

性别雇佣偏见与企业生产率

李 磊 盛 斌*

摘要 在我国女性就业份额持续下降的背景下, 本文研究了性别雇佣偏见对于我国工业企业全要素生产率的影响。研究发现, 企业雇佣越多女性员工, 其全要素生产率越高。该结论在考虑了性别雇佣偏见的不同计算方法、控制内生性和抽样偏倚后依然稳健。该效应在受教育程度较高的劳动力群体中较为明显, 在轻工业较小, 在重工业较大。最后, 本文发现性别雇佣偏见对于企业全要素生产率存在先上升再下降的倒 U 形影响, 特别是对轻工业企业而言。本文的研究表明, 对不同性别劳动力配比的优化是企业全要素生产率提升的又一重要途径。

关键词 性别雇佣偏见, 全要素生产率, 教育

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.03.05

一、引 言

对于企业生产率的提升来说, 资源的优化配置是重要影响因素之一。在特定的技术水平下, 优化配置要素能使企业产出增加, 提高生产率, 在竞争中获取优势, 并促进我国经济持续稳定增长 (龚关和胡关亮, 2013)。¹但现实世界中, 因垄断势力、要素流动限制、市场分割和歧视等诸多因素, 企业的劳动力配置往往无法达到最优状态。同样, 不同性别的劳动力在大多数企业也没有达到最优化配置。如果男性、女性具有相同劳动生产率, 那么企业对于男性和女性的雇佣应该不存在差异 (Becker, 1957)。然而现实却非如此, 中国企业对于男性的雇佣往往具有一定偏好 (Kuhn and Shen, 2013)。根据 1995—2012 年《中国人口与就业统计年鉴》, 我国城镇单位女性就业占总就业的比例呈现持续下降趋势。由于女性的工资实际上远低于男性 (李实等, 2014), 中国企业对男性的偏好, 提高了企业的成本。

* 南开大学经济学院国际经济研究所、跨国公司研究中心、中国特色社会主义经济建设协同创新中心。通信作者及地址: 盛斌, 天津市卫津路 94 号南开大学经济学院, 300071; 电话: (022) 23508291; E-mail: shengbin@nankai.edu.cn。作者感谢教育部人文社会科学研究青年基金项目 (17YJC790210)、国家社会科学基金重点项目 (18AZD001)、天津市“131”创新型人才项目的支持。

¹ 研究企业全要素生产率的文献浩如烟海, 我们这里没有对相关文献进行详细的综述。

现阶段关于性别歧视和市场间关系的经验研究主要是追寻着两条主要的路径。第一,行业层面的研究聚焦于,雇主是否在制度掩盖下的部门中雇用相对更多的男性劳动者(Ashenfelter and Hannan, 1986),或者是在工资待遇和晋升时更偏好于男性(Black and Strahan, 2001; 卿石松, 2011)。第二,最近,基于企业层面的研究检验了女性就业和企业利润之间的相关性,并分析了企业处于不同产品市场势力中的性别歧视表现。Hellerstein *et al.* (2002)发现那些具有较高市场势力的企业,如果雇用更多女性,则利润率更高。但是对于那些低市场势力的企业,并不存在这种效应。Kawaguchi (2007)发现企业雇用更多的女性能够提升企业营业利润,同时企业可能会调整女性劳动力以应对生产力冲击。Weber and Zulehner (2014)研究了性别雇佣偏见对初创企业退出的影响,他们发现那些在劳动力雇佣中对女性存在偏见的企业,具有更低的生存率以及更高的退出率。对于我国的研究,陈国强和罗楚亮(2016)从企业角度分析了我国工业企业中男性和女性的劳动生产率,发现我国男性和女性的劳动生产率在不同行业存在差异。王伟同和魏胜广(2017)进一步发现在服务业,性别劳动生产率的差异较小。李利英和董晓媛(2008)的研究发现企业对男性比对女性有更高的工资支付,并且企业效应可以解释性别工资差异中不能被可观测的人力资本差异解释的一大部分,指明了企业行为的差异对解释性别歧视的重要作用。

本文建立了一个较为全面的框架,研究中国的性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响。除了对劳动力市场歧视方面研究有贡献之外,我们的研究也对企业组织行为方面的研究做出了贡献。通过将性别劳动力特征和企业全要素生产率联系在一起,我们的研究证实了理论上的预期,发现了提升企业全要素生产率的又一影响因素。本文还提供了一些额外的证据,这使得本研究关于性别雇佣偏见对企业全要素生产率影响的解释更具可信性,对其认识也更深入。第一,我们计算了中国在企业层面存在的性别雇佣偏见。第二,在对相关文献进行充分论述的基础上构建了性别雇佣偏见对企业生产率影响的计量模型,并且考虑了可能存在的内生性以及抽样偏倚。第三,本文研究了不同受教育程度劳动力性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响。第四,由于男性和女性在不同职位上劳动生产率的差异,我们推测,性别雇佣偏见对企业生产率的影响存在倒U形的关系,并对此进行了检测。

二、文献综述

(一) 性别雇佣偏见的起源

性别雇佣偏见的来源可以从文化传统以及生理差异获得解释。在传统社会,由于生产力低下,以性别为基础的劳动分工成为最基本的分工。这种分工表现为:女性将精力集中于人类自身生产及再生产的活动,如生育、抚养孩子以及

照顾家庭，而男性将精力集中于生存相关的活动，如打猎、养殖、农耕等（佟新，2011）。这种社会分工使社会形成了“男主外、女主内”的性别分工，并使女性处于男性的从属地位，形成了无形的制度层面的性别不平等的社会机制。

男性与女性在生理上的差异也是造成性别雇佣偏见的重要原因。男性与女性相比，具有更多的体力，或者说“肌肉”。在农业以及前工业社会，绝大多数的工作对于体力的要求是较高的，这造成男性在这些工作中具有比较优势，也造成了性别地位不平等。例如，Carranza（2014）发现在印度的农业部门，土壤类型差异影响了印度女性劳动力市场参与率。带有低密度泥土的粗糙土壤适合深度种植，这需要更多男性劳动力。因此，在印度适合深度种植的土壤所在区域，女性劳动力市场参与率更低。Qian（2008）对20世纪70年代末中国的经济改革在茶叶种植领域和果园种植领域影响的研究证实了同样观点。她发现相比于男性，女性劳动力在茶叶种植方面要比在果园种植方面更具比较优势，因此，在茶叶种植领域，女性劳动力生产率快速上升，而水果种植领域男性劳动生产率上升得更快。这也导致在茶叶种植地区中，改革使得“失踪女孩”的数量大幅度下降。

