

同乡聚集对沿边少数民族外出务工的影响： 收入水平与地位获得

陈 瑛

【摘 要】文章利用沿边少数民族外出务工调查数据,考察同乡聚集对少数民族外出务工的影响。研究发现,通过信息资源优势、居住成本分摊与人力资本补偿渠道,同乡聚集有助于沿边少数民族外出务工的收入增长,但不利于职业社会地位的获得。同乡聚集规模的“倒U形”收入增长曲线与“U形”职业地位获得曲线得到实证支持,但同乡聚集规模的收入增长效应较为平缓,且作用有限,而同乡聚集规模的内卷化倾向会将沿边少数民族推入城市中社会地位偏低的职业。同乡聚集的收入增益平缓与社会分层内卷化的作用叠加,制约沿边少数民族外出务工者更深地融入城市。促进沿边少数民族城市融入应减少对同乡聚集效应的过度依赖,需要政府、社会与个体合力强化社会融合,消解同乡聚集的分割性同化负效应。

【关键词】同乡聚集 沿边少数民族 外出务工 收入水平 地位获得

【作 者】陈 瑛 云南大学发展研究院,研究员。

一、问题的提出

沿边地区是十九大“实施区域协调发展战略”中“民族、边疆、贫困”三重发展困境叠加的区域,“共享发展”目标模式下,少数民族怎样借助于市场化路径充分地融入“新型城镇化”进程,是理论研究和实践应用的重大课题。根据第六次人口普查资料,2010年全国城市人口中少数民族人口规模为3 676.88万人,占全部城市人口的5.47%,少数民族人口的城市化率为32.83%,其中迁移流动进入城市的少数民族人口为1 653.86万人。虽然少数民族人口的城市化率较低,但外出务工已成为少数民族人口流动的重要选择。其中,特殊地缘区位的沿边少数民族外出到城市务工,面对语言障碍、相异的生活习惯和传统文化等因素时,为寻求社会网络所提供的信息 and 经济支持,同乡结伴外出务工较为常见(张继焦,2006)。沿边少数民族处于欠发达地区的边缘地带,同乡聚集是其外出务工中信息传递、风险分担与资源配置的有效非正式组织形式,也是外出务工者排除心理困境的精神支持,更易形成相对稳固的社会关系网,群内认同的增进程度更强(马

伟华,2018)。考察同乡聚集在沿边少数民族流动就业上的积极作用及其局限性,为少数民族流动人口融入城市的嵌入视角提供新的思路,有助于为社会网络支持少数民族流动人口融入城市提供新的认识。

与已有文献以流入地调查数据为主的研究不同,本文基于流出地的民族聚居地区的调查数据进行分析。此外,已有研究聚焦于有无同乡聚集的收入效应分析,而同乡聚集规模的影响少有关关注,对同乡聚集的负效应解释不够。本文将同时考察同乡聚集规模的收入效应和职业社会地位获得效应。

二、理论分析与假设

同乡聚集研究的理论基础来自国外学者的线性同化理论,该理论认为移民流入迁移地,要么向上融入主流中产阶级社会,要么向下融入底层社会(张春泥、谢宇,2013)。分割性同化理论提供了第三条道路,移民在流入地社会当中除了融入主流中产阶级社会或向下同化之外,采取选择性同化,即获取经济优势的同时保持迁出地的种族文化特征(Portes等,1993;Zhou,1997)。国外学者将种族聚集与经济成就并存的观点称之为“聚集命题”(Xie等,2011)。分割性同化理论应用于中国农民工问题时,同乡聚集给农民工带来显著的收入回报,分割性同化特征随职业发展不断下降(张春泥、谢宇,2013;魏万青,2016)。随着市场化程度提升,中国农民工通过社会网络形成的同乡聚集有所下降,非同乡聚集趋势得到正向强化(王春超、王聪,2016;魏万青,2016)。也有研究指出,同乡聚集的正向效应不存在,同乡聚集的流动劳动力主要从事强度高、劳动时间长、工资低廉且无出头之日的工作类型,从长远看,对发展是不利的(Xie等,2011)。

上述研究从同乡聚集的现象出发探讨其对流动劳动力收入的影响。但是,同乡聚集如何影响流动劳动力的就业结果需要进一步从同乡聚集的概念内涵、作用机制等方面进行区分和解析。从社会资本的角度看,同乡聚集实质上是个人社会网络中集合了的强关系集,其作用得以突显是在社会分割下,面对“信息”与“影响”的资源劣势不确定性时,流动劳动力充分利用网络资源的强关系以获取效用最大化的个人理性选择。

