

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

陈国强 罗楚亮

内容提要:本文以我国工业企业数据库中 2004—2007 年的观测数据为样本,利用 ACF(2015)方法对工业企业的产出方程进行估计,并将企业全要素生产率作为控制变量引入工资方程,分别识别出工业企业的性别平均劳动生产率差距和性别工资差距。研究发现:(1)我国工业企业中男性平均劳动生产率比女性高 72.2%,男性平均工资比女性高 12.6%;(2)性别平均劳动生产率差距和性别工资差距存在公司技术的异质性,高技术公司性别平均生产率差距与性别工资差距是一致的,低技术公司性别平均生产率差距要大于性别工资差距,相比工资而言,男性的平均劳动生产率要大于女性;(3)民营企业和外资企业中“女性比重”效应较为明显。本文从性别劳动生产率差距的角度对性别工资差距进行解释,为我们认识性别工资差距并挖掘其产生的原因提供了一种新的思路。

关键词:性别劳动生产率差距 性别工资差距 ACF 方法

一、引言

男性和女性在劳动力市场上的不同表现被人们广为关注。一般而言,不仅女性的劳动力市场参与率、就业机会可能低于男性,而且在就业人群中,女性就业者的工资水平通常也低于男性,全世界范围内女性平均工资总体上低于男性(Blau & Kahn, 2007; Manning & Robinson, 2004)。基于性别平等和同工同酬等基本社会和市场法则,这种差异通常被解读为女性就业者在劳动力市场上受到了不公正的差别性对待,也就是通常所说的歧视。然而歧视通常所强调的是基于非生产性特征的差别性对待,这意味着,所观测到的性别之间的工资差距并不必然地表明存在歧视,除非同时给出相应的证据表明性别之间并不存在劳动生产率的差异性。但在大多数的研究中,注意力通常集中于工资的性别差距,很少涉及劳动生产率的性别差异。

歧视是有成本的,厂商不得不因为其歧视性偏好而以更高的成本去雇佣劳动生产率较低的人群。

在竞争性市场环境中,如果厂商遵循利润最大化的行为准则,则会增加对被歧视人群的劳动力需求,因为在相同的生产能力下,被歧视的人群会具有更低的成本,这将会导致歧视程度的降低。一些发达国家的性别工资差距呈下降趋势,似乎能在一定程度上与厂商的这种倾向相吻合。以 OECD 国家为例,性别收入差距从 2000 年的 18.2% 降低到 2013 年的 15.5%,特别是 2004—2010 年间性别工资差距下降幅度非常明显^①。

然而,在对我国劳动力市场的研究中,却发现性别工资差距有扩大的趋势(Chi & Li, 2008; Li & Gustafsson, 2008; 李春玲、李实, 2008; 李实等, 2014),并且在基于工资收入函数的分解分析中,甚至发现性别歧视的解释份额也出现了上升的倾向。一些研究者倾向于将这种变化解释为市场化的结果。但性别之间收入差距的这种扩大趋势显然同市场机制更为完善的发达国家相比是明显不同的,也很难从企业的利润最大化行为中获得解释。

^{*} 陈国强,北京师范大学经济与工商管理学院、西北师范大学经济学院,邮政编码:100875,电子邮箱:q8017@126.com; 罗楚亮,北京师范大学经济与工商管理学院,邮政编码:100875,电子邮箱:luochl@bnu.edu.cn。本文受国家社科基金“劳动力市场转型的收入分配效应研究”和教育部新世纪人才支持计划资助。感谢匿名审稿人的意见和建议,文责自负。

在对性别收入差距的大多数讨论中,都倾向于采用在微观个体数据基础上分解收入函数的基本思路,将不同性别个体的收入差距均值分解为收入函数的特征差异和回归系数差异两个部分,特征差异以外的部分则被视为歧视,其隐含的解释是,具有相同特征的个体所获得的报酬应当是相同的。然而,绝大部分研究文献中,工资方程可决系数通常不会超过 0.35,这意味着劳动者可观测特征对工资的解释能力非常有限(徐舒、朱南苗,2011)。更为重要的是,这种分析思路并不能给出性别之间的收入差距与产出贡献的直接联系。即便给定的可观测个体特征相同,也不能排除产出贡献中的性别差异。如果性别之间的工资差异仅仅表现为其产出贡献差异的结果,则也不能认为存在性别歧视(Hellerstein & Neumark,1999)。本文试图在工业企业数据的基础

上,基于不同性别工资差异与产出贡献之间的联系来讨论性别工资差距的合理性。

二、文献综述

对性别工资差距的量化研究,最早始于 Becker (1957)提出的所谓“偏好歧视”理论,在完全竞争的劳动力市场中,偏好歧视导致的持续的工资差距是不存在的。在厂商利润最大化假设下,从长期来看所有工人的工资都由该工人的劳动生产率决定,因性别歧视导致的性别工资差距应该随着经济发展与市场化程度的提高而减弱。在对我国劳动力市场中性别工资差距的研究中,大部分学者采取的方法是先对不同性别的工资方程进行估计,而后对性别工资差距进行分解,识别出性别歧视对性别工资差距的贡献,代表性研究见表 1。

表 1 国内性别工资差距与性别歧视相关文献

作者及年份	研究年份	工资差距 女性/男性	歧视对性别工资 差距的贡献(%)	数据来源
Meng, 1998	1986—1987	总体:79.5% 市场组:74.8% 非市场组:82.7%	总体:84.9% 市场组:52.5% 非市场组:99.9%	世界银行与中国社会科学院 对乡镇企业的调查数据
Gustafsson & Li, 2000	1988 1995	1988 年:83.7% 1995 年:82.7%	1988 年:52.5% 1995 年:63.2%	中国居民收入分配调查数据
Maurer-Fazio & Hughes, 2002	1992	国有企业:89.3% 集体企业:84.8% 混合所有制企业:79.7%	国有企业:23% 集体企业:41% 混合所有制企业:47%	中国社科院经济研究所和劳 动部劳动科学研究中心
张丹丹, 2004	1989—1997	1989 年:94.2% 1993 年:82.9% 1997 年:77.5%	1989 年:25.23% 1993 年:78.67% 1997 年:71.07%	中国健康与营养调查数据
谢嗣胜、姚先国, 2005	2002	75%	11.4%	中国城市住户调查数据
王美艳, 2005	2005	64.4%(小时工资)	93.05%	中国社会科学院劳动力调查 (五市)
李实、马欣欣, 2006	1999	不同职业差距在 63%~82% 之间。专业技术人员差距最 小,运输工人差距最大。	79.5% (职业内歧视 43.4%,职业间歧 视 36.1%)	中国城市居民收入调查数据
葛玉好, 2007	1988—2001	平均在 80%以上,1997—2001 年有所上升	41.4%~82.1%	中国城镇住户调查数据
刘泽云, 2008	2005	68%~83%	51.98%~85.75% (不同学历)	城市住户调查数据
李春玲、李实, 2008	1988 1995 2002	1988 年:84% 1995 年:80% 2002 年:79%	1988 年:58.9%(不可解释) 1995 年:57.3%(不可解释) 2002 年:60.8%(不可解释)	中国居民收入分配调查数据
马超等, 2013	2006 2009	2006 年:78% 2009 年:80%	2006 年:86%~102%(分位点) 2009 年:45%~92%(分位点)	中国健康与营养调查数据

续表 1

作者及年份	研究年份	工资差距 女性/男性	歧视对性别工资 差距的贡献(%)	数据来源
迟巍, 2008	1987 1996 2004	1987 年: 84% 1996 年: 82% 2004 年: 76%	1987 年: 44%~54%(分位点) 1996 年: 63%~76%(分位点) 2004 年: 64%~69%(分位点)	中国城镇住户调查数据
王震, 2010	2006	82.78%	53.02%(线性分解)	中国社会科学院经济研究所 农民工调查
葛玉好、曾湘泉, 2011	1988—2001	88.2%	低分位数上女性受歧视程度高, 高分位上受歧视低。	中国城镇住户调查数据
李实等, 2014	1995 2002 2007	1995 年: 84% 2002 年: 82% 2007 年: 74%	1995 年: 45.1%~55.2%(分位点) 2002 年: 63.0%~68.0%(分位点) 2007 年: 72.7%~80.3%(分位点)	中国收入分配课题组组织的 3 次城镇住户收入调查数据

