

女性生育与职业发展

——来自中国上市公司女性高管的证据

葛 润 施新政 陆 瑶 丁若泓*

摘要 本文使用上市公司高管数据, 研究全面二孩政策对育龄女性高管职业表现及其受聘的影响。结果表明, 政策使得国有企业在位育龄女性高管年薪上涨, 离职减少, 且受聘人数下降; 相比国有企业, 非国有企业受到的影响较小。可能的解释是, 政策提高了育龄女性努力工作的成本, 所以企业提高薪酬以激励她们继续努力工作, 但这也降低了企业的收益, 因此这一群体受聘人数下降; 相比非国有企业, 国有企业更难掌握高管的努力程度, 因此其对政策的反应更加明显。

关键词 全面二孩政策, 女性劳动力就业, 上市公司高管与治理
DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2022.04.07

一、引 言

女性的职业发展状况是否良好是社会公平的重要体现。我国政府长期致力于促进女性在职场中获得应有的地位, 例如习近平总书记在 2015 年 9 月全球妇女峰会上指出, “中国将更加积极贯彻男女平等基本国策, 发挥妇女‘半边天’作用”。¹ 女性在各个领域的贡献也有目共睹, 但女性在劳动力市场的不利地位依然存在。智联招聘发布的《2019 中国女性职场现状调查报告》显示, 2019 年男女职员的平均薪酬存在 23% 的差距, 高层管理人员中的女性比例仅有 18.7%; 已有的学术研究也发现, 在求职、薪酬水平、晋升渠道等多个方面, 女性都处于不利地位 (王美艳, 2005; 卿石松, 2011; 李实等, 2014;

* 葛润, 上海财经大学公共经济与管理学院; 施新政、陆瑶, 清华大学经济管理学院; 丁若泓, 清华大学法学院。通信作者及地址: 陆瑶, 北京市海淀区清华大学经济管理学院伟伦楼 347 室, 100084; 电话: (010) 62797399; E-mail: luyao@sem.tsinghua.edu.cn。施新政感谢国家自然科学基金面上项目 (71673155)、清华大学自主科研计划资助 (2021THZWJC14) 和国家社会科学基金重大项目 (21&ZD076) 的资助, 陆瑶感谢国家自然科学基金优秀青年科学基金项目 (71722001)、清华大学自主科研计划文科专项项目 (2021THZWY09) 和清华大学中国现代国企研究院项目 (iSOEYB202211) 的资助。感谢两位审稿人的宝贵建议。文责自负。

¹ 资料来源: http://www.qsttheory.cn/zhuangu/2021-03/07/c_1127179567.htm, 访问时间: 2022 年 5 月 13 日。

葛玉好等, 2018)。

生育是影响女性职业发展的重要因素(张川川, 2011; Lundborg *et al.*, 2017; Kleven *et al.*, 2019)。女性生育二胎的可能性提高会影响其职业表现。一方面, 女性选择怀孕和养育子女, 会使得工作时间投入不足, 从而薪酬下降; 另一方面, 女性劳动者努力工作的成本提高, 企业为了激励在职的女性员工努力工作, 会提高薪酬。与此同时, 生育二胎的可能性提高也会影响企业聘用女性劳动力。如果为了激励女性劳动者努力工作, 企业需要支付更高的报酬, 那么出于节省开支的考虑, 企业会选择减少雇用育龄女性劳动者。那么, 生育二胎可能性的提高对女性劳动力工作收入及其受聘究竟产生什么样的影响, 需要用现实的数据进行验证。

2016年1月1日实施的全面二孩政策为研究这一问题提供了很好的机会。这一政策的实施², 提高了女性生育二胎的可能性, 对女性的职业表现可能带来改变。本文利用2014—2018年上市公司及其高管的数据, 使用双重差分法研究全面二孩政策对育龄女性高管³职业表现及其受聘的影响。相较于入户调查数据, 上市公司及其高管数据有两方面优势: 第一, 这一数据详细记录了高管的任职、工资、离职和所属企业的信息, 方便我们在回归中控制企业经营的相关变量, 而入户调查数据缺少这方面信息, 这使得回归中难以剔除劳动者所在企业的影响, 造成遗漏变量问题; 第二, 这一数据有助于讨论女性高管群体的职业表现。女性管理者对股价、企业管理等产生很多积极影响(Huang and Kisgen, 2013; Faccio *et al.*, 2016; 马云飙等, 2018), 然而全球范围内女性高管占比较低(Bertrand *et al.*, 2019), 通过讨论全面二孩政策如何影响女性高管, 有助于我们了解这一群体的职业现状和面临的困难。在控制了个人、企业相关变量和一系列固定效应后, 回归结果表明, 政策使得国有企业在位育龄女性高管薪酬上涨, 公司内的年薪排名提高, 离职可能性下降; 非国有企业育龄女性高管薪酬和年薪排名提高, 离职率没有明显变化; 并且, 非国有企业育龄女性高管受政策影响的程度弱于国有企业。与此同时, 国有企业聘用育龄女性高管的比例显著下降, 且对这一群体的学历要求显著提高; 非国有企业则并没有改变其聘用育龄女性高管的行为。该现象可以被解释为, 生育二胎可能性的提高会增加女性努力工作的成本, 企业为了激励女性高管努力工作, 支付了更高的报酬, 然而这也降低了企业雇用育龄女性高管的收益, 因此企业减少了对这一群体的雇用; 相比于非国有企业, 国有企业更难掌握高管的努力程度, 因此其对全面二孩政策的反应更加明显。

² 虽然在这之前, 我国也实施了双独二孩和单独二孩政策, 但不论是从影响人群还是实施效果上看, 这些政策都要小很多, 对二胎生育可能性的影响自然也小于全面二孩政策, 因此本文选取全面二孩政策进行分析。

³ 本文对育龄女性高管的定义是, 年龄在22—40岁之间、在上市公司任职的女性高层管理者(如CEO、CFO等)、董事会成员、监事会成员。

本文的贡献主要体现在三个方面。第一，本文研究全面二孩政策如何影响企业的雇佣行为和劳动者的职业表现。现有文献大多关注男女求职、工资和晋升差异中存在多大程度的性别歧视（Lazear and Rosen, 1990；王美艳，2005；葛玉好，2007；卿石松，2011；Kuhn and Shen, 2013；葛玉好等，2018），而关于二孩政策背景下企业雇用女性劳动者的研究较少，仅有一篇研究讨论我国2013年年底实施的单独二孩政策对某城市的企业招聘员工的影响（Agarwal *et al.*, 2019）。本文研究全面二孩政策如何影响上市公司女性高管的职业表现和企业的聘用行为，在讨论的政策、研究对象和话题上与该文有所区别，是对现有文献的补充。第二，公司治理的文献在讨论女性高管时，更多关注男女高管对企业带来影响的差异。例如，相较于男性高管，女性高管采取的风险行为更少、由女性执掌的公司存活率更高、女性实际控制人更少侵占中小股东利益等（Huang and Kisgen, 2013；Levi *et al.*, 2014；Faccio *et al.*, 2016；马云飙等，2018），而本文讨论生育二胎可能性的提高对女性高管职业表现的影响，是对现有公司治理文献的补充。第三，以往文献大多关注产假（Ruhm, 1998；Olivetti and Petrongolo, 2017）、儿童照料（Berger and Black, 1992；Baker *et al.*, 2008；Olivetti and Petrongolo, 2017）和一胎政策（Zhang, 2017；Cao, 2019）对女性就业的影响，而现有研究二孩政策对女性就业影响的文献大多使用调研数据（杨慧等，2016；张同全和张亚军，2017），面临着样本缺乏代表性、缺少就业单位信息等问题，因此回归结果可信度不足。本文通过使用上市公司的企业和高管层面的数据，研究全面二孩政策对育龄女性高管职业表现的影响，弥补现有文献的不足。

本文结构安排如下：第二部分是背景信息，第三部分提出理论模型和研究假设，第四部分介绍数据、变量和实证策略，第五、六部分展示回归结果和稳健性检验，最后是结论与建议。

二、背景信息

为了解决人口过快增长问题，我国于1979年开始实施一胎政策。政策规定，城市居民只能生育一个子女，超生会面临较高罚款（社会抚养费）；政府机关或国有企业工作人员超生，除了缴纳罚款外，其工作岗位和社会保险福利等都会丢失。对于农村居民，则可以生育两个孩子，尤其是第一胎生女孩的家庭（Zhang, 2017）。

