

最低工资标准的资源错配效应及其作用机制分析

刘贯春, 陈登科, 丰超

[摘要] 通过利用 1998—2007 年中国工业企业数据库和 251 个地级市统计数据,以企业全要素生产率的离散程度作为资源错配的度量指标,本文实证检验了最低工资标准对中国资源错配的影响,并重点探讨了潜在的作用机制。研究发现,最低工资标准的上调有利于改善资源错配,且该效应在东、中、西三大区域趋于增强。同时,最低工资标准对不同类型企业的资源错配具有异质性影响,伴随着国有企业和非出口企业的资源错配得到改善,非国有企业和出口企业并未受到显著影响。进一步的传导机制检验结果表明,通过增加低效率企业退出市场的概率和对企业生产率的非对称提升作用两条途径,最低工资标准使得企业生产率的分布收紧,从而改善了资源错配。此外,上述机制在不同类型企业中存在显著差异,从而使得最低工资标准的资源错配改善效应存在异质性。对于国有企业和非国有企业而言,企业生产率的非对称效应占据主导地位;对于出口企业和非出口企业而言,低效率企业退出市场占据主导地位。本文的研究结论表明,尽管最低工资标准在短期内可能会通过推动劳动成本上升而降低社会就业,但从长期看有助于通过“倒逼机制”来改善资源在不同企业间的错配,从而实现经济增长与结构转型。

[关键词] 最低工资标准; 资源错配; 生存概率; 全要素生产率

[中图分类号]F240 **[文献标识码]**A **[文章编号]**1006-480X(2017)07-0062-19

一、问题提出

过去三十年间,中国经济取得了令世界瞩目的高速增长,这一成就主要得益于资源重新配置带来的全要素生产率持续提高(易纲等,2003;Zhu,2012)。传统以国有经济为主体的一元公有制经济逐步演变为公有制为主体、多种所有制经济共同发展,随着经济体制变迁和所有制结构变化,市场

[收稿日期] 2017-01-17

[基金项目] 国家自然科学基金重点项目“推动经济发达地区产业转型升级的机制与政策研究”(批准号 71333002); 国家社会科学基金重大项目“我国经济发展新常态的趋势性特征及政策取向研究”(批准号 15ZDA008)。

[作者简介] 刘贯春(1990—),男,河南漯河人,复旦大学经济学院、复旦大学中国社会主义市场经济研究中心博士研究生;陈登科(1988—),男,江苏徐州人,复旦大学经济学院、复旦大学中国社会主义市场经济研究中心博士研究生;丰超(1989—),男,湖南湘西人,中南大学商学院、中南大学金属资源战略研究院博士研究生。通讯作者:陈登科,电子邮箱:cdkchendengke@163.com。感谢匿名评审专家和编辑部的宝贵意见,当然文责自负。

价格取代计划价格成为调控资源配置的主要手段,大大缩小了产出的扭曲(龚关和胡关亮,2013)。同时,行政手段对要素市场的限制减弱,使得劳动、资本等生产要素从农业部门流向非农业部门,以及在非农业部门内部资源重置,大大降低了要素的扭曲(Zhu,2012)。正是由于要素市场和产品市场扭曲程度的不断改善,使得过去很长一段时期中国经济增长速度遥遥领先于世界其他国家。尽管如此,众多研究表明,中国的资源错配依然十分严重。例如,Hsieh and Klenow(2009)指出,如果中国的制造业企业能够像美国那样配置资源,其全要素生产率可以再提高30%—50%。

作为劳动力市场管制的重要手段之一,以1993年《企业最低工资规定》的颁布为标志,中国开始尝试实施最低工资制度。特别是,2004年《最低工资规定》的出台将最低工资制度推向全国范围,并要求最低工资标准每两年至少调整一次。面对最低工资标准上涨带来的劳动力成本增加,企业会根据这一外部冲击来调整其生产经营活动,从而引发资源在企业间的重新配置。结合中国的经济发展现状,一个自然而然的疑问是:最低工资标准的提升将如何影响中国的资源错配?上述关系在不同经济发展阶段、不同类型企业间是否存在显著差异?潜在的作用机制为何?

结合已有研究可知(Hsieh and Klenow,2009;聂辉华和贾瑞雪,2011;龚关和胡关亮,2013),当不存在资源错配时,不同企业的全要素生产率应相等^①。基于这一视角,最低工资标准的上调可能通过如下两条主要途径影响中国的资源错配:一是最低工资标准提升通过“倒逼机制”使得保留在市场上的低效率企业主动提升生产率,以应对劳动力成本的增加(Acemoglu,2010;Mayneris et al.,2014;孙楚仁等,2013;赵瑞丽等,2016;刘贯春等,2017),非对称效应的存在会使得企业生产率离散程度降低,从而有助于改善资源在企业间的配置状况;二是最低工资标准提高带来的劳动力成本上升迫使低效率企业退出市场的概率增大,企业的进入和退出有助于形成良好的产业竞争,从而改善资源在企业间的错配(孙楚仁等,2013;赵瑞丽等,2016)。

特别地,最低工资标准影响企业生产率的作用机制在于:①要素替代效应。最低工资标准的提升使得劳动力成本增加,要素相对价格的变化将引起企业调整要素投入决策,从而促使企业使用更多的资本对劳动进行替代(Stigler,1946;Flinn,2006;Giuliano,2013;丁守海,2010;马双等,2012)。在内生经济增长模型中,人均资本存量上升带来的资本成本下降会不断刺激企业的研发行为,从而促进技术进步和创新(林炜,2013)。同时,最低工资标准提升改变了不同技能水平劳动力的相对价格,可能会增加对高技能劳动力的市场需求(Slonimczyk and Skott,2012;贾朋和张世伟,2013)。此外,最低工资标准的上升可能会增加企业对员工的在职培训,从而提升劳动力的技能水平(Acemoglu and Pischke,2003)。②效率工资效应。为了保持工资的行为激励效应,厂商可能会刻意倾向于维持不同类型劳动力之间的工资差距,工资上涨可能会增加劳动力的工作积极性(贾朋和张世伟,2013)。当成本优势消失时,工资上涨将诱使企业主动进行技术改造和技术创新,从而在长期内会扩大生产可能性边界并提高其生产能力(Hicks,1963;Acemoglu,2010)。③心理攀比效应。最低工资标准提升增加低技能劳动力工资的同时,员工出于攀比心理会要求增加高技能员工的工资水平,企业家接受溢价要求以避免他们降低工作努力程度或辞职(贾朋和张世伟,2013)。同时,在完全竞争市场中,最低工资标准上升会降低就业率,此时工资水平处于临界值边界的劳动力存在紧迫感,由于担心被裁员带来的紧迫感会增加努力程度(Owens and Kagel,2010)。显然地,初始生产率水平越低,最低工资标准的上述“倒逼机制”越强,进而会对企业生产率产生非对称的影响。

① 学界对资源错配存在另一种认知:给定企业生产率分布,生产要素应更多流向生产率高的企业。不同于这一看法,本文采取的资源错配属于理想状态下的界定。对于中国而言,由于劳动力十分丰富且成本较低,低效率企业普遍存在于实体经济,在此本文利用企业生产率离散程度来刻画资源错配的程度。

有鉴于此,本文利用1998—2007年中国工业企业数据库和251个地级市统计数据,实证检验了最低工资标准的调整对资源错配的影响。进一步,将地理位置、企业所有制形式及是否存在出口行为作为子样本划分依据,探讨了最低工资标准对资源错配的影响在不同区域、不同类型的异质性。随后,利用微观企业数据考察了最低工资标准影响资源错配的传导机制,并比较在不同子样本哪种机制占据主导地位。区别于以往研究,本文的主要贡献在于:

(1)现有关于最低工资标准的研究侧重于就业效应、工资效应和出口效应,如Card and Krueger(1994)、Lee(1999)、Dube et al.(2010)、Gan et al.(2016)、马双等(2012)、孙楚仁等(2013),同时关于资源错配的背后逻辑集中于资本市场不完善、政府干预等,如Midrigan and Xu(2014)、Moll(2014)、Hsieh and Klenow(2009)、聂辉华和贾瑞雪(2011)。本文尝试从资源配置视角理解最低工资标准的经济效应,实证结果显示,最低工资标准存在显著的资源错配改善效应,且在东、中、西三大区域呈现增强趋势。进一步的分样本估计结果显示,最低工资标准对国有企业和非出口企业的资源错配存在显著的改善作用,但对非国有企业和出口企业的资源错配不存在显著影响。

(2)从企业生存概率和生产率提升的双重视角,本文讨论了最低工资标准的提升如何改善资源错配,并比较两者的相对重要性,从而有利于从微观层面深入理解最低工资标准的上升对企业行为的影响。尽管这两条作用机制在现有文献中有所提及,如Owens and Kagel(2010)、Mayneris et al.(2014)、孙楚仁等(2013)、赵瑞丽等(2016)、刘贯春等(2017),但直接的经验证据十分匮乏,特别是最低工资标准对企业生产率的非对称作用。本文的检验结果证实,最低工资标准与企业生存概率、生产率存在显著的相关关系,且对不同生产率水平的企业存在非对称效应。

