

最低工资制度与劳动力市场买方势力

戴家武 王业 李汛 熊瑞祥*

摘要: 建设全国统一大市场是构建新发展格局的基础支撑和内在要求。本文基于买方垄断视角,首先估测出企业在劳动力市场的买方势力,然后采用双重差分法评估了最低工资制度对买方势力的因果效应及影响机制。研究发现,中国工业企业在劳动力市场拥有较强的买方势力,且呈现逐年上升趋势;技术密集型企业的买方势力最弱,劳动和资本密集型企业的买方势力较强;最低工资制度显著削弱了企业的买方势力,各种稳健性检验均支持这一结果。异质性分析发现,最低工资制度对劳动密集型企业、低技能企业、小型企业、外资企业和国有企业买方势力的抑制效应较大。机制分析表明,最低工资制度主要通过工资上涨和劳动力需求收缩效应削弱了企业的买方势力。本文的研究有助于合理评估中国劳动力市场结构,丰富和拓展最低工资制度的研究视角,为进一步完善最低工资制度提供理论借鉴。

关键词: 最低工资制度;买方势力;边际收益产品

中图分类号: F246

一、引言

2022年3月,《中共中央 国务院关于加快建设全国统一大市场的意见》明确提出,加强和改进反垄断反不正当竞争执法司法,破除妨碍各种生产要素市场化配置和商品服务流通的体制机制障碍,降低制度性交易成本。当前中国劳动力市场滋生出的系列问题和矛盾,已经成为阻碍全国统一大市场建设和制约经济高质量发展的重要因素。一方面,强资本、弱劳动格局不断深化,劳动收入在初次分配中的份额持续下降(董丰等,2020)，“996是福报”“拼多多员工猝死”“名校毕业生争当卷烟厂工人”之类的话题不断刺激着人们的神经。另一方面,就业市场上的过度内卷使得青年劳动者不堪重负,居民生育意愿持续下降,即便全面放开了三孩政策,也未能阻止人口生育率下行的趋势。根据国家统计局数据,2023年末中国人口总数较上年末减少208万人。这些现象与劳资双方市场势力的极度失衡(厉以宁,2013),以及由此带来的劳动报酬与劳动贡献的严重偏离(简泽等,2016;Manning,2021)有着千丝万缕的关联。尤其在监管薄弱的环境中,一些企业凭借资本的天然优势在劳动力市场上积累了强

*戴家武,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:daijiawu@hunnu.edu.cn;王业,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:1609387894@qq.com;李汛(通讯作者),武汉大学经济与管理学院,邮政编码:430072,电子信箱:li.xun@whu.edu.cn;熊瑞祥,湖南师范大学商学院,邮政编码:410081,电子信箱:xrx_1@163.com。

本文得到国家社会科学基金一般项目“劳动力市场买方势力影响收入分配的理论机制与政策优化研究”(23BJL044)的资助。作者感谢匿名评审专家的建设性意见,当然文责自负。

大的买方势力,以此作为压低劳动者报酬并获取超额垄断利润的不二法宝。

劳动力市场买方势力不仅影响劳动者的切身利益,而且与企业自身绩效乃至整个宏观经济密切相关。在劳动力市场不完全竞争条件下,企业会减少人力资本投资,由于人力资本投资具有显著的正外部性,这又将进一步阻碍企业创新和技术进步(Acemoglu,2010),甚至会降低经济增速(Barr and Roy,2008)。Tortarolo 和 Zarate(2018)基于哥伦比亚制造企业面板数据的研究发现,如果消除劳动力市场买方势力,企业全要素生产率会上升 2.5%左右。从宏观层面来看,劳资双方市场势力的失衡不仅会影响全国统一劳动力市场建设,还会阻碍劳动报酬提高与劳动生产率提高基本同步,最终不利于经济高质量发展。

围绕这些问题,国家出台了一系列法规和政策,试图从源头上防止或者缓解初次分配中的劳资利益失衡格局,其中,最低工资制度直接增加了中低收入群体劳动报酬,被认为是最有效的手段之一,亦是一项保护劳动者必不可少的政策(Corella,2020)。1994年颁布的《中华人民共和国劳动法》明确规定“国家实行最低工资保障制度”,正式确立了最低工资制度的法律地位。然而,由于最低工资标准调整不及时以及执行力度弱等原因,这一制度并没有得到有效落实。随着中国经济社会的快速发展,收入差距问题日益严峻,最低工资制度作为政府调节收入分配、保障中低收入劳动者取得合理报酬的重要手段再次引发关注。在此背景下,《最低工资规定》于2004年正式施行,并通过法规形式确保最低工资制度在全国范围内得以执行。本文基于《最低工资规定》这一准自然实验,系统评估最低工资制度对企业在劳动力市场买方势力的影响。

本文的边际贡献主要体现在以下方面:(1)合理估计中国企业在劳动力市场上的买方势力,有助于更加全面客观地评估中国劳动力市场结构,从而在一定程度上丰富劳动经济学和产业经济学等领域的研究范畴。(2)从理论上建立最低工资制度与劳动力市场买方势力之间的逻辑关系,并采用双重差分模型合理识别因果关系,有助于理解劳动力市场买方势力的影响因素及其内在机制,为合理应对和解决当前劳动力市场系列问题和矛盾,进而推动全国统一劳动力市场建设提供一定的理论支撑。(3)从劳动力市场买方势力角度探析最低工资制度的外部性,有助于丰富和拓展最低工资制度的研究视角,并为进一步完善最低工资制度提供理论借鉴。

二、制度背景、文献回顾与理论分析

(一)最低工资制度

2004年《最低工资规定》实施,明确指出各省、自治区、直辖市范围内的不同行政区域可以有不同的最低工资标准,标准的制定与调整要依据当地经济发展水平、消费价格指数、职工平均工资、就业状况等,且至少两年调整一次。同时,还对最低工资标准所包含的一些内容予以修订,提出最低工资标准不包括加班费、法定奖金,以及在夜间工作或极端温度、毒性等危险环境中工作的困难补贴。《最低工资规定》增强了对劳动者的保护力度,充分保障了最低工资制度的实施效果。

评估最低工资的政策效应必须具备两方面条件:一是最低工资标准的增长幅度,如果最低工资标准增长较少,企业层面工资增长超过最低工资标准增长,那么最低工资约束力很低,很难估计其对企业的影响;二是最低工资制度的执行力度,如果企业不遵守最低工资规定或者采取其他规避策略,那么也很难合理评估最低工资的政策效果。2004年《最低工资规定》的实施使得这两个条件都得到满足。

首先,从图1最低工资标准的增长情况来看,1999—2007年期间,全国平均月最低工资标准持续上升。1999年平均月最低工资标准为256元,到2007年提高至540元,增长了1.1倍。1999—2003年期间,全国月最低工资标准年均增长率为6%,而自2004年《最低工资规定》实施后,月最低工资标准增速明显加快,年均增长率达到13.7%。^①

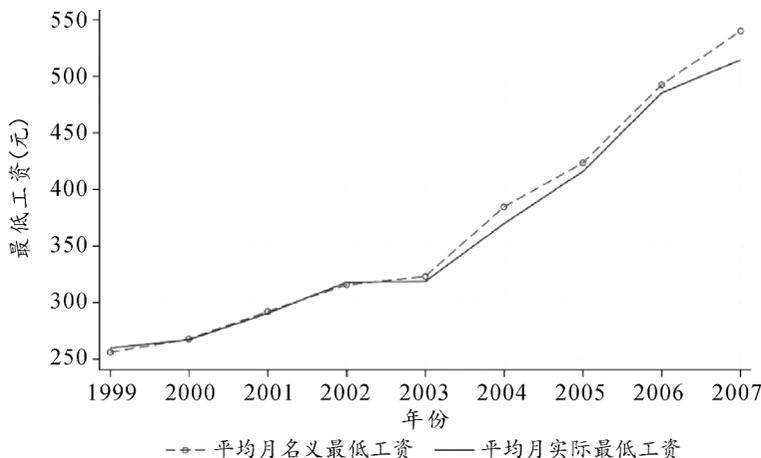


图1 1999—2007年中国城市平均月名义最低工资与实际最低工资

其次,考虑到最低工资制度的执行力与约束力很难直接观察到,本文将工资水平不低于其所在城市当年最低工资的企业定义为合规企业。1999—2003年合规企业占同期样本的比例为90.91%,2004—2007年这一比例上升至93.8%,遵守最低工资政策的企业比例在《最低工资规定》实施后增加了约3个百分点,可见《最低工资规定》有较强的约束力。由图2可知,随着时间的推移,企业平均工资与城市最低工资比值的分布呈现集中趋势,均值始终在大于1的右侧。特别是在2004年《最低工资规定》实施后,企业平均工资与城市最低工资之比小于1的样本明显减少,而大于1的样本则显著增加。

