娄文龙，雍婧，杜翠翠．生育对女性农民工居留意愿的影响研究——基于生命历程的视角［J］．山西农业大学学报（社会科学版），2024，23（1）：106-116.
LOU Wenlong，YONG Jing，DU Cuicui. The impact of childbearing on the residence intention of female rural-urban migrants —— based on the perspective of life course［J］. Journal of Shanxi Agricultural University（Social Science Edition），2024，23（1）：106-116.
DOI：10.13842/j.cnki.issn1671-816X.2024.01.011

生育对女性农民工居留意愿的影响研究
——基于生命历程的视角

娄文龙，雍婧，杜翠翠
（燕山大学 公共管理学院，河北 秦皇岛 066004）

摘 要：生育是女性农民工生命历程中无法回避的话题，对其城市居留意愿有着重要的影响。基于生命历程视角，结合2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，运用二元Logistic模型分析生育对女性农民工居留意愿的影响。研究发现，生育对女性农民工居留意愿有着积极促进作用。其中，代际差异呈现出倒U型的影响，0～1个孩子对女性农民工居留意愿影响不显著，而2个与3个及以上子女对女性农民工居留意愿影响显著。与子女一起流动对女性农民工居留意愿影响更强。

关键词：生育；女性农民工；居留意愿；生命历程
中图分类号：F323.6 **文献标识码：**A 文章编号：1671-816X（2024）01-0106-11

改革开放后，我国城乡间的经济差异使得农民离开农村来到城市寻求工作机会，导致了农民工群体的出现，并且数量不断增加，成为了我国人口迁移的主要群体[1]。在庞大的农民工群体中，女性已成为其中必不可少的一部分。近年来随着“流动人口”性别均衡化现象的突出，女性流动人口所占的比例越来越高[2]。我国女性农民工人口数量从2009年5000万人增长到2022年的10 820万人，虽然2020年有所回落，但仍然持续在将近1亿人的规模，而且女性农民工比例也一直维持在30%以上，2022年达到了最高峰，占到36.6%（如图1所示）。为此，中央政府于2014年和2018年分别颁布了《国家新型城镇化规划（2014－2020年）》《关于印发推动1亿非户籍人口在城市落户方案的通知》，这些文件都精准地指向于如何促进农民工在城镇安居乐业并定居。

伴随着在城市务工和生活的时间逐步累积，女性农民工也产生了强烈的居留意愿。但是她们的城市居留意愿除了受传统社会性别和角色要求的限制，还会受到时空结构和生命主体性的约束。而在中国传统文化语境下生儿育女的使命是她们在迁移过程无法回避的话题，这也使得女性农民工面临家庭依附性强的困境[3]。那么，生育对女性农民工的居留意愿究竟会有什么样的影响？如果生育对女性农民工居留意愿有影响，代际差异以及抚育子女数量差异对居留意愿的影响又有何区别？而在生育子女后，子女、配偶以及长辈的一起流动是否起到了促进城市居留意愿的作用？以上这一系列问题需要我们从生命历程的视角进行检验并回答，从而厘清生育对女性农民工居留意愿的影响机制。

一、文献回顾

外国学者将人口居留界定为“个体或群体居住地的永久性或半永久性改变，……从一地转向它地的人口移动”[4]。人口居留一直是经济、人文

收稿日期：2023-07-05 **修回日期：**2023-09-05
基金项目：河北省社会科学发展研究课题（202207023）
作者简介：娄文龙，研究方向：住房政策，人口迁移。

地理等领域的研究热点，但是“性别”在早期研究中并没有得到足够的重视。随着女性的社会地位逐渐提高，女性主义进入迁移和就业研究的视野，并且开始系统形成女性主义迁移理论（gendered migration theory）和劳动力流动的新话语系统与分析框架[5]，“女性迁移”的相关研究也逐渐受到了学术界的关注。

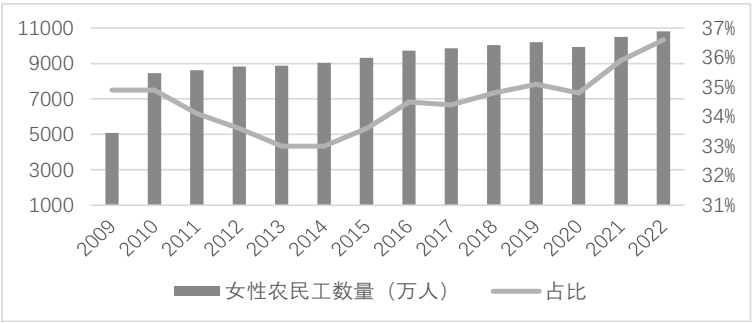


图1　2009－2022年我国女性农民工人口数量和比例

研究者发现，婚姻是中国农村女性实现迁移的重要形式之一，大部分农村女性是通过婚姻发生迁移的[6]，且女性通过通婚比男性向上的流动率更高[7]。稳定的婚姻状况以及同亲人同住或者家庭稳定，这些因素使得流动人口选择更加稳定的生活方式，可以进一步提高她们的居留意愿[8]。生育对女性居留意愿也产生重要影响，随迁子女能否落户是首要考虑因素[9]，有6岁以下的小孩对女性农民工居留意愿产生负向影响[10]。子女随迁更能促进农民工在城市定居，农民工为了子女能获得更好的教育资源，享受更多的城市资源，更愿意选择在城市定居[11]。已婚女性农民工需承担家庭的日常开销以及考虑孩子的教育，所以她们更倾向于在城市定居[12]。东南沿海地区劳动密集的轻工业和第三产业得到了充分的发展，因而也成为女性迁移的首选[13]。

