谁在备考？子女升学对父母时间配置的影响 [[1]](#footnote-1)

杜凤莲 杨鑫尚

**摘要**：基于2017年中国时间利用调查数据（CTUS），使用Probit、OLS和Tobit模型分别估计子女升学对父母劳动参与率、有酬劳动时间和无酬劳动时间的影响。研究发现：第一，子女升学会降低父母劳动参与率，减少有酬劳动时间并增加无酬劳动时间。第二，子女升学对父母劳动供给的影响存在性别差异，父亲和母亲分别通过减少有酬劳动时间和降低劳动参与率来适应子女升学，且这种影响只存在同性之间，这将强化“男主外、女主内”的家庭性别分工模式，加剧家庭内部性别不平等。第三、子女升学降低了父母劳动和娱乐时间，增加了生活照料和教育照料时间。论文研究子女升学对父母劳动供给的影响及性别差异，为中小学阶段儿童照料如何影响父母劳动供给和家庭性别分工提供经验证据。

**关键词：** 劳动供给 儿童照料 升学压力 家庭分工

**中图分类号：F241; FO63.4**

Who are preparing for the examinations? The impacts of children’s educational progression on parental time allocations

DU Fenglian 1 YANG Xinshang 2

(1.First Inner Mongolia University，Hohhot，China;

2.Second University Of Chinese Academy Of Social Sciences，Beijing，China)

**Abstract:** Using the 2017 Chinese Time Use Survey (CTUS) data, this paper examines the impacts of children’s educational progression on parental labor participation, paid and unpaid working hours respectively based on Probit, OLS and Tobit methods. The results are as followings: (1) Children’s educational progression period will result in a lower labor participation rate, less paid working time and more unpaid working time of the parents. (2) The impact of children’s educational progression on parental labor supply has gender differences. Father and mother respond to their children’s educational progression by reducing paid working time and labor participation respectively. And boys have significant effects on fathers and girls on mothers. (3) Children’s educational progression decreases parental working and entertainment hours aiming to increase their caring and educational time. The results provide empirical evidence on how childcares in primary, secondary and high schools affect their parents’ labor supply and gender division in both labor market and household.

**Key words:** Labor Supply, Child Care, Educational Progression Pressure, Gender Division

一、引 言

我国历来有“望子成龙、望女成凤”之说，这说明我们有重视孩子教育的传统。德普克和齐利博蒂（2019）指出父母对孩子的未来寄予何种期望和抱负，他们就会如何行动……；如果一个教育系统高度分层，而且在孩子很小年纪就能预先确定他们的经济未来，那么这个教育系统会引发家庭之间的“育儿战争”。当孩子处于升学期时，家庭之间的“育儿战争”会更激烈，家庭往往会提供更多照料，一部分家长会由半陪转为全陪，牺牲自己的劳动时间甚至退出劳动市场，这使陪读者被固化在家庭无酬劳动中不能从事全职工作，无法获得在劳动市场中工作积累的人力资本，影响其收入水平和职业发展，也将影响陪读家庭的性别分工模式。2020年中国约有1071万名学生参加高考，1602万学生参加中考，1729万学生经历小升初[[2]](#footnote-2)，按照一家三口人进行测算，2020年的升学考试影响1亿中国人的生活。研究子女升学如何影响父母劳动供给和家庭性别分工，对理解向中小学阶段子女提供照料如何影响劳动市场波动具有一定意义。

孕期和学龄前儿童照料会影响父母劳动供给决策和家庭分工模式，但向中小学阶段子女提供照料如何父母劳动供给影响目前尚不明确。为了解答上述问题，本文使用2017中国时间利用调查数据（CTUS）和中国家庭金融调查数据（CHFS）对子女升学如何影响父母劳动供给进行实证研究，并进一步分析子女升学对父母劳动供给影响的性别差异，为理解不同儿童发展阶段下家庭性别分工提供经验证据。

区别已有研究，本文的边际贡献在于：第一，研究学龄后儿童照料如何影响父母劳动供给的文献目前还较少，本文使用具有全国代表性的数据对子女升学如何影响父母劳动供给进行分析，提供了有关“阶段陪护”如何影响父母时间配置的实证证据，能够丰富该领域文献。第二，本文进一步分析了子女升学对父母劳动影响的性别差异，为识别不同儿童发展阶段下家庭性别分工模式提供经验证据。

二、文献综述和理论模型构建

1. 文献综述

已有研究发现向子女提供照料服务将影响父母的劳动供给情况和家庭性别分工模式，但目前经济学研究集中于研究家庭向学龄前子女和向高龄老人提供照料服务有何影响，对向中间年龄段的家庭成员提供照料服务有何影响的研究存在中间缺失（Missing Middle），但有大量社会学研究从陪读的角度研究了向较大年龄子女提供照料如何影响父母劳动供给行为和家庭性别分工模式，本文从经济学和社会学视角梳理了儿童照料对父母劳动供给和家庭性别分工的影响，并进行文献评述。

首先，儿童照料会影响父母劳动供给。Robins（1988）、Blau & Robins（1988）和Ribal（1995）较早从理论上分析儿童照料对母亲劳动供给的影响，此后大量研究发现父母提供儿童照料会降低自身有酬劳动时间和劳动参与率（Connelly，1992；Ribar，1995；熊瑞祥，2016）。后续研究发现家庭中祖代参与照料（杜凤莲，2008；杜凤莲和张胤钰，2018；宋月萍，2019）、政府提供幼儿园、托儿所等公共照料服务（Gelbach & Jonah，2002；Du和Dong，2013）和提供延长孩子在校时间（Barua，2014；Felfe et al.，2016；Nikki Shure，2019）等措施将增加父母劳动时间和劳动参与率，缓解儿童照料对父母劳动供给的影响。Ogawa & Ermisch（1996）、Cardia & Ng（2003）、杜凤莲（2008）分别使用日本，美国和中国的数据研究发现祖父母参与儿童照料将提高父母劳动参与率。此后有学者使用不同国家的数据并选取不同的工具变量研究隔代照料对父母劳动参与率和工作时间的影响（Baker，2008；Posadas & Josefina，2014；卢洪友等，2017；邹红，2018；）。Gelbach & Jonah（2002）使用1990年美国人口普查数据研究发现政府为5岁孩子提供免费照料服务会使单身母亲劳动力供给增加6-24%。Takaku et al.（2019）研究发现由于日本缺少课后照料服务，孩子进入小学会使母亲劳动参与率和工作时间下降，家务和儿童照料时间增加；Nikki（2019）发现在德国延长小学生在校时间会提高母亲劳动参与率，Felfe et al.（2016）在瑞士也发现了相似现象。韩叙和夏显力（2019）发现家中有子女处于学前班和小学时会降低农村已婚女性劳动参与率，子女进入中学则会增加农村已婚女性劳动参与率。

另外，儿童照料会影响家庭性别分工模式。已有研究发现母亲主要承担家庭中儿童照料任务（罗曼，2015；冯小，2017；田北海和黄政，2019），这将使母亲固化到照料劳动中无法参与工作（郑燕娜，2007；蔡颖，2015；王欣和卢春天，2019），进而强化“男主外、女主内”的家庭性别分工模式。同时儿童照料对父母劳动供给的影响存在性别差异，对母亲的影响大于父亲（Blau & Robins，1988；周春芳，2013；韩叙和夏显力，2019）。大部分文献都以母亲为主要研究对象，也有研究关注儿童照料对男女双方的影响，张良和徐翔（2020）研究照料活动对父母劳动参与影响的性别差异，发现家庭照料对女性劳动参与的阻碍作用大于男性。

当子女处于小学及更高受教育阶段时，父母工作经验较为丰富，退出劳动力市场的机会成本更大，研究子女升学与父母劳动供给的关系有助于了解子女升学期陪护对父母工作生命周期决策和家庭分工模式的影响，Almond et al（2018）认为，已有大量的研究考察了向孕期、学龄前和学龄儿童提供照料将如何影响儿童人力资本形成和家庭的劳动供给行为。同样也有大量文献讨论了向儿童提供照料将怎么影响其成年后的人力资本积累。可能受限于数据的可获得性，已有经济学研究缺乏对向处于学龄后到大学入学之间的儿童提供照料有何影响进行讨论，对中小学阶段儿童照料如何影响父母劳动供给的经济学文献存在中间缺失（Missing Middle）（Almond et al，2018），但陪读受到了社会学研究的关注，社会学研究从陪读现象入手研究了向更高受教育水平子女提供照料如何影响父母劳动供给和家庭性别分工模式。社会学文献中将陪读分为临时陪护、阶段陪护和全程陪护三种形式，（郑燕娜，2007；王文龙，2012；陈峰和梁伟，2015），具体定义为：（1）临时陪护，指父母在双休日和休息时间陪孩子上辅导班和兴趣班。（2）阶段性陪读，在小升初、中考、高考阶段陪护孩子冲刺升学考试。（3）全程性陪读，家长完全放弃工作，在学校周边地区租房或购房全程陪伴子女学习。无论是哪种陪护方式都将影响陪读家长事业发展（蔡颖，2015；王欣和卢春天，2019；梅晓静，2019）。在三种陪护方式中，蔡颖（2015）通过对河南省某市150名中小学生家长发放调查问卷显示选择在孩子高中时进行陪读的家庭最多，选择小学时陪读的最少。冯小（2017）利用在山西某县的三个村进行的田野调查发现大多数母亲在学龄前就开始在县城中陪孩子读书，一部分家长陪读到孩子可以上寄宿学校，但也有父母一直陪读到孩子读完高中。吴惠芳等（2019）在陕西省某县和河南省某县的田野调查发现陪读家长会在发现孩子在乡村学校中成绩不佳后选择陪读。另外还有研究发现家长会在发现孩子成绩很好，有机会上大学时候选择陪读，成绩不佳后结束陪读（王欣和卢春天，2019）。

关注陪读现象的社会学文献普遍发现，女性是陪读任务的主要承担者，使母亲被固化到家庭照料活动中（吴惠芳等，2019；Fan & Zheng，2020），同时大量进城陪读母亲的受教育程度较低，无法在城内找到合适的工作，进城陪读也会中断陪读母亲在农业生产中的人力资本积累，这将影响陪读家长的职业生命周期发展和陪读家庭的性别分工模式。吴惠芳等（2019）、陈锋和梁伟（2015）研究发现陪读会使家长的生命历程发生转变，有陪读家庭一边在城市陪读，一边学习驾驶、装潢新的生产等技能，在陪读的同时就在城市中寻找到相对稳定的工作，最终在城市中购买房产，等孩子升学过程结束后就选择在城市中工作生活，实现了从乡村到城市的流动。但也有部分陪读家庭在子女升学过程结束后面临农村回不去，城市留不下来的困境。陪读过程的核心是陪护孩子的学习过程，这使陪读家长无法从事全职工作，只能进行工作时间较为灵活的工作，这对其工作发展有较大的影响。同时由于陪读家长长时间在城市中生活，导致其农活也生疏了不少，重返乡村的话也面临重新适应乡村生活的问题，这部分家庭的陪读家长在陪读过程既没有学习新的谋生技能，也中断了在农业生产活动中的人力资本积累，家庭也无法负担长期在城市中生活的成本，在子女升学过程结束后面临就业困境。冯小（2017）研究发现在有些农村地区母亲全职在县城、镇区陪读子女上学，父亲由于受教育程度、技能水平等原因无法在城区找到工作，选择在家务农获取收入，造成家庭“男主外，女主内”的性别分工模式更加明显，在这种家庭往往是男方两代人一起劳动供养陪读母亲和上学孩子在城市中的生活开销，对陪读家庭中的性别分工和代际分工模式产生影响。

综上可知，由于存在中间缺失（Missing Middle），已有经济学文献主要集中于研究学龄前儿童对父母劳动供给的影响，对小学或更高受教育阶段孩子如何影响父母劳动供给的研究较少，社会学文献虽然发现陪读会影响陪读家长的劳动供给和陪读家庭的性别分工模式，但缺乏对陪读和父母劳动供给和家庭性别分工之间的因果分析。当子女处于中考和高考两个升学阶段时，父母工作经验较为丰富，退出劳动力市场的机会成本更大，研究子女升学与父母劳动供给的关系有助于了解子女升学期陪护对父母工作生命周期决策和家庭分工模式的影响。本文使用中国时间利用调查数据（CTUS）和中国家庭金融调查数据（CHFS）研究以下内容：第一，小学以及更高受教育阶段不同时期孩子照料对父母劳动供给影响；第二，同一受教育阶段不同年级（升学期与非升学期）儿童对父母劳动供给的影响；第三，子女升学对父母劳动供给影响的性别差异，进而识别儿童发展不同阶段的性别家庭分工。

