

流动人口研究

流动人口职业流动的收入效应及其性别差异 ——基于福建的实证

林李月^{1,2}, 朱宇^{1,2}

- (1. 福建师范大学地理科学学院, 福建福州 350007;
2. 福建师范大学地理研究所, 福建福州 350007)

摘要: 文章基于一项 2009 年在福建省的问卷调查数据, 实证研究了流动人口的职业流动对收入水平的影响及其性别差异。研究结果表明, 职业流动对不同性别流动人口收入水平的影响既有相同之处也存在差异。职业流动均提升了男、女流动人口的收入水平, 但女性流动人口从中获得的收入回报明显大于男性流动人口; 职业流动次数与女性流动人口收入水平呈明显的非线性关系, 其收入水平随着职业流动次数的增加呈现倒 U 型的非线性变化, 而与男性流动人口收入水平则不存在倒 U 型关系模式。

关键词: 职业流动; 收入效应; 性别差异; 流动人口

中图分类号: F241.4 **文献标识码:** A **文章编号:** 1000-4149 (2014) 02-0003-09

DOI: 10.3969/j.issn.1000-4149.2014.02.001

The Income Effects of the Floating Population's Job Mobility and Their Gender Difference: Based on a Survey in Fujian Province

LIN Liyue^{1,2}, ZHU Yu^{1,2}

- (1. School of Geographical Sciences, Fujian Normal University, Fuzhou 350007, China;
2. Institute of Geography, Fujian Normal University, Fuzhou 350007, China)

Abstract: Using data from a survey conducted in Fujian Province in 2009, this paper examines the income effects of the floating population's job mobility and their gender difference. The results show that job mobility produces different income effects on the male and female floating population. Job mobility is one of the most important factors in improving their income, but the effect on the female floating population is greater than that on the male floating population. In addition, there is an obvious

收稿日期: 2013-07-17; 修订日期: 2014-01-09

基金项目: 福建省哲学社会科学规划青年项目“新生代农民工的代际特征、流动经历与其权益保护”(2010C16); 福建省科技厅公益类项目“省际与省内流动人口的住房模式和区位选择对比研究: 以福建省为例”(2013R06)。

作者简介: 林李月, 福建师范大学地理科学学院助理研究员, 福建师范大学地理研究所助理研究员, 理学博士; 朱宇, 福建师范大学地理科学学院研究员, 福建师范大学地理研究所研究员, 博士生导师。本文通讯作者为朱宇。

non-linear' inverted U-shaped relationship between the number of job mobility and income level of the female floating population; however such relationship does not exist between the number of job mobility and income level of the male floating population.

Keywords: job mobility; income effects; gender difference; floating population

一、引言

转型期中国劳动力市场中劳动者的职业流动与其收入效应是近年来逐渐引起关注的一个重要问题,然而专门探讨流动人口的职业流动与其收入效应的研究还较为少见。迄今为止,大部分研究将劳动者的职业流动和收入水平视作两个相互独立的结果变量^[1-2],关于流动人口收入水平的研究更多是关注人力资本和社会资本带来的经济回报,关于流动人口职业流动所带来的经济后果尚未得到足够的重视。即便在少数涉及流动人口职业流动与其收入水平关系的研究中^[3-4],职业流动也只是其中众多的自变量之一,而且不同研究得出的结论并不一致,有些实证研究的结果甚至完全相反,因此,有必要进一步深入探讨流动人口的职业流动对其收入水平的影响及其机制。

此外,由于受到研究数据的限制,上述研究通常局限于关注流动人口是否发生职业流动或者不同类型职业流动的收入效应,而关于职业流动次数和频率对收入水平影响作用的研究迄今仍十分有限。同时,此类研究通常将流动人口当成均质整体,尚未涉及流动人口职业流动收入效应的性别差异。实际上,女性流动人口的生理、心理特征与男性流动人口存在差异,加上劳动力市场长期存在的性别不平等状况,女性流动人口收入的获得路径与男性流动人口并非完全一致,而且对不同性别的流动人口而言,相同的职业流动行为也可能会带来不同的经济回报。鉴于此,本文使用2009年在福建省实施的问卷调查数据,深入探讨流动人口的职业流动与其收入获得之间的关系及其性别差异,其结果将深化对流动人口职业流动的经济后果以及包括流动人口群体在内的劳动者群体收入获得路径的规律性认识,对引导人口合理流动和稳定就业也具有重要的政策意义。

二、理论分析与研究假设

职业流动是一个很广泛的概念,不同学者根据自身的研究内容和研究目的的不同给予不同的界定^[5],本文将其界定为流动人口在不同工作单位间的流动行为。对于劳动者职业流动与其收入水平间的关系,即职业流动的收入效应,目前学界尚无明确的定论。总结起来,主要存在两种不同的观点。

