

城市规模、公共服务挤出效应与流动人口子女随迁

杨雨萱

(中山大学 政治与公共事务管理学院, 广州 510006)

摘要:据第七次全国人口普查数据显示,中国流动人口已经达到3.76亿人。流动人口作为城市的建设者和贡献者,他们的子女是否平等享受到城市的发展成果?在城市的发展成果分配时,他们是不是更容易被“挤出去”?为此,在理论分析的基础上,分别使用Probit和Iv-Probit模型检验城市规模对流动人口子女随迁的影响及其机制。研究发现,城市规模越大,流动人口子女的随迁趋势越低。城市规模越大,教育和医疗的不足所带来的“挤出效应”,使得流动人口的子女在父母的流入地不能正常享受教育和医疗服务,由此降低了子女的随迁率。且相比于体制内劳动者来说,体制外劳动者的子女随迁比例更低,更容易被“挤出去”。

关键词:城市规模;公共服务;流动人口;子女随迁

中图分类号:F299.24 文献标志码:A 文章编号:1674-4543(2021)08-0079-15

DOI:10.16537/j.cnki.jynufe.000722

一、引言

据第七次全国人口普查公布的数据显示,中国流动人口已经达到3.76亿人,流动人口规模还将进一步扩大。随着农村剩余劳动力大规模向城市迁移,伴随而来的是大规模的留守儿童。留守儿童相比于流动儿童更易遭受欺凌^①。党的十九大报告中提出,要健全农村留守儿童关爱服务体系。随迁是解决留守儿童问题的关键所在。

在城市化的潮流中,中国城镇化水平不断提高,而且正在向着都市化演变,人口向大城市(群)聚集的现象普遍存在,流动人口具有明显的大城市倾向。但当前中国流动人口政策却是以中小城镇为导向的,这就使得较多流动人口受落户条件所限^{②③},流入地的城市规模越大,越难享受到当地的基本公共服务。随着越来越多的人口向大城市集聚,大城市的公共服务,尤其是与孩子的发展相关的公共服务如教育和医疗“供给-需求”矛盾尖锐。同时,与老人息息相关的健康、养老等公共服务,同样面临着“供给-需求”不匹配的尖锐矛盾。

从长远上看,人口的流动与城镇化是不可阻挡的潮流,流动人口作为城市的生产者,其子女作为消费者,应该有权利享受到城市的发展成果,流动人口的子女是否能够分享到城市发展所带来的福利,这不仅涉及到解决留守儿童问题的关键,也涉及到资源分配的公平问题。因此,需要考察城市规模与流动人口子女随迁的相关关系。流动人口作为城市的建设者和贡献者,他们的亲属尤其是子女是否平等享受到城市的发展成果?在城市的发展成果分配时,他们是不是更容易被“挤出去”?研究

收稿日期:2021-06-14

基金项目:教育部人文社会科学研究项目“养老机构分化与护工市场扭曲”(17YJA840010)

作者简介:杨雨萱(1994-),女,河南驻马店人,中山大学政治与公共事务管理学院博士研究生,研究方向为人口迁移与区域经济、社会保障。

①中国新闻网《逾三成留守儿童曾受欺负 六成留守儿童学习偏差》<http://www.chinanews.com/edu/xyzt/news/2007/11-16/1079638.shtml>。

②自2014年起,对于非北京户籍适龄儿童在北京市接受义务教育,要求提交“五证”以及其他相关材料,包括父母双方劳动合同、社保证明、租房合同、购房合同等。

③2015年,在上海等一线特大城市严控人口规模的潮流中,流动儿童入学的门槛再一次提高,适龄儿童在沪接受教育需要有临时居住证,父母一方有居住证,且积分达到120分。

这些问题具有重要的现实意义。具体研究思路是:首先,检验城市规模对流动人口子女的随迁行为是否会产生影响?如果存在影响,结果是否具有稳健性?其次,通过工具变量法控制其中存在的内生性问题,估计城市规模对流动人口子女随迁的净效应。最后,探讨城市规模对流动人口子女的随迁行为产生影响的机制。

为此,本文使用量化数据回答上述研究问题。本文重点围绕城市规模对流动人口子女随迁的影响,并论述其中的影响机制,研究具有以下重要意义:首先,从理论上拓展了研究维度,验证了城市规模对流动人口子女随迁的影响。本文通过公共服务这一影响机制,厘清了城市规模对流动人口子女随迁的影响及其作用机制,从理论上拓展了该领域研究的维度与深度。其次,从实践上为构建面向家庭的流动人口公共服务体系、加快农业转移人口市民化提供支撑,这对于缓解社会矛盾和促进城市化高质量发展具有重要意义。系统的研究分析有助于厘清社会矛盾现象背后的发生机制,对今后制定相关政策提供参考。

二、文献综述与理论假说

(一) 城市规模对流动人口子女随迁的影响分析

尽管对于整个家庭来说,父母外出务工能提高家庭的经济水平,但每个家庭成员的情感需求也是不容忽视的。因此,流动人口家庭的“再团聚”是必然的发展趋势。而实现家庭的亲子团聚,关注外出父母的返乡只是其中一方面,另外,也应当重视子女的随迁(Kwak, 2003; Gilbert et al, 1999)^[1~2]。以往研究从以下几个方面探讨了子女随迁的影响因素。

在个体因素方面,现有的研究主要从孩子的性别和年龄上来考虑。吕利丹等(2013)^[3]的研究表明,男孩和学龄前儿童更可能实现随迁(刘成斌等, 2016)^[4]。柯宓(2016)^[5]发现学龄前子女的随迁可能性会明显高于学龄子女,且以初中适龄阶段的子女尤甚。家庭因素方面,主要包括家庭整体的生活条件、父母的文化水平、收入水平、职业状况、迁移状况等。杨舸等(2011)^[6]认为子女的随迁决策在很大程度上受到流动人口自身能为子女所提供的物质保障程度的影响,在流入地拥有良好的住房条件和独立性的家庭更加倾向于子女随迁,而在户籍地老家住房条件较差也成为促使儿童随迁的一大推力(吕利丹等, 2013; 许传新等, 2010)^{[3][7]}。在控制了其他因素后,受教育水平较高的父母倾向于在迁移时把子女带在身边(梁宏等, 2010; 孙志飞, 2010; 宋锦等, 2014; Fang et al, 2018)^[8~11]。另外,母亲是否流动也对子女是否随迁有关键作用(吕利丹等, 2013)^[3],如果母亲的受教育程度较高,就业机会较多,子女被带进城的可能性就进一步提高(宋锦等, 2014)^[10]。

可以看出,目前的大部分研究都是从个人和家庭等微观层面来探讨流动人口子女的随迁因素,对宏观层面上的探讨还依然较少。城市规模对流动人口的社会融入、市民化等社会经济行为等会产生一定的影响(朱明宝等, 2016; 张文武等, 2018; 李瑞等, 2018)^[12~14],有研究表明,城市规模的增大会通过提高流动人口稳定就业概率和同乡集聚效应来促进外来人口的留城意愿(黄梦琪等, 2021)^[15],那么会对流动人口子女的随迁决策产生影响吗?影响机制又是怎样的呢?

