

流动人口的社会特征及其 收入影响因素分析

栾敬东

【摘要】 文章作者通过实际调查和分析结果证明,在经济发达地区打工的流动人口的性别、年龄、受教育年限、在本单位工作年限等基本社会特征均对其收入水平存在显著性影响。男性比女性、已婚者比未婚者年龄大、收入高。受教育年限、在本单位工作时间和年龄的增长能不同程度地提高流动就业人口的收入水平。流动人口只有在经历了一段时间的尝试,掌握了生产技术并积累起工作经验后,就业岗位和收入水平才能相对稳定下来。一部分流动人口已明确表示愿意在打工地区定居下来,且收入相对较高或家乡与就业地区生活水平差距较大的流动人口更倾向于正式迁移,男性和受教育年限较长者移民经济发达地区的愿望也更明显。

【关键词】 流动人口 社会特征 收入影响因素 移民倾向

【作者】 栾敬东 安徽农业大学经济与管理学院副院长、副教授。

城镇化和工业化是传统经济向现代化经济转变和发展中必然出现的一种过程。由于地区之间、城乡之间发展不平衡,在这一过程中也必然伴随着劳动力和人口在城乡和地区之间的流动,并逐步会从季节性短期流动转变为长年性流动和向居住地迁移(钟甫宁、栾敬东、徐志刚,2001)。事实也证明,近年来人口流动尤其是农村劳动力大规模流动形成的“民工潮”正在引起中国社会结构的巨大变化,推动中国由传统的农业社会向现代工业社会转变(蔡昉,2000)。已有研究表明,改革开放以来,由于劳动力从劳动生产率较低部门向劳动生产率更高部门的重新配置对GDP增长的贡献份额为16%~20%(世界银行,1999;Lees,1997;蔡昉等,1999)。G. Johnson(1999)甚至认为,在今后的30年里,如果劳动力由农村向城市流动的种种障碍得以消除,那么,部门间的劳动力转移还将会为中国的经济增长每年贡献2~3个百分点(蔡昉、王德文,1999)。然而,现代社会的人口流动事实上是一个相互选择的过程,即一方面流入地对流入该地区的人口有一定的要求和选择,并非每一个人在任何地方都会被接纳;另一方面绝大多数流动人口又具有比较明确的流动目标,如目的地、职业和收入等,实际人口流动则是这种双向选择的结果。因而分析中国流动人口的基本社会特征及其打工收入水平和移民倾向的影响状况,将为改革完善现行的人口管理制度提供重要的决策依据。

一、流动人口的年龄、婚姻、文化程度、工作经历和收入状况

在国家自然科学基金项目“发达地区农村外来劳动力和移民综合管理研究”资助下,我们曾经于1998年和1999年对苏南、温州和广东省珠江三角洲地区的1950名外来劳动力进行了专项的调查,以下我们将根据这次实际调查获得的数据分地区描述在经济发达地区流动就业人口的基本社会特征

及其状况。

在苏南地区调查的 890 名外来劳动力中,男性 359 人,女性 531 人;未婚者 612 人,已婚者 278 人;未婚男性 195 人,未婚女性 417 人;已婚男性 164 人,已婚女性 114 人。男性平均年龄为 26.60 岁,女性为 22.54 岁。男性第一次外出打工平均年龄比女性推迟 2.98 年,已婚者第一次外出打工平均年龄比未婚者推迟 5.68 年。然而男性平均在外打工总年限却比女性多 0.90 年,已婚者多于未婚者约 2.5 年。在本单位工作的年限男性与女性基本接近,但已婚者约多于未婚者 1 年(见表 1)。

温州地区接受调查的 411 名外来劳动力中,男性有 190 人,女性 221 人;未婚者 235 人,已婚者 176 人;男性未婚人数 106 人,男性已婚人数 84 人;女性未婚人数 129 人,女性已婚人数 92 人;男性平均年龄大于女性。全体外来劳动力平均受教育年限为 7.97 年,其中男性平均受教育年限高于女性,已婚者平均受教育年限低于未婚者。男性平均第一次外出打工年龄 20.83 岁与女性平均数 20.63 岁基本接近,未婚者平均在 18.53 岁开始外出打工却比已婚者提早约 5 年;男性平均已在外打工 5.04 年高于女性(3.54 年),已婚者平均在外打工年限为 5.15 年高于未婚者(见表 1)。

