

缓解劳动力市场势力的制度安排:最低工资的视角*

李辉 邹先强 李瑶 尹恒

摘要:缓解劳动力市场势力,是改善劳资收入分配、实现共同富裕目标的关键所在。本文借助2007~2016年全国税收调查数据,直接在微观层面估计了企业的劳动力市场势力,结果显示中国制造业劳动折价率均值为1.677,意味着工人只能得到其边际产出的59.6%。随着时间演进,样本期内劳动折价率迅速下降,劳资收入分配状况明显改善。基于上述估计结果,本文考察了最低工资制度的影响。研究发现:第一,最低工资显著弱化了企业的劳动力市场势力。根据最为保守估计结果,最低工资上涨10%,劳动折价率平均下降0.48%。据此推算,最低工资的提高能够解释样本期内劳动折价率变化的12.05%。第二,在不同竞争程度的劳动力市场中,最低工资的就业效应存在显著差异。第三,最低工资还会降低地区—行业内劳动折价率的离散程度,改善资源配置效率。本文研究深化了对于劳资收入分配和最低工资制度的理解,为新时期推进要素市场化改革提供了有益启示。

关键词:劳动力市场势力 劳动折价率 最低工资 资源配置

DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2024.0130

一、引言

改革开放四十余年来,中国经济一直保持相对高速且稳定的增长,这在很大程度上得益于低廉的劳动力成本(魏等,2017)。这也一定程度上表明企业在劳动力市场有着一定程度的市场势力(labor market power)。企业的劳动力市场势力阻碍了劳动收入份额的提高和经济资源的有效配置。通过政策的积极干预,最大程度地缓解企业的劳动力市场势力,改善收入分配格局,已然成为实现经济高质量发展和人民共同富裕目标亟需解决的问题。

劳动力市场势力意指企业在劳动力市场拥有一定程度的工资定价权。大量文献指出,劳动力市场势力不仅会侵蚀工人获得与其劳动价值等量报酬的权利,加剧社会不平等(皮凯蒂,2014),还会导致工资无法真实反映工人的生产能力,使得资源配置偏离社会最优,造成效率损失(罗宾逊,1933)。劳动力市场势力对于“效率”与“公平”都会造成一系列的负面影响,被广泛认为是损害国民福利和扭曲分配格局的重要因素(奈杜等,2018)。为了促进劳动力市场有序运行,维护劳动者合法权益,世界各国出台了大量政策法规,其中应用范围最广的便是最低工资制度。根据全球劳工组织(International Labour Organization, ILO)数据,截至2015年,已有超过170个国家通过立法或者集体协议规定了最低工资标准。长久以来,最低工资被视为防止企业利润过分侵蚀工资的有效举措,然而遗憾的是,囿于缺乏合适的方法和数据,对于最低工资能否有效抑制劳动力市场势力这一问题,目前学界仍然缺乏直接的经验证据。

分析劳动力市场势力问题,前提是构建合理的测度指标。劳动折价率(markdown),即劳动边际收入与工资的比值,以简洁直观的方式刻画了劳资双方的利润分配关系,被认为是企业劳动力市场势力的理想测度(兰杰拉、曼宁,2021),但由于劳动边际收入通常无法观测,这就导致相关的经验研究十分欠缺。近年来,实证产

收稿时间:2023-10-8;反馈外审意见时间:2024-1-24、2024-5-24、2024-7-15;拟录用时间:2024-10-10。

*本研究得到国家自然科学基金面上项目(基金号:72173131)、国家自然科学基金青年项目(基金号:72303228)的资助。感谢中国经济转型讨论班全体成员提出的建设性建议。感谢罗楚亮、刘青、张琼、曹晖、王中华等专家学者的宝贵建议和意见。文责自负。邹先强为本文通讯作者。

业组织文献发展的“生产端方法”(production approach)为识别劳动折价率提供了新的思路,也为深入分析劳动力市场势力开辟了崭新路径。叶等(2022)提出了一个使用企业数据估计劳动折价率的可操作框架,在测度劳动力市场势力方面做出了开创性的工作。他们利用1976~2014年美国制造业微观数据,估计得到美国制造业的劳动折价率均值为1.53,这意味着工人工资只有其边际产出的65%。“生产端方法”识别思路兼具理论假设要求宽松和使用简便易行两大优势,被广泛应用到劳动力市场势力的讨论中(布鲁克斯等,2021;默滕斯,2022;德拉巴斯蒂塔、鲁本斯,2022;阿莫迪奥,2024)。

围绕中国企业的劳动力市场势力问题,本文研究内容主要包括以下两个方面:一方面,基于叶等(2022)提出的劳动折价率识别框架,借助全国税收调查数据估计了模型基本参数,在此基础上分析了2008~2016年间中国企业劳动力市场势力的基本事实与演变趋势。另一方面,通过理论分析与实证检验,探究最低工资与劳动力市场势力之间的多重互动。例如,最低工资能否有效弱化企业的劳动力市场势力?最低工资的就业效应是否取决于当地劳动力市场状况?最低工资如何通过缓解劳动力市场扭曲,进而改善资源配置效率?研究结果显示:第一,中国劳动力市场还未处于完全竞争状态。制造业劳动折价率的加权均值为1.677,即工人只能得到其边际产出的59.6%。随着时间演进,样本期内劳动折价率大幅下降,劳资收入分配状况明显改善。第二,最低工资显著弱化了企业的劳动力市场势力。根据最为保守的估计,最低工资标准上涨10%,企业的劳动折价率平均下降0.48%。据此推算,2008~2016年间最低工资标准的上涨,大约能够解释该时期劳动折价率总体变化的12.05%。第三,最低工资的就业效应因劳动力市场的竞争程度而异。在市场势力较高的劳动力市场中,最低工资对就业的影响与竞争性市场存在显著不同。第四,最低工资还会降低地区一行业内劳动折价率的离散程度,改善资源配置效率。

与现有文献相比,本文可能的贡献在于以下3个方面。第一,虽然布鲁克斯等(2021)和范(2023)的研究利用中国工业企业数据估计了中国制造业企业的劳动折价率,但其主要集中在2008年之前。本文利用全国税收调查数据,从微观视角刻画了2008~2016年中国企业劳动力市场势力的整体图景,为理解全球金融危机后中国劳动力市场的最新发展提供了重要依据。第二,尽管大量理论研究指出最低工资是规范劳资分配关系的有效举措(斯蒂格勒,1946;曼宁,2003),但囿于缺乏合适的测度指标,当前仍然缺乏直接的经验证据。本文借助微观层面的劳动折价率估计,实证检验了最低工资对中国劳动力市场势力的影响,探讨了不同劳动力市场中最低工资就业效应的差异。本文研究结论不仅验证了理论预测,也为卡德和克鲁格(1994)以来关于最低工资就业效应的持续争论提供了新的解释(梅尔、韦斯特,2016;岑吉兹等,2019;阿扎等,2023)。第三,本文的实证结果表明,以保护劳动者合法权益为出发点和着力点的最低工资政策,不仅能弱化企业的劳动力市场势力,还能切实减少劳动力市场扭曲,释放劳动要素配置红利,兼具“改善收入分配”和“提高经济效率”的双重作用。这一发现不仅扩展了伯杰等(2022)和赫斯特等(2022)等关于最低工资福利效应的讨论,为理解劳动力市场政策的经济效应及内在机制提供了新的视角,也为其他国家或地区劳动力市场政策设计提供了宝贵的经验借鉴。

本文剩余部分安排如下:第二部分是综述文献;第三部分介绍劳动折价率的识别思路和估计结果;第四部分是理论分析和研究设计;第五部分报告最低工资与劳动折价率的实证结果;第六部分讨论最低工资的就业效应以及对于资源配置的影响;第七部分总结全文。

二、文献综述

(一)劳动力市场势力

劳动力市场势力指劳动力市场并非完全竞争,雇主具有一定程度的工资定价权,能够将工资设定在劳动边际收入以下。这一观点最早可以追溯到斯密(1776),他在《国富论》(《An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations》)一书中指出:“无论在任何时期与任何地区,雇主都会默契的将劳动工资压低到实际工资之下。”琼·罗宾逊在20世纪30、40年代的一系列研究提供了更为严谨的分析。她在《不完全竞争经济学》

(《The Economics of Imperfect Competition》)中提出了一个不完全竞争劳动力市场的分析框架,证明了劳动边际产出和工资之间的楔子(wedge)反映了企业在劳动力市场的市场势力,为上述现象提供了可靠的微观基础。但遗憾的是,之后一段时期,琼·罗宾逊的观点并未得到学界充分重视,完全竞争劳动力市场仍然是主流经济学的理论基础。

近年来,随着世界范围内经济增速放缓以及收入不平等程度加剧,劳动力市场势力重新成为经济学界的研究热点(卡德,2022)。大量文献强调了劳动力市场势力是决定要素分配和资源配置的关键因素。一方面,劳动力市场势力会直接改变资本要素与劳动要素的分配关系,降低总体层面的劳动收入份额(皮凯蒂,2014;格罗斯曼、奥伯菲尔德,2022)。另一方面,劳动力市场势力还会通过影响要素相对边际产出,扭曲资源在企业间的配置,造成效率损失(特罗特纳,2023;阿曼格-朱伯特等,2023)。除此之外,劳动力市场势力还被认为是理解公共政策效果(伯杰等,2024)、国际贸易福利(贾等,2023)和长期经济增长(勒尔,2023)等问题的关键。

那么,现实中劳动力市场状况如何?解答这一问题,依赖于对企业的劳动力市场势力的良好测度。对此,已有文献指出劳动折价率,即劳动边际收入与工人工资的比值,以简洁直观的方式刻画了劳资双方的分配关系,是测度劳动力市场势力的理想指标(罗宾逊,1933;兰杰拉、曼宁,2021)。诚然,劳动折价率指标有着坚实的理论根基,但由于劳动边际收入通常无法观测,这就导致经验估计劳动折价率面临严峻挑战。最近,叶等(2022)将实证产业组织领域迅速发展的“生产端方法”拓展到了不完全竞争劳动力市场环境,开创了从微观角度估计劳动折价率的新路径。在这一路径下,研究者根据企业成本最小化问题的一阶条件得到劳动折价率的显式表达式,然后结合微观生产函数估计领域成熟的“控制函数法”,即可得到微观层面劳动折价率的估计结果。叶等(2022)利用1976~2014年美国制造业微观数据,估计得到美国制造业的劳动折价率均值为1.53,这意味着员工只能得到其边际产出的65%。默滕斯(2022)描述了1995~2014年德国企业的劳动力市场势力,发现样本期内德国劳动折价率由1.31增长到1.42,而且是劳动收入份额下降的重要原因。布鲁克斯等(2021)基于中国和印度的微观企业数据,提供了发展中国家劳动力市场势力的确凿证据。相似研究还包括德拉巴斯蒂塔和鲁本斯(2022)、范(2023)以及阿莫迪奥等(2024)等。

(二)最低工资的影响

关于最低工资影响的研究成果十分丰富,与本文研究相关的文献主要分为两类:第一类文献聚焦于最低工资的收入分配效应,并且普遍认为最低工资能够提升工人工资。虽然一些研究指出,企业有能力通过上调产品价格的方式,将增加的劳动力成本部分转嫁给消费者(徐建伟等,2017;梁,2021),但最低工资依然会对企业利润造成一定的侵蚀(德拉卡等,2011)。哈拉斯托西和林德纳(2019)在不完全竞争产品市场的环境下,发现消费者承担了最低工资上涨的3/4,企业承担了剩余的1/4。德鲁克等(2021)的研究同样表明,最低工资削减了企业利润率,特别是对于支付较低工资的企业而言,它们承担了更大部分的成本。上述研究加深了我们对于最低工资如何作用于收入分配的理解,不过这些分析往往假设完全竞争的劳动力市场,忽视了劳动力市场势力的可能影响。据我们所知,目前仅有伯杰等(2022)和赫斯特等(2022)两篇文献,在不完全竞争劳动力市场的环境中讨论了最低工资对于总体社会福利和长期分配格局的影响。

第二类文献关注最低工资的就业效应,但对于最低工资如何影响就业却远未达成共识。一些研究发现,最低工资对于就业具有显著负向影响(梅尔、韦斯特,2016;郝等,2020),另外一些研究则认为最低工资的适度提高不会导致就业减少(卡德、克鲁格,1994;岑吉兹等,2019)。对于后者,一个最为常见的解释是劳动力市场势力的广泛存在。尽管在完全竞争劳动力市场环境中,最低工资提高一定导致就业减少^①,但如果劳动力市场并非完全竞争,就业可能随着最低工资的提高而增加(斯蒂格勒,1946)。更加一般的讲,巴斯卡尔等(2002)指出,即使无法判断最低工资对于就业的总体影响,但相较于完全竞争市场环境,不完全竞争环境中最低工资对于就业的影响更加积极。基于这一思路,拉玛(2001)发现最低工资提高虽然导致小型企业就业减少,但对大型企业没有显著影响,他认为这是源于前者面临完全竞争的劳动力市场,而后者在劳动力市场拥有一定程度

的市场势力。阿扎等(2023)表明随着劳动力市场集中度的提高,最低工资对于就业的负向影响逐渐减弱,而在集中度最高的劳动力市场,最低工资提高甚至能够增加就业。上述研究提供了与理论一致的经验证据,表明最低工资的就业效应取决于劳动力市场的竞争环境。

(三)市场势力与资源配置

宏观全要素生产率不仅受到微观层面投入产出效率的影响,还取决于生产要素在企业之间的有效分配,即资源配置效率(谢、克列诺,2009)。企业在产品市场和要素市场的市场势力都可能造成资源错配。然而现有文献主要关注产品市场,强调企业间加成率(markup)差异导致了要素边际产出不相等,扭曲了要素在企业间的配置,最终造成效率损失(彼得斯,2020)。比如,巴卡伊和法尔希(2020)利用美国企业数据,发现消除企业间加成率差异可使总体生产效率提高大约15%。尹恒和张子尧(2021)的研究显示,中国企业的产品市场势力同样导致了严重的生产效率损失。随着近年劳动力市场势力文献逐渐兴起,其对于资源配置的影响开始也受到越来越多关注(拉比诺维奇、沃尔托夫,2022;特罗特纳,2023)。解等(2024)在谢和克列诺(2009)基础上进行拓展,把不完全竞争劳动力市场纳入到资源配置效率测算框架。他们发现劳动折价率是企业劳动需求的重要决定因素,较高的劳动折价率会抑制企业劳动需求。当企业间劳动折价率存在差异时,高(低)劳动折价率企业的劳动需求会低(高)于社会最优水平,均衡时资源配置结果也就偏离了社会最优配置,造成效率损失。

三、劳动折价率的识别与估计

本节展示叶等(2022)的研究如何从企业的劳动和中间投入决策中识别劳动折价率,然后报告借助2007~2016年全国税收调查数据,基于“生产端方法”得到的中国制造业劳动折价率的估计结果。

(一)识别思路

考虑如下企业生产决策模型。企业生产要素分为两类:一类是短期内不能调整的动态要素,如资本投入 K_i ;另一类是短期可以调整的静态要素,如劳动投入 L_i 和中间投入 M_i 。企业 i 在 t 期面临的成本最小化问题为:

$$\begin{aligned} \text{Min } & P_i^M M + W(L_i) L_i \\ \text{s.t. } & F(K_i, M_i, L_i; \exp(\omega_i^H)) \geq Q_i^* \end{aligned}$$

其中, Q_i^* 为企业 i 在 t 期的计划产出, $F(\cdot)$ 为生产函数, $\exp(\omega_i^H)$ 为希克斯中性生产率, P_i^M 和 $W(L_i)$ 分别为中间投入价格和工资。假设静态要素不存在调整成本,企业面临完全竞争的中间投入市场,但面临不完全竞争的劳动力市场。

根据劳动和中间投入的成本最小化一阶条件,可以得到:

$$\begin{aligned} [M] \quad \mu_i &= \frac{\theta_i^M}{\alpha_i^M} \\ [L] \quad \left[1 + \frac{\partial W(L_i)}{\partial L_i} \frac{L_i}{W_i} \right] \mu_i &= \frac{\theta_i^L}{\alpha_i^L} \end{aligned} \quad (1)$$

其中, μ_i 为加成率; $\theta_i^M = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial M_i} \frac{M_i}{Q_i}$ 和 $\theta_i^L = \frac{\partial F(\cdot)}{\partial L_i} \frac{L_i}{Q_i}$ 分别为中间投入产出弹性和劳动产出弹性; $\alpha_i^M = \frac{P_i^M M_i}{P_i Q_i}$ 和 $\alpha_i^L = \frac{W(L_i) L_i}{P_i Q_i}$ 分别为中间投入收入份额和劳动收入份额。 P_i 是产品价格。