同乡聚集之所以会产生,首先是流动劳动力面临着“信息”与“影响”劣势,前者表明缺乏对某种职位的了解,后者意味着不具备某种影响可以干预就业的搜寻匹配过程,整合强关系网络资源的同乡聚集可降低信息、影响欠缺所产生的风险,充分利用其信息资源集,发挥信息资源集合优势。其次,当前中国大规模的流动劳动力主要是低技能劳动力,同乡聚集整合了单个人的就业议价能力,弥补低人力资本水平导致的个人议价能力缺失。最后,农村流动劳动力融入城市是基本公共服务私人成本与公共成本有效投入的结果,生活成本是私人成本的重要构成部分。私人成本的个人支付承受水平不确定促使外出务工的劳动力倾向于同乡聚集,聚集的同乡提供了与企业对生活成本分摊上的集体议价可能,起到对迁移流动外部化生活成本的分摊矫正作用。因此,本文认为同乡聚集通

过信息资源优势、人力资本补偿与生活成本分摊机制影响流动劳动力的就业结果。

沿边少数民族动用资源改变“信息”和“影响”及人力资本劣势的能力极为不易。依赖于同乡聚集这一路径,可为沿边少数民族外出务工提供迅捷可靠的就业信息,但只有社会网络异质性足够大时才能够缩小流动人口外出就业的收入差距(刘林等,2016;章元等,2008),对于“沿边”和“少数民族”两个特定的对象,其同乡聚集的大部分人从事同类低技能职业,劳动时间长且收入水平低,同乡聚集规模会带来收入增长效应,但结伴外出就业的正效应在一个特定的阈值后是递减的。因此,本文提出假设1:同乡聚集有利于沿边少数民族外出务工的收入水平增长,但这一影响存在门槛效应,同乡聚集规模到达某一阈值之后,收入增长优势将会递减甚至消失。

外出务工的另一个重要维度是就业职业的社会地位获得。在一般的理解上,同乡聚集扩大了个体的信息与资源集合,有助于沿边少数民族获得更高社会地位的职业。少数民族外出务工者具有明显的弱势特征,同乡聚集中的沿边少数民族多从事同一职业并以体力劳动为主,基于同乡聚集“对社会优势群体可能是优势强化,对弱势群体可能是弱势累积”的观点(魏万青,2016),沿边少数民族外出务工因弱势累积的作用难以获得较高社会地位的职业;“分割性同化理论”表明只有规模足够大的同乡聚集才会产生外溢效应,而在职业社会地位的获得作用上,沿边少数民族外出就业的同乡聚集规模扩大是否有助于更高职业社会地位的获得是不确定的。因此,本文提出假设2:同乡聚集对沿边少数民族外出务工的职业地位获得影响不确定,当同乡聚集规模到达某一阈值时,分割性同化的外溢效应才会起作用。

三、数据来源、变量说明及模型设定

(一) 数据来源

本文使用“云南沿边少数民族劳动力异地就业(2013年)”的调查数据^①。该调查选择云南省德宏、临沧、普洱、西双版纳和红河5个沿边州市的18个边境少数民族村寨,每户家庭访问一人,共获取2268个调查样本,涵盖拉祜、傈僳、布朗、景颇、基诺、哈尼、阿昌、德昂、傣、佤、瑶11个少数民族,重点考察流出地沿边少数民族人口的外出务工问题。调查除收集受访少数民族人口基本特征外,还涉及外出务工的社会资本利用情况、求职信息、职业信息、就业流动、就业歧视、就业模式、工作满意度等问题。样本描述性统计

^① 从全国范围来看沿边少数民族外出务工在城市或经济发达地区的分布相对分散,要获得较新的沿边少数民族外出务工的调查数据难度较大。历次人口普查数据与“流动人口动态监测数据”是少数民族外出就业研究中经常使用的数据库,前者数据年份到2010年但未涉及本研究主题,后者在流动人口社会融合的专项调查中少数民族样本在2013年有363个,2014年有563个,2017年流动人口动态监测数据中有同乡聚集的少数民族样本有2006个,但流出地来源较为分散难以反映少数民族外出务工的同乡聚集特征。对于沿边少数民族而言,外出务工的基本特征近年来没有实质性变化,城市中就业生活面临的主要问题也未发生根本性变化,现实中该数据研究的同乡聚集问题仍然存在。



表1 沿边少数民族外出务工的描述性统计

变 量	全部样本		没有同乡聚集		有同乡聚集	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
同乡聚集规模	8.94	10.14	—	—	9.82	10.21
职业社会地位	3.06	42.44	2.14	9.25	3.28	46.86
月均收入(元/月)	1755.10	1233.14	1580.07	1289.03	1798.39	1215.43
月收入对数	7.26	0.72	7.13	0.83	7.29	0.68
年龄	26.23	7.73	24.54	6.13	26.61	8.00
男性	0.54	0.50	0.44	0.50	0.54	0.50
在婚	0.47	0.50	0.35	0.48	0.49	0.50
受教育年限	8.09	3.40	9.34	3.71	7.80	3.26
16岁以下孩子数量	0.79	0.86	0.67	0.76	0.81	0.88
白领	0.32	0.46	0.47	0.50	0.28	0.45
家庭迁移人数	1.86	1.07	1.49	1.12	1.93	1.02
工作获得方式						
关系	0.65	0.48	0.58	0.49	0.67	0.47
政府	0.12	0.32	0.08	0.27	0.13	0.34
市场	0.23	0.42	0.34	0.48	0.20	0.40
省内流动	0.59	0.49	0.77	0.42	0.55	0.50
跨省流动	0.35	0.48	0.19	0.39	0.39	0.49
跨国流动	0.06	0.24	0.04	0.19	0.07	0.25
企业提供住宿	0.60	0.49	0.55	0.49	0.62	0.48

