

外部需求、企业劳动力市场势力与劳动收入份额

——来自中国上市企业的证据

曾 帅 罗长远 李 铮

目录

附录 I 理论分析的补充说明.....	2
附录 II 变量及描述性统计.....	5
附录 III 稳健性检验.....	8
附录 IV 劳动折价的测算及特征事实.....	11
附录 V 异质性分析.....	13
参考文献.....	15

附录 I 理论分析的补充说明

(一) 劳动折价的一般表达

借鉴 Azar et al. (2019) 和 Naidu and Posner (2022) 的思路, 本节在不设定具体函数形式的情况下, 从一般意义上对劳动折价做一个简要的理论刻画。如果企业在劳动力市场上具有垄断势力, 那么它并不是劳动力价格(工资)的接受者, 面临着向上倾斜的劳动力供给曲线。在这种情况下, 企业提供给劳动者的工资水平可以低于劳动边际产出价值, 由此产生劳动折价。根据经典的垄断理论, 劳动折价源于劳动力市场中雇主集中度的上升。^①劳动折价的大小则取决于企业在劳动力市场中所占的雇佣份额这一关键因素。古诺竞争模型通常被用来描绘企业在劳动力市场中拥有买方垄断势力的情形 (Azar et al., 2019; Berger et al., 2022)。为简便起见, 假设企业 f 只投入劳动力 L 一种生产要素。在给定其他企业的雇佣决策后, 企业 f 选择最优的劳动力雇佣数量以实现利润最大化, 其利润函数为:

$$\max R_f(Y_f) - w(L)L_f \quad (11)$$

其中, R_f 为企业 f 的总收入, Y_f 为企业 f 的总产量。企业 f 在劳动力市场上具有垄断势力, 工资 w 是劳动力雇佣总量 $L = \sum_f L_f$ 的函数。当企业 f 实现利润最大化时, 有:

$$MRPL_f - w'(L)L_f - w = 0 \quad (12)$$

其中, $MRPL_f = \frac{\partial R_f}{\partial Y_f} \frac{\partial Y_f}{\partial L_f}$, 为劳动边际产出价值。^②那么劳动折价可以表示为:

$$\eta_f \equiv \frac{MRPL_f}{w} = \frac{w'(L)L_f + w}{w} \quad (13)$$

如果定义市场中总劳动供给弹性 $\beta \equiv \partial \log(L) / \partial \log(w) = w/w'(L)L$, 那么式 (13) 可以进一步写为:

$$\eta_f = \frac{w'(L)L L_f}{wL} + 1 = \frac{s_f}{\beta} + 1 \quad (14)$$

其中 $s_f = L_f/L$ 为企业 f 所占的雇佣份额。根据式 (14), 单个企业 f 面临的劳动供给弹性可以表示为 $\varepsilon_f = \beta/s_f$, 一方面取决于总劳动供给弹性, 另一方面取决于在劳动力市场中的雇佣份额。由式 (14) 可以看出, 在 β 保持相对恒定时, 企业所占的雇佣份额 s_f 越小, 企业劳动折价水平越低, 意味着其买方垄断势力越弱。借鉴 Macedoni and Tyazhelnikov (2024) 的思路, 考虑对称均衡的情景, 市场中每个企业的雇佣份额保持一致, 即 $s_f = 1/N$, 那么式 (14) 还可以进一步写为:

$$\eta_f = \frac{1}{N\beta} + 1 \quad (15)$$

可以看出, 如果劳动力市场中的企业数量增多, 单个企业所占的雇佣份额缩小, 劳动力市场雇主集中度下降, 竞争程度上升, 劳动折价水平降低。

劳动折价还可以用图形来表示。如图 I1 所示, 由于企业在劳动力市场上具有买方垄断

^① 从已有文献来看, 除劳动力市场的雇主集中度外, 劳动折价的产生还有其他可能原因, 如搜寻摩擦、劳动者对工作的异质性偏好等 (Naidu and Posner, 2022)。根据 Brooks et al. (2021) 的研究, 在中国的情境下, 劳动力市场雇主集中度对劳动折价具有较强的解释力。Pham (2023)、张子尧等 (2023) 也从劳动力市场雇主集中度的角度对中国企业的劳动折价进行了解释。因此, 在正文中我们也主要依据劳动力市场的雇主集中度就外部需求对劳动折价的影响进行分析。

^② 在利润最大化时 ($\frac{\partial R_f}{\partial Y_f} = MR_f = MC_f$), 劳动边际产出价值还可作如下表达: $MRPL_f = \frac{\partial R_f}{\partial Y_f} \frac{\partial Y_f}{\partial L_f} = MC_f \frac{\partial Y_f}{\partial L_f} = \frac{MC_f}{P_f} \left(\frac{\partial Y_f}{\partial L_f} \frac{L_f}{Y_f} \right) \frac{P_f Y_f}{L_f} = \theta_f \frac{P_f Y_f}{\mu_f L_f}$ 。其中, R_f 、 Y_f 和 P_f 分别为企业 f 的总收入、总产量和产品价格; $\theta_f = \frac{\partial Y_f}{\partial L_f} \frac{L_f}{Y_f}$ 为劳动力的产出弹性; $\mu_f = P_f/MC_f$ 为成本加成率。结合该表达式及式 (4), 即可得到式 (5)。

势力,其面临的劳动力供给曲线 $w(L)$ 向上倾斜。当劳动边际产出价值与劳动边际成本相等时(即在 E_1 点相交时),企业达到最优雇佣规模 l 。但由于企业拥有买方垄断势力,工资水平并不是定在 w_1 ,而是在 w_2 。劳动折价即是 E_1 点的劳动边际产出价值 w_1 与 w_2 之间的比值。从图 11 中可以直观地看出,企业的买方垄断力量越强,从劳动边际产出价值中攫取的份额越大,劳动力自身获得的份额越小,这预示着劳动折价的存在会压低劳动收入份额。