根据企业利润最大化问题,劳动折价率 v_i 与劳动供给弹性 ε_{S_i} 存在如下关系^②:

$$v_i \equiv \frac{MRPL(L_i^*)}{W(L_i^*)} = 1 + \varepsilon_{S_i}^{-1} = 1 + \frac{\partial W(L_i)}{\partial L_i} \frac{L_i}{W_i} \quad (2)$$

综合(1)式、(2)式,即可得到劳动折价率 v_i 的显式表达式:

$$v_i = \frac{\theta_i^L}{\alpha_i^L} \times \left(\frac{\theta_i^M}{\alpha_i^M} \right)^{-1} \quad (3)$$

(3)式为劳动折价率的核心识别方程,它表明劳动折价率取决于要素收入份额和要素产出弹性。由于要素收入份额 α^L_{it} 和 α^M_{it} 可以在数据中直接观测,因此只要得到要素产出弹性 θ^L_{it} 和 θ^M_{it} ,就能够根据(3)式直接在微观层面估计劳动折价率。

(二)估计结果

在经验分析部分,本文与叶等(2022)文献保持一致,应用微观生产函数估计领域成熟的ACF方法(阿克伯格等,2015)估计要素产出弹性 θ^L_{it} 和 θ^M_{it} ,然后结合要素收入份额 α^L_{it} 和 α^M_{it} ,最终根据(3)式得到劳动折价率 v_{it} ^③。

本文研究时间跨度为2007~2016年,使用的微观数据来源于全国税收调查数据库。全国税收调查由财政部和国家税务总局联合组织实施,由各地税务机关负责数据填报、收集和核查等具体工作。相较于目前研究中大量使用的中国工业企业数据库与上市公司财报等微观企业数据库,全国税收调查数据不仅覆盖了更加全面的行业范围与企业规模,其科学的抽样方式也保证了样本的代表性。全国税收调查通过网上直报的方式收集数据,当地税务机关在正式提交数据之前还会对企业填报数据抽查核对。这些措施减少了数据错填错报的可能性,保证了全国税收调查较高的数据质量。本文对数据进行了细致地合并整理和变量清理,并且根据行业分类标准,将制造业分为10个大类行业^④。

表1报告了各行业要素产出弹性和劳动折价率的估计结果。第(3)~(5)列结果显示,不同行业要素产出弹性估计值十分稳定,资本产出弹性均值为0.070,劳动产出弹性均值为0.129,中间投入产出弹性均值为0.827。这与文献标准结果较为接近。第(6)列使用企业员工人数作为权重,计算了行业劳动折价率的加权均值。一个直观的印象是,所有行业的劳动折价率均远大于1,表明中国劳动力市场并非完全竞争。2008~2016年间制造业劳动折价率均值为1.677,即劳动边际产出相较工资高出67.7%,这意味着一个工人为企业创造100元的边际收入,却只能得到59.6元的工资(即1/1.677)。制造业劳动折价率的中位数为1.544(工人得到其边际收入的64.7%),说明大部分企业在劳动力市场有着一定程度的市场势力。分行业看,不同行业劳动折价率存在很大差异。在10个行业中,劳动折价率加权均值的最大值为化学医药业的2.616,最小值为运输设备业的1.250,前者约为后者2倍。第(8)列报告了行业内劳动折价率的4分位距,不同行业劳动折价率的4分位距在0.601~0.867之间,即行业内75分位企业的劳动折价率是25分位企业的1.824~2.380倍。此外,本文关于估计方法做了大量稳健性检验,包括基于二位数行业估计、更换企业生产函数形式、工具变量集以及考虑劳动调整成本等^⑤,所得估计结果非常相似,表明上述结果具有很好的稳健性。

得到劳动折价率估计之后,接下来自然面临的问题是,制造业总体的劳动折价率变动趋势如何?回答这一问题,本质是思考如何对劳动折价率进行加总。全国税收调查数据作为一项抽样数据,虽然具有较好的行业代表性,但由于各行业样本企业在不同年份中的分布并不均匀,并不具有较好的总体代表性。因此,本文按照“企业—行业—总体”顺序分两步进行加总:第一步,从企业加总至行业。对于企业劳动折价率,使用企业员工人数作为权重计算“行业—年份”层面的加权劳动折价率。第二步,从行业加总至总体。对于“行业—年份”层面的劳动折价率,使用宏观用工人人数数据作为权重进行加权。具体地,本文从《中国工业统计年鉴》得到2008~2016年各行业的用工人人数占制造业总体用工人人数比重,将其作为权重加总到制造业总体层面。这一做法的优点在于,能够有效规避抽样调查数据不同年份行业权重分布不均的问题。图1绘制了制造业总体劳动折价率的变化趋势。可以看到,样本期内制造业劳动折价率迅速下降,加权均值由2008年的2.547下降到2016年的1.128,劳动折价率的中位数也

表1 要素产出弹性和劳动折价率估计结果

行业简称	样本数	规模报酬	要素产出弹性			劳动折价率		
			资本	劳动	中间投入	加权均值	中位数	IQR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
食品饮料	46854	1.041	0.065	0.132	0.844	1.938	1.841	0.810
纺织服装	89432	1.021	0.065	0.172	0.784	1.444	1.381	0.601
木材家具	22475	1.032	0.043	0.139	0.850	1.338	1.206	0.685
造纸印刷	33441	1.040	0.063	0.123	0.854	1.545	1.534	0.707
化学医药	126678	1.045	0.101	0.174	0.770	2.616	1.763	0.867
非金属	57909	1.044	0.064	0.125	0.855	1.763	1.600	0.737
金属制造	85862	1.006	0.061	0.082	0.863	2.033	1.817	0.782
机械设备	117325	1.023	0.067	0.142	0.814	1.509	1.587	0.711
运输设备	46076	1.013	0.097	0.091	0.825	1.250	1.277	0.637
电气电子	92859	0.995	0.072	0.111	0.812	1.333	1.430	0.752
行业均值	718911	1.026	0.070	0.129	0.827	1.677	1.544	0.729

注:生产函数在二位数行业层面估计。劳动折价率估计结果在各“年份—行业”的5分位和95分位缩尾,使用企业员工人数作为权重计算加权均值。

由2008年的2.316下降到2016年的1.068。上述结果共同表明,这一时期中国劳资收入分配状况明显改善。

近年来,随着人口红利消退、新型就业形态不断涌现,中国的劳动力市场也正经历一场深刻的结构性变革。一方面,大量文献指出自2004年起中国已然进入经济发展的刘易斯拐点,导致了劳动力供给短缺、工资水平上升,甚至工资增速超过劳动生产率增长速度的“倒挂”现象(张杰、宋志刚,2016;蔡昉,2022)。另一方面,随着户籍制度放松、劳动力市场一体化进程加快、劳动力流动壁垒下降,区域间劳动力流动阻碍显著减少(王丽莉、乔雪,2020;陈斌开、赵扶扬,2023;蒋为等,2024)。

劳动力供给者得以在更广泛的市场范围内提供劳动力,企业也必须与更大范围内、突破地区限制的其他企业竞争,这也可能是宏观劳动折价率下降的重要驱动因素。最近文献还发现,金融危机之后中国劳动收入份额呈现逆转上升的趋势(柏培文、杨志才,2019;刘亚琳等,2022)。与上述研究不同,本文利用微观企业数据,观察到2008~2016年间中国企业在劳动力市场中的市场势力明显减弱,这与从其他角度对于中国劳动力市场状况的分析也是一致的,揭示了劳资双方在利润分配中的地位发生了显著变化。

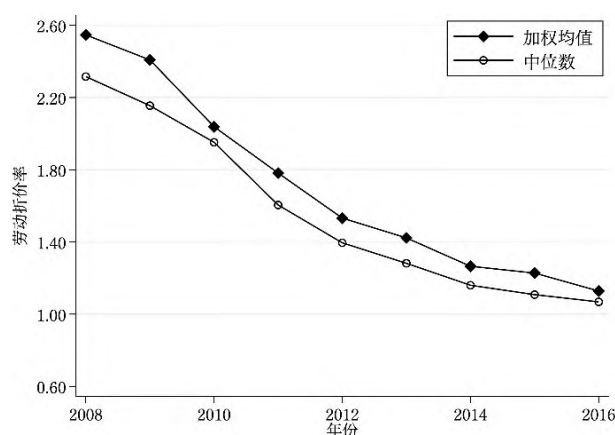


图1 2008-2016年制造业劳动折价率演变趋势

四、理论分析与研究设计

(一)理论分析

传统经济理论认为,最低工资是消除劳动力市场势力的有效举措(罗宾逊,1933)。本节参考博埃里和奥尔斯(2014)以及伯杰等(2022)的研究,在不完全竞争劳动力市场分析框架下,讨论最低工资标准提高如何影响企业的劳动折价率,为实证研究提供可供检验的理论假说。

不失一般性,假设短期内资本固定为常数,企业生产函数设为 $y_i=l_i^\alpha z_i^{1-\alpha}$ 。其中, l_i 为企业的劳动雇佣, α 为劳动产出弹性, $\alpha \in [0, 1]$ 确保劳动边际收入曲线向下倾斜, z_i 为希克斯中性生产率。此时,企业利润函数为:

$$\pi_i = l_i^\alpha z_i^{1-\alpha} - w_i l_i$$

在不完全竞争劳动力市场环境中,企业面临向上倾斜的劳动供给曲线,即劳动供给函数可以表示为:

$$l(w_i) = w_i^{\varepsilon_i}$$

其中, $\varepsilon_i \in [0, \infty]$ 为劳动供给弹性。将劳动供给函数代入企业利润函数,根据利润最大化问题下劳动投入的一阶条件,得到不完全竞争劳动力市场环境设定下,均衡时企业的劳动雇佣 l_i^* 、工资水平 w_i^* 和劳动边际产出 $mrpl_i^*$ 分别为:

$$l_i^* = \left[\alpha z_i \frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i} \right]^{\frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i - \alpha \varepsilon_i}}; \quad w_i^* = \left[\alpha z_i \frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i} \right]^{\frac{1}{1 + \varepsilon_i - \alpha \varepsilon_i}}; \quad mrpl_i^* = \alpha z_i \left[\alpha z_i \frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i} \right]^{\frac{(\alpha - 1)\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i - \alpha \varepsilon_i}} \quad (4)$$

此时,企业的劳动折价率 v_i^* 为:

$$v_i^* = \frac{mrpl_i^*}{w_i^*} = \frac{\varepsilon_i + 1}{\varepsilon_i} \quad (5)$$

下面将最低工资引入上述模型。借鉴伯杰等(2022)做法,根据最低工资标准 w 与均衡工资 w^* 的相对大小,分为以下3种情形进行讨论:(1)企业不受最低工资影响;(2)企业受到劳动供给曲线约束;(3)企业受到劳动需求曲线约束。

图2基于局部均衡分析框架,分析了不同情形之下最低工资如何影响企业劳动折价率。首先,Panel A刻画了不存在最低工资时的基准情形,企业就业 l 由劳动需求曲线和劳动边际成本曲线决定,而劳动折价率 v^* 正如(5)式所示,也即不完全竞争劳动力市场环境下的标准形式。其次,Panel B中引入最低工资,但最低工资标

准 w 低于均衡工资水平 w^* 。可以看到,此时最低工资并不影响企业的经营决策,也不会改变劳动力市场均衡结果,企业就业和劳动折价率仍与基准情形保持一致。再次,Panel C 中随着最低工资标准 w 提高,最低工资对于企业雇佣决策形成约束,企业就业 l 将由最低工资标准与劳动供给曲线的交点确定^⑥。对比 Panel A 中基准情形,企业就业 l 相较 l^* 有所增加,劳动折价率 v 相较 v^* 明显下降。最后,Panel D 显示,最低工资标准进一步提高将导致劳动供给超过劳动需求。在这种情形下,企业就业 l 由最低工资与劳动需求曲线确定,其与 l^* 的相对大小取决于最低工资的提升幅度,也即最低工资对于就业的影响方向并不确定^⑦。不过,此时劳动边际收入 $mrpl$ 将与实际工资(也即最低工资 w)保持一致,即劳动折价率 v 恒等于 1。

事实上,根据上述模型设定,我们能够得到不同情形下劳动折价率 v_i 和就业 l_i 的显式表达式:

$$v_i = \frac{mrpl_i}{w_i} = \begin{cases} \frac{\alpha z_i l_i (w_i^*)^{\alpha-1}}{w_i^*} = \frac{\alpha z_i}{(w_i^*)^{1+\varepsilon_i(1-\alpha)}} = \frac{\varepsilon_i + 1}{\varepsilon_i}, & (1) \text{ 不受最低工资标准影响} \\ \frac{\alpha z_i l_i (w)^{\alpha-1}}{w} = \frac{\alpha z_i}{(w)^{1+\varepsilon_i(1-\alpha)}} < \frac{\varepsilon_i + 1}{\varepsilon_i}, & (2) \text{ 受到劳动供给曲线约束} \\ \frac{\alpha z_i l_i (w)^{\alpha-1}}{w} = 1 & (3) \text{ 受到劳动需求曲线约束} \end{cases} \quad (6)$$

$$l_i = \begin{cases} (w_i^*)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} = \left[\alpha z_i \frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i} \right]^{\frac{\varepsilon_i}{1 + \varepsilon_i - \alpha \varepsilon_i}}, & (1) \text{ 不受最低工资标准影响} \\ (w)^{\frac{1}{\varepsilon_i}} > (w_i^*)^{\frac{1}{\varepsilon_i}}, & (2) \text{ 受到劳动供给曲线约束} \\ \left(\frac{w}{\alpha z_i} \right)^{\frac{1}{\alpha-1}}, & (3) \text{ 受到劳动需求曲线约束} \end{cases} \quad (7)$$

上述结果清楚显示了在不同情形之下,最低工资对于企业劳动折价率和就业的影响。假设在最初状态时,企业并不受到最低工资影响。随着最低工资提高,企业的劳动折价率随之降低,最终稳定为 1。与之不同的是,随着最低工资提高,企业的就业首先上升,但在最低工资提升到一定程度之后,最低工资进一步提高则会导致就业下降。由此可见,在理论上,最低工资提高能够一定程度上降低企业的劳动折价率,但与就业之间的关系并不确定。

(二) 实证策略与数据说明

自改革开放以来,随着中国从计划经济向市场经济的转型,中国的劳动力市场同样经历了深刻变革。为了维护劳动者的基本生活需求,中国政府引入了最低工资制度。1993 年中国劳动部颁布《最低工资规定》,不仅标志着最低工资制度正式开始实施,也为后续相关的法律法规奠定了基础。2004 年通过的《最低工资条例》对最低工资调整机制、标准制定、监督检查等作出了更加详细规定,大幅提高了对于违规企业的处罚力度。2008 年颁布实施的《劳动合同法》则明确了对于违反最低工资制度企业的处罚标准,重申了最低工资作为中国劳动力市场法规关键组成部分

