

教育是否降低了女性生育惩罚？

郑雪静 张泽宇 谭晓艳 姚曼曼*

内容提要 在当前中国女性生育率不断下降的背景下，教育水平的提升不仅对女性的收入有着积极的作用，同时也对婚姻观念和生育行为产生深刻的影响。生育惩罚作为评估女性生育环境的关键指标，是女性进行生育决策的重要参考，然而女性受教育水平的提升对其生育惩罚的影响在学术界具有争议。本文利用中国劳动力动态调查（CLDS）2016年和2018年两期的调查数据，实证检验了教育、生育与已婚女性收入之间的关系。结果表明，生育对已婚女性的收入存在负面影响，而教育可以缓解生育带来的收入惩罚；特别地，在教育资源不丰富、初育年龄较晚的女性群体中，教育对生育惩罚的缓解作用尤为突出。此外，本文还进一步采用具有中介的调节效应模型检验了教育降低生育惩罚的途径，发现教育会通过提高已婚女性的生育保险参保率来降低女性的生育惩罚。本文的研究结论为解释女性的受教育水平与其生育的工资惩罚之间的关系提供了一个全新的视角，为降低女性生育惩罚，缓解女性受教育、生育和收入之间的矛盾提供了政策启示。

关键词 教育 生育惩罚 调节效应 生育保险

一 引言

党的二十大报告强调：“优化人口发展战略，建立生育支持政策体系，降低生育、养育、教育成本”。从2013年开始，中国陆续出台了“单独二孩”、“全面二孩”、“三

* 郑雪静，华中农业大学宏观农业研究院、华中农业大学经济管理学院，电子邮箱：zxj15342272585@163.com；张泽宇（通讯作者），华中农业大学宏观农业研究院、华中农业大学经济管理学院，电子邮箱：zhang.zeyu@mail.hzau.edu.cn；谭晓艳，华中农业大学宏观农业研究院、华中农业大学经济管理学院，电子邮箱：xiaoyant@webmail.hzau.edu.cn；姚曼曼，华东师范大学经济与管理学部，电子邮箱：52274401004@stu.ecnu.edu.cn。

孩”政策来应对人口红利逐渐消失和老龄化水平攀升的问题，但生育政策的放开并没有带来生育率的提高（翟振武、李姝婧，2022）。国家统计局最新数据显示，2022 年中国出生人口为 956 万人，人口出生率为 6.77‰，创下了自 2000 年以来的最低值，生育率持续跌破警戒线^①。已有文献表明，正是因为妇女承担过多生育和抚养子女的责任影响了她们的收入，使得女性的生育意愿降低，所以生育率并没有因为放松或鼓励性生育政策而提高（Agüero & Marks, 2008）。女性因生育遭受的工资损失被称为“生育惩罚”（Waldfogel, 1997; Cukrowska-Torzewska & Lovasz, 2016），女性群体平均生育惩罚的大小直接反映社会整体生育环境的健康状况，进而影响着女性的生育决策。生育在给女性带来工资惩罚的同时给男性带来的却是工资溢价（Glauber, 2008），进一步拉大了性别收入差距（Cukrowska-Torzewska & Lovasz, 2020）。因此，探究影响女性生育惩罚的影响因素对促进性别收入平等、为女性提供良好的生育环境、保障女性权益具有一定的现实意义。

已有文献主要从人力资本积累、工作效率转变、职业与工作部门特征、雇主歧视四个方面对生育惩罚产生的原因进行解释。这四个方面相互交叉，共同导致了生育惩罚（Budig & England, 2001）。而人力资本积累既直接关系着女性生育所遭受的工资惩罚，又间接决定其他三者的影响，因此本文重点关注人力资本积累这一影响因素。过往研究根据是否进入劳动力市场，将人力资本分为初始人力资本和累积人力资本。教育作为最主要的初始人力资本，不仅在女性的收入及职业发展中占主导作用，也对女性的婚育行为产生了一定的影响（Cygan-Rehm & Maeder, 2013）。

现阶段，教育对生育惩罚的影响方向在学术界尚没有一致的结论。一方面，教育水平的提升使得女性生育孩子的机会成本大幅增加。理论上说，教育水平的提升使得女性收入增加进而提升了女性生育的影子价格（Becker, 1960），当生育的机会成本增加大于家庭收入的增加时，可能导致生育率下降现象出现。因此，在中国生育率持续走低的背景下，大多数学者的研究聚焦在教育对婚育的负面影响上（朱州、赵国昌，2022）。另一方面，女性受教育水平的提升促进了其收入的增加，缩小了性别收入差距。大多数教育程度更高的女性所从事的工作具有更高的职业门槛和社会保障水平，生育的机会成本相比低教育程度的女性来说可能更低（袁益、张力，2021）。鉴于此，探究教育对女性生育惩罚是否具有积极影响，厘清教育对女性生育惩罚的作用路径十

^① 参见 <https://data.stats.gov.cn/easyquery.htm?cn=C01>。

分必要。

本文使用 2016 年和 2018 年中国劳动力动态调查数据（China Labor-force Dynamics Survey，以下简称 CLDS）^①，对生育、教育和收入的关系进行了定量研究，并进一步考察了教育对生育惩罚的影响及其作用路径。首先，通过基准回归，本文发现生育数量对女性的收入存在负向影响，受教育水平对女性的收入存在正向影响。其次，采用生育与教育的交互项衡量教育对女性生育惩罚的调节作用，结果发现，教育水平的提升降低了已婚女性的生育惩罚。再次，通过工具变量法、更换核心解释变量，以及分样本回归等方法证明了结论的稳健性。接着，异质性分析结果表明，在教育资源不丰富、初育年龄较晚的女性个体中，教育对其生育惩罚的缓解作用更为显著。最后，本文进一步分析了教育缓解生育惩罚的途径，结果表明教育水平的提升会通过促进生育保险的参保率来降低女性的生育惩罚。

区别于已有研究，本文的边际贡献在于：首先，国内外研究大多数在异质性分析中探讨不同受教育女性生育惩罚的差异，而直接研究教育如何影响女性生育惩罚的文献目前还比较少。本文通过使用具有全国代表性的数据，将生育、教育以及女性收入纳入同一个理论分析框架中，为教育对女性生育惩罚的影响进行了量化衡量并提供了实证依据，这一研究能够丰富关于“生育惩罚”领域的文献。其次，本文进一步采用了具有中介的调节效应模型，探究了生育保险在教育与生育惩罚之间的中介作用。通过这一模型的运用，我们进一步验证了教育对生育惩罚的影响机制，这为降低女性生育惩罚、营造良好生育环境提供了实践依据。此外，这些发现对生育保险改革方向具有重要的启示作用。

因此，本文的研究通过量化衡量教育对女性生育惩罚的影响，并进一步探究了生育保险在教育与生育惩罚之间的中介作用，为我们更好地理解教育对女性生育惩罚的影响机制提供了实证依据。这些结果对于促进性别收入平等、保障女性权益、创造女性友好的生育环境，以及指导生育保险改革具有重要的实践意义。

^① 该数据库由中山大学社会科学调查中心组织实施，以 15~65 岁的劳动人口为调查对象，样本覆盖全国 29 个省、自治区和直辖市的 121 个城市，以劳动力的教育、就业、劳动权益、职业流动、职业保护与健康、职业满足感和幸福感等的现状和变迁为核心，同时对劳动力所在社区的政治、经济、社会发展以及劳动力所在家庭的人口结构、家庭财产与收入、家庭消费、家庭捐赠、农村家庭生产和土地等众多方面开展了调查，提供了包括劳动者个体、家庭以及社区三个层面的数据。

二 文献综述与研究假说

(一) 国内外女性生育惩罚的研究现状

生育惩罚的研究在国外出现较早 (Hill, 1979), 学者大多将其称为“母亲工资惩罚”(motherhood wage penalty) (Budig & England, 2001; Cukrowska-Torzewska & Matysiak, 2020) 或“母亲收入鸿沟”(motherhood wage gap) (Amuedo-Dorantes & Kimmel, 2005; Skora et al., 2020)。国内对生育惩罚的研究开展较晚, 但随着中国生育政策的不断调整, 母亲的生育惩罚效应也逐渐成为了学术界的研究热点。学者们在研究生育对女性劳动力市场表现的负面影响时, 较多使用“收入惩罚”(李芬、风笑天, 2016)、“生育惩罚”(甘春华, 2017; 刘金菊, 2020) 等。

