

# 最低工资、市场演化与生产率增长

杜鹏程<sup>1</sup> 徐舒<sup>2</sup>

(1. 首都经济贸易大学 经济学院, 北京 100070; 2. 西南财经大学 经济学院, 四川 成都 611130)

**摘要:** 作为劳动力市场最直接的管制手段, 最低工资标准对企业生产效率的影响日益突出。基于中国工业企业数据和手动收集的区县级最低工资数据, 从微观和宏观两个视角研究了我国最低工资标准的上涨与全要素生产率(TFP)的关系。微观层面的研究结果表明, 最低工资标准的上涨促进了低生产率企业退出市场和抑制了低生产潜能企业进入市场, 进而提高了TFP。宏观层面的分析结果表明, 企业进入和退出所引发的市场演化效应是最低工资标准提高总量TFP的一个重要渠道。在降低内生性问题和替换核心指标测度方法后, 研究结论依然稳健。分样本的研究还发现, 最低工资标准对生产率增长的促进作用在劳动密集型企业、高融资约束企业和竞争型企业更为明显。研究结论不仅有助于理解我国经济增长的潜在驱动因素, 而且对于通过合理化的劳动力政策实现经济高质量发展具有重要的参考价值。

**关键词:** 最低工资; 进入退出; 市场演化; 全要素生产率; 资源配置

**中图分类号:** F426; F062.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2020)04-0090-12

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.007

## 一、引言

全要素生产率(TFP)被视为衡量技术进步和经济增长的效率指标, 对其进行准确测算和影响因素分析一直是学界的热点。我国全要素生产率总量在过去几十年中经历了持续增长<sup>[1-3]</sup>。为了深入理解中国经济高速增长背后的机制和动力, 虽然诸多学者尝试从不同的角度来研究影响我国全要素生产率的因素, 包括要素资源配置效率<sup>[4-5]</sup>、金融市场摩擦<sup>[6-7]</sup>、经济功能区效应<sup>[8]</sup>以及贸易自由化<sup>[9]</sup>等, 但既有研究所识别出的影响因素都比较宽泛和抽象, 基本集中在经济运行效率本身。

近年来, 我国最低工资标准逐年攀升。自2004年《最低工资规定》颁布至今, 地区最低工资标准以年均10%的速度不断提高。数据显示, 1994—2004年, 城镇单位职工工资年平均增长率约为8%, 而在2004—2014年十年间达到18%, 远高于同期GDP的增速<sup>①</sup>。作为劳动力市场最直接的管制手段, 最低工资标准上涨引致劳动力成本增加, 企业必然会调整其生产行为和市场行为, 进而影响TFP。结合最低工资与TFP同步提高的事实现状, 我们不禁提出疑问: 最低工资的上涨是否提高了TFP? 最低工资影响TFP的经济机制是什么?

事实上, 最低工资标准的逐年提升和TFP的同时持续提高这个现象并非巧合。熊彼特<sup>[10]</sup>的“创造性破坏理论”认为: 经济发展的本质是经济个体优胜劣汰的动态演化过程。既有研究也发现, 企业进入

收稿日期: 2020-01-31; 修回日期: 2020-06-23

**作者简介:** 杜鹏程(1990—), 男, 四川巴中人, 经济学博士, 首都经济贸易大学经济学院讲师, 研究方向为要素市场规制与经济增长; 徐舒(1982—), 男, 福建福州人, 经济学博士, 西南财经大学经济学院教授、博士生导师, 研究方向为收入分配与经济增长。

**基金项目:** 国家自然科学基金青年项目(71903137); 北京市社会科学基金青年项目(19YJC026); 首都经济贸易大学北京市属高校基本科研业务费专项资金项目(00491965991301)

和退出市场构成了宏观经济增长的动态微观基础,促进企业进行有效的市场演化,是优化资源配置效率和提升宏观经济绩效的重要途径<sup>[11]</sup>。基于这一理论,最低工资可能通过两条途径提高总量 TFP:其一,最低工资标准提高引致的劳动力成本提升促进低生产率企业退出市场,同时抑制潜在生产率较低的企业进入市场,市场演化效应的加剧提高了总量 TFP<sup>[12-13]</sup>②。其二,最低工资标准提高使得企业通过调整要素投入结构改变其市场份额,优化要素资源配置,引致 TFP 提升<sup>[4]</sup>。

基于上述现实背景和经济逻辑,本文以 2004—2007 年期间我国规模以上制造业企业为研究对象,从企业微观层面和地区宏观层面考察了最低工资对全要素生产率的影响,并分析了其作用机制。首先,本文使用 OP 方法计算了全要素生产率。其次,微观层面的研究结果显示,最低工资每上涨 10%,企业的 TFP 将会增加约 0.9%~1.1%。进一步,本文探讨了企业进入和退出对最低工资影响全要素生产率的效应。研究发现,控制企业进入和退出市场的决策后,TFP 的增量将会下降至 0.9%。同时,最低工资标准每上涨 10%,旧企业退出市场的概率增加 0.48%,而新企业进入市场的概率减少 1.1%,这表明企业的市场演化是最低工资提高 TFP 的一个影响机制。最后,在地区宏观层面,本文对 TFP 的变化量进行分解,也发现由企业进入和退出所引发的市场演化效应是最低工资标准提高总量 TFP 的重要渠道。

本文的贡献体现在以下三个方面:第一,从劳动力成本的角度探究最低工资引发的市场演化效应,这既是对“创造性破坏理论”的直接验证,也是对现有最低工资执行效率和市场资源配置效率的相关研究的有益补充。第二,不同于既有研究普遍认为市场份额再配置是影响经济增长的主要渠道,本文从微观和宏观两个视角验证了劳动力成本的上升会通过影响企业生存状态对经济效率提出新的挑战,这为经济增长方式的经验研究提供了全新有益的研究视角。第三,区别于既有文献利用市级最低工资数据进行的研究,本文使用区(县)级最低工资数据进行分析更有利于反映地区层面的异质性,得到的估计结果更为准确和一致。

全文后续部分做如下安排:第二部分是文献综述;第三部分描述本文所用数据及生产函数估计方法;第四部分介绍本文的实证模型及基准结果;第五部分给出宏观层面的进一步分析结果;第六部分进行稳健性检验及展示异质性结果;第七部分为全文总结。

