

母亲职业地位与子女受教育年限及性别差异

——基于中国综合社会调查数据的实证研究

李珂涵 孙 涛

摘要: 女性在劳动力市场上的地位对子代教育获得及性别平等有长期影响。通过使用 CGSS 2015 数据,运用回归分析法并辅以工具变量,重点探讨母亲职业地位对其子女教育获得及性别差异的影响,发现母亲职业地位正向影响子女教育获得而且性别差异缩小,这种影响独立于家庭中父亲职业地位。重新对样本进行筛选并变换子代教育水平测度方式后,估计结果仍然稳健。异质性分析表明,母亲职业地位对教育性别差异的改善仅存在于父母文化程度及家庭等级较高的家庭组别,在较低的家庭组别未见显著性影响。家庭背景中母亲职业发展因素对教育再生产以及女性教育优势具有重要意义,女性劳动力市场地位的提升有利于子代教育优势累积以及减轻子代教育性别不平等。

关键词: 母亲职业地位; 家庭议价能力; 子代受教育年限; 性别差异

DOI: 10.19836/j.cnki.37-1100/c.2022.03.009

一、研究背景与文献回顾

近年来,国内外教育领域的性别不平等状况发生了很大变化。不同于雅各布斯 20 多年前在关于教育性别不平等研究中所指出的“通常而言教育的各个方面都对女性不利”^①,现如今,教育领域性别差异缩小,女性教育优势在全世界范围内愈发显现,尤其是高等教育机会的性别平等化进程实现了历史性跨越。已有研究指出,20 世纪末以来,在美国^②、大部分欧洲国家^③以及许多非西方国家^④中,女性在高等教育中的优势越来越明显。中国教育领域性别不平等的变化情况与国际社会基本一致^⑤:自新中国成立以来,中国居民教育获得的性别不平等状况有所改善并呈持续下降的趋势^⑥;我国第六次全国人口普查数据显示,至 2010 年我国 6 岁以上人口中女性平均受教育年限达到 8.4 年,与 10 年前相比提高了 1.3 年,并且这 10 年间女性和男性受教育年限差异缩小了 0.2 年^⑦;此外,国家统计

基金项目: 山东大学齐鲁青年学者项目;广西中华民族共同体意识研究院重大项目“铸牢中华民族共同体意识的经济基础研究”(2020GXMGY0103)。

作者简介: 李珂涵,山东财经大学经济学院讲师(济南 250002; kehanlee@126.com);孙涛(通讯作者),山东大学经济研究院教授,博士生导师(济南 250100; tao_sun@sdu.edu.cn)。

- ① Jacobs J. A., “Gender Equality and Higher Education”, *Annual Review of Sociology*, 2003, 22(1), pp.153-185.
- ② Diprete T., Buchmann C., “Gender-Specific Trends in the Value of Education and the Emerging Gender Gap in College Completion”, *Demography*, 2006, 43(1), pp.1-24.
- ③ Hauw Y.D., Grow A., Bavel J.V., “The Reversed Gender Gap in Education and Assortative Mating in Europe”, *European Journal of Population*, 2017, 33(4), pp.445-474.
- ④ Palós E.A., Schwartz C.R., Bavel J.V., et al., “The End of Hypergamy: Global Trends and Implications”, *Population and Development Review*, 2016, 42(4), pp.615-625.
- ⑤ 邵岑:《教育扩张与教育获得性别差异(1978-2008)》,《青年研究》2015 年第 2 期。
- ⑥ 李春玲:《教育地位获得的性别差异——家庭背景对男性和女性教育地位获得的影响》,《妇女研究论丛》2009 年第 1 期。
- ⑦ 华春雨、李惠子:《白皮书:中国男女受教育差距明显缩小》,http://www.xinhuanet.com/politics/2015-09/22/c_1116637566.htm,访问日期:2021 年 11 月 5 日。

局发布的 2019 年《中国妇女发展纲要(2011-2020 年)》统计监测报告显示,女性在我国高等教育在校生中的比例超过 50%^①。

作为性别不平等的核心问题,教育领域的性别差异向来为经济社会学者特别是从事社会分层和性别研究的学者所重视。这些学者主要从宏观社会环境和微观家庭层面两个视角解释教育性别平等化的趋势,其中,宏观层面侧重于从国家社会环境、制度政策或结构性因素来分析,认为再分配时期的性别平权举措^②、教育扩招政策所改变的男女两性之间的机会结构^③以及受独生子女政策影响的父母性别偏好展示机会^④均是教育性别平等化发展的关键因素。

诚然,上述宏观制度、政策和结构性因素可以在一定程度上解释教育性别差距缩小以至女性教育优势的存在,但更为重要的是家庭微观因素的影响。尤其是 20 世纪 70 年代以来,市场化改革糅合进我国的教育体制改革,家庭在教育资源供给维度中的权重走高^⑤。这意味着在决定个人教育获得的各类影响因素中,家庭因素愈加重要。基于这种趋势,社会学者、性别研究学者等开始重视从微观家庭层面审视教育获得及其性别差异,并重点考察家庭结构^{⑥⑦}及家庭背景^⑧对教育获得性别差异的影响。这些研究从多视角剖析当前教育性别差异的消弭以及女性教育优势的显现,但仍然未能全面地从家庭微观的角度抓取子代教育获得及性别差异的影响因素,尤其是缺乏对母亲职业地位这一重要家庭特征变量在其中所发挥作用的探讨。长期以来,母亲职业地位在教育获得或社会分层研究中的“缺位”有其原因。一方面,传统婚姻通常讲求“门当户对”,这在一定程度上意味着家庭中父母双方的经济社会地位较为相近,因而已有研究通常使用父亲的个人地位代表家庭经济社会地位来探讨其对子女教育获得的影响,而忽视母亲地位的特异性^⑨。另一方面,在教育获得或社会分层研究的早期,女性通常扮演单一的家务劳动角色,鲜有女性承担社会经济角色,因此,既有研究通常假定职业母亲的社会经济差异不如父亲的社会经济差异重要。

如今,女性的社会和经济角色发生了显著变化,男女两性在社会和经济方面的作用一直在趋同。在专业技术人员这类社会经济地位较高的职业领域,女性劳动者占比自 20 世纪 90 年代以来变得越来越高^⑩。从图 1 可以看出,2008-2018 年间越来越多的中国女性从事较高技能的职业,其中,单位负责人、办事人员、专业技术人员、商业服务业人员及设备操作人员中女性占比分别由 2008 年的 0.4%、2.7%、5.7%、13.7%及 11.8%上升到 2018 年的 1%、8.3%、11%、32.7%及 14.8%;另一方面,在这十年间从事低技能职业的女性占比缩减了一半,由 65.3%减少为 31.8%。与此同时,转型社会中教育竞争的加剧推动着教育职责向家庭延伸,加之育儿理念由“粗放型”向“精细化”转变,使得母亲在家庭中作为子女“核心养育者”的身份进一步固化,子代的教育获得情况更多地取决于母亲的偏好和行为决策。

