

已婚女性农民工的职业流动与收入效应

——基于辽宁省的实证分析

李 旻¹,王秋兵²

(1.沈阳农业大学 经济管理学院/农业资源与环境博士后流动站,辽宁 沈阳 110161;

2.沈阳农业大学 土地与环境学院,辽宁 沈阳 110161)



摘要 以辽宁省的实地调研数据,从职业流动频率、流动方向、流动动因三个方面分析了已婚女性农民工的职业流动特征及其收入效应。结果表明,已婚女性农民工的职业流动频率不高,明显低于男性农民工;职业流动质量不高,多处于平行流动或未流动状态,向上流动较少;职业选择上处于劣势,多是被动流动。频繁的职业流动及向上流动对已婚女性农民工收入增长影响不显著,但主动流动有利于已婚女性农民工收入的增长。与已婚女性农民工相比,流动频率和流动方向对男性农民工收入增长影响显著,而主动流动对其收入增长影响不显著。因此,稳就业、增收要重视已婚女性农民工的异质性特征,避免其陷入频繁流动和收入不增的恶性循环。

关键词 已婚女性农民工;农民工家庭;职业流动性;农民工市民化;收入效应

中图分类号:F 24 **文献标识码:**A **文章编号:**1008-3456(2017)05-0079-08

DOI 编码:10.13300/j.cnki.hnwkxb.2017.05.010

农民工市民化进程事关我国新型城镇化建设和发展方式转变大局^[1],而农民工市民化的实现有赖于其家庭向城市的整体迁移^[2]。农村家庭而言,已婚女性是家庭的稳定器,是农民工市民化要争取的关键人群^[3]。然而,在农民工市民化的研究中,已婚女性农民工却是一直被忽视。在传统的性别分工观念和城乡二元体制的作用下,农村已婚女性在流入城市之后,面临着来自社会、家庭和制度等多种因素的制约,“外来者”和“女性”的双重身份使已婚女性农民工的职业生涯不容乐观,与男性农民工相比,她们在就业、职业流动和经济收入等方面更容易陷入困境。对农民工职业流动的研究,现有文献主要集中在以下四方面:一是农民工职业流动的影响因素,主要从流动频率、流动方向、流动动因等方面进行探讨^[4-7];二是农民工职业流动的代际差异^[8-9];三是农民工职业流动的性别差异^[10-13];四是农民工职业流动的收入效应^[12,14-19]。但现有文献针对已婚女性农民工职业流动及其收入效应的研究很少。

对职业流动的收入效应学术界存在着两种观点:一是认为在信息不对称或信息不完全的劳动力市场下,职业流动有利于农民工收入增长。劳动市场供求双方在工作效率、职能匹配等信息不对称的情况下,随着工作时间增长,匹配效果不佳的劳动者,其收入增长逐渐落后,他们可能会通过职业流动重新进行匹配以获得更高收入^[6,20-21]。二是认为在自由竞争的劳动力市场中收入差距的根源是人力资本的差异,增加人力资本投资和积累是提高劳动者收入的主要途径。农民工在职业流动中,中断了特定工作经验的积累,阻碍其收入增长^[15-16,22-23]。导致职业流动收入效应分歧性观点的原因可能是不同类型的职业流动具有不同的收入效应,不同流动动机引发的职业流动的收入效应差异很大,和完

收稿日期:2017-02-22

基金项目:国家自然科学基金项目“已婚女性就业、家庭梯次迁移与农村转移人口市民化:机理与实证”(71373163);国家自然科学基金项目“代际差异视角下农民工城市居住选择与社会融合”(71273177);国家自然科学基金项目“农民工非技能型人力资本的测度及其对城市整合的影响机理与实证”(91573179)。

