

工作转换对农民工就业质量影响的实证分析

——基于工作原因、行业、城市转换维度

明娟

(广东工业大学经济与贸易学院, 广东 广州 510520)

摘要: 基于中国城乡劳动力流动调查数据(RUMIC)考察工作转换对农民工就业质量的影响, 结果表明: 工作转换对农民工就业质量的影响存在较大差异。因工作原因带来的自愿性工作转换对就业质量的冲击最小。对于行业内转换和行业间转换, 两者对农民工的就业质量均产生显著负效应; 行业内转换的负效应要小于行业间转换。城市间转换和城市内转换对农民工产生显著负效应, 城市内转换者的就业质量指数比未转换者低 4.76, 而城市间转换者的就业质量指数比未转换者要低 6.65, 城市内转换对就业质量的负面影响要小于城市间转换。

关键词: 工作转换; 就业质量; 农民工

中图分类号: C912.82

文献标志码: A

文章编号: 1009-2013(2018)01-0038-08

The effects of job mobility on the employment quality of migrant workers: Analysis on the dimensions of switch causes, industrial changes and city mobility

MING Juan

(School of Economics and Commerce, Guangdong University of Technology, Guangzhou 510520, China)

Abstract: We use RUMIC data to explore the effects of job mobility type on the employment quality of migrant workers. The results show that different mobility modes have different impact on the employment quality of migrant workers. The impact of voluntary job mobility caused by the job reason has little negative effect on employment quality. Intra-industry mobility and inter-industry mobility also have a significant negative effect on the total employment quality index, and between them the negative impact of intra-industry mobility is less than that of inter-industry. Job mobility among cities and inside the cities also has a significant negative effect on the employment quality, the index of employment quality of workers changing job inside city is 4.76 lower than that of the unconverted, while the index of employment quality of workers changing job among cities is 6.65 lower than that of the uncovered.

Keywords: job mobility; employment quality; migrant worker

一、问题的提出

高质量的就业是推进农业转移人口市民化的基础。工作转换提供了劳动力资源有效配置的市场

机制,甚至成为从业者提升就业质量(职位晋升和工资上涨)最快和最有效的一种方式^[1]。为追求更好的工资待遇和发展空间,农民工在城市劳动力市场频繁转换工作^[2-3]。2012年清华大学社会学系和工众网联合发布的《农民工“短工化”就业趋势研究报告》显示,66%的农民工更换过工作,25%的人在近7个月内更换了工作,50%的人在近1.8年内更换了工作,而农民工平均每份工作持续时间为2年,两份工作的时间间隔仅半年多。频繁的工作转换对农民工就业质量究竟产生怎样的影响?什么类型

收稿日期: 2017-11-26

基金项目: 国家社科基金重点项目(13AZD005); 广东省自然科学基金项目(2017A030313436); 广东省哲学社会科学“十三五”规划项目(GD16CYJ02); 广州市哲学社会科学“十三五”规划项目(2016GZYYB06)

作者简介: 明娟(1980—),女,湖北黄石人,副教授,经济学博士,主要从事劳动力流动与就业研究。

的工作转换更有利于农民工提升就业质量？这些问题有待进一步深入研究。

目前国外文献关于工作转换对就业质量的影响研究主要体现在工作转换对收入的影响，大部分研究证实“工作转换会带来一定的收入损失”^[4-5]。这些研究往往假定工作转换为同质的，但在现实中不同工作转换模式之间存在较大差异，如自愿流动与非自愿流动对工资或工作满意度的影响就有所不同，甚至完全相反。部分学者通过区分不同的工作转换模式探讨了这些模式的影响差异。如 Light 和 McGarry 根据转换次数把工作转换分为不同类型来探讨工作转换对年轻人工资的影响^[6]，Romão 和 Escaria 根据距离远近区分不同工作转换模式对收入的影响^[7]。Peticara 等将职业流动区分为自愿与非自愿流动两种形式，采用美国青年追踪调查数据分析发现，自愿流动的平均工资涨幅 7%，非自愿流动的则损失工资 5%^[1]。Pavlopoulos 等利用英国和德国两个不同劳动力市场特征的面板数据(1991—2004)，探讨离职对高工资和低工资工人的影响，在区分企业间与企业内工作转换后发现，低工资工人更倾向于换雇主(企业间流动)，高工资工人更倾向于在企业内流动；低工资工人工作流动的平均相对收益高于高工资工人，高工资工人则没有明显工资变化^[8]。Hospido 利用美国动态收入面板数据探讨工作转换对个人收入的影响，在区分自愿和非自愿工作转换并利用工具变量矫正内生性后，发现企业内工作转换对工资的影响接近于 0，而企业间工作转换对工资的影响虽然显著但很小^[9]。Chadi 等按照自愿程度把工作转换区分为辞职、双方协议终止、解雇、工厂倒闭，考察工作转换模式对工作满意度的影响，结果发现：因辞职原因的工作转换，转换后的工作满意度最高，其次是双方协议终止、解雇和工厂倒闭等^[10]。Brenzel 和 Reichelt 探讨了不同工作流动模式对移民与当地人工资差距的影响，发现自愿性及行业内部流动有利于减少工资差距，而非自愿性工作流动不利于缩小工资差距^[11]。

