

中国流动人口失业风险变动及影响因素研究^{*}

杨胜利 姚 健

【摘 要】随着流动人口规模、结构和流动特征的变动,流动人口失业问题逐渐引起社会关注。文章利用 2014 和 2017 年流动人口动态监测数据,对中国省际流动人口失业风险的变动趋势进行初步分析,并通过嵌套模型、奥萨卡模型对省际流动人口失业风险的变动及其影响因素的贡献率进行研究。结果发现,2017 年省际流动人口失业率为 2.31%,比 2014 年上升 1.19 个百分点。流动特征、个人特征和制度特征的变动是省际流动人口失业风险上升的 3 个主要决定因素。失业保险、流动模式、流出地耕地、宅基地的变动对流动人口失业风险变动的贡献率分别为-25.02%、6.55%、18.51%、2.44%。社会保障制度的完善和公共服务的均等化有利于降低流动人口失业风险。文章建议关注流动人口失业风险变动问题,将城镇化与公共服务均等化通盘考虑,为流动人口提供更多的就业服务,提升其技能应用水平和职业流动能力。

【关键词】失业风险变动 流动人口 奥萨卡模型

【作 者】杨胜利 河北大学经济学院,副教授;姚 健 河北大学经济学院,硕士研究生。

一、引 言

十九大报告指出“要坚持就业优先战略和积极就业政策,实现更高质量和更充分就业。大规模开展职业技能培训,注重解决结构性就业矛盾,鼓励创业带动就业。提供全方位公共就业服务,促进高校毕业生等青年群体、农民工多渠道就业创业。”然而,近年来出现了流动人口失业率上升、就业困难等问题。学者们从理论和实证角度对流动人口失业问题进行了大量研究。人口学者更多地关注流动人口失业率和失业群体特征,相关研究大致可以分为两类。一类是关注流动人口失业规模统计与群体特征。部分学者使用不

^{*} 本文为国家社科基金项目“产业转型升级中流动人口失业发生风险与应对策略研究”(编号:19BRK002)的阶段性成果。

同的数据对流动人口失业率进行测算。例如,“五普”数据显示流动劳动力失业率为2.74%(翟振武等,2007);2014和2015年流动人口监测数据则显示流动人口失业率分别为1.22%(王箐,2014)和2.48%(陈怡蓁、陆杰华,2018)。2015年全国1%人口抽样数据显示流动人口失业率为4.94%(杨凡等,2018)。与就业流动人口相比,失业流动人口相对年轻(平均年龄34.8岁)、学历偏低(平均受教育年限为10.7年),外出具有盲目性,生活更容易陷入困境(徐玮、杨云彦,2016)。此外,失业流动人口还具有农业户籍占比高(85.8%)、失业保险参保率低(4%)、有固定住所比例低(20.2%)等特点(段成荣等,2013)。另一类从宏观层面进行理论分析。部分学者认为,由于二元劳动力市场分割、僵化和惰性,增加了职业搜寻的成本,降低了人职匹配的效率。劳动力难以从次要劳动力市场向主要劳动力市场转移(苏永照,2017),造成劳动力供给结构调整速度相对滞后,不能适应劳动力的新需求,结构性失业问题凸现,增加了流动人口失业的可能性(赵军彦,2019)。石油、化工、电力、铁路、邮政等国有企业部门收入较高,进入条件苛刻,减少了流动人口就业机会、降低了流动人口就业收入,损害了流动人口就业公平(李俊,2018;李实,2020)。

综上所述,已有文献从多个视角对流动人口失业进行了分析,但仍存在一些不足:(1)关于流动人口失业的影响因素研究主要集中在流动人口个人特征、流动范围等方面,对流动人口家庭结构、社会政策等因素关注不够。(2)部分研究涉及流动人口就业、返乡创业的影响因素,但多采用某一年度数据,使用多年微观层面数据对流动人口失业风险变动进行研究的文献较少。(3)已有研究未考虑流动人口失业风险影响因素的变动,即在没有考虑时间维度的情况下,很难理清流动人口失业风险形成机理的变动趋势,更不可能提出应对风险变动的对策。鉴于此,本文试图从以下几个方面进行改进:(1)对2014~2017年流动人口失业风险进行测算,分析中国流动人口失业风险变动情况,以及这种变动趋势的群体差异。(2)在控制个人特征、流动特征的前提下,对流动人口失业风险变动的影响因素及其变动趋势进行深入研究。(3)动态分析流动人口个人特征、流动特征、家庭特征与制度特征对其失业风险的影响机制。探讨流动人口失业发生的群体差异性趋势,进而寻找预防流动人口失业的措施。

二、流动人口失业风险的形成机理

(一) 户籍制度

由于户籍制度的限制,大量流动人口进入城市后并未获得同等的就业、社会福利和公共服务待遇。在城市中形成了新的二元劳动力市场:一是面向城市户籍人口的主要劳动力市场,就业岗位较高端、福利待遇较高、失业风险较低、收入较高;二是面向流动人口的次级劳动力市场,就业岗位较低端、福利待遇较低、失业风险较高、收入较低。城市

