

迁移的双重动因及其政策含义

——检验相对贫困假说

蔡 昉 都 阳

【提要】 大多数迁移研究都以托达罗绝对收入差距假设作为解释迁移动因的理论依据。但是,该假说有时并不能完全说明现实中的迁移现象。因此,国外经济学界出现了一个建立在相对贫困假说基础上解释迁移动因的理论。然而,对该理论的经验检验往往是间接的。本文利用贫困农村的调查数据,直接检验了相对贫困假说,发现绝对收入差距与相对贫困同时构成农村劳动力迁移的动因。由此引出的政策含义是,缩小农村收入差距、消除劳动力市场上的扭曲,有利于保证迁移健康、有序地进行。

【作者】 蔡 昉 中国社会科学院人口研究所所长、研究员; 都 阳 中国社会科学院人口研究所, 副研究员。

一、引 言

无论国内还是国外,对于迁移的经济学研究,大多是基于托达罗(Todaro, 1969)的绝对收入差距假说进行的。这种假说把劳动力迁移作为是农村劳动力对于城乡之间存在的预期收入差距做出的反应,对于中国目前出现的迁移现象的确具有一般的解释力。城乡收入差距在中国历来存在,但在计划经济条件下,特别是由于户籍制度的严格束缚,城乡之间的劳动力迁移被抑制住了,城市化进程十分缓慢。改革开放以来,一方面阻碍劳动力迁移的各种制度因素逐步被消除,另一方面 20 世纪 90 年代以来,城乡收入差距持续扩大,为劳动力迁移提供了巨大的动因。然而,绝对收入差距假说尚不能完全解释目前农村劳动力迁移的现象。

从比较宏观的角度来看,这个假说似乎与地区差距导致的劳动力迁移流向不符。日益扩大的东部、中部和西部地区之间的收入差距,是 20 世纪 90 年代以来一个引人注目的发展现象。如果按照托达罗的理论,西部地区与东部地区之间的收入差距最大,西部地区劳动力向东部地区转移规模和力度也应该最大。而事实上中部地区向东部地区的劳动力迁移规模比西部地区大得多。根据一项调查,2000 年占全国农村人口 32% 的 6 个省和自治区(江西、湖南、安徽、湖北、河南、广西)构成了全部迁出人口的 59%(刘建进,2001),而这些都不是最贫困的省(区)。

从比较微观的角度观察,这个假说也不能很好地解释不同收入水平家庭的迁移决策。可以观察到的城市的高收入和更多的就业机会,构成托达罗意义上较高的城市预期收入。按照这个逻辑,农村家庭无一例外应该具有较强的迁移动机。然而,许多研究者观察的结果是,农村家庭和劳动者并非有着相同的迁移动机,因而会做出不同的决策。例如,赵耀辉发现,那些具有最高的人力资本禀赋的农村劳动者,优先选择的转移领域是农村的非农产业,而不是异地转移(Zhao, 1999)。另外一些调查也显示,最具迁移动机的家庭也不是最贫困的农户(Du, 2000)。

然而,如果引进关于迁移研究的另外一个解释框架——相对贫困假说^①,我们对于中国目前的劳动力流动问题的认识可以更加深入。作为对收入均等化理论的补充,伊斯特林(Easterlin)较早地借用相对贫困假说,来解释人的经济行为。在他看来,相对收入决定人们的行为,而所谓的相对收入,是指一个人根据一个内在化的期望生活标准对收入做出的评价,或者说是一种社会决定的生存水平(Macunovich, 1997)。根据这种假说来解释城乡之间的迁移现象,农村劳动力是否迁移,不仅决定于他们与城市劳动力之间的预期收入之差,还决定于他们在家乡感受到的相对贫困,以及迁移之后按照接收地的期望生活标准感受到的相对贫困(Stark and Taylor, 1991)。

