

【农村社会发展】

家属随迁何以影响农民工城镇化融合?

邓悦,郑汉林,王泽宇*

(武汉大学质量发展战略研究院,湖北武汉430072)

摘要:基于2016年“中国流动人口卫生计生动态监测调查”湖北省的数据,本文运用OLS回归及Treatment回归等方法实证检验了农民工家属随迁对城镇化融合的影响。研究发现:第一,农民工家属随迁能够显著促进其城镇化融合。第二,不同类型的家属随迁对农民工城镇化融合具有异质性:两两组合下,配偶和子女同时随迁对城镇化融合的影响较大。进一步地,全部直系亲属一同随迁对城镇化融合的影响效应最大。第三,农民工家属随迁促进其城镇化融合的机制主要是通过家庭随迁的正式雇佣效应和城市定居行为效应的渠道。本文的发现有助于更好地理解农民工家属随迁对其城镇化融合的影响,且在一定程度上进一步验证了新经济迁移理论在中国劳动力迁移中的适用性。基于研究结论,建议相关部门为农民工子女提供更好的教育条件,以及为农民工亲属提供更高水平的就业和社会福利保障,促进其随迁行为,从而进一步提升农民工城镇化融合水平。

关键词:家属随迁;城镇化融合;正式雇佣效应;城市定居行为效应

中图分类号:C912.5 **文献标志码:**A **文章编号:**1671-7465(2019)01-0091-09

一、引言

改革开放以来,随着人口流动限制因素逐渐减少,大量农村户籍人口向城市流动,形成了庞大的农民工群体。根据国家统计局发布的农民工监测调查报告,2017年全国农民工总量达到28652万人,占全部人口的比例达20.61%。2017年底的中央工作会议指出,要扎实推进以人为核心的新型城镇化,促进农民工市民化,由此可见新型城镇化的关键在于实现人的城市化^[1]。而大量的农民工长期在城市居住、工作和生活,促进其更好地融入城市,对于进一步推进城镇化进程具有重要影响^[2]。近年来,随着国家户籍、社保等制度改革,以及为农民工提供职业技能培训和求职就业支持,农民工融入城市的状况呈现改善趋势^[3]。虽然农民工城镇化融合度有所提高,但在农民工流入城市的过程中,其心理接纳、社会保险、身份认同及文化生活等方面显著低于城镇居民,由此形成了流动人口与城镇户籍居民新二元分割,这在很大程度上阻碍了农民工的城镇化融合^[4]。同时,由于中国城乡二元体制,农民工无法真正成为城镇居民,始终受户籍歧视和地域歧视的影响^[5]。此外,工资歧视和子女教育受限等因素也在一定程度上阻碍了农民工的城镇化融合^[6]。因而,为减少农民工城镇化融合的阻碍因素和进一步推动实现农民工群体的市民化,加强对农民工城镇化融合的影响因素以及体制机制研究显得尤为重要^[7]。

关于劳动力流动的行为选择,学术界有两种不同的认识:一种理论认为劳动力流动是从个人效用最大化角度出发的个体行为选择的结果,即新古典学派对劳动力流动的解释;另一种是

收稿日期:2018-07-03

基金项目:国家社会科学基金青年项目“社会保险费率下调对企业生产力的影响研究”(17CGL036);武汉大学自主科研项目“社保投入对制造业企业产品质量影响的实证研究”(413000004)

作者简介:邓悦,女,武汉大学质量发展战略研究院讲师;郑汉林,男,武汉大学质量发展战略研究院研究助理;王泽宇,男,武汉大学质量发展战略研究院博士生。

*王泽宇为本文通信作者。

新经济迁移理论,该理论认为劳动力流动是家庭决策的结果,即决定家庭成员的外出或迁移是根据家庭预期收入和风险最小化原则而做出的,也可以说劳动力外出务工是一种家庭风险分担行为,即家庭成员谁进城务工、谁在家务农,是家庭全体成员福利最大化的理性决策^[8]。