（二）性别雇佣偏见的经济效应

为解释性别歧视的经济影响，Becker（1957）描述了这样一些雇主，他们并不按照经济基本原则行动，而是考虑他们个人的喜好或者厌恶。除了利润带来的正的效用外，歧视性雇主雇用女性雇员将获得负效用。这种偏好，使他们认为女性劳动者的工资高于实际市场工资。对女性劳动者具有较小厌恶的雇主，当女性工资相对更低的时候，更偏爱于雇用女性；而对女性劳动力具有很强厌恶感的雇主，即使工资有差异，他们也会雇用男性。这种行为引起了性别雇佣差异，并且将女性隔离到具有较低偏见的雇主那边。然而，歧视得不偿失。由于有歧视偏好的企业倾向于雇用更多男性，那么其雇用的女性数量将低于达到最佳性别要素比例（职场中男性和女性在不同的工作上会分别具有比较优势）和利润最大化时的数量，这会导致企业的生产率和利润比没有歧视偏好的企业小。具有较强歧视偏好、承担一定歧视成本的企业市场份额会逐步减少。从长期看，会被非歧视的企业驱逐出市场，在完全竞争环境下，只有歧视最小的雇主最终生存下来。

Arrow（1973）对Becker模型进行了扩展，提出由于劳动力不完全替代性和存在劳动力调整成本，歧视态度将导致市场分割和工资差异，同时歧视只有经过很长时间才能消除。Jovanovic（1982）的研究提出了一个动态模型，这一模型描绘了在具有雇主学习的市场中，企业的进入和选择。在模型中，企业进入市场时，通常不能完全了解它们的真实生产成本。随着时间的推移，它们了解了真实的利润，决定是否要留在市场中或者退出，这种决定取决于对未来利润的预期。随着时间的推移，最有效率的企业将被选择出来。Asplund and

Nocke (2006) 将竞争的概念引入 Jovanovic (1982) 的理论中, 构建了关于企业进入的动态模型。这些企业在效率水平上是有差异的, 并且在时间上受到异质性冲击。这一模型预测, 越大规模的市场, 越强的竞争将使效率越低的企业退出市场, 而留下更有效率的企业。

(三) 技术进步与脑力—体力比较优势的变迁

随着国家经济和科技的发展, 现代大工业生产对于体力的要求逐步减少, 增加了女性的就业。例如农业和工业生产中, 手工工具被机械所取代, 机械的操作对体力的要求大为降低。Galor and Weil (1996) 构建了关于这一现象的理论模型。在他们的模型中, 工作分为体力密集型和脑力密集型, 而资本提高了脑力密集工作的相对报酬。女性在脑力密集工作中具有比较优势。经济发展导致资本存量增长, 因此减少了性别工资差距, 这也导致了女性劳动力市场参与的提高。进一步, 这形成了一个正反馈的循环。较高的女性工资降低了生育率, 因为生育孩子的机会成本变大了, 而这将推动资本—劳动力比率进一步上升。Juhn *et al.* (2014) 的研究结果发现, 当企业提升技术水平、采用电脑控制体系的生产工艺后, 企业对体力劳动的需求大幅下降, 引起蓝领工作领域中女性劳动力的就业规模和相对工资水平的上升。这意味着, 技术进步使男性在体力劳动方面的比较优势下降。由于体力这一个特征所带来的男性和女性劳动效率的缺口的缩小, 不以客观生产率为目标、持有性别雇佣偏见的企业, 其生产率也将低于性别雇佣偏见较小的企业。

根据上述文献的分析, 我们提出需实证检验的问题。首先, 由于企业对于男性和女性的雇佣由企业主决定, 根据 Becker (1957) 的假设, 具有性别雇佣偏见的企业主除了利润带来的正效用外, 可以通过减少雇用女性雇员获得正效用。因此那些具有较低性别雇佣偏见的企业主会比那些具有性别雇佣偏见的企业主雇用相对较多的女性员工。进一步, 合理假设高技术工作需要的体力更低, 由于男性和女性在体力上的差异, 那么女性员工在从事高技术工作的过程中具有更多比较优势, 因此理性的企业从利润最大化的角度会选择提升自身技术水平及生产率。据此我们提出假说一。

假说一: 性别雇佣偏见较小的企业具有较高的生产率。

其次, 企业的不同类型会影响企业雇用的雇员种类, 对于一些企业, 需要雇用较多蓝领工人, 对于另一些企业需要雇用较多白领工人。蓝领和白领工作对于体力的要求不同, 因此企业的性别雇佣偏见对于不同类型的企业可能产生差异。由于白领工作相对于蓝领工作对于体力的要求更低, 因此企业对于白领的性别雇佣偏见与对于蓝领的性别雇佣偏见相比, 会对企业生产率产生更大的影响。据此我们提出假说二。

假说二: 对于白领的性别雇佣偏见会对企业生产率产生较大影响。

最后, 男性和女性在一个企业中存在不同工种上比较优势的差异, 因此一

个企业既需要雇用一定数量的男性，也需要雇用一定数量的女性。性别雇佣偏见对企业生产率的影响可能存在非线性，即企业对于男性和女性的雇佣比存在一个无偏见点，高于该点或者低于该点，会对企业生产率产生相对不利的影响。据此我们提出假说三。

假说三：性别雇佣偏见对企业生产率的影响存在非线性。²

三、数据及统计分析

（一）数据来源及处理

本文所使用数据来源于国家统计局公布的中国工业企业数据库，该数据库统计了全部国有和规模以上非国有企业（主营业务收入超过500万元），覆盖了GB/T4757的6—46大类（不含38）的工业企业。本文选择的数据样本时间跨度为2004—2007年。³它的优点是样本大、指标多、时间长。但是，其在很多方面还不太符合学术研究的严格要求（聂辉华等，2012）。为保证数据清洁性，我们首先按照Brandt *et al.*（2012）对原始匹配错误的样本重新匹配。此外，由于企业报告产出、销售额等均为当年价格水平，我们利用价格指数进行平减。同时，我们还对数据库进行了以下的处理，剔除一些关键性指标缺失或明显错误的记录（如工业总产值、工业增加值、固定资产、从业人员、实收资本数值为0或负的个体）；剔除了企业注册类型错误的个体（例如，企业注册类型小于3位代码，或者大于340代码）；剔除了企业规模较小的个体（从业人数小于8人）。最后，我们还剔除了有以下情况的个体：流动资产超过固定资产的企业；总固定资产超过总资产的企业；固定资产净值超过总资产的企业。

（二）数据的统计分析

为了对我国工业企业的性别雇佣状况有直观了解，本文对数据进行初步统计分析，以呈现我国工业企业性别雇佣的时间趋势、行业等方面的差异。根据1995—2012年《中国人口与就业统计年鉴》的数据，我国城镇单位女性就业占总就业的比例呈现下降趋势。在2004年之前，女性从业比例相对稳定，在0.38左右。然而2004年之后，我国女性从业比例加速下降，到2011年已经下降到了0.363。我们根据中国工业企业数据库数据计算了中国工业企业女性从业人员

² 本文也尝试建立理论模型进行解释。设定CES效用函数，企业只使用劳动力一种生产要素，聘用男性和女性劳动力，企业进入市场时选择落后技术和先进技术，通过计算企业采用不同技术及聘用不同性别劳动力的生产成本，并最大化利润，可以推导出企业进入市场的临界生产率。发现企业采用高技术和低技术的相对临界生产率与男性、女性两种劳动力相对价格有关。技术进步使得劳动生产率提高，抑制了企业对于男性劳动力的需求。由于模型本身不完善，我们没有放入正文中。

