

子女随迁与流动人口的工资收入

邢春冰¹，张晓敏²

(1. 中国人民大学 农业与农村发展学院，北京 100872；

2. 北京师范大学 经济与工商管理学院，北京 100875)

摘 要：在我国大量的城乡移民中，有越来越多的流动人口带子女共同迁移。考察子女随迁与流动人口工资水平之间的关系及其背后的机制，对于理解劳动力流动以及流动人口市民化都有重要意义。子女随迁将提高流动人口的生活成本及对流入地公共服务的需求，在一个空间均衡中，流动人口面临子女随迁和收入水平间的权衡取舍。文章使用 2011-2017 年流动人口动态监测调查数据，利用工具变量方法发现，子女随迁会使流动人口小时工资下降 16% 左右。产生这种现象的原因是，为降低居住成本以及获得相应的公共服务，带子女随迁的流动人口迁移地点选择受限，无法在更大范围内搜寻更高收入的工作。异质性分析表明，有学龄段子女随迁的家庭以及夫妻一方单独外出的流动人口（尤其是女性）受子女随迁的负向影响更大。相关政策应通过扩大公共服务供给，降低子女随迁的成本；还应促进区域均衡发展，缩小地区间的收入差距。

关键词：人口流动；择业；随迁子女；教育；空间均衡

中图分类号：F069

一、引 言

上世纪八九十年代以来，城乡移民数量大幅增加，为我国经济持续高速增长做出了巨大贡献。近年来，我国户籍制度改革持续推进，很多城市放宽了落户条件，流动人口举家迁移比例不断上升。在此背景下，本文试图考察子女随迁与流动人口工资水平之间的关系及其背后的机制。考察子女随迁对流动人口就业选择和收入的影响，可以揭示家庭因素而非单纯经济因素对流动人口就业选择的影响，也可以反映流动人口在名义收入和与子女随迁相关的住房成本以及公共服务之间的权衡取舍，这对于理解劳动力流动以及流动人口市民化都有重要意义。

父母将子女带在身边可以直接提高家庭的效用水平，也有利于子女的人力资本积累。^①但另一方面，子女随迁带来更高的生活费用支出，也提高了流动人口对公共服务的需求。在不同城市中，流动人口所能获得的工作机会和收入水平有差异，城市间生活成本和公共服务可

收稿日期：2022-07-17

基金项目：国家自然科学基金面上项目（71773009）

作者简介：邢春冰（1977-），男，河北廊坊人，中国人民大学农业与农村发展学院教授，博士生导师；

张晓敏（1990-）（通讯作者），女，内蒙古赤峰人，北京师范大学经济与工商管理学院博士研究生。

①缺乏父母的照顾导致了一系列的负面后果，表现在留守儿童的辍学率更高（Hu，2012）、学业成绩更差（Meng 和 Yamauchi，2017；Kandel 和 Kao，2001）、性格发展不健全、健康状况差、营养不良（Lu 等，2019；Meng 和 Yamauchi，2017；李强和臧文斌，2010）等方面。也有很多农村父母迁移到城市地区的主要动机就是给孩子提供较好的教育。关于教育资源地区差距的文献，请参考王善迈等（2013）、高丙成和陈如平（2013）、Zhang 和 Kanbur（2005）。

及性也存在较大差别，高收入地区往往对应更高的生活成本和较低的公共服务可及性（Diamond, 2016; Shapiro, 2006; Moretti, 2004a; Roback, 1982）。追求效用最大化家庭的子女随迁状态与城市选择密切相关，进而也与其收入水平密切相关。

本文首先通过一个空间均衡模型分析了子女随迁和流动人口收入间的关系。在劳动力充分流动的情况下，同质劳动力做出不同选择带来的效用水平是相同的。其结果为，不带子女随迁的流动人口可以选择高收入地区，带子女随迁的流动人口选择生活成本和收入都较低的地区。考虑到对公共服务的需求，在人口自由流动的空间均衡中，家庭对子女随迁的需求导致其选择收入较低而公共服务可及性较高的地区。子女随迁对收入的影响反映了家庭对于相关公共服务的支付意愿。无论是从生活成本还是公共服务的角度，携子女随迁者将选择收入较低的地区，从而获得较低收入。从这个意义上讲，子女随迁降低了流动人口的收入。

本文利用 2011-2017 年流动人口动态监测调查数据，在有 0-15 岁子女的家庭中，实证分析了子女随迁和流动人口收入之间的关系。为了使样本更为同质进而考察空间均衡效应，本文利用来源地-流入地地区层面流动人口子女随迁的平均值作为单个家庭子女随迁的工具变量。回归结果表明，子女随迁使户主小时工资下降 16% 左右。

此外，通过 Probit 和 Mlogit 回归发现，有随迁子女的家庭更倾向于流入住房成本低、公共服务可及性高的地区，并且选择省内跨市、市内跨县迁移的概率更高；他们从事工作时间相对灵活但收入较低的职业的的概率也高于没有随迁子女的户主。这说明子女随迁对收入的影响是通过迁移地点和职业选择而发挥作用的。最后，异质性分析表明，和学龄前儿童相比，由于学龄段子女随迁对目的地住房和教育等公共服务的需求更高，其子女随迁价格更高，因此对户主收入影响更大，使其小时工资减少幅度为 17%-20%；和夫妻共同外出的家庭相比，由于家庭分工及对子女随迁偏好不同，单独外出的流动人口、尤其是妻子，受子女随迁的负向影响更大，其小时工资降低 23%。

本文的贡献主要体现在如下几个方面。首先，本文补充了与家庭迁移相关的文献，重点关注子女迁移状态与流动人口工资水平间的关系。^①现有关于家庭迁移的相关文献，一部分是在夫妻（包括子女）共同迁移的假定下研究家庭成员的迁移决策及其劳动力市场结果，很少讨论子女的留守和随迁问题（Gemici, 2011; Gemici 和 Steve, 2011）。也有一部分文献研究了子女因素对流动人口是否迁移或迁移模式的影响。如在较早的研究中，Long 和 Boertlein（1976）以及 Long（1975）指出，子女的数量和年龄会影响家庭的迁移决策，而父母的迁移决策本身又会影响到子女的学业表现。在关于中国的文献中，学者们考察了子女对于农村劳动力的迁移模式（胡雯和张锦华，2021；沈亚芳等，2020；赵海涛和朱帆，2019；邓曲恒，2013）、随迁子女对流动人口在城市的定居意愿（Wang 等，2019）、以及子女随迁对女性就业（谢鹏鑫和岑炫霏，2019；李勇辉等，2018）的影响，但他们很少考察子女随迁对工资的影响。

其次，本文构建空间均衡模型，在理论和实证上探讨了子女随迁对流动人口工资收入的影响，并发现迁移地点和职业选择是两者产生联系的渠道。与本文较为相关的是曾永明（2020），该文研究了子女随迁对流动人口月工资的影响，发现在控制了流动人口的职业和流动范围等

^①针对流动人口收入水平的影响因素，学者们从人力资本（史新杰等，2021；赵德昭和耿之斌，2020）、社会资本（陈博欧和张锦华，2021；章元和陆铭，2009）、户籍制度（孙婧芳，2017）和城市规模（胡雯和张锦华，2021）等角度做了较为充分的研究。随着家庭化迁移逐渐增多，家庭因素对流动人口就业和工资的影响变越来越重要，因此涌现出一支与家庭迁移相关的文献。

变量后，子女随迁对流动人口的收入有显著负影响。本文重点考察了不控制职业和流动范围时的结果，这能够更好地反映空间均衡效应——在空间均衡中，迁移地点和职业选择因子随迁状态的不同而变动，进一步决定了流动人口的收入水平。

本文的结构安排如下：第二部分从理论上分析了子女随迁和流动人口收入之间的关系，并且讨论了相关文献；第三部分介绍本文使用的实证研究方法；第四部分描述了本文使用的研究数据和流动人口的特征；第五部分是主要回归结果；第六部分是异质性分析；第七部分是结论与政策建议。

