

“梅须逊雪三分白,雪却输梅一段香”

——性别平衡、性别观念与企业创新

曹 晖 潘春阳 张 琼*

摘要: 随着越来越多女性跻身于男性占主导地位的创新活动之中,性别平衡如何影响企业创新绩效这一话题逐渐引发关注和热议。本文综合采用2011—2013年中国微观企业创新调查等多个数据库,考察企业内科技人员性别平衡指数对专利申请的影响,性别观念对性别平衡创新效应的调节作用,以及异性合作如何影响个体的工作表现。研究发现:首先,性别平衡指数每提高1个百分点,企业专利申请增加0.2%,这一结果在一系列稳健性检验后依然成立。其次,传统性别观念是制约女性发挥创新效应不可忽视的调节因素,即性别歧视越严重的地区,性别平衡对专利申请的促进效应越弱。再次,与异性合作越多的个体其社会交换取向、尤其是声誉回报等广义交换取向得分越高,且其在工作中的表现更好。因此,本文有助于学界从性别平衡和性别观念的角度深入理解企业创新的内在规律。

关键词: 企业创新;性别平衡;性别歧视;社会交换取向量表

中图分类号: F062.4;F24

一、引言

近年来,百年变局与世纪疫情相互交织,我国经济下行压力持续加大。在此背景下,持续提升企业创新能力,培育经济发展新动能,被视为全面塑造我国发展新优势的关键战略举措(刘世锦,2019;任保平、豆渊博,2021)。十四五规划纲要提出,强化企业创新主体地位,促进各类创新要素向企业集聚。

一直以来,男性在科技创新领域占据主导地位,但随着经济发展和社会转型,越来越多女性参与到创新活动之中,并逐渐成为科技创新领域不可或缺的中坚力量。根据世界知识

*曹晖,上海大学经济学院,邮政编码:200436,电子信箱:10009623@shu.edu.cn;潘春阳,华东理工大学商学院,邮政编码:200237,电子信箱:pancy@ecust.edu.cn;张琼(通讯作者),中国人民大学公共管理学院,邮政编码:100872,电子信箱:zhangqiong8@ruc.edu.cn。

本文得到国家自然科学基金项目“政府研发补贴、企业创新与资源错配:理论、机制与中国经验”(项目编号:71803126)、国家自然科学基金项目“高校毕业生基层就业与乡村振兴的共赢设计——影响因素与长效机制的实验与实证”(项目编号:72003188)和国家社科基金重点项目“健全城乡融合发展机制研究”(项目编号:21AZD036)的资助。感谢编辑部和匿名审稿专家的宝贵意见和建议,作者文责自负。

产权组织(World Intellectual Property Organization, WIPO)的统计,2019年我国有女性参与的专利合作条约(Patent Cooperation Treaty, PCT)专利申请比例高达32.4%,位居世界首位。^①在我国,无论是因发现青蒿素而获得诺贝尔医学奖的屠呦呦教授,还是在抗击新冠疫情中作出重大贡献的李兰娟院士、陈薇院士,都是我国科技创新领域的杰出代表。统计资料显示,从2009年到2017年,我国科技人员中女性数量增长110%以上,科技活动人员中女性比例也从24.8%上升至26.7%。^②

与此同时,我国推出一系列举措努力为女性科技人员提供各种发展机会,在科技人员性别平等问题上取得长足进步。2011年,科技部和中华全国妇女联合会共同颁布了《关于加强女性科技人才队伍建设的意见》,从十个方面提出加强女性科技人才队伍建设的意见。从2010年开始,国家自然科学基金委陆续实施了“同等条件下女性科技人员优先”、“放宽女性申请青年科学基金的年龄到40岁”、“明确女性可以因生育而延长在研项目结题时间”,以及“逐步增加专家评审组中的女性成员人数”等一系列政策(赵延东等,2016)。2021年6月17日,科技部等十三部门印发《关于支持女性科技人才在科技创新中发挥更大作用的若干措施》的通知(国科发才〔2021〕172号),采取16项措施来进一步激发女性科技人才创新活力。即便如此,实现科技人才队伍中的性别平衡之路依然任重道远。2016年中国科学技术发展战略研究院课题组受国家自然科学基金委委托,对12040名在国家自然科学基金依托单位工作的科研人员开展问卷调查,结果显示:女性科研工作者抱怨学术劳动力市场竞争日趋激烈,家庭和社会压力不降反升,迫切希望能获得倾斜性支持(李睿婕等,2018)。另外,数据显示,截至2019年,中国科学院院士、中国工程院院士中女性占比分别仅为6%和5.3%,女性高层次科研人员的数量和占比明显偏低。

促进不同性别科技人员合理搭配以尽可能实现“性别平衡”不只是一个值得关注的社会话题,其本身对组织创新和发展也非常重要。有研究通过实验发现,团队中女性成员比例上升能提高集体智慧,从而改善团队在标准化任务中的表现(Woolley et al., 2010);当然,也有研究对此持否定意见,如Allmendinger和Hackman(1995)发现在一个男性主导的交响乐团中,加入女性反而会降低演奏表现。具体到创新,不少基于丹麦、西班牙等发达国家的经验研究发现,企业性别比例趋于平衡显著促进了企业的创新绩效(Østergaard et al., 2011; Díaz-García et al., 2013)。这一论断对于我国是否也适用,还是未定之数^③。另外,在我国,社会习俗和传统文化一直强调女性应处于从属地位。在这样的对女性存在偏见和刻板印象的文化环境中,女性科技人员对企业创新力的影响是否有所不同,显然值得我们认真思考。

基于2011—2013年中国微观企业创新调查数据库、2010年第三期中国妇女社会地位调查数据,以及自行设计问卷搜集所得第一手科技企业员工调查数据,并辅以2005年全国1%人口抽样调查、2010年第六次全国人口普查抽样个体数据以及1998—2007年各年规模以上工业企业调查等多个数据来源,本文致力于考察性别平衡对企业创新绩效的影响,并特别关

①引自《2020年专利合作条约年鉴》(<https://www.wipo.int/publications/zh/details.jsp?id=4508>)。

②根据相应年份《中国科技统计年鉴》整理计算得到。

③据笔者所知,目前只有Xie等(2020)运用我国一个省的数据研究了类似问题。

注传统性别观念对这一创新效应的调节影响,以及从异性合作如何影响个体的工作表现这一角度来理解性别平衡提升企业创新绩效的微观基础。研究发现:首先,在控制“城市-年份”和“行业-年份”以及企业固定效应之后,企业科技人员性别平衡指数每提高 1 个百分点,专利申请量相应增加 0.2%。这一结果在一系列稳健性检验后依然成立。在研发强度、竞争激烈程度、全要素生产率、资本劳动比不同的行业中,该效应并无显著差别。其次,性别歧视越严重的地区,性别平衡对于专利申请的促进效应越弱,这意味着传统性别观念依然是制约女性发挥创新作用的重要障碍因素。最后,微观问卷调查结果显示,考虑性别、年龄、受教育程度、工作年限以及职级等个体可观测特征因素之后,个体经常共事同事中的异性构成比例越高,其社会交换取向(Social Exchange Orientation,SEO)得分越高,具体表现为协商交换取向(Negotiated Exchange Orientation,NEO)和广义交换取向(Generalized Exchange Orientation,GEO)得分更高,且广义交换取向得分增加主要源于声誉回报(Rewarding Reputation,RR)得分增加。更进一步,考虑上述个体可观测特征因素后,社会交换取向得分与个体工作表现统计显著正相关。具体而言,社会交换取向中的互惠交换取向(Reciprocal Exchange Orientation,REO)与广义交换取向(GEO)得分,以及广义交换取向中的利他传递(Paying It Forward,PIF)、声誉回报(RR)和期望间接回报的单边给予(Unilateral Giving with an Expectation of Indirect Reciprocation,UG)得分均与个体的工作表现存在统计显著的正相关关系。这是理解前述企业层面性别平衡提升创新绩效的一个可能的微观视角。

