

子女随迁与农民工父母的就业质量*

——来自流动人口动态监测的经验证据

□ 邓睿 冉光和

内容提要 随着流动人口家庭化迁移模式的普及,子女随迁至务工地逐渐成为农民工家庭新的迁移决策理性,也影响着其在迁入地的劳动行为偏好及就业质量。本文在理论分析与假设的基础上,基于2014年流动人口动态监测数据,运用内生处理效应模型实证检验子女随迁的家庭迁移模式对农民工就业质量的影响。研究发现,无论是长子(女)随迁还是全部子女随迁,子女随迁均显著促增了农民工父母的就业质量。同时,子女随迁对农民工就业质量的影响可能存在一定的群内异质效应:从家庭特征来看,子女随迁对男性和多子女家庭农民工就业质量的正向影响更为明显;从工作特征来看,子女随迁对雇主身份农民工的就业质量具有更积极的提升效用,而且对中高分位点农民工就业质量的促增效应更为突出。

关键词 农民工 子女随迁 就业质量 处理效应

作者邓睿,重庆大学经济与工商管理学院博士研究生;冉光和,重庆大学经济与工商管理学院教授,博士生导师。(重庆 400044)

DOI:10.14167/j.zjss.2018.01.008

一、引言与文献回顾

如果说“人的城镇化”的终极目标在于实现“乡—城”移民的“市民梦、安居梦、乐业梦”,那么帮助他们顺利进入城市劳动力市场并获得相对稳定的工作则是圆梦的现实需求。党的十九大报告进一步明确指出,要坚持就业优先战略和积极就业政策,重点促进农民工等群体多渠道实现更高质量和更充分的就业。就业质量综合反映了农民工城市务工的职业发展状况,是影响这一群体从候鸟性迁移向永久性迁移转变的基础,因而引发了政策层面和学术界的广泛关注。与此同时,和职业发展状况相对应,农民工城市融入过程中的家庭迁移特征也发生显著变化,尤为体现在流动模式上,子女随迁和举家迁移的农民工占比越来越

高^①(Fan et al., 2012)。相较于个体迁移,子女随迁的农工具有更为明显的家庭决策属性,这种迁移模式将影响农民工在迁入地的劳动行为偏好及工作生活(王春超, 2017)。事实上,子女随迁和就业质量集中反映了农民工实现稳定城市化过程中的家庭完整性和职业发展稳定性(檀学文, 2012),而家庭完整性又是影响职业发展稳定性的重要因素,只有在家庭完整性基础上实现就业稳定的市民化,才是以人为核心的城镇化的根本诉求。基于此,本文试图从家庭完整性影响农民工职业稳定性的视角,考证核心议题:以家庭完整性为决策理性的子女随迁行为是否会影响农民工父母的就业质量?

从家庭完整性角度来看,自明瑟尔提出家庭化迁移概念以来,较多的文献研究了农民工家庭

* 本文系国家自然科学基金重点项目(编号:17AJY020)、重庆市研究生科研创新项目(编号:CYB17033)、重庆市社会科学规划博士项目(编号:2016BS112)的阶段性研究成果。

的子女随迁决策问题,相关研究呈现出两大热点:一方面是集中考察农民工家庭子女随迁决策的内在驱动力及影响因素(宋锦等,2014),另一方面则转向随迁决策的对立面,即留守决策对子女健康、教育、身心发展等方面的影响(Zhang et al.,2014;Xu and Xie,2015),以及子女留守对父母返乡的拉力作用机制(刘庆玉,2015)。仅有极少数文献关注子女随迁对农民工父母城市行为偏好的影响,且主要聚焦在农民工的家庭消费以及主观融入感方面(胡霞等,2016;王春超等,2017),尚未拓展到对农民工城市劳动力市场结果影响的讨论上来。从职业稳定性角度来看,关于农民工城市就业质量的研究成果较为丰富,但主要集中于对农民工就业质量影响因素——个体特征、工作经历、社会资本等方面展开(张艳华等,2013;明娟等,2015),缺乏对家庭因素的系统关注。农民工的城市劳动行为偏好不仅基于经济理性最大化,而且与社会理性和情感理性紧密联系,特别是与子女相关的因素在家庭行为决策中扮演着重要角色。因此,无论是从家庭完整性视角出发分析子女随迁对农民工城市劳动力市场行为的影响,还是从职业稳定性视角回溯探讨农民工城市就业质量提升的家庭因素驱动机制,都亟待新的相关数据予以论证。

鉴于此,本文在理论分析与假设的基础上,利用国家卫计委2014年全国流动人口社会融合与心理健康专题调查数据,采用内生处理效应模型实证分析子女随迁这一家庭化迁移行为对农民工城市就业质量的影响,并基于家庭特征和工作特征简要分析该影响过程可能存在的异质性,最后使用倾向得分匹配等方法对本文的实证结果进行稳健性检验。

二、理论分析与研究假设

子女随迁这一家庭化迁移行为是否有助于提升农民工父母的就业质量,可以从父母通过该决策所获得的效用展开分析。考虑到家庭完整性的影响,农民工父母在城市就业获得的效用主要源于以下方面:一是城市务工相比于农村务农所带来的工资和福利待遇的增加;二是城市偏好及认同所带来的劳动生产效率的提升;三是父母从子女处所获得的效用。无论农民工父母是否将子女随迁至务工地,通过“乡—城”迁移所获得的前两

