

欢迎按以下格式引用:刘玉成,胡舰森.劳动力流动对家庭幸福感的影响——基于三期 CFPS 面板数据[J].长江大学学报(社会科学版),2022,45(6):105-114.

劳动力流动对家庭幸福感的影响

——基于三期 CFPS 面板数据

刘玉成 胡舰森

(长江大学 经济与管理学院,湖北 荆州 434023)

摘要:基于三期中国家庭追踪调查数据(CFPS),通过匹配个人与家庭样本构建平衡面板数据,在此基础上利用面板有序 Logit 模型分析劳动力流动对家庭幸福感的影响,并检验了相对收入的中介效应。研究发现:从影响效应来看,劳动力流动会显著降低家庭幸福感,有外出务工人员的家庭比没有外出务工人员的家庭幸福感更低;从影响路径来看,劳动力流动既直接影响家庭幸福感,还能通过影响相对收入来间接影响家庭幸福感。但影响效应存在异质性:相较于高学历个体,劳动力流动会给中低等学历个体的家庭幸福感带来更为显著的影响,并且对中等学历个体幸福感的消极影响大于低学历个体;处于婚姻续存状态的个体,劳动力流动对家庭幸福感的负向作用比婚姻未持续的个体显著;与西部地区相比,中部和东部地区个体的家庭幸福感更容易受到劳动力流动的影响。

关键词:家庭幸福感;劳动力流动;面板有序 Logit 模型;中介效应

分类号:F241.4 **文献标识码:**A **文章编号:**1673-1395 (2022)06-0105-10

一、引言

改革开放以来,我国人民的物质生活水平得到较大程度的提升,但同时人民群众对美好生活的期望也有了质的转变,即不再仅仅满足于物质生活层面的需要,转而对“心灵感受层面”,诸如幸福感等有了更多的期待。幸福感具有明显的主观属性,是衡量福利水平的一个重要指标,幸福感的高低在一定程度上反映了社会总体福利水平的高低。幸福感的主观评价来源于多种因素的综合作用,除了个体自身因素以外,家庭也是影响个体幸福感的一个重要因素。

近年来,随着我国体制机制改革的深入推进,阻

碍劳动力自由流动的藩篱正逐渐得到破除,城乡之间、区域之间的劳动力流动越来越频繁。在劳动力频繁流动的背景下,劳动者个体的家庭关系、社会关系、社会地位等都会受到冲击,这将会对个体的家庭幸福感带来影响,而劳动者个体家庭幸福感的高低关系到我国和谐社会建设能否顺利推进,因此在劳动力流动的背景下探索劳动力流动对劳动者家庭幸福感的影响具有较强的现实意义。

二、文献综述

现有文献对劳动力流动和幸福感作了较多探索,与本文研究相关的成果主要集中于以下两方面:

收稿日期:2022-08-28

基金项目:湖北省教育厅哲学社会科学研究一般项目“区域协同视角下长江经济带人才共享的福利效应与协调机制研究”(20Y033);长江大学社会科学基金项目“科技资源共享促进长江经济带高质量发展的路径与政策研究”(2021csz01)

第一作者简介:刘玉成(1970-),男,湖北荆门人,副教授,博士,主要从事劳动经济与产业经济研究。

通信作者:胡舰森(1998-),男,湖北咸宁人,主要从事产业经济研究,E-mail:1477295992@qq.com。

一是对幸福感的影响因素研究。首先,从幸福感的产生过程来看,Haller(2006)认为幸福感是个人特征和愿望之间互动、社会关系和宏观社会结构之间相互作用的结果^[1]。其次,从影响因素来看,Easterlin(1974)较早关注到了收入对幸福感的影响并提出“伊斯特林悖论”,认为主观幸福感并未随着人均收入的提高而提升^[2],这一悖论得到其他研究者的佐证(Veenhoven,1993)^[3]。但这并不代表收入对幸福感没有影响,Easterlin(1995)进一步研究发现幸福感主要取决于相对收入而非绝对收入^[4],Luttmer(2005)、Knight(2009)也认为收入预期和相对收入水平提高都会对主观幸福感产生积极作用^[5,6]。国内学者官皓(2010)也进一步证实相对收入越高,幸福感越强^[7]。由此可见,从相对收入的角度切入,可以更准确地研究收入对于主观幸福感的影响。随着研究的进一步深入,学者们也将关注的焦点转向了收入以外的非经济因素:从社会层面来看,MacKerron(2013)、Bonasia(2021)发现,良好的自然环境对居民主观幸福感有显著的积极作用^[8,9],而Weinhold(2013)、Ahumada(2021)则发现,环境污染的加剧会显著降低居民的幸福感^[10,11];张经纬等(2021)发现,就业质量和社会信任度的提高都对主观幸福感具有显著影响^[12];吴丽丽等(2021)发现,社会经济地位的当前认同与未来预期都对主观幸福感具有显著的积极作用^[13]。从家庭层面来看,王群勇等(2019)认为幸福感与自身因素和家庭因素有关^[14],梁远等(2021)发现家庭资产增加对居民幸福感具有显著的正向影响^[15]。从个体层面来看,胡宏兵等(2019)、邱红等(2021)发现,教育能够显著提升主观幸福感^[16,17],马汴京(2019)认为离婚对个体主观幸福感具有显著的短期负向冲击^[18],魏强等(2020)发现健康状况对幸福感具有正向的直接影响和间接影响^[19]。

二是对劳动力流动和幸福感的不关系研究。劳动力的流动行为除了带来经济层面的影响之外,也会使劳动力对主观幸福感的价值判断发生变化(张雅欣,2019)^[20]。劳动力作为一个社会群体,其幸福感的形成与变化既受到一般模式的影响,也有其独特的特征(曾迪洋等,2016)^[21]。劳动力的幸福感不仅会因年龄、性别、受教育程度、婚姻状况、家庭背景的不同而呈现个体差异,而且流动行为带来的经济维度、职业维度、人际交往维度的诸多变化也影响着劳

