

迁移与减贫

——来自农户调查的经验证据

都 阳 朴之水

【摘 要】 文章主要分析劳动力流动与缓解贫困的关系。迁移从总体上改善了贫困地区的贫困程度。通过非参数分析,作者发现贫困家庭和富裕家庭的特征差异对于迁移决策越发重要。而且,禀赋不足的贫困家庭即便有迁移行为发生,其在劳动力市场上的表现也与其他人有所不同。结合对工资方程的分析,作者发现改善贫困家庭的人力资本水平不仅有助于贫困家庭利用迁移,也有助于贫困家庭在劳动力市场上获得更好的收益。

【关键词】 迁移 减贫 非参数估计

【作 者】 都 阳 中国社会科学院人口与劳动经济研究所,副研究员;朴之水(Albert Park) 美国密西根大学经济系,副教授。

一、导 言

发展中国家在其发展过程中,农村劳动力向城市地区流动是一个具有普遍性的社会现象(Harris and Todaro, 1970)。现阶段的中国具有经济发展和体制转轨的双重特征,劳动力的流动也就更为明显。这一方面是由于在长期计划经济体制下,中央集权经济推行重工业优先的发展战略,相应地压制了城市化水平(林毅夫等,1994)。因此,大规模的劳动力流动在一定程度上是对改革以前体制扭曲的矫正。另一方面,中国近年来的快速经济增长使城市地区产生了不断增加的劳动力需求,并成为农村劳动力向城市流动的另一个重要动力。通过一些宏观的加总数据,我们可以观察农村劳动力流动的规模及其对农村社会经济所产生的影响。根据国家统计局农调队实施的农村住户劳动力抽样调查,1997~2000年,调查农户中的农村转移劳动力占农村劳动力的比重由18.1%上升至23.6%。根据新近公布的另一项统计调查^①推算,2002年全国外出就业的农村劳动力超过9400万人,比上年的8961万人增加约470万人。全年农村劳动力到乡以外就业的人数比上年增长5.24%。尽管这些调查的口径和范围不尽相同,调查方法和结果也略有差异,但都反映了农村劳动力迁移数量巨大,并逐年增加的事实。

贫困地区的农村与全国的其他农村地区一样,劳动力流动同样呈现出快速增加的趋势。根据“中国农村贫困调查”课题组所做的两轮农户抽样调查,贫困地区农村劳动力的迁移比例由1997年的19.9%上升到2000年的25%,涉及的家庭由1997年的39.9%上升至51.1%。劳动力迁移所带来的收入已成为农户家庭收入的重要来源,并进而成为脱贫的最重要的手段。鉴于劳动力迁移是农户自觉的经济行为,在政府扶贫努力边际成本逐渐上升的情况下,在今后的很长时期内,通过鼓励农村劳动力迁移,为劳动力迁移创造良好的制度环境等措施,应该成为贫困地区农村摆脱贫困的主要政策取

^① 2002年底,农业部产业政策与法规司委托全国农村固定观察点办公室,对全国的319个观察点村、2万多个农户2002年劳动力外出就业的情况进行了典型调查,并以此推算全国农村劳动力外出的变化。被调查的319个村2万多个农户当年有农村人口82869人,农村劳动力52407人,到乡以外就业的劳动力(包括一直在外打工未回家的劳动力)10151人,其中初次外出的劳动力占21.73%。外出劳动力占总劳动力的19.37%,比上年提高近1个百分点。

向。而我们只有弄清楚贫困人群在这一大趋势中的行为反应,才能发现和实施更有效的扶贫政策。例如,在贫困农村什么样的人参与了迁移?是否贫困家庭也在积极参与迁移活动?如果是的话,贫困家庭和富裕家庭的迁移模式有什么不同?对贫困有什么影响?由于迁移会导致家庭内部资源配置的变化,我们也有必要观察在同一个家庭中迁移活动对迁移人口和非迁移人口的福利会产生什么不同影响?同时,如果迁移的确是缓解贫困最有效的手段的话,又有哪些因素制约着贫困人口迁移?

