

劳动边际产出与企业工资分布*

刘盼 罗楚亮

摘要：本文利用 1998-2007 年中国工业企业数据，讨论了我国制造业企业劳动边际产出与企业人均工资的分布特征以及二者之间关系的变化趋势。研究发现，样本期间我国制造业企业的人均工资水平和劳动边际产出价值均值在不断增加，分布都在不断收敛，但是这二者之间的均值差距在逐渐扩大，劳动边际产出价值与人均工资的关联性在不断减弱，企业工资对劳动边际产出价值变化的敏感程度较低，劳动报酬增长并没有实现和劳动边际产出价值提高同步。

关键词：劳动边际产出价值 企业人均工资 分布 不均等

一、引言

在我国的功能收入分配格局中，劳动者报酬在国民收入中所占份额长期偏低，并在一定时期中表现出下降倾向。中共中央第十七届五中全会首次于 2010 年在《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十二个五年规划的建议》中提出“努力实现居民收入增长和经济发展同步、劳动报酬增长和劳动生产率提高同步”，该目标随后又作为改善民生的一项具体方针被写入党的十八大报告和十九大报告。

工资作为劳动者报酬的重要组成部分，其决定机制及分布特征对于理解劳动报酬与生产率之间的关联性无疑是至关重要的。相比于从劳动力市场的供给方对工资决定进行讨论，即以住户数据为基础讨论可观测的个体特征（受教育程度、性别等）与工资之间的关联性，在劳动力供给大于需求的市场环境下，劳动力的需求方在工资决定中可能会具有更强的决定作用。根据经典理论，如果假设生产函数是规模报酬不变 Cobb-Douglas 形式而且技术进步是 Hicks 中性的，那么在完全竞争条件均衡下，工资和劳动生产率的增加率应该相等，并且等于技术进步与劳均资本增长的线性加总。基于这样一个理论分析框架，有不少文献尝试从实证的角度去检验工资与劳动生产率、工资与全要素生产率及劳均资本增长之间的关系并讨论了可能的原因。

在针对发达国家的研究中，大部分文献发现在过去几十年期间，发达国家的工资与劳动生产率之间的相关性在减弱、差距在逐渐扩大（Dufour & Russell, 2015）。在这些国家的劳动力市场上，工资收入增长明显缓于劳动生产率增长，尤其是低收入劳动者，原因之一可能是工会力量在逐渐减弱，从而削弱了工人在工资谈判中的议价能力。但是也有部分研究认为发达国家劳动生产率和劳动报酬之间存在较强的联系，比如 Stansbury & Summers（2017）在其最新的研究中发现在 1973-2016 年期间，美国劳动生产率增长率每提高 1 个百分点，平均劳动报酬增长率提高 0.7-1 个百分点。

劳动报酬是否与劳动生产率同步增长在我国也引起了广泛关注。很多研究指出，我国长期以来劳动报酬的增长严重滞后于劳动生产率的提高，工资与劳动生产率之间的正相关性在逐渐下降，并且两者之间的差距有随时间扩大的趋势（都阳、曲玥，2009；张庆昌，2011）。也有研究认为劳动生产率和工资增速之间的关系在不同时期可能表现并不完全相同。比如罗

* 刘盼，北京师范大学经济与工商管理学院，邮政编码：100875，电子邮箱：liupan@bnu.edu.cn；罗楚亮（通讯作者），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。本文受中央高校基本科研业务费专项资金资助。感谢匿名评审人所提的修改意见，文责自负。

知、赵奇伟（2013）指出在 1991-1993 年、1999-2007 年和 2010 年期间，劳动生产率增速大于人均工资增速，1994-1995 年、2008-2009 年期间，劳动生产率增速小于人均工资增速，而 1996-1998 年期间，劳动生产率增速与人均工资增速相近。王宏（2014）则发现，从中长期看我国工资增长趋势与劳动生产率接近，但“十一五”期间工资增长落后，劳动生产率增长的波动性大于工资，工资与劳动生产率增长的地区分布呈倒 U 型走势。

除了讨论劳动报酬与劳动生产率是否同步增长外，还有部分文献研究了生产率差距和工资差距之间的关系，发现企业间的生产率差距的扩大会引起工资不平等的增加，从而引起经济中收入差距不平等的扩大（Dunne et al, 2004; Faggio et al, 2010; Barth et al, 2016）。Caselli（1999）以及 Kremer & Maskin（1996）分别从技术革命和技能分割的角度为工资差距和生产率差距之间存在正相关关系提供了理论基础，Card et al（2018）则从劳动者对不同工作地点具有异质性偏好的角度对此进行了解释。在针对我国的研究中，杨继东、江艇（2012）以企业生产率水平和工资水平的标准差以及 90 分位数与 10 分位数之比衡量差距，发现在我国生产率差距对工资差距具有很强的解释力。

关于劳动报酬与劳动生产率的关系已经被不少学者研究和讨论。现有研究中，常用的劳动生产率的度量是劳均产出（增加值或者总产值），还有部分研究有将全要素生产率等同于劳动生产率的倾向。但是，按照新古典的要素收入分配理论，直接决定工资水平的应该为劳动的边际产出价值。在 Cobb-Douglas 生产函数假设条件下，劳动边际产出与劳均产出二者值不相等，但是增长率相等。因此如果是与工资的增长率比较，使用劳动边际产出或者劳均产出的增长率没有区别，但是如果是直接与工资值进行比较，使用劳动边际产出更为合适。另外，现有文献在关注工资与劳动生产率增长率这两者关系时，往往忽略了一个可能性：即使工资增长率与劳动生产率的增长率相同，也不一定意味着实际劳动报酬就恰好等于应付劳动报酬，工资水平与劳动边际产出之间的差值可能一直存在并持续扩大。

因此，本文直接以我国制造业企业劳动边际产出价值为研究对象，并将其与企业人均工资进行比较，讨论了这二者的各自分布特征以及它们之间的关联性。本文的主要贡献有以下三点。第一，相比于大部分文献讨论工资增长率与劳动生产率增长之间是否同步，本文以反映劳动力在生产过程中真实价值的劳动边际产出衡量劳动生产率状况，讨论劳动边际产出在工资决定中的作用变化。第二，在估计生产函数时，本文以中国工业企业数据为基础，采用 Wooldridge（2009）方法合理地估计了生产函数，并在此基础上计算出企业层面的劳动边际产出价值^①。Wooldridge（2009）方法既克服了生产函数估计的内生性问题，又解决了其他半参数方法可能存在的共线性问题，并且其估计结果相对比较稳定，并不依赖估计过程中初始值的选择。第三，本文在讨论企业工资与劳动边际产出价值关联性时，不仅估计了文献中常见的人均工资对劳动边际产出价值变化的敏感程度，还采用 G·Fields 分解方法计算了劳动边际产出价值对人均工资差距的解释能力，以及采用 Oaxaca 分解方法分析了工资与劳动边际产出价值的差距均值在样本期偏离程度增加主要是由哪些因素引起的。

本文的其余部分包括：第二部分介绍了本文采用的生产函数估计方法并报告了估计结果；第三部分在生产函数估计基础上计算了本文的关键变量劳动边际产出价值，并比较了企业人均工资和劳动边际产出价值的分布特征；第四部分从不同角度分析了劳动边际产出价值与企业工资的关联性；最后是全文的总结。

