

领导岗位与性别工资差距

——基于雇主-雇员匹配数据的研究

王湘红 张辰晔 赵丽秋*

摘要: 本文基于不完全信息的晋升模型并利用 2013—2019 年中国雇主-雇员匹配数据,考察了性别工资差距在领导者与非领导者群体中的变化与机制。结果显示,领导者群体中女性因性别因素导致的工资损失较非领导者群体低 5 个百分点。本文结合雇主学习理论解释该现象,表明雇主信念更新过程弱化了性别先验信息带来的影响,从而减少了性别偏见。本研究丰富了职业间与职业内性别差距的理论研究,并提供了基于特色数据的新证据。

关键词: 性别偏见;女性领导者;雇主-雇员匹配数据

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2026.01.16

一、引言

中国性别平等议题持续受到社会关注。国家统计局数据显示,女性在接受高等教育、劳动力市场参与等方面取得显著进步,且决策管理层的女性比例显著提升,2023 年全国人民代表大会代表中女性比例为 26.5%,企业职工董事中女性比重为 37.7%,较十年前分别提高 3.1 个百分点和 8.6 个百分点。^① 然而,性别收入差距问题仍长期存在,且缩小速度也在减缓(李春玲和李实,2008;李实等,2014;梁文泉和钟瑞婷,2023),女性在人力资本方面的提升并未充分转化至生产活动中。2023 年联合国性别不平等指数^②排名中,中国在 193 个国家和地区中排名第 41,且在其中的高层管理者维度指数中排名仅第 91。根据世界经济论坛发布的《2025 年全球性别差距报告》,我国经济活动参与、教育与政治赋权的性别差距指数在 148 个国家中分别排名第 51 名、第 124 名和第 111 名,可见中国当前在性别平等方面仍与国际前列存在差距。因此,当下关于管理者性别收入差距的研究愈发具有现实意义。

* 王湘红,华南师范大学国际商学院、中国人民大学经济学院;张辰晔,中国人民大学经济学院;赵丽秋,中国人民大学劳动人事学院。通信作者及地址:张辰晔,北京市海淀区中关村大街 59 号中国人民大学经济学院,100872;电话:18811539027;E-mail:zhangcy1999@ruc.edu.cn。本研究是国家自然科学基金项目(72173122)的成果。感谢匿名审稿人和期刊主编的宝贵建议,文责自负。

① 资料来源:国家统计局发布的“2013 年《中国妇女发展纲要(2011—2020 年)》实施情况统计报告”(https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202302/t20230203_1898689.html)、“2023 年《中国妇女发展纲要(2021—2030 年)》统计监测报告”(https://www.stats.gov.cn/sj/zxfb/202501/t20250124_1958439.html),访问时间:2026 年 1 月 6 日。

② 性别不平等指数(Gender Inequality Index,GII)由联合国开发计划署发布,是衡量性别不平等的综合性指标,涵盖三个维度:生育健康、赋权及劳动力市场。GII 数值越低,表示男女之间的不平等程度越低。详细信息可查阅联合国官方网站:https://hdr.undp.org/data-center/thematic-composite-indices/gender-inequality-index#/indicies/GII,访问时间:2026 年 1 月 6 日。

性别收入差距的形成机制一直是学界与社会关注的焦点议题。既有研究尝试从刻板印象、风险偏好、生育惩罚等理论视角出发,对人力资本所能解释的部分之外的性别收入差距进行解释(Goldin et al., 2017; Cortés et al., 2023; Kübler et al., 2018),但仍未完全探明该现象的主要原因。已有研究将性别收入差距分为职业隔离与职业内部两部分差距(Blau and Kahn, 2017),其中职业隔离是性别收入差距的明显成因,也是政策关注的重点。在企业管理层等高薪领导者职位中女性占比远低于男性,这类岗位既直接影响收入水平,也通过影响资源分配、组织结构进而间接影响收入。女性在领导者岗位中的低比例反映了职业发展中结构性的性别差异,也是性别收入差距的重要来源。卿石松和郑加梅(2013)研究表明约四成的性别收入差距是由职业隔离导致的,国外的研究也提供了相同的证据(Goldin et al., 2017)。既有文献较少将职业间与职业内两类性别工资差距联系起来,置于统一框架中考虑,特别是缺乏性别偏见对职业间和职业内工资差距的影响的交互作用机制分析。本文利用一个统一的模型填补了这一缺失,并且对统计性歧视与性别刻板印象两部分偏见来源进行区分讨论。此外,本文利用中国调查数据提供了相应的实证证据。基于2013—2019年中国雇主-雇员匹配数据跟踪调查数据,依托雇主-雇员匹配的独特优势考察中国劳动力市场中雇主性别偏见对女性晋升与收入的影响机制,为解决性别职业隔离问题提供了理论基础与实证证据。

目前关于领导者群体中性别收入差距的动态机制研究尚存在缺口。部分研究中关注到女性成为领导者需要更高的门槛(Bosak and Sczesny, 2011),领导者群体中女性更好的能力表现或绩效历史可能一定程度上弥补性别标签的负面影响,从而部分解释本文发现的现象。然而该理论存在至少两方面的不足:一是该理论假设雇主完全了解员工的个人能力,而已有文献指出性别会阻碍雇主对员工个人能力的识别(Bjerk, 2008),因此忽视信息不对称的存在很有可能导致性别影响信号发送这一渠道的缺失,从而低估性别对收入和晋升的影响;二是数据表明门槛效应理论并不能充分解释现实数据,若忽视信息不对称这一重要机制,则会导致对性别标签与收入间关系的估计偏误。在理论分析部分,本文基于不完全信息背景的信号理论构建模型,考察雇员对雇主多期发送信号的过程中性别先验偏见导致性别收入差距形成的机制,特别是女性领导者所受偏见减弱的机制,引入统计性歧视与代表性偏误两部分偏见来源,从理论机制上阐述了原因,为理解不完全信息下性别收入差距的动态变化提供了新的理论视角。模型结论表明,性别偏见源于雇主在不完全信息下对女性能力的先验系统性低估,期初的先验信念性别差距随多期信号发送的过程逐渐下降,而更全面的信息了解是成为领导者的前置条件,促使雇主对领导者女性的性别偏见随信息完备度提升而减弱。

本文的主要贡献有三点:第一,通过雇主-雇员匹配数据为性别工资差异相关研究提供了更可靠的证据,匹配数据的特征允许本文同时控制员工层面与企业层面的变量。第二,本文创新性地从领导者职级对比的视角分析性别工资差距在职位内部的变化,发现女性领导者所受性别偏见更少,并构建模型对该现象的产生机制进行分析,将职业间与职业内的性别工资差距机制统一在同一框架中。第三,本文利用模型分析信号机制对于职业间隔离与职业内部性别工资差距的影响,为未来的相关劳动力政策提供启示。