部分就业效用是基本一致的,但因家庭随迁决策所带来的第三部分效用可能有所不同。其一,家庭伦理赋予了家庭成员相应的责任,尤其促进了家庭分工细化,使个体必须履行相应的家庭义务。子女留守造成父母的事实抚育责任缺位,使农民工产生“有养无教”的身份“合宜性”压力(熊景维等,2016)。而子女随迁顺应了家庭伦理的规范驱动,其通过弥补家庭成员分离的缺憾,促进农民工主观福利效用的提升,这种“家庭团聚”的规范效应将刺激城市劳动供给意愿的强化,进而会影响城市就业质量。其二,新迁移经济理论认为个体对家庭成员相对剥夺感的认知显著影响迁移动机(Stark and Taylor,1991)。农民工通过“用脚投票”的亲子相随决策来缓解子女在公共服务享受上的剥夺感,进一步强化了自身的留城意愿、城市归属感以及认同感(熊景维等,2016),城市人身份认同对个体行为动机的规范、对个体就业选择集的扩展以及身份外部性效应,都将显著影响农民工的劳动供给意愿,进而影响就业质量(卢海阳等,2016)。其三,相较于留守子女,随迁子女因父母更多的时间和金钱投入而获得更多效用,农民工父母自身效用也因子女效用的增加而增加(Rosenzweig and Zhang,2009)。同时这种消费回报所带来的效用满足将有效提高农民工父母在城市工作的积极性(胡霞等,2016)。某种意义上,子女随迁行为带来的务工地家庭消费的增加,不仅从经济压力层面促使农民工父母更加进取地进行城市就业,也从主观动力层面激励他们为维持和延续这种效用而不断努力工作,同样有利于促进这一群体就业质量的提升。

基于上述分析,本文提出研究假设1:子女随迁对农民工父母的就业质量具有显著的促增效应。

子女随迁对农民工就业质量的影响还可能与这一群体的家庭特征和工作特征紧密相关。从家庭特征来看,女性因其在家庭生产上的比较优势主要承担哺育子女的职责,家庭生产时间的延长往往会影响女性就业选择,使得女性和男性在劳动力市场中的参与决策存在差异(Meng et al.,2016);同时,子女数量也影响父母的劳动时间投入乃至工资水平(张川川,2011)。对于农民工家庭而言,子女随迁势必带来抚育责任的进一步分配,

随迁数量也影响农民工父母的抚育时间投入,这些因素都可能对农民工的劳动时间以及就业质量产生差异化影响。此外,农民工劳动时间本身存在一定的群体性和职业性差异(潘泽泉等,2015),不同工资水平的农民工为获取就业待遇所需进行的劳动供给也不尽相同。子女随迁将引发农民工父母进行劳动时间和闲暇时间的再分配,而这对具有不同工作特征的农民工的劳动行为乃至就业质量也可能产生差异化影响。

基于上述分析,本文提出研究假设2:基于不同的家庭特征和工作特征,子女随迁对农民工父母就业质量的影响效应存在一定的异质性。

三、实证模型与计量方法

(一)实证模型

首先分析农民工父母的子女随迁决策。农民工是否决定让子女随迁至务工地受多种因素影响,是具有强烈个体属性的决策过程,观测结果为随迁($D_i=1$)和不随迁($D_i=0$)两种。假设农民工是风险中性的且追求整体效用最大化,则其将通过比较两种路径带来的预期收益差值(D_i^c)从而做出相应随迁决策。由于两种决策的预期收益都是主观的,收益差值也就无法观测,通常借助潜变量模型来分析农民工的子女随迁决策行为:

$$D_i^c = Z_i \delta + \mu_i \quad D_i = \begin{cases} 0, D_i^c \leq 0 \\ 1, D_i^c > 0 \end{cases} \quad (1)$$

(1)式中 D_i^c 为不可观测的潜变量, Z_i 各类特征变量, δ 为待估参数, μ_i 为决策方程的误差项,表示无法观测到的影响因素。

假设(1)式误差项 μ_i 服从二元正态分布,则农民工做出子女随迁的概率可表示为:

$$P(D_i=1|Z_i) = P(D_i^c > 0) = P(\mu_i > -Z_i \delta) = P(\mu_i < -Z_i \delta) = F_{\mu}(-Z_i \delta) \quad (2)$$

(2)式中 $F_{\mu}(\cdot)$ 为 μ_i 的累积分布函数。

进一步分析子女随迁决策对农民工就业质量的影响。假设农民工就业质量 Y_i 是影响农民工就业质量的外生解释变量 X_i 与子女随迁决策 D_i 的线性函数,设定回归方程为:

$$Y_i = X_i \alpha + D_i \beta + \varepsilon_i \quad (3)$$

(3)式中 D_i 为农民工子女随迁与否的二分类变量, α 和 β 为待估系数, ε_i 为随机误差项。如果

决策变量 D_i 外生,可直接运用OLS估计分析子女随迁对农民工就业质量的影响。但子女随迁决策受诸多因素影响并不是随机的,通常是一种自选择行为;而且(1)式中的误差项 μ_i 和(3)式中的误差项 ε_i 两者包含的不可观测信息可能会同时影响子女随迁与就业质量,进而导致 $corr(\mu_i, \varepsilon_i) \neq 0$ 。此时使用OLS估计的回归系数将有偏误。目前一般使用处理效应模型(Treatment Effect Model, TEM)来消除选择偏差带来的估计偏误。

