

劳动力外流与资金汇回的净减贫效应*

邹薇 樊增增

【摘要】针对中国国内普遍存在的劳动力外流和资金汇回现象,文章使用4次中国家庭追踪调查(CFPS)数据,通过“反事实”模拟分析框架,分析中国劳动力外流与资金汇回的净减贫效应,并分城乡比较不同迁移—汇款路径的减贫效果,揭示中国的减贫路径,服务精准扶贫。结果发现:(1)劳动力外流(迁移)使劳动力输出家庭人均纯收入增加2%~2.5%,家庭贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度分别下降3.8%~6.5%、4%~7%、3.9%~6.4%,减贫效果逐年增强;(2)资金汇回(汇款)使家庭收入提高15%~20%,汇款的收入边际效应为0.02%~0.03%,使贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度分别下降30%、34%和36%以上;(3)农村—城市迁移汇款路径的增收效应远大于城市—城市迁移汇款路径,二者均有显著的减贫效果,但农村—城市迁移汇款路径降低贫困发生率的效果更好。文章认为,政府应对农民工落户城市采取“不干预”政策,为劳动力流动和外出人员返乡创业提供便利条件。

【关键词】迁移 汇款 减贫

【作者】邹薇 武汉大学经济与管理学院,教授;樊增增 武汉大学经济与管理学院,博士研究生。

一、引言

2020年是中国全面建成小康社会和打赢脱贫攻坚战的收官之年,如何使现有贫困人口实现脱贫成为政府工作的重中之重。1978~2018年,中国农村贫困发生率从97.5%降至1.7%,40年间共减少贫困人口8.5亿多人,对全球减贫贡献率超过70%^①。《2019年国民经济和社会发展统计公报》显示,目前中国贫困人口占比为0.6%,但这些贫困人口大多处于脱贫难度较大的深度贫困地区。这些地区多为生态脆弱地区,基础设施和社

* 本文为国家自然科学基金项目“代际传递、邻里效应与教育贫困:基于社会网络经济学视角”(批准号:71973102)的阶段性成果。

① 国务院新闻办公室:《改革开放40年中国人权事业的发展进步》(<http://www.scio.gov.cn/ztk/dtzt/37868/39428/39430/Document/1643356/1643356.htm>),2018年12月12日。

会事业发展滞后,因此依托当地自我发展能力难以实现脱贫,劳动力外出就业成为脱贫的重要途径。

近年来,国内外学者对于中国减贫的关注度不断上升,关于劳动力流动对于农村减贫的效应已经开展了研究。但随着劳动力由农村流向城市或从边缘小城市流向中心大城市,以汇款为代表的资金反向流动日益增加,在劳动力外流与资金汇回之间存在怎样的内在关联,对劳动力输出地减贫有什么影响?如何分解迁移与汇款对于减贫的净效应?对这些问题的研究有助于揭示农村减贫的具体路径,形成有效的持续减贫政策。

近十几年来,经济落后的发展中国家的国际移民和与之相伴的加速增长的国际汇款现象得到经济学家的广泛关注。Adams等(2005)利用71个发展中国家的数据开展实证分析,在考虑到国际移民可能的内生性并控制各种因素后,国际移民人口份额上升10%导致贫困人口份额下降2.1%,人均官方国际汇款增加10%导致贫困人口比例下降3.5%。Acosta等(2008)使用大型跨国面板数据研究发现,在拉丁美洲和加勒比海地区国家中,国际汇款具有促进增长和减少贫困的作用,基于10个拉美和加勒比地区国家的家庭调查估计也证实了国际汇款的减贫效应。尼泊尔是一个高度依赖海外汇款的国家,Lokshin等(2010)使用尼泊尔具有全国代表性的家庭调查,利用工具变量法和全信息最大似然模型研究发现移民减少了贫困人口;Acharya等(2013)利用尼泊尔全国性面板数据研究发现汇款降低了贫困的发生率、深度和严重程度;减小幅度的增加而增大;汇款对移民水平较高的区域的减贫力度较大。Beyene(2014)研究了国际汇款对埃塞俄比亚的影响,发现国际汇款显著降低了贫困发生率。Taylor等(2005)对墨西哥的研究和Adams(2006)对加纳的研究也都发现国际移民和汇款减少了贫困。

与国际迁移和汇款引起的广泛关注相比,中国劳动力迁移和汇款效应的研究不足。一些研究侧重考察农村劳动力迁移的减贫效果,但没有分析劳动力迁移究竟通过怎样的具体路径实现流出地的减贫。Zhu等(2010)研究了湖北山区农村向城市迁移对农村贫困的影响,结果显示迁移增加了农村收入,减少了贫困,但由于样本覆盖范围比较小,该结论是否具有一般性还需要进一步研究。樊士德、江克忠(2016)使用CFPS数据验证了中国农村家庭劳动力流动的减贫效应,但没有分析劳动力流动的减贫机制。韩佳丽等(2017)使用连片特困地区农户调查数据测度了农户的多维贫困状况,发现劳动力流动农户的多维贫困状况明显低于非劳动力流动农户,劳动力流动有效缓解了农户的多维贫困,但样本的特殊性使该结论难以推广至更具一般性的劳动力流动,从而无法揭示中国减贫的具体路径。潘泽瀚、王桂新(2018)分析了农村劳动力转移对山区农村家庭收入的影响,发现劳动力减少对农业收入有负面影响,且对山区农业收入的影响更大,但没有研究劳动力转移对贫困的影响。

国内外经验表明,随着劳动力迁移,资金汇回构成持续的跨境(跨地区)资本流动,并且资金汇回具有定向、稳定和无须偿还的特征,因而对劳动迁出地的收入和支出水平产生积极影响。然而,中国针对外出劳动力向迁出地汇款的研究尚不多,李树苗等(2011)分析了汇款对西部贫困山区农户支出的影响;胡枫、史宇鹏(2013)研究了农民工汇款对输出地经济发展的影响,均未定量分析汇款对家乡贫困的影响。