注:(1)受教育年限:未上过学=0,小学=6,初中=9,高中或中专=12,大专=15,本科=16,研究生=19。(2)根据调查问卷中“当前这份工作对您的要求是体力劳动还是知识和技术?”提问项,将受访者职业性质分为蓝领与白领。(3)根据“云南省沿边少数民族外出务工调查数据”计算整理得到。

地位获得的代理变量。

2. 核心解释变量。问卷中设有“目前跟您一起谋生的家人和亲戚有几个,同村人有几个?”提问项,由此提取外出谋生的家人、亲属与同村人数量,以此作为沿边少数民族外出就业时的同乡聚集规模变量。针对假设,分别设定两类核心变量:一是是否有同乡聚集,即将一起外出谋生人数为0的设为没有同乡聚集,大于0的设为有同乡聚集,生成同乡聚集的虚拟变量。二是同乡聚集的规模变量,即把外出一同谋生的家人、亲属与同村人数量作为同乡聚集的规模变量。

3. 其他控制变量。分析收入水平与职业社会地位获得时,控制变量包括主要的人口统计特征如性别、年龄、年龄的平方、婚姻状况、受教育年限、家庭中16岁及以下少年儿童的数量、家庭中一起外出流动的人数、流动距离、职业类型、地区变量。此外,问卷中设计了受访者求职方式的选择和就业过程中企业是否提供住宿的问题,前者用于识别同乡聚集作用机制中的信息渠道,后者用于识别流动社会成本分摊。

如表1所示。

(二) 变量说明

1. 因变量。本文中收入水平用受访沿边少数民族的月收入及其对数来衡量。职业社会地位依据“外出务工者社会经济地位越高,越有可能成为企业某一部 门或企业的管理者,所管辖的员工数量相应也较多”的认识逻辑,将问卷中“目前这份工作有没有归您管理的员工?如果有,您管理的员工有多少?”的提问项作为职业社会

(三) 模型设定

1. 同乡聚集与沿边少数民族外出务工的收入决定。针对假设 1,本文建立引入同乡聚集的明瑟工资方程,考察同乡聚集对沿边少数民族外出务工的收入水平影响。即:

$$\ln wage_i = \alpha + \beta LQ_i + \gamma \sum x_i + \varepsilon_i$$

其中, $\ln wage_i$ 为外出务工的沿边少数民族的月工资对数; LQ_i 为沿边少数民族外出务工的同乡聚集变量,分别用是否通过同乡聚集的虚拟变量和同乡聚集规模的连续变量来衡量; x_i 为其他控制变量; ε_i 为误差项。

2. 沿边少数民族外出务工同乡聚集的社会地位获得模型设定。针对假设 2,本文用管理员工数量来衡量职业社会地位,调查样本中有 89.93%没有管理员工,剩余的 10.07%样本在严格为正值时是连续的。对于取值为零与非负整数的因变量,通常采用“泊松回归”,被解释变量为 Y_i ,假设观测值为 y_i ,来自参数为 λ_i 的泊松分布:

$$P(Y_i = y_i | x_i) = \frac{e^{-\lambda_i} \lambda_i^{y_i}}{y_i!} \quad y_i = 0, 1, 2, 3 \cdots$$

其中, λ_i 为泊松到达率, $E(Y_i | x_i) = \text{Var}(Y_i | x_i) = \lambda_i$ 。但表 1 显示外出务工的沿边少数民族能进入管理层的比率非常低,职业社会地位变量的 0 值过多,存在过度分散的问题,具有零膨胀特性,在此情况下有 $E(Y_i | x_i) < \text{Var}(Y_i | x_i)$ 。可以构建有协变量的零膨胀泊松回归(简称 ZIP)模型代替泊松回归(陈强, 2010; 王存同, 2010)。当被解释变量的观测值为 y_i ,协变量为 x_i 时,来自参数为 λ_i 的 ZIP 模型为:

$$\begin{cases} P(y_i = 0 | x_i) = \theta_i + (1 - \theta_i)e^{-\lambda_i} \\ P(y_i = j | x_i) = \frac{(1 - \theta_i)e^{-\lambda_i} \lambda_i^j}{j!} \quad (j = 1, 2, \cdots) \end{cases}$$