第一种观点认为劳动者的收入水平会随着职业流动的发生而降低,即职业流动不利于劳动者收入水平的提升,其主要依据是人力资本理论。该理论认为,在一个相对公平竞争的劳动力市场环境中,劳动者的收入差异主要源自其人力资本(教育、在职培训和工作经验等)存量上的差异^[6-9]。按此逻辑,劳动者的工作经验越丰富,其在劳动力市场内获得的收入越高,而劳动者的工作经验则随着工作时间的延长而增加。因此,劳动者若发生职业流动,则意味着其在特定工作岗位上或单位内连续性工作经验积累的中断,那么,根据人力资本理论的观点,这将不利于其收入水平的上升。

第二种观点则认为劳动者的收入水平会随着职业流动的发生而提升,即职业流动会促进劳动者收入水平的提升。对此能作出解释的主要有职业匹配理论和职业搜寻理论。职业匹配理论认为,在雇佣关系建立的初期,雇佣者和劳动者对劳动者的工作效率存在信息不对称的情况,但随着劳动者在该企业工作时间的延长,劳动者的工作效率和雇佣者所提供的职位是否匹配便会暴露出来。如此一来,雇佣者便会根据二者的匹配情况对劳动者的收入水平进行相应的调整。“匹配”良好的劳动者,其收入

将会得到提升，而“匹配”得不好的劳动者，其收入可能会减少或者增长缓慢。因此，那些“匹配”得不好的劳动者可能就需要通过职业流动（进一步的工作搜寻）而实现其收入快速增加的目标^[40-13]。职业搜寻理论则认为劳动力市场的信息是不完全的，不同雇佣者给劳动者的报酬是不同的，而劳动者不可能一开始就知道哪些类型的工作单位或工作地点的劳动报酬最高，因而必须不断地在劳动力市场内进行工作搜寻，以获得较高或较为满意的收入。劳动者的职业流动实际上是寻找适合自身的工作机会和收入水平的过程。因此，劳动者通常都是在确定能够或已找到更为适合自身的工作机会或更高收入的前提下才会发生职业流动^[44-17]。可见，根据职业匹配理论和职业搜寻理论，职业流动是劳动者收入获得或收入变迁的重要手段。

在进入劳动力市场的初期，由于自身人力资本普遍偏低和缺乏规范且系统的流动人口劳动力市场中介或就业渠道，绝大多数流动人口无法充分地获取劳动力市场的就业信息^[4]。在此背景下，从职业匹配理论和职业搜寻理论的分析框架看，无论是男性还是女性，流动人口在其城市流动的最初阶段便不可能获得较高或较为满意的收入，因此，一旦他们发生职业流动，就极有可能是为了追求更高的收入或更好的工作环境，尤其对于女性流动人口而言更是如此。因为与男性流动人口相比，女性流动人口的人力资本偏低且容易受到劳动力市场存在的“挑选性歧视”的影响，在流动初期往往比男性面临着更为不利的就业环境和更低的收入，故总体而言，职业流动可能会对其收入提升产生更为有效的促进作用。基于此，本文提出以下研究假设。

假设₁：与没有经历过职业流动的流动人口相比，有过职业流动经历的流动人口有着更高的收入水平；职业流动对女性流动人口收入的提升作用可能大于男性流动人口。

然而，随着流动人口在城市流动时间的延长，其获取劳动力就业需求信息的能力也会随之提高，此时的就业需求信息对流动人口而言则可能变成是相对完全和充分的。那么，在此背景下，职业流动是否还如职业匹配理论和职业搜寻理论所揭示的那样，对流动人口的收入水平具有正面影响？为此，本文引入另外一个测量指标，即职业流动次数，来进一步测量流动人口的职业流动与其收入水平的关系。按照一般的逻辑思路，如果假设₁成立，那么职业流动次数对流动人口的收入亦应该有正面的效应，但若流动人口职业流动的次数过多，则意味着其工作状态不稳定，而这种不稳定的状态可能对其收入提升带来不利影响。另外，女性流动人口由于身体素质下降早于男性，在劳动力市场中的生命周期更短，因此，过于频繁的职业流动可能对女性收入的提升更为不利。因此，本文接着提出以下研究假设。

假设₂：职业流动次数对不同性别流动人口的收入水平具有非线性影响，存在一个收入由高变低的拐点，女性流动人口拐点出现的时间可能较男性来得早。

三、数据来源与变量选择

1. 数据来源

本文使用的数据来自于课题组与福建省原人口和计划生育委员会合作的于2009年进行的一项流动人口入户问卷调查。该项调查以分层多阶段概率比例抽样的方式对在流入地居住满一个月、年龄在15~64周岁的跨县市务工经商的流入人口制作了抽样框，在福建全省共抽取了17个县级单位，完成调查并回收了3011份问卷（其中女性1994份，男性1017份），去掉不符合抽样调查对象定义的问卷，余下有效问卷2977份（其中女性1963份，男性1014份）^①，问卷有效率为98.87%。

