

# 子女性别与父母劳动供给

## ——基于中国劳动力动态调查数据的经验分析

李梦华, 周昀

(浙江大学 中国农村发展研究院 浙江 杭州 310058)

**摘要:** 使用 2012、2014 以及 2016 年中国劳动力动态调查数据(简称 CLDS) 考察了子女性别差异对中国父母劳动时间的影响。利用第一孩性别的外生性, 发现生养男孩会显著增加父母的劳动时间。具体来说, 子女处于幼年成长阶段时, 儿子会减少父母的劳动投入; 子女处于接受义务教育阶段、分化阶段以及结婚阶段时, 儿子会显著增加父母的劳动时间; 而当子女家庭趋于稳定之后, 子女性别对父母劳动时间的影响不再显著。还通过定量的方法, 验证了当子女处于接受义务教育阶段时, 社区教育状况对子女性别影响的协同作用; 同时还发现了当子女处于结婚阶段时, 父母会由于“助儿买房”而增加劳动时间的证据。

**关键词:** 子女性别; 劳动时间; 成长阶段; 教育状况; 助儿买房

中图分类号: F241

文献标识码: A

文章编号: 1674 - 1668(2022) 02 - 0113 - 11

# The Gender of Children and Parents' Labor Supply

## ——Empirical Analysis Based on China Labor - force Dynamics Survey

LI Meng-hua, ZHOU Yun

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

**Abstract:** This paper uses the 2012, 2014 and 2016 China Labor - force Dynamics Survey (CLDS) to systematically examine the impact of gender differences on the working hours of Chinese urban and rural parents. With the exogenous sex of the first child's gender, this paper finds that the birth of a boy will significantly increase the working hours of the parents, especially for rural parents. Specifically, when the child is in the growth stage, the son will reduce the parents' labor input; when the child is in the compulsory education stage, the boy will significantly increase the parents' labor time; when the child is in the marriage and childbirth stage, the son will significantly increase the parent's labor time; when the child's family tends to stabilize, the influence of the gender of the child on the labor supply of the parents is no longer significant. At the same time, this article uses a quantitative method to verify the synergistic effect of community education on the gender of children; as well as the evidence of increased

收稿日期: 2020 - 12 - 10; 修订日期: 2021 - 06 - 15

基金项目: 浙江省自然科学基金“医疗保险、健康资本与农民工城市融入研究”(LQ21G030011)

作者简介: 李梦华(1995—), 男, 浙江大学中国农村发展研究院, 博士研究生, 本文通讯作者; 周昀(1995—), 女, 浙江大学中国农村发展研究院, 博士研究生。

labor hours due to “helping children buy a house” when the children are in the marriage stage.

**Key words:** Gender of Children; Labor Supply; Growth Stage; Community Education Status; Help Children Buy a House

## 1 引言

近年来,中国经济发展进入新常态,我国经济自高速增长转为中高速增长,支撑经济增长的条件发生了结构性转变。当前经济发展的新动力,主要来自于经济增长方式的转变(蔡昉,2013)。在推动经济增长的基本条件中,劳动及蕴藏其中的人力资本既是我国经济长期增长的基础,同时也是决定现阶段中国经济增长因素中变化最为突出的部分。因而,劳动供给的变化对我国经济发展的影响将愈加显著(都阳、贾朋,2018)。

在传统西方经济学的范式中,资源的配置决策是基于个人理性的一种行为,劳动供给决策亦是如此,它取决于劳动者对于工资与休闲之间的权衡,即个体效用是否最大化。然而传统理论中存在一定的缺陷,即未考虑到个人独立决策与家庭利益之间的关系。20世纪60年代,Becker(1965)提出家庭时间配置模型,认为个人劳动供给并非源自个体效用的最大化,而更多的取决于家庭效用的最大化,个体作为家庭成员之一,多以家庭利益高于自身利益的原则来进行决策,由此,家庭决策成为问题的核心。受传统思想的影响,中国人格外关注家庭利益的最大化,当育有下一代时,中国父母对于子女的重视尤为明显(汪润泉,2016)。因此对于子代的影响进行挖掘具有重要意义。

自古以来,我国社会中“重男轻女”的思想长期存在,在人口控制政策推行之前,中国家庭通常会采取多生子的方式,以提高生育男孩的概率,从而保证家中至少拥有一个男孩(石智雷,2015)。自我国推行计划生育政策以来,中国的人口结构发生重大变化,20世纪80年代初我国出生人口性别比开始偏离正常值范围,据2018年统计年鉴显示,我国总出生人口性别比已经达到113,性别比失衡在一定程度上反映了中国家庭存在子女性别选择以满足男孩偏好的社会现实。本文关注的问题是,在男孩偏好长期存在以及计划生育政策的双重影响下,子女性别差异会对父母的劳动供给产生怎样的影响?具体来说,男孩偏好是否以及如何对父母劳动供给产生影响?