二、文献回顾与理论分析

劳动力市场中的性别收入差距在国内外均长期存在,现已有诸多文献提供了丰富证据。李春玲和李实(2008)考察了1988—2002年的中国性别收入差距构成,发现男女工资差异不断扩大。李实等(2014)认为随着经济改革导致的劳动力市场结构转变,性别工资差距有进一步扩大的趋势。而Blau and Kahn(2017)利用1980—2010年间的微观收入面板数据对美国性别工资差距进行考察,发现性别工资差距缩小的速度大幅下降且趋于固定。

学者们对性别工资差距来源进行了多方面研究。虽然一部分仍可以用传统的人力资本差异解释,但诸多实证研究表明,仍存在部分稳定的差距无法解释(Blau and Kahn, 2017),且心理性和统计性的歧视也是现实存在的(Becker, 1957; Flabbi, 2010; Bernaldo et al., 2019)。性别工资差异主要源于横向、纵向的性别职业分隔,以及职业内部的性别工资差异。

横向的性别职业分隔主要发生在员工进入劳动力市场时的搜寻过程。一方面,不同性别的求职者行为存在差异。Daymont and Andrisani(1984)较早关注到不同性别对工作特征存在偏好上的差异,在一定程度上解释了首次进入劳动力市场时的性别工资差距。后续一系列文献更具体地区分了偏好差异,从男女性自信程度、竞争意愿、对工作灵活性偏好的差异等进行解释(Flabbi and Moro, 2012; Cortés et al., 2023)。另一方面,雇主同样存在性别偏好差异。Zhang(2021)发现女性毕业生在同等条件下收到求职回应的概率比男性低7.6%,且这一差距在高质量求职者中也没有降低。Coffman et al. (2021)认为性别歧视源于雇主们不太愿意雇佣一个较低平均表现的群体的员工。Kuhn and Shen(2023)通过对招聘中纸面性别歧视禁止政策的考察,发现雇主招聘时对性别的刻板印象是下意识且薄弱的。本文的研究对于雇主性别偏见的来源进行了讨论,并从模型角度分析了这种偏见减弱的渠道,有利于更好地理解并解决劳动力市场上存在的性别偏见。

纵向性别职业隔离方面的研究近年来逐渐得到重视,既有研究提出女性职业发展过程中存在“玻璃天花板”(glass ceiling)、“黏性地板”(sticky floor)、“泄露管道”(leaky pipeline)现象(Cotter et al., 2001; Clark Blickenstaff, 2005; Chi and Li, 2008; Buckles, 2019),分别描述了不同阶段的性别纵向职业隔离特征,包括女性难以进入高层职位、在底层低收入岗位集中、晋升发展过程中持续流失。Goldin et al.(2017)发现男性在公司内部晋升的能力更强,直接导致在学校毕业后的前15年间性别工资差距显著扩大,证实了纵向职业隔离会很大程度上影响性别工资差距。本文从不完全信息下雇主学习的角度对性别间纵向晋升的差异进行讨论,进一步关注到晋升前后的职业内部性别工资差距的改变,对纵向职业隔离与职业内部工资差距提供了统一的解释,为已有理论研究作出了补足。

目前研究针对女性领导者较少的现象提出了竞争意愿差异、家庭照料与生育惩罚、

传统社会规范与偏见等角度的解释,并且对于配额制等可能帮助解决这一问题的机制进行了讨论,但其结论并不统一。首先,女性更少进入领导者岗位可以从竞争的角度进行解释,各学者在性别间的竞争差异方面已经进行了诸多论述。早期已有各种文献证明男性的竞争意愿强于女性,例如 Niederle and Vesterlund(2007)发现女性比男性更不愿意选择锦标赛式的报酬方式而偏好固定报酬。后续文献在这种竞争意愿差距的机制上进一步进行了讨论,Shastry et al.(2020)研究了负面反馈归因上的性别差异,发现女性将负面反馈归因于能力不足,即使反馈是由运气造成的,部分解释了在自信方面的性别差异。Halladay and Landsman(2022)提出这种竞争意愿差异可能是由任务本身的刻板印象导致的,并通过实验表明在刻板印象偏向女性的任务中,女性并不会回避竞争、表现出更弱的竞争意愿。其次,除对领导者岗位的直接竞争之外,女性的家庭照料与生育成本也可能间接地导致了晋升结果的差异。Lazear and Rosen(1990)从社会更需要女性进行家庭照料的角度出发,认为这种职业中断的可能性阻碍了女性在需要前期学习成本的岗位上的晋升。Goldin et al.(2017)认为女性可能由于家庭照料的实际或潜在需求,更少从“贪婪工作”中获益,因而更难竞争高工资的职业。最后,社会规范同样是造成女性领导者较少的重要偏见性原因之一。传统的社会规范将领导者与男性特征相联系,认为女性不适合做领导者(Schein, 2001),Li et al.(2025)使用中国数据亦提供了性别规范阻碍女性晋升的证据。Babcock et al.(2017)利用实地实验和实验室实验发现女性比男性更多地接受对晋升无帮助的事务。Bjerk(2008)从员工在不完全信息下的信号机制的角度分析,认为女性员工信号发送的频率和质量更低导致最终获得更少的晋升机会,Cecilia(2015)进一步将这种偏好区分为显性偏好与隐形偏好,Bordalo et al.(2019)区分了性别刻板印象与困难估计两类导致信念偏差的渠道,Shen and Wang(2023)进一步讨论了性别刻板印象的产生机制,认为男性雇主更多受“不准确信念”效应影响,而女性雇主更多受“群体内偏好”效应影响。本文对进入领导者群体前后的性别工资差距进行了机制分析,从模型上区分了统计性歧视和性别刻板印象,并对晋升机制中二者的动态变化及对收入的影响进行了分析。

在缓解女性领导者不足这一问题上,尚未有被普遍接受的有效制度。Baldiga and Coffman(2018)讨论了赞助对于刚入职的员工的性别差距的影响,发现成为被赞助人仅仅显著增加了男性的竞争意愿,他们认为赞助这一形式并不能缩小性别间的竞争力差距。配额制虽然通过强制性要求可以提高女性领导者比例(Lassebie, 2020),但女性在更高职位中的比例并未随之提高,且也未显著使领导层制订的政策议题有所转变(Lassébie, 2020; Bagues and Campa, 2021)。本文所探索的机制一定程度上提供了现有制度效果为何不够显著的补充解释。

