

# 产假变化对女性劳动力市场表现的长期影响研究

张世颖 郭迪雅 王 晴\*

**摘 要：**本文以我国1988年开始的产假延长改革作为自然实验，采用渐进双重差分方法，实证检验了产假天数增加对我国女性劳动力市场表现的长期影响及机制。研究发现，适度享受更长产假有助于增加女性劳动收入以及提高女性正规就业的参与率。这一长期动态效应逐渐增强，并且在拥有高中及以上学历或是在国有企业工作的女性群体中表现更为明显。机制分析进一步发现，产假延长有利于提升女性的心理健康水平，从而使女性在劳动力市场获益。本文结论对我国产假政策和生育政策的调整具有一定的参考意义。

**关键词：**产假政策 女性就业 劳动力市场

## 一 引言

劳动力市场上的性别不平等一直以来备受关注。随着经济社会的发展，就业和收入的性别差距在很多国家依然存在。这种性别差异违背了帕累托效率，会造成社会资源的严重浪费（Bergmann，1971）。很多文献通过市场分割理论、拥挤理论等模型论证劳动力市场的筛选机制，试图从工作角度作出解释。但随着女性在教育 and 就业能力等方面取得长足进步，这些传统

---

\* 张世颖，副教授，哈尔滨工业大学（深圳）经济管理学院，电子邮箱：zhangshiying@hit.edu.cn；郭迪雅，硕士研究生，伦敦政治经济学院，电子邮箱：d.guo9@lse.ac.uk；王晴（通讯作者），副教授，中山大学国际金融学院，电子邮箱：wangq577@mail.sysu.edu.cn。感谢匿名审稿专家的宝贵意见，文责自负。

因素的解释力逐渐受到挑战(Blau和Kahn, 2017),越来越多的学者将关注点转向家庭视角,认为在成家生育后男性和女性家庭身份的不同是造成劳动力市场性别差异的主要原因。成为母亲意味着就业率、工作时间和劳动收入的急剧下降(Berniell等, 2021)。在我国,随着生育政策的调整,很多学者把目光放在研究生育政策和家庭政策的冲击对男性和女性劳动力市场的影响方面。通常家庭政策(或生育支持政策)包含一系列配套支持措施,以期从时间、经济和服务等方面直接提高生育意愿、促进就业公平。经济和服务支持方面的家庭政策涵盖生育保险和津贴、税收优惠政策,以及社会化育儿服务等。这些政策工具旨在减轻家庭生育负担、降低养育成本。时间支持方面,与生育有关的假期制度是家庭政策的重要内容。发展中国家为女性提供的社会保障机制尚未完善。因此,产假在女性的劳动表现过程中可能发挥更重要的作用。

此前大量文献研究了产假政策对家庭保障的短期效应,在传统的社会分工中,女性通常是主要的育婴人力,由生育带来的时间支出较男性更多。虽然产假政策明显保障了家庭的短期福利,但女职工的缺工成本可能会额外提高女性的就业门槛,阻碍女性的公平就业。产假期间因承担生理和育儿责任而无法投入工作,这种生育型职业中断会对女性就业造成负面影响,可能限制个人的长期发展。一方面,生育休产假会导致职业正处于上升期的女性面临人力资本积累的被动中断,不仅就业竞争力削弱,未来的职业发展空间也会受到限制,这在当下更新迭代迅速的行业中尤其突出(廖敬仪和周涛, 2020)。另一方面,为了兼顾抚育任务与工作需求,女性往往会主动选择对家庭更友好的企事业单位和职业,但补偿性差别理论表明,这类灵活就业仍以牺牲个人职业前景为代价,在就业市场中处于不利地位(李芬和风笑天, 2016)。由于上述现象的存在,尽管我国生育支持政策不断调整,但生育率上升幅度并不明显,说明女性生育与就业的冲突问题仍待解决(许琪, 2021)。

基于上述背景,本文以1988年国家延长女职工法定产假后各省份逐步实施这项改革政策作为自然实验,使用中国妇女社会地位调查(SCWSS)的混合截面数据和渐进式双重差分模型,实证分析产假的调整是否会对女

性在劳动力市场的长期表现产生影响，并估计政策实施后的动态变化效果。本文也通过机制分析，探讨了该影响背后的成因。

作为当前的热点话题，探讨产假制度改革对女性在劳动力市场上的就业表现及收入水平的长期影响，进而研究雇主统计性歧视的制度性来源，对于理解我国女性生育和就业之间矛盾至关重要，也能为促进劳动力市场的公平就业和出台更完整全面的生育支持措施提供决策支持，具有突出的现实意义。现有文献已经较为全面地搭建了产假制度和女性就业之间的关系框架，但结论不一（Rossin-Slater 等，2013；Canaan 等，2022；Bergemann 和 Riphahn，2023）。国内关于产假的研究起步较晚，关于产假对女性劳动力市场表现的影响的讨论并不丰富，多数研究集中在2012~2016年的产假调整方面（贾男和杨天池，2019；刘畅和靳永爱，2022）。本文的边际贡献主要体现在两个方面。第一，区别于其他经济、服务类生育支持措施，本文将1988年特定的产假调整作为自然实验，就产假这种时间支持政策研究对女性劳动力市场表现的影响。第二，目前国内学界对产假的关注较少，大多停留在对妇幼健康短期效应的评估上，本文不仅从女性劳动力市场的角度进行评估，还探讨产假对我国女性的劳动力市场表现的长期动态效应。

本文余下内容安排如下：第二部分为理论基础和研究现状；第三部分介绍研究设计；第四部分为实证分析；第五部分是异质性分析；第六部分为机制分析；第七部分为结论和政策建议。

## 二 理论基础和研究现状

产假制度（Maternity Leave）最早起源于1878年的德国（Schuchmann，1995），之后很多国家陆续制定产假制度。为了规范标准，国际劳工组织（ILO）采取国际公约的形式，批准通过了三份《保护生育公约》，旨在为孕产期女性提供有工作保障的生育假期，同时也保障新生儿的健康，增进社会福利。产假制度涉及的主体包括生育女性、出生婴童以及雇佣单位。因此，研究产假制度的文献多集中探讨对这三方面主体的福利影响。其中，生育女性受到的关注是最多的，内容涉及身体健康、职业表现以及生育意

愿等。

首先,部分研究发现产假对女性就业存在潜在积极影响的证据。产假制度有利于女性保持重返全职工作的意愿和信心,帮助她们保持就业的连续性。Rossin-Slater等(2013)基于美国加利福尼亚州接受带薪产假女性的数据分析发现,女性在生育后三年内的工作时间及收入均显著增加。Byker(2014)认为带薪休假制度能够有效减少女性短期内退出劳动力市场的情况,这种对于劳动参与的坚持在低技能女性群体中表现得尤为明显。Gottlieb等(2022)研究加拿大延长工作保护假时发现带薪产假能够提高女性的创业精神。Bergemann和Riphahn(2023)表示带薪产假促使女性劳动参与意愿提高,缩短产后重返劳动力市场的时间。产假制度带来的职业风险降低可能对扩大女性劳动力供给有所帮助。随着生育观念的改变,一些社会福利水平较高的北欧国家还在此基础上进一步实行父亲陪产假(Paternity Leave)和父母育儿假(Parental Leave)等制度。这些公共政策在养育责任分担和性别平等方向的推进更有利于家庭内部的长远发展(李西霞,2016)。Pylkkänen和Smith(2004)指出,在瑞典父亲休育儿假对母亲产后就业产生积极影响。