## 2 文献回顾

### 2.1 子女状况与父母劳动供给的相关研究

对于子女性别差异与父母劳动供给之间关系,国外的研究相对较多。国外学界认为子女性别差异对父母造成的影响存在异质性,Becker(1985)认为生育男孩会使得母亲的工作时间减少,因为孩子的出生需要母亲付出更多的时间去照看,从而挤出了母亲的劳动时间,降低了母亲的劳动参与率。而子女是女孩的母亲则会将会更多的时间投入到工作之中(Choi et al., 2015)。相反,对于父亲而言,男孩会对其形成正向的激励效应,使父亲的劳动投入提高(Lundberg, 2005)。对于子女性别差异对父母劳动供给所产生的不同影响,有研究对其原因进行了分析,指出这是源于男性在劳动力市场上回报率较高的结果,从而男孩总会比女儿更能激励父母努力劳动以承担子女的教育经费(Lundberg et al., 2002)。此外,还有学者通过在性别比失调严重地区的研究发现,生育男孩的父母更有可能进行创业,同时也更有可能接受薪金较低的艰苦工作(Wei et al., 2011b)等等。

国内有关子代与父母劳动供给的研究主要集中在子女数量的影响上。通常来说,男性的劳动参与率较为稳定,绝大多数有劳动能力的男性均会进入劳动力市场。单身女性一般通过工作获得劳动收入,已婚女性则需要在工作与家庭间进行取舍。因而,已有文献在研究劳动供给问题时,更多地关注已婚女性(孙继圣、周亚虹,2019)。在现有文献中多数研究发现子女数量的增加会降低女性的工作时间投入(张川川,2011;魏宁、苏群,2013;陈瑛、江鸿泽,2018;张琳、张琪,2019)。也有学者认为子女数量与已婚妇女劳动参与率呈“倒U型”结构(乐章、张艺珂,2019)等。

此外,国内学者还对子女性别与父母的意识形态、生育行为、教育投入、收入、资产配置以及议价能力之

间的关系进行了研究,发现子女性别的差异会对父母性别意识形态(孙晓冬、赖凯声,2016)、生育行为产生影响(陈卫,2002;马忠东、王建平,2009;宋健、陶椰,2012)。相对于女儿,父母更倾向给予儿子更多的教育投资(龚继红、钟涨宝,2005;罗凯、周黎安,2010;周钦、袁燕,2014)。拥有男孩会提高家庭的年收入(罗凯,2011;刘厚莲,2017),使家庭在将来的金融投资活动上表现更为活跃(谭燕芝、李维扬,2018)。同时,有儿子的家庭更可能拥有多套房产,而且会选择更大面积的住房建筑(易成栋等,2018)。还有学者发现子女性别和女性家庭地位有关,母亲在家庭中的地位以及决策权会随着生育男孩而提高(吴晓瑜、李力行,2011;殷浩栋等,2018)。生育男孩还会降低父母离婚的风险(林莞娟、赵耀辉,2015;许琪等,2013)等。

简言之,国外对于子女性别与父母劳动投入的研究较为丰富,而国内的相关研究则主要集中于子女数量与女性劳动供给之间的关系,以及子女性别差异所导致的其他后果研究,对于子女性别与父母劳动供给方面的研究较少。特别地,已有文献中有关子女性别对父母劳动供给产生影响的内在机制探索存在不足,即便提出了可能的理论也由于某些原因未能通过实证的方式予以验证。有鉴于此,运用国内微观数据探究子女性别差异对于中国父母劳动供给的影响以及可能的内在机制具有重要意义。本文运用中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey,简称CLDS)2012、2014及2016年数据,定量研究子女性别对中国父母亲劳动时间的影响。

## 2.2 内生性问题

该研究所需克服的一个困难是,在计划生育政策的限制以及中国社会长期以来男孩偏好观念根深蒂固的情况之下,子女的性别极有可能被人为地操纵,而此类影响子女性别选择的因素将可能影响父母的劳动供给,从而产生遗漏变量偏误。对于子女性别可能存在的内生性问题已有研究多采取工具变量法来解决,其中Jacobsen(1999)运用双胞胎做工具变量,但该变量存在发生率低的情况,对样本的数量要求较高。还有学者使用第一胎子女的性别做工具变量,认为中国家庭对于性别的选择往往不会出现在第一胎上,因而可以认为第一胎子女的性别是自然决定的,具有很强的外生性(Angrist et al.,1998;Ebenstein,2010;吴晓瑜、李力行,2011;陆方文等,2017;殷浩栋等,2018)。本文借鉴吴晓瑜、李力行(2011)的做法,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。此外,在1984年,中国政府制定了一项弹性计划生育政策,其中不同地区的居民受到不同的规定限制,即该政策对城市居民依旧延续了一个子女的限制,但第一胎为女儿的农村居民则被允许生育二胎,偏远地区的家庭还被允许生育第二或第三胎。这意味着由于一胎半政策,农村地区的子女性别选择通常不会出现在第一个孩子身上,因此本文还使用第一个孩子在1984年以后出生的农村家庭子样本进行稳健性检验。

本文相对于国内已有文献可能存在以下贡献:(1)使用CLDS 2012、2014及2016年的全国代表性数据,研究子女性别差异对中国父母劳动时间的影响,丰富了国内有关子代与父母劳动供给的相关研究。(2)借助第一胎孩子的性别作为子女性别的代理变量,从而更好地避免了内生性问题对研究结论造成的影响。(3)验证了子女性别差异对父母劳动时间产生影响的内在机制,包括对于社区教育状况的协同作用,以及婚姻市场中的“助儿买房”。