中新型二元劳动力市场导致的失业风险,其原因来自主要劳动力市场与次要劳动力市场就业平等性的差异。流动人口在就业过程中面临就业歧视、劳动权益缺乏保障、工资待遇低、员工福利缺乏、工作不符合预期、公共决策参与少、就业岗位替代性大等问题,造成其更换工作频率高,失业风险较大。另外,由于流入地政府将工作重心放在城镇登记失业率上,服务对象主要是具有当地城镇户籍的待业青年、下岗工人和就业困难群体等,把流动人口排除在外,这在一定程度上增大了流动人口的失业风险。

（二）个人特征

随着城市化的推进,越来越多的流动人口出现了在流入地长期居住的趋势。有研究显示,61.2%的流动人口打算在流入地长期居住(李辉,2019)。流动人口正在从以单身男性为主的流动模式向家庭式流动模式转变(盛亦男,2014),在流入地有3名家庭成员者的比例接近32%,流动人口家庭平均有1.4个子女(国家卫计委,2016),这意味着流动人口的流动性减弱,返乡意愿下降,这必然增大其在流入地的失业风险。也有研究显示,与乡城流动人口相比,城城流动人口对就业岗位较为挑剔,就业欲望稍弱(梁海燕,2019)。由于劳动力市场性别歧视和女性料理家务照顾孩子的职责,女性流动人口就业比例为77.5%,低于男性的93.9%(国家卫计委,2016);流动人口多以体力劳动为主,青壮年成为流动人口的主体,年龄太小或年纪太大都不利于流动人口就业。已婚者就业稳定性明显高于未婚者,但新生代(80后)流动人口已婚比例仅为55.5%(段成荣,2013)。这表明流动人口的户籍、性别、年龄、婚姻状况等会影响失业。另外,流动人口受教育程度偏低,如果技能得不到提升,将在产业转型升级中面临较大的失业风险(蔡昉,2013)。

（三）城乡收入差距

经典的托达罗模型认为,劳动力的乡城流动决策取决于城乡预期收入差距。而城乡预期收入差距等于城乡实际收入差距与就业概率的乘积。虽然城市失业的存在导致就业概率下降,但只要城乡预期收入仍大于劳动力在农村就业的工资收入和迁移成本,劳动力由农村到城市的迁移行为就会发生。在就业概率一定的条件下,城乡居民的收入差距越大,城乡预期收入差距就越大,农村的推力和城镇的拉力也就越大,从农业流向城镇非农产业的劳动力就会越多,导致流动人口的失业风险也会相应增大。目前中国存在较大的区域收入差距,东中西部工业化程度不一,收入差距也较大,为了获得较高收入,大量中西部农村剩余劳动力跨省流向东部沿海城市就业,这种大规模的人口长距离流动,无疑失业风险更大。

（四）土地制度

由于流动人口参加城镇职工社会保险的比例较低,更多依靠农村社会保障来应对危机。流动人口的社会保障在某种意义上仍与土地息息相关,建立在土地承包制的基础上。土地作为流动人口从城市回流农村的生活保障,当城镇就业概率下降,失业风

险增大时,有耕地的流动人口可以返乡务农,从而规避了失业。而失去土地的流动人口,在失去城镇非农就业岗位时,难以返乡就业,进而增加了失业风险。土地对流动人口失业的影响可以从拉美国家的发展过程得到证实。20世纪五六十年代拉美国家为了推进工业化和城市化进程,通过鼓励土地兼并,建立大土地所有制,迫使农民失去土地向城市工业部门转移。但由于农村剩余劳动力转移脱离和超越了工业化的进程,致使20世纪90年代拉美国家城市失业增加。1994~1995年,巴巴多斯和尼加拉瓜的失业率超过20%,阿根廷的失业率达到18.6%(李学清,2012)。

三、数据、变量与方法

(一) 数据来源

本文使用的数据为国家卫生和计划生育委员会2014和2017年全国流动人口动态监测数据。调查覆盖了31个省份和新疆生产建设兵团,调查对象为在流入地居住1个月以上,非本区(县、市)户口的15周岁及以上流入人口(2014年为15~59岁)。调查收集了大量的个人信息,使本文能够在分析个人特征的基础上,探究流动人口失业风险变动的影响因素。

(二) 变量测量

1. 因变量。失业风险是本文的被解释变量,失业风险可以用失业率随时间的变动来衡量(黄乾,2009),也可以用失业(丧失工作)的百分比或发生率来衡量(张华初,2015),前者是一个宏观时间序列数据分析方法,本文使用的是微观个体数据,故此采用后者对流动人口失业风险进行衡量。从经济学范畴看,失业是指劳动力供给与劳动力需求在总量或结构上的失衡所形成的劳动者不能与生产资料结合的一种状态。根据中国统计制度规定,失业人口是指非农业人口,在一定年龄内(男性为16~50岁;女性为16~45岁),有劳动能力、无业而要求就业,并在当地就业服务机构进行了求职登记的人口,即所谓的城镇登记失业人口,与调查失业人口存在较大差异。按照国际劳工组织的定义,失业人员是指在一定年龄以上(通常16岁及以上),在参考时期内没有工作、目前可以工作而且正在寻找工作的人。国际上判断失业人口依据在劳动年龄范围内、没有工作、能够工作、有就业意愿4个条件。考虑到中国新农保和城乡居民养老保险规定领取养老金的年龄是60周岁,参考以往文献,本文将失业流动人口定义为16~59岁,有劳动能力无工作,但有就业意愿,随时可以投入到工作中的流动人口。根据问卷中的问题“五一前一周是否做过一个小时以上有收入工作”判断是否处于无业状态,如果回答“是”处于就业状态,如果回答“否”处于无业状态,再通过问题“4月份是否找过工作”作为判断是否有就业意愿的依据,若两道题回答为无业和4月份找过工作,则界定为失业。根据国家统计局的规定,就业人口加上失业人口等于经济活动人口,经济活动人口是16周岁

