

企业劳动关系与全要素生产率

——基于劳动争议司法诉讼的证据

许晨曦 刘肖楠 赵文静 贺 宏

内容提要:作为新质生产力的核心标志,全要素生产率大幅提升对于中国实现经济高质量发展具有重要意义。本文以企业劳动关系为切入点,利用2014—2022年A股上市公司劳动争议司法诉讼案件数据,实证检验劳动争议对企业全要素生产率的影响。研究结果表明,劳动争议对企业全要素生产率具有负面影响,主要影响机制是降低企业人力资本积累和提高企业监督成本;异质性分析结果表明,在地区法律保护水平较高的企业、劳动密集型企业及处于非衰退期的企业,劳动争议对全要素生产率的负面影响更为明显;进一步分析结果表明,工业机器人的应用削弱了劳动争议对企业全要素生产率的负面影响。本文的研究结论有助于深化对劳动关系经济后果的理解,也为企业提高全要素生产率提供了有益启示。

关键词:劳动关系 劳动争议 员工稳定性 员工素质 监督成本 全要素生产率

中图分类号:F224

文献标识码:A

文章编号:1000-7636(2025)12-0125-17

一、问题提出

改革开放四十余年来,在社会主义市场经济体制转型的宏观背景下,中国企业劳动关系^①经历了明显的改变:过去,在主要由国有企业主导的计划经济体制下,劳动力市场高度集中;当前,随着市场经济改革的推进,私营企业和外资企业蓬勃发展,劳动力市场逐步市场化,大量非国有企业和自由职业者涌现,劳动合同制度普及,工资谈判方式多样化。这种变化导致企业和劳动者之间的关系由相互合作利益一致,转变为双方利益对立、既冲突又合作的状态^[1],这一变化引起了学术界的广泛关注^[2]。

作为生产关系的重要组成部分,劳动关系是最基本、最重要的社会关系之一,其是否稳定和协调直接影

收稿日期:2025-03-02;修回日期:2025-11-03

基金项目:国家社会科学基金青年项目“数智化赋能国有企业突破性创新的机制、路径与对策研究”(24CJL048)

作者简介:许晨曦 中国人民大学商学院博士后,北京,100872;首都经济贸易大学会计学院副教授、博士生导师,北京,100070;

刘肖楠 首都经济贸易大学会计学院博士研究生;

赵文静 首都经济贸易大学会计学院博士研究生,通信作者;

贺 宏 首都经济贸易大学会计学院教授、博士生导师。

① 本文所使用的劳动关系与劳资关系在概念上是等同的,具体指企业组织中雇佣关系的经济利益及权利义务关系。

作者感谢匿名审稿人的评审意见。

响社会民生保障与经济健康发展,是衡量社会治理效能的重要指标^[3]。近年来,中国劳动争议案件办理数量由2017年的166.5万件攀升至2023年的385万件,如图1所示。面对新时代劳动关系主要矛盾的变化和加强劳动者权益保护的需要,党的二十大报告强调“健全劳动法律法规,完善劳动关系协商协调机制,完善劳动者权益保障制度,加强灵活就业和新就业形态劳动者权益保障”,以实现劳动关系和谐稳定。

随着劳动关系从“单位制共同体”向“市场化契约”转型,其制度重构过程对企业全要素生产率产生了深刻影响。企业全要素生产率反映了企业在相同投入下实现的产出水平,包括了技术进步、管理效率以及制度环境等因素对生产力的影响^[4]。其提升不仅能够有效推动经济增长,还能够优化资源配置、促进产业结构升级,并在全球竞争中提升中国企业的竞争力^[5-6]。理论上讲,良好的劳动关系能够有效降低企业内部交易成本^[7],形成人力资本的长期培育环境。高素质劳动者作为知识创新的主体,通过技术改进和生

产流程优化,推动着企业生产效率的实质性提升^[8]。反之,当劳动关系出现失衡时,可能引发多重效率损失。例如,劳动纠纷会挤占管理资源和研发投入,抑制企业技术创新;冲突带来的经营风险和不确定性,则会削弱资本的配置与使用效率,进而损害生产效率水平,不利于经济增长,甚至导致产业结构扭曲与经济结构失衡^[9-11]。因此,深入探究劳动关系对全要素生产率的影响,具有重要的理论意义。

基于此,本文的核心问题在于:劳动关系是否会影响企业的全要素生产率?劳动关系通过何种渠道影响企业全要素生产率?为回答这些问题,本文基于中国上市公司数据,从司法诉讼视角出发,评估因劳动争议引致的全要素生产率损失。本文的边际贡献主要体现在两个方面。第一,在研究视角方面。不同于已有文献大多从劳动保护政策的角度出发,关注《中华人民共和国劳动合同法》以及劳动保护强度对企业效率的影响,本文从劳动争议的现实表现切入,聚焦劳动争议司法诉讼这一企业劳动关系紧张的直接表征。通过识别司法裁判文书中的劳动争议案件,更为真实地反映企业内部劳动关系紧张的实际状态,进而揭示企业全要素生产率损失的根源,拓展了全要素生产率影响因素的研究维度。第二,在机制分析方面。现有文献多聚焦于劳动保护的正向影响机制,认为其可通过激励企业增加培训投入、加大专用性人力资本投资及推动要素替代等方式作用于企业发展^[12-13]。本文从劳动争议这一视角切入,重点揭示其对企业全要素生产率的负向影响机制,弥补了既有文献在劳动保护负向机制探讨上的不足,拓展了劳动关系影响全要素生产率的机制研究边界。综上,本文的研究有助于正确理解劳动关系在企业高质量发展中的作用,从而有助于政策制定者提出相应的法律法规完善方向和司法程序优化措施,为企业管理者提供改进劳动关系的科学指导。

二、文献综述与研究假设

(一) 文献综述

在众多复杂的社会关系中,劳动关系处于基础性地位,是最重要、最基本的社会关系^[14],其和谐与否影响

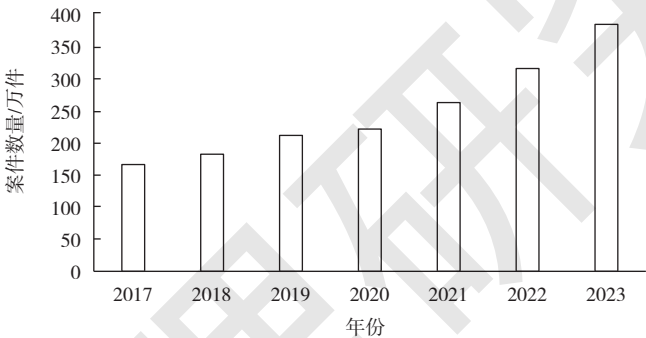


图1 2017—2023年中国劳动争议案件办理数量
数据来源:人力资源和社会保障事业发展统计公报。

随着社会发展进程。当前,有关劳动关系的研究,多聚焦在法律、制度层面的分析,探讨平台用工、灵活用工等新型劳动关系的法律认定与权益保护^[15]、劳动争议的调解、仲裁和司法救济途径^[16],以及现有法律制度的不足等^[17]。关于劳动关系的经济后果,诸多学者从宏观经济和微观主体等角度进行了研究。

