

DOI: 10.13718/j.cnki.xdzk.2024.11.009

段小力, 刘昕. 农村地区人口流动对生育意愿的影响: 来自 CGSS 的微观证据 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2024, 46(11): 115-127.

农村地区人口流动对生育意愿的影响: 来自 CGSS 的微观证据

段小力, 刘昕

郑州师范学院 经济与管理学院, 郑州 450044

摘要: 随着人口老龄化的加速迫近, 迫切需要从理论和实践中找到改善我国人口结构现状的实施路径, 而加快提高我国适龄生育年龄阶段人群生育意愿的数量和质量是重要的落脚点和着力点. 采用 2013—2017 年的 CGSS 调查数据, 通过理论定性分析和 IV 定量回归实证分析, 考察了农村地区人口流动对生育意愿的影响. 研究发现, 相较于城市地区, 农村地区流动人口生育意愿有明显下降. 因此提出: 提高农村地区流动人口适龄生育年龄阶段人群的生育意愿, 全面放开户籍制度; 加大对农业的补贴力度, 完善收入分配机制, 扩大中等收入水平, 加强义务教育的宣传和普及, 加大职业教育和成人教育的投入; 提倡男女平等的生育理念和政策宣传; 加大社会保险等促进农村地区人口流动的政策覆盖层面, 以此提升劳动人口的生育意愿.

关键词: 农村地区; 人口流动; 生育意愿

中图分类号: F320.2

文献标志码: A

文章编号: 1673-9868(2024)11-0115-13

开放科学(资源服务)标识码(OSID):



The Impact of Population Mobility in Rural Areas on the Childbearing Willingness: Micro. evidence from CGSS

DUAN Xiaoli, LIU Xin

School of Economics and Management, Zhengzhou Normal University, Zhengzhou 450044, China

Abstract: With the acceleration of population aging, it is urgent to find the implementation path of improving China's population structure status from the theory and practice, and accelerate the increase of the number and quality of the fertility of the population. This paper examines the impact of the population

收稿日期: 2023-12-08

基金项目: 国家社科基金重点项目(20AJY013).

作者简介: 段小力, 教授, 博士, 主要从事区域经济学的研究.

通信作者: 刘昕, 讲师.

flow in rural areas on fertility desire. Using the 2013—2017 CGSS survey data, IV regression empirical methods were used to study the sum of the willingness of fertility. It is found that compared with urban areas, the fertility desire of migrating population in rural areas has decreased significantly. Therefore, the key task at this stage is how to improve the willingness of fertility in rural areas, fully liberalize the household registration system, increase the subsidy of agriculture, improve the income distribution mechanism, expand the level of medium income class, strengthen the publicity and popularization of compulsory education, increase investment in vocational education and adult education, promote the concept and policy of equality between men and women, increase the coverage of social insurance to promote population mobility in rural areas, have become an urgent need to enhance the fertility desire of the working population.

Key words: rural areas; population mobility; childbearing willingness

2021 年 5 月,“全面三孩政策”开始在全国推行.国家统计局的调查数据显示,2015—2021 年新生儿人口分别为 1 655、1 786、1 723、1 523、1 465、1 200、1 062 万人,2015—2021 年人口出生率分别为 12.07‰、12.95‰、12.43‰、10.94‰、10.48‰、8.52‰、7.52‰,呈现逐年下降趋势.在新生儿人口增长方面,生育政策实施效果仅持续 2016—2017 两个年度,自 2018 年起,新生儿人口就开始急剧下降.2021 年,自然增长率已经断崖式下降且仅有 0.34‰.2020 年适龄生育女性的总和生育率为 1.3,育龄妇女的生育意愿大概是 1.8,尽管比 2010 年的第六次人口普查时总和生育率 1.18 有所提高,但依然远低于人口自然生育率水平 2.1,而国际上认为育龄妇女总和生育率的最低“警戒线”是 1.5,我国已经跌入“低生育率陷阱”^[1].虽然生育政策逐渐放开,我国育龄妇女的总和生育率却从 1970 年的 6 以上骤降至 2021 年的 1.15 以下,这说明生育政策并非影响当前生育意愿的主导因素.随着“二孩”需求热潮的衰减,新生儿人口增长面临后续乏力的窘境.这就提醒了当前的政策制定者,不能搞“大水漫灌”和“一刀切”,而是应该更多地探寻生育意愿背后的影响因素.提升流动人口的生育意愿水平将对提高全国新生儿出生率起到重大影响.

1 文献综述

关于生育意愿,文献[2]最早在新古典生育分析范式主流框架内建立起家庭生育选择的微观基础理论模型,又称之为“家庭消费选择决策”模型,该标准理论模型从需求层面阐释了家庭消费效用的决策机制.之后又有学者改进了“家庭消费选择决策”模型,从供给层面对家庭生育意愿的数量和质量进行了探讨分析^[3].其他关于生育意愿影响因素的研究还包括生育津贴^[4]、避孕技术和医疗水平的提升^[5]、金融工具的发展^[6]、宗教信仰^[7]等.

关于人口流动对生育意愿的影响,经济学术界曾提出四大理论模型:选择模型,即由于流动人口在生活习惯、宗教信仰、地区分布、年龄结构、收入教育等方面和非流动人口不同,从总体上说,两个群体之间的生育差距可能由固定因素造成,并没有显著的证据证明人口流动会带来生育率的下降^[8];干预模型,即人口流动会导致适龄生育人群不适应流入地的生活习惯、地理环境、民族风俗、宗教信仰等,无法使自己始终处于安全健康的状态,从而失去生育意愿;社会化模型,即生育意愿的形成具有惯性,当第一代人口流动发生时,固有的生育思想和生育行为并不会立刻改变,随着流动人口在当地生根发芽和入乡随俗,流动人口会慢慢接受流入地的“游戏规则”,并最终达到相同的生育水平^[9];融合模型,即随着落地生根,流动人口完全适应当地的各种制度,已经跟当地居民融为一体,生育行为趋近一致^[10].文献[11]使用了 1970 年和 1980 年的美国人口普查数据,研究发现对于流动适龄生育妇女,生育数量会低于本土出生的白人妇女生育水平,且流动人口融入美国的时间越长,生育行为越可能保持一致.文献[12]在对美国