本文的研究表明,迁移行为不仅在贫困地区越来越普遍,而且已经成为贫困人口摆脱贫困最重要的方式。通过迁移收入的转移,迁移有效地帮助贫困地区的家庭缓解贫困。但随着时间变化,家庭之间的差异对于迁移的影响越发重要。贫困家庭的迁移水平明显要低于富裕家庭,而且贫困家庭迁移后在劳动力市场上的收益也更低。同时我们也发现,人力资本水平既决定了迁移决策,也是劳动力市场回报的重要决定因素。因此,改善贫困地区的人力资本积累条件,将有助于贫困家庭迁移并帮助其摆脱贫困。

二、数据与定义

本文使用的数据来自于对中国西部地区4个贫困县所做的农户调查。该调查分两轮进行,第一轮于1997年底完成,第二轮于2000年底完成。调查方案遵循随机抽样的原则。具体的抽样方法是,1997年的第一轮调查,在每个贫困县随机抽取10个村,然后在每个村调查10个农户及家庭中的个人。第二轮调查除了包括第一轮调查的所有农户以外,样本有所扩大。在每个行政村除了调查1997年所涉及的农户以外,还增加了5个家庭^①。由于调查随机抽取了贫困农村的农户,并观察了样本中所有劳动力的行为,所以我们可以有效地分析和控制劳动力迁移行为的选择性。第一轮调查的有效问卷为290个农户,第二轮共获得582个农户的有效问卷,涉及2567人。对两轮调查的对比,可以使我们对贫困地区迁移的变化情况及其所产生的动态影响进行更为深入的讨论。通过个人信息与家庭信息的结合,我们可以对农户及个人的迁移行为进行深入研究。由于两轮调查关于迁移人口行为的侧重稍有不同,为了统一口径,本研究对两轮调查的对比分析仅限于那些两轮数据都支持的问题。

本文将迁移劳动力定义为“住在乡以外,且连续从事经济活动超过10天的劳动力”。根据这一定义及两轮调查的内容,我们可以对迁移的频率、个人及家庭的迁移决定等问题进行不同时期的对比分析。而诸如迁移人口的收入及收入转移等问题,则只能依赖第二轮调查的数据进行分析。由于劳动力的迁移会导致家庭人口构成的变化,因此家庭规模不再是一个常量。为了行文的方便,此后本文将把包括迁移劳动力在内的居住单位称作“家庭”,而将不包括迁移劳动力的居住单位称为“农户”。

三、贫困人口对迁移的参与

如前所述,劳动力的异地迁移在贫困地区也呈现逐年增加的趋势。“中国农村贫困调查”的数据显示,从1997年到2000年,农村劳动力中迁移劳动力的比例由1/5上升到1/4,而涉及的家庭由1997年的近40%上升到51.1%。劳动力异地就业已经成为贫困地区的家庭劳动力配置的最主要的内容。就贫困地区的劳动力迁移问题而言,我们关心的首要问题便是哪些人、什么样的家庭构成了迁移的主要群体?是否贫困家庭的劳动力也有迁移行为?我们可以通过以下几个方面的研究来逐步回答。

(一) 迁移劳动力的特征

通过对分年龄、分性别和不同教育水平的劳动力迁移频率进行对比,我们可以发现贫困地区的迁移在总体上有以下特点。首先,男性在迁移劳动力中仍然占多数,不仅表现为男性劳动力的迁移数量

^① 为了保证抽样方案的随机性,在第二轮调查过程中,我们在抽取另外5个农户时,对每个村中1997年以来新增的农户与其他农户赋以不同的权重。

要大大高于女性劳动力,还体现为数量的增长也更快。这一特点在各年龄段和各个教育水平上的劳动力都有所体现。其次,从各教育水平的劳动力迁移情况看,受过初中教育的劳动力迁移比例最高。有人认为,有更高教育水平的劳动力在当地也会获得很好的就业机会,因而倾向于在本地从事非农工作(Zhao, 1999)。不过,我们同时也发现,受初中以上教育的劳动力迁移比例在 2000 年有了显著上升。这似乎表明,异地非农就业的重要性相对于本地就业而言也在增加,因此,即便是更高教育水平的劳动力也越来越倾向于通过迁移的方式获得就业机会。另外,对劳动力的分年龄分析发现,36 岁以上年龄组劳动力的迁移比例也有显著上升,这也与迁移就业的相对重要性上升有关。一般认为,这一年龄组的劳动力往往是家庭中农业活动的主要承担者,对农业活动在家庭收入的重要性也给予更高的主观评价。因此,这部分劳动力迁移比例上升,实际上显示了迁移就业相对于农业活动重要性仍然在逐渐增加。

