



职业流动对农民工收入的影响及其代际差异

——基于我国七城市的调查数据

杜妍冬,刘一伟

(华东理工大学 社会与公共管理学院/劳工与移民研究中心,上海 200237)

摘要:本文在中国七城市流动人口调查数据的基础上,实证分析了职业流动对农民工收入水平的影响及其代际差异。结果表明:职业流动对农民工的收入有着重要的影响,通过两代农民工收入的比较分析,发现职业流动与新生代农民工收入呈正相关。但是在回归检验中发现,随着新生代农民工职业流动频次的增加,新生代农民工收入水平开始下降,职业流动频次与新生代农民工的收入水平呈现倒U型非线性关系;而在第一代农民工的回归检验中,职业流动频次与第一代农民工收入水平不存在倒U型非线性关系。

关键词:职业流动;农民工收入;代际差异

中图分类号:F241 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2015)04-0043-10

一、引言

20世纪80年代以来,我国农村剩余劳动力开始向城市大规模转移。根据国家统计局网站公布的我国农民工调查监测报告显示,2013年全国农民工总量超过了2.68亿人。^[1]国内的众多研究都关注到了农民工收入及其影响因素问题,也有一些研究涉及农民工较高流动性可能产生的后果,然而真正将两者联系起来对其相关关系进行探讨的研究不多。

关于农民工的职业流动对其收入的影响,现有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。如黄乾研究发现,行业内工作转换对高收入农民工的收入以及行业间工作转换对所有收入层次农民工的收入均有显著的负向影响。^[2]谢勇的研究表明农民工的工资水平与其在本地更换工作单位的次数之间呈显著的负相关关系。^[3]吕晓兰和姚先国也得出相似的结论,他们认为家庭原因主动流动降低了女性农民工后续收入水平;单位原因被动流动显著降低了男性农民工的后续收入水平。^[4]然而,一些学者得出了不同的结论,陈媛媛实证发现了职业流动对一代农民工增收会产生显著的正向影响。^[5]姚俊的研究表明,随着农民工就业流动性增强,其月工资水平也不断上升。^[6]蔡昉等则提及就业流动是农民工提高工资的主要方式,因为员工的薪资要求既不能通过集体谈判的方式,也很难通过个人谈判的方法解决;^[7]并且主动性变换情况下的工资收入将会增长较多。^[8]还有一些研究认为职业流动对农民工的收入水平没有显著影响。严善平的研究证明不是所有的流动方式都会带来工资收入的增加,外来劳动力从非正规部门流向正规部门或正规部门内部的流动均没有显著的

收稿日期:2014-05-11

基金项目:教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目“流动人口管理服务对策研究”(12JZD0022)

作者简介:杜妍冬,女,华东理工大学社会与公共管理学院副教授,博士,研究方向为农村社会保障。E-mail:duy-d-office@126.com

刘一伟,男,华东理工大学社会与公共管理学院硕士生,研究方向为社会保障。

增收效果;女性的流动总体来说与增收无关。^[9]陈媛媛实证发现了职业流动对二代农民工收入的影响却不显著。^[5]吴愈晓研究发现高学历劳动者的职业流动对收入获得没有任何作用,影响他们收入分层的最重要因素是人力资本。^[10]刘士杰的研究也支持工作流动并不能显著提高农民工工资水平的结论。^[11]可见职业流动对农民工收入的影响效果在学术研究领域仍未达成一致,尤其是对我国这样一个正处在转型中的国家,经济社会变革迅速,仍需要科学的方法和数据研究这一问题。

与此同时,农民工群体已经不再是同质性的群体,其内部结构发生了诸多变化,随着第一代农民工年龄的增大和逐步返回农村,1980年以后出生的新生代农民工陆续进入城市并成为农民工的主体。相对来讲,新生代农民工对农业、农村、土地等已经不是那么熟悉。他们在文化程度、人格特征、打工的主要目的、城市认同感、生活方式、工作期望、价值取向、行为逻辑与农村家庭的经济联系等方面与第一代农民工也迥然不同;^[12]他们的“城市梦”也比他们的父辈更执著,他们中间大多数人不愿意在结束了若干年的打工生涯后回乡务农,^[13]这些代际差异极大地影响着两代农民工的职业流动以及收入水平,并进而对农民工的市民化进程、社会融合乃至我国新型城镇化建设都会产生深远影响。因此,研究职业流动对农民工收入影响的代际差异无疑具有重要的现实意义。

