

# 社会资本、非正规就业与乡城流动人口家庭迁移

韩 叙,夏显力

(西北农林科技大学 经济管理学院,陕西 杨凌 712100)



**摘 要** 基于 2014 年中国劳动力动态调查数据(CLDS),实证检验原始社会资本、新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移的影响以及更高层次的非正规就业对新型社会资本影响乡城流动人口家庭迁移的中介作用。结果表明,原始社会资本对乡城流动人口初次非正规就业效果明显;新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移具有显著正向影响,新型社会资本通过影响乡城流动人口获得更高层次的非正规就业进而影响其家庭迁移。因此,需注重新型社会资本的培育,促进乡城流动人口实现“原始社会资本”向“新型社会资本”的延展。此外,应当进一步完善劳动力市场的规范性,消除市场歧视,为乡城流动人口提供更完善的就业信息,最终促进乡城流动人口实现家庭迁移。

**关键词** 原始社会资本; 新型社会资本; 非正规就业; 乡城流动人口; 家庭迁移

**中图分类号:**F 241.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2019)03-0111-09

**DOI 编码:**10.13300/j.cnki.hnwkxb.2019.03.014

改革开放以来,随着我国工业化和城镇化进程的加快,产业结构由第一产业为主向二三产业转移,涌现出大量区别于传统正规经济部门的个体经济、私营经济等“新兴经济部门”,以寻求非农就业为目的的乡城流动人口大规模进入城镇新兴产业,成为城镇劳动力市场新增就业的重要补充。然而,根据 2017 年原国家卫计委流动人口司公布的《中国流动人口发展报告 2017》显示,目前人口流动家庭化趋势较为明显,但是子女随同流动比例较低,保持在 65%左右<sup>[1]</sup>。造成这种现象的原因,一方面,与户籍、土地、公共服务制度以及城乡二元结构差异等宏观因素有关<sup>[2-4]</sup>,另一方面,与非正规就业已成为乡城流动人口进入城镇的主要方式有关<sup>[5]</sup>。由于非正规就业游离于正规就业社会保障体制之外,并往往同低工资、高失业风险、高伤害率和较少的职业发展机会等低就业质量特征联系在一起,由此导致乡城流动人口生存境遇和生活质量差,在城镇定居意愿较弱。当然非正规就业有工作自由、自主偏好大,且能够充分发挥就业过程的比较优势<sup>[6]</sup>,甚至可以看作是从事正规就业或者更好职业的“垫脚石”<sup>[7]</sup>,如果政策制度引导得当,会吸引乡城流动人口在城镇定居。

关于非正规就业影响因素的研究,传统经济学理论认为,人力资本和物质资本是决定就业水平的两个重要因素,但近年来,社会资本对就业的影响越来越受到学者的普遍关注。社会资本作为一种嵌入性资源,是乡城流动人口职业获得和收入提高的重要途径<sup>[8]</sup>。已有研究表明,以血缘和地缘关系为核心的原始社会资本在乡城流动人口进入非正规就业的初始阶段效应明显,包括获得就业信息、争取就业机会等<sup>[9]</sup>。此后,乡城流动人口会通过“干中学”以及“学习效应”积累更高的人力资本、物质资本,当原始社会资本无法提供乡城流动人口预期就业资源时,再构建新型社会资本便成为必然。这一过程中,作为在人口流入地以当地熟人和同事为核心的新型社会资本的作用便尤为关键<sup>[10]</sup>,在多数情况下,这种新型社会资本在资源禀赋、社会地位、职业声望以及社会交往能力方面会优于原始社会

收稿日期:2018-11-03

基金项目:国家社会科学基金项目“贫困地区农户农地流转减贫效应研究”(17BJY137);陕西省软科学研究计划-联合项目“关于实施乡村振兴战略中促进农民增收的研究”(2018KRLZ04)。

作者简介:韩 叙(1990-),女,博士研究生;研究方向:农业转移人口与城镇化发展。

通讯作者:夏显力(1973-),男,教授,博士;研究方向:城镇化与农村区域发展。

资本,可以能动性地突破乡城流动人口社会结构制约<sup>[11]</sup>,使处于次级劳动力市场的乡城流动人口获取更高层次的非正规就业,通过提高收入水平,最终实现家庭迁移。

为了验证社会资本、非正规就业与乡城流动人口家庭迁移之间是否存在上述作用关系,本文采用中山大学社会科学调查中心“2014年中国劳动力动态调查数据”(CLDS),从理论与实证层面对其进行解析。