生命历程由美国社会学家埃尔德（Elder）提出，他认为生命历程是“个体在一生中会不断扮演社会规定的角色和事件，这些角色或事件的顺序是按照年龄层级排列的”[14]。他提出生命历程可以归为四个范式：一是时机性，强调一个事件发生的时间，某种情况下，何时发生甚至比事件本身还具有意义[15]；二是能动性，个体仍具有主动性和创造性，会出于一定的目的改变自己的生活状态；三是时空性，个体的生命总是与时代变迁相交织，历史与社会会对个体产生交互作用；四是关联性，即个人的生活会受到他人的影响，比如亲缘关系，网络关系等。作为一种交叉学科理论，生命历程的基本原理和研究范式已被广泛应用于多个学科，包括社会学、人口学、心理学、政治学、经济学等，为社会科学研究提供了新的方法和视角。目前，有关生命历程理论的研究主要集中于移民与生命历程、贫困与生命历程、特殊群体（儿童、妇女和老人）与生命历程三个领域[16]，如流动人口住房选择[17]、贫困生命周期理论[18]、老年人健康状态等问题[19-20]。生命历程的变化对迁移行为有重要影响，外出务工经历属于生命历程中的重大社会历史事件以及个人生活事件。农民工作为中国一类独具特殊性的移民群体，已逐渐成为学者们关注的对象，而女性农民工偏好于居留农村还是迁移入城，是整个生命历程中各因素综合作用的结果。

综上所述，国内外学者致力于研究女性迁移人口的居留意愿，婚姻和生育都贯穿着女性农民工不同的生命历程阶段，但是目前从生命历程视角探究生育对女性农民工居留意愿影响的相关研究还比较单薄。因此，本文以女性农民工为研究对象，从生命历程的视角分析生育对其居留意愿的影响状况，并进一步探索代际差异和子女数量对女性农民工居留意愿影响的异质性，同时考察子女、配偶、父母等家庭核心成员是否一起流动对其居留意愿有何影响。

二、数据来源、变量描述与模型设定

（一）数据来源

本文研究数据来源于2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查（CMDS），调查范围覆盖

除香港特别行政区和澳门特别行政区之外的其余32个省、自治区和直辖市等省级行政单位，调查对象是在本地居住一个月及以上，非本区（县、市）户口的15～59周岁的流动人口。此次调查采用分层次、多阶段、与规模成比例的PPS方法（Probability Proportionate to Size Sampling）进行抽样。由于本文研究对象主要是户籍为农村户口的女性流动人口的居留意愿，而女性可以通过与城镇男性缔结婚姻的方式实现在城镇定居，因此本文将配偶为城镇户口的样本排除在外，主要研究与男性农民工缔结婚姻之后，生育对女性农民工的定居意愿的影响。在剔除关键信息缺失的无效样本后，最终获得31 087个有效样本。

（二）变量选择与描述性统计

1. 被解释变量——居留意愿

本文研究的因变量为女性农民工的居留意愿，留城意愿通常指流动人口是否打算在城市长期居留，一般在当地居住5年及以上被看作具有居留意愿。本文选取的调查问卷中“如果您打算留在本地，您预计自己将在本地留多久？”来测量女性农民工的居留意愿。选项包括“（1）1～2年”、“（2）3～5年”、“（3）6～10年”、“（4）10年以上”、“（5）定居”和“（6）没想好”6个选项。选项6可能有长期居留意愿，也可能没有长期居留意愿，由于无法准确判断，因此学术界普遍将该情况视为不打算在城市长期居住[21-22]，因此，将选项（3）、（4）、（5）视为具有长期居留意愿，赋值为1，其他赋值为0。整体样本中，有定居意愿的女性农民工为14 137人，占比45.5%；不具有定居意愿的女性农民工为16 950人，占54.5%。而生育对这一群体有着重要的影响，有子女的女性农民工定居愿意提升到了46.5%，无子女的女性农民工定居意愿则下降到39.3%（如表1所示）。

2. 生命历程变量

根据上文埃尔德对生命历程解释的4个维度，考虑本文研究目的并参考现有文献[17, 23]，将生命历程变量归为以下几类。

（1）时机性。又称生命的时间性，根据这一原理选取变量包括：子女个数（即生育变量，女性农民工在流动时是否生育及生育子女的数量）；外出流动时的年龄。

（2）能动性。个体积极的主体意识和主体力量发挥的核心和决定作用，主要包括：受教育程度；月收入；月住房支出；流动范围；流动城市个数。

（3）时空性。又称一定时空中的生活，包含的变量有：新型农村合作医疗保险；住房产权；老家宅基地；老家承包地。

（4）关联性。“相互联系的生活”指互动着的社会生活，即在一生中所建立的各种社会关系网。选取的变量包括：是否愿意融入本地人当中，并且成为其中的一员；首次是否与子女一起流动；首次是否与配偶一起流动；首次是否与父母公婆一起流动。