已有文献存在两点不足:(1)迄今为止还没有文献同时考察劳动力外流与资金汇回的减贫效应。尽管迁移与汇款是两个联系紧密的现象,但二者对劳动力流出地的减贫机制、相对强度是有差异的,因此,有必要将迁移与汇款的减贫效应纳入统一框架加以考察,以便更精准地揭示减贫路径。(2)考察农村向城市的流动较多,忽视了随着城市化的进程,劳动力流动由边缘小城市向中心大城市的流动。鉴于此,本文从人口迁移—汇款的视角研究劳动力外流与资金汇回^①,分析其对贫困发生率、贫困深度和严重程度的影响,并通过“反事实”模拟测算分解出人口迁移与汇款的净减贫效应,分析“农村—城市”与“城市—城市”的迁移与汇款路径的差异。

二、数据来源与研究设计

(一) 数据来源

本文使用的数据来自中国家庭追踪调查(CFPS),覆盖 25 个省份,目标样本规模为 16 000 户,调查对象包含样本家户中的全部成员。从 2010 年开始,每隔一年进行一次追踪调查,截至目前共进行了 5 次调查。劳动力迁移后的资金汇回是本文关注的关键信息,但在 5 次正式调查中,2012 年的调查问卷设计不同于其他 4 次调查^②。因此在后续分析中将使用 2010、2014、2016 和 2018 年 4 次调查数据,并分别对 4 次调查中的家庭经济数据与成人数据进行匹配,保留包含户主信息的家庭样本。将这 4 年包含户主信息的家庭样本合并得到 53 697 个样本。本文根据 2010~2018 年调查的成人问卷数据和家庭经济问卷数据测算贫困发生率,发现成人样本贫困发生率年度间有波动,但整体远高于家庭样本贫困发生率^③,可见通过家庭关系联结,成人个体收入对于家庭生活水平和贫困状况有较大影响。

① 本文中劳动力外流指外出打工人群,既包括农村向城市的流动,又包括边缘小城市向中心大城市的流动;资金汇回指外出打工者向人口流出地汇款。
 ② 2012 年的调查问卷里关于外出成员汇款的统计口径是“过去一月”,而 2010、2014、2016 和 2018 年对外出成员汇款的统计时间为“过去一年”。
 ③ 成人样本贫困发生率是基于成人数据的个体贫困发生率,即不考虑家庭关系,将每个成人视为独立个体,个人收入在贫困线以下的视为贫困。而家庭贫困发生率是指以家庭为单位,家庭人均纯收入低于贫困线的家庭所有成员均视为贫困人口。

(二) 研究设计

在分析劳动力外流、资金汇回的净减贫效应之前,首先需要说明贫困的度量方法。本文基于家庭收入进行贫困的测算,参考 Foster 等(1984)对贫困测度的定义:

$$P_{\alpha}(y;z)=\frac{1}{n}\sum_{i=1}^q\left(\frac{g_i}{z}\right)^{\alpha} \tag{1}$$

其中, $y=(y_1,y_2,\cdots,y_n)$ 是家庭收入向量,按升序排列, $z>0$ 是贫困线, $n=n(y)$ 是家庭总数, $q=q(y;z)$ 是贫困家庭数量, $g_i=z-y_i$ 是第 i 个家庭的收入“缺口”。当 $\alpha=0$ 时, $P_0=q/n$ 为贫困家庭占比,即家庭贫困发生率;当 $\alpha=1$ 时, $P_1=\frac{\sum_{i=1}^q(z-y_i)}{nz}$ 为贫困家庭收入缺口标准化的均值,衡量的是贫困深度;当 $\alpha=2$ 时, $P_2=\frac{\sum_{i=1}^q(z-y_i)^2}{nz^2}$ 是贫困家庭收入缺口标准化的加权和,度量的是贫困严重程度。测度结果如表 1 所示。

表 1 贫困发生率、深度和严重程度的测度

年份	贫困线 (元)	人均纯收入 (元)	贫困发生率 (%)	贫困深度 (%)	贫困严重程度 (%)	样本量
2010	1274	10259	8.33	3.47	2.07	12574
2014	2300	17611	12.59	6.51	4.37	12407
2016	2300	24692	5.26	2.07	1.13	13606
2018	2300	29642	4.51	1.92	1.17	13134

由于劳动力外流存在机会成本,汇款会影响家庭的劳动参与决策且对家庭原收入有替代性,假如直接对比有劳动

力外流的家庭与没有劳动力外流的家庭、有汇款的家庭与没有汇款的家庭得到劳动力外流、汇款的减贫效应,会存在估计偏差。因此,本文通过“反事实”模拟,根据样本观测值估算出家庭人均收入方程,再根据估计的收入方程得到反事实情况下的家庭人均收入,与实际情况进行比较,从而得到劳动力外流、资金汇回的净减贫效应。

1. 收入方程估计

已有文献认为,有劳动力外流的家庭与没有劳动力外流的家庭可能存在特征差异,一些不可观测因素可能既影响外出打工决策又影响汇款行为(Barham 等,1998)。因此,混合回归可能导致估计结果不一致,本文将采用以下个体效应模型:

$$y_{it}=\alpha+\beta_1M_{it}+\beta_2R_{it}+\gamma X_{it}+\delta G_i+\eta d_t+f_i+\varepsilon_{it} \tag{2}$$

其中, y_{it} 为收入变量,用家庭人均纯收入的自然对数来表示; d_t 为时间虚拟变量; f_i 表示每个家庭不随时间变化的不可观测的因素,代表个体异质性的截距项; ε_{it} 为随个体和时间而变化的扰动项。 M_{it} 为外出打工虚拟变量; R_{it} 为汇款变量,用汇款虚拟变量或汇款收入的对数^①来表示。同时,本文还考虑可能对家庭人均纯收入产生影响的各种控制变

① 为了把没有收到汇款的家庭也包括进去,使用 $\log(\text{汇款收入}+1)$ 。

量, X_{it} 表示家庭特征, 包括家庭规模(总人口)、家庭组成(年龄构成、劳动年龄人口性别结构、婚姻状况), 户主特征(性别、年龄、户籍、受教育水平、就业状况、健康状况等), 家庭资产(耐用消费品价值), 所属地区(城市、农村)和人均养老金等, 这些因素均会直接或间接影响家庭决策和收入水平。此外, 本文还考虑地区(东部、中部、西部)的影响, G_i 为区域虚拟变量。家庭人均纯收入的对数为被解释变量, 外出打工虚拟变量和汇款变量为解释变量, 家庭特征等控制变量的选取参考 Acharya 等(2013)。主要变量的描述性统计如表 2 所示。