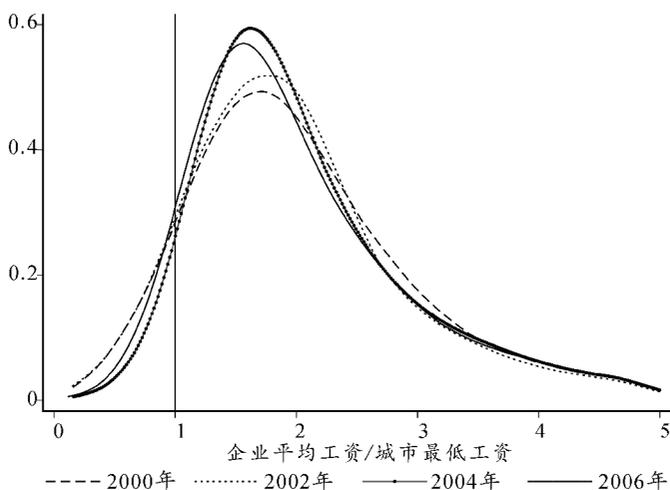


图2 企业平均工资与城市最低工资的比率分布

^①此处数据为名义工资。

此外,2004年《最低工资规定》实施后,低工资企业平均工资上升得更快。表1显示了企业平均工资增长与初始工资水平之间的关系。其中, $\Delta_{t-1,t} \ln wage$ 表示 $t-1$ 到 t 时期企业平均工资(对数)的变化, $\ln wage_{t-1}$ 表示 $t-1$ 时期企业平均工资的对数。 $Post04$ 表示2004年政策实施的时间虚拟变量(2004年及以后取值为1,其他时间取值为0)。 $Year0203$ 表示政策实施前两年的虚拟变量(2002年和2003年取值为1,其他年份取值为0)。 $\ln wage_{t-1} \times Post04$ 表示2004年政策实施后企业初始工资的对数, $\ln wage_{t-1} \times Year0203$ 表示2002年与2003年企业初始工资的对数。以此模型考察企业工资增长是否取决于基准工资水平,以及这种增长在2004年政策实施后是否发生变化。

第(1)列的结果表明企业平均工资的增长与初始工资显著负相关,说明低工资企业的工资水平增长更快,工资呈现收敛趋势。企业初始工资水平与 $Post04$ 虚拟变量的交互项系数显著为负,意味着政策实施后低工资企业的增长速度更快,即工资呈现更快的收敛趋势。第(2)列是加入企业年龄、规模、全要素生产率等控制变量后的结果,与基准回归结果基本一致。第(3)列加入了企业初始工资与政策实施前两年虚拟变量的交互项,该交互项系数显著为正,表明相较于其他年份,2002—2003年低工资企业的工资水平增长相对较慢。

总的来看,2004年《最低工资规定》实施后,遵守最低工资规定的企业比例明显增加,同时,低工资企业的增长速度更快,说明政策的实施有很强的约束力。另外,2004年颁布的《最低工资规定》政策具有一定程度的不可预期性,可以将该政策的实施视作一次准自然实验,并采用双重差分模型进行政策评估(Fang and Lin, 2015; Gan et al., 2016)。

表1 企业平均工资增长和初始平均工资

	(1)	(2)	(3)
	$\Delta_{t-1,t} \ln wage$	$\Delta_{t-1,t} \ln wage$	$\Delta_{t-1,t} \ln wage$
$\ln wage_{t-1}$	-0.4863 *** (-2.1e+02)	-0.5186 *** (-2.2e+02)	-0.5402 *** (-1.8e+02)
$\ln wage_{t-1} \times Post04$	-0.0514 *** (-20.2853)	-0.0464 *** (-18.6129)	-0.0248 *** (-7.9179)
$\ln wage_{t-1} \times Year0203$			0.0479 *** (13.4325)
$\ln age$		-0.0373 *** (-59.2694)	-0.0374 *** (-59.5516)
$\ln size$		0.0473 *** (66.6107)	0.0472 *** (66.5984)
$\ln tfp$		0.0647 *** (53.7194)	0.0647 *** (53.8154)
$\ln capdes$		0.0447 *** (91.0889)	0.0447 *** (91.3819)
SOE_share		0.0541 *** (19.5627)	0.0526 *** (19.0358)
年份固定效应	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes
观测值	986484	986484	986484
R^2	0.2683	0.2823	0.2826

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;***表示在1%的水平上显著。

(二) 文献回顾

与本文相关的文献大致可梳理为如下两个方面:一是关于劳动力市场买方势力的研究。

已有文献一般以 *Markdown* (本文暂且翻译为抽成率) 衡量买方势力, 计算公式为劳动力的边际收益产品 MRP^l 与工资 w 的比值 (Yeh et al., 2022)。测算买方势力的方法主要包括两类: (1) 传统的结构模型法, 首先基于劳动力市场均衡条件推导得到买方势力与劳动供给弹性的理论关系, 然后估计劳动供给函数得到劳动供给弹性, 最后换算出买方势力估计值 (Card et al., 2016)。由于劳动供给函数中普遍存在内生性问题, 一些文献采用工具变量法 (Tortarolo and Zarate, 2018) 或基于准自然实验的政策评估法 (Matsudaira, 2014), 试图得到劳动供给弹性和买方势力的一致估计。(2) 最近提出的生产法, 即从生产函数出发, 推导出买方势力与要素产出弹性、要素收入份额之间的关系, 然后通过控制函数法估计产出弹性, 进而测算出劳动力市场买方势力 (Brooks et al., 2021; Yeh et al., 2022)。生产法的主要优点在于不仅具有严谨的理论基础, 而且较好地克服了参数估计过程中的内生性问题, 在数据上也有更强的普适性。国内学者主要从劳动者角度出发, 采用企业层级的微观数据估测了劳动者议价能力, 普遍发现中国劳动者在就业市场上缺乏议价能力 (谢申祥等, 2019; 柏培文、杨志才, 2019; 简泽等, 2016; 盛丹、陆毅, 2016, 2017)。

二是关于最低工资制度对劳动力市场的影响。已有研究主要聚焦就业、工资、劳动收入份额和劳动力资源配置等方面, 例如, 研究发现最低工资政策提高了受约束企业的用工成本, 抑制了企业的用工需求, 从而对就业产生负面影响 (Sun et al., 2015; Haraszosi and Lindner, 2019; 马双等, 2012; 张丹丹等, 2018; 张琼等, 2022)。也有学者持相反观点, 认为最低工资政策有利于促进就业 (Ni et al., 2011), 还有研究发现最低工资制度促进了已婚女性 (马双等, 2017) 和城镇老年人 (颜迪等, 2023) 的劳动参与。最低工资制度如何影响工资水平, 学界看法也莫衷一是。一些学者认为最低工资上调存在较大溢出效应, 且溢出效应与政策执行力度正相关 (Fang et al., 2021; 孙中伟、舒玢玢, 2011; 马双等, 2012; 张军等, 2018)。然而, 也有少数文献认为最低工资标准对平均工资变化影响非常小, 且不具有持续性, 甚至可能会降低劳动者的月收入水平 (Caliendo et al., 2019; 罗小兰、丛树海, 2009)。

已有文献在分析框架和研究方法等方面为本文提供了可资借鉴的素材, 但仍然存在一些非常重要的方面值得探讨: 一是缺少关于中国劳动力市场买方势力的研究。中国拥有全世界最大的人口规模和劳动力数量, 近年来劳动力市场内卷所引发的矛盾以及对资本无序扩张的担忧, 都从根本上指向了买方势力这个核心问题, 而遗憾的是关于中国劳动力市场买方势力的讨论尤其是实证研究实属凤毛麟角。二是缺少关于最低工资制度对劳动力市场买方势力影响的研究。已有文献虽然从各个角度评估了最低工资制度的政策效应, 但忽视了买方势力这一重要问题。如果最低工资制度通过强制性提高中低收入者的工资水平, 进而能在一定程度上抑制 (或强化) 企业在劳动力市场上的买方势力, 那么这一制度所带来的正 (或负) 外部性则可能被严重低估了。