（二）理论模型构建

本文从子女升学期增加的照料需求出发，对子女升学如何影响父母劳动供给进行理论模型构建。参考Becker（1965、2005）的时间分配理论和家庭分工理论，本文进行进一步扩展。假设家庭在工作、休闲和照料子女之间分配时间（Killingsworth，1983）的目标是达到家庭效用最大化（Becker，2005）。父母需要同时考虑自身效用和子女效用（Blanchard & Fischer，1993）[[3]](#footnote-3)。假设典型家庭的效用函数为：

$U=U\left(C，t\_{l}^{i}\right)+v\left(k，t\_{c}^{i}\right) i=m，f $ （1）

其中$U\left(·\right)$表示父母自身消费带来的效用，$v\left(·\right)$表示为子女支出带来的效用。$m$代表母亲，$f$代表父亲，$C$是父母的消费，$t\_{l}^{i}$是休闲时间，$k$表示对孩子的照料消费，$t\_{c}^{i}$表示父母对孩子的照料时间。假定家庭当期的收入完全用于消费支出，没有储蓄行为也没有借贷行为，则有：

$p\_{c}C+p\_{k}k=\sum\_{}^{}w^{i}t\_{w}^{i} i=m，f$ （2）

$p\_{C}$和$p\_{k}$是父母和子女消费产品的价格向量，$w^{i}$ 父母在劳动力市场上的工资率，$t\_{w}^{i}$是父母分配到有酬劳动中的时间，由于父母所有时间用于进行有酬劳动、无酬劳动和休闲，所以有酬劳动时间可以写为：

 $t\_{w}^{i}=H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}$ （3）

其中$t\_{c}^{i}$是父母分配在子女照料上的时间，$H$表示父母可以用于分配的所有时间。式（3）同时也是家庭所面临的时间约束，故家庭效用最大化问题可以写为

$Max U=U\left(C，t\_{l}^{i}\right)+v（k，t\_{c}^{i}）$ （4）

 $s.t. \left\{\begin{array}{c} p\_{c}C+p\_{k}k\leq \sum\_{}^{}w^{i}t\_{w}^{i}\\H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}\geq 0\end{array}\right.$

 其中$i=m，f$。假定效用函数$U\left(C;t\_{l}^{i}\right)$+$v（k，t\_{c}）$为拟凹函数，一阶导数大于0，二阶导数小于0。使用拉格朗日法进行求解，拉格朗日函数为：

$L=U\left(C;t\_{l}^{i}\right)+v\left(k，t\_{c}^{i}\right)+λ\_{1}\left( p\_{c}C+p\_{k}k-\sum\_{}^{}w^{i}\left(H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}\right)\right)+λ\_{2}（H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}）$ （5）

求解其一阶导数并整理可得Kuhn-Tucker条件为：

$$\left\{\begin{array}{c}\frac{1}{p\_{c}}\frac{∂U}{∂C}=\frac{1}{p\_{k}}\frac{∂v}{∂k}=λ\_{1 }\\\frac{1}{w^{i}}\frac{∂U}{∂t\_{l}^{i}}=\frac{1}{w^{i}}\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}=λ\_{1}+\frac{1}{w^{i}}λ\_{2 }\\λ\_{1}\left( p\_{c}C+p\_{k}k-\sum\_{}^{}w^{i}\left(H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}\right)\right)=0\\λ\_{2}\left(H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}\right)=0\\λ\_{1}\geq 0，λ\_{2}\geq 0\end{array}\right.$$

首先考虑$λ\_{2}=0$时，则$t\_{w}^{i}=H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}>0$，即该家庭成员进入了劳动力市场，此时最优化条件为：

$\frac{1}{p\_{c}}\frac{∂U}{∂c}=\frac{1}{p\_{k}}\frac{∂v}{∂k}=\frac{1}{w^{i}}\frac{∂U}{∂t\_{l}^{i}}=\frac{1}{w^{i}}\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}=λ\_{1}$ （6）

此时家庭物质消费、教育子女的物质支出和父母休闲时间带来边际效用相等。根据Kuhn-Tucker条件可得：

$\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}=w^{i}\frac{1}{p\_{k}}\frac{∂v}{∂k}$ （7）

假设在升学期和非升学期父母工资率$w^{i}$和子女消费品价格$p\_{k}$不变，由于升学期是子女受教育过程中的关键期，父母照料对子女健康（Blau et al，1996；刘靖，2008、2011）、认知能力和学习成绩（Blau & David，1999；Pierrehumbert et al.，2002；Bernal & Keane，2011）都有正影响，故升学期时父母${∂v}/{∂k}$会上升，为了使式（6）和（7）重新均衡，${∂v}/{∂t\_{c}^{i}}$也将上升，父母会在子女升学期增加对子女的照料时间。据此提出假说1。

假说1：子女升学会增加父母照料时间。

将父母面临的时间约束改写为：$t\_{w}^{i}=H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}$，则拉格朗日方程可改写为：

$L=U\left(C，H-t\_{c}^{i}-t\_{w}^{i}\right)+v\left(k，t\_{c}^{i}\right)+λ\_{1}\left(\sum\_{}^{}w^{i}t\_{w}^{i}-p\_{c}C-p\_{k}k\right)+λ\_{2}t\_{w}^{i}$ （8）

求解其一阶导数可得：

$\frac{∂L}{∂t\_{w}^{i}}=-\frac{∂U}{∂t\_{w}^{i}}+λ\_{1}w^{i}+λ\_{2}$ （9）

此时$λ\_{2}=0$，可得$\frac{∂U}{∂t\_{w}^{i}}=λ\_{1}w^{i}$。由Kuhn-Tucker条件有：

$\frac{∂L}{∂t\_{c}^{i}}=\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}-λ\_{1}w^{i}=0$，即 $\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}=λ\_{1}w^{i}=\frac{∂U}{∂t\_{w}^{i}}$ （10）

上述条件分别关于$t\_{c}^{i}$求偏导可得：

$\frac{∂^{2}U}{∂t\_{c}^{i}∂t\_{w}^{i}}=\frac{∂}{∂t\_{w}^{i}}\left[\frac{∂U}{∂t\_{w}^{i}}\right]=-\frac{∂^{2}U}{∂t\_{w}^{i}^{2}}>0$。 （11）

从而可得：

$\frac{∂t\_{w}^{i}}{∂t\_{c}^{i}}=\frac{{∂^{2}U}/{t\_{c}^{i}^{2}}}{{∂^{2}U}/{∂t\_{c}^{i}∂t\_{w}^{i}}}=-\frac{{∂^{2}U}/{t\_{c}^{i}^{2}}}{{∂^{2}U}/{∂t\_{w}^{i}^{2}}}<0$。 （12）

式（12）表明照料时间增加会降低父母有酬劳动时间。假设子女处于非升学期和升学期时父母最优的时间配置分别为$\left（C^{1}，k^{i1}，t\_{l}^{i1}，t\_{c}^{i1}\right）$和$（C^{2}，k^{i2}，t\_{l}^{i2}，t\_{c}^{i2}）$，由假说1可知，$t\_{c2}>t\_{c1}$，同时由于${∂t\_{w}^{i}}/{∂t\_{c}^{i}}<0$，所以子女处于升学期时父母有酬劳动时间会下降。

若$λ\_{2}>0$时，则$t\_{w}^{i}=H-t\_{l}^{i}-t\_{c}^{i}=0$。此时：

$\frac{1}{p\_{c}}\frac{∂U}{∂c}=\frac{1}{p\_{k}}\frac{∂v}{∂k}=λ\_{1}<\frac{1}{w^{i}}\frac{∂U}{∂t\_{l}^{i}}=\frac{1}{w^{i}}\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}=λ\_{1}+\frac{1}{w^{i}}λ\_{2 }$。 （13）

整理有：

$\frac{∂v}{∂t\_{c}^{i}}<w^{i}\frac{1}{p\_{k}}\frac{∂v}{∂k}$ （14）

此时父母将增加照料子女时间和休闲时间，由于父母可以利用时间固定不变，照料子女时间和休闲时间增加导致有酬劳动时间减少，但此时$t\_{w}^{i}$=0，继续减少将导致父母退出劳动力市场。基于以上分析可推知假说2和假说3：

假说2：子女升学会减少父母有酬劳动时间。

假说3：子女升学会降低父母劳动参与率。

下面进一步分析在子女升学时父母谁会减少有酬劳动时间，谁会退出劳动力市场。

假设代表性家庭的消费函数为：

$C=C（x，t\_{h}^{'} ）=C\left[\frac{w^{i}t\_{w}^{i}}{p\_{x}}，γ^{i}t\_{h}^{i}\right]$，$ i=m，f$ （15）

$x$为市场产品，$t\_{h}^{'}是父亲和母亲分配在家庭部门的总时间$，$ p\_{x}$是市场产品价格。$γ^{i}$为父母在家务工作中的效率，$t\_{h}^{i}$为家庭成员分配到无酬劳动中的时间。时间约束可以写为： $ t\_{w}^{i}+t\_{h}^{i}=H$ （16）

其中$H$是父亲和母亲可用的总时间。当有酬劳动时间的边际产品等于无酬劳动时间的边际产品时家庭生产投入达到均衡，即：

$\frac{∂C}{∂t\_{W}^{i}}=\frac{∂C}{∂x}\frac{w^{i}}{p\_{x}}=\frac{∂C}{∂t\_{h}^{i}}=\frac{∂C}{∂t^{i}}γ^{i} $ （17）

家庭成员的比较优势可以家庭成员在市场和家庭部门边际产品的比率以及同其他家庭成员相应部门的边际产品比率加以确定，即：

$\frac{（∂C/∂t\_{w}^{f}）}{（∂C/∂t\_{w}^{m}）}=\frac{w^{f}}{w^{m}}$ （18）

$\frac{（∂C/∂t\_{h}^{f}）}{（∂C/∂t\_{h}^{m}）}=\frac{γ^{f}}{γ^{m}}$ （19）

若$\frac{w^{f}}{w^{m}}>\frac{γ^{f}}{γ^{m}}$，则父亲在市场活动中具有相对比较优势，母亲在家庭活动中具有比较优势，即母亲更可能会在子女升学时退出劳动力市场，反之则父亲退出劳动力市场可能性较大[[4]](#footnote-4)。据此可推知假说4。

假说4：子女升学会使家庭生产具有比较优势的一方退出劳动力市场。

三、数据及描述性统计分析

（一）数据与指标说明

本文使用2017年中国时间利用调查数据（CTUS）[[5]](#footnote-5)研究子女升学对父母劳动供给的影响。CTUS样本涵盖中国大陆地区除新疆，西藏以外的29个省、市、自治区，在全国和省级层面均具有代表性。通过入户访谈填写日志的方法，收集了来自于12484个家庭、年龄在三岁及以上30715个家庭成员的时间利用情况；2017年CTUS调查记录了被访问者在调查日从前一日凌晨4:00至当日凌晨4:00，每隔10分钟的时间利用情况。2017年CTUS的调查日志中包含谁（Who）、什么活动（What）、何地（Where）、与何人（With Whom）、时长（Time）以及时点（Timing）等六个要素，不仅包括主要活动信息，还收集了次要活动的翔实信息。CTUS中将日常活动划分为有酬劳动、无酬劳动、教育培训休闲社交和个人照料五个大类，共包括300种小类活动。此外2017年CTUS与2017年中国家庭金融调查（CHFS）[[6]](#footnote-6)同时进行，因此2017年CTUS除了被访者的时间利用信息之外，还包括极为丰富的个人、家庭、社区信息。由于城乡在教育和工作方面差异较大，本文研究样本限于有小学、初中和高中阶段孩子，父母年龄低于法定退休年龄（男性60岁、女性55岁）的城镇家庭，为了研究子女升学对家庭内部分工的影响，本文还将样本限定在父母健全的家庭，并在此基础上排除日志日为非典型日的样本，经过筛选后得到1005个家庭，共2010个样本。

