

女性就业份额对制造业企业利润的影响及其机理*

陈梅周申

(南开大学经济学院,天津 300071)

内容提要: 本文基于我国 2004—2007 年的规模以上制造业微观企业数据,探究女性就业份额提升对企业利润的影响和机理,并进行实证检验和差异性分析。发现:第一,女性就业份额提升有助于增加企业利润,且这种正向影响在多种稳健性检验中依然显著成立。第二,整体而言,劳动成本在二者关系中起中介效应,而且多种检验方法均证实了中介效应的显著性和有效性。第三,异质性研究发现,二者关系还受到劳动市场上职业性别隔离程度和行业技术水平差异的影响,表现为在职业性别隔离程度低的地区和高技术行业,更有利于发挥女性就业比例提升对企业利润的正向影响。本文丰富了关于企业利润决定因素和就业结构合理性经济绩效的相关研究。研究结论不仅有助于企业反思传统的用工理念,理性认识增加女性就业对企业绩效的积极作用,促进劳动市场上的性别平等,而且对于在人口红利逐渐下降和强调供给侧改革的宏观背景下,充分激发就业潜能以实现经济可持续发展具有重要政策指导意义。

关键词: 女性就业份额 企业利润 中介效应 职业性别隔离

中图分类号: F279 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—5766(2019)05—0021—17

一、引言

由于人口基数庞大,在很长一个时期中,中国的经济增长都在一个近似“劳动力无限供给”的状态下运行(姚洋和余淼杰,2009)^[1],以劳动力为核心的低成本比较优势支撑着改革开放以来中国制造业的持续迅速发展,“中国制造”席卷全球,创造了“中国奇迹”。但进入 21 世纪以来,伴随着出生率下降和老龄化趋势的加剧,我国的人口红利因素正在逐渐消失,刘易斯拐点初现端倪。据统计,“十二五”期间我国劳动年龄人口规模和比重开始减少,劳动年龄人口规模仅 2013—2014 年便下降了 184 万人,劳动力供给不足将成为新常态(张车伟和蔡翼飞,2016)^[2]。面对人口红利的逐渐消失,如何保持我国制造业企业的可持续增长?其中,在已有的人口结构下,优化就业结构,充分发掘劳动力资源的潜力,具有重要意义(吴要武,2016)^[3]。

对比我国就业结构的现实,一个突出问题就是,劳动力市场上的性别不平等现象,尤其是就业性别比例失衡问题十分严峻。《中国劳动统计年鉴》数据显示,1999—2016 年,中国城镇单位的男性就业比例明显高于女性,并且两性就业比例的差距呈不断扩大趋势,女性就业份额从 1999 年的

收稿日期:2018-10-23

* 基金项目:国家社会科学基金一般项目“贸易与地区收入不平等:基于国内市场扭曲下资源空间再配置的研究”(17BJL109)。

作者简介:陈梅,女,博士研究生,研究领域是对外开放与劳动力市场交叉领域,电子邮箱:chenm0307@163.com;周申,男,教授,博士生导师,研究领域是世界经济与劳动力市场,电子邮箱:zhoushen@nankai.edu.cn。通讯作者:周申。

38.03%下降到2016年的36.44%,下降了约两个百分点;其中,制造业的女性就业比例下降更为迅速,从1999年的占比43.38%下降到2016年的39.34%,下降了约四个百分点。可是同时期,在中国的人口结构中,女性人口的比例始终保持在0.485左右轻微波动^①。这表明,中国的女性劳动者在就业市场上长期处于被压缩状态,女性就业份额有大幅上涨空间。企业作为雇佣劳动力的主体单位,那么,从企业经营者最为关心的利润问题出发,增加女性就业份额是否对制造业企业利润有提升作用?这是本文的研究重点。

从目前的研究状况来看,关于女性就业与企业绩效的文献主要是在女性高管团队参与率方面,这些研究结论大都表明女性高管参与有利于提升企业绩效(Dezsö和Ross,2012^[4];Pathan和Faff,2013^[5];任颀和王峥,2010^[6];陈宝杰,2015^[7])。不过,显著缺少将员工性别结构与企业绩效结合起来的文献,仅有相关研究主要是考察对企业生产率的影响(Parrotta等,2014^[8];Garnero等,2014^[9];杨振兵,2016^[10];王伟同和魏胜广,2017^[11])。阅读企及,仅有Garnero等(2014)^[9]和Tang和Zhang(2017)^[12]这两篇文献涉及女性就业份额与企业利润的关系。其中Tang和Zhang(2017)^[12]基于企业雇佣歧视理论,从性别平等文化的国际转移视角,考察了性别歧视因素对我国工业制造业企业绩效的影响,研究发现实现性别平等可以使全要素生产率提高5%,同时女性雇佣比例越高的企业利润越高。Garnero等(2014)^[9]基于1999—2006年比利时雇主—雇员匹配数据,考察劳动力多样性对企业绩效的影响,发现女性就业比例的提高有利于高技术行业生产率提高和利润增加,但却不利于低技术行业企业。但这两篇文献的研究只是稍有涉及女性就业比例与企业利润关系的研究,而并没有将女性就业与企业利润的关系作为核心主题,进行二者关系和影响机制的系统分析。

为弥补以上不足,本文将在现有研究基础上,对二者关系及其内在机理问题进行理论分析和实证检验。具体来说,在人口红利逐渐消失的宏观大背景下,基于我国制造业企业女性雇佣比例明显低于男性劳动者的事实,本文首先将回答两个基本问题:第一,提升我国制造业企业女性就业比例是否有助于企业利润的增加?第二,劳动成本在二者关系中是否起中介作用?其次,考虑到劳动市场上还存在着普遍的职业隔离现象,本文还将进一步分析影响关系和中介效应的实现在不同职业隔离程度地区是否存在差异性。最后,本文将考察二者关系在不同技术水平行业的异质性,因为技术水平差异在很大程度上与劳动者技能水平和生产效率相挂钩。结论发现:(1)女性就业比例提升显著增加制造业企业利润,劳动成本在二者关系中起中介效应。(2)二者关系和中介效应的实现在职业性别隔离程度差异地区和行业技术水平差异行业存在异质性:在职业性别隔离程度低的地区和高技术行业,更有利于发挥女性就业比例提升对企业利润的正向影响;而且中介效应可以在职业隔离程度低的地区和高技术行业得到有效验证,而在职业隔离程度高的地区和低技术行业未能得到验证。

本文的主要贡献:(1)在研究视角上,丰富了对企业利润影响因素的相关研究,在既有研究基础上,从员工性别结构视角出发,与企业经营的首要目标相挂钩,以一个新的视角展开对企业利润的研究;(2)在研究设计上,本文利用2004—2007年的制造业微观企业数据,实证考察了女性就业份额对企业利润的影响,并从工具变量和中介变量选取、企业利润、职业性别隔离测算以及SYS-GMM、Heckman两步法和2SLS多种计量方法的使用等方面,进行二者关系的稳健性检验、中介效应分析和调节机制检验,保证了实证分析结果的有效性和政策启示性;(3)从研究结论上看,本文研究一方面对于在人口红利逐渐消失的背景下,实现劳动资源的优化配置,激发企业生产潜能和保持经济的可持续增长具有重要的启示作用;另一方面,对于“全面二孩”政策或将对女性就

① 资料来源于2000—2017年《中国人口和就业统计年鉴》。

业产生负面影响时,本文的研究结论对于企业反思传统用工理念,促进女性就业具有重要的现实意义。

二、理论分析和研究假说

劳动成本是生产成本的重要组成部分,是企业利润的重要决定因素之一。女性就业份额提升对企业利润影响的一个重要机制便是通过劳动成本因素发挥作用的。本文的理论分析部分将遵循以下脉络展开。首先,明确女性就业份额提升对企业利润的影响机制。提高女性就业份额,均衡我国制造业企业的就业性别结构,有利于降低企业劳动成本,进而提高企业利润。其次,探讨职业性别隔离因素对二者关系的调节作用。在存在职业性别隔离情况下,不利于异性互补效应形成,制约生产效率提升(杨振兵,2016)^[10],不利于发挥女性就业对劳动力成本的降低作用,这将会抑制企业利润提升。最后,考察女性就业影响企业利润在不同技术水平行业差异性影响,因为技术水平差异将会影响女性就业对劳动成本的降低作用。