综上所述,农民工的职业流动对收入的影响已受到学者的广泛关注,但以往的研究存在以下不足:首先,过往的研究多着眼于职业流动对农民工收入的影响,这类研究过于泛化,难以体现不同流动经历对农民工收入影响上的差异;其次,已有文献关注到农民工职业流动的频繁性与差异性,但这类研究仅关注农民工在就业期间的总流动次数,忽略了其在单位时间内流动频率的差异性,这一疏忽往往导致某些内生性问题,如工龄长的农民工其流动次数也往往较多;最后,以往研究没有充分考虑到农民工群体内部的异质性,职业流动对不同代际农民工收入的影响未得到应有的关注。

不同于上述研究,本文所关注的职业流动不仅包括农民工的区域流动和职务变动,而且还涵盖了农民工在不同职业或者单位之间的流动;在考察职业流动对收入的影响时,既考虑了有无职业流动的影响,也考虑到了职业流动频次的影响;另外,在研究对象上,本文对新生代农民工与第一代农民工进行了区分,分别考察职业流动对其收入的影响。

本文所使用的数据来源于2013年我国七城市问卷调查,以期深入探讨职业流动对农民工收入的影响及其代际差异,并对相应结果做出解释。力图深入认识职业流动对农民工收入的影响,对引导农民工合理就业提出相关对策建议。下文结构安排:第二部分是研究假设;第三部分是数据来源、变量的选取与模型的构建;第四部分是描述性分析与回归检验;第五部分是结论与对策建议。

二、理论与研究假设

二十世纪七十年代,费尔甫斯等经济学家首先提出了职业搜寻理论,认为在信息不充分条件下,劳动者通过工作搜寻活动来了解工资分布,通过比较工作搜寻的边际成本和可能获得的边际收益来决定是否继续搜寻。该理论从劳动者的职业搜寻成本和劳动力市场的摩擦性失业出发,认为劳动力市场的信息是不完全的,同时每个企业给劳动者的报酬不同,工作的变换和搜寻过程是劳动者寻找更适合自己的工作岗位的过程,劳动者通常都是在确定能够或以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。^[14-15]

职业匹配理论则认为由于劳资双方在开始时对劳动者的生产率存在“信息不对称”,随着时间的向前推进,劳动者的工作效率和雇佣者所提供的岗位报酬间的不匹配便会暴露出来,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。因此“优质”匹配的员工的工资将获得增长,而“劣质”匹配的员工的工资将减少或者增长很慢,职业流动是“劣质”匹配的员工寻求潜在的工资增加的途径,劳动者工资会随着职业的变换而增加。^[11,16]

上述理论分析表明,劳动者的工作变换是一个向上流动的过程,在职业流动的过程中,劳动者的收入会增加。基于工作搜寻与职业匹配的理论关怀,农民工外出务工时间的延长和职业流动次数的增加,提高了其获取就业信息的能力,因此农民工工资会随着工作转换而增加。有学者指出,随着外

出工作时间的增加,农民工获得的市场供求信息势必增加,职业流动要么使农民工从收入较低的工作流动到收入较高的工作,要么从工作条件差的工作流向工作条件好的工作。^[17]由此,可提出以下假设。

假设1:与没有经历过职业流动的农民工相比,有职业流动经历的农民工有着更高的收入水平。

另外,农民工在初入劳动力市场时,缺乏规范且系统的就业渠道,工作选择的机会更少而工作搜寻以及失业的成本更高,绝大多数农民工无法充分地获取劳动力市场的就业信息。^[14,18-19]这一点在不同代际农民工身上均有体现,但由于二者进入劳动力市场的时间不同,在个体特征方面也存在诸多差异,职业流动对第一代农民工与新生代农民工收入的影响可能存在差异。相比于第一代农民工,新生代农民工受教育程度高、职业期望高、物质和精神享受要求高,^[20]在获取就业信息上的能力优于第一代农民工,同时在流动的初期新生代农民工往往比第一代农民工拥有更为有利的就业环境和更高的收入。因此,职业流动可能会更有利于新生代农民工收入的增长。由此,可提出以下假设。