一方面,部分研究主要从城市规模会影响父母的迁移决策,进而影响到子女的随迁决策来展开的。东部的大城市作为发达地区集聚地是流动人口子女的“不友好”地区,一线城市的农民工子女留守概率显著升高,而父母的流动距离越短,流动时间越长,越倾向于安排子女随迁(胡霞等, 2016; 梁宏等, 2010)^{[16][8]}。农民工向经济发达的大城市迁移时,往往是为了追求更好的自身发展,因此,这种迁移常常伴随子女的留守。相比较而言,农民工在进入中小城市务工时,减少了高工资与子女随迁的权衡和取舍,其子女随迁决策更加中性(梁宏等, 2010; 宋锦等, 2014)^{[8][10]}。除此之外,还有研究表明,城市社会保障可以显著提升农民工子女随迁的概率,在特大城市尤为显著(王春凯等, 2021)^[17]。

另一方面,部分研究则是直接从家庭化同住趋势方面来展开研究的。有研究认为,城市规模与农民工的家庭化同住趋势呈现出负向的相关关系(汪建华, 2017)^[18]。与之结论不同,有些研究则发现城市规模与农民工核心家庭的团聚存在着“倒U型”的关系,大城市中的农民工核心家庭最有可能实

现团聚,特大及以上城市中的农民工核心家庭最难实现团聚(谷莎菲等,2018)^[19]。

以往的研究主要就流动人口子女随迁的影响因素以及城市规模对流动人口的社会经济行为等方面的影响进行了一系列分析,但是就城市规模与流动人口子女随迁的影响方面,相关研究仍然欠缺。具体来看,主要存在以下不足:首先,部分研究主要以家庭同住趋势作为研究的出发点,侧重于家庭结构的完整性,而对随迁子女这一群体的具体研究相对欠缺。其次,现有的研究对于城市规模影响流动人口子女随迁概率的内在机制并没有给出较好的解释。最后,对于城市规模指标的衡量更多的也是将城市分为几个大类分别做回归,忽视了城市的相关特征。对于流动人口而言,以城市规模为依据制定的城镇化政策是影响其子女随迁的重要因素之一。而如何顺应流动人口子女的随迁趋势、回应流动人口的市民化需求,是完善当前城镇化政策最基本的立足点之一。那么,我们需要研究城市的规模对儿童随迁的决策究竟存在着怎样的影响?城市公共服务的供给以及可及性又是如何影响流动人口子女的随迁?

为了对以上问题作出回答,本文将依据全国流动人口动态监测数据、中国统计年鉴数据以及全国人口普查数据,采用 Probit 模型和 Iv-Probit 模型,在有效控制了所存在的内生性问题之后,分析城市规模对流动人口子女随迁的影响及其影响机制。

(二) 城市规模对流动人口子女随迁影响:理论机制与假说

在 Grossman(1972)^[20]构建的健康人力资本模型中,医疗服务作为维持健康人力资本存量的重要投入品被纳入到模型中。近年来,国外的一些关于家庭化流动的研究开始探索子女的发展需求对家庭迁移决策制定的重要作用(Halfacree et al,1993)^[21]。Bushin(2010)^[22]对英国乡城迁移家庭的研究发现,父母在作家庭迁移决策时会充分考虑其子女的未来发展,因此,他们倾向于考量迁移地是否能为子女提供更多的发展空间。除了经济因素的考量之外,流入地的与儿童发展息息相关的公共服务的提供也对父母所作出的家庭迁移决策起到重要的影响作用,特别是教育和医疗资源。

健康和教育的同属个人人力资本的重要组成部分。Case等(2005)^[23]的相关研究发现,如果儿童当前的健康状况较差,那么他们当前的学业整体水平不甚理想,成年之后的社会地位和健康状况也处于相对劣势的地位。因此,在地区间、城市间教育、医疗资源配置仍不均衡的大背景下,他们能否享有充分的公共资源也成为父母在决定其是否随同流动时考虑的因素之一。

1. 父母流入地城市规模会影响其子女随迁的可能性

城市规模越大,人均公共服务水平较低,门槛较高,构成了儿童随迁的阻力。当前中央财政转移支付仍然以户籍人口为依据(辜胜阻等,2014)^[24],城市规模越大,相应的流动人口规模也越大,而这会显著降低人均普通教育经费支出、社会保障和就业支出、医疗卫生支出等(杨刚强等,2017)^[25]。与孩子的成长和发展息息相关的医疗和教育等公共资源在流动人口聚集的大城市更加紧张,在这些大城市,流动人口的数量往往是当地户籍人口的几十倍。也就是说,虽然大城市的公共服务更好,但可及性较低,外来人口难以获得与当地居民同等的基本公共服务(宋锦等,2014)^[10]。

户籍制度壁垒显著降低了公共资源对流动人口子女随迁的拉动作用(陶然等,2011)^[26]。就随迁儿童的就学现状来看,随迁儿童的学前教育和义务教育阶段均处于低水平失衡状态(宋月萍等,2017;黄颖,2015)^[27-28],儿童转学率和失学率比较高,而且教学质量也相对缺乏保障(谢建社等,2011)^[29]。另外,研究还发现跨省份随迁儿童在就学机会和就学环境方面都处于劣势(王宗萍等,2010)^[30],且不同地区流动儿童教育现状存在较大差异。就医疗卫生服务方面来看,流动儿童对流入地的医疗卫生服务的利用率依然相对较低(高春梅等,2013)^[31],计划免疫建证、建卡及接种率也比较低,除流动儿童自身家庭的因素外,流入地基层卫生机构的医疗服务可获得性不高也是阻碍儿童随迁的重要原因(贾伟华等,2010)^[32],从而构成儿童随迁的阻力。

假设 1:城市规模越大,人均公共服务水平越低,子女随迁可能性越低。

2. 城市规模对流动人口子女随迁的影响存在异质性

流入地的公共服务供给日渐成为影响儿童随迁的主要因素,与成人看重城市的经济发展水平不同,儿童的流动决策则更加看重城市的教育、医疗等公共资源。一方面,大城市拥有总体水平高、相对

丰富的基础教育资源,并且还拥有包括先进的医疗设备、高技能的医务人员和相对健全的医疗保障体系在内的医疗资源(魏守华等 2015; Xing et al 2017)^[33~34]。同时,还拥有丰富多彩的公共科技和文化资源、便捷的公共交通和公共安全保障资源(覃成林等 2016)^[35]。另一方面,父母的工作单位性质在很大程度上决定了子女能否更好享受到流入地的公共服务。体制内的工作享有更完整的法定休假福利,体制内工作更加稳定,且在户口、医疗、教育等方面确实有更优厚的待遇。相关研究也表明,体制内就业者对福利保障的满意程度高于体制外就业者(韩丹 2010)^[36]。