目前,将家庭作为一个经济单元,考察其对劳动力市场的影响,是劳动力市场流动与就业的一个研究热点。杨云彦等^[9]基于北京市的抽样数据,研究发现北京市农民工流动具有明显的家庭化特征,家庭因素变量对农民工的家庭迁移行为有显著的解释力。关于家庭力量对劳动力市场流动的影响,何丹等^[10]从家庭成员的主观感知评价角度展开,为进一步探究家庭内部因素对劳动力流动影响提供了新视角。在迁移家庭决策迁移阶段和在迁移家庭决策居留阶段,家庭因素均具有重要影响^[11]。上述研究虽然就家庭因素对农民工迁移流动进行了解释,但主要是从家庭成员主观态度上进行,而不涉及具体的选择行为。因此,本文尝试从家庭特征因素方面对农民工的流动迁移作进一步的解释。“家庭力量”除了表现为家庭成员主观的态度外,更表现为劳动力市场中的直接行为选择,如家属随迁等。本文重点从家庭内部成员在劳动力市场的具体选择行为来研究家庭力量对劳动力流动的影响,考察家庭力量是否会促进劳动力的城镇化融合。

一般而言,城镇化融合指的是农民工从农村向城市迁移的过程中,农民工在享有公正平等权利的基础上与城市居民、城市社会文化相互适应的过程,并在这个互动过程中逐渐减少各方面差异^[12]。城镇化融合的内涵包括经济融合、社会融合、文化融合、身份融合、心理融合以及行为融合等诸多方面的内容^[13]。结合城镇化融合的内涵,李练军^[14]对农民工城镇化融合进行了测度,具体指标包括农民工的收入水平、在外流动时间、住房性质、社会资本、工作稳定性、社会文化融入程度、社会保险水平等。任远等^[15]认为,表征农民工城市融入最全面的指标之一是其家属随迁状况,家属随迁能够增加农民工在城市的居留时间。进一步地,周皓^[16]基于流动人口动态调查数据,对京津冀地区流动人口家庭化迁移的程度、空间特征及其影响因素进行了实证研究后发现,京津冀地区约65%左右的流动人口实现了家庭式迁移,影响家庭迁移状态的因素中,家庭层面因素主要包括家庭规模、家庭总收入、平均年龄、子女数量等。以上的研究成果主要研究了家属随迁的影响因素以及家属随迁对于流动人口在城市留居的影响,在一定程度上说明了家属随迁对于农民工的城镇化融合具有重要影响,但这些研究并没有涉及农民工家属随迁对其城镇化融合的具体影响机制,而这一方面的内容有待进一步研究。

二、理论分析框架

结合既有的相关成果,本文认为家属随迁可能通过以下两种效应来促进农民工城镇化融入。

(一) 家属随迁的正式雇佣效应

在有家属随迁的情况下,农民工更愿意签固定合同。家庭化流动对流动人口就业具有重要影响^[17],农民工家属随迁可能在一定程度上会降低其再次迁移流动或转换职业的意愿。因为有家属随迁的情况下,一方面,在二次迁移流动(包括流回原籍)或转换职业过程中,其可能会面临临时性失业和难以实现再次就业的问题,这使得农民工再次迁移流动或转换职业的机会成本可能相对较大;另一方面,农民工二次迁移到另外一个地域(非原籍),其拥有的社会资本可能会相对更低,这会使得农民工再次迁移流动的收益可能相对较小。在这样的情况下,农民工可能更倾向于在一个地域内拥有一个相对较为稳定的工作,从而更愿意签署劳动合同,产生正式雇佣效应,增加农民工在外流动时长,促进农民工的城镇化融合。

(二) 家属随迁的城市定居效应

存在家属随迁的情况下,为获得城市的社会福利保障或享受城市的教育资源,农民工可能

会更愿意在流入城市购买住房,从而使得其在城市长期定居的意愿增强^[18]。而在流入城市购买住房能够显著促进农民工的城市融合。一方面,农民工能够享有更多的城市社会福利保障,从而使得其社会融合增强;另一方面,其心理融合和行为融合程度可能也会相对较高。现有研究对农民工城市居住的稳定性进行实证研究后发现,家属随迁能够显著增强农民工城市居住的稳定性^[19]。进一步地,杨肖丽、韩洪云等^[20]基于辽宁省的抽样调查数据,对新老两代农民工居住环境差异及其影响因素进行定量研究后发现,家属随迁对农民工居住的物质环境具有正向影响,同时提升了其与城镇居民混居的概率。