二、理论分析

大量的研究表明，迁移决策中家庭成员之间的相互影响对迁移人口规模、性别收入差距、区域选择乃至婚姻的稳定性都有重要影响。^①本文以有 0-15 岁子女的迁移家庭为分析对象，考察子女随迁与流动人口的收入之间的关系。由于实证研究中数据的限制，本文不考虑子女因素对于家庭是否迁移的影响。

劳动者的工资收入通常由劳动力的供给和需求决定。子女随迁之所以和收入相关，主要是因为流动人口在就业地和职业选择以及家庭安排方面会考虑子女状况。比如，流动人口需要考虑学龄子女的教育问题。通常，省内近距离迁移时，子女的教育问题更容易解决，但这会限制流动人口的就业机会（刘静等，2017）。第二，出于照顾子女的需要，流动人口可能选择工作时间更灵活的职业（苑会娜，2009）。第三，子女随迁的家庭更有可能是夫妻共同迁移，照顾双方的就业选择会影响个人的工作匹配质量（Mincer，1978）。最后，子女随迁家庭对住房的需求更高，他们倾向于选择居住成本更低的地区（宋锦和李实，2014）。不难看出，子女随迁影响流动人口收入主要是通过影响其迁移地点和职业选择实现的。

为此，我们需要在一个空间均衡框架下进行分析。空间均衡效应体现为，同质^②劳动力在不同地区的效用水平相同（Diamond，2016；Roback，1982；Rosen，1974）。我们分两种情形考察空间均衡中子女随迁和流动人口收入之间的关系。第一种情形是将子女随迁看作私人消费或影响家庭私人消费的行为决策。流动人口带子女随迁，意味着其对本地服务（如托育、住房）的需求上升；第二种情形是将子女随迁相关的需求看作公共物品，流动人口带子女随迁也提升了其对本地医疗、学校教育等公共服务的需求。

情形 1：将子女随迁的需求看作私人消费，给定流动人口的迁移地点和职业选择，其对应的效用最大化问题为：

$$\begin{aligned} \text{Max: } U &= C^\alpha H^{1-\alpha} \\ \text{s.t. } C + PH &= I \end{aligned} \quad (1)$$

其中， C 代表可贸易品的消费，价格标准化为 1； H 代表家庭不可贸易品的消费，这里代表子女随迁带来的本地服务需求， P 是它的价格（即子女随迁的成本）； α 是份额参数； I 是个人收入水平。根据效用最大化时的一阶条件，有：

^①理论方面，Mincer（1978）从不同家庭成员迁移的成本和收益出发探讨了婚姻对于迁移的阻碍作用以及家庭迁移如何影响不同家庭成员的劳动力市场表现等。近年来，有越来越多的研究强调夫妻双方在迁移过程中的相互影响（如 Gemici，2011；Gemici 和 Steve，2011）。

^②同质指的是除用以分类的维度存在差别外，其他所有特征均无差异的人口。在本文里表示除了子女随迁状态不同外，其他特征（如教育水平、家庭背景、能力、运气等）均相同的流动人口。

$$C^* = \alpha I \quad (2)$$

$$H^* = \frac{(1-\alpha)I}{P} \quad (3)$$

在子女随迁成本（P）给定的情况下，子女随迁和收入水平间呈现正相关关系：收入水平越高，将子女带在身边的需求越高，这体现出子女随迁作为正常商品的消费效应。但是，流动人口需要进行城市的选择，他们在不同城市可获得的收入不同，流动人口将子女带在身边的价格也不相同。当我们在全体移民群体中做比较时，很难做到保持子女随迁成本（P）不变，需要考察空间均衡中收入（I）和子女随迁（本地化服务，包括住房、就学、育儿服务等）价格之间的关系。

由效用最大化问题的解，可以得出消费者的间接效用函数（U*），对其取自然对数可得：

$$V = \ln U^* = \alpha_0 + \ln I - (1-\alpha) \ln P \quad (4)$$

其中， $\alpha_0 = \alpha \ln \alpha + (1-\alpha) \ln (1-\alpha)$ 。对于同质的劳动力，空间均衡意味着选择不同迁移地点的效用相同（ $V_{ij} = \bar{V}$ ，i 表示个人，j 表示地区）。均衡时，不同地区的收入和子女随迁价格之间应满足：

$$\frac{dP/P}{dI/I} = \frac{1}{1-\alpha} > 1 \quad (5)$$

（5）式给出了子女随迁价格和收入间的关系：收入水平越高的地区，子女随迁价格也越高，且随人口流入，子女随迁价格上升幅度将超过收入增加幅度。结合时 P 和 I 之间的均衡关系，对（3）式求全微分，经变换得：

$$\frac{dI}{dH} = -\frac{P}{\alpha} \quad (6)$$

可见，在空间均衡状态下，子女随迁和收入间呈现负相关关系。这是因为，选择高收入地区将导致子女随迁价格相较收入而言出现更大幅度提升，这导致携子女随迁者流入低成本、低收入地区，因而获得较低的收入。对（6）式进一步整理可得：

$$\frac{dI/I}{dH} = -\frac{P}{\alpha I} \quad (6')$$

由此可得以下判断：如果将子女随迁理解为家庭的私人消费行为，对于同质劳动力，空间均衡的力量导致子女随迁对流动人口收入产生负向影响。其根本原因在于，空间均衡中同质劳动力的效用相同，家庭的就业选择实际上是在收入和子女随迁之间进行取舍。另外，有两个因素决定了子女随迁对收入影响的大小：其一是流动人口对子女随迁的偏好强度（1-α）。α 越小，流动人口对子女随迁的偏好越强，因而更加愿意为子女随迁而放弃高收入，子女随迁对收入的负向影响越大。其二是流入地城市子女随迁的相对价格（P/I），当子女随迁价格相对流入地收入而言更高时，携子女随迁至该城市成本越高，那么流动人口更倾向于流入低收入地区，因此子女随迁对其收入的负向影响更大。

情形 2：子女随迁也往往对应医疗和教育等公共服务需求，接下来的模型将随迁子女的相关需求（ k_{ij} ）看作公共物品。流动人口的目标函数变为：

$$\text{Max: } U = C^\alpha H^{1-\alpha} \exp(\delta k_{ij}) \quad (7)$$

$$\text{s.t. } C + PH = I$$

其中，C 代表可贸易品的消费，价格标准化为 1；H 代表当地不可贸易品的消费，价格为 P。经推导，可得自然对数形式表示的间接效用函数：

$$V = \alpha_0 + \ln I - (1 - \alpha) \ln P + \delta k_{ij} \quad (8)$$

k_{ij} 为个人 i 到城市 j 能够得到的儿童相关公共服务 (public goods)，它对于间接效用有正的影响，即 $\delta > 0$ 。均衡时，同质劳动力的效用相同，求微分可得：

$$\frac{dI}{I} - (1 - \alpha) \frac{dP}{P} + \delta dk_{ij} = 0 \quad (9)$$

如果本地服务的价格水平 P 不发生变化，则有： $\frac{dI}{dk_{ij}} = -\delta$ 。由于高收入地区对应较低的公共服务可及性，出于对公共服务的需求，携子女随迁的流动人口将流入公共服务可及性较高、但收入较低的地区，因而获取较低的收入。 δ 表示对子女随迁相关服务的支付意愿。对子女随迁支付意愿高的流动人口，受到子女随迁的负向影响越大。从 (9) 式还可以看出，流动人口子女的教育作为一项公共服务，其提供对子女随迁的影响并不一定对应名义收入的变动。在名义收入不发生改变的情况下，公共服务差别（子女是否随迁）可能完全反映在住房或本地服务的价格变化上 ($\frac{dP/P}{dk_{ij}} = \frac{\delta}{1 - \alpha}$)。此时，子女随迁导致本地住房和育儿等服务价格上涨，降低流动人口的实际收入水平。

根据理论模型的结果，无论将子女随迁的相关需求看作私人消费还是公共服务，在同质的流动人口中，带子女随迁将对其收入水平产生负向影响。原因是，为了降低与子女随迁相关的生活成本以及获得相应的公共服务，带子女随迁者将流入生活成本较低、公共服务可及性较高的地区，因而收入更低。由此，我们可以将迁移地点和工作选择看作子女随迁影响流动人口收入的渠道。在后文的实证分析中，我们将验证如下结论：

