

# 家庭化流动对流动人口就业的影响\*

## ——基于 2016 年全国流动人口动态监测数据的分析

宋全成 封莹

**摘要:**本文基于 2016 年全国流动人口动态最新监测数据,利用二元 logistic 回归分析、多元线性回归分析,就家庭化特征对流动人口的就业概率、工作时间、工作收入的影响进行了回归研究。结果表明,与单独流动相比,家庭化流动对男女两性流动人口的就业概率、工作时间和工作收入产生了显著的不同影响:家庭化流动使得部分女性为照顾孩子而放弃就业从而明显降低女性流动人口的就业概率和工作收入,却能提升男性流动人口的工作概率和工作收入,家庭化流动普遍增加了流动人口的工作时间。为此,政府应从立法、执法、社会保障和公共服务均等化四个维度,推动流动人口的充分就业,由此加速中国流动人口市民化的进程。

**关键词:**流动人口 家庭化流动 就业 市民化

中图分类号:C915

文献标识码:A

文章编号:1004-0730(2019)08-0034-13

DOI:10.19624/j.cnki.cn42-1005/c.2019.08.004

《中国流动人口发展报告(2017)》公布的数据显示,截至 2016 年年底,我国流动人口总量为 2.45 亿人,约占全国总人口的 17.86%<sup>[1]</sup>。而 1990 年时我国流动人口总量仅为 2135 万人<sup>[2]</sup>。伴随着流动人口规模的快速增长,流动人口的流动特征也悄然发生着变化,家庭化流动的比例不断增加是其最明显的特征。1990 年第四次人口普查数据显示,我国的流动人口中只有 7.44% 其所在家庭户为纯外户(纯粹由外来流动人口构成的家庭);而 2000 年第五次人口普查数据显示,这一比例已经由 7.44% 上升到了 46.06%,大约提高了 6 倍<sup>[3]</sup>。近 10 年来,伴随着流动人口的年轻化,家庭

化流动更是成为我国流动人口最显著的重要特征。2016 年全国流动人口动态监测数据显示,家庭化流动的流动人口比例高达 61.52%。家庭化流动不仅有利于流动人口的家庭稳定,并且有助于留守妇女、儿童等一系列家庭问题的解决。但家庭化流动也带来流动人口的子女教育及照料等新的社会问题,这些问题会占用流动人口的时间和精力,并对流动人口的就业、工作时间和收入状况产生重要影响。研究家庭化流动对流动人口就业的影响不仅对于把握流动人口的经济与社会融合程度具有重要意义,而且事关我国流动人口市民化政策目标的实现。

## 一、文献述评

流动人口的家庭化和就业状况逐渐成为近年来学术界关注的重点问题。特别是近两年来,研究流动人口的家庭化的成果逐渐增多。宋旭光、何佳佳(2019)利用中国家庭追踪调查数据,研究个体随家庭迁移的经历对家庭代际流动性的影响。<sup>[4]</sup>杨发萍、林晓兰基于2016年全国流动人口动态监测数据,探讨了家庭迁移对城际流动人口养老保险参与的影响程度及作用机制<sup>[5]</sup>。宋月萍利用2014年“中国计划生育家庭发展追踪调查”数据,研究了流动人口和城镇居民家庭成员年龄构成对家庭消费的影响,并通过对比,探求了这种差异背后的公共服务方面的原因<sup>[6]</sup>。吕青研究了流动人口迁移的家庭化过程及影响因素<sup>[7]</sup>。但从家庭化流动的视角研究流动人口就业的成果相对较少。中国知网的检索结果显示,研究家庭化流动对流动人口的就业和收入的影响的文章只有数篇论文。陈怡蓁、陆杰华利用2015年全国流动人口动态监测数据,研究了影响我国省际流动人口失业的主要因素。<sup>[8]</sup>郝翠红考察了家庭化流动对不同性别流动人口就业和收入的影响<sup>[9]</sup>。莫旋、周镛基、阳玉香利用分层非线性模型研究了家庭化流动模式对流动人口就业稳定性的影响。<sup>[10]</sup>张丽琼、朱宇、林李月基于2013年全国流动人口动态监测数据,探究了家庭化流动对流动人口就业率和就业稳定性的影响以及性别差异<sup>[11]</sup>。梁海燕等利用云南和内蒙古的流动人口数据研究了不同流动模式下女性的就业前景<sup>[12]</sup>。马骅研究了流动人口家庭化对女性就业的影响<sup>[13]</sup>。徐榛、田林楠探讨了流动模式对流动人口收入影响的性别差异。<sup>[14]</sup>张航空、杜静宜研究了家庭流动对流动人口家庭成员就业状况的影响。<sup>[15]</sup>

通过对以上文献进行梳理我们发现:(1)当前

学界研究流动人口家庭化特征的成果渐多,但在“家庭化流动对流动人口就业影响”这一议题上研究较少,研究多关注流动人口的就业问题,而没有从就业概率、工作时间和工作收入这三个维度全面研究流动人口的就业状况。(2)已有成果所使用的数据或者为某一省市、地区的调查数据,样本量较小,缺乏全国性的数据作为支撑;或者是研究所使用的全国数据是2015年、2014年或2013年的流动人口动态数据,流动人口的数据没有做到更新。(3)目前国内学术界重点从性别比较的视角,研究家庭化流动对男女两性流动人口就业的影响的成果尚不多见。据此,本文将以2016年全国流动人口动态监测数据为依据,运用二元logistic回归模型和多元线性回归模型,重点从性别差异、性别比较的视角,探讨家庭化流动对流动人口就业概率、工作时间和工作收入的综合性影响,并依据所发现的问题,提出针对改善流动人口就业状况的对策建议。