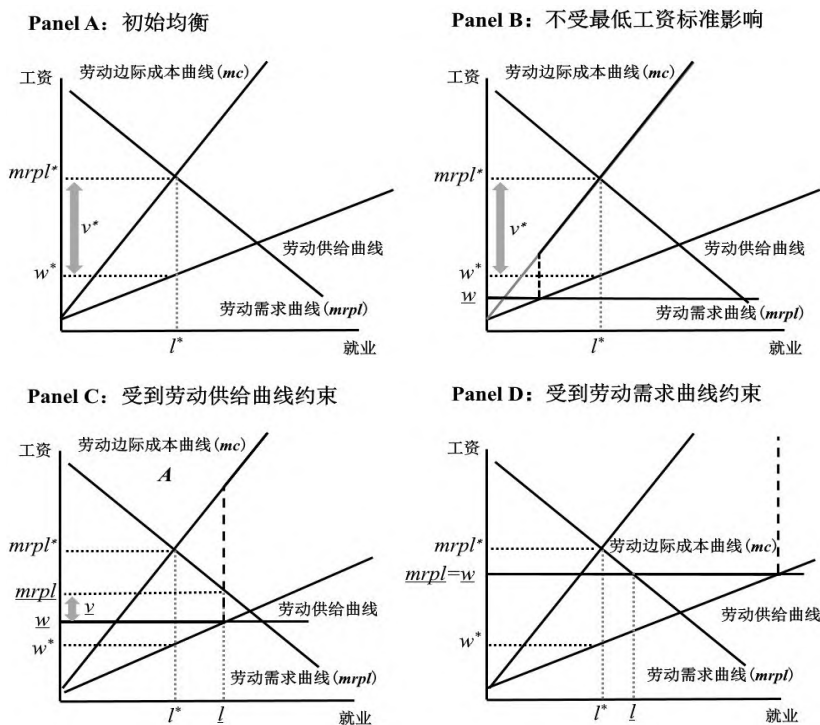


图2 最低工资影响的比较静态分析

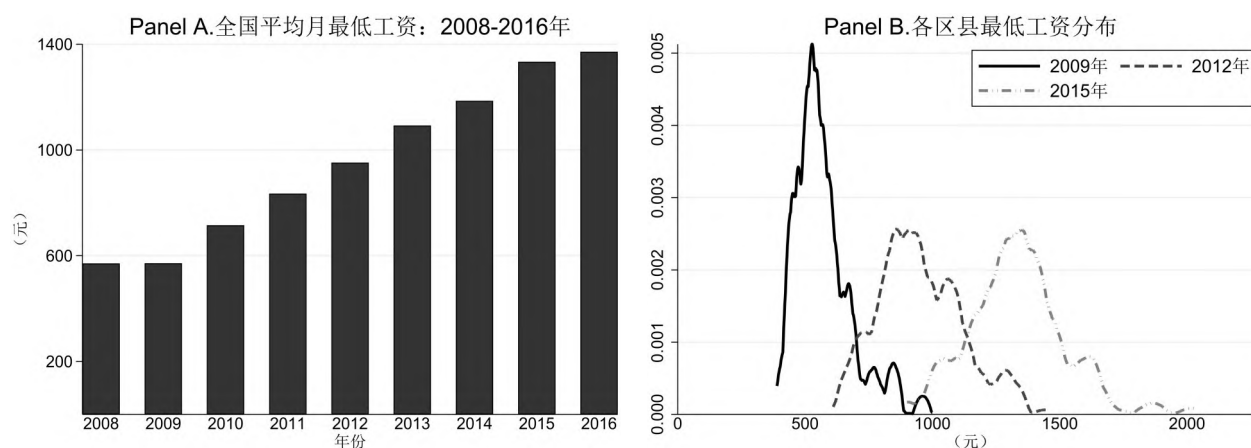


图3 最低工资标准的变化与变异

注:Panel A绘制了2008~2016年间全国平均月最低工资的变化情况;Panel B绘制了不同年份各地区月最低工资的分布。

分。上述政策显著提升了企业违规成本,提高了遵守最低工资标准的企业比例,同时促使各地区最低工资标准调整频率加快和调整幅度加大。图3的Panel A中绘制了2008~2016年全国平均月最低工资的变化。全国各地区平均月最低工资标准从2008年的572元增长到2016年的1372元,年均增速达到11.5%,远高于同期5.3%的城镇居民人均可支配收入增速^⑧。除此之外,《最低工资规定》允许各省、自治区、直辖市根据本地职工平均工资、经济发展水平、就业状况等因素,“因地制宜”设置最低工资标准。图3的Panel B绘制了不同年份各县区最低工资标准的分布状况,不同地区最低工资标准间存在着很大差异。样本期内最低工资标准在时间序列和地区截面上的变异,也为探究最低工资的影响提供了有利条件。

本文设定如下双向固定效应模型(TWFE),旨在识别最低工资提高对于企业劳动折价率的影响:

$$\ln y_{it} = \alpha + \beta \ln w_{it}^{\min} + \theta z_{it} + \pi_i + \psi_t + \epsilon_{it} \quad (8)$$

其中,下标*i*、*c*和*t*分别表示企业、县区和年份。 $\ln y_{it}$ 为被解释变量,表示企业*i*在*t*期的劳动折价率(对数)。 $\ln w_{it}^{\min}$ 为核心解释变量,表示企业所在县区*c*在*t*期的最低工资标准(对数)。 β 是感兴趣的估计系数,它捕获了最低工资变化对劳动折价率的影响程度。 z_{it} 是企业层面的一系列控制变量,包括企业资本规模、年龄、实际税负^⑨、出口特征和研发特征。 π_i 表示企业固定效应, ψ_t 表示年份固定效应。 ϵ_{it} 为随机扰动项,回归结果的标准误差聚类到县区层面。

本文研究覆盖范围是2008~2016年,使用的数据包括微观企业数据和区县最低工资标准。微观企业数据来自全国税收调查数据库,区县最低工资标准来自中国研究数据服务平台(CNRDS)。本文在地区一年份层面匹配上述数据,最终得到2008~2016年分布在2392个区县的非平衡企业面板数据,共包括616839个观测值。表2给出了主要变量的描述性统计。

五、最低工资能否降低企业的劳动力市场势力?

(一)基准结果

表3给出了基于回归方程(8)的估计结果。第(1)列只控制了企业固定效应和年份固定效应,估计系数为-0.097,在1%的统计性水平上具有显著性。第(2)列中加入企业控制变量,回归结果基本保持不变,最低工资对劳动折价率的影响显著为负。而在进一步引入省份时间趋势和城市时间趋势之后,第(3)~(4)列估计结果仍然显著为负,估计系数分别为-0.049和-0.048。相较(1)~(2)列估计结果,回归系数绝对值略有下降,这也意味着在排除了一系列可能的干扰因素之后,最低工资标准每提高10%,劳动折价率平均大约下降0.48个

表2 主要变量的描述性统计

变量名	观测值	平均值	中位数	标准差
劳动折价率	616839	0.4508	0.4412	0.641
员工人数	616839	4.6002	4.6102	1.392
资本规模	616839	8.3136	8.4667	2.216
企业年龄	616839	2.2872	2.3026	0.520
实际税负	616839	0.0371	0.0316	0.031
出口特征	616839	0.3270	0.0000	0.469
研发特征	616839	0.2427	0.0000	0.429

注:连续性变量均做对数化处理,包括员工人数、资本规模、企业年龄和实际税负。出口特征和研发特征均为虚拟变量。若企业出口销售额大于0,则出口特征赋值为1,否则为0。若企业研发投入大于0,则研发特征赋值为1,否则为0。

百分点。

为了说明上述估计结果的经济重要性,本文进行一个简单计算,分析研究期间中国制造业劳动折价率可观察的变化中,多大程度是最低工资的提高导致的。首先,使用表3第(4)列的回归系数-0.048,作为最低工资实际影响的保守估计。其次,本文样本期间最低工资标准平均提高了139.86%。结合上述数据,可以推断由于最低工资标准提高导致总体劳动折价率下降了6.72%。最后,同期总体劳动折价率均值由2.547下降到1.128,降幅为55.69%,这意味着最低工资标准提高能够解释制造业劳动折价率变化的12.05%(即6.71/55.69)^⑩。上述发现对于中国劳动力市场改革具有很强的政策启示,它不仅揭示了最低工资是弱化劳动力市场势力的有效举措,而且表明在2008年以来劳动力市场结构性变革背后,最低工资政策扮演着重要角色。

(二)稳健性检验

接下来,本文分别从考虑遗漏变量、完善模型设定、更改指标定义与更换估计方法多个方面,进一步检验前述估计结果的稳健性。

第一,使用文献常用的相邻地区法,将样本限制在跨省边界的相邻县区,以缓解可能面临的内生性问题。这一识别思路最早源于卡德和克鲁格(1994),其背后逻辑在于,相邻地区最低工资标准存在差异,但在劳动供给、资源禀赋、市场条件和其他不可观察因素上具有较高相似性,因此使用相邻地区的企业互为对照组可以一定程度上缓解内生性问题。本文借鉴已有文献做法(杜贝等,2010;范等,2018;熊瑞祥等,2021;张琼等,2022),使用全部跨省相邻的县区样本进行检验^⑪。具体地,本文首先构建位于不同省份边界的相邻县对数据库:如果两个县区交界但属于不同省份,则属于同一相邻县对。然后在回归方程中,通过加入县对固定效应与年份固定效应的交互项,利用相邻县区最低工资标准的相对变化识别最低工资的影响。表4的第(1)~(2)列显示,此时估计系数仍然显著为负^⑫。

不过,刘青和肖柏高(2023)指出,与美国主要根据“经纬线”这一随机外生的标准划分州界的做法不同,中国许多省界的划分受到大山大河等地理条件影响,这会导致省界两侧县区的地理环境、经济状况等存在较大差异。为了解决这一问题,本文借鉴刘青和肖柏高(2023)做法,将样本限制在华北平原的河北、山东、河南、安徽、江苏省份,原因在于这些省份的边界主要为平原,省界两侧地区的情况更为相似。估计结果报告在表4的第(3)~(4)列。可以看到此时估计系数仍然显著为负,且绝对数值有所提高,这也意味着本文基准结果可能只是最低工资实际影响的下界。

第二,更换劳动折价率定义方式。基于“生产端方法”识别劳动折价率,其中一个关键假设是中间投入市场完全竞争。尽管长久以来,这已成为实证产业组织文献的标准假设(德·洛克尔、沃金斯基,2012;叶等,2022)。但最近的一些研究显示,企业可能在中间投入市场具有一定程度的市场势力(莫拉科,2019)。如果现实中的中间投入市场并非完全竞争,这就导致劳动折价率估计结果存在偏误,从而误判最低工资对于劳动折价率的影响^⑬。为了解决上述问题,本文借鉴特雷纳(2022)做法,允许企业面临不完全竞争的中间投入市场,但面临完全竞争的产品市场,也即有 $\alpha_i^M/\theta_i^M=1$ 。此时劳动折价率的显式表达式(3)式具有如下形式:

$$v_i \equiv \frac{MRPL(L^*)}{w(L^*)} = \frac{\theta_i^L}{\alpha_i^L} \times \left(\frac{\theta_i^M}{\alpha_i^M} \right)^{-1} = \frac{\theta_i^L}{\alpha_i^L} \quad (9)$$

根据(9)式重新测算劳动折价率进行回归,结果报告在表5的第(1)~(2)列,估计系数仍然显著为负。这表明只要相信中间投入市场或者产品市场不存在扭曲的任一假设,就足以

表3 最低工资与劳动折价率

	劳动折价率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_i^{\min}$	-0.097*** (0.016)	-0.121*** (0.016)	-0.049*** (0.018)	-0.048** (0.018)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份时间趋势	否	否	是	否
城市时间趋势	否	否	否	是
观测值	616839	616839	616839	616839
R ²	0.793	0.799	0.799	0.800

注:控制变量包括企业资本规模、年龄、生产率、实际税负、出口特征和研发特征。*、**和***分别表示10%、5%和1%的显著性水平,括号中数字为聚类到县级层面的标准误。下表同。

表4 稳健性检验:使用相邻县对样本

	Panel A:全部省份		Panel B:华北平原省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_i^{\min}$	-0.126*** (0.041)	-0.140*** (0.041)	-0.370*** (0.087)	-0.333*** (0.083)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
县对一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	243891	243891	103852	103852
R ²	0.805	0.810	0.801	0.806

得到提高最低工资会降低劳动折价率的结论。

第三,更换劳动折价率的测算方法。如前所述,本文借助微观生产函数估计领域的阿克伯格等(2015)方法估计要素产出弹性,进而得到劳动折价率估计值。不过最近一些文献指出,在不完全竞争市场环境中,上述方法在理论上面临着诸多挑战(邦德等,2021)。为此,本文借鉴范(2023)做法,从企业利润最大化问题出发,将劳动折价率表示为劳动收入弹性和劳动收入份额之比,然后借助甘地等(2020)提出的非参数估计方法直接估计企业收入函数^④。在得到劳动折价率估计值之后,我们重新进行回归。估计结果报告在表5第(3)~(4)列,最低工资的估计系数仍然显著为负,表明测算方法的选择同样不会影响本文基本结论。

除此之外,本文还通过加入更多控制变量、考虑劳动调整成本、分析筛选效应和改变标准误的聚类方式,不同实证设定下回归结果均保持稳健^⑤。

(三)异质性分析

基准估计结果揭示了最低工资提高对于劳动折价率的平均处理效应,本节从平均工资和劳动密集度两个视角出发,探究最低工资提高对于劳动折价率的异质性影响。就前者而言,平均工资较低的企业,受最低工资影响的工人比例可能更高。而且鉴于长期以来中国最低工资标准普遍偏低,对于企业的影响不太可能处于受到劳动需求曲线约束,故在理论上,平均工资较低的企业受到劳动供给曲线约束更强,最低工资提高对于这些企业的影响程度也就越大。就后者而言,劳动密集度较高的企业,劳动力成本在其生产成本中占比可能更高。当最低工资提高时,这些企业受到的冲击无疑更强,劳动折价率下降幅度也理应更大。基于此,本文预期最低工资对于高劳动密集度和平均工资较低企业的劳动折价率影响更大。为了检验上述预测,本文首先确定每年各区县企业平均工资、劳动密集度的中位数,然后按照企业在样本中出现最早年份的平均工资、劳动密集度与所属区县中位数的相对大小,将样本分为两组进行回归。表6结果显示,最低工资对于不同类型企业的劳动折价率均存在显著的负向影响。但相较而言,高劳动密集度和平均工资较低的企业,受到最低工资提高的影响程度更大。上述结果不仅与预期保持一致,而且为验证最低工资通过提高劳动力成本,进而削弱企业劳动力市场势力的影响机制,提供了可靠佐证。

六、进一步分析

(一)最低工资的就业效应

学界对于最低工资是否减少就业尚未达成一致意见。部分研究发现,最低工资对于就业具有一定程度负面效应,另外一些研究则认为最低工资对于就业并无显著影响。最近一些文献探讨了在不同劳动力市场中,最低工资具有异质性的就业效应,并强调了这一差异与劳动力市场势力的密切联系。比如,阿扎等(2023)利用劳动力市场集中度(赫芬达尔-赫希曼指数)衡量劳动力市场势力,发现随着劳动力市场集中度提升,最低工资对于就业的负面影响逐步减弱,并且在集中度最高的劳动力市场中,最低工资提高能够促进就业增加。上述发现的背后逻辑在于,劳动力市场集中度越高,工资水平越有可能低于劳动的边际产出,从而工资调整空间也就更大。

不同于阿扎等(2023)使用劳动力市场集中度作为劳动力市场势力的间接测度,本文能够利用劳动折价率微观估计,直接刻画不同地区劳动力市场势力的状况,进而探究最低工资在不同地区是否具有异质性的就业效应。具体而言,本文首先在地区一行业层面定义劳动力市场 m ,然后计算不同劳动力市场中劳动折价率的

表5 稳健性检验:更换被解释变量

	Panel A: 改变劳动折价率定义方式		Panel B: 使用甘地等(2020)估计方法	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w^{min}_{it}$	-0.091*** (0.016)	-0.113*** (0.016)	-0.080*** (0.012)	-0.094*** (0.012)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	616839	616839	553606	553606
R ²	0.779	0.786	0.806	0.812

表6 异质性分析

	Panel A: 平均工资		Panel B: 劳动密集度	
	低	高	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w^{min}_{it}$	-0.184*** (0.022)	-0.097*** (0.017)	-0.091*** (0.017)	-0.147*** (0.019)
控制变量	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	295713	321126	306317	310522
R ²	0.789	0.803	0.810	0.781
经验P值	0.000		0.000	

注:经验P值(Empirical P values)使用Bootstrap自助抽样100次得到,用于检验组间回归系数差异的显著性。

加权均值 v_m , 即:

$$v_m = \sum_{i,t \in m} s_{it} v_{it}$$

其中, v_{it} 是企业 i 在 t 期的劳动折价率; $s_{it} = \frac{L_{it}}{L_m}$ 为权重份额, 定义为企业 i 在 t 期的员工数量 L_{it} 与其所在劳动力市场员工总数 L_m 的比值。

然后, 定义样本期内 m 劳动力市场势力的均值 v_m :

$$v_m = \frac{1}{T} \sum_{t=1}^T v_{mt}$$

最后, 设定如下回归方程:

$$\ln M_{it} = \alpha + \beta \ln w_{it}^{min} + \ln w_{it}^{min} \times v_m + \theta z_{it} + \pi_i + \psi_t + \epsilon_{it} \quad (10)$$

其中, 被解释变量 $\ln M_{it}$ 为企业 i 在 t 期的员工数量 (对数), v_m 为样本期内企业所在劳动力市场的劳动折价率均值, 其他与回归方程 (8) 式保持一致。本文感兴趣的变量是最低工资与劳动力市场势力的交互项 $\ln w_{it}^{min} \times v_m$, 其估计系数 δ 捕获了在不同劳动力市场中, 最低工资对于就业的异质性影响^⑩。