## 3 数据来源、变量设置与模型设定

### 3.1 数据来源

本文使用中国劳动力动态调查(China Labor-force Dynamics Survey,简称“CLDS”)2012、2014以及2016年的数据。它由中山大学社会科学调查中心组织实施,专注于中国劳动力现状和变迁,内容覆盖工作等多个方面,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、14226户家庭、21086个个体。CLDS以村居访问、家庭访问以及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。此外,本文所使用的住房价格变量主要来自CEIC地级市层面的数据。本研究关注的是父母劳动供给,因此以16-65岁的劳动人口为研究对象,同时排除了全部没有子女的样本。最后用于研究的样本一共有25405个,涉及全国163个地级市。

### 3.2 变量设计

#### 3.2.1 被解释变量

本文以父母的劳动时间来衡量劳动供给,父母劳动时间指标来自于对“您目前或最近一份工作一般一个月工作几天?”的回答,表1显示劳动时间的平均值为23.91天。

#### 3.2.2 解释变量

本文的关键解释变量为第一胎子女的性别,如果年龄最大的男孩比女孩岁数大或只有男孩的,则第一胎为男孩变量等于1,否则为0。其他有关的解释变量还包括子女数量,是否有儿子以及儿子的数量,由于本文样本只包括有孩子的个体,因此子女总数的最小值是1,平均数为1.72。儿子数量为家中男孩数量的加总,数据显示儿子的数量为1.01个;若男孩的数量大于等于1,则是否有男孩变量为1,否则为0。描述性统计显示有近80.13%的父母拥有儿子,而第一胎为男孩的比例为62.34%,这反映了中国家庭通常会采取多生子的方式,以为获得儿子。

表1 主要变量的统计性描述

变量	频数	百分比	最小值	最大值
第一胎为男孩	25405	62.34	0	1
是否有男孩	25405	80.13	0	1
性别	25405	52.43	0	1
婚姻状况	25401	91.41	0	1
政治面貌	24675	9.01	0	1
健康状况	25398	12.00	0	1
户口类型	25357	20.14	0	1
养老保险	25072	36.66	0	1
失业保险	25041	15.04	0	1
医疗保险	25130	66.22	0	1
变量	频数	均值	最小值	最大值
劳动时间	24423	23.91	0	31
男孩的数量	25405	1.01	0	7
子女总数	25405	1.72	1	10
年龄	25405	44.37	16	65
受教育年限	24763	8.16	0	19
从业类型	23503	1.88	1	3
年收入(对数)	24109	9.18	0	15.20
家庭人数	25405	4.15	1	18

数据来源: CLDS 2012、2014 及 2016。

#### 3.2.3 控制变量

在控制变量方面,观测值中男性占52.43%,平均年龄为44.37岁,受教育年限为8.16年,其中91.41%的样本已婚,9.01%为中共党员,城镇户口的样本占20.14%。健康状况指标为样本对于自己健康的自我评价,描述性统计显示12%的样本认为自身健康状况较差。社会保障方面,36.66%的样本拥有养老保险,15.04%拥有失业保险,66.22%拥有医疗保险。从业类型从1到3分为农业、工业、服务业,样本平均值为1.88,处于“工业”与“服务业”之间。年收入指标为个人年总收入的对数值。家庭人数为包括样本本人在内的家庭同住人数,样本均值为4.15人。

### 3.3 模型设定

#### 3.3.1 基准模型设定

鉴于第一胎是否为男孩这一变量的外生性,探究子女性别与父母劳动时

间之间的关系只需要使用简单的最小二乘回归即可(Li et al. 2011; 吴晓瑜、李力行 2011; 陆方文等 2017; 殷浩栋等 2018)。文章在回归方程(1)中控制了年份以及省级层面的固定效应,同时加入个体和家庭特征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。

$$Day_{ic} = \alpha_1 + \beta_1 First\_Gender_{ic} + \gamma_1 X_{ic} + \lambda_c + T_t + \varepsilon_{ic} \quad (1)$$

$Day_{ic}$ 表示父母的工作时间, $First\_Gender_{ic}$ 表示第一胎孩子的性别, $X_{ic}$ 为控制变量,包括年龄、年龄的平方、性别、受教育年限、婚姻状况、政治面貌、健康状况、户口类型、社会保险参与状况、从业类型、年收入以及家庭人数, $\lambda_c$ 表示省级层面的固定效应, $T_t$ 表示年份虚拟变量。

#### 3.3.2 社区教育状况对子女性别影响的协同作用

为了分析社区教育状况对子女性别影响的协同作用,本文根据数据的可得性,选取CLDS社区问卷中小学与初中教师的数量之和来衡量社区的教育状况。方程(2)在方程(1)的基础上相应加入子女性别与社区

教育状况的交互项。

$$Day_{itc} = \alpha_2 + \beta_2 First\_Gender_{itc} + \varphi_0 Edu\_status_{itc} + \varphi_1 First\_Gender_{itc} * Edu\_status_{itc} + \gamma_2 X_{itc} + \lambda_c + T_t + \varepsilon_{itc} \quad (2)$$

$Day_{itc}$  表示父母的工作时间,  $First\_Gender_{itc}$  表示第一胎孩子的性别,  $Edu\_status_{itc}$  表示社区的教育状况,  $First\_Gender_{itc} * Edu\_status_{itc}$  为子女性别与社区教育状况的交互项, 其他变量同上。