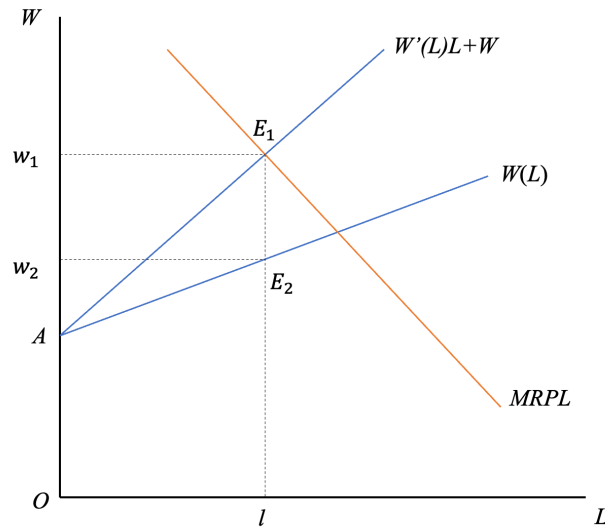


图 11 劳动折价示意图

(二) 重点关注企业劳动力市场势力的原因

本文重点关注外部需求影响企业的劳动力市场势力而非产品市场势力,有三点原因:第一,虽然企业的产品市场势力和劳动力市场势力都会压低劳动收入份额,但影响机制是不同的。企业的产品市场势力先会造成产量低于完全竞争下的最优水平,而后带来对劳动力需求的缩减和工资水平的下降,所以其对劳动收入的影响是间接地通过一般均衡效应发挥的(Deb et al., 2022)。与此不同,企业的劳动力市场势力则会直接影响到雇佣数量和工资水平,通过驱使劳动者工资水平偏离其边际产出价值从而影响劳动收入。因此,从市场结构分析劳动收入份额的变化,有必要首先关注劳动力市场势力这一更为直接的因素。第二,在开放条件下,企业面临着高度竞争的产品市场,企业不仅局限于与本国企业竞争,还会面临与国外企业的竞争。而劳动力市场相对局限于一国之内,企业的劳动力市场势力对外部需求的反应更为敏感。第三,近年来有学者发现,在中国的情境下,劳动力市场势力会拉低中国劳动收入份额 5 至 11 个百分点,而产品市场势力对劳动收入份额变化的解释力较为有限(Brooks et al., 2021)。

(三) 假说 2 和假说 3 的详细说明

为更加简单地展示外部需求如何通过劳动折价影响劳动收入份额,参考 Macedoni and Tyazhelnikov (2024),考虑对称均衡的情景,假设市场中每个企业的雇佣份额保持一致,即 $s_f = 1/N$,其中 N 为本国企业数量。结合式(4),式(10)可以表达为 $\sum_{j=H,F} E_j \alpha_{fj} \left[1 - \frac{B_{fj}}{(1+\gamma/N)} \right] = \rho_f F(\vartheta_f)$ 。可以看到,若保持其他条件不变,外部需求 E_F 越大,本国企业数量 N 越多,劳动折价也就越低。根据式(5),劳动折价下降意味着劳动收入份额上升。据此提出假说 2:

假说 2: 外部需求扩张可以压低劳动折价,从而提升企业的劳动收入份额。

进一步地,根据式(10)可以看出营商环境和融资环境对上述结论的调节效应。保持其

他条件不变, 外部需求 E_f 扩张相同幅度时, 营商环境越友好(即 θ_f 越大), LS_f 提升的幅度越大。这是因为, 较低的固定成本有助于企业进入市场, 有利于外部需求充分发挥对企业的劳动力市场势力的削弱作用。同理, 融资环境越友好(即 ρ_f 越小), 企业进入市场的融资成本越低, 外部需求对企业的劳动力市场势力的削弱作用越强, LS_f 提升的幅度也越大。据此提出假说 3:

假说 3: 良好的营商环境和融资环境可以强化外部需求扩张对劳动收入份额的提升作用。

附录 II 变量及描述性统计

(一) 在行业层面构建外部需求敞口的原因

值得一提的是, 本文选择在行业层面构建外部需求敞口有以下三点原因: (1) 使用行业层面的外部需求敞口去解释企业层面的劳动收入份额, 有利于减轻由反向因果带来的内生性问题, 比如劳动力市场的不完全竞争可能会影响企业的出口和外包的决策 (Egger et al., 2022)。(2) 虽然中国海关数据库提供了企业层面的贸易数据, 但公开可获得的只有 2000-2015 年的数据, 而本文意在更长的样本期内得出反映中国近年来现实情况的结论。同时, 即使是没有出口的企业也可能受到本行业外部需求的影响, 所以使用行业层面的外部需求敞口可以更好地捕捉企业受到的平均冲击。(3) 在行业层面构建外部需求敞口指标, 也是已有文献的惯常做法 (Dauth et al., 2021)。

(二) 工具变量的构造方法

在一般的引力方程中, 进口国需求常用进口国的 GDP 衡量。但 Li (2021) 指出, 使用进口国的 GDP 构造出的工具变量仍不够外生, 并给出了基于自然灾害构造工具变量的改进方法。具体而言, 对每一个 ISIC 两位数行业, 首先估计以下回归方程:

$$\ln Export_{dt}^k = \sum_n \delta_n \ln Disaster_{dt}^n + \lambda_d + \lambda_t + \varepsilon_{dt}, \quad (\text{III})$$

其中, $\ln Export_{dt}^k$ 为行业 k 在 t 年对 d 国的出口金额的对数值; $\ln Disaster_{dt}^n$ 为 d 国在 t 年 n 类型自然灾害死亡率的对数值, 自然灾害包括洪水、极端气温、风暴、山体滑坡、地震、干旱六种类型。^①一般而言, 自然灾害会损害该国的经济活力, 从而影响该国对外国产品的需求。而且, 一国发生的自然灾害是外生变量, 与中国国内的供给能力等干扰因素无关。 λ_d 为目的国固定效应, 控制了中国与 d 国间不随时间变化的贸易成本, 以及 d 国不随时间变化的因素; λ_t 为年份固定效应, 控制了共同宏观因素的冲击; ε_{dt} 为回归误差项。

