

# 最低工资标准、劳动力市场分割与资源配置效率

宗慧隽 李 真

(山东财经大学 国际经贸学院, 山东 济南 250014)

**摘要:** 从劳动力市场分割角度探讨了最低工资标准上涨对资源配置效率的影响。通过使用中国1998—2013年284个地级市的工业企业数据,以企业加成率离散度刻画了资源配置效率。实证研究发现:最低工资标准上涨能有效降低企业加成率离散度,提高资源配置效率;而劳动力市场分割会抑制最低工资标准上涨对资源配置效率的改善作用,相比于劳动力市场分割程度较高的地区,最低工资标准上涨对劳动力市场分割程度较低地区的资源配置效率产生更明显的改善效果。该研究结论在考虑内生性问题、更换资源配置效率度量方式等多种稳健性检验后均成立。进一步的机制检验发现,最低工资标准上涨通过对企业加成率的非对称影响和促进低加成率企业退出市场两个渠道影响资源配置效率,而且该影响作用在劳动力市场分割程度较低地区更大。因此,提高最低工资标准及降低劳动力市场分割程度的政策有助于改善资源配置效率。

**关键词:** 最低工资标准; 劳动力市场分割; 企业加成率; 企业加成率离散度; 资源配置效率

**中图分类号:** F062.9      **文献标识码:** A      **文章编号:** 1671-9301(2020)04-0074-16

DOI:10.13269/j.cnki.ier.2020.04.006

## 一、引言

改革开放以来,随着中国经济体制的完善、所有制结构的优化以及劳动力流动的加快,资源可以在行业及企业间实现重新配置,这有力地推动了中国全要素生产率的提高和经济增长<sup>[1]</sup>。但中国长期实行的粗放型经济增长模式造成了资源在地区、行业及企业间难以得到有效配置,这不仅会在短期内影响企业产出,长期也会影响经济的可持续发展。党的十九届四中全会强调,“推进要素市场化制度建设,实现要素价格市场决定、流动自主有序、配置高效公平”。资源配置作为供给侧结构的重要表现,研究如何提高资源配置效率是当前经济发展亟须解决的重要问题。

关于资源配置效率的研究,已有文献从多个视角进行了探讨。聂辉华和贾俊雪<sup>[2]</sup>、文东伟<sup>[3]</sup>认为资源错配会显著降低全要素生产率,抑制经济的持续发展及社会福利的改善,而罗德明等<sup>[4]</sup>、靳来群等<sup>[5]</sup>指出政府行政权力与国有企业结合所形成的行政垄断及要素市场不完善是造成中国资源错配的主要原因。此外,其他学者还从政府补贴<sup>[6-7]</sup>、人民币汇率<sup>[8]</sup>、偏向性政策<sup>[9]</sup>、企业负税<sup>[10-11]</sup>等角度探讨了宏观政策对资源配置效率的影响。作为政府管制劳动力市场的重要公共政策之一,最低工资标准的变化也将引起资源的重新配置和效率的改变,然而目前还少有文献使用企业微观数据研究最低工资标准对资源配置效率的影响。

收稿日期:2020-02-20; 修回日期:2020-04-28

**作者简介:** 宗慧隽(1981—),女,山东淄博人,经济学博士,山东财经大学国际经贸学院讲师,研究方向为产业组织理论、国际贸易理论与政策;李真(1981—),女,山东日照人,经济学博士,山东财经大学国际经贸学院副教授,研究方向为产业组织理论、国际贸易理论与政策。

**基金项目:** 国家社会科学基金青年项目(15CGJ019);山东省高等学校青年教师成长计划;山东财经大学青年骨干教师境外研修重点支持计划

事实上,随着中国人口结构老龄化及剩余劳动力转移,劳动力供给不足的问题正推动劳动力价格持续上升<sup>[12]</sup>,而最低工资标准的出台又进一步加快了劳动力成本上涨的速度。蔡昉<sup>[13]</sup>指出劳动力相对价格提高将会抑制中国产业发展的成本优势,降低企业盈利空间,使企业处于“创造性破坏”的环境,迫使其提升效率或退出市场,进而推动资源在产业间及企业间进行再配置。同时,中国的市场化改革虽已进行多年,但吴愈晓<sup>[14]</sup>、盖庆恩等<sup>[15]</sup>、王宋涛等<sup>[16]</sup>均认为劳动力市场在城乡之间、地区之间、行业之间和部门之间依然存在不同程度的分割,这直接弱化了劳动力在行业、企业及部门间的流动性,扭曲了资源配置的内在机制,同时也会直接冲击最低工资标准对资源配置效率的影响路径。据此,本文在劳动力市场分割的背景下利用中国1998—2013年284个地级市的工业企业数据,研究最低工资标准上涨对资源配置效率的影响。

与已有研究相比,本文的主要贡献有:第一,本文将劳动力市场分割纳入分析框架,从劳动力市场分割角度研究了最低工资标准上涨对资源配置的影响;第二,本文以加成率离散度度量资源配置效率,相较于既有文献多采用的生产率离散度,加成率离散度既能考虑到企业间生产技术及成本的差异,也能结合产品价格的差距,更全面地反映企业间资源配置效率<sup>[17]</sup>;第三,本文实证检验发现,最低工资标准上涨通过对在位企业加成率的非对称影响及促进低加成率企业退出市场,显著地提高了资源配置效率,但劳动力市场分割则明显抑制了该提高效应。

本文余下部分安排如下:第二部分为影响机制及研究假说;第三部分为核心变量的测算与典型事实;第四部分为模型设定与实证分析;第五部分为进一步分析;第六部分为机制检验;最后为主要结论与启示。

## 二、影响机制与研究假说

本文使用加成率离散度刻画资源配置效率。按照经济学理论,理想的完全竞争市场中不存在任何扭曲,资源在各个企业间自由流动,企业产品价格等于边际成本,企业间加成率相等,此时资源达到最优配置效率。但是现实市场中存在市场扭曲,资源在企业间无法自由流动,导致企业间加成率并不相同。Robinson<sup>[18]</sup>研究发现,低于平均加成率的企业存在生产过度,而高于平均加成率的企业存在生产不足,进而造成企业间资源错配。Peters<sup>[19]</sup>指出,资源配置效率取决于企业加成率离散度,加成率离散度越小,意味着资源在各个企业间的配置效率越高,反之则越低。

研究最低工资标准对加成率离散度的影响,首先需要明确最低工资标准对加成率的影响机制。已有研究表明,最低工资标准上涨通过成本传递效应和生产率提升效应,影响企业加成率。一方面,提高最低工资标准引起劳动力成本上升,直接增加了企业生产成本,使企业加成率面临下降的压力。另一方面,最低工资标准上涨促使企业通过要素替代、人力资本积累、创新等渠道提高企业生产率<sup>[20-23]</sup>。具体而言,其一,最低工资标准上涨后,劳动力成本上升,促使企业特别是低生产率企业调整要素投入比例,通过增加固定资产投资替代劳动,以提高企业生产率;其二,最低工资标准的提升导致低技能劳动力相对价格提高,促使企业增加对高技能劳动力的雇佣需求<sup>[24-27]</sup>,或通过对现有员工进行再培训提升其生产技能,以实现效率的提升;其三,劳动力成本优势的丧失,促使企业通过增加研发投入等方式进行工艺改造和技术创新,进一步改善生产效率。Melitz and Ottaviano<sup>[28]</sup>研究发现,企业生产率越高,加成率也越高,这使得企业可能通过提高生产率以抵消成本效应,进而提高加成率。因此,最低工资标准上涨既可能通过成本传递效应降低企业加成率,也可能通过生产率提升效应提高企业加成率。赵瑞丽等<sup>[29]</sup>研究发现,由于企业难以快速通过要素替代、人力资本积累、创新等渠道提高企业生产率,短期内最低工资标准上涨会降低企业加成率。

最低工资标准的上涨虽然从整体上降低了企业加成率,但是由于不同企业对最低工资标准上涨作出的反应不同,因此各企业加成率的变化程度不尽相同。Bernard *et al.*<sup>[30]</sup>发现,对于加成率较高的企业,企业可以主动下调加成率,快速消化部分劳动力成本上涨的冲击,在稳定产品市场价格不变

的情况下保持市场竞争力,进而再谋求企业生产率的提高,因此短期内加成率会出现较大幅度的下降;而对于加成率较低的企业,最低工资标准上涨对其产生的冲击更为强烈,较小的加成率下降空间迫使企业必须通过要素替代、人力资本积累以及创新投入增加等渠道提高生产率,以应对成本上升带来的影响,这使得企业生产率较大幅度提高<sup>[31]</sup>,又加之这些企业自身加成率较低,故企业加成率下降幅度相对较小。因此,最低工资标准上涨对企业加成率的非对称性影响将缩小高加成率企业和低加成率企业之间的加成率差距,使企业加成率趋于一致,有助于降低加成率离散度。

