

中国农村住户参与 转移就业的影响因素分析

杜鑫*

摘要：根据 2002 年度全国农村住户抽样调查数据，当年农村劳动力转移就业比例达 40% 左右，转移农户占全部农村住户的比例达 70% 左右。农户对转移就业的参与概率随初始收入的提高而不断提高，至初始收入达到很高的水平之后开始下降；较多的土地资源不利于农户参与转移就业，但对农户参与就地转移的负面影响要小于异地转移；较多的农业固定资产不利于农户参与异地转移，而较多的非农业固定资产有利于其参与就地转移；家庭人口特征、社会资本等因素也会对农户参与转移就业产生影响。

关键词：劳动力转移 就地转移 异地转移

一、引言

改革开放之后，中国农村富余劳动力向非农产业转移的规模不断扩大。由于城乡分割制度和农村土地制度的制约，中国农村富余劳动力或者是就地转移从事非农就业（大都同时兼营农业），或者是在城乡之间、地域之间进行流动就业。自 20 世纪 90 年代以来，中国农村劳动力转移或流动问题逐渐成为一个重要的研究领域，关于该领域的文献综述详见蔡昉、都阳和王美艳（2003）、赵忠（2004）以及都阳（2006）。在关于农村劳动力转移或流动问题的研究中，农村劳动力及其家庭对转移或流动就业活动的参与决策是一个重要的研究问题，其关注的是处于何种收入阶层、持有何种特征的家庭或个人参与劳动力转移或流动就业。在关于中国农村劳动力转移或流动决策的研究中，较多的文献或者研究了农村劳动力及其家庭对劳动力转移或非农就业的参与活动（刘晓昀、Terry Sicular, 辛贤，2003；朱农，2004a；Zhu and Luo, 2006），或者研究了对其中一种劳动力转移方式——异地转移或迁移——的参与活动（Zhao, 1999a；Rozelle, Taylor and de Brauw, 1999；Du, Park and Wang, 2005；都阳、Albert Park, 2006；盛来运，2007），同时研究农村劳动力参与两种不同劳动力转移方式的文献却相对较少，主要有 Zhao（1999b）、朱农（2004b）和 Shi 等（2007）。而且，在这些已有的少量研究中，参与决策主体都是农村劳动力个人而非家庭，其研究样本都存在抽样范围与样本容量较小的缺陷。根据新劳动力迁移经济学理论，劳动力资源配置决策是家庭出于效用最大化目的而做出的最优选择行为，决策主体应当是家庭而非个人（Stark and Bloom, 1985）。而研究样本的抽样范围过小和样本容量不足则会降低样本数据的代表性，从而限制研究结论的外部有效性，甚至还会出现这样一种情形，即利用这些不同的样本

* 杜鑫，北京市社会科学院管理研究所，邮政编码：100101，电子信箱：gscass2006@163.com。

本文是通用汽车·中国发展研究基金会博士论文奖学金项目“劳动力流动对农户经济福利的影响”（2007 基培字第 P15 号）的研究成果之一。感谢中国社会科学院经济研究所、北京师范大学经济与工商管理学院李实教授的指导和匿名审稿人的建设性意见。同时，作者文责自负。

在研究农村劳动力对本地农业就业、本地非农就业和迁移就业的选择决策时，Zhao（1999b）使用的是 1995 年四川省 18 个县 1 820 个住户的 4 942 个劳动力样本，朱农（2004b）使用的是 1992 年湖北省 6 个市县 8 个村 1 027 个住户的 3 013 个劳动力样本，Shi 等（2007）使用的是 2000 年江西省 3 个县 3 个村 331 个住户的 1 003 个劳动力样本。这些研究样本都局限于一个省，有的还局限于少数几个村，存在抽样范围及样本容量较小、代表性不足的问题。本文提到的其他已有研究文献中大都也存在这种不足。

数据所作的不同研究会得出大不相同甚至相反的研究结论。有鉴于此,本文拟利用中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 2002年全国农村住户抽样调查数据,以农村住户作为分析单位,研究农户对劳动力转移及其两种不同转移就业方式——就地转移和异地转移的参与活动和参与决策,对农户参与两种不同转移就业方式的选择决策进行比较分析,以加深对农村劳动力转移这一重要经济社会现象的理解和认识。

二、2002年中国农村住户对转移就业的参与状况

本部分首先利用 2002年全国农村住户调查数据来对农村住户参与转移就业的状况进行简要介绍。中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 2002年全国农村住户调查覆盖了北京、河北、山西、辽宁等 22个省市、961个行政村,调查户数 9 200个,调查人口 37 969人,具有较为广泛的代表性,调查内容包括了农村住户及其成员的生产、收入、就业等信息,具有较为充分的适用性。

