

最低工资与全要素生产率:机制讨论与经验证据

王 静,李凤萍

(南京审计大学 经济学院,江苏 南京 211815)

[摘要]最低工资标准逐年上调导致企业劳动力成本不断上升,其对我国企业全要素生产率影响存在争议。将2012—2019年全国405个地级市最低工资标准数据和中国上市公司数据匹配,从要素替代和技术替代效应两个视角探讨其内在影响机制。研究发现:最低工资上调会降低企业的全要素生产率;最低工资对企业全要素生产率挤出效应表现为国有企业和融资约束程度越高的企业挤出效应更强,中部地区的挤出效应强于东部地区;最低工资标准越高,企业越倾向于通过要素替代和技术替代来改变生产效率。研究对提高全要素生产率和实现经济高质量发展具有重要参考意义。

[关键词]最低工资;全要素生产率;要素替代;技术替代;融资约束

[中图分类号]F127 **[文献标志码]**A **[文章编号]**2096-3114(2023)03-0102-10

一、引言

改革开放四十年以来,中国劳动用工成本不断提升。一方面,第七次人口普查资料显示我国人口出生数量逐年递减,人口老龄化日益凸显,劳动力年龄人口出现不断减少的局面,劳动力的相对稀缺成为导致劳动力成本上升的一个重要因素。另一方面,由劳动和社会保障部颁布的《最低工资规定》作为一项劳动保护制度,一定程度上改善了我国劳动力价格偏低问题,但其强制规定了用人单位支付给劳动者的最低薪酬,因而随着执行力度和调整幅度逐年加大,劳动力成本不断上升^[1]。

一般认为,最低工资具有“灯塔效应”,企业平均工资随最低工资的上涨而提升^[2]。最低工资标准对企业造成的工资成本压力,迫使企业做出适应性生产调整,例如企业采用资本或技术替代劳动,通过影响企业内部资源配置作用于生产率提升^[3-4];或促使企业加大研发创新投入,通过技术进步提升生产率水平^[5]。然而,有关最低工资的文献主要聚焦于对就业^[6]、工资率^[7]、劳动生产率^[5]以及劳动收入份额^[8-9]等方面的影响,鲜有文献讨论最低工资对企业全要素生产率的影响效应。

此外,现有文献对全要素生产率的影响因素研究较为广泛,如进口中间品对企业全要素生产率的影响研究,大都认为中间进口品有助于企业全要素生产率的提升^[10];资源错配对全要素生产率的影响研究,大都认为资本要素错配使得全要素生产率大受损失^[11];创新对全要素生产率的影响研究,尚未得出一致结论,一些研究表明企业创新能力增强对全要素生产率提升具有促进作用^[12],另一些研究则表明创新研发抑制了全要素生产率的增长^[13]。还有学者从养老保险缴费率^[14]、汇率变动^[15]、技术进步^[16]等视角讨论了全要素生产率的决定因素,然而鲜有文献以最低工资为切入点,对全要素生产率展开分析。

本文的创新点与边际贡献可能体现在以下三个方面:首先,讨论最低工资对全要素生产率的影响,并从企业所有制、融资约束程度和地区间的差异进行异质性探讨,在一定程度上丰富了有关的研究内

[收稿日期]2022-09-05

[基金项目]江苏高校“青蓝工程”优秀青年骨干教师项目(2021);2022年度南京审计大学高等教育研究课题(2022JG003)

[作者简介]王静(1987—),女,山东临沂人,南京审计大学经济学院副教授,博士,主要研究方向为企业创新,邮箱:lxrwj-cool@163.com;李凤萍(1999—),女,广西玉林人,南京审计大学经济学院本科生,主要研究方向为税收政策。

容。其次,将最低工资与要素替代、技术替代和全要素生产率纳入同一框架研究,对提升最低工资系列研究进行拓展,为我国现行的最低工资对全要素生产率的影响研究提供有益的借鉴。最后,本文使用手工搜集的2012—2019年全国405个地级市最低工资标准数据、中国上市公司数据,对提升最低工资的效应和机理进行了实证研究,研究内容较为翔实。

二、理论分析与研究假设

关于最低工资与全要素生产率的文献不多见,且结论并不统一。有学者认为最低工资的提高会提升全要素生产率,原因在于最低工资促使企业增加创新投入、专利申请和技能升级,提升产品价格、加成率和产品质量,从而提升企业全要素生产率^[17]。也有部分学者持反对意见,认为工资上涨并不利于企业的全要素生产率的提高^[18]。例如最优的劳动力流动率可以使生产最大化,而存在最低工资的情况下无法实现劳动力流动率最优,企业全要素生产率将会有所下降^[19]。鉴于此,本文通过梳理最低工资影响企业全要素生产率的机理进一步判断其对全要素生产率的影响效应。

(一) 最低工资通过要素替代效应和技术创新效应作用于企业全要素生产率

最低工资具有成本效应、激励效应、替代效应和创新效应,其中,技术创新和资源替代是最低工资影响全要素生产率水平的主要渠道^[20]。这两种渠道的影响相互独立,互为平行影响关系。

