

中国欠发达地区农户福利的多维度考察： 基于劳动力流动的视角

樊士德 张 尧*

内容提要 本文基于阿马蒂亚·森的可行能力理论，利用2014年和2016年中国家庭追踪调查（CFPS）项目中欠发达地区的数据，测算了农户福利指数并检验了劳动力流动对欠发达地区农村家庭多维度福利的影响。研究发现：劳动力流动能显著提高农户的综合福利，与此同时，劳动力流动对不同维度农户福利的影响存在差异。劳动力流动对家庭经济情况、社会保障、主观心理条件、少儿抚育和老人赡养五个福利维度产生了正效应，而劳动力流动对于家庭关系和闲暇福利两个维度却产生了负效应。值得关注的是，省内流动及省外流动对农户福利的影响不同，且省内务工家庭的福利水平高于省外务工家庭，出省务工对少儿抚育和老人赡养的影响显著为负。因此，应促进劳动力合理流动、健全农村社会保障体系和提高农户生活质量，从而使欠发达地区多维度的农户福利水平得到改善。

关键词 农户福利 劳动力流动 功能性活动 欠发达地区

一 引言

家庭福利是全球共同关注的问题。从1994年国际人口与发展大会提出的《行动纲领》，到20世纪初联合国确立的千年发展目标，再到2002年第二次老龄问题世界大会通过的《政治宣言》，均强调了提高家庭福利水平，降低农村贫困发生率的发展理念。

* 樊士德，南京审计大学经济学院，电子邮箱：fanshide79@126.com；张尧，南京审计大学金审学院金融与经济学院，电子邮箱：18262612800@163.com。本文系国家自然科学基金年度项目“精准扶贫背景下中国劳动力流动的减贫效应与政策研究”（项目编号：18BJL124）的阶段性成果，同时也感谢江苏高校“青蓝工程”资助（苏教办师〔2017〕5号）。

为改善民生，中国从中央到地方的各级政府积极采取最低生活保障、廉租房、农资综合补贴、新型农村合作医疗和义务教育“两免一补”等一系列措施，基于家庭责任构建社会福利保障体系，即社会福利“家庭化”。十九大报告指出，提高保障和改善民生应提高就业质量和人民收入水平，坚决打赢脱贫攻坚战。而是否达成这样的目标，更具说服力的依据应当是欠发达地区人民生活面貌的改变，尤其是与民生息息相关的家庭福利的改善。

出于提高收入、改善家庭生活水平等原因，大量劳动力从农业部门转向非农业部门、从农村流向城市。由国家统计局发布的《2019年国民经济和社会发展统计公报》显示，2019年的农民工总量达到2.91亿人，占总人口的1/5。一方面，劳动力流动通过实现要素集聚大大提高了城市的人力资本水平、促进产业结构优化升级，并且提高了城市居民的生活便利程度（曹建云，2016；赵楠，2016）。另一方面，劳动力流动主要呈现“候鸟式”或“钟摆式”的特征，往返于城乡之间，为东部沿海地区提供了较低工资的劳动力蓄水池，然而这一群体在贡献力量的同时未能真正分享经济增长的成果（李晓阳等，2015）。由此，研究劳动力流动与家庭福利的关系对保护和改善欠发达地区的农户福利，对改变新时代“不平衡不充分”的发展现状具有十分重要的现实意义。

基于此，本文利用北京大学中国社会科学调查中心2014年和2016年中国家庭追踪调查（Chinese Family Panel Studies，简称CFPS）项目中欠发达地区农村家庭抽样数据，在国内外学者研究的基础上，以欠发达地区的农村家庭为研究对象，探讨劳动力流动对农村家庭各维度福利的影响，并得出相应研究结论。可能的创新点主要在于：其一，研究视角的创新，将家庭福利纳入劳动力流动的研究领域，将家庭福利细分为经济福利和非经济福利，分别探讨劳动力流动对各维度农户福利的影响；其二，将留守儿童和留守老人作为农户福利的重要方面进行讨论，并进行2014年和2016年二者福利状况的动态比较，通过经济学和社会学的跨学科交叉实现对问题的整合性研究。

本文余下部分安排如下：第二部分是文献综述；第三部分交代测度方法和指标的选取；第四部分是劳动力流动影响欠发达地区农户福利的实证分析；第五部分是结论和政策建议。

二 文献综述

与本文相关的文献主要可以分为两类：一是家庭福利概念及内涵的演变；二是劳动力流动对农村家庭收入、留守儿童和留守老人等经济福利和非经济福利的影响。

（一）家庭福利概念及内涵的演变

长期以来，福利经济学所呈现出的对现实社会民生的关注和对人性的关怀，使其在经济研究史上始终备受关注。但对于福利这一重要概念的界定，学者们见解不一。总体而言，福利经济学研究历史上对于家庭福利概念的认知经历了从幸福观到效用论，再到可行能力理论的演进历程（袁方、史清华，2013）。

古希腊哲学家亚里士多德（Aristotle）在其著作《尼各马可伦理学》中阐明他的幸福观包含快乐，认为人类的一切行为和情感都伴随着快乐和痛苦，进而快乐和痛苦会调节人们的行为。Pigou（2013）从一般经济理论出发，基于边际效用价值论的角度阐释福利的含义，认为福利可以通过效用来测量和评价，社会福利是个人效用的加总。后来 Sen（1992）提出的可行能力（capability）理论将福利定义为人们值得去做的事及达到的状态即功能性活动，和做想做的事与达到理想状态的自由程度即可行能力，可以通过评价各种功能性活动和可行能力来评价福利状况。