(三) 最低工资制度影响买方势力的理论分析

根据微观经济学的基本原理, 在劳动力市场完全竞争条件下, 劳动力价格 (即工资) 等于其边际收益产品 (可以理解为边际意义上的劳动生产率)。然而, 完全竞争条件在现实中并不存在, 企业在劳动力市场或多或少拥有一定程度的买方势力 (Azar et al., 2020)。若劳动力市场完全竞争, 则抽成率取值为 1, 意味着企业新增 1 单位劳动力创造的价值等于其边际成本, 此时企业在劳动力市场没有任何买方势力; 若抽成率取值大于 1, 则说明企业在劳动力市场拥有买方势力。抽成率越大, 企业在劳动力市场的买方势力就越强。毋庸置疑, 《最低

工资规定》的实施显著提高了受约束企业的工资水平,这一点在上述实证分析中也得到了验证。而工资是决定企业在劳动力市场买方势力的关键变量,根据买方势力(抽成率)的计算公式易知,在其他条件不变的情况下,工资水平上升会削弱企业在劳动力市场上的买方势力。

与此同时,由于《最低工资规定》强制性提高了受约束企业的工资水平,为了维持成本最小化,受约束企业倾向于削减劳动力雇佣数量,一方面可能会减少新员工的招聘数量,另一方面可能会通过裁员的方式,减少已雇佣的低技能员工人数,如 Ashenfelter 和 Card(1982)的研究表明,受最低工资政策的影响,低工资劳动者的工资水平增长更快,而且更容易被裁员;马双等(2012)、杨娟和李实(2016)等均发现最低工资制度提高了劳动者的收入水平,但同时抑制了就业。随着一部分低技能员工被裁员,企业的平均劳动生产率会上升;同时,在位员工为了避免被裁员,也会想方设法提高自身的劳动生产率,这一点在已有研究中也得到了验证,如 Mayneris 等(2014)发现最低工资调整有利于提高中国工业企业的劳动生产率。由于工资受到政策的直接影响,其上升幅度要高于劳动生产率的上升幅度,根据抽成率的计算公式,企业的抽成率将下降。由此,本文提出待检验假说:

《最低工资规定》的实施提高了受约束企业的工资水平,同时减少了对劳动力的需求,导致受约束企业的劳动力边际收益产品上升,但对工资的提升效应更大,最终削弱了企业在劳动力市场上的买方势力。

三、方法、数据与典型事实分析

(一) 劳动力市场买方势力的估测方法

本文借鉴 Yeh 等(2022)、De Loecker 和 Warzynski(2012)的方法,并结合中国现实情境和数据结构特征进行适当调整,以合理估计劳动力市场买方势力。首先假设企业 i 在时期 t 的生产函数为:

$$Q_{it} = Q_{it}(L_{it}, M_{it}, K_{it}, \omega_{it}) \quad (1)$$

(1)式中: L_{it} 、 M_{it} 、 K_{it} 分别表示劳动力、中间品和资本投入, ω_{it} 为全要素生产率。假设产品市场和劳动力市场均为不完全竞争,企业在产品市场拥有卖方势力,在劳动力市场拥有买方势力。企业 i 的成本最小化问题可由以下拉格朗日函数表示:

$$L(L_{it}, M_{it}, K_{it}, \omega_{it}) = w_{it}(L_{it})L_{it} + \gamma_{it}M_{it} + \delta_{it}K_{it} + \lambda_{it}(Q_{it} - Q_{it}(\cdot)) \quad (2)$$

(2)式中: w_{it} 、 γ_{it} 、 δ_{it} 分别代表工资、中间品投入价格和资本价格。由于劳动力市场是不完全竞争的,因此工资并非常数而是劳动力投入的函数 $w_{it}(L_{it})$ 。对上述拉格朗日函数等号两边关于劳动力投入求偏导后得到以下条件:

$$w_{it} \left(1 + \frac{1}{\varepsilon_{it}^{Lw}} \right) = \lambda_{it} \frac{\partial Q_{it}(\cdot)}{\partial L_{it}} \quad (3)$$

(3)式中: ε_{it}^{Lw} 为企业 i 面临的劳动供给弹性。定义企业 i 的抽成率和加成率分别为 $MD_{it} = MRP_{it}^L / w_{it}$ 和 $MU_{it} = P_{it} / MC_{it}$,其中, P 表示企业产品价格, MC 表示企业生产边际成本。根据包络定理可知 λ_{it} 为企业的边际成本。因此,通过移项可将(3)式转换为:

$$MD_{it} = \frac{\theta_{it}^L}{\alpha_{it}^L} MU_{it}^{-1} \quad (4)$$

(4) 式中: $\theta_{ii}^L = \frac{\partial Q_{ii}(\cdot)}{\partial L_{ii}} \frac{L_{ii}}{Q_{ii}}$ 为劳动力的产出弹性, $\alpha_{ii}^L = \frac{w_{ii} L_{ii}}{P_{ii} Q_{ii}}$ 为劳动收入份额。同理, 对上述拉格朗日函数等号两边关于中间品投入求偏导可得到 $MU_{ii} = \frac{\theta_{ii}^M}{\alpha_{ii}^M}$, 代入(4)式可得到买方势力的表达式:

$$MD_{ii} = \frac{\theta_{ii}^L}{\alpha_{ii}^L} \left(\frac{\theta_{ii}^M}{\alpha_{ii}^M} \right)^{-1} \quad (5)$$

由(5)式可知, 估计买方势力的关键在于如何得到劳动力和中间投入品产出弹性的合理估计, 因为要素收入份额可直接从数据中计算得到。为此, 本文借鉴 Akerberg 等(2015)提出的半参数法(以下简称 ACF)估计生产函数并计算产出弹性, 得到产出弹性和收入份额后, 代入(5)式便可测算出买方势力。

(二) 数据说明

本文的数据来源包括两个方面: 1998—2007 年中国工业企业数据库和各地级市最低工资标准。数据处理过程如下: (1) 借鉴聂辉华等(2012)等已有文献的普遍做法对中国工业企业数据库进行清洗, 包括剔除关键变量数据缺失的样本; 剔除工业总产值、中间投入、工资等指标负值以及零值的样本; 剔除企业从业人员少于 8 人的样本; 剔除总资产小于固定资产和流动资产的样本; 为了减轻极端值的影响, 对关键变量进行 1% 缩尾处理; 为了剔除通货膨胀因素, 对价值类变量以 1998 年为基期进行平减处理。此外, 由于在生产函数的 GMM 估计中需要以滞后一期的投入要素作为工具变量, 因此损失掉初始年份(即 1998 年)的样本, 最终剩余 1417661 个观测值。(2) 各地级市最低工资标准通过《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》及各地政府官方网站手动搜集整理, 共有 1999—2007 年 286 个地级市 2574 个样本数据。(3) 将 1999—2007 年买方势力数据与最低工资标准数据匹配, 由于部分控制变量个别年份的数据有所缺失, 最终得到有效样本量为 1059647。关键变量统计摘要见表 2。

表 2 关键变量的描述性统计

变量		1999 年	2000 年	2001 年	2002 年	2003 年	2004 年	2005 年	2006 年	2007 年
工业总产值	均值	24457	27459	29767	32697	37112	39952	40802	48105	55349
	标准差	36995	42873	46892	52156	60808	64134	67590	80744	91676
固定资产净值	均值	5176	5595	5990	6202	6569	7017	6580	7193	7642
	标准差	10114	10855	11683	12370	12811	13087	12672	14146	14730
从业人数	均值	131	134	133	134	136	136	127	128	126
	标准差	116	120	121	123	125	125	121	123	122
中间投入	均值	19237	21504	23218	25391	28661	31078	31141	35787	40999
	标准差	29861	34447	37538	41298	47844	51294	53206	62038	70477
样本量		63893	69904	69857	87038	97606	99041	172108	186238	213962

注: 价值类变量的单位为千元。

(三) 买方势力的典型事实

图 3 描述了 1999—2007 年间中国工业企业抽成率均值的变化趋势, 各年度抽成率均值都大于 1, 表明企业在劳动力市场上存在较强的买方势力, 而且呈现出逐年增强的趋势。全样本的抽成率均值为 2.22, 意味着平均而言, 劳动者从其生产的边际产品中只获得大约 45% 左右的收益, 劳动所得远远低于以边际产品价值衡量的劳动贡献。为了揭示不同行业买方