(二)计量方法

处理效应模型(TEM)不仅可以有效避免子女随迁决策的选择性偏差和内生性风险,综合考虑可观测和不可观测因素对随迁决策和就业质量的影响,而且可直接估计农民工子女随迁决策对其城市就业质量影响的边际效应。处理效应模型的第一阶段为子女随迁决策方程(1),第二阶段为就业质量方程(3),决策方程(1)中的 Z_i 和就业质量方程(3)中的 X_i 可以有重叠的变量,但为了保证TEM模型可识别, Z_i 中至少有一个变量如 Z_{it} 不在 X_i 中。进一步假设 $Cov(Z_{it}, \varepsilon_i) = 0$,即虽然 Z_{it} 影响农民工子女随迁决策 D_i ,但并不直接影响就业质量 Y_i (只通过 D_i 间接影响),故 Z_{it} 被视作 D_i 的工具变量。在具体处理效应估计中, $\rho_{\mu\varepsilon}$ 为子女随迁决策方程误差项 μ_i 和就业质量方程误差项 ε_i 的相关系数, $\rho_{\mu\varepsilon} \neq 0$ 为模型内生性根源,如果 $\rho_{\mu\varepsilon}$ 在统计意义上显著,则表明模型存在由不可观测因素导致的有偏估计问题,此时的估计效果,TEM要优于OLS。

TEM估计结果反映了子女随迁对农民工就业质量的平均影响,而现实研究中,不仅要关注子女随迁决策对就业质量期望的影响,还要关注子女随迁决策对就业质量分布在不同分位点上的异质效应,此时需借助分位数处理效应(Quantile Treatment Effect, QTE)进行估计。鉴于此,本文拟使用基于倾向得分权重的半参数无条件分位数处理效应(UQTE)估计方法(Frolich and Melly, 2013)考察子女随迁决策对农民工就业质量的分位数处理效应。由于变量 D_i 很可能存在自选择偏差,在分位数处理效应估计时需借助工具变量识别因果效应,对于存在二元工具变量 z 的情况,Frolich和Melly(2013)给出了含内生处理变量的UQTE估计方法:

$$(\hat{\alpha}_N, \hat{\Delta}_N^{\tau}) = \arg \min_{\alpha, \Delta} \sum W_i^{EM} \times \rho_{\tau}(Y_i - \alpha - D_i \Delta) \quad (4)$$

$$\text{其中 } W_i^{EM} = \frac{z_i - \Pr(z=1|X_i)}{\Pr(z=1|X_i)\{1 - \Pr(z=1|X_i)\}} (2D_i - 1).$$

(4)式中 $(\hat{\alpha}_N, \hat{\Delta}_N^{\tau})$ 是一个含有权重的双变量分位数回归估计量,可以看出 $\alpha_N + \Delta_N^{\tau}$ 只从 $D=1$ 的观测值中被识别, α_N 只从 $D=0$ 的观测值中被识别,因此该估计相当于针对 $D=1$ 和 $D=0$ 观测值,分别在最小化函数中赋予不同的权重,然后运用两个单变量加权分位数回归进行估计,以此纠正协变量的选择偏差问题。

四、数据来源、变量设定与描述性统计

(一)数据来源

本文实证部分使用数据主要来源于国家卫计委2014年全国流动人口卫生计生动态监测中的社会融合与心理健康专题调查,该调查在北京、青岛、厦门、嘉兴、深圳、中山、郑州、成都等八个城市展开,抽样调查样本包含了流动人口的个体特征、家庭特征、迁移特征以及社会融合情况等重要信息。虽然专题调查涉及的城市不是随机抽取的,但基本覆盖了东、中、西部区域且样本量较大(16000个样本),同时通过PPS抽样选取城市(社区)内样本,使得该调查具有较好的代表性。由于本文主要研究子女随迁对农民工父母就业质量的影响,从中筛选出务工经商和随同流动且目前有工作的样本,然后根据户籍属性进一步筛选出属于“乡—城”流动的农民工样本。本文重点考察有子女的农民工样本情况,保留了有小孩且最小子女的年龄在16周岁以下的农民工样本^②,剔除了遗漏重要信息变量的样本,最终共得到7223个有效样本。

(二)变量设定及描述性统计

1. 被解释变量。本文实证模型的被解释变量为农民工的就业质量。就业质量指标框架借鉴了Erhel(2015)等的客观就业指数,主要从收入、工作时间、劳动合同和社会保障四个维度确定相关指标:收入主要用“月工资水平”表示;如果高收入是由长时间、超负荷劳动换取的,显然不能代表就业质量的提升,因此工作时间也是就业质量衡量中需考虑的指标,用“周工作小时数”表示;劳动合同反映农民工就业的稳定程度,用“是否签订固定或长期劳动合同”表示;社会保障反映农民工就业期

