

全面二孩政策对女性就业的影响

——微观和宏观的差异化分析

霍佳逸

中国石油大学(北京), 中国·北京 102299

【摘要】基于2012年—2018年中国家庭追踪调查数据,采用PSM-DID模型从微观和宏观两个层面研究了全面二孩政策对女性工作收入和就业状态的差异化影响。研究发现:从微观层面看,全面二孩政策对女性就业存在明显的负面影响,该政策的实施使女性工作年收入降低7243元,退出劳动力市场的概率增加22.2%;从宏观层面看,全面二孩政策的实施为高政策敏感度地区的女性创造了“就业红利”,使其工作年收入增加4387元。

【关键词】全面二孩政策;女性就业;就业红利

一、引言

近四十年来,随着人民生活水平改善、思想观念转变以及女性受教育水平提高等因素的影响,全球各地的生育水平逐步下降,少子化现象已在多国呈现出不断加剧的态势(任晓菲,2021)。少子化会使国家的人口结构发生根本变化,影响劳动力供给和社会结构,最终可能影响社会经济的良好运行(茆长宝等,2018)。中国政府也较早意识到了少子化问题的潜在不利影响,从21世纪起有计划地进行生育政策调整,分别于2011年实施双独二孩,2013年实施单独二孩,2015年通过全面二孩,2021年实施三孩生育政策,逐步放开生育数量限制。生育政策直接影响女性的生育意愿和生育行为,进而影响女性的就业状况;反之,女性就业状况的变化也会改变女性的生育意愿和生育行为,反作用于生育政策的实施。然而,双独二孩和单独二孩的实施均未能显著促进女性的生育意愿(汪伟等,2020);而当前正值三孩生育政策实施之初,政策效果尚未完全显现,全面评估全面二孩政策的政策效应及其对女性就业的影响,对推动三孩政策的顺利具有重要意义。

研究表明,生育政策的调整将改变中国人口数量和人口结构,有利于延续人口红利,但同时也对女性就业产生不利影响,恶化女性就业环境(贾男等,2013;庄渝霞,2020)。现有文献主要从女性劳动力需求和供给两个维度,就女性求职门槛、晋升机会、薪酬待遇和自身职业发展四个方面分析二孩政策对女性就业的影响。研究发现,二孩政策实施后,女性求职门槛明显提高,相较于男性更难被用人单位接纳(张同全和张亚军,2017);同时,女性参与晋升和培训的机会明显减少(杨菊

华,2014);薪酬水平也会根据生育数量的不同呈现出不同程度的下降(於嘉和谢宇,2014;刘娜和卢玲花,2018);这说明二孩政策的实施给女性带来了明显的“生育惩罚”(Leonard & Stanley, 2020)。此外,二孩政策实施后,部分女性为了孩子的成长和发展宁愿牺牲自身职业发展机会,主动申请调岗,或选择时间更加灵活的工作(Entwisle & Chen, 2002; Dinh et al., 2021),甚至选择退出劳动力市场(江求川和代亚萍,2019)。总体而言,现有关于二孩政策的研究大多基于女性个体视角,评估二孩政策对女性个体就业的微观影响,鲜有考虑其宏观层面的劳动力市场效应;而通常来说,政策效应的微观结论往往不能直接应用于整体的宏观经济市场分析,故现有研究成果对全面评估二孩政策的整体影响可能尚不全面。

本文基于2012年、2014年、2016年和2018年四期中国家庭追踪调查(China Family Panel Studie)数据,采用倾向得分匹配(Propensity Score Matching)和双重差分(Difference-in-difference)模型,从微观和宏观两个层面综合评估全面二孩政策对女性个体就业及全国女性劳动力市场的影响。实证研究结果显示,就微观层面而言,全面二孩政策的实施对女性个体就业产生了显著的负面影响,与以往研究的结论基本一致;但从宏观层面看,政策敏感性更高地区的女性,较其他地区的女性而言会在全面二孩政策实施后获得相对的“就业红利”,使该地区女性收入水平整体提高。本文研究结论不仅进一步论证了现有关于全面二孩政策实施后女性个体就业情况恶化研究成果的可靠性,还在一定程度上对生育政策改革后产生的积极劳动力市场效应进行了补充,对全面评价生育政策改革的