(3)本文结论表明最低工资标准存在显著的“倒逼机制”效应,尽管劳动力成本上升在短期内会造成就业率下降和企业向外转移,但从长期来看有助于中国经济的结构转型和持续增长,会推动“中国制造”向“中国创造”的转变。不同于既有文献侧重于最低工资标准的消极影响,本文提供了最低工资标准有助于改善中国资源错配的证据,进而丰富了最低工资标准的经济效应相关研究。换言之,在制定最低工资标准时,需要兼顾其消极的和积极的经济效应。另外,本文的研究结论对于处于相同发展阶段的转型国家具有一定的借鉴意义和参考价值。

二、资源错配的测算框架及度量结果

1. 资源错配的度量

沿袭经典文献的思路,本文采用企业效率离散度来刻画资源错配(Hsieh and Klenow, 2009; 聂辉华和贾瑞雪, 2011),具体为:

$$RM = \sigma_{TFP} \quad (1)$$

其中, RM 表示资源错配程度; σ_{TFP} 为企业全要素生产率的标准差。上式表明,不同企业间的生产率差异越大,该地区的资源错配程度越高。背后的理论逻辑在于:若市场不存在任何扭曲,资源将全部流向生产率最高的企业,所有其他低效率企业将被排挤出市场,此时 $\sigma_{TFP}=0$;反之,随着市场扭曲的加剧,资源在异质性效率企业间自由流动受阻,低效率企业不能及时退出市场,导致企业生产率的标准差 σ_{TFP} 变大。

观察式(1)不难发现,度量资源错配的关键在于企业全要素生产率的测算,而究竟采用何种方式更为准确是一个具有争议的问题。结合已有文献,估算企业生产率的手段主要有:OLS(普通最小二乘)、FE(面板双向固定效应模型)、OP(Olley and Pakes, 1996)及LP(Levinsohn and Petrin, 2003)

等参数或半参数计量方法。同时,采用劳动生产率表示企业效率也是较为普遍的做法。就以上五种方法而言,OLS与FE估计量存在联立性偏误与样本选择偏误;OP方法通过采用投资作为不可观测技术冲击的代理变量以及在回归中控制企业生存概率缓解了这两种偏误,然而由于数据中投资变量缺失较为严重^①,以及调整成本使投资不能根据生产率冲击平滑地进行调整,导致OP估计量亦可能出现偏差;LP估计量采用中间投入作为不可观测生产率冲击的代理变量,较好地规避了OP估计量因采用投资作为代理变量而出现的问题。就本文而言,为准确地测度各地级市的资源错配程度,本文采用LP方法作为估算企业全要素生产率的主要手段。此外,考虑到结果的稳健性,本文还综合考察其他四种方法(OLS、FE、OP以及劳动生产率)进行佐证。

2. 测算结果

借鉴Cai and Liu(2009)、Brandt et al.(2012)、聂辉华等(2012)的做法,本文对1998—2007年中国工业企业微观数据进行处理^②。随后,结合不同的企业全要素生产率测算方法和资源错配度量公式(1)进行测算,图1呈现了1998—2007年中国不同区域和不同类型企业资源错配的动态演化趋势。显然地,尽管5种效率测算结果存在些许差异,但企业生产率的离散程度基本一致,在一定程度上验证了彼此之间的可替代性。以LP方法的测算结果为例,对比不同子样本的资源错配程度可知:东部地区的资源错配程度最低,依次是中部和西部,且三者均呈现快速下降趋势;非国有企业的资源错配程度呈现缓慢的上升趋势,而国有企业的资源错配程度在2004年前保持不变并在此之后快速下降,同时国有企业的资源错配程度在样本期间一直高于非国有企业;出口企业的资源错配程度在样本期间呈现稳定的态势,而非出口企业的资源错配程度快速下降。上述结果充分表明,不同子样本的资源错配呈现差异化模式。由此可以预期,在不同区域和不同类型企业中,最低工资标准对资源错配的影响理应存在异质特征,有必要加以区分。

三、模型设定、变量选取与典型事实

1. 模型构建与估计方法

为分析最低工资标准的上调是否改善了中国的资源错配,本文以资源错配作为被解释变量,地级市最低工资标准作为主要解释变量,并纳入控制变量以反映宏观经济和社会发展状况对资源错配的影响,构建如下面板模型^③:

$$\begin{aligned} \ln RM_{it} = & \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{it} + \beta_2 \ln FDI_{it} + \beta_3 \ln GC_{it} + \beta_4 \ln FD_{it} \\ & + \beta_5 \ln UD_{it} + \beta_6 \ln EDU_{it} + \beta_7 \ln TC_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (2)$$

其中, i 和 t 分别代表地级市和时期; RM 表示资源错配,具体细分为5种不同子指标,分别是与OLS、FE、OP、LP测算的全要素生产率及劳动生产率相对应的资源错配指标; MW 为最低工资标准。进一步,选取6个控制变量,具体包括资本开放 FDI 、政府干预 GC 、金融深化 FD 、城市化率 UD 、人力资本 EDU 和道路交通 TC 。此外, ε_{it} 表示随机误差项,服从均值为零的独立正态分布。作为本文的关注重点, β_1 刻画了最低工资标准对资源错配的影响。若 β_1 显著为负,说明最低工资标准的提升有助于改善中国的资源错配;若 β_1 显著为正,说明最低工资标准的提升加剧了中国的资源错配;否则,

① 本文研究样本期间,投资变量数据的缺失率高达36%。

② 具体处理过程可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

③ 即便是考虑个体和时间的双向固定效应,整体层面及绝大多数子样本情形中最低工资的回归系数变化不大,在个别子样本情形确实有所改变,但不影响本文整体结论。

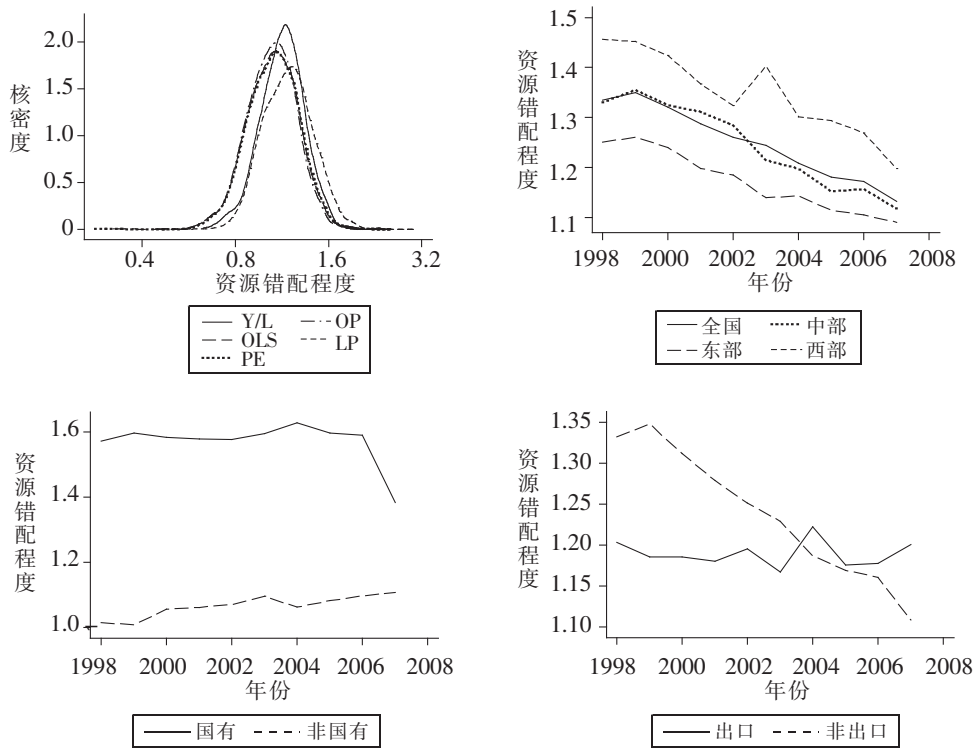


图1 1998—2007年中国资源错配的动态演化

资料来源：作者绘制。

最低工资标准对资源错配不存在显著影响。

根据《最低工资规定》要求，各地在调整最低工资标准时，应参考当地最低生活费用、经济发展水平、就业状况等因素，因而资源错配可能对最低工资标准的制定产生反向作用。具体而言，当资源错配得到改善时，经济增长加速，社会失业减少的同时会促进消费，地方政府的最低工资标准制定必定受到影响。此外，现实中经济变量多为非平稳序列，传统最小二乘估计(OLS)难以解决变量之间的内生性问题。因而，上述计量模型可能存在双向因果关系。为解决模型潜在的内生性问题，本文采用四种方法：①采用最低工资标准的滞后一期作为工具变量，进而采用两阶段最小二乘法(2SLS)进行参数估计；②借鉴 Bartik (1991)的做法，构造样本期间各城市最低工资标准的预测值作为对应的工具变量，进而采用 2SLS 方法进行参数估计；③利用省内其他地级市最低工资标准的均值作为工具变量，进而采用 2SLS 进行参数估计；④纳入被解释变量的滞后 1 期构建动态面板模型，从而利用最低工资标准的滞后 1—2 期作为工具变量，运用动态广义矩方法(GMM)进行参数估计。