斯塔克等人用相对贫困这个概念来解释迁移问题,以弥补托达罗“预期收入假说”解释力的不足(Stark and Taylor, 1991)。他们假设人们迁移不仅受城乡收入差距的拉动,还受到农村户与户之间收入相对差距的影响,那些按照当地基本要求来看收入水平太低,因而许多感受到经济地位下降的农户会有迁移动机。他们用国内迁移与国际迁移进行比较,并给出了一个经验证明。主要思路是:有些农户在村里感受到经济地位相对下降,便愿意迁移出去。但他们遇到一个改变参照系的问题,即一旦他们迁移到城市,他们用以对比的收入水平就不再是其村里的乡亲,而是城市的生活标准。然而,如果选择一个在文化、地理上都十分生疏的地区迁移的话,他们可以把自己与当地社区隔绝起来,而不改变参照系。因此,选择国际迁移是一种避免参照系改变的农户策略。这里,伊斯特林在关于相对收入的定义中讲的“内在化的期望生活标准……或社会决定的生存水平”很有启发性。斯塔克等人通过观察农户对国内或国际迁移的选择,检验了迁移决定中的相对贫困假说。但是,这毕竟是一种间接的检验,而且不能应用于大多数场合(墨西哥—美国迁移的例子并不是那么容易找到)。在本研究中,我们将利用西北贫困农村的调查数据,试图直接检验相对贫困对于农户迁移决策的影响。

二、相对贫困与迁移决策:理论模型

依据斯塔克等人(1991)提出的分析框架,我们给出一个简单的分析模型来说明相对贫困和迁移之间的关系。由于本研究的重点是考虑收入变量与迁移之间的关系,所以对影响迁移决策的其他一些因素暂且搁置。根据相对贫困假说,决定家庭(个人)效用函数的因子不仅包括绝对收入,还包括他的收入在其参照群体中的位置。所以,如果 y 表示绝对收入, RD 表示相对贫困水平,则个人 i 的效用函数可以表示为:

$$U_i = U(y, RD) \quad (1)$$

由于效用随着绝对收入的增加而增加,随着相对贫困的程度增加而减少,所以(1)式应满足:

$$\frac{\partial U_i}{\partial y_i} > 0, \quad \frac{\partial U_i}{\partial y_i^2} < 0 \quad (2)$$

$$\frac{\partial U_i}{\partial RD_i} < 0, \quad \frac{\partial U_i}{\partial RD_i^2} > 0 \quad (3)$$

如果某人在 A 地的效用水平低于在 B 地的效用水平,那么,他将选择迁移至 B 地工作。即如果存在:

$$U_i^A(y_i^A, RD_i^A) < U_i(y_i^B, RD_i^B) \quad (4)$$

则 A 地至 B 地的迁移将有可能发生。

如前所述,已经获得的收入可以使人获得正的效用,而与参照群体其他人的收入差距,则会带

^① 这个术语的英文为 relative deprivation,如果直译为“相对剥夺”则不符合中国语言表达习惯,意义上也不甚确切,所以,我们使用“相对贫困”这一表述。

来负效用。如果 $F(y)$ 是收入的累计分布函数,那么, $1 - F(y)$ 就是参照系中收入高于 y 的比例。因此,某人在其参照群体中所处的位置,决定其相对贫困的水平。

$$RD_i(y) = \int_{y_i}^{y_{\max}} D[1 - F(y)] dy \quad (5)$$

很显然,如果不考虑迁移成本,某人在 A 地的收入水平低于 B 地,而且其相对贫困的感受在 A 地更甚,那么 A 地到 B 地的迁移动力将非常强。也就是说,如果存在:

$$y_i^A < y_i^B, RD^A > RD^B \quad (6)$$

则(4)式必然成立。如果(6)式所列的条件只能满足其一,则无法从理论上预测哪种力量会更强,必须依赖于经验检验。

三、贫困农村的迁移决策:数据与检验

本文所使用的资料来源于 2000 年我们对甘肃通渭、四川渠县、贵州威宁、陕西商州 4 个贫困县市所作的农户调查。根据随机抽样的原则,先在每一个贫困县抽取 10 个村,再在每个村抽取 15 个农户家庭。最终得到有效样本 582 个。问卷内容主要包括家庭成员的受教育水平、健康状况、生活条件、农业生产、家庭消费、劳动力分配、信贷及其使用情况等方面。由于调查资料中农户家庭经济活动的信息丰富,使我们可以计算出家庭成员如果不迁移可能获得的收入,了解其在所处社区中的相对地位,为从经验上验证相对贫困假说提供了可能。