① 根据 2019 年《中国妇女发展纲要(2011-2020 年)》统计监测报告,2019 年高等教育在校生中女研究生人数占全部研究生的比重达到 50.6%,与 2010 年相比提高 2.7 个百分点;普通本专科、成人本专科在校生中女生占比为 51.7%和 58.7%,比 2010 年提高 0.9 和 5.6 个百分点。

② Hannum E., Xie Y., “Trends in Educational Gender Inequality in China: 1949-1985”, *Research in Social Stratification and Mobility*, 1994, 13(1), pp.73-98.

③ 张兆曙、陈奇:《高校扩招与高等教育机会的性别平等化——基于中国综合社会调查(CGSS2008)数据的实证分析》,《社会学研究》2013 年第 2 期。

④ Lee M.H., “The One-Child Policy and Gender Equality in Education in China: Evidence from Household Data”, *Journal of Family and Economic Issues*, 2011, 33(1), pp.41-52.

⑤ Deng S., Huang J., Jin M., et al., “Household Assets, School Enrollment, and Parental Aspirations for Children’s Education in Rural China: Does Gender Matter?”, *International Journal of Social Welfare*, 2014, 23(2), pp.185-194.

⑥ 郑磊:《同胞性别结构、家庭内部资源分配与教育获得》,《社会学研究》2013 年第 5 期。

⑦ 黎煦、刘华:《同胞数量与教育获得的性别差异》,《人口与经济》2016 年第 3 期。

⑧ 吴愈晓:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》2012 年第 4 期。

⑨ Kalmijn M., “Mother’s Occupational Status and Children’s Schooling”, *American Sociological Review*, 1994, 59(2), pp.257-276.

⑩ 李汪洋、谢宇:《中国职业性别隔离的趋势:1982-2010》,《社会》2015 年第 6 期。

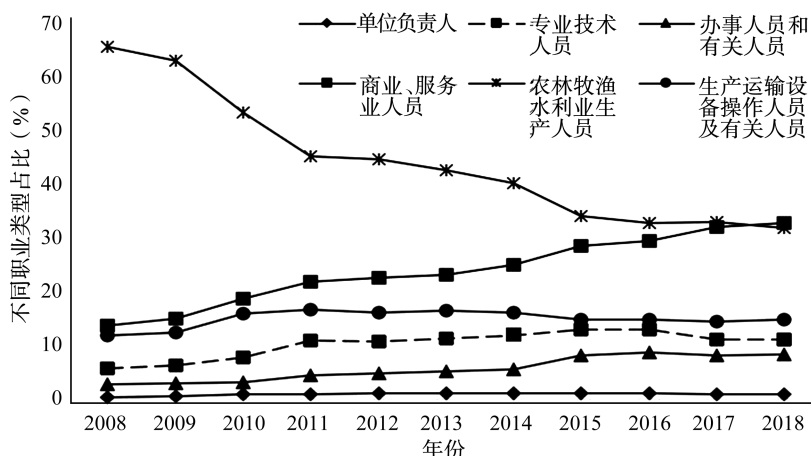


图1 2008-2018年全国女性职业发展变化趋势

数据来源:《中国人口和就业统计年鉴》(2008-2018)

因此,在分析子代教育获得及性别差异时,我们亦应重视母亲职业地位的差异是否会影响教育再生产及性别差异,而这正是以往的研究中所忽略的问题。那么,母亲职业地位如何影响子代教育获得及性别差异?根据已有研究,母亲职业地位将通过以下机制影响子代的教育获得(作用机理如图2所示):其一是基于家庭议价理论的“赋权机制”。已有研究表明,与父亲不同,母亲更倾向于将家庭资源配置在子代教育及健康等人力资本相关的支出上,特别是在家庭资源相对稀缺时尤为明显^①。根据家庭议价理论,个人职业地位的提高将增加其在家庭决策中的议价权^②。这意味着母亲职业地位的提高将使家庭资源配置的结果更接近母亲的偏好。因此,母亲职业地位提高的“赋权机制”意味着母亲职业地位的提高使家庭教育决策结果更会接近母亲的偏好,即子代人力资本投资增加。其二是由“工作-家庭边界理论”衍生的两种相互抵消的机制,即对子女教育获得有消极影响的“压力机制”以及对子女教育获得有积极影响的“资源机制”。一方面,育儿时间减少、育儿质量降低是母亲职业地位提高的“压力机制”——也就是所谓的“母职惩罚”。具体而言,相较于职业地位较低的女性,职业地位较高的女性通常面临更高的工作要求、更多的责任、更复杂的工作任务以及更长的工作时间投入,因而更容易面临工作-家庭冲突^③。由于时间有限,职业地位更高的母亲花在孩子身上的时间可能会更少,从而导致更糟糕的孩子教育结果^④;再者,母亲工作-家庭需求之间的冲突感知显著影响其婚姻及生活满意度,从而对其教养行为及实践产生负面影响^⑤。另一方面,母亲职业地位提高的“资源机制”指的是母亲职业地位提高所增加社会经济资源、社会情感技能利于提高子代养育质量。Buehler 等的

① Richards E., Theobald S., George A., “Going Beyond the Surface: Gendered Intra-Household Bargaining as A Social Determinant of Child Health and Nutrition in Low and Middle Income Countries”, *Social Science & Medicine*, 2013, 95, pp.24-33.
 ② Maret E., “The Distribution of Household Labor among Women in Dual-Earner Families”, *Journal of Marriage and Family*, 1984, 46(2), pp.357-364.
 ③ Falkenberg H., Lindfors P., Chandola T., et al., “Do Gender and Socioeconomic Status Matter When Combining Work and Family: Could Control at Work and at Home Help? Results from The Whitehall II Study”, *Economic and Industrial Democracy*, 2020, 41(1), pp.29-54.
 ④ Miller G., Urdinola B. P., “Cyclical, Mortality, and the Value of Time: The Case of Coffee Price Fluctuations and Child Survival in Colombia”, *Journal of Political Economy*, 2010, 118(1), pp.113-155.
 ⑤ Mase J. A., Tyokyaa T. L., “Influence of Work-Family-Conflict and Gender on Parenting Styles among Working Parents in Makurdi Metropolis”, *European Scientific Journal*, 2016, 12(20), pp.299-316.

