

引用格式：

李梦华, 钱文荣. 子女性别对农民工外地务工决策的影响——基于中国劳动力动态调查数据的经验分析 [J]. 农业现代化研究, 2021, 42(1): 000-000.

Li M H, Qian W R. Influence of children's gender on migrant labors' choice of working place: Evidence from the CLDS data[J]. Research of Agricultural Modernization, 2021, 42(1): 000-000.

DOI: 10.13872/j.1000-0275.2021.0003



子女性别对农民工外地务工决策的影响 ——基于中国劳动力动态调查数据的经验分析

李梦华, 钱文荣

(浙江大学中国农村发展研究院, 浙江 杭州 310058)

摘要：农村改革使劳动力流动的障碍得以消除，农村劳动力不断向城市流动。外地务工反映了农民工工地决策中的地点选择，对其研究有助于在微观层面了解农民工流动的倾向及其内在原因。利用 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查数据，运用最小二乘法和工具变量回归方法，分析子女性别差异对农民工外地务工的影响。结果表明，外地务工的农民工收入相对更高，同时家中拥有儿子的农民工更可能选择外地务工。第一胎为男孩将显著提高农民工外地务工的概率，从子女所处成长阶段看，当子女处于婴幼儿和接受义务教育阶段时，子女性别对农民工外地务工影响较小；而当子女处于婚配阶段时，生养儿子将显著提高农民工外地务工的可能性；当子女家庭趋于稳定之后，子女性别的影响不再显著。研究表明，男孩偏好观念对子女性别的影响具有协同作用；当子女处于婚配阶段时，助儿购/建房是农民工外地务工的原因之一。因此，提出营造男女平等的社会环境；积极落实与二胎政策相关的配套政策；进一步推进城乡一体化发展等建议。

关键词：农民工；外地务工；子女性别；男孩偏好；成长阶段；购/建房

中图分类号：F323.6

文献标识码：A

文章编号：1000-0275 (2021) 00-0000-00

Influence of children's gender on migrant labors' choice of working place: Evidence from the CLDS data

LI Meng-hua, QIAN Wen-rong

(China Academy for Rural Development, Zhejiang University, Hangzhou, Zhejiang 310058, China)

Abstract : China's rural reforms have eliminated barriers to labor mobility, and migrant labors continue to move to cities. Understanding the decision-making mechanism of migrant labors' choice of working location helps to understand the migration tendency of rural labors and the internal reasons at the micro level. Based on the 2014 and 2016 China labor dynamics survey (CLDS) data and applying the ordinary least square and two-stage least square models, this study systematically examined the impacts of children's gender on the choice of working place by migrant labors. Results show that the income of migrant workers who working away from home are relatively higher, and they are more likely to choose to work away from home when they have a boy. If the first child is a boy, migrant workers are more likely to work away from home. From the perspective of children's growth stage, when the child is in the infant stage and compulsory education stage, children's gender has almost no effect on migrant labors. However, when the child is in the marriage stage, boy will significantly increase the possibility of working away from home and after the child's family stabilizes, the effect of children's gender is no longer significant. In particular, this study confirms that the synergistic effects of boy preference on children's gender and when the child is in the marring stage, purchasing or building a house will increase the possibility of migrant labors working away from home. Therefore, we propose to create an equal social environment between men and women; actively implement the supporting policies related to the two-child policy; further promote the integration of urban and rural development.

Key words : migrant labors; working away from home; children's gender; boy preference; growth stage; purchase/build a house

基金项目：国家社会科学基金重大项目 (19ZDA088)。

作者简介：李梦华 (1995—)，男，河北邢台人，博士研究生，主要从事农村劳动力迁移与市民化研究，E-mail: 11722015@zju.edu.cn；通信作者：钱文荣 (1966—)，男，浙江桐乡人，博士，教授，博士生导师，主要从事城乡统筹发展机制创新、农村劳动力迁移与市民化研究，E-mail: wrqian@zju.edu.cn。

收稿日期：2020-10-10, **接受日期：**2020-12-11

Foundation item: Major Project of National Social Science Foundation of China (19ZDA088).

Corresponding author: QIAN Wen-rong, E-mail: wrqian@zju.edu.cn.

Received 10 October, 2020; **Accepted** 11 December, 2020

20 世纪 80 年代以来,随着农村改革的深化,城乡流动的壁垒得以瓦解,农村劳动力持续向城市流动,我国经历了前所未有的人口迁移活动。几十年来农民工的大规模流动促进了社会经济的持续发展,同时也为我国人口脱贫做出了巨大贡献。据《2018 年全国农民工监测调查报告》显示,2018 年农民工总量达到 28 836 万人,其中到乡外就业的农民工占总量的一半以上,达到 17 266 万人;从增长速度上看,2010—2018 年乡外就业的农民工年均增长约为 2%,体现出我国农民工群体中外地务工的农民工数量庞大,且规模仍在持续扩张的趋势。从宏观层面上看,务工地点的远近会对地区的社会经济发展造成影响^[1];微观上,务工地点的远近还会对个体的收入、就业、迁移和生活等产生影响^[2-3]。新迁移经济学指出,个人进行最优迁移决策,考虑个体自身效用最大化的同时,还将重点关注家庭利益是否最大化^[4-5]。由于我国农村的家庭观念十分浓重,对家庭的利益也更为重视^[6-7],因此农村家庭成员的决策很大程度上受到家庭因素的影响。如今外地务工作为农业户籍人口迁移的主要形式之一,家庭因素对其务工地点决策的影响至关重要,对其进行研究具有重要现实意义。