二、生产函数估计

^① 与本文相关的文献还包括对生产函数估计方法的选择，鲁晓东、连玉君（2012）、张天华、张少华（2016）、Van Beveren（2012）和 Mollisi & Rovigatti（2017）等对此做了很好的归纳和梳理。正文部分在介绍生产函数估计时有简单介绍，此处不再赘述

如果企业生产函数为 $Y = F(L,K)$, 产品价格为 p , 在完全竞争市场假设条件下, 工资 w 由劳动力的边际产品价值 (marginal revenue product of labor, MRPL) 决定:

$$w = p \times \left(\frac{\partial F}{\partial L} \right) = p \times MPL = MRPL \#(1)$$

假设生产函数是 Cobb-Douglas 形式:

$$Y = F(K,L) = AK^{\beta_k}L^{\beta_l} \#(2)$$

则 $MPL = A\beta_l K^{\beta_k} L^{\beta_l - 1} = \beta_l \frac{Y}{L}$, 从而

$$MRPL = \beta_l \frac{pY}{L} \#(3)$$

由 (3) 式可知, 计算劳动边际产出价值首先需要估计出生产函数中的参数 β_l 。下面先介绍本文估计生产函数所采用的 Wooldridge (2009) 方法, 然后在此基础上计算企业劳动边际产出价值, 并比较企业人均工资和劳动边际产出价值的分布特征。

(一) 生产函数估计方法

假设企业 i 在时间 t 具有 Cobb-Douglas 形式的生产技术 (所有变量取对数值):

$$Y_{it} = \alpha + \beta_k K_{it} + \beta_l L_{it} + \omega_{it} + \varepsilon_{it}, t = 1, \dots, T \#(4)$$

其中 Y_{it} 表示产出, K_{it} 表示资本投入, L_{it} 表示劳动力投入。 ω_{it} 表示企业 i 在 t 期受到的“生产率冲击”, 是企业可观测或可预测的冲击, 比如一个企业的管理能力, 生产过程中的故障率等, 但研究者无法观测。 ε_{it} 表示企业和研究者都无法观测的冲击。企业在选择资本和劳动力投入时, 可能会受到 ω_{it} 的影响。因此, 采用简单的 OLS 估计方法可能会产生内生性问题, 从而使得对 β_k 和 β_l 的估计不具有一致性。

该问题直到 Olley & Pakes (1996) (下文简称 OP) 方法的出现才被较好地解决。OP 提出, 在一些假设条件下, 企业在 t 期的最优投资水平是当期生产率冲击 ω_{it} 的严格增函数, 从而可以将生产率冲击表示为资本和投资的函数, 即选择投资作为代理变量。OP 提出分两阶段估计生产函数, 其中第一阶段使用半参数法估计 β_l , 第二阶段基于对生产率冲击是马尔科夫过程的假设估计出 β_k 。Levinsohn & Petrin (2003) (下文简称 LP) 指出 OP 方法假定企业的投资决策是生产率冲击的严格增函数, 但是实际数据中投资水平很多为 0, 可选择中间品投入作为代理变量, 其余与 OP 方法类似。随后, Akerberg et al (2015) (下文简称 ACF) 指出这两种方法, 尤其是 LP 方法, 在第一阶段的估计中可能存在完全共线性问题。ACF 方法通过对生产过程中各生产要素决策时间施以严格的假设, 对 OP 和 LP 方法进行了改进。但是有研究指出, ACF 方法的估计结果非常依赖估计过程中初始值的选择 (Mollisi & Rovigatti, 2017)。

Wooldridge (2009) 也对 OP 和 LP 方法进行了修正, 提出使用 Wooldridge (1996) 的 GMM 方法替代 OP 和 LP 的两阶段估计法可解决可能存在的共线性问题。另外, 相比于两阶段估计法采用 bootstrap 方法获得估计参数的标准差和检验统计量, Wooldridge (2009) 提出的联合估计提高了效率, 估计参数的标准差可以用标准的 GMM 方法直接得到, 并有效解决了序列相关和异方差问题。基于此, 本文将采用 Wooldridge (2009) 方法分行业估计生产函数, 下面对该方法进行简单介绍^①。

参考 OP 和 LP, 在一些假设条件下, 生产率冲击可表示为当期资本 K_{it} 和代理变量 m_{it} (投资、中间品投入等) 的函数:

$$\omega_{it} = g(K_{it}, m_{it}), t = 1, \dots, T \#(5)$$

^① 作者对比了生产函数不同方法的估计结果, 结果相对稳定。根据张天华、张少华 (2016), Wooldridge (2009) 方法作为对 LP 方法的修正, 其估计结果对生产函数形式设定也相对稳健。

从而

$$Y_{it} = \alpha + \beta_k K_{it} + \beta_l L_{it} + g(K_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it}, t = 1, \dots, T \# (6)$$

Wooldridge (2009) 假设

$$E(\varepsilon_{it} | L_{it}, K_{it}, m_{it}, L_{it-1}, K_{it-1}, m_{it-1}, \dots, L_{i1}, K_{i1}, m_{i1}) = 0, t = 1, \dots, T \# (7)$$

并假设生产率冲击服从一阶马尔科夫过程，与当期状态变量 (K) 以及选择变量、状态变量和代理变量 (L, K, m) 的滞后期都不相关：

$$E(\omega_{it} | \omega_{it-1}, \dots, \omega_{i1}) = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}), t = 2, \dots, T \# (8)$$

$$E(\omega_{it} | K_{it}, L_{it-1}, K_{it-1}, m_{it-1}, \dots, L_{i1}, K_{i1}, m_{i1}) = E(\omega_{it} | \omega_{it-1}) = f[g(K_{it-1}, m_{it-1})] \# (9)$$

定义 a_{it} 是 ω_{it} 对其预期的偏离，则 a_{it} 与当期状态变量 (K) 以及选择变量、状态变量和代理变量 (L, K, m) 的滞后期也不相关，且

$$\omega_{it} = f[g(K_{it-1}, m_{it-1})] + a_{it} \# (10)$$

将 (10) 式代入 (4) 式，可得

$$Y_{it} = \alpha + \beta_k K_{it} + \beta_l L_{it} + f[g(K_{it-1}, m_{it-1})] + u_{it}, t = 2, \dots, T \# (11)$$

其中 $u_{it} = a_{it} + \varepsilon_{it}$ 。显然，

$$E(u_{it} | K_{it}, L_{it-1}, K_{it-1}, m_{it-1}, \dots, L_{i1}, K_{i1}, m_{i1}) = 0, t = 2, \dots, T \# (12)$$

Wooldridge (2009) 指出根据 (6) 式、(11) 式以及正交条件 (7) 式和 (12) 式，可选择当期状态变量 (K) 以及选择变量、状态变量和代理变量 (L, K, m) 的滞后期或其函数作为工具变量采用 GMM 方法同时估计出 β_k 和 β_l 。

(二) 生产函数估计结果

本文采用 1998 年至 2007 年期间的中国工业企业数据库。该数据库包含所有国有工业企业以及年主营业务收入在 500 万以上的非国有工业企业，已经被广泛运用于相关研究。聂辉华等 (2012) 详细介绍了这一数据库及其使用中的问题。本文主要是针对制造业企业的讨论，根据二位数行业分类代码，全部的制造业企业包含 29 个行业。参考谢千里等 (2008) 以及聂辉华、贾瑞雪 (2011)，本文所采用的数据剔除了以下样本：(1) 关键指标 (如增加值、就业人数等) 缺失或者不合理地为 0；(2) 职工人数少于 8 人；(3) 不符合一般会计准则的，具体地，剔除了利润率大于 1、流动资产多于总资产、固定资产多于总资产等异常样本。

