
中国女性劳动供给为何降低： 来自流动人口的证据

鄢伟波 安磊*

内容提要 本文总结了我国女性劳动参与率和参与强度下降的典型事实,并从“延嗣惩罚”和性别失衡的视角进行了解释。以流动人口为例,本文研究发现母亲在孩子出生当年工作参与率降低约60%,后随孩子年龄增长逐渐恢复到正常水平,孩子对该指标的负向影响在2011-2017年逐渐增加,孩子出生当年该指标受到的负向影响在7年间增加了15%。同时,母亲在孩子出生后的工作强度会显著降低,且存在性别差异:若为女孩,强度会在女孩2岁时恢复正常水平;若为男孩,强度降低程度更大,一直到男孩17岁左右才恢复正常水平,但在男孩上小学后会提升15%-22%。延嗣惩罚在不同所有制、就业类型和城乡户口中存在明显的异质性。本文从新的角度解释了中国女性劳动供给降低的原因,对提升女性劳动供给质量和效率、完善生育相关政策和缓解性别失衡具有重要的启示意义。

关键词 女性劳动供给 延嗣惩罚 性别差异 动态效应

一 引言

坚持男女平等、促进妇女全面发展是中国特色社会主义的一项基本国策。党的十

* 鄢伟波:中南财经政法大学财政税务学院 收入分配与现代财政学科创新引智基地;安磊(通讯作者):重庆大学经济与工商管理学院 重庆市沙坪坝区沙正街174号 400044。电子信箱: econotisan@163.com(鄢伟波); anlei@cqu.edu.cn(安磊)。

作者感谢国家社科基金(18ZDA005)、自科基金(72074224)和收入分配与现代财政学科创新引智基地(B20084)的资助,感谢加州大学伯克利分校劳动就业研究所(UC Berkeley IRLE)研讨会和中南财大第七届研究生“文澜论坛”参会者的讨论,感谢匿名评审专家的宝贵意见。当然,文责自负。

八大以来,中国在高质量发展阶段更加重视促进妇女实现更高质量、更充分的就业。

中国的女性就业率处于全球领先地位,但自20世纪90年代以来却出现了下降趋势(沈可等,2012;彭青青等,2017;Hare,2016;Chen,2019),现有研究或选取可观测因素(如教育、婚姻、收入等)对其原因进行贡献度分解(Hare,2016;Chen,2019),或选取家庭结构变迁、市场化进程等具体视角展开深入研究(杜凤莲,2008;沈可等,2012;彭青青等,2017)。贡献度分解的结果显示,不同受教育程度女性的劳动参与率均出现了下降,这意味着中国女性劳动参与率降低主要反映的是女性劳动供给的降低,而非需求侧因素^①。现有基于相关性和因果推断的研究将中国女性劳动供给降低的主要原因指向家庭和孩子等因素,女性劳动供给回归到工作、家庭和闲暇之间的选择问题。对于中国这一高女性劳动参与率的发展中大国,除部分研究关注家庭结构变迁和照料成本对女性劳动供给的影响外,尚无研究系统检验孩子对女性劳动供给的影响。在人口加速老龄化、放开“三孩”生育政策的背景下,以孩子为研究视角探究女性劳动供给降低的原因和应对政策,既有利于充分发挥女性在经济社会发展过程中的重要作用、促进男女就业平等,还可能缓解低生育率和性别失衡困境。

基于上述背景,本文首先通过人口普查和抽样调查资料,结合国际女性劳动供给变动趋势,总结出中国女性劳动参与率和参与强度下降趋向年轻化的两个典型事实:中国的女性劳动参与率自20世纪90年代开始出现下降,且主要由40岁以下女性就业率降低导致;中国的女性劳动者绝对工作强度有所提高,但相对于男性劳动者而言工作强度下降,35岁以下的女性劳动者工作强度降低。其次,本文尝试从延嗣惩罚(child penalty)^②(Adda *et al.*,2017;Kleven *et al.*,2019b;Le Barbanchon *et al.*,2021)和性别偏好的视角解释中国女性劳动供给下降的原因。

本文的边际贡献有三点:第一,基于中国情景检验了延嗣惩罚。尽管延嗣惩罚在规范意义上暗示女性劳动市场表现的弱化可能来源于劳动市场歧视,但劳动市场需求方歧视和家庭内部分工导致的劳动供给调整两类原因仍缠夹不清。本文除采用中国数据验证了该惩罚的存在性外,还表明其可能来源于家庭内部分工导致的女性劳动供给降低。此外,本文发现延嗣惩罚的递增趋势,首次从延嗣惩罚角度为延长女性退休

① 若需求侧的要素偏向型技术进步等因素导致女性劳动参与率降低,则受高等教育程度的女性劳动者劳动参与率应增加。

② 相关文献使用“生育惩罚”和“母职惩罚”两类表述。生育惩罚多强调生育数量和生育行为在生育前后一段时间对母亲产生的影响,而母职惩罚这一表述有待商榷。母职惩罚在字面上将孩子照料归为母亲的职业或职责,传递出一种传统父权主义下的家庭分工思维,不利于强化父母对子女照料具有共同责任的观念。

年龄提供了新的论据。第二,本文从孩子性别偏好的视角为中国女性劳动供给降低的原因提供了新的解释,进一步的样本选择偏误校正和工具变量分析较好地解决了内生性问题。第三,本文补充了性别偏好的存在性和性别失衡后果的相关研究。现有关于性别失衡的研究多基于劳动市场和家庭内部的议价能力(Angrist, 2002; Chiappori *et al.*, 2002),本文的结果表明子代性别失衡可能导致父母在劳动市场上的劳动供给差异,扩大性别收入差距。

二 典型事实与文献述评

(一) 典型事实

劳动供给分为劳动参与率和劳动参与强度,狭义的劳动参与率可用就业人口(含正在工作和暂未工作)占总人口比重表示,劳动参与强度可通过工作时间衡量。

新中国成立以来的女性劳动参与率一直居于世界领先地位。图1为世界银行统计的15岁以上女性劳动参与率,中国的女性劳动参与率在20世纪90年代高于70%,远高于大部分发达国家。不过,西方国家的女性劳动参与率自20世纪80年代以来逐步上升,男女劳动参与率、参与强度和平均报酬差距在不断缩小(Blau and Kahn, 2017),而中国女性劳动参与率自20世纪90年代以来却在下降。Kleven *et al.* (2019a, 2019b)指出,影响女性劳动参与率最重要的原因是社会文化。图1对比了相同时期亚洲国家的女性劳动参与率:日本、韩国和新加坡的女性劳动参与率处于稳定状态或上升趋势,越南的女性劳动参与率维持在70%左右,印度则由于特定的文化传统,女性劳动参与率一直处于低位。图1显示的中国女性劳动参与率下降的一个重要解释可能是这一时期女性受教育程度大幅提升了,女性早年的教育增加挤占了劳动参与。图2显示了分年龄组、性别和年份的劳动参与率。男性15-24岁年龄组的劳动参与率自1990年以来出现了下降,25岁以上男性的劳动参与率小幅降低;女性15-24岁年龄组的劳动参与率大幅下降,但除去这一可能受教育年限提升影响的年龄组外,25-39岁年龄组的女性劳动参与率也大幅下降,45岁以上女性的劳动参与率变动不明显。由图1和图2可归纳出中国女性劳动参与率变动的典型事实一。此外,本文还归纳了中国女性劳动参与强度变动的典型事实二^①。

^① 对具体分析过程感兴趣的读者可访问《世界经济》网站(www.jweonline.cn)2021年第12期在线期刊本文的补充材料(后文简称见网站)。

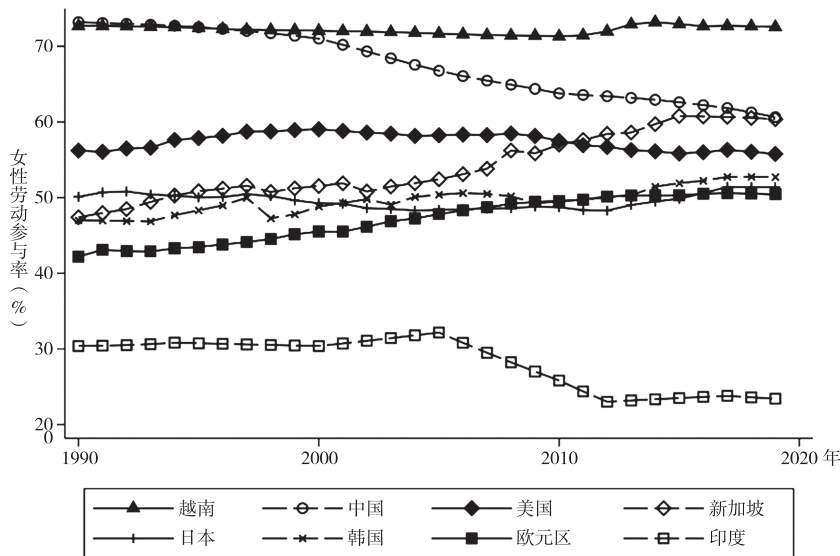


图1 部分经济体15岁以上女性劳动参与率

说明:数据来源于世界银行网站(<https://data.worldbank.org/>)。

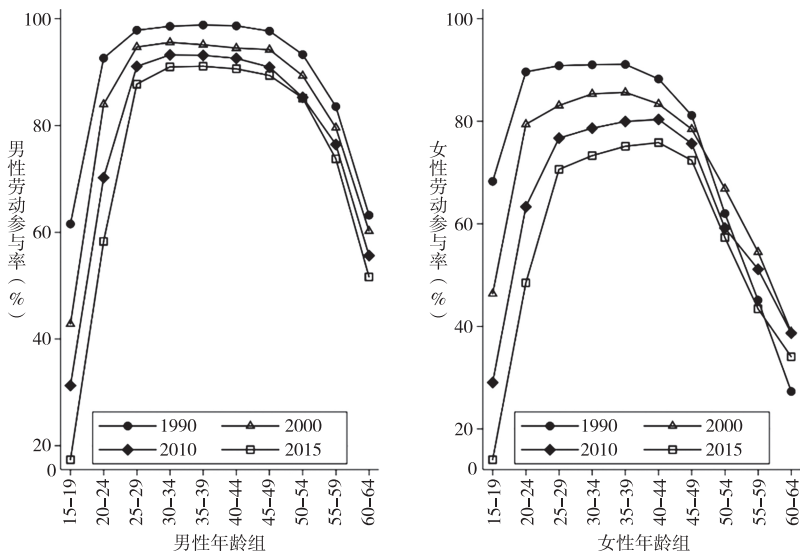


图2 中国分年龄组、性别、年份的劳动参与率

说明:劳动参与率=年龄组就业人口/年龄组总人口。由于统计口径变更,2010年和2015年15-19岁的年龄组为16-19岁。

数据为作者根据国家统计局网站(<http://www.stats.gov.cn/>)、《中国1990年人口普查资料》《中国2000年人口普查资料》《中国2010年人口普查资料》和《2015年全国1%人口抽样调查资料》计算得到。