国内学者关于农民工工作转换对工资影响的研究则很少区分不同的工作转换模式，仅有谢勇、黄乾和吕晓兰等进行过相应的探索性研究。谢勇基

于 2007 年南京市的调查数据，把工作转换区分为“在不同城市之间”和“在同一城市的不同单位之间”，并研究了两种模式对农民工工资水平的影响^[12]。黄乾利用“农村劳动力转移就业的社会政策研究”课题组的调查数据，分析行业内工作转换和行业间工作转换对农民工收入增长的影响^[3]。吕晓兰和姚先国把工作流动分为基于工作和家庭原因的主动流动以及基于单位和个人原因的被动流动四种类型，并利用中国动态收入调查数据(CHIP2008)考察这四种工作转换类型的收入效应及其性别差异^[13]。

综观既有文献，农民工工作转换模式与就业质量的研究仍存在两方面的不足：一是大多关注工作转换对工资的影响，而对就业质量的其他衡量指标如社会保障、劳动合同等几乎没有考虑；二是大部分将工作转换定义局限于“农民工进入城市从事非农工作后的首份工作是不是接受调查时所从事的工作”或者使用工作转换次数，由于首份工作可能与当前从事工作时间间隔较长，从而会把一些宏观经济因素或者其他不可预测因素带来的工资增长都视为工作转换带来的，导致估计出现偏差。鉴此，笔者拟基于工作原因、行业和城市三个转换维度，并构建多维就业质量指数，利用中国城乡劳动力流动数据(RUMIC2009)探讨工作转换对农民工就业质量的影响。

二、模型构建与变量选取

1. 模型构建

对农民工就业质量指数的测量主要参考 Leschke 和 Watt 建构的多维就业质量指数(Multi-dimensional Job Quality Index)^[14]，对测量维度包含的指标进行标准化处理，其公式为：

$$x_{ij}^{nor} = (x_{ij} - \min_j) / (\max_j - \min_j) \quad j = 1, \dots, 4 \quad (1)$$

x_{ij}^{nor} 为标准化后的客观指标， i 为农民工个体， j 为四个测量维度：月收入($j=1$)、是否参加养老保险($j=2$)、周工作时间($j=3$)、是否签订固定或者长期劳动合同($j=4$)。 \min_j 为 j 维度指标的最小值， \max_j 为 j 维度指标的最大值。

客观指标指数的计算需明确各指标的权重，而等权平均或者简单平均法是常用的方法。本研究参

考 European Commission 和 Eurofound 等的测量框架^[15-16],采用等权平均法来获得客观就业质量指数,其中 x_{ij}^{nor} 为标准化后的客观指标, i 为农民工个体, j 为四个测量维度:月收入($j=1$)、是否参加养老保险($j=2$)、周工作时间($j=3$)、是否签订固定或者长期劳动合同($j=4$)

$$Q_i^o = \sum_{j=1}^4 x_{ij}^{nor} / 4 * 100 \quad (2)$$

因为就业质量指数、收入、工作时间为连续变量,所以采用 OLS 估计进行,而经验方程参考 Pavlopoulos 等和 Chadi 等的思路^[8,10],具体线性经验方程如下:

$$y_i = \rho_j turnover_{ij} + x_i \gamma + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中, y_i 为个体 i 的结果变量,如就业质量指数、月工资收入或周工作时间, x_i 为控制变量, ε_i 为误差项。主要的关注变量为 $turnover_{ij}$, 为个体 i 的第 j 类工作转换类型,包括基于工作、家庭或单位原因的转换,行业内和行业间转换,城市内转换和跨城市转换。都通过虚拟变量来定义。

