

# 促进还是抑制？子女随迁 对女性流动人口就业收入的影响<sup>\*</sup>

魏万青 蒋林立

**提 要：**本文基于2018年全国流动人口卫生计生动态监测调查（CMDS）数据估计了子女随迁对女性流动人口就业收入的影响，采用赫克曼两步法和工具变量法，并基于内生转换模型，讨论了子女随迁和子女留守两种情境对女性流动人口就业收入的影响。实证结果表明，子女随迁对女性流动人口的就业收入存在显著的负效应。在反事实框架下，本文考察了留守儿童选择随迁与随迁儿童选择留守两种情况给女性流动人口就业收入带来的影响。研究发现留守儿童选择随迁的处理效应高于随迁儿童选择留守的处理效应。这说明留守儿童若选择随迁，对女性流动人口的就业收入存在更高的潜在负向影响。最后，本文通过异质性分析发现，子女随迁对女性流动人口带来的负向收入影响，在西部地区、服务业、其他行业和高技能层次的女性群体中更高。

**关键词：**子女随迁 留守儿童 女性流动人口 就业收入

## 一、引 言

“消除影响平等就业的不合理限制和就业歧视”是党的二十大报告中相关就业优先战略的重要内容。由于城乡户籍差异与传统性别角色观念，女性流动人口在家庭决策中往往处于附属角色，其就业处于双重弱势地位（Wu et al., 2020；喻开志等，2022；梁文泉、钟瑞婷，2023）。聚焦女性流动人口就业与收入的大量研究，分析了子女随迁决策的影响因素，以及子女随迁对劳动力供给、城市融入感、家庭消费的

---

<sup>\*</sup> 本文系广西高校人文社会科学重点研究基地科研项目“大变局下经济社会转型与新型城镇化推进路径研究”（项目编号：JDZD202203；主持人：魏万青）；广西大学应用经济学学科交叉科研项目“数字化大变局下的机遇、挑战与劳动力市场的新特征”（项目编号：2023JJXA06；主持人：魏万青）研究成果。

影响（宋锦、李实，2014；马骅，2017；王春超、张呈磊，2017；吴贾、张俊森，2020），生育与儿童照料问题成为影响流动女性参与就业决策及其就业收入的关键因素（李国正、艾小青、李晨曦，2017；刘根荣、吴敏，2022；谭江蓉、杨君，2022）。在当前劳动力短缺的背景下，子女随迁导致大量女性流动人口“迁而不工”。

然而，既有研究对相关数据的分析存在一定的统计问题，从而使有关结论存在诸多有待商榷之处。一是样本选择偏误和自选择偏误等内生性问题：样本选择性体现为进入劳动力市场取得收入的女性与“迁而不工”的女性可能在个人特征、家庭特征和流动特征等诸多方面存在异质性；自选择偏误主要是因为未成年子女随迁并非随机的。忽视上述问题容易导致估计偏误。二是影响结果的异质性问题。一方面，随着区域发展战略的调整与产业转移，越来越多的流动人口由东部沿海迁移转向中西部就业，中西部区域产业结构与劳动力市场特征必然对随迁女性的劳动力市场参与决策产生影响，但既有研究结论主要是基于东南沿海流动女性群体的分析。另一方面，教育发展与高等教育的逐步普及，使得流动女性的教育与技能结构显著提升，然而，既有研究主要聚焦于低学历、低技能的女性群体，对劳动者技能结构的异质性研究有待推进。三是潜在效应的评估问题。新型城镇化的重要目标就是要促进留守儿童随迁，实现流动人口“家庭团聚”。然而，既有研究主要关注子女随迁对女性流动人口就业收入的影响，缺少留守儿童随迁对流动女性就业收入潜在效应的评估研究。

鉴于此，本文对子女随迁与女性流动人口就业收入的讨论，重点有如下两个层面的考虑：一是在方法层面，致力于解决女性流动人口进入劳动力市场的样本选择偏误以及未成年子女随迁决策的自选择偏误等内生性问题；二是在影响效果层面，关注区域格局调整下区域劳动力市场影响的异质性。更为重要的是本文将对潜在效应进行估计，即未成年儿童如果从留守转变为随迁，这一决策将对女性流动人口就业收入产生怎样的影响。

## 二、文献综述

新家庭经济理论认为，父母往往基于家庭利益最大化的目的，综合考虑养育子女的资源投入与家庭分工，由于女性往往处于传统家庭中的从属地位和劳动力市场中的弱势地位，因此较之男性更多地从事抚育子女的工作而更少地投入劳动力市

场 (Becker, 1976)。新迁移经济学理论强调, 迁移是以在流入地获得更高收入回报与更好福利待遇为目标的家庭决策行为 (Stark & Bloom, 1985; Taylor, 1999; Borjas, 1999)。其结果是, 女性往往需要同时兼顾就业劳动和家务承担的双重责任, 在迁移过程中更多地表现出“双重弱势地位”, 即就业性别歧视和家庭牺牲同时发生 (Carr, 1996)。国外众多学者对已婚流动女性就业收入的影响因素进行了探究。恩格尔哈特等学者 (Engelhardt et al., 2004) 指出, 生育和子女照料的负担在所有发展水平的国家中都是女性选择就业的阻碍。女性在生育后承担的婴幼儿照料责任, 对适龄女性的就业产生显著的负面影响 (Bloom et al., 2009)。英国、德国和美国等发达国家的实证研究表明, 非成年子女随迁后的儿童照料对母亲就业收入存在显著负效应 (Lersch, 2012; Glauber, 2019)。对于印度的相关研究也指出, 子女照料加深了流动女性的就业困境, 而印度政府通过提供婴幼儿正式照料的方式, 有效地缓解了流动人口当前的就业需求以及未来的移民困境 (Bhattamishra, 2020)。有学者利用日本数据得出的研究结论同样表明, 家庭中丈夫或老人提供的婴幼儿非正式照料对流动女性就业有一定的促进作用 (Ogawa & Ermisch, 1996)。从这些国外研究可以推断, 如果子女随迁, 流动女性会因为承担照料子女责任而造成就业收入降低。

国内学者从就业参与、就业收入、家庭消费、城市融入与幸福感等多个维度分析了子女随迁对流动人口家庭就业的影响。家庭化迁移背景下出现大量女性流动人口“迁而不工”的现象 (谢鹏鑫、岑炫霏, 2019; 李勇辉等, 2018; 杨云彦, 2001; Zhang & Pan, 2012; 宋月萍、李龙, 2012)。究其原因, 是因为女性承担了随迁子女的照料劳动, 所以女性流动人口的就业参与、劳动时间与收入受到影响 (杨菊华、陈传波, 2013; 谭江蓉、杨君, 2022; 梁文泉、钟瑞婷, 2023; 姜春云, 2023), 使流动女性位于城市劳动力就业收入水平的底端 (曾永明, 2020; 邢春冰等, 2021; 邢春冰、张晓敏, 2022)。

流动女性因子女随迁而在劳动力市场中处于弱势地位, 这也往往与女性教育、技能等人力资本相关 (Borjas, 1987; 魏万青, 2016; 侯建明等, 2019; 李国正、高书平、唐孝文, 2017; 石郑, 2022; 雷雨亮等, 2023), 也与所在区域的产业结构、劳动力市场结构相关 (张刚、姜玉, 2017; 孙猛、许世存, 2018)。研究发现, 相对于低教育水平与技能的流动女性, 子女随迁对高教育与技能流动女性的就业收入有显著的提升作用。流动所在城市、行业也会影响其收入。宋锦和李实 (2014) 研究发现, 子女随迁与流动人口收入的替代性仅仅在发展较好的高户籍城市中出现,

而中小城市并未出现这种替代性。而行业变量是影响工资差异的主要因素（Blau & Kahn, 2017），考虑到我国流动人口就业“去制造业化”的特点（魏万青, 2021），流动女性就业可能因服务业就业机会的增加而受益（李天健, 2020）。此外，正式制度与非正式的制度支持均能缓解这种弱势地位。在关系紧密的家庭、祖父母随迁后提供的非正式儿童照料能对女性就业参与和收入起到重要的促进作用（Dimova & Wolff, 2011；卢洪友等, 2017；赵昕东、王烨, 2021；顾和军等, 2022）。