势力的异质性特征,本文参考王家庭等(2019)的做法,根据经济合作与发展组织(OECD)的分类标准,将样本分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型三类不同行业,并逐年计算三类行业抽成率的均值。

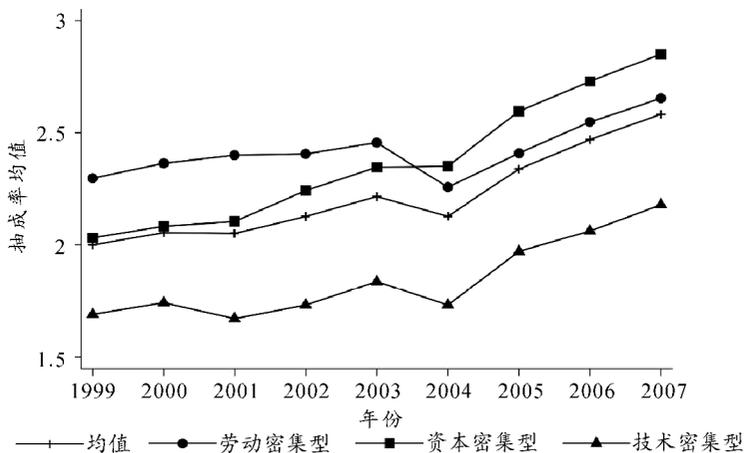


图3 样本企业抽成率的行业特征及变化趋势

由图3不难看出,虽然抽成率的均值都在逐年上升,但不同要素密集型行业之间差异明显。其中,技术密集型行业的抽成率均值一直低于劳动与资本密集型行业,原因可能在于技术密集型行业中高技能劳动力占比较多,在技能型劳动力相对稀缺的情况下,高技能水平有助于提升劳动者的工资议价能力。相对而言,资本密集型行业技术装备多、投资量大,对劳动力的需求相对较少。而劳动密集型行业面对样本期间中国大量剩余劳动力供给,其在劳动力市场上的买方势力自然会比较强。

值得注意的是,2004年之前资本、技术密集型行业抽成率水平与劳动密集型行业一直保持着相对稳定的差距,而从2004年开始,前两者与后者的抽成率差距相对缩小,尤其是资本与劳动密集型行业抽成率的趋势在2004年之后出现反转。这或许与2004年《最低工资规定》的出台有密切关系,因为受最低工资制度影响最大的主要是薪资水平较低的劳动密集型行业,关于这一点将在后文的实证分析中详细论述。

不同产权企业的治理结构、技术水平、政策支持等存在较大差异,可能会导致它们在劳动力市场上的买方势力呈现出某些异质性特征。为了更加细致地揭示买方势力的典型事实,本文根据企业实收资本占比情况将样本分为民营企业、国有企业、中国港澳台企业和外资企业。由图4可知,不同产权企业的抽成率确实存在明显差异:民营企业的抽成率一直处于最高水平,国有企业抽成率最低,两者呈现出逐年上升趋势;外资企业和中国港澳台企业的抽成率较接近,处于中间水平,其中外资企业抽成率水平几乎保持不变,而中国港澳台企业抽成率则呈现下降趋势。

民营企业抽成率最高,原因可能三个方面:(1)为了生存和发展,民营企业员工的工作时间与劳动强度高于同类型其他企业。(2)民营企业的福利待遇相对于其他类型企业也是偏低的,很多民营企业对于法律所规定的一些就业政策如五险一金的缴纳,只愿意给出满足法律规定的最低要求。(3)中国人口众多,低技能劳动者仍然供大于求,且可替代性较强,因此低技能劳动者的议价能力较低。

国有企业抽成率最低,这与其自身性质相关。国有企业是有政府投资参与控股的企业,

其生产经营组织形式兼具营利法人和公益法人的特点。相较于盈利,国有企业的目标更多在于调和国民经济各个方面的发展。因此,国有企业员工福利待遇相对较高,国有企业在劳动力市场上买方势力最低。简泽等(2016)用国有资本占产业总资本的比重度量国家对经济活动的调控程度,发现国家的调控能够提高劳动者在劳动力市场上讨价还价的能力。换言之,国有资本占比越高的企业在劳动力市场的买方势力就越弱,与本文的结果一致。

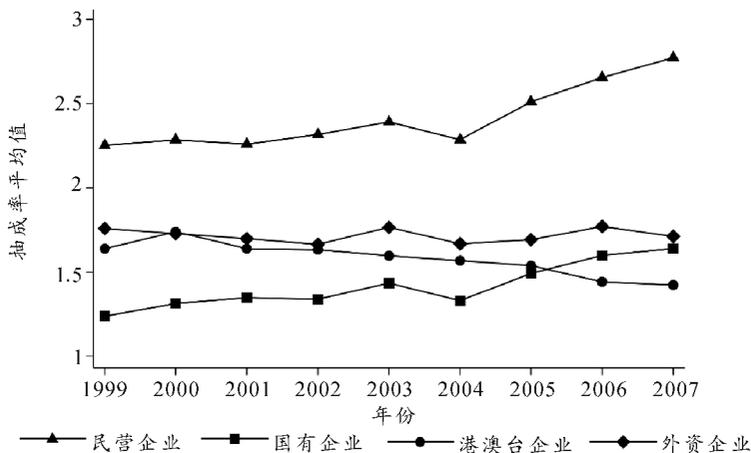


图4 样本企业抽成率的产权特征及变化趋势

四、最低工资制度影响劳动力市场买方势力的实证分析

本文借鉴 Draca 等(2011)、Mayneris 等(2018),以2004年《最低工资规定》的施行为准自然实验,构建双重差分模型评估最低工资制度对企业买方势力的政策效应,模型设定如下:

$$\ln MD_{it} = \alpha \times treat_{it} + \beta \times treat_{it} \times post04_t + \delta \times X_{it} + \mu_i + \mu_t + \mu_c + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

(6)式中:被解释变量 $\ln MD_{it}$ 表示企业 i 在 t 年抽成率的对数。 $treat_{it}$ 为区分处理组和对照组的虚拟变量,本文借鉴 Mayneris 等(2018)的做法,若企业 i 在 $t-1$ 年平均工资低于其所在城市 t 年的最低工资标准,则被定义为处理组 ($treat_{it} = 1$),否则为对照组 ($treat_{it} = 0$),企业 i 是否受政策影响会随时间而变化。 $post04_t$ 是最低工资制度实施的时间虚拟变量,2004年及以后的年份赋值为1,2004年之前的年份赋值为0。 X_{it} 为相关的控制变量,借鉴蒋灵多和陆毅(2017)、许明和李逸飞(2020)等已有文献的做法,本文选取的控制变量包括企业年龄 ($\ln age$):(数据报告期-成立年份+1)取对数;企业规模 ($\ln size$):企业的从业人数取对数;企业全要素生产率 ($\ln tfp$):采用OP方法计算全要素生产率取对数;人均固定资本 ($\ln capeds$):企业固定资本与从业人数的比值取对数;国有资本比例 (SOE_share):国有资本在企业资本中的占比;城市发展水平 ($\ln gdp$):城市地区生产总值取对数;城市总人口 ($\ln pop$):城市地区总人口取对数。由于本年最低工资标准是根据上一年的发展状况制定的,因此所有控制变量均采用一阶滞后项。此外,本文还控制了企业固定效应 (μ_i)、年份固定效应 (μ_t) 和城市固定效应 (μ_c), ε_{it} 为随机扰动项。本文关心的系数是 β ,它衡量了最低工资制度对企业买方势力的平均处理效应。