在估计工作转换类型对农民工养老保险和劳动合同的影响时,由于因变量为是否参加养老保险和是否签订固定或者长期劳动合同,均为离散变量,故使用二值模型来估计,并假设养老保险参与和固定或者长期劳动合同签订满足下列 Logit 非线性方程:

$$p(y_i = 1 | x_i, turnover_i, \varepsilon_i) = \exp(\rho_j turnover_{ij} + x_i \gamma) / 1 + \exp(\rho_j turnover_{ij} + x_i \gamma) \quad (4)$$

2. 变量选取

调查数据来自中国城乡劳动力流动调查(RUMIC2009)的外来务工人员调查问卷。该调查在广州、东莞、深圳等 15 个劳动力流入和流出数量最大的典型城市进行,并详细记录了上一份工作的具体行业、离职原因等,可以区分不同的工作转换模式,因而这个数据适宜分析工作转换对就业质量的影响差异。

根据研究目的,对变量定义和测度指标分述如下:农民工定义为 16~64 岁目前正从事工资性工作的受雇就业农民工(相对于自营就业农民工,受雇农民工仍占绝大多数)。问卷设计了“您哪年开

始从事当前这份主要工作的”和“您外出经商以来的第一份工作是不是您现在的工作”两个选项,结合 Pérez 和 Sanz 的定义^[4],将工作转换具体设定为:调查期年度内是否变换过工作,即如果被调查者在调查年度内才开始从事当前这份工作且外出经商以来的第一份工作不是现在的工作,那么就定义为进行了工作转换,否则界定为未进行工作转换。与其他定义相比,这个定义更加强调最近一次转换工作经历,或者说更加强调最近一次换工作前的工作状态与换工作后从事的当前这份工作的差异性。对于工作转换模式,基于离职原因分为工作原因转换、个人或家庭原因转换、单位原因转换;基于转换行业差异分为行业内转换和行业间转换;基于转换城市差异分为城市内转换和城市间转换。这样区分的依据在于:自愿和非自愿工作变换对收入的影响存在较大差异^[1],而基于不同离职原因的自愿和非自愿工作转换对农民工收入等就业状态的影响也必然存在较大差异^[13];三大产业制造业、服务业和建筑业由于其发展模式存在较大差异,导致其从业者的就业状态也存在较多差异,行业内工作转换和行业间工作转换对农民工工资的影响有较大差异^[3];换工作地点或者新旧工作地点之间距离的差异能对工资等就业状态产生影响^[7],而“在不同城市之间”和“在同一城市的不同单位之间”两种模式对农民工工资水平会带来不同的影响^[12]。

就业质量主要从月收入、是否参加养老保险、周工作时间、是否签订固定或者长期劳动合同四个维度测量。主要依据是工资收入、社会保险、工作时间、劳动合同通常是衡量农民工就业状态的主要指标,如国家统计局《新生代农民工的数量、结构和特点》、国家统计局《农民工监测调查报告》均把这四个指标作为农民工就业特征进行分析,而研究也证实户籍衍生的劳动力市场分割,导致农民工就业束缚在次要劳动力市场,突出表现为收入低、工作不稳定、就业保障弱等特点^[17]。因此,就业质量是一个多维概念,就业质量测量指标体系也是一个多维框架,所以参考 Leschke 和 Watt 多维就业质量指数^[14],结合农民工就业主要特征,选择以上四个维度来衡量就业质量。月收入、参加养老保险、

签订固定或长期劳动合同与农民工就业质量之间是正向关系，月收入越高，农民工就业质量越高，而参加养老保险和签订固定或长期劳动合同都是农民工就业质量提升的指标。工作时间与农民工就业质量则为反向关系，工作时间越长，加班越多，农民工就业质量反而越低。为实现指标加权平均，用 1-标准化后的周工作时间，获得周工作时间的反向指标来测量就业质量。而控制变量的选择主要参考谢勇和苏丽锋的研究^[12, 18]，其研究证实“受教育程度、职业培训状况以及技能水平对个人就业质量有显著影响，而就业质量在不同行业、职业及所有制之间存在显著差异”，包括年龄、性别、受教育程度、婚姻、培训经历、外出时间等个体特征和就业行业、单位规模、区域等就业特征。

