

性别差异、工资激励与劳动生产率

高娟, 王明明

(武汉大学 质量发展战略研究院, 湖北 武汉 430072)

摘 要: 基于中国企业-劳动力匹配调查(CEES)数据,从性别差异视角实证测度分析工资激励对劳动生产率的边际贡献。基准回归和处理效应的结果显示,工资激励与劳动生产率之间呈现明显的倒“U”型关系,且两者之间有显著的因果效应;从边际贡献角度来看,女性工资对于劳动生产率的激励作用显著高出男性。研究结果表明,相对于男性而言,工资激励更有助于提升女性劳动力的边际产出。对于现阶段的中国企业而言,在优化企业整体工资激励机制、形成与劳动生产率增幅相匹配的薪资结构的同时,应进一步关注并发挥女性工资成本的激励作用。

关键词: 工资激励; 工资; 工资成本; 劳动生产率; 性别差异

中图分类号: F242

文献标志码: A

文章编号: 1008-2506(2018)01-0027-12

一、引言

大多数学者认为中国在改革开放期间实现高水平经济增长的驱动因素并非来自全要素,而是主要来自大量的要素投资(吴敬琏,2005;林毅夫和苏剑,2007)^[1-2]。以这种方式驱动的经济增长将会面临两方面的阻力:一是资源投入的边际效应递减,很难对经济发展产生较大的促进作用;二是在提升对资源的使用效率的过程中也将面临效益递减问题。Krugman(1994)^[3]、程虹(2014)^[4]、郑伟华(2017)^[5]等学者认为,以增加投入(劳动和资本等)促进经济增长的方式难以保持长期和稳定,生产率的提升是关键所在。对中国企业而言,基于劳动生产率的改善将是企业未来提升绩效的重要切入点。而对于影响劳动生产率增长因素的研究,现有文献的分析视角虽存在差异,但主要是从企业所处的外部环境和投入要素的异质性等方面做出了解释。

从企业所处的外部环境角度出发:一方面,针对当前中国市场经济中信用缺失及保障机制不健全等情形,开放的市场环境需要规避更多的风险,因此,对经济发展环境进行规范和保障就显得尤为重要。张苏秋(2016)^[6]从版权资源的角度出发,研究发现版权发展能显著促进技术进步进而实现经济增长。刘世锦等(2015)^[7]、吴利学等(2016)^[8]研究发现,企业更替效应对于中国劳动生产率的提升具有显著的促进效应。由于我国企业“进入-退出”的竞争机制不完善,与企业成长效应相比,企业更替效应对于资源配置的校正作用和生产率增长的促进作用并未能够充分显现,也就导致近年来生产

■收稿日期:2017-10-09

■基金项目:国家社会科学基金重大项目(16ZDA045);武汉大学自主科研项目(413000005)

■作者简介:高娟(1981-),女,湖北武汉人,武汉大学质量发展战略研究院讲师,博士;王明明(1994-),男,江西宜春人,武汉大学质量发展战略研究院研究助理。

率增速持续下滑。另一方面,在新经济地理学相关理论研究的基础上,Aoki(2012)^[8]、张莉等(2013)^[9]、连飞(2011)^[10]的实证研究发现,一个国家或地区的产业结构、产业集聚和政策规制等环境因素会通过影响整个市场的资源配置而影响劳动生产率的提升;且只要提升资源配置效率或减少资源错配情况,生产率就能得到大幅提升。

从企业投入要素的异质性出发:一方面,有文献从人力资本角度对企业劳动生产率的变动进行分析。如蔡昉(2013)^[11]认为,随着劳动力成本的不断上升,中国的人口红利优势逐渐消失,企业要实现持续的增长与发展,必须不断提升人力资本质量,持续地激励员工提高劳动生产率;程虹和李唐(2017)^[12]研究发现,严谨性、开放性等非认知能力的差异对于个体劳动生产率的提升具有显著的促进效益。另一方面,李唐等(2016)^[13]、马汴京(2011)^[14]、李源(2016)^[15]等学者从研发创新、技术吸收与扩散等视角,分析了信息技术、人力资本与创新等要素投入的变化对企业产出效率的影响,并对其影响机制进行分析和讨论,提出了相应的对策建议。

此外,也有文献从工资激励的视角对企业劳动生产率的变动进行解释。如Bloom和Reenen(2011)^[16]、Acemoglu和Finkelstein(2008)^[17]分析认为,好企业会通过各种手段对员工进行激励以期获得更高、更可观的产出。但是,关于员工激励的研究结论也经历了一定的变迁,部分学者最初持“激励无限论”,认为劳动力工资与生产率之间会一直表现为正向的促进作用(林浚清等,2003)^[18],工资差异会激励员工增进知识的学习能力进而实现企业产出的改善。Lazear(2000)^[19]的实证研究表明,工资差距导致了职工间产出的差异,因为更好的工人在面对更强的工资激励时更倾向于提高自身的劳动生产率。但是随着研究的深入,有文献指出,工资与企业绩效之间的关系并非简单的线性关系,劳动力工资对劳动生产率的促进作用存在一个峰值,当达到峰值后,这个作用会逐渐趋于平缓甚至出现下降(鲁海帆,2011;魏旭和张川川,2013)^[20-22]。盛艳燕和李铁斌(2015)^[23]研究发现,企业的工资成本对劳动生产率的作用存在行业差异,在高资本密集型行业,两者是倒“U”型关系;在低资本密集型行业,工资成本对劳动生产率的激励作用先增强后减弱。也就是说,目前的研究在有关工资对劳动生产率激励作用的原理方面认知尚未统一。