研究表明,在职母亲比非在职母亲有更高的养育质量,全职妈妈比兼职妈妈有更高的育儿质量。^①再者,尽管母亲职业地位的改善可能使其面临更为严峻的工作-家庭冲突,但工作-家庭冲突程度的加剧并未减少其对子女照料的精力投入。相较于非在职母亲,在职母亲其倾向于通过压缩个人闲暇及睡眠时间、牺牲个人兴趣的方式来“保护”利于子女发展的育儿时间投入^②。

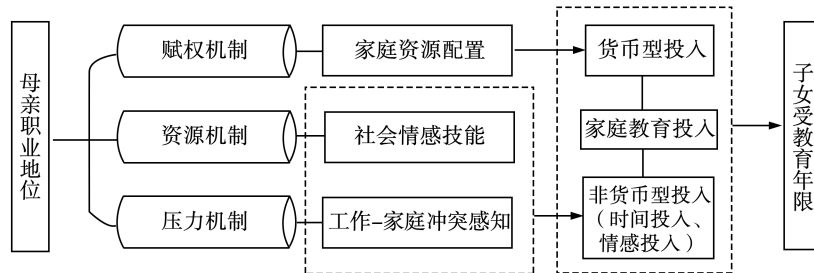


图2 母亲职业地位影响子女受教育年限的作用机理

资料来源:作者绘制

此外,关于母亲职业地位提高对子女教育获得性别差异的影响主要可从以下两方面解释(作用机理如图3所示):一是子女个人层面的“性别观念代际传递机制”,强调家庭作为子女社会化的重要场所,在性别观念的代际传递及再生产中发挥着重要的作用^③。已有研究表明,个体性别角色观念的现代化程度随着个体职业地位的提高而提高^④。并且在家庭维度,性别角色观念随着家庭演进具有代际间的传递性,子代的观念往往受到父辈尤其是其母亲的观念的影响与传递^⑤。根据性别角色分化及自我社会化理论,儿童社会化是为了使其行为表现与自身性别角色观念相一致^⑥。这意味着性别角色观念对子代幼年期的自我社会化进程具有重要影响。基于此,研究指出,相较于性别角色观念更为现代化的女孩,持有传统性别角色观念的女孩在学业上付出更少的努力,学业表现更差^⑦。而且长期来看,母亲的职业发展对女性子代职业发展有显著的积极影响^⑧。从这个角度来看,职业地位越高的母亲,其女性子代性别角色观念通常更为现代化,性别角色观念将通过影响子代自我效能进一步作用于其学业以至职业发展。二是家庭层面的“教育投资偏好机制”。Thomas指出,出于对年老后子女回报的角度考虑,相较于父亲,母亲更倾向于对女性进行教育投资^⑨。类似的,Jensen基于印度北部村庄

① Buehler C., O'Brien, M., Swartout, K. M., and Zhou, N., "Maternal Employment and Parenting through Middle Childhood: Contextualizing Actors", *Journal of Marriage and Family*, 2014, 76(5), pp.1025-1046.
 ② Bianchi S. M., "Maternal Employment and Time with Children: Dramatic Change or Surprising Continuity?", *Demography*, 2000, 37(4), pp.401-414.
 ③ Zhou Y., "Good Mothers Work: How Maternal Employment Shapes Women's Expectation of Work and Family in Contemporary Urban China", *Journal of Social Issues*, 2020, 76(3), pp.659-680.
 ④ Zuo J., Tang S., "Breadwinner Status and Gender Ideologies of Men and Women Regarding Family Roles", *Sociological Perspectives*, 2000, 4(1), pp.29-43.
 ⑤ Farre L., Vella F., "The Intergenerational Transmission of Gender Role Attitudes and Its Implications for Female Labour Force Participation", *Economica*, 2013, 80(318), pp.219-247.
 ⑥ Tobin D. D., et al., "The Intrapyschics of Gender: A Model of Self-Socialization", *Psychological Review*, 2010, 117(2), pp. 601-622.
 ⑦ McKenney S.J., Bigler R. S., "High Heels, Low Grades: Internalized Sexualization and Academic Orientation among Adolescent Girls", *Journal of Research on Adolescence*, 2016, 26(1), pp.30-36.
 ⑧ McGinn K., Ruiz M., Lingo E., "Learning from Mum: Cross-National Evidence Linking Maternal Employment and Adult Children's Outcomes", *Work, Employment and Society*, 2019, 33(3), pp.374-400.
 ⑨ Thomas D., "Like Father, Like Son; Like Mother, Like Daughter: Parental Resources and Child Height", *Journal of Human Resources*, 1994, 29(4), pp.950-988.

的实证研究发现,向年轻女性提供就业相关的服务可以促进对女孩教育的投资^①。Kaul 基于实行母系制的梅加拉亚邦的研究表明,若女性在社会经济生活中居于主导地位,男性子代教育投资反而处于劣势地位,这表明随着女性社会经济地位的提升,子代教育获得性别差异也会随之改变^②。从这个角度来看,职业地位越高的母亲,其家庭议价能力越强,家庭教育决策结果将更接近母亲的教育投资偏好。

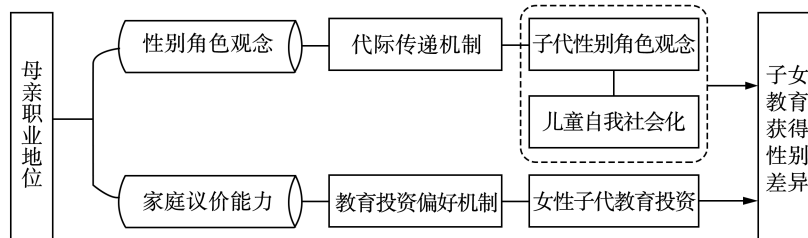


图3 母亲职业地位影响子女教育获得性别差异的作用机理

资料来源:作者绘制

由以上研究可知,鲜有文献直接探讨子代教育获得对母亲职业发展的影响,而且在母亲职业地位如何影响子代教育获得方面存在着相互抵消的机制,这些效应在不同的家庭间存在很强的异质性。再者,上述理论观点主要是基于当代西方发达社会总结提炼的上述分析,是否适合当代我国社会现实尚需检验。鉴于此,本文基于2015年“中国综合社会调查”(CGSS2015)数据^③,重点探讨母亲职业地位对子女教育获得及性别差异的影响。同时,我们以母亲的人口统计学特征为基础,使用和受访者的母亲处于同一出生队列、同一职业类型、同一政治面貌及同一受教育水平的其他母亲职业地位作为受访者母亲职业地位的工具变量,使用工具变量法对关键变量的内生性进行检验。此外,为全面审视母亲职业地位对子代教育获得及性别差异的影响,我们进一步按照父辈家庭等级及文化程度分组进行分样本回归以考察母亲职业地位在不同群体之间的异质性影响效应。

