动对高社会网络农户的流动性约束具有更大的缓解作用。第二种观点则认为，社会网络具有地域性/高度本土化的特征（Zhang and Zhao, 2015），劳动力流入城市后，削弱了社会网络的积极影响，但也使低收入农户逃离了社会网络的拖累，摆脱了贫困陷阱（郝枫和郭荷，2019）。因此，劳动

---

<sup>①</sup>根据 Zeldes (1989)，当家庭缺乏足够的流动性资产时，就会面临流动性约束问题。现有研究主要采用如下两种方式来衡量流动性约束，方式一为当年金融资产总价值低于两个月的永久收入（Zeldes, 1989），方式二为月平均支出与收入的比较，包括月平均支出高于月平均收入（尹志超，2019）或月平均支出超过3个月的平均工资收入（Nirei, 2006）。尹志超（2019）资料来自《突破家庭消费面临的流动性约束》，<https://3g.163.com/dy/article/ECV2TQ2405417QMO.html>。

力流动对低社会网络农户具有更大的流动性约束缓解效应。

本文利用中国家庭追踪调查（CFPS）2014—2018年数据，实证检验了劳动力流动对农户流动性约束的影响。进一步地，考虑到中国农村是一个熟人关系社会，而劳动力流动作为一种异地就业选择，可能会降低社会网络不足的消极影响，弱化社会网络差距所导致的农村内部经济不平等，本文以流动性约束作为结果变量进行了检验。最后，本文从生命周期阶段、人力资本积累和地区差异的角度讨论了异质性。

## 二、理论分析与文献综述

关于劳动力流动对农户流动性约束影响的研究主要呈现两种观点。第一种观点认为，劳动力流动能有效缓解农户的流动性约束。该观点认为，一方面，劳动力流动使劳动力资源从农业部门转移至生产率更高的工业和服务业部门，促进了劳动要素的有效配置（许召元和李善同，2008），提高了收入水平（李实，1999），缓解了流动性约束程度（Batista et al., 2019）。另一方面，由于户籍制度约束（陈斌开等，2010）、农民工及其随迁家属缺乏城市归属感（蔡昉，2011）以及为应对不确定性而进行预防性储蓄的动机（尹志超等，2020b）等原因，农户消费能力增强但消费意愿未能明显提高，这使得未消费掉的外出务工收入转化为家庭的流动性资产，从而缓解了农户的流动性约束。

第二种观点则认为，劳动力流动无法缓解农户的流动性约束。该观点认为，一方面，由于农民工学历低、技能少，这就决定了农民工流入城市后只能从事低技能工作（章元和陆铭，2009），限制了农民工收入水平的提升，导致外出务工所带来的汇款收入仅能部分弥补劳动力流失对生产经营活动造成的不利影响（王子成，2012），使得家庭收入难以得到有效提升。另一方面，劳动力流动导致农民工面临城市昂贵的住房、交通等成本，同时还面临迁移的机会成本、工作的搜寻成本等隐性成本，增加了外出务工群体的消费支出。同时，农民工在城市也难以获取社会福利、医疗保险和失业保险等社会保障（Chen and Deng, 2019），这加剧了其在面临不确定性冲击时的脆弱性。因此，劳动力流动无法缓解农户的流动性约束。根据上述分析，本文提出如下假说：

假说 1：劳动力流动能缓解农户的流动性约束。

社会网络作为一种无形资产，能够实现信息共享和风险分担，促进网络内部成员间的互相帮助，对于提升家庭福利发挥了重要作用。本文关注的是，劳动力流入城市后，是发挥了社会网络的积极影响，对高社会网络农户的流动性约束产生更大的缓解效应，还是弱化了社会网络不足的消极影响，对低社会网络农户的流动性约束产生更大的缓解效应。

根据文献研究，劳动力流入城市后，不仅能够将关系网络拓展到城市（李培林，1996），从而借助社会网络的信息传递功能获取城市就业市场的机会和信息，拓宽了社会网络的触达范围，也可以凭借既有的社会网络资源和自身在维系社会关系上的能力构建和培育城市的社会关系网络，在城市地区形成发达的社交关系圈（王春超和周先波，2013）。因此，劳动力流动可能对高社会网络农户的流动性约束产生更大的缓解效应。

然而，也有文献发现，社会网络发挥作用的地点是特定的，具有鲜明的地域性和高度本地化的特

征 (Zhang and Zhao, 2015), 因为它是在基本上不流动的环境中发展起来的, 并且受到地理流动性和距离的阻碍。劳动力流动打破了以前建立的社交网络对农户产生的积极影响, 削弱了社会网络对农户收入的增长效应 (莫亚琳等, 2020)。一些文献从降低代际收入传承的角度, 分析了劳动力流动的经济影响。郝枫和郭荷 (2019) 认为, 家庭背景对于子女就业具有积极影响, 而这种代际影响具有很强的地域性, 当子女在本地就业时, 可直接或间接受益于家庭帮助, 若子女在外地就业, 家庭背景的影响将显著降低。因此, 劳动力流动削弱了社会网络的积极影响, 降低了代际收入传承, 抑制了两极分化。同时, 劳动力流动也降低了社会网络不足的消极影响, 帮助低收入农户逃离了社会网络的拖累, 摆脱了贫困陷阱。另一方面, 城市与农村地区在社会交往规则和日常生活方式等方面存在巨大差异, 农民在进入城市之后, 将面临一次“再社会化过程” (车四方等, 2019)。面对新环境、新规则和新的社会交往对象, 具有高度本土化特征的传统社会网络可能很难发挥其积极影响。即使社会网络能够帮助进城农民工实现就业, 但由于农民工大多为低学历、低技能群体, 因此社会网络在具有较高竞争性的城市劳动力市场上的主要作用是配给工作 (章元和陆铭, 2009) 或增强农民工的流动性, 几乎不能直接改变劳动力获得的工资 (章元等, 2008), 甚至而言, 利用社交网络寻找工作实际上降低了农民工的工资水平 (Fang et al., 2016; Chen et al., 2018)。根据上述分析, 本文提出如下假说:

假说 2: 劳动力流动对低社会网络农户的流动性约束具有更大的缓解效应。

社会网络的范畴既涵盖家族内部和代际之间亲缘关系的自然延伸, 也包括通过自身努力而构建形成的个人关系网络, 具体可归纳为如下四种: 第一, 宗族网络。宗族网络作为社会网络的一种, 能够帮助其内部成员抵御负面冲击, 发挥社会保险的作用 (郭云南和姚洋, 2013)。在宗族网络内部, 农户能够较为容易地获取信息、分散风险。第二, 父辈禀赋。中国农村家庭存在代际低收入传递陷阱 (郝枫和郭荷, 2019), 而教育传递在多代间也具有持久性, 一般来说, 父母的教育程度越高, 对子代教育的正向影响越大 (邹薇和马占利, 2019)。因此, 父辈收入状况和人力资本成为影响子代禀赋和社会网络的重要因素。第三, 外部身份。外部身份不仅仅是一种社会身份和社会关系网络的象征, 还能够帮助个人获取更多的知识和信息, 对于促进就业和收入增长具有重要作用。第四, 家庭本地社会经济地位。社会经济地位的提高不仅能够带来心理上的满足感, 也能够帮助家庭获取更多物质或非物质上的收益。为了深入分析劳动力流动对农户流动性约束影响的社会网络差异, 本文在对假说 2 进行检验的基础上, 进一步从上述四个维度展开详细讨论, 检验劳动力流动究竟是拓宽了社会网络的触达范围, 对高社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应, 还是弱化了社会网络不足的消极影响, 从而对低社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应。

本文利用具有全国代表性的中国家庭追踪调查数据, 研究了劳动力流动对农户流动性约束的影响。本文的创新之处主要体现在以下三方面: 第一, 研究视角上的创新。本文在理论分析的基础上, 借助微观调查数据, 从劳动力流动的角度研究了农户的流动性约束问题, 丰富了相关文献的研究基础。第二, 研究思路上的创新。中国农村是一个熟人关系社会, 而劳动力流动作为一种异地就业选择, 可能会降低社会网络不足的消极影响, 弱化社会网络差距所导致的农村内部经济不平等, 本文以流动性约束作为结果变量论证了这一重要的理论观点。第三, 研究维度上的创新。本文从宗族网络、父辈禀赋、

外部身份和社会经济地位差距四个维度来度量农户的社会网络禀赋，详细论证劳动力流动在降低由于社会网络不平等所产生的经济差距中的重要作用。

### 三、数据来源与实证模型

#### (一) 数据来源及样本选取

本文使用的是2014—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据。考虑到研究变量的可得性，在社会网络视角的进一步分析中，本文也借助了2010年CFPS数据。CFPS项目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、家庭和社区三个层面的数据，反映中国的社会变迁与经济发展，为学术研究提供数据支持。CFPS采用三阶段抽样法，样本采集满足随机性。样本的覆盖范围广，能够代表全国95%的家庭。CFPS项目于2010年开展基线调查，样本覆盖了全国25个省/市/自治区，后又开展了四轮追踪调查。本文以CFPS2014—2018年的调查数据作为初始样本，并对样本做如下筛选：(1)剔除城市家庭样本；(2)剔除研究相关变量存在缺失值的样本；(3)将三年样本合成平衡面板数据。经过数据清洗，最终获得4157户农村家庭在2014、2016和2018年三期的面板数据。

#### (二) 变量选取及描述性统计

表1展示了本文主要相关变量的描述性统计结果。以Zeldes(1989)对于流动性约束的定义为例，2014年受到流动性约束的农村家庭占比为61%，2018年为46%，虽整体呈下降趋势，但比例非常高，足以说明中国农村家庭面临严重的流动性约束问题。此外，2014年劳动力流动的比例为52%，2018年为55%，整体呈上升趋势。其他变量的描述性统计结果如表1所示。

表1 变量说明及描述性统计

变量类别	变量名称及定义	2014年		2016年		2018年	
		均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
因变量	流动性约束1：当年家庭金融资产总价值低于两个月永久收入	0.61	0.49	0.51	0.50	0.46	0.50
	流动性约束2：月平均支出大于3个月平均劳动收入	0.24	0.43	0.26	0.44	0.31	0.46
	流动性约束3：月平均支出大于月平均收入	0.46	0.50	0.51	0.50	0.54	0.50
核心变量	劳动力流动：家庭是否有人外出务工 <sup>①</sup>	0.52	0.50	0.53	0.50	0.55	0.50
控制变量	户主年龄	51.04	12.33	51.99	13.20	53.90	13.05
	户主年龄的平方/100	27.57	12.71	28.77	13.72	30.76	14.00

<sup>①</sup>本文的核心解释变量是劳动力流动，将过去一年有外出务工成员的家庭定义为劳动力流动家庭。CFPS2018年家庭经济问卷中包含了该变量的准确信息，然而2014—2016年家庭问卷缺少劳动力流动的精确定义。本文借鉴尹志超等(2020a)的做法，根据问卷的跳转关系，将回答“过去12个月，您家外出打工的人总共寄回家或带回家多少钱？”问题的家庭识别为劳动力流动家庭，并在2018年数据中保持了对该变量定义的一致性。

劳动力流动能否缓解农户流动性约束

户主性别：（男=1；女=0）	0.58	0.49	0.56	0.50	0.56	0.50
户主已婚：（是=1；否=0）	0.90	0.30	0.87	0.33	0.86	0.35
户主受教育水平：（文盲/半文盲=0；小学=6；初中=9；高中/中专/技校/职高=12；大专=15；大学本科=16；硕士=19；博士=22）	5.36	4.32	5.55	4.42	5.75	4.39
户主自评健康得分：（非常健康=5；很健康=4；比较健康=3；一般=2；不健康=1）	2.86	1.29	2.77	1.26	2.77	1.29
家庭规模：家庭总人数	4.16	1.86	4.06	1.97	3.90	1.96
劳动力人口比：劳动力占家庭总人口的比重	0.60	0.31	0.58	0.32	0.55	0.34
老年人口比：老年人占家庭总人口的比重	0.23	0.32	0.26	0.34	0.30	0.36
县级户均收入水平（万元）	3.83	1.25	3.95	1.78	4.32	1.49