## 二、文献综述

本文的研究与两类文献密切相关:一为最低工资标准引致经济效果的研究,二为 TFP 影响因素的相关研究,我们将分别对这两类文献作简要梳理。

最低工资作为劳动力成本的重要干预手段,既有文献对其经济效应的研究非常丰富。自 Card and Krueger<sup>[14]</sup>以来,早期研究热衷于考察最低工资的就业效应。Belman and Wolfson<sup>[15]</sup>发现,最低工资会提升高技术劳动者的就业水平,但会降低低技术劳动者的就业水平。Wang and Gunderson<sup>[16]</sup>认为,虽然最低工资上涨对就业有显著的负效应,但其与地区效应密切相关。马双等<sup>[17]</sup>的研究发现,最低工资对企业雇佣量的影响存在异质性,平均而言,最低工资标准每提高 10%,企业的雇佣量将降低 0.6%。李后建等<sup>[18]</sup>发现,最低工资标准的上调减少企业对非生产性正式职工和低技能正式职工的需求,同时也会激励企业通过增加临时工的雇佣来提高用工灵活性。Brochu and Green<sup>[19]</sup>的研究表明,最低工资既降低了企业的雇佣量,也降低了企业解雇员工的概率,因此降低了劳动力市场上工人与岗位间的匹配流动性。伴随着就业效应研究的日益深入和完善,对最低工资影响效应的近期研究更多集中于企业行为和绩效上。Draca<sup>[20]</sup>以英国最低工资标准调整作为“自然实验”,使用倍差法(DID)发现最低工资将会显著地降低企业的利润率。Gan *et al.*<sup>[21]</sup>针对我国制造业的研究发现,最低工资每提高 10%,会导致企业的出口概率和出口量均降低 0.9%。许和连和王海成<sup>[22]</sup>的研究发现,最低工资标准的上涨降低了产品出口质量,并且该负向效应在劳动密集型行业、国有企业和中部地区更为明显。徐舒等<sup>[23]</sup>考察了我国 2004 年《最低工资规定》的实施对劳动资源配置效率的影响,

发现最低工资标准的调整显著地降低了企业劳动资源配置效率。

与本文相关的另一类文献主要研究全要素生产率的影响因素。随着 TFP 测算方法的日益完善<sup>[24-26]</sup> 学者们从许多角度对 TFP 的影响因素进行了考察,其中主要是集中在资源配置效率和政策扭曲等方面。例如 Hsieh and Klenow<sup>[4]</sup> 发现资源配置扭曲是中国工业部门 TFP 较低的重要原因,资源错配使得 TFP 降低了 30%~50%。张伯超等<sup>[27]</sup> 认为,中国制造业行业 2006—2015 年的行业资源错配主要表现为劳动错配,其引致 TFP 年均损失高达 8.95%。龚关等<sup>[28]</sup> 和 Brandt *et al.*<sup>[29]</sup> 都认为,政府政策扭曲了资本市场,引导投资者投资于国有部门或高生产率的非国有部门,进而造成了 TFP 的损失。谢千里等<sup>[30]</sup> 认为,造成 TFP 增速放缓的主要原因是所有制形式。余淼杰<sup>[9]</sup> 发现贸易自由化显著地促进了企业生产率的提高,关税壁垒和非关税壁垒的减免对出口企业的生产率影响要比非出口企业小。虽然上述文献从不同的角度对影响 TFP 的因素给予了解释,但这些影响因素基本集中在制度层面。从微观企业行为来看,企业的市场动态演化引致的要素资源优化配置对生产率的提升也具有不可忽视的贡献。Griliches and Regev<sup>[31]</sup> 针对以色列企业的研究表明,当行业处于高速发展和升级时期,高质量企业的进入和低效率企业的退出是 TFP 增长的主要动力。Levinsohn and Petrin<sup>[32]</sup> 的研究显示,企业市场演化引致的资源重新配置解释了智利 1979—1986 年行业 TFP 增长的大部分。Aw *et al.*<sup>[33]</sup> 的研究也发现,中国台湾 1981—1991 年企业的进入与退出活动是行业 TFP 增长的重要因素。Brandt *et al.*<sup>[34]</sup> 发现中国企业进入壁垒的增长是导致地区 TFP 不均衡的重要原因。李玉红等<sup>[12]</sup> 的研究发现,“十五”期间企业进入与退出所引起的资源优化配置对总量 TFP 的贡献高达 50%。

综上所述,虽然关于最低工资的研究比较丰富,并且对企业生产率影响因素的研究也已成为学界热点,但鲜有文献直接探究最低工资对企业生产率的影响,而从企业市场演化的视角考察劳动力成本对经济效率的影响更是空白。本文基于上述研究,从劳动市场管制的角度考察劳动力成本对经济增长质量的影响,不仅有助于全面理解最低工资制度的政策效果,而且相对于现有文献考察 TFP 的影响因素而言,本文所关注的最低工资问题目标明晰,具有更强的现实意义。

### 三、数据描述与生产率估计

#### (一) 数据及变量说明

本文使用的企业数据来自 2004—2007 年中国工业企业数据库,该数据库包含国家统计局每年收集的所有国有企业和年销售收入达到 500 万元以上的非国有企业的生产经营数据。数据库中包括了企业年工业总产值、工业增加值、资本存量、职工人数、中间投入等生产性指标以及工资总额、职工福利、营业利润等经营性指标,并且详细地给出了 29 个二位码制造业分类代码。我们根据 Brandt *et al.*<sup>[29]</sup> 的方法对样本异常值进行了处理,即剔除职工人数少于 8 的企业、剔除销售额低于 500 万元的企业、剔除总资产小于固定资产净值的企业、剔除总资产小于流动资产的企业。

本文的主要解释变量为最低工资标准。2004 年,《最低工资规定》在全国范围内正式实施,要求各省(自治区、直辖市)范围内的不同行政区域须自行制定最低工资标准。与相关研究使用的最低工资数据不同,为了获得更为一致的估计结果,我们手动收集了 2004—2007 年全国各县(自治县)、市辖区和县级市的年度最低工资数据。由于同一地级市所辖各县在同一年的最低工资标准可能完全不同,甚至某些县同一年存在两个执行标准,我们对此进行了加权平均处理<sup>③</sup>,最终得到每年 2 700 多个县级层面的最低工资数据,约占全国的 95%。我们将最低工资标准数据与工业企业数据匹配,最终得到有效样本数约 100 万个。

除关键变量外,本文以《中国城市区域统计年鉴》为基础构建了地区宏观经济变量,具体包括:各市生产总值对数( $\ln gdp$ )、在岗职工平均工资对数( $\ln awg$ )、市人口密度对数( $\ln popden$ )、市工业企业个数对数( $\ln entpnum$ )。这些变量不仅可以控制地区随时间变化的差异,同时还可以在在一定程度上降低地区基于上述变量而制定最低工资标准的内生性问题。

本文还选取了可能影响生产率的变量作为企业层面控制变量,其中较为重要的是衡量企业市场演化行为的进入(Entry)和退出(Exit)二元变量。与周黎安等<sup>[35]</sup>、杨汝岱<sup>[3]</sup>的定义一致,若企业当年存在于数据库中而先前年份均不存在,我们定义该企业为新进入企业;若企业在当年存在但后续年份均不存在于数据库中,则定义该企业为退出企业。此外,企业层面的控制变量还包括反映企业生产规模的总资产对数(capt)、衡量企业债务状况的应付账款比率(payratio)即企业应付账款与总资产的比值、衡量企业