典型事实一:中国的女性劳动参与率自 20 世纪 90 年代以来出现下降,这一下降趋势主要是 40 岁以下女性劳动参与率降低导致的,这一趋势在考虑女性受教育程度提升后仍存在。

典型事实二:中国的女性劳动者绝对工作强度在 1995-2010 年有所提升,但低于男性的提升程度;工作强度小于 20 小时/周的女性劳动者增加,35 岁以下的女性劳动者工作强度降低。

(二)文献述评

从延嗣惩罚视角研究女性劳动供给,涉及女性劳动供给的决定因素。由于家庭分工,女性劳动者通常需要在工作、家庭照料和闲暇之间选择(Blundell and MaCurdy, 1999)。早期的文献认为劳动市场机会、男性收入、社会习俗对待女性工作的态度、家庭结构和家庭照料均是影响女性劳动供给的重要原因,详细的研究可参考 Blundell and MaCurdy(1999)和 Blau and Kahn(2017)的综述性研究。随着高质量数据的开发和实验经济学的兴起,文献开始探究心理和社会因素对劳动市场性别差距的影响,如生理因素、风险偏好、通勤偏好和竞争态度(Ichino and Moretti, 2009; Marianne, 2011; Card *et al.*, 2016)。劳动市场表现的性别差距不可能被完全消除,但基于具体研究发现的性别差距可通过特定的政策予以纾解(Blau and Kahn, 2017)。Goldin(2014)总结了 20 世纪中叶以来美国劳动市场上性别收入差距不断缩小的“大收敛(*grand convergence*)”现象,指出女性对长时间工作的偏好或忍耐力更低,而劳动市场上部分职业对工作时间具有非线性报酬特征(工作时间越长单位工资越高)^①,从而导致了剩余 20% 的性别收入差距,她将其归结为实现性别收入平等的“最后章节”(last chapter)。Kleven *et al.* (2019a)以 6 个女性就业文化存在差异的国家为例,研究发现女性生育后劳动参与率、参与强度和工资率的降低解释了 20% 的男女收入差距。Goldin(2014)和 Kleven *et al.* (2019a)各自宣称发现了男女最后 20% 的收入差距存在的根源:劳动市场上职业对工作时间的非线性报酬特征和延嗣惩罚。实际上,两个解释的兼容性在于均与延嗣惩罚相关。

关于中国女性劳动供给的变动和解释,Hare(2016)和 Chen(2019)分别采用中国营养与健康调查(CHNS)和中国家庭收入调查(CHIP)数据发现,中国城镇女性劳动参与率自 20 世纪 80 年代以来开始降低。Hare(2016)认为需求侧的要素偏向型技术进步和供给侧的家庭照料可能是女性劳动供给降低的原因。Chen(2019)将女性劳动

^① 不过,Goldin(2014)的研究因无法分离工作强度和工作经验的影响而受到了 Cook *et al.* (2021)的挑战。

供给的下降分解为可观测因素及其回报率变动,指出非劳动收入的增加可能是女性劳动供给下降的原因。彭青青等(2017)认为市场化进程增加了家务服务的价格,家庭内部收入较低的女性退出劳动力市场并转向家庭劳务是中国城镇女性劳动参与率降低的原因。邹红等(2018)发现祖辈隔代照料有利于青年女性劳动供给的增加,而“多代同住”家庭比例的下降意味着女性劳动供给的降低(沈可等,2012)。现有研究也关注到生育、子女照料和升学压力对女性劳动参与、工作时间、劳动收入和就业质量的负向影响(罗俊峰和苗迎春,2018;盛亦男,2019;张抗私和谷晶双,2020;王伟同等,2021),并讨论了城乡差异(张川川,2011)和儿童照料方式(杜凤莲,2008;李勇辉等,2020)的调节作用。

同时,现有研究还存在以下不足:第一,在劳动供给变动层面,多数研究发现城镇女性劳动参与率降低(詹鹏等,2021)。20世纪90年代以来大量的农村人口向城市转移,为城市发展输送了大量的廉价劳动力,现有研究对流动人口的劳动供给关注不足。在指标选取上,现有研究主要关注女性劳动参与率,而对劳动参与强度这一重要的劳动供给指标关注不够。第二,在解释中国劳动供给变动的原因层面,现有研究多基于相关性分解(accounting decomposition),为更为严密的因果推断提供了一定的方向和启示,但从分解结果来看,仍有较大比重的劳动供给变动不能由可观测变量解释,这些因素通常被推测性地归结为“歧视、文化习俗、不可能观测的能力和偏好”等因素。第三,以生育和子女照料为视角的研究以某一时间点的研究居多,对负面冲击的性别差异和动态效应刻画不足。申超(2020)发现子女数量对工资率的负向影响在1989-2015年具有递增趋势,但未考察对劳动供给的影响和子女性别差异。现有研究对女性劳动供给降低趋向年轻化的两个典型事实未能提供合理的解释,关于中国女性劳动供给降低的原因尚待进一步发掘。

三 计量模型、数据与变量

(一) 计量模型

本文的基准计量模型设定如下:

$$y_{ip} = \alpha_0 + \sum_{j=0}^{20} \alpha_{ig} \mathbf{I}(\text{Childage}_{ig} = j) + \mathbf{X}'\beta + \text{age}_i + \text{year} + \varepsilon_i \quad (1)$$

其中, y_{ip} 为个体*i*的结果变量, p 为父亲或母亲。 y_{ip} 包括工作参与和工作强度两类表征劳动供给的变量。 $\mathbf{I}(\text{Childage}_{ig} = j)$ 为指示函数,当个体*i*的性别为*g*(儿子或女儿)的孩子年龄为*j*时取1,否则取0,本文研究不同性别的孩子在0到20岁间对父母

劳动供给的影响。 X 为一系列控制变量,包括受教育程度虚拟变量、民族、户籍、配偶收入、经济上同住的不同年龄段父母(包括公婆和岳父母)数量、县域虚拟变量。 age_i 和 $year$ 分别为年龄和年份虚拟变量, ε_i 为扰动项。当被解释变量为是否工作的虚拟变量时,本文参照 Grosjean and Khattar (2019) 采用线性概率模型对式(1)进行估计^①。

(二)数据与变量

1. 数据来源。本文的数据主要来源于2011–2017年国家卫生健康委开展的中国流动人口动态监测调查(China Migrants Dynamic Survey, CMDS),该调查覆盖全国31个省(区、市)和新疆生产建设兵团中流动人口较为集中的流入地,采用分层、多阶段、与规模成比例的PPS抽样方法进行抽样。针对本文的研究问题,该数据的优势在于详细记录了流动人口的家庭成员出生日期、就业状况、工作时间和收入等信息,数据质量较高,样本量大。在数据处理过程中,CMDS数据中的家庭花名册统计了不同家庭成员的所在地和其他丰富的信息,外出务工夫妻将子女留在农村由祖辈照料的情况也包含在样本中。夫妻一起流动、与孩子一起流动是新一代流动人口的两个主要特征(Zhao *et al.*, 2018)。本文的样本中,孩子随父母流动的比例为69.5%。由于流动距离包括跨省、省内跨市和市内跨县,即使孩子不在父母身边,父母仍可能因为往返照料、过春节等原因而降低劳动供给。

2. 变量。本文的核心被解释变量为工作参与和工作强度,在稳健性检验中还考虑了小时收入。对于工作参与,不同年份的问卷设计存在一定差异,2011和2012年工作状态为就业(包括打零工、季节性歇业)的个体认定为就业,失业、无业、操持家务和其他认定为非就业。在2013–2017年,若当年“五一”节前一周做过一小时以上有收入的工作(包括家庭或个体经营),则认定为就业,对于“五一”节前一周未做过一小时以上有收入的工作的个体,若未工作的主要原因为“已经找到工作等待上岗”或“临时性停工或季节性歇业”,同样认定为就业,其余个体认定为非就业。对于工作强度,2011–2013年通过上个月平均每周工作天数 \times 上个月平均每天工作小时数 $\times 4$ 计算得到,2015–2017年的工作强度计算为:本周工作小时数 $\times 4$ 。2014年样本中工作小时数缺失,本文在工作强度研究部分未采用2014年数据。当被解释变量为收入时,本文主要关注每小时平均收入(总收入/工作小时数),其中总收入包括上个月的工资收入(部分年份为纯收入)+包吃包住费(如两人及以上合并则取人均值),所有收入采用

^① 线性概率模型估计量是无偏且一致的,而非线性的Probit(或Logit)模型需要附加扰动项联合正态(或EV1)分布,当条件期望函数恰好为假定形式时估计量更加有效。总的来说,线性概率模型更稳健。