³ 2004年前，以及2008年及以后的中国工业企业数据库未统计计算女性就业比例所需的女性从业人员指标。

比例,结果发现中国女性从业比例的下降更为明显,从2004年的0.394,下降到了2007年的0.366。

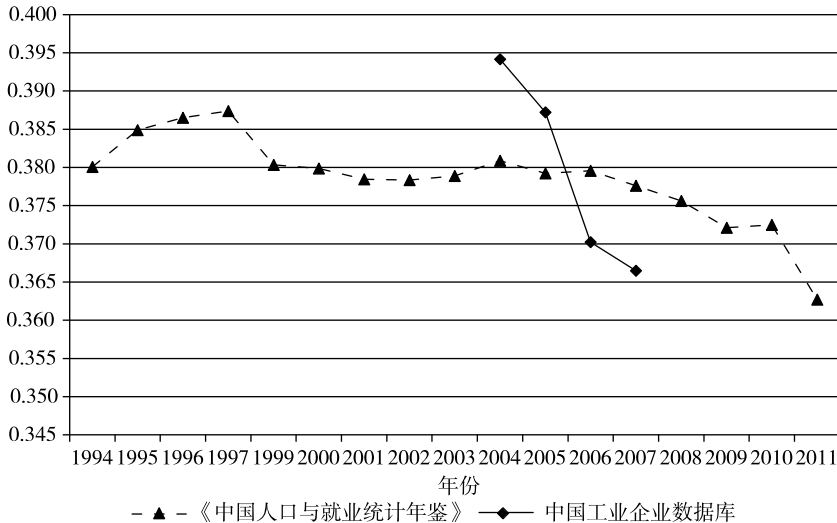


图1 中国女性就业占总就业比例

注:(1)1997年前城镇从业人员数据的统计口径是从业人员,1998年后的口径是单位从业人员。两者口径的最大差异在于,从业人员包括农村从业人员,单位从业人员不包括农村从业人员。由于历年《中国人口与就业统计年鉴》中均缺失1998年的数据,故图1中未列示。

(2)1995—2012年《中国人口与就业统计年鉴》提供的数据为城镇单位女性就业人员年末人数所占比例,而《中国工业企业数据库》提供的数据为中国工业企业女性年末人数所占比例。

为研究不同行业的性别雇佣差异,本文根据我国国民经济行业标准分类代码,将全部工业企业分为采矿、轻工、机械、化工、冶炼、其他六大行业⁴,并计算了其女性就业比例(见图2)。结果发现,中国工业企业雇用的女性就业的比例在不同行业间具有明显的差异,雇用女性较多的行业是轻工业,轻工业是传统的女性劳动力的优势行业,女性雇员的比例超过了0.5,达到了0.547。雇用女性较少的行业是采矿业,其次是冶炼业,这些行业都是重工业,也是对体力要求较高的行业,这些行业都是女性传统就业处于劣势的行业。

为了研究不同行业女性就业的时间趋势,根据我国国民经济行业标准分类代码,本文将行业粗略地划分为采矿业、轻工业和重工业,并计算了其女性就业比例(见图3)。结果显示,不管是轻工业还是重工业,女性就业比例均呈现下降趋势,轻工业女性就业比例的下降比重工业大。采矿业女性就业比例各年基本持平,甚至还略有上升。

⁴ 受限篇幅,未列分类标准,有兴趣的读者请来信索要。

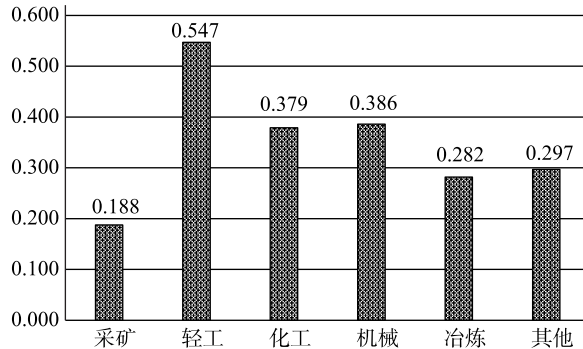


图 2 不同行业女性就业占总就业比例

资料来源：作者根据中国工业企业数据库整理。

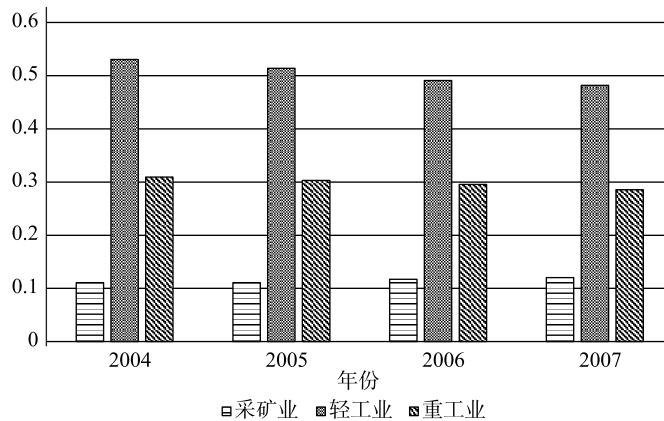


图 3 分行业 2004—2007 年女性就业占总就业比例

综合来说，我国的女性就业占总就业的比例在我们所研究的时间区间内，有了较明显的下降。各行业中，轻工业雇佣的女性比例较高，重工业雇佣的女性比例较低。但是随着时间的推移，轻工业女性就业比例下降更大，重工业女性就业下降较小，采矿业略有上升。

四、计量模型及变量说明

(一) 计量模型设定

为研究性别雇佣偏见是否影响了企业生产率。我们建立以下计量模型：

$$TFP_{it} = c + \alpha Egdis_{it} + \sum \varphi Firm_{it} + \theta_i + \lambda_j + \rho_r + \delta_t + \varepsilon_{it}, \quad (1)$$

其中， TFP_{it} 为企业全要素生产率； $Egdis_{it}$ 代表第 t 年企业 i 的性别雇佣偏见；控制变量如下： $Firm_{it}$ 为企业层面的特征变量，包括企业成立年限、资本密集度、企业规模、企业是否出口、企业的负债情况和人均工资。模型 (1) 中还控制了企业固定效应 θ_i ，行业固定效应 λ_j ，省份固定效应 ρ_r 和时间固定效应

δ_i , ϵ_{it} 为误差项。

为了研究从事不同种类工作男性女性的差异对企业全要素生产率的影响,我们必须获得各企业男性女性分别从事脑力劳动和体力劳动的人数。但是中国工业企业数据库并没有提供以上的信息。因此我们采取一个替代的方法。2004年是中国经济普查的年份,该年的工业企业数据库提供了企业不同受教育程度的男性和女性的人数。我们利用此数据研究不同受教育程度劳动力性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响。逻辑如下:受教育程度较高的个体更有可能从事脑力劳动,因此其性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响更大。为此我们建立以下四个计量模型:

$$TFP_i = c + \alpha \text{Egdis_}b_i + \sum \phi \text{Firm}_i + \lambda_j + \rho_r + \epsilon_i, \quad (2)$$

$$TFP_i = c + \alpha \text{Egdis_}c_i + \sum \phi \text{Firm}_i + \lambda_j + \rho_r + \epsilon_i, \quad (3)$$

$$TFP_i = c + \alpha \text{Egdis_}s_i + \sum \phi \text{Firm}_i + \lambda_j + \rho_r + \epsilon_i, \quad (4)$$

$$TFP_i = c + \alpha \text{Egdis_}j_i + \sum \phi \text{Firm}_i + \lambda_j + \rho_r + \epsilon_i, \quad (5)$$