其次,虽然带薪产假通过保留原有职位的方式在一定程度上缓解了在职女性的顾虑,但实际上产假制度影响着生育成本在国家、企业和个体之间的分配。因此,这些相关政策直接调整着女性劳动者由于生育活动与用人单位形成的内部关系,可能加剧育龄女性受到的歧视(黄镇,2018)。部分文献认为产假延长意味着离开工作岗位、脱离社会时间较长,这会对女性劳动参与率产生负面影响。产假过长可能不利于女性返工后的职场表现。Baker和Milligan(2008)通过调查加拿大的产假政策得出结论,过长的产假容易让女性习惯于家庭生活,重返岗位后用于工作的时间会比产假时间短的女性少。Evertsson(2011)的研究结果发现,产假时间超过一定水平后,瑞典女性在劳动力市场上得到职业晋升的机会减少,职业流动率降低。针对德国产假法规的多次改革,Schönberg和Ludsteck(2014)发现,产假覆盖面扩大确实对女性产后回归工作的短期负面作用很强,但并没有影响到女性的长期劳动力供给。Kleven等(2020)利用长达半个世纪的奥地利职工

数据同样验证了这一点。产假等大幅增加对女性就业市场并没有产生长期影响,这些政策干预对性别不平等的长期演变影响几乎为零。

最后,我国的产假政策不断优化,关于生育假或奖励假的探索也在逐步推进中。1951年,《中华人民共和国劳动保险条例》以立法形式规定女职工享有带薪产假。随着时代的变化,产假期间的收入标准也有所提高,关于产假时间的政策也有较大的调整。首次规定时只有56天产假,1988年《女职工劳动保护规定》确认将女职工的基础产假增加至90天,2012年《女职工劳动保护特别规定》提高我国女性法定产假时长至98天。自从国家生育政策生效以来,各省份都颁布了相应的计划生育条例,这些省级条例根据各省份的情况确定了各自产假时间。因此,各省份产假增加的天数并不一致。2016年全面二孩政策推行以来,各省份产假时长更是增加至128~365天(Liu等,2020)。我国虽然没有制定国家层面的统一陪产假标准,但各省份已依据规则各自确定了陪产假标准,旨在鼓励男性更负责地参与家庭育儿过程,并促进对女性的尊重和性别平等。

针对我国产假政策的实证分析也发现产假对女性就业以及生育意愿可能同时存在积极和消极的影响。女性在劳动力市场上可能因生育和休产假而面临更大的压力和挑战(王俊和石人炳,2021)。带薪产假对女性劳动者的工资率有显著的负面影响,在控制了内生性和样本选择偏差后这一效应仍然存在(贾男和杨天池,2019)。而另一些学者的研究结论更为乐观。张琪和张琳(2017)发现加强对女性权益保障的法律支持、女性生育期间的经济支持和孩子照料的支持等,会缓解女性因生育而中断就业的影响。解决产假政策下女性就业受阻问题的关键是适当减轻女性家庭社会责任、消除女性人力资本投资的不确定性,即适度增加男性陪产假以及育儿的社会服务(夏露露,2020)。刘畅和靳永爱(2022)基于2017年全国生育状况抽样调查数据研究延长产假对育龄妇女生育意愿的影响。将2016年各省份修改产假政策作为自然实验可以发现产假延长在一定程度上提高了全面二孩政策下尚未达到生育限额妇女的生育意愿。

基于上述分析,提出研究假说:适度延长产假会给予女性更好的工作保护,能够从物质和心理上缓解女性“生”和“升”之间的潜在矛盾,增

强女性职业忠诚度,提升女性就业意愿。适度延长产假会给予生育后的女性更多的恢复空间,有利于女性改善身体健康状况,减轻后续回归职场的压力,改善长期职场表现和增加劳动收入。

### 三 研究设计

#### (一) 数据和样本

本文实证部分的研究数据来源于由全国妇联和国家统计局联合开展的中国妇女社会地位调查(SCWSS)。为客观深入分析全国不同区域、不同阶层的女性群体社会地位的状况与变化,此调查采用多阶段分域分层随机抽样方法,自1990年起每十年开展一期,至今已有四期数据。考虑到本文政策研究对象是1988年产假改革,故使用2000年和2010年两期数据,数据范围涉及31个省(自治区、直辖市),具有代表性。

样本选择方面进行了如下设定。首先,样本中女性个体年龄在问卷调查时为23~50岁,且尚未办理退休。其次,考虑到个体、私营业主不受政策影响,而大多数农村女性在家耕作,也不涉及产假福利,本文将样本限制在生育时就业状态为受雇型就业的城镇女性群体。再次,鉴于生育政策的限制和政策改革发生的年份,本文将样本限定在1985~1995年有生育经历且生育不超过2个孩子的女性。最后,由于调查数据并未收集女性生育时的就业信息,故样本筛选侧重于最近一次生育时的就业情况。若女性主动声明因生育而退出劳动力市场,或者最近一次生育发生在其第一份工作之前,则视为没有工作,不纳入本文的样本范围。

国家层面调整法定产假从56天至90天的政策施行于1988年9月1日,但具体实施时间则是以各省份实际情况为准。因此,本文从各省份公布的计划生育条例中收集了31个省份的改革时间信息(见表1)。

此外,本文从国家统计局官网、《中国劳动统计年鉴》、《中国工会统计年鉴》、《中国人口统计年鉴》、各省份统计年鉴等渠道收集了我国各省份人均地区生产总值、城镇就业人员中女性占比、城镇单位就业人员占比、城镇单位就业人员中女性占比等数据,作为省级特征控制变量。



表1 各省份实施产假改革的实际时间

区域代码	省份	改革时间
11	北京	1991年6月1日
12	天津	1989年1月1日
13	河北	1989年3月20日
14	山西	1990年1月1日
15	内蒙古	1990年10月12日
21	辽宁	1988年5月28日
22	吉林	1993年10月1日
23	黑龙江	1990年2月1日
31	上海	1990年8月1日
32	江苏	1990年10月28日
33	浙江	1990年1月3日
34	安徽	1988年12月1日
35	福建	1991年7月1日
36	江西	1990年9月1日
37	山东	1988年7月20日
41	河南	1990年7月1日
42	湖北	1988年3月1日
43	湖南	1990年1月1日
44	广东	1992年11月28日
45	广西	1989年1月1日
46	海南	1989年10月9日
50	重庆	1998年1月1日
51	四川	1993年12月15日
52	贵州	1988年1月1日
53	云南	1991年4月1日
54	西藏	1992年5月28日
61	陕西	1991年3月3日
62	甘肃	1990年1月1日
63	青海	1992年4月1日
64	宁夏	1991年1月15日
65	新疆	2003年1月1日

## (二) 变量说明

本文考察的是产假延长政策变化对我国女性劳动力市场表现的长期影响,因变量选取女性年收入、是否就业、是否正规就业、是否为管理层人员。

关于年收入,考虑到物价水平的变化,本文采用消费者物价指数将1999年总收入以1998年为基期调整为2009年的实际值。其中,是否正规就业以问卷中工作/劳动经历里的回答来定义。将2000年的问卷中回答“非农从业/以农为辅”且有单位的定义为正规就业;回答“未就业”或“以农为主”或“以农为辅/非农从业”但“没单位,是家庭经营、自己单独做事”则定义为灵活就业。将2010年的问卷中回答“雇员/工薪劳动者/雇主”且有单位的定义为正规就业,回答“未就业”或“自营劳动者/家庭帮工”或“个体工商户”或“主要从事农林牧渔劳动”则定义为灵活就业。针对本文的其他两个被解释变量——是否就业和是否为管理层人员,本文重点关注问卷中“目前是否为取得收入而从事工作/劳动”和“您在单位中所处的位置”这两个问题,以此来判断就业与否及职位高低。