从宏观层面看,学术界普遍认为劳动关系质量与经济发展存在明显关联。和谐的劳动关系能够促进高质量就业并培育新质生产力,为社会稳定提供基础支撑。反之,劳动争议则会降低企业的运营效率,扰乱正常的市场秩序^[18]、抑制居民消费活力^[19],最终制约经济可持续发展。

从微观层面看,已有文献表明劳动关系对企业的影响主要集中在生产经营、创新活动、企业绩效等方面。具体地,生产经营方面,合作型劳动关系有利于激发劳动者主观能动性,进而促进技术创新与资本集约度的提高,增加单位时间内的有效产出^[20]。而劳动关系紧张不仅会降低员工生产积极性^[21],影响企业正常的生产经营^[22],还会阻碍劳动力结构调整,削弱先进技术对生产率的提升作用^[23]。创新活动方面,劳动关系在一定程度上会影响企业技术进步的转化效率。合作性劳动关系有利于激发员工创新思维,增强员工创新行为^[24],使企业更高效地运转,提高企业的创新绩效。而劳资对抗引发的组织内耗^[25],则会抑制技术扩散速度,造成技术进步与生产率提升的“效率断层”。企业绩效方面,劳动关系管理通过影响企业员工个人绩效,同时通过塑造组织氛围有效地整合个体绩效,形成组织整体绩效^[26]。卡茨等(Katz et al., 1982)对美国通用汽车公司的研究表明,主管与工人之间的高度信任和积极沟通,以及让员工参与与其工作有关的决策,有利于员工承诺与个人绩效的提升,并能够提升直接生产率与产品质量;而员工的抱怨和受惩罚,以及劳资谈判时间的拖延,则容易形成摩擦、冲突与不信任的组织氛围和对抗性的劳动关系,从而会对企业绩效造成不良影响^[27]。

从上述文献可知,劳动关系在企业内部治理结构中扮演着重要角色,其质量影响员工的行为表现和组织的运作效率,进而作用于企业的生产率水平。良好的劳动关系能够通过提升劳动效率、优化团队协作、增强知识共享等方式推动要素的有效组合;劳动争议的频发则可能带来隐性成本上升和管理资源错配等问题,不利于生产率提升。然而,已有研究在探讨企业全要素生产率的影响因素时,更多聚焦于宏观经济层面的产业结构转换^[6]、营商环境^[28-29]、产业政策^[30]、数字经济发展^[31-32],政治社会层面的政府支持^[33]、财政分权^[34]、各种政策协议^[35],以及微观层面的企业技术进步^[36-37]、资产配置^[38-39]、人力资本^[40-41]等。虽有部分研究开始考察劳动政策调整对企业全要素生产率的影响,如李波和蒋殿春(2019)^[12]、廖冠民和宋蕾蕾(2020)^[13]均以2008年《中华人民共和国劳动合同法》施行为切入点,指出劳动保护通过人力资本投资和要素替代促进了企业全要素生产率的提高。然而,这些研究的视角均集中于劳动政策冲击,侧重制度约束下企业的适应性行为,而非劳动关系质量的内生性影响,未能直接揭示劳动关系对企业全要素生产率的作用。因此,从企业层面特别是劳动关系视角分析影响企业全要素生产率的因素十分重要。

(二) 研究假设

劳动关系作为影响企业绩效的深层因素,体现了劳资双方合作与冲突的程度,其质量水平直接影响企业内部资源配置效率。合作的劳动关系有助于提高企业绩效,反之则会抑制,这一观点得到了广泛的研究支持^[20]。原因主要在于:首先,当劳资双方信任关系受损时,企业为防范道德风险需增加监督成本,而员工因心理契约破裂会产生消极怠工行为,双重作用下导致劳动力要素的边际产出下降^[42];其次,劳动关系紧张会加剧组织协调成本,长期稳定的劳动关系网络能降低信息传递损耗,当劳资沟通渠道受阻时,生产流程中的知识传递效率会降低;再次,长期稳定的劳动关系有助于专用性人力资本的积累,但当员工面临解雇风险时,其参

与持续培训的意愿下降^[43];最后,根据信号理论^[44],劳动争议会引发人才流失的乘数效应,核心员工的离职会向市场传递负面信号,导致企业人力资本重置成本增长。

基于此,本文提出假设1:劳动争议会抑制企业全要素生产率的提升。

劳动关系本质上是企业与员工之间隐性权利义务的平衡状态。劳动争议会削弱企业人力资本积累能力。一方面,当劳动争议频发时,组织支持感的缺失将削弱员工的情感承诺,进而产生“退出行为”^[45],导致员工稳定性下降。员工稳定性的下降会通过多重传导路径削弱企业全要素生产率。首先,核心员工的流失不仅会导致企业长期积累的隐性经验知识难以有效传承,使得生产优化调整响应速度下降,降低技术问题的解决效率,还会增大企业技术外溢的风险^[46]。其次,新员工从入职适应到完全胜任岗位的过程增加了企业生产系统的摩擦性成本。最后,居高不下的员工流动率会向在职者传递组织发展前景不明的信号,引发离职传染效应,最终导致更多员工选择离开企业^[47]。

另一方面,当劳动争议频发时,员工素质提升会受到较大影响。首先,劳资信任缺失将加剧企业培训决策的短期化倾向,进而使员工知识更新速率滞后于技术变革需求,抑制生产效率的提高。其次,劳动争议频发会给外界留下负面印象,降低企业的吸引力,进而导致员工整体素质的下降。新招聘的员工可能缺乏必要的技能和经验,无法有效地履行工作职责,进而影响团队的整体表现和工作效率^[48],最终导致企业的全要素生产率的降低。

基于此,本文提出假设2:劳动争议抑制了企业人力资本积累,不利于企业全要素生产率的提升。

劳动争议反映出劳资之间信任关系的弱化,使企业面临更高的管理风险。为控制员工道德风险和防范组织内部的“机会主义行为”,企业往往需要加大对工作过程和绩效结果的监督,从而提高制度运行和人力资源管理成本。监督成本的提升不仅直接占用企业的有限资源,还会造成资源在内部控制环节的过度集中,挤占原本可用于研发、培训等生产性环节的支出。同时,过度监控会降低员工的心理安全感与工作积极性,员工会产生不满和抵触情绪,降低工作积极性和责任心,进而导致工作效率下降、差错率上升、协作效率降低。

基于此,本文提出假设3:劳动争议提高了企业的监督成本,不利于企业全要素生产率的提升。

三、实证设计

(一) 样本选取与数据来源

本文以2014—2022年沪深A股上市公司为研究样本。本文所使用的企业劳动争议数据和企业招聘数据来自中国开放数据平台(CnOpenData),其他财务数据等均来自深圳希施玛数据科技有限公司CSMAR中国经济金融数据库。为了量化企业劳动关系和谐程度,本文对上市公司涉及劳动关系的案件裁判文书进行全文关键词检索与分类。具体来说,如果某一上市公司的案件数据中含有“劳动争议”“劳动保护”“劳动纠纷”等关键词,则被确认为劳动争议案件。同时,为确保数据的可靠性,利用中国裁判文书网的相关案件信息进行了交叉验证。本文按照以下原则对样本进行了筛选:(1)剔除金融业的观测值;(2)剔除当年被ST、*ST的样本观测值;(3)剔除总资产小于零等数据异常以及关键数据缺失的样本。最终得到19948个样本。为避免离群值带来的回归结果偏差,本文对所有连续变量进行了上下1%的缩尾处理。

