

产假政策改革与企业劳动力雇佣

——来自中国企业雇主-雇员匹配数据的证据

刘宏 矫萌 罗楚亮

目录

附录 I 制度背景.....	1
附录 II 数据说明和描述性统计信息.....	2
附录 III 进一步分析.....	4
附录 IV 更多异质性分析.....	5
附录 V 稳健性检验.....	7
参考文献.....	10

附录 I 制度背景

此附录将提供关于中国产假制度的发展及其与国际的更全面的梳理和分析。

中国产假制度采取的是“国家法定产假+地方延长产假”模式。在国家法定产假方面，1951年《中华人民共和国劳动保险条例》首次设立了56天的法定产假；1988年《女职工劳动保护规定》增加至90天；2012年《女职工劳动保护特别规定》将法定产假进一步增至98天。至此，中国的产假标准与国际接轨，国际劳工组织于2000年6月通过《保护生育公约》要求缔约国产假不少于14周。基于2002年《人口与计划生育法》中关于“公民晚婚晚育，可以获得延长生育假的奖励”法规，2002–2009年间各省陆续设立“晚育假”。26个省明确规定晚育（23或24岁及以上生育）女职工可额外享受14–90天不等的晚育假^①。

与OECD国家相比，中国15岁以上女性劳动参与率处于较高水平，达到61%，但在生育假制度建设方面还存在一定差距（表I1）。①发达国家（除美国外）的法定带薪产假平均达到16.8周，产假制度的实际覆盖率^②通常达到66%以上，而国际劳工组织测算中国产假制度的实际覆盖率仅为10%–32%（ILO，2014）。②发达国家的产假津贴大多通过强制性社会保险或公共资金提供，而中国产假津贴对雇主责任的依赖性较高。③发达国家通常设有法定父亲陪产假或含父亲固定配额的父母育儿假，以缩小劳动力成本的性别差距，而中国只有针对女职工的法定产假，没有法定陪产假及性别中立的育儿假制度，各省设立的地方陪产假在10–30天之间不等，且面临“落地难”的问题^③。

表 I1 生育假制度国际比较

国家	女性劳动参与率 (%)	法定女性产假 (周)	产假实际覆盖率 (%)	产假津贴资金来源	法定父亲陪产假 (周)	父亲固定配额育儿假 (周)
英国	59	52	90–100	社会保险	2	18
新西兰	67	26	90–100	国家税收	2	0
意大利	41	21.7	66–89	社会保险	2	21.7
挪威	64	18	66–89	社会保险	2	67
芬兰	57	17.5	90–100	社会保险	3	6
荷兰	61	16	90–100	社会保险	6	26
加拿大	61	16	66–89	社会保险	0	5
法国	53	16	66–89	社会保险	5	151
西班牙	53	16	33–65	社会保险	16	36
瑞典	62	14.86	90–100	社会保险	1.43	76.57
日本	54	14	33–65	社会保险	0	52
中国	61	14	10–32	社保+雇主	0	0

注：数据来源于OECD家庭数据库、国际劳工组织的劳动力市场主要指标数据库。

①2012年之前，浙江省未设立晚育假；北京、辽宁和福建三省的晚育假政策有一定的附加条件，与其他省份有所不同。北京规定晚育女职工的晚育假权益可与男方共享或可兑换成一个月工资。辽宁、福建两省规定只有晚育并领取独生子女父母光荣证的女职工才能享受晚育假。

②产假制度的实际覆盖率指的是，在所有女性就业人群中，有多少比例的女性劳动者在生育时符合条件享受产假及产假津贴。

③据北京市总工会2020年开展的调研显示，42%受访男职工没有休过陪产假，近65%男职工因担心工作受影响选择不休陪产假（<https://news.cctv.com/2022/04/25/ARTIhT1w6SJ70tQa2c4UAU0W220425.shtml>）。