其中, θ_i 为数据过多零值的概率。在 ZIP 模型中被解释变量的期望和方差分别为 $E(Y) = \lambda(1 - \theta)$, $\text{Var}(Y) = E(Y)(1 + \theta\lambda)$ 。观察发现,本文沿边少数民族外出务工职业社会地位的均值($E(Y) = 2.96$)小于方差($\text{Var}(Y) = 1586.94$),选择零膨胀泊松回归模型。

四、描述性分析

尽管受访少数民族世代居住于与东南亚国家毗邻的沿边地区,调查样本中仅有 6.9% 的外出劳动力选择到国外务工。地理上,沿边少数民族远离经济中心,缺乏可得的有效信息资源与社会资源,同乡聚集是外出务工的普遍性选择。调查样本中,没有同乡聚集的沿边少数民族占 19.92%,有同乡聚集的占 80.08%。同乡聚集中没有和家人和亲戚一起外出的占 25.35%;没有和同村一起外出的占 18.26%。

(一) 沿边少数民族外出务工的收入水平

根据 2013 年国家统计局农民工监测报告显示,当年全国农民工月收入为 2 609 元。本调查中沿边少数民族外出务工月收入为 1 775.1 元,远低于全国平均水平。同乡聚集

外出务工的沿边少数民族月收入为 1 798.39 元,没有同乡聚集的月收入为 1 580.07 元,组间差异的 t 值为 3.25,在 1%的水平上有同乡聚集外出务工的沿边少数民族收入水平显著高于没有同乡聚集的收入水平。按同乡聚集规模分类计算调查样本收入水平均值,绘制出同乡聚集及其对应的月收入水平均值的散点图(见图 1),同乡聚集规模与沿边少数民族外出务工收入水平呈“倒 U 形”关系。为此,在收入效应的模型中有必要引入同乡聚集规模的二次项。

(二) 沿边少数民族外出务工的职业社会地位获得

本文用受访者管理员工的数量作为职业社会地位的代理变量。受访外出务工的沿边少数民族中有 87.77%没有管理任何员工,大部分外出务工的沿边少数民族(79.3%)从事建筑业、工矿企业、电子电器工厂、家庭服务、餐饮服务等行业,其中 6%摆摊零售,从事非正规就业。在职业分布上,蓝领工人占 68%。

全部受访的沿边少数民族管理员工的平均数量为 3.06 人,同乡聚集外出务工的少数民族管理员工的平均数量为 3.28 人,没有同乡聚集的少数民族管理员工平均数量为 2.14 人,同乡聚集方式外出务工的少数民族管理员工的数量高于没有同乡聚集的。组间差异的 t 值为 0.56,差异不显著。按同乡聚集规模分类对调查样本职业社会地位求均值,

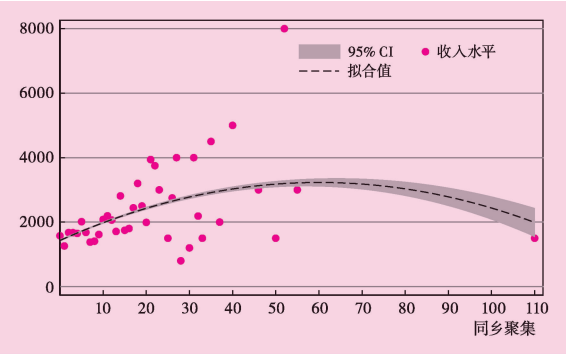


图 1 沿边少数民族同乡聚集与月收入水平散点图

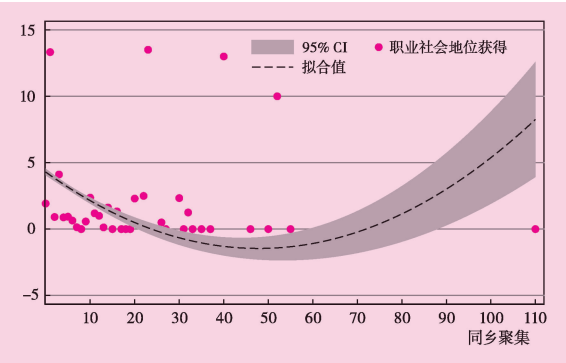


图 2 沿边少数民族同乡聚集与职业社会地位散点图

绘制同乡聚集与职业社会地位均值的散点图(见图 2),同乡聚集规模对沿边少数民族职业社会地位的获得呈现先抑后扬的特征,同乡聚集与沿边少数民族职业地位获得呈“U 形”关系。在职业社会地位获得的模型中有必要引入同乡聚集规模的二次项。