间的福利待遇,选取“是否拥有城镇养老保险和医疗保险”来衡量。就业质量测量主要参考多维就业质量指数(Leschke & Watt, 2014),首先对就业质量涉及各维度指标进行标准化处理:

$$x_{ij}^{equ} = (x_{ij} - \min_j) / (\max_j - \min_j) \quad j=1, 2, 3, 4, 5 \quad (5)$$

x_{ij}^{equ} 为标准化后的客观指标, i 为农民工个体, j 为各测量指标(其中社会保障维度包括养老和医疗保险两个指标), \min_j 和 \max_j 分别为 j 指标的最小值和最大值。需注意的是,收入、劳动合同、养老和医疗保险为正向指标,而工作时间为负向指标,过长的工作时间将降低农民工的就业幸福感,这里应对工作时间指标进行1-反向处理。在此基础上采用等权平均法加权计算,从而获得农民工的客观就业质量指数^③:

$$equ = \frac{1}{5} \sum_{j=1}^5 x_i^{equ} \quad (6)$$

2. 核心解释变量。本文主要研究子女随迁对农民工父母就业质量的影响。子女随迁主要指农民工父母从老家迁移到务工地时将子女带到身边共同生活。本文将子女随迁决策定义为二元虚拟变量,农民工父母将子女带入务工地共同生活取值为1,留在户籍地或其他地方生活取值为0。需注意的是,农民工家庭的子女随迁模式包括全部子女随迁、长子(女)随迁、部分子女随迁部分子女留守几种。从样本统计结果来看,全部子女随迁和长子(女)随迁样本占总样本的比例分别为61.14%和63.33%,这可能是由于总样本中独生子女样本占比较高(接近60%);而部分子女随迁部分子女留守样本占总样本的比例仅为5%左右。因此实证模型主要考虑长子(女)随迁和全部子女随迁两种模式,而在扩展分析和稳健性检验中比较了其他随迁特征对农民工就业质量可能存在的影响。

3. 控制变量。主要涉及被调查者的个体特征、家庭特征、流动特征、工作特征等。考虑到相应经济理论、已有文献以及数据可得性,本文研究将性别、年龄、健康状况、教育程度、配偶年龄、配偶教育、配偶随迁、老家田地、流动时间、流动范围、工作区域、职业属性、行业属性、培训作为影响农民工子女随迁决策的变量以及就业质量方程的控制变量。同时,本文选用城市规模^④和失业率来控制地区层面因素的影响,其理由在于,不同规模城市针对流动子女随迁的公共政策供给以及就业资源

表 1 主要变量定义及描述性统计结果

变量名	定义	均值	标准差
就业质量	就业质量变量综合指数	0.3279	0.2530
长子(女)随迁	是否将长子(女)带入务工地生活 是=1 否=0	0.6333	0.4819
全部子女随迁	是否将全部子女带入务工地生活 是=1 否=0	0.6114	0.4874
性别	男性=1 女性=0	0.5856	0.4926
年龄	年龄(岁)	34.0781	6.0967
健康状况	自评健康状况,取值 1-5	3.7363	0.9669
教育程度	小学及以下学历=1,初中学历=2,高中/中专学历=3,大专学历=4,本科及以上学历=5	2.2583	0.7490
配偶年龄	配偶年龄(岁)	33.8295	6.2023
配偶教育	配偶教育程度(定义同教育程度变量)	2.2348	0.7594
配偶随迁	配偶是否随迁 是=1 否=0	0.9191	0.2726
老家田地	户籍地老家田地(亩)	4.0373	10.9070
流动时间	本次流动到务工地的时间(年)	4.8208	4.5155
市内跨县	流动范围为市内跨县 是=1 否=0	0.0312	0.1737
省内跨市	流动范围为省内跨市 是=1 否=0	0.4095	0.4917
跨省流动	流动范围为跨省流动 是=1 否=0	0.5593	0.4965
城镇工作	工作区域为城镇 是=1 否=0	0.3440	0.4750
县城工作	工作区域为县城及城乡结合部 是=1 否=0	0.2170	0.4122
市区工作	工作区域为市区 是=1 否=0	0.4388	0.4962
职业属性	高端岗位=1 低端岗位=0	0.2827	0.4503
建筑行业	所在行业为建筑行业 是=1 否=0	0.0575	0.2329
制造行业	所在行业为制造行业 是=1 否=0	0.3268	0.4691
服务行业	所在行业为服务行业 是=1 否=0	0.6068	0.4884
其他行业	所在行业为其他行业 是=1 否=0	0.0087	0.0929
培训	是否接受过免费培训 是=1 否=0	0.2845	0.4512

的提供能力不同,需考虑城市规模对农民工子女随迁决策以及就业质量可能存在的潜在影响;失业率反映所属城市劳动力市场的竞争激烈程度,不仅影响农民工个体的就业机会及就业质量,也影响农民工家庭随迁决策。

主要变量定义及描述性统计结果如表 1 所示。

五、实证结果

(一)子女随迁对农民工就业质量影响的处理效应估计结果

在进行处理效应估计时首先需为处理变量即子女随迁决策寻找合适的工具变量。该工具变量必须与子女随迁行为有关,同时并不直接影响农民工就业质量。基于数据可得性,本文选择农民工所在社区的平均子女随迁率作为农民工个体子女随迁决策的工具变量。使用社区层面指标作为个

体指标的工具变量进行研究的方法已在一些文献中得以使用(王春超等,2017)。就本研究而言,社区层面的平均子女随迁率一般与所在社区农民工个体的随迁决策紧密相关,因为社区朋辈群体的子女随迁行为很有可能通过同群效应影响自身的子女随迁决策,但一般不会直接影响农民工个体的就业质量。

检验工具变量的合理性。通过 2SLS 回归发现,长子(女)随迁和全部子女随迁两个模型中,第一阶段回归的稳健 F 统计值分别为 1842.62 和 1739.35,大于通常临界值 10;进一步根据 Stock 和 Yogo 的方法进行弱工具变量检验,“Cragg-Donald Wald F”统计量分别为 1545.178 和 1453.000^⑤,均远大于 10%显著性水平下的临界值(10% maximal IV size: 16.38;15% maximal IV size: 8.96),说明并不存在弱工具变量问题。此外,不可识别检验结果