在相同类型的工作内部同样存在性别工资差异(Blau and Kahn, 2017)。已有文献多数从雇主角度解释这类“同工不同酬”的现象,认为雇主既受到家庭分工社会规范和不完全信息市场的机制影响,也部分归因于非理性的歧视。Becker(1985)从家庭劳动比较优势导致人力资本积累差异的角度解释了家庭劳动下性别工资差距的机制。梁文泉和钟瑞婷(2023)提供了家庭中母职惩罚加剧收入不平等的实证证据。不完全信息也是产生性

别工资差距的重要渠道,更多的信息则可以淡化性别信息的影响。Bosak and Sczesny (2011)通过实验设计发现在缺乏个人信息的情况下男性申请者更容易被录用,且这种偏好的性别差距在提供个体信息后大幅缓解,表明更多的个人信息可以减少决策者对性别信息的依赖。在非统计性歧视方面,除经典的品味性歧视(Becker, 1957)解释外, Coffman et al.(2021)提供了群体内偏好导致性别歧视的实验室数据。通常实证文献所关注到的性别歧视,并不能区分品味性歧视与统计性歧视,而只能测度出二者共同造成的性别歧视,即使使用严格控制的实验方法(Zhang et al., 2021)。本文在统计性歧视模型的基础上增加非理性偏见的要素,并考察了信息更新过程如何影响工作内部的性别工资差距,提供了联系工作间与工作内性别工资差距的新角度,进一步丰富了非理性歧视对性别工资差距影响机制的讨论。

综上所述,性别对最终工资产生影响的渠道众多,且机制较为复杂,仍需要进一步的实证证据与机制分析厘清。本文使用雇主-雇员匹配数据,通过企业、雇主、雇员多层次的数据,可以更好地对各类影响渠道进行控制,并且本文建立了一个包含性别偏见的雇主学习模型,解释了领导者女性所受偏见减少的机制,允许我们对职业间与职业内的性别工资差距产生机制的交互作用进行讨论。

三、特征事实描述

(一) 数据来源

本文使用的数据来源于2013—2019年中国雇主-雇员匹配数据跟踪调查(China Matched Employer-Employee Longitudinal Survey, CMEELS)数据库,该数据库是中国人民大学设立的长期跟踪调查的基础性科研数据库,样本涵盖了中国东、中、西部地区的15个城市。数据清理后得到包括2013、2017、2019三年的混合横截面数据,共包含860家企业、13 682名员工样本^①,行业种类依照四位代码划分。

(二) 初步数据分析

样本数据中性别、地区分布方面较为平均,样本来源最多的地区北京市和最少的苏州市分别占比13.4%和5.5%。在个人特征方面,男性受教育程度的分布、平均受教育年限、已婚率均低于女性,平均年龄与女性接近,加班时长则高于女性。而在岗位类型方面,男性雇员在管理人员和专业技术人员中的比例均高于女性雇员。在平均月工资和小时工资方面男性雇员也都高于女性雇员。在企业特征方面,女性所在企业平均规模更大,企业中男性员工比例更低且CEO或法人为女性的概率更高。总体来看,女性在受教

^① 城市样本企业的抽选以2008年全国经济普查数据建立的城市企业名录为抽样框架,其中2013年去除用工20人以下的小微企业,2017年之后则是去除50人以下的企业。采用按企业人数规模分层的二阶段抽样,第一阶段按企业人数规模排序后每市等距抽取3 000家企业,第二阶段按各市调查样本规模依随机数码排序将3 000家企业划分为若干随机样本组,然后从任意一组开始接触访问,在访问中遇有样本企业失联、丢失、延误和拒访的情况,则以下一组随机样本中的同类企业替换,依次类推至完成该市调查样本要求的企业数目。员工样本的抽选是在进入调查企业后,在控制一线员工、技术人员和管理人员三类员工和年龄层兼顾的前提下,由企业方指定员工接受访问。

育方面强于男性,表明女性在进入劳动力市场前需要更多的人力资本投入,而加班时长的差异反映了男女在对于工作时间灵活性上的需求差异,方向均与过往研究一致。

表1对样本的描述性统计显示,女性员工成为领导的概率低于男性,且在不同层级中工资都低于相对应的男性。但当女性进入领导者群体时,其受到的性别工资歧视会有所减少。本文尝试从不完全信息背景下的雇主信念变化角度解释这一现象,一名员工成为领导者意味着雇主对该员工的信息了解更准确,从而削弱了代表性偏误导致的信念偏差,因此对领导者女性的性别偏见有所减少。

表1 样本特征描述性统计

变量	全样本	男性样本	女性样本	差值
雇员个人特征				
已婚(%)	59.0	57.0	60.5	-3.5***
平均年龄(年)	32.8	33.3	32.3	1.0***
初中及以下学历(%)	12.6	15.2	10.6	4.6***
本科及以上学历(%)	33.9	32.4	35.1	-2.7***
平均受教育年限(年)	13.6	13.3	13.8	-0.5***
平均加班时长(小时)	4.0	4.6	3.6	1.0***
管理人员(%)	18.9	20.7	17.4	3.3***
工资水平				
平均月工资(元)	4 457	4 818	4 175	643***
对数小时工资	2.96	3.01	2.92	0.09***
企业特征				
平均企业规模(人)	414	370	448	-78***
男性员工比例(%)	55.9	61.8	51.4	10.4***
女性雇主比例(%)	14.3	12.2	16.0	-3.8***
观测值	12 315	5 399	6 916	

注:平均月工资为“最近一年来,您自本企业获得的每月平均税后总收入?”问题中得到的前一年的平均收入;女性雇主比例在2017、2019年问卷中询问为“CEO性别”,在2013年问卷中为“法人代表性别”;*** $p < 0.01$,** $p < 0.05$,* $p < 0.1$ 。

为进一步理清性别收入差距的变化是否与员工领导者身份相关,本节先使用Oaxaca(1973)所提出的Oaxaca-Blinder分解方法,对非管理者样本和管理者样本中的性别工资差距分别进行分解,从而将能力和偏见所导致的性别工资差距区分开来,旨在表明偏见导致的收入差距存在,且在领导者群体中性别偏见下降。分解结果如表2所示,其中不可解释部分在管理者样本中比例更低,表明性别偏见在管理者中有所减弱。员工个人特征分解项在两类职位中均为负数,并且在非管理者样本中绝对值更大,说明样本中女性在可观测特征方面优于男性,且在非管理者岗位上这一优势更为明显,但性别偏见部分非管理者样本高于管理者样本,从而导致非管理者样本中性别工资差距更高。这一结果支持了本文从雇主学习角度对晋升过程中性别工资差距变化进行解释,雇主对于管理者