下面我们对数据进行 Probit 回归分析,以期更直接地发现决定迁移的因素。为了对比,我们分别选择家庭迁移和个人迁移作为被解释变量;而且对每一个被解释变量我们又加入了不同的地区虚拟变量。表 2 所列出的回归结果支持了上述统计描述的发现。例如,个人特征在迁移决策中起重要作用。由于个人特征变量在家庭迁移决策模型中无法使用,所以我们仅仅观察它们对个人迁移决策的影响。通过对不同虚拟变量的估计式进行对比,我们可以发现个人变量对迁移决策影响的回归结果非常稳定,所有个人特征变量的系数和标准差在两个估计式中都只有细微的变化。两组回归结果都支持了统计描述的发现。

在家庭禀赋变量中,“家庭人均耕地面积”对迁移有负面影响,在 4 个回归方程中皆如此。这是由于耕地面积增加会相应增加对农业的劳动力需求,自然会减少迁移的可能性。“家庭最高教育水平”对迁移有积极的影响,这与个人特征变量的结果互相吻合。根据对个人所做的问卷调查,“信息和社会网络”被认为是影响迁移的一个重要原因。在我们的回归结果中,反映社会网络数量的变量对迁移没有影响,但反映社会网络质量的变量在控制村虚拟变量的回归式中都显著为正。家庭构成的变量对迁移决策的影响结果在个人决策和家庭决策的方程中不尽一致。这可能与个人特征变量与家庭劳动力变量的共线性有关。

我们用上一年的农业收成来表示经济冲击。预期上年农业收成越差,迁移的可能性越大。但回归

表 1 1997 年与 2000 年迁移频率比较 %

	1997 年		2000 年	
	男性	女性	男性	女性
有迁移人口的家庭	39.9(273)		51.1(573)	
迁移劳动力/总劳动力	19.9(760)		25.0(1535)	
迁移劳动力/分性别劳动力	26.9(394)	12.5(359)	34.7(809)	14.2(726)
教育				
受教育年限 0~6 年	21.4(182)	7.5(264)	25.3(356)	10.0(520)
受教育年限 7~9 年	37.3(158)	30.7(75)	47.9(307)	26.2(141)
受教育年限 10 年及以上	18.2(44)	25(8)	38.5(104)	28(25)
年龄(岁)				
16~25	45.9(122)	30.3(109)	44.2(215)	27.6(196)
26~35	37.6(93)	8.7(103)	47.8(201)	15.5(207)
36~45	14.0(86)	4.0(76)	39.3(168)	8.1(160)
46+	3.2(93)	0(71)	10.7(225)	2.5(163)

注:表中数据为笔者所做的贫困县农户调查,括号中数据为样本数。

结果显示,这种关系并不显著。这似乎表明,迁移性的非农就业在贫困地区农村已成为一种主要的就业选择,因此,农业收成的变化已不足以成为影响迁移决策的因素。

(二) 贫困人口是否也参与了迁移

尽管劳动力的迁移在贫困地区农村已经越来越普遍,但我们尚不知道贫困家庭对这一趋势的反应。为了讨论这一问题,我们首先要定

义的是什么样的家庭属于贫困家庭。家庭人均纯收入自然是反映贫困状态的最常用的指标,但由于迁移对于增加收入具有重要作用,收入变量实际上内生于迁移变量。因此,我们用家庭预测收入来代替实际收入,以表示贫困状态。具体过程为: $\ln y_i = \alpha_0 + \alpha_1 \text{Edu}_i + \alpha_2 \text{Land}_i + \alpha_3 \text{Irr}_i + \alpha_4 \text{Labor}_i + \alpha_5 \text{Geor}_i + \varepsilon_i$