由于历史原因我国经济中所有制成分复杂, 市场化程度差异很大, 不同所有制成分下经济运行机制存在差别, 劳动力在各种所有制经济之间自由流动受到很大限制, 那么在相互分割的劳动力市场上具有垄断地位的厂商就会对特定地域或特定人群进行歧视, 比如女性(Barth & Dale-Olsen, 2009)。除此之外, 有摩擦的劳动力市场寻找工作的成本会增加。即使工资期望降低部分群体受到歧视的劳动者也会选择留下。Black(1995)和 Bowles et al(2005)的搜寻模型可以很好地解释这一点。因此, 市场化程度比较高的所有制经济更不容易产生因性别歧视而造成的性别工资差距。郭凤鸣、张世伟(2010)的研究支持这一观点, 他们对东北地区国有和非国有部门的性别工资差距进行研究后发现, 国有部门和非国有部门男性的工资都要高于女性而且都存在性别歧视, 但是国有部门性别工资差距小, 性别歧视严重, 非国有部门性别工资差距大, 性别歧视相对较小。国有部门性别歧视体现在同工不同酬, 非国有部门性别歧视则体现在劳动参与和部门选择的歧视。

但是更多的研究结论与此相反, 比如张丹丹(2004)采用中国健康与营养调查 1989、1991、1993 和 1997 年数据对我国性别工资差距的变化趋势进行分析, 指出随着经济结构转型和市场化程度提高, 性别工资差距和歧视程度都有所扩大, 特别是对于非国有部门中的文化程度低、中老年“蓝领”群体, 性别工资差距更大。李春玲、李实(2008)按市场化程度将企业划分为国有部门、混合所有制部门、集体经济部门、私营个体经济部门和三资企业, 结果发现市场化水平最低的部门性别收入差距最小, 市场化水平最高的部门次之, 市场化水平较高的部门最大, 指

出市场化水平最低的部门性别歧视程度最低, 市场化水平居中的部门性别歧视最高, 而市场化水平最高的部门性别歧视程度较低。元寿伟、刘智强(2009)从工资分布上对性别工资差距进行研究, 发现不论是在国有部门还是非国有部门, 处于工资收入低端的性别工资差距更大, 反映出性别工资差距的“地板效应”, 其次国有部门平均收入差距为 28.5%, 非国有部门差异为 34.7%, 说明非国有部门性别歧视更为严重。

值得注意的是, 这些研究仅从劳动者工资决定的角度对性别工资差距进行研究, 并没有注意到性别劳动生产率差距对于性别工资差距的意义。Dong & Zhang(2009)基于世界银行关于中国 2001 年投资环境调查数据, 参照 Hellerstein & Neumark(1999)的分析框架, 采用非线性最小二乘法对工资方程和企业产出方程进行联合估计, 识别出性别工资差距和性别劳动生产率差距, 通过比较来判断性别工资差距的合理性。研究结果表明, 我国制造业的性别工资差距中的歧视程度并不显著, 对于高技能的劳动者, 企业都能按照其劳动生产率支付工资, 但是对于国有企业的低技能劳动者, 相对于劳动生产率水平, 女性工资存在明显溢价, 这一结论为认识我国性别工资差距提供了一个新的视角。然而 Dong & Zhang(2009)的研究并没有将产出方程中的投入项与全要素生产率进行区分, 估计结果可能存在偏误, 也没考虑到全要素生产率对企业平均工资的影响。

综上, 从劳动生产率的角度对性别工资差距进行研究的文献并不多见, 而且仅有的研究也存在改进的空间。基于此, 本文在 Dong & Zhang(2009)框架基础上, 采用 ACF(2015)方法对产出方程进行

估计,并将企业全要素生产率引入工资方程,分别得到性别平均劳动生产率差距和性别工资差距,并将二者进行比较来判断性别工资差距的合理性。

三、平均工资和劳动生产率性别差距的识别

(一) 总量工资中的性别差距

令 F_i 表示 i 为女性, M_i 表示 i 为男性,则每个人的工资可以表示为 $w_i = w_{M_i} M_i + w_{F_i} F_i$ 。其中, w_{M_i} 和 w_{F_i} 分别表示 i 为男性或女性时的工资。工资总额为 $w = \sum_i w_i = w_M M + w_F F$ 。其中, M 和 F 分别表示男性与女性人数, w_M 和 w_F 为男性与女性的平均工资。若总人数为 L ,则工资总额为 $w = w_M M + w_F (L - M)$ 。

假定存在性别工资差距,且男性平均工资比女性高出 λ ,工资总额可以写成 $w = (1 + \lambda) w_F M + w_F (L - M)$ 。平均工资可以写成 $w/L = w_F (1 + \lambda M/L)$,取对数后得到 $\ln(w/L) = \ln w_F + \ln(1 + \lambda M/L)$ 。如果 $\lambda M/L$ 取值很小,则 $\ln(1 + \lambda M/L)$ 可以由 $\lambda M/L$ 来近似,从而有:

$$\ln \frac{w}{L} = \ln w_F + \lambda \frac{M}{L} \quad (1)$$

该式表明, λ 可以通过对平均工资和男性人数比重回归得到。由于 $\ln w_F$ 是不可观测的,为此我们提出两种解决思路:一是对方程(1)直接回归,将所得到的常数项视为 $\ln w_F$;二是假设 $\ln w_F$ 是一系列可观测的(企业)特征的函数,从而通过回归方程(2)得到 λ 的估计值。

$$w_i = \text{const} + \lambda \text{pmale}_i + \gamma X_i + \mu_i \quad (2)$$

其中, w_i 为企业 i 人均工资对数, pmale_i 为男性比例, X_i 和 μ_i 分别表示作为控制变量的其他可观测特征和不可观测因素。

(二) 产出贡献的性别差距

假定企业雇佣两种可以相互替代的有效劳动 L_M 和 L_F ,生产产品 Y 。其中, L_M 代表男性有效劳动供给, L_F 为女性有效劳动供给。假设单个男性有效劳动生产率为 $1 + \varphi$,单个女性有效劳动生产率为 1 ,企业总的有效劳动供给可以写成 $L_s = L_M + L_F$,即 $L_s = (1 + \varphi)M + F$ 。 L 为劳动力总数,那么有效劳动供给可以写成 $L_s = L + \varphi M$,进一步可以写成 $L_s = L \left(1 + \varphi \frac{M}{L}\right)$,取对数后得到有效劳动供给的对数形式为: $\ln L_s = \ln L + \ln \left(1 + \varphi \frac{M}{L}\right) \cong \ln L + \varphi \frac{M}{L}$ 。

在生产函数的估计中,以增加值为产出,劳动和

资本为投入要素,并且假定生产函数关于劳动力总量和资本是C-D形式的,则生产函数可以写成:

$$\ln Y = \ln A + \alpha \ln K + \beta \ln L + \beta \varphi \frac{M}{L} + \epsilon \quad (3)$$

其中, $\ln A$ 表示技术水平。与工资方程类似,也可以估计如下形式方程:

$$y_i = \text{const} + \alpha k_i + \beta l_i + \beta \varphi \text{pmale}_i + \theta Z_i + \epsilon_i \quad (4)$$

其中, y_i 为企业产出对数, k_i 为企业资本投入对数, l_i 为劳动投入对数, pmale_i 为企业男性劳动者人数, Z_i 表示作为控制变量的其他可观测企业特征, ϵ_i 为不可观测因素。

对(2)式和(4)式进行估计,得到参数 λ 和 φ 的估计值,若 $\varphi - \lambda > 0$ 且统计显著,表明女性与男性的平均劳动生产率差距大于工资差距;若 $\varphi - \lambda < 0$ 且统计显著,表明女性与男性的平均劳动生产率差距小于工资差距;若 $\varphi - \lambda = 0$ 且统计显著,表明女性与男性的平均劳动生产率差距等于工资差距。