短期偿债能力的流动负债比率(lgrat)即流动资产与流动负债之差与总资产的比值、反映企业异质性的年龄对数(lnage)和国有企业(soes)二元变量、反映企业所在行业竞争度的赫芬达尔指数(hhi\_sales)。表1给出了这些变量的描述性统计结果。

表1显示2004—2007年间约21%的企业为期初新进入企业,约有9%的企业在期末退出市场;流动负债比率均值为0.07,表明企业流动资产普遍较多,短期偿还债务的能力普遍较强;企业年龄的均值为6.4,说明企业普遍较为年轻;约有27%的企业为国有企业;赫芬达尔指数的均值为0.26,表明行业竞争度较高。

## (二) 生产率估计

为了估计全要素生产率,本文假设生产函数具有如下Cobb-Douglas形式:

$$Y_{it} = e^{\omega_{it} + \varepsilon_{it}} L_{it}^{\beta_l} K_{it}^{\beta_k} \quad (1)$$

其中 $Y$ 代表产出, $L$ 、 $K$ 分别代表企业在生产过程中使用的劳动力、资本, $e^{\omega_{it}}$ 为不可观测的全要素生产率, $e^{\varepsilon_{it}}$ 是随机冲击,对式(1)两边同取对数并整理得:

$$TFP_{it} = \hat{\omega}_{it} = \ln y_{it} - \hat{\beta}_l \ln l_{it} - \hat{\beta}_k \ln k_{it} \quad (2)$$

直接采用OLS或面板数据固定效应模型估计等式(2)都将面临内生性问题,原因在于投入要素的选择与企业潜在生产率相关。为了克服这一点,文献中常用的估计法包括半参数估计法、以中间投入作为TFP的代理变量的LP法<sup>[32]</sup>、以投资的反函数作为TFP的代理变量的OP法<sup>[24]</sup>、将投资视为所有要素投入函数的ACF法<sup>[26]</sup>,并以此作为TFP的工具变量进行估计。由于OP法克服了由企业退出所造成的样本选择偏误,故本文采用OP法分二位数行业估计企业的TFP,并用其他生产率估计方法作稳健性检验<sup>④</sup>。

基于式(2)得到的企业TFP,我们利用式(3)加权平均方式分别计算部门或地区层面的总量TFP:

$$TFP_{st} = \sum_{i \in S} Shr_{it} \times tfp_{it} \quad (3)$$

其中 $TFP_{st}$ 为行业或地区 $s$ 的生产率, $tfp_{it}$ 为企业 $i$ 的生产率, $Shr_{it}$ 为企业 $i$ 在所属行业或地区中的市场份额,我们分别用工业增加值份额、工业总产值份额和从业人数份额加权计算。表2给出了用不同加权方式计算的全国TFP。

表2显示,虽然不同权重所得TFP不完全相同,但基本处于同一数量级上,且所有方式计算的全要素生产率都经历了3.4%左右的增长,本文后续将用增加值来度量企业份额。

表3给出了进入型企业、退出型企业

表2 不同加权方法计算的 TFP 值

年份	算术平均	从业人数加权	总产值加权	增加值加权	平均增长率
2004	3.64	3.75	4.45	4.62	-
2005	3.80	3.95	4.54	4.71	3.43%
2006	3.96	4.12	4.65	4.82	3.33%
2007	4.11	4.29	4.74	5.07	3.55%

表3 不同类型企业相关指标的描述性统计

变量	变量含义	(1) 退出企业	(2) 进入企业	(3) 存续企业
<i>TFP</i>	全要素生产率	3.79	3.70	3.97
<i>profit</i>	成本利润率	5.89	6.65	7.33
<i>wage</i>	人均工资对数	6.88	6.96	7.03
<i>kl</i>	人均资产对数	10.39	10.49	10.76

企业和存续型企业分别在 TFP、利润率、人均工资和人均资产上的对比情况。从中发现,相对于存续企业而言,退出型企业和新进入企业的工资水平和资本密集度比较低,可能更容易受到最低工资标准调整的影响。此外,虽然新进入型企业的 TFP 低于退出型企业,但其利润率远高于退出型企业,这说明进入型企业可能拥有比退出型企业更高的经营效率或生产潜能,能适应最低工资调整的影响。

在获得企业 TFP 的基础上,图1初步展示了最低工资标准同 TFP 之间的关系。可以发现,最低工资标准和总量 TFP 呈明显的正相关关系。此外,2005 年最低工资标准和 TFP 的增速同时提升,2006 年最低工资标准和 TFP 增速同时放缓。结合各年份大量企业进入和退出市场的事实和表3中不同类型企业的特征,我们猜测企业的进入和退出可能是最低工资影响 TFP 的一个经济渠道,而本文后面将对这种猜测进行验证。

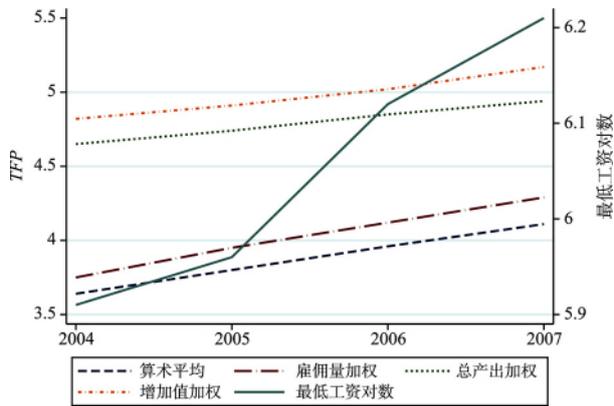


图1 最低工资标准与全要素生产率(2004—2007年)

四、实证结果

本文采用固定效应模型来检验最低工资标准同全要素生产率之间的关系。基础模型设定如下:

$$tfp_{ijt} = \beta_0 + \beta_1 \ln miw_{jt} + \beta_2 Exit_{ijt} + \beta_3 Entry_{ijt} + \beta_4 X_{ijt} + \pi_i + T_t + \mu_{ijt} \quad (4)$$