20世纪末，我国总和生育率下降至1.6左右（见图1），这一数字已远低于生育更替水平2.1。⁴在这样的背景下，我国各省开始陆续实施“双独二孩”政策（夫妻双方均为独生子女的，可以生育两个子女）。2013年12月，又进

⁴ 生育更替水平是指这样一个生育水平，即同一批妇女生育子女的数量恰好能替代其本身及其配偶。

一步实施了“单独二孩”政策。然而这两个政策对提升人口出生率起到的作用非常有限。⁵为了进一步应对人口问题,2015年10月,十八届五中全会提出实施一对夫妇可以生育两个子女政策。2016年起,我国开始实施“全面二孩”政策。图2展示了我国计划生育政策的发展历程。

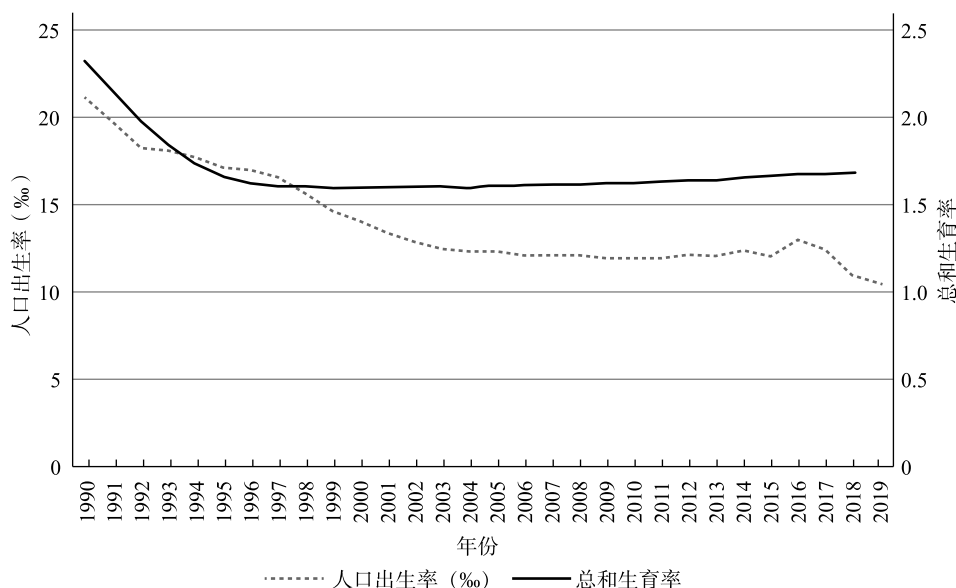


图1 1990—2019年我国人口出生率和总和生育率⁶的变化情况

数据来源:人口出生率来自国家统计局,总和生育率来自世界银行。

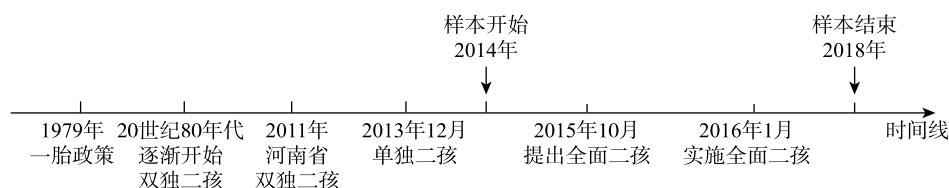


图2 计划生育政策时间线

全面二孩政策实施后,我国人口出生率出现了短暂上升,累积的生育意愿释放后,出生率又出现进一步下降(如图1)。然而出生率的下降并不是因为全面二孩政策效果持续较短,而是因为一孩出生人数下降剧烈。从分孩次的生育数量上看,全面二孩政策后,2016—2019年每年二孩及以上出生人数都维持在800万人以上,而一孩出生人数则从2016年的973多万人下降到

⁵ 如图1,2002年、2012年和2013年我国人口出生率分别为12.86‰、12.1‰和12.08‰,2014年我国人口出生率小幅提升到12.37‰,2015年又回落到12.07‰,这说明“双独二孩”和“单独二孩”政策并没有显著提高我国人口出生率。

⁶ 人口出生率指一年内出生人数与平均人口之比,用来反映人口的出生水平,一般用千分数来表示。总和生育率是指一年内每个育龄妇女平均的生育子女数,通常用个数表示。

2019年的593.3万人。⁷由此可见，全面二孩政策的实施提高了二胎出生的概率，并且这一效果没有衰减的迹象。面对这一状况，用人单位明显提高了对女性劳动者生育二胎的预期。例如，2017年举行的十二届全国人大五次会议，副秘书长傅莹在答记者问时指出，全面二孩政策的实施加深了女性面临的就业歧视问题⁸，“一些年轻女性在应聘过程中受到不公正待遇”。那么，面对全面二孩政策带来的变化，用人单位会做出什么样的反应？女性劳动者的职业表现怎样变化？这些都是亟待回答的问题。

三、理论模型与研究假设

为了探究育龄女性高管的工资报酬以及企业的聘用行为如何受到全面二孩政策的影响，我们考虑一个简单的“委托-代理”模型。在这个模型中，企业是委托方，高管是代理方。高管选择自己的努力程度 e ：努力 $e=1$ ，不努力 $e=0$ 。我们假设国有企业无法观测到高管的努力程度，而非国有企业可以观测到高管的努力程度。⁹高管选择努力程度 e 会对其自身带来成本 $y(e)$ ：努力的成本是 $y(1)=c$ ，不努力的成本是 $y(0)=0$ 。高管的产出 x 有两个取值：高产出 $x=H$ ；低产出 $x=L$ 。企业可以观测到高管的产出，并根据产出支付报酬 $t(x)$ 。当高管努力工作时， $x=H$ 的概率为 p ， $x=L$ 的概率为 $1-p$ ；不努力工作时， $x=H$ 的概率为 q ， $x=L$ 的概率为 $1-q$ 。其中， $p>q$ ，即高管努力工作获得高产出的概率更大。并且， $pH+(1-p)L-c>qH+(1-q)L$ ，即高管努力工作的净收益大于不努力工作的净收益。

假设企业的收益为 $w(x)=x-t(x)$ ，即高管的产出减去企业支付的报酬。高管的效用为 $U[t(x)]-y(e)$ ，即高管获取的报酬带来的正效用减去不同努力程度对应的成本。函数 $U(\cdot)$ 满足 $U'(\cdot)>0$ ， $U''(\cdot)<0$ ， $U(0)=0$ 。我们假设高管的保留效用（reservation utility）为0。

非国有企业能够完全掌握高管的努力程度，所以可以直接命令高管努力工作，并对其工作支付报酬。非国有企业的期望收益最大化问题为：

$$\max_{t(H), t(L)} p[H-t(H)]+(1-p)[L-t(L)].$$

非国有企业在追求期望收益最大化时，需要满足高管的个人理性条件（individual rationality），即 $pU[t(H)]+(1-p)U[t(L)]-c\geq 0$ 。这一条件意味着，企业支付给高管的报酬使得高管认为努力带来的期望效用不会小于

⁷ 数据来源自国家统计局、国家卫生健康委员会。

⁸ 财新网2017年3月4日报道，“傅莹：全面二孩实施后女性就业歧视较突出”，<http://topics.caixin.com/2017-03-04/101062214.html>，访问时间：2022年5月13日。

⁹ 郁光华和伏健（1994）、Mi and Wang（2000）、平新乔等（2003）、陈冬华等（2005）、董艳和李凤（2011）等都讨论了我国国有企业面临的严重的代理问题，董艳和李凤（2011）指出国有企业的代理成本高于非国有企业。

保留效用 0。

国有企业无法掌握高管的努力程度,所以不能像非国有企业那样直接命令高管努力工作。因为高管的努力是有效的,所以国有企业预期到高管会努力工作,因此企业通过制定高管不同产出时的报酬 $t(H)$ 和 $t(L)$, 以最大化期望收益:

$$\max_{t(H), t(L)} p [H - t(H)] + (1-p) [L - t(L)].$$

国有企业在追求期望收益最大化时,除了要满足高管的个人理性条件外,还要满足激励相容条件 (incentive compatibility), 即 $pU [t(H)] + (1-p)U [t(L)] - c \geq qU [t(H)] + (1-q)U [t(L)]$ 。这一条件意味着,企业支付给高管的报酬使得高管认为努力工作带来的期望效用不亚于不努力工作的期望效用。