假设2:职业流动对新生代农民工收入的促进作用大于第一代农民工。

不同于工作搜寻与职业匹配理论,人力资本理论则认为,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在教育、在职培训和工作经验等人力资本上的差异。^[18]当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。^[21]职业流动则意味着劳动者在特定工作岗位上或单位内连续性工作经验积累的中断。^[22]这可能不利于劳动者人力资本的积累,因而对其收入或许产生负面的影响。

大量调研数据和研究文献已经证实,农民工的收入水平在很大程度上取决于其拥有的人力资本情况,有着较高人力资本含量的农民工更容易获得较高的收入。工作经验的积累是农民工获取人力资本的重要途径,这要求农民工有丰富的相关工作经历,需要熟练掌握其工作内容与流程。虽然职业流动是农民工获取人力资本的重要途径,但另一方面,不同行业、工种间的职业流动也不利于工作经验的积累与人力资本的形成。^[2]众所周知,农民工是一个流动性很大的群体,过于频繁的职业流动,可能导致以下两种后果:一是通过企业内部积累的丰富经验和职业技能等企业专用性人力资本积累将发生中断而造成较为严重的浪费,农民工只能依靠其学历水平等通用性人力资本进入新的工作,这在某种程度上削弱了其就业成功和提高收入的基础;^[23]二是农民工与企业雇佣关系更加不稳定,企业在短期内无法收回人力资本投资成本并取得收益,企业将不愿意提供专用性的人力资本投资,这意味着农民工人力资本积累途径的减少。因此,农民工职业流动频率高将不利于提高其自身的收入。

按照上述的理论分析,可以看出职业流动虽在一定程度上有利于农民工人力资本的积累,但过去频繁的职业流动同样损害了农民工自身人力资本的积累,在前期阶段职业流动可能有利于农民工收入水平的提高,而后期则将对农民工收入产生负面影响。由此,可提出以下假设。

假设3:职业流动对农民工的收入水平的影响并非呈线性关系,而是存在倒U型的影响模式。

三、数据、变量选择与模型

1. 数据来源

本文所用数据来自于华东理工大学等高校联合课题组2013年对流动人口的调查。该调查问卷根据地理位置和经济发展水平覆盖了我国东、中、西部,主要包括天津、上海、广州、武汉、哈尔滨、成都、兰州等7城市。本次调查采取配合抽样和偶遇抽样的方式进行,问卷涵盖被访者个人的基本情况、就业状况、社会状况等方面的内容。根据问卷设计以及本文研究的目的和需要,经过筛选,剔除缺乏相关变量的样本,最终选取的样本量1552人,其中新生代农民工1080人,第一代农民工472人^①。

2. 变量选择

本文以被调查者2013年的每个月平均收入为被解释变量。每个月平均收入变量由被调查者所

① 新生代农民工样本多于第一代农民工样本是因为该问卷调查是以流动人口为研究对象,而流动人口主要以青壮年为主。

有职业的总收入、奖金、福利等其他收入组成,在进行回归分析时对其进行转换自然对数。

根据研究假设和理论分析,核心的解释变量有三个,分别是被调查的农民工是否更换过工作、职业流动频次以及职业流动频次平方^①。需要注意的是,本文将农民工更换过工作定义为 1,如果没有更换过工作定义为 0;而选用职业流动频次的平方是为了检验职业流动次数与农民工的收入水平是否呈现倒 U 型关系。

本文还选取了其他要素作为控制变量,主要包括农民工的个人特征、人力资本、就业特征及地区四类变量。首先个人特征,主要包括性别、婚姻以及年龄这三个变量;其次人力资本,包括农民工受教育程度、工作年限、现职工作资历工作经验以及职业证书;再次就业特征,包括农民工的职业类型、行业类型、企业规模以及求职途径;地区变量主要用接受调查时的工作城市虚拟变量来表示。

3. 模型构建

由于研究的是农民工职业流动对收入效应的影响,被解释变量月平均收入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。因为主要关注职业流动在新生代农民工与第一代农民工收入水平间的表现,所以在进行数据分析时对新生代农民工与第一代农民工分开建模,以检验相同因素对不同群体作用的差异。回归方程如下:

$$Y_i = \beta_0 + \beta_1 D_i + \beta_2 X_i + \mu_i \quad (1)$$

式中, Y_i 表示农民工的收入; D_i 是一个虚拟变量,如果农民工发生职业流动则 $D_i = 1$,否则 $D_i = 0$; X_i 表示其他控制变量,包括农民工性别、年龄等人口学特征以及工作类型、行业类型等社会经济特征; μ_i 为扰动项。