1. 女性就业份额与企业利润

企业利润的决定因素众多,劳动成本是女性就业份额影响企业利润的重要渠道之一,而劳动成本的准确衡量,需要同时考察工资成本和劳动生产率的影响(蔡昉等,2009)^[13]。具体而言,女性就业份额变化首先会对企业的工资成本产生影响。尽管各国政府极力宣扬性别工资平等,但两性工资差距在世界范围内普遍存在(Maurer-Fazio 和 Hughes,2002^[14];李宏兵等,2014^[15];赵春明等,2017^[16])。全国妇联妇女研究所在2013年发布的研究报告数据显示,在中国城镇就业人口中,1990年女性平均工资约为男性的77.5%,而2010年女性工资只有男性的65.8%。陈梅等(2018)^[17]根据CHIP2002—2013年数据测算发现,我国城镇劳动市场上男、女两性劳动者的实际工资水平逐年上涨,但各年内女性工资水平均显著低于男性,而且两性工资差距呈逐渐扩大趋势,男性小时工资在2002年平均比女性高0.9元,这一差距在2013年扩大到2.5元。基于两性工资差距普遍存在这一事实,在既定员工规模的情况下,增加女性就业份额有助于企业降低工资成本。

其次,女性就业份额会对劳动生产率产生影响。不少学者研究发现在女性就业份额处于被压缩状态时,增加女性就业份额会促进整体的劳动生产率提高。其一,“男女搭配干活不累”不仅是一句中国俗语,在心理学领域早已被证实,被称作“异性助长效应”,指的是工作领域的男女协同配合有助于更好地调动劳动者积极性并提高整体生产效率。Kerr 和 Sullaway(1983)^[18]研究发现,相对于单一性别团队,个体在“男女搭配”中更受激励,能够拥有更好的业绩表现。Von Siemens(2015)^[19]也研究发现女性员工会提高男性员工的努力程度而增加整体产出水平。其二,劳动力多样化(Workforce diversity)理论认为,多样化是企业竞争力的来源(Cox 和 Blake,1991)^[20],雇员结构的相似性越高,越可能引发竞争,在工作场所形成对立势力,损坏企业绩效(Pelled 和 Xin,1999)^[21],工作场所的包容性和员工多样性,可以激发多样化的创造性思维,提高整体生产率(Iranzo 等,2008^[22];Ilmakunnas 和 Ilmakunnas,2011^[23])。而“任何使一个个体与另一个个体不同的显著差异”都是多样性的来源(Kreit,2008)^[24],劳动力多样化包括性别、技能、种族、年龄等各个维度的多样性。在女性就业份额明显低于男性的背景下,性别多样化增加的等价表现是女性就业份额增加。相关研究认为,由于两性在生理特征、技能水平及非认知技能等各方面的差异,男女员工之间的搭配存在生产率互补提升效应(Garnero 等,2014^[9];Liang 和 Lu,2015^[25])。其三,歧视经济学理论的相关研究认为,女性就业份额低是因为歧视因素,降低歧视,增加女性就业份额,实现男性劳动力和女性劳动力的有效配置,可以增加企业整体的生产率水平(Klasen 和 Lamanna,2009^[26];Teignier 和 Cuberes,2014^[27])。例如,Teignier 和 Cuberes(2014)^[27]基于跨国数据量化研究了性别就业不平等对人均产出的影响,发现性别不平等平均带来人均产出13.5%的下降。不过,

也有学者认为女性就业份额的增加会给企业带来劳动生产率的损失,他们的出发点主要是考虑到女性劳动者的生产率水平总体上低于男性劳动者(Hellerstein和Neumark,1999^[28];Liu等,2010^[29];Pfeifer和Wagner,2014^[30])。但是,对于中国劳动市场上女性就业份额严重低于男性的现实,男、女两性生产率的绝对差异并非主导因素,更多的是因为女性在劳动市场上受到了歧视性对待(Kuhn和Shen,2013^[31];颜士梅等,2008^[32];李磊等,2018^[33])。并且大多数关于中国制造业企业的经验研究均表明提升女性就业份额是有利于生产效率提升的。例如,杨振兵(2016)^[10]基于我国行业层面和省际层面数据,发现女性就业份额增加有利于提升工业行业的生产率水平;Tang和Zhang(2017)^[12]基于我国制造业企业数据亦发现女性劳动力对企业生产效率的促进作用。工资成本降低和生产效率提升的综合作用,将促进劳动成本下降,企业利润上升。因此,本文提出如下假设:

H₁:在女性就业比重偏低背景下,提升制造业企业女性就业份额会增加企业利润。

H₂:提升女性就业份额通过降低劳动力成本来增加企业利润。

2. 女性就业份额、异质性与企业利润

(1)地区职业性别隔离视角。女性就业对企业利润至关重要,但女性就业份额对企业利润的促进作用还会受到职业性别隔离的影响。所谓职业性别隔离指的是人为按照性别因素进行职业匹配,破坏了“能岗匹配”的人力资源管理法,将对企业生产效率产生负面影响。一方面,职业性别隔离体现着劳动资源的配置扭曲,会直接造成企业生产效率损失。Tzannatos(1989)^[34]基于英国数据研究发现,职业性别隔离因素造成约5%~6%的经济产出损失。姚先国和谢嗣胜(2006)^[35]基于拥挤假说模型,结合我国第五次人口普查数据,研究发现职业性别隔离的消除有助于增加经济总产出。另一方面,无论是上文提及的“异性助长效应”还是劳动力多样化相关理论,均依赖于男、女两性劳动者在生产过程中的有效互动和协同配合,以调动劳动积极性和实现劳动生产率互补,进而提升整体生产效率,职业隔离因素则会阻碍这种正向促进效应的形成,不利于生产效率提升(杨振兵,2016)^[10]。对此,即使企业提升了总雇员中的女性就业比例,但由于职业性别隔离因素的生产效率损失,也并不能充分发挥增加女性就业对于降低劳动成本的中介效应,进而对企业利润的提升起负向调节作用。因此,本文提出如下假设:

H₃:在其他条件一定的情况下,职业性别隔离因素负向调节女性就业份额对企业利润的促进作用,职业性别隔离程度越低的地区越有利于发挥女性就业对企业利润的积极影响。

(2)行业技术水平视角。女性劳动者对企业利润的作用还与所在行业的技术水平有关,因为技术水平差异在很大程度上与劳动者技能水平和生产效率相挂钩。在低技术行业,生产者的整体技能水平较低,企业生产对体能劳动的需求更高。由于生理特征差异,许多研究都表明女性在体力劳动方面有明显劣势(黄宗智,2000^[36];费孝通和张之毅,2006^[37]),此时男性劳动者的比较优势明显,增加女性就业份额引起的生产效率损失作用很有可能占主导地位,弱化两性工资差距对劳动成本的降低作用,进而限制女性就业份额提升对提高企业利润的积极影响。相反,随着技术水平的提升,所雇用劳动者的技能水平会对应提高,而两性在认知技能方面并没有显著差异,这是因为认知技能主要是由智力水平决定,且不同两性在智力水平并不存在显著差异(Neisser等,1996^[38];Juhn等,2014^[39]),此时,男性劳动力和女性劳动力的自身绝对劳动生产率差异会缩小甚至没有差别,并且,男性劳动力和女性劳动力互补,对生产效率的促进作用通常在复杂、非常规的认知工作体现得更明显(Garcia,2017)^[40]。据此,女性就业份额对企业利润的促进作用,很有可能在高技术行业更明显。因此,本文提出如下假设:

H₄:在其他条件一定的情况下,女性就业提升对企业利润的积极影响在高技术行业高于低技术行业。

三、变量、数据和模型设计

1. 指标选取

(1) 企业利润和女性就业份额的度量。利润水平衡量着企业的盈利能力,有绝对指标和相对指标之分(吴国鼎,2017)^[41]。根据本文的理论分析部分,本文以绝对指标作为企业利润的衡量指标,具体地,本文主要采用企业利润总额指标的对数形式来衡量,原因在于本文在分析性别就业结构对企业利润影响时以劳动成本为中介变量,总利润水平直接受到劳动成本大小影响,而其他指标如经营利润、资产收益率等还受到经营费用和管理费用等的影响,受劳动成本的影响并不直接。性别就业结构指标,本文参考李磊等(2016)^[42]、王伟同和魏胜广(2017)^[11]的做法,以女性就业人数占总就业人数的比重加1,取对数形式衡量。此外,出于稳健性考虑,本文亦采用了人均利润率和性别多样性指标进行检验分析。具体而言,人均利润是企业利润总额与雇佣人数之比,取对数形式;性别多样性指标的计算公式为 $MUL = rf * rm$,其中 rf, rm 分别代表女性就业比例和男性就业比例,性别多样性指标反映着企业就业结构的性别平衡程度,取值范围为 $0 \sim 1/4$,当男、女两性就业份额各为 $1/2$ 时,取最大值 $1/4$ (Garnero 等,2014)^[9]。基于我国制造业企业女性就业份额明显低于男性雇员的事实,性别多样性指标的数值越大代表女性就业份额越高,企业就业性别结构越均衡。

(2) 单位增加值劳动报酬(ULC)的度量。劳动力成本大小的准确测量,需要综合考察工资成本大小和劳动生产率两方面的因素(Greenberg 和 Mark, 1968)^[43]。本文参考陈雯和孙照吉(2016)^[44],采取的单位增加值劳动报酬为其衡量指标,单位增加值劳动报酬指标是国际劳工组织建立的劳动力市场关键指标(KILM)之一,反映着单位工业增加值所耗费的劳动报酬,根据前文理论分析,是本文考察性别就业结构影响企业利润的关键中介变量。计算公式为: $ULC = \frac{W/L}{Q/L}$,其中, W 为企业劳动报酬总额,包括工资和福利费用两部分, Q 为工业增加值, L 为企业之中总人数。

(3) 职业性别隔离指标的度量。本文参考杨伟国等(2010)^[45]的做法,选取规模标准化的邓肯指数(DS 指数)和卡梅尔-麦克拉克伦指数(IP 指数)来衡量我国地级市层面的职业性别隔离程度。DS 指数是由 Gibbs(1965)^[46]在邓肯指数(Ducan 等,1955)^[47]基础上提出,表示为使得各种职业中两性分布相同,男性劳动者(或女性劳动者)需要变换职业的比例,具体计算方法为: $DS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^N |[(f_i/L_i) / \sum_{i=1}^N (f_i/L_i)] - [(m_i/L_i) / \sum_{i=1}^N (m_i/L_i)]|$,其中 f_i 和 m_i 分别代表在职业 i 中的女性就业人数和男性就业人数, $L_i = f_i + m_i$ 代表职业 i 的总就业人数, N 为职业总数。IP 指数是由 karmel 和 MacLachian(1988)^[48]提出,表示在就业总量中男女比例不变条件下,为了使各职业中男女比例与男女总就业比例相同,需要多少比例的劳动者变换工作,计算方法为: $IP = \frac{1}{L} \sum_{i=1}^N |(1 - \alpha)f_i - \alpha m_i|$,其中, L 和 α 分别表示总就业人数与女性劳动者占总就业人数的比例,其他指标与 DS 指数定义中相一致。DS 指数与 IP 指数的取值范围为 $0 \sim 1$,数值越大,代表职业性别隔离程度越大。

此外,本文在分析性别就业结构对企业利润的影响时,参考张杰等(2011)^[49]和周末等(2017)^[50]的研究结论,还考虑了一些控制变量的影响,包括企业规模、资本存量、政府补贴、人力资本、出口和所有制等。具体而言,企业规模以总就业人数衡量,取对数形式;资本存量以企业固定资产年均余额衡量,取对数形式;人力资本以企业工资总额(等于本年应付工资总额与应付福利费用总额之和)与雇佣人数之比衡量,取对数形式;政府补贴和出口为 $0 \sim 1$ 虚拟变量,政府补贴变量在补贴收入指标大于零时取值为 1,反之,取值 0,出口变量在当出口交货值大于零时取值为 1,反之,

取值0;所有制按照企业注册类型,区分为国有企业、私营企业和外资企业。

2. 数据来源

本文所使用的数据主要是规模以上工业企业数据和2005年全国1%人口抽样调查数据(以下简称“1%人口数据”)。工业企业数据库是目前我国国内最为权威和全面的微观企业数据,是本文企业层面变量构建的数据基础。但是,它也有着样本匹配混乱、变量定义模糊和指标缺失等问题(聂辉华等,2012)^[51]。在使用工业企业数据库之前,本文对该数据库做出如下处理:(1)参考Brandt等(2012)^[52]的处理方法,按照企业代码、企业名称、法人和地址等信息进行1998—2007年间的样本匹配,之后取其中2004—2007年数据。(2)参考Cai和Liu(2009)^[53]与Feenstra等(2014)^[54]的做法,对统计指标错误和关键指标缺失数据样本进行剔除(包括销售额、职工人数、总资产或固定资产净值为负等错误类型)。(3)为了消除异常值影响,对数据库中的女性就业人数、职工总人数、利润总额、工业增加值、固定资产净值年均余额、年末应付工资总额、福利费用和政府补贴等变量进行双边1%的缩尾处理。(4)鉴于使用的是跨年数据,本文的相关变量均利用相应价格指数进行平减,将其调整为2004年的固定价格水平。具体而言,所使用到的价格指数包括消费价格指数、生产者价格指数、固定资产投资价格指数,来源于CEIC中国经济数据库。(5)根据国家统计局提供的地区行政代码,按照2004年的地区代码划分标准进行了标准化处理。1%人口数据提供了个人层面的年龄、性别、所在城市和就业等方面(包括职业、行业、是否就业、工资等)信息,是本文构建城市层面职业性别隔离指数的数据基础。经验研究部分所使用的是2004—2007年^①非平衡面板数据。表1为本文相关变量的描述性统计。由统计性结果可以看出,我国制造业企业的利润水平差异性很大,对数利润总额的均值为6.6022,标准差为1.8930。对数形式女性就业比例的均值为0.3135,对应着女性占比约0.3897,男性占比约0.6103,凸显着我国制造业企业中性别比例失衡的严峻性。

表1 各变量的描述性统计

变量	变量描述	样本容量	均值	标准差	最小值	最大值
企业利润	利润总额	816602	6.6022	1.8930	-0.1288	11.1021
	人均利润	816602	1.9286	1.7064	-8.4200	9.0226
就业性别结构	女性比例	980249	0.3135	0.1746	0.0000	0.6690
	性别多样性	980249	0.1771	0.0674	0.0000	0.2500
劳动成本	单位增加值劳动报酬	965912	-1.4676	1.0432	-7.9015	9.4161
企业规模	总就业人数	980249	4.6896	1.0805	2.0794	12.1450
资本存量	固定资产年均余额	980249	8.2007	1.6204	4.1850	12.5092
人力资本	人均工资	980249	2.5896	0.5361	1.5199	4.2787
政府补贴	政府补贴(0~1变量)	980249	0.1354	0.3422	0.0000	1.0000
出口	出口状态(0~1变量)	980249	0.2863	0.4520	0.0000	1.0000
所有制	国有企业(0~1变量)	980249	0.0962	0.2949	0.0000	1.0000
	外资企业(0~1变量)	980249	0.1132	0.3169	0.0000	1.0000
	私营企业(0~1变量)	980249	0.7905	0.4069	0.0000	1.0000
职业性别隔离	IP指数	980247	0.2031	0.0524	0.0000	1.0000
	DS指数	980247	0.6604	0.0927	0.0000	1.0000