对式 (III) 进行回归后得到行业 k 在 t 年对 d 国的出口金额的拟合值 $\ln \widehat{Export}_{dt}^k$, 通过加总可进一步得到行业 k 在 t 年的出口拟合值 $\widehat{Export}_{kt} = \sum_d e^{\ln \widehat{Export}_{dt}^k} \cdot \widehat{Export}_{kt}$ 。 \widehat{Export}_{kt} 可以视为行业 k 在排除其他干扰因素之后, 只由外部需求引发的对外出口。与式 (13) 一致, 最终可得到外部需求敞口的工具变量如下:

$$EXE_IV_{kt} = \frac{\widehat{Export}_{kt}}{W_{k,t_0} L_{k,t_0}}. \quad (\text{II2})$$

此外, 为理解不同行业受外需冲击的强度差异, 我们构造了中国行业 k 在 t 年遭受来自出口目的地的自然灾害的冲击 $Disastershock_{kt} = \sum_d \frac{export_{kdt}}{\sum_d export_{kdt}} Disaster_{dt}$ 。其中, $Disaster_{dt}$ 为出口目的地 d 在 t 年六种自然灾害死亡率的加总值, $export_{kdt}$ 为中国行业 k 在 t 年对出口目的地 d 的出口额。因此, $Disastershock_{kt}$ 越大, 意味着出口目的地在 t 年的自然灾害对中国行业 k 的外需冲击强度越大。

表 III 报告了中国各个 ISIC 两位数行业的 $Disastershock_{kt}$ 的描述性统计, 可以看到, 不同行业所受的外需冲击存在差异, 其中化学与化工产品 (24)、汽车制造 (34)、其他运输设备的制造 (35) 等行业所受的外需冲击最强, 而录制媒体的出版、印刷和复制 (22)、办公、会计和计算机的制造 (30)、通讯设备的制造 (32) 等行业所受的外需冲击最弱。

表 III 自然灾害的描述性统计

ISIC 行业	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
---------	----	-----	-----	-----	-----

^① 死亡率即为死亡人数与总人口的比值。

15	0.0547	0.0175	0.0856	0.0054	0.3455
17	0.0562	0.0178	0.0736	0.0067	0.2209
18	0.0458	0.0118	0.0822	0.0039	0.3337
19	0.0501	0.0150	0.0916	0.0047	0.3766
20	0.0486	0.0106	0.0794	0.0040	0.3053
21	0.0435	0.0162	0.0549	0.0056	0.1863
22	0.0358	0.0160	0.0480	0.0035	0.1780
23	0.0593	0.0219	0.1005	0.0072	0.3949
24	0.0648	0.0232	0.1005	0.0078	0.4011
25	0.0500	0.0201	0.0727	0.0050	0.2911
26	0.0475	0.0171	0.0681	0.0063	0.2749
27	0.0520	0.0163	0.0763	0.0077	0.2960
28	0.0537	0.0180	0.0850	0.0051	0.3574
29	0.0555	0.0171	0.0880	0.0061	0.3784
30	0.0358	0.0084	0.0696	0.0039	0.3184
31	0.0417	0.0158	0.0624	0.0045	0.2641
32	0.0340	0.0119	0.0590	0.0042	0.2612
33	0.0432	0.0135	0.0869	0.0042	0.3943
34	0.0625	0.0160	0.1018	0.0051	0.4409
35	0.0676	0.0180	0.1118	0.0052	0.4641
36	0.0403	0.0127	0.0735	0.0043	0.3355

(三) 控制变量选取

本文还控制了一组可能混淆“外部需求—劳动折价—劳动收入份额”逻辑链条的变量,包括:(1)资本劳动相对价格。根据斯托尔珀-萨缪尔森定理,国际贸易会提高一个国家丰富要素的价格,降低稀缺要素的价格,从而影响收入分配格局。所以本文在回归时控制资本劳动的相对价格,以排除这一渠道的干扰。其中,资本劳动相对价格=资本价格/劳动价格(陈登科和陈诗一,2018),资本价格使用财务费用与总负债的比值衡量(申广军等,2020),劳动价格则为平均工资水平。(2)技术进步。国际贸易可能通过影响技术进步的方向,从而影响劳动收入份额(陈鸣等,2023)。为捕捉这一渠道的影响,参考文雁兵和陆雪琴(2018)的做法,我们将企业的全要素生产率作为技术进步的代理变量并加以控制。(3)成本加成率。国际贸易也可能通过影响企业的成本加成率(即产品市场势力)进而影响劳动收入份额(Panon,2022),同时企业的产品市场势力也可能混淆其劳动力市场势力的影响。因此,我们在模型中控制了企业的成本加成率,成本加成率=(主营业务收入-主营业务成本)/主营业务收入(文雁兵和陆雪琴,2018)。(4)劳动者议价能力。劳动者议价能力是全球化影响劳动收入份额的可能渠道(Ahsan and Mitra,2014),也可能与企业的劳动力市场势力相混淆。为排除这一因素的影响,参照文献的惯常做法,本文在回归方程中控制企业所在地的工会密度(Benmelech et al.,2022)。具体地,使用企业所在省份2000年的工会密度与年份固定效应的交互项作为劳动者议价能力的代理指标,其中工会密度为工会基层组织个数与职工年末人数比值的自然对数值。^①

^① 劳动折价与劳动者议价能力是一对相似、但内涵有所差异的概念。传统意义上,劳动者议价能力对劳动收入份额的影响更受学者关注(Ahsan and Mitra,2014)。从经济学含义上来看,劳动折价是指因不完全竞争的劳动力市场结构,使得企业拥有对工资的定价权,侧重于衡量企业在收入分配中的议价能力;劳动

