

男女搭配,干活不累:异性效应 有利于提升生产效率吗

杨振兵

(南京财经大学 经济学院,江苏 南京 210023)

摘要:“男女搭配,干活不累”是大众共知的一种社会现象,那么女性职工比例增加是否会提升团队整体的生产绩效?文章建立了一个男性职工为获取女性好感而产生异性效应,进而提升团队整体生产绩效的理论模型,并从行业层面与省际层面对此进行了检验。研究结果显示,在控制了可能的影响因素后,女性职工比重的提升有利于提升工业全要素生产效率,证明了异性效应的存在;职业性别隔离限制了女性的就业机会,抑制了生产效率的提升。因此,政府应引导企业发现并利用异性效应,自发地提升女性职工的雇用水平,从根本上杜绝职业中的性别歧视。

关键词:异性效应;女性职工;生产效率;就业歧视;职业性别隔离

中图分类号: C926; F404.3 **文献标识码:** A **文章编号:** 1009-0150(2016)06-0016-12

一、引言

人与人之间的交际活动无疑有助于传递思想、提升生活质量,尤其男女两性之间的公共社交活动。不同性别之间在交流的同时会产生相互的好感,并且伴随着难以言喻的吸引力,有的异性之间还能从交际活动中寻找感情的慰藉,得到心灵上的沟通与交流,从而对生活质量的提升有重要的帮助作用,即被人所熟知的异性效应,也可以称作“磁铁效应”,“男女搭配,干活不累”正是如此。

由于异性效应的存在,每个人都渴望得到异性的认可与青睐,因此异性之间的相互激励成了个体发展的动力和“促进剂”。推而广之,如果异性效应同样存在于工业企业的产品生产过程中,那么,充分、有效地发挥异性效应对于提升工业企业生产效率来说具有重要意义。因此,在中央大力提倡供给侧结构性改革的背景下,从理论与经验层面对中国工业部门异性效应的存在性进行检验,可以为后续提升全要素生产率政策的出台与实施提供崭新的视角。

很多学者基于性别差异与生产绩效的关系做了大量的深入探讨,为本文提供了较好的研究基础。Ronay和von Hippel(2010)发现女性观众可以增加男性运动员的体育竞技水平。Frankenhuis和Karremans(2012)指出当男性处于性别比例不稳定的团队中时,其总是会调整自己的行为以迎合女性实验者的偏好。Becker(1971)研究指出在组织中男性通过向女性表达好感而对组织行为产生整体的积极的外部性。von Siemens(2015)在此基础上建立了一个理论框架,讨论了男性工作者通过对女性工作者的“求偶行为”而对工作表现产生影响,即男性在工作中为获得女性好感而付出更多的努力。

收稿日期:2016-07-01

作者简介:杨振兵(1986-),男,山东诸城人,南京财经大学经济学院讲师。

以上研究均证实男性对女性具有强烈的偏好迎合现象,会通过更加努力的表现来赢得女性的好感或者尊重,“求偶行为”只是异性效应中的一种表现方式。Apesteguia等(2012)、Hoogendoorn等(2013)研究发现当一个团队中有男有女时,将会比单一性别的团队拥有更良好的表现。已有专家学者对异性效应进行了初步的研究,但截至目前,对其进行经验检验的文献尚不多见,当然,以中国工业部门为研究样本,通过经验分析检验异性效应对生产率影响的研究也很欠缺。

因此,本文的主要工作是:(1)基于von Siemens(2015)男性“求偶行为”的理论框架,我们首次建立了一个较高能力男性职工为赢得女性职工青睐,产生异性效应而影响团队生产绩效的微观理论模型;(2)由于缺乏完整的微观数据,基于可得的宏观数据,我们以中国工业部门为研究对象,分别从行业层面与省际层面,对异性效应的存在性进行了实证检验。我们发现,较高能力的男性职工为了获取女性职工的尊重或好感,施加较高的工作努力程度使自己与较低能力的男性职工有所区别,从而提升了团队整体的生产绩效。在行业与省际两个层面,女性职工比重越大,工业全要素生产效率越高,证明异性效应确实存在;而职业性别隔离由于限制女性的就业机会,抑制了全要素生产效率的提升。我们的研究结论将为供给侧结构性改革背景下如何提升全要素生产率提供崭新的视角,也从侧面为用工单位自发增加女性雇用水平、杜绝性别就业歧视提供可靠的经验证据。

本文的研究思路如下:第二部分我们建立一个微观的理论模型,分析由较高能力男性职工主导的异性效应对团队生产行为的影响;第三部分我们设置一个实证考察模型,对异性效应的理论结果进行检验,并详述各个变量的选择理由与计算方法;第四部分我们讨论了实证考察结果;第五部分我们通过计算性别隔离指标,从反面对异性效应进行进一步论证;第六部分为本文的研究结论。

二、异性效应的理论基础

为了准确考察异性效应的存在,我们基于von Siemens(2015)男性“求偶行为”的理论框架,首次建立了一个较高能力男性职工为赢得女性职工青睐,产生异性效应而影响团队生产绩效的微观理论模型。我们的模型与现有模型的差异主要是:(1)区别于von Siemens(2015)的“求偶行为”,我们更直接地考察异性效应对于生产率的影响;(2)我们不单考察个体异性效应的影响,在此基础上加总考察企业甚至行业层面异性效应对于生产效率的影响。