需要指出的是样本为截面数据,职业流动行为可能存在内生性问题,因此本文寻找工具变量做进一步分析,以此来降低或者削弱内生性这一问题。

四、描述性分析与回归检验

1. 样本的描述性分析

表 1 描述了新生代农民工与第一代农民工变量的基本情况。虽然更换过工作的新生代农民工的比例(74.29%)低于第一代农民工更换过工作的比例(83.79%),但是新生代农民工职业流动频次(0.90 次/年)明显高于第一代农民工职业流动频次(0.33 次/年),可见与第一代流动人口相比,新生代农民工的职业流动更加频繁。

调查结果还显示,新生代农民工男性所占比重为 56.72%,女性所占比重为 43.28%,男女基本持平;第一代农民工男性所占比重为 66.74%,女性所占比重为 33.26%,第一代农民工以男性为主。新生代农民工已婚者比重为 68.98%,第一代农民工已婚者比重为 93.23%,新生代农民工已婚者明显低于第一代农民工。

从人力资本变量上看,无论是新生代农民工还是第一代农民工,大部分都没有职业、技术证书。就外出务工年限和现职业工作年限而言,第一代农民工平均工作年限 19.37 年,平均现职工作年限 5.50 年;新生代农民工平均工作年限为 5.10 年,平均现职工作年限 1.89 年,在平均工作年限和现职工作年限上,新生代农民工分别低于第一代农民工 14.27 年和 3.61 年。65.42% 新生代农民工拥有高中及其以上学历,仅仅有 20.42% 第一代农民工拥有高中及以上学历,新生代农民工的受教育程度明显高于第一代农民工的受教育程度。

此外,从就业特征来看,新生代农民工与第一代农民工相比,在职业类型、求职途径以及所就职企业的规模上没有显著的不同。需要指出的是,在行业类型中,新生代农民工在服务业和制造业的比重高于第一代农民工,而在建筑业所占的比重远远低于第一代农民工。同时,无论是新生代农民工还是

^① 为了使得职业流动次数具有代际的可比性,本文进一步操作化职业流动次数这一关键变量,采用职业流动的频次作为核心解释变量。职业流动频次指职业流动次数除以工作年限。

第一代农民工,务工集中在中、东部城市,说明了农民工务工的地点首选依然是发达地区。

表 1 样本的基本情况与描述分析

变量	第一代农民工	新生代农民工	变量	第一代农民工	新生代农民工
	均值或百分比(%)	均值或百分比(%)		均值或百分比(%)	均值或百分比(%)
更换工作			职业类型		
是	83.79	74.29	其他	7.81	13.99
否	16.21	25.71	生产技术工人	52.95	50.78
职业流动频次(次/年)	0.33	0.90	管理人员	6.12	9.52
职业流动频次平方(次/年)	0.36	2.78	销售及后勤人员	33.12	25.71
性别			行业类型		
男性	66.74	56.72	其他	2.73	4.04
女性	33.26	43.28	服务业	34.32	44.45
婚姻			建筑业	30.53	10.72
已婚	93.23	68.98	制造业	32.42	40.79
未婚、离婚或丧偶	6.77	31.02	企业规模		
年龄(岁)	44.01	24.37	100 人以下	35.79	34.31
职业、技术证书			100-999 人	46.53	43.64
有	19.37	37.42	1000 人以上	17.68	22.05
没有	80.63	62.58	求职途径		
工作年限(年)	19.34	5.10	自己寻找	24.84	35.96
现职业工作年限(年)	5.50	1.89	经人介绍	67.16	45.20
受教育程度			职业中介	6.32	16.10
文盲或小学	30.74	4.02	劳务派遣	1.68	2.74
初中	48.84	30.56	流入的区域		
高中	14.74	15.65	西部城市	23.58	20.59
大中专	4.63	31.75	中部城市	27.58	31.29
本科及以上	1.05	18.02	东部城市	48.84	48.12