流动人口研究的实践基础上,发现流动人口在流入地每增加一年,生育意愿就下降 4%。文献[13]在研究不发达农村地区人口流动对生育意愿的影响时,发现流动人口生育意愿低于农村地区的两个主要原因是流入地适应性和生育选择效应。

近年来,国内学者也一直关注着人口流动与生育意愿的关系^[14-16],但很少有人关注农村地区的流动人口,并且已有的文献仅依据经验判断和代表区域数据展开研究,无法得到比较科学的实证结论。随着人口老龄化的加速迫近,迫切需要从理论和实践中找到改善我国人口结构现状的实施路径,而加快提高我国适龄生育年龄阶段人群生育意愿的数量和质量是重要的落脚点和着力点。

2 理论模型与研究假设

对于一个家庭来说,微观经济活动包括两个层面:一个是需求(暨消费)层面。这个层面包括生存消费和发展消费两个部分,生存消费主要是指日常的吃、穿、住、行等方面,通过消费产品(商品)来完成自身生产资料和生活资料的再生产,这一部分属于真实需求;发展消费主要包括生育繁衍后代、家庭劳务活动、基础教育/职业教育/高等教育/学历教育/非学历教育提升、职业层次晋升、人文素养培训、兴趣爱好培养、劳动技能拓展、出国继续深造等方面,通过消费服务(劳务)来实现自身潜在生产资料和生活资料的再生产,这一部分属于潜在需求。另一个是供给(暨收入)层面。这一层面跟第一个层面的发展消费有直接关系,发展潜在需求直接决定了这一层面的收入供给数量和质量。因此,家庭时间分配决策包括两个部分,即生存消费时间分配决策和发展消费时间分配决策。家庭消费总效用 U 包括生存消费效用 U_{sur} 和发展(潜在)消费效用 U_{pdev} ,本文单独把发展消费效用中的生育(潜在)消费效用 U_{fer} 分离出来,因此,家庭消费总效用 U 包括生存消费效用 U_{sur} 、生育消费效用 U_{fer} 和发展消费效用 U_{dev} 。

根据文献[12]的家庭时间分配理论,假定家庭总时间为

$$T = T_{\text{sur}} + T_{\text{fer}} + T_{\text{dev}}$$

设家庭总效用函数为:

$$\begin{aligned} U(x_i, CT_i) &= U(x_{\text{sur}}, CT_{\text{sur}}) + U(x_{\text{dev}}, CT_{\text{dev}}) + U(x_{\text{fer}}, CT_{\text{fer}}) \\ U(x_{\text{fer}}, CT_{\text{fer}}) &= U(x_i, CT_i) - U(x_{\text{sur}}, CT_{\text{sur}}) - U(x_{\text{dev}}, CT_{\text{dev}}) \end{aligned}$$

其中,总成本 CT 是时间 t 、时间机会成本 Ct_{op} 、其他单位成本 C_{oth} 的函数,即

$$CT_i = f_{\text{ct}}(t, Ct_{\text{op}}, C_{\text{oth}})$$

总体来看,人口流动主要从经济欠发达地区(农村)流向经济较发达地区(城市),通常是为了获取更高的收入、就业机会以及更好的教育、养老、医疗等社会保障福利,实现美好生活需求。基于文献[12]的家庭时间分配和家庭消费决策理论分析表明,人口流动会产生两种效应:一方面,人口流动会导致收入增加,产生对预算约束的放松,进而增加适龄生育人群生育意愿(即收入效应),但现阶段人口流动的收入效应尚不明显,可能是由于流动人口无法真正融入到流入地,无法享受到流入地该享有的社会福利;另一方面,收入增加也会导致机会成本(包括时间机会成本和其他机会成本)增加,即因相对价格而改变生育意愿的挤出效应增加。因此,本文认为现阶段挤出效应大于收入效应,以下理论分析都是以此为基点,而实证分析的结构恰恰印证了本文的推断。可以用单位时间工资(工资率 w)衡量时间机会成本 Ct_{op} ,并且工资率是关于人口流动概率 γ 的增函数:

$$Ct_{\text{op}} = wt = w(\gamma_{\text{mig}}) \quad \partial w(\gamma_{\text{mig}}) / \partial \gamma_{\text{mig}} > 0$$

其他单位成本 C_{oth} 也是关于人口流动概率 γ 的增函数:

$$C_{\text{oth}} = C(\gamma_{\text{mig}}) \quad \partial C(\gamma_{\text{mig}}) / \partial \gamma_{\text{mig}} > 0$$

生育的成本 CT_{fer} 包括生育时间 t_{fer} 、因生育造成的时间机会成本 Ct_{fur} 以及因生育而产生的交通、住

院、医疗、康复等其他单位成本 C_{oth} ：

$$CT_{fer} = f_{fer}(t_{fer}, Ct_{fur}, C_{oth}) = f_{fer}(t_{fer}, w(\gamma_{mig}), C(\gamma_{mig}))$$

经济较发达地区拥有更优质的医疗资源,但成本也更加昂贵.因此,

$$U_{fer} = U(x_{fer}, CT_{fer}) = U(x_{fer}, t_{fer}, w(\gamma_{mig}), C(\gamma_{mig}))$$

其中: U_{fer} 为生育消费效用, x_{fer} 为表示生育消费的所有产品, t_{fer} 为生育整个过程持续的时间, $w(\gamma_{mig})$ 为机会成本, $C(\gamma_{mig})$ 为其他成本.