本文在采用 Wooldridge (2009) 半参数估计法估计生产函数时，用工业增加值衡量总产出，用职工人数衡量劳动力投入，用固定资产净值衡量资本投入，并选取原材料作为代理变量。本文使用各省工业品出厂价格指数对增加值和原材料进行价格平减，使用各省固定资产投资价格指数对资本进行价格平减，价格指数来自于历年《中国统计年鉴》。

由此所得到的资本和劳动产出弹性分行业估计结果如表 1 所示。表 1 的估计结果以细分行业为单位，假定细分行业内部具有相同的生产函数参数，即细分行业内部总体上具有相同的技术特征，因此表 1 中每一行所给出的即为细分行业的生产函数估计结果。值得注意的是，表 1 中的资本和劳动产出弹性之和通常并不等于 1，而是小于 1 的，即各细分行业的生产函数具有递减的规模报酬。此外，表 1 的结果也显示出，劳动产出弹性通常都要高于资本产出弹性。

表 1 我国制造业行业资本产出弹性 (β_k) 和劳动产出弹性 (β_l) 估计值

行业代码	行业名称	资本		劳动力	
		估计系数	标准误	估计系数	标准误
13	农副食品加工业	0.192	0.008	0.354	0.006
14	食品制造业	0.223	0.013	0.367	0.009
15	饮料制造业	0.206	0.017	0.403	0.011
16	烟草制品业	0.274	0.098	0.485	0.054
17	纺织业	0.181	0.006	0.415	0.003

18	纺织服装、鞋、帽制造业	0.150	0.007	0.463	0.006
19	皮革、毛皮、羽毛（绒）及其制品业	0.202	0.010	0.308	0.006
20	木材加工及木、竹、藤、棕、草制品业	0.207	0.011	0.368	0.009
21	家具制造业	0.179	0.014	0.422	0.011
22	造纸及纸制品业	0.210	0.010	0.392	0.008
23	印刷业和记录媒介的复制	0.197	0.015	0.399	0.010
24	文教体育用品制造业	0.168	0.013	0.378	0.008
25	石油加工、炼焦及核燃料加工业	0.263	0.023	0.184	0.016
26	化学原料及化学制品制造业	0.244	0.007	0.246	0.005
27	医药制造业	0.183	0.014	0.410	0.010
28	化学纤维制造业	0.284	0.029	0.309	0.017
29	橡胶制品业	0.256	0.015	0.270	0.010
30	塑料制品业	0.200	0.008	0.299	0.005
31	非金属矿物制品业	0.213	0.006	0.232	0.004
32	黑色金属冶炼及压延加工业	0.230	0.012	0.414	0.010
33	有色金属冶炼及压延加工业	0.280	0.015	0.254	0.012
34	金属制品业	0.223	0.008	0.327	0.005
35	通用设备制造业	0.206	0.006	0.349	0.004
36	专用设备制造业	0.217	0.009	0.324	0.007
37	交通运输设备制造业	0.243	0.009	0.367	0.006
39	电气机械及器材制造业	0.242	0.007	0.309	0.005
40	通信设备、计算机及其他电子设备制造业	0.241	0.011	0.352	0.007
41	仪器仪表及文化、办公用机械制造业	0.217	0.015	0.242	0.011
42	工艺品及其他制造业	0.165	0.011	0.344	0.007

三、劳动边际产出价值与企业人均工资的比较

基于生产函数估计结果，根据 $MRPL_{it} = \beta_l \frac{p_{it} Y_{it}}{L_{it}}$ 可以计算得到样本企业各年份的劳动边际产出价值。同时，也根据企业的财务信息计算人均工资水平。这里的工资，既包括企业的应付工资，也包括相应的福利费支出，因此更为接近于劳动者报酬的含义，与基于生产函数推算得到的劳动边际产出具有更强的可比性。

图1给出了劳动边际产出和人均工资对数分布的核密度估计结果^①，直观地描述了所讨论时期中，对数劳动边际产出和人均对数工资在企业间的分布特征。从图1所描述的分布特征来看，对数工资分布要更为集中一些，而对数劳动边际产出的分布特征则要发散得多，这意味着劳动边际产出分布的不平等程度要比工资分布更为严重一些。

^① 分年度的对数工资和劳动边际产出的核密度图也具有类似的特征，即劳动边际产出对数核密度图明显要比对数工资核密度更“宽”一些，意味着各年份中，劳动边际产出的不平等程度要高于工资。

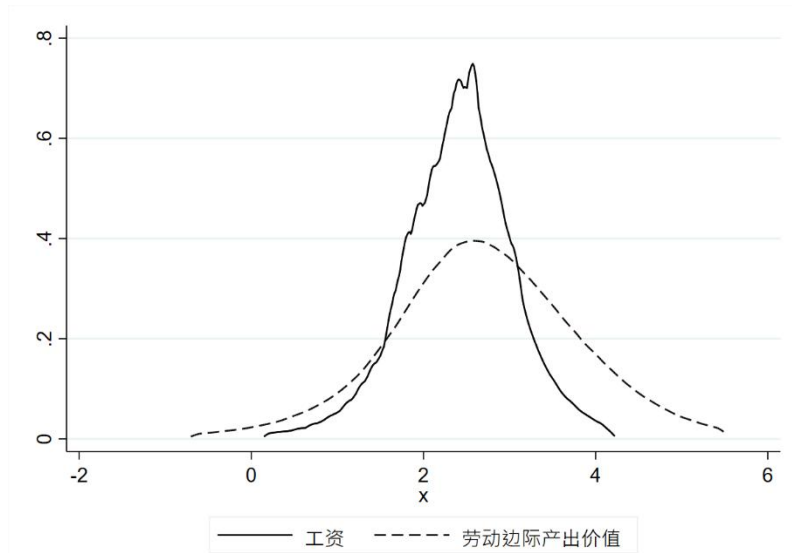


图 1 对数工资与劳动边际产出的核密度

表 2 进一步给出了各年份中工资与劳动边际产出价值的均值和不均等指数的变动特征。从历年均值的变化来看，无论是工资还是 MRPL 的均值都表现出明显的上升倾向，即随着时间变化具有明显的增长趋势。然而，工资的均值通常都会低于 MRPL 的均值，并且这种差额也在扩大。如果计算 $\frac{\text{工资}}{\text{MRPL}}$ 这一比率，则不难发现该比率从 1998 年的 59.87% 下降至 2007 年的 49.66%，10 年期间下降了 10 个百分点。因此，就平均水平而言，劳动者报酬在逐渐背离劳动力的边际产出水平^①。