(二) 模型设定

为检验企业劳动关系对全要素生产率的影响,本文设定如下基准回归模型:

$$TFP_{i,t} = \beta_0 + \beta_1 LD_{i,t-1} + X'_{i,t} \beta_2 + \gamma_j + \mu_i + \delta_k + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中, $TFP_{i,t}$ 为被解释变量, 表示企业 i 在 t 年的全要素生产率, 本文采用 OP 法进行测算; $LD_{i,t-1}$ 为解释变量, 表示企业 i 在 $t-1$ 年的劳动关系和谐程度。 $X'_{i,t}$ 为控制变量向量; γ_j 为地区固定效应, μ_t 为年份固定效应, δ_k 为行业固定效应, $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。同时, 本文对回归系数的标准误进行公司层面聚类 (cluster) 调整。

(三) 变量说明

1. 被解释变量

本文的被解释变量是全要素生产率 (TFP)。现有文献中关于全要素生产率的计算方法主要包括参数法、非参数法和半参数法。半参数估计法结合了生产函数估计和非参数估计的优点, 能够有效地解决在全要素生产率估计过程中可能出现的联立性偏误和选择性偏误问题。因此, 本文借鉴鲁晓东和连玉君 (2012)^[49] 的方法, 使用半参数法中的 OP 法对上市企业的全要素生产率进行测算。

2. 解释变量

劳动关系和谐程度。本文参考张军等 (2023)^[2] 的研究, 使用法院层面审理的劳动争议案件数作为衡量劳动关系和谐程度的代理变量。劳动争议案件数量越多, 代表企业与劳动者之间的关系越紧张。本文将解释变量细分为四个维度, 包括: 是否发生劳动争议案件 (LD_Dummy)、劳动争议案件数 (lnLD)、进入二审的劳动争议案件数 (lnESLD), 以及劳动争议案件加权总数 (lnCTSLED)。劳动争议案件加权总数的计算主要根据中国法院系统的审级特征, 将劳动争议案件的审理法院层级划分为四个等级, 分别为基层人民法院、中级人民法院、高级人民法院、最高人民法院, 按照“1/4—4/4”的权重进行赋值。法院层级越高, 表明案件复杂性、社会影响力或法律争议强度越大, 故赋予更高权重。考虑到劳动关系对企业全要素生产率的影响可能存在滞后效应, 本文将解释变量作滞后一期处理。

3. 控制变量

本文企业层面的控制变量包括企业规模 (Size)、企业年限 (Age)、资产负债率 (Lev)、成长性账面市值比 (MTB)、有形资产占比 (Tangible)、资本支出 (Capital)、股权集中度 (Top)、董事会规模 (Board)、两职合一 (Dual) 和员工工资 (Wage)。地区层面的控制变量包括企业所在省份的营商环境 (Mkt)、法治环境 (Law) 和地区生产总值 (GDP)。

4. 机制变量

本文的机制变量包括人力资本积累 (HCA) 与监督成本 (MC)。其中, 人力资本积累从员工稳定性与员工素质两个维度衡量: 员工稳定性采用上期与当期员工人数之差与当期人数的比值 (即员工离职率) 来衡量; 员工素质则用企业招聘要求中本科及以上学历的岗位占比 (EDU) 来衡量。监督成本 (MC) 采用管理费用与销售收入的比值来衡量。

表 1 为具体的变量设定。

表 1 变量设定

变量类型	变量符号	变量名称	变量描述
被解释变量	TFP_OP	全要素生产率	OP 法计算的企业全要素生产率
解释变量	LD_Dummy	是否发生劳动争议案件	若企业在上一期发生了劳动争议案件, 则取值为 1, 反之则为 0
	lnLD	劳动争议案件数	企业上一期发生的劳动争议案件数加 1 后取自然对数
	lnESLD	进入二审的劳动争议案件数	企业上一期发生的进入二审的劳动争议案件数加 1 后取自然对数
	lnCTSLED	劳动争议案件加权总数	企业上一期发生的劳动争议案件数按法院审级权重加权求和后加 1 后取自然对数

表1(续)

变量类型	变量符号	变量名称	变量描述
机制变量	<i>ETR</i>	员工稳定性	企业上期员工人数减去当期员工人数之后与当期员工人数的比值
	<i>EDU</i>	员工素质	企业的招聘要求中本科及以上学历要求的岗位占比
	<i>MC</i>	监督成本	管理费用与销售收入的比值
控制变量	<i>Size</i>	企业规模	对企业总资产取自然对数
	<i>Age</i>	企业年限	对企业成立年龄加1后取自然对数
	<i>Lev</i>	资产负债率	期末总负债与期末总资产的比值
	<i>MTB</i>	成长性账面市值比	账面价值与市场价值的比值
	<i>Tangible</i>	有形资产占比	资产总计减去无形资产净额和商誉净额之后与总资产的比值
	<i>Capital</i>	资本支出	购买固定资产、无形资产和其他长期资产支付的现金与总资产的比值
	<i>Top</i>	股权集中度	第一大股东持股比例
	<i>Board</i>	董事会规模	董事会总人数取自然对数
	<i>Dual</i>	两职合一	董事长与总经理兼任时取1,否则为0
	<i>Wage</i>	员工工资	支付给职工以及为职工支付的现金除以员工人数,并除以10 000
	<i>Mkt</i>	营商环境	公司所处地区的营商环境指数
	<i>Law</i>	法治环境	公司所处地区市场中介组织的发育和法律制度环境指数
	<i>GDP</i>	地区生产总值	对地区生产总值取自然对数

(四)描述性统计

表2列示了本文变量的描述性统计结果。由表2可知,全要素生产率(*TFP_OP*)的标准差为0.868 4,表明各企业之间在生产效率上存在较大的差异。在劳动关系方面,是否发生劳动争议案件(*LD_dummy*)的均值为0.426 2,表明劳动争议在企业中广泛存在。劳动争议案件数(*LD*)的均值为3.165 3,标准差为8.696 3,反映出企业在劳动争议案件数量上的差异。进入二审的劳动争议案件数(*ESLD*)的均值为0.819 9,表明大多数劳动争议在初级阶段已获得解决,尚需进一步审理的案例较少。此外,劳动争议案件加权总数(*CTSLD*)的均值为1.520 2,标准差为4.131 7,结合劳动争议案件数的均值可以看出,更多劳动争议案件集中于基层法院。在机制变量方面,员工稳定性(*ETR*)的均值为0.129 6,标准差为0.160 3,反映出不同企业在员工稳定性上存在明显差异;员工素质(*EDU*)的均值为0.473 1,说明企业在人力资源结构上对高素质劳动力存在一定依赖。监督成本(*MC*)的最小值为0.008 3,最大值为0.404 9,表明不同企业在内部管控效率上存在显著差异。此外,企业规模、企业年龄等控制变量的描述性统计结果均在合理范围之内,说明本文的数据处理是可靠的。

表2 描述性统计结果

变量	观测值	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>TFP_OP</i>	19 948	6.754 0	4.982 4	6.640 7	9.172 3	0.868 4
<i>LD_dummy</i>	19 948	0.426 2	0	0	1	0.494 5
<i>LD</i>	19 948	3.165 3	0	0	61	8.696 3
<i>ESLD</i>	19 948	0.819 9	0	0	18	2.481 0
<i>CTSLD</i>	19 948	1.520 2	0	0	28	4.131 7
<i>ETR</i>	15 594	0.129 6	0.001 2	0.077 2	0.939 0	0.160 3