表 1 外来劳动力年龄、婚姻、文化程度、工作经历和收入状况

	总平均	男 性			女 性		
		平均	未婚	已婚	平均	未婚	已婚
苏南地区							
年龄(岁)	24.18	26.60	22.72	31.25	22.54	20.94	28.40
第一次外出打工年龄(岁)	21.21	22.99	20.52	25.89	20.01	18.92	23.98
外出打工总年限(年)	3.04	3.57	2.32	5.09	2.67	2.23	4.28
在本单位工作年限(年)	2.03	2.04	1.49	2.69	2.02	1.81	2.81
转换工种和地点次数	1.17	1.47	1.07	1.94	0.94	0.83	1.30
获得培训次数	1.10	1.10	1.08	1.13	1.11	1.20	0.77
月收入(元)	542.08	655.0	617.5	699.6	464.4	453.0	505.3
温州地区							
年龄(岁)	24.99	26.08	22.72	30.33	24.06	20.88	28.52
受教育年限(年)	7.97	8.50	9.08	7.76	7.52	8.24	6.50
第一次外出打工年龄(岁)	20.72	20.83	18.99	23.16	20.63	18.16	24.01
外出打工总年限(年)	4.25	5.04	4.00	6.31	3.54	3.17	4.06
在本单位工作年限(年)	2.36	2.39	2.20	2.63	2.33	2.12	2.62
转换工种和地点次数	2.07	2.87	2.65	3.16	1.36	1.29	1.46
获得培训次数	0.91	0.93	0.89	0.97	0.89	0.76	1.08
月收入(元)	596.44	685.0	641.7	740.8	522.4	502.7	551.4
广东地区							
年龄(岁)	25.47	27.00	24.06	31.62	23.62	21.92	24.06
受教育年限(年)	9.69	10.08	10.55	9.50	9.20	9.42	8.42
第一次外出打工年龄(岁)	20.65	21.63	20.30	23.75	19.47	18.32	23.61
外出打工总年限(年)	4.72	5.29	3.82	7.51	4.00	3.80	4.72
在本单位工作年限(年)	2.73	3.03	2.29	4.11	2.36	2.12	3.11
转换工种和地点次数	1.73	1.90	1.68	2.25	1.51	1.49	1.51
获得培训次数	0.82	0.95	0.95	1.01	0.64	0.71	0.49
月收入(元)	777.31	861.7	772.7	1005.9	680.3	658.7	747.7

注:表中数据根据个人调查表计算整理;各项平均值皆根据实际回答人数计算,只有广东地区全体外来劳动力和男性、女性的数据包含了 30 名未回答婚姻状况者,并因人数较少,其具体情况未单独列出。由于广东地区有 11 名未回答婚姻状况的男性人均只获得培训 0.36 次,使得全体男性平均获得培训次数接近于未婚者平均数。

在广东省调查的649名外来劳动力中,男性354人,女性295人;619人回答了婚姻状况,其中未婚者418人,已婚者201人,男性未婚人数199人,男性已婚人数134人,女性未婚人数219人,女性已婚人数67人;男性平均年龄高于女性。男性平均受教育年限为10.08年,高于女性;已婚者平均受教育年限为9.15年,稍低于未婚者。男性第一次外出打工平均年龄高于女性,已婚者平均在23.71岁开始外出打工,比未婚者晚4.45年;男性平均外出打工总年限高于女性,已婚者平均已在外打工6.64年,也多于未婚者平均3.81年;男性平均在本单位工作年限为3.03年,高于女性;已婚者平均3.79年,高于未婚者(见表1)。三个地区的调查均显示,男性和已婚者转换工作的次数也比女性和未婚者多;而获得培训的机会基本接近;男性外来劳动力平均月工资收入高于女性,已婚者平均月工资高于未婚者。

二、流动人口的基本社会特征对其工资收入水平的影响

为进一步判断流动人口的基本社会特征对其工资收入水平的影响状况,我们建立了一个以流动人口基本社会特征为自变量,以其月工资收入额为因变量的多元线性回归模型,分别对上述三个调查地区的外来劳动力月工资收入水平与其年龄、性别、受教育年限、在本单位工作年限、工作地点以及以前的收入水平之间存在的经济关系做出计量性分析,并判断三个地区之间存在的差异与原因。

所建模型的一般形式为:

$$INCOME = \beta_0 + \beta_1 SEX + \beta_2 AGE + \beta_3 EDUC + \beta_4 YEARS + \beta_5 PINCOME + \beta_6 TOWN$$