（二）劳动力流动对农户福利的影响

关于劳动力流动对留守儿童福利的影响，一些学者通过比较留守儿童家庭和农村一般家庭的收入，发现劳动力流动能够显著提高农村家庭的收入水平（Ciuporeanu & Roman, 2016），主要影响途径是劳动力流动直接和间接的收入分配效应（李实，1999），即外出务工的劳动力在城市能够获得高于农村平均水平的收入，并在家庭内部进行重新分配，增加了农户家庭收入的同时也增加了非外出劳动力的边际收入（陆慧，2004）。但是也有学者得出相反的结论（Taylor et al., 2003），研究发现劳动力流动的流失效应使得外出务工家庭的农业及非农业收入都显著下降。并且也有学者的研究结果是劳动力流动与农户收入之间并无显著联系（Ul Haq et al., 2015）。

从儿童的身高、体重、皮质厚度等身体发育指标来看，可以发现留守儿童的身体健康状况更差（文育锋等，2008）。除此之外，与非留守儿童相比，留守儿童由于缺乏父母的关爱使其更容易患有心理问题，一般表现出人际关系差、情绪失调、焦虑等情况（赵峰，2010）。并且也有一些学者发现父母打工对留守子女学习成绩的影响具有一体两面性，部分留守儿童的学习成绩稳中有进（张显宏，2009）。

在劳动力流动对留守老人福利的影响方面，外出务工子女通过汇款等方式能为父母提供更多的经济支持（Knodel & Saengtienchai, 2007），改善了留守老人的经济状况，使其物质生活条件和福利水平得到提高（卢海阳、钱文荣，2014）。但是子女外出务工后，留守老人的居住方式基本为空巢式或隔代式，孤独感加重（杜鹃等，2004），虽然物质生活在一定程度上得到提高，但是家务负担和农业劳动负担明显增加，也加剧了

留守老人的健康和生活照料问题。

总体而言,相关的既有文献还存在以下不足:第一,在研究劳动力流动对农户福利的影响时,大多数学者是基于人均家庭收入、人均家庭消费等经济福利的视角,即将家庭福利简单地定义为经济福利。但是家庭福利是一个复杂的概念,仅从单一经济视角研究劳动力流动的家庭福利效应,其系统性和有效性值得商榷。第二,即便有部分学者从家庭人口福利——留守少儿和留守老人的视角进行研究,但也仅从单一维度进行论证,未能将多个角度有机结合起来。基于已有研究的不足,本文将农户福利测算方法纳入劳动力流动的研究范畴,构建家庭福利的研究框架并对其进行测量,进而考察劳动力流动如何影响欠发达地区的农户福利及其影响程度。

三 测度方法与指标选取

本文旨在运用微观调查数据从可行能力视角度量农户福利,进而探讨劳动力流动对欠发达地区总体和各维度农户福利的影响。显然,我们首先需要对农户福利进行测度。

(一) 农户福利的度量

福利由于其多元性和模糊性而无法被精确界定,Sen(1985,1992)提出的可行能力(capability)理论认为可以通过评价各种功能性活动和可行能力来评价福利状况。同时,美国数控专家L. A. Zadeh创立的模糊综合评价法为无法精准确定的问题提供了一种可行的方式。本文基于Sen(1985,1992)可行能力理论,运用模糊综合评价法构建农户福利指数。

1. 农户福利隶属函数的确定

将模糊综合评价法应用于农户福利的评价时,其核心是将传统集合论要么属于、要么不属于的0、1状态调整为介于0和1之间的隶属关系。我们假设样本总体包括 n 个农户家庭,模糊集 X 为农户福利状况,其中子集 W 表示农户家庭福利的各项功能性内容,则第 n 个农户的福利函数为 $W_n = \{x_n, \mu_w(x_n)\}$ 。其中 $x \in X$, $\mu_w(x_n)$ 是 x 对 X 的隶属度, $\mu_w(x_n) \in [0, 1]$ 。因此,隶属度是在0~1之间变动的一个数值,隶属度为0时福利状况绝对差,为1时福利状况绝对好,在0.4~0.6之间代表福利状况处于中间状态。

需要设定隶属函数的指标数据类型一般可分为连续型变量、虚拟定性变量和虚拟二分变量三种。设 x_i 表示农村家庭福利状况的第 i 项功能子集, $i=1, 2, \dots, I$, x_{ij} 表示衡量农户福利第 i 项功能性活动的第 j 项指标, $j=1, 2, \dots, J$ 。因此,农户福利的

初级指标体系可以表示为： $x = [x_{11}, \dots, x_{ij}, \dots]$ 。

当变量类型为连续型变量时，可以采用梯形分布、正态分布和岭型分布等隶属函数。根据本文所涉及的连续型变量，选择梯形分布的隶属函数：

$$\mu(x_{ij}) = \begin{cases} 0 & 0 \leq x_{ij} \leq x_{ij}^{\min} \\ \frac{x_{ij} - x_{ij}^{\min}}{x_{ij}^{\max} - x_{ij}^{\min}} & x_{ij}^{\min} < x_{ij} < x_{ij}^{\max} \\ 1 & x_{ij} \geq x_{ij}^{\max} \end{cases} \quad (1)$$

$$\mu(x_{ij}) = \begin{cases} 1 & 0 \leq x_{ij} \leq x_{ij}^{\min} \\ \frac{x_{ij}^{\max} - x_{ij}}{x_{ij}^{\max} - x_{ij}^{\min}} & x_{ij}^{\min} < x_{ij} < x_{ij}^{\max} \\ 0 & x_{ij} \geq x_{ij}^{\max} \end{cases} \quad (2)$$

式（1）和式（2）中， x_{ij}^{\max} 和 x_{ij}^{\min} 分别表示农户福利第*i*项功能性活动第*j*项评价指标值的上限和下限， $\mu(x_{ij})$ 即该评价指标的隶属度，值越大福利状况越好。式（1）适用于指标数值与农户福利呈正相关的情况， x_{ij} 的值越大越好；式（2）则表示相反的情况。