生育意愿对人口流动概率的一阶偏导函数为:

$$\partial U_{fer} / \partial \gamma_{mig} = (\partial U_{fer} / \partial w(\gamma_{mig})) \cdot (\partial w(\gamma_{mig}) / \partial \gamma_{mig}) + (\partial U_{fer} / \partial C(\gamma_{mig})) \cdot (\partial C(\gamma_{mig}) / \partial \gamma_{mig})$$

因为

$$\begin{aligned} \partial U_{fer} / \partial w(\gamma_{mig}) &< 0 & \partial U_{fer} / \partial C(\gamma_{mig}) &< 0 \\ \partial w(\gamma_{mig}) / \partial \gamma_{mig} &> 0 & \partial C(\gamma_{mig}) / \partial \gamma_{mig} &> 0 \end{aligned}$$

所以

$$\partial U_{fer} / \partial \gamma_{mig} < 0$$

这表明生育意愿与人口流动概率成反向变动关系,即:

命题 生育意愿数量(效用)随着人口流动(概率)的增加而下降.

加入不同的控制变量以后,本文设计了以下几个研究假设:

假设 I: 相较于城市地区,农村地区流动人口生育意愿下降的程度更为明显.

假设 II: 与非农业家庭相比(登记状态),农业家庭流动人口的生育意愿下降的程度更为明显.

假设 III: 随着个人收入的增加,流动人口生育意愿下降的程度趋于缓和.

假设 IV: 随着教育程度的增加,流动人口生育意愿下降的程度趋于缓和.

假设 V: 相较于无性别偏好的流动人口,拥有男孩性别偏好的流动人口生育意愿下降的程度更为明显.

假设 VI: 相较于没有参加养老保险的流动人口,已经参加养老保险的流动人口生育意愿降低的程度更为明显.

3 数据、变量与实证模型

3.1 样本数据来源

根据农村地区流动人口和生育意愿的特征,结合目前已经向社会公开的调查数据,本文选取 2013 年、2015 年、2017 年的 CGSS 截面调查数据做成混合面板调查数据进行研究.

CGSS 调查基本上涵盖了农村和城市地区的注册人口,采访了受访者本人及其家庭的实际情况,其中自身层面人口学基本特征包含受访者生育意愿数量、人口流动、户口、年收入、受教育年限、性别偏好、参加社会保障状况、婚姻状态、工作现状、性质、年龄、宗教信仰等情况,家庭层面包含了家庭整体收入、实际生育子女等情况.这些微观调查数据与本文研究内容高度相关.

3.2 变量选择与描述

3.2.1 被解释变量

随着我国进入老龄化社会的进程加快,迫切需要从理论和实践中找到改善我国人口结构现状的实施路径,加快提高我国适龄生育年龄阶段人群生育意愿的数量和质量,是现阶段社会经济研究的重要研究内容之一.本文采用 CGSS 调查问卷中“如果没有政策限制的话,您希望有几个孩子?”这一理想子女数来衡量生育意愿数量 $fertiexp$. “如果没有政策限制的话”这句话说的政策指的是计划生育政策,该政策 1970 年开始执行,本文采用的是在计划生育政策松动之后的 CGSS(2013—2017 年度)数据,因此基本不会受到“两

孩”政策实施的影响,再加上生育意愿是理想子女的生育数量,跟实际子女的生育数量之间存在着一定的差距,综合来看,生育政策的调整对本文数据所带来的影响可以忽略不计.因此,适龄生育人口是指:年龄介于 18~55 岁,有能力和需要生育的男性和女性;婚姻状况是已婚(第一次婚和再婚).

将 CGSS 问卷调查数据整理后发现,调查对象的年龄分布差异过大,本文由于需要研究农村地区人口流动对生育意愿的影响,因此仅把适龄生育年龄阶段人群生育意愿的数量和质量作为研究对象.另外,由于问卷调查中存在若干统计缺失和录入失误的数据,因此对总样本量为 34 988 的混合面板调查数据进行如下处理:删除各变量异常值;删除年龄在 18~55 岁范围外所有的样本数据,最后可用样本数据共 17 056 条.

3.2.2 解释变量

本文选择的解释变量为人口流动变量,在计量模型中定义“0/1”虚拟人口流动变量 $nmobreg^*$,将登记地为“本乡(镇、街道)”的受访者定义为人口非流动,令 $nmobreg^*=0$;其他的定义为人口流动,令 $nmobreg^*=1$.

3.2.3 控制(协)变量

其他控制变量包括户籍类别($houregis^*$)、户口登记状态($nagrireg$)、个人收入对数($lpincom$)、教育年限($eduyear$)、性别偏好($gendpref$)、养老保险参保($retirinsur$)、婚姻登记现状($maristat$)、工作现状($workstat$)、年龄(age)、宗教信仰($relig$)、家庭收入对数($lhousnetinc$)、已有女儿数量($daugexi$)、已有儿子数量($sonexi$).表 1 汇报了各个变量的描述性统计特征.

从全样本来看,适龄生育人群的平均生育意愿数量为 1.859 个,流动人口的平均生育意愿数量为 1.838 个,非流动人口的平均生育意愿数量为 1.869 个,农村户籍的平均生育意愿数量为 1.936 个.从样本数据可以粗略看出,流动人口的平均生育意愿数量要小于非流动人口.