其中,方程的左边为家庭人均收入,右边是外生的家庭禀赋变量,包括家庭最高教育水平、家庭人均土地面

积、农业灌溉条件、家庭拥有的劳动力数及家庭所处的地区,我们分别用村虚拟变量和县虚拟变量对上式进行回归。在得到相应的估计系数之后,再根据每个家庭的实际禀赋状况,计算出家庭预测收入。由于在估计式中使用了不同水平的地区虚拟变量,因此,每个家庭都得到两组预测收入。

为了直观地反映迁移与贫困状态之间的关系,我们对家庭迁移和上述预测收入进行了非参数估计(见图)。从图中我们可以发现以下几个特点。

表2 迁移决策的 Probit 估计

虚拟变量类型	家庭 县虚拟变量	个人 村虚拟变量	家庭 县虚拟变量	个人 村虚拟变量
个人特征				
年龄			-0.024(5.02)	-0.026(5.25)
性别			0.73(7.62)	0.74(7.43)
婚姻			-1.04(9.33)	-1.05(9.09)
受教育年限			0.030(2.25)	0.035(2.42)
家庭禀赋				
人均耕地	-0.23(2.20)	-0.27(1.95)	-0.16(2.00)	-0.18(1.64)
家庭最高受教育年限	0.042(2.07)	0.058(2.65)		
帮助人个数	-0.012(0.35)	-0.27(0.75)	0.002(0.11)	-0.015(0.76)
帮助人联系频率	0.037(0.89)	0.43(1.92)	0.039(1.65)	0.053(2.15)
家庭组成				
0~6岁儿童数	0.085(0.99)	0.04(0.43)	0.24(3.65)	0.25(3.54)
7~15岁子女数	0.037(0.57)	0.061(0.85)	0.20(3.75)	0.25(4.45)
老人数	-0.076(0.76)	0.052(0.48)	-0.044(0.59)	-0.004(0.05)
劳动力数	0.28(4.07)	0.32(4.39)	-0.035(0.98)	-0.0061(0.16)
冲击变量				
上年收成	0.039(0.17)	0.34(1.47)	0.0044(0.03)	0.16(0.95)
观察值数	532	532	1440	1440
Pseudo R ²	0.15	0.22	0.29	0.32

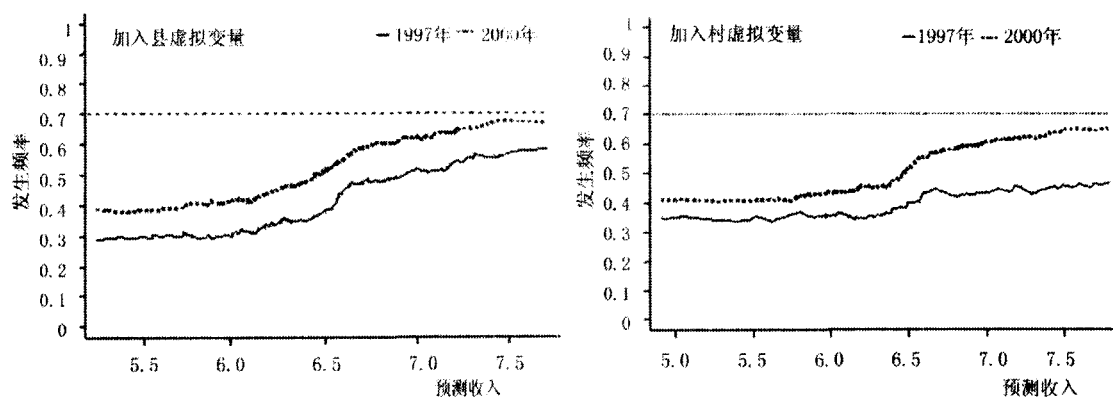


图 1997 年与 2000 年家庭迁移的非参数估计

第一,与 1997 年相比,2000 年的曲线有明显的上升。这表明,无论是贫困家庭,还是资源禀赋更优越的家庭,迁移的可能性都增加了。这与前文所描述的总体趋势相一致。