显示,“Kleibergen-Paap rk LM 统计量”P 值均为 0.0000,说明强烈拒绝不可识别的原假设。综合上述检验可以确定本文选择的工具变量是有效的。

在工具变量合理性检验得以通过的基础上,本文运用 STATA 软件对模型进行处理效应估计(TEM),似然比检验结果显著拒绝 $\rho_{\mu e}=0$ 的原假设,说明模型存在一定的内生选择偏差,运用处理效应估计方法是比较合适的。关于长子(女)随迁和全部子女随迁模式对农民工就业质量的影响如表 2 所示。从就业质量方程(模型 2 和模型 4)可以看出,无论是长子(女)随迁模式还是全部子女随迁模式,子女随迁行为对农民工就业质量的影响均在 1%统计水平上显著为正,且两种随迁模式对农民工就业质量的促增效应也较为接近。从而,

本文的研究假设 1 得以验证。

子女随迁使农民工父母从子女获得的效用中实现了间接效用的增加,同时其主观福利效用也得以提升,这都有助于其形成满意的劳动供给意愿和积极的劳动供给行为,进而有助于提高城市就业质量。从就业质量方程的其他变量估计结果可以看出:个体特征上,教育程度对农民工就业质量的影响效应显著为正;家庭特征上,配偶随迁以及配偶的教育程度对农民工就业质量也具有明显的促增效应;流动特征上,流动时间对农民工就业质量的正向影响通过了 1%统计水平的显著性检验,相较于市内跨县流动模式,省内跨市和跨省流动的农民工具有更高的就业质量;工作特征上,工作区域为市区、有过培训经历的农民工的就业质

表 2 子女随迁对农民工就业质量影响的处理效应估计结果

	长子(女)随迁		全部子女随迁	
	模型 1 随迁方程	模型 2 就业质量方程	模型 3 随迁方程	模型 4 就业质量方程
子女随迁	—	0.0762*** (0.0136)	—	0.0787*** (0.0138)
性别	0.0172(0.0416)	0.0034(0.0063)	0.0012(0.0414)	0.0031(0.0063)
年龄	-0.0048(0.0058)	0.0004(0.0008)	-0.0100*(0.0057)	0.0004(0.0008)
健康状况	0.0517*** (0.0183)	-0.0009(0.0028)	0.0502*** (0.0182)	-0.0009(0.0028)
教育程度	0.1017*** (0.0316)	0.0529*** (0.0047)	0.1071*** (0.0313)	0.0527*** (0.0047)
配偶年龄	-0.0147*** (0.0057)	0.0013(0.0008)	-0.0156*** (0.0056)	0.0014(0.0008)
配偶教育	0.0588*(0.0311)	0.0250*** (0.0046)	0.0826*** (0.0308)	0.0244*** (0.0047)
配偶随迁	1.5260*** (0.0890)	0.0513*** (0.0126)	1.6393*** (0.0965)	0.0521*** (0.0126)
老家田地	-0.0004(0.0015)	-0.0002(0.0002)	-0.0001(0.0015)	-0.0002(0.0002)
流动时间	0.0325*** (0.0042)	0.0045*** (0.0006)	0.0332*** (0.0042)	0.0044*** (0.0006)
省内跨市	-0.0322(0.1204)	0.0344** (0.0159)	-0.0862(0.1206)	0.0336** (0.0159)
跨省流动	-0.2637** (0.1226)	0.0531*** (0.0164)	-0.3510*** (0.1228)	0.0512*** (0.0165)
县城工作	-0.0400(0.0499)	0.0015(0.0078)	-0.0254(0.0495)	0.0013(0.0078)
市区工作	-0.0793*(0.0483)	0.0433*** (0.0074)	-0.0551(0.0477)	0.0427*** (0.0074)
职业属性	0.0972** (0.0418)	0.0274*** (0.0063)	0.0870** (0.0413)	0.0274*** (0.0063)
建筑行业	0.2475(0.1918)	-0.1207*** (0.0311)	0.0948(0.1919)	-0.1176*** (0.0311)
制造行业	0.1729(0.1788)	0.0825*** (0.0292)	0.0687(0.1793)	0.0846*** (0.0293)
服务行业	0.2250(0.1787)	0.1114*** (0.0292)	0.1380(0.1792)	0.1097*** (0.0293)
培训	0.0166(0.0422)	0.0435*** (0.0063)	0.0347(0.0419)	0.0432*** (0.0063)
社区平均随迁率	2.6974*** (0.0812)	—	2.6501*** (0.0810)	—
城市变量	控制	控制	控制	控制
Wald χ^2	1702.80***		1700.70***	
LR test $\rho=0$	10.80***		13.23***	
观测值	7223		7223	

注: *、**、*** 表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计检验。括号内为标准误。

量相对较好,制造行业和服务行业的农民工就业质量要好于建筑行业农民工就业质量。

(二)子女随迁影响农民工就业质量的异质扩展分析

基于本文研究假设2,从家庭特征和工作特征两方面初步分析子女随迁对农民工父母就业质量影响可能存在的群内差异。家庭特征上,本文选取户主性别和家庭结构两个异质指标。处理效应模型估计结果如表3所示,长子(女)随迁和全部子女随迁两种模式对男性农民工就业质量的正向影响略高于女性,反映出子女随迁行为对农民工父母就业质量的作用存在着性别差异。在本文的研究样本中,配偶随迁比例超过90%,说明随着子女随迁至城市工地,绝大多数随迁家庭的农民工父母都将面临子女抚育责任的分配。较多研究发现,虽然中国男尊女卑的传统家庭特征日渐式微,但是流动农民的外出安排和家庭分工依然存在“男主外、女主内”的两性差异(金一虹,2010),女性农民工处于照顾子女的家庭责任考虑,往往会阶段性退出劳动力市场或选择时间灵活的非正规工作,这将限制其职业发展并影响工资待遇,从而影响就业质量的提升。进一步将样本划分为独生子女家庭和多子女家庭,以考察家庭结构在随迁行为影响农民工就业质量过程中可能存在的异质性。从表3的回归结果可以看出,子女随迁对多