表 1 变量描述性统计

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	流动人口	非流动人口	农村户籍
$fertiexp$	1.859 0 (1.093 0)	1.838 0 (1.555 0)	1.869 0 (0.749 0)	1.936 0 (0.724 0)
$nmobreg^*$	0.340 0 (0.474 0)	— —	— —	0.112 0 (0.317 0)
$houregis$	0.336 0 (0.472 0)	0.112 0 (0.315 0)	0.452 0 (0.498 0)	— —
$nagrireg$	0.598 0 (0.490 0)	0.543 0 (0.499 0)	0.631 0 (0.483 0)	0.939 0 (0.239 0)
$lpincom$	10.165 0 (1.114 0)	10.564 0 (1.003 0)	9.955 0 (1.112 0)	9.534 0 (1.097 0)
$eduyear$	10.711 0 (4.136 0)	11.827 0 (3.897 0)	10.134 0 (4.139 0)	8.237 0 (3.564 0)
$gendpref$	0.120 0 (0.325 0)	0.111 0 (0.314 0)	0.124 0 (0.330 0)	0.129 0 (0.336 0)
$retirinsur$	0.613 0 (0.487 0)	0.596 0 (0.491 0)	0.622 0 (0.485 0)	0.586 0 (0.493 0)

续表 1

	(1)	(2)	(3)	(4)
	全样本	流动人口	非流动人口	农村户籍
<i>maristat</i>	0.822 0 (0.459 0)	0.774 0 (0.487 0)	0.846 0 (0.442 0)	0.886 0 (0.397 0)
<i>workstat</i>	0.915 0 (0.625 0)	0.809 0 (0.468 0)	0.970 0 (0.686 0)	1.144 0 (0.806 0)
<i>age</i>	41.688 0 (9.034 0)	39.902 0 (8.673 0)	42.611 0 (9.079 0)	43.209 0 (9.061 0)
<i>relig</i>	0.901 0 (0.298 0)	0.906 0 (0.291 0)	0.899 0 (0.302 0)	0.897 0 (0.304 0)
<i>lhousnetinc</i>	10.850 0 (0.984 0)	11.180 0 (0.012 0)	10.682 0 (0.976 0)	10.311 0 (0.911 0)
<i>daugexi</i>	0.527 0 (0.696 0)	0.450 0 (0.640 0)	0.578 0 (0.721 0)	0.690 0 (0.791 0)
<i>sonexi</i>	0.612 0 (0.696 0)	0.531 0 (0.634 0)	0.653 0 (0.663 0)	0.769 0 (0.675 0)

注：括号内为标准误；因每个变量的样本实际观测数都不一致，故不在同一汇报样本观测数。

3.3 实证模型

为了验证“生育意愿数量(效用)随着流动人口流动概率的增加而下降”这个命题，笔者设计了 3 个实证回归模型，以便于回归结果的比较，从而确定最优实证模型与计量方法。由于 3 种计量方法所使用的计量实证模型基本一致，故统一建模如下：

$$\begin{aligned} fertiexp = & \beta_0 + \beta_1 \cdot houregis + \beta_2 \cdot nmobreg + \beta_3 \cdot nagrireg + \beta_4 \cdot lpincom + \\ & \beta_5 \cdot eduyear + \beta_6 \cdot gendpref + \beta_7 \cdot retirinsur + \beta_8 \cdot maristat + \beta_9 \cdot workstat + \\ & \beta_{10} \cdot age + \beta_{11} \cdot relig + \beta_{12} \cdot lhousnetinc + \beta_{13} \cdot daugexi(sonexi) + \varepsilon \end{aligned}$$

3.3.1 基本 OLS 回归和泊松回归计数模型

如果视生育意愿数量(*fertiexp*)为连续变量，则可以采用 OLS 线性概率模型作为工具变量法的第一对照组。鉴于本文研究的被解释变量生育意愿数量(*fertiexp*)只能取非负整数，故考虑泊松回归计数模型作为工具变量法的第二对照组。

3.3.2 工具变量模型

回归模型究竟该用 OLS 计量方法还是 IV 工具变量法，就必须对模型中解释变量的内生性问题做一番探讨和检验。下面对本模型解释变量内生性问题做定性的初步探讨分析。

首先，根据理论模型生育成本(包含机会成本)会影响生育意愿数量，生育成本的度量有很多方面，而机会成本却是不可实际观测的。本文只用了生育成本中机会成本的代理变量即人口流动变量来衡量，显然，这个代理变量不足以代替全部生育成本，可能存在遗漏变量问题。

其次，人口流动和生育意愿可能存在双向因果关系。人口流动通过影响生育成本而影响生育意愿数量，同时，反过来，生育意愿可能也会影响人口流动，为了让后代受到高质量的教育服务，得到更美好的生活服务和社会福利，那些有生育意愿的家庭可能就会产生人口流动。

最后，人口流动还可能产生人员测量误差。

因此，人口流动虚拟变量 *nmobreg** 很可能是内生性变量。

4 实证分析

4.1 基本 OLS 回归和泊松回归计数模型

在将生育意愿视为计数变量时,究竟是选择负二项回归计数模型还是泊松回归计数模型?在 ZIP 模型中,Vuong 检验 $p_{\text{value}}=0.5011$,认为选择使用标准泊松回归计数模型更加合适.为了达到对比对照的效果,本文特意设计了有 *nmobreg*^{*} 核心变量的 OLS 线性回归和泊松计数回归,回归结果见表 2.

表 2 OLS 线性回归和泊松计数回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
	OLS_n	OLS_y	Poisson_n	Poisson_y
<i>houregis</i>	0.015 2 (0.019 3)	0.015 1 (0.019 9)	0.008 3 (0.010 2)	0.008 2 (0.010 5)
<i>nagrireg</i>	0.132 0*** (0.019 1)	0.132 0*** (0.019 4)	0.073 1*** (0.010 4)	0.073 3*** (0.010 6)
<i>lpincom</i>	0.008 2 (0.010 4)	0.008 3 (0.010 3)	0.004 7 (0.005 6)	0.004 7 (0.005 6)
<i>eduyear</i>	-0.010 2*** (0.002 5)	-0.010 2*** (0.002 5)	-0.005 5*** (0.001 3)	-0.005 5*** (0.001 3)
<i>gendpref</i>	-0.232 0*** (0.026 9)	-0.232 0*** (0.026 9)	-0.135 0*** (0.016 3)	-0.135 0*** (0.016 3)
<i>retirinsur</i>	-0.004 2 (0.015 7)	-0.004 3 (0.015 7)	-0.002 6 (0.008 4)	-0.002 6 (0.008 4)
<i>maristat</i>	-0.004 1 (0.022 4)	-0.004 1 (0.022 4)	0.000 1 (0.012 5)	0.000 0 (0.012 5)
<i>workstat</i>	0.021 3 (0.014 0)	0.021 3 (0.014 0)	0.010 9 (0.007 3)	0.010 9 (0.007 4)
<i>age</i>	0.001 9* (0.001 1)	0.001 9* (0.001 1)	0.001 1* (0.000 6)	0.001 1* (0.000 6)
<i>relig</i>	-0.216 0*** (0.027 9)	-0.216 0*** (0.028 0)	-0.110 0*** (0.013 6)	-0.110 0*** (0.013 7)
<i>lhousnetinc</i>	0.026 8** (0.012 0)	0.026 9** (0.012 0)	0.014 3** (0.006 5)	0.014 3** (0.006 5)
<i>daugexi</i>	0.132 0*** (0.012 3)	0.132 0*** (0.012 3)	0.064 9*** (0.006 3)	0.065 0*** (0.006 3)
<i>nmobreg</i> [*]	— —	-0.000 8 (0.016 4)	— —	-0.000 4 (0.009 0)
<i>_cons</i>	1.559 0*** (0.114 0)	1.558 0*** (0.114 0)	0.446 0*** (0.061 6)	0.446 0*** (0.061 7)
<i>N</i>	12 073	12 062	12 073	12 062