2. 变量选取与数据来源

除资源错配指标外，其他变量的度量方式具体为：①最低工资标准 MW ，采用地级市最低工资标准度量，并利用消费者价格指数 CPI 将其折算至 1998 年价格。②资本开放 FDI ，选取外商直接投资占地区 GDP 的比重衡量，以刻画外来流入对资源错配的影响。③政府干预 GC ，利用地方政府财政支出占地区 GDP 的比重表示，以揭示政府部门的市场干预行为对资源错配的影响。④金融深化 FD ，选用金融机构贷款余额占地区 GDP 的比重测度，以反映金融体系的信贷配置对资源错配的影响。⑤城市化率 UD ，采用非农业人口占地区总人口的比重度量，以控制城市化进程对资源错配的影响。

响。⑥人力资本 *EDU*, 选取每万人在校大学生数衡量, 以刻画地区人力资本对资源错配的影响。⑦道路交通 *TC*, 利用客运量占地区总人口的比重表示, 以反映地区交通状况对资源错配的影响。

进一步, 在进行机制检验时, 涉及变量的度量方式具体为: ①企业生存概率 *EX*, 利用 0—1 虚拟变量表示, 当企业退出市场时赋值为 1, 否则赋值为 0。②企业生产率 *TFP*, 选取 LP 方法测度得到的全要素生产率度量。③经济增长 *EG*, 采用人均真实 GDP 的增长率衡量, 以刻画地区经济环境对企业生存概率和生产率的影响。④行业集中度 *HHI*, 选用以销售收入估计的赫芬达尔指数测度, 以控制行业所在的市场结构对企业生存概率和生产率的影响。⑤资产负债率 *LEV*, 利用负债总额占总资产的比重表示, 以刻画企业杠杆率对企业生存概率和生产率的影响。⑥资产利润率 *ROA*, 采用净利润占总资产的比重来表示, 以控制企业盈利能力对企业生存概率和生产率的影响。⑦是否为国有企业 *STATE*, 利用 0—1 虚拟变量刻画, 当国有持股超过 50% 时赋值为 1, 否则赋值为 0。⑧是否为出口企业 *EXPORT*, 利用 0—1 虚拟变量来刻画, 当企业存在出口行为时赋值为 1, 否则赋值为 0。

本文选取 1998—2007 年的工业企业和 251 个地级市作为研究对象^①, 共计 130 万个企业数据和 1134 个地级市观测值。由于西藏地区数据过度缺失且数据质量不高, 未纳入回归样本。为刻画最低工资标准对资源错配在不同区域的异质性作用, 依据地理位置将全样本划分为东、中、西三大区域。其中, 东部地区包括北京、天津、河北、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南共计 10 个省份; 中部地区包括山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南和广西共计 11 个省份; 西部地区包括重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆共计 9 个省份。在数据获取层面, 由于最低工资标准没有统一的数据来源, 只能通过浏览当地政府网站、政策法规和统计公报来获取, 导致部分地级市的数据缺失。最终, 本文搜集到 251 个地级市的相关数据, 占全国 334 个地级市的 74%, 故本文的研究结论在一定程度上适用于全国范围。对于其他地级市宏观基础变量的选取, 主要来源于《中国区域经济统计年鉴》(1997—2008), 部分缺失的数据采用插值法补充。同时, 微观层面的基础变量均来源于统计局组织调查的工业企业数据库(1998—2007), 资源错配、企业全要素生产率及行业集中度 3 个指标通过进一步测算得到。

3. 典型事实分析

以利用 LP 方法测算的资源错配指标为例, 图 2 汇总了不同区域层面最低工资标准与资源错配的关系。不难发现, 无论是全国整体还是东、中、西三大区域, 最低工资标准与资源错配之间均存在明显的负相关关系。换言之, 伴随着最低工资标准的提升, 不同区域的资源错配程度趋于下降, 这些在一定程度上表明, 最低工资标准的执行对资源错配的改善至关重要。进一步, 图 3 给出了不同类型企业层面最低工资标准与资源错配的关系。显然地, 国有企业和非出口企业 2 个子样本的资源错配与最低工资标准存在明显的负相关关系, 而非国有企业和出口企业 2 个子样本的资源错配与最低工资标准不存在明显的相关关系。这些结果说明, 最低工资标准的执行对不同类型企业的资源错配具有异质性的改善作用, 需要加以区别对待。不过, 图 2 和图 3 只是初步的典型事实刻画, 为得到更可靠的研究结论, 仍需进一步对影响资源错配的各因素进行综合考虑, 纳入同一框架进而分析最低工资标准的资源错配改善效应。

^① 考虑到中国工业企业数据库的数据质量, 本文将研究区间确定为 1998—2007 年, 但这并不会影响本文研究结论的一般性。正如张军等(2017)研究所示, 最低工资标准仅在 2004 年《最低工资规定》和 2008 年《劳动合同法》后出现小幅波动, 在 1998—2015 年的其他时期均保持平稳增长。

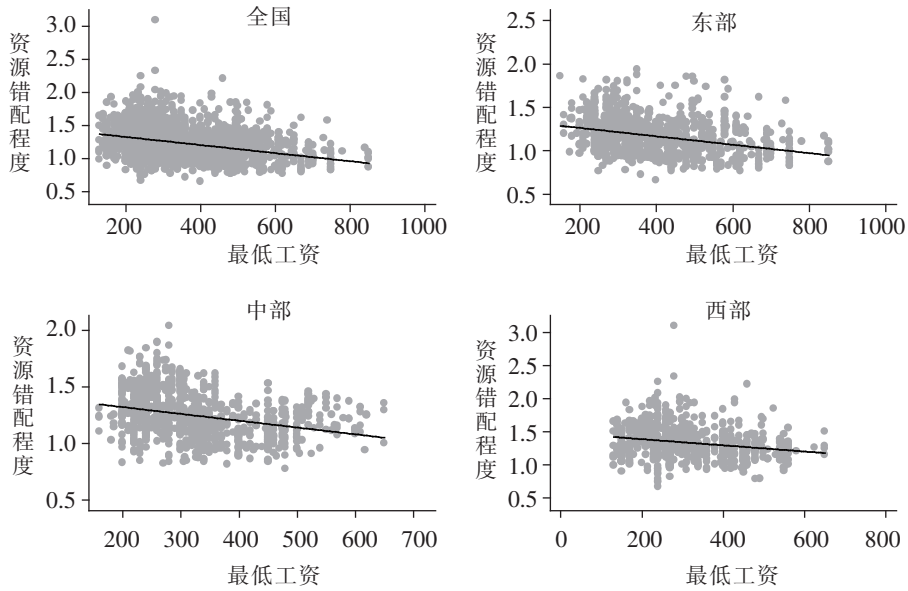


图2 最低工资标准与不同区域的资源错配

资料来源:作者绘制。

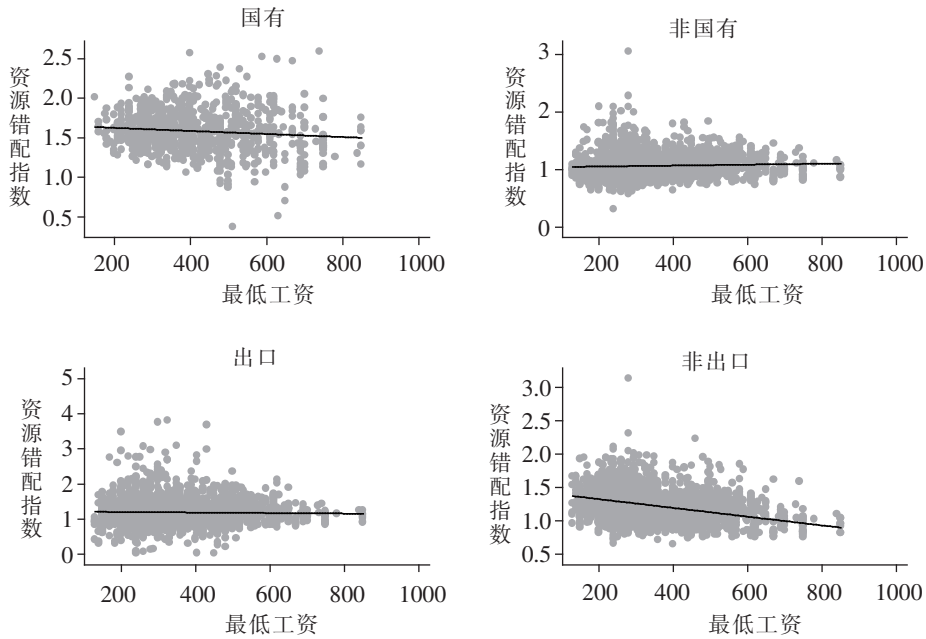


图3 最低工资标准与不同类型企业的资源错配

资料来源:作者绘制。

四、实证分析

1. 全样本估计结果

以LP测算的资源错配指标为例,利用1998—2007年251个地级市的平行面板数据,表1报告了最低工资标准对资源错配的整体影响以及在不同区域和不同类型(所有制、是否出口)企业间的