(四) 主要变量描述性统计

表 II2 报告了本文主要变量的描述性统计。

表 II2 描述性统计

变量名	变量	变量说明	均值	中位数	标准差
<i>LS</i>	劳动收入份额(%)	支付给职工以及为职工支付的现金/增加值	26.7210	25.7773	10.5737
<i>EXE</i>	外部需求敞口	行业出口金额/基年工资总额	41.5951	21.4564	62.0121
<i>Size</i>	企业规模	总资产的自然对数值	21.8185	21.6723	1.1459
<i>Age</i>	企业上市年龄	上市年龄加1后取自然对数值	1.9123	2.0794	0.8678
<i>Lev</i>	资产负债率	总负债/总资产	0.4043	0.3962	0.1965
<i>Fix</i>	固定资产占比	固定资产/总资产	0.2472	0.2211	0.1429
<i>KL_P</i>	资本劳动相对价格	资本价格/劳动价格	0.0024	0.0017	0.0068
<i>TFP</i>	技术进步	ACF方法计算的全要素生产率	3.2833	3.3007	1.1336
<i>Markup</i>	成本加成率	(主营业务收入-主营业务成本)/主营业务收入	0.2871	0.2537	0.1632
<i>Union</i>	劳动者议价能力	企业所在省份2000年的工会密度 (回归时放入 <i>Union</i> 与年份固定效应的交互项)	-4.8251	-4.7658	0.4584

注：被解释变量和企业控制变量数据来自国泰安数据库和 Wind 数据库，核心解释变量数据来自 CEPII-BACI 数据库和中国工业企业数据库。

者议价能力是指因工会、集体议价机制等因素，使劳动者有参与分配企业在产品市场上所获租金的能力，侧重于衡量劳动者在收入分配中的话语权（罗长远，2008；Stansbury and Summers，2020）。

附录 III 稳健性检验

1. 更换外部需求敞口的衡量方式

本文的核心解释变量为外部需求敞口 EXE ，它捕捉了外部需求变化的信息。在基准估计中，我们使用行业出口金额与基年工资总额的比例构造 EXE ，本小节尝试调整 EXE 的衡量方式，以检验基准估计结果的稳健性。首先，我们将外部需求敞口的分母由行业基年的工资总额替换为行业基年的总产出 (Feenstra et al., 2019)，得到新的外部需求敞口 EXE_1 ，然后进行回归分析，估计结果见表 III1 的列 (1)。其次，我们将外部需求敞口的分母依次替换为 1999 年和 2000 年行业的工资总额，得到新的外部需求敞口 EXE_2 和 EXE_3 ，估计结果见表 III1 列 (2)-(3)。此外，我们直接使用行业的出口总额作为外部需求的衡量指标 EXE_4 ，估计结果见表 III1 的列 (4)。所有核心解释变量的估计系数均显著为正，说明在考虑需求敞口的不同衡量方式之后，本文的基准估计结果保持稳健。^①

2. 更换劳动收入份额的衡量方式

本小节尝试更换被解释变量——劳动收入份额的衡量方式以检验基准估计的稳健性。首先，我们将劳动收入份额的自然对数值 (LS_1) 作为被解释变量进行回归，估计结果见表 III1 的列 (5)。其次，借鉴魏下海等 (2013) 的做法，我们将劳动收入份额 (小数形式) 进行 logistic 转换，并取自然对数值，即 $LS_2 = \ln(LS/(1-LS))$ ，估计结果见表 III1 的列 (6)。最后，我们将企业的营业总收入作为分母计算得到新的劳动收入份额 LS_3 (施新政等, 2019)，估计结果见表 III1 的列 (7)。可以看到， EXE 的估计系数均显著为正，说明本文的基准估计结果并不随劳动收入份额衡量方式的改变而发生变化。

3. 更换工具变量

在基准估计中，本文使用自然灾害的死亡率，基于引力方程构造了用于因果识别的工具变量。与基准估计有所不同的是，本小节换用受自然灾害的影响率构造新的工具变量 EXE_{IV1} ，^② 结果见表 III1 的列 (8)， EXE 的估计系数依旧显著为正。此外，我们进一步把 EXE_{IV} 和 EXE_{IV1} 同时作为工具变量进行回归，结果见表 III1 的列 (9)， EXE 的估计系数依旧显著为正，同时第一阶段回归的过度识别检验的 P 值为 0.6108，不能拒绝“所有工具变量均外生”的原假设，这也进一步佐证了本文所选工具变量的有效性。

表 III1 稳健性检验 (1)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
					更换被解释变量			更换工具变量	
	更换核心解释变量				LS_1	LS_2	LS_3	EXE_{IV1}	EXE_{IV} 与 EXE_{IV1}
EXE_1	0.7541*** (0.1198)								
EXE_2		0.0308*** (0.0052)							
EXE_3			0.0413*** (0.0071)						

^① 在调整外部需求敞口时，工具变量也随之相应调整。

^② 受影响率即为受到自然灾害影响的人数与总人口的比例。

<i>EXE_4</i>	0.0002***								
	(0.0000)								
<i>EXE</i>	0.0005***				0.0009***	0.0163***	0.0251***	0.0251***	
	(0.0002)				(0.0002)	(0.0032)	(0.0044)	(0.0044)	
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	21265	21265	21265	21265	21265	21265	21262	21265	21265
一阶段F值	346.9568	211.6063	184.8002	544.7078	188.5041	188.5041	188.3425	179.6527	94.9720