对于农民工外地务工影响因素的研究,学界已经积累了不少文献,学者们通过研究发现个体特征会对农民工外地务工选择产生影响,例如农村劳动力的年龄与外地务工存在倒 U 型关系,身体健康、接受过非农培训和有过迁移经历的农民工更有可能外地务工^[2];农民工受教育程度可能与外地务工存在负相关关系^[2,8];同时,流动次数也会对农民工外地务工产生影响^[9]。还有部分学者发现社会资本会对农民工外地务工产生影响,社会资本越强的农民工则越倾向于外地务工^[10-13]。仇焕广等^[14]还分析了风险规避对农民工外地务工的影响,发现风险规避程度越低,则农民工越可能外地务工,同时再次验证了社会资本与农民工外地务工存在正相关关系的结论。此外,学者从家庭因素出发,认为家庭形态差异会对农民工务工地点的选择产生影响^[15-16]。宁光杰^[2]还发现有未入学子女的家庭,劳动者外地务工的可能性会降低。

简言之,学界对于影响农民工外地务工决策的研究已积累了一定文献,在影响农民工外地务工的因素中包括个体特征和家庭特征等方面,但现有研究仍有不足之处:已有文献主要从个体层面出发,而有关家庭因素的研究较为匮乏,忽视了子代的影响。虽然有零星的文献分析了子女入学状况与外地

务工决策之间的关系,但没有关注到子女性别的影响。众所周知,中国父母对于子女的利益十分关注^[17],同时,受儒家文化的影响,如“重男轻女”和“多子多福”等传统思想在中国社会普遍存在,中国父母对儿子的重视程度可见一斑。有鉴于此,本文利用 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查数据,运用最小二乘法和工具变量回归方法,探究子女性别差异对于中国农民工外地务工选择的影响。从家庭层面发掘农民工外地务工的影响因素,不仅有助于从微观角度进一步了解农民工流动的倾向及其内在原因,分析我国经济转型进程中子代对于农民工就业的相关影响,而且有助于为我国今后相关社会政策制定提供科学依据。

该研究存在的一个问题是,在人口控制政策和我国社会长期以来男孩偏好思想根深蒂固的双重作用下,子女的性别被人为操纵的可能性极大,而此类影响子女性别选择的变量将可能影响农民工的务工选择,从而造成内生性问题。对此有学者认为中国家庭对于性别的选择多不会出现在第一胎,因而可以认为第一胎子女的性别往往是自然决定的,具有较强的外生性^[18-21]。同时,我国政府在 1984 年出台了一胎半生育政策,即对城市居民延续一个子女的政策限制,而第一胎为女孩的农村居民将被准许生育第二个孩子,对于偏远地区的家庭还将准许其生育第二甚至第三胎。在一胎半政策影响下,农村家庭的子女性别选择往往集中于二胎,而不会出现在第一胎上,即农村家庭中第一胎子女性别是随机外生的。鉴于此,本研究以第一胎子女的性别作为子女性别的代理变量,利用第一胎子女性别的外生性来缓解可能存在的内生性问题。

1 研究方法

1.1 数据来源

本文使用的数据来自 2014 年和 2016 年中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey, CLDS)。它由中山大学社会科学调查中心组织实施,以 15~65 岁的劳动人口为调查对象,专注于中国劳动力现状和变迁,内容包含工作、迁移和经济活动等多个方面,调查样本包含了我国 29 个省市(除西藏、海南、港澳台外),401 个村居,14 226 户家庭,21 086 个个体。CLDS 以村居访问、家庭访问和个体访问三种调查方式进行,采用科学的抽样方法,为本研究提供了良好的数据来源。

由于本文以有子女的农民工为研究对象,因此保留目前正以雇员身份从事工资性工作的农业户

籍人口，同时排除了没有子女的样本，最后获得8 586个观测值。

1.2 变量设计

参考宁光杰^[2]、陆方文等^[21]、Li和Wu^[22]的研

究，本文以农民工是否外地务工为因变量，自变量子女性别以第一胎性别、是否有儿子以及儿子数量等衡量，此外，自变量还包括子女数量和其他一系列控制变量（表1）。

表1 主要变量的统计性描述

Table 1 Summary statistics

变量类型	变量名称	变量定义及描述	平均值	标准差
因变量	外地务工	样本是否在本县/区以外工作（是=1，否=0）	0.138	0.345
自变量	第一胎为男孩	第一胎子女的性别（男=1，女=0）	0.629	0.483
	是否有儿子	家中是否有儿子（是=1，否=0）	0.821	0.383
	儿子的数量	家中儿子的数量（个）	1.044	0.688
	子女数量	家中子女的总数（个）	1.738	0.844
控制变量	年龄	样本的年龄（年）	40.275	11.878
	性别	样本的性别（男=1，女=0）	0.578	0.494
	婚姻状况	样本是否已婚（是=1，否=0）	0.865	0.341
	宗教信仰	样本是否有宗教信仰（是=1，否=0）	0.130	0.336
	受教育年限	样本受教育年限（年）	8.772	3.620
	健康状况	样本自评健康状况是否良好（是=1，否=0）	0.692	0.462
	养老保险	样本是否参加养老保险（是=1，否=0）	0.526	0.499
	培训证书	样本是否有培训证书（是=1，否=0）	0.168	0.374
	家庭年收入	样本家庭年总收入（取对数）	10.708	1.276
	家庭土地数量	样本家庭土地数量（hm ² ）	0.251	1.198

1) 因变量。农民工外地务工指标来自于对“请问您工作的地方主要在哪里？”的回答，若样本选择“本县/区以外”，则农民工外地务工的取值为1，否则为0。

2) 自变量。如果第一胎为男孩，变量取值为1，否则为0。是否有儿子变量，若有取值为1，否则为0。子女数量是男孩和女孩的数量加总所得，由于排除了全部没有子女的样本，因此子女数量的最小值为1。

3) 控制变量。其他控制变量包括年龄、性别、婚姻状况、宗教信仰、受教育年限、健康状况、养老保险、是否有培训证书、家庭年收入和家庭土地数量等个体和家庭特征。

1.3 模型构建

1) 关键自变量内生性检验模型。参考陆方文等^[21]、Li和Wu^[22]的研究，本文构造关键自变量内生性检验模型为：

$$TEST = \alpha_0 + \omega VAR + T_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (1)$$