假设 2: 相比于体制外劳动者,体制内劳动者获得公共服务的可及性更高,城市规模通过公共服务“挤出效应”对子女随迁的影响越低。

三、实证策略、数据与模型

(一) 实证策略

1. 普通 Probit 模型

Probit 模型是计量经济学非线性分析中非常重要的模型之一,在劳动力转移的研究中经常使用(都阳等 2003; 洪杰杰等 2016; 朱农 2002; 樊士德等 2016; 刘靖 2008)^[37~41]。根据数据样本的类型,子女的随迁决策有两种类型:随迁和不随迁,而影响随迁决策的因素是多方面的,包括子女的性别、年龄、家庭特征、城市特征等。

由于本文的被解释变量“是否随迁”是一个二元 0~1 变量,因此,本文的基本计量模型为基于个人层面的 Probit 模型,假设每个流动子女的随迁概率由以下方程决定:

$$Prob(Suiqian_{ij} = 1) = \phi(\alpha_1 Indi_{ij} + \alpha_2 Fami_{ij} + \alpha_3 Scale_j + \alpha_4 City_j) \quad (1)$$

其中 i 和 j 表示居住在城市 j 中的个人 i 。回归的样本限于 0~14 岁的孩子。被解释变量是一个有关个体随迁状态的 0~1 变量,若一个孩子随父母到父母务工的城市,则取值为 1;若没有,则取值为 0。在回归方程的右边,是可能影响是否随迁的个人特征向量,包括性别、年龄、户口性质等;可能影响孩子随迁的家庭特征向量,主要包括父母的受教育情况、父母的流动状态以及家庭经济条件等,表示有关城市规模的一个度量指标;其他可能影响就业的城市特征包括在向量中,主要包括城市的外商实际投资额和产业结构水平。

2. IV - Probit 模型的两步估计法

本文的主要模型 IV - Probit 采用 Heckman 两步法进行参数估计。第一阶段,把内生解释变量城市规模($Scale$)对所有工具变量和外生解释变量作 Probit 回归,得到潜变量 $Scale^*$ 的拟合值 $Scale^{*\hat{}}$,即

$$Scale_j^* = \rho Z_i + \delta Indi_{ij} + \Phi Fami_{ij} + \omega City_j + u_i \quad (2)$$

$$Scale_j^{*\hat{}} = \rho^{\hat{}} Z_i + \delta^{\hat{}} Indi_{ij} + \Phi^{\hat{}} Fami_{ij} + \omega^{\hat{}} City_j + u_i \quad (3)$$

其中 $\hat{\cdot}$ 表示变量的拟合值或参数的估计值, $Indi_{ij}$, $Fami_{ij}$, $City_j$ 是与普通 Probit 模型中相同的控制变量, Z_i 为工具变量构成的向量。第二阶段,将对第一阶段得到的拟合值、外生解释变量等作 Probit 回归,即

$$Prob(Suiqian_{ij} = 1) = \phi(\alpha_1^* Indi_{ij} + \alpha_2^* Fami_{ij} + \alpha_3^* Scale_j^{*\hat{}} + \alpha_4^* City_j + \varepsilon_i) \quad (4)$$

通过以上两个阶段的回归,就可以得出 α_3^* 的一致估计。参数 α_3^* 能够反映 $Scale$ 与 $Suiqian$ 的关系,但与普通 Probit 模型中的 α_3 不可混为一谈(连玉君等 2015)^[42]。

(二) 数据与变量设置

实证部分所采用的数据来源于 2016 年全国流动人口卫生计生动态监测调查,该数据是由国家卫生和计划生育委员会主持开展,该调查覆盖全国 31 个省份(不包括港澳台地区)和新疆生产建设兵团。本文主要选取个人问卷数据,重点关注流动人口家庭中 14 周岁及以下的儿童,剔除不符合年龄和户籍条件以及变量信息缺失的样本。此外,还在个体数据上匹配了 2016 年中国城市统计年鉴数据,包括各地级市、直辖市(以下简称各市)人口、教育、卫生等数据,以进一步分析城市公共资源及服务对儿童随迁的影响。为了检验模型的稳健性,将 2010 年第六次全国人口普查数据和 2000 年第五次全

国人口普查数据的人口作为核心解释变量的替代变量,其中 2010 年的人口数据是各市的常住人口数据,2000 年的人口数据是各市市辖区常住人口。为了解决模型存在的内生性问题,使用 1964 年第二次全国人口普查数据作为工具变量。本文得到的最终有效样本共 86906 份^①,变量的描述性统计见表 1。

表 1 变量介绍与描述统计

变量名称	测度方法	均值	标准差	最小值	最大值
是否随迁	是 = 1, 否 = 0	0.713	0.453	0.000	1.000
市辖区年末总人口	根据实际情况测算(单位:百万)	4.597	4.895	0.154	21.291
2010 年各市常住人口	根据实际情况测算(单位:百万)	8.293	6.688	0.232	28.846
2000 年各市市辖区常住人口	根据实际情况测算(单位:百万)	3.708	3.982	0.160	13.963
1964 年各市年末总人口	根据实际情况测算(单位:百万)	2.611	2.985	0.076	10.816
孩子性别	男 = 1, 女 = 0	0.545	0.498	0.000	1.000
孩子年龄	根据实际情况测算	6.536	3.979	0.000	14.000
孩子户口	农业户口 = 1, 非农业户口 = 0	0.828	0.377	0.000	1.000
父母平均受教育年限	根据实际情况测算	10.344	2.624	0.000	19.000
母亲是否在流入地	在 = 1, 不在 = 0	0.932	0.252	0.000	1.000
受访人流动时间	根据实际情况测算	5.550	4.803	0.000	41.000
是否签订固定期限劳动合同	是 = 1, 否 = 0	0.507	0.500	0.000	1.000
是否打算在本地长期居住	是 = 1, 否 = 0	0.687	0.464	0.000	1.000
是否在本地购有住房	是 = 1, 否 = 0	0.293	0.455	0.000	1.000
受访人流动范围	1 = 跨省份, 2 = 省份内跨市, 3 = 市内跨县	1.709	0.753	1.000	3.000
全家在本地月总收入取对数	根据实际情况测算	8.771	0.544	0.693	15.607
实际使用外资总额	根据实际情况测算	11.691	2.045	1.386	14.564
产业结构	第三产业/第二产业	1.544	0.893	0.312	4.761
人均教育支出	根据实际情况测算(单位:百元)	29.238	16.699	2.903	81.285
每万人拥有的床位数	根据实际情况测算(单位:张)	87.948	26.525	13.652	170.038

因变量的测量。子女随迁的界定。本文以子女是否跟随父母流动为标准,来判定子女是否处于随迁状态,若子女跟随父母流动,则视为随迁状态,赋值为 1。若子女没有跟随父母流动,则视为留守状态,赋值为 0。