## 一、理论分析与研究假说

在关于社会资本分类中,Granovetter 最早提出“弱关系”与“强关系”假设,认为在找工作时,“弱关系”比“强关系”更为重要<sup>[12]</sup>。Lin 等认为当人们追求工具性目标时,“弱关系”为社会阶层低的人提供了链接高地位人的通道,从而获得社会资源<sup>[13]</sup>。Coleman 把现代社会中家庭和社区所提供的社会资本定义为原始社会资本,认为这些资本有逐渐衰减的趋势,人们需要在交往活动中创造和建立新的社会组织,用以替代逐渐失去作用的原始社会资本<sup>[14]</sup>。根据社会交往同质性原则<sup>[15]</sup>,乡城流动人口在进入城镇初期社会资本仍以原始社会资本为主,但由于资源重复、信息量低,会限制乡城流动人口的进一步发展,而新型社会资本是在乡城流动人口不断流动交往的过程中,将由亲朋好友老乡等组成的原始社会资本向更宽阔的社会资本延伸,创造和建立新的社会资本,这种新型社会资本有利于乡城流动人口经济地位的获得<sup>[16]</sup>以及社会融合<sup>[17]</sup>,对乡城流动人口留城意愿的影响更大<sup>[18]</sup>。鉴于此,本文提出假设:

H<sub>1</sub>:原始社会资本对乡城流动人口家庭迁移影响不显著,新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移具有正向影响。

Todaro 认为城市化包含农村人口从农业部门到城市传统部门(即非正规部门),再到现代部门的过程,非正规部门充当了正规部门劳动力的蓄水池<sup>[19]</sup>。此后,乡城流动人口会通过“干中学”以及“学习效应”积累更高的人力资本和物质资本,并将原始社会资本向更宽阔的社会资本延伸,在乡城流动人口通过新型社会资本突破社会结构制约,获得较高层次非正规就业后,根据劳动力市场分割理论,在主要劳动力市场可以提高其收入水平,获得更好的职业晋升机会<sup>[20]</sup>。曹子玮研究了再构建社会网对乡城流动人口进城发展的重要性,认为乡城流动人口再构建社会网的规模与其在城镇获取的物质资源存在正相关关系<sup>[21]</sup>。陈成文等通过统计分类得出,在乡城流动人口首次求职和目前求职两种情况下,求职的交往对象主要为拥有新型社会资本和职业声望的本地人<sup>[22]</sup>。叶静怡等在实证分析基础上得出,原始社会资本的大小对乡城流动人口收入并没有显著影响,新型社会资本对收入具有正向影响<sup>[23]</sup>。朱志胜也得出新型社会资本有助于乡城流动人口获得更高层次就业岗位和向上职业发展的结论<sup>[24]</sup>。通过梳理上述研究结果发现,一个共同的事实是新型社会资本对乡城流动人口就业层次具有重要影响,新型社会资本促进乡城流动人口家庭迁移的一个可能途径是,新型社会资本通过获得更高就业层次,促进乡城流动人口实现家庭迁移。鉴于此,本文提出假设:

H<sub>2</sub>:新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移的影响并非直接影响,而是通过更高层次的非正规就业,间接影响乡城流动人口实现家庭迁移。

社会资本、非正规就业理论上对乡城流动人口家庭迁移的作用机制见图 1。

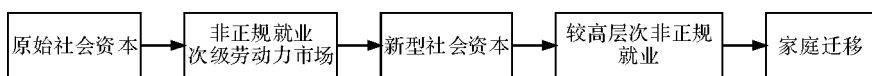


图 1 社会资本、非正规就业对乡城流动人口家庭迁移的作用机制

## 二、数据来源与变量说明

### 1. 数据来源

本文使用劳动力数据来自于中山大学社会科学调查中心“2014年中国劳动力动态调查数据”

(CLDS),根据 CLDS 对农村户口流动人口家庭的定义“户主户口所在地在本县区其他乡镇/街道或者本县区以外,且户口类型为农村户口,则定义为农村户口流动人口家庭”。CLDS2014 数据中同时设定了“主事者”角色,由于主事者往往对家庭迁移拥有一定决策权,本文采用家庭主事者就业信息。将主事者信息与家庭信息进行匹配,获得流动家庭样本 1 819 个,将家庭信息中主事者就业信息缺失部分进行清洗,共获得有效样本家庭 1 574 个。

城市层面数据综合了《中国城市统计》《中国区域经济统计年鉴》等,共 69 个城市信息,并包括流入地平均房价水平、流入地平均工资水平(城镇私营单位就业人员平均工资水平)作为地区特征变量,考虑到流动人口在进行家庭迁移决策时,当期决策受到前期宏观经济效果的影响,因此,对流入地平均房价水平和平均工资水平滞后一期,以 2013 年数据作为基准变量。同时,为避免数据处理过程中方差波动带来的影响,进行取对数处理。

## 2. 社会资本测度

多数学者将“是否通过亲朋好友介绍获得工作”作为原始社会资本的代理变量<sup>[23-24]</sup>,在本文中,由于绝大多数的乡城流动人口都是通过亲朋好友介绍获得工作,在此条件下,将“主事者在流入地第一份工作提供就业信息或支持帮助人数”作为原始社会资本的代理变量,能够更好地反映出原始社会资本的数量;将在流入地关系密切的当地朋友个数作为新型社会资本的代理变量,之所以将在流入地关系密切的当地朋友个数,而不是最近一份工作有多少人提供就业信息作为新型社会资本的代理变量,是考虑到乡城流动人口社会资本的同质性<sup>[15]</sup>,最近一份工作的就业信息也有可能是原始社会资本提供,而利用流入地关系密切的当地朋友个数则较好地避免了上述问题的存在,社会资本分类及测度见表 1。