在这次调查中,我们将 2000 年离家 6 个月以上、从事就业活动的劳动力定义为迁移劳动力。582 户中有迁移劳动力 282 人,占劳动力总数的 17.36%。迁移劳动力和非迁移劳动力的特征比较如表 1 所示。

下面,我们采用 Probit 模型的估计方法,使用前面解释的数据检验相对贫困与迁移的关系假说。样本中所观察到的劳动力有两种决策,迁移($M=1$)或者留在原居住地($M=0$)。由于影响迁移决策的因素除了收入以外还有其他变量,如个人的受教育程度、年龄、性别、工作经验及家庭特征、社区特征等,所以,我们用一组向量 X 来解释迁移决策的形成。如果使用 Probit 模型,将会有:

$$\lim_{\beta'x \rightarrow +\infty} \text{Prob}(M=1) = 1 \text{ 或 } \lim_{\beta'x \rightarrow +\infty} \text{Prob}(M=1) = 0 \quad (7)$$

其中, β' 为待估计的参数。该模型使用的连续概率分布函数为正态分布函数,所以有:

$$\text{Prob}(M=1) = \int_{-\infty}^{\beta'x} \varphi(z) dz = \Phi(\beta'x) \quad (8)$$

我们使用这次调查的资料,对劳动力迁移决策进行估计,并将解释迁移决策的变量分为收入变量、家庭特征变量、个人特征变量和村虚拟变量 4 个类型(见表 2)。收入变量主要反映绝对收入和相对贫困对迁移决策的影响。由于迁移需要支付一定的成本,而且需要承担一定的风险,因此一定

表 1 迁移劳动力与非迁移劳动力的特征比较

	迁移劳动力		非迁移劳动力	
	均 值	标准差	均 值	标准差
个人特征				
性别	0.72	0.45	0.49	0.50
年龄	28.40	8.43	39.54	12.74
受教育年限	7.78	2.92	4.55	3.82
婚姻状况	0.18	0.39	0.84	0.37
技能	0.34	0.48	0.23	0.42
非农工作经验	4.44	4.08	2.56	5.30
家庭特征				
家庭劳动力	4.04	1.37	3.55	1.51
家庭耕地面积	6.60	6.88	7.76	7.77
帮助人	6.05	8.68	5.61	6.81
样本规模	282		1 342	

表 2 模型中所使用变量的解释

变 量	变量解释	影响方向
决策变量		
是否迁移	2000 年是否离家 6 个月以上(是=1, 否=0)	
收入变量		
绝对收入	家庭没有迁移时的绝对人均年收入(千元)	+
绝对收入的平方	绝对收入的平方项	-
相对贫困	在村里的相对经济地位下降收入(千元)	+
相对贫困的平方	相对经济地位下降收入的平方项	-
家庭特征变量		
劳动力	家庭中 16 岁以上、65 岁以下的人口数(人)	+
耕地	家庭的耕地面积(亩)	-
帮助人	家庭中主要的帮助人数(人)	+
个人特征变量		
性别	男性=1, 女性=0	-
年龄	多少周岁	?
年龄平方	年龄的平方项	?
受教育年限	接受正规教育的年限(年)	+
婚姻状况	现在是否有配偶(是=1, 否=0)	-
技能	是否有某种手艺(是=1, 否=0)	+
非农工作经验	完成学业后从事非农工作的年数(年)	+
村变量		
村虚拟变量	是=1, 否=0	

注：“+”表示因变量与自变量同方向；“-”表示因变量与自变量反方向；“?”表示进行回归之前无法预料因变量与自变量的关系。

的收入对于迁移是必要的。但是,当非迁移时的绝对收入达到一定水平时,迁移的动力就会下降,所以在回归模型中我们放入了绝对收入的平方项。相对贫困的程度越高,则迁移的激励越强,但对于贫困地区而言,相对贫困的程度过高反而会影响迁移的能力。所以,我们预期相对贫困这个变量的平方项会有一个负的系数。