式中： i 表示调查对象， t 表示调查年份， j 表示调查对象家庭所在地区，TEST表示需要检验的关键自变量，如儿子数量、是否有儿子和第一胎是否为男孩，VAR为年龄、性别、婚姻状况、是否有宗教信仰、受教育年限、健康状况、是否参与养老保险、是否有培训证书、家庭年收入和家庭土地数量， T_t 为年份虚拟变量， λ_j 为省级层面的固定效应， ε_{ij} 为

随机误差项。

2) 基准模型。参考陆方文等^[21]、Li和Wu^[22]、殷浩栋等^[23]的研究，本文构造基准计量模型为：

$$DIS_{ij} = \alpha_1 + \beta_1 XB_{ij} + \gamma X_{ij} + T_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (2)$$

式中： i 表示调查对象， t 表示调查年份， j 表示调查对象家庭所在地区， DIS_{ij} 表示农民工是否外地务工， XB_{ij} 表示第一胎孩子的性别， X_{ij} 为控制变量， T_t 为年份虚拟变量， λ_j 为省级层面的固定效应， ε_{ij} 为随机误差项。

3) 影响机制检验模型。参考Li和Wu^[22]的研究，本文构造影响机制检验模型为：

$$M_{ij} = \alpha_2 + \beta_2 XB_{ij} + \delta X_{ij} + T_t + \lambda_j + \varepsilon_{ij} \quad (3)$$

式中： i 表示调查对象， t 表示调查年份， j 表示调查对象家庭所在地区， M_{ij} 表示影响机制，如是否拥有一套以上住房、近期是否购房/建房和是否有城镇购房意愿， XB_{ij} 表示第一胎孩子的性别， X_{ij} 为控制变量， T_t 为年份虚拟变量， λ_j 为省级层面的固定效应， ε_{ij} 为随机误差项。

2 结果与分析

2.1 就业地点与收入分析

已有研究显示，务工地点的远近与农民工收入密切相关，离开家乡进行跨县流动亦或是更远的跨省工作，会使农民工获得显著高于本地工作的收入^[2, 24]。为了进一步说明农民工是否外地务工与其

收入之间的关系,运用 CLDS 数据,以是否外地务工对农民工样本进行了划分。对比外地务工的农民工收入与非外地务工的农民工收入(图 1),其均值分别为 29 895 元和 24 256 元,外地务工的收入明显多于本地,表明外地务工确实对农民工增收具有促进作用。

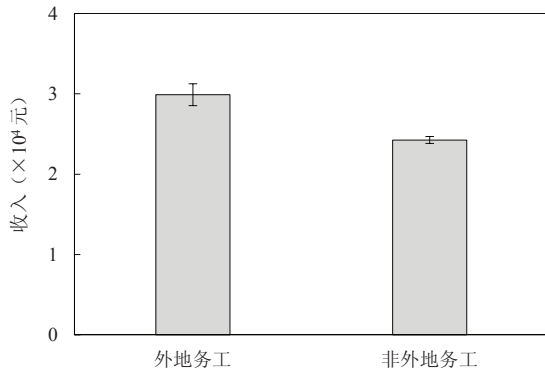


图 1 按是否外地务工分组的农民工收入情况

Fig. 1 Income of migrant labors grouped by whether they are working away from home

2.2 子女状况与农民工外地务工选择分析

由统计结果可知,农民工外地务工的平均值为 13.8%,表明近年来农民工外地务工的意愿并不强烈,半数以上的农民工更加倾向于在本县以内寻求工作机会。一方面可能是因为我国乡土情结较重,农业户籍人口更愿意在靠近家乡的地方工作;另一方面,也与近年来我国市场经济的繁荣发展有关,随着地方的经济发展环境不断优化,工作机会逐渐增多,农民工不再需要远离家乡即可找到合适的工作等。值得注意的是,在农民工返乡就业逐渐成为

主流趋势的情况下,依旧有相当一部分比例的农民工选择背离家乡进行外地务工。为了探究其内在原因,首先通过描述性统计从子女性别角度进行讨论。

为了进一步分析子女性别对农民工外地务工选择影响的差异,以家中是否有儿子对农民工样本进行了划分。在样本中,有无儿子的农民工外地务工的均值分别为 0.141 和 0.117(表 2),这一差异在 5% 以下的水平上通过显著性检验,表明家中有儿子对农民工外地务工具有促进作用,然而若考虑到解释变量所可能存在的内生性问题,亦有可能是其他因素影响了农民工的务工决策,因而对于两者之间具体的关系仍需进一步通过实证的方式进行分析。

表 2 按家中是否有儿子分组的农民工外地务工情况
Table 2 Migrant labors grouped by whether they have a son

有无儿子	外地务工	
	均值	标准差
家中有儿子	0.141	0.004
家中无儿子	0.117	0.008
差值	-0.024**	

注:差值为家中有儿子的农民工外地务工选择与家中无儿子的农民工外地务工选择均值之差;*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

2.3 子女性别变量的内生性检测

为了选取更为合适的键自变量,对家中儿子数量、是否有儿子和第一胎性别等变量的检验发现第一胎性别的外生性相对更强。家庭中有关男孩的信息表现出了家户对于子女性别的偏好,受重男轻女等思想的影响,中国家庭中是否育有男孩,以及儿子数量的多少极可能会受到各方面因素的影响,而此类要素可能会对农民工的外地务工决策造成