在全球各个国家或地区的劳动力市场,工资差异是较为普遍的现象,而基于性别差异视角对工资差异进行解释则是学者们重要的研究方向。朱琪(2008)^[24]和Weinberg(1998)^[25]等学者基于人力资本角度考察了性别工资的差异,研究认为:员工关于是否进行人力资本投资是基于投资的预期成本和收益进行决策的,相对于男性,女性预期其在劳动力市场中的职业生涯一般更短,因此,男性对自身人力资本投资的重视程度更高,在劳动力市场中获得的工资回报自然普遍高于女性。而Ridgeway(1997)^[26]则关注到劳动力工资与劳动生产率之间的歧视性问题,他的研究指出,当女性感觉到其在劳动力市场人力资本投资回报较低或者在企业的生产和管理过程中受到不公正待遇时,会严重损害她们对自身在劳动力市场获得回报的预期,从而相应减少基于提升自身能力而进行的投资,降低工作积极性,进而导致其在劳动力市场获得的回报更低。

企业工资成本对劳动生产率的作用是否呈现为线性关系?不同性别员工的工资激励对企业劳动生产率的提升作用是否存在差异?相关文献目前对这些问题并未能给出系统的解释。本文实证测度工资激励对企业劳动生产率的边际贡献,并基于性别差异的视角,分析男性工资和女性工资对企业劳动生产率影响的异质性。在当前劳动力成本上升背景下,本文的研究将为企业如何进一步挖掘并提升人力资本质量、实现从“人口红利”向“人力资本红利”转型提供参考。

二、数据说明及模型构建

(一) 数据说明

为了研究工资激励对企业劳动生产率的激励作用,笔者参加了武汉大学于2015年及2016年连

续两年完成的我国首个中国企业-劳动力匹配调查(CEES),借助于调查数据对两者之间的关系进行实证分析。在此基础上,基于工资存在性别差异的思考,进一步探讨了男性和女性劳动力工资水平分别对劳动生产率的影响。本文引用的CEES数据是在我国制造业最为发达的广东省以及中部最具代表性的省份湖北省展开,以进入企业沟通访谈的方式进行调研。在企业层面上,真实有效地收集了有关企业的财务绩效、生产设备、研发创新、质量管理等方面的数据,并以调研的企业样本为基础,对该企业的员工抽取6~10名进行调查;在员工层面上,详实地收集了诸如年龄、性别、学习培训状况、社会资本等员工基本数据,以及员工职业性质、工作历史等与工作参与相关的数据,以此作为本文高质量数据资源的支撑。

(二) 模型构建

本文旨在研究基于企业的工资成本投入对劳动生产率的影响,并分析其中存在的性别差异。基于CEES数据,以回归的方式分别呈现不同性别的劳动力工资水平与企业劳动生产率之间的关系。此外,基于大样本、稳健性因果推断的角度,参照Heckman和Corbin(2016)^[7]的做法,采用极大似然估计的处理效应模型,对女性劳动力工资与企业劳动生产率之间的因果效应进行有效测度。因此,本文的模型主要从基准OLS计量模型和处理效应模型这两方面进行构建。

1. 基准计量模型

对于人均产出与工资之间的关联,本文假设企业的生产函数是Cobb-Douglas形式,并且假定技术进步是Hicks中性的,即不会改变资本和劳动的边际产量的比率,所以有:

$$Y = F(K, L) = AK^{1-\beta}L^\beta \quad (1)$$

劳动生产率采用平均劳动产出度度量:

$$AP_L = \frac{F(K, L)}{L} = A\left(\frac{K}{L}\right)^{1-\beta} \quad (2)$$

完全竞争条件下均衡的工资水平由边际劳动产出决定,即:

$$\omega = MP_L = \beta A\left(\frac{K}{L}\right)^{1-\beta} \quad (3)$$

因此,工资成本与劳动生产率之间的关系为:

$$y = AP_L = \beta\omega \quad (4)$$

式中, Y 为产出, A 为技术进步, L 为劳动投入, K 为资本投入, β 和 $1-\beta$ 分别为劳动和资本的产出弹性, ω 为工资成本, y 为劳动生产率。为对企业工资的成本投入与劳动生产率之间的逻辑机制进行初步判定,并分析其中存在的性别差异,本文首先将劳动力工资变量和性别变量逐步引入上述的生产函数回归方程中,重点考察工资投入的变化对劳动生产率的影响以及性别引入前后劳动生产率变动的敏感程度。另外,为了分析工资成本对劳动生产率作用的峰值,在模型中还加入了劳动力工资的平方项。本文的基准计量模型如下:

$$pro_{it} = \alpha + \beta_1 wage_{it} + \beta_2 wage_{it}^2 + \beta_3 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

式中, Z_{it} 是控制变量的集合,包括人均资本、企业规模、企业存续年限、企业利润率、是否为出口企业和高新技术企业以及企业所有制结构等, u_i 和 v_t 分别为行业固定效应和地区固定效应, ε_{it} 为随机误差项。