动力的幸福感。从客观指标来看,流动劳动力往往以蓝领和无固定职业者居多,他们通常劳动时间长、工作强度大、工作环境差,另外社会保障上也因为户籍限制多处于弱势状态,这些因素均会对其幸福感产生负向影响(许世存,2015;孙远太,2015)^[22,23]。但外出务工带来的收入增长和多元生活又无疑是增加其幸福感的重要途径(房俊东等,2012)^[24]。从主观指标来看,对城市生活的心理适应、身份认同、留居意愿以及生活满意度也会对劳动力的幸福感产生显著影响(许世存,2015;盛光华等,2015)^[22,24]。总体来看,劳动力通过流动一方面获得了诸多提升幸福感的正面影响,另一方面也面临着削弱幸福感的负面影响,这就使得劳动力流动行为对幸福感的影响变得更为复杂。另外,从不同研究角度出发,劳动力流动对幸福感的影响测度也存在较大的差异。李芳芝等(2016)发现流动人口的收入差距与主观幸福感之间存在显著的 U 型关系^[25],张雅欣等(2019)则发现主观社会地位对于迁移行为和主观幸福感的关系具有明显的中介作用,而迁移行为显著降低了个人的主观幸福感^[26],莫旋等(2021)则从就业的角度出发,发现流动人口的就业状况对其主观幸福感的影响存在显著差异^[27]。

综合来看,现有文献在劳动力流动和幸福感的上取得了较多成果,为本文的研究提供了重要的理论支撑和实证经验借鉴,但现有文献在研究数据、替代变量、影响路径等方面还存在可扩展之处:第一,在研究数据方面,现有研究主要采用同期调查数据或宏观统计面板数据,前者难以反映研究对象的时期差异,后者难以突出劳动力流动行为的主观决断。第二,在替代变量的选取方面,现有文献对于劳动力流动的替代变量的选取主要使用的是流动规模、流动数量或流动人口比率等宏观指标,且多从总量上来反映劳动力流动情况,这样既有可能产生遗漏或统计偏差,也很难将流动行为和个体幸福感的上研究联系起来。第三,在影响路径分析方面,劳动力流动是直接影响家庭幸福感,还是通过中介效应影响家庭幸福感,目前仅有少量文献进行探索,因此在劳动力流动影响家庭幸福感的路径方面还有待深入研究。基于此,本文将基于 2014、2016、2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),通过匹配个人与家庭样本构建三期平衡面板数据,在此基础上利用面板有序 Logit 模型分析劳动力流动对家庭幸福感的影响,并检验相对收入的中介效应。

三、理论分析与研究假设

(一)劳动力流动与家庭幸福感

幸福感是一种主观的、综合的价值判断,其影响因素往往是多方面的。而劳动力流动将导致劳动力在社会保障、生活体验以及心理情绪方面受到负面冲击,从而影响其家庭幸福感。首先,由于户籍制度的限制,劳动力在面临城市更严格工作门槛的同时,还无法享受与流入地居民同等的医疗、教育以及养老等福利待遇,这将对其生活满意度和幸福感受产生明显的负面影响。其次,劳动力流动存在家庭流动和个人流动两种情况,相较于家庭流动,孤身外出不仅会显著弱化劳动力的主观幸福感,而且也会给留守家庭成员带来更多的孤独感。最后,流动劳动力的理想生活和现实生活的差距会导致这部分群体产生巨大的心理落差,同时饮食习惯、交流方式以及生活节奏的差异,也带给劳动力更多的负面体验。虽然少数劳动力能够通过个人努力摆脱不平等的待遇,争取到与流入地居民同等或者更优越的生活水平,但相当一部分劳动力长期面临的生活压力和辛苦程度远远超过其初始水平,因此劳动流动行为不可避免地降低了劳动力的幸福感受。基于此,本文提出假设:

H1:劳动力流动将负向影响家庭幸福感。

(二)相对收入与家庭幸福感

在收入与主观幸福感的关系研究中,Easterlin (1995)最早将收入分为绝对收入和相对收入,并认为主观幸福感主要取决于相对收入而非绝对收入^[4]。绝对收入主要是收入的现实数值,而相对收入则是对自身所处收入地位的比较性评价,评价越高则主观幸福感越强。相对收入水平的提高不仅能够反映出现实收入状况的改善,而且还能体现对于现实收入的满意程度。从收入的横向比较来看,如果所有人的收入水平都提高了,那么自身因收入提高而带来的幸福感将会因为其他人的收入提高而被抵消掉;从收入的纵向比较来看,如果与过去对比,当期收入有明显提高或者对未来收入存在较好的增收预期,那么幸福感将会从这种自我对比中获得提升。因此,相对收入增加将会提升个体的主观幸福感。基于此,本文提出假设:

H2:相对收入将正向影响家庭幸福感。

(三)劳动力流动与相对收入

劳动力流动的主要目的在于实现良好就业、获得更高收入以及改善阶层关系等方面。从流动的原

因来看,劳动力流动的主要拉力来自于绝对收入的差距(主要表现为工资收入的差距),劳动力流动的方向往往也是从工资低的地区流向工资高的地区;从流动的结果来看,劳动力流动有助于提升劳动者的工资水平、改善劳动者的经济状况。但是,这种流动行为是否一定提高了相对收入地位,还取决于劳动者与其他参照对象进行收入对比时的价值判断:一方面,劳动力通常流向经济更发达的地区,而经济发达地区原住居民的收入水平通常高于外来劳动力,这将提高外来劳动力相对收入的参照标准,从而降低外来劳动力的相对收入水平;另一方面,依据劳动力市场分割理论,流动劳动力通常并不具备胜任高层次岗位的能力,高难度的跨级流动使劳动力难以在短时间内改善其劣势地位,因此只能在二级劳动力市场中接受相对较低的酬劳,因此流动劳动力偏低的相对收入水平在短期内无法改善。基于此,本文提出假设:

H3:劳动力流动将负向影响相对收入。

结合 H2 和 H3,本文提出假设:

H4:相对收入在劳动力流动和家庭幸福感的关系中具有中介作用。

四、实证分析

(一)模型介绍

本文旨在探索劳动力流动对家庭幸福感的影响,被解释变量为家庭幸福感,使用整数 1~5 来衡量家庭幸福感从低到高的程度,因此家庭幸福感属于有序多分类变量。结合被解释变量的数据特征,本文选择面板有序 Logit 模型(Panel Ordered Logit Model)进行研究。该模型建立在一个潜变量 Y^* 的基础上,参考徐永慧等(2017)、邹乐欢等(2021)的做法^[28,29],本文对潜变量 Y^* 的面板模型设定如下:

$$Y_{it}^* = \alpha X_{it} + \beta Z_{it} + \epsilon_{it}$$
$$i = 1, 2, \cdots, N, t = 1, 2, \cdots, T$$

(1)

其中, i 代表个体, t 代表年份, Y_{it}^* 为被解释变量, X_{it} 为核心解释变量列向量, Z_{it} 为可控制变量列向量, ϵ_{it} 为随机扰动项, α, β 为待估参数行向量。

在本文中,潜变量为家庭幸福感(用 H^* 表示),设定 $H_{it}^* = 1, 2, \cdots, 5$,数值越大代表越幸福。潜变量 H_{it}^* 与有序变量 h_{it} 的关系如下:

$$h_{it} = \begin{cases} 1, H_{it}^* \leqslant c_1 \\ 2, c_1 < H_{it}^* \leqslant c_2 \\ 3, c_2 < H_{it}^* \leqslant c_3 \\ 4, c_3 < H_{it}^* \leqslant c_4 \\ 5, H_{it}^* > c_4 \end{cases}$$

(2)

其中 $c_1、c_2、c_3、c_4$ 为门槛值,满足 $c_1 < c_2 < c_3 < c_4$,有序变量 h_{it} 的取值为 1、2、3、4、5。若记 $c = -\infty, c_j = +\infty$,则(2)式可以写为:

$$h_{it} = j, \text{当 } c_{j-1} < H_{it}^* \leq c_j, j = 1, 2, 3, 4, 5 \quad (3)$$

结合(1)式和(3)式,有:

$$\begin{aligned} P(h_{it} = j) &= P(c_{j-1} < H_{it}^* \leq c_j) \\ &= P(c_{j-1} - \beta Z_{it} - \alpha X_{it} < H_{it}^* \\ &\leq c_j - \beta Z_{it} - \alpha X_{it}) \\ &= F(c_{j-1} - \beta Z_{it} - \alpha X_{it}) \\ &\quad - F(c_j - \beta Z_{it} - \alpha X_{it}) \end{aligned} \quad (4)$$

其中 $j = 1、2、3、4、5, F(\cdot)$ 为 Logistic 的累积分布函数,式(4)即为面板有序 Logit 模型。

(二)数据来源及预处理

本文研究所使用的微观数据取自中国家庭追踪调查问卷(CFPS),该数据基于全国 25 个省(市、自治区)实地调查访问而得,目标样本规模为 16000 户,可以有效地反映中国社会、经济和人口的社会变迁。结合研究需要,本文采用了 CFPS 中 2014、2016、2018 年三轮调查数据作为基础数据,其中 2018 年调查数据为目前的最新数据,对家庭和个人的部分样本调查更新到 2020 年。

CFPS 数据具有样本基数大、指标多等特点,为尽量避免样本误差对研究结果带来的不利影响,本文对基础数据进行预处理:(1)对 2014、2016、2018 年的三轮调查数据进行合并,并将家庭和个人样本进行匹配以构建三期平衡面板数据。(2)鉴于劳动力流动行为主要基于成年人决策,因此从全样本中筛选出年龄为 16 岁及以上样本。(3)对调查问卷中与研究无关的问题进行剔除,最终从个体、家庭、社会及区域四个层面进行变量选择。(4)为保证研究的准确性,剔除了数据中存在缺失值及异常值的样本,最终得到 28164 个有效观测值。

(三)变量说明

1.被解释变量

本文的被解释变量为家庭幸福感。当前对于主观幸福感的研究中,并不是将收入直接用于替代主观幸福观的度量,而是将幸福建立在人的主观感受上,即个人对于幸福的感受评判(赵新宇等,2013)^[30],目前普遍采用“生活满意度”来衡量幸福感(莫旋等,2018;王群勇等,2019)^[31,14]。本文结合 CFPS 调查问卷中问题的设置,将“您对自己生活的满意程度”作为衡量主观幸福感的问题,把幸福感从“非常不幸福”到“非常幸福”划分为 1~5 五个评分等级,见表 1。在本文的全样本数据中,被调查者认为非常不幸福、比较

不幸福的比例仅为 2.96%和 6.06%,一般幸福的比例为 28.83%，“比较幸福”和“非常幸福”的比例之和达到了 62.15%。这表明,随着经济水平增长、生活水平提高及国家惠民政策的支持,我国居民生活满意度和幸福感提升较快,但仍有少部分居民的幸福评价并不是很理想。

表 1 我国居民家庭幸福感调查情况

	频数	频率(%)
非常不幸福	833	2.96
比较不幸福	1706	6.06
一般幸福	8119	28.83
比较幸福	8702	30.89
非常幸福	8804	31.26
合计	28164	100