其中  $tfp_{ijt}$  为  $j$  区(县)的  $i$  企业在  $t$  期的生产率;  $\ln miw_{jt}$  为  $j$  区(县)在  $t$  期的最低工资标准;  $X_{ijt}$  为控制变量,包括企业层面的总资产、流动负债比、企业年龄以及地区层面的全市生产总值、职工平均工资等变量;  $Exit_{ijt}$  代表企业当年是否退出市场的二元变量;  $Entry_{ijt}$  代表企业当年是否为新进入企业的二元变量;  $\pi_i$  为企业固定效应;  $T_t$  为时间固定效应;  $\mu_{ijt}$  为企业不可观测的特征;  $\beta_1$  为本文所关注的待估参数。根据图1所展示的最低工资和 TFP 的关系,我们预期  $\beta_1$  的符号为正。若企业演化效应(退出与进入)的确存在,我们预期在加入  $Exit_{ijt}$  和  $Entry_{ijt}$  变量后,系数  $\beta_1$  将会下降。考虑到最低工资标准的变异维度是在“地区×时间”上,我们将回归标准误差聚类到“地区×年份”层面上。

表4汇报了模型(4)的回归结果。前两列为不控制企业进入和退出二元变量的回归结果。第(1)列的结果显示,在不加入任何控制变量的情况下,最低工资标准每上涨10%,企业 TFP 将会增加1.6%。第(2)列表明在加入企业层面和地区层面控制变量后,最低工资标准对 TFP 的正向影响将下降至1.1%。第(3)列、第(4)列为控制了企业进入和退出二元变量的回归结果,结果显示,最低工资标准对企业 TFP 的影响系数下降为0.13和0.09,下降幅度约20%,这说明企业的进入和退出行为可以部分解释最低工资标准对全要素生产率的影响。企业进入二元变量( $Entry$ )和退出二元变量( $Exit$ )的系数为负,表明新进入企业和即将退出市场企业的 TFP 显著低于行业平均水平,这初步说明最低工资具有市场“筛选效应”。第(5)列、第(6)列为在模型(4)中进一步控制了最低工资标准与

企业进入和退出交互项的回归结果。结果显示,最低工资标准与企业进入和退出交互项的系数均显著为正,这表明最低工资对进入型企业和退出型企业的生产率影响要大于存续型企业;同时,由于最低工资与企业进入的交互项系数要大于其与企业退出的交互项系数,说明最低工资对进入型企业生产率的促进作用要大于退出型企业,该发现也在一定程度上佐证了表3的“进入型企业拥有比退出型企业更高的经营效率或生产潜能以适应最低工资调整的影响”这一结论。此外,控制变量的回归结果与经验基本相符,企业的资产规模(*capt*)越大和融资能力(*lqrat*)越强,其受到的外源融资约束就越小,TFP就相对越高;行业竞争程度的加剧(*hhi\_sales*)和地区经济的发展能够产生更大的技术溢出效应,故企业的TFP也相对较高;相比于非国有企业,国有企业的TFP相对较低。

在模型(4)的基础上,我们将因变量替换为企业进入和退出的二元变量,以检验最低工资对企业市场演化的影响,设定如下线性概率模型(LPM):

$$Exit_{it}/Entry_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 \ln miwg_{jt} + \gamma_2 X_{jt} + \pi_i + T_t + \mu_{it} \quad (5)$$

表5给出了最低工资与企业进入和退出决策的回归结果。第(1)列和第(2)列结果显示,最低工资标准每上涨10%,企业退出市场的概率将显著增加0.42%~0.48%。资产规模(*capt*)越高、融资能力(*lqrat*)越强、短期借债能力(*payratio*)越强的企业,其退出市场的概率越小,这可能是由于该类企业可以通过短期借债或资产抵押的方式来融资,能应对劳动力成本上涨的负向冲击。高

表4 最低工资与企业全要素生产率的回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
<i>lnmiwg</i>	0.161*** [2.98]	0.108*** [2.77]	0.127*** [2.59]	0.087*** [2.61]	0.458** [1.99]	0.044** [2.52]
<i>exit</i>			-0.099*** [14.88]	-0.089*** [14.04]	-1.784*** [9.75]	-1.681*** [9.45]
<i>entry</i>			-0.219*** [21.45]	-0.179*** [17.83]	-2.800*** [12.66]	-2.583*** [12.09]
<i>lnmiwg × exit</i>					0.297*** [6.27]	0.279*** [6.02]***
<i>lnmiwg × entry</i>					0.418*** [3.05]	0.389*** [6.15]
<i>capt</i>		0.084*** [10.01]		0.065*** [8.68]		0.059*** [8.60]
<i>lqrat</i>		0.310*** [31.51]		0.309*** [31.00]		0.310*** [32.00]
<i>payratio</i>		0.144*** [16.47]		0.144*** [16.71]		0.143*** [17.10]
<i>lnage</i>		0.186*** [23.44]		0.120*** [20.14]		0.112*** [18.98]
<i>hhi_sales</i>		-0.116*** [12.00]		-0.107*** [11.14]		-0.119*** [9.89]
<i>soes</i>		-0.014** [3.46]		-0.014** [3.41]		-0.018*** [3.13]
<i>lnavg</i>		0.561*** [20.21]		0.583*** [19.09]		0.421*** [19.32]
<i>lngdp</i>		0.149*** [8.62]		0.115*** [6.22]		0.206*** [7.26]
<i>lnpopden</i>		-0.059*** [4.78]		-0.058*** [5.37]		-0.040*** [4.55]
<i>lnentpnum</i>		0.243*** [17.59]		0.219*** [13.12]		0.302*** [9.64]
企业固定效应	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
adj. R <sup>2</sup>	0.133	0.112	0.124	0.135	0.128	0.144
N	1 008 322	1 008 167	1 008 322	1 008 167	1 008 167	1 008 167

注:方括号中为*t*统计量。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著,各列标准误均聚类到“城市×年份”层面。

表5 最低工资与企业进入、退出的回归结果

	(1) <i>Exit</i>	(2) <i>Exit</i>	(3) <i>Exit</i>	(4) <i>Entry</i>	(5) <i>Entry</i>	(6) <i>Entry</i>
<i>lnmiwg</i>	0.042** [2.05]	0.048** [1.97]	0.111*** [4.06]	-0.128*** [3.59]	-0.107*** [3.20]	-0.417*** [7.16]
<i>lnmiwg × tfp_mean</i>			-0.017*** [4.38]			0.082*** [6.96]
企业控制变量		-0.059***	-0.104***		-0.109***	-0.135***
地区控制变量		[8.90]	[7.46]		[9.30]	[8.20]
企业固定效应	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
adj. R <sup>2</sup>	0.198	0.372	0.663	0.287	0.356	0.367
N	1 021 501	1 021 335	1 021 335	1 021 501	1 021 335	1 021 335

注:限于篇幅,表中省略了企业控制变量和地区控制变量的详细汇报结果。方括号中为*t*统计量。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