通过以上理论分析可知,农民工家属随迁通过正式雇佣效应和城市定居效应共同影响城镇化融合程度,但最终如何影响以及影响程度如何则需要进一步的实证检验。

三、数据来源、变量设定与模型构建

(一) 数据来源

本文使用2016年“中国流动人口卫生计生动态监测调查”湖北省的数据。中国流动人口卫生计生动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey,简称CMDS)是由国家健康卫计委进行的一年一度大规模全国性流动人口抽样调查,覆盖全国31个省(自治区、直辖市)和新疆建设兵团中流动人口较为集中的流入地,每年样本量近20万户。该调查严格遵循PPS抽样原则,对在流入地居住一个月及以上,非本区(县、市)户口的15~59周岁的流动人口进行抽样,数据具有较好的代表性。CMDS调查的内容涉及流动人口及其家庭成员人口基本信息、流动范围和趋向、就业和社会保障、收入和居住、基本公共卫生服务、婚育和计划生育服务管理、子女流动和教育、心理文化等。根据实证研究需要,本文选取了包括流动人口及家庭成员人口的基本信息、流动趋向、就业和社会保障以及收入和居住等方面的信息,同时剔除空缺值和异常值,最终获得共计4729个观测样本值的横截面数据。

(二) 变量设定及统计描述

1.被解释变量。本文实证检验结果在很大程度上取决于农民工城镇化融合这一重要指标的度量。借鉴已有文献,本文选择以农民工在外流动时间作为城镇化融合的代理变量,主要原因在于农民工在外流动时间越长,其积累的社会资本相应越多,适应城市社会、文化生活的能力也就相应可能越强,而且随着工作经验积累和劳动技能的提升,其收入水平相应也可能越高,其城市融入水平也就可能越高。基于数据可获得性,本文主要使用本次流动时长和累计流动时长来表示农民工的在外流动时间。此外,在对家属随迁促进农民工城镇化融合的机制进行分析时,本文使用的主要被解释变量是签署固定劳动合同和城市住房。

2.核心解释变量。由于本文主要从家庭选择行为角度来对农民工的城镇化融合水平进行检验,而直接可以观测到具体的家庭选择行为则是农民工是否有家属随迁。因而,本文选定的核心解释变量为农民工是否有家属随迁这一行为。

3.控制变量。农民工城镇化融合水平受诸多因素的影响,为缓解选择性偏误和降低内生性,从而准确地测度家属随迁对于农民工城镇化融合的影响,本文选取了以下控制变量,主要包括农民工的家庭特征和个人特征两个方面。其中,家庭特征方面主要是家庭月收入、婚姻状况、父母外出经历等因素;个人特征主要是年龄、性别、教育学历、户籍、是否是中共党员等因素。此外,在分析家属随迁促进农民工城镇化融合的具体影响机制中,本文同样控制了上述变量,以求缓解选择性偏误和降低内生性。

在进行回归分析之前,本文拟对农民工是否存在家属随迁对于城镇化融合的影响效应进行初步的统计描述分析(表1)。

表 1 主要变量及统计定义

| 变量 | 变量定义 | 平均值 | 标准差 | 中位数 |
|--------|----------------------|-------|------|-----|
| 被解释变量 | | | | |
| 本次流动时间 | 本次流动时长/年 | 5.57 | 5.03 | 4 |
| 累积流动时间 | 流动累积时长/年 | 7.15 | 5.85 | 1 |
| 固定劳动合同 | 是否签订劳动合同(是=1,否=0) | 0.31 | 0.46 | 0 |
| 城市住房 | 在城市是否有住房(是=1,否=0) | 0.27 | 0.44 | 0 |
| 解释变量 | | | | |
| 家庭随迁 | 是否家庭随迁(是=1,否=0) | 0.12 | 0.33 | 0 |
| 控制变量 | | | | |
| 年龄 | 岁 | 35.20 | 9.6 | 34 |
| 性别 | 女性=1,男性=0 | 0.48 | 0.50 | 0 |
| 受教育年限 | 在校受教育时间/年 | 10.42 | 2.77 | 7 |
| 户籍 | 农业户口=1,城镇=0 | 0.85 | 0.36 | 1 |
| 中共党员 | 是=1,否=0 | 0.03 | 0.18 | 0 |
| 家庭月收入 | 万元 | 0.68 | 0.52 | 0.6 |
| 婚姻状况 | 已婚=1,未婚=0 | 0.89 | 0.31 | 1 |
| 父母外出经历 | 父母均有=1;一方有=2;父母均没有=3 | 2.56 | 0.79 | 2 |