### 3.3.3 住房价格对子女性别影响的协同作用

为了深入研究我国现阶段婚姻市场的竞争压力是否为男孩父母劳动时间增长的原因, 本文还将检验住房价格与不同性别子女父母之间的关系, 方程 (3) 在方程 (1) 的基础上添加了住房价格以及子女性别与住房价格的交互项。

$$Day_{itc} = \alpha_3 + \beta_3 First\_Gender_{itc} + \varphi_2 Ln\_price_{itc} + \varphi_3 First\_Gender_{itc} * Ln\_price_{itc} + \gamma_3 X_{itc} + \lambda_c + T_t + \varepsilon_{itc} \quad (3)$$

$Day_{itc}$  表示父母的工作时间,  $First\_Gender_{itc}$  表示第一胎孩子的性别,  $Ln\_price_{itc}$  表示地区住房价格的对数值,  $First\_Gender_{itc} * Ln\_price_{itc}$  为子女性别与住房价格的交互项, 其他变量同上。

表 2 子女性别对父母劳动时间的影响

	(1) 劳动时间	(2) 劳动时间	(3) 劳动时间	(4) 劳动时间
第一胎为男孩	0.191** (0.093)	0.222** (0.098)	0.232** (0.098)	0.270*** (0.098)
控制变量	N	Y	Y	Y
省级固定效应	N	N	Y	Y
年份	N	N	N	Y
观测值	24423	21147	21147	21147

注: 因变量为父母的劳动时间, 所有回归均为 OLS, 其他控制变量包括年龄、年龄的平方、性别、受教育年限、婚姻状况、政治面貌、健康状况、户口类型、社会保险参与状况、从业类型、年收入以及家庭人数。括号中为稳健标准误, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

表 3 变量选择

	(1) 儿子数量	(2) 是否有儿子	(3) 子女数量	(4) 劳动时间
第一胎为男孩	0.754*** (0.008)	0.514*** (0.005)	-0.262*** (0.010)	0.275*** (0.099)
子女数量				0.019 (0.064)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y
观测值	21147	21147	21147	21147

注: 第 (1) - (4) 列的因变量分别为儿子数量、是否有儿子、子女数量以及劳动时间, 所有回归均为 OLS, 其他控制变量如表 2。括号中为稳健标准误, \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ 。

法生育二孩, 且农村地区的男孩偏好更强, 即便面临超生惩罚, 许多家庭仍愿为获得男孩而追加生育。因而第一孩性别除了可以预测子女性别外, 还可以预测家庭中的子女数量, 如表 3 第 (3) 列所现。通过表 3 第 (1) - (3) 列的对比, 文章发现第一孩性别对儿子数量以及是否有儿子的预测强度 ( $t$  值分别为 99.54 和

## 4 实证结果与分析

### 4.1 基准回归结果

表 2 报告了子女性别对父母劳动时间的影响。第 (1) - (4) 列均是采用 OLS 回归的结果, 其中第 (1) 列未加入任何控制变量, 第 (2) 列加入了除年份虚拟变量与省级层面固定效应之外的所有控制变量, 第 (3) 列加入年份虚拟变量, 第 (4) 列加入省级层面固定效应, 以及其他控制变量。从表 2 第 (4) 列的结果来看, 相对于第一胎为女孩而言, 第一胎为男孩的父母, 其劳动时间将会增加 0.27 天。

### 4.2 模型检验

文章使用第一孩为男孩作为子女性别的代理变量, 原因在于第一胎性别能够预测家庭中儿子的数量和是否拥有儿子, 如表 3 第 (1) - (2) 列所现; 同时, 与其他子女相比, 长子或长女对于父母影响可能更为强烈 (陆方文等, 2017)。然而, 对农村家庭而言, 第一孩是女儿则可合

96.39) 远大于对子女总数的预测( $t$  值为  $-25.22$ ) ,因此第一孩是否为儿子更多地还是在反映子女性别的影响。

为了进一步剔除子女数量所带来的影响,在表3第(4)列中,文章控制了子女数量变量。由于子女数量变量可能是家庭生育决策的内生因素,因此,本文仅将它视为一个额外的检验添加到方程(1)中,结果显示子女数量的系数为正,但在统计上不显著,这表明在以第一胎为男孩为代理变量,并且加入其他控制变量后,子女数量不再是重要因素。同时,第(4)列的结果与基准回归结果(表2第(4)列)非常接近,因而在下文的回归中,文章使用表2第(4)列中的变量,而不控制子女数量。

#### 4.3 子样本回归

表4报告了不同子女数量、受教育程度以及家庭年收入分样本的回归结果。子女数量的多少包含了家庭对于男孩偏好的相关信息,即当第一胎为女孩时,男孩偏好较强的家庭可能会采取多生子的方式,以提高生育儿子的概率,从而保证家中至少拥有一个男孩(石智雷,2015)。这表明多子女家庭可能比独生子女家庭更加具有男孩偏好,但在一胎政策的背景下夫妻生育孩子的数量受到严格限制,那么家中只有一孩时,一孩的性别显得极为重要,因而独生子女家庭对于男孩的偏爱可能更强。第(1)-(2)列显示了不同子女数量分组回归的结果,发现与女孩相比,当第一胎为男孩时父母每月将增加近0.3天的工作时间。

教育作为人力资本的重要组成部分,其对劳动供给的作用已被证实(Borjas,2010),在第(3)-(4)列父母受教育年限分组中,发现相对于较高受教育水平的父母而言,小学及以下的父母受子女性别的影响更大,统计上也更为显著。该结果反映出受教育水平偏低的父母其收入可能相对较低,因而需要更多的劳动供给以应对儿子在就业、婚姻等方面的压力。