其中, INCOME 为外来劳动力的个人月工资收入;SEX 为虚拟变量性别的代码,男性为1,女性为0;AGE 是外来劳动力的年龄;EDUC 是外来劳动力的受教育年限;YEARS 是外来劳动力在本单位工作年限;PINCOME 是以前工作的月收入;TOWN 是外来劳动力就业所在市(区)虚拟变量地区的代码,具体设置方法是:在进行苏南地区的收入估计时,设置了两个地区虚拟变量,一是锡山市变量:锡山市为1,其他地市为0;二是太仓市变量:太仓市为1,其他地区为0。温州地区模型中设置的地区虚拟变量是:乐清市为1,其他地区为0。进行广东地区外来劳动力月工资收入影响因素估计时,地区虚拟变量的设置办法是:顺德市为1,其他地区为0。

运用三个地区的实际调查数据进行回归模拟,分别得到外来劳动力基本社会特征对其月工资收入水平影响状况回归模型的估计结果(见表2)。

从回归模型估计结果来看,苏南地区外来劳动力的性别、年龄、受教育年限、在本单位工作年限、以前的收入和太仓与锡山的两个地区虚拟变量对其月工资收入水平都有显著的影响。在其他条件相

表2 外来劳动力月工资收入回归模型估计结果

苏 南 地 区			温 州 地 区			广 东 地 区		
变量	系数	T 值	变量	系数	T 值	变量	系数	T 值
常数	138.44	2.34	常数	248.75	4.17	常数	214.41	1.89
性别	122.88	7.22	性别	105.22	4.78	性别	65.16	1.99
年龄	6.45	4.37	年龄	8.93	4.51	年龄	10.77	3.50
受教育年限	28.88	7.10	受教育年限	1.96	0.55	受教育年限	20.93	2.98
本单位工作年限	17.91	3.55	本单位工作年限	25.06	3.34	本单位工作年限	22.13	2.77
以前收入	-0.39	-6.79	以前收入	0.12	2.84	以前收入	0.34	7.92
太仓市	-159.34	-5.62	乐清市	-98.58	-4.68	顺德地区	-213.20	-5.61
锡山市	-218.78	-10.47						
F=66.59	N(样本数)=642		F=22.90	N(样本数)=294		F=36.68	N(样本数)=455	

注:表中数字根据外来劳动力个人调查数据计算。

同的情况下,男性外来劳动力的平均月工资收入要比女性高出 122.88 元,也就是说相同年龄、相同受教育年限的外来劳动力在同一地区打工,在本单位工作年限也一样时,仅仅因为性别不同造成的收入差异就占到了男女外来劳动力平均收入差距(190.56 元)的一半以上;年龄增长能够提高外来劳动力的收入水平,从数量上看外来劳动力年龄每增加 1 岁可以增加收入 6.45 元,但由于外来劳动力年龄大多集中在 19~26 岁之间,在 890 名外来劳动力中超过 36 岁的仅有 35 人,所占比例不到总人数的 5%。因此,年龄对外来劳动力收入的贡献实际上是有限度的。在苏南地区打工的外地劳动力受教育年限与其月工资收入额呈比较明显的正相关关系,表明教育程度的提高不仅会增加外来劳动力获得的就业机会,还能提高其收入水平。受教育年限对收入的边际贡献平均为 28.88 元,即外来劳动力每增加 1 年受教育时间可以增加月工资收入 28.88 元;与工作经验积累有关的在本单位工作年限每增加 1 年可以提高月收入 17.91 元。与通常认为收入差距是构成劳动力流动主要动机不相符合的是苏南地区外来劳动力以前的收入与现在的收入却呈负相关关系,这极可能是由于非自愿流动造成的结果。从地区变量,对外来劳动力收入的影响来看,在锡山市打工的外来劳动力月收入平均要比其他两个地区低 218.78 元,在太仓市打工的外来劳动力则比其他地区要低 159.34 元。

温州地区的回归模型估计结果证明,性别、年龄、乐清市变量、在本单位工作年限和以前的收入这 5 个基本社会特征变量对外来劳动力当前的月工资收入量的影响都达到显著性水平;而受教育年限的变化对月工资额的影响极不明显,从外地来到温州地区打工的外来劳动力增加的教育投资不能够获得应有的收益,说明温州市的外来劳动力大多在一些对文化水平要求不高、生产技术水平较低、以简单操作为主要特征的行业和部门就业。