作者简介:李 旻(1972-),女,副教授,博士;研究方向:劳动力转移。

通讯作者:王秋兵(1962-),男,教授,博士;研究方向:土地资源与环境。

全被动的离职相比,主动的离职有可能实现向上流动^[24]。除此,相同的职业流动行为,收入效应的性别差异显著,如吕晓兰的研究表明工作原因、家庭原因两类主动流动有利于男性农民工收入的提高,家庭原因主动流动反而降低了女性农民工的收入,单位原因被动流动降低了男性农民工的收入水平,但对女性农民工影响不显著^[17]。已婚女性因为生育责任和需要照看孩子老人等因素,导致已婚女性的职业流动更多是被动流动,与此同时,自身、家庭和社会环境等因素的制约可能使已婚女性遭遇性别歧视,对已婚女性农民工这类特殊群体,职业流动会产生怎样的经济后果?与男性劳动力比又有怎样的差异?为此,本文以已婚女性农民工为研究对象,探讨其职业流动特征及其收入效应,并分析与男性农民工的差异

一、数据来源

2014年1月沈阳农业大学经济管理学院针对辽宁省农民工组织了一次大规模调研,本研究所用数据来源于本次调查数据。调研采用分层抽样方法,根据城市规模 and 经济发展水平在辽宁省内抽取1个大城市(沈阳466份)、两个中等城市(阜新198份和锦州208份)和三个县(台安县142份、开原县121份和昌图县91份、其他16份),作为本次农民工研究的典型调查样本,沈阳是辽宁省的省会城市,农民工主要流动地,2013年沈阳GDP值在辽宁省排名第二,锦州、阜新在辽宁省属于人口流动相对频繁的中等城市,锦州GDP值在辽宁省排名第七,经济发展位于辽宁省中等水平,阜新排名第十四,经济发展相对落后,台安、开原、昌图是典型的农业大县。各市县的样本总量和行业配比数量,主要依据国家统计局农民工监测数据中的行业分布和辽宁省农民工的区域数量分布确定,问卷主要针对农民工及其配偶的就业、职业流动及收入等问题进行了调查。调研采用一对一的访谈方式,发放问卷1242份,为了保证数据的准确,采用专业软件进行数据录入,并对全部问卷进行了专业清理核对工作,故样本有效问卷1242份,其中,未婚女性137份、已婚女性428份、男性677份。鉴于本研究对象是已婚女性农民工,故未婚女性样本未被使用。本研究的职业流动是指农民工进入城市后在不同职业间的流动,即初职与现职之间的流动。

二、已婚女性农民工职业流动现状描述

1. 流动频率

已婚女性农民工的整体职业流动频率不高,平均换工次数2次,比男性农民工换工次数平均少2次,44.9%的已婚女性农民工没有发生职业流动,比未发生过职业流动的男性农民工高出11.9个百分点。在发生职业流动的已婚女性中,93.2%的已婚女性农民工流动在5次以内,比男性农民工高出18.2个百分点,流动次数超过10次以上的已婚女性农民工仅占到1.3%,比男性农民工低8.3个百分点,由此可见,与男性农民工比,已婚女性农民工就业相对稳定,流动性明显弱于男性,见表1。

表1 已婚女性与男性农民工职业流动频率的比较

职业流动频率	0次	1~5次	6~10次	11次以上
已婚女性	44.9	51.4	3.0	0.7
男性	33.0	50.3	10.3	6.4

2. 流动方向

为了分析已婚女性农民工的职业流动方向,本文借鉴杨肖丽等^[19]的方法对已婚女性农民工职业类型进行等级划分:第一级职业类型主要包括力工、零工、服务员,这类职业多是体力劳动的职业,对受教育程度基本没有要求;第二级主要包括小摊贩、销售员、低技能工人,这类职业基本不需要专门的技术培训,对受教育程度要求比较低;第三级主要包括固定店铺的小业主、高技能工人,这类职业对技能培训或工作经验要求比较严格,其工资水平也相对较高;第四级主要包括高级管理人员、事业单位人员等,这类职业要求其在某一专业领域有过系统的在职培训或某一行业有很长的从业经历。

通过比较初职和现职职业类型等级,可以判断已婚女性农民工流动方向(表2),80.2%的已婚女性农民工处于平行流动或未流动状态,13.5%的已婚女性农民工是向上流动,6.3%的已婚女性农民工向下流动。男性农民工向上流动的比重为19.1%,高于已婚女性,而向下流动的男性农民工也明显高于已婚女性,无论男性农民工还是已婚女性农民工整体职业流动质量都不高。