抽成率由前文估计得到,地级市月最低工资数据通过各省、市人力资源和社会保障部门官网以及其他政府网站获得,最终搜集整理了286个地级市最低工资数据。企业层面

的控制变量数据来源于中国工业企业数据库,城市层面的控制变量数据来自《中国城市统计年鉴》。

(一) 基准回归结果分析

采用 OLS 方法对模型(6)进行回归,结果见表 3。其中,第(1)列只控制了年份固定效应,第(2)—(4)列逐步加入控制变量以及年份、企业和城市固定效应。从表 3 的结果可以看出,无论加入何种控制变量、固定何种效应, $treat_{it} \times post04$ 对应的系数均显著为负,表明与对照组企业相比,最低工资制度的实施显著降低了处理组企业的抽成率。从第(4)列的结果来看, $treat_{it}$ 系数显著为正,表明在最低工资制度实施之前,处理组企业相较于对照组企业抽成率更高。但这种情况在最低工资改革后出现转变,2004 年最低工资制度的实施使得相比对照组企业而言,处理组企业抽成率下降了 4.69%。最低工资制度对企业最直接的影响是使得企业被动接受参照当地经济发展程度、就业状况等制定的最低工资标准,增加了企业的用工成本,从而削弱了企业在劳动力市场上的买方势力,这与 Caselli 等(2023)基于意大利数据得出的最低工资制度抑制了低工资企业买方势力的结论是一致的。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
$treat \times post04$	-0.0742*** (-6.4065)	-0.0440*** (-4.9781)	-0.0449*** (-5.0976)	-0.0469*** (-5.3238)
$treat$	0.3027*** (30.4465)	0.0854*** (11.3045)	0.0725*** (9.6416)	0.0734*** (9.7597)
$lnage$		-0.1581*** (-20.2603)	-0.1219*** (-15.7244)	-0.1240*** (-15.9944)
$lnsize$		-0.3392*** (-77.7994)	-0.4272*** (-90.3165)	-0.4259*** (-89.9954)
$lnfp$		0.1561*** (37.7936)	0.1375*** (33.5017)	0.1381*** (33.6444)
$lncapdes$			-0.1280*** (-51.5903)	-0.1278*** (-51.5119)
SOE_share			-0.1058*** (-8.2859)	-0.1047*** (-8.2039)
$lngdp$				-0.1202*** (-8.1268)
$lnpop$				-0.1821*** (-3.4153)
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
企业固定效应	no	yes	yes	yes
城市固定效应	no	no	yes	yes
观测值	977381	882536	882536	882536
R^2	0.0083	0.7045	0.7065	0.7066

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;*** 表示在 1% 的水平上显著。

(二) 平行趋势检验

采用双重差分模型识别因果效应的一个重要前提条件是必须满足平行趋势假定。对于本文的设定而言,平行趋势假定意味着在其他条件不变的情况下,如果 2004 年没有实施《最低工资规定》,处理组和对照组之间的差距将会一直保持稳定。由于无法直接观测到没有政策干预的反事实结果,因此本文借鉴 Mayneris 等(2018)的做法,提出三个互补的方法对平行

趋势假定进行检验：

1.在模型中增加一个虚拟变量 $post0203_i$ (2002年和2003年取值为1,其他年份取值为0),以此检验2001年或2002年平均工资分别低于随后2002年或2003年城市最低工资的企业,在2004年改革之前是否已经开始表现出政策效应。此时, $treat_{it}$ 的系数 α 捕捉的是1999—2001年处理组企业和对照组抽成率的差距。模型重新设定如下：

$$\ln MD_{it} = \alpha \times treat_{it} + \gamma \times treat_{it} \times post0203_i + \beta \times treat_{it} \times post04_i + \delta \times X_{it} + \mu_i + \mu_t + \mu_c + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

由表4第(1)列的结果可知, $treat_{it} \times post0203_i$ 和 $treat_{it}$ 的系数都显著为正,而 $treat_{it} \times post04_i$ 的系数和基准回归结果相近,显著为负。这一结果表明企业抽成率的下降只在2004年改革之后才会出现,在此之前并没有出现下降趋势。

2.本文处理组与对照组的划分是随着每年最低工资标准的调整而变化的,为了确保改革后处理组和对照组抽成率差距的变化并不是这些相同企业在改革前就预先存在的趋势,本文进一步考察了在 t 时期被确定为处理组和对照组的企业在 $t-2$ 时期二者抽成率的差距。具体做法是将被解释变量替换为抽成率对数的滞后两期($\ln MD_{i,t-2}$),此时 $treat_{it} \times post04_i$ 的系数衡量了处理组和对照组在改革前(1999—2002年)的抽成率差距。表4第(2)列结果显示,交互项系数显著为正,与前文基准回归的结果相反,表明本文基准结果反映的并不是处理组(即2004年改革后受影响的企业)预先存在的趋势,这也与Mayneris等(2018)在探讨中国最低工资效应时的研究结果一致。

3.本文根据 $t-1$ 年的企业平均工资与 t 年该企业所在城市最低工资对比来区分处理组和对照组,可能会忽略企业面临短暂负面冲击的风险。如果企业在 $t-1$ 时期经历了严重冲击,导致其平均工资低于所在城市 t 年的最低工资,此时抽成率的下降可被认为是这部分企业平均值的回归而不是改革带来的结果。为此,本文删除了在本年未受影响但在下一年受到影响的企业样本,并重新估计了回归模型。表4第(3)列结果表明 $treat_{it} \times post04_i$ 系数仍显著为负,说明本文基准回归的结果不太可能是由其他短暂负面冲击带来的。

表4 平行趋势检验结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln MD_{it}$	$\ln MD_{i,t-2}$	$\ln MD_{it}$
$treat \times post04$	-0.0258** (-2.2359)	0.0683*** (4.2835)	-0.0620*** (-6.3672)
$treat \times post0203$	0.0398*** (2.9917)		
$treat$	0.0526*** (5.0153)	-0.0623*** (-4.3527)	0.1628*** (19.5286)
控制变量	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes
观测值	882536	303501	841963
R^2	0.7066	0.7152	0.7111

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;***和**分别代表在1%和5%的水平上显著。

(三)内生性问题处理

最低工资标准的上调或许不完全是改革带来的效应,可能还受到与改革同时发生的某些不可观测冲击的影响,加之可能存在的测量误差等因素,会给本文的基准回归结果带来偏

误。为此,本文借鉴 Bartik (1991) 的方法构建工具变量,具体做法是根据其他城市中行业以往的工资增长来预测本地平均工资,然后结合《最低工资规定》关于最低工资不得低于当地平均工资的 40% 这一标准来估测该城市最低工资。一方面,某城市企业的抽成率不会受到其他城市经济发展和工资增长的影响,满足外生性要求;另一方面,行业的工资涨幅是全国联动的,某一城市的平均工资很有可能受到其他城市工资增长的影响,满足相关性要求。城市 c 在 t 时期平均工资的预测公式为:

$$wage_i^c = \sum_k \frac{l_{c,k,t-2}}{l_{c,t-2}} \times \frac{wage_{China \setminus c,k,t-1}}{wage_{China \setminus c,k,t-1}} \times wage_{c,k,t-1} \quad (8)$$

(8) 式中: $wage_{China \setminus c,k,t-1}$ 表示除了城市 c 以外全国其他城市的行业 k 在 $t-1$ 年的平均工资, $wage_{c,k,t-1}$ 表示城市 c 的行业 k 在 $t-1$ 年平均工资。 $\frac{l_{c,k,t-2}}{l_{c,t-2}}$ 表示城市 c 的行业 k 在 $t-2$ 年占该城市所有行业的就业份额,即在 $t-2$ 年 c 城市行业 k 的从业人员与城市 c 所有行业从业人员之比。假设城市 c 在 $t-1$ 和 t 年之间的工资增长速度与全国其他地区在 $t-1$ 和 $t-2$ 年之间的工资增长速度相同,则 $wage_i^c$ 为 t 年 c 城市工资的加权,估测城市 c 在 t 年的最低工资标准 $predicted\ min_wage_i^c$ 即为 $0.4 \times wage_i^c$,与当地劳动力供求变化等冲击无关。此时,若企业 $t-1$ 年平均工资低于估测的 c 城市 t 年的最低工资标准,则被定义为受影响相对较大的处理组, $predicted_treat_{it}$ 取值为 1; 否则为对照组,取值为 0。其他变量设定与基准回归一致,工具变量 2SLS 估计结果如表 5 所示。

根据表 5 可知,第一阶段估计结果表明 $treat_{it}$ 和工具变量 $predicted_treat_{it}$ 显著正相关, $treat_{it} \times post04_t$ 和工具变量 $predicted_treat_{it} \times post04_t$ 显著正相关,系数分别为 0.7324 和 0.6401,且不存在完全共线性。Cragg-Donald Wald F 统计量和 Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量的值均远大于 10% 水平的临界值,故不存在弱工具变量问题, Kleibergen-Paaprk LM 统计量结果也拒绝了识别不足假设。第二阶段的回归结果显示,核心解释变量 ($treat_{it} \times post04_t$) 的系数仍然显著为负,与基准回归结果一致,说明即使考虑到潜在的内生性问题,基准回归结果依然成立,进一步证明了 2004 年最低工资制度的实施抑制了企业在劳动力市场的买方势力。