本文的关键解释变量是以儿童出生时间和出生时所在省份实施产假改革时间来设置的虚拟变量。先对31个省份的产假政策进行设置,根据各省份实施改革的时间判断生育时女性的产假时长,1代表女性生育时经历了产假调整,0代表女性生育时未经历产假调整。这样的设置便于以当地女性在生育时是否受到政策改革影响为判断自动产生“处理组”和“控制组”,以及“处理前”和“处理后”之间的双重差异。若样本中母亲个体生育2个小孩,将其拆成2条观测值;若生育1个则无须变动。

控制变量包括人口学特征,分别为女性受访者的年龄、年龄平方、户口、本人是否受过高等教育、配偶是否受过高等教育等个体特征信息,以及人均地区生产总值、城镇就业人员中女性占比、城镇单位就业人员占比、城镇单位就业人员中女性占比等省级特征信息。模型同时控制所处省份、生育年份、调查年份的固定效应。

2000年和2010年的数据是在不同时点上对随机样本的相同变量进行观测得到的数据,本文将这两年数据合二为一,合并为混合截面数据。在



2000年调查中有效样本共1042份，在2010年调查中符合条件的样本量共1334份，故全样本共2376份。表2显示了样本中所有时期主要变量的描述性统计分析结果。

表2 主要变量描述性统计

变量	全样本		2000年		2010年	
	均值	标准差	均值	标准差	均值	标准差
本人去年总收入取对数	8.040	3.150	8.090	2.470	8.010	3.580
是否就业（是=1；否=0）	0.810	0.390	0.800	0.400	0.820	0.380
是否正规就业（是=1；否=0）	0.560	0.500	0.550	0.500	0.570	0.500
是否为管理层人员（是=1；否=0）	0.130	0.330	0.090	0.280	0.160	0.370
是否经历产假政策改革（是=1；否=0）	0.540	0.500	0.460	0.500	0.610	0.490
年龄	40.660	5.490	36.170	4.470	44.170	3.160
年龄平方	1684.000	435.200	1328.000	330.400	1961.000	276.600
户口（非农业户口=1；农业户口=0）	0.840	0.370	0.810	0.400	0.870	0.340
本人是否受过高等教育（大学及以上=1；其他=0）	0.170	0.380	0.110	0.320	0.220	0.410
配偶是否受过高等教育（大学及以上=1；其他=0）	0.310	0.460	0.240	0.430	0.360	0.480
人均地区生产总值取对数	9.750	0.790	9.030	0.510	10.320	0.420
城镇就业人员中女性占比	0.430	0.020	0.440	0.020	0.430	0.020
城镇单位就业人员占比	0.650	0.130	0.770	0.060	0.560	0.090
城镇单位就业人员中女性占比	0.380	0.030	0.390	0.020	0.370	0.030
样本量	2376		1042		1334	

样本女性就业特征比例如表3所示。从全样本来看，女性就业率为81.19%，比例较高，正规就业率为55.87%，成为管理层人员的比例有12.67%。三者均随时间的变化而有所上升，其中管理层的晋升人数比例从2000年到2010年翻了接近一番。经CPI调整后，年总收入小于6000元的占比为36.19%，超过15000元的占比为27.89%。随着时间的推移，越来越多的女性享有更高的年收入，2000~2010年，15000元以上年总收入的女性群体扩大了，取代6000元以下年总收入的群体，为所有收入人群中最大比重，说明我国的社会经济发展水平与日俱增，人民的生活水平日益提高。

不同学历的女性中有高等教育经历的女性仅占 17.09%。样本中，在国有单位工作的女性占主体，占比为 49.28%。这些数值也都呈上升态势，表示随着时代的进步，女性受到教育的状况逐渐改善，且更多的职业女性加入到国企事业单位中。

表 3 样本女性就业特征比例

单位：%			
特征	全样本	2000 年	2010 年
就业	81.19	79.85	82.23
正规就业	55.87	54.85	56.67
管理层人员	12.67	8.54	15.89
年总收入（调整为 2009 年值）			
>15000 元	27.89	9.43	41.60
6000~15000 元	35.92	41.18	32.02
<6000 元	36.19	49.39	26.38
受教育程度			
初中及以下	45.35	50.62	41.23
高中/中专	37.56	38.13	37.11
大学及以上	17.09	11.25	21.66
工作单位所有制			
国有（含国有控股）	49.28	42.32	57.11
城镇/农村集体	17.17	17.37	16.95
私营/个体/三资及其他	33.55	40.31	25.94

（三）模型识别策略

1. 基本回归模型

本文识别策略是渐进式双重差分（Staggered Difference-in-Difference），该方法广泛适用于同一政策在不同地区的渐进性实施情景。针对处理时间存在先后差异的对象，其好处在于能够剔除影响结果的系统性因素，从而得到可信度高的估计量，解释政策效果。该策略的关键识别假设在于，产假政策调整在控制其他因素不变的情况下仅通过改变家庭中女性生育时的

产假情况来影响其后续在劳动力市场的表现，因此本文根据生育时女性所在省份以及生育时间两个维度共同定义关键变量<sup>①</sup>。

为了检验产假变化是否对我国女性的劳动力市场表现产生影响，本文首先使用最小二乘虚拟变量估计法（Least Square Dummy Variable Model）设定模型，如下所示：

$$Y_{i,p,t} = \alpha + \beta D_{i,p,t} + \gamma X_{i,p,t} + \mu_p + \theta_c + \omega_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (1)$$

其中， $Y_{i,p,t}$ 是省份 $p$ 女性 $i$ 在年份 $t$ 的劳动力市场表现， $D_{i,p,t}$ 是该省份在女性生育年份 $t$ 的政策改革虚拟变量， $X_{i,p,t}$ 是一组控制变量， $\mu_p$ 是省份固定效应， $\theta_c$ 是生育年份固定效应， $\omega_t$ 是调查年份固定效应， $\epsilon_{i,p,t}$ 是扰动项。 $\beta$ 和 $\gamma$ 为估计系数，其中 $\beta$ 为本文所关注的待估系数，若 $\beta$ 显著为正则说明产假延长对我国女性的劳动力市场表现有正面作用，若 $\beta$ 显著为负则说明政策变化对我国女性的劳动力市场表现有负向影响。考虑到不同家庭在同一省份的随机扰动项之间可能会存在相关性，本文所有回归均将标准误聚类调整到省份层面。

## 2. 事件分析法模型

上述模型中的系数 $\beta$ 是经历改革前后整体的平均处理效应，考虑到渐进双重差分模型通常涉及改革前后多期，为检验其是否满足平行趋势假设，则需要看改革前的情况；为考察改革前后各期的动态效应，还需要看改革前后各期的变化，故事件分析法（Event Study Analysis）的模型设定如下所示：

$$Y_{i,p,t} = \alpha + \sum_{\tau=1}^m \beta_{-\tau} D_{i,p,t-\tau} + \beta D_{i,p,t} + \sum_{\tau=1}^q \beta_{+\tau} D_{i,p,t+\tau} + \gamma X_{i,p,t} + \mu_p + \theta_c + \omega_t + \epsilon_{i,p,t} \quad (2)$$

① Duflo（2010）也提供了一种模型识别的思路，即将超过生育年龄的女性群体作为控制组。但本文旨在研究女性的劳动力市场表现，需要控制组和实验组均有就业表现观察值。我国女性一般在50~55周岁退休。产假政策出台时（即20世纪90年代），超过生育年龄的女性在2000年和2010年问卷调查时年龄超过60周岁，绝大多数已经退出劳动力市场。本文使用的现有模型识别方法也出现在Lalive和Zweimüller（2009）、Ekberg等（2013）以及Schönberg和Ludsteck（2014）等文献中，即对政策出台前后有生育行为的妇女进行对比。

