

城镇女性劳动供给长期趋势研究:来自教育扩张和生育行为的解释

詹 鹏, 毛逸波, 李 实

[摘要] 中国女性劳动参与率持续几十年下降,在当前人口老龄化日益严峻的形势下,有必要深入剖析这一趋势背后的原因和机制。本文使用 1995—2018 年中国家庭收入调查数据、县域统计年鉴数据和来自百度地图的幼儿园分布数据,构造两层分解模型,重点研究了教育扩张和生育行为的影响。研究发现,教育扩张能够解释 1995—2002 年城镇年轻女性劳动参与率变化的 68%,是 2002 年之前趋势的主要原因。2002—2013 年,生育行为对女性劳动供给的影响由不显著转为负向显著,使得城镇已婚女性劳动参与率下降 7.00 个百分点(即“系数效应”),占全部下降幅度的 83.95%;不过,由于生育子女的女性比例下降,城镇已婚女性劳动参与率上升 2.19 个百分点(即“禀赋效应”)。进一步研究发现,生育行为在 2013 年和 2018 年对女性劳动参与率的影响主要发生在幼儿年龄为 0—5 岁期间;2018 年,0—5 岁幼儿若接受学前教育,会提高女性劳动参与率;学前教育的影响机制是,高昂经济成本迫使女性进入劳动力市场,同时增加隔代照料概率。本文的结果有助于理解教育扩张和生育行为在不同时期对女性劳动供给的影响特征,据此,从经济上缓解生育负担对于提高人口生育率和缓解女性劳动供给下降具有重要意义。

[关键词] 女性劳动参与; 生育行为; 教育扩张; 学前教育; 分解模型

[中图分类号]F124 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2021)08-0056-19

一、引言

最近几十年中国人口形势严峻,主要表现为人口老龄化导致抚养负担增加、劳动力比例下降等(蔡昉,2010;齐明珠,2010)。在此背景下,中国面临人口生育率持续下降^①和劳动参与率下降^②两个

[收稿日期] 2021-02-21

[基金项目] 国家社会科学基金重大项目“中国农村家庭数据库建设及其应用研究”(批准号 18ZDA080);江苏省自然科学基金青年项目“中国养老保障动态微观模拟型研究”(批准号 BK20190788)。

[作者简介] 詹鹏,浙江大学公共管理学院特聘副研究员,共享与发展研究院研究员,经济学博士;毛逸波,南京财经大学经济学院硕士研究生;李实,浙江大学公共管理学院教授,共享与发展研究院院长。通讯作者:詹鹏,电子邮箱:zhanpeng@zju.edu.cn。感谢中央高校基本科研业务费专项资金的资助。感谢北京师范大学沈扬扬、朱梦冰、李玉青,浙江大学陶彦君、于书恒、刘安邦等的评论意见。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见。文责自负。

① 根据公安部公布数据,2020 年新增出生人口数为 1003.5 万人。根据国家统计局网站数据,2016—2019 年新生儿人数分别为 1786 万人、1723 万人、1523 万人、1465 万人。

② 本文根据历年人口普查数据计算得到,1990 年和 2015 年 20—64 岁男性就业人口占全部男性人口比例分别为 93.99%和 81.34%,女性分别为 81.22%和 63.05%。

问题。其中,人口生育率下降会威胁未来更长时期的劳动力供给(王亚楠和钟甫宁,2017;贺丹等,2018;Guo et al.,2019;Vollset et al.,2020),劳动参与率下降会加剧人口老龄化对劳动力供给的负面影响(中国经济增长前沿课题组,2013;王广州,2020),在劳动参与率下降中,女性劳动参与率大幅下降是主要原因(谷晶双,2020)^①。

许多文献对女性劳动参与率下降的原因做了解释,主要包括:①经济转型伴随国有企业改革和市场化改革,一方面产生大量下岗职工,增加了劳动力供给,另一方面私营部门的发展促使劳动力市场竞争性增强(Feng et al.,2017;Xiao and Asadullah,2020);②劳动力市场本身存在性别歧视(Dong and Pandey,2012;李实等,2014;罗楚亮等,2019);③计划生育政策和乡城人口流动使得代际同住比例下降,难以分担子女照料压力(Maurer-Fazio et al.,2007;Shen et al.,2016);④性别观念强化了经济转型背景下女性的弱势地位(Xiao and Asadullah,2020);⑤市场化改革以来,中国儿童看护体制逐步从由国家或单位提供转变为市场提供,儿童看护方式的转变在一定程度上对女性的劳动参与产生负面影响(杜凤莲和董晓媛,2010);⑥不完善的公共幼儿照料服务也是引起女性劳动参与率下降的重要原因(Kilburn and Datar,2001;Du and Dong,2010)。已有研究大多是从某个特定的方面来解释,不足以说明哪些原因可能产生了直接且更重要的影响。本文根据年轻女性的劳动参与率特点,主要从教育扩张和生育行为角度解释过去几十年女性劳动参与率下降的趋势。

本文的研究对象是法定结婚年龄以上可能遭遇教育和生育双重影响的城镇年轻女性。年轻女性有如下特点:①处于职业生涯早期,延迟进入劳动力市场或中断已有工作可能会造成整个职业生涯的收入损失,乃至影响老年时期的养老金收入。工作单位对女性生育行为的预期也可能造成女性在职业生涯早期遭遇性别歧视问题。这些问题使得年轻女性劳动供给问题尤为重要。②法定结婚年龄以上的年轻女性处于三种可能状态:在校学习、不在学的单身状态和不在学的已婚状态。教育扩张引起在校学习人数增加,使得女性劳动参与率下降,但会提高人力资本水平,因而对女性劳动供给产生直接和间接影响。单身女性比例相对不多,多数陆续也会结婚^②。生育行为主要影响其中的已婚女性。此外,已婚女性的劳动供给还会受到其他家庭因素等的多重影响,因而需要从不同层次开展以年轻女性为对象的研究。

统计调查时,在校学习和正式进入劳动力市场这两个状态不会同时存在,在校学习对劳动供给的影响不是随机事件。因而,本文研究的第一层次是剥离教育扩张的影响。教育扩张的来源主要是1986年的义务教育法和1998年开始的高校扩招政策。根据人口普查数据和中国家庭收入调查数据发现,高等教育扩招在年轻人劳动参与率下降中产生了重要影响(王广州,2020;许敏波和李实,2019)。然而,已有文献没有直接测度教育扩张在劳动供给变化中的贡献率。此外,教育扩张有两方面影响:一是引起年轻人在学比例上升,导致劳动参与率下降(即“直接影响”);二是引起劳动力最终受教育水平上升,一般情况下会增加劳动参与率(即“间接影响”)。本文研究的第一层次是测度直接影响的大小。

本文研究的第二层次是专注“生育”和已婚女性劳动供给的关系。以生育和女性劳动参与为关键词的研究文献非常多。总体看,生育行为会对女性劳动参与和女性收入产生负向影响(Li et al.,2006)。从研究方式看,不少文献测度儿童数量对女性劳动参与的影响(孙继圣和周亚虹,2019;Kim

① 根据世界银行数据,中国女性的劳动参与率从1990年的73.5%下降至2018年的61.3%,而男性劳动参与率一直处于相对稳定的状态(谷晶双,2020)。

② 最近几年结婚率在逐年下降,这也会影响女性的劳动参与率。本文认为,单身女性的劳动供给问题在本文中相对不重要,因为年轻不在校女性中单身的比例相对较低,其多数都会结婚,劳动参与率比较高。

and Cheung, 2019)。受中国生育政策等因素的影响,一些文献发现相较于孩子数量,孩子的年龄对母亲劳动参与的影响更加具有刚性(陈洁和刘亚飞,2019),孩子年龄越小,学龄前子女更有可能导致女性退出劳动力市场(江求川和代亚萍,2019)。从异质性角度看,城市及高学历的女性对生育所带来的经济压力更为敏感(颜宇,2020;Tong and Gong,2020)。从影响结果看,生育不但会导致职业中断(Goldin,2014),也会造成女性人力资本禀赋的下降(Marianne et al.,2015),女性需要花费更多时间和精力重新获得管理层的认可(Kato et al.,2013),性别歧视在女性生育后更加严重。

缓解生育负担的主要途径包括隔代照料和公共幼儿照料服务或托养服务(García-Morán and Kuehn,2017;宋月萍,2019;谷晶双,2020;Zamarro,2020)。在正规托儿服务水平较低的国家,儿童看护会更多地依靠隔代照料(Di et al.,2016)。受经济水平、传统思维方式的限制,在中国隔代照料是仅次于母亲照料的儿童看护方式(杜凤莲等,2018)。因而,目前大量文献关注隔代照料的影响(Maurer-Fazio et al.,2011;封进等,2020)。但近年来多代同堂比例的不断下降对女性的劳动参与构成了抑制力量(沈可等,2012),幼儿园普及率在2010年之后迅速增加^①(霍利婷和崔占峰,2021),公共幼儿照料服务对幼儿照料方式乃至女性劳动决策的影响可能会增强。一些研究发现,公共幼教资源的可获得性可以缓解生育对女性就业的不利影响(张抗私和谷晶双,2020),但对影响机制的探讨不够深入。

基于以上两个层次的逻辑线索,本文主要解决三个问题:①1995—2018年城镇年轻女性劳动供给变化的特征和原因是什么?其中,尤其关注教育扩张和生育行为的贡献。②生育行为如何影响已婚女性劳动供给?其中,特别关注幼儿处于不同年龄段时的差异。③学前教育是否影响已婚女性的劳动供给,以及产生了何种影响?