生育的衡量指标分为发生生育行为和生育数量两个方面。Waldfogel (1995, 1997, 1998) 采用美国和英国的数据实证发现, 生育行为对女性的薪资水平存在大约 20% 的负面影响, 更多学者关注生育数量对工资收入的影响, 且侧重点在于分析不同群体生育惩罚的特点。一些学者聚焦在不同收入群体之间生育惩罚的差异 (Budig & Hodges, 2010), 高收入女性的收入惩罚比低收入女性要低, 同时随着半个世纪以来女性生育惩罚的下降, 高收入女性的生育惩罚比低收入女性更大 (Cukrowska-Torzewska & Matysiak, 2020); 另一些学者则关注在不同工作部门的女性生育惩罚的大小。许琪 (2021) 采用 1989 - 2015 年中国健康与营养调查数据, 使用固定效应模型发现, 相比于国有部门, 市场部门的女性工资惩罚更加明显。Du (2023) 采用 2010 - 2014 年中国家庭追踪调查数据, 利用“二孩”政策作为准自然实验对生育二孩的母亲遭受的工资惩罚进行研究, 发现公共部门提供给母亲更多的生育福利, 对母亲更加友好, 而私营部门对母亲存在更多的偏见, 生育惩罚更高。

还有学者探讨了不同初育年龄对女性生育惩罚的影响 (Landivar, 2020; Picchio et al., 2021)。Landivar (2020) 使用美国的数据实证发现, 初育年龄推迟有利于降低高收入女性的生育惩罚, 对高收入女性而言, 在 25 岁之前生育第一胎会遭受最大的工资惩罚, 而等到 29 岁之后生育却会经历工资溢价。

除了收入之外, 还有学者研究了生育对女性劳动参与、职业发展等其他劳动力市场表现的影响, 来深入考察女性的生育惩罚 (Abendroth et al., 2014; Cao, 2019; 张抗私, 谷晶双, 2020)。Cao (2019) 发现, 生育二胎会使得母亲的劳动参与率下降 4.6%。张抗私和谷晶双 (2020) 采用中国家庭追踪调查数据, 发现子女数量每增加一

个，母亲的劳动参与率将会下降 5.2%。生育不利于女性的职业发展，Abendroth et al. (2014) 采用 13 个欧洲国家的数据，使用固定效应模型发现生育会对母亲的职业地位造成长期的负面影响。

生育使得女性的人力资本积累中断而造成收入损失，同时很多女性生育后倾向于以牺牲收入为代价选择“家庭友好型”职业（Gough & Noonan, 2013）。另外，由于传统的“男主外，女主内”家庭分工和先天的男女生物性差异，女性在照顾家庭上投入更多的时间也会导致生育后女性的工作效率降低，从而使得收入下降（Parrott, 2014）。母亲的身份还可能带来“雇主歧视”，表现为雇主通常对拥有母亲身份的求职者给出较低的评价并支付较少的工资（Benard & Correll, 2010），使得生育后的女性遭受到一定的工资惩罚。通过国内外文献梳理，发现较为普遍的观点是生育不利于女性在劳动力市场的表现，产生“生育惩罚”效应。因此，本文提出假说 1：生育对已婚女性的收入存在负面影响。

（二）教育对生育惩罚的影响

人力资本理论指出，拥有专业知识和技能的人是一种重要的生产资本，是促进经济增长的真正动力，并且学校教育是提高人力资本的主要手段。Mincer (1957) 首次建立起个人收入与其所受教育和工作经验之间的个人收益函数，揭示了教育这一重要的人力资本投资行为对个人收入的影响。在中国，教育对收入的影响也得到了国内学者的广泛验证。李春玲 (2003) 利用全国抽样调查数据发现 2001 年中国的教育收益率为 11.8%，并随着经济改革的进一步深化，教育收益率还会攀升；王德文等 (2008) 发现教育的回报率为 5.3% ~ 6.8%，同时工作培训也对工资收入有着重要的影响；李铭娜和回莹 (2021) 实证检验了教育对个体收入的作用，发现相比于高中学历以下的个体，接受大学教育和研究生教育的个体工资收入溢价幅度达到 22.7% 和 63.5%。基于此，本文提出假说 2：教育水平的提高对已婚女性的收入存在正面影响。

教育对生育惩罚的作用在文献中是不一致的。一部分学者发现，随着教育水平的提高，母亲的生育惩罚会增加。於嘉和谢宇 (2014) 基于 1993 - 2006 年中国健康与营养调查五轮数据，采用固定效应模型研究了生育对中国女性工资率的影响，发现生育对工资率的负面影响在高教育程度、从事管理与职业技术和在国有部门工作这三类女性群体中更为显著。England et al. (2016) 指出，由于机会成本的差异，高收入女性中断工作去照料孩子的时间非常宝贵，因此她们会面临最严重的生育惩罚。刘金菊 (2020) 采用 2017 年全国生育状况抽样调查数据，使用生命表方法对中国城镇女性的生育惩罚进行估计，研究发现高等教育程度的女性生育惩罚是城

镇女性平均生育惩罚的 1.6 倍，生育 1 个孩子和生育 2 个孩子的收入损失分别约为 48 万元和 95 万元。张抗私和谷晶双（2020）基于 2010 - 2016 年中国家庭追踪调查数据，采用固定效应模型和工具变量法考察了生育对女性就业的影响，结果表明生育对高学历女性劳动力市场上的表现具有更大的负面影响，受教育程度较高的女性面临着更高的生育惩罚。

然而另一部分学者发现，教育水平的提升会降低女性的生育惩罚。对女性而言，教育不仅是其就业的重要砝码，更是促进家庭内部性别分工平等化的催化剂（李芬，2015）。一些学者使用不同国家的数据发现，与低教育程度的女性相比，受过高等教育的女性生育子女遭受的收入惩罚更小，甚至还可能享有“收入奖赏”，即生育孩子能够带来一定的收入增长（de Quinto et al., 2021；Budig et al., 2023）。

教育水平在很大程度上决定了女性在劳动力市场上获得的机会结构以及资源，资源较少的女性因其母亲身份面临更大的职业流动限制，或者只能更换工资回报更少的工作，从而面临更严重的生育惩罚（Looze, 2014）。Cukrowska-Torzewska & Matysiak（2020）在分析女性生育惩罚的影响因素中发现，受教育程度较低的女性面临着更严重的生育惩罚，受教育程度较高的女性有较大机会获得地位高的工作，而这些工作提供带薪休假等福利的可能性更高，更有助于应对生育带来的挑战，而在低工资工作部门就业的女性往往缺乏这种待遇支持，生育惩罚更大（Amuedo-Dorantes & Kimmel, 2005）。

从职业中断的角度来看，拥有大学学位的女性比其他女性群体更有可能重新进入劳动力市场，而教育程度较低的女性面临着更长的职业中断，职业更容易向下流动，收入惩罚更大。de Quinto et al.（2021）采用事件研究法检验了西班牙不同教育水平女性的生育惩罚差异，发现受过高等教育的女性倾向于寻找兼职工作以应对生育可能带来的职业中断，而未受过高等教育的女性更有可能因为生育而减少工作时间和退出劳动力市场。

教育还可能通过延迟女性生育年龄降低女性的生育惩罚（Gough, 2017），延迟生育的女性通过提高长期收入减少了作为母亲的工资损失甚至收获了工资溢价（Picchio et al., 2021）。同时，“妈咪轨道（mommy track）”表明延迟生育有利于女性人力资本的积累，使得其收入和工作时间增加，而成为母亲后工资水平趋于平缓，因此早育者的工资惩罚更高（Miller, 2011）。从婚姻匹配的角度来看，高教育的女性更有可能与受过高等教育和拥有更高收入的男性结婚，因此可能获得更高的家庭总收入，拥有外包育儿和家务的能力，生育惩罚更低。本文以已婚女性为研究对象，探讨教育对已婚