员工的信息了解更为准确,因此对女性偏见下降,同时女性的可观测特征无需显著优于男性即可抵消偏见部分的收入影响。

表 2 两类职位工资水平的性别差异分解

工资差距(对数)	非管理者样本	管理者样本
员工个人特征	-0.0212	-0.0055
性别偏见部分	0.1135	0.0636
总体差距	0.0923	0.0581

注:此处工资数据使用上一年的平均小时工资对数,下同。

已有的众多关于歧视的文献指出,女性有时需要更强的能力才可能被升至领导者岗位(Lazear and Rosen, 1990; Bjerck, 2008; Bosak and Sczesny, 2011),存在女性领导者能力对工资的正向影响削弱了性别工资差距的可能性。借鉴已有研究在工资差距分解方面提出的分析方法(Oaxaca, 1973; Neumark, 1988),我们将男性和女性的整体工资差异分解为三个部分:职业内部由员工个人特征所解释的工资差距,职业内部由性别歧视造成的工资差距,职业间隔带来的工资差距。并依据现有研究的做法(王宇晨,2021; 王湘红等,2016),将分解结果分为可观测特征差异和特征回报系数差异两部分。分解思路用公式表示如下:

$$\begin{aligned}
 \bar{w}_m - \bar{w}_f &= \sum_j p_j^m (\bar{w}_j^m - \bar{w}_j^f) + \sum_j (p_j^m - p_j^f) \bar{w}_j^f \\
 &= \sum_j p_j^m (\bar{x}_j^m - \bar{x}_j^f) \beta_j^* + \sum_j p_j^m \bar{x}_j^m (\beta_j^m - \beta_j^*) \\
 &\quad + \sum_j p_j^m \bar{x}_j^f (\beta_j^* - \beta_j^f) + \sum_j (p_j^m - p_j^f) \bar{w}_j^f, \quad (1)
 \end{aligned}$$

其中, w 代表工资,下标 j 代表职业类型($j=1,2$), f,m 代表性别, p 代表进入该职业的概率, $\sum_j p_j^m = 1$, x 代表员工个人特征向量, β 为对应回归系数。其中 β^* 为按照Neumark(1988)方法得到的无歧视下的工资机制。第一行的分解中,第一项代表源于职业内部的性别收入差距,第二项代表职业间隔带来的性别收入差距。第二行中进一步对职业内部的性别收入差距进行分解,第一项为由员工个人特征所解释的工资差距,第二项为男性优势产生的工资差距、第三项为女性劣势产生的工资差距。我们将员工个人特征所未解释的第二项和第三项视为性别偏见的部分。利用上述分解方法得到性别工资差距分解结果,如表3所示,性别工资差异中较大部分由性别偏见产生,女性员工在个人特征上并不弱于男性员工。因此,由偏见导致的性别工资差距不仅存在,而且偏见是性别工资差距的重要来源。

表 3 四部分工资差距的分解

工资差距(对数)		绝对值	百分比
人力资本差距		-0.0351	-26.43%
职业内差距	男性优势	0.0651	49.06%
	女性劣势	0.0523	39.46%

(续表)

工资差距(对数)	绝对值	百分比
职业间差距	0.0501	37.81%
总体差距	0.1326	100.00%

注:职业间差距使用管理人员与非管理人员身份作区分。

四、理论模型与研究假设

(一) 基本假设

为了更准确地解释领导者群体中性别收入差距下降这一现象背后的机制,本部分综合参照 Lazear and Rosen(1990)、Bjerk(2008)、Cortés et al.(2023)的工作建立了一个劳动力市场信号模型,模型建立在雇主对员工的不完全信息背景中,包含对员工所在群体的先验信念。

模型中假设经济在离散时间上运行,企业提供两类工作,企业数量足够大且员工可以在企业间自由流动,因此均衡中企业每期只能得到零的期望利润。产出的价格外生且固定。企业风险中性,为员工提供两种工作类型 H 、 L 。员工有 a 、 b 两种类型,所在群体分为 m 、 f 两类,分别代表男性与女性群体,员工在劳动力市场中共存在 T 期,在群体 $g \in \{m, f\}$ 中, a 类型员工的比例记作 α_g ,假设 $\alpha_f < \alpha_m$ 。为简化模型,我们假设劳动力市场中员工的数量不随时间变化且在各年龄段均匀分布。

企业通过雇用员工进行生产,为简化模型我们假设劳动力是生产所需的唯一要素,具体生产函数如下:

$$q_{i,j} = \gamma_{i,j} E(\delta), \quad (2)$$

其中, q 表示产出,下标 i, j 分别代表工作类型和员工类型, $i \in \{H, L\}$, $j \in \{a, b\}$ 。 $\gamma_{i,j}$ 表示类型为 j 的员工在岗位 i 时的生产效率系数, δ 表示员工当期的个人劳动效率, $\delta \sim L(\delta)$ 且在每期之间独立同分布。此外,我们假设 $\gamma_{H,a} > \gamma_{L,a} > \gamma_{L,b} > \gamma_{H,b}$ 。

模型中使用雇主对员工 e 属于类型 a 的概率 R_e 来描述雇主对于员工能力信息的信念。参照 Bordalo(2019)中的处理,将雇主受代表性偏误影响下对 g 群体员工的先验信念记为:

$$\alpha_g^{st} = \alpha_g + \theta(\alpha_g - \alpha_{-g}), \theta > 0, \quad (3)$$

出于假设 $\alpha_f < \alpha_m$, 可以得到 $\alpha_m^{st} - \alpha_f^{st} > \alpha_m - \alpha_f$, 表明代表性偏误使得雇主过高估计了 m 群体中 a 类型员工的比例。

员工每期有机会通过发送信号表明自己的员工类型, a 类型员工发送信号总是可以成功,而 b 类型员工发送信号失败的概率为 λ 。对于群体 g 中成功发送过 n 次信号的员工,雇主对其是 a 类型员工的概率信念为:

$$R_g(n) = \frac{\alpha_g^{st}}{\alpha_g^{st} + (1 - \alpha_g^{st})(1 - \lambda)^n}. \quad (4)$$