2. 处理效应模型

通过OLS基准回归对工资成本与劳动生产率之间的激励作用进行初步判断,但是仅仅通过基准回归的方式则只能针对工资成本对于劳动生产率的影响效应进行一般的相关性分析。然而,基于大样本和稳健性进行因果推断的角度,简单基准OLS回归的识别策略存在诸多限制,可能会因工资成本与劳动生产率之间存在互相影响而产生内生性问题,最后导致模型只能解释两者之间存在的相关性,而不能测度出两者间的因果效应。为了解决内生性问题,本文采用处理效应模型,以工资成本(总体

和女性)为例,测度工资成本与劳动生产率之间的因果效应。通过以有效样本企业中工资成本的“均值”为界限,将员工样本划分为“高低工资组”。本文的处理效应模型为:

$$pro_{it} = \alpha + \beta_1 wage_high_{it} + \beta_2 wage_{it}^2 + \beta_3 Z_{it} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

$$T'_{it} = \mu + \pi X_{it} + Z'_{it} + D_i + D_d + v'_{it} \quad (7)$$

(7)式中,当 $T'_{it} > 0$ 时, $wage_high_{it} = 1$,否则取0。(6)式为回归方程,(7)式为选择方程。文中以 X_{it} 来定义(6)式中独立的解释变量,考虑到员工就业具有一定的同群效应,因此将代理变量确定为基于相同行业的工资成本的平均值($wage_ave$)。通过处理效应模型估计后,在(6)式的模型中,如果工资成本与劳动生产率之间依然显著,则可以推断工资成本与劳动生产率之间存在显著的因果关系。

三、描述性统计

通过 CEES 数据计算,对本文模型中涉及到的基本变量进行描述性统计,具体见表1所示。

表1 变量定义及主要变量的描述性统计

变量名	变量定义	样本量	平均值	标准差	最小值	最大值
<i>labor_product</i>	人均工业增加值	7 999	19.351	34.573	0.189	194.964
<i>labor_product_1</i>	人均工业总产值	9 408	65.633	93.160	1.719	478.992
<i>wage_total</i>	劳动力工资	8 453	3 636.055	1 829.125	500.000	10 000.000
<i>wage_women</i>	女性工资	3 741	3 045.701	1 375.566	340.000	8 000.000
<i>wage_men</i>	男性工资	4 710	4 130.507	2 106.109	1 000.000	10 000.000
<i>firm_scale</i>	企业规模	10 287	844.449	1 508.886	15.000	7 800.000
<i>firm_age</i>	企业存续年限	11 025	13.214	8.029	1.000	66.000
<i>capital_ave</i>	人均资本投入	9 856	5.631	12.047	0.000	59.091
<i>profit_ratio</i>	利润率	10 280	0.056	0.176	-0.404	0.873
<i>SOE_dummy</i>	是否为国有企业	11 025	0.074	0.262	0.000	1.000
<i>Foreign_dummy</i>	是否为外资企业	10 998	0.354	0.478	0.000	1.000
<i>high_te_dummy</i>	是否为高新技术企业	10 272	0.296	0.457	0.000	1.000
<i>export_dummy</i>	是否为出口企业	10 284	0.523	0.499	0.000	1.000

说明:通过 stata14.0 对变量进行统计,其中人均工业增加值和人均工业总产值的单位均为万元/人。

样本员工所在的企业分布在湖北、广东两个省的38个地区,以人均工业增加值衡量的企业劳动生产率均值为19.35万元,以人均工业总产值衡量的企业劳动生产率均值为65.63万元,企业的利润平均水平为5.6%;企业工资成本的平均水平为3 636元/月,其中男性工资为4 131元/月,高出女性工资(3 046元/月)35.6%,呈现出一定程度的性别差异。另外,企业的其他特征有:平均存续年限为13.21年,平均雇佣844人,7.4%为国有企业,35.4%为外资企业,29.6%为高新技术企业,其中出口企业占比为52.3%。

在忽略其他影响因素的前提下,将总体工资成本、女性工资和男性工资由低到高基于五分位进行分组,并分析在不同分组中企业劳动生产率的差异。由图1~图3可以看出,总体工资成本与劳动生产率之间呈现出显著的正向相关关系,女性工资与劳动生产率之间同程度地呈现出上扬趋势,但是,男性工资与劳动生产率之间呈现出的关系不明显。由此可初步判断,劳动力工资对企业劳动生产率的作用存在性别差异,并且女性劳动力工资的变动对企业劳动生产率的变动更为敏感。但是从图中并不能判断出劳动力工资与劳动生产率之间是否存在倒“U型”关系,而是需要通过回归和Utest检验进行进一步分析。

基于表1描述性统计结果,在对总体工资成本、女性工资及男性工资与企业劳动生产率之间的关系进行OLS回归分析之前,结合上文基于五分位图的初步判断,以总体工资成本和女性工资成本为基准对劳动生产率因果效应进行稳健设计。