部分低效率(低加成率)企业如果无力通过调整生产决策实现生产率提升,或者决策调整失败,那么其只能将上涨的劳动力成本转移至产品价格中,这将导致企业丧失市场竞争力,以致退出市场。当这部分低效率(低加成率)企业退出市场后,企业加成率离散度随之降低,市场资源也将流向高加成率企业,整体资源配置效率得以提升。

根据以上分析,本文提出以下两个研究假说。

假说1:在其他条件不变的情况下,最低工资标准上涨有利于降低加成率离散度,提高资源配置效率。

假说2:最低工资标准上涨主要通过对企业加成率的非对称影响和促进低加成率企业退出市场的渠道,影响加成率离散度。

市场化改革至今,中国劳动力市场在城乡之间、地区之间、行业之间和部门之间依然存在不同程度的分割,该分割既受户籍制度、所有制结构等制度性因素的影响,也受劳动力受教育程度、职业技能等市场化因素的影响。分割的劳动力市场内部存在异质的劳动力配置方式及工资决定机制,因此劳动力市场化程度将直接影响劳动力在企业间的流动性及配置效率<sup>[32-33]</sup>。相对于分割程度低的劳动力市场而言,分割程度高的劳动力市场中,市场化程度普遍较低,劳动力流动性较弱,不同行业间、部门间的劳动力收入差距更大。

在劳动力市场分割的背景下,最低工资标准上涨对资源配置效率的优化路径将会受到影响甚至被扭曲。最低工资标准上涨会直接导致劳动力成本上升,改变不同技能水平劳动力的相对工资,企业会根据这一外部冲击对其生产经营活动进行不同方式、不同程度的调整,即企业将增加对高技能劳动力的需求,加速人力资本积累,提升人力资本结构,引进高精尖技术人才进行研发创新<sup>[34]</sup>。劳动力跨越部门、行业或地区流动,但分割的劳动力市场将产生不同程度的流动壁垒,阻碍企业调整雇佣结构及要素投入比例的速度和效果,进而抑制资源配置效率的改善。

分割程度高的劳动力市场中,劳动力流动性更弱,行业间、部门间的门槛更高,总体呈现高技能劳动力供应不足、低技能劳动力供应过剩的特点,劳动力平均收入差距较大。最低工资标准上涨后,企业调整雇佣结构及要素投入比例来应对劳动力成本优势的下降,此时如果所在的劳动力市场分割度较高,企业就难以在短期内通过调整高、低技能劳动力配比予以应对。同时,劳动力市场分割会恶化就业环境,对人力资本的积累产生负向激励<sup>[35]</sup>,严重影响企业生产率的提升。这都将导致最低工资标准上涨对资源配置效率的改善效用受到较大程度的抑制。相比较而言,分割程度低的劳动力市场中,劳动力供需较为平衡,就业环境相对友好,企业间劳动力平均收入差距小,最低工资标准上涨对企业资源配置效率的改善效应受到的不利影响相对较少。

假说3:劳动力市场分割抑制了最低工资标准上涨对资源配置效率的改善作用,且该抑制效应与劳动力市场分割程度成正比。

### 三、核心变量的测算与典型事实

#### (一) 资源配置效率的度量

本文使用加成率离散度刻画资源配置效率。为测算加成率离散度,本文首先使用 De Loecker and Warzynski<sup>[36]</sup>的方法计算企业加成率,企业*i*第*t*年加成率表示为:

$$\mu_{it} = \theta_{it}^m \times (\alpha_{it}^m)^{-1} \quad (1)$$

其中  $\alpha_{it}^m \equiv \frac{P_{it}^m M_{it}}{P_{it} Q_{it}}$  为中间品要素的支出份额,可以直接利用中国工业企业数据库数据计算得到。

$\theta_{it}^m \equiv \frac{\partial F_{it} M_{it}}{\partial M_{it} Q_{it}}$  为中间品要素的产出弹性,需要构建出企业生产函数,这是测算企业加成率的关键和难点。

设企业生产函数为:

$$q_{it} = f_{it}(x_{it}; \beta) + \varphi_{it} + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中  $q_{it}$  表示企业产出的对数值,  $x_{it}$  表示企业投入要素的对数值,具体包括从业人数 ( $l_{it}$ )、资本存量 ( $k_{it}$ ) 和中间品投入 ( $m_{it}$ )。  $\beta$  表示对应变量的估计系数,  $\varphi_{it}$  表示企业生产率,  $\varepsilon_{it}$  表示误差项。为体现产出弹性的变化特征,本文将  $f_{it}(\cdot)$  设为超越对数生产函数形式。

$$f_{it}(\cdot) = \beta_l l_{it} + \beta_k k_{it} + \beta_m m_{it} + \beta_{ll} l_{it}^2 + \beta_{kk} k_{it}^2 + \beta_{mm} m_{it}^2 + \beta_{lk} l_{it} k_{it} + \beta_{lm} l_{it} m_{it} + \beta_{km} k_{it} m_{it} + \beta_{lkm} l_{it} k_{it} m_{it} \quad (3)$$

为了得到稳健的生产函数估计系数,本文采用 Levinsohn and Petrin<sup>[37]</sup> 的半参数方法对生产率 ( $\varphi_{it}$ ) 进行控制,并采用 Akerberg *et al.*<sup>[38]</sup> 提出的两步法对生产函数予以估计,得到生产函数参数向量  $\hat{\beta} = (\hat{\beta}_l \hat{\beta}_k \hat{\beta}_m \hat{\beta}_{ll} \hat{\beta}_{kk} \hat{\beta}_{mm} \hat{\beta}_{lk} \hat{\beta}_{lm} \hat{\beta}_{km} \hat{\beta}_{lkm})$ ,并计算得到企业中间品要素产出弹性:

$$\hat{\theta}_{it}^m = \hat{\beta}_m + 2\hat{\beta}_{mm} m_{it} + \hat{\beta}_{lm} l_{it} + \hat{\beta}_{km} k_{it} + \hat{\beta}_{lkm} l_{it} k_{it} \quad (4)$$

将中间品要素产出弹性 ( $\hat{\theta}_{it}^m$ ) 代入式 (1) 可计算得到企业加成率 ( $\mu_{it}$ )。

目前对于加成率离散度的度量大多使用加成率的基尼系数或泰勒指数<sup>[8, 11, 17, 39]</sup>。刘啟仁和黄建忠<sup>[11]</sup>、刘竹青和盛丹<sup>[17]</sup>认为,泰勒指数除了具有基尼系数均值独立、与样本大小无关等多种优点外,还可以进行统计检验与分解,能测算分组样本的组内分布及组间分布,因此本文实证检验部分主要采用加成率泰勒指数 (*theil*) 来度量加成率离散度。该指数越小,说明加成率离散度越小,资源配置效率越高。此外,本文还借鉴 Lu and Yu<sup>[39]</sup>、毛日昇等<sup>[8]</sup>的做法,通过计算加成率变异系数 (*cv*) 及相对均值离差 (*rm*) 来度量加成率相对离散度,并用这两个指标做稳健性检验。这三个指标的计算公式为:

$$theil_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i=1}^{n_{ct}} \frac{\mu_{cit}}{\bar{\mu}_{ct}} \ln \left( \frac{\mu_{cit}}{\bar{\mu}_{ct}} \right) \quad (5)$$

$$cv_{ct} = \frac{\sqrt{v_{ct}}}{\bar{\mu}_{ct}} \quad (6)$$

$$rm_{ct} = \frac{1}{n_{ct}} \sum_{i=1}^{n_{ct}} \left| \frac{\mu_{cit}}{\bar{\mu}_{ct}} - 1 \right| \quad (7)$$

其中  $n_{ct}$  表示第  $t$  年地区  $c$  的企业数目,  $\mu_{cit}$  表示第  $t$  年地区  $c$  中企业  $i$  的加成率,  $\bar{\mu}_{ct}$  表示第  $t$  年地区  $c$  的平均加成率,  $v_{ct}$  表示第  $t$  年地区  $c$  的加成率标准差。

## (二) 测算劳动力市场分割

本文借鉴桂琦寒等<sup>[40]</sup>、赵奇伟和熊性美<sup>[41]</sup>的方法,构造三维面板数据 ( $t \times p \times k$ ),其中  $t$  表示时间,  $p$  表示省份,  $k$  表示市场类型,进而使用相对价格法<sup>①</sup>测算劳动力市场分割 (*labor*)。具体步骤如下:第一,测算  $p$  和  $s$  两省  $k$  类市场第  $t$  年相对价格差的绝对值  $|\Delta Q_{pst}^k|$ 。

$$|\Delta Q_{pst}^k| = \left| \ln \frac{P_{pt}^k}{P_{st}^k} - \ln \frac{P_{pt-1}^k}{P_{st-1}^k} \right| = \left| \ln \frac{P_{pt}^k}{P_{pt-1}^k} - \ln \frac{P_{st}^k}{P_{st-1}^k} \right| \quad (8)$$

其中  $p_{pt}^k$  是地区各类型市场要素价格,本文使用 28 个省级层面的职工平均实际工资来计算,具体选择国有城镇单位职工平均工资、城镇集体单位职工平均工资及其他城镇单位职工平均工资这三