由上述模型,我们可以推导出不同类型企业支付给高管的报酬以及期望收益¹⁰: 对于非国有企业,高管产出不论高低,报酬都是 $t(H) = t(L) = U^{-1}(c)$ 。因此非国有企业高管的期望报酬为 $U^{-1}(c)$, 非国有企业的期望收益为 $pH + (1-p)L - U^{-1}(c)$ 。对于国有企业,高管产出高时,报酬为 $t(H) = U^{-1}\left(\frac{1-q}{p-q}c\right)$; 高管产出低时,报酬为 $t(L) = U^{-1}\left(\frac{-q}{p-q}c\right)$ 。因此国有企业高管的期望报酬为 $pU^{-1}\left(\frac{1-q}{p-q}c\right) + (1-p)U^{-1}\left(\frac{-q}{p-q}c\right)$, 国有企业的期望收益为 $pH + (1-p)L - pU^{-1}\left(\frac{1-q}{p-q}c\right) - (1-p)U^{-1}\left(\frac{-q}{p-q}c\right)$ 。

全面二孩政策实施后,如果育龄女性高管选择生育,那么其在工作上付出的时间会受到挤压,努力工作的成本 c 上升 (Angrist and Evans, 1998; 张川川, 2011; Adda *et al.*, 2017; Lundborg *et al.*, 2017); 即便育龄女性高管尚未选择生育,多子多福观念带来的催生压力、备孕和怀孕的影响,都会造成其努力工作的成本 c 上升。因此,全面二孩政策之后,育龄女性高管选择努力工作的成本上升。¹¹ 根据模型,我们可以得到如下推论:

推论 1 努力工作的成本 c 上升会使得高管期望报酬提高,且这一影响在信息不对称的企业更明显。因此,全面二孩政策后,育龄女性高管期望报酬提高,且国有企业育龄女性高管期望报酬提高幅度¹² 大于非国有企业。

¹⁰ 限于篇幅,这里及后面两个推论的证明过程未列示,感兴趣的读者可以向作者索要。

¹¹ 我们可以进一步对努力工作的成本 c 建模,将其表述为全面二孩政策和相关家庭因素的函数,从而直接将政策引入模型中。但限于篇幅,未予列示,感兴趣的读者可以向作者索要。

¹² 国有企业高管的总年薪包含基本年薪和绩效年薪,且绩效年薪占比更大。基本年薪与高管的级别有关,较为固定;而绩效年薪则存在一定幅度的涨跌。本文讨论的是高管的总年薪,所以推论 1 认为国有企业高管年薪存在波动是符合现实的。关于国有企业高管年薪的构成,可以从相关文件中得到证实,例如 2015 年出台的《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》和《关于深化国有企业改革的指导意见》。

推论 2 高管努力工作的成本 c 上升会使得企业获得的期望收益下降，且这一影响在信息不对称的企业更明显。因此，全面二孩政策后，企业聘用育龄女性高管获得的期望收益下降，因此企业减少聘用育龄女性高管，且国有企业更有可能减少聘用这一群体。¹³

四、数据、变量及实证策略

（一）数据

本文所用数据来自三个数据库，分别是国泰安数据库（CSMAR）、万得数据库（Wind）和锐思数据库（RESSET）。我们整理了2014—2018年国内上市公司及其高管的面板数据，每一年的数据报告时间都为当年最后一天。之所以没有包括2014年以前的数据，是因为我国在2013年年底实施了“单独二孩”政策，本文回归所使用的识别策略无法区分“单独二孩”与“全面二孩”的政策影响，因此为了剔除“单独二孩”政策对本文研究的干扰，我们只保留了2014年及以后的数据¹⁴。图2直观地展示了样本涵盖年份与生育政策实施时间的关系。公司层面数据来自万得和锐思数据库。高管的个人特征数据来自国泰安的上市公司人物特征数据库。

我们将高管个人与其所属企业数据匹配，得到一个高管层面的5年面板数据，涵盖了高管的个人信息及其所属公司信息，共398 608个“高管-年”观测值。本文对数据做了进一步处理。首先，删除独立董事的样本。因为独立董事不在公司内任职，且大多兼任多家上市公司职务（郑志刚等，2017），不适用于本文的分析。去除这些样本后，还剩下331 601个观测值。接下来，本文将国有企业和非国有企业样本进行区分。公司属性为中央和地方国有企业、集体企业的样本为国有企业高管样本，共有114 292个“高管-年”观测值；公司属性为民营、外资、中外合资等企业的样本为非国有企业高管样本，共有217 309个“高管-年”观测值。

（二）变量

本文关注全面二孩政策如何影响育龄女性高管的职业表现和用人单位的聘用行为。由于研究这两个问题所用变量的构造方式有差异，因此我们分别进行介绍。

¹³ 国有企业高管的任命越来越趋向市场化，因此本文理论推导中假设国有企业在任命高管时具有较大自主权符合现实。这一点可以从国务院国有资产监督管理委员会网站的国企高管招聘公告（<http://www.sasac.gov.cn/n2588035/n2588325/n2588350/index.html>，访问时间：2022年2月10日）、新闻报道（<http://finance.sina.com.cn/roll/2017-04-06/doc-ifyecfnu7391613.shtml>，访问时间：2022年2月10日；https://www.sohu.com/a/120663069_120702，访问时间：2022年2月10日）和地方政府发布的一些公告（例如湖南省株洲市在2017年发布了《株洲市市场化选聘国有企业经营管理人员公告》）中看出。

¹⁴ 我们也曾使用2010—2015年的数据探究了“单独二孩”政策的效果，限于篇幅，未在文中列示，感兴趣的读者可以向作者索要。

1. 职业表现相关变量

(1) 被解释变量。本文选择高管年薪 (*salary*) 和高管在公司内年薪排名 (*rank*) 作为衡量高管工资水平的变量。我们对高管年薪做了消除通货膨胀和取自然对数的处理。以2014年为基年,使用国家统计局2014—2018年的CPI指数,将初始的年薪数据消通胀;有一部分样本的年薪为零¹⁵,因此我们先将全部样本的年薪加1,将年薪都转化为正数后,再对该变量取对数。¹⁶高管在公司内年薪排名的变量是通过将某年同一公司的高管团队的年薪进行升序排序,并将排名除以该公司该年度高管总人数,再乘100,用这个数值作为对高管年薪排名的衡量,取值越大,年薪排名越高。

衡量高管离职的变量,本文选取高管是否在当年离职 (*quit*)。离职反映了高管如何看待继续在该公司或该岗位工作的前景,如果高管离职可能性上升,则说明相比于其他工作或者专注于家庭来说,现有工作岗位缺少吸引力,高管不愿在这个岗位上继续努力工作。我们通过考察样本观测值是否缺失来构造这一变量,举例说明:若某高管在2014—2018年都有观测值,那么变量 *quit* 总是取0;若某高管在2014—2015年有观测值,但在2016—2018年没有观测值,我们认为该高管在2015年离职,因此变量 *quit* 在2014年取0,在2015年取1,在2016—2018年缺失。表1的A部分报告了上述变量分国有企业和非国有企业样本的描述性统计结果。

(2) 主要解释变量和控制变量。*treat* 和 *post* 的构造见后文“实证策略”部分。控制变量包括个人特征和公司特征:个人特征的变量包括个人固定效应、年龄 (*age*)、在任时长 (*tenure*)、个人年末持股比例 (*share*);公司特征的变量包括女性高管比例 (*female_ratio*)、公司资产 (*asset*)、资产收益率 (*roa*) 和公司的固定效应。此外,回归还控制了年份的固定效应。上述变量的描述性统计报告在表1的B部分和C部分。

表1 描述性统计及变量说明

变量名	变量说明	国有企业		非国有企业	
		样本量	均值	样本量	均值
A部分:被解释变量					
<i>salary</i>	年薪,原始数据单位是元,消除通胀后取对数	112 153	9.1660	213 681	11.1372
<i>rank</i>	公司内年薪排名(百分制,数字越大,排名越高)	112 153	53.5199	213 681	61.1922

¹⁵ 新闻中也有关于上市公司高管零年薪的报道,例如《中国证券报》2019年的报道“2136家企业高管薪酬上涨近300位高管‘零’年薪”。该报道认为高管零年薪的原因在于,“部分董事长由政府官员兼任,由于纪律约束,对上市公司的名义报酬分文不取,是种体制约束;但更多的情况是上市公司董事长兼任多职或者拥有公司股权,或者在关联企业领取薪酬,不在上市公司领取名义薪酬,实际收入往往高于披露数据。还有一种情况是有些高管中途离任,因而导致报酬水平偏低”(https://finance.sina.com.cn/trust/xthydt/2019-04-30/doc-ihvhiewr9038961.shtml,访问时间:2022年4月13日)。