个人效应和市场效应及未来中国生育政策的改革方向提供了经验证据。

本文余下部分的安排如下：第二部分就现有二孩政策对女性就业产生影响的文献进行回顾并提出研究假设，第三部分介绍本研究使用的数据及实证模型，第四部分汇报相关的实证研究结果，第五部分总结结论并提出相应的政策建议。

二、文献综述与研究假设

二孩政策实施后，潜在生育子女数量的增加强化了女性的家庭角色，来自家庭方面的压力增加，女性的家庭角色冲击其职场角色，导致女性的工作投入时间减少（张川川，2011），面临的家庭——工作冲突加剧（杨慧等，2016）；而由于产假等就业中断给女性职业生涯带来的“中断效应”（张抗私和王亚迪，2021），也会给女性的人力资本存量（Mincer & Polachek, 1974）和其工作效率及生产力（於嘉和谢宇，2014）带来无法避免的贬值和折损，导致女性自身职业竞争力下降，在劳动力市场中更难被用人单位接纳。就用人单位而言，为避免女性生育，尤其是女性二次生育产生的职业中断对其成本增加可能带来的损失，用人单位会调整其雇佣决策，提高女性的求职门槛，同等条件下更偏好雇佣男性职员（盛亦男和童玉芬，2018；盛亦男，2019），使女性在劳动力市场中处于不利地位。据此，本文提出以下假设：

假设1：从微观层面看，全面二孩政策的实施会恶化女性个体的就业情况。

但已有文献也提出二孩政策对女性就业产生的影响在微观和宏观层面并不完全相同（杨慧，2017）。受中国传统文化的影响，不同地区女性的生育意愿和生育选择呈现出“同群效应”（张抗私和王亚迪，2021），即女性的生育偏好存在一定的地域差异。同时，少数民族地区和农村地区由于执行差异化的计划生育政策，受到全面二孩政策影响的强度与非少数民族地区和城镇地区相比也存在差异（陆万军和张彬斌，2016），因此政策实施后的生育表现也不相同。从劳动力市场供需变化看，对于政策实施后生育第二孩女性数量增加较多的地区，由于女性生育调岗或退出劳动力市场等行为的增加，劳动力市场呈现女性劳动力供小于求（江求川和代亚萍，2019），因此这些地区的女性在全面二孩政策实施后可能获得相应的“就业红利”，即未退出劳动力市场的女性更容易被雇佣，获得更好的

就业岗位和更高的薪酬。据此，本文提出以下假设：

假设2：从宏观层面看，全面二孩政策的实施给敏感度更高地区的女性带来“就业红利”。

三、研究设计

（一）数据来源

本文主要采用由北京大学中国社会科学调查中心（ISSS）完成实施的中国家庭追踪调查（China Family Panel Studies）数据。CFPS的调查样本覆盖25个省、自治区、直辖市，地区样本可以代表不同的经济发展水平，调查对象包含16000户城市和农村家庭及其家中全部家庭成员，对个体、家庭和社区三个层面跟踪并收集数据，包含个体就业状况、家庭信息等多个指标，适合本文的研究内容。为研究2016年实施的全面二孩政策对女性就业的影响，选取2012年、2014年、2016年和2018年四期的调查数据，剔除了自我雇佣、主要变量数据存在缺失以及在四期调查数据中不能相互匹配的样本，保留年龄在18-60岁的样本，最终得到46130个观测值。考虑到女性在40岁之后二次生育的可能性相对较小，故本文基准回归中均选择18-40岁的被调查者作为研究对象，共21678个观测值。