3. 流动动因

已婚女性农民工职业流动的原因分为主动流动和被动流动两类,以此反映已婚女性农民工在职业流动中所处的地位。将因工作待遇差、人际关系复杂或同事不合、工作危险等而发生的职业流动归为主动流动,而对

因为工厂倒闭、搬迁、建筑等行业因工程结束不得换地方、老家有事、结婚生子、照料老人等客观因素限制而导致的流动归为被动流动。调查分析结果显示,处于被动流动的已婚女性农民工明显高于主动流动的已婚女性农民工,而主动流动的男性农民工明显高于被动流动的男性农民工,其中,因为工作待遇差而变换工作的已婚女性农民工占39.4%,比男性农民工因工作待遇差而变换工作的低了7.7个百分点,说明已婚女性农民工在职业流动主动性选择方面要弱于男性,已婚女性农民工在职业选择、职业发展上与男性有很大差距,这与已婚女性农民工自身人力资本低、承担过家家务劳动、子女老人照料、缺乏社会资源支持等因素密不可分,已婚女性农民工同时更易受劳动力市场政策以及劳动力市场结构转型等因素的影响,比男性更早退出劳动力市场。已婚女性与男性职业流动类型占比见表3。

4. 职业流动对收入的影响

已婚女性农民工的平均月收入为1960.6元,比男性农民工的平均月收入低了1292.3元,收入的性别差异非常明显。没有职业流动的已婚女性农民工的平均月收入是1894.2元,比有职业流动的已婚女性农民工的平均月收入低122.3元,没有职业流动的男性农民工的平均月收入比有职业流动的男性农民工的平均月收入低203元,可见,是否流动对男性农民工的月收入影响更大些。被动流动的已婚女性农民工比主动流动的已婚女性农民工收入低229.8元,被动流动的男性农民工比主动流动的男性农民工收入低111.2元,流动动因对已婚女性农民工月收入影响更大些。向上流动的已婚女性农民工比向下流动的已婚女性农民工月收入增长了581.1元,向上流动的男性农民工比向下流动的男性农民工月收入增长了841.1元,向上流动促进已婚女性农民工和男性农民工月收入的增长,对男性农民工影响更明显,见表4。

表4 已婚女性与男性农民工职业流动的收入比较

职业流动的收入比较		已婚女性	男性
是否流动	没有职业流动农民工的平均月收入	1 894.2	3 104.7
	有职业流动农民工的平均月收入	2 016.5	3 307.0
流动方向	向下流动农民工的平均月收入	1 924.1	2 818.5
	平行流动农民工的平均月收入	1 871.6	3 216.2
	向上流动农民工的平均月收入	2 505.2	3 660.3
流动动因	被动流动农民工的平均月收入	1 918.3	3 224.0
	主动流动农民工的平均月收入	2 148.1	3 335.2

三、已婚女性农民工职业流动的收入效应分析

1. 变量选择与模型设定

为了分析已婚女性农民工职业流动的收入效应,本文以外出打工月收入的对数为被解释变量,以

表2 已婚女性与男性

农民工职业流动方向占比

	向下流动	平行流动或未流动	向上流动
已婚女性	6.3	80.2	13.5
男性	12.0	68.9	19.1

表3 已婚女性与男性职业流动类型占比 %

	已婚女性	男性
主动流动	39.9	57.6
被动流动	60.1	42.4

职业流动特征变量为解释变量,控制个体禀赋特征、工作特征和地区变量,分别构建了已婚女性农民工和男性农民工职业流动收入效应的计量模型如下:

$$\ln(\text{Income}) = \alpha_1 \cdot Z + \alpha_2 \cdot W + \alpha_3 \cdot C + \beta \cdot D + \varepsilon \quad (1)$$