总之，虽然既有研究对未成年子女随迁如何影响流动人口就业、收入有较为充分的讨论，但相关研究对留守儿童随迁的潜在效应缺少讨论，而这恰恰是影响流动人口家庭团聚、推进新型城镇化的关键变量。时至今日，流动女性的教育、技能与早期流动女性相比较均发生了较大的变化，其就业面向的区域、行业，也因区域发展战略的调整、就业“去制造业化”等发生了较大的变化，但既有研究却对这些变化的影响缺少足够的敏锐性，无法为促进新型城镇化、提升流动女性就业质量提供有效的知识支撑。正是基于上述理由，本文将重点讨论未成年子女随迁对流动女性就业收入的影响，特别关注在反事实框架下留守子女若随迁与随迁子女若留实这两种情况对流动女性就业收入的潜在影响，关注流入城市的区域特征、就业行业变化以及流动女性的技能变化的影响。

### 三、模型设定

#### （一）赫克曼两步法和工具变量法

讨论子女随迁对女性流动人口就业收入的影响需要考虑样本选择性带来的估计偏误。本文采用赫克曼两步法（Heckman two-step estimation）来解决样本选择性问题（Heckman, 1979）。第一步选择方程中的解释变量包括原回归中的个体特征、家庭特征、子女特征、流动特征等，这些特征均与女性就业参与决策相关（李强, 2012；李勇辉等, 2018；谢鹏鑫、岑炫霏, 2019；喻开志等, 2022；梁文泉、钟瑞婷, 2023），外生变量包括去年的家庭总收入和去年的家庭总支出。该变量对近一个月女性流动人口的就业参与没有直接影响，故满足外生性要求。第一步将流动女性是否参与就业作为被解释变量，并选取个体特征、家庭特征、子女特征、流动特征、就业特征和家庭去年的总收支作为影响流动女性就业参与决策的因素，对流动

女性是否参与就业进行 Probit 回归，算出  $i$  的逆米尔斯比率；第二步将逆米尔斯比率纳入基础回归模型，以此获得一致估计量。模型如下：

$$\ln Income_i = \alpha_0 + \beta_0 Migrantchd_i + \beta_1 X_i + \beta_2 P_i + \eta_i + \mu_i \quad (1)$$

$$P_i = \gamma_0 + \gamma_1 F_i + \gamma_2 Migrantchd_i + \gamma_3 X_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (2)$$

其中  $\ln Income_i$  表示女性流动人口就业月收入的对数； $\alpha_0$  为常数项； $Migrantchd_i$  表示子女是否随迁； $X_i$  为控制变量，包括个体与家庭特征、子女特征、流动特征和就业特征等； $\eta_i$  表示省份虚拟变量，用来控制户籍省份层面的固定效应； $P_i$  为逆米尔斯比率； $F_i$  为去年的家庭总收入和总支出； $\mu_i$  和  $\varepsilon_i$  均为随机误差项。

子女随迁并不是一个外生变量，是否随迁可能取决于女性流动人口的个体特征、家庭特征或流动特征等，这些特征也会同时影响女性流动人口的就业收入，异质性和自选择偏误会导致拟合结果偏差较大（王春超、张呈磊，2017；谢鹏鑫、岑炫霏，2019；邓睿、冉和光，2018）。因此，本文采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行估计，参考李小麦和王晓星（2020）的理论基础，选择“是否有兄弟姐妹在老家居住”作为工具变量。从逻辑上看，兄弟姐妹在老家居住可以为女性流动人口分担子女照料活动，子女随迁的可能性更低一些；同时，兄弟姐妹在老家居住不会影响到女性流动人口在迁入城市的就业收入，该工具变量在理论上符合工具变量的识别要求。

本文在解决样本选择偏误问题的赫克曼两步法的基础上，纳入工具变量  $Z_i$ ——“是否有兄弟姐妹在老家居住”进行两阶段最小二乘法（2SLS），进一步解决样本不可观测的异质性和自选择问题所导致的估计偏误。计量模型如下：

$$\ln Income_i = \alpha_0 + \beta_0 Migrantchd_i + \beta_1 X_i + \beta_2 P_i + \eta_i + \mu_i \quad (3)$$

$$P_i = \gamma_0 + \gamma_1 F_i + \gamma_2 Z_i + \gamma_3 X_i + \eta_i + \varepsilon_i \quad (4)$$

$$Migrantchd_i = \alpha_0 + \alpha_1 Z_i + \alpha_2 Z_i + \alpha_3 P_i + \eta_i + \mu_i \quad (5)$$

## （二）内生转换模型

如果留守儿童随迁，转变为随迁儿童，这一决策对女性流动人口的就业与收入会产生何种影响？本文借鉴前人思路，采用基于内生性转换模型的反事实分析，讨论留守儿童若选择随迁对女性流动人口就业收入的潜在效应（梁玉成，2010；王春超、张呈磊，2017）。内生转换模型由两部分组成：子女随迁的决策方程和子女随迁对女性流动人口就业收入影响的决定方程。如上文所述，子女随迁决策变量不能被视为外生变量，是否子女随迁基于家庭情况的自选择，存在不可观测因素同时影响

子女随迁决策和女性流动人口就业收入。于是可以考虑子女随迁的决策方程模型如下:

$$Migrantchd^* = \gamma Z_i + \varepsilon_i \quad (6)$$

$$Migrantchd_i = 1 \text{ if } Migrantchd^* > 0 \quad (7)$$

$Migrantchd^*$  表示子女随迁哑变量  $Migrantchd$  的潜变量, 若  $Migrantchd^* > 0$ ,  $Migrantchd = 1$ ; 若  $Migrantchd^* \leq 0$ ,  $Migrantchd = 0$ ;  $Z_i$  表示可以观测到的向量, 也就是影响是否子女随迁的一组控制变量, 包括个人特征、家庭特征、子女特征、流动特征和就业特征等 (宋锦、李实, 2014)。为识别出  $Z_i$ , 本文将“是否有兄弟姐妹在老家居住”作为工具变量, 选取该工具变量的原因参照上文;  $\gamma$  为待估参数;  $\varepsilon_i$  是误差项。

$$\ln Income_{1i} = \beta_{1i} X_{1i} + \mu_{1,i} \text{ if } Migrantchd_i = 1 \quad (8)$$

$$\ln Income_{0i} = \beta_{0i} X_{0i} + \mu_{0,i} \text{ if } Migrantchd_i = 0 \quad (9)$$

$\ln Income_{1i}$  和  $\ln Income_{0i}$  分别表示子女随迁和子女留守条件下女性流动人口就业月收入对数,  $X$  代表一系列影响就业收入的控制变量,  $\mu_{1,i}$  和  $\mu_{0,i}$  是误差项。

我们无法同时观察到同一个样本子女随迁和子女留守两种条件下对其就业收入的影响, 即  $\ln Income_{1i}$  和  $\ln Income_{0i}$  不可能同时被观察到, 由于随机误差项的条件期望不为 0, 直接使用线性回归方程会得到不一致的结果。记  $\sigma^2 \varepsilon = var(\varepsilon)$ ,  $\sigma_1 \varepsilon = cov(u_1, \varepsilon)$ ,  $\sigma_0 \varepsilon = cov(u_0, \varepsilon)$ , 将  $\sigma^2 \varepsilon$  标准化为 1,  $\varepsilon$  是条件期望为 0 的随机误差项, 可以计算  $u_1$  和  $u_0$  的条件期望:

$$E(u_{1i} | Migrantchd_i = 1) = E(u_{1i} | \gamma Z_i + \varepsilon_i > 0) = \sigma_{1\varepsilon} \cdot \frac{\varphi(\theta Z_i)}{\psi(\theta Z_i)} \triangleq \sigma_{1\varepsilon} \lambda_{1i} \quad (10)$$

$$E(u_{0i} | Migrantchd_i = 0) = E(u_{0i} | \gamma Z_i + \varepsilon_i \leq 0) = \sigma_{0\varepsilon} \cdot \frac{\varphi(\theta Z_i)}{1 - \psi(\theta Z_i)} \triangleq \sigma_{0\varepsilon} \lambda_{0i} \quad (11)$$