(三) 模型识别策略

Neumark et al(1999)、Dong & Zhang (2009)直接对式(2)和式(4)进行估计,得到性别平均劳动生产率差距和性别工资差距。这样处理忽略了产出方程中投入项与不可观测因素之间的联系,可能会导致估计结果偏误(Akerberg, Caves & Frazer, 2015; Marschak & Andrews, 1944; Olley & Pakes, 1996),也忽略了全要素生产率对工资方程的影响。本文假设劳动力市场中男性工资和女性工资不存在异质性,参照Konings & Vanormelingen (2015)的处理方法,采用Akerberg, Caves & Frazer(2015)等提出的产出方程结构估计方法(下文简称“ACF方法”)对产出方程进行识别,并将全要素生产率引入工资方程,以控制一些不可观测因素对工人工资的影响,比如工人能力、技术进步、企业效率、规模效应等,最后分别得到性别平均劳动生产率差距和性别工资差距,并对二者相等性进行非线性沃尔德检验,具体步骤是:将式(4)中不可观测因素 μ_i 分解成 ω_i 和 ϵ_i 两部分,其中 ω_i 代表企业全要素生产率,企业决策者可以观察到本企业的全要素生产率,并依此安排生产投入,包括资本、劳动和中间材料; ϵ_i 为决策者未预期到的随机扰动,与生产投入无关。式(4)可以写成式(5)。

$$y_i = \text{const} + \alpha k_i + \beta l_i + \beta \varphi \text{pmale}_i + \theta Z_i + \omega_i + \epsilon_i \quad (5)$$

假设 ω_i 服从一阶马尔科夫过程,即 $p(\omega_i | I_{i-1})$

$=p(\omega_i|\omega_{i-1})$, I_{i-1} 为企业 i 在 $t-1$ 期的信息集, 意味着企业对下一期全要素生产率水平的预期依赖当期生产率水平。假设中间材料投入不仅取决于生产率水平和资本存量 (Levinsohn & Petrin, 2000), 也取决于劳动投入和劳动力结构, 即 $m_{it} = f_t(\omega_{it}, l_{it}, pmale_{it}, k_{it})$ 。当中间材料需求函数对生产率是严格单调时, 就可以得到生产率关于材料、资本、劳动及劳动力结构的表达式 $\omega_{it} = f_t^{-1}(m_{it}, l_{it}, pmale_{it}, k_{it})$, 这一假设意味着企业可以根据前一期信息灵活调整中间材料投入、资本投入、劳动投入和劳动力结构。将生产率表达式代入式(5)中得到:

$$y_i = const + \alpha k_i + \beta l_i + \beta \varphi pmale_i + \theta Z_i + f_t^{-1}(m_{it}, l_{it}, pmale_{it}, k_{it}) + \varepsilon_i \quad (6)$$

由于 $f_t^{-1}(\cdot)$ 函数形式未知, 本文采用中间材料投入、资本投入、劳动投入和劳动力结构多项式替代 $f_t^{-1}(\cdot)$ (Levinsohn & Petrin, 2000; Olley & Pakes, 1996), 采用两步法对模型进行 GMM 估计。第一步, 将 ω_i 和 ε_i 分离。对式(6)进行 OLS 估计, 得到产出预测值 $\hat{\Phi}_{it}$ 和资本、劳动及劳动力结构系数。

$$\hat{\Phi}_{it} = const + \hat{\alpha} k_{it} + \hat{\beta} l_{it} + \hat{\beta} \varphi pmale_{it} + \hat{\theta} Z_{it} + \hat{\omega}_{it} \quad (7)$$

生产率 ω_i 为一阶马尔科夫过程, 可以写成:

$$\begin{aligned} \omega_{it} &= E(\omega_i | I_{i-1}) + \xi_{it} \\ &= E(\omega_i | \omega_{i-1}) + \xi_{it} \\ &= g(\omega_{i-1}) + \xi_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

ξ_{it} 为影响企业创新的随机干扰项。首先, 企业当期资本投入取决于前一期资本存量和基于前期信息所做的投资决策, 表明 ξ_{it} 与资本投入独立。其次, 假设企业当期平均劳动投入、劳动力结构与当期生产率水平无关, 故 ξ_{it} 与当期平均劳动和劳动结构无关 (式(9))。因此采用当期资本投入、当期平均劳动投入和劳动力结构作为工具变量投入, 进行第二步 GMM 估计。

$$E \begin{bmatrix} \xi_{it} \\ k_{it} \\ l_{it} \\ pmale_{it} \end{bmatrix} = 0 \quad (9)$$

根据第一步回归结果, 可以得到生产率估计量 $\hat{\omega}_{it}$, 见式(10)。

$$\omega_{it} = \Phi_{it} - const - \alpha k_{it} - \beta l_{it} - \beta \varphi pmale_{it} - \theta Z_{it} \quad (10)$$

再对 ω_{it} 和 ω_{i-1} 及其高阶项进行回归, 得到 ξ_{it} 的估计量 $\hat{\xi}_{it}$, 利用矩条件 $\frac{1}{T} \frac{1}{N} \sum_t \sum_n Z'_t \hat{\xi}_{it}$, 最小化式

(11) 得到式(6)中参数估计量。

$$\text{Min} \left[\frac{1}{T} \frac{1}{N} \sum_t \sum_n Z'_t \hat{\xi}_{it} \right]' \hat{W} \left[\frac{1}{T} \frac{1}{N} \sum_t \sum_n Z'_t \hat{\xi}_{it} \right] \quad (11)$$

$$\text{其中, } Z = (k_{it}, l_{it}, pmale_{it}), W = \left[\frac{1}{T} \frac{1}{N} \sum_t \sum_n Z'_t \hat{\xi}_{it} \right]^{-1}.$$

上述估计不仅得到相关变量参数值, 也能得到企业全要素生产率 (式(10))。将企业全要素生产率作为控制变量引入工资方程 (式(2)), 得到生产率对性别工资差距的影响。最后本文采用 bootstrap 方法给出所有参数的 t 统计量, 并用非线性沃尔德检验判断 φ 与 λ 是否相等。

四、数据与变量

(一) 数据处理与变量构造

本文所使用的数据来自于中国工业企业数据库。该数据库由国家统计局根据地方统计局报送的企业信息汇总而建, 以企业法人为样本对象, 涉及全部国有和规模以上非国有工业企业, 具有样本量大、指标多和时间长等优点。根据研究需要和指标的可得性, 本文选取 2004—2007 年间企业样本为研究对象^③, 并对数据进行处理。

本文采用 Brandt et al (2012) 方法将 1998—2007 年年度数据匹配成非平衡面板数据, 数据合并共分三个阶段。首先对两个连续年份数据进行匹配, 识别变量依次为法人代码、公司名称和同一县区的公司法人名称, 除此之外, 如果两家公司的成立年份相同、地区相同、行业相同、所处的乡镇名称相同和主营产品名称也相同, 那么也认为这两家公司是同一家公司。然后利用上述识别信息将三个连续年份进行合并。最后, 将识别结果进行合并, 最终得到 1998—2007 年非平衡面板数据。

主要变量及说明: (1) 工业增加值。数据中给出名义工业增加值, 本文采用 Brandt et al (2012) 提供的产出平减指数将名义工业增加值调整为实际增加值。(2) 资本存量。工业企业数据中并没有直接给出企业资本存量数据, 也没给出固定资产投资数据, 本文又根据 Brandt et al (2012) 的处理方式采用永续盘存法将企业资本账面价值转化为实际资本存量^④。(3) 劳动投入与男性从业比例。本文采用数据中全部从业人员年平均人数作为劳动投入; 由于 2004 年以后才给出企业年末女性从业人员合计数, 因此本文以 1 减去年末女性从业人员合计数除以年末从业人员合计数作为企业男性从业人员比例。

(4)人均工资。工资总额变量包括本年应付工资总额和本年应付福利费总额两项内容,然后利用 CPI 将名义工资调整成以 1998 年为基期的实际工资,实际工资总额乘以一千再除以从业人数得到企业人均实际工资。(5)企业所有制。由于担心企业实际控制人变化会导致所有制类型分类错误,对本文结论产生影响,为了保证估计结果准确性,本文又根据各种所有制成分在实收资本中所占的比例重新对企业所有制进行定义。具体做法是:将企业实收资本划分为国家和集体资本,包括国家资本和集体资本;民营资本,包括法人资本和个人资本;外资资本,包括港澳台资本和外资资本。分别计算这三大类资本在实收资本中的比重,比重最大者的股东身份作为企业所有制判别依据(聂辉华、贾瑞雪,2011;聂辉华等,2012)。在新的所有制定义条件下,本文重新对国有企业(包括集体企业)、民营企业和外资企业(包括港澳台企业,下文统一称为外资企业)进行参数估计。(6)企业规模。根据工业和信息化部、国家统计局、国家发改委和财政部等部门联合下发的工信部联企业(2011)300 号文件^⑤,将企业按从业人员数量、营业收入等指标划分为大型企业、中型企业和小型企业(包括微型企业)。此外还涉及地区和行业等控制变量。