为了开展本文的研究,首先需要根据 2002年度农村住户调查数据对农村劳动力、农村转移劳动力、参与劳动力转移的农户作出定义。在本文中,农村劳动力是指在 2002年 12月工作、就业、从事家庭农业及其他家庭经营活动的农村住户成员;农村转移劳动力指主要工作是在公共管理和社会组织之外的其他行业从事工资性就业和个体非农经营(个体工商经营)的农村劳动力;农村就地转移劳动力是指主要工作的就业地点位于户籍所在乡镇的农村转移劳动力,异地转移劳动力是指主要工作的就业地点位于户籍所在乡镇之外的农村转移劳动力。相应地,如果农村住户成员中有符合上述定义的转移劳动力,就称该住户参与了劳动力转移就业,参与转移就业的住户简称转移农户,参与就地转移就业的住户简称就地转移农户,参与异地转移就业的住户简称异地转移农户。表 1列出了 2002年全国农村住户抽样调查中各种类型农村劳动力和农村住户的样本数及其比例。

表 1 各种类型农村劳动力与农村住户的样本数及其比例

	全部	未转移就业		转移就业		就地转移		异地转移	
	数量	数量	比例 (%)	数量	比例 (%)	数量	比例 (%)	数量	比例 (%)
农村劳动力样本(人)	22 692	13 222	58.27	9 470	41.73	5 315	23.42	4 155	18.31
农村住户样本(户)	9 200	2 793	30.36	6 407	69.64	3 976	43.22	3 158	34.33

注:参与就地转移就业和异地转移就业的农户数之和大于参与转移就业的农户数,是因为 727个农户同时参与了就地转移就业和异地转移就业,这一部分农户占全部农户的比例约为 7.90%。

资料来源:根据中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 2002年全国农村住户调查数据计算而得。

表 2列出了按照初始收入(上一年住户人均纯收入)计算所得的农户十等分组的初始人均收入均值和转移就业参与率。

表 2 2002年中国农村住户十等分组的初始人均收入和转移就业参与率

收入分组	上年住户人均纯收入均值(元)	转移就业参与率 (%)	就地转移参与率 (%)	异地转移参与率 (%)
最低组	660	59.78	32.07	31.20
第二组	1 083	63.80	32.93	35.43
第三组	1 383	65.87	36.20	35.33
第四组	1 663	69.57	40.33	36.52
第五组	1 948	68.48	44.13	32.39
第六组	2 262	71.85	44.46	35.87
第七组	2 640	72.39	45.65	35.00
第八组	3 181	72.83	46.96	35.65
第九组	4 120	73.80	48.48	36.30
最高组	7 537	78.04	60.98	29.57
全部	2 583	69.64	43.22	34.33

资料来源:根据中国社会科学院经济研究所收入分配课题组 2002年全国农村住户调查数据计算而得。

Rozelle, Taylor和 de Brauw (1999)以及 Zhao (1999a)等发现初始绝对收入或财富水平对劳动力迁移概率有负向的影响,而李菁和姚洋 (2006)发现初始绝对收入或财富水平对劳动力迁移概率有正向的影响;Zhao (1999b), Shi等 (2007),蔡昉、都阳和王美艳 (2003),李菁和姚洋 (2006)等发现男性对各种形式劳动力流动行为的参与概率都要高于女性;而朱农 (2004a)发现女性迁移就业概率更高,朱农 (2004b)同时发现男性本地非农就业概率更高;Zhao (1999b)发现较高教育水平的农村劳动力更倾向于从事本地非农就业,而 Shi等 (2007)及朱农 (2004a, 2004b)则发现较高文化程度、拥有技术专长对参与迁移就业的促进作用要大于本地非农就业。研究结论的差异在诸如婚姻状况、家庭人口结构、土地资源等变量上也都存在。

从表中可以看到,2002年中国农村住户对转移就业的参与率高达约70%。随着初始收入的提高,农户对转移就业的参与率也逐渐升高,从最低收入组的大约60%上升到最高收入组的78%,其中,就地转移参与率的上升趋势比较明显,从最低收入组的32%上升到最高收入组的61%;异地转移参与率在各收入阶层之间的变化相对较小,基本上保持在30%-35%之间。