五、收入水平与地位获得

基于同乡聚集的基本特征与描述性统计分析,从同乡聚集与否、同乡聚集的规模两个方面考察其对沿边少数民族外出务工的收入水平与地位获得的影响。

(一) 收入增长的“倒 U 形”关系

基本变量的统计性特征与同乡聚集的收入效应图显示,同乡聚集有助于沿边少数民族外出务工收入的增长。表 2 中模型 1 与模型 2 显示,是否加入其他控

制变量对同乡聚集的估计系数显著性及大小没有较大影响。模型 4 与模型 5 引入同乡聚集的规模及其平方项验证图 1“倒 U 形”曲线。沿边少数民族外出务工是否会选择同乡聚集会造成样本选择偏差的问题,本研究样本为已经外出务工的劳动力,样本选择偏差的问题主要表现在是否选择同乡聚集的方式外出务工,根据张春泥、谢宇(2013)的研究,影响同乡聚集决策包括性别、年龄、受教育程度、流入地距离等因素,同时,流出地农业人口占比、少数民族人口占比及流出地农村年人均纯收入水平也会影响同乡聚集的选择。模型 3 和模型 6 为 Heckman 样本选择纠正模型估计结果。

模型 2 的估计系数表明,有同乡聚集的外出务工的沿边少数民族收入水平比没有同乡聚集的高 19.6%。考虑样本选择偏差后模型 3 的结果与模型 2 的结果基本一致。此外,估计结果显示同乡聚集规模的收入效应呈“倒 U 形”,具有阈值,根据模型 6 的估计结果计算“倒 U 形”曲线到达最高点的同乡聚集规模取值范围在[55,113],具体而言,在同乡聚集规模均值为 8.9 人,按 9 人计算时,沿边少数民族外出务工的收入增长率为 1%,当同乡聚集规模达到调查样本的最大值 110 人时,沿边少数民族收入增长率为 0.02%,当同乡聚集规模达到 114 人时,沿边少数民族外出务工的收入增长率为 -0.009%。本文使用的调查样本范围内,同乡聚集规模“倒 U 形”收入增长效应处于较为平缓的增长区间,但相对较小的估计系数表明聚集规模的作用较为有限。

表 2 结果显示,同乡聚集对沿边少数民族外出务工有显著的收入增长效应,聚集规模的收入增长效应存在阈值,但作用有限。前述分析显示沿边少数民族外出务工的同乡聚集可通过信息资源优势、人力资本补偿与生活成本分摊等渠道起作用。按是否有同乡聚集对样本分组进行估计,表 3 给出 3 种不同作用渠道下的同乡聚集收入效应^①。

第一,信息资源优势。信息资源按社会关系网络、政府与市场进行区分时,个人关系网络覆盖的信息资源非正规、稀少且同质^②,政府覆盖信息资源正规、广泛且异质,市场则居中,但是政府与市场的就业信息覆盖沿边少数民族的概率较低。表 1 显示,3 种不同信息渠道的同乡聚集比率随信息资源正规化增加而降低。按信息资源分组的估计结果如表 3 所示,对于外出务工的沿边少数民族而言,通过社会关系网络找工作的,有同乡聚集的收入比没有同乡聚集的高 33.3%;通过政府渠道找工作的,有同乡聚集的收入比没有同乡聚集的高 23.3%,但不显著;通过市场中介找工作的,有同乡聚集的收入比没有同乡聚集的低 12.2%。对 3 种分组情况下的同乡聚集估计系数进行组间系数差异检

① 分组估计同乡聚集规模及其平方项对沿边少数民族收入水平的影响,其估计结果与是否采用同乡聚集没有较大差异,本文未列出。

② 农村流动人口基于同村关系的老乡信息网络有助于提高外出农民工的收入,其原因是血缘信息提供的劳动力市场信息是有限和重复的,即这些信息具有“同质性”;而通过老乡信息网络,新农民工可以认识更多的非重复关系人,掌握更多的异质性资源,因此,与血缘信息网络相比,老乡信息网络传递的劳动力市场信息价值更高(章元等,2008)。

表 2 同乡聚集对沿边少数民族外出务工的收入水平影响

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
是否同乡聚集(同乡聚集 =1)	0.167*** (0.045)	0.196*** (0.057)	0.199*** (0.064)			
同乡聚集规模				0.030*** (0.003)	0.011*** (0.003)	0.011*** (0.004)
同乡聚集规模平方 /100				-0.026*** (0.003)	-0.005* (0.002)	-0.005* (0.003)
受教育年限	0.006 (0.004)	0.016*** (0.005)	0.018** (0.008)	0.010*** (0.004)	0.014*** (0.005)	0.016** (0.007)
求职渠道						
政府		0.355*** (0.047)	0.338*** (0.085)		0.291*** (0.048)	0.278*** (0.076)
市场		0.116*** (0.037)	0.112* (0.060)		0.112*** (0.037)	0.109** (0.051)
企业是否提供住宿		-0.110*** (0.035)	-0.114** (0.049)		-0.102*** (0.035)	-0.106** (0.042)
常数项	7.084*** (0.030)	6.488*** (0.220)	6.495*** (0.320)	7.017*** (0.039)	6.594*** (0.253)	6.603*** (0.275)
样本量	2079	1488	1500	2079	1488	1500
R ²	0.009	0.348		0.063	0.326	
χ ²			421.58			792.74
逆米尔斯比			-0.844***			-0.722***