表 3 子女性别变量的内生性检验
Table 3 Endogeneity test of children's gender variables

变量	儿子数量		是否有儿子		第一胎为男孩		第一胎为男孩	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
年龄	0.001	0.001	0.001	0.000	0.001	0.001	0.001	0.001
性别	0.085***	0.015	0.048***	0.009	0.047***	0.011	0.047***	0.011
婚姻状况	-0.132***	0.026	-0.044***	0.013	-0.004	0.018	-0.005	0.018
宗教信仰	0.024	0.023	-0.006	0.013	0.012	0.017	0.012	0.017
受教育年限	-0.014***	0.003	-0.005***	0.001	0.001	0.002	0.001	0.002
健康状况	-0.002	0.009	0.006	0.005	-0.003	0.006	-0.003	0.006
养老保险	-0.060***	0.016	-0.002	0.009	0.010	0.011	0.010	0.011
培训证书	-0.074***	0.021	-0.044***	0.013	-0.020	0.015	-0.020	0.015
家庭年收入	-0.017**	0.008	-0.000	0.003	-0.006	0.004	-0.006	0.004
家庭土地数量	0.033***	0.007	0.012***	0.003	0.002	0.004	0.001	0.004
年份	Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y	
观测值	8 586		8 586		8 586		8 586	

注:第(1)~(3)列为 OLS 回归;第(4)列运用 Probit 模型,报告结果为边际效应;*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

影响。

若不受其他因素影响，子女的性别应是随机的。以儿子数量为因变量进行检验的结果显示，因变量与农民工的性别、婚姻状况、受教育年限、是否参与养老保险、是否有培训证书、家庭年收入和家庭土地数量显著相关，以是否有儿子为因变量进行检验的结果显示，因变量与农民工的性别、婚姻状况、受教育年限、是否有培训证书和家庭土地数量显著相关（表3）。这表明，儿子数量和是否有儿子变量确实存在选择性。

我国1984年所制定的一胎半政策，使得农村地区家庭中第一胎子女的性别具有强烈外生性，对此检验发现，除性别变量外没有其他可观测变量与第一胎子女性别在10%的水平上显著相关。虽然仍无法排除还有部分与农民工外地务工选择相关的变量未包含在回归中，但检验中已囊括了较多重要因素，且两者之间未发现显著的相关关系，因此除非遗漏变量和以上回归中包括的变量均不存在显著性，否则其与第一胎性别间发生显著性的可能性亦不会太大。

2.4 子女性别对农民工外地务工的影响分析

鉴于第一胎子女性别这一变量的外生性，研究子女性别差异对农民工外地务工选择的影响运用OLS回归即可。本文控制了年份固定效应，省级层面的固定效应，以及年龄、性别、婚姻状况、是否有宗教信仰、受教育年限、健康状况、是否参与养老保险、是否有培训证书、家庭年收入和家庭土地数量等变量以更好地剔除其他变量的影响从而提高

模型的有效性。

模型1未加入任何控制变量和固定效应，模型2加入控制变量，模型3在模型2的基础上加入年份固定效应，模型4加入年份固定效应、省级层面固定效应和控制变量。回归结果显示相对于第一胎为女孩而言，第一胎为男孩的父母，其外地务工的概率将会显著增加2.2%（表4模型4）。此外，回归中农民工的年龄、性别、婚姻状况、宗教信仰、是否参与养老保险、是否有培训证书和家庭收入均会对其外地务工决策产生显著影响。以表4模型4的结果为例，相对于女性，男性外地务工的可能性更大；农民工的年龄越大则外地务工的概率越小；现阶段处于单身状况的样本更可能外地务工；具有宗教信仰的样本外地务工的可能性更高。此外，参与养老保险、有至少一份培训证书和家庭年收入较高的样本外地务工的可能性较低。

2.5 异质性分析

已有研究发现劳动力市场中往往存在性别不平等问题^[25]，因此，按农民工的性别进行分组回归，结果显示相对于女性农民工而言，当第一胎为男孩时男性农民工外地务工的可能性显著增加（表5）。还有研究认为学历与外出就业相关^[2,8]，对此按农民工的受教育年限进行分组回归，结果显示相对于较低受教育水平的农民工而言，初中以上的农民工受子女性别的影响更大。

不同居住地类型样本分组回归的分析结果显示，生育男孩会显著增加农村地区父母外地务工的可能性，这可能与农村地区经济发展状况较差有关。

表4 子女性别对农民工外地务工的影响
Table 4 Influence of children's gender on migrant labors

变量	模型1		模型2		模型3		模型4		模型5	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.025***	0.007	0.025***	0.007	0.025***	0.007	0.022***	0.007	0.019***	0.007
年龄			-0.005***	0.000	-0.005***	0.000	-0.004***	0.000	-0.004***	0.000
性别			0.052***	0.007	0.052***	0.007	0.045***	0.007	0.046***	0.007
婚姻状况			-0.082***	0.015	-0.081***	0.015	-0.088***	0.015	-0.058***	0.011
宗教信仰			0.011	0.011	0.011	0.011	0.030***	0.011	0.028***	0.011
受教育年限			-0.001	0.001	-0.001	0.001	-0.001	0.001	0.000	0.001
健康状况			-0.010**	0.004	-0.010**	0.004	-0.007	0.004	-0.008*	0.004
养老保险			-0.004	0.008	-0.006	0.008	-0.014*	0.008	-0.011	0.008
培训证书			-0.023**	0.011	-0.024**	0.011	-0.020*	0.011	-0.017*	0.010
家庭年收入			-0.014***	0.003	-0.014***	0.003	-0.007**	0.003	-0.005*	0.003
家庭土地数量			0.003	0.003	0.003	0.003	0.001	0.002	-0.000	0.002
年份	N		N		Y		Y		Y	
省份	N		N		N		Y		Y	
观测值	8 586		8 586		8 586		8 586		8 586	

注：模型1~模型4为OLS回归；模型5运用Probit模型，报告结果为边际效应；*、**、***分别表示10%、5%和1%水平上显著。

表 5 异质性分析的 OLS 模型估计结果
Table 5 Heterogeneity analysis of the estimation results of the OLS model

变量	外地务工							
	男性		女性		初中及以下		初中以上	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.030***	0.010	0.009	0.010	0.018**	0.008	0.034**	0.014
控制变量	Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y	
观测值	4971		3615		6115		2471	
变量	城市		乡村		低收入		高收入	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.008	0.012	0.024***	0.009	0.044***	0.017	0.009	0.016
控制变量	Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y	
观测值	2 857		5 728		1 805		1 938	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