本文可能的贡献表现在以下三个方面:首先,本文使用我国 2011—2013 年间全国层面的微观企业创新调查数据库,考察科技企业性别平衡对创新的影响,这是相关研究中较少被涉及和探讨的话题。其次,采用中国妇女社会地位调查数据构建区域性的性别态度指标,发现传统性别观念的确会影响女性发挥创新作用,这也是已有研究中较少被关注的调节因素。此外,我们从社会交换取向角度探索个体和异性合作与其工作表现之间的联系,从而有助于理解性别平衡提升企业创新绩效的内在机制。

本文余下内容安排如下,第二部分结合相关文献提出研究假说,第三部分说明数据来源及相关变量特征,第四部分是主要回归结果及讨论,最后总结全文。

二、理论分析与研究假说的提出

团队协作而非单人奋战已经成为组织内部非常常见的工作模式(Hamilton et al.,2003),因此,深入理解团队绩效的决定因素变得越来越重要(Hoogendoorn et al.,2013)。团队表现的潜在决定因素之一是其多样性,也正因为此,群体多样性对组织创新和发展的影响一直是社会学和心理学等领域经久不衰的热议话题。

关于多样性对团队表现影响的理论讨论非常多,但经验证据相对薄弱(Hamilton et al.,2003;Hoogendoorn et al.,2013)。一方面,“社会类化理论”强调,在具有不同群体的组织中,个体倾向于将自己主动归类到某一类别(群体),这一“去个性化”行为增强了个体对所属群体的认同感,同时降低了对“非我族类”的信任度,最终导致群体间沟通减少和冲突增加,降低整个组织的凝聚力(Tajfel and Turner,1986;Hogg and Terry,2000)。“相似吸引理论”认为,人们总是被那些与自身相似的个体所吸引,并且通过与其交往获得积极体验。相反,当

人们与那些和自身差异较大的个体交往时,往往会产生负面的心理体验(Byrne, 1971; Major and O'Brien, 2005)。另一方面,“信息决策理论”认为,组织内不同特征的成员往往具有不同类型的优势和能力,能够碰撞出不同的观点和想法,从而有助于发挥不同群体积极的互补效应(Williams and O'Reilly, 1998)。Edmondson(1999)甚至认为,不同群体观念不同有助于群体之间展开反思式沟通,从而有助于组织创新和发展。

性别平衡是群体多样性的一个重要维度。一般而言,男性和女性具有不同的特质,男性往往更具攻击性、成就取向和支配性,而女性则更具有从属性和养育性(张松波、许爽, 2016)。因此,组织内性别平衡程度增加既有可能导致男女群体之间的冲突,从而不利于组织绩效的提升,也有可能促使男女分工协作、优势互补,从而有利于组织绩效的改善。性别构成比例对组织绩效的综合影响,取决于沟通协调成本与知识技能潜在多样性收益之间的权衡取舍(Hamilton et al., 2003)。毫无疑问,上述相互冲突的理论机制需要经验研究来予以澄清,因此不少学者针对不同群体来考察性别平衡对组织绩效的影响方向及影响程度,得到了一系列富有启发性的结论。

与理论研究论断存在分歧相呼应,经验研究的结论也不尽一致。在针对企业高管和董事会性别平衡的研究中,Adams 和 Ferreira(2009)使用美国上市公司数据发现,董事会的女性成员更不会缺席董事会会议,性别趋于平衡会增加男性董事的出席记录,并更好地激励和监督 CEO。此外,该文发现董事会的性别平衡提高会削弱企业的财务表现,但这一关系只对公司治理水平高的企业才成立。而 Campbell 和 Mínguez-Vera(2008)则发现董事会成员性别平衡会增加公司价值。Matsa 和 Miller(2012)、Nygaard(2011)以及 Ahern 和 Dittmar(2012)利用挪威上市公司要求在 2008 年之前将女性董事成员提升至 40% 以上(2006 年这一政策实施前女性董事占比约为 9%)这一外生政策冲击,来考察董事会性别构成对公司业绩和/或治理的影响。Matsa 和 Miller(2012)并没有发现这一政策影响企业长期利润的证据;Nygaard(2011)发现,这一政策对信息不对称程度较低的公司的累计异常收益(Cumulative Abnormal Return, CAR)有统计显著的正向影响,对信息不对称程度高的公司的 CAR 影响为负但统计不显著;Ahern 和 Dittmar(2012)则指出由于新增加的(女性)董事会成员比较年轻且经验不足,这一改革对上市公司价值产生了非常明显的负面影响。

在针对组织员工性别平衡的研究中,Tsou 和 Yang(2019)使用 2004 年中国规模以上工业企业数据,得出了员工性别平衡会负向影响企业全要素生产率(TFP)的结论,但这一结果对于受过较高教育的职工群体并不成立。Apesteguia 等(2012)基于一项大型在线商业游戏的数据,发现只有女性的团队比男女混合团队表现更差。Hoogendoorn 等(2013)基于实验发现两性构成各占一半的团队相比于男性占主导的团队表现更好。Miller 和 Segal(2019)基于美国数据,考察将女性招入警察队伍能否改善警察执法,结果发现针对女性的犯罪尤其是家暴犯罪的报案率显著上升,而其他犯罪的报案率则没有发生明显变化。

针对科技人员性别平衡的研究方兴未艾,并与本文研究直接相关。Díaz-García 等(2013)采用西班牙 2007 年的数据,发现研发人员性别平衡会正向影响突破式创新(Radical Innovation)而不会显著影响渐进式创新(Incremental Innovation)。Teruel 和 Segarra-Blasco(2017)随后使用 2007—2012 年的 PITEC 数据研究了相似问题,也同样发

现了类似的正面影响。Østergaard等(2011)使用丹麦2006年的数据,发现性别平衡和企业创新之间存在明显的“倒U型”关系。杨振兵(2016)构造了一个男性为获取女性好感而努力工作、进而提升团队整体绩效的理论模型,并从行业与省际层面对此进行检验,发现总体而言女性比重提高有助于提高生产率。Xie等(2020)则分析了我国东部某省2009—2013年微观企业创新调查数据库,发现研发人员性别平衡增强会提高企业创新效率。本文根据上述分析提出:

假说1:性别平衡改善有助于企业创新。

值得一提的是,女性社会地位的改变乃至创新潜力的发挥,很大程度上受制于其所在社会的性别观念。长期以来,我国社会存在“重男轻女”的习俗和偏见,但随着经济社会发展,这一传统观念正在不断消解。杨菊华等(2014)使用第三期中国妇女社会地位调查数据,发现近20年来我国性别观念总体上渐趋于平等。刘爱玉和佟新(2014)使用相同数据,发现女性婚前家庭经济地位、对家庭的经济贡献、家庭权力至少与丈夫相当等因素都有利于形成更加现代的性别观念。卿石松(2018)指出,性别观念存在代际传承,提高教育水平有助于破除这一代际传递。一些近期的实证研究揭示了性别观念变化的内在原因,诸如贸易(郑妍妍等,2018;Li,2021)、房价(赵文哲等,2019)、历史上的棉花革命(Xue,2020)、义务教育法的实施(Du et al.,2021)等都会影响性别观念。也有研究关注性别观念对劳动参与(卿石松,2017)和性别收入差距(卿石松,2019)的影响。我们认为,性别观念比较现代化的地区,女性会得到更好地培养,掌握更多的知识和技能,并更善于与男性交流,因此,科研团队性别互补的优势更有可能在研发活动中得到充分展现。本文根据上述分析提出:

假说2:性别平衡提升企业创新,突出体现在性别观念比较现代的区域。

团队性别构成可能通过多种渠道影响团队的绩效和表现。Adams和Ferreira(2009)从“相互监督”角度揭示董事会性别构成比例的影响,指出董事会性别构成更平衡对应于更严肃紧张的监督活动;Gul等(2011)也得出了类似的结论。不少学者从管理学和社会心理学等角度的研究也提供了很多理解性别构成影响团队绩效表现的内在机制。Pelled(1996)和Pelled等(1999)指出,性别构成可能影响团队成员之间的友谊和冲突等人际关系,从而影响成员的绩效表现。Dufwenberg和Muren(2006)基于实验室中的团队独裁者游戏结果,发现异性混合团队相比于单一性别团队更为慷慨也更加关注平等。Woolley等(2010)表明,女性构成比例更高的团队因为平均社会敏感度较高,其相对表现更好。为提供一个理解团队性别构成影响组织创新绩效的微观视角,本文根据上述分析提出:

假说3:与不同性别同事合作影响团队成员的人际关系进而影响其工作表现。

总之,关于性别平衡如何影响企业创新这一话题依然存在一些空白和亟待改进之处。一方面,现有相关研究往往针对发达经济体,较少涉及发展中国家;另一方面,现有研究忽视了我们传统性别观念对性别平衡创新效应的影响,这不利于我们基于国情设计创新导向的人才选配政策;与此同时,从不同角度去探讨性别平衡影响企业创新绩效的可能机制,有助于更有针对性地提出提升企业创新绩效的政策建议。

三、模型、数据与变量

出于研究所需,本文综合采用不同数据来源。其中,科技人员性别构成以及专利申请信息来自 2011—2013 年各年的微观企业创新调查数据库,该数据包含了我国发生科技活动的所有规模以上工业企业。^① 由于该数据缺少企业层面控制变量,我们将之与对应年度规模以上中国工业企业数据库合并,大约有 96.3%的观测值都能与后者匹配上,从而得以在引入企业层面控制变量的同时不丢失很多观测值。“性别观念”变量则主要来自第三期中国妇女社会地位调查。该调查以 2010 年 12 月 1 日为标准时点,围绕性别观念和态度、法律权益和认知、以及婚姻家庭和生活方式等九个方面展开,共回收 18 岁及以上个体有效问卷 29 698 份。^② 之后,在异质性分析部分我们使用了 2005 年全国 1%人口抽样调查和 2010 年第六次全国人口普查的个体层面的抽样数据,以及 1998—2007 年各年规模以上工业企业调查微观数据。此外,我们以“异性合作与工作绩效”为主题自行设计问卷,搜集第一手科技企业员工调查数据,以探讨异性合作与个体工作表现之间的可能联系。

基于研究目的,选择回归方程如下:

$$\ln(pat)_{icst} = \beta_1 blau_{it} + \beta_2 control_{it} + \varphi_i + \chi_{ct} + \psi_{st} + \varepsilon_{it} \tag{1}$$

(1)式中:下标 i, c, s, t 分别代表企业、城市、二位数行业和年份,我们控制了企业层面、城市-年份以及行业-年份固定效应。其中行业代码以 2002 年国民经济二位行业标准为依据进行统一。

被解释变量 $\ln(pat)$ 是专利申请数的自然对数,其中“专利申请数”可以直接从企业科技活动微观调查中获得。在稳健性分析中,我们也区分使用了发明专利和非发明专利(实用新型、外观设计)的申请数。

核心解释变量是 $blau$,即科技人员性别平衡指数,定义为“1-女性科技人员占比的平方-男性科技人员占比的平方”。不难看出它的取值范围在 0 和 0.5 之间,取值越大意味着性别越平衡。这个指数等同于“1-赫芬达尔指数”,反映了不同性别科技人员在企业科技人员构成中偏离“势均力敌”的程度;该指标在文献中非常常见,我们在上面文献综述提到的绝大多数探讨性别平衡的文章都使用了该指标。

控制变量包括企业年龄及其平方(以考虑可能的非线性影响)、总资产的自然对数(衡量企业规模)、是否国有控股、资产负债率、出口状态。这些都是文献中认为会影响企业创新的主要因素。

我们首先给出我国科技人员性别平衡指数的特征事实。图 1 基于 2013 年数据给出了科技人员性别平衡指数的行业以及地域分布(基于其他年份的分布与之非常相似),图中也同时给出了女性科技人员的比例信息作为对照。结果显示,在行业分布上,科技人员性别平衡程度最高的是医药制造业,最低的是黑色金属冶炼和压延加工业;地域方面,海南是科技人员多元化程度最高的省份,而较低的则是甘肃和青海。

①关于这一数据库的详细介绍,参见张杰等(2020)。
②该调查由全国妇联和国家统计局联合组织实施,采用三阶段概率与规模成正比(PPS)抽样方法。详见刘爱玉和佟新(2014)。

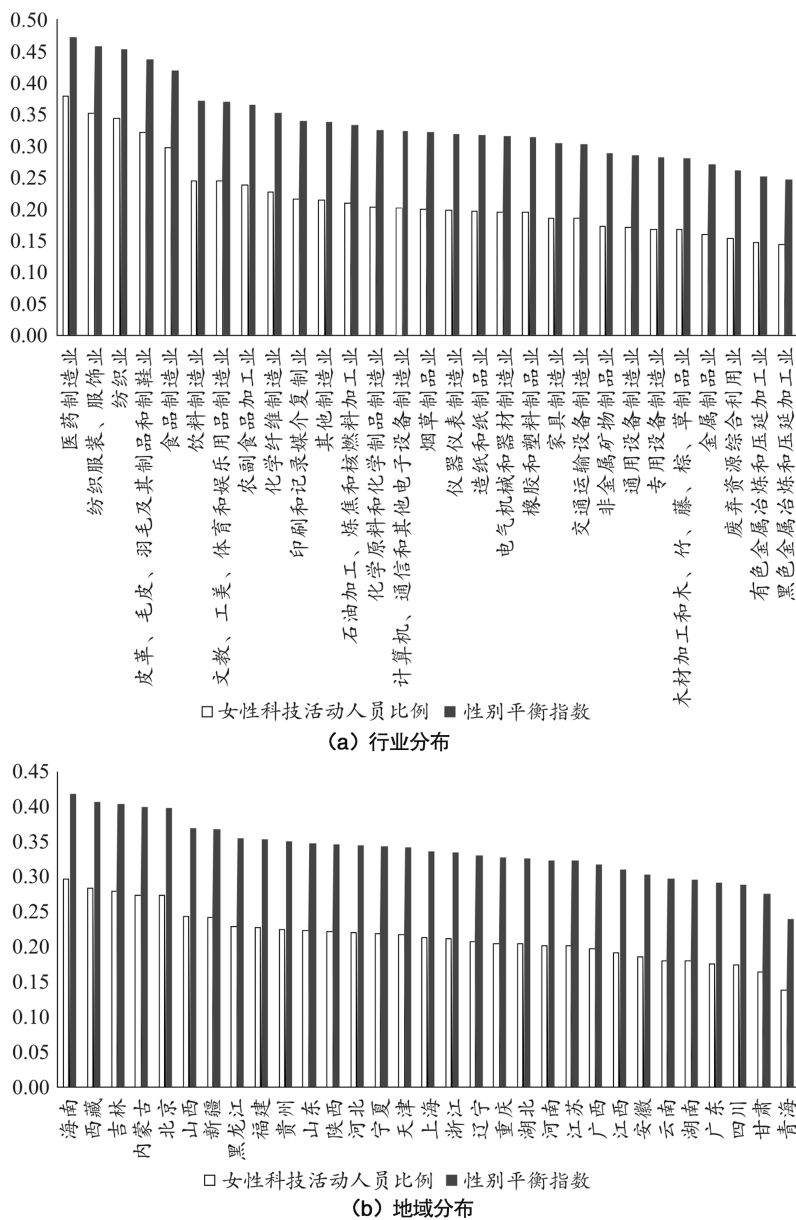


图 1 2013 年科技人员女性比例及性别平衡指数的行业、地域分布

第三期中国妇女社会地位调查设计了很多关于性别观念的问题,我们围绕性别歧视认知有关问题构建“性别观念”虚拟变量。这四种行为分别是:因性别而不被录用或提拔、男女同工不同酬、因结婚/怀孕/生育而被解雇、因生女孩被人瞧不起。如果被访者赞成这一观念,就取值为 1,否则为 0,这样我们就得到了四个虚拟变量。此外,我们还考虑了个体总的性别歧视认知水平,并定义为上述四个虚拟变量的平均值。我们仿照 Fan 等(2021)的做法,将个体的答案在城市层面计算平均值,因此这些变量代表该城市有性别歧视观念的人群所占比例。可以看出,这些问题的答案分布非常相似。各城市大约有 20% 的被访者默许了这四种行为,表明认知存在较强的一致性。