表2(续)

变量	观测值	均值	最小值	中位数	最大值	标准差
<i>EDU</i>	17 486	0. 473 1	0	0. 468 8	1	0. 258 5
<i>MC</i>	19 948	0. 085 4	0. 008 3	0. 067 8	0. 404 9	0. 067 4
<i>Size</i>	19 948	22. 343 3	20. 061 6	22. 164 3	26. 376 0	1. 282 6
<i>Age</i>	19 948	19. 405 0	8	19	34	5. 503 7
<i>Lev</i>	19 948	0. 423 5	0. 063 8	0. 415 6	0. 889 9	0. 198 9
<i>MTB</i>	19 948	0. 605 4	0. 109 8	0. 593 8	1. 182 1	0. 257 6
<i>Tangible</i>	19 948	0. 915 9	0. 512 6	0. 951 5	0. 999 9	0. 097 4
<i>Capital</i>	19 948	0. 045 0	0. 000 2	0. 031 9	0. 213 0	0. 043 4
<i>Top</i>	19 948	0. 330 0	0. 083 8	0. 306 2	0. 722 2	0. 144 1
<i>Board</i>	19 948	8. 383 8	5	9	14	1. 602 0
<i>Dual</i>	19 948	0. 303 6	0	0	1	0. 459 8
<i>Wage</i>	19 948	13. 949 0	4. 541 7	11. 910 0	46. 093 2	7. 451 1
<i>Mkt</i>	19 948	3. 704 7	3. 330 0	3. 713 3	3. 906 7	0. 137 5
<i>Law</i>	19 948	11. 675 5	3. 170 0	12. 147 0	16. 507 0	2. 954 4
<i>GDP</i>	19 948	18. 314 1	15. 591 3	18. 470 6	19. 884 3	1. 052 1

四、实证结果与分析

(一) 基准回归

企业劳动关系对全要素生产率影响的基准回归结果如表 3 所示,每列回归均控制了年度、行业 and 地区固定效应,并且使用个体聚类效应对标准误进行了修正。结果显示,是否发生劳动争议(*LD_Dummy*)、劳动争议案件数(*lnLD*)、进入二审的劳动争议案件数(*lnESLD*)以及劳动争议案件加权总数(*lnCTSLED*)的回归系数均在 1%水平下显著为负,表明企业劳动争议对全要素生产率存在负向影响,即假设 1 得到验证。

表 3 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>LD_Dummy</i>	-0. 037 2 *** (-3. 142 4)			
<i>lnLD</i>		-0. 029 7 *** (-4. 208 3)		
<i>lnESLD</i>			-0. 045 1 *** (-4. 574 5)	
<i>lnCTSLED</i>				-0. 040 5 *** (-4. 356 7)
<i>Size</i>	0. 427 7 *** (52. 876 2)	0. 432 9 *** (52. 364 4)	0. 431 3 *** (52. 679 9)	0. 433 3 *** (52. 296 5)
<i>Age</i>	-0. 005 0 (-0. 168 1)	-0. 002 9 (-0. 097 3)	-0. 005 9 (-0. 197 9)	-0. 003 0 (-0. 101 7)

表3(续)

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>Lev</i>	0.465 6*** (9.627 8)	0.467 1*** (9.673 0)	0.463 2*** (9.601 5)	0.466 4*** (9.663 7)
<i>MTB</i>	-0.106 7*** (-2.931 5)	-0.105 7*** (-2.897 8)	-0.106 7*** (-2.927 3)	-0.105 5*** (-2.892 5)
<i>Tangible</i>	0.368 2*** (4.952 9)	0.374 6*** (5.031 4)	0.373 2*** (5.017 6)	0.375 3*** (5.039 4)
<i>Capital</i>	-1.512 7*** (-9.951 2)	-1.522 7*** (-9.992 2)	-1.515 5*** (-9.972 6)	-1.521 7*** (-9.991 2)
<i>Top</i>	0.136 6** (2.541 9)	0.135 2** (2.519 4)	0.139 6*** (2.602 3)	0.135 8** (2.531 5)
<i>Board</i>	-0.134 3*** (-3.459 8)	-0.136 9*** (-3.526 5)	-0.135 8*** (-3.505 0)	-0.137 2*** (-3.533 6)
<i>Dual</i>	-0.027 8* (-1.912 9)	-0.027 7* (-1.908 8)	-0.027 8* (-1.910 0)	-0.027 8* (-1.911 0)
<i>Wage</i>	0.027 3*** (21.440 0)	0.027 2*** (21.378 4)	0.027 3*** (21.418 7)	0.027 2*** (21.376 7)
<i>Mkt</i>	0.204 3** (2.416 5)	0.206 6** (2.443 6)	0.204 0** (2.411 9)	0.206 4** (2.440 9)
<i>Law</i>	0.007 1 (1.640 0)	0.007 1 (1.638 6)	0.007 3* (1.671 8)	0.007 1 (1.641 9)
<i>GDP</i>	-0.002 4 (-0.203 0)	-0.002 2 (-0.188 2)	-0.001 8 (-0.149 0)	-0.002 2 (-0.191 3)
常数项	-4.300 9*** (-10.547 9)	-4.432 1*** (-10.809 3)	-4.395 7*** (-10.746 6)	-4.441 4*** (-10.825 7)
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 948	19 948	19 948	19 948
$\overline{R^2}$	0.642 6	0.643 1	0.643 0	0.643 1

注：***、**、* 分别代表在 1%、5% 和 10% 水平下显著，括号内为经过聚类标准误调整的 *t* 值，后表同。

(二) 内生性分析^①

1. 倾向得分匹配(PSM)

本文使用倾向得分匹配后的样本重新检验基准回归模型。具体而言,将基准回归中的所有控制变量作为协变量,以企业上一期是否发生劳动争议划分处理组和对照组,按照 1 : 1 的近邻匹配法(匹配半径 0.01)来选取对照组。匹配后,两组样本之间的差异得到了较大程度的消除,共获得 8 644 个样本观测值。结果显示,在减少系统性差异后,劳动争议对企业全要素生产率的抑制作用仍然存在,说明本文结论在一定程度上是可靠的。

2. 工具变量法

为克服模型可能存在的内生性问题,本文使用劳动力制度保护水平作为工具变量(*IV*),并采用两阶段最小

^①限于篇幅,具体结果留存备案。

二乘(2SLS)法进行估计。其中,参考柏培文和杨志才(2019)^[50]的做法,劳动力制度保护水平采用地区劳动争议处理率来衡量。该变量反映了一个地区劳动法治环境的成熟度与调解效率,处理率越高,意味着对劳动者权益的保障越完善,进而从宏观层面影响企业内部的劳动争议发生频率,满足工具变量与解释变量的相关性要求。从外生性来看,劳动争议处理率作为地区层面的宏观制度变量,主要反映司法与行政效率,它并不直接作用于企业内部的全要素生产率,因而符合工具变量的外生性要求。结果显示,工具变量第一阶段的回归系数均在1%水平下显著为正,说明该工具变量与本文的解释变量均存在正相关性,与预期一致。针对工具变量选取的合理性,本文进行了多项统计检验:首先,Kleibergen-Paap rk LM 统计量的 P 值小于 0.01,说明不存在工具变量识别不足问题;其次,Kleibergen-Paap rk LM 统计量大于 10,说明不存在弱工具变量问题。上述结果表明,本文构造的工具变量是合理的。两阶段最小二乘回归的第二阶段回归结果显示,核心解释变量的回归系数均在1%水平下显著为负,表明在缓解潜在的内生性问题后,本文的基准回归结果仍然成立。