其中, TFP_i 为企业全要素生产率; $\text{Egdis_}b_i$ 代表企业 i 的本科及以上学历性别雇佣偏见; $\text{Egdis_}c_i$ 代表企业 i 的大专学历性别雇佣偏见; $\text{Egdis_}s_i$ 代表企业 i 的高中学历性别雇佣偏见; $\text{Egdis_}j_i$ 代表企业 i 的初中以下学历性别雇佣偏见。模型(2) — (5) 中控制变量的构成与模型(1)相同, ϵ_i 为误差项。

为了研究性别雇佣偏见对企业全要素生产率是否存在非线性的影响,我们建立以下计量模型:

$$TFP_{it} = c + \alpha \text{Egdis}_{it} + \beta \text{Egdis}_{it}^2 + \sum \phi \text{Firm}_{it} + \theta_i + \lambda_j + \rho_r + \delta_i + \epsilon_{it}, \quad (6)$$

其中, TFP_{it} 为企业全要素生产率, Egdis_{it} 代表第 t 年企业 i 的性别雇佣偏见, Egdis_{it}^2 代表性别雇佣偏见的平方。其他变量的定义与模型(1)相同。

(二) 变量说明

1. 性别雇佣偏见 (Egdis)

对性别雇佣偏见的衡量是比较困难的,因为企业雇用的男性与女性比例并非仅受到雇主歧视的影响,还有可能是由于企业的某些特征造成的。考虑到行业特征是除了性别雇佣偏见外影响企业雇佣性别比的重要因素(Weber and Zulehner, 2014),我们假设企业雇用的男性和女性的比例受行业、省份特征以及性别雇佣偏见的影响,据此构建以下回归方程:

$$\text{Femaleshare}_{ijrt} = \text{GB}_j + \text{PROV}_r + \text{YEAR}_t + \epsilon_{ijrt}, \quad (7)$$

其中 $\text{Femaleshare}_{ijrt}$ 是企业层面女性占总就业的比例。⁵ GB_j 为 39 个两分位行业下的虚拟变量, PROV_r 是不同省份的虚拟变量, YEAR_t 是不同年份的虚拟变量。我们将从回归中获得的残差作为衡量企业层面的歧视性偏好的第一个代

⁵ 当我们计算企业对不同受教育程度劳动力的性别雇佣偏见时, Femaleshare 为不同受教育程度劳动力中的女性占比。

理变量 $Egdis_1$ ， $Egdis_1$ 越小，说明对女性的雇佣偏见越大， $Egdis_1$ 越大，说明对女性的雇佣偏见越小（本文将这种方法称为残差法）。

第二种方法是，我们需要找到一些性别偏离程度较小的企业，将其性别雇佣比作为基准，将其他企业性别雇佣比对该基准的偏离程度作为性别雇佣偏见的代理变量。考虑到外资企业具有更低的性别雇佣偏见（李磊等，2015）⁶，因此我们用以下公式计算性别雇佣偏好：

$$Egdis_{ijrt} = Femaleshare_{it} - Fms_{jrt}, \quad (8)$$

其中 Fms_{jrt} 是不同年份各个省份中不同行业外资企业对女性雇佣占总就业的平均比例， $Femaleshare_{it}$ 是企业层面女性占总就业的比例。⁷ $Femaleshare_{it}$ 减去 Fms_{jrt} 可以看作企业女性雇佣比例对基准的偏离程度，我们将以上结果作为衡量企业层面歧视性偏好的另一个代理变量 $Egdis_2$ ，以衡量结论的稳健性（本文将这种方法称为基准偏离法）。⁸

2. 企业生产率 (TFP)

本文采用 Olley and Pakes (1996) 的方法（以下称 OP 法）和 Levinsohn and Petrin (2003) 的方法（以下称 LP 法）估算全要素生产率。我们在文中主要采用 OP 方法进行分析，也采用 LP 方法作为稳健性检验。⁹

3. 其他控制变量

企业成立年限 (Age) 以调查年份减去企业成立年份计算；资本密集度 (K/L) 以企业固定资产净值除以企业年末从业人数计算；企业规模 (Size) 以企业工业总产值表示；企业负债 (Debt) 采用企业负债合计占企业资产合计的比重来衡量；企业人均工资 (Wage) 用企业本年应付工资总额除以年末从业人数衡量。为消除异方差的影响，我们对以上变量均取对数形式表示。企业出口倾向 (Export) 为是否为出口企业（是=1，否=0）。对于企业所有制类型的界定，本文参照 Brandt *et al.* (2012) 的做法，构造了5个企业登记注册类型的二值虚拟变量：国有企业 (Soes，取1为国有企业，反之为0)，集体企业 (Coes，取1为集体企业，反之为0)，私营企业 (Private，取1为私营企业，反之为0)，港澳台企业 (Hmtie，取1为港澳台企业，反之为0)，外资企业 (Fies，取1为外资企业，反之为0)。表1为变量的描述性统计，轻工业和重工业的分组表明，轻工业偏好于雇用女性，重工业偏好于雇用男性，轻工业中企业的平均生产率高于重工业。

⁶ 这种假设虽然有文献支持，但是毕竟是一个较强的假设，因此其计算出的性别雇佣偏见与式(7)相比可能存在较大的偏差。

⁷ 当我们计算企业对不同受教育程度劳动力的性别雇佣偏见时， Fms 是各个行业外资企业对不同受教育程度劳动力雇佣中的女性占比。

⁸ 本文为方便解释，在计量分析中对 $Egdis_1$ 和 $Egdis_2$ 均取对数处理， $Egdis_1$ 和 $Egdis_2$ 的取值范围为-1到1，因为我们在对这两个变量取对数时均加上1之后再取对数。

⁹ 具体估算方法及步骤请参考相关文献或来信索要。

表1 变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	标准差	变量名	观测值	平均值	标准差
Egdis_1	757 813	-0.0183	0.2101	Size	757 813	10.3375	1.2536
Egdis_b	47 248	-0.0939	0.6077	Export	757 813	0.2786	0.4483
Egdis_c	95 543	-0.0781	0.5400	Debt	757 813	-0.8319	0.8194
Egdis_s	134 778	-0.0487	0.5969	Wage	757 813	2.5823	0.5557
Egdis_j	133 311	-0.0139	0.6108	Soes	757 813	0.1113	0.3146
Egdis_2	735 392	-0.7322	0.2251	Coes	757 813	0.0907	0.2872
tfpop	757 813	5.5708	1.3699	Private	757 813	0.6073	0.4883
tfplp	757 797	8.3064	1.0718	Hmtie	757 813	0.0943	0.2923
Age	757 813	1.8911	0.8062	Fies	757 813	0.0963	0.2950
K/L	757 813	3.6127	1.3184				
轻工业				重工业			
Egdis_1	358 698	-0.0129	0.2422	Egdis_1	364 288	-0.0240	0.1815
tfpop	358 698	5.8117	1.4946	tfpop	364 288	5.3250	1.1773
tfplp	358 690	8.4273	1.0403	tfplp	364 280	8.1913	1.0843