资本投入要素替代方面,企业面临不断上升的最低工资时,会选择增加资本要素投入以替代劳动要素,从而控制总生产成本使之不会大幅增加。多数研究表明,我国不断提高的最低工资使得企业的资本存量增加,资本劳动要素之间存在较为明显的替代效应。资本对劳动的替代提高了要素配置效率,有助于全要素生产率的提升^[21]。中间品投入要素替代方面,最低工资如何影响企业中间品投入尚未见文献支撑,但可以明确的是,国际贸易的自由化会改变一国原有生产过程中要素投入的比例,中间品贸易自由化将影响中间品要素的投入比例,进而影响一国的就业水平和企业的技术升级^[22]。进口中间投入品面临的要素投入成本较低,增加中间品投入要素的替代能够提高企业生产率。

基于以上分析可知,最低工资有助于优化资本要素配置效率,从而减少资本扭曲造成的企业全要素生产率损失,因此,本文提出研究假设 H1。

H1:最低工资通过资本要素和中间品要素这两种要素替代效应作用于企业全要素生产率。

一方面,最低工资的成本效应“倒逼”企业通过技术创新实现经济增长,从而提高了企业全要素生产率。有学者认为,最低工资的上升不仅使得企业加大研发投入、提高运营效率和运营业绩,还会促使企业以自动化、智能化设备代替劳动生产,进而提高企业生产效率^[23]。另一方面,创新具有周期长、不确定性等特点,考虑到最低工资的成本压力可能加剧部分企业财务资金紧缩的困境,特别是劳动密集型企业,为弥补劳动力成本而减少对研发的投入,不利于企业进行研发创新活动,尤其是对研发能力不足的企业,从而不利于全要素生产率的提升。持相反观点的学者认为,最低工资的上调对企业的研发投入和新产品产出有明显的抑制作用且具有异质性,特别对于低生产率、低加成率、低工资和高融资约束的企业创新活动负面影响较大^[24]。基于此,本文提出假设 H2。

H2:最低工资通过技术创新的抑制效应大于促进效应时,不利于企业全要素生产率的提升。

综上所述,本文认为最低工资通过要素替代和技术创新两条渠道影响企业全要素生产率。图1展示了最低工资对企业全要素生产率的影响机制。

(二) 最低工资影响全要素生产率的异质性分析

1. 企业所有制与全要素生产率

国有企业和非国有企业因产权属性不同,存在不对等的资源分配和政策约束,从而导致了全要素生产率的不同。国有企业一般具有隐性担保,且国有企业规模大,拖欠债务的风险会减少,其信贷规模有所增加^[25]。相对于私营企业来说,可以更方便地获得金融资源。

但是,国有企业也会受到更多的政策约束。第一,国有企业存在超额雇员的现象,与民营企业相比,国有企业在雇佣流程上更为规范,很难做出解雇员工这样的调整,从而制约了国有企业采用要素替代的方法,来提高企业的全要素生产率。第二,国有企业的政策性负担会使其经营绩效和股价收益下降,虽然政府和高管都能从企业所有制中受益,国有企业也能享受相关政策优惠,但这无法抵消政策性负担带来的负面影响。

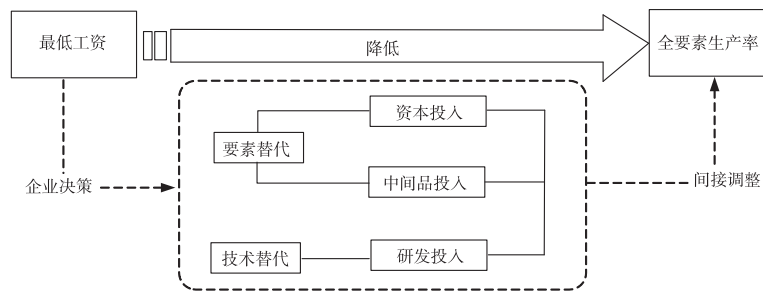


图1 最低工资对全要素生产率的影响机制

但是,国有企业也会受到更多的政策约束。第一,国有企业存在超额雇员的现象,与民营企业相比,国有企业在雇佣流程上更为规范,很难做出解雇员工这样的调整,从而制约了国有企业采用要素替代的方法,来提高企业的全要素生产率。第二,国有企业的政策性负担会使其经营绩效和股价收益下降,虽然政府和高管都能从企业所有制中受益,国有企业也能享受相关政策优惠,但这无法抵消政策性负担带来的负面影响。

2. 融资约束程度与全要素生产率

融资约束降低了企业资产设备更新速度和创新投入水平,不利于全要素生产率的提高,放松资金限制可以让公司扩大生产和运营^[26]。实际上,企业在面临融资制约的情况下,即使生产方式的调整是合理的,也可能会因为资金不足或资本成本过高失去转型的良机。因此,企业用工成本上升时,面临较高融资约束的企业会在资本投入和企业创新方面受到约束,进而影响企业全要素生产率的提升。