女性生育惩罚的影响及其大小。基于对已有文献的分析，本文提出假说3：教育水平的提高会降低已婚女性的生育惩罚。

综上所述，首先，根据假说1，我们预期生育对已婚女性的收入存在负面影响。这一假设建立在以往研究中对生育惩罚的观察基础上，即女性在生育后可能面临收入的减少。其次，根据假说2，我们假设教育水平的提高对已婚女性的收入存在正面影响。这个假设基于广泛的文献证据，表明教育程度提高通常与更高的收入水平相关联。最后，根据假说3，我们研究教育水平的提高是否会降低已婚女性的生育惩罚。这个假设探索了教育对生育惩罚的调节作用，即教育可能通过提供就业机会、改善技能和提高自主权等方式，减轻女性在生育后所面临的经济惩罚。为验证这些假设，本文将使用具有全国代表性的数据集，并采用适当的统计分析方法来评估生育、教育和女性收入之间的关系。通过控制其他相关因素的影响，我们将能够更准确地评估生育、教育和收入之间的关联性，并探讨教育在生育惩罚中的积极作用。

三 数据来源与模型构建

（一）数据来源

本研究所使用的数据来自2016年和2018年中国劳动力动态调查（CLDS）数据。CLDS通过多阶段分层概率抽样对中国多个省份进行调查，具有较好的样本代表性，被国内外学者广泛采用。考虑到年龄小于26岁和大于47岁人群的生育决策差异较大，本文保留了年龄在26~47岁的已婚且有收入的女性个体数据，经过数据清洗后，本文最终共获得4821个有效样本。

（二）模型设定

根据本文的理论假设，实证部分主要检验三个问题：一是生育是否对女性收入存在负面效应？二是教育是否提升了已婚女性的收入回报？三是教育是否降低了生育对收入的负面影响即“生育惩罚”？本文在文献研究和理论分析的基础上，借鉴以往研究的做法（曹跃群等，2022），构建如下模型：

$$Y_{it} = \alpha + \beta Birth_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$Y_{it} = \alpha + \lambda Edu_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$Y_{it} = \alpha + \beta Birth_{it} + \lambda Edu_{it} + \delta Birth_{it} \times Edu_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式（1）至式（3）中 Y_{it} 表示个体的月工资收入的对数。 $Birth_{it}$ 表示个体生育的子女数量； Edu_{it} 表示个体的受教育年限； X_{it} 为控制变量； u_d 、 v_t 表示地区和时间的固定

效应, ε_{it} 为误差项, 考虑到可能存在的异方差问题, 故采用稳健标准误。调节效应分析中本文关注 δ 系数的显著性, 若其显著为正则表明教育在生育对收入的影响中存在调节效应, 教育会减弱生育对收入的负面影响。

(三) 变量说明

1. 因变量

本文旨在研究教育在女性生育对收入影响中的调节作用, 收入是感兴趣的因变量。借鉴已有研究, 本文选取的收入变量为月收入水平的对数。在问卷中体现为“过去一年的各类收入总计”, 包括农业收入、工资收入、经营收入等, 将其除以 12 后取对数, 得到对数月收入。为了避免异常值的影响, 本文对月收入的对数采取了 1% 的缩尾处理。

2. 核心解释变量

根据调查中生育史部分, 由受访者的全部已生育且健在的孩子数量加总得到, 未生育女性的数量赋值为“0”。将生育数量细分为生育 1 个孩子、生育 2 个孩子、生育 3 个孩子、生育 4 个及以上孩子。这种分类方法是以有孩子的女性为样本总体, 如果生育数量为 1 个, 则赋值为“1”; 生育数量为 2 个, 则赋值为“2”; 生育数量为 3 个, 则赋值为“3”; 由于生育 4 个以上的女性样本较少, 故将生育数量为 4 个及以上的女性合并, 并赋值为“4”, 为连续变量。受教育年限可由个人最高学历推算得出, 即小学、初中、高中/中专/技校/职高、大专/大学本科、硕士/博士的受教育年限分别为 6 年、9 年、12 年、16 年、19 年。

3. 控制变量

为了有效测定生育对女性工作报酬的惩罚效应以及教育水平的调节作用, 还需要同时控制女性的个体特征、家庭特征以及工作特征等变量。个人特征变量包括年龄、自评健康、户口、社会支持、是否有技能证书、是否有生育保险、初育年龄; 家庭特征变量包括家庭规模; 工作特征变量包括工作单位所有制性质、工作中使用互联网的频率、是否有下属, 其中工作中使用互联网的频率和是否有下属为受雇群体的特征变量, 用于稳健性检验中对受雇群体的分析。尹志超和甘犁 (2009)、Cukrowska-Torzewska & Matysiak (2020) 和 Du (2023) 均发现工作部门对女性的生育惩罚具有一定的影响, 公共部门和非公共部门的女性生育惩罚存在显著的差异。因此, 本文加入了公共部门虚拟变量, 当个人工作单位属于国有企业、党政机关和事业单位时, 公共部门虚拟变量取 1, 属于其他私有企业时则取 0。

表 1 报告了主要变量的描述性统计结果。样本中生育数量的均值为 1.814 个, 平均

每个女性大约生育两个孩子；受教育年限的均值为 9.593 年，样本的平均年龄在 37.872 岁，大部分样本健康状况良好。样本中非农户口的比重为 21.9%，工作单位属于公共部门的比重为 13.7%，获得专业技能证书的比重为 17.3%，拥有生育保险的比重为 24.2%，平均社会支持人数为 9.010 人。

表 1 主要变量描述性统计

变量	变量说明	均值	标准差	最大值	最小值	观测数
收入	月工资收入的对数	7.096	2.040	9.721	0	4821
生育子女数量	按照生育孩子数量赋值，且生育 4 及以上的赋值为“4”	1.814	0.915	4	0	4821
受教育年限	未上小学 = 0，小学 = 6，初中 = 9，高中/技校/中专 = 12，大专/本科 = 16，硕士及以上 = 19	9.593	4.449	19	0	4821
年龄	调查年份—出生年份	37.872	5.935	47	26	4821
自评健康	非常健康 = 1，很健康 = 2，比较健康 = 3，一般 = 4，不健康 = 5	2.201	0.885	5	1	4816
户口	非农户口 = 1，农业户口 = 0	0.219	0.414	1	0	4821
社会支持	在本地关系密切且能得到支持和帮助的朋友/熟人数量（人）	9.010	15.686	150	0	4763
技能证书	是 = 1，否 = 0	0.173	0.378	1	0	4819
生育保险	是 = 1，否 = 0	0.242	0.428	1	0	4742
初育年龄	生育第一个孩子的年龄	24.478	3.412	36	18	3920
家庭规模	家庭成员的数量（人）	5.035	2.336	29	1	4766
单位类型	公共部门 = 1，非公共部门 = 0	0.137	0.344	1	0	4821
工作中使用互联网的频率	经常 = 1，有时 = 2，很少 = 3，从不 = 4	2.413	1.310	4	1	2330
是否有下属	是 = 1，否 = 0	0.112	0.316	1	0	2223

资料来源：根据 2016—2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

四 实证结果及分析

（一）基准回归结果

根据理论假说和式（1），本文先采用普通最小二乘法（OLS）研究子女数量对已婚女性收入的影响，检验“生育惩罚”的效应在中国的表现及其大小。表 2 显示，子女数量的增加显著降低了已婚女性的收入，第（1）列展示了生育的净效应，在增

加控制变量之后，第（2）列中生育对女性收入的负向影响仍然显著。第（3）列为教育的净效应，显示教育对女性的收入具有显著的正向影响，添加控制变量之后第（4）列仍然显著为正。以上验证了本文的假说 1 和假说 2。为了验证第（1）列至第（4）列的稳健性，在第（5）列和第（6）列对生育惩罚的检验中将教育纳入控制变量，生育对女性收入的负面影响较第（1）列和第（2）列有所下降。第（6）列中生育子女数量的系数显著为负，表明在控制其他变量不变的情况下，生育数量每增加一个单位，母亲的收入将下降 15.3%，受教育年限每增加一年，母亲的收入将增加 9.6%。

控制变量方面，年龄对收入有着显著的正向影响；自评健康越好的女性其收入越高，健康状况更好的女性拥有更高的人力资本，因此其收入水平更高，符合人力资本理论的预期。户口对收入的影响显著为正，拥有非农户口有利于收入的提高，这可能是因为拥有非农户口的群体大多生活在城市，参加非农就业的概率更高。社会支持对女性收入的影响为正，但这一影响并不显著。拥有技能证书对女性收入存在显著的正向影响，职业技能证书是劳动者专用性人力资本的体现^①，持有证书比未持有证书的女性积累了更多的专用性人力资本（杨琳娜、谌新民，2019），因此其收入水平更高。单位性质为公共部门对女性收入的影响显著为正，公共部门往往具有较高的职业门槛和较为完善的生育保障，对女性更为友好，因此工作在公共部门有利于提升女性的收入。家庭规模对女性收入存在显著的负向影响，表现为家庭成员数量的增加不利于女性收入的提升，这一现象可能是因为家庭规模越大，则女性需要负担的家务劳动以及照料活动越多（宁光杰、刘会欣，2022），不利于女性的劳动参与以及收入提升。