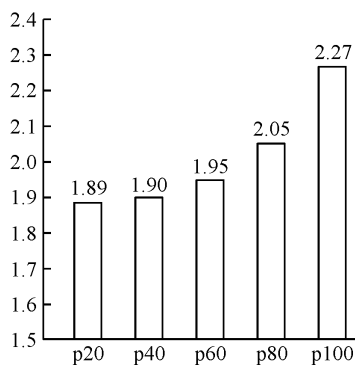
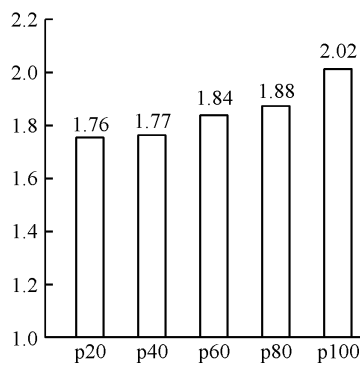
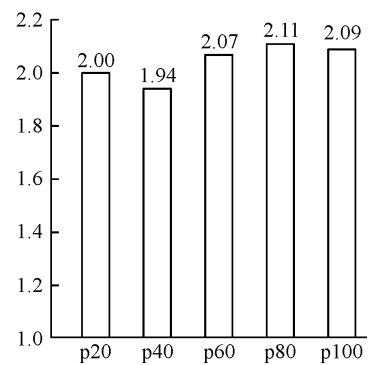
图1 工资成本与劳动生产率
的五分位图(全部样本)图2 女性工资成本与劳动
生产率的五分位图图3 男性工资成本与劳动
生产率的五分位图

表2 主要变量组间差异的统计结果

变量名	总体工资成本(均值)		女性工资成本(均值)	
	高工资组	低工资组	高工资组	低工资组
人均工业增加值	2.137 ***	1.905	2.006 ***	1.851
人均工业总产值	3.727 ***	3.467	3.554 ***	3.383
企业规模	1 081.395 ***	552.668	1 037.016 ***	504.458
企业存续年限	13.278 **	12.859	13.348 ***	12.591
人均资本投入	6.324	5.926	5.539	5.783
利润率	0.056	0.055	0.059	0.054
是否为国有企业	0.070	0.093 ***	0.059	0.089 ***
是否为外资企业	0.383 ***	0.260	0.425 ***	0.264
是否为高新技术企业	0.368 ***	0.247	0.328 ***	0.205
是否为出口企业	0.544 ***	0.439	0.600 ***	0.456

说明: ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著。

表2的结果显示,在总体员工中,高工资组的人均工业增加值和人均工业总产值较低工资组分别高出 12.18% 和 7.50%;在女性员工中,高工资组人均工业增加值和人均工业总产值较低工资组分别高出 8.37% 和 5.05%。另外,高工资组(总体和女性)员工所在企业的企业规模、存续年限、是否为外资企业、是否为出口企业和是否为高新技术企业等方面在至少 5% 的显著性水平上存在较大差别。此外,员工样本在高工资组与低工资组之间并非完全随机分布,来自企业层面的一些其他特征可能会影响劳动力工资水平。因此,本文引入处理效应模型以规避选择性偏误。

四、实证检验

(一) 基准 OLS 估计结果

根据公式(5),对总体工资成本、女性工资及男性工资与企业劳动生产率之间的关系分别进行 OLS 估计。为了使模型更加规范,也更精确地估计关键变量,本文逐步引入人均资本、人均中间品投入、企业利润、企业存续年限和一些与企业特征相关的控制变量,并通过固定行业和地区的双重固定效应模型构建 5 个模型,进而检验两者之间的相关性。

从表3可以看出,在构建的 5 个模型中,总体劳动力工资及其平方项均在 1% 的水平上显著,并且劳动力工资的一次项系数为正、二次项系数为负,说明企业劳动生产率一开始是随着工资投入的增加而提升,但在到达峰值后,劳动力工资的增加反而会产生抑制作用,初步验证了前文中劳动力工资与企业劳动生产率之间呈现倒“U 型”关系的假设。进一步分析发现,在 5 个模型中总体劳动力工资对

企业劳动生产率的系数基本稳定在 5.781 ~ 7.163 之间,二次项系数维持在 -5.446 ~ -4.497 之间,回归的结果较为稳健。另外,两者关系函数的转折点维持在 0.643 ~ 0.675(万元)之间,表明企业的总体工资成本在达到 6430 元之前,工资成本的增加对劳动生产率会产生促进作用。

表3 总体工资成本与企业劳动生产率(人均工业增加值) OLS 回归结果

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_total</i>	7.163 *** (2.143)	6.918 *** (2.153)	6.914 *** (2.155)	5.781 *** (2.066)	6.889 *** (2.146)
<i>wage_total</i> ²	-5.446 *** (1.645)	-5.284 *** (1.634)	-5.277 *** (1.633)	-4.497 *** (1.472)	-5.102 *** (1.532)
<i>firm_scale</i>		0.552 * (0.309)	0.593 ** (0.301)	0.472 (0.290)	0.620 ** (0.306)
<i>firm_age</i>			-7.635 (6.110)	1.500 (6.068)	0.824 (5.677)
<i>capital_ave</i>				0.573 *** (0.055)	0.586 *** (0.057)
<i>profit_ratio</i>					0.687 (2.561)
<i>SOE_dummy</i>	0.076 (0.068)	0.027 (0.070)	0.069 (0.077)	0.022 (0.074)	0.048 (0.079)
<i>Foreign_dummy</i>	0.318 *** (0.046)	0.277 *** (0.047)	0.286 *** (0.048)	0.271 *** (0.047)	0.213 *** (0.047)
<i>high_te_dummy</i>	0.471 *** (0.040)	0.437 *** (0.042)	0.445 *** (0.043)	0.428 *** (0.043)	0.430 *** (0.043)
<i>export_dummy</i>	-0.047 (0.044)	-0.070 (0.044)	-0.065 (0.044)	-0.085 * (0.044)	-0.063 (0.045)
<i>sector_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	40.389 *** (3.493)	40.137 *** (3.491)	41.028 *** (3.449)	35.071 *** (3.489)	31.660 *** (3.439)
<i>Observations</i>	6131	6131	6131	6033	5626
<i>R-squared</i>	0.160	0.163	0.163	0.183	0.193