3. 地区分布与全要素生产率

我国不同地区的企业全要素生产率整体上有很大不同,表现出较为明显的区域差异。从要素生产率、要素配置效率和要素生产率协同调度三个角度对中国区域层次要素生产率分析,东部区域要素生产率要比中部、西部地区高,而在要素配置效率方面,除了劳动力配置效率,西部、中部区域的要素配置效率要比东部高^[27]。

图2为用LP法计算的分地区全要素生产率结果。东部地区的全要素生产率较高,中部地区次之,西部地区最低。此外,东部地区2018年的全要素生产率开始呈现下降的趋势,但是2019年有所回升,总体仍然呈现出一个逐年上涨的趋势。中部和西部地区的全要素生产率则分别呈现逐年上涨趋势,但是中部和西部地区的全要素生产率均低于东部地区。东、中、西部地区的全要素增长率整体上表现为逐年增长,并且三个地区的差异在逐年缩小。从最低工资政策实施情况来看,政府在制定最低工资时,经济发达地区的最低工资也普遍高于经济欠发达地区,我国东、中、西部地区经济呈现非均衡发展态势,存在明显的地区差异。

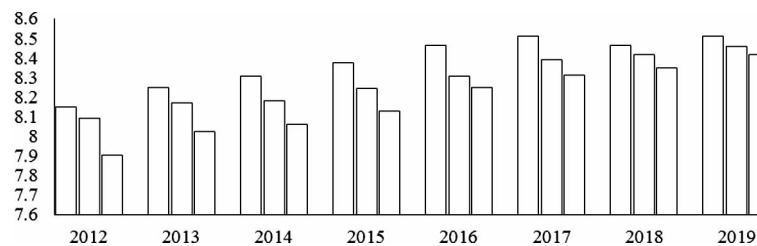


图2 2012—2019年东、中、西部地区的全要素生产率

综上,本文根据中国上市公司所有权性质、融资约束水平和地区分布展开了异质性分析,并提出假设H3。

H3:对于国有性质、融资约束程度较高、位于东部和中部的企业来说,最低工资上调幅度越大,对全要素生产率的挤出效应越强。

三、研究设计

(一) 模型构建

本文以企业的全要素生产率作为被解释变量,地级市的最低工资作为核心解释变量,并加入控制变

量,计量模型设定如下:

$$\ln TFP_{cijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln Wage_{ct} + \beta_2 X_{cijt} + \lambda_i + \theta_i + \mu_i + \varepsilon_{cijt} \quad (1)$$

其中,下标 c, i, j, t 分别代表城市、企业、行业 and 年份。 X_{cijt} 代表控制变量的集合, $\lambda_i, \theta_i, \mu_i$ 分别表示时间、行业、城市固定效应。 λ_i 控制的是所有省份共有的时间因素,如宏观经济冲击、商业周期、财政政策和货币政策等; θ_i 控制了相对该行业不变的因素和行业间彼此的差异; μ_i 控制的是各省份不随时间变化的特征,如气候、地理特征和自然禀赋等; ε_{cijt} 为误差项。本文关注的核心解释变量是 $\ln Wage_{ct}$ 和参数 β_1 , 如果 β_1 显著为负值,则可推断最低工资上升对企业的全要素生产率存在显著的挤出效应。

在回归之前,本文采用了 Hausman 检验,结果显示 P 值小于 0.05,说明原假设不成立,因此选择固定效应模型。本文在实证研究时,先同时控制时间、城市和行业固定效应进行回归。因为企业所在的行业和城市也是固定的,在控制了企业固定效应之后,不需要再加入城市和行业固定效应,所以紧接着用企业-年份双向固定效应模型进行进一步研究^[28]。

(二) 变量界定

1. 被解释变量:全要素生产率(TFP)。由于 OP 法要求企业的实际投入必须大于 0,这一限制导致在估计过程中损失很多企业样本,而 LP 方法在 OP 方法基础上通过替换变量的办法解决了样本损失问题,所以本文主要选择 LP 方法测度企业的全要素生产率,并将它作为本文的核心被解释变量。此外,本文分别采用 OLS 法、FE 法、OP 法和 GMM 法测度的企业全要素生产率进行稳健性检验。

2. 核心解释变量:最低工资(Wage)。由于地级市的最低工资数据没有统一的来源,本研究对全国各省区市的劳动保障网站、政府网站、政府公报、统计年鉴等资料进行了整理和汇总,得出了 2012—2019 年全国 405 个地级市 3240 个最低工资的统计数据,取对数值作为本文的核心解释变量。

3. 控制变量:本文从企业的内部特性和外部影响因素两个角度来分析控制变量。参照余森杰、刘睿雯等的相关研究^[28-29],选取企业的内部特性变量包括:企业规模(Scale)、企业持续时间(Age)、固定资产(Asset)、是否享受政府补助(Subsidy)等。赫芬达尔-赫希曼指数(HHI)则是外部影响因素,用某特定市场上所有企业的市场份额的平方和来表示。