年份-省份层面的 CPI 调整到 2011 年的不变价,并删除平均收入前后 1% (低于 4.2 元/小时和高于 75 元/小时)的个体。多代同住可能对父母劳动供给产生影响,若与年龄较大的祖辈同住,老年照料可能降低父母的劳动供给;若与较为年轻的祖辈同住,祖辈隔代照料可能增加父母劳动供给。考虑到中国家庭多代同住的结构,本文仅考虑至多与两个祖辈同住的情形,将同住且年龄大于等于 65 岁(高龄)和小于 65 岁(老龄)的父母(包括公婆和岳父母)数量作为虚拟变量加入控制变量,以(0,0)^①为基准,生成(0,1)(1,0)(0,2)(2,0)(1,1)5 个虚拟变量。在女性样本中,本文参照 Blau and Kahn(2017)的研究在解释变量中加入了配偶收入的对数,来捕捉女性劳动供给对配偶

表 1 变量定义与描述性统计

变量	定义	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
<i>work</i>	父亲是否工作(是=1,否=0)	229 166	0.965	0.183	0	1
	母亲是否工作(是=1,否=0)	217 702	0.728	0.445	0	1
<i>hour</i>	父亲工作强度(小时/月)	167 713	227.8	67.1	1	504
	母亲工作强度(小时/月)	125 451	224.6	68.7	1	532
<i>wage</i>	父亲平均收入(元/小时,2011 不变价)	159 558	19.64	12.08	4.28	75
	母亲平均收入(元/小时,2011 不变价)	116 939	15.71	10.67	4.28	75
<i>age_c</i>	孩子年龄(岁)	446 871	7.60	5.60	0	20
<i>age_p</i>	父母年龄(岁)	446 871	34.46	6.62	18	64
<i>gen_c</i>	孩子性别(0=儿子,1=女儿)	446 871	0.395	0.489	0	1
<i>gen_p</i>	性别(0=父亲,1=母亲)	446 871	0.487	0.500	0	1
<i>ethnics</i>	民族(0=少数民族,1=汉族)	446 871	0.936	0.245	0	1
<i>exp</i>	期望工作经验(年龄-6-受教育年限)	446 871	18.172	7.562	0	58
<i>hukou</i>	户口(0=农村,1=城市)	446 871	0.196	0.397	0	1
<i>edu</i>	受教育程度虚拟变量	446 871	见说明	见说明	0	1
<i>grando</i>	同住且年龄 ≥ 65 岁的父母人数(高龄)	446 871	0.016	0.150	0	2
<i>grandy</i>	同住且年龄 < 65 岁的父母人数(老龄)	446 871	0.077	0.358	0	2
<i>sincome</i>	配偶收入(家庭在本地收入-本人收入)	343 224	3735.7	3293.4	699.4	40 000

说明:父母年龄是指家庭受访者的年龄,模型中“控制父母年龄虚拟变量”是指在父亲(母亲)的分样本中控制父亲(母亲)年龄虚拟变量,Kleven *et al.* (2019b)建议通过虚拟变量而非连续变量引入父母年龄。工作强度是在工作参与的前提下统计的,因此最小值为 1。不同受教育程度虚拟变量的均值(标准差)分别为,未上学 0.008(0.090),小学 0.086(0.281),初中 0.531(0.499),高中或中专 0.233(0.423),大学专科 0.09(0.286),大学本科 0.048(0.214),研究生 0.004(0.063)。

① (0,0)表示年龄大于等于 65 岁和年龄小于 65 岁的同住父母数量分别为 0 和 0,其他情形依此类推。

收入的弹性,配偶收入的计算方法为家庭在本地的月总收入(含包吃包住费)减去本人的月总收入。核心解释变量为孩子年龄,通过出生年月推算得到,基准样本选取仅有一个孩子的家庭,稳健性检验中放松到一孩或二孩家庭。其他变量的定义和描述性统计如表1所示。

四 回归结果与分析

(一) 基准结果

图3报告了模型(1)父母与不同年龄子女组合下工作概率的回归结果^①。以子女20岁时为基准,父亲工作概率除儿子出生当年有小幅降低外,在子女其他年龄均不发生变化。母亲工作概率在孩子出生当年降低约60%,在孩子五六岁前,母亲返回工作的概率会以较高速率向稳定状态收敛,这反映了孩子出生当年,由于哺乳等原因,母亲的工作可能性较低,而随着孩子年龄的增长,母亲会逐步返回劳动市场,直到孩子达到17岁的上大学年龄时,母亲的工作概率才会恢复到与基准组持平的状态。从95%置信区间来看,点估计值的标准误非常小,母亲在孩子不同成长阶段面临的延嗣惩罚是较为精确的。从不同性别孩子的点估计值和95%置信区间来看,生育男孩或女孩对父母工作概率的影响不存在显著差异,0-17岁间儿子和女儿对母亲劳动参与率影响是否存在显著差异的联合显著性检验也验证了图3的结果($F(18, 2647) = 1.23, p = 0.229$)。

图4显示了模型(1)的被解释变量为工作强度时的估计结果,在孩子6岁以前,父亲的工作强度小幅下降,生育男孩或女孩对父亲工作强度的影响不存在异质性。孩子出生当年母亲工作强度平均每月降低20小时左右,降幅为均值的10%左右。如果孩子为女孩,母亲的工作强度在孩子2岁以后即恢复到正常水平,若为男孩,母亲工作强度持续低于正常水平,直到男孩年龄超过上小学的6岁时,母亲工作强度才出现回升趋势。F检验表明孩子性别对母亲劳动参与强度的影响在1%显著性水平下存在差异。当孩子为女孩时,母亲会更早恢复工作强度,这意味着不同性别的孩子相对于母亲工作具有不同的相对“价格”,母亲对男孩的重视程度更高,而照料女孩的时间更少。这一发现从侧面呼应了发展中国家性别选择和孩子照料上的重男轻女现象(Sen,1992)。

^① 篇幅所限,本文核心解释变量的估计结果均采用更为直观的图形来报告,表格结果留存备案。

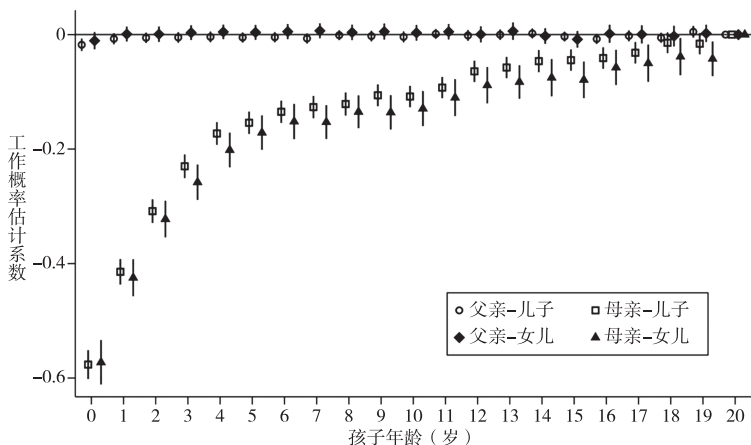


图3 孩子年龄与父母劳动参与率

说明:纵轴为以孩子20岁时父母工作概率为参照的估计系数及其95%置信区间(通过聚类到县域层面的稳健标准误计算得到,下同),0-17岁儿子和女儿对母亲工作概率影响差异联合显著性检验的F统计量和p值分别为 $F(18,2647) = 1.23, p = 0.229$ 。

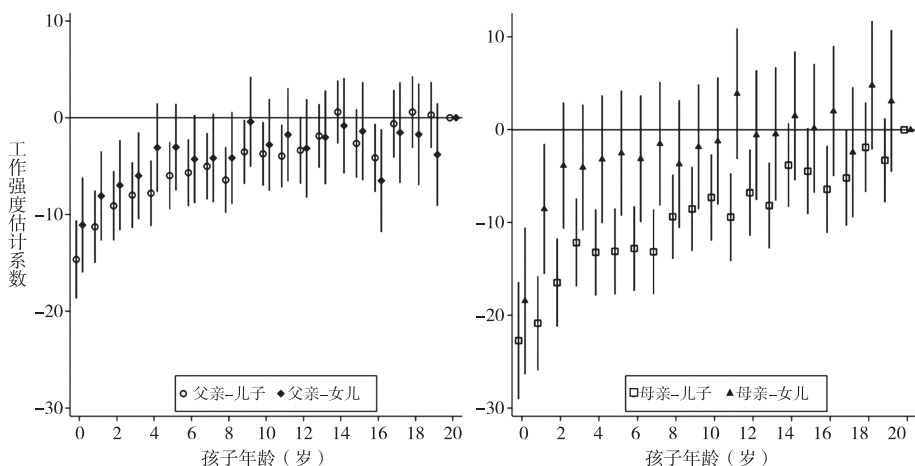


图4 孩子年龄与父母劳动参与强度

说明:0-17岁儿子和女儿对母亲工作强度影响差异联合显著性检验 $F(18,2417) = 1.95, p = 0.01$;对父亲工作强度影响差异联合显著性检验 $F(18,2424) = 0.91, p = 0.571$ 。

分析基准结果还可知:随着受教育程度的提升,劳动者工作概率显著增加,受教育程度为高中/中专以上劳动者的工作强度显著低于受教育程度较低劳动者的工作强度(见网站附表2)。相对于少数民族,汉族劳动者的工作概率和工作强度都更高。工作

概率在不同户口劳动者间不存在经济意义上的显著差异,但农村户口劳动者的工作强度更高。无论与高龄(年龄 ≥ 65 岁)还是老龄(< 65 岁)的祖辈同住的家庭,女性的工作概率均更高,但男性的工作概率没有差异,相比于与高龄祖辈同住,与老龄祖辈同住对女性工作概率的提升程度更加明显。女性工作参与率对配偶收入的交叉弹性约为 -0.2 。