第一，空间均衡状态下，对于同质的流动人口，子女随迁将降低其收入水平。
第二，和不带子女随迁的流动人口相比，携子女随迁流动人口的迁移范围变小，他们更倾向于流入生活成本较低、公共服务可及性较高的地区，并且从事于工作时间相对灵活、但收入较低的职业。

三、模型设定与实证策略

流动人口的收入水平受个人特征、子女特征、家庭和社会因素等变量的影响。本文重点关注控制户主性别、受教育年限、年龄和迁移时间等因素后，子女随迁状态和收入之间的空间均衡效应（即 (6') 式和 (9) 式的理论预测），设定回归方程如下：

$$\begin{aligned} \ln wage_{itri} = & \alpha + \beta_1 migchild_{itri} + \beta_2 edu_{itri} + \beta_3 age_{itri} + \beta_4 agesq_{itri} + \beta_5 female_{itri} + \beta_6 rural_{itri} \\ & + \beta_7 duration_{itri} + \gamma stru_{itri} + \delta child_{itri} + u_t + v_r + \varepsilon_{itri} \end{aligned} \quad (10)$$

其中， i 表示个人， r 表示户籍所在省份， t 表示调查年份。 $\ln wage$ 为小时工资的对数， $migchild$ 代表流动家庭是否有随迁子女（有=1，没有=0），是本文重点关注的自变量。 edu_{itri} 代表流动人口的教育年限， age 和 $agesq$ 为年龄及其平方， $female$ 表示性别（女性=1，男性=0）， $rural$ 表示户口状态（农村=1，城市=0）， $duration$ 是本次来本市的年数。 $Stru$ 为家庭结构向量（包括丈夫单独外出和妻子单独外出的虚拟变量）。 $Child$ 为流动人口孩子的特征向量，包含最大

孩子年龄虚拟变量、最大孩子性别和孩子数量。^① u_t 和 v_t 分别代表调查年份和户籍所在省份的固定效应。稳健标准误聚类在调查所在区县层面。

需要强调的是，基础回归为了考察空间均衡效应所体现出的子女随迁对收入水平的负向影响，没有控制与流动人口的流入地和职业选择相关的变量。子女随迁之所以对收入产生影响，是因为携子女随迁和不携子女随迁者做出了不同迁移地点和职业上的选择。一旦控制这些因素，就无法识别空间均衡效应。

此外，在空间均衡分析中，子女随迁对流动人口工资水平产生负向影响的结论是针对同质样本得出的。回归方程（10）比较的是在样本可观测特征给定的情况下，有和没有子女随迁的流动人口平均工资的差别，当样本在不可观测特征上存在差别时，仅控制可观测因素较难保证两组人群的同质性。如果样本非同质，能力、运气的差别导致做出相同迁移地点和职业选择的劳动力仍然会获得不同的收入。此时，由于子女随迁正常商品的特征，收入高的流动人口更倾向于带子女随迁（如（3）式所示）。因此，在非同质的样本中，还掺杂收入与子女随迁间的反向因果关系，这会导致子女随迁对收入的负向影响被低估。

本文使用了工具变量方法来解决样本不可观测的异质性以及反向因果等问题。个人所处的外部环境对其行为和决策都会产生很大影响，这意味着父母在做子女随迁决策时，也会受到周围家庭迁移行为的影响，这既包括流入地也包括来源地周围家庭的子女随迁情况。本文按照户主居住区县-户籍省-调查年份三个维度进行分组，计算得到户主所在组别的平均子女随迁率，作为子女随迁的工具变量。首先，户主周围家庭带子女随迁的比例越高，户主带子女随迁的概率也越高。其次，周围家庭带子女随迁的比例不应该直接影响流动人口的收入水平。由于工具变量是在地区层面的平均值，这可以在很大程度上减弱个体层面的异质性问题。从其工作原理可知，工具变量结果给出的是受工具变量影响的人群局部平均处置效应(LATE)，这也提高了带与不带子女随迁样本的同质性。

四、数据描述

本文的个体数据来源于 2011 至 2017 年的流动人口动态监测调查（CMDS），^②该项调查涵盖了户主及家庭成员的基本特征、就业、居住、公共服务和社会融合等信息。流动人口监测调查采取的是分层、多阶段、与规模成比例的 PPS 抽样，对全国和多数省具有代表性。本数据中流动人口为在流入地居住一个月以上，非居住区（县、市）户籍的人口。本文仅保留有 0-15 岁子女、户主（受访者）^③就业身份为雇员且收入为正的流动人口家庭，^④经过筛选后，有效样本为 235788 个。流动人口家庭中有子女随迁的比例超过了 60%。其中 2011 年为 62.3%，到 2013 年提高到 65.2%；从 2014 年开始，流动人口子女随迁比例有所下降，到 2017 年下降到 63.8%，这可能是一些城市收紧非本地户籍儿童入学条件的政策所致（杨娟和宁静馨，2019）。

①考虑到家中长子相对而言可能更受父母重视，对父母工资的影响也会更大，因此在回归中我们选择了最大孩子的个人特征作为控制变量。我们也使用家里最小孩子的年龄和性别两个变量进行了回归分析，由于绝大部分流动人口仅有一个 0 到 15 岁孩子，两种回归结果几乎无差别。

②由于 2014 年调查没有询问户主工作小时数，无法构造户主小时工资，因此本文中的描述性统计表格和回归表格均没有使用 2014 年数据。后文中的有效样本数量也不包括 2014 年。2011 年调查虽然第一部分仅包含与户主同住的家庭成员信息，但其所有子女信息在第四部分“子女信息与计划生育服务”中做了详细的询问，因此不存在遗漏留守儿童信息的问题。

③流动人口监测调查在村委会内对流动人口按照性别、年龄排序后，以个人作为抽样单位进行随机抽样。在任何情况下，一个家庭只调查 1 名 15 岁以上流动人口。本文中的户主指的是家庭中被抽到的流动人口。

④我们也针对包含雇主和自营劳动者的样本进行了分析，结果差别不大。

此外，我们也从其他数据库获取了城市层面的相关特征变量，将其匹配到了 CMDS 数据流动人口流入市中，作为后文影响渠道检验的指标。具体地，我们从 2012-2018 年城市统计年鉴中，获取了各地级市小学及中学的教师和学生数量、医院数量、医生数量、床位数量、年平均人口数量。从中国经济数据库中获取 2011-2017 年各地级市商品房销售价格指标。同时，本文也使用了西南财经大学公共经济与行为研究平台和中国家庭金融调查与研究中心联合公布的中国城市落户门槛指数，该指数包含了 2000-2013 年以及 2014-2016 年两个时间段，120 个城市的落户门槛。^①

表 1 按照子女是否随迁描述了户主个人、家庭和流入城市的基本特征。带子女随迁的流动人口中，大专及以上学历者占到了 17%，而没带的样本中该比例为 12%，前者比后者的教育年限高 0.4 年（=10.35-9.95）。^②受访者中男性比例超过了 50%，有随迁子女的家庭男性比例略高。有随迁子女的家庭在本地平均居住年限为 5 年，比没有随迁子女的家庭高 1.6 年。有随迁子女的家庭孩子年龄略小、最大孩子是男孩的比例稍低。两类流动人口家庭结构也存在较大的差异，有随迁子女的家庭夫妻均外出的比例高达 96%，比没有子女随迁的家庭高近 40 个百分点。