表 1 社会资本分类及测度

社会资本类型	代理变量	指标含义
原始社会资本	在流入地第一份工作提供就业信息或支持帮助人数	进入流入地的原始社会网络
新型社会资本	在流入地关系密切的当地朋友个数	进入流入地的新型社会网络

## 3. 非正规就业界定

根据国际劳工组织(ILO)对非正规就业定义<sup>[25]</sup>以及参考吴要武<sup>[26]</sup>、张抗私等<sup>[27]</sup>学者相关研究成果,本文对乡城流动人口中非正规就业群体范围界定为:自雇者、未进入政府监管体系的雇主、在私营企业和正规部门的无劳动合同或无规范有效劳动合同的临时雇员。乡城流动人口非正规就业,大致可以分为两种类型群体,一是工作不稳定、收入低、没有劳动保障的较低层次非正规就业者,主要以非正规受雇者形式就业,另一种是工作时间灵活、收入较高、以雇佣形式就业的较高层次的非正规就业者<sup>[28]</sup>。这两种非就业层次最显著的差异在于收入水平的高低,且由于收入水平是衡量乡城流动人口就业状态的最重要指标之一<sup>[29]</sup>,基于此,在更高层次的非正规就业阶段,本文将收入水平作为非正规就业的代理变量。

## 4. 家庭迁移界定

家庭范围的界定是乡城流动人口家庭迁移研究的核心问题之一。本文在借鉴学者吴帆<sup>[30]</sup>研究的基础上,将核心家庭界定为“未育夫妻”“夫妻和未婚子女”两种类型。家庭迁移在本文中,仅指核心家庭成员的迁移,并借鉴学者盛亦男<sup>[31]</sup>研究,根据迁移模式的不同,将家庭迁移为个人先行、夫妻同行、若干批次先行以及举家迁移四种类型。家庭迁移类型划分见表 2。

## 5. 控制变量说明

(1)个体特征变量。年龄:年轻阶段的人群最具有流动性,往往首先选择个体迁移;进入中年阶段后,面临照顾家庭和经济责任,带动家庭一起流动的可能性比较大。受教育程度:受教育程度会影响乡城流动人口在城镇的就业能力、获得工作机会、获取工作信息以及工作收益等方面,进而影响乡城流动人口迁移概率。职业技能证书数量:拥有专业技能增强了就业机会的可能性和稳定性,并可以减少较低文化程度对获取工作机会所带来的负面影响,增加家庭迁移的可能性。

表 2 家庭迁移类型划分

家庭迁移类型	具体划分	数量	占比%
个人先行	无子女,仅夫妻一人迁移	203	12.89
	有子女,仅夫妻一人迁移	119	7.56
夫妻同行	有子女,夫妻二人同时迁移	338	21.47
	夫妻二人迁移,部分子女迁移	148	9.40
若干批次先行	夫妻一方迁移,部分子女迁移	159	10.10
	夫妻一方迁移,全部子女迁移	136	8.64
举家迁移	无子女,夫妻二人全部迁移	191	12.13
	有子女,夫妻子女全部迁移	280	17.78

(2)家庭特征变量。家庭人口规模:家庭人口规模越大,在流入地的各种社会经济成本越高,越不利于家庭迁移。是否有子女处于受教育阶段:一方面,受制于户籍、公共服务限制,跨省或跨地市迁移的乡城流动人口的未成年子女的教育成本往往要大于迁移成本,迫使子女不得不在户口所在地接受教育,另一方面,市内迁移(尤其是中小城市内迁移)的乡城流动人口为使子女接受更好的教育,往往会做出举家迁移的决策。因此,是否有子女处于受教育阶段对家庭迁移的影响方向并不确定。家庭收入水平:家庭收入水平越高,乡城流动人口向城镇迁移的可能性越高。家乡宅基地现值:由于城市就业的不稳定以及土地“禀赋效应”的存在,大多乡城流动人口视宅基地为进城务工中回流的最后退路<sup>[32]</sup>,很难无偿或低价放弃宅基地向城市搬迁。向户口所在地家人汇款数额:汇款是迁移人口与家庭之间的契约性安排<sup>[33]</sup>,向户口所在地汇款数额较多的流动家庭与老家的联系更为密切,更不利于实现家庭迁移。

(3)地区特征变量。迁移距离:空间距离会对家庭迁移产生一定影响,流入地与流出地距离越远,越不利于家庭迁移。流入地平均房价水平:对于乡城流动人口而言,其较低的收入水平往往难以支付高昂的房价,流入地平均房价水平越高,越不利于家庭迁移;流入地平均工资水平:流入地城镇私营单位就业人员平均工资水平在一定程度上反映了该地区私营企业从业人员收入平均水平,流入地平均工资水平越高,越有利于家庭整体迁移。各变量描述性统计见表 3。