其中，核心自变量为子女个数，主要研究生育对女性农民工居留意愿的影响。需要注意的是，本文重点研究女性农民工在迁出地的居留意愿，家庭成员是他们最紧密的关联性人物，在哺育子女的过程中，父母以及祖辈发挥了决定性的作用，其随迁行为很大程度上影响了生育对女性农民工居留的最终决策，因此，将“首次与子女一起流动”、“首次与配偶一起流动”、“首次与父母公婆一起流动”这3个变量作为关键变量，在后续异质性回归以及拓展性回归中再展开更为细致的分析。其他生命历程变量作为控制变量，变量定义及描述性统计具体见表2。

3. 模型设计

因变量“女性农民工的居留意愿”为二分类变量，即“有居留意愿”和“无居留意愿”，因此利用二元logistic回归模型进行分析。本研究构建模型的基本形式为：

$$\ln\left(\frac{p(y=1)}{1-p(y=1)}\right)=\alpha+\sum_{i=1}^{k}\beta ixi \qquad (1)$$

则女性农民工的乡城居留意愿的概率为：

$$p(y=1|x)=\frac{e^{a+\sum_{i=1}^{k}\beta ixi}}{1+e^{a+\sum_{i=1}^{k}\beta ixi}} \qquad (2)$$

在（1）式和（2）式中，X_i表示影响女性农

表1 我国女性农民工居留意愿表

不同群体	无居留意愿N	无居留意愿N%	有居留意愿N	有居留意愿N%
全样本	16 950	54.5	14 137	45.5
有子女	14 427	53.5	12 505	46.5
无子女	2523	60.7	1632	39.3

民工居留意愿的第i个解释变量，k为解释变量的个数，α为截距项，β_i为解释变量X_i的系数，反映该变量对女性农民工居留意愿影响的方向及程度，通常是用最大似然估计法求得。女性农民工中愿意定居的概率与不愿意定居的概率的比值为$\frac{p(y=1)}{1-p(y=1)}$为事件发生比（odds ratio）。$e^{\beta i}$反映解释变量X_i每变化一个单位所引起的事件发生比变化的倍数。

表2 变量定义及描述性统计

变量类型	变量	赋值说明	均值	标准差
因变量	居留意愿	0=无居留意愿；1=有居留意愿	0.45	0.50
核心自变量	子女个数	个	1.62	0.79
控制变量	首次外出流动时的年龄	首次外出流动的年份——出生的年份	29.46	10.34
	受教育程度	0=小学及以下；1=初中；2=高中或大专；3=大学专科；4=大学本科及以上	1.04	0.87
	月收入	元/月	6767.57	4747.67
	月住房支出	元/月	731.08	1001.08
	流动范围	0=跨省流动；1=省内跨市流动；2=市内跨县流动	0.67	0.76
	流动城市个数	个	1.68	1.25
	新型农村合作医疗保险	0=否；1=是	0.79	0.41
	住房产权	0=非自有住房；1=自有住房	0.27	0.44
	老家宅基地	0=否；1=是	0.68	0.47
	老家承包地	0=否；1=是	0.53	0.50
	融入本地意愿	0=完全不同意；1=不同意；2=基本同意；3=完全同意	2.35	0.62
关键变量	首次与子女一起流动	0=否；1=是	0.28	0.45
	首次与配偶一起流动	0=否；1=是	0.62	0.49
	首次与父母公婆一起流动	0=否；1=是	0.15	0.36

三、实证分析

（一）基准回归结果

表3报告了基于Logistic模型估计的生育对女性农民工居留意愿的总体影响，（1）列仅控制核心解释变量子女个数，（2）列加入生命历程视角下4个维度的控制变量。从表3结果可知，无论是只控制核心解释变量，还是加入控制变量，子女个数对女性农民工居留意愿的影响均在1%的水平上显著。由（2）列可知，子女数量每增加一个，其居留意愿的发生比将提升16.6%（$e^{0.154}-1$），即生育正向促进了女性农民工的居留意愿。

对于控制变量而言，4个维度中的变量均对女性农民工的居留意愿产生了显著影响，并与现有研究呈现较高的一致性。具体来看：

1. 时机性维度

女性农民工的首次外出流动年龄对其居留意愿存在显著负向影响，首次外出流动时的年龄每增加一岁，女性农民工的居留意愿发生比将会降低1.3%（$1-e^{-0.013}$）。可能的原因是年龄越大越倾向于安定，回乡相比于城市更能满足其自身的心理需求，这与现有研究结果大体一致。李昀东等通过研究居留意愿的队列效应的变动趋势发现，对比80后和90后，1960年以前出生的流动人口居留意愿呈现下降趋势，因为年龄越大，很难在当地找到工作，融入社会，所以人们选择返乡[24]。杨雪等对不同年龄组的流动人口居留意愿进行回归分析，发现30～39岁年龄组的流动人口居留意愿最强，达到62.7%的比例，年龄越小越倾向于在城市定居，他们有能力在城市找到更好的资源进行生存[25]。