(三) 稳健性检验

1. 替换被解释变量

借鉴任胜钢等(2019)^[51]的研究,将被解释变量分别替换为由广义矩估计(GMM)法和 LP 法所估计的企业全要素生产率(TFP_GMM 和 TFP_LP)进行衡量。表 4 列(1)—列(4)列示了 GMM 法估计的企业全要素生产率的回归结果,列(5)—列(8)列示了 LP 法估计的企业全要素生产率的回归结果。可以看出,解释变量的回归系数均在1%水平下显著为负,这表明劳动争议会降低企业全要素生产率,即基准回归结果稳健。

表 4 稳健性检验结果 I

变量	TFP_GMM				TFP_LP			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LD_Dummy	-0.038 9 *** (-2.919 8)				-0.037 8 *** (-8.372 2)			
lnLD		-0.032 7 *** (-4.112 1)				-0.025 4 *** (-8.701 1)		
lnESLD			-0.051 4 *** (-4.621 9)				-0.031 8 *** (-8.660 2)	
lnCTSLD				-0.045 4 *** (-4.322 3)				-0.033 2 *** (-8.692 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	19 948	19 948	19 948	19 948	19 948	19 948	19 948	19 948
$\overline{R^2}$	0.552 5	0.553 1	0.553 1	0.553 2	0.427 1	0.429 2	0.427 3	0.429 1

2. 细分解释变量

参考张军等(2023)^[2]的研究,本文将劳动争议分为劳动关系类(lnrelation)、薪资待遇类(lnpay)和其他类(lnother)纠纷,并分别统计这三类劳动争议案件的发生数,以探讨不同类型的劳动争议对企业全要素生产率的

影响。具体如表 5 所示。可以看出,上述三类劳动争议变量的回归系数均为负,且至少在 5%水平下显著,说明不同类型的劳动争议均对企业的生产运行形成制约,进一步验证了本文核心结论的稳健性。

表 5 稳健性检验回归结果 II

变量	(1)	(2)	(3)
lnrelation	-0.026 3 *** (-3.549 5)		
lnpay		-0.034 0 ** (-2.019 2)	
lnother			-0.071 0 ** (-2.481 0)
控制变量	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
观测值	15 594	15 594	15 594
$\overline{R^2}$	0.643 1	0.642 6	0.642 5

表 6 稳健性检验回归结果 III

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
LD_Dummy	-0.008 4 * (-1.664 1)			
lnLD		-0.006 4 ** (-2.157 3)		
lnESLD			-0.013 2 *** (-3.079 1)	
lnCTSLD				-0.009 2 ** (-2.299 6)
控制变量	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 948	19 948	19 948	19 948
$\overline{R^2}$	0.419 7	0.419 8	0.419 9	0.419 8

导致企业难以吸引和保留高素质员工,迫使企业降低招聘要求。表 7 列(1)—列(4)列示了 ETR 作为被解释变量的回归结果。可以看出,解释变量的回归系数均在 1%水平下显著为正,表明劳动争议会导致员工离职情况的增加。表 7 列(5)—列(8)列示了 EDU 作为被解释变量的回归结果。可以看出,解释变量的回归系数至少在 10%水平下显著为负,表明劳动争议会使企业降低招聘要求,进而导致招聘的员工素质下降。因此,假设 2 得到验证。

3. 更改回归模型

前文控制了地区、行业和年份固定效应,以排除宏观时间趋势、行业特征和地区差异对企业全要素生产率的影响。为进一步检验回归结果的稳健性,本文更换回归模型,采用个体固定效应模型。如表 6 所示,解释变量的回归系数至少在 10%水平下显著,结论依然稳健。

(四) 机制分析

根据前文分析,劳动争议直接涉及企业员工的权益,进而影响员工工作效率和生产率。因此,本文从企业人力资本积累和企业监督成本的角度出发,讨论劳动争议对全要素生产率的影响机制。

1. 人力资本积累下降

本文从员工的稳定性和员工素质两方面来衡量企业人力资本积累能力。一方面,员工的稳定性直接关系到企业的生产连续性和运营效率^[52]。参考牛志伟等(2023)^[53]的研究,本文选取员工离职率(ETR)作为度量企业员工稳定性的指标。其中,员工离职率使用上期的员工人数减去当期的员工人数,再除以当期的员工人数来计算。另一方面,员工素质是影响企业生产率的重要因素^[54],高水平的员工素质有利于企业劳动生产率和研发项目活跃度的提高^[55]。因此,本文选取企业招聘要求中本科及以上学历要求的岗位占比(EDU)来衡量员工素质。劳动争议可能

表 7 人力资本积累下降机制分析回归结果

变量	ETR				EDU			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LD_Dummy	0.032 8 *** (3.738 8)				-0.026 6 *** (-5.226 5)			
lnLD		0.018 2 *** (4.016 5)				-0.011 1 *** (-3.710 5)		
lnESLD			0.022 1 *** (2.912 0)				-0.007 1 * (-1.672 5)	
lnCTSLD				0.022 4 *** (3.796 3)				-0.012 0 *** (-3.041 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	15 594	15 594	15 594	15 594	17 486	17 486	17 486	17 486
$\overline{R^2}$	0.043 4	0.043 6	0.043 1	0.043 4	0.170 0	0.169 3	0.168 2	0.168 9

2. 监督成本上升

劳动争议会降低企业管理者对员工的信任。为维持组织纪律与运营秩序,企业会实行更为严格和成本更高的监督机制。这种从信任向控制的转变,会降低企业在内部治理上的资源配置效率,进而损害企业生产能力,抑制全要素生产率的提升。参考贺小刚等(2023)^[56]的研究,本文使用管理费用除以销售收入来衡量企业的监督成本(MC)。回归结果如表 8 所示,可以看出,劳动争议提高了企业的监督成本,进而抑制了企业全要素生产率的提高。因此,假设 3 得到验证。

表 8 监督成本上升机制分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
LD_Dummy	0.011 1 *** (2.884 9)			
lnLD		0.008 1 ** (2.438 1)		
lnESLD			0.007 9 *** (4.037 8)	
lnCTSLD				0.010 6 ** (2.415 3)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 948	19 948	19 948	19 948
$\overline{R^2}$	0.077 4	0.078 1	0.077 2	0.078 1