¹⁶ 总资产 (*asset*) 也按照这种方式消通胀并取对数。

(续表)

变量名	变量说明	国有企业		非国有企业	
		样本量	均值	样本量	均值
<i>quit</i>	是否当年卸任	114 292	0.1069	217 309	0.0864
B部分：主要解释变量					
<i>treat</i>	如果个体是女性，且其年龄在2016年是22—40岁则取1，否则取0	114 292	0.0227	217 309	0.0686
<i>post</i>	2016年及以后的样本=1，否则=0	114 292	0.6208	217 309	0.6700
C部分：控制变量					
<i>age</i>	年龄	114 292	49.9784	217 309	47.2196
<i>tenure</i>	在这一岗位已经任职几年	114 116	3.5040	217 090	3.1990
<i>share</i>	个人持股数量占公司总股数比例	102 964	0.0007	204 418	0.0211
<i>female_ratio</i>	高层管理者、董事会成员、监事会成员中女性比例	114 292	0.1507	217 309	0.2018
<i>asset</i>	公司总资产，原始数据单位是万元，消除通胀后取对数	114 292	13.8369	217 309	12.7100
<i>roa</i>	公司资产收益率	114 292	0.0274	217 309	0.0349
<i>year</i>	年份	114 292	2 016.06	217 309	2 016.21

2. 企业聘用相关变量

(1) 被解释变量。本文选择新上任高管是否为女性 (*female*) 和新上任高管是否有硕士及以上学历 (*master*)，来衡量企业聘任高管时的行为变化。

表2的A部分展示了上述变量分国有企业和非国有企业样本的描述性统计。这部分数据的样本量(12 039和25 052)小于构造数据时的样本量(114 292和217 309)，这是因为这些变量用来反映高管刚上任时的情况，因此只保留上任当年的观测值；另外，我们只保留2014—2018年之间上任的高管，因为如果包括2014年之前上任的高管，会导致样本选择偏误。¹⁷

(2) 主要解释变量和控制变量。*treat*和*post*的构造见后文“实证策略”部分。控制变量包含个人特征和企业特征：个人特征包括高管上任时的年龄(*age*)、受教育水平(*edu_year*)、是否有海外经历(*overseaback*)、金融机构任职经历(*finback*)和学术机构任职经历(*academy*)；企业特征包括女性高管比例(*female_ratio*)、总资产(*asset*)和资产收益率(*roa*)。除了上述控

¹⁷ 若包括2014年之前上任的高管，这就选择性地包含了长期任职的高管，而去掉了因为各种原因在2014年之前就离职的高管，这会导致选择性偏误。

制变量外, 回归还控制了年份和企业的固定效应。上述变量的描述性统计报告在表 2 的 B 部分和 C 部分。

表 2 描述性统计及变量说明

变量名	变量说明	国有企业		非国有企业	
		样本量	均值	样本量	均值
A 部分: 被解释变量					
<i>female</i>	女性=1, 男性=0	12 039	0.1391	25 052	0.2107
<i>master</i>	上任时是否有硕士及以上学历	12 039	0.5574	25 052	0.4161
B 部分: 主要解释变量					
<i>treat</i> (<i>female</i>)	如果个体上任时的年龄是 22—40 岁取 1, 否则取 0	12 039	0.1304	25 052	0.3331
<i>treat</i> (<i>master</i>)	如果个体是女性, 且上任时年龄是 22—40 岁则取 1, 否则取 0	12 039	0.0356	25 052	0.1006
<i>post</i>	2016 年及以后的上任=1, 否则=0	12 039	0.6491	25 052	0.6734
C 部分: 控制变量					
<i>age</i>	年龄	12 039	48.2883	25 052	44.4463
<i>edu_year</i>	高管受教育年份	12 039	17.2965	25 052	16.7716
<i>overseaback</i>	是否有海外经历	12 033	0.0416	25 036	0.0799
<i>finback</i>	是否曾在金融机构任职	12 039	0.0966	25 052	0.1051
<i>academy</i>	是否曾在学术机构任职	11 846	0.0864	24 547	0.0829
<i>female_ratio</i>	高层管理者、董事会成员、监事会成员中女性比例	12 039	0.1484	25 052	0.2024
<i>asset</i>	公司总资产, 原始数据单位是万元, 消除通胀后取对数	12 039	14.0143	25 052	12.7615
<i>roa</i>	公司资产收益率	12 039	0.0252	25 052	0.0258
<i>year</i>	年份	12 039	2 016.17	25 052	2 016.20

(三) 实证策略

我们使用上市公司高管个人层面数据, 利用双重差分法 (Difference-in-Differences) 识别全面二孩政策带来的生育二胎可能性的变化, 对育龄女性高管职业表现以及企业聘用育龄女性高管的影响。

在讨论育龄女性高管职业表现的时候, 我们对比育龄阶段女性与其他个体在二胎政策前后的差异。回归模型如下:

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_t + \alpha X_{it} + \gamma W_{jt} + \delta_i + \theta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (1)$$

其中, i 代表高管, j 代表其所属的公司, t 代表样本时间; y_{ijt} 代表年薪和离职等结果变量; 将女性且 2016 年时年龄是 22—40 岁¹⁸ 的个体作为实验组, $\text{treat}_i = 1$; 将所有男性及 2016 年时年龄更大的女性作为控制组, $\text{treat}_i = 0$; 2014—2015 年的样本 $\text{post}_t = 0$, 2016—2018 年的样本 $\text{post}_t = 1$; 那么 $\text{treat}_i \times \text{post}_t$ 前的系数 β_1 就反映了在政策之后和之前实验组个体的差减去在政策之后和之前控制组个体的差, 即双重差分法得到的系数; X_{it} 和 W_{jt} 代表个人和公司层面随时间变化的控制变量; δ_i 、 θ_j 和 μ_t 分别代表个体、公司和年份固定效应。注意到, treat_i 和 post_t 分别被 δ_i 和 μ_t 控制了, 因此在式 (1) 中我们没有将 treat_i 和 post_t 单独列出。 ε_{ijt} 代表误差项, 回归标准误聚类 (cluster) 在公司层面。

当被解释变量是新上任者的特征时, 回归模型如下:

$$y_{ije} = \beta_0 + \beta_1 \text{treat}_i \times \text{post}_e + \beta_2 \text{treat}_i + \alpha X_{ie} + \gamma W_{je} + \theta_j + \mu_e + \varepsilon_{ije}, \quad (2)$$

其中, e 代表上任年份; y_{ije} 代表新上任的高管是否为女性或新上任的高管是否有硕士及以上学历; 当 y_{ije} 代表新上任的高管是否为女性时, 将上任时年龄是 22—40 岁的个体作为实验组, $\text{treat}_i = 1$, 将年龄更大的个体作为控制组, $\text{treat}_i = 0$; 当 y_{ije} 为新上任的高管的学历时, 将女性且上任时年龄是 22—40 岁的个体作为实验组, $\text{treat}_i = 1$, 将所有男性及年龄更大的女性作为控制组, $\text{treat}_i = 0$; 如果上任年份在 2014—2015 年, 即在全面二孩政策之前上任, 定义 $\text{post}_e = 0$; 上任年份在 2016—2018 年, 即在全面二孩政策之后上任, 定义 $\text{post}_e = 1$; 那么 $\text{treat}_i \times \text{post}_e$ 前的系数 β_1 就反映了在政策后和政策前上任的实验组的差减去在政策后和政策前上任的控制组的差, 即双重差分法得到的系数; X_{ie} 和 W_{je} 分别代表与个人和公司有关的控制变量; θ_j 代表公司固定效应, μ_e 代表上任年份固定效应。注意到 post_e 已经被 μ_e 控制了, 因此式 (2) 中我们没有单独控制 post_e 。 ε_{ije} 代表误差项, 回归标准误聚类 (cluster) 在公司层面。

五、实证分析

(一) 全面二孩政策如何影响育龄女性高管的职业表现?