资料来源:本文整理

① 工业企业数据库中只有2004—2007年数据提供了女性就业占比相关数据信息。

3. 估计模型和策略

为了研究性别就业结构对我国制造业企业利润的影响,并验证假说,本文构建以下基准计量模型:

$$\ln profits_{ijt} = c + \alpha \ln female_ratio_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (1)$$

其中, $\ln profits_{ijt}$ 代表第 t 年 j 行业中企业 i 的盈利情况,主要以利润总额衡量,在稳健性检验部分采用了人均利润率进行检验回归; $\ln female_ratio_{ijt}$ 为性别就业结构,主要用女性雇员占比衡量,在稳健性检验部分采用性别多样性指标进行检验回归; $Firm_{ijt}$ 为企业层面控制变量,包括企业规模、资本存量、政府补贴、人力资本、出口和所有制等; δ_t 为时间固定效应,控制时间趋势因素; θ_j 为二分位国民经济行业固定效应; ε_{ijt} 为误差项。后文实证分析部分以模型(1)为基础,并根据假说验证需要对模型(1)进行扩展。

四、基准实证结果及分析

1. 性别就业结构与企业利润之间的关系

本文利用我国微观制造业企业数据考察性别就业结构与企业利润之间的关系,并认为提高女性就业份额有助于增加企业利润。基于2004—2007年的非平衡面板数据,利用基准回归模型,检验二者关系,回归结果如表2的第(1)列~第(4)列所示。第(1)列和第(2)列是女性就业份额对企业利润总额的影响,回归结果表明,女性就业份额对利润总额的影响显著为正。这说明,女性就业份额越高,对企业利润总额的促进作用也越大。第(3)列是基于相对利润指标—人均利润率的回归结果,第(4)列是基于女性就业份额的替代指标—性别多样性的回归结果,发现二者之间的正向影响关系依然显著。假设1得到验证。同时,本文研究亦构建了2004—2007年的平衡面板数据进行回归分析,结果如第(5)列所示,女性就业份额的系数同样显著为正,平衡面板数据的估计结果也验证了假设 H_1 。同时,回归结果亦显示出资本存量、规模、人力资本水平、补贴以及出口比重与企业的利润正相关,这与以往企业利润相关的文献研究结论具有一致性(张杰等,2011^[49];余森杰和智琨,2016^[55];周末等,2017^[50])。

表2 基准回归结果

变量	非平衡面板				平衡面板
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
就业性别结构	0.6235*** (38.58)	0.0856*** (5.17)	0.0200*** (3.32)	0.1929*** (6.05)	0.0655*** (3.26)
资本存量		0.1720*** (62.42)	0.0681*** (27.01)	0.1721*** (62.43)	0.1765*** (52.32)
人力资本		0.3263*** (79.68)	0.1021*** (27.27)	0.3265*** (79.75)	0.3222*** (63.92)
政府补贴		0.0918*** (16.20)	0.0680*** (13.13)	0.0918*** (16.19)	0.0884*** (13.62)
企业规模		0.5061*** (103.82)	0.0936*** (21.01)	0.5026*** (106.80)	0.4964*** (83.02)
出口		0.0502*** (8.01)	-0.0042 (-0.74)	0.0500*** (7.99)	0.0242*** (3.30)

续表 2

变量	非平衡面板				平衡面板
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
所有制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	816506	816506	816506	816506	453649
R ²	0.0459	0.1144	0.0069	0.1144	0.1159

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著;括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

2. 稳健性检验

为了考察上述基准回归结果是否可靠,本小节将从基准回归部分所存在的潜在问题出发,重新做回归检验,以保证分析结果的稳定性。

首先,企业的盈利情况很有可能与前期具有高度相关性,静态面板估计很有可能会导致估计结果存在偏差,所以此部分首先利用动态面板系统 GMM 模型采用差分形式进行经验回归结果检验。其次,鉴于本文基准分析部分选取的样本是盈利企业,而企业是否能够获得利润受到诸多因素影响并非随机事件,为了对可能存在的样本选择偏误问题进行纠正,本文参考以往文献的做法,将性别就业结构对企业利润的影响关系分解为两步。第一步,构建选择模型,考察女性就业对企业是否获利的影响,预测企业获得正利润的概率,利用 Probit 模型进行估计,同时构建逆米尔斯比例 $mill_i$; 第二步,将逆米尔斯比例 $mill_i$ 作为解释变量添加到影响模型中,使用 OLS 进行估计,能够克服企业是否盈利的样本选择性偏差问题(Heckman, 1979)^[56]。以模型(1)为基础,Heckman 两部分的具体估计模型如下:

$$\Pr(y_{ijt} = 1 / profits_{ijt} > 0) = \Phi(\ln female_ratio_{ijt}, Firm_{ijt}, \ln entry_time_c, \ln entry_cost_c, \delta_i, \theta_j) \quad (2)$$

$$\ln(profits_{ijt} | y_{ijt} = 1) = c + \alpha \ln female_ratio_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + mill_{ijt} + \delta_i + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (3)$$

其中,下标 c 代表城市,其余变量含义与模型(1)相一致。模型(2)为 Heckman 第一段的样本选择模型,估计企业利润水平为正的的概率,模型(3)为 Heckman 第二阶段的影响模型,用来考察性别就业结构对企业利润的影响。从模型的有效识别角度,Heckman 两阶段模型要求模型(2)中至少有一个排他性变量,按照这个要求,本文借鉴 Wang 等(2014)^[57]的做法,以成立企业所需要时间 $\ln entry_time_c$ 和成本 $\ln entry_cost_c$ 作为企业盈利情况的识别变量,取自然对数形式进入模型,数据来源于 2008 年《中国营商环境报告》。

此外,由于企业利润的影响因素众多,无法全面识别所有因素,考虑到遗漏变量的存在、性别就业结构和企业利润可能存在的逆向因果关系等均会引起的内生性问题,本文进一步采用工具变量估计法进行基准分析检验。具体而言,本文选取地区-行业层面其他企业女性就业份额的均值 ($\ln female_ratio_mean$) 作为企业性别就业结构的工具变量(陈宇羨等,2018)^[58]对模型(1)进行工具变量的 2SLS 回归分析。稳健性检验的回归结果如表 3 所示。

从表 3 可以看出,无论是系统 GMM 回归、Heckman 两步法回归还是工具变量 2SLS 回归,女性就业份额对企业利润影响的估计系数均显著为正,表明本文基准回归结果的稳健性。同时,Sargan 检验、Wald 检验、干扰项相关性检验、弱工具变量 F 检验和逆米尔斯比率系数均显著不为 0,证实了稳健性分析部分回归结果的有效性。

表 3 稳健性检验

变量	SYS_GMM	Heckman 两步法估计		IV - 2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
		选择方程 (dy/dx)	数量方程	第一阶段	第二阶段
企业利润 (滞后一期)	0.4190*** (86.92)				
女性就业份额	0.0130*** (3.09)	0.0396*** (3.67)	0.0713*** (4.37)		0.7028*** (10.54)
女性就业份额(IV)				0.5195*** (197.86)	
企业进入时间		-0.5174*** (-44.54)			
企业进入成本		-0.1146*** (-28.01)			
逆米尔斯比率			-1.9657*** (-136.74)		
Sargan 检验 P 值	0.6371				
AR(2) P 值	0.5376				
Wald 检验 P 值		0.0000			
F 检验				16.85	
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	449485	964501	809120	976156	813608
R ²	—	—	0.1496	0.1493	0.1147

注：*、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著；括号内为 z 统计量或 t 统计量

资料来源：本文整理

3. 劳动成本的中介效应

前文理论分析部分表明，提升女性就业份额，均衡性别就业结构，可以降低企业劳动成本进而增加企业利润。为了考察这一可能的影响渠道，并验证假设 H₂，参考魏下海等(2017)^[59]、张彩云和吕越(2018)^[60]的研究方法，采取中介变量检验方法来考察劳动成本对性别就业结构与企业利润的中介效应。