2.核心解释变量

本文的核心解释变量为劳动力流动,选取问卷中“您家是否有人外出务工”作为衡量劳动力流动的问题,并将“家庭中有外出打工经历”作为劳动力流动的衡量标准。不同于大多数文献只关注笼统的户籍变化,该衡量标准既反映了户籍地发生变更的流动群体,也反映了户籍没有发生过变动的流动群体,因此属于广义的人口流动,用其度量劳动力流动准确性更高。

3.控制变量

幸福感的影响因素众多,但过于偏重主观因素会使人们对幸福感的评价结果产生一定的偏差。为了排除其他因素影响、尽可能减少遗漏因素对实证的影响,参照已有文献,本文选取了个人、家庭、社会、区域层面,从四个维度对变量进行控制。其中个体层面包括性别、年龄、受教育程度、婚姻、健康;家庭层面包括家庭规模、住房所有权、家庭人均现金与存款、家庭人均支出;社会层面主要包括医疗满意度、退休及养老金、社会地位以及贫富差距;区域层面则主要选取了城乡属性。

4.中介变量

基于理论分析结果,本文选取了相对收入作为中介变量,检验其在劳动力流动影响家庭幸福感的机制中是否发挥中介效应。在 CFPS 调查问卷中,有关收入水平的问题是“您的收入在本地的位置”,被访者按照自身的相对收入水平,由低到高在 1~5 分值中进行选择。

所有变量的赋值方法及描述统计情况如表 2 所示。

表 2 变量定义及描述统计

变量	变量定义	均值	标准差	最小值	最大值
家庭幸福感	生活满意度:1=非常不幸福,2=不幸福,3=一般幸福,4=比较幸福,5=非常幸福	3.814	1.037	1	5
劳动力流动	家庭中是否有人外出打工:有=1,没有=0	0.417	0.493	0	1
相对收入	收入在本地的位置:1=很低,5=很高	2.617	1.072	1	5
个体特征					
性别	男=1,女=0	0.499	0.500	0	1
年龄	单位:岁	48.305	16.961	16	104
受教育程度	已完成受教育年限	7.324	4.847	0	21
婚姻	已婚=1,未婚/同居=2,离婚/丧偶=3	1.324	0.639	1	3
健康	非常健康=1,很健康=2,比较健康=3,一般=4,不健康=5	3.054	1.245	1	5
家庭环境					
家庭规模	在家生活的人数(单位:人)	3.331	1.668	1	21
住房所有权	是否拥有现住房产权:有=1,没有=0	0.854	0.700	0	1
家庭人均现金与存款	家庭现金及存款总额 / 家庭人数(取对数)	5.378	4.531	0	15.761
家庭人均支出	家庭总支出 / 家庭人数(取对数)	9.598	0.925	0	17.149
社会支持					
医疗满意度	5 级阶梯量表:1=很不满意,5=很满意	2.884	0.928	1	5
退休及养老金	是否领取退休及养老金:有=1,没有=0	0.387	0.487	0	1
社会地位	5 级阶梯量表:1=很低,5=很高	2.965	1.702	1	5
贫富差距	10 级划分:0 代表不严重,10 代表非常严重	6.965	2.444	0	10
区域特征					
城乡属性	城镇=1,农村=0	0.467	0.499	0	1

由表 2 可知,样本中家庭幸福感的平均值为 3.814,介于“一般幸福”和“比较幸福”之间,更趋近于“比较幸福”。核心解释变量劳动力流动的均值为 0.417。在个人层面,被调查样本中男性约占 50%;平均年龄约为 48 岁;平均受教育程度位于“初高中”阶段;已婚人数占比较高;自评健康状况总体趋近于“比较健康”。在家庭层面,平均在家生活人数为 4 个;家庭对美满和睦的重视度总体较高。在社会层面,居民医疗整体满意度、社会地位自评值在量表中总体处于中等偏上水平;但是退休及养老金领取率处于中等偏下水平,且在贫富差距的评价上总体认为比较严重。在区域层面,被访者 46.7%来自城镇,城镇和乡村样本数量较为接近。

五、实证结果及分析

(一)逐步回归估计结果

由于模型中变量较多,为避免模型出现多重共线性问题而导致估计偏差,本文在回归前对所有变量进行 Pearson 相关系数检验,结果显示所有变量之间的相关系数绝对值都小于 0.5,因此模型不存在严重多重共线性问题。表 3 给出了逐步回归结果,

在基准模型的基础上,逐步加入个体特征、家庭环境、社会支持等分类控制变量。

模型(1)是仅包含核心解释变量的基准模型,回归结果显示,在不考虑其他变量的情况下,劳动力流动对家庭幸福感具有负向影响,且该影响在 1%水平显著;模型(2)~(5)在模型(1)的基础上逐步加入了个体特征、家庭特征、社会支持、城乡属性四种特征控制变量,回归结果表明劳动力流动仍然对家庭幸福感具有负向影响,且均在 1%水平显著。模型(1)~(5)的系数方向一致,说明劳动力流动对家庭幸福感带来了显著的负向影响,假设 H1 得到了验证。

其他控制变量的影响分析如下:(1)个体特征的影响。女性居民的家庭幸福感显著高于男性,可能是由于男性承载着来自家庭和社会的更高期望,同时“女主内、男主外”家庭分工使男性背负了更大的经济和心理压力;年龄越大居民的家庭幸福感越高;受教育程度更高的居民幸福感反而越低,说明随着教育水平的提高,人们对幸福的内在感受逐渐有了更高层次的追求;已婚居民幸福感比婚姻未持续者的幸福感要高;健康状况的提升有利于增加幸福感,身体的状况与心情愉悦度有着密不可分的正向关