注：括号内数据为标准误差。Heckman 选择模型的选择变量为调查样本所在县少数民族人口占比、所在县农村年人均纯收入对数。其他控制变量包括 16 岁以下孩子数量、家里外出务工人员数量、流动距离、民族、地区。除模型 1 和模型 4 外，其余模型均控制了其他控制变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

验显示，同乡聚集的收入增长效应存在显著差异，通过个人关系或政府找工作的同乡聚集的收入增长效应更大，且个人关系网络的信息渠道作用在数值上更大。同乡聚集是有效衔接沿边少数民族外出务工与经济发达地区就业信息的“网格桥梁”，当弱关系获取代价更高、难度更大时，聚合的强关系更有优势。

第二，人力资本补偿。低人力资本的劳动力外出务工时更愿意采取跟随策略，通过同乡聚集来获取更多收入。按人力资本分组的回归结果显示，沿边少数民族中人力资本低的外出务工者，有同乡聚集的收入水平比没有同乡聚集的高 26.6%，高人力资本组的同乡聚集则没有显著作用。对分组后的回归进行组间系数检验，两组间同乡聚集的作用存在显著差异，低人力资本水平的沿边少数民族劳动者表达求职意愿和传递求职信息的能力较弱，整合的强关系——同乡聚集可有效降低工作搜寻成本，获得更高收入。

第三，居住成本分摊。居住成本既是沿边少数民族城市务工者生活成本的重要构成，

也是沿边少数民族同源聚集而居的主要选择。务工所在企业免费提供住宿对居住成本起到外部分摊作用。按务工所在企业提供住宿与否进行分组回归如表 3 所示，企业提供住宿的沿边少数民族外出务工者，有同乡聚集的收入水平比没有同乡聚集的高 19.1%；没有提供住宿的，同乡聚集的收入水平比没有同乡聚集的高 11.2%。但分组回归的组间系数差异不显著。为识别这一作用机制采用 logit 模型估计同乡聚集对企业是否提供住宿的影响，估计系数为 0.230，标准差为 0.126，在 10% 的水平上显著^①，有同乡聚集的少数民族获得居住成本分担的概率高 5.5%。尽管同乡聚集的收入效应在企业是否对居住成本进行分摊是无差异的，但同乡聚集增加了居住成本外部分摊的可能性，居住成本的个人负担部分有所减少，实际上这使外出务工的沿边少数民族收入水平得到提升。

（二）职业社会地位获得的“U 形”关系

表 4 显示，模型 7 未做任何控制时，同乡聚集对职业社会地位的获取影响为正但不显著。区别于收入效应，影响社会地位获得的因素主要包括民族、性别、受教育程度、婚姻状况、流动距离、求职渠道、职业类型等。控制了这些因素后，模型 8 显示同乡聚集对沿边少数民族外出务工者获得更高社会地位的职业的影响显著为负。意味着同乡聚集对外出务工的沿边少数民族职业社会地位的影响是不确定的。进而，为讨论同乡聚集对沿边少数民族职业社会地位的作用渠道，模型 9、模型 10 和模型 11 引入交互项分别考察同乡聚集的作用渠道^②，交互项可以识别相对于没有同乡聚集的沿边少数民族，有同乡聚集的沿边少数民族通过信息渠道、人力资本补偿与居住成本分摊如何作用于沿边少数民族

表 3 同乡聚集对沿边少数民族外出务工收入水平影响的作用机制解析

作用渠道	是否同乡聚集	组间差异检验
信息资源优势		
关系	0.333*** (0.0718)	关系与政府 $\chi^2=0.52, p=0.47$
政府	0.233 (0.1746)	关系与市场 $\chi^2=19.39, p=0.00$
市场	-0.122*** (0.0486)	政府与市场 $\chi^2=9.08, p=0.00$
人力资本补偿		
高人力资本	0.028 (0.0558)	高人力资本与低人力资本
低人力资本	0.266*** (0.0578)	$\chi^2=6.67, p=0.009$
居住成本分摊		
提供住宿	0.191*** (0.0886)	提供住宿与不提供住宿
不提供住宿	0.112*** (0.0438)	$\chi^2=0.63, p=0.426$

注：括号内数据为标准误差。因篇幅限制，其他控制变量未列出。分组回归中的高人力资本是指高中及以上受教育程度，低人力资本是指初中及以下受教育程度。分组回归后组间系数差异采用连玉君、廖俊平（2017）的检验方法。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