表 2 进一步展示了按是否为劳动力流动家庭分组的均值差异检验结果。以流动性约束 1 为例，劳动力流动家庭面临流动性约束的概率为 51.42%，无劳动力流动家庭面临流动性约束的概率为 54.19%，均值差异在 1%的水平下显著。流动性约束 2 和流动性约束 3 的代理变量分别为月平均支出大于 3 个月平均劳动收入与月平均支出大于月平均收入，尽管不同定义方式下均值有所差异，但均值差异检验的结果可以说明，劳动力流动与流动性约束具有显著的负相关关系。

表 2 劳动力流动与农户流动性约束：均值差异检验

	劳动力流动家庭	无劳动力流动家庭	均值差异
流动性约束 1	0.5142	0.5419	-0.0277***
流动性约束 2	0.1148	0.4477	-0.3329***
流动性约束 3	0.4633	0.5496	-0.0863***

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

### （三）模型设定

本文运用双向固定效应模型来分析劳动力流动对农户流动性约束的影响，模型设定如下：

$$Liquidity\_Constraint_{ict} = \alpha + \beta_1 Migration_{ict} + \beta_2 X_{ict} + \beta_3 Z_{ct} + \gamma_i + \mu_t + \varepsilon_{ict} \quad (1)$$

其中， $i$  代表家庭， $c$  代表区县， $t$  代表年份。 $Liquidity\_Constraint_{ict}$  是流动性约束变量，当家庭当年的金融资产总价值低于两个月的永久收入时，说明家庭面临流动性约束（Zeldes, 1989）。在稳健性检验部分，本文参考既有研究的做法，分别以月平均支出高于月平均收入<sup>①</sup>、月平均支出超过 3 个月的平均劳动收入（Nirei, 2006）作为流动性约束的度量指标<sup>②</sup>。 $Migration_{ict}$  是劳动力流动变量，如果农户有人外出务工，则将该变量赋值为 1，否则为 0<sup>③</sup>。 $X_{ict}$  是家庭层面的控制变量，包括

<sup>①</sup>定义方式来自：尹志超，2019：《突破家庭消费面临的流动性约束》，<https://www.ftchinese.com/story/001082134>。

<sup>②</sup>由于本文研究对象为农村家庭，有很大一部分农户没有工资收入，因此本文在借鉴 Nirei（2006）的做法度量流动性约束时，以劳动收入代替工资收入。

<sup>③</sup>本文使用国家统计局发布的《农民工监测调查报告》数据对研究样本的代表性进行了比较分析。结果发现，使用宏观

家庭特征变量和户主特征变量， $Z_{ct}$  是地区层面的控制变量。在控制变量的选取上，本文借鉴了易行健等（2014）、尹志超等（2020a）的做法，具体的变量选择及测量方式展示在文内表 1 中。 $\gamma_i$  代表农户固定效应， $\mu_t$  代表年份固定效应； $\varepsilon_{ict}$  是随机扰动项。

#### 四、劳动力流动对农户流动性约束的影响

##### （一）基准结果

表 3 报告了本文的基准回归结果。在回归中，本文控制了户主、家庭和地区特征变量，同时还控制了农户和年份固定效应。(1)列双向固定效应模型的估计结果显示，劳动力流动的估计系数为-2.57%，且在 5%的水平下显著，表明劳动力流动显著缓解了农户的流动性约束。此外，控制变量的回归结果显示，户主年龄与农户流动性约束呈倒 U 型关系，户主为男性的家庭面临流动性约束的概率更低。户主健康状况越好，农户面临流动性约束的概率越低，而家庭规模越大，农户面临流动性约束的概率越高。此外，地区经济发展水平越高，农户面临流动性约束的概率越低。

然而，尽管计量模型（1）尽可能多地控制了影响农户流动性约束的特征变量，并运用双向固定效应模型消除了不随时变的不可观测变量对估计结果的影响，但实证模型仍然可能会因为遗漏变量或逆向因果问题而存在估计偏差。就遗漏变量问题而言，家庭成员的性格特征不仅会影响家庭成员的外出务工决策，也会对家庭的流动性约束产生直接影响。举例来说，劳动力流动是一个充满风险和不确定性的过程（尹志超等，2020b），家庭成员的性格特征趋于保守或偏好稳定不仅会抑制劳动力流动决策，也会直接影响家庭的消费和储蓄行为。与此同时，家庭成员的性格特征不可观测，且可能会随时间发生改变，仅使用固定效应模型无法消除性格特征的变化对估计结果的影响，因而模型中存在遗漏变量问题。就逆向因果问题而言，一般来说，面临流动性约束的家庭有更大的概率选择外出务工。为克服潜在的内生性问题，本文借鉴 Rozelle et al.（1999）、尹志超等（2020b）的思路，以村庄内家庭收入的中位数作为划分标准，选用同一村庄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，进行两阶段工具变量估计。以同区域的集聚数据作为工具变量能够较好地满足相关性和外生性（尹志超等，2020c）。表 3（2）列报告了工具变量的估计结果。Davidson-MacKinnon 内生性检验结果在 1%的显著性水平下拒绝了劳动力流动不存在内生性问题的原假设，表明劳动力流动变量是内生的。工具变量估计中，一阶段估计的 F 值为 46.19，超过 10%偏误水平下 16.38 的临界值，说明不存在弱工具变量问题。工具变量的 t 值为 15.33，通过了 1%的显著性检验，表明劳动力流动与工具变量具有较强的相关性。（2）列劳动力流动的估计系数为-21.59%，且在 1%的水平下显著，表明劳动力流动导致农户流动性约束显著下降了 21.59%，经济意义显著。此外，IV-FE 估计中，控制变量估计结果的系数符号和显著性水平与固定效应模型基本一致，因此本文不再对控制变量的估计结果进行解读。表 3 的估计结果说明，劳动力流动能缓解农户的流动性约束，本文的研究假说 1 成立。