注:***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的差异具有统计学意义;括号内为异方差稳健的标准误;第(3)、(4)列报告的是估计系数;_n 代表没有 *nmobreg*^{*} 核心变量的回归结果,_y 代表有 *nmobreg*^{*} 核心变量的回归结果;_cons 代表回归方程的常数项,N 代表经过数据处理之后的样本量.

虽然,得到的解释变量系数为负值,符合预期,但是,不管是有核心变量还是没有核心变量,OLS 和泊松回归结果并不理想,当加入核心解释变量时,OLS 和泊松回归模型并没有发生显著变化,并且 $nmobreg^*$ 系数并不显著.所以,笔者怀疑存在内生解释变量,考虑使用 IV 回归.

4.2 工具变量模型

4.2.1 对模型内生性解释变量问题再探讨

人口流动变量很可能是内生性变量,需要运用工具变量法来解决.为了验证笔者的推断,也为了回归模型设定和使用计量方法的正确性,必须进行解释变量内生性检验.传统的豪斯曼检验假定扰动项同方差,但是,实践中截面数据很有可能存在大量扰动项异方差问题,所以本文用改进的在异方差的情况下也同样适用的“杜宾-吴-豪斯曼检验”(DWH 检验).

检验结果表明 DWH 检验的 $p_{\text{value}}=0.000\ 0<0.05$,故可认为 $nmobreg^*$ 为内生变量.本文笔者引入变量 $spousedu$ (配偶的教育年限)和 $famemb$ (现有家庭成员数量)作为 $nmobreg^*$ 的工具变量 IV.

假设 1:工具变量 IV 中配偶的教育年限 $spousedu$ 和现有家庭成员数量 $famemb$ 都是外生变量.

假设 2:工具变量 IV 中配偶的教育年限 $spousedu$ 和现有家庭成员数量 $famemb$ 都是内生变量,与人口流动变量 $nmobreg^*$ 正相关.

对于假设 1,可通过过度识别检验来判定,但其成立必须有一个大前提,即模型是恰好识别的.因此,下面重点讨论一下现有家庭成员数量 $famemb$ 的外生性问题,对于农村家庭来讲,一开始都是这个家族住在一起,现有家庭成员数量会对人口流动产生影响,即部分家庭成员为了改善现有生存环境而选择分家,流动到环境、机会更好的地方独立发展,从而对生育意愿产生间接影响,而现有家庭成员数量不大可能对生育意愿产生直接影响,这就保证了现有家庭成员数量 $famemb$ 这个工具变量的外生性.在此前提下,对模型进行 2SLS 回归,使用稳健标准误,对工具变量 $spousedu$ 和 $famemb$ 进行变量外生性过度识别检验.其检验结果 $p_{\text{value}}=0.489\ 8>0.05$,故接受假设 1,认为工具变量 IV 中的 $spousedu$ 和 $famemb$ 都是外生的,与扰动项不相关.

对于假设 2,从 2SLS 第一阶段的回归结果可知,工具变量 $spousedu$ 和 $famemb$ 对人口流动内生变量 $nmobreg^*$ 有较好解释力, p 值都小于 0.05.结果 $F_{\text{statistic}}=11.640\ 2>10$, $p_{\text{value}}=0.000\ 0<0.05$,故不满足弱工具变量假设,可认为工具变量与内生变量存在相关性.

故本文应当采用 IV(变量 $spousedu$ 和 $famemb$ 作为 $nmobreg^*$ 的工具变量)计量方法来分析农村地区人口流动对生育意愿的影响.

4.2.2 回归结果分析

通过不同方法的回归估计(回归结果见表 3),笔者发现 TSLS、LIML、GMM、IGMM 这 4 种方法回归结果大体相当,人口流动核心变量 $nmobreg^*$ 的估计系数均在 1% 的差异有统计学意义,但考虑到实际过程中截面数据容易产生异方差现象,而存在异方差的情况下,GMM 比 TSLS 回归更有效率.相较于两步法 GMM 回归,实际操作中,更常使用迭代法 GMM 来进行回归估计推断.故本文以最优 IGMM 回归的结果作为判断标准.

从表 3 第(4)列的结果可以看出,核心解释变量 $nmobreg^*$ 估计系数为 -1.563,即人口流动会使适龄生育人群的生育意愿数量平均减少 1.563 个,且在 1% 的统计水平上显著,这说明此方法估计结果较为有效,同时,也印证了本文第二部分提出的命题:生育意愿数量(效用)随着人口流动(概率)的增加而下降.

再看其他控制变量,养老保险参保变量估计系数在 10% 统计水平上显著;受教育年限变量、工作状态变量、家庭收入对数变量估计系数在 5% 统计水平上显著;剩余所有控制变量均在 1% 统计水平上显著,这说明模型整体拟合较好.