其中,  $\beta_{-\tau}$  是改革前  $\tau$  期产生的影响,  $\beta_{+\tau}$  是改革后  $\tau$  期产生的影响,  $\beta$  是改革当期产生的影响。对于样本个体来说, 在时间范围  $[t-m, t+q]$ , 每次生育时改革只作用一次。

## 四 实证分析

### (一) 基准回归结果

运用上述双重差分模型分析产假延长对我国女性就业情况的影响, 如表4所示。回归结果表明, 产假延长对我国女性劳动收入有正面的长期影响, 这一效果在5%的水平上显著。具体来说, 产假延长对女性工作收入的影响总体上有63%的相对增长幅度。

产假延长对我国女性在劳动力市场上是否就业、是否正规就业和是否为管理层人员同样有正向的影响, 且均在10%的水平上显著。产假越长, 女性更偏向于就业, 且选择正规就业而非灵活就业的可能性更大, 进入管理层的可能性更大。具体来看, 产假延长使得女性就业的可能性增加7.84%, 正规就业的可能性增加6.03%, 晋升为管理层的可能性增加3.26%。

在个体层面的控制变量中, 户口对女性(正规)就业的影响同样显著, 在长期的时间维度上, 非农户口的城镇女性比农业户口的女性更倾向于选择不就业或者正规就业。夫妻的受教育程度也与劳动收入及就业表现正相关, 其中女性受教育程度的影响均在1%的水平上显著, 说明在其他条件相同的情况下, 受过高等教育的女性有更大的可能性获得更高的收入、更正规的就业以及更好的晋升前景。配偶的受教育程度所起的作用也均为显著正向的。拥有大学及以上受教育背景的丈夫对女性的收入水平、是否就业、是否正规就业、成为管理层人员同样有显著且正向的长期影响。在省级层面的控制变量中, 当地人均GDP对女性正规就业的影响在1%的水平上显著为负, 说明地区经济发展水平越高, 人均GDP越高, 女性产后越有可能选择不就业, 或者在劳动力市场积极寻找灵活就业的工作机会。

表4 产假延长对女性劳动力市场表现的长期影响

变量	总收入 (1)	就业 (2)	正规就业 (3)	管理层人员 (4)
产假延长	0.630** (0.236)	0.078* (0.039)	0.060* (0.031)	0.033* (0.016)
年龄	0.225 (0.224)	0.005 (0.023)	0.007 (0.029)	0.002 (0.017)
年龄平方	-0.003 (0.003)	-0.000 (0.000)	-0.000 (0.000)	0.000 (0.000)
户口	-0.070 (0.186)	-0.061*** (0.022)	0.230*** (0.037)	0.022 (0.015)
受过高等教育	1.613*** (0.128)	0.175*** (0.019)	0.317*** (0.023)	0.269*** (0.023)
配偶受过高等教育	0.714*** (0.169)	0.046** (0.022)	0.139*** (0.031)	0.040** (0.019)
人均GDP取对数	0.501 (1.054)	-0.380** (0.145)	-0.558*** (0.085)	-0.009 (0.101)
城镇就业人员中女性占比	-0.575 (11.290)	-1.769 (1.562)	-0.473 (1.738)	1.759 (1.089)
城镇单位就业人员占比	-2.994 (2.114)	-0.383 (0.311)	0.142 (0.226)	-0.149 (0.250)
城镇单位就业人员中女性占比	4.729 (9.335)	-0.827 (1.228)	-0.140 (0.911)	-0.240 (0.884)
常数项	0.022 (13.890)	5.967** (2.198)	6.058*** (1.535)	-0.496 (1.505)
样本量	2309	2374	2373	2374
拟合度 (R <sup>2</sup> )	0.114	0.084	0.201	0.143
省份固定效应	是	是	是	是
生育年份固定效应	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

## (二) 平行趋势检验

在运用渐进双重差分模型评估产假延长对我国女性劳动力市场表现的影响时，需要满足平行趋势的假设条件，即在不同时间推行的政策，不同样本受到同一政策冲击之前应该不存在差异，或者即使有，变化趋势必须是一致的，具有可比性。如此，产假政策改革晚与产假政策改革早对同地

区的女性而言才能产生可靠的对比结果。

本文使用生育年份计算相较于产假改革导入时的时间差,每2年为一期,以政策导入前一期为基准组,针对产假改革对我国女性劳动力市场表现的长期影响进行平行趋势检验,考察政策前后的差异。结果如图1所示。可以看出,在政策导入前的8期,即16年内各个时期的政策效应变量系数全部与0无显著差异,说明此前没有明显的系统差异,平行趋势假设这一条件均得到满足。

同时,从对总收入和是否正规就业的影响来看,在政策导入后的8期,即16年内,每个时期的政策效应变量系数均大于零,基本在5%的水平上显著,表示具有显著为正的效应,而且长期来看,存在逐渐变强的动态变化趋势。但从对是否正规就业、是否为管理层人员的影响来看,两者均未有明显的长期动态效应。

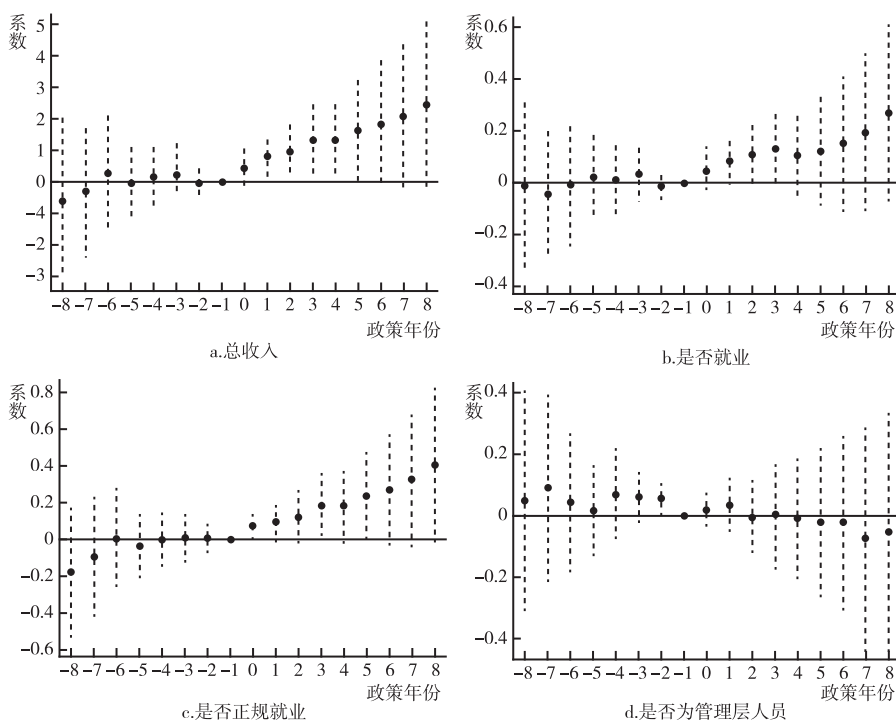


图1 对我国女性劳动力市场表现长期影响的平行趋势检验



这些回归结果证实了产假延长对我国女性劳动力市场表现的正向影响，与本文的假说更加符合。产假增加可帮助女性更好地平衡工作与家庭之间的关系，鼓励女性产后在劳动力市场积极增加收入来源，晋升管理层的可能性也有所增加。更长的产假不仅提高了女性总收入，还为女性就业形式和工作状态提供了更多的可能，有利于女性在生育后的身体恢复，从而有益于其后续求职和升职。