本文可能有如下创新点:①聚焦于开始进入劳动年龄阶段的年轻女性,她们需要在就学、生育、就业等重要事项中做选择,而现有研究对特定年龄段女性的关注相对较少。本文的结果有助于进一步解释这部分女性的劳动供给问题。②估算了过去二十多年来教育扩张对城镇年轻女性劳动参与的影响,有助于理解教育扩张在城镇地区的影响。其中,一个重要观点是教育扩张不是2002年之后引起城镇女性劳动参与率下降的主要原因。③首次分解和估算了生育行为对女性劳动参与率下降的贡献及其特点,有助于理解年轻女性劳动参与率下降的主要原因,并进一步解释生育意愿下降的原因。④估计了学前教育在增加女性劳动参与率方面的效果,有助于进一步认识学前教育发展在劳动力市场的影响。

二、理论分析

城镇地区20—35岁女性在劳动供给决策中会遭遇什么影响?经典劳动经济学文献对其中的影响机制进行了多方面讨论。本文将年轻女性分为不同类别,分别加以解释,包括:①在校学生(A),按照本文的统计定义,其都处于退出劳动力市场状态。②不在学的未婚年轻女性(B),主要是刚刚进入劳动力市场的年轻女性。退出劳动力市场主要受劳动力市场因素和个人工作意愿的影响。由于受家庭的影响较小,劳动参与率一般会偏高。③不在学的已婚未生育年轻女性(C),其退出劳动力市场的原因除劳动力市场因素和个人工作意愿之外,还包括来自配偶和其他家庭因素的影响。此时,丈夫收入、配偶之间能力差异、家庭结构等都会影响女性劳动参与率。④不在学的已婚生育年轻女性

① 《国家中长期教育改革和发展规划纲要(2010—2020)》提出基本普及学前教育政策目标,《国务院关于当前发展学前教育的若干意见》要求各省份以县为单位在2011—2020年间编制并实施三期“学前教育三年行动计划”。根据霍利婷和崔占峰(2021)使用中国家庭追踪调查(CFPS)数据的测算结果,城镇地区3—6岁儿童入学率从2010年的61.1%上升至2016年的97.9%。

(D),其退出劳动力市场的原因要继续加上生育行为和幼儿照料方式的影响。因为生育引致的经济成本促使女性返回劳动力市场(即“收入效应”),生育引致的时间照料(儿童照料和自己的休息)促使女性退出劳动力市场(即“替代效应”)(Heath,2017)。

基于以上框架,可以进一步理解不同因素如何影响女性的劳动供给决策:

(1)以在校学生(A)为对象的研究。教育扩张使得更多人拥有更长的受教育年限,从而延迟进入劳动力市场的时间。进一步产生三个结果:①在固定的退休年龄下,劳动年龄的累计时长减少,并降低年轻人群的劳动参与率(王广州,2020);②通过增加女性自身人力资本水平提高女性劳动参与率(Eckstein and Lifshitz,2011);③通过增加丈夫收入或其他家庭成员收入降低女性劳动参与率(张正东,2017)。不过,城镇地区的人口不是固定的,有大量来自农村的人口,包括从农村流动到城镇的流动人口,以及城镇化过程中直接被划分为城镇地区的原住农村居民。这会导致城镇地区许多统计指标值下降,从而在数字上掩盖教育扩张在城镇地区的影响。

(2)单身女性(B)和已婚女性(C、D)对比,在相同的女性个人能力、个人意愿、劳动力市场环境 下分析婚姻状态的综合影响。Lee(2005)对婚姻状态和女性劳动供给之间的因果关系进行解释。陈洁和刘亚飞(2019)基于 Probit 模型、IV Probit 模型和中国第三期妇女社会地位调查数据研究发现,已婚状态对中国城镇女性劳动参与有较大的负向影响。

(3)已婚未育女性(C)和已婚生育女性(D)对比,在相同的女性个人能力、个人意愿、劳动力市场环境、相同家庭结构、相同丈夫能力和收入条件下,分析生育行为和幼儿照料方式的综合影响。相关的文献非常多。与本文研究有关的文献包含两类:①生育行为的影响机制研究。Heath(2017)发现,如果对子女经济投入的回报高于时间投入的回报,女性劳动参与率会增加。当前中国城镇地区子女照料的经济成本较高(刘金菊,2020),Heath(2017)的解释具有很强的借鉴意义。此外,大量文献关注儿童数量的影响(Heath,2017;孙继圣和周亚虹,2019;张抗私和谷晶双,2020;Tong and Gong,2020),少数研究关注幼儿年龄的影响差异(张琳,2020)。②照料方式的研究,其中,非正规照料(主要是隔代照料)和正规照料方式是研究重点。谷晶双(2020)研究了母亲照料、机构照料和隔代照料的影响差异,发现机构照管方式和隔代照管方式均会显著提高女性的劳动供给,尤其是隔代照管方式具有更强的正面促进作用。隔代照管方式的促进作用更大的原因可能与城镇地区儿童照料经济成本有关。杜凤莲等(2018)也有类似结论。宋月萍(2019)对隔代照料如何影响女性劳动供给的影响机制做了详细解释。专门针对学前教育和女性劳动供给的文献较少,有文献发现2010年之后的学前教育扩张能提高儿童入园机会的平等性(霍利婷和崔占峰,2021),对最近时期的女性劳动供给也可能产生积极影响。

基于已有文献的梳理和现有文献的主要发现,本文提出:

假说1:在城镇化的背景下,教育扩张并非最近十年城镇地区年轻女性劳动参与率下降的最主要原因。

假说2:生育行为对城镇地区年轻女性劳动参与率的下降产生重要影响,其中,系数效应会使得劳动参与率大幅下降,禀赋效应(即人口生育率下降)会略微使得女性劳动参与率上升。

假说3:近年来的学前教育政策会对缓解女性劳动参与率产生显著影响。

三、研究设计

1. 第一层分解:针对全部年轻女性的分解

教育扩张对劳动供给的影响表现为,接受全日制教育的年数增加,导致进入劳动力市场时间延

后和劳动供给减少。教育年数增加的主要原因是,过去几十年义务教育和高中教育不断完善,以及高校扩招政策影响。本文考虑的劳动参与是作为“完整劳动力”从事就业活动,因而接受全日制教育和就业活动不会在同一个时点同时发生。根据个人生命周期内教育活动和就业活动的年龄特点,接受正规教育的年龄一般都早于就业活动。因而,“教育扩张”对劳动参与(即劳动力供给)的“直接影响”主要取决于最终受教育状态在什么年龄结束(即毕业、肄业或结业)。据此,教育对劳动供给的直接影响可以根据特定年龄不在学学生的比例来推断。劳动参与率表示如下:

$$l_t = 1 - e_t - s_t - m_t \quad (1)$$

其中, l_t 表示第 t 时期的劳动参与率,即进入劳动力市场人口数与全部人口数的比值; e_t 表示在校学生数与全部人口的比值, s_t 表示不在学、未婚且未工作的人数比值, m_t 表示已婚的人数比值。两个时期的差值可以分解为:

$$l_t - l_{t-1} = (e_{t-1} - e_t) + (s_{t-1} - s_t) + (m_{t-1} - m_t) \quad (2)$$

其中,上式右侧三个部分分别表示教育扩张、单身女性退出劳动力市场、已婚女性退出劳动力市场引起的劳动参与率下降幅度。注意,在一些特殊情况下, $(e_{t-1} - e_t)$ 可能出现正值。这是因为,中国城镇化速度较快,城镇新增的在学人口中有一部分来自 $t-1$ 期的农村。由于农村的在学比例一般较低,城镇化会拉低城镇在学比例,因而在城镇化背景下,教育扩张对城镇劳动参与率的影响不一定总是降低劳动参与率。

2. 识别生育的影响

根据新古典主义劳动—休闲时间模型,劳动参与的决策可以被认为是预期工资与保留工资的比较结果。当预期工资大于保留工资时,劳动力选择进入劳动力市场,否则会退出劳动力市场。识别生育行为的影响,主要在于梳理哪些因素会影响女性预期工资和保留工资。女性一旦生育,就会承担两种幼儿照料负担,即经济负担^①和时间负担。其中,经济负担增加会降低保留工资,从而增加进入劳动力市场的概率;时间负担会增加保留工资,从而降低进入劳动力市场的概率。幼儿照料的合计结果取决于两类负担的相对回报(Heath, 2017)。此外,丈夫收入增加或家庭其他收入来源增加会提高保留工资,降低女性进入劳动力市场的概率。若当地工资率较高或就业机会较多,或者女性个人能力较强(如教育水平较高),女性进入劳动力市场的预期工资相对较高,进入劳动力市场的概率较高。在缓解照料负担方面,隔代照料会降低时间方面的照料负担,从而降低保留工资,增加女性进入劳动力市场的概率。公共幼儿照料服务的可及性可能有两方面影响:一方面可能降低照料时间负担,另一方面可能增加经济负担,这些都降低保留工资从而增加女性进入劳动力市场的概率。