2. 能动性维度

女性农民工的受教育程度越高，居留意愿越强烈。受教育程度每上升一个层次，在城市定居意愿的发生比将会增加7.9%（$e^{0.076}-1$）。因为文

化程度越高的女性群体在城市就业中的竞争力越强，收入相对较高和工作稳定性较好，从而拥有更高的生活水平和可靠的物质基础，提升其城市居留意愿[26]；平均月收入和平均月住房支出对居留意愿均产生了正向影响，平均月收入越高，女性农民工居留意愿越强。收入的增加为女性农民工在城市生活提供了更好的物质保障，从而提升了其在城市定居的意愿[27]；从平均每月住房支出来看，住房支出越高，女性农民工的居留意愿越高。邱红等认为城市的住房支出往往较高，与此同时也给农民工带来了更好的生活品质[28]。住房支出也有可能是正在为购买的住房所支付的贷款支出，这种购房行为也象征着其愿意留在城市生活；流动范围以跨省流动为参照组，结果显示省内跨市流动和市内跨县流动均对女性农民工居留意愿产生正向的促进作用，表明女性农民工更愿意在家乡的临近范围内的城市选择定居；流动的城市个数在5%的显著水平上对女性农民工居留意愿呈现负向影响，流动的城市个数越多，越不愿意在城市定居，流动城市每增加一个，定居意愿的发生比便会降低4.5%（$1-e^{-0.046}$）。流动的频繁性在一定程度上也反映出了女性农民工的生活状态，这也抑制了她们的城市居留意愿。

表3 生育对女性农民工居留意愿的影响

自变量	Logistic回归		OLS回归	
	（1）	（2）	（1）	（2）
子女个数	0.091***	0.154***	0.422***	0.031***
	（0.041）	（0.018）	（0.006）	（0.04）
首次外出流动时的年龄		−0.013***		−0.003***
		（0.002）		（0.000）
接受教育的程度		0.076***		0.015***
		（0.018）		（0.004）
月收入		0.000***		0.000***
		（0.000）		（0.000）
月住房支出		0.000***		0.000***
		（0.000）		（0.000）
流动范围（参照组=跨省）				
省内跨市流动		0.364***		0.075***
		（0.031）		（0.006）
市内跨县流动		0.439***		0.091***
		（0.038）		（0.008）
流动的城市个数		−0.046***		−0.009***
		（0.012）		（0.002）
新型农村合作医疗保险		−0.316***		−0.063***
		（0.034）		（0.007）
住房产权		1.431***		0.312***
		（0.032）		（0.006）
老家宅基地		−0.373***		−0.077***
		（0.031）		（0.006）
老家承包地		0.049**		0.009**
		（0.029）		（0.006）
融入本地意愿		0.771***		0.154***
		（0.023）		（0.004）
样本量		31087		31087
常量		−2.685***		−0.039***
R^2		0.186		0.190
F		5782.691		411.474

注：*、**、***分别表示在10%、5%和1%的水平上显著，下同

3. 时空性维度

参加新型农村合作医疗保险对女性农民工居留意愿产生了显著的抑制性作用。由于新型农村合作医疗保险存在异地报销等困难，导致其在城市并不能最大限度地享受就医优惠[29]。住房是农民工留在城市的基本条件，而拥有自有产权房则是促进农民工在城市定居的重要前提，因此拥有住房产权对女性农民工居留意愿产生了显著的正向影响，发生比较无产权房者高出4.18（$e^{1.431}$）倍，且相比于其他控制变量，住房对于女性农民工居留意愿的影响效应更大，与毛丰付等研究结果相符合[30]。在老家拥有宅基地对女性乡城农民工的居留意愿产生了显著的负向影响。宅基地是“老家”的具象，是进城务工的农村农民工“退有所居”的保障[26]。宅基地是农村拉力的因素之一，因此对农民工居留城市产生了抑制作用；老家拥有承包地对女性农民工居留意愿具有显著的正向影响。与宅基地不同，老家承包地作为一项稳定的收入来源，可以为农民工在城市定居提供相应的生活保障[31]，从而促进女性农民工的城市居留意愿。

4. 关联性维度

女性农民工融入本地的意愿越强烈，其城市居留意愿越强。融入本地的意愿从心理方面来看，属于城市归属感问题，城市归属感对农民工居留意愿具有促进作用，认同自己是本地居民，并且想成为当地一员的流动群体，往往具有较大的留城定居概率，心理上的认同是影响留城意愿的重要因素[32]。

此外，为对实证结果进行稳健性检验，本文采用最小二乘法（OLS）对生育如何影响女性农民工的城市居留意愿进行回归分析，同样，（1）列进一步加入核心解释变量，（2）列进一步加入控制变量。回归结果如表3所示，核心解释变量子女个数以及控制变量对女性农民工居留意愿的影响与Logistic模型结果基本一致，说明本文的分析结论是稳健的。