表 3 劳动力流动对农户流动性约束的影响：基准回归结果

数据测算的农村劳动力流动比例与本文研究数据相差较小，说明本文使用的数据具有较好的样本代表性。

劳动力流动能否缓解农户流动性约束

	(1) FE	(2) IV-FE
劳动力流动	-0.0257** (0.0114)	-0.2159*** (0.0712)
户主年龄	0.0132*** (0.0041)	0.0141*** (0.0039)
户主年龄的平方/100	-0.0091** (0.0042)	-0.0099** (0.0040)
户主性别	-0.0658*** (0.0139)	-0.0683*** (0.0136)
户主已婚	-0.0364 (0.0264)	-0.0361 (0.0252)
户主受教育水平	-0.0019 (0.0023)	-0.0017 (0.0023)
户主自评健康得分	-0.0126*** (0.0049)	-0.0129*** (0.0047)
家庭规模	0.0155*** (0.0055)	0.0287*** (0.0072)
劳动力人口比	-0.0385 (0.0530)	0.0290 (0.0589)
老年人口比	-0.0533 (0.0583)	-0.0241 (0.0605)
县级户均收入水平	-0.0365*** (0.0056)	-0.0341*** (0.0057)
农户固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
N	12471	12471
R <sup>2</sup>	0.0496	0.0189
Davidson-MacKinnon 检验 P 值		0.006***
一阶段估计结果		
一阶段 F 值		46.19
一阶段工具变量 T 值		15.33***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②固定效应的估计结果中，括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

## (二) 稳健性检验

1. 稳健性检验一：更换流动性约束的定义方式。首先，本文借鉴 Nirei (2006) 的思路，将流动性约束定义为月平均支出大于 3 个月的平均劳动收入进行稳健性检验。以劳动收入代替工资收入作为流动性约束的测算元素是考虑到工资收入只是农户就业收入来源的一部分，农业收入和工商业经营性收

入也占有一定比重，且大部分农村家庭没有工资收入<sup>①</sup>。此外，本文还借鉴既有文献的做法，将流动性约束定义为月平均支出大于月平均收入，即负储蓄<sup>②</sup>。表 4 汇报了以上述两种流动性约束的定义方式作为被解释变量的估计结果。其中，前两列是以月平均支出大于 3 个月平均劳动收入作为被解释变量的估计结果，后两列是以月平均支出大于月平均收入作为被解释变量的估计结果。（1）列双向固定效应模型的估计结果显示，劳动力流动导致农户流动性约束显著下降了 29.37%；（2）列 Davidson-MacKinnon 内生性检验结果在 1%的水平下拒绝了劳动力流动不存在内生性问题的原假设。IV-FE 的估计系数依然为负，且在 1%的水平下显著，表明劳动力流动显著缓解了农户的流动性约束。后两列将流动性约束的定义方式更换为负储蓄，估计结果依然是稳健的。

表 4 稳健性检验 1：更换流动性约束定义方式

	月平均支出>3个月平均劳动收入		月平均支出>月平均收入	
	(1) FE	(2) IV-FE	(3) FE	(4) IV-FE
劳动力流动	-0.2937*** (0.0114)	-0.5070*** (0.0614)	-0.0868*** (0.0128)	-0.7569*** (0.0884)
控制变量	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	11748	11748	11910	11910
R <sup>2</sup>	0.1174	0.0674	0.0242	
Davidson-MacKinnon 检验 P 值		2.9e-04***		3.1e-19***
一阶段估计结果				
一阶段 F 值		42.52		43.17
一阶段工具变量 T 值		15.22***		15.08***

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②固定效应的估计结果中，括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。③控制变量的选取与表 3 同。

2.稳健性检验二：放松工具变量的排他性约束条件。尽管本文对于工具变量的选取借鉴了已有研究的做法，具备一定的文献支撑，但依然无法排除工具变量会通过其他渠道影响家庭的流动性约束。为了检验工具变量估计的稳健性，本文运用 Conley et al. (2012) 提出的近似零方法 (LTZ)，假定工具变量是近似外生的，通过放松工具变量的排他性约束条件，检验近似外生条件下工具变量估计结果的稳健性。估计结果汇报在表 5。结果表明，在近似外生的情形下，劳动力流动对流动性约束影响的估计系数依然显著为负，表明在放松对工具变量的排他性约束条件后，本文的研究结论依然保持稳健。

表 5 稳健性检验 2：放松工具变量的排他性约束条件

<sup>①</sup>本文将农村家庭的劳动收入定义为工资收入、农业收入和工商业经营收入的总和。

<sup>②</sup>定义方式来自：尹志超，2019：《突破家庭消费面临的流动性约束》，<https://3g.163.com/dy/article/ECV2TQ2405417QM0.html>。

劳动力流动能否缓解农户流动性约束

近似零方法 (LTZ)	(1)
劳动力流动	-0.3301*** (0.0448)
控制变量	控制
省份固定效应	控制
年份固定效应	控制
N	12471

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

3.稳健性检验三：倾向得分匹配。本文的计量模型（1）还可能存在自选择问题，即劳动力流动变量不是随机的，而是自我选择的结果，这种非随机的选择过程可能会导致估计偏差。为缓解由于自选择问题导致的估计偏误，本文运用倾向得分匹配（PSM）的方法进行了估计。表 6 汇报了 PSM 的估计结果。结果显示，无论是采用近邻匹配还是核匹配进行估计，劳动力流动的平均处理效应（ATT）与本文的基准估计结果基本接近，进一步证实了本文基本结论的稳健性。

表 6 稳健性检验 3：倾向得分匹配

匹配方法	结果变量	实验组	控制组	ATT	S.E.	T 值
近邻匹配	流动性约束	0.5139	0.5484	-0.0345	0.0117	-2.94
核匹配	流动性约束	0.5142	0.5409	-0.0267	0.0101	-2.65

注：①仅对共同取值范围内个体进行匹配。②计算劳动力流动平均处理效应的步骤如下：第一，选取户主年龄及其平方项/100、户主性别、户主受教育年限、户主自评健康状况、户主婚姻状况、家庭规模、劳动人口比、老年人口比、县级户均收入、年份哑变量进行 Logit 回归，估计出倾向得分值；第二，进行一对二近邻匹配和核匹配。

## 五、劳动力流动、社会网络与农户流动性约束

### （一）初步分析

根据理论分析，劳动力流动既有可能拓宽社会网络的触达范围，对高社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应；也有可能弱化社会网络不足的消极影响，对低社会网络农户产生更大的流动性约束缓解效应。接下来，本文将检验究竟是何种效应占据主导地位。