表 2 主要变量的描述性统计

变 量	均值	标准差	最小值	最大值	样本量
家庭人均纯收入对数	8.83	1.76	0	14.40	51020
劳动力外流(迁移)	0.37	0.48	0	1	53174
汇款	0.30	0.46	0	1	53697
家庭规模	3.67	1.84	1	26	53697
家庭规模的对数	1.17	0.54	0	3.26	53697
人均汇款收入的对数	6.51	3.40	0	12.21	19471
7~15 岁占比	0.01	0.05	0	1	53697
16~64 岁男性占比	0.30	0.24	0	1	53697
16~64 岁女性占比	0.29	0.22	0	1	53697
65 岁及以上占比	0.11	0.25	0	1	53697
在婚人口	1.93	1.15	0	10	53697
户主受教育年限	7.50	4.67	0	23	52128
户主性别	0.57	0.49	0	1	53696
户主年龄(18 岁以上)	49.91	14.46	18	97	53616
有工作	0.70	0.46	0	1	53340
农业户籍	0.70	0.46	0	1	53676
耐用消费品总值的对数	8.61	2.69	0	15.42	39861
健康状况	2.18	1.29	0	4	53686
对数人均养老金	7.06	2.07	0	13.12	16241
从事农业生产	0.47	0.50	0	1	44231
对数人均政府补助	5.38	1.44	0	10.82	19142

注: 以 0~6 岁年龄组为参照, 7~15 岁对应九年义务教育阶段, 16~64 岁为劳动年龄, 既考虑了中国法定劳动年龄, 也考虑了国际惯例; 65 岁及以上对应老年人口。不同变量之间样本量差异由缺失值导致。“耐用消费品”是指单位价格在 1 000 元以上、自然使用寿命在 2 年以上的产品, 包括电脑、ipad、电冰箱、洗衣机、电视和钢琴等高档乐器。健康状况: 不健康 =0; 一般 =1; 比较健康 =2; 很健康 =3; 非常健康 =4。

调查数据显示, 在家庭样本中, 一类家庭(没有劳动力外流, 也没有汇款)33 650 个, 二类家庭(有劳动力外流但没有汇款)3 529 个, 三类家庭(既有劳动力外流又有汇款)15 995 个。对于有劳动力外流的家庭来说, 约有 82% 的家庭会收到汇款。比较不同年度的调查数据后发现, 有资金汇回的家庭在所有家庭样本的占比呈逐年上升的态势(2010 年为 19.88%, 2018 年为 33.55%)。本文利用前两类家庭样本进行实证分析可以得到劳动力外流的影响, 使用后两类家庭样本进行实证分析可以得到资金汇回的影响, 从而把劳动力外流与资金汇回的净影响进行分解。对应的分析模型分别为:

$$y_{it} = \alpha + \beta_1 M_{it} + \gamma X_{it} + \delta G_i + \eta d_i + f_i + \varepsilon_{it} \tag{3}$$

$$y_{it} = \alpha + \beta_2 R_{it} + \gamma X_{it} + \delta G_i + \eta d_i + f_i + \varepsilon_{it} \tag{4}$$

2. 反事实模拟和对比分析

根据估计的收入方程可以得到反事实情形下的家庭收入。例如,对于有劳动力外流的家庭,估算其在没有人员外流的情况下的家庭人均收入,进而计算得到反事实情形下的贫困状况。通过对比反事实情形下的贫困状况与实际贫困状况,考察劳动力外流与资金汇回的减贫效应。进一步从迁移和汇款的路径依赖性出发,分析不同迁移汇款路径的减贫效应,并对比不同迁移汇款路径的减贫效应的差异。

使用反事实分析法可能存在的问题是,基线模拟只能尽可能接近实际情况,但不能等于实际情况。模型随机误差项导致基线模拟与实际情况的偏差不可能被消除,但这种微小的随机误差不会对分析结果产生实质影响。因此,使用反事实分析法得到的劳动力外流、资金汇回及不同迁移汇款路径对减贫的效应是可信的。

三、劳动力外流、资金汇回的净减贫效应分析

(一) 劳动力外流的净减贫效应

1. 收入方程估计

本文使用一类和二类家庭样本,首先采用式(3)分析劳动力外流对于家庭收入的效应。Hausman 检验显示应选择固定效应模型,具体回归结果如表3所示。通过对比不同的估计结果可以发现,迁移的系数显著为正,说明劳动力外流(迁移)显著增加了家庭人均纯收入。由于固定效应模型4使用了最多的样本信息,因此,以模型4为准,可以计算出有劳动力外出工作的家庭人均纯收入比没有人员外出工作的家庭高出约34%^①。

对控制变量的参数估计结果的分析显示,家庭规模越大,家庭人均纯收入越低。家庭组成中,16~64岁男性占比越高,家庭人均纯收入越高;65岁及以上人口占比越高,家庭人均纯收入越低;家庭中在婚的人口越多,家庭人均纯收入越高。16~64岁女性占比的估计系数不显著,表明女性劳动力对家庭收入的影响总体上弱于男性。户主特征对家庭人均收入有显著影响,具体表现为,户主年龄越大,家庭人均纯收入越低;户主受教育年限越长,家庭人均纯收入越高;男性户主比女性户主家庭的人均纯收入高;户主有工作者,其家庭的人均收入较高;户主为农业户籍者,其家庭人均纯收入较低;城镇家庭人均纯收入显著高于农村家庭;在固定效应模型中,户主在婚的家庭,人均纯收入较其他婚姻状态的户主家庭低;户主的健康状况越好,家庭人均纯收入越高。根据表3中的模型5和模型6,在式(3)中加入其他控制变量时,家庭耐用消费品总值越大,家庭人均纯收入越高;除了外出打工者,家中还有人从事农业生产的家庭人均纯收入较高;老年人人均养老金越多,家庭人均纯收入越多;家庭人均政府补助越多,人均纯收入越高。