同时,参照刘贯春等的做法^[30],将同一省份除该地区外其他地区的平均最低工资的对数值作为对应最低工资的工具变量($\ln Wage_{IV}$)。借鉴郑东雅和皮建才的研究^[31],采用人均资本密度表示企业的资本投入强度($\ln Cap_intensity$),用以 2012 年为基期平减后得出的人均资本密度实际值表示。借鉴傅元海等的研究^[32],中间品投入强度($\ln Inter_good$)用以 2012 年为基期平减后得出的人均中间品投入实际值来表示。其中,中间品投入借鉴鲁晓东和连玉君的研究^[33]计算得出,创新投入($\ln Innovation$)则用人均研发投入的对数值表示。描述性统计结果见表 1。

(三) 数据来源

本文数据来源于上市公司数据库。405 个地级市的最低工资标准数据来源于各地级市人力资源和社会保障局网站,通过手动搜集整理得出。本文选取了 2012—2019 年的上市公司数据进行实证分析。在进行数据预处理时,剔除了数据缺失比较严重的公司、金融公司、ST 和 *ST 公司。

表 1 2012—2020 年样本相关变量描述性统计

变量	观测数	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
TFP_LP	22445	8.389	8.286	1.052	3.048	15.128
TFP_OP	22445	4.808	4.693	0.856	0.43	11.336
TFP_FE	22445	9.378	9.263	1.133	3.801	16.396
TFP_OLS	22445	9.487	9.371	1.142	3.891	16.536
TFP_GMM	22445	4.363	4.246	0.869	-0.036	11.759
Wage	37350	1644.232	1630	353.701	620	2480
Scale	35197	5519.434	1566	22277.168	2	548355
Age	37350	18.086	18	6.695	-3	67
Asset	35089	252.264	24.495	28615.877	0	5326897.5
Subsidy	37350	0.762	1	0.426	0	1
HHI	29104	486.47	92.799	839.781	61.998	10000

四、最低工资对企业全要素生产率影响效应的检验

(一) 基准回归结果

表2为最低工资与全要素生产率的基准回归模型。列(1)为控制了时间、城市和行业固定效应后,最低工资标准对全要素生产率的影响,回归系数为-0.209,在5%水平上显著,这说明最低工资与全要素生产率存在明显的负向关系,即最低工资对全要素生产率提升存在基础效应。列(2)在列(1)的基础上加入控制变量,回归结果基本不变,系数为-0.187,在5%水平上显著,验证了结果的可靠性。列(3)和列(4)使用了企业-年份双向固定效应^①进行回归。两列的结果分别与列(1)、列(2)的结果基本保持一致,但显著性水平有所提升,表明最低工资对全要素生产率的提升确实存在挤出效应。加入控制变量之后,回归系数为-0.192,最低工资每增加10%,企业的全要素生产率平均减少1.92%。由列(4)可知,规模越大、存续时间越长、享受政府补助、资本密集度较低以及行业竞争程度较低的企业的全要素生产率较高。

(二) 工具变量回归结果

由于提高全要素生产率不是随机性的,它会受到企业规模、要素密集程度等因素的影响,因此,在回归分析时,会出现样本选取的偏误和遗漏变量等问题,为了进一步解决内生性问题,本文选取是同一省份除该地区外其他地区的平均最低工资的对数值作为对应的工具变量。具体原因如下:同一省的地理位置、要素禀赋、历史文化等各要素相似程度高,政府制定的最低工资水平具有很高的关联度,满足有效工具变量的相关性假设。而且,同省其他地区的政府在确定当地企业的最低工资时很少考虑个体影响,对当地的全要素生产率水平没有太大的影响,所以也符合有效工具变量的外生性假定。表2列(5)至列(8)显示,在使用工具变量后的回归结果高于基准回归模型,进一步验证了最低工资对全要素生产率的抑制作用。采用工具变量后,控制变量回归系数与基准回归结果一致,并且回归系数绝对值的大小基本一致。

表2 最低工资对全要素生产率的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
lnWage	-0.209 ** (0.097)	-0.187 ** (0.085)	-0.186 *** (0.053)	-0.192 *** (0.050)				
lnWage_IV					-0.223 ** (0.095)	-0.223 *** (0.086)	-0.216 *** (0.049)	-0.217 *** (0.046)
lnScale		0.052 *** (0.001)		0.030 *** (0.001)		0.052 *** (0.001)		0.030 *** (0.001)
lnAge		0.018 *** (0.005)		0.049 *** (0.010)		0.018 *** (0.005)		0.050 *** (0.010)
lnAsset		0.012 *** (0.002)		-0.007 *** (0.001)		0.012 *** (0.002)		-0.006 *** (0.001)
Subsidy		0.022 *** (0.008)		0.013 *** (0.002)		0.022 *** (0.008)		0.013 *** (0.002)
lnHHI		-0.009 ** (0.004)		0.010 *** (0.001)		-0.009 ** (0.004)		0.010 *** (0.001)
C	2.213 *** (0.022)	1.768 *** (0.039)	2.211 *** (0.006)	1.806 *** (0.029)	2.215 *** (0.022)	1.773 *** (0.039)	2.212 *** (0.005)	1.805 *** (0.029)
OBS	19287	19287	19293	19287	19287	19287	19293	19287
R ²	0.253	0.576	0.245	0.333	0.253	0.576	0.245	0.333