除此之外,我们还考虑了另外两个替代性指标作为稳健性检验:一个指标是族谱册数。族谱反映了儒家宗族文化的影响,张川川和马光荣(2017)发现它会明显影响男孩偏好并阻碍女性发展。我们采用哈佛大学王裕华教授(Wang, 2020)整理的我国1005—2007年族谱数据,并将之在城市层面汇总,用以衡量宗族文化。另一个指标是用2005年全国1%人口抽样调查数据计算出来的分城市初生婴儿性别比,Ebenstein(2010)发现计划生育政策会导致性别选择行为,而在传统观念越浓厚的地方这种行为越普遍。

异质性分析部分用到了2005年全国1%人口抽样调查和2010年第六次全国人口普查的抽样数据。前者覆盖了全国1.31%的人口,我们所使用的是这次调查的258万个抽样个体样本;后者则是从10%长表中分省分层抽样,共有464万个观测值。在具体计算时,我们只保留了16—65岁的劳动年龄人口样本。基于2005年抽样样本,我们计算出城市层面大专以上不同性别劳动人口的平均收入,取对数后相减(男性-女性);计算出每个城市所有劳动人口不同性别的平均收入,取对数后相减(男性-女性)。不难想象,收入差距会影响员工工作积极性,而相较于高等教育群体的性别收入差异,所有劳动人口的性别收入差距更多反映的是一种普遍的性别观念。继而我们计算出每个城市大专以上劳动人口中女性比例以及所有劳动人口的女性比例。我们以此来衡量女性人力资本的供给情况。为验证所得结论是否一致稳健,我们使用2010年第六次全国人口普查的抽样数据重新计算了这两个指标,并展开相应分析。

我们借鉴Hoogendoorn等(2013)以及Yoshikawa等(2020)的研究,以“异性合作与工作绩效”为主题,设计了一份包含社会交换取向量表的调查问卷,于2022年3月至4月间,在上海、南京、无锡、常州等4个城市中各选了一个工业园区,通过在线形式向园区内科技企业员工发放问卷,回收采集了378份,删除其中11份填写不完整的问卷后,最后一共得到367份有效问卷,问卷有效率为97.1%。

调查问卷包括三大部分内容:

第一部分为基本信息,涵盖性别、最高学历(包括高中及以下、专科、本科、硕士研究生和博士研究生5个选项)、年龄(包括25岁以下、26—30岁、31—35岁、36—40岁、41—45岁和45岁以上6个选项)、工作年限(不到1年、1—3年、4—6年、7—9年和10年以上5个选项)以及职级岗位类别(普通员工、基层管理人员、中层管理人员和高层管理人员4个选项)。

第二部分为同事性别构成与工作表现,涵盖工作中经常共事的同事中的女性构成(0—100%)和在企业的表现(包括相对较差(前75%—100%)、略低于平均(前50%—75%)、高于平均(前25%—50%)、比较优秀(前10%—25%)、十分优秀(前5%—10%)、非常突出(前1%—5%)和出类拔萃(前1%)7个选项)。

第三部分为社会交换取向量表(Social Exchange Orientation Scale, SEOS),由10道题构成,每道题均采用李克特7分量表形式,包括协商交换取向(NEO)、互惠交换取向(REO)与广义交换取向(GEO),其广义交换取向又进一步包括3个细分维度,即利他传递(PIF)、声誉回报(RR)和期望间接回报的单边给予(UG)。具体问题如下:(1)工作中为别人额外做事之前应该先要求回报;(2)我请同事额外做事时经常犹豫不决,除非我很清楚能够回报他/她;(3)工作场所有人帮了我忙,我觉得我有义务以某种方式回报他/她;(4)如果有人为我做了什么,我觉得有必要为他/她做些什么;(5)我认为在工作中帮助别人,总有某天也会以某种方式得到帮助;(6)我很乐意在工作中帮助别人,因为总有一天别人也会帮助我;(7)当我得

到同事支持时,我也应该向工作场所中的其他人提供支持;(8)工作中我得到别人帮助时,总希望通过帮助别人来作为回报;(9)工作中我应该善待那些善待他人的人;(10)当一个经常给别人提供支持的同事遇到困难时,我应该为他/她做点什么。其中,NEO 包括第(1)、(2)题,REO 包括第(3)、(4)题,PIF 包括第(5)、(6)题,RR 包括第(7)、(8)题,UG 包括第(9)、(10)题。

表 1 分别给出了所得关键指标的描述统计。其中表 1-A 对应于企业层面数据。我们发现匹配后样本观测值共有 176 206 个,样本企业中科技人员性别平衡指数平均值为 0.252,刚好处于最小值和最大值的中间位置,表明该指标偏度比较适中。样本企业专利申请中的主体构成为非发明专利,不同企业专利申请数量差异明显。此外,样本中约有 7.1%的企业为国有企业,不少企业的负债率较高(样本平均值为 53.5%),企业平均年龄为 11.35 年,总资产规模较大且约 37.8%的企业有出口交易行为。

表 1-A 核心被解释变量、解释变量和控制变量(企业层面)描述统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
科技人员性别平衡指数	176 206	0.252	0.164	0	0.5
是否国有控股	176 206	0.071	0.256	0	1
资产负债率	176 206	0.535	0.249	0	1.994
企业年龄	176 206	11.354	8.962	0	100
ln(总资产)	176 206	11.601	1.457	5.858	20.160
是否出口	176 206	0.378	0.485	0	1
ln(专利申请)	176 206	0.865	1.185	0	9.287
ln(发明专利申请)	176 206	0.352	0.762	0	9.248
ln(非专利申请)	176 206	0.638	1.061	0	7.667

表 1-B 对应于考察“性别观念”影响时新增指标的描述统计。其中,上半部分为第三期中国妇女社会地位调查中有关“性别歧视”指标加总到城市层面的情形。我们发现,各城市平均约 23.8%的人默许“因性别而不被录用或提拔”,默许“男女同工不同酬”的比例平均而言最低(为 19.3%),各城市平均而言约五分之一(分别为 20.8%和 20.2%)的人默许“因结婚/怀孕/生育而被解雇”和“因生女孩被人瞧不起”,且不同城市的性别歧视观念存在较为明显的差异。下半部分则分别对应于“族谱册数”和“出生婴儿性别比”。结果显示,各城市平均而言拥有 16.72 册族谱,出生婴儿性别比均值为 122.4。

表 1-B 性别观念(加总到城市层面)描述统计

第三期中国妇女社会地位调查						
变量名	相应问题:你是否默许以下行为? (是=1;否=0)	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
观念:录用	因性别而不被录用或提拔	254	0.238	0.145	0.000	0.789
观念:薪酬	男女同工不同酬	254	0.193	0.130	0.000	0.847
观念:怀孕	因结婚/怀孕/生育而被解雇	254	0.208	0.146	0.000	0.931
观念:女儿	因生女孩被人瞧不起	254	0.202	0.140	0.000	0.814
观念:总体	-	254	0.211	0.141	0.000	0.866
中国 1005—2007 年族谱数据库(Wang, 2020)						
变量名		观测值	均值	标准差	最小值	最大值
族谱册数		256	16.723	39.122	0.000	560.000
出生婴儿性别比(2005 年)		340	1.224	0.383	0.444	3.750