根据 Baron 和 Kenny(1986)^[61]对中介变量检验方法的介绍，若劳动成本在女性就业比例影响企业利润中扮演中介作用，需要满足以下条件：首先原因变量(女性就业比例)需在统计上显著影响结果变量(企业利润)；其次，原因变量需要在统计上显著影响中介变量(劳动成本)；第三，在考虑中介变量对结果变量的影响后，原因变量对结果变量的影响减弱甚至消失，意味着原因变量对结果变量的影响作用部分或全部来自于中介变量。据此，接下来构建回归式(4)~式(6)进行分析：

$$\ln profits_{ijt} = c + \alpha_1 \ln female_ratio_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (4)$$

$$\ln UCL_{ijt} = c + \alpha_2 \ln female_ratio_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (5)$$

$$\ln profits_{ijt} = c + \alpha_3 \ln female_ratio_{ijt} + \alpha_4 \ln UCL_{ijt} + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_t + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (6)$$

表 4 列示了交叉项检验方法和中介变量检验方法的回归结果。第(1)列~第(3)列分别对应

着中介变量检验方法三步骤的回归结果,其中 α_1 显著性为正, α_2 显著性为负,符合 Baron 和 Kenny (1986)^[61]对中介变量检验方法的要求;同时, α_4 显著性为负,这样 $\alpha_2 * \alpha_4$ 的系数为正,意味着女性就业比例通过降低生产成本对企业利润产生正向影响;结合 α_3 显著性为正, $\alpha_2 * \alpha_4$ 与 α_3 符号同为正,说明是部分中介效应。

表 4 劳动成本的中介效应

变量	(1)	(2)	(3)
	M1: 企业利润 (lnProfits)	M2: 劳动成本 (lnUCL)	M3: 企业利润 (lnProfits)
女性就业份额	0.0856 *** (5.17)	-0.0277 *** (-3.10)	0.0752 *** (4.75)
劳动成本			-0.5553 *** (-221.52)
资本存量	0.1720 *** (62.42)	-0.1089 *** (-73.04)	0.1148 *** (43.34)
人力资本	0.3263 *** (79.68)	0.7040 *** (314.96)	0.7348 *** (170.03)
政府补贴	0.0918 *** (16.20)	-0.0299 *** (-9.77)	0.0831 *** (15.38)
企业规模	0.5061 *** (103.82)	0.5102 *** (196.08)	0.8182 *** (168.13)
出口	0.0502 *** (8.01)	-0.0503 *** (-14.64)	0.0249 *** (4.17)
所有制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制
样本容量	816506	965785	810002
R ²	0.1144	0.1830	0.1999

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著;括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

为了保证中介效应的显著性,本文需要对此进行进一步检验(许家云和毛其淋,2016)^[62]。参考温忠麟和叶宝娟(2014)^[63],本文采取依次检验法、系数乘积检验法和差异检验法三种方法进行中介效应的显著性检验。首先,依次检验法要求 α_2 和 α_4 均不显著为零,本文回归结果显示 α_2 和 α_4 显著为负,说明中介效应显著。其次,系数乘积检验法要求 $\alpha_2 * \alpha_4$ 显著不为 0,借鉴 Sobel (1987)^[64]的方法检验统计量 $Z = \alpha_2 * \alpha_4 / \sqrt{\alpha_2^2 \sigma_{\alpha_4}^2 + \alpha_4^2 \sigma_{\alpha_2}^2}$ 是否处于临界值以内,其中 σ_{α_2} 、 σ_{α_4} 分别代表估计系数 α_2 和 α_4 的标准误,计算得到 $Z = 3.08$,表明 $\alpha_2 * \alpha_4$ 在 1% 水平上显著不为 0,证明中介效应的显著存在。最后,差异检验法参考 Freedman 和 Schatzkin(1992)^[65]的方法检验 $H_0: \alpha_1 - \alpha_3 = \alpha_2 * \alpha_4 = 0$,如果可以拒绝原假设,证明中介效应显著。检验通过统计量 $Z = (\alpha_1 - \alpha_3) / \sqrt{\sigma_{\alpha_1}^2 + \sigma_{\alpha_3}^2 - 2\sigma_{\alpha_1}\sigma_{\alpha_3}\sqrt{1-\gamma^2}}$ 得到,其中, γ 为 lnfemale_ratio 与 lnUCL 的相关系数,计算得到 $Z = 3.58$,表明在 1% 水平显著拒绝原假设。三种检验方法,综合验证了劳动成本中介效应的显著性和稳健性。

五、进一步分析

本部分是以基准分析部分为基础,对理论分析部分提出的假设 H₃ 和假设 H₄ 进行验证。首先考察职业性别隔离因素对二者关系的调节机制,参考以往文献对调节机制的研究方法,本小节以基准回归模型(1)为基础,引入职业性别隔离因素和职业性别隔离与女性就业比例的交叉项,构建以下计量模型:

$$\ln profits_{ijt} = c + \alpha_1 \ln female_ratio_{ijt} + \alpha_2 Segregation_c + \alpha_3 \ln female_ratio_{ijt} * Segregation_c + \sum \gamma Firm_{ijt} + \delta_i + \theta_j + \varepsilon_{ijt} \quad (7)$$

通过考察交叉项系数 α₃ 的符号和显著性,来判断职业性别隔离因素的调节机制。回归结果如表 5 所示。

根据变量描述部分介绍,分别以 IP 指数和 DS 指数为地区层面职业性别隔离程度的替代指标进行了(7)式的回归分析,其中表 5 第(1)列~第(2)列为 IP 指数回归结果,第(3)列~第(4)列为 DS 指数回归结果。从回归结果可以看出,职业性别隔离因素对企业利润的影响显著为负,交叉项系数显著为负,这表明职业性别隔离因素将会负向调节女性就业对企业利润的促进作用,也就是说职业性别隔离程度越低的地区,越有利于发挥女性就业比例提升对企业利润的正向影响,进而验证了假设 H₃。

表 5 职业隔离的影响机制分析

变量	IP 指数		DS 指数	
	(1)	(2)	(3)	(4)
职业性别隔离	-0.3888 *** (-3.23)	-0.4482 *** (-3.26)	-0.8473 *** (-7.85)	-0.8393 ** (-7.84)
女性就业份额	0.0857 *** (5.17)	0.0898 *** (5.41)	0.0856 *** (5.17)	0.0822 *** (4.88)
职业性别隔离 * 女性就业份额		-1.7743 *** (-4.57)		-0.2174 *** (-4.08)
资本存量	0.1720 *** (62.41)	0.1719 *** (62.38)	0.1720 *** (62.41)	0.1720 *** (62.41)
人力资本	0.3262 *** (79.67)	0.3263 *** (79.68)	0.3262 *** (79.67)	0.3262 *** (79.66)
政府补贴	0.0918 *** (16.19)	0.0917 *** (16.17)	0.0918 *** (16.19)	0.0918 *** (16.19)
企业规模	0.5061 *** (103.81)	0.5061 *** (103.82)	0.5061 *** (103.81)	0.5056 *** (103.23)
出口	0.0503 *** (8.03)	0.0505 *** (8.07)	0.0503 *** (8.03)	0.0503 *** (8.03)
所有制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
样本容量	816360	816360	816360	816360
R ²	0.1144	0.1145	0.1144	0.1144

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著;括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

进一步,本文以省份层面 IP 指数均值为界将工业企业样本划分为高职业隔离省份的企业样本和低职业隔离省份的企业样本,分别进行(5)~(6)式的中介变量检验回归,考察职业性别隔离因素对女性就业比例和企业利润之间关系的调节作用是如何通过劳动成本这一中介变量传导的。回归结果如表6所示。