第二,在我们对控制县虚拟变量的预测收入进行回归时,1997 年的曲线形状和 2000 年的曲线基本没有差异。但当我们对控制村虚拟变量的预测收入进行回归时,发现曲线的右半段具有明显的差

异。这就是说,1997年的家庭迁移在很大程度上可以由村际差异来解释,而到了2000年,村之间的差异对家庭迁移决策的影响已经很小,家庭之间的差异影响了迁移决策的差异。

第三,相对于1997年而言,2000年的迁移行为表现出更明显的临界变化特征,这种临界变化特征在控制村虚拟变量后更为明显。迁移频率在预测收入(对数值)为6.5以前基本没有变化,而预测收入超过这一临界值时,迁移频率显著提高,其后曲线又趋于平缓。

通过非参数估计的分析我们可以得到这样的结论。由于禀赋不足所导致的贫困的确成为阻碍贫困人口迁移的重要因素。迁移曲线的临界变化特征似乎说明,要使贫困家庭也参与到迁移活动中去,必须使他们达到一定的基本条件。

四、迁移是否有助于缓解贫困

要准确地评价迁移对贫困状态变化所产生的影响,必须明确以下几个问题:(1)从前面的分析已经知道,贫困家庭迁移的可能性要小于富裕家庭,如果迁移只发生在富裕家庭,即便迁移行为能有效地增加家庭收入,也不会对贫困家庭有影响。(2)迁移对贫困地区的影响是通过迁移收入转移实现的,而迁移收入的转移取决于迁移人口的利他性强弱。如果迁移人口是利己的,那么迁移只能改善迁移人口的福利,而不能对家庭其他贫困人口的贫困状态产生影响。(3)贫困家庭是由于什么贫困。如果导致贫困和决定迁移的原因一致(如人力资本),而人力资本在劳动力市场的回报显著的话,那么它不仅制约了贫困人口的迁移,同时使得贫困家庭即使迁移也不会在劳动力市场上有很好的表现。

(一) 迁移对贫困地区的总体影响

通过前面的分析可以看到,迁移行为在贫困地区已经非常普遍。那么迁移是否对贫困家庭的贫困状态产生影响呢?我们从以下几个方面的比较来回答这一问题。

首先,我们比较迁移家庭和非迁移家庭的情况。表3列出了迁移家庭和非迁移家庭的特征及收入状况的比较。从总体上看,迁移家庭的禀赋条件更为优越。如家庭中最高受教育年限,迁移家庭为8.1年,非迁移家庭为6.4年;家庭中劳动力个数,迁移家庭平均为2.8个,非迁移家庭平均为2.4个。而收入及其构成情况则更能反映两者的差异。迁移家庭的人均收入为1067元^①,其中43.6%来自于迁移收入的转移;非迁移家庭的年人均收入为698元。由此可见,迁移家庭的人均收入要显著高于非迁移家庭。

(二) 迁移收入及其转移

我们比较一下迁移家庭中迁移人口和其他家庭成员之间的福利关系。如果将家庭看做一个经济活动的基本单位,我们可以计算出迁移家庭包括迁移人口收入在内的家庭人均收入(即 Y_1)为1200元。但如前所述,迁移人口与家庭中的其他成员实际上属于不同的消费群体,他们的福利应该分开予以比较。表4列出了迁移收入转移前后,迁移人口与其他家庭成员之间的福利变化关系。在收入转移前迁移人口的人均收入为2907元,其他家庭成员的收入为602元,二者的差距甚大。如果以当年农村贫困线来计算,迁移人口的贫困发生率为17.5%,而后的贫困发生率为67.1%。在迁移收入转移之后,迁移人口的人均纯收入为1928元,而其他家庭成员的人均收入增加到1067元,贫困发生率也有

