

# 子女数量与育龄女性劳动参与

——基于无序多分类的 Logistic 回归分析

何玲雁<sup>1</sup>, 宋月圆<sup>2</sup>

(1. 广州华商学院管理学院, 广州 511300; 2. 武汉东湖学院管理学院, 武汉 430212)

**摘要:** 2021年起中国开放三孩政策,国家和地方层面不断完善支持生育的相关配套措施,然而,新生儿的数量、出生率未及预期。基于2021年中国综合社会调查数据(CGSS),运用无序多分类的 Logistic 回归模型探讨子女数量对育龄女性劳动参与的影响。研究发现,子女数量的增加会降低育龄女性非农劳动的参与水平、提升其不参与工作的可能性。此外,女性的年龄、受教育程度、配偶的劳动参与状况、配偶年收入、家庭居住地、是否与配偶同住以及家庭年收入均会影响育龄女性的劳动参与状况。

**关键词:** 子女数量; 育龄女性; 劳动参与; 多元 Logistics 回归

**中图分类号:** F241.4; C923 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2025)04-0086-07

现阶段,中国的总人口增速明显放缓,进入了零增长或负增长区间、步入了低生育率社会。2021年8月中央公布实施一对夫妻可生育三个子女政策及配套措施。2022年1月1日起,3岁以下婴幼儿照护费用纳入个人所得税专项附加扣除。此外,国家层面到地方层面还提出了一系列的政策措施,如优化生育休假制度、提出住房政策向多子女家庭倾斜,不断完善和落实生育支持措施。

然而,生育行为与劳动参与往往是竞争关系。很多国内外学者的研究发现,当前正处于“新旧交替”的社会发展阶段,一方面,伴随女性受教育水平的提升与社会经济地位的不断改善,女性在社会发展中的贡献越来越大;另一方面,由于旧有社会观念的影响,女性往往较男性在婚姻中承担更多家务并在照料老人、子女方面付出更多的精力。因此,生育和养育子女带来的“母职惩罚”“角色冲突”及“就业歧视”等问题,使得育龄女性不得不在生育、养育子女和职业发展中做出取舍。

面对生育率的持续下降、人口年龄结构趋于失衡等亟待解决的难题,相继出台了诸多政策和措施以缓解人口发展面临的困境,生育与女性就业问题亦成为学术界研究和探讨的重点问题。然而,“三

孩”政策的实施虽然能够在一定程度上可以缓解未来劳动力规模缩减、人口年龄结构失衡等问题,但是从另一个角度看也可能会带来女性就业歧视问题,降低女性的劳动参与水平。因此,本文致力于探讨子女数量对育龄女性劳动参与的影响,为生育需求的释放、育龄女性职业发展引导、就业权益保护措施推出提供一定的理论支撑。

## 1 文献综述

### 1.1 国外相关研究动态

国外对生育问题、女性劳动参与方面的研究起步较早且成果丰硕。在生育问题的研究上,无论是在生育理论方面,还是在生育行为与劳动参与的实证研究方面均取得了较大的进展。在针对女性生育与劳动参与的理论研究方面,新家庭经济学的研究认为生育是家庭在理性分析生育成本与收益后做出的决策,其中的生育成本不仅包括生育和养育子女的直接经济支出,还包括父母(尤其是母亲)因生养子女而付出的时间成本和收入减少等间接成本。Wills<sup>[1]</sup>认为,生育水平取决于家庭生育需求的收入效应与替代效应之间的相互作用。由于男性在养育子女过程中的付出相对较少,女性在养育子女过程中付出的时间精力更多,因此,男性劳动参

**收稿日期:** 2024-09-09

**基金项目:** 广州华商学院2022年青年学术类科研项目(2022HSXS030)

**作者简介:** 何玲雁(1994—),女,山西大同人,硕士,讲师,研究方向为人力资源管理、劳动经济学;通信作者宋月圆(1995—),女,河南南阳人,硕士,讲师,研究方向为财务管理、企业管理。

与及工资水平的上升对生育子女产生的主要是收入效应,而女性劳动参与及工资水平的上升尽管也存在收入效应,但主要是替代效应。

关于女性生育与劳动参与的实证研究方面,多数学者的研究认为二者呈现负相关。Vu等<sup>[2]</sup>发现子女数量对母亲参与劳动力市场和工作时间有负面影响,过去30年越南女性劳动力比例的上升可以部分归因于生育率的整体下降。Wu<sup>[3]</sup>发现,在实施二孩政策后,生育数量对母亲的劳动力供给有负向影响。还有学者从生育间隔、隔代照料等角度探讨生育对女性劳动参与的影响。Pan等<sup>[4]</sup>研究了生育间隔对中国城市女性劳动力市场参与的影响,发现生育间隔越长,女性劳动力市场参与率就越高。Wang和Zhao<sup>[5]</sup>发现隔代照料可以同时提高育龄女性的生育率和劳动参与率。