（二）模型设定与变量选择

作为一项全国性政策，全面二孩的实施不受个体和劳动力市场供需状况的影响，故可视其为一次准自然实验。因此，本文采用双重差分模型（DID）从微观和宏观两个层面评估全面二孩的政策效应。微观层面旨在评估全面二孩政策对女性个体就业的影响，故将政策实施后生育第二孩的女性作为实验组，政策实施后未生育第二孩的女性作为控制组；宏观层面旨在全国范围内评估全面二孩政策对女性劳动力市场影响的地区差异，故将政策敏感度高的省份作为实验组，将政策敏感度低的省份作为控制组，以探究全面二孩政策是否会产生相应的“就业红利”。考虑到实验组和控制组女性在个体年龄、户口类型、健康状况等方面可能存在明显差异，如年龄较小、农业户口、健康情况较好的女性更倾向于生育第二孩，最终导致样本选择偏误。为此，本文首先通过倾向得分法匹配法（PSM）构造与实验组特征相近的控制组样本，再进行DID估计。

1. 微观层面模型

微观层面DID的分组如前所述，将2012年和2014年调查中子女数量为1，而2016年和2018年调查中子女数量为2的女性作为实验组；将2012年至2018年四期中子女数量均为1

的女性作为控制组。据此，设计回归方程如下：

$$Y_{ijt} = \alpha_1 treat_{1i} + \alpha_2 post_t + \theta_1 treat_{1i} \times post_t + \gamma X_{it} + e_i + \eta_j + b_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标*i*、*j*、*t*分别表示个体、省份和时间。*Y*表示女性就业的结果变量，包括女性劳动力的薪酬水平和就业状态两个维度。*treat_{1i}*为微观分组虚拟变量，取1代表实验组，即政策实施后生育第二孩的女性；取0代表控制组，即政策实施后未生育第二孩，仍保持一孩的女性。

$$Y_{ijt} = \beta_1 treat_{2i} + \beta_2 post_t + \theta_2 treat_{2i} \times post_t + \gamma X_{it} + e_i + \eta_j + b_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

*post_t*为政策虚拟变量，全面二孩政策实施后即2016年和2018年取值为1；全面二孩政策实施前即2012年和2014年取值为0。交互项 *treat_{1i} × post_t* 为核心解释变量，其系数 θ_1 代表全面二孩政策对女性个体就业的微观影响。*X*为控制变量集合。*e_i*、*η_j*和 *b_t* 分别表示个体受教育年限固定效应、省份固定效应和时间固定效应，分别控制个体受教育水平差异、地区非观测因素和宏观经济波动等的影响。*ε_{it}*为随机误差项。回归使用个体层面聚类稳健标准误。

2. 宏观层面模型

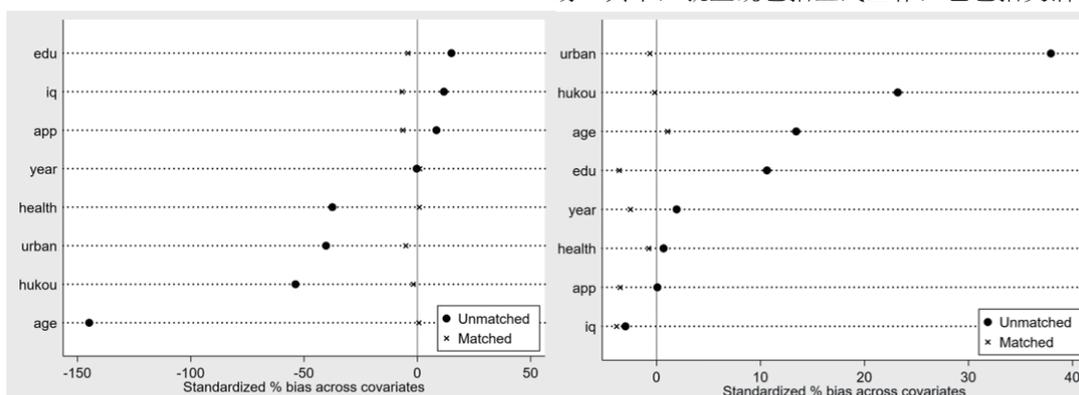
宏观层面DID根据各地区的政策敏感度进行分组。如前所述，尽管中国的计划生育政策在全国范围内铺开，但其执行力度在不同地区之间却存在差异（陆万军和张彬斌，2016；张沛莹等，2019），因此政策敏感度也存在差异。作为我国特殊群体，少数民族因其文化风俗和生育偏好等均与汉族存在较大差异，部分少数民族群体享有特殊政策照顾。如新疆维吾尔自治区规定少数民族农牧民一对夫妻可生育三个子女，符合特定条件的可再生育一个子女。因此，与其他地区相比，少数民族地区在全面二孩政