### （三）稳健性检验

#### 1. 加入省份—女性出生年份固定效应

在稳健性检验中，本文首先在控制变量中加入省份固定效应与女性出生年份时间趋势的交互项，用于检验上述基准回归结果是否受到不可观测的、随时间变化的省份特征影响，而这些变化同时影响着政策改革和女性劳动力市场表现。如表5的第（2）列所示。从加入省份—女性出生年份固定效应后的产假延长对我国女性总收入和就业情况的影响可见，除对女性在正规就业和成为管理层人员的影响减小且不显著外，对女性总收入、就业的影响依然显著，且系数有所上升。

#### 2. 内生性检验

从方法上看，各省份导入政策可能存在内生性问题。特别是生育率低或者女性雇佣不足的地区，更可能率先导入政策，之后逐渐推广到其他地区。这会带来估计结果偏误，因此有必要检验当地女性就业情况、经济发展水平等因素是否会影响产假政策的地区选择。本文利用各省份导入政策前一年的特征，如女性劳动参与、人均GDP等，通过加入其与女性出生年份的交互项来控制政策导入的内生性。表5的第（3）列显示了控制内生性后产假延长对我国女性总收入和就业情况的影响。结果表明，尽管产假延长对女性总收入的长期影响稍有减弱，但对女性（正规）就业、提拔晋升均保持一致的显著影响且幅度有一定上升。

表5 稳健性检验

变量	基准结果 (1)	加入交互项后结果 (2)	控制内生性后结果 (3)
总收入	0.630** (0.236)	0.746** (0.310)	0.614** (0.245)
就业	0.078* (0.039)	0.090** (0.039)	0.079** (0.039)
正规就业	0.060* (0.031)	0.053 (0.035)	0.063* (0.031)
成为管理层人员	0.033* (0.016)	0.027 (0.025)	0.034** (0.017)
控制变量	是	是	是
省份固定效应	是	是	是
生育年份固定效应	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是
省份×女性出生年份	否	是	否
导入政策前一年的特征×女性出生年份	否	否	是

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

3. 安慰剂检验

本文渐进双重差分模型的关键识别假设在于，在没有政策导入的情况下，政策实施时间不同的省份，女性个体也呈现出相同的劳动力市场表现。为了验证假设的有效性，考虑到政策导入的分期分批实施特征，本文使用置换检验（Permutation Test）。通过将各省份生育女性随机分配至各政策导入时间，即对经历改革与否进行随机抽样，再进行相应的实证检验，估计产假延长对女性劳动力市场表现的影响，结果如图2所示。

在置换检验中，原假设是产假延长对女性劳动力市场表现没有影响。基于原假设，由实际数据估计的系数为来自排列分布的随机样本，而在置换检验后产生的估计系数排列分布可用于统计推断，若实际值远离该分布

的两个标准差，即说明检验通过。在500次的随机抽样中，核心解释变量的回归系数以零为均值呈现正态分布，说明均符合随机化的要求，同时置换检验后的回归系数均显著异于图2中竖线所在的位置，即实际值。由此可知，上述基准回归结果的影响效应确实是由产假政策导入带来的，并未遗漏其他影响因素。

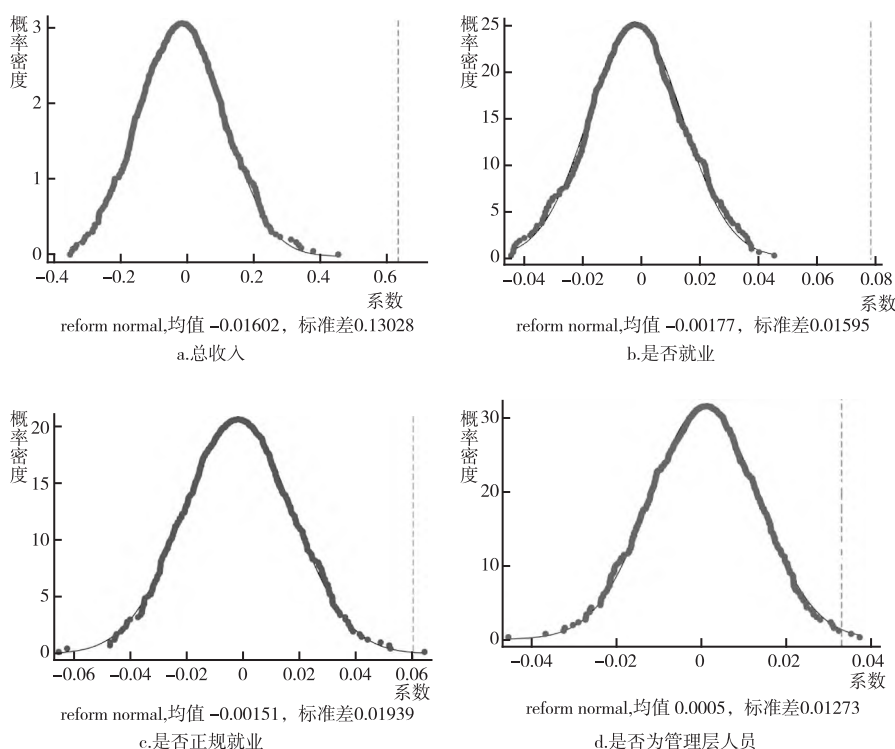


图2 安慰剂检验

#### 4. 控制变量的影响

为避免遗漏控制变量的影响，本文分别加入人均地区生产总值等省级特征与调查年份交互项，以及户口、教育等个人特征与调查年份交互项，如表6的第(2)~(4)列所示，估计系数略有下降，显著性不变，系数大小基本与第(1)列一致。

表6 控制变量的影响

变量	基准结果	加入省级特征 与调查年份交 互项后结果	只加入个人特 征与调查年份 交互项后结果	加入省级和个 人特征与调查 年份交互项后 结果
	(1)	(2)	(3)	(4)
总收入	0.630** (0.236)	0.629** (0.234)	0.583** (0.240)	0.585** (0.239)
就业	0.078* (0.039)	0.077* (0.039)	0.072* (0.037)	0.070* (0.037)
正规就业	0.060* (0.031)	0.060* (0.030)	0.053* (0.030)	0.052* (0.029)
成为管理层人员	0.033* (0.016)	0.032* (0.016)	0.031* (0.016)	0.030* (0.016)
控制变量	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是
生育年份固定效应	是	是	是	是
调查年份固定效应	是	是	是	是
省级特征×调查年份	否	是	否	是
个人特征×调查年份	否	否	是	是

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

综上所述，本部分的实证结果显示产假延长对我国女性劳动收入有正面的长期影响，这一影响在5%的水平上显著。在平行趋势检验中，政策导入后8期，即16年内，政策效果呈逐渐变强的动态变化趋势。产假延长对女性是否就业、是否正规就业和是否为管理层人员的影响在10%的水平上均显著为正，即产假延长，女性在劳动力市场就更偏向于就业，且正规就业而非灵活就业的可能性更大，进入管理层的可能性更大。长期来看，这一改革对女性正规就业的动态效应同样为正，且趋势随时间推移而渐强，但对就业与否及成为管理层人员与否的影响并不显著。

稳健性检验部分显示主要结论基本不受模型设定变化的影响。内生性检验表明除了对女性劳动收入的长期影响略有下降外，对其他被解释变量的影响均保持显著增强。安慰剂检验则全部通过，进一步证实了本文识别策略的可靠性。

5.Goodman-Bacon 分解

在处理时间不同且处理效果不断变化的情况下，双重差分模型估计量可能会存在偏误，各省份调整产假时长的时间点不同，而且效果也不相同。对数据进行 Goodman-Bacon 分解以便了解主要结果的潜在变化。首先将数据聚合到省份层面，并剔除生育时间缺失的省份以构建一个强平衡面板。双重差分模型估计量的分解结果如表7所示。