(五) 异质性分析

1. 地区法律保护水平

企业的劳动争议案件可能受到当地法律环境的影响。本文参考牛志伟等(2023)^[53]的做法,以王小鲁等(2021)^[57]的《中国分省份市场化指数报告(2021)》中“市场中介组织的发育和法律制度环境”来衡量地区法律环境,并以其年度行业中位数将样本分为地区法律保护水平较强组与地区法律保护水平较弱组,然后进行分组回归。回归结果如表9所示,可以看出,在地区法律保护水平较强的地区,解释变量的回归系数均显著为负,而在地区法律保护水平较弱的地区,解释变量的回归系数则不显著,表明法律保护水平较强地区的劳动争议对全要素生产率的抑制作用更为明显。进一步地,本文采用费舍尔组合检验方法检验了组间系数差异,结果显示,经验 P 值至少在10%水平下显著。造成这一结果的原因可能在于,在法律保护水平较强的地区,劳动争议更容易引发外部关注,企业不得不投入更多资源应对法律诉讼、赔偿或整改,进而挤占生产性投资,降低企业全要素生产率。

表9 地区法律保护异质性分析回归结果

变量	分组Ⅰ		分组Ⅱ		分组Ⅲ		分组Ⅳ	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
LD_Dummy	-0.0581*** (-3.7196)	-0.0144 (-0.8496)						
$\ln LD$			-0.0463*** (-4.8366)	-0.0127 (-1.3171)				
$\ln ESLD$					-0.0674*** (-5.0345)	-0.0213 (-1.5952)		
$\ln CTSLD$							-0.0633*** (-5.0092)	-0.0173 (-1.3779)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	10490	9458	10490	9458	10490	9458	10490	9458
R^2	0.6526	0.6378	0.6535	0.6379	0.6533	0.6379	0.6536	0.6379
组间系数差异检验 P 值	0.0080***		0.0080***		0.0760*		0.0800*	

注:列(1)、列(3)、列(5)和列(7)为地区法律保护水平较强组的回归结果,列(2)、列(4)、列(6)和列(8)为地区法律保护水平较弱组的回归结果。

2. 要素密集度

本文借鉴倪晓然和朱玉杰(2016)^[58]的做法,用1减去固定资产与总资产之比来衡量企业的要素密集度。其中,将大于样本中位数的企业划分为劳动密集型企业,小于或等于样本中位数的企业划分为非劳动密集型企业,然后进行分组回归。回归结果如表10所示。可以看出,对于劳动密集型企业,解释变量的回归系数均在1%水平下显著为负,而对于非劳动密集型企业,回归系数则不显著,表明劳动密集型企业的劳动争议对全要素生产率的抑制作用更明显。进一步地,本文采用费舍尔组合检验方法检验了组间系数差异,结果显示,经验 P 值至少在1%水平下显著。造成这一结果的原因可能在于,劳动密集型企业对人力资源依赖程度较高,劳动关系紧张更易影响员工积极性与生产效率,进而抑制全要素生产率;而非劳动密集型企业依赖资本或技术要素,受劳动关系波动的影响较小。

表 10 要素密集度异质性分析回归结果

变量	分组 I		分组 II		分组 III		分组 IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>LD_Dummy</i>	-0.056 3*** (-3.316 0)	0.002 0 (0.139 1)						
<i>lnLD</i>			-0.049 2*** (-4.817 8)	0.001 7 (0.198 1)				
<i>lnESLD</i>					-0.066 5*** (-4.603 4)	-0.003 7 (-0.298 9)		
<i>lnCTSLED</i>							-0.067 4*** (-4.958 9)	0.003 3 (0.280 5)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	9 974	9 974	9 974	9 974	9 974	9 974	9 974	9 974
\bar{R}^2	0.647 9	0.659 2	0.649 1	0.659 2	0.648 7	0.651 1	0.649 3	0.651 1
组间系数差异检验 <i>P</i>	0.000 0***		0.000 0***		0.000 0***		0.000 0***	

注:列(1)、列(3)、列(5)和列(7)为劳动密集型企业的回归结果,列(2)、列(4)、列(6)和列(8)为非劳动密集型企业的回归结果。

3. 企业生命周期

本文按照企业所处的生命周期将企业划分为衰退期企业与非衰退期企业,然后进行分组回归。回归结果如表 11 所示。可以看出,对于处于非衰退期的企业,解释变量的回归系数均在 1%水平下显著为负,而处于衰退期的企业解释变量的回归系数则不显著,表明处于非衰退期的企业劳动争议对全要素生产率的抑制作用更明显。进一步地,本文采用费舍尔组合检验方法检验了组间系数差异,结果显示,经验 *P* 值至少在 10%水平下显著。造成这一结果的原因可能在于,非衰退期的企业正处于快速发展或稳定阶段,对运营效率与市场声誉极为重视,劳动争议会直接影响正常运营和市场份额,因此对劳动争议的敏感度更高。相反,衰退期的企业由于市场萎缩和资源紧张,本身就会面临较高的员工流失率,因而劳动争议的影响相对较小。

表 11 企业生命周期异质性分析回归结果

变量	分组 I		分组 II		分组 III		分组 IV	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
<i>LD_Dummy</i>	-0.030 9*** (-2.590 0)	-0.016 8 (-0.723 5)						
<i>lnLD</i>			-0.027 6*** (-3.907 9)	-0.014 4 (-1.195 5)				
<i>lnESLD</i>					-0.042 9*** (-4.252 1)	-0.025 6 (-1.471 1)		
<i>lnCTSLED</i>							-0.038 6*** (-4.129 4)	-0.019 2 (-1.226 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	16 050	3 898	16 050	3 898	16 050	3 898	16 050	3 898
\bar{R}^2	0.668 6	0.594 7	0.669 0	0.594 9	0.669 1	0.594 9	0.669 1	0.594 9
组间系数差异检验 <i>P</i> 值	0.085 1*		0.095 4*		0.064 0*		0.040 0**	

注:列(1)、列(3)、列(5)和列(7)为非衰退期企业的回归结果,列(2)、列(4)、列(6)和列(8)为衰退期企业的回归结果。

五、进一步分析

近年来,随着工业机器人在中国制造业的广泛应用,企业生产方式加速向自动化转型,对传统劳动力市场造成了巨大冲击^[59]。为进一步探究技术变革对劳动关系与全要素生产率之间关系的影响,本文参考张军等(2023)^[2]的研究,用企业“工业机器人渗透率”这一指标来衡量企业机器人的应用情况,并将其与核心解释变量进行交互。回归结果如表12所示,可以看出,交互项的回归系数均至少在10%水平下显著为正,说明工业机器人的应用削弱了劳动争议对企业全要素生产率的负面冲击。造成这一结果的原因可能在于,机器人替代了大量重复性和危险性工作,使劳动者更多集中于研发和管理环节,劳动争议逐渐由直接威胁生产连续性的对抗行为转向制度化的协商谈判,从而减少对全要素生产率的损害。

表 12 进一步分析回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
Robot	-0.000 4 (-0.338 9)	-0.000 6 (-0.507 4)	-0.000 0 (-0.037 7)	-0.000 4 (-0.379 2)
LD_Dummy	-0.051 3 *** (-2.913 8)			
LD_Dummy×Robot	0.003 1 * (1.687 8)			
lnLD		-0.042 6 *** (-4.647 4)		
lnLD×Robot		0.002 2 ** (2.492 6)		
lnESLD			-0.065 9 *** (-4.835 3)	
lnESLD×Robot			0.003 2 ** (2.365 9)	
lnCTSLD				-0.057 7 *** (-4.804 7)
lnCTSLD×Robot				0.002 8 ** (2.465 8)
控制变量	控制	控制	控制	控制
地区固定效应	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制
观测值	19 880	19 880	19 880	19 880
$\overline{R^2}$	0.642 2	0.642 7	0.642 7	0.642 8