异质性作用。第2列的全样本估计结果显示,最低工资标准的回归系数为负值,并通过1%的显著性检验。进一步,结合估计系数可知,最低工资标准每提高1%,中国整体层面的资源错配程度降低0.11%左右。这些结果充分表明,最低工资标准的执行有助于改善中国的资源错配。

表1 最低工资标准对资源错配的整体影响

变量	全样本	不同区域			所有制形式		是否出口	
		东部地区	中部地区	西部地区	国有企业	非国有企业	出口企业	非出口企业
<i>MW</i>	-0.1113*** (0.0200)	-0.0822*** (0.0299)	-0.0948*** (0.0328)	-0.1757*** (0.0502)	-0.1558*** (0.0396)	-0.0189 (0.0209)	0.0846* (0.0458)	-0.1313*** (0.0225)
<i>FDI</i>	-0.0030 (0.0040)	0.0098 (0.0082)	-0.0049 (0.0066)	-0.0049 (0.0081)	-0.0007 (0.0080)	0.0101** (0.0042)	0.0110 (0.0098)	-0.0015 (0.0045)
<i>GC</i>	-0.0993*** (0.0210)	-0.0800** (0.0387)	-0.0928*** (0.0340)	-0.1425*** (0.0440)	-0.1415*** (0.0416)	-0.0468** (0.0220)	-0.1196** (0.0484)	-0.0983*** (0.0237)
<i>FD</i>	0.1061*** (0.0202)	0.1279*** (0.0301)	0.1122*** (0.0365)	0.0247 (0.0552)	0.1430*** (0.0399)	0.0047 (0.0211)	0.1179** (0.0465)	0.0897*** (0.0228)
<i>UD</i>	0.0227 (0.0389)	0.0060 (0.0464)	-0.0078 (0.0678)	0.1144 (0.1236)	0.0894 (0.0770)	0.0127 (0.0408)	-0.0960 (0.0879)	0.0036 (0.0443)
<i>EDU</i>	0.0222** (0.0102)	0.0182 (0.0150)	0.0453** (0.0203)	0.0025 (0.0201)	-0.0484** (0.0202)	0.0334*** (0.0107)	0.0125 (0.0236)	0.0277** (0.0115)
<i>TC</i>	0.0250* (0.0140)	0.0374** (0.0153)	0.0113 (0.0298)	-0.0188 (0.0445)	0.0235 (0.0277)	0.0352** (0.0147)	0.0318 (0.0317)	0.0348** (0.0161)
Cons.	0.4650*** (0.1499)	0.2918 (0.2321)	0.3013 (0.2700)	1.1470*** (0.3638)	1.3222*** (0.2970)	-0.1069 (0.1571)	-0.8164** (0.3430)	0.5079*** (0.1688)
观测值	2510	970	890	650	2510	2510	2510	2510

注:括号内数值为稳健标准误;*、**和***分别表示通过10%、5%和1%水平的显著性检验。下同。

资料来源:作者利用Stata软件计算。

进一步考察控制变量的回归系数可以看出,外商直接投资对资源错配具有改善效应,但在统计层面不显著。资本逐利性的本质使得外资更多流入高效率的生产部门或是垄断行业,尽管在一定程度上具有技术和管理模式的溢出效应,但并未显著改变企业生产率的分布。政府干预的回归系数显著为负,说明地方财政支出占GDP的比重提高,对资源错配有显著的改善作用。财政收入被政府部门用于基础设施建设、科学技术、教育等,而这些措施倾向于生产率低下的地区和生产部门,在一定程度上更有利于提升低效率企业的资源配置效率,从而促使企业生产率均等化。金融深化、人力资本和道路交通的回归系数显著为正,加剧了地区的资源错配程度。一方面,随着金融体系的持续发展,生产率较高的中小企业更容易获得信贷资金,促使其生产率提升更快的同时,将导致其与国有企业和大型企业之间的生产率离散程度更大;另一方面,伴随着人力资本的提高和道路交通的改善,更多的资源流向发达城市和生产率高的生产部门,进而扩大不同企业之间的生产率差异。城市化率的回归系数为不显著的正,说明城市化进程的推进并未显著改善资源错配。伴随着农村剩余劳动力向城镇地区的转移,人口聚集产生的规模经济效应使得私人 and 公共投资的边际成本大幅下降,更大的市场需求和利润空间未明显改变企业生产率的分布。

2. 分样本估计结果

图2和图3的典型事实表明,最低工资标准与资源错配的关系在不同分样本间存在显著差异。

接下来,依据地理位置和企业类型将研究样本划分为不同子样本,进而检验最低工资标准的资源错配改善效应在不同区域和不同类型的企业的异质特征。

(1)最低工资标准与资源错配:区域差异视角。考虑到不同区域处于经济发展程度的不同阶段,市场化程度不同使得要素在企业间的自由流动和配置效率存在显著差异,有必要进一步深入探讨。同时,不同区域的企业对要素依赖亦存在明显区别,经济越发达,企业越倾向于资本密集型和技术密集型。观察不同区域的现实发展状况可知,东、中、西三大区域的发达程度和市场化进程依次减弱,且企业类型趋于隶属劳动密集型,故本文预期最低工资标准的资源错配改善效应在三大区域呈现增强趋势。表1第3—5列汇报了不同区域最低工资标准对资源错配的影响。与全样本估计结果相一致的是,最低工资标准的回归系数在东、中、西三大区域均在1%的统计水平下显著为负,且估计系数分别约为-0.08、-0.09和-0.18。具体而言,最低工资标准每提高1%,东部、中部和西部的资源错配程度将分别降低0.08%、0.09%和0.18%。由此可知,最低工资标准的执行有利于缓解不同区域的资源错配,且该作用在东、中、西三大区域呈现增强趋势。上述结果在一定程度上反映出,最低工资标准的资源错配改善效应与经济发达程度存在负相关关系。其原因在于,随着经济发展阶段越来越高,地方保护主义不断减少的同时经济开放度不断增大,地区经济的市场化程度不断加深。换言之,发达地区企业之间的竞争机制较落后地区更为完善,使得资源错配程度随着经济发达程度的提高趋于下降(见图2),最终导致最低工资标准对资源错配的积极作用在落后地区相对发达地区更为有效。

(2)最低工资标准与资源错配:不同所有制形式。考虑到不同所有制形式的企业生产效率和平均工资存在显著差异,最低工资标准的“倒逼机制”在国有企业和非国有企业之间理应存在异质性,需要进一步深入讨论。一般而言,国有企业的生产效率和平均工资要低于非国有企业,除此之外,国有企业对国家政策的贯彻力度也好于非国有企业,本文预期最低工资标准对国有企业资源错配的改善作用要强于非国有企业。依据企业实际控制人,将全样本划分为国有企业和非国有企业2大类,最低工资标准对两者资源错配的回归结果见表1第6—7列。不难发现,最低工资标准的回归系数在国有企业层面显著为负,但在非国有企业层面的负向影响并不显著。结合估计系数可知,最低工资标准每提高1%,国有企业的资源错配程度将下降约0.16%。结果表明,最低工资标准的执行有利于改善国有企业的资源错配,但对非国有企业的资源错配不存在显著的改善效应。

(3)最低工资标准与资源错配:是否为出口企业。考虑到不同出口类型的企业生产效率和平均工资存在显著差异,最低工资标准的“倒逼机制”在出口企业和非出口企业之间理应存在异质性,值得进一步深入研究。一般而言,出口企业的生产效率和平均工资要高于非出口企业,本文预期最低工资标准对非出口企业资源错配的改善作用要强于出口企业。按照企业是否存在出口行为,将全样本划分为出口企业和非出口企业2大类,表1第8—9列报告了最低工资标准对两者资源错配的回归结果。不难看出,最低工资标准对非出口企业的回归系数为负值,并通过1%的显著性检验,但在出口企业层面的回归系数为显著的正值。由此可知,最低工资标准的执行仅有助于改善非出口企业的资源错配,但对出口企业的资源错配反而存在加剧效应。进一步结合估计系数可得,最低工资标准每提高1%,非出口企业的资源错配程度将下降0.13%左右。

3. 内生性问题讨论及解决

由于地级市最低工资标准与资源错配可能存在双向的反馈作用,即通过促进经济增长,资源错配程度较低的地区可能倾向于执行较高的最低工资标准。因而,模型内生性的存在使得上述结论可能存在偏误。为此,参照现有文献对工具变量的选取,本文主要采用如下三种方法:①采用最低工资