考虑一个有 N 个工人的企业,其中女性职员的数量为 W 。记男性职员为 m ,女性职员为 f ,且每个工人的工作能力有高(h)和低(l)之分。这样,我们令 $\chi(\theta, \gamma)$ 表示一个性别为 $\theta(\theta=f, m)$ 而工作能力为 $\gamma(\gamma=h, l)$ 的工人。为了考察异性效应对生产效率的影响,我们假定每个工人所配套的生产性资产等其他一切附属资源都是同质的。令 τ 为每个工人的工作努力程度($\tau > 0$), π 为每个工人努力工作后得到的收益($\pi > 0$),而付出努力的成本为 $\varphi(\gamma)c(\tau)$ 。由于个人能力较强则可以付出较小的努力成本,这隐含着 $\varphi(h) < \varphi(l)$ 。而对于成本函数 $c(x)$,我们设定如下: $c'(x) > 0$, $c''(x) > 0$, $c'''(x) < 0$,且有 $\lim_{x \rightarrow 0} c'(x) = 0$ 与 $\lim_{x \rightarrow \infty} c'(x) = +\infty$ 。这意味着较高工作能力的工人具有较低的努力成本付出与较低的边际努力成本。

企业员工之间融洽的人际关系可以维系良好的工作环境,特别是男性工作者通过异性接触会产生一种特殊的相互吸引力和激发力,对其工作效率产生积极的外部性。令 $\phi(\tau) \in [0, 1]$ 表

示女性职业者通过观察认为男性职业者在努力程度为 τ 的条件下拥有较高能力的概率,而对于男性职业者来讲,其期望收益可以表示为:

$$\pi\tau - \varphi(\gamma)c(\tau) + \phi(\tau)\omega(W) \quad (1)$$

其中, $\omega(W)$ 表示较高能力的男性工作者相对于较低能力的男性工作者可以得到的更多的收益,它们主要来自女性工作者的尊重、好感与崇拜等,充分体现出异性效应。 $\omega'(W) > 0$ 意味着来自于女性职工的好感 $\omega(W)$ 是随着女性职工数 W 的增长而递增的。且我们定义 $\omega(0) = 0$ 意味着如果女性工作者数量为0,那么这种异性效应也将为0。

上述模型刻画了一个以生产率信号传递为目标的战略博弈。即使不关心付出的努力是否影响女性对其欣赏,所有工人都会付出最低水平以上的努力程度。而当考虑异性效应的存在性时,必然存在一个分离均衡,使得较高能力的男性工作者会付出更高的努力程度,自动地与低能力男性职工区别开来。

只考虑收益激励,对式(1)计算关于努力程度(τ)的一阶条件,可以得到:

$$\pi - \varphi(\gamma)c'(\tau^*) = 0 \quad (2)$$

其中, τ^* 是与异性效应不相关的最优努力程度。

当考虑异性效应时,较高能力的男性工作者会根据自己的能力来选择付出的努力程度,最终肯定选择高于 τ^* 的能力实施,向女性工作者传递信号,并获得更多的尊重与欣赏,产生异性效应。那么,对于较高能力的男性职工而言,分离均衡必然为:

$$\pi\tau^* - \varphi(l)c(\tau^*) - \pi\tau + \varphi(l)c(\tau) - \omega(W) \geq 0 \quad (3)$$

当较高能力的男性工作者选择 $\tau = \tau^*$,式(3)结果小于0。由于成本函数 $c(x)$ 是严格凸的,意味着当实施更高的努力程度时,式(3)左边的函数值是递增的,因此,较高能力的工作者必须选择 $\tau_s \geq \tau^*$ 为分离均衡的努力程度。且 τ_s 为分离均衡时较高能力的工作者努力程度。所以,异性效应给较高能力的男性工作者带来的变化为 $\Omega(\pi, W) = \max\{\tau_s - \tau^*, 0\}$,表示较高能力的男性工作者为与较低能力者区别开来需要付出更多的努力。

记男性工作者期望产出为 E_m ,女性工作者期望产出为 E_f ,那么当不考虑异性效应时,该团队的期望产出为 $E_{total} = E_m(\tau^*) + E_f(\tau^*)$,而考虑异性效应之后,该团队的期望产出为: $E'_{total} = E_m(\tau^*) + E_f(\tau^*) + E_m[\Omega(\pi, W)]$ 。

女性员工的比重将如何影响男性的工作激情?直观上看, τ^* 可以视为一个常数,而当女性员工数越多时,较高能力的男性工作者受到女性工作者的青睐, $\omega(W)$ 就越高,因此式(3) τ_s 值越大, Ω 也就越大, $E_m[\Omega(\pi, W)]$ 随着 W 的上升而增加。换言之,当女性工作者越多时,较高能力的男性工作者受到的尊重就越多,异性效应也越明显。

当一个地区或行业有 n 个企业时,异性效应就将被放大。总产出将变为:

$$\begin{aligned} \sum_1^n E'_{total} &= \sum_1^n \{E_m(\tau^*) + E_f(\tau^*) + E_m[\Omega(\pi, W)]\} \\ &= \sum_1^n E_m(\tau^*) + \sum_1^n E_f(\tau^*) + \sum_1^n E_m[\Omega(\pi, W)] \end{aligned} \quad (4)$$

由此我们得到本文的推论:当企业中女性员工数量增加时,异性效应会使较高能力的男性工作者产生一种特殊的动力和激发力,为了赢得女性工作者的尊重,较高能力的男性工作者会付出更多的努力使自己同较低能力者区别开来,对团队整体的工作效率产生提升作用。

三、研究设计

(一)模型设定与变量计算

1.模型设定

基于前文的理论假设,本节将设计实证模型来分析异性效应的存在性。考虑性别歧视的缘由,女性工作者比重越高,那么生产效率就越低;因此,假如异性效应存在的话,女性职工比重越高,由异性效应导致的生产率增长会弥补由女性职工工作效率低导致的整体生产效率的下降,甚至会出现上升现象^①。因此,我们分别以中国工业行业与省际工业部门面板数据为研究样本进行实证检验,初步设置的模型为:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 female_{it} + \alpha_2 CV_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, tfp 为生产效率, $female$ 为女性职工的比重, i 为行业, t 为时间, CV 是为了得到准确的考察结果而设置的控制变量。 f_i 为行业固定效应, f_t 为时间固定效应。