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著，括号内为聚类标准误。

4. 增加控制变量

有研究发现，参与国际循环的其他维度，包括进口贸易、FDI和OFDI，也可能会影响到劳动收入份额（刘亚琳等，2022；Grossman and Oberfield，2022）。为进一步检验基准估计的稳健性，我们在回归方程右侧加入了行业层面的进口敞口（*IME*），其构造方式与*EXE*相类似，只是分子由出口额替换成进口额。我们还同时加入了企业所在省份的FDI水平（FDI与GDP的比值，*FDI*）和OFDI水平（OFDI与GDP的比值，*OFDI*）。^①相应的估计结果见表III2的列（1），*EXE*的估计系数显著为正，说明参与国际循环的其他维度并没有影响到本文基准估计的稳健性。

5. 添加固定效应

为进一步检验本文基准估计结果是否受到遗漏因素的影响，本小节尝试控制更多固定效应。在表III2的列（2）中，我们加入了省份-年份固定效应，以控制企业所在省份层面的随时间变化的宏观因素的影响，*EXE*的估计系数依旧显著为正。在表III2的列（3）中，我们加入了省份-行业固定效应，以控制企业所在省份层面的随行业变化的干扰因素的影响，基准估计结果依旧存在。

6. 调整聚类层级

我们在基准估计中将标准误聚类在行业-年份层面，为检验基准估计结果是否受到聚类层级的影响，本小节尝试把标准误聚类到其他层级。具体的，我们依次把标准误聚类到省份-行业层面和行业层面，相应的估计结果如表III2的列（4）和列（5）所示。可以看出，*EXE*的估计系数依旧显著为正，表明基准估计结果不会因聚类层级的选择而发生变化，再一次佐证了本文基准估计结果的稳健性。

表 III2 稳健性检验（2）

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	增加控制变量		添加固定效应	调整聚类层级	
				省份-行业	行业
<i>EXE</i>	0.0271***	0.0216***	0.0252***	0.0252***	0.0252***
	(0.0061)	(0.0045)	(0.0044)	(0.0085)	(0.0077)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes

^① 由于新近年份的行业层面的 FDI 数据和 OFDI 数据较难获得，所以我们使用企业所在省份的 FDI 水平和 OFDI 水平来捕捉 FDI、OFDI 对劳动收入份额的影响。

<i>IME</i> 、 <i>FDI</i> 、 <i>OFDI</i>	Yes				
省份-年份固定效应	Yes				
省份-行业固定效应	Yes				
观测值	20357	21255	21265	21265	21265
一阶段F值	190.1097	190.7076	188.5041	151.4436	34.6100

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著，括号内为聚类标准误。

7.排除外部需求结构性变化的影响

基准估计使用 2000-2020 年作为研究样本期，而这期间中国的外部需求经历了多次结构性变化，如加入 WTO、金融危机和反倾销反补贴打击等。为了排除这些因素的干扰，我们进行下述检验：一是通过两种方式排除加入 WTO 的影响，一种是删除 2000 年和 2001 年的样本（结果见列 (1) - (2)），另一种是控制最终品进口关税和中间品进口关税（结果见列 (3) - (4)）；^①二是删除 2008 年和 2009 年的样本，以排除金融危机的影响；三是删除中国遭受反倾销反补贴打击最频繁的五年样本，^②以排除对华反倾销反补贴的影响。估计结果见表 III3。可以看到，*EXE* 对劳动收入份额的回归系数依旧显著为正，对劳动折价的回归系数依旧显著为负，说明考虑了外部需求结构性变化后基准估计结果依旧存在。

表 III3 稳健性检验 (3)

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
排除的干扰	WTO		金融危机		反倾销反补贴			
	<i>LS</i>	<i>lnMarkdown</i>	<i>LS</i>	<i>lnMarkdown</i>	<i>LS</i>	<i>lnMarkdown</i>	<i>LS</i>	<i>lnMarkdown</i>
<i>EXE</i>	0.0271*** (0.0048)	-0.0008** (0.0004)	0.0242*** (0.0045)	-0.0008** (0.0003)	0.0248*** (0.0045)	-0.0007** (0.0003)	0.0241*** (0.0054)	-0.0008* (0.0004)
进口关税			Yes	Yes				
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
企业固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
观测值	20863	20860	21265	21262	19951	19948	14321	14318
一阶段F值	154.4966	154.3410	189.3663	189.2014	168.9888	168.8223	114.7163	114.5874

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平下显著，括号内为聚类标准误。

^① 参考 Liu et al. (2019) 和 范子杰等 (2024) 的做法，我们在基准回归的基础上加入行业层面的基准关税与时间虚拟变量 $Post02_t$ 的交互项重新进行回归分析。其中，基准关税为 2001 年的最终品进口关税和中间品进口关税水平， $Post02_t$ 为时间虚拟变量（2002 年及之后取值为 1，否则为 0）。

^② 反倾销反补贴数据来自中国贸易救济信息网。从数据来看，中国遭受反倾销反补贴打击最频繁的五年是 2008、2009、2016、2018 和 2020 年。

附录 IV 劳动折价的测算及特征事实

(一) 劳动折价的测算

企业的劳动力市场势力在各国中普遍存在。在不完全竞争的劳动力市场中,企业面临向上倾斜的劳动力供给曲线,拥有买方垄断势力,从而可以设定低于劳动边际产出价值的工资水平。劳动边际产出价值与工资水平的比值被形象地称为“劳动折价”,成为衡量企业在劳动力市场中垄断势力强弱的指标。比值越大,表明企业在劳动力市场上的垄断势力越强,从劳动产出中分得的份额越多。参考 Brooks et al. (2021) 和 Lu et al. (2020) 的模型设定,本节先就劳动折价的测算方法做一个简要介绍。

假设企业 f 的利润函数为:

$$\pi_f = R_f(Y_f) - \sum_v P_f^v Q_f^v, \quad (IV1)$$

其中, π_f 、 R_f 和 Y_f 分别为企业的利润、收入和产量。企业进行生产时需要使用包括劳动 L 和中间品 M 在内多种生产要素, Q_f^v 和 P_f^v 分别为生产要素 v 的投入数量和价格。假设企业在中间品 (M) 市场上不具有垄断势力,即企业是中间品价格 (P_f^M) 的接受者,根据利润最大化可得:

$$\frac{\partial R_f}{\partial Y_f} \frac{\partial Y_f}{\partial M_f} = P_f^M. \quad (IV2)$$