在现实劳动力市场中存在信息不对称,此时员工通过发送正面的信号可以提高雇主

对自己能力的信念。本节讨论员工在职期间的信号发送行为,现实对应场景包括员工对雇主分配任务的完成是否优秀、员工加班或请假的频率、员工是否能及时地回应非工作时间的任务等。模型中对两类群体中员工类型的分布进行了 $\alpha_f < \alpha_m$ 的假设,现有诸多事实与研究可以支持这一假设。首先,有研究指出女性中承担家庭劳动的比例更高,因此对工作时间灵活性的偏好更强,且在生育后和生育前均是如此,而许多工作要求长工作时长、非弹性工作时间、频繁加班,女性更容易被排除在这些工作之外(Goldin, 2014; Goldin et al., 2017; Cook et al., 2021);其次,女性在竞争意愿、社交网络等方面平均弱于男性,导致其晋升机会相对较少(Niederle and Vesterlund, 2007; Babcock et al., 2017; Collischon and Eberl, 2021; Cullen and Perez-Truglia, 2023)。尽管可能存在更多正面或反面的证据,但由于我们模型的重点并不是对多个维度的员工特征进行分析,而是希望将其简化为两类员工类型以包含多维度的特征,从而更好地展示模型的重点,即先验信念、信号与晋升机制之间的相互作用以及影响群体间收入差距的机制。总体而言,进行这样的系数假设是合理的。

(二) 企业部门

员工的信号发送历史是公开信息,对于任意一个员工,所有公司拥有的该员工的信息是相同的,因此对其类型也拥有相同的均衡信念。假设市场中企业是竞争性的,在均衡下企业每期支付员工的工资必须等于其期望产出。

雇主将员工 e 分配至工作类型 L 时,期望产出为:

$$E(Q_{L,e}) = R_e \cdot \gamma_{L,a} E(\delta) + (1 - R_e) \gamma_{L,b} E(\delta), \quad (5)$$

其中, $R_e = R_g(n)$, 员工 e 的信号发送历史与所属群体共同影响雇主对其类型的信念。而将该员工分配至工作类型 H 时,期望产出为:

$$E(Q_{H,e}) = R_e \cdot \gamma_{H,a} E(\delta) + (1 - R_e) \gamma_{H,b} E(\delta). \quad (6)$$

当雇主分配员工 e 至工作类型 H 时的期望产出大于分配至工作类型 L 时,即当 $E(Q_{H,e}) > E(Q_{L,e})$ 时,雇主会将该员工晋升至工作 H 。基于上述模型对晋升时雇主信念的阈值 R^* 可以求得显性解:

$$R_e > \frac{\gamma_{L,b} - \gamma_{H,b}}{\gamma_{H,a} - \gamma_{L,a} + \gamma_{L,b} - \gamma_{H,b}} \equiv R^*. \quad (7)$$

雇主为获得最大期望产出,需要依据员工所释放的信号与其群体特征形成对其类型的信念,当雇主对员工能力的信念超过 R^* 时,雇主会晋升员工至 H 类型工作。阈值 R^* 的参数与员工类型无关,表明模型中晋升标准并不因员工所属群体而异,但这并不完全等于晋升标准不存在性别差异,因为员工要达到相同的 R_e 所需要的信号发送历史是不同的。

(三) 员工部门

对员工而言,每期可以在企业间自由流动,最终工资等于其基于雇主信念的期望产出,尽管员工知道自己的员工类型是 a 或 b ,但这一信息不会被雇主得到,员工只能通过

发送信号的方式表明自己的员工类型。

员工 e 在 H, L 类型工作中, 所获工资分别为

$$\omega_{H,e} = R_e \cdot \gamma_{H,a} E(\delta) + (1 - R_e) \gamma_{H,b} E(\delta), \quad (8)$$

$$\omega_{L,e} = R_e \cdot \gamma_{L,a} E(\delta) + (1 - R_e) \gamma_{L,b} E(\delta), \quad (9)$$

均随 R_e 递增, 且在晋升标准 R^* 处, 有 $\omega_{H,e} = \omega_{L,e}$, 因此对任意 $R_e \in [0, 1]$, $\omega_{i,e}$ 是 R_e 的增函数, 员工在任何情况下都希望提高雇主对自己的类型信念 R_e , 以获得更高的工资。 a 类型的员工发送信号总会成功, 而 b 类型的员工发送信号成功的概率为 $1 - \lambda$, 因此在第 t 期有 $R_e > 0$ 的概率为 $(1 - \lambda)^t$ 。

(四) 模型推论与分析

本部分首先通过模型对不完全信息与代表性偏误影响性别收入差距的机制进行理论上的分析, 基于上述理论模型提出如下命题与推论:

命题 1 对相同的信号次数 n , 有 $R_g(n)$ 随 α_g^s 递增。

推论 1 两群体员工有 $\alpha_m > \alpha_f$, 因此对相同的信号次数 n , 有 $R_m(n) > R_f(n)$, 即雇主由于对男性群体的先验信息与代表性偏误, 对相同工作历史的男性员工更为信任。

推论 2 给定晋升标准 R^* , 男性员工晋升所需要的信号成功发送次数少于女性员工。

雇主信念的性别差异直接反映在晋升和职位内的性别差异上。随信号成功发送次数增加, 雇主信念上升, 因而将员工分配至 H 类型工作的预期收益增加, 逐渐超过将员工分配至 L 类型工作的预期收益。

命题 2 设工资差距 $WG_H(n) = W_{H,m}(n) - W_{H,f}(n)$, $WG_L(n) = W_{L,m}(n) - W_{L,f}(n)$, $WG_i(n)$ 与 $WG(n)$ ^① 均随 n 递减, $i \in \{H, L\}$ 。表明随着雇主对员工信息获取增加, 性别收入差距逐渐减少。

雇主信念 R 与员工工资 ω 均与信号成功发送次数 n 直接相关, 对于 a 或 b 类型员工均有 $\alpha_m^s > \alpha_f^s$ 。雇主对成功发送过 n 次信号的员工信念为 $R_g(n)$, 该函数不与员工类型 j 直接相关, 只有信号发送成功 n 次的概率与 a, b 相关。当 $R_g(n) > R^*$ 时, 有

$$n > \frac{\ln \alpha_g^s + \ln(\gamma_{H,a} - \gamma_{L,a}) - \ln(1 - \alpha_g^s) - \ln(\gamma_{L,b} - \gamma_{H,b})}{\ln(1 - \lambda)} \equiv n_g^* \quad (10)$$