## 1.2 国内相关研究动态

国内学者针对女性生育问题的研究较多,但是针对女性生育与女性劳动参与之间关系的实证研究相对较少。一部分学者研究女性的生育水平对劳动参与的影响。张娟<sup>[6]</sup>发现育龄女性生育一孩的影响主要体现在就业率降低,而二孩及多孩的影响一方面表现为就业率的下降,另一方面表现为工作时间的减少。王翌秋等<sup>[7]</sup>发现生育扩大了就业质量的性别差异,生育二孩使得女性承担了更多的家庭劳动与照料职责,进一步加大了劳动力市场的性别歧视和市场分割。

也有学者针对特定群体的生育行为与劳动参与的关系展开研究,例如,研究农村女性、城镇女性、高学历女性的生育行为与劳动参与之间的关系。许玲丽和陈云菲<sup>[8]</sup>发现女性生育和就业存在双向抑制关系,且对农村户籍的青年女性抑制性更强。郭凤鸣等<sup>[9]</sup>发现二胎生育对低学历女性就业概率的负面影响延续的时间较长,对高学历女性就业概率的负面影响随时间推移而减弱。然而,张抗私和谷晶双<sup>[10]</sup>的研究指出生育对女性就业的负面影响随着女性年龄的增加而减弱,对高学历女性和城镇女性劳动力市场产生的负面影响更大。

阅读相关文献发现,国内外学者针对育龄女性的生育行为、子女数量与育龄女性劳动参与的关系的研究方面分歧较多,且研究引入的变量、运用的方法方面也存在较大的差异。近年来,我国出生率明显下滑、计划生育政策及配套措施的调整和出台速度较快,因此,探索新时期子女数量对育龄女性劳动参与的影响具有重要的现实意义。

## 2 研究设计

### 2.1 数据来源

本文采用的数据来源于中国综合社会调查数据(Chinese general social survey, CGSS),是中国人民大学中国调查与数据中心在全国范围内开展的抽样调查项目。采用2021年的调查数据,并且对数据做了如下处理:首先,考虑到婚姻法规定的女性法定结婚年龄与女性的生育年龄,将研究对象限定为出生于1971—2001年的至少生育了一个子女的已婚女性;删除缺失与无效数据后,最终获得1485个有效样本。

### 2.2 理论框架与模型建立

#### 2.2.1 理论框架

育龄期女性的生育行为与劳动参与之间可能存在一定的权衡取舍。孩子可被视作家庭消费品的一种,母亲通过在孩子、其他消费品的消费、闲暇之间做出规划与取舍,最终在时间约束和预算约束条件的约束下实现效用最大化。女性的效用函数可以表示为

$$U(c, d, n) = u(c) + v(d) + nw(n) \quad (1)$$

式中: $c$ 为消费; $d$ 为闲暇; $n$ 为子女数量;由子女带来的效用部分 $nw(n)$ 由Bloom(2009)的线性函数 $\beta(1-m)n$ 进行替换,其中 $m$ 为新生儿死亡率。因此,女性的效用函数可以调整为

$$U(c, d, n) = u(c) + v(d) + \beta(1-m)n \quad (2)$$

女性作为家庭成员,同时面临预算约束与时间约束。假设家庭收入包括女性劳动参与收入、丈夫劳动参与的收入与双方父母接济所得,其中,主要为女性及其配偶的劳动参与所得。设定 $I_w$ 为女性是否参与劳动的指标; $s$ 为女性劳动参与的报酬; $I_m$ 为男性是否参与劳动的指标; $p$ 为其配偶的劳动参与的报酬; $A$ 为双方父母接济所得。由此可知:

$$c \leq I_w s + I_m p + A \quad (3)$$

式中: $0 \leq I_w \leq 1$ ;  $0 \leq I_m \leq 1$ 。

女性还面临时间方面的约束,包括平均每日工作时间与为了参加工作花费的通勤时间合计为 $T$ 小时,此外,花费在单个子女身上的照料时间每天为 $h$ 小时,平均每天闲暇时间为 $d$ 小时,则时间约束为

$$I_w T + (1-m)nh + d \leq 24 \quad (4)$$

因而,女性效用最大化问题实质上是在式(3)和式(4)条件约束下,求解:

$$\max U(c, d, n) \quad (5)$$

假设 $u(c) = \ln c$ ,  $v(d) = \ln d$ ,则式(2)可以转化为

$$U(c, d, n) = \ln c + \ln d + \beta(1 - m)n \quad (6)$$

带入时间约束与预算约束可得:

$$\max U(c, d, n) = \ln(I_w s + I_m p + A) + \ln[24 - I_w T - (1 - m)nh] + \beta(1 - m)n \quad (7)$$

根据效用最大化原则,可解得最优的劳动参与水平和生育数量:

$$I_w = \frac{1}{2} \left[ \frac{24 - (1 - m)nh}{T} - \frac{I_m p + A}{s} \right] \quad (8)$$

$$n = \frac{24 - I_w T}{h(1 - m)} - \frac{1}{\beta(1 - m)} \quad (9)$$

从计算结果式(8)与式(9)可以看出,育龄期女性的劳动参与和生育行为选择是相互影响、互为因果的。式(8)反映了子女数量对女性劳动参与的影响,子女的数量越多,女性的劳动力参与水平就越低;此外,家庭中丈夫的工资水平越高、劳动参与率越高以及双方父母的接济越多的时,女性的劳动参与水平会下降;当女性的工资水平越低时,女性的劳动参与水平也会下降,反之,女性的劳动参与水平会上升。式(9)则反映了女性劳动参与水平的高低对生育水平的影响。当女性选择参与工作时,为工作所付出的时间越多,生育水平就越低,意味着劳动参与会减少女性的生育数量。

### 2.2.2 模型建立

根据人口经济学的基本理论,育龄女性的生育行为与劳动参与具有因果关系,其中女性生育行为主要涉及子女数量、未成年子女数量。因此,通过构建以下方程来评估育龄女性的子女数量与未成年子女数量对其劳动参与的影响,具体如下:

$$y_i = f(\text{Number}_i, W_i, M_i, F_i, \epsilon_i) \quad (10)$$

式中:被解释变量  $y_i$  为第  $i$  个体的劳动力市场产出,即劳动参与状况  $W\text{Labour}_i$ ;  $\text{Number}_i$  为女性  $i$  生育孩子的数量特征;  $W_i$  为女性的个体特征;  $M_i$  为配偶的个体特征;  $F_i$  为家庭特征;  $\epsilon_i$  为残差项。因此,模型(1)式扩展为

$$W\text{Labour}_i = \theta_0 + \theta_1 \text{Number}_i + \theta_2 W_i + \theta_3 M_i + \theta_4 F_i + \epsilon_i \quad (11)$$

采用三分类变量  $W\text{Labour}_i$  作为衡量育龄女性劳动参与状况的指标,其中,“目前没有工作”取值为 0,“目前务农”取值为 1,“目前从事非农工作”取值为 2。因此选择无序多分类 Logistics 回归模型,如下

$$\ln \frac{P(y = j | x)}{P(y = J | x)} = \alpha_j + \sum_{k=1}^k \beta_{jk} x_k \quad (12)$$

式中:对于劳动参与状况的选择  $j = 0, 1, 2$ ;  $P(Y_i =$

$j)$  为育龄女性对第  $j$  种选择的概率;  $x_k$  为第  $k$  个影响育龄女性劳动参与选择的自变量;所有的解释变量包括生育数量、女性个体特征变量、配偶特征变量和家庭特征变量;  $\beta_{jk}$  为自变量回归系数向量。模型以  $J$  为参照类,育龄女性选择其他劳动参与类别的概率与选择  $J$  类的概率比  $\frac{P(y = j | x)}{P(y = J | x)}$  为事件发生比,即 OR 值。建立以下三个 Logistic 模型:

$$\ln \frac{P_0}{P_1} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^k \beta_{0k} x_k \quad (13)$$

$$\ln \frac{P_2}{P_1} = \alpha_2 + \sum_{k=1}^k \beta_{2k} x_k \quad (14)$$

$$\ln \frac{P_0}{P_2} = \alpha_0 + \sum_{k=1}^k \beta_{0k} x_k \quad (15)$$

式(13)表示目前没有工作(参照组=目前务农);式(14)表示目前从事非农劳动(参照组=目前务农);式(15)表示目前没有工作(参照组=目前从事非农劳动)。其中,  $P_0$ 、 $P_1$ 、 $P_2$  分别为育龄女性目前选择不工作、参与务农和参与非农工作的概率。