表 2 生育和教育对已婚女性收入的影响

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生育子女数量	-0.338 *** (0.033)	-0.211 *** (0.032)	—	—	-0.183 *** (0.031)	-0.153 *** (0.031)
受教育年限	—	—	0.135 *** (0.006)	0.103 *** (0.008)	0.125 *** (0.006)	0.096 *** (0.008)

^① Becker (1962) 将人力资本分为通用性和专用性人力资本，通用性人力资本的形成主要来自学校教育，专用性人力资本的投资主要是通过在职培训。

续表

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
年龄	—	0.003 (0.005)	—	0.021 *** (0.005)	—	0.021 *** (0.005)
自评健康	—	-0.170 *** (0.033)	—	-0.132 *** (0.032)	—	-0.132 *** (0.032)
户口	—	0.593 *** (0.063)	—	0.259 *** (0.067)	—	0.261 *** (0.067)
社会支持	—	0.002 (0.001)	—	0.002 (0.001)	—	0.002 (0.001)
技能证书	—	0.575 *** (0.067)	—	0.289 *** (0.071)	—	0.275 *** (0.071)
单位类型	—	0.468 *** (0.062)	—	0.282 *** (0.062)	—	0.274 *** (0.062)
家庭规模	—	-0.052 *** (0.015)	—	-0.059 *** (0.014)	—	-0.050 *** (0.014)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	8.312 *** (0.098)	8.132 *** (0.235)	6.256 *** (0.115)	6.153 *** (0.272)	6.611 *** (0.129)	6.407 *** (0.280)
观测值	4821	4703	4821	4703	4821	4703
R ²	0.049	0.117	0.110	0.136	0.116	0.140

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

资料来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据计算得到。

(二) 调节效应

受教育水平更高的群体拥有的工作机会及资源更多，面临的职业中断更短，初育年龄更晚，家务劳动时间更少，这均带来了生育惩罚的降低 (Cukrowska-Torzewska & Matysiak, 2020; De Quinto et al., 2021; Picchio et al., 2021)。但也有研究表明，在教育水平更高的群体中生育惩罚更大 (England et al., 2016; 刘金菊, 2020; 张抗私、谷晶双, 2020)。然而这些结论均在异质性分析中进行，鲜有研究直接探究教育对生育惩罚的影响。Gao & Tian (2023) 利用 2014 - 2018 年中国家庭追踪调查数据，采用调节效应检验了减轻生育惩罚的渠道，发现父辈提供的隔代照料能够有效减轻女性的生育惩罚。因此本文采用调节效应检验教育对生育惩罚的缓解作用，对假说 3 进行验证。实证结果如表 3 所示，第 (1) 列中展示了未添加控制变量的结果，教育对生育惩罚的

缓解作用为 0.012，解释为教育年限每增加一年，生育对收入的负面影响将降低 1.2%。为了检验哪些因素可能会影响生育惩罚，本文采用逐步回归添加控制变量的方法，发现健康水平越高、拥有非农户口和技能证书、在公共部门工作以及较小家庭规模均对已婚女性的收入存在显著的正面影响。教育水平的提高显著降低了已婚女性的生育惩罚，假说 3 成立。

表 3 教育对已婚女性生育惩罚的影响

解释变量	被解释变量：月收入对数							
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
受教育年限	0.124 *** (0.006)	0.135 *** (0.006)	0.132 *** (0.006)	0.112 *** (0.007)	0.113 *** (0.007)	0.099 *** (0.008)	0.094 *** (0.008)	0.093 *** (0.008)
生育子女数量	-0.187 *** (0.032)	-0.181 *** (0.032)	-0.180 *** (0.032)	-0.176 *** (0.032)	-0.183 *** (0.032)	-0.179 *** (0.032)	-0.177 *** (0.032)	-0.159 *** (0.032)
生育子女数量× 受教育年限	0.012 ** (0.006)	0.013 ** (0.006)	0.012 ** (0.006)	0.014 ** (0.006)	0.015 ** (0.006)	0.018 *** (0.006)	0.018 *** (0.006)	0.017 *** (0.006)
年龄	—	0.027 *** (0.005)	0.029 *** (0.005)	0.025 *** (0.005)	0.024 *** (0.005)	0.024 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)	0.021 *** (0.005)
自评健康	—	—	-0.128 *** (0.032)	-0.125 *** (0.032)	-0.125 *** (0.032)	-0.133 *** (0.032)	-0.132 *** (0.032)	-0.129 *** (0.032)
户口	—	—	—	0.395 *** (0.063)	0.397 *** (0.063)	0.376 *** (0.063)	0.324 *** (0.064)	0.274 *** (0.067)
社会支持	—	—	—	—	0.002 * (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 * (0.001)	0.002 (0.001)
技能证书	—	—	—	—	—	0.347 *** (0.070)	0.297 *** (0.070)	0.299 *** (0.071)
单位类型	—	—	—	—	—	—	0.289 *** (0.061)	0.285 *** (0.061)
家庭规模	—	—	—	—	—	—	—	-0.048 *** (0.014)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	6.626 *** (0.129)	5.477 *** (0.257)	5.674 *** (0.266)	5.897 *** (0.267)	5.922 *** (0.268)	6.027 *** (0.269)	6.096 *** (0.269)	6.405 *** (0.279)
观测值	4821	4821	4816	4816	4758	4756	4756	4703
R ²	0.117	0.122	0.125	0.130	0.134	0.137	0.139	0.141

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

资料来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据计算得到。

（三）内生性分析

生育数量和教育年限都可能与收入水平具有反向因果关系，从而影响原模型的估计结果。这种可能的反向因果表现在由于预期教育能够带来拥有高收入的挣钱能力，个体在前期就会主动寻求更高的教育水平；预期收入受到生育的负面影响，个体在前期就会根据个人的职业规划选择生育年龄和数量。此外，模型还可能产生遗漏变量和测量误差的问题。例如，对收入产生重要影响的变量被遗漏、对收入的测量不够准确等，都可能导致模型的内生性问题。因此本文参考以往研究的做法（曹跃群等，2022），引入“已婚女性个体所在社区的平均生育子女数量”和“已婚女性个体所在社区的平均受教育年限”作为生育数量和受教育年限的工具变量，用各自工具变量的交乘项作为变量交乘项的工具变量去缓解可能存在的内生性问题。

工具变量的有效性依赖两个条件，即工具变量和内生变量存在显著的相关关系以及工具变量的外生性。本文采用两阶段最小二乘（2SLS）方法进行后续估计，对工具变量的检验结果如表4所示。结果显示 Anderson LM 检验显著拒绝原假设，说明模型不存在识别不足的问题，可以认为工具变量与内生解释变量相关；Cragg-Donald 检验的 F 值分别为 1786.788 和 2567.353，大于 Stock-Yogo 弱工具变量 10% 偏误水平下的阈值 16.380，且工具变量的 t 值在 1% 的水平上显著，不存在弱工具变量的问题，Sargan 检验的结果也表明工具变量的选取是合适的。

表 4 工具变量的检验结果

	生育数量：人均生育数量	教育年限：人均教育年限
工具变量识别不足检验： Anderson canon LM (P 值)	0.000	0.000
弱工具变量检验： Cragg-Donald Wald (F 值)	1786.788	2567.353

表 5 报告了 2SLS 估计下工具变量回归的结果。第（1）列至第（3）列为不包含交互项的工具变量回归结果，生育子女的数量对收入的负面影响为 37.9%，教育水平对收入的正面影响为 15.8%，在考虑内生性问题后本文的结论依旧成立，即生育数量的增加会显著降低已婚女性的收入水平这一“生育惩罚”现象的存在，同时教育水平对收入有着显著的正面影响。当考虑到生育数量和教育水平的交互项即衡量教育对生育惩罚的影响时，教育对生育惩罚的缓解作用在 95% 的置信水平上仍然存在，表现为教育年限每增加 1 年，生育对收入的负面影响则降低 1.4%。