（二）异质性分析

前文已经得出全样本层面的生育对女性农民工居留意愿的平均效应，但并未考虑影响的异质性。个体的不同年龄阶段属于生命历程的时空性特征，代际差异反映了特定的社会时代作用于个体的内在影响，她们之间观念、经济条件、自身需求等都有着不同程度的区别，这也对其居留意愿的高低产生效应。此外，生育子女个数的不同影响了其留城的经济负担及未来规划，从而改变留城决定，但不同家庭成员的一起流动也产生了决策的不确定性。因此本文将女性农民工代际差异以及子女个数差异作为异质性分析的分组依据，并在此基础上加入与子女一起流动、与配偶一起流动和与父母公婆一起流动3个关键变量，探究不同代际和不同子女个数情况下生育及家庭随迁对女性农民工居留意愿的影响。

1. 代际的影响差异

农民工以1980年出生为界限被分为新老两代农民工，大多研究也都以此为代际差异的分组，但随着时代的发展与变迁，90后逐渐成为社会发展的新生力量，这一代的女性无论从年龄还是经济状况来看都是生育的最佳阶段，因此，本文将“90后”单独分组，形成出生年份在1980年以前、1980－1990年以及1990年以后3个组别，具体报告结果如表4所示。结果显示，子女个数在三个组别中对女性农民工居留意愿的影响均呈现显著的正向影响，这也再次验证了上文结论。具体来看，子女个数对不同年龄段的女性农民工居留意愿呈现出异质性，其中对1980年以前和1990年以后出生的女性农民工居留影响较1980－1990年出生的更大。可能的原因是1980－1990年代出生的群体正好是社会剧烈变迁的一代，迁移成本也大幅度增加，特别是房价的快速增长以及抚养子女成本的增加，较1980年以前的迁移成本呈递增趋势，房价的快速增长加之抚养子女成本的增加导致子女个数对其居留意愿的影响减弱，而1990后一代的女性步入社会的时间还比较短，而且只生育一个子女，生活成本相对要低，因此也大大提升了其在城市的定居意愿。

从回归结果来看，1980年以前与1980－1990年出生的女性农民工与子女一起流动均能促进其城市留城意愿，且对1980年代以前出生的这一群体影响更为显著。可能是这一时代的农民工正处于子女高中大学升学或者成家的选择中，子女随迁是较为普遍的选择。而1990后一代女性农民工不受与子女一起流动的影响，可能因为90后一代女性大多还处于新婚无子女或刚刚生育阶段，更

表4 按代际分组的异质性分析

变量名称	1980年以前	1980－1990年	1990年以后
子女个数	0.141***	0.071**	0.182**
	（0.024）	（0.033）	（0.063）
与子女一起流动	0.219***	0.109*	0.199
	（0.041）	（0.057）	（0.122）
与配偶一起流动	－0.055	－0.253***	－0.215***
	（0.053）	（0.056）	（0.100）
与父母公婆一起流动	0.360***	0.245***	0.161
	（0.125）	（0.071）	（0.096）
控制变量	控制	控制	控制
样本量	13 868	10 940	6279
R^2	0.239	0.196	0.233
F	2727.750	2312.774	975.347

多考虑的是自身的意愿选择，暂时还不需要考虑子女的教育和发展问题。在分析与配偶一起流动对女性农民工居留意愿的影响中，发现女性跟随配偶流动反而降低了其在城市的定居意愿。可能的原因在于因研究对象是女性农民工，女性若无配偶在城市生活时，可能在拥有稳定的工作后便会在此城市安居，而拥有配偶之后出于为对方考虑，或是两个人的工作规划变动等也许会再次进行迁移，因此也就降低了其定居的概率；与父母公婆一起流动提升了1980年以前以及1980－1990年的女性农民工居留意愿，可能的原因是父母公婆可以在很大程度上分担育儿的压力，为年轻夫妻提供人力支持，而对1990后一代的定居意愿不显著，因为1990后大多还处在未婚状态。总体来说，生育对家庭化迁移下的女性农民工城市居留意愿产生了促进作用，与现有研究结论一致[33]，且对1990年以前出生的女性农民工影响更大。

2. 子女个数的影响差异

本文进一步按照子女个数划分为无子女、1个子女、2个子女、3个及以上子女四个组别，回归结果如表5所示。结果表明与子女一起流动对有1个子女的女性农民工影响并不显著，而有2个及以上子女的女性农民工与子女一起流动对其定居城市有显著的正向作用。可能的解释是拥有1个子女的女性农民工尚处于刚刚出去打拼的阶段，且孩子还未达到上学年龄，对在城市定居未形成确定的意愿；而拥有2个以上孩子的农民工可能更多的从孩子以后接受的教育资源以及成长环境出发，显著提升了其在城市的定居意愿；无子女、有1个子女和2个子女的女性农民工与配偶一起流动均对女性农民工居留意愿产生负向影响，其中有1个子女和有2个子女的影响具有显著性，原因与前文类似，女性跟随配偶流动在很大程度上会考虑配偶的工作选择，在对未来的打算发生变化时，便会再次发生迁移行为。而有3个及以上子女时，与配偶流动则正向影响了女性农民工的居留意愿，可能是因为此时家庭已经基本处于稳定的状态，未来发展不会再有太大的变化，与配偶在一起便会加速其定居的意愿；无子女、有1个子女和2个子女的女性农民工与父母公婆一起流动均能促进其城市定居意愿，且对有1个或2个子女的影响更为显著。与上文解释相同，父母公婆一起流动可以减少女性的生活压力，承担部分送子女上学与做家务等责任。但与父母公婆一起流动对有3个及以上子女的女性农民工居留意愿无显著影响，可能的原因是子女数量太多，如果再加之父母公婆一起流动则大大增加了在城市生活的成本，造成居留的经济压力。总结得出，生育对女性农民工家庭化迁移居留意愿存在异质影响，家庭化流动对拥有1~2个孩子的女性农民工城市定居意愿影响更为明显。