表 3 变量描述性统计

变量类型	变量内容	指标说明	均值	标准差
被解释变量	家庭迁移模式	个人先行=1;夫妻同行=2;若干批次先行=3;举家迁移=4	2.55	1.06
解释变量	社会资本	原始社会资本	2.12	3.07
		新型社会资本	3.04	4.51
	更高层次非正规就业	收入水平/(元/年)	8.16	0.66
个体特征变量	年龄	户主实际年龄/岁	39.39	11.99
	受教育程度	未上过学=1;小学/私塾=2;初中=3;高中(含职高)=4;中专=5;大专及以上学历=6	3.52	1.08
	技能证书数量	拥有技能证书个数	0.35	0.91
	家庭人口规模	核心家庭成员数量	3.68	1.32
家庭特征变量	是否有子女处于受教育阶段	是=1;否=0	0.55	0.49
	家庭收入水平	家庭纯收入/(元/年)	10.89	0.83
	家乡宅基地现值	家乡宅基地现价估值/元	11.53	0.80
	给老家所在地家人汇款金额	给老家家人汇款金额/(元/年)	4.38	4.19
地区特征变量	迁移距离	流入地到户籍所在地距离/千米	2.68	0.32
	流入地平均房价水平	商品房平均价格水平/(元/平方米)	9.13	0.86
	流入地平均工资水平	流入地私营单位就业人员平均工资水平/(元/月)	8.64	0.75

注:①为消除方差波动带来的影响,家庭收入水平、家乡宅基地现值、给老家所在地家人汇款金额、流入地平均房价水平、流入地平均工资水平以及迁移距离均进行取对数处理。②以上六项均值和标准差均为取对数后均值和标准差。③CLDS 问卷中包含流入地城市信息和户籍所在地城市信息,本文据此计算流入地与户籍所在地的迁移距离。



### 三、结果分析

#### 1. 原始社会资本对初次非正规就业影响的描述性分析

在乡城流动人口进入城镇的初期,均是在次级劳动力市场从事非正规就业,根据调查结果显示,在这一阶段,有501人通过同学好友介绍获得工作,占全部样本总量的31.81%;417人通过亲戚介绍获得工作,占全部样本总量的26.47%;随后依次是其他关系人介绍(22.16%)、个人直接申请(6.86%)、职业机构介绍(3.75%),通过其他途径(如互联网、人才招聘会等)获得工作有141人,占全部样本总量的8.95%。值得注意的是,通过同学好友介绍、亲戚介绍以及其他关系人介绍获得非正规就业的乡城流动人口总共为1026人,占全部样本总量的80.45%。这说明,原始社会资本是乡城流动人口从事非正规就业的主要途径,由于次级劳动力市场对人力资本要求较低,无需复杂招聘方式,这种非正式途径成为多数乡城流动人口进入城镇的最优选择。另一方面,虽然有五分之四的乡城流动人口通过原始社会资本实现非正规就业,但仍有19.55%的乡城流动人口通过个人申请、职业机构介绍、互联网、人才招聘会等途径进入非正规就业,这是由于随着乡城流动人口年轻一代比例的提升,工作搜寻方式也日渐多样化,从单一的“人脉方式”向多元化的求职方式转变。进入城镇初期非正规就业获得途径见图2。

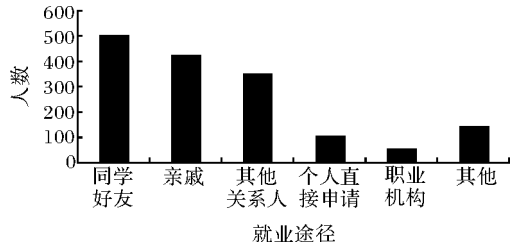


图2 进入城镇初期非正规就业获得途径

#### 2. 社会资本对家庭迁移的影响分析

(1)模型结果。本文将乡城流动人口家庭迁移决策分为四种类型:个人先行、夫妻同行、若干批次先行以及举家迁移,作为被解释变量。考虑本文研究的被解释变量各迁移决策存在较强的排序关系,代表定居可能性的强弱,因此采用有序Probit模型来量化分析社会资本对家庭迁移之间关系。模型设定形式如下:

$$Mode_i = \alpha_0 + \alpha_1 Sc_i + \alpha_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

$$Mode_i = \beta_0 + \beta_1 Psc_i + \beta_2 X_i + \nu_i \quad (2)$$

式(1)和(2)中, $Mode_i$ 表示第*i*人的迁移模式; $Sc_i$ 代表第*i*人新型社会资本; $Psc_i$ 代表第*i*人原始社会资本; $X_i$ 代表第*i*人的控制变量,包括个体特征变量、家庭特征变量以及地区特征变量; $\alpha_0$ 、 $\beta_0$ 为截距项, $\alpha_1$ 、 $\beta_1$ 分别表示新型社会资本、原始社会资本对家庭迁移的影响系数; $\alpha_2$ 、 $\beta_2$ 为各类控制变量对家庭迁移的影响系数; $\mu_i$ 、 $\nu_i$ 分别为随机扰动项。模型结果见表4。