注：描述性统计中的 *tfpop*（用 OP 法计算的 TFP 值），*tfplp*（用 LP 法计算的 TFP 值），Age，K/L，Size，Debt，Wage 均取了对数。Egdis_1 和 Egdis_2 分别是采用式（7）和式（8）计算的性别雇佣偏见。¹⁰Egdis_b，Egdis_c，Egdis_s，Egdis_j，分别为用式（7）计算的本科及以上，大专，高中，初中及以下就业人员的性别雇佣偏见。

五、基本计量结果分析

（一）基准分析——性别雇佣偏见对企业生产率的影响

表 2 报告了性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响。我们采用两种方法衡量企业的性别雇佣偏见，分别采用 OP 方法和 LP 方法估计企业的全要素生产率，并根据 Hausman 检验，选用面板固定效应（FE）进行估计。第（1）列和第（2）列中的解释变量是利用第一种方法计算的性别雇佣偏见 Egdis_1，其值越大，表明企业雇佣的女性员工越多，对于女性的偏见越小。我们加入了企业年龄、企业资本密集度、企业规模、企业是否出口、企业负债情况、企业平均工资水平，企业所有制类型以及年份虚拟变量等控制变量。在第（1）列中被解释变量是用 OP 方法估计的全要素生产率。结果显示性别雇佣偏见变量对于企业全要素生产率的影响显著为正。企业的性别雇佣偏见的的确是影响企业全要素生产率的重要因素，与那些对于女性员工没有偏见的企业相比，

¹⁰ 由于衡量方式的不同，性别雇佣偏见的值存在较大差异。

对男性雇佣较多的企业，具有较低的全要素生产率，说明前者较充分地利用了女性劳动力。如果企业对女性员工的偏见每降低1%，以OP方法计算的企业全要素生产率将增加0.2332%。第(2)列中我们的解释变量是采用LP方法估计的全要素生产率，结果显示该变量对企业全要素生产率的影响仍然显著为正，女性就业比例每增加1%，企业全要素生产率增加0.1187%。控制变量中，企业规模和企业平均工资对全要素生产率的影响显著为正，而企业年龄、资本密集度、出口倾向和企业负债对全要素生产率的影响显著为负。第(3)列和第(4)列中的解释变量是利用第二种方法计算的性别雇佣偏见Egdis_2，结果同样显示了性别雇佣偏见对企业全要素生产率的显著影响。总体而言，雇佣较多女性员工的企业，其全要素生产率越高。这在一定程度上说明了对不同性别就业配比的优化是企业生产率提升的又一重要途径。¹¹

表2 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Egdis	0.2332*** (0.0073)	0.1187*** (0.0066)	0.2211*** (0.0067)	0.1241*** (0.0061)
Age	-0.0376*** (0.0040)	-0.0290*** (0.0038)	-0.0389*** (0.0041)	-0.0309*** (0.0040)
K/L	-0.3360*** (0.0018)	-0.2024*** (0.0016)	-0.3341*** (0.0019)	-0.2014*** (0.0016)
Size	0.7288*** (0.0026)	0.8454*** (0.0025)	0.7291*** (0.0027)	0.8459*** (0.0025)
Export	-0.0401*** (0.0036)	-0.0275*** (0.0034)	-0.0378*** (0.0036)	-0.0255*** (0.0035)
Debt	-0.0184*** (0.0017)	-0.0169*** (0.0016)	-0.0194*** (0.0018)	-0.0177*** (0.0017)
Wage	0.1260*** (0.0024)	0.0956*** (0.0022)	0.1265*** (0.0025)	0.0958*** (0.0023)
Coes	0.0247*** (0.0076)	0.0224*** (0.0074)	0.0220*** (0.0078)	0.0204*** (0.0077)

¹¹ 本文也采用 Akerberg *et al.* (2015) 的方法 (ACF 方法) 和固定效应方法 (FE 方法) 计算了企业全要素生产率，计量结果是类似的，只是系数的大小存在差异。

(续表)

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Private	0.0217*** (0.0053)	0.0183*** (0.0052)	0.0226*** (0.0054)	0.0191*** (0.0053)
Hmtie	-0.0255* (0.0143)	-0.0089 (0.0136)	-0.0236 (0.0145)	-0.0075 (0.0137)
Fies	-0.0231 (0.0143)	-0.0073 (0.0136)	-0.0221 (0.0144)	-0.0069 (0.0137)
企业、行业、省份、年份固定效应	是	是	是	是
常数项	-1.6770*** (0.1244)	-0.2810* (0.1637)	-1.4400*** (0.1494)	-0.2500 (0.1851)
观测值	757 813	757 797	735 392	735 377
R ²	0.4309	0.4553	0.4283	0.4529

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

(二) 内生性问题的解决

我们的研究发现，性别雇佣偏见对企业全要素生产率产生了显著的影响。偏好雇用较多男性员工的企业会因为对女性雇佣的数量小于最优化的数量，致使其生产率低于那些对女性没有歧视行为的企业，从而在长期中退出市场。但是这也从另一方面提示我们，只有那些利润率较高，生产率较高的企业才有资本歧视女性¹²，这就可能导致我们的回归方程存在双向因果关系导致的内生性问题。为了解决内生性，我们采用两种方法进行控制。第一种方法，我们将性别雇佣偏见的滞后一期引入方程。采用性别雇佣偏见滞后一期的原因是，企业对员工的雇佣考虑的是当期或之后的职位需求，因此当期的企业全要素生产率不会影响到上一期的性别雇佣偏见（考虑到控制变量同样可能存在的内生性，我们在使用滞后项方法解决内生性时，也将其他控制变量的滞后项引入）。另一种方法，我们使用位于同一个城市的其他企业的性别雇佣偏见的平均值作为工具变量，使用面板两阶段最小二乘法（2SLS）进行回归分析。采用这个工具变量的原因是，位于同一个城市的其他企业的性别雇佣偏见会通过模仿效应¹³和市

¹² 因为利润率和生产率较低的企业如果歧视女性，会导致其亏损，并进一步退出市场。

¹³ 例如企业会通过观测其他企业的性别雇佣比例进行雇用。

场雇佣效应¹⁴影响该企业的性别雇佣偏见。然而其他企业的利润率和生产率则不会影响到该企业的性别雇佣偏见。回归结果见表3和表4所示，通过引入滞后项或者使用工具变量两阶段最小二乘法，我们发现，控制了方程的内生性之后，前述核心结论依然稳健成立。¹⁵

表3 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响（引入滞后项）

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Egdis (-1)	0.0929 *** (0.0102)	0.0423 *** (0.0098)	0.0636 *** (0.0091)	0.0242 *** (0.0088)
控制变量	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是
常数项	3.8150 *** (0.1652)	7.5343 *** (0.1747)	3.8598 *** (0.1880)	7.2414 *** (0.2051)
观测值	409 341	409 339	398 009	398 007
R ²	0.1243	0.1033	0.1244	0.1034