2. 回归结果与分析

农民工收入影响因素的回归估计结果如表(2)所示,所有模型的 Prob > F = 0.000,说明模型具有统计学意义。此外,由于新生代农民工模型的 R 平方和调整 R 平方小于第一代农民工模型的 R 平方和调整 R 平方,可以说明两点:一是与新生代农民工相比,第一代农民工的回归检验结果解释力更强;二是影响新生代农民工和第一代农民工的收入因素不同。鉴于此,下文对影响农民工收入不同的因素进行解析。

从四个回归结果可以看出,验证了前文的职业搜寻理论和职业匹配理论,职业流动对新生代农民工收入起到了显著的影响。在模型 1 和模型 3 中,剔除职业流动频次与职业流动频次平方这两个变量,在控制其他变量的基础上,考察职业流动与农民工收入的关系。在模型 3 中,发现第一代农民工更换工作这一变量的回归系数符号为正,但是在统计水平上并不显著;而在模型 1 中,更换工作这一变量在 10% 的统计水平上显著,且回归系数符号为正,经计算可以得出,更换过工作的新生代农民工比没有更换过工作的新生代农民工收入高出 5.23%。这说明了两点:一是更换工作对两代农民工收入的影响不同,即更换工作对第一代农民工收入的影响不显著,而更换工作对新生代农民工的收入有显著的正向影响,假设 1 部分成立;二是更换工作对新生代农民工收入的促进作用大于第一代农民工,表明假设 2 完全成立。

表 2 农民工收入影响因素的回归估计结果

变量	新生代农民工		第一代农民工	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
更换工作(否)	0.051 *		0.059	
职业流动频次		0.026 *		0.036
职业流动频次平方		-0.009 **		0.010
性别(女)	0.168 ***	0.173 ***	0.244 ***	0.247 ***
婚姻(未婚、丧偶或离异)	0.045	0.042	0.145 **	0.145 **
年龄	0.009 **	0.010 **	-0.013 ***	-0.013 ***
职业证书	0.021	0.022	0.067	0.070
工作年限	0.006	0.006	0.000	0.001
现职工作年限	0.024 ***	0.022 ***	0.009 ***	0.007 **
受教育程度(小学或文盲)				
初中	0.056	0.064	0.010	0.012
高中	0.113 *	0.118 *	0.037	0.035
大中专	0.136 **	0.144 **	0.218 **	0.229 **
本科	0.286 ***	0.288 ***	0.294 *	0.283 *
职业类型(其他)				
生产技术人员	0.009	0.010	0.038	0.045
管理人员	0.040	0.037	0.322 ***	0.324 ***
销售及后勤人员	-0.111 ***	-0.106 ***	-0.184 **	-0.179 **
行业类型(其他)				
服务业	-0.036	-0.041	-0.067	-0.047
建筑业	0.114 *	0.113	0.216 *	0.233 **
制造业	-0.013	-0.012	-0.036	-0.018
企业规模(100 人以下)				
100 ~ 999 人	0.055 **	0.050 *	0.047	0.047
1000 人及其以上	0.052	0.048	0.050	0.050
求职途径(自己寻找)				
经人介绍	0.047 *	0.051 *	-0.023	-0.023
职业中介	-0.029	-0.039	-0.081	-0.094
劳务派遣	-0.073	-0.066	-0.195	-0.199
流入区域(西部)				
中部	0.125 ***	0.124 ***	0.233 ***	0.230 ***
东部	0.224 ***	0.222 ***	0.161 ***	0.159 ***
常量	7.202 ***	7.206 ***	7.914 ***	7.963 ***
观察值	1080	1080	472	472
R-squared	0.238	0.242	0.459	0.458
Adj R-squared	0.219	0.224	0.430	0.428

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平下显著。

从模型2可以看出,职业流动频次变量在10%的统计水平上显著,且回归系数为正,表明职业流动频次与新生代农民工的收入呈正相关性;但是模型2中新生代农民工职业流动频次平方变量在5%的统计水平上显著,回归系数为负,表明职业流动频次平方与新生代农民工收入呈负相关性。通过计算可得,当新生代农民工职业流动频次约1.44次时收入为最大值,职业流动频次超过1.44次时收入开始下降^①。因此,可以说明的是职业流动频次对新生代农民工的收入水平的影响并非线性,而是呈现倒U型非线性模式,假设3部分成立。值得注意的是,在模型4中,无论是职业流动频次变量还是职业流动频次平方变量,在统计水平上都不显著,原因可能是第一代农民工工作年限长,单位时间内职业流动的频次和职业流动频次平方过于低所致(表1统计显示第一代农民工平均工作年限19.34年,职业流动频次、职业流动频次平方分别为0.33次/年和0.36次/年)。