表 1 样本的描述统计

	没有随迁子女	有随迁子女	组间差异	观测值
	(1)	(2)	(3)	(4)
个人及家庭特征：				
受教育年限	9.95	10.35	-0.40***	235 788
大专及以上学历 (%)	12.21	17.50	-5.29***	235 788
年龄	33.22	33.54	-0.32***	235 788
男性 (%)	56.30	58.85	-2.55***	235 788
农业户口 (%)	84.70	80.31	4.39***	235 788
迁移时间 (年)	3.55	5.12	-1.57***	235 788
孩子数量	1.30	1.29	0.01***	235 788
最大孩子年龄	6.21	5.69	0.53***	235 788
男孩 (%)	60.63	58.63	1.99***	235 788
家庭规模 (人)	3.480	3.510	-0.04***	235 788
家庭结构 (%)：				235 788
夫妻均外出	56.27	96.01	-39.74***	
丈夫单独外出	28.26	1.640	26.62***	
妻子单独外出	15.48	2.350	13.12***	
结果变量：				
月收入	3184.86	3308.60	-123.73***	235 788
周工作时间 (小时)	54.76	52.55	2.22***	235 788
小时收入	16.33	17.90	-1.57***	235 788
渠道变量：				
流入城市生活成本：				
商品房房价 (元/平米)	10224	9566	657.54***	220 469
流入城市公共服务：				
小学师生比 (人/万人)	569.10	585.00	-15.85***	216 879
初中师生比 (人/万人)	908.90	900.10	8.80***	216 510

①有关落户门槛指数的详细介绍，参见张吉鹏和卢冲（2019）。

②未上学的受教育年限为 0 年、小学为 6 年、初中 9 年、高中及中专 12 年、大专 15 年，大学本科和研究生分别是 16 年和 19 年。

人均床位数（个/万人）	82.08	83.72	-1.64***	211 752
人均医院数（个/万人）	0.46	0.51	-0.05***	211 702
人均医生数（人/万人）	45.00	46.48	-1.48***	212 248
流入城市公共服务可及性：				
落户门槛指数	1.07	1.00	0.07***	167 731
流动范围（%）：				235 788
跨省流动	65.82	48.78	17.04***	
省内跨市	22.12	32.03	-9.91***	
市内跨县	12.06	19.19	-7.13***	
职业（%）：				235 788
国家机关、党群组织、企	0.53	0.85	-0.31***	
专业技术人员	10.57	12.98	-2.42***	
办事员和有关人员	2.30	3.23	-0.93***	
商业、服务业人员	30.49	38.70	-8.22***	
农、林、牧、渔、水利业	1.09	2.02	-0.92***	
生产、运输设备操作人员	52.13	37.12	15.01***	
无固定职业	1.01	2.67	-1.66***	
其他不便分类的从业人员	1.88	2.44	-0.55***	

注：（1）表中收入为以 2011 年为基期，按照不同省份城市居民价格指数进行购买力平价调整后的结果。（2）落户门槛指数取值范围为 0.12-2.63，标准差为 0.62，落户门槛最低的城市为广西防城港市，最高的城市为北京市。

我们将城市房价作为与子女随迁相关的生活成本指标；将师生比、人均床位、医院和医生数作为与子女随迁相关的教育和医疗公共服务指标；由于绝大多数城市公共服务的可及性与户籍挂钩，我们将城市落户门槛作为度量公共服务可及性的指标。比较两类流动人口流入市层面的特征，我们发现，和不带子女随迁者相比，带子女随迁的流动人口流入的城市房价、初中师生比和落户门槛稍低，而小学师生比、人均床位、人均医院、人均医生数均更高。此外，有子女随迁的流动人口选择省内和市内流动的比例更高。两类家庭在职业分布上也存在较大差异。^①没有随迁子女的户主中，生产运输设备操作人员占比达 52%，高于有子女随迁样本的 37%。在有随迁子女的家庭中，户主无固定职业、从事其他不便分类职业的比例高于没有子女随迁的样本。

表 2 流动人口家庭户主的月工资和小时工资（单位：元）

主要职业	没有随迁子女		有随迁子女	
	上月收入	小时工资	上月收入	小时工资
国家机关、党群组织、企事业单位负责人	4769.54	32.81	5133.35	31.70
专业技术人员	4135.96	23.14	4669.83	27.02
办事员和有关人员	3793.78	23.08	3899.63	23.74
商业、服务业人员	2904.28	15.32	3004.52	16.29
农、林、牧、渔、水利业生产人员	2711.52	13.73	2301.53	12.09
生产、运输设备操作人员及有关人员	3142.24	15.15	3186.3	15.86
无固定职业	2313.33	13.12	2177.12	12.09
其他不便分类的从业人员	3120.24	17.58	3405.02	24.54

注：表中收入为以 2011 年为基期，按照不同省份城市居民价格指数进行购买力平价调整后的结果。

我们以 2011 年作为基期，按照不同调查年度各省城市消费者物价指数（CPI），对流动人口月工资收入进行了调整，并利用月工资数据除以月工作小时得到了小时工资。有子女随

①这里按照人力资源和社会保障部的标准把职业分为 8 大类。

迁的户主周工作时间少，但其月收入和小时收入均高于没有子女随迁的户主。表 2 给出了不同职业流动人口的工资收入情况。除从事农林牧副渔业以及无固定职业人员外，其他 6 个职业中有子女随迁的流动人口月工资和小时工资收入均高于没有子女随迁的样本。这既可能是收入水平提高增加了家庭对子女随迁的需求，也有可能是由于带孩子外出的流动人口年龄更大，在城镇劳动力市场上的工作年限更长以及教育水平更高。

根据表 1 的结果，有和没有随迁子女的样本在可观测特征上存在较大的区别，因此我们猜测两组人群在不可观测特征上也存在差别。后文实证工作的重点为，通过不同方式减少样本的异质性，从而更为准确的衡量子女随迁对流动人口收入的影响。

五、实证结果

（一）OLS 回归结果

在表 3 中，我们以小时工资对数为因变量，子女随迁作为核心自变量进行回归分析。第（1）列控制了流动人口的 personal 特征、子女特征、家庭结构及来源省份后，结果显示，和不带子女随迁的流动人口相比，带子女随迁者小时工资低 1.9%。其他控制变量的系数与文献中这些变量对收入的影响基本一致，不再赘述。多元回归所呈现的子女随迁与收入负相关的结果与表 1、表 2 中描述统计中正相关性的差别说明，子女随迁状态与流动人口的特征相关：教育水平高、迁移时间长的流动人口工资更高，也更倾向于带子女迁移。此外，对于来自相同地区、具有相同家庭结构和个人特征的流动人口，带子女随迁的流动人口工资水平更低的结果，与空间均衡的理论分析预期一致。然而，虽然第 1 列控制了尽可能多的变量，仍然存在一些不可观测的特征（个人能力、运气等）使流动人口之间不同质。由于不可观测异质性的存在，多元 OLS 结果无法准确衡量空间均衡效应中子女随迁对收入的负向影响。

（二）子女随迁和收入间的空间均衡效应：工具变量结果

表 3 第（2）、（3）列给出了工具变量估计结果。本文采用的工具变量是同一调查年份与户主居住在同一区县、同一户籍省份流动人口的平均子女随迁率。^①由于不同区县经济发展水平有差异，这不仅会影响到该区县的子女随迁比例，也会影响到户主的收入水平。因此本文也在该部分进一步控制流入地区县的经济水平，使工具变量更加外生。一般而言，经济发展程度较好的城市，其住房的租金也更高。本文选取本地同住人口数量为二至三人的家庭，根据户主回答的住房月租金额，计算得到该区县月租金的均值，作为反映区县经济发展水平的控制变量。2SLS 第一阶段回归结果如表 3-B 部分所示，平均子女随迁率的估计系数为 0.78，在 1% 的显著性水平下显著，一阶段工具变量对应的偏 F 值为 24958。

表 3-A 部分第（2）列控制流动人口个人和子女特征、家庭结构、来源省等变量后，两阶段最小二乘（2SLS）第二阶段结果显示，子女随迁使户主小时工资降低 12.9%。在第 2 列的基础上控制户主所在区县平均房租后，第 3 列 2SLS 结果显示，子女随迁的负向影响变为 16.4%。^②这体现出空间均衡下，子女随迁与流动人口收入间的因果效应。工具变量和多元 OLS 结果的差异凸显了样本不可观测异质性所带来的影响，携带与不携带子女随迁的流动人口在不可观测特征上存在较大的差别，导致 OLS 低估了子女随迁对户主收入的负向影响。