① Kennedy(1981)给出的半对数模型中虚拟变量的正确解释为: $g^* = \exp[\hat{c} - \frac{1}{2}\hat{V}(\hat{c})] - 1$ 。

表 3 劳动力外流对家庭人均纯收入对数的影响估计

变 量	Pooled OLS			FE		
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
迁移	0.2833***	0.4003***	0.4242***	0.2909***	0.2770***	0.5222***
家庭特征						
家庭规模的对数	-0.3506***	-0.4443***	-0.0079	-0.3546***	-0.3780***	-0.3678**
7~15 岁占比	-0.0358	0.3084	2.0896***	0.1866	0.4236	0.2023
16~64 岁男性占比	0.4553***	0.4651***	0.5607***	0.3663***	0.2939***	0.2047
16~64 岁女性占比	0.1581***	0.1972***	0.4305***	0.0721	-0.0255	0.3812*
65 岁及以上占比	-0.0658**	0.0373	0.1159	-0.0651*	-0.0560	-0.1279
在婚人口	0.0786***	0.0802***	0.0748***	0.0623***	0.1230***	0.2578***
户主特征						
年龄	-0.0285***	-0.0214***	-0.0113	-0.0135**	-0.0098	0.0852*
年龄平方	0.0002***	0.0002***	-0.0001	0.0000	-0.0000	-0.0007*
受教育年限	0.0578***	0.0455***	0.0241***	0.0136***	0.0122*	-0.0135
性别	-0.0426***	0.0071	-0.0190	0.0600***	0.0825**	-0.0340
有工作	0.0884***	0.0941***	0.1355**	0.0929***	0.0803*	0.0500
农业户籍	-0.6390***	-0.6163***	-0.1272**	-0.1888***	-0.1817***	-0.0239
城镇(是)	0.3833***	0.2740***	0.2117***	0.1053***	0.1601*	0.0392
在婚(是)	0.1110***	0.0615*	-0.1634**	-0.0893**	-0.1538**	-0.7112***
健康状况	0.0481***	0.0171**	0.0308*	0.0082	-0.0057	0.0151
耐用消费品总值对数		0.1064***	0.0683***		0.0269***	0.0188
从事农业生产		-0.2615***	-0.0104		0.1266**	0.2788***
人均养老金对数			0.3351***			0.1869***
人均政府补助对数			0.0807***			0.0997***
地区(中部)						
东部	0.3271***	0.3147***	0.1624***	0.5905***	0.9573***	(omitted)
西部	-0.0461**	-0.0214	-0.0518	-0.2102	-0.0970	(omitted)
常数项	8.8896***	8.9305***	6.4657***	9.1301***	9.6399***	5.6208***
样本量	30806	16033	2488	30806	16033	2488
拟合优度	0.3848	0.3878	0.4666	0.2680	0.1976	0.2050

注:控制了年份虚拟变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

2. 反事实分析

为了考察劳动力外流的减贫效应,本文模拟两种“反事实”情形:一是假设所有家庭均没有劳动力外流;二是假设有劳动力外流的家庭增加 1%。将这两种情形与基线模拟^①的贫困测度进行对比,可以得到劳动力流动对贫困的净效应。为了使基线模拟尽可能接近实际情况,考虑 ε_{it} 服从某种常见的均值为 0、同方差或异方差的参数分布,优先考

① “基线模拟”与“实际”的差距是由模型误差项引起的估计误差,二者样本量不同是变量缺失导致的。

表 4 劳动力外流对减贫的净效应

年 份	人均纯 收入(元)	贫困发生率 (%)	贫困深度 (%)	贫困严重 程度(%)	样本量
2010					
实际	11104	8.92	3.79	2.27	10088
基线模拟	12272	11.39	4.58	2.56	10669
反事实情形 1					
绝对值	12019	11.82	4.75	2.66	10669
相对变化(%)	-2.06	3.78	3.71	3.91	
反事实情形 2					
绝对值	12274.12	11.38	4.57	2.56	10669
相对变化(%)	0.02	-0.10	-0.14	-0.07	
2014					
实际	19191	16.57	8.89	6.08	8327
基线模拟	17865	15.78	6.48	3.75	7634
反事实情形 1					
绝对值	17411	16.40	6.82	3.95	7634
相对变化(%)	-2.54	3.93	5.25	5.33	
反事实情形 2					
绝对值	17873.13	15.77	6.48	3.75	7634
相对变化(%)	0.05	-0.05	-0.01	-0.03	
2016					
实际	28554	6.81	2.75	1.54	8930
基线模拟	28783	7.75	3.06	1.68	6737
反事实情形 1					
绝对值	28220	8.18	3.22	1.77	6737
相对变化(%)	-1.96	5.53	5.23	5.36	
反事实情形 2					
绝对值	28789.82	7.75	3.06	1.68	6737
相对变化(%)	0.02	-0.02	-0.11	-0.05	
2018					
实际	33899	6.10	2.65	1.63	8726
基线模拟	33440	6.77	2.59	1.41	6795
反事实情形 1					
绝对值	32787	7.21	2.77	1.50	6795
相对变化(%)	-1.95	6.52	6.95	6.38	
反事实情形 2					
绝对值	33444.43	6.75	2.59	1.41	6795
相对变化(%)	0.01	-0.22	-0.06	-0.19	

的家庭比例上升 1 个百分点,可以使人均纯收入平均上升 0.01~0.05 个百分点,使家庭贫困发生率下降 0.02~0.22 个百分点,使贫困深度降低 0.01~0.14 个百分点,贫困严

虑正态分布和 t 分布,最终选择 ε_{it} 服从自由度为 11 的 t 分布。结果如表 4 所示。

对比不同年份的“反事实情形 1”与基线模拟可以发现,假如所有家庭均没有劳动力外流,则家庭人均收入会下降,贫困会增加,由此估测出劳动力外流对家庭收入和减贫的效应。具体而言,劳动力外流使家庭人均纯收入增加了 2%~2.5%;使家庭贫困发生率下降了 3.8%~6.5%,2010~2018 年,劳动力外流对贫困发生率的降低幅度呈上升趋势;劳动力外流使家庭贫困深度降低了 4%~7%,使家庭贫困严重程度减轻了 3.9%~6.4%,且减轻效应逐年增强。