其中  $\frac{\varphi(\theta Z_i)}{\psi(\theta Z_i)}$  和  $\frac{\varphi(\theta Z_i)}{1 - \psi(\theta Z_i)}$  表示观测不到的自选择; 对于内生转换模型的反事实框架, 现有文献一般通过内生转换模型中的结构参数  $\sigma_{1\varepsilon}$  和  $\sigma_{0\varepsilon}$  的系数来分析判断是否有必要使用内生转换模型, 如果  $\sigma_{1\varepsilon}$  和  $\sigma_{0\varepsilon}$  的估计值在统计上显著不为 0, 则说明有必要纠正由不可观测变量引起的偏差。

内生转换模型的两阶段估计思路为: 第一步用最大似然估计 (MLE) 方法对决策方程 (6) (7) 进行 Probit 回归估计出  $\theta$ , 并计算出  $\theta_{1i}$  和  $\theta_{2i}$ , 也就是子女随迁和子女留守的逆米尔斯比率; 第二步分别运用子女随迁和子女留守家庭两个子样本, 估

计如下方程，就可以得到 $\beta_1$ 和 $\beta_0$ 的一致估计：

$$\ln Income_{1i} = \beta_1 X_{1i} + \delta_{\mu 1 \varepsilon} \theta_{1i} + \omega_{1i} \text{ if } Migrantchd_i = 1 \quad (12)$$

$$\ln Income_{0i} = \beta_0 X_{0i} + \delta_{\mu 1 \varepsilon} \theta_{0i} + \omega_{0i} \text{ if } Migrantchd_i = 0 \quad (13)$$

### (三) 基于内生转换回归模型的处理效应估计方法

内生转换模型可以利用其反事实框架估计子女随迁和子女留守对女性流动人口的实际就业收入对数影响和反事实就业收入对数影响。在可观测条件下，模型如下：

$$E(\ln Income_{1i} | Migrantchd_i = 1) = \beta_1 X_{1i} + \delta_{\mu 1 \varepsilon} \omega_{1i} \quad (14)$$

$$E(\ln Income_{0i} | Migrantchd_i = 0) = \beta_0 X_{0i} + \delta_{\mu 0 \varepsilon} \omega_{0i} \quad (15)$$

其反事实情境分别是子女随迁的女性流动人口如果没有将其子女带在身边时的就业收入对数与子女留守的女性流动人口如果将其子女带在身边时的就业收入对数。在不可观测条件下，反事实模型如下：

$$E(\ln Income_{0i} | Migrantchd_i = 1) = \beta_0 X_{1i} + \delta_{\mu 0 \varepsilon} \omega_{1i} \quad (16)$$

$$E(\ln Income_{1i} | Migrantchd_i = 0) = \beta_1 X_{0i} + \delta_{\mu 1 \varepsilon} \omega_{0i} \quad (17)$$

#### 1. 子女随迁的平均处理效应

对子女随迁（处理组）的女性流动人口，对其就业收入对数影响的平均处理效应：

$$\begin{aligned} ATT &= E(\ln Income_{1i} | Migrantchd_i = 1) - E(\ln Income_{0i} | Migrantchd_i = 1) \\ &= (\beta_1 - \beta_0) X_{1i} + (\delta_{\mu 1 \varepsilon} - \delta_{\mu 0 \varepsilon}) \omega_{1i} \end{aligned} \quad (18)$$

#### 2. 留守儿童的潜在效应评估

本文重点考虑留守儿童若选择随迁的潜在效应评估问题。即对子女留守（控制组）的女性流动人口，对其就业收入对数影响的反事实估计结果：

$$\begin{aligned} ATU &= E(\ln Income_{1i} | Migrantchd_i = 0) - E(\ln Income_{0i} | Migrantchd_i = 0) \\ &= (\beta_1 - \beta_0) X_{0i} + (\delta_{\mu 1 \varepsilon} - \delta_{\mu 0 \varepsilon}) \omega_{0i} \end{aligned} \quad (19)$$

## 四、数据及变量描述

### (一) 数据

本文使用的是2018年“全国流动人口卫生计生动态监测调查”（China Migrants Dynamic Survey, CMDS）数据。首先，本文删除了男性、未婚及丧偶的样本，排除

了退休和“丧失劳动能力”的样本，仅保留已婚有劳动能力的女性样本；其次，仅保留有子女的女性流动人口样本，由于年满16周岁的子女一般都离开老家去读高中或者步入社会开始工作，故仅保留有16岁以下子女的样本；最后，仅保留收入大于等于0的样本，剔除部分变量存在的缺失值和异常值之后，样本数为36743个。

## （二）变量描述

### 1. 被解释变量

被解释变量为女性流动人口的就业收入对数，根据CMDS问卷中“上个月（或上次就业）您个人的纯收入为多少”来统计女性流动人口的就业收入。

### 2. 解释变量

解释变量为子女是否随迁，本文从与被访者的关系、现居住地对此进行定义。子女随迁只考虑子女均为16周岁以下儿童的情况，具体需同时满足如下条件：与被访者关系为子女、现居住地为本地。

### 3. 控制变量

控制变量包括年龄、年龄的平方项、受教育年限、户口类型、配偶随迁、子女特征、流动时长、流动范围、流入区域和就业特征。老人随迁往往对适龄女性流动人口的就业、生育及生活产生了影响（赵昕东、王焯，2021；顾和军等，2022），因此，本文控制变量纳入老人随迁虚拟变量，如受访者的父母、公公婆婆现居住地为本地则视为老人随迁。子女特征包括子女数量、子女年龄、子女性别。就业特征包括就业行业、是否自雇、工作时间等可观测因素。变量定义如表1所示。

表1 变量定义

| 类型    | 变量         | 变量定义  |
|-------|------------|---|
| 被解释变量 | 女性流动人口就业收入 | 月收入，以对数形式表示                                 |
| 解释变量  | 子女随迁       | 随迁编码为1，全部留守编码为0                             |
| 控制变量  |            |   |
| 个体特征  | 年龄         | 连续变量  |
|       | 年龄平方项      | —   |
|       | 受教育年限      | 未上学编码为0；小学编码为6；初中编码为9；高中、中专编码为12；大学及以上编码为15 |
|       | 户口类型       | 农村编码为1，城市编码为0                               |
| 家庭特征  | 配偶随迁       | 随迁编码为1，留守编码为0                               |
|       | 老人随迁       | 随迁编码为1，全部留守编码为0                             |



续表

| 类型   | 变量           | 变量定义                        |
|------|--------------|-----------------------------|
| 子女特征 | 子女数量         | 连续变量                        |
|      | 子女性别         | 男编码为1；女编码为0                 |
|      | 子女年龄         | 连续变量                        |
| 流动特征 | 流动时长         | 连续变量，以年为单位表示                |
|      | 流动范围         | 跨省编码为1；省内跨市编码为2；市内跨县编码为3    |
|      | 流入区域         | 西部地区编码为1；东部地区编码为2；中部地区编码为3  |
| 就业特征 | 就业行业         | 其他行业编码为1，生活服务业编码为2，制造行业编码为3 |
|      | 是否自雇         | 自雇编码为1，非自雇编码为0              |
|      | 工作时间         | 周工作小时数，以对数形式表示              |
| 工具变量 | 是否有兄弟姐妹在老家居住 | 是编码为1，否编码为0                 |

#### 4. 工具变量

子女随迁并非随机的，子女随迁与女性流动人口就业收入之间存在内生性问题。对此，本文选择工具变量“是否有兄弟姐妹在老家居住”来予以处理，该变量能直接影响子女随迁决策，同时，由于存在居住隔离，不会直接影响流动女性在迁入城市的就业收入，在理论上符合工具变量的识别要求。此外，本文还选择“社区平均子女随迁率”作为工具变量进行了稳健性检验。