表 7 报告了基于回归方程 (10) 式的估计结果。Panel A 和 Panel B 分别在“城市—行业 (二位数)”和“省份—行业 (二位数)”层面定义劳动力市场^⑪。可以看到, $\ln w_{it}^{min}$ 的估计系数基本为负, 总体来看最低工资提高会降低就业。不过重要的是, 表 7 所有列中 $\ln w_{it}^{min} \times v_m$ 的估计系数均显著为正, 表明在市场势力较高的劳动力市场中, 最低工资对就业的影响与竞争性市场存在显著不同。上述结果表明, 现实中最低工资的就业效应并非“一刀切”, 不同劳动力市场竞争程度的巨大差异, 在调和关于最低工资就业效应的不同实证发现方面可能发挥着重要作用。

(二) 最低工资与资源配置

企业在产品市场和要素市场的势力均是资源错配的重要来源。大量文献聚焦于产品市场, 认为企业间产品市场势力差异会导致严重效率损失。最近一些文献指出, 劳动力市场势力同样是资源错配的重要来源。特罗特纳 (2023) 将异质性企业模型拓展到了不完全竞争市场环境, 发现企业间劳动折价率的差异会扭曲劳动要素配置, 降低总体生产效率。解等 (2024) 进一步证明, 劳动折价率的离散程度 (dispersion) 能够作为劳动力市场势力所致效率损失的充分统计量, 而且劳动折价率离散程度越大, 造成的效率损失也就越大。

有鉴于此, 本文尝试考察最低工资对于“地区—行业”层面劳动折价率离散程度的影响, 以分析最低工资能否通过缓解劳动力市场扭曲, 改善资源配置效率^⑫。具体而言, 本文设定如下识别方程:

$$Dispersion(v_{dkt}) = \alpha + \beta \ln w_{dkt}^{min} + \mu_t + \gamma_d + \lambda_k + \epsilon_{dkt} \quad (11)$$

其中, d, k, t 分别代表地区、行业和年份; 地区 d 包括城市和省份两个层面。被解释变量 $Dispersion(v_{dkt})$ 是“地区—行业—年份”层面企业劳动折价率的离散程度, 使用劳动折价率的标准差衡量。 $\ln w_{dkt}^{min}$ 为城市与省份内所有县区最低工资标准的均值。 $\mu_t, \lambda_k, \gamma_d$ 分别为年份、行业和地区固定效应。标准误分别聚类在城市、省份层面。

表 8 报告了基于回归方程 (11) 式的估计结果。不同列中最低工资的回归系数均在 1% 的统计性水平上显著为负, 表明最低工资标准提高有效降低了劳动折价率的离散程度。重要的是, 由于劳动折价率的离散程度刻画了劳动力市场势力导致的效率损失, 上述结果同样表明, 最低工资标准提高能够通过缓解劳动力市场扭曲, 改善资源配置效率。

一个更深层的问题是, 最低工资标准提高降低劳动折价率离散程度的机制是什么? 我们认为, 这可能源于最低工资对于不同企业的异质影响。一方面, 表 7 显示相较于高工资企业, 最低工资

表 7 最低工资与就业

	员工人数			
	Panel A: 城市—行业		Panel B: 省份—行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.076*** (0.020)	-0.091*** (0.018)	-0.091*** (0.019)	-0.111*** (0.018)
$\ln w_{it}^{min} \times v_m$	0.049*** (0.005)	0.040*** (0.005)	0.059*** (0.005)	0.051*** (0.005)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	602614	602614	616701	616701
R ²	0.958	0.960	0.959	0.960

表 8 最低工资与劳动力市场扭曲

	劳动折价率标准差	
	Panel A: 城市—行业	Panel B: 省份—行业
	(1)	(2)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.479*** (0.060)	-0.297*** (0.099)
地区固定效应	是	是
行业固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
观测值	35657	6277
R ²	0.459	0.752

注: 对于城市、省份层面的回归, 地区固定效应分别为城市、省份固定效应, 标准误分别聚类在城市、省份层面。

对于低工资企业的劳动折价率具有更大幅度影响。另一方面,现实中低工资企业通常具有较高的劳动折价率。如表9所示,劳动折价率与企业平均工资之间存在负向关联。以上结果共同表明,由于低工资企业劳动折价率通常较高,最低工资提高对于这些企业的劳动折价率具有更强的负向影响,进而缩小了低工资企业与高工资企业间劳动折价率的相对差异,降低了劳动折价率的离散程度。

七、结论和展望

发挥市场在资源配置中的决定性作用是中国深化经济体制改革的主线。如何通过制度手段改善劳资收入分配,完善劳动要素流动体制,已然成为当下推动实现经济高质量发展和人民共同富裕目标亟需解决的重大问题。本文基于实证产业组织领域新近发展的“生产端方法”,借助全国税收调查数据和区县最低工资数据,测算了2008~2016年间中国劳动力市场势力及其演变趋势,并进一步考察了最低工资对于劳动力市场势力的影响。结果显示:第一,中国的劳动力市场远非完全竞争,制造业劳动折价率加权均值为1.677,即工人只能得到其边际产出的59.6%。不过随着时间演进,劳动折价率迅速下降,劳资收入分配状况明显改善。第二,根据最为保守的估计,最低工资标准上涨10%,企业劳动折价率平均下降0.48%。据此推算,最低工资标准变化能够解释2008~2016年间制造业劳动折价率下降的12.05%,表明最低工资制度是弱化劳动力市场势力的有效举措。第三,最低工资的就业效应因劳动力市场的竞争程度而异。在市场势力较高的劳动力市场中,最低工资对就业的影响与竞争性市场存在显著不同。第四,最低工资还会通过缓解劳动力市场扭曲,降低地区一行业内劳动折价率的离散程度,改善地区一行业内的资源配置效率。

本文深化了对于企业市场势力和最低工资制度的理解,研究结论对中国经济也具有重要实践意义。中国共产党第二十届中央委员会第三次全体会议通过的《中共中央关于进一步全面深化改革 推进中国式现代化的决定》指出,“构建初次分配、再分配、第三次分配协调配套的制度体系,提高居民收入在国民收入分配中的比重,提高劳动报酬在初次分配中的比重。完善劳动者工资决定、合理增长、支付保障机制,健全按要素分配政策制度。”当前中国劳动要素配置仍然面临着城乡分割、就业歧视、信息不对称等一些突出问题和短板弱项,这不仅阻碍了劳动要素的正常流动,也严重扭曲了劳资双方的利润分配关系。本文从理论和实证两个维度,揭示了最低工资对劳动力市场势力的影响及其背后机制,为最低工资政策效果和改善劳资收入分配提供了新的视角。除此之外,本文发现最低工资还能够通过缓解劳动力市场扭曲,释放劳动要素配置红利,兼具“改善收入分配”和“提高经济效率”两项作用。

基于本文研究发现,我们提出以下政策建议:首先,应当继续坚持和完善最低工资制度,建立科学的最低工资标准调整机制。各地区在确定最低工资标准时,不仅要考虑经济发展水平、物价变动等传统因素,还应充分考虑本地区劳动力市场的竞争程度,对劳动力市场势力较强的地区适当提高最低工资标准,以此平衡劳资双方的议价能力。其次,建议构建差异化的最低工资政策体系。探索建立行业差异化的最低工资标准,在保障基本工资水平的同时,避免“一刀切”政策可能带来的负面影响。再次,要加强最低工资政策的执行力度,完善监督检查机制。建立健全劳动监察体系,加大对违反最低工资规定行为的处罚力度,特别是要重点监管具有较强市场势力的企业,确保政策效果得到充分发挥。最后,最低工资政策的实施应与其他劳动力市场政策形成合力。通过完善社会保障体系、加强职业技能培训、推进劳动力市场信息化建设等配套措施,降低劳动力市场的信息不对称程度,促进劳动力要素的自由流动,从而从根本上改善劳动力市场的竞争环境,实现劳动收入分配的持续优化。

当然,本文仍然存在着诸多不足。就研究期间而言,本文聚焦于2008~2016年时期,但囿于数据可得性,难以对2016年后的情况进行详尽描述。近年来,中国经济和劳动力市场发生了一系列重要变化,包括劳动收入份额持续提升、新就业形态迅速崛起以及最低工资增速放缓等。这些变化可能进一步影响劳动力市场势力和

表9 企业平均工资
与劳动折价率

	劳动折价率	
	(1)	(2)
企业平均工资 (对数)	-0.559*** (0.007)	-0.532*** (0.007)
控制变量	否	是
年份固定效应	是	是
企业固定效应	是	是
观测值	616839	616839
R ²	0.896	0.907

注:控制变量包括企业资本规模、年龄、生产率、实际税负、出口特征和研发特征。

最低工资政策效果。因此,未来研究应结合新的数据和政策背景,更加全面地评估最低工资政策的影响,为政策制定者提供更具时效性和针对性的建议。就研究内容而言,本文使用简约方法估计最低工资对劳动力市场势力的影响,分析框架是一个更加偏重刻画不完全竞争劳动力市场特征的静态局部均衡框架,并不涉及总体劳动力供给、企业进入退出和市场均衡等问题,其外部有效性在一定程度上是有限的。如何通过构建一般均衡模型,结合雇主—雇员匹配数据,对中国劳动力市场政策对于企业市场势力、劳资利润分配的影响进行更加详细的量化分析,无疑是未来的一项重要研究任务。另外,虽然本文结论支持最低工资对于经济效率与收入分配具有正面作用,但这并不意味着最低工资是一剂包治百病的“万能灵药”。既有研究指出,最低工资也会推高产品价格(徐建炜等,2017),加剧企业避税(刘行、赵晓阳,2019),导致外资撤离(李磊等,2019;熊瑞祥等,2021),降低残疾人就业概率(张琼等,2022)和提高地区犯罪概率(张丹丹等,2018)等,对于经济产生一系列的负面影响。从这一点来说,在一个统一框架中讨论最低工资的福利效应是一项困难且重要的工作,有待未来进一步深入研究^⑩。

(作者单位:李辉,武汉大学经济与管理学院;邹先强,中国人民大学劳动人事学院;李瑶,香港科技大学工商管理学院;尹恒,中国人民大学国家发展与战略研究院)

注释

①尽管企业能够通过提高产品价格一定程度减缓就业的下降幅度,但在完全竞争的劳动力市场环境下,最低工资永远不会导致就业增加。

②《管理世界》网络发行版附录1报告了详细推导过程。

③《管理世界》网络发行版附录4中报告了详细估计步骤。

④详细内容请参见《管理世界》网络发行版附录2和附录3。

⑤详细内容请参见《管理世界》网络发行版附录5和附录6。

⑥引入最低工资之后,劳动边际成本曲线相较基准情形发生改变。随着就业增加,新的边际成本曲线可以分为两段:第一段为固定的最低工资水平 w ,第二段与原劳动边际成本曲线重合。

⑦虽然Panel D中显示 l 高于 l' ,但若最低工资进一步提高到 $mrpl'$ 之上, l 就会转移到 l' 的左侧区域。这意味着在受到劳动需求曲线约束的情形下,最低工资对于就业的影响方向并不确定。

⑧数据来源于《中华人民共和国2008年国民经济和社会发展统计公报》和《中华人民共和国2016年国民经济和社会发展统计公报》。

⑨使用企业本年应交增值税占产品销售收入比重衡量企业实际税负。

⑩如果基于表3第(2)列的估计结果,这一时期最低工资标准提高对于制造业劳动折价率变化的解释力度上升到30.37%。

⑪杜贝等(2010)使用美国跨州边界的相邻县对,识别最低工资标准变化对于就业的影响。范等(2018)使用中国省界的相邻城市对,识别最低工资标准变化对于企业对外直接投资的影响。熊瑞祥等(2021)同样使用中国省界的相邻城市对,识别最低工资标准变化对于外资企业退出市场行为的影响。张琼等(2022)使用相邻县对,识别最低工资变化对于残疾人就业的影响。

⑫需要特别说明的是,由于一个县区可能和多个他省县区交界,这会导致该县区在县对数据库中多次出现。为了控制这种影响,本文借鉴已有文献报告加权回归结果的做法,权重为该县区在县对数据库中出现的倒数的倒数(范等,2018)。详细内容请参见《管理世界》网络发行版附录10。附录10中还报告了未加权的回归结果,结果同样保持稳健。

⑬叶等(2022)在理论上证明了,如果现实中的企业面临不完全竞争的中间投入市场,应用“生产端方法”得到的劳动折价率估计值是实际值的下界,也即倾向于低估企业的劳动力市场势力。

⑭详细内容请参见《管理世界》网络发行版附录9。附录9中报告了应用范(2023)方法的识别思路、估计步骤和估计结果。

⑮详细结果请参见《管理世界》网络发行版附录10和附录11中。

⑯此外,我们还使用样本期内劳动力市场势力的期初(2008年)数值 $v_{m,2008}$ 代替 v_m 进行补充性检验。回归结果报告在《管理世界》网络发行版附录11附表16中,估计系数同样稳健。

⑰本文并未选择在“县区—行业(二位数)”层面定义劳动力市场,原因有二:其一,在现实中,相较省份之间与城市之间,同一城市不同区县之间的移民成本相对较小;其二,在经验上,这样定义还会导致大量劳动力市场中包含的观测值过少,从而难以对其市场势力做出准确刻画。

⑱这一思路类似对于产品市场势力的分析。既有文献使用企业加成率的离散程度作为产品市场势力造成效率损失的测度,通过考察政策对于加成率离散程度的影响,分析政策能否通过缓解产品市场扭曲,带来总体效率提升(陆、余,2015)。

⑲中外文人名(机构名)对照:魏(Wei);皮凯蒂(Piketty);罗宾逊(Robinson);奈杜(Naidu);兰杰拉(Langella);曼宁(Manning);叶(Yeh);布鲁克斯(Brooks);默滕斯(Mertens);德拉巴斯蒂塔(Delabastita);鲁本斯(Rubens);阿莫迪奥(Amodio);范(Pham);斯蒂格勒(Stigler);卡德(Card);克鲁格(Krueger);梅尔(Meer);韦斯特(West);岑吉兹(Cengiz);阿扎(Azar);伯杰(Berger);赫斯特(Hurst);斯密(Smith);格罗斯曼(Grossman);奥伯菲尔德(Oberfield);特罗特纳(Trotter);阿曼格-朱伯特(Armangué-Jubert);贾(Jha);勒尔(Lehr);梁(Leung);德拉卡(Draca);哈拉斯托西(Harasztsi);林德纳(Lindner);德鲁克(Drucker);郝(Hau);巴斯卡尔(Bhaskar);拉玛(Rama);谢(Hsieh);克列诺(Klenow);彼得斯(Peters);巴卡伊(Baqae);法尔希(Farhi);拉比诺维奇(Rabinovich);沃尔托夫(Wolthoff);解(Xie);阿克伯格(Ackerberg);博埃里(Boeri);奥尔(Our);杜贝(Dube);范(Fan);德·洛克尔(De Loecker);沃金斯基(Warzynski);莫拉科(Morlacco);特雷纳(Traina);邦德(Band);甘地(Gandhi);陆(Lu);余(Yu)。