## 二、家庭化流动特征下流动人口的人口社会学特征分析

本文使用的数据来源于国家卫生计生委组织的2016年全国流动人口动态监测调查中的“流动人口问卷(A)”部分。选取年龄为16~60岁的男性流动人口以及年龄为16~55岁的女性流动人口作为主要研究对象。对于在问题“未工作的主要原因”中选择“退休”或“丧失劳动能力”的样本予以剔除。经处理后共有样本146476个,其中男性样本76754个,女性样本69722个,已就业样本数为124399个,未就业样本数为22077个。使用STATA软件进行数据统计和分析后,发现我国目前流动人口具有以下人口社会学特征。

(一)家庭化流动已成为流动人口的显著特征

从2016年全国流动人口动态监测数据来看,流

动模式为单独流动的流动人口比例仅占样本总量的 38.48%，家庭化流动的流动人口比例高达 61.52%。其中，与配偶及子女一起流动的流动人口比例最高，为 31.45%，仅与配偶一起流动的流动人口，所占比例为 28.13%，仅与子女一起流动的流动人口数量最少，仅占 1.94%。

(二) 26~45 岁的流动人口是流动人口的主力军

2016 年流动人口动态监测数据显示，26~45 岁的流动人口是流动人口的主体，共 103093 人，占样本总量的 70.38%，其中 26~35 岁的流动人口是 59955 人，占样本总量的 40.93%，36~45 岁的流动人口是 43138 人，占样本总量的 29.45%。

(三) 单独流动的流动人口就业率高，家庭化导致女性流动人口就业率低

单独流动的流动人口就业率最高，其中男性为 93.42%，显著高于女性的 79.61%；在“仅与配偶一起流动”、“仅与子女一起流动”和“与配偶和子女一起流动”这三种家庭化流动模式中，首先，男性和女性流动人口的就业率均有所下降，但是男性所受到的影响要小于女性；其次，无论男女，“仅与子女一起流动”的就业率最低；最后，在“与配偶和子女一起流动”的类别中，男性就业率与单独流动相比相差较小，而女性则相差较大。

表 1 分性别不同流动模式流动人口的就业率

流动模式	就业(百分比)		未就业(百分比)	
	男性	女性	男性	女性
单独流动	93.42%	79.61%	6.58%	20.39%
仅与配偶一起流动	93.16%	77.33%	6.84%	22.67%
仅与子女一起流动	85.20%	68.07%	14.80%	31.93%
与配偶和子女一起流动	92.95%	70.36%	7.05%	29.64%

(四) 流动人口未就业的成因差异较大

在男性流动人口中，未参加工作的最主要原

因是退休或者丧失劳动能力，占比 41.17%，其次为未找到工作、临时停工或季节性歇业，分别占 14.46% 和 13.89%。在女性流动人口中，未就业的原因中，“怀孕或哺乳”仅占 12.79%，而“料理家务/带孩子”竟占比高达 53.87%，男性中这一比重仅为 8.72%。

(五) 家庭化流动的流动人口工作时间更长

单独流动的流动人口工作时间最少，男性每周平均工作 52.80 小时，女性每周平均工作 50.27 小时；而在家庭化流动模式中，仅与配偶一起流动的流动人口每周工作时间最多，男性为 56.78 小时，女性为 56.56 小时。工作时间最短的为“仅与子女一起流动”的流动人口，其中男性每周工作 54.08 小时，女性每周工作 55.06 小时。

(六) 无论是单独流动还是家庭化流动，流动人口收入男性高于女性

单独流动的流动人口中男性收入为 4669.90 元，女性为 3587.28 元。而在家庭化流动模式中，“仅与配偶一起流动”的男性流动人口平均收入为 4458.47 元，女性为 3579.61 元；“仅与子女一起流动”的男性流动人口平均收入为 4403.92 元，女性为 3387.69 元；“与配偶和子女一起流动”的男性流动人口平均收入为 4496 元，女性为 3450.55 元。无论是何种流动方式，都是男性流动人口的收入更高

三、家庭化流动对流动人口就业影响的定量分析

(一) 变量测定

1. 因变量。本文从三个方面测量流动人口在流入地的就业状况，分别是：是否就业(二分变量)、工作时间(连续变量)、工作收入(连续变量)。为了使结果更符合正态分布，对工作收入

这一变量取自然对数。在研究工作时间和工作收入时,仅保留在“是否就业”中选择为“是”的样本。

2. 自变量。本文的主要解释变量为流动人口的流动模式。由于本文将“家庭化流动”中家庭的界限定为核心家庭,因此,将流动人口的流动模式归纳为以下四种流动方式:单独流动、仅与配偶一起流动、仅与子女一起流动、与配偶和子女一起流动,后三种流动模式属于家庭流动模式。考虑到个人特征(性别、年龄、民族、户口类型、受教育程度)、其他流动特征(流动范围、流入地所在区域、流动时长)对流动人口是否就业也会产生影响,将上述变量一并作为控制变量。在个人特征中,将民族这一变量进行简化,汉族=1,其他少数民族=0;在户口类型的变量分类中删除“其他(包括无户口)”这一类别并进行重新赋值,非农业/居民户口=1,农业户口=0;在受教育程度上对原有的变量进行了重新整合分类,受教育程度从“小学及以下”到“大学本科及以上”按学历从低到高分别赋值1到5;在其他流动特征中,流动范围这一变量中删除“跨境”这一不太具有代表性的分类;“流入地所在区域”分为东部(赋值为1)、中部(赋值为2)、西部(赋值为3)和东北地区(赋值为4);流动时长这一变量为连续变量,具体计算方式为2016减去本次流动开始的时间。