本文研究中小学儿童养育对父母劳动供给的影响。因变量为父母劳动供给，用有酬劳动时间、无酬劳动时间和劳动参与率三个指标来表示。其中，有酬劳动时间包括工作及相关工作活动[[7]](#footnote-7)和家庭生产经营活动时间[[8]](#footnote-8)；无酬劳动时间包括照料做家务和照顾家人[[9]](#footnote-9)和对外提供帮助[[10]](#footnote-10)时间；劳动参与率是二元虚拟变量，根据已有文献和国际劳工组织的定义，若每天有酬劳动时间大于1小时，则认为该样本参与工作，取值为1，否则取值为0。

核心自变量是升学变量。若该家庭中有子女处于六年级、初中三年级和高中三年级则该变量=1，子女处于其他受教育阶段=0。

控制变量。本文从子女相关特征、父母个人特征、家庭相关特征以及社区和地区特征是个维度选取控制变量。具体为：（1）子女相关特征，包括在学子女性别和在学子女健康情况。其中子女性别为虚拟变量，家庭中在学子女有男孩则取值为1，女孩取值为0；在学子女健康情况为虚拟变量，自评健康好、良好取值为1否则取值为0。（2）父母个人特征，包括年龄、年龄平方、性别、受教育年限[[11]](#footnote-11)、健康情况、工作行业、配偶受教育年限、配偶健康情况、配偶工作行业和配偶劳动性收入对数。其中性别是虚拟变量，女性取值为1、男性取值为0；健康情况是虚拟变量，自评健康好、良好取值为1，否则取值为0；工作行业是虚拟变量，就职于机关事业单位、国有企业取值为1，否则取值为0；配偶健康程度是虚拟变量，自评健康好、良好取值为1，否则取值为0；配偶工作行业是虚拟变量，就职于机关事业单位、国有企业取值为1，否则取值为0。（3）家庭相关特征，包括家庭教育支出对数[[12]](#footnote-12)、家庭总收入对数、家庭在学子女数、家庭学龄前子女数、祖父（外祖父）身体健康情况、祖母（外祖母）身体健康情况和家庭是否有祖代参与儿童照料。其中家庭教育支出包括课外辅导班和兴趣班的花费、生活费和学杂费；家庭总收入包括家庭工资性收入和非劳动性收入[[13]](#footnote-13)；祖父（外祖父）、祖母（外祖母）身体健康情况是虚拟变量，自评健康好、良好取值为1，否则取值为0；家庭是否有隔代参与照料是虚拟变量，若家庭祖父母照料未成年子女时间大于0则取值为1，否则取值为0。（4）社区和地区变量，包括居住地与学校距离对数[[14]](#footnote-14)、2017年地级市[[15]](#footnote-15)财政教育支出[[16]](#footnote-16)对数和城市虚拟变量。其中城市虚拟变量包括全国除港澳台地区、新疆维吾尔族自治区和西藏自治区的29个省、市和自治区中103个地级行政区域[[17]](#footnote-17)。

（二）描述性统计分析

2017年中国时间利用调查询问了每一个上学的被调查者所处的受教育阶段[[18]](#footnote-18)。图显示了子女处于不同受教育阶段时父母劳动供给情况，可以看出子女处于初三年级和高三年级时父母劳动参与率和有酬劳动时间明显减少，无酬劳动时间明显增加；子女处于小学六年级时，父母的劳动供给行为没有明显的变化趋势，表明向受教育阶段处于小学及更高受教育阶段的子女提供照料会影响父母劳动供给，且子女升学（尤其是选拔性考试的升学过程）会对增加父母无酬劳动时间、减少有酬劳动时间和劳动参与率。在高考结束后，父亲的劳动参与率和有酬劳动时间会上升到同高考前相同的水平，虽然母亲的有酬劳动时间在子女高考后上升到同子女高考前基本相同的水平（高考前后分别为6.32小时和6.21小时），但劳动参与率明显低于子女高考前的水平（高考前后分别为75.7%和66.2%）。此外父亲的劳动参与率和有酬劳动时间高于母亲，而母亲的无酬劳动时间高于父亲，以上结果表明目前我国家庭呈现出“男主外、女主内”的家庭内部性别分工模式，而子女升学过程可能会强化这种性别分工模式并加剧家庭内部的性别不平等。

图 不同子女受教育阶段父母劳动供给情况

表1报告了女处于不同升学状态家庭父母的劳动供给基本情况和T检验结果，在没有控制其他变量情况下，子女升学会降低父母劳动参与率6%、减少有酬劳动时间0.705小时、增加无酬劳动时间0.241小时。分性别检验结果发现，子女升学会分别降低父母劳动参与率5.7%和5.9%，总体上母亲劳动参与率显著低于父亲16个百分点；子女升学会减少父亲有酬劳动时间0.509小时，但对母亲影响不显著，父亲每天平均劳动时间高于母亲约0.7小时；子女升学会显著提高父母无酬劳动时间，并且母亲每天无酬劳动时间比父亲显著多约2小时。

表1 不同升学状态家庭父母劳动供给情况

|  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 总 体 | 父 亲 | 母 亲 | Diff（父亲-母亲） |
| Panel A 劳动参与率（百分比）  |
| 升 学（N=496） | 0.729 | 0.811 | 0.648 | 0.162\*\* |
| 非升学（N=1514） | 0.789 | 0.872 | 0.707 | 0.164\*\*\* |
| Diff（升学-非升学） | -0.06\*\* | -0.057\*\* | -0.059\* | 0.002 a |
| Panel B 有酬劳动时间（小时） |
| 升 学（N=496） | 6.778 | 7.707 | 5.846 | 1.860\*\*\* |
| 非升学（N=1514） | 7.483 | 8.569 | 6.398 | 2.171\*\*\* |
| Diff（升学-非升学） | -0.705\*\* | -0.863\*\* | -0.552 | 0.331 b |
| Panel C. 无酬劳动时间（小时） |
| 升 学（N=496） | 2.032 | 0.944 |  3.124 | -2.180\*\*\* |
| 非升学（N=1514） | 1.791 | 0.762 | 2.818 | -2.055\*\*\* |
| Diff（升学-非升学） | 0.241\* | 0.182 | 0.306 | -0.124 c |

注：（1）a、b、c：表示diff（升学-非升学）—diff（父亲-母亲）；（2）\*\*\*p<0.01 \*\* p<0.05 \* p<0.1

表2报告了主要变量的描述性统计结果，有24.6%父母的子女处于升学期。总体上父母劳动参与率为77.5%，其中父亲劳动参与率为85.7%，而母亲为69.4%，父亲高于母亲；父母每天平均有酬劳动时间为9.316小时，父亲和母亲的有酬劳动时间分别为9.663小时和8.889小时，父亲略高于母亲；所有样本平均无酬劳动时间为1.85小时，父母亲无酬劳动时间分别为0.807和2.893小时，母亲高于父亲。在家庭特征中，样本平均年龄为40.61岁，父亲（41.75岁）的平均年龄略高于母亲（39.47岁）；样本中平均受教育年限为10.72年，父亲（11.03年）略高于母亲（10.42年）；父母亲健康状况没有显著差异（健康的父母分别占样本的64.3%和64%），在机关事业单位、国有企业工作的父亲有25.9%，高于母亲（22.2%），95%的祖父（外祖父）和祖母（外祖母）身体十分健康；家庭总收入122992元，家庭年教育支出8514元，每个家庭平均有不到1个的学龄前子女，有1.156个处于小学、初中和高中受教育阶段的子女，且在学子女男孩略多于女孩。调查覆盖的29个省、市、自治区平均每个省样本约占约3%，来自东部、中部和西部[[19]](#footnote-19)的样本分别占总样本的42.85%、36.41%和20.74%。

表2 主要变量的描述性统计结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
| 变量及说明 | 总体 | 父亲 | 母亲 |
| Panel A. 核心变量 |
| 劳动参与率（参与=1，否=0）[[20]](#footnote-20) | 0.775（0.418） | 0.857（0.351） | 0.694（0.461） |
| 典型日志日有酬劳动时间（小时） | 7.272（4.643） | 8.331（4.321） | 6.214（4.715） |
| 典型日志日有工作样本有酬劳动时间（小时）a | 9.316（2.986） | 9.663（3.003） | 8.889（2.914） |
| 典型日志日无酬劳动时间（小时） | 1.85（2.671） | 0.807（1.58） | 2.893（3.098） |
| 子女是否升学（处于升学年=1，否则=0） | 0.246（0.431） | 0.246（0.431） | 0.246（0.431） |
| Panel B. 控制变量 |  |  |  |
| 年龄（周岁） | 40.61（5.625） | 41.75（5.658） | 39.47（5.358） |
| 受教育年限（年） | 10.72（3.454） | 11.03（3.26） | 10.42（3.615） |
| 健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.641（0.48） | 0.643（0.479） | 0.64（0.48） |
| 工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | 0.24（0.427） | 0.259（0.438） | 0.222（0.416） |
| 配偶受教育年限（年） | 10.87（4.191） | 10.42（3.615） | 11.03（3.26） |
| 配偶健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.638（0.481） | 0.64（0.48） | 0.643（0.479） |
| 配偶工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | 0.239（0.427） | 0.222（0.416） | 0.259（0.438） |
| 配偶工作收入（元） | 30689（51570） | 22153（36898） | 39188（61764） |
| 祖母身体情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.963（0.188） |  |  |
| 祖父身体情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.952（0.031） |  |  |
| 家庭总收入（元） | 122992（212884） |  |  |
| 家庭教育支出（元） | 8514（11459） |  |  |
| 家庭是否有隔代参与照料（是=1，否=0） | 0.299（0.458） |  |  |
| 家庭学龄前子女数 | 0.030（0.172） |  |  |
| 在学子女个数 | 1.156（0.4） |  |  |
| 在学子女性别（男性=1，女性=0） | 0.583（0.493） |  |  |
| 在学子女健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.873（0.334） |  |  |
| 居住地与学校距离（千米） | 11.14（72.16） |  |  |
| 地级市财政教育支出（万元） | 1263289（17787） |  |  |
| 城市虚拟变量：包括大陆地区除新疆、西藏外全国29个省、市、自治区下辖的292个地级行政区域（具体分布见附表1） |
| 样本量 | 2010 / 1005 b | 1005 | 1005 |

注：（1）表中报告的是样本均值，括号内为标准差。（2）a：仅包括有酬劳动时间大于0的样本，有869个父亲和708个母亲，共1575个样本。（3）家庭总收入、家庭教育支出等变量是家庭层面变量，其样本量为1005个。

四、子女升学对父母有酬和无酬劳动时间的影响

（一）基准回归结果

本文主要研究子女升学对父母劳动供给的影响。本文选择的三个被解释变量中，劳动参与率为虚拟变量、无酬劳动时间有大量0值。本文参照相关文献（齐良书，2005；MacPhail &Dong，2007；刘娜，2015）的研究方法，使用Probit、OLS、Tobit方法分别估计子女升学对父母劳动参与率、有酬劳动时间和无酬劳动时间的影响，并调整估计方法对基准估计结果进行稳健性检验。为了分析子女升学对父母劳动供给是否存在性别差异，本文在回归中引入子女是否升学和父母性别的交乘项，估计方程为：

$labor\\_supply\\_p=α\_{0}+α\_{1}shengxue+α\_{2}gender+α\_{3}shengxue×gender+α\_{i}control+ε $ （20）

其中$labor\\_supply\\_p$为父母劳动供给情况，包括劳动参与率、有酬劳动时间和无酬劳动时间三个指标。*shengxue*是核心解释变量，若该家庭中有子女处于升学期则该变量等于1，否则等于0，系数$α\_{1}$表示子女升学对父母劳动供给的影响，而$α\_{3}$则表示子女升学对父亲和母亲劳动供给的影响差异。*Control*表示相关控制变量，包括个人特征、家庭特征、社区特征以及地区特征等，$ε$表示随机扰动项。相关变量的具体定义见本文第四部分。