三、理论基础与计量模型

关于劳动力转移或流动的主要经济理论有二元经济理论、托达罗模型、新劳动力迁移经济学等。由刘易斯首先提出的二元经济理论认为,在整个经济发展过程中,现代工业部门的资本积累是经济增长的发动机,经济发展及劳动力转移过程由资本积累驱动,但又受到农业部门生产提供农业剩余能力的限制。托达罗模型认为,劳动力流动决策是对预期收入差距的一种反应,城市预期收入水平等于城市正规部门和非正规部门(或者包括失业状态)工资水平以就业概率为权重的加权平均,在城乡预期收入水平相等时劳动力的流动达到均衡状态(Todaro, 1969; Harris and Todaro, 1970)。到1980年代,由Stark、Lucas、Taylor等人提出的新劳动力迁移经济学认为,劳动力迁移决策不仅是对收入差距的反应,还取决于农村家庭的相对剥夺感(或相对贫困度)、家庭生产经营所面临的风险等因素。在信贷市场和保险市场不完善的情况下,农村家庭将其劳动力资源在不同地理位置和不同行业之间进行配置是规避家庭经营风险、降低收入及消费波动性的一种理性选择,还可以减轻或消除家庭生产所面临的信贷约束(Stark, 1980; Lucas and Stark, 1985)。处于社区收入分布低端的家庭或个人,希望通过迁移获得更高的收入水平从而提高其相对经济地位,相对剥夺感(relative deprivation)越强,其迁移动机就越强(Stark and Taylor, 1991)。

根据上述理论,本文以农村住户作为劳动力转移决策主体和分析单位,研究农户在资源禀赋既定的条件下,如何作出劳动力资源配置决策,以参与到各种形式的劳动力转移就业活动中,实现整个家庭的效用最大化。本文将我国农村住户选择参与劳动力转移就业的经济计量模型设定为如下形式的单变量Probit模型:

$$\begin{cases} Y_i^* = X_i \beta + u_i \\ Y_i^* > 0, Y_i = 1; Y_i^* \leq 0, Y_i = 0 \\ u_i \sim N(0, 1) \end{cases} \quad (1)$$

式(1)中, Y_i^* 为观察不到的潜变量,农户参与劳动力转移时($Y_i^* > 0$), Y_i 取值为1,否则 Y_i 取值为0; X_i 表示影响第*i*个农户参与劳动力转移决策的各种因素, β 为相应系数, u_i 为服从标准正态分布的随机误差项。

对于中国的农村住户来说,除了家庭农业生产之外,可以将其劳动力资源在就地转移、异地转移这两种转移方式上进行配置,一个农户可以选择参与其中一种转移就业,可以同时参与两种转移就业,当然也可以选择参与任何转移就业而单纯从事家庭农业生产。据此,本文将我国农户选择参与两种不同转移就业方式的经济计量模型设定为如下形式的双变量Probit模型(bivariate probit model):

$$\begin{cases} Y_{1i}^* = X_{1i} \beta_1 + u_{1i} \\ Y_{2i}^* = X_{2i} \beta_2 + u_{2i} \\ Y_{1i}^* > 0, Y_{1i} = 1; Y_{1i}^* \leq 0, Y_{1i} = 0 \\ Y_{2i}^* > 0, Y_{2i} = 1; Y_{2i}^* \leq 0, Y_{2i} = 0 \\ (u_{1i}, u_{2i}) \sim N(0, 0, 1, 1, \rho) \end{cases} \quad (2)$$

式(2)中,下标1和2分别代表第*i*个农户对就地转移和异地转移的参与, Y_{1i}^* 和 Y_{2i}^* 为观察不到的潜变量,农户参与就地转移和异地转移时(分别有 $Y_{1i}^* > 0$ 和 $Y_{2i}^* > 0$), Y_{1i} 和 Y_{2i} 取值为1,否则 Y_{1i} 和 Y_{2i} 取值为0; X_{1i} 和 X_{2i} 分别表示第*i*个农户对两种转移就业方式的参与决策的各种影响因素, β_1 和 β_2 为相应系数, u_{1i} 和 u_{2i} 为服从二元联合正态分布的随机误差项。

在上述Probit模型中,选取的被解释变量为农户是否参与劳动力转移的二值变量,农户参与了劳动力转移即取值为1,否则为0。下面对本文拟选取的解释变量进行简要分析介绍。根据托达罗模型,预期收入差距是影响劳动力流动决策的重要因素,但在经验研究中,由于难以从调查中得到同一劳动力或住户在流动和

不流动两种情况下的收入或预期收入数据,从而无法在回归方程中直接引入预期收入差距变量,经验研究中较多的是通过引入影响预期收入差距大小的其他变量来表示预期收入差距的影响,这些变量包括初始收入水平、人力资本、物质资本、社会资本等,本文也同样选取了这些变量作为解释变量。根据新劳动力迁移经济学,劳动力流动决策还取决于相对剥夺感、家庭生产经营所面临的风险等因素。由于研究样本数据所限,本文在解释变量中没有引入相对剥夺感变量。在发展中国家的农村地区,由于信贷市场与保险市场的不完善,个人或家庭支付劳动力流动成本、抵御劳动力流动风险的能力基本上取决于其初始财富或收入水平(Stark and Taylor, 1991;蔡昉、都阳、王美艳, 2003;朱农, 2004a),在劳动力流动决策方程中还应当引入初始财富或收入水平来表示个人或家庭支付劳动力流动成本、抵御劳动力流动风险的能力。在本文不将预期收入差距和相对剥夺感引入决策方程的情况下,还应该同时引入初始收入变量的一次项和二次项,以捕捉劳动力流动概率与初始财富或收入水平潜在的非线性关系(杜鑫, 2008)。根据上述简要分析,本文选取的解释变量包括初始收入水平及其二次项、家庭农业经营面临的风险、人力资本、土地资源、生产性资本、社会资本(社会关系网络)、家庭人口特征、所在行政村特征等。