对于已就业的流动人口,本文将对其工作时间、工作收入进行研究。考虑到就业特征(就业行业、就业身份、就业单位性质)会影响流动人口的工作时间和收入,因此,除将个体特征、其他流动特征作为控制变量进行处理之外,将就业特征也纳入控制变量。在研究工作收入时,将工作时间也纳入控制变量。具体变量定义及描述性统计分析结果如表2所示。

## (二)研究假设

就业状况通常与是否工作、工作时间的长短

和收入的高低紧密相关。因此,研究流动人口的就业状况需要从就业概率、工时间和工作收入三个维度展开。

1. 就业概率。与单独流动者相比,家庭流动者通常需要更多的时间照顾未成年子女。另外,我国传统的“男主外、女主内”的社会性别分工秩序,对个体在劳动力市场中的就业决策产生重要影响。基于此,我们提出如下假设:假设1a:与单独流动相比,家庭化流动的流动人口就业概率更低。

假设1b:家庭化流动对于男性和女性就业概率的影响及其程度是不同的。

2. 工作时间。家庭化流动对男女两性流动人口的工作时间的影响不同,对于男性就业者来说,与配偶一起外出的流动人口工作时间比单身外出更长;对于女性就业者来说,严格的职场要求并不会允许她们为家庭而占用工作时间。由此提出以下假设:假设2a:家庭化流动对于流动人口的工作时间有显著影响。假设2b:与单独流动相比,家庭化流动的男性流动人口工作时间更长,女性流动人口的工作时间不会减少。

3. 工作收入。新迁移经济学认为,家庭是人口迁移与流动过程中追求最大效用的主体。受传统社会性别分工模式的影响,为照顾家庭而牺牲工作的往往是女性,与家庭一起流动会导致女性流动人口将更多的精力、时间分配给家庭,这在降低她们的人力资本值的同时也降低了她们自身对劳动回报的期待。但男性由于获得了妻子在家庭生活方面的支持,能全身心地投入工作从而获得更高的职场收入。由此提出如下假设:假设3a:与单独流动相比,家庭化流动的男性流动人口收入更高。假设3b:与单独流动相比,家庭化流动的女性流动人口收入较低。

## (三)回归模型与结果分析

为了进一步比较家庭化流动对就业的影响

表2 变量的描述统计

变量	频数或均值	百分比或标准差	变量	频数或均值	百分比或标准差
是否工作			流动范围		
是	124399	84.93	跨省流动	72854	49.74
否	22077	15.07	省内跨市	48651	33.21
每周工作时间	54.61	16.97	市内跨县	24971	17.05
工作收入	4124.42	3592.77	流入地所在区域		
工作收入的对数	8.13	0.61	东部地区	62010	42.33
流动模式			中部地区	25753	17.58
单独流动	56367	38.48	西部地区	48383	33.03
仅与配偶一起流动	41211	28.13	东北地区	10330	7.05
仅与子女一起流动	2835	1.94	流动时长	5.38	5.23
与配偶和子女一起流动	46063	31.45	就业特征		
个人特征			就业行业		
性别			农林牧渔业	2665	2.14
女性	69722	47.60	制造业	21421	17.22
男性	76754	52.40	生产建筑行业	12424	9.99
年龄(男性16~60、女性16~55)			商业服务业	48634	39.10
16~25岁	19184	13.10	交通信息、金融、房地产	12330	9.91
26~35岁	59955	40.93	居民服务和公共设施	19553	15.72
36~45岁	43138	29.45	科教文卫、社会组织	7372	5.93
45岁以上	24199	16.52	就业身份		
民族			雇员	71501	57.48
汉族	135028	92.18	雇主	10941	8.80
其他少数民族	11448	7.82	自营劳动者	39741	31.95
户口类型			其他	2216	1.78
农业户口	121612	83.03	就业单位性质		
非农业/居民户口	24864	16.97	机关、事业单位	3001	2.41
受教育程度			国有、集体企业	7210	5.80
小学及以下	20260	13.83	股份、联营企业	4953	3.98
初中	70251	47.96	个体和私营企业	87584	70.41
高中/中专	32170	21.96	外资企业	4721	3.80
大学专科	14400	9.83	社团、民办组织等	16930	13.61
大学本科及以上	9395	6.41	样本量(总)	146476	
其他流动特征			样本量(已就业的流动人口)	124399	

在不同性别之间的差异,我们针对每个因变量的特性选择二元 Logistic 回归模型和多元线性回归模型分别对全部样本、男性样本、女性样本进行回归分析。

### 1. 家庭化流动与流动人口的就业概率

因变量“是否工作”为二分变量,故使用二元 Logistic 回归模型进行分析。自变量包含个体特征(控制变量)、其他流动特征(控制变量)、流动模式(解释变量)三个维度。为方便比较,将全部样本、男性样本和女性样本的对应模型整合为表3。