最后，通过对低收入与高收入农民工家庭分组回归的分析，发现相对于高收入家庭而言，低收入家庭的父母外地务工的可能性明显更大。这与现阶段中国社会现实相符，受计划生育政策的影响，我国农村地区性别比失衡情况严重，农村地区大龄未婚人口较多，由于婚姻市场挤压，农民工不得不外地务工，获得更多的收入，从而增强家中儿子在婚姻市场上的竞争力。

3 进一步讨论

3.1 不同年龄段子女性别对农民工外地务工的影响

不同年龄段的子女性别对农民工外地务工的影响结果发现，当子女年龄处于 16~30 岁时，相对于女儿，生育儿子的父母外地务工的可能性更高。

子女的成长分不同阶段，不同成长阶段中父母的主要责任有所不同，对不同年龄段子女的父母进行分组回归，有利于深入探讨子女性别对农民工外地务工选择的影响。借鉴陆方文等^[21]的相关研究将第一胎子女按年龄分为四个成长阶段：0~5 岁属于孩子的幼儿期，父母的主要责任为看护小孩。6~15 岁属于子代接受义务教育的时期，该阶段父母主要承担着教育子女的责任。16~30 岁这一年龄段的年轻人，其生活状态具有较大的异质性，部分青年选择进一步深造，接受高等教育；部分决定进入劳动力市场；还有一部分早早地踏入婚姻市场，甚至已经育有子女，所以此年龄段父母的关注重心存在差异，但值得注意的是，16~30 岁之间的子女已成年，因而基本可视为是婚姻市场中的潜在主体，该年龄段属于婚配期。与此同时，如果按照中国男

子法定结婚年龄进行划分，22~30 岁之间的子女更是婚嫁中的主力，同时亦是进行生育的主要人群，因而本文也对此进行了检验。30 岁以上的子女往往都已组建了家庭，且大多数可能有过第一次生育，此时子代的小家庭趋于稳定，因此该年龄段其父母的压力相对较小。

对不同子女年龄段的样本分别进行估计。当子女年龄处于 0~5 岁之间时，第一胎为男孩的系数为负，在 OLS 回归中的系数为 -0.032，但统计上不显著（表 6）。当子女处于 6~15 岁之间时，第一胎为男孩的系数为 0.003，统计上亦不显著。总的说来，0~15 岁这一年龄段的子女对于父母外地务工的影响较小，且统计上不显著，“重男轻女”的传统观念并未对父母外地务工选择带来显著的影响。

当子女年龄处于 16~30 岁时，第一胎为男孩的父母外地务工的可能性显著高于女孩父母，这很可能是由于父母需要为男孩的升学、就业、结婚、甚至生育攒下足够的积蓄，从而外地务工的可能性大大增加。当子女在 22~30 岁时，第一胎为男孩亦使父母外地务工的可能性显著增加，这可能与 22~30 岁的子女多已走出校园正处于谈婚论嫁阶段的情况相关，鉴于我国婚姻市场中购买婚房多由男方家庭承担，在此压力下农民工可能被迫进行外地务工。最后，在第一个子女年龄超过 30 岁之后，第一胎为男孩的系数为 0.01，且统计上不显著，这反映出子代成家立业后农民工的压力减轻，子女性别差异对于农民工外地务工的选择不再产生影响。

3.2 男孩偏好观念对子女性别影响的协同作用

已有文献显示中国父母有可能不会平等地对

表 6 不同年龄段子女性别对农民工外地务工影响的 OLS 模型估计结果
Table 6 Estimation results of influence of children's gender of different age groups on migrant labors

变量	年龄段									
	0~5		6~15		16~30		22~30		> 30	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	-0.032	0.027	0.003	0.014	0.027***	0.010	0.023*	0.013	0.010	0.020
控制变量	Y		Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y		Y	
观测值	657		1 824		4 350		2 800		1 755	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

待家中的子女，他们通常会偏向家中的某些或某个子女，并对其倾入相对更多的时间与精力，例如父母会对家中长子格外倚重或者对女儿存在一定程度的性别歧视等等^[26-27]。鉴于此，传统男孩偏好观念可能会对生育儿子的农民工的外地务工选择产生影响。理论上，农民工的男孩偏好观念越重，则其对儿子的付出越多，进而会增加农民工外地务工的可能性。

接下来将分析传统男孩偏好观念对农民工外地务工的影响。根据数据的可得性，以样本对于“如果不考虑计划生育政策和经济、健康等条件，您认为一个家庭通常几个男孩最理想？”问题的回答来

衡量男孩偏好观念，并在控制子女性别、男孩偏好观念的前提下，主要分析子女性别与男孩偏好观念的交互项，考察男孩偏好观念对子女性别影响的协同作用。

表 7 的相关结果证实了以上推论。全样本结果显示子女性别与男孩偏好观念的交互项系数为正，统计上不显著（ t 值为 1.34）；子女处于婚配阶段的样本结果显示子女性别与男孩偏好观念的交互项系数为正，且统计上显著，即当第一胎为男孩时样本的男孩偏好观念越重，则其外地务工的可能性越高。究其原因，可能是儿子处于婚配阶段时的“助儿买房”所造成的。众所周知，男方往往承担着购买婚

表 7 子女性别与男孩偏好观念的交互影响 OLS 模型估计结果
Table 7 Estimation results of the interactive influence between children's gender and boy preference

变量	外地务工			
	全样本		16~30	
	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.001	0.017	-0.018	0.022
男孩偏好观念	-0.002	0.008	-0.010	0.009
第一胎为男孩 × 男孩偏好观念	0.018	0.013	0.038**	0.016
控制变量	Y		Y	
年份	Y		Y	
省份	Y		Y	
观测值	5 066		2 592	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