附录 II 数据说明和描述性统计信息

本文数据来源于中国人民大学劳动人事学院组织和实施的中国企业雇主—雇员匹配数据调查项目（CMEELS）。这项调查以 2008 年和 2013 年全国经济普查数据建立的城市企业名录为抽样框，采用按企业人数规模分层的二阶段抽样开展入企调查，在调查企业按照兼顾管理人员、技术人员和一线员工三类员工及不同年龄层的原则抽取雇员样本。目前有 2012、2013、2017、2019、2021 年五期数据，覆盖全国 14 个省 16 个大中城市的 1638 家企业及 17444 名员工，涉及制造业、建筑业等 19 个行业。CMEELS 是国内非常稀缺的企业雇主—雇员匹配数据。企业层面的调查内容包括财务经营、用工状况、人力资源管理、劳动关系、员工福利与保障等，受访人为企业中高层管理者；员工层面的调查内容包括家庭背景、劳动关系、薪酬福利、职业发展、工作历史、加班等方面，受访人为员工本人。CMEELS 样本企业的所有制类型、行业分布、规模构成等多个维度与全国经济普查数据相近，具有一定的全国代表性（石磊等，2019）。

正文展示了核心解释变量以及雇主和雇员层面的结果变量，附录补充提供了控制变量和描述性统计。

雇主层面控制变量包括企业年龄、高中及以下员工占比、固定资产价值对数、过去一年营业收入对数、进出口总额对数、行业类型和工商注册类型^①。雇员层面控制变量包括员工的年龄、年龄平方、性别、户口类型、是否有配偶、健康状况、受教育年限。

表 II 1 报告了变量的描述性统计信息。2012–2021 期间四个样本省^②的平均总产假时长为 19.8 周（138.5 天），与全国除西藏、港澳台外 30 个省份总产假均值 20.5 周相当。四省中，企业提供产假比例最高的省份是北京（93.2%），其次是广东（91.0%），较低的是四川和陕西（87.2%和 75.5%）^③。广东和北京的企业提供生育保险比例达到 90%以上，四川为 83.5%，陕西最低为 60.9%，而除四川外三省女员工层面生育保险参保率低于企业层面参保率，样本均值为 80.0%。

雇主样本的员工规模均值为 381 人，中位数为 92 人。女员工比例为 44.1%，临时用工比例为 20.9%。四省中，北京的企业雇佣规模和用工成本都最高，广东省企业的女员工比例最高达到 47.6%，陕西省企业的正式用工比例最高。女员工样本的平均年龄为 31 岁，最低年龄为 25 岁，56%为城镇户口，平均受教育年限是 14.2 年，26.9%为企业临时用工，平

① 我们还尝试进一步加入企业控股情况、CEO 性别及是否党员。回归结果与主结果类似。

② 由于 CMEELS 数据的特点，本文的企业样本量相对有限。然而，常见的企业层面数据中很少包含产假福利和女员工雇佣比例的信息。因此，我们希望本文能够抛砖引玉，期待未来研究能覆盖更多地区和不同类型的企业，进一步提升研究的广泛性。此外，在稳健性检验部分，本文也尝试使用 14 个样本省的数据，并控制地区固定效应，结果稳健。

③ 由于部分企业合规意识较弱、监管力度不足以及女职工维权意识欠缺等原因，一些企业未能充分落实产假政策，或者通过灵活用工方式规避产假福利责任。相关性分析表明，规模较小、员工人力资本水平较低、服务业中的企业提供产假的比例相对较低。本文样本显示，2016 年前后，陕西、广东、四川三省企业产假提供比例上升，其中陕西增幅最大，而北京则有所下降。