分解的双重差分模型系数与基线结果相似，除了就业的估计值不再显著，其余被解释变量的政策估计效果系数均有所增大且显著。此外，97.8%的处理效应来自处理时间差异，而添加随时间变化的控制变量后对总双重差分模型估计贡献只有2.2%。同时，本文的数据结构（1985~1995年生育）尽可能地避免了早处理组占比较高的问题。样本中存在两个从未处理的省份，更进一步避免了控制变量选择不恰当问题。

表7 双重差分模型估计量分解结果

变量	权重	总收入 (1)	就业 (2)	正规就业 (3)	管理层人员 (4)
Timing Groups	0.978				
Within	0.022				
产假延长		0.694** (0.333)	0.071 (0.051)	0.080** (0.039)	0.039* (0.023)
样本量		264	264	264	264

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

五 异质性分析

(一) 女性受教育程度的区分考察

由于产假延长对不同群体带来的影响可能是不同的,本文先就女性个体受教育程度进行回归,结果如表8所示。

从回归结果来看,产假延长对我国女性劳动收入及就业情况的影响主要体现在拥有高中及以上受教育背景的女性群体,对学历在初中及以下女性的影响并不显著(尽管会对成为管理层人员产生负面影响)。具体来看,学历在高中及以上的女性相比学历在初中及以下的女性,收入增加的概率更高,增加了97.4%,倾向于就业的概率更高,增加了9.22%,选择正规就业的概率增加了8.9%,晋升至管理层的概率增加了9.1%。

表8 按女性受教育程度考察对其劳动力市场表现的长期影响

变量	初中及以下	高中及以上
	(1)	(2)
总收入	0.224 (0.275)	0.974** (0.377)
就业	0.071 (0.051)	0.092** (0.040)
正规就业	0.018 (0.043)	0.089** (0.041)
成为管理层人员	-0.032* (0.019)	0.091*** (0.027)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
生育年份固定效应	是	是
调查年份固定效应	是	是

注:括号内为聚类标准误,估计中对标准误在省份层面进行聚类调整,\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

(二) 工作单位所有制的区分考察

同样地,本文也依据女性所处工作单位的所有制分类进行回归,结果



如表9所示。从回归结果来看，产假延长对我国女性劳动收入，以及成为管理层人员的正向影响主要体现在国有（含国有控股）企业工作的女性群体，两者均在1%的水平上显著，而对私营/个体/三资及其他所有制工作单位等的职场女性的影响并不显著。具体可知，女性的工作单位是国有企业的情况下，产假延长会使女性个人收入翻一倍以上，增加113.7%，其晋升为管理层人员的可能性增加10.5%。

表9 按女性工作单位所有制考察对其劳动力市场表现的长期影响

变量	国有（含国有控股）	私营/个体/三资及其他
	(1)	(3)
总收入	1.137*** (0.339)	0.192 (0.240)
就业	0.088 (0.055)	0.049 (0.044)
正规就业	0.097 (0.058)	0.013 (0.046)
成为管理层人员	0.105*** (0.034)	0.001 (0.020)
控制变量	是	是
省份固定效应	是	是
生育年份固定效应	是	是
调查年份固定效应	是	是

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行了聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

以上分析检验结论是否会因女性受教育程度或工作单位所有制的不同而不同。结果显示，关于受教育程度，产假延长对我国女性劳动收入及就业情况的影响主要体现在拥有高中及以上受教育背景的女性群体。关于工作单位所有制，产假延长对我国女性劳动收入，以及成为管理层人员的影响主要体现在国有（含国有控股）企业工作的女性群体。这说明，个人学

历越高、所在工作单位越偏向于国有体制,女性劳动力市场表现在受到产假延长这项政策冲击时受益越大。

## 六 机制分析

### (一) 女性健康情况的影响

大量研究关注产假和女性健康之间的关系。Chatterji 和 Markowitz (2005) 使用美国 1988 年数据研究产假政策对女性产后精神健康的影响,发现产假增加会减少女性产后两年内抑郁发生率。Chatterji 和 Markowitz (2012) 使用美国 2001 年数据发现产假小于 12 周会加重生育后 6 个月内女性的抑郁症状,产假小于 8 周则不利于女性整体健康水平。Dagher 等 (2014) 使用美国女性产后 1 年内的数据发现产假时间和产后抑郁程度呈“U”形关系,产假延长有助于降低女性产后 6 个月之内的抑郁程度。Jia 等 (2018) 研究发现我国带薪产假对母乳喂养有积极影响,说明带薪产假是增强在职女性母乳喂养习惯的有效手段。母乳喂养对妇女健康也有益处,能显著降低女性患卵巢癌和乳腺癌的概率。Grossman 等 (2022) 发现,儿童健康改善会减少产后女性抑郁的风险。庄渝霞和冯志昕 (2020) 研究了产假时长对我国城镇女性产后健康的长期影响,基于 2011~2015 年中国健康与养老追踪调查及 2014 年生命历程数据,论证产假时长对城镇女性健康自评、患慢性病和心理健康的长期影响,结果表明适当的产假延长对女性身心健康呈正向影响,6 个月的产假时长最有利于母亲身心健康,产假太长反而会导致正向作用减小。同时,女性初育年龄小于 20 岁会负面影响其身心健康,是否生育男孩对女性健康存在阶段性影响,流产对女性的身心健康都产生一定的负面影响。

通过现有研究可以判断,产假带来的直接影响是妇幼个体健康层面的改善,因此,本文针对产假延长影响女性心理健康的机制展开分析,结果如表 10 所示。

表10 产假延长对女性心理健康的长期影响

变量	烦躁易怒
产假延长	-0.114* (0.059)
年龄	-0.070 (0.061)
年龄平方	0.001 (0.001)
户口	0.008 (0.068)
受过高等教育	-0.101 (0.060)
配偶受过高等教育	0.002 (0.050)
人均GDP取对数	-0.156 (0.265)
城镇就业人员中女性占比	6.132 (3.946)
城镇单位就业人员占比	-0.857** (0.360)
城镇单位就业人员中女性占比	-3.515 (2.116)
常数项	3.488 (4.363)
样本量	2364
拟合度 (R <sup>2</sup> )	0.052
省份固定效应	是
生育年份固定效应	是
调查年份固定效应	是

注：括号内为聚类标准误，估计中对标准误在省份层面进行聚类调整，\*、\*\*、\*\*\*分别表示估计系数在10%、5%、1%的水平上显著。

受限于变量可得性，本文使用“烦躁易怒”作为心理健康的代理变量，更丰富的健康指标可能会更好地支撑结论。但是表10的结果与大量研究产假与女性健康的文献相一致。产假延长对女性心理健康中烦躁易怒这一项指标的影响显著为负，说明相比无产假延长的女性，产假延长使女性烦躁易怒的概率下降了11.4%。这个结果表明产假可能会改善女性心理健康等，有益于女性长期劳动力市场表现。产假延长从直接改善女性心理健康或间接通过影响儿童健康这

两个维度来提高女性自身健康水平,进而提高其劳动生产率。相比无产假延长的女性,产假延长使女性更能从容地哺育喂养,促进身体康复和心态调整。新生儿出生后的营养得到更充分的满足,保障了其长期健康水平,有助于增进女性福祉,从而帮助女性拥有更好的劳动力市场表现。

## (二) 配偶收入表现的影响

为了考察劳动力市场上的性别差异,本文同样选取数据库中符合条件的男性样本进行回归,结果如图3所示。结果表明,女性产假延长这项改革冲击短期内,会使男性在劳动力市场上的收入水平以及正规就业与否受到一定的负向影响,由此得出,在女性拥有更长产假后,男性可能会为此做出牺牲,体现为收入减少,更多倾向于选择灵活就业。但从事件分析法模型来看,两者都没有显著的长期动态效应。这一点与其他文献类似,产假改革对男性的动态影响都为零,男性的收入不会受孩子出生的影响,且与休假长度无关。