表 3 工具变量法下农村人口流动对生育意愿影响的回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	IV_TSLS	IV_LIML	IV_GMM	IV_IGMM_d	IV_IGMM_s
<i>nmobreg</i> [*]	−1.575 0*** (0.351 0)	−1.589 0*** (0.356 0)	−1.563 0*** (0.350 0)	−1.563 0*** (0.350 0)	−1.398 0*** (0.306 0)
<i>houregis</i>	−0.483 0*** (0.110 0)	−0.487 0*** (0.112 0)	−0.479 0*** (0.110 0)	−0.479 0*** (0.110 0)	−0.426 0*** (0.097 2 0)
<i>nagrire</i> <i>g</i>	0.318 0*** (0.051 4)	0.320 0*** (0.051 9)	0.317 0*** (0.051 2)	0.317 0*** (0.051 2)	0.293 0*** (0.046 1)
<i>lpincom</i>	0.073 4*** (0.018 8)	0.073 9*** (0.018 9)	0.071 2*** (0.018 5)	0.071 2*** (0.018 5)	0.069 2*** (0.017 1)
<i>eduyear</i>	−0.008 3** (0.003 5)	−0.008 3** (0.003 5)	−0.008 2** (0.003 5)	−0.008 2** (0.003 5)	−0.006 3* (0.003 4)
<i>gendpref</i>	−0.297 0*** (0.034 5)	−0.298 0*** (0.034 6)	−0.298 0*** (0.034 4)	−0.298 0*** (0.034 4)	−0.410 0*** (0.032 6)
<i>retirinsur</i>	−0.047 5* (0.025 5)	−0.048 0* (0.025 6)	−0.046 4* (0.025 3)	−0.046 4* (0.025 3)	−0.041 9* (0.023 8)
<i>maristat</i>	−0.331 0*** (0.101 0)	−0.333 0*** (0.102 0)	−0.328 0*** (0.101 0)	−0.328 0*** (0.101 0)	−0.314 0*** (0.093 8)
<i>workstat</i>	−0.056 1** (0.026 2)	−0.056 8** (0.026 4)	−0.057 1** (0.026 1)	−0.057 1** (0.026 1)	−0.048 8** (0.023 9)
<i>age</i>	−0.007 6*** (0.002 4)	−0.007 6*** (0.002 5)	−0.007 5*** (0.002 4)	−0.007 5*** (0.002 4)	−0.007 4*** (0.002 2)
<i>relig</i>	−0.203 0*** (0.034 6)	−0.203 0*** (0.034 7)	−0.203 0*** (0.034 5)	−0.203 0*** (0.034 5)	−0.211 0*** (0.0328)
<i>lhousnetinc</i>	0.051 8** (0.020 9)	0.052 2** (0.021 0)	0.052 1** (0.020 8)	0.052 1** (0.020 8)	0.039 2** (0.019 4)
<i>daugexi</i>	0.122 0*** (0.015 8)	0.122 0*** (0.015 8)	0.121 0*** (0.015 7)	0.121 0*** (0.015 7)	— —
<i>sonexi</i>	— —	— —	— —	— —	0.185 0*** (0.017 8)
<i>_cons</i>	2.045 0*** (0.192 0)	2.048 0*** (0.193 0)	2.051 0*** (0.191 0)	2.051 0*** (0.191 0)	2.070 0*** (0.181 0)
<i>N</i>	9 898	9 898	9 898	9 898	9 900

注：***、**和* 分别代表在 1%、5%和 10%的差异有统计学意义；括号内为异方差稳健的标准误；工具变量为 *spousedu* 和 *famemb*；第(5)列报告的统计结果作为第(4)列的对照数据。

4.3 稳健性检验

为了检验模型回归的稳健性，本文选取不同问卷年份的截面数据分别进行回归，以适龄生育人群的生

育意愿数量为被解释变量进行 IGMM 回归, 表 4 展示了 2013 年、2015 年、2017 年的分样本 IV_GMM 回归结果. 从结果来看, 除了 2015 年 *nmobreg*^{*} 的系数在 10% 的差异有统计学意义外, 另外两年均在 1% 的差异有统计学意义, 且回归系数分别达到 -1.788、-1.617 和 -1.218, 从中发现流动人口生育意愿下降的程度随着时间的变化在慢慢趋于缓和.

表 4 按年度分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)	(3)
	2017	2015	2013
人口流动	-1.218 0***	-1.617 0*	-1.788 0***
<i>nmobreg</i> [*]	(0.389 0)	(0.986 0)	(0.501 0)
N	3 609	3 045	3 244

注: ***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的差异有统计学意义; 括号内为异方差稳健的标准误; 控制变量、工具变量都与表 3 一致, 为节省篇幅, 未予报告. 下表同上.

4.4 异质性分析

根据前文分析, 可以得到基本结论: 生育意愿数量(效用)随着人口流动(概率)的增加而下降, 但这只是针对全样本的, 要想进一步探究不同控制变量的加入会使人口流动对生育意愿产生怎样的异质性影响和再次验证 IV 实证方法回归模型的稳健性, 还需要进行不同控制条件下流动人口对生育意愿的分样本 IV_GMM 回归. 对这种异质性和稳健性的深入分析, 将更加有利于验证本文提出的 1 个命题和 6 个假设, 以便于精准进行政策干预. 下文将通过对不同户籍类别、不同户口登记状态、不同收入水平、不同教育程度、不同性别偏好、不同养老保险参与度 6 个层面的对比分析来检验人口流动对生育意愿影响的异质性.

4.4.1 不同户籍类别流动人口

城市地区基本社会保障福利比较全面, 生活便利程度和幸福程度都比农村地区要高, 对于流动人口来说, 城市地区可以提供流动人口更大的生育安全保障. 因此, 笔者认为, 假设 I 可能会成立. 为了验证该假设, 进行了按户籍(农村/城市)分布分样本 IV_GMM 回归, 结果如表 5.