针对式(5)中所有变量,我们也将从行业层面与省际层面分别进行计算说明,接下来我们详述各变量的计算方法。

2.核心变量

(1)工业生产效率(tfp)。根据杨莉莉等(2014)通过随机前沿分析(SFA)方法对工业全要素生产效率进行测算的思路,本文将进行行业层面与省际层面工业全要素生产效率的测算。对于生产函数的基本设定形式如下:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 t + \frac{1}{2} \alpha_2 t^2 + \alpha_3 \ln K_{it} + \alpha_4 \ln L_{it} + \alpha_5 t \times \ln K_{it} + \alpha_6 t \times \ln L_{it} + \frac{1}{2} \alpha_7 \ln K_{it} \times \ln L_{it} + \frac{1}{2} \alpha_8 (\ln K_{it})^2 + \frac{1}{2} \alpha_9 (\ln L_{it})^2 + v_{it} - u_{it} \quad (6)$$

其中, Y 为各工业行业工业总产值; K 与 L 分别为资本和劳动投入数量。

随机前沿分析方法将生产的技术效率设定为实际产出的均值与潜在生产前沿的均值之比,即:

$$TE_{it} = \frac{E[f(\mathbf{x}_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it})]}{E[f(\mathbf{x}_{it}, \beta) \exp(v_{it} - u_{it}) | u_{it} = 0]} = \exp(-u_{it}) \quad (7)$$

其中, u 表示生产过程中的技术效率损失, $u_{it} = u_i \exp[-\eta(t - T)]$, 且 $u_i \sim N^+(\mu, \sigma_u^2)$ 。但根据 Battese 和 Coelli (1995) 的建议,采用极大似然法对该模型进行估计,通过设定 $\gamma = \sigma_u^2 / (\sigma_u^2 + \sigma_v^2)$ ($0 \leq \gamma \leq 1$),并根据 γ 的值判断模型设定的合理程度。

这样全要素生产率可以表示为:

$$TFEG_{it} = TC_{it} + TEC_{it} + SE_{it} \quad (8)$$

TC 表示技术进步速率,其计算方法为:

$$TC_{it} = \frac{\partial \ln f(\mathbf{x}_{it}, \beta)}{\partial t} = \alpha_1 + \alpha_2 t + \alpha_5 \ln K + \alpha_6 \ln L \quad (9)$$

TEC 为生产技术效率变化率,由以下公式计算得出:

$$TEC_{it} = \frac{\partial \ln TE_{it}}{\partial t} = \frac{\partial \ln \exp(-u_{it})}{\partial t} = -\frac{\partial u_{it}}{\partial t} \quad (10)$$

^① 本文的研究背景是中国工业部门存在严重性别歧视这一客观事实,雇佣的女性职工比例较小(样本区间初期女性职工占比为39.65%,末期这一数据降至35.77%),因此在一定范围内增加女性职工比重可以产生异性效应,并改善生产效率。当然,如果女性职工的比重过度增加,造成女多男少的现象,也势必会降低生产效率。当然,这期待后续进一步的研究与探讨,由于缺少女多男少的现实数据,所以本文暂时无法对该种情况进行考察。只能在现实情况下,对中国工业部门目前已经存在的男多女少现象的客观事实进行研究与分析。

SE 表示规模效率变化,由如下公式计算得出:

$$SE_{it} = (RTS_{jit} - 1) \sum_j \lambda_{jit} \dot{x}_{jit} \quad (11)$$

其中, ε_{jit} 为 j 的要素产出弹性,即: $\varepsilon_j = \frac{\partial \ln Y}{\partial \ln j}$; $\lambda_{jit} = \varepsilon_{jit} / RTS_{it}$; \dot{x}_{jit} 为 $j(j=K, L)$ 的投入数量变化率; $RTS_{it} = \sum_j \varepsilon_{jit}$ 。

(2)女性职工比重(female)。无论行业层面或者省际层面,我们均采用女性职工人数占从业人员总数的比重来进行度量。

3.控制变量(CV)

参考现有研究,我们将各个控制变量的选取理由与计算方法报告如下:

(1)竞争强度(ci/monopoly)。竞争强度的提升可以促进创新投入的增加(Aghion等, 2001; Inui等, 2012),并对技术进步产生影响。因此竞争强度是影响工业全要素生产效率的重要因素。

在行业层面,我们采用PCM(Price-Cost Margin)的倒数来表示,具体的计算方法为:

$$lih = (VAI - LC) / Y \quad (12)$$

其中, LC 为工资总额, Y 与 VAI 分别为工业总产值和增加值。式(12)的测算结果越高,意味着垄断势力越强,所以我们参考现有研究的做法(杨振兵等, 2015),取其倒数表示竞争强度:

$$ci = 1 / lih \quad (13)$$

在省际层面,由于工业产品总体价格水平难以获取,而且省际层面的工业增加值等数据在研究的样本区间内不完整,因此PCM方法将不再适合计算省际间工业部门内部的竞争强度。因此,我们采用不同省份工业部门国有企业比重(monopoly)来反映区域间工业部门市场竞争强度,所计算的数值越大,代表竞争强度越小。

(2)要素结构(kl)。张军等(2009)研究发现,要素结构的变化对企业生产率的变化也具有重要影响。无论行业层面还是省际层面,我们均采用资本存量与劳动的比值来表示。

(3)出口学习效应(exp)。Clerides等(1998)研究发现,企业可以从出口行为中学习先进的生产技术,从而进一步提升生产效率。在本文中,我们采用行业出口交货值与销售产值的比值来表示。

(4)创新投入比重(rd)。现有研究指出,创新投入会促进技术水平的提升(Griliches, 1964),影响要素的生产效率,所以创新投入比重是影响工业部门全要素生产效率的重要因素。因此无论行业层面还是省际层面,我们均采用科技研发内部支出与行业总产值的比值来表示。

因此,我们初步设定的模型为:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 female_{it} + \alpha_2 ci_{it} + \alpha_3 kl_{it} + \alpha_4 exp_{it} + \alpha_5 rd_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (14)$$