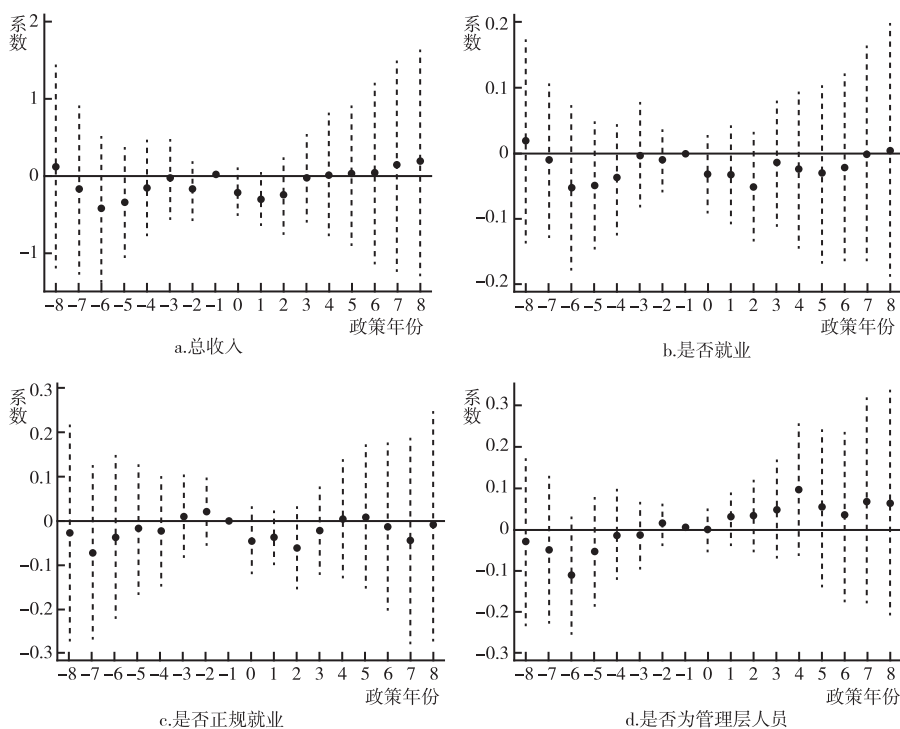


图3 对我国男性劳动力市场表现长期影响的平行趋势检验

本部分的机制分析评估产假延长通过女性个体健康水平、男性工作收入及就业两种途径带来的影响。综合回归结果来看，女性更好地享受产假有利于身心健康和幼儿照料，更好地保障幼儿成长期的健康，直接或间接地给女性健康带来正向反馈，有利于女性返回职场后的表现。同时，虽然男性短期的劳动收入受到负面影响，但他们在产假期间对育儿的积极参与有益于女性身心健康。通过这些机制，产假改革冲击会转化为女性长期在劳动力市场的收益。

## 七 结论和政策建议

本文研究发现，相较于同地区未享受长产假的女性，享受更长产假女性的劳动收入和正规就业均显著增加。更为重要的是，这种积极效果在长期会逐渐增强。研究还发现，受政策影响，享受更长产假的女性更倾向于就业和成为管理层人员。进一步的异质性分析显示，上述产假延长的长期效果主要体现在拥有高中及以上学历的女性群体以及在国有企业工作的女性群体，而对其他女性群体作用有限。机制分析发现，产假延长对女性心理健康有着正向影响，更有利于女性应对职场压力，获得更好的发展，提高就业质量。同时，产假延长也可能对男性参与育儿产生一定的影响。

根据上述结论提出以下政策建议。第一，继续适度扩大产假覆盖范围和提高产假期间工资待遇，充分发挥产假政策在促进女性就业、提高生育率方面的长期积极作用。随着经济社会发展，尤其是工业化、城镇化带来的生活方式和生育观念的转变，低生育率以及由此带来的少子化、老龄化成为全球性现象，这是一个国际性难题。生育倾向弱、实际生育率低、适龄劳动力不足、人口老龄化、经济增长缓慢是很多国家面临的挑战。以产假为代表的生育支持政策体系是缓解女性工作—生育冲突、降低家庭生育成本、促进公平且充分就业的重要解决方案。现阶段，我国的产假制度在覆盖范围、收入待遇、落实率等方面仍存在水平较低和结构不均衡的特征。为确保各部门和各就业类型的女性群体均能平等充分地享受生育相关的合

法权益,需要持续优化产假政策。

第二,产假政策需要与其他配套措施一起构建完善的生育支持体系。目前,我国的产假政策仍以女性生育支持为主,缺少全国层面适度的陪产假规定。各地区已逐渐明确陪产假在鼓励生育方面的作用,但国内外相关研究和经验表明,产假政策的实际效果受到多种因素的限制,特别是男性的陪产假和社会性别观念,二者决定了育儿负担在家庭内部成员间短期和长期的分配。陪产假鼓励男性更负责任地参与家庭育儿的过程,促进家庭内部的性别尊重和社会范围内的性别平等,在发挥女性产假政策预期的正向效果方面有着重要的调节作用。通过优化产假政策,将产假、陪产假、育儿假等以家庭为单位予以灵活分配,可以更好地缓解女性面临的工作和家庭之间的矛盾。

第三,发挥数字经济和灵活就业的优势,从人力资本生命周期的视角降低产假成本。数字经济已成为全球经济增长的驱动力,深刻影响着劳动力市场的就业机会、技能需求和收入水平。与数字技术相结合的灵活就业形态的兴起实现了工作地点和工作时间从固定到灵活、从单一到多元的转变,引发了劳动力市场结构变革,这对面临工作和家庭冲突的育龄女性来说尤为重要。鼓励企业适度地增加灵活就业岗位,有助于保持女性产假期间和工作的联系,使得女性的职业发展不会因生育和休假而完全中断,从而降低女性产假期间可能出现的人力资本损失。

第四,通过财政补贴和税费减免等措施减轻企业承担的生育成本、完善成本分担机制,降低产假政策可能带来的就业挤出效应。产假时长和待遇的提高使得在职女性可预见的育儿责任增加,工作权益受到雇主方限制,从而错失个体职业发展期的人力资本投入,就业市场竞争力受损。产假延长使女性更易将更多的精力放在照顾家庭方面,造成女性群体劳动力资源错配。为避免上述现象发生,可以通过改善企业所得税结构、社会保险缴纳机制等措施减轻企业负担、消除招聘和晋升等环节中可能存在的性别歧视、鼓励企业履行社会责任。



## 参考文献

- [1] 黄镇, 2018,《从产假到家庭生育假——生育政策配套衔接的制度逻辑与改革路径》,《云南社会科学》第4期。
- [2] 贾男、杨天池, 2019,《带薪产假与女性工资率——基于各省晚育产假奖励政策的实证研究》,《当代财经》第12期。
- [3] 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。
- [4] 李西霞, 2016,《生育产假制度发展的国外经验及其启示意义》,《北京联合大学学报(人文社会科学版)》第1期。
- [5] 廖敬仪、周涛, 2020,《女性职业发展中的生育惩罚》,《电子科技大学学报》第1期。
- [6] 刘畅、靳永爱, 2022,《产假政策与生育意愿》,《世界经济文汇》第2期。
- [7] 王俊、石人炳, 2021,《中国家庭生育二孩的边际机会成本——基于收入分层的视角》,《人口与经济》第4期。
- [8] 夏露露, 2020,《全面二孩政策背景下女性公平就业问题的对策研究》,《湖北文理学院学报》第12期。
- [9] 许琪, 2021,《从父职工资溢价到母职工资惩罚——生育对我国男女工资收入的影响及其变动趋势研究(1989~2015)》,《社会学研究》第5期。
- [10] 张琪、张琳, 2017,《生育支持对女性职业稳定的影响机制研究》,《北京社会科学》第7期。
- [11] 庄渝霞、冯志昕, 2020,《产假政策对中国城镇母亲健康的长期影响》,《人口学刊》第5期。
- [12] Baker M., Milligan K. 2008. “How does Job-protected Maternity Leave Affect Mothers’ Employment.” *Journal of Labor Economics* 26(4):655-691.
- [13] Bergemann A., Riphahn R. T. 2023. “Maternal Employment Effects of Paid Parental Leave.” *Journal of Population Economics* 36(1):139-178.
- [14] Bergmann B. R. 1971. “The Effect on White Incomes of Discrimination in Employment.” *Journal of Political Economy* 79(2):294-313.
- [15] Berniell I., Berniell L., Mata D. De la, Edo M., Marchionni M. 2021. “Gender Gaps in Labor Informality: The Motherhood Effect.” *Journal of Development Economics* 150:102599.
- [16] Blau F. D., Kahn L. M. 2017. “The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations.” *Journal of Economic Literature* 55(3):789-865.