(二)动态效应与异质性检验

1. 动态效应。以上发现揭示了父母劳动供给随子女年龄变化的规律,但未能刻画延嗣惩罚在时间维度上的动态效应。由于父母劳动参与率随子女年龄的变动不存在性别差异,被解释变量为工作参与时不再对子女性别进行区分。不同年度分样本下父母劳动参与率随孩子年龄的变动趋势几乎不变(见网站附图2)。不同年份下,父亲的劳动参与率仍保持不变,但母亲劳动参与率与孩子年龄的关系随时间发生了变化。图5为附图2中母亲在孩子7岁以前工作概率随时间变动的局部放大图,在孩子出生当年,2011–2017年的样本中母亲劳动供给分别降低46.9%、45.5%、58.1%、55.8%、57.6%、65.0%、61.9%,负向影响7年间增加了15个百分点。这一变动可能是2012年产假政策延长导致的,但对1岁孩子的母亲,产假不再覆盖,母亲相对劳动参与率仍由2011年的 -34.6% 降低到2017年的 -45.2% 。孩子其他年龄段也存在类似的降低趋势,随着孩子年龄的增长,这一降低趋势逐渐放缓。母亲劳动供给的逐年降低主要发生在孩子年龄较低的时期,延嗣惩罚在一定程度上解释了中国女性劳动参与率降低的年轻化趋势,即随着时间的推移,母亲生育后参与工作的可能性呈下降趋势。

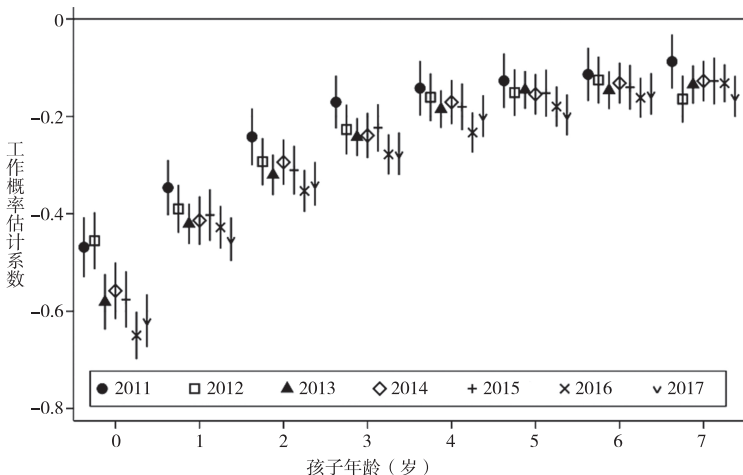


图5 2011–2017年母亲劳动参与率与孩子年龄(0–7岁)的关系

2. 所有制、就业类型和城乡差异。研究中国的就业问题需要考虑所有制异质性,公有制部门通常在工作时间、加班时间和劳动者权益上对《劳动法》遵从度更高,工作时间更短,劳动合同也相对更稳定。对于在城市地区就业的流动人口而言,还应关注正规和非正规部门两类就业,前者就业相对稳定,与生育相关的产假政策、生育保险等政策覆盖率更高;后者通常工作时间较长,工作环境和待遇较差,工作合同也更为松散。最后,本文还进一步考察了城乡差异。

公有制部门包括机关、事业单位、国有及国有控股企业和集体企业,其余定义为私有制部门。公有制部门除子女出生当年父母劳动参与强度小幅降低外,其余年份父母劳动参与强度均不存在延嗣惩罚,而非公有制部门结果与基准结果一致。样本中公有制部门的平均月工作时间为196小时(标准差为52小时),而非公有制部门的平均月工作时间为230小时(标准差为68小时)。由于公有制部门的工作强度本身较小且工作时间相对固定,生育后父母工作强度均不随时间变化(不同所有制分样本回归结果见网站附图3和4)。非正规部门包括单位性质为个体工商户和无单位的劳动者,正规部门包括土地承包者、公有制部门、私营企业、港澳台企业、外资企业和中外合资企业。正规部门与非正规部门恰好各占总样本的50%,非正规部门的平均月工作时间为248小时(标准差为72小时),正规部门的平均月工作时间为205小时(标准差为56小时)。两类部门的共同点在于母亲在儿子不同年龄的劳动参与强度呈现类似的特征,区别在于:对于工作强度更大、但自主度相对更高的非正规部门,父亲的工作强度在孩子年龄较低时会显著降低。而对于工作强度相对较小、但自主度也相对较低的正规部门,父亲在子女出生后的工作强度几乎没有降低,同时,母亲在女儿出生后的第二年,工作强度也恢复到正常水平。这是一个十分有趣的发现^①,孩子出生后,工作较为灵活的非正规部门家庭,父亲可能承担了一部分孩子照料的责任,这一效应对不同性别的孩子不存在差异。正规部门由于工作强度和工作时间灵活度相对较低,延嗣惩罚几乎全部由母亲承受,而母亲只在孩子为男孩时会显著降低工作强度(不同就业灵活度分样本结果见网站附图5和6)。假定图4的基准结果是生育后家庭内部根据分工和互补原则(unitary principle),以家庭为单位理性选择和调整的结果:生育后父母工作强度均降低,母亲的工作强度降低程度更大。工作时间更加灵活的非正规部门有利于生育后的工作时间调整,而正规部门工作时间相对固定,加上中国目前的产假

^① 本文采用就业部门二分变量(正规/非正规)作为被解释变量得到了与 Berniell *et al.* (2021)类似的结果,母亲在孩子出生后更可能选择在非正规部门就业,这与异质性检验的结果是自洽的,限于篇幅未报告该结果。

和生育假覆盖率处于较低水平,这阻碍了家庭内部在孩子照料上的分工和工作时间调整,导致女性承担了过多的孩子照料责任。我们还区分了农业和非农业户口,农业户口的分样本结果(见网站附图7)与非公有制部门的分样本结果(见网站附图4)类似,可能的原因在于农村的流动人口与非公有制部门就业样本存在较大的重叠,而非农业户口的分样本结果(见网站附图8)与个体户和无单位的分样本结果(见网站附图5)类似,原因可能是非农业户口家庭的流动成本更低,延嗣惩罚与个体户和灵活就业人员呈现出类似的特征。

五 稳健性检验与进一步讨论

(一)样本选择偏误问题

本文采用的样本具有随机性强、质量高和样本量大等特点,因此基准结果未考虑以下可能存在的三类样本选择偏误问题:(1)由于工作时间和工资水平只有在就业的情况下才能被观测到,就业个体可能存在样本选择偏误;(2)尽管计划生育下的“一孩政策”自改革开放以来成为中国的一项基本国策,但各个地区的执行程度可能存在一定差异,尤其是对于头胎是女孩的家庭,传统的男孩偏好可能使居民即使面临较大的经济和行政处罚也会生育二孩。由于孩子性别失衡现象的存在,母亲工作强度的变化在男孩和女孩间的性别差异,可能与生育偏好相关。同时,自2014年起,“单独二孩”政策在各省陆续实施,父母一方为独生子女的家庭可以生育第二个子女。自2016年起,全面“二孩政策”的实施标志着持续了长达30余年的独生子女政策走向终结。(3)流动人口样本不能代表整体样本。

1. 工作个体存在的样本选择偏误问题。对于样本选择偏误问题(1),本文采用Heckman两步法进行了校正,通过Probit模型估计个体工作的概率,将逆米尔斯率作为解释变量代入工作强度估计模型。由于基准模型显示父亲的工作概率不随孩子年龄发生变化且父亲接近完全就业,本文仅报告对母亲样本进行调整后的结果。如图6所示,母亲在女孩2岁时工作强度即恢复正常,而对于男孩,母亲生育后的工作强度降低程度更大、持续时间更长,子女性别对母亲劳动参与强度的影响存在显著的异质性(联合显著性检验的F统计量的p值为0.01),这与基准结果完全一致。对比图6所示的Heckman两步法调整后的结果与图4的基准结果,二者的区别主要在孩子2岁前母亲工作强度的降低程度在数值上有少量的差距,在孩子年龄超过2岁时的估计结果几乎一致。本文的基准结果受样本选择偏误影响较小的原因在于本文将兼职工作

者考虑在劳动参与者中,而非采用全职工作和非全职工作对劳动者进行划分,在这一设定下,样本中女性劳动参与率均值为72.8%,是否参与工作这一选择问题被兼职工作者“熨平”,本文基准结果几乎不受就业样本选择偏误问题的影响。

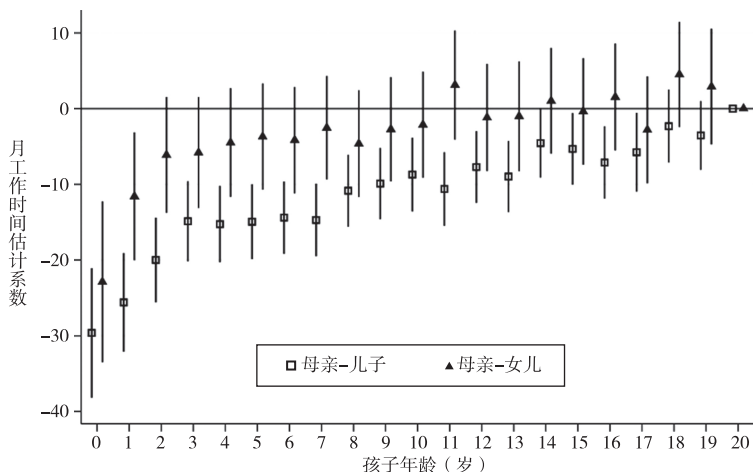


图6 Heckman 两步法调整后的子女对母亲工作强度的影响

说明:Heckman 两步法的第一阶段采用 Probit 模型估计母亲是否工作的概率,解释变量在基准模型解释变量的基础上增加了县级层面女性劳动参与率,将逆米尔斯率作为解释变量代入基准模型得到第二步估计。点估计值两端的竖线为95%置信区间(通过第二阶段聚类到县域层面的稳健标准误计算得到)。0-17岁子女性别对母亲劳动参与率影响差异联合显著性检验 $F(18, 2417) = 1.94, p = 0.01$ 。