及以上,有劳动能力,参加或要求参加社会经济活动的人口(这里采用 16~59 岁的经济活动人口)。失业率等于失业人口占经济活动人口的百分比。为了增强两次调查数据口径的一致性,分别将 2014 和 2017 年流动人口动态监测数据的样本地点和样本数量进行匹配。根据本文的定义,从原始数据中选择出跨省流动的经济活动人口,删除个人属性特征数据缺失的问卷,2014 和 2017 年分别筛选出 12 771 份问卷,总计 25 542 份问卷。

2. 自变量。参考已有文献,本文将可能影响流动人口失业的因素作为自变量。基于微观—宏观视角的分析框架,模型中的自变量分为五类。一是个人因素,包括性别、年龄、婚姻状况、受教育程度;二是制度因素,包括户口性质、是否持有暂住证、是否参加失业保险、是否有耕地、宅基地;三是流动特征,包括流动时间、居留意愿(用问卷中长期居留意愿表示,即“打算在本地居留时间(5 年及以上)”)、流动模式(用问卷中同住家庭成员数表示)、流动原因、人际关系(通过问卷中的问题“您是否同意本地人愿意接受我成为其中一员”测量);四是流出地因素,主要是流出地地域(分为东部、中部、西部);五是流入地因素,主要为流入地的地域分布(分为东部、中部、西部)。

(三) 方法选择

本文重点关注流动人口失业风险变动的影响因素,需要对其影响因素进行分解,测算不同的因素对流动人口失业风险变动的贡献率,奥萨卡模型是经常用于分析该类问题的基本工具。为此,本文首先构建分年度流动人口失业风险决定方程,然后利用 logit 模型分析哪些流动人口更容易失业,最后利用奥萨卡分解方法来分析不同年度失业风险差异的原因。

2014 和 2017 年流动人口失业发生风险模型分别为:

$$\log(U_{2014}) = \log\left(\frac{P_i^{2014}}{1-P_i^{2014}}\right) = \beta_0^{2014} + \sum \beta_i^{2014} x_i^{2014} + \omega \quad (1)$$

$$\log(U_{2017}) = \log\left(\frac{P_i^{2017}}{1-P_i^{2017}}\right) = \beta_0^{2017} + \sum \beta_i^{2017} x_i^{2017} + \omega \quad (2)$$

其中, U 为失业风险, x 为各种影响因素, P 为失业概率, ω 为随机扰动项。采用布林德(Blinder)和奥萨卡(Oaxaca)分解办法,对各要素对流动人口失业风险变动的贡献率进行分解。该分解方法将流动人口失业发生风险的变动分为两部分,一是解释部分(人口流动特征,即可观测因素),二是未被解释部分(不可观测因素)。可以用 2014 和 2017 年流动人口失业风险函数式(2)和式(1)之差进行分解得到:

$$\log(U_{2017}) - \log(U_{2014}) = \beta_{2017} X_{2017} - \beta_{2014} X_{2014} = (\beta_{2017} - \beta_{2014}) X_{2014} + (X_{2017} - X_{2014}) \beta_{2017} \quad (3)$$

其中, $(\beta_{2017} - \beta_{2014}) X_{2014}$ 为不可解释部分, $(X_{2017} - X_{2014}) \beta_{2017}$ 为由流动人口个体特征、流出地、流入地特征、制度特征等变动造成的流动人口失业风险变动。参照吴愈晓(2009)做法,2014~2017 年流动人口失业风险变动的决定函数式为:

$$\log(U_{2017}) - \log(U_{2014}) = (X_{2017} - X_{2014})\beta_{2017} + \delta \quad (4)$$

$$\log(U_{2017}) - \log(U_{2014}) = (X_{2017} - X_{2014})\beta_{2014} + \delta \quad (5)$$

其中, X 为回归模型中所有自变量的均值, β 为回归模型中所有自变量的系数, δ 是未被解释部分, 下标代表年份, $(X_{2017} - X_{2014})$ 为自变量 X 在 2017 年样本的均值与在 2014 年样本的均值之差, β_{2017} 和 β_{2014} 分别为变量 X 在 2017 和 2014 年模型中的回归系数。由于同一变量在 2014 年回归模型和 2017 年回归模型中的回归系数可能不一致, 所以学者们通常使用 2014 年回归模型和 2017 年回归模型中回归系数的平均值来计算 (徐愫、田林楠, 2015)。有学者认为, 某一年度样本的回归系数对数据的奇异值不敏感, 应该使用所有年度的样本 (2014 与 2017 年监测数据的样本合计) 的回归模型系数来计算 (李春玲、李实, 2008)。公式为:

$$\log(U_{2017}) - \log(U_{2014}) = (X_{2017} - X_{2014})\beta_a + \delta \quad (6)$$