- [17] Byker T. S. 2014. "Fertility and Women's Economic Outcomes in the United States, Peru and South Africa." Doctoral Dissertation.
- [18] Canaan S., Lassen A., Rosenbaum P., Steingrimsdottir H. 2022. "Maternity Leave and Paternity Leave: Evidence on the Economic Impact of Legislative Changes in High Income Countries." IZA Discussion Paper No.15129.
- [19] Chatterji P., Markowitz S. 2005. "Does the Length of Maternity Leave Affect Maternal Health?" *Southern Economic Journal* 72(1):16-41.
- [20] Chatterji P., Markowitz S. 2012. "Family Leave After Childbirth and the Mental Health of New Mothers." *Journal of Mental Health Policy and Economics* 15(2):61.
- [21] Dagher R. K., Mcgovern P. M., Dowd B. E. 2014. "Maternity Leave Duration and Postpartum Mental and Physical Health: Implications for Leave Policies." *Journal of Health Politics, Policy and Law* 39(2):369-416.
- [22] Duflo E. 2010. "Schooling and Labor Market Consequences of School Construction in Indonesia: Evidence from an Unusual Policy Experiment." *American Economic Review* 91(4):795-813.
- [23] Ekberg J., Eriksson R., Friebel G. 2013. "Parental Leave—A Policy Evaluation of the Swedish 'Daddy-Month' Reform." *Journal of Public Economics* 97:131-143.
- [24] Evertsson M. 2011. "Parental Leave—Possibility or Trap? Does Family Leave Length Effect Swedish Women's Labour Market Opportunities?" *European Sociological Review* 27(4):435-450.
- [25] Gottlieb J. D., Townsend R. R., Xu T. 2022. "Does Career Risk Deter Potential Entrepreneurs?" *The Review of Financial Studies* 35(9):3973-4015.
- [26] Grossman D. S., Tello-Trillo S., Willage B. 2022. "Health Insurance for Whom? The 'Spill-up' Effects of Children's Health Insurance on Mothers." NBER Working Papers, No. w29661.
- [27] Jia Nan, Dong X., Song Y. 2018. "Paid Maternity Leave and Breastfeeding in Urban China." *Feminist Economics* 24(2):31-53.
- [28] Kleven H., Landais C., Posch J., Steinhauer A., Zweimüller J. 2020. "Do Family Policies Reduce Gender Inequality? Evidence from 60 Years of Policy Experimentation." National Bureau of Economic Research, No. w28082.
- [29] Lalive R., Zweimüller J. 2009. "How does Parental Leave Affect Fertility and Return to Work? Evidence from Two Natural Experiments." *The Quarterly Journal of Economics* 124(3):1363-1402.
- [30] Liu H., Yu D., Wang H. 2020. "A Review of the Development of Maternity Leave Policy

- in China over the Past 70 Years.” *China Population and Development Studies* 3 (2) : 172–187.
- [31] Pylkkänen E., Smith N. 2004. “The Impact of Family-friendly Policies in Denmark and Sweden on Mothers’ Career Interruptions Due to Childbirth.” Available at SSRN 522282.
- [32] Rossin-Slater M., Ruhm C. J., Waldfogel J. 2013. “The Effects of California’s Paid Family Leave Program on Mothers’ Leave-taking and Subsequent Labor Market Outcomes.” *Journal of Policy Analysis and Management* 32(2):224–245.
- [33] Schönberg U., Ludsteck J. 2014. “Expansions in Maternity Leave Coverage and Mothers’ Labor Market Outcomes after Childbirth.” *Journal of Labor Economics* 32(3):469–505.
- [34] Schuchmann M. L. 1995. “Family and Medical Leave Act of 1993: A Comparative Analysis with Germany.” *Journal of Corporation Law* 20:331.

(责任编辑：张容嘉)

industrial systems, and also provides important policy insights on how to accelerate the construction of modern industrial systems and focus on improving the resilience and security of industrial chain supply chains.

**Keywords:** Industrial Base Reengineering; Industrial “Four Bases”; Vertical Spillover; Industrial Chain Completeness

**JEL Classification:** L60

## The Long-Term Impact of Maternity Leave on the Performance of Female Labor Market in China

ZHANG Shiyang<sup>1</sup>, GUO Diya<sup>2</sup>, WANG Qing<sup>3</sup>

(1.Harbin Institute of Technology, Shenzhen; 2. London School of Economics and Political Science; 3.Sun Yat-sen University)

**Summary:** The gender gap in labor market performance exists in many countries in the world. As the educational attainment and cognitive skills of women gradually improves, more scholars turn their attention to the family perspective, and propose that gender role in family domain is one of the main factors causing such gender gap. Empirically, the question of fertility punishment for women on employment and income in the labor market has attracted the attention of researchers from both China and other countries. Family policies are designed to alleviate the cost of fertility for eligible households, reduce the work-family conflict, and encourage marriage, fertility, and employment. Maternity leave is an important component of family policies, which aims to provide women tentative absence from work during pregnancy and childbirth, protect the employment of women, and improve the health of both mothers and newborns. Among the previous related studies, most of them examine the short run effects of fertility and maternity leave on women’s labor market performance and find mixed evidence. A rising share of recent research explores the long run impact of

maternity leave, because the long run evidence is important for policy evaluation and social welfare. However, few studies focus on the long run impact of maternity leave in China. Using China's reform of maternity leave policy as a natural experiment, this paper estimates the long-term effects of longer maternity leave on the performance of women in the labor market and discusses the possible mechanisms. The policy reform has variations across regions and time. Therefore, we use a staggered difference-in-differences framework for causal reference. The empirical results suggest that a rise in benefit days during pregnancy and childbirth significantly increases women's total income and employment in formal sectors, with a pattern of growing dynamic effects in the long run. These findings are stronger among women with higher education and from state-owned enterprises. Further mechanism analyses suggest pathways of better female health along with an extended maternity leave. These findings may have implications for the further adjustment of maternity leave and other work-family policies in China.

**Keywords:** Maternity Leave Reform; Female Employment; Labour Market

**JEL Classification:** J16; J21; D922

## Micro Common Prosperity Effect of Fintech: Based on a Dual Perspective of Growth and Distribution

XING Xiaoming, YING Zhaoqi

(School of Applied Economics, Jiangxi University of Finance and Economics)

**Summary:** Promoting the development of the real economy, increasing the proportion of labor factor remuneration in the primary income distribution and appropriately narrowing the income gap between different labor groups are the necessary meaning of promoting common prosperity, building a new development pattern of "domestic circulation as the main body", and then promoting high-quality economic development. A series of financial business models spawned by