式(1)中, Income 为外出打工月收入, D 为反映职业流动的特征变量,考虑职业流动频率、职业流动方向、流动动因可能相互影响,为了分析不同类型职业流动的收入效应,首先,以职业流动频率作为解释变量(模型一);其次,以流动方向虚拟变量为解释变量,流动方向包括向下流动、平行流动和向上流动,以向下流动作为比较的基础(模型二);再次,以流动动因作为解释变量,如果主动流动则 $D=1$,被动流动则 $D=0$ (模型三),最后,以职业流动频率、职业流动方向、流动动因作为解释变量进行回归(模型四),并以个体禀赋特征变量 Z 、工作特征变量 W 、地区变量 C 为影响已婚女性农民工(或男性农民工)收入水平的控制变量,分别分析了已婚女性农民工、男性农民工职业流动的收入效应。个体禀赋特征变量 Z 包括年龄、年龄的平方、家中六岁以下子女数、打工劳动力受教育年限、是否获得职业资格证书虚拟变量(未获得职业资格证书作为比较的基础);工作特征变量 W 包括打工单位的性质虚拟变量(国企、私企、外企、合资企业、个体及其他。以国企作为比较的基础)、打工单位的行业性质(制造业、建筑业、服务业及其他行业。以其他行业作为比较的基础);地区变量 C 为打工所在地城市类型,将沈阳定义为大城市,锦州、阜新为中等城市,台安县、开原市和昌图县及其他为小城镇。大城市作为比较的基础。

对于职业流动的收入效应分析,农民工在职业流动过程中,往往会伴随着不同程度的失业,因此,和未流动者相比,流动者更有可能因为失业而观察不到其月收入,因而计算职业流动的收入效应时,所选取的样本存在非随机问题,即样本选择问题,导致职业流动的收入效应出现估计偏差。本研究通过 Probit 模型分析是否就业的影响因素,计算出相应的纠正因子并引入收入决定方程来解决样本选择偏差,即 Heckman 两步估计法。相应的 Probit 方程为:

$$Z_i = \begin{cases} 1, & \text{若 } Z_i^* > 0 \\ 0, & \text{若 } Z_i^* \leq 0 \end{cases} \quad Z_i^* = w_i' \gamma + \mu_i \quad (2)$$

式(2)中, Z_i^* 为不可观测的潜变量, μ_i 服从正态分布, Z_i 为 Probit 模型。

$$P(Z_i = 1 | w_i) = \Phi(w_i' \gamma) \quad (3)$$

$$\text{收入决定方程为: } \ln(\text{Income}_i) = \begin{cases} > 0, & \text{若 } Z_i = 1 \\ \leq 0, & \text{若 } Z_i = 0 \end{cases} \quad (4)$$

影响农民工是否就业的解释变量 w_i 包括年龄、年龄的平方、家中六岁以下子女数、受教育年限、是否获得职业资格证书、是否参加过培训、所在地城市类型(大城市、中等城市、小城镇)。

2. 结果分析

Heckman 两步估计法的最大优点是对于 μ_i 的分布假设很弱,即使不服从二维正态分布也能成立,但缺点是不能检验模型是否存在样本选择偏差,为此,首先对各模型进行了“样本选择”的 MLE 回归,“样本选择”的 MLE 回归结果显示,各模型存在样本选择偏差,Heckman 两步估计法更有效。

由于样本中的已婚女性均为在城市打工就业的女性,为了进行 Heckman 两步估计法,对已婚男性配偶进行了筛选,挑选出随丈夫迁移到城市却失业的已婚女性进行匹配,同样对男性农民工进行 Heckman 两步估计法,则挑选出随妻子迁移到城市却失业的男性农民工进行匹配,调研问卷对被访的农民工及其配偶的就业、职业流动设计了完全相同的问题,保证了样本匹配对模型估计结果不会产生偏差,结果见表 5 及表 6。

(1)已婚女性农民工职业流动的收入效应估计。比较模型一、模型二、模型三和模型四,各模型的系数及显著性差异不大,流动频率、流动方向、流动动因的相关系数值也不高,由此推断,流动频率、流动方向、流动动因之间不存在相互影响关系。已婚女性农民工职业流动频率的收入效应分析表明,流动频率对已婚女性农民工的收入影响不显著,职业流动并未促进已婚女性农民工收入的增长,导致这种现象的可能原因,一是作为一类特殊的弱势群体,已婚女性农民工受自身、家庭、社会环境、劳动力市场歧视等因素的制约,更多地处于被动流动的状态,流动不必然导致其收入增长,二是已婚女性农