经济发展水平地区的市场化程度也相对较高,企业面临的行业竞争压力较大,其退出市场的可能性也越大;年龄较大的老牌企业可能有相对更大的劳动要素需求,最低工资标准上涨使得其受到的劳动力成本冲击更大,因而其退出市场的可能性就越大。第(4)列和第(5)列的结果显示,最低工资标准每上涨10%,企业进入市场的概率将显著降低1.1%~1.3%。新进入企业的资产规模相对较低、短期应付账款比率相对较高、市场竞争能力相对较差。为了进一步考察最低工资更大程度上影响了哪一类企业的进入和退出,我们在模型(5)中加入了最低工资与企业样本期间平均TFP的交互项,结果如第(3)列、第(6)列所示。第(3)列的结果显示,最低工资与TFP的交互项对企业退出决策的影响显著为负,这表明最低工资更大程度上提高了低生产率企业的退出概率;第(6)列的结果显示,最低工资与TFP的交互项对企业进入的影响显著为正,说明最低工资也在更大程度上降低了低生产潜能企业进入市场的概率。结合表4和表5可知,一方面,企业的进入和退出对TFP具有显著的影响;另一方面,最低工资标准的提升会抑制新企业进入和促进老企业退出。这表明进入和退出是最低工资标准提升企业TFP的一个重要渠道,并且其通过诱导具有较高生产潜能的新企业进入市场和促进低TFP的老企业退出市场,最终提升了TFP。

五、进一步分析

前文从微观层面验证了企业的市场演化效应是最低工资标准提高TFP的一个经济渠道。然而,微观机制检验无法消除进入型企业事前TFP状态不可观测这一问题,我们有必要进一步从宏观层面考察总量TFP变化的结构效应。基于此,本部分通过建立宏观层面总量TFP变化的分解框架,分解分析资源配置效应和市场演化效应对总量TFP增长的贡献。Bailey et al. [36]提出了一种总量生产率变化分解的常用方法,即BHC分解法,其分解方程如下<sup>⑤</sup>:

$$\Delta TFP_j = \sum_{i \in S} \theta_{it} (tfp_{i2} - tfp_{i1}) + \sum_{i \in S} (\theta_{i2} - \theta_{i1}) tfp_{i2} + \sum_{i \in E} \theta_{i2} tfp_{i2} - \sum_{i \in X} \theta_{i1} tfp_{i1} \quad (6)$$

其中 $\Delta TFP_j$ 表示城市j在t时期的TFP增量; $\theta_{it}$ 表示企业i在t时期的市场份额,用企业工业增加值所占份额衡量; $tfp_{it}$ 为企业i在t时期的生产率;S、E、X分别表示存续企业、进入企业和退出企业。式(6)中的第1项为“生产率效应”或“企业内效应”,表示存续企业的市场份额在前后时期保持不变的情况下,由企业自身TFP变化所引起的总量TFP增长;第2项为“市场份额配置效应”或“企业间效应”,表示在位企业的TFP保持不变时,由其市场份额的变化所引致的总量TFP增长;第3项为“进入效应”,反映由新进入企业TFP的变化所引致的总量TFP增加;第4项为“退出效应”,表示由企业退出所导致的总量TFP变化。第1项与第2项统称为“资源配置效应”,它表示存续企业生产率和市场份额的变动对总量TFP的贡献;第3项与第4项统称为“净进入效应”,表示企业的进入和退出对总量TFP增长的贡献,也即我们关注的企业演化效应。表6给出了总量TFP增长的分解结果。

从表6可以看出,企业进入效应和退出效应是促进总量TFP提升的主要渠道,净进入效应对总量TFP增长的贡献为39.4%,这也表明企业的市场演化效应有效地推动了我国总

表6 总量TFP增长的分解结果

	总增长	生产率效应	市场份额效应	进入效应	退出效应	净进入效应
水平	0.454	0.173	0.102	0.448	-0.269	0.179
解释份额	1	0.381	0.225	0.987	-0.593	0.394

量TFP的提升。企业内部的生产率效应对总量TFP增长的贡献为38.1%,仅次于市场演化效应的贡献。市场份额效应的贡献度为22.5%,对总量TFP的推动作用相对较小。

最低工资标准对总量TFP增长的影响机制是什么?从贡献度的分解结果来看,由企业进入和退出所引发的市场演化效应可能是最低工资标准提高总量TFP的传导机制,因此,我们建立固定效应模型(7)和模型(8)以验证这一假设:

$$\Delta TFP_{jt} = \theta_0 + \theta_1 \lnmw\_city_{jt} + \theta_2 C_{jt} + \pi_j + T_t + \varepsilon_{jt} \quad (7)$$

$$BHC_{jt} = \delta_0 + \delta_1 \lnmw\_city_{jt} + \delta_2 C_{jt} + \pi_j + T_t + \varepsilon_{jt} \quad (8)$$

其中  $\Delta TFP_{jt}$  为  $j$  市在  $t$  时期总量生产率的增长;  $\lnmw\_city_{jt}$  为  $j$  市在  $t$  时期的最低工资标准<sup>⑥</sup>;  $BHC_{jt}$  表示  $BHC$  分解式(6)中的生产率效应、企业内部效应、进入效应和退出效应;  $C_{jt}$  为  $j$  市在第  $t$  期的地区控制变量,包括 GDP 和在岗职工平均工资等;  $\pi_j$ 、 $T_t$  和  $\varepsilon_{jt}$  分别表示地区固定效应、时间效应和地区不可观测的特征;  $\theta_1$ 、 $\delta_1$  为我们所关注的待估参数。

表 7 报告了城市层面上,最低工资对 TFP 增长及其各分解效应的回归结果。结果显示,地区最低工资标准与总量 TFP 仍呈正相关关系,最低工资标准每上涨 10%,TFP 总量将增长 1.28%,略高于基准模型(4)中的 1.08%。第(2)列为模型(7)的回归结果,被解释变量为城市总量 TFP 的增长,最低工资 10% 的上涨将导致总量 TFP 增量增加 1.97%。第(3)~(6)列为将总量 TFP 增长进行分解,并分别将各分解部分作为被解释变量的回归结果。其中,第(3)列的被解释变量为“生产率效应”结果显示,最低工资标准每上涨 10% 将导致存续企业的生产率效应增长约 1.13%。第(4)列的被解释变量为“市场份额效应”结果显示,虽然最低工资标准的上涨对在位企业市场份额效应也有正向影响,但不显著。第(5)列的被解释变量为“进入效应”结果显示,最低工资标准每上涨 10% 将导致企业进入对生产率增长的贡献增加 2.7%。第(6)列的被解释变量为“退出效应”,由于分解式(6)中退出效应的符号为负,因此表明,最低工资标准每上涨 10% 将导致低效率企业退出对生产率增长的贡献增加 1.8%。表 7 的结果表明,最低工资标准提高了存续企业的生产率效应和企业演化效应,从而导致总量 TFP 增加。由于第(5)列、第(6)列的最低工资系数值均大于第(3)列,这表明最低工资可以抑制生产潜能较低的企业进入市场和促进生产率较低的企业退出市场,这一企业演化效应是最低工资提高总量 TFP 的主要影响机制。