自变量的测量。衡量城市大小的数量概念,包括城市人口规模与城市地域规模两种指标,通常人口规模是衡量城市规模的决定性指标(因为城市地域规模会随着人口规模的变化而变化)。本文的核心解释变量是各地级市(或直辖市)的城市规模,用人口规模来衡量,后面也会使用地级市辖区建成面积来做稳健性分析。关于人口规模的测量,分别用 2016 年中国城市统计年鉴中 2015 年各地级市(或直辖市)的年末总人口、2010 年第六次全国人口普查数据中各地级市(或直辖市)常住人口和 2000 年第五次全国人口普查数据中各地级市(或直辖市)的市辖区常住人口。

控制变量的测量。控制变量主要包括三大类:个体特征、家庭特征和城市特征。关于个体特征变量主要体现在个体人口学特征:性别变量,男性赋值为 1,女性赋值为 0;年龄变量,是受访者在接受来

^①最终有效样本主要是去除了子女年龄不符合的样本。

访时其孩子的周岁年龄;户口变量,我们以孩子自己的户口来体现城乡二元区别。家庭特征主要包括家庭整体的经济、流动状态等状况,还包括父母的一些个人信息。城市方面的特征我们控制了实际使用外资总额和产业结构。外资总额衡量城市的开放程度,产业结构更是和流动人口的就业息息相关。产业结构参照朱明宝等(2016)^[12]的研究,使用第二产业与第三产业的比重作为产业结构的衡量指标。

工具变量的测量。参考城市规模对社会经济影响的一些研究(孙三百等,2014;陆铭等,2012;范红忠等,2015)^[43-45],我们用以往年份的城市人口规模数据作为工具变量。考虑到1953年第一次全国人口普查在新中国成立之初,普查数据缺失较为严重,再加上1959—1961年中国出现了较为严重的三年自然灾害,这对当时的人口规模和人口结构都造成了重要的影响,因此,以1964年第二次全国人口普查数据中各地级市年末人口作为工具变量。

中介变量的测量。以人均教育支出和每万人拥有的床位数来衡量城市里的人均基本教育和医疗公共服务。

四、描述性统计:城市规模与流动人口子女随迁

(一) 不同城市规模下流动人口子女随迁的年龄和户口差异

从流动人口的户籍来看(见表2),总的来说,具有农业户口的孩子其随迁比例要大于非农业户口的孩子。对于农业户口的孩子来说,依然是超大城市和特大城市的随迁比例较低。但是对于非农业户口的孩子来说,特大城市和中等城市的随迁比例较低,而超大城市、大城市和小城市相对较高。从孩子的年龄和城市规模的交互分析来看,无论流动人口的流入地的城市规模属于哪一类,子女年龄越小,其随迁的可能性就越大。对于超大城市来说,子女在0~5岁学龄前教育阶段和6~11岁小学教育阶段的随迁比例分别为66.8%和62.43%,12~14岁初中教育阶段的为52.84%。而对于特大城市、大城市、中等城市和小城市来说,12~14岁的孩子较其他年龄段的孩子随迁比例相对低一些,但差别不是很大。

表2 不同年龄、不同户口性质的流动人口子女随迁状况的分布

	超大城市	特大城市	大城市	中等城市	小城市
农业户口	64.2	66.34	76.83	76.4	78.14
非农业户口	61.75	45.57	63.53	49.21	61.9
0~14岁	63.43	62.3	75.01	72.15	75.87
0~5岁	66.8	63.05	75.33	71.94	76.2
6~11岁	62.43	61.73	75.72	72.71	76.93
12~14岁	52.84	61.59	71.98	71.2	72.39

(二) 不同城市规模下的随迁儿童所能享受到的基本教育公共服务的差异

表3 不同城市规模下的随迁儿童入学比例(0~6岁小孩托育)

		超大城市	特大/大城市	中小城市
第一个孩子	在家	49.37	42.18	35.95
	入托/入园/入学	50.63	57.82	64.05
第二个孩子	在家	62.48	53.31	50.15
	入托/入园/入学	37.52	46.69	49.85

从表3中可以看出,对于流动人口来说,其0~6岁孩子的入托、入园和入学情况,超大城市、特大城市和大城市的比例要明显低于中小城市。在超大城市,流动人口的第一个孩子只有50.63%的能够

托育,而在中小城市则有 64.05%。就进入学校的性质来看(见表 4),随迁儿童在超大城市只有 67.69% 能够进入到公立学校,特大和大城市则是 72.65%,而中小城市则有 78.07%。因此,超大城市的随迁儿童获得该地的教育公共服务的比例占比更低,公共服务的获取难度更大。

表 4 不同城市规模下的随迁儿童进入公立学校的比例

	超大城市	特大/大城市	中小城市
公立	67.69	72.65	78.07
私立	25.86	25.4	21

五、计量分析: 城市规模对流动人口子女随迁的影响

(一) 城市规模对流动人口子女随迁影响的基本回归

表 5 报告了城市规模对流动人口子女随迁影响的估计结果。表 5 第(1)列没有添加控制变量,仅仅考察了城市规模的影响。回归结果显示,城市规模的回归系数在 1% 的显著性水平上为负,说明城市规模对流动人口子女的随迁表现出抑制作用,即城市规模越大,流动人口子女越不容易随迁。经测算,城市规模均值处的连续边际效应为 -0.0135,即城市规模每扩张 1%,流动子女的随迁概率降低 0.0135 个百分点。流动人口流入地的城市规模越大,会降低流动人口子女的随迁比例。

表 5 城市规模对流动人口子女随迁影响的 Probit 回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否随迁	是否随迁	是否随迁	是否随迁
2015 年市辖区年末总人口	-0.040*** (0.001)	-0.036*** (0.001)	-0.029*** (0.002)	-0.019*** (0.002)
孩子性别		0.001 (0.009)	0.016 (0.015)	0.024 (0.016)
孩子年龄		-0.016*** (0.001)	-0.015*** (0.002)	-0.015*** (0.002)
孩子户口		0.384*** (0.012)	0.450*** (0.022)	0.487*** (0.023)
父母平均受教育年限			0.029*** (0.004)	0.026*** (0.004)
母亲是否在流入地			2.092*** (0.038)	2.071*** (0.040)
受访人流动时间			0.039*** (0.002)	0.038*** (0.002)
是否签有固定期限的合同			-0.102*** (0.016)	-0.076*** (0.017)
是否打算长期居住(5 年以上)			0.446*** (0.017)	0.437*** (0.018)
是否在本地购有住房			0.266*** (0.020)	0.263*** (0.021)
流动范围(1 = 省份内跨市 0 = 其他)			0.311*** (0.018)	0.305*** (0.019)