① 因篇幅限制，文中未列出同乡聚集是否对企业提供住宿产生影响的估计结果，文中给出估计系数及边际效应。

② 由于零膨胀估计会面临小样本的参数估计偏差较大，分组回归不能满足零膨胀估计的条件，本文采用交互项的系数显著性来识别经济变量的传导机制。引入交互项后，本文核心变量估计系数的符号与显著性没有太大变化，在排除遗漏变量的基础上验证了核心变量的稳健性。

表4 同乡聚集对沿边少数民族流动就业的职业社会地位获得的影响

解释变量	模型7	模型8	模型9	模型10	模型11
同乡聚集	0.475(0.385)	-0.770*** (0.189)	-0.572*** (0.223)	-0.641*** (0.226)	-0.633*** (0.181)
同乡聚集×找工作方式					
政府			-0.557(0.383)		
市场			0.469(0.313)		
同乡聚集×提供住宿				0.327(0.321)	
同乡聚集×高人力资本					0.421(0.317)
样本量	1938	1578	1410	1410	1410

注：括号内数据为标准误差。其他控制变量包括民族、性别、受教育程度、婚姻、流动距离、求职渠道、是否提供住宿、职业类型，因篇幅限制未报出。除模型7外，其余模型均控制了其他控制变量。膨胀选择变量为孩子数量、家庭流动人口数量，表中未给出零膨胀估计中是否为零值的选择结果。*、**、*** 分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

外出务工的职业社会地位获得。表4中结果显示各个模型的交互项估计系数均不显著，这意味着同乡聚集收入增长的3种作用渠道在职业社会地位获得上没有显著影响。但3个模型中同乡聚集估计系数显著为负，且与模型8的估计结果相差不大。

结合图2的拟合线变动趋势，引入同乡聚集规模及其平方变量，考察同乡聚集对沿边少数民族外出务工的职业社会地位获得的非线性影响，结果如表5所示。表5模型12与模型13分别为未控制其他变量的基准模型与控制其他影响因素的扩展模型，同乡聚集的估计系数显著性是一致的。模型13结果显示，同乡聚集及其平方项的估计系数符号与图2的拟合线相吻合，同乡聚集对沿边少数民族职业社会地位获得的影响呈“U形”曲线。

本文计算“U形”曲线递减向递增转变的同乡聚集规模，取值区间为[16,41]，当中同乡聚集规模阈值在25~26人，这时沿边少数民族外出务工获得更高社会地位的的概率接近0。调查样本同乡聚集规模均值为8.9人，按9人计算，此时沿边少数民族外出务工获得更高社会地位的的概率为-0.18。图2中“U形”曲线位于递增部分的样本较少，沿边少数民族外出务工更易落到社会地位较低的职业。以亲缘、乡缘为主的同乡聚集这一社会关系网络是弱势累积的重要表现，在外出务工中会产生内卷化，这在增进同乡群内认同的同时，群际隔阂得以增强(黎明泽,2010)。规模较小的同乡聚集不利于沿边少数民族外出务工者获得较高社会地位的职业，同乡聚集规模扩大跨过阈值之后将有助于获得更高社会地位的职业，但内卷化趋势会削弱这一积极作用，产生社会分层。

六、结论与讨论

本文以“云南沿边少数民族劳动力异地就业(2013)”调查数据估计同乡聚集在收入水平与地位获得两个方面的就业效应，研究发现：(1)沿边少数民族外出务工的同乡聚

集收入增长效应得到验证。同乡聚集显著提升沿边少数民族外出务工的收入水平,同乡聚集规模的收入增长效应呈“倒U形”变化,同乡聚集规模的收入增长效应较为平缓,且作用较为有限。(2)沿边少数民族外出务工的同乡聚集地位获得效应为负。同乡聚集对沿边少数民族职业社会地位获得的影响呈“U形”变化。同乡聚集规模的内卷化倾向将更多的沿边少数民族推入城市中社会地位偏低的职业。(3)同乡聚集通过整合个人社会网络中最有优势的部分,弥补沿边少数民族外出务工的信息劣势与人力资本劣势,以及居住成本的分摊而有助于沿边少数民族收入水平的增长,但上述3种作用渠道对沿边少数民族外出务工的职业社会地位获得没有显著影响。

沿边少数民族外出务工的同乡聚集具有分割性同化的特点,这意味着同乡聚集的聚集优势效应发挥存在局限性,且难以长期保持。短期来看,沿边少数民族通过同乡聚集的理性选择和自我保护行为在经济利益获得上是有利的,但随流动时间的增加,社会关系内卷化与弱势累积共存,同乡聚集的收入增长效应的优势会逐渐消失。要改变沿边少数民族外出务工的现实处境,需要政府、社会与个体协调起来形成合力:一是进一步丰富城市社会的多元文化氛围,促使少数民族外出务工人员与城市居民形成社会互动,构建多元化和文化共享的社会支持网络,促进情感归属和经济支持的“族际交融”,增加其在城市融入中的群体归属感和文化归属感。二是需要政府进一步消解城乡二元结构的