连续型变量能够准确度量所研究的问题，而现实生活中比较复杂、模糊的问题则难以用连续型变量测度，一般地，我们会用语言来定性描述。假设有*m*种状态，依次等距赋值为 $x_{ij} = \{x_{ij}^{(1)}, x_{ij}^{(2)}, \dots, x_{ij}^{(m)}\}$ ，且 $x_{ij}^{(1)} < x_{ij}^{(2)} < \dots < x_{ij}^{(m)}$ 。具体地，虚拟定性变量的隶属函数可表示为：

$$\mu(x_{ij}) = \begin{cases} 0 & 0 \leq x_{ij} \leq x_{ij}^{\min} \\ \frac{x_{ij} - x_{ij}^{\min}}{x_{ij}^{\max} - x_{ij}^{\min}} & x_{ij}^{\min} < x_{ij} < x_{ij}^{\max} \\ 1 & x_{ij} \geq x_{ij}^{\max} \end{cases} \quad (3)$$

式（3）中， x_{ij}^{\max} 是评价指标 x_{ij} 的最大值， x_{ij}^{\min} 是评价指标 x_{ij} 的最小值。

虚拟二分变量也是对定性现象的描述，但只有“非此即彼”的两种状态，进行定量分析时将其赋值为0和1，隶属函数即为：

$$\mu(x_{ij}) = \begin{cases} 0 & x_{ij} = 0 \\ 1 & x_{ij} = 1 \end{cases} \quad (4)$$

那么当农户参加社会医疗保险项目时， x_{ij} 的值为1，隶属度 $\mu(x_{ij})$ 也为1，表示该指标所代表的福利水平最好；若农户没有参加社会医疗保险，则 x_{ij} 的值为0，隶属度

$\mu(x_{ij})$ 也为 0, 表示该指标所代表的福利水平最差。

2. 权重的确定及隶属度的测算

在得到各初级指标隶属度的基础上, 我们需要确定指标的权重, 最终得到各个功能性活动的隶属度和总隶属度。本部分在测度农户福利状况时, 借鉴 Cheli & Lemmi (1995) 提出的客观计算权重的方法, 具体公式为:

$$w_{ij} = \ln\left(\frac{1}{\mu(x_{ij})}\right) \quad (5)$$

式(5)中, $\mu(x_{ij})$ 指的是农户福利第 i 项功能性活动中第 j 项指标隶属度的平均值。此公式是根据指标的隶属度来赋予权重, 给隶属度较小的指标赋予较高的权重, 这符合我们对福利的基本价值判断, 即福利水平较差的方面应得到更多的关注。

在计算出初级指标的隶属度和权重之后, 根据 Cerioli & Zani (1990) 提出的汇总公式即可得到农户福利各项功能性活动的隶属度:

$$\mu(x_i) = \sum_{j=1}^J \bar{\mu}(x_{ij}) \times w_{ij} / \sum_{j=1}^J w_{ij} \quad (6)$$

式(6)中, J 表示每一项功能性活动中的初级指标个数。最后, 对各功能性活动的隶属度加权汇总, 便得到了表征农户总福利水平的隶属度 μ 。加总公式为:

$$\mu = \sum_{i=1}^I \mu(x_i) \times w_i / \sum_{i=1}^I w_i \quad (7)$$

式(7)中, I 表示对农户福利的评价一共包括 I 项功能性活动。

(二) 农户福利指标评价体系的构建

本文依据已有研究(高进云等, 2007; 伽红凯、王树进, 2014)和相关数据的可获得性, 所选农户福利的指标测量尽可能全面地反映各类功能性活动。这些指标可以划分为七类:

第一, 家庭经济情况。包括是否有贷款、家庭人均纯收入和收入在本地的等级三个指标。人均收入是对家庭经济的客观反映, 但仅用收入度量福利存在局限性, 收入等级是个人对收入情况的主观评价, 是对客观资源的有效补充(叶静怡、王琼, 2014)。也有学者将家庭是否有贷款纳入经济状况的考量(伽红凯、王树进, 2014)。在进行隶属度的计算时, 家庭人均收入的最大值是 546484 元, 最小值为 0.23 元^①; 收入等级最高为 5, 最低为 1; 有贷款赋值为 0, 无贷款赋值为 1。

^① CFPS 的收入数据是调查年份的前一年的数据, 故本文根据 2013 年和 2015 年消费者价格指数进行折算。

第二，家庭关系。采用对父母的信任程度和每周与家人吃晚饭次数两个指标反映。对父母的信任程度是长幼之间的关系，与家人的吃饭次数表示核心家庭之间联系的紧密程度。其中，对父母的信任程度最高为10（非常信任），最低为0（非常不信任）；每周与家人吃晚饭次数最多为7次，最少是0次。

第三，社会保障。包括是否有医疗保险和是否有养老保险两个变量。这两个变量本应为虚拟二分变量，但问卷调查结果显示有些家庭并非所有成人都参与医疗保险和养老保险项目，故在进行变量赋值时，将其视为连续型变量，若家庭所有成人都参加医疗保险项目，赋值为1，都没有参加赋值为0，有些参加有些没有参加则取平均值。

第四，主观心理条件。通过对未来的信心程度和生活满意度来反映，这两个变量代表的是家庭成员对未来前景的展望和对当前生活状态的评价，最大值和最小值分别是5（很有信心、非常满意）和1（很没信心、很不满意）。

第五，闲暇活动。由每周看电视电影和锻炼的时长这一变量反映，这也是较普遍的娱乐休闲活动。该指标的最大值是86小时，最小值是0小时。

第六，少儿抚育。包括访员评价父母主动与孩子沟通、少儿健康情况和访员评价父母关心孩子教育。其中，访员评价父母主动与孩子沟通最大值是5（十分同意），最小值是1（十分不同意）；少儿健康情况最高为7（很好），最低为1（很差）；访员评价父母关心孩子教育最大值是5（十分同意），最小值是1（十分不同意）。

第七，老人赡养。包括老人对自己健康的评价（非常健康=5，很健康=4，比较健康=3，一般=2，不健康=1），健康情况和前一年相比如何变化（更好=5，没有变化=3，更差=1），即对于老人赡养主要从健康角度进行评价。