策实施之前受到的生育限制相对较小，政策敏感度较低。据此，本文以2010年第六次全国人口普查中各省（自治区/直辖市）少数民族占比数据作为政策敏感度的划分依据，将少数民族占比低于全国少数民族占比总体水平的省份作为政策敏感度高的实验组，其余省份作为政策敏感度低低的控制组¹。据此，设置回归方程如下：

其中，为宏观分组虚拟变量，取1代表来自政策敏感度高的实验组省份的女性，取0代表来自政策敏感度低低的控制组省份的女性。交互项为核心解释变量，其系数代表全面二孩政策对女性劳动力市场影响的地区差异。其余变量设定与模型（1）中一致。

3. 变量选择

（1）被解释变量。现有关于女性就业状况的研究中，有学者将女性的工作收入作为被解释变量，研究生育对女性收入影响的绝对大小和边际贡献（於嘉和谢宇，2014；张沛莹等，2019）；也有学者将女性的就业状态作为被解释变量，研究政策对女性就业与否的影响（张抗私和王亚迪，2021）。为更全面评估全面二孩的政策效果，本文同时选择个体就业状态和个人薪酬水平两个就业指标。同时，考虑到全面二孩政策实施后，女性灵活就业明显增加（江求川和代亚萍，2019），单纯以就业和失业度量就业状态不能将选择其他非正式灵活就业的女性包含在内。故本文定义就业和退出劳动力市场两种就业状态类型，以虚拟变量*employ*表示，取1代表就业，取0代表退出劳动力市场。其中，就业既包括正式工作，也包括灵活就业；而退



(a) 微观层面 (b) 宏观层面

图1 倾向得分匹配结果

出劳动力市场则意味着完全退出。个体的薪酬水平由女性主要工作年收入 *income* 进行表示。

(2) 控制变量。已有文献显示, 年龄(王广州, 2022)、个人所在地区城乡分类(万光华等, 2022)、户口类型(刘峰和魏先华, 2015)、健康状况(王卓和苏贝贝, 2022)、智力水平(Schroeder & Epley, 2015)和外貌情况(王慕文和卢二坡, 2018)等均显著影响个体就业状况和薪酬水平。因此, 为降低估计偏误, 将上述变量作为控制变量。

四、实证结果

(一) 倾向得分匹配结果

为避免样本选择偏误对估计结果的影响, 本文以受访者年龄、户口类型、所在地区城乡分类、健康状况、年份、外貌情况、智力水平和最高学历作为协变量, 采用0.05半径内的一对一近邻匹配, 分别为微观和宏观层面的实验组匹配倾向得分相近的控制组样本, 匹配结果如图1所示。

(二) 全面二孩政策对女性就业的微观影响

采用PSM-DID估计得到的全面二孩政策对女性就业微观影响的基准回归结果如表1所示。结果显示, 其他条件不变下, 全面二孩政策使政策实施后生育第二孩女性的主要工作年收入比未生育二孩的一孩女性降低约7243元, 使其退出劳动力市场的可能性增加约22%, 二者均在1%的水平上显著。这说明全面二孩政策的实施对女性个体就业有显著的负面影响, 不仅会降低其主要工作年收入, 还会增加其退出劳动力市场的可能性, 使女性在劳动力市场中处于不利地位, 假设1得以验证。