根据定义，删去关键变量存在缺失的样本，最后获得农民工样本 4 812 人，样本描述性统计见表 1。对于工作转换模式，基于离职原因的分类中，以工作为目的的主动工作转换最多，占总样本的 26.68%，占转换工作样本的 71.66%，说明大部分受雇者进行工作转换是为了改变目前的工作状态，提升就业质量，符合当前农民工工作转换的整体特征。而从行业转换来看，农民工行业内转换的概率(0.3520)远高于其在行业间转换(0.0547)，转换工作的农民工中 85.55%选择在行业内进行工作转换。这可能与行业间技能迁移有关，如制造业、建筑业和服务业之间存在较大的差异，在服务业积累的工作经验等人力资本无法有效迁移到制造业和建筑业上去。就城市工作转换而言，农民工在城市间转换的概率要高于其在城市内转换的概率，城市间转换工作的样本占转换者总样本的 60.02%，大部分转换工作的农民工至少在两个或者两个以上的城市工作过。这与当前农民工区域迁移趋势相吻合，如随着产业转移推进，农民工已经由过去到传统的珠三角就业到多个地区分散就业，农民工的就业选择更多，特别是跨省迁移正逐步向省内迁移的转变，使得农民工工作转换更倾向于在输出地和输入地两个地区间进行。

表 1 主要变量描述性统计

变量	样本数	均值	标准差
就业质量	4 663	38.488 0	20.866 0
收入(月工资)	4 709	1 639.500 0	838.030 0
养老保险(参加=1)	4 812	0.249 2	0.432 6
劳动合同(签订=1)	4 812	0.551 5	0.497 4
工作时间(小时)	4 758	57.982 0	14.15 5
工作原因(是=1)	4 812	0.266 8	0.442 4
个人或家庭原因(是=1)	4 812	0.046 1	0.209 8
单位原因(是=1)	4 812	0.059 4	0.236 5
行业间转换(是=1)	4 812	0.054 7	0.227 3
行业内转换(是=1)	4 812	0.352 0	0.477 7
城市间转换(是=1)	4 812	0.243 4	0.429 1
城市内转换(是=1)	4 812	0.162 1	0.368 6
年龄	4 812	30.170 0	9.998 9
性别(男=1)	4 812	0.605 8	0.488 7
受教育年限(年)	4 812	9.537 4	2.509 5
婚姻(已婚=1)	4 812	0.557 8	0.496 7
培训(有培训经历=1)	4 812	0.276 6	0.447 4
外出时间(年)	4 812	8.502 7	6.146 9
制造业(是=1)	4 812	0.244 2	0.429 6
建筑业(是=1)	4 812	0.096 0	0.294 6
50 人以下企业(是=1)	4 812	0.492 5	0.500 0
50~100 人企业(是=1)	4 812	0.147 5	0.354 7
长三角地区(是=1)	4 812	0.352 0	0.477 7
珠三角地区(是=1)	4 812	0.217 4	0.412 5

三、研究结果及其分析

1. 工作转换原因差异对农民工就业质量的影响

工作转换原因差异对农民工就业质量影响的估计，分两步进行：一是估计不同工作转换模式对多维就业质量指数的影响，采用方程(3)来估计；二是估计工作转换模式对分维度就业质量指标的影响，收入和工作时间使用模型(3)来估计，养老保险和劳动合同采用模型(4)来估计。同时，为消除异方差及不可观测异质性的影响，在就业质量指数方程和收入方程中均加入离校时的成绩来控制个体异质性，同时使用稳健回归处理可能存在的异方差。另外，考虑到初始收入、劳动合同和工作时间禀赋对后期就业质量的影响效应，同时将上一份工作的收入、劳动合同、工作时间放入回归方程来控制，不过由于 RUMIC2009 并没有给出上一份工作的养老保险情况，在就业质量与劳动合同回归方程中，未能放入初始禀赋来控制，具体估计结果分别见表 2 所示。