说明: ***、**、* 分别代表在 1%、5%、10% 的水平上显著;括号内为标准误;变量 *wage_total* 为原值的 $1/10^4$ 水平,*wage_total*² 为原值的 $1/10^8$ 水平,*firm_scale* 为原值的 $1/10^3$ 水平,*firm_age* 为原值的 $1/10^2$ 水平。

根据公式(5)对女性工资与劳动生产率之间的关系分别进行 OLS 估计。同理,通过同样的方法构建 5 个模型并检验两者之间的相关性。值得注意的是,模型中只有因变量存在变化,其他变量均保持一致。在表 4 中可以看出,5 个模型中女性劳动力工资的一次项和二次项结果均显著,初步证明两者之间为倒“U”型关系。女性工资的一次项系数基本维持在 4.971 ~ 6.069 之间,二次项系数在 -4.834 ~ -4.077 之间,结果同样较为稳健。两者关系转折点维持在 0.610 ~ 0.644(万元)之间,也说明在女性平均工资成本达到 6100 元之前,会对企业劳动生产率产生正向的促进作用。

表 4 女性工资成本与企业劳动生产率(人均工业增加值) OLS 回归结果

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_women</i>	6.069 *** (2.338)	5.599 ** (2.360)	5.600 ** (2.360)	4.971 ** (2.338)	5.710 ** (2.474)
<i>wage_women</i> ²	-4.834 *** (1.685)	-4.517 *** (1.668)	-4.518 *** (1.668)	-4.077 ** (1.589)	-4.431 *** (1.641)
<i>firm_scale</i>		1.382 *** (0.405)	1.381 *** (0.399)	1.422 *** (0.385)	1.576 *** (0.408)
<i>firm_age</i>			0.276 (7.527)	7.539 (7.571)	9.320 (7.446)
<i>capital_ave</i>				0.480 *** (0.066)	0.503 *** (0.069)
<i>profit_ratio</i>					-1.666 (3.596)
<i>general controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>sector_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	43.510 *** (4.960)	42.581 *** (4.963)	42.549 *** (4.898)	37.131 *** (4.789)	32.551 *** (4.681)
<i>Observations</i>	2,792	2,792	2,792	2,737	2,548
<i>R-squared</i>	0.134	0.137	0.137	0.168	0.172

说明: *general controls* 包括企业是否为国有企业、是否为外资企业、是否为高新技术企业和是否为出口企业。

表 5 男性工资成本与企业劳动生产率(人均工业增加值) OLS 回归结果

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_men</i>	8.123 (7.070)	8.678 (7.202)	8.586 (7.196)	4.791 (6.539)	9.004 (6.345)
<i>wage_men</i> ²	17.524 (34.886)	17.016 (35.651)	17.274 (35.716)	21.316 (30.424)	9.220 (30.863)
<i>firm_scale</i>		-0.699 (0.455)	-0.589 (0.440)	-0.955 ** (0.423)	-0.661 (0.439)
<i>firm_age</i>			-13.607 (10.131)	-1.685 (10.094)	-3.779 (9.160)
<i>capital_ave</i>				0.691 *** (0.090)	0.676 *** (0.091)
<i>profit_ratio</i>					2.219 (3.424)
<i>general controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>sector_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	35.844 *** (5.189)	35.920 *** (5.187)	37.520 *** (5.081)	31.070 *** (5.398)	28.785 *** (5.350)
<i>Observations</i>	3,337	3,337	3,337	3,294	3,076
<i>R-squared</i>	0.121	0.122	0.122	0.174	0.184

同样,按照公式(5)对男性工资与劳动生产率之间的关系进行 OLS 估计。表 5 中,构建的 5 个模型中男性工资成本的一次项和二次项均不显著,显然,男性工资成本与劳动生产率之间不存在显著的相关关系。这从实证的角度证明企业的工资成本对企业劳动生产率的激励作用确实存在性别差异。

表6 工资成本与劳动生产率(人均工业增加值) U_{test} 检验

	总体工资成本	女性工资成本	男性工资成本
U_{test}	5.88 ***	4.22 ***	1.09
转折点(万元)	0.774	0.739	0.401

在构建的模型中,根据一次项和二次项的显著性及其系数符号,并不能充分证明两者为非线性关系,甚至有可能将两者之间原来存在的单调的函数关系误判成曲线关系(Lind 和 Melhum,2010)^[2]。因此,本文运用 U_{test} 方法对二次项的显著性进行检验,结果见表6。表6中可以看到,总体工资成本、女性工资成本与劳动生产率均在1%的显著性水平上显著,而男性工资成本与劳动生产率之间的 U_{test} 检验结果不显著,从而进一步支持了前文的回归结果。总体工资成本与女性工资成本对企业劳动生产率作用的转折点分别为7740元和7390元,因未剔除一些变量的干扰,导致其略高于表3和表4的回归结果。

(二) 稳健性检验

在模型中,仅通过人均工业增加值这一变量来衡量企业的劳动生产率可能存在统计上的偏差,导致模型不稳健。本文在式(5)的基础上,以企业人均工业总产值作为因变量,与总体工资成本及女性工资成本分别进行OLS回归。除因变量有所变动外,模型中涉及的其他变量均与式(5)一致。