表 5 按户籍(农村/城市)分布分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)
	农村地区	城市地区
人口流动	-2.188 0***	-1.406 0***
<i>nmobreg</i> [*]	(0.620 0)	(0.449 0)
N	3 602	6 296

从结果来看, 人口流动对不同户籍类别适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响. 虽然不同户籍类别流动人口生育意愿都有所下降, 但生育意愿下降的程度不同. 农村户籍的流动人口生育意愿平均下降了 2.188 个单位, 城市户籍的流动人口生育意愿平均下降了 1.406 个单位, 而且这两个系数均在 1% 的差异有统计学意义. 这就验证了本文提出的假设 I: 相较于城市地区, 农村地区流动人口生育意愿下降的程度更为明显.

4.4.2 不同户口登记状态流动人口

农业户口流动人口由于受到户口登记限制^[17], 无法融入到流入地, 也无法享受流入地的各项待遇福利, 而且需要承担流入地的高额成本开支. 农业户口人员收入基本来自于打工和农业收入, 农业属于靠天吃饭的产业, 从而影响收入, 同时, 传统农业是需要大量人力劳动的产业, 可能会减少流动人员的可支配时间. 为了进一步研究假设 II, 笔者进行分样本 IV_GMM 回归检验, 结果如表 6.

表 6 按是否农业户口分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)
	农业户口	非农户口
人口流动	-1.788 0***	-1.214 0***
<i>nmobreg</i> [*]	(0.479 0)	(0.424 0)
<i>N</i>	6 096	3 802

从结果来看,人口流动对不同户口登记状态适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响。虽然不同户口登记状态流动人口生育意愿都有所下降,但生育意愿下降的程度不同。农业户口的流动人口生育意愿平均下降了 1.788 个单位,非农户口的流动人口生育意愿平均下降了 1.214 个单位,而且这两个系数均在 1% 的差异有统计学意义。这就验证了本文提出的假设Ⅱ:相较于非农户口,农业户口流动人口生育意愿下降的程度更为明显。

4.4.3 不同收入水平流动人口

从理论模型和实证分析可以看出,收入水平通过制约生育预算(生育成本)的宽松程度影响适龄生育人群生育决策。

按照个人收入(收入已经按照国家统计局发布的 CPI 折算指数统一折算为 2017 年收入水平)排序进行收入水平的划分,将其分为高、中、低 3 档,其中高档为个人收入大于 4 万元,中档为大于 2 万元小于等于 4 万,低档为小于等于 2 万元。对其分别进行分样本 IV_GMM 回归,具体结果见表 7。

表 7 按个人收入水平分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)	(3)
	低收入	中收入	高收入
人口流动	-2.247 0**	-1.318 0**	-1.683 0**
<i>nmobreg</i> [*]	(0.699 0)	(0.462 0)	(0.743 0)
<i>N</i>	3 979	2 743	3 176

从结果来看,人口流动对不同收入水平适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响。虽然不同收入水平流动人口生育意愿都有所下降,但生育意愿下降的程度不同。低收入的流动人口生育意愿平均下降了 2.247 个单位,中收入的流动人口生育意愿平均下降了 1.318 个单位,高收入的流动人口生育意愿平均下降了 1.683 个单位,而且这 3 个系数均在 5% 的差异有统计学意义。这就验证了本文提出的假设Ⅲ:随着个人收入的增加,流动人口生育意愿下降的程度趋于缓和。

4.4.4 不同受教育程度流动人口

一般来说,受教育程度越高,就业前景和机会越好,意味着收入水平和各项福利待遇可能越高。因此,笔者认为,受教育程度的不同会对流动人口生育意愿产生影响,究竟影响程度如何,需要进一步验证。按照受教育年限的多少将样本分为基础义务教育、中等职业教育和高等学历教育 3 个层次,分别进行受教育程度分样本 IV_GMM 回归,结果如表 8。

表 8 按受教育程度分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)	(3)
	基础义务教育	中等职业教育	高等学历教育
人口流动	-2.208 0**	-1.540 0**	-0.703 0**
<i>nmobreg</i> [*]	(0.726 0)	(0.660 0)	(0.285 0)
<i>N</i>	5 580	1 878	2 440

从结果来看,人口流动对不同受教育程度适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响。虽然不同受教育程度流动人口生育意愿都有所下降,但生育意愿下降的程度不同。基础义务教育层次的流动人口生育

意愿平均下降了 2.208 个单位,中等职业教育层次的流动人口生育意愿平均下降了 1.540 个单位,高等学历教育层次的流动人口生育意愿平均下降了 0.703 个单位,而且这 3 个系数均在 5% 的差异有统计学意义.这就验证了本文提出的假设Ⅳ:随着教育程度的增加,流动人口生育意愿下降的程度趋于缓和.

4.4.5 不同性别偏好流动人口

一直以来,农村地区存在严重的重男轻女现象,每家每户都希望生育男孩,即具有男孩偏好.这种风气是否会对流动人口生育意愿产生影响?为了回答这个问题,本文提出了性别偏好假设Ⅴ,将样本分为男孩偏好和无偏好两个类别,设计了验证该假设的按性别偏好分样本 IV_GMM 回归检验,结果如表 9.

表 9 按性别偏好(男)分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)
	男孩偏好	无性别偏好
人口流动	-4.026 0 [*]	-1.213 0 ^{***}
<i>nmobreg[*]</i>	(2.570 0)	(0.267 0)
N	1 298	8 600

从结果来看,人口流动对不同性别偏好适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响.虽然不同性别偏好流动人口生育意愿都有所下降,但生育意愿下降的程度不同.男孩偏好的流动人口生育意愿平均下降了 4.026 个单位,该系数在 10% 的差异有统计学意义;无性别偏好的流动人口生育意愿平均下降了 1.213 个单位,该系数在 1% 的差异有统计学意义.这就验证了本文提出的假设Ⅴ:相较于无性别偏好的流动人口,拥有男孩性别偏好的流动人口生育意愿下降的程度更为明显.