表5(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否随迁	是否随迁	是否随迁	是否随迁
流动范围(1 = 市内跨县 0 = 其他)			0.391*** (0.025)	0.381*** (0.028)
全家本地月总收入			0.030 (0.018)	0.076*** (0.020)
实际使用外资总额				-0.069*** (0.006)
产业结构				0.150*** (0.010)
_cons	0.754*** (0.006)	0.526*** (0.014)	-2.900*** (0.161)	-2.786*** (0.173)
pseudo R ²	0.019	0.030	0.204	0.205
N	86906	86906	35479	32522

注: 括号内数值为标准误; ***表示1%水平的显著性检验。

表5第(2)列是在第(1)列的基础上进一步控制个体特征变量中性别、年龄和户口性质。回归结果发现,城市规模与流动人口子女随迁之间的关系依然为负。经测算,城市规模均值处的连续边际效应为-0.012,即城市规模每扩张1%,流动子女的随迁概率降低0.012个百分点。另外,研究发现,孩子的性别对于随迁概率的影响是不显著的。由于近年来计划生育的严格执行和社会经济的快速发展,重男轻女思想得到了有效遏制(陆方文等,2017;陆万军等,2016)^[46~47]。因此,研究发现对于孩子的随迁来说,不存在明显的男女差异。总的来说,孩子的年龄越大,其随迁的概率越小。农业户口相比于非农业户口,其随迁的概率更大。

表5第(3)列是在第(2)列的基础上进一步控制了家庭层面上的变量,包括父母以及家庭整体情况的相关变量。回归结果表明,城市规模的回归系数依然在1%的显著性水平上为负。其在城市规模均值处的连续边际效应为-0.011,即城市规模每扩张1%,流动人口子女的随迁概率降低0.011个百分点。另外,研究发现,父母的平均受教育年限越高,其子女随迁的概率越大。母亲在流入地,能有效提高子女的随迁概率。父母的流动时间越长,打算在流入地待得越久,其子女越容易随迁。相比于跨省份流动,省份内跨市以及市内跨县,子女的随迁概率越高。父母能为子女在流入地提供更好的物质保障,子女的随迁率更高,回归结果也证实,全家在流入地总收入越高,在流入地购买了自己的住房的家庭,其子女的随迁率越高。以上结果与杨舸等(2011)^[6]、吕利丹等(2013)^[3]、许传新等(2010)^[7]的研究相一致。

表5第(4)列是在第(3)列的基础上进一步控制了城市层面上的变量。回归结果显示,城市规模与流动人口的子女随迁之间依然呈现出显著的负向关系。其在城市规模均值处的连续边际效应为-0.007,即城市规模每扩张1%,流动人口子女的随迁概率降低0.007个百分点。在城市特征变量上,实际使用外资越高,其子女随迁的概率越低。第三产业占比越大,流动人口子女越容易随迁。其他控制变量的回归结果和前几列基本一致。

(二) 内生性和稳健性讨论

1. 内生性处理

表5的回归结果可能会有偏估计。在考察城市规模对流动人口子女是否随迁的影响过程中,一方面,回归中可能遗漏了既影响城市规模又影响子女随迁的变量,从而导致内生性问题。虽然我们在回归中尽可能地控制个人特征、家庭特征和城市特征变量,以克服遗漏变量带来的内生性问题,但仍存在一些不可测的因素对二者同时存在影响,从而造成估计的偏误。另一方面,子女的随迁与城市规模可能存在双向因果关系,也会导致内生性问题。城市规模的扩张会影响流动人口子女的随迁,而

子女的随迁难度,又直接影响劳动力流动到该城市的意愿,从而影响城市规模。因此,有必要寻找合适的工具变量来克服上述所提到的内生性问题。本文使用1964年的人口数量作为2015年城市规模的工具变量,采用工具变量的估计方法来对模型进行估计,以减少可能存在的遗漏变量和双向因果所带来的偏误。

首先,在第一阶段检验了工具变量对用2015年市辖区总人口数量作为城市规模度量指标的估计。研究发现,1964年的城市人口数量对2015年市辖区总人口数量有着显著的正向影响。逐步加入相关控制变量,在考察1964年城市规模对当前城市规模的影响时,工具变量显著性 F 检验的值分别为43302.8712和6714,都超过了10,且 P 值均为0.000。而且第一阶段的回归结果显示,工具变量对城市规模的影响具有显著的正向影响,即模型具备相当好的解释力,由此,我们认为回归中并不存在明显的弱工具变量问题,说明选取的工具是合理的。

表6的回归结果表明,城市规模对子女的随迁依然存在显著的负向影响。对比表5的回归结果可知,与采用普通Probit模型相比,采用IV-Probit模型的回归结果基本结论不变,但是城市规模的回归系数的绝对值都有所提高,也就是说其影响效应有所增加,这也在一定程度上说明了工具变量法起到了预期的作用,有效降低了内生性所带来的偏误。逐步加入控制变量,经测算,城市规模均值处的连续边际效应的范围在0.033~0.045之间,即城市规模每扩张1%,流动子女的随迁概率降低0.033~0.045个百分点。各层面控制变量的结果基本上也与表5中的结果保持一致,但回归系数稍微有变化,系数的绝对值基本上也都是有所提高,在此不一一赘述。

表6 城市规模对流动人口子女随迁影响的IV-Probit回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否随迁	是否随迁	是否随迁	是否随迁
第一阶段				
1964年城市人口规模	1.145*** (0.003)	1.136*** (0.003)	1.027*** (0.004)	0.679*** (0.003)
第二阶段				
2015年市辖区年末总人口	-0.043*** (0.001)	-0.038*** (0.001)	-0.033*** (0.003)	-0.045*** (0.005)
控制变量		已控制		已控制
_cons	0.754*** (0.008)	0.519*** (0.017)	-3.262*** (0.172)	-3.523*** (0.190)
Wald chi2(1)	69.17	55.75	44.56	110.13
N	76799	76799	31566	28946

注:括号内数值为标准误;***表示1%水平的显著性检验;控制变量与上文一致。

2. 稳健性检验——替换核心解释变量

为了进一步检验上述结果的稳健性,本文变换了城市规模的衡量指标,分别加入2015年市辖区年末总人口的平方项,使用2015年市辖区建成面积、2010年第六次全国人口普查数据中的各市常住人口和2000年第五次全国人口普查数据中的各市市辖区常住人口作为城市规模的衡量指标。其中,市辖区建成面积代表的是城市的土地规模,普查数据代表的是城市的人口规模。

一方面,在中国近年来的城镇化过程中,大量的流动人口进入城市实现了居住空间的转移和“身份上”的市民化,由于城市规模的扩张所带来的“集聚效应”和“拥挤效应”,使得不同城市规模下的流动人口在社会融入、幸福感、市民化意愿等方面产生了一定的分化。一些学者在研究城市规模与社会融入和市民化之间的关系时,发现了“U”型关系(朱明宝等,2016;张文武等,2018;李瑞等,2018)^[12~14]。因此,有必要探讨一下城市规模是否与流动人口子女随迁之间也存在“U”型关系。在表7中,在原有模型的基础上,加入城市人口规模的平方项,结果表明,这一平方项并不显著,说明城