首先,个体特征如年龄、性别、民族、户口类型、受教育程度对流动人口的就业概率影响显著。(1)男性流动人口就业概率是女性的4.23倍。由此可见,家庭化流动对男女两性的流动人口的就业产生了较大差异的不同影响。尤其对女性流动人口的就业产生了显著的消极影响,这既与家庭中的传统男女分工的习俗和观念(男子在外工作养家糊口、女子在家相夫教子)紧密相关,也与女性更关心子女、更适合照料孩子和家人,在家庭需要的时候,更主动舍弃工作密切相连。(2)以16~25岁为参照组,36~45岁的流动人口就业概率最高,要高出86.3%。这可能既与16~25岁年龄区间的流动人口有部分处于受教育的学生阶段,因而不能就业有关,也与36~45岁的流动人口面临着上有老下有小的家务负担,从而更积极的工作相连。(3)汉族的流动人口就业概率高于少数民族流动人口。原因是,一方面,与汉族流动人口相比,少数民族流动人口受教育程度较低,另一方面,也与少数民族流动人口的就业观念有待开放有关;(4)非农业/居民户口的流动人口就业概率更低。这说明,与农业户口的流动人口相比,非农业户口的流动人口即使短时期不工作,也有其家庭提供较为稳定的生活来源。同时,对就业职位、工作时间的长短和工作收入有着更高

的期望和诉求。(5)学历与是否就业呈现明显的正相关,即受教育程度越高就业的可能性越大。

其次,流动范围、流动区域和流动模式对流动人口就业概率的影响较为显著,(1)在流动范围方面,与跨省流动相比,市内跨县流动人口就业的可能性显著更低;从流入地区来看,东部地区的流动人口就业的可能性最大,东北地区最小。流动模式这一变量是主要解释变量。在模型1中,(2)家庭流动模式对流动人口的就业概率有显著影响。与单独流动相比,流动模式为“仅与配偶一起流动”的流动人口其就业概率是前者的87.9%;“仅与子女一起流动”的流动人口就业概率最低,仅为单独流动者的50.1%，“与配偶和子女一起流动”的流动人口其就业概率为单独流动的67.7%。假设1a得到验证。从模型2、模型3来看,(3)流动模式对于流动人口就业概率的影响在不同性别中差别明显。模型2仅保留了男性样本,同单独流动相比,“仅与配偶一起流动”和“与配偶和孩子一起流动”对于男性的就业可能性并无显著影响。有显著影响的是“仅与孩子一起流动”,就业的可能性为单独流动的52.5%。模型3只保留了女性样本,同单独流动的女性流动人口相比,“仅与配偶一起流动”的女性流动人口其就业概率是前者的81.1%，“仅与子女一起流动”的女性流动人口就业可能性为单独流动的46.9%，“与配偶和子女一起流动”的女性流动人口就业概率略有回升,但也仅为单独流动的56.3%。

通过以上数据统计和分析发现,在男性流动人口中,“与配偶和子女一起流动”的男性流动人口的就业概率与单独流动相比并没有显著区别,但在女性流动人口中,这种就业概率却下降了43.7%。在夫妻二人都能够照顾子女的情况下,在工作上做出牺牲的通常是女性。并且与单独流动的女性相比,“仅与配偶一起流动”的女性就

表3 流动人口是否就业的二元Logistic回归分析结果

	模型1 全部样本		模型2 男性样本		模型3 女性样本	
	B值	Exp(B)	B值	Exp(B)	B值	Exp(B)
控制变量						
个体特征						
性别(女)						
男性	1.443***	4.233	—	—	—	—
年龄(16~25岁)						
26~35岁	0.111***	1.117	0.293***	1.341	0.068*	1.070
36~45岁	0.622***	1.863	0.316***	1.372***	0.753***	2.123
46岁及以上	0.361***	1.435	0.001	1.001	0.588***	1.801
民族(少数民族)						
汉族	0.161***	1.175	0.188***	1.207	0.152***	1.164
户口类型(农业)						
非农业/居民户口	-0.123***	0.884	-0.144**	0.866	-0.119***	0.887
受教育程度(小学及以下)						
初中	0.225***	1.252	0.482***	1.620	0.133***	1.142
高中	0.354***	1.425	0.615***	1.850	0.264***	1.302
专科	0.427***	1.533	0.729***	2.073	0.318***	1.375
本科及以上	0.796***	2.217	1.053***	2.866	0.691***	1.996
其他流动特征						
流动范围(跨省流动)						
省内跨市	0.023	1.024	0.173***	1.189	-0.043*	0.958
市内跨县	-0.139***	0.870	-0.059	0.943	-0.188***	0.828
流入地所在区域(东部)						
中部地区	-0.059*	0.942	-0.068	0.934	-0.042	0.959
西部地区	-0.580***	0.560	-0.968***	0.380	-0.423***	0.655
东北地区	-0.442***	0.643	-0.791***	0.453	-0.323***	0.724
流动时长(连续变量)	-0.009***	0.991	-0.001	0.999	-0.014***	0.986
解释变量						
流动模式(单独流动)						
仅与配偶一起流动	-0.129***	0.879	0.027	1.027	-0.209***	0.811
仅与子女一起流动	-0.691***	0.501	-0.644***	0.525	-0.758***	0.469
与配偶和子女一起流动	-0.390***	0.677	0.056	1.057	-0.574***	0.563
_cons	0.999***		2.227***		1.119***	
N	146476		76754		69722	
pseudo R2	0.098		0.045		0.030	