本文使用的数据全部来自于中国家庭追踪调查数据库（CFPS），考虑到数据的连续性和样本量的大小，本文选取2014年和2016年CFPS数据中欠发达地区的农村样本^①，将社区、成人和儿童组的数据合并整理到家庭组，样本数据以家庭为单位。在剔除关键变量缺失的样本之后，分别得到2014年、2016年的有效样本数3646个、3845个，其中2738组形成平衡面板数据。

① 本文沿用传统的划分方法，将中西部地区视为欠发达地区，共包括15个省（直辖市、自治区）：安徽、甘肃、广西、贵州、河南、黑龙江、湖北、湖南、吉林、江西、山西、陕西、四川、云南和重庆。CFPS数据的家庭问卷中有社区性质的记录，原始数据中有“村委会”、“居委会”和“不知道”三种情况，本文的研究主题是农户福利，故选择社区性质为“村委会”的家庭。

四 实证分析与结果

(一) 可行能力测量结果

表1显示了各项功能性活动及其子指标的隶属度和权重。总的来看,2014年和2016年的总模糊指数分别为0.2274和0.2432,均低于0.5,说明欠发达地区的农户福利处于较低水平。

表1 各功能性活动隶属度和权重

功能性活动及子指标	2014年		2016年	
	隶属度	权重	隶属度	权重
总模糊指数	0.2274		0.2432	
1 经济情况	0.1118	2.1906	0.1193	2.1261
1-1 人均家庭纯收入	0.0175	4.0456	0.0215	3.8397
1-2 收入在本地等级	0.3949	0.9291	0.3506	1.0481
1-3 是否有贷款	0.8519	0.1603	0.8286	0.1880
2 家庭关系	0.8881	0.1187	0.8833	0.1241
2-1 对父母信任程度	0.9231	0.0800	0.9319	0.0705
2-2 和家人吃晚饭次数	0.8683	0.1412	0.8605	0.1502
3 社会保障	0.7401	0.3010	0.7256	0.3208
3-1 是否有养老保险	0.7021	0.3537	0.6891	0.3724
3-2 是否有医疗保险	0.9325	0.0699	0.9380	0.0640
4 主观心理条件	0.7294	0.3155	0.6857	0.3773
4-1 未来信心程度	0.7599	0.2746	0.7200	0.3285
4-2 生活满意度	0.7053	0.3491	0.6587	0.4175
5 闲暇活动	0.1538	1.8721	0.1664	1.7934
5-1 娱乐和锻炼时长	0.1538	1.8721	0.1664	1.7934
6 少儿抚育	0.6999	0.3568	0.6851	0.3782
6-1 父母主动与孩子沟通程度	0.6872	0.3751	0.6761	0.3914
6-2 少儿健康情况	0.7763	0.2532	0.7865	0.2402
6-3 父母关心孩子教育程度	0.6643	0.4090	0.6387	0.4483
7 老人赡养	0.3242	1.1264	0.3173	1.1479
7-1 健康自评	0.3581	1.0269	0.3594	1.0233
7-2 健康变化情况	0.2957	1.2184	0.2832	1.2616

注:总模糊指数是由前5项功能性活动汇总得出;其中2014年欠发达地区的农村家庭样本数 $n=3646$,2016年 $n=3845$;少儿抚育及其子指标的测度是基于欠发达地区农村有少儿的家庭样本,其中2014年 $n=1878$,2016年 $n=1799$;老人赡养及其子指标的测度是基于欠发达地区农村有老人的家庭样本,其中2014年 $n=1521$,2016年 $n=1709$ 。

资料来源:根据2014年和2016年CFPS数据计算得到。

从各功能性活动的隶属度情况可以看出，家庭福利水平较低的主要原因是：第一，经济活动的福利水平很低，人均家庭纯收入的隶属度仅有 0.0175、0.0215，在计算的过程中发现，农村内部贫富差距大，且大多数家庭的收入都不高，因此用模糊综合评价法得到标准化的隶属度较低。第二，农户闲暇活动的质量较差，平均一周锻炼和看电视电影时长的隶属度为 0.1538、0.1664，工作与家务劳动占据大部分的时间，农户闲暇娱乐的时间短且形式单一。第三，对于有老人的家庭，老人的福利水平比较差，老人健康自评和健康变化情况的隶属度在 0.3 左右，低于 0.5 的一般水平。

但是另外几项功能性活动提高了农户综合福利水平：第一，家庭关系的隶属度最高（0.8881、0.8833），说明农村家庭成员之间的关系比较和睦，尤其对父母的信任程度基本都是十分信任。第二，社会保障的福利水平较好，医疗保险的覆盖度在 90% 以上。第三，主观心理条件乐观积极，对未来的信心程度较高，对目前的生活状态也比较满意。第四，对于有少儿的家庭，无论是少儿健康、教育还是父母与孩子的沟通，隶属度都高于一般水平。

（二）模型设定

本文根据 2014 年和 2016 年的平衡面板数据，建立如下基本计量回归模型考察劳动力流动对农户福利的影响：

$$welfare'_{i-n} = \beta_0 + \beta_1 labor'_i + \beta_2 labor'_{i-out} + \beta_3 X'_{i1} + \beta_4 X'_{i2} + \mu_i \quad (8)$$

式（8）中，被解释变量 $welfare'_{i-n}$ 表示 i 户家庭在 t 时期的福利水平， n 表示功能性活动的种类。此处一共有 2738 户家庭，2014 年和 2016 年两个时期，1 个总福利指数及 7 项功能性活动。

核心解释变量为欠发达地区农村家庭的劳动力流动情况，具体地，用 $labor'_i$ 表示农户 i 在 t 时期是否有家庭成员外出务工，如果该户家庭发生了劳动力流动，则 $labor'_i = 1$ ；反之，则 $labor'_i = 0$ 。此外，我们在此处加入外出务工家庭的地域选择情况，用 $labor'_{i-out}$ 表示，若外出务工家庭 i 在 t 时期选择省外务工，则 $labor'_{i-out} = 1$ ；反之，则 $labor'_{i-out} = 0$ 。