注: *、**、*** 分别表示在10%、5%和1%的水平上显著。下同。

^①第五、第六部分的机制检验和异质性检验均只采用企业-年份双向固定效应模型进行回归。

(三) 稳健性检验

1. 扩充样本容量。本文增加了 2020 年的样本数据进行了稳健性分析。针对数据库中个别变量 2020 年份的数据缺失这一问题,本文根据变量 2018 年和 2019 年的数据算出相应增长率,再以 2019 年的数据为基期估算 2020 年的数据,以此得出 2012 年至 2020 年的面板数据,然后再次进行基准回归。回归结果^①显示,最低工资仍显著抑制了全要素生产率的提升效应,扩充样本后,面板数据回归结果在 1% 水平上显著为负,最低工资对全要素生产率的抑制作用大小为 0.18,与原始数据差异较小,研究结果的稳健性得到验证。

2. 替换因变量。本部分就不同的全要素生产率测算方法进行替换因变量的稳健性检验,包括 OLS 法、FE 法、OP 法和 GMM 法。回归结果显示,四种方法测算的全要素生产率均显著受到最低工资的挤出效应影响,OLS 法和 FE 法测算全要素生产率的回归系数大小较为接近,OP 法和 GMM 法测算全要素生产率的回归系数大小较为接近,相对于 LP 法,采用 OLS 法和 FE 法所表现出的抑制作用更小,采用 OP 法和 GMM 法所表现出的抑制作用更大。

综上所述,最低工资对采用各种方法测度的全要素生产率都表现出了显著的抑制作用,支持了前文的假设 H1。

五、最低工资影响企业全要素生产率的机制检验

本部分参考 Baron 和 Kenny 的逐步检验回归系数法^[34],通过中介效应模型,从要素替代和技术替代效应两个路径,检验最低工资对全要素生产率的影响。为解决回归中存在的内生性问题,同时使得出的结论更可靠,本文使用工具变量替换核心解释变量进行回归^②。

(一) 基于要素替代效应的机制检验

本部分利用人均资本密度的对数值来度量企业的资本投入水平,采用人均中间品投入的对数值来度量企业中间产品的投入强度。

表 3 采用资本投入强度检验资本替代效应。Sobel 检验发现结果依然显著,说明资本投入在最低工资调整和全要素生产率之间的中介效应显著,中介效应占总效应的比重分别为 5.01% 和 3.72%。

表 3 基于资本投入强度的要素替代效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnWage</i>	-0.192 *** (-0.050)	0.019 *** (-0.006)	-0.198 *** (-0.050)	-0.217 *** (-0.046)	0.016 *** (-0.005)	-0.221 *** (-0.046)
<i>lnCap_intensity</i>			0.506 *** (-0.078)			0.505 *** (-0.078)
<i>C</i>	1.806 *** (-0.029)	-0.002 (-0.003)	1.803 *** (-0.029)	1.805 *** (-0.029)	-0.001 (-0.003)	1.802 *** (-0.029)
控制变量	是	是	是	是	是	是
OBS	19287	24887	19287	19287	24887	19287
R ²	0.333	1	0.334	0.333	1	0.335
中介效应占比		5.01%			3.72%	

值得注意的是,在这一机制中,中介效应和直接效应的符号相反,虽然中间变量在发挥作用,总效应却可能因为直接和间接效应的相互抵消而不再显著,即可能存在所谓的遮掩模型,严重的话会影响因变量和自变量的整体关系。结合回归结果分析发现,列(3)和列(6)最低工资的回归系数的绝对值小于列(1)和列(4)回归系数的绝对值,表明最低工资上升对全要素生产率发挥的直接挤出效应大于最低工资

^①受篇幅所限,本文未报告稳健性检验的回归结果,如有需要,可向作者索取。

^②下文均使用同一省份除该地区外其他地区的平均最低工资作为对应的工具变量进行验证。

上升发挥的总挤出效应,总的挤出效应确实因为中间效应和直接效应符号相反被削弱。

综上,资本投入的增加显著促进了全要素生产率的提高,最低工资上涨虽然抑制了全要素生产率的提高,却促使企业调整生产方式,以增加资本设备投入的方式应对劳动力成本上升的影响,资本替代效应存在。