1. 对育龄女性高管薪酬的影响

首先, 我们将国有企业高管样本和非国有企业高管样本分别对式 (1) 进

¹⁸ 将育龄女性定义为 22—40 岁, 在以往文献中也有类似设定。例如 Ruhm (1998) 研究欧洲产假政策如何影响女性工作, 把育龄女性定义为 25—34 岁, 用 25—34 岁男性和 45—54 岁的女性作为对照组; Thomas (2016) 在研究美国产假政策如何影响女性就业和晋升时, 将受影响的女性定义为 40 岁及以下, 超过 40 岁的女性则不受影响。

行回归,来展现全面二孩政策对育龄女性高管年薪和公司内年薪排名的影响。结果见表3。

表3 全面二孩政策对育龄女性高管薪酬的影响

	国有企业				非国有企业			
	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>salary</i>	<i>rank</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.3956*** (0.1516)	2.5301** (1.0756)	0.3631** (0.1642)	2.5061** (1.1467)	0.2079*** (0.0676)	2.5051*** (0.5384)	0.2053*** (0.0679)	2.5608*** (0.5445)
<i>age</i>			-0.0407 (0.0680)	-0.2991 (0.4044)			-0.0352 (0.0335)	-0.1043 (0.2353)
<i>tenure</i>			-0.0000 (0.0079)	-0.1111** (0.0513)			-0.0241*** (0.0046)	-0.3782*** (0.0339)
<i>share</i>			4.7466* (2.6487)	72.8197** (33.4336)			2.7542*** (0.6715)	36.5091*** (8.5307)
<i>female_ratio</i>			0.0080 (0.4912)	7.4497*** (2.7859)			-0.0579 (0.2746)	5.5611*** (1.9380)
<i>asset</i>			0.3264*** (0.1009)	0.8834 (0.5534)			0.1394** (0.0707)	-1.0447*** (0.3846)
<i>roa</i>			0.2298*** (0.0656)	0.4093 (0.3080)			-0.0521 (0.0969)	-0.0245 (0.6079)
样本量	107 771	107 771	96 637	96 637	207 228	207 228	195 301	195 301
R^2	0.8928	0.8642	0.8971	0.8692	0.8818	0.8547	0.8861	0.8585
组内 R^2	0.0001	0.0001	0.0018	0.0010	0.0002	0.0004	0.0016	0.0041

注:*10%水平上显著,**5%水平上显著,***1%水平上显著,括号内是标准差; R^2 指的是通常Stata报告的 R^2 ,其中涵盖了回归中控制的固定效应的解释能力;组内 R^2 则没有包含固定效应的解释能力,只反映我们关心的变量的解释力,下同;回归中控制了个人、年份和企业固定效应。

表3的前四列展示了国有企业样本的回归结果,后四列展示了非国有企业样本的回归结果。第(1)、(2)和(5)、(6)列报告了仅控制个人、年份和企业固定效应,而没有控制企业和个人相关变量的回归结果。从结果中可以看出,不论是在国有企业还是非国有企业,全面二孩政策使得育龄女性高管努力的成本提高,进而导致育龄女性高管的年薪和公司内年薪排名显著提高。需要注意的是,在不控制个人和企业的相关变量时,育龄女性高管年薪的提高,有可能是因为二胎政策实施后,企业整体业绩改善,因此高管的工资也相应上涨。第(3)、(4)列和第(7)、(8)列进一步控制了个人和企业的相关变量,尤其是控制了资产规模(*asset*)和资产回报率(*roa*),剔除了企业的业

绩对高管年薪的影响，依然得到与第(1)、(2)列和第(5)、(6)列一致的结论。这说明政策实施后，育龄女性高管整体的工资水平提高，并非由企业业绩改善带来。我们注意到，国有企业样本的回归系数比非国有企业样本的回归系数更大，这也说明了国有企业对全面二孩政策的反应更为明显。

2. 对育龄女性高管离职的影响

接下来，将国有企业高管样本和非国有企业高管样本分别对式(1)进行回归，来展现全面二孩政策对育龄女性高管离职的影响。结果见表4。

表4 全面二孩政策对育龄女性高管离职的影响

	国有企业		非国有企业	
	<i>quit</i> (1)	<i>quit</i> (2)	<i>quit</i> (3)	<i>quit</i> (4)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0365** (0.0172)	-0.0382** (0.0180)	-0.0033 (0.0086)	-0.0037 (0.0087)
<i>age</i>		-0.0080 (0.0061)		-0.0076* (0.0040)
<i>tenure</i>		0.0092*** (0.0005)		0.0064*** (0.0003)
<i>share</i>		0.0777 (0.7964)		-0.0506 (0.0873)
<i>female_ratio</i>		0.0260 (0.0577)		0.0991*** (0.0381)
<i>asset</i>		0.0253* (0.0129)		0.0230*** (0.0083)
<i>roa</i>		0.0076 (0.0192)		-0.0015 (0.0069)
样本量	109 911	98 104	210 866	197 744
R^2	0.4638	0.4786	0.5112	0.5203
组内 R^2	0.0001	0.0055	0.0000	0.0033

注：回归中控制了个人、年份和企业固定效应。

表4的前两列展示了国有企业样本的回归结果，后两列展示了非国有企业样本的回归结果。第(1)、(3)列展示了没有控制个体和公司相关的控制变量的结果。第(1)列的结果表明，全面二孩政策显著降低了国有企业育龄女性高管离职的可能性，而非国有企业育龄女性高管离职的可能性虽然也有所下降，但并不显著。与表3的第(1)、(2)列和第(5)、(6)列有同样的问题，在未控制个体和企业相关变量的情况下，这一结论可能反映了二胎政策

之后,企业整体业绩的改善,因此育龄女性高管离职下降。表4的第(2)、(4)列进一步控制了个人和企业的相关变量,尤其是控制了资产规模(*asset*)和资产回报率(*roa*),回归结果与第(1)列结果一致,这说明政策实施后,并非由于企业业绩改善,而是因为企业提高了工资报酬,进而育龄女性高管继续保持努力工作,因此离职率才下降。

综合上述结果,我们认为女性生育二胎的可能性提高后,在位育龄女性高管努力工作的成本上升,企业为了激励这一群体继续努力工作,提高了她们的工资报酬,因此其年薪和公司内年薪排名有所提高,离职率显著下降。并且可以注意到,国有企业育龄女性高管工资提高以及离职下降的程度都大于非国有企业,这验证了推论1,即全面二孩政策后,育龄女性高管期望报酬提高,且国有企业育龄女性高管期望报酬提高幅度大于非国有企业。

(二) 全面二孩政策如何影响企业聘任行为?

将国有企业高管样本和非国有企业高管样本分别对式(2)做回归,结果如表5所示。

表5 全面二孩政策对企业聘任行为的影响

	国有企业				非国有企业			
	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>treat</i> × <i>post</i>	-0.0404 (0.0281)	0.1042* (0.0628)	-0.0624** (0.0275)	0.1127* (0.0628)	0.0127 (0.0148)	0.0067 (0.0276)	0.0061 (0.0148)	0.0048 (0.0271)
<i>treat</i>	0.1414*** (0.0244)	-0.0254 (0.0521)	0.0418 (0.0258)	-0.0766 (0.0531)	0.1203*** (0.0128)	-0.0927*** (0.0249)	0.0303** (0.0150)	-0.0825*** (0.0249)
<i>age</i>			-0.0091*** (0.0008)	-0.0053** (0.0010)			-0.0070*** (0.0007)	-0.0016*** (0.0006)
<i>roa</i>			-0.1781*** (0.0441)	-0.0144 (0.0877)			-0.0278 (0.0245)	0.0433 (0.0351)
<i>asset</i>			0.0194* (0.0105)	0.0327** (0.0153)			-0.0065 (0.0095)	0.0227* (0.0134)
<i>overseaback</i>			-0.0088 (0.0199)	0.1788*** (0.0242)			-0.0168 (0.0132)	0.2886*** (0.0159)
<i>academy</i>			-0.0206 (0.0127)	0.1567*** (0.0195)			-0.0402*** (0.0115)	0.2235*** (0.0150)
<i>finback</i>			-0.0214 (0.0170)	0.0920*** (0.0229)			-0.0442*** (0.0121)	0.2010*** (0.0152)

(续表)

	国有企业				非国有企业			
	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>female_ratio</i>			1.4304*** (0.1108)	-0.4064** (0.1631)			1.4490*** (0.0724)	-0.0999 (0.0929)
<i>edu_year</i>			-0.0131*** (0.0024)				-0.0202*** (0.0021)	
样本量	11 943	11 943	11 751	11 751	24 860	24 860	24 355	24 355
R ²	0.1409	0.2149	0.1754	0.2327	0.1725	0.2294	0.2074	0.2791
组内R ²	0.0125	0.0007	0.0512	0.0212	0.0205	0.0031	0.0597	0.0649