雇主学习模型表明晋升是信号发送成功的结果^②, 领导者职位中性别偏见的减弱不是由成为领导者本身所直接导致的, 相反, 高信号成功次数一方面是员工被晋升为领导者的原因, 另一方面高信号成功次数又降低了雇主的信念与真实值的偏差, 因此领导者女性所受到的性别偏见更小。这种信念偏差的降低既包括统计性的偏差降低, 也包括性别偏见导致的偏差降低, 因此对女性偏见的下降在统计性歧视和非理性歧视两方面同时发生。

① $WG(n)$ 为两类工作的工资信念曲线依照晋升点合并后的实际工资信念曲线, 详情可查阅附录 I。限于篇幅, 附录未在正文列示, 感兴趣的读者可在《经济学》(季刊) 官网 (<https://ceq.ccer.pku.edu.cn>) 下载。

② 模型相关图表分析及对配额制的效果讨论见附录 I。

五、实证研究设计

(一) 指标构建

个体工资是本文主要关注的因变量，CMEELS 调查中询问了雇员过去一年的平均月收入、每周工作时长及加班时长，我们将计算后得到的平均小时工资作为个体工资的指标。本文首先使用雇员性别是否为女性作为解释变量。根据前文理论分析，本文进一步关注性别变量对领导者身份影响个体工资的调节效应，将员工类型中“中层管理人员”和“高层管理人员”作为领导者的指标。影响工资的变量既包括员工的生产率，也包括企业本身可能的制度因素，因此控制企业的固定效应。员工的加班时间代表了员工的额外劳动时长，同时还会提高员工的奖金和晋升机会(Blau and Kahn, 2017)。员工的受教育年限会正向影响个体的人力资本，员工年龄则是个体工作经验的常用代理变量。女性婚姻与生育状态可能会通过时间成本、职业中断等渠道影响其劳动力市场表现(Loughran and Zissimopoulos, 2009; Kleven et al., 2024)。企业所在的行业可能存在受到对应需求侧影响、历史工资路径依赖、行业自身生产率有所差异的情况。综上所述，并依照工资相关实证研究通常的做法，本文使用的控制变量包括员工的平均加班时间、受教育年限、是否拥有本科学历、是否在“211”及以上大学^①毕业、是否已婚、是否有子女、是否为党员、健康状况、年龄及其平方项，同时控制了企业与年份的固定效应。此外，回归在行业层面进行标准误聚类。为了使样本数据更合理与更具代表性，对数据进行清理操作如下：去除主要变量缺失的样本，去除收入、工作时间、加班时间、年龄异常值样本。

(二) 基本回归分析

首先，本文利用 CMEELS 数据验证在性别职业隔离的直接影响外，职业隔离的机制是否会对职业内部的性别收入差距产生影响，从而影响整体的性别收入差距。雇主-雇员匹配数据允许我们使用多元回归同时控制员工个人、企业、雇主的相关特征，探究性别和领导者身份对个体工资的影响，以验证上述结论。利用前文所构建的指标，在对领导者与非领导者群体的分组回归之外，本文利用 2013—2019 年的 CMEELS 数据集构建以下调节效应方程进行回归分析：

$$\ln Wage_{i,t} = \beta_1 Lead_{i,t} + \beta_2 Female_i + \beta_3 Female_i \times Lead_{i,t} + \gamma_1 X_{i,t} + \mu_t + \sigma_h + \epsilon_{i,t}, \quad (11)$$

其中， i 表示个人， t 表示样本调查年份， h 表示所在企业。 $\ln Wage_{i,t}$ 为雇员的对数平均工资， $Lead_{i,t}$ 为表示雇员 i 在时间 t 上是否为领导者的虚拟变量， $Female_i$ 为表示雇员是否为女性的虚拟变量。 $X_{i,t}$ 为员工个人特征控制变量向量， μ_t 为年份固定效应， σ_h 为企业固定效应， $\epsilon_{i,t}$ 为随机误差项。 β_3 为性别对领导者身份调节效应的系数，代表进入领导者岗位后女性比男性员工额外增长的工资比例。结果如表 4 所示，其中第(1)列全样本

^① “‘211’及以上大学”指我国“211 工程”高校与“985 工程”高校。

回归的结果表明,在控制了前文所述控制变量后,性别为女性对工资有显著负向影响。第(2)、(3)列展示了对领导者员工与非领导者员工进行分组回归的结果,可以看出性别对个人收入均有显著影响,但在领导者组中女性所受的性别负面影响更小,一定程度上可增强我们认为领导者女性更少受到性别偏见的信心。第(4)列中报告了使用领导者与性别交互项分析结果,其中交互项检验的系数显著为正,表明领导者群体中性别收入差距显著减少。

表4 工资的性别调节效应回归结果

变量	全样本 (1)	领导者 (2)	非领导者 (3)	全样本 (4)
性别	-0.122*** (0.008)	-0.063*** (0.023)	-0.115*** (0.010)	-0.118*** (0.010)
性别×领导者				0.047** (0.022)
个体控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	12 468	2 340	10 128	12 468
R ²	0.67	0.77	0.69	0.69

注:表4至表8因变量为对数小时工资。* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$;括号内为行业层面的聚类标准误,下同。

回归分析中交互项的系数表明领导者身份对于女性的工资提高幅度高于男性,即在进入领导者岗位的过程中存在性别调节效应,女性在这一过程中工资提升更多。产生这一现象的原因在于,在不完全信息的背景下女性成为领导者代表其较高的信号发送次数与较明确的个人信息,从而会显著减少其因性别信息所受的偏见。

(三) 机制分析

根据模型部分的推论,导致领导者群体中性别偏见下降的一个渠道在于,成为领导者的员工发送成功信号的次数必然超过阈值,因而雇主通过该员工发送的信号对其个体能力有更准确的信念,而从群体标签所获得的关于性别的先验信念则被削弱。因果关系上,不完全信息背景下,员工通过信号的成功发送提高雇主对自身能力的信念,进而影响工资,而员工的性别在成功信号提高雇主信念这一过程中起调节作用,女性员工所发送的信号对雇主信念的改变幅度更大,如命题2所言,最终导致了领导者群体中性别收入差距的缩小。为通过实证方法进一步检验上述机制,我们设定回归方程如下:

$$\ln Wage_{i,t} = \beta_1 Signal_{i,t} + \beta_2 Female_i + \beta_3 Female_i \times Signal_{i,t} + \gamma_1 X_{i,t} + \mu_t + \sigma_h + \epsilon_{i,t}, \quad (12)$$