表 2 工资与劳动边际产出价值的均值与不平等

年份	均值（千元）及比率			对数方差		基尼系数	
	工资	MRPL	工资/MRPL	工资	MRPL	工资	MRPL
1998 年	8.25	13.78	0.5987	0.37	1.14	0.3397	0.5564
1999 年	8.82	15.02	0.5872	0.37	1.13	0.3375	0.5525
2000 年	9.61	16.6	0.5789	0.38	1.12	0.3362	0.5455
2001 年	10.33	18.03	0.5729	0.38	1.07	0.3323	0.5351
2002 年	11.03	19.87	0.5551	0.37	1.05	0.3250	0.5277
2003 年	11.85	22.34	0.5304	0.36	1.01	0.3205	0.5177
2004 年	13.3	24.42	0.5446	0.25	0.98	0.2843	0.5158
2005 年	15.2	29.74	0.5111	0.29	1.00	0.2966	0.5149
2006 年	16.4	32.85	0.4992	0.24	0.95	0.2774	0.5046
2007 年	18.8	37.86	0.4966	0.24	0.91	0.2719	0.4940

表 2 还给出了工资和 MRPL 的不平等状况，分别以对数方差和基尼系数来衡量。无论是以对数方差还是基尼系数来衡量，各年份的工资不平等程度都要明显低于 MRPL 的不平等程度。如 1998 年工资对数方差约为 MRPL 对数方差的 1/3 左右，工资基尼系数约为 MRPL 基尼系数的 61%。工资和 MRPL 的对数方差与基尼系数都表现出下降倾向。从 1998 年到

① 这一时期宏观收入分配结构中，劳动收入所占份额也是在下降的。这里的结果意味着，劳动收入所占份额的下降在一定程度上也可能是由于劳动者报酬与劳动力边际产出的背离所造成的。

2007年期间，工资的对数方差从0.37下降至0.24，基尼系数也相应地由0.34下降至0.27，但工资不平等程度低于MRPL不平等程度这一特征依然存在^①，如2007年工资对数方差相对于MRPL对数方差的比率下降至26%，工资基尼系数相对于MRPL基尼系数的比率也下降至55%。

为了进一步说明工资和劳动边际产出价值的不均等性变化，图3分别用90%分位点和中位数对数差，以及中位数和10%分位点对数差，衡量了工资及劳动边际产出各自的高端不平等以及低端不平等。很显然，不管是高端不平等还是低端不平等，工资的分布都要相对集中，不平等程度都要低于劳动边际产出。从工资分布特征来看，工资分布高端不平等的下降趋势要比低端不平等缓和一些，高端不平等总体来说有一个比较稳定下降的趋势，而低端不平等则波动较大。在2003年之前年份中，工资低端不平等程度高于高端不平等程度，而2004年后，由于低端不平等下降幅度较大，低端不平等程度略低于高端不平等程度。这与2004年起施行的《最低工资规定》可能有直接联系，最低工资规定的实施在一定程度上缩小了工资分布的低端不平等，2004年后工资50-10分位点对数差明显低于以前时期，并且这一变动轨迹在2004年出现了跳跃式的变化。这也意味着，我国劳动力市场至少在此前对于工资分布低端人群总体上缺乏有效的保护，这种状况在某种程度上有所改善。而MRPL的分布中，低端不平等和高端不平等程度都呈现下降趋势，但MRPL的高端不平等在这一时期中总体上是比较稳定的，总体上虽有下降倾向，但下降幅度并不大，而MRPL的低端不平等的下降倾向要明显得多，因此二者在2000年前非常接近，但到2007年时差距明显扩大。这也意味着，劳动边际产出不平等程度的下降主要是由于在MRPL分布的低端，企业之间的劳动边际产出差异具有缩小的倾向。因此，从内部分布结构来看，人均工资不平等程度下降幅度较小，并且高端不平等和低端不平等都具有轻微的缩小倾向；而劳动边际产出不平等的下降幅度较大，并且主要是由劳动边际产出分布的低端不平等下降所导致的，而其高端不平等总体上是稳定的。

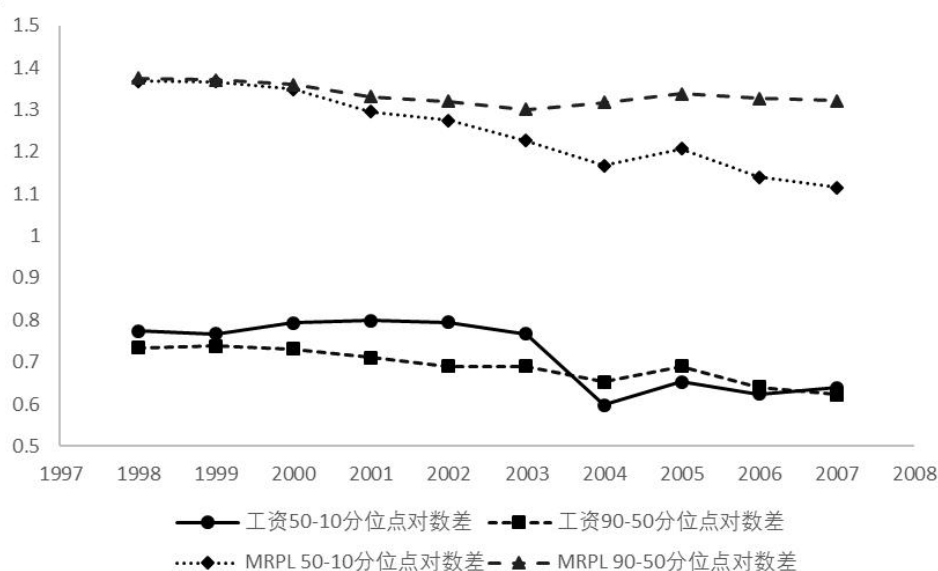


图3 工资与劳动边际产出分布不均等的变化

以上是对劳动边际产出和人均工资对数整体分布以及变化趋势的比较。如果人均工资和

^① 居民收入差距的研究结果通常显示这一时期的居民收入不平等程度仍是上升的（罗楚亮，2018），与本文的这一结果具有某些差异性。这是因为，本文所讨论的工资差距主要表现为企业之间的差异，而没有考虑到企业内部不同个体之间的工资差距。

劳动边际产出价值不相等，则意味着二者之间的偏离。如果具体到每一个企业，可分为两种情况，一种是人均工资高于劳动边际产出价值，一般称为劳动力市场的正向扭曲，另一种是人均工资低于劳动边际产出价值，一般称为劳动力市场的负向扭曲。表 3 第 2 列给出了历年劳动边际产出价值高于人均工资（负向扭曲）企业数占当年总企业数的比例。负向扭曲企业数占比在 1998-2007 年之间基本呈现上升的趋势，由 1998 年的 51.82% 上升至 2007 年的 61.72%，提高了近 10 个百分点。表 3 还计算了历年工资与劳动边际产出价值的对数差的均值。由表 3 可知，在样本期间，正向扭曲的幅度小于负向扭曲的幅度，而且正向偏离的程度在减弱，而负向偏离的程度在加强，因此从总体上看，工资的均值低于 MRPL 的均值，而且二者差距在扩大（表 3 第 3 列）。

表 3 人均工资与 MRPL 的比较

	(MRPL > w)比例(%)	(lnw - lnMRPL)均值		
		总体	$w \geq MRPL$	$w < MRPL$
1998 年	51.82	-0.1280	0.6848	-0.8837
1999 年	53.05	-0.1529	0.6783	-0.8885
2000 年	54.00	-0.1814	0.6637	-0.9012
2001 年	55.36	-0.2131	0.6410	-0.9018
2002 年	57.29	-0.2530	0.6370	-0.9163
2003 年	60.08	-0.3172	0.6083	-0.9321
2004 年	57.83	-0.2530	0.6234	-0.8921
2005 年	60.72	-0.3286	0.5977	-0.9278
2006 年	61.27	-0.3574	0.5784	-0.9490
2007 年	61.72	-0.3805	0.5622	-0.9650