### (三) 变量的描述性统计

表2按照整体情况以及子女是否随迁分组描述了户主个人、家庭和流入城市及就业情况的基本特征。其中，子女随迁样本组的女性流动人口平均就业收入为4328.96元，而子女留守样本组平均就业收入为4362.65元。样本反映了家庭化迁移趋势，子女随迁的比例为61.77%，配偶随迁的比例为77.34%，老人随迁的比例为7.35%，老人基本上留守在户籍地。女性平均年龄约为32岁，平均受教育年限为10.72年，农村人口占82.88%。这表明女性流动人口年龄普遍偏低，文化水平为初高中程度，超八成的流动人口为农村户籍。在子女特征方面，样本平均的子女数量在1—2人之间，子女平均年龄约为七岁半，子女中男生占66.52%。样本平均流动时长为5.49年，跨省流动的比例为48.01%，省内跨市的比例为33.98%，而市内跨县的比例最低，为18.01%。这说明流动女性趋向于远距离迁移。样本流入东部地区的比例最高，为51.54%，流入西部地区的比例为28.15%，流入中部地区的比例为20.30%。流动人口就业呈现出“去制造业化”的特点（魏万青，2021），

制造业就业的比例仅为 18.00%，生活服务业的比例高达 57.55%，其他行业的比例为 24.45%。此外，自雇型就业的比例为 40.78%，非自雇型就业的比例为 59.22%。

表 2 变量的描述性统计

| 变量    | 总样本                  |       |       | 子女随迁样本               | 子女留守样本               | p 值  |
|-------|----------------------|-------|-------|----------------------|----------------------|------|
|       | 均值/百分比               | 最小值   | 最大值   | 均值/百分比               | 均值/百分比               |      |
| 就业收入  | 4343.25<br>(3884.31) | 0     | 20000 | 4328.96<br>(3779.68) | 4362.65<br>(4022.08) | .489 |
| 子女随迁  | 随迁                   | 61.77 |       | —                    | —                    | —    |
|       | 全部留守                 | 38.23 |       |                      |                      |      |
| 年龄    | 32.16<br>(5.36)      | 18    | 69    | 32.22<br>(5.25)      | 32.13<br>(5.43)      | .209 |
| 受教育年限 | 10.72<br>(2.80)      | 6     | 15    | 10.74<br>(2.84)      | 10.71<br>(2.78)      | .373 |
| 户口类型  | 农村                   | 82.88 |       | 80.77                | 84.19                | .000 |
|       | 城市                   | 17.12 |       | 19.23                | 15.81                |      |
| 配偶随迁  | 随迁                   | 77.34 |       | 49.89                | 94.33                | .000 |
|       | 留守                   | 22.66 |       | 50.11                | 5.67                 |      |
| 老人随迁  | 随迁                   | 7.35  |       | 3.08                 | 9.99                 | .000 |
|       | 留守                   | 92.65 |       | 96.92                | 90.01                |      |
| 子女数量  | 1.48<br>(.59)        | 1     | 4     | 1.45<br>(.56)        | 1.53<br>(.62)        | .000 |
| 子女年龄  | 7.49<br>(4.46)       | 0     | 16    | 7.39<br>(4.42)       | 7.66<br>(4.51)       | .000 |
| 子女性别  | 男                    | 66.52 |       | 66.51                | 66.53                | .968 |
|       | 女                    | 33.48 |       | 33.49                | 33.47                |      |
| 流动时长  | 5.49<br>(4.61)       | 0     | 41    | 5.11<br>(4.66)       | 5.72<br>(4.57)       | .000 |
| 流动范围  | 跨省                   | 48.01 |       | 43.48                | 55.33                | .000 |
|       | 省内跨市                 | 33.98 |       | 36.34                | 30.18                | .000 |
|       | 市内跨县                 | 18.01 |       | 20.18                | 14.49                | .000 |
| 流入地区域 | 西部地区                 | 28.15 |       | 28.96                | 26.85                | .000 |
|       | 东部地区                 | 51.54 |       | 49.59                | 54.71                | .000 |
|       | 中部地区                 | 20.30 |       | 21.46                | 18.45                | .000 |
| 就业行业  | 制造业                  | 18.00 |       | 13.14                | 24.59                | .000 |
|       | 生活服务业                | 57.55 |       | 61.51                | 52.18                | .442 |
|       | 其他行业                 | 24.45 |       | 25.35                | 23.23                | .000 |
| 是否自雇  | 自雇                   | 40.78 |       | 45.16                | 34.82                | .000 |
|       | 非自雇                  | 59.22 |       | 54.84                | 65.18                |      |
| 工作时间  | 57.27<br>(20.41)     | 0     | 120   | 56.59<br>(20.58)     | 58.18<br>(20.15)     | .000 |

注：(1) 连续型变量括号内报告的数值为标准差；(2) p 值为子女随迁与子女留守分组样本差异检验。

对比子女随迁和子女留守的样本发现，子女随迁的女性就业收入低于子女留守女性。在家庭化迁移方面，子女随迁的配偶随迁比例为 49.89%，子女留守的配偶随迁比例高达 94.33%；子女随迁的老人随迁的比例为 3.08%，子女留守的老人随迁的比例为 9.99%。

## 五、实证分析

### （一）子女随迁对女性流动人口就业收入的影响

#### 1. 赫克曼两步法与工具变量法估计结果

本文首先考察子女随迁对女性流动人口就业收入的影响，估计结果如表 3 所示。OLS 回归结果显示，女性流动人口就业收入对数的估计系数显著为负。进一步采用赫克曼模型纠正样本选择偏差，第一阶段基于就业参与决策进行 Probit 回归计算出的逆米尔斯比率在统计学意义上显著，说明选择方程有效。其次，基于赫克曼两步法模型纳入了“是否有兄弟姐妹在老家居住”为工具变量的 2SLS 回归模型来纠正子女随迁决策自选择等内生性问题，第一阶段回归结果中联合显著性检验的 F 统计量值大于 10，说明不存在弱工具变量问题；豪斯曼内生性检验通过，推翻了子女随迁为外生变量的原假设。

表 3 子女随迁对女性流动人口就业收入影响的回归结果

| 变量             | OLS 模型              | Heckman 模型          | Heckman - 2SLS      |                     |
|----------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
|                |                     |                     | 第一阶段                | 第二阶段                |
| 子女随迁（参照组：全部留守） | -.071 ***<br>(.013) | -.033 **<br>(.012)  | —<br>—              | -.321 *<br>(.162)   |
| 年龄             | .088 ***<br>(.010)  | -.160 ***<br>(.010) | .041 ***<br>(.005)  | -.148 ***<br>(.012) |
| 年龄平方项          | -.001 ***<br>(.001) | .002 ***<br>(.001)  | -.001 ***<br>(.001) | .002 ***<br>(.001)  |
| 受教育年限          | .052 ***<br>(.002)  | .036 ***<br>(.002)  | -.008 ***<br>(.001) | .038 ***<br>(.003)  |
| 农村户口（参照组：城市户口） | -.088 ***<br>(.015) | -.072 ***<br>(.014) | .013<br>(.001)      | -.069 ***<br>(.014) |
| 配偶随迁（参照组：留守）   | .034 *<br>(.015)    | -.015<br>(.014)     | .598 ***<br>(.006)  | .158<br>(.030)      |
| 老人随迁（参照组：全部留守） | .029<br>(.020)      | -.024<br>(.019)     | .225 ***<br>(.001)  | .041<br>(.021)      |