标准滞后 1 期作为对应的工具变量(孙楚仁等,2013;赵瑞丽等,2016)。由于上一期最低工资标准一般与当期最低工资标准密切相关,满足相关性规定。同时,由于滞后 1 期最低工资标准的决策与当期资源配置状况无关,使其又满足与误差项不相关的假定。②采用同一省份除该地区外其他地区的平均最低工资标准作为对应的工具变量(赵瑞丽等,2016;刘贯春等,2017)。考虑到同一省份内部地理位置、要素禀赋、历史文化等经济社会因素较为类似,政府部门制定的最低工资标准相关性较高。加之,同一省份其他地方政府在制定最低工资标准时较少考虑本地单个企业的出口行为,对本地资源配置状况影响较小,满足外生性假定。③借鉴 Bartik(1991)的做法,构造样本期间各城市最低工资标准的预测值作为对应的工具变量(Mayneris et al.,2014)。由于中国是中央地方分权制管理模式,至上而下地制定最低工资标准,规定各地区的最低工资标准应不低于当地平均工资的 40%。一般来讲,国家层面的制定标准不受个别地区的影响,因此以各地区平均工资的 40%作为最低工资标准的工具变量相对客观。然而,考虑到各城市平均工资受到了同时期最低工资标准的影响,因此不能直接使用当期城市平均工资作为基准。Mayneris et al.(2014)选取各地平均工资的预测值作为城市平均工资的代理变量,具体操作步骤为:以滞后两期的除该城市以外其他城市的平均工资增长率乘以部门雇佣份额的增长率作为平均工资的增长率,进一步预测未来两期的平均工资,构建公式为:

$$\text{predicted } wage_t^i = \sum_m \frac{L_{i,m,t-2}}{L_{i,t-2}} \times \frac{wage_{v,m,t}}{wage_{v,m,t-2}} \times wage_{i,m,t} \quad (3)$$

其中, $wage_{v,m,t}$ 是除城市之外其他城市行业 m 第 t 期的平均工资, $L_{i,m,t-2}$ 是城市 i 行业 m 第 $t-2$ 期的就业雇佣总数; $L_{i,t-2}$ 是城市 i 第 $t-2$ 期所有行业的就业雇佣总数。方程左边是城市 i 第 t 期平均工资的预测值,式(3)右边的第一项是城市 i 行业 m 第 $t-2$ 期的雇佣份额,第二项是除城市 i 之外其他城市行业 m 平均工资在第 t 期和第 $t-2$ 期之间的增长率,第三项是城市 i 行业 m 第 t 期的平均工资。在此基础上,本文选择平均工资预测值的 40%作为最低工资标准的工具变量。

以 LP 方法得到的资源错配为例,本文采用 2SLS 方法对全样本情形下最低工资标准与资源错配之间的关系进行了再次估计,具体结果见表 2。不难看出,无论是采用何种工具变量,第一阶段的回归结果表明, F 统计量均满足工具变量的基本要求。进一步,第二阶段的回归结果一致显示,最低工资标准的回归系数在 1% 的统计水平下显著为负,这说明最低工资标准的提升有助于优化资源在企业间的配置。此外^①,在不同区域层面,最低工资标准有助于缓解不同区域的资源错配,且该作用在东、中、西三大区域呈现增强趋势;在不同类型企业层面,最低工资标准显著改善了国有企业和非出口企业的资源配置状况,但对非国有企业和出口企业层面不存在显著影响。可见,即便是在考虑模型内生性之后,表 1 中的估计结果依旧成立。

4. 稳健性检验

为对上述结果的可靠性进行确认,在此采用资源错配的一种新度量方式,具体操作步骤为^②:先利用 LP 方法测算的企业生产率计算行业层面的资源错配程度,再根据不同行业总产出占城市总产出的比重作为权重进行加权,从而构建城市层面的资源错配指标。

① 限于篇幅,分区域和分企业类型的估计结果可登陆《中国工业经济》网站(<http://www.ciejournal.org>)下载。

② 感谢匿名审稿人的建议。采用经行业总产出加权的资源错配指标时,本文结论并未改变。需要说明的是,虽然采用加权计算能够避免个体行业或者企业极值所带来的偏误,但分组情形未能取得理想的回归结果。究其原因可能在于,行业加权忽略了行业间的资源错配,且行业总产出是资源错配的生产结果,作为权重处理存在不足。

表 2 最低工资标准对资源错配的影响:全样本的 2SLS 估计

变量	IV1:滞后 1 期		IV2:同省其他城市均值		IV3:Bartik IV		动态 GMM
	阶段一	阶段二	阶段一	阶段二	阶段一	阶段二	
<i>IV</i>	0.4886*** (0.0299)		0.9920*** (0.0204)		0.0160*** (0.0020)		0.2265*** (0.0309)
<i>MW</i>		-0.0824*** (0.0222)		-0.0706*** (0.0251)		-0.0654*** (0.0215)	-0.1029*** (0.0228)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2259	2259	2510	2510	2008	2008	2259
R ²	0.6720		0.9141		0.5970		
F 统计量	366.65		270.27		60.39		
AR(2)(p-value)							0.213
Hansen(p-value)							0.479

注:动态 GMM 的工具变量为最低工资标准的滞后 1—2 期,且回归方程包括资源错配的滞后 1 期。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表 3 汇报了最低工资标准对经过行业加权的资源错配程度的估计结果,分别包括固定效应估计和以 Bartik IV 作为工具变量的 2SLS 估计。显然,最低工资标准的回归系数在不同企业生产率测算方法下均显著为负,这说明最低工资标准的提升有助于改善资源在城市内企业间的配置程度,再次证实了表 1 和表 2 的结论。进一步地,不同区域和不同类型的企业的估计结果与表 1 差别不大。综上,最低工资标准的执行具有改善资源配置的功能。另外,当将地级市平均工资直接纳入模型(2)时,本文研究结论“最低工资标准有助于改善资源错配”并未改变,同时城市平均工资的回归系数亦显著为负。

表 3 最低工资标准对资源错配的整体影响:行业加权的新度量

变量	固定效应估计 FE					2SLS 估计;Bartik IV	
	WRM1	WRM2	WRM3	WRM4	WRM5	WRM3	WRM4
<i>MW</i>	-0.0325*** (0.0098)	-0.0310*** (0.0098)	-0.0262*** (0.0097)	-0.0193* (0.0103)	-0.0254** (0.0108)	-0.0268*** (0.0097)	-0.0203* (0.0104)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是
观测值	2510	2510	2510	2510	2510	2008	2008

注:WRM1—WRM5 分别表示根据行业产值加权的 FE、OLS、OP、LP 和劳动生产率 Y/L 计算的资源错配程度。

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

五、传导机制检验

1. 检验策略

综上所述,最低工资标准的执行对资源错配存在显著的改善作用。那么,最低工资标准通过何种途径影响资源错配呢?在此,本文主要探讨如下两条途径:一是最低工资标准如何影响不同生产

率的企业在市场中的生存概率;二是最低工资标准提升企业生产率的差异化模式。换言之,在不同生产率水平下,最低工资标准对企业生存状况和生产率的非对称作用。表4报告了1998—2007年不同类型的企业的退出比例和效率提升绝对值。不难看出,在研究样本期内,国有企业的市场退出率和效率提升水平整体而言要高于非国有企业,同时非出口企业的市场退出率和效率提升水平均高于出口企业。这些结果表明,上述传导机制在不同类型企业可能存在差异,需要进一步甄别。

表4 样本期间不同类型的企业的退出比例和效率提升

时期	退出市场比例				效率提升程度			
	国有	非国有	出口	非出口	国有	非国有	出口	非出口
1999	0.1325	0.1418	0.0989	0.1494	0.0068	0.0060	0.0093	0.0107
2000	0.1762	0.2057	0.1429	0.2105	0.0174	0.0134	0.0188	0.0215
2001	0.1249	0.1223	0.0781	0.1364	0.0211	0.0020	0.0008	0.0174
2002	0.1491	0.1177	0.0708	0.1414	0.0225	0.0135	0.0119	0.0220
2003	0.1734	0.1979	0.1187	0.2186	0.0395	0.0170	0.0148	0.0284
2004	0.2787	0.1787	0.1367	0.2108	-0.0028	-0.0011	-0.0106	0.0075
2005	0.0895	0.0772	0.0585	0.0860	0.0706	0.0325	0.0365	0.0367
2006	0.2597	0.0740	0.0522	0.1001	0.0391	0.0199	0.0219	0.0230
2007	0.1450	0.1343	0.0967	0.1485	0.1149	0.0214	0.0128	0.0316
均值	0.1699	0.1389	0.0948	0.1557	0.0366	0.0138	0.0129	0.0221