2. 孩子数量和性别存在的选择偏误问题。对于样本选择偏误问题(2),尽管中国的性别失衡问题较为严重,但 Ebenstein(2011)的研究表明性别选择导致的性别失衡现象几乎发生在二孩及以后,第一个孩子的性别比接近自然状态,由于农村地区第一个孩子是女孩的家庭,间隔一定年限后可以生育二孩,因此农村地区第一个孩子的性别选择偏误较小。本文基准回归选择一孩家庭的做法与 Wei and Zhang(2011)是一致的。不过,由描述性统计可知,只有一个孩子的家庭女孩占比仅为39.5%,且“一孩政策”在本文样本期间有所松动。为保证结果的稳健性,本文进一步将样本扩大到一孩或二孩家庭的样本(第一个孩子中女性占比为45.3%)进行了稳健性检验。图7和图8分别对应图3和图4,核心解释变量为第一个孩子的年龄,本文在控制变量中增加了孩子数量虚拟变量。对比图3和图7、图4和图8的结果,两幅图的基本形态一致,且在数量级上差异不大。图7中9岁以下女孩对母亲工作概率的影响相比于图3有小幅降低,可能的原因在于增加二孩家庭后,第一个孩子为女孩时,家庭更倾向于生第二

个孩子,导致第一个孩子的效应中混杂了部分第二个孩子的影响。由于模型中控制了孩子数量,这一影响在数量级上可以忽略,本文的基准结果受孩子数量影响较小。由于本文将男孩和女孩分开进行检验,孩子性别可能存在的选择偏误问题也在比较相同孩子性别家庭的过程中得到了缓解。

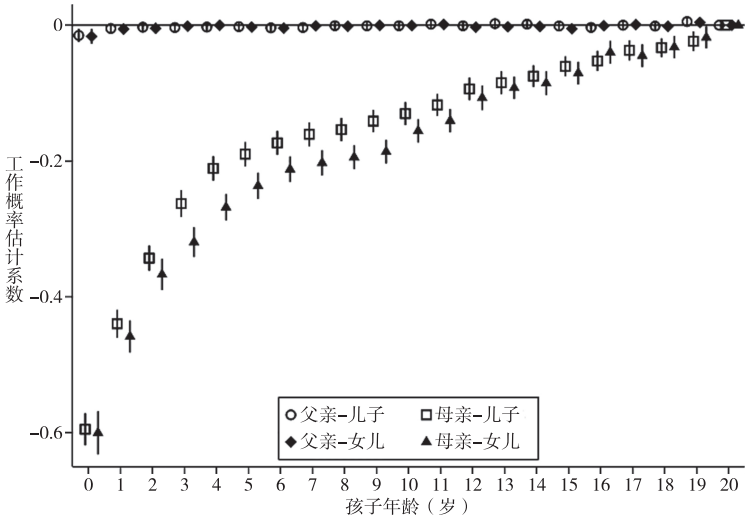


图7 孩子年龄与父母劳动参与率(一孩或二孩家庭)

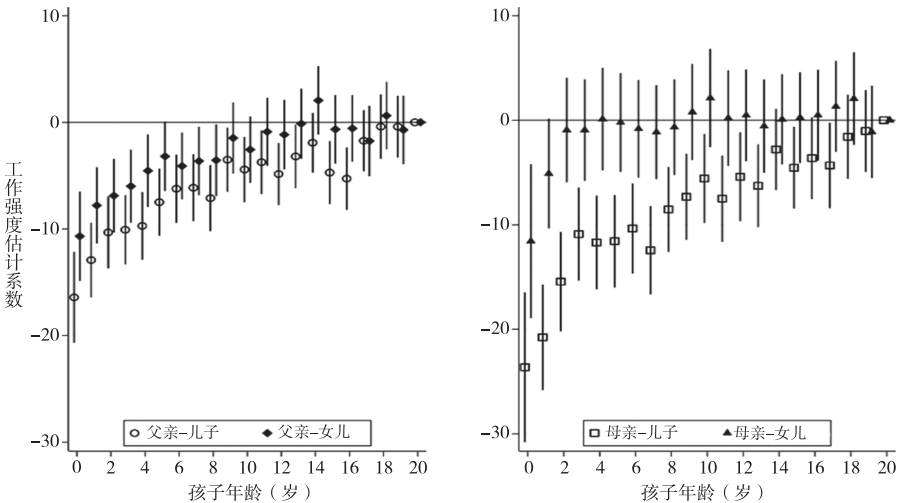


图8 孩子年龄与父母劳动参与强度(一孩或二孩家庭)

3. 流动人口样本存在的样本选择偏误问题。由于本文仅采用了流动人口数据,结论的适用性不一定能推广到非流动人口。本文采用2005和2015年全国1%人口抽

样调查、2010年人口普查微观数据进行了稳健性检验,未采用该数据的回归结果作为基准结果的原因在于其他变量不足,无法进行与流动人口数据类似的一系列稳健性检验和替代性解释讨论。尽管采用全国层面的普查(或抽样调查)数据为延嗣惩罚对母亲工作概率影响的变动趋势提供了一些补充证据,但本文仍将核心结果的适用范围界定在流动人口中。中国自1979年开始实施“一孩政策”,部分农村地区的生育政策自1984年开始调整为“一孩半”政策,而城乡地区的生育政策在2013和2016年分别调整为“单独二孩”和“全面二孩”政策。与图7的设定保持一致,本文将普查数据样本限制在一孩或二孩家庭,全样本中2005-2015年一孩和二孩家庭占比分别为41%和24%,若不考虑没有孩子的家庭,一孩或二孩家庭占比约为90%(不同孩子数量家庭占比见网站附表3)。由于普查数据仅2005年统计了收入信息,为保持一致,在三年的样本中,本文在控制变量中控制了配偶受教育年限的虚拟变量,来补足配偶收入信息的缺失。2005-2015年三年的估计结果见图9,估计值与坐标轴围成的面积在扩大,说明孩子对母亲工作概率的影响存在上升趋势。对比图5的结果可知,延嗣惩罚及其动态效应并不局限于流动人口中。

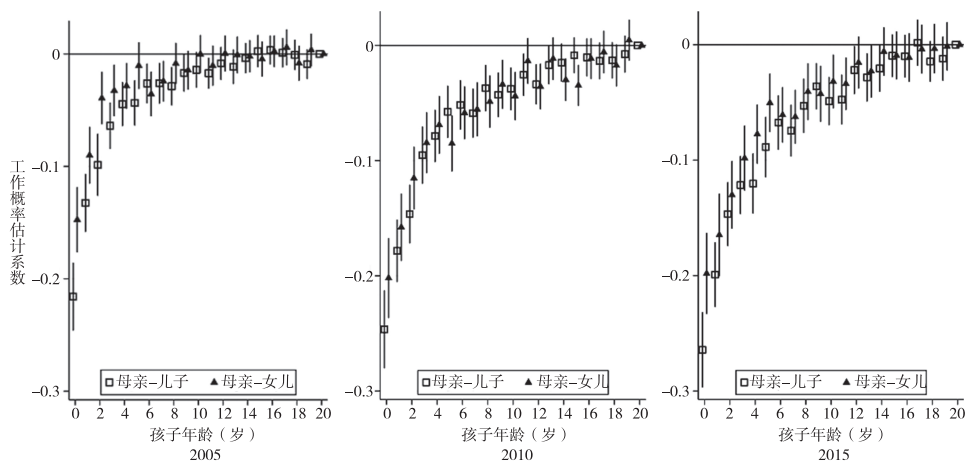


图9 母亲劳动参与率与孩子年龄的关系(2005、2010和2015年)

(二) 内生性讨论

图3显示父亲的工作参与率不随孩子年龄发生变化,但母亲的工作参与率随孩子年龄增加而逐渐收敛到正常水平,这一结果受内生性影响较小。但本文对工作强度影响的估计可能存在遗漏变量(如对工作的偏好)导致的内生性问题。由图4,母亲在女孩2岁后,工作强度即恢复到正常水平。但在男孩17岁以前,母亲的工作强度始终低

于正常水平,不过,在男孩6-7岁后,母亲的工作强度有加速恢复的趋势。这为本文间接地解决内生性提供了如下逻辑思路:正常情况下,母亲在孩子上学后有更多的时间参与劳动。如果母亲在女孩2岁左右即恢复正常工作强度,在女孩上小学前后工作强度变化程度应更小;如果母亲在男孩上小学前投入了更多的照料时间,男孩上小学后的学校照料时间替代了部分家庭照料,母亲的工作强度应增加。

本文采用孩子出生季度这一经典的工具变量构造外生的小学入学冲击,进一步研究孩子性别对母亲工作强度影响的差异。中国1986年颁布的义务教育法规定小学的最低入学年龄为6岁,部分地区可灵活调整至7岁,若最低入学年龄政策在部分地区的执行力较弱,本文不排除部分地区或家庭的孩子5岁即上小学。由于CMDS数据仅2012和2013年详细统计了孩子是否小学在读的信息,本部分采用的数据为CMDS 2012和2013年。参照Angrist and Krueger(1991)的设定,本文将出生月份12-2月、3-5月、6-8月和9-11月分别归为Q1、Q2、Q3和Q4。在2012年的样本中,本文将孩子出生年月限定在2003年12月-2007年11月,对于5岁上学的地区,2006年Q4出生的孩子不能上学,对于6岁上学的地区,2005年Q4-2006年Q4出生的孩子不能上学,对于7岁上学的地区,2004年Q4-2006年Q4出生的孩子不能上学。因此,无论法定入学年龄放松到5岁或7岁,第四季度出生的孩子理论上的上小学概率应低于其他季度。对于2013年的样本,孩子出生年月则限定在2004年12月-2008年11月,其余设定均与2012年类似(详见网站附表4)。构建出生季度 QOB (quarter of birth)作为小学入学的工具变量,当出生季度为Q4时取1,其他季度取0。图10清晰地显示了工具变量第一阶段的结果, p_1 为将样本范围限定在3年时计算的入学概率(考虑5-7岁上小学), p_2 为将样本范围限定在1年时的入学概率(假定6岁上小学),即使去除