类<sup>[41]</sup>。采用绝对值形式一方面是因为两地价格进行比较,与比较顺序无关,另一方面是为了避免相对价格取对数后出现符号变化,进而影响相对价格差的大小。

第二,计算相对价格差的残差  $\varepsilon_{pst}^k$ 。

$$\varepsilon_{pst}^k = |\Delta Q_{pst}^k| - \beta |\Delta \bar{Q}_t^k| \quad (9)$$

其中,  $|\Delta \bar{Q}_t^k|$  表示某类平均工资的均值,反映了某类劳动力市场的异质性。为了剔除该异质性,本文采用 OLS 回归去除相对价格中的上述固定效应,得到的残差  $\varepsilon_{pst}^k$  就是仅由地区间劳动力市场分割或某些随机因素造成的部分。

第三,计算相对价格方差  $V(\varepsilon_{pst}^k)$ ,然后按照省份进行合并,得到每个省份的劳动力市场分割指数 (*labor*),该指数越大,意味着该地区劳动力市场分割程度越高。

此外,本文还借鉴王宋涛等<sup>[16]</sup>、赵锦春和范从来<sup>[42]</sup>的做法,使用地区工资的泰勒指数 (*theil\_wage*) 反映劳动要素价格差异,以此度量劳动力市场分割程度,并用该指标进行稳健性检验。

$$theil\_wage_{pt} = \frac{1}{n_{pt}} \sum_{i=1}^{n_{pt}} \frac{wage_{pct}}{wage_{pt}} \ln \left( \frac{wage_{pct}}{wage_{pt}} \right) \quad (10)$$

其中  $n_{pt}$  表示  $p$  省第  $t$  年市级地区数目,  $wage_{pct}$  表示  $p$  省地区  $c$  第  $t$  年的平均工资,  $\overline{wage}_{pt}$  表示  $p$  省第  $t$  年的平均工资。

### (三) 典型事实

本文以加成率泰勒指数 (*theil*) 度量的加成率离散度刻画资源配置效率。泰勒指数 (*theil*) 越小,加成率离散度越低,说明地区资源配置效率越高;反之,资源配置效率越低。图 1 展示了 1998—2013 年中国资源配置效率的变化趋势<sup>②</sup>。从图 1 可以看出,加成率泰勒指数整体呈现下降趋势,这说明中国资源配置效率在 1998—2013 年间整体呈改善趋势,虽然在 2006 年和 2012 年有小幅恶化,但不影响整体趋势。图 2 展示了最低工资标准与资源配置效率间的关系,从图 2 可以看出最低工资标准与加成率泰勒指数之间呈负向关系,这说明最低工资标准的上涨提高了地区资源配置效率。图 3 展示了最低工资标准、劳动力市场分割与资源配置效率的关系,可以发现相比于劳动力市场分割程度较高的地区,最低工资标准与加成率泰勒指数之间的负向关系在劳动力市场分割程度较低的地区更明显,说明最低工资标准对地区资源配置效率具有异质性的改善作用,并且对劳动力市场分割程度较低地区的资源配置效率改善作用更大。

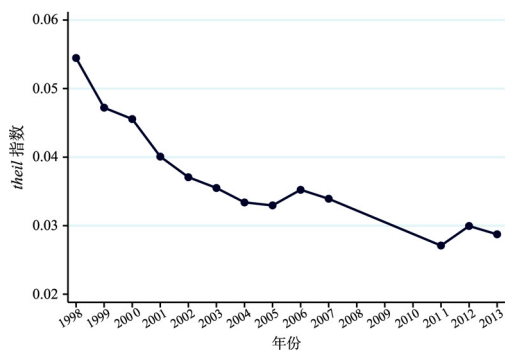


图 1 资源配置效率变化趋势

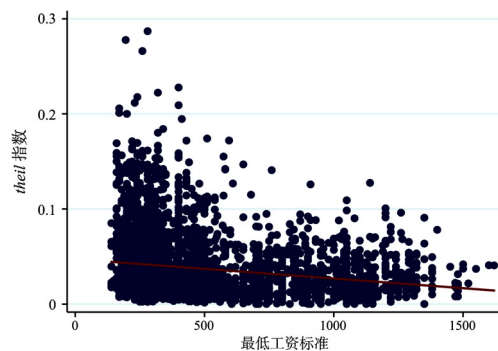


图 2 最低工资标准与资源配置效率

## 四、模型设定与实证分析

### (一) 模型构建

为厘清当前劳动力市场环境中最低工资标准对资源配置效率的影响,考察最低工资标准上涨能否纠正资源错配,本文构建如下计量模型:

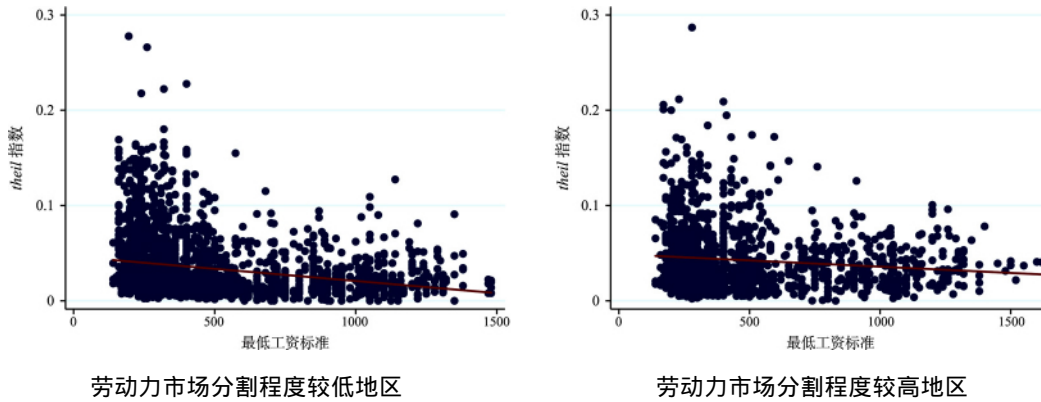


图3 最低工资标准、劳动力市场分割与资源配置效率

$$\mu\_disp_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 miniwage_{ct} + \alpha_2 miniwage_{ct} \times labor_{pt} + \alpha_3 labor_{pt} + \gamma X_{ct} + v_c + \varepsilon_{ct} \quad (11)$$

其中,下标  $p$ 、 $c$  和  $t$  表示各省份、地级市和年份。 $\mu\_disp_{ct}$  表示地区  $c$  第  $t$  年加成率离散度的对数值,反映了该地区资源配置效率,该值越小说明该地区资源配置效率越高。 $miniwage_{ct}$  表示地区  $c$  第  $t$  年真实的最低工资标准,具体是将各地级市最低工资标准按消费者价格指数平减后取对数得到。系数  $\alpha_1$  反映了最低工资标准对资源配置效率的影响,如果  $\alpha_1 < 0$  且显著,说明最低工资标准的上涨提高了地区资源配置效率。 $labor_{pt}$  表示地区所在  $p$  省第  $t$  年的劳动力市场分割指数,该指数越大,说明劳动力市场分割程度越高。交互项  $miniwage_{ct} \times labor_{pt}$  的系数  $\alpha_2$  用以考察劳动力市场分割程度对最低工资标准与资源配置效率间关系的影响,如果  $\alpha_2 > 0$  且显著,说明劳动力市场分割抑制了最低工资标准上涨对资源配置效率的作用。 $X_{ct}$  表示其他控制变量构成的向量,反映宏观经济发展及社会进步对资源配置效率的影响。 $v_c$  表示城市固定效应, $\varepsilon_{ct}$  表示随机误差项,服从正态分布。

## (二) 数据来源与变量选取

本文使用的中国 1998—2013 年数据来自四个方面:第一是国家统计局的中国工业企业数据库,该数据库提供了计算企业加成率及其他企业层面变量的数据。由于 2008—2010 年中国工业企业数据库缺少计算企业加成率等主要变量的数据,因此本文实证检验使用的是 1998—2007 年和 2011—2013 年的数据。本文首先参考 Feenstra *et al.* [43] 的做法删除数据中的异常值,并根据《国民经济行业分类》<sup>③</sup> 保留了代码为 13~42(不含 38) 共 29 个制造业行业的企业进行研究,其中 2011—2013 年中国工业企业数据库缺少中间投入变量。该变量是计算企业加成率和全要素生产率的重要指标,本文参考陈林 [44]、曲如晓和刘霞 [45] 的方法将其估计为:中间投入 = 存货 - 存货中产成品 + 主营业务成本 - 应付职工薪酬总额。第二是各省、市、自治区人力资源和社会保障部门提供的最低工资标准数据。第三是国家统计局的《中国城市统计年鉴》,它提供了地级市层面的各控制变量,其中对于部分缺失数据,本文采用插值法予以补充。第四是国家统计局的《中国统计年鉴》,本文使用 28 个省级层面的职工平均实际工资数据来计算劳动力市场分割指数。最终本文选取 1998—2013 年间 284 个地级市的工业企业数据进行研究,样本观测值包含 3 597 个地级市数据和 2 226 691 个企业数据。