表3报告了基于（20）式的估计结果，其中Probit和Tobit估计报告了边际估计结果。表3的估计结果可以发现，子女升学会显著降低父母劳动参与率5.38%，验证本文提出的假说3；减少父母有酬劳动时间0.4186个小时，验证本文提出的假说2；增加父母无酬劳动时间0.1365小时，验证本文提出的假说1。性别项的回归系数显示，母亲劳动参与率比父亲显著低约16.5%，有酬劳动时间平均每天少0.7844小时，无酬劳动时间显著多1.5249小时。子女升学和性别交互项的系数显示子女升学对父母劳动供给的影响存在性别差异，子女都处于升学期时母亲的劳动参与率较之父亲会降低6.82%，有酬劳动时间会增加0.9523小时，但无酬劳动时间没有显著区别，以上实证结果验证本文提出的假说4。

此外还发现，总体上每增加1个在学子女，会增加父母有酬劳动时间0.3987小时。在学子女性别和在学子女健康情况对父母劳动供给没有显著影响。另外从总体上看，年龄每长1岁，父母劳动参与率提高5.68个百分点、无酬劳动时间减少0.1153小时，但随着年龄的增加，这种增长速度显著下降。受教育年限增加会增加父母无酬劳动时间0.0327小时，但配偶受教育年限对自身的劳动供给没有影响。身体健康会提高劳动参与率。父母工作行业和配偶工作行业对父母劳动参与率和有酬劳动时间影响显著，处于机关企事业单位和国有企业的父母会增加劳动参与率（约12%），并使有酬劳动时间减少0. 6941小时。配偶在机关事业单位和国有企业工作则会降低自身有酬劳动时间，配偶工作收入增加则会降低劳动参与率和有酬劳动时间，同时增加无酬劳动时间。家庭总收入增加会增加父母劳动参与率并减少无酬劳动时间，这可能与收入梯度有关，即富裕家庭教育孩子花费的时间更长。家庭中学龄前子女数则会使父母无酬劳动时间增加0.8018小时，同升学变量相比，学龄前子女对父母无酬劳动时间的影响更大，这同已有文献发现的结论相同。家庭中祖母健康情况良好会增加父母有酬劳动时间约1小时，同时降低无酬劳动时间约0.2小时，祖父的身体健康情况则对父母劳动供给情况没有显著影响，家庭中有祖代参与照料子女则会减少父母无酬劳动时间，这表明祖母（外祖母）是隔代照料的主要承担者。以上结果说明子女升学对父母劳动供给都会产生影响，且影响存在性别差异，从整体上导致家庭性别分工更加明显。

表3 基准估计结果

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | Probit估计 | OLS估计 | Tobit估计 |
|  | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 |
| 模型编号 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） |
| 子女是否升学 | -0.0538\*\* | -0.4186\*\* | 0.1365\*\* |
| （是=1，否=0） | （0.0229） | （0.1704） | （0.0675） |
| 性别 | -0.1649\*\*\* | -0.7844\*\*\* | 1.5249\*\*\* |
| （母亲=1，父亲=0） | （0.0186） | （0.1704） | （0.0467 ） |
| 是否升学×性别 | -0.0682\*\* | -0.9523\*\*\*  | 0.1022 |
|  | （0.0316） | （0.2753） |  （0.1066） |
| 年龄（周岁） | 0.0568\*\*\* | -0.0645 | -0.1153\*\*\* |
|  | （0.0180） | （0.1475） | （0.0744） |
| 年龄平方 | -0.0007\*\*\* | 0.0006 | 0.0015\*\*\* |
|  | （0.0002） | （0.0018） | （0.0008） |
| 受教育年限（年） | -0.0043 | -0.0291 | 0.0327\*\*\* |
|  | （0.0035） | （0.0284） | （0.0129） |
| 健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.0472\*\* | 0.0784 | -0.0425 |
| （0.0235） | （0.1845） | （0.1012） |
| 工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | 0.1264\*\*\* | -0.6941\*\*\* | -0.0784 |
| （0.0268） | （0.1880） | （0.0842） |
| 配偶工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | -0.0325 | 0.0116 | 0.1143 |
| （0.0268） | （0.2098） | （0.0780） |
| 配偶健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | -0.0364 | -0.3385\* | 0.0641 |
| （0.0240） | （0.1878） | （0.0978） |
| 配偶受教育年限（年） | 0.0006 | -0.0190 | -0.0008 |
|  | （0.0029） | （0.0225） | （0.0093） |
| 配偶工作收入对数 | -0.0093\*\*\*（0.0021） | -0.0296\*（0.0172） | 0.0177\*\*（0.0078） |
| 祖母健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.0269 | 1.0567\*\* | -0.2339\*\* |
| （0.0532） | （0.4369） | （0.0689） |
| 祖父健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.1181\*\* | 0.9197\*\* | -0.4473\*\* |
| （0.0526） | （0.3965） | （0.2092） |
| 家庭总收入对数 | 0.0209\*\* | 0.0422 | -0.0710\*\* |
|  | （0.0085） | （0.0720） | （0.0370） |
| 居住地到学校距离对数 | -0.0044 | -0.1257 | -0.0191\*\* |
|  | （0.0099） | （0.0909） | （0.0100） |
| 家庭教育支出对数 | -0.0000 | -0.0076 | -0.0134 |
|  | （0.0037） | （0.0270） | （0.0116） |
| 家庭是否有隔代参与照料（是=1 否=0） | -0.0079 | -0.0624 | -0.3389\*\*\* |
| （0.0243） | （0.2092） | （0.0894） |
| 家庭学龄前子女数 | -0.0156 | -0.2992 | 0.8018\*\*\* |
|  | （0.0563） | （0.4949） | （0.2244） |
| 在学子女个数 | -0.0161 | 0.3987\* | 0.0395 |
| （0.0265） | （0.2123） | （0.0700） |
| 在学子女健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.0112 | -0.3447 | -0.1360 |
| （0.0304） | （0.2871） | （0.1200） |
| 在学子女性别（男=1，女=0） | 0.0309 | -0.1576 | -0.0460 |
| （0.0198） | （0.1612） | （0.0415） |
| 地级市财政教育支出对数 | 0.0240\* | 0.1912\* | -0.0003 |
|  | （0.0138） | （0.1080） | （0.0549） |
| 城市固定效应 | YES | YES | YES |
| 常数项 |  | 9.7910\*（1.3848） |  |
| 观测值 | 1868 | 1577 | 2010 |

注：（1）括号内为标准误。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。（2）Probit和Tobit估计报告的是边际估计结果。

（二）子女升学对父母劳动供给影响的性别差异

表3的升学×性别项的估计显示子女升学对父母的劳动供给存在性别差异，本节中首先将样本分成父亲和母亲两组检验子女升学对父母劳动供给的性别差异，然后将样本分成父子、父女、母子和母女四组检验子女升学对父母劳动供给的影响是否只存在于同性之间，用于检验的回归方程为：

 $labor\\_supply\\_p=α\_{0}+α\_{1}shengxue+α\_{i}control+ε$ （21）

表4 子女升学对父母劳动供给影响的性别差异

|  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 父亲 | 父亲—儿子 | 父亲—女儿 | 母亲 | 母亲—儿子 | 母亲—女儿 |
| 被解释变量：劳动参与率（Probit估计） |
| 模型编号 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） | 模型（5） | 模型（6） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0420（0.0292） | -0.1251\*\*\*（0.0360） | 0.0651（0.0491） | -0.0821\*\*（0.0347） | 0.0081（0.0468） | -0.1323\*\*\*（0.0439） |
| 样本量 | 762 | 762 | 762 | 881 | 881 | 881 |
| 被解释变量：有酬劳动时间（OLS估计） |
| 模型编号 | 模型（7） | 模型（8） | 模型（9） | 模型（10） | 模型（11） | 模型（12） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.4373\*（0.2544） | -0.2782\*\*\*（0.0576） | -0.4756（0.3214） | -0.1883（0.2952） | -0.1702（0.3682） | -0.1943（0.4278） |
| 样本量 | 869 | 869 | 869 | 708 | 708 | 708 |
| 被解释变量：无酬劳动时间（Tobit估计） |
| 模型编号 | 模型（13） | 模型（14） | 模型（15） | 模型（16） | 模型（17） | 模型（18） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | 0.0581（0.0809） | 0.1676（0.1160） | -0.0669（0.1005） | 0.2411（0.1521） | -0.0098（0.2010） | 0.4036\*\*（0.1966） |
| 样本量 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 |

注:（1）回归中控制了同基准回归中相同的控制变量和城市固定效应，但具体估计系数没有报告。（2）括号内为标准误。（3）\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。

表4报告了基于式（21）的估计结果，发现子女升学对父母劳动供给影响的性别差异。区分父母的估计结果显示子女升学会降低母亲劳动参与率8.21%，但对父亲劳动参与率没有影响；会降低父亲有酬劳动时间0.4373小时，但对母亲有酬劳动时间没有影响；以上结果说明父亲和母亲分别选择减少有酬劳动时间和降低劳动参与率来适应子女升学，母亲是家中无酬劳动的主要承担者。造成这种性别分工模式的原因可能是本文使用样本中父亲的年工资性收入显著高于母亲16965元[[21]](#footnote-21)（T检验P值=0.00），表明父亲在劳动力市场活动中更具有比较优势，若父母市场劳动和家庭劳动比较优势之和为1，则母亲在家庭劳动中更具有比较优势，在面对子女升学带来的额外照料需求时，母亲更可能退出劳动力市场，进而强化“男主外、女主内”的家庭性别分工模式。以上实证结果验证本文提出的假说4。

区分升学子女性别的回归结果显示，儿子升学会使父亲劳动参与率降低约12%，有酬劳动时间减少0.2782小时，但对母亲劳动供给没有影响。女儿升学则会降低母亲劳动参与率13.3%并增加无酬劳动时间0.4036小时，但对父亲劳动参与率没有影响。以上结果表明子女升学对父母劳动供给的影响只存在于同性之间，目前“男主外、女主内”的家庭性别分工模式不一定是最优模式。

心理学研究发现儿童在幼儿园中班阶段开始有性别观念，进入小学后，大部分孩子都有着强烈的性别意识，同时发现儿童更偏爱同性家长，且偏爱程度随着年龄的增长而增加（张积家，1996）。同时经济学和社会学研究则发现父亲和母亲在儿童照料过程中起着不同的功能，儿童照料中的父亲缺位（Father Absence）对儿童（尤其是男童）性别观念的形成和心理健康发展有着负面影响（冯达飞，2019），虽然母亲角色自带的“温暖”、“亲和”和“更容易理解孩子”等特征被视作儿童照料责任的天然承担者（Durand，2011），但父亲能够为孩子提供的“勇气”、“活力”、“责任”等特质也是在儿童成长过程中必不可少的（徐安琪、张亮，2009）。儿童在成长过程中不断觉醒的性别观念和对同性家长的偏爱以及儿童照料过程中父亲母亲的角色差异共同决定了升学过程中发生了同性照料的现象。

（三）异质性分析

1.考虑不同升学阶段。小升初前后两个受教育阶段均为义务教育阶段，不存在选拔性升学考试[[22]](#footnote-22)。而初升高和高中升大学则存在选拔性升学考试。三种升学阶段对父母劳动供给影响可能存在差异。所以本文分别考察了小升初、中考和高考对父母劳动供给的影响。表5PanelA的估计结果显示，小升初对父母劳动供给影响不显著。中考会减少父母劳动参与率18.35%，有酬劳动时间降低0.8189小时。升学×性别项的估计结果显示，小升初会提高升学家庭母亲无酬劳动时间1.6813小时，中考和高考则会分别使升学家庭母亲的劳动参与率降低27.03%和18.49%，无酬劳动时间增加1.7773小时和1.601小时。子女处于初中阶段时家庭对子女升学过程能够提供的更多支持，在这一阶段家庭不光要为子女提供必要的照料，还需要为子女的学业提供辅导，但子女处于高中阶段时，家庭更多的只是起到陪伴子女升学的作用，对子女学业方面的帮助并不大，故父母将会在子女初中阶段投入更多来陪护能够顺利升学。以上实证结果表明选拔性升学考试将会使升学家庭母亲的劳动参与率降低，无酬劳动时间增加，这将强化“男主外、女主内”的家庭性别分工，造成家庭性别不平等。