(二)数据来源

1. 数据搜集与整理。由于2003年之前,统计资料并未报告女性分行业的职工人数,因此行业层面的数据我们采用2003–2012年的面板数据,“其他采矿业”、“工艺品及其他制造业”、“废弃资源和废旧材料回收加工业”3个细分行业由于数据连贯性不好没有包含在研究样本中,因此最后只剩36个工业行业。2008年后缺少的工业增加值数据由前一年的增加值数据乘以增长率得出,二者均来自国家统计局官网。

而省际层面的数据,由于2004年之前《中国工业经济统计年鉴》没有公布“出口交货值”等数据,因此省际层面的数据本文选择2004–2012年的面板数据。本文所有含有价格因素的变量全部平减至2000年。

2. 投入与产出数据的计算。本文工业全要素生产效率(tfp)计算所需要的投入产出数报告如下:

(1)工业总产值(Y)。参考现有文献(陈诗一, 2010)的研究方法, 无论行业层面或者省际层面, 本文均采用价格指数平减后的可比价工业总产值作为产出指标。

(2)工业资本投入(K)。本文分别采用行业层面或省际层面的按照永续盘存法计算的资本存量进行度量, 根据陈诗一(2011)的研究方法, 其基本的计算公式为: 当期资本存量=可比价当期投资额+(1-当期折旧率)×上期资本存量, 其中当期折旧率为本期折旧与上期固定资产原值之比。初始期的资本存量是根据现有研究的做法(Hall和Jones, 1999; Young, 2003), 采用当年的投资额除以平均增长率与折旧率之和。

(3)劳动力投入数量(L)。无论行业层面或是省际层面, 均采用年均从业人数予以度量。

(三)动态延续性与内生性问题的处理

式(14)是静态面板模型, 无法体现生产过程的动态延续性, 考虑到生产技术进步具有明显的路径依赖特征(景维民和张璐, 2014), 因此工业全要素生产效率也可能体现出一定的惯性特征, 因此我们将式(14)改为如下动态面板模型:

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \chi tfp_{it-1} + \alpha_1 female_{it} + \alpha_2 ci_{it} + \alpha_3 kl_{it} + \alpha_4 exp_{it} + \alpha_5 rd_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (15)$$

另外, 式(15)中创新可能促进生产技术进步, 导致全要素生产效率的提升, 而全要素生产效率提升会增加企业利润, 从而增加企业的创新资本; 现有研究指出出口会提升全要素生产效率(出口学习效应), 但也有研究指出生产效率较高的企业会倾向于选择出口(自选择效应), 以上事实说明被解释变量与解释变量二者可能存在相互影响的关系。由反向因果关系导致的内生性问题会引起估计结果的不准确, 因此, 本文将选择系统广义矩估计方法对动态面板模型进行估计。

四、实证结果讨论

(一)工业生产效率测算结果

通过式(8)对于行业层面与省际层面工业全要素生产效率增长率的测算结果分别显示在图1和图2中。

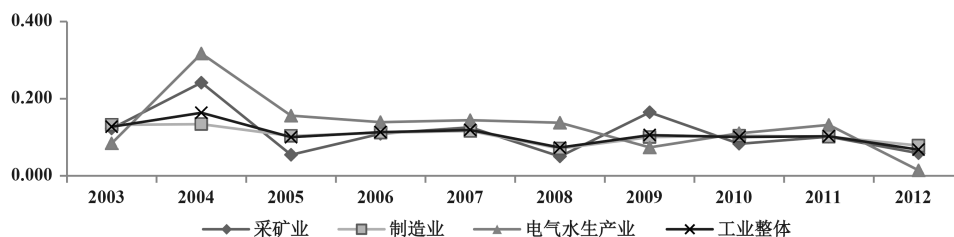


图1 中国工业行业大类全要素生产效率增长率

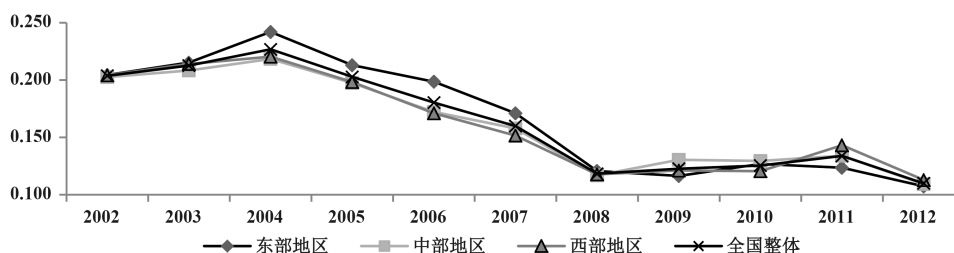


图2 中国区域工业部门全要素生产效率增长率

从行业层面看,除某些年份的个别行业之外,中国工业行业全要素生产效率增长率普遍大于0,说明中国工业行业全要素生产效率呈现积极的增长态势。从工业部门整体看,工业全要素生产效率随时间呈现出起伏波动,大致经历了先降后升再降的倒N形演化趋势;各行业大类的全要素生产效率增长率也均呈现出起伏波动的变化趋势,而且制造业的演化趋势与工业部门整体总体一致,说明工业整体全要素生产效率增长率的变化轨迹主要受制造业影响。

从省际层面看,中国工业整体的全要素生产效率增长率的倒N形演变趋势更为明显^①,大致经历了先降后升再降的倒N形演化趋势。从不同地区看,东部地区工业部门的全要素生产效率要更高一些^②,这是由于东部地区市场化程度和生产技术水平更高所致。而在样本区间的末期,西部地区的工业全要素生产效率增长率已经超过了中东部地区,说明中央政府对西部地区开发的大力支持起到了良好的效果。

(二) 动态方程估计结果

通过表1中Arellano-Bond检验Sargan检验结果可知,滞后期数与所使用的工具变量都是合理有效的,因此系统GMM方法的参数估计结果是可信的。后文中我们分别将就女性职工比重及其他控制变量对工业全要素生产效率的影响效果进行详细讨论。