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

表4 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响（两阶段最小二乘法）

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Egdis	0.3054 *** (0.0595)	0.1966 *** (0.0580)	0.5903 *** (0.1231)	0.4635 *** (0.1199)
控制变量	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是
Anderson canon. corr. LM statistic	4 422.778	4 423.998	899.27	899.382
Cragg-Donald Wald F statistic	4 467.327	4 468.573	901.048	901.161
观测值	652 450	652 438	631 479	631 467
R ²	0.4307	0.4551	0.4226	0.4479

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

¹⁴ 例如其他企业在劳动力市场上对不同性别劳动力的雇佣，会影响劳动力市场上不同性别劳动力的可雇佣量。

¹⁵ Hausman 检验的结果显示存在内生性，Davidson—MacKinnon 检验显示不存在内生性。

(三) 抽样偏倚

在本文中,企业的性别雇佣偏见这一变量的质量受制于抽样偏倚,抽样偏倚的程度和企业规模负相关。例如,假设一个只有5个雇员的小企业进入市场,即使雇主是完全性别中立的,其面对的是雇用两或三个工人。在这种情况下,女性份额的变化并不一定和企业的雇佣偏好有关,而受随机因素的影响较大。但是这一概率会随着雇佣总量的增加而下降。如果雇用女性份额和企业生存的关系来源于企业主的雇佣偏好,那么在更大规模的企业中,估计中抽样偏倚更小。因此,我们将研究样本进一步限定为雇用30人以上的企业,重新进行估计,结果见表5和表6所示。表5是引入解释变量和控制变量滞后项的回归结果,表6是利用工具变量两阶段最小二乘法的回归结果。消除了抽样偏倚之后的结果与之前的结果并没有较明显的差异,不管是用面板固定效应还是两阶段最小二乘法估计的结果均表明,企业的性别雇佣偏见对于企业全要素生产率有显著的影响。

表5 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响(降低抽样偏倚的影响并引入滞后项)

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Egdis (-1)	0.0919*** (0.0102)	0.0416*** (0.0099)	0.0633*** (0.0091)	0.0241*** (0.0088)
控制变量	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是
常数项	4.6857*** (0.1654)	7.1651*** (0.1758)	3.8503*** (0.1896)	7.2394*** (0.2065)
观测值	402350	402348	391158	391156
R ²	0.1256	0.1046	0.1260	0.1049

注:括号内为稳健标准误;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。

**表6 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响
(降低抽样偏倚的影响并使用两阶段最小二乘法)**

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
Egdis	0.2844*** (0.0606)	0.1868*** (0.0591)	0.5464*** (0.1281)	0.4346*** (0.1250)

(续表)

变量名	解释变量 Egdis_1		解释变量 Egdis_2	
	OP 方法	LP 方法	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)	(3)	(4)
控制变量	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是
Anderson canon. corr. LM statistic	4 262. 288	4 263. 531	828. 645	828. 762
Cragg-Donald Wald F statistic	4 304. 773	4 306. 042	830. 188	830. 305
观测值	634 939	634 929	614 318	614 308
R ²	0. 4305	0. 4535	0. 4233	0. 4469

注：括号内为稳健标准误；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。

六、进一步的研究

上述研究发现，性别就业偏见对企业全要素生产率存在显著的影响，企业雇用越多的女性劳动力，企业全要素生产率越高。由于这种影响还可能受到劳动力教育程度的影响，在不同类型企业间也可能存在差异，并且这种影响也可能存在非线性，因此我们对以上问题进一步进行分析。¹⁶

(一) 受教育程度的影响

Becker 的理论假设男性和女性均具有相同劳动生产率，然而很多证据表明，男性和女性的劳动生产率具有差异，特别是在体力劳动上，女性与男性相比具有比较劣势 (Juhn *et al.*, 2014)。这就导致性别雇佣偏见的影响在不同体力要求的职业类别之间，可能存在差异。我们利用 2004 年中国经济普查数据计算了不同受教育程度（分别为本科及以上学历、专科、高中、初中及以下）人群中的性别雇佣偏见。考虑到受教育程度越高的劳动力，从事脑力劳动的可能性越高，因此我们预期，对受教育程度较高的女性劳动力的雇佣，更能够促进企业生产率的提高。表 7 和表 8 的估计结果表明，企业雇用更多受过大专、本科及以上学历教育程度的女性将提高企业的全要素生产率，而企业雇用

¹⁶ 在此部分中，被解释变量仍然采用 OP 和 LP 方法估算全要素生产率，对性别雇佣偏见的测算方法均为第一种残差法，基于第二种方法的估计结果与第一种方法相近，系数大小存在差异，由于篇幅有限并没有表示在正文中，感兴趣的读者可以向作者索要。

更多受过初中及以下教育程度的女性将降低企业的全要素生产率。¹⁷这种差异正是因为男性和女性相比,在体力劳动上具有优势,而在脑力劳动上没有优势的原因。

表7 不同受教育程度性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响(OP方法)

变量	本科及以上 (1)	大专 (2)	高中 (3)	初中及以下 (4)
Egdis	0.0106** (0.0050)	0.0221*** (0.0034)	-0.0010 (0.0030)	-0.0156*** (0.0029)
控制变量	是	是	是	是
行业、省份固定效应	是	是	是	是
常数项	1.2366*** (0.1691)	1.3140*** (0.3014)	1.2639*** (0.1153)	1.6379*** (0.1952)
观测值	26 347	54 222	83 532	88 796
R ²	0.6746	0.6794	0.6735	0.6803

注:括号内为稳健的标准误;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。表格中性别雇佣偏见的测算方法为式(7)的残差法。

表8 不同受教育程度性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响(LP方法)

变量	本科及以上 (1)	大专 (2)	高中 (3)	初中及以下 (4)
Egdis	0.0051 (0.0047)	0.0056* (0.0031)	-0.0004 (0.0027)	-0.0063** (0.0027)
控制变量	是	是	是	是
行业、省份固定效应	是	是	是	是
常数项	2.1537*** (0.1555)	2.2518*** (0.1232)	2.1147*** (0.1117)	2.4844*** (0.2120)
观测值	26 346	54 218	83 527	88 791
R ²	0.5491	0.5424	0.5375	0.5429

注:括号内为稳健的标准误;***、**、*分别代表1%、5%、10%的显著性水平。表格中性别雇佣偏见的测算方法为式(7)的残差法。

(二) 不同行业的差异

由于不同行业的资本劳动比率存在差异,对于不同性别劳动力群体的雇

¹⁷ 由于只有2004年的工业企业数据提供了不同受教育程度劳动力的雇佣数量,因此此处我们使用的是截面数据,无法加入滞后项。此后的研究,本文均采用加入滞后项的方法控制解释变量与控制变量的内生性。

佣需求也不尽相同。因此，我们根据国民经济行业分类标准（GB），将其进一步归类为采矿业、轻工业和重工业¹⁸，表 9 是不同行业中，性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响。对于采矿业，性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响不显著，但是对于轻工业和重工业，性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响均显著为正。说明除了采矿业这种极不适合女性工作的行业外，当其他行业中雇用较多的女性时，企业全要素生产率均会得到一定程度的提高。比较系数的大小，我们发现，在轻工业，性别雇佣偏见对于企业 TFP 的影响反而还要小于重工业。这也表明了，在那些传统观念上认为女性并不适宜工作的重工业，雇用更多的女性员工，并降低性别雇佣偏见，反而能更加有效地提升企业的生产率。¹⁹