(二)描述性特征

剔除缺失值后得到包含 2004—2007 年间的 406514 家企业非平衡面板数据。其中,国有企业 61777

家,占 15.20%;民营企业 320289 家,占 78.79%;外资企业 24448 家,占 6.01%。表 2 给出相关变量均值与标准误。从表 2 中发现,在样本区间内我国工业企业从业人员平均为 245 人,男性从业人员平均比例为 61%,人均工资为 1.62 万元,企业人均增加值为 11.7 万元,企业平均实际资本存量为 3697.5 万元。

一般而言,不同类型所有制企业的市场化程度存在差异性,民营企业比国有企业通常面临着更为激烈的市场竞争。企业从业人员性别结构、增加值、工资水平,以及他们之间的相关性在不同所有制企业类型之间都具有非常显著的差异。如男性占全部从业人员的比例,在国有企业中达到 65%,民营企业略低于国有企业为 62%,而外资企业则远低于国有企业和民营企业,仅为 52%。人均工资和人均工业增加值与所有制特征的关系恰好与此相反,国有企业人均工资最低为 1.619 万元,人均工业增加值为 11.4 万元,民营企业人均工资和人均工业增加值略高于国有企业,分别为 1.620 万元和 11.5 万元,外资企业要远高于国有和民营企业,人均工资和人均工业增加值分别为 2.157 万元和 13.2 万元。表 2 中第二部分给出工资和产出与男性比例之间的相关系数,不论是工资和产出水平值还是他们的对数形式,都与男性比例呈显著的正相关关系,从数值关系上看,民营企业的相关系数略小。表 2 中也报告了变量分年度的统计信息,除工资和产出外,其余变量各年之间差距并不是很大。

表 2 变量基本统计量

	全部样本	国有企业	民营企业	外资企业	2004	2005	2006	2007
男性比例(%)	61 (0.24)	65 (0.20)	62 (0.24)	52 (0.25)	59 (0.24)	60 (0.24)	61 (0.24)	62 (0.24)
人均工资(元)	16188 (35089)	16203 (79336)	15056 (24119)	21565 (20560)	13008 (29795)	14343 (13226)	16226 (15248)	20339 (57227)
人均工资对数	9.49 (0.590)	9.45 (0.649)	9.44 (0.554)	9.75 (0.628)	9.28 (0.561)	9.39 (0.557)	9.51 (0.564)	9.73 (0.571)
人均增加值(千元)	117 (925)	114 (2424)	115 (408)	132 (550)	79 (1090)	104 (539)	127 (1034)	117 (925)
人均增加值对数	4.08 (1.13)	3.74 (1.32)	4.13 (1.06)	4.08 (1.20)	3.68 (1.14)	4.01 (1.09)	4.18 (1.09)	4.38 (1.07)
增加值(千元)	26178 (274671)	47427 (525352)	19496 (203344)	41759 (289521)	17684 (194190)	24921 (260441)	28442 (302216)	32268 (314150)
增加值对数	8.76 (1.42)	8.65 (1.80)	8.68 (1.31)	9.2 (1.48)	8.35 (1.43)	8.73 (1.39)	8.86 (1.39)	9.02 (1.37)
资本(千元)	36975 (595126)	102512 (1192116)	25403 (491036)	42020 (271679)	33467 (522379)	36563 (572445)	38226 (605065)	39111 (658198)

续表 2

	全部样本	国有企业	民营企业	外资企业	2004	2005	2006	2007
资本对数	8.48 (1.66)	8.97 (1.93)	8.29 (1.57)	9.02 (1.66)	8.32 (1.73)	8.5 (1.65)	8.54 (1.63)	8.55 (1.63)
从业人员(人)	245 (1168)	451 (2628)	188 (714)	359 (1065)	245 (1106)	256 (1191)	247 (1205)	235 (1164)
劳动对数	4.68 (1.10)	4.91 (1.30)	4.55 (1.03)	5.11 (1.16)	4.67 (1.12)	4.72 (1.10)	4.68 (1.10)	4.64 (1.09)
样本数	1119704	131045	817001	171658	263038	256125	287704	312837
corr(w, M/L)	0.0312*	0.0164*	0.0375*	0.1935*	0.0286*	0.0682*	0.0703*	0.0201*
corr(y, M/L)	0.0171*	0.0284*	0.0172*	0.0276*	0.0119*	0.0162*	0.0161*	0.0200*
corr(lnw, M/L)	0.0855*	0.1103*	0.0864*	0.2489*	0.0807*	0.0732*	0.0833*	0.0799*
corr(lny, M/L)	0.0295*	0.0649*	0.0463*	0.0609*	0.0013	0.0166*	0.0288*	0.0451*

注:相关系数中的*代表在1%水平下显著。

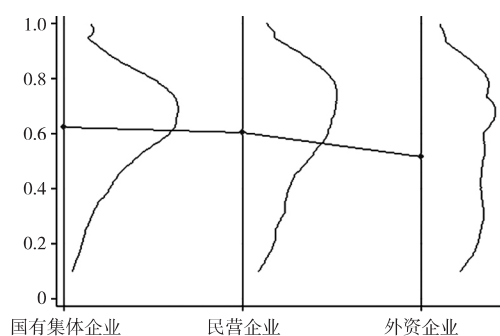


图1 男性比例概率密度图

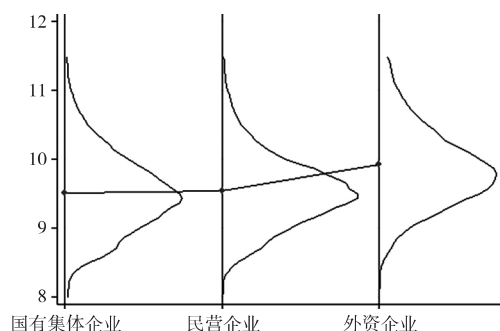


图2 人均工资对数概率密度图

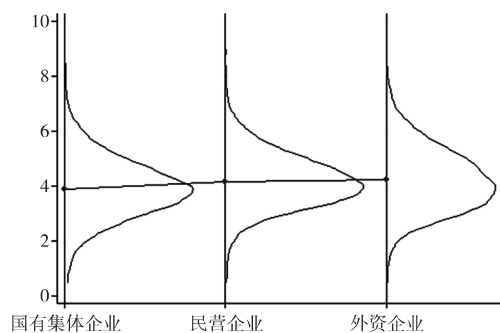


图3 人均工业增加值对数概率密度图

图1~图3给出不同所有制企业男性比例、人均工资对数和人均工业增加值对数概率密度图,从图中可以发现国有企业和民营企业相关变量尽管在均值上存在差异,但分布特征很相似,而外资企业与内资企业存在较大差别,外资企业人均工资和人均工业增加值明显要高于民营企业 and 国有企业,男性比例又低于国有和集体企业。值得注意的是,外资企业男性从业比重分布更为均匀,不同企业中男性比例差距不大,相比而言内资企业男性比例的分布更为集中,特别是国有企业。

五、实证结果分析

(一)基本回归结果

1. 全部样本回归结果。表3给出所有企业的工资方程(2)和产出方程(4)的估计结果。为了便于比较,我们分别采用 OLS 估计和控制了投入内生性的 ACF 方法对 C—D 形式的产出方程进行估计,并比较了两种方法下对企业规模、地区和行业等变量控制前后产出方程的估计结果的差异。

产出方程估计结果的第二、三列为 OLS 估计结果,其中第三列对企业规模、地区和行业等因素进行了控制。结果显示,男性比例对企业产出具有很强的正向影响,男性比例提高 1%,企业产出提高 0.34%,男性平均劳动生产率比女性高 64.4%,控制企业规模、地区和行业后,企业产出提高幅度为 0.36%。男性平均劳动生产率比女性高 80%。控制投入内生性影响后,男性比例的估计系数下降到 0.332(第四列),进一步控制企业规模、地区和行业等因素后,男性比例的估计系数下降到 0.312,结果表明男性比例增加 1%,企业增加值增加 0.312%。