1. 技术进步的惯性特征

*tfp*的滞后一期在模型中的系数均显著为正,意味着无论在行业层面还是省际层面,工业全

表1 基本估计结果

变量	行业层面		省际层面	
	FE	GMM	FE	GMM
L.tfp	-	0.077 5***(0.021 3)	-	0.611 7***(0.049 0)
female	0.739 8***(0.175 5)	0.141 6**(0.056 2)	0.795 3***(0.147 9)	0.181 4(0.106 8)
ci/monopoly	0.018 4***(0.004 9)	0.011 4***(0.003 2)	-0.079 3(0.043 0)	-0.073 7***(0.023 8)
kl	-0.001 8**(0.000 8)	-0.000 9***(0.000 3)	-0.000 8**(0.000 4)	-0.000 3(0.000 2)
exp	0.021 0**(0.010 6)	0.070 5**(0.037 1)	0.446 7***(0.106 2)	0.016 1(0.009 4)
rd	0.025 7**(0.012 6)	0.019 9**(0.008 9)	2.078 0***(0.663 5)	2.835 3***(0.844 3)
常数项	-0.243 6***(0.072 7)	0.012 6(0.026 0)	-0.216 0***(0.047 8)	-0.021 8***(0.036 1)
F检验	0.000 0	-	0.000 0	-
Hausman检验	0.000 0	-	0.000 0	-
时间固定效应	yes	yes	yes	yes
AR(1)P值	-	0.003 0	-	0.023 0
AR(2)P值	-	0.690 0	-	0.263 0
Sargan检验P值	-	0.257 1	-	0.325 6
工具变量个数	-	29	-	26
样本容量	360	324	279	248
R ²	0.225 0	-	0.465 5	-

注:本文将标准差置于估计系数的括号中;1%、5%、10%的显著性水平分别用***、**和*来表示;FE为固定效应模型,GMM为系统广义矩估计模型。

①除去纵轴的刻度值不同外,图1与图2在图形上的差异主要源于行业层面,我们剔除了一些数据不连贯的行业,而且两个测度方法的截面单元潜在产出不同,因此两个研究样本的全要素生产效率会有所差异,我们在此说明。

②与普遍的划分方法相同,本文中东部省区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东;中部包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南;西部包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。

要素生产效率均具有明显的路径依赖特征,表现出生产技术的惯性。由于生产方式是由长期的实践经验积累而成,工业企业在生产过程中容易遵循之前的要素投入结构进行生产,而短期进行调整极为不易,这就表现出生产技术的惯性特征。景维民和张璐(2014)在研究中也发现清洁技术进步具有依赖特征,这是技术惯性特征的一个特例。

2. 核心变量

两个模型中 $female$ 的系数均显著为正,说明行业层面与省际层面的经验研究均可以证明女性职工比重的提升有利于提升工业全要素生产效率,这印证了本文的理论分析结果。女性职工比重的增加,会产生明显而强烈的异性效应,促使较高能力的男性职工为获取女性职工的好感或尊重而加大工作努力程度,从而区别于较低能力的男性职工,不仅提升自己的工作效率,并且还带动了团队整体生产效率的提升。Apestegui等(2012)、Hoogendoorn等(2013)均研究发现相对于同一性别的团队而言,具有差异性的团队拥有更好的业绩表现。von Siemens(2015)也认为女性职工会激发较高能力男性职工的“求偶行为”,提升男性职工的工作努力程度而增加产出水平。而通过我们的实证分析结果也可以发现,从整体角度看,女性职工的比重越高,则整体的全要素生产效率越高。这从反面印证了异性效应对提升生产效率的积极影响,因为假设不存在异性效应,那么女性由于其低于男性的生产能力的原因为负向影响整体的生产效率。

3. 控制变量

行业层面 ci 的系数显著为正,说明激烈的竞争有利于提升全要素生产效率,福利经济学第一定律指出在完全竞争条件下具有最优的配置效率,因此竞争强度的增加有利于提升生产要素配置效率,提升全要素生产效率;而在省际层面, $monopoly$ 的系数显著为正,说明垄断程度与全要素生产率同向变动,垄断程度提高将不利于全要素生产效率的改善。 kl 的系数为负,且比较显著,说明要素结构的资本化并没有提升工业全要素生产效率,这与现有研究结论一致(张军等,2009),盲目投资提升了生产要素的资本化程度,反而不利于全要素生产效率的改善。出口学习效应的代理变量 exp 的系数显著为正,说明出口显著提升了工业企业全要素生产效率,印证了出口学习效应的存在。 rd 的系数显著为正,说明创新投入比重的增加可以显著提升全要素生产效率,这与现有研究结论一致(张杰和周晓艳,2011),因此由创新投入引致的技术进步促使生产要素节约,从而提升了全要素生产效率。

五、异性效应的进一步论证

上文通过实证模型证明女性职工的比重越高,越有利于提升工业全要素生产效率,虽然证实了异性效应的存在,但仍然是不完备的。接下来,我们将对其进行进一步论证^①。从相反的角度来考虑,如果工业部门存在性别隔离,是否就不利于工业全要素生产效率的提升呢?我们首先对不同地区的性别隔离指数(segregation)进行测算,之后考察职业性别隔离对工业全要素生产效率的影响效果^②。如果职业性别隔离妨害了全要素生产效率的提升,那么则证明异性效应的存在,否则则说明工业部门中异性效应是不可靠的。

(一)模型设定与变量计算

我们初步设定的论证模型为:

^①限于篇幅,本文不再增添各变量敏感性测试的稳健性检验,只在前文结论的基础上进行进一步论证,在此对审稿专家具有建设性的意见表示感谢。

^②不同职业中某一职业的男性和女性所占比例和另一个职业男性和女性所占比例相差悬殊,就认为存在着职业性别隔离现象,说明该职业对女性存在着职业歧视。

$$tfp_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 segregation_{it} + \alpha_2 ci_{it} + \alpha_3 kl_{it} + \alpha_4 exp_{it} + \alpha_5 rd_{it} + f_i + f_t + \varepsilon_{it} \quad (16)$$