2.考虑父母工作行业。本文按照父母的职业类型将样本分成3组，第一类就职于党政机关、事业单位和国有及国有控股企业；第二类就职于集体企业、私营企业和外商、港澳台投资企业；第三类是非正式工作，包括个体工商户、耕作经营承包土地和从事保姆、家庭帮工、打零工、自由职业。表5PanelB的估计结果显示子女升学会使从事非正式工作的父母劳动参与率降低3.36%，无酬劳动时间降低0.0395小时。交乘项的系数表明子女升学会使就职于党政机关、事业单位和国有控股企业的升学期母亲劳动参与率下降16.64%，无酬劳动时间增加0.9093小时；会使就职于集体企业、私营企业和外商、港澳台投资企业的母亲有酬劳动时间减少0.3558小时，无酬劳动时间增加0.6329小时；会使从事非正式工作的升学期母亲劳动参与率降低7.38%，无酬劳动时间增加1.1191小时。以上的实证结果说明子女升学对从事不同职业父母的劳动参与影响不同，就职于党政机关、事业单位和从事非正式工作的母亲会选择退出劳动力市场来照顾子女升学，而就职于集体、私营和外资企业的母亲则会选择减少有酬劳动时间来陪护子女升学。

3.考虑家庭收入水平不同的群体。本文按照家庭总收入（包括劳动性收入和非劳动性收入）将样本三等分成高、中和低收入家庭。表6PanelD的结果显示：对于高收入家庭，子女升学不会对父母劳动供给产生影响，这部分家庭可能通过购买学区房、从市场中购买照料服务等方式来满足子女升学期的照料需求。对于中等收入家庭，子女升学会使子女升学期家庭母亲劳动参与率降低31.98%，无酬劳动时间增加1.6813小时。对于低收入家庭，子女升学会使子女升学期家庭的母亲劳动参与率下降39.26%，无酬劳动时间增加2.2858小时。

以上结果表明现行教育体系可能造成更大的收入分配不公平，在面对子女升学带来的额外照料需求时高收入家庭可以通过向市场购买照料服务来满足[[23]](#footnote-23)，中等收入家庭则通过选择父母中的一方（更多是母亲）减少有酬性劳动来满足额外的照料需求，而低收入家庭父母双方都退出劳动力市场来满足额外的照料需求，子女升学会对这类家庭父母的长期收入水平产生持久影响[[24]](#footnote-24)。

4.考虑家庭内部父母收入差距。本文按照母亲工作收入和父亲工作收入的差将样本分为母亲工作收入低于父亲和母亲工作收入高于父亲两组，表5Panle D的估计结果显示，子女升学对父母劳动供给的影响在家庭内部收入差距组体现出了不同的异质性，在母亲收入低于父亲的家庭中，子女升学将降低父母的劳动参与率，增加无酬劳动时间，而在母亲高于父亲的家庭中，子女升学对父母劳动供给情况没有显著影响。性别同样体现了明显的异质性，在母亲收入低于父亲的家庭，母亲的有酬劳动时间和劳动参与率将会下降，无酬劳动时间上升，而在母亲收入高于父亲的家庭中，母亲的劳动参与率会上升，有酬劳动时间将下降，无酬劳动时间将增加。升学×性别项只有在母亲收入高于父亲组家庭显著为负，别的情况下均不显著。以上实证结果表明，在母亲收入低于父亲收入的家庭中，子女升学对母亲的影响更为严重，这将强化这类家庭中“男主外、女主内”家庭性别分工模式。

表5 异质性分析

|  |
| --- |
| PanelA 区分子女升学阶段 |
|  | 小升初 | 中考 | 高考 |
|  | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 |
|  | Probit | OLS | Tobit | Probit | OLS | Tobit | Probit | OLS | Tobit |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | 0.0185（0.0463） | 0.0127（0.0316） | 0.0482（0.1303） | -0.1835\*\*\*（0.0519） | -0.7497\*\*（0.4362） | 0.2216（0.1458） | -0.0116（0.0412） | -0.3619（0.4866） | 0.0886（0.1727） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | -0.1771\*\*\*（0.0190） | -0.7386\*\*\*（0.1563） | 1.5518\*\*\*（0.0822） | -0.1181\*\*（0.0386） | -0.8215\*\*\*（0.1566） | 1.5412\*\*\*（0.0749） | -0.1800\*\*\*（0.0184） | -0.7821\*\*\*（0.1542） | 1.5415\*\*\*（0.0749） |
| 子女升学×性别（母亲=1，父亲=0） | -0.0111（0.0583） | -0.2801（0.4969） | 1.6813\*\*\*（0.1094） | -0.2703\*\*\*（0.0416） | 0.6485（0.5085） | 1.7773\*\*\*（0.1802） | -0.1849\*\*\*（0.0519） | 0.2982（0.6321） | 1.6010\*\*\*（0.2224） |
| 样本量 | 1868 | 1577 | 2010 | 1868 | 1577 | 2010 | 1868 | 1577 | 2010 |
| Panel B 职业类型 |
|  | 党政机关、事业单位和国有及国有控股企业 |  集体企业、私营企业和外商、港澳台投资企业 | 非正式工作 |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | 0.0132（0.0633） | 0.2873（0.4280） | -0.0026（0.2038） | 0.0150（0.0458） | -0.7741（0.0934） | -0.1902\*\*\*（0.0478） | -0.0336\*\*（0.0144） | -0.7170（0.4378） | -0.0495\*\*（0.0158） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | -0.1485\*\*（0.0507） | -0.5127（0.3363） | 0.9816\*\*\*（0.1424） | -0.0475（-0.414） | -0.2587（0.1971） | 0.8038\*\*（0.2505） | -0.0875\*\*（0.0397） | -0.8030\*\*（0.3142） | 1.2205\*\*\*（0.3179） |
| 子女升学×性别（母亲=1，父亲=0） | -0.1664\*\*（0.0817） | 0.4764（0.4764） | 0.9093\*\*（0.2770） | -0.0329（0.0691） | -0.3558\*（0.0346） | 0.6329\*\*（0.2013） | -0.0738\*\*（0.0336） | 0.2578（0.6408） | 1.1191\*\*\*（0.2880） |
| 样本量 | 256 | 367 | 435 | 225 | 482 | 618 | 470 | 565 | 618 |
| Panel C 家庭收入水平 |
|  | 高收入家庭 | 中等收入家庭 | 低收入家庭 |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | 0.0271（0.0680） | -0.6709（0.4537） | 0.0057（0.1949） | -0.0321（0.0494） | 0.1170（0.3940） | 0.0634（0.1611） | -0.1919\*\*\*（0.0515） | -0.8014（0.4951） | 0.4842\*\*（0.2076） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | -0.1492（0.0378） | -0.8998\*\*\*（0.2593） | 1.3739\*\*\*（0.1369） | -0.2234\*\*\*（0.0321） | -0.6347\*\*\*（0.2824） | 1.1525\*\*\*（0.1192） | -0.2245\*\*\*（0.0368） | -1.0395\*\*（0.3196） | 1.7778\*\*\*（0.1381） |
| 子女升学×性别 | -0.0728（0.0811） | -0.3686（0.4556） | -0.0991（0.2614） | -0.3198\*\*\*（0.0690） | -0.7282（0.5281） | 1.6813\*\*\*（0.1956） | -0.3926\*\*\*（0.0595） | 0.4125（0.6677） | 2.2858\*\*\*（0.2541） |
| 样本量 | 520 | 553 | 670 | 526 | 531 | 670 | 539 | 493 | 670  |

续表5 异质性分析

|  |
| --- |
| Panel D 父母工作收入差 |
|  | Probit估计 | OLS估计 | Tobit估计 | Probit估计 | OLS估计 | Tobit估计 |
|  | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 |
|  | Panel A母亲收入低于父亲组 | Panel B 母亲收入高于父亲组 |
| 模型编号 | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） | 模型（5） | 模型（6） |
| 子女是否升学 | -0.0716\* | -0.3428 | 0.3068\* | -0.0269 | -0.2493 | 0.0618 |
| （是=1，否=0） | （0.0387） | （0.2834） | （0.1796） | （0.0487） | （0.4289） | （0.1576） |
| 性别 | -0.2159\*\*\* | -1.0929\*\*\* | 1.6710\*\*\* | 0.1625\*\*\* | -0.6626\*\* | 1.4299\*\*\* |
| (母亲=1，父亲=0） | （0.0306） | （0.2354） | （0.1260） | （0.0352） | （0.2639） | （0.1241） |
| 是否升学×性别 | 0.0197 | -1.1549\*\* | -0.3795 | -0.0704 | -0.6871 | 0.2357 |
|  | （0.0589） | （0.3950） | （0.2405） | （0.0633） | （0.4463） | （0.2137） |

注：同表4。

（四）内生性讨论和稳健性检验

本文基准估计中固定了城市固定效应，能够控制不同城市间在就业方面的文化习俗，特别是对女性是否应该全职在家照顾孩子的认识等不可观测因素对本文估计结果的影响。而在同一个城市内部，给定父母受教育水平、家庭收入等影响家庭教育投入的因素，基本可以认为父母是否减少有酬劳动时间，是否选择退出劳动力市场的行为近似外生。但本文使用截面数据进行实证分析，将不同家庭是否处于升学状态下的父母劳动供给情况进行对比，无法看到同一家庭子女升学前后父母劳动供给变化情况，尽管本文尽可能多控制了可能影响子女升学和父母劳动供给的相关因素，但仍可能存在内生性问题对本文估计结果产生影响。为了缓解潜在内生性问题对本文估计结果的影响，本节中使用工具变量回归、倾向得分匹配、更换估计方法等多种方法对本文估计结果进行稳健性检验。

第一，为了检验本文估计结果是否受潜在的不可观测变量影响，本文使用地级市在校生占全省在校生的比重作为工具变量进行两阶段最小二乘估计（2SLS），该指标反应了地级市内学生间的竞争压力，该比值越高表明该地级市在校生数量越多，升学考试竞争压力越大，升学的可能性越小。选择地级市层面数据的原因是小升初处于两个义务教育阶段之间，不存在选拔性考试[[25]](#footnote-25)，学生读完六年级后按照一定的规则免试就近入读初中一年级。中考由各地级市自行组织进行，学生在地级市范围内进行择校，很少有学生跨地级市进行择校，所以本文所研究的三个受教育阶段中大部分学生均在地级市范围内进行择校。表6报告了工具变量估计结果。

表6 子女升学对父母劳动供给的影响：工具变量回归结果

|  |
| --- |
| Panel A. 第二阶段估计结果 |
|  | 父亲 | 母亲 |
|  | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 |
|  | （1） | （2） | （3） |  |  |  |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.1023 | -1.1333 | -0.1612 | -0.1166 | -0.9759 | 2.4870 |
| （0.1812） | （1.7202） | （0.8492） | （0.2367） | （2.1740） | （1.5740） |
| 控制变量 | YES | YES | YES | YES | YES | YES |
| Panel B. 第一阶段估计结果 |
|  | 是否升学（是=1，否=0） |
| 地级市在校学生数占省在校生数比例 | -1.1320\*\*\* | -1.1070\*\*\* | -1.1320\*\*\* | -1.1440\*\*\* | -0.9630\*\*\* | -1.1440\*\*\* |
| （0.1280） | （0.1360） | （0.1280） | （0.1290） | （0.1580） | （0.1290） |
| KP RK LM 统计值 | 55.631 | 55.664 | 46.171 | 36.712 | 55.631 | 55.644 |
| CD Wald F 统计值 | 55.284 | 55.276 | 46.21 | 36.754 | 55.284 | 55.276 |
| DWH检验 | 0.4473 | 0.5094 | 0.5871 | 0.7364 | 0.8618 | 0.8378 |
| 豪斯曼检验Chi2值 | 17.50 | 21.80 | 5.41 | 1.06 | 11.82 | 16.17 |
| 豪斯曼检验P值 | 0.4888 | 0.2411 | 0.9649 | 0.5871 | 0.8110 | 0.5809 |
| 样本量 | 762 | 896 | 1005 | 881 | 705 | 1005 |

注:（1）回归中控制了同基准回归中相同的控制变量和城市固定效应，但具体估计系数没有报告。（2）括号内报告了估计的标准误。（3）\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。