注：回归中控制了年份和企业固定效应。

表5的前四列报告了国有企业高管样本的回归结果，后四列报告了非国有企业高管的回归结果。第(1)、(2)列和第(5)、(6)列报告了仅控制年份和企业固定效应，而没有控制企业和个人相关变量的回归结果。可以看出，虽然第(1)列的结果并不显著，但是全面二孩政策实施后，国有企业新上任高管是育龄女性的可能性下降了；第(2)列结果表明，如果国有企业新上任的高管是育龄女性，其具备硕士及以上学历的可能性显著提高。而从第(5)、(6)列的结果上看，全面二孩政策之后，非国有企业并没有出现明显地减少聘用育龄女性高管的行为。这部分回归使用的数据是高管上任当年的样本，因此回归中无法控制个体的固定效应。为了尽可能解决遗漏变量问题，第(3)、(4)列和第(7)、(8)列的回归进一步控制了个体和企业的一些变量。第(3)、(4)列的结果表明，全面二孩政策的实施，使得国有企业新上任的高管更不可能是育龄女性，且如果新上任的高管是育龄女性，其具备硕士及以上学历的可能性显著提高。第(7)、(8)列的结果则与第(5)、(6)列的结果一致，进一步证明非国有企业并没有出现明显地减少聘用育龄女性高管的行为。

上述结论验证了推论2，即生育二孩可能性的提高使得企业从育龄女性高管获取的收益下降，所以企业减少聘任育龄女性高管，提高了这一群体的录用门槛。并且，这一效果在国有企业更为明显，而非国有企业并没有展现出这种效果。¹⁹

¹⁹ 表5的实证结果还可能有另一种解释：因为育龄女性都去生二胎了，导致求职者数量下降，从而表现出国有企业减少聘用育龄女性高管。但这一解释成立的可能性较低。因为，首先我们发现国有企业聘用的育龄女性高管的学历显著提高了，其次我们发现非国有企业并没有明显改变聘用育龄女性高管的行为。那么上述解释若要成立，必须满足如下情况：向国有企业求职的低学历育龄女性减少，而高学历育龄女性没有变化，因此最终国有企业招聘的育龄女性总数量下降了，且上岗的都是高学历育龄女性；向非国有企业求职的育龄女性数量和学历构成情况没有变化。

六、稳健性检验

为了增强结论的可信度,我们做了如下稳健性检验。表6和表7分别报告了国有企业和非国有企业样本稳健性检验的结果。

表6和表7的A部分报告了控制同时期产假政策的结果。女性产假和男性陪护假在不同省份有差异,且这些政策在一些省份出现变化,因此需要对其进行控制。我们搜集各省2014—2018年的产假政策²⁰,将产假天数和护理假天数在回归中进行控制。

表6 稳健性检验(国有企业样本)

	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>quit</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
A部分:控制产假政策					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.4188*** (0.1544)	2.9953*** (1.0204)	-0.0367** (0.0183)	-0.0620** (0.0275)	0.1158* (0.0629)
样本量	96 306	96 306	97 770	11 713	11 713
<i>R</i> ²	0.8972	0.8693	0.4786	0.1758	0.2329
组内 <i>R</i> ²	0.0020	0.0013	0.0056	0.0515	0.0218
B部分:删除男性样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2835* (0.1672)	1.8914 (1.1674)	-0.0425** (0.0196)		0.1812** (0.0777)
样本量	13 733	13 733	13 941		1 478
<i>R</i> ²	0.9282	0.9020	0.4735		0.4524
组内 <i>R</i> ²	0.0028	0.0018	0.0079		0.0430
C部分:删除40岁以上女性样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.3723** (0.1652)	2.5757** (1.1556)	-0.0383** (0.0181)	-0.0401 (0.0262)	0.1423** (0.0657)
样本量	84 948	84 948	86 242	10 527	10 527
<i>R</i> ²	0.8936	0.8653	0.4817	0.3319	0.2417
组内 <i>R</i> ²	0.00196	0.00101	0.00525	0.223	0.0214
D部分:删除零年薪样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2358*** (0.0447)	2.2033** (1.0448)	-0.0295 (0.0193)	-0.0824*** (0.0318)	0.1510** (0.0719)

²⁰ 西藏自治区相关文件缺失,因此去掉了西藏的样本。

(续表)					
	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>quit</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
样本量	69 535	69 535	70 576	8 205	8 205
R^2	0.8431	0.7737	0.4882	0.2134	0.2901
组内 R^2	0.0044	0.0028	0.0035	0.0531	0.0211
E部分：育龄是22—39岁					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.3533*	2.2425*	-0.0400**	-0.0790**	0.0635
	(0.1941)	(1.3209)	(0.0198)	(0.0316)	(0.0587)
样本量	96 637	96 637	98 104	11 751	11 751
R^2	0.8971	0.8692	0.4786	0.1756	0.2325
组内 R^2	0.0018	0.0009	0.0055	0.0515	0.0209
F部分：控制央企高管限薪政策					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.3661**	2.5112**	-0.0376**		
	(0.1639)	(1.1466)	(0.0180)		
样本量	96 637	96 637	98 104		
R^2	0.8971	0.8692	0.4787		
组内 R^2	0.0019	0.0010	0.0057		
个人固定效应	是	是	是	否	否

注：回归中控制了个人和企业相关控制变量，以及年份和企业固定效应。

表7 稳健性检验（非国有企业样本）

	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>quit</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
A部分：控制产假政策					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2085***	2.5421***	-0.0033	0.0058	0.0074
	(0.0679)	(0.5445)	(0.0088)	(0.0148)	(0.0271)
样本量	194 394	194 394	196 832	24 269	24 269
R^2	0.8865	0.8586	0.5201	0.2078	0.2789
组内 R^2	0.0016	0.0041	0.0033	0.0601	0.0650
B部分：删除男性样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2429***	2.7489***	0.0060		0.0110
	(0.0804)	(0.6283)	(0.0101)		(0.0374)
样本量	38 994	38 994	39 483		4 698
R^2	0.8970	0.8665	0.5155		0.4688
组内 R^2	0.0027	0.0059	0.0023		0.0557

(续表)

	<i>salary</i>	<i>rank</i>	<i>quit</i>	<i>female</i>	<i>master</i>
C 部分: 删除 40 岁以上女性样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.1937*** (0.0680)	2.5090*** (0.5466)	-0.0057 (0.0088)	0.0145 (0.0128)	0.0053 (0.0279)
样本量	169 377	169 377	171 544	21 614	21 614
R^2	0.8845	0.8560	0.5228	0.3575	0.2884
组内 R^2	0.00171	0.00425	0.00349	0.214	0.0632
D 部分: 删除零年薪样本					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.0983*** (0.0193)	2.2787*** (0.4890)	0.0028 (0.0089)	-0.0012 (0.0159)	0.0110 (0.0280)
样本量	172 317	172 317	174 413	21 309	21 309
R^2	0.8743	0.8343	0.5267	0.2255	0.2995
组内 R^2	0.0057	0.0053	0.0028	0.0615	0.0658
E 部分: 育龄是 22—39 岁					
<i>treat</i> × <i>post</i>	0.2582*** (0.0697)	2.8988*** (0.5693)	-0.0032 (0.0094)	-0.0025 (0.0155)	-0.0167 (0.0235)
样本量	195 301	195 301	197 744	24 355	24 355
R^2	0.8861	0.8585	0.5203	0.2072	0.2789
组内 R^2	0.0016	0.0041	0.0033	0.0594	0.0647
个人固定效应	是	是	是	否	否

注: 回归中控制了个人和企业相关控制变量, 以及年份和企业固定效应。

在主回归中, 我们将所有男性作为对照组。然而, 男女之间可能存在差异, 因此在表 6 和表 7 的 B 部分, 我们剔除男性高管的样本, 只对比育龄女性与非育龄女性。另外, 40 岁以上女性也有继续生育的可能性, 因此在表 6 和表 7 的 C 部分, 我们剔除 40 岁以上女性, 只对比 40 岁以下女性与男性的区别。

在我们讨论高管年薪变量时, 注意到一些高管的年薪为零。为了排除可能存在的问题, 我们去掉零年薪样本重新回归, 结果报告在表 6 和表 7 的 D 部分。

表 6 和表 7 的 E 部分报告了改变育龄女性年龄的设定对回归结果的影响。我们将育龄女性的定义改为 22—39 岁²¹, 将 *treat* 变量做相应更改, 回归结果与主回归结果基本保持一致, 这表明本文结论并非由对育龄女性某个年龄段的定义带来。