市规模与流动人口子女随迁之间并不存在“U”型关系。

另一方面,本文的主要自变量使用的是2016年城市统计年鉴中市辖区年末总人口这一项指标,而这一项指标的统计口径是户籍人口,在很大程度上忽视了外来人口的存在,标准的对城市规模的定义应该是对城区常住人口的统计。2010年第六次全国人口普查数据中统计的是各市的常住人口,2000年第五次全国人口普查数据中统计的是各省市辖区的常住人口,因此,我们同时选用这两项指标作为稳健性检验的关键变量。

另外,从表7和表8的回归结果中看出,城市规模与流动人口子女随迁之间存在显著的负向关系,这表明前文的结果是稳健的。使用2015年市辖区建成面积作为城市规模的衡量指标,可以发现城市规模均值处的连续边际效应为0.07,也就是说,城市市辖区建成面积每扩张1%,流动人口子女随迁的概率降低0.07个百分点。使用2010年各市常住人口,在加入控制变量之后,经测算,城市规模均值处的连续边际效应为0.028,即城市规模每扩张1%,流动子女的随迁概率降低0.028个百分点。使用2000年各市市辖区常住人口,在加入控制变量之后,经测算,城市规模均值处的连续边际效应为0.045,即城市规模每扩张1%,流动子女的随迁概率下降0.045个百分点。可见,表6的结果具有一定的稳健性。

表7 城市规模对流动人口子女随迁影响的稳健性回归 “U”型、市辖区面积

	(1)	(2)
	是否随迁	是否随迁
2015年市辖区年末总人口的平方	0.001 (0.0004)	
2015年市辖区建成面积		-0.191*** (0.036)
控制变量	已控制	已控制
_cons	-2.846*** (0.177)	-2.557*** (0.193)
pseudo R ²	0.206	0.212
N	32522	28663

注:括号内数值为标准误;***表示1%水平的显著性检验;控制变量与上文一致。

表8 城市规模对流动人口子女随迁影响的稳健性回归:2010年、2000年总人口

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否随迁	是否随迁	是否随迁	是否随迁
第一阶段				
1964年城市人口规模	1.638*** (0.004)	1.096*** (0.005)	1.058*** (0.003)	0.671*** (0.004)
第二阶段				
2010年各市常住人口	-0.030*** (0.001)	-0.028*** (0.003)		
2000年各市市辖区常住人口			-0.046*** (0.001)	-0.045*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

表 8(续)

	(1)	(2)	(3)	(4)
	是否随迁	是否随迁	是否随迁	是否随迁
_cons	0.810*** (0.009)	-3.543*** (0.190)	0.736*** (0.008)	-3.571*** (0.193)
Wald chi2(1)	7.06	21.98	332.55	132.35
N	76669	28895	76368	28812

注: 括号内数值为标准误; *** 表示 1% 水平的显著性检验; 控制变量与上文一致。

六、城市规模、挤出效应与流动人口子女随迁: 机制检验

包容性的城市发展强调要充分重视城市中每一位成员的社会保障,使每一位成员都能够充分享受到城市发展的成果。目前,就中国城市发展的过程来看,流动人口作为城市发展的贡献者,其子女作为城市发展成果的消费者,并没有完全享受到城市的发展成果。随着城市规模的不断扩张,流动人口的子女留守比例在上升,随迁的比例在下降。总的来看,城市规模越大,流动人口越容易被“挤出去”,其被“挤出去”的方式之一则是子女无法享受到正常的城市公共服务,分享城市的发展成果。对此,本文将通过一系列的实证方法对该“挤出”过程以及该过程的人群异质性分化进行检验。本文借鉴温忠麟等(2004)^[48]提出的中介效应依次检验和 Sobel 检验方法,该检验程序也适合多个自变量和多个中介变量的情形,本文主要检验教育和医疗两种公共服务。

(一) 教育和医疗影响子女随迁的中介效应: 总体检验

表 9 是城市规模通过教育和医疗公共服务影响子女随迁的总体检验结果,简便起见,所有的中介效应的考察回归表格,都省去了控制变量的估计结果。其中,第一步是城市规模影响流动人口子女随迁的回归结果,第二步是城市规模对教育和医疗公共服务的回归结果,第三步是加入教育和医疗以后,城市规模对子女随迁的回归结果。表 9 回归结果揭示出,不管是否控制了教育和医疗公共服务,城市规模的回归系数都在 1% 的水平上显著为负,这表明,城市规模的扩大会降低流动人口子女随迁的概率。

由于第一步城市规模的系数都在 1% 的水平上显著,根据中介效应检验方法,进入第二步。第二步的回归结果显示,城市规模对教育和医疗的影响系数均在 1% 的水平上显著负相关,表明城市规模越大,人均教育支出和每万人拥有的床位数越低。然后,进入第三步,在城市规模对子女随迁的影响模型中加入教育和医疗之后,城市规模的系数依然显著为负,而且城市规模的系数绝对值由不加入中介变量的 0.045 降低到 0.044,因而存在以教育和医疗为中介变量的中介效应。其中,教育和医疗在城市规模对流动人口子女随迁的影响中的中介效应为 0.001,该中介效应在总效应中所占比例为 2.22%。

表 9 的实证结果表明,在城市规模对流动人口子女随迁的影响过程中,教育和医疗这两种公共服务起到了部分中介作用。也就是说,城市规模越大,越存在人均教育经费和人均医疗这两种公共服务不足的情况,而教育和医疗的不足使得流动人口的子女没办法在父母的流入地正常享受教育和医疗服务,由此降低了子女的随迁概率。这在一定程度上很好地验证了我们设想的“城市规模越大→人均公共服务水平越低→子女随迁可能性越低”这一传导机制。为此,假设 1 得到验证。

表 9 教育和医疗影响子女随迁的中介效应: 总体检验

	第一步(1)	第二步(2)		第三步(3)
	是否随迁	人均教育支出	每万人拥有的床位数	是否随迁
2015 年市辖区年末总人口	-0.045*** (0.005)	-5.980*** (0.038)	-6.377*** (0.120)	-0.044*** (0.005)
控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制

表9(续)

	第一步(1)	第二步(2)		第三步(3)
	是否随迁	人均教育支出	每万人拥有的床位数	是否随迁
人均教育支出	—	—	—	0.003*** (0.001)
每万人拥有的床位数	—	—	—	0.0002 (0.0004)
_cons	-3.502*** (0.188)	4.415*** (0.215)	63.110*** (0.672)	-3.360*** (0.193)
Wald chi2(1)	110.56			108.86
N	28946	97655	97655	28946

注:括号内数值为标准误;***表示1%水平的显著性检验。

(二)教育和医疗影响子女随迁的中介效应:体制内外差异

父母的工作单位性质在很大程度上决定了其子女能否更好地享受到流入地的公共服务。为了考察城市规模通过教育、医疗两种公共服务对孩子随迁影响的中介效应,是否因为父母的单位性质不同而表现出差异,本文根据样本分布的特点,将样本分为体制内和体制外两组。在此基础上进行分组回归,检验结果如表10所示。表10的结果显示,对于体制内和体制外而言,城市规模对子女随迁的回归系数均在1%的水平上显著负相关。