再看“反事实情形 2”,假设有劳动力外流的家庭比例增加 1%,通过与基线相比发现,有劳动力外流

重程度减轻 0.03~0.19 个百分点。因此,有劳动力外流的家庭比例上升有利于增加家庭收入和减少贫困。

3. 减贫机制理论分析

劳动力外流有减贫效果的原因可能是家庭与外出劳动力之间的相互担保关系。按照 McKenzie 等(2007)的模型,迁移的影响因素为迁移成本和家庭财富。家庭成员外出寻找就业机会是一个具有较高不确定性的风险选择,在金融体系不完善的贫困地区,家庭为外出打工者提供最初的资金支持;同时,如果外出劳动力找到稳定的工作,拥有稳定的收入,则可以为自己的家庭提供资金保障。因此,家庭与外出劳动力是一种相互提供担保(或保险)的关系。即使外出劳动力没有资金汇回,只要家庭有劳动力外出,为防范风险而存在的家庭—外出劳动力相互担保关系就会使双方均有增加收入的动机。家庭需要为外出工作者提供初始阶段的交通、住宿、日常生活开销等费用及帮助其应对可能存在的失业风险,外出劳动者则需为保障家庭基本生活需要,应对各种突发情况而提供担保。双方均既是保险人又是被保险人,均有激励去增加收入,从而使家庭人均收入上升,贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度下降。

(二) 资金汇回的净减贫效应

1. 收入方程估计

本文使用家庭样本分类中的二类和三类样本来分析资金汇回的净减贫效应。采用与式(3)相同的控制变量设定估计式(4),分别估计汇款虚拟变量模型和汇款收入模型。经过 F 检验可以确定存在个体效应,Hausman 检验显示应使用固定效应模型,因此 FE 明显优于混合回归(见表 5)。对比不同的回归结果可以发现,汇款虚拟变量的估计系数显著为正,说明有汇款收入的家庭人均纯收入更高。根据模型 2 的估计系数可计算出有汇款收入的家庭人均纯收入比没有汇款收入的家庭高 11.18%。根据固定效应模型 6 可以发现家庭人均纯收入的汇款收入弹性为 0.03,且在 1%的水平上显著。7~15 岁人口占比、16~64 岁女性占比、65 岁及以上人口占比,以及户主特征中的年龄、性别、婚姻状况、健康状况的系数均不显著。其中,65 岁及以上人口占比和年龄、性别、婚姻状况等户主特征由表 3 中的显著转变为不显著,说明这些变量通过影响汇款对家庭人均纯收入产生影响,而非直接作用于家庭人均纯收入。

2. 反事实分析

根据以上固定效应模型估计结果模拟两种反事实情形:假设所有家庭均没有资金汇回;假设有汇款收入的家庭汇款收入增加 1%。考虑误差项服从几种常见的参数分布,最终选择 ε_u 服从 $N(0,0.9)$ 分布。

表 6 展示了基于汇款收入模型估计的汇款对家庭人均收入和贫困的净效应,从中可以看出,如果有劳动力外流的家庭均没有资金汇回,家庭人均纯收入将会下降;如果

表5 汇款对家庭人均纯收入的影响

变 量	汇款虚拟变量模型				汇款收入模型			
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
汇款虚拟变量	0.1188***	0.1063***	0.1390***	0.2250**				
人均汇款对数					0.0376***	0.0301***	0.0345***	0.0363***
家庭特征								
家庭规模对数		-0.4542***	-0.4664***	-0.2164		-0.4391***	-0.4345***	-0.1995
7~15岁占比		-0.0272	-0.0152	-1.1760		-0.0381	-0.0964	-1.1199
16~64岁男性占比		0.5419***	0.4491***	0.5906		0.5036***	0.4296***	0.4208
16~64岁女性占比		0.0548	0.1725	0.3365		0.0296	0.1837	0.3932
65岁及以上占比		0.0943	0.1253	0.0970		0.0739	0.0676	0.0623
在婚人口		0.0309**	0.0253	0.0117		0.0316**	0.0225	0.0091
户主特征								
年龄		-0.0077	-0.0019	-0.0138		-0.0080	-0.0022	-0.0035
年龄平方		0.0000	-0.0001	0.0000		0.0000	-0.0000	-0.0001
受教育年限		0.0150***	-0.0007	-0.0349		0.0126***	-0.0009	-0.0363*
性别		-0.0235	0.0490	0.0516		-0.0245	0.0431	0.1311
有工作		0.0476**	0.0311	0.0549		0.0559**	0.0428	0.0508
农业户籍		-0.0981**	-0.0656	-0.2356		-0.0852*	-0.0895	-0.2933**
城镇(是)		0.1389***	0.1367**	0.1993		0.1304***	0.1426**	0.1621
在婚(是)		0.0031	0.0737	-0.0029		-0.0041	0.0599	0.1095
健康状况		0.0074	-0.0110	-0.0191		0.0091	-0.0099	-0.0373
耐用消费品总值对数			0.0136**	-0.0055			0.0107*	-0.0115
农业生产			-0.0359	-0.0915			-0.0284	-0.0836
人均养老金对数				0.0809				0.0846
人均政府补助对数				0.0775**				0.0712*
地区(中部)								
东部	0.9838***	0.3713***	0.2411*	0.5513**	0.9156***	0.3463***	0.1938	0.5462**
西部	-0.0172	0.0284	-0.3723*	(omitted)	-0.0631	-0.0086	-0.4458**	(omitted)
常数项	7.9761***	8.8659***	9.8803***	9.4160***	7.9141***	8.7953***	9.8020***	9.2587***
样本量	16250	15488	8935	1610	15691	14946	8682	1545
拟合优度	0.1363	0.3109	0.1724	0.0987	0.1576	0.3228	0.1874	0.1100

注:因篇幅限制,混合回归结果未列出。控制了年份虚拟变量。*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