Φ 系数表明, 男性平均劳动生产率比女性高 76.8%, 控制企业规模、地区和行业等因素后降到 72.2%。值得注意的是, 控制投入内生性因素后, ACF 法估计的 C-D 形式生产函数结果中, 产出方程中劳动产出弹性降低, 而资本产出弹性提高。

表中工资方程采用最小二乘估计, 被解释变量为平均工资, 主要解释变量为男性比例和劳均资本。从第二、三列发现, 控制企业规模、地区和行业后, 工

资方程中男性比例系数估计值从 0.095 上升到 0.186。第四、五列则控制了产出方程中利用 ACF 方法识别出的全要素生产率, 其中第四列男性比例系数估计值为 0.142, 表明控制全要素生产率后, 男性平均工资率比女性高 14.2%, 控制企业规模、地区和行业等因素后, 男性平均工资率比女性高 12.6%。在控制全要素生产率后, 劳动资本系数显著提高。

表 3 全部样本产出方程和工资方程估计结果

	产出方程			
	OLS1	OLS2	ACF1	ACF2
Φ (劳动生产率差距)	0.644 (93.99)	0.795 (76.47)	0.768 (6.07)	0.722 (6.56)
男性比例	0.340 (89.35)	0.364 (75.25)	0.332 (5.35)	0.312 (6.47)
劳动对数	0.527 (387.80)	0.458 (309.01)	0.433 (24.10)	0.432 (47.12)
资本对数	0.304 (345.20)	0.294 (299.99)	0.404 (11.15)	0.403 (21.62)
	工资方程			
	OLS1	OLS2	ACF1	ACF2
λ (男性比例)	0.095 (44.38)	0.186 (69.99)	0.142 (8.71)	0.126 (10.80)
劳均资本对数	0.102 (220.53)	0.098 (208.73)	0.220 (50.45)	0.220 (79.37)
TFP	—	—	0.190 (166.83)	0.185 (167.12)
企业规模	N	Y	N	Y
地区	N	Y	N	Y
行业	N	Y	N	Y
样本量	1119704	1090578	1100255	1071874
	检验($\Phi=\lambda$)			
	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	
$\Phi-\lambda$	0.549	0.609	0.626	0.596
Chi2	6740.21	3781.04	30.82	35.09
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000

注: Φ 为非线性组合估计量。所有参数下括号内为参数 t 统计量, 采用 bootstrap 方法抽样 200 次计算得到。

表 3 中结果显示, 男性比例对产出的影响要远大于对平均工资的影响。我们用沃尔德检验对 Φ 与 λ 是否相等进行检验, 表 3 中四种设定方法的估计结果都表明性别平均劳动生产率差距远大于性别平均工资率差距。

2. 分所有制估计结果。由于历史原因我国经济长期呈现出多种所有制经济并存的局面, 每种所有制经济在国民经济体系中发挥的作用也不相同, 与民营和外资经济相比, 国有经济承担了更多的政策性负担, 其经营目标更多体现社会责任与政治目

的(Boyko, Shleifer & Vishny, 1996; 林毅夫、刘培林, 2001), 相对地市场化程度较低。外资企业在经营理念、管理方式和运行效率等方面与民营企业有很大区别, 代表更高的市场化程度。因此, 本部分利用不同的所有制结构代表不同的市场化程度, 研究性别平均劳动生产率和工资差距在不同的资源配置机制下的表现形式, 估计结果见表 4。其中, 第二、三列分别为国有企业样本的 OLS 和 ACF 估计结果。从第二列参数值可以看出, 产出方程中男性比例系数估计值为 0.504, Φ 系数估计值为 0.982, 工

资方程中男性比例系数估计值为 0.217,表明在没有控制全要素生产率条件下,国有企业中性别劳动生产率差距和性别工资差距都是显著的,沃尔德检验的卡方值为 423.95,表明国有企业性别平均劳动生产率差距和性别工资差距并不相等。但控制投入内生性问题,即控制全要素生产率后,国有企业工资方程中男性比例系数估计值为 0.014, Φ 系数估计值为 0.032,工资方程中男性比例系数估计值为 -0.044,这些系数均没有通过统计检验,表明性别差距在国有企业中并不显著,卡方检验值为 0.07,也不能拒绝性别劳动生产率差距与性别工资差距不相等的原假设。同时,结果还发现控制全要素生产率后,产出方程中劳动产出弹性和资本产出弹性系数都会减小,工资方程中劳均资本系数增大。

第四、五列为民营企业估计结果,模型参数都通

过 5%水平下的统计检验。可以看出,男性比例对企业产出和平均工资都有正向影响,但控制全要素生产率后,产出方程中男性比例系数估计值从 0.322 降低到 0.298, Φ 系数估计值从 0.703 降到 0.698,工资方程中男性比例系数估计值从 0.162 降低到 0.133,卡方值表明民营企业性别劳动生产率差距和性别工资差距存在显著差别。

第六、七列为外资企业样本估计结果,模型参数也都通过 5%水平下的统计检验。OLS 估计中,产出方程中男性比例系数估计值为 0.433, Φ 系数估计值为 0.968,工资方程中男性比例系数估计值为 0.26。ACF 估计中,产出方程男性比例系数估计值降到 0.188, Φ 系数估计值降到 0.357,工资方程中男性比例系数估计值降到 0.121。卡方检验结果表明外资企业性别平均劳动生产率差距大于性别工资差距。

表 4 不同所有制企业估计结果

	产出方程					
	国有企业		民营企业		外资企业	
	OLS	ACF	OLS	ACF	OLS	ACF
Φ (劳动生产率差距)	0.982 (25.12)	0.032 (0.11)	0.703 (55.51)	0.698 (4.75)	0.968 (39.05)	0.357 (3.62)
男性比例	0.504 (24.33)	0.014 (0.11)	0.322 (54.76)	0.298 (4.35)	0.433 (39.28)	0.188 (3.74)
劳动对数	0.513 (92.95)	0.443 (7.39)	0.458 (307.87)	0.426 (27.29)	0.447 (135.01)	0.527 (17.79)
资本对数	0.322 (89.42)	0.187 (2.45)	0.274 (273.53)	0.415 (13.77)	0.322 (141.93)	0.348 (9.71)
	工资方程					
	国有企业		民营企业		外资企业	
	OLS	ACF	OLS	ACF	OLS	ACF
λ (男性比例)	0.217 (21.16)	-0.044 (-1.22)	0.162 (49.89)	0.133 (7.40)	0.260 (37.14)	0.121 (7.69)
劳均资本对数	0.129 (84.22)	0.217 (25.65)	0.078 (136.44)	0.218 (51.51)	0.146 (134.02)	0.236 (47.89)
TFP	—	0.150 (39.67)	—	0.199 (129.53)	—	0.151 (59.57)
企业规模	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	126675	122642	794043	783559	169860	165673
	检验 ($\Phi=\lambda$)					
	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值
	0.765	423.95	0.000	0.565	878.48	0.000

注: Φ 为非线性组合估计量。所有参数下括号内为参数 t 统计量,采用 bootstrap 方法抽样 200 次计算得到。

从上述结果可以发现,控制投入内生性后,男性比例对三种所有制企业产出和平均工资影响都会降

低,产出方程中国有企业性别平均劳动生产率差距最小且不能通过统计检验,其次为外资企业,民营企

业性别平均劳动生产率差距最大。同样工资方程中国有企业性别工资差距小也没通过统计检验,其次为外资企业,男性平均工资比女性高 12.1%,最后为民营企业,男性平均工资比女性高 13.3%。

(二) 企业技术异质性

由于工业企业数据并没有提供从业人员的学历信息,我们不能直接识别出教育水平对性别平均劳动生产率差距和性别工资差距的影响,为了进一步研究教育水平在性别差距中的作用,我们依据 2000 年科技部文件《关于印发〈国家高新技术产业开发区高新技术企业认定条件和办法〉的通知》中关于高新技术企业必须满足“具有大专以上学历的科技人员占企业职工总数的 30% 以上,其中从事高新技术产品研究开发的科技人员应占企业职工总数的 10% 以上”的规定,分别考虑高新技术企业和低技术企业中的性别平均劳动生产率差距和性别工资差距之间的关系,通过对比两类企业样本的估计结果,间接挖掘从业人员教育水平对性别平均劳动生产率差距和性别工资差距之间关系的影响。