注: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

业概率也明显更低。但对于男性来说,“仅与配偶一起流动”却并不会影响他们是否就业。假设1b得到证实。

2. 家庭化流动与流动人口的工作时间

因变量为“这一周工作了几个小时”为连续变量,故选用多元线性回归模型进行分析。由于流动人口的就业身份、所处行业、就业单位性质

不同,他们的工作时间存在着较大的差异,因此,在控制变量中新纳入了就业特征。在样本选择上,剔除未就业的样本,样本总数为124399个。为方便比较,将全部样本、男性样本和女性样本的对应模型整合为表4。

首先,个体特征如年龄、性别、民族、户口类型、受教育程度对流动人口的工作时间有显著影

表4 流动人口工作时间的多元线性回归分析结果

	模型4 全部样本	模型5 男性样本	模型6 女性样本
控制变量			
个体特征			
性别(女)			
男性	1.543***	—	—
年龄(16~25岁)			
26~35岁	-0.580***	-0.272	-0.969***
36~45岁	-0.568**	-0.458*	-0.680**
46岁及以上	-0.677**	-0.713**	-0.478
民族(少数民族)			
汉族	0.841***	0.953***	0.659*
户口类型(农业)			
非农业/居民户口	-1.627***	-1.584***	-1.658***
受教育程度(小学及以下)			
初中	-1.091***	-0.562**	-1.586***
高中	-3.588***	-2.701***	-4.507***
专科	-6.674***	-6.238***	-6.818***
本科及以上	-8.393***	-8.265***	-8.078***
其他流动特征			
流动范围(跨省流动)			
省内跨市	0.563***	0.632***	0.459**
市内跨县	1.230***	1.385***	1.005***
流入地所在区域(东部)			
中部地区	1.484***	1.253***	1.772***
西部地区	-3.537***	-3.817***	-3.102***
东北地区	-2.321***	-2.583***	-1.896***
流动时长(连续变量)	0.011	0.041***	-0.036*

	模型4 全部样本	模型5 男性样本	模型6 女性样本
就业特征			
就业行业(农林牧渔业)			
制造业	5.159***	3.414***	7.495***
生产建筑行业	2.070***	0.889*	2.974***
商业服务业	5.402***	4.642***	6.699***
交通信息、金融、房地产	1.288***	0.409	1.977***
居民服务和公共设施	3.417***	2.484***	4.811***
科教文卫、社会组织	0.841*	-0.203	2.455***
就业身份(雇员)			
雇主	5.291***	3.907***	7.155***
自营劳动者	8.340***	6.972***	10.02***
其他	0.030	-0.482	0.542
就业单位性质(机关、事业单位)			
国有、集体企业	0.347	1.114*	-0.391
股份、联营企业	-0.549	0.013	-0.648
个体和私营企业	1.606***	2.215***	1.261**
外资企业	-2.330***	-1.755**	-2.625***
社团、民办组织等	-2.504***	-1.269*	-3.662***
解释变量			
流动模式(单独流动)			
仅与配偶一起流动	1.349***	1.174***	1.485***
仅与子女一起流动	0.245	-1.135*	0.815*
与配偶和子女一起流动	0.478***	0.608***	0.235
_cons	48.57***	50.20***	47.76***
N	124399	71565	52834
adj. R <sup>2</sup>	0.158	0.136	0.190

注: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001



响。(1)与16~25岁的流动人口相比,26~35岁、36~45岁的、45岁以上的流动人口每周工作时间分别下降了0.58、0.57和0.68小时。(2)男性流动人口工作时间大约每周比女性多1.54个小时。这与就业概率模型中的原因相同,在此不再赘述。(3)汉族流动人口每周工作时间要多于少数民族流动人口。原因是,与少数民族流动人口相比,汉族流动人口在劳动观念和工作态度上更加积极。(4)户口类型为农业户口的流动人口工作每周工作时间更长。原因是,一方面农业户口的流动人口的受教育程度普遍较低,就业岗位的层次不高;另一方面,为了养家糊口和获得更多收入,农业户口的流动人口也不得不投入更多的工作时间。(5)受教育程度与工作时间呈负相关。这是因为,受教育程度越高,其单位时间的劳动价值就越高,其工作时间相对缩短。由此可见,受教育程度的高低是影响其工作时间长短的重要因素。

其次,就业的行业特征对于流动人口工作时间的影响也较为显著。从行业来看,制造业、商业服务业的流动人口每周工作的时间较长;从就业身份来看,自营劳动者每周工作时间最长,与雇员相比增加了8.34小时,其次是雇主,增加了5.29小时。从就业单位性质来看,在社团、民办组织和外企工作的流动人口工作时间相对较短,而在个体、私营企业的流动人口的工作时间则较长。由此可见,流动人口从事的不同的行业和单位的性质,直接决定着工作时间的长短。

在控制了上述变量之后,我们发现,流动模式对流动人口工作时间的影响依然比较显著。与单独流动相比,“仅与配偶一起流动”和“与配偶和子女一起流动”的流动人口每周工作时间分别增加了1.35小时、0.48小时,而对“仅与子女一起流动”的流动人口每周工作时间的影响并不显著。显然,单独流动的流动人口工作时间最少,