表6 地区职业性别隔离差异的中介效应分析

变量	高职业隔离地区			低职业隔离地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$M1 : \ln Profits$	$M2 : \ln UCL$	$M3 : \ln Profits$	$M1 : \ln Profits$	$M2 : \ln UCL$	$M3 : \ln Profits$
女性就业份额	-0.0135 (-0.65)	0.0095 (0.87)	0.0017 (0.09)	0.1984 *** (7.27)	-0.0776 *** (-5.23)	0.1582 *** (6.02)
劳动成本			-0.5627 *** (-172.06)			-0.5276 *** (-133.72)
资本存量	0.1576 *** (44.02)	-0.1082 *** (-55.59)	0.1003 *** (29.21)	0.1864 *** (43.38)	-0.1067 *** (-46.26)	0.1328 *** (31.97)
人力资本	0.3418 *** (63.71)	0.6738 *** (230.68)	0.7362 *** (131.39)	0.3002 *** (47.47)	0.7432 *** (214.96)	0.7126 *** (104.61)
政府补贴	0.0813 *** (12.19)	-0.0287 *** (-7.87)	0.0734 *** (11.57)	0.0969 *** (9.39)	-0.0204 *** (-3.77)	0.0933 *** (9.43)
企业规模	0.5158 *** (83.51)	0.4731 *** (143.89)	0.8088 *** (131.80)	0.4984 *** (63.52)	0.5564 *** (132.47)	0.8230 *** (103.90)
出口	0.0404 *** (5.18)	-0.0382 *** (-8.99)	0.0244 *** (3.28)	0.0728 *** (7.01)	-0.0738 *** (-12.83)	0.0330 *** (3.31)
所有制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	479521	564024	476324	336985	401761	333678
R ²	0.0946	0.1638	0.1825	0.1509	0.2174	0.2266

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著;括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

根据表6的回归结果,可以看到,在高职业隔离地区,女性就业份额提升对劳动成本和企业利润的影响并不显著;而在低职业隔离地区,女性就业比例提高显著地降低了劳动成本,增加企业利润。这表明,本文提出的企业通过增加女性就业来降低生产成本进而提升企业利润的理论机制无法在高职业隔离地区的企业样本中得到验证,而在低职业隔离地区的企业样本中得到验证,进一步证明了假设 H₃。

接下来,将实证分析女性就业比例和企业利润关系在不同技术水平行业的差异性,与验证考察职业隔离因素影响机制的方法相类似。本文首先借鉴宗毅君(2012)^[66]的方法,将29个制造业行

业分为高技术行业 and 低技术行业两类^①,之后,分别对高技术行业 and 低技术行业的企业样本进行(5)~(6)式的中介变量检验回归,回归结果如表7所示。

表7 行业技术水平差异的中介效应分析

变量	高技术行业			低技术行业		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$M1 : \ln profits$	$M2 : \ln UCL$	$M3 : \ln profits$	$M1 : \ln profits$	$M2 : \ln UCL$	$M3 : \ln profits$
女性就业份额	0.1927*** (7.56)	-0.0613*** (-4.32)	0.1619*** (6.64)	0.0065 (0.30)	-0.0065 (-0.56)	0.0104 (0.50)
劳动成本			-0.5508*** (-149.18)			-0.5573*** (-162.36)
资本存量	0.1605*** (39.58)	-0.1055*** (-46.65)	0.1041*** (26.70)	0.1829*** (48.44)	-0.1117*** (-56.06)	0.1249*** (34.42)
人力资本	0.3149*** (51.08)	0.7091*** (205.06)	0.7197*** (111.08)	0.3345*** (60.80)	0.7012*** (238.74)	0.7454*** (127.82)
政府补贴	0.0923*** (11.51)	-0.0295*** (-6.53)	0.0813*** (10.65)	0.0924*** (11.50)	-0.0299*** (-7.17)	0.0856*** (11.17)
企业规模	0.5118*** (69.90)	0.4943*** (122.78)	0.8128*** (111.72)	0.5013*** (76.21)	0.5229*** (152.48)	0.8217*** (124.60)
出口	0.0328*** (3.50)	-0.0418*** (-7.93)	0.0160* (1.79)	0.0649*** (7.67)	-0.0575*** (-12.65)	0.0328*** (4.06)
所有制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
时间固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
样本容量	361863	423196	358653	454643	542589	451349
R ²	0.1122	0.1738	0.1993	0.1164	0.1913	0.2001

注: *、**、*** 分别代表 10%、5% 和 1% 水平上显著;括号内为 t 统计量

资料来源:本文整理

根据表7第(1)列和第(4)列的回归结果,可以看到,女性就业对企业利润的促进作用主要在高技术行业更显著,具体表现为:在高技术行业,女性就业比例提高显著增加企业利润;而在低技术行业,女性就业份额提升对企业利润的正向影响并不显著。进一步观察第(2)列~第(3)列和第(5)列~第(6)列,发现本文提出的企业通过增加女性就业来降低生产成本进而提升企业利润的理论机制在高技术行业的企业样本中得到验证,而在低技术行业的企业样本中并未得到验证,与前文理论分析部分的预期相一致,假设 H₄ 被证实。

六、结论及启示

1. 研究结论

制造业产业是我国国民经济的支柱,利润是企业短期经营和长期发展的重要决定因素,是企业

^① 化学原料及化学制品制造业,化学纤维制造业,医药制造业,通用设备制造业,专用设备制造业,交通运输设备制造业,电气机械及器材制造业,通信设备、计算机及其他电子设备制造业,仪器仪表及文化、办公用机械制造业为高技术行业,其余为低技术行业。

经营者最为关心的问题。在人口红利逐渐消失的宏观背景下,本文从劳动成本视角出发,结合我国制造业企业性别就业结构失衡的现实,分析了女性就业份额对企业利润的影响,得出以下结论:

(1)总体而言,女性就业比例提升显著增加制造业企业利润。基于我国2004—2007年制造业企业非均衡面板数据,回归结果显示:女性就业份额每增加10%,企业利润总额会增加8.56%。而且,这一正向积极影响在考虑不同变量定义、样本选择性偏差和内生性问题等之后依然成立。

(2)中介变量检验方法的估计结果表明,劳动成本在女性就业与企业利润之间发挥部分中介效应,并且依次检验法、系数乘积检验法和差异检验法三种方法均证实了中介效应的显著性。也就是说,女性就业份额提升促进了企业利润增加,其中“女性就业—劳动成本—企业利润”是传导途径之一。

(3)进一步的异质性分析表明,在职业性别隔离程度低的地区和高技术行业,更有利于发挥女性就业比例提升对企业利润的正向影响。并且,本文提出的企业通过增加女性就业来降低生产成本进而提升企业利润的理论机制在职业隔离程度低地区和高技术行业的企业样本中得到验证,而在职业隔离程度高地区和低技术行业的企业样本中未能得到验证。

2. 启示与政策建议

本文从理论分析和经验证据上确认了就业性别结构合理性对企业利润的积极影响,丰富了关于企业利润决定因素和就业结构合理性经济绩效的相关研究。对于公共政策的设计而言,有以下启示和政策建议:

(1)重视就业结构因素对企业绩效的影响,积极推进应对措施和实现合理的就业性别结构。《中华人民共和国就业促进法》专设“公平就业”一章,强调男女平等的就业权利,我国《劳动法》亦明确指出要保护女性就业过程中的合法权益。2019年3月“两会”再次提出要着力补齐就业短板、优化就业结构,促进经济可持续发展。然而,由于历史文化等各方面原因,女性劳动者在就业和晋升道路上很难享有与男性劳动者同等的机会。本文的研究结论有助于企业反思传统的用工理念,理性认识增加女性就业,实现就业性别结构合理性的积极作用。这对于当前供给侧结构性改革背景下实现劳动资源的优化配置和在当前人口结构下充分激发就业潜能以实现经济可持续发展具有重要意义。

(2)政策的搭配实施。基于研究结论,本文提出以下政策建议:第一,鉴于调整就业性别结构,增加女性就业比例对企业利润的积极影响,政府应加强对劳动力市场的监管,建立和完善相关的法律法规,规范用工制度,避免各类企业对女性员工在招聘方面的歧视,为女性劳动者创造公平有效的竞争环境,同时要注意降低两性就业的职业性别隔离,充分发挥女性劳动者对我国制造业企业发展的促进作用。第二,从影响关系的“中介因素”入手。长期以来,劳动力成本优势是我国制造业企业发展的重要助力,在工资成本不断上升和经济普遍下行的过程中,政府要重视降低劳动成本对企业发展的作用,不断深化最低工资调整机制、社保缴费比例和住房公积金制度等方面的改革,合理降低企业人工成本。第三,面对劳动供给不足的新常态,依靠劳动投入促进增长具有不可持续性。因此,企业要加强人力资本投资,开展技能培训活动,提高职工工作效率,做到以劳动质量替代劳动数量,以减少对劳动数量的依赖,同时要加大对创新活动投入,积极主动引进先进工艺和生产技术,培育新竞争优势来破解劳动成本的硬约束。

参考文献

- [1]姚洋,余森杰. 劳动力、人口和中国出口导向的增长模式[J]. 北京:金融研究,2009,(9):1-13.
- [2]张伟伟,蔡翼飞. 中国“十三五”时期劳动供给和需求预测及缺口分析[J]. 北京:人口研究,2016,(1):38-56.
- [3]吴要武. 女性劳动参与率下降之经济学解释[N]. 北京:中国妇女报,2016-03-15.