表 5 给出不同所有制高技术与低技术企业的 ACF 方法估计结果。从表中产出方程估计结果来看,三种所有制企业中,低技术企业的性别平均劳动生产率差距都大于高技术企业,特别是在民营低技术企业中性别平均劳动生产率差距最大,男性平均劳动生产率比女性高 73.9%。工资方程估计结果表明高技术企业男性平均工资比女性高 14.1%,低技术企业男性平均工资比女性高 11.8%,性别工资差距最大的是外资高技术企业,男性平均工资比女性高 24.4%。所有产出和工资的回归方程卡方检验结果表明不能拒绝高技术企业性别劳动生产率差距和性别工资差距相等的原假设,但最少在 10% 水平上(外资企业)可以拒绝低技术企业性别劳动生产率差距等于性别工资差距的原假设。这意味着高技术企业中性别工资差距可以用性别劳动生产率差距来解释。特别是在外资企业中,男性平均劳动生产率比女性高 28%,男性平均工资比女性高 24.4%。我们可以认为,从业者教育水平提高有助于缩小企业中不合理的性别工资差距。

表 5 技术异质性

	产出方程							
	所有企业		国有企业		民营企业		外资企业	
	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术
Φ (劳动生产率差距)	0.248 (1.67)	0.686 (6.21)	-0.098 (-0.12)	0.416 (1.78)	0.152 (0.66)	0.739 (5.22)	0.280 (1.92)	0.311 (2.20)
男性比例	0.134 (1.75)	0.293 (5.80)	-0.056 (-0.12)	0.226 (1.76)	0.073 (0.67)	0.314 (4.77)	0.186 (1.96)	0.151 (2.31)
劳动对数	0.542 (11.81)	0.428 (32.53)	0.568 (2.64)	0.543 (8.39)	0.477 (10.35)	0.424 (27.36)	0.664 (10.08)	0.484 (16.95)
资本对数	0.310 (5.91)	0.401 (16.31)	0.209 (0.82)	0.395 (4.59)	0.340 (3.98)	0.425 (14.96)	0.314 (1.43)	0.325 (6.75)
	工资方程							
	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术
	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术	高技术	低技术
λ (男性比例)	0.141 (6.20)	0.118 (8.81)	-0.041 (-0.30)	0.003 (0.08)	0.062 (1.69)	0.140 (7.65)	0.244 (6.18)	0.088 (4.81)
劳均资本	0.215 (27.13)	0.220 (68.03)	0.228 (6.36)	0.229 (23.20)	0.206 (16.35)	0.220 (56.14)	0.253 (13.52)	0.232 (35.67)
TFP	0.144 (37.55)	0.188 (161.57)	0.133 (8.14)	0.154 (38.51)	0.154 (28.03)	0.201 (129.42)	0.125 (16.42)	0.155 (56.54)
企业规模	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	68444	1003430	5727	116915	42112	741447	20605	145068
	检验($\Phi=\lambda$)							
	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	$\Phi-\lambda$	Chi2
	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	$\Phi-\lambda$	Chi2	P 值	$\Phi-\lambda$	Chi2
$\Phi-\lambda$	0.107	0.568	-0.057	0.413	0.09	0.599	0.036	0.223
Chi2	0.57	32.44	0.01	3.75	0.18	22.64	0.08	2.84
P 值	0.449	0.000	0.938	0.053	0.152	0.000	0.783	0.092

注: Φ 为非线性组合估计量。所有参数下括号内为参数 t 统计量,采用 bootstrap 方法抽样 200 次计算得到。

(三)重工业与轻工业

如果女性集中于某些企业,这些企业中女性的相对平均劳动生产率和相对工资就会降低,这样女性工资会随女性从业比重上升而下降,相对个体性别为女性而言,这种总量上的“女性比重”效应对女性工资的影响要更大(Hellerstein & Neumark,1999)。由于企业最终产品的性质与作用不同,以及所处行业特点等因素,女性比较容易从事进入门槛和垄断程度低的行业(王美艳,2005),从而导致重工业与轻工业的从业具有明显的性别差异。本文所用工业企业数据中重工业企业男性平均从业比重为 69%,远高于轻工业男性平均从业比重的 49%。表 6 给出不同所有

制下轻工业与重工业企业的估计结果。

总体而言,轻工业企业中男性平均劳动生产率比女性高 50.7%,平均工资比女性高 13%,重工业企业中男性平均劳动生产率比女性高 68.4%,平均工资比女性高 8.9%，“女性比重”效应只体现在工资方程上,并没体现在产出方程上。然而民营企业 and 外资企业的产出方程和工资方程均体现出“女性比重”效应,轻工业企业中的性别平均劳动生产率差距和性别工资差距都要大于重工业企业。虽然国有企业中轻工业企业的性别平均劳动生产率差距和性别工资差距也大于重工业企业,但参数估计值并没有通过统计检验。

表 6 不同所有制重工业企业估计结果(ACF)

	产出方程							
	所有企业		国有企业		民营企业		外资企业	
	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业
Φ (劳动生产率差距)	0.684 (3.60)	0.507 (4.05)	-0.260 (-0.69)	0.060 (0.20)	0.535 (2.62)	0.546 (3.45)	0.205 (1.42)	0.352 (2.98)
男性比例	0.299 (3.50)	0.208 (4.05)	-0.121 (-0.70)	0.037 (0.20)	0.225 (2.59)	0.219 (3.39)	0.116 (1.47)	0.181 (3.14)
劳动对数	0.437 (33.28)	0.410 (26.58)	0.467 (7.04)	0.621 (5.08)	0.421 (30.78)	0.401 (18.47)	0.568 (14.73)	0.515 (11.50)
资本对数	0.421 (14.99)	0.374 (11.49)	0.264 (3.35)	0.409 (2.05)	0.418 (14.32)	0.374 (9.94)	0.379 (7.00)	0.308 (4.59)
	工资方程							
	所有企业		国有企业		民营企业		外资企业	
	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业
λ (男性比例)	0.089 (4.73)	0.131 (9.33)	-0.060 (-1.29)	-0.045 (-0.92)	0.082 (3.45)	0.140 (7.61)	0.071 (3.16)	0.151 (7.20)
劳均资本对数	0.224 (55.23)	0.218 (49.91)	0.225 (21.35)	0.219 (13.98)	0.220 (46.48)	0.214 (37.44)	0.252 (28.47)	0.224 (28.82)
TFP	0.183 (111.26)	0.189 (109.31)	0.158 (31.66)	0.140 (14.13)	0.197 (104.02)	0.203 (101.48)	0.138 (37.12)	0.163 (43.28)
企业规模	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
地区	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
行业	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y	Y
样本量	591188	480686	80689	41953	437174	346385	73325	92348
	检验($\Phi=\lambda$)							
	所有企业		国有企业		民营企业		外资企业	
	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业	重工业	轻工业
$\Phi-\lambda$	0.595	0.376	-0.200	0.105	0.453	0.406	0.134	0.201
Chi2	11.64	10.62	0.33	0.15	6.06	7.96	0.99	3.31
P 值	0.001	0.001	0.568	0.701	0.014	0.005	0.320	0.069

注: Φ 为非线性组合估计量。所有参数下括号内为参数 t 统计量,采用 bootstrap 方法抽样 200 次计算得到。

通过对企业的异质性考察可以发现:(1)我国工业企业中,国有企业性别平均劳动生产率差距和性别平均工资差距均不明显,而且不能通过统计检验,卡方统计量结果也表明不能拒绝国有企业中性别平均劳动生产率差距与性别工资差距相等的假设。(2)高技术企业性别平均劳动生产率差距与性别工资差距都要小于低技术企业,而且检验结果表明高技术企业性别平均劳动生产率差距与性别工资差距相等,可以认为高技术企业中的性别平均劳动生产率差距是性别工资差距的原因。(3)对于民营和外资企业而言,女性比重较大的轻工业中的性别平均劳动生产率差距和性别工资差距都要大于重工业,体现了“女性比重”效应。(4)外资企业中性别平均劳动生产率差距对性别工资差距的解释能力比民营企业要强。