### 2.3 变量选取

被解释变量:参与劳动状况  $W\text{Labour}$ 。核心解释变量为生育数量,包括子女总数  $T\text{Number}$ 、未成年子女数量  $NUC$ ,其他的解释变量包括女性个体特征变量、配偶个体特征变量和家庭特征变量,具体的变量名称、变量符号及变量界定如表 1 所示。

## 3 生育数量对育龄女性劳动参与状况的影响

采取向后去除法建立无序多分类 Logistic 回归模型,将子女总数、未成年子女的数量作为强制进入项,将 10 个非核心解释变量作为步进项引入回归模型,根据  $P$  从大到小逐步向后剔除,直到模型内的变量在 0.1 的水平上呈现显著。如表 2 所示,模型似然比检验  $\chi^2 = 817.177$ ,  $P = 0.000$ ,说明所建立的模型有效。如表 3 可所示,配偶年龄、配偶受教育程度、家庭拥有房产数被剔除出模型,3 个广义 Logit 模型均不包含这 3 个变量,即这 3 个变量均对育龄女性的劳动参与行为没有显著性影响。经过对育龄女性劳动参与状况选择的多元 Logistic 回归分析,模型 1、模型 2 和模型 3 的回归结果存在一定的差异(表 3)。

### 3.1 模型 1

以目前务农的育龄女性作为参照,目前未工作的育龄女性广义 Logit 模型显示:在  $P = 0.05$  的显著性水平上,子女数量、女性年龄、配偶劳动参与状况、居住地与育龄女性目前未参与工作存在显著性关系。

表 1 变量定义

变量类型	变量名称	变量符号	定义
劳动参与	劳动参与状况	WLabour	目前没有工作=0,目前务农=1,目前从事非农工作=2
子女数量	子女总数	TNumber	1个=1,2个=2,3个及以上=3
	未成年子女数量	NUC	0个=0,1个=1,2个=2,3个及以上=3
女性个人特征变量	母亲年龄	Age	20~27岁=1,28~35岁=2,36~43岁=3,44~50岁=4
	母亲受教育程度	Edu	小学及以下=1,初中=2,高中=3;大专=4,本科及以上=5
	母亲健康状况	Health	很不健康=1,比较不健康=2,一般=3,比较健康=4,很健康=5
配偶个人特征变量	配偶年龄	MAge	29岁以下=1,30~37岁=2,38~45岁=3,46岁及以上=4
	配偶受教育程度	MEdu	小学及以下=1,初中=2,高中=3;大专及本科=4,硕士及以上=5
	配偶收入	ATI	未透露=0,25 000 元以内=1,25 001~50 000 元=2,50 001~90 000 元=3,90 001~150 000 元=4,150 001 及以上=5
	配偶劳动参与状况	MLabour	目前没有工作=0,目前务农=1,目前从事非农工作=2
	配偶周工作时长	WH	未透露=0,39 h 以内=1,40~49 h=2,50~59 h=3,60~69 h=4,70 h 及以上=5
家庭特征变量	居住地类型	Residence	农村=0,城镇=1
	家庭拥有房产数量	NOP	没有房产=0,拥有1套房=1,拥有2套房=2,拥有3套及以上房产=3
	是否与配偶(伴侣)同住	Cohabitation	否=0,是=1
	家庭年收入	AHI	未透露=0,30 000 元以内=1,30 001~60 000 元=2,60 001~100 000 元=3,100 001~190 000 元=4,190 001 及以上=5

表 2 模型拟合信息

模型	模型拟合条件	似然比检验		
	-2 对数似然	卡方	自由度	显著性
仅截距	2 643.426	817.177	64	0.000
最终	1 826.249			