^①本文也使用除去本户主后的同一调查年份、居住所在区县、来源省的平均子女随迁率，作为该户主是否带子女随迁的工具变量。结果和表 3 相差不大。

^② $0.129=1-\exp(-0.1382)$, $0.164=1-\exp(-0.1795)$ 。

表 3 子女随迁对户主 (log) 小时工资的影响

A	因变量=log(小时工资)		
	OLS	2SLS	2SLS
	(1)	(2)	(3)
子女随迁	-0.0189*** (0.0045)	-0.1382*** (0.0155)	-0.1795*** (0.0151)
受教育年限	0.0546*** (0.0020)	0.0554*** (0.00202)	0.0508*** (0.00163)
年龄	0.0515*** (0.0027)	0.0531*** (0.00273)	0.0482*** (0.00242)
年龄平方/100	-0.0689*** (0.0034)	-0.0702*** (0.00346)	-0.0635*** (0.00313)
女性	-0.2977*** (0.0052)	-0.303*** (0.00515)	-0.311*** (0.00461)
农业户口	-0.1333*** (0.0094)	-0.1368*** (0.00965)	-0.1310*** (0.00880)
迁移时间	0.0056*** (0.0008)	0.00691*** (0.000797)	0.00696*** (0.000667)
最大孩子性别	0.0019 (0.0021)	0.00297 (0.00210)	0.00209 (0.00212)
孩子数量	-0.0119*** (0.0031)	-0.0148*** (0.00314)	-0.00513* (0.00286)
丈夫单独外出	-0.0267*** (0.0069)	-0.105*** (0.0117)	-0.124*** (0.0113)
妻子单独外出	-0.0043 (0.0073)	-0.0621*** (0.00998)	-0.0713*** (0.0100)
所在区县平均房租对数			0.1112*** (0.00959)
最大孩子年龄	控制	控制	控制
来源省份	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制
R-squared	0.2988	0.1449	0.1852
B 一阶段结果			
平均子女随迁率		0.7746*** (0.0052)	0.7889*** (0.0050)
所在区县平均房租对数		不控制	控制
一阶段偏 F 值		220 59	249 58
R-squared		0.1773	0.4619
观测数	235 594	235 594	229 689

注：(1) *, **, *** 分别代表在 10%, 5% 和 1% 的水平上显著。(2) A 部分因变量为小时工资对数, B 部分因变量为子女随迁。(3) 括号中为稳健标准误, 聚类在调查区县层面。(4) 最大孩子是男孩、夫妻双方外出是省略虚拟变量。

(三) 机制检验：子女随迁与流动人口的流入地和职业选择

本小节从流入地区和职业选择的角度分析了子女随迁对流动人口收入产生负向影响的机制。我们首先考察携子女随迁者是否更倾向于流入生活成本低、公共服务可及性高的城市, 其次从流动范围和流入省份的角度上来考察, 携子女随迁者是否会选择就近流动。最后, 我们考察子女随迁是如何影响流动人口的职业选择的。

表 4 机制检验：子女随迁与户主流入地区的选择

	Probit	Probit	Mlogit		Mlogit	
因变量：	低生活成本 城市=1	高公共服务可 及性城市=1	跨省=0 省内跨市 市内跨县		东部省份=0 中部省份 西部省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
子女随迁	0.1444*** (0.0098)	0.0834*** (0.0119)	0.1061*** (0.0067)	0.1131*** (0.0071)	0.1031*** (0.0059)	0.1068*** (0.0063)
受教育年限	-0.0037** (0.0018)	-0.0111*** (0.0019)	0.0031* (0.0014)	0.00295*** (0.0008)	0.0044*** (0.0010)	0.0028** (0.0010)
年龄	-0.0038 (0.0028)	-0.0035 (0.0033)	0.0126*** (0.0026)	0.0098*** (0.0018)	0.0066*** (0.0018)	0.0086*** (0.0019)
年龄平方/100	0.0076** (0.0037)	0.0048 (0.0044)	-0.0184*** (0.0035)	-0.0135*** (0.0026)	-0.0088*** (0.0026)	-0.0092*** (0.0025)
女性	-0.0320*** (0.0039)	-0.0254*** (0.0048)	-0.0074* (0.0035)	-0.0098** (0.0035)	-0.0154*** (0.0025)	-0.0175*** (0.0029)
农业户口	-0.0040 (0.0101)	0.0523*** (0.0100)	0.0074 (0.0067)	0.0032 (0.0054)	0.0086* (0.0051)	-0.0106* (0.0055)
迁移时间	-0.0148*** (0.0009)	-0.0117*** (0.0013)	-0.0053*** (0.0008)	-0.0056*** (0.0005)	-0.0078*** (0.00)	-0.0036*** (0.00)
最大孩子性别	0.0067*** (0.0023)	-0.0012 (0.0027)	0.00297 (0.0021)	0.00279 (0.0019)	0.0080*** (0.0006)	0.0082*** (0.0005)
孩子数量	0.0002 (0.0048)	0.0068 (0.0055)	-0.0162** (0.0053)	-0.0311*** (0.0039)	-0.0298*** (0.0048)	-0.0180*** (0.0039)
丈夫单独外出	0.1731*** (0.0101)	0.0666*** (0.0133)	0.0179* (0.0077)	0.0734*** (0.0066)	0.0706*** (0.0069)	0.0984*** (0.0065)
妻子单独外出	0.1379*** (0.0101)	0.0246* (0.0132)	0.0360*** (0.0082)	0.105*** (0.0074)	0.0827*** (0.73)	0.0617*** (0.59)
最大孩子年龄	控制	控制	控制	控制	控制	控制
来源省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	220 190	167 583	235 584		235 584	

注：(1) *, **, ***分别代表在 10%, 5%和 1%的水平上显著。(2) 表中系数值均为边际效应，括号中为稳健标准误，聚类在调查区县层面。(3) 最大孩子是男孩、夫妻双方外出是省略虚拟变量。(4) 流动范围变量中，跨省迁移是省略组，子女随迁的边际效应为-0.219(0.0011)。流入区域变量中，流入东部是省略组，子女随迁的边际效应为-0.21(0.0083)。

首先，我们考察携带子女随迁对流入地选择的影响。本文分别按照中位数将城市层面的房价和落户门槛变量进行了分类。将房价高于其中位数的城市作为高生活成本城市，变量取值为 0，不高于其中位数的城市作为低生活成本城市，变量取值为 1。将落户门槛指数高于其中位数的城市作为低公共服务可及性城市，取值为 0，不高于其中位数的城市作为高公共服务可及性城市，取值为 1。我们分别以低生活成本和高公共服务可及性为因变量，以子女随迁作为自变量，采用 Probit 模型进行回归，并计算了边际效应，结果如表 4 第 (1)、(2) 列所示。和不携子女随迁的流动人口相比，携子女随迁者更流入低生活成本城市的概率提高 14.4%，流入高公共服务可及性城市的概率提高 8.3%。

由于流动人口的流动范围和流入省份选择对应的因变量都是多值离散变量，本文用 Mlogit 模型进行估计，并计算了变量的边际效应。表 4 第 (3)、(4) 列回归结果表明，子女随迁使流动人口省内跨市以及市内跨县迁移的概率分别提高 10.6%和 11.3%，降低了流动人

口跨省迁移的概率。表 4 第 (5)、(6) 列结果显示，子女随迁降低了流动人口流入东部的概率，其流入中西部省份的概率提高 10%——这是因为大部分流动人口样本都来自中西部，子女随迁使得这部分劳动力选择就近流动。