表 2 工作转换原因对就业质量的影响估计

	就业质量	收入	养老保险	劳动合同	工作时间
工作原因	-4.568 7***	-0.070 3***	-0.462 9***	-0.522 0***	1.054 6
(自愿性转换)	-0.624 1	-0.016 2	-0.093 3	-0.077 3	-0.864 1
个人或家庭原因	-5.471 1***	-0.148 0***	-0.553 8***	-0.634 6***	2.347 1*
	-1.241 1	-0.029 4	-0.194 5	-0.159 9	-1.387 8
单位原因	-7.941 0***	-0.097 6***	-0.605 0***	-0.961 6***	2.303 7*
(非自愿性转换)	-1.082 2	-0.022 2	-0.174 4	-0.137 6	-1.178 9
年龄	-0.043 0	-0.007 5***	0.004 5	-0.002 4	0.008 3
	-0.039 8	-0.001 1	-0.005 5	-0.004 7	-0.062 3
性别(男=1)	1.787 5***	0.140 6***	0.174 9**	0.194 4***	1.759 1**
	-0.572 8	-0.014 9	-0.079 7	-0.067 6	-0.751 7
受教育年限	1.684 9***	0.022 3***	0.184 5***	0.116 7***	-0.757 6***
	-0.116 8	-0.003 2	-0.017 3	-0.014 0	-0.147 8
婚姻(已婚=1)	2.400 7***	0.072 4***	0.422 4***	0.008 1	0.088 0
	-0.762 6	-0.019 7	-0.107 3	-0.090 3	-0.939 7
培训(有培训经历=1)	5.418 6***	0.073 8***	0.600 2***	0.383 1***	-0.450 3
	-0.616 6	-0.014 4	-0.080 9	-0.074 7	-0.731 6
外出时间	0.333 3***	0.008 0***	0.041 2***	0.012 1*	0.003 5
	-0.055 6	-0.001 5	-0.007 8	-0.006 4	-0.078 1
制造业	3.338 9***	0.012 4	0.371 7***	0.231 5***	1.580 3*
	-0.746 7	-0.017 3	-0.089 4	-0.086 1	-0.900 1
建筑业	-8.340 6***	0.269 1***	-1.591 4***	-0.754 5***	1.013 0
	-0.858 0	-0.026 8	-0.198 0	-0.116 6	-1.076 9
50 人以下企业	-10.013 2***	-0.005 6	-1.244 9***	-0.758 8***	4.588 8***
	-0.683 8	-0.016 0	-0.093 0	-0.079 3	-0.840 5
50 ~ 100 人企业	-5.215 1***	0.028 3	-0.524 4***	-0.514 4***	0.889 1
	-0.868 2	-0.021 5	-0.111 0	-0.100 3	-1.028 6
长三角地区	8.209 0***	0.209 0***	0.680 5***	0.649 9***	-1.559 6*
	-0.615 1	-0.016 9	-0.088 3	-0.072	-0.860 3
珠三角地区	9.638 6***	0.316 8***	0.624 1***	0.854 6***	-1.146 8
	-0.722 0	-0.017 7	-0.099 9	-0.088 7	-0.861 6
离校成绩	0.991 5**	0.032 4***			
	-0.395 7	-0.009 7			
前份工作收入		0.173 1***			
		-0.016 0			
前份工作劳动合同				1.320 0***	
				-0.133 2	
前份工作工作时间					0.283 0***
					-0.027 7
常数项	16.266 5***	5.669 3***	-3.603 8***	-0.962 1***	43.798 9***
	-2.109 4	-0.116 4	-0.266 2	-0.220 4	-3.173 5
N	466 3	2 604	4 812	4 812	1 438
R_sq	0.261 9	0.337 6	0.176 8	0.125 0	0.161 9
Log pseudolikelihood	---	---	-2 224.022 6	-2 896.131 3	---

注：行业以其他行业为参照组，地区以中西部地区为参照组，企业规模以 100 人以上企业为参照组；括号内为稳健标准差；*，**，***分别代表在 10%，5%和 1%水平下显著。

从估计结果来看，初始禀赋对当期就业质量有显著正影响。上一份工作收入越高，当前工作的收

入越高；上一份工作劳动时间越长，当前工作劳动时间也有显著增加。而在控制个体特征、工作特征和初始就业质量禀赋后，发现相对于未转换工作者，不管是出于什么原因的工作转换，均对就业质量及其分指标如收入、劳动合同和养老保险产生显著负影响，转换工作者的就业质量指数、收入水平、长期或者固定劳动合同签订率以及养老保险参保率均显著低于未转换者，工作转换对于受雇就业者就业质量有负面影响。不过，不同的工作转换类型对就业质量的负面冲击还有较大差异，从估计系数来看，由于工作原因产生的工作转换对就业质量的冲击最小，这说明以提升工作地位为目的的自愿性工作流动虽然对就业质量产生一定的负面冲击，但这个负面冲击最小。而由于家庭和单位原因的工作转换对就业质量的冲击有所差异，由于家庭原因导致的工作转换对养老保险和劳动合同的冲击效应要远小于由于单位原因引发的工作转换，说明企业的解雇或者突发破产、迁址等引发的工作转换是非自愿性的，这些工作转换对农民工来说大多是被迫的而且基本没有多少时间准备，在劳动力市场上的