有劳动力外流的家庭,汇款收入增加 1%将导致家庭人均纯收入上升。分年份看,外出务工人员汇款对家庭人均收入的影响力呈先上升后趋于平稳的态势,而汇款收入对家庭收入的边际影响基本保持不变。由此可得,资金汇回使家庭收入提高 15%~20%,其对家庭收入的边际效应为 0.02%~0.03%。假如有劳动力外流的家庭均没有资金汇回,则 4 个调查年份的贫困发生率分别上升 30%、36%、45%和 56%;而假如有资金汇回家庭

的汇款收入增加 1%，贫困发生率几乎不变，即汇款对贫困发生率的边际效应几乎为 0。就汇款对贫困深度的净效应而言，假设只有劳动力外流而没有汇款，4 个调查年份的贫困深度将分别加深 34%、42%、51% 和 56%；假设汇款增加 1%，则贫困深度将减轻 0.04%~0.05%。可见，汇款对贫困深度的减轻作用逐年增强，对减轻贫困深度的边际效应基本保持不变。就汇款对贫困严重程度的净效应而言，同年横向相比发现，汇款对减轻贫困严重程度的净影响高于对减少贫困发生率和贫困深度的影响；跨年纵向对比发现，汇款对减轻贫困严重程度的净效应在逐渐增大。总之，资金汇回对减少贫困发生率、贫困深度、贫困严重度均具有逐年加强的显著作用。

表 6 汇款对收入和贫困的净效应：基于汇款收入模型

年 份	人均纯 收入(元)	贫困发生率 (%)	贫困深度 (%)	贫困严重 程度(%)	样本量
2010					
实际	7036	6.95	2.65	1.52	3281
基线模拟	6448	11.69	3.94	1.91	3303
反事实情形 1					
绝对值	5479	15.23	5.30	2.60	3303
相对变化(%)	-15.03	30.31	34.46	36.14	
反事实情形 2					
绝对值	6450	11.69	3.94	1.91	3303
相对变化(%)	0.03	0.00	-0.04	-0.04	
2014					
实际	13515	6.13	2.42	1.38	4287
基线模拟	14250	9.16	2.95	1.34	4258
反事实情形 1					
绝对值	11510	12.49	4.19	1.99	4258
相对变化(%)	-19.23	36.41	42.03	48.56	
反事实情形 2					
绝对值	14253	9.16	2.95	1.34	4258
相对变化(%)	0.02	0.00	-0.04	-0.05	
2016					
实际	17410	2.45	0.82	0.39	4488
基线模拟	17598	5.75	1.80	0.79	3806
反事实情形 1					
绝对值	14123	8.33	2.72	1.24	3806
相对变化(%)	-19.75	44.75	51.43	56.24	
反事实情形 2					
绝对值	17603	5.73	1.80	0.79	3806
相对变化(%)	0.03	-0.46	-0.05	-0.06	
2018					
实际	20892	1.69	0.54	0.28	4194
基线模拟	20266	4.32	1.30	0.59	3912
反事实情形 1					
绝对值	16269	6.72	2.04	0.93	3912
相对变化(%)	-19.72	55.62	56.44	57.67	
反事实情形 2					
绝对值	20271	4.32	1.30	0.59	3912
相对变化(%)	0.02	0.00	-0.05	-0.05	

四、迁移—汇款路径与减贫效应的差异分析

考虑到中国劳动力流动与汇款流动方向的多样性，本文比较不同的迁移—汇款路

径,考察其对人口流出地的减贫效应。根据家庭所在地是城市还是农村,将迁移—汇款路径分为农村—城市和城市—城市^①,比较不同的迁移—汇款路径对于流出地减贫的效应。农村—城市路径是指农村劳动力进入城市工作,劳动所得资金流向农村。城市—城市路径是指劳动力和资金在城市之间的流动,一般情况下是发生在小城市与大城市、边缘城市与中心城市、非一线城市与一线城市之间。本文将家庭样本分为城市和农村家庭样本,采用个体效应模型估计家庭的收入方程:

$$y_{it} = \alpha + \beta R_{it} + \gamma X_{it} + \delta G_i + \eta d_i + f_i + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中,变量含义与式(4)相同。

(一) 城市—城市迁移汇款路径

根据城市—城市迁移汇款路径的汇款虚拟变量模型可知,城市家庭中有劳动力外流和资金汇回的家庭人均纯收入明显较高;根据汇款收入模型,城市家庭人均纯收入的汇款收入弹性约为 0.03。基于汇款收入模型模拟两种反事实情形,情形 1:假设所有城市家庭均不存在迁移—汇款路径;情形 2:假设城市家庭中存在迁移—汇款的家庭汇款收入增加 1%。结果如表 7 所示。

由表 7 可知,如果不存在城市—城市迁移汇款路径,城市家庭人均纯收入将会下降 2.69%~9.21%,贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度将会上升(2016 年的贫困深度和贫困严重程度例外)。对于反事实情形 2,若存在迁移汇款路径的家庭汇款收入增加 1%,对家庭人均纯收入、贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度没有显著影响。因此,城市—城市迁移汇款路径提高了人口流出的边缘小城市的家庭人均纯收入,降低了贫困发生率、贫困深度和贫困严重程度。

2010~2018 年,城市—城市迁移汇款路径对家庭人均纯收入和贫困的发生率、深度和严重程度的影响,虽然在某些年份有些波动,但总体呈上升趋势。造成这种变化的主要原因是在调查期间,中国城市之间的交通基础设施(如高铁网络)建设更加完善,极大地便利了城市之间的劳动力流动,而金融服务的快速发展也使异地汇款更加方便快捷,这必然导致城市与城市之间的劳动力与资金双向流动规模增大,对家庭人均纯收入和贫困的作用增强。

(二) 农村—城市迁移汇款路径

利用农村家庭样本估计式(5),根据汇款虚拟变量模型,农村—城市迁移汇款路径显著增加了家庭人均纯收入,根据汇款收入模型,农村家庭人均纯收入的汇款收入弹性约为 0.05。模拟两种反事实情形,情形 1:假设所有农村家庭均不存在迁移—汇款路径;情形 2:假设有迁移—汇款路径的农村家庭汇款收入增加 1%。为了体现家庭异质性,使用基于汇款收入模型估计的收入方程。选择 ε_{it} 服从标准正态分布 $N(0,1)$,模拟