联。(2)家庭特征的影响。家庭规模的扩大对于主观幸福感的影响并不显著,住房所有权的拥有、家庭人均现金与存款的增加以及家庭人均支出规模的扩大,均会对其家庭幸福感产生正向的影响,这说明相较于人口规模等非经济因素,我国居民家庭幸福感的提升更多依托于家庭经济条件的改善和生活质量的提升。(3)社会支持的影响。医疗条件满意度提

高、退休及养老金的领取,均有助于推动幸福感的增加;社会经济地位较高的居民拥有更多心理满足感,从而为幸福感的提高带来积极影响;社会贫富差距越严重,居民间经济状况的对比越强烈,幸福感越低。由此可见,这些控制变量对我国居民的家庭幸福感也具有重要影响,这些结果与莫旋等(2018)、张栋等(2020)的研究^[31,32]相吻合。

表 3 劳动力流动对家庭幸福感的影响

变量		家庭幸福感				
		(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
核心解释变量	劳动力流动	−0.136***	−0.100***	−0.113***	−0.129***	−0.111***
	性别	—	−0.174***	−0.174***	−0.159***	−0.154***
个体特征	年龄	—	0.021***	0.020***	0.011***	0.011***
	受教育程度	—	−0.024***	−0.03***	−0.025***	−0.027***
	婚姻	—	−0.100***	−0.103***	−0.088***	−0.086***
	健康状况	—	−0.367***	−0.363***	−0.315***	−0.313***
	家庭规模	—	—	0.011	0.000	−0.001
家庭环境	住房所有权	—	—	0.161***	0.076**	0.085**
	家庭人均现金与存款	—	—	0.021***	0.017***	0.016***
	家庭人均支出	—	—	0.063***	0.047***	0.038**
社会支持	医疗满意度	—	—	—	0.052***	0.053***
	退休及养老金	—	—	—	0.168***	0.161***
	社会地位	—	—	—	0.674***	0.678***
	贫富差距	—	—	—	—	−0.027***
区域特征	城乡属性	—	—	—	—	0.112***
N		28164	26693	24840	24476	24297
Prob>chi2		0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注:表中*、**、***分别表示在10%、5%、1%概率水平下显著。下同。

(二)异质性检验

前文分析发现劳动力流动会显著降低家庭幸福感,但是在不同的群体之间、不同区域之间,劳动力流动对家庭幸福感的影响情况是否存在差异,需要进一步探索。本文从个体与地区两个层面对整体样本进行分组分析,以探究劳动力流动对家庭幸福

感影响的异质性。其中个体层面按照婚姻状态分为两组:婚姻存续状态和未存续状态,按照受教育程度的差异分为三组:低学历(小学及以下)、中等学历(初中、高中)、高学历(大学及以上)。地区层面则是根据样本所在省份的地理区位,将其按照东、中、西部地区的划分进行分组。异质性检验结果见表4和表5。

表 4 劳动力流动对家庭幸福感影响:按婚姻状况和受教育程度分组

变量	家庭幸福感				
	(1) 婚姻存续	(2) 婚姻未存续	(3) 低学历	(4) 中等学历	(5) 高学历
劳动力流动	−0.119***	−0.066	−0.088**	−0.217***	0.073
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	19113	5184	13541	4388	963

1.婚姻状态异质性分析

表4中列(1)和列(2)的回归结果显示,劳动力

流动对婚姻存续和未存续居民的家庭幸福感影响存在明显的差异,处于婚姻存续状态的个体流动会给

其家庭幸福感带来负向的影响;与之相反,处于婚姻未存续状态的个体流动并不会对其家庭幸福感带来显著的影响。

表 5 劳动力流动对家庭幸福感影响:按东中西部地区分组

变量	家庭幸福感		
	(1) 东部地区	(2) 中部地区	(3) 西部地区
劳动力流动	-0.132 ***	-0.160 ***	-0.032
控制变量	控制	控制	控制
N	11703	5948	6646

已婚个体的流动行为之所以导致其家庭幸福感显著降低,本文认为可能是家庭内部压力和政策外部困境共同作用的结果。从家庭的角度来看,婚姻意味着一个新家庭的组建,对夫妻双方来说都代表着一份更重的责任。家庭中的外出务工者不仅需要激烈的社会竞争中拼尽全力,通过增加工作量或提高自身技能等方式获得更多的劳动报酬来维持整个家庭的开销,同时他们还需要花费时间和精力照顾家人和养育子女。面临家庭责任与工作责任双重压力的平衡问题时,极易产生无助感和焦虑感。从政策角度来看,由于户籍制度的限制,同时受传统的落叶归根思想的束缚,很多家庭实际上很难实现举家迁移,务工者与其配偶和子女大多处于异地分居的状态,长时间分隔两地不仅使务工者饱受对家人相思之苦,生活环境差异带来的观念与习惯的变化也更容易导致夫妻之间、家人之间产生猜忌和矛盾,长此以往将会带来情感上的困扰,也会打击务工者的信心与动力,从而降低其幸福感。相比之下,婚姻未存续状态下的务工人员的收入更多是用于维持自身的生存与发展,并且也不涉及到婚姻中家庭关系的约束,外出务工仅作为他们寻求生活层次改善的一种途径,并不会给其带来非常大的经济和心理压力,因此这类群体对于流动行为本身并没有强烈的负面感受,因此其家庭幸福感并不会受到显著影响。

2.受教育程度异质性分析

表 4 中列(3)~(5)的回归结果显示,劳动力流动会给中低学历群体的家庭幸福感产生显著的负向影响,其中对中等学历群体的负效应最大,不会对高学历群体带来显著的幸福感受。

对于以上差异,本文的解释为:低学历与中等学历群体的差异更多与心理期望有关,中低等学历与高学历群体之间的差异则更多是能力因素差异导致的。低学历与中等学历群体的心理期望差异会带来