由表 3 可知,第一,拥有一个子女的女性目前未工作的可能性是拥有 3 个及以上子女的育龄女性的 1.517 倍,拥有两个子女的女性目前未工作的概率与拥有 3 个及以上子女的女性没有显著性差别。意味着与拥有多个子女的女性相比,拥有一个子女的女性更有可能不参与工作而非务农,反映了同多子女家庭相比,在只有一个子女时的家庭的经济压力相对较小,女性不参与劳动的可能较高,伴随子女数量的增加,部分女性可能选择务农以缓解家庭的经济压力,也有部分女性选择投入到养育和照料子女的家庭劳动中。

第二,与年龄段在 44~50 岁的高育龄女性相比,20~27 岁女性目前未工作的可能性是前者的 4.418 倍,28~35 岁女性目前未工作的可能性是前者的 3.732 倍,36~43 岁女性目前未工作的概率与 44~50 岁的高育龄女性相比没有统计性差异,在一定程度上反映了 20~35 岁的女性因生育及照料幼龄子女,较其他年龄段的育龄女性不工作的可能性更高。第三,与配偶从事非农劳动的女性相比,配偶务农的女性目前未工作的概率是前者的 18.8%,配偶无工作的女性目前未工作的概率与配偶从事非农劳动的女性相比没有统计性差别,反映了配偶务农的女性更有可能随丈夫一起务农,基本与观察到的社会现象一致。第四,与居住在城镇的女性相

比,居住在农村的女性目前未工作的概率是前者的 12.3%,意味着只有不工作和务农两个选择时,居住在农村的女性更可能务农而非不工作。

### 3.2 模型 2

以目前务农的育龄女性作为参照,目前从事非农劳动的育龄女性广义 Logit 模型显示:在  $P=0.05$  的显著性水平上,子女总数、未成年子女的数量、女性年龄、女性受教育程度、配偶劳动参与状况、配偶年收入、居住地、是否与配偶同住、家庭年收入与育龄女性目前从事非农劳动存在显著性关系。

#### 3.2.1 生育数量因素

由表 3 可知,首先,同有 3 个及以上子女的女性相比,有 1 个子女的育龄女性目前从事非农劳动的可能性是前者的 2.812 倍,意味着相较务农而言,有 1 个子女的育龄女性更倾向于从事非农劳动;有两个子女的女性目前从事非农劳动的概率与有 3 个及以上子女的女性相比不存在显著性差别。这在一定程度上反映了从事非农劳动的女性更难平衡工作和照料家庭,当子女数量上升、照料责任更大时,女性从事非农劳动的供给会下降。另外,与有 3 个及以上未成年子女的女性相比,有 2 个未成年子女的女性从事非农劳动的概率是前者的 2.119 倍,意味着相较于务农,拥有 2 个未成年子女的育龄女性更可能参与非农劳动。可能是因为 2 个子女家庭的经济压力相对较大,照料子女的时间和精力要求略低于照料 3 个子女,因而其更可能参与非农劳动;拥有 3 个及以上未成年子女家庭的经济压力很大,但是照料未成年子女需要目前投入更多的时间和精

力,相较于非农劳动,从事农业劳作的女性通常属于家庭自我雇佣的状态,在为家庭取得收入的同时,可以拥有更加弹性的时间去照料多个未成年子女。

### 3.2.2 女性个人特征因素

第一,与年龄段在44~50岁的高育龄女性相比,28~35岁的女性目前从事非农劳动的可能性是前者的2.251倍,其他年龄段的女性与前者相比不具有显著性差别,意味着年龄的增长可能会降低女性从事非农劳动的可能。反映了由于女性从业者更多从事服务行业,年轻女性往往比年长女性具备更高的市场竞争力,但是20~27岁的女性因生育、照顾幼龄子女等现实问题影响了其社会劳动价值的发挥,因而育龄女性非农劳动参与率基本上呈现倒U型曲线。第二,与受教育程度在大专及以上学历的育龄女性相比,受教育程度在小学及以下、大专的女性从事非农劳动的可能性是前者的7.3%、75.7%;受教育程度在初中、高中的女性从事非农劳动的可能性是受教育程度在大专及以上学历的女性的13%、31.5%(仅满足在10%的水平上显著)。在一定程度上反映了相较于高学历的女性,学历层次越低的女性务农的可能性越高;女性的受教育程度越高,从事非农劳动的可能性就越高。