根据 CFPS 数据库问卷设计的特点及数据实际搜集情况，并且借鉴既有研究成果所选用的系列控制变量，本文选择的控制变量分为两类：户主特征变量 X'_{i1} 和家庭特征变量 X'_{i2} 。户主特征包括：年龄、性别、受教育年限和年龄的平方项。家庭特征包括：家庭总人数、家庭男性人数、家庭少儿占比、家庭人均年龄、是否从事第一产业和是否经历住房拆迁。

（三）回归结果分析

我们根据2014年和2016年的平衡面板数据考察劳动力流动对欠发达地区农户福利的影响^①。先是基于全部类型家庭的数据样本，考察劳动力流动对农户的综合福利、经济情况、家庭关系、社会保障、主观心理条件和闲暇活动的影响。再基于有少儿的家庭和有老人的家庭的样本，考察劳动力流动对少儿抚育和老人赡养的影响。Hausman 检验和邹至庄检验得到P值都为0，拒绝使用随机效应模型和混合回归模型的原假设，因而本节选用固定效应模型进行回归，以提高估计结果的一致性。

1. 基于全样本家庭面板数据的分析

从表2可以看出劳动力流动对农户福利的各个方面都存在显著影响，但对不同功能性活动的影响效果和程度存在明显差异。

表2 劳动力流动对农户福利效应的实证结果（全样本家庭）

	(1) 综合福利	(2) 经济情况	(3) 家庭关系	(4) 社会保障	(5) 主观心理条件	(6) 闲暇活动
核心解释变量						
劳动力流动	0.0061 ** (2.16)	0.0112 *** (4.63)	-0.0172 ** (-2.16)	0.0233 * (1.69)	0.0268 *** (3.20)	-0.0032 (-0.57)
是否出省务工	0.0074 ** (2.37)	0.0067 ** (2.53)	-0.0226 *** (-2.59)	0.0377 ** (2.49)	-0.0305 *** (-3.33)	-0.0115 * (-1.90)
户主特征变量						
年龄	0.0033 *** (3.45)	0.0022 *** (2.62)	0.0033 (1.20)	0.0167 *** (3.55)	-0.0034 (-1.20)	0.0033 * (1.78)
年龄平方	-0.0001 ** (-2.19)	-0.0001 ** (-2.23)	-0.0000 (-1.07)	-0.0001 *** (-3.01)	0.0000 (0.77)	-0.0000 (-0.93)
性别	0.0117 ** (2.51)	0.0099 ** (2.47)	0.0187 (1.43)	0.0423 * (1.85)	0.0121 (0.88)	0.0059 (0.65)
受教育年限	0.0039 *** (5.52)	0.0014 ** (2.34)	-0.0029 (-1.49)	0.0065 * (1.91)	-0.0030 (-1.46)	0.0057 *** (4.19)

^① 考虑到样本的连续性，若加入2012年的数据，会导致样本量减少很多，故本文选用2014年和2016年的数据样本。

续表

	(1) 综合福利	(2) 经济情况	(3) 家庭关系	(4) 社会保障	(5) 主观心理条件	(6) 闲暇活动
家庭特征变量						
家庭规模	-0.0067 *** (-4.67)	-0.0046 *** (-3.76)	-0.0090 (-0.23)	-0.0161 ** (-2.28)	-0.0045 (-1.06)	-0.0055 * (-1.95)
家庭男性占比	0.0167 * (1.94)	-0.0021 (-0.28)	-0.1270 (-0.52)	0.1146 *** (2.72)	0.0786 *** (3.08)	0.0205 (1.22)
家庭少儿占比	0.0272 ** (2.21)	0.0037 (0.35)	0.0364 (1.05)	0.0460 *** (7.57)	-0.0952 *** (-2.61)	-0.0088 (-0.37)
家庭老人占比	-0.0176 * (-1.87)	-0.0120 (-1.49)	-0.0752 *** (-2.84)	-0.1173 ** (-2.54)	-0.0293 (-1.05)	0.0003 (0.02)
家庭人均年龄	-0.0014 *** (-2.60)	-0.0004 (-0.97)	-0.0017 (-1.17)	0.0074 *** (2.82)	-0.0047 *** (-2.94)	-0.0025 ** (-2.37)
家庭人均年龄平方	0.0002 *** (3.59)	0.0000 (1.25)	0.0000 (1.64)	0.0000 (0.57)	0.0001 ** (2.17)	0.0001 * (1.66)
是否从事第一产业	-0.0094 *** (-2.63)	-0.0060 ** (-1.97)	0.0072 (0.72)	0.0263 (1.51)	0.0014 (0.13)	-0.0146 ** (-2.10)
是否经历住房拆迁	0.0002 (0.01)	0.0378 *** (3.99)	-0.0425 (-1.37)	0.0082 (0.15)	-0.0928 *** (-2.83)	0.0239 (-1.11)
常数项	0.12318 *** (4.28)	0.0637 *** (2.59)	0.8397 *** (10.4)	-0.2567 * (-1.89)	0.9680 *** (11.37)	0.0821 (1.46)
F 值	11.56	6.98	2.51	9.94	5.83	4.21
Prob > F	0.0000	0.0000	0.0015	0.0000	0.0000	0.0000
样本量	5476	5476	5476	5476	5476	5476

注：括号中为 t 统计量；***、**、* 分别表示变量在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。

资料来源：根据 2014 年和 2016 年 CFPS 数据计算得到。

首先，分析核心解释变量即劳动力流动对欠发达地区农村家庭福利的影响。从模型 (1) 可以看出，外出务工家庭的总福利指数比非外出家庭平均高 0.0061，并且出省务工对农户福利水平的贡献度更大，比非出省务工家庭的福利指数平均高 0.0074，可见在农村家庭福利水平普遍偏低的情况下^①，劳动力流动是提高农户福利的重要途径。从模型 (2)、模型 (4) 和模型 (5) 的估计结果来看，劳动力流动对经济情况、