其中, $segregation$ 表示性别隔离指数。参考现有研究(杨伟国等, 2010), 我们选取了规模标准化的邓肯指数(DS指数)与卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)两种方式测度职业性别隔离指数。

1. 标准化的邓肯指数(DS指数)。标准化的邓肯指数是由Gibbs于1965年提出, 克服了邓肯指数因职业规模变动而导致测度误差的缺陷, 因而被广泛应用于进行跨阶段比较的研究中。其具体的计算方法为:

$$DS = \frac{1}{2} \sum_{i=1}^3 \left| \left[\frac{W_i/T_i}{\sum_{i=1}^3 (W_i/T_i)} \right] - \left[\frac{M_i/T_i}{\sum_{i=1}^3 (M_i/T_i)} \right] \right| \times 100 \quad (17)$$

其中, i 表示工业部门中不同的行业大类, 考虑到样本区间内数据的完整性, 主要包括采矿业、制造业和电力、燃气及水的生产与供应业三个部门。 W_i 表示 i 部门中女性求职者的数量, M_i 为男性求职者的数量, $T_i = W_i + M_i$ 表示 i 部门中总人数。如果DS指数的测算结果接近于零, 意味着该部门中女性和男性占据近似的就业比重; 如果接近于1, 就意味着没有男性或女性在同一职业中工作, 性别隔离非常严重。

2. 卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)。卡梅尔—麦克拉克伦指数表示在就业总量中男女人数占比保持不变的条件下, 需要有多少比例的工人调换工作才可以使该职业中的男女比率与就业总量中男女人数占比相同。其具体的计算方法为:

$$IP = \frac{1}{T} \sum_{i=1}^3 \left| (1-a) W_i - a M_i \right| \quad (18)$$

其中, a 表示女性求职者占总就业量的比重, T 表示总就业量, W_i 表示 i 部门中女性求职者的数量, M_i 为男性求职者的数量。IP指数计算结果越高, 意味着职业性别隔离程度越大。

由两种指数的计算方法可知, 由于缺少行业层面对女性职工比重的细分数据, 因此对于职业性别隔离的测度只适用于省际层面。考虑到控制变量数据可得性, 为了保持样本本研究区间一致性, 我们依然采用2004—2012年为本文的研究区间。职业性别隔离数据来源于《中国劳动统计年鉴》。

(二) 结果讨论

1. 职业性别隔离测算结果

我们通过式(16)和式(17)测算得出了衡量职业性别隔离程度的规模标准化的邓肯指数(DS指数)与卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数), 并将两种指数的省际测算结果的年均值报告于图3^①。

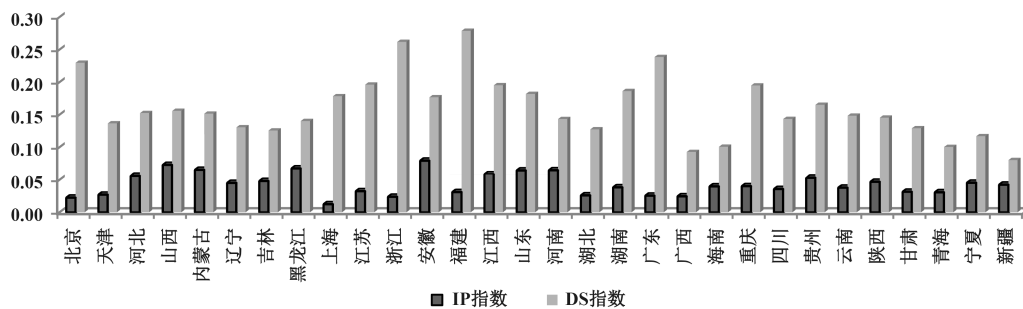


图3 中国各省份的职业性别隔离指数

①具体的职业性别隔离指数, 篇幅所限, 结果备索。

我们将各省份工业部门的职业性别隔离指数报告于图4中,从中可以明显地看出,规模标准化的邓肯指数(DS指数)与卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)由于计算方法不同,结果差异较大。在两种不同的计算方法下,各省份的职业性别隔离程度也具有较大差异。其中,浙江、福建、上海、北京、广东等经济发展水平较高的省份规模标准化的邓肯指数(DS指数)测算结果较高,但是卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)测算结果却较低。直观上可以判断,这些省份的经济发展程度、对外开放水平较高,女性在劳动权益保护方面的防范意识更强,因此职业性别隔离程度应该更弱,即卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)测算结果更加符合现实。这是由于DS指数的前提假设为该部门就业总量中男女性别占比变动较小,而卡梅尔—麦克拉克伦指数则充分考虑了职业结构变动及总的性别比率变动对职业性别隔离的影响(杨伟国等,2010)。而浙江、福建、上海、北京、广东等省份随着产业结构优化,服务业发展水平相对较高,较多的女性职工在产业转移过程中从事更为擅长的服务业,导致工业总体女性就业比重有所变化^①。因此,相对于规模标准化的邓肯指数(DS指数)而言,卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)则更能清晰地反映工业部门中的职业性别隔离情况。