四、估计结果

表 3 列出了经济计量模型的估计结果。回归模型 (1) 是对农户参与转移就业决策的单变量 Probit 模型的估计,回归模型 (2) 是对农户进行就地转移和异地转移参与决策的双变量 Probit 模型的估计。由于 2002 年全国农村住户调查的抽样是按两阶段进行的,第一阶段由省级统计局选择调查村,第二阶段在每个调查村选择若干个农户样本,因此本文所使用的研究样本是一个具有聚类特征的样本。表 3 所列估计结果在行政村的水平上对聚类效应进行了纠正。下面对表 3 所列的估计结果进行简要说明。

表 3 农户参与劳动力转移决策方程的估计结果

被解释变量	回归模型 (1)		回归模型 (2)			
	是否参与劳动力转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0		是否参与就地转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0		是否参与异地转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0	
解释变量	系数估计值	稳健标准误	系数估计值	稳健标准误	系数估计值	稳健标准误
初始收入特征						
上年住户人均纯收入(千元)	0.1108***	0.0197	0.0690***	0.0183	0.0560***	0.0198
上年住户人均纯收入的平方(千元 ²)	-0.0033***	0.0009	-0.0017**	0.0009	-0.0020**	0.0009
家庭农业经营风险						
当年是否遭受自然灾害(是 = 1, 否 = 0)	0.0108	0.0520	-0.0293	0.0488	0.0173	0.0465
人口特征						
劳动力人数(人)	0.1573***	0.0218	-0.0407**	0.0187	0.3330***	0.0210
不在业人员数(人)	0.0380**	0.0193	0.0015	0.0176	0.0289	0.0187
家中抚养人口数(人)	-0.0421	0.0355	-0.0082	0.0313	-0.0614*	0.0327
劳动力平均年龄(岁)	0.0234	0.0142	0.0302**	0.0137	0.01793	0.0184
劳动力平均年龄的平方(岁 ²)	-0.0005***	0.0002	-0.0003**	0.0002	-0.0006**	0.0002
人力资本						
劳动力平均受教育年数(年)	0.1645***	0.0382	0.1346***	0.0356	0.0646	0.0418
劳动力平均受教育年数的平方(年 ²)	-0.00121***	0.0025	-0.0098***	0.0024	-0.0039	0.0028
住户成员以前是否当过企业管理人员或供销人员(是 = 1, 否 = 0)	0.2179**	0.0872	0.0641	0.0726	0.1204	0.0774
住户成员以前是否在商贸流通或金融部门工作过(是 = 1, 否 = 0)	0.0664	0.1165	0.0209	0.0997	0.05074	0.1000

一个家庭在社区中的相对剥夺感需要根据社区所有家庭的收入分布状况计算出来,从而要求调查获得社区内每一个家庭的收入水平。根据《中国统计年鉴(2006)》,2002年全国每个行政村平均拥有 353.8 个农户。但在本研究所使用的样本数据中,每一个行政村并没有抽取全部农户,仅抽取了 10 个或少于 10 个的农户进行调查。

对于初始收入(财富)水平低、相对剥夺感强、预期收入差距(绝对收入利益)大的家庭或个人,其流动动机强但其支付流动成本、承担流动风险的能力弱,很难实现劳动力的流动;对于初始收入(财富)水平高、相对剥夺感弱、预期收入差距(绝对收入利益)小的家庭或个人,其支付流动成本、承担流动风险的能力强但其流动动机弱,实际不大愿意从事劳动力的流动;处于上述两者之间的中等收入阶层的家庭或个人兼具流动动机和流动能力,可能更易于实现劳动力流动。