最后, 中央政治局 2014 年 8 月 29 日审议通过了《中央管理企业负责人薪酬制度改革方案》, 央企负责人薪酬制度改革于 2015 年年初开始实施。这一改革是为了规范央企管理人员薪酬水平, 限制不合理的高工资, 因此可能

²¹ 我们还尝试了 22—37 岁的设定, 回归结果依然稳健。

影响高管的工作绩效和离职等。为了控制该政策的影响，我们构造高管是否在央企工作和样本是否为 2015 年及以后的虚拟变量，将两个变量相乘后控制在回归中，表 6 的 F 部分报告了回归结果。上述 5 个稳健性检验的结果与主回归基本保持一致，这验证了本文结论的可靠性。

图 4 的回归中，我们将式 (1) 和式 (2) 分别改为模型 (3) 和模型 (4)：

$$y_{ijt} = \beta_0 + \beta \sum_t treat_i \times dummy_{yt} + \alpha X_{it} + \gamma W_{jt} + \delta_i + \theta_j + \mu_t + \varepsilon_{ijt}, \quad (3)$$

$$female_{ije} = \beta_0 + \beta \sum_e treat_i \times dummy_{ye} + \beta_2 treat_i + \alpha X_{ie} + \gamma W_{je} + \theta_j + \mu_e + \varepsilon_{ije}, \quad (4)$$

其中， $\sum treat \times dummy = treat \times dummy_{2014} + treat \times dummy_{2016} + treat \times dummy_{2017} + treat \times dummy_{2018}$ 。 $dummy_{2014}$ 在观测值是 2014 年时取 1，其他情况取 0， $dummy_{2016}$ 、 $dummy_{2017}$ 和 $dummy_{2018}$ 是类似定义。²² 将每个交叉项前的系数及其 95% 的置信区间报告在图 3 中。图 3 中第一行是国有企业样本的结果，第二行是非国有企业样本的结果。从图中可以看到，全面二孩政策实施前（即 2016 年之前），所有回归的估计系数都不显著，政策实施后，一些回归结果才开始显著，且方向和显著性与主回归结果一致。这说明本文构造的处理组和对照组在政策实施前保持平行，在全面二孩政策出台后，处理组和对照组才显现出不同的趋势，这足以证明本文双重差分方法的有效性。

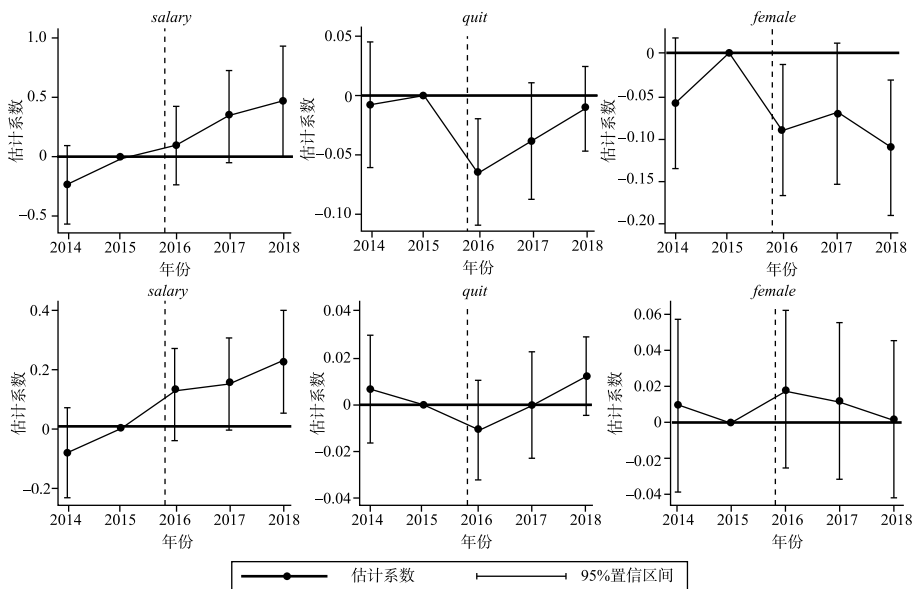


图 3 动态设定

注：第一行是国有企业样本结果，第二行是非国有企业样本结果。

²² 式 (3) 和式 (4) 中没有 $treat \times dummy_{2015}$ 是因为加入这一项会造成共线性，没有将 $dummy_{2014}$ 、 $dummy_{2016}$ 、 $dummy_{2017}$ 和 $dummy_{2018}$ 单独进行控制，是因为已经控制了年份固定效应 μ 。

最后, 我们采用置换检验 (permutation test) 来进一步验证本文结论的可信性。将每个观测值随机分配到处理组和对照组, 总共进行 1 000 次分组实验, 每次随机分组都对式 (1) 和式 (2) 进行回归, 将 $treat \times post$ 前面系数的分布的核密度估计画在图 4 中。图 4 中第一行是国有企业样本的结果, 第二行是非国有企业样本的结果。图中的垂线对应的是主回归的估计结果 (表 3 第 (3) 列和第 (7) 列、表 4 第 (2) 列和第 (4) 列、表 5 第 (3) 列和第 (7) 列), p 值衡量了 1 000 次回归中有多少比例的回归结果大于主回归结果的绝对值。我们可以看到, 在上述检验中, 原本在主回归中显著的结果 (国有企业样本中的 *salary*、*quit*、*female*, 非国有企业样本中的 *salary*), 在 1 000 次回归的系数中很少超过主回归的系数 (在 1% 的水平上显著); 原本在主回归中不显著的结果 (非国有企业样本中的 *quit* 和 *female*), 在置换检验中也不显著。因此我们认为, 本文的结论确实由全面二孩政策的影响带来。

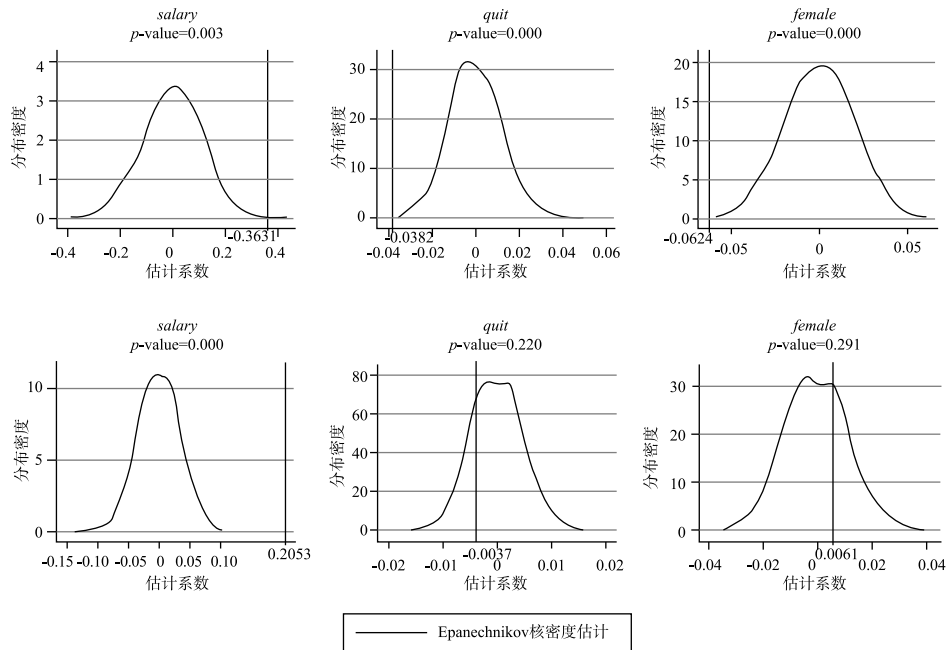


图 4 置换检验

注: 第一行是国有企业样本结果, 第二行是非国有企业样本结果。

综上所述, 在我们控制同时发生的政策、去掉一部分样本、改变了处理组和对照组的定义方式、使用动态的回归模型等方式下, 结果依然与主回归保持一致, 且置换检验也进一步印证了本文结论的可信性, 这足以验证本文结论的稳健性。

七、结论与建议

全面二孩政策的实施提高了女性生育二孩的可能性，但国内外对女性的就业形势如何受到影响的研究仍寥寥无几。本文的研究补充了现有文献，同时也为我们理解二孩政策的后续影响提供了依据，为相关部门更好地制定二孩政策的补充措施提供了实证支撑。