注:根据 2016 年“中国流动人口卫生计生动态监测调查”中湖北省的数据整理计算而得。

从表 1 可以看出,第一,流动人口的流动时间相对较长。所有样本的本次流动时长均值为 5.57 年,累计流动时长均值为 7.15 年。第二,流动人口中家属随迁相对较少。所有样本中流动人口存在家属随迁的均值为 0.12,反映出我国流动人口中家属随迁的还是相对少数。一方面,这可能在一定程度上不利于我国城镇化融合水平的提升。另一方面,这也暴露出中国城镇化融合中可能存在的一些问题,如流动人口医疗保障水平、社会保障和福利水平、子女教育水平等可能仍有待进一步提升。第三,流动人口的个体特征以青壮年为主,男性占比相对较大,且已婚者居多,另外平均受教育水平偏低(高中以下)。

(三) 模型设定

本文采用固定效应模型来检验农民工家属随迁对其城镇化融合的影响,并同时就不同类型家属随迁对农民工城市融合影响的异质性进行探讨。具体模型设定如(1)式所示:

$$\ln y_{ij} = \alpha + \beta m_{ij} + \gamma X'_{ij} + \varphi_i + \psi_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

(1)式中, $\ln y_{ij}$ 为城市*i*、区县*j*的农民工在外流动时长的自然对数值,用来表示劳动力城镇化融合程度的代理变量;虚拟变量 m_{ij} 是本文的核心解释变量, $m_{ij}=0$ 表示没有家属随迁, $m_{ij}=1$ 表示有家属随迁; β 为核心待估参数;向量组 X'_{ij} 表示一系列与被解释变量 $\ln y_{ij}$,以及农民工是否存在家属随迁等核心解释变量有关的控制变量; ε_{ij} 是随机误差项,用来衡量不可观测的因素对于被解释变量的影响。此外,考虑到调查样本在农民工是否存在家属随迁这一核心解释变量上的横截性特征,本文还控制了农民工在城市、区县等维度的固定效应(φ_i 、 ψ_j),从而尽可能地去除不可观测因素对核心待估参数 β 的遗漏变量偏误影响。

四、实证检验

(一) 基准回归

表 2 分别报告了以本次流动时长与累计流动时长为核心被解释变量的 OLS 回归结果。通过采用两种不同计算流动时间的方法,使得估计结果较为稳健。表 2 中其他控制变量包括年

龄、性别、受教育年限、是否农业户口、是否党员以及家庭收入。同时在每一个模型中均控制了城市和区县固定效应。

表 2 家属随迁对流动时长的影响 (OLS)

| 变量 | 本次流动时长(对数值) | | | 累计流动时长(对数值) | | |
|-------------|---------------------|-----------------------|------------------------|---------------------|-----------------------|-----------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) |
| 是否家属随迁 | 0.185*** (5.021) | 0.165*** (4.529) | 0.129*** (3.513) | 0.212*** (4.509) | 0.183*** (3.908) | 0.158*** (3.293) |
| 父母一方是否曾流动过 | | -0.108** (-2.389) | -0.0866* (-1.918) | | -0.0704 (-1.203) | -0.0559 (-0.952) |
| 父母双方是否均未曾流动 | | -0.122*** (-4.189) | -0.0940*** (-3.206) | | -0.186*** (-4.657) | -0.167*** (-4.131) |
| 是否已婚 | | | -0.194*** (-4.307) | | | -0.131** (-2.283) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 区县固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本数量 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 |
| R-squared | 0.226 | 0.229 | 0.233 | 0.193 | 0.197 | 0.198 |