那么,为什么农民工职业流动频次与收入存在代际差异呢?原因可能主要是以下两个方面:一方面农民工岗位大都是技术含量低、劳动强度大的体力劳动。新生代农民工平均年龄只有24.37岁,而第一代农民工平均年龄则有44.01岁,第一代农民工与新生代农民工平均年龄相差20岁左右(见表1),第一代农民工的身体机能相对没有新生代农民工身体机能好,由此新生代农民工能够在劳动力市场中具有更多的优势。另一方面,新生代农民工受教育程度普遍比第一代农民工受教育程度高,所占有的人力资本禀赋更多,职业搜寻能力更强,其在不同的劳动力市场就业中同样有着诸多优势。因此,虽然新生代农民工职业流动更为频繁,但是较多的人力资本积累与较长的劳动生命周期平滑了其职业流动带来的负面影响。

从控制变量上看,首先在个人特征中,已婚对第一代农民工收入起到了显著的促进作用,而对新生代农民工收入没有显著的作用。男性农民工收入更高,可能由于劳动力市场存在性别歧视,女性农民工处在不利的地位。^[24-25]年龄对农民工的收入效应影响不同,新生代农民工的年龄与收入是正相关,第一代农民工年龄与收入是负相关。其次,在人力资本变量中,职业证书和工作年限对农民工收入没有显著影响,现职工作年限显著提高了农民工的收入水平;与此同时,受教育程度越高,对农民工收入的影响越显著。最后,就业特征不同,对两代农民工收入的影响也不尽相同,具体而言:在职业类型变量中,销售职业对农民工收入起到显著的负向影响,而管理职业对第一代农民工起到了显著的正向影响;在行业类型变量中,从事建筑业显著提高了第一代农民工的收入;当务工的企业人数为100到999时,其对新生代农民工收入起到了显著的正向影响;在求职途径的变量中,经人介绍对新生代农民工收入提高有着显著的影响。此外,农民工流入的区域不同,收入具有明显的差异,农民工在中、东部城市的收入水平高于西部城市。

3. 变量遗漏产生的内生性

在估计收入方程时,采用截面数据所面临的一个问题就是内生性。如农民工不可观测的技能以及性格等因素会对其收入产生影响,同时已有的研究表明高素质的劳动者可能更愿意职业流动,进而引起内生性问题,最小二乘法对职业流动变量的估计可能是有偏的^[26]。因此本文寻找代理变量做进一步分析,以此来降低或者削弱内生性这一问题。

在Shultz、Maria and Asuncion、姚先国、王德文以及陈媛媛等的研究基础上,^[27-30,5]选取家庭经济状况作为工具变量,原因在于家庭背景与财富等因素可以为子女提供更多更好的学习机会,必然会提高子女的教育质量和个人能力。工具变量的具体问题是自评家庭经济状况属于什么水平,其赋值越高,表示经济状况越差,回归结果见表3。

从表3我们可以看出,家庭经济状况这一工具变量在1%统计水平上显著,且所有模型中的回归系数为负,表明当农民工家庭经济水平越高,财富积累得越多,那么农民工所占有的教育与物质等资源禀赋越多,个人的能力也越强,进而收入水平也越高。