其中, β_a 为所有样本回归模型中的系数, 其他符号与式 (4) 和式 (5) 相同。

四、流动人口特征与失业风险变动

通过计算可以发现, 2014 年中国省际流动人口失业率为 1.12%, 2017 年为 2.31%。虽然流动人口失业风险有增大趋势, 但低于 2017 年国家统计局公布的城镇居民登记失业率 3.9% 的水平。这与已有研究结论一致, 一方面流动人口较强的目的性决定了其失业率低于当地城镇居民。人口流动的主要目的是获得较高收入, 而获得收入的前提是实现就业。为了尽快实现就业, 流动人口会选择工作环境较差、待遇水平不高、社会保障薄弱的岗位。另一方面流动人口在户籍地的权益、家庭资源禀赋决定了其失业率低于当地城镇居民。流动人口在失去工作或者发现工作不如意后, 会选择回流, 避免失业的发生。此外, 由于流动人口灵活就业比例较高, 部分流动人口处于隐性失业状态。

(一) 流动人口特征变动分析

从个人特征的变动看, 省际流动人口中男性占比有所下降, 2017 年男性占流动人口的比重比 2014 年下降了 1.5 个百分点。2017 年流动人口平均年龄比 2014 年增加 0.274 岁。2017 和 2014 年省际流动人口均以已婚为主, 2017 年已婚流动人口比重比 2014 年下降了 0.6 个百分点。具有大专及以上学历的流动人口比重明显上升, 2017 年比 2014 年上升了 3.9 个百分点。从制度特征变动看, 2017 年与 2014 年存在明显差异。2017 年非农业户籍的流动人口比重比 2014 年上升了 0.4 个百分点, 持有居住证的省际流动人口比重下降了 10.1 个百分点。在失业保险方面, 2017 年流动人口参加失业保险的比例比 2014 年增加 30.2 个百分点。从流出地权益看, 2017 年流出地有耕地或宅基地的流动人口比重分别比 2014 年下降了 20.6 个和 19 个百分点。从流动特征各变量差异看, 省际流动人口流动时间有所减少, 居留意愿下降, 一同流动人数增多, 在流入地的人际关

系变得更好。其中,2017 年省际流动人口的平均流动时间比 2014 年减少 0.053 年,打算在流入地居住 5 年以上的流动人口比重下降了 11 个百分点,一同流动人数增加了 0.16 人,认为当地户籍人口愿意接受自己的流动人口比重上升了 1.6 个百分点。在流动原因方面,2014 和 2017 年为流动人口均以务工经商为主,分别占 95.1%和 95.3%。从流出地特征变动看,流出地对流动人口外流的推力增大。流出地为中部、西部地区的流动人口比重上升,流出地为东部的流动人口比重下降。2017 年流出地为东部、中部和西部的流动人口中,具有大专及以上学历的比重分别为 16.54%、9.75%和 7.92%,来自中、西部地区的流动人口技能、学历低于东部地区,在一定程度上增大了其失业风险。

从流入地特征变动看,跨省流入地为中部、西部地区的流动人口比重增大,选择东部地区作为流入地的流动人口比重减小。东部地区产业转型升级加快,经济增长向提升质量转变,增速放缓,经济增长的就业弹性下降,在一定程度上减缓了人口流入速度。同时,由于中西部地区经济发展环境弱于东部地区,在劳动力供需比例变动下,会增加失业风险。

（二）流动人口失业风险群体差异的变动分析

从上述分析可以看出,省际流动人口的流动特征和个体特征发生了一系列变化,2014~2017 年省际流动人口失业风险变动也表现出明显的群体差异。为此,本文利用二元 Logistic 模型分别估计 2014 和 2017 年流动人口失业风险的決定因素（见表 2）。从表 2 可以发现,与 2014 年相比,2017 年各变量对流动人口失业风险的影响程度发生了变化。

表 1 所有变量均值与年度差异

变 量	均 值		差异
	2014 年	2017 年	
失业	0.011	0.023	0.012
个人特征			
男性	0.563	0.548	-0.015
年龄	34.887	35.161	0.274
年龄平方	7.036	7.216	0.180
已婚	0.827	0.821	-0.006
大专及以上学历	0.142	0.181	0.039
制度特征			
非农业户籍	0.159	0.163	0.004
持有暂住证	0.299	0.189	-0.101
有失业保险	0.259	0.561	0.302
家中有耕地	0.805	0.599	-0.206
家中有宅基地	0.972	0.782	-0.190
流动特征			
流动时间(年)	11.571	11.518	-0.053
打算长期居留	0.546	0.436	-0.110
一同流动人数	2.950	3.110	0.160
流动原因为务工经商	0.951	0.953	0.002
人际关系较好	0.890	0.906	0.016
流出地			
西部	0.337	0.340	0.003
中部	0.446	0.451	0.005
东部	0.217	0.209	-0.008
流入地			
西部	0.211	0.220	0.009
中部	0.177	0.179	0.002
东部	0.612	0.601	-0.011