表4 子女性别对不同类型父母劳动时间的影响

	(1) 独生子女	(2) 多子女	(3) 小学及以下	(4) 初中及以上	(5) 低收入	(6) 高收入
第一胎为男孩	0.298** (0.146)	0.167 (0.137)	0.589*** (0.178)	0.053 (0.115)	0.716*** (0.244)	-0.051 (0.173)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	10210	10937	7738	13409	4321	5030

注:因变量为父母的劳动时间,所有回归均为OLS,其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表4第(5)-(6)列显示了低收入与高收入家庭分组回归的结果,发现子女性别对于低收入家庭具有显著的正向影响。与女孩相比,当第一胎为男孩时低收入家庭的父母每月将增加0.716天的工作时间。而子女性别对于高收入家

庭父母来说并未产生显著影响。这说明对于富裕的家庭而言,自身财富的积累足以应对子女性别的差异对父母产生的影响。而对于低收入家庭而言,男孩受教育、就业以及结婚等事务将给本就捉襟见肘的贫困父母带来更大的经济及心理压力,迫使父母进行更长时间的劳动。

## 5 进一步讨论

### 5.1 不同成长阶段子女对父母劳动时间的影响

为了进一步讨论子女性别差异影响父母劳动时间的内在机制,文章首先关注了不同成长阶段子女对父母劳动时间的影响。参考陆方文等(2017),本文根据第一胎孩子的年龄,将其分为四个成长阶段:0-6岁为子女的幼年成长阶段,父母的主要责任为抚养照顾幼年子女;7-15岁属于孩子接受九年义务教育的时期,此阶段父母期望子女能够接受良好的初等教育,以为将来上高中考大学打基础;16-30岁为分化阶段,这是由于该阶段的子女的情况差异较大,有的继续学业,有的开始工作,也有部分结婚成家,因而父母的关注点有所不同。值得注意的是,若以我国男子法定结婚年龄为依据进行划分,则22-30岁间的青年人属于婚姻市

场的主要群体,同时也是进行生育的主体,因此该阶段父母的主要责任在于为孩子的婚嫁做准备;除此之外,30岁以上的子女多已成婚,并且可能已经进行了初次生育,此时子女的家庭逐渐稳定,该阶段父母的责任较前几个阶段轻松。根据子女所处阶段的不同,父母所承担的责任也有所不同,对不同年龄段子女的父母进行分组回归,有利于分析子女性别影响父母劳动时间的内在机制。

表5的回归结果基于方程(1)。从实证结果中本文发现,子女年龄处于0-6岁时,第一胎为男孩的系数为负,但统计上不显著,表明在子女幼年成长阶段时,父母对子女抚育的精力投入不存在较大的性别差异。当子女处于接受九年义务教育阶段时(7-15岁),第一胎为男孩的系数显著为正,这表明生育男孩的家庭中,父母对儿子寄予厚望,会为了儿子能够接受更好的基础教育以及将来能够进入优质的高中、考上大学,而投入更多的资源,进而投入更长时间的劳动。

表5 不同年龄段的子女性别对父母劳动时间的影响

	(1) 0-6	(2) 7-15	(3) 16-30	(4) 22-30	(5) 30以上
第一胎为男孩	-0.484 (0.308)	0.423** (0.209)	0.270** (0.134)	0.326* (0.176)	0.409 (0.281)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1722	3877	10928	7084	4614

注:因变量为父母的劳动时间,所有回归均为OLS,其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

接下来,从第(3)列的结果中,本文发现当子女年龄处于16-30岁之间时,男孩父母的劳动时间显著多于生养女孩的父母。在第(4)列本文还考察了子女在22-30岁之间时对父母的影响,发现第一胎为儿子对父母劳动时间的影响显著增加,这可能是由于22-30岁的青年大多都已完成学业,正处于婚嫁阶段,此时父母需要为

男孩结婚付出更多的劳动时间,以获得足够的资本来增强儿子在婚姻市场中的竞争力。最后一列结果显示,当第一孩处于31岁以上时,生养儿子的父母的劳动时间仍高于生养女儿的父母,然而统计上不再显著。

## 5.2 社区教育状况对子女父母的影响

已有文献表明,中国父母有可能不会平等地对待家中的子女,他们很有可能会偏向家中的某些或某个子女,同时会对那些特殊偏爱的子女投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(Black et al., 2005; 秦雪征等, 2018)。类似的,在子女教育问题上,父母也多存在着明显的男孩偏好,相对于女孩,父母对于男孩的受教育期望更高(宋月萍、谭琳, 2004)。鉴于此,样本所在社区的教育状况将可能影响男孩父母的劳动供给。理论上,当子女处于受教育阶段时,若样本所在社区的教育状况越差,则父母越希望其儿子在师资状况更优的学校接受教育,而这会增加父母对子女的教育支出,进而可能使父母的劳动时间增加。