① 迁移家庭收入主要由农业收入(A),本地非农收入(L)和迁移人口的收入(M)(其中收入转移的部分为 R)三部分构成,而迁移家庭的人口则由迁移人口(T)和仍在本地的家庭成员(H)两部分构成。由此,我们用两种方式计算出家庭人均年收入。其一为 $Y_1 = (A + L + M)/(T + H)$,这一计算方法反映了所有家庭成员的劳动成果,但是,由于迁移人口和其他家庭成员属于不同的消费群体,因此,并不能反映他们之间的福利水平的差异。另一计算方式为 $Y_2 = (A + L + R)/H$,这一计算结果反映了本地居民的福利水平。可以用于迁移家庭的其他成员和非迁移家庭的福利比较。

显著下降。可见,迁移对于缓解农村贫困的确有显著的作用。但值得注意的是,我们在衡量迁移人口的贫困发生率时使用的是农村的贫困线。如果根据城市最低生活保障水平来衡量迁移人口的贫困水平,那么贫困发生率将会显著提高^①。

能否通过迁移行为改善贫困家庭的福利,还与迁移动机的类型有关系。根据Lucas和Stark(1985)的研究,迁移劳动力利他性的程度决定了迁移收入转移的数量。如果迁移的动机是“自利”的,那么,迁移可能会仅仅改善迁移者的福利状况,而对家庭其他成员的福利改善收效甚微。相反,如果迁移动机是“利他”的,那么迁移将会对家庭中其他贫困人口的福利也有帮助。

(三)人力资本回报与贫困家庭的迁移表现

我们已经知道,迁移收入和迁移收入的转移是影响不同人群的福利变动和贫困状态的主要因素。根据本文的定义,有两类劳动力的工资是可以观察的。除了迁移人口报告了工资率以外,那些在当地从事非农活动的劳动力的工资也可以观察。我们对这两部分人,分别进行了工资方程的回归分析。由于从事非农活动或者是迁移,是一个明显的自选择过程,因此在回归时我们考虑了这一选择过程对方程估计所产生的影响。对于两类劳动力,选择的依据分别是参与非农工作的决定因素及迁移的决定因素。从表5所列的Mincer工资方程的估计结果可以看出,人力资本变量是迁移收入的重要决定因素。受教育年限增加1年在劳动力市场上的回报约为5%。同时,经验变量也与传统的Mincer方程的估计结果类似,收入的回报随着经验的增加而递增,但达到一定年限后会下降。在以前对贫困地区迁移劳动力的研究中(都阳,2001),并未发现工资方程中教育变量的显著作用。表5的结果表明,随着近年来劳动力市场的发育,人力资本的差异有可能成为贫困家庭和富裕家庭收入差别的重要原因。

最后,我们再比较一下所有的迁移家庭中贫困家庭和富裕家庭的情况。我们知道,贫困家庭和富裕家庭可能都会有迁移行为,但所产生的结果却可能有差异。由于迁移和收入之间的关系有可能是相

表3 迁移家庭和非迁移家庭的比较

	迁移家庭	非迁移家庭
家庭特征		
家庭最高受教育年限(年)	8.12	6.41
人均耕地(亩/人)	1.60	1.75
家庭劳动力(人)	2.83	2.39
家庭规模(人)	4.68	4.11
上年收成*	6.70	6.44
收入(元)		
家庭人均纯收入**	1200	698
农业收入	318	494
本地非农收入	81	204
迁移收入	802	—
家庭人均纯收入***	1067	698
农业收入	482	494
本地非农收入	121	204
迁移收入转移	465	—

* 从2到10评分,数值越高表示收成越差;** 包括迁移劳动力;*** 不包括迁移劳动力。

表4 迁移人口与其他家庭成员的比较

	迁移人口	其他家庭成员
收入(元)		
迁移收入转移前的人均收入	2907	602
人均转移收入	—980	465
迁移收入转移后的人均收入	1928	1067
贫困发生率(农村贫困线)		
迁移收入转移前的贫困发生率(%)	17.5	67.1
迁移收入转移后的贫困发生率(%)	27.8	49.2
贫困发生率(最低的城市贫困线)		
迁移收入转移前的贫困发生率(%)	25.1	—
迁移收入转移后的贫困发生率(%)	37.3	—