而家庭化流动则会导致工作时间的增加,对工作时间延长有显著影响,假设2a得到证实。模型5仅保留了男性样本,与单独流动相比,“仅与配偶一起流动”、“与配偶和子女一起流动”的男性流动人口每周工作时间分别增加了1.17小时和0.61小时。“仅与子女一起流动”的男性流动人口降低了1.14小时,在90%置信水平上显著。这意味着,当男性不得已需要独自照顾子女时,他们的工作时间可能会受到一定影响。模型6仅保留了女性样本,与单独流动相比,“仅与配偶一起流动”的女性工作时间增加了1.49小时,“仅与子女一起流动”的女性工作时间并没有明显减少。“与配偶和子女一起流动”对于女性流动人口工作时间的的影响并不显著。由此,我们得出如下结论:家庭化流动对男女两性流动人口的工作时间产生了不同的深远影响。假设2b得到了部分证实。

### 3. 家庭化流动与流动人口的工作收入

因变量为“上个月或上次就业的纯收入”的自然对数,为连续变量,故使用多元线性回归模型进行分析。模型7、模型8和模型9主要分析了流动模式对流动人口工作收入的影响。考虑到国家法律关于劳动者在标准工作时间以外工作的,用人单位应按照相关标准支付加班工资的规定,工作时间长短将直接影响到工作收入的高低。因此,将“工作时间”也添加到就业特征,作为控制变量处理。为了使模型更加直观,将全部样本、男性样本和女性样本整合为表5。

首先,个体特征如性别、年龄、民族、户口类型、受教育程度等对流动人口的工作收入有显著影响。结果显示,(1)男性流动人口的工作收入要显著高于女性,提高了23.5%( $e^{0.211} - 1$ )。原因是,一方面,男女同工不同酬的现象是一个普遍的问题;另一方面,家庭化流动让女性流动人口为照顾幼小孩子而降低了工作岗位的期望值,进而降低了工作收入。(2)流动人口的收入随年龄

呈现先上升再下降的趋势,26~35岁的流动人口收入最高,36~45岁略有下降。(3)汉族流动人口比少数民族流动人口收入更高。这是由汉族流动人口比少数民族流动人口的就业概率高、工作时间长所决定的。(4)非农业/居民户口的流动人口收入高于农业户口的流动人口。原因是:一方

面是非农业户口的流动人口拥有更多的社会资本,寻找到收入更高的工作岗位的可能性更大,另一方面,具有更强的职业技能,能更快的融入流入地城市的生活。(5)受教育程度对流动人口收入的影响呈明显的正相关,受教育程度越高收入就越高,与小学及以下相比,本科及以上学历的流

表5 流动人口工作收入的多元线性回归分析结果

	模型7 全部样本	模型8 男性样本	模型9 女性样本
控制变量			
个体特征			
性别(女)			
男性	0.211***	—	—
年龄(16~25岁)			
26~35岁	0.141***	0.190***	0.104***
36~45岁	0.121***	0.169***	0.084***
46岁及以上	0.021**	0.054***	0.009
民族(少数民族)			
汉族	0.029***	0.026**	0.031***
户口类型(农业)			
非农业/居民户口	0.057***	0.050***	0.067***
受教育程度(小学及以下)			
初中	0.093***	0.082***	0.101***
高中	0.172***	0.154***	0.192***
专科	0.295***	0.285***	0.303***
本科及以上	0.467***	0.462***	0.470***
其他流动特征			
流动范围(跨省流动)			
省内跨市	-0.067***	-0.060***	-0.079***
市内跨县	-0.144***	-0.134***	-0.161***
流入地所在区域(东部)			
中部地区	-0.169***	-0.164***	-0.176***
西部地区	-0.217***	-0.229***	-0.200***
东北地区	-0.116***	-0.121***	-0.108***
流动时长(连续变量)	0.001***	0.003***	-0.0004
就业特征			

	模型7 全部样本	模型8 男性样本	模型9 女性样本
就业行业(农林牧渔业)			
制造业	0.290***	0.242***	0.361***
生产建筑行业	0.457***	0.408***	0.484***
商业服务业	0.257***	0.201***	0.336***
交通信息、金融、房地产	0.457***	0.408***	0.513***
居民服务和公共设施	0.232***	0.188***	0.298***
科教文卫、社会组织	0.314***	0.279***	0.376***
就业身份(雇员)			
雇主	0.500***	0.475***	0.537***
自营劳动者	0.192***	0.159***	0.238***
其他	0.032**	0.008	0.067***
就业单位性质(机关、事业单位)			
国有、集体企业	0.096***	0.136***	0.064***
股份、联营企业	0.162***	0.207***	0.123***
个体和私营企业	0.113***	0.157***	0.074***
外资企业	0.168***	0.191***	0.155***
社团、民办组织等	-0.034**	0.022	-0.092***
工作时间	0.0001	-0.0002	0.0004**
解释变量			
流动模式(单独流动)			
仅与配偶一起流动	-0.005	-0.010+	-0.003
仅与子女一起流动	-0.023+	0.015	-0.044***
与配偶和子女一起流动	0.010***	0.031***	-0.022***
_cons	7.368***	7.574***	7.340***
N	124399	71565	52834
adj. R2	0.218	0.183	0.198