### 3.2.3 配偶个体特征因素

首先,与配偶从事非农劳动的女性相比,配偶务农的女性从事非农劳动的可能性是前者的7.7%,意味着配偶务农的女性有很大的可能务农。其次,与配偶年收入高于15万元的女性相比,未透露配偶年收入的女性、配偶年收入25000元以内、配偶年收入25001~50000元、配偶年收入50001~90000元的女性从事非农劳动的概率分别是前者的6.794倍、5.555倍、3.958倍、4.337倍;配偶年收入在90001~150000元的女性从事非农劳动的概率与配偶年收入高于15万元的女性相比没有显著性差异,在一定程度上反映了配偶的年收入越低,育龄女性参与非农劳动的可能性就越高,当配偶的年收入达到“衣食无忧”的水平后,育龄女性参与非农劳动的积极性则相应下降。

### 3.2.4 家庭特征因素

第一,与居住在城镇的育龄女性相比,居住在农村的育龄女性从事非农劳动的可能性是前者的6.9%,意味着由于居住、交通等条件限制,居住在农村的女性更可能务农。第二,和与配偶同住的

育龄女性相比,不与配偶同住的育龄女性从事非农劳动的可能性是前者的61.7%,说明与配偶同住能促进育龄女性非农劳动的参与。第三,与家庭年收入超过19万元的育龄女性相比,家庭年收入在3万元以内的女性参与非农劳动的可能性是前者的15.8%。

## 3.3 模型3

以目前从事非农劳动的育龄女性作为参照,目前未工作的育龄女性广义Logit模型显示:子女总数、女性年龄、女性受教育程度、女性健康程度、配偶劳动参与状况、配偶年收入、居住地、是否与配偶同住、家庭年收入与育龄女性目前未工作存在显著性关系。

### 3.3.1 生育数量因素

由表3可知,与拥有3个以上子女的育龄女性相比,拥有1个、2个子女的女性目前未工作的概率分别是前者的28.6%、54.3%,反过来看,意味着拥有1个子女、2个子女的女性选择从事非农劳动的可能性是拥有3个以上子女的育龄女性的3.494倍和1.842倍。

### 3.3.2 女性个人特征因素

第一,与年龄段在44~50岁的高育龄女性相比,20~27岁女性目前未工作的可能性是前者的3.522倍,28~35岁女性目前未工作的可能性是前者的1.658倍,36~43岁女性目前未工作的概率与44~50岁的高育龄女性相比没有统计性差异。第二,与受教育程度在大专及以上学历的育龄女性相比,受教育程度在小学及以下、初中、高中、大专的女性目前未工作的可能性是前者的7.287倍、4.281倍、4.286倍、1.763倍,反映了女性的受教育程度越低,目前未工作的概率就越高,从事非农劳动的可能性就越低。第三,与身体健康状况很好的育龄女性相比,很不健康、比较不健康、健康状况一般的育龄女性目前未工作的概率分别是前者的10.488倍、1.884倍和1.640倍,身体比较健康的育龄女性与身体健康状况很好的育龄女性相比没有显著性差别。

### 3.3.3 配偶个体特征因素

与配偶从事非农劳动的女性相比,配偶务农的女性目前未工作的可能性是前者的2.458倍。此外,与配偶年收入高于15万元的女性相比,未透露配偶年收入的女性、配偶年收入25000元以内、配偶年收入25001~50000元、配偶年收入50001~90000元的女性未工作的概率分别是前者的

5.8%、5.1%、9%、17.2%，反映了配偶的年收入越低，育龄女性目前未工作的可能性越低，从事非农劳动的可能性就越高。

### 3.3.4 家庭特征因素

第一，与居住地在城镇的育龄女性相比，居住在农村的育龄女性未工作的可能性是前者的1.77倍；第二，和与配偶同住的育龄女性相比，不与配偶

同住的育龄女性目前未工作的可能性是前者的1.443倍；第三，与家庭年收入超过19万元的育龄女性相比，未透露家庭年收入、家庭年收入3万元以内、30001~60000元、60001~100000元的女性目前未工作的可能性分别是前者的11.856倍、13.585倍、7.449倍和3.194倍，反映了女性劳动参与对于家庭收入的增加具有重要的意义。