（三）拓展性回归

为了进一步分析生育（子女个数）与女性农民工家庭化迁移之间的交互作用，本文建立子女个数与首次与子女一起流动、首次与配偶一起流动和首次与父母公婆一起流动的交互项模型，如表6所示。模型1、模型4和模型7只加入子女个数变量，模型2、模型5和模型8分别加入与子

表5 按子女个数分组的异质性分析

变量名称	无子女	1个子女	2个子女	3个及以上子女
与子女一起流动		0.094	0.166***	0.254***
		(0.051)	(0.046)	(0.095)
与配偶一起流动	−0.320	−0.178***	−0.120***	0.08
	(0.172)	(0.051)	(0.051)	(0.118)
与父母公婆一起流动	0.223*	0.150***	0.230***	0.211
	(0.196)	(0.070)	(0.079)	(0.211)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	1207	11 534	12 739	2659
R^2	0.247	0.189	0.173	0.216
F	341.649	2420.045	2427.182	648.600

女、配偶和父母公婆一起流动变量，模型3、模型6和模型9依次加入两者间的交互项。由模型3结果可知，生育（子女个数）加强了与子女一起流动对女性农民工城市居留意愿的正向作用，即子女个数越多，与子女一起流动越能提升其留城意愿，这与上文按子女个数分组的异质性回归结果一致；模型6显示子女个数显著促进女性农民工居留意愿，与配偶一起流动对其具有负向作用，两者交互项的系数为负数但并不显著，然而在一定程度上也印证了上文分析，子女个数的增加缓解了与配偶流动对女性农民工居留意愿的抑制作用；模型9显示子女个数和与父母公婆一起流动均显著正向影响女性农民工居留意愿，交互项系数为负数但不显著，同理，也可以在一定程度上说明随着子女个数的增加，与父母公婆一起流动对其居留意愿的促进作用逐渐减弱，与上文分析相同。因此，与子女一起流动在生育影响女性农民工居留意愿的作用最为显著。换言之，生育子女且与子女一起流动的女性农民工有着最强烈的城市定居意愿，因为女性农民工对于子女表现出的是一种天性的爱[34]，子女在家庭因素中起到不可替代的作用。

表6 拓展性回归

变量	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7	模型8	模型9
子女个数	0.091***	0.054***	0.031**	0.091***	0.084***	0.062***	0.091***	0.054***	0.156***
与子女一起流动		0.320***	0.129**						
子女个数*与子女一起流动			0.116***						
与配偶一起流动					0.040	−0.017			
子女个数*与配偶一起流动						0.041			
与父母公婆一起流动								0.436***	0.442***
子女个数*与父母公婆一起流动									−0.007
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	31 087	31 087	31 087	31 087	31 087	31 087	31 087	31 087	31 087
F	43.810	1917.12	207.534	43.810	46.471	48.520	43.810	208.510	208.541
R^2	0.001	0.006	0.007	0.001	0.001	0.002	0.001	0.007	0.007

四、结论与政策启示

本文结合2017年全国流动人口卫生计生动态监测调查数据，从生命历程视角出发，以女性农民工为研究对象，探究了生育对其城市居留意愿的影响。通过对女性农民工居留意愿的影响因素分析，可以得出以下结论。

第一，生育（即子女个数）能够显著提升女性农民工的城市居留意愿，变换模型进行回归分析后（利用OLS模型）结果依然稳健。第二，从生命历程角度来看，控制变量中，受教育程度、月收入、月住房支出、住房产权、老家承包地和融入本地意愿均对女性农民工居留意愿产生了正向促进作用，而首次外出流动时年龄、流动范围、流动城市个数、新型农村合作医疗保险和老家宅基地对其居留意愿具有抑制作用。第三，异质性分析结果显示，生育对1980年以前和1990年以后的女性农民工居留影响较1980－1990年的更大；“家庭化”迁移对女性农民工的城市居留意愿产生了显著的促进作用，且对1990年以前以及拥有1～2个孩子的女性农民工城市定居意愿影响更为明显。第四，拓展性回归显示，与其他家庭成员相比，与子女一起流动对生育影响女性农民工居留意愿的作用最为显著，即生育子女且与子女一起流动的女性农民工留城意愿最为强烈，子女在家庭化因素中占据主导地位。