六、结论与建议

本文基于中国企业普遍存在劳动争议事件的现状,构建了劳动关系与全要素生产率的分析框架,测算了因劳动争议导致的全要素生产率损失。研究结果表明,劳动争议对企业的全要素生产率具有负向影响。具体来说,这种负面影响主要通过两种机制实现:一是降低企业人力资本积累,二是提高企业监督成本。异质性分析结果表明,在地区法律保护水平较强的企业、劳动密集型企业以及处于非衰退期的企业,劳动争议对全要素生产率的负面影响更为明显。进一步分析结果表明,机器人应用并未加剧劳动争议,反而通过岗位结构优化等模式,削弱了劳动争议对企业全要素生产率的负面影响。

综上,本文提出如下建议:

第一,强化企业内部劳动关系治理,夯实高质量发展的微观基础。企业应从战略高度重视劳动关系管理,推动劳动关系治理机制的系统化、制度化与人本化建设。

一方面,应健全内部沟通与反馈机制,如设立员工申诉渠道、建立高效的人力资源调解制度、完善绩效考核与薪酬激励体系,增强员工对组织的认同感与归属感;另一方面,应避免因追求短期成本压缩而牺牲员工权益,通过改善工作环境、提供持续培训机会等方式提高员工满意度和忠诚度,为企业创造稳定的知识与经验沉淀平台,进而优化要素配置效率与生产潜力。

第二,推动多元化的人力资本投资模式,增强人力资本积累。企业在发生劳动争议后,应采取积极手段

来避免其对员工稳定性和技能水平产生负面影响。例如,可以与行业协会和职业院校共建共享培训平台,降低单一企业的培训成本,同时加强职业教育与企业岗位需求的对接,推动校企合作和实训基地建设,使技能人才培养与产业发展实现深度融合。

第三,针对不同企业类型和地区特征,实施差异化的人力资源 and 岗位管理策略。企业应根据自身所在地区、产业特征及经营状况,采取有针对性的措施缓解劳动争议对全要素生产率的负面影响。劳动密集型企业可以通过优化岗位结构,合理安排工作轮班和任务分配,提高员工技能水平和岗位适应性。在法律保护水平较强的地区,企业应重点关注员工合法权益保障,提前识别潜在纠纷风险,采取沟通、培训和心理疏导等措施,减少劳动关系紧张带来的效率损失。在生产活动活跃或经济非衰退时期,企业更应稳定核心员工队伍,通过技能提升、晋升通道和岗位优化等手段,降低人才流失和技能错配的风险。

参考文献:

- [1] 姚先国,赖普清. 中国劳资关系的城乡户籍差异[J]. 经济研究,2004(7):82-90.
- [2] 张军,闫雪凌,余沐乐,等. 工业机器人应用与劳动关系:基于司法诉讼的实证研究[J]. 管理世界,2023,39(12):90-112.
- [3] 龚基云. 转型中的中国劳动关系对劳动关系内部构成因素的影响[J]. 经济理论与经济管理,2005(12):16-19.
- [4] SOLOW R M. Technical change and the aggregate production function[J]. The Review of Economics and Statistics, 1957, 39(3): 312-320.
- [5] 蔡昉. 中国经济增长如何转向全要素生产率驱动型[J]. 中国社会科学,2013(1):56-71.
- [6] 刘志彪,凌永辉. 结构转换、全要素生产率与高质量发展[J]. 管理世界,2020,36(7):15-29.
- [7] 崔驰,金喜在,曲世军. 劳动关系的合作与利润分配问题研究[J]. 当代经济研究,2009(8):31-35.
- [8] KAASA A. Effects of different dimensions of social capital on innovative activity: evidence from Europe at the regional level[J]. Technovation, 2009, 29(3): 218-233.
- [9] AOKI S. A simple accounting framework for the effect of resource misallocation on aggregate productivity[J]. Journal of the Japanese and International Economies, 2012, 26(4): 473-494.
- [10] 袁志刚,解栋栋. 中国劳动力错配对 TFP 的影响分析[J]. 经济研究,2011,46(7):4-17.
- [11] 罗德明,李晔,史晋川. 要素市场扭曲、资源错置与生产率[J]. 经济研究,2012,47(3):4-14.
- [12] 李波,蒋殿春. 劳动保护与制造业生产率进步[J]. 世界经济,2019,42(11):74-98.
- [13] 廖冠民,宋蕾蕾. 劳动保护、人力资本密集度与全要素生产率[J]. 经济管理,2020,42(8):17-33.
- [14] 谢鹏鑫,屈萌,冯娇娇,等. 新时代我国劳动关系的研究综述与展望:基于劳动关系主体的视角[J]. 中国人力资源开发,2022,39(4):96-109.
- [15] 谢增毅. 平台用工劳动权益保护的立法进路[J]. 中外法学,2022,34(1):104-123.
- [16] 王全兴,王茜. 我国“网约工”的劳动关系认定及权益保护[J]. 法学,2018(4):57-72.
- [17] 苏晖阳. 新型用工劳动关系的法律规制研究[J]. 中国人力资源开发,2020,37(5):70-86.
- [18] 夏小林. 私营部门:劳资关系及协调机制[J]. 管理世界,2004(6):33-52.
- [19] 马鑫. 劳动纠纷与预防性储蓄——基于体制内外异质性视角[J]. 当代经济科学,2022,44(5):84-97.
- [20] GORDON D M. Fat and mean: the corporate squeeze of working Americans and the myth of managerial “downsizing”[M]. New York: Free Press, 1996.
- [21] 谌新民,李艳. 珠三角劳动关系隐忧与人力资源应对策略[J]. 中国人力资源开发,2010(11):81-84.
- [22] 陈彬. 论我国劳动争议处理制度的重构[J]. 现代法学,2005(6):95-101.
- [23] 姚加权,张银澎,郭李鹏,等. 人工智能如何提升企业生产效率? ——基于劳动力技能结构调整的视角[J]. 管理世界,2024,40(2):101-116.
- [24] 李召敏,赵曙明. 劳资关系氛围五维度对员工心理安全和工作嵌入的影响——基于中国广东和山东两地民营企业的实证研究[J]. 管理评论,2017,29(4):108-121.
- [25] CUTCHER-GERSHENFELD J. The impact on economic performance of a transformation in workplace relations[J]. ILR Review, 1991, 44(2): 241-260.