由此,劳动边际产出价值可表示为:

$$MRPL_f \equiv \frac{\partial R_f}{\partial Y_f} \frac{\partial Y_f}{\partial L_f} = P_f^M \left(\frac{\partial Y_f}{\partial M_f} \right)^{-1} \frac{\partial Y_f}{\partial L_f}. \quad (IV3)$$

进一步可以得到劳动折价为:

$$\eta_f \equiv \frac{MRPL_f}{P_f^L} = \left(\frac{P_f^M M_f}{P_f^L L_f} \right) \frac{\theta_f^L}{\theta_f^M}, \quad (IV4)$$

其中, P_f^L 为工资水平; $\theta_f^L = \frac{\partial Y_f}{\partial L_f} \frac{L_f}{Y_f}$ 为劳动的产出弹性; $\theta_f^M = \frac{\partial Y_f}{\partial M_f} \frac{M_f}{Y_f}$ 为中间品的产出弹性。上市企业数据库可以直接获取反映企业中间品投入支出 ($P_f^M M_f$) 和劳动投入支出 ($P_f^L L_f$) 的变量,而劳动和中间品的产出弹性则可以通过估计生产函数获得,随后便可根据式 (IV4) 测算出企业的劳动折价。参考已有研究 (Brooks et al., 2021; Cao et al., 2023), 我们使用 ACF 方法分行业对生产函数进行估计。^①

(二) 劳动折价的特征事实

我们在图 IV1 中绘制了中国上市制造业企业劳动折价的整体变化趋势(取简单平均值),并根据基期外部需求敞口的中位数区分了外部需求强和外部需求弱的行业。可以看到,整体劳动折价水平随时间推移呈现不断下降的趋势,意味着我国上市企业的劳动力市场势力逐步减弱,这一变化趋势也与已有研究相符 (Brooks et al., 2021; 解恩泽和余淼杰, 2024)。从图 IV1 还可以发现,虽然外部需求强的行业和外部需求弱的行业的劳动折价水平都呈现下降趋势,但是外部需求强的行业的劳动折价水平更低,并且下降幅度更大。这一特征事实与前文的理论分析一致,暗示着外部需求可能有助于压低企业的劳动折价。

^① 借鉴 Giannetti et al. (2014) 和胡珺等 (2023) 的做法,在估计生产函数时,企业产出为营业总收入(取自然对数值),劳动投入为员工数量(取自然对数值),中间投入为购买商品、接受劳务等资源投入支付的现金(取自然对数值),资本投入为固定资产净值(取自然对数值)。

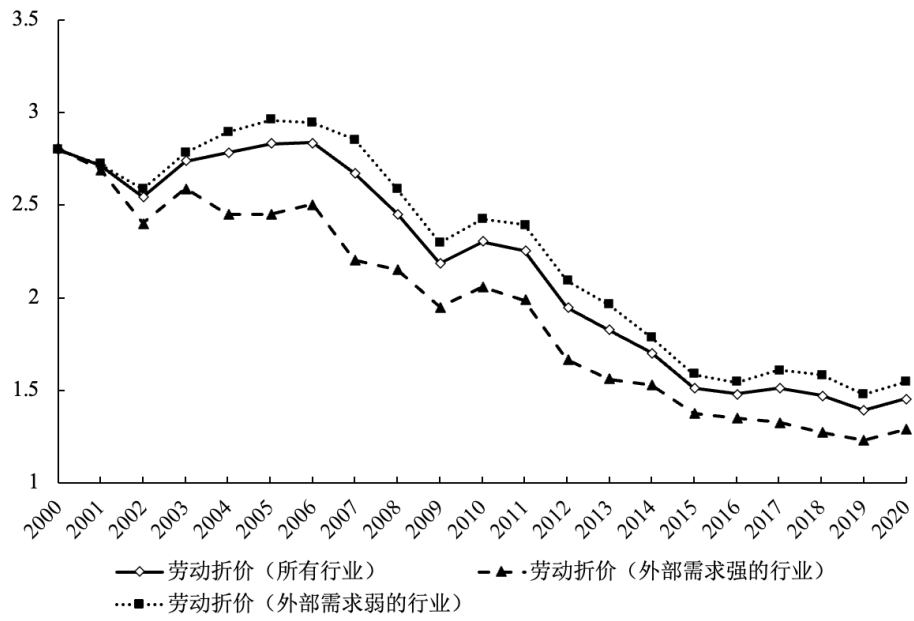


图 IV1 中国上市企业劳动折价的变化趋势

附录 V 异质性分析

(一) 外部需求对不同类型劳动者收入份额的异质性影响

除总体劳动收入份额之外,关注不同类型劳动者的收入份额变化也是促进收入平等、实现共同富裕的应有之义。正如党的二十大报告所提出,要“增加低收入者收入,扩大中等收入群体”。因此,本小节进一步考察外部需求对上市企业高管和普通雇员的收入份额的影响。高管和普通雇员的收入份额在面临外部冲击时的变化趋势可能并不一致。一方面,与普通雇员相比,企业高管在收入分配上拥有更大的议价能力(方军雄, 2011),而较强的议价能力可以在一定程度上遏制企业的劳动力市场势力(Bachmann et al., 2022)。另一方面,从技能和工作任务来看,企业高管一般属于高技能人群,从事的是非常规型工作任务,如抽象的分析能力、灵巧的人际交往和社会行为能力等。这类人群在劳动力市场中流动性强,外部选择较多,劳动供给弹性较大(解恩泽和余淼杰, 2024),所以企业对他们的买方垄断势力较弱。综上所述,相较于普通雇员,高管的劳动收入折价水平可能更低。那么,当外部需求削弱企业的劳动力市场势力时,原本折价水平较高的普通雇员其收入份额的提升可能会更加明显。为此,我们将企业整体的劳动收入份额拆分为高管的劳动收入份额($LS_manager$)和普通雇员的劳动收入份额(LS_worker)分别进行回归分析,^①估计结果见表5的列(1)和列(2)。可以看到, EXE 对 $LS_manager$ 的估计系数不显著,而对 LS_worker 的估计系数在1%水平上显著为正,说明外部需求扩张主要提升了普通雇员而非高管的劳动收入份额。这表明,外部需求有助于提高普通员工在初次收入分配中的地位。