均每月税后收入为 6849 元，83.1%在上个月有加班经历，平均日加班 1.6 小时。四省中北京女员工的收入和受教育程度最高，获得晋升的机会也较多。

表 II 1 变量描述性统计

	全样本		北京	陕西	四川	广东
	均值	标准差	均值	均值	均值	均值
产假周数	19.786	3.686	16.578	20.000	20.857	21.714
产假增加的周数	5.833	2.025	4.286	6.429	4.286	9.286
(A): 雇主特征	N=900		N=251	N=183	N=266	N=200
企业是否提供产假 (=1)	0.873	0.333	0.932	0.754	0.872	0.910
企业员工总数 (百人)	3.808	11.529	5.575	2.744	3.027	3.602
女员工比例	0.441	0.199	0.416	0.462	0.424	0.476
临时用工比例	0.209	0.045	0.222	0.194	0.200	0.216
总用工成本 (千万元)	3.291	12.012	5.422	2.208	2.114	3.144
企业是否提供生育保险 (=1)	0.837	0.370	0.928	0.607	0.835	0.935
利润率	0.217	0.123	0.210	0.205	0.227	0.225
企业年龄	14.873	12.877	18.151	11.956	12.714	16.300
高中及以下员工占比	0.442	0.333	0.381	0.445	0.533	0.397
企业固定资产价值对数	12.781	6.826	12.435	13.070	14.930	10.093
过去一年的营业收入对数	8.197	2.342	8.766	7.850	7.618	8.571
进出口总额对数	1.249	2.835	1.363	0.454	1.196	1.906
(B): 女雇员特征	N=5344		N=1432	N=1055	N=1436	N=1421
是否参加生育保险 (=1)	0.800	0.400	0.862	0.523	0.857	0.885
是否临时用工 (=1)	0.269	0.444	0.321	0.302	0.139	0.324
是否获得职务晋升 (=1)	0.243	0.429	0.319	0.201	0.208	0.233
月均收入 (千元)	6.849	5.474	8.618	5.606	6.112	6.734
是否经常加班 (=1)	0.831	0.375	0.906	0.605	0.884	0.870
年龄	30.715	4.152	31.233	30.682	30.690	30.245
城镇户口 (=1)	0.560	0.496	0.385	0.700	0.570	0.624
有配偶 (=1)	0.588	0.492	0.598	0.619	0.646	0.498
健康 (=1)	0.988	0.110	0.987	0.980	0.990	0.993
受教育年限 (年)	14.246	2.652	14.862	14.090	13.654	14.339
(C): 生育休产假女员工的男同事	N=3716		N=1263	N=626	N=1107	N=720
是否临时用工 (=1)	0.265	0.441	0.358	0.291	0.163	0.237
是否经常加班 (=1)	0.812	0.391	0.873	0.643	0.814	0.835
月均收入 (千元)	7.290	6.736	8.246	6.551	6.344	7.743
年龄	34.651	10.577	35.196	33.425	36.909	31.289
城镇户口 (=1)	0.573	0.495	0.466	0.660	0.620	0.615
有配偶 (=1)	0.543	0.498	0.583	0.519	0.603	0.403
健康 (=1)	0.987	0.113	0.985	0.987	0.986	0.993
受教育年限 (年)	12.781	3.615	13.420	12.447	12.057	13.065

附录 III 进一步分析

表III1 第 1-4 列进一步分析了产假改革对企业用工成本和利润率（即全年利润总额除以全年营业收入）的影响^①。由于产假福利的直接和间接成本主要在女员工休产假时发生，本文根据调查年份企业是否有女员工休产假^②，将企业分组进行回归分析。结果表明，对于有女员工休产假的企业，产假改革显著增加了企业的总用工成本（第 1 列），并显著降低了企业的利润率（第 2 列）。对于无女员工休产假的企业，产假改革对其用工成本和利润率均无显著影响（第 3-4 列）^③。这说明，在当前劳动力市场和制度背景下，企业确实要为生育女员工的产假福利承担较高成本。地方产假改革加剧了生育女员工比例不同的企业之间在雇佣成本和盈利上的差距，进一步解释了为何企业会减少雇佣女员工的比例。