回归1~3是新型社会资本对家庭迁移的影响,回归4为原始社会资本对家庭迁移的影响。回归1只控制了新型社会资本与个人特征变量,回归2加入家庭特征变量,回归3再次加入地区特征变量。模型整体运行效果良好,从回归1到回归3,Pseudo  $R^2$ 值逐渐提高,Wald卡方值在1%水平上通过了显著性检验,模型稳健性良好。由分析结果可知,原始社会资本对家庭迁移影响并不显著,新型社会资本在1%水平上通过了显著性检验,这验证了假设H<sub>1</sub>。由于原始社会资本更多的是由亲戚、亲朋好友和同乡构成的社会网络,这种“同侪效应”的存在使得乡城流动人口的社会资本更多表现为一种“穷人的资本”<sup>[34]</sup>,此种社会资源的能力不足以支撑乡城流动人口整个家庭的迁移。在适应非正规就业阶段后,乡城流动人口会通过“干中学”“学习效应”提高自身人力资本水平,并拥有新型社会资本。与原始社会资本相比,新型社会资本在社会地位、职业声望以及对乡城流动人口提供帮助作用方面要远远高于原始社会资本,进而对乡城流动人口家庭迁移的正向影响会更加明显。

控制变量的回归结果与以往研究结论基本一致,受教育程度、技能证书数量、职业类型、是否有子女处于受教育阶段、家庭收入水平、流入地平均工资水平对乡城流动人口家庭迁移具有显著正向影响。家庭人口规模、家乡宅基地现值、给老家所在地家人汇款数额等对乡城流动人口家庭迁移具有显著负向影响。

表 4 社会资本对家庭迁移的回归结果

N=1 574

变量类型		回归 1	回归 2	回归 3	回归 4
解释变量	新型社会资本	0.027 9** (0.010 3)	0.026 4** (0.012 1)	0.025 2** (0.012 5)	
	原始社会资本				0.025 9 (0.066 1)
个体特征变量	年龄	0.013 2 (0.012 3)	0.011 5 (0.013 1)	0.010 8 (0.012 9)	0.011 5 (0.012 6)
	受教育程度	0.115 0*** (0.024 2)	0.122 5*** (0.023 7)	0.116 5*** (0.027 7)	0.128 3*** (0.025 4)
	技能证书数量	0.165 3*** (0.044 1)	0.157 8*** (0.043 2)	0.154 1*** (0.043 7)	0.155 3*** (0.033 8)
	是否有子女处于 受教育阶段		0.512 2*** (0.062 6)	0.501 3*** (0.059 1)	0.505 3*** (0.060 1)
家庭特征变量	家庭人口规模		0.356 6*** (0.024 9)	0.335 9*** (0.026 8)	0.345 6*** (0.025 8)
	家庭收入水平		0.124 1*** (0.035 6)	0.161 2*** (0.031 6)	0.167 2*** (0.035 7)
	家乡宅基地现值		-0.134 1*** (0.037 6)	-0.123 5*** (0.035 1)	-0.120 5*** (0.041 2)
	给老家所在地 家人汇款数额		-0.024 3*** (0.007 7)	-0.025 6*** (0.009 4)	-0.025 7*** (0.007 9)
地区特征变量	迁移距离			0.016 2 (0.041 1)	0.011 7 (0.040 9)
	流入地平均房价水平			-0.121 7 (0.089 3)	(0.091 9) 0.677 9***
	流入地平均工资水平			0.665 6*** (0.205 8)	-0.035 8 (0.207 9)
	Pseudo R <sup>2</sup>	0.121 5	0.164 6	0.175 5	0.168 7
Wald chi2	96.62	577.49	596.78	608.66	

(2)内生性检验。新型社会资本和家庭迁移之间很可能存在双向因果关系,即新型社会资本影响家庭迁移模式,而家庭迁移模式也会因为随着家庭人口规模的扩大,进一步促进新型社会资本的获得<sup>[35]</sup>。为了克服这种潜在的内生性问题可能导致的估计偏误,本文使用 IV-Oprobit 模型对估计结果进行进一步验证,具体而言,以县为单位,计算样本数据中乡城流动人口当地亲密朋友平均个数(不含该家庭)。该变量的合理性在于:根据社会同质性理论,乡城流动人口的交友过程具有选择性<sup>[15]</sup>,相似的人往往会在交友时做出相似的选择<sup>[36]</sup>,在当地亲密朋友平均个数能在一定程度上反映该家庭新型社会资本。其他家庭中新型社会资本不会对本家庭迁移行为产生直接影响,这种工具变量外生性的构造方法在研究中较为普遍<sup>[37]</sup>。

采用两步法对参数进行估计。第一阶段,把内生解释变量新型社会资本对工具变量和外生解释变量作最小二乘回归,得到潜变量  $Sc_i^*$  的拟合值  $\hat{Sc}_i^*$ ,第二阶段,将  $Mode_i$  对潜变量拟合值、残差、外生解释变量作有序 Probit 回归,如下所示:

$$Sc_i^* = \eta_0 + \eta_1 Z_i + \eta_2 X_i + \xi \quad (3)$$

$$\hat{Sc}_i^* = \hat{\eta}_1 Z_i + \hat{\eta}_2 X_i \quad (4)$$

$$Mode_i = \beta^* \hat{Sc}_i^* + \gamma X_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