(二) 基于企业规模考察外部需求对劳动收入份额的异质性影响

近年来,有学者指出,“超级明星企业”的增加是整体劳动收入份额下降的重要驱动因素(Autor et al., 2020)。这是因为,相较于小企业,大企业的劳动收入份额更低。一方面,大企业在产品市场拥有更强的卖方垄断势力,会保留更高的利润份额并给劳动要素支付更低的报酬(Autor et al., 2020);另一方面,大企业在劳动力市场也拥有较强的买方垄断势力,从而形成更高的劳动折价(Yeh et al., 2022)。所以,关注外部需求对不同规模企业尤其是大企业的劳动收入份额的影响,是提升整体劳动收入份额、优化初次分配的重要抓手。为此,我们利用企业的总资产和营业总收入代理企业规模,根据样本期内企业规模均值的中位数,构造了虚拟变量 $Size_cap$ (总资产大于中位数时取值为1,否则为0)和 $Size_rev$ (营业总收入大于中位数时取值为1,否则为0),然后将其与 EXE 交乘后对劳动收入份额进行回归,估计结果见表5的列(3)和列(4)。可以看到, $EXE \times Size_cap$ 和 $EXE \times Size_rev$ 的估计系数均显著为正,说明外部需求扩张对大企业的劳动收入份额的提升幅度更大。这表明,外部需求对劳动折价的压低效应能够有效遏制大企业劳动收入份额走低的倾向,从而有利于整体劳动收入份额的提升。

(三) 不同类型的外部需求对劳动收入份额的异质性影响

本小节进一步考察来自不同国家的外部需求以及不同行业的外部需求对劳动收入份额的影响效果是否有所不同。对这个问题的探索对推进高水平开放具有重要的政策含义。具体地,我们计算了各行业在样本期内对高收入国家的出口额占行业总出口额的比例,^②并根据占比的中位数构造虚拟变量 $Developing$ (对高收入国家的出口占比高于中位数则取值为0,否

^① 参考方军雄(2011)的做法,高管收入份额=董监高薪酬总额/企业增加值;普通雇员收入份额=(支付给职工以及为职工支付的现金-董监高薪酬总额)/企业增加值。

^② 中低收入国家和高收入国家的划分标准参考Brambilla et al.(2012)。

则为1)。我们还计算了各行业在样本期内的资本密集度均值,并根据中位数构造虚拟变量 *Labor* (资本密集度高于中位数则取值为0,否则为1)。将这两个虚拟变量与 *EXE* 交乘后对劳动收入份额进行回归,估计结果见表5的列(5)和列(6)。可以看到, *EXE*×*Developing* 和 *EXE*×*Labor* 的估计系数均显著为正,说明在那些以中低收入国家需求为主导的行业以及劳动密集度较高的行业,外部需求对劳动收入份额的提升作用更强。一个可能的原因是,在以中低收入国家需求为主导和劳动密集度较高的行业,企业需要克服的固定成本和进入门槛较低,^①企业在劳动力市场面临的竞争对手较多(叶林祥等,2011),而劳动者在寻找和更换工作时面临更多的外部选择和更小的摩擦(Kusaka et al., 2022)。因此,当来自中低收入国家和劳动密集行业的外部需求扩张时,劳动力市场中的雇主竞争更加激烈,从而更加有助于降低劳动折价,提升劳动收入份额。

^① 在以中低收入国家需求为主导的行业中,对产品质量的要求可能较低,因而企业需要付出的固定成本和进入门槛可能较低。劳动密集型行业与资本密集型行业相比,需要的投资量较少,因而企业需要付出的固定成本和进入门槛也较低。