注:每一个城市的最低生活保障线被认为是该城市的贫困线。我们缺乏迁移人口的目的地资料,因此以2000年城市贫困线中最低的水平(143元/月)来衡量。

① 准确地衡量迁移人口的贫困发生率需要知道迁移的目的地及其最低生活保障的水平。本次调查的数据缺乏相应信息。因此,我们以最低的最低生活保障水平来衡量贫困发生率,表4中的数据是明显低估的数据。

表5 工资方程

	本地非农工资	迁移工资
受教育年限	0.041 (2.48)	0.051(3.19)
经验	0.058(3.77)	0.070(4.67)
经验平方项	-0.0011 (3.17)	-0.001(3.00)
性别	0.12(0.99)	-0.085(0.71)
λ	-0.23(1.83)	-0.43(3.31)
观察值数	1295	1295
未截断观察值数	220	220

注：括号中的数字为t值。

互内生的,我们仍然以预测收入作为区分贫富的依据。如表6所示,由于富裕家庭有较好的禀赋(如较高的教育水平),收入水平也有明显改善。我们还可以观察到,富裕家庭的迁移人口数量要高于贫困家庭,但每个迁移人口的收入转移占其收入的比例却明显低于贫困家庭。

六、结 论

表6 根据预测收入分组的迁移家庭对比

	0~10%	10%~20%	45%~55%	80%~90%	90%~100%
家庭人均纯收入*(元)	494	805	1249	1477	2589
家庭人均本地收入(元)	244	312	353	461	764
每个迁移人口的收入转移(元)	562	588	1034	1476	1603
收入转移/迁移收入(%)	47.8	37.9	30.2	36.7	28.1
平均每个家庭的迁移人口	1.08	1.30	1.50	1.29	1.61
非农工资率(元/天)	9.32	10.46	13.55	14.99	18.51
受教育年限(年)	3.35	6.26	8.16	8.19	8.80

* 包括迁移劳动力。

本文利用农户水平资料研究了贫困地区农村迁移与缓解贫困之间的关系。由于使用了不同同时点的资料,使得本研究可以比较迁

移的变化情况。本文通过迁移与贫困之间关系的非参数估计分析表明,贫困地区的迁移模式在近年来发生了明显的变化,家庭之间禀赋的差异成为决定迁移的越发重要的因素。而且,贫困地区的迁移表现出明显的临界变化特征,这表明对于贫困家庭而言,某些基本条件的缺陷制约了他们迁移。通过对家庭与个人迁移决策的分析,也表明了家庭禀赋(如社会网络和人力资本)在迁移决策过程中的重要性。

就迁移对贫困的影响而言,本文的研究既表明了迁移对缓解贫困的积极意义,也说明了贫困家庭利用迁移缓解贫困具有一定的局限性。从整体上看,迁移家庭相对于非迁移家庭具有明显的收入优势。而且,迁移家庭中相对贫困的家庭的收入转移比例要高于富裕家庭,这表明迁移者的利他性对缓解贫困有着积极的影响。但禀赋脆弱的贫困家庭即便迁移,他们在劳动力市场上也缺乏良好的绩效。同时,我们通过对非农工资方程进行分析,已经发现了人力资本具有明显的收益。因此,改善贫困家庭的人力资本水平不仅有助于贫困家庭利用迁移,也有助于贫困家庭在劳动力市场上获得更好的收益。

参考文献:

1. 都阳(2001):《中国贫困地区农户劳动供给研究》,华文出版社。
2. 林毅夫、蔡昉和李周(1994):《中国的奇迹:发展战略与经济改革》,上海三联书店。
3. Harris, J. and Todaro, M., (1970), Migration, Unemployment and Development: A Two Sector Analysis, *American Economic Review*, Vol. 60, 126-142.
4. Lucas, R. E and Stark, O. (1985), Motivations to Remit: Evidence from Botswana, *the Journal of Political Economy*, Vol. 93, 901-918.
5. Zhao, Yaohui (1999), Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China, *Economic Development and Cultural Change*, Vol. 47.

(责任编辑: 朱 犁)