除资源配置效率及劳动力市场分割变量外,本文控制变量的具体度量方式如下:(1) 经济发展水平( $gdp$ ),以各市 GDP 增长率表示,反映本地经济增长速度对资源配置的影响;(2) 就业规模( $emp$ ),以各市从业人员占地区总人口的比重衡量,体现本地劳动力市场规模对资源配置效率的影响;(3) 人力资本储备( $edu$ ),以各市在校大学生占地区总人口的比重衡量,反映本地人力资本储备对资源配置效率的影响;(4) 资本市场开放( $open$ ),以各市实际利用外资额与地区 GDP 的比值表示,反映本地区外资规模带来的影响;(5) 政府参与( $gov$ ),以各市政府财政支出在本地 GDP

中的比重衡量,反映政府参与市场活动的程度对资源配置效率的影响;(6)居民财富(*finance*),以各市城乡居民年末储蓄余额在本地GDP中的比重衡量,反映本地居民投资及消费潜力带来的影响;(7)交通便利化(*traffic*),以本地客运总量与地区人口的比值衡量,用来刻画本地道路交通便利程度对资源配置效率的影响;(8)市场集中度(*hhi*),以城市四位码行业的赫芬达尔指数衡量,反映市场结构所产生的影响,该指数的计算方法为:  $hhi_{cjt} = \sum_{i=1}^n (sale_{cijt} / \sum_{j=1}^m sale_{cijt})^2$ ,其中,  $sale_{cijt}$ 表示地区*c*第*t*年行业*j*企业*i*的销售收入,*n*是*j*行业中的企业数目,*m*是地区*c*中的行业数目,该指数越大,意味着行业市场集中度越高,竞争程度越低。

进一步的机制检验中,使用的企业层面控制变量有:(1)企业生产率(*tfp*),采用Levinsohn and Petrin<sup>[37]</sup>的半参数方法计算,并取对数表示;(2)企业规模(*size*),采用以1998年为基期的工业品出厂价格指数对企业销售额进行平减,并取对数表示;(3)企业资本集中度(*kl*),用企业固定资产与从业人数的比值取对数表示,其中固定资产用以1998年为基期的固定资产投资价格指数进行平减;(4)企业年龄(*age*),用当年年份减去企业开业年份后取对数表示;(5)企业融资约束(*debit*),用企业总负债与企业总资产的比值取对数表示;(6)出口企业虚拟变量(*exp*),如果企业是出口企业,*exp*取值为1,否则取值为0。主要变量的描述性统计见表1。

(三) 基准回归结果与分析

本文利用地级市的面板数据进行固定效应估计,考察最低工资标准、劳动力市场分割及其他控制变量对资源配置效率的影响,基准回归结果如表2所示。

首先,本文仅加入核心解释变量最低工资标准(*miniwage*),考察最低工资标准对资源配置效率的影响。结果如表2第(1)列所示,最低工资标准的估计系数显著为负,说明最低工资标准上涨能够有效改善资源配置效率。第(2)列继续加入反映宏观经济水平和社会发展程度的控制变量,结果表明最低工资标准的上涨仍然显著提高资源配置效率,最低工资标准每上涨1%,资源配置效率会提升1.20%。这初步验证了本文假说1。

表1 主要变量的描述性统计

变量	含义	均值	标准差	最小值	最大值
<i>miniwage</i>	最低工资标准	0.494 0	0.302 7	0.140 0	1.620 0
<i>labor</i>	劳动力市场分割	0.007 1	0.001 6	0.004 2	0.015 9
$\mu$	企业加成率	1.096 2	0.170 1	0.616 4	1.586 2
<i>theil</i>	加成率泰勒指数	0.037 2	0.034 1	0.000 1	0.286 9
<i>cv</i>	加成率变异系数	0.282 2	0.138 3	0.019 2	0.958 9
<i>rmd</i>	加成率相对均值离差	0.161 7	0.076 5	0.000 1	0.673 5

表2 基准回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>miniwage</i>	-1.665 0*** (0.116 3)	-1.203 5** (0.109 4)	-1.470 3*** (0.462 4)	-1.019 9** (0.473 0)
<i>miniwage</i> × <i>labor</i>			1.018 3*** (0.606 0)	0.807 6** (0.623 0)
<i>labor</i>			0.581 7* (0.225 8)	0.446 6* (0.233 9)
<i>gdp</i>		-0.012 8** (0.003 4)		-0.010 2* (0.001 1)
<i>emp</i>		0.092 4** (0.025 3)		0.007 4** (0.002 8)
<i>edu</i>		0.021 2** (0.005 1)		0.020 4** (0.000 3)
<i>open</i>		0.042 0 (0.059 1)		0.038 1 (0.008 9)
<i>gov</i>		0.273 1*** (0.042 0)		0.164 3** (0.006 9)
<i>finance</i>		-0.044 5*** (0.015 2)		-0.020 5* (0.020 8)
<i>traffic</i>		-0.655 2*** (0.152 3)		-0.333 9*** (0.101 0)
<i>hhi</i>		-0.006 7 (0.051 8)		-0.005 2 (0.048 7)
常数项	-3.410 6*** (0.044 5)	-3.477 6*** (0.072 8)	-3.003 3*** (0.171 2)	-3.167 0*** (0.183 1)
固定效应	是	是	是	是
观测值	3 584	3 147	3 584	3 147

注:表中\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。

进一步地,本文加入劳动力市场分割(*labor*)及最低工资标准与劳动力市场分割的交互项(*miniwage* × *labor*)检验考虑劳动力市场分割中最低工资标准对资源配置的影响。表2第(3)列和第(4)列显示,最低工资标准(*miniwage*)的估计系数仍然显著为负,说明最低工资标准的上涨显著提高了资源配置效率。而交互项(*miniwage* × *labor*)的估计系数显著为正,说明劳动力市场分割程度的提高会抑制最低工资标准上涨对资源配置效率的提升作用,与本文假说3一致。劳动力市场分割变量(*labor*)显著为正,说明相对于劳动力市场分割程度较低的地区,分割程度较高地区的资源配置效率更低。在劳动力市场分割程度越高的地区,劳动力收入差距就越大,意味着不同技能水平劳动力间的相对价格差距加大,进而导致企业间加成率离散度因劳动力成本差异增大而提高。

控制变量的估计系数显示,地区经济发展水平(*gdp*)的提高能够显著改善资源配置效率。可能的原因在于,本地经济的发展与企业生产效率的提升能够有效提高市场竞争力,降低企业加成率离散度,促进资源有效配置。本地就业规模(*emp*)对资源配置效率的提升具有显著的负向影响。本地劳动力市场规模越大,劳动力市场竞争越激烈,不同劳动力间的收入回报差异也越明显,这进一步加深企业间的劳动力成本差距,扩大企业间加成率的差异。人力资本储备(*edu*)对资源配置效率产生显著的负向影响。相比于低端制造业,劳动力技能提升对高端制造业利润率和生产率的提高作用更大,因此,本地高素质劳动力的增多会在一定程度上加剧企业间的绩效差距,提高企业加成率离散度。资本市场开放度(*open*)对资源配置的优化产生抑制作用,具体表现为外商直接投资趋于流向投资回报率较高的企业,外商投资流向的集中将使得企业间所获技术和资金的差异扩大,一定程度上导致企业间加成率的分布更加离散,但结果显示该影响并不显著。政府参与市场活动的程度(*gov*)对资源配置效率产生显著的负向影响,这主要是由于政府参与度越高,对市场活动的干预程度也越高,促使资源更加集中,引致企业间加成率离散度的提高。居民财富(*finance*)反映本地区居民的投资和消费潜力,回归结果显示居民财富规模的上升能显著优化资源配置。交通便利程度(*traffic*)对资源配置产生显著的正向影响,说明交通便利程度越高,基础设施越完善,本地企业的经营成本越低,越有利于提高自身的生产效率与整体的资源配置效率。市场集中度(*hhi*)的提高有利于改善资源配置效率,但该影响并不显著。

#### (四) 内生性分析

尽管最低工资标准具有较强的外生性,但其与资源配置效率之间仍存在潜在的内生性问题。其一,资源配置效率较低的地区<sup>④</sup>为了促进当地经济发展,缩小收入差距,可能会上调最低工资标准,这种反向因果关系会导致内生性问题;其二,基准回归中虽然加入了影响资源配置的控制变量,但仍然可能因遗漏变量导致内生性问题。为克服这些潜在的内生性问题,本文采用工具变量法予以估计。