表 5 机制检验：子女随迁与户主的职业选择，Mlogit

因变量=职业类型							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
子女随迁	0.0023*** (0.0006)	0.0061*** (0.0024)	0.0041*** (0.0010)	0.0972*** (0.0067)	0.0099*** (0.0018)	0.0210*** (0.0015)	0.0049*** (0.0010)
受教育年限	0.0024*** (0.0001)	0.0245*** (0.0005)	0.0081*** (0.0002)	0.0022*** (0.0008)	-0.0034*** (0.0003)	-0.0032*** (0.0002)	0.0015*** (0.0002)
年龄	0.0002 (0.0003)	0.0101*** (0.0012)	0.0006 (0.0007)	0.0166*** (0.0022)	-0.0019*** (0.0005)	-0.0016*** (0.0004)	0.0004 (0.0005)
年龄平方/100	0.00002 (0.0005)	-0.0142*** (0.0017)	-0.0006 (0.0009)	-0.0221*** (0.0031)	0.0028*** (0.0006)	0.0030*** (0.0006)	-0.0001 (0.0007)
女性	-0.0016*** (0.0004)	-0.0537*** (0.0018)	0.0139*** (0.0009)	0.1516*** (0.0047)	-0.0004 (0.0008)	-0.0037*** (0.0010)	0.0092*** (0.0009)
农业户口	-0.0054*** (0.0005)	-0.0269*** (0.0021)	-0.0139*** (0.0009)	-0.0052 (0.0050)	-0.0002 (0.0012)	0.0017 (0.0012)	-0.0050*** (0.0009)
迁移时间	0.0001*** (0.0000)	0.0017*** (0.0002)	0.0008*** (0.0001)	-0.0022*** (0.0005)	0.0005*** (0.0001)	-0.0002** (0.0001)	0.0003*** (0.0001)
最大孩子性别	0.0003 (0.0003)	0.0016 (0.0014)	0.0007 (0.0007)	0.0077*** (0.0020)	0.0014** (0.0006)	0.0015** (0.0006)	0.0012* (0.0007)
孩子数量	0.0007 (0.0005)	-0.0057*** (0.0018)	-0.0042*** (0.0011)	-0.0636*** (0.0041)	0.0045*** (0.0009)	0.0044*** (0.0008)	0.0013 (0.0009)
丈夫单独外出	0.0017** (0.0009)	0.0102*** (0.0032)	0.0036** (0.0016)	0.0102 (0.0067)	0.0018 (0.0019)	0.0016 (0.0016)	0.0008 (0.0016)
妻子单独外出	0.0030*** (0.0010)	0.0013 (0.0039)	0.0063*** (0.0017)	0.0710*** (0.0075)	-0.0008 (0.0019)	0.0050*** (0.0019)	0.0024* (0.0014)
最大孩子年龄	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
来源省份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测数	235,584						

注：(1) *, **, ***代表在 10%、5%和 1%水平上显著。(2) 表中系数值均为变量的边际效应，括号中为稳健标准误，聚类在调查区县层面。(3) 最大孩子是男孩、夫妻双方外出是省略虚拟变量。(4) 生产、运输设备操作人员是省略组，子女随迁的边际效应为-0.145(0.0064)。(5) 从第 1 到第 7 列所对应的职业分别为：国家机关人员、专业技术人员、办事员和有关人员、商业服务业、农林牧副渔业、无固定职业、其他不便分类的从业人员。

其次，本文考察子女随迁对流动人口职业选择的影响。同样地，由于职业选择是多值离散变量，我们用 Mlogit 模型进行估计，并得到了变量的边际效应。结果如表 5 所示：相对于没有子女随迁的样本，有子女随迁的流动人口更倾向于选择生产、运输设备操作人员及有关人员以外的职业。特别地，和无子女随迁者相比，有子女随迁的流动人口商业、服务业的概率高 9.7%，从事不固定职业的概率高 2.1%。

根据以上模型的回归结果，本文发现子女随迁限制了流动人口的迁移地点和职业选择：一方面，和子女未随迁者相比，携子女随迁者更倾向于选择就近距离流入到生活成本低、公共服务可及性高的中、西部省份。由于这些地区的工资水平较低，因此携子女随迁者获得了较低的收入。另一方面，携子女随迁者更倾向于从事商业服务业、不固定职业这两个工作时间相对灵活、但收入较低的职业。

最后，我们在基础回归方程中，进一步控制职业选择和代表流入地的生活成本和公共服务、公共服务可及性的变量，来考察给定相关生活成本和公共服务以及职业选择后，子女随迁对流动人口收入是否产生影响。2SLS 估计结果如表 6 第（1）列所示，在进一步控制城市的商品房销售价格、小学师生比、中学师生比、人均床位数、人均医生数、人均医院数、落户门槛指数、职业这几个变量后，子女随迁的系数变小且不再显著。在表 6 第（2）列，我们将城市层面的生活成本和公共服务变量替换为城市固定效应，以控制其他可能与子女随迁相关的不可观测的生活成本和公共服务特征，2SLS 回归结果显示，子女随迁的系数仍然不显著，且系数大小与第（1）列差异不大。第（1）列和第（2）列结果进一步说明，子女随迁通过影响流动人口的流入地区和职业选择而影响了户主收入水平。

以上结果说明，子女随迁对户主收入产生影响，是由于其影响到了家庭的就业决策。以学龄子女为例，由于户籍制度的限制，子女教育问题在省内或市内较易解决，迁移到东部发达地区的教育费用较高。这导致中西部地区带子女随迁的流动人口更多在省内迁移。与此同时，虽然沿海地区（特别是一些大城市）对劳动力的需求很大，却很难解决流动人口子女的照料和教育问题。流动人口出于子女照料及教育的考虑而放弃这一机会，阻碍了劳动力向这些地区流动。

表 6 机制检验：子女随迁、就业选择与流动人口的小时工资

A	因变量=log(小时工资)	
	2SLS: +职业、流入市特征	2SLS: +职业、流入市固定效应
	(1)	(2)
子女随迁	-0.0139 (0.0119)	-0.0159 (0.0109)
受教育年限	0.0485*** (0.0015)	0.0437*** (0.0012)
年龄	0.0461*** (0.0026)	0.0457*** (0.0021)
年龄平方/100	-0.0615*** (0.0035)	-0.0611*** (0.0028)
女性	-0.2839*** (0.0049)	-0.2933*** (0.0041)
农业户口	-0.1126*** (0.0072)	-0.0975*** (0.0062)
迁移时间	0.0028*** (0.0005)	0.0013*** (0.0004)
最大孩子性别	0.0038 (0.0024)	0.0031 (0.0020)
孩子数量	-0.0138*** (0.0032)	-0.0105*** (0.0026)
丈夫单独外出	-0.0352*** (0.0088)	-0.0195** (0.0078)
妻子单独外出	0.0211** (0.0088)	0.0236*** (0.0071)
所在区县平均房租对	0.0587*** (0.0061)	0.0542*** (0.0055)
小学师生比	0.0206* (0.0114)	
中学师生比	0.0221**	

	(0.0108)	
房价对数	0.1491***	
	(0.0108)	
人均床位	-0.0185	
	(0.0187)	
人均医院数	0.0246*	
	(0.0141)	
人均医生数	-0.0276*	
	(0.0166)	
落户门槛	0.0750***	
	(0.0083)	
最大孩子年龄	控制	控制
职业	控制	控制
流入市	不控制	控制
来源省份	控制	控制
年份	控制	控制
R-squared	0.2249	0.1449
B	一阶段结果	
平均子女随迁率	0.7627***	0.7597***
	(0.0065)	(0.0053)
流入市特征	控制	不控制
流入市	不控制	控制
一阶段偏 F 值	13 920	20 739
R-squared	0.4341	0.4685
观测数	155 830	229 688

注：（1）*，**，***分别代表在 10%，5%和 1%的水平上显著。（2）括号中为稳健标准误，聚类在调查区县层面。（3）A 部分的因变量是户主小时工资对数，B 部分的因变量是子女随迁。（4）最大孩子是男孩、夫妻双方外出是省略虚拟变量。（5）小学师生比、中学师生比、房价、人均床位数、人均医生数和人均床位数均做了对数化处理。

六、异质性分析

根据理论模型（6'）式，子女随迁对流动人口收入产生影响的大小取决于两个因素：子女随迁的相对价格（ P/I ），以及流动人口对子女随迁的偏好程度（ $1-\alpha$ ）。子女随迁相对价格越高、对子女陪伴的偏好越强，子女随迁对流动人口收入的负向影响越大。和学龄前儿童相比，学龄儿童随迁提高了家庭对住房和教育等公共服务的需求，因而其子女随迁的价格也相对更高，本节将通过比较学龄前和学龄阶段子女随迁对流动人口收入的异质性影响，来考察子女随迁相对价格所起的作用。其次，和男性相比，女性更加注重子女的陪伴，本小节也通过比较子女随迁对不同性别流动人口收入的影响，来考察对子女随迁偏好的差异如何影响流动人口的收入水平。