生育保险是为女员工提供产假津贴的另一重要支付来源，可以帮助企业分担产假福利的直接成本。根据雇主和雇员问卷中的相关信息，表III1 最后两列显示，产假增加一周，企业层面生育保险参保率显著上升 26.8 个百分点（第 5 列），女员工层面的参保率显著提高 10.4 个百分点（第 6 列）。这表明，地方产假延长改革后，企业通过更多参加生育保险，将生育女员工产假期间工资待遇的支付主体，逐渐从企业转移至社会统筹的生育保险基金，从而降低企业的产假成本负担。

表 III 1 产假改革对企业用工成本、利润率和生育保险参保率的影响

因变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	过去一年有女员工休产假的雇主样本	过去一年有女员工休产假的雇主样本	过去一年无女员工休产假的雇主样本	过去一年无女员工休产假的雇主样本	雇主数据	女雇员数据
	总用工成本(log)	利润率	总用工成本(log)	利润率	是否提供生育保险	是否参加生育保险
产假周数	0.232** (0.092)	-0.094** (0.038)	0.051 (0.098)	-0.039 (0.033)	0.268*** (0.060)	0.104* (0.059)
调整后 \bar{R}^2	0.502	0.057	0.368	0.008	0.397	0.283
因变量均值 (\bar{Y})	4.261	0.225	4.359	0.209	0.837	0.800
观测值	451	461	412	424	900	5,344
雇主特征变量	是	是	是	是	是	是
雇员特征变量	-	-	-	-	-	是
两位码行业 FE	是	是	是	是	是	是
工商注册类型 FE	是	是	是	是	是	是
省份 FE 和年份 FE	是	是	是	是	是	是
省份前定变量×年份 FE	是	是	是	是	是	是

注：变量设定同正文表 1 和表 2-A 第 1 列。第 2 和 4 列没有控制企业全年营收对数。***、** 和 * 分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。采用企业层面聚类标准误。

- ① 本文还考察了产假延长改革对企业全年营业收入的影响，发现系数并不显著。
- ② 由于数据中缺乏女员工休产假的直接记录，我们基于受访女员工在调查年的生育情况及企业是否提供产假，构建了企业在调查年份是否有女员工休产假的代理变量。样本显示，约 52% 的企业在过去一年有女员工生育休产假。
- ③ 本文还将样本限定于不提供产假的企业雇主/雇员样本，回归结果显示，短期内产假改革对这些企业的雇佣结果均无显著政策效应。然而，由于改革后企业是否提供产假属于内生变量，这一结果需审慎解读。理论上，产假改革有可能通过改变企业的预期，进而影响这些企业的雇佣决策。

附录IV 更多异质性分析

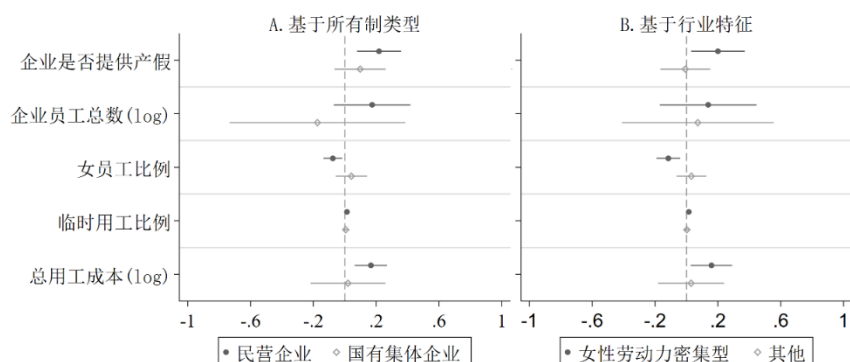
（一）企业异质性

首先，本文根据企业的所有制类型，将样本分为国有/集体企业和民营企业进行分组回归。图IV1-A显示，产假改革对政策落实、女员工比例、临时用工比例及用工成本的显著影响主要体现于民营企业中，但对其雇佣规模仍无显著影响。这一发现不难理解，很多民营企业的生育保险覆盖率及缴纳基数相对较低，往往需要支付生育女职工在地方产假期间的全部工资或生育津贴与本人工资之间的差额，因而受到产假改革的影响更大。