表 5 工具变量回归结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$first: y = treat$	$first: y = treat \times post04$	$second: y = \ln MD$
$predicted_treat \times post04$	-0.1399*** (-33.6999)	0.6401*** (232.4345)	
$predicted_treat$	0.7324*** (203.5329)	-0.0373*** (-23.9402)	
$treat \times post04$			-0.0977*** (-6.2087)
$treat$			0.1262*** (9.0955)
控制变量	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes
观测值	769506	769506	769506
R^2	0.4977	0.4642	0.0242

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;*** 和 * 分别代表在 1% 和 10% 的水平上显著。

五、稳健性检验与异质性分析

(一) 稳健性检验

为了确保回归结果的稳健性,本文进行了一系列的稳健性检验。首先,本文在基准回归中设定识别最低工资制度冲击的变量 $post04_i$ 在 2004 年及以后取值为 1,而最低工资制度准确的生效时间是 2004 年 3 月。为了避免这一时间上的差异可能会给本文基准结果带来影响,本文将 2004 年 $post04_i$ 的取值设定为 5/6,结果与基准回归一致,见表 6 第(1)列。

其次,考虑到政策可能具有溢出效应,使得对照组也会受到政策影响,本文借鉴马双等(2012)、Gan 等(2016)等现有文献的普遍做法,将核心解释变量 $treat_{it} \times post04_i$ 替换为连续变量——最低工资标准对数 $\ln min_wage_i$,表 6 第(2)列的结果表明政策效应仍然显著为负,说明基准回归结果是稳健的

再次,为了避免受极端值的影响,本文借鉴 Mayneris 等(2018)的方法,剔除工资分布的底部和顶部样本,以增强处理组和对对照组企业之间的可比性。具体而言,只保留企业平均工资低于对照组(高工资组)企业中平均工资中位数和高于处理组(低工资组)企业中平均工资十分位数的企业样本。表 6 第(3)列的结果与基准回归结果基本一致,说明基准回归结果是稳健的。

最后,在本文样本期内中国还受到其他两项重大政策的影响,即 2001 年加入 WTO 和开始于 20 世纪末的国有企业改革,两者可能都会同时影响最低工资标准和企业买方势力。为了避免这两项政策的混淆效应,本文借鉴 Che 和 Zhang(2018)的做法,剔除样本期间出口最多的纺织业、纺织服装、鞋、帽制造业与通信设备、计算机及其他电子设备行业,以分离入世的混淆效应,结果见表 6 第(4)列。由于东北地区是老工业基地,国有企业密集度高,受国有企业改革的影响较大,为了分离国有企业改革的混淆效应,本文剔除了东北地区的样本进行回归,结果见表 6 第(5)列。这两列的结果均与基准回归结果一致,进一步证明了基准回归结果的稳健性。

表 6 稳健性检验结果 I

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
$treat \times post04$	-0.0434*** (-4.7972)		-0.0397*** (-3.8217)	-0.0588*** (-6.1485)	-0.0429*** (-4.7830)
$\ln min_wage$		-0.0400** (-2.4791)			
$treat$	0.0703*** (9.3535)		0.0753*** (8.5688)	0.0828*** (10.1820)	0.0738*** (9.6546)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	882 536	882 536	394 811	738 134	838 948
R^2	0.7066	0.7065	0.7343	0.7100	0.7086

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;*** 和 ** 分别表示在 1% 和 5% 的水平上显著。

除此之外,最低工资政策主要影响那些初始平均工资较低的企业,对初始平均工资较高企业的平均工资提高影响并不明显。表 7 第(1)–(3)列分别为剔除企业平均工资高于 80% 分位、高于 50% 分位和高于 20% 分位企业平均工资样本的回归结果。如果处理组企业

和对照组企业样本的平均工资越接近,那么最低工资政策对这两组企业抽成率的平均影响的差异会越小。从表7第(1)—(3)列结果可知, $treat_{it} \times post04_{it}$ 系数的符号均显著为负,且随着处理组与对照组企业样本平均工资的逐步接近,系数绝对值逐渐从0.0403缩小到0.0267,且在剔除高于20%分位企业平均工资样本时显著性减弱,表明最低工资政策对两组企业的抽成率影响差异逐渐变小,这也进一步佐证了本文的研究结论。

表7 稳健性检验结果 II:剔除高工资企业样本

变量	(1)	(2)	(3)
	剔除高于80%分位	剔除高于50%分位	剔除高于20%分位
$treat \times post04$	-0.0434 *** (-4.7620)	-0.0403 *** (-3.9344)	-0.0267 * (-1.7991)
$treat$	0.0756 *** (9.6664)	0.0646 *** (7.3728)	0.0395 *** (3.1217)
控制变量	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes
观测值	686095	387651	125284
R^2	0.7236	0.7235	0.7137

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;***和*分别代表在1%和10%的水平上显著。

(二) 异质性分析

为进一步揭示最低工资制度影响劳动力市场买方势力的异质性特征,本文从劳动密集度、企业技能、企业规模和企业产权四个角度进行异质性分析。一般而言,劳动密集型企业对低技能劳动力的需求量相对更大,对劳动力成本变动较敏感,因而受最低工资制度的影响也更大(蒋灵多、陆毅,2017)。为了揭示不同劳动密集度企业受最低工资制度影响的异质性,本文借鉴高文静等(2022)的做法,用企业员工人数与固定资产比值衡量劳动密集度,并根据该比值的中位数,将企业分为劳动密集度高、低两个子样本分别对基准模型进行回归。表8第(1)、(2)列的结果显示,最低工资制度的实施显著抑制了两类企业的买方势力,但对劳动密集度高的企业的影响显然更大,这一结果与预期十分吻合。

不同技能水平的企业受最低工资政策的影响可能也会存在差异。平均而言,高技能企业的员工议价能力较强,人均工资较高,受最低工资制度的影响较小。而低技能企业员工的可替代性高,受最低工资制度的影响较大。为了揭示不同技能水平企业受最低工资制度的异质性影响,本文借鉴张军等(2018)的方法,用2004年中国工业企业数据库中高等教育劳动者比例来划分企业技能水平。具体而言,将本科及以上学历者占比大于样本中位数的企业定义为高技能企业,反之则定义为低技能企业。从表8第(3)、(4)列的结果可看出,最低工资制度对低技能企业买方势力的影响显著为负,而对高技能企业买方势力的影响虽然为负,但并不显著,与预期结果非常吻合。

不同规模的企业在劳动力市场的买方势力存在差异,受最低工资政策的影响可能也会有所不同。为了区分企业规模的异质性,本文参照沈坤荣等(2023)的做法,根据国家统计局《统计上大中小微型企业划分办法(2017)》将企业划分为大、中、小型企业。具体而言,本文将资产总计达4亿元及以上的企业划分为大型企业,将资产总计为4千万元以下的企业划分为小型企业,其余企业为中型企业,并将三个子样本分别对基准模型进行回归。从表8第

(5) — (7) 列的结果中不难看出,最低工资制度对大型企业买方势力的影响不显著,但对中型和小型企业买方势力有显著的负向影响,尤其对小型企业的影响最大,系数绝对值约为中型企业系数绝对值的三倍。这一结果与现实情况非常吻合,小型企业平均工资水平较低,最容易受最低工资制度影响。

表 8 企业异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
	高劳动密集度	低劳动密集度	高技能	低技能	大型企业	中型企业	小型企业
<i>treat</i> × <i>post</i> 04	-0.0597*** (-5.0940)	-0.0276* (-1.9321)	-0.0117 (-0.3880)	-0.0584*** (-2.6993)	-0.0336 (-0.8432)	-0.0251** (-2.3670)	-0.0782*** (-4.2160)
<i>treat</i>	0.0628*** (6.2351)	0.0559*** (4.6231)	0.0669** (2.4345)	0.1006*** (4.9806)	0.0476 (1.3455)	0.0577*** (6.3057)	0.0194 (1.3028)
控制变量	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes	yes	yes	yes
观测值	416817	408327	150888	157399	123647	618514	90053
<i>R</i> ²	0.7401	0.6995	0.7038	0.7472	0.6511	0.7186	0.7757