现有文献在度量社会网络时主要采用两种指标。胡枫和陈玉宇（2012）使用春节期间到访的亲戚和朋友数来衡量家庭的社会网络，胡金焱和张博（2014）以及章元和陆铭（2009）运用亲友之间的礼金支出情况作为社会网络的代理变量。本文参考相关文献做法，采用上述两种方式来度量农村家庭的社会网络。在数据使用上，CFPS 基线调查年收集了春节期间来访的亲友数量、礼金支出在内的有关家庭社会交往的详细信息，弥补了 2014—2018 年相关变量的数据缺陷。本文运用 2010 年数据，借鉴 Nirei（2006）的思路，使用月平均支出大于 3 个月的平均劳动收入作为流动性约束的度量指标，以解决基线调查无法计算永久收入的缺陷。表 7 展示了估计结果。其中，前两列按照春节期间来访亲友数的中位数将样本划分为春节来访亲友数多和春节来访亲友数少家庭，后两列按照礼金支出中位数将样本划分为礼金支出多和礼金支出少家庭，并将春节期间来访亲友数少、礼金支出少的家庭定义为低社

会网络家庭，同时在模型中引入了劳动力流动与低社会网络家庭的交互项进行检验。(1)列 OLS 的估计结果显示，交互项系数在 5%的水平下显著为负，表明劳动力流动对春节来访亲友数少的农户流动性约束产生了更为显著的缓解效应。(2)列 2SLS 估计中交互项系数在 1%的水平下显著，进一步证实了估计结果的稳健性。后两列将社会网络的代理变量更换为礼金支出，并在模型中引入劳动力流动与礼金支出少的交互项，交互项的估计结果所得结论与以春节期间来访亲友数作为社会网络代理变量的估计结果类似，进一步证实了本文研究结论的稳健性<sup>①</sup>。因此，表 7 的估计结果可以说明，劳动力流动对低社会网络农户的流动性约束产生了更大的缓解效应，缩小了由于社会网络差距所导致的农村内部经济不平等。本文的研究假说 2 成立。

表 7 劳动力流动、社会网络与农户流动性约束

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
劳动力流动	-0.0694*** (0.0108)	-0.2107*** (0.0366)	-0.0667*** (0.0113)	-0.2542*** (0.0413)
劳动力流动×春节来访亲友数少	-0.0379** (0.0167)	-0.1267*** (0.0484)		
春节来访亲友数少	0.0399*** (0.0124)	0.0726*** (0.0215)		
劳动力流动×人情支出低			-0.0405** (0.0164)	-0.0143 (0.0477)
人情支出低			0.0183 (0.0127)	0.0118 (0.0221)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6107	6107	6107	6107
R <sup>2</sup>	0.1444	0.0919	0.1434	0.0962

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表 3 同。③括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

## (二) 进一步讨论

1.宗族网络。在宗族文化中，血缘联系是最强的关系，并以祠堂和家谱作为重要载体(Peng, 2004)，特别是家谱的存在，表明宗族是有组织的(郭云南等, 2014)，而修订家谱、翻修或重建祠堂等活动也往往伴随着宗族的集体活动(郭云南和姚洋, 2013)，包括祭祀、扫墓等各种祭拜祖先的仪式，这些约定俗成的宗族习惯促进了宗族网络内部成员间的交流与团结协作，可以更好地帮助网络内部成员使用社会网络(郭云南等, 2014)。CFPS 基线调查年询问了宗族文化的丰富信息，本文借助 2010 年数据，将有家谱或族谱，或者有祭祖或扫墓活动的家庭定义为强宗族网络家庭，反之为弱宗族网络家

<sup>①</sup>以春节来访亲友数的对数值和礼金支出的对数值衡量家庭的社会网络，研究结论保持一致。

庭，并在模型中引入劳动力流动与弱宗族网络家庭的交互项进行分析。表 8（1）列 OLS 估计结果显示，交互项系数为负，T 统计量约为-1.56，接近 10%的显著性水平，表明劳动力流动对弱宗族网络家庭的流动性约束产生了更大的缓解作用。（2）列运用 2SLS 进行了估计，交互项系数在 10%的水平下显著为负，证实了本文估计结果的稳健性。

在亲缘关系中，男方的兄弟姐妹在“实际帮助网”中作用最重要，然后依次是男方的其他亲戚、女方的兄弟姐妹等（黄瑞芹，2009）。兄弟姐妹能够共享信息、分散风险，并通过相互帮助构建起从属于整个家族的社交网络。因此，对于兄弟姐妹数量越多的个人而言，其将更大受益于家族亲缘关系所产生的社会网络效应，从而能够更好地获取信息、分散风险并实现收入增长。CFPS 基线调查询问了有关家庭成员兄弟姐妹数量的精确信息。本文借助 2010 年数据，按照户主及其配偶兄弟姐妹数量的中位数，将样本划分为兄弟姐妹数量多和兄弟姐妹数量少两类家庭，并在模型中引入劳动力流动与兄弟姐妹数量少的交互项进行分析。回归结果展示在表 8 中的（3）、（4）列。（3）列 OLS 估计结果显示，劳动力流动与兄弟姐妹数量少的交互项为负，T 统计量约为-1.39，接近 10%的显著性水平。

（4）列 2SLS 的估计结果显示，交互项系数在 5%的水平下显著为负，表明劳动力流动对兄弟姐妹数量少的农户产生了更为显著的流动性约束缓解效应<sup>①</sup>。上述估计结果可以说明，劳动力流动对弱宗族网络农户产生了更为显著的流动性约束缓解效应，缩小了由于宗族网络差距所导致的经济不平等。该结果也证实了本文研究结论的稳健性。

表 8 进一步讨论：宗族网络

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
劳动力流动	-0.0786*** (0.0100)	-0.2415*** (0.0353)	-0.0760*** (0.0115)	-0.1920*** (0.0420)
劳动力流动×无家谱或无祭祖活动	-0.0308 (0.0197)	-0.1081* (0.0615)		
无家谱或无祭祖活动	0.0187 (0.0153)	0.0518* (0.0278)		
劳动力流动×兄弟姐妹数量少			-0.0249 (0.0179)	-0.1106** (0.0524)
兄弟姐妹数量少			0.0207 (0.0134)	0.0506** (0.0229)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	6082	6082	4928	4928
R <sup>2</sup>	0.1424	0.0905	0.1314	0.0921