相较以往的研究,本文可能在以下方面有所贡献:一方面,在研究视角上,本文从母亲职业地位的视角拓展了国内关于教育性别平等影响因素的研究。已有关于子代教育或社会地位获得的研究,主要以父亲职业社会经济地位来表征家庭背景,鲜有研究将母亲职业地位因素纳入进行分析。相对于已有研究中母亲职业地位的“缺位”,本文肯定了家庭背景中母亲职业发展因素对中国的教育再生产以及女性教育优势的重要意义。另一方面,在研究内容与方法上,本文为母亲职业地位变量寻找了工具变量,从而有效地克服了内生性可能造成的估计偏误,本文这一工具变量的选取思路对于解决其他类似研究中的内生性问题也具有一定的参考价值。

二、数据、变量和模型设定

(一)数据来源

本文的主要数据来源于2015年的“中国综合社会调查”(CGSS2015)。首先选取已经毕业的受访者作为主要研究样本,并进一步基于受访者是否受到全日制教育(脱产)对样本进行精简,剔除其中接

① Jensen R., “Do Labor Market Opportunities Affect Young Women’s Work and Family Decisions? Experimental Evidence from India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2012, 127(2), pp.753-792.

② Kaul T., “Intra-household Allocation of Educational Expenses: Gender Discrimination and Investing in the Future”, *World Development*, 2018, 104, pp.336-343.

③ 目前中国综合社会调查最新可获得的数据为CGSS2017和CGSS2018,文章未使用两者主要是为了规避2015年10月全面二孩政策实施等冲击性因素的影响。CGSS2015恰于2015年10月完成实地调查工作,是全面二孩政策实施前的最近数据,以其作为数据来源,可以尽可能减少政策冲击的干扰。

受非正规、非脱产教育的个体以及在最高教育水平选项中选择“其他”的个体。其次,剔除了14岁时单亲或者父母双亡的个体样本。再次,剔除自出生日起有县市级以上跨区域搬迁记录的样本。最后共获得了2647份有效样本。

(二)变量设定

1.被解释变量——子代受教育水平。使用受访者受教育年限来进行代理,具体来说基于CGSS中受访者教育经历数据加以赋值,量化标准如下:没有受过任何教育为0年;私塾(扫盲班)及小学为6年;初中为9年;高中(包括职业高中和普通高中)、中专及技校为12年;大学专科为15年;大学本科为16年;研究生及以上为19年。

2.核心解释变量——母亲职业地位。参考 Ganzeboom 等^①以及 Raitano 和 Vona 的研究成果^②,本文使用国际标准职业社会经济地位指数(International Socioeconomic Index,简称 ISEI)测度职业地位。具体而言,Ganzeboom 等人依据1988年国际标准职业分类(ISCO88),通过计算各个职业群体的社会经济特征(即受教育水平和收入水平)的加权和来构建形成了国际通用的 ISEI 指数。该指数弥补了基于美国社会建构的职业社会经济地位指数(SEI)的不足而在国际范围内被广泛应用^{③④}。在CGSS2015中,使用 ISCO88 代码来表示受访者14岁时母亲职业信息,我们通过标准化程序将之转换为 ISEI 值,以此来代理母亲职业地位。从测量结果来看,ISEI 是取值在16-88的连续型变量,其取值的大小决定了母亲职业地位的高低^⑤。

3.控制变量。根据已有研究,本项研究主要控制受访者家庭特征、子女个人特征以及出生队列的异质性影响,此外通过控制省份虚拟变量,以便控制地区层面不可观测因素对回归结果的影响。

在家庭特征维度,选择如下6个变量:(1)父辈社会阶层。参考阳义南、连玉君的研究,本文使用受访者受教育期间的家庭等级作为代理。具体而言,在CGSS2015中,受访者需要就一份10点量表对其14岁时家庭所处的社会等级进行主观评价,从1到10表示主观评价的社会等级从低到高,基于此,本文使用标准程序将数据转化为5点量表表示的形式,以此来作为父辈社会阶层的数据。(2)父亲受教育水平。使用与子代受教育水平相同的标准赋值。(3)母亲受教育水平。使用与子代受教育水平相同的标准赋值。(4)父亲职业地位。采取同解释变量相同的方式赋值。(5)父亲政治身份。如果父亲为党员则赋值为1,如果为非党员则赋值为0。(6)同胞变量。CGSS2015中未统计受访者所有同胞数量,使用所有未分家的家庭成员中同辈人数量加总作为代理。

在子女个人特征维度,选择如下3个变量:(1)性别。男性赋值为1,女性赋值为0。(2)户籍。将非农业户口赋值为1,农业户口赋值为0。因为CGSS中未登记受访者在本文关注时间点(14岁)时的户籍信息,本文根据受访者出生时的户籍身份进行赋值。(3)民族。汉族身份赋值为1,少数民族身份赋值为0。

此外,在过去的几十年间我国的社会经济环境及教育教学政策都随时间发生着巨大变化,因而不同年代出生的个体其教育经历可能存在巨大差异,为控制这一影响,以10年为间隔对个体出生队列进行控制,即控制出生队列虚拟变量,其中1960年之前出生的都算作一档,1991-1997年(其中1997

① Ganzeboom H.B.G., De Graaf P.M., Treiman D.J., “A Standard International Socio-Economic Index of Occupational Status”, *Social Science Research*, 1992, 21(1), pp.1-56.

② Raitano M., Vona F., “Measuring the Link between Intergenerational Occupational Mobility and Earnings: Evidence from Eight European Countries”, *Journal of Economic Inequality*, 2015, 13(1), pp.83-102.

③ Chen J., Chen Q., “Socioeconomic Statuses across Generations and Coresidence in China”, *Journal of Chinese Sociology*, 2016, 24(3), pp.1-21.