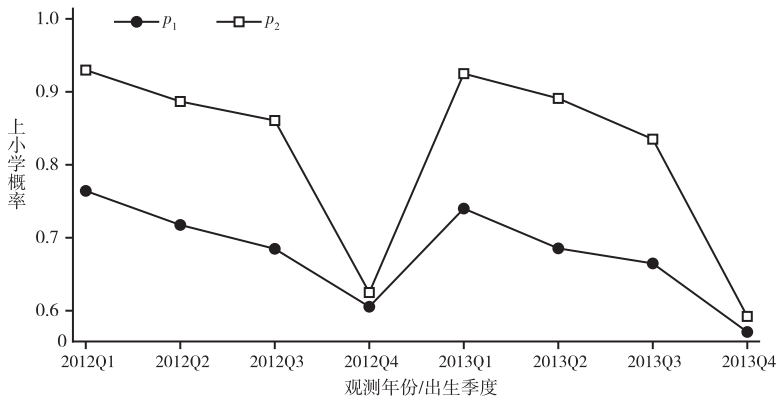


图10 工具变量第一阶段示意

季度趋势,第四季度出生的孩子入学概率也显著低于其他季度出生的孩子,因此工具变量满足相关性。由于孩子出生季度与母亲的工作强度不相关,工具变量满足外生性。工具变量两阶段最小二乘(2SLS)估计如下:

$$Primary_i = \alpha + \delta QOB_i + X'\beta + age_i + year + \varepsilon_i \quad (2)$$

$$y_i = \alpha + \pi \widehat{Primary}_i + X'\beta + age_i + year + \varepsilon_i \quad (3)$$

其中 y_i 为结果变量,分别选取工作参与率和工作强度。 $Primary_i$ 为是否上小学(是=1,否=0), QOB 为上文定义的工具变量($Q4=1, Q1-Q3=0$),其他设定与基准结果类似。工具变量 2SLS 估计结果分别见表 2、3。

表 2 报告了儿子是否上小学对母亲劳动供给影响的工具变量 2SLS 估计结果。列(1)为工具变量(IV)的第一阶段估计,采用的工具变量为 p_2 ,第一阶段的估计结果显示:Q1-Q3 出生的孩子在 6 岁时的小学入学率为 89.6%,而 Q4 出生的孩子上小学的概率在 1% 显著性水平下比 Q1-Q3 低 35.64%,这一数值与图 10 所示的无条件均值差异是十分接近的,说明工具变量的相关性成立。第一阶段的 F 值为 377.2,远高于经验值 10,说明工具变量不受弱工具变量问题影响。表 2 中列(2)的 Panel A 为 OLS 简约式估计结果,Panel B 为 IV 的 2SLS 估计结果,男孩上小学后母亲的月工作时间会增加 36 小时^①,大约为平均工作强度的 15.4% (=36/233.7)。列(3)(4)分别为将被解释变量更换为母亲是否工作的虚拟变量,IV 的第一阶段仍显著,IV 的 2SLS 估计结果显示男孩上小学对母亲参与工作的概率存在正向影响,但不显著。可能的原因在于男孩上小学后仍需要必要的家庭照料,对母亲劳动供给不存在参与边际上的作用,但在工作强度边际上的影响明显。女儿上小学对母亲劳动供给的影响,工具变量第一阶段仍显著,与预期一样,女儿是否上小学对母亲的劳动参与率和参与强度均不存在显著影响(见网站附表 5)。作为对照,子女是否上小学对父亲劳动供给不存在显著影响(见网站附表 6 和 7),这与基准结果的发现是一致的。表 3 报告了将样本限定在 3 年时的结果,即工具变量采用 p_1 。列(1)的第一阶段估计结果显示:对于 Q1-Q3 出生的孩子,5-7 岁上小学的概率为 66.7%,而 Q4 出生的孩子,5-7 岁上小学的概率减少 11%,这一结果与图 10 的无条件均值差异和附表 4(见网站)的结果一致,3 年的样本中 Q4 的入学概率降低程度比 1 年样本中的降低程度更小,但 QOB 的第一阶段仍在 1% 显著性水平下显著。IV 的 2SLS 估计结果显示男孩上小学会使母亲的月工作时间增加 51.8 小时,约为工作强度的 21.6% (=51.8/240.2)。列(3)(4)显示,男孩上小

① 容易验证,IV 的 2SLS 估计系数等于简约式估计系数/第一阶段估计系数,即 $-12.85 / -0.3564 = 36.06$ 。

学对母亲的工作参与率有正向影响,但不显著。在采用 p_1 作为 IV 的其他性别组合中,女儿对母亲和子女对父亲的影响均不显著,限于篇幅未报告。以上发现直接说明了孩子上小学对母亲劳动参与无影响,但能显著提升孩子是男孩的母亲的劳动参与强度。

表2 儿子上小学对母亲劳动供给影响的工具变量 2SLS 估计

	(1)	(2)	(3)	(4)
母亲-儿子	儿子是否上小学 (是=1,否=0)	母亲工作时间 (小时/月)	儿子是否上小学 (是=1,否=0)	母亲是否工作 (是=1,否=0)
Panel A. IV 第一阶段估计和 OLS 简约式估计				
$QOB(p_2)$	-0.3564 *** (0.0378)	-12.85 *** (4.274)	-0.3362 *** (0.0307)	-0.0226 (0.0246)
第一阶段 F 值	377.2		239.4	
观测值	1582	1582	2104	2104
对照组均值	0.8960	233.7	0.8861	0.7234

Panel B. IV 估计结果

		36.06 *** (11.45)		0.0673 (0.0665)
观测值		1582		2104
对照组均值		233.7		0.7234

说明:括号内是聚类到城市层面的稳健标准误,* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$ 。下表同。

表3 儿子上小学对母亲劳动供给影响的工具变量 2SLS 估计(更换工具变量)

	(1)	(2)	(3)	(4)
母亲-儿子	儿子是否上小学 (是=1,否=0)	母亲工作时间 (小时/月)	儿子是否上小学 (是=1,否=0)	母亲是否工作 (是=1,否=0)
Panel A. IV 第一阶段估计和 OLS 简约式估计				
$QOB(p_1)$	-0.1100 *** (0.0169)	-5.704 ** (2.213)	-0.0948 *** (0.0141)	-0.0178 (0.0136)
第一阶段 F 值	384.2		248.6	
观测值	4673	4673	6131	6131
对照组均值	0.6772	240.2	0.8861	0.7608

Panel B. IV 估计结果

		51.82 ** (20.20)		0.1882 (0.1448)
观测值		4673		6131
对照组均值		233.8		0.7608

(三) 替代性解释

1. 女性劳动供给降低是否由歧视导致。女性生育后劳动供给的降低,可能是劳动市场对生育后的女性歧视的结果。若这一替代解释成立,则生育后的女性劳动者平均工资应降低。图 11 显示了将模型(1)的被解释变量更换为小时收入的估计结果,Kleven *et al.* (2019a)以 6 个发达国家的研究表明,母亲在生完孩子后的小时平均收入会显著降低。图 11 显示在孩子约 7 岁以前,父母的平均工资都呈现出大约 2 元/小时的小幅增加,随着孩子年龄增长到约 9 岁时消失,这一工资变动在经济意义上不具有显著性。结合图 4 和图 11 可以明显地看出,这一增加是由于计算平均工资的时候分母使用了工作时间而产生的“机械效应”(mechanical effect)。由于孩子 9 岁以后,父母工作时间趋向稳定,图 11 中孩子 9 岁以后的父母小时收入并未出现明显的降低,且父母收入变动趋势不存在异质性,说明母亲劳动供给的降低与生育后可能受到的歧视关系不大。

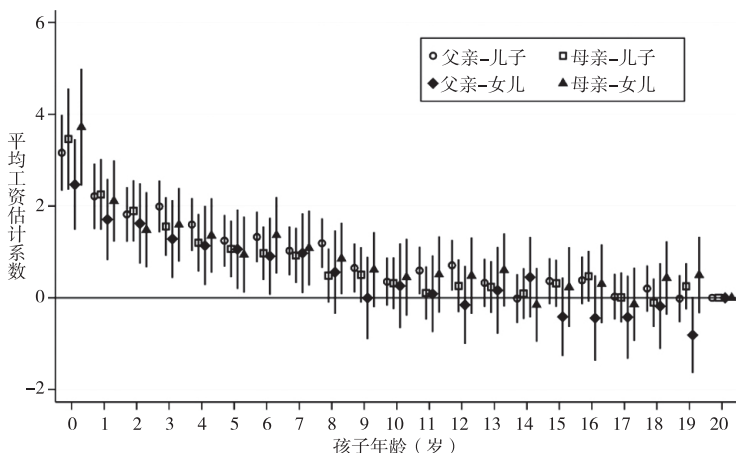


图 11 孩子年龄与父母平均收入

说明:收入决定方程中除与基准结果包含的控制变量外,还控制了期望工作经验及其二次项。

2. 家庭结构变迁。部分研究指出多代同住家庭减少这一家庭结构变迁是导致中国女性劳动参与率降低的原因(沈可等,2012)。基准结果显示多代同住确实有助于增加女性劳动参与率,但控制多代同住后仍呈现出本文所示的结果。图 12 显示 2011-2017 年与祖辈同住的家庭比例整体呈上升趋势,这本应增强女性劳动供给,多代同住家庭比例的降低可能不是女性劳动供给降低的主要原因。