① 女性样本多于男性样本是因为该问卷调查是以女性流动人口为研究对象，男性流动人口为参照组。

2. 变量选择

根据上面的分析,本文以被调查者2009年的月均收入为因变量。月均收入变量由被调查者所有职业的月总收入、奖金等其他收入组成,在进行统计模型估计时转化为自然对数形式。

根据理论分析和研究假设,核心自变量有三个,包括测量被调查者是否发生过职业流动的虚拟变量(是=1)、职业流动次数、职业流动次数的平方项(目的是检验换工作次数与收入之间是否存在非线性关系)。此外,本文还控制了一系列其他要素,以探讨上述自变量与因变量之间的独立关系,包括人力资本、就业特征及地区三类变量,该三类变量均为流动人口接受调查时的情况。人力资本^①包括被调查者的年龄(年龄平方)、受教育年限和工作经历,其中工作经历又分为总体工作资历(即在外流动年限)和现职工作资历(即现职任职年限);就业特征包括被调查者的职业类型、行业类型、企业规模和求职途径;地区变量主要用接受调查时的工作城市虚拟变量来表征。此外,为了获得对职业流动效应的无偏估计,本文还将初职收入(自然对数)作为控制变量纳入模型。变量的描述统计见表1。本文使用的所有变量都具有足够的变异。

表1 模型变量的描述统计

变量	女性流动人口		男性流动人口		变量	女性流动人口		男性流动人口	
	均值	标准差	均值	标准差		均值	标准差	均值	标准差
职业流动变量					企业规模				
职业流动次数	1.197	1.426	1.477	1.653	100人以下	0.521	0.500	0.519	0.500
职业流动次数平方	3.465	8.319	4.913	14.603	100~999人	0.335	0.472	0.330	0.471
更换工作(是=1)	0.608	0.488	0.676	0.468	1000人以上	0.144	0.351	0.151	0.358
人力资本变量					行业类型				
年龄(岁)	30.665	8.449	31.606	9.240	制造业	0.546	0.498	0.541	0.499
受教育年限(年)	7.530	3.371	8.561	2.749	批发零售、住宿餐饮业	0.234	0.424	0.163	0.369
在外流动年限(年)	7.025	4.909	8.937	6.125	社会服务业及其他	0.191	0.393	0.194	0.396
现职任职年限(年)	3.806	3.649	4.704	4.559	建筑业	0.030	0.169	0.102	0.302
职业类型					调查城市虚拟变量				
管理、技术人员	0.071	0.257	0.167	0.373	福州	0.176	0.381	0.177	0.381
商业服务、办事人员	0.210	0.408	0.132	0.339	厦门	0.270	0.444	0.274	0.446
制造加工人员	0.501	0.500	0.517	0.500	泉州	0.375	0.484	0.364	0.481
其他类型	0.218	0.413	0.184	0.388	漳州、宁德	0.089	0.284	0.098	0.297
求职途径					龙岩、南平				
强关系	0.562	0.496	0.542	0.498	0.091 0.288 0.088 0.283				
弱关系	0.136	0.343	0.159	0.366	收入变量				
自力更生	0.302	0.459	0.299	0.458	现职收入自然对数	7.254	0.422	7.504	0.434
					初职收入自然对数	6.859	0.578	6.871	0.737

注:职业类型变量的“其他类型”主要指的是个体经营户、街头摊贩、摩托车经营者和其他类型的打零工者等非正规就业类型。

表1的描述性统计结果不仅证明了数据的可靠性,而且还显示了一个结果:流动人口整体具有较高的职业流动性,但不同性别流动人口的职业流动倾向较为不同,而职业流动的收入效应是否也如职业流动倾向存在性别差异还必须在进行回归模型估计之后才能真正获得。

四、模型结果描述与分析

由于因变量为连续型的数值变量,故使用最小二乘法线性回归模型进行统计估计。另外,本文主

^① 明瑟(Mincer)的研究指出,任何投资都必须考虑时间因素,所以年龄或工龄必须被考虑在人力资本模型中(参见:Mincer J. The Distribution of Labor Incomes: A Survey With Special Reference to the Human Capital Approach. *Journal of Economic Literature*, 1970, (1)). 本文借鉴刘林平等人的研究,同时把年龄和工龄作为考察人力资本的指标(参见:刘林平,张春泥. 农民工工资:人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境?——珠江三角洲农民工工资的决定模型. *社会学研究*, 2007, (3)). 这是因为流动人口的年龄变化和工作经历(工龄)变化并不完全一致,其人力资本与工作资历的关系比国有企业等体制内城镇职工的相应关系要复杂得多。例如,一些流动人口在年龄较大时才外出务工,这部分流动人口年龄虽大但工龄却短;而另一部分流动人口外出务工时间较早,这部分流动人口年龄虽小但工龄却长,因而两者都应被纳入模型中。