通过对比表3和表7、表4和表8可以发现,5个模型的回归结果中,核心变量总体工资成本及女性工资对企业劳动生产率的影响方向均一致,其中工资的一次项系数为正,二次项系数为负,同样呈现出倒“U型”关系。观察表7和表8中的回归系数可发现,模型中系数变动的趋势与基准模型基本一致,总体工资成本的转折点维持在0.762~0.794(万元)之间,女性工资成本的转折点维持在0.739~0.758(万元)之间,略大于稳健前的回归结果。另外,关于总工资成本、女性工资成本与劳动生产率(人均工业总产值)的 U_{test} 检验的T值分别为7.59和5.43,均在1%的水平上显著,由此可以认为构建的OLS基准回归模型是稳健的。

表7 总体工资成本与企业劳动生产率(人均工业总产值) OLS 回归结果

变量名	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5
$wage_total$	2.583 *** (0.579)	2.391 *** (0.576)	2.389 *** (0.576)	2.023 *** (0.564)	2.603 *** (0.592)
$wage_total^2$	-1.694 *** (0.487)	-1.567 *** (0.471)	-1.566 *** (0.471)	-1.303 *** (0.427)	-1.639 *** (0.467)
$firm_scale$		4.001 *** (0.903)	4.046 *** (0.902)	4.389 *** (0.897)	5.569 *** (0.912)
$firm_age$			-8.662 (15.150)	14.394 (14.779)	-6.965 (13.580)
$capital_ave$				1.760 *** (0.138)	1.826 *** (0.140)
$profit_ratio$					13.577 ** (6.813)
$general_controls$	控制	控制	控制	控制	控制
$sector_dummy$	控制	控制	控制	控制	控制
$city_dummy$	控制	控制	控制	控制	控制
Constant	163.191 *** (9.079)	161.571 *** (9.104)	162.589 *** (9.205)	148.399 *** (9.030)	143.277 *** (9.137)
Observations	7,269	7,259	7,259	6,952	6,485
R-squared	0.163	0.166	0.166	0.213	0.242

表 8 女性工资成本与企业劳动生产率(人均工业总产值) OLS 回归结果

变量名	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_women</i>	2.233 *** (0.660)	2.002 *** (0.663)	2.002 *** (0.663)	1.657 ** (0.669)	2.163 *** (0.709)
<i>wage_women</i> ²	-1.506 *** (0.503)	-1.354 *** (0.489)	-1.354 *** (0.489)	-1.109 ** (0.460)	-1.426 *** (0.501)
<i>firm_scale</i>		5.818 *** (1.242)	5.817 *** (1.239)	6.480 *** (1.223)	7.616 *** (1.268)
<i>firm_age</i>			0.329 (19.268)	18.626 (19.284)	8.177 (18.546)
<i>capital_ave</i>				1.572 *** (0.175)	1.681 *** (0.182)
<i>profit_ratio</i>					26.399 *** (9.599)
<i>general controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>sector_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>city_dummy</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>Constant</i>	176.851 *** (12.370)	173.470 *** (12.435)	173.433 *** (12.550)	160.677 *** (12.109)	150.034 *** (12.184)
<i>Observations</i>	3,273	3,271	3,271	3,149	2,924
<i>R-squared</i>	0.178	0.184	0.184	0.223	0.253

(三) 处理效应模型

本文旨在稳健地验证工资成本(总体及女性)与企业劳动生产率之间的因果效应,通过 OLS 回归和稳健性检验我们发现,企业的工资成本与劳动生产率之间为倒“U 型”关系,且工资的激励作用存在性别差异。但是,由于这两者之间存在内生性,在基准 OLS 回归模型中对参数估计时并未能完全剔除选择性偏误的干扰。为解决上述问题,选择基于相同行业的工资成本的平均值作为替代变量,并基于同样的分组策略进行处理效应估计,就上述变量对工资成本的影响效应进行因果推断。

由表 9 可知,总体工资成本的一次项和二次项与劳动生产率之间均至少在 1% 的统计水平上显著,这表明对样本按高低工资分组时,在避免了来自企业特征和个体特征等方面因素对选择过程产生的干扰情况下,与低工资组相比,高工资组的劳动生产率仍显著较高。似然比检验结果拒绝原假设 $H_0: \rho = 0$ (处理效应 5 个模型的 ρ 值均小于 0.1),说明总体工资成本与企业劳动生产率之间存在内生性问题,进行处理效应回归是必要的。再通过分析回归系数可知,总体工资成本一次项系数为正、二次项系数为负,呈现倒“U 型”关系,并且转折点维持在 1.091 ~ 1.360(万元)之间,显然高于前文 OLS 回归的结果,说明本文构建的 OLS 模型中总体工资成本对劳动生产率的作用存在一定程度的低估。

表 10 的结果同样如此,似然比检验结果拒绝原假设 $H_0: \rho = 0$ (处理效应 5 个模型的 ρ 值均小于 0.1)。女性工资成本与劳动生产率之间呈现倒“U 型”关系,转折点维持在 1.163 ~ 1.324(万元)之间,明显高于前文 OLS 回归的结果。