表 1-C 为基于 2005 年全国 1%人口抽样调查和 2010 年第六次全国人口普查数据所得新增指标的描述统计。结果显示,高学历女性比例小于全部劳动年龄人口女性比例,性别工资差距也小于后者。

表 1-C 人口抽样和人口普查数据(加总到城市层面)描述统计

2005 年 1%全国人口抽样调查					
变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
高学历(大专及以上)性别工资对数差距	331	0.154	0.092	-0.105	0.702
性别工资差距	331	0.377	0.124	0.101	0.771
大专及以上学历女性比例	331	0.424	0.062	0.241	0.716
女性比例	331	0.502	0.017	0.437	0.573
2010 年第六次全国人口普查					
变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
高学历(大专及以上)女性比例	328	0.458	0.039	0.331	0.580
女性比例	328	0.493	0.011	0.429	0.518

表 1-D 则为基于自行设计问卷调查所得数据中有关指标的描述统计。结果显示,调查对象的社会交换取向(尤其是互惠交换取向和广义交换取向)得分较高,性别比例适中且与异性合作较为常见。

表 1-D “异性合作与工作绩效”调查问卷数据(个体层面)描述统计

变量名	观测值	均值	标准差	最小值	最大值
企业的表现(自评,1—7)	367	3.77	1.30	1	7
社会交换取向(SEO)= NEO+REO+GEO	367	49.78	7.86	13	70
协商交换取向(NEO)	367	7.02	2.72	2	14
互惠交换取向(REO)	367	10.44	2.16	2	14
广义交换取向(GEO)= PIF+RR+UG	367	32.33	5.77	6	42
利他传递(PIF)	367	10.42	2.16	2	14
声誉回报(RR)	367	10.61	2.24	2	14
期望间接回报的单边给予(UG)	367	11.30	2.07	2	14
经常共事同事中的异性构成(%)	367	39.74	22.33	7	77
性别(男性=1)	367	0.55	0.50	0	1
年龄(36 岁以上=1)	367	0.29	0.46	0	1
受教育程度(本科及以上=1)	367	0.78	0.42	0	1
工作年限(4 年以上=1)	367	0.26	0.44	0	1
职级岗位(中层及高层管理人员=1)	367	0.83	0.38	0	1

四、实证结果

(一)基准回归结果分析

我们首先检验假说 1。表 2 报告了基准回归结果。其中,第(1)列只引入核心解释变量以及控制城市、行业和年份固定效应。结果显示,科技人员性别平衡指数对企业专利申请存在统计显著的正向影响。具体表现为:企业科技人员性别平衡指数提高 1 个百分点,企业专利申请平均而言将增加 0.8%。第(2)列则引入“是否国有控股”、“资产负债率”、“企业年

龄”及其平方项、“ln(总资产)”以及“是否出口”等控制变量,且同时控制城市、行业和年份固定效应。此时,科技人员性别平衡指数对企业专利申请的估计系数的符号依然为正且统计显著,但系数减小。这些都表明假说 1 得到了验证。

表 2 检验假说 1:基准回归

ln(专利申请)	(1)	(2)	(3)	(4)
科技人员性别平衡指数	0.801 *** (0.054)	0.550 *** (0.048)	0.203 *** (0.035)	0.200 *** (0.034)
是否国有控股		0.098 *** (0.024)	0.042 (0.047)	0.049 (0.047)
资产负债率		-0.115 *** (0.022)	0.004 (0.024)	0.007 (0.023)
企业年龄		-0.001 (0.002)	0.012 ** (0.005)	0.011 ** (0.005)
企业年龄的平方		0.000 (0.000)	-0.000 ** (0.000)	-0.000 ** (0.000)
ln(总资产)		0.239 *** (0.008)	0.089 *** (0.014)	0.084 *** (0.014)
是否出口		0.165 *** (0.021)	0.027 ** (0.014)	0.028 ** (0.013)
观测值个数	176 204	176 204	147 631	147 601
R ²	0.101	0.188	0.778	0.780
企业固定效应	否	否	是	是
年份固定效应	是	是	是	否
城市固定效应	是	是	否	否
行业固定效应	是	是	否	否
城市-年份固定效应	否	否	否	是
行业-年份固定效应	否	否	否	是

注:(1)括号中是城市层面聚类标准误。(2)***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

各控制变量方面,多数变量估计系数统计显著且符号符合预期:国有企业的专利申请数相对而言更多,资产负债率较高的企业专利申请数相对较少,不同年龄企业的专利申请数不存在统计显著差异,规模较大、出口企业专利申请数相对较多。第(3)列则在引入上述控制变量之外,额外控制企业和年份固定效应。此时科技人员性别平衡指数这一指标的估计系数仍然为正且统计显著,但系数进一步减小。第(4)列则不仅控制企业固定效应,还控制了“行业-年份”和“城市-年份”固定效应,此时科技人员性别平衡指数这一指标的估计系数依然为正,且在 1% 的显著性水平上统计显著,系数与第(3)列的估计结果基本相同。考虑到引入控制变量同时控制企业、行业-年份以及城市-年份固定效应的做法,考虑了企业可观测特征、不随时间变化的因素、以及城市和行业随时间变化因素的影响,尽可能地缓减了可能的遗漏变量导致估计结果有偏的问题,因此之后的分析全部采用这一模型设定。

(二) 稳健性检验和异质性分析

我们做了一系列稳健性和异质性分析。稳健性分析包括:首先,只使用科技企业数据、

剔除直辖市、区分发明专利和非发明专利,都没有发现结果发生显著变化。然后,进一步控制了 2005—2007 年的企业女性雇佣平衡指数,因为只能选用在 2005—2007 年和 2011—2013 年都出现过的企业,样本容量缩小一半,但结果依然和基准回归差别不大。异质性分析包括行业异质性和地区异质性,前者区分考察大中型工业企业比例高低、国有控股企业比例高低、多产品企业比例高低、研发强度高、生产率高、基本没有发现显著的异质性效应,城市异质性利用 2005 年全国 1%人口抽样调查和 2010 年第六次人口普查构造了不同城市的性别工资差异、高学历女性比例等指标,也基本没有发现明显的异质性效应。^①

接下来检验假说 2。具体而言,我们考虑本地性别观念对性别平衡创新效应的调节作用,表 3 给出了相应的回归结果。结果显示某城市持有性别歧视观念的人数比例上升 1 个百分点,会使主效应下降 0.005 左右。交互项的结果数值最小并且显著性最低的是关于“男女同工不同酬”的看法,估计结果最大的是“因生女儿被人瞧不起”。总体上看,性别歧视盛行的地方,科技人员性别平衡指数对专利申请的影响效果有所削弱。

表 3 检验假说 2:性别观念

ln(专利申请)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
科技人员性别平衡指数	0.268 *** (0.052)	0.281 *** (0.055)	0.268 *** (0.056)	0.290 *** (0.061)	0.277 *** (0.056)
blau×观念:怀孕	-0.510 ** (0.216)				
blau×观念:女儿		-0.600 ** (0.240)			
blau×观念:薪酬			-0.490 * (0.251)		
blau×观念:雇佣				-0.500 ** (0.217)	
blau×观念:总体					-0.535 ** (0.225)
控制变量	是	是	是	是	是
观测值个数	136 110	136 110	136 110	136 110	136 110
R ²	0.780	0.780	0.780	0.780	0.780
企业固定效应	是	是	是	是	是
城市-年份固定效应	是	是	是	是	是
行业-年份固定效应	是	是	是	是	是