要关注职业流动在不同性别流动人口收入水平间的表现，所以在进行数据分析时对男、女两性流动人口分开建模，以检验相同因素对不同群体作用的差异。回归模型的估计结果如表 2 所示，模型的 χ^2 值都在 1% 的显著性水平上具有显著性，说明模型具有统计学意义，基于模型结果分析得出的结论是有效的。

表 2 收入影响因素 OLS 回归模型的估计结果

自变量	女性流动人口模型 1a		女性流动人口模型 1b		男性流动人口模型 2a		男性流动人口模型 2b	
	B 值	Beta 值	B 值	Beta 值	B 值	Beta 值	B 值	Beta 值
常数项	4.852 ***	4.776 ***	5.276 ***	5.203 ***				
是否更换工作 (否)								
是	0.120 ***	0.149			0.091 **	0.098		
职业流动次数			0.088 ***	0.320			0.054 **	0.204
职业流动次数平方			-0.009 ***	-0.189			-0.002	-0.076
初职的收入对数	0.288 ***	0.424	0.300 ***	0.442	0.218 ***	0.370	0.228 ***	0.388
年龄	0.026 ***	0.558	0.025 ***	0.539	0.029 **	0.622	0.029 **	0.609
年龄平方/100	-0.048 ***	-0.663	-0.046 ***	-0.643	-0.040 **	-0.589	-0.039 **	-0.571
受教育年限	0.013 ***	0.116	0.013 ***	0.114	0.023 ***	0.144	0.023 ***	0.143
在外流动年限	0.020 ***	0.255	0.019 ***	0.233	0.021 ***	0.297	0.018 ***	0.255
现职任职年限	0.005 *	0.046	0.008 *	0.070	0.003	0.035	0.007	0.077
行业类型 (建筑业)								
制造业	-0.190 ***	-0.241	-0.182 ***	-0.231	-0.223 ***	-0.256	-0.217 ***	-0.249
批发零售住宿餐饮	-0.159 **	-0.172	-0.151 **	-0.163	-0.196 **	-0.167	-0.190 **	-0.162
社会服务业	-0.146 **	-0.146	-0.137 **	-0.137	-0.185 **	-0.169	-0.180 **	-0.164
企业规模 (100 人以下)								
100 到 999 人	0.097 ***	0.116	0.096 ***	0.115	0.014	0.015	0.012	0.013
1000 人以上	0.130 ***	0.116	0.131 ***	0.117	0.041	0.034	0.040	0.033
职业类型 (自雇经营者)								
管理、技术人员	-0.094 **	-0.061	-0.102 *	-0.067	0.019	0.016	0.028	0.024
商业服务办事人员	-0.186 ***	-0.193	-0.187 ***	-0.195	-0.208 ***	-0.162	-0.199 ***	-0.155
制造加工人员	-0.195 ***	-0.249	-0.194 ***	-0.248	-0.185 **	-0.213	-0.180 **	-0.208
求职途径 (自力更生)								
强关系	-0.056 **	-0.071	-0.055 **	-0.070	-0.029	-0.034	-0.031	-0.036
弱关系	-0.032	-0.028	-0.034	-0.030	-0.001	-0.001	-0.008	-0.007
现流入地城市 (龙岩、南平)								
福州	0.071 *	0.068	0.071 *	0.068	0.072	0.064	0.081	0.071
厦门	0.166 ***	0.188	0.160 ***	0.182	0.099 *	0.102	0.109 *	0.112
泉州	0.166 ***	0.204	0.163 ***	0.201	0.113 *	0.125	0.121 *	0.134
漳州、宁德	0.112 **	0.081	0.109 **	0.079	0.015	0.010	0.023	0.016
卡方检验 χ^2	99.085 ***		100.041 ***		59.583 ***		60.533 ***	
R ²	0.329		0.332		0.312		0.317	
调整后 R ²	0.319		0.321		0.292		0.296	

注：1. 括号内为参照组；2. *** $p < 0.001$, ** $p < 0.01$, * $p < 0.05$ ；3. 模型 1a 和 2a 为仅考虑是否更换工作的模型，模型 1b 和 2b 为加入职业流动次数的模型。

从模型整体效果上看，女性流动人口的模型结果显然要好于男性流动人口，表现为其模型的 χ^2 值和 R^2 值都明显大于男性流动人口，说明引入模型的变量对女性流动人口的解释力要比男性流动人口强得多。由此也可以推断，男性和女性流动人口的收入水平受到不同因素的影响，有着不同的收入获得路径及机制，需进一步深入考察与研究。