不同的幸福感体验,其中低学历务工群体对自己有着清晰的定位,他们的流动主要是为了提高收入水平以改善生活现状,对工作环境、福利待遇等要求并不是很高,心理期望所带来的幸福感缺失并不会很大。相较之下,中等学历群体本身拥有相对更高的技能水平,这类群体的流动并不局限于追求更高的薪资报酬,他们更加关注的是个人能力的提升和自身价值的实现,渴望通过劳动力流动来拥有更为广阔的发展空间并新的环境中拼搏出属于自己的一席之地。然而劳动力流动的目的地往往人才济济,有限的社会资源必然无法满足所有流动个体的心理期望,理想与现实之间不可避免地会存在一定的差距,由此所带来的巨大心理落差会导致中等学历流动群体幸福感更多的缺失。

中低学历与高学历群体能力水平的差异会带来不同的幸福感体验。与中低学历群体相比,高学历群体有更多的知识储备和更高的技能水平,对社会的适应性更强,在新环境中找到与自身技能相匹配的工作并不困难,再加上人才引进相关的福利待遇的不断改善,高学历流动群体大多能够凭借自身能力优势和政府扶持快速融入新环境。因此,区域间的流动对高学历群体而言只是换个环境继续挖掘自身优势与潜能,其家庭幸福感并不会因流动行为而出现显著的变化。与之相反,中低学历群体受自身能力的限制,在流动过程中极易面临摩擦性和结构性失业的风险,加上在流入地大多从事技术含量和报酬较低的行业,社会保障上也因为户籍限制多处于弱势状态,在新环境中的生活体验较差。因此与高学历群体相比,中低学历群体更易于意识到流动行为对其家庭幸福感带来的负面效应。

3.东中西部地区异质性分析

表 5 中列(1)~(3)的回归结果显示,劳动力流动对东部和中部居民的家庭幸福感均有显著的负向作用,影响系数分别为-0.132 和-0.160,而对于西部地区居民来说,劳动力的流动并不会给其家庭幸福感带来显著的影响。这种现象的出现可能的原因是:东部地区工农业基础雄厚,凭借自身经济优势及国家政策的扶持,服务业发展迅猛并吸引大量劳动力聚集,其工作环境、薪资待遇、基础设施等方面相对更好,如果东部地区居民向其他地区流动,期望在现有基础上进一步大幅提高相对收入、提升生活层次、改善工作环境将更困难,因此将会对家庭幸福感产生显著负面影响;中部地区劳动力流动的目的地以东部地区为主,随着近年来东部地区压力大幅增

加、东中部地域差异逐步缩小,因此劳动力流动将很难达到预期目的,强烈的心理落差将显著降低其家庭幸福感;而现阶段西部地区与东中部地区仍然存在明显差异,西部地区居民向东中部流动,在本身期望值不高的前提下,在新的流入地很容易得到心理层面和物质层面的满足感,因此劳动力流动对家庭幸福感的负面影响并不显著。

(三)中介效应检验

本文借鉴四步骤检验法(Baron 等,1986)来检

验相对收入的中介效应^[33]。检验步骤为:(1)检验劳动力流动对中介变量(相对收入)是否存在显著影响。(2)检验中介变量(相对收入)对家庭幸福感是否存在显著影响。(3)检验劳动力流动对家庭幸福感是否存在显著影响。(4)如果三种关系成立,最后检验劳动力流动、相对收入对家庭幸福感影响的显著性。检验结果如表 6 所示,为了保证检验的准确性,表中也给出了 Sobel 检验结果。

表 6 相对收入的中介效应检验结果

变量类型		(1) 相对收入	(2) 家庭幸福感	(3) 家庭幸福感	(4) 家庭幸福感
中介变量	相对收入	—	0.368***	—	0.367***
核心变量	劳动力流动	−0.057**	—	−0.111***	−0.100***
	性别	0.205***	−0.200***	−0.154***	−0.198***
	年龄	−0.002*	0.015***	0.011***	0.014***
	受教育程度	0.002	−0.026***	−0.027***	−0.027***
	婚姻	−0.141***	−0.117***	−0.086***	−0.120***
	健康状况	−0.172***	−0.283***	−0.313***	−0.283***
	家庭规模	0.011	−0.003	−0.001	−0.001
	住房所有权	0.114***	0.048	0.085**	0.055
控制变量	家庭人均现金与存款	0.032***	0.010***	0.016***	0.010***
	家庭人均支出	0.152***	0.015	0.038**	0.015
	医疗满意度	0.237***	0.022	0.053***	0.022
	退休及养老金	0.114***	0.133***	0.161***	0.126***
	社会地位	1.105***	0.525***	0.678***	0.526***
	贫富差距	−0.060***	−0.015**	−0.027***	−0.015**
	城乡属性	−0.066**	0.148***	0.112***	0.132***
	N	22682	22680	24297	22680
Sobel 检验		Z=1.963**(p=0.049)			

根据表 6 中模型(1)~(4)的估计结果以及 Sobel 检验结果可知,相对收入在劳动力流动、家庭幸福感之间存在完全中介效应。模型(1)中劳动力流动的系数显著为负,因此劳动力流动与家庭收入存在负向相关关系,假设 H1 得到验证。模型(2)结果显示,在其他控制变量保持不变时,收入水平对家庭幸福感具有显著的正向影响,这说明当前我国还未达到“伊斯特林悖论区”,相对收入提高带来的边际效益仍然较大,假设 H2 得到验证。模型(3)结果显示,保持控制变量不变时,劳动力流动对家庭幸福感具有显著负向影响。模型(4)结果显示,中介变量(相对收入)的系数为 0.367 且在 1%水平显著,说明相对收入显著正向影响家庭幸福感。对比模型(3)和模型(4),模型(3)劳动力流动系数绝对值比模型