房的责任，随着性别失衡的加重，婚姻市场中的竞争愈加激烈，此时“助儿买房”成为男方在婚姻市场上取胜的重要砝码，而这一局面会迫使农民工为获得更多收入而去外地务工。

3.3 助儿买房对农民工外地务工的影响

检验子女性别对农民工购 / 建房及城镇购房意愿的影响结果发现，儿子处于婚配阶段时将显著提高农民工拥有一套以上住房、近期购 / 建房的可能性，同时农民工在城镇购房的意愿也显著提高，而购 / 建房的压力和想在城镇购房的意愿将会使农民工做出外地务工的决策。

自二十世纪七十年代人口控制政策实施以来，我国的人口与发展问题得到了较大程度的改善，但该政策也带来了一定的社会问题，例如当前农村地区“剩男”问题严重。在此背景下，为儿子准备婚房便成为其在婚姻市场竞争中取得优势的重要手段之一^[21]。值得注意的是，为儿子购 / 建婚房是家庭中一项重大开支，甚至会使家庭背负巨额债务，因而会迫使父母寻求更多报酬。对于农民工而言，为获得较高收入而进行外地务工将会是一个必要选择^[2, 24]。表 8 对此进行了验证：第一胎为男孩将显著提高农民工拥有一套以上住房和近期购 / 建房的可能性。

表 8 影响机制检验的 OLS 模型估计结果
Table 8 Estimation results of the OLS model for influencing mechanism

变量	拥有一套以上住房		近期是否购 / 建房		城镇购房意愿	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.017**	0.008	0.025***	0.008	0.015*	0.008
控制变量	Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y	
观测值	4350		4350		4350	

注：观测值为第一胎子女处于 16~30 岁之间的样本；*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

此外，在某些性别严重失衡的地区，在农村提供婚房已经不足以在婚姻市场上取胜，类似通过在城镇中购房从而帮助儿子成婚的现象逐渐涌现，而在城镇购房将使得农村家庭面临更大的经济压力，这可能会使农民工做出外地务工的决策以应对该问题。表 8 同样验证了这一点：第一胎为男孩将显著提高农民工在城镇购房的意愿。

3.4 稳健性检验

前文中使用第一胎子女性别作为子女性别的代理变量，这是由于第一胎性别能够预测儿子的数量以及家中是否拥有儿子；相对于其他子女，年龄最

大的子女对于父母的影响可能最为强烈。然而对农村家庭而言，第一孩是女孩则可合法生育二孩，在传统观念浓烈的农村地区，许多家庭愿意通过追加生育而获得男孩，因而第一胎子女性别还能够预测子女数量，而子女数量又会对父母产生不同的影响^[28-31]。对此进行检验，发现第一孩性别对儿子数量和是否拥有儿子的预测强度（ t 统计值分别为 59.37 和 54.93）大于对子女数量的预测强度（ t 统计值为 -13.60），因此前文的回归更多地还是在反映子女性别的作用。

与此同时，为排除子女数量可能产生的影响，

表 9 模型检验
Table 9 Model test

变量	子女数量		儿子数量		是否有儿子		外地务工		外地务工	
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	-0.240***	0.018	0.750***	0.013	0.476***	0.009	0.024***	0.007	0.021***	0.007
子女数量							0.010**	0.004	0.009**	0.004
控制变量	Y		Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y		Y	
观测值	8 586		8 586		8 586		8 586		8 586	

注：第 (1)~(4) 列为 OLS 回归；第 (5) 列运用 Probit 模型，报告结果为边际效应；*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

控制子女数量变量，以剔除子女数量对于农民工外地务工的影响。结果显示，第一胎为男孩的系数为 0.024，其影响效果依然显著（表 9），这与基准回归结果非常接近。

为了进一步检验研究结论的稳健性，以“儿子数量、是否有儿子”衡量子女性别，将第一胎孩子的性别作为工具变量。采用两阶段最小二乘法（2SLS）进行参数估计，并通过弱工具变量检验和内生性检验来判断工具变量的有效性和变量“儿子数量、是否有儿子”的内生性。从第一阶段的回归结果可以看出，“第一胎是否为男孩”对“儿子数量、是否有儿子”有显著影响（表 10），联合显著性检验的 F 统计量也大于 10，说明不存在弱工具变量问题；内生性 Hausman 检验显示，可以在 5% 的

显著性水平上拒绝“儿子数量、是否有儿子”为外生变量的原假设，即认为其为内生变量；对于工具变量的外生性，前言和子女性别内生性检测部分已进行阐述。接下来从第二阶段结果可见，儿子数量亦或是否有儿子的系数皆为正，且统计上效果显著（表 11），与基准回归结果差别亦不大，表明相应结论较为稳健。

4 结论与建议

4.1 结论

研究表明，子女性别对农民工外地务工具有重要影响。生养儿子会增加农民工外地务工的可能性，这主要是农民工的男孩偏好观念，以及为儿购 / 建房所带来的压力。值得注意的是，虽然经验研究显

表 10 第一阶段结果
Table 10 Estimation results of the first-stage

变量	儿子数量				是否有儿子			
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
第一胎为男孩	0.750***	0.013	0.866***	0.010	0.476***	0.009	0.504***	0.008
子女数量			0.485***	0.010			0.119***	0.004
控制变量	Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y	
观测值	8586		8586		8586		8586	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

表 11 第二阶段结果
Table 11 Estimation results of the second-stage

变量	外地务工							
	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误	系数	标准误
儿子数量	0.029***	0.010	0.028***	0.008				
是否有儿子					0.046***	0.015	0.048***	0.015
子女数量			-0.004	0.005			0.004	0.004
控制变量	Y		Y		Y		Y	
年份	Y		Y		Y		Y	
省份	Y		Y		Y		Y	
观测值	8586		8586		8586		8586	

注：*、**、*** 分别表示 10%、5% 和 1% 水平上显著。

示生养男孩会迫使农民工父母远离家乡进行外地务工，但这似乎并没有降低农业户籍人口对于生育男孩的期望。一方面，这是由于现阶段中国正处于市场化深刻转型期，传统文化与现代生活依旧无法分割开来，“重男轻女”的观念仍然会在我国长期存在；另一方面，当前我国性别失衡的状况短时间内可能不会有较大程度改善，农村地区正处于生育阶段的年轻父母，由于其社会经验有限，对相关社会状况和子女性别差异的影响等方面认知不足，以致年轻父母可能无法对此做出恰当的判断，因而子女性别差异对农村父母人生各阶段所产生的影响可能仍将延续。