总体而言,性别平均工资差距要小于性别平均劳动生产率差距,这意味着性别工资差距中并不存在对女性歧视的成分,特别是在高技术企业中也并不能拒绝性别平均工资差距与性别平均生产率差距相等的假设,这一结论隐含的意义是对于高技能劳动者而言,企业都能按性别的平均劳动生产率水平支付相应的工资,这与 Dong & Zhang(2009)的研究

结论一致。

(四)稳健性检验

为了进一步验证前述结果的可靠性,本文采用另外一种模型设定方式重新对产出方程和工资方程进行估计。具体设定如下:考虑工资与全要素生产率之间存在很强的相关性,全要素生产率提高引起工人边际产出提高,工资也会相应提高(杨继东、江艇,2012),将人均工资作为全要素生产率的代理变量引入产出方程,用最小二乘估计替代 ACF 估计,又将根据产出方程计算出来的全要素生产率作为控制变量引入工资方程,对工资方程进行最小二乘估计,估计结果见表 7。结果表明,尽管在参数估计值上与前面存在差别,但基本结论一致。男性平均工资水平比女性高 15%,男性平均劳动生产率比女性高 50%(结果中 ACF 估计结果为男性平均工资水平比女性高 12.6%,男性平均劳动生产率比女性高 72.2%),高技术企业中性别平均劳动生产率差距与性别平均工资差距最接近,二者之差为 0.267,外资企业中性别平均劳动生产率差距与性别平均工资差距要比民营企业更接近,这与前文结论一致。值得注意的是,国有企业回归结果与前文并不一致。

表 7 稳健性检验结果

	产出方程					
	所有企业	国有企业	民营企业	外资企业	高技术	低技术
Φ (劳动生产率差距)	0.493 (54.81)	0.596 (18.61)	0.469 (50.55)	0.476 (22.78)	0.667 (20.25)	0.476 (57.58)
男性比例	0.264 (53.72)	0.37 (18.27)	0.243 (49.95)	0.275 (22.58)	0.401 (19.95)	0.253 (57.09)
劳动对数	0.536 (391.94)	0.622 (136.74)	0.519 (373.29)	0.577 (186.87)	0.6 (100.73)	0.532 (348.00)
资本对数	0.24 (276.87)	0.231 (72.06)	0.233 (243.74)	0.234 (106.54)	0.215 (53.95)	0.241 (272.61)
	工资方程					
	所有企业	国有企业	民营企业	外资企业	高技术	低技术
λ (男性比例)	0.152 (66.16)	0.190 (20.73)	0.135 (53.23)	0.191 (35.58)	0.400 (43.38)	0.130 (52.01)
劳均资本	0.083 (187.38)	0.112 (81.61)	0.062 (128.65)	0.128 (119.00)	0.107 (56.40)	0.081 (178.66)
TFP	0.142 (234.67)	0.153 (83.52)	0.125 (162.97)	0.187 (108.71)	0.174 (72.23)	0.139 (232.74)
样本量	1071874	122642	783559	165673	68444	1003430

	检验 ($\Phi=\lambda$)					
	所有企业	国有企业	民营企业	外资企业	高技术	低技术
$\Phi-\lambda$	0.342	0.406	0.334	0.285	0.267	0.346
Chi2	1318.65	154.56	1224.44	171.50	59.13	1493.47
P 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000

注: Φ 为非线性组合估计量。所有参数下括号内为参数 t 统计量, 采用 bootstrap 方法抽样 200 次计算得到。

六、结论

本文利用 2004—2007 年中国工业企业数据, 对我国工业企业中性别平均劳动生产率差距和性别工资差距进行研究。在控制企业规模、地区、行业和企业投入内生性影响条件下, 主要结论为:

(1) 总体上看, 我国工业企业中男性平均劳动生产率比女性高 72.2%, 男性平均工资比女性高 12.6%, 与性别工资差距相比, 性别平均劳动生产率差距更大; 此外, 性别平均劳动生产率差距和平均工资差距还存在所有制差别, 尽管国有企业和民营企业在行业分布、性别比例和工资分布上具有一致性, 但国有企业和民营企业研究结论存在很大差异。(2) 民营企业性别平均劳动生产率差距与性别工资差距相差最大, 外资企业中二者的差距要小于民营企业, 而国有企业中性别平均劳动生产率差距和性别工资差距都很小, 也不显著。(3) 性别平均劳动生产率差距和性别工资差距存在公司技术的异质性, 高技术公司性别平均劳动生产率差距与性别工资差距是一致的, 即在高技术公司中性别工资差距可以用性别平均劳动生产率差距来解释, 特别是在高技术的外企中, 男性平均劳动生产率比女性高 28%, 平均工资比女性高 24.4%, 二者在统计上并无差别, 而低技术公司性别平均劳动生产率差距要大于性别工资差距, 相比工资而言, 男性的平均劳动生产率要大于女性。(4) 民营企业 and 外资企业中“女性比重”效应较为明显, 女性就业比较集中的轻工业企业中, 民营企业男性平均劳动生产率比女性高 54.6%, 外资企业男性平均劳动生产率比女性高 35.2%, 民营企业男性平均工资要比女性高 14%, 外资企业中男性平均工资比女性高 15%, 性别平均劳动生产率差距和性别工资差距都要高于女性从业比重较小的重工业。国有企业中“女性比重”效应并不明显。

基于这些结论我们可以做如下推断: 首先, 制度安排使得不同所有制下的企业中性别差距的表现不

同, 国有企业在国民经济中的作用和地位使得它在运行安排和工资制度上有别于民营和外资企业, 我们无法从市场的角度对国有企业性别平均劳动生产率差距和性别工资差距进行识别, 即不完善的退出机制和事业性的人事制度可能是造成本文国有企业样本中相关参数的估计不显著的主要原因; 其次, 市场化程度的差别使得民营企业和外资企业的性别平均劳动生产率差距与性别工资差距之间的匹配程度不一致, 相比而言, 外资企业的工资制度更能体现效率与公平的原则; 最后, 提高教育水平对于实现性别平等具有重要意义, 高等教育群体中, 性别工资差距可以用性别劳动生产率差距来解释。

本文研究结论对政策制定的意义为: 首先, 要认识到在市场经济下性别工资差距在一定程度上具有合理性, 是性别平均劳动生产率差距的体现; 其次, 大部分国有企业和民营企业中性别工资差距在很大程度上不能用性别劳动生产率差距来解释, 因此应加快国企改革步伐, 鼓励民营企业参与国际竞争, 推进内资经济的市场化进程, 用市场机制调节所有制之间的工资差距, 使得工资水平充分体现劳动生产率; 最后, 充分发挥劳动力市场调节作用, 使得劳动者在不同行业、不同所有制经济间自由流动。

对于性别工资差距问题的探讨, 本文在研究角度和研究方法上有别于传统的, 被广泛应用的工资方程分解方法, 首先采用 ACF 方法对企业产出方程进行估计, 识别出性别平均劳动生产率差距, 并将企业全要素劳动生产率作为控制变量引入工资方程识别出性别平均工资差距, 并对二者等价性进行统计检验。这种方法对于我们认识性别工资差距提供了一个新的途径, 可以成为主流研究方法的一个有力补充。此外, 将性别工资差距的视角转移到性别劳动生产率差距上, 用性别劳动生产率差距来解释我国工业企业中性别工资差距的成因, 丰富了我国性别工资差距研究的内涵, 也有助于我们更深刻地理解性别工资差距产生的原因。

注:

- ①根据 OECD 经济数据库中相关指标计算得到,原始数据网址为: <http://stats.oecd.org/Index.aspx?DataSetCode=EO#>。
- ②采用滞后一期还是当期变量作为工具变量首先看资本投入和劳动投入的决定顺序,根据 OP(1996)、LP(2003)、ACF(2015)对资本存量的假设,当期资本存量是前期资本存量和投资的函数,可见决定于前期,与当期的全要素生产率无关。关于劳动投入的讨论,OP(1996)、LP(2003)认为劳动投入是资本存量、中间材料和当期时间的函数,需求受劳动力成本或前期劳动投入决定,其参数在结构方程的第一步就可以估计出来,并带入第二步得到其他参数。而 ACF(2015)将包括劳动投入系数在内的所有参数放到第二步进行估计,并指出在考虑劳动力调整成本、劳动力市场刚性或者法律法规条件下,当期的劳动投入与全要素生产率的扰动因素无关,可以和当期资本存量一起作为工具变量,对参数进行估计,要比将滞后劳动投入作为工具变量的估计结果更精确。比如 Konings & Vanormelingen (2015)认为劳动投入就与生产率扰动无关,而劳动调整成本使得劳动并不是企业能够自由调整的投入,将当期的资本和劳动投入作为工具变量采用 ACF(2015)方法对企业产出方程进行估计。综合考虑方法的适用性、已有文献处理方法、工业企业劳动投入的专业要求、国家关于劳动保护的立法强度和本文可用数据时间限制等因素,本文认为采用当期资本存量和劳动投入作为工具变量具有合理性。需要指出的是,本文认为当期的性别比例会影响企业性别的相对劳动生产率,与引起全要素生产率变动的随机因素应该关系不大。此外,对于工业企业,如果因管理、技术等因素导致全要素生产率提高,需要对雇佣劳动力数量进行调整,也是滞后的。
- ③1998—2007 年工业企业数据中只有 2004—2007 年提供性别比例数据,因此本文样本期间为 2004—2007 年。
- ④基本思路是以 1998 年作为起始年份开始计算,对于 1998 年以前成立的企业,由于缺乏 1998 年以前投资信息,采用 1993 年企业调查数据计算出 1993—1998 年各省两位数行业名义资本存量平均增长率,以此推算出企业成立年份的名义资本存量,采用 Perkins & Rawski(2008)给出的固定资产投资平减指数将企业成立年份的名义资本存量调整为实际值。1998 年以前每年名义资本存量由初始年份固定资产账面价值和省份两位数行业增长率进行计算。假定所有企业在所有年份折旧率都为 9%,1998 年以后企业的实际资本存量可用永续盘存法得到。1998 年以后成立的企业则直接采用企业成立年份的固定资产账面价值作为当年名义资本存量,以相同的折旧率和固定资产投资平减指数计算以后各年实际资本存量。
- ⑤从业人员 1000 人以下或营业收入 40000 万元以下的为中小微型企业。其中,从业人员 300 人及以上,且营业收入 2000 万元及以上的为中型企业;从业人员 20 人及以上,

且营业收入 300 万元及以上的为小型企业;从业人员 20 人以下或营业收入 300 万元以下的为微型企业。

参考文献:

- Akerberg, D. A., K. Caves & G. Frazer(2015), "Identification properties of recent production function estimators", *Econometrica* 83(6):2411—2451.
- Barth, E. & H. Dale-Olsen(2009), "Monopsonistic discrimination, worker turnover, and the gender wage gap", *Labour Economics* 16(5):589—597.
- Becker, G. S. (1957), *The Economics of Discrimination*, The University of Chicago Press.
- Black, D. A. (1995), "Discrimination in an equilibrium search model", *Journal of Labor Economics* 13(2):309—333.
- Blau, F. D. & L. M. Kahn(2007), "The gender pay gap: Have women gone as far as they can?", *Academy of Management Perspectives* 21(1):7—23.
- Bowles, H. R. et al(2005), "Constraints and triggers: Situational mechanics of gender in negotiation", *Journal of Personality & Social Psychology* 89(6):951—965.
- Boyko, M., A. Shleifer & R. W. Vishny(1996), "A theory of privatization", *General Information* 106(435):309—319.
- Brandt, L. et al(2012), "Creative accounting or creative destruction? Firm-level productivity growth in Chinese manufacturing", *Journal of Development Economics* 97(2):339—351.
- Chi, W. & B. Li(2008), "Glass ceiling or sticky floor? Examining the gender earnings differential across the earnings distribution in urban China, 1987—2004", *Journal of Comparative Economics* 36(2):243—263.
- Dong, X. Y. & L. Zhang(2009), "Economic transition and gender differentials in wages and productivity: Evidence from Chinese manufacturing enterprises", *Journal of Development Economics* 88(1):144—156.
- Gustafsson, B. & S. Li(2000), "Economic transformation and the gender earnings gap in urban China", *Journal of Population Economics* 13(2):305—329.
- Hellerstein, J. K. & D. Neumark(1999), "Sex, wages, and productivity: An empirical analysis of Israeli firm-level data", *International Economic Review* 40(1):95—123.
- Konings, J. & S. Vanormelingen(2015), "The impact of training on productivity and wages: Firm level evidence", *Review of Economics and Statistics* 97(2):485—497.
- Levinsohn, J. & A. Petrin(2000), "Estimating production functions using inputs to control for unobservables", *Review of Economic Studies* 70(2):317—341.
- Li, S. & B. Gustafsson(2008), "Unemployment, early retirement and changes in gender income gap in urban China over 1995—2002", in: Li, S. et al(eds), *Income Inequality and*

Public Policy in China, Cambridge University Press.

- Manning, A. & H. Robinson(2004), "Something in the way she moves; A fresh look at an old gap", *LSE Research Online Documents on Economics* 56(2):169—188.
- Marschak, J. & W. H. Andrews(1944), "Random simultaneous equations and the theory of production", *Econometrica* 12(3/4):143—205.
- Maurer-Fazio, M. & J. Hughes(2002), "The effects of market liberalization on the relative earnings of Chinese women", *Journal of Comparative Economics* 30(4):709—731.
- Meng, X. (1998), "Male-female wage determination and gender wage discrimination in China's rural industrial sector", *Labor Economics* 5(1):67—89.
- Neumark, D. et al(1999), "Wages, productivity, and worker characteristics: Evidence from plant-level production function and wage equations", *Journal of Labor Economics* 17(3):409—446.
- Olley, G. S. & A. Pakes(1996), "The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry", *Econometrica* 64(6):1263—1297.
- 迟巍, 2008:《中国城市性别收入差距研究》,《统计研究》第8期。
- 葛玉好, 2007:《部门选择对工资性别差距的影响:1988—2001年》,《经济学(季刊)》第2期。
- 葛玉好 曾湘泉, 2011:《市场歧视对城镇地区性别工资差距的影响》,《经济研究》第6期。
- 郭凤鸣 张世伟, 2010:《国有部门和非国有部门中的性别工资差异——基于双重样本选择模型的经验研究》,《数量经济技术经济研究》第12期。
- 李春玲 李实, 2008:《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》第2期。
- 李实 马欣欣, 2006:《中国城镇职工的性别工资差异与职业分割的经验分析》,《中国人口科学》第5期。
- 李实 宋锦 刘小川, 2014:《中国城镇职工性别工资差距的演变》,《管理世界》第3期。
- 林毅夫 刘培林, 2001:《自生能力和国企改革》,《经济研究》第9期。
- 刘泽云, 2008:《女性教育收益率为何高于男性?——基于工资性别歧视的分析》,《经济科学》第2期。
- 马超 顾海 李佳佳, 2013:《中国劳动力市场上的性别工资差异变化研究——来自面板分位数回归分解方法的证据》,《世界经济文汇》第2期。
- 聂辉华 贾瑞雪, 2011:《中国制造业企业生产率与资源误置》,《世界经济》第7期。
- 聂辉华 江艇 杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
- 元寿伟 刘智强, 2009:《“天花板效应”还是“地板效应”——探讨国有与非国有部门性别工资差异的分布与成因》,《数量经济技术经济研究》第11期。
- 王美艳, 2005:《中国城市劳动力市场上的性别工资差异》,《经济研究》第12期。
- 王震, 2010:《基于分位数回归分解的农民工性别工资差异研究》,《世界经济文汇》第4期。
- 谢嗣胜 姚先国, 2005:《我国城市就业人员性别工资歧视的估计》,《妇女研究论丛》第6期。
- 徐舒 朱南苗, 2011:《异质性要素回报、随机冲击与残差收入不平等》,《经济研究》第8期。
- 杨继东 江艇, 2012:《中国企业生产率差距与工资差距——基于1999—2007年工业企业数据的分析》,《经济研究》第S2期。
- 张丹丹, 2004:《市场化与性别工资差异研究》,《中国人口科学》第1期。

(责任编辑:杨新铭)