基于以上分析,估计劳动参与率、劳动供给和子女生育行为的一般模型形式是:

$$G(y_{i,t}) = \beta_{0,t} + \beta_{1,t} child_{i,t} + \beta_{2,t} X_{i,t} + \mu_{i,t} \quad (3)$$

被解释变量包括:①劳动参与,1表示进入劳动力市场,0表示退出劳动力市场。本文用问卷问题“1995年末/2002年末/2013年末/2018年末的状况与身份”来识别女性是否进行劳动参与。其中,将就业/失业/待业/在产假的妇女/在长假定义为劳动参与。此时采用Probit模型进行估计。②全年工作小时数。根据问卷中的工作月数、每月平均天数、每天平均小时数相乘得到。由于全年工作小时数包含了许多零值,此时的模型形式是Tobit模型^②。

核心解释变量是家中最小孩子的年龄。将孩子的年龄分为4组,分别为家中没有孩子、孩子年

① 研究发现,生育经济成本的地区差异较大,是值得重视的因素(刘金菊,2020)。

② 这三类模型的具体内容可参考伍德里奇(2015)或其他微观计量经济学教材。

龄为0—2岁、3—5岁和6—9岁。基准模型中以没有孩子为基准组。

控制变量包括:①女性的个人特征:女性的年龄、女性年龄的平方、女性的受教育程度。本文将受教育程度分为3组,分别为初中及以下、高中/中专/职高、大专及以上。②配偶的个人特征:配偶的年龄、配偶的受教育程度、配偶年收入的对数。③家庭特征:是否与父母或岳父母同住、家中是否有60周岁及以上的老年人、家中是否有10—15岁或16岁在上学的孩子。④地区特征:地级市人均GDP对数、地级市城镇单位从业人员与全市户籍人口数之比、地级市城镇单位从业人员在第三产业的占比、地级市城镇职工人均工资对数、地级市平均基础教育费用(仅2013年和2018年使用)。其中,女性受教育程度、地级市人均GDP对数、地级市城镇单位从业人员在第三产业的占比、地级市城镇职工人均工资对数等变量可能影响已婚女性的预期工资;配偶的个人特征、家庭特征、地级市平均基础教育费用等变量可能影响已婚女性的保留工资。

关于潜在的内生性问题。已婚女性可能为了工作而选择不生育,增加不生育时的劳动参与率,从而可能高估生育在降低劳动参与方面的影响,或者因为其他原因失去工作后产生生育意愿并生育,而不是有生育意愿后选择退出劳动力市场,结果可能高估生育的影响。本文的解决思路是,在样本中去掉未生育的已婚女性,对比幼儿年龄为0—2岁和6—9岁的女性劳动参与率差异,相当于将子女年龄在6—9岁作为“没有受到生育影响”的参照组^①。此时的幼儿年龄应该没有内生性问题。

当仅保留有子女的已婚女性时,可能出现样本选择性偏差。本文进一步采用Heckman两步法修正(Heckman, 1979)。其中,第一步是估计生育概率模型,第二步将第一步得到的逆米尔兹比加入主要方程,得到修正后的估计结果。生育概率模型包含了第二步主要方程的所有控制变量,并加上可能影响生育概率、但不会影响劳动参与的两个变量——省级食品支出占比(所在省份样本户全部食品消费与全部生活消费的比值)、省级教育支出占比(所在省份样本户全部教育消费与全部生活消费的比值)、省级医疗支出占比(所在省份样本户全部医疗消费与全部生活消费的比值)^②。这三个指标均根据中国家庭收入调查(CHIP)数据估算得到。

3. 第二层分解:针对已婚年轻女性的分解

第二层分解的目的是,搞清楚对于在校之外的年轻人,生育行为等原因的禀赋效应和系数效应有多大。研究对象是在全部20—35岁人口基础上去掉在校生,且保留已婚配偶健在的女性,从而研究子女生育对已婚女性的影响。由于男性劳动参与率的变化不大,这里仅对女性劳动参与率的变化进行分解。预期结果是,禀赋效应扩大了女性劳动参与率(因为生育率在下降),系数效应大幅降低了女性劳动参与率。

标准的Oaxaca-Blinder分解方法主要适用于基准模型为线性概率模型的情形。如果使用Probit模型估计,不能直接得到线性分解结果。许多文献参照Oaxaca-Blinder分解思路构造了一个新的分解方法。Bauer and Sinning(2008)提出的基本模型和分解模型如下:

① 在将子女数量作为核心解释变量的文献中,经常将第一个子女性别作为工具变量,如张抗私和谷晶双(2020)。但是本文的核心解释变量不是子女数量,而是年龄,不能采用这个工具变量。

② 选择三个变量的依据是:在劳动参与的决策模型的解释变量之外,还会影响生育概率的可能变量是生育成本。在相同条件下,当生育成本较高时,生育概率可能偏低,反之偏高。省级层面样本户全部食品消费与生活消费的比值(即平均恩格尔系数)反映了所在省份的整体生活水平,数值越高表明生活水平越低;省级层面样本户全部教育消费与全部生活消费的比值反映所在省份的教育成本,数值越高表明当地的教育成本越高;省级层面样本户全部医疗消费与全部生活消费的比值反映了相应省份的医疗支出成本,数值越高表明医疗负担相对较高。

$$\Pr(y_{t,i}=1)=\beta_t X_{t,i}+v_i \quad (4)$$

$$E\Pr(y_{t,i})-E\Pr(y_{t-1,i})=[E_{\beta_t}(L_{t,i}|X_{t,i})-E_{\beta_{t-1}}(L_{t-1,i}|X_{t-1,i})]+[E_{\beta_t}(L_{t-1,i}|X_{t-1,i})-E_{\beta_{t-1}}(L_{t-1,i}|X_{t-1,i})] \quad (5)$$

其中, $E_{\beta_t}(L_{t,i}|X_{t,i})$ 类似于线性模型中的 $\beta_t E(X_{t,i})$, 即第 t 期系数估计值与第 t 期解释变量观测值均值得到的预测值。同理, $E_{\beta_t}(L_{t-1,i}|X_{t-1,i})$ 表示根据第 t 期系数估计值与第 $t-1$ 期解释变量观测值均值得到的预测值。那么, 式(5)右侧第一部分表示禀赋效应, 第二部分表示系数效应。其含义与 Oaxaca-Blinder 分解方法类似。

不过, 上述公式不能直接得到每个变量的贡献。Powers et al.(2011)、Yun(2004)进一步扩展, 得到了可以解释每个系数估计值的分解方程:

$$E\Pr(y_{t,i})-E\Pr(y_{t-1,i})=E+U=\sum_{k=1}^p W_{\Delta X_k} E+\sum_{k=1}^p W_{\Delta \beta_k} U=\sum_{k=1}^p E_k+\sum_{k=1}^p U_k \quad (6)$$

其中, $W_{\Delta X_k}$ 表示第 k 个解释变量平均值变化的影响份额, $W_{\Delta \beta_k}$ 表示第 k 个解释变量系数估计值变化的影响份额。具体表达式参见 Yun(2004)。

4. 数据来源

本文使用的数据来自中国家庭收入调查(CHIP1995、2002、2013、2018)。第一层分解模型使用的数据经过了如下处理: 仅保留 20—59 岁样本; 去掉在学状态、就业状态、年龄等关键变量为空的观测值。处理后的样本量分别为: 1995 年全国 34315 人, 城镇 13978 人, 2002 年全国 41200 人, 城镇 14003 人, 2013 年全国 36223 人, 城镇 18589 人, 2018 年全国 42263 人, 城镇 17678 人。

关于生育的研究, 需要匹配年轻女性的子女信息和丈夫信息。CHIP 数据中只能准确识别户主或配偶的子女和父母。结合研究需要, 进一步筛选的样本是: 家庭关系类型为户主或配偶; 20—35 岁女性; 婚姻状态为已婚且配偶健在^①; 最小孩子年龄为 0—9 岁或没有孩子^②。在删除关键变量的缺失数据后, 最终得到 4282 个城镇观测值, 其中, 1995 年 1282 人, 2002 年 848 人, 2013 年 798 人, 2018 年 1354 人。本文研究范围限定为城镇地区的原因是, 相较于农村女性, 城镇女性是否进行劳动参与对生育及儿童抚养负担更为敏感(陈洁和刘亚飞, 2019)。

四、城镇年轻女性劳动参与率的长期趋势

表 1 报告了 20—35 岁人口的在校学生人数比例、不在校状态时单身和已婚的人数比例。主要有如下发现: ①高校扩招在城镇地区的影响主要发生在 1995—2002 年, 2002 年之后的在校学生比例没有明显上升^③。因而, 高校扩招导致的在校学生比例增加在 2002 年之后不是男性和女性劳动参与率下降的主要原因(假说 1 成立)。②不在校人口中, 已婚女性的比例较高, 并且单身女性的比例有下降趋势。不在校单身女性比例下降的主要原因是在校学生比例增加。由于单身女性劳动参与率一般较高(见表 2), 这种结构变化会导致女性劳动参与率下降。并且, 由于已婚女性比例较高, 对已婚女性进行重点研究是有必要的。