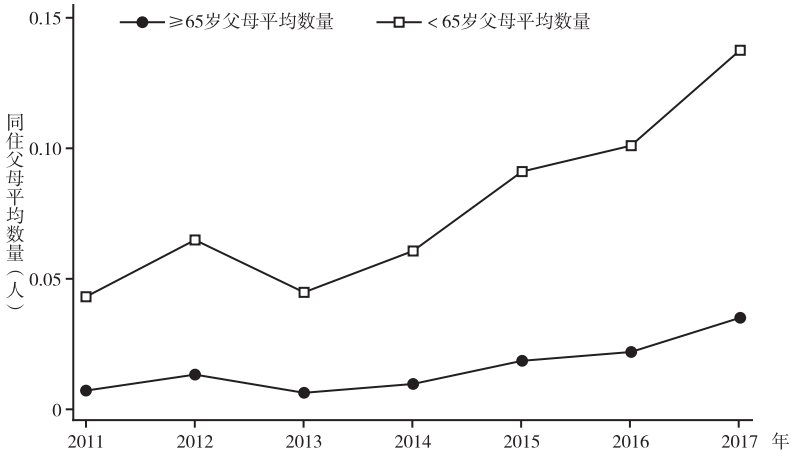


图 12 2011—2017 年多代同住家庭变动趋势

3. 闲暇差异还是照料差异。Wang(2019)采用农村固定观察点 2003—2010 年和中国健康与营养调查 1989—2015 年的数据研究发现,农村女性生育男孩比生育女孩后的工作参与率降低约 14%,工作天数降低 28%—48%。Wang(2019)将劳动时间的降低解释为生完男孩后女性家庭地位提升,劳动时间的降低用于增加闲暇而非孩子照料。实际上,对于农村女性,若因照料孩子而退出劳动市场,孩子照料和闲暇时间可能同时增加。为此,本文进一步构造了两类与闲暇时间有关的被解释变量。其中 CMDS 2011 年的调查询问了“休闲时候主要干什么?(选择三项)”,备选项有:看电视/电影/录像,下棋/打牌/打麻将,逛街/逛公园,体育活动/锻炼身体,读书/看报/学习,上网/玩电脑游戏,与家人朋友聊天,闲呆/睡觉,做家务和其他。若生完男孩后女性的家庭地位提升,则个人休闲娱乐活动相对于做家务的时间应更多。本文构造了休闲时候主要做家务可能性的虚拟变量,若前三项包含做家务,则取值为 1,否则取值为 0。此外,CMDS 2012 年的调查询问了以下闲暇活动的频率:看电视/电影/录像,玩棋牌/麻将/电脑游戏,上网浏览/通讯(工作时间除外),读书/看报/学习,参加文艺/体育活动。本文将闲暇活动的频率加总得到总的闲暇活动频率作为被解释变量进行了检验。图 13 左图和右图分别显示了以闲暇时间做家务的可能性和闲暇活动频率作为被解释变量的回归结果,孩子性别对母亲休闲时间做家务的可能性不存在显著影响。相对于男孩 20 岁时,母亲在男孩年龄较低时的闲暇时间有小幅增加,但男孩和女孩对母亲闲暇时间的影响不存在显著差异。

4. 子女照料与子女性别失衡。本文关于女性劳动参与强度降低最直接的解释是性别

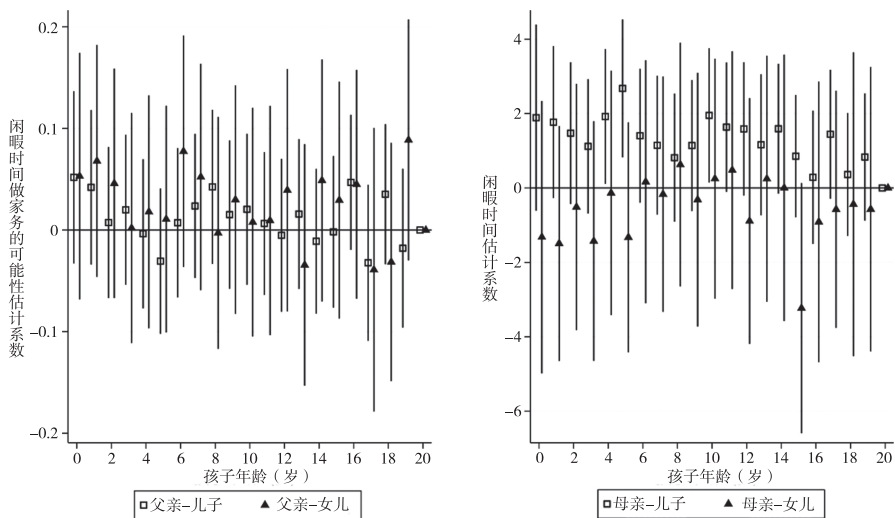


图 13 孩子年龄对母亲闲暇时间做家务可能性的影响

说明:0-7 岁间不同性别的孩子对母亲闲暇时间做家务的可能性和闲暇时间影响差异联合显著性检验分别为 $F(8, 1058) = 1.09, p = 0.371$; $F(8, 1136) = 1.43, p = 0.178$ 。

失衡与性别偏好。上文发现母亲工作强度会在女孩约 2 岁时恢复到正常水平,但因生男孩导致的工作强度降低会一直持续到男孩 17 岁左右。图 14 显示了本文对 1973 年以来中国每年出生人口性别比的粗略估计,1980 年以前的男女出生比在 106:100 的自然状态水平^①,但自 1985 年以来,中国新生人口中的男女性别比例失衡现象持续加剧。更多的男孩出生这一特征与母亲对男孩投入更多的照料时间、中青年母亲劳动参与强度降低的典型事实是一致的。发展中国家男性偏好导致的“消失的女性”受到大量关注(Sen, 1992; Qian, 2008),本文还发现即使女孩具有与男孩相同的出生机会,也可能在幼儿时期受到更少的家庭照料,这可能导致女性的长期经济社会特征相对于男性处于弱势。

尽管子女性别对女性劳动参与率的影响不存在显著差异,性别失衡不足以解释女性劳动参与率的下降,但如果将退出劳动市场看作劳动参与强度降低的极限情形,性别失衡视角对女性劳动供给的降低仍存在一定的解释力。参照 Wei and Zhang(2011)的逻辑,性别失衡会提升男孩家庭在婚姻市场上的竞争性储蓄,同理,男孩比例更大的性别失衡会增加母亲对男孩的照料时间,从而导致母亲劳动供给降低。更为直观的

① 由于 2 岁以下的男童死亡率略高于女童死亡率,男女出生性别比为 106:100 左右时,结婚年龄的男女性别比大致相当。

是,延嗣惩罚对女性劳动参与率的影响随时间逐年提升,这一现象更多地体现在孩子的幼年时期。可能的原因在于随着收入水平的提高,家庭更加注重子女照料的质量,从而主动放弃隔代照料和工作来增加对子女照料的时间投入。家庭是否主动放弃隔代照料涉及更深层次的社会结构转型中的代际观念转变问题,本文不做深入探究。综上所述,本文认为子女照料的增加和孩子性别失衡是中国女性劳动供给降低的重要原因。

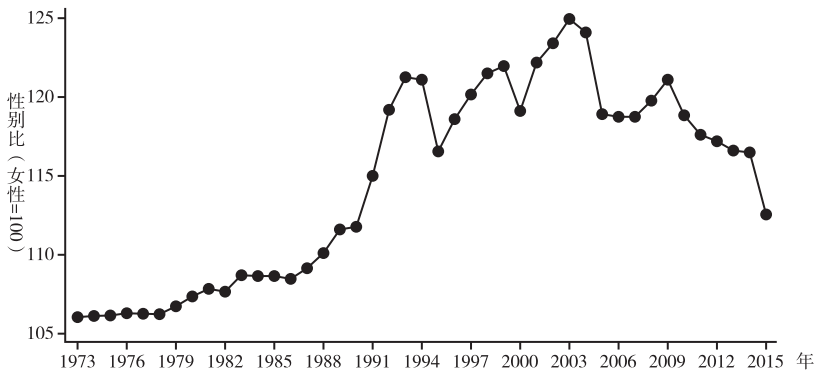


图 14 中国不同年份出生人口性别比 (男孩/女孩)

说明:数据为作者根据历年人口普查或抽样调查资料整理,具体说明见网站。

六 结论与启示

本文总结了中国的女性劳动参与率和参与强度下降的典型事实,并基于流动人口数据从延嗣惩罚和性别失衡的视角进行了解释。母亲在孩子出生后的工作参与率显著降低,孩子对母亲工作参与率的负向影响在 2011-2017 年逐渐增加。母亲在孩子出生后的工作强度显著降低,且存在明显的性别差异。母亲的工作强度会在女孩 2 岁时恢复到正常水平,若孩子为男孩,尽管母亲工作强度会在男孩上小学后提升 15%-22%,但母亲工作强度的降低会持续到男孩 17 岁左右。本文具有如下启示:

第一,对于女性劳动供给降低的原因,本文的结论不支持要素偏向型技术进步和劳动力市场歧视等需求侧因素。本文样本期间多代同住家庭比例有上升趋势,但女性劳动供给仍显著降低,多代同住家庭结构变迁也很难解释女性劳动供给的降低。中青年女性劳动供给显著降低的可能原因在于母亲主动将更多的时间投入到子女照料,随着家庭收入的提升,子女相对于母亲的工作变得更加重要。提升女性劳动供给的政策应更多地关注年龄较大的女性,即关注女性法定退休年龄。中国目前仍沿袭 1978 年女

职工50-55岁退休的制度,而中国女性预期寿命已由1981年的69.3岁上升到2015年的79.4岁,男女预期寿命差(女性-男性)也由1981年的1.5岁增加到2015年的3.1岁^①。随着预期寿命的增加,经合组织(OECD)国家的“退休年龄”^②在逐渐上升(Blundell *et al.*, 2016)。2014年,OECD国家中领取养老金的平均年龄为64岁(女性为63.1岁),美国、挪威和冰岛高达66-67岁,OECD国家中女性领取养老金的最低年龄为土耳其的58岁。对比来看,中国的女性退休年龄较低。本文为“十四五”期间逐步延迟女性法定退休年龄提供了新观点和新论据:随着居民平均生活水平的提升,母亲将在子女幼年时期提供更多的子女照料时间而减少劳动供给,因此,提高女性退休年龄能补偿母亲在孩子照料阶段劳动供给的降低。在退休年龄和养老金制度改革过程中,应将延嗣惩罚考虑在女性劳动者的养老金改革方案中,通过更为严谨的计算来制定具有弹性的养老金制度。