① 数据是由职业流动次数变量的系数除以它的平方项系数的2倍计算所得。

表 3 农民工收入影响因素的回归估计结果

变量	新生代农民工		第一代农民工	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4
经济状况	-0.036 *	-0.031 *	-0.070 ***	-0.071 ***
更换工作(否)	0.051 *		0.049	
职业流动频次		0.025 *		0.032
职业流动频次平方		-0.009 **		0.010
性别(女)	0.169 ***	0.174 ***	0.250 ***	0.253 ***
婚姻(未婚、丧偶或离异)	0.042	0.040	0.119 *	0.119 *
年龄	0.010 **	0.011 **	-0.013 ***	-0.014 ***
职业证书	0.018	0.020	0.073	0.076
工作年限	0.006	0.006	0.000	0.001
现职工作年限	0.024 ***	0.022 ***	0.009 ***	0.007 **
受教育程度(小学或文盲)				
初中	0.042	0.052	0.009	0.008
高中	0.100	0.108	0.058	0.057
大中专	0.123 *	0.132 **	0.172 *	0.180 *
本科	0.270 ***	0.274 ***	0.315 *	0.306 *
职业类型(其他)				
生产技术人员	0.013	0.013	0.045	0.051
管理人员	0.039	0.036	0.317 ***	0.319 ***
销售人员	-0.110 ***	-0.105 ***	-0.186 **	-0.182 **
行业类型(其他)				
服务业	-0.038	-0.043	-0.046	-0.027
建筑业	0.114 *	0.113	0.224 **	0.238 **
制造业	-0.015	-0.014	-0.021	-0.010
企业规模(100 人以下)				
100-999 人	0.055 **	0.050 *	0.053	0.053
1000 人及其以上	0.053	0.049	0.048	0.048
求职途径(自己寻找)				
经人介绍	0.046 *	0.050 *	-0.024	-0.024
职业中介	-0.028	-0.038	-0.070	-0.080
劳务派遣	-0.075	-0.068	-0.206	-0.210
流入区域(西部)				
中部	0.121 ***	0.120 ***	0.230 ***	0.228 ***
东部	0.224 ***	0.222 ***	0.164 ***	0.163 ***
常量	7.324 ***	7.313 ***	8.177 ***	8.223 ***
观察值	1080	1080	472	472
R-squared	0.241	0.244	0.469	0.468
Adj R-squared	0.223	0.225	0.439	0.437

注：*、**、*** 分别表示 10 %、5 % 和 1 % 水平下显著。

加入工具变量后,从四个回归结果可以看出职业流动对农民工收入起到了显著的影响。模型 1 和模型 3 验证了更换工作对农民工收入的影响,我们可以发现,模型 1 中更换工作这一变量在统计水

平上显著,且回归系数的符号为正,表明更换工作提高了新生代农民工收入的水平;但是模型3中的更换工作这一变量在统计水平上并不显著,证明了更换工作对第一代农民工收入的影响并不显著。在模型2中有以下发现:一是职业流动频次在10%的统计水平上显著,且回归系数符号为正,表明职业流动频次与新生代农民工的收入呈现正相关,然而职业流动频次平方这一变量在10%的统计水平上显著,回归系数符号为负,表明了职业流动频次平方与新生代农民工收入呈现负相关,可见职业流动与新生代农民工收入呈现倒U型关系。模型4中,职业流动频次和职业流动频次的平方在统计水平上都不显著,表明这两个变量对第一代农民工收入的影响不显著。其他变量的分析结果与上文回归结果基本一致,此处不再赘述。

五、结论与政策建议

本文在中国七城市流动人口调查数据的基础上,实证分析了职业流动对农民工收入水平的代际差异。结果表明,职业流动对农民工的收入有着重要的影响,通过两代农民工收入的比较分析发现,职业流动与新生代农民工收入呈现明显的正相关性,即职业流动提高了新生代农民工的收入。但是在回归检验中发现,随着新生代农民工职业流动频次的增加,新生代农民工收入水平开始下降,职业流动频次与新生代农民工的收入水平呈现倒U型非线性模式,而在第一代农民工的回归检验中,职业流动频次与第一代农民工收入水平不存在倒U型非线性模式。

研究的结论对政策制定具有重要的启示。一方面改革开放以来的大规模农村劳动力流动现象,对我国的经济、社会等各个方面产生了极大的影响。大量的农村劳动力频繁地变换工作,从本质上来看是追求更大收益机会而进行职业流动的经济选择特点,同时实现了劳动力这一生产要素在更大区域乃至全国范围内的再配置和优化。^[31]但是农民工的过度流动不仅会对其自身发展不利,对资源配置和经济发展也会造成不良后果,因此政府应该引导农民工理性选择职业流动,提供更好的就业管理服务,避免造成人力资源的浪费;同时企业及时准确地发布职业信息,创造更多能让农民工学习和积累职业技术的工作机会和岗位,从而有利于农民工在劳动力市场获得更加公平的待遇,促使收入水平的提高。另一方面,相对于新生代农民工,第一代农民工由于受教育程度低、年龄偏大等因素,可能导致其在劳动力市场受到歧视,政府应该以市场需求为导向,有针对性地对第一代农民工开展继续职业培训活动,提高其人力资本的积累和职业搜寻能力。