本文使用2014—2018年上市公司企业和高管的数据，通过双重差分方法识别全面二孩政策带来的影响。实证结果显示，全面二孩政策提高了育龄女性高管的工资水平和公司内工资排名，降低了离职率，并且这一效果在国有企业更为明显。另外，政策减少了国有企业聘用育龄女性高管的可能性，提高了录用门槛，而非国有企业并没有改变聘用行为。这一结果在不同的设定下保持稳健。全面二孩政策之所以产生这些影响，我们认为是育龄女性高管保持相同努力程度的成本上升，企业为了激励其继续努力工作，提高了这一群体的工资水平，但这同样使得企业从育龄女性高管群体中获取的利益下降，因此导致企业减少聘用育龄女性高管。相比于非国有企业，国有企业更难掌握高管的努力程度，因此全面二孩政策对国有企业带来的影响更大。

本文的结论具有一定的政策启示。全面二孩政策增加了女性在职场中的困难。从国家的角度来说，在鼓励生育的同时，应当给予女性更多的就业保障。第一，需要出台相应的政策来降低育龄女性因为生育子女而面临的职业中断、人力资本贬损的可能性。第二，需要通过一些优惠政策来鼓励企业雇用育龄女性，并辅以硬性的规定防止企业歧视女性劳动者。

本文的研究对象是上市公司女性高管，这一群体在学历背景、工作和家庭之间的权衡等方面与普通的女性劳动者有较大差异。因此，本文的结论不一定适用于所有女性劳动者。全面二孩政策对普通的女性劳动者会带来什么样的影响，需要采用这部分群体的数据做进一步的研究。

参考文献

- [1] Adda, J., C. Dustmann, and K. Stevens, "The Career Costs of Children", *Journal of Political Economy*, 2017, 125 (2), 293-337.
- [2] Agarwal, S., K. Li, Y. Qin, and J. Wu, "The Impact of Fertility Relaxation on Female Labor Market Outcomes", Working Paper available at SSRN, 2019.
- [3] Angrist, J., and W. Evans, "Children and Their Parents' Labor Supply: Evidence from Exogenous Variation in Family Size", *American Economic Review*, 1998, 88 (3), 450-477.
- [4] Baker, M., J. Gruber, and K. Milligan, "Universal Child Care, Maternal Labor Supply, and Family Well-being", *Journal of Political Economy*, 2008, 116 (4), 709-745.
- [5] Berger, M., and D. Black, "Child Care Subsidies, Quality of Care, and the Labor Supply of Low-

- Income, Single Mothers”. *Review of Economics and Statistics*, 1992, 74 (4), 635-642.
- [6] Bertrand, M., S. E. Black, S. Jensen, and A. Lleras-Muney, “Breaking the Glass Ceiling? The Effect of Board Quotas on Female Labour Market Outcomes in Norway”, *Review of Economic Studies*, 2019, 86 (1), 191-239.
- [7] Cao, Y., “Fertility and Labor Supply: Evidence from the One-Child Policy in China”, *Applied Economics*, 2019, 51 (9), 889-910.
- [8] 陈冬华、陈信元、万华林, “国有企业中的薪酬管制与在职消费”, 《经济研究》, 2005年第2期, 第92-101页。
- [9] 董艳、李凤, “管理层持股、股利政策与代理问题”, 《经济学》(季刊), 2011年第10卷第3期, 第1015-1038页。
- [10] Faccio, M., M. T. Marchica, and R. Mura, “CEO Gender, Corporate Risk-taking, and the Efficiency of Capital Allocation”, *Journal of Corporate Finance*, 2016, 39, 193-209.
- [11] 葛玉好, “部门选择对工资性别差距的影响: 1988—2001年”, 《经济学》(季刊), 2007年第6卷第2期, 第607-628页。
- [12] 葛玉好、邓佳盟、张帅, “大学生就业存在性别歧视吗? ——基于虚拟配对简历的方法”, 《经济学》(季刊), 2018年第17卷第4期, 第1289-1304页。
- [13] Huang, J., and D. J. Kisgen, “Gender and Corporate Finance: Are Male Executives Overconfident Relative to Female Executives?”, *Journal of Financial Economics*, 2013, 108 (3), 822-839.
- [14] Kleven, H., C. Landais, and J. E. Sogaard, “Children and Gender Inequality: Evidence from Denmark”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2019, 11 (4), 181-209.
- [15] Kuhn, P., and K. Shen, “Gender Discrimination in Job Ads: Evidence from China”, *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (1), 287-336.
- [16] Lazear, E. P., and S. Rosen, “Male-Female Wage Differentials in Job Ladders”, *Journal of Labor Economics*, 1990, 8 (1, Part 2), S106-S123.
- [17] Levi, M., K. Li, and F. Zhang, “Director Gender and Mergers and Acquisitions”, *Journal of Corporate Finance*, 2014, 28, 185-200.
- [18] 李实、宋锦、刘小川, “中国城镇职工性别工资差距的演变”, 《管理世界》, 2014年第3期, 第53-65+187页。
- [19] Lundborg, P., E. Plug, and A. W. Rasmussen, “Can Women Have Children and a Career? IV Evidence from IVF Treatments”, *American Economic Review*, 2017, 107 (6), 1611-1637.
- [20] 马云飙、石贝贝、蔡欣妮, “实际控制人性别的公司治理效应研究”, 《管理世界》, 2018年第7期, 第136-150页。
- [21] Mi, Z., and X. Wang, “Agency Cost and the Crisis of China’s SOE”, *China Economic Review*, 2000, 11 (3), 297-317.
- [22] Olivetti, C., and B. Petrongolo, “The Economic Consequences of Family Policies: Lessons from a Century of Legislation in High-income Countries”, *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (1), 205-30.
- [23] 平新乔、范瑛、郝朝艳, “中国国有企业代理成本的实证分析”, 《经济研究》, 2003年第11期, 第42-53+92页。
- [24] 卿石松, “职位晋升中的性别歧视”, 《管理世界》, 2011年第11期, 第28-38页。
- [25] Ruhm, C. J., “The Economic Consequences of Parental Leave Mandates: Lessons from Europe”, *Quarterly Journal of Economics*, 1998, 113 (1), 285-317.
- [26] Thomas, M., “The Impact of Mandated Maternity Benefits on the Gender Differential in Promotions: Examining the Role of Adverse Selection”, *mimeo, Cornell University, ILR School, Insti-*

tute for Compensation Studies, 2016.

- [27] 王美艳, “中国城市劳动力市场上的性别工资差异”, 《经济研究》, 2005年第12期, 第35—44页。
- [28] 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”, 《人口与经济》, 2016年第2期, 第1—9页。
- [29] 郁光华、伏健, “股份公司的代理成本和监督机制”, 《经济研究》, 1994年第3期, 第23—29页。
- [30] 张川川, “子女数量对已婚女性劳动供给和工资的影响”, 《人口与经济》, 2011年第5期, 第29—35页。
- [31] Zhang, J., “The Evolution of China’s One-Child Policy and Its Effects on Family Outcomes”, *Journal of Economic Perspectives*, 2017, 31 (1), 141-60.
- [32] 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”, 《人口与经济》, 2017年第5期, 第1—11页。
- [33] 郑志刚、阚钰、黄继承, “独立董事兼职：是能者多劳还是疲于奔命”, 《世界经济》, 2017年第2期, 第153—178页。

Fertility and Career Development —Evidence from Female Executives of Publicly Listed Firms

GE Run

(Shanghai University of Finance and Economics)

SHI Xinzheng LU Yao* DING Ruohong

(Tsinghua University)

Abstract The impact of the universal two-child policy on hiring and job performance of female senior managers in fertile age is studied in this paper. The results show that in state-owned enterprises (SOE), the salary of female executives increases, while the turnover rate and the recruitment of females decrease after the policy. Compared with SOEs, non-SOEs are less affected. An explanation is that the policy increases cost of hard-working for women, firms have to increase salaries to motivate them. But this also reduces the profits of the company, so the number of hires decreases. Compared with non-SOEs, information asymmetry is severer in SOEs, so SOEs are more affected.

Keywords universal two-child policy, female labor force, executives of publicly listed firms

JEL Classification J13, J71, M12

* Corresponding Author: Lu Yao, Room 347 Weilun Building, Tsinghua University, Haidian District, Beijing 100084, China; Tel: 86-10-62797399; E-mail: luyao@sem.tsinghua.edu.cn.