回归分析表明，是否发生职业流动对男、女流动人口的收入水平均有显著影响，这与职业搜寻理论、职业匹配理论的结论是相符的。在仅纳入是否更换工作变量的模型 1a 中，如果其他变量保持不变，有更换过工作经历的女性流动人口，其收入比未更换过工作的女性流动人口高出 12.7% ($e^{0.120} - 1 \approx 0.127$, $p < 0.001$)，说明职业流动对女性流动人口的收入有显著正向影响。在模型 1b 中，职业流动次数和它的平方项对收入均具有显著的影响作用，且前者系数为正，后者系数为负。这说明女性流动人口的职业流动次

数与收入水平呈倒U型关系模式。通过计算，女性流动人口的职业流动次数与收入关系曲线的顶点约为5次^①，即女性流动人口在从事第6份职业时获得的收入是其整个职业生涯中最高的。而在此之前，女性流动人口的收入水平会随着职业流动次数的增加而提高，当女性流动人口职业流动次数超过5次后，职业流动将不再对其收入水平有提升促进作用，反而在一定程度上损害了其经济收益。

模型2_a的结果显示，如果其他变量保持不变，有过更换工作经历的男性流动人口，其收入比未换过工作的男性流动人口高出9.5% ($e^{0.091} - 1 \approx 0.095$, $p < 0.001$)。这一方面说明职业流动对男性流动人口的收入提升同样具有促进力；另一方面还说明职业流动对男性流动人口的经济回报率低于女性流动人口，即假设1得到验证。在模型2_b中，职业流动次数和它的平方项的影响方向与模型1_b一致，但只有前者的影响作用具有统计意义，后者则不具有解释力。职业流动次数平方项不具有统计意义有两种可能的解释：第一种可能的解释是，男性流动人口的职业流动次数与其收入水平间亦为非线性关系，但截止到调查时点的现阶段还很难明确地计算出这条曲线的顶点，这意味着男性流动人口职业流动次数与收入水平的关系曲线拐点出现的时间可能要晚于女性流动人口；还有一种可能的解释是，男性流动人口的职业流动次数与收入水平间本来就仅限于简单的线性关系，即无论职业流动次数的多寡，均能够提升男性流动人口的后续收入水平。

对职业流动次数和收入之间的非线性关系进行单独考察，可以发现女性流动人口的职业流动次数确与其收入水平呈二次曲线的关系模式，曲线的顶点大概出现在第5次更换工作时。这意味着女性流动人口的收入会随着职业流动次数的增加而逐渐缓慢上升，但这一上升趋势最终在发生过5次职业流动时有所减缓，并趋于逐渐减少（见图1）。然而，截止到调查时点，男性流动人口的收入水平则只表现出随着职业流动次数的增加而出现较为缓慢上升的态势，还没有出现一个收入由高明显变低的拐点（见图2）。这与上述回归分析结果不谋而合，说明职业流动次数仅对女性流动人口的收入具有显著非线性影响，存在一个收入由高变低的拐点，即假设2中职业流动次数与收入水平的关系模式在女性流动人口中得到验证。由此可见，对于女性流动人口而言，职业流动虽是一个不断寻找更高经济收入和更好发展机会的过程，但职业流动次数过多反而不利于其收入水平的提升和未来职业生涯的发展。