参照现有文献,本文主要选取以下两种最低工资标准的工具变量:第一,借鉴孙楚仁等<sup>[21]</sup>、赵瑞丽等<sup>[29]</sup>的方法,采用最低工资标准滞后一期作为当期最低工资标准的工具变量(*IV1*);第二,Mayneris *et al.*<sup>[23]</sup>借鉴Bartik<sup>[46]</sup>的做法构建了地区平均工资预测值作为最低工资标准的工具变量,本文使用Mayneris *et al.*<sup>[23]</sup>的方法计算了地区平均工资预测值,并将其滞后一期的40%作为最低工资的工具变量(*IV2*)。由于中国采取单一制的国家机构形式,各地区最低工资标准由上至下制定,即人社部统一发布各地区最低工资制定标准,规定最低工资不能低于当地平均工资的40%,且该标准不受地区影响,因此以地区平均工资的40%作为最低工资标准的工具变量是相对客观的。但是考虑到地区平均工资可能受到同期最低工资标准的影响,直接使用可能存在内生性问题,所以本文计算了地区平均工资的预测值作为地区平均工资的代理变量,具体计算公式为:

$$predicted\_wage_{c,t+2}^c = \sum_j \frac{L_{c,j,t-2}}{L_{c,t-2}} \times \frac{wage_{c,j,t}}{wage_{c,j,t-2}} \times wage_{c,j,t} \quad (12)$$

其中  $predicted\_wage_{c,t+2}^c$  是地区  $c$  在第  $t+2$  年平均工资预测值,  $wage_{c,j,t}$  是地区  $c$  中行业  $j$  在第  $t$  年



的平均工资  $\mu_{cjt}$  是除地区  $c$  外其他地区行业  $j$  在第  $t$  年的平均工资  $L_{cjt-2}$  是地区  $c$  中行业  $j$  在第  $t-2$  年的从业人数  $L_{c,t-2}$  是地区  $c$  第  $t-2$  年的从业人数。计算得到平均工资预测值后,为进一步保证工具变量的外生性,本文将其滞后一期的 40% 作为最低工资标准的工具变量。

本文使用两阶段最小二乘法(2SLS)重新对计量模型(11)进行估计,结果报告在表3。表3第(1)列和第(2)列分别报告了使用滞后一期最低工资标准(IV1)和滞后一期平均工资预测值(IV2)作为工具变量的估计结果,表3第(3)列报告了同时使用两个工具变量予以回归的估计结果。从结果可以看出,最低工资标准的估计系数显著为负,交互项的估计系数显著为正,说明最低工资标准的上涨显著提高了地区资源配置效率,而地区劳动力市场分割则抑制了该提高作用,该结果与基准回归结果一致,进一步验证了本文的研究假说。

为确保工具变量的有效性,我们进行了如下检验:(1)工具变量相关性检验,可见 Kleibergen-Paap rk LM 和 Kleibergen-Paap rk Wald F 统计量的值均很大,拒绝了“工具变量不可识别”和“弱工具变量”的原假设,说明工具变量与最低工资标准高度相关。(2)工具变量外生性检验,可以发现 Sargan 检验的 P 值不显著<sup>⑤</sup>,说明工具变量与误差项不相关,本文选取的工具变量是有效的。

基准模型(11)中,调节变量劳动力市场分割是连续型变量,根据 Gan et al.<sup>[47]</sup>的研究,使用连续型调节变量构建交互项检验可能存在潜在的内生性问题。为此,本文借鉴 Gan et al.<sup>[47]</sup>、刘啟仁和铁瑛<sup>[48]</sup>的做法,将连续型劳动力市场分割变量( $labor$ )按分位数分组后再进行检验。具体而言,本文根据劳动力市场分割变量的 25%、50% 和 75% 分位数将样本划分为四组,每组生成对应的分组虚拟变量( $group$ ),再与最低工资标准生成交互项以构建模型(13)根据每组的估计结果直接考察最低工资标准对资源配置的影响以及劳动力市场分割的调节作用。

$$\mu\_disp_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 miniwage_{ct} + \alpha_2 \sum_{\tau=2}^4 miniwage_{ct} \times group_{\tau} + \alpha_3 \sum_{\tau=2}^4 group_{\tau} + \gamma X_{ct} + \nu_c + \varepsilon_{ct} \quad (13)$$

其中  $\tau=1,2,3,4$  分别对应(0%~25%)、(25%~50%)、(50%~75%)、(75%~100%)分位数组,本文将(0%~25%)分位数组作为比较组。

本文分别使用最低工资标准的两个工具变量(IV1和IV2),采用两阶段最小二乘法(2SLS)估计模型(13),结果汇报在表4。从表4结果可以看出,最低工资标准的估计系数在1%的水平上显著为负,这说明在劳动力市场分割程度较低的地区(第一分位组),最低工资标准的上涨显著改善了地区资源配置效率。分别观察IV1第(2)列和IV2第(4)列的结果可知,最低工资标准每上涨1%,资源配置效率会改善0.93%或0.76%。最低工资标准与分组虚拟变量的交互项系数为正,说明劳动力市场分割抑制了最低工资上涨对资源配置效率的改善作用。具体而言,当分位数提高时,交互项系数的显著性水平和绝对值均上升,说明随着劳动力市场分割程度的加深,最低工资标准上涨对资源配置的改善作用逐渐变小。根据IV1第(2)列和IV2第(4)列的结果还可知,在劳动力市场分割程度

表3 内生性分析结果

变量	IV1 (1)	IV2 (2)	共同使用 (3)
<i>miniwage</i>	-1.964 0*** (0.402 5)	-1.360 4** (0.465 1)	-1.584 8*** (0.446 6)
<i>miniwage</i> × <i>labor</i>	1.116 2** (0.545 0)	1.100 9* (0.621 4)	1.110 1* (0.596 0)
<i>labor</i>	0.385 9* (0.223 4)	0.756 2* (0.311 0)	0.458 1* (0.231 6)
控制变量	是	是	是
常数项	-3.353 7*** (0.166 6)	-3.598 6*** (0.776 6)	-3.352 8*** (0.173 4)
Kleibergen-Paap rk LM	417.281	203.556	739.221
Kleibergen-Paap rk Wald F	2 859.236	183.442	1 601.235
Sargan 检验值			3.731 [0.193 0]
固定效应	是	是	是
观测值	2 842	2 621	2 578

注:表中\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,圆括号中的值是稳健标准误,方括号内为Sargan检验对应的P值。

较高的地区(第四分位组),最低工资标准每上涨1%,资源配置效率仅改善0.63%或0.47%。

#### (五) 稳健性检验

为保证结论的可靠性,本文进行了一系列稳健性检验。

1. 使用最低工资标准的相对指标。在一些最低工资较高的地区,企业平均工资相对较高,最低工资标准上涨对企业生产活动的影响相对较小,因此使用实际最低工资标准的绝对值可能会高估其影响<sup>⑥</sup>。为此,本文借鉴王光新和姚先国<sup>[49]</sup>的做法,计算了地区最低工资标准与平均工资的比值(*MW*),用这一相对指标衡量最低工资标准的影响。使用模型(11)的回归结果汇报在表5第(1)列。从结果来看,相对最低工资标准的估计系数仍然显著为负,但其绝对值小于基准回归中绝对最低工资标准的系数,与预期相符。交互项的估计系数仍然显著为正,与基准回归结果一致。

2. 更换资源配置效率的度量指标。首先,本文使用加成率变异系数(*cv*)和相对均值离差(*rmd*)度量加成率离散度,再对模型(11)进行回归,结果分别报告在表5第(2)

列和第(3)列。从结果可以看出,最低工资标准的估计系数均显著为负,交互项的估计系数均显著为正,与使用加成率泰勒指数的结果一致。其次,由于也有文献使用生产率离散度来度量资源配置效率<sup>[10,32,50]</sup>,本文又计算了企业生产率的泰勒指数(*theil\_tfp*),并重新对计量模型(11)予以估计,结果报告在表5第(4)列。从结果可以看出,最低工资标准的估计系数显著为负,交互项的估计系数均显著为正。这进一步说明本文研究结论不受资源配置效率度量指标的影响,是稳健可靠的。

3. 改变劳动力市场分割的度量指标。基准回归使用了“相对价格法”计算劳动力市场分割指数。进一步地,本文使用地区工资的泰勒指数(*theil\_wage*)度量劳动力市场分割程度,进而对计量模型(11)予以重新回归,结果报告在表5第(5)列。从结果来看,最低工资标准的估计系数显著为负,交互项的估计系数显著为正,与基准回归结果基本保持一致,也再次说明本文研究结论是稳健可靠的。

#### 五、进一步分析

上文在均值意义上考察了最低工资标准、劳动力市场分割与资源配置效率的关系,发现最低工资标准的上涨提高了地区资源配置效率,而且地区的劳动力市场分割抑制了该提高作用。这是否意

表4 内生性分析:分位数分组

变量	IV1		IV2	
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>miniwage</i>	-0.9479*** (0.1724)	-0.9326*** (0.1993)	-0.7961*** (0.1145)	-0.7578*** (0.2509)
<i>miniwage</i> × <i>group2</i>	0.1813 (0.2263)	0.1626 (0.2240)	0.1775 (0.0968)	0.1592 (1.9932)
<i>miniwage</i> × <i>group3</i>	0.2583** (0.2373)	0.2404** (0.2398)	0.2154*** (0.1339)	0.1946*** (2.0004)
<i>miniwage</i> × <i>group4</i>	0.3168*** (0.2326)	0.3015*** (0.2379)	0.3041*** (0.0700)	0.2894** (2.0333)
分组虚拟变量	是	是	是	是
控制变量	否	是	否	是
常数项	-3.4259*** (0.0763)	-3.4934*** (0.0856)	1.3416 (3.1881)	-5.4507*** (0.7084)
观测值	3005	2842	2772	2621