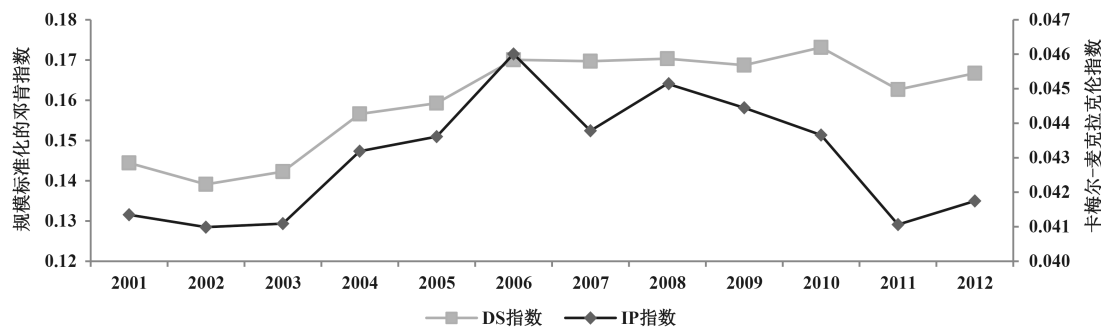


图4 中国工业部门职业性别隔离程度变化趋势

但从全国整体职业性别隔离的走势情况看,两种指数虽然计算方法的区别较为明显,但是反映的整体走势变化却大致相同。从图4可以看出,虽然卡梅尔—麦克拉克伦指数(IP指数)在某些年份的变化较为显著(2006—2007年),但是与规模标准化的邓肯指数(DS指数)的走势大致相同,呈现出先升后降的倒U形趋势。其中较为明显的上升拐点出现在2003年后,这是由于该时期中国工业化进程加快,工业部门迅速扩张,劳动需求也迅速提高,而由于工业部门的劳动者工作属性的特点,对女性的职业歧视也更加突出。但是这一现象在2008年后有所改变,由于《劳动合同法》的实施,劳动者的合法权益受到进一步保护,女性劳动者在职业选择中受到的权利保护程度也得到提升。

2. 论证结果

我们依然采用系统广义矩估计方法来对方程(15)进行参数估计,并分别将DS指数的估计结果与IP指数的估计结果报告于表2。表2中Arellano-Bond检验与Sargan检验结果显示,我们选择的滞后期数与所使用的工具变量依然是合理有效的,而GMM的估计结果也是可信的。

通过表2的估计结果可以看出,DS指数与IP指数的系数都显著为负,说明职业性别隔离显著降低了工业全要素生产效率。这意味着工业部门中对女性职业者的性别歧视,严重制约了工

^①通过《中国劳动统计年鉴》的数据测算结果,我们发现样本区间内浙江、福建、上海、北京、广东等省市工业部门中女性的就业比例变化较为显著,其中福建、广东等地方女性的就业比重变化接近7%,而其他省市的变化也均超过1%。但是,与其他省份的下降趋势不同,上海的女性就业比重的增幅超过1%。

表2 论证的估计结果

变量	DS指数模型			IP指数模型		
	系数	(标准差)	t值	系数	(标准差)	t值
L.tfp	0.722 5***	(0.026 2)	27.55	0.790 8***	(0.030 5)	25.93
DS/IP	-0.268 6***	(0.033 6)	-8	-0.973 7***	(0.103 9)	-9.38
monopoly	-0.097 4***	(0.020 3)	-4.81	-0.125 0***	(0.016 9)	-7.4
kl	-0.000 3**	(0.000 1)	-2.5	-0.000 7***	(0.000 1)	-4.75
exp	0.239 5***	(0.034 4)	6.97	0.088 3**	(0.042 3)	2.09
rd	4.228 3***	(0.304 8)	13.87	4.309 9***	(0.314 3)	13.71
常数项	0.056 2***	(0.011 2)	5.02	0.063 2***	(0.010 8)	5.84
时间固定效应		yes			yes	
AR(1)P值		0.001 3			0.001 3	
AR(2)P值		0.121 4			0.121 4	
Sargan检验P值		0.211 9			0.211 9	
工具变量个数		26			26	
样本容量		279			279	

注: 本文将标准差置于估计系数的括号中; 1%、5%、10%的显著性水平分别用***、**和*来表示。

业全要素生产率的进步。从普遍的观念来讲, 职业性别隔离限制了女性职工进入某一职业, 不利于异性效应的形成, 从而制约了工业全要素生产率的改进。

由表2我们还可以看出, 各个控制变量只是系数大小与显著程度发生了微小的变化, 而系数符号均与表1完全一致, 这也证明我们所选取的控制变量是合理的。至于各个控制变量的影响效果, 前文已经进行了详细的阐释, 此处不再赘述。

六、结论

在中国的劳动力市场上, 男性与女性职业者在就业机会与职业道路上存在着严重的不平等现象, 对于女性工作者的性别歧视不仅严重限制了女性的职业发展, 违背了公平公正的社会发展理念, 而且严重制约了人力资源配置效率的提升, 对劳动力市场的稳定和经济健康发展都具有不利影响。那么女性职工是否会阻碍生产率的提升?

本文建立了异性效应的一个微观理论的基础模型, 分析了较高能力的男性工作者, 出于赢得异性青睐和尊重的动机, 为与较低能力的男性职工有所区别而施加更高的努力程度, 从而产生异性效应而促进整体生产率的提升。之后通过建立实证模型, 在控制了可能的影响因素之后, 分别考察了行业层面与省际层面女性工作者的比重对工业全要素生产率的影响。我们发现: 女性工作者的比重会通过异性效应刺激较高能力的男性工作者施加更强的努力程度, 由此带动整体生产率的提升。这一结论通过进一步论证后依然成立: 工业部门中的职业性别隔离现象限制了女性工作者的就业选择, 抑制了全要素生产率的提升。

保护女性就业过程中的合法权利是《劳动法》的基本要求, 然而一些无形的障碍依然阻碍了女性在就业与晋升道路上与男性享有同等的机会。本文的研究结论有助于我们反思工业企业以往传统的用工观念, 理性认识增加女性就业数量可以激发男性的工作潜能、促进整体生产率提升的可能性和现实性。这对于当前供给侧结构性改革背景下提升全要素生产率也具有重要意义。这要求企业应该积极促进异性员工之间的交流, 营造和谐的工作氛围, 树立团结的企业文化, 激发异性效应, 以最大限度地发挥人力资源配置的积极作用。政府部门应该积极引

导企业发现并且主动地利用异性效应,仅通过劳动者权益保护的法律法规并不能完全让女性摆脱就业歧视的尴尬境遇,很多潜在的“女性歧视”仍然无法避免。只有以利润为主导,让企业自发地增加女性职工的雇佣水平,才能从真正意义上改变当下普遍存在的职业性别隔离现状。