表 2 报告了 1995—2018 年城镇地区不同性别的劳动参与率变化趋势。总的观点是, 排除在校

- ① 身份为户主或户主配偶的女性会在家庭生活中承担相对较大的责任(张世伟和周闯, 2009), 将研究对象的身份限定为户主或户主配偶更能反映生育对就业行为的影响。
- ② 将孩子的年龄限定在 0—9 岁的原因是, 在该年龄阶段, 孩子基本为学龄前儿童或刚刚成为学龄儿童, 幼龄子女对女性劳动参与的抑制性更强。同时, 该年龄阶段涵盖了三种幼儿抚养方式, 符合本文的研究意图。
- ③ 本文也估算了全国结果, 发现全国范围内在校学生比例逐年增加, 反映了教育扩张在全国的影响, 并且与高校扩招对应的招生人数变化趋势一致。

表 1 1995—2018 年城镇地区男性和女性的人口构成:20—35 岁年龄段 单位:%

年份	男性			女性		
	在校学生	不在校且单身	不在校且已婚	在校学生	不在校且单身	不在校且已婚
1995	4.1677	39.3488	56.4835	3.1502	26.6775	70.1722
2002	10.1075	40.0699	49.8226	11.3769	26.2261	62.3971
2013	9.3694	35.1016	55.5290	9.7349	22.6128	67.6523
2018	10.4499	32.9011	56.6490	9.2350	21.5539	69.2112

注:单身包括未婚、离异、丧偶等情形,结婚包含初婚、再婚和同居。以下各表同。

生的影响后,已婚年轻女性的劳动参与率在 2002 年后明显下降^①。具体而言:①年轻女性劳动参与率大幅下降。城镇地区 20—35 岁年轻女性劳动参与率从 1995 年的 94.25% 下降至 2018 年的 76.79%,下降了约 17.46 个百分点,下降幅度超过男性下降幅度。②教育扩张是城镇地区年轻男性的劳动参与率下降的主要原因。扣除在校学生后,城镇地区年轻男性的劳动参与率一直处于高位,超过 95%。这意味着,来自劳动力市场、家庭等的影响几乎全部作用于年轻女性。③扣除在校后,单身年轻女性的劳动参与率较高,在 4 个年份基本超过了 90%。不在校的已婚年轻女性的劳动参与率从 1995 年的 97.70% 下降至 2013 年的 82.62%,2013 年和 2018 年变化不大。这意味着女性劳动供给下降的溯源工作主要针对已婚年轻女性;1995—2002 年和 2002—2013 年女性劳动供给下降的原因值得深入研究^②;为什么 2013—2018 年女性劳动参与没有进一步下降,值得进一步分析。

图 1 汇报了 4 个年份不同幼儿年龄的年轻已婚女性劳动参与率。可以看到,虽然近几十年来女性劳动参与率出现了大幅下降的趋势,但如果仅对比没有孩子的女性,4 个年份的劳动参与率均高

表 2 1995—2018 年城镇地区男性和女性的劳动参与率:20—35 岁年龄段 单位:%

性别	年份	全部	不在校且单身	不在校且已婚	不在校、已婚的户主和配偶	本文生育模型的样本数据
男性	1995	94.6087	97.5169	99.5635	99.8495	99.8332
	2002	86.5293	94.3636	97.7827	97.9729	97.6273
	2013	83.7114	88.3189	94.9234	95.4800	98.7281
	2018	84.9830	91.9698	96.6017	96.8623	98.5391
女性	1995	94.2547	96.3195	97.7010	98.1085	98.3485
	2002	82.0830	94.2285	91.9444	92.6881	93.7742
	2013	76.1292	89.4812	82.6210	82.9473	85.4425
	2018	76.7909	93.0268	81.9811	82.4152	86.1250

① 为了进一步验证这个现象是否确定存在,本文根据 2002—2009 年城镇住户调查数据计算了相似统计量,同样发现城镇地区 20—35 岁男性和女性的劳动参与率差距在 2002 年开始显著扩大。

② 根据表 2,城镇单身女性的劳动参与率在 1995—2002 年期间下降 2.09 个百分点,已婚女性下降 5.76 个百分点。根据图 1,1995—2002 年,无论幼儿年龄多少,女性劳动参与率几乎是同比例下降。这些结果表明,存在某个重要因素使得不同婚姻状态和不同生育状态女性劳动参与率下降。20 世纪 90 年代国有企业改革产生了大量下岗职工。国有企业改革引起的职工下岗问题很可能也是 2002 年之前女性劳动参与下降的重要原因。关于国有企业改革对劳动参与率影响的解释可以参考 Feng et al.(2017)、Xiao and Asadullah(2020)。

于 90%,2018 年甚至与 1995 年差别不大。在 1995 年和 2002 年,孩子的不同年龄并不会过多影响女性的劳动参与,而到了 2013 年和 2018 年,幼儿年龄在 2 岁以前的女性,其劳动参与率出现断崖式下降的现象,3 岁以后开始逐渐上升。这在一定程度上也说明了生育行为在女性劳动参与下降中的重要

影响。幼儿在 3 岁以后基本可以进入幼儿园或正规的育儿机构,当孩子年满 6 周岁时,可以进入小学学习。学前教育和小学教育的发展似乎能够减少女性的幼儿抚养负担。

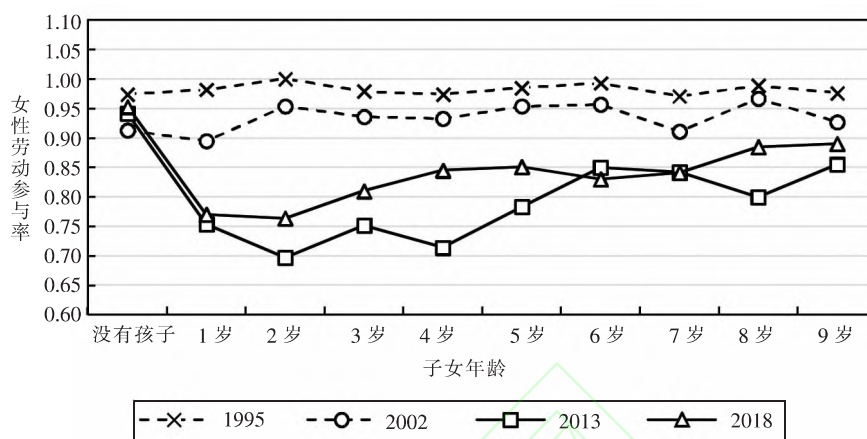


图 1 不同子女年龄时的已婚女性劳动参与率

注:为了展示方便,图中 1 岁包含 0 岁新生儿。

五、劳动参与率变化的原因分解

这里根据两个层次的分解模型,从教育扩张和生育行为两个角度对城镇女性劳动参与率的跨期变化进行解释。

1. 第一层分解结果:教育扩张的直接影响

根据第一层分解模型,本文估算得到城镇地区不同性别劳动参与率下降的初步原因(见表 3)。其中,最主要的发现是:1995—2002 年和 2002—2013 年不在校已婚女性对劳动参与率下降的贡献都非常大。城镇年轻女性劳动参与率在 1995—2002 年、2002—2013 年分别下降了 12.17 个和 5.95 个百分点,2013—2018 变化不大。在三个时间段内,来自不在校已婚女性的绝对贡献都降低了女性劳动参与率,绝对贡献分别达到-3.41 个、-6.73 个和-0.71 个百分点。对比教育扩张的影响,2002 年之前,教育扩张是更重要的原因;但 2002 年之后,来自已婚年轻女性的贡献成为主要原因。

其他发现包括:教育扩张对城镇劳动参与率的影响在 1995—2002 年间较强,使得年轻男性和女性劳动参与率分别下降了 5.94 个和 8.23 个百分点,其中,对女性的影响明显更大。这表明 20 世纪 90 年代教育扩张的主要受益者是女性。不过,2002 年之后教育扩张在城镇地区的影响非常小,主要原因是城镇地区年轻群体中在校学生比例在 2002 年之后并没有继续增加(见表 1),深层原因是 1995 年之后快速城镇化使得许多原来农村居民被划归为城镇居民^①。此外,不在校单身女性对

① 新增城镇人口包含两个部分:一是从农村转移到城镇的流动人口;二是由于所在地区被划分为城镇地区而产生的新增城镇人口。遗憾的是,本文数据无法准确识别每个年份哪些城镇居民属于城镇地区的新增人口,不过根据 CHIP2013 和 CHIP2018 可以获得每个人户籍变化的年份,将这个年份作为界限(简称“年份界限”)大体得到不同时期的非农户籍人口。测算发现,无论针对 CHIP2013 数据还是 CHIP2018 数据,随着年份界限增加,年轻男性和女性的平均受教育水平都大幅下降,表明新增非农户籍人口的平均受教育水平相对较低;若对比 CHIP2013 和 CHIP2018 两组结果,以任何年份作为界限的非农户籍年轻人口的受教育水平在 2013 年和 2018 年都是增加的,符合教育扩张使得固定人口平均受教育水平增加的直觉;新增非农户籍人口的劳动参与率相对较高,因而城镇化过程会使得年轻男性和年轻女性的劳动参与率略微上升,不过影响幅度不大。