- [26] 黄攸立, 吴功德. 从理论和实证的视角构建企业劳动关系评价指标体系[J]. 中国人力资源开发, 2006(8): 90-94.
- [27] KATZ H C, KOCHAN T A, GOBEILLE K R. Industrial relations performance, economic performance and the effects of quality of working life efforts: an inter-plant analysis[Z]. Massachusetts Institute of Technology Working Paper No. 1329-82, 1982.
- [28] 杜运周, 刘秋辰, 陈凯薇, 等. 营商环境生态、全要素生产率与城市高质量发展的多元模式——基于复杂系统观的组态分析[J]. 管理世界, 2022, 38(9): 127-145.
- [29] 申烁, 李雪松, 党琳. 营商环境与企业全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2021, 42(6): 124-144.
- [30] 钱雪松, 康瑾, 唐英伦, 等. 产业政策、资本配置效率与企业全要素生产率——基于中国 2009 年十大产业振兴规划自然实验的经验研究[J]. 中国工业经济, 2018(8): 42-59.
- [31] 万晓榆, 罗焱卿. 数字经济发展水平测度及其对全要素生产率的影响效应[J]. 改革, 2022(1): 101-118.
- [32] 范合君, 吴婷. 新型数字基础设施、数字化能力与全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 2022, 43(1): 3-22.
- [33] 叶祥松, 刘敬. 异质性研发、政府支持与中国科技创新困境[J]. 经济研究, 2018, 53(9): 116-132.
- [34] 李齐云, 周雪. 财政分权、经济增长目标与全要素生产率[J]. 商业研究, 2023(1): 89-97.
- [35] 王桂军, 卢潇潇. “一带一路”倡议与中国企业升级[J]. 中国工业经济, 2019(3): 43-61.
- [36] 陈晓佳, 徐玮. 数据要素、交通基础设施与产业结构升级——基于量化空间一般均衡模型分析[J]. 管理世界, 2024, 40(4): 78-98.
- [37] 杨光, 侯钰. 工业机器人的使用、技术升级与经济增长[J]. 中国工业经济, 2020(10): 138-156.
- [38] 戚聿东, 张任之. 金融资产配置对企业价值影响的实证研究[J]. 财贸经济, 2018, 39(5): 38-52.
- [39] 胡海峰, 窦斌, 王爱萍. 企业金融化与生产效率[J]. 世界经济, 2020, 43(1): 70-96.
- [40] 郭伟, 郭童, 耿晔强. 数字经济、人力资本结构高级化与企业全要素生产率[J]. 经济问题, 2023(11): 73-79.
- [41] 牛子恒, 金环. 智能制造、人力资本结构与企业全要素生产率[J]. 经济体制改革, 2024(5): 88-96.
- [42] SHAPIRO C, STIGLITZ J E. Equilibrium unemployment as a worker discipline device[J]. American Economic Review, 1984, 74(3): 433-444.
- [43] BECKER G S. Human capital: a theoretical and empirical analysis with special reference to education[M]. New York: National Bureau for Economic Research, 1964.
- [44] SPENCE M. Job market signaling[J]. The Quarterly Journal of Economics, 1973, 87(3): 355-374.
- [45] HIRSCHMAN A O. Exit, voice, and loyalty: responses to decline in firms, organizations, and states[M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1970.
- [46] 凌玲. 新型雇佣关系背景下雇佣关系稳定性研究——基于可雇佣能力视角[J]. 经济管理, 2013, 35(5): 63-71.
- [47] XI M, XU Q, WANG XY, et al. Partnership practices, labor relations climate, and employee attitudes: evidence from China[J]. ILR Review, 2017, 70(5): 1196-1218.
- [48] 马丽. 中国情境下心理契约与离职倾向关系的元分析[J]. 经济管理, 2017, 39(10): 82-94.
- [49] 鲁晓东, 连玉君. 中国工业企业全要素生产率估计: 1999—2007[J]. 经济学(季刊), 2012, 11(2): 541-558.
- [50] 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[J]. 管理世界, 2019, 35(5): 78-91.
- [51] 任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019(5): 5-23.
- [52] 刘善仕, 周巧笑. 高绩效工作系统与绩效关系研究[J]. 外国经济与管理, 2004(7): 19-23.
- [53] 牛志伟, 许晨曦, 武瑛. 营商环境优化、人力资本效应与企业劳动生产率[J]. 管理世界, 2023, 39(2): 83-100.
- [54] 韩孟孟, 张三峰, 顾晓光. 信息共享能提升企业生产率吗? ——来自中国制造业企业调查数据的证据[J]. 产业经济研究, 2020(1): 42-50.
- [55] 许晨曦, 赵文静, 张敏, 等. 企业“吹哨人”制度与技术创新——人力资本效应视角[J]. 经济管理, 2024, 46(6): 81-100.
- [56] 贺小刚, 舒心, 彭屹. 外戚“干政”? 姻亲涉入与家族企业代理成本[J]. 管理科学学报, 2023, 26(9): 63-86.
- [57] 王小鲁, 李树鹏, 樊纲. 中国分省份市场化指数报告(2021)[M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2021.
- [58] 倪晓然, 朱玉杰. 劳动保护、劳动密集度与企业创新——来自 2008 年《劳动合同法》实施的证据[J]. 管理世界, 2016(7): 154-167.
- [59] 闫雪凌, 朱博楷, 马超. 工业机器人使用与制造业就业: 来自中国的证据[J]. 统计研究, 2020, 37(1): 74-87.

Enterprise Labor Relations and Total Factor Productivity —Evidence from the Judicial Litigation Cases with Labor Disputes

XU Chenxi^{1,2}, LIU Xiaonan², ZHAO Wenjing², HE Hong²

(1. Renmin University of China, Beijing 100872;

2. Capital University of Economics and Business, Beijing 100070)

Abstract: As a core indicator of new quality productive forces, total factor productivity (TFP) is of great significance for China to achieve high-quality economic development. Taking enterprise labor relations as an analytical starting point and against the backdrop of labor disputes in listed companies, this paper empirically examines the impact of labor disputes on firm-level TFP using judicial litigation data from A-share listed companies from 2014 to 2022.

The findings reveal that labor disputes exert a negative impact on firm-level TFP, primarily through two mechanisms: the reduction of human capital accumulation and the increase in supervision costs. Specifically, labor disputes can trigger talent attrition, and the departure of core employees sends negative signals to the market, thereby undermining the firm's capacity for human capital accumulation. Simultaneously, when the trust between labor and management deteriorates, firms must increase supervision expenditures to guard against moral hazards, while employees may engage in passive work behaviors due to a psychological contract breach. These combined effects lead to a decline in the marginal output of labor.

Heterogeneity analysis indicates that the negative effect of labor disputes on TFP is more pronounced in firms located in regions with stronger legal protection, labor-intensive firms, and those operating during non-recession periods. Further analysis shows that industrial robot adoption mitigates the adverse impact of labor disputes on TFP. The underlying reasons are twofold. On the one hand, robots have replaced numerous repetitive and hazardous tasks, enabling workers to concentrate more on R&D, management, and skilled positions. Consequently, labor disputes have gradually shifted from direct confrontations threatening production continuity to institutionalized negotiations, thereby reducing their detrimental effect on productivity. On the other hand, robot adoption is often accompanied by process reengineering and informatization development, which not only enhances production efficiency but also improves labor management, further cushioning the negative effects of disputes.

The potential contributions are as follows. First, it focuses on labor dispute litigation as a direct manifestation of tense labor relations, offering a more authentic reflection of the actual state of internal labor relations within firms, and thereby uncovers the relational roots of TFP loss and expands the research dimensions on factors influencing TFP. Second, it delves into the negative impact mechanisms of labor disputes on TFP, addressing a gap in the existing literature concerning the adverse effects of labor protection. The findings offer meaningful policy implications. This paper aids in accurately understanding the role of labor relations in high-quality enterprise development, providing insights for policymakers to refine relevant laws and regulations and optimize judicial procedures, while offering scientific guidance for corporate managers to improve labor relations.

Keywords: labor relations; labor disputes; employee stability; employee quality; supervision costs; total factor productivity

责任编辑:李 叶