4.4.6 不同养老保险参与度流动人口

一直以来,农村地区都有养儿防老的说法,抚养子女的功能之一就是养老,那么,全面普及养老保险是否会对流动人口生育意愿产生影响?为了回答这个问题,本文提出了假设Ⅵ,设计了验证该假设的按是否参加养老保险分样本 IV_GMM 回归,回归结果如表 10.

表 10 按是否参加养老保险分样本 IV_GMM 回归结果

自变量	(1)	(2)
	已经参加	没有参加
人口流动	-1.594 0 ^{***}	-1.481 0 ^{***}
<i>nmobreg[*]</i>	(0.540 0)	(0.421 0)
N	6 811	3 087

从结果来看,人口流动对不同养老保险参与度适龄生育人群的生育意愿均有不同程度的影响.虽然不同养老保险参与度流动人口生育意愿都有所下降,但生育意愿下降的程度不同.已经参加养老保险的流动人口生育意愿平均下降了 1.594 个单位;没有参加养老保险的流动人口生育意愿平均下降了 1.481 个单位,而且这两个系数均在 1% 的差异有统计学意义.这就验证了本文提出的假设Ⅵ:相较于没有参加养老保险的流动人口,已经参加养老保险的流动人口生育意愿降低的程度更为明显.

5 结论与政策建议

本文研究了农村地区人口流动对生育意愿的影响,基于文献[2]的家庭时间分配和家庭消费决策理论分析,实证结果显示,后一种作用占主导地位,即现阶段挤出效应大于收入效应,人口流动使得适龄生育人群生育意愿平均降低了 1.563 个单位,而农村地区流动人口生育意愿更是平均下降了 2.188 个单位,且该系数在 1% 的差异有统计学意义.同时从多个角度分样本回归证明了这一结果的稳健性.

随着人口老龄化的加速到来,迫切需要从理论和实践中找到改善我国人口结构现状的实施路径,而加快提高我国适龄生育年龄阶段人群生育意愿的数量和质量是重要的落脚点和着力点,根据本文的研

究结论,相较于城市地区,农村地区流动人口生育意愿下降程度更为明显(见表 5),因此,现阶段的重点任务是如何提高流动人口(尤其是农村地区)适龄生育年龄阶段人群的生育意愿数量,笔者认为:在政策上可以全面放开户籍制度;加大对农业的补贴力度;完善收入分配机制,扩大中等收入水平;加强义务教育的宣传和普及,加大职业教育和成人教育的投入;提倡男女平等的生育理念和政策宣传;加大社会保险的覆盖层面等。

参考文献:

[1] 贾男,甘犁,张劼. 工资率、“生育陷阱”与不可观测类型 [J]. 经济研究, 2013, 48(5): 61-72.

[2] BECKER G S. An Economic Analysis of Fertility [R]. Princeton: In Demographic and Economic Change in Developed Countries, a Conference of the Universities-National Bureau Committee for Economic Research, 1960.

[3] 李晓阳,赵宏磊,张琦. 人口老龄化、劳动力流动与经济增长——基于中国西部十省面板数据模型的实证 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2018, 40(4): 76-84.

[4] 任元明. 城市房价、人口流动与全要素生产率——来自中国 2005-2018 年 194 个城市数据的证据 [J]. 西南大学学报(自然科学版), 2022, 44(1): 160-174.

[5] BECKER S O, CINNIRELLA F, WOESSMANN L. Does Women’s Education Affect Fertility? Evidence from Pre-Demographic Transition Prussia [J]. European Review of Economic History, 2013, 17(1): 24-44.

[6] STOVER J, WINFREY W. The Effects of Family Planning and Other Factors on Fertility, Abortion, Miscarriage, and Stillbirths in the Spectrum Model [J]. BMC Public Health, 2017, 17(4): 775.

[7] ZAKARIA M, FIDA B A, JANJUA S Y, et al. Fertility and Financial Development in South Asia [J]. Social Indicators Research, 2017, 133(2): 645-668.

[8] KOTYRLO E. Fertility and Commuting: Evidence Based on First-Birth Rates of Young Working Women [J]. Journal of Population Research, 2017, 34(2): 135-163.

[9] KULU H. Migration and Fertility: Competing Hypotheses re-Examined [J]. European Journal of Population/Revue Européenne de Démographie, 2005, 21(1): 51-87.

[10] LEE B S, FARBER S C. Fertility Adaptation by Rural-Urban Migrants in Developing Countries: The Case of Korea [J]. Population Studies, 1984, 38(1): 141-155.

[11] STEPHEN E H, BEAN F D. Assimilation, Disruption and the Fertility of Mexican-Origin Women in the United States [J]. International Migration Review, 1992, 26(1): 67-88.

[12] LINDSTROM D P, GIORGULI SAUCEDO S. The Interrelationship of Fertility, Family Maintenance and Mexico-U. S. Migration [J]. Demographic Research, 2007, 17: 821-858.

[13] LEE B S, FARBER S C. Fertility Adaptation by Rural-Urban Migrants in Developing Countries: The Case of Korea [J]. Population Studies, 1984, 38(1): 141-155.

[14] 陈卫,吴丽丽. 中国人口迁移与生育率关系研究 [J]. 人口研究, 2006, 30(1): 13-20.

[15] 李丁,郭志刚. 中国流动人口的生育水平——基于全国流动人口动态监测调查数据的分析 [J]. 中国人口科学, 2014(3): 17-29, 126.

[16] 廖庆忠,曹广忠,陶然. 流动人口生育意愿、性别偏好及其决定因素——来自全国四个主要城市化地区 12 城市大样本调查的证据 [J]. 人口与发展, 2012, 18(1): 2-12.

[17] 刘昕,吴志奇. 河南省小农户融入现代农业的现实困境与优化路径研究 [J]. 农业经济, 2022(3): 28-29.