劳动参与率变化的贡献非常小,意味着结婚年龄推迟和结婚率下降对女性劳动参与率影响幅度不大。

表3 城镇地区20—35岁男性和女性劳动参与率变化的分解:绝对贡献 单位:百分点

时间段	男性				女性			
	合计变化	教育扩张	单身男性	已婚男性	合计变化	教育扩张	单身女性	已婚女性
1995—2002	-8.0794	-5.9398	-1.2815	-0.8582	-12.1717	-8.2266	-0.5318	-3.4132
2002—2013	-2.8179	0.7381	-1.8417	-1.7143	-5.9538	1.6420	-0.8650	-6.7308
2013—2018	1.2716	-1.0805	1.4582	0.8939	0.6618	0.4999	0.8756	-0.7138

2. 第二层分解:生育对已婚年轻女性劳动参与率长期变化的影响

根据第一层分解结果发现,已婚女性群体对女性劳动参与率下降的贡献在2002年之后非常高(见表3),其中的主要原因是什么呢?这里根据基准模型(3)和分解模型(6)得到第二层分解结果。由于控制变量比较多,只挑选生育、教育、隔代照料等重要变量,其他合计到“其他”中(见表4)。可以发现:

(1)生育行为的影响主要发生在2002—2013年间,此时教育扩张的直接影响正好减弱。由于生育行为的系数估计值从2002年的不显著变为2013年显著为负(见表5),其系数效应使得2002—2013年间女性劳动参与率下降7.00个百分点,占全部下降幅度的83.95%。结果表明,生育行为对女性劳动参与决策的重要性增强是2002—2013年间已婚女性劳动参与率下降的主要原因。此外,过去十几年中国人口生育率存在下降趋势。由于20—35岁已婚女性中有生育行为的人数比例减少,2002—2013年间劳动参与率增加了2.19个百分点(即禀赋效应)。

(2)隔代照料有助于提高女性劳动参与率,2002—2013年间与父母同住比例增加使得女性劳动参与率上升0.73个百分点(即禀赋效应)。不过,禀赋效应在其他两个时间段的影响很微弱。与父母同住比例的系数效应一直都发挥正向作用,在1995—2002年、2002—2013年和2013—2018年间分别使得女性劳动参与率上升0.29个、0.56个、0.35个百分点。这表明,与父母同住的系数估计值在过去几年一直在增加,隔代照料对女性劳动参与的影响逐渐增强。

(3)教育扩张的间接影响显著,并且主要发生在1995—2002年间,与直接影响相同。教育扩张的间接影响在1995—2002年间使得劳动参与率上升3.83个百分点(即“禀赋效应”),并且在2002年之后也发挥了一定影响。不过,2002年之后的禀赋效应很微弱,2002—2013年间使得女性劳动参与率仅增加了0.65个百分点,2013—2018年间微弱上升了0.15个百分点。与2002—2013年间关于“直接影响”的解释类似,这里很可能同样来自城镇化的影响,即来自原来农村地区的大规模劳动力冲淡了教育扩张在全部城镇地区已婚女性的间接影响结果。

六、生育行为的影响机制

1. 总体影响特点

在前述结果基础上,这里进一步解释生育行为对已婚女性劳动参与率的影响机制。根据基准回归模型得到表5和表6的结果,其中,表5报告了生育行为对劳动力参与率的影响,表6报告了对全年劳动时间(对数)的影响。

生育行为对女性劳动参与和劳动时间的影响在1995年和2002年不显著,在2013年和2018年的影响显著为负。在2013年和2018年,子女在0—2岁时的系数估计值都是0.20左右,意味着生育行为会使得女性劳动参与率在生育初期下降约20%,也会使得女性劳动时间大幅下降。这些影

表 4 城镇 20—35 岁已婚女性劳动参与率变化的分解结果 单位:百分点

	1995—2002		2002—2013		2013—2018	
	禀赋效应	系数效应	禀赋效应	系数效应	禀赋效应	系数效应
合计	33.8490	-38.4330	-3.3399	-4.9943	0.0155	0.6597
孩子年龄 0—2 岁	-0.0389	-1.2382	0.5257	-1.2563	-0.3000	-0.0255
孩子年龄 3—5 岁	-0.1102	-0.2063	0.0173	-2.5183	0.0311	-0.1148
孩子年龄 6—9 岁	0.2073	1.0358	1.6502	-3.2223	0.0809	0.2148
女性受教育水平(大专及以上)	3.8311	3.0872	0.6514	-2.1173	0.1452	0.8395
丈夫受教育水平(大专及以上)	-0.0270	-8.2314	-1.0202	1.7316	0.0797	0.2953
与父母同住	-0.0064	0.2936	0.7329	0.5646	0.0123	0.3479
其他	29.9931	-33.1737	-5.8972	1.8237	-0.0337	-0.8975

响来自生育行为的短期冲击,导致女性暂时性退出劳动力市场,从而延迟进入劳动力市场时间或者中断已有工作。

随着幼儿年龄的增长,劳动参与率逐渐恢复到没有生育的水平。子女达到 6 岁之后(义务教育的入学年龄),2013 年女性劳动参与率与没有生育时的差距不显著,2018 年的差距微弱显著。意味着儿童进入小学之后,生育行为对女性劳动参与率的影响减弱。这里显示了生育行为对女性劳动供给的长期影响,一般来自对子女的照料成本。

针对劳动参与率,幼儿年龄为 3—5 岁的系数估计值在 2013 年低于 2018 年,针对劳动时间,幼儿年龄为 3—5 岁的系数估计值在 2013 年和 2018 年都为负值,但在 2013 年显著,2018 年不显著(见表 5 和表 6)。这表明 2018 年与 3—5 岁幼儿相关的某些因素促使女性返回劳动力市场,其中很可能来自学前教育发展的影响。

2. 稳健性分析

为了尽可能确保上述结果可靠,本部分做了三组稳健性分析。

(1)为了防止基准回归模型存在未被处理的内生性问题,采用倾向得分匹配方法(PSM)重新估计模型,并在不同的匹配方法下对比结果,发现幼儿年龄为 0—2 岁时女性劳动参与率在 2013 年和 2018 年仍然显著较低,且系数估计值与基准回归模型结果差别不大;1995 年和 2002 年结果仍然不

表 5 生育行为对已婚女性劳动参与影响的回归结果(幼儿不同年龄组)

变量	1995		2002		2013		2018	
	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit	OLS	Probit
孩子年龄(参照组为没有孩子)								
0—2 岁	0.0229 (0.0162)	0.0225 (0.0152)	0.0195 (0.0334)	0.0224 (0.0339)	-0.1821*** (0.0523)	-0.2043*** (0.0529)	-0.1828*** (0.0270)	-0.1871*** (0.0278)
3—5 岁	0.0084 (0.0185)	0.0114 (0.0159)	0.0362 (0.0318)	0.0286 (0.0324)	-0.0972** (0.0438)	-0.1068*** (0.0412)	-0.0870*** (0.0261)	-0.0873*** (0.0249)
6—9 岁	0.0050 (0.0199)	0.0086 (0.0170)	0.0455 (0.0332)	0.0376 (0.0321)	-0.0449 (0.0434)	-0.0476 (0.0351)	-0.0504* (0.0272)	-0.0556** (0.0234)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	1282	1282	848	848	798	798	1354	1354
可决系数	0.0473	0.2346	0.1020	0.2087	0.1632	0.1943	0.0845	0.1047

注:表中 Probit 模型结果是平均偏效应,不是系数估计值。以下各表同。

表6 生育对已婚女性劳动时间影响的回归结果(幼儿不同年龄组)

变量	1995	2002	2013	2018
孩子年龄(参照组为没有孩子)				
0—2岁	0.2487 (0.1783)	0.1462 (0.3132)	-2.0874*** (0.2436)	-2.0274*** (0.3366)
3—5岁	0.1927 (0.1609)	0.0129 (0.2808)	-0.7335*** (0.1929)	-0.1831 (0.3502)
6—9岁	0.2487 (0.1691)	0.2427 (0.2841)	-0.1425 (0.2028)	-0.1738 (0.3773)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测量	1282	848	798	1354
可决系数	0.0115	0.0258	0.0486	0.0269

注:根据 Tobit 模型估计得到。

显著。考虑到家庭财富水平和收入水平可能影响结果,本文将控制变量中的丈夫收入对数变量分别替换为家庭金融储蓄对数、家庭人均金融储蓄对数和家庭人均可支配收入,系数估计值会有极为微弱的变化,但差异很小。