子女家庭的农民工父母就业质量的正向影响较之独生子女家庭更加明显,这种促增效应在全部子女随迁的多子女家庭中最强烈。理论而言,随迁数量的增加会导致农民工父母对子女抚育投入的加大,并压缩农民工的劳动供给,从而不利于就业质量提升。本文实证结果则说明,全部子女随迁带来的家庭团聚效应和激励作用要大于为此投入的时间和金钱,同时会强化农民工父母的劳动供给意愿,有助于提高就业质量。

工作特征上,本文选取雇佣形态和就业质量两个异质指标,考察子女随迁对农民工父母就业质量的影响。一方面,根据雇佣形态将研究样本划分为雇员、雇主和自营劳动者三个子样本,运用处理效应模型分析子女随迁对农民工就业质量的影响是否存在雇佣形态差异。估计结果如表4所示,长子(女)随迁和全部子女随迁两种模式对三种雇佣身份农民工的就业质量都存在显著的正向影响,其中对雇员和自营劳动者身份农民工的就业质量影响效应基本一致,但对雇主身份农民工的就业质量的促增效应最为强烈。相较于雇主而言,雇员和自营劳动者一般需要投入更长的劳动时间才能获得稳定的工作待遇,即使子女随迁能够通过家庭团聚效应以及激励效应等提高农民工父母的就业积极性,但也势必会影响其劳动供给的稳定性,这可能在一定程度上抵消随迁行为对就业

表3 基于家庭特征区分的子女随迁对农民工就业质量的异质影响

	处理效应模型			
	男性户主	女性户主	独生子女家庭	多子女家庭
长子(女)随迁	0.0798*** (0.0204)	0.0705*** (0.0182)	0.0659*** (0.0166)	0.0776*** (0.0227)
全部子女随迁	0.0831*** (0.0203)	0.0721*** (0.0185)	0.0659*** (0.0166)	0.0815*** (0.0229)
其他变量	控制	控制	控制	控制
观测值	4230	2993	4013	3210

注: *、**、*** 表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计检验。括号内为标准误。

表4 基于工作特征区分的子女随迁对农民工就业质量的异质影响

	处理效应模型		
	雇员	雇主	自营劳动者
长子(女)随迁	0.0725*** (0.0168)	0.2349*** (0.0439)	0.0854*** (0.0194)
全部子女随迁	0.0766*** (0.0171)	0.2243*** (0.0435)	0.0844*** (0.0194)
其他变量	控制	控制	控制
观测值	4288	699	2236

注: *、**、*** 表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计检验。括号内为标准误。

质量的促增效应。

本文还通过分位数处理效应模型实证分析子女随迁对农民工就业质量分布在不同分位点上的异质效应。在Frolich和Melly(2013)的分位数处理效应模型中,工具变量需唯一且为二值变量。在分位数处理效应估计中本文仍选择社区平均子女随迁率作为工具变量,同时以50%为标准将社区平均子女随迁率转化为虚拟变量(1=高随迁率;0=低随迁率)。分位数处理效应模型估计结果如表5所示,子女随迁对农民工就业质量不同分位点的影响存在差异,在10%和25%分位点,长子(女)随迁和全部子女随迁对农民工就业质量的影响效应均不显著;在50%分位点,两种随迁模式对农民工就业质量的影响显著为正,在75%分位点,影响效应进一步增强,但在90%分位点,子女随迁对农民工父母就业质量的影响变得并不显著,且呈现微弱的负向影响。总体来看,子女随迁对中高分位点农民工就业质量的促增效应更为突出,而对低分位点和高分位点农民工就业质量的促增效应并不显著。在低就业质量水平阶段,农民工往往需要更长时间的劳动供给才能维持和提升自己的就业待遇,此时子女随迁所带来的抚育投入对父母工作时间的挤压效应更为明显。而在高就业质量水平阶段,农民工拥有更强的经济能力和更好的工作待遇,对随迁子女的教育期望将不断提高(叶静怡等,2017),倾向于在子女抚育上投入更多金钱和精力,家庭迁移目标的提升使得随迁行为对这部分农民工就业质量的边际贡献渐趋缩小。

表5 子女随迁在不同就业质量分位点上的异质效应

	分位数处理效应模型				
	$\theta=0.10$	$\theta=0.25$	$\theta=0.50$	$\theta=0.75$	$\theta=0.90$
长子(女)随迁	0.0061(0.0141)	0.0105(0.0154)	0.2117*** (0.0522)	0.2959*** (0.0514)	-0.0001(0.0165)
全部子女随迁	0.0063(0.0156)	0.0103(0.0169)	0.2162*** (0.0488)	0.3298*** (0.0228)	-0.0005(0.0173)
其他变量	控制	控制	控制	控制	控制