就其中介效应来说,对于体制内这一群体,无论是否加入中介变量,城市规模系数的绝对值始终都是0.053,中介效应并不明显。对于体制外这一群体来说,城市规模系数的绝对值在不加入中介变量时是0.045,而加入中介变量之后是0.043,中介效应明显,且在总效应中所占比例为4.44%。为此,假设2得到验证。可能的原因是,对于体制内的人员来说,他们工作时间相对固定,且能够享受到城市的高福利,所以他们倾向于将孩子带在身边。而对于体制外的这一群体来说,即使城市整体上拥有较好的教育和医疗等基本公共服务,但由于户籍制度的限制等,他们也更难获得城市的教育、医疗等公共服务,因此,其孩子随迁的可能性也较低。

表10 教育和医疗影响子女随迁的中介效应:体制内外差异

	第一步	第二步		第三步	
	是否随迁	人均教育支出	每万人拥有的床位数	是否随迁	
体制内	2015年市辖区年末总人口	-0.053*** (0.017)	-5.980*** (0.038)	-6.377*** (0.120)	-0.053*** (0.018)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	人均教育支出				-0.001 (0.003)
	每万人拥有的床位数				-0.0003 (0.001)
	_cons	-5.004*** (0.618)	4.415*** (0.215)	63.110*** (0.672)	-5.050*** (0.626)
	Wald chi2(1)	3.09			3.22
	N	2836	97655	97655	2836

表 10(续)

		第一步	第二步		第三步
		是否随迁	人均教育支出	每万人拥有的床位数	是否随迁
体制外	2015 年市辖区年末总人口	-0.045 ^{***} (0.005)	-5.980 ^{***} (0.038)	-6.377 ^{***} (0.120)	-0.043 ^{***} (0.005)
	控制变量	已控制	已控制	已控制	已控制
	人均教育支出				0.003 ^{***} (0.001)
	每万人拥有的床位数				0.0002 (0.0004)
	_cons	-3.270 ^{***} (0.199)	4.415 ^{***} (0.215)	63.110 ^{***} (0.672)	-3.109 ^{***} (0.204)
	Wald chi2(1)	108.02			105.66
	N	26110	97655	97655	26110

注: 括号内数值为标准误; *** 表示 1% 水平的显著性检验。

七、结论与政策建议

对于流动人口而言,以城市规模为依据制定的城镇化政策是影响其子女随迁的重要因素之一。而如何顺应流动人口子女的随迁趋势、回应流动人口的市民化需求,是完善当前城镇化政策最基本的立足点之一。流动人口作为城市发展的建设者和贡献者,他们的子女理应作为城市发展成果的享用者,但是在城市不断发展的过程中,他们是否享受到了他们应有的福利,享受到了城市公共服务的公平待遇呢?

本文使用 2016 年全国流动人口动态监测调查数据和城市统计年鉴,在理论分析的基础上,用实证模型验证城市规模对流动人口子女随迁的影响及其机制。在经过内生性处理和稳健性检验之后,城市规模对流动人口子女随迁的影响呈现出显著的负向相关关系,即城市规模越大,流动人口子女的随迁比例越低。经测算,城市规模均值处的连续边际效应的范围在 0.033 ~ 0.045 之间,即城市规模每扩张 1%,流动子女的随迁概率下降 0.033 ~ 0.045 个百分点。

这表明,城市规模越大,城市发展的越好,为城市发展作出贡献的流动人口的子女越难享受到城市的发展成果,越不容易随迁,存在一定的“挤出效应”。城市规模通过“公共服务”的作用渠道影响流动人口子女的随迁与否。城市规模越大,教育、医疗公共服务的人均拥有量越少,而教育和医疗的不足使得流动人口的子女没办法在父母的流入地正常享受教育和医疗服务,由此降低了子女的随迁概率。且相比于体制内劳动者来说,体制外劳动者的子女随迁比例更低,更容易被“挤出去”。

基于上述研究结论,本文提出以下建议:第一,积极促进大城市公共服务均等化。城市在制定当地的发展规划、公共设施等方面,应该统筹考虑长期在城市生活的流动人口对当地公共服务的需求,按照保障基本、循序渐进的原则,将流动人口统筹到城市的基本公共服务体系中去,以保证他们基本的生活需要。第二,实施流动人口的精细化管理,鼓励第三方资金投入。一方面,政府要对流动人口实施更加精细的管理,对本地的流入人口建卡立档,实施跟踪,以明确他们的需求;另一方面,政府既作为基本公共服务的管理者,又作为基本公共服务的提供者,更多地应该是通过相关法律法规等制度提高自己的管理能力。

参考文献:

[1] Kwak K. Adolescents and Their Parents: A Review of Intergenerational Family Relations for Immigrant and Non