表 9 分不同行业的检验

变量	OP 方法			LP 方法		
	采矿业	轻工业	重工业	采矿业	轻工业	重工业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Egdis (-1)	0.1011 (0.1046)	0.0886 *** (0.0128)	0.1130 *** (0.0187)	0.0781 (0.1012)	0.0390 *** (0.0120)	0.0540 *** (0.0177)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	5.8040 *** (0.1610)	5.5581 *** (0.0580)	5.0622 *** (0.0573)	8.2966 *** (0.1620)	7.8125 *** (0.0557)	7.5683 *** (0.0560)
观测值	18 054	192 976	198 311	18 054	192 974	198 311
R ²	0.0485	0.0503	0.0531	0.0814	0.0825	0.0901

注：括号内为稳健的标准误；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。表格中性别雇佣偏见的测算方法为式（7）的残差法。

（三）非线性检验

根据 Becker 的理论，如果男性女性的劳动生产率一致，那么具有性别歧视偏好的企业生产率较低，长期以来，将被没有性别歧视的企业驱逐出市场。Becker 理论假设，企业雇用男性和女性无差异。但是，实际上男性和女性的劳动生产率在不同工种是存在差异的，企业的性别雇佣偏见可能存在一个无

¹⁸ 我们将本文第三部分的采矿、轻工、机械、化工、冶炼和其他的分类进一步归类，将除了采矿业和轻工业之外的行业均归为重工业。

¹⁹ 本文也采用了两阶段最小二乘法进行了分析，结果与利用滞后项的分析差异不大，在轻工业的影响要小于重工业。本文也进行了其他分组检验，例如发现性别雇佣偏见对企业生产率的影响只在东部存在。性别雇佣偏见对企业生产率的影响在国有企业、集体企业和私营企业较大，在中国港澳台企业和外资企业较小，以上结果仅供读者参考。

偏见值,是最能发挥企业竞争优势的,不管企业雇用了过多男性或者过多女性,均会对企业生产率产生不同程度的负面影响,因此性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响可能存在非线性。为此,我们将性别雇佣偏见的平方项引入方程,结果见表10所示。其中第(1)列是对OP方法估计的企业TFP的影响,第(2)列是对LP方法估计的企业TFP的影响,结果发现,性别雇佣偏见的一次项显著为正,而二次项显著为负。²⁰表明性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响存在一个先上升后下降的过程,企业雇佣的女性员工和男性员工之比存在一个最优值,具体的,当Egdis为0.5475时,其对OP方法估计的TFP的影响达到最大,当Egdis为0.3099时,其对LP方法估计的TFP的影响达到最大。

同样考虑到男性和女性在体力上的差异,会导致男性和女性在不同行业上的比较优势有所不同。我们按照之前的方法对样本按行业分组,结果见表11所示。其中第(1)—(3)列的被解释变量是用OP方法估计的企业TFP,对于采矿业,企业性别雇佣偏见的一次项系数和二次项系数均不显著,显示性别雇佣偏见对采矿业企业全要素生产率没有影响。对于重工业,企业性别雇佣偏见的一次项系数显著为正,二次项系数不显著,显示企业性别雇佣偏见对于重工业企业的全要素生产率不存在倒U形影响。对于轻工业,企业性别雇佣偏见的一次项系数显著为正,二次项系数显著为负,表明性别雇佣偏见对于轻工业企业全要素生产率的影响存在一个先上升后下降的过程。第(4)—第(6)列的被解释变量是用LP方法估计的企业TFP,结果与第(1)—(3)列的结论是相同的。表明性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的倒U形影响只在轻工业存在。²¹

表10 性别雇佣偏见对企业全要素生产率的非线性检验

变量	OP方法	LP方法
	(1)	(2)
Egdis (-1)	0.0991*** (0.0107)	0.0455*** (0.0103)
Egdis ² (-1)	-0.0905*** (0.0292)	-0.0734*** (0.0278)
控制变量	是	是

²⁰ 为了计算Egdis最优值的方便,此处我们没有对Egdis取对数。

²¹ 本文使用工具变量两阶段最小二乘法进行分析,结果略有差异。使用性别雇佣偏见的一次项对OP方法和LP方法估计的企业生产率的影响均显著为负,其二次项对OP方法估计的生产率为负,但不显著,对LP方法估计的生产率显著为负。对采矿业和轻工业的影响存在倒U形非线性关系,对重工业的影响不存在倒U形关系。

(续表)

变量	OP 方法	LP 方法
	(1)	(2)
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是
常数项	4.7155*** (0.1639)	7.5381*** (0.1747)
观测值	40 9341	409 339
R^2	0.1243	0.1033

注：括号内为稳健的标准误；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。表格中性别雇佣偏见的测算方法为式 (7) 的残差法。

表 11 不同行业性别雇佣偏见对企业全要素生产率的非线性检验

变量	OP 方法			LP 方法		
	采矿业	轻工业	重工业	采矿业	轻工业	重工业
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
Egdis (-1)	0.0799 (0.1262)	0.0916*** (0.0137)	0.1181*** (0.0207)	0.0281 (0.1217)	0.0383*** (0.0128)	0.0611*** (0.0197)
Egdis ² (-1)	0.0388 (0.2962)	-0.1060*** (0.0389)	-0.0646 (0.0528)	0.1568 (0.2930)	-0.0895** (0.0358)	-0.0685 (0.0492)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业、行业、省份、 年份固定效应	是	是	是	是	是	是
常数项	5.8031*** (0.1612)	5.4503*** (0.0577)	5.1705*** (0.0572)	8.2948*** (0.1621)	7.7002*** (0.0553)	7.6291*** (0.0559)
观测值	18 054	192 976	198 311	18 054	192 974	198 311
R^2	0.0485	0.0503	0.0532	0.0815	0.0825	0.0901

注：括号内为稳健的标准误；***、**、* 分别代表 1%、5%、10% 的显著性水平。表格中性别雇佣偏见的测算方法为式 (7) 的残差法。

七、结 论

在我国经济增长趋缓以及女性就业占总就业的比例持续下滑的背景下，我们利用企业微观层面的数据研究了性别雇佣偏见对于我国工业企业全要素生产率的影响。本文采用 OP 方法和 LP 方法估计了企业的全要素生产率，并

检验了性别雇佣偏见对企业全要素生产率的影响,得出以下主要结论:首先,性别雇佣偏见较大的企业的全要素生产率显著低于性别雇佣偏见较小的企业。如果企业对于女性雇员的偏见每降低1%,以OP方法和LP方法计算的企业全要素生产率将分别增加0.2332%和0.1187%。这种影响在考虑了性别雇佣偏见的不同计算方式、可能存在的内生性和抽样偏倚之后均十分稳健。其次,本文发现企业雇用更多受过本科以上学历程度的女性,将大幅提高企业的全要素生产率。然而,企业雇用过多受过高中以下,特别是受过初中及以下教育程度的女性将降低企业的全要素生产率。再次,本文发现了性别雇佣偏见对企业生产率的影响在不同行业类型的企业之间存在差异。性别雇佣偏见对企业生产率的影响,在轻工业较小,在重工业较大。最后,本文发现性别雇佣偏见对于企业全要素生产率的影响存在一个先上升再下降的倒U形影响。本文的研究说明了对不同性别劳动力配比的优化是企业生产率提升的又一重要途径,雇用较多的女性能够帮助企业达到最优的性别比,改善企业生产率。