④ 方长春、风笑天:《社会出身与教育获得——基于CGSS 70个年龄组数据的历史考察》,《社会学研究》2018年第2期。

⑤ 借鉴靳永爱等关于家庭经济地位与生育行为的研究思路,在研究母亲职业地位对其子女教育获得的影响时,虽然以受访者14岁时母亲的职业地位衡量受访者母亲职业地位时或有偏差,但在缺乏事件史数据的情况下,它依然能反映出女性在社会上的职业地位。参见靳永爱、钱岳、陈卫:《家庭经济地位与生育行为:宏观环境的调节效应》,《人口与发展》2015年第2期。

年为调查中受访者最晚出生年份)出生的算作一档。

(三)变量描述性统计

表1中给出了变量的描述性统计结果。由表1可以看出,样本总体中有57%的个体为男性,35%的个体拥有非农户籍,1980年之前出生的子代占比高达75%。子代平均受教育年限约为10.33年,这说明样本中受访子代平均受教育水平较低,较短的平均受教育年限主要可归因于本文使用的样本中较早出生的人口队列占比较多。此外,受访子女其父母双方的平均职业地位指数分别约为26和21。父亲的平均受教育年限为5.2,母亲的平均受教育年限为3.7。这表明受访者父母的受教育程度普遍偏低,约为小学文化程度。

表1 主要变量的描述性统计(N=2647)

变量名称	均值	标准差	最小值	最大值
子代受教育水平	10.33	2.990	6	19
性别	0.570	0.500	0	1
母亲职业地位	21.44	12.46	16	88
户籍	0.350	0.480	0	1
民族	0.930	0.260	0	1
父亲受教育水平	5.150	4.430	0	19
母亲受教育水平	3.650	4.270	0	19
父亲职业地位	25.59	17.13	16	9
父亲政治身份	0.130	0.340	0	1
同胞	0.100	0.340	0	4
父辈社会阶层	1.910	0.890	1	5

注:限于篇幅,表中未报告子代出生队列的描述性数据。

(四)实证模型设定

基于文献梳理与理论推演,构建如下计量模型以考察论文的研究主题:

$$c_edulevel_{ijp} = \beta_0 + \beta_1 boy_{ijp} + \beta_2 m_isei_{ijp} + \beta_3 m_isei_{ijp} * boy_{ijp} + \beta_4 X_{ijp} + \theta_p + \epsilon_{ijp} \quad (1)$$

其中,下标*i*、*j*、*p*分别表示受访个人、家庭和省。*c_edulevel_{ijp}*表示受访者*i*的受教育水平,以其受教育年限表示。*boy_{ijp}*用以表示受访者*i*的性别。系数 β_1 表征男性子代相对女性子代的受教育年限差异。*m_isei_{ijp}*代表*p*省*j*家庭受访者*i*母亲的职业地位,*m_isei_{ijp} * boy_{ijp}*是母亲职业地位与子女性别的交互项,系数 β_3 衡量了母亲职业地位的调节效应,其大小表明了母亲职业地位的调节作用大小,其正负表明了母亲职业地位是加剧还是缩小了子代受教育年限的性别差异。*X_{ijp}*代表了本文所列示的控制变量。 θ_p 为省份固定效应。 ϵ_{ijp} 为随机误差项。

三、实证结果及分析

(一)基准回归结果

表2报告了计量模型(1)的回归结果,表中第(1)列、第(2)列和第(3)列的结果中控制了个子女个人特征及出生队列,第(4)列中加入了家庭特征维度的控制变量,第(5)列中进一步加入了省份控制变量。从第(3)列开始,加入了母亲职业地位与子女性别的交互效应。通过逐步增加变量,可以更稳健地检验母亲职业地位对子女受教育水平的影响,以及子女教育获得性别差异是否受到母亲职业地位的影响。

表2中第(1)列的结果表明,子女受教育水平存在显著的性别差异。具体而言,与女性相比,男性平均受教育年限会延长0.41年。

表中第(2)列加入了核心解释变量-母亲职业地位,结果显示,子女受教育水平在1%水平上显著正

关于母亲职业地位。这一结论同 Kalmijn 的研究相一致^①。这可能是因为,随着母亲职业地位的提高,其在家庭决策中的议价权逐渐增强,更能够影响家庭资源的分配;此外,相较于父亲,母亲更倾向于将家庭资源配置于子女教育方面,因而母亲职业地位的提高通过影响家庭资源配置进而增加了子代的受教育水平。为进一步验证这一结论,我们在第(5)列中加入了剩余的控制变量,结果再次验证了以上结论,据此得出了本文关注的第一个问题的结论,即母亲职业地位能够显著地正向影响子女的教育获得。

针对本文关注的第二个关键问题,即母亲职业地位对子代教育获得性别差异的影响,本文主要通过考察母亲职业地位对子女受教育水平与性别之间关系是否起到调节作用来进行。基于这一思路,在回归结果(3)中,加入了母亲职业地位与子女性别的交互项,并在第(4)和第(5)列回归结果中逐步加入家庭特征维度的控制变量和省份虚拟控制变量。从回归结果来看,母亲职业地位对子女受教育水平和性别之间关系的调节作用显著为负。以加入所有控制变量的第(5)列结果为对象展开分析,即控制住其他所有变量,男性子代的受教育水平在1%的显著性水平上显著高于女性子代的受教育水平。然而家庭中母亲的职业地位显著地负向调节了这一差异,即母亲职业地位越高,家庭中男性子代和女性子代的受教育水平呈现出更平等的趋势。这可能是因为,如果家庭中母亲职业地位较高,那么母亲在家庭教育资源分配等家庭行为决策方面的议价能力较强,相应的教育资源配置的结果将更接近母亲的偏好,即增加对子代女性的人力资本投资,从而使得家庭中男性子代相对女性子代的教育获得优势较小,甚至可能出现女性教育优势的情况。本文的这一结论也再次印证了 Zhang 等人所强调的:在家庭内部资源分配中,母亲对女性子代受教育的影响显著大于对男性子代的影响^②。据此得出了本文关注的第二个关键问题的结果,即母亲职业地位能够显著地负向调节子代教育获得的性别差异。

表 2 母亲职业地位与子代教育获得及性别差异的实证分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
性别	0.4077*** (0.0838)	0.5248*** (0.0924)	1.1701*** (0.1854)	1.1970*** (0.1857)	1.1514*** (0.1857)
母亲职业地位		0.0460*** (0.0047)	0.0594*** (0.0059)	0.0297*** (0.0067)	0.0251*** (0.0068)
母亲职业地位*性别			-0.0295*** (0.0073)	-0.0292*** (0.0073)	-0.0277*** (0.0074)
个体特征变量	YES	YES	YES	YES	YES
家庭特征变量	NO	NO	NO	YES	YES
出生队列控制	YES	YES	YES	YES	YES
省份控制	NO	NO	NO	NO	YES
常数项	7.0814*** (0.2037)	6.2498*** (0.2366)	5.8986*** (0.2555)	5.6727*** (0.2737)	5.9214*** (0.4148)
观测值	3777	2878	2878	2647	2647
R ²	0.309	0.340	0.343	0.381	0.395