关于劳动力流动决策影响因素的分析讨论,详见赵忠(2004)、都阳(2006)和杜鑫(2008)等。

续表 3

农户参与劳动力转移决策方程的估计结果

被解释变量:	回归模型 (1)		回归模型 (2)				
	是否参与劳动力转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0		是否参与就地转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0		是否参与异地转移就业: 参与 = 1, 不参与 = 0		
解释变量	系数估计值	稳健标准误	系数估计值	稳健标准误	系数估计值	稳健标准误	
土地禀赋							
耕地面积 (亩)	- 0.0098***	0.0027	- 0.0033*	0.0018	- 0.0151***	0.0031	
养殖水面面积 (亩)	- 0.0393***	0.0124	- 0.0184*	0.0109	- 0.0169	0.0104	
经营山地面积 (亩)	- 0.0003	0.0060	- 0.0026	0.0058	0.0005	0.0041	
经营园地面积 (亩)	- 0.0232*	0.0125	- 0.0196	0.0174	- 0.0179	0.0142	
经营牧草地面积 (亩)	0.0029	0.0241	0.0230	0.0328	- 0.0444	0.0338	
资本禀赋							
农业固定资产价值 (千元)	- 0.0205***	0.0047	- 0.0068	0.0044	- 0.0113**	0.0057	
非农业固定资产价值 (千元)	0.0023	0.0026	0.0087***	0.0030	- 0.0035	0.0027	
社会资本							
住户成员是否有中共党员 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.0637	0.0457	0.0692*	0.0415	- 0.0635	0.0424	
住户成员是否现在当村组干部 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.0316	0.0504	0.1708***	0.0463	- 0.1825***	0.0442	
住户成员是否现在当乡镇干部 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.9527***	0.1585	- 0.5603***	0.1615	- 0.5510***	0.1686	
是否有家属或关系比较好的亲戚朋友在县级及以上机关当干部 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.0718	0.05319	- 0.0571	0.0468	0.0192	0.0459	
是否有家属或关系比较好的亲戚朋友在县城或城市生活但非干部 (是 = 1, 否 = 0)	0.0524	0.0414	0.0369	0.0385	0.0254	0.0375	
行政村特征							
是否属于平原地区 (是 = 1, 否 = 0)	0.0018	0.0676	- 0.0335	0.0636	- 0.0157	0.0579	
是否位于大中等城市郊区 (是 = 1, 否 = 0)	0.4355***	0.1397	0.2375*	0.1414	0.1192	0.1432	
是否属于少数民族地区 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.1802	0.1108	- 0.0004	0.1071	- 0.2533**	0.1046	
是否属于老区 (是 = 1, 否 = 0)	0.2418**	0.0968	- 0.0354	0.0891	0.2305***	0.0789	
距最近县城的距离 (公里)	- 0.0027*	0.0016	- 0.0024	0.0015	- 0.0025*	0.0014	
距最近乡镇政府的距离 (公里)	0.0066	0.0047	- 0.0064	0.0053	0.0056	0.0050	
距最近交通站 (汽车站、火车站或码头) 的距离 (公里)	- 0.0040	0.0032	0.0015	0.0035	- 0.0046	0.0029	
1998年所在行政村农民人均年纯收入 (千元)	0.0436	0.0344	0.1237***	0.0398	- 0.0957**	0.0401	
一个本村整劳动力在本乡镇内打临时工的日收入 (元)	0.0011**	0.0004	0.0003***	0.0000	0.0004***	0.0001	
1998年本行政村外出从业劳动力占全村劳动力的比例	0.7040***	0.1877	- 0.3887**	0.1753	1.3046***	0.1645	
村集体是否组织安排劳动力外出 (是 = 1, 否 = 0)	- 0.0413	0.1146	- 0.0697	0.1024	- 0.0275	0.1214	
省份虚拟变量		YES		YES		YES	
截距项		- 1.2213***	0.4008	- 1.6180***	0.3766	- 1.1361***	0.4349
				- 0.6313 (系数值估计) 0.0179 (稳健标准误)			
Wald test of = 0				chi2 (1) = 624.781 Prob > chi2 = 0.0000			
Wald chi2		Wald chi2 (56) = 699.18		Wald chi2 (112) = 1565.63			
Prob > chi2		0.0000		0.0000			
Pseudo R ²		0.1464		NA			
Log pseudolikelihood		- 4 051.5460		- 9 012.6343			
样本数		8 158		8 158			
正确预测百分比 (%)		76.7		64.9		72.3	

注: **、*、* 分别表示估计值在 1%、5%、10% 的水平上显著。

初始人均收入。初始人均收入及其平方项对农户参与转移就业决策都具有比较显著的影响,农户参与各种转移就业的概率与初始人均收入之间呈现出一种倒 U 型关系。控制了其他因素之后,农户对转移就业参与概率在人均纯收入 16 732 元时达到最大值,就地转移和异地转移的参与概率分别在人均纯收入 20 663 元和 13 711 元时达到最大值。但在本研究样本中,初始人均纯收入大于或等于 16 732 元、20 663 元、13 711 元