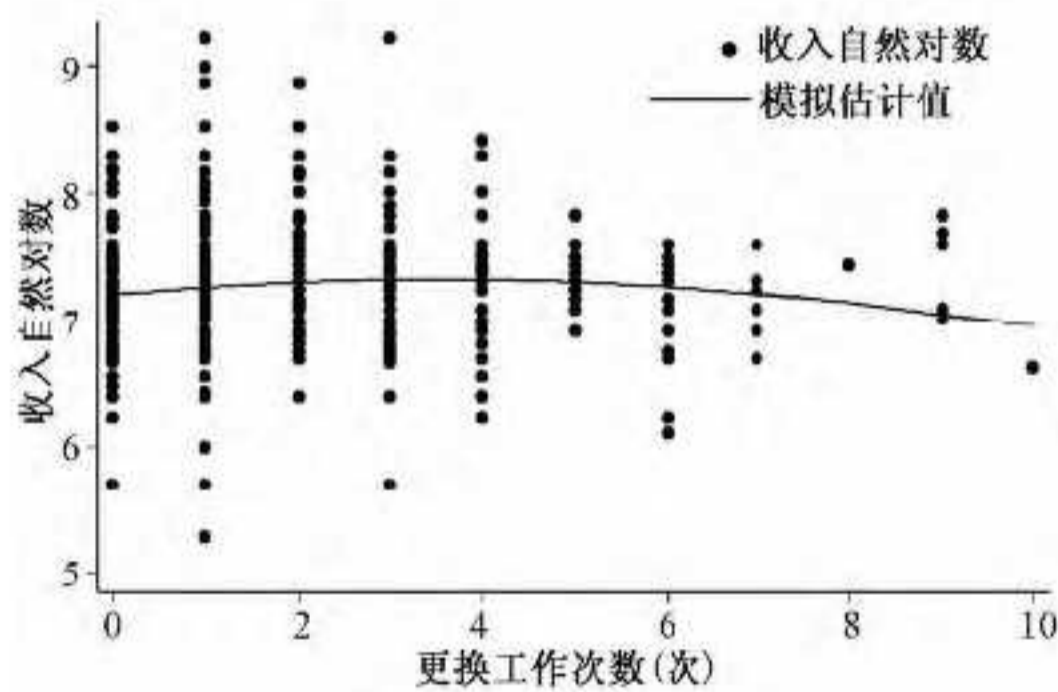


图1 女性流动人口更换工作次数和收入自然对数的散点图及其平滑拟合曲线

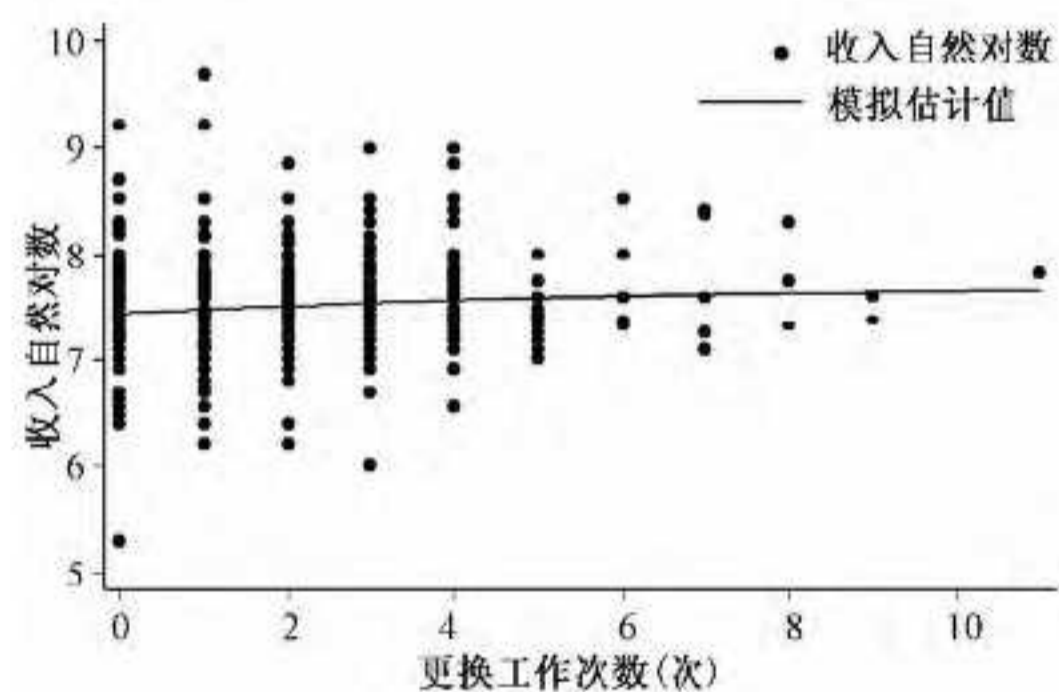


图2 男性流动人口更换工作次数和收入自然对数的散点图及其平滑拟合曲线

职业流动次数与收入间关系的上述性别差异可能有两方面的原因。一方面，相对于女性流动人口，男性流动人口在诸如教育等一般人力资本方面的投入和积累比较多，在流动前后接受技能培训的

① 计算方法为将职业流动次数变量的系数除以它的平方项系数的2倍，具体为 $0.088 \div (2 \times 0.009) \approx 5$ 。

机会也比较多^①，能够抵消由于职业流动而引发的诸如工作经验等企业特殊人力资本积累的中断所带来的负面影响；此外，企业特殊人力资本变量，尤其是现职的任职年限并没有对男性流动人口的收入产生显著影响（见表₂），这也在某种程度上减轻了企业特殊人力资本积累的中断对其收入提升带来的负面效应。另一方面，流动人口大多从事体力劳动，由于生理机能特点的不同，在一般情况下，男性流动人口体力下降现象出现的时间晚于同年龄的女性流动人口，由此能够在劳动力市场中具有更多的优势，而女性流动人口到达一定年龄后，体力下降的作用可能会超过人力资本积累的作用，从而使其收入水平趋于下降。另外，劳动力市场对不同性别流动人口的“挑选性歧视”也在一定程度上加剧了体力下降对女性流动人口带来的负面效应。调查结果发现，与男性流动人口相比，年龄对女性流动人口的制约作用更为明显，某些行业（如服务行业）对女性流动人口的年龄限制甚至小至18~25岁的范围；企业在招聘时可接受的男性流动人口的平均上限年龄达到54.9岁，而企业在招聘时可接受的女性流动人口的平均上限年龄仅为41.1岁，两者相差近14岁，由此可见劳动力市场对于男性流动人口的年龄限制更为宽容。