4.2 政策建议

根据以上结论，为应对传统观念、性别失衡和农村社会保障发展滞后等所带来的负面影响，国家和社会应从推动先进性别文化建设、生育政策调整和推进城乡一体化建设等方面入手。

1) 营造男女平等的社会环境，促进性别平等的真正实现。“传统男孩偏好观念会增加生育儿子的农民工外地务工的可能性”的结论从侧面反映出农村地区性别歧视问题严重，体现了我国农村地区浓重的男孩偏好所带来的影响，表现了重男轻女旧观念的顽固性。对此应充分认识到促进性别平等的真正实现对于问题解决具有积极作用，应从各个层

面推动先进性别文化建设。例如，国家应从法制层面完善相关法律法规，剥离女性弱势群体的标签；大众传媒应严格自查，切实摒除危害女性形象的不良文化内容传播，努力构建性别平等的良好社会氛围；各层面教育体系应进一步重视性别平等教育，尤其是教育课程的安排上，可通过开展专题教学等方式，培养下一代的性别平等观念等。

2) 进一步完善二胎政策，积极落实与二胎政策相关的配套政策。“当子女处于婚配阶段时，为儿购/建房是农民工选择外地务工的主要渠道之一”的结论反映出受一胎政策影响，我国性别失衡状况愈加严重，农村大龄未婚人口比例增长趋势明显，“剩男”问题不断加重的社会现实。对此应认识到二胎政策对缓解性别失衡、提升家庭福利等方面具有积极意义，应肯定国家推行二胎政策的举措，并对相关政策不断进行改善：深入分析影响父母生育决策的内在机制，并以此为依据采取相应的措施，积极构建完整的生育政策，如政府应对生育二胎家庭给予补贴，尤其是医疗与教育补贴，减轻家庭生育成本；社会应积极进行二胎观念宣传，使民众深入了解二胎对其家庭的有利影响等。

3) 进一步推进城乡一体化发展。通过深入挖掘“生养男孩的农民工更可能选择外地务工”的结论，发现儿子成婚等所带来的经济和心理压力并不

能降低农村居民生育男孩的期望。究其原因,是农村地区社会保障制度的不健全。这一状况反映了我国在城乡二元经济结构的长期影响下,城乡发展不平衡所带来的后果,对此应深入推进城乡一体化建设,通过农村社会保障体制机制的改革与创新,构建并完善城乡一体化的社会保障体制,进而逐步解决农村地区社会保障制度发展落后所产生的矛盾。与此同时,还应认识到,在城乡二元体制下,不能单纯专注于某一单方面体制的革新,而要从户籍、教育和土地制度等多个方面同步进行,如此方能打破固有格局,解决社会问题。

致谢:感谢中山大学社会科学调查中心中国劳动力动态调查(CLDS)数据库的支持。

参考文献:

- [1] Anderson J E, Wincoop E V. Gravity with gravitas: A solution to the border puzzle[J]. *American Economic Review*, 2003, 93(1): 170-192.
- [2] 宁光杰. 自选择与农村剩余劳动力非农就业的地区收入差异——兼论刘易斯转折点是否到来[J]. *经济研究*, 2012, 47(S2): 42-55.
Ning G J. Self-selection and regional employment income differentials of rural surplus labor in China: With reference to the coming of Lewis turning point[J]. *Economic Research Journal*, 2012, 47(S2): 42-55.
- [3] 钱龙, 钱文荣, 洪名勇. 就近务工提升了农民工城镇化意愿吗——基于贵阳市的调查[J]. *农业现代化研究*, 2016, 37(1): 102-109.
Qian L, Qian W R, Hong M Y. Can working in the neighborhood enhance the urbanization willingness of migrant workers: A case study of Guiyang[J]. *Research of Agricultural Modernization*, 2016, 37(1): 102-109.
- [4] Taylor J E. The new economics of labour migration and the role of remittances in the migration process[J]. *International Migration*, 1999, 37(1): 63-88.
- [5] Haas H D. Migration and development: A theoretical perspective[J]. *International Migration Review*, 2010, 44(1): 227-264.
- [6] 雷晓燕, 许文健, 赵耀辉. 高攀的婚姻更令人满意吗? 婚姻匹配模式及其长远影响[J]. *经济学(季刊)*, 2015, 14(1): 31-50.
Lei X Y, Xu W J, Zhao Y H. Does marrying up make your life more satisfied? Marriage pattern and its long-term effects[J]. *China Economic Quarterly*, 2015, 14(1): 31-50.
- [7] 尹志超, 杨超. 夫妻相对收入与幸福感[J]. *社会科学辑刊*, 2017(6): 42-50.
Yin Z C, Yang C. Relative income and happiness of couples[J]. *Social Science Journal*, 2017(6): 42-50.
- [8] Xing C. Migration, self-selection and income distributions[J]. *Economics of Transition*, 2014, 22(3): 539-576.
- [9] 曾文凤, 高更和. 中国中部农区农民工多阶流动及影响因素研究——以河南省 6 个村为例[J]. *地理科学*, 2019, 39(3): 459-466.
Zeng W F, Gao G H. Multi-order flow and its influencing factors of migrant workers in agricultural areas of central China: Case study of six villages in Henan Province[J]. *Scientia Geographica Sinica*, 2019, 39(3): 459-466.
- [10] Munshi K. Networks in the modern economy: Mexican migrants in the U.S. labor market[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2003, 118(2): 549-599.
- [11] 蒋乃华, 卞智勇. 社会资本对农村劳动力非农就业的影响——来自江苏的实证[J]. *管理世界*, 2007(12): 158-159.
Jiang N H, Bian Z Y. The influence of social capital on the non-agricultural employment of rural laborers: An empirical study from Jiangsu[J]. *Management World*, 2007(12): 158-159.
- [12] 郭云南, 姚洋. 宗族网络与农村劳动力流动[J]. *管理世界*, 2013(3): 69-81, 187-188.
Guo Y N, Yao Y. The lineage networks and the migration of the labor forces[J]. *Management World*, 2013(3): 69-81, 187-188.
- [13] 刘天军, 马橙. 人际信任、制度信任与农民就业决策——基于陕西省杨陵区农户微观调研数据[J]. *农业经济与管理*, 2019(5): 25-34.
Liu T J, Ma C. Interpersonal trust, institutional trust and farmer employment decision—Based on micro survey data of farmers in Yangling District, Shaanxi Province[J]. *Agricultural Economics and Management*, 2019(5): 25-34.
- [14] 仇焕广, 陆歧楠, 张崇尚, 等. 风险规避、社会资本对农民工务工距离的影响[J]. *中国农村观察*, 2017(3): 42-56.
Qiu H G, Lu Q N, Zhang C S, et al. The effect of risk aversion and social capital on the working distance of migrant workers[J]. *China Rural Survey*, 2017(3): 42-56.
- [15] 盛来运. 流动还是迁移: 中国农村劳动力流动过程的经济分析[M]. 上海: 上海远东出版社, 2008.
Sheng L Y. Mobility or Migration: An Economic Analysis of the Process of Rural Labor Mobility in China[M]. Shanghai: Shanghai Far East Press, 2008.
- [16] 李中建, 袁璐璐. 务工距离对农民工就业质量的影响分析[J]. *中国农村经济*, 2017(6): 70-83.
Li Z J, Yuan L L. The effects of working distance on employment quality of rural migrant workers[J]. *Chinese Rural Economy*, 2017(6): 70-83.
- [17] 汪润泉. 子女教育期望与农民工城市定居意愿——基于全国 7 个城市调查数据[J]. *农业技术经济*, 2016(3): 75-84.
Wang R Q. Children's educational expectations and migrant workers' willingness to settle in cities: Based on survey data of 7 cities in China[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2016(3): 75-84.
- [18] Jacobsen J P, Pearce J W, Rosenbloom J L. The effects of child-bearing on married women's labor supply and earnings: Using twin births as a natural experiment[J]. *Journal of Human Resources*, 1999, 34(3): 449-474.
- [19] Ebenstein A, Leung S. Son preference and access to social insurance: Evidence from China's rural pension program[J]. *Population & Development Review*, 2010, 36(1): 47-70.
- [20] 吴晓瑜, 李力行. 母以子贵: 性别偏好与妇女的家庭地位——来自中国营养健康调查的证据[J]. *经济学(季刊)*, 2011, 10(3): 869-886.