再就业搜寻往往是仓促和不充分的，再次就业在劳动合同和养老保险保障上的预期会显著降低，甚至低于基于家庭原因的转换者。不过，基于单位原因引发的工作转换对收入的负效应要低于基于家庭原因的离职者，可能是基于家庭原因的离职者往往要退出劳动力市场一段时间，如回家照看家人等，导致工作经历中断，而再次进入劳动力市场他们会降低收入预期，同时也会损失更多工作经验等人力资本积累。

2. 行业、城市转换对农民工就业质量的影响

估计行业转换、城市转换对农民工就业质量的影响步骤和方法与估计工作转换原因差异对农民工就业质量的影响相同：首先估计不同行业转换模式、城市转换模式对多维就业质量指数的影响，采用方程(3)来估计；其次估计工作转换模式对分维度就业质量指标的影响，收入和工作时间使用模型(3)来估计，养老保险和劳动合同采用模型(4)来估计。表 3 给出了行业转换、城市转换对农民工就业质量影响的估计结果。

表 3 行业、城市转换对农民工就业质量的影响估计

		就业质量	收入	养老保险	劳动合同	工作时间	
行业转换	行业间转换	-7.535 4***	-0.127 4***	-0.730 4***	-0.911 5***	3.618 2***	
		-1.222 4	-0.026 5	-0.183 3	-0.157 5	-1.220 2	
	行业内转换	-5.614 1***	-0.108 6***	-0.509 1***	-0.654 9***	1.024 0	
		-0.580 0	-0.017 7	-0.086 3	-0.071 5	-0.944 3	
		个人特征	控制	控制	控制	控制	控制
	就业特征	控制	控制	控制	控制	控制	
	离校成绩	控制	控制	未控制	未控制	未控制	
	初始就业状态	控制	控制	控制	控制	控制	
	城市转换	城市间转换	-6.650 2***	-0.117 0***	-0.585 0***	-0.825 9***	2.107 6**
			-0.646 4	-0.018 4	-0.099 6	-0.082 7	-0.917 6
城市内转换		-4.757 8***	-0.101 6***	-0.486 5***	-0.486 1***	1.069 5	
		-0.736 0	-0.019 1	-0.109 6	-0.090 0	-1.042 6	
		个人特征	控制	控制	控制	控制	控制
就业特征		控制	控制	控制	控制	控制	
离校成绩		控制	控制	未控制	未控制	未控制	
初始就业状态		控制	控制	控制	控制	控制	

注：个人特征、就业特征、离校成绩、初始就业状态定义与表 2 估计相同；*，**，***分别代表在 10%，5%和 1%水平下显著。

在控制初始就业状态等变量后，估计结果显示：行业内转换和行业间转换对就业质量指数、收入、养老保险和劳动合同均产生显著负效应，工作转换对就业质量的影响仍显著为负。这与黄乾的结论存在一定差别，特别是本文对行业内转换估计为

负，而黄乾估计系数显著为正，可能与其对于工作转换的定义有关。他主要比较了调查时点就业状态和初次外出务工就业状态的差异，可能会高估工作转换的跨期影响。不过，本文同样发现，不同工作转换模式对就业质量的影响存在一定差异，除工作

时间外,行业内转换对收入、劳动合同和养老保险的负效应都要小于行业间转换。这说明相对于行业间转换,行业内转换的农民工工作经验迁移壁垒相对较小,可以最大程度消除转换工作对收入带来的负面影响,隔行如隔山,行业间工作转换面临的转换成本相对较大,不利于农民工维持其前期人力资本投资等。而行业内转换的劳动合同和养老保险要高于行业间转换,主要原因可能在于同行业之间转换的农民工更了解企业工作待遇和工作条件,这有利于他们选择雇佣管理相对规范的企业来进行转换,同时同行业的工作经验对于企业来说更加重要,就业者可能在短时间内就能达到企业生产经营的要求,所以企业可能会更愿意提供固定或者长期劳动合同给这些行业内转换者。