注:表中\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。

表5 稳健性检验

变量	<i>MW</i> (1)	<i>cv</i> (2)	<i>rmd</i> (3)	<i>theil_tfp</i> (4)	<i>theil_wage</i> (5)
<i>miniwage</i>	-0.8322*** (0.2184)	-0.4997*** (0.2390)	-0.7167*** (0.2340)	-1.5451*** (0.3345)	-0.6638** (0.3092)
<i>miniwage</i> × <i>labor</i>	0.6150** (0.3165)	0.1970* (0.3182)	0.4395*** (0.3084)	0.1642*** (0.3537)	0.3394** (0.1716)
<i>labor</i>	0.2671* (0.3310)	0.1052* (0.1287)	0.2922** (0.1111)	0.1114 (0.1108)	0.0391* (0.0908)
控制变量	是	是	是	是	是
常数项	-3.5157*** (0.2471)	-1.2575*** (0.0988)	-1.6272*** (0.0883)	-2.0475*** (0.0874)	-3.5459*** (0.1409)
观测值	3147	3147	3147	3153	3147

注:表中\*\*\*、\*\*、\*分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。

意味着对于劳动力市场分割程度较大的地区和分割程度较小的地区,最低工资标准上涨均能提高地区的资源配置效率?在这两类地区,最低工资标准上涨对资源配置效率的提高作用存在多大的差距?

为了准确测量劳动力市场分割对最低工资标准与资源配置效率间关系的影响,本文使用门槛模型予以进一步回归检验。门槛模型能根据数据分布自动按照门槛变量划分区间,这种内生分组比人为外生分组更为客观。结合本文前文分析,设定如下门槛模型:

$$\mu\_disp_{ct} = \alpha_0 + \alpha_1 miniwage_{ct} \times I(labor_{pt} \leq \gamma) + \alpha_2 miniwage_{ct} \times I(labor_{pt} > \gamma) + \alpha_3 X_{ct} + \varepsilon_{ct} \quad (14)$$

其中  $labor_{pt}$  是门槛变量,  $I(\cdot)$  是示性函数,  $\gamma$  是门槛值,其余变量的含义与基准计量模型(11)相同。

在进行门槛模型回归之前,首先检验是否存在门槛效应,并确定门槛个数及具体门槛值。根据表6门槛效应的检验结果可知,门槛变量在1%的显著水平下通过了单一门槛检验,具体门槛值为0.0062。确定存在地区劳动力市场分割的门槛效应后,再以劳动力市场分割为门槛变量对模型(14)进行单一门槛回归,结果报告在表7。

由表7门槛模型回归结果可见,最低工资标准的估计系数均显著为负,说明无论是劳动力市场分割程度较大的地区还是分割程度较小的地区,最低工资标准上涨均能显著提高地区资源配置效率。当劳动力市场分割程度低于门槛值(0.0062)时,最低工资标准估计系数的显著性水平和绝对值都

较大;当劳动力市场分割程度高于门槛值时,最低工资标准估计系数的显著性水平和绝对值都较小。这充分说明最低工资标准对资源配置效率的影响存在显著的劳动力市场分割门槛,相较于分割程度较大的地区,最低工资标准上涨对分割程度较小地区的资源配置效率提高作用更大,相差近1倍。

### 六、机制检验

综上可知最低工资标准的上涨提高了地区资源配置效率,而且地区劳动力市场分割抑制了此提高作用。进一步地,最低工资标准通过哪些渠道影响了资源配置效率?根据前文影响机制分析,最低工资标准上涨一方面通过对在位企业加成率的非对称影响,缩小了企业间加成率差距,降低了企业加成率离散度;另一方面通过促进低加成率企业退出市场,提高了资源配置效率。本文分别建立计量模型,深入考察最低工资标准对资源配置效率的影响机制,以及劳动力市场分割在其中的作用。

#### (一) 最低工资标准对企业加成率的非对称影响

为考察最低工资标准对企业加成率的非对称影响,本文以企业加成率为被解释变量,以最低工资标准与上一期企业加成率的交互项为主要解释变量,构建如下计量模型:

$$\mu_{ict} = \alpha_0 + \alpha_1 miniwage_{ct} + \alpha_2 miniwage_{ct} \times \mu_{ic,t-1} + \alpha_3 \mu_{ic,t-1} + \gamma X_{ict} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{ict} \quad (15)$$

表6 门槛效应检验结果

门槛数	F值	P值	BS次数	临界值			门槛值
				1%	5%	10%	
单一门槛	28.28	0.0020	500	17.4980	11.7348	9.9570	0.0062
双重门槛	11.42	0.3005	500	36.5024	25.9079	20.3372	0.0062 0.0069
三重门槛	8.37	0.4140	500	21.3529	17.0223	13.9071	0.0062 0.0069 0.0073

表7 门槛模型回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)
	$labor \leq 0.0062$	$labor > 0.0062$	$labor \leq 0.0062$	$labor > 0.0062$
<i>miniwage</i>	-0.8409*** (0.3531)	-0.5428** (0.2742)	-0.8024*** (0.3593)	-0.4771** (0.2721)
控制变量		否		是
常数项		-3.1071*** (0.3662)		1.8211** (1.8215)
观测值		2420		2178

注:表中\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在1%、5%和10%的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。因门槛模型需要使用平衡面板予以回归,故本文分别使用1998—2007年和2011—2013年平衡面板予以检验,检验结果基本保持一致。篇幅所限,仅列出1998—2007年的检验结果,2011—2013年的检验结果备索。

其中,下标  $c$ 、 $i$  和  $t$  分别表示地区、企业和年份,  $\mu_{ict}$  表示地区  $c$  中企业  $i$  第  $t$  年的加成率,  $miniwage_{ct}$  表示地区  $c$  第  $t$  年真实的最低工资标准。  $X$  表示控制变量集合,具体包括企业层面的生产率( $tfp$ )、规模( $size$ )、资本密集度( $kl$ )、年龄( $age$ )、融资约束( $debit$ )、出口( $exp$ )、行业层面的市场集中度( $hhi$ )、地区层面的 GDP 增长率( $gdp$ )。  $\nu_i$  和  $\nu_t$  分别表示企业固定效应和时间固定效应,  $\varepsilon_{ict}$  表示扰动项。变量具体计算方法见前文所述。

在计量模型(15)中,最低工资标准( $miniwage$ )的估计系数  $\alpha_1$  刻画了最低工资标准对加成率的总体影响,交互项( $miniwage \times \mu_{t-1}$ )的估计系数  $\alpha_2$  是需要关注的核心系数,可反映最低工资标准对加成率的影响是否存在非对称性作用,如果  $\alpha_2$  显著,则说明具有显著的非对称影响。此时,最低工资标准对加成率的净影响为  $\varphi = \alpha_1 + \alpha_2 \mu_{t-1}$ 。

对计量模型(15)进行双向固定效应回归,结果报告在表8。第(1)列和第(2)列的全样本回归结果显示,总体来看,最低工资标准的上涨降低了企业加成率<sup>⑦</sup>,同时核心解释变量的估计系数  $\alpha_2$  显著为负,说明最低工资标准对企业加成率存在显著的非对称影响,即企业加成率越低,最低工资标准上涨对其加成率的降低作用越小。一方面,最低工资标准的上涨提高了劳动投入要素价格,导致企业边际生产成本上升,使企业加成率面临下降的压力;另一方面,现有研究表明最低工资上涨对企业生产率具有积极的促进作用<sup>[21, 51]</sup>,而企业生产率与企业加成率呈正向关系<sup>[28]</sup>,这又会促进企业加成率提高。由于在短期内企业

生产率难以得到快速提升,因此最低工资标准上涨对企业加成率的净影响为负。在这个过程中,低加成率企业受到的最低工资标准上涨压力更大,迫使低加成率企业更加主动地进行资本对劳动的替代,以及增加企业创新投入,使得这些企业生产率提高幅度更大<sup>[31]</sup>,因此,面对相同幅度的最低工资标准上涨,低加成率企业的加成率降低幅度更小。最低工资标准上涨对企业加成率的这种非对称性影响直接缩小了低加成率企业和高加成率企业之间的加成率差距,使在位企业加成率趋于一致,从而有助于降低企业之间的加成率离散度,提高资源配置效率。

进一步地,本文按照劳动力市场分割程度分组<sup>⑧</sup>予以回归,结果报告在表8第(3)列和第(4)列。对比分组回归结果发现,其一,最低工资标准上涨均降低了企业加成率<sup>⑨</sup>,而且刻画非对称性影响的估计系数  $\alpha_2$  均显著为负,说明最低工资标准对两组企业加成率均存在显著的非对称影响,即相比于高加成率企业,最低工资标准上涨对低加成率企业的降低作用更小。其二,对比两组刻画非对称性影响的估计系数  $\alpha_2$  绝对值,发现低分割组的绝对值更大,这说明相比于高分割组,最低工资标准对低分割组加成率的非对称影响更大。在该非对称影响的异质性作用下,低分割组的企业间加成率差距更小,进一步说明了最低工资标准上涨对劳动力市场分割程度较小地区的资源配置优化作用更大。