在家庭特征变量中,劳动力数量主要反映家庭的劳动力资源禀赋;耕地面积则用来反映农业生产对劳动力的需求程度;帮助人反映的是家庭的社会网络。某人的社会网络越丰富,可能拥有的信息也越多,预期“帮助人”这一变量会对迁移有正的影响。

个人特征历来是影响迁移的重要因素。根据以往的观察(都阳,2001),男性的迁移要多于女性。年龄对迁移也会产生显著影响,而且年龄的影响存在生命周期的特点,即达到一定年龄后会发生变化。因此,我们预期年龄的平方项也会对迁移有影响。受教育水平向来是决定迁移的重要因素,受教育水平越高将越有利于获得更丰富的信息,并降低迁移所付出的心理成本。技能和工作经验预期也会对迁移产生正的影响。

由于所调查的 40 个村分布在不同的省份,地域差异自然会对估计结果产生影响。为了控制地区差异,我们将村虚拟变量也放入估计模型中。

表 3 给出了 Probit 模型估计的结果。Probit 模型在估计时通常假定各观察值之间是相互独立的,然而这一假定往往不合理。例如,在本研究中来自同一个家庭或同一个村的迁移劳动力之间的决策可能具有相关性。为此,我们在估计时使用稳健标准差。虽然点估计没有什么差别,但置信区间与假定个人决策相互独立的情况有所差异。表 3 的最后一列反映的是 X 的变化对迁移决策的影响概率,如果所对应的是虚拟变量,则反映该变量从 0 到 1 所产生的离散变化。

从表 3 可以看出,在控制了绝对收入及其他影响迁移的因素以后,反映相对贫困的变量均处于显著水平,这表明相对贫困假说得到本研究所使用数据的验证。相对贫困的系数显著为正,表明当某人在居住地感受到的相对贫困程度越强,其迁移到外地就业的动机越强,这与前面理论预测的方向是一致的。同时,系数值达到 0.41,也说明相对贫困对迁移决策起到了重要的作用。相对贫困的平方项为负,与贫困地区的特征有关。我们知道,相对贫困反映的是某人的收入在村中的相对水平,收入水平越低,相对贫困的程度越高。因此,在贫困地区,当相对贫困达到一定程度时,将失去迁移

的能力。

绝对收入的系数为 0.87,且处于显著水平之上,说明绝对收入对于迁移也是必要的条件。这一点也与本研究的资料均来源于贫困地区有关,贫困地区劳动力市场、信贷市场及其他基础设施建设都处于相对落后的水平,因此,绝对收入对于贫困地区人口的迁移决策有着积极的影响。一定的收入,不仅使他们有能力支付迁移的成本,而且也有利于他们提高抵御迁移风险的能力。收入平方项为负表明当绝对收入增加到一定水平的时候,人们倾向于留在居住地就业。这一点与赵耀辉的观察(Zhao,1999)也是一致的。

从估计的结果看,其他控制变量的影响也多与理论预测的结果一致。性别变量的系数显著为正,说明男性在迁移过程中仍然具有一定的优势。年龄的系数虽然显著为正,但其平方项显著为

负,说明年龄对迁移的影响存在生命周期效果,即年龄达到一定阶段将不利于迁移。受教育年限和工作经验的系数也皆为正,说明它们对迁移决策有积极的影响;但技能的作用却不明显,这也反映出目前迁移者工作选择的特征,即由于城市的就业歧视政策,无论迁移者的人力资本禀赋如何,都只能被限制在“脏、险、累”的岗位中。家庭特征变量中劳动力数量和耕地面积的系数统计显著水平均在 10%以下。但社会关系的影响不明显,可能是由于社区内的社会网络尚不足以对异地迁移产生影响。

表 3 贫困地区劳动力的迁移(Probit 模型的估计)