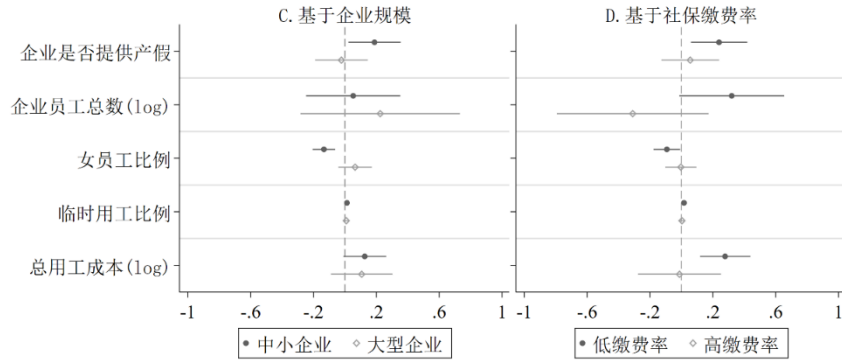
其次，本文还根据分细（大类）行业城镇单位女性就业人员占就业人员的比重^①，将高于样本平均占比的定义为女性劳动密集型行业。分组回归结果表明（图IV1-B），产假改革的政策效应在女性劳动密集型企业中更为明显。在其他行业中，估计系数都不显著且数值较小。这表明，产假政策会更多影响女性劳动力密集型企业的福利成本。

再次，大型企业与中小企业在应对产假成本方面可能存在不同的策略。我们将固定资产规模和年营业收入均超过样本中位数的企业，定义为大型企业，否则为中小企业。如图IV1-C所示，产假改革对中小企业雇佣的政策效应更为显著，对大型企业的的影响较小。可能的解释是，中小企业对产假福利相关的（预期）用工成本增加更为敏感。

最后，本文利用雇主问卷中的相关数据，计算了企业五险一金实际缴费比例，并根据该变量的中位数进行分组回归。图IV1-D显示，产假改革主要影响的是社保缴费率较低的企业，对社保缴费率较高的企业没有显著影响。这可能因为，企业的社保缴费率在一定程度上反映了其对员工成本的敏感性，低缴费率的企业通常对员工成本更加敏感，因此对产假福利成本的反应也就更明显。