参考文献

- (1) 柏培文、杨志才:《劳动力议价能力与劳动收入占比——兼析金融危机后的影响》,《管理世界》,2019年第5期。
- (2) 蔡昉:《刘易斯转折点——中国经济发展阶段的标识性变化》,《经济研究》,2022年第1期。
- (3) 陈斌开、赵扶扬:《外需冲击、经济再平衡与全国统一大市场构建——基于动态量化空间均衡的研究》,《经济研究》,2023年第6期。
- (4) 蒋为、倪诗程、吉萍:《中国跨地区劳动力流动壁垒:测度方法、演进趋势与决定因素》,《经济研究》,2024年第4期。
- (5) 李磊、王小霞、蒋殿春、方森辉:《中国最低工资上升是否导致了外资撤离》,《世界经济》,2019年第8期。
- (6) 刘青、肖柏高:《劳动力成本与劳动节约型技术创新——来自AI语言模型和专利文本的证据》,《经济研究》,2023年第2期。
- (7) 刘行、赵晓阳:《最低工资标准的上涨是否会加剧企业避税?》,《经济研究》,2019年第10期。
- (8) 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。
- (9) 王丽莉、乔雪:《我国人口迁移成本、城市规模与生产率》,《经济学(季刊)》,2020年第1期。
- (10) 熊瑞祥、万倩、梁文泉:《外资企业的退出市场行为——经济发展还是劳动力市场价格管制?》,《经济学(季刊)》,2021年第4期。
- (11) 徐建炜、邹静娴、毛捷:《提高最低工资会拉升产品价格吗?》,《管理世界》,2017年第12期。
- (12) 尹恒、张子尧:《产品市场扭曲与资源配置效率:异质性企业加成率视角》,《经济研究》,2021年第11期。
- (13) 张丹丹、李力行、童晨:《最低工资、流动人口失业与犯罪》,《经济学(季刊)》,2018年第3期。
- (14) 张杰、宋志刚:《供给侧结构性改革中“降成本”的战略内涵与具体途径》,《经济体制改革》,2016年第5期。
- (15) 张琼、封世蓝、曹晖:《中国最低工资调整与残疾人就业——基于县级邻近配对及个体追踪数据的经验证据与影响机制》,《经济学(季刊)》,2022年第3期。
- (16) Akerberg, D. A., Kevin, C. and Garth, F., 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83(6), pp.2411~2451.
- (17) Amodio, F., Brancati, E., Brummund, P., et al., 2024, “Global Labor Market Power”, Working Paper.
- (18) Armangué-Jubert, T., Guner, N. and Ruggieri, A., 2023, “Labor Market Power and Development”, Working Paper.
- (19) Azar, J., Huet-Vaughn, E., Marinescu, I., et al., 2023, “Minimum Wage Employment Effects and Labor Market Concentration”, Working Paper.
- (20) Baqaee, D. R. and Farhi, E., 2020, “Productivity and Misallocation in General Equilibrium”, *The Quarterly Journal of Economics*, 135(1), pp.105~163.
- (21) Berger, D., Herkenhoff, K. and Mongey, S., 2022, “Minimum Wages, Efficiency and Welfare”, Working Paper.
- (22) Berger, D. W., Herkenhoff, K. F., Mongey, S., et al., 2024, “Monopsony Amplifies Distortions from Progressive Taxes”, Working Paper.
- (23) Bhaskar, V., Manning, A. and To, T., 2002, “Oligopsony and Monopsonistic Competition in Labor Markets”, *Journal of Economic Perspectives*, 16(2), pp.155~174.
- (24) Boeri, T. and Ours, J. V., 2014, *The Economics of Imperfect Labor Markets*, Princeton University Press.
- (25) Bond, S., Hashemi, A., Kaplan, G., et al., 2021, “Some Unpleasant Markup Arithmetic: Production Function Elasticities and Their Estimation from Production Data”, *Journal of Monetary Economics*, 121, pp.1~14.
- (26) Brooks, W. J., Kaboski, J. P., Li, Y. A. and Qian, W., 2021, “Exploitation of Labor? Classical Monopsony Power and Labor’s Share”, *Journal of Development Economics*, 150, No.102627.
- (27) Card, D., 2022, “Who Set Your Wage?”, *American Economic Review*, 112(4), pp.1075~1090.
- (28) Card, D. and Krueger, A. B., 1994, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, 84(4), pp.772~793.
- (29) Cengiz, D., Dube, A., Lindner, A., et al., 2019, “The Effect of Minimum Wages on Low-wage Jobs”, *The Quarterly Journal of Economics*, 134(3), pp.1405~1454.
- (30) De Loecker, and Warzynski, F., 2012, “Markups and Firm-level Export Status”, *American Economic Review*, 102(6), pp.2437~2471.
- (31) Delabastita, V. and Rubens, M., 2022, “Colluding Against Workers”, Working Paper.
- (32) Draca, M., Machin, S. and Van Reenen, J., 2011, “Minimum Wages and Firm Profitability”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 3(1), pp.129~151.
- (33) Drucker, L., Mazirov, K. and Neumark, D., 2021, “Who Pays for and Who Benefits from Minimum Wage Increases? Evidence from Israeli Tax Data on Business Owners and Workers”, *Journal of Public Economics*, 199, No.104423.
- (34) Dube, A., Lester, W. and Reich, M., 2010, “Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates using Contiguous Counties”, *Review of Economics and Statistics*, 92(4), pp.945~964.
- (35) Fan, H., Lin, F. and Tang, L., 2018, “Minimum Wage and Outward FDI from China”, *Journal of Development Economics*, 135, pp.1~19.
- (36) Gandhi, A., Navarro, S. and Rivers, D. A., 2020, “On the Identification of Gross Output Production Functions”, *Journal of Political Economy*, 128(8), pp.2973~3016.
- (37) Grossman, G. M. and Oberfield, E., 2022, “The Elusive Explanation for the Declining Labor Share”, *Annual Review of Economics*, 14, pp.93~124.
- (38) Harasztosi, P. and Lindner, A., 2019, “Who Pays for the Minimum Wage?”, *American Economic Review*, 109(8), pp.2693~2727.
- (39) Hau, H., Huang, Y. and Wang, G., 2020, “Firm Response to Competitive Shocks: Evidence from China’s Minimum Wage Policy”, *Review of Economic Studies*, 87(6), pp.2639~2671.

- (40) Hsieh, C. T. and Klenow, P. J., 2009, "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *The Quarterly Journal of Economics*, 124(4), pp.1403~1448.
- (41) Hurst, E., Kehoe, P. J., Pastorino, E. and Winberry, T., 2022, "The Distributional Impact of the Minimum Wage in the Short and Long Run", Working Paper.
- (42) Jha, P., Rodriguez-Lopez, A. and Spencer, A. H., 2023, "Labour Market Monopsony Power and the Dynamic Gains to Openness Reforms", Working Paper.
- (43) Langelia, M. and Manning, A., 2021, "Marshall Lecture 2020 the Measure of Monopsony", *Journal of the European Economic Association*, 19(6), pp.2929~2957.
- (44) Lehr, N., 2023, "Does Monopsony Matter for Innovation", Working Paper.
- (45) Leung, J. H., 2021, "Minimum Wage and Real Wage Inequality: Evidence from Pass-through to Retail Prices", *Review of Economics and Statistics*, 103(4), pp.754~769.
- (46) Lu, Y. and Yu, L., 2015, "Trade Liberalization and Markup Dispersion: Evidence from China's WTO Accession", *American Economic Journal: Applied Economics*, 7(4), pp.221~253.
- (47) Manning, A., 2003, "The Real Thin Theory: Monopsony in Modern Labour Markets", *Labour Economics*, 10(2), pp.105~131.
- (48) Meer, J. and West, J., 2016, "Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics", *Journal of Human Resources*, 51(2), pp.500~522.
- (49) Mertens, M., 2022, "Micro-mechanisms behind Declining Labor Shares: Rising Market Power and Changing Modes of Production", *International Journal of Industrial Organization*, 81, No.102808.
- (50) Morlacco, M., 2019, "Market Power in Input Markets: Theory and Evidence from French Manufacturing", Working Paper.
- (51) Naidu, S., Posner, E. A. and Weyl, G., 2018, "Antitrust Remedies for Labor Market Power", *Harvard Law Review*, 132(2), pp.536~601.
- (52) Peters, M., 2020, "Heterogeneous Markups, Growth, and Endogenous Misallocation", *Econometrica*, 88(5), pp.2037~2073.
- (53) Pham, H., 2023, "Trade Reform, Oligopsony, and Labor Market Distortion: Theory and Evidence", *Journal of International Economics*, 144, No.103787.
- (54) Piketty, T., 2014, *Capital in the Twenty-first Century*, Harvard University Press.
- (55) Rabinovich, S. and Wolthoff, R., 2022, "Misallocation Inefficiency in Partially Directed Search", *Journal of Economic Theory*, 206, No.105559.
- (56) Rama, M., 2001, "The Consequences of Doubling the Minimum Wage: The Case of Indonesia", *ILR Review*, 54(4), pp.864~881.
- (57) Robinson, J., 1933, *The Economics of Imperfect Competition*, Macmillan, London.
- (58) Smith, A., 1776, *An Inquiry into the Nature and Causes of the Wealth of Nations*, London: W. Strahan and T. Cadell.
- (59) Stigler, G. J., 1946, "The Economics of Minimum Wage Legislation", *American Economic Review*, 36(3), pp.358~365.
- (60) Traina, J., 2022, "Labor Market Power and Technological Change in US Manufacturing", Working Paper.
- (61) Trottnet, F., 2023, "Misallocations in Monopsonistic Labor Markets", Working Paper.
- (62) Wei, S. J., Xie, Z. and Zhang, X., 2017, "From 'Made in China' to 'Innovated in China': Necessity, Prospect, and Challenges", *Journal of Economic Perspectives*, 31(1), pp.49~70.
- (63) Xie, E., Xu, M. and Yu, M., 2024, "Trade Liberalization, Labor Market Power, and Misallocation across Firms: Evidence from China's WTO Accession", *Journal of Development Economics*, 171, No.103353.
- (64) Yeh, C., Claudia, M. and Brad, H., 2022, "Monopsony in the US Labor Market", *American Economic Review*, 112(7), pp.2099~2138.

Institutional Arrangements to Alleviate Labor Market Power: A Perspective on Minimum Wage

Li Hui^a, Zou Xianqiang^b, Li Amber Yao^c and Yin Heng^d

(a. Economics and Management School, Wuhan University; b. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China;

c. School of Business and Management, Hong Kong University of Science and Technology;

d. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China)

Abstract: Alleviating labor market power is crucial for improving labor-capital income distribution and achieving the goal of common prosperity. This paper uses National Tax Survey data from 2007 to 2016 to directly estimate firms' labor market power at the micro level. The results show that the average markdown in China's manufacturing is 1.677, meaning workers receive only 59.6% of their marginal product. Over time, the markdown has rapidly declined within the sample period, and the labor-capital income distribution has significantly improved. Based on these estimates, this paper examines the impact of the minimum wage system. The research findings are as follows. First, the minimum wage significantly weakens firms' labor market power. According to the most conservative estimates, a 10% increase in the minimum wage results in an average decrease of 0.48% in the markdown. It is estimated that the increase in the minimum wage can explain 12.05% of the change in the markdown during the sample period. Second, the employment effects of the minimum wage vary significantly in labor markets with different levels of competition. Third, the minimum wage will also reduce the dispersion of firm's markdown in the "region-industry" and improve the efficiency of resource allocation. This study deepens the understanding of labor-capital income distribution and the minimum wage system, providing valuable insights for advancing factor market reforms in the new era.

Keywords: labor market power; markdown; minimum wage; resource allocation

Institutional Arrangements to Alleviate Labor Market Power: A Perspective on Minimum Wage

Li Hui^a, Zou Xianqiang^b, Li Amber Yao^c and Yin Heng^d

(a. Economics and Management School, Wuhan University; b. School of Labor and Human Resources, Renmin University of China; c. School of Business and Management, Hong Kong University of Science and Technology; d. National Academy of Development and Strategy, Renmin University of China)

Summary: Since the Reform and Opening-up in 1978, China's economy has experienced rapid and stable growth largely due to low labor costs. However, this also suggests that firms hold a certain degree of labor market power. Labor market power has been widely regarded as a critical factor that harms national welfare and distorts income distribution. As China enters a new stage of economic and social development, alleviating firms' labor market power through proactive public policy to improve income distribution has become critical for achieving high-quality development and common prosperity.

To ensure the functioning of the labor market and protect workers' legal rights, many countries have implemented numerous policies and regulations, with the minimum wage policies being the most widely adopted measures. According to the International Labour Organization, by 2015, over 170 countries had established minimum wage standards through legislation or collective agreements. While minimum wages are seen as an effective measure to prevent excessive erosion of wages by corporate profits, there is currently a lack of direct empirical evidence on whether minimum wages can effectively curb labor market power, due to the absence of suitable methods and data.

In this context, this study focuses on labor market power within Chinese firms and includes two main areas of research. First, using an identification framework developed from empirical industrial organization literature, this study utilizes national tax survey data to analyze the key characteristics and trends of labor market power in Chinese firms from 2008 to 2016. Second, through theoretical analysis and empirical testing, the study examines the multiple interactions between minimum wages and labor market power. For example, can minimum wages effectively weaken firms' labor market power? Does the employment effect of minimum wages depend on local labor market conditions? How do minimum wages improve resource allocation efficiency by alleviating labor market distortions?

The research findings indicate that China's labor market is far from perfectly competitive, with the average markdown rate for manufacturing firm at 1.677, meaning workers receive only 59.6% of their marginal output. During the sample period, increases in minimum wage standards significantly weakened firms' labor market power. According to the most conservative estimates, a 10% increase in the minimum wage resulted in a 0.48% average decrease in the markdown. Thus, the rise in minimum wage standards from 2008 to 2016 could account for approximately 12.05% of the overall change in markdown. Moreover, minimum wages help reduce disparities in markdown within regions and industries, thereby improving resource allocation efficiency.

This study deepens the understanding of labor market power and the minimum wage, providing policy insights for improving the income distribution pattern in China. China's labor allocation faces significant issues such as urban-rural segregation, employment discrimination, and information asymmetry, which not only hinder the normal flow of labor but also severely distort profit distribution between labor and capital. The study finds that minimum wages are an effective tool to alleviate firms' labor market power, offering a new perspective on the effects of minimum wage policies. Additionally, the study reveals that minimum wages can release the benefits of labor factor allocation by alleviating labor market distortions, achieving both "improved income distribution" and "enhanced economic efficiency". Maintaining the minimum wage system is undoubtedly a necessary step in perfecting the institutional system of income distribution.

Keywords: labor market power; markdown; minimum wage; resource allocation

JEL Classification: D22, J38, L40

附录1 劳动供给弹性与劳动折价率的对应关系

本文使用企业劳动边际收入和人均工资之比测度劳动力市场势力。其背后的经济逻辑在于,在完全竞争的劳动力市场,雇主为工人提供的工资等于劳动创造的收入。然而,如果雇主在劳动力市场具有市场势力,那么就可以为工人提供低于其劳动边际收入的工资补偿。因此,企业劳动边际收入和人均工资的比值就能衡量企业的劳动力市场势力,这个比值为劳动折价率(Markdown)。

接下来,本文从企业的利润最大化问题出发,展示劳动折价率与其面临的劳动力供给弹性之间具有一一对应关系。考虑企业面临如下利润最大化问题:

$$\max L R(L) - w(L)L$$

其中,对于利润函数 $R(L) \equiv rev(L; X_{-L}^*(L))$,表示除劳动外,所有投入都在其利润最大化水平。根据劳动的一阶条件,可以得到:

$$R'(L) \equiv \left[\frac{w'(L)L}{w(L)} + 1 \right] w(L) = \left[\frac{1}{\varepsilon_s} + 1 \right] w(L)$$

本文定义企业面临的劳动供给弹性为 $\varepsilon_s^{-1} \equiv \frac{w'(L)L}{w(L)} \Big|_{L=L^*}$ 。将上式移项,可得:

$$v \equiv \frac{R'(L)}{w(L)} = \varepsilon_s^{-1} + 1$$

本文将劳动边际收入与人均工资之比定义为 v ,即企业的劳动折价率。上式表明企业的劳动折价率和企业面临的劳动供给弹性是一一对应的,等于劳动供给弹性的倒数加1。

附录2 变量定义和样本清理

(一)变量定义

销售收入(R_i)。根据增值税的会计处理,数据中企业报告的销售收入(主营业务收入)中不包含增值税销项税额,但包含营业税金及附加(包括消费税、营业税、城市维护建设税、资源税和教育费附加等)。增值税进项税也没有进入中间投入成本。注意到需求函数中价格是消费者面临的价格,即包括增值税的价格,从而销售收入也应该包括消费者承担的增值税销项税额。因此,本文定义企业销售收入 R_i 为企业报告的销售收入加上增值税销项税额。

资本存量(K_i)。定义为标准质量资本。企业报告的固定资产原价合计是每一年名义投资的累加,一方面缺少反映投资价格逐年变化的信息,另一方面没有考虑折旧。本文借鉴布兰迪特等(2012)的思路,采用永续盘存法估计企业实际资本存量。具体地,本文根据企业成立的时间不同分两种情况对资本和投资进行平滑,以得到企业实际资本存量。2007年之前成立的企业,假设名义资产以稳定速度增长,计算出名义资本增长率。结合2007年(或之后任意一年)的名义资本存量反推出企业建立时的名义资本存量,通过固定资产投资价格指数,可以得到企业建立年的实际资本。最后利用永续盘存法,逐年计算企业的实际投资和资本存量。名义投资额在2007年之前根据名义资本增长率计算,2007年之后由两年固定资产原价合计的差额进行计算。如果存在数据缺失情况,则用2007年之前数据的估算方法得到名义投资。这个过程中假设企业的折旧率为9%。2007年(含2007年)之后成立的企业,建立年的固定资产原价合计即为企业建立年的名义资本存量,根据固定资产投资价格指数将其转化为实际资本之后,同样利用永续盘存法得到每年的实际资本存量。其中每年新增投资由两年的固定资产原价合计的差值得到,如果有数据缺失情况,计算平均增长率进行进一步估算。投资价格平减指数使用《中国统计年鉴》的全国固定资产投资价格指数。