注:(1)括号中是城市层面聚类标准误。(2)***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

由于观念这一指标比较主观,我们选取 2005 年初生婴儿性别比和该城市历史上的族谱数据(Wang, 2020)作为备选指标对此加以考察。表 4 结果表明,族谱数每增加 1 册,科技人员性别平衡指数对专利申请的影响下降 0.001,结果在 1%的显著性水平上显著。而初生婴儿性别比和科技人员性别平衡指数的交互项同样为负,尽管在 10%的显著性水平上统计不显著。表 3 和表 4 都说明假说 2 得到了证实。

①受篇幅所限,文中没有报告这部分结果,如有兴趣可来信索取。

表 4 检验假说 2: 性别观念(备选指标)

ln(专利申请)	(1)	(2)
科技人员性别平衡指数	0.419 *** (0.142)	0.218 *** (0.038)
<i>blau</i> ×初生婴儿性别比(2005)	-0.179 (0.122)	
<i>blau</i> ×族谱册数		-0.001 *** (0.000)
控制变量	是	是
观测值个数	147 533	138 421
R^2	0.780	0.780
企业固定效应	是	是
城市-年份固定效应	是	是
行业-年份固定效应	是	是

注: (1) 括号中是城市层面聚类标准误。(2) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

(三) 可能的微观视角: 异性合作、社会交换倾向与工作表现

如前所述, 关于性别构成比例如何影响企业绩效的机制的讨论相对较少, 部分文献试图从社会心理学和管理学等角度来提供可能的微观解释。我们借鉴 Hoogendoorn 等(2013) 与 Yoshikawa 等(2020), 围绕异性合作与个体工作表现、以及社会交换取向在其中可能扮演的角色, 设计问卷并回收获得了 367 份有效问卷。本部分基于这一调查数据检验假说 3。

表 5 首先给出了异性合作与社会交换取向得分之间的相关关系。由于表中各列的被解释变量取值均在一定范围内(*SEO*、*NEO*、*REO*、*GEO*、*PIF*、*RR* 和 *UG* 取值分别在 10~70、2~14、2~14、6~42、2~14、2~14 和 2~14 之间), 我们采用 Tobit 回归模型展开有关分析。结果表明, 即便考虑性别、年龄、受教育程度、工作年限以及职级岗位等个体可观测特征之后, 经常共事同事中的异性构成与社会交换取向(*SEO*) 以及其子维度协商交换取向(*NEO*) 和广义交换取向(*GEO*) 得分均存在统计显著的正相关关系, 同时也与广义交换取向(*GEO*) 的子维度声誉回报(*RR*) 统计显著正相关。具体而言, 个体经常共事的同事中的异性构成比例每提高 1 个百分点, 其社会交换取向(*SEO*) 得分增加 0.035, 具体表现为协商交换取向(*NEO*) 和广义交换取向(*GEO*) 得分分别增加 0.012 和 0.025, 且广义交换取向得分增加主要源于声誉回报(*RR*) 得分增加 0.013。

表 5 检验假说 3: 异性合作与社会交换取向得分

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	<i>SEO</i>	<i>NEO</i>	<i>REO</i>	<i>GEO</i>	<i>PIF</i>	<i>RR</i>	<i>UG</i>
经常共事同事中的异性构成(%)	0.035 * (0.019)	0.012 * (0.007)	0.003 (0.006)	0.025 * (0.015)	0.004 (0.006)	0.013 ** (0.006)	0.005 (0.005)
性别(男性=1)	0.323 (0.861)	0.524 * (0.290)	-0.187 (0.268)	0.252 (0.654)	0.030 (0.264)	0.172 (0.284)	-0.164 (0.225)
年龄(36 岁以上=1)	-0.777 (0.991)	-0.385 (0.334)	-0.036 (0.308)	0.021 (0.754)	-0.175 (0.304)	0.096 (0.327)	-0.102 (0.259)
受教育程度(本科及以上=1)	1.039 (1.014)	0.238 (0.342)	-0.113 (0.316)	0.644 (0.774)	0.123 (0.312)	0.382 (0.335)	0.298 (0.265)
工作年限(4 年以上=1)	1.471 (1.030)	0.889 ** (0.347)	0.194 (0.320)	0.376 (0.783)	0.530 * (0.316)	-0.086 (0.339)	-0.097 (0.269)
职级岗位(中层及高层管理人员=1)	0.053 (1.135)	-1.375 *** (0.382)	0.055 (0.353)	1.309 (0.860)	0.414 (0.347)	0.402 (0.372)	0.631 ** (0.297)
观测值个数	367	367	367	367	367	367	367

注: (1) 括号中是标准误。(2) ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 显著性水平上显著。

表 6 给出了社会交换取向得分与个体工作表现之间的相关关系。由于被解释变量“个体工作表现”为取值在 1~7 之间的排序分类变量,我们采用排序 Logit 模型展开有关分析。结果显示,考虑上述性别、年龄、受教育程度、工作年限和职级岗位等个体可观测特征后,社会交换取向 (SEO) 得分与个体工作表现统计显著正相关。

表 6 检验假说 3:社会交换取向得分与个体工作表现

被解释变量:在企业的表现 (自评)	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	SEO	NEO	REO	GEO	PIF	RR	UG
排序 Logit 回归	0.031 ** (0.013)	0.000 (0.036)	0.094 ** (0.048)	0.043 ** (0.018)	0.127 *** (0.047)	0.085 * (0.045)	0.081 * (0.049)
1=相对较差(前 75%-100%)	-0.001 * (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 * (0.000)	-0.002 * (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
2=略低于平均(前 50%-75%)	-0.001 ** (0.001)	-0.000 (0.001)	-0.004 * (0.002)	-0.002 ** (0.001)	-0.005 ** (0.002)	-0.003 * (0.002)	-0.003 (0.002)
3=高于平均(前 25%-50%)	-0.004 ** (0.002)	-0.000 (0.005)	-0.013 ** (0.007)	-0.006 ** (0.003)	-0.018 *** (0.007)	-0.012 * (0.006)	-0.012 * (0.007)
4=比较优秀(前 10%-25%)	-0.001 (0.000)	-0.000 (0.001)	-0.002 (0.001)	-0.001 (0.001)	-0.002 (0.002)	-0.002 (0.001)	-0.002 (0.001)
5=十分优秀(前 5%-10%)	0.003 ** (0.001)	0.000 (0.003)	0.008 ** (0.004)	0.003 ** (0.001)	0.010 *** (0.004)	0.007 * (0.004)	0.007 * (0.004)
6=非常突出(前 1%-5%)	0.003 ** (0.001)	0.000 (0.003)	0.008 * (0.004)	0.004 ** (0.002)	0.011 *** (0.004)	0.008 * (0.004)	0.007 (0.004)
7=出类拔萃(前 1%)	0.001 ** (0.001)	0.000 (0.002)	0.004 * (0.002)	0.002 ** (0.001)	0.006 ** (0.003)	0.004 * (0.002)	0.004 (0.002)
观测值个数	367	367	367	367	367	367	367

注:(1)表中第一部分为排序 Logit 回归直接所得系数及标准误,第二部分为转换为相应选项取值后对应的边际效应及标准误。(2)各列均控制了性别、年龄、受教育程度、工作年限和职级岗位等个体可观测特征;(3)***、**、* 分别代表在 1%、5%、10%显著性水平上显著。