表2 流动人口失业风险决定模型估计结果

变 量	2014 年		2017 年	
	系数	标准误	系数	标准误
个人特征				
性别(女)	-0.190***	0.066	-0.269***	0.035
年龄	-0.236***	0.039	-0.018*	0.021
年龄平方	0.003**	0.052	0.001**	0.030
婚姻状况(未婚)	-1.080***	0.019	-0.366***	0.054
受教育程度(高中及以下)	-0.041***	0.011	-0.295***	0.044
制度因素				
户籍(农业)	0.337***	0.032	0.164**	0.063
暂住证(没有)	0.502**	0.061	0.167**	0.052
失业保险(没有)	-1.175***	0.122	-0.353***	0.081
耕地(没有)	-0.295**	0.095	-0.117***	0.072
宅基地(没有)	-0.636***	0.081	-0.322***	0.079
流动特征				
流动时间	-0.021**	0.087	-0.007***	0.056
居留意愿(不强)	-0.636***	0.001	-0.174**	0.077
流动模式	0.386**	0.130	0.040***	0.105
流动原因(非务工经商)	-0.009***	0.125	-1.416***	0.092
人际关系(差)	-0.243*	0.106	-0.009***	0.100
流出地(西部)				
中部	-0.195***	0.141	-0.143***	0.121
东部	-0.323***	0.129	-0.277***	0.124
流入地(西部)				
中部	-0.267***	0.410	-0.411***	0.109
东部	-0.395***	0.157	-0.573***	0.157

注:括号内为参照组;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

百分点,上升幅度最小。2014 年已婚者失业风险是未婚者的 0.34 倍,2017 年已婚者失业风险是未婚者的 0.69 倍,失业风险的婚姻差异变小。说明未婚者的失业率虽然较高,但失业率增速慢于已婚者,2014~2017 年已婚者失业率从 0.66% 上升到 1.79%,未婚者失业率从 1.35% 上升到 2.07%,已婚者失业率增速较快。

从制度特征看,失业风险的户籍身份差异缩小,2014 年非农户籍者的失业风险是农业户籍者的 1.4 倍,而 2017 年非农户籍者的失业风险是农业户籍者的 1.18 倍。这与失业率的交叉分析一致,2014~2017 年非农户籍者的失业率上升了 1.19 个百分点,农业户籍者的失业率上升了 1.4 个百分点,农业户籍者失业率上升速度较快。2014 年已办理暂住证者失业风险是未办理暂住证者的 1.65 倍,在 2017 年已办理暂住证者的失业风险是未办理暂住证者的 1.18 倍。说明已办理暂住证者失业风险高于未办理暂

从个体特征看,失业风险的性别差异进一步增大,2014 年男性失业风险是女性的 0.83 倍,而 2017 年男性失业风险是女性的 0.76 倍。其原因是 2014~2017 年男性失业率上升了 0.4 个百分点,女性失业率上升了 1.85 个百分点,女性失业率增速快于男性。从年龄看,省际流动人口失业问题呈年长化趋势,失业风险率最低的年龄从 41 岁变为 46 岁,这与失业的变动基本一致,2014~2017 年 45~59 岁流动人口失业风险率从 0.72% 上升到 2.01%,上升幅度最大,16~29 岁流动人口失业率从 1.37% 上升到 1.86%,仅上升 0.49 个

住证者,并且已办理暂住证者失业风险上升速度快于未办理暂住证者,办理暂住证者的就业形势也不容乐观。2014年参加失业保险者的失业风险是未参加失业保险者的0.31倍,2017年参加失业保险者失业风险是未参加失业保险者的0.7倍,二者的失业风险呈缩小的趋势。同时,从表2看,有无耕地、有无宅基地导致的失业风险群体差异有所缩小。前者在2017导致的失业风险差异比2014年缩小了19%,后者在2017年导致的失业风险差异比2014年缩小了37%,表明有耕地和宅基地的流动人口失业风险在快速上升。

从流动特征看,流动时间对失业风险的影响程度下降,外出务工时间越长者失业率越低,但外出务工时间越长失业率上升幅度越大。2014~2017年外出流动时间11年及以上者失业率从0.66%上升到1.85%,上升了1.19个百分点,外出流动时间1~5年者失业率从1.43%上升到2.17%,上升了0.74个百分点,上升速度明显低于外出流动时间11年及以上者。居留意愿方面,打算在流入地长期居留者失业率低于不打算在流入地长期居留者,并且打算在流入地长期居留者失业率上升速度快于不打算在流入地长期居留者。流动模式方面,一同流动人数越多,则失业风险越大,并且随着时间的推移这一现象有增强的趋势。人际关系方面,由于人际关系导致的失业风险差异有所缩小。与当地入相处越好者,失业率越低,并且人际关系较好者失业率上升幅度较快,需给予关注。

从流出地特征看,流出地地域导致的失业风险差异有所缩小。2017年流出地为东部的失业风险是流出地为西部的0.76倍,流出地为中部的失业风险是流出地为西部的0.87倍。2017年流出地地域带来的失业风险差异与2014年的0.72倍和0.82倍相比,均有所上升,说明流出地地域导致的失业风险差异有所缩小。

从流入地特征看,由流入地地域导致的失业风险差异有所扩大。流入地为西部、中部和东部的失业率依次递减,流入地为西部的失业率上升最快,流入地为中部的失业率上升速度最慢。2014~2017年流入地为西部、中部和东部的失业率分别上升了1.09、0.66和0.68个百分点。这主要是流入地经济环境变动所致,流入地经济发展水平越高,失业率越低。流入地经济发展水平越低,失业率越高,并且失业率上升速度越快。从表2可以看出,2017流入地地域带来的失业风险差异高于2014年,说明由流入地地域导致的失业风险差异有所扩大。