 表6中第一阶段估计显示地级市在校学生数占省在校生数比例会降低升学概率越60%，这表明如果该地级市中在校生越多，子女升学的概率也越低，表明工具变量和核心自变量之间的相关性较好，第一阶段估计的F值均大于10，表明本文选取的工具变量不是弱工具变量。第二阶段的回归结果显示子女是否升学会分别减少父母劳动参与率10.23%和11.66%，降低有酬劳动时间1.1333小时和0.9759小时，降低父亲无酬劳动时间0.1612小时增加母亲无酬劳动时间2.4870小时，但在统计学上都不显著。KP RK LM和CD Wald F检验都高于1%水平下的临界值，DWH统计量均大于0.1，表明工具变量满足外生性假设，豪斯曼检验的Chi2值较大，豪斯曼检验的P值均大于0.1，表明由潜在不可观测因素产生的内生性对本文估计结果的影响较小，本文基准估计结果的系数可信。

另一个潜在影响本文估计结果可靠性的问题是选择偏误，升学家庭和非升学家庭在家庭特征方面（如收入、父母受教育水平等特征）可能存在显著差异，为了缓解选择性偏误对本文估计结果的影响，本文使用倾向得分匹配（PSM）法为升学期家庭匹配出特征邻近的对照组家庭，并使用匹配上的样本重新估计子女升学对父母劳动供给的影响。具体匹配方法为：首先使用搜寻法确定影响子女升学的函数形式，然后使用1：1核匹配方法为升学期家庭父母匹配特征相近的控制组父母，并检验匹配前后升学期父母和非升学期父母的特征差异。最后使用匹配上的样本进行估计，求得处理组平均处理效应（ATE）。表6.10报告了匹配前后的均衡性检验结果。经过筛选用于PSM的协变量有：在学子女个数、在学子女性别、在学子女健康情况、年龄、受教育年限、健康情况、工作行业、配偶健康情况、配偶受教育年限、配偶工作行业、家庭总收入、家庭教育支出、家庭是否有隔代参与照料、居住地与学校距离、地级市财政教育支出。

表7 倾向得分匹配均衡性检验

|  |  |
| --- | --- |
|  匹配前 | 匹配后 |
| 变量及定义 | 升学 | 非升学 | T值 | 升学 | 非升学 | T值 |
| 在学子女个数 | 1.2323 | 1.1241 | 4.86\*\*\* | 1.232 | 1.192 | 1.24 |
| 在学子女性别（男=1，女性=0） | 0.626 | 0.568 | 2.12\*\* | 0.626 | 0.612 | 0.43 |
| 在学子女健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.895 | 0.881 | 0.74 | 0.895 | 0.899 | -0.19 |
| 年龄（周岁） | 41.761 | 40.326 | 4.7\*\*\* | 41.761 | 41.782 | -0.04 |
| 受教育年限（年） | 10.485 | 10.818 | -1.74\* | 10.485 | 10.583 | -0.42 |
| 健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.671 | 0.648 | 0.92 | 0.671 | 0.675 | -0.09 |
| 工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | 0.209 | 0.249 | -1.68\* | 0.209 | 0.216 | -0.25 |
| 配偶健康情况（自评健康好、良好=1，否则=0） | 0.667 | 0.645 | 0.85 | 0.667 | 0.671 | -0.12 |
| 配偶受教育年限（年） | 10.51 | 11.021 | -2.28\*\* | 10.51 | 10.613 | -0.37 |
| 配偶工作行业（机关事业单位、国有企业=1，否则=0） | 0.207 | 0.248 | -1.75\* | 0.207 | 0.212 | -0.19 |
| 家庭总收入（元） | 120000 | 13000 | -0.51 | 120000 | 120000 | 0.06 |
| 家庭教育支出（元） | 8554.2 | 8587.4 | -0.05 | 8554.2 | 8606.9 | -0.07 |
| 家庭是否有隔代参与照料（是=1，否=0） | 0.261 | 0.318 | -2.29\*\* | 0.261 | 0.255 | 0.21 |
| 居住地与学校距离（千米） | 7.4215 | 10.445 | -0.99 | 7.421 | 10.831 | -0.98 |
| 地级市财政教育支出（万元） | 1100000 | 1300000 | -1.34 | 1100000 | 1100000 | 0.24 |

注：\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。

表8的结果发现在进行倾向得分匹配之前，升学家庭和非升学家庭在在学子女数量、在学子女性别、年龄、受教育年限、工作行业、配偶受教育年限和家庭是否有隔代参与照料等特征存在显著差异，在匹配后升学家庭和非升学家庭所有相关特征均没有显著差异，表明倾向得分匹配之后的数据没有显著的组间差异，下面使用匹配后的数据进行加权最小二乘估计（WLS）估计结果见表9。

表9 子女升学对父母劳动供给的影响：PSM后的加权最小二乘估计结果

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  | 父亲 | 母亲 |
|  | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 | 劳动参与率 | 有酬劳动时间 | 无酬劳动时间 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0315 | -0.5051\*\* | 0.1453 | -0.0671\* | 0.2013 | 0.2991\* |
| （0.0272） | （0.2312） | （0.1212） | （0.0382） | （0.2712） | （0.0423） |
| 样本量 | 890 | 766 | 890 | 890 | 629 | 890 |

注:（1）回归中控制了同基准回归中相同的控制变量和城市固定效应，但具体估计系数没有报告。（2）括号内报告了估计的标准误。（3）\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。

 表9报告了使用PSM之后使用匹配上的样本进行加权最小二乘估计的估计结果，可以发现，使用PSM缓解自选择偏误后子女升学仍会对父母劳动供给产生影响，且同基准估计有相同的性别差异，表明选择偏误不影响本文估计结果，本文的估计结果稳健。

除此之外，本文还更换估计方法对基准估计的系数和显著性的稳健性进行检验。具体而言，使用Logit和OLS方法估计子女升学对父母劳动参与率的影响，使用OLS估计子女升学对父母无酬劳动时间的影响。同时考虑到子女升学是一个取值为0—1的虚拟变量，本文还使用协变量匹配[[26]](#footnote-26)的方法重新检验了子女升学对父母劳动供给的影响。表10中报告了稳健性检验的估计结果。

表10 稳健性检验

|  |  |  |
| --- | --- | --- |
|  |  父亲 | 母亲 |
|  | （1） | （2） | （3） | （4） | （5） | （6） | （7） | （8） |
|  | Logit | Ols | Tobit | 匹配 | Logit | Ols | Tobit | 匹配 |
|  | 被解释变量：劳动参与率 |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0367 | -0.0371 |  | -0.0423 | -0.0701\*\* | -0.0681\*\* |  | -0.0834\* |
| （0.0239） | （0.0272） |  | （0.0352） | （0.0323） | （0.0352） |  | （0.0426） |
| 样本量 | 762 | 1005 |  | 1005 | 881 | 1005 |  | 1005 |
|  |  被解释变量：有酬劳动时间 |
| 子女是否升学（是=1，否=0） |  | -0.7392\*\* | -0.8541\*\* | -0.8671\*\* |  | -0.614\* | -0.6193 | -0.1111 |
|  | （0.3213） | （0.3692） | （0.3633） |  | （0.357） | （0.4852） | （0.3682） |
| 样本量 |  | 1005 | 1005 | 869 |  | 1 005 | 1 005 | 708 |
|  |  被解释变量：无酬劳动时间 |
| 子女是否升学（是=1，否=0） |  | 0.1581 |  | 0.0883 |  | 0.3663\* |  | 0.6182\* |
|  | （0.1232） |  | （0.1722） |  | （0.1942） |  | （0.3121） |
| 样本量 |  | 1005 |  | 1005 |  | 1005 |  | 1005 |

注:（1）回归中控制了同基准回归中相同的控制变量和城市固定效应，但具体估计系数没有报告。（2）括号内报告了估计的标准误。（3）\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%和1%的显著水平下显著。

表10的估计结果显示，选用Logit模型、最小二乘估计和协变量匹配等方法重新估计子女升学对父母劳动供给影响的结果同本文基准估计得到的系数和显著性没有明显的区别，表明本文基准估计得到的结果稳健。

六、进一步讨论

本文第三部分的实证分析发现，子女升学会增加父母无酬劳动时间，减少有酬劳动时间时间，当有酬劳动时间降低到一定程度，父母将退出劳动力市场来适应子女升学。如果父母降低劳动供给是为了陪伴和照顾子女升学，那么父母应该增加对子女的照料时间，为了检验父母是否确实提高了对子女的照料时间，本文参考杜凤莲等（2018）做法，将子女照料时间分生活照料[[27]](#footnote-27)、教育照料[[28]](#footnote-28)和娱乐照料[[29]](#footnote-29)三类，首先估计子女升学对三种照料时间的影响，估计方程为：

 $care\\_time\_{i}=α\_{0}+α\_{1}shengxue+α\_{2}gender+α\_{3}shengxue×gender+α\_{i}control+ε$ （22）

其中$care\\_time\_{i}$代表三种形式的照料时间，然后参照耿峰和秦雪征（2019）的做法，在基准估计中引入子女升学和三类照料时间的交互项来识别子女升学是否通过影响三种照料时间来影响劳动供给，构建如下的回归方程：

$$labor\\_supply\\_y=α\_{0}+α\_{1}shengxue+α\_{2}care\_{time}\_{i}+α\_{3}shengxue×care\\_time\_{i}$$

$ +α\_{i}control+ε$ （23）

其中$shengxue×care\\_time\_{i}$表示子女是否升学与三种形式照料时间的交互项，控制变量同基准回归相同。

表11 子女升学对父母照料时间的影响

|  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- |
|  | 全样本 | 父亲—儿子 | 父亲—女儿 | 母亲—儿子 | 母亲—女儿 |
|  | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） | 模型（4） | 模型（5） |
| 被解释变量：生活照料时间（Tobit估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | 0.0333（0.0952） | 0.0945（0.0865） | -0.0571（0.0720） | 0.1292\*\*（0.0521） | 0.4328\*\*\*（0.1471） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | 1.1820\*\*\*（0.0658） |  |  |  |  |
| 子女升学×性别 | 0.2076\*（0.1246） |  |  |  |  |
| 样本量 | 2010 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 |
| 被解释变量：教育照料时间（Tobit估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0546\*\*\*（0.0103） | 0.0711（0.0454） | -0.140\*\*\*（0.054） | -0.0048（0.0164） | 0.0587\*（0.0357） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | 0.2552\*\*\*（0.0856） |  |  |  |  |
| 子女升学×性别 | 0.0663\*（0.0352） |  |  |  |  |
| 样本量 | 2010 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 |
| 被解释变量：娱乐照料时间（Tobit估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.1714\*\*\*（0.0449） | -0.1452\*\*（0.0617） | -0.0237\*\*\*（0.0055） | -0.1587\*\*（0.0544） | -0.5099\*\*（0.2117） |
| 性别（母亲=1，父亲=0） | 0.0585（0.0362） |  |  |  |  |
| 子女升学×性别 | -0.0988\*\*（0.0270） |  |  |  |  |
| 样本量 | 2010 | 1005 | 1005 | 1005 | 1005 |

注：同表4。

表11中全样本估计结果显示，子女升学对父母的生活照料时间影响不显著，但会分别减少父母教育照料时间和娱乐照料时间0.0663小时和0.1714小时。性别项的估计结果显示，母亲的生活照料时间和教育照料时间分别比父亲高1.182小时和0.2552小时，但父亲和母亲娱乐照料时间没有显著差异。子女升学×性别项的系数显示在升学家庭中母亲的生活照料时间将增加0.2076小时，教育照料时间增加0.0663小时，娱乐照料时间减少0.0988小时。分组回归结果显示，儿子升学将增加母亲生活照料时间0.1292小时、减少父亲教育照料时间0.14小时、分别减少父亲和母亲娱乐照料时间0.1452小时和0.0237小时。女儿升学将增加母亲生活照料时间0.4238小时、增加母亲教育照料时间0.0587小时、分别降低父亲和母亲娱乐照料时间0.1587小时和0.5099小时。以上实证结果表明，子女升学将增加父母生活照料时间和教育照料时间，减少娱乐照料时间，同时发现子女升学对照料时间的影响存在性别差异，母亲是生活照料和教育照料的主要提供者。