民工多从事低技能工作,在职业流动过程中,职业技能提升空间小,在劳动力市场信息不对称的情况下,已婚女性农民工即使通过职业流动重新进行职能匹配,收入提升空间仍然很有限。

表5 已婚女性农民工职业流动的收入效应估计结果

月收入的对数	模型一	模型二	模型三	模型四
年龄	0.007 9(-0.46)	0.007 9(0.47)	0.006 4(-0.38)	0.009 8(0.58)
年龄平方	-0.000 3(-1.51)	-0.000 3(-1.51)	-0.000 3(-1.41)	-0.000 3(-1.60)
流动频率	-0.005 1(-0.58)	—	—	-0.014 5(-1.58)
流动方向(以向下流动为比较基础)				
平行流动或未流动	—	-0.018 6(-0.23)	—	-0.035 1(-0.43)
向上流动	—	0.145 1(1.53)	—	0.134 9(1.42)
流动动因(被动流动作为比较基础)	—	—	0.102 0*(-1.97)	0.092 0*(1.75)
受教育年限	-0.016 1(-1.58)	-0.016 1(-1.61)	-0.015 6(-1.55)	-0.015 0(-1.50)
是否获得职业资格证(否作为比较基础)	0.012 4(-0.18)	0.011 8(0.17)	0.011 0(-0.16)	0.014 6(0.21)
6岁以下子女数	-0.039 2(-0.59)	-0.056 1(-0.86)	-0.039 0(-0.60)	-0.040 1(-0.62)
工作性质(国有企业作为比较基础)				
私企	0.576 0***(-2.99)	0.562 5*** (2.95)	0.565 0***(-2.95)	0.554 7*** (2.91)
外企	0.408 0*(-1.95)	0.442 4** (2.13)	0.406 0*(-1.95)	0.422 5** (2.04)
合资企业	0.417 0*(-1.90)	0.412 8*(1.90)	0.404 0*(-1.85)	0.397 8*(1.84)
个体	0.633 0***(-3.33)	0.602 0*** (3.19)	0.613 0***(-3.24)	0.581 2*** (3.09)
其他	0.346 0*(-1.68)	0.345 2*(1.69)	0.332 0(-1.62)	0.347 6*(1.71)
从事职业的行业性质(其他行业作为比较基础)				
制造业	-0.094 2(-1.12)	-0.104 6(-1.25)	-0.099 0(-1.18)	-0.108 8(-1.31)
建筑业	0.129 0(-1.01)	0.142 7(1.13)	0.121 0(-0.95)	0.143 4(1.13)
服务业	-0.024 6(-0.29)	-0.030 2(-0.36)	-0.036 2(-0.43)	-0.026 8(-0.31)
城市类型(大城市作为比较基础)				
中等城市	-0.301 5***(-4.77)	-0.313 0***(-4.96)	-0.302 0***(-4.77)	-0.300 7***(-4.73)
小城市	-0.162 2**(-2.40)	-0.176 0***(-2.61)	-0.175 0***(-2.60)	-0.162 9**(-2.40)
常数项	7.501 3*** (18.85)	7.340 0***(-18.14)	7.519 0***(-18.99)	7.480 0*** (18.87)
λ	-0.099 7**(-2.19)	-0.108 0**(-2.38)	-0.105 0**(-2.32)	-0.099 4**(-2.19)
样本数	685	686	686	685

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%水平上显著,括号里的值为参数估计值的z统计量。

职业流动方向对已婚女性农民工收入的影响也不显著,即使向上流动对已婚女性农民工收入的增长影响也不显著,导致这种现象的可能原因,一是80.2%的已婚女性农民工处于未流动或平行流动,向上流动的已婚女性农民工比重过小,导致影响不显著,二是已婚女性农民工普遍受教育程度低,从事的职业类型等级较低,流动过程中,进入收入较高的职业类型的机会较小,即使向上流动收入增长的空间也有限。