## (二) 最低工资标准对低加成率企业退出市场的影响

为了考察最低工资标准上涨对低加成率企业退出市场的影响,本文借鉴毛其淋和许家云<sup>[52]</sup>的做法,构建如下计量模型:

表8 最低工资标准对企业加成率的非对称影响检验结果

变量	全样本		按劳动力市场分割程度分组	
	(1)	(2)	低	高
$miniwage$	0.063 2*** (0.003 0)	0.027 2*** (0.002 4)	0.042 4*** (0.003 2)	0.013 7*** (0.004 2)
$miniwage \times \mu_{t-1}$	-0.143 4*** (0.006 5)	-0.055 7*** (0.005 6)	-0.093 9*** (0.007 0)	-0.036 1*** (0.009 6)
$\mu_{t-1}$	0.319 7*** (0.003 5)	0.194 6*** (0.002 8)	0.188 8*** (0.003 8)	0.202 7*** (0.004 1)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	0.040 1*** (0.000 9)	-1.304 0*** (0.008 0)	-1.243 6*** (0.010 6)	-1.375 2*** (0.012 0)
观测值	1 517 082	1 496 978	864 603	632 375

注:表中\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。

$$pr(Exit_{ict} = 1) = \Phi(\alpha_0 + \alpha_1 relmkp_{ict} + \alpha_2 relmkp_{ict} \times miniwage_{ct} + \gamma X_{ict} + \nu_i + \nu_t + \varepsilon_{ict}) \quad (16)$$

其中,下标  $c$ 、 $i$  和  $t$  表示地区、企业和年份。 $Exit_{ict}$  表示地区  $c$  中企业  $i$  第  $t$  年退出的虚拟变量,如果企业  $i$  在第  $t$  年与  $(t+1)$  年之间退出, $Exit_{ict}$  取值为 1,否则取值为 0。 $relmkp_{ict}$  表示地区  $c$  中企业  $i$  第  $t$  年的相对加成率,其计算公式为  $relmkp_{ict} = \frac{mkp_{ict}}{MKP_{ct}}$ ,其中  $mkp_{ict}$  表示地区  $c$  中企业  $i$  第  $t$  年的加成率, $MKP_{ct}$  表示地区  $c$  第  $t$  年的平均企业加成率。 $miniwage_{ct}$  表示地区  $c$  第  $t$  年的最低工资标准, $X$  表示控制变量集合,与计量模型(15)一致, $\nu_i$  和  $\nu_t$  分别表示企业固定效应和时间固定效应, $\varepsilon_{ict}$  表示扰动项。

在计量模型(16)中,如果相对加成率( $relmkp$ )的估计系数  $\alpha_1 < 0$ ,说明相对加成率越低的企业退出市场的可能性越大;交互项( $relmkp \times miniwage$ )的估计系数  $\alpha_2$  是需要关注的核心系数,如果  $\alpha_2 < 0$ ,说明随着地区最低工资标准提高,相对加成率越低的企业退出市场的可能性越大,即最低工资标准的上涨促进了低加成率企业退出市场。

由于被解释变量企业退出( $Exit$ )是虚拟变量,本文使用 Probit 方法对计量模型(16)进行回归,结果报告在表 9。第(1)列和第(2)列的全样本回归结果显示  $relmkp$  与交互项  $relmkp \times miniwage$  的估计系数均显著为负,这说明面对最低工资标准上涨,加成率相对较低的企业退出市场的可能性增加。可能的原因在于面对劳动力成本上升,部分低效率企业无力通过加大企业研发创新、进行资本对劳动的替代等实现效率提升,加之企业产品缺乏竞争力,从而主动或被动退出市场。随着低加成率企业的退出,企业间加成率差距逐渐缩小,地区资源配置效率得到改善。

进一步地,按照劳动力市场分割程度分组进行回归,结果报告在表 9 第(3)列和第(4)列。对比分组回归结果发现  $relmkp$  与交互项  $relmkp \times miniwage$  的估计系数均显著为负,与全样本结果一致。对比两组核心估计系数  $\alpha_2$  的绝对值发现,低分割组的绝对值更大,说明相比于高分割组,最低工资标准上涨更加有力地促进了劳动力市场分割程度较小地区的低加成率企业退出市场,因此后者的企业间加成率差距更小。这进一步解释了最低工资标准上涨对劳动力市场分割程度较小地区的资源配置优化作用更大的原因。

### 七、主要结论与政策建议

本文以劳动力市场分割为背景,使用中国 1998—2013 年间 284 个地级市的工业企业数据,考察了最低工资标准上涨对资源配置效率的影响。研究结论显示,最低工资标准上涨能有效降低企业加成率离散度,对资源配置效率产生显著的改善作用,但是该改善作用受到劳动力市场化程度的直接影响。劳动力市场分割严重制约着劳动力在地区、行业、企业及部门间的流动,故而扭曲了最低工资标准上涨对资源配置效率的影响路径,抑制了其对资源配置效率的改善作用。最低工资标准上涨对资源配置的影响在市场分割程度不同的地区存在异质性,在劳动力市场分割程度低的地区,最低工资标准上涨对资源配置效率的提升效应更强。

表 9 最低工资标准对低加成率企业退出市场影响的检验结果

变量	全样本		按劳动力市场分割程度分组	
	(1)	(2)	低	高
$relmkp$	-0.3164*** (0.0198)	-0.2908*** (0.0245)	-0.4024*** (0.0366)	-0.2341*** (0.0342)
$relmkp \times miniwage$	-0.7790*** (0.0503)	-0.4421*** (0.0554)	-0.6727*** (0.0773)	-0.3002*** (0.0838)
控制变量	否	是	是	是
企业固定效应	是	是	是	是
时间固定效应	是	是	是	是
常数项	-0.4283*** (0.0204)	3.4130*** (0.0424)	3.9893*** (0.0626)	3.1015*** (0.0591)
观测值	2 198 740	2 049 428	1 185 043	864 385

注:表中\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著,括号中的值是稳健标准误。

进一步地,本文揭示了在分割的劳动力市场中最低工资标准上涨影响资源配置效率的作用机制。最低工资标准的上涨提高了企业成本,迫使企业通过调整雇佣结构和要素结构以及加快创新等方式提升生产率,以应对成本优势的丧失。在这一过程中,高加成率企业在提升生产率的同时会选择让渡部分加成率空间以保持市场优势,而低加成率企业如果无力通过调整生产决策实现生产率提升,或者决策调整失败,则会退出市场。因此,最低工资标准上涨通过对企业加成率的非对称性影响及促进低加成率企业退出市场,降低了企业加成率离散度,提升了整体资源配置效率。

根据本文研究结论,劳动力市场分割会抑制最低工资标准上涨对资源配置的优化作用,因此各级政府为促进本地经济发展的同时,仍要破除影响劳动力市场流动性的制度壁垒,缩小要素市场分割,减少同工不同酬的现象。本文同时发现,最低工资标准上涨会导致低加成率企业退出市场,而这些企业多属于中小民营企业,因此各级政府在制定最低工资标准保障低收入群体收益的同时,也应密切关注中小民营企业的生存状况,通过解决民营企业融资难等问题,帮助中小民营企业应对劳动力成本上升的冲击。

#### 注释:

- ①感谢匿名审稿人的建议。相对价格法能够较好地剔除单位类型等对工资差异的异质性影响,尽可能保留由劳动力市场环境造成的工资差异,因此能较为客观地度量劳动力市场分割程度。
- ②由于2008—2010年中国工业企业数据库缺少计算企业加成率的数据,因此本文没有计算这三年的加成率泰勒指数。
- ③《国民经济行业分类》在2002年和2011年进行了修订,本文结合这两个版本的国家标准对四位数行业分类进行了统一。
- ④根据本文样本数据计算得到,中国东部地区资源配置效率最高,中部次之,西部最低。
- ⑤表3第(1)列和第(2)列中内生变量与工具变量恰好识别,无法进行Sargan检验以识别工具变量的外生性。
- ⑥感谢匿名审稿人的建议。
- ⑦根据加入控制变量回归的表8第(2)列估计结果,最低工资标准对企业加成率的净影响为 $\varphi = 0.0272 - 0.0557 \times \mu$ ,而样本企业加成率均值为1.10,因此 $\varphi < 0$ ,最低工资标准与企业加成率呈负向关系。
- ⑧本文按照地区劳动力市场分割指数(*labor*)的中位数将样本分为高、低两组。
- ⑨根据表8第(3)列和第(4)列的分组回归结果,最低工资标准对劳动力市场低分割组和高分割组的企业加成率净影响分别为 $\varphi = 0.0424 - 0.0939 \times \mu$ 和 $\varphi = 0.0137 - 0.0361 \times \mu$ ,同时由于劳动力市场低分割组和高分割组的企业加成率均值分别为1.10和1.09,因此净影响 $\varphi < 0$ ,最低工资标准与两组企业加成率均呈负向关系。