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表 3 同。③括号内为聚类

<sup>①</sup>以兄弟姐妹数量的绝对值、对数值衡量家庭的社会网络，研究结论保持一致。

到农户层面的稳健标准误。

2.父辈禀赋。为分析劳动力流动对不同父辈禀赋农户流动性约束的影响，本文使用CFPS基线调查数据，从父辈收入和父辈学历两个角度进行研究。其中，父辈高低收入的划分标准是以父母两人的最高收入为依据，按照收入的中位数将样本划分为父辈高收入组和父辈低收入组<sup>①</sup>。父辈高低学历的划分标准是以父母两人的最高学历为依据，按照学历的中位数将样本划分为父辈高学历组和父辈低学历组<sup>②</sup>。表9展示了估计结果。其中，前两列引入了劳动力流动与父辈低收入哑变量的交互项，（1）列OLS的估计结果显示，劳动力流动与父辈低收入的交互项显著为负，表明劳动力流动对父辈低收入农户的流动性约束产生了更为显著的缓解效应。（2）列汇报了2SLS的估计结果，尽管交互项系数未能呈现显著影响，但依然为负，表明劳动力流动对父辈低收入农户的流动性约束产生了相对更大的影响。（3）、（4）列引入劳动力流动与父辈低学历哑变量的交互项。结果显示，无论是OLS还是2SLS估计结果，交互项均显著为负，表明劳动力流动对父辈低学历农户的流动性约束产生了更大的缓解效应。综合来看，劳动力流动对父辈禀赋较低的农户产生了更显著的流动性约束缓解效应，缩小了由于父辈物质禀赋和人力资本禀赋差距所导致的经济不平等。该估计结果也证实了本文研究结论的稳健性。

表9 进一步讨论：父辈禀赋

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
劳动力流动	-0.0315* (0.0181)	-0.0111 (0.0615)	-0.0424** (0.0177)	-0.1114** (0.0526)
劳动力流动×父辈低收入	-0.0752*** (0.0259)	-0.1041 (0.0757)		
父辈低收入	0.0518*** (0.0198)	0.0626* (0.0327)		
劳动力流动×父辈低学历			-0.0359* (0.0212)	-0.1320** (0.0570)
父辈低学历			0.0135 (0.0159)	0.0470* (0.0266)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	2070	2070	3179	3179
R <sup>2</sup>	0.0642	0.0636	0.0591	0.0164

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表3同。③为尽量保留样本，对仅采集了父母一方数据的样本进行了保留，并将其收入和学历作为父母最高收入和最高学历的代理变量。④估计样本量的降低是由于父母离世等原因，未能生成父母的个人问卷所致。⑤括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

<sup>①</sup>以父母两人收入的平均值作为父辈高低收入的划分标准，研究结论保持一致。

<sup>②</sup>直接以父母最高学历作为父辈人力资本的度量方式，研究结论保持一致。

3.外部身份。党员身份作为一种社会身份的象征,有助于在本地获取更多的知识和信息,提高其社会地位(Dickson, 2014)。除党员身份外,人大代表、政协委员、民主党派、工会、妇联、工商联、宗教信仰团体等其他协会组织类成员也有助于扩大家庭的影响力和联系,从而更容易地获取有关劳动力市场和信贷市场的优质资源和信息。本文运用2014年CFPS数据中提供的有关家庭成员外部身份的详细信息,按照家庭中是否有上述组织类别成员将样本划分为组织类家庭和非组织类家庭,并分析了劳动力流动对流动性约束的影响在两类家庭中的差异。表10汇报了估计结果。结果显示,无论是OLS还是2SLS估计,交互项系数均显著为负,表明劳动力流动对非组织类家庭的流动性约束产生了更为显著的缓解效应。上述关于外部身份的估计结果可以说明,劳动力流动对无外部身份的农户产生了更为显著的流动性约束缓解效应,缩小了由于外部身份差距所导致的经济不平等,该估计结果也进一步证实了本文研究结论的稳健性。

表10 进一步讨论:外部身份

	(1)	(2)
	OLS	2SLS
劳动力流动	0.0326 (0.0306)	0.0284 (0.1151)
劳动力流动×非组织类家庭	-0.0615* (0.0330)	-0.2414** (0.1104)
非组织类家庭	0.0513** (0.0231)	0.1456*** (0.0544)
控制变量	控制	控制
省份固定效应	控制	控制
N	6003	6003
R <sup>2</sup>	0.0739	0.0482

注:①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表3同。③括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

4.家庭社会经济地位。人们有提高社会地位的动机,不仅是因为高社会地位能够带来心理上的满足,更是因为高的社会地位能够带来物质或非物质上的收益(金焯等,2011)。社会地位的高低主要表现为经济地位的差距,社会经济地位越高的家庭,获取优质资源的能力越强。CFPS 2014年数据提供了有关家庭社会地位的准确信息。在家庭经济地位的度量上,本文以户主对于自身经济地位的评价作为代理变量。在界定方式上,本文按照家庭社会地位和经济地位的中位数将样本划分为高社会地位和低社会地位以及高经济地位和低经济地位家庭,表11展示了估计结果<sup>①</sup>。其中,前两列是引入劳动力流动与低社会地位交互项的估计结果。结果显示,(1)列OLS估计中交互项系数为负,但未能呈现显著负向影响;(2)列2SLS估计结果显示,交互项系数显著为负,表明劳动力流动对于本地社会地位较低的农户产生了更大的流动性约束缓解效应。(3)、(4)列分析了劳动力流动对不同经济地

<sup>①</sup>以社会地位和经济地位的得分值衡量家庭的社会网络,研究结论保持一致。

位农户流动性约束的影响。结果显示，无论是 OLS 还是 2SLS 估计，交互项系数均显著为负，表明劳动力流动对流动性约束的缓解效应在本地经济地位较低的农户中产生了更大的影响。该研究结果可以说明，劳动力流动对于社会经济地位较低的农户产生了更为显著的流动性约束缓解效应，缩小了由于社会经济地位差距所导致的经济不平等，弱化了本地社会经济地位所带来的物质或非物质收益，降低了社会经济地位较低所带来的负面影响。

表 11 进一步讨论：社会经济地位

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS	2SLS	OLS	2SLS
劳动力流动	-0.0190 (0.0151)	-0.1342** (0.0601)	-0.0045 (0.0176)	-0.0983 (0.0641)
劳动力流动×低社会地位	-0.0232 (0.0315)	-0.2264** (0.1012)		
低社会地位	0.0921*** (0.0228)	0.2018*** (0.0545)		
劳动力流动×低经济地位			-0.0467* (0.0253)	-0.1769** (0.0773)
低经济地位			0.1160*** (0.0182)	0.1857*** (0.0417)
控制变量	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
N	5577	5577	5577	5577
R <sup>2</sup>	0.0735	0.0470	0.0785	0.0549