注:①括号内数值为基于稳健标准误(robust standard error)报告的t统计量。②*、**、***分别表示10%、5%和1%的显著性水平。

表2第(1)列和第(4)列在控制了其他控制变量以及控制效应的基础上,家属随迁对流动时长均在1%的显著性水平下显著为正,家属随迁1单位将分别提升本次流动时长0.185单位以及累计流动时长0.212单位。进一步考虑,父母的流动是否会对农民工城镇化融合产生影响。表2第(2)列和第(5)列分别加入父母一方是否曾经流动或父母双方是否均未曾流动作为控制变量,家属随迁对本次和累计的流动时长的影响系数均有明显下降,分别降低了0.02和0.029。但是值得注意的是,父母随迁仅对农民工本次流动时长产生影响,且影响为负,说明父母的流动经历实际上将影响农民工外出流动的决策,但是具体影响机制尚不明确。另一方面,有文献指出,是否已婚将很大程度地影响农民工城镇化融合程度,因此将是否已婚独立作为控制变量。表2第(3)列和第(6)列在分别引入上述所有控制变量与固定效应的基础上加入是否已婚作为控制变量,我们发现家属随迁对流动时长的影响系数均有明显下降,与第(2)列和第(5)列相比分别下降了0.036与0.054,同时已婚对流动时长的影响系数在1%的显著性水平下显著为负,说明已婚农民工相对于未婚农民工而言,在来源地有更多的对家庭的牵绊,因此相对未婚农民工而言,更难以融入城镇。

基准回归结果显示:第一,家属随迁将显著延长本次和累计流动时间,促进其融合,家庭随迁在引入相关控制变量和固定效应的基础上,对流动时长在1%的显著性水平下影响显著为正。第二,通过对其他控制变量的分析,农民工固有的人力资本结构是影响农民工城镇化融合的重要因素,包括婚姻情况、年龄、受教育程度等均会对流动时长产生影响。第三,家庭因素将对农民工流动时长产生影响,例如父母的流动经历以及农民工自身的婚姻状况,均会对城镇化融合程度产生影响。这就从侧面印证了,家庭是一种重要的影响因素,家属随迁会对农民工城镇化融合程度产生影响。

(二) Treatment 回归

为规避选择性偏误和变量内生性带来有偏估计的问题,本文使用处理效应模型进一步探讨农民工家属随迁对其城镇化融合带来的影响。使用处理效应模型进行估计,需要为“农民工的

家属随迁意愿”找到有效的工具变量。考虑到农民工家属随迁可能主要受其预期成本与预期收益的影响,因为同住家庭人口数可能会影响农民工家属随迁的预期成本,同住家庭人口数越多,其相应的家属随迁成本可能也就越大。同时,由于本文所指的同住家庭人口数为家庭总人口数,即同时包括留在原籍和在外流动的家庭人口数量,因而对农民工城市融合并不会会有较大的影响。基于此,本文选择了同住家庭人口数为工具变量,对核心被解释变量累计流动时长进行 Treatment 回归,结果如表 3 所示。

表 3 家属随迁对累计流动时长的影响(处理效应模型)

| 变量 | Table (A):回归方程 | | | | | | | |
|----------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | Treatment | Treatment | Treatment | Treatment | Treatment | Treatment | Treatment | Treatment |
| 是否家属随迁 | 0.646*** (5.54) | 0.805*** (10.37) | 0.623*** (5.23) | 0.811*** (10.52) | 0.604*** (5.08) | 0.753*** (9.17) | 0.612*** (5.26) | 0.753*** (8.54) |
| 年龄 | 0.030*** (18.73) | 0.034*** (20.10) | 0.030*** (18.76) | 0.034*** (20.12) | 0.033*** (19.42) | 0.036*** (20.20) | 0.034*** (19.63) | 0.036*** (19.92) |
| 父母一方是否曾流动过 | | | | | -0.070 (-1.14) | -0.0008 (-0.01) | -0.054 (-0.87) | -0.001 (-0.01) |
| 父母双方是否均未曾流动 | | | | | -0.187*** (-4.89) | -0.113*** (-2.82) | -0.166*** (-4.27) | -0.113*** (-2.80) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 区县固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 变量 | Table (B):选择方程 | | | | | | | |
| 同住家庭人口数 | 0.178*** (6.28) | 0.321*** (10.84) | 0.173*** (6.12) | 0.322*** (10.84) | 0.173*** (6.15) | 0.319*** (10.65) | 0.177*** (6.32) | 0.319*** (10.64) |
| 父母一方是否曾流动过 | | -0.301*** (-2.64) | | -0.303*** (-2.66) | | -0.307*** (-2.62) | | -0.307*** (-2.62) |
| 父母双方是否均未曾流动 | | -0.419*** (-6.30) | | -0.420*** (-6.31) | | -0.377*** (-5.50) | | -0.377*** (-5.49) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | NO | NO | NO | NO | NO | NO | NO | NO |
| 区县固定效应 | NO | NO | NO | NO | NO | NO | NO | NO |
| Wald chi2 | 1111.41 | 1163.67 | 1137.42 | 1193.58 | 1169.19 | 1205.03 | 1180.17 | 1205.03 |
| ρ | -0.254 | -0.395 | -0.239 | -0.398 | -0.264 | -0.372 | -0.266 | -0.372 |
| $H0:\rho=0$ | 15.70*** | 75.68*** | 13.22*** | 77.43*** | 13.95*** | 60.11*** | 16.86*** | 54.26*** |
| Log likelihood | -7938.55 | -7565.69 | -7927.81 | -7553.30 | 1169.19 | -7548.22 | -7910.87 | -7548.23 |