表 5 同乡聚集规模与沿边少数民族外出务工的职业社会地位获得

解释变量	模型 12	模型 13
同乡聚集规模	-0.195*** (0.054)	-0.061*** (0.009)
同乡聚集规模平方 /100	0.347*** (0.094)	0.110*** (0.019)
受教育程度		0.007 (0.014)
求职渠道		
政府		0.692*** (0.107)
市场		0.704*** (0.092)
职业类型(白领=1)		-0.108 (0.079)
常数项	3.921*** (0.433)	3.042*** (0.260)
样本量	1731	1104

注:括号内数据为标准误差。被解释变量包括过多零值,需要同时考虑泊松回归与零膨胀泊松回归,根据 Vuong 检验^①的 Z 值为 6.53,选择零膨胀泊松回归适合本研究。其他控制变量包括:性别、受教育程度、婚姻状况、流动距离、企业是否提供住宿、地州变量。表中未列出零膨胀估计中是否为零值的选择结果。选择变量包括孩子数量、家庭外出务工人员数量和常数项。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

表 6 沿边少数民族外出务工的同乡聚集规模变化与职业社会地位获得概率估算

	调查样本均值		最低点同乡聚集规模的取值区间[16,41]						
同乡聚集规模(人)	9	16	20	25	26	30	35	40	41
更高社会地位获得概率	-0.18	-0.08	-0.046	-0.002	0.0064	0.041	0.092	0.16	0.18

注:根据模型 13 估计结果测算。

① Vuong1989 年构建了 Vuong 统计量,其渐近分布为标准正态,若 Vuong 统计量为正则应选择零膨胀泊松回归,反之如果 Vuong 统计量为负数,则应选择标准的泊松回归(陈强,2010)。

壁垒,增强外出务工的沿边少数民族在城市基本公共服务上的可及性,扩大公共服务覆盖范围并最终实现公共资源分配上的公平共享,有效避免同乡聚集的内卷化。三是有效改变中国“中心—外围”劳动力市场的区隔状态,加快少数民族地区市场化进程和提升其市场竞争能力,在更多的就业机会和政策支持下消解因民族文化相异而引起的“非农就业门槛”,消除同乡聚集的消极作用。

总之,市场化改革是实现要素资源优化配置的主导力量,同乡聚集的短期经济效应并非沿边少数民族非农转移的可持续路径。市场化进程的推进是一个漫长而复杂的过程,为避免沿边少数民族对同乡聚集式的就业模式的过度依赖,政府应给予最大的就业支持,并基于分享就业机会的政策目标重构城镇社会经济环境,解除对少数民族特别是沿边少数民族外出务工者存在的显性和隐形的排斥和阻隔,为沿边地区少数民族的城镇就业提供公共政策上的最大支持。

参考文献:

1. 边燕杰、张顺(2017):《社会网络与劳动力市场》,社会科学文献出版社。
2. 陈强(2010):《高级计量经济学及 stata 应用》,高等教育出版社。
3. 黎明泽(2010):《浅论城市融入过程中的社会认同“内卷化”——以沿海城市少数民族流动人口为例》,《广州社会主义学院学报》,第4期。
4. 连玉君、廖俊平(2017):《如何检验分组回归后的组间系数差异》,《郑州航空工业管理学院学报》,第6期。
5. 刘林等(2016):《少数民族农户收入差距的经验证据:物质资本、人力资本抑或社会资本》,《农业技术经济》,第5期。
6. 马伟华(2018):《社会支持网构建:少数民族流动人口城市融入的实现路径分析》,《西南民族大学学报(人文社科版)》,第2期。
7. 王春超、王聪(2016):《市场化、社会网络与城市农工地理集聚》,《经济社会体制比较》,第1期。
8. 王存同(2010):《零膨胀模型在社会科学实证研究中的应用——以中国人工流产影响因素的分析为例》,《社会学研究》,第5期。
9. 魏万青(2016):《自选择、职业发展与农民工同乡聚集的收入效应研究》,《社会学研究》,第5期。
10. 张继焦(2006):《关系网络:少数民族迁移者城市就职中的社会资本》,《云南社会科学》,第1期。
11. 张春泥、谢宇(2013):《同乡的力量:同乡聚集对农民工工资收入的影响》,《社会》,第1期。
12. 章元等(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。
13. Portes, A. and Zhou M. (1993), The New Second Generation: Segmented Assimilation and Its Variants. *The Annals of the American Academy of Political and Social Science*. 530(1): 74-96
14. Xie Y. and Gough M. (2011), Ethnic Enclaves and Earnings of Immigrants. *Demography*. 48(4): 1293-1315.
15. Zhou M. (1997), Segmented Assimilation: Issues, Controversies, and Recent Research on the New Second Generation. *The International Migration Review*. 31(4): 975-1008.

(责任编辑:朱 犁)