续表

| 变量                | OLS 模型              | Heckman 模型           | Heckman - 2SLS      |                      |
|-------------------|---------------------|----------------------|---------------------|----------------------|
|                   |                     |                      | 第一阶段                | 第二阶段                 |
| 子女数量              | -.028 **<br>(.010)  | -.007<br>(.009)      | -.086 ***<br>(.004) | -.032<br>(.017)      |
| 子女年龄              | -.007 ***<br>(.002) | -.007 ***<br>(.002)  | -.007 ***<br>(.001) | -.009 ***<br>(.002)  |
| 子女性别 (参照组: 女)     | .007<br>(0.011)     | .001<br>(.011)       | .002<br>(.005)      | .002<br>(.011)       |
| 流动时长              | .002<br>(.001)      | .005 ***<br>(.001)   | .013 ***<br>(.001)  | .008 ***<br>(.002)   |
| 流动范围 (参照组: 跨省)    |                     |                      |                     |                      |
| 省内跨市              | -.106 ***<br>(.012) | .003<br>(.013)       | .088 ***<br>(.006)  | .029<br>(.018)       |
| 市内跨县              | -.140 ***<br>(.016) | .090 ***<br>(.015)   | .124 ***<br>(.008)  | .126 ***<br>(.025)   |
| 流入地区域 (参照组: 西部地区) |                     |                      |                     |                      |
| 东部地区              | .207 ***<br>(.013)  | -.022<br>(.013)      | -.006<br>(.007)     | -.024<br>(.013)      |
| 中部地区              | .056 ***<br>(.016)  | -.165 ***<br>(.015)  | .028 ***<br>(.008)  | -.157 ***<br>(.016)  |
| 就业行业 (参照组: 制造业)   |                     |                      |                     |                      |
| 生活服务业             | -.081 ***<br>(.016) | -.027<br>(.015)      | .099 ***<br>(.008)  | -.002<br>(.022)      |
| 其他行业              | -.013<br>(.018)     | .022<br>(.015)       | .110 ***<br>(.008)  | .054 *<br>(.024)     |
| 自雇 (参照组: 非自雇)     | .203 ***<br>(.013)  | .195 ***<br>(.012)   | .027 ***<br>(.006)  | .202 ***<br>(.013)   |
| 就业时长              | .122 ***<br>(.010)  | .118 ***<br>(.009)   | -.052 ***<br>(.005) | .103 ***<br>(.013)   |
| 逆米尔斯比率            |                     | -2.397 ***<br>(.044) | .220 ***<br>(.023)  | -2.333 ***<br>(.058) |
| 工具变量              |                     |                      | -.279 ***<br>(.023) |                      |
| 第一阶段回归 F 值大于 10   |                     |                      | 是                   | 是                    |
| 豪斯曼内生性检验          |                     |                      | 通过                  | 通过                   |
| 常数项               | 5.670 ***<br>(.170) | 11.577 ***<br>(.164) | -.740 ***<br>(.099) | 11.360 ***<br>(.229) |
| 户籍省份固定效应          | 控制                  | 控制                   | 控制                  | 控制                   |
| 观测值               | 26556               | 26523                | 26523               | 26523                |
| R-squared         | .069                | .164                 | .326                | .146                 |

注: (1) \* p &lt; 0.05, \*\* p &lt; 0.01, \*\*\* p &lt; 0.001; (2) 括号内的数值为标准误。

由表 3 可知,所有模型中子女随迁处理效应参数的估计结果均为负且均在 5% 水平上显著,这说明子女随迁确实会抑制女性流动人口就业收入。在基准回归 OLS 模型中,子女随迁变量的系数为  $-0.071$ ,而 Heckman-2SLS 模型中子女随迁的系数为  $-0.321$ ,可见,若不考虑样本选择问题与自选择问题,那么子女随迁对于女性流动人口就业收入的影响绝对量将出现下偏。

## 2. 内生转换模型估计结果

表 4 是子女随迁对女性流动人口就业收入的内生转换模型估计结果。选择模型结果显示,受教育年限、家庭化迁移、流动时长、近距离迁移和就业行业为服务业与其他行业等特征均显著正向影响女性流动人口选择子女随迁。受教育年限越高,配偶、老人共同迁移的替代性照料,流动时间越长,近距离迁移,就业行业更为灵活等特征都会使得女性流动人口更倾向选择子女随迁。选择模型中,年龄、子女数量、子女年龄、东部地区和工作时间对子女随迁决策具有显著的负向影响,这主要由于女性流动人口年龄越高、子女照料责任越重、流入地为东部地区和就业时间越长,无法兼顾家庭和工作,更倾向于选择让子女留守。

表 4 内生转换模型估计结果

| 变量             | 选择模型                    | 收入方程                    |                         |
|----------------|-------------------------|-------------------------|-------------------------|
|                |                         | 子女随迁                    | 子女留守                    |
| 年龄             | $-.061^{***}$<br>(.016) | $.100^{***}$<br>(.014)  | $.074^{***}$<br>(.014)  |
| 年龄平方项          | $-.001^{**}$<br>(.001)  | $-.001^{***}$<br>(.001) | $-.001^{***}$<br>(.001) |
| 受教育年限          | $.024^{***}$<br>(.004)  | $.057^{***}$<br>(.003)  | $.045^{***}$<br>(.004)  |
| 农村户口(参照组:城市户口) | $-.049$<br>(.027)       | $-.113^{***}$<br>(.021) | $-.055^{**}$<br>(.021)  |
| 配偶随迁(参照组:留守)   | $1.932^{***}$<br>(.025) | $.081$<br>(.054)        | $.005$<br>(.033)        |
| 老人随迁(参照组:全部留守) | $.901^{***}$<br>(.040)  | $.039$<br>(.026)        | $.024$<br>(.047)        |
| 子女数量           | $-.286^{***}$<br>(.017) | $-.034^{**}$<br>(.016)  | $-.031^{*}$<br>(.014)   |
| 子女年龄           | $-.025^{***}$<br>(.004) | $-.010^{***}$<br>(.003) | $-.004$<br>(.003)       |
| 子女性别(参照组:女)    | $.005$<br>(.019)        | $.021$<br>(.016)        | $-.012$<br>(.016)       |

续表

| 变量                | 选择模型                 | 收入方程                |                     |
|-------------------|----------------------|---------------------|---------------------|
|                   |                      | 子女随迁                | 子女留守                |
| 流动时长              | .048 ***<br>(.002)   | .004<br>(.002)      | .001<br>(.002)      |
| 流动范围 (参照组: 跨省流动)  |                      |                     |                     |
| 省内跨市              | .329 ***<br>(.021)   | -.110 ***<br>(.018) | -.096 ***<br>(.019) |
| 市内跨县              | .510 ***<br>(.028)   | -.132 ***<br>(.023) | -.142 ***<br>(.026) |
| 流入地区域 (参照组: 西部地区) |                      |                     |                     |
| 东部地区              | -.087 ***<br>(.023)  | .230 ***<br>(.018)  | .168 ***<br>(.019)  |
| 中部地区              | .022<br>(.027)       | .060 **<br>(.021)   | .045<br>(.023)      |
| 就业行业 (参照组: 制造业)   |                      |                     |                     |
| 生活服务业             | .349 ***<br>(.028)   | -.029<br>(.025)     | -.116 ***<br>(.022) |
| 其他行业              | .403 ***<br>(.030)   | .031<br>(.027)      | -.031<br>(.025)     |
| 自雇 (参照组: 非自雇)     | .078 ***<br>(.022)   | .222 ***<br>(.017)  | .182 ***<br>(.020)  |
| 工作时间              | -.196 ***<br>(.019)  | .106 ***<br>(.014)  | .143 ***<br>(.016)  |
| 户籍省份固定效应          | 是                    | 是                   | 是                   |
| 工具变量              | -1.120 ***<br>(.097) |                     |                     |
| 常数项               | -2.315 ***<br>(.291) | 5.725 ***<br>(.253) | 5.973 ***<br>(.243) |
| ln $\sigma$ 0     |                      |                     | -.242 ***<br>(.007) |
| ln $\sigma$ 1     |                      | -.119 ***<br>(.006) |                     |
| 对数似然值             | -46272.658           |                     |                     |
| Wald 检验           | 675.060 ***          |                     |                     |