注:①括号内数值为 z 统计量。②*、**、*** 分别表示 10%、5%和 1%的显著性水平。

Treatment 回归结果显示:第一,农民工家属随迁将显著延长流动时间,促进其城镇化融合。在控制了农民工的个人特征、家庭特征以及充分引入城市、区县固定效应后,Treatment 回归结果表明,农民工家属随迁对于延长流动时间具有正向影响,且至少在 1%显著性水平上统计为正,这进一步验证了农民工家属随迁能够增加其迁移流动时间,对其城镇化融合具有促进作用。第二,父母外出务工经历能够显著影响农民工本人的流动。在控制了农民工的个人特征和家庭特征,以及充分引入城市、区县固定效应后,Treatment 回归结果表明,农民工父母双方均无外出务工经历与流动时长具有负相关关系,且至少在 10%显著性水平上统计为负,这表明父母是否有流动经历对于农民工外出流动时长具有重要影响,父母没有外出流动经历可能会使得农民工流动时长相对较短,这可能是因为父母没有外出流动经历,使得农民工本身拥有的社会资本相对较少,在一定程度上不利于其外出流动,从而可能会减少外出流动时长。第三,已婚者更不倾向

于流动更长时间。在控制了农民工个人特征和家庭特征,以及充分引入城市、区县固定效应后, Treatment 回归结果表明,已婚与农民工流动时长具有负相关关系,且至少在 10% 显著性水平上统计为负,这表明已婚的农民工可能更不倾向于流动更长的时间,婚姻在一定程度上对农民工的城镇化融合具有抑制作用。第四,家庭收入越高,流动时间越长。Treatment 回归结果表明,家庭收入与农民工流动时长具有正相关关系,且至少在 5% 显著性水平上为正,表明家庭收入越高的农民工,其流动时间可能越长。之所以会产生这种现象,可能的原因在于农民工迁移流动的预期收益越高,即其家庭收入越高,则其迁移流动意愿可能相对也就越高,因而会使得其迁移流动的时间可能相对较长,城镇化融合水平也就可能相对较高。

总的来说, Treatment 回归估计结果与 OLS 回归估计结果并无较大差异,农民工家属随迁对延长农民工外出流动时长具有较显著的促进作用,即农民工家属随迁能够促进其城镇化融合。

五、进一步分析

在上述分析家属随迁对于农民工城镇化融合影响的基础上,本文进一步分析家属随迁类型对农民工城镇融合影响的异质性,并进一步探讨家属随迁促进农民工城镇化融合的具体机制。在现实生活中,家属随迁更多情况下不是单一家庭成员的随迁,可能存在多个家庭成员同时随迁的情况,包括父母、配偶一同随迁;配偶、子女一同随迁;父母、子女一同随迁;父母、配偶和子女一同随迁,共计 4 种类型组合。