在其他条件不变的情况下,估计结果也显示:城市间转换和城市内转换对农民工就业质量指数、收入、劳动合同和养老保险均产生显著负效应,转换工作者的就业质量、收入、养老保险参保率和长期或者固定劳动合同签订率都要显著低于未转换者。从两者的估计系数来看,城市间转换和城市内转换对就业质量的影响存在一定差异,城市内转换者的就业质量指数比未转换者低4.76,而城市间转换者的就业质量指数比未转换者要低6.65,城市内转换对就业质量的负面影响要小于城市间转换。就收入而言,城市间转换者的收入比未转换工作者低11.04%,而城市内转换者的收入比未转换者低9.66%,城市内转换的收入损失更小。两者养老保险和劳动合同的差异通过计算边际效应获得,其中对于养老保险参保率,城市间转换者比未转换者低约8.38个百分点,而城市内转换者比未转换者低约6.91个百分点。而对于固定或者长期劳动合同的签订率,城市间转换者比未转换者低约20.35%,而城市内转换者比未转换者仅低约12.07%。估计结果也显示,城市间转换者工作时间要显著高于未转换者,高约2.11个小时,而城市内转换者工作时间也比未转换者高,但并不显著。

四、研究结论及其政策含义

利用RUMIC2009数据,考察不同工作转换类型对农民工就业质量的影响差异,结果表明:不同的工作转换对就业质量的影响存在较大差异。工作原因转换、家庭原因转换和单位原因转换均对就业质量指数、收入、劳动合同和养老保险产生显著负效应,而由工作原因(自愿性转换)产生的工作转换

对就业质量的冲击最小。对于行业内转换和行业间转换,两者对农民工就业质量指数、收入、养老保险和劳动合同均产生显著负效应,而且行业内转换的负效应都要小于行业间转换。城市间转换和城市内转换对农民工就业质量指数、收入、劳动合同和养老保险均产生显著负效应,而从两者的估计系数来看,城市内转换对就业质量及其分指标的负面影响要小于城市间转换。

农民工工作转换行为并不是盲目的,大部分工作转换者都期待争取更好的就业待遇,但结果却与其期望相背离,工作转换并没有提升农民工就业质量。这一结论有以下政策含义:

一是改变产业发展模式,从根本上提升农民工就业质量。农民工就业所在行业,大多依赖于低廉劳动力成本实现发展,在产业链中一般处于末端,自身的利润空间和发展空间都不大,很难在工资、工作条件、社会保障等方面有大的改进。要实现农民工就业质量提升,必须从根本上改变产业发展模式,从低层次劳动密集型代工等向中上游研发等方向发展,打通不同层次产业劳动力市场之间的联系,为农民工提供更多高质量的就业岗位。

二是强化政府的主体责任,减少劳动力流动的体制障碍。地方政府尤其是人口流入地政府要加快户籍制度及户籍衍生的教育等制度的变革,建立健全支持农业转移人口市民化的财政政策体系,力争将常住农民工纳入基本公共服务保障范围,推动非户籍人口在城市落户,实现农民工由循环流动向持久性迁移转变,特别是向举家迁移转变,减少因家庭原因等带来的就业流动,提升农民工就业稳定性及就业质量。

三是加强对农民工在职培训力度,特别是以“招工即招生、入企即入校、企校双师联合培养”为主要内容的企业新型学徒制为契合点,强化农民工培训财政资金投入力度和使用效率,引导企业建立技能培训机制,全面提高农民工素质,从根本上提升农民工就业质量。

四是建立健全劳动法律体系,为提高就业质量提供保障。同时,强化市场惩处机制,促使企业主动地担当社会责任,主动改善农民工就业环境和劳动条件、社会保险等,让农民工体面地劳动。通过完善政府、工会、企业共同参与的协商协调机制,构建和谐劳动关系,建立长期稳定劳动雇佣关系,提升农民工就业稳定性,以减少劳动力市场上频繁的工作转换和伴随发生的城市流动行为。

注释:

- ① 数据来自: 清华大学社会学系课题组. “短工化”: 农民工就业趋势研究, 清华社会学评论, 2013(6): 6-50.
- ② 在多维就业质量指数(job quality index)测量中, 二级指标的权重的确定没有一个广泛认同的决定规则(Eurofound, 2012), 虽然 Schokkaert 等和 Holman and McClellan 尝试使用回归法、等价收入法等确定权重, 但未得到普遍认可。等权平均法虽然有一定的随意性, 但简单、易懂、操作简单(European Commission, 2008; Eurofound, 2012), 成为被广泛接受的就业质量测量权重确定方法。

参考文献:

- [1] Peticara M C . Wage mobility through job mobility[R]. ILADES-Georgetown University Working Papers inv , Ilades-Georgetown University , Universidad Alberto Hurtado/School of Economics and Bussines , 2004.
- [2] 白南生, 李靖. 农民工就业流动性研究[J]. 管理世界, 2008(7): 70-76 .
- [3] 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): 28-37.
- [4] Pérez J I G , Sanz Y R . Wage changes through job mobility in Europe :A multinomial endogenous switching approach[J]. Labour Economics , 2005 , 12(4): 531-555.
- [5] Hyslop D , Maré D C Job Mobility and Wage Dynamics [R] .Statistics New Zealand LEED research paper , 2009 , Available at SSRN : <http://ssrn.com/abstract=1532456> or <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1532456>.
- [6] Light A , McGarry K .Job change patterns and the wages of young men[J] . The Review of Economics and Statistics , 1998 , 80(2) : 276-286.
- [7] Romão N M O , Escária V M A . Wage mobility , job mobility and spatial mobility in the Portuguese economy[C]// ERSA Conference Papers . European Regional Science Association , 2004 (4) : 584.
- [8] Pavlopoulos D ,Fouarge D ,Muffels R .Job mobility and wage mobility of high-and low-paid workers[J]. Schmollers Jahrbuch , 2007 , 127(1) : 47-58.
- [9] Hospido L . Job changes and individual-job specific wage dynamics[R] . Discussion Paper Series//Forschungsinstiut zur Zukunft der Arbeit , 2010.
- [10] Chadi A , Hetschko C . The magic of the new : How job changes affect job satisfaction[R].IAAEU Discussion Paper Series in Economics , 2014 , No . 05.
- [11] Brenzel H ,Reichelt M Job mobility as a new explanation for the immigrant - native wage gap : A longitudinal analysis of the German labor market[J]. International Migration Review , 2017 , DOI : 10.1111/imre.12313.
- [12] 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(4): 32-36 .
- [13] 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 .
- [14] Leschke J , Watt A . Challenges in Constructing a Multi-dimensional European Job Quality Index[J]. Social Indicators Research , 2014 , 118(1) : 1-31.
- [15] European Commission .Employment in Europe [R] .<http://ec.europa.eu/social/main.jsp?catId=89&langId=en&newsId=415&furtherNews=yes> , 2008.
- [16] Eurofound. Trends in job quality in Europe , Publications Office of the European Union[R]. Luxembourg , 2012.
- [17] 章元, 高汉 . 城市二元劳动力市场对农民工的户籍与地域歧视——以上海市为例[J] . 中国人口科学 , 2011(5) : 67-74 .
- [18] 苏丽锋 . 我国新时期个人就业质量研究——基于调查数据的比较分析[J] . 经济学家 , 2013 , 7(7) : 41-51 .

责任编辑: 曾凡盛

(上接第37页)

- [11] 孙春梅, 张山泉, 钟平, 等 . 直播稻与机插秧优缺点分析[J] . 现代农业科技, 2008(24) : 213-213 .
- [12] 刘金花, 秦江涛, 张斌, 等 . 赣东北双季水稻轻型种植和耕作模式评价[J] . 土壤, 2012 , 44(3) : 482-491
- [13] 张璐 . 江苏省主要水稻种植模式对比分析[D] . 南京 : 南京农业大学 , 2011 .
- [14] 娄利峰 . 单季晚稻直播与机插秧技术对比分析[J] . 中国农业信息 , 2016(5) : 137-142 .
- [15] 倪玉琼, 曹芳琴, 钟芳芳 . 不同播种方式对黔东南水稻产量和经济效益的影响[J] . 水土保持研究 , 2016 , 23(3) : 348-353 .
- [16] 张培江, 付强, 李霞红, 等 . 安徽省直播和机插水稻生产存在问题及对策[J] . 安徽农业科学 , 2012 , 40(10) : 5820-5823 .
- [17] Becker G S . A theory of competition among pressure groups for political influence[J] . Quarterly Journal of Economics , 1983 , 98(3) : 371-400 .
- [18] 周晶, 陈玉萍, 阮冬燕 . 地形条件对农业机械化发展区域不平衡的影响——基于湖北省县级面板数据的实证分析[J] . 中国农村经济, 2013(9) : 63-77 .
- [19] 杨敏丽, 白人朴 . 农业机械总动力与影响因素关系分析[J] . 农机化研究 , 2004(6) : 45-47 .
- [20] 陈宝峰, 白人朴, 刘广利 . 影响山西省农机化水平的多因素逐步回归分析[J] . 中国农业大学学报 , 2005 , 10(4) : 115-118 .
- [21] 侯方安 . 农业机械化推进机制的影响因素分析及政策启示——兼论耕地细碎化经营方式对农业机械化的影响[J] . 中国农村观察 , 2008(5) : 42-48 .

责任编辑: 李东辉