参考文献:

- [1] 中华人民共和国国家统计局. 2013年全国农民工监测调查报告[EB/OL]. (2014-5-12) http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201405/t20140512_551585.html
- [2] 黄乾. 工作转换对城市农民工收入增长的影响[J]. 中国农村经济, 2010(9): 28-39.
- [3] 谢勇. 农民工就业流动的工资效应研究——以南京市为例[J]. 人口与发展, 2009, 15(4): 32-37.
- [4] 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.
- [5] 陈媛媛. 工作转换对农民工收入的影响——基于珠三角两代农民工的调查[J]. 南方经济, 2013(3): 1-11.
- [6] 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.
- [7] 蔡昉, 都阳, 王美艳. 中国劳动力市场转型与发育[M]. 北京: 商务印书馆, 2005.
- [8] 白南生, 李靖. 农民工就业流动性研究[J]. 管理世界, 2008(7): 70-76.
- [9] 严善平. 城市劳动力市场中的人员流动及其决定机制——兼析大城市的新二元结构[J]. 管理世界, 2006(8): 8-18.
- [10] 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(3): 119-139.
- [11] 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.
- [12] 符平, 唐有才. 倒“U”型轨迹与新生代农民工的社会流动——新生代农民工的流动史研究[J]. 浙江社会科学,

- 2009(11):41-48.
- [13] 叶聪. 关注新生代农民工的“城市梦”[J]. 中国劳动关系学院学报, 2013, 27(5):54-57.
- [14] 刘兰. 西方失业理论的最新发展及启示[J]. 经济纵横, 2004(1):48-52.
- [15] 张智勇. 社会资本与农民工职业搜寻[J]. 财经科学, 2005(1):118-223.
- [16] Parsons D O. Specific Human Capital: An Application to Quit Rates and Layoff Rate[J]. *Journal of Political Economy*. 1972(6).
- [17] Knight, John Linda Yueh. Job Mobility of Residents and Migrants in Urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*. 2004, 32(2):1-31.
- [18] 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):3-12.
- [19] Zhang Huafeng. The Hukou System's Constraints on Migrant Workers' Job Mobility in Chinese Cities[J]. *China Economic Review*. 2010, 21(1):357-81.
- [20] 何磊. 中国新生代民工透视, 专家忧集体情绪仇恨城市[N]. 中国青年报, 2005-07-11(5).
- [21] 小池和男. 仕事の経済学: 3版[M]. 东京: 東洋経済新報社, 2005:38-42.
- [22] Jovanovic Boyan. Firm-specific Capital and Turn over[J]. *The Journal of Political Economy*. 1979, 87(6).
- [23] 湛新民, 袁建海. 新生代农民工就业稳定性的工资效应研究——以东莞市为例[J]. 华南师范大学学报: 社会科学版, 2012(5):94-101.
- [24] 石莹, 黄镇国. 我国劳动力市场中的性别歧视和户籍歧视[J]. 东岳论丛, 2011, 32(10):134-138.
- [25] 邓峰, 丁小浩. 人力资本、劳动力市场分割与性别收入差距[J]. 社会学研究, 2012(5):24-47.
- [26] 陈云松, 范晓光. 社会学定量分析中的内生性问题测估社会互动的因果效应研究综述[J]. 社会, 2010(4):91-117.
- [27] Schultz T. Education investments and returns[M]//Cheney H, Srinivasan T. *Handbook of Development Economics*, New York, North Holland, 1988:1.
- [28] San-Segundo M. Valiente A. Family Background and Returns to Schooling in Spain[J]. *Education Economics*. 2003, 11(1):39-52.
- [29] 姚先国, 黄志岭, 逯岩. 家庭背景与子女高等教育的关系[J]. 山西财经大学学报: 高教版, 2006(1):5-10.
- [30] 王德文, 蔡昉, 张国庆. 农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性[J]. 经济学(季刊), 2008, 7(4):1131-1148.
- [31] 王胜今, 许世存. 吉林省流动人口的就业特征及其影响因素分析[J]. 吉林大学社会科学学报, 2013, 53(3):5-16.

(责任编辑: 宋雪飞)