(2)考虑到没有子女的已婚妇女和有子女已婚妇女可能存在异质性,二者的对比也可能产生内生性问题。这里去掉样本中没有子女的已婚妇女,并将幼儿年龄为0—2岁作为基准组重新估计。此时需要考虑到可能存在的样本选择性偏差问题:一些人因为照料压力可能选择不生育。表7报告了 Probit 模型和使用 Heckman 方法修复样本选择性偏差之后的结果。注意几个特征:①是否修正样本选择性偏差对结果影响不大,意味着可能不存在显著的样本偏差。②对比0—2岁幼儿情形,幼儿年龄为3—5岁时的系数估计值为0.09(2013年)和0.10(2018年)。二者在数值上差异不大,不过2013年的标准误较大(高达0.06),可能是因为2013年的样本量太少。仅从数值看,这里的系数估计值关系与表5是一致的。③幼儿年龄为6—9岁时的系数估计值在2013年和2018年都显著为正,意味着两个问题:当以6—9岁作为不受生育影响的状态时,生育(0—2岁)对劳动参与率的负面影响在2013年和2018年显著;儿童开始接受义务教育之后,女性劳动参与率会显著回升。将表6中 Tobit 模型的基准组更换为0—2岁得到表8的结果,同样支持表6的发现。

(3)一些人可能处于怀孕状态,在备孕时一部分女性已经退出劳动力市场,从而导致基准回归模型低估生育的影响。样本无法识别已婚女性是否处于怀孕状态,不过2018年样本数据询问了结婚年龄。根据现实状况,结婚一年之内怀孕的概率较高。对此,去掉结婚一年以内的样本重新估计基准回归模型。根据估计结果,当以“没有孩子”作为参照组时,估计系数确有增加,表明基准回归模型可能存在一定程度的低估。不过,低估程度很小,不影响对结论的判断。当采用0—2岁作为基准时,系数估计值的差异也不大。

七、学前教育的影响及机制讨论

根据前面结果可以发现一些奇怪现象:①2013—2018年已婚女性劳动参与率略微上升;②根据表7,以子女年龄0—2岁为基准时,子女年龄3—5岁的系数估计值在2013年不显著,但是在2018年显著为正。结合2010年之后中国学前教育发展的背景,学前教育很可能在一定程度上抵消了生育对女性劳动参与率的负向影响。这里分析两个方面:①验证其中的影响是不是来自学前教育;②推

表 7 孩子年龄对城镇已婚女性劳动参与影响的回归结果

变量	1995		2002		2013		2018	
	Probit	Heckman	Probit	Heckman	Probit	Heckman	Probit	Heckman
孩子年龄(参照组 0—2 岁)								
3—5 岁	-0.0101 (0.0077)	-0.0080 (0.0078)	0.0053 (0.0262)	0.0058 (0.0263)	0.0871 (0.0580)	0.0945 (0.0580)	0.1018*** (0.0304)	0.1023*** (0.0304)
6—9 岁	-0.0138 (0.0093)	-0.0128 (0.0095)	0.0089 (0.0274)	0.0093 (0.0275)	0.1443** (0.0584)	0.1586*** (0.0586)	0.1353*** (0.0313)	0.1360*** (0.0314)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
<i>lambda</i>		0.1315* (0.0784)		0.0476 (0.1333)		0.3761** (0.1556)		0.0787 (0.1544)
观测量	1182	1182	772	772	628	628	1078	1078
可决系数	0.2444	0.2523	0.1749	0.1751	0.1674	0.1771	0.0926	0.0929

表 8 孩子年龄对城镇已婚女性劳动时间影响的回归结果(不同年龄组)

变量	1995	2002	2013	2018
孩子年龄(参照组 0—2 岁)				
3—5 岁	-0.0724 (0.1437)	-0.0583 (0.2569)	1.4065*** (0.2561)	1.8863*** (0.3274)
6—9 岁	-0.0025 (0.1626)	0.1606 (0.2702)	1.9342*** (0.2698)	1.9506*** (0.3747)
控制变量	控制	控制	控制	控制
观测量	1182	772	628	1078
可决系数	0.0121	0.0230	0.0484	0.0288

注:根据 Tobit 模型估计得到。

断其中的影响机制。

1. 验证学前教育的影响

这里包含两组验证。第一组,将 3—5 岁作为接受学前教育的代理变量,观察子女年龄为 3—5 岁时相对于 0—2 岁时的系数估计值。结果见表 7 和表 8。可以注意到,2013 年子女年龄 3—5 岁的系数估计值不显著,但 2018 年显著为正。这意味着学前教育的影响可能越来越强,促使女性更早返回劳动力市场。

第二组,直接构造“学前教育变量”,并估计其影响。这里做了两个尝试:①根据 2018 年 CHIP 数据中包含的学前教育信息^①构造“是否正在就读幼儿园”变量。②根据百度地图爬取的 20 万条幼儿园分布信息和 2018 年区县统计年鉴得到的各区县小学学生数,估计得到每个区县每千名小学生对应的幼儿园数目^②。分别将这两个变量与 0—5 岁幼儿构造交互项,重新进行估计(见表 9)。此处要

① CHIP2018 包含了用于判断儿童是否接受正规托儿服务的相关信息。识别规则是:家中孩子未满 6 周岁,在校子女教育情况中填写为在“上学”或者子女教育费用不为 0。

② 因为无法获得各区县的幼儿园适龄儿童数目,本文将区县层面“小学在读学生数”作为“幼儿园适龄人数”的代理信息。

识别的问题是,对于0—5岁幼儿,如果在上幼儿园(或所在区县幼儿园数量相对较多),其母亲的劳动参与率是否更高。如果交互项显著为正,表明幼儿园发挥了抵消女性劳动参与率下降的作用,反之亦然。此处模型的控制变量与基准模型相同。

根据表9结果,两组交互项在多数时候都在统计上显著为正,意味着幼儿园在抵消女性劳动参与率下降方面发挥了一定作用。其中,“0—5岁幼儿”与“每千名小学生对应的幼儿园数量”的交互项在Probit模型时不显著。不过标准误小于系数估计值,结合其他组结果,仍然可以认为存在一定的正向影响。

表9 幼儿园发展情况对已婚女性劳动参与的影响

变量	(1)		(2)	
	OLS	Probit	OLS	Probit
孩子年龄(参照组为没有孩子)				
0—5岁	-0.1748*** (0.0266)	-0.1515*** (0.0208)	-0.1622*** (0.0267)	-0.1536*** (0.0224)
0—5岁×上幼儿园	0.0886*** (0.0277)	0.0757*** (0.0246)		
0—5岁×每千名小学生对应的幼儿园数量			0.0085* (0.0049)	0.0107 (0.0073)
控制变量	控制	控制	控制	控制
样本量	1012	1012	872	872
可决系数	0.0956	0.1177	0.0908	0.1123

2. 影响机制分析

学前教育的影响机制可能包括两个方面:①学前教育有助于缓解照料时间上的压力;②学前教育费用增加(经济成本过高),导致女性不得不进入劳动力市场(Heath,2017)。这两条路径都使得女性返回劳动力市场。现有数据无法准确刻画其中的路径,但是可以通过辅助结果猜测更可能存在的影响机制。如果第二条路径的负担影响更强,第一条路径的影响较弱,可能出现两个结果:一是经济上的高额经济成本迫使女性回到劳动力市场;二是女性被迫借助其他力量弥补工作带来的照料时间损失,即增加隔代照料概率(García-Morán and Kuehn,2017)或者增加雇佣家政服务的概率。通过两组模型进行解释。

模型A:学前教育费用更高时,女性劳动参与率是否更高。在表9第(1)组模型基础上将交互项更换为“0—5岁×上幼儿园×人均学前教育费用^①”。这相当于将虚拟变量“上幼儿园”转换为一个包含特殊取值的连续变量;如果上了幼儿园,表示人均学前教育费用;如果没有上幼儿园,取值0。这种做法的好处是:一方面捕捉学前教育费用的影响;另一方面避免学前教育费用对没有上幼儿园的样本个体产生影响。此外,本部分也将3—5岁作为“上幼儿园”的识别变量,估计了交互项“3—5岁×人均学前教育费用”的系数估计值。

根据表10的结果,当采用3—5岁年龄作为学前教育的识别变量时,交互项“3—5岁×人均学前教育费用”的系数估计值不显著,不过2013—2018年系数估计值由负转正。当直接用“上幼儿园”作为识别变量时,交互项“0—5岁×上幼儿园×人均学前教育费用”的系数估计值显著为正。这意味着,当幼儿确定已经进入幼儿园时,幼儿园费用增加会迫使已婚女性更早返回劳动力市场。

① 人均学前教育费用等于家庭层面学前教育费用除以(1+0-5岁儿童人数)。

表 10 模型 A:学前教育费用对女性劳动参与率的影响

	2013	2018	
孩子年龄(参照组为没有孩子)			
0—2岁	-0.2010*** (0.0514)	-0.1707*** (0.0276)	
3—5岁	-0.0852** (0.0412)	-0.1199*** (0.0417)	
3—5岁×人均学前教育费用	-0.0009 (0.0065)	0.0065 (0.0057)	
0—5岁			-0.1526*** (0.0207)
0—5岁×上幼儿园×人均学前教育费用			0.0123*** (0.0033)
控制变量	控制	控制	控制
样本量	501	1012	1012
可决系数	0.2251	0.1220	0.1230