^① 数据来源于《中国劳动统计年鉴 2013》和《国民经济行业分类》(GB/4754-2011)。



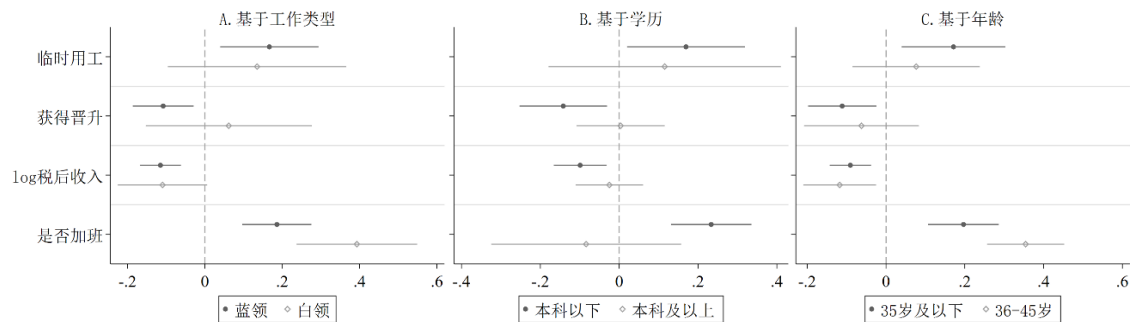
图IV1 基于企业的异质性分析

注：控制变量设定同正文表 1；图中报告的是估计系数和 90%置信区间。

（二）员工异质性

地方产假改革对不同工作技能及年龄的女员工的职业发展影响可能存在差异。本文将 45 岁以下女雇员样本按照工作类型、受教育程度进行分组回归^①。如图IV2-A 和 B 所示，产假福利的性别歧视效应和成本转嫁效应对于蓝领、本科以下学历的女员工更强。对于白领、较高学历的女员工，估计结果大多不显著（除了加班）。可能的解释是，蓝领和低学历的女员工不大可能具备企业特需的专用人力资本，企业可以使用自动化技术或人工智能替代这些低技能女性正式员工。因此，现行产假改革的福利成本导致低技能育龄女性面临更严峻的职场环境。

由于 35 岁及以下女性为高生育概率群体，本文分 35 岁上下两个年龄段进行回归。图IV2-C 显示，产假改革对于两组女员工的工资和工作时间均有显著的不利影响，但对正规雇佣和晋升机会的负向影响主要体现于 35 岁及以下女员工。这可能因为，一方面，全面二孩背景下 35 岁以上女员工仍有较高的生育二孩可能性；另一方面，由于企业无法甄别女员工的真实生育倾向，会对具有较高生育“风险”的年轻女性实施较为明显的性别歧视。



图IV2 基于女员工的异质性分析

注：控制变量设定同正文表 2-A 和 B 部分；图中报告的是估计系数和 90%置信区间。

^① 白领包括专业技术人员和管理人员，蓝领包括从事服务、建筑、文书、生产、运输和其他相关工作。

附录 V 稳健性检验

（一）平行趋势检验

本文的实证设定相当于连续型 DID 模型，进行因果识别的关键在于满足平行趋势假设，即如果没有产假改革，不同省份间企业雇佣的结果变量的变化趋势应该是平行的。虽然本文四个样本省的产假在 2016 年均有所增加，但增加幅度并不相同。本文将产假增加幅度较小的北京、四川设为对照组（增加 30 天），将产假增幅较大的广东、陕西视为实验组（分别增加 65 和 45 天），以改革前 2013 年为基准年，将模型（1）中的 ML_{pt} 替换为实验组与各年份虚拟变量的交互项，进行事件分析法估计。图 V1 报告了上述交互项的估计系数及其 90% 置信区间。不难发现，改革前所有回归的估计系数都不显著，说明两组省份间的企业劳动力雇佣变动趋势并不存在显著差异，符合平行趋势假设。而改革后，企业的产假提供、女员工比例、临时用工比例和用工成本都较之前有显著的变化，且与主结果一致，证实了本文计量模型设定的有效性。