表12 对结果的进一步讨论

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 模型（1） | 模型（2） | 模型（3） |
| 被解释变量：劳动参与率（Probit估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0180（0.0125） | -0.0020（0.0051） | -0.0678（0.0235） |
| 生活照料时间 | -0.0993\*\*\*（0.0050） |  |  |
| 教育照料时间 |  | -0.0789\*\*\*（0.0112） |  |
| 娱乐照料时间 |  |  | -0.1184\*\*\*（0.0179） |
| 子女升学×照料时间 | -0.1088\*\*\*（0.0079） | -0.0863\*\*\*（0.0220） | 0.0144（0.0503） |
| 样本量 | 1868 | 1868 | 1868 |
| 被解释变量：有酬劳动时间（OLS估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.2411（0.2038） | -0.3131\*\*（0.1864） | -0.3589\*（0.1851） |
| 生活照料时间 | -0.9006\*\*\*（0.0673） |  |  |
| 教育照料时间 |  | -0.6701\*\*\*（0.1416） |  |
| 娱乐照料时间 |  |  | -1.1574\*\*\*（0.1738） |
| 子女升学×照料时间 | -0.9762\*\*\*（0.1386） | -0.7513\*\*\*（0.1758） | 1.7406\*\*\*（0.3488） |
| 样本量 | 1577 | 1577 | 1577 |
| 被解释变量：无酬劳动时间（Tobit估计） |
| 子女是否升学（是=1，否=0） | -0.0996（0.0473） | 0.1335（0.8387） | 0.1861\*\*（0.0845） |
| 生活照料时间 | 0.4953\*\*\*（0.0130） |  |  |
| 教育照料时间 |  | 0.6687\*\*\*（0.0462） |  |
| 娱乐照料时间 |  |  | 0.6066\*\*\*（0.0442） |
| 子女升学×照料时间 | 0.6153\*\*\*（0.0189） | -0.0356（0.0760） | 0.0961（0.1401） |
| 样本量 | 2010 | 2010 | 2010 |

注：同表4。

表12的估计结果显示，三种照料时间将使父母劳动参与率降低约10%，有酬劳动时间减少约1小时，无酬劳动时间增加0.6小时，子女升学×照料时间项的估计结果显示在子女处于升学期的家庭，生活照料时间和教育照料时间增加会降低使父母劳动参与率降低10.88%，有酬劳动时间减少0.9762小时，无酬劳动时间增加0.6153小时；娱乐照料时间增加会增加父母有酬劳动时间1.7406小时。

结合表11和表12的估计结果可以发现，子女升学增加了父母生活照料时间和教育照料时间，减少了娱乐照料时间，并通过增加父母生活照料时间降低劳动参与率、减少有酬劳动时间并增加无酬劳动时间。通过增加教育照料时间降低劳动参与率；用过减少娱乐照料时间降低有酬劳动时间。以上实证结果说明在子女升学期，父母降低劳动供给确实是为了陪护子女，父母将增加生活照料时间和减少娱乐照料时间来陪护子女升学。

七、结论和政策建议

本文使用2017年中国时间利用调查数据和2017年中国家庭金融调查数据研究子女升学对父母的劳动供给的影响。研究发现：第一，子女升学，尤其是选拔性的升学过程（中、高考）会降低父母劳动参与率、减少有酬劳动时间，增加无酬劳动时间。父母分别选择减少有酬劳动时间和降低劳动参与率来适应子女升学，且子女升学对父母劳动供给的影响存在于同性之间。第二、子女升学通过增加父母生活照料和教育照料时间，减少娱乐照料时间来增加降低父母劳动参与率，减少有酬劳动时间和增加无酬劳动时间。第三、就职于党政机关、事业单位和从事非正式工作的母亲会选择退出劳动力市场来照顾子女升学，而就职于集体、私营和外资企业的母亲则会选择减少有酬劳动时间来陪护子女升学。第四、家庭收入越低，子女升学对父母劳动供给的影响越大。子女升学会降低低收入家庭父母劳动参与率和有酬劳动时间，会降低中等收入家庭母亲劳动参与率，对高收入家庭父母劳动供给没有影响。第五、子女升学对母亲收入低于父亲收入的家庭中的母亲的影响更为严重，这将强化这类家庭中“男主外、女主内”家庭性别分工模式。

综上结果可以得出以下结论：第一，由于父亲和母亲分别通过减少有酬劳动时间和降低劳动参与率来适应子女升学，子女升学，尤其是选拔性的升学过程（中、高考）将强化“男主外、女主内”的家庭性别分工模式，并造成更大的性别不平等。第二、子女升学对父母劳动供给的影响只存在同性之间，目前“男主外、女主内”的家庭性别分工模式不一定是最优选择。第三、职业性质将影响父母面对子女升学时的选择，从事工作时间弹性较大的父母选择减少劳动时间陪护儿女升学，从事工作弹性较小的父母则会选择退出劳动力市场。第四，由于低收入家庭父母有酬性劳动受子女升学影响严重，但中、高收入父母不受影响，导致低收入家庭因子女升学而加剧收入下降。

本文发现的结论具有以下政策含义：第一，鼓励社会推行和提供工作时间上弹性，工作地点上灵活的工作制度和岗位。随着互联网技术的进步，在家“云”办公、孩子睡后再办公等都已经可以实现，弹性、灵活的工作时间和地点，可有效缓解“工作—家庭”冲突对父母职业生涯的影响。第二，在贫困户识别的过程中增加对家中子女升学情况的调查，对于家中有正处于升学过程子女的贫困家庭应给予更多的关注，除了资助学费等必要的教育补助手段外，还应关注升学期贫困家庭的就业减贫问题，防止出现“因升学致贫”现象。第三，提倡“家务共担”的性别平等观念，降低女性为升学子女以致照料时间增加过多而退出劳动力市场的比率。第四，树立德智体美劳全面育人理念，培养儿童独立生活和劳动能力。

参考文献

贝克尔，2005：《家庭论》，商务印书馆。

蔡颖，2015：《从社会学视角审视教育陪读现象的利与弊》，《 教学与管理》第9期。

陈锋 梁伟，2015：《生命历程视角下农村家长陪读经历及其影响研究——基于甘肃华县的实地调查》，《南京农业大学学报:社会科学版》第5期。

陈璐 范红丽 赵娜，2016：《家庭老年照料对女性劳动就业的影响研究》，《经济研究》第3期。

德普克 齐利博蒂，2019：《爱、金钱和孩子：育儿经济学》，格致出版社，上海人民出版社。

杜凤莲，2008：《家庭结构、儿童看护与女性劳动参与：来自中国非农村的证据》，《世界经济文汇》，第2期。

杜凤莲 张胤钰 董晓媛，2018：《儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响》，《世界经济文汇》，第3期。

冯小，2017：《陪读:农村年轻女性进城与闲暇生活的隐性表达——基于晋西北小寨乡”进城陪读”现象的分析》，《中国青年研究》第12期。

冯达飞，2019：《父亲缺位对农村留守儿童心理发展的影响》，《青少年学刊》第4期。

韩叙 夏显力，2019：《子女处于不同受教育阶段对农村已婚女性非农就业的影响》，《大连理工大学学报（社会科学版）》第1期。

刘靖 董晓媛，2011：《母亲劳动供给、儿童照料与儿童健康:来自中国农村的证据》，《世界经济文汇》，第4期。

刘娜 Anne de Bruin，2015：《家庭收入变化、夫妻间时间利用与性别平等》，《世界经济》第11期 。

卢洪友 余锦亮 杜亦譞，2017：《老年父母照料家庭与成年子女劳动供给——基于CFPS微观数据的分析》，《财经研究》第12期。

罗曼，2015：《强化抑或禁锢——随迁型陪读现象的社会性别视角分析》，《山西师大学报（社会科学版）》第6期。

宋月萍，2019：《照料责任的家庭内化和代际分担：父母同住对女性劳动参与的影响》，《人口研究》第3期。

孙继圣 周亚虹，2019：《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》，《财经研究》第6期。

田北海 黄政，2019：《陪读比较优势、家庭利他主义与农村陪读母亲的形成——基于L镇的实地调查》，《云南大学学报:社会科学版》第2期。

王欣 卢春天，2019：《农村陪读家庭资源传递及其影响——基于“陪读”的个案研究》，《中国青年研究》第8期。

吴惠芳 吴云蕊 陈健，2019：《陪读妈妈:性别视角下农村妇女照料劳动的新特点——基于陕西省Y县和河南省G县的调查》，《妇女研究论丛》第4期。

熊瑞祥 李辉文，2017：《儿童照管、公共服务与农村已婚女性非农就业——来自CFPS数据的证据》，《经济学》（季刊）第1期。

徐安琪 张亮，2008：《父职参与对孩子的效用:一个生态系统论的视角》，《青年研究》第9期。

杨育林 魏霞 闫静弋 张明，2005：《儿童青少年性意识发展与性别角色教育研究》，《中国预防医学杂志》第3期。

郑燕娜，2007：《农村母亲“陪读”现象的社会学解读》，《法制与社会》第8期。

周春芳，2013：《儿童看护、老人照料与农村已婚女性非农就业》，《农业技术经济》第11期。

邹红 彭争呈 栾炳江，2018：《隔代照料与女性劳动供给——兼析照料视角下全面二孩与延迟退休悖论》，《经济学动态》第7期。

张积家，1990：《儿童性别意识发展的研究》，《心理科学通讯》第1期。

Almond，D. et al（2018），“Childhood circumstances and adult outcomes: Act II”，*Journal of Economic Literature* 56（4）：1360—1446.

Baker，M. et al（2008），“Universal childcare，maternal labor supply，and family Well-Being”， *Journal of Political Economy* 116（4）：790—745

Barua Rashmi（2014），“Intertemporal substitution in maternal labor supply: evidence using state school entrance age laws”，*Labour Economics* 31：129—140.

Becker Gary S（1965），“A Theory of the allocation of time”，*Economic Journal* 75（299）：493-517.

Bernal，R.& M.P. Keane（2011），“Child care choices and children’s cognitive achievement: the case of single mothers”， *Journal of Labor Economics* 29（3）：459—512.

Blanchard，O.J. & S. Fischer（1993），*Lectures on Macroeconomics*， MIT Press.

Blau，D.（1999），“The effect of child care characteristics on child development”，*The Journal of Human Resources* ， 34（4）：786.

Blau，D. & P. Robins（1988），“Child-care costs and family labor supply”， *The Review of Economics and Statistics*，70：374-381.

Blau，D. et al（1996），“Infant health and the labor supply of mothers”，*The Journal of Human Resources*， 31（1）：90—139.

Cardia，E. & S. Ng（2003），“Intergenerational time transfers and childcare”，*Review of Economic Dynamics*  6（2）：431—454.

Connelly，R.（1992），“The effect of child care costs on married womens labor force participation”，*Review of Economics & Statistics* 74（1）：83—90.

Durand T.M.（2011），“Latina mothers' cultural beliefs about their children，parental roles，and education: implications for effective and empowering home-school partnerships”，*Urban Review* 43（2）：255—278.

Felfe，C. et al（2016），“After-school care and parent’s labour supply”，*Labour Economics* 42（3）：64–75.

Gelbach & B. Jonah（2002），“Public schooling for young children and maternal labor supply”，*American Economic Review* 92（1）：307—322.

Killingsworth，M.R.（1983），*Labor supply*， Cambridge University Press.

Macphail，F. & X.Y. Dong（2007），“Women’s market work and household status in rural China: Evidence from Jiangsu and Shandong in the late 1990s”，*Feminist Economics* 13（3—4）：93—124.

Nikki Shure.（2019），“School hours and maternal labor supply”，*Kyklos* 72（1）：118—151.

Ogawa，N. & J.F.Ermisch（1996），“Family structure， home time demands， and the employment patterns of japanese married women”，*Journal of Labor Economics* 14（4）：677—702.

Pierrehumbert，B. et al（2002），“Quality of child care in the preschool years: A comparison of the influence of home care and day care characteristics on child outcome”，*International Journal of Behavioral Development*  26（5）：385—396.

Posadas，J. & M.Vidal-Fernandez（2013），“Grandparents’ childcare and female labor force participation”，*IZA Journal of Labor Policy* 2（1）：14.

Ribar，D.C.（1995），“A Structural model of child care and the labor supply of married women”，*Journal of Labor Economics* 13（3）：558—597.

Robins，B.P.K.（1988），“Child-care costs and family labor supply”，*The Review of Economics and Statistics* 70（3）：374—381.

Takaku，R. et al（2019），“The wall for mothers with first graders: availability of afterschool childcare and continuity of maternal labor supply in Japan”，*Review of Economics of the Household*  17（1）：177—199.