参考文献

- [1] Ahsan, R. N., and D. Mitra, "Trade Liberalization and Labor's Slice of the Pie: Evidence from Indian Firms", *Journal of Development Economics*, 2014, 108, 1-16.
- [2] Autor, D., D. Dorn, L. F. Katz, C. Patterson, and J. Van Reenen, "The Fall of the Labor Share and the Rise of Superstar Firms", *The Quarterly Journal of Economics*, 2020, 135(2), 645-709.
- [3] Azar, J., I. Marinescu, and M. Steinbaum, "Measuring Labor Market Power Two Ways", *AEA Papers and Proceedings*, 2019, 109, 317-321.
- [4] Bachmann, R., G. Demir, and H. Frings, "Labor Market Polarization, Job Tasks, and Monopsony Power", *Journal of Human Resources*, 2022, 57(S), S11-S49.
- [5] Benmelech, E., N. K. Bergman, and H. Kim, "Strong Employers and Weak Employees: How Does Employer Concentration Affect Wages?", *Journal of Human Resources*, 2022, 57(S), S200-S250.
- [6] Berger, D., K. Herkenhoff, and S. Mongey, "Labor Market Power", *American Economic Review*, 2022, 112(4), 1147-1193.
- [7] Brambilla, I., D. Lederman, and G. Porto, "Exports, Export Destinations, and Skills", *American Economic Review*, 2012, 102(7), 3406-3438.
- [8] Brooks, W. J., J. P. Kaboski, Y. A. Li, and W. Qian, "Exploitation of Labor? Classical Monopsony Power and Labor's Share", *Journal of Development Economics*, 2021, 150, No.102627.
- [9] Cao, J., E. Xie, and M. Yu, "Monopsony Power and Export Product Quality", *SSRN Working Paper*, 2023.
- [10] 陈登科、陈诗一, "资本劳动相对价格、替代弹性与劳动收入份额", 《世界经济》, 2018 年第 12 期, 第 73-97 页。
- [11] 陈鸣、李志远、吴磊, "中国的制造业劳动收入份额变化: 企业动态生产方式视角", 《经济学(季刊)》, 2023 年第 4 期, 第 1245-1263 页。
- [12] Dauth, W., S. Findeisen, and J. Suedekum, "Adjusting to Globalization in Germany", *Journal of Labor Economics*, 2021, 39(1), 263-302.
- [13] Deb, S., J. Eeckhout, A. Patel, and L. Warren, "What Drives Wage Stagnation: Monopsony or Monopoly?", *Journal of the European Economic Association*, 2022, 20(6), 2181-2225.
- [14] Egger, H., U. Kreckemeier, C. Moser, and J. Wrona, "Exporting and Offshoring with Monopsonistic Competition", *The Economic Journal*, 2022, 132(644), 1449-1488.
- [15] 方军雄, "劳动收入比重, 真的一致下降吗?——来自中国上市公司的发现", 《管理世界》, 2011 年第 7 期, 第 31-41 页。
- [16] 范子杰、彭思仪、张亚斌, "开放促改革: 来自中国户籍制度改革的证据", 《世界经济》, 2024 年第 12 期, 第 71-105 页。
- [17] Feenstra, R. C., H. Ma, and Y. Xu, "US Exports and Employment", *Journal of International Economics*, 2019, 120, 46-58.
- [18] Giannetti, M., G. Liao, and X. Yu, "The Brain Gain of Corporate Boards: Evidence from China", *The Journal of Finance*, 2015, 70(4), 1629-1682.
- [19] Grossman, G. M., and E. Oberfield, "The Elusive Explanation for the Declining Labor Share", *Annual Review of Economics*, 2022, 14, 93-124.
- [20] 胡珺、方祺、龙文滨, "碳排放规制、企业减排激励与全要素生产率——基于中国碳排放权交易机制的自然实验", 《经济研究》, 2023 年第 4 期, 第 77-94 页。

- [21] Kusaka, S., T. Okazaki, K. Onishi, and N. Wakamori, "The Decline of Labor Share and New Technology Diffusion: Implications for Markups and Monopsony Power", Working Paper, 2022.
- [22] Li, J., "Women Hold up Half the Sky? Trade Specialization Patterns and Work-Related Gender Norms", *Journal of International Economics*, 2021, 128, No.103407.
- [23] Liu, Q., L. D. Qiu, and C. Zhan, "Trade Liberalization and Domestic Vertical Integration: Evidence from China", *Journal of International Economics*, 2019, 121, No.103250.
- [24] 刘亚琳、申广军、姚洋, "我国劳动收入份额: 新变化与再考察", 《经济学(季刊)》, 2022 年第 5 期, 第 1467-1488 页。
- [25] Lu, Y., Y. Sugita, and L. Zhu, "Wage and Markdowns and FDI Liberalization", Working Paper, 2020.
- [26] 罗长远, "卡尔多'特征事实'再思考: 对劳动收入占比的分析", 《世界经济》, 2008 年第 11 期, 第 86-96 页。
- [27] Macedoni, L., and V. Tyazhelnikov, "Oligopoly and Oligopsony in International Trade", *Canadian Journal of Economics*, 2024, 57(2), 401-429.
- [28] Naidu, S., and E. A. Posner, "Labor Monopsony and the Limits of the Law", *Journal of Human Resources*, 2022, 57(S), S284-S323.
- [29] Panon, L., "Labor Share, Foreign Demand and Superstar Exporters", *Journal of International Economics*, 2022, 139, No.103678.
- [30] Pham, H., "Trade Reform, Oligopsony, and Labor Market Distortion: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 2023, 144, No.103787.
- [31] 申广军、姚洋、钟宁桦, "民营企业融资难与我国劳动力市场的结构性问题", 《管理世界》, 2020 年第 2 期, 第 41-58 页。
- [32] 施新政、高文静、陆瑶、李萌萌, "资本市场配置效率与劳动收入份额——来自股权分置改革的证据", 《经济研究》, 2019 年第 12 期, 第 21-37 页。
- [33] Stansbury, A., and L. H. Summers, "The Declining Worker Power Hypothesis: An Explanation for the Recent Evolution of the American Economy", *NBER Working Paper*, 2020.
- [34] 魏下海、董志强、刘愿, "政治关系、制度环境与劳动收入份额——基于全国民营企业调查数据的实证研究", 《管理世界》, 2013 年第 5 期, 第 35-46 页。
- [35] 文雁兵、陆雪琴, "中国劳动收入份额变动的决定机制分析——市场竞争和制度质量的双重视角", 《经济研究》, 2018 年第 9 期, 第 83-98 页。
- [36] 解恩泽、余淼杰, "制造业企业劳资收入分配改善了么? ——来自劳动力市场竞争性角度的分析", 《管理世界》, 2024 年第 6 期, 第 92-117 页。
- [37] 叶林祥、李实、罗楚亮, "行业垄断、所有制与企业工资收入差距——基于第一次全国经济普查企业数据的实证研究", 《管理世界》, 2011 年第 4 期, 第 26-36 页。
- [38] Yeh, C., C. Macaluso, and B. Hershbein, "Monopsony in the US Labor Market", *American Economic Review*, 2022, 112(7), 2099-2138.
- [39] 张子尧、黄炜、丁相元、尹恒, "企业社保缴费负担与劳动收入份额: 理论分析与经验证据", 《世界经济》, 2023 年第 12 期, 第 167-196 页。

注: 该附录是期刊所发表论文的组成部分, 同样视为作者公开发表的内容。如研究中使用该附录中的内容, 请务必在研究成果上注明附录下载出处。