综上,本文构建的 OLS 模型对总体劳动力工资与劳动生产率之间的关系存在低估的情形,处理效应模型的结果更为可信;无论是在总体劳动力工资还是女性劳动力工资中采用奖金作为替代变量,在处理效应模型中均呈现出与 OLS 估计结果相同的倒“U”型关系,并且回归方程与选择方程的误差项相关系数的统计结果均基本支持处理效应模型的估计结果。因此,可以认为企业的工资成本与劳动生产率之间具有显著正向因果效应。

表9 总体工资成本与劳动生产率(处理效应)

Table (A): 回归方程					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_total_high</i>	4.324 *** (1.86)	4.254 *** (1.89)	4.251 *** (1.89)	4.413 *** (1.77)	4.158 *** (1.91)
<i>wage_total_ave2</i>	-1.806 *** (21.03)	-1.569 *** (20.81)	-1.563 *** (20.81)	-1.801 *** (20.72)	-1.906 *** (20.87)
<i>firm_scale</i>		控制	控制	控制	控制
<i>firm_age</i>			控制	控制	控制
<i>capital_ave</i>				控制	控制
<i>profit_ratio</i>					控制
<i>general controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
Table (B): 选择方程					
<i>wage_total_ave</i>	6.648 *** (0.45)	5.766 *** (0.46)	5.761 *** (0.46)	5.575 *** (0.46)	5.782 *** (0.49)
<i>firm_scale</i>		控制	控制	控制	控制
<i>firm_age</i>			控制	控制	控制
<i>capital_ave</i>				控制	控制
<i>profit_ratio</i>					控制
<i>general Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>observations</i>	6,120	6,120	6,120	6,023	5,625
<i>wald chi2</i>	754.78	713.20	711.50	1067.56	935.01
$H_0: \rho = 0$	89.05 ***	81.43 ***	80.64 ***	105.77 ***	73.37 ***

表10 女性工资成本与劳动生产率(处理效应)

Table (A): 回归方程					
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5
<i>wage_women_high</i>	5.258 *** (2.01)	5.234 *** (2.04)	5.233 *** (2.04)	5.272 *** (1.97)	5.121 *** (1.98)
<i>wage_women_ave2</i>	-2.099 *** (31.90)	-1.746 *** (31.74)	-1.745 *** (31.74)	-1.991 *** (31.62)	-2.201 *** (31.45)
<i>firm_scale</i>		控制	控制	控制	控制
<i>firm_age</i>			控制	控制	控制
<i>capital_ave</i>				控制	控制
<i>profit_ratio</i>					控制
<i>general controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
Table (B): 选择方程					
<i>wage_women_ave</i>	6.707 *** (0.65)	5.831 *** (0.66)	5.820 *** (0.66)	5.691 *** (0.67)	5.987 *** (0.70)
<i>firm_scale</i>		控制	控制	控制	控制
<i>firm_age</i>			控制	控制	控制
<i>capital_ave</i>				控制	控制
<i>profit_ratio</i>					控制
<i>general Controls</i>	控制	控制	控制	控制	控制
<i>observations</i>	2,772	2,772	2,772	2,717	2,533
<i>wald chi2</i>	842.94	812.18	812.39	986.20	938.47
$H_0: \rho = 0$	192.87	182.14 ***	182.80 ***	208.16 ***	186.86 ***

五、结论和建议

现有文献多从人力资本、研发创新、技术扩散等角度研究中国的生产率增长问题,本文基于对员工进行激励的考虑,选择工资成本的微观视角,从总体、男性和女性三个层面就工资成本对企业劳动生产率的影响效应进行较为全面的实证研究。运用 OLS 估计、处理效应模型等识别策略,本文基于中国企业-劳动力匹配调查(CEES)数据,就工资成本对于劳动生产率增长的促进效应进行了稳健的因果推断,并基于性别的差异进行分组回归。主要结论如下:

一是工资成本与企业劳动生产率之间呈倒“U”型关系,其转折点在 6 430 元~6 750 元之间。二是在两者之间的关系中,性别的差异较为明显。就目前女性的平均工资而言,其仅达到倒“U”型转折点(6 100 元~6 440 元) 50% 左右的水平(甚至更低),女性工资对企业劳动生产率表现出显著的促进作用;而男性工资与企业劳动生产率之间的关系则不显著。处理效应模型的估计结果表明:与低工资分组(总体和女性)的企业相比,高工资分组的企业在劳动生产率的表现方面显著更优,并且上述影响效应满足大样本、稳健地因果推断要求。因此,在现有文献所主要关注的人力资本、研发创新、技术扩散等因素外,本文从实证的角度发现工资激励也是促进现阶段我国企业劳动生产率增长的一个重要手段,但是工资的激励作用存在一定的局限性,在一定范围内提升员工工资能显著促进企业劳动生产率的增长,并且还发现对女性进行工资激励的效果要显著优于男性。

这意味着企业应认识到工资激励对于现阶段劳动生产率增长的重要性。一方面,应该对现有的工资结构进行分析和设计,适当的、阶段性地对企业的工资结构进行优化,进而实现企业产出效率的稳定提升。另一方面,考虑到目前企业中女性工资对企业产出绩效的激励作用较为明显,因此建议在企业的管理和日常生产中,适当提升女性劳动力的参与度和角色作用。在对企业工资结构进行优化的过程中,女性工资比重的适当增加,能更高效地提升企业产出效率。