表4采用企业中间品投入强度检验中间品替代效应。结果显示,中间品投入能够解释最低工资对企业全要素生产率消极影响的39.18%,中介效应效果较为突出,最低工资能够通过影响中间品要素的投入比例去改变企业的全要素生产率。表3和表4表明,尽管资本替代和中间品替代效应都是在一定条件下最低工资上升抑制企业的全要素生产率水平提高的中介机制,但资本替代效应的中介效应较小,通过中间品的投入对全要素生产率的挤出作用更强。

表4 基于中间投入强度的要素替代效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnWage	-0.192*** (-0.050)	-0.781 (-0.648)	-0.144*** (-0.028)	-0.217*** (-0.046)	-1.269** (-0.593)	-0.128*** (-0.026)
ln(Inter_good)			0.067*** (0.000)			0.067*** (0.000)
C	1.806*** (-0.029)	2.862*** (-0.363)	1.625*** (-0.016)	1.805*** (-0.029)	2.899*** (-0.360)	1.621*** (-0.016)
控制变量	是	是	是	是	是	是
OBS	19287	22300	19287	19287	22300	19287
R ²	0.333	0.124	0.793	0.333	0.124	0.793
中介效应占比					39.18%	

由最低工资分别基于资本投入和中间品投入作用于全要素生产率产生的中介效应可知,最低工资能够通过要素替代效应作用于企业的全要素生产率,支持了前文的假设H1。

(二) 基于技术替代效应的机制检验

表5表明,创新投入是最低工资抑制企业全要素生产率水平提高的中介机制,在最低工资对全要素生产率的抑制过程中,最低工资上调抑制了企业的创新投入,在未使用工具变量和使用工具变量测量的情况下,中介效应占总效应的比值分别为14.44%和18.27%。劳动力成本提高对企业的全要素生产率的影响较为明显,加之研发产出成果具有滞后性,短期内最低工资上调时极大可能对研发投入会产生挤出作用,并通过这一路径削弱企业创新对全要素生产率的提升效果,即,最低工资对技术创新的抑制效应大于促进效应,不利于企业全要素生产率的提升,支持了假设H2。

表5 基于创新投入强度的技术替代效应

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
lnWage	-0.192*** (-0.050)	-0.660* (-0.374)	-0.132*** (-0.044)	-0.217*** (-0.046)	-0.944*** (-0.338)	-0.137*** (-0.040)
lnInnovation			0.042*** (-0.001)			0.042*** (-0.001)
C	1.806*** (-0.029)	2.309*** (-0.191)	1.675*** (-0.026)	1.805*** (-0.029)	2.330*** (-0.190)	1.673*** (-0.025)
控制变量	是	是	是	是	是	是
OBS	19287	20642	16246	19287	20642	16246
R ²	0.333	0.262	0.492	0.333	0.262	0.492
中介效应占比		14.44%			18.27%	

六、最低工资影响企业全要素生产率的异质性检验

(一) 基于企业所有权的异质性分析

不同所有制企业的生产力水平有一定的差别,本研究总样本为19287家,其中国有企业为7076家,

非国有企业为 12211 家。表 6 列(1)至列(4)显示,最低工资调整对国有企业的全要素生产率抑制力度更强,这表明近年来我国国有企业虽然得到了更多的财政资源和补助支持,但同时面临着较大的政策性压力,影响企业全要素生产率的提升。

(二) 基于融资约束程度的异质性分析

融资约束水平不同,最低工资对企业全要素生产率的挤出效应存在异质性。本文参考 Hadlock 和 Pierce 构造的 SA 指数^[35],以此衡量企业的融资约束水平, $SA = -0.737 \times Size + 0.043 \times Size^2 - 0.04 \times Age$ 。其中,Size 表示企业规模对数,Age 表示企业年龄对数,SA 指数越大,企业所受到的融资约束越严重。同时,参照冀云阳和高跃的做法^[36],根据计算出的指数,按其均值将企业分为两组进行研究,其中高于均值的企业表示受融资约束程度较高,否则视为受融资约束程度较低。结果显示,最低工资调整给融资约束水平较高的企业带来的影响更大,当前形势下为实现经济高质量发展,企业应改善融资结构,避免最低工资调整带来的劳动力成本上涨对全要素生产率的影响。

表 6 基于企业所有权、融资约束程度的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	非国有企业	国有企业	非国有企业	国有企业	约束程度高	约束程度低	约束程度高	约束程度低
lnWage	0.031 (0.069)	-0.274 *** (0.069)			-0.288 ** (-0.142)	-0.090 * (-0.047)		
lnWage_IV			-0.120 * (0.063)	-0.192 *** (0.063)			-0.299 ** (-0.126)	-0.108 ** (-0.044)
C	1.817 *** (-0.039)	1.934 *** (-0.044)	1.833 *** (-0.038)	1.921 *** (-0.043)	1.814 *** (-0.070)	1.748 *** (-0.031)	1.807 *** (-0.069)	1.749 *** (-0.030)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
OBS	12211	7076	12211	7076	4905	14382	4905	14382
R ²	0.386	0.249	0.386	0.248	0.208	0.397	0.209	0.397