（一）不同年龄段儿童随迁与户主小时工资

在本节中，我们将使用工具变量方法，分别讨论处于不同年龄段的子女随迁以及子女随迁对不同性别人群的影响。首先，本文将流动人口样本按照子女年龄分为三个组别：5 岁及以下（学龄前）、6~12 岁（小学阶段）和 13~15 岁（初中阶段）。为了避免家庭中同时存在 0~5 岁、6~12 岁或 13~15 岁儿童使样本重叠对回归结果产生影响，本文删除了有两个或三个年龄段儿童的家庭样本。

表 7 子女随迁对户主小时工资影响的分组分析

因变量=log（小时工资）								
	儿童年龄			家庭结构			夫妻共同迁移家庭	
	0-5 岁	6-12 岁	13-15 岁	均外出	丈夫外出	妻子外出	男性	女性
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
子女随迁	A: 控制个人特征+迁移时间+来源地+家庭结构							
	-0.157***	-0.189***	-0.225***	-0.155***	-0.344***	-0.269***	-0.0664***	-0.262***
	(0.0181)	(0.0166)	(0.0228)	(0.0152)	(0.0510)	(0.0317)	(0.0175)	(0.0158)
B: +控制流入市和职业固定效应								
子女随迁	0.0181	-0.0135	-0.0546**	0.0289***	-0.231***	-0.0941***	0.0914***	-0.0436***
	(0.0134)	(0.0149)	(0.0247)	(0.0107)	(0.0492)	(0.0298)	(0.0128)	(0.0126)
观测数	85 500	64 520	16 175	189 473	24 148	15 877	108 203	81 229

注：(1) A 部分回归中的控制变量与表 3 第 (3) 列相同，B 部分回归中的控制变量与表 6 第 (2) 列相同。
 (2) *, **, *** 分别代表在 10%, 5% 和 1% 的水平上显著。(3) 括号中为稳健标准误，聚类在调查区县层面。
 (4) 2SLS 中第一阶段估计系数 t 检验均在 1% 的显著性水平下显著；第一阶段 F 值均大于 10。

表 7 A 部分前三列结果显示：子女随迁显著降低了户主的小时收入，其中学龄儿童随迁对父母工资水平的负向影响更大：6~12 岁和 13~15 岁子女随迁会使其小时工资分别降低 17.2% 和 20.1%，而 0-5 岁子女随迁对流动人口小时工资的负向影响程度为 14.4%。学龄和非学龄儿童随迁对户主收入影响的差异凸显了子女随迁相对价格的作用：和学龄前儿童相比，学龄段子女随迁不仅提高了对住房的需求，对流入地教育等公共服务的需求也更高，因此其子女随迁价格也更高，这导致子女随迁对其收入的负向影响更强——家庭为了降低居住成本，以及解决子女教育问题不得不选择就近迁移，从而放弃了更高的收入。

(二) 子女随迁与男性和女性户主的收入

由于丈夫和妻子对子女陪伴的偏好存在差别，同时在家庭分工中承担不同的角色，子女随迁对流动人口的影响可能存在性别差异。此外，和共同外出的家庭相比，单独携子女随迁面临的压力更大。因此本文按照流动人口的三种家庭结构进行了异质性分析。通过比较表 7 A 部分第 (4) - (6) 列回归系数发现，无论是哪种家庭结构，子女随迁都会通过影响户主的就业选择而对其收入产生负向影响。子女随迁对单独外出的户主影响更大，即使在 B 部分控制流动范围、流入地区和职业这三个变量后，子女随迁与收入间仍然呈现出负相关关系。

表 7 第 (7)、(8) 列进一步将样本限制在夫妻共同外出的家庭中，考察子女随迁对男性和女性户主影响的差异。对于男性来说，由于妻子共同迁移分担了其照料子女的压力，这使得子女随迁对男性工资的影响程度小于男性单独迁移的情况：单独外出的男性中，和带子女随迁样本相比，带子女随迁样本的小时工资低 29.1%；当夫妻共同外出时，子女随迁对男性的负向影响就小的多 (-6.6%)。而针对女性来说，无论是与丈夫共同迁移，还是自己单独迁移，子女随迁对其工资收入的影响差异不大，使其小时工资下降约 23%。这可能是因为，在夫妻共同带子女迁移时，丈夫仍然会以工作为重，而不与妻子分担子女照料活动。

表 7 结果显示，子女随迁对女性小时工资的负向影响更大。这可能是由两方面原因所造成的：一方面，中国有着“男主外、女主内”的传统，丈夫和妻子的分工差异导致女性将更多的精力放在儿童照料当中，因此在有子女随迁时，女性在就业选择中会做出更多妥协，导致其工资水平更低。另一方面，丈夫和妻子对子女随迁的偏好也有差别，和男性相比，女性对子女随迁的偏好更强，因而子女随迁对女性收入的负向影响更大。

七、结论与政策建议

中国存在数量巨大已婚已育的流动人口，越来越多的人将子女带在身边。本文分析了子女随迁对流动人口收入的影响及机制。空间均衡理论分析表明，对于同质的流动人口而言，子女随迁将会降低其收入水平。这是因为考虑到流入地的生活成本和公共服务可及性，带子女随迁者选择近距离迁移，流入生活成本低、公共服务可及性高的中西部地区，同时从事工作时间灵活、但收入较低的职业。

本文采用了工具变量方法来解决由不可观测的异质性导致的内生性问题。结果显示，子女随迁使户主小时工资下降 16% 左右。进一步的机制分析发现，子女随迁限制了流动人口的迁移地点及职业选择：与不带子女随迁者相比，携子女随迁的流动人口迁移至低房价城市的概率高 14.4%，迁移至高公共服务可及性地区的概率高 8.34%，进行省内跨市和市内跨县迁移的概率提高 10%。另外，携子女随迁者倾向于从事生产运输业以外的工作时间相对灵活、但收入较低的职业，他们从事商业服务业的概率比没有子女随迁者高 9.7%，从事无固定职业的概率高 2.1%。由于子女随迁限制了流动人口迁移地点和职业选择，使其无法在更大范围内寻找高工资的工作，因此工资水平变低。

本文也对不同人群做了异质性分析。结果表明，和非学龄儿童相比，学龄儿童随迁对父母小时收入的负向影响更大，后者随迁会使父母小时收入降低 17%~20%。这是因为有学龄子女的家庭对住房和教育等公共服务的需求更高，为了降低成本、以及满足对公共服务的需求，流动人口不得不选择近距离迁移，牺牲了好的工作机会而使其收入受损。本文还发现，由于共同迁移时，妻子可以分担儿童照料的压力，子女随迁对夫妻均外出家庭中男性的负向影响小于单独外出家庭中的男性。此外，家庭中的性别分工、对子女陪伴的偏好差异导致子女随迁对女性收入的负向影响大于男性。

本文结果不仅有助于我们认识中国劳动力的流动趋势，同时也为公共政策的制定提供了依据。近年来，随着“用工荒”现象逐渐蔓延，许多城市开启了“抢人大战”，各地政府试图通过放宽落户门槛、提供住房补贴等方式来吸引外来人口。本文的结果表明，子女因素在流动人口迁移决策中发挥着重要的作用。为了促进劳动力的流动和资源的有效配置，公共政策的制定应该更多关注家庭福利。另一方面，可通过公共政策的制定使子女随迁状态独立于收入，进一步提高携子女随迁的外来人口福利水平。对于流动人口而言，携子女随迁使其家庭得以更加完整，有利于提高其子女的人力资本水平；对于城市而言，携子女随迁的流动人口在目的地长期居住的意愿更强，这也有利于我国的城镇化进程。

由此，相关政策可以从降低子女随迁成本的角度考虑，使流动人口的迁移地点和工作决策不受子女随迁成本的制约。政策制定者可在城市地区，尤其是在高收入城市更多地提供与托育服务、子女教育、医疗等相关的公共服务。与此同时，也应加大住房供给，通过提供公租房、廉租房等方式，降低携子女随迁流动人口的居住成本。这不但能有效吸引人口流入，也提高了流动人口自身的福利水平。另一方面，当子女随迁作为私人消费时，其价格是由地区间收入差距决定的，因此在长期来看，政府应该调整产业布局，促进区域间均衡发展，通过改善地区间的收入差距的方式，使子女随迁状态独立于收入水平，促进流动人口在区域间自由流动。