与被动流动相比,主动流动对已婚女性农民工收入增长有显著的正向影响,已婚女性农民工主动选择职业流动,会促进其收入的增长,被动流动往往不利于已婚女性农民工收入的增长。能主动选择流动的已婚女性农民工通常是具有一定职业技能的已婚女性,其通过主动流动重新进行职能匹配,获得更高收入。

在影响已婚女性农民工收入的因素中,年龄、是否获得职业资格证对已婚女性农民工收入的影响不显著,这与已婚女性农民工多从事服务业、低技能行业对年龄、职业资格证要求不高有关。打工所在城市的大小对已婚女性农民工收入影响显著,大城市打工更有利于其收入的增长,大城市就业机会多,劳动力市场性别歧视小于中小城市,其收入增长空间明显高于中小城市。这也是农民工偏爱大城市打工的主要原因。工作单位性质对已婚女性劳动力收入的影响亦显著。

(2)与男性农民工职业流动的收入效应比较。已婚女性农民工与男性农民工在职业流动特征上存在着显著的差异,导致职业流动的收入效应也存在较大差异。相同的职业流动行为,收入效应的性别差异显著。流动频率对已婚女性农民工收入没有显著影响,但对男性农民工影响显著,随着流动频率的增加,男性农民工的收入也会增长。在信息不对称或信息不完全的劳动力市场下,职业流动有利

于男性农民工收入的增长,与已婚女性农民工不同,男性农民工多从事具有一定技能的工种,在职业流动过程中,一方面,有利于提升男性农民工的职业技能,另一方面,劳动市场供求双方在工作效率、职能匹配等信息不对称的情况下,男性农民工随着工作时间的增长,职业流动频率的增多,重新进行职能匹配,从而获得更高收入。

表 6 男性农民工职业流动的收入效应估计结果

月收入的对数	模型一	模型二	模型三	模型四
年龄	0.031 2*** (-3.34)	0.027 2*** (2.88)	0.031 4*** (-3.34)	0.027 1*** (2.90)
年龄平方	-0.000 4*** (-3.89)	-0.000 4*** (-3.49)	-0.000 5*** (-3.93)	-0.000 4*** (-3.48)
流动频率	0.000 5*** (-2.90)	—	—	0.000 5*** (2.94)
流动方向(以向下流动为比较基础)				
平行流动或未流动	—	0.050 2 (0.82)	—	0.039 6 (0.65)
向上流动	—	0.191 1*** (2.66)	—	0.189 1*** (2.64)
流动动因(被动流动作为比较基础)	—	—	-0.009 9 (-0.22)	-0.018 8 (-0.41)
受教育年限	0.011 9 (-1.27)	0.008 9 (0.94)	0.011 3 (-1.19)	0.009 5 (1.01)
是否获得职业资格证(否作为比较基础)	0.116 0** (-2.50)	0.118 7*** (2.53)	0.115 0** (-2.44)	0.121 8*** (2.62)
6岁以下子女数	0.056 5 (-0.92)	0.058 5 (0.95)	0.065 4 (-1.06)	0.048 6 (0.8)
工作性质(国有企业作为比较基础)私企	0.066 0 (-0.50)	0.001 9 (0.01)	0.026 5 (-0.20)	0.043 3 (0.33)
外企	-0.090 7 (-0.56)	-0.169 0 (-1.05)	-0.127 (-0.79)	-0.134 0 (-0.83)
合资企业	-0.256 0 (-1.45)	-0.324 2* (-1.86)	-0.293 0* (-1.67)	-0.288 3* (-1.64)
个体	-0.003 4 (-0.03)	-0.059 4 (-0.46)	-0.043 9 (-0.34)	-0.014 8 (-0.11)
其他	-0.327 0** (-2.13)	-0.353 2** (-2.37)	-0.344 0** (-2.29)	-0.332 9** (-2.18)
从事职业的行业性质(其他行业作为比较基础)				
制造业	-0.175 0* (-1.95)	-0.173 9** (-1.93)	-0.175 0* (-1.92)	-0.172 6* (-1.93)
建筑业	0.228 0*** (-2.58)	0.251 0*** (2.84)	0.249 0*** (-2.81)	0.230 0*** (2.63)
服务业	-0.247 0*** (-2.80)	-0.254 9*** (-2.88)	-0.247 0*** (-2.77)	-0.253 8*** (-2.90)
城市类型(大城市作为比较基础)				
中等城市	-0.154 0*** (-3.27)	-0.147 5*** (-3.14)	-0.144 0*** (-3.05)	-0.158 9*** (-3.39)
小城市	-0.182 0*** (-3.13)	-0.176 1*** (-3.02)	-0.182 0*** (-3.10)	-0.178 2*** (-3.07)
常数项	7.538 0*** (-28.82)	7.515 9*** (29.52)	7.466 0*** (-29.53)	7.481 2*** (29.52)
λ	0.210 0** (-2.38)	0.240 6*** (2.72)	0.233 0*** (-2.61)	0.221 0** (2.51)
样本数	747	752	752	747