(三) 基于地区分布的异质性分析

中国区域间的生产力差异是导致地区之间的经济发展不均衡的重要原因。表 7 表明最低工资调整对东部和中部地区企业的全要素生产率挤出作用显著,对西部地区企业的全要素生产率没有影响,中部地区的挤出效应要高于东部地区,使用工具变量后西部地区的挤出作用仍不显著。东部地区的经济比较发达,企业数量比较多,相关政策执行比较严格,企业在生产发展过程中受到的约束较大,而西部的发展程度比较低,对劳动力的依赖程度比较高,为平衡东、中、西部地区的生产率差异,可以对东部地区的税收给予一定的减免,对西部地区给予一定的补贴扶持。

以上实证研究支持了假设 H3,即对于国有性质、融资约束程度较高、位于东部和中部的企业来说,最低工资调整越大对企业全要素生产率的挤出效应越强。

表 7 基于地区分布的异质性分析

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	东部	中部	西部	东部	中部	西部
lnWage	-0.236 *** (-0.063)	-0.298 *** (-0.100)	0.189 (-0.162)			
lnWage_IV				-0.282 *** (-0.063)	-0.313 *** (-0.101)	-0.022 (-0.110)
C	1.776 *** (-0.034)	1.804 *** (-0.061)	1.987 *** (-0.110)	1.776 *** (-0.033)	1.801 *** (-0.060)	2.011 *** (-0.109)
控制变量	是	是	是	是	是	是
OBS	13451	3177	2659	13451	3177	2659
R ²	0.345	0.398	0.266	0.345	0.398	0.266

七、结论性评述

本文旨在厘清我国最低工资对企业全要素生产率的影响。研究表明:(1)最低工资上调会降低企业的全要素生产率。(2)最低工资对企业全要素生产率的挤出效应,国有企业高于非国有企业,受到的融资约束程度越高的挤出效应越强,对中部地区的挤出效应强于东部地区。(3)最低工资标准越高,企业越倾向于通过要素替代和技术替代来改变生产效率。

本文根据以上研究,提出以下政策建议:第一,重视最低工资对全要素生产率的影响。政府应结合企业发展需要,制定合理的最低工资标准。一方面,应加快国有企业改革步伐,增强国有部门竞争优势,要减少国有企业的政策负担,进而提高企业全要素生产率。另一方面,地方政府在制定和调整最低工资标准时,要充分考虑区域的差别。第二,加强金融机构改革,增强金融服务于实体经济的作用。中小企业、民营企业在资金约束高时,往往会采取劳动密集型的生产方式,而随着最低工资标准的提升,企业成本负担越来越重,长期以来积累的劳动优势也逐渐消失,在融资困难、融资贵背景下,我们需要通过深化金融体制改革、降低企业融资约束等措施,减少最低工资标准对中小企业和私营企业的负面影响。第三,完善市场竞争机制,提高技术革新水平和市场对要素的配置能力。从研究结论来看,由于资本要素替代、中间品要素替代和增大研发投入的技术替代均可提高企业的全要素生产率水平,弱化最低工资对全要素生产率的挤出效果,因此,企业应认识到要素投入效率和技术创新的重要性,提高资源配置效率、增强技术创新水平。

参考文献:

- [1] 杜鹏程,徐舒. 最低工资、市场演化与生产率增长[J]. 产业经济研究,2020(4):90-101.
- [2] 万江滔,魏下海. 最低工资规制对企业劳动收入份额的影响——理论分析与微观证据[J]. 财经研究,2020(7):64-78.
- [3] 王静,王怡静,宋建. 最低工资、机器人应用与劳动收入份额——基于上市公司经验证据[J]. 财经研究,2022(12):106-120.
- [4] 马双,张劼,朱喜. 最低工资对中国就业和工资水平的影响[J]. 经济研究,2012(5):132-146.
- [5] 邱俊鹏,韩清. 最低工资标准提升的收入效应研究[J]. 数量经济技术经济研究,2015(7):90-103
- [6] Hau H, Huang Y, Wang G W. Firm response to competitive shocks: Evidence from China's minimum wage policy [R]. Swiss Finance Institute Research Paper, 2019.
- [7] McKenzie M. The erosion of minimum wage policy in Australia and labour's shrinking share of total income[J]. Journal of Australian Political Economy, 2018, 81: 52-77.
- [8] Malloy L C. The minimum wage, bargaining power, and the top income share[J]. Forum for Social Economics, 2020, 49(1): 75-98.
- [9] Vergeer R, Kleinknecht A. The impact of labor market deregulation on productivity: A panel data analysis of 19 OECD countries (1960—2004)[J]. Journal of Post Keynesian Economics,2010, 33(2): 371-408.
- [10] 张翊,陈雯,骆时雨. 中间品进口对中国制造业全要素生产率的影响[J]. 世界经济,2015(9):107-129.
- [11] 杨豪. 融资寻租、资本错配与全要素生产率[J]. 统计研究,2022(10):51-67.
- [12] Baumann J., Kritikos A S. The link between R&D, innovation and productivity: Are micro firms different? [J]. Research Policy, 2016, 45(6): 1263-1274.
- [13] 李小平,朱钟棣. 国际贸易、R&D 溢出和生产率增长[J]. 经济研究,2006(2):31-43.
- [14] 于新亮,上官熠文,于文广,等. 养老保险缴费率、资本——技能互补与企业全要素生产率[J]. 中国工业经济,2019(12):96-114.
- [15] 曹伟,冯颖姝,余晨阳,等. 人民币汇率变动、企业创新与制造业全要素生产率[J]. 经济研究,2022(3):65-82.
- [16] 左晖,艾丹祥. 技术变化方向异性和全要素生产率——来自中国制造业信息化的证据[J]. 管理世界,2022(8):132-159.
- [17] Riley R, Bondibene C R. Raising the standard: Minimum wages and firm productivity[J]. Labour Economics, 2017, 44: 27-50.
- [18] Alvarez R, Fuentes R. Minimum wage and productivity: Evidence from Chilean manufactu-ring plants[J]. Economic Development & Cultural Change, 2018, 67(1): 193-224.