参考文献：

- [1] 陈博欧, 张锦华. 社交能力与农民工工资性收入[J]. 财经研究, 2021, (11): 124-138.
- [2] 邓曲恒. 农村居民举家迁移的影响因素: 基于混合Logit模型的经验分析[J]. 中国农村经济, 2013, (10): 17-29.
- [3] 高丙成, 陈如平. 我国普通高中教育综合发展水平研究[J]. 教育研究, 2013, (9): 58-66.
- [4] 胡雯, 张锦华. 密度、距离与农民工工资: 溢价还是折价? [J]. 经济研究, 2021, (3): 167-185.
- [5] 胡雯, 张锦华. 城市的力量: 农民工层级迁移与工资溢价[J]. 财经研究, 2021, (2): 4-18.
- [6] 李强, 臧文斌. 父母外出对留守儿童健康的影响[J]. 经济学 (季刊), 2010, (1): 341-360.
- [7] 李勇辉, 李小琴, 陈华帅. 流而不工、迁而再守——子女随迁对女性就业的影响研究[J]. 经济科学, 2018, (3): 116-128.
- [8] 刘静, 张锦华, 沈亚芳. 迁移特征与农村劳动力子女教育决策——基于全国流动人口动态监测数据的分析[J]. 复旦教育论坛, 2017, (2): 87-93.
- [9] 沈亚芳, 胡雯, 张锦华. 子女随迁入学对农民工迁移决策的影响——基于“千村调查”的数据分析[J]. 复旦教育论坛, 2020, (1): 76-83.
- [10] 史新杰, 方师乐, 高叙文. 基础教育、职业培训与农民工外出收入——基于生命周期的视角[J]. 财经研究, 2021, (1): 153-168.
- [11] 宋锦, 李实. 农民工子女随迁决策的影响因素分析[J]. 中国农村经济, 2014, (10): 48-61.
- [12] 孙婧芳. 城市劳动力市场中户籍歧视的变化: 农民工的就业与工资[J]. 经济研究, 2017, (8): 171-186.
- [13] 王善迈, 袁连生, 田志磊, 等. 我国各省份教育发展水平比较分析[J]. 教育研究, 2013, (6): 29-41.
- [14] 谢鹏鑫, 岑炫霏. 子女随迁对女性流动人口就业的影响研究[J]. 中国人力资源开发, 2019, (7): 160-120.
- [15] 杨娟, 宁静馨. 以教控人是否有效? ——基于北京、上海两地抬高随迁子女入学门槛政策的比较分析[J]. 教育与经济, 2019, (1): 65-74.
- [16] 苑会娜. 农村已婚女性的流动与留守[J]. 人口与经济, 2009, (3): 8-12+19.
- [17] 曾永明. 子女随迁的父代工资效应及其性别异质性研究[J]. 华东师范大学学报 (哲学社会科学版), 2020, (4): 156-169+188.
- [18] 张吉鹏, 卢冲. 户籍制度改革与城市落户门槛的量化分析[J]. 经济学 (季刊), 2019, (4): 1509-1530.
- [19] 章元, 陆铭. 社会网络是否有助于提高农民的工资水平? [J]. 管理世界, 2009, (3): 45-54.
- [20] 赵德昭, 耿之斌. “授人以渔”有效吗? ——农民工职业培训的工资效应检验[J]. 财经研究, 2020, (8): 34-48.
- [21] 赵海涛, 朱帆. 农业转移人口的超大城市偏好与家庭联合迁移决策[J]. 人口与经济, 2019, (3): 77-90.
- [22] Diamond R. The determinants and welfare implications of US workers' diverging location choices by skill: 1980-2000[J]. The American Economic Review, 2016, 116(3): 479-524.
- [23] Gemici A. Family migration and labor market outcomes[R]. Working Paper, 2011.
- [24] Gemici A, Steve L. Marriage and cohabitation[R]. Meeting Paper, 2011.
- [25] Hu F. Migration, Remittances and children's high school attendance: The case of rural China[J]. International Journal of Educational Development, 2012, 32(3): 401-411.
- [26] Kandel W, Kao G. The impact of temporary labor migration on Mexican students' academic educational aspirations and performance[J]. International Migration Review, 2001, 35: 1205-1231.
- [27] Long L H, Boertlein C G. The geographic mobility of Americans: An international comparison[R]. Current Population Reports, Special Studies, 1976.

- [28] Long, L H. Does migration interfere with children's progress at school? [J]. *Sociology of Education*, 1975, 48: 369-381.
- [29] Lu Y, Yeung J W-J, Liu J, et al. Migration and children's psychosocial development in China: When and why migration matters[J]. *Social Science Research*, 2019, 77: 130-147.
- [30] Meng X, Yamauchi C. Children of migrants: The cumulative impact of parental migration on children's education and health outcomes in China[J]. *Demography*, 2017, 54: 1617-1714.
- [31] Mincer J. Family migration decisions[J]. *Journal of Political Economy*, 1978, 86: 749-773.
- [32] Moretti E. Human capital externalities in cities[M]. *Handbook of Regional and Urban Economics*, 2004a, 4: 2243-2291.
- [33] Roback J. Wages, rents, and the quality of life[J]. *Journal of Political Economy*, 1982, 90: 125-1278.
- [34] Rosen S. Hedonic prices and implicit markets: Product differentiation in pure competition[J]. *Journal of Political Economy*, 1974, 82: 34-55.
- [35] Shapiro J M. Job creation and housing construction: Constraints on metropolitan area employment growth[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2006, 88: 324-335.
- [36] Wang C, Zhang C, Ni J, et al. Family migration in China: Do migrant children affect parental settlement intention?[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2019, 47: 416-428.
- [37] Zhang X, Kanbur R. Spatial inequality in education and health care in China[J]. *China Economic Review*, 2005, 16: 189-204.

Migrant Children and Their Parents' Wage Income

Xing Chunbing¹, Zhang Xiaomin²

(1. School of Agricultural Economics and Rural Development, Renmin University of China, Beijing 100872, China; 2. Business School, Beijing Normal University, Beijing 100875, China)

Summary: With continuous reform of China's hukou system, more and more migrants choose to migrate with their children. This paper studies the impact of migrant children on their parents' wage income and the underlying mechanisms. Investigating the relationship between migrant children and the employment choices of their parents sheds light on how familial factors influence the rural residents' migration behavior. This study also deepens our understanding of the trade-off between nominal income and costs of public services and housing associated with migrant children.

Bringing children with them means higher living costs and increased demand for public services for migrant parents. In a spatial equilibrium model, migrants face a trade-off between children migrating with them and higher income: those who migrate with children tend to choose low-income areas for lower living costs and easily accessible public services. Using the dataset of the China Migrants Dynamic Survey between 2011 and 2017 and the instrumental variable (IV) method, we find that migrating with children will decrease the hourly wage of the migrant household heads by about 16%. Further results suggest that migrant children affect their parents' income mainly through

the choice of migration destination and occupation. Because of higher living costs and insufficient public services in destination, those who migrated with children tend to narrow their migration scope to cities with lower housing prices and accessible public services. They also tend to choose flexible occupations with lower incomes. The negative impact of migrant children is larger for migrants with school-age children than those with preschool-age children. Households with school-age children narrow their migration scope to reduce costs and meet the demand for public service of education at the cost of good job opportunities. Heterogeneity analysis also suggests that migrants (especially women) who migrate without their spouses are more negatively affected by migrant children than when both husbands and wives migrate together.

Our results suggest that children are an important factor affecting the migration choices of migrants, and policies should aim at reducing the cost of child migration. On the one hand, policymakers can provide more public services such as childcare, education, and medical care in urban areas, especially in high-income cities. It is necessary to increase the housing supply to reduce the living costs of migrants by providing public rental housing and low-cost housing. On the other hand, in the long run, industrial policies should promote balanced development and lower income gaps among regions so that migrants' income can be less dependent on children.

Key Words: migration; occupation choice; migrant children; education; spatial equilibrium