细分来看,协商交换取向 (NEO) 得分与个体工作表现并不相关,回归系数接近于 0 且统计不显著;互惠交换取向 (REO) 和广义交换取向 (GEO) 得分则与个体工作表现存在统计显著的正相关关系。除此之外,广义交换取向 (GEO) 下属 3 个细分维度——利他传递 (PIF)、声誉回报 (RR) 和期望间接回报的单边给予 (UG)——均与个体工作表现统计显著正相关。具体而言,社会交换取向 (SEO) 得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体在企业中的表现位于出类拔萃 (前 1%)、非常突出 (前 1%-5%) 和十分优秀 (前 5%-10%) 的概率分别上升 0.1、0.3、0.3 个百分点,而高于平均 (前 25%-50%)、略低于平均 (前 50%-75%) 和相对较差 (前 75%-100%) 的概率分别下降 0.4、0.1 和 0.1 个百分点。互惠交换取向 (REO) 得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体在企业中的表现位于出类拔萃 (前 1%)、非常突出 (前 1%-5%) 和十分优秀 (前 5%-10%) 的概率分别上升 0.4、0.8、0.8 个百分点,而高于平均 (前 25%-50%) 和略低于平均 (前 50%-75%) 的概率则分别下降 1.3 和 0.4 个百分点。广义交换取向 (GEO) 得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体在企业中的表现位于出类拔萃 (前 1%)、非常突出 (前 1%-5%) 和十分优秀 (前 5%-10%) 的概率分别上升 0.2、0.4、0.3 个百分点,而高于平均 (前 25%-50%)、略低于平均 (前 50%-75%) 和相对较差 (前 75%-100%) 的概率分别下降 0.6、0.2 和 0.1 个百分点。利他传递 (PIF) 得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体

在企业中的表现位于出类拔萃(前 1%)、非常突出(前 1%–5%)和十分优秀(前 5%–10%)的概率分别上升 0.6、1.1、1.0 个百分点,而高于平均(前 25%–50%)、略低于平均(前 50%–75%)和相对较差(前 75%–100%)的概率分别下降 1.8、0.5 和 0.2 个百分点。声誉回报(RR)得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体在企业中的表现位于出类拔萃(前 1%)、非常突出(前 1%–5%)和十分优秀(前 5%–10%)的概率分别上升 0.4、0.8、0.7 个百分点,而高于平均(前 25%–50%)、略低于平均(前 50%–75%)的概率分别下降 1.2 和 0.3 个百分点。期望间接回报的单边给予(UG)得分每增加 1 个单位,平均来说对应个体在企业中的表现位于十分优秀(前 5%–10%)的概率上升 0.7 个百分点,而高于平均(前 25%–50%)的概率则下降 1.2 个百分点。

表 5 和表 6 表明,经常共事同事中的异性比例与社会交换取向(SEO)以及其子维度协商交换取向(NEO)和广义交换取向(GEO)得分更高,且 SEO 和 GEO 得分越高的个体在工作中的相对表现更好,这是性别平衡提升企业创新绩效的一个可能的内在传导机制。表 5 和表 6 说明我们的假说 3 也得到了验证。

五、结论与政策建议

提升企业创新能力是我国创新驱动发展战略的核心。随着越来越多女性跻身于男性占主导地位的创新活动之中,性别平衡如何影响企业创新绩效这一话题逐渐引发关注和热议。本文采用多个数据来源考察了企业内科技人员性别平衡指数对企业专利申请的影响,我们发现:企业内科技人员性别平衡确实有利于企业创新,并且这种影响受到当地性别观念的影响。同时,我们对科技企业员工开展一手调查,进一步对性别平衡创新效应的内在机制进行了探讨。

本文具有一定的理论意义和应用价值。从理论上讲,本文的研究有助于学界更深入理解企业创新的内在规律,特别是微观层面的企业科技人员性别平衡和宏观层面的社会性别观念对企业创新绩效的影响。从应用上看,本文有助于政府相关部门设计和调整创新导向的人才政策,以进一步提升企业创新能力。基于本文研究发现,我们建议:

第一,应实施激励政策,鼓励企业平衡男女科技人员比例。本文研究表明,科技人员性别平衡有助于促进企业创新。在当前男性科技人员占主导地位的背景下,政府部门可以对雇佣女性科技人员的企业给予一定的税收减免、专项补贴等激励政策,以提升企业对女性科技人员的需求,从而改善高技术人才性别构成,充分发挥性别平衡的创新效应。

第二,应保障妇女合法权利、持续改善妇女发展环境。本文研究表明,社会性别歧视是抑制性别平衡创新效应的不可忽视的负面因素之一。针对这些落后的社会文化观念,政府部门应深入实施妇女发展纲要,保障妇女平等享有受教育、就业及政治权利,逐步消除歧视妇女的落后社会观念,为女性科技人员发挥创新潜力创造良好的非正式制度环境。

第三,应解除制度束缚、培育更多更好的女性科技人才。本文分析中发现,当前我国女性科技人员规模偏小,这是科技人员性别比例偏离“势均力敌”局面的主要原因。针对女性科技人员供给短板,政府部门应积极实施女性导向的人才培育政策,诸如鼓励高校在 STEM(科学、技术、工程、数学)相关专业招收更多女生,适度放宽女性在申请各类科研基金、人才

称号中的条件,从而有效扩大女性科技人员的供给规模。

不可否认,尽管我们尽可能选择最适合的数据来源,并多角度展开分析以确保结论的可置信性,但本文仍可能存在不足。首先,即使我们尽量控制企业可观测特征以及不同维度上的固定效应,以缓解可能的遗漏变量导致的内生性问题,但依然难以彻底消除内生性带来的估计偏误,未来一个可能的做法是采取随机实验的办法对企业科技人员进行随机干预,从而能够得到更为可信的因果效应。其次,本文囿于数据,未能深入探讨企业科技人员性别构成影响创新的内在传导机制,未来一个可能的做法是通过问卷调查或访谈深入了解企业不同性别员工日常工作的互动情况并追踪其相应的工作表现,这将有助于我们打开性别平衡影响企业创新的“黑匣子”,从而给出更有针对性的政策建议。

参考文献:

- 1.李睿婕、赵延东、马缨,2018:《新时期女性科研人员面临的发展机遇和挑战》,《科技中国》第4期。
- 2.刘爱玉、佟新,2014:《性别观念现状及其影响因素——基于第三期全国妇女地位调查》,《中国社会科学》第2期。
- 3.刘世锦,2019:《加快新旧动能转换 重塑经济发展新优势》,《新经济导刊》第3期。
- 4.卿石松,2017:《性别角色观念、家庭责任与劳动参与模式研究》,《社会科学》第11期。
- 5.卿石松,2018:《中国性别角色观念代际传递分析》,《中国人口科学》第6期。
- 6.卿石松,2019:《中国性别收入差距的社会文化根源——基于性别角色观念的经验分析》,《社会学研究》第1期。
- 7.任保平、豆渊博,2021:《我国新经济发展的区域差异及其协调发展的路径与政策》,《上海商学院学报》,第1期。
- 8.杨菊华、李红娟、朱格,2014:《近20年中国人性别观念的变动趋势与特点分析》,《妇女研究论丛》第6期。
- 9.杨振兵,2016:《男女搭配,干活不累:异性效应有利于提升生产效率吗?》,《上海财经大学学报》第6期。
- 10.张川川、马光荣,2017:《宗族文化、男孩偏好与女性发展》,《世界经济》第3期。
- 11.张杰、陈志远、吴书凤、孙文浩,2020:《对外技术引进与中国本土企业自主创新》,《经济研究》第7期。
- 12.张松波、许爽,2016:《性别平衡对组织绩效影响——综述研究的视角》,《中国人力资源开发》第21期。
- 13.赵文哲、刘思嘉、史宇鹏,2019:《干得好不如嫁得好?——房价变动与居民婚姻观念研究》,《金融研究》第9期。
- 14.赵延东、马缨、廖苗,2016:《国家自然科学基金支持女性科学家成长发展的政策及其效果》,《中国科学基金》第5期。
- 15.郝妍妍、李磊、刘鹏程,2018:《出口与企业雇佣的性别偏好——来自中国制造业企业的经验证据》,《国际贸易问题》第12期。
- 16.Adams, R. B., and D. Ferreira. 2009. “Women in the Boardroom and Their Impact on Governance and Performance.” *Journal of Financial Economics* 94(2):291–309.
- 17.Ahern, K., and A. Dittmar. 2012. “The Changing of the Boards: The Impact on Firm Valuation of Mandated Female Board Representation.” *Quarterly Journal of Economics* 127(1):137–197.
- 18.Allmendinger, J., and J. R. Hackman. 1995. “The More, the Better? A Four-Nation Study of the Inclusion of Women in Symphony Orchestras.” *Social Forces* 74(2):423–460.
- 19.Apesteguia, J., G. Azmat, and N. Iriberri. 2012. “The Impact of Gender Composition on Team Performance and Decision-Making: Evidence from the Field.” *Management Science* 58(1):78–93.
- 20.Byrne, D. 1971. *The Attraction Paradigm*. New York: Academic Press.
- 21.Campbell, K., and A. Mínguez – Vera. 2008. “Gender Diversity in the Boardroom and Firm Financial