注:(1)***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计意义上显著;(2)上表括号内的数值为回归系数的稳健标准误。

图 4 给出了按照性别进行分组的母亲职业地位与子代受教育水平关系的散点图以及拟合图,直观刻画了母亲职业地位与子代教育获得性别差异之间的关系。从图中可以看出,一方面,女性子代对母亲职业地位的回归线斜率大于男性子代对母亲职业地位回归线的斜率,即母亲职业地位变动对女性子代受教育年限的影响大于对男性子代的影响。另一方面,当母亲职业地位较低时,随着母亲职业

① Kalmijn M., "Mother's Occupational Status and Children's Schooling", *American Sociological Review*, 1994, 59(2), pp.257-276.

② Zhang Y., Kao G., Hannum E., "Do Mothers in Rural China Practice Gender Equality in Educational Aspirations for Their Children?", *Comparative Education Review*, 2007, 51(2), pp.131-157.

地位的增加,男性子代相对女性子代的教育获得优势逐渐减弱;而当母亲职业地位较高时,随着母亲职业地位的增加,女性子代相对男性子代的教育获得差距逐渐被弥平,甚至出现女高男低的情况。

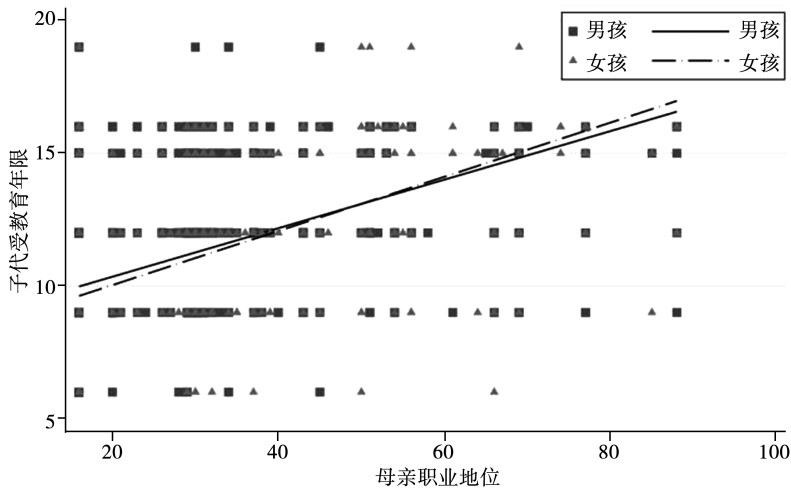


图4 按性别划分的母亲职业地位与子代受教育年限的散点图和回归图

(二)稳健性检验

在以上实证分析中,得出了两个关键结论,即母亲职业地位对子女的教育获得有显著正向影响,以及母亲职业地位对子代教育获得的性别差异具有显著负向调节作用。为进一步验证这两个结论的稳健性,我们首先通过重新筛选样本进行稳健性检验,共进行两组样本筛选和计量分析,具体如下:

本文使用的数据源自CGSS2015,其中的数据为受访者基于记忆进行的自我报告,而受访者的年龄跨度较大,这导致一些大龄的受访者可能存在记忆偏差,实证结果可能因此出现偏差。尤其是本文的核心解释变量“母亲职业地位”,源自受访者报告的自己14岁时母亲的职业状况,时间跨度过长的话会对这一数据的可信性产生影响。基于这一考虑,本文从样本总体中剔除了年龄大于65岁的样本进行稳健性检验。表3的第(1)列展示了回归结果,从中可以看出,与基准回归结果基本一致,母亲职业地位的提高显著延长了子代受教育年限,且对子代教育获得性别差异缩小有显著的正向影响。

第二组样本筛选的稳健性检验为基于受访者是否在1979年我国高考制度恢复之后获得高等教育机会这一条件,因为1979年开始,我国公民在教育领域获得了更有效的平等,我们参考张兆曙和陈奇的研究^①,排除掉1979年之前获得高等教育机会的样本,即使用受访者出生年份在1963年之后的样本进行稳健性检验。表3中第(2)列给出了计量结果,这一结果同之前的分析基本一致。

最后,使用Oprobit模型对受教育水平及其性别差异与母亲职业地位之间的关系进行稳健性检验,此时对受教育水平进行重新赋值,基于未受教育到大学本科及以上,将受访者受教育水平在1-6的整数中顺序赋值。稳健性检验的回归结果如表3中结果(3)所示。回归结果再次表明我们之前所得出的两个结论是稳健的。

表3 稳健性检验

	(1)	(2)	(3)
性别	1.1453*** (0.1949)	1.2233*** (0.2258)	0.5547*** (0.0884)

^① 张兆曙、陈奇:《高校扩招与高等教育机会的性别平等化——基于中国综合社会调查(CGSS2008)数据的实证分析》,《社会学研究》2013年第2期。

续表3

	(1)	(2)	(3)
母亲职业地位	0.0239*** (0.0071)	0.0253*** (0.0082)	0.0111*** (0.0030)
母亲职业地位*性别	-0.0280*** (0.0076)	-0.0360*** (0.0087)	-0.0130*** (0.0034)
控制变量	YES	YES	YES
常数项	6.3325*** (0.5406)	8.3082*** (0.5456)	
观测值	2372	1758	2647
R ²	0.383	0.403	0.172

注:①***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计意义上显著;②上表括号内的数值为回归系数的稳健标准误;③Oprobit模型的回归系数并非边际效应,只对其符号进行分析;④限于篇幅,表中未报告Oprobit模型截断点的估计结果。

(三)工具变量估计及分析

尽管本文通过控制子女个人特征、家庭特征、省份虚拟变量及出生队列变量以尽可能地捕捉异质性影响,但模型仍可能由于存在无法观测的遗漏因素而无法很好地识别得到因果效应。比如,上述模型设定仍可能存在如与母亲职业地位相关的性别平等观念^①等其余未观测到的遗漏变量同时影响母亲职业地位及子女教育获得,这导致我们难以直接获得母亲职业地位对子代受教育水平及性别差异的因果影响。为此,本文以母亲人口统计学特征为依据,构造母亲职业地位的工具变量尝试以工具变量法加以解决。