注: + p < 0.1, \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001

动人口收入提升了59.5%( $e^{0.467} - 1$ )。

其次,流动范围、流入地、流动时长对于流动人口的工作收入均有较大影响。(1)跨省流动的流动人口能够获得更多的就业机会,收入最高;(2)流动到东部地区的流动人口收入最高;(3)流动时长与工作收入的关系呈正相关,随着流动时长的延长,收入有微弱提升。这是由东部地区的经济与社会发展水平较高、导致工资起点较高决定的。

再次,就业特征对于流动人口收入的影响显著。(1)从事第一产业农林牧渔业的流动人口收入最低,交通信息、金融、房地产以及生产建筑行业收入较高;(2)雇主是雇员收入的1.65倍( $e^{0.5}$ ),自营劳动者收入也较高,是雇员的1.21倍( $e^{0.192}$ )。(3)与机关、事业单位相比,外资企业及股份、联营企业的流动人口的收入较高。

最后,在控制了以上变量之后,流动模式对于流动人口工作收入的影响仍较为显著。在全部样本中,“与配偶和孩子一起流动”与流动人口收入之间的关系呈正相关。“仅与子女一起流动”对流动人口的收入有负面影响,在90%置信区间上显著。将男性样本与女性样本进行对比发现,对男性来说,“与配偶和孩子一起流动”有助于其工作收入的增加。“仅与配偶一起流动”虽然与男性流动人口的收入呈负相关,但仅在90%置信水平区间上显著,并且影响幅度较小。对男性来说,家庭化流动对其收入的负面作用很小,假设3a部分得到证实。但对女性来说,除了“仅与配偶一起流动”对她们的收入没有影响外,与单独流动类型相比,“与配偶和子女一起流动”的收入下降了2.2%( $1 - e^{-0.022}$ ),“仅与子女一起流动”则下降了4.3%( $1 - e^{-0.044}$ )。由此可见,家庭化流动的女性流动人口收入更低,假设3b得到证实。

### 三、结论与建议

#### (一)主要结论

1.家庭化流动显著降低了女性流动人口的就业率。具有劳动能力、处于劳动年龄的女性流动人口的就业率仅为75.78%,而男性则高达93.24%。在家庭化流动类型中,“仅与配偶一起流动”、“仅与子女一起流动”、“与配偶和子女一起流动”的女性流动人口就业概率分别是单独流动的81.1%、46.9%和56.3%。由此可见,家庭化流动一定程度上有助于提高流动人口的生活质量和家庭稳定性,但是以牺牲女性流动人口就业的代价来换取的。

2.家庭化流动延长了流动人口的工作时间。当前,流动人口平均每周工作54.61小时,其中男性流动人口平均每周工作时间为55.07小时,女性为53.99小时,远超过“劳动者每周工作时间不得超过44小时”的国家规定。

3.家庭化流动对女性流动人口的收入有显著的负面影响。“与配偶和子女一起流动”能够提升男性流动人口的收入,但对女性流动人口则完全相反。此外,“仅与子女一起流动”也会显著降低女性流动人口的收入。

4.个体特征、流动特征、就业特征中的受教育程度、户口类型、流动范围与流入地所在区域等均对流动人口的就业状况有显著影响。受教育程度较低的流动人口有更低的就业概率,更长的的工作时间以及更低的就业收入;农业户口的流动人口虽然就业概率较高,但工作时间更长,收入也更低;流入地为东部地区、跨省流动的流动人口就业概率更高,工作时间上西部地区最短,中部地区最长。

#### (二)政策建议

流动人口的就业状况不仅取决于流动人口的个人素质,还深受社会制度的影响和制约,如

何将流动人口(尤其是女性流动人口)从家庭事务的桎梏中解放出来,实现人力资源在社会上更优化的配置,从根本上来讲是一个社会问题。因此,特提出以下政策建议:

1. 鉴于家庭化流动显著降低了女性流动人口的就业概率,因此,政府应完善法规政策,切实保障流动人口,尤其是女性流动人口的就业合法权益。一方面,政府要通过立法,让包括女性流动人口在内的所有妇女获得与男子一样的法定权利。正如世界银行报告《2019 妇女、营商与法律:改革十年》所指出的:“在全球范围,妇女享有的法定权利只有男性的四分之三,这制约了她们就业或创业以及做出最适合其自身及家人的经济决策的能力。”另一方面,政府应出台具体的、可操作的鼓励并扶持流动人口自主创业的优惠政策和激励政策。尽管 2017 年 10 月国家出台了《财政部、国家税务总局关于支持小微企业融资有关税收政策的通知》,在增值税、印花税、融资、贷款方面给予了优惠政策,但该项政策所指的农户并不包括户口在农村、而本人在流入城市地区居住满一年及以上自雇或自主创业的流动人口。实际上,在已就业的流动人口样本中,自营劳动者和雇主的比例已高达 40.75%,如何激发他们的创业热情和梦想,实现其充分就业,应是政府完善相关政策的重要目标。

2. 政府应加强对《劳动法》等关于劳动时间的相关法律、规定的执行检查,减少流动人口的工作时间。数据显示,流动人口平均每周工作高达 54.61 小时,超过 44 小时国家规定的 24%。对此政府应采取有效措施:一方面,加强对工作时间和劳动报酬相关条款的落实监督工作。另一方面,应通过媒体和社会舆论监督等手段督促企业规范用人行为,促使劳动常态回归“八小时”工作制,切实保护包括流动人口在内的劳动者的合法权益。