## 六、稳健性与异质性

### (一) 内生性问题

虽然前文分析已表明最低工资标准的上涨通过加剧企业的市场演化而提高总量 TFP,然而,各地区在制定最低工资标准时可能会考虑企业的生产经营情况,生产率水平较高的地区倾向于制定较高的最低工资标准,这就造成了 TFP 同最低工资之间存在双向因果关系。为了消除内生性问题所引致的估计偏误,我们借鉴 Mayneris *et al.* [37] 的思路,采用同省内除该市以外,其他城市的滞后一期的加权平均最低工资标准作为该市最低工资标准的工具变量进行检验,权重为各城市就业量占比,这个工具变量的具体表达式为:

$$IV_{pj,t} = \sum_{i \neq j} \frac{L_{pi,t-1}}{L_{p,t-1}} \times mw_{pi,t-1} \quad (9)$$

其中  $IV_{pj,t}$  为  $p$  省份  $j$  城市  $t$  时期最低工资的工具变量;  $L_{p,t-1}$  为  $p$  省在  $t-1$  时期的总雇佣量;

表 7 最低工资与总量 TFP 增长及各分解效应的回归结果

解释变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	城市 TFP	城市 TFP 增长	生产率效应	市场份额效应	进入效应	退出效应
$\lnmw\_city$	0.128** [1.97]	0.197* [1.70]	0.113** [2.51]	0.041 [0.44]	0.269*** [3.29]	-0.177** [1.98]
$\ln gdp$	0.064 [1.14]	0.022 [0.33]	0.044 [1.54]	-0.022 [0.47]	0.217** [2.09]	-0.083 [1.02]
$\ln avug$	0.108 [1.10]	-0.029 [0.14]	0.133 [1.57]	0.012 [0.08]	0.253 [1.10]	0.044 [0.20]
$\ln popden$	-0.046 [0.77]	-0.006 [0.09]	0.130*** [2.64]	-0.156 [1.63]	-0.601 [0.75]	-0.027 [0.25]
$\ln entpnum$	0.112* [1.78]	-0.087 [1.17]	0.071* [1.79]	-0.494*** [6.29]	-0.476 [1.27]	0.041 [0.45]
地区固定效应	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
adj. R <sup>2</sup>	0.634	0.107	0.478	0.213	0.381	0.235
N	1369	1022	1369	1369	1369	1369

注:方括号中为  $t$  统计量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

$mw_{pi,t-1}$  为  $p$  省内  $i$  城市在  $t-1$  时期的最低工资标准。该指标能够充当最低工资的工具变量的原因 为：(1) 同省内各市在地理环境和经济环境方面的趋同性导致其在制定最低工资标准时具有攀比效 应和参照效应，该指标满足工具变量的相关性要求；(2) 历史时期的最低工资标准不大可能影响到邻 市单个企业的生产行为和市场行为，该指标满足工具变量的外生性要求。

表 8 报告了工具变量估计的 回归结果<sup>⑦</sup>。总体来看，虽然表 8 的回归系数值略低于表 7，但最低 工资对总量 TFP 及其各分解效应 的影响与表 7 的结论基本一致， 即最低工资标准提高 TFP 的途径 是增强了生产率效应和企业演化 效应，而企业演化效应仍然是最 低工资标准提高 TFP 的主要渠 道。工具变量的回归结果也证明 了结论的稳健性。

(二) 稳健性检验

考虑到不同生产函数估计方 法可能导致 TFP 出现测度误差， 我们分别采用 OLS 法、LP 法<sup>[32]</sup> 和 ACF 法<sup>[26]</sup> 所估计出的 TFP 以 及劳动生产率作为被解释变量进 行稳健性检验，结果如表 9 所示。

表 9 第(1)列的被解释变量为 劳动生产率，定义为增加值与雇佣 量之比，即劳均增加值；第(2)列被 解释变量是采用 OLS 法计算的 TFP；第(3)列至第(4)列分别为采 用 LP 法和 ACF 法计算的企业 TFP。我们发现，无论更换何种生 产函数估计法，最低工资标准提高

了企业生产率这一结果仍然成立，且各列结果与表 3 第(2)列的基准结果也非常接近，即最低工资标准 每提高 10%，企业生产率将相应提高 1.1%。表 9 的结论既表明了本文生产率估计的可靠性，也验证了 前文结果的稳健性。此外，为了更加充分地考察最低工资标准对企业生产率的长期影响，我们在第(5) 列汇报了拓展使用 2001—2007 年数据的回归结果。结果显示，拓展数据时间段后，最低工资促进企业 TFP 的结论依然成立，且影响系数是表 4 第(2)列的近两倍，其原因可能是该效应既包含了本文所关注 的历年最低工资标准调整的影响，也包含了 2004 年《最低工资规定》实施的影响。第(5)列的结果也在 一定程度上表明，前文的估计系数至少是最低工资促进企业 TFP 的一个下界。

(三) 异质性分析

对于不同类型的企业，最低工资对它们的影响是否相同呢？为了回答这一问题，我们将样本按照 劳动密集程度高低、融资约束程度强弱和价格加成大小进行分组讨论。根据文献中的普遍处理方法， 我们用企业总资产与雇佣量的比值来衡量企业的劳动密集程度，该值越小表示企业越倾向于劳动密集

表 8 工具变量回归结果

解释变量	(1) 城市 TFP	(2) 城市 TFP 增长	(3) 生产率效应	(4) 市场份额效应	(5) 进入效应	(6) 退出效应
$lnmw\_city$	0.163** [2.48]	0.183* [1.68]	0.090** [1.99]	0.030 [0.32]	0.242** [2.47]	-0.193* [1.87]
$lngdp$	0.068 [1.33]	0.022 [0.35]	0.042 [1.33]	-0.021 [0.39]	0.204** [1.99]	-0.062 [1.29]
$lnavg$	0.114 [1.27]	-0.026 [0.13]	0.136* [1.66]	0.011 [0.07]	0.179 [1.18]	0.033 [0.17]
$lnpopden$	-0.012 [0.18]	0.021 [0.24]	0.134** [2.44]	-0.175 [1.63]	-0.675 [0.63]	-0.033 [0.25]
$lnentpnum$	0.121** [2.21]	-0.080 [1.07]	0.073* [1.75]	-0.494*** [6.19]	-0.503 [1.06]	0.037 [0.41]
地区效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
F - stats	40.16	14.29	26.81	22.35	35.93	48.18
adj. R <sup>2</sup>	0.508	0.174	0.301	0.05	0.319	0.306
N	1 365	1 019	1 365	1 365	1 365	1 365