参考文献

- [1] 吴敬琏. 中国增长模式抉择 [M]. 上海: 上海远东出版社, 2013.
- [2] 林毅夫, 苏剑. 论我国经济增长方式的转换 [J]. 管理世界, 2007(11): 5-43.
- [3] KRUGMAN P. The myth of Asia's miracle [J]. Foreign Affairs, 1994, 73(6): 62-78.
- [4] 程虹. 我国经济增长从“速度时代”转向“质量时代” [J]. 宏观质量研究, 2014(4): 1-12.
- [5] 郑伟华. 新常态下企业经营绩效的大分化: 要素驱动还是全要素驱动? ——基于“中国企业-员工匹配调查”的实证分析 [J]. 宏观质量研究, 2017(1): 21-34.
- [6] 张苏秋. 版权资源的经济增长效应及其作用路径——基于版权经济解释的定量分析 [J]. 广东财经大学学报, 2016(1): 60-69.
- [7] 刘世锦, 刘培林, 何建武. 我国未来生产率提升潜力与经济增长前景 [J]. 管理世界, 2015(3): 1-5.
- [8] 吴利学, 叶素云, 傅晓霞. 中国制造业生产率提升的来源: 企业成长还是市场更替? [J]. 管理世界, 2016(6): 22-39.
- [9] AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity [J]. Journal of the Japanese & International Economies, 2012, 26(4): 473-494.
- [10] 张莉, 王曦, 才国伟, 等. 减少错配, 促进广东经济发展方式转变 [J]. 南方经济, 2013(12): 86-88.
- [11] 连飞. 工业集聚与劳动生产率的空间计量经济分析——来自我国东北 34 个城市的经验证据 [J]. 中南财经政法大学学报, 2011(1): 108-114.
- [12] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型 [J]. 中国社会科学, 2013(1): 56-71.
- [13] 程虹, 李唐. 人格特征对于劳动力工资的影响效应——基于中国企业-员工匹配调查(CEES)的实证研究 [J]. 经济研究, 2017(2): 171-186.
- [14] 李唐, 韩笑, 余凡, 等. 企业异质性、人力资本质量与全要素生产率——来自 2015 年广东制造业企业员工匹配调查的经验证据 [J]. 武汉大学学报: 哲学社会科学版, 2016(1): 73-83.
- [15] 马汴京. 资本深化、异质性科技投入与劳动生产率增长——基于中国大中型工业企业的经验证据 [J]. 中南财经政法大学学报, 2011(3): 25-30.
- [16] 李源. 广东科技创新对经济增长的驱动效应研究 [J]. 南方经济, 2016(11): 125-132.

- [7] BLOOM N, REENEN J V. Human resource management and productivity [J]. Handbook of Labor Economics, 2011, 4(4): 1697-1767.
- [8] ACEMOGLU D, FINKELSTEIN A. Input and technology choices in regulated industries: evidence from the health care sector [J]. Journal of Political Economy, 2008, 116: 837-880.
- [9] 林浚清, 黄祖辉, 孙永祥. 高管团队内薪酬差距、公司绩效和治理结构 [J]. 经济研究, 2003(4): 31-40.
- [10] LAZEAR E P. Performance pay and productivity [J]. American Economic Review, 2000, 90(5): 1346-1361.
- [11] 鲁海帆. 高管团队内部薪酬差距、风险与公司业绩——基于锦标赛理论的实证研究 [J]. 经济管理, 2011(12): 93-99.
- [12] 魏旭, 张川川. 企业内部工资差距与企业绩效: 一个非线性关系 [J]. 经济评论, 2013(1): 106-112.
- [13] 盛艳燕, 李铁斌. 从行业资本密集度看实际工资提升劳动生产率的门槛效应 [J]. 广东财经大学学报, 2015(4): 26-34.
- [14] 朱琪. 性别工资差异的理论应用与实践发展 [J]. 经济评论, 2008(4): 136-141.
- [15] WEINBERG J. Race and gender wage gaps in the market for recent college graduates [J]. Industrial Relations: A Journal of Economy and Society, 1998, 37(1): 67-84.
- [16] RIDGEWAY C L. Interaction and the conservation of gender inequality: considering employment [J]. American Sociological Review, 1997, 62(2): 218-235.
- [17] HECKMAN J J, CORBIN C O. Capabilities and skills [J]. Journal of Human Development & Capabilities, 2016, 17(3): 342.
- [18] LIND J T, MEHLUM H. With or without U? the appropriate test for a U-shaped relationship [J]. Oxford Bulletin of Economics & Statistics, 2010, 72(1): 109-118.

(责任编辑: 汤菲)

Gender Difference, Wage Incentive and Labor Productivity

GAO Juan, WANG Ming-ming

(Institute of Quality Development Strategy, Wuhan University, Wuhan 430072, China)

Abstract: By using the data of “China Employer-Employee Survey” (CEES), this paper introduces the perspective of gender difference and makes a more detailed empirical analysis of the marginal contribution of wage cost to labor productivity. The results of the benchmark regression and the treatment effect show that there is a significant reversed “U” type relationship between wage cost and labor productivity. Furthermore, it shows a significant causal effect. From the perspective of marginal contribution, the wage incentive on women is significantly higher than that on men. The research indicates that the wage incentives to improve the marginal productivity are higher for men than for female labor. This paper suggests that under the optimization of overall wage incentives and conformation labor productivity increases with salary structure, enterprises need to pay further attention to female wage incentives.

Keywords: wage incentive; wage; wage cost; labor productivity; gender difference