表 5 工具变量回归结果

解释变量	被解释变量：月收入对数			
	(1)	(2)	(3)	(4)
受教育年限	—	0.188 *** (0.014)	0.158 *** (0.015)	0.155 *** (0.015)
生育子女数量	-0.652 *** (0.066)	—	-0.379 *** (0.067)	-0.372 *** (0.066)
生育子女数量× 受教育年限	—	—	—	0.014 ** (0.006)
年龄	0.006 (0.005)	0.037 *** (0.006)	0.034 *** (0.006)	0.034 *** (0.006)
自评健康	-0.161 *** (0.033)	-0.098 *** (0.033)	-0.102 *** (0.033)	-0.100 *** (0.033)
户口	0.531 *** (0.066)	-0.041 (0.078)	0.011 (0.080)	0.025 (0.080)
社会支持	0.003 * (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
技能证书	0.471 *** (0.071)	0.012 (0.079)	0.020 (0.080)	0.045 (0.080)
单位类型	0.402 *** (0.067)	0.103 (0.067)	0.109 (0.068)	0.121 * (0.068)
家庭规模	-0.025 * (0.015)	-0.054 *** (0.014)	-0.032 ** (0.015)	-0.031 ** (0.015)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
常数项	8.523 *** (0.246)	4.675 *** (0.342)	5.530 *** (0.377)	5.527 *** (0.376)
观测值	4703	4703	4703	4703
R ²	0.082	0.118	0.118	0.120

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

资料来源：根据 2016–2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

（四）稳健性检验

1. 更换教育的衡量方式

采用学历衡量教育水平，在原有学历数据的基础上，采用分类变量衡量教育，将“未上过学”定义为“1”，“小学/私塾”定义为“2”，“初中”定义为“3”，“普通高中”/“职业高中”/“技校”/“中专”定义为“4”，“大专及以上”定义为“5”。

表 6 展示了学历水平对收入以及生育惩罚的影响，第（1）列和第（2）列展示的是学历水平对收入的影响，第（3）列加入学历水平与生育子女数量的交乘项，系数显著为正，表明学历水平衡量下的教育对生育惩罚仍具有缓解作用。

表 6 稳健性检验：更换解释变量

解释变量	被解释变量：月收入对数		
	(1)	(2)	(3)
学历水平	0.397 *** (0.031)	0.372 *** (0.031)	0.364 *** (0.031)
生育子女数量	—	-0.151 *** (0.031)	-0.159 *** (0.032)
生育子女数量 × 学历水平	—	—	0.077 *** (0.022)
年龄	0.022 *** (0.005)	0.022 *** (0.005)	0.023 *** (0.005)
自评健康	-0.129 *** (0.032)	-0.129 *** (0.032)	-0.125 *** (0.032)
户口	0.227 *** (0.067)	0.231 *** (0.068)	0.243 *** (0.067)
社会支持	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)	0.002 (0.001)
技能证书	0.260 *** (0.071)	0.248 *** (0.071)	0.273 *** (0.071)
单位类型	0.269 *** (0.062)	0.262 *** (0.062)	0.273 *** (0.062)
家庭规模	-0.059 *** (0.014)	-0.050 *** (0.014)	-0.046 *** (0.014)
省份固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
常数项	5.831 *** (0.283)	6.100 *** (0.292)	6.080 *** (0.291)
观测值	4703	4703	4703
R ²	0.137	0.141	0.143

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

资料来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

2. 子样本回归

为了保证实证结果的稳健性，将两年的数据进行单独回归，回归结果如表 7 所示，其主要结论的显著性基本仍然成立。第（1）列至第（3）列展示的是使用 2016 年截面数据进行回归的结果，第（4）列至第（6）列展示的是使用 2018 年截面数据进行回归的结果。在加入省市层面的控制之后，其主要实证结论基本不变，教育对生育惩罚的缓解作用仍然存在。

表 7 稳健性检验：子样本回归

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	2016 年			2018 年		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生育子女数量	-0.182 *** (0.040)	—	-0.142 *** (0.041)	-0.251 *** (0.052)	—	-0.172 *** (0.050)
受教育年限	—	0.103 *** (0.011)	0.094 *** (0.011)	—	0.103 *** (0.012)	0.093 *** (0.012)
生育子女数量 × 受教育年限	—	—	0.012 * (0.008)	—	—	0.023 ** (0.010)
年龄	0.010 (0.007)	0.029 *** (0.007)	0.029 *** (0.007)	-0.010 (0.007)	0.008 (0.007)	0.008 (0.007)
自评健康	-0.147 *** (0.042)	-0.119 *** (0.042)	-0.118 *** (0.042)	-0.206 *** (0.051)	-0.156 *** (0.051)	-0.150 *** (0.051)
户口	0.741 *** (0.084)	0.366 *** (0.091)	0.378 *** (0.092)	0.400 *** (0.094)	0.117 (0.099)	0.137 (0.098)
社会支持	0.005 ** (0.002)	0.005 ** (0.002)	0.005 ** (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.001 (0.002)
技能证书	0.618 *** (0.089)	0.348 *** (0.093)	0.342 *** (0.094)	0.524 *** (0.101)	0.210 ** (0.107)	0.238 ** (0.107)
单位类型	0.474 *** (0.082)	0.304 *** (0.081)	0.302 *** (0.081)	0.421 *** (0.097)	0.231 ** (0.095)	0.241 ** (0.095)
家庭规模	-0.041 ** (0.017)	-0.044 *** (0.016)	-0.037 ** (0.016)	-0.082 *** (0.030)	-0.104 *** (0.029)	-0.076 *** (0.029)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	7.795 *** (0.307)	5.909 *** (0.358)	6.136 *** (0.367)	8.979 *** (0.363)	6.868 *** (0.419)	7.100 *** (0.426)
观测值	2712	2712	2712	1991	1991	1991
R ²	0.127	0.144	0.148	0.102	0.122	0.129

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

资料来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

3. 重新选择样本：考虑受雇群体

考虑到工作性质为务农、自雇和雇主的群体的工作受生育的影响较小，因此重新将样本控制在受雇群体中，并考虑到受雇群体的工作性质对女性的生育惩罚具有一定的影响，因此增加“工作中使用互联网的频率”以及“是否有下属”两个衡量工作特征的控制变量。实证结果如表8所示，在受雇群体中，生育对女性的收入在95%的置信水平上存在显著的负面影响，教育对女性的收入在99%的置信水平上存在显著的正面影响，第(3)列中考察教育对生育惩罚的作用，结果显示教育在90%的置信水平上缓解了生育惩罚。对于受雇群体的已婚女性而言，拥有更高的健康水平、更多的社会支持人数、单位类型为公共部门、工作中使用互联网频率较高以及工作性质为管理岗均可以对收入产生正面影响。

表8 稳健性检验：重新选择样本

解释变量	被解释变量：月收入对数		
	(1)	(2)	(3)
生育子女数量	-0.065 ** (0.030)	—	-0.094 ** (0.047)
受教育年限	—	0.080 *** (0.011)	0.080 *** (0.011)
生育子女数量 × 受教育年限	—	—	0.017 * (0.009)
年龄	0.010 * (0.006)	0.019 *** (0.006)	0.019 *** (0.006)
自评健康	-0.096 ** (0.037)	-0.080 ** (0.037)	-0.081 ** (0.037)
户口	0.273 *** (0.066)	0.109 (0.067)	0.109 (0.067)
社会支持	0.003 ** (0.001)	0.002 * (0.001)	0.003 * (0.001)
技能证书	0.235 *** (0.070)	0.099 (0.071)	0.105 (0.071)
单位类型	0.264 *** (0.060)	0.170 *** (0.059)	0.168 *** (0.059)
家庭规模	-0.040 ** (0.016)	-0.038 ** (0.016)	-0.034 ** (0.016)
工作中使用互联网频率	-0.153 *** (0.028)	-0.061 ** (0.031)	-0.061 ** (0.031)
下属	0.530 *** (0.078)	0.506 *** (0.076)	0.510 *** (0.076)
省份固定效应	控制	控制	控制

续表

解释变量	被解释变量：月收入对数		
	(1)	(2)	(3)
年份固定效应	控制	控制	控制
常数项	7.999 *** (0.277)	6.484 *** (0.336)	6.616 *** (0.346)
观测值	2172	2172	2172
R ²	0.120	0.139	0.141

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。
数据来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