通过上述研究结论，本文得出以下几点政策启示：

首先，从时机性维度来看，其一，应给予女性在生育方面足够的社会价值认可及保障支持。随着国家二胎和三胎政策的相继出台，鼓励年轻女性生育，并支持他们的留城决策。具体的，有关女性尤其是女性农民工群体生育以及之后子女抚养，重新回到工作岗位的一系列压力缓解需进一步进行政策完善甚至法律保障，包括育儿假、孕产哺乳期的相应补贴和社会支持等。其二，加强夫妻共同育儿及承担责任的观念，创建婚育友好型的社会氛围。进而，加强女性农民工生育意愿和留城意愿。其三，深化户籍制度改革，放宽农民工的城市落户限制，试行以经常居住地登记户口制度，健全居住证制度，提高居住证持有人家庭成员城镇义务教育、医疗等服务的实际享有水平。同时，推广广东东莞、深圳等地实行的“积分入学”模式，将农民工子女纳入当地义务教育范围，提升农民工子女在城市的福利待遇。从而促进女性农民工家庭定居城市。

其次，从能动性维度来看，其一，应注重农民工自身受教育水平和职业能力的提升。政府和企业要积极为农民工提供就业信息，加强职业培训和创业指导帮扶，不断创新培训方式，并鼓励其边工边学，提高学历，为其承担一部分学习费用。同时，加大培训宣传力度，提高农民工的职业技能培训意识，引导农民工主动参加培训。进而全面提升农民工就业质量，为其在城市定居提供必要的收入来源和物质保障。其二，农民工在城市定居，住房是基础更是门槛，应将农民工群体逐步纳入住房保障体系，降低农民工申请保障性住房的标准，尤其是家庭化迁移中子女随迁的女性农民工，而对于想购房的农民工群体，政府应该鼓励和支持其购房行为，并采取先购后补、定额补贴、分级结算、直补到户等多种形式的住房优惠政策。其三，鼓励农民工就近城镇化，减少其再流动的可能性。县城是实施就近就地城镇化的重要载体，也是推动农村振兴的桥梁，要强化县城的政策性管理，加大政务职能开展力度，不断优化投资环境把县城作为对农村大力开放的受众地，把农村受益于城市发展的优势资源发挥出来，通过丰富的金融支持，以县城为核心推进农村就近就地城镇化发展。

再次，从时空性维度来看，其一，统筹城乡社会保障体系，建立以流入地或常住地为主的迁移劳动力保费缴纳制度，降低参与门槛，方便迁移劳动力随时随地选择医疗、养老等的参保，此外，建立基于工作地的个人社保账户在城乡、区域间的完全累积与自由流转，实现非个人社保账户在全国范围内的统筹，建立自主选择社会保障使用区域的便民措施，方便流动人口提取使用，增强保障的及时性。其二，尝试建立农村宅基地与城镇住房的关联机制，对愿意退出宅基地的农民工给予合理的城镇购房和租房补贴，建立农村产权流转市场体系，健全农户“三权”市场化退出机制和配套政策。

最后，从关联性维度来看，其一，增强农民工的城市认同感，使其融入到当地的社会网络中，增强归属感。拓展农民工的社交渠道有助于

他们增强留城意愿，而开展休闲文娱活动则是一个加强沟通的良好途径，积极鼓励有条件的企业和图书馆、电影院、体育馆等文体娱乐场所适当组织面向农民工的文化娱乐活动，提高其城市参与度，进而提高他们对城市社区的归属感和认同感。其二，应促进女性农民工“家庭化”迁移，尤其是子女随迁模式。《十四五规划纲要》提出要以促进在城市稳定就业居住的农业转移人口举家进城落户为目标。家庭化迁移增强了农民工的城市适应能力，他们既能提供生活上的帮助又能给予心灵上的慰藉，家庭的催化效应可以帮助农民工主动融入社区和城市生活，提高留城意愿。

参 考 文 献

[1] 唐家龙，马忠东. 中国人口迁移的选择性：基于五普数据的分析[J]. 人口研究，2007（5）：42-51.

[2] 段成荣，张斐，卢雪和. 中国女性流动人口状况研究[J]. 妇女研究论丛，2009（4）：11-18，27.

[3] 何雄，陈攀. 农村女性迁居城镇意愿状态的实证分析——以鄂州、黄石、仙桃三地为例[J]. 中国人口·资源与环境，2013（1）：97-102.

[4] Johnston R J. 人文地理学词典[M]. 柴彦威等，译. 北京：商务印书馆，1994：442.

[5] 李树茁. 80年代中国人口迁移的性别差异研究[J]. 人口学刊，1993（5）：16-21.

[6] 朱秀杰. 农村女性人口流动的约束机制——社会性别视角分析[J]. 南方人口，2005（1）：18-24.

[7] 李强. 影响中国城乡流动人口的推力与拉力因素分析[J]. 中国社会科学，2003（1）：125-136，207.

[8] 叶鹏飞. 农民工的城市定居意愿研究——基于七省（区）调查数据的实证分析[J]. 社会，2011（2）：153-169.

[9] 郭卫娜，曾荣青，张立建. 广东省迁移女性人口的特点及成因[J]. 华南师范大学学报（自然科学版），2008（1）：137-142.