^① 调查期内,迁移主要体现为劳动力由农村流向城市或城市间流动,符合现阶段中国劳动力流动的一般规律。

结果如表 8 所示。

表 8 显示,农村—城市迁移汇款路径显著增加了农村家庭收入,使贫困发生率下降 18%~37%,贫困深度下降 20%~42%,贫困严重程度下降 22%~54%。按年份进行纵向对比发现,2010~2018 年,农村—城市迁移汇款路径对贫困发生率的降低幅度逐年上升,减贫效果逐年增强,这与近年来农村劳动力进城务工规模不断增大、通过汇款回流至农村的资金越来越多有密切联系。

在情形 2 下,农村家庭汇款收入增加 1%,并没有明显增加家庭收入和降低贫困。因为只有部分家庭有汇款收入,增加 1%均摊到所有家庭后人均纯收入几乎没有增加。而农村贫困没有降低是由于有汇款收入的家庭绝大部分属于非贫困家庭,因此,汇款收入增加

表 7 城市—城市迁移汇款路径对收入和减贫的效应

年 份	人均纯 收入(元)	贫困发生率 (%)	贫困深度 (%)	贫困严重 程度(%)	样本量
2010					
实际	14787.09	3.82	1.66	1.03	6045
基线模拟	13818.16	2.34	0.59	0.22	6338
反事实情形 1					
绝对值	13446.65	2.65	0.75	0.32	6386
相对变化(%)	-2.69	13.33	27.13	44.80	
反事实情形 2					
绝对值	13894.79	2.35	0.67	0.30	6338
相对变化(%)	0.55	0.68	14.55	36.21	
2014					
实际	23505.39	7.60	3.87	2.58	5277
基线模拟	21658.76	3.57	1.01	0.44	5679
反事实情形 1					
绝对值	20052.29	4.40	1.34	0.61	5722
相对变化(%)	-7.42	23.21	31.69	38.44	
反事实情形 2					
绝对值	20984.07	3.43	1.00	0.44	5679
相对变化(%)	-3.12	-3.94	-0.92	0.29	
2016					
实际	31941.50	2.69	1.17	0.72	5661
基线模拟	31631.93	1.41	0.40	0.16	5045
反事实情形 1					
绝对值	29515.37	1.51	0.35	0.13	5091
相对变化(%)	-6.69	7.47	-10.74	-20.55	
反事实情形 2					
绝对值	32809.55	1.41	0.39	0.17	5045
相对变化(%)	3.72	0.00	-1.38	7.08	
2018					
实际	37914.07	2.33	1.08	0.72	5319
基线模拟	40078.03	0.74	0.17	0.06	5164
反事实情形 1					
绝对值	36385.08	0.99	0.26	0.10	5233
相对变化(%)	-9.21	35.04	50.64	66.84	
反事实情形 2					
绝对值	38699.14	0.70	0.20	0.08	5164
相对变化(%)	-3.44	-5.26	16.75	25.41	

注:因篇幅所限,“城市—城市迁移汇款路径对家庭人均纯收入的影响”回归结果未列出。

表 8 农村—城市迁移汇款路径对收入和减贫的影响

年 份	人均纯 收入(元)	贫困发生率 (%)	贫困深度 (%)	贫困严重 程度(%)	样本量
2010					
实际	6067.01	12.51	5.15	3.03	6529
基线模拟	6321.19	18.39	7.09	3.78	6796
反事实情形 1					
绝对值	5731.52	21.79	8.77	4.79	6930
相对变化(%)	-9.33	18.46	23.71	26.59	
反事实情形 2					
绝对值	6449.13	19.23	7.53	4.05	6796
相对变化(%)	2.02	4.56	6.26	6.95	
2014					
实际	10990.42	18.20	9.39	6.29	5406
基线模拟	10901.76	22.01	9.10	5.02	5729
反事实情形 1					
绝对值	8567.47	26.34	10.97	6.15	5790
相对变化(%)	-21.41	19.66	20.45	22.46	
反事实情形 2					
绝对值	10519.59	22.22	8.91	4.88	5729
相对变化(%)	-3.51	0.95	-2.15	-2.73	
2016					
实际	15943.65	8.25	3.23	1.70	5515
基线模拟	15491.01	13.16	4.73	2.39	4865
反事实情形 1					
绝对值	12608.02	16.45	6.72	3.68	4954
相对变化(%)	-18.61	25.06	42.11	54.11	
反事实情形 2					
绝对值	15519.34	13.22	5.24	2.83	4865
相对变化(%)	0.18	0.47	10.99	18.34	
2018					
实际	15926.16	7.49	3.05	1.74	5073
基线模拟	16739.48	11.39	4.36	2.28	4881
反事实情形 1					
绝对值	13441.41	15.61	5.98	3.13	4978
相对变化(%)	-19.70	37.03	37.26	37.67	
反事实情形 2					
绝对值	16788.88	12.42	4.58	2.34	4881
相对变化(%)	0.30	8.99	4.99	2.77	

注：因篇幅所限，“农村—城市迁移汇款路径对家庭人均纯收入的影响”回归结果未列出。

1%没有减少贫困家庭数量,也没有缓解贫困深度和贫困严重程度。

（三）城市—城市与农村—城市两种迁移汇款路径的比较

对比城市—城市、农村—城市两条迁移汇款路径发现,农村—城市迁移汇款路径对人均纯收入的提升作用更大,家庭人均纯收入的人均汇款收入弹性也更大。因此,农村—城市迁移汇款路径对提高家庭收入的作用更突出;同时,农村—城市迁移汇款路径的减贫效应显著强于城市—城市迁移汇款路径。城市与城市之间的人口迁移往往是寻求更好的发展前途和就业机会,这类流动人口多属于非贫困人口,因此资金汇回可以增加家庭人均纯收入,但对减少贫困贡献较小。而对于农村—城市迁移汇款路径,大部分农民工的出现使大量资金从城市流向农村,使农村贫困人口大量减少,外