（五）异质性分析

1. 区分教育资源丰富与不丰富的省份

由于中国各地的教育资源存在着一定的差距，高等教育资源越丰富的省份，高校数量越多，人均受教育水平越高。生活在教育资源越丰富的省份的人们可能更注重孩子的教育，造成孩子“质量”对“数量”的替代，使得生育意愿降低，生育年龄推迟（周晓蒙，2018）。借鉴张建华和万千（2018）的处理方法，根据各省份大学竞争力得分及其排名，将样本省份区分为高等教育资源丰富和不丰富的省份进行异质性回归^①。回归结果如表 9 显示，在教育资源不丰富的省份中女性生育惩罚更大，教育的收入回报更小，且教育对生育惩罚的缓解作用仅在教育资源不丰富的省份中显著。原因可能是因为教育资源不丰富的省份拥有的高教育群体数量更少，因此使得教育在生育对收入的影响的作用中更为显著。而教育资源更丰富的省份大多也是高教育群体的聚集区，生育惩罚更多受家庭资源、工作性质和社会保障等影响。

表 9 对不同教育资源省份的异质性分析

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	教育资源不丰富的省份			教育资源丰富的省份		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生育子女数量	-0.244 *** (0.046)	—	-0.213 *** (0.045)	-0.124 *** (0.043)	—	-0.062 (0.043)

① 在本文所使用的数据中，教育资源不丰富的省份包括天津、河北、山西、内蒙古、吉林、安徽、福建、江西、河南、湖南、广西、重庆、贵州、云南、甘肃、青海、宁夏、新疆；教育资源丰富的省份包括北京、辽宁、上海、江苏、浙江、山东、湖北、广东、四川、陕西。

续表

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	教育资源不丰富的省份			教育资源丰富的省份		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
受教育年限	—	0.077 *** (0.012)	0.065 *** (0.012)	—	0.109 *** (0.012)	0.105 *** (0.012)
生育子女数量 × 受教育年限	—	—	0.022 ** (0.009)	—	—	0.012 (0.008)
年龄	0.005 (0.007)	0.019 ** (0.007)	0.019 *** (0.007)	0.001 (0.007)	0.019 *** (0.007)	0.019 *** (0.007)
自评健康	-0.191 *** (0.046)	-0.165 *** (0.046)	-0.162 *** (0.046)	-0.121 *** (0.045)	-0.079 * (0.045)	-0.076 * (0.044)
户口	0.697 *** (0.093)	0.467 *** (0.101)	0.468 *** (0.101)	0.471 *** (0.083)	0.109 (0.088)	0.121 (0.088)
社会支持	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.000 (0.002)	0.004 ** (0.002)	0.003 * (0.002)	0.003 * (0.002)
技能证书	0.524 *** (0.106)	0.344 *** (0.112)	0.352 *** (0.112)	0.542 *** (0.086)	0.224 ** (0.091)	0.233 ** (0.091)
单位类型	0.545 *** (0.090)	0.399 *** (0.090)	0.394 *** (0.090)	0.454 *** (0.082)	0.245 *** (0.081)	0.255 *** (0.081)
家庭规模	-0.057 *** (0.022)	-0.064 *** (0.022)	-0.048 ** (0.021)	-0.050 *** (0.019)	-0.055 *** (0.019)	-0.050 *** (0.019)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	7.750 *** (0.332)	6.135 *** (0.379)	6.483 *** (0.391)	8.556 *** (0.336)	6.574 *** (0.399)	6.658 *** (0.405)
观测值	2387	2387	2387	2316	2316	2316
R ²	0.125	0.129	0.139	0.109	0.136	0.137

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。
数据来源：根据 2016–2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

2. 区分不同的初育年龄

趋向终生收入最大化的女性会根据个人职业规划选择最佳的初育年龄，反之，初育年龄对女性生育所遭受的工资惩罚具有一定的影响。研究表明，推迟生育和延长生育间隔有助于减轻母亲的“生育惩罚”（Cao, 2019; Landivar, 2020; Picchio et al., 2021）。样本中的初育年龄分布在 18~36 岁，根据样本的平均初育年龄 24.478 岁，将初育年龄小于或等于 25 岁的样本归于生育较早群体，初育年龄晚于 25 岁的样本归于生

育较晚群体。回归结果如表 10 所示，在生育较早群体中女性的生育惩罚效应为 44.4%，大于生育较晚群体的 11.4%，且生育较早群体的教育回报为 9.6%，小于生育较晚群体的 11.5%。在分析教育对生育惩罚的影响中，生育较早群体的回归系数为 -0.006 但不显著，生育较晚群体的回归系数为 0.014，在 90% 的置信水平上显著。结果表明，晚育群体女性的教育水平对生育惩罚具有显著的缓解作用，而早育群体中这一缓解作用不仅不存在，同时还可能加重了女性的生育惩罚，虽然这一结果并不显著。

表 10 对不同初育年龄的异质性分析

解释变量	被解释变量：月收入对数					
	初育年龄小于或等于 25 岁			初育年龄大于 25 岁		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
生育子女数量	-0.440*** (0.059)	—	-0.373*** (0.069)	-0.114*** (0.038)	—	-0.083* (0.045)
受教育年限	—	0.096*** (0.011)	0.081*** (0.011)	—	0.115*** (0.013)	0.110*** (0.013)
生育子女数量 × 受教育年限	—	—	-0.006 (0.013)	—	—	0.014* (0.008)
年龄	0.015** (0.007)	0.023*** (0.007)	0.027*** (0.007)	-0.005 (0.007)	0.018** (0.008)	0.017** (0.008)
自评健康	-0.169*** (0.045)	-0.156*** (0.045)	-0.147*** (0.045)	-0.161*** (0.047)	-0.106** (0.047)	-0.107** (0.047)
户口	0.356*** (0.100)	0.223** (0.101)	0.146 (0.102)	0.665*** (0.086)	0.276*** (0.093)	0.284*** (0.093)
社会支持	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.001 (0.002)	0.003* (0.002)	0.002 (0.002)	0.003* (0.002)
技能证书	0.513*** (0.115)	0.272** (0.123)	0.246** (0.123)	0.588*** (0.085)	0.288*** (0.088)	0.295*** (0.088)
单位类型	0.383*** (0.089)	0.255*** (0.091)	0.215** (0.091)	0.499*** (0.084)	0.291*** (0.082)	0.293*** (0.082)
家庭规模	-0.023 (0.018)	-0.059*** (0.018)	-0.028 (0.018)	-0.067*** (0.023)	-0.063*** (0.023)	-0.060*** (0.023)
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	7.845*** (0.319)	6.259*** (0.363)	6.574*** (0.364)	8.320*** (0.353)	6.024*** (0.413)	6.233*** (0.437)
观测值	2548	2548	2548	2155	2155	2155
R ²	0.084	0.086	0.100	0.144	0.172	0.174

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。

数据来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查 (CLDS) 数据计算得到。

五 进一步分析

借鉴叶宝娟和温忠麟（2013）的方法，本文为探究教育缓解生育惩罚的路径进一步构建了一个具有中介的调节效应模型。有中介的调节效应模型意味着自变量对因变量的效应受到调节效应的影响，而调节效应完全或者部分地通过中介变量而起作用（温忠麟等，2006）。按照有中介的调节效应模型设定式（4）至式（6），中介变量为 W 。

$$Y_{it} = \alpha + \beta Birth_{it} + \lambda Edu_{it} + \delta Birth_{it} \times Edu_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$W_{it} = a_0 + a_1 Birth_{it} + a_2 Edu_{it} + a_3 Birth_{it} \times Edu_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$Y_{it} = b_0 + b_1 Birth_{it} + b_2 Edu_{it} + b_3 Birth_{it} \times Edu_{it} + c_1 W_{it} + \theta X_{it} + u_d + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

Y_{it} 表示个体的月工资收入的对数。 $Birth_{it}$ 表示个体的生育子女数量； Edu_{it} 表示个体的受教育年限； W_{it} 为中介变量； X_{it} 为控制变量； u_d 、 v_t 表示地区和时间的固定效应， ε_{it} 为误差项。检验受教育年限和生育数量的交互项是否通过中介变量 W 对因变量 Y 产生影响步骤如下：