(一) 家属随迁类型对农民工城市融合影响的异质性分析

在引入控制变量和固定效应后,各种家庭组合均会对农民工流动时间具有正向影响。进一步回归分析发现,各种家属随迁组合类型对于城镇化融合的影响具有差异性(表 4)。

表 4 不同组合的家属随迁对流动时长的影响

| 变量 | 本次流动时长(对数值) | | | | 累计流动时长(对数值) | | | |
|-----------|------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|-------------------------------|------------------------------|--------------------------------|------------------------------|------------------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) | (5) | (6) | (7) | (8) |
| 父母配偶随迁 | 0.009 [*] (0.08) | | | | 0.023 [*] (0.07) | | | |
| 配偶子女随迁 | | 0.104 ^{**} (0.15) | | | | 0.089 ^{***} (0.18) | | |
| 父母子女随迁 | | | 0.018 ^{**} (0.05) | | | | 0.072 [*] (0.09) | |
| 父母配偶子女随迁 | | | | 0.153 ^{**} (0.42) | | | | 0.125 [*] (0.35) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 样本数量 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 | 4729 |
| R-squared | 0.223 | 0.189 | 0.204 | 0.215 | 0.238 | 0.201 | 0.206 | 0.247 |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| 区县固定效应 | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES | YES |

注:①括号内数值为基于稳健标准误(robust standard error)报告的 t 统计量。②*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 4 显示:第一,在两两组合的前提下,配偶和子女的组合随迁类型相比于父母配偶、父母子女对流动时长的影响系数更大。原因在于,当配偶和子女同时随迁时,配偶能肩负起家庭的照顾义务和工作,使得劳动力能够将更多的时间放在工作上,从而配偶子女同时随迁可以促进城镇化融合。第二,在父母、配偶和子女同时随迁的情况下,即直系亲属全部随迁时,相比于两

两组合对流动时长的影响更为显著。直系亲属全部随迁时,家属随迁将延长流动时长 0.125 ~ 0.153。原因在于当直系亲属全部随迁时,农民工再考虑回原住地生活的意愿将变弱。出于对子女教育、父母养老等需求的考虑,农民工留居城镇的意愿则更为强烈,从而促进了城镇化融合程度。

(二) 家属随迁促进农民工城市融合机理

进一步对农民工签订劳动合同以及城市住房进行 Logit 回归,考察家属随迁促进农民工城市融合的机制(表 5)。

表 5 家属随迁对劳动合同、自有住房的影响(Logit 回归)

| 变量 | 是否有劳动合同 | | 是否有自有住房 | |
|-----------|--------------------|--------------------|--------------------|--------------------|
| | (1) | (2) | (3) | (4) |
| 是否家属随迁 | 0.124*** (5.33) | 0.141*** (6.09) | 0.069*** (5.91) | 0.077*** (0.02) |
| 其他控制变量 | YES | YES | YES | YES |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 区县固定效应 | YES | YES | YES | YES |
| 样本数量 | 4,655 | 4,655 | 4538 | 4538 |
| R-squared | 0.0905 | 0.1553 | 0.1664 | 0.2115 |

注:括号内数值为 z 统计量。*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 的显著性水平。

表 5 显示,第一,在控制农民工个人特征和家庭特征等因素和充分引入城市、区县固定效应后,第(1)、(2)列回归结果表明,农民工存在家属随迁与其签订劳动合同具有正相关关系,且至少在 1% 显著性水平上统计为正,这表明了农民工随迁家属越多,则其更可能签订劳动合同,从而相应的流动时间可能也就越长,城市化融合水平也就越高。这说明家属随迁对城市化融合具有正式雇佣效应。第二,在控制农民工个人特征和家庭特征等因素和充分引入城市、区县固定效应后,第(3)、(4)列回归结果表明,农民工家属随迁与其在城市有自有住房具有正相关关系,且至少在 1% 显著性水平上统计为正,这表明农民工家属随迁有助于促进农民工在流入城市的定居行为,从而农民工的城市融合水平可能得到提升,家属随迁对城市化融合具有城市定居行为效应。

六、结论

运用 2016 年“中国流动人口卫生计生动态监测调查”中湖北省的数据,本文对农民工家属随迁对于城镇化融合的影响效应、影响机制以及不同类型家属随迁对农民工城市融合影响的异质性进行实证分析,主要得到如下结论:

第一,家属随迁能够显著促进农民工城镇化融合。在农民工外出流动的过程中,有家属随迁能够延长农民工的在外流动时长。

第二,不同组合的家属随迁对农民工城市融合的影响具有异质性。具体而言,两两组合的家属随迁(父母、配偶;配偶、子女;父母、子女同时随迁)均对农民工城镇化融合具有正向影响,另一方面,如果直系亲属同时随迁,即父母、配偶和子女三者同时随迁对农民工城镇化融合的影响比两两组合更大。

第三,家属随迁更有利于农民工签订固定劳动合同,以及激励其在流入城市购买住房,从而形成促进城市融合的正式雇佣效应和城市定居行为效应。

基于上述研究结论,本文认为为促进农民工的城镇化融合,政府部门应进一步为农民工子

女提供更好的教育条件,以及为农民工亲属提供更高水平的就业和社会福利保障,让农民工的随迁家属的生存、发展需要能够得到有效满足,为农民工营造一个亲善的环境,从而促进更多的农民工家属随迁,提升农民工的城市融合水平。

参考文献:

- [1] 罗竖元. 农民工市民化意愿的模式选择:基于返乡创业的分析视角[J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017(2):70-81.
- [2] 李强, 王昊. 什么是人的城镇化? [J]. 南京农业大学学报(社会科学版), 2017(2):1-7.
- [3] 钱泽森, 朱嘉晔. 农民工的城市融入:现状、变化趋势与影响因素——基于2011—2015年29省农民工家庭调查数据的研究[J]. 农业经济问题, 2018(6):74-86.
- [4] 陈云松, 张翼. 城镇化的不平等效应与社会融合[J]. 中国社会科学, 2015(6):78-95.
- [5] 章元, 王昊. 城市劳动力市场上的户籍歧视与地域歧视:基于人口普查数据的研究[J]. 管理世界, 2011(7):42-51.
- [6] 卢海阳, 梁海兵, 钱文荣. 农民工的城市融入:现状与政策启示[J]. 农业经济问题, 2015(7):26-36.
- [7] 钱龙, 钱文荣. “城镇亲近度”、留城定居意愿与新生代农民工城市融入[J]. 财贸研究, 2015(6):13-21.
- [8] 洪小良. 城市农民工的家庭迁移行为及影响因素研究——以北京市为例[J]. 中国人口科学, 2007(6):42-50.
- [9] 杨云彦, 石智雷. 家庭禀赋对农民外出务工行为的影响[J]. 中国人口科学, 2008(5):66-72.
- [10] 何丹, 陈小兵, 邵宁宁. 流动人口家庭迁移及家庭居留的影响因素[J]. 城市问题, 2016(12):94-103.
- [11] 杨菊华. 从隔离、选择融入到融合:流动人口社会融入问题的理论思考[J]. 人口研究, 2009(1):17-29.
- [12] 韩俊强, 孟颖颖. 农民工城市融合:概念厘定与理论阐释[J]. 江西社会科学, 2013(8):209-213.
- [13] 罗明忠, 卢颖霞. 农民工的职业认同对其城市融入影响的实证分析[J]. 中国农村观察, 2013(5):10-23.
- [14] 李练军. 新生代农民工融入中小城镇的市民化能力研究——基于人力资本、社会资本与制度因素的考察[J]. 农业经济问题, 2015(9):46-53.
- [15] 任远, 乔楠. 城市流动人口社会融合的过程、测量及影响因素[J]. 人口研究, 2010(2):11-20.
- [16] 周皓. 流动人口社会融合的测量及理论思考[J]. 人口研究, 2012(3):27-37.
- [17] 田明. 农业转移人口空间流动与城市融入[J]. 人口研究, 2013(4):43-55.
- [18] 王文刚, 孙桂平, 张文忠, 等. 京津冀地区流动人口家庭化迁移的特征与影响机理[J]. 中国人口·资源与环境, 2017(1):137-145.
- [19] 王春蕊, 杨江澜, 刘家强. 禀赋异质、偏好集成与农民工居住的稳定性分析[J]. 人口研究, 2015(4):66-77.
- [20] 杨肖丽, 韩洪云, 王秋兵. 代际视角下农民工居住环境影响因素研究——基于辽宁省的抽样调查[J]. 中南财经政法大学学报, 2015(4):22-29.

(责任编辑:宋雪飞)