广东地区的回归模型结果证明,所选择的 6 个基本社会特征变量在广东地区对外来劳动力月工资收入水平都有显著性影响。在其他条件相同的情况下,男性的月工资收入平均高于女性 65.16 元;外来劳动力年龄增长在广东地区也能带来收入的增加,一般来说,年龄每增长 1 岁能使月收入额提高 10.77 元;受教育年限对工资收入的边际贡献不但存在而且数额较大,受教育年限每增加 1 年能够使外来工的月收入量提高 20.93 元;在本单位工作年限每增加 1 年也可以使外来工的月收入增加 22.13 元;以前的收入水平对当前月工资的影响在广东地区表现得最明显,现在的月工资一般要比转换工作以前的收入水平高 34.1 个百分点。打工地点不同对外来劳动力收入有一定影响,在顺德市就业的外来劳动力月平均工资收入通常要比在深圳市工作低 213.20 元。

三、流动人口的移民倾向分析

若将在调查问卷中回答愿意成为打工地正式人口的外来劳动力定义为有移民倾向者;而将表示不愿意成为当地正式人口或对此无所谓的人界定为无移民倾向者。那么,流动人口的基本社会特征对其移民倾向是否存在一定程度的影响是我们制定人口管理政策时必须作出的判断,换一句话说,也就是我们必须知道哪些流动人口群体具有向打工所在地区移民的愿望,从而有可能成为先驱性的移民。为此我们选用了最适合在这种情况下运用的 LOGIT 模型来对此进行分析,模型设定以是否愿意成为当地正式人口作为因变量,以性状特征变量(性别、婚姻)的 χ^2 检验和数量特征变量(年龄、受教育年限、家庭人口数、外出打工总年限、享有福利数量和生活费差距)的 T 检验结果对移民倾向的影响均达到显著性水平的外来劳动力社会特征数据为自变量,剔除对移民倾向影响不显著的各因素后,计量分析模型的一般形式为:

$$\text{LOGIT}[BN/(1-BN)] = \beta_0 + \beta_1 \text{SEX} + \beta_2 \text{EDUC} + \beta_3 \text{INCOME} + \beta_4 \text{CLIFE} + \beta_5 \text{WELF}$$

其中 SEX 为性别代码,男性为 1,女性为 0;EDUC 为受教育年限;INCOME 为外来劳动力的个人月工资收入;CLIFE 为外来劳动力家乡与当地的月生活费差距;WELF 为外来劳动力享有的劳动保

险、退休保险和医疗保险三种社会福利的数量之和;BN 为是否愿意成为当地正式人口的概率,愿意为 1,不愿意为 0。

将三个地区的样本数据输入上述的 Logistic 模型后,实际的估计结果如表 3 所示。

表 3 外来劳动力移民倾向模型估计结果

变 量	系数估计值	系数检验值	概率度
苏南地区			
性 别	0.3921	5.2790	0.0216
受教育年限	0.1114	6.3958	0.0114
月工资收入	0.0007	3.9477	0.0469
常 数	-2.4768	34.1792	0.0000
回归方程拟合优度	798.553	χ^2 检验值 30.002	概率 0.000
温州地区			
性 别	1.0430	6.1203	0.0134
月工资收入	0.0015	2.9558	0.0856
常 数	-3.7102	38.9409	0.000
回归方程拟合优度	343.027	χ^2 检验值 15.013	概率 0.001
广东地区			
性 别	0.6705	4.4781	0.0343
受教育年限	0.0772	2.0724	0.1500
生活费差距	0.0013	7.7989	0.0052
常 数	-2.8936	24.8247	0.0000
回归方程拟合优度	336.643	χ^2 检验值 15.842	概率 0.001

注:表中数据根据外来劳动力个人调查资料计算;系数检验值为 Wald 检验,即系数为零的无效假设显著性检验值。

口向就业所在地区移民将对迁入地社会发展和当地人的就业形成较大的压力,因而面临着当地人口尤其是劳动年龄人口的抵制和不认同(赵树凯,1998),因此,最后还有必要分析一下输入地人口对外来劳动力向当地移民的看法。在温州和广东地区调查外来劳动力工作和生活状况时,为了进行必要的对比分析,我们还对部分当地劳动力进行了访谈,温州地区 191 名和广东地区 484 名当地职工访谈资料统计结果显示,一半以上的当地职工对外来劳动力向本地移民持无所谓态度,1/4 左右的当地职工对外来劳动力向本地移民表示支持,只有 10%左右的人口对此表示反对。因此,输入地人口并未对外来劳动力向当地移民形成明显的阻碍。

四、基本结论及其启示

基于上述分析,我们可以得到以下几点基本结论及启示:

第一,在经济发达地区打工的外地劳动力的性别、年龄、受教育年限、在本单位工作年限等基本社会特征和打工所在的地区对其月工资收入存在显著的影响。男性比女性、已婚者比未婚者年龄大、收入高。受教育年限、在本单位工作时间和年龄的增长能不同程度地提高外来劳动力的收入水平。男性年龄大于女性的原因是男性受教育时间较长,外出打工的年龄自然相应推迟;男性收入也高于女性则既可能是由于男性文化水平普遍较高、体力较强、工作经历不同引起的,也可能是在外来劳动力就业

计量分析结果显示,苏南地区外来劳动力性别、受教育年限和月工资收入水平对其决定是否向该地区移民具有明显的影响,受教育程度和收入水平较高的男性外来劳动力移民倾向更大。在温州地区男性和收入高的外来劳动力更倾向于移民该地区,但收入对移民决策的影响并不十分显著;在广东地区就业的男性外来劳动力更倾向于成为当地的正式人口,家乡与工作地点生活费差距越大的人越愿意把户口迁入就业地区,受教育年限较多的人移民该地区倾向更大,但在移民决策中的所起作用程度已经下降。

前面我们分析了外来劳动力向就业所在地区移民愿望,但社会上较普遍地存在一种观点认为,允许流动人口

中存在有一定程度对女性的歧视行为造成的(钟甫宁等,2001)。尽管已婚者所受教育时间较短但平均收入却高于未婚者,可能的原因是已婚者年龄较大,外出打工的时间普遍比较长,转换工作的次数比较多,在本单位工作时间也比较长,因而其劳动工作经验比较丰富,比未婚者的生产操作技术也更加熟练,劳动效率得到了相应提高。由此证明了流动就业人口必须为寻找职业付出一定的代价(周其仁,1997),只有在经历了一段时间的尝试,掌握了一定的生产技术和工作经验后,就业岗位和收入水平才能相对稳定下来。

第二,在流动就业人口中,大约10%~30%的人明确希望能在打工地定居,成为当地正式居民。打工收入相对较高或家乡与就业地区生活水平差距较大的流动人口更倾向于移民,男性和受教育年限较长者移民的愿望更明显,而婚姻状况和家庭结构等因素不会阻碍他们举家迁移。他们目前仍然处于流动状态的根本原因还在于各种制度安排方面的限制。随着制度约束的逐渐放松,这部分劳动力可能会首先转变为地区性移民。而当地人口并未成为外来劳动力移民的明显阻碍力量。

第三,实现流动人口管理制度创新,鼓励已经掌握劳动技能并积累有一定工作经验的流动人口在打工地区定居以稳定就业关系,应成为当前加速中国人口城市化进程的重要政策内容之一。它既能够提高雇用外来劳动力企业的工作效率和经济效益,促进迁入地区经济发展,同时又能够增加外来劳动力个人的收入水平,并努力创造条件使其逐步、顺利、全面地融入当地社会组织体系之中。

参考文献:

1. 钟甫宁、栾敬东、徐志刚(2001):《农村外来劳动力问题研究》,人民出版社。
2. 蔡昉(2000):《中国流动人口问题》,河南人民出版社。
3. 世界银行(1997):《2020年的中国:新世纪的发展挑战》,中国财政经济出版社。
4. 蔡昉、王德文(1999):《中国经济增长可持续性劳动贡献》,《经济研究》,第10期。
5. 赵树凯(1998):《纵横城乡——农民流动的观察与思考》,中国农业出版社。
6. 钟甫宁、徐志刚、栾敬东(2001):《经济发达农村地区外来劳动力的性别差异研究》,《人口与经济》,第2期。
7. 周其仁(1997):《机会与能力——中国农村劳动力的就业与流动》,《管理世界》,第5期。
8. Johnson, D. Gale (1999), Agricultural Adjustment in China: The Taiwan Experience and Its Implication, Office of Agricultural Economics Research, The University of Chicago.
9. Lees, Francis A. (1997), China Superpower: Requisites for High Growth, New York, St. Martin's Press.

(责任编辑: 朱 犁)

告 读 者

《中国人口科学》自创刊以来,得到了广大读者热情支持和鼓励,编辑部全体成员表示衷心的感谢。欢迎继续订阅2003年《中国人口科学》。

编辑部现有少量往年的杂志及《中国高龄老人健康长寿研究专辑》(增刊),需要购买的读者,请随时与《中国人口科学》编辑部联系。