变量及参数类型	系数	RSE	P> Z	DF/DX
收入变量				
绝对收入	0.87	0.096	0.00	0.045
绝对收入平方	-0.19	0.024	0.00	-0.010
相对贫困	0.41	0.091	0.00	0.021
相对贫困平方	-0.051	0.0092	0.00	-0.0027
个人特征变量				
性别	0.52	0.30	0.089	0.0227
年龄	0.11	0.060	0.082	0.00559
年龄平方	-0.0019	0.00073	0.007	-0.0001
受教育年限	0.069	0.020	0.001	0.0036
婚姻状况	-2.41	0.51	0.00	-0.41
技能	0.14	0.17	0.39	0.008
非农工作经验	0.20	0.048	0.00	0.010
家庭特征变量				
家庭劳动力	0.31	0.069	0.00	0.016
帮助人	-0.0026	0.050	0.96	-0.00013
家庭耕地面积	-0.59	0.051	0.00	-0.031
村变量				
村虚拟变量	略			
其他参数				
Pseudo R ²	0.65			
Log likelihood	-216.18			
P>χ ²	0.00			
观察值数	1 210			

四、劳动力迁移、农民收入和政府政策

根据经验检验,经济学解释迁移动机有两个来源。

第一,城乡之间存在的绝对收入差距为城乡迁移提供了动机,托达罗模型对此已作了经典表述。从这一模型出发所进行的研究也证明迁移能够有效地提高农村劳动力和农户的收入。许多研究表明,改革开放以来,城乡收入差距经历过一个先降低,再升高的变化轨迹。与这个变化轨迹相对应,把农业劳动生产率与非农产业劳动生产率相比,得到的比较劳动生产率指标,也呈现出先扩大再缩小(即农业与非农产业劳动生产率差距先缩小再扩大)的变化历程(见表 4)。由于诸多研究在估算实际的城乡收入差距时没有考虑价格变动因素,所以得出目前城乡收入差距比 1978 年水平还高的不确当的结论。在考虑价格变动因素的情况下,20 世纪 80 年代后期以来城乡收入差距的确有所扩大,但直到 2000 年,这一差距并没有超过 1978 年的水平。可见,城乡收入差距固然是劳动力从

表4 城乡收入差距及其各种表现(1978年不变价)

年份	人均 GDP (元)	城乡收入 比率	农业劳动 生产率(元)	非农产业劳动 生产率(元)	比较劳动 生产率(%)
1978	379	2.57	360	2 202	16.3
1979	402	2.43	377	2 275	16.6
1980	428	2.35	366	2 371	15.4
1981	445	2.04	383	2 355	16.2
1982	478	1.79	412	2 461	16.7
1983	523	1.65	442	2 599	17.0
1984	594	1.63	503	2 658	18.9
1985	665	1.53	508	2 886	17.6
1986	713	1.69	523	2 984	17.5
1987	783	1.65	541	3 210	16.8
1988	858	1.51	544	3 484	15.6
1989	879	1.54	544	3 630	15.0
1990	899	1.64	505	3 244	15.6
1991	969	1.72	514	3 508	14.7
1992	1 093	1.78	543	3 916	13.9
1993	1 226	1.89	582	4 241	13.7
1994	1 366	1.95	621	4 564	13.6
1995	1 493	1.94	671	4 807	14.0
1996	1 619	1.85	719	5 052	14.2
1997	1 745	1.83	745	5 412	13.8
1998	1 863	1.86	769	5 826	13.2
1999	1 978	1.96	779	6 257	12.5
2000	2 117	2.04	793	6 733	11.8

资料来源:国家统计局:《中国统计年鉴(2001)》,中国统计出版社,2001年。

城乡之间的绝对收入差距对应的是城乡之间存在的二元经济结构与城市化滞后,而一部分农户面临的相对贫困所对应的是农村内部收入差距的扩大。随着国家“十五”计划的实施,户籍制度加快了改革步伐,城市化速度也相应加快。研究者的任务已不再仅仅是呼吁城乡劳动力市场一体化,而是要探讨如何才能实现农村劳动力迁移的平稳进行。已有的研究表明,农村劳动力向城市迁移的障碍之一,来自于城市居民和地方政府对外来劳动力的忧虑,如担心外来劳动力造成对城市劳动力市场岗位的竞争,担心城市社会治安的恶化等等。然而,城市劳动力市场的形成将越来越明确的证明,劳动力市场的竞争有利于城市经济发展,同时比较和缓的迁移速度也可以减少城市居民和政府的忧虑,从而实现比较平缓的过渡。