中间投入支出($P_m M_i$)。与本文模型相关的中间投入支出强调企业生产阶段的可变投入,即生产过程的中间投入(直接材料+生产耗用的间接材料)。本文采用统一的方法重新估计样本期内的中间投入。具体地,按照会计处理规则,产品销售成本项目核算的是企业当年产品销售收入对应的直接材料、直接人工和制造费用。因此,中间投入支出等于产品销售成本扣除不属于材料投入的部分,即制造费用中包含的劳动者报酬(工资、福利费等)和折旧费。

标准质量中间投入价格(P_m)。借鉴布兰迪特等(2012)的做法,将其他行业的产出视为本行业的投入,用各行业产出价格指数与投入产出表相乘,计算各行业投入价格的平滑指数。

工资支出($W_i L_i$)。包括工资总额、职工福利费、劳动保险费、待业保险费、养老保险和医疗保险费、住房公积金和住房补贴。

标准质量工资率(W_i)。行业总工资除以行业全部从业人数(平均数)。

(二)样本清理

在使用全国税收调查数据估计微观生产函数之前,本文分以下两个步骤清理数据。

第一步:

将如下变量的缺失值和负值调整为0:产品销售费用、产品销售税金及附加、管理费用中列支的税金、劳动保险费、待业保险费、养老保险和医疗保险费、住房公积金和住房补贴;

将如下情形设为缺失值:实际资本存量 $K_i \leq 0$ 、全部从业人数 $L_i \leq 0$ 、中间投入支出 $P_m M_i \leq 0$ 、工资福利总额 $W_i L_i \leq 0$ 、企业报告的销售收入(主营业务收入)小于等于0、企业报告的销售收入(主营业务收入)小于等于产品销售税金及附加;

删除当期进项税或销项税为小于或等于0的样本;

删除进项税率大于1(原材料小于进项税)的样本;

删除当期进项税大于当期销项税的样本;

最后,删除进项税率和销项税率的两端各1%的野值。

第二步:

首先,在如下情形将关键变量(实际资本)设为缺失值:

全部从业人数(年平均)小于8人;

实际资本 $K_{it} \leq 30000$ 、中间投入支出 $P_{it}M_{it} \leq 30000$ 、企业报告的销售收入(主营业务收入)小于3万元;

企业报告的销售收入(主营业务收入)小于出口交货值;企业报告的销售收入(主营业务收入)小于工资福利总额;企业报告的销售收入(主营业务收入)小于中间投入支出;实收资本小于国家资本金、集体资本金与外商资本金之和;企业报告的销售收入(主营业务收入)小于或等于产品销售费用;开业时间早于1950年;注册登记类型为国有企业(110)、集体企业(120)、国有联营企业(141)、集体联营企业(142)、国有与集体联营企业(143)、国有独资公司(151)。

产销率最低和最高的1%。

然后,删除任何一个变量为缺失值的观测,选择2007~2016年间最长的连续序列(大于或等于2期)企业(时期)样本。

附录3 行业定义

附表1 行业定义

代码	行业简称	包括的二位数行业
1	食品饮料	13 农副食品加工业; 14 食品制造业; 15 酒、饮料和精制茶制造业; 16 烟草制品业
2	纺织服装	17 纺织业; 18 纺织服装、服饰业; 19 皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业
3	木材家具	20 木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业; 21 家具制造业
4	造纸印刷	22 造纸及纸制品业; 23 印刷业和记录媒介的复制
5	化学医药	26 化学原料及化学制品制造业; 27 医药制造业; 28 化学纤维制造业; 29 橡胶和塑料制品业
6	非金属	30 非金属矿物制品业
7	金属制造	31 黑色金属冶炼及压延加工业; 32 有色金属冶炼及压延加工业; 33 金属制品业
8	机械设备	34 通用设备制造业; 35 专用设备制造业
9	运输设备	36 汽车制造业; 37 铁路、船舶、航空航天和其他运输设备制造业
10	电气电子	38 电气机械和器材制造业; 39 计算机、通信和其他电子设备制造业; 40 仪器仪表制造业

附录4 估计步骤

与布鲁克斯等(2021b)和叶等(2022)等文献保持一致,本文设定企业生产函数具有以下超越对数(Translog)形式:

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it} + \omega_{hit} + \varepsilon_{it} \quad (A4.1)$$

其中, y_{it} 为企业 i 在 t 期的产出, k_{it} 、 l_{it} 、 m_{it} 分别为资本、劳动和中间投入, ω_{hit} 为希克斯中性生产率, ε_{it} 是随机扰动项。 β 是需要估计的生产函数参数。对于这一生产函数,企业的劳动产出弹性 θ_{it}^l 和中间投入产出弹性 θ_{it}^m 分别为:

$$\theta_{it}^l = \frac{\partial y_{it}}{\partial l_{it}} = \beta_l + 2\beta_{ll} l_{it} + \beta_{lm} m_{it} + \beta_{lk} k_{it}$$

$$\theta_{it}^m = \frac{\partial y_{it}}{\partial m_{it}} = \beta_m + 2\beta_{mm} m_{it} + \beta_{lm} l_{it} + \beta_{mk} k_{it} \quad (A4.2)$$

本文应用微观生产函数估计文献阿克伯格等(2015)的方法估计生产函数。具体而言,本文估计劳动折价率的步骤分为以下三步:

第一步,假设希克斯中性生产率表示为 $\omega_{it} = h_{it}(m_{it}, k_{it}, l_{it})$, 将其代入(A4.1)式,得到如下非参数形式生产函数:

$$y_{it} = \phi_{it}(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \varepsilon_{it}$$

其中, $\phi_{it}(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 表示企业资本、劳动和中间投入的多次项。根据上式回归结果,可以得到企业产出的拟合值 \hat{y}_{it} 。

第二步,假设希克斯中性生产率冲击服从一阶马尔科夫(Markov)过程:

$$\omega_{hit} = h_{it}(\omega_{hit-1}) + \xi_{it} \quad (A4.3)$$

ξ_{it} 表示生产率的新息(innovation)。

对于任意给定的生产函数参数集 $\beta = (\beta_0, \beta_l, \beta_k, \beta_m, \beta_{ll}, \beta_{kk}, \beta_{mm}, \beta_{lm}, \beta_{lk}, \beta_{mk})$, 使用下式计算希克斯中性生产率:

$$\omega_{hit} = \hat{y}_{it} - (\beta_0 + \beta_k k_{it} + \beta_l l_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{mk} m_{it} k_{it}) \quad (A4.4)$$

根据(A4.3)式,将 ω_{hit} 以非参数回归形式到 ω_{hit-1} 上,即可得到给定生产函数参数集 β 时的生产率新息 $\xi_{it}(\beta)$ 。根据设定, $\xi_{it}(\beta)$ 满足:

$$E[\xi_{it}(\beta) \times Z_{it}] = 0 \quad (A4.5)$$

Z_{it} 为工具变量集。综合(A4.3)、(A4.4)、(A4.5)式,参数估计的广义矩估计问题为:

$$\text{Min}_{\beta} \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_t Z_{it} \xi_{it}(\beta) \right]^T W_N \left[\frac{1}{N} \sum_i \sum_t Z_{it} \xi_{it}(\beta) \right] \quad (A4.6)$$

T_i 为企业 i 的观测数, N 为总观测数, W_N 为权重矩阵。本文使用单位矩阵作为初始权重,使用(A4.1)式的最小二乘法估计结果作为参数估计初始值。工具变量集 Z_{it} 包括当期资本、滞后期劳动和中间投入,以及各类要素投入的交乘项。

第三步,生产函数参数估计完成之后,根据(A4.2)式得到企业的要素产出弹性估计,根据正文中(3)式得到企业的劳动折价率估计。

附录5 劳动折价率估计结果(二位数行业)

附表2 要素产出弹性和劳动折价率估计结果

行业代码	行业简称	要素产出弹性			劳动折价率		
		资本	劳动	中间投入	加权均值	中位数	标准差
13	农副食品	0.049	0.094	0.879	2.304	1.991	1.387
14	食品制造	0.066	0.131	0.854	1.922	1.667	1.168
15	酒茶饮料	0.077	0.174	0.812	2.344	2.091	1.253
17	纺织业	0.073	0.129	0.812	1.627	1.407	0.936
18	服装服饰	0.062	0.236	0.741	1.543	1.378	0.821
19	皮革制品	0.049	0.227	0.751	1.852	1.647	1.007
20	木材加工	0.045	0.094	0.902	1.423	1.203	0.954
21	家具制造	0.042	0.172	0.816	1.489	1.293	0.864
22	造纸业	0.048	0.105	0.876	1.783	1.561	1.050
23	印刷业	0.095	0.158	0.813	1.950	1.681	1.173
26	化学制品	0.071	0.105	0.850	2.089	1.849	1.196
27	医学制造	0.204	0.433	0.494	3.192	2.941	1.561
28	化学纤维	0.082	0.051	0.870	1.857	1.616	1.139
29	橡胶塑料	0.089	0.130	0.818	1.828	1.587	1.060
30	非金属	0.061	0.119	0.864	1.693	1.512	0.935
31	黑色金属	0.062	0.062	0.880	2.088	1.837	1.191
32	有色金属	0.053	0.096	0.860	2.479	2.258	1.320
33	金属制品	0.066	0.110	0.832	1.702	1.445	1.068
34	通用设备	0.068	0.132	0.835	1.805	1.582	1.049
35	专用设备	0.063	0.145	0.803	1.874	1.646	1.107
36	汽车制造	0.095	0.086	0.838	1.455	1.287	0.813
37	运输设备	0.076	0.108	0.799	1.435	1.216	1.004
38	电气机械	0.057	0.097	0.861	1.737	1.492	1.072
39	通信制造	0.084	0.118	0.780	1.594	1.364	0.971
40	仪器仪表	0.073	0.129	0.795	1.466	1.242	0.985
	行业均值	0.071	0.115	0.833	1.807	1.551	1.101

注:使用企业员工人数作为权重计算行业要素产出弹性和劳动折价率加权均值。

附录6 劳动调整成本的处理

本文借鉴叶等(2022)的处理思路。假设当劳动存在调整成本时,企业*i*在*t*期的动态利润最大化问题为:

$$v(L_{i,t}; z_{i,t}) = \max_{L_{i,t}} R(L_{i,t}; z_{i,t}) - W(L_{i,t}) \times L_{i,t} - W(L_{i,t}) \times \Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \beta \times \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} [v(L_{i,t+1}; z_{i,t+1}) | z_{i,t}] \quad (\text{A5.1})$$

其中, $z_{i,t}$ 为企业*i*在*t*期的状态变量集; $\Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1})$ 表示企业劳动投入发生变化时存在的劳动调整成本; $\beta \in [0, 1]$ 为折现因子。假设调整成本函数是一次齐次且连续可微的。根据包络定理,可以得到由一阶条件决定的企业最优选择:

$$\frac{\partial R_{i,t}}{\partial L_{i,t}} = \frac{\partial W(L_{i,t})}{\partial L_{i,t}} L_{i,t} + W(L_{i,t}) + W(L_{i,t}) \times \Phi_1(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \frac{\partial W(L_{i,t})}{\partial L_{i,t}} \times \Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \beta \times \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} [\Phi_2(L_{i,t+1}, L_{i,t}) W(L_{i,t+1}) | z_{i,t}] \quad (\text{A5.2})$$

其中, $\Phi_1(L_{i,t}, L_{i,t-1})$ 为 $\Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1})$ 关于第一个向量的导数, $\Phi_2(L_{i,t+1}, L_{i,t})$ 为 $\Phi(L_{i,t+1}, L_{i,t})$ 对关于第二个向量的导数。即有:

$$\begin{aligned} \frac{MRPL(L_{i,t})}{W(L_{i,t})} &= \frac{\partial W(L_{i,t})}{\partial L_{i,t}} \frac{L_{i,t}}{W(L_{i,t})} + 1 + \Phi_1(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \frac{\partial W(L_{i,t})}{\partial L_{i,t}} \frac{1}{W(L_{i,t})} \Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \beta \times \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} \left[\Phi_2(L_{i,t+1}, L_{i,t}) \frac{W(L_{i,t+1})}{W(L_{i,t})} \right] | z_{i,t} \\ &= \frac{1}{\varepsilon_{i,t}^S} + 1 + \Phi_1(L_{i,t}, L_{i,t-1}) + \frac{\Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1})}{L_{i,t}} \frac{1}{\varepsilon_{i,t}^S} + \beta \times \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} \left[\Phi_2(L_{i,t+1}, L_{i,t}) \frac{W(L_{i,t+1})}{W(L_{i,t})} \right] | z_{i,t} \\ &= \frac{1}{\varepsilon_{i,t}^S} + 1 + \mathcal{A}(L_{i,t}, L_{i,t-1}) \end{aligned} \quad (\text{A5.3})$$

其中, $\varepsilon_{i,t}^S$ 为企业面临的劳动供给弹性; $\mathcal{A}(L_{i,t}, L_{i,t-1})$ 反映了企业预期的相较于其工资水平的劳动调整成本。

借鉴霍尔(2004)和库珀等(2007)做法,设定劳动调整成本具有如下参数形式: $\Phi(L_{i,t}, L_{i,t-1}) = \frac{\gamma}{2} L_{i,t} \left(\frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{L_{i,t-1}} \right)^2$, 那么有:

$$\begin{aligned} \Phi_1(L_{i,t}, L_{i,t-1}) &= \frac{\gamma}{2} \left(\left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right)^2 + L_{i,t} \times 2 \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right) \frac{1}{L_{i,t-1}} \right) = \frac{\gamma}{2} \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right)^2 + \gamma \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right) \frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} \\ \Phi_2(L_{i,t}, L_{i,t-1}) &= \frac{\gamma}{2} L_{i,t} \times 2 \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right) \times \left(-\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}^2} \right) = \gamma L_{i,t} \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right) \times \left(-\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}^2} \right) \end{aligned} \quad (\text{A5.4})$$

将(A5.4)式代入(A5.3)式,可得:

$$\frac{MRPL(L_{i,t})}{W(L_{i,t})} = \left(\frac{1}{\varepsilon_{i,t}^S} + 1 \right) \left(1 + \frac{\gamma}{2} \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right)^2 \right) + \gamma \left(\frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - 1 \right) \frac{L_{i,t}}{L_{i,t-1}} - \beta \gamma \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} \left[\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}} \left(\frac{L_{i,t+1}}{L_{i,t}} - 1 \right) \frac{L_{i,t+1} W(L_{i,t+1})}{L_{i,t} W(L_{i,t})} \right] | z_{i,t}$$

定义当期劳动增长率 $g_{i,t} = \frac{L_{i,t} - L_{i,t-1}}{L_{i,t-1}}$, 下期劳动增长率 $g_{i,t+1} = \frac{L_{i,t+1} - L_{i,t}}{L_{i,t}}$, 下一期工资增长率 $g_{i,t+1}^{wage} = \frac{W(L_{i,t+1})L_{i,t+1} - W(L_{i,t})L_{i,t}}{W(L_{i,t})L_{i,t}}$, 则有:

$$\frac{MRPL(L_{i,t})}{W(L_{i,t})} = \left(\frac{1}{\varepsilon_{i,t}^S} + 1 \right) \left(1 + \frac{\gamma}{2} g_{i,t}^2 \right) + \gamma g_{i,t} (1 + g_{i,t}) - \beta \gamma \mathbb{E}_{z_{i,t+1}} [g_{i,t+1} (1 + g_{i,t+1}) (1 + g_{i,t+1}^{wage}) | z_{i,t}] \quad (\text{A5.5})$$

如果本文的基准估计值中还包含着劳动调整成本。那么,本文可以根据(A5.5)式得到劳动力市场势力的无偏估计(即 $\frac{1}{\varepsilon_u^s}+1$):

$$\frac{1}{\varepsilon_u^s}+1 = \frac{\frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)} - \gamma[g_u(1+g_u) - \beta E_{t,u} [g_{u+1}(1+g_{u+1})(1+g_{u+1}^{expect})] z_u]}{1 + \frac{\gamma}{2} g_u^2}} \quad (A5.6)$$