具体而言,本文采用和受访者母亲处于同一出生队列、同一就业情况^②、同一政治面貌、同一受教育水平的其他母亲职业地位作为受访者母亲职业地位的工具变量。出生队列以1930年开始,到1960年间,每10年为间隔分段,1930年之前出生和1961-1984年内出生两种情况单独分段。之所以将出生队列作为分组特征之一,主要因为同一出生队列的母亲更有可能经历相似的国家政策变化和社会经济变迁。此外,过去在许多情况下,党员身份意味着更好的工作前景^③。因此,基于同一出生队列、同一职业类型、同一政治面貌、同一受教育水平等选取的其他母亲的职业地位的平均水平越高,受访者母亲的职业地位越高。即工具变量其他母亲的职业地位与原核心变量母亲职业地位高度相关,符合工具变量法中的相关性原则。此外,由于工具变量的构建是基于与受访者母亲具备相同人口统计学特征的其他母亲的职业地位,这与受访者的教育经历等情况在逻辑上无任何相关性,故工具变量具备足够的外生性。基于以上分析,认为相同出生队列、就业情况、受教育水平以及政治面貌的其他母亲的职业地位是原核心解释变量母亲职业地位的有效工具变量。

鉴于此,本文采用2SLS估计方法进行分析,并进一步使用了工具变量有序Probit(IV Oprobit)模型,结果展示在表4中。其中,结果(2)和结果(4)均对省份虚拟变量进行了控制,以增强结果的稳健性。首先使用上述两种工具变量估计模型中的第一阶段回归进行弱工具变量检验,检验方法参照连玉君等^④,即主要检验工具变量同内生解释变量的相关性,具体到本研究中,将母亲职业地位这一内生解释变量及其与性别的交互项,同所有外生解释变量和工具变量进行回归。回归结果(限于篇

① 王鹏、吴愈晓:《社会经济地位、性别不平等与性别角色观念》,《社会学评论》2019年第2期。

② 关于受访者母亲的就业信息,CGSS设计了以下问题,即“您14岁时母亲的就业状况”选项分别设定为“受雇于他人(有固定雇主)”“零工”“散工(无固定雇主的受雇者)”“在自己家的生意或企业中工作/帮忙”“领工资”“自由职业者”及“个体工商户”等。

③ Yao Y., You W., “Women’s Political Participation and Gender Gaps of Education in China: 1950-1990”, *World Development*, 2018, 106, pp.220-237.

④ 连玉君、黎文素、黄必红:《子女外出务工对父母健康和生活满意度影响研究》,《经济学》(季刊)2015年第1期。

幅, 备索) 表明, 本文的工具变量对内生解释变量母亲职业地位的影响系数在 1% 水平上显著, 且模型中一阶段 F 检验统计量均大于 10, 故本文用同一出生队列、同一就业情况、同一受教育水平以及同一政治面貌的其他母亲的职业地位做工具变量是合适的, 且不存在弱工具变量选择问题。从表 4 中所给出的两类估计模型的二阶段回归结果可知, 母亲职业地位在 1% 水平上显著负向调节了子代受教育水平的性别差异, 再次验证了本文的结论。

表 4 使用工具变量的二阶段回归结果

	2SLS		IV-Oprobit	
	(1)	(2)	(3)	(4)
性别	1.3972*** (0.2190)	1.3570*** (0.2196)	0.6326*** (0.1058)	0.6359*** (0.1075)
其他母亲职业地位	-0.0392*** (0.0091)	-0.0379*** (0.0093)	0.0191*** (0.0048)	0.0184*** (0.0050)
其他母亲职业地位* 性别	-1.2960*** (0.3660)	-1.2123*** (0.3530)	-0.0170*** (0.0044)	-0.0171*** (0.0045)
控制变量	YES	YES	YES	YES
省份控制	NO	YES	NO	YES
观测值	2579	2579	2579	2579
Pseudo	0.368	0.381	0.160	0.661

注: ①***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的统计意义上显著; ②上表括号内的数值为回归系数的稳健标准误; ③限于篇幅, 表中未报告 Oprobit 模型的截断点的估计结果。

四、异质性分析

已有研究强调传统性别角色观念^①以及家庭社会经济地位^②对教育获得性别差异的重要影响。比如, 如果家庭拥有较为传统的性别角色观念, 那么在家庭文化氛围方面, 女性子代往往被认为是处于附属的地位, 因而可能被分配到较少的教育资源。又如家庭阶层地位往往会影响到子代受教育水平的性别差异, 家庭阶层地位越低, 受父辈偏好影响的子代教育资源分配的不公平水平越高。那么, 母亲职业地位对教育获得性别差异的影响会随着家庭性别角色观念及家庭阶层地位的异质性而变化吗? 为全面把握母亲职业地位对子代受教育水平性别差异的影响, 本部分在基准回归的基础上根据家庭所处不同社会等级以及父辈不同文化程度^③考察母亲职业地位对教育获得性别差异的影响, 估计结果分别对应表 5 第(1)和第(2)列结果。

(一) 据父辈家庭等级进行分组

表 5 第(1)列是依据父辈家庭等级进行分组回归的结果。CGSS2015 存在题项“受访者 14 岁时家庭所处等级”, 从 1 到 10 表示主观评价的社会等级从低到高。结合 CGSS2015, 本部分具体分组方式如下: 根据样本中受访者 14 岁时家庭所处等级的均值将父辈家庭等级分为高低两组, 如果受访家庭的父辈家庭等级取值大于(或等于)均值, 我们称受访者父辈所处家庭等级较高; 反之则界定为受访者

① 吴愈晓:《中国城乡居民教育获得的性别差异研究》,《社会》2012 年第 4 期。

② 李珂涵、逮苗苗、孙涛:《父辈社会经济地位对子代教育获得及性别差异的影响研究》,《东岳论丛》2021 年第 5 期。

③ 根据 CGSS2015, 笔者将问卷中测度个人性别平等态度的五个指标分别与受访者受教育水平进行相关性检验, 检验结果一致表明, 个人受教育程度越高, 其性别平等程度越高。因此, 有理由认为, 受访者父辈文化程度较高的家庭群体, 其性别平等观念更为现代化。考虑到 CGSS2015 并未直接提供反映受访者父母性别角色观念的指标, 这里笔者以受访者父辈文化程度来测度其父辈性别角色观念。

父辈家庭所处等级较低。结果表明,母亲职业地位提高对子代教育获得性别差异缩小的积极影响仅体现在家庭所处等级较高的组别,而在家庭所处等级较低的组别则未见显著性影响。这可能是因为当家庭等级较低时,其经济社会资源都具有一定的约束,在教育维度也是如此,资源的相对稀缺必然导致不同性别子代之间教育资源的差异化分配,这时父母的性别偏好将起到重要作用^①,女性教育机会更有可能被剥夺,因此母亲职业地位的提升将难以缩减教育获得性别差异。