五、流动人口失业风险变动的影响因素分析

(一) 时间效应模型分析

为了检验流动人口个体特征、流动特征和推拉对其失业风险的作用机制,本文采用2014和2017年流动监测数据的两年样本汇总为总样本,并加入时间 t 表示年份,建立6个模型,采用二元Logistic回归的方法进行检验。

从静态看,2017年流动人口失业风险是2014年的2.9倍,各自变量均对流动人口失业有显著影响(见表3模型6)。与女性流动人口相比,男性的失业风险低30%。年龄与失业风险之间呈U形关系,45岁之前随着年龄的增大,失业风险逐渐变小,45岁之后则随着年龄的增大,失业风险逐渐上升。流动人口受教育程度越高,失业风险越低,与高中及以下文化程度者相比,大专及以上学历文化程度者的失业风险低35%。已婚流动人口失业风险与未婚流动人口相比低59%。制度特征方面,户籍、暂住证、失业保险都会影响流动人口失业风险。与农业户籍流动人口相比,非农业户籍流动人口失业风险高17%,这与陈怡蓁和陆杰华(2018)、徐玮和杨云彦(2016)的研究一致。非农业户籍流动人口失业风险高于农业户籍流动人口失业风险的原因,一是农业户籍流动人口大部分在流出地具有土地,一旦在流入地不能就业,可以回乡务农,降低了其失业风

表3 影响省际流动人口失业风险变动因素的二元 Logistic 回归结果

变 量	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6
2017 年样本(2014 年)	0.823***	0.840***	1.081***	1.087***	1.078***	1.068***
个人特征						
性别(女)		-0.536***	-0.481***	-0.389***	-0.368***	-0.362***
年龄		-0.110***	-0.070***	-0.031***	-0.028***	-0.025***
年龄平方		0.001**	0.001**	0.001**	0.001***	0.001***
婚姻状况(未婚)		-0.311*	-0.388**	-0.923***	-0.909**	-0.916***
受教育程度(高中及以下)		-0.801***	-0.499***	-0.402***	-0.438***	-0.437***
制度因素						
户籍(农业)			0.086**	0.108*	0.159**	0.158***
暂住证(没有)			0.223**	0.186**	0.182***	0.188***
失业保险(没有)			-0.868***	-0.840***	-0.872***	-0.894***
耕地(没有)			-0.290***	-0.221***	-0.257***	-0.293***
宅基地(没有)			-0.318***	-0.219***	-0.281***	-0.300***
流动特征						
流动时间				-0.008***	-0.008***	-0.008***
居留意愿(不强)				-0.185***	-0.196***	-0.195***
流动模式				0.289***	0.291***	0.289***
流动原因(非务工经商)				-1.152***	-1.131***	-1.148***
人际关系(差)				-0.227***	-0.214***	-0.205***
流出地(西部)						
中部					-0.045***	-0.104***
东部					-0.390***	-0.277***
流入地(西部)						
中部						-0.571***
东部						-0.641***

注:括号内为参照组;*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

险。二是与非农户籍流动人口相比,农业户籍流动人口对工作岗位的要求更低,吃苦耐劳能力更强,更容易实现就业。暂住证作为流动人口在流入地享受相关政策、办理相关证件的一种证明,是制度方面的一种衔接,是流动人口在流入地稳定性的一种表现。与没有暂住证者相比,有暂住证者失业风险高 21%,主要是因为与有暂住证者相比,无暂住证者在流入地享受的福利少、生活较为困难,更加吃苦耐劳,不会轻易失业。失业保险能有效降低流动人口失业风险,有失业保险的流动人口失业风险比没有失业保险的流动人口低 59%。流动时间对流动人口失业风险有显著的负向影响,一般流动时间越长,工作经验越丰富、工作技能越熟练,失业风险越小。回归结果显示,流动时间每增加 1 年,流动人口失业风险降低 0.8%。居留意愿大的流动人口失业风险比居留意愿小的流动人口低 18%。在流入地与流动人口同住的家庭成员每增加 1 个,流动失业人口失业风险会增加 28.9%。务工经商原因流动者失业风险较其他原因流动者低 68%,在流入地人际关系好的流动人口,城市融合程度更高,其失业风险比人际关系差者低 18%。家中有耕地、有宅基地者失业风险显著低于家中无耕地和无宅基地者。流出地为中部和东部的流动人口失业风险要比流出地为西部者分别低 10% 和 24%。流入地为中部和东部的失业风险比流入地为西部的低 43% 和 47%。表 3 回归结果基本与表 2 一致,进一步证明了流动人口特征对其失业风险影响的群体差异性。