3. 政府应关注和推动失业流动人口的再就业、将家庭化流动的失业流动人口的家庭纳入社会救助体系,避免失业流动人口的家庭陷入贫困状态。鉴于家庭化流动的流动人口显著降低女性流动人口的就业概率,进而有可能使家庭陷入贫困境地,政府应一方面,针对性地做好失业流动人口,尤其是女性失业流动人口的技能培训,从而拓宽失业流动人口,尤其是女性失业流动人口的就业渠道。另一方面,通过甄别和核实的方法,将那些失业家庭收入低于当地政府划定的社会救助最低线的三分之二的流动人口的家庭,纳入流动人口流入城市的社会救助范围。避免出现像西方发达国家如法国、英国和众多发展中国家如巴西、菲律宾等国家出现的城市贫民窟和城市外来移民贫困社区的出现。

4. 政府须加快户籍制度改革步伐,尽快实现公共服务、社会福利的均等化,让流动人口及其家庭享受到改革发展的红利。目前的户籍制度以及与户籍制度紧密相连的就业制度、教育制度、住房制度、社会保障制度等形成了城乡之间、城市内部之间的壁垒<sup>[16]</sup>。目前的户籍制度仍是影响家庭化流动的流动人口就业和家庭收入的重要影响因素。因此,政府应加快推进户籍制度改革步伐。一方面,要继续完善和推行积分落户制度,在目标人群的选择上,关注流动人口,要考虑到那些长期在城市居住但是政策又照顾不到的流动人口,避免积分落户变成“人才落户”<sup>[17]</sup>。另一方面,从长远来看,户籍制度改革要与社会福利、保障制度改革并行,使户籍逐渐与社会福利脱钩,进一步为流动人口提供更加均等化的公共服务和社会福利<sup>[18]</sup>。只有这样,伴随着流动人口居住时间延长和家庭化流动,才能让流动人口及其家庭不仅享受到充分就业和家庭收入的提高,而且最终实现流动人口市民化的政策目标。

参考文献:

- [1] 国家卫生和计划生育委员会流动人口司:《中国流动人口发展报告(2017)》,北京,中国人口出版社。
- [2] 段成荣、杨舸、张斐、卢雪和:《改革开放以来我国流动人口变动的九大趋势》,《人口研究》,2008年第6期。
- [3] 周皓:《中国人口迁移的家庭化趋势及影响因素分析》,《人口研究》,2004年第6期。
- [4] 宋旭光、何佳佳:《家庭化迁移经历对代际流动性的影响》,《中国人口科学》,2019年第3期。
- [5] 杨发萍、林晓兰:《家庭迁移对城际流动人口养老保险参与的影响研究》,《西北人口》,2019年第4期。
- [6] 宋月萍:《流动人口家庭成员年龄构成、公共服务与消费研究》,《人口与发展》,2019年第2期。
- [7] 吕青:《流动人口迁移的家庭化过程及影响因素》,《人口与社会》,2018年第5期。
- [8] 陈怡蓁、陆杰华:《影响我国省际流动人口失业主要因素的实证分析——基于2015年全国流动人口动态监测数据的验证》,《南方人口》,2018年第6期。
- [9] 郝翠红:《家庭化流动对流动人口就业和收入影响的性别差异》,《未来与发展》,2018年第6期。
- [10] 莫旋、周榕基、阳玉香:《分层异质视角下流动人口就业稳定性研究——基于分层非线性模型的实证分析》,《南方人口》,2018年第6期。
- [11] 张丽琼、朱宇、林李月:《家庭化流动对流动人口就业率和就业稳定性的影响及其性别差异

——基于2013年全国流动人口动态监测数据的分析》,《南方人口》,2017年第2期。

- [12] 梁海燕、代燕、马骅:《家庭化模式对流动女性的就业影响研究——以2014年云南和内蒙古流动人口动态监测调查为例》,《中国人力资源开发》,2017年第3期。
- [13] 马骅:《流动人口家庭化迁移对女性就业影响研究——基于云南省动态监测数据的分析》,《北京师范大学学报》,2017年第4期。
- [14] 徐憬、田林楠:《流动模式对流动人口收入影响的性别差异》,《河海大学学报(哲学社会科学版)》,2016年第1期。
- [15] 张航空、杜静宜:《家庭流动对流动人口家庭成员就业状况的影响》,《人口与经济》,2012年第9期。
- [16] 李涛、任远:《城市户籍制度改革与流动人口社会融合》,《南方人口》,2011年第3期。
- [17] 张炜:《对积分落户制度设计的几点思考》,《前线》,2015年第1期。
- [18] 石红梅:《基本公共服务均等化视角下的我国基本社会保障研究》,《河海大学学报》,2015年第1期。

\*本文为教育部人文社会科学重点研究基地重大研究项目:“宗教信仰与流动人口的社会融入研究”(编号:13JJD730002)的阶段性成果。

作者简介:宋全成,山东大学犹太教与跨宗教研究中心研究员,山东大学哲学与社会发展学院教授,山东济南,250100;封莹,山东大学移民研究所副研究员,山东济南,250100。

(责任编辑:邓颀)