注：方括号中为  $t$  统计量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

表 9 稳健性检验结果

	(1) $L^{Prod}$	(2) $tfp^{OLS}$	(3) $tfp^{LP}$	(4) $tfp^{ACF}$	(5) $tfp_{01-07}$
$lnmiug$	0.109** [2.49]	0.121*** [2.83]	0.118** [2.42]	0.106*** [2.75]	0.202*** [4.00]
企业控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
城市控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
企业固定效应	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
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.150	0.152	0.134	0.117	0.119
N	1 021 335	1 062 503	1 062 307	1 008 167	1 371 134

注：方括号中为  $t$  统计量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

型,反之则倾向于资本密集型;用利息支出占流动资产的比值衡量企业的融资约束,该值越大表明企业每单位流动资产所偿还的利息越高,其面临的融资约束越大;用 Domowitz<sup>[38]</sup>提出的会计法计算了企业价格加成率(Markups),该值越大表明企业的超额定价权越大,市场势力(垄断力量)也就越大。

在获得上述三个指标后,我们将其平均划分为两个组别,然后用因变量 TFP 对分组变量与最低工资变量的交互项进行回归,回归系数即为最低工资对不同企业的影响,表 10 给出了最低工资的异质性影响结果。表 10 第(1)列的结果显示,最低工资标准的上涨使得高劳动密集型企业的 TFP 提升幅度比低劳动密集型企业高 4.6%,可能的原因是劳动密集型企业面临最低工资上涨时更有可能通过裁员或技能培训的途径来提高劳动生产率,进而提升 TFP。第(2)列的结果显示,最低工资标准的上涨使得融资约束程度较强企业的 TFP 提升幅度比融资约束程度较弱企业高 8.9%,可能的原因是融资约束较强的企业获得外部融资的机会较少,其可能会通过产品创新和技术升级等方式来“倒逼”

TFP 提升。第(3)列的结果显示,最低工资标准的上涨使得低价格加成企业的 TFP 提升幅度比高价格加成企业高 5.2%,可能的原因是高价格加成企业的超额定价权较高,其可以通过调整产品价格来“抵消”劳动成本的上涨,而不必在短时间内提高劳动生产率。表 10 的结果表明,最低工资标准对企业 TFP 的影响具有异质性,其对高劳动密集型企业、高融资约束企业和竞争型企业的影响更大。

## 七、结论

“十三五”时期,中国亟须寻求新一轮经济增长的潜力和动力,而以提升全要素生产率为重点推进供给侧结构性改革是现实可行的最优选择<sup>[39]</sup>。对最低工资制度与全要素生产率关系的认识,不仅关系到劳动力市场管制政策的制定与执行,更有助于从要素供给侧全面理解劳动力成本的经济效应。本文使用 2004—2007 年中国制造业企业微观数据库,利用 OP 法计算我国制造业企业的全要素生产率,实证考察了最低工资标准提升对 TFP 的影响,并识别了其影响机制。研究结果发现,最低工资标准提升 10%,企业退出市场的概率将会增加约 0.48%,企业进入市场的概率将会降低约 1.1%,企业 TFP 将增加约 0.9%;进一步,对 TFP 增量的分解回归结果显示,最低工资标准提升 10%,地区总量 TFP 将增加约 1.3%,企业进入市场和退出市场对总量 TFP 增长的贡献将分别增加 2.7%和 1.8%,这说明企业市场演化效应的加剧是最低工资提高总量 TFP 的一个重要影响途径,在利用工具变量回归消除内生性问题和更换关键测度指标后,本文结论依然成立。异质性分析结果显示,最低工资标准的上涨对 TFP 的促进作用主要集中在高劳动密集型企业、高融资约束程度和低价格加成企业。

本文首次从经济增长的角度研究了最低工资的影响,这既是对最低工资相关研究的有益补充,也是对全要素生产率相关研究的扩展。本文所识别的劳动力市场制度对 TFP 的影响机制,有利于全面理解影响我国 TFP 增长的各种动力因素。最后,本文的政策含义在于,作为劳动力市场最直接的干预手段,地方政府制定与执行最低工资时应综合考虑其可能带来的经济效应,即其对于经济增长的正向影响和对企业生存的负向影响,找到合理的平衡点,因地制宜地制定符合地区发展的最低工资政策,这对于激发市场活力实现经济高质量发展具有重要的战略意义。

表 10 最低工资对不同企业的异质性影响结果

解释变量	(1)	(2)	(3)
	劳动密集度分组	融资约束度分组	价格加成分组
$\ln miwg$	0.221*** [11.31]	0.089** [2.07]	0.092** [2.25]
$\ln miwg \times kl\_grp$	-0.046* [1.70]		
$\ln miwg \times fc\_grp$		0.089** [9.83]	
$\ln miwg \times mk\_grp$			-0.052** [1.97]
企业控制变量	控制	控制	控制
城市控制变量	控制	控制	控制
企业固定效应	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制
adj. R <sup>2</sup>	0.117	0.117	0.165
N	1 050 346	1 051 389	1 021 389

注:方括号中为  $t$  统计量。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1% 的水平上显著。

## 注释:

- ①数据来源《中国城市区域统计年鉴》
- ②借鉴李玉红等<sup>[12]</sup>相关文献,本文将企业退出效应和企业进入效应统称为企业演化效应。
- ③对于某些县在同一年内实施两个及其以上最低工资标准的情况,我们采用以每一个最低工资标准的实施月份为权重,通过加权平均计算该县本年度的最低工资标准。
- ④关于OP生产函数估计方法的详细过程,请参见Olley and Pakes<sup>[24]</sup>的研究。
- ⑤我们将TFP增长进行逐年滚动分解以测量其在相邻两年的连续动态变化。
- ⑥市级最低工资标准以所辖各县最低工资标准的平均值代表。
- ⑦受篇幅所限,正文未列出工具变量回归的第一阶段结果,感兴趣的读者可向作者索取。