的农户分别仅占到 1.51%、1.45%、1.67%，实际上对于绝大多数农户来说，其对转移就业的参与概率随初始收入的提高而不断提高，直至初始收入达到很高的水平之后，参与概率才转而降低。中国的乡村和城市之间、农业和非农业之间存在着巨大的收入差距，除了处于最高收入水平的极少部分住户外，对于绝大部分农户来说，转移到城市或非农业领域从事就业活动的动机大都比较强烈；同时，初始收入水平的不断提高还会增强农户参与转移就业活动的的能力，帮助其克服转移就业活动所带来的成本和风险。由于这两方面的原因，农户对转移就业的参与概率基本上随初始人均收入的增加而不断提高，直至初始人均收入达到很高的水平之后，参与概率才转而降低。

家庭农业经营风险。当年是否遭受自然灾害的虚拟变量的估计系数不显著，说明家庭农业经营风险对农户转移就业参与决策没有显著影响。其原因可能在于虽然中国农村地区的信贷市场和保险市场尚不完善，但很多农户常常可以从亲朋好友那里获得零利息的借款（Park and Wang, 1999），或者通过非正规信贷渠道如放债者和非正规金融中介满足信贷需求（Findlay, Watson and Cheng, 2003），从而可以应对暂时的不利冲击对收入和消费需求的不利影响。另外，由于中国长期以来存在的巨大城乡差距和农业与非农业收入差距，使得农户参与转移就业的主要动机是提高收入水平而非降低收入及消费的波动性。

人口特征。农户劳动力人数对转移就业参与概率具有显著的影响，但是对就地转移参与概率产生了负的影响，对异地转移参与概率产生了正的影响，说明农户劳动力资源越丰富，越倾向于参与异地转移；农户劳动力资源越缺乏，越倾向于参与就地转移。究其原因，在于农户需要同时进行土地耕作和管理家庭事务、照料家庭抚养人口，所以缺乏劳动力资源的农户倾向于选择参与就业转移活动，而劳动力资源丰富的农户更倾向于选择参与异地转移。此外，农户不在业人员数对其参与总体转移就业的概率有正向影响，家庭抚养人口数对其参与异地转移的概率产生了负向影响，但显著性都比较小。农户对转移就业的参与概率与劳动力平均年龄大体上呈现出一种倒 U 型关系。控制了其他因素之后，劳动力比较年轻的农户参与转移就业的概率比较大，在达到一定的年龄后，农户参与转移就业的概率随之降低，其中的原因在于，随着年龄的增长，大都从事简单劳动的农村劳动力的体力和效率开始下降，同时其承担的心理成本也会越来越高，成年劳动力还要承担起管理家庭生活生活的重任。

人力资本。农户参与转移就业——主要是就地转移的概率与劳动力平均受教育年数之间也呈现出倒 U 型关系，并在劳动力平均受教育年数 6-8 年左右时达到最大值；但是劳动力平均受教育年数对异地转移参与概率的影响并不显著。除了农户成员以前是否当过企业管理人员或供销人员对农户参与总体转移就业的概率具有一定程度的正向影响之外，其余代表农户非农工作经验的虚拟变量的估计结果基本上都不显著。

土地禀赋。耕地面积和养殖水面面积都对总体转移就业参与概率产生了比较显著的负面影响，对就地转移和异地转移的参与概率所产生的负面影响也具有一定的显著性，并且耕地面积在就地转移参与决策方程中的估计系数绝对值明显小于异地转移参与决策方程中的估计系数绝对值。这都说明，土地禀赋在很大程度上决定了农户的家庭农业经营收入水平，土地禀赋越丰富，农户参与转移就业的概率越低；但由于就地转移劳动力可以较为方便地兼营家庭农业生产，所以土地禀赋对就地转移参与概率的负面影响要小于异地转移。

资本禀赋。在农户资本禀赋变量中，农业固定资产对参与转移就业——主要是异地转移产生了比较显著的负面影响，而非农业固定资产对参与就地转移产生了显著的正面影响。与土地禀赋相类似，农户所拥有的农业和非农业固定资产分别对其农业经营收入和本地非农业经营收入具有重要作用，从而对其劳动力资源配置会产生重要影响。同样由于就地转移劳动力可以较为方便地兼营家庭农业生产，农业固定资产对参与就地转移的负面影响并不显著，主要对参与异地转移产生了比较显著的负面影响，而非农业固定资产则有利于促进农户参与就地转移。

社会资本。农户成员中有党员和村组干部有利于其参与就地转移，同时会对其参与异地转移产生负面影响，但住户成员中有乡镇干部则对各种转移就业参与决策有负面影响。住户成员中有党员和村组干部，一般说明农户在本地的社会关系网络比较发达，从而有利于其参与就地转移，不利于其参与异地转移，但对总体转移就业参与概率的影响并不显著。农户成员中有乡镇干部不利于其参与各种转移就业活动，可能是由于这类住户经济地位和社会地位都比较高，从而参与转移就业的动机较弱。与其余社会资本变量不同，农户在县城或城市中有家属或关系比较好的亲戚朋友对其参与各种转移就业的概率均无显著影响。