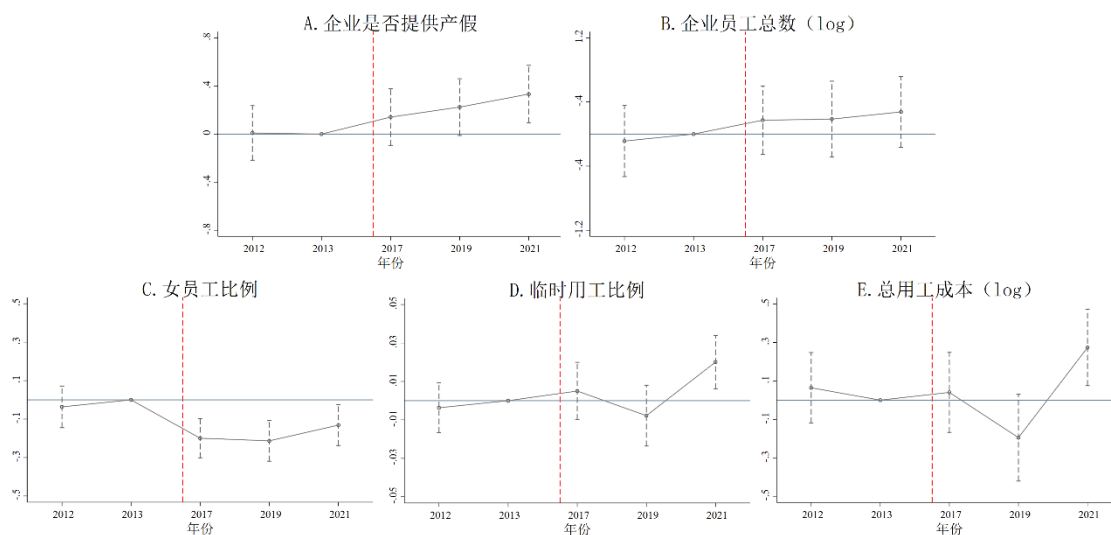


图 V1 平行趋势检验

注：控制变量设定同正文表 1；图中报告的是估计系数和 90% 置信区间。

（二）其他稳健性检验

第一，考虑雇主问卷受访者职务的异质性。由于受访者职务不同，可能引发企业财务、员工福利等数据测量误差和估计偏差。为此，本文根据 2013、2017、2019 年三期雇主问卷信息，将受访者分为高层管理、人力资源管理、财务管理和其他人员四类。表 V1-A 在基准回归中进一步控制受访者职务的虚拟变量，结果稳健。

第二，进一步控制企业固定效应。由于本文样本中仅有 109 家企业具有两期及以上的追踪调查，同时考虑产假政策是在省级层面进行的改革，所以主模型设定未控制企业固定效应。本文在模型（1）中进一步加入企业固定效应，表 V1-B 显示结果稳健。

第三，考虑省份间行业异质性的影响。本文在基准模型中进一步加入 19 个两位码行业

虚拟变量与省份虚拟变量的交互项，以控制每个行业在各省份间的异质性分布。如表V1-C所示，与主结果一致。

第四，进一步考虑省份遗漏变量。经济发展、产假落实等宏观遗漏变量可能同时影响地方产假改革和企业雇佣结果，导致估计偏差。为此，本文基于 2012 和 2013 年数据，构建了改革前各省企业提供产假的比例，在回归中加入该变量与年份虚拟变量的交互项（表V1-D）。我们还尝试控制各省在调查当年的 8 个宏观经济特征变量（表V1-E）。结果依然稳健。

第五，考虑各省男性陪产假的影响。中国无法定男性陪产假，2016 年各省地方生育假改革中，北京、广东首次增设 15 日陪产假，四川从 15 日延长至 20 日，陕西从 10 日延长至 15 日。为排除陪产假变化的干扰，本文进一步控制了各省调查年的陪产假天数。表V1-F表明，结果稳健成立^①。

第六，采用标准 DID 设定。类似图 5 的做法，本文将产假增幅较小的北京、四川省设为控制组，将增幅较大的广东、陕西省视为作用组。表V1-G 部分显示，标准 DID 估计结果同样稳健。

第七，更换北京 2016 年之前晚育假的设定。北京自 2003 年规定晚育女职工可享受 30 天晚育假，但可与男方共享或兑换为一个月工资，与其他省份的普惠晚育假有所不同。本文基准回归将北京 2016 年之前的地方产假视为 0 天。为排除这一设定的干扰，表V1-H 部分将其视为 30 天，结果稳健。

第八，采用省份-年份层面聚类标准误。考虑到同一省份内部不同企业间可能存在一定的关联性，本文还计算了主回归系数在省份-年份层面聚类的标准误。表V1-I 显示，所有估计系数的显著程度与基准结果非常类似。

最后，使用所有 14 个样本省份的数据进行回归。由于除北京、广东、四川及陕西外 10 个省份仅有 2016 年改革前或改革后的观测值，回归无法控制省份固定效应，只能控制 7 个地区固定效应^②。结果报告于表V1 最后一部分，与主结果一致。