其中, i 表示个人, t 表示样本调查年份, h 表示所在企业。 $Signal_{i,t}$ 为表示雇员 i 在时间 t

成功发送信号的变量, β_3 为本节重点关注的系数, 代表在信号发送过程中女性员工比男性员工额外得到的工资提升。

基于已有数据, 本文选取了员工是否完成专业技能测试作为成功信号发送的代理变量。完成专业技能测试是明显的成功信号, 并且该专业技能测试发生在成为领导者和工资变动之前, 在时间上不会存在反向因果的问题。

表 5 中第(1)、(2)列的回归结果显示, 成功信号的发送可以显著提高雇主对员工能力的信念, 从而提高员工工资; 第(3)列中交互项系数显示女性员工在成功的信号发送中获得额外的受益, 与前文所讨论的机制一致。

表 5 信号机制对工资的影响

变量	(1)	(2)	(3)
技能测试信号	0.190*** (0.019)	0.071*** (0.008)	0.045*** (0.011)
性别×技能测试信号			0.026* (0.016)
控制变量	否	是	是
企业固定效应	否	是	是
年份固定效应	否	是	是
观测值	12 466	12 466	12 466
R ²	0.02	0.66	0.67

(四) 内生性检验

对于领导者群体中性别收入差距的下降, 一种竞争性解释是领导者岗位在职责、工作强度和工作内容上的差异较小, 因此工作相似性高导致这一群体内部本身工资差距较小。本文进一步对领导者与非领导者岗位的对数工资的标准差、变异系数进行了比较, 结果如表 6 所示, 领导者岗位中工资的标准差和变异系数均大于而非小于非领导者岗位, 表明领导者群体内部个体的工资差距并非系统性地缩小, 因此可以排除这一竞争性解释。

表 6 领导者与非领导者群体内部工资差距

对数小时工资	领导者	非领导者
均值	3.2403	2.9000
标准差	0.6599	0.5806
变异系数	20.36%	20.02%
样本量	2 340	10 128

注: 变异系数计算公式为变异系数=标准差/均值×100%。

在各员工类型中, 专业技术人员完成技能测试的概率更高, 且这类岗位的工资平均也更高, 因此选取是否完成专业技能测试作为成功信号的代理变量可能存在岗位相关的

内生性问题。

为缓解这一问题,我们进一步控制了员工所在的岗位类型,进行上述机制检验,结果如表7所示,信号系数仍显著为正,进一步增强了对该机制的信心。稳健性检验与异质性分析见附录II。

表7 信号机制内生性检验

变量	(1)	(2)
技能测试信号	0.046*** (0.006)	0.025*** (0.009)
性别×技能测试信号		0.029** (0.014)
岗位类型控制	是	是
控制变量	是	是
企业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	12 466	12 466
R ²	0.70	0.70

注:岗位类型控制包括管理人员、技术人员、普通人员三类,因变量与控制变量同上。

六、政策含义

本文基于雇主-雇员匹配数据考察了领导者女性更少受到性别偏见的现象,并从雇主学习的视角分析女性进入领导者群体过程中性别偏见改变的理论机制。雇主了解员工信息的过程中存在统计性歧视与代表性偏误,更明确的信息可以减少关于性别的先验信念导致的差距。本文通过建立一个基于不完全信息的晋升模型,表明由于雇主通常在不完全信息下对男性群体存在先验信念与代表性偏误,随着雇主对员工信息获取的增加,性别收入差距逐渐减少。本文的研究结果具有一定的政策启示,减少雇主的信息不对称情况是缓解劳动力市场中性别偏见的重要渠道,应当通过给予员工更多发送信号的机会等方式来减少性别标签的影响。未来仍需要从制度和层面进一步推动性别平等,消除性别偏见,促进女性在劳动力市场中的全面发展。

参考文献

- [1] Babcock, L., M. P. Recalde, L. Vesterlund, and L. Weingart, "Gender Differences in Accepting and Receiving Requests for Tasks with Low Promotability", *American Economic Review*, 2017, 107(3), 714-747.
- [2] Bagues, M., and P. Campa, "Can Gender Quotas in Candidate Lists Empower Women? Evidence from a Regression Discontinuity Design", *Journal of Public Economics*, 2021, 194104315.
- [3] Baldiga, N. R., and K. B. Coffman, "Laboratory Evidence on the Effects of Sponsorship on the Competitive Preferences of Men and Women", *Management Science*, 2018, 64(2), 888-901.

- [4] Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [5] Becker, G. S., "Human Capital, Effort, and the Sexual Division of Labor", *Journal of Labor Economics*, 1985, 3(1), S33-S58.
- [6] Bjerk, D., "Glass Ceilings or Sticky Floors? Statistical Discrimination in a Dynamic Model of Hiring and Promotion", *The Economic Journal (London)*, 2008, 118(530), 961-982.
- [7] Blau, F. D., and L. M. Kahn, "The Gender Wage Gap: Extent, Trends, and Explanations", *Journal of Economic Literature*, 2017, 55(3), 789-865.
- [8] Bordalo, P., K. Coffman, N. Gennaioli, and A. Shleifer, "Beliefs about Gender", *American Economic Review*, 2019, 109(3), 739-773.
- [9] Bosak, J., and S. Sczesny, "Gender Bias in Leader Selection? Evidence From a Hiring Simulation Study", *Sex Roles*, 2011, 65(3-4), 234-242.
- [10] Buckles, K., "Fixing the Leaky Pipeline: Strategies for Making Economics Work for Women at Every Stage", *The Journal of Economic Perspectives*, 2019, 33(1), 43-60.
- [11] Cecilia, M. H., "The Consequences of Explicit and Implicit Gender Attitudes and Candidate Quality in the Calculations of Voters", *Political Behavior*, 2015, 37(2), 357-395.
- [12] Chi, W., and B. Li, "Glass Ceiling or Sticky Floor? Examining the Gender Earnings Differential across the Earnings Distribution in Urban China, 1987-2004", *Journal of Comparative Economics*, 2008, 36(2), 243-263.
- [13] Clark Blickenstaff, J., "Women and Science Careers: Leaky Pipeline or Gender Filter?", *Gender and Education*, 2005, 17(4), 369-386.
- [14] Coffman, K. B., C. L. Exley, and M. Niederle, "The Role of Beliefs in Driving Gender Discrimination", *Management Science*, 2021, 67(6), 3551-3569.
- [15] Collischon, M., and A. Eberl, "Social Capital as a Partial Explanation for Gender Wage Gaps", *The British Journal of Sociology*, 2021, 72(3), 757-773.
- [16] Cook, C., R. Diamond, J. V. Hall, J. A. List, and P. Oyer, "The Gender Earnings Gap in the Gig Economy: Evidence From Over a Million Rideshare Drivers", *The Review of Economic Studies*, 2021, 88(5 (322)), 2210-2238.
- [17] Cortés, P., et al., "Gender Differences in Job Search and the Earnings Gap: Evidence from the Field and Lab", *The Quarterly Journal of Economics*, 2023, 138(4), 2069-2126.
- [18] Cotter, D. A., J. M. Hermsen, S. Ovadia, and R. Vanneman, "The Glass Ceiling Effect", *Social Forces*, 2001, 80(2), 655-681.
- [19] Cullen, Z., and R. Perez-Truglia, "The Old Boys' Club: Schmoozing and the Gender Gap", *The American Economic Review*, 2023, 113(7), 1703-1740.
- [20] Daymont, T. N., and P. J. Andrisani, "Job Preferences, College Major, and the Gender Gap in Earnings", *Journal of Human Resources*, 1984, 19(3), 408.
- [21] Flabbi, L., "Gender Discrimination Estimation in a Search Model with Matching and Bargaining", *International Economic Review (Philadelphia)*, 2010, 51745-783.
- [22] Flabbi, L., and A. Moro, "The Effect of Job Flexibility on Female Labor Market Outcomes: Estimates from a Search and Bargaining Model", *Journal of Econometrics*, 2012, 168(1), 81-95.
- [23] Goldin, C., "A Grand Gender Convergence: Its Last Chapter", *The American Economic Review*, 2014, 104(4), 1091-1119.
- [24] Goldin, C., S. P. Kerr, C. Olivetti, and E. Barth, "The Expanding Gender Earnings Gap: Evidence from the LEHD-2000 Census", *American Economic Review*, 2017, 107(5), 110-114.
- [25] Halladay, B., and R. Landsman, "Perception Matters: The Role of Task Gender Stereotype on Confidence and Tournament Selection", *Journal of Economic Behavior & Organization*, 2022, 19935-43.