注: *、**、*** 表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计检验。括号内为标准误。

表6 子女随迁对农民工就业质量影响的偏差校正匹配估计结果

就业质量	未做偏差校正		偏差校正 1		偏差校正 2	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
SATT1	0.0498***	0.0071	0.0371***	0.0071	0.0331***	0.0061
SATT2	0.0485***	0.0071	0.0371***	0.0071	0.0329***	0.0060

注: *、**、*** 分别表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。

(三)稳健性检验

本文进一步使用倾向得分匹配方法(Propensity Score Matching, PSM)方法对上述模型的实证结果进行稳健性检验。考虑到一般的倾向得分匹配在第一阶段估计得分时存在不确定性,具有较强的主观色彩,同时非精确匹配一般也会存在偏差,本文采用Abadie和Lmbens(2011)提出的偏差校正方法,通过回归方法估计偏差,以得到“偏差校正匹配估计量”。偏差校正匹配估计结果如表6所示。未做偏差校正的模型通过一对四匹配来估计平均处理效应ATT,使用的权重矩阵为主对角线元素为各变量样本方差的对角矩阵之逆矩阵,在上述基础上进行偏差校正1;偏差校正2是以样本协方差矩阵的逆矩阵为权重矩阵,并通过马氏距离进行匹配。SATT1和SATT2分别以长子(女)随迁和全部子女随迁为解释变量进行估计。从表6的估计结果可以看出,通过偏差校正匹配后,子女随迁对农民工父母就业质量的作用程度虽有所下降,但仍呈现出显著的正向影响,说明本文的实证结果较为稳健。

一般而言,子女教育是农民工做出随迁决策的主要动机,而且即便随迁到务工地,农民工对学龄前和学龄段子女投入的照顾精力也不同,那么学龄前和学龄段儿童的随迁决策是否会影响到农民工的就业质量。本文通过重新定义变量进行检验(随迁家庭中只要有一位儿童处于学龄前或学龄段即入选对应样本),处理效应模型估计结果如表7所示,学龄前随迁和学龄段随迁对农民工就业

表 7 学龄段前后子女随迁和随迁(留守)子女数量对农民工就业质量的影响

	处理效应模型		2SLS 模型	
	学龄前随迁	学龄段随迁	随迁子女数	留守子女数
随迁变量	0.0989*** (0.0165)	0.1132*** (0.0196)	0.0645*** (0.0096)	-0.0616*** (0.0099)
其他变量	控制	控制	控制	控制
Wald χ^2	1665.40***	1661.34***	—	—
LR test $\rho=0$	31.04***	24.04***	—	—
Hausman 检验	—	—	31.02 (P=0.0000)	18.88 (P=0.0000)
Cragg-Donald Wald F 统计量	—	—	600.654	593.630
过度识别检验 P 值	—	—	0.6095	0.1416
观测值	7223	7223	7223	7223

注: *、**、*** 分别表示通过显著性水平为 10%、5%和 1%的统计水平检验。括号内为标准误。

质量的影响比较一致。此外,本文通过进一步估计随迁子女数量和留守子女数量对农民工就业质量的差异化影响,进而佐证研究结论。从表 7 的 2SLS 模型估计结果可以看出,随迁子女数量对农民工父母就业质量有显著的正向促进作用,而留守子女数量明显抑制了农民工父母就业质量的提升。上述结果均表明,本文的实证结果较为稳健。

六、研究结论与政策含义

本文通过理论分析和设定研究假说,系统地考察子女随迁对农民工父母就业质量的影响,详细地分析子女随迁的家庭迁移模式是否有助于提升农民工就业质量。利用国家卫计委 2014 年流动人口动态监测数据,综合运用处理效应模型、工具变量回归以及倾向得分匹配估计等方法,对研究假说进行实证检验。研究结果表明,无论是长子(女)随迁还是全部子女随迁,子女随迁均显著促增了农民工父母的就业质量。同时,子女随迁对农民工就业质量的影响可能存在基于家庭特征和工作特征的异质效应:从家庭特征来看,子女随迁对男性农民工就业质量的提升效应略高于女性农民工,对多子女家庭的农民工父母就业质量的正向影响较之独生子女家庭更加明显,尤其是在全部子女随迁的多子女家庭中,这种促增效应最为强烈;从工作特征来看,子女随迁对雇员和自营劳动者身份农民工的就业质量的正向作用基本一致,但对雇主身份农民工的就业质量的促增效应最为强烈,同时子女随迁对中高分位点农民工就业质量的促增效应更为突出,而对低分位点和高分位点农民工就业质量的促增效应并不明显。

子女随迁虽然在短期内增加农民工父母在务工地的家庭消费,但长期来看却有助于持续提升农民工就业质量和家庭稳定性,这正是“人的城镇化”所希冀达到的理想目标。因此,本文的研究结论具有重要的政策含义:第一,鉴于子女随迁对农民工父母就业质量的促增效应,迁入地政府应以近两年中央一号文件中针对农民工子女随迁的相关政策精神为指导,进一步细化完善相应的制度设计,尤其是适度放宽子女随迁教育在父母就业、居住年限、社保等方面的准入条件,稳步推进农民工子女异地中高考制度改革,以有效回应农民工群体的家庭随迁诉求,从而有助于提高其主观福利效用以及就业质量。第二,子女随迁对农民工就业质量提升的积极效应主要源自家庭完整性所带来的多方效用增加,因此政府应注重以家庭为单位、从社区层面不断完善针对流动农民工在教育、医疗、就业等方面的公共服务供给,通过提升家庭整体福利来解除随迁家庭农民工父母的后顾之忧,增强其劳动供给意愿和供给能力。第三,针对子女随迁对农民工就业质量影响可能存在的异质性,政策层面应注重区分不同特征农民工家庭差异化的随迁诉求,分群体、有重点的推动子女随迁政策的细化和落地,充分发挥随迁公共政策对不同农民工群体就业质量提升的“靶向”效应。