表3 参数估计值

变量	目前未工作(模型1)			目前从事非农劳动(模型2)			目前未工作(模型3)		
	参照组=目前务农			参照组=目前务农			参照组=目前从事非农劳动		
	B	显著性	Exp(B)	B	显著性	Exp(B)	B	显著性	Exp(B)
截距	3.474	0.015		4.838	0.001		-1.768	0.000	
[TNumber=1]	0.417	0.035	1.517	1.034	0.046	2.812	-1.251	0.000	0.286
[TNumber=2]	0.073	0.266	1.076	0.696	0.159	2.006	-0.611	0.044	0.543
[TNumber=3]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[NUC=0]	-0.892	0.244	0.41	-1.015	0.114	0.362	0.088	0.822	1.092
[NUC=1]	-0.779	0.28	0.459	-0.312	0.169	0.732	-0.088	0.822	0.916
[NUC=2]	-0.768	0.241	0.464	0.751	0.036	2.119	-0.264	0.493	0.768
[NUC=3]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[Age=1]	1.486	0.021	4.418	0.227	0.738	1.254	1.259	0.000	3.522
[Age=2]	1.317	0.001	3.732	0.812	0.044	2.251	0.505	0.015	1.658
[Age=3]	0.255	0.403	1.290	0.330	0.293	1.391	-0.075	0.699	0.927
[Age=4]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[Edu=1]	-0.636	0.562	0.529	-2.622	0.016	0.073	1.986	0.000	7.287
[Edu=2]	-0.590	0.586	0.554	-2.044	0.056	0.130	1.454	0.000	4.281
[Edu=3]	-0.301	0.789	0.740	-1.154	0.099	0.315	1.455	0.000	4.286
[Edu=4]	-0.390	0.060	0.677	-0.278	0.002	0.757	0.567	0.046	1.763
[Edu=5]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[Health=1]	0.966	0.100	2.627	-1.384	0.121	0.250	2.350	0.002	10.488
[Health=2]	0.867	0.055	2.379	0.233	0.636	1.262	0.633	0.048	1.884
[Health=3]	0.448	0.155	1.566	-0.046	0.886	0.955	0.495	0.009	1.640
[Health=4]	0.420	0.167	1.522	0.326	0.285	1.386	0.094	0.586	1.098
[Health=5]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[MLabour=0]	0.015	0.971	1.015	-0.725	0.104	0.484	0.740	0.110	2.095
[MLabour=1]	-1.669	0.000	0.188	-2.569	0.000	0.077	0.899	0.010	2.458
[MLabour=2]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[ATI=0]	0.062	0.945	1.064	1.916	0.002	6.794	-2.854	0.000	0.058
[ATI=1]	-1.268	0.122	0.282	1.715	0.044	5.555	-2.982	0.000	0.051
[ATI=2]	-1.032	0.198	0.356	1.376	0.036	3.958	-2.408	0.000	0.090
[ATI=3]	-0.294	0.724	0.745	1.467	0.016	4.337	-1.761	0.000	0.172
[ATI=4]	0.233	0.781	1.262	0.765	0.371	2.149	-0.532	0.114	0.587
[ATI=5]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[Residence=0]	-2.098	0.000	0.123	-2.669	0.000	0.069	0.571	0.000	1.770
[Residence=1]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[Cohabitation=0]	-0.117	0.634	0.889	-0.484	0.058	0.617	0.366	0.012	1.443
[Cohabitation=1]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•
[AHI=0]	1.049	0.203	2.854	-1.424	0.086	0.241	2.473	0.000	11.856
[AHI=1]	0.761	0.309	2.141	-1.848	0.013	0.158	2.609	0.000	13.585
[AHI=2]	1.007	0.173	2.738	-1.001	0.170	0.368	2.008	0.000	7.449
[AHI=3]	0.510	0.474	1.665	-0.651	0.355	0.521	1.161	0.000	3.194
[AHI=4]	0.287	0.715	1.332	-0.249	0.748	0.779	0.536	0.110	1.710
[AHI=5]	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•	0 <sup>b</sup>	•	•

注: B 为偏回归系数; 分类变量的一个水平后面有 0<sup>b</sup>, 这意味着这个水平被选为基准组; 基准组在 Logistic 回归模型中有特色的参照作用; • 表示一些统计量对于基准组没有实际意义。

#### 4 结论

首先,子女数量、未成年子女的数量会对女性劳动参与产生显著性影响。当只有务农和不工作两个选择时,同多子女家庭相比,在只有 1 个子女时的家庭的经济压力相对较小,女性更有可能不参加工作;与拥有 3 个及以上子女的女性相比,只有一个子女的育龄女性参与非农劳动的可能性高于务农和不工作,反映了子女数量会影响育龄女性劳动参与的选择。此外,与有三个及以上未成年子女的女性相比,有 2 个未成年子女的女性从事非农劳动的概率是前者的 2.119 倍,意味着相较于务农,拥有 2 个未成年子女的育龄女性更可能参与非农劳动。