- [26] Kleven, H., C. Landais, and G. Leite-Mariante, "The Child Penalty Atlas", *Review of Economic Studies*, 2024, rdae104.
- [27] Kübler, D., J. Schmid, and R. Stüber, "Gender Discrimination in Hiring Across Occupations: A Nationally-Representative Vignette Study", *Labour Economics*, 2018, 55, 215-229.
- [28] Kuhn, P., and K. Shen, "What Happens When Employers Can No Longer Discriminate in Job Ads?", *American Economic Review*, 2023, 113(4), 1013-1048.
- [29] Lassebie, J., "Gender Quotas and the Selection of Local Politicians: Evidence from French Municipal Elections", *European Journal of Political Economy*, 2020, 621-24.
- [30] Lazear, E. P., and S. Rosen, "Male-Female Wage Differentials in Job Ladders", *Journal of Labor Economics*, 1990, 8(1), S106-S123.
- [31] 李春玲、李实, "市场竞争还是性别歧视——收入性别差异扩大趋势及其原因解释", 《社会学研究》, 2008年第2期, 第94—117页。
- [32] 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页。
- [33] Li, Y., X. Wang, and Y. Wang, "The Impact of Gender Norms on Women's Leadership Advancement: An Empirical Study in China", *Economic and Political Studies*, 2025, 1-17.
- [34] 梁文泉、钟瑞婷, "城市内的'孟母': 子女随迁如何影响母亲就业决策和性别收入差距?", 《经济学》(季刊), 2023年第5期, 第2042—2060页。
- [35] Loughran, D. S., and J. M. Zissimopoulos, "Why Wait?: The Effect of Marriage and Childbearing on the Wages of Men and Women", *Journal of Human Resources*, 2009, 44(2), 326-349.
- [36] Neumark, D., "Employers' Discriminatory Behavior and the Estimation of Wage Discrimination", *The Journal of Human Resources*, 1988, 23(3), 279-295.
- [37] Niederle, M., and L. Vesterlund, "Do Women Shy Away From Competition? Do Men Compete Too Much?", *The Quarterly Journal of Economics*, 2007, 122(3), 1067-1101.
- [38] Oaxaca, R., "Male-Female Wage Differentials in Urban Labor Markets", *International Economic Review (Philadelphia)*, 1973, 14(3), 693-709.
- [39] 卿石松、郑加梅, "'同酬'还需'同工': 职位隔离对性别收入差距的作用", 《经济学》(季刊), 2013年第12卷第2期, 第735—756页。
- [40] Schein, V. E., "A Global Look at Psychological Barriers to Women's Progress in Management", *Journal of Social Issues*, 2001, 57(4), 675-688.
- [41] Shastry, G. K., O. Shurchkov, and L. L. Xia, "Luck or Skill: How Women and Men React to Noisy Feedback", *Journal of Behavioral and Experimental Economics*, 2020, 88101592.
- [42] Shen, J., and Q. Wang, "Do Men and Women Discriminate against Women for the Same Reason? Evidence from China", *China Economic Review*, 2023, 77101908.
- [43] 王湘红、曾耀、孙文凯, "行业分割对性别工资差异的影响——基于CGSS数据的实证分析", 《经济学动态》, 2016年第1期, 第44—53页。
- [44] 王宇晨, "性别工资差距缘何存在地区差异? ——基于性别行业隔离的解释", 《中国软科学》, 2021年第7期, 第64—73页。
- [45] Zhang, J., S. Jin, T. Li, and H. Wang, "Gender Discrimination in China: Experimental Evidence from the Job Market for College Graduates", *Journal of Comparative Economics*, 2021, 49(3), 819-835.

Leadership and Gender Wage Gap: A Study Based on Employer-Employee Matched Data

WANG Xianghong ZHANG Chenye* ZHAO Liquu
(Renmin University of China)

Abstract: This paper is based on an incomplete information model of promotion and use CMEELS data between 2013 and 2019 to examines the changes and mechanisms of gender wage gap between the leader and non-leader groups. The empirical results show that women in the leader group suffer about 5 percentage points less wage loss due to gender compared to the non-leader group. The paper explains this fact through employer learning. Belief updating diminishes the influence of prior gender stereotypes, thereby reducing gender bias. This study enriches the theoretical research on inter- and intra-occupational gender gaps and provides new evidence based on distinctive data.

Keywords: gender bias; female leader; employer-employee matched data

JEL Classification: J16, J31, J71

* Corresponding Author: ZHANG Chenye, School of Economics, Renmin University of China, Haidian District, Beijing 100872, China; Tel: 86-18811539027; E-mail: zhangcy1999@ruc.edu.cn.