四、劳动边际产出价值与企业人均工资的关联性

上文比较了企业人均工资和劳动边际产出价值各自的分布特征。不管是从均值还是不平等的角度看，人均工资和劳动边际产出价值之间都存在着较大的差异。为此，在这一部分我们将试图通过讨论和估计人均工资和劳动边际产出价值之间的关系，来重点回答以下几个问题：（1）人均工资如何对劳动边际产出价值的变化作出反应；（2）工资不平等中，有多少是来自 MRPL 的差异，随时间是如何变化的；（3）工资与 MRPL 的差距在样本期发生了怎样的变化以及这些变化可由哪些因素解释。

（一）劳动边际产出价值变化对人均工资的影响

按照新古典工资分配理论，工资取决于劳动的边际产品价值。为了衡量工资与劳动边际产品价值之间的关联性，本文按年份分别计算了人均工资和劳动边际产品价值的相关系数和简单回归系数，后者指的是简单回归方程 $lnw = \alpha + \beta lnMRPL + \varepsilon$ 的系数 β 估计值，其中 lnw 和 $lnMRPL$ 分别表示人均工资和劳动边际产品价值的对数形式。

历年人均工资与劳动边际产品价值的相关系数与回归系数分别如图 4 所示。从图 4 所给出的相关系数和简单回归系数可以看出，人均工资与劳动边际产出价值之间的相关性较弱，并且总体上具有下降倾向。历年企业人均工资与劳动边际产品价值之间的相关系数不超过 0.35，意味着两者的相关性比较微弱。简单回归系数 β 估计值则更低，历年估计结果都低于 0.25，即企业 MRPL 变动一个百分点，人均工资变动幅度则不到 0.25 个百分点，因此这意味着劳动边际产出价值的变动所引致的工资变动非常低，企业工资对劳动边际产出价值的变

化不是很敏感。

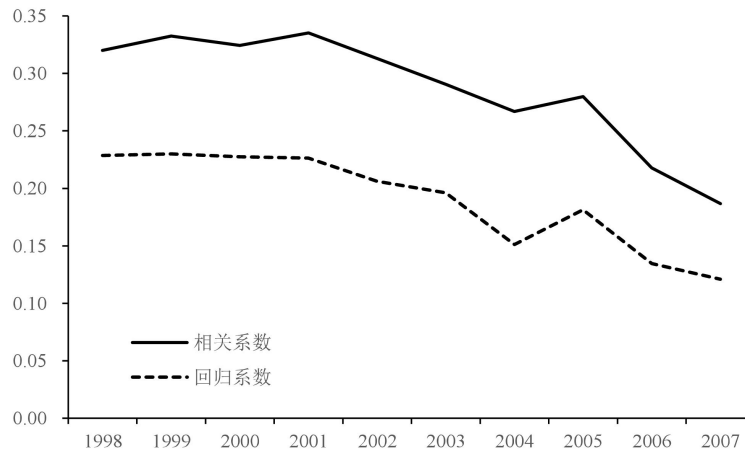


图 4 人均工资与劳动边际产出价值的相关性

进一步地，在引入其他企业特征作为控制变量的基础上，工资函数可以写为如下形式：

$$\ln w = \alpha + \beta \ln MRPL + \theta X + \varepsilon \quad (13)$$

其中 X 是反应企业特征的控制变量，包括企业所有制结构、企业盈利情况、企业出口比重、企业规模等。对企业所有制以实收资本的控股股东身份来分类^①。企业盈利情况区分为盈利和亏损两种，分别对应于利润率大于等于 0 和利润率小于 0 的情况。企业出口比重为企业出口额占企业总销售额的比率。企业规模以企业劳动力人数衡量。

表 4 给出了人均工资与 MRPL 的回归分析结果。考虑到可能存在工资黏性，第二列在第一列的基础上考虑了企业上一年的人均工资对当年人均工资的影响，但是对结果影响不大。结果显示，人均工资对 MRPL 的弹性为正但是数值较小，两种情形下的估计系数都不到 0.14。这反映了人均工资并未随着劳动边际产出价值的增加而同步增长。但是由第二列的结果可知，该现象并不是主要由工资黏性引起的^②。

表 4 人均工资与 MRPL 的回归分析（固定效应模型）

因变量	$\ln w$	$\ln w$
人均工资（对数）		0.0022**
一阶滞后值		[2.13]
$\ln MRPL$	0.1397*** [260.56]	0.1360*** [200.41]
集体资本比重	-0.0147*** [5.8]	-0.0184*** [6.1]
法人资本比重	-0.0081*** [3.61]	-0.0111*** [4.18]
私人资本比重	-0.0155***	-0.163***

① 企业实际控制人变化会导致所有制类型分类错误，本文参考聂辉华、贾瑞雪（2011）、陈国强、罗楚亮（2016）等的做法，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：分别计算国家资本、集体资本、法人资本、个人资本、港澳台资本和外资资本这六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。不同类型资本构成份额的总和为 1，因此本文以国有资本作为参照组。

② 如果对方程（13）取一阶差分形式做回归，或者分企业类型进行分别回归，所得结论也是类似的。

	[6.67]	[5.9]
港澳台资本比重	0.0085** [2.42]	0.0041 [0.99]
外资比重	0.0116*** [3.25]	0.0071* [1.68]
盈利 (利润率大于等于 0)	0.0164*** [15.34]	0.0160*** [12.33]
出口比重	0.0347*** [16.38]	0.0322*** [12.08]
企业规模 (劳动力人数对数)	-0.1101*** [126.94]	-0.1363*** [122.72]
年份虚拟变量	是	是
样本量	1,787,451	1,195,519
F 统计量	29072.41	18387.69
R ²	0.2377	0.2017

注：[] 内为 t 统计量绝对值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 4 中其他相关变量估计结果的含义简要说明如下。所有制结构变量中，以国有资本为基准，集体资本、法人资本和私人资本比重较高的企业中，人均工资水平相对较低；而外资和港澳台资比重较高的企业中，人均工资水平相对较高。盈利企业比亏损企业的人均工资平均要高出 1.6% 左右。而出口比重高的企业中，人均工资水平显著较高。然而，在劳动力人数较多的大规模企业中，人均工资水平通常更低。

考虑到不同分位数水平上企业工资对劳动边际产出价值变化的敏感程度可能存在差异，图 5 给出了对 (13) 式进行逐年分位数回归^①的 β 估计值。在每个回归式中，增加了企业建立年份控制变量。按照企业建立年份将企业共划分为四类：建立年份在 1980 年或以前、1981-1990 年之间、1991-2000 年之间、2001 年及以后。此外，还增加了省份和行业虚拟变量^②作为控制变量。在这里的工资函数估计中，没有包含人均工资一阶滞后项。

尽管人均工资分布各分位点中，劳动边际产出对于工资的影响弹性总体上都不高，如从图 5 来看，劳动边际产出对工资分布 90% 分位点的影响系数也仅为 0.3 左右，但在不同分位点之间，估计的 β 值仍存在一定的差异性。在各年份的估计结果中，工资分布 90% 分位点的 β 值要明显高于其他分位点。这意味着，对于工资较高的企业，企业工资对劳动边际产出价值变化的敏感程度也更高一些。2003 年以后，该现象在 75% 分位点也有所体现，明显高于其他三个工资分布较低分位点的情形。