① 变量的描述性统计显示，欠发达地区农村家庭综合福利的平均值是 0.24，远低于 0.50 的一般水平。

社会保障和主观心理条件的影响显著为正,外出务工家庭的经济收入得到提高、养老和医疗保险的覆盖度更广,并且对生活的满意度更高、对未来更有信心。但模型(3)的回归结果显示,劳动力流动不利于增进家庭关系,务工人员长期在外会导致家庭关系的疏远。根据模型(6),外出务工会减少闲暇活动的时长,但这种负面效应不显著,其中省外务工对农户福利影响的不同点在于,省外务工会导致家庭成员的主观心理条件变差,省外务工人员与家人相聚的时间大大缩短,家庭关系更差,因此经济收入的提高并不能弥补心理上的空缺,并且选择省外务工是以牺牲闲暇活动的时间为代价,省外务工家庭闲暇活动的隶属度比非省外务工家庭平均低0.0115。

其次,从户主特征变量来看,户主年龄对农户福利具有显著的正向影响,但年龄平方项的估计系数是负值,说明当年龄增加到一定程度时会对综合福利产生负效应。户主年龄与经济情况、社会保障和闲暇活动正相关且显著,与主观心理条件呈负相关关系,但这种负向影响不显著。户主性别是男性的家庭综合福利水平比户主性别是女性的家庭平均高0.0117,且户主性别与各项非经济福利都正相关,但这种促进作用仅在经济情况与社会保障两个方面是显著的。户主的受教育年限每增加一年,农户综合福利平均提高0.0039。户主受教育年限的提高对家庭经济状况、社会保障和闲暇活动三个方面也有不同程度显著的促进作用,对另几项福利维度的影响不显著。

最后,从家庭特征变量来看,随着家庭规模的增大,农户的综合福利会下降,说明规模较小的家庭福利状态更好。在性别结构上,男性成员占比与综合福利、社会保障和主观心理条件显著正相关,与另外几项功能性活动没有必然关系。虽然少儿和老人都属于家庭负担,但二者对综合福利的影响效果恰好相反,少儿占比的提高对综合福利有显著的促进作用,但老人占比的增加对综合福利有显著的抑制作用,这也反映在家庭人均年龄的估计结果中,家庭人均年龄较小即比较年轻的家庭的综合福利更好。第一产业生产对家庭经济情况有显著的负面作用,因为农业部门的劳动力生产率远低于非农部门,外出务工人员也是为了获取更高的收入而进入城市,并且由于农业生产未实现规模化和现代化,导致从事第一产业生产的农村家庭闲暇时间较少。

2. 基于不同类型家庭面板数据的分析

以上内容分析了劳动力流动对农户综合福利以及经济情况、家庭关系、社会保障、主观心理条件和闲暇活动五项功能性活动的影响。接下来,我们基于有少儿的家庭和有老人的家庭分别研究劳动力流动如何影响少儿和老人的福利水平。具体分析如下:

表 3 劳动力流动对农户福利效应的实证结果（有少儿的家庭和有老人的家庭）

	(7) 有少儿家庭的 综合福利	(8) 少儿抚育	(9) 有老人家庭的 综合福利	(10) 老人赡养
核心解释变量				
劳动力流动	0.0088 ** (2.07)	0.0267 ** (1.97)	0.0129 ** (2.24)	0.0493 ** (2.52)
是否出省务工	0.0130 *** (3.01)	-0.0256 * (-1.86)	0.0099 * (1.76)	-0.0318 * (-1.66)
户主特征变量				
年龄	-0.0012 (-0.72)	-0.0061 (-1.17)	0.0178 * (1.80)	-0.0401 (-1.19)
年龄平方	0.0000 (1.22)	0.0000 (1.03)	-0.0001 (-1.46)	0.0003 (1.18)
性别	0.0175 *** (2.71)	0.0191 (0.93)	0.0165 (1.57)	0.0395 (1.10)
受教育年限	0.0026 *** (2.95)	0.0056 ** (1.96)	0.0051 *** (3.03)	0.0141 ** (2.46)
家庭特征变量				
家庭规模	-0.0052 *** (-2.64)	0.0020 (0.33)	-0.0082 *** (-3.35)	-0.0210 ** (-2.52)
家庭男性占比	-0.0313 * (-1.74)	-0.1128 ** (-1.97)	0.0022 (0.12)	-0.0509 (-0.83)
家庭少儿占比	0.0555 *** (2.69)	-0.1268 * (-1.94)	0.0028 (0.10)	0.0079 (0.09)
家庭老人占比	-0.0514 ** (-2.28)	0.0398 (0.55)	0.0151 (0.71)	0.1417 ** (1.96)
家庭人均年龄	0.0025 ** (2.29)	0.0012 (0.32)	-0.0021 *** (-2.83)	-0.0082 *** (-3.34)
家庭人均年龄平方	-0.0000 (-0.88)	-0.0001 (-0.56)	0.0000 ** (2.04)	0.0000 * (1.79)
是否从事第一产业	-0.0135 ** (-2.20)	0.0043 (0.22)	-0.0157 ** (-2.25)	-0.0133 (-0.56)
是否经历住房拆迁	0.0260 ** (2.27)	-0.0230 (0.63)	0.0275 (1.26)	-0.0338 (-0.45)
常数项	0.2257 *** (4.87)	0.9013 *** (6.13)	-0.4363 (-1.22)	1.9957 (1.64)
F 值	6.56	1.72	5.58	4.27
Prob > F	0.0000	0.0001	0.0000	0.0000
样本量	2202	2202	1976	1976

注：括号中为 t 统计量；***、**、* 分别表示变量在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著。
资料来源：根据 2014 年和 2016 年 CFPS 数据计算得到。