主要参考文献:

- [1] 陈诗一. 节能减排与中国工业的双赢发展:2009–2049[J]. 经济研究,2010,(3).
- [2] 陈诗一. 中国工业分行业统计数据估算[J]. 经济学(季刊),2011,(4).
- [3] 景维民,张璐. 环境管制、对外开放与中国工业的绿色技术进步[J]. 经济研究,2014,(9).
- [4] 杨莉莉,邵帅,曹建华. 长三角城市群工业全要素能源效率变动分解及影响因素:基于随机前沿生产函数的经验研究[J]. 上海财经大学学报,2014,(3).
- [5] 杨伟国,陈玉杰,张成刚. 职业性别隔离的测度[J]. 中国人口科学,2010,(3).
- [6] 杨振兵,邵帅,张诚. 生产比较优势、棘轮效应与中国工业技术进步的资本偏向[J]. 数量经济技术经济研究,2015,(9).
- [7] 张杰,周晓艳. 中国本土企业为何不创新——基于市场分割视角的一个解读[J]. 山西财经大学学报,2011,(6).
- [8] 张军,陈诗一,Jefferson G. H. 结构性改革与中国工业增长[J]. 经济研究,2009,(7).
- [9] Aghion P., Harris C., Howitt P., Vickers J. Competition, Imitation and Growth with Step-by-step Innovation[J]. Review of Economic Studies, 2001, 68(3): 467–492.
- [10] Apestequia J., Azmat G., Iriberrri N. The Impact of Gender Composition on Team Performance and Decision Making: Evidence from the Field[J]. Management Science, 2012, 58(1): 78–93.
- [11] Battese G. E., Coelli T. J. A Model for Technical in Efficiency Effects in a Stochastic Production Function for Panel Data[J]. Empirical Economics, 1995, 20(2): 325–332.
- [12] Becker G. S. The Economics of Discrimination[M]. Chicago, IL: University of Chicago Press, Chicago IL, 1971.
- [13] Clerides S. K., Lach S., Tybout J. R. Is Learning by Exporting Important? Micro-dynamic Evidence from Colombia, Mexico, and Morocco[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1998, 113(3): 903–947.
- [14] Frankenhuis W. E., Karremans J. C. Uncommitted Men Match Their Risk Taking to Female Preferences, While Committed Men do the Opposite[J]. Journal of Experimental Social Psychology, 2012, 48(1): 428–431.
- [15] Griliches Z. Research Expenditures, Education, and the Aggregate Agricultural Production Function[J]. The American Economic Review, 1964, 54(6): 961–974.
- [16] Hall R. E., Jones C. I. Why Do Some Countries Produce So Much More Output Per Worker Than Others? [J]. The Quarterly Journal of Economics, 1999, 114(1): 83–116.
- [17] Hoogendoorn S., Oosterbeek H., van Praag M. The Impact of Gender Diversity on the Performance of Business Teams: Evidence from a Field Experiments[J]. Management Science, 2013, 59(7): 1514–1528.
- [18] Inui T., Kawakami A., Miyagawa T. Market Competition, Differences in Technology, and Productivity Improvement: An Empirical Analysis Based on Japanese Manufacturing Firm Data[J]. Japan and the World Economy, 2012, 24(3): 197–206.
- [19] Ronay R., von Hippel W. The Presence of an Attractive Woman Elevates Testosterone and Physical Risk Taking in Young Men[J]. Social Psychological and Personality Science, 2010, 1(1): 57–64.
- [20] von Siemens F. A. Team Production, Gender Diversity, and Male Courtship Behavior[R]. CESifo Working Paper Series No. 5259, 2015.
- [21] Young A. Gold into Base Metals: Productivity Growth in the People’s Republic of China during the Reform Period[J]. Journal of Political Economy, 2003, 111(6): 1220–1261.

perspectives of family time allocation and income by the sampled data from 2013 to 2015. It arrives at the conclusions as follows: firstly, care for the elderly and age are the main variables affecting fertility, the lack of the own property rights of the housing and lodgings are the main factors inhibiting birth, and the role of family time configuration in reproductive decisions is stronger than the role of income; secondly, the stronger role of family time configuration in reproductive decisions than income factor leads to more obvious investment feature of fertility; thirdly, income, the strength of supporting the elderly and old-age security verify this view; fourthly, the nature of the fertility as the investment makes the women of childbearing age do a tradeoff between labor participation and family reproduction, and as women's income rises, the rate of returns on investment is lower and brings to lower fertility rates; fifthly, the sex differences in fertility mainly result from group differences of fertility, namely urban-rural differences and income differences.

Key words: fertility property; family time configuration; income; demand; investment

(责任编辑: 喜 雯)

上接第27页

Work Will Be Easier When Men and Women Work Together: Does Gender Diversity Effect Improve Production Efficiency?

Yang Zhenbing

(School of Economics, Nanjing University of Finance and Economics, Jiangsu Nanjing 210023, China)

Abstract: It is said that work will be easier when men and women work together, which is a social phenomenon of public knowledge. Does female staff really improve the overall team production performance? This paper establishes a theoretical model that male workers generate gender diversity effect to obtain females' goodwill and then improve overall team production performance, and makes an empirical test at industrial and provincial levels. It arrives at the conclusions as follows: firstly, after controlling the possible influencing factors, the rise in the proportion of female workers can improve industrial total factor production efficiency, proving the existence of the gender diversity effect; secondly, occupational gender segregation limits women's employment opportunities and inhibits the promotion of production efficiency. Therefore, the governments should guide enterprises to find and use the gender diversity effect, spontaneously improve the employment quantity of female workers, and fundamentally eliminate gender discrimination.

Key words: gender diversity effect; female staff; production efficiency; employment discrimination; occupational gender segregation

(责任编辑: 喜 雯)