- Immigrant Families [J]. *Human Development*, 2003, 46(2-3): 115-136.
- [2] Gilbert A, Crankshaw O. Comparing South African and Latin American Experience: Migration and Housing Mobility in Soweto [J]. *Urban Studies*, 1999, 36(13): 2375-2400.
- [3] 吕利丹, 王宗萍, 段成荣. 流动人口家庭化过程中子女随迁的阻碍因素分析——以重庆市为例 [J]. *人口与经济*, 2013, (5): 33-40.
- [4] 刘成斌, 董芬燕. 农民工子女随迁现状与推进路径 [J]. *青年研究*, 2016, (1): 11-19.
- [5] 柯宓. 农民工子女随迁的选择性及其影响因素分析 [J]. *劳动经济研究*, 2016, (1): 123-142.
- [6] 杨舸, 段成荣, 王宗萍. 流动还是留守: 流动人口子女随迁的选择性及其影响因素分析 [J]. *中国农业大学学报: 社会科学版*, 2011, 28(3): 85-96.
- [7] 许传新, 张登国. 流动还是留守: 家长的选择及其影响因素 [J]. *中国青年研究*, 2010, (10): 52-55.
- [8] 梁宏, 任焰. 流动, 还是留守? ——农民工子女流动与否的决定因素分析 [J]. *人口研究*, 2010, 34(2): 57-65.
- [9] 孙志飞. 农民工子女留守原因分析 [J]. *南京人口管理干部学院学报*, 2010, 26(4): 55-58.
- [10] 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.
- [11] Fang Y, Shi Z. Children of Migrant Parents: Migrating Together or Left Behind [J]. *Habitat International*, 2018, (76): 62-68.
- [12] 朱明宝, 杨云彦. 城市规模与农民工的城市融入——基于全国248个地级及以上城市的经验研究 [J]. *经济学动态*, 2016, (4): 48-58.
- [13] 张文武, 欧习, 徐嘉婕. 城市规模、社会保障与农业转移人口市民化意愿 [J]. *农业经济问题*, 2018, (9): 128-140.
- [14] 李瑞, 刘超. 城市规模与农民工市民化能力 [J]. *经济问题探索*, 2018, (2): 75-84.
- [15] 黄梦琪, 金钟范. 城市规模如何影响流动人口居留意愿——基于全国流动人口动态监测数据的经验研究 [J]. *山西财经大学学报*, 2021, 43(7): 17-29.
- [16] 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 [J]. *经济学动态*, 2016, (10): 25-38.
- [17] 王春凯, 石智雷. 城市社会保护对农民工子女随迁的影响研究 [J]. *农业技术经济*, 2021, (5): 63-76.
- [18] 汪建华. 城市规模、公共服务与农民工的家庭同住趋势 [J]. *青年研究*, 2017, (3): 31-41.
- [19] 谷莎菲, 白萌. 城市规模等级对农民工核心家庭团聚状况的影响 [J]. *城市问题*, 2018, (5): 92-103.
- [20] Grossman M. On the Concept of Health Capital and the Demand for Health [J]. *Journal of Political Economy*, 1972, (80): 223-255.
- [21] Halfacree K H, Boyle P J. The Challenge Facing Migration Research: the Case for a Biographical Approach [J]. *Progress in Human Geography*, 1993, 17(3): 333-348.
- [22] Bushin N. Researching Family Migration Decision Making: A Children in Families Approach [J]. *Population, Space and Place*, 2010, 15(5): 429-443.
- [23] Case A, Fertig A, Paxson C. The Lasting Impact of Childhood Health and Circumstance [J]. *Journal of Health Economics*, 2005, 24(2): 365-389.
- [24] 辜胜阻, 李睿, 曹誉波. 中国农民工市民化的二维路径选择——以户籍改革为视角 [J]. *中国人口科学*, 2014, (5): 2-10.
- [25] 杨刚强, 李梦琴, 孟霞. 人口流动规模、财政分权与基本公共服务资源配置研究——基于286个城市面板数据空间计量检验 [J]. *中国软科学*, 2017, (6): 49-58.
- [26] 陶然, 孔德华, 曹广息. 流动还是留守: 中国农村流动人口子女就学地选择与影响因素考察 [J]. *中国农村经济*, 2011, (6): 37-44.
- [27] 宋月萍, 谢卓树. 城市公共资源对农村儿童随迁的影响 [J]. *人口研究*, 2017, 41(5): 52-62.
- [28] 黄颖. 我国随迁和留守学生的教育问题分析 [J]. *南方人口*, 2015, (4): 73-74.
- [29] 谢建社, 牛喜霞, 谢宇. 流动农民工随迁子女教育问题研究——以珠三角城镇地区为例 [J]. *中国人口科学*, 2011, (1): 92-100.
- [30] 王宗萍, 段成荣, 杨舸. 我国农民工随迁子女状况研究——基于2005年全国1%人口抽样调查数据的分

- 析[J]. 中国软科学 2010 (9): 16 - 24.
- [31] 高春梅, 杜亚平. 流动儿童保健现状及其影响因素研究进展[J]. 中国全科医学 2013 ,16(11): 967 - 970.
- [32] 贾伟华, 李蓬. 流动儿童计划免疫现状及管理对策[J]. 河南预防医学杂志 2010 (6): 484 - 486.
- [33] 魏守华, 周山人, 千慧雄. 中国城市规模偏差研究[J]. 中国工业经济 2015 (4): 5 - 17.
- [34] Xing C ,Zhang J. The Preference for Larger Cities in China: Evidence from Rural - Urban Migrants[J]. China Economic Review ,2017 ,(43): 72 - 90.
- [35] 覃成林, 刘佩婷. 行政等级、公共服务与城市人口偏态分布[J]. 经济与管理研究 2016 ,37(11): 102 - 110.
- [36] 韩丹. 工作满意度“体制内”与“体制外”就业者的比较研究[J]. 社会科学辑刊 2010 (6): 42 - 46.
- [37] 都阳, 朴之水. 迁移与减贫——来自农户调查的经验证据[J]. 中国人口科学 2003 (4): 56 - 62.
- [38] 洪炜杰, 陈小知, 胡新艳. 劳动力转移规模对农户农地流转行为的影响——基于门槛值的验证分析[J]. 农业技术经济 2016 (11): 14 - 23.
- [39] 朱农. 论收入差距对中国城乡迁移决策的影响[J]. 人口与经济 2002 (5): 10 - 17.
- [40] 樊士德, 江克忠. 中国农村家庭劳动力流动的减贫效应研究——基于 CFPS 数据的微观证据[J]. 中国人口科学 2016 (5): 26 - 34.
- [41] 刘靖. 非农就业、母亲照料与儿童健康——来自中国乡村的证据[J]. 经济研究 2008 (9): 136 - 149.
- [42] 连玉君, 黎文素, 黄必红. 子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究[J]. 经济学(季刊) 2015 , (1): 185 - 202.
- [43] 孙三百, 黄薇, 洪俊杰, 等. 城市规模、幸福感与移民空间优化[J]. 经济研究 2014 ,49(1): 97 - 111.
- [44] 陆铭, 高虹, 佐藤宏. 城市规模与包容性就业[J]. 中国社会科学 2012 (10): 47 - 66.
- [45] 范红忠, 李名良. 城市规模与中国城镇适龄青年个体结婚概率[J]. 中国人口科学 2015 (5): 94 - 128.
- [46] 陆方文, 刘国恩, 李辉文. 子女性别与父母幸福感[J]. 经济研究 2017 (10): 175 - 190.
- [47] 陆万军, 张彬斌. 中国生育政策对女性地位的影响[J]. 人口研究 2016 ,40(4): 21 - 34.
- [48] 温忠麟, 张雷, 侯杰泰, 等. 中介效应检验程序及其应用[J]. 心理学报 2004 ,36(5): 614 - 620.

责任编辑、校对: 刘玉屏

City Size , Crowding - out Effect of Public Services and Children Migrating with Floating Population

YANG Yu - xuan

(School of Government , Sun Yat - Sen University , Guangzhou 510006 , China)

Abstract: According to data from the seventh population census , China 's floating population has reached 376 million. As urban builders and contributors , do their children equally enjoy the fruits of urban development? Are they more likely to be “squeezed out” in the distribution of urban development results? To this end , based on theoretical analysis , Probit and Iv - Probit models are used to test the impact of city size on the migration of children of floating population and the mechanism. The study shows that the larger the city , the lower the tendency for children of migrants to move with them. In larger cities , the “crowding - out effect” brought by the lack of education and medical care make it impossible for the children migrating with the floating population to get normal education and medical care services. This results in the decreasing rate of the children migrating with their parents. Compared with the in - system laborer , the rate of children migrating with their parents is lower , and they are more likely to be “crowded out”.

Key words: City Size; Public Services; Floating Population; Children Migrating with Parents