- [4] Dezsö, C. L., and D. G. Ross, Does Female Representation in Top Management Improve Firm Performance? A Panel Data Investigation[J]. *Strategic Management Journal*, 2012, 33, (9): 1072 – 1089.
- [5] Pathan, S., and R. Faff, Does Board Structure in Banks Really Affect Their Performance? [J]. *Journal of Banking & Finance*, 2013, 37, (5): 1573 – 1589.
- [6] 任颀, 王峥. 女性参与高管团队对企业绩效的影响: 基于中国民营企业的实证研究[J]. *天津: 南开管理评论*, 2010, (5): 81 – 91.
- [7] 陈宝杰. 女性参与高管团队对企业创新绩效的影响——来自中国中小板上市公司的实证分析[J]. *武汉: 科技进步与对策*, 2015, (5): 146 – 150.
- [8] Parrotta, P., D. Pozzoli, and M. Pytlikova. Labor Diversity and Firm Productivity[J]. *European Economic Review*, 2014, 66, (1): 144 – 179.
- [9] Garnero, A., S. Kampelmann, and F. Rycx, The Heterogeneous Effects of Workforce Diversity on Productivity, Wages, and Profits [J]. *Industrial Relations A Journal of Economy & Society*, 2014, 53, (3): 430 – 477.
- [10] 杨振兵. 男女搭配, 干活不累: 异性效应有利于提升生产效率吗[J]. *上海财经大学学报*, 2016, (6): 16 – 27, 41.
- [11] 王伟同, 魏胜广. 员工性别结构如何影响企业生产率——对“男女搭配干活不累”的一个解释[J]. *北京: 财贸经济*, 2017, (6): 130 – 146.
- [12] Tang, H. W., and Y. F. Zhang, Do Multinationals Transfer Culture? Evidence on Female Employment in China [R]. CESifo Working Paper Series No. 6295, 2017.
- [13] 蔡昉, 王德文, 曲玥. 中国产业升级的大国雁阵模型分析[J]. *北京: 经济研究*, 2009, (9): 4 – 14.
- [14] Maurer-Fazio, M., and J. Hughes, The Effects of Market Liberalization on the Relative Earnings of Chinese Women [J]. *Journal of Comparative Economics*, 2002, 30, (4): 709 – 731.
- [15] 李宏兵, 赵春明, 文磊, 张群. 市场潜能促进了制造业女性就业吗? ——基于中国工业企业数据的实证分析[J]. *上海: 财经研究*, 2014, (3): 52 – 62.
- [16] 赵春明, 文磊, 李宏兵. 进口产品质量、来源国特征与性别工资差距[J]. *北京: 数量经济技术经济研究*, 2017, (5): 20 – 37.
- [17] 陈梅, 周申, 郑妍妍. 中国城镇劳动力的性别工资差距测度、分解与影响因素分析[J]. *西安: 当代经济科学*, 2018, (6): 60 – 73, 128.
- [18] Kerr, N. L., and M. E. Sullaway, Group Sex Composition and Member Task Motivation [J]. *Sex Roles*, 1983, 9, (3): 403 – 417.
- [19] Von Siemens, F., Team Production, Gender Diversity, and Male Courtship Behavior [R]. CESifo Working Paper Series No. 4638, 2015.
- [20] Cox, T. H., and S. Blake, Managing Cultural Diversity: Implications for Organizational Competitiveness [J]. *Executive*, 1991, 5, (3): 45 – 56.
- [21] Pelled, L. H., and E. K. R. Xin, Exploring the Black Box: An Analysis of Work Group Diversity, Conflict, and Performance [J]. *Administrative Science Quarterly*, 1999, 44, (1): 1 – 28.
- [22] Iranzo, S., F. Schivardi, and E. Tosetti, Skill Dispersion and Firm Productivity: An Analysis with Employer-Employee Matched Data [J]. *Journal of Labor Economics*, 2008, 26, (2): 39.
- [23] Ilmakunnas, P., and S. Ilmakunnas, Diversity at the Workplace: Whom Does it Benefit? [J]. *De Economist*, 2011, 159, (2): 223 – 255.
- [24] Kreitz, P. A., Best Practices for Managing Organizational Diversity [J]. *Journal of Academic Librarianship*, 2008, 34, (2): 101 – 120.
- [25] Liang, W. Q., and M. Lu, Skill Complementarities within Firms [R]. Shanghai Jiaotong University Working Paper, 2015.
- [26] Klasen, S., and F. Lamanna, The Impact of Gender Inequality in Education and Employment on Economic Growth: New Evidence for a Panel of Countries [J]. *Feminist Economics*, 2009, 15, (3): 91 – 132.
- [27] Teignier, M., and D. Cuberes, Aggregate Costs of Gender Gaps in the Labor Market: A Quantitative Estimate [R]. UB Economics Working Papers E14/308, 2014.
- [28] Hellerstein, J. K., and D. Neumark, Sex, Wages, and Productivity: An Empirical Analysis of Israeli Firm-Level Data [J]. *International Economic Review*, 1999, 40, (1): 95 – 123.
- [29] Liu, J. T., M. W. Tsou, and P. Wang, Workforce Composition and Firm Productivity: Evidence from Taiwan [J]. *Economic Inquiry*, 2010, 48, (4): 1032 – 1047.
- [30] Pfeifer, C., and J. Wagner, Is Innovative Firm Behavior Correlated with Age and Gender Composition of the Workforce? Evidence from a New Type of Data for German Enterprises [J]. *Journal for Labour Market Research*, 2014, 47, (3): 223 – 231.
- [31] Kuhn, P., and K. Shen, Gender Discrimination in Job Ads: Evidence from China [J]. *Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128, (1): 287 – 336.
- [32] 颜士梅, 颜士之, 张曼. 企业人力资源开发中性别歧视的表现形式——基于内容分析的访谈研究 [J]. *北京: 管理世界*, 2008, (11): 110 – 118.