首先,我们从模型(7)和模型(9)分析劳动力流动对农村家庭综合福利的影响。可以看出,劳动力流动对有少儿的家庭和有老人的家庭的综合福利都有显著的促进作用,并且无论是省内务工还是省外务工,这种正向效应都存在且显著,这与表2中基于全部类型家庭的回归结果是一致的。

其次,我们通过模型(8)和模型(10)的回归结果分析劳动力流动对农村家庭少儿抚育和老人赡养的影响。从核心解释变量的回归结果来看,劳动力流动对少儿抚育和老人赡养的影响均是正向且显著的,因为外出务工能够获得较高收入,这使得家庭能够负担老人生病时所需的医药费,同时对少儿的膳食营养更加关注,教育投入也更大。值得注意的是,出省务工对少儿抚育和老人赡养的影响都是负向的,由于务工地点在省外,每年回家的次数仅有1~2次,长时间家庭角色的缺失会导致父母对孩子缺乏养育,同时对老人缺乏关心,少儿和老人的福利状况都变得更差。

最后,从控制变量来看,对户主特征变量而言,户主年龄与少儿抚育和老人赡养均呈负相关,但影响效果不显著,可见户主的年龄并非越大越好。户主性别为男性的家庭对少儿和老人福利水平的提高起到促进作用,但效果不显著。户主的受教育年限越长,即文化程度越高越有利于老人的健康和少儿的教育。从家庭规模特征变量来看,家庭规模越小越有利于农村家庭的老人赡养。对于有少儿的家庭,男性占比的增加反倒不利于少儿福利的提升,可见女性对孩子健康、教育的关注大于男性,能够更主动地与孩子沟通。家庭少儿占比的增加会显著降低少儿的福利,少儿比重大的原因可能是成人的数量少或少儿的数量多,这都会导致父母对孩子关心不够。家庭中老人占比的增加与少儿抚育不相关,但能够显著提高老人的福利水平。家庭人均年龄越小,老人赡养的福利水平越高。是否从事第一产业和是否经历住房拆迁对农村家庭少儿福利和老人赡养的影响都不显著。

五 主要结论与政策内涵

本文从农户福利的不同维度探索劳动力流动对欠发达地区农户福利的影响,通过模糊综合评价的方法构建多维度家庭福利指数,继而通过实证分析考察劳动力流动的农户福利效应,最终得出的主要结论如下:第一,劳动力流动能显著提高农户的综合福利。无论是使用全部类型的家庭样本还是有少儿(有老人)家庭类型的样本,外出务工对欠发达地区农户的综合福利水平均有显著的促进作用。第二,劳动力流动对不同维度农户福利的影响存在差异。劳动力流动产生正效应的福利维度包括家庭经济情

况、社会保障、主观心理条件、少儿抚育和老人赡养，劳动力流动产生负效应的福利维度是家庭关系和闲暇活动。第三，省内务工和省外务工对农户福利的影响不同。出省务工对农户综合福利以及经济情况、社会保障两项功能性活动的影响是正面的，但对其他维度的福利水平均产生负面作用。综合来看，省内务工家庭的福利水平高于省外务工家庭，即省内务工对农户福利的提高程度大于省外务工。第四，部分户主特征变量和家庭特征变量也会显著影响农村家庭的福利，但其影响程度在不同维度的农户福利之间存在一定的差异。

基于上述主要研究结论，针对如何提高劳动力流动对欠发达地区农户福利影响的正面效应、弱化其负面效应，或者将负面效应转化为正面效应，且不断满足人民日益增长的美好生活需要，使人民获得感、幸福感和安全感更有保障和更可持续，本文提出以下几点政策建议：

第一，持续改善就业环境，提高省内就业市场对农村劳动力的吸纳能力。政府应当调整就业政策，吸引农村劳动力当地就业，助力农村家庭实现提高经济收入的同时减少对非经济福利的负面影响。首先，欠发达地区应重视产业的转移与承接，通过优化投资环境、扩大对外开放水平、发展市场机制，并充分利用自身的比较优势实现产业集聚，这样才能吸纳劳动力就业。其次，通过延伸农业产业链，大力发展农业产业化经营，提高农产品的质量，扩大产业布局，调整农业的产业结构，发展农产品加工业，通过这一方式吸引当地劳动力就业。此外，地方政府及相关部门可以根据当地的文化、自然资源等区域特征制定优惠政策吸引投资，发展特色产业，增加当地就业机会并实现创收增收。

第二，健全农村社会保障制度体系，推进农村养老社会化，解决外出务工家庭的后顾之忧。一方面，政府应增加财政支出对农村倾斜的力度，提升收入再分配的效率，提高农村低保、养老保险和医疗保险的覆盖面，逐步建立针对老人的福利制度，发挥社会保障的正向调节作用。另一方面，积极推进农村养老的社会化，建立以居家养老为基础，机构养老为主体的社区养老多元化格局，弥补外出务工引致的家庭结构养老功能的弱化。建立由政府、集体和个人共同参与筹资机制，资金来源以社会养老保险为基础，以自我养老保险为补偿，保障农村养老社会化的顺利推进。

第三，丰富农村居民的文化娱乐生活，提高农户生活质量。其一，政府应加大对农村文化娱乐基础设施的建设，使农民可以就近享受这些娱乐服务。公共服务的配套和支撑为农村家庭进行读书、休闲等提升型娱乐活动提供了可能，人们的精神生活更加丰富，生活质量也随之提高。其二，乡级政府和村级政府可以结合当地的特色文化，

积极举办文艺演出、花会灯会等活动。这种有组织的活动能提高吸引力、增加参与度,引导农民的思想更加积极向上,让农村居民认识到发展型休闲活动的重要性,起到寓教于乐的效果,是传统娱乐方式的有效补充,并且积极参与文化活动能提高村民之间的凝聚力与归属感,更容易提升幸福感。