(4)大,且均在 1%置信水平上显著,说明中介变量的加入明显降低了劳动力流动的负向作用,但影响方向不变。这其中的原因表现在:一方面,中介变量和核心解释变量的系数一正一负,意味着它们对被解释变量的影响是反向的,收入水平对家庭幸福感的正向影响会在一定程度上抵消由于劳动力流动带来的家庭幸福感的降低。另一方面,对家庭幸福感影响是多层面因素共同作用的结果,相对收入水平的提高虽然能在一定程度上降低劳动力流动带来的负效应,但并不能完全抵消,因此总体上劳动力流动的增加还是会使家庭幸福感降低。

综上可知,劳动力流动不仅直接对家庭幸福感造成了负向影响,还因流动行为的增加使相对收入水平降低,从而进一步给家庭幸福感带来负向影响。

由此可知,相对收入具有完全中介效应,因此假设 H4 得到验证。进一步计算可知,中介效应与总效应之比为 $-0.111 \times 0.367 / (-0.111 \times 0.367 - 0.100) \approx 0.2895$,因此劳动力流动对家庭幸福感的影响中,有 71.05%是直接效应引起、28.95%是由中介效应引起的。

(四)稳健性检验

本文通过对因变量重新赋值以及替换模型两种

方式来考察模型估计结果的稳健性。首先是转换因变量,将生活满意度由“1~5”级阶梯量表转化为二分类变量,即将原等级中“1~2”级和“3~5”级分别定义为“不幸福”和“幸福”,分别赋值为 0 和 1。其次是替换模型,将赋值前与赋值后的幸福感分别进行有序 Probit 估计和 OLS 估计。稳健性检验结果如表 7 所示。

表 7 稳健性检验结果

变量	家庭幸福感					
	因变量重新赋值前			因变量重新赋值后		
	(1)	(2)	(3)	(1)	(2)	(3)
劳动力流动	-0.111 ***	-0.060 ***	-0.047 ***	-0.113 ***	-0.068 ***	-0.021 ***
个体特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
家庭特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
社会支持	控制	控制	控制	控制	控制	控制
区域特征	控制	控制	控制	控制	控制	控制
N	24297	24297	24297	24299	24299	24299

注:表中模型(1)为面板有序 logit 模型,作为参照;模型(2)为面板有序 Probit 模型;模型(3)为混合 OLS 估计模型。

表 7 中结果表明,因变量重新赋值前,面板有序 logit 模型、面板有序 Probit 模型和混合估计方式下,劳动力流动变量的系数的方向和显著性均没有明显变化。因变量重新赋值后,在面板有序 logit 模型、面板有序 Probit 估计和混合估计方式下,劳动力流动变量的系数的方向和显著性也没有明显变化。综合以上结果,转换因变量和模型估计方法后的估计结果均与前文得出的估计结果基本一致,说明模型回归结果具有较好的稳健性。由此可知,劳动力流动对家庭幸福感具有显著的负向影响。

六、结论与建议

本文基于 2014、2016、2018 年中国家庭追踪调查数据(CFPS),通过匹配个人与家庭样本构建了三期平衡面板数据,在此基础上利用面板有序 Logit 模型分析劳动力流动对家庭幸福感的影响,并检验了相对收入的中介效应。本文得到以下结论:(1)劳动力流动会显著降低个体的家庭幸福感,即有外出务工人员的家庭比没有外出务工人员的家庭幸福感明显更低。除此之外,个体、家庭、社会和区域层面的因素均对家庭幸福感具有重要影响,其中家庭和社会层面所带来的影响更应引起重视。(2)劳动力流动对不同特征群体的家庭幸福感存在异质性的影响。样本分群异质性检验中,从个体层面来看,劳动

力流动会对已婚状态群体家庭幸福感带来明显的负向作用,但并未对其他婚姻状态群体家庭幸福感带来显著的影响;与高学历群体相比,劳动力流动主要是对中低等学历群体家庭幸福感产生显著的负向作用,其中对中等学历群体家庭幸福感的消极影响最大。从地区层面来看,中部和东部地区居民的家庭幸福感更容易受到劳动力流动的负向影响。(3)相对收入在劳动力流动影响家庭幸福感的机制中发挥着中介作用,劳动力流动既可以直接影响家庭幸福感,还可以通过影响相对收入来间接降低家庭幸福感。

基于以上结论,本文提出如下建议:

(1)通过差异化政策提升不同群体的家庭幸福感。首先,对于已婚群体,一方面可以出台针对新婚夫妇的购房、购车等优惠政策来降低家庭组建成本,通过减轻经济压力的方式来抵消部分家庭幸福感的缺失;另一方面也要加快户籍制度的改革创新,鼓励并扶持务工人员携带亲属随迁,由此减小留守人员比例以降低两地分居所导致的家庭破裂概率,使流动人员能够获得更多婚姻和家庭带来的幸福感。其次,对于城市中不同学历水平的劳动力,政府既要通过福利待遇和更高层次就业岗位留住高素质人才,更要加大以教育为核心的人力资本支持,针对性地为中低学历劳动力提供职业技术培训和定期心理疏导,提高劳动力社会适应能力、降低失业风险的同

时,帮助其树立正确的择业和就业观,以降低中低层次劳动力流动所带来的幸福感缺失。

(2)将提高相对收入作为提升流动人口家庭幸福感的突破口。流出地与流入地政府部门要加强协同合作,完善城市就业信息共享机制,并对流动人员进行专业培训,提高流动人员技能素养,拓宽就业渠道,提升流动人员对未来收入的预期,从而提高相对收入水平。需要注意的是,我国综合实力的不断提升意味着在后期发展中很可能会走入“伊斯特林悖论区”,将财富增长作为提高整体家庭幸福感的中心环节必然不是长久之计,未来应当未雨绸缪制定长远的科学发展规划,警惕公共决策中的“幸福陷阱”。