资料来源:作者利用Stata软件计算。

为验证机制1,以企业的生存状况作为被解释变量,最低工资标准、企业前一期的生产率及两者的交互项为主要解释变量,并纳入地区、行业及企业的相关变量以控制其他因素的影响,构建如下面板模型:

$$EXIT_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{j,t-1} + \beta_2 TFP_{j,t-1} + \beta_3 \ln MW_{j,t-1} \cdot TFP_{j,t-1} + \sum_{k=4}^{10} \beta_k X_{jt}^k + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (4)$$

其中,下标*j*代表企业;*EXIT*为企业生存概率;*TFP*为企业全要素生产率。同时,*X*表示控制变量集合,共计7个指标,具体表现为:宏观层面的经济增长*EG*和资本开放*FDI*,中观层面的企业所有制形式*STATE*、出口类型*EXPORT*和行业集中度*HHI*,及微观层面的资产负债率*LEV*和资产收益率*ROA*。此外, μ_j 和 γ_t 分别表示企业的个体固定效应和时期固定效应。

在式(4)中, β_1 刻画了最低工资标准对不同企业生存的共同影响; β_2 刻画了上一期的全要素生产率对企业生存的共同影响; β_3 刻画了在相同的最低工资标准下,最低工资标准对企业生存的影响是否随着企业生产率而变化。当 β_3 显著为负时,说明在面对同一最低工资标准时,低效率企业较于高效率企业更易退出市场。相应地,最低工资标准对企业生存概率的非对称影响可以表述为 $\eta = \beta_1 + \beta_3 TFP_{j,t-1}$ 。此外, $\beta_k (k=4, 5, \dots, 10)$ 表示其他控制变量的影响。

进一步,为验证机制2,以企业生产率的增长量作为被解释变量,最低工资标准及其与企业前一期生产率的交互项为主要解释变量,并纳入地区、行业及企业的相关变量以控制其他因素的影响,构建如下面板模型:

$$\Delta TFP_{jt} = \beta_0 + \beta_1 \ln MW_{jt} + \beta_2 \ln MW_{jt} \cdot TFP_{j,t-1} + \sum_{k=3}^9 \beta_k X_{jt}^k + \mu_j + \gamma_t + \varepsilon_{jt} \quad (5)$$

其中, Δ 表示一阶差分项; 控制变量 X 与式(4)相一致。 β_1 类似地, 刻画了最低工资标准对不同企业生产率的共同影响; β_2 刻画了在相同的最低工资标准下, 最低工资标准对企业生产率的影响是否存在非对称作用。当 β_2 显著为负时, 说明在面对同一最低工资标准时, 低效率企业较于高效率企业的生产率改善更多。此时, 最低工资标准对企业生产率的非对称作用可以表述为 $\varphi = \beta_1 + \beta_2 TFP_{j,t-1}$ 。

2. 最低工资标准与企业生存概率: 低效率企业是否退出市场

由于企业生存是用 0—1 虚拟变量来表示, 在此利用 Probit 方法对模型(4)进行参数估计, 结果见表 5。就整体层面而言, 最低工资标准对企业生存概率的影响显著为正, 且最低工资标准与企业生产率的交互项与企业生存显著负相关。同时, 分样本估计结果显示, 尽管最低工资标准及其与企业生产率交叉项的回归系数大小与整体估计结果存在一定差异, 但仍旧通过 1% 的显著性检验, 且作用方向未发生改变。这些结果充分表明, 最低工资标准的提升迫使企业的劳动成本加大, 从而增加企业退出市场的概率。更为重要的是, 在相同的最低工资标准下, 高生产率的企业保留在市场的概率较低效率企业更大。因此, 机制 1 得到经验分析的证据支持。

表 5 最低工资标准对企业生存概率的影响

变量	全样本	所有制形式		是否出口	
		国有企业	非国有企业	出口企业	非出口企业
<i>L.MW</i>	0.2544*** (0.0056)	0.6584*** (0.0185)	0.1688*** (0.0060)	0.2152*** (0.0100)	0.2429*** (0.0073)
<i>L.TFP</i>	0.2450*** (0.0044)	0.5961*** (0.0137)	0.1651*** (0.0048)	0.1805*** (0.0075)	0.2436*** (0.0059)
<i>L.MW</i> × <i>L.TFP</i>	-0.0424*** (0.0007)	-0.1074*** (0.0023)	-0.0286*** (0.0008)	-0.0310*** (0.0012)	-0.0426*** (0.0010)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时期效应	是	是	是	是	是
观测值	1321688	128299	1193389	402094	919594

注: 括号内数值为稳健标准误, 并聚类到地级市层面; L 表示滞后 1 期。下同。

资料来源: 作者利用 Stata 软件计算。

进一步, 对比分样本估计结果可得, 最低工资标准对国有企业和非国有企业两者生存状况的非对称影响分别为 $0.66-0.11TFP$ 和 $0.17-0.03TFP$, 而对出口企业和非出口企业两者生存状况的非对称作用分别为 $0.22-0.03TFP$ 和 $0.24-0.04TFP$ 。结合不同类型企业的生产率均值可知, 面对相同水平的最低工资标准, 国有企业较于非国有企业更易退出市场, 同时非出口企业较于出口企业更易退出市场^①。原因在于, 最低工资标准的提升使得低效率企业的劳动成本大幅增加, 低水平的资本利润率

① 就本文而言, 国有企业和非国有企业的全要素生产率均值分别为 5.47 和 6.47, 出口企业和非出口企业的全要素生产率均值为 6.65 和 6.25。因而, 最低工资对国有企业和非国有企业生存概率的平均影响为 0.06 和 -0.02, 对出口企业和非出口企业生存概率的平均影响为 0.02 和 -0.01。

不足以维持生产所需抑或低于资本拥有者的预期水平,同时低效率企业在产品市场中难以与高效率企业形成有效竞争,从而被动或主动退出市场。

3. 最低工资标准与生产率提升:低效率企业是否改善更多

为验证机制2的存在性,表6汇报了最低工资标准对企业生产率的回归结果。全样本估计结果发现,最低工资标准的回归系数为正值,最低工资标准与前一期企业生产率的交叉项与企业生产率增长量显著负相关,且均通过1%水平的显著性检验。同时,分样本估计结果显示,尽管最低工资标准及其与企业生产率交叉项的回归系数大小与全样本估计结果存在某种程度的差异,但回归系数的正负及显著性未发生改变。上述结果充分说明,在劳动力成本不断增加的前提下,企业将加大研发投入力度并想尽办法提高劳动力的努力程度,进而使得企业生产率得到改善。特别地,在相同的最低工资标准下,由于低效率企业面临的成本压力相对更大,上述激励动机更为强烈,从而最低工资标准对低效率企业的改善作用要大于高效率企业。为此,机制2得到实证结果的证据支持。

表6 最低工资标准对企业生产率提升的影响

变量	全样本	所有制形式		是否出口	
		国有企业	非国有企业	出口企业	非出口企业
<i>MW</i>	0.8841*** (0.0102)	0.8586*** (0.0323)	0.8923*** (0.0109)	0.8741*** (0.0206)	0.8992*** (0.0122)
<i>MW</i> × <i>L.TFP</i>	-0.1290*** (0.0002)	-0.1255*** (0.0006)	-0.1311*** (0.0002)	-0.1291*** (0.0003)	-0.1323*** (0.0002)
控制变量	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是
时期效应	是	是	是	是	是
观测值	1125245	115603	1009642	323130	802115

资料来源:作者利用Stata软件计算。

进一步,对比分样本估计结果可得,最低工资标准对国有企业和非国有企业两者生产率的非对称提升作用分别为0.86-0.13*TFP*和0.89-0.13*TFP*,而对出口企业和非出口企业的非对称提升作用分别为0.87-0.13*TFP*和0.90-0.13*TFP*。结合不同类型企业的生产率均值可知,面对同等水平的最低工资标准,国有企业的改善程度高于非国有企业,而非出口企业的改善程度高于出口企业^①。原因在于,最低工资标准的提升将大幅增加低效率企业的劳动成本,迫使企业主动进行要素替代或是引入先进的生产技术,“倒逼机制”的存在促使低效率企业改善更多。同时,结合不同类型企业的平均工资可知,国有企业的平均工资低于非国有企业,非出口企业的平均工资低于出口企业,从而使得非国有企业和出口企业对最低工资标准的提升相对不敏感,“效率工资”机制的作用较弱^②。

① 最低工资对国有企业和非国有企业生产效率的平均提升作用为0.15和0.05,对出口企业和非出口企业生产效率的平均提升作用为0.01和0.09。

② 事实上,企业生产率是决定其平均工资的重要因素,两者整体上呈现为正相关关系。就本文而言,两者的皮尔森相关系数为0.37,且通过1%水平的显著性检验。此外,1998—2007年,国有企业、非国有企业、出口企业和非出口企业的平均工资(自然对数形式,单位为千元)依次为1.97、2.44、2.59和2.31。