接下来本节将分析社区教育状况对接受义务教育阶段子女父母的影响。本文根据数据的可得性,选取CLDS社区问卷中小学与初中教师的数量之和来衡量社区的教育状况。社区教育状况在社区层面上可能是一个存在内生性的变量,但个人的劳动时间不会直接对所在社区的教育状况产生重要影响。同时,文章在控制社区教育状况的前提下,主要分析的是子女性别与社区教育状况的交互项。鉴于第一胎性别的外生性,本文认为子女性别与社区教育状况之间不存在相关性,因此方程(2)交互项的系数可以表现出社区教育状况对子女性别影响的协同作用。表6的相关结果证实了以上推论。表6第(1)列中使用的样本是第一胎子女在7-15岁之间的父母,结果显示子女性别与社区教育状况的交互项的系数为负,且统计上显著;第(2)-(3)列对不同居住地区类型的子样本进行了检验,结果显示,对于居住于城市的子样本,社区教育状况对第一胎为儿子的父母而言有较大的负面影响,且统计上效果显著,这可能是由于城市教育成本相对更高,城市居民需要为子女教育投入更多的资源。

表6 子女性别与教育状况的交互影响

	(1) 7-15	(2) 7-15 城市	(3) 7-15 农村
第一胎为男孩	0.560** (0.242)	-0.187 (0.317)	0.736** (0.350)
社区教育状况	0.002* (0.001)	0.001 (0.001)	-0.003 (0.005)
交互项	-0.004** (0.002)	-0.004* (0.002)	0.009 (0.007)
控制变量	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y
观测值	3639	1481	2156

注:因变量为父母的劳动时间,所有回归均为OLS。其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表7 子女性别与住房价格的交互影响

	(1) 22-30	(2) 22-30 城市	(3) 22-30 农村
第一胎为男孩	2.370 (2.795)	-8.168** (3.959)	5.870 (4.354)
房价对数	0.218 (0.331)	-1.018** (0.416)	0.917 (0.578)
交互项	-0.250 (0.327)	0.890** (0.449)	-0.651 (0.520)
控制变量	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y
观测值	6401	1561	4838

注:因变量为父母的劳动时间,所有回归均为OLS,住房价格变量来自CEIC地级市层面数据。其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

城市购买住房,所以住房价格对居住在农村地区父母的影响可能相对较小。表7的回归结果基本证实了以上推测。出于婚姻市场主体年龄范围以及样本量的考虑,表7中使用的子样本为第一胎子女处于22-30岁的父母。第(1)列是22-30岁所有的样本,第一胎子女性别与住房价格的交互项系数为负,但统计上不显著。第(2)-(3)列对不同居住地类型的子样本进行了检验。对于居住于城市的子样本,住房价格对第一胎为儿子的父母而言有较大的正面影响,且统计上效果显著。而对于居住在农村的样本,住房价格对第一胎为儿子的父母的影响不显著。

## 6 稳健性检验

### 6.1 第一孩在1984年后出生的农村样本回归结果

前文曾提到由于长期以来“重男轻女”观念根深蒂固,子女的性别可能存在内生性,从而产生遗漏变量问题。对此,已有文献使用第一胎子女的性别做代理变量以更好的缓解内生性问题,认为中国家庭中第一孩性别是随机的,具有外生性。为了进一步验证文章的相关结论,本部分选取第一孩在1984年后出生的农村样本进行检验。该稳健性检验的依据是:在1984年,我国政府颁布了一项“一胎半”政策,其中第一胎为女

### 5.3 住房价格对子女父母的影响

众所周知,我国男女双方婚姻中的婚房多为男性一方购买。在我国人口控制政策实施的三十余年中,性别失衡问题逐渐显现,这可能会增加男性在婚姻市场中的竞争压力,而住房便成为男方在婚姻竞争中取得优势的重要砝码,因而家庭中育有儿子可能会面临更大的经济压力,进而使父母的劳动时间增加。若以上设想成立,则住房价格上升将不可避免地加重男方父母的经济负担,进而迫使其付出更多的劳动时间。

随着社会经济的发展,城市的住房价格会随之而变化,虽然它是地区层面上一个可能存在内生性的变量,但由于被解释变量是个体的劳动时间,一般来说,普通个体无法直接对地区层面上的因素产生重大影响(陆方文等,2017),因此本文认为父母的劳动时间不会对所处城市的住房价格产生重要影响。此外,本文在控制年份以及省级层面固定效应的基础上,关注的重点是子女性别与住房价格的交互项。在任何国家或地区,第一胎生男生女是随机的,住房价格与第一胎子女性别之间没有关系,因此方程(3)交互项系数 $\varphi_3$ 能够表现出同一个地区内住房价格对于生养男孩或女孩的父母所产生的不同影响。理论上讲,若住房价格能够通过影响婚姻市场中男方竞争力进而对父母劳动时间造成影响,则这种压力对于居住在城市家庭来说应更为显著,而对于居住在农村的家庭而言,由于其并不一定必须在



儿的农村居民被允许生育二胎,而偏远地区的家庭则还被允许生育第二或第三胎,即由于一胎半政策,第一个孩子的性别在农村地区具有强烈的外生性。

表8采用该子样本重复了前文表5的回归结果。结果显示:当子女处于0-6岁之间时,第一胎为男孩对农村父母劳动时间的影响为负,统计上不显著;当子女处于7-15岁之间时,第一胎为男孩对农村父母劳动时间的影响显著为正;当子女处于16-30岁之间时,第一胎为儿子会显著增加农村父母的劳动时间;而当子女家庭趋于稳定之后,子女性别差异对父母的影响不再显著。以上结果与表5相比并无较大区别,这也证明了文章相关结论的稳健性。