Yunxia F. & Z. Xinrong（2020），“A Division of Labor Perspective on Mothers Who Accompany Their Children's Study—A Case Study of Student Guardianship among M Town's Working Families”，*Social sciences in China* 41（01）：159—181.

附录

附表1 样本省份分布情况

|  |  |  |  |  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- | --- |
| 省份 | 占比 | 省份 | 占比 | 省份 | 占比 | 省份 | 占比 |
| 安徽省 | 0.0189 | 江西省 | 0.0507 | 广西壮族自治区 | 0.0259 | 山东省 | 0.0169 |
| 北京市 | 0.0274 | 辽宁省 | 0.0348 | 贵州省 | 0.0348 | 山西省 | 0.0507 |
| 福建省 | 0.0458 | 内蒙古自治区 | 0.0289 | 海南省 | 0.0438 | 陕西省 | 0.0318 |
| 甘肃省 | 0.0139 | 宁夏回族自治区 | 0.0159 | 河北省 | 0.0159 | 上海市 | 0.0199 |
| 广东省 | 0.0826 | 青海省 | 0.0428 | 河南省 | 0.0269 | 四川省 | 0.0184 |
| 湖南省 | 0.0299 | 云南省 | 0.0279 | 黑龙江省 | 0.0587 | 天津市 | 0.0478 |
| 湖北省 | 0.0169 | 浙江省 | 0.0652 | 江苏省 | 0.0284 | 吉林省 | 0.0507 |
| 重庆市 | 0.0279 |  |  |  |  |  |  |

附表2中高低收入家庭子儿童生活费支出区别

|  |  |
| --- | --- |
| 高收入家庭 | 2305.633 |
| 中等收入家庭 | 1771.117 |
| 低收入 | 1885.973 |
| Diff（高收入—中等收入） | 543.516\*\* |
| Diff（高收入—低收入） | 419.66\*\* |

附表3 高考升学前后不同收入家庭收入变化情况

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 高考升学前 | 高考升学后 | Diff（升学后-升学前） |
| 低收入 | 30195（N=56） | 25075（N=64） | -5120\* |
| 中等收入 | 79997（N=46） | 76037（N=36） | -3960 |
| 高收入 | 169589（N=42） | 321772（N=54） | 149787\*\*\* |

附表4 同一低收入家庭在子女升学前后收入变化情况

这里选择了2017年受教育阶段处于大学一年级和大学二年级的低收入家庭，2017年处于这两个受教育阶段的家庭在2015年时分别处于高中一年级和高中二年级，本部分样本在2017年在有80个，最终和2015年匹配到了19个家庭。

|  |  |  |  |
| --- | --- | --- | --- |
|  | 高考升学前 | 高考升学后 | Diff（升学后-升学前） |
| 收入 | 14684（N=19） | 4151（N=19） | -10532\* |

1. \*杜凤莲，内蒙古大学经济管理学院，内蒙古大学时间利用调查与研究中心，邮政编码：010021，电子邮箱：dufenglan@126.com；杨鑫尚，中国社会科学院大学经济学院，邮政编码：102488，电子邮箱：yangxinshang1994@126.com。本项目受到国家自然科学基金项目“苹果为什么落不远? 农民工人力资本与经济融合的代际传递”（71373111）、北京师范大学人的发展经济学研究中心项目“儿童照料方式对儿童发展的影响”和内蒙古“草原英才”项目的资助。感谢匿名审稿人的宝贵意见，但文责自负。 [↑](#footnote-ref-1)
2. 数据来源：中华人民共和国教育部教育统计数据。网址：http://www.moe.gov.cn/s78/A03/moe\_560 [↑](#footnote-ref-2)
3. 此处分析参考了陈璐（2016）和孙继圣等（2019）的研究结果。 [↑](#footnote-ref-3)
4. 根据Becker（2005：p45）的定理2.1：如果一个有效率家庭的所有成员都有不同的比较优势，那么没有一个人愿意把时间配置到市场和家庭两个部门。在市场部门，有更多比较优势的每个人都会使其市场活动完全专业化，而在家庭部门有更大比较优势的每个人又会使其家庭活动专业化。和定理2.2：如果一个居民户的所有成员都具有不同的比较优势，那么谁都不会在市场资本和家庭资本两个方面都投资。在市场部门专业化的成员只投资于市场资本，而家庭部门专业化成员则只投资于家庭资本。 [↑](#footnote-ref-4)
5. 已有使用2017年中国时间利用调查数据（CTUS）的学术论文公开发表，参见梁斌，冀慧.失业保险如何影响求职努力?——来自“中国时间利用调查”的证据[J].经济研究,2020,55（03):179-197. [↑](#footnote-ref-5)
6. 关于中国家庭金融调查（CHFS）的介绍可见<https://chfs.swufe.edu.cn/>和甘犁，尹志超，贾男，徐舒，马双.中国家庭资产状况及住房需求分析[J].金融研究,2013（04):1-14. [↑](#footnote-ref-6)
7. 2017年中国时间利用调查对工作及工作相关活动的定义为：指在正规、非正规部门从事有报酬的就业活动，但不包括务农、个体工商户等家庭生产经营活动。具体有专职工作、兼职工作、实习、求职、离职、在职培训和相关通勤等活动。 [↑](#footnote-ref-7)
8. 2017年中国时间利用调查对家庭生产经营活动的定义为：以获得收入为目的、以家庭或个人为单位从事的生产经营活动。包括个人和家庭登记的个体工商户。具体有：家庭农林牧渔生产活动、家庭采矿制造生产活动、传统家庭服务经营活动（食品、小商品、修理、护理等服务）、新兴家庭服务经营活动（电子商务、快递、外卖等）以及相关活动通勤等活动。 [↑](#footnote-ref-8)
9. 2017年中国时间利用调查对做家务活动的定义为：为自己或家庭最终消费进行的食物准备、清理住所、衣物等无酬家务活动。包括做饭、洗碗、打扫家庭卫生、洗衣服、维修家用电器等活动。 [↑](#footnote-ref-9)
10. 2017年中国时间利用调查对照顾家人和对外帮助活动的定义为：为家人/亲戚，其他家庭、社会提供的无酬照料与帮助活动（不包括保姆从事的有酬护理活动）具体包括：照顾家庭中未成年人的生活（吃饭、整理文具、洗澡、医疗护理）、教育（写作业、阅读、看电视）等活动。照顾家庭中成年人生活、医疗等活动以及照顾非家庭成员的生活、教育、医疗和娱乐等活动。 [↑](#footnote-ref-10)
11. 没上过学、小学、初中、高中、中专、大专、本科、硕士 和博士值分别为0、6、9、12、13、15、16、19、22。 [↑](#footnote-ref-11)
12. 2017年中国时间利用调查问卷关于该变量的问题为：1.在过去一年中（2016年7月~2017年7月），您上学/幼儿园的学费、杂费为多少元？ 2. 在过去一年中（2016年7月~2017年7月），您上家教、辅导班（包括兴趣班、考证费用、培训、网上学习等）的费用为多少元。3. 在过去一年中（2016年7月~2017年7月），您上学/幼儿园的生活费（指不住在家里吃饭的学生的吃饭、穿戴、住宿和交通等费用）为多少元？ [↑](#footnote-ref-12)
13. 家庭非劳动性收入包括房屋和商铺的租金、活期，定期存款的利息、股票、基金、债券、金融产品、非人民币资产、黄金资产和其他金融产品等构成的财产性收入和来自父母、亲属和政府部门的转移性收入。 [↑](#footnote-ref-13)
14. 2017年中国时间利用调查问卷关于该变量的问题为：您就读的学校/幼儿园与您的常住住所之间的距离为多少公里？（指去学校/幼儿园实际的路线距离，不是指直线距离）（仅填阿拉伯数字） [↑](#footnote-ref-14)
15. 对于北京市、上海市、天津市、重庆市四个直辖市，选取市辖区层面的数据。另外海南省有部分地区为省直辖县级市，收集时选取了该县级市的数据。 [↑](#footnote-ref-15)
16. 该指标数据来自于Wind数据库、2018年各省统计年鉴、2018年相关地级市统计年鉴等公开公布的统计资料。对于统计年鉴中没有相关数据的地级市，通过查阅2017年该地级市的《国民经济和社会发展统计公报》等公开统计资料进行补充。 [↑](#footnote-ref-16)
17. 地级行政区域包括地级市、地区、自治州、盟和北京市、上海市、天津市、重庆市直辖市的市辖区。 [↑](#footnote-ref-17)
18. 2017年中国时间利用调查问卷中调查上学被调查者受教育阶段的问题为：1.您是就业人员，还是学生/上幼儿园，还是两者都不是？（单选）。2.您所处的教育阶段是？（单选）。3.您现在几年级？（暑期前一学年，例如：二年级与三年级之间的暑假为二年级）（仅填阿拉伯数字）。这里要注意的是2017年中国时间利用调查的实施时间为2017年暑期，此时回答处于高三年级、初三年级和六年级的被调查者实际上处于完成升学考试的暑期，回答处于高二年级、初二年级和五年级的被调查者实际马上要进入升学年份，所以本文对受访者受教育阶段调整为暑期后一学年，即回答高二年级的被调查者调整为高三年级，回答高三年级的被调查者调整为大学一年级等。 [↑](#footnote-ref-18)
19. 东部地区包括北京市、天津市、河北省、辽宁省、上海市、江苏省、浙江省、福建省、山东省、海南省和广东省。中部地区包括山西省、内蒙古自治区、吉林省、黑龙江省、安徽省、陕西省、江西省、河南省、湖北省和湖南省。西部地区包括四川省、重庆市、贵州省、云南省、甘肃省、青海省、宁夏回族自治区和广西壮族自治区。 [↑](#footnote-ref-19)
20. 本文使用样本是家中有上学子女的城镇家庭，由于家中有子女需要抚养，故本文使用样本中母亲的劳动参与率高于其他研究对中国女性劳动参与率估计。 [↑](#footnote-ref-20)
21. 父母年工资性收入分别为39118元（N=1005）和22153元（N=1005） [↑](#footnote-ref-21)
22. 1993年3月国家教育委员会发布《关于减轻义务教育阶段学生过重课业负担、全面提高教育质量的指示》，规定“改革初中招生制度，在基本普及初等中级教育的地方，学生读完小学后就近升入初中一年级，不另举行初中招生考试”。 [↑](#footnote-ref-22)
23. 高、中、低收入三类家庭中在孩子衣食住行方面的支出分别是2305元、1771元和1885元，高收入家庭显著高于中等收入家庭和低收入家庭，相关实证结果可见附表2。 [↑](#footnote-ref-23)
24. 高考前后低收入家庭收入分别是30195元（N=56）和25075元（N=64），高考前显著高于高考后（Diff（高考后—高考前）=-5120，P=0.083），使用CHFS2015和CHFS2017年匹配上的同一低收入家庭在子女升学前后的收入分别是14684元和4151元（N=19），升学前显著高于升学后（Diff（高考后—高考前）=-10532，P=0.001）。相关结果可见附表3和附表4。 [↑](#footnote-ref-24)
25. 1993年3月国家教育委员会发布《关于减轻义务教育阶段学生过重课业负担、全面提高教育质量的指示》，规定“改革初中招生制度，在基本普及初等中级教育的地方，学生读完小学后就近升入初中一年级，不另举行初中招生考试”。 [↑](#footnote-ref-25)
26. 其中协变量匹配时选用了在学子女个数、在学子女性别、在学子女健康情况、年龄、受教育年限、健康情况、工作行业、配偶健康情况、配偶受教育年限、配偶工作行业、家庭总收入、家庭教育支出、家庭是否有隔代参与照料、居住地与学校距离和地级市财政教育支出作为协变量匹配的协变量。 [↑](#footnote-ref-26)
27. 包括为孩子做饭、洗衣服、穿衣，整理文具、陪伴、喂饭、洗澡、喂药、医疗护理等活动，监督保姆看孩子，接送孩子时的相关等待时间及相关活动的通勤活动。 [↑](#footnote-ref-27)
28. 包括辅导孩子写作业、陪孩子学习、陪孩子阅读等活动及相关活动的通勤时间。 [↑](#footnote-ref-28)
29. 包括陪孩子看电视、陪孩子玩、看孩子和监督保姆看孩子等活动及相关活动的通勤时间。 [↑](#footnote-ref-29)