注: *、**、*** 分别表示在 10%、5%、1% 水平上显著,括号里的值为参数估计值的 z 统计量。

流动方向对已婚女性农民工收入的增长影响不显著,但向上流动对男性农民工收入的增长有显著的正向影响,男性农民工多从事具有一定职业技能的工作,随着工作经验的积累,职业技能逐步提高,流向职业类型等级较高的机会更多,收入增长空间变大。

主动流动对已婚女性农民工有显著的正向影响,但对男性农民工影响却不显著,导致这种现象的可能原因,已婚女性农民工承担过多的家务劳动、缺乏社会资源、缺少职业技能,流动过程往往处于被动流动状态,在劳动力市场拥有较少的话语权,能主动流动的多是拥有一定职业技能、受教育程度相对较高的已婚女性农民工,因此,主动流动有利于其收入的增长,而男性农民工多从事建筑行业,其被动流动往往是工程结束后随着工程队另觅其他工程,因为结婚、生子、照顾家庭等的被动流动较已婚女性农民工少之又少,因此,主动流动或被动流动对男性农民工收入没有显著影响。

影响男性农民工收入的因素有年龄、是否获得职业资格证、从事工作的行业性质及城市规模。年龄对男性农民工收入有显著的影响,随着年龄的增长,男性农民工的工作经验越来越丰富、技术水平越来越高,收入也随之增长,但随着年龄再增长,其收入的增长也随之降低。获得职业资格证有利于男性农民工收入的增长,大城市打工更有利于男性农民工收入的增长。

综上,已婚女性农民工和男性农民工由于肩负的家庭、社会责任的不同,在职业流动、收入增长等方面均存在着显著差异。

四、结论及政策含义

本文利用辽宁省的实地调研数据,从职业流动频率、职业流动方向、职业流动动因几方面分析了已婚女性农民工的职业流动特征,并与男性农民工的职业流动特征进行比较。分析表明,已婚女性农民工整体职业流动频率不高,流动性明显弱于男性农民工;已婚女性农民工职业流动的质量不高,多数处于平行流动或未流动,向上流动的较少;在职业流动中,被动流动的已婚女性明显多于主动流动的已婚女性,在职业选择上处于劣势。其次,从职业流动频率、流动方向、流动动因几个方面实证分析了已婚女性农民工职业流动的收入效应,并与男性农民工职业流动的收入效应进行比较,结果表明,不同类型的职业流动具有不同的收入效应,相同的职业流动行为,收入效应的性别差异显著。频繁的职业流动对已婚女性农民工收入影响不显著,却有利于男性农民工收入的增长。流动方向对已婚女性农民工收入影响不显著,但向上流动有利于男性农民工收入的增长。相对于被动流动,主动流动有利于已婚女性农民工收入增长,但对男性农民工收入影响不显著。