式(4)~(5)中, $\wedge$ 表示变量拟合值或参数估计值, $Z_i$ 为工具变量, $\xi$ 为随机误差项。通过这两个阶段的回归得出  $\beta^*$  的一致估计。

表 5 给出 IV-Oprobit 模型一阶段回归结果,即,工具变量和外生解释变量对新型社会资本的回归结果。流入地平均亲密朋友个数对新型社会资本影响系数显著为正,这印证了前文的猜想:在当地

亲密朋友平均个数能在一定程度上反映该家庭新型社会资本。控制全部变量后,一阶段回归中新型社会资本工具变量系数在 1%水平上通过了显著性检验,  $F$  统计量为 24.13, 可以证明不存在弱工具变量问题。

表 5 IV-Oprobit 模型一阶段回归结果

$N=1\ 574$

变量类型	回归 5	回归 6	回归 7
流入地平均亲密朋友个数 (不含该家庭)	0.553 9*** (0.089 2)	0.535 2*** (0.085 5)	0.512 1*** (0.094 3)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量		已控制	已控制
地区特征变量			已控制
Pseudo $R^2$	0.170 8	0.175 8	0.176 4
$F$ 值	47.55	38.75	24.13

表 6 为 IV-Oprobit 二阶段回归结果,在第二阶段,控制所有变量后,  $\hat{Sc}_i^*$  对家庭迁移的影响系数在 5%水平上通过了显著性检验,将 IV-Oprobit 模型第二阶段回归结果与有序 probit 模型回归系数相比较可发现,IV-Oprobit 模型中,第二阶段回归系数明显小于有序 probit 模型回归系数。造成这种现象的原因与双向因果效应有关,也与遗漏变量有关。但是,IV-Oprobit 模型再次证明,新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移产生正向影响。

表 6 IV-Oprobit 模型二阶段回归结果

$N=1\ 574$

变量类型	回归 8	回归 9	回归 10
$\hat{Sc}_i^*$	0.026 5*** (0.007 3)	0.021 8** (0.007 6)	0.018 8** (0.009 5)
个体特征变量	已控制	已控制	已控制
家庭特征变量		已控制	已控制
地区特征变量			已控制
Pseudo $R^2$	0.020 8	0.154 1	0.164 7
Wald chi2	93.00	560.03	594.39

### 3. 更高层次非正规就业在新型社会资本影响乡城流动人口家庭迁移关系中的中介效应

对于中介变量和被解释变量为连续变量的情形,用 Bootstrap 逼近系数乘积统计量分布的中介效应检验是较为稳健的方法<sup>[38-39]</sup>。而对于中介变量为连续变量,被解释变量为分类变量时,此种情形下的中介效应检验理论在目前文献中较少有具体研究<sup>[40]</sup>,为此,本文借鉴学者郑馨等给出的检验方案<sup>[40]</sup>,运用学者温忠麟等提出的中介效应检验程序<sup>[41]</sup>,并运用 Bootstrap 逼近系数乘积统计量分布法进行稳健性检验。

对于层级回归方法而言,分别建立新型社会资本对家庭迁移、新型社会资本对更高层次非正规就业影响的回归模型。

$$Mode_i = \alpha_0 + \alpha_1 Sc_i + \alpha_2 X_i + \mu_i \tag{6}$$

$$Income_i = \beta_0 + \beta_1 Sc_i + \beta_2 X_i + \mu_i \tag{7}$$

$$Mode_i = \gamma_0 + \gamma_1 Sc_i + \gamma_2 Income_i + \gamma_3 X_i + \mu_i \tag{8}$$

式(6)~(8)中,  $Mode_i$  表示第  $i$  人的迁移模式,  $Sc_i$  表示新型社会资本,  $Income_i$  代表更高层次非正规就业的代理变量——收入水平,  $X_i$  为所有控制变量,  $\mu_i$  为随机扰动项。

中介效应模型估计回归结果见表 7,回归 11 结果显示,新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移具有显著正向影响,与前文估计结果一致。回归 12 结果显示,新型社会资本对乡城流动人口收入水平在 1%水平上通过了显著性检验。在回归 13 中,同时控制新型社会资本和收入水平后,新型社会资本与收入水平均表现出对乡城流动人口家庭迁移的正向影响,且在 1%水平上显著。根据中介效应检验程序,首先  $\alpha_1$  检验结果显著,其次  $\beta_1$ 、 $\gamma_2$  检验结果显著,最后  $\gamma_1$  的系数同样显著。说明收入水平的中介效应成立,且为部分中介效应。根据计算结果,中介效应占比为 0.259 3,这意味着新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移的影响效应中有 25.93%的比例来自收入水平的提升,进一步验证了新型社会资本通过影响乡城流动人口更高层次的非正规就业进而影响其家庭迁移。