4. 机制 1 与机制 2:谁占据主导地位

结合机制 1 和机制 2 的检验结果可知,最低工资标准通过增加低效率企业退出市场的概率和对企业生产率的非对称提升作用(与企业生产率水平显著负相关),使得企业生产率的离散程度整体上趋于减小,从而改善了企业之间的资源错配(见表 1—表 3)。更为关键的是,上述机制在不同子样本的表现存在差异,从而使得最低工资标准对不同类型的企业的资源错配造成异质性影响。在国有企业和非国有企业 2 个子样本中,机制 1 占据主导地位。较多低效率国有企业退出市场从而使得企业生产率的分布收紧,为此最低工资标准的提升改善国有企业的资源错配,而对非国有企业不存在显著影响(见表 1)。在出口企业和非出口企业 2 个子样本中,机制 2 占据主导地位。最低工资标准对非出口企业生产率的非对称提升作用强于出口企业,非出口企业生产率分布收紧的同时出口企业生产率的分布情况变化不大,从而改善了非出口企业的资源错配,但对出口企业不存在显著影响(见表 1)。此外,与全样本估计结果一致,在机制 1 和机制 2 的共同作用下,最低工资标准的资源错配改善效应在东、中、西三大区域呈现增强趋势(见表 1)。

5. 进一步讨论

(1)最低工资标准影响资源错配的作用机制:不同要素依赖型企业。尽管上述分析从所有制形式和出口类型两个细分层面考察了最低工资标准对资源错配的异质性影响,但这样的分类结果较为笼统,无法有效识别最低工资标准对不同要素依赖型企业的差异作用。事实上,作为影响劳动力要素投入的重要手段,最低工资标准对劳动密集型企业的的影响应强于资本密集型企业和技术密集型企业。具体地,借鉴毛日昇(2009)的做法,依据人均总资产将全样本划分为劳动密集型、资本密集型和技术密集型 3 大类。其中,分位数的前 1/4 为劳动密集型企业,后 1/4 为技术密集型企业,而中间部分为资本密集型企业。

表 7 报告了最低工资标准对不同要素依赖类型企业的影响。不难发现,在企业生存概率层面,劳动密集型、资本密集型和技术密集型 3 类企业中最低工资标准滞后项的回归系数依次为 0.3929、0.2243 和 0.1293,且通过 1%水平的显著性检验。这一结果表明,随着劳动力依赖程度的降低,最低工资标准对企业退出概率的影响趋于减弱。同时,在这 3 类企业中,最低工资标准与企业生产率滞后项的交互项回归系数依次为-0.0994、-0.0701 和-0.0508,并通过 1%水平的显著性检验。这一结果说明,企业生产率的初始水平越高,企业生存概率越大,且该作用在劳动密集型企业更为凸显。在企业生产率提升层面,最低工资标准在劳动密集型、资本密集型和技术密集型 3 类企业中的交互项回归系数依次为 0.8893、0.8204 和 0.7787,且通过 1%水平的显著性检验。这一结果意味着,最低工资标准对企业生产率的提升作用与劳动密集程度显著正相关,即劳动密集程度越高,企业生产率提升越快。同时,最低工资标准与企业生产率滞后项的交互项回归系数依次为-0.1388、-0.1281 和-0.1161,并通过 1%水平的显著性检验。这一结果反映出,企业生产率的初始水平越高,最低工资标准对企业生产率的提升作用越小,且该效应在技术密集型企业更为明显。综上可知,对于不同要素依赖型企业而言,在最低工资标准对企业退出市场概率和生产率提升的共同作用下,资源在企业间的配置效率得到提升。

(2)最低工资标准对企业生产率提升的影响:样本选择问题克服。关于最低工资标准对企业生产率提升的回归分析存在样本选择问题,原因在于真正效率低的企业已经退出市场,可能会高估最低工资标准的作用。在此,遵照 Heckman 两步法的基本步骤,利用模型(4)对企业退出市场概率进行预测,从而构造企业生存概率(*EXIT*)的调整项,并纳入模型(5)重新估计最低工资标准对企业生产率的提升作用。

表8报告了最低工资标准影响企业生产率提升的 Heckman 两步法估计结果。显然地,在1%的统计水平下,EXIT 调整项的回归系数显著为负,这说明忽略样本选择问题确实会高估最低工资标准的正向作用。特别地,对于不同所有制企业的 EXIT 调整项,国有企业的回归系数小于非国有企业;在不同出口类型企业,非出口企业的回归系数小于出口企业;在不同要素依赖型企业,劳动密集型企业的回归系数最小,其次是资本密集型企业和技术密集型企业。这些结果表明,对于退出概率高的企业类型(国有企业、非出口企业和劳动密集型企业)而言,样本选择问题对最低工资标准效率改善效应的高估程度更为凸显。进一步,与表6相比,尽管最低工资标准的回归系数依旧在1%的统计水平下显著为正,但系数大小有所下降;同时,最低工资标准与企业生产率滞后项的交互项的回

表7 最低工资标准对不同要素依赖型企业的影响

变量	企业生存概率(EXIT)			变量	企业生产率提升(ΔTFP)		
	劳动密集	资本密集	技术密集		劳动密集	资本密集	技术密集
<i>L.MW</i>	0.3929*** (0.0328)	0.2243*** (0.0110)	0.1293*** (0.0200)	<i>MW</i>	0.8893*** (0.0345)	0.8204*** (0.0166)	0.7787*** (0.0393)
<i>L.TFP</i>	0.5718*** (0.0270)	0.4046*** (0.0083)	0.2962*** (0.0139)				
<i>L.MW</i> × <i>L.TFP</i>	-0.0994*** (0.0045)	-0.0701*** (0.0014)	-0.0508*** (0.0023)	<i>MW</i> × <i>L.TFP</i>	-0.1388*** (0.0006)	-0.1281*** (0.0002)	-0.1161*** (0.0005)
控制变量	是	是	是	控制变量	是	是	是
个体效应	是	是	是	个体效应	是	是	是
时期效应	是	是	是	时期效应	是	是	是
观测值	193837	884155	243696	观测值	164639	755849	204757

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

表8 最低工资标准对企业生产率提升的影响:Heckman 两步法

变量	全样本	所有制形式		是否出口		资源依赖型		
		国有企业	非国有企业	出口企业	非出口企业	劳动密集	资本密集	技术密集
<i>MW</i>	0.8251*** (0.0229)	0.6576*** (0.0751)	0.8507*** (0.0247)	0.8161*** (0.0437)	0.8348*** (0.0282)	0.8543*** (0.0475)	0.8151*** (0.0229)	0.7617*** (0.0579)
<i>MW</i> × <i>L.TFP</i>	-0.1367*** (0.0004)	-0.1277*** (0.0013)	-0.1360*** (0.0005)	-0.1342*** (0.0008)	-0.1420*** (0.0005)	-0.1400*** (0.0010)	-0.1367*** (0.0004)	-0.1328*** (0.0008)
EXIT 调整项	-1.5325*** (0.0561)	-2.1524*** (0.0834)	-1.1738*** (0.0853)	-1.1396*** (0.1364)	-1.7823*** (0.0729)	-1.8363*** (0.1062)	-1.5325*** (0.0561)	-0.3732*** (0.1596)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
个体效应	是	是	是	是	是	是	是	是
时期效应	是	是	是	是	是	是	是	是
观测值	1125245	115603	1009642	323130	802115	164639	755849	204757

资料来源:作者利用 Stata 软件计算。

归系数依旧通过 1%水平的显著性检验,但系数绝对值有所上升。上述结果意味着,当消除样本选择问题的影响后,最低工资标准对企业生产率的提升作用有所下降。不过,即便是考虑样本选择问题,本文整体结论依旧成立。

六、研究结论

对最低工资标准与资源错配关系的认识,不仅有助于全面理解最低工资标准的经济效应,更关系到劳动力市场管制政策的制定与执行。利用企业全要素生产率的离散程度作为资源错配的度量,本文构建了考察最低工资标准与资源错配关系的分析框架,并运用 1998—2007 年中国工业企业数据库和 251 个地级市统计数据展开实证检验。特别地,为区分最低工资标准的资源错配改善效应在不同区域和不同类型的异质性,本文依据地理位置、企业所有制形式及是否存在出口行为对全样本进行划分。研究结果显示,最低工资标准对资源错配的影响显著为负,即最低工资标准的提升有利于缓解资源错配。进一步,分样本估计结果发现,最低工资标准对资源错配的改善作用在东、中、西三大区域呈现加强趋势,表明该效应与地区经济发达程度存在负相关关系。同时,伴随着最低工资标准的提升,国有企业和非出口企业的资源错配得到明显改善,但非国有企业和出口企业并不存在显著改变。此外,为消除模型内生性问题引起的估计偏差,以最低工资标准滞后项、省内其他地级市最低工资标准均值及以 Bartik 方式构建的最低工资标准工具变量,并采用 2SLS 方法进行重新估计,结果依旧支持上述结论。