表8 不同年龄段的子女性别对父母劳动时间的影响

	第一胎子女出生于1984年之后的农村子样本				
	(1) 0-6	(2) 7-15	(3) 16-30	(4) 22-30	(5) 30以上
第一胎为男孩	-0.526 (0.412)	0.578** (0.258)	0.352** (0.154)	0.406** (0.199)	-0.118 (0.904)
控制变量	Y	Y	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y	Y
观测值	1175	2870	8960	5899	473

注:因变量为父母的劳动时间,所有回归均为OLS,其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

表9 模型检验

	(1) IV 劳动时间	(2) IV 劳动时间	(3) IV 劳动时间	(4) IV 劳动时间
男孩数量	0.358*** (0.130)	0.315** (0.113)		
是否有男孩			0.525*** (0.190)	0.504*** (0.181)
子女数量		-0.126* (0.076)		-0.043 (0.065)
控制变量	Y	Y	Y	Y
省级固定效应	Y	Y	Y	Y
年份	Y	Y	Y	Y
观测值	21147	21147	21147	21147

注:因变量为父母的劳动时间,第(1)-(4)列为2SLS的第二阶段回归,其他控制变量如表2。括号中为稳健标准误,\*\*\* $p < 0.01$ ,\*\* $p < 0.05$ ,\* $p < 0.1$ 。

## 7 结论与建议

本文通过对中国劳动力动态调查(简称CLDS)2012、2014及2016年全国代表性数据的分析,发现子女性别对中国父母的劳动时间具有重要影响。简单的最小二乘回归、工具变量估计以及相关的稳健性检验均显示,第一胎为儿子会增加中国父母的劳动时间;与第一胎为女孩相比,第一胎为男孩会显著增加独生子女、低收入以及受教育程度较低的父母的劳动时间。在不同成长阶段的回归中,发现不同成长阶段子女性别对中国父母劳动时间的影响存在显著差异:当子女处于幼年成长阶段时(0-6岁),男孩会减少父母劳动的时间;当子女处于接受义务教育阶段(7-15岁)时,子女性别对父母的劳动时间造成了显著差异,生育儿子会显著增加父母劳动的时间;当子女处于分化阶段时(16-30岁),儿子对于父母的劳动时间的影响显著高于女儿;在子女成家立业(31岁及以上)之后,子女性别对父母的劳动时间的影响不再显著。在内在机制探索中,本文验证了社区教育状况对于男孩父母劳动时间的显著影响;同时文章还发现对于居住于城市的样本而

## 6.2 模型检验

为了进一步验证本文结论的稳健性,该部分选取其他文献中所使用的子女性别代理变量,如男孩数量、是否有男孩对模型结果进行检验。本节使用第一胎孩子的性别作为工具变量,第一阶段内生变量对工具变量进行回归,以工具变量的联合显著性F检验进行弱工具变量检验。参照Staiger等(1997)的法则,F统计量小于10表明存在弱工具变量问题。根据表9第(1)-(4)列的检验结果,工具变量的联合显著性F统计量分别为6173.222、8686.744以及6010.111、6346.558,大于经验值10,说明没有弱工具变量情况。同时表9的结果显示,无论采用男孩数量亦或是否有男孩,其系数皆为正,且统计上效果显著,与本文基准回归中所使用的第一胎性别的结果相似,表明本文相应结论较为稳健。

言,住房价格越高则男孩对于父母的影响越大,该结果也进一步验证了婚姻市场中的竞争压力致使生养儿子父母劳动时间增加的论断。

基于此,本文以实证的方式发现了子女性别差异对父母劳动时间所造成的影响,文章认为加强性别文化宣传,营造男女平等的社会环境,摒除“男尊女卑”的旧思想,促进性别平等的真正实现对于问题的解决具有积极作用,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,尤其在教育课程的安排上应格外注重,如通过开展专题教学等方式,培养下一代的性别平等观念等等。

除此之外,文章认为仅仅依靠调整性别比失衡问题不足以全面地解决问题,政府亦应采取更多的措施努力实现教育资源的均等化,如充分利用社会闲置资源,大力招聘退休教师,补充缺乏师资的学校,以提升地方的教学质量;加强城市学校与乡村学校的合作,密切校际之间的联动,发挥城市学校的优势,通过优秀教师下乡支教等方式为乡村学校提供指导培训;增强对于乡村学校的财政支持,加大乡村教师的培训力度,提升乡村教师待遇等等。最后,地方政府还应创造更好的经济环境以提升人们的收入,进一步提升居民的生活质量,例如改善地方的就业环境,积极吸引优质企业入驻,以为当地劳动力提供更多优质的工作岗位;进一步完善当地政府以及相关企业的培训制度,积极引导劳动人口提升就业投资水平;为民众创业提供便利条件,如在贷款方面给予政策支持,组织相关创业培训等,提高民众自身创业能力等等。