能够使劳动力迁移比较平稳进行的政策选择,所追求的是一种不从根本上逆迁移潮流,但在一定时期减缓迁移速度的政策目标。第一个政策手段应该是缩小城乡收入差距。但是,既然城乡之间劳动生产率差距如此之大(见表4),在劳动生产率缩小之前,城乡收入差距不可能根本性地缩小,所以,在很长时间里政府在这个政策目标上恐怕难以有所作为。第二个政策手段是缩小农村内部的收入差距,包括缩小户际、县际、省际和东、中、西三类地区之间的收入差距。这种政策不仅是实现一个平稳和持续的城市化、非农化所必要的制度环境,也是建立一个良好的社会经济发展环境所必要的。

由于相对贫困是决定迁移的一个重要动因,因此,城市中的迁移人口如果仍然感受到相对贫困,他们就会考虑重新迁移或回迁。如前所述,相对贫困总是相对于特定的参照群体而言的,因感受

农村到城市迁移的持续动力,但不是惟一的。

第二,本文所检验的相对贫困为迁移提供了激励。改革开放以来,收入分配差距扩大的一个特点是农村内部的收入差距大于城市内部的收入差距,甚至大于城乡之间的收入差距。研究表明,经济改革以来,农村地区之间、农户之间和个人之间的收入差距扩大最快,而且导致这种收入差距的最持久源泉是人力资本的差异(Benjamin, Brandt and Li, 2000)。可见,在农村农户既可以依靠更高的人力资本禀赋和其他条件获得致富机会,也可能因为这种或那种原因而陷入贫困。感受到相对贫困的农户,看到外出打工所具有的改善相对收入状况的机会,便产生较强的迁移动机。

在中国目前的情况下,作为劳动力迁移的政策背景,城

需要指出的是,如果迁移人口在城市感受到的相对贫困仅仅与个人人力资本禀赋有关,并不会产生什么实质性的扭曲,只会形成提高人力资本的激励。若由于城市劳动力市场上的歧视性政策导致了相对贫困,回迁和进一步迁移就会不断发生,出现迁移数量巨大但城市化水平无法上升的局面。因此,消除城市劳动力市场的扭曲,将迁移者融入城市经济生活,对于一个健康的城市化过程是必要的。

1. 刘建进:《中国农村劳动力就业与流动状况》,提交农业部“农村劳动力转移国际研讨会”论文(未刊稿),2001年7月。
2. 都阳:《中国贫困地区农户劳动供给研究》,华文出版社,2001年。
3. Benjamin, Dwayne, Loren Brandt and Guo Li (2000), Markets, Human Capital, and Inequality: Evidence from Rural China, unpublished paper, University of Toronto.
4. Du, Ying (2000), Rural Labor Migration in Contemporary China: An Analysis of Its Features and the Macro Context, in West, Loraine and Yaohui Zhao (eds) Rural Labor Flows in China, Institute of East Asian Studies, University of California, Berkeley.
5. Macunovich, Diane J. (1997), A Conversation with Richard Easterlin, *Journal of Population Economics*, 10: 119-136.
6. Stark, O. and Taylor, J. E. (1991), Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation. *The Economic Journal*, Vol. 101, 1163-1178.
7. Todaro, M. P. (1969), A Model of Labor Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries, *American Economic Review*, 59(1): 105-133.
8. Zhao, Yaohui (1999), Migration and Earnings Difference: The Case of Rural China, *Economic Development and Cultural Change*, 47(4): 767-782.

为适应中国信息化建设需要,扩大作者学术交流渠道,本刊已加入《中国学术期刊(光盘版)》。作者著作权使用费与本刊稿酬一次性给付。如作者不同意将文章编入该数据库,请在来稿时注明,本刊将做适当处理。