- Wu X Y, Li L X. Son preferences, women's intra-household bargaining power and its impacts on nutrition and health[J]. *China Economic Quarterly*, 2011, 10(3): 869-886.
- [21] 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, 52(10): 173-188.
- Lu F W, Liu G E, Li H W. The gender of children and parents' happiness[J]. *Economic Research Journal*, 2017, 52(10): 173-188.
- [22] Li L, Wu X. Gender of children, bargaining power, and intrahousehold resource allocation in China[J]. *Journal of Human Resources*, 2011, 46(2): 295-316.
- [23] 殷浩栋, 毋亚男, 汪三贵, 等. “母凭子贵”: 子女性别对贫困地区农村妇女家庭决策权的影响 [J]. *中国农村经济*, 2018(1): 108-123.
- Yin H D, Wu Y N, Wang S G, et al. The effects of child gender on women's family decision-making power in poverty-stricken rural areas[J]. *Chinese Rural Economy*, 2018(1): 108-123.
- [24] 杨肖丽, 景再方. 农民工职业类型与迁移距离的关系研究——基于沈阳市农民工的实证调查 [J]. *农业技术经济*, 2010(11): 23-29.
- Yang X L, Jing Z F. Research on the relationship between occupation type and migration distance of migrant workers: Based on the empirical investigation of migrant workers in Shenyang City[J]. *Journal of Agrotechnical Economics*, 2010(11): 23-29.
- [25] Kuhn P, Shen K. Gender discrimination in job ads: Evidence from China[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128(1): 287-336.
- [26] Black S E, Salvanes D K G. The more the merrier? The effect of family size and birth order on children's education[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2005, 120(2): 669-700.
- [27] 秦雪征, 庄晨, 杨汝岱. 计划生育对子女教育水平的影响——来自中国的微观证据 [J]. *经济学 (季刊)*, 2018, 17(3): 897-922.
- Qin X Z, Zhuang C, Yang R D. The impact of birth control policy on offspring's education level: Microeconomic evidence from China[J]. *China Economic Quarterly*, 2018, 17(3): 897-922.
- [28] Becker G S. *Demographic and Economic Change in Developed Countries*[M]. New York: Columbia University Press, 1960.
- [29] Cruces G, Galiani S. Fertility and female labor supply in Latin America: New causal evidence[J]. *Labour Economics*, 2007, 14(3): 565-573.
- [30] 张琪, 初立明. 养育孩子会使女性家务劳动时间增加多少?——家务劳动时间细分的视角 [J]. *人口与经济*, 2020(5): 30-43.
- Zhang Q, Chu L M. How much more time does raising children increase women's housework? From the perspective of division of housework time[J]. *Population & Economics*, 2020(5): 30-43.
- [31] 张若恬, 张丹, 李树苗. 子女数量、性别和序次对养老资本的影响及城乡差异——基于 CLASS2014 数据的分析 [J]. *人口与经济*, 2020(4): 68-83.
- Zhang R T, Zhang D, Li S Z. The impact of the number, gender structure, birth order of children on old-age security capital and differences between urban and rural elderly: Evidence from the CLASS 2014 data[J]. *Population & Economics*, 2020(4): 68-83.

(责任编辑: 董成立)