注: (1) \* p < 0.05, \*\* p < 0.01, \*\*\* p < 0.001; (2) 括号内的数值为标准误。

收入方程结果显示, Wald 检验在 0.1% 的水平上拒绝了选择方程和收入方程相互独立的原假设, 必须对选择性偏差进行修正。进一步比较子女随迁样本和子女留

守样本收入方程的估计结果,在个体特征方面,可以发现年龄对子女随迁样本和子女留守样本的就业收入均有正向影响;受教育年限能促进两组样本的就业收入;农村户口显著负向影响两组样本的就业收入。在家庭化迁移方面,配偶随迁对两组样本的就业收入无显著影响;老人随迁对两组样本的女性就业收入也无显著影响,仅对选择模型有显著正向影响,该结果说明老人随迁会正向影响子女随迁决策,但对流动女性就业收入无显著影响。在子女特征方面,子女数量越多的家庭对两组样本的就业收入的负向影响更显著,在0—16岁子女中,子女年龄越大对子女随迁样本组的负向影响更显著,对子女留守样本组无显著影响,而子女性别对两组样本的就业收入均无显著影响;在流动特征方面,流动时长对两组样本的就业收入无显著影响;近距离迁移对两组样本的就业收入均有显著负向影响,流入地为东部地区对两组样本的就业收入均有显著正向影响,而流入地为中部地区对子女随迁样本有显著正向影响,对子女留守样本无显著影响;在就业特征方面,生活服务行业对子女留守样本组有显著负向影响,对子女随迁样本组无显著影响,自雇型就业均能促进两组样本的就业收入。工作时间越长,两组样本的就业收入越高。表4估计结果与表3估计结果中关键变量系数的方向和显著性比较接近,表明结果具有较好的稳健性。

## (二) 反事实框架分析:留守儿童的潜在效应

表5为子女随迁对女性流动人口就业收入的处理效应以及子女留守的反事实结果,  $ATT = -0.049$ ,  $ATU = -0.128$ 。这里的  $ATT$  是指子女随迁对女性流动人口就业收入影响的处理效应,  $ATU$  即子女留守样本若选择子女随迁对女性流动人口就业收入的潜在效应。

表5 子女随迁与子女留守的处理效应

| 组别 | 决策阶段            |                 | 处理效应          |                      |
|----|-----------------|-----------------|---------------|----------------------|
|    | 子女随迁            | 子女留守            |               |                      |
| 随迁 | 8.120<br>(.002) | 8.169<br>(.002) | ATT (子女随迁)    | - .049 ***<br>(.003) |
| 留守 | 8.047<br>(.002) | 8.175<br>(.002) | ATU (留守儿童若随迁) | - .128 ***<br>(.003) |

注: (1) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ; (2) 括号内的数值为标准误。

处理组的平均处理效应（ATT）为  $-0.049$ ，这说明对于子女随迁的样本，如果没有选择子女随迁，女性流动人口收入水平将提高  $4.9\%$ ，子女随迁确实抑制了女性流动人口的就业收入。控制组的平均处理效应（ATU）为  $-0.128$ ，表明对于子女留守的样本，如果选择子女随迁，女性流动人口收入将减少  $12.8\%$ 。ATU 的绝对值高于 ATT 的绝对值  $7.9\%$ ，这表明子女留守群体若选择随迁则会对流动女性的就业收入产生更强的潜在负向影响。

为反映子女随迁对女性流动人口就业收入的影响，本文分别列出子女随迁和留守情境下女性流动人口就业收入的概率密度分布。如下图上半部分所示，子女随迁样本若选择留守，女性流动人口的就业收入概率密度分布曲线明显右移，这说明在剔除异质性和样本选择偏差的情况下，子女随迁将抑制女性流动人口的就业收入；如下图下半部分所示，子女留守样本若选择随迁，概率密度分布曲线明显左移，这说明在剔除异质性和样本选择偏差的情况下，子女留守样本若选择随迁，女性流动人口就业收入明显降低，且其下降幅度（ATU）大于前者下降幅度（ATT）。

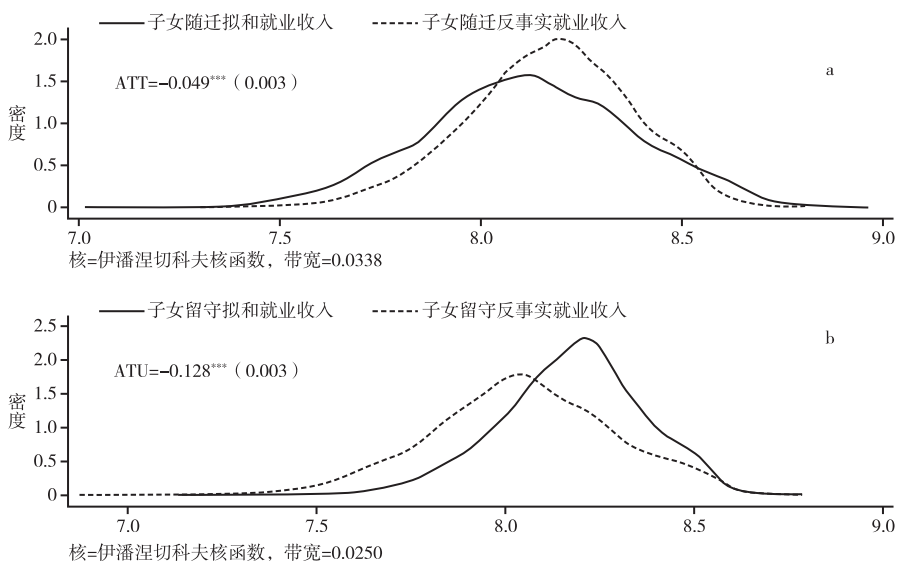


图 两种情境下女性流动人口的就业收入概率密度

### （三）稳健性检验

本文替换工具变量，使用流动人口所在社区平均子女随迁率作为工具变量再进行稳健性检验（邓睿、冉光和，2018；喻开志等，2022；邢春冰、张晓敏，2022）。



结果见表 6，工具变量模型结果中子女随迁变量的系数为  $-0.161$ ，且在  $0.1\%$  水平上显著。内生转换模型结果中 ATT 为  $-0.036$ ，ATU 为  $-0.213$ ，均在  $0.1\%$  水平上显著。稳健性检验结果的符号和系数未发生显著变化，表明前述基本结论稳健。

表 6 稳健性检验

| 方法        | 工具变量模型                  | 内生转换模型                  |                        |
|-----------|-------------------------|-------------------------|------------------------|
|           |                         | ATT                     | ATU                    |
| 系数或处理效应   | $-.161^{***}$<br>(.048) | $-.036^{***}$<br>(.003) | $-.213^{**}$<br>(.003) |
| 观测值       | 26523                   | 26556                   | 26556                  |
| R-squared | .161                    | —                       | —                      |

注：(1) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ；(2) 括号内的数值为标准误；(3) 控制变量同表 3，已控制个体特征、家庭与子女特征、流动与就业特征等。

#### (四) 异质性估计结果

##### 1. 流入地的区域异质性分析

由表 7 可知，对于子女随迁样本，西部的平均处理效应 (ATT) 为  $-0.236$ ，中部的平均处理效应 (ATT) 为  $-0.072$ ，且均在  $0.1\%$  水平上显著，东部的平均处理效应 (ATT) 不显著。这说明对于子女随迁对女性流动人口就业收入的影响，流入地为西部的负向影响最高，流入地为中部的负向影响相对最低，对东部无显著影响。对于子女留守样本，西部的平均处理效应 (ATU) 为  $1.855$ ，东部的平均处理效应 (ATU) 为  $-0.117$ ，中部的平均处理效应 (ATU) 为  $-0.170$ ，且均在  $0.1\%$  水平上显著。这说明就子女留守样本若选择随迁对女性流动人口就业收入的影响而言，在西部地区具有显著的正向影响，反之在东部和中部地区都存在负向影响。总体而言，子女随迁决策在东部与中部地区受到的负向影响较低，在西部地区中受到的无论是正向影响还是负向影响均更高。这说明流入地为西部地区的女性流动人口承担的就业风险及就业潜在红利都更高。

##### 2. 就业行业的异质性分析

如表 7 所示，按照制造业、服务业、其他行业分组，对于子女随迁样本，制造业的平均处理效应 (ATT) 为  $-0.093$ ，服务业的平均处理效应 (ATT) 为  $-1.823$ ，其他行业的平均处理效应 (ATT) 为  $-1.628$ ，且均在  $0.1\%$  水平上显著。子女随迁对服务业女性流动人口就业收入的抑制效果最高，其次是其他行业，对制造业的抑