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在 1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表 3 同。③括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

### （三）异质性分析

为考察劳动力流动对农户流动性约束的影响在不同群体中的异质性，本文将分别从家庭生命周期阶段、人力资本积累和地区差异的角度对样本进行分组回归。在生命周期阶段的影响差异分析上，本文按照家庭劳动力的平均年龄将样本划分为青年家庭、中年家庭和老年家庭<sup>①</sup>，分样本估计结果汇报在表 12 前 3 列。结果显示，劳动力流动对中年家庭的流动性约束产生了显著的缓解作用，但对青年家庭和老年家庭均未产生显著影响。在人力资本差异上，本文计算了家庭劳动力的平均受教育年限，将平均受教育年限小于等于 6 年的定义为低人力资本家庭，超过 6 年则定义为高人力资本家庭<sup>②</sup>。表 12 中（4）、（5）列展示了分样本估计结果。可以发现，劳动力流动对受教育年限较低的农户流动性约束产生了更大的缓解效应，而对受教育年限较高的农户未能产生显著影响。在地区差异上，本文按

<sup>①</sup>劳动力平均年龄在 40 岁及以下的为青年家庭，41—60 岁的为中年家庭，60 岁以上的为老年家庭。

<sup>②</sup>按照 9 年作为高、低人力资本家庭的划分标准，人力资本的异质性分析结论相同。

照家庭所在地将样本划分为南方和北方家庭进行了分样本估计<sup>①</sup>，表12中(6)、(7)列展示了回归结果。结果显示，劳动力流动对北方家庭的流动性约束产生了更大的缓解效应。进一步，本文还分析了劳动力流动对东北地区农户流动性约束的影响，结果并没有发现显著影响。

表12 劳动力流动与农户流动性约束：异质性分析

	青年家庭	中年家庭	老年家庭	受教育年限 ≤6	受教育年 限>6	南方家庭	北方家庭	东北家庭
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
劳动力流动	-0.0286 (0.0230)	-0.0435*** (0.0167)	-0.0533 (0.0424)	-0.0379** (0.0158)	-0.0207 (0.0185)	-0.0094 (0.0223)	-0.0593*** (0.0190)	-0.0443 (0.0456)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
农户固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	3620	6659	2192	7185	5286	3252	4284	1128
R <sup>2</sup>	0.0545	0.0550	0.0502	0.0561	0.0446	0.0750	0.0363	0.0642

注：①\*\*\*、\*\*、\*分别表示估计结果在1%、5%、10%水平下显著。②控制变量的选取与表3同。③括号内为聚类到农户层面的稳健标准误。

## 六、结论与启示

中国农村家庭面临严重的流动性约束问题，对扩大内需、促进居民消费产生了不利影响。一些学者建议采用负所得税、有条件的转移支付等措施来补贴低收入家庭，提升消费能力，满足其消费意愿（甘犁等，2018）。本文基于农村劳动力流动的现实背景，运用2014—2018年中国家庭追踪调查(CFPS)数据，实证研究了劳动力流动对农户流动性约束的影响。

本文发现：①劳动力流动显著缓解了农户的流动性约束。②劳动力流动对低社会网络农户的流动性约束产生了更大的缓解效应，缩小了由于宗族网络、父辈禀赋、外部身份和社会经济地位差距等社会网络不平等所产生的经济差距。③劳动力流动对农户流动性约束的影响存在异质性，表现为对于中年家庭、低人力资本家庭和北方家庭具有更大的缓解效应。本文的研究结果表明，劳动力流动是缓解农户流动性约束的有效途径，并可以缩小由于社会网络禀赋差距所导致的农村内部经济不平等，抑制两极分化，对于社会网络不足的农户产生更大的流动性约束缓解效应。基于本文的研究结论，可以得到如下政策启示：

第一，坚持城乡融合发展，积极引导农村劳动力自由流动。坚持城乡融合发展是实施乡村振兴战略应坚持的基本原则之一，劳动要素从农村向城市的流动有利于促进劳动力在城乡间的合理配置，对于缓解农户的流动性约束具有重要作用。因此，应积极引导农村劳动力流动，进一步破除劳动力流动障碍，通过以工促农、以城带乡的方式促进农民增收，建立健全城乡融合发展体制机制，为实现乡村

<sup>①</sup>本文按秦岭—淮河线划分南北方家庭，并剔除了穿过秦岭—淮河沿线省份的家庭样本。

振兴战略助力。同时，应出台带有激励性的劳动力流动政策和举措，如提高进城农民工的社会保障标准，促进城市地区公共服务均等化，以此来提升农民工的城市归属感，进而达到促进农村劳动力合理有序流动的目的。

第二，重视社会网络等非正式制度的作用，培育良好社会风尚。劳动力流动对低社会网络农户产生了更大的流动性约束缓解效应，而对高社会网络农户产生的流动性约束缓解效应更小，说明拥有社会网络禀赋的农户能够在农村本地获取相对优质的就业机会和收入增长的渠道，从而更少受益于外出务工所产生的积极影响。因此，政府应重视社会网络等非正式制度的作用，培育良好的社会风尚，构建和谐乡村，为农户利用社会网络实现本地就业和增收提供良好的社会环境。