- Performance.” *Journal of Business Ethics* 83(3):435–451.
22. Díaz-García, C., A. González-Moreno, and F. Jose Saez-Martinez. 2013. “Gender Diversity Within R&D Teams; Its Impact on Radicalness of Innovation.” *Innovation* 15(2):149–160.
23. Du, H., Y. Xiao, and L. Zhao. 2021. “Education and Gender Role Attitudes.” *Journal of Population Economics* 34:475–513.
24. Dufwenberg, M., and A. Muren. 2006. “Gender Composition in Teams.” *Journal of Economic Behavior and Organization* 61(1):50–54.
25. Ebenstein, A. 2010. “The ‘Missing’ Girls of China and the Unintended Consequences of the One Child Policy.” *Journal of Human Resources* 45(1):87–115.
26. Edmondson, A. 1999. “Psychological Safety and Learning Behavior in Work Teams.” *Administrative Science Quarterly* 44(2):350–383.
27. Fan, Y., J. Yi, and J. Zhang. 2021. “Rising Intergenerational Income Persistence in China.” *American Economic Journal: Economic Policy* 13(1):202–230.
28. Gul, F., B. Srinidhi, and A. Ng. 2011. “Does Board Gender Diversity Improve the Informativeness of Stock Prices?” *Journal of Accounting and Economics* 51(3):314–338.
29. Hamilton, B., J. Nickerson, and H. Owan. 2003. “Team Incentives and Worker Heterogeneity: An Empirical Analysis of the Impact of Teams on Productivity and Participation.” *Journal of Political Economy* 111(3):465–497.
30. Hogg, M. A., and D. J. Terry. 2000. “Social Identity and Self-Categorization Processes in Organizational Contexts.” *Academy of Management Review* 25(1):121–140.
31. Hoogendoorn, S., H. Oosterbeek, and M. van Praag. 2013. “The Impact of Gender Diversity on the Performance of Business Teams; Evidence from a Field Experiment.” *Management Science* 59(7):1514–1528.
32. Li, J., 2021. “Women Hold Up Half the Sky? Trade Specialization Patterns and Work-Related Gender Norms.” *Journal of International Economics* 128, 103407. <https://doi.org/10.1016/j.jinteco.2020.103407>.
33. Major, B., and L. T. O’Brien. 2005. “The Social Psychology of Stigma.” *Annual Review of Psychology* 56:393–421.
34. Matsa, D., and A. Miller. 2012. “A Female Style in Corporate Leadership? Evidence from Quotas.” *American Economic Journal: Applied Economics* 5(3):136–169.
35. Miller, A. R., and C. Segal. 2019. “Do Female Officers Improve Law Enforcement Quality? Effects on Crime Reporting and Domestic Violence.” *The Review of Economic Studies* 86(5):2220–2247.
36. Nygaard, K. 2011. “Forced Board Changes; Evidence from Norway.” NHH Dept. of Economics Discussion Paper No. 5/2011. <http://dx.doi.org/10.2139/ssrn.1793227>.
37. Østergaard, C. R., B. Timmermans, and K. Kristinsson. 2011. “Does a Different View Create Something New? The Effect of Employee Diversity on Innovation.” *Research Policy* 40(3):500–509.
38. Pelled, L. 1996. “Demographic Diversity, Conflict, and Work Group Outcomes: An Intervening Process Theory.” *Organization Science* 7(6):615–631.
39. Pelled, L., K. Eisenhardt, and K. Xin. 1999. “Exploring the Black Box: An Analysis of Work Group Diversity, Conflict, and Performance.” *Administrative Science Quarterly* 44(1):1–3.
40. Tajfel, H., and J. C. Turner. 1986. “The Social Identity Theory of Intergroup Behavior.” In *Psychology of Intergroup Relations*. Edited by S. Worchel and W. G. Austin, 7–24. Chicago: Nelson-Hall.
41. Teruel, M., and A. Segarra-Blasco. 2017. “The Link between Gender Diversity and Innovation: What Is the Role of Firm Size?” *International Review of Entrepreneurship* 15(3):319–340.
42. Tsou, M. W., and C. H. Yang. 2019. “Does Gender Structure Affect Firm Productivity? Evidence from China.” *China Economic Review* 55:19–36.
43. Wang, Y. 2020. “Comprehensive Catalogue of Chinese Genealogies.” Harvard Dataverse, V3. <https://doi.org/>

10.7910/DVN/PO0VF6/XQDDNC.

44. Williams, K. Y., and C. A. O'Reilly. 1998. "Demography and Diversity in Organizations: A Review of 40 Years of Research." In *Research in Organizational Behavior* 20. Edited by B. M. Staw and L. L. Cummings, 77–140. Greenwich, CT: JAI Press.
45. Woolley, A., C. Chabris, A. Pentland, N. Hashmi, and T. Malone. 2010. "Evidence for A Collective Intelligence Factor in the Performance of Human Groups." *Science* 330(6004):686–688.
46. Xie, L., J. Zhou, Q. Zong, and Q. Lu. 2020. "Gender Diversity in R&D Teams and Innovation Efficiency: Role of the Innovation Context." *Research Policy* 49(1), 103885. <https://doi.org/10.1016/j.respol.2019.103885>.
47. Xue, M. M. 2020. "High-Value Work and the Rise of Women: The Cotton Revolution and Gender Equality in China." MPRA Paper 91100, University Library of Munich, Germany. <https://ideas.repec.org/p/pra/mprapa/91100.html>.
48. Yoshikawa, K., C. H. Wu, and H. J. Lee. 2020. "Generalized Exchange Orientation: Conceptualization and Scale Development." *Journal of Applied Psychology* 105(3):294–311.

The Plum Is Not So White as Snow, But More Fragrant than It: Gender Diversity, Gender Conception, and Enterprise Innovation

Cao Hui¹, Pan Chunyang² and Zhang Qiong³

(1: School of Economics, Shanghai University;

2: School of Business, East China University of Science and Technology;

3: School of Public Administration and Policy, Renmin University of China)

Abstract: With more and more women among the male-dominated innovation activities, the topic of how gender diversity in scientific and technical personnel affects enterprise innovation performance has gradually attracted attention and hot debates. This paper uses multiple data sources to examine the impact of gender diversity index of scientific and technological personnel on patent applications, as well as the impact of gender perception on gender diversity's innovation effect and how heterosexual cooperation affects individual work performance. It finds that: first, given other factors, a 1 percentage point increase in gender diversity is associated with a 0.2% increase in enterprise patent applications, a result that still holds after a series of robustness checks. Second, traditional gender perception remains a non-negligible constraint on women's innovation role, as shown by the weaker effect of gender diversity on patent applications in regions with more severe gender discrimination. Third, the more individuals cooperate with the opposite sex, the higher their scores on social exchange orientation, especially on generalized exchange orientations such as rewarding reputation; and the higher the corresponding scores, the better the relative performance of individuals at work. In short, this paper is helpful for understanding the internal rule of enterprise innovation from the perspective of gender diversity and gender conception.

Keywords: Enterprise Innovation, Gender Diversity, Gender Discrimination, Social Exchange Orientation Scale

JEL Classification: J16, L25, O31

(责任编辑:赵锐、彭爽)