上述仅考察职业流动次数对收入水平影响的分析还缺乏时间长短的参照，为此本文用年均职业流动次数这一变量（流动人口职业流动次数除以外出流动时间）来进一步考察流动人口的职业流动次数与其收入水平间的关系。当将模型_{1b}和模型_{2b}中的职业流动次数改为年均职业流动次数时，该变量的系数变为负数，但其影响作用却未能通过统计检验^②。这表明，考虑到时间长短参照后的流动人口职业流动频率对其收入水平的影响无足轻重，职业流动主要是通过其频数而非频率来对流动人口的收入水平发生作用。

在控制变量中，人力资本变量对流动人口收入水平的影响较为显著，除了现职任职年限仅对女性流动人口的收入水平具有微弱的影响之外，其他变量均对男、女两性流动人口有显著的正向影响。可见，人力资本的投入和积累能够有效地促进流动人口收入水平的上升。与此同时，模型结果还表明，人力资本对男性流动人口的经济回报率大于女性流动人口，这在一定程度上解释了男性流动人口的收入高于女性流动人口的既定事实。所有就业特征变量都对女性流动人口的当前收入水平起着相当重要的作用，但只有行业类型和职业类型在男性流动人口的收入决定机制中发挥了一定的作用，其他变量对男性流动人口当期收益的影响不显著。需特别指出的是，求职途径变量对收入的影响作用与已有的关于城市劳动者的研究结果^[9~21]不尽相同。虽然从表₁中的数据结果可知“强关系”是女性流动人口目前职业获得的主流渠道，但如表₂所示，通过“强关系”实现就业的女性流动人口的当前收入水平显著偏低；同时，求职途径则对男性流动人口的收入获得不具有显著的影响作用，即男性流动人口不论通过何种途径获得现职，都不对其收入构成任何影响。此外，流动人口的收入水平存在着明显的区域差异，表现为相对于在内陆地区的就业者，沿海地区（尤其是厦门和泉州）就业者的收入明显偏高，并且区域差异在女性流动人口中表现得尤为突出。

五、结论与讨论

本文实证分析了不同性别流动人口的职业流动对其收入水平的影响效应。研究结果表明，流动人口的职业流动对不同性别流动人口收入水平的影响作用既有相同之处，但也存在性别差异。一方面，

^① 在本次的调查样本中，男性被调查者在流动前接受过培训的比例是女性被调查者的两倍，在流动过程中接受过培训的比例也略高于女性被调查者。

^② 考虑到纳入该变量后的其他变量的结果模式与表₂中模型_{1b}和模型_{2b}所展示的结果模式几乎完全一致，且其自身影响结果未能通过统计检验，故将其回归统计结果略去，不予列出。

职业流动对男、女两性流动人口的收入水平均产生显著影响,而且也是这两个劳动者群体收入分层最重要的决定因素之一,但是职业流动对女性流动人口收入水平的提升作用大于男性流动人口。另一方面,尽管职业流动有利于提升流动人口的后续收入,但过多的职业流动则不会继续带来更高的收入回报,对女性流动人口尤为如此。具体来讲,对女性流动人口而言,当职业流动次数维持在某一特定值时,其职业流动的效应仍大于特定人力资本丢失的效应(即工作经验积累中断造成的负面影响),职业搜寻和职业匹配的理论机制在发挥作用;当女性流动人口的职业流动次数超过5次以后,职业流动带来的收入效应已无法弥补特定人力资本丢失带来的损害,人力资本理论的机制便开始发挥作用。对于男性流动人口来说,尽管职业流动次数对其收入回报同女性不具有较大的性别差异,但职业流动次数的平方这一变量对男性的影响不显著的统计结果则意味着截止到调查时点,男性流动人口所经历的职业流动似乎一直对其收入水平的提升起着促进作用。职业流动收入回报的这种性别差异是今后研究中值得进一步深入分析的问题,必须引起足够的重视。

目前一些研究认为,中国城镇低端劳动力市场存在“人力资本失灵”现象,即人力资本的积累对低学历劳动者群体收入的提高没有任何作用^[22-23]。然而,本文的回归分析结果却发现,人力资本是影响男、女流动人口收入水平的基本变量,人力资本的积累是提高流动人口收入水平的有效手段。由此可见,尽管绝大多数的流动人口(尤其是女性流动人口)是中国城镇低端劳动力市场中的低学历劳动者群体,但“人力资本失灵”的情况并不适用于这些处于城镇低端劳动力的流动人口(尤其是女性流动人口)群体,即流动人口群体在人力资本上的投入和积累还是能够为其带来较高的经济回报的。