进一步,对于(A5.6)式,用实际值代替预期值,移项可得企业劳动折价率 O_u 的显示表达式:

$$O_u \equiv \frac{1}{\varepsilon_u^s}+1 = \frac{\frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)} - \gamma[g_u(1+g_u) - \beta g_{u+1}(1+g_{u+1})(1+g_{u+1}^{expect})]}{1 + \frac{\gamma}{2} g_u^2}} \quad (A5.7)$$

上述论证表明,在劳动调整存在成本的情况下,企业劳动边际收入和员工工资之间的楔子 $\frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)}$,不再仅仅反映了企业的劳动力市场势力,还可能反映了劳动调整成本。不过,如果本文假定参数化的劳动调整成本形式、了解企业的劳动雇佣和工资数据以及给定参数 β 和 γ 的取值,那么便可以根据(A5.7)式剔除劳动调整成本的影响,修正劳动力市场势力的估计。

附表3 劳动折价率估计结果(考虑劳动调整成本)

行业简称	基准结果		考虑劳动调整成本	
	加权均值	中位数	加权均值	中位数
	(1)	(2)	(3)	(4)
食品饮料	1.938	1.841	1.767	1.694
纺织服装	1.444	1.381	1.344	1.316
木材家具	1.338	1.206	1.180	1.136
造纸印刷	1.545	1.534	1.436	1.429
化学医药	2.616	1.763	2.579	1.718
非金属	1.763	1.600	1.620	1.581
金属制造	2.033	1.817	1.824	1.678
机械设备	1.509	1.587	1.379	1.468
运输设备	1.250	1.277	1.170	1.221
电气电子	1.333	1.430	1.263	1.355
行业均值	1.677	1.544	1.556	1.460

注:劳动折价率估计结果在各“年份—行业”的1分位和99分位进行缩尾。计算各行业劳动折价率加权均值时,首先使用企业当期劳动人数作为权重计算“行业—年份”层面加权均值,然后分行业对年份取简单平均。

具体地,可以看到当设定 $\gamma=0$ 时,此时为不存在劳动调整成本的基准情形。在实证分析中,本文借鉴叶等(2022)做法设定 $\beta=1$,设定 γ 等于霍尔(2004)估计的最大值,即 $\gamma=0.185$,然后重新估计了企业的劳动折价率。可以看到,修正后的劳动折价率并没有发生明显改变。相较基准结果,不同行业劳动折价率加权均值变动幅度在1.41%~11.80%之间,劳动折价率中位数变动幅度在1.19%~7.65%之间。

附录7 劳动折价率加总方法

本部分说明如果直接使用全国税收调查数据中的企业指标作为权重加总,会造成总体劳动折价率计算偏误的原因。附表4报告了2008年和2013年全国税收调查数据各行业主营业务收入占宏观指标比重,计算方式为:

$$s_u = \frac{\sum_{i=1}^N R_{it}}{\bar{R}_u}$$

其中,分子 $\sum_{i=1}^N R_{it}$ 表示全国税收调查数据中某行业 t 年所有企业的主营业务收入之和,分母 \bar{R}_u 为《中国工业统计年鉴》中报告的对应行业主营业务收入。可以看到,全国税收调查数据中各行业的样本企业在不同年份分布不均。因此,如果直接使用全国税收调查数据中的企业指标作为权重计算总体劳动折价率,会从两方面造成加总偏误。一方面,是同一年份不同行业间微观数据占比的不一致问题。例如,2008年木材家具业占宏观指标比重为13.69%,运输设备业比重为34.17%。如果直接基于企业权重加总,会导致运输设备业权重过高,木材家具业权重过低。另一方面,是同一行业不同年份间微观数据占比的不一致问题。例如,金属行业2008年占宏观指标比重为32.60%,2013年仅为26.43%。直接加总会导致金属行业2008年权重过高,2013年权重过低。

附表4 全国税收调查数据中各行业主营业务收入占行业宏观指标比重

年份	食品饮料	纺织服装	木材家具	造纸印刷	化学医药	非金属	金属	设备制造	运输设备	电气电子
2008	20.98%	17.84%	13.69%	25.45%	29.36%	19.97%	32.60%	23.67%	34.17%	29.89%
2013	17.53%	15.05%	8.32%	19.79%	23.33%	16.13%	26.43%	19.82%	30.18%	23.44%

因此,本文按照“企业—行业—总体”顺序分两步进行加总:第一步,从企业加总至行业。对于企业生产率,使用企业员工人数作

为权重计算“行业—年份”层面劳动折价率的加权均值。第二步,从行业加总至总体。对于“行业—年份”层面的劳动折价率,本文使用宏观用工人人数数据作为权重进行加权。具体地,附表5报告了从《中国工业统计年鉴》得到的2008~2016年各行业的用工人人数占制造业总体用工人人数的比重,本文使用其作为权重将行业的劳动折价率加总到制造业总体层面,这一做法能够有效规避抽样调查数据不同年份行业权重分布不均的问题。

附表5 行业就业权重

年份	食品饮料	纺织服装	木材家具	造纸印刷	化学医药	非金属	金属制造	设备制造	运输设备	电气电子
2008	8.19%	18.82%	3.20%	3.18%	13.30%	6.78%	11.23%	10.90%	6.43%	17.97%
2009	8.69%	17.98%	3.11%	3.19%	13.59%	6.91%	11.14%	10.81%	6.77%	17.81%
2010	8.58%	17.10%	3.17%	3.03%	13.44%	6.79%	11.00%	10.90%	7.16%	18.73%
2011	9.01%	15.97%	3.05%	2.82%	13.33%	6.71%	10.95%	10.61%	7.52%	20.03%
2012	9.35%	15.52%	3.07%	2.83%	13.28%	6.81%	11.51%	10.34%	7.49%	19.80%
2013	9.69%	15.07%	3.09%	2.83%	13.22%	6.92%	12.08%	10.08%	7.46%	19.57%
2014	9.82%	14.87%	3.11%	2.77%	13.14%	7.05%	11.76%	9.99%	7.94%	19.55%
2015	9.93%	14.54%	3.14%	2.81%	13.35%	7.10%	11.42%	9.94%	7.98%	19.80%
2016	10.06%	14.13%	3.24%	2.80%	13.59%	7.15%	10.97%	9.80%	8.24%	20.02%

注:数据来源于2008~2016年《中国工业统计年鉴》。

附录8 放松完全竞争中间投入市场假设

附表6 劳动折价率估计结果

行业简称	样本数 (1)	加权均值 (2)	中位数 (3)	IQR (4)
食品饮料	47102	2.465	2.248	0.777
纺织服装	89798	1.665	1.528	0.574
木材家具	22471	1.558	1.350	0.658
造纸印刷	33440	1.803	1.741	0.665
化学医药	126917	2.791	2.072	0.796
非金属	57676	2.025	1.771	0.692
金属制造	85110	2.059	1.797	0.750
机械设备	117291	1.791	1.845	0.659
运输设备	46172	1.439	1.457	0.616
电气电子	92839	1.493	1.632	0.712
行业均值	718816	1.909	1.744	0.690

注:生产函数在二位数行业层面估计。劳动折价率估计结果在各“年份—行业”的5分位和95分位进行缩尾,使用企业员工人数作为权重计算加权均值。

附表6报告了基于正文(7)式的劳动折价率估计结果。相较基准结果,劳动折价率估计的水平值有所提高,2008~2016年间10个行业劳动折价率的加权均值为1.909,即企业的劳动边际产出相较工人工资高出90.9%,意味着一个工人为企业创造100元的边际收入,却只能得到52元的工资(即1/1.909)。

附录9 范(2023)估计方法

(一)识别思路

范(2023)同样根据企业利润最大化问题,得到如下劳动折价率的表达式:

$$O_u \equiv \frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)} \tag{A9.1}$$

进一步,(A9.1)式可以改写为:

$$O_u \equiv \frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)} = \frac{\partial R_u}{\partial L_u} = \frac{\partial r_u R_u}{\partial l_u L_u} = \frac{\partial r_u}{\partial l_u} \frac{R_u}{L_u} \tag{A9.2}$$

其中, r_u 和 l_u 分别是企业收入和劳动的对数形式。定义劳动收入弹性: $\theta_u^l = \frac{\partial r_u}{\partial l_u}$,以及劳动收入份额: $\alpha_u^l = \frac{W(L_u)L_u}{R_u}$ 。

(A9.2)式可以转换为:

$$O_u \equiv \frac{MRPL(L_u)}{W(L_u)} = \frac{\theta_u^l}{\alpha_u^l} \tag{A9.3}$$

需要注意的是,(A9.3)式和正文(3)式中 θ_u^l 的定义完全不同。在叶等(2022)的劳动折价率识别(3)式, θ_u^l 为劳动产出弹性;而在范(2023)的劳动折价率识别(A9.3)式, θ_u^l 为劳动收入弹性。

在范(2023)的识别框架下,由于劳动收入份额能够在数据中直接观测,因此只需要估计劳动收入弹性 θ_u^l ,即可根据(A9.3)得到劳动折价率的估计。范(2023)选择借助甘地等(2020)提出的非参数生产函数估计方法(即甘地等(2020)方法)。

(二)估计步骤

设定企业*i*在*t*期的收入生产函数具有以下非参数形式：

$$r_{it} = f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + \omega_{it} + \varepsilon_{it} \tag{A9.4}$$

其中， $f(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 为非参数收入生产函数； r_{it} 、 k_{it} 、 l_{it} 、 m_{it} 分别是企业收入、资本、劳动和材料； ω_{it} 为希克斯中性生产率； ε_{it} 为随机扰动项。

给定收入生产函数，范(2023)的劳动折价率估计包括如下两步：

第一步，根据企业的利润最大化假设，得到企业材料收入弹性的估计值 $\theta_{it}^m = \frac{\partial r_{it}}{\partial m_{it}}$ 。具体地，企业*i*在*t*期的利润最大化问题为：

$$M_{it} \max E \left[F(k_{it}, l_{it}, m_{it}) e^{\omega_{it}} e^{\varepsilon_{it}} \mid \mathbb{I}_{it} \right] - P_{it} M_{it} \tag{A9.5}$$

根据材料的一阶条件可得：

$$\frac{\partial}{\partial M_{it}} F(k_{it}, l_{it}, m_{it}) e^{\omega_{it}} E[e^{\varepsilon_{it}}] = P_{it} \tag{A9.6}$$

将(A9.6)式取对数，可得：

$$\log(s_{it}^m) \equiv \log\left(\frac{P_{it} M_{it}}{R_{it}}\right) = \log E[e^{\varepsilon_{it}}] + \log \frac{\partial}{\partial m_{it}} f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) - \varepsilon_{it} = \log \frac{\partial}{\partial m_{it}} f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) - \varepsilon_{it} \tag{A9.7}$$

其中， $s_{it}^m = \frac{P_{it} M_{it}}{R_{it}}$ 为直接从数据中获取的材料支出占销售收入份额。使用二阶多项式近似非参数弹性方程 $\frac{\partial f(\cdot)}{\partial m_{it}}$ ，使用非线性最小二乘估计方法对(A9.7)式进行最小二乘回归。据此，能够得到两个变量估计值：材料收入弹性 $\frac{\partial \hat{f}(\cdot)}{\partial m_{it}}$ 和随机扰动项 $\hat{\varepsilon}_{it}$ 。

第二步，使用广义矩估计对收入生产函数完全识别。具体地，给定材料收入弹性估计 $\frac{\partial \hat{f}(\cdot)}{\partial m_{it}}$ ，然后对其进行积分，得到收入生产函数 $f(k_{it}, l_{it}, m_{it})$ 和依赖于 k_{it} 、 l_{it} 的常数 $C(k_{it}, l_{it})$ 。即：

$$D^e(k_{it}, l_{it}, m_{it}) \equiv \int \frac{\partial}{\partial m_{it}} f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) dm_{it} = f(k_{it}, l_{it}, m_{it}) + C(k_{it}, l_{it}) \tag{A9.8}$$

将(A9.8)式代入收入生产函数(A9.4)式，得到希克斯中性生产率的表达式：

$$\omega_{it} = r_{it} - D^e(k_{it}, l_{it}, m_{it}) - \varepsilon_{it} + C(k_{it}, l_{it}) \tag{A9.9}$$

假设希克斯中性生产率服从以下马尔科夫过程：

$$\omega_{it} = h(\omega_{it-1}) + \eta_{it} \tag{A9.10}$$

其中， η_{it} 表示生产率的新息(innovation)。

定义 $\Psi_{it} \equiv r_{it} - \varepsilon_{it} - D^e(\cdot)$ ，综合(A9.9)式和(A9.10)式，得到：

$$\Psi_{it} \equiv r_{it} - \varepsilon_{it} - D^e(\cdot) = -C(k_{it}, l_{it}) + \omega_{it} = -C(k_{it}, l_{it}) + h(\omega_{it-1}) + \eta_{it} = -C(k_{it}, l_{it}) + h(\Psi_{it-1} + C(k_{it-1}, l_{it-1})) + \eta_{it} \tag{A9.11}$$

可以根据(A9.11)式识别 $C(\cdot)$ 和 $h(\cdot)$ ，进而识别收入生产函数。在本文估计中，除了资本和劳动，还控制了可能影响企业投入需求决策的变量，包括年份、地区和行业固定效应、企业所有权类型和出口状况。

得到收入生产函数的估计之后，即可根据(A9.3)式计算劳动折价率。由于 ε_{it} 为随机扰动项，并不会影响企业的劳动需求决策。因此，需要对(A9.3)式中的分母进行修正，即：

$$\hat{O}_{it} = \frac{\hat{\theta}_{it}^l}{\hat{\alpha}_{it}^l} = \frac{\frac{\partial \hat{r}_{it}}{\partial l_{it}}}{\frac{W(l_{it}) l_{it}}{R_{it}} \times \exp(\hat{\varepsilon}_{it})} \tag{A9.12}$$

(三)估计结果

附表7 劳动折价率估计结果

行业简称	加权均值	中位数	IQR	标准差	AC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
食品饮料	3.479	2.748	0.755	2.200	0.681
纺织服装	1.577	1.408	0.544	0.946	0.503
木材家具	2.116	1.717	0.648	1.230	0.483
造纸印刷	2.834	2.345	0.658	1.564	0.672
化学医药	2.552	2.078	0.757	1.681	0.692
非金属	1.802	1.501	0.710	1.207	0.633
金属制造	2.669	2.183	0.687	1.621	0.664
机械设备	2.878	2.353	0.645	1.636	0.644
运输设备	2.280	1.890	0.605	1.387	0.614
电气电子	2.455	2.128	0.724	1.745	0.669
行业均值	2.464	2.035	0.673	1.522	0.626

注：借鉴范(2023)的方法。

附录10 遗漏变量问题的处理

(一)地区经济形势

地方在经济形势较好时更有可能会提高最低工资，而较好的经济形势也可能带来更高的均衡工资和劳动力份额，从而导致劳动

折价率下降。为排除该因素对本文结论的可能干扰,我们在基准回归中加入地区生产总值作为控制变量,以缓解遗漏变量可能导致的内生性问题。回归结果如附表8的Panel A所示。在控制地区经济形势之后,最低工资对企业劳动折价率的影响仍然显著为负,且估计系数相较基准结果并无太大改变。不过需要注意的是,《中国县域统计年鉴》中仅统计了县域数据,并未涵盖市辖区数据,而本文样本中约有一半的企业位于市辖区。因此,加入地区生产总值作为控制变量导致了一定程度的样本损失。为了避免可能存在的样本选择性问题,我们还使用夜间卫星灯光数据作为县区经济形势的代理变量,进行稳健性检验。具体而言,我们采用了哈佛大学数据平台提供的夜间灯光栅格数据,计算了县区一年度层面的平均夜间灯光亮度,将其作为控制变量加入回归方程。附表8的Panel B显示了估计结果,此时最低工资对企业劳动折价率的影响仍然显著为负。

附表8 最低工资与劳动折价率:控制地区经济形势

	劳动折价率					
	Panel A:控制地区总量GDP			Panel B:控制地区夜间灯光亮度		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.145*** (0.020)	-0.044** (0.021)	-0.043** (0.020)	-0.127*** (0.018)	-0.058*** (0.020)	-0.055*** (0.020)
$\ln gdp_{it}$	-0.006 (0.017)	-0.021 (0.015)	-0.003 (0.016)	-0.003 (0.007)	-0.018*** (0.006)	-0.020*** (0.006)
控制变量	是	是	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是	是
省份时间趋势	否	是	否	是	是	否
城市时间趋势	否	否	是	否	否	是
观测值	309164	309164	309164	562860	562860	562860
R ²	0.797	0.798	0.799	0.799	0.799	0.800