表2 宏观基准回归

变量	(1) <i>income</i>	(2) <i>employ</i>
Panel A: 政策实施后生育第二孩		
<i>treat_{2t} × post_t</i>	0.4387* (0.2464)	0.1151 (0.0731)
<i>treat_{2t}</i>	0.5304 (1.2243)	-0.1759 (0.1693)
<i>post_t</i>	-0.4166 (0.2670)	-0.3306*** (0.0724)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	915	887
调整 R 方	0.1753	
Panel B: 政策实施后未生育第二孩		
<i>treat_{2t} × post_t</i>	0.2113** (0.1038)	-0.0548** (0.0223)
<i>treat_{2t}</i>	0.8922 (1.0026)	0.1714 (0.1403)
<i>post_t</i>	0.5033*** (0.1006)	-0.0041 (0.0224)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	5516	5332
调整 R 方	0.2130	

表1 微观基准回归结果

变量	(1) <i>income</i>	(2) <i>employ</i>
<i>treat_{1t} × post_t</i>	-0.7243*** (0.2034)	-0.2219*** (0.0383)
<i>treat_{1t}</i>	-0.2472 (0.1913)	-0.0369 (0.0366)
<i>post_t</i>	0.5744** (0.2252)	0.0042 (0.0387)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	1692	1650
调整 R 方	0.2662	

注: 第(1)列为普通最小二乘法(OLS)估计结果, 第(2)列为Probit估计结果, 表中系数为经过换算的平均边际效应; **、*、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著; 括号内为个体层面聚类稳健标准误, 下同。

(三) 全面二孩政策对女性就业的宏观影响

考虑到政策实施后生育第二孩女性和政策实施后未生育第二孩的女性受到政策的影响不同(张沛莹等, 2019)可能对宏观层面估计结果产生影响, 故本部分采用分样本回归进行研究。采用PSM-DID估计得到的全面二孩政策对女性就业宏观影响的基准回归结果如表2所示。其中, Panel A的样本为政策实施后生育第二孩的女性, 即2012年和2014年子女数量为1, 2016年或2018年子女数量为2的女性; Panel B的样本为政策实施后未生育第二孩的女性, 即在上述四期调查中子女数量均保持0个、1个和2个的女性。Panel A的结果显示, 对政策实施后生育第二孩的女性而言, 全面二孩政策的实施使实验组省份女性主要工作年收入相对显著增加约4387元, 对其是否退出劳动力市场影响为正但不显著。Panel B的结果显示, 对政策实施后未生育第二孩的女性而言, 全面二孩政策的实施使实验组省份女性主要工作年收入相对显著增加了约2113元, 使其退出劳动力市场的总体可能性相对显著增加约5%。综合Panel A和Panel B的估计结果, 全面二孩政策的实施会对高政策敏感度地区女性的就业状态造成一定的负面影响, 使其退出劳动力市场的可能性增加; 但对于仍留在劳动力市场中的女性而言, 该政策的实施会使其主要工作年收入的总体水平显著提高。这说明全面二孩政策实施后, 由于国家相应政策的出台和对女性配套关照措施的完善, 使高政策敏感度地区的就业女性总体上获得了相对的“就业红利”, 女性就业状况得到改善, 假设2得以验证。

(四) 更换匹配方法的稳健性检验

鉴于前文的基准回归模型均采用了倾向得分匹配后的样本，为避免匹配方法对最终结论的影响，本部分使用替代方法，采用一对四近邻匹配进行估计，以检验基准模型估计结果的稳健性。微观层面的回归结果如表3所示。结果显示，全面二孩政策的实施会显著减少女性收入并增大其退出劳动力市场可能性的结论不变，但与基准回归结果相比，政策产生负面影响的程度有所减小。宏观层面的回归结果如表4所示。Panel A的估计结果显示，对政策实施后生育第二孩的女性而言，全面二孩政策会使实验组省份女性收入显著增加，而对其退出劳动力市场可能性的影响不显著，与基准回归模型结论一致。Panel B的估计结果显示，对政策实施后未生育第二孩的女性而言，全面二孩政策实施对其就业的影响不显著，说明主回归模型中相应的结论可能是由于特定回归方法的选择引起的。综合来看，全面二孩政策在宏观层面对女性产生的“就业红利”只对政策实施后生育第二孩的女性较为明显，使其主要工作年收入总体水平显著提高，这可能是由于全面二孩政策实施后政策敏感度更高地区相应政策措施的出台所引起的。