注:根据 Probit 模型估计得到。

模型 B:相比未上学的幼儿,幼儿进入学前教育之后隔代照料概率是否增加,家政服务费用是否增加。在表 5 基准模型基础上,将被解释变量分别更换为是否隔代照料(是否与父母同住)和人均家政费用支出(对数)^①。同时在解释变量中增加“3—5岁”与“已婚女性就业”的交互项。其含义是,当幼儿年龄为 3—5 岁时,已婚女性就业时是否伴随着隔代照料概率的增加或家政服务费用的增加。由于 2018 数据直接包含了幼儿园在学信息,针对 2018 年的模型中也估计了上幼儿园、已婚女性就业等变量在不同情况下时对隔代照料概率和家政服务费用的影响。

根据表 11 的估计结果,2013 年已婚女性就业与 3—5 岁幼儿的交互项在统计上不显著,2018 年幼儿上幼儿园且已婚女性就业时,隔代照料概率显著增加,但其对人均家政服务费用(对数)的影响都不显著。这说明 2013 年的费用负担不足以产生显著影响,但是 2018 年的费用负担迫使女性回到劳动力市场的同时,也会让其父母弥补其照料时间上的损失。这进一步意味着,2018 年学前教育更可能通过提高经济负担迫使女性返回劳动力市场,而不是缓解了照料时间。

八、总结和启示

本文使用中国家庭收入调查数据(CHIP1995、2002、2013、2018)对城镇地区年轻女性劳动供给的长期趋势做了解释,并重点研究了教育扩张和生育行为的影响机制。研究发现:①1995—2002 年,教育扩张引起的在学人数增加(即直接影响)使得城镇地区女性劳动参与率显著下降,2002 年之后教育扩张的影响不明显。②生育行为对女性劳动参与率的影响主要发生在 2002—2013 年间,其中,系数效应使得女性劳动参与率下降 7.00 个百分点,贡献率达到 83.95%。不过,由于生育率下降,生育行为的禀赋效应使得女性劳动参与率增加了 2.19 个百分点。③生育行为在 2013 年和 2018 年的影响特点是,在幼儿 0—2 岁期间对女性劳动供给造成短期冲击,女性劳动参与率在短期内的下降幅度达到 20%。幼儿进入学校之后,生育行为的冲击逐渐减弱。④学前教育在 2018 年缓解了女性劳动参与率下降趋势。当幼儿上幼儿园或当地幼儿园数量普及率较高时,会促使女性返回劳

^① 人均家政服务费用等于家庭层面家政服务费用除以(1+0—5 岁儿童人数+60 岁及以上老人人数)。

表 11 模型 B: 已婚女性就业对隔代照料和家政服务费用的影响

变量名称	2013			2018		
	隔代照料		人均家政 服务费用	隔代照料		人均家政 服务费用
	OLS	Probit	Tobit	OLS	Probit	Tobit
孩子年龄(参照组为没有孩子)						
0—2岁	0.0586 (0.0435)	0.0654 (0.0465)	0.0952 (0.1222)	0.1900*** (0.0323)	0.2033*** (0.0350)	0.4081* (0.2196)
3—5岁	-0.0139 (0.0586)	0.0041 (0.0547)	-0.0655 (0.1510)	0.0724 (0.0608)	0.0769 (0.0626)	0.2770 (0.3923)
3—5岁×已婚女性就业	0.0891 (0.0629)	0.0722 (0.0550)	-0.1952 (0.1572)	0.1151* (0.0605)	0.1155* (0.0689)	-0.1188 (0.4156)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本量	501	501	501	1012	1012	1012
可决系数	0.0751	0.0985	0.0722	0.0538	0.0582	0.0112

动力市场。⑤学前教育在 2018 年使得女性劳动参与率回升的主要原因是经济负担过高,迫使女性返回劳动力市场。没有证据表明学前教育会缓解时间上的照料负担。⑥当已婚妇女在面临育儿和就业的压力时,隔代照料概率显著增加,人均家政服务费用(对数)没有显著增加。这进一步表明两方面问题:①隔代照料是目前缓解女性育儿压力的重要途径;②家政服务市场还不够完善或家政服务费用过高,难以发挥缓解育儿负担的作用。本文有如下启示:

(1)准确认识教育扩张在城镇劳动力市场的影响。1986 年义务教育政策和 1998 年开始的高校扩招政策使得在校学生数上升,在早期使年轻女性劳动供给下降(即直接影响),但这种影响在城镇地区只是持续一段时间。进入 21 世纪之后,较高的城镇化率冲淡了教育扩张对城镇地区劳动供给的负向影响。进一步的理解是,教育扩张的间接影响在后期发挥了相对重要的作用,例如,通过提高人力资本水平和有效劳动能力促进经济发展,从长远看有助于缓解人口老龄化引起的劳动力下降风险。这个结果有助于认识教育扩张在年轻群体有效劳动供给的影响特点。

(2)生育行为是影响女性劳动供给的重要问题,不仅加剧短期内的劳动力供给风险,而且通过降低生育率来强化未来更长时期的人口老龄化风险。由于中国人口老龄化速度较快、伴随大规模人口流动的家庭结构小型化趋势、生育率下降、劳动力市场竞争激烈等原因,女性在家庭和劳动参与之间面临更大的矛盾。因而,迫切需要进一步完善劳动力市场政策和公共服务政策,缓解女性生育成本,其中包含经济上和时间上的成本。一些发达国家制定了相应的公共政策,例如,推出促进女性就业的双薪型家庭政策(蒙克,2017),对正规托儿服务的补贴政策,这些政策有助于提高女性的劳动参与(Lee and Lee,2014;Givord and Marbot,2015)。

(3)近年来学前教育发展在缓解女性劳动供给下降方面发挥了一定作用。但是,学前教育的影响并不是来自时间成本上的缓解作用,而是因为过高的经济成本迫使女性返回劳动力市场。学前教育实际上是增加了女性压力,而不是减轻压力。从现实情况看,城镇地区的学前教育费用普遍较高,家长之间对教育投资的盲目攀比严重,这可能是增加育儿经济负担的现实原因。在此背景下,政府需要尽快建立更完善的学前教育公共服务体系和家政服务体系。一方面,提供优质、规范、负担得起的学前教育条件;另一方面,提供规范、放心的家庭服务体系,更大程度弥补家庭规模小型化、子女数量减少等问题导致的家务劳动力不足问题。

[参考文献]

- [1]蔡昉. 人口转变、人口红利与刘易斯转折点[J]. 经济研究, 2010,(4):4-13.
- [2]陈洁,刘亚飞. 婚姻状态对女性劳动参与的影响——加入内生性的考察[J]. 人口学刊, 2019,(4):28-40.
- [3]杜凤莲,董晓媛. 转轨期女性劳动参与和学前教育选择的经验研究:以中国城镇为例[J]. 世界经济, 2010,(2):51-66.
- [4]杜凤莲,张胤钰,董晓媛. 儿童照料方式对中国城镇女性劳动参与率的影响[J]. 世界经济文汇, 2018,(3):1-19.
- [5]封进,艾静怡,刘芳. 退休年龄制度的代际影响——基于子代生育时间选择的研究[J]. 经济研究, 2020,(9):106-121.
- [6]谷晶双. 学龄前儿童照管方式对女性劳动供给的影响研究[J]. 中央财经大学学报, 2020,(12):95-105.
- [7]贺丹,张许颖,庄亚儿. 2006—2016年中国生育状况报告——基于2017年全国生育状况抽样调查数据分析[J]. 人口研究, 2018,(6):35-45.
- [8]霍利婷,崔占峰. 学前教育扩张与家庭教育投资的阶层差异演变——儿童及家庭平等化的双重视角[J]. 山西财经大学学报, 2021,(2):29-42.
- [9]江求川,代亚萍. 照看子女、劳动参与和灵活就业:中国女性如何平衡家庭与工作[J]. 南方经济, 2019,(12):82-99.
- [10]李实,宋锦,刘小川. 中国城镇职工性别工资差距的演变[J]. 管理世界, 2014,(3):53-65.
- [11]刘金菊. 中国城镇女性的生育代价有多大[J]. 人口研究, 2020,(2):33-43.
- [12]罗楚亮,滕阳川,李利英. 行业结构、性别歧视与性别工资差距[J]. 管理世界, 2019,(8):58-68.
- [13]蒙克. “就业—生育”关系转变和双薪型家庭政策的兴起——从发达国家经验看我国“二孩”时代家庭政策[J]. 社会学研究, 2017,(5):218-241.
- [14]齐明珠. 我国2010—2050年劳动力供给与需求预测[J]. 人口研究, 2010,(5):76-87.
- [15]沈可,章元,鄢萍. 中国女性劳动参与率下降的新解释:家庭结构变迁的视角[J]. 人口研究, 2012,(5):15-27.
- [16]宋月萍. 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[J]. 人口研究, 2019,(3):78-89.
- [17]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,(6):57-70.
- [18]王广州. 中国劳动力就业状况及变化特征研究[J]. 中国人口科学, 2020,(2):2-14.
- [19]王亚楠,钟甫宁. 1990年以来中国人口出生水平变动及预测[J]. 人口与经济, 2017,(1):1-12.
- [20][美]伍德里奇. 计量经济学导论:现代观点(第五版)[M]. 张步昙,张成思,李红译. 北京:中国人民大学出版社, 2015.
- [21]许敏波,李实. 中国城镇劳动参与率的结构和趋势——基于家庭微观调查的证据[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版), 2019,(1):116-125.
- [22]颜宇. 生育年龄对已婚女性劳动参与的影响[J]. 人口学刊, 2020,(5):83-97.
- [23]张抗私,谷晶双. 生育对女性就业的影响研究[J]. 人口与经济, 2020,(5):19-29.
- [24]张琳. 养育子女影响了女性劳动力市场参与吗?——基于中国劳动力动态调查的实证检验[J]. 中国劳动关系学院学报, 2020,(6):104-111.
- [25]张世伟,周闯. 中国城镇劳动力市场中劳动参与弹性研究[J]. 世界经济文汇, 2009,(5):39-48.
- [26]张正东. 相对收入对夫妻双方劳动供给的影响:比较优势还是社会规范[J]. 经济学报, 2017,(2):159-180.
- [27]中国经济增长前沿课题组. 中国经济转型的结构性特征、风险与效率提升路径[J]. 经济研究, 2013,(10):4-17.
- [28]Bauer, T. K., and M. Sinning. An Extension of the Blinder-Oaxaca Decomposition to Nonlinear Models[J]. *Advances in Statistical Analysis*, 2008,92(2):197-206.
- [29]Di, G. G., G. Karen, P. Debora, R. Eloï, and T. Anthea. What Drives National Differences in Intensive Grandparental Childcare in Europe[J]. *Journals of Gerontology*, 2016,(1):141-153.
- [30]Dong, X. Y., and M. Pandey. Gender and Labor Retrenchment in Chinese State Owned Enterprises:

- Investigation Using Firm-Level Panel Data[J]. *China Economic Review*, 2012,23(2):385-395.
- [31]Du, F., and X. Dong. Women's Labor Force Participation and Childcare Choices in Urban China during the Economic Transition[R]. Departmental Working Paper, 2010.
- [32]Eckstein, Z., and O. Lifshitz. Dynamic Female Labor Supply[J]. *Econometrica*, 2011,79(6):1675-1726.
- [33]Feng, S., Y. Hu, and R. Moffitt. Long Run Trends in Unemployment and Labor Force Participation in Urban China[J]. *Journal of Comparative Economics*, 2017,45(2):304-324.
- [34]García-Morún, E., and Z. Kuehn. With Strings Attached: Grandparent-Provided Child Care and Female Labor Market Outcomes[J]. *Review of Economic Dynamics*, 2017,(23):80-98.
- [35]Givord, P., and C. Marbot. Does the Cost of Child Care Affect Female Labor Market Participation? An Evaluation of a French Reform of Childcare Subsidies[J]. *Labour Economics*, 2015,(36):99-111.
- [36]Goldin, C. A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter [J]. *American Economic Review*, 2014,104(4):1091-1119.
- [37]Guo, Z., S. Gietel-Basten, and B. Gu. The Lowest Fertility Rates in the World? Evidence from the 2015 Chinese 1% Sample Census[J]. *China Population and Development Studies*, 2019,(2):245-258.
- [38]Heath, R. Fertility at Work: Children and Women's Labor Market Outcomes in Urban Ghana [J]. *Journal of Development Economics*, 2017,(126):190-214.
- [39]Heckman, J. J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. *Econometric Society*, 1979,47(1):153-161.
- [40]Kato, T., D. Kawaguchi, and H. Owan. Dynamics of the Gender Gap in the Workplace: An Econometric Case Study of a Large Japanese Firm [R]. Research Institute of Economy Trade and Industry Discussion Paper, 2013.
- [41]Kilburn, M. R., and A. Datar. The Availability of Child Care Centers in China and Its Impact on Child Care and Maternal Work Decisions[R]. RAND Labor and Population Program Working Paper, 2001.
- [42]Kim, E. H., and A. K. Cheung. The Gendered Division of Household Labor over Parenthood Transitions: A Longitudinal Study in South Korea[J]. *Population Research and Policy Review*, 2019,38(4):459-482.
- [43]Lee, G. H. Y., and S. P. Lee. Childcare Availability, Fertility and Female Labor Force Participation in Japan[J]. *Journal of the Japanese and International Economies*, 2014,(32):71-85.
- [44]Lee, J. Marriage, Female Labor Supply, and Asian Zodiacs[J]. *Economics Letters*, 2005,87(3):427-432.
- [45]Li, H., J. Zhang, L. T. Sin, and Y. Zhao. Relative Earnings of Husbands and Wives in Urban China[J]. *China Economic Review*, 2006,17(4):412-431.
- [46]Marianne, B., K. Emir, and J. Pan. Gender Identity and Relative Income within Households [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2015,130(2):571-614.
- [47]Maurer-Fazio, M., J. Hughes, and D. Zhang. An Ocean Formed from One Hundred Rivers: The Effects of Ethnicity, Gender, Marriage, and Location on Labor Force Participation in Urban China [J]. *Feminist Economics*, 2007,13(3-4):159-187.
- [48]Maurer-Fazio, M., R. Connelly, L. Chen, and L. Tang. Childcare, Eldercare, and Labor Force Participation of Married Women in Urban China, 1982-2000[J]. *Journal of Human Resources*, 2011,46(2):261-294.
- [49]Powers, D. A., H. Yoshioka, and M. Yun. Mvdemp: Multivariate Decomposition for Nonlinear Response Models[J]. *Stata Journal*, 2011,11(4):556-576.
- [50]Shen, K., P. Yan, and Y. Zeng. Coresidence with Elderly Parents and Female Labor Supply in China[J]. *Demographic Research*, 2016,(35):645-670.
- [51]Tong, Y., and Q. Gong. The Impact of Child Births on Female Labor Force Participation in China [J]. *China Population and Development Studies*, 2020,4(3):237-251.
- [52]Vollset, S. E., E. Goren, C. Yuan, J. Cao, A. E. Smith, T. Hsiao, C. Bisignano, G. S. Azhar, E. Castro,

- J. Chalek, A. J. Dolgert, T. Frank, K. Fukutaki, S. I. Hay, R. Lozano, A. H. Mokdad, V. Nandakumar, M. Pierce, M. Pletcher, T. Robalik, K. M. Steuben, H. Y. Wunrow, B. S. Zlavog, and C. J. L. Murray. Fertility, Mortality, Migration, and Population Scenarios for 195 Countries and Territories from 2017 to 2100: A Forecasting Analysis for the Global Burden of Disease Study[J]. *Lancet*, 2020, 396(10258):1285–1306.
- [53]Xiao, S., and M. N. Asadullah. Social Norms and Gender Differences in Labor Force Participation in China[J]. *Feminist economics*, 2020, 26(4): 114–148.
- [54]Yun, M. Decomposing Differences in the First Moment[J]. *Economics Letters*, 2004, (82):275–280.
- [55]Zamarro, G. Family Labor Participation and Child Care Decisions: The Role of Grannies [J]. *Journal of the Spanish Economic Association*, 2020,11(3):287–312.

The Research on the Long-term Trend of Female Labor Supply in Urban China: The Explanation from Educational Expansion and Birth Behaviour

ZHAN Peng^{1,2}, MAO Yi-bo³, LI Shi^{1,2}

- (1. School of Public Affairs, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;
2. Institute for Common Prosperity and Development, Zhejiang University, Hangzhou 310058, China;
3. School of Economics, Nanjing University and Finance & Economics, Nanjing 210046, China)

Abstract: Along with the severe situation of population aging, the female labor participation rate has shown a downward trend that has continued for decades. It is necessary to deeply understand the reasons and mechanisms behind it. This paper uses the data from 1995–2018 China Household Income Project (CHIP), county statistical yearbooks and kindergarten distribution data from Baidu Maps to construct two decomposition models, focusing on the impact of educational expansion and birth behavior. The study found that educational expansion can explain 68% of the change in the labor participation rate of urban young women from 1995 to 2002, which was the main reason before 2002. During the period 2002–2013, the impact of birth behaviors on female labor supply changed into significant negative, causing the urban married female labor participation rate to drop by 7.00 percentage points (coefficient effect), accounting for 83.95% of the total decline; however, the decline in the proportion of childbearing women increased the urban married female labor participation rate 2.19 percentage points (endowment effect). Further research found that the impact of birth behavior in 2013 and 2018 mainly occurred when children were aged 0–5 years. Preschool education of 0–5 years old children in 2018 helped to increase the labor participation rate of their mothers and offset the impact of birth behavior. The impact mechanism is that high economic costs force women to enter the labor market while increasing the probability of inter-generational care. The results of this article are helpful to understand the characteristics of the impact of educational expansion and birth behaviors on women's labor supply in different periods. At the same time, it is pointed out that economically alleviating the burden of fertility is of great significance for increasing the population's fertility rate and alleviating the decline in women's labor supply.

Key Words: female labor participation; birth behavior; educational expansion; preschool education; decomposition model

JEL Classification: J22 J21 J13

[责任编辑:覃毅]