第四,大力发展农村儿童福利事业,建立多元化的留守儿童社会福利体系。首先,积极促进爱心家庭、美丽学校等相关机构的建立,使慈善组织、志愿者等加入留守儿童的大家庭,为他们提供心理疏导、作业辅导等服务。其次,可以建立托管家庭,形成以家庭形式为主的一体化、全方位的监管模式,通过个人或社会组织在一定程度上代替父母的角色,弥补由于外出务工而导致的父母角色的缺失,同时能够减轻家庭负担。最后,通过开展社区文化教育活动,比如读书会、交流会和座谈会等,提高留守儿童的文化知识和综合素养。

参考文献:

- 曹建云(2016),《劳动力流动、人力资本地区集中与人力资本提升》,《华南理工大学学报(社会科学版)》第5期,第36-42页。
- 杜鹏、丁志宏、李全棉、桂江丰(2004),《农村子女外出务工对留守老人的影响》,《人口研究》第6期,第44-52页。
- 高进云、乔荣锋、张安录(2007),《农地城市流转前后农户福利变化的模糊评价——基于森的可行能力理论》,《管理世界》第6期,第45-55页。
- 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,第16-33页。
- 李晓阳、黄毅祥、许秀川(2015),《农民工“候鸟式”迁移影响因素分析——基于重庆市9个主城区的农民工调查》,《中国人口·资源与环境》第9期,第70-80页。
- 卢海阳、钱文荣(2014),《子女外出务工对农村留守老人生活的影响研究》,《农业经济问题》第6期,第24-32页。
- 陆慧(2004),《农村劳动力流动对农民收入影响的效应分析》,《江南大学学报(人文社会科学版)》第1期,第54-56页。
- 伽红凯、王树进(2014),《集中居住前后农户的福利变化及其影响因素分析——基于

- 对江苏省农户的调查》，《中国农村观察》第1期，第26-39页。
- 文育锋、王金权、刘荣强、姚应水、金岳龙、赵存喜（2008），《皖南农村留守儿童健康状况的研究》，《现代预防医学》第4期，第690-692页。
- 叶静怡、王琼（2014），《进城务工人员福利水平的一个评价——基于Sen的可行能力理论》，《经济学（季刊）》第4期，第1323-1344页。
- 袁方、史清华（2013），《不平等之再检验：可行能力和收入不平等与农民工福利》，《管理世界》第10期，第49-61页。
- 张显宏（2009），《农村留守儿童教育状况的实证分析——基于学习成绩的视角》，《中国青年研究》第9期，第60-64页。
- 赵峰（2010），《农村留守儿童心理健康状况及教育对策》，《首都师范大学学报（社会科学版）》第3期，第128-130页。
- 赵楠（2016），《劳动力流动与产业结构调整的空间效应研究》，《统计研究》第2期，第68-74页。
- Cerioni, Andrea & Sergio Zani (1990). A Fuzzy Approach to the Measurement of Poverty. In Camilo Dagum & Mariangela Zenga (eds.), *Income and Wealth Distribution, Inequality and Poverty*. Berlin: Springer-Verlag, pp. 272 - 284.
- Cheli, Bruno & Achille Lemmi (1995). A “Totally” Fuzzy and Relative Approach to the Multidimensional Analysis of Poverty. *Economic Notes*, 24 (1), 115 - 134.
- Ciupureanu, Costin-Alexandru & Mihai Roman (2016). Do Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?. In Anastasios Karasavvoglou, Zoran Arandjelović, Srđan Marinković & Persefoni Polychronidou (eds.), *The First Decade of Living with the Global Crisis*. Switzerland: Springer International Publishing, pp. 185 - 192.
- Knodel, John & Chanpen Saengtienchai (2007). Rural Parents with Urban Children: Social and Economic Implications of Migration for the Rural Elderly in Thailand. *Population, Space and Place*, 13 (3), 193 - 210.
- Pigou, Arthur (2013). *The Economics of Welfare*. London: Palgrave Macmillan Press.
- Sen, Amartya (1985). Well-Being, Agency and Freedom: The Dewey Lectures 1984. *The Journal of Philosophy*, 82 (4), 169 - 221.
- Sen, Amartya (1992). *Inequality Reexamined*. Oxford: Oxford University Press.
- Taylor, Edward, Scott Rozelle & Alan De Brauw (2003). Migration and Incomes in Source Communities: A New Economics of Migration Perspective from China. *Economic*

Development and Cultural Change, 52 (1), 75 – 101.

Ul Haq, Rizwan, Ajmal Jahangeer & Azkar Ahmad (2015). Out-Migration in Rural Pakistan: Does Household Poverty Status Matter? *The Pakistan Development Review*, 54 (4), 315 – 329.

Rural Household Welfare in the Underdeveloped Areas in China: From the Perspective of Labor Mobility

Fan Shide¹ & Zhang Yao²

(School of Economics, Nanjing Audit University¹;

School of Finance and Economics, Nanjing Audit University Jinshen College²)

Abstract: Based on the feasible capability theory of Amartya Sen, this paper uses data from China Family Panel Survey (CFPS) in 2014 and 2016 to create welfare index for farmers and examine the effect of labor mobility on multi-dimensional welfare of rural families in the underdeveloped areas. The results show that labor mobility can significantly improve the overall welfare of farmers, and labor mobility affects different welfare dimensions quite differently. The welfare dimensions that are positively affected by labor mobility include family economic condition, social security, psychological wellbeing, child care, and elderly support, while labor mobility has negative effects on family relations and leisure welfare. It should be noted that the impact on welfare is different between inter-province and within-province labor mobility. Overall, within-province migrant workers have higher welfare than those working outside provinces, particularly on the dimensions of child care and elderly support. We should maintain a reasonable flow of labor, improve rural social security system and improve the quality of life of farmers in the underdeveloped areas.

Keywords: farmers' welfare, labor mobility, functional activities, underdeveloped areas

JEL Classification: D10, D63, I30

(责任编辑: 封永刚)