#### 参考文献

1. 蔡昉, 2011: 《农民工市民化与新消费者的成长》, 《中国社会科学院研究生院学报》第3期。
2. 车四方、谢家智、姚领, 2019: 《社会资本、农村劳动力流动与农户家庭多维贫困》, 《西南大学学报(社会科学版)》第2期。
3. 陈斌开、陆铭、钟宁桦, 2010: 《户籍制约下的居民消费》, 《经济研究》第S1期。
4. 甘犁、赵乃宝、孙永智, 2018: 《收入不平等、流动性约束与中国家庭储蓄率》, 《经济研究》第12期。
5. 郭云南、姚洋, 2013: 《宗族网络与农村劳动力流动》, 《管理世界》第3期。
6. 郭云南、姚洋、Jeremy Foltz, 2014: 《宗族网络与村庄收入分配》, 《管理世界》第1期。
7. 郝枫、郭荷, 2019: 《我国劳动力流动抑制代际传承的理论逻辑与经验检验》, 《中央财经大学学报》第2期。
8. 胡枫、陈玉宇, 2012: 《社会网络与农户借贷行为——来自中国家庭动态跟踪调查(CFPS)的证据》, 《金融研究》第12期。
9. 胡金焱、张博, 2014: 《社会网络、民间融资与家庭创业——基于中国城乡差异的实证分析》, 《金融研究》第10期。
10. 黄瑞芹, 2009: 《中国贫困地区农村居民社会网络资本——基于三个贫困县的农户调查》, 《中国农村观察》第1期。
11. 金烨、李宏彬、吴斌珍, 2011: 《收入差距与社会地位寻求：一个高储蓄率的原因》, 《经济学(季刊)》第3期。
12. 李培林, 1996: 《流动民工的社会网络和社会地位》, 《社会学研究》第4期。
13. 李实, 1999: 《中国农村劳动力流动与收入增长和分配》, 《中国社会科学》第2期。
14. 莫亚琳、黄奕涵、罗培坤, 2020: 《社会资本、农村劳动力流动与农户收入——基于CFPS数据的实证研究》, 《投资研究》第6期。
15. 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。
16. 王春超、周先波, 2013: 《社会资本能影响农民工收入吗?——基于有序响应收入模型的估计和检验》, 《管理世界》第9期。
17. 王子成, 2012: 《外出务工、汇款对农户家庭收入的影响——来自中国综合社会调查的证据》, 《中国农村经

济》第4期。

18. 许召元、李善同, 2008: 《区域间劳动力迁移对经济增长和地区差距的影响》, 《数量经济技术经济研究》第2期。
19. 易行健、张波、杨碧云, 2014: 《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》, 《中国农村经济》第6期。
20. 尹志超、刘泰星、王晓全, 2020a: 《农村收入差距抑制了农户创业吗? ——基于流动性约束与人力资本投资视角的实证分析》, 《中国农村经济》第5期。
21. 尹志超、刘泰星、张诚, 2020b: 《农村劳动力流动对家庭储蓄率的影响》, 《中国工业经济》第1期。
22. 尹志超、周洁、岳鹏鹏, 2020c: 《生产性信贷约束、金融扶贫与家庭盈利》, 《财经问题研究》第7期。
23. 章元、李锐、王后、陈亮, 2008: 《社会网络与工资水平——基于农民工样本的实证分析》, 《世界经济文汇》第6期。
24. 章元、陆铭, 2009: 《社会网络是否有助于提高农民工的工资水平?》, 《管理世界》第3期。
25. 邹薇、马占利, 2019: 《家庭背景、代际传递与教育不平等》, 《中国工业经济》第2期。
26. Batista, C., J. Seither, and P. C. Vicente, 2019, “Do Migrant Social Networks Shape Political Attitudes and Behavior at Home?”, *World Development*, 117: 328-343.
27. Chen, Y., and Z. Deng, 2019, “Liquidity Constraint Shock, Job Search and Post Match Quality—Evidence from Rural-to-Urban Migrants in China”, *Journal of Labor Research*, 40: 332–355.
28. Chen, Y., L. Wang, and M. Zhang, 2018, “Informal Search, Bad Search: The Effects of Job Search Method on Wages Among Rural Migrants in Urban China”, *Journal of Population Economics*, 31: 837–876.
29. Conley, T. G., C. B. Hansen, and P. E. Rossi, 2012, “Plausibly Exogenous”, *The Review of Economics and Statistics*, 94(1): 260-272.
30. Dickson, B. J., 2014, “Who Wants to Be a Communist? Career Incentives and Mobilized Loyalty in China”, *The China Quarterly*, 217: 42-68.
31. Fang, T., M. Gunderson, and C. Lin, 2016, “The Use and Impact of Job Search Procedures by Migrant Workers in China”, *China Economic Review*, 37: 154–165.
32. Nirei, M., 2006, “Quantifying Borrowing Constraints and Precautionary Savings”, *Review of Economic Dynamics*, 9(2): 353-363.
33. Peng, Y., 2004, “Kinship Networks and Entrepreneurs in China’s Transitional Economy”, *American Journal of Sociology*, 109(5): 1045-1074.
34. Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. deBrauw, 1999, “Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China”, *American Economic Review*, 89(2): 287-291.
35. Zeldes, S. P., 1989, “Consumption and Liquidity Constraints: An Empirical Investigation”, *Journal of Political Economy*, 97(2): 305-346.
36. Zhang, J., and Z. Zhao, 2015, “Social-family Network and Self-Employment: Evidence from Temporary Rural–Urban

Migrants in China”, *IZA Journal of Labor & Development*, 4(1): 1-21.

(作者单位: 首都经济贸易大学金融学院)

(责任编辑: 初心)

## **Can Labor Migration Alleviate the Constraints of Farmers’ Mobility? An Empirical Analysis from the Perspective of Social Network**

YIN Zhichao LIU Taixing YAN Yu

**Abstract:** Chinese rural families are facing serious mobility constraints. The impact of COVID-19 pandemic further aggravates farmers’ mobility dilemma, which seriously restricts the expansion of rural household consumption. It is of great theoretical value and practical significance to take reasonable and effective measures to alleviate farmers’ mobility constraints. Based on the data of China Family Panel Studies (CFPS) from 2014 to 2018, this article empirically examines the impact of labor migration on farmers’ mobility constraints. The study finds that, labor migration significantly alleviates farmers’ mobility constraints, and this basic conclusion remains robust after the definition of mobility constraints is changed, relaxing the exclusive constraints of instrumental variables and using the propensity score matching method. Further analysis shows that labor migration has a greater easing effect on the mobility constraints of farmers with low social networks, and it reduces the polarization caused by social network inequality such as clan network, endowment of parents, external identity, social and economic status gap. Heterogeneity analysis shows that labor migration has a more significant easing effect on the mobility constraints of middle-aged families, low human capital families and families in north region. This study proposes a new idea to solve the problem of farmers’ mobility constraints and provides a new perspective to reduce the internal economic inequality within rural areas and a reference for the formulation of relevant policy-making.

**Keywords:** Labor Migration; Mobility Constraint; Social Network; Economic Inequality