不同于城镇职工就业特点,农民工频繁的职业流动是中国特有的社会现象,制定政策实现农民工适度流动、提高农民工收入、保证就业的稳定性,是加快农民工市民化、促进人口城市化的重要保障。在促进人口城市化由“半城市化”向“深度城市化”迈进、推进农民工市民化的进程中,已婚女性农民工是首先要关注的人群,如果已婚女性农民工能稳定就业、收入稳步增长,将有利于农村进城人口家庭转移,进而真正实现农民工市民化。分析已婚女性农民工不同类型职业流动的收入效应是我们深刻了解这类弱势群体在城市劳动力市场上生存状态的重要指标。国家在制定政策完善劳动力流动市场,提高农民工的收入水平,保障农民工社会福利的同时,尤其要重视已婚女性农民工的异质性特征,以免其步入频繁流动和收入无法增加的恶性循环中。为了有效促进已婚女性农民工的职业发展,需要帮助她们进一步积累人力资本,增加就业机会,减少被动流动,促进其向上流动。为此,在就业政策中需纳入性别因素考量,以促进两性平等的劳动力市场形成。要努力为失业的已婚女性重返劳动力市场提供良好的政策支持,进一步减小劳动力市场上职业流动的性别差异。

参 考 文 献

[1] 国务院发展研究中心课题组.农民工市民化对扩大内需和经济增长的影响[J].经济研究,2010(6):4-16.

- [2] 赵成福.基于包容性治理的农民工市民化:逻辑与路径[J].河南师范大学学报(哲学社会科学版),2015(4):18-22.
- [3] 何明洁.农村劳动力转移的关键是妇女及家庭的转移[J].天府新论,2009(6):353-62.
- [4] KNIGHT J, YUEH L. Job mobility of residents and migrants in urban China[J]. Journal of Comparative Economics, 2004, 32(4): 1-31.
- [5] 白南生,李靖.城市化于中国农村劳动力流动问题研究[J].中国人口科学,2008(4):2-10.
- [6] 李长安.农民工职业流动歧视及其对收入影响的实证分析[J].人口与经济,2010(6):27-32.
- [7] 张广胜,韩雪.进城务工人员职业流动的实证性研究[J].社会科学辑刊,2014(5):45-55.
- [8] 王超恩,符平敬,敬志勇.农民工职业流动的代际差异及其影响因素[J].中国农村观察,2013(5):2-9.
- [9] 赵学玲.新生代女性农民工职业流动研究——基于上海市 S 区的调查[D].武汉:华东理工大学,2011.
- [10] 刘华.不同性别农民工职业流动的收入效应差异分析[J].经营管理者,2014(9):121-122.
- [11] 宋月萍.职业流动中的性别差异:审视中国城市劳动力市场[J].经济学,2007,6(2):629-653.
- [12] 林李月,朱宇.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[J].人口与经济,2014(2):3-11.
- [13] 林李月,朱宇.女性流动人口职业流动及其影响因素的代际差异与共性——以福建省为例[J].南方人口,2015(3):24-33.
- [14] 姚俊.流动就业类型与农民工工资收入——来自长三角制造业的经验数据[J].中国农村经济,2010(11):53-62.
- [15] 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):16-24.
- [16] 黄乾.城市农民工的就业稳定性及其工资效应[J].人口研究,2009,33(5):353-362.
- [17] 吕晓兰,姚先国.农民工职业流动类型与收入效应的性别差异分析[J].经济学家,2013(6):57-68.
- [18] 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):119-139.
- [19] 杨肖丽,李旻,江金启,等.辽宁省农民工就业与城镇化[M].北京:经济日报出版社,2015.
- [20] 刘林平,万向东,张永宏.制度短缺与劳工短缺——“民工荒”问题研究[J].中国工业经济,2006(8):45-53.
- [21] 姚俊.流动就业类型与农民工工资收入——来自长三角制造业的经验数据[J].中国农村经济,2010(11):53-62.
- [22] 李强.中国大陆城市农民工的职业流动[J].社会学研究,1999(3):93-101.
- [23] 严善平.城市劳动力市场中的人员流动及其决定机制——兼论大城市的新二元结构[J].管理世界,2006(8):8-17.
- [24] 白南生,李靖.农民工就业流动性研究[J].管理世界,2008(7):70-76.

(责任编辑:金会平)