从动态看,表 3 中模型 1(基准模型)的年度系数为 0.823,表明 2017 年流动人口失业风险是 2014 年的 2.27 倍。模型 2 加入流动人口婚姻、年龄、受教育程度等个体特征变量后,年度系数上升为 0.84,失业风险年度差异变为 2.31 倍,这主要是由于 2017 年样本中高学历者比重较高,控制学历特征后,造成失业风险增大。从整体看,控制个人特征的变动后,2017 年流动失业风险比 2014 年增大约 2.07%。模型 3 加入制度特征后,年度系数变为 1.081,失业风险年度差异变为 2.94 倍,主要因为 2017 年省际流动人口中参加失业保险者比重增大,且户籍地没有耕地和宅基地者比重增大,导致控制失业保险、宅基地、耕地等制度特征后失业风险增大,造成 2017 年省际流动人口失业风险比 2014 年增加 28.69%。这也表明制度要素是流动人口失业风险变动的重要决定因素。模型 4 加入流动人口流动特征变量后,年度系数变为 1.087,失业风险年度差异变为 2.96 倍,表明控制流动人口流动特征(尤其是流动原因)的变动,造成 2017 年流动人口失业风险比 2014 年增加 0.56%。模型 5 加入了流出地特征变量,年度系数变为 1.078,失业风险年度差异变为 2.93 倍,失业风险年度差异缩小,表明流动人口失业风险变动中约有 0.83% 源于流出地方面的因素。即由于家中无耕地、无宅基地者、流出地为中西部者比重的年度变动导致的。模型 6 加入流入地特征后,年度系数变为 1.068,失业风险年度差异变为 2.9 倍,流动人口失业风险的年度差异进一步缩小。表明流入地特征的变动对流动人口失业风险变动的影响程度为 0.93%。

(二) 流动人口失业风险变动的 Oaxaca 模型分解

为了进一步分析影响流动人口失业风险变动的因素,本文采用奥萨卡分解模型对影响因素进行分解。首先采用式(4)和式(5)进行分解,在该过程中分别采用所筛选出的 2014 年流动人口样本和 2017 年流动人口样本分别进行二元 Logistic 回归,并将各变量两次回归结果得到的系数相加求均值,得到平均回归系数,并以此进行奥萨卡分解。其次采用式(6)进行分解,目的是与式(4)和式(5)的分解结果进行对比,如果差距太大,则分解错误,如果差距适度,则可以接受分解结果,分析中主要采用式(6)的计算结果,以式(4)和式(5)计算结果为参照。

表 4 显示,两种分解结果差距不大,可以用于进一步分析。流动人口个人特征、制度特征、流动特征、流入地特征和流出地特征可以解释 24.48%的流动人口失业风险变动,其中流动特征贡献率最大,为 12.5%,个人特征次之,为 8.54%,制度特征贡献率为 1.61%,流入地特征贡献率为 1.54%,流出地特征贡献率为 0.23%。表明流动人口个人特征、流动特征、流出地特征、流入地特征和制度特征的变动有增大其失业风险的效应。整体来看,流动特征、个人特征和制度特征是造成流动人口失业风险增大的最主要因素。制度特征中的耕地、宅基地、户籍性质、暂住证和失业保险的贡献率分别为 18.5%、2.44%、4.47%、1.2%和 -25.02%,失业保险对前四者的贡献率具有稀释作用。表明中国目前制度中还存在较多问题,这也是造成流动人口失业风险增大的重要原因,而社会保障制度的完善、公共服务的均等化能够有效降低流动人口失业风险。流动特征的贡献率主要

由流动模式、居留意愿和流动原因提供,这 3 个变量的贡献率分别为 6.55%、4.94%和 1.34%,而人际关系变量稀释了三者的贡献。个人特征的贡献率主要来自年龄、婚姻和性别,这 3 个变量的贡献率分别为 9.87%、0.66%和 0.24%,受教育程度则弱化了这三者的贡献。流入地地域特征对流动人口失业风险的贡献率为 1.54%,

表 4 各因素对流动人口失业风险变动的贡献率 %

变 量	贡献率 ^a	贡献率 ^b	变 量	贡献率 ^a	贡献率 ^b
性别	0.24	0.16	流动时间	0.06	0.10
年龄	9.87	16.72	居留意愿	4.94	6.02
年龄的平方	-0.02	-0.05	流动模式	6.55	4.61
婚姻	0.66	0.59	流动原因	1.34	0.87
受教育程度	-2.20	-0.89	人际关系	-0.32	-0.27
户籍	4.47	2.91	流出地地域	0.23	0.27
暂住证	1.20	4.07	流入地地域	1.54	0.28
失业保险	-25.02	-31.18	已解释部分	24.48	22.23
家中耕地	18.51	5.73	未被解释部分	75.52	77.77
宅基地	2.44	12.30	年度差异	0.74	0.74

注:贡献率 a 使用 2014 年与 2017 年样本之和的回归系数根据式(6)计算,贡献率 b 使用 2014 年和 2017 年各自样本回归系数的平均值根据式(4)和式(5)计算;已解释部分指由所有自变量能够解释的失业风险年度差异,未被解释部分含义相反;年度差异是失业风险 $\log[p/(1-p)]$ 的年度差异。

超过了流出地地域特征 0.23% 的贡献率。对照使用 2014 年样本系数和 2017 年样本系数的平均值所计算的贡献率,可以发现虽然具体数字有所变动,但各组变量贡献率的结构和关系及各组变量内部各次级变量的贡献率结构和关系与使用 2014 和 2017 年所有样本回归系数计算出来的结果完全一致。