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 *t* 值;***、** 和 * 分别代表在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。

不同产权的企业在治理结构、行业特质和政策福利等方面存在较大差异,因而受最低工资制度的影响可能会存在明显不同。为了揭示产权异质性,本文根据登记注册类型将企业分为民营企业、国有企业、中国港澳台企业、外资企业四类,并分别对基准模型进行回归。从表 9 的结果可以看出,不同产权企业的政策效果的确存在显著差异,其中,最低工资制度对国有企业和外资企业买方势力的抑制效应最大,而对中国港澳台企业和民营企业买方势力的抑制效应相对较小。可能的原因在于,国有企业对国家政策的执行度较高,同时也承担了较多的公共责任和任务,因而受最低工资制度的影响也更大。外资企业在中国从事生产经营活动,往往会比较严格地遵守中国的法律法规,故其受最低工资制度的影响也较大。相较而言,虽然劳动力成本对民营企业的业绩会有较大影响,但是由于民营企业在人事雇佣、生产经营等方面相对灵活,因此抵消了一部分最低工资政策实施的不利影响,从而受最低工资制度的影响相对较小(许明、李逸飞,2020)。

表 9 企业产权异质性回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	民营企业	国有企业	中国港澳台企业	外资企业
<i>treat</i> × <i>post</i> 04	-0.0410*** (-4.2411)	-0.1625*** (-3.7206)	-0.0975** (-2.4968)	-0.1620*** (-2.9887)
<i>treat</i>	0.0684*** (8.1774)	0.0868*** (3.2732)	0.0855*** (2.6773)	0.1154** (2.4422)
控制变量	yes	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes	yes
观测值	694638	39269	64251	58611
<i>R</i> ²	0.7078	0.6940	0.6867	0.6905

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 *t* 值;*** 和 ** 分别代表在 1% 和 5% 的水平上显著。

六、机制分析

最低工资制度究竟通过何种渠道削弱了企业的买方势力?根据前文的理论分析,《最低工资规定》的实施会通过影响企业的工资水平、边际收益产品和劳动力需求,从而对劳动力市场买方势力产生影响。为了检验这些机制,本文构建模型如下:

$$\ln M_{it} = \alpha \times \text{treat}_{it} + \lambda \times \text{treat}_{it} \times \text{post04}_t + \delta \times X_{it} + \mu_i + \mu_t + \mu_c + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

(9)式中: $\ln M_{it}$ 为被解释变量,由企业的平均工资($wage$)、劳动力需求($labor$)和劳动力边际收益产品($MRPL$)表示,其他变量设定与基准回归相同,结果见表10。

第(1)列的结果表明,交互项系数均显著为正,表明最低工资制度的实施显著提升了受约束企业的平均工资水平,在其他条件不变的情况下,这必然会削弱企业在劳动力市场的买方势力。第(2)列和第(3)列中交互项系数分别显著为负和正,说明《最低工资规定》的实施确实显著降低了企业对劳动力的需求,同时提高了劳动力的边际收益产品。这与前文提出的假说完全吻合,即在最低工资政策的冲击下,企业使用劳动力的边际成本上升,为了节约成本,企业不得不减少对劳动力的需求,而劳动力需求的收缩间接地提高了边际收益产品。由于最低工资政策对工资的提升效应(见第(1)列结果)大于对劳动力边际收益产品的提升效应(见第(3)列结果),因此,根据抽成率的计算公式,企业在劳动力市场上的买方势力将被削弱。综合而言,本文认为最低工资制度主要通过工资上涨的直接效应和劳动力需求收缩的间接效应这两大机制,削弱了企业在劳动力市场的买方势力。

表 10 机制分析结果

变量	(1)	(2)	(3)
	$\ln wage$	$\ln labor$	$\ln MRPL$
$treat \times post04$	0.1402 *** (31.2615)	-0.0344 *** (-10.0514)	0.0932 *** (10.4134)
$treat$	-0.0658 *** (-17.0753)	-0.0460 *** (-15.8151)	0.0077 (1.0071)
控制变量	yes	yes	yes
年份固定效应	yes	yes	yes
企业固定效应	yes	yes	yes
城市固定效应	yes	yes	yes
观测值	882536	882536	882536
R^2	0.6257	0.8552	0.7167

注:括号内是根据聚类稳健标准误计算的 t 值;*** 代表在 1% 的水平上显著。

七、结论与政策建议

本文首先估测了中国工业企业在劳动力市场上的买方势力,然后通过 2004 年《最低工资规定》的实施这一准自然实验,构建双重差分模型识别了最低工资制度对企业买方势力的因果效应。研究表明:(1)平均而言,中国工业企业在劳动力市场上拥有较强的买方势力,且呈现出逐年上升趋势;在所有行业中,技术密集型企业的买方势力最弱,劳动和资本密集型企业的买方势力较强。(2)最低工资制度对企业的买方势力存在明显的抑制作用,各种稳健性检验均支持这一结果。(3)不同劳动密集度、不同技能水平、不同规模和不同产权企业的买方势力受最低工资制度的影响存在明显差异,具体而言,最低工资制度对劳动密集型

企业、低技能企业、小型企业、外资企业和国有企业买方势力的削弱效应较大。(4)最低工资制度主要通过工资上涨的直接效应和劳动力需求收缩的间接效应削弱了企业的买方势力。基于上述结论,本文提出以下政策建议:

一是要进一步完善《劳动法》《最低工资规定》等法律法规体系,确保最低工资制度有法可依、有法必依。强化企业告知义务,确保劳动者对最低工资相关法律法规的知情权。严格执法检查,对违反规定的企业依法进行处罚,确保最低工资制度得到严格执行。畅通投诉举报渠道,鼓励劳动者积极维护自身合法权益,及时披露用人单位的违法行为。细化制度内容,在目前分地区实施差异化最低工资标准的基础上,探索针对不同行业、职业等实行差别化最低工资标准。加强普法宣传教育,强化企业、劳动者和相关政府部门的法律意识,严格保护劳动者的合法权益不受侵犯。坚持与时俱进,加快推进劳动保护法律法规在各级各类劳动力市场中的应用。尤其是随着数字经济和平台经济等新兴商业模式的出现,要加快研究新兴商业模式中的违法认定标准,并出台相应的劳动保护措施。强化执法监督和审查工作,确保劳动保护的相关法律法规能够得到严格执行。提高劳动者的市场主体地位,畅通劳动者依法申诉、上诉的渠道,加大法律援助力度。

二是要着力提升劳动者的工资议价能力,加强技能培训与在职教育,通过对技能水平和业务能力的提升增加劳动者就业的灵活性。大力推进职业教育高质量发展,打造一批有影响力、市场广泛认可的职业院校,为社会培养和输送具有工匠精神的专业技能人才。充分利用大数据、人工智能等新技术,着力完善就业信息系统建设,增强用人单位和求职人员的信息沟通和匹配效率。进一步完善社会保障体系,充分发挥国家财政作用,增加民生支出,加大对低收入劳动者的保障力度。增加医疗救助金和社会失业救济金,降低劳动者面临的失业威胁和失业成本,让劳动者在与企业进行工资议价时处于更有利的位置。

三是要坚决摒弃“996”“007”等过度内卷的加班文化,引导和规范企业树立以人为本的正确雇佣观,切实保障劳动者的合法休息、休假、生育等权利。完善立法、强化执法,严厉打击克扣、拖欠员工工资福利行为。大力推动全国统一劳动力市场建设,禁止企业在招聘过程中实施性别、年龄、出身、地域等各种形式的就业歧视。

参考文献:

1. 柏培文、杨志才, 2019:《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》第5期。
2. 董丰、申广军、焦阳, 2020:《去杠杆的分配效应——来自中国工业部门的证据》,《经济学(季刊)》第2期。
3. 高文静、施新政、陆瑶、王佳琪, 2022:《劳动力保护与企业风险——来自2008年新<劳动合同法>的证据》,《金融研究》第1期。
4. 简泽、黎德福、沈筠彬、吕大国, 2016:《不完全竞争的收入分配效应研究——一个融合产品—劳动力市场的视角》,《中国工业经济》第1期。
5. 蒋灵多、陆毅, 2017:《最低工资标准能否抑制新疆僵尸企业的形成》,《中国工业经济》第11期。
6. 厉以宁, 2013:《收入分配制度改革应以初次分配改革为重点》,《经济研究》第3期。
7. 罗小兰、丛树海, 2009:《基于攀比效应的中国企业最低工资标准对其他工资水平的影响》,《统计研究》第6期。
8. 马双、李雪莲、蔡栋梁, 2017:《最低工资与已婚女性劳动参与》,《经济研究》第6期。
9. 马双、张劼、朱喜, 2012:《最低工资对中国就业和工资水平的影响》,《经济研究》第5期。
10. 聂辉华、江艇、杨汝岱, 2012:《中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题》,《世界经济》第5期。
11. 沈坤荣、林剑威、傅元海, 2023:《网络基础设施建设、信息可得性与企业创新边界》,《中国工业经济》第1