出务工人员汇款甚至成为一部分农村家庭的主要收入来源,因此具有较强的减贫效应。

五、结论与政策建议

本文使用4次中国家庭追踪调查数据研究劳动力外流、资金汇回对家庭收入水平的影响,通过采用“反事实”模拟分析,具体考察劳动力外流、资金汇回对于减贫的净效应,比较不同的迁移—汇款路径所带来的减贫效应的差异。本文得到以下主要结论:(1)2010~2018年,劳动力外流使家庭人均纯收入增加了2%~2.5%,使家庭贫困发生率、贫困深度、贫困严重程度分别下降了3.8%~6.5%、4%~7%、3.9%~6.4%,且减轻程度逐年增加;(2)资金汇回使家庭收入提高了15%~20%,其收入边际效应为0.02%~0.03%,贫困发生率下降了30%以上,贫困深度减轻34%以上,使贫困严重程度降低36%以上;(3)按城乡划分,农村—城市迁移汇款路径的增收效应远大于城市—城市迁移汇款路径,二者均显著减少了贫困,但就贫困发生率而言,农村—城市迁移汇款路径的减贫效果更强;(4)迁移—汇款路径的减贫效应主要来自迁移劳动力的汇款,如果没有汇款,仅劳动力流动的减贫作用十分有限。

基于上述研究结论,本文提出以下政策建议:(1)改革和完善农民工落户城市的政策。对农民工落户城市采取“不干预”政策,既不阻挠有意愿和能力的农民工落户城市,也不鼓励和动员农民工进城落户。在农村—城市的迁移中,仅有少部分有能力、有学历的劳动力永久迁移,并在城市发展中摆脱贫困,更多的劳动力外流与流出地保持密切的联系,资金汇回是外迁的劳动力反哺家庭、促进劳动流出地减贫的重要途径。因此,对于大量流动的劳动力而言,离土不离乡,形成劳动力外流—资金汇回的完整链条,能够更好地发挥减贫效应。(2)强化和发挥社会网络在减贫中的作用。劳动力外流与资金汇回不仅是家庭内部的劳动力资源配置和财富转移,而且降低了劳动力外流的信息成本、工作搜寻成本,在迁出地与工作地之间形成了更有利于劳动生产率提高的劳动力空间配置,促进了资金汇回成为迁出地常态的收入来源。因此,在精准扶贫过程中,应发挥这种网络效应,使东西部之间、城乡之间对应的劳动力流动与资金流动,成为持续减贫的长效机制。(3)为劳动力流动和外出人员返乡创业提供便利条件。作为一种非制度安排,迁移—汇款是实现资金跨地区流动和财富重新分配的一个重要的民间途径。为资金汇回农村和外出人员返乡创业创造条件,能够优化土地、资本、劳动力、技术等资源配置,也能够在农村地区持续巩固减贫成果。(4)通过市场化途径不断优化要素空间配置。本文的研究表明,劳动力和资本的市场化配置对于促进落后地区减贫发挥了积极作用,并且这种作用不仅对于消除绝对贫困起到了显著作用,而且将有助于减轻相对贫困。此外,通过迁移—汇款路径,建立“农村—城市”“城市—城市”之间劳动力流动与资金流动的网络体系,促进新要素、新业态、新模式更好地实现空间布局,对于中国地区间、城乡间均衡发展具有积极作用。

参考文献:

1. 樊士德、江克忠(2016):《中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据》,《中国人口科学》,第 5 期。
2. 韩佳丽等(2017):《贫困地区劳动力流动对农户多维贫困的影响》,《经济科学》,第 6 期。
3. 胡枫、史宇鹏(2013):《农民工汇款与输出地经济发展——基于农民工汇款用途的影响因素分析》,《世界经济文汇》,第 2 期。
4. 李树茁等(2011):《外出务工汇款对西部贫困山区农户家庭支出的影响》,《西安交通大学学报(社会科学版)》,第 1 期。
5. 潘泽瀚、王桂新(2018):《中国农村劳动力转移与农村家庭收入——对山区和非山区的比较研究》,《人口研究》,第 1 期。
6. Acharya, C.P., Leon-Gonzalez, R. (2012), The Impact of Remittance on Poverty and Inequality: A Micro-simulation Study for Nepal. GRIPS Discussion Paper 11-26.
7. Acosta, P., Calderón, C., Fajnzylber, P., and Lopez, H. (2008), What is the Impact of International Remittances on Poverty and Inequality in Latin America?. *World Development*. 36(1):89-114.
8. Adams, R.H. and Page, J. (2005), Do International Migration and Remittances Reduce Poverty in Developing Countries?. *World Development*. 33(10):1645-1669.
9. Adams, R.H. (2006), Remittances and Poverty in Ghana. World Bank Policy Research Working Paper 3838. World Bank. Washington, DC.
10. Beyene, B. (2014), The Effects of International Remittances on Poverty and Inequality in Ethiopia. *The Journal of Development Studies*. 50(10):1380-1396.
11. Barham, B., Boucher, S., (1998), Migration, Remittances and Inequality: Estimating the Net Effect of Migration on Income Distribution. *Journal of Development Economics*. 55(2):307-331.
12. Fosfer, J., Joel, G. and Erik T. (1984), A Class of Decomposable Poverty Measures. *Econometrica*. 52(3):761-766.
13. Kennedy, P.E. (1981), Estimation with Correctly Interpreted Dummy Variables in Semilogarithmic Equations. *American Economic Review*. 71(4):801.
14. Lokshin, M., Bontch-Osmolovski, M. and Glinskaya, E. (2010), Work-related Migration and Poverty Reduction in Nepal. *Review of Development Economics*. 14(2):323-332.
15. McKenzie, D., Rapoport, H. (2007), Network Effects and the Dynamics of Migration and Inequality: Theory and Evidence from Mexico. *Journal of Development Economics*. 84(1):1-24.
16. Taylor, J.E., Mora, J., Adams, Jr., R. and Lopez-Feldman, A. (2005), Remittances, Inequality and Poverty: Evidence from Rural Mexico. Working Paper 05-003. *Department of Agricultural Economics*. University of California, Davis, CA.
17. Zhu, N., and Luo, X. (2010), The Impact of Migration on Rural Poverty and Inequality: A Case Study in China. *Agricultural Economics*. 41(2):191-204.

(责任编辑:朱 犁)