表 7 中介效应分析结果

N=1 574

变量类型		回归 11(家庭迁移)	回归 12(收入水平)	回归 13(家庭迁移)
解释变量	新型社会资本	0.028 8** (0.010 9)	0.022 1** (0.010 3)	0.023 4** (0.011 2)
中介变量	更高层次非正规就业 (代理变量:收入水平)			0.259 3** (0.110 7)
控制变量		已控制	已控制	已控制
	Pseudo R <sup>2</sup>	0.215 5	0.218 2	0.301 5

对于 Bootstrap 方法,选取 Preacher 等推荐的中介效应检验程序<sup>[38]</sup>,该方法可以直接检验中介作用系数的显著性,清晰揭示第三方变量在自变量与因变量中的中介效应<sup>[42]</sup>,有效避免“遮掩效应”。检验方法采用 SPSS22.0 软件和 Preacher 开发的 SPSS 宏(即 Process 程序),重复抽样次数为 5 000 次,用第 2.5 百分位数和 97.5 百分位数来估计中介效应置信区间,如果置信区间不包括 0,则说明中介效应显著。见表 8、表 9。

根据表 8 结果,新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移具有显著正向影响,且在 5% 水平上通过显著检验, H<sub>1</sub> 假设得到验证,进一步证实了估计结果的稳健性和可靠性。根据表 9,中介效应检验结果可知, Bootstrap 95% 置信区间为 [0.003 2, 0.005 4], 置信区间不包括 0, 表明更高层次非正规就业的中介效应显著,进一步验证了温忠麟等提出的中介效应检验程序,也进一步验证了 H<sub>2</sub> 假设:新型社会资本通过影响乡城流动人口更高层次的非正规就业进而影响其家庭迁移。“新型社会资本→更高层次非正规就业→家庭迁移”逻辑链条得以证实。

#### 四、结论与建议

基于 CLDS2014 年数据,实证分析了社会资本、非正规就业对乡城流动人口家庭迁移的影响。研究表明:原始社会资本在乡城流动人口进入城镇非正规就业初期阶段效果明显,但是对于家庭迁移影响并不显著,新型社会资本对乡城流动人口家庭迁移具有显著正向影响;新型社会资本对家庭迁移的影响并非直接影响,而是通过实现更高层次的非正规就业来实现,即新型社会资本通过更高层次的非正规就业促进了乡城流动人口实现家庭迁移。

研究发现,乡城流动人口可通过社会资本转换实现更高就业层次的转换,最终实现家庭迁移。这在新型城镇化背景下,为寻求解决“三个一亿人”问题提供了政策指导价值。乡城流动人口简单多次的职业流动并不会实现家庭迁移,在通过“干中学”“学习效应”积累更多新型社会资本后,通过突破社会结构制约,获得更好的职业流动和职业发展机会,进而实现更高层次的非正规就业,最终促进乡城流动人口实现家庭迁移。为此,一方面,应当重视乡城流动人口通过新型社会资本实现向上流动的可能性,注重新型社会资本的培育,通过成立流动人口工会、搭建社交平台等途径,促进乡城流动人口实现“原始社会资本”向“新型社会资本”的延展。另一方面,对于乡城流动人口自身而言,应当意识到职业技能和文化水平在城镇立足的重要性,提高自身专业技能水平和文化水平,并加强与当地人的交往以及社会参与,发挥主观能动性,为实现家庭迁移争取更多机会。此外,应当进一步完善劳动力市场的规范性,消除市场歧视,为乡城流动人口提供更完善的就业信息,最终促进乡城流动人口实现家庭迁移。

#### 参 考 文 献

[1] 国家卫生和计划委员会流动人口司.中国流动人口发展报告 2017[M].北京:中国人口出版社,2017.

表 8 新型社会资本影响乡城流动人口家庭迁移的直接作用检验结果

自变量	直接作用		95%置信区间	
	系数	标准差	下限	上限
新型社会资本	0.023 5**	0.009 2	0.001 7	0.002 8

表 9 更高层次非正规就业对新型社会资本与家庭迁移的中介效应

中介变量	中介作用		Bootstrap 法 95%置信区间	
	系数	标准差	下限	上限
更高层次非正规就业 (代理变量: 收入水平)	0.017 2**	0.007 7	0.003 2	0.005 4