#### 参考文献:

- Angrist J D, Evans W N. Children and their parents' labor supply [J]. *American Economic Review*, 1998, 88(3): 450 - 477.
- Alesina A, Giuliano P, Nunn N. On the Origins of Gender Roles: Women and the Plough [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013(2): 469 - 530.
- Becker G S. A Theory of the Allocation of Time [J]. *Economic Journal*, 1965(299): 493 - 517.
- Becker G S. Human capital, effort, and the sexual division of labor [J]. *Journal of labor economics*, 1985, 3(1, Part 2): S33 - S58.
- Borjas G J. Labor Economics 5th edition. The McGraw - Hill Companies, Inc 2010.
- Black S E, Devereux P J, Salvanes 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.
- Choi E J, Hwang J. Child Gender and Parental Inputs: No More Son Preference in Korea? [J]. *American Economic Review*, 2015, 105(5): 638 - 643.
- 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.
- 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.
- Lundberg S. Sons, Daughters, and Parental Behaviour [J]. *Oxford Review of Economic Policy*, 2005(3): 340 - 356.
- Lundberg S, Rose E. The effects of sons and daughters on men's labor supply and wages [J]. *Review of Economics & Statistics*, 2002, 84(2): 251 - 268.
- Staiger D, Stock J H. Instrumental Variables Regression with Weak Instruments [J]. *Econometrica*, 1997, 65(3): 557 - 586.
- Wei S J, Zhang X. Sex ratios, entrepreneurship, and economic growth in the People's Republic of China (No. w16800). National Bureau of Economic Research 2011a.
- Wei S J, Zhang X. The competitive saving motive: Evidence from rising sex ratios and savings rates in China [J]. *Journal of political Economy*, 2011, 119(03): 511 - 564.
- 陈卫. 性别偏好与中国妇女生育行为 [J]. *人口研究*, 2002, 2(2): 14 - 22.
- 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型 [J]. *中国社会科学*, 2013, 1(1): 56 - 71 + 206.
- 陈瑛, 江鸿泽. 子女数量对我国流动女性劳动参与的影响——基于 M 型与倒 U 型劳动参与曲线的分析 [J]. *南方人口*, 2018, 33

(2): 47 - 60 + 14.

- 都阳, 贾朋. 劳动供给与经济增长[J]. 劳动经济研究, 2018, 6(3): 3 - 21.
- 龚继红, 钟涨宝. 农村家庭子女性别结构对家庭教育投资行为的影响——湖北省随州市农村家庭的调查[J]. 青年研究, 2005, (3): 17 - 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.
- 刘厚莲. 男孩偏好激励父代争取更多收入了吗? ——基于子女数量基本确定的情形[J]. 中南财经政法大学学报, 2017, (1): 25 - 32.
- 罗凯. 子女性别偏好对农户收入的影响分析[J]. 中国农村经济, 2011, (1): 37 - 48 + 76.
- 罗凯, 周黎安. 子女出生顺序和性别差异对教育人力资本的影响——一个基于家庭经济视角的分析[J]. 经济科学, 2010, (3): 107 - 119.
- 林莞娟, 赵耀辉. “重男轻女”降低女性福利吗? 离婚与抚养压力[J]. 经济学(季刊), 2015, 14(1): 135 - 158.
- 马忠东, 王建平. “子女组合偏好”与选择生育: 1990年代中国生育水平下降和子女组合序列的变化[J]. 人口研究, 2009, 33(5): 23 - 35.
- 魏宁, 苏群. 生育对农村已婚妇女非农就业的影响研究[J]. 农业经济问题, 2013, 34(7): 30 - 34.
- 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.
- 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.
- 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.
- 孙继圣, 周亚虹. 居住模式、幼年子女数量与已婚女性的劳动供给——基于儿童看护视角的讨论[J]. 财经研究, 2019, 45(6): 57 - 70.
- 石智雷. 多子未必多福——生育决策、家庭养老与农村老年人生活质量[J]. 社会学研究, 2015, 30(5): 189 - 215 + 246.
- 宋健, 陶椰. 性别偏好如何影响家庭生育数量? ——来自中国城市家庭的实证研究[J]. 人口学刊, 2012, (5): 3 - 11.
- 宋月萍, 谭琳. 论我国基础教育的性别公平[J]. 妇女研究论丛, 2004, (2): 21 - 27.
- 孙晓冬, 赖凯声. 有儿子的母亲更传统吗? ——儿子和女儿对父母性别意识形态的影响[J]. 社会学研究, 2016, 31(2): 194 - 216 + 245.
- 谭燕芝, 李维扬. 地区差异、子女性别偏好与农村家庭金融行为——来自CGSS2013数据的证据[J]. 湘潭大学学报(哲学社会科学版), 2018, 42(1): 79 - 85.
- 唐灿, 马春华, 石金群. 女儿赡养的伦理与公平——浙东农村家庭代际关系的性别考察[J]. 社会学研究, 2009, 24(6): 18 - 36 + 243.
- 许琪, 于健宁, 邱泽奇. 子女因素对离婚风险的影响[J]. 社会学研究, 2013, 28(4): 26 - 48 + 242 - 243.
- 易成栋, 任建宇, 王优容. 子女数量、性别与中国城市家庭的住房选择[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2018, 50(6): 100 - 107 + 175.
- 殷浩栋, 毋亚男, 汪三贵, 王瑜, 王炬. “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.
- 乐章, 张艺珂. 收入还是替代: 子女数量与中国女性劳动参与[J]. 南方人口, 2019, 34(3): 46 - 56.
- 张琳, 张琪. 我国青年女性生育状况对劳动参与决策的影响——基于CLDS数据的分析[J]. 中国青年研究, 2019, (5): 49 - 56 + 63.
- 张川川. 子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响[J]. 人口与经济, 2011, (5): 29 - 35.
- 周钦, 袁燕. 家庭基础教育投入决策“男孩偏好”的理论与实证研究[J]. 人口学刊, 2014, 36(3): 14 - 24.
- 左翔, 李辉文. 市场化进程中的劳动者社群网络与企业效率[J]. 经济研究, 2017, 52(3): 106 - 121. ▲