表 7 子女随迁对女性流动人口就业收入影响的异质性估计结果

| 组别    |      | 处理效应                 |                     |
|-------|------|----------------------|---------------------|
|       |      | ATT                  | ATU                 |
|       |      | (子女随迁)               | (留守儿童若随迁)           |
| 流入地区域 | 西部   | -.236 ***<br>(.005)  | 1.855 ***<br>(.006) |
|       | 东部   | .007<br>(.004)       | -.117 ***<br>(.004) |
|       | 中部   | -.072 ***<br>(.005)  | -.170 ***<br>(.006) |
| 就业行业  | 制造业  | -.093 ***<br>(.007)  | -.301 ***<br>(.005) |
|       | 服务业  | -1.823 ***<br>(.003) | 1.697 ***<br>(.004) |
|       | 其他行业 | -1.628 ***<br>(.008) | 1.632 ***<br>(.009) |
| 技能层次  | 高技能  | -1.513 ***<br>(.007) | 1.585 ***<br>(.008) |
|       | 中技能  | -.042 ***<br>(.002)  | -.159 ***<br>(.003) |
|       | 低技能  | -.220 ***<br>(.009)  | 2.003 ***<br>(.011) |

注：(1) \*  $p < 0.05$ , \*\*  $p < 0.01$ , \*\*\*  $p < 0.001$ ；(2) 括号内的数值为标准误。

制效果最低。这可能是由于制造业管理严格、缺少弹性，流动女性就业收入不易被影响。而服务业相对自由，对有子女照料需求的流动女性趋于回归家庭，因此就业收入抑制效应最强。目前就业大背景趋向“去制造业化”，普遍存在从低效率制造业向高效率服务产业岗位转移的现象，而子女随迁对服务业、其他行业流动女性收入风险较高，该现象不利于促进流动人口家庭团聚的新型城镇化目标的实现。因此，应加强对服务业和其他行业的就业政策支持。对于子女留守样本，制造业的平均处理效应（ATT）为 -0.236，ATU 处理效应估计系数高于 ATT，服务业的平均处理效应（ATT）为 -1.823，其他行业的平均处理效应（ATT）为 -1.628，且均在 0.1% 水平上显著。子女留守样本若选择随迁，对制造业女性流动人口就业收入存在显著负向影响，而对于服务业和其他行业存在显著正向影响。

### 3. 技能异质性分析

按照高技能（大学及以上）、中技能（中学）和低技能（小学及以下）分组，

对于子女随迁样本，高技能层次的平均处理效应（ATT）为  $-1.513$ ，中技能层次的平均处理效应（ATT）为  $-0.042$ ，低技能层次的平均处理效应（ATT）为  $-0.220$ ，且均在  $0.1\%$  水平上显著。这说明子女随迁对高技能层次的女性流动人口就业收入负向影响最大；虽对中技能层次女性流动人口就业收入也有负向作用，但影响甚微；对低技能女性流动人口就业收入的影响较大。这可能是由于就业高收入群体的学历或技能高，一旦子女随迁，其受到的负向影响也最大；而低技能女性流动人口由于在受教育水平方面存在劣势，其收入也受到一定的负向影响。对于子女留守样本，高技能层次的平均处理效应（ATU）为  $1.585$ ，中技能层次的平均处理效应（ATU）为  $-0.159$ ，低技能层次的平均处理效应（ATU）为  $2.003$ ，且均在  $0.1\%$  水平上显著。这说明子女留守样本若选择随迁，对高技能、低技能层次的女性流动人口就业收入呈正向影响，但对中技能层次的女性流动人口存在抑制效果。综上所述，表明子女随迁对不同流入地区、不同就业行业、不同技能层次的女性流动人口就业收入的影响存在显著差异。

## 六、结论与讨论

### （一）研究发现与不足

本文使用 2018 年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，采用赫克曼两步法、工具变量法和内生转换模型，讨论了子女随迁和子女留守两种情境对女性流动人口就业收入的影响，利用反事实框架考虑了留守儿童的潜在效应。研究表明，子女随迁对女性流动人口就业收入有着显著的负向影响，子女若随迁将对子女留守群体存在更高的潜在负向影响。如果留守儿童选择随迁，则可能增加女性流动人口的照料责任，而这种照料责任进一步影响女性就业收入，加重女性流动人口家庭与工作的紧张关系。异质性分析发现，子女随迁对女性流动人口就业收入的影响在不同流入地、不同行业、不同技能层次群体中存在显著差异。首先，流入地为西部地区的流动女性承担的就业风险及就业潜在红利都更高；其次，子女随迁对服务业女性流动人口就业收入的抑制效果最高，其他行业次之，对制造业的抑制效果最低。目前就业环境存在“去制造业化”的发展趋势，就业岗位从制造业中的低效率部门转向服务业的高效率部门。而本文通过研究发现，相比在制造业中工作的流动女性，

子女随迁对在服务业和其他行业中就业的流动女性的收入存在较大的抑制作用。在产业转移的大背景下，子女随迁对流动女性就业收入影响的产业异质性将对实现旨在促进流动人口家庭团聚的新型城镇化目标造成不利影响。最后，子女随迁给女性流动人口带来的就业收入差异还存在技能差异，子女随迁对高技能层次的女性流动人口就业收入负向影响最大；虽对中低技能层次女性流动人口就业收入也有负向作用，但影响较弱。高技能层次的女性流动人口获得高人力资本回报，子女随迁对其就业收入产生的负向影响最大，而子女随迁对中低技能女性流动人口的收入也会造成一定的负向影响。

相对于既有研究，本文不仅关注了子女随迁对女性流动人口收入的影响，同时也分析了留守儿童如果随迁的潜在效应。然而，本文研究依然存在着诸多不足。子女随迁与留守对整个家庭的就业及收入都有影响，但本文在正文中未纳入对男性流动人口收入的影响。实际上，我们针对男性样本也进行了分析<sup>①</sup>，研究发现，子女随迁增加了男性劳动力的劳动市场与收入，这在一定程度上验证了我们的想法：即面对由子女随迁带来的经济压力，男性流动人口需要增加收入加以应对，而女性则更多是牺牲工作，承担家庭照料责任。不过，CMDS 数据针对流动人口个体，缺少以家庭为单位的数据，无法得到流动人口夫妻配对，因此尚无法从家庭的角度展开讨论。

## （二）进一步讨论

子女随迁是实现进城务工流动人口家庭团聚的重要组成部分，事关儿童的发展与成长，同时也有利于缓解农村的留守儿童问题。因此，新型城镇化的重要目标之一就是创造有利条件让留守儿童随迁。然而，既有针对未成年子女随迁对流动人口就业影响的研究依然存在不足。已有研究重点关注了随迁子女的教育需求，而在未成年子女随迁会如何影响流动人口的家庭策略、家庭分工等方面依然有待深入。就业与收入是流动人口融入城市的基础，稳定的收入关系着流动人口城市化质量的提升，进而影响子女的成长与发展。本文关注子女随迁对流动人口、特别是已婚女性收入的影响，对新型城镇化背景下政府公共服务供给具有重要的参考作用。

家庭化迁移是人口流动的重要趋势，而要促使留守儿童转变为随迁儿童，不仅要加强教育公共服务供给的均等化，同时还需要“一揽子计划”，系统考虑子女随

<sup>①</sup> 这里只汇报了女性样本结果，如需男性样本结果，可向作者索取。

迁给流动人口家庭带来的影响，特别是就业与收入带来的影响。子女随迁带来的经济压力，使得女性工作与家庭的紧张关系更为突出，其结果是，大量女性为了照料子女，不得不牺牲就业与收入，进入时间分配更为灵活的服务业，并以更多的劳动时间弥补收入的不足。因此，若要实现留守儿童随迁，推进流动人口家庭团聚，政府应在社会政策上予以回应。具体而言，一是要增加面向流动人口子女的普惠型托育供给，降低托育机构运营成本，从而减轻女性流动人口家庭照料成本，缓解女性的抚育压力。二是要转变财政支出理念，结合各行业岗位需求，进一步建立职业技能培训体系，增强面向女性流动人口的技能培训，从而使其可以匹配更适合的岗位，弱化子女随迁给女性流动人口就业收入带来的负面影响。