表 V1 稳健性检验

因变量	政策落实		雇佣规模和结构		雇佣成本
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	企业是否提供产假	企业员工总数(log)	女员工比例	临时用工比例	总用工成本(log)
(A) 进一步控制受访者职务固定效应					
产假周数	0.156** (0.078)	0.236 (0.151)	-0.071** (0.036)	0.010** (0.005)	0.111* (0.066)
观测值	580	580	580	580	543
(B) 进一步控制企业固定效应					
产假周数	0.046** (0.022)	0.027 (0.058)	-0.003** (0.001)	0.005** (0.002)	0.009** (0.004)

① 我们还考虑了各省 2016 年后婚假延长天数和托育机构发展的潜在干扰，在回归中分别加入各省婚假延长天数、截至 2021 年各省备案的托育机构数量与年份虚拟变量的交互项，结果稳健。

② 七个地区包括华北、华东、东北、华中、华南、西南及西北地区。

观测值	236	236	236	236	236
(C) 进一步控制行业×省份固定效应					
产假周数	0.188** (0.083)	0.171 (0.160)	-0.077** (0.037)	0.009* (0.005)	0.152** (0.071)
(D) 进一步控制改革前各省企业提供产假的比例×年份 FE					
产假周数	0.185** (0.081)	0.151 (0.149)	-0.074** (0.036)	0.011** (0.005)	0.016* (0.009)
(E) 控制省份当年 8 个特征变量					
产假周数	0.041** (0.019)	0.012 (0.064)	-0.046*** (0.012)	0.006** (0.003)	0.025** (0.011)
(F) 进一步控制地方陪产假时长					
产假周数	0.095** (0.041)	0.099 (0.083)	-0.032* (0.019)	0.006** (0.003)	0.018** (0.007)
(G) 将广东、陕西设为作用组，北京、四川设为控制组					
$After2016_t \times Treat_p$	0.333** (0.145)	0.277 (0.269)	-0.131** (0.064)	0.020** (0.008)	0.273** (0.120)
(H) 更换改革前北京市生育奖励假的设定					
产假周数	0.134** (0.059)	0.112 (0.109)	-0.053** (0.026)	0.008** (0.003)	0.110** (0.049)
(I) 采用省份-年份层面聚类标准误					
产假周数	0.174*** (0.021)	0.145 (0.106)	-0.069*** (0.011)	0.011*** (0.003)	0.143*** (0.032)
观测值	900	900	900	900	863
(J) 使用所有样本省份的数据，控制地区固定效应					
产假周数	0.171*** (0.030)	-0.003 (0.075)	-0.015* (0.008)	0.022*** (0.008)	0.115*** (0.041)
观测值	2,682	2,685	2,685	2,685	2,648

注：变量设定同正文表 1。C-I 部分的样本量为 900 个。各回归均控制了雇主特征变量、两位码行业 FE、工商注册类型 FE、省份 FE（除 J 部分外）、年份 FE、以及省份前定变量×年份 FE（除 E 部分外）。E 部分的省份当年特征变量和 J 部分的省份前定变量包括人均 GDP、人均财政支出、人口出生率、城镇单位就业人员平均工资、城镇化率、国有和集体企业占比、第二产业增加值占 GDP 的比例、第三产业增加值占 GDP 的比例。***、** 和*分别表示 1%、5% 和 10% 的显著性水平。除 I 部分外均采用企业层面聚类标准误。

参考文献

- [1] ILO, 2014, *Maternity and Paternity at Work: Law and Practice across the World*. Geneva: International Labour Organization, by Laura Addati, Naomi Cassirer, and Katherine Gilchrist.
- [2] 石磊、李路路、赵忠, “内部晋升还是外部聘任?——组织规模与企业补缺路径的选择”, 《社会学研究》, 2019年第3期, 第25-47+242-243页。

注：该附录是期刊所发表论文的组成部分，同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容，请务必在研究成果上注明附录下载出处。