(3)以制度创新为抓手,提高流动人口的家庭幸福感。一是促进流动人口融入社会的公共政策,推进公共服务均等化以提高区域包容度;二是积极转变职能,切实增强为民服务的能力,建立解决相对贫困的长效机制;三是扩大流动人口基本医疗保险覆盖面,完善外地人员就医保障体系,简化异地报销流程,切实提高医疗服务质量;四是调控住房管理体制,适当放宽购房限制,重点发展中低价位、中小户型的经济适用房或廉租房,将“候鸟式”“浮萍式”的劳动力流动向“内生式”的平等融入转变,切实提高流动人口的家庭幸福感与社会存在感。

参考文献:

[1]Haller M., Hadler M. How social relations and structures can produce happiness and unhappiness: An international comparative analysis[J]. Social Indicators Research, 2006(2).

[2]Easterlin R. A. Does economic growth improve the human lot? Some empirical evidence [C]. Nations and Households in Economic Growth, 1974.

[3]Veenhoven R., Ehrhardt J., Ho M. S. D., et al. Happiness in nations: Subjective appreciation of life in 56 nations 1946—1992 [M]. Rotterdam, Netherlands: Erasmus University Rotterdam, 1993.

[4]Easterlin R. A. Will raising the incomes of all increase the happiness of all? [J]. Journal of Economic Behavior & Organization, 1995(1).

[5]Luttmer E. F. P. Neighbors as negatives: Relative earnings and well-being[J]. The Quarterly journal of economics, 2005(3).

[6]Knight J., Song L., Gunatilaka R. Subjective well-being and its determinants in rural China[J]. China Economic Review, 2009(4).

[7]官皓.收入对幸福感的影响研究:绝对水平和相对地位[J].南开经济研究, 2010(5).

[8]MacKerron G., Mourato S. Happiness is greater in natural environments[J]. Global Environmental Change, 2013(5).

[9]Bonasia M., De Simone E., D’Uva M., et al. Environmental protection and happiness: A long-run relationship in Europe[J]. Environmental Impact Assessment Review, 2022(4).

[10]Weinhold D. The happiness-reducing costs of noise pollution[J]. Journal of Regional Science, 2013(2).

[11]Ahumada G., Iturra V. If the air was cleaner, would we be happier? An economic assessment of the effects of air pollution on individual subjective well-being in Chile[J]. Journal of Cleaner Production, 2021(20).

[12]张经纬, 陈志, 丁士军. 就业质量、社会信任与农民工主观幸福感研究[J]. 华中农业大学学报(社会科学版), 2021(2).

[13]吴丽丽, 方録, 方雪涵. 农民社会经济地位对其主观幸福感影响研究——基于 CSS2019 数据的分析[J]. 北京航空航天大学学报(社会科学版), 2021(5).

[14]王群勇, 徐伟. 你快乐所以我快乐——家庭内幸福感溢出效应研究[J]. 中国经济问题, 2019(4).

[15]梁远, 毕文泰, 滕奎秀. 家庭资产、社会互动与农村居民主观幸福感[J]. 中国农业资源与区划, 2021(9).

[16]胡宏兵, 高娜娜. 教育程度与居民幸福感: 直接效应与中介效应[J]. 教育研究, 2019(11).

[17]邱红, 张凌云. 中国青年人教育程度异质性及其对主观幸福感的影响[J]. 人口学刊, 2021(6).

[18]马汴京. 分手快乐? ——离婚对个体幸福感的影响[J]. 南方经济, 2019(7).

[19]魏强, 苏寒云, 吕静, 等. 家庭规模、社会支持、健康状况对农村老年女性主观幸福感的影响研究[J]. 西北人口, 2020(5).

[20]张雅欣, 孙大鑫. 人口流动如何影响主观幸福感——基于主观社会地位的中介效应[J]. 系统管理学报, 2019(6).

[21]曾迪洋, 洪岩壁. 城镇化背景下劳动力迁移对农民工幸福感的影响[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2016(6).

[22]许世存. 城市适应对流动人口主观幸福感的影响分析——以黑龙江省为例[J]. 人口学刊, 2015(4).

[23]孙远太. 城市农民工福利获得及对幸福感的影响——基于河南省 875 份问卷的分析[J]. 调研世界, 2015(2).

[24]房俊东, 傅梅芳. 新生代农民工的幸福感研究——基于 6000 余份新生代农民工调查问卷的数据分析[J]. 广东农业科学, 2012(5).

[25]盛光华, 张天舒. 新生代农民工主观幸福感的影响因素[J]. 城市问题, 2015(12).

[26]李芳芝, 向书坚. 流动人口的收入差距对主观幸福感的影响研究[J]. 统计与信息论坛, 2016(7).

[27]莫旋, 阳玉香. 流动人口就业的影响因素及与主观幸福感之关系——基于分层模型的实证分析[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2021(4).

[28]徐永慧, 李月. 跨越中等收入陷阱中全要素生产率的作用及比较[J]. 世界经济研究, 2017(2).

[29]邹乐欢, 刘纪显. 中国城市环境质量评价及效应检验[J]. 统计与决策, 2021(4).

[30]赵新宇, 范欣, 姜扬. 收入、预期与公众主观幸福感——基于中国问卷调查数据的实证研究[J]. 经济学家, 2013(9).

[31]莫旋, 阳玉香. 分层异质视角下流动人口主观幸福感研究——基于分层排序模型的实证分析[J]. 湖南师范大学社会科学学报, 2018(3).

[32]张栋. 低保制度提升贫困群体主观幸福感、获得感、安全感了吗? ——基于 CFPS 面板数据的实证分析[J]. 商业研究, 2020(7).

[33]Baron R. M., Kenny D. A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic and statistical considerations[J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986(6).