我们在基于相邻县对样本的回归方程中,同样控制了当地经济形势。附表9报告了加入地区生产总值数据的回归结果,附表10报告了加入地区夜间灯光数据的回归结果。不论在何种识别设定下,最低工资的估计系数仍然显著为负。

附表9 相邻县对样本:控制地区总量GDP

	Panel A:全部省份		Panel B:华北平原省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.183*** (0.046)	-0.205*** (0.045)	-0.429*** (0.102)	-0.403*** (0.105)
$\ln gdp_{it}$	0.032 (0.035)	0.028 (0.034)	0.306*** (0.076)	0.289*** (0.074)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
县对一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	194454	194454	89160	89160
R ²	0.804	0.809	0.800	0.805

附表10 相邻县对样本:控制地区夜间灯光亮度

	Panel A:全部省份		Panel B:华北平原省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.131*** (0.041)	-0.144*** (0.041)	-0.368*** (0.084)	-0.331*** (0.082)
$\ln gdp_{it}$	-0.057** (0.028)	-0.052* (0.028)	-0.081 (0.066)	-0.079 (0.058)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
县对一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	243005	243005	103156	103156
R ²	0.805	0.810	0.801	0.806

(二)户籍制度改革

在本文研究期间(2008~2016年),中国主要的户籍改革是2014年的新型城镇化规划户籍改革。2014年7月,国务院公布了《国务院关于进一步推进户籍制度改革的意见》,提出全面放开建制镇和小城市落户的限制,有序放开中等城市落户的限制,合理确定大城市落户条件,严格控制特大城市规模,并列出具体的差别化落户政策,之后政策在全国逐步铺开。为排除该因素对本文结论的可能干扰,我们参考安等(2024)的做法,将中国城市分为4类:①城区人口低于50万的城市,全面取消落户限制,所有拥有稳定工作和住所的居民均可获得当地户口。②城区人口在50~100万之间的城市,大幅度取消落户限制,有稳定工作和住所的居民在缴纳1~3年社保后可申请当地户口。③城区人口在100~500万之间的城市,户口登记仍受到控制,只有在拥有稳定工作且参加至少3~5年社保后才能获得当地户口。④城区人口超过500万的城市,户口仍然受到严格控制。由此可见,2014年户籍改革后,城区人口超过500万以上的城市户籍限制没有变化,其余城市则有不同程度的放松。

我们根据安等(2024)提供的城市分类信息,构造了企业*i*所在城市*p*是否属于第④类城市的虚拟变量*Hukou_{it}*(即是否受到户籍改

革的影响),然后与改革后的时期 $Post_t$ (2014年之后)进行交乘,将交乘项 $Hukou_t \times Post_t$ 纳入回归方程进行控制。如附表 11 所示,此时估计结果仍显著为负,意味着户籍制度改革不会对本文结论产生严重干扰。

附表 11 最低工资与劳动折价率:控制户籍制度改革

	劳动折价率		
	(1)	(2)	(3)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.119*** (0.016)	-0.048*** (0.018)	-0.048*** (0.018)
户籍制度改革控制变量	是	是	是
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份时间趋势	否	是	否
城市时间趋势	否	否	是
观测值	616839	616839	616839
R ²	0.799	0.799	0.800

(三)交通基础设施建设

完善的交通网络不仅能够提高劳动力的流动性,使工人更容易在不同地区之间迁移,增加劳动力市场的供给和选择,而且交通条件的改善可以扩大就业机会的地域范围,有助于打破区域性劳动力市场的垄断。布鲁克斯等(2021a)以印度国家高速公路系统扩张为研究背景,发现交通基础设施建设可以通过促进竞争,削弱企业的劳动力市场势力。在本文研究期间,高速铁路是中国发展最为迅速的交通基础设施之一。已有文献发现,高铁开通会通过促进要素流动、市场准入等机制,影响企业出口、创新、雇员流动和信贷获取等(唐宜红等,2019;吉赞、杨青,2020;曹春方、马新啸,2022;欧阳等,2024)。为排除该因素对本文结论的可能干扰,本文借鉴孙伟增等(2022)和欧阳等(2024)做法,手动收集了各城市首次开通高铁的时间,构造了企业 i 所属城市在年份 t 是否有高铁连通的虚拟变量,将该变量纳入回归方程进行控制。如附表 12 所示,此时估计结果仍显著为负,意味着交通基础设施建设不会对本文结论产生严重干扰。

附表 12 最低工资与劳动折价率:控制交通基础设施建设

	劳动折价率		
	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.122*** (0.017)	-0.050*** (0.018)	-0.048*** (0.018)
高铁开通控制变量	是	是	是
控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份时间趋势	否	是	否
城市时间趋势	否	否	是
观测值	616839	616839	616839
R ²	0.799	0.799	0.800

(四)地区人口和教育、医疗公共服务状况

地区人口规模和结构直接决定了劳动力供给的数量和质量,影响市场的竞争程度。而完善的公共服务体系能够吸引更多人才流入,增加劳动力市场的多样性和竞争性,提高劳动力市场的整体质量和效率。基于此,我们从《中国县域经济统计年鉴》中收集了样本期内各县人口数量、小学和中学在校人数、医院床位数等数据,将这些变量纳入回归方程进行控制。如附表 13 所示,此时估计结果仍显著为负,意味着地区人口和公共服务状况不会对本文结论产生严重干扰。

附表 13 最低工资与劳动折价率:控制地区人口和教育、医疗公共服务状况

	劳动折价率		
	(1)	(2)	(3)
$\ln w_{it}^{min}$	-0.144*** (0.020)	-0.043** (0.020)	-0.044** (0.019)
人口、教育、医疗控制变量	是	是	是
企业控制变量	是	是	是
企业固定效应	是	是	是
年份固定效应	是	是	是
省份时间趋势	否	是	否
城市时间趋势	否	否	是
观测值	329216	329216	329216
R ²	0.792	0.793	0.793

附录 11 其他附表
(一)稳健性检验

附表 14 使用相邻县对样本:未加权回归结果

	Panel A:全部省份		Panel B:华北平原省份	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{ct}^{min}$	-0.119*** (0.039)	-0.128*** (0.039)	-0.352*** (0.098)	-0.219** (0.094)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
县对一年份固定效应	是	是	是	是
观测值	243891	243891	103852	103852
R ²	0.805	0.811	0.794	0.800

附表 15 稳健性检验

	Panel A:考虑劳动调整成本		Panel B:更改聚类层级	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{ct}^{min}$	-0.078*** (0.018)	-0.090*** (0.018)	-0.097*** (0.009)	-0.121*** (0.009)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	224397	224397	616839	616839
R ²	0.813	0.817	0.793	0.799

附表 16 稳健性检验:平衡面板

	劳动折价率			
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{ct}^{min}$	-0.170*** (0.032)	-0.193*** (0.031)	-0.065** (0.031)	-0.050* (0.028)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
省份时间趋势	否	否	是	否
城市时间趋势	否	否	否	是
观测值	47421	47421	47421	47421
R ²	0.804	0.810	0.811	0.814

如果最低工资提升导致高折价率企业离开本地(或退出市场),留下的是一些低折价率企业,这种企业构成的变化(即筛选效应, sorting effect)同样会污染本文估计结果。为此,我们保留样本期内持续存在的企业,构造 2008~2016 年间的企业平衡面板进行稳健性检验。实证结果报告在附表 15 中。可以看到,此时估计结果均显著为负,且与正文表 3 的基准估计结果在经济意义上相差不大。这意味着,可能存在的“筛选效应”并不对本文结论产生干扰。

(二)最低工资的就业效应

附表 17 最低工资与就业:基于样本期
劳动力市场势力的初始状况

	员工人数			
	Panel A:城市—行业		Panel B:省份—行业	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$\ln w_{ct}^{min}$	-0.067*** (0.019)	-0.085*** (0.018)	-0.089*** (0.019)	-0.108*** (0.017)
$\ln w_{ct}^{min,2008}$	0.029*** (0.003)	0.024*** (0.003)	0.037*** (0.003)	0.032*** (0.003)
控制变量	否	是	否	是
企业固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
观测值	602614	602614	616701	616701
R ²	0.958	0.960	0.959	0.960

(三)异质性分析

本文借鉴郝等(2020)的做法,引入最低工资变化对企业平均工资的影响函数 IF_{it} ,进一步探究最低工资对不同工资水平企业的异质性影响。具体而言,假设最低工资变化 $\Delta \ln w_{ct}^{min}$ 对企业平均工资 $\Delta \ln w_{it}$ 的影响程度,取决于上期企业平均工资与所在地区最低工资标准的比值 $\frac{w_{it}}{w_{ct}^{min}}$,并具有如下非线性形式:

$$\frac{d \ln w_{it}}{d \ln w_{it}^{min}} \equiv IF_i \left(\frac{w_{it}}{w_{it}^{min}} \right) = \left(\frac{w_{it}}{w_{it}^{min}} \right)^{-(k+1)} \quad (A11.1)$$

(A11.1)式表明,企业上期平均工资与所在地区最低工资标准的比值 w_{it}/w_{it}^{min} 越小,最低工资提高对该企业的冲击程度也就越大,即 $IF_i < 0$ 。

据此,设定如下基准方程:

$$\Delta \ln y_{it} = \alpha + \beta [IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}] + \delta \Delta \ln w_{it}^{min} + \gamma IF_i + \theta \Delta \ln z_{it} + \mu_{it} + \pi_i + \epsilon_{it} \quad (A11.2)$$

其中, i, k, c, t 分别表示企业、行业、区县和年份。 $\Delta \ln y_{it}$ 是被解释变量,包括企业平均工资和劳动折价率。(A11.2)式中最低工资变化的冲击可分解为3个部分:其一,最低工资对不同企业的异质影响,即 $IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$;其二,最低工资对所有企业的共同影响,即 $\Delta \ln w_{it}^{min}$;其三,与企业影响函数成正比的工资增长趋势项 IF_i 。(A11.2)式还包括企业控制变量 $\Delta \ln z_{it}$ 、行业一年份固定效应 μ_{it} 、企业固定效应 π_i 。标准误差类在县区层面。

在实证部分,本文首先将(A11.1)式中的对数值转换为水平值:

$$\frac{d w_{it}}{d w_{it}^{min}} = \frac{d \ln w_{it}}{d \ln w_{it}^{min}} \frac{w_{it}}{w_{it}^{min}} = \left(\frac{w_{it}}{w_{it}^{min}} \right)^{-k}$$

然后根据企业平均工资与最低工资标准水平值的相对变化,利用非线性最小二乘法估计得到参数 $k=0.374$ 。一个可以对比的结果是郝等(2020),他们基于2002-2008年中国工业企业数据,估计得到参数 k 的取值位于0.313-0.426之间,这与本文结果十分接近。得到参数 k 的取值,根据(A11.1)式计算企业影响函数 IF_i 。

附表18基于(A11.2)式的回归结果。Panel A识别了最低工资对企业平均工资的影响,不同识别设定下 $IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$ 均显著为正,而 $\Delta \ln w_{it}^{min}$ 并不显著。根据(A11.2)式,这意味着最低工资提高对企业平均工资具有正向影响。以列(2)为例, $IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$ 回归系数为0.516, $\Delta \ln w_{it}^{min}$ 并不显著。据此计算可得,假设最低工资标准提高10%,一个代表性企业(工资/最低工资比例50分位)平均工资增长1.51%,而位于工资/最低工资比例10分位的低工资企业平均工资增长3.86%,而位于工资/最低工资比例90分位的高工资企业平均工资仅增长0.64%。

附表18 最低工资与企业平均工资、劳动折价率

	Panel A: 企业平均工资		Panel B: 劳动折价率	
	(1)	(2)	(3)	(4)
$IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$	0.526*** (0.048)	0.516*** (0.048)	-0.176*** (0.032)	-0.183*** (0.032)
$\Delta \ln w_{it}^{min}$	-0.043 (0.030)	-0.043 (0.030)	0.013 (0.020)	0.012 (0.020)
IF_i	0.531*** (0.009)	0.523*** (0.009)	-0.267*** (0.005)	-0.275*** (0.005)
控制变量	否	是	否	是
行业一年份固定效应	是	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
观测值	364024	364024	364024	364024
R ²	0.473	0.487	0.284	0.304

Panel B识别了最低工资对企业劳动折价率的影响,不同识别设定下 $IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$ 均显著为负, $\Delta \ln w_{it}^{min}$ 并不显著。根据(A11.2)式,这意味着最低工资提高对企业平均工资具有正向影响。以列(4)为例, $IF_i \times \Delta \ln w_{it}^{min}$ 回归系数为-0.183, $\Delta \ln w_{it}^{min}$ 并不显著。据此计算可得,假设最低工资标准提高10%,一个代表性企业(工资/最低工资比例50分位)劳动折价率下降0.54%,而位于工资/最低工资比例10分位的低工资企业劳动折价率下降1.37%,而位于工资/最低工资比例90分位的高工资企业劳动折价率仅下降0.23%^①。

注释

①中外文人名(机构名)对照:布兰迪特(Brandt);布鲁克斯(Brooks);叶(Yeh);阿克伯格(Ackerberg);霍尔(Hall);库珀(Cooper);范(Pham);甘地(Gandhi);安(An);欧阳(Ouyang);郝(Hau)。

参考文献

- (1)曹春方、马新啸:《高铁时代“双城记”:新兴产业雇员流动的虹吸效应》,《金融研究》,2022年第10期。
- (2)杜鹏程、刘睿雯、张烁珣:《要素成本与劳动收入份额:来自最低工资与进口关税的证据》,《世界经济》,2022年第2期。
- (3)吉赞、杨青:《高铁开通能否促进企业创新:基于准自然实验的研究》,《世界经济》,2020年第2期。
- (4)孙伟增、牛冬晓、万广华:《交通基础设施建设与产业结构升级——以高铁建设为例的实证分析》,《管理世界》,2022年第3期。
- (5)唐宜红、俞峰、林发勤、张梦婷:《中国高铁、贸易成本与企业出口研究》,《经济研究》,2019年第7期。
- (6)Akerberg, Daniel A., Kevin Caves, and Garth Frazer., 2015, “Identification Properties of Recent Production Function Estimators”, *Econometrica*, 83(6), pp.2411~2451.
- (7)An, L., Qin, Y., Wu, J., et al., 2024, “The Local Labor Market Effect of Relaxing Internal Migration Restrictions: Evidence from China”, *Journal of Labor Economics*, 42(1), pp.161~200.
- (8)Brandt, L., Van Biesebroeck, J. and Zhang, Y., 2012, “Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing”, *Journal of Development Economics*, 97(2), pp.339~351.
- (9)Brooks, W. J., Kaboski, J. P., Kondo, I. O., et al., 2021a, “Infrastructure Investment and Labor Monopsony Power”, *IMF Economic Re-*

view, 69(3), pp.470~504.

(10) Brooks, W. J., Kaboski, J. P., Li, Y. A. and Qian, W., 2021b, "Exploitation of Labor? Classical Monopsony Power and Labor's Share", *Journal of Development Economics*, 150, No.102627.

(11) Cooper, R., John, H. and Jonathan, L. W., 2007, "Search Frictions: Matching Aggregate and Establishment Observations", *Journal of Monetary Economics*, 54(S1), pp.56~78.

(12) Gandhi, A., Navarro, S. and Rivers, D. A., 2020, "On the Identification of Gross Output Production Functions.", *Journal of Political Economy*, 128(8), pp.2973~3016.

(13) Hall, R. E., 2004, "Measuring Factor Adjustment Costs", *The Quarterly Journal of Economics*, 119(3), pp.899~927.

(14) Hau, H., Huang, Y., Wang, G., 2020, "Firm Response to Competitive Shocks: Evidence from China's Minimum Wage Policy", *The Review of Economic Studies*, 87(6), pp.2639~2671.

(15) Ouyang, C., Xiong, J., Liu, L., et al., 2024, "Geographic Proximity and Trade Credit: Evidence from a Quasi-natural Experiment", *Journal of Corporate Finance*, 84, No.102535.

(16) Pham, H., 2023, "Trade Reform, Oligopsony, and Labor Market Distortion: Theory and Evidence.", *Journal of International Economics*, No.103787.

(17) Yeh, C., Claudia, M. and Brad, H., 2022, "Monopsony in the US Labor Market", *American Economic Review*, 112(7), pp.2099~2138.