步骤一：在式（4）中将收入对生育、教育、生育与教育交乘项进行回归，生育与教育交乘项的系数显著，表明教育对收入与生育的调节效应显著；

步骤二：在式（5）中将中介变量对生育、教育、生育与教育交乘项进行回归，生育与教育交乘项的系数显著；

步骤三：在式（6）中将收入对生育、教育、生育与教育交乘项以及中介变量进行回归，中介变量的系数显著。

在基准回归中已经验证了步骤一中教育在生育对收入影响中的调节作用，因此接下来主要检验教育是否通过所选择的中介变量对生育惩罚产生影响，首先在式（5）进行 W 对 $Birth$ 、 Edu 以及 $Birth \times Edu$ 的回归，接着在式（6）中做 Y 对 $Birth$ 、 Edu 、 $Birth \times Edu$ 以及 W 的回归，若系数 a_3 和 c_1 显著，则说明交互项 $Birth \times Edu$ 通过中介变量 W 对因变量 Y 产生影响。

生育保险是国家和社会对生育的职工妇女给予必要的物质帮助和生活保障的一项社会保险制度。目前中国女性群体生育保险的参保率偏低，国家统计局公布的数据显示，2022 年底中国生育保险的参保人数占总就业人口的比例为 33.5%，占城镇就业人口的比例为 53.6%，远低于城镇职工基本养老保险和城镇职工基本医疗保险的参保率。生育保险通过给生育妇女提供生育津贴、医疗服务和产假待遇，从而降低女性的生育成本。袁益和张力（2021）将生育机会成本作为一种“反事实”的生育行为的收入代

价，采用机器学习算法测量了女性的生育机会成本并考察了其异质性，结论发现生育惩罚的人群差异与生育保险参保率有关，教育程度越高的女性拥有更高的生育保险参保率，其生育惩罚越小。考虑到教育对生育保险的购买具有正向的作用，而生育保险会对女性生育后的收入产生一定的影响，可以适当抵消一部分生育的收入惩罚（Zhang et al., 2019），本文引入“是否有生育保险”作为调节效应的中介变量 W 。检验结果如表 11 所示，生育子女数量与受教育年限交互项的系数、中介变量的系数均在 99% 的置信水平上显著，说明教育通过促进生育保险的参保率降低了已婚女性的生育惩罚。

表 11 生育保险的中介效应

解释变量	(1)	(2)
	是否有生育保险	收入
受教育年限	0.183 *** (0.009)	0.072 *** (0.009)
生育子女的数量	-0.137 *** (0.038)	-0.159 *** (0.032)
生育子女数量 × 受教育年限	0.024 *** (0.008)	0.019 *** (0.006)
生育保险	—	0.605 *** (0.066)
年龄	-0.005 (0.005)	0.022 *** (0.005)
自评健康	-0.072 ** (0.031)	-0.126 *** (0.032)
户口	0.272 *** (0.064)	0.218 *** (0.065)
社会支持	0.001 (0.002)	0.002 (0.001)
技能证书	0.315 *** (0.065)	0.228 *** (0.070)
单位类型	0.673 *** (0.070)	0.131 ** (0.062)
家庭规模	-0.023 * (0.012)	-0.045 *** (0.014)
省份固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
常数项	-2.212 *** (0.254)	6.481 *** (0.279)
观测值	4628	4628
R ²	0.389	0.153

注：***、**、* 分别表示 1%、5%、10% 的显著性水平；括号内报告了回归系数的稳健标准误。
数据来源：根据 2016 - 2018 年中国劳动力动态调查（CLDS）数据计算得到。

六 结论与建议

本文使用2016–2018年中国劳动力动态调查（CLDS）数据，以已结婚且有收入的育龄女性为研究对象，考察了中国女性生育惩罚的大小以及教育对已婚女性生育惩罚的影响。研究发现，生育对已婚女性的收入具有显著的负向影响，具体而言，每多生一个子女，女性的收入将会下降15.3%。而教育对女性的生育惩罚具有缓解作用，表现为受教育年限每增加一年，生育惩罚将会下降1.7%，使用工具变量之后这一缓解作用为1.4%。在改变教育的度量指标、考虑样本选择的特点之后，回归结果依旧稳健。在异质性分析中发现，教育资源不丰富的省份以及初育年龄更早的样本中，女性的生育惩罚更大。教育对生育惩罚的缓解作用在教育资源不丰富的省份以及初育年龄更晚的样本中更为显著。进一步讨论发现，教育通过提高生育保险的参保率缓解了已婚女性的生育惩罚。基于此，本文提出以下政策建议：

首先，要减轻女性的生育与工作之间的冲突，降低女性的生育成本。过高的生育成本使得生育水平降低，不利于提升生育率以及应对人口老龄化的困境，尽管学界认为“低生育率”在第二次人口转变中是大势所趋（张琨苓等，2020），但降低女性的生育惩罚对应对人口、经济、社会及民生诸多方面的挑战具有十分重要的作用。在晚婚晚育的现状背景下，教育为女性应对生育带来的收入惩罚提供了强有力的支撑，对生育惩罚起到了一定的缓解作用。因此，提升女性的人力资本有利于应对人口转型的挑战。

其次，建立完善的生育保障制度，提高生育保险的覆盖率。目前中国的生育保障制度仍存在医疗待遇保障不足、对于产假的规定不够明确等问题，且生育保险的覆盖率偏低。生育保险只覆盖了大部分在职职工，而数量庞大的农民工以及非正规就业人口却没有被生育保险覆盖，只是补偿了部分医疗费用。因此，提高生育保险的覆盖率有利于降低女性的生育惩罚，提升女性的生育意愿。

最后，要进一步深入推进教育现代化、促进教育公平。教育不仅是实现强国的基础工程，也为女性应对生育与就业的冲突提供了强有力的人力资本。加强对教育资源不丰富地区的帮扶，实现教育均衡发展，同时也需注重女性生育带来职业中断后的再就业培训。除此之外，建立更完善的幼儿照顾机构，鼓励男性主动分担家务及子女照料，均可以有效减轻女性的压力，降低女性的生育惩罚。

参考文献：

- 曹跃群、马原、付小鹏 (2022), 《医疗保险、社会资本与健康水平》, 《统计与决策》第 3 期, 第 146 - 151 页。
- 甘春华 (2017), 《“生育工资惩罚”的表现及作用机理: 研究现状梳理》, 《劳动经济研究》第 3 期, 第 120 - 134 页。
- 李春玲 (2003), 《文化水平如何影响人们的经济收入——对目前教育的经济收益率的考查》, 《社会学研究》第 3 期, 第 64 - 76 页。
- 李芬 (2015), 《工作母亲的职业新困境及其化解——以单独二孩政策为背景》, 《东南大学学报 (哲学社会科学版)》第 4 期, 第 12 - 20 页。
- 李芬、风笑天 (2016), 《“对母亲的收入惩罚”现象: 理论归因与实证检验》, 《国外理论动态》第 3 期, 第 74 - 83 页。
- 李铭娜、回莹 (2021), 《教育对流动人口工资收入的影响研究》, 《人口学刊》第 6 期, 第 28 - 40 页。
- 刘金菊 (2020), 《中国城镇女性的生育代价有多大?》, 《人口研究》第 2 期, 第 33 - 43 页。
- 宁光杰、刘会欣 (2022), 《老龄化背景下家庭财产对女性劳动参与的影响研究》, 《劳动经济研究》第 4 期, 第 56 - 80 页。
- 王德文、蔡昉、张国庆 (2008), 《农村迁移劳动力就业与工资决定: 教育与培训的重要性》, 《经济学 (季刊)》第 4 期, 第 1131 - 1148 页。
- 温忠麟、张雷、侯杰泰 (2006), 《有中介的调节变量和有调节的中介变量》, 《心理学报》第 3 期, 第 448 - 452 页。
- 许琪 (2021), 《女性受教育程度对育儿分工的影响——基于第三期中国妇女社会地位调查数据的实证研究》, 《妇女研究论丛》第 6 期, 第 58 - 71 页。
- 杨琳娜、湛新民 (2019), 《职业技能证书如何影响工资收入——基于专用性人力资本的视角》, 《学术研究》第 12 期, 第 104 - 111 页。
- 叶宝娟、温忠麟 (2013), 《有中介的调节模型检验方法: 甄别和整合》, 《心理学报》第 9 期, 第 1050 - 1060 页。
- 尹志超、甘犁 (2009), 《公共部门和非公共部门工资差异的实证研究》, 《经济研究》第 4 期, 第 129 - 140 页。