研究结果还发现,使用社会网络(尤其是“强关系”)实现就业并不能有效地促进流动人口收入水平的提升,这说明在职业流动过程中,“强关系”对流动人口的作用仅限于提供就业信息,而并不能直接提高其在城镇劳动力市场中的收入水平。当然,这可能与“强关系”的作用会随着流入地劳动力市场的不断完善、市场机制的作用不断加强而趋于弱化有一定的关系。也就是说,本文的研究结果还说明了另外一个问题,即流入地劳动力市场机制和流动人口的社会网络间可能存在着某种作用互相抵消的关系,进而使得劳动力市场机制的不断健全削弱了“强关系”在流动人口收入获得甚至是求职过程中的作用。事实上,上述论断有其存在的合理性。我们对本文所使用数据的分析也表明,虽然“强关系”是流动人口实现就业的主要渠道,但是随着在外流动时间和流动经历的增加,其求职途径将不再局限于“强关系”,而是逐步向多元化的方向发展,劳务市场或中介机构、招聘广告等“弱关系”将渐成为流动人口获得就业信息的重要渠道之一。

参考文献:

- [1] 吴愈晓. 劳动力市场分割——职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式 [J]. 中国社会科学, 2011, (1).
- [2] Cao, Y. and C. Y. Hu. Gender and Job Mobility in Post Socialist China: A Longitudinal Study of Job Changes in Six Coastal Cities [J]. Social Forces, 2007, (4).
- [3] 刘士杰. 人力资本、职业搜寻渠道、职业流动对农民工工资的影响——基于分位数回归和 OLS 回归的实证分析 [J]. 人口学刊, 2011, (5).
- [4] 刘林平, 张春泥. 农民工工资: 人力资本、社会资本、企业制度还是社会环境? ——珠江三角洲农民工工资的决定模型 [J]. 社会学研究, 2007, (3).
- [5] 赵延东, 王奋宇. 当前我国城市职业流动的障碍分析 [J]. 人口与经济, 2004, (5).
- [6] Becker, G. S. Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis [J]. Journal of Political Economy, 1962, (5).

- [7] Mincer' J. The Distribution of Labor Incomes: A Survey with Special Reference to the Human Capital Approach [J]. Journal of Economic Literature, 1970, (1).
- [8] Mincer' J. Schooling, Experience and Earnings [M]. New York: Columbia University Press, 1974.
- [9] Mincer' J. and S. Polachek. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women [J]. The Journal of Political Economy, 1974, (2).
- [10] Burdett' K. A Theory of Employee Job Search and Quit Rates [J]. The American Economic Review, 1978, (1).
- [11] Parsons' D. O. Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rates [J]. Journal of Political Economy, 1972, (6).
- [12] Jovanovic' B. Firm-specific Capital and Turnover [J]. Journal of Political Economy, 1979, (6).
- [13] Jovanovic' B. Job Matching and the Theory of Turnover [J]. Journal of Political Economy, 1979, (5).
- [14] Mortensen' D. T. and C. A. Pissarides. New Developments in Models of Search in the Labor Market [M] // Ashenfelter' O. and R. Layard. Handbook of Labor Economics, Amsterdam: North Holland, 1999.
- [15] Mortensen' D. T. Unemployment Insurance and Job Search Decisions [J]. Industrial and Labor Relations Review, 1977, (4).
- [16] Mortensen' D. T. Job Search and Labor Market Analysis [M] // Ashenfelter' O. and R. Layard. Handbook of Labor Economics, Amsterdam: North Holland, 1986.
- [17] Mortensen' D. T. and C. A. Pissarides. Job Creation and Job Destruction in the Theory of Unemployment [J]. Review of Economic Studies, 1994, (3).
- [18] 同 [17].
- [19] 边燕杰, 张文宏. 经济体制、社会网络与职业流动 [J]. 中国社会科学, 2001, (2).
- [20] Bian' Y. Bringing Strong Ties back in: Indirect Ties, Network Bridges, and Job Searches in China [J]. American Sociological Review, 1997, (3).
- [21] 吴愈晓. 社会关系、初职获得方式与职业流动 [J]. 社会学研究, 2011, (5).
- [22] 李培林, 张翼. 走出生活逆境的阴影——失业下岗职工再就业中的“人力资本失灵”研究 [J]. 中国社会科学, 2003, (5).
- [23] 杨云彦, 陈金永. 转型劳动力市场的分层与竞争——结合武汉的实证分析 [J]. 中国社会科学, 2000, (5).

责任编辑 冯 乐