① 根据 Firpo et al (2009, 2018)，在再中心化影响函数 (recentered influence function) 的基础上，对工资分布不同分位点进行无条件分位回归。(收入) 分布 τ 分位点的再中心化影响函数定义为 $RIF(Y; q_\tau) = q_\tau + \frac{\tau - I(Y \leq q_\tau)}{f_Y(q_\tau)}$ ，其中 q_τ 满足 $P(Y \leq q_\tau) = \tau$ ($0 < \tau < 1$)， $P(\cdot)$ 为概率分布， $I(\cdot)$ 为指示函数 (满足条件取 1，不满足条件取 0)， f_Y 为 Y 的边际密度函数。因此有 $E(RIF(Y; q_\tau)) = q_\tau$ 。如果 $E(RIF(Y; q_\tau)|X) = X\beta$ ，则 $q_\tau(Y) = E(X)\beta_\tau$ ， β_τ 的含义为解释变量对分位点 τ 处 (收入) 水平的边际效应。

② 企业建立年份、省份以及行业变量属于企业不随时间变化的特征，在表 4 的固定效应回归模型中，这些“固定效应”都将被剔除。在截面回归中，这些变量可能成为影响企业工资水平的重要特征。

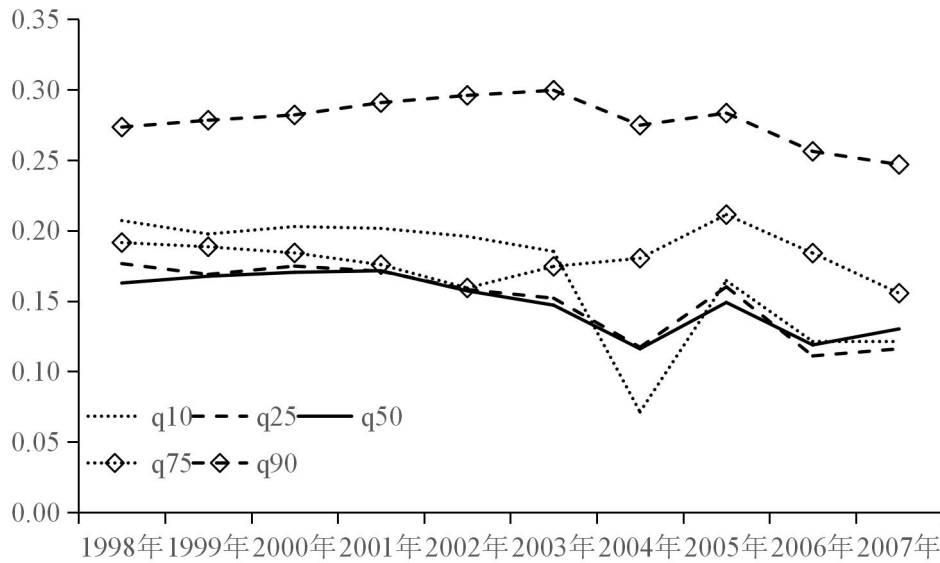


图5 逐年截面分位数回归系数 β 估计值

图5中另一个比较明显的变化是工资分布10%分位点的估计系数 β 的变化。2004年以前，工资分布10%分位点的低工资水平上，人均工资对劳动边际产出的敏感性尽管低于90%分位点，但仍略高于图中的其他分位点（如50%、25%和75%）；但在2004年以后，工资分布10%分位点的系数 β 估计值出现了大幅度下降，此后年份尽管有所回升，但仍低于以前年份，也低于75%分位点。低工资人群的工资水平与劳动边际产出的关系变化，可能反映了劳动力市场对于工资分布低端人群保护程度的差异性。工资分布低端人群工资水平与劳动边际产出关系的弱化，可能意味着最低工资等劳动力市场保护政策作用的逐渐强化。

从图5来看，工资分布的中低端人群中（50%分位点及以下），其工资水平与劳动边际产出之间的联系程度通常没有明显的差异性，这在2003年以后表现得尤其明显。但工资分布高端人群中（75%与90%分位点），其工资水平与劳动边际产出之间的关联性则有所增强。

（二）劳动边际产出价值对人均工资差异的解释：G·Fields分解

为了讨论各种因素尤其是劳动边际产出价值对于整体企业人均工资差异的解释程度，这一部分将基于方程（13）对工资函数做逐年回归，通过G·Fields分解识别MRPL对工资不平等的影响程度。按照G·Fields分解，包括劳动边际产出价值在内的各种因素 x 对企业人均工资差异的解释比重为：

$$\pi_x = \beta cov(x, \ln w) / var(\ln w) \quad (14)$$

表5给出了G·Fields分解的结果。从各因素对当期企业人均工资差异的解释份额来看，除了不可解释因素外，地区因素的解释份额通常是最高的，这也意味着地区之间的差异仍是工资差距的重要来源，而这一特征可能与劳动力市场的地区分割性具有密切的关联。其次是劳动边际产出价值，即工资的决定在一定程度上仍取决于生产过程中的劳动贡献。

但在各年份的估计结果中可以看到，各年份中劳动边际产出价值对于人均工资差异的解释程度总体上都是不高的。1998年最高，也不到14%。这意味着企业之间人均工资差异的主要解释因素来源于其他非生产性特征。从时间趋势来看，在1998年至2007年之间，劳动边际产出对人均工资差距的解释能力基本是在下降的。在1998年、2002年和2007年对总体不均等程度的解释份额分别为13.76%、10.95%和5.77%。这也说明了工资与劳动边际产出价值之间的关联性越来越弱。

地区因素在企业人均工资差距决定中起着比较重要的作用，而且其解释份额相对比较稳定。所有制因素和行业因素在人均工资差距中所占份额接近，其中所有制因素的解释份额波

动没有规律性特征，而行业因素所占份额先上升再下降。其他变量对人均工资分布不均等程度的解释作用要低得多。

表 5 各因素对企业人均工资差异的解释 (%)

	1998	1999	2000	2001	2002	2003	2004	2005	2006	2007
MRPL	13.76	13.74	13.22	12.49	10.95	10.18	8.48	11.54	6.98	5.77
所有制	3.77	4.05	3.60	3.08	2.78	2.68	3.47	3.03	3.15	2.89
盈利/亏损	-0.13	-0.14	-0.16	-0.18	-0.16	-0.16	-0.08	-0.09	-0.07	-0.04
企业建立年份	0.00	0.11	0.01	0.27	0.17	0.27	0.30	0.01	0.17	0.07
省份	15.97	15.77	16.69	15.94	16.00	15.27	14.67	9.64	14.12	14.53
行业	1.89	2.02	2.44	2.95	3.25	3.22	3.71	2.73	2.82	2.59
出口比重	0.31	0.31	0.44	0.30	0.35	0.28	0.04	0.15	0.18	0.16
企业规模	-0.14	-0.07	0.09	0.04	0.12	0.18	0.06	0.10	0.53	0.76
残差	64.58	64.21	63.68	65.11	66.53	68.08	69.35	72.90	72.11	73.26
合计	100.00	100.00	100.00	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0	100.0