随后,本文重点探讨了最低工资标准影响资源错配的两条路径:一是最低工资标准对不同生产率企业生存概率的影响;二是最低工资标准对不同生产率企业的效率提升作用,即是否存在“倒逼机制”。研究结果发现,最低工资标准的提升显著增加了企业退出市场的概率,同时显著提升企业的生产率。更为重要的是,相对于高生产率企业,上述两种机制在低效率企业更为凸显。换言之,最低工资标准迫使更多低效率企业退出市场的同时,对保留在市场上低效率企业的效率改善作用更多,即最低工资标准对企业生存概率和效率提升的影响存在非对称效应。进一步,子样本估计结果显示,在同一最低工资标准下,国有企业较非国有企业更易退出市场,非出口企业较出口企业更易退出市场。同时,国有企业生产率的改善程度低于非国有企业,非出口企业的改善程度高于出口企业。对比不同类型的机制检验结果可知,机制 1 在国有企业和非国有企业 2 个子样本占据主导地位,而机制 2 在出口企业和非出口企业 2 个子样本占据主导地位,即两种机制在不同子样本的主导地位存在显著差异。此外,依据人均总资产将全样本企业划分为不同要素依赖型,结果发现,相对于资本密集型企业和技术密集型企业而言,最低工资标准对劳动密集型企业的退出概率和生产率提升更为明显。最后,为消除样本选择的估计偏差,采用 Heckman 两步法重新估计最低工资标准对企业生产率的提升效应,结果发现最低工资标准的作用有所降低,但本文整体结论依旧成立。

由此可见,尽管最低工资标准的提升短期内可能会带来社会失业的增加,但同时也会通过促使低效率企业退出市场和对企业生产率的非对称提升作用使得企业间的资源错配得到改善,从而有利于中国经济的长期稳定增长和结构转型,即提升经济增长质量。然而,若最低工资标准制定过高,虽在一定程度上有助于企业生产率的提高,但企业生存概率大大减小,导致就业率大幅度下降。因此,作为政府干预劳动力市场的重要手段之一,最低工资标准的制定与执行应综合考虑其可能带来的经济效应,同时兼顾短期的不良效应和长期的积极效应,切不可盲目跟随大流,而应循序渐进、把握合理的上涨幅度。此外,最低工资标准对不同类型企业具有异质性的影响,地方政府应因地制宜,结合自身的客观条件制定出符合自身地区发展的差异化最低工资标准路径。例如,在国有企业比重

较高的地区,最低工资标准的提升对资源错配存在显著的改善作用,但会大大增加企业退出市场的概率,从而在一定程度上会损害该地的社会就业。

[参考文献]

- [1]丁守海. 最低工资管制的就业效应分析——兼论《劳动合同法》的交互影响[J]. 中国社会科学, 2010,(1):85-102.
- [2]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.
- [3]贾朋,张世伟. 最低工资标准提升的溢出效应[J]. 统计研究, 2013,(4):37-41.
- [4]林炜. 企业创新激励:来自中国劳动力成本上升的解释[J]. 管理世界, 2013,(10): 95-105.
- [5]刘贯春,张军,陈登科. 最低工资制度、生产率与技能溢价[J]. 统计研究, 2017,(1):44-54.
- [6]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.
- [7]毛日昇. 出口、外商直接投资与中国制造业就业[J]. 经济研究, 2009,(11):105-117.
- [8]聂辉华,贾瑞雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011,(7):27-42.
- [9]聂辉华,江艇,杨汝岱. 中国工业企业数据库的使用现状和潜在问题[J]. 世界经济, 2012,(5):142-158.
- [10]孙楚仁,张卡,章韬. 最低工资一定会减少企业的出口吗[J]. 世界经济, 2013,(8):100-124.
- [11]易纲,樊纲,李岩. 关于中国经济增长与全要素生产率的理论思考[J]. 经济研究, 2003,(8):13-20.
- [12]张军,赵达,周龙飞. 最低工资标准提高对就业正规化的影响[J]. 中国工业经济, 2017,(1):81-97.
- [13]赵瑞丽,孙楚仁,陈勇兵. 最低工资与企业出口持续时间[J]. 世界经济, 2016,(7):97-120.
- [14]Acemoglu, D., and J. Pischke. Minimum Wages and On-the-Job Training [J]. *Research in Labor Economics*, 2003,22(3):159-202.
- [15]Acemoglu, D. When Does Labor Scarcity Encourage Innovation[J]. *Journal of Political Economy*, 2010,118(6): 525-533.
- [16]Bartik, T. Who Benefits from State and Local Economic Development Policies [M]. Kalamazoo, MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research, 1991.
- [17]Brandt, L., J. V. Biesebroeck, and Y. Zhang. Creative Accounting or Creative Destruction? Firm-level Productivity Growth in Chinese Manufacturing[J]. *Journal of Development Economics*, 2012,97(2):339-351.
- [18]Cai, H., and Q. Liu. Competition and Corporate Tax Avoidance: Evidence from Chinese Industrial Firms[J]. *Economic Journal*, 2009,119(537):764-795.
- [19]Card, D., and A. B. Krueger. Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania[J]. *American Economic Review*, 1994,84(4):772-793.
- [20]Dube, A. T., W. Lester, and M. Reich. Minimum Wage Effects across State Borders: Estimates Using Contiguous Counties[J]. *Review of Economics and Statistics*, 2010,92(4):945-964.
- [21]Flinn, C. Minimum Wage Effects on Labor Market Outcomes under Search, Matching, and Endogenous Contact Rates[J]. *Econometrica*, 2006,74(4):1013-1062.
- [22]Gan, L., M. A. Hernandez, and S. Ma. The Higher Costs of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms' Export Behavior[J]. *Journal of International Economics*, 2016,100(5):81-94.
- [23]Giuliano, L. Minimum Wage Effects on Employment, Substitution, and the Teenage Labor Supply: Evidence from Personnel Data[J]. *Journal of Labor Economics*, 2013,31(1):155-194.
- [24]Hicks, J. R. *The Theory of Wages*[M]. London: Macmillan, 1963.
- [25]Hsieh, C., and P. J. Klenow. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India [J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 2009,124(4):1403-1448.
- [26]Lee, D. S. Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage[J]. *The Quarterly Journal of Economics*, 1999,114(3):977-1023.
- [27]Levinsohn, J., and A. Petrin. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables[J].

- Review of Economic Studies, 2003,70(2):317-341.
- [28]Mayneris, F., S. Poncet, and T. Zhang. The Cleansing Effect of Minimum Wage: Minimum Wage Rules, Firm Dynamics and Aggregate Productivity in China[R]. CEPII Working Paper, 2014.
- [29]Midrigan, V., and D. Y. Xu. Finance and Misallocation: Evidence from Plant-level Data [J]. American Economic Review, 2014,104(2):422-458.
- [30]Moll, B. Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-financing Undo Capital Misallocation [J]. American Economic Review, 2014,104(10):3186-3221.
- [31]Olley, G. S., and A. Pakes. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry[J]. Econometrica, 1996,64(6):1263-1297.
- [32]Owens, M. F., and J. H. Kagel. Minimum Wage Restrictions and Employment Effort in Incomplete Labor Market: An Experimental Investigation [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2010,73 (3):317-326.
- [33]Slonimczyk, F., and P. Skott. Employment and Distribution Effects of the Minimum Wage [J]. Journal of Economic Behavior and Organization, 2012,84(1):245-264.
- [34]Stigler, G. J. The Economics of Minimum Wage Legislation [J]. American Economic Review, 1946,36(3):358-365.
- [35]Zhu, X. Understanding China's Growth: Past, Present and Future[J]. Journal of Economic Perspectives, 2012, 26(4):103-124.

The Analysis of Effects and Mechanisms of Minimum Wage Standard on Resource Misallocation

LIU Guan-chun¹, CHEN Deng-ke¹, FENG Chao²

(1. School of Economics, Fudan University, Shanghai 200433, China;

2. School of Business, Central South University, Changsha 410083, China)

Abstract: Using the Chinese Industrial Enterprises Database and 251 city-level data from 1998 to 2007, this paper measures misallocation with the dispersion of firm's total factor productivity (TFP), and then investigates the effects and mechanisms of minimum wage standard on China's resource misallocation. The results find that increasing minimum wage standard is conducive to relieve misallocation, and the effect tends to be enhanced in the eastern, central and western regions respectively. Specifically, there is a significantly positive role of minimum wage standard in easing misallocation in the state-owned and non-export enterprises, while no effects in the private and export enterprises are proved. Furthermore, through the channels of decreasing the survival probability of enterprises with standard lower TFP and asymmetric positive effects on firms' TFP growth, minimum wage standard would tighten the distribution of firm's TFP. In addition, there are significant differences between the two channels in firms within different categories. The channel of asymmetric positive effects on TFP growth dominants in category with different ownerships, while the channel of decreasing the survival probability of enterprises with lower TFP dominants in category with different export enterprises. Therefore, even though minimum wage standard may lower social employment through increasing labor cost in the short run, it can relieve resource misallocation within firms in China in the long term, which would promote economic growth and structure upgrading.

Key Words: minimum wage; resource misallocation; survival probability; total factor productivity

JEL Classification: E65 O11 O47

[责任编辑:王燕梅]