行政村特征。位于大中城市郊区有利于农户参与转移就业——主要是就地转移,位于少数民族地区不利于农户参与异地转移,位于老区有利于农户参与转移就业——主要是异地转移。距最近县城的距离越远,农户参与转移就业——主要是异地转移的概率越低。所在行政村人均收入水平越高,农户参与就地转移的概率会越高,参与异地转移的概率会越低。出乎意料的是,代表本地非农经济发展水平的农村劳动力在本乡镇内打临时工的日收入水平越高,不仅农户参与就地转移的概率越高,参与异地转移的概率也越高。前者自然容易解释,后者可能是由于对非农就业比较活跃的乡镇来说,其劳动力市场与外界一体化的程度较高,从而会有利于本乡镇农户同时参与异地转移。往年外出从业劳动力占全村劳动力的比例越高,说明本行政村具有比较悠久的迁移就业历史和较强的迁移就业习惯,迁移就业网络比较发达,从而有利于农户参与异地转移而不利于其参与就地转移。村集体是否组织安排劳动力外出对农户转移就业参与决策无显著影响,这可能反映了村集体组织工作的低效性。

表 3 的最后部分报告了对虚拟假设的 Wald 检验结果,说明相关系数显著不为零,并且回归方程的系数是联合统计显著的。根据估计结果计算出的正确预测百分比数分别为 76.7%、64.9%和 72.3%,说明回归方程的拟合结果基本较好。

五、结论

通过考察中国农村住户对劳动力转移及其两种不同转移方式的参与活动及参与决策,本文得到如下主要研究结论:

第一,根据 2002 年度全国农村住户抽样调查数据,当年农村劳动力转移就业比例高达 41%,其中就地转移劳动力约占 23 个百分点,异地转移劳动力约占 18 个百分点,转移农户占全部农村住户的比例高达 70%,其中就地转移农户约占 43 个百分点,异地转移农户约占 34 个百分点。

第二,由于中国的乡村和城市之间、农业和非农业之间存在着较大的收入差距,除了处于最高收入水平的极少部分农村住户之外,其他各收入阶层的农户参与转移就业的动机都比较强烈;而初始收入的增加还会增强农户参与转移就业的能力,帮助其克服参与转移就业所带来的成本和风险。由于这两方面的原因,农户对转移就业的参与概率随初始收入的增加而不断提高,直至初始收入达到很高的水平之后,参与概率才开始降低。自然灾害所导致的家庭农业经营风险对农户转移就业参与决策没有产生显著影响。较多的土地资源对农户转移就业参与概率有负面影响,但由于就地转移劳动力可以较为方便地兼营家庭农业生产,所以土地禀赋对参与就地转移的负面影响要小于异地转移。较多的农业固定资产对参与转移就业——主要是异地转移产生了比较显著的负面影响,而较多的非农业固定资产对参与就地转移产生了显著的正面影响。农户成员之中有党员或村组干部,会有利于其参与就地转移,并对其参与异地转移产生负面影响,农户成员之中有乡镇干部会对其参与各种形式的转移就业活动产生负面影响。较发达的迁移就业网络有利于农户参与异地转移而不利于其参与就地转移,但对总体的转移就业参与概率产生正的显著影响。此外,家庭人口结构、劳动力受教育程度、地理交通因素也会对农户参与劳动力转移活动产生影响。

根据本文的研究,可以得到以下几个方面的政策含义。首先,较多的土地资源会对农户参与转移就业产生负面影响。中国当前的农村集体土地制度使得农户仅拥有有限的土地承包经营权,不利于土地资源的自由转让和交易,从而不利于农村劳动力的转移就业,需要进行改革和完善。其次,农户所拥有的社会资本对其转移就业参与决策有显著影响,但农户所拥有的社会资本有政治性社会资本和非政治性社会资本之分,农户成员之中有党员、村组干部等这种政治性社会资本有利于其争取当地稀缺性的非农就业机会和经济资源,这不仅违反了社会公平原则,也不利于资源的优化配置,其消极作用应当予以抑制。而包括迁移就业网络在内的非政治性社会资本对于传递劳动力市场信息和减少搜索成本具有积极作用,有利于农村富余劳动力转移就业,其作用应当予以肯定和鼓励。再次,为了促进农村富余劳动力的转移就业,政府应当采取加强农村地区交通、通信基础设施建设等多种措施改善农村劳动力市场的就业信息传播,提高城乡劳动力市场的一体化程度。

虽然迁移就业网络也属于一种社会资本变量,但本文为了行文方便,将 1998 年本行政村外出从业劳动力占全村劳动力的比例作为一个行政村特征变量列出。

参考文献:

1. 蔡昉、都阳、王美艳, 2003:《劳动力流动的政治经济学》,上海人民出版社。
2. 杜鑫, 2008:《劳动力流动决策的理论及经验研究述评》,《社会科学战线》第4期。
3. 都阳, 2006:《农村劳动力向城市的迁移:国际经验》,载于蔡昉、白南生主编:《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社。
4. 都阳、Albert Park, 2006:《迁移、收入转移与减贫》,载于蔡昉、白南生主编:《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社。
5. 国家统计局, 2006:《中国统计年鉴(2006)》,中国统计出版社。
6. 李菁、姚洋, 2006:《平均的土地分配与中国农村劳动力的流动》,载于蔡昉、白南生主编:《中国转轨时期劳动力流动》,社会科学文献出版社。
7. 刘晓昀、Terry Sicular 辛贤, 2003:《中国农村劳动力非农就业的性别差异》,《经济学(季刊)》第2卷第3期。
8. 盛来运, 2007:《中国农村劳动力外出的影响因素分析》,《中国农村观察》第3期。
9. 赵忠, 2004:《中国的城乡移民——我们知道什么,我们还应该知道什么?》,《经济学(季刊)》第3卷第3期。
10. 朱农, 2004a:《中国劳动力流动与“三农”问题》,武汉大学出版社。
11. 朱农, 2004b:《离土还是离乡?——中国农村劳动力地域流动和职业流动的关系分析》,《世界经济文汇》第1期。
12. Du, Yang, A. Park, and S Wang 2005. "Migration and Rural Poverty in China" *Journal of Comparative Economics*, 33 (4): 688 - 709.
13. Findlay, C., A. Watson, and E. Cheng 2003. *Rural Finance Markets in China*. Canberra: Asia - Pacific Press
14. Harris, J., and M. P. Todaro 1970. "Migration, Unemployment and Development: A Two - sectors Analysis" *American Economic Review*, 60 (1): 126 - 142
15. Lucas, R. E. B., and O. Stark 1985. "Motivation to Remit: the Case of Botswana" *Journal of Political Economy*, 93 (5): 901 - 918
16. Park, A., and S Wang 1999. "Will Credit Access Help the Rural Poor? Evidence from China" University of Michigan, Mimeo Available at de Brauw, A., and S Rozelle, 2006 "Migration and Household Investment in Rural China" *China Economic Review*, Elsevier, 19 (2): 320 - 335.
17. Rozelle, S., J. E. Taylor, and A. de Brauw. 1999. "Migration, Remittances, and Agricultural Productivity in China" *American Economic Review*, 89 (2): 287 - 291.
18. Shi, Xiaoping, N. Heerink, and Futian Qu 2007. "Choices between Different Off - farm Employment Sub - categories: An Empirical Analysis for Jiangxi Province, China" *China Economic Review*, Elsevier, 18 (4): 438 - 455.
19. Stark, O., and D. E. Bloom. 1985. "The New Economics of Labor Migration" *American Economic Review*, 75 (2): 173 - 178
20. Stark, O. 1980. "Urban - to - rural Remittances in Rural Development" *Journal of Development Studies*, 16 (3): 369 - 374.
21. Stark, O., and J. E. Taylor 1991. "Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation" *The Economic Journal*, 101 (408): 1163 - 1178.
22. Todaro, M. P. 1969. "A Model of Labour Migration and Urban Unemployment in Less Developed Countries" *American Economic Review*, 59 (1): 138 - 148.
23. Zhao, Yaohui 1999a "Leaving the Countryside: Rural - to - Urban Migration Decision in China" *American Economic Review*, 89 (2): 281 - 286
24. Zhao, Yaohui 1999b "Labor Migration and Earnings Differences: The Case of Rural China" *Economic Development and Cultural Changes*, 47 (4): 767 - 782
25. Zhu, N., and X. Luo. 2006. "Nonfarm Activity and Rural Income Inequality: A Case Study of Two Provinces in China" World Bank Policy Research Working Paper 3811.

An Empirical Analysis of Influencing Factors on Participating in Labor Shift for Rural Households in China

Du Xin

(Beijing Academy of Social Sciences)

Abstract: According to the national sample survey of rural households in 2002, the ratio of rural shifted labors has reached as high as about 40%, and the ratio of the rural households having shifted labors has reached as high as about 70%. The probability of rural household participating in labor shift rises as the level of initial income rises, and begins to fall when the initial income reaches a certain high level. The land is negatively related to the probability of rural household participating in labor shift, but the negative effects of the land on the probability of participating in local non - farm employment are smaller than on migration employment. The agricultural fixed assets hamper participating in migration employment, and the non - agricultural fixed assets contribute to participating in local non - farm employment. Other variables such as demographic characteristics, social capital, etc. also have some effects on the rural household's behavior of participating in labor shift.

Key Words: Labor Shift; Local Non - farm Employment; Labor Migration

JEL Classification: O15, J61

(责任编辑:陈永清)