当然,由于问卷信息限制,本文仅能借助于可掌握的数据尝试性研究子女随迁行为影响农民工就业质量的可能路径,尚无法将这种影响机制具体深化,同时截面数据也无法有效观测农民工家庭迁移决策与其就业选择之间关系的动态变化,

这些都有待在掌握相应跟踪调查数据后进行拓展研究。

注释:

①参见国家统计局《2014年全国农民工监测调查报告》, http://www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201504/t20150429_797821.html。

②一般而言, 年满16周岁的农民工子女一般都会进入寄宿制高中或步入社会工作, 因此本文研究主要考虑未满16周岁的农民工子女样本。

③考虑到自我经营就业者与工资性就业者的差异, 自我经营就业者不需考虑劳动合同情况, 其客观就业质量指数采用其他几个指标进行等权平均法加权计算。

④根据2014年国务院《关于调整城市规模划分标准的通知》关于城市规模的划分标准, 本文依据城区常住人口在500万以下、500-1000万、1000万以上将样本城市划分为大城市、特大城市和超大城市三类。

⑤在只有一个内生解释变量的情况下, F统计量应与最小特征统计量相等, 但由于这里使用了稳健标准误, 故两个统计量有一定差别。

参考文献:

1. 胡霞、丁浩:《子女随迁政策对农民工家庭消费的影响机制研究》,《经济学动态》2016年第10期。
2. 金一虹:《流动的父权: 流动农民家庭的变迁》,《中国社会科学》2010年第4期。
3. 刘庆玉:《子女教育对农民工回迁的因果效应——基于CHIP2008农村人口数据的实证分析》,《经济学动态》2015年第5期。
4. 卢海阳、梁海兵:《“城市人”身份认同对农民工劳动供给的影响——基于身份经济学视角》,《南京农业大学学报(社会科学版)》2016年第3期。
5. 明娟、王明亮:《工作转换能否提升农民工就业质量?》,《中国软科学》2015年第12期。
6. 潘泽泉、林婷婷:《劳动时间、社会交往与农民工的社会融入研究——基于湖南省农民工“三融入”调查的分析》,《中国人口科学》2015年第3期。
7. 宋锦、李实:《农民工子女随迁决策的影响因素分析》,《中国农村经济》2014年第10期。
8. 檀学文:《稳定城市化——一个人口迁移角度的城市化质量概念》,《中国农村观察》2012年第1期。
9. 王春超、张呈磊:《子女随迁与农民工的城市融入感》,《社会学研究》2017年第2期。
10. 熊景维、钟涨宝:《农民工家庭化迁移中的社会理性》,《中国农村观察》2016年第4期。

11. 叶静怡、张睿、王琼:《农民进城务工与子女教育期望——基于2010年中国家庭追踪调查数据的实证分析》,《经济科学》2017年第1期。

12. 张川川:《子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响》,《人口与经济》2011年第5期。

13. 张艳华、沈琴琴:《农民工就业稳定性及其影响因素——基于4个城市调查基础上的实证研究》,《管理世界》2013年第3期。

14. Abadie A. and Imbens G.W. “Bias-Corrected Matching Estimators for Average Treatment Effects”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2011, 29(1): 1~11.

15. Erhel C. and Guergoatlariviere M. “Trends in Job Quality during the Great Recession and the Debt Crisis (2007-2012): A Comparative Approach for the EU”, *Psychopharmacology*, 2015, 232(19):3563~3572.

16. Fan C.C., Sun M. and Zheng S. “Migration and Split Households: A Comparison of Sole, Couple, and Family Migrants in Beijing, China”, *Environment & Planning A*, 2011, 43(9): 2164~2185.

17. Frölich M. and Melly B. “Unconditional Quantile Treatment Effects Under Endogeneity”, *Journal of Business & Economic Statistics*, 2013, 31(3): 346~357.

18. Leschke J. and Watt A. “Challenges in Constructing a Multi-dimensional European Job Quality Index”, *Social Indicators Research*, 2014, 118(1): 1~31.

19. Meng L., Zhao M.Q. and Liwu D.S. “Joint Migration Decisions of Married Couples in Rural China”, *China Economic Review*, 2016, 38: 285~305.

20. Rosenzweig M.R. and Zhang J. “Do Population Control Policies Induce More Human Capital Investment? Twins, Birth Weight and China’s ‘One-Child’ Policy”, *Review of Economic Studies*, 2009, 76(3): 1149~1174.

21. Stark O. and Taylor J.E. “Migration Incentives, Migration Types: The Role of Relative Deprivation”, *The Economic Journal*, 1991, 101(408): 1163~1178.

22. Xu H. and Xie Y. “The Causal Effects of Rural-to-Urban Migration on Children’s Well being in China”, *European Sociological Review*, 2015, 4: 237~244.

23. Zhang H., Behrman J.R. and Fan C.S. et al. “Does Parental Absence Reduce Cognitive Achievements? Evidence from Rural China”, *Journal of Development Economics*, 2014, 111: 181~195.

责任编辑 张华勇