[10] 刘华，苏群. 农村女性劳动力留城意愿实证分析——以江苏省为例[J]. 中国农村经济，2005（9）：42-47.

[11] 杨哲，王茂福. 政治资本形态对女性农民工城市定居意愿影响研究——基于CGSS2010数据[J]. 云南民族大学学报（哲学社会科学版），2015（1）：75-79.

[12] 熊波，石人炳. 农民工定居城市意愿影响因素——基于武汉市的实证分析[J]. 南方人口，2007（2）：52-57.

[13] 杨云彦. 人口迁移与劳动力流动的女性主义分析框架[J]. 中南财经大学学报，2001（6）：12-17，122.

[14] Elder GH，Johnson MK，Crosnoe R. *The emergence and development of life course theory. Handbook of the life course*[M]. New York：Springer US，2003：3-19.

[15] 李强，邓建伟，晓筝. 社会变迁与个人发展：生命历程研究的范式与方法[J]. 社会学研究，1999，（6）：1-18.

[16] 江立华，袁校卫. 生命历程理论的知识传统与话语体系[J]. 科学社会主义，2014（3）：46-50.

[17] 宋全成，张露. 生命历程视角下的青年流动人口住房选择及其影响因素研究[J]. 东岳论丛，2023，44（7）：158-168，192.

[18] Rowntree B S. *Poverty：A study of town life*[M]. Bristol：Policy Press，1901.

[19] 穆滢潭，龙飞，原新. 中国老年人健康老龄化的城乡差异及其变迁趋势——基于生命历程和健康公平视角的分析[J]. 人口研究，2023，47（4）：82-97.

[20] 俞国良，黄潇潇. 老年心理健康问题：基于生命历程—生态系统观模型的探索[J]. 北京师范大学学报（社会科学版），2023（2）：112-121.

[21] 李尧. 教育公共服务、户籍歧视与流动人口居留意愿[J]. 财政研究，2020（6）：92-104.

[22] 安超帆. 医疗保险参保、居住证制度与流动人口市民化意愿——基于2017年全国流动人口动态监测数据[J]. 调研世界，2022（9）：45-52.

[23] 景晓芬，马凤鸣. 生命历程视角下农民工留城与返乡意愿研究——基于重庆和珠三角地区的调查[J]. 人口与经济，2012（3）：57-64.

[24] 李昀东，解韬，凌巍. 年龄—时期—队列视角下流动人口长期居留意愿变迁[J]. 南方人口，2022，37（4）：61-71.

[25] 杨雪，巍洪英. 流动人口长期居留意愿的新特征及影响机制[J]. 人口研究，2017，41（5）：63-73.

[26] 李楠. 农村外出劳动力留城与返乡意愿影响因素分析[J]. 中国人口科学，2010（6）：102-108，112.

[27] 李辉，段程允，白宇舒. 我国流动人口留城意愿及影响因素研究[J]. 人口学刊，2019（1）：80-88.

[28] 邱红，周文剑. 流动人口的落户意愿及影响因素分析[J]. 人口学刊，2019（5）：91-100.

[29] 谭晓婷，张广胜. 医疗保险对农民工留城定居意愿的影响——以江苏省南京市为例[J]. 湖北农业科学，2016（3）：792-795.

[30] 毛丰付，朱书琦，白云浩. 住房特征与乡城移民的定居意愿[J]. 贵州财经大学学报，2018（2）：13-24.

[31] 刘涛，陈思创，曹广忠. 流动人口的居留和落户意愿及其影响因素[J]. 中国人口科学，2019（3）：80-91，127-128.
[32] 张华初，曹玥，汪孟恭. 社会融合对广州市流动人口长期居留意愿的影响[J]. 西北人口，2015（1）：7-11.
[33] 王春超，张呈磊. 子女随迁与农民工的城市融入感[J]. 社会学研究，2017（2）：199-224，245-246.
[34] 苗海民，朱俊峰. 天性VS理性：家属迁移对农民工居留意愿的影响研究[J]. 财贸研究，2021（1）：38-51.

The impact of childbearing on the residence intention of female rural-urban migrants —— based on the perspective of life course

LOU Wenlong，YONG Jing，DU Cuicui

（*School of Public Management*，*Yanshan University*，*Qinhuangdao* 066004，*China*）

Abstract：Childbearing is an unavoidable topic in the life course of female rural-urban migrants，which has an important impact on their urban residence intention. Based on the 2017 China Migrants Dynamic Survey（CMDS）data，this study uses the Binary Logistic model to analyze the impact of childbearing on the residence intention of female rural-urban migrants from the perspective of life course. The results of the study show that childbearing has a positive effect on the residence intention of female rural-urban migrants. Among them，the intergenerational difference shows an inverted U-shaped effect. 0～1 child has no significant effect on the residence intention of female rural-urban migrants，while 2 and 3 children or more have a significant effect on the residence intention of female rural-urban migrants. And moving with their children has a stronger impact on the residence intention of female rural-urban migrants.

Keywords：Childbirth；Female rural-urban migrants；Residence intention；Life course

（编辑：牛晓霞）