(三) 人均工资与劳动边际产出价值偏离的影响因素

为了估计工资与劳动边际产出价值差距的影响因素，我们对下式采用固定效应模型进行估计：

$$\ln w - \ln MRPL = \alpha + \theta X + \varepsilon \quad (15)$$

其中因变量为工资高于劳动边际产出价值的部分，解释变量 X 的选取和衡量与上文方程 (13) 相同。考虑到存在正向和负向两种扭曲，我们除了对总体样本进行估计外，还分别选取人均工资高于 MRPL 和人均工资低于 MRPL 子样本进行估计，三种情况对应于表 6 中的三列估计结果。

表 6 工资与劳动边际产出价值差距的决定因素

因变量	$\ln w - \ln MRPL$		
	总体	$w \geq MRPL$	$w < MRPL$
集体资本比重	-0.0414*** [9.37]	-0.0355*** [7.31]	-0.0108** [2.03]
法人资本比重	-0.0503*** [12.86]	-0.0370*** [9.03]	-0.0172*** [3.55]
私人资本比重	-0.0620*** [15.29]	-0.0418*** [9.62]	-0.0271*** [5.47]
港澳台资本比重	-0.0408*** [6.69]	-0.0340*** [5.02]	-0.0092 [1.27]
外资比重	-0.0513*** [8.23]	-0.0327*** [4.63]	-0.0185** [2.55]
盈利 (利润率大于等于 0)	-0.3159*** [172.35]	-0.2184*** [117.92]	-0.1145*** [46.81]
出口比重	0.0189*** [5.12]	-0.0061 [1.54]	0.0172*** [3.79]
企业规模	0.2324***	0.0035*	0.2351***

	[157.57]	[1.87]	[140.88]
年份虚拟变量	是	是	是
样本量	1,787,451	746,210	1,041,241
F 统计量	3317.84	864.71	1506.97
R ²	0.0952	0.0757	0.0345

注：[] 内为 t 统计量绝对值；***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的水平下显著。

表 6 结果显示，总体来看，不同所有制结构的企业中，国有企业人均工资低于劳动边际产出价值的幅度最小，盈利企业人均工资低于劳动边际产出价值的程度更严重，企业规模越大、出口比重越高，工资负向偏离劳动边际产出价值的程度越小。如果区分正向扭曲和负向扭曲，那么这些企业特征的影响与总体情况下基本相同，除了对于存在正向扭曲的企业，出口比重不再有显著影响，而企业规模的影响也变得很小。需要注意的是，正向扭曲和负向扭曲这两种情况下同一变化方向具有不同的含义，其中第三列 ($w \geq MRPL$) 的结果中，如果企业特征使得因变量增加，则意味着工资对劳动边际产出价值的正向偏离更多，而第四列 ($w < MRPL$) 的结果中，因变量增加说明工资对劳动边际产出价值的负向偏离变小。比如，对于工资发生正向偏离的不同所有制企业，国有企业中人均工资高于劳动边际产出价值的幅度最大，而对于工资发生负向偏离的不同所有制企业，国有企业中人均工资低于劳动边际产出价值的幅度最小。

由表 3 可知，在样本期间，($\ln w - \ln MRPL$) 均值发生了很大的变化，从 1998 年的 -0.1280 降低至 2007 年的 -0.3805。为此，我们对方程 (15) 逐年回归，并在此基础上采用 Oaxaca 分解的方法考察是哪些因素的变化引起了样本期人均工资与劳动边际产出价值对数差均值的变化。具体地，如果不同年份 (year1 和 year2) 人均工资与劳动边际产出价值对数差的均值分别为：

$$E(\ln w - \ln MRPL)_{year1} = \hat{\alpha}_1 + \hat{\theta}_1 \bar{X}_1 \#(16)$$

$$E(\ln w - \ln MRPL)_{year2} = \hat{\alpha}_2 + \hat{\theta}_2 \bar{X}_2 \#(17)$$

那么这两个年份之间的变化可以分解为：

$$E(\ln w - \ln MRPL)_{year1} - E(\ln w - \ln MRPL)_{year2} = (\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2) + \hat{\theta}_1 (\bar{X}_1 - \bar{X}_2) + (\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \bar{X}_2 \#(18)$$

人均工资与劳动边际产出价值对数差均值的变化可以分解为三个部分：(1) 常数项差异，表示为 $(\hat{\alpha}_1 - \hat{\alpha}_2)$ ；(2) 系数差异，表示为 $(\hat{\theta}_1 - \hat{\theta}_2) \bar{X}_2$ ，即如果比较的两个年份之间企业特征的分布相同，但各因素的影响在两个年份之间不同而引起的差异性；(3) 企业特征差异，表示为 $\hat{\theta}_1 (\bar{X}_1 - \bar{X}_2)$ ，即不同年份具有不同的企业特征结构但各个因素的影响在两个年份之间是相同的。其中，常数项差异和系数差异被称为不可解释的差异，企业特征差异为可解释的差异。表 7 分别给出了 1998-2007 年、1998-2002 年以及 2003-2007 年各企业特征因素对人均工资与劳动边际产出价值对数差均值变化的解释作用。

表 7 人均工资与劳动边际产出价值对数差均值变化的 Oaxaca 分解

	1998-2007年		1998-2002年		2003-2007年	
总体差异	0.2412	100	0.1251	100	0.0519	100
可解释的差异						
所有制	0.0917	38.03	0.0405	32.36	0.0220	42.38
是否盈利	0.0717	29.71	0.0416	33.29	0.0223	43.03
建立年份	0.0828	34.31	0.0413	33.00	0.0227	43.77
省份	-0.0451	-18.69	-0.0147	-11.74	-0.0099	-19.05
行业	-0.0145	-6.00	-0.0080	-6.43	-0.0043	-8.28

出口比重	-0.0033	-1.36	-0.0056	-4.50	0.0027	5.26
企业规模	0.0502	20.81	0.0232	18.52	0.0247	47.54
总计	0.2335	96.81	0.1182	94.50	0.0802	154.64
不可解释的差异	0.0077	3.19	0.0069	5.50	-0.0283	-54.64

表 7 的结果显示,总的来看,样本期人均工资与劳动边际产出价值对数差均值变化主要是由企业特征变化造成的。如果分项来看,主要原因是不同年份间企业所有制结构、企业盈利情况、企业建立年份以及企业规模发生了变化带来的差异。相比之下,行业和出口比重变化所导致的差异都要小很多。需要注意的是,省份、行业以及出口比重因素对应的数值为负值,这意味着在考虑了这些因素之后,两个年份之间人均工资与劳动边际产出价值对数差均值变化不仅没有下降,反而会进一步升高。这也说明了样本期间企业在不同地区和行业间的分布发生的变化实际有利于工资与劳动边际产出价值之间的趋同,但是由于其他因素的影响,使得总的趋势显示为工资与劳动边际产出价值两者之间发生了更大的偏离。

五、总结

随着我国居民收入差距不断扩大,劳动报酬作为收入的重要组成部分,其增长是否和劳动生产率提高同步已经引起了社会多方面的高度关注。本文基于 1998-2007 年中国工业企业数据,采用 Wooldridge (2009) 方法分行业估计了生产函数并计算了企业劳动边际产出价值,并在此基础上从多个方面比较和讨论了我国制造业企业人均工资和劳动边际产出价值的分布特征及其关系。总体而言,本文的基本结论表明,我国劳动边际产出对于工资决定的影响较弱,并且工资水平严重低于劳动力的边际产出。更为具体地,本文的主要结论包括:

(1) 人均工资和劳动边际产出价值的均值随着时间变化都具有明显的增长趋势。然而人均工资的均值低于劳动边际产出价值的均值,并且这两者之间的差额也在扩大,劳动者报酬在逐渐背离劳动力的边际产出水平。

(2) 企业人均工资分布相对集中,而劳动边际产出价值分布更为分散,其不平等程度比人均工资更为严重。

(3) 人均工资与劳动边际产出价值之间的相关性较弱,并且有较明显的下降趋势。人均工资对劳动边际产出价值的弹性约为 0.14。分位数回归结果显示,相比于高工资企业,低工资企业的工资对劳动边际产出价值的变化更不敏感。

(4) G·Fields 分解结果表明,劳动边际产出价值对人均工资差距的解释能力不高并且呈现下降趋势,从 1998 年 13.76% 降至 2007 年 5.77%。

(5) 工资与劳动边际产出价值的对数差均值为负,其中国有企业、亏损企业、规模较大企业和出口比重较高的企业,其人均工资低于劳动边际产出价值的程度较小。工资与劳动边际产出价值的差距均值在样本期具有明显的扩大趋势,Oaxaca 分解结果显示,这主要是由企业所有制结构、企业盈利情况、企业建立年份以及企业规模发生了变化所带来的差异。

这些估算结果表明了 1998-2007 年间我国制造业企业的人均工资水平和劳动边际产出价值都在收敛,但是这二者之间的关联性却在不断减弱,均值差距在逐渐扩大,劳动报酬增长并没有实现和劳动生产率提高同步。样本期企业在地区间和行业间分布的变化对缩小人均工资和劳动边际产出价值的差距有积极作用,但是由于还存在其他方面的调整,使得差距总体在扩大。

本文的发现具有比较重要的政策含义。首先是人均工资严重低于劳动边际产出,表明我国功能收入分配格局中,总体上不利于劳动力这一生产要素。收入分配过程中存在着压低劳

动者报酬的现象,这也可能构成我国劳动收入份额长期偏低并处于下降趋势的重要原因。其次是劳动边际产出对于人均工资的决定作用比较微弱,意味着企业之间的工资差异在较大程度上并不取决于生产过程中的技术特征、效率差异。当然,本文的结果中也反映出劳动力市场上所出现的某些积极信号,如高工资企业的人均工资水平相对于劳动边际产出的弹性在上升,可能意味着工资决定的效率机制有所增强。

人均工资与劳动边际产出的关系对于理解工资分配的“合理”性可能具有重要的作用。但由于数据的制约,我们的讨论只能局限于1998年至2007年这一期间,随后时期的变化特征有待于新的企业数据。但从宏观功能分配特征来看,1998年至2007年期间,劳动者报酬在国民总收入中所占比重呈现出下降趋势,此后总体上处于相对平稳变化状态,如2017年劳动者报酬在国民生产总值中所占比重也仅为47.5%,仍处于相对较低的水平。这意味着工资报酬水平与劳动边际产出之间的背离可能依然是比较严重的。

参考文献

陈国强 罗楚亮,2016:《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》第8期。

都阳 曲玥,2009:《劳动报酬、劳动生产率与劳动力成本优势——对2000—2007年中国制造业企业的经验研究》,《中国工业经济》第5期。

鲁晓东 连玉君,2012:《中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007》,《经济学(季刊)》第2期。

罗楚亮,2018:《城镇居民工资不等的变化:1995-2013年》,《世界经济》第11期。

罗知 赵奇伟,2013:《为什么中国高投资与低劳动收入占比并存?——劳动生产率与工资增速差距的视角》,《世界经济文汇》第6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。

王宏,2014:《工资增长、地区分布与劳动生产率的影响因素》,《改革》第2期。

谢千里 罗斯基 张轶凡,2008:《中国工业生产率的生长与收敛》,《经济学(季刊)》第3期。

杨继东 江艇,2012:《中国企业生产率差距与工资差距》,《经济研究》增2期。

张庆昌,2011:《工资、出口贸易与全要素生产率:1979-2009》,《财经研究》第4期。

张天华 张少华,2016:《中国工业企业全要素生产率的稳健估计》,《世界经济》第4期。

Ackerberg, D.A. et al(2015), “Identification properties of recent production function estimators”, *Econometrica* 83(6):2411-2451.

Barth, E. et al(2016), “It’s where you work: Increases in the dispersion of earnings across establishments and individuals in the United States”, *Journal of Labor Economics* 34(S2): S67-S97.

Card, D. et al(2018), “Firms and labor market inequality: Evidence and some theory”, *Journal of Labor Economics* 36(S1):S13-S70.

Caselli, F.(1999), “Technological revolutions”, *American Economic Review* 89(1):78-102.

Dufour, M. & E.Russell(2015), “Why isn’t productivity more popular? A bargaining power approach to the pay/productivity linkage in Canada”, *International Productivity Monitor* 28:47-62.

Dunne, T. et al(2004), “Wage and productivity dispersion in United States manufacturing: The role of computer investment”, *Journal of Labor Economics* 22(2):397-429.

Faggio, G. et al(2010), “The evolution of inequality in productivity and wages: Panel data evidence”, *Industrial and Corporate Change* 19(6):1919-1951.

Firpo, S. et al(2009), “Unconditional quantile regressions”, *Econometrica* 77(3):953-973.

Firpo, S. et al(2018), “Decomposing wage distributions using recentered influence function regressions”, *Econometrics* 6(2), <https://doi.org/10.3390/econometrics6020028>.

Kremer, M. & E.Maskin(1996), “Wage inequality and segregation by skill”, NBER Working Paper, No. 5718.

Levinsohn, J. & A.Petrin(2003), “Estimating production functions using inputs to control for unobservables”, *Review of Economic Studies* 70(2):317-341.

Mollisi, V. & G.Rovigatti(2017), “Theory and practice of TFP estimation: The control function approach using Stata”, CEIS Working Paper, No. 399.

Olley, G.S. & A.Pakes(1996), “The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry”, *Econometrica* 64(6):1263-1297.

Stansbury, A.M. & L.H.Summers (2017), “Productivity and pay: Is the link broken?”, NBER Working Paper, No. 24165.

Van Beveren, I.(2012), “Total factor productivity estimation: A practical review”, *Journal of Economic Surveys* 26(1):98-128.

Wooldridge, J.M.(1996), “Estimating systems of equations with different instruments for different equations”, *Journal of Econometrics* 74:387-405.

Wooldridge, J.M.(2009), “On estimating firm-level production functions using proxy variables to control for unobservables”, *Economics Letters* 104(3):112-114.

Distributions of Firm-level Marginal Revenue Product of Labor and Wage

LIU Pan LUO Chuliang

(Beijing Normal University, Beijing, China)

Abstract: This paper examines and compares the distributions of firm-level marginal revenue product of labor and average wage in the manufacturing sector, using China's industrial enterprises data in 1998-2007. The results show that during this period, the means of both marginal revenue product of labor and average wage are increasing, and their distributions are converging, but the gap between their means is also increasing, and their correlation is weakening. The sensitivity of wages to changes in the marginal revenue product of labor is at a low level. Labor payment does not keep pace with the increase in marginal revenue product of labor.

Keywords: Marginal Revenue Product of Labor; Average Wage; Distribution; Inequality