期。

12. 盛丹、陆毅, 2016:《出口贸易是否会提高劳动者工资的集体议价能力》,《世界经济》第5期。
13. 盛丹、陆毅, 2017:《国有企业改制降低了劳动者的工资议价能力吗?》,《金融研究》第1期。
14. 孙中伟、舒玢玢, 2011:《最低工资标准与农民工工资——基于珠三角的实证研究》,《管理世界》第8期。
15. 王家庭、李艳旭、马洪福、曹清峰, 2019:《中国制造业劳动生产率增长动能转换: 资本驱动还是技术驱动》,《中国工业经济》第5期。
16. 谢申祥、陆毅、蔡熙乾, 2019:《开放经济体系中劳动者的工资议价能力》,《中国社会科学》第5期。
17. 许明、李逸飞, 2020:《最低工资政策、成本不完全传递与多产品加成率调整》,《经济研究》第4期。
18. 颜迪、张尉、罗楚亮, 2023:《最低工资与城镇老年劳动参与》,《财经研究》第3期。
19. 杨娟、李实, 2016:《最低工资提高会增加农民工收入吗?》,《经济学(季刊)》第4期。
20. 张丹丹、李力行、童晨, 2018:《最低工资、流动人口失业与犯罪》,《经济学(季刊)》第3期。
21. 张军、张慧慧、徐力恒, 2018:《劳动力市场分割的技能偏向如何影响家庭人力资本投资》,《中国工业经济》第8期。
22. 张琼、封世蓝、曹晖, 2022:《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)》第3期。
23. Acemoglu, D. 2010. “When Does Labor Scarcity Encourage Innovation?” *Journal of Political Economy* 118 (6): 1037–1078.
24. Akerberg, D., K. Caves, and G. Frazer. 2015. “Identification Properties of Recent Production Function Estimators.” *Econometrica* 83(6): 2411–2451.
25. Ashenfelter, O., and D. Card. 1982. “Time Series Representations of Economic Variables and Alternative Models of the Labour Market.” *Review of Economic Studies* 49(5): 761–781.
26. Azar, J. A., I. Marinescu, M. I. Steinbaum, and B. Taska. 2020. “Concentration in US Labor Markets: Evidence from Online Vacancy Data.” *Labour Economics* 66, forthcoming.
27. Barr, T., and U. Roy. 2008. “The Effect of Labor Market Monopsony on Economic Growth.” *Journal of Macroeconomics* 30(4): 1446–1467.
28. Bartik, T. J. 1991. *Who Benefits from State and Local Economic Development Policies?* Kalamazoo, MI: Upjohn Press.
29. Brooks, W. J., J. P. Kaboski, and I. O. Kondo, et al. 2021. “Infrastructure Investment and Labor Monopsony Power.” *IMF Economic Review* 69: 470–504.
30. Caliendo, M., W. Linda, and S. Carsten. 2019. “The Causal Effects of the Minimum Wage Introduction in Germany: An Overview.” *German Economic Review* 20(3): 257–292.
31. Card, D., A. R. Cardoso, J. Heining, and P. Kline. 2016. “Firms and Labor Market Inequality: Evidence and Some Theory.” *Journal of Labor Economics* 36(S1): S13–S70.
32. Caselli, M., J. Mondolo, and S. Schiavo. 2023. “Labour Market Power and the Quest for an Optimal Minimum Wage: Evidence from Italy.” *Applied Economics* 55(15): 1713–1727.
33. Che, Y., and L. Zhang. 2018. “Human Capital, Technology Adoption and Firm Performance: Impacts of China’s Higher Education Expansion in the Late 1990s.” *The Economic Journal* 128(614): 2282–2320.
34. Corella, L. F. M. 2020. “Minimum Wages in Monopsonistic Labor Markets.” *IZA Journal of Labor Economics* 9(1): 1–28.
35. De Loecker, J., and F. Warzynski. 2012. “Markups and Firm-level Export Status.” *American Economic Review* 102(6): 2437–71.
36. Draca, M., S. Machin, and J. Van Reenen. 2011. “Minimum Wages and Firm Profitability.” *American Economic Journal: Applied Economics* 3(1): 129–151.
37. Fang, T., M. Gunderson, and C. Lin. 2021. “The Impact of Minimum Wages on Wages, Wage Spillovers, and Employment in China: Evidence from Longitudinal Individual-level Data.” *Review of Development Economics* 25(2): 854–877.
38. Fang, T., and C. Lin. 2015. “Minimum Wages and Employment in China.” *IZA Journal of Labor Policy* 4(1): 1–30.

39. Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma. 2016. "The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms' export Behavior." *Journal of International Economics* 100: 81-94.
40. Harasztosi, P., and A. Lindner. 2019. "Who Pays for the Minimum Wage?" *American Economic Review* 109(8): 2693-2727.
41. Manning, A. 2021. "Monopsony in Labor Markets: A Review." *ILR Review* 74 (1): 3-26.
42. Matsudaira, J. D. 2014. "Monopsony in the Low-wage Labor Market? Evidence from Minimum Nurse Staffing Regulations." *Review of Economics and Statistics* 96(1): 92-102.
43. Mayneris, F., S. Poncet, and T. Zhang. 2014. "The Cleansing Effect of Minimum Wages: Minimum Wages, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China." IRES-Institut de Recherches Economiques et Sociales, Discussion Papers, No. 2014015.
44. Mayneris, F., S. Poncet, and T. Zhang. 2018. "Improving or Disappearing: Firm-level Adjustments to Minimum Wages in China." *Journal of Development Economics* 135: 20-42.
45. Ni, J., G. Wang, and X. Yao. 2011. "Impact of Minimum Wages on Employment." *The Chinese Economy* 44(1): 18-38.
46. Sun, W., X. Wang, and X. Zhang. 2015. "Minimum Wage Effects on Employment and Working Time of Chinese Workers: Evidence Based on CHNS." *IZA Journal of Labor and Development* 4(1): 1-22.
47. Tortarolo, D., and R. Zarate. 2018. "Measuring Imperfect Competition in Product and Labor Markets: An Empirical Analysis Using Firm-level Production Data." Development Bank of Latin America, Working paper, January.
48. Yeh, C., C. Macaluso, and B. Hershbein. 2022. "Monopsony in the U.S. Labor Market." *American Economic Review* 112(7): 2099-2138.

The Minimum Wage System and Monopsony Power in the Labor Market

Dai Jiawu¹, Wang Ye¹, Li Xun², Xiong Ruixiang¹

(1: Business School, Hunan Normal University;

2: Economics and Management School, Wuhan University)

Abstract: Building a unified national market is the basic support and internal requirement for the new development pattern construction. Based on the perspective of monopsony, this paper first estimates monopsony power in the labor market, and then evaluates the causal effect and influence mechanism of the minimum wage system on monopsony power with the difference-in-difference model. The results show that: Chinese industrial enterprises have a strong monopsony power in the labor market, and it shows an increasing trend year by year; Technology-intensive enterprises have the weakest monopsony power, while labor capital-intensive enterprises have the strongest monopsony power. The minimum wage system significantly weakens firms' monopsony power, which is supported by various robustness tests. Heterogeneity analysis shows that the minimum wage system has a greater inhibitory effect on the monopsony power of labor-intensive enterprises, low-skill enterprises, small enterprises, foreign enterprises, and state-owned enterprises. The mechanism analysis shows that the minimum wage system weakens the monopsony power of enterprises mainly through the effects of wage increase and labor demand contraction. This study contributes to a reasonable assessment of the structure of China's labor market, enriches and expands the research perspectives on the minimum wage system, and provides theoretical insights for further improving the minimum wage system.

Keywords: Minimum Wage System, Monopsony Power, Marginal Revenue of Product

JEL Classification: D21, J42, J48

(责任编辑:陈永清)