- [19] Geloso V. The turnover-reducing effects of the minimum wage may harm the economy[J]. *Economic Affairs: A Journal of the Liberal Political Economy*, 2016, 36(3):318-325.
- [20] 李俊青,高瑜,李响. 环境规制与中国生产率的动态变化:基于异质性企业视角[J]. *世界经济*,2022(1):82-109.
- [21] 李波,蒋殿春. 劳动保护与制造业生产率进步[J]. *世界经济*,2019(11):74-98.
- [22] 陈雯,苗双有. 中间品贸易自由化与中国制造业企业生产技术选择[J]. *经济研究*,2016(8):72-85.
- [23] 李建强,高翔,赵西亮. 最低工资与企业创新[J]. *金融研究*,2020(12):132-150.
- [24] 赵瑞丽,何欢浪. 最低工资对企业创新行为的影响——兼论企业间创新资源的再配置[J]. *南开经济研究*,2021(1):184-204.
- [25] 胡悦,吴文锋. 商业信用融资和我国企业债务的结构性问题[J]. *经济学(季刊)*,2022(1):257-280.
- [26] 肖文,薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业的全要素生产率变动[J]. *世界经济*,2019(1):76-94.
- [27] 李言,高波,雷红. 中国地区要素生产率的变迁:1978~2016[J]. *数量经济技术经济研究*,2018(10):21-39.
- [28] 余淼杰,李晋. 进口类型、行业差异化程度与企业生产率提升[J]. *经济研究*,2015(8):85-97.
- [29] 刘睿雯,徐舒,张川川. 贸易开放、就业结构变迁与生产率增长[J]. *中国工业经济*,2020(6):24-42.
- [30] 刘贯春,陈登科,丰超. 最低工资的资源错配效应及其作用机制分析[J]. *中国工业经济*,2017(7):62-80.
- [31] 郑东雅,皮建才. 中国的资本偏向型经济增长:1998—2007[J]. *世界经济*,2017(5):24-48.
- [32] 傅元海,唐未兵,王展祥. FDI溢出机制、技术进步路径与经济增长绩效[J]. *经济研究*,2010(6):92-104.
- [33] 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(2):541-558.
- [34] Baron R M, Kenny D A. The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: Conceptual, strategic, and statistical considerations. [J]. *Journal of Personality and Social Psychology*, 1986, 51(6):1173-82.
- [35] Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. *Review of Financial Studies*, 2010, 23(5):1909-1940.
- [36] 冀云阳,高跃. 税收治理现代化与企业的全要素生产率——基于企业纳税信用评级准自然实验的研究[J]. *财经研究*,2020(12):49-63.

[责任编辑:高 婷]

Minimum Wages and Total Factor Productivity: Mechanism Discussion and Empirical Evidence

WANG Jing, LI Fengping

(School of Economics, Nanjing Audit University, Nanjing 211815, China)

Abstract: The yearly increase of the minimum wage standard leads to the constant rise of labor cost, and its impact on the total factor productivity of Chinese enterprises is controversial. This paper matches the minimum wage standard data of 405 prefecture-level cities in China from 2012 to 2019 with the data of listed companies in China, and discusses its internal influencing mechanism from the perspectives of factor substitution and technology substitution effect. The findings are as follows: the increase of minimum wage will reduce the total factor productivity of enterprises. The squeezing effect of minimum wage on total factor productivity of enterprises shows that the squeezing effect of state-owned enterprises and enterprises with higher degree of financing constraint is stronger, and the squeezing effect of central regions is stronger than that of eastern regions. The higher the minimum wage standard, the more inclined enterprises are to change production efficiency through factor substitution and technology substitution. This study has important reference significance for improving total factor productivity and realizing high-quality economic development.

Key Words: minimum wage; total factor productivity; factor substitution; technology substitution; financing constraint