(二)依据父辈不同文化程度分组

表5第(2)列是依据父辈不同文化程度进行分组回归结果。具体分组方式如下:以父母双方最高受教育水平测度父辈文化程度,并根据样本中父辈文化程度的均值将父辈文化程度分为高低两组,如果受访家庭的父辈文化程度取值大于(或等于)均值,我们称受访者父辈文化程度较高;反之则界定为受访者父辈文化程度较低。结果表明:母亲职业地位的提高显著缩小了父辈文化程度较高家庭的子代教育获得的性别差异,但如果家庭中父辈文化程度较低,那么母亲职业地位对子代教育获得性别差异的影响则不再显著。这可能是因为在父辈文化程度较高的家庭中,家庭性别角色观念较为现代,将对子代赋予更为性别平等的教育期待,因此母亲职业地位的提高,可能会促使家庭在教育资源分配时向女性子代偏移,有助于此情景中的女性子代有更好的学业表现进而摆脱教育“劣势”地位。但在父辈文化程度较低的家庭群体中,家庭性别角色观念较为传统,顽固的传统性别角色观念更有可能持续存在而潜移默化地降低对女孩的教育期望。从这个意义上讲,母亲职业地位的提升将对子代教育获得性别差异无显著性影响。

表5 不同分类标准下的异质性分析

	(1)		(2)	
	父辈家庭等级		父辈文化程度	
	较高	较低	较高	较低
性别	1.2453*** (0.2908)	1.0925*** (0.2716)	1.0696*** (0.2248)	0.4529 (0.5997)
母亲职业地位	0.0164* (0.0091)	0.0315*** (0.0113)	0.0229*** (0.0071)	-0.0033 (0.0248)
母亲职业地位*性别	-0.0353*** (0.0096)	-0.0203 (0.0127)	-0.0276*** (0.0079)	0.0214 (0.0339)
控制变量	YES	YES	YES	YES
观测值	1057	1590	1771	876
R ²	0.429	0.318	0.366	0.174

注:①***、**和*分别表示在1%、5%和10%的统计意义上显著;②上表括号内的数值为回归系数的稳健标准误。

五、结论与讨论

在教育获得或社会分层研究的早期,女性通常扮演单一的家庭主妇角色,少有女性承担社会经济角色,因而早期从家庭维度考察子代教育获得的研究,往往假定母亲的社会经济差异不如父亲的社会经济差异重要,进而忽视母亲个体的作用。20世纪90年代以来,中国女性的社会经济角色发生了显著的变化,比如,在需要较高技能的职业中,女性参与率变得越来越大,在涉及专业技术的工作等方面,女性参与度也逐渐追平男性。当前中国女性在职业发展中取得了相当进展,在此背景下,从家庭维度考察母亲职业发展如何影响相应子代的教育发展、女性职业发展对子代教育性别差异产生什么样的作用、母亲职业发展如何通过家庭维度的通道影响中国的教育发展,都是值得探讨的问题。

① 侯慧丽:《义务教育阶段市场化教育参与和投入的性别差异》,《中国青年研究》2019年第4期。

鉴于此,本文使用2015年中国综合社会地位调查数据,运用回归分析法并辅以工具变量,重点探讨母亲职业地位对其子女教育获得及性别差异的影响。结果显示:第一,母亲职业地位提高促进了子代教育获得;第二,母亲职业地位的提高抑制了男性和女性子代教育水平间的性别差异;第三,母亲职业地位对教育性别差异的改善仅存在于父母文化程度较高以及父辈家庭等级较高的家庭组别,而在相应因素较低的家庭组别未见显著性影响。本文的研究肯定了母亲职业发展在对我国青少年教育水平提高与教育差异均衡化方面的贡献,即母亲职业发展在家庭维度对子代教育发展及性别差异产生良性影响,这进一步印证了提升妇女经济社会地位、提高妇女的家庭议价能力对于子代人力资本优势累积及改善教育性别不平等的重要意义。

教育的性别平等问题一直是我国社会经济和教育领域聚焦的关键话题,消除教育维度的性别差异是共同富裕时代主题下的必然要求。从现状来看,我国教育领域的不平等状况已经得到了缓解,表现之一即我国当前高等教育领域的女性占比显著提高,然而针对这一问题的政策措施及其落实仍不能够松懈。从研究结论来看,家庭中母亲职业地位的发展对子女总体的教育水平提高具有显著的作用,对子代教育发展性别差异存在有效的抑制,因而促进女性职业发展的政策恰恰与促进青少年教育发展的政策相得益彰。公共政策制定者应该将这一变量纳入考虑,在教育、职业发展领域不断强化平等信念,在政策细节上切实体现一视同仁的政策魄力,注重女性职业发展进程中的特殊情况,并制定针对性措施,通过女性职业发展维度的政策改善,为教育维度促进公平政策的实施提供助推力,即多维度、溯根源、全方位地制定和完善政策法规,实现全社会的性别平等,为共同富裕的时代主题构建根基。

Mother's Occupational Status, Children's Educational Attainment and Gender Differences —An Empirical Study Based on the Data of the Chinese General Social Survey

Li Kehan Sun Tao

(Shandong University of Finance and Economics, School of Economics, Jinan 250002, P.R.China;
The Center for Economic Research, Shandong University, Jinan 250100, P.R.China)

Abstract: Women's labor market status has long-lasting impacts on children's educational attainment and gender equality. Based on the data of the Chinese General Social Survey in 2015, this paper focuses on the impact of mothers' professional status on their children's educational attainment and gender Differences. In order to avoid the estimation bias caused by endogeneity, instrumental variable method is used in the identification strategy. The results show that: the improvement of mother's occupational status has a significant positive impact on children's educational attainment and the reduction of gender differences, and this impact is independent of the impact of father's occupational status in the family. After re-screening the samples and changing the way of measuring children's education level, the estimation results are still robust. Heterogeneity analysis found that the improvement of mother's occupational status on gender equality in education only existed in the family group with higher education level of parents and higher family level of parents, but had no significant effect in lower family group. Mother's career development factors in family background are of great significance to China's educational reproduction and women's educational advantages. The improvement of women's labor market status is conducive to the accumulation of their children's educational advantages and the reduction of gender inequality in children's education.

Keywords: Mother's occupational status; Family bargaining power; Children's educational attainment; Gender differences

[责任编辑:陆影]