本文研究发现,性别就业平等对于企业生产率的提高具有积极意义。因此,首先,企业应该公平公正,反对就业歧视,奉行多元兼容,努力承担社会责任,这不仅可以赢得更好的社会声誉,吸引优秀女性人才加入,而且可以提升企业自身生产率,并在激烈的竞争中获得优势。其次,动员全社会的力量,营造性别平等的社会环境,这有助于提升社会生产总体生产率。这需要宣传和树立公平就业的良好榜样,帮助社会公众分辨就业歧视,培育和提升我国公民的权利意识和平等观念。国家和政府也应该制定相应的反性别歧视的法律与政策。例如在《劳动法》及《就业促进法》等相关法律法规的修订过程中应增加相关内容,为性别平等就业提供法律依据。应将性别平等作为政府制定收入再分配的法律和政策的价值观标准之一,并根据这一价值准则规范劳动力市场行为。最后,政府应该加强知识产权保护,促使企业技术创新。由于性别雇佣偏见小的企业更倾向于选择高技术,因此我们应加强知识产权保护,激励企业增加研发与创新投入,这不但可以直接提升企业生产率,也降低了体力在企业生产中的作用,使企业增加对女性劳动力的雇佣,从而进一步提升企业的生产率。

参考文献

- [1] Akerberg, D. A., K. Caves, and G. Frazer, "Identification Properties of Recent Production Function Estimators", *Econometrica*, 2015, 83 (6), 2411-2451.
- [2] Arrow, K. J. "The Theory of Discrimination", in Ashenfelter, O. and A. Rees (eds.), *Discrimination in Labor Markets*. Princeton: Princeton University Press, 1973, 3-33.
- [3] Ashenfelter, O., and T. Hannan, "Sex Discrimination and Product Market Competition: The Case of the Banking Industry", *The Quarterly Journal of Economics*, 1986, 101 (1), 149-173.
- [4] Asplund, M., and V. Nocke, "Firm Turnover in Imperfectly Competitive Markets", *The Review*

- of Economic Studies*, 2006, 73 (2), 295-327.
- [5] Becker, G. S., *The Economics of Discrimination*. Chicago: University of Chicago Press, 1957.
- [6] Black, S. E., and P. E. Strahan, "The Division of Spoils: Rent-Sharing and Discrimination in a Regulated Industry", *American Economic Review*, 2001, 91 (4), 814-831.
- [7] Brandt, L., J. Van Biesebroeck, and Y. Zhang, "Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-Level Productivity Growth in Chinese Manufacturing", *Journal of Development Economics*, 2012, 97 (2), 339-351.
- [8] Carranza, E., "Soil Endowments, Female Labor Force Participation, and the Demographic Deficit of Women in India", *American Economic Journal: Applied Economics*, 2014, 6 (4), 197-225.
- [9] 陈国强、罗楚亮, "劳动生产率与工资决定的性别差距——来自我国工业企业数据的经验研究", 《经济学动态》, 2016年第8期, 第38—52页。
- [10] Galor, O., and D. N. Weil, "The Gender Gap, Fertility, and Growth", *American Economic Review*, 1996, 86 (3), 374-387.
- [11] 龚关、胡关亮, "中国制造业资源配置效率与全要素生产率", 《经济研究》, 2013年第4期, 第4—15页。
- [12] Hellerstein, J. K., D. Neumark, and K. R. Troske, "Market Forces and Sex Discrimination", *Journal of Human Resources*, 2002, 37 (2), 353-380.
- [13] Jovanovic, B., "Selection and the Evolution of Industry", *Econometrica*, 1982, 50 (3), 649-670.
- [14] Juhn, C., G. Ujhelyi, and C. Villegas-Sanchez, "Men, Women, and Machines: How Trade Impacts Gender Inequality", *Journal of Development Economics*, 2014, 106, 179-193.
- [15] Kawaguchi, D., "A Market Test for Sex Discrimination: Evidence from Japanese Firm-Level Panel Data", *International Journal of Industrial Organization*, 2007, 25 (3), 441-460.
- [16] Kuhn, P., and K. Shen, "Gender Discrimination in Job Ads: Evidence from China", *The Quarterly Journal of Economics*, 2013, 128 (1), 287-336.
- [17] Levinsohn, J., and A. Petrin, "Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservable", *The Review of Economic Studies*, 2003, 70 (2), 317-341.
- [18] 李磊、王小洁、蒋殿春, "外资进入对中国服务业性别就业及工资差距的影响", 《世界经济》, 2015年第10期, 第169—192页。
- [19] 李利英、董晓媛, "性别工资差异中的企业效应", 《经济研究》, 2008年第9期, 第112—135页。
- [20] 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122—135页。
- [21] 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", 《世界经济》, 2012年第5期, 第142—158页。
- [22] Olley, G. S., and A. Pakes, "The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry", *Econometrica*, 1996, 64 (6), 1263-1297.
- [23] Qian, N., "Missing Women and the Price of Tea in China: The Effect of Sex-Specific Earnings on Sex Imbalance", *Quarterly Journal of Economics*, 2008, 123 (3), 1251-1285.
- [24] 卿石松, "职位晋升中的性别歧视", 《管理世界》, 2011年第11期, 第28—38页。
- [25] 佟新, 《社会性别研究导论》。北京: 北京大学出版社, 2011年。
- [26] 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", 《财贸经济》, 2017年第6期, 第130—146页。
- [27] Weber, A., and C. Zulehner, "Competition and Gender Prejudice: Are Discriminatory Employers Doomed to Fail?", *Journal of the European Economic Association*, 2014, 12 (2), 492-521.

Gender Employment Prejudice and Firm Productivity

LEI LI BIN SHENG*

(*Nankai University*)

Abstract Under the background of female employment share decline in China, we try to study the influence of gender employment prejudice on the total factor productivity (TFP) of China's industrial enterprises. We find that gender prejudice in employment has a significant impact on the total factor productivity. The higher the proportion of hired women, the higher the TFP is. After controlling the different calculation method of gender employment prejudice, controlling the endogenous and the sampling bias, the result is still robust. This effect is more obvious in the highly educated labor force group, and it is smaller in light industry, greater in heavy industry. Finally, we find that gender employment prejudice has an inverted U-shaped impact on TFP. We illustrate the optimization of different sex ratio in labor is an important way for enterprises to boost TFP.

Key Words gender employment prejudice, total factor productivity, education

JEL Classification J16, D24, O47

* Corresponding Author: Bin Sheng, School of Economics, Nankai University, Tianjin, 300071, China; Tel: 86-22-23508291; E-mail: shengbin@nankai.edu.cn.