- [33]李磊,蒋殿春,王小洁. 外资进入、性别就业差距与企业退出[J]. 北京:世界经济,2018,(12):121-143.
- [34]Tzannatos,Z. The Economics of Discrimination:Theory and British Evidence[M]. Current Issues in Labour Economics,1989.
- [35]姚先国,谢嗣胜. 职业隔离的经济效应——对我国城市就业人口职业性别歧视的分析[J]. 杭州:浙江大学学报(人文社会科学版),2006,(2):73-79.
- [36]黄宗智. 长江三角洲小农家庭与乡村发展[M]. 北京:中华书局,2000.
- [37]费孝通,张之毅. 云南三村[M]. 北京:社会科学文献出版社,2006.
- [38]Neisser,U.,G. Boodoo,T. J. Bouchard, et al. Intelligence:Knowns and Unknowns[J]. American Psychologist,1996,51,(2):77.
- [39]Juhn,C.,G. Ujhelyi,and C. Villegas-Sanchez, Men, Women, and Machines: How Trade Impacts Gender Inequality[J]. Journal of Development Economics,2014,106,(1):179-193.
- [40]Garcia Martinez,M., F. Zouaghi, and T. Garcia Marco, Diversity is Strategy: The Effect of R&D Team Diversity on Innovative Performance[J]. R & D Management,2017,47,(2):311-329.
- [41]吴国鼎. 企业有效汇率变动对企业利润的影响[J]. 北京:世界经济,2017,(5):49-72.
- [42]李磊,王小洁,孙浦阳. 外资进入、竞争与性别就业差异[J]. 上海:财经研究,2016,(11):73-85.
- [43]Greenberg,L., and J. A. Mark, Sector Changes in Unit Labor Costs[J]. Indian Journal of Ophthalmology,1968,58,(6):553-U101.
- [44]陈雯,孙熙吉. 劳动力成本与企业出口二元边际[J]. 北京:数量经济技术经济研究,2016,(9):22-39.
- [45]杨伟国,陈玉杰,张成刚. 职业性别隔离的测度[J]. 北京:中国人口科学,2010,(3):77-87,112.
- [46]Gibbs,J. P. Occupational differentiation of Negroes and Whites in the United States[J]. Social Forces,1965,44,(2):159-165.
- [47]Duncan,O. D., and B. Duncan, A Methodological Analysis of Segregation Indexes[J]. American Sociological Review,1955,20,(2):210-217.
- [48]Karmel,T., and M. Maclachlan, Occupational Sex Segregation-Increasing or Decreasing? [J]. Economic Record,1988,64,(3):187-195.
- [49]张杰,黄泰岩,芦哲. 中国企业利润来源与差异的决定机制研究[J]. 北京:中国工业经济,2011,(1):27-37.
- [50]周末,高方澍,张宇杰. 劳动力供给变化会影响中国工业企业的生产率和利润率吗? [J]. 上海:财经研究,2017,(8):135-145.
- [51]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 北京:世界经济,2012,(5):142-158.
- [52]Brandt,L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang, Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. Journal of Development Economics,2012,97,(2):339-351.
- [53]Cai,H., and Q. Liu, Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. Economic Journal,2009,119,(537):764-795.
- [54]Feenstra,C., Z. Li, and M. Yu, Export and Credit Constraints under Incomplete Information: Theory and Empirical Evidence from China[J]. Review of Economics and Statistics,2014,96,(4):729-744.
- [55]余森杰,智琨. 进口自由化与企业利润率[J]. 北京:经济研究,2016,(8):57-71.
- [56]Heckman,J. Sample Selection Bias as a Specification Error[J]. Econometrica,1979,47,(1):153-161.
- [57]Wang,Y., Y. Wang, and K. Li, Judicial Quality, Contract Intensity and Exports: Firm-level Evidence [J]. China Economic Review,2014,(31):32-42.
- [58]陈宇美,申广军,邹静娴. 信息技术的增长效应:来自中国制造业企业的证据[J]. 北京:经济学报,2018,(1):112-130.
- [59]魏下海,董志强,蓝嘉俊. 地区性别失衡对企业劳动收入份额的影响:理论与经验研究[J]. 北京:世界经济,2017,(4):129-146.
- [60]张彩云,吕越. 绿色生产规制与企业研发创新——影响及机制研究[J]. 北京:经济管理,2018,(1):71-91.
- [61]Baron,M., and D. Kenny, The Moderator-Mediator Variable Distinction in Social Psychological Research: Conceptual, Strategic and Statistical Consideration [J]. Journal of Personality and Social Psychology, 1986,51,(6):1173-1182.
- [62]许家云,毛其淋. 政府补贴、治理环境与中国企业生存[J]. 北京:世界经济,2016,(2):75-99.
- [63]温忠麟,叶宝娟. 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 北京:心理科学进展,2014,(5):731-745.
- [64]Sobel,M. E. Asymptotic Confidence Intervals for Indirect Effects in Structural Equation Models [J]. Sociological Methodology, 1982,(13):290-312.
- [65]Freedman,L. S., and A. Schatzkin, Sample Size for Studying Intermediate Endpoints Within Intervention Trails or Observational Studies[J]. American Journal of Epidemiology,1992,(9):1148-1159.
- [66]宗毅君. 中国制造业的出口增长边际与贸易条件——基于中国1996—2009年微观贸易数据的实证研究[J]. 南京:产业经济研究,2012,(1):17-25.

Female Employment Share and Profits of Manufacture Firms: Research on the Impact and Mechanisms

CHEN Mei, ZHOU Shen

(School of Economics, NanKai University, Tianjin, 300071, China)

Abstract: Since the Reform and Opening-Up, demographic dividend has been promoting the rapid growth of China's economy for almost 40 years, creating China's Miracle. However, in recent years, with the decline of the birth rate and the intensification of the aging trend, the demographic dividend factor in China is gradually disappearing. Faced with the gradual disappearance of the demographic dividend, how to maintain the sustainable growth and development of China's manufacturing enterprises? The research shows that optimizing the employment structure and making up for the shortcomings in employment are of vital importance to the sustainable growth of China's economy.

Compared with the reality of China's employment structure, a prominent problem is the gender inequality in the labor market, especially the imbalance of employment gender ratio. The data show that the employment ratio of men in urban units in China is significantly higher than that of women from 1999 to 2016, and the gap between the two sexes keeps expanding. Under the background of constant sex ratio imbalance in the labor market, this paper aims to uncover the micro-mechanism of how female employment ratio affects firms' performance from the perspective of profits, which is of vital importance to the development of the firms. We first hypothesize that labor cost is an important channel through which female workers enhance firm's profits; and this channel is also affected by the extent of gender-based occupational segregation in the local labor market and the level of technology. Using a comprehensive panel data of Chinese industrial micro-enterprise data during the period from 2004 to 2007, we then empirically test the aforementioned mechanism. Our empirical results indicate that increasing the proportion of female workers can significantly increase firms' total profits and the results are robust in the process of robustness tests when we use different indexes to quantify related variables and apply effective methods to deal with the problems of sample selection bias and endogeneity.

By employing mediation models, we test the aforementioned mechanism. Our results show that increasing the employment ratio of female workers can significantly decrease firms' Unit Labor Cost, and consequently as a result of it, increase firms' profits. In terms of the effectiveness of the mediating effect of labor cost for capital-intensive firms, we use three different methods to test it and all confirm the robustness and effectiveness of the mediating effect. From the perspective of heterogeneity, the effects in low segregation areas and high-tech industries are greater than that in high segregation areas and low-tech industries, and the impact in the eastern region is greater than in the central and western regions, and the mediating effect of labor cost can be well verified for firms from low segregation areas and high-tech industries. These empirical pieces of evidence well-support our proposed three hypotheses.

This paper may enrich and expand the existing research in the following aspects: the factors influencing firms' profits and the economic effects of rational employment structure. Our empirical results could inspire employers to reflect on the traditional employment concept and realize the benefits of female workers on firms' performance, thus promoting gender equality in the labor market. In the macro context of the gradual decline of the demographic dividend and the emphasis on supply-side reform, this research is of great policy implications. First, the Chinese government should enhance relevant laws and regulations to strengthen the supervision in the labor market, decrease discrimination against female employees in recruitment and reduce the occupational gender segregation in the work place. Second, from the perspective of the "intermediary factors" that influence the relationship, the government should pay attention to the constant increase in labor cost and help to rationally reduce labor costs, such as strengthening the reform in minimum wage systems and housing provident fund systems. Third, enterprises should strengthen investment in human capital and improve the efficiency of workers, thus reducing the dependence on labor input. At the same time, the firms should increase investment in innovation activities and actively introduce advanced technology, thus forming new competitive advantages to break the hard constraints of labor costs and maintain sustainable development.

Key Words: female share of employment; firms' profits; mediating effect; gender-based occupational segregation

JEL Classification: J16, J21, D22

DOI: 10.19616/j.cnki.bmj.2019.05.002

(责任编辑:刘建丽)