- 於嘉、谢宇 (2014), 《生育对我国女性工资率的影响》, 《人口研究》第 1 期, 第 18 - 29 页。
- 袁益、张力 (2021), 《生育机会成本及异质性——基于机器学习算法的发现》, 《人口与经济》第 6 期, 第 40 - 53 页。
- 翟振武、李姝婧 (2022), 《把握生育新态势 建立整体性生育支持政策体系》, 《人口研究》第 6 期, 第 10 - 16 页。
- 张建华、万千 (2018), 《高校扩招与教育代际传递》, 《世界经济》第 4 期, 第 168 - 192 页。
- 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, 第 19 - 29 页。
- 张现苓、翟振武、陶涛 (2020), 《中国人口负增长：现状、未来与特征》, 《人口研究》第 3 期, 第 3 - 20 页。
- 周晓蒙 (2018), 《经济状况、教育水平对城镇家庭生育意愿的影响》, 《人口与经济》第 5 期, 第 31 - 40 页。
- 朱州、赵国昌 (2022), 《高等教育与中国女性生育数量》, 《人口学刊》第 1 期, 第 16 - 31 页。
- Abendroth, Anja-Kristin, Matt Huffman & Judith Treas (2014). The Parity Penalty in Life Course Perspective: Motherhood and Occupational Status in 13 European Countries. *American Sociological Review*, 79 (5), 993 - 1014.
- Agüero, Jorge & Mindy Marks (2008). Motherhood and Female Labor Force Participation: Evidence from Infertility Shocks. *The American Economic Review*, 98 (2), 500 - 504.
- Amuedo-Dorantes, Catalina & Jean Kimmel (2005). The Motherhood Wage Gap for Women in the United States: The Importance of College and Fertility Delay. *Review of Economics of the Household*, 3 (1), 17 - 48.
- Becker, Gary (1960). Underinvestment in College Education? *The American Economic Review*, 50 (2), 346 - 354.
- Becker, Gary (1962). Investment in Human Capital: A Theoretical Analysis. *Journal of Political Economy*, 70 (5), 9 - 49.
- Benard, Stephen & Shelley Correll (2010). Normative Discrimination and the Motherhood Penalty. *Gender & Society*, 24 (5), 616 - 646.
- Budig, Michelle & Melissa Hodges (2010). Differences in Disadvantage: Variation in the

- Motherhood Penalty across White Women's Earnings Distribution. *American Sociological Review*, 75 (5), 705 – 728.
- Budig, Michelle & Paula England (2001). The Wage Penalty for Motherhood. *American Sociological Review*, 66 (2), 204 – 225.
- Budig, Michelle, Vered Kraus & Asaf Levanon (2023). Israeli Ethno-religious Differences in Motherhood Penalties on Employment and Earnings. *Gender & Society*, 37 (2), 208 – 239.
- Cao, Yuan (2019). Fertility and Labor Supply: Evidence from the One-child Policy in China. *Applied Economics*, 51 (9), 889 – 910.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa & Anna Lovasz (2016). Are Children Driving the Gender Wage Gap? Comparative Evidence from Poland and Hungary. *Economics of Transition*, 24 (2), 259 – 297.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa & Anna Lovasz (2020). The Role of Parenthood in Shaping the Gender Wage Gap - A Comparative Analysis of 26 European Countries. *Social Science Research*, 85, 102355.
- Cukrowska-Torzewska, Ewa & Anna Matysiak (2020). The Motherhood Wage Penalty: A Meta-analysis. *Social Science Research*, 88 – 89, 102416.
- Cygan-Rehm, Kamila & Miriam Maeder (2013). The Effect of Education on Fertility: Evidence from a Compulsory Schooling Reform. *Labour Economics*, 25, 35 – 48.
- de Quinto, Alicia, Laura Hospido & Carlos Sanz (2021). The Child Penalty: Evidence from Spain. *SERIEs: Journal of the Spanish Economic Association*, 12 (4), 585 – 606.
- Du, Shichao (2023). Childbearing Risk, Job Sectors, and the Motherhood Wage Penalty. *Population Research and Policy Review*, 42, 21.
- England, Paula, Jonathan Bearak, Michelle Budig & Melissa Hodges (2016). Do Highly Paid, Highly Skilled Women Experience the Largest Motherhood Penalty? *American Sociological Review*, 81 (6), 1161 – 1189.
- Gao, Kaibo & Zhongjing Tian (2023). The Effect of Motherhood on Wages: Are Women's Wage Penalties Due to Lack of Career Aspirations? *Applied Economics*, 55 (54), 6410 – 6426.
- Glauber, Rebecca (2008). Race and Gender in Families and at Work: The Fatherhood Wage Premium. *Gender & Society*, 22 (1), 8 – 30.
- Gough, Margaret (2017). Birth Spacing, Human Capital, and the Motherhood Penalty at

- Midlife in the United States. *Demographic Research*, 37, 363 – 416.
- Gough, Margaret & Mary Noonan (2013). A Review of the Motherhood Wage Penalty in the United States. *Sociology Compass*, 7 (4), 328 – 342.
- Hill, Martha (1979). The Wage Effects of Marital Status and Children. *Journal of Human Resources*, 14 (4), 579 – 594.
- Landivar, Liana (2020). First-birth Timing and the Motherhood Wage Gap in 140 Occupations. *Socius: Sociological Research for a Dynamic World*, 6, 1 – 29.
- Looze, Jessica (2014). Young Women’s Job Mobility: The Influence of Motherhood Status and Education. *Journal of Marriage and Family*, 76 (4), 693 – 709.
- Miller, Amalia (2011). The Effects of Motherhood Timing on Career Path. *Journal of Population Economics*, 24, 1071 – 1100.
- Mincer, Jacob (1957). *A Study of Personal Income Distribution*. New York: Columbia University Press.
- Parrott, Heather (2014). Housework, Children, and Women’s Wages across Racial-ethnic Groups. *Social Science Research*, 46, 72 – 84.
- Picchio, Matteo, Claudia Pignini, Stefano Staffolani & Alina Verashchagina (2021). If Not Now, When? The Timing of Childbirth and Labor Market Outcomes. *Journal of Applied Econometrics*, 36 (6), 663 – 685.
- Skora, Thomas, Heiko Rürger & Nico Stawarz (2020). Commuting and the Motherhood Wage Gap: Evidence from Germany. *Sustainability*, 12 (14), 5692.
- Waldfogel, Jane (1995). The Price of Motherhood: Family Status and Women’s Pay in a Young British Cohort. *Oxford Economic Papers*, 47 (4), 584 – 610.
- Waldfogel, Jane (1997). The Effect of Children on Women’s Wages. *American Sociological Review*, 62 (2), 209 – 217.
- Waldfogel, Jane (1998). Understanding the ‘Family Gap’ in Pay for Women with Children. *Journal of Economic Perspectives*, 12 (1), 137 – 156.
- Zhang, Xiaotian, Lvlin Zhou & Henry Antwi (2019). The Impact of China’s Latest Population Policy Changes on Maternity Insurance—A Case Study in Jiangsu Province. *The International Journal of Health Planning and Management*, 34 (1), e617 – e633.

Has Education Reduced Women's Fertility Penalties?

Zheng Xuejing^{1,2}, Zhang Zeyu^{1,2}, Tan Xiaoyan^{1,2} & Yao Manman³

(Macro Agriculture Research Institute, Huazhong Agricultural University¹;

College of Economics and Management, Huazhong Agricultural University²;

Faculty of Economics and Management, East China Normal University³)

Abstract: In the context of declining fertility rates among women in China, the role of education in influencing women's income, marital attitudes, and reproductive behaviors is of great importance. Fertility penalties, as a key indicator of the reproductive environment for women, significantly affect their decision-making regarding childbirth. However, the relationship between women's educational attainment and fertility penalties has been a subject of academic debate. This study utilizes data from the China Labor-force Dynamic Survey (CLDS) conducted in 2016 and 2018 to empirically examine the relationship among education, fertility, and income of married women. The results show that fertility has a negative impact on the income of married women, while education can alleviate the income penalties associated with childbirth. Notably, education plays a crucial role in mitigating fertility penalties among women with limited access to educational resources and delayed childbearing. Furthermore, we use a mediation model with moderating effects to explore the mechanisms through which education reduces fertility penalties. The results demonstrate that education can lower fertility penalties by increasing the participation rate of married women in maternity insurance. This study provides new insights into the relationship between women's educational attainment and wage penalties associated with childbirth. Moreover, we put forward some policy suggestions for reducing fertility penalties among women and resolving conflicts of women's education, fertility, and income.

Keywords: education, fertility penalties, moderating effect, maternity insurance

JEL Classification: I24, J13, J31

(责任编辑: 封永刚)