### 参考文献：

- 邓睿、冉光和，2018，《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》，《浙江社会科学》第1期。
- 顾和军、张永梅、卞凤芹，2022，《退而不休、隔代照料与中国育龄女性生育行为》，《浙江社会科学》第6期。
- 侯建明、关乔、杨小艺，2019，《我国女性流动人口职业选择的影响因素分析》，《人口学刊》第1期。
- 姜春云，2023，《生命历程视角下婴幼儿照料对母亲收入的影响研究》，《兰州学刊》第1期。
- 雷雨亮、刘颜、刘辉，2023，《数字经济、技能供需结构与收入差距：以中国流动人口为例》，《中国软科学》第8期。
- 李国正、艾小青、李晨曦，2017，《流动人口家庭束缚和收入不平等影响因素分析》，《统计与决策》第8期。
- 李国正、高书平、唐孝文，2017，《社会投资视角下女性流动人口“迁而不工”的对策研究》，《山东社会科学》第7期。
- 李强，2012，《“双重迁移”女性的就业决策和工资收入的影响因素分析——基于北京市农民工的调查》，《中国人口科学》第5期。
- 李天健，2020，《人力资本、行业报酬差异与本地收入差距》《宏观经济研究》第11期。
- 李小琴、王晓星，2020，《子女随迁对流动人口创业的影响》，《中国经济问题》第4期。
- 李勇辉、李小琴、陈华帅，2018，《流而不工、迁而再守——子女随迁对女性就业的影响研究》，《经济科学》第3期。
- 梁文泉、钟瑞婷，2023，《城市内的“孟母”：子女随迁如何影响母亲就业决策和性别收入差距？》，《经济学（季刊）》第5期。
- 梁玉成，2010，《社会资本和社会网无用吗？》，《社会学研究》第5期。
- 刘根荣、吴敏，2022，《儿童照料对已婚在职女性工资收入的异质性影响——基于中国家庭追踪调查的实证分析》，《中国经济问题》第3期。

- 卢洪友、余锦亮、杜亦譔, 2017, 《老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于 CFPS 微观数据的分析》, 《财经研究》第 12 期。
- 马骅, 2017, 《流动人口家庭化迁移对女性就业影响研究——基于云南省动态监测数据的分析》, 《北京师范大学学报》(社会科学版) 第 4 期。
- 石郑, 2022, 《信息技术的应用促进了劳动力高质量就业吗?》, 《科学学研究》第 11 期。
- 宋锦、李实, 2014, 《农民工子女随迁决策的影响因素分析》《中国农村经济》第 10 期。
- 宋月萍、李龙, 2012, 《随迁子女学前教育与流动女性的就业实证研究》, 《妇女研究论丛》第 6 期。
- 孙猛、许世存, 2018, 《流动人口就业收入的禀赋效应与地区效应分析》, 《人口学刊》第 6 期。
- 谭江蓉、杨君, 2022, 《3 岁以下子女随迁对流动人口收入的影响研究——基于社会性别的多层次验证》, 《南方人口》第 3 期。
- 王春超、张呈磊, 2017, 《子女随迁与农民工的城市融入感》, 《社会学研究》第 2 期。
- 魏万青, 2016, 《自选择、职业发展与农民工同乡聚集的收入效应研究》, 《社会学研究》第 5 期。
- 2021, 《居住模式与“用工荒”: 兼论城市住房政策的调整》, 《社会学研究》第 5 期。
- 吴贾、张俊森, 2020, 《随迁子女入学限制、儿童留守与城市劳动力供给》, 《经济研究》第 11 期。
- 谢鹏鑫、岑炫霏, 2019, 《子女随迁对女性流动人口就业的影响研究》, 《中国人力资源开发》第 7 期。
- 邢春冰、屈小博、杨鹏, 2021, 《农民工与城镇职工工资差距演变及原因分析》, 《经济学动态》第 5 期。
- 邢春冰、张晓敏, 2022, 《子女随迁与流动人口的工资收入》, 《财经研究》第 9 期。
- 杨菊华、陈传波, 2013, 《流动人口家庭化的现状与特点: 流动过程特征分析》, 《人口与发展》第 3 期。
- 杨云彦, 2001, 《人口迁移与劳动力流动的女性主义分析框架》, 《中南财经大学学报》第 6 期。
- 喻开志、王裕韬、邹红, 2022, 《迁而不工: 子女随迁与女性农民工劳动供给》, 《统计研究》第 2 期。
- 曾永明, 2020, 《子女随迁的代际工资效应及其性别异质性研究》, 《华东师范大学学报》(哲学社会科学版) 第 4 期。
- 张刚、姜玉, 2017, 《流动人口收入水平的地区差异与影响因素研究》, 《西北人口》第 5 期。
- 赵昕东、王焯, 2021, 《隔代照料对劳动供给的影响研究》, 《经济评论》第 1 期。
- Becker, G. S. 1976, *The Economic Approach to Human Behavior*. Chicago: University of Chicago Press.
- Bhattachishra, R. 2020, “Distress Migration and Employment in Indigenous Odisha, India: Evidence from Migrant-Sending Households.” *World Development* 136 (1).
- Blau, F. D. & L. M. Kahn 2017, “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Literature* 55 (3).
- Bloom, D. E., D. Canning, G. Fink & J. E. Finlay 2009, “Fertility, Female Labor Force Participation and the Demographic Dividend.” *Journal of Economic Growth* 14 (2).
- Borjas, G. J. 1987, “Self-Selection and the Earnings of Immigrants.” *The American Economic Review* 77 (4).
- 1999, “The Economic Analysis of Immigration.” *Handbook of Labor Economics* 3 (2).
- Carr, D. 1996, “Two Paths to Self-Employment? Women’s and Men’s Self-Employment in the United States, 1980.” *Work*

*and Occupations* 23 (1).

- Dimova, R. & F. C. Wolff 2011, "Do Downward Private Transfers Enhance Maternal Labor Supply? Evidence from Around Europe." *Journal of Population Economics* 24 (3).
- Engelhardt, H., T. Kogel & A. Prskawetz 2004, "Fertility and Women's Employment Reconsidered: A Macro-Level Time-Series Analysis for Developed Countries, 1960—2000." *Population Studies* 58 (1).
- Glauber, R. 2019, "The Wage Penalty for Parental Caregiving: Has It Declined Over Time?" *Journal of Marriage and Family* 81 (2).
- Heckman, J. 1979, "Sample Selection Bias as a Specification Error." *Econometrica* 47 (1).
- Lersch, P. M. 2012, "Long-Distance Moves and Labour Market Outcomes of Dual-Earner Couples in the UK and Germany." SOEP papers on Multidisciplinary Panel Data Research, No. 469, Berlin.
- Ogawa, N. & J. F. Ermisch 1996, "Family Structure, Home Time Demands, and the Employment Patterns of Japanese Married Women." *Journal of Labor Economics* 14 (4).
- Stark, O. & D. E. Bloom 1985, "The New Economics of Labor Migration." *The American Economic Review* 75 (2).
- Taylor, J. E. 1999, "The New Economics of Labour Migration and the Role of Remittances in the Migration Process." *International Migration* 37 (1).
- Wu, Y., J. Pieters & N. Heerink 2020, "The Gender Wage Gap among China's Rural-Urban Migrants." *Review of Development Economics* 25 (1).
- Zhang, Q. F. & Z. Pan 2012, "Women's Entry into Self-Employment in Urban China: The Role of Family in Creating Gendered Mobility Patterns." *World Development* 40 (6).

作者单位：广西大学区域社会治理创新研究中心、  
广西发展战略研究院、  
广西大学公共管理学院（魏万青）  
广西大学公共管理学院（蒋林立）  
责任编辑：郭云蔚