## 参考文献:

- [1]郑玉歆. 全要素生产率的测度及经济增长方式的“阶段性”规律[J]. 经济研究, 1999(5): 55-60.
- [2]袁堂军. 中国企业全要素生产率水平研究[J]. 经济研究, 2009(6): 52-64.
- [3]杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究[J]. 经济研究, 2015(2): 61-74.
- [4]HSIEH C-T, KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. The quarterly journal of economics, 2009, 124(4): 1403-1448.
- [5]龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2013(4): 4-15.
- [6]CHEN K, SONG Z. Financial frictions on capital allocation: a transmission mechanism of TFP fluctuations [J]. Journal of monetary economics, 2013, 60(6): 683-703.
- [7]MIDRIGAN V, XU D Y. Finance and misallocation: evidence from plant-level data [J]. American economic review, 2014, 104(2): 422-458.
- [8]袁其刚, 刘斌, 朱学昌. 经济功能区的“生产率效应”研究[J]. 世界经济, 2015(5): 81-104.
- [9]余淼杰. 中国的贸易自由化与制造业企业生产率[J]. 经济研究, 2010(12): 97-110.
- [10]SCHUMPTER J A. The theory of economic development: an inquiry into profits, capital, credit, interest and the business cycle [M]. Cambridge, MA: Harvard University Press, 1934.
- [11]BALDWIN J R, GU W. Export-market participation and productivity performance in Canadian manufacturing [J]. Canadian journal of economics, 2003, 36(3): 634-657.
- [12]李玉红, 王皓, 郑玉歆. 企业演化: 中国工业生产率增长的重要途径[J]. 经济研究, 2008(6): 12-24.
- [13]PETERS M. Heterogeneous mark-ups, growth and endogenous misallocation [R]. MIT working paper, 2011.
- [14]CARD D, KRUEGER A B. Minimum wages and employment: a case study of the fast-food industry in New Jersey and Pennsylvania [J]. American economic review, 1993, 84(5): 772-793.
- [15]BELMAN D, WOLFSON P. A time-series analysis of employment, wages and the minimum wage [R]. Working paper, 1997.
- [16]WANG J, GUNDERSON M. Minimum wage impact in China: estimation from a prespecified research design 2000-2007 [J]. Contemporary economic policy, 2010, 29(3): 392-406.
- [17]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.
- [18]李后建, 秦杰, 张剑. 最低工资如何影响企业雇佣结构[J]. 产业经济研究, 2018(1): 90-103.
- [19]BROCHU P, GREEN A. The impact of minimum wages on labour market transitions [J]. The economic journal, 2013(573): 1203-1235.
- [20]DRACA M, MACHIN S, VAN REENEN J. Minimum wages and firm profitability [J]. American economic journal: applied economics, 2011, 3(1): 129-151.
- [21]GAN L, HERNANDEZ M A, MA S. The higher cost of doing business in China: minimum wages and firms' export behavior [J]. Journal of international economic, 2016, 100(5): 81-94.
- [22]许和连, 王海成. 最低工资对企业出口产品质量的影响研究[J]. 世界经济, 2016(7): 73-96.
- [23]徐舒, 杜鹏程, 吴明琴. 最低工资与劳动资源的配置效率——来自断点回归设计的证据[J]. 经济学(季刊), 2020(1): 143-164.
- [24]OLLEY G S, PAKES A. The dynamics of productivity in the telecommunications equipment industry [J]. Journal of econometrica, 1996, 64(6): 1263-1297.

- [25] PERKINS D H ,RAWSKI T G. Forecasting China's economic growth to 2025 [M]. Cambridge and New York: Cambridge university press 2008.
- [26] ACKERBERG D A ,CAVES K ,FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators [J]. *Econometrica* 2015 83( 6) : 2411 - 2451.
- [27] 张伯超 靳来群 胡善成. 我国制造业行业资源错配、行业要素投入效率与全要素生产率 [J]. *南京财经大学学报* 2019( 1) : 1 - 13.
- [28] 龚关 胡关亮 陈磊. 国有与非国有制造业全要素生产率差异分析——给予资源配置效率与平均生产率 [J]. *产业经济研究* 2015( 7) : 93 - 100.
- [29] BRANDT L ,TOMBE T ,ZHU X. Factor market distortions across time ,space and sectors in China [J]. *Review of economic dynamics* 2013 16( 1) : 39 - 58.
- [30] 谢千里 罗斯基 张轶凡. 中国工业生产率的增长与收敛 [J]. *经济学( 季刊)* 2008( 4) : 809 - 826.
- [31] GRILICHES Z ,REGEV H. Firm productivity in Israeli industry: 1979—1988 [J]. *Journal of econometrics* 1995( 65) : 175 - 203.
- [32] LEVINSOHN J A ,PETRIN A. Estimating production functions using inputs to control for unobservables [J]. *Review of economic studies* 2003 70( 2) : 317 - 341.
- [33] AW B Y ,CHEN X ,ROBERTS M J. Firm level evidence on productivity differentials and turnover in Taiwanese manufacturing [J]. *Journal of development economics* 2001 66( 1) : 51 - 86.
- [34] BRANDT L ,KAMBOUROV G ,STORESLETTEN K. Barriers to entry and regional economic growth in China [R]. *Society for Economic Dynamics meeting paper* 954 2018.
- [35] 周黎安 张维迎 顾全林 等. 企业生产率的代际效应和年龄效应 [J]. *经济学( 季刊)* 2007( 4) : 1297 - 1317.
- [36] BAILY M N ,HULTEN C ,CAMPBELL D. Productivity dynamics in manufacturing plants [J]. *Brookings papers on economic activity. Microeconomics* 1992( 4) : 187 - 267.
- [37] MAYNERIS F ,PONCET S ,ZHANG T. Improving or disappearing: firm-level adjustment to minimum wages in China [J]. *Journal of development economics* 2018( 135) : 20 - 42.
- [38] DOMOWITZ I ,HUBBARD R G ,PETERSEN B C. Business cycles and the relationship between concentration and price-cost margins [J]. *Rand journal of economics* 1986 17( 1) : 1 - 17.
- [39] 沈坤荣 金刚. 以提升全要素生产率为重点推进供给侧结构性改革 [J]. *南京财经大学学报* 2016( 3) : 1 - 4.
- ( 责任编辑: 雨 珊)

## Minimum wages , market evolution and productivity growth

DU Pengcheng<sup>1</sup> , XU Shu<sup>2</sup>

( 1. School of Economics , Capital University of Economics and Business , Beijing 100070 , China;

2. School of Economics , Southwestern University of Finance and Economics , Chengdu 611130 , China)

**Abstract:** As the most direct means of regulating the labor market , the impact of the minimum wage on the productivity of enterprises has become increasingly prominent. This paper examines the relationship between the increase of minimum wage standard and total factor productivity ( TFP) in China from both micro and macro perspectives , based on Chinese industrial enterprise data and manually collected minimum wage data at the district and county levels. The micro-level research results show that increases in the minimum wage standard promote the exit of low-productivity firms from the market and discourage the entry of low-productivity potential firms into the market , thereby increasing TFP. The results of the macro-level analysis suggest that the evolutionary market effect triggered by firm entry and exit is an important channel for the minimum wage standard to raise aggregate TFP. After reducing the endogeneity problem and replacing the core indicator measures , the conclusions remain robust. The sub-sample study also finds that the contribution of the minimum wage standard to productivity growth is more pronounced in labor-intensive firms , firms with high financing constraints , and competitive firms. The conclusions of this paper not only help to understand the potential drivers of China's economic growth but also have important reference value for achieving high-quality economic development through rationalized labor policies.

**Key words:** minimum wage; entry and exit; market evolution; total factor productivity; resource allocation