第二,尽管本文认为女性劳动供给的降低是子女照料重要性变化和家庭内部分工的结果,但不同部门表现出异质性。就子女对父母工作强度的影响而言,基准结果显示父母工作强度在子女幼年期均有所降低,但母亲的降低程度更加明显。父亲承担了部分子女照料责任,且对子女不存在性别偏好。对于就业形式更为灵活的非公有制部门和非正规部门,这一规律与基准结果一致。但对于公有制部门,父母工作强度均不发生变化,可能源于公有制部门的工作强度本身更低。而对于正规部门,子女照料责任几乎全部由母亲承担,且母亲对子女存在显著的性别偏好。非正规部门工作时间更为灵活的优点在子女照料中被放大,不利于就业的正规化,这让人反思中国的产假、生育和女性劳动者保护政策。2012年颁布的《女职工劳动保护特别规定》将女职工产假由90天提高至98天,并规定用人单位应在每天劳动时间内为哺乳期女职工安排1小时的哺乳时间。部分地区还设立了针对男性职工的15天左右的陪产假。本研究带来的启示在于:增加男性陪产假时间,同时提高孩子处于低龄时期父母工作时间的灵活度。男性陪产假通常被认识是消除男女就业歧视的措施之一,本文的发现可能意味着男性陪产假还有利于家庭内部分工和工作强度调整,减轻母亲在子女照料中的责任。由于产假和陪产假仅在子女出生时起作用,而子女在幼龄阶段均需要父母的照料,同时提高孩子处于低龄时期父母的工作灵活度,既有利于父母共同承担孩子照料责任,还能缓解仅提升女性工作时间灵活度可能造成的劳动力市场和子女照料双重性别歧视。

① 数据来源:国家统计局网站 <http://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

② “退休年龄”更为准确的表述应为“领取养老金的最低年龄”,多数国家并未设定强制退休年龄,而是通过具有弹性的养老金制度设计,确定不同工作年限和退休年龄劳动者的养老金给付水平。

第三,关注孩子照料的性别差异。母亲在女孩2岁时工作强度即恢复到正常水平,女儿上小学对母亲的工作强度影响不大,而对于男孩,母亲的工作时间持续低于正常水平。尽管孩子对于家庭的重要性逐渐提升,但重男轻女的性别偏好仍然根深蒂固。在“三孩政策”放开过程中,应更加关注性别失衡问题,缓解女性从幼年时期就受到的不平等。例如,通过提高工作灵活度提升家庭对女儿的照料。

本文的不足在于未能对延嗣惩罚的贡献度进行分解,但本文证实了延嗣惩罚和孩子性别差异这两类显著的因素。基于普查数据的分析表明本文的结论对非流动人口仍可能适用,但本文仍将结论适用性限定在流动人口中。关注幼年时期的性别不平等,并通过必要的公共政策进行消除,是既重要又有趣的进一步研究方向。

参考文献:

- 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。
- 李勇辉、沈波澜、李小琴(2020):《儿童照料方式对已婚流动女性就业的影响》,《人口与经济》第5期。
- 罗俊峰、苗迎春(2018):《生育孩子数对女性劳动参与率的影响——基于2014年流动人口动态监测数据》,《调研世界》第12期。
- 彭青青、李宏彬、施新政、吴斌珍(2017):《中国市场化过程中城镇女性劳动参与率变化趋势》,《金融研究》第6期。
- 申超(2020):《扩大的不平等:母职惩罚的演变(1989—2015)》,《社会》第6期。
- 沈可、章元、鄢萍(2012):《中国女性劳动参与率下降的新解释:家庭结构变迁的视角》,《人口研究》第5期。
- 盛亦男(2019):《生育政策调整对女性就业质量的影响》,《人口与经济》第3期。
- 王伟同、周洪成、张妍彦(2021):《看不见的家庭教育投资:子女升学压力与母亲收入损失》,《经济研究》第9期。
- 詹鹏、毛逸波、李实(2021):《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》,《中国工业经济》第8期。
- 张川川(2011):《子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响》,《人口与经济》第5期。
- 张抗私、谷晶双(2020):《生育对女性就业的影响研究》,《人口与经济》第5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。
- Adda, J.; Dustmann, C. and Stevens, K. “The Career Costs of Children.” *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (2), pp. 293–337.
- Angrist, J. D. “How Do Sex Ratios Affect Marriage and Labor Markets? Evidence from America’s Second Generation.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2002, 117(3), pp. 997–1038.
- Angrist, J. D. and Krueger, A. B. “Does Compulsory School Attendance Affect Schooling and Earnings?” *The Quarterly Journal of Economics*, 1991, 106(4), pp. 979–1014.
- Berniell, I.; Berniell, L.; De la Mata, D.; Edo, M. and Marchionni, M. “Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect.” *Journal of Development Economics*, 2021, 150(102599).
- Blau, F. D. and Kahn, L. M. “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Lit-*

erature, 2017, 55(3), pp. 789–865.

Blundell, R. and MaCurdy, T. “Labor Supply: A Review of Alternative Approaches,” in O. Ashenfelter and D. Card, eds., *Handbook of Labor Economics*. 1999, North Holland, pp. 1559–1695.

Blundell, R.; French, E. and Tetlow, G. “Retirement Incentives and Labor Supply,” in J. Piggott and A. Woodland, eds., *Handbook of the Economics of Population Aging*. 2016, North Holland, pp. 457–566.

Card, D.; Cardoso, A. R. and Kline, P. “Bargaining, Sorting, and the Gender Wage Gap: Quantifying the Impact of Firms on the Relative Pay of Women.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2016, 131(2), pp. 633–686.

Chen, X. “The Evolution of Female Labor Force Participation in Urban China.” *Economics of Transition and Institutional Change*, 2019, 27(1), pp. 267–299.

Chiappori, P. A.; Fortin, B. and Lacroix, G. “Marriage Market, Divorce Legislation, and Household Labor Supply.” *Journal of Political Economy*, 2002, 110(1), pp. 37–72.

Cook, C.; Diamond, R.; Hall, J.; List, J. A. and Oyer, P. “The Gender Earnings Gap in the Gig Economy: Evidence from over a Million Rideshare Drivers.” *The Review of Economic Studies*, 2021, 88(5), pp. 2210–2238.

Ebenstein, A. “Estimating a Dynamic Model of Sex Selection in China.” *Demography*, 2011, 48(2), pp. 783–811.

Goldin, C. “A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter.” *The American Economic Review*, 2014, 104(4), pp. 1091–1119.

Grosjean, P. and Khattar, R. “It’s Raining Men! Hallelujah? The Long-Run Consequences of Male-Biased Sex Ratios.” *The Review of Economic Studies*, 2019, 86(2), pp. 723–754.

Hare, D. “What Accounts for the Decline in Labor Force Participation among Married Women in Urban China, 1991–2011?” *China Economic Review*, 2016, 38, pp. 251–266.

Ichino, A. and Moretti, E. “Biological Gender Differences, Absenteeism, and the Earnings Gap.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2009, 1(1), pp. 183–218.

Kleven, H.; Landais, C.; Posch, J.; Steinhauer, A. and Zweimüller, J. “Child Penalties across Countries: Evidence and Explanations.” *American Economic Association Papers and Proceedings*, 2019a, 109, pp. 122–126.

Kleven, H.; Landais, C. and Søgaard, J. E. “Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark.” *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019b, 11(4), pp. 181–209.

Le Barbanchon, T.; Rathelot R. and Roulet, A. “Gender Differences in Job Search: Trading off Commute against Wage.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2021, 136(1), pp. 381–426.

Marianne, B. “New Perspectives on Gender,” in D. Card and O. Ashenfelter, eds., *Handbook of Labor Economics*. 2011, North Holland, pp. 1543–1590.

Qian, N. “Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-specific Earnings on Sex Imbalance.” *The Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123(3), pp. 1251–1285.

Sen, A. “Missing Women.” *British Medical Journal*, 1992, 304(6827), pp. 587–588.

Wang, S. Y. “The Labor Supply Consequences of Having a Boy in China.” *NBER Working Paper No. 26185*, 2019.

Wei, S. J. and Zhang, X. “The Competitive Saving Motive: Evidence from Rising Sex Ratios and Savings Rates in China.” *Journal of Political Economy*, 2011, 119(3), pp. 511–564.

Zhao, L. ; Liu, S. and Zhang, W. "New Trends in Internal Migration in China: Profiles of the New-Generation Migrants." *China & World Economy*, 2018, 26(1), pp. 18-41.

Why Has the Women's Labor Supply in China Declined? New Evidence from the Migrants

Yan Weibo; An Lei

Abstract: Why female's labor participation rate (LPR) and hours of work (HW) in China have been declining since the mid-1990s? This paper tries to answer the question from the perspective of "child penalty" and the imbalance of the gender ratio of children. Based on the CMDS data between 2011 and 2017, we find that mother's LPR decreases by approximately 60% in the year of child's birth. As child's age increases, mother's LPR gradually returns to normal. The negative impact of child's birth on mother's LPR gets stronger year by year from 2011 to 2017. Specifically, mother's LPR in the year of child's birth decreases by 15%. In contrast, father's LPR has no response to child's birth. In addition, mother's HW decreases significantly after child's birth. We further show that mother's HW responds to girl's and boy's birth differently. If the child is a girl, mother's HW would return to a normal level when the girl reaches 2 years old. If the child is a boy, mother's HW would deviate from the normal level unless the boy's age reaches 17 years old. However, mother's HW would increase by 15% - 22% after the child's primary school attendance. The "child penalty" effects display an obvious heterogeneity regarding employer's ownership, employee's employment type, and hukou status. This paper provides new explanation to the decline of female's labor supply in China and sheds light on how to improve female's employment quality, promote the implementation of maternity leave policies, and reduce the gender imbalance.

Key words: female's labor supply, child penalty, gender differences, dynamic effect

JEL codes: J22, J16, J13

(截稿:2021年3月 责任编辑:宋志刚)