第一,从女性个体特征的角度看,育龄女性的年龄、受教育程度、健康状况会影响女性劳动参与。相对于 44~50 岁的育龄女性,年龄在 20~27 岁的育龄女性劳动参与的可能性较低,这在一定程度上反映了生育和养育幼龄子女会对女性劳动参与的消极影响;相对于拥有本科及以上学历的女性,育龄女性的学历层次越低,参与非农劳动的可能性就越低、不参与工作和务农的可能性就越高;相对于很健康的女性,健康程度越低的女性不参与工作的可能性就越高。

第二,从配偶特征的角度看,配偶的劳动参与状况、配偶年收入会影响女性劳动参与。配偶务农的女性更有可能务农、配偶参与非农劳动的女性也更有可能参与非农劳动。配偶的年收入越低,女性参与非农劳动的可能性就越高。

第三,从家庭特征的角度看,家庭的居住地、是否与配偶同住和家庭年收入会影响女性劳动参与。相

较于居住在城镇的女性,家庭居住在农村的女性有更大的可能务农或者不工作;不与配偶同住的女性则有更大的可能务农或者不工作;所在家庭年收入低的女性有更大的可能目前在务农或者不参与工作。

#### 参考文献

- [1] WILLIS R J. A new approach to the economic theory of fertility behavior[J]. *Journal of Political Economy*, 1973, 81(2): 14-64.
- [2] VU L H, TRAN T Q, PHUNG T D, et al. Children and female labor market outcomes in Vietnam[J]. *Heliyon*, 2021, 7: 0758.
- [3] WU X Y. Fertility and maternal labor supply: evidence from the new two-child policies in urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2022, 50(2): 584-598.
- [4] PAN Z, JIANG X D, ZHAO N R, et al. Does birth spacing affect female labor market participation? Evidence from urban China[J]. *China Economic Review*, 2021, 68: 101644.
- [5] WANG Y, ZHAO X D. Grandparental childcare, maternal labor force participation, and the birth of a second child: further knowledge from empirical analysis[J]. *Journal of Business Research*, 2022, 139: 762-770.
- [6] 张娟. 中国劳动力市场中女性的生育惩罚研究[J]. *人口学刊*, 2024, 46(4): 53-66.
- [7] 王翌秋, 郭冲, 金松青. 生育影响高质量就业的性别差异研究[J]. *世界经济文汇*, 2024(3): 80-98.
- [8] 许玲丽, 陈云菲. 家庭生育决策、儿童照料方式与女性就业——基于微观家庭调查数据的分析[J]. *公共行政评论*, 2024, 17(2): 157-175.
- [9] 郭凤鸣, 常慧, 林嵩淇. 二胎生育对女性工作时间和就业的影响[J]. *青年研究*, 2023(4): 55-68.
- [10] 张抗私, 谷晶双. 生育对女性就业的影响研究[J]. *人口与经济*, 2020(5): 19-29.

### The Number of Offspring and Labor Force Participation of Reproductive Women: Based on Logistic Regression Analysis of Disordered Multiple Classifications

HE Lingyan<sup>1</sup>, SONG Yueyuan<sup>2</sup>

(1. School of Management, Guangzhou Huashang College, Guangzhou 511300, China;

2. Management College, Wuhan Donghu University, Wuhan 430212, China)

**Abstract:** Since 2021, China has opened its three-child policy, and the relevant supporting measures to support fertility have been continuously improved at the national and local levels. However, the number of newborns and the birth rate have not met expectations. Based on the 2021 China General Social Survey (CGSS) data, the unordered multiple classification Logistic regression model was used to explore the impact of the number of children on the labor force participation of reproductive women. The results show that the increase in the number of children will reduce the participation level of reproductive women in non-agricultural labor and increase the probability of non-participation in work. In addition, women's age, education level, spouse's labor participation status, spouse's annual income, family residence, whether they live with their spouse, and family annual income all affect the labor participation status of women of childbearing age.

**Keywords:** the number of offspring; reproductive women; labor participation; multiple Logistics regression