- [2] 宋锦,李实.农民工子女随迁决策的影响因素分析[J].中国农村经济,2014(10):48-61.
- [3] 夏怡然,陆铭.城市间的“孟母三迁”——公共服务影响劳动力流向的经验研究[J].管理世界,2015(10):78-90.
- [4] 周文,赵方,杨飞,等.土地流转、户籍制度改革与中国城市化:理论与模拟[J].经济研究,2017,52(6):183-197.
- [5] 辜胜阻,曹冬梅,韩龙艳.“十三五”中国城镇化六大转型与健康发展[J].中国人口·资源与环境,2017,27(4):6-15.
- [6] GREEN C P.Flexible contracts and subjective well being[J].Economic inquiry,2011,49(3):716-729.
- [7] TUMEN S,ZEYDANLI T.Home ownership and job satisfaction[J].Social indications research,2014,117(1):165-178.
- [8] 林南,孙准模,高柏,等.嵌入在社会网络中的经济——以网络社会网与经济为例[J].社会学评论,2018,6(2):3-18.
- [9] 叶静怡,武玲蔚.社会资本与进城务工人员工资水平——资源测量与因果识别[J].经济学(季刊),2014,13(4):1303-1322.
- [10] 孙学涛,李旭,戚迪明.就业地、社会融合对农民工城市定居意愿的影响——基于总体、分职业和分收入的回归分析[J].农业技术经济,2016(11):44-55.
- [11] 程诚,边燕杰.社会资本与不平等的再生产——以农民工与城市职工的收入差距为例[J].社会,2014,34(4):67-90.
- [12] GRANOVETTER M.The strength of weak ties [J].American journal of sociology,1973,78(6):1360-1380.
- [13] LIN N,DUMIN M.Access to occupations through social ties [J] Social networks,1986,8(4):365-385.
- [14] COLEMAN J S.The foundations of social theory [M].Cambridge:Harvard University Press,1990.
- [15] MCPHERSON M.Birds of a feather;homophiles in social networks [J].Annual review of sociology,2001(27):29-37.
- [16] 赵延东,王奋宇.城乡流动人口的经济地位获得及决定因素[J].中国人口科学,2002(4):10-17.
- [17] 任远,陶力.本地化的社会资本与促进流动人口的社会融合[J].人口研究,2012,36(5):47-57.
- [18] 刘茜,杜海峰,靳小怡,等.留下还是离开? 政治社会资本对农民工留城意愿的影响研究[J].社会,2013,33(4):103-116.
- [19] TODARO M P.A model of labor migration and urban unemployment in less developed countries[J].America economic review,1969,59(1):138-148.
- [20] DOERINGER P.Internal labor market theories to orthodox theory[J].The journal of economic literature,1971,20(12):1251-1257.
- [21] 曹子玮.农民工的再建构社会网与网内资源流向[J].社会学研究,2003(3):99-110.
- [22] 陈成文,王修晓.人力资本、社会资本对城市农民工就业的影响——来自长沙市的一项实证研究[J].学海,2004(6):70-75.
- [23] 叶静怡,周晔馨.社会资本转换与农民工收入——来自北京农民工调查的证据[J].管理世界,2010(10):34-46.
- [24] 朱志胜.社会资本的作用到底有多大? ——基于农民工就业过程推进视角的实证检验[J].人口与经济,2015(5):82-90.
- [25] I L O.Conciliation and arbitration procedures in labor disputes;a comparative study[J].Journal of industrial relations,1983,23(4):558.
- [26] 吴要武.非正规就业者的未来[J].经济研究,2009,44(7):91-106.
- [27] 张抗私,刘翠花,丁述磊.正规就业与非正规就业工资差异研究[J].中国人口科学,2018(1):83-94.
- [28] 杨凡,林鹏东.流动人口非正规就业对其居留意愿的影响[J].人口学刊,2018,40(6):40-51.
- [29] 王春超,叶琴.中国农民工多维贫困的演进——基于收入与教育维度的考察[J].经济研究,2014,49(12):159-174.
- [30] 吴帆.中国流动人口家庭的迁移序列及其政策涵义[J].南开学报(哲学社会科学版),2016(4):103-110.
- [31] 盛亦男.中国的家庭化迁居模式[J].人口研究,2014,38(3):41-54.
- [32] 李晓阳,黄毅祥.中国劳动力流动与区域经济增长的空间联动研究[J].中国人口科学,2014(1):55-65.
- [33] STARK O.The new economics of labor migration[J].American economic review,1985,75(2):173-178.
- [34] PUTNAM R D,LEONAR D R,NONETTI R Y.Making democracy work;civic traditions in modern Italy[M].New Jersey:Princeton University Press,1993.
- [35] 熊景维,钟涨宝.农民工家庭化迁移中的社会理性[J].中国农村观察,2016(4):40-55.
- [36] 陈云松.逻辑、想象和诠释:工具变量在社会科学因果推断中的应用[J].社会学研究,2012,27(6):192-216.
- [37] 尹志超,甘犁.香烟、美酒和收入[J].经济研究,2010,45(10):90-100.
- [38] PREACHERKJ,HAYES A F.Asymptotic and resampling strategies for assessing and comparing indirect effects in multiple mediator models[J].Behavior research methods,2008,40(3):879-891.
- [39] RUCKER D D,PREACHER Z L,PRETTY R E.Mediation analysis in social psychology:current practices and new recommendations[J].Social and personality psychology compass,2011(5):359-371.
- [40] 郑馨,周先波.社会规范是如何激活创业活动的? ——来自中国“全民创业”十年的微观证据[J].经济学(季刊),2017,17(1):190-218.
- [41] 温忠麟,叶宝娟.有调节的中介模型检验方法:竞争还是替补? [J].心理学报,2014,46(5):714-726.
- [42] 于晓宇,陶向明.创业失败经验与新产品开发绩效的倒U型关系:创业导向的多重中介作用[J].管理科学,2015,28(5):1-14.