#### 参考文献:

- [1] 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.
- [2] 聂辉华, 贾俊雪. 中国制造业企业生产率与资源误置[J]. 世界经济, 2011(7): 27-42.
- [3] 文东伟. 资源错配、全要素生产率与中国制造业的增长潜力[J]. 经济学(季刊), 2019(1): 617-638.
- [4] 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(3): 4-14.
- [5] 靳来群, 林金忠, 丁诗诗. 行政垄断对所有制差异所资源错配的影响[J]. 中国工业经济, 2015(4): 31-43.
- [6] 钱学锋, 潘莹, 毛海涛. 出口退税、企业成本加成与资源误置[J]. 世界经济, 2015(8): 80-106.
- [7] 钱学锋, 张洁, 毛海涛. 垂直结构、资源误置与产业政策[J]. 经济研究, 2019(2): 54-67.
- [8] 毛日昇, 余林徽, 武岩. 人民币实际汇率变动对资源配置效率影响的研究[J]. 世界经济, 2017(4): 29-54.
- [9] 张天华, 张少华. 偏向性政策、资源配置与国有企业效率[J]. 经济研究, 2016(2): 126-139.
- [10] 蒋为. 增值税扭曲、生产率分布与资源误置[J]. 世界经济, 2016(5): 54-77.
- [11] 刘啟仁, 黄建忠. 企业负税如何影响资源配置效率[J]. 世界经济, 2018(1): 78-100.
- [12] 肖文, 薛天航. 劳动力成本上升、融资约束与企业全要素生产率变动[J]. 世界经济, 2019(1): 76-94.

- [13]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+206.
- [14]吴愈晓. 劳动力市场分割、职业流动与城市劳动者经济地位获得的二元路径模式[J]. 中国社会科学 2011(1): 119-137.
- [15]盖庆恩, 朱喜, 史清华. 劳动力市场扭曲、结构转变和中国劳动生产率[J]. 经济研究 2013(5): 87-111.
- [16]王宋涛, 朱腾腾, 燕波. 制度环境、市场分割与劳动收入份额——理论分析与基于中国工业企业的实证研究[J]. 南开经济研究 2017(3): 70-87.
- [17]刘竹青, 盛丹. 人民币汇率、成本加成率分布与我国制造业的资源配置[J]. 金融研究 2017(7): 1-15.
- [18]ROBINSON A. The problem of management and the size of firms[J]. Economic journal 1934 44(174): 242-257.
- [19]PETERS M. Heterogeneous mark-ups and endogenous misallocation[J]. MIT working paper 2011.
- [20]马双, 张劼, 朱熹. 最低工资对中国就业和工资水平的影响: 来自制造业企业的证据[J]. 经济研究 2011(5): 132-146.
- [21]孙楚仁, 田国强, 章韬. 最低工资标准与我国企业出口行为[J]. 经济研究 2013(2): 42-54.
- [22]HIRSCH B T, KAUFMAN B E, ZELENSKA T. Minimum wage channels of adjustment[J]. Industrial relations: a journal of economy and society 2015 54(2): 199-239.
- [23]MAYNERIS F, PONCET S, ZHANG T. Improving or disappearing: firm-level adjustments to minimum wages in China [R]. CEPII working paper 2016.
- [24]DICKENS R, MANNING A. Has the national minimum wage reduced UK wage inequality [J]. Journal of the royal statistical society: series A( statistics in society) 2004 167(4): 613-626.
- [25]SLONIMCZYK F, SKOTT P. Employment and distribution effects of the minimum wage [J]. Journal of economic behavior and organization 2012 84(1): 245-264.
- [26]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): 90-102.
- [27]李后建, 秦杰, 张剑. 最低工资标准如何影响企业雇佣结构[J]. 产业经济研究 2018(1): 90-103.
- [28]MELITZ M J, OTTAVIANO G I P. Market Size, trade, and productivity [J]. Review of economic studies 2008 75(1): 295-316.
- [29]赵瑞丽, 孙楚仁, 陈勇兵. 最低工资与企业价格加成[J]. 世界经济 2018(2): 121-144.
- [30]BERNARD A B, EATON B, JENSEN J B et al. Plants and productivity in international trade [J]. American economic review 2003 93(4): 1268-1290.
- [31]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.
- [32]刘贯春, 陈登科, 丰超. 最低工资标准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.
- [33]葛晶, 李勇. 中国人力资本错配的测算及成因研究——基于行政垄断的视角[J]. 产业经济研究 2019(1): 62-74.
- [34]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.
- [35]刘瑞明, 亢延锟, 黄维乔. 就业市场扭曲、人力资本积累与阶层分化[J]. 经济学动态 2017(8): 74-87.
- [36]DE LOECKER J, WARZYNSKI F. Markups and firm-level export status[J]. American economic review 2012 102(6): 2437-2471.
- [37]LEVINSOHN J, PETRIN A. Estimating production function using inputs to control for observables [J]. Review of economic studies 2003 70(2): 317-341.
- [38]ACKERBERG D A, CAVES K, FRAZER G. Identification properties of recent production function estimators [J]. Econometrica 2015 83(6): 2411-2451.
- [39]LU Y, YU L. Trade liberalization and markup dispersion: evidence from China's WTO accession [J]. American economic journal: applied economics 2015 7(4): 221-253.
- [40]桂琦寒, 陈敏, 陆铭, 等. 中国国内商品市场趋于分割还是整合: 基于相对价格法的分析[J]. 世界经济 2006(2): 20-30.
- [41]赵奇伟, 熊性美. 中国三大市场分割程度的比较分析: 时间走势与区域差异[J]. 世界经济 2009(6): 41-53.
- [42]赵锦春, 范从来. 贸易自由化、劳动力市场分割与益贫式增长[J]. 世界经济研究 2018(11): 116-134.
- [43]FEENSTRA R C, LI Z, YU M. Exports and credit constraints under incomplete information: theory and evidence from China [J]. Review of economics and statistics 2014 96(4): 729-744.

- [44]陈林. 中国工业企业数据库的使用问题再探[J]. 经济评论 2018(6): 140-153.
- [45]曲如晓,刘霞. 外国在华专利申请的技术外溢效应研究[J]. 世界经济 2019(11): 124-147.
- [46]BARTIK T. Who benefits from state and local economic development policies[M]. Kalamazoo,MI: W.E. Upjohn Institute for Employment Research,1991.
- [47]GAN L ,HERNANDEZ M A ,MA S. The higher costs of doing business in China: minimum wages and firms export behavior[J]. Journal of international economics 2016 ,100: 81-94.
- [48]刘啟仁,铁瑛. 企业雇佣结构、中间投入与出口产品质量变动之谜[J]. 管理世界 2020(3): 1-23.
- [49]王光新,姚先国. 中国最低工资对就业的影响[J]. 经济理论与经济管理 2014(11): 16-31.
- [50]HSIEH C-T ,KLENOW P J. Misallocation and manufacturing TFP in China and India [J]. Quarterly journal of economics 2009 ,124(4): 1403-1448.
- [51]HAU H ,HUANG Y ,WANG G. Firm response to competitive shocks: evidence from China's minimum wage policy[R]. SSRN working paper 2016.
- [52]毛其淋,许家云. 跨国公司进入与中国本土企业成本加成——基于水平溢出与产业关联的实证研究[J]. 管理世界 2016(9): 12-33.

(责任编辑: 枫 远)

## Minimum wage standards , labor market segmentation and resource allocation efficiency

ZONG Huijun , LI Zhen

( School of International Trade and Economics , Shandong University of Finance and Economics , Jinan 250014 , China)

**Abstract:** Using the data of industrial enterprises in 284 prefecture-level cities in China from 1998 to 2013 , this paper explores the impact of minimum wage increases on resource allocation efficiency from the perspective of labor market segmentation , and measures the resource allocation efficiency with the dispersion of the enterprise mark-up rate. The study finds that: the increase of minimum wage standard can effectively reduce the dispersion of firms' markup and improve resource allocation efficiency. However , the labor market segmentation inhibits the improvement effect of the minimum wage standard increase on resource allocation efficiency. The increase of minimum wage standard has a more noticeable improvement effect on the resource allocation efficiency in areas with a lower degree of labor market segmentation than in regions with a higher degree of labor market segmentation. The above conclusions are valid after considering the endogenous problems , replacing resource allocation efficiency measurement method and other robustness tests. Further mechanism test finds that the increase of minimum wage standard affects resource allocation efficiency through two channels: the asymmetric impact on firms' markup and the promotion of low markup firms to exit the market , and the effect is more significant in areas with a lower degree of labor market segmentation. Thus , policies that raise the minimum wage and reduce labor market segmentation will contribute to improving the efficiency of resource allocation.

**Key words:** minimum wage standards; labor market segmentation; firms' markup; firms' markup dispersion; resource allocation efficiency