六、结论与建议

本研究结果表明,省际流动人口失业风险有逐渐增大的趋势。个人特征、流动特征、制度特征、流出地和流入地等因素对流动人口失业风险有显著影响。在流出地特征方面,流出地有耕地、有宅基地者失业风险相对更低,但流出地有耕地者、有宅基地者的比重在逐年下降,这种变动无疑会增加失业风险。在流动特征方面,家庭式流动对流动人口失业风险有显著正向影响,而家庭式流动趋势日益明显,也会增大失业风险。在个人特征方面,相对于男性和中青年流动人口而言,女性、年老者失业风险更大,随着女性流动人口比重的增大和流动人口年龄的增长,会增大失业风险。在流入地方面,流入东部者失业风险低于流入中西部者,但流入中西部者比重呈现上升趋势,也成为失业风险增加的一个重要因素。本研究的启示可以概括为以下三点。

第一,在关注城镇登记失业问题的同时要重视流动人口失业问题。流动人口个人特征、流动特征正在发生显著变化,以往认为流动人口在找不到工作时返乡发展的观念已经逐渐被流动人口特征的变动所打破。在控制流动人口特征变量后,2017 年流动人口失业风险是 2014 年的 2.9 倍。这与中国逐年下降的城镇登记失业率变动趋势不一致,即流动人口失业风险增大趋势明显,流动人口失业问题已成为城镇失业问题的重要内容,需要给予关注。所以政府应该加强对流动人口失业问题的监测与调查,在做城镇调查失业率的时候将城镇中的乡城流动人口纳入统计范围,细化流动人口就业、失业统计指标。

第二,破除制度障碍,提升流动人口人力资本。由于中国长期二元经济体制的影响,大量流动人口虽然在城镇就业、生活,但与流入地户籍居民相比仍存在公共服务上的待遇差异。例如,流动人口失业保险等社会保险参保率低,成为解决流动人口失业问题的重要制度障碍。所以应该加快推进社会保障制度等公共服务均等化,提升他们应对失业风险的能力,解决因家庭式流动而造成的流动人口失业风险增大问题。完善失业保险制度,帮助流动人口适应产业转型和职业转换的要求。引导流动人口提升技能水平和技能应用能力,不断积累自身的人力资本以适应产业结构调整、优化升级、职业快速转变的经济新常态。同时,要进一步完善和推动农民进城落户“三权”不变政策,保障流动人口的权益,提高户籍人口城镇化率,减少流动人口失业风险。

第三,优化经济格局,促进人口分布与经济布局协调发展。流动人口失业风险不仅是个人选择的结果,也受经济社会环境变动的影响。中西部经济的发展能够为流动人口创造良好的就业环境,随着中西部流动人口比重的增加,应加快完善相应的就业服务和保障机制,提升流动人口应对、预防和化解失业风险的能力。这对降低流动人口失业风险具有较大意义。流动人口失业风险变动还受宏观经济环境、宏观社会政策的影响。比如,人口规模增速、新型城镇化规划、乡村振兴战略、区域经济协调发展战略、大城市人口调控政策等均会在一定程度上造成影响。因此,要关注人口与经济布局的协调性问题所造成的流动人口失业风险,以期降低流动人口失业风险,提升全社会就业质量。

参考文献:

1. 蔡昉(2013):《以农民工市民化推进城镇化》,《经济研究》,第3期。
2. 陈怡蓁、陆杰华(2018):《影响我国省际流动人口失业主要因素的实证分析——基于2015年全国流动人口动态监测数据的验证》,《南方人口》,第6期。
3. 段成荣等(2013):《当前我国流动人口面临的主要问题和对策——基于2010年第六次全国人口普查数据的分析》,《人口研究》,第2期。
4. 黄乾(2009):《中国的产业结构变动、多样化与失业》,《中国人口科学》,第1期。
5. 李春玲、李实(2008):《市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释》,《社会学研究》,第2期。
6. 李辉等(2019):《我国流动人口留城意愿及影响因素研究》,《人口学刊》,第1期。
7. 李骏(2018):《非稳定就业与劳动力市场分割》,《社会学研究》,第5期。
8. 李实(2020):《中国外出农民工经济状况研究》,《社会科学战线》,第5期。
9. 李学清(2012):《拉美土地和农民问题的教训及启示》,《理论导刊》,第6期。
10. 苏永照(2017):《产业转型升级背景下中国劳动力市场匹配效率提升研究》,《财贸研究》,第6期。
11. 陶树果等(2018):《乡—城、城—城流动人口社会保险参保率及其影响因素的比较研究——基于2014年全国流动人口动态监测数据》,《西北人口》,第2期。
12. 王簪(2014):《流动人口就业决策代际差异的影响因素分析》,《工业技术经济》,第5期。
13. 徐慊、田林楠(2015):《流动人口收入性别差异的实证研究——以苏浙沪三省(市)数据为依据》,《贵州社会科学》,第5期。
14. 徐玮、杨云彦(2016):《流动人口失业特征、分布及影响因素分析》,《人口与发展》,第4期。
15. 杨凡等(2018):《中国流动人口失业状况及其影响因素——基于2015年全国1%人口抽样调查数据的分析》,《人口研究》,第4期。
16. 盛亦男(2016):《流动人口家庭迁居的经济决策》,《人口学刊》,第1期。
17. 张华初(2015):《失业风险对流动人口消费的影响》,《经济评论》,第2期。
18. 翟振武等(2007):《北京市流动人口的最新状况与分析》,《人口研究》,第2期。

(责任编辑:李玉柱)