表3 稳健性检验——微观层面：更换 PSM 匹配方法

变量	(1) income	(2) employ
$treat_{1t} \times post_t$	-0.6688*** (0.1503)	-0.1518*** (0.0316)
$treat_{1t}$	-0.2368* (0.1430)	-0.0518 (0.0321)
$post_t$	0.5709*** (0.1560)	-0.0533* (0.0274)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	2262	2247
调整 R 方	0.2730	

表4 稳健性检验——宏观层面：更换 PSM 匹配方法

变量	(1) income	(2) employ
Panel A: 政策实施后生育第二孩		
$treat_{2t} \times post_t$	0.4251* (0.2307)	0.0864 (0.0686)
$treat_{2t}$	1.1793 (1.4442)	-0.3540*** (0.1118)
$post_t$	-0.3587 (0.2535)	-0.2837*** (0.0649)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	773	732
调整 R 方	0.2009	
Panel B: 政策实施后未生育第二孩		
$treat_{2t} \times post_t$	0.1040 (0.1113)	-0.0335 (0.0206)
$treat_{2t}$	0.8054 (0.9345)	0.2439* (0.1446)
$post_t$	0.6623*** (0.1115)	-0.0236 (0.0207)
控制变量	是	是
年份固定效应	是	是
省份固定效应	是	是
学历固定效应	是	是
N	4658	4541
调整 R 方	0.2434	

五、结论及政策启示

本文将全面二孩政策的实施看作一项“准自然实验”，根据已有研究，从微观和宏观两个层面对政策的影响提出假设，采用PSM-DID模型分别研究了全面二孩政策对女性工作收入和就业状态的影响。

通过上述研究，本文得出的主要结论如下：①从微观层面来看，全面二孩政策对政策实施后生育第二孩女性的就业产生明显的负面影响。相对于未生育第二孩的女性，该政策的实施使得生育第二孩女性的主要工作年收入显著降低7243元，使其退出劳动力市场的概率显著增加22.2%。②从宏观层面来看，在考虑了各地区政策敏感度后，全面二孩政策的实施从总体上会给生育第二孩的女性创造“就业红利”，显著增加其主要工作年收入，改善女性的就业状况。具体来说，相对于低政策敏感度地区生育第二孩的女性，该政策的实施使高政策敏感度地区生育第二孩女性的主要工作年收入显著增加4387元。

本文的研究结论不仅证明了全面二孩政策的实施从微观层面会对女性个体的就业状况产生显著的负面影响，论证了现有关于全面二孩政策实施后女性个体就业状况恶化的研究成果的可靠性；还进一步发现该政策的实施从宏观层面会为生育第二孩的女性创造“就业红利”，增加其工作收入，改善女性的就业状况，对未来从全国层面分析生育政策的市场效应提供文献依据。本文的研究结论具有如下政策启示：未来中国应继续完善生育相关的配套措施、出台相应的政策，从家庭、企业和社会等多方面共同发力，为积极响应国家生育政策调整的女性营造更加友好的就业环境，推动女性就业状况的改善。此外，全面二孩政策的实施总体上为政策敏感度较高省份生育第二孩的女性创造了较大的“就业红利”，能显著提高相关地区女性的工作收入，因此未来中国在推行三孩政策的过程中，应坚持“因地制宜”的原则，针对不同地区现实情况的不同有侧重地调整政策强度，并制定具有地区特色的支持政策，在推动三孩政策顺利实施的同时改善女性的就业状况。

参考文献:

- [1]任晓菲.中日少子化问题比较研究[J].学习与探索, 2021(03):36-46.
- [2]茆长宝,穆光宗,武继磊.少子老龄化背景下全面二孩政策与鼓励生育模拟分析[J].人口与发展,2018,24(04):56-65+76.
- [3]汪伟,杨嘉豪,吴坤,徐乐.二孩政策对家庭二孩生育与消费的影响研究——基于CFPS数据的考察[J].财经研究,2020,46(12):79-93.
- [4]贾男,甘犁,张劼.工资率、“生育陷阱”与不可观测类型[J].经济研究,2013,48(05):61-72.
- [5]庄渝霞.生育事件与生育保险对中国城镇女性就业的影响——一项来自CHNS追踪调查的实证研究[J].人口与发展,2020,26(06):87-98.
- [6]张同全,张亚军.全面二孩政策对女性就业的影响——基于企业人工成本中介效应的分析[J].人口与经济,2017(05):1-11.
- [7]杨菊华.“单独两孩”政策对女性就业的潜在影响及应对思考[J].妇女研究论丛,2014(04):49-51.
- [8]於嘉,谢宇.生育对我国女性工资率的影响[J].人口研究,2014,38(01):18-29.
- [9]刘娜,卢玲花.生育对城镇体制内女性工资收入的影响[J].人口与经济,2018(05):10-19.
- [10]Leonardde, M. L., & Stanley, T. D. The wages of mothers' labor: A meta-regression analysis[J]. Journal of Marriage and Family 2020, 82(5), 1534 - 1552.
- [11]Entwisle B, Chen F. Work Patterns Following a Birth in Urban and Rural China: A Longitudinal Study[J].European Journal of Population 2002, 18(2):99-119.
- [12]Dinh H, Martin A, Leach L, et al. Is Self-Employment a Good Option? Gender, Parents and the Work-Family Interface[J]. Sex Roles, 2021, 84(4): 731 - 746.
- [13]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.
- [14]张川川.子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响[J].人口与经济,2011(05):29-35.
- [15]杨慧,吕云婷,任兰兰.二孩对城镇青年平衡工作家庭的影响——基于中国妇女社会地位调查数据的实证分析[J].人口与经济,2016(02):1-9.
- [16]张抗私,王亚迪.生育对已婚女性就业选择的影响研究[J].公共管理评论,2021,3(03):53-75.
- [17]Mincer J, Polachek S. Family Investments in Human Capital: Earnings of Women[J]. Journal of Political Economy, 1974, 82(2): 76-108.
- [18]盛亦男,童玉芬.生育政策调整对女性劳动力供需的影响研究[J].北京社会科学,2018(12):96-104.
- [19]盛亦男.生育政策调整对女性就业质量的影响[J].人口与经济,2019(03):62-76.
- [20]杨慧.全面二孩政策下生育对城镇女性就业的机理研究[J].人口与经济,2017(04):108-118.
- [21]陆万军,张彬斌.中国生育政策对女性地位的影响[J].人口研究,2016,40(04):21-34.
- [22]王广州.新时期劳动年龄人口就业状况——基于多状态就业生命表的分析[J].中国人口科学,2022(02):17-31+126.
- [23]万广华,江葳蕤,赵梦雪.城镇化的共同富裕效应[J].中国农村经济,2022(04):2-22.
- [24]刘峰,魏先华.性别、户籍歧视与就业市场决定因素研究——基于CHNS2009微观数据的实证分析[J].现代管理科学,2015(03):6-8.
- [25]王卓,苏贝贝.中国青年就业状况及其影响因素研究——基于CGSS2017数据的实证分析[J].西北人口,2022,43(04):42-53.
- [26]Schroeder J, Epley N. The sound of intellect: Speech reveals a thoughtful mind, increasing a job candidate's appeal[J]. Psychological science, 2015, 26(6): 877-891.
- [27]王慕文,卢二坡.颜值越高越容易找到工作吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)的实证分析[J].中国经济问题,2018(05):111-124.

注释: ①实验组包括北京、天津、河北、山西、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、山东、河南、湖北、湖南、广东、重庆、四川和陕西20个省(自治区/直辖市);控制组包括内蒙古、辽宁、广西、海南、贵州、云南、西藏、甘肃、青海、宁夏和新疆11个省(自治区/直辖市)。