

最低工资与劳动资源配置效率 ——来自断点回归设计的证据

徐 舒 杜鹏程 吴明琴^{*}

摘要 本文使用 2004—2007 年中国制造业数据，利用断点回归（RD）识别策略考察了《最低工资规定》的实施对企业劳动资源配置效率的影响，并探讨了影响机制。研究结果发现，《最低工资规定》降低了企业劳动资源配置效率约 3.61%—5.71%，且这一结论在放宽断点识别策略“伪随机性”的前提假设下依然成立。进一步的影响机制分析结果表明，《最低工资规定》引发的企业要素投入组合出现不同程度的“过度调整”是其降低企业劳动资源配置效率的一条重要途径。

关键词 最低工资，资源配置效率，边际劳动产出

DOI: 10.13821/j.cnki.ceq.2019.04.07

一、引言

新常态下，提升要素资源配置效率对于增加企业核心竞争力、引导生产要素合理流动和实现供给侧结构性改革具有重要意义。在 Restuccia and Rogerson (2008) 以及 Hsieh and Klenow (2009) 的代表性研究以后，一系列基于中国数据的经验研究（龚关和胡关亮，2013；杨汝岱，2015）均得到较为一致的结论：要素资源错配是阻碍中国企业生产率增长的重要因素。在当前中国经济增长放缓的新常态下，测算由资源错配引起的效率损失固然重要，但识别出影响资源错配的具体因素更具有实际意义。这意味着通过对该具体因素的调整可以增进资源配置效率、提高生产率，从而促进经济增长。然而，既有文献识别出的影响资源错配的因素都还较为宽泛或抽象，主要包括金融市场摩擦（Midrigan and Xu, 2014；Moll, 2014）、资本调整成本（Asker

^{*} 徐舒，西南财经大学经济学院；杜鹏程，首都经济贸易大学经济学院；吴明琴，华南师范大学经济与管理学院。通信作者及地址：杜鹏程，北京市丰台区张家路口 121 号首都经济贸易大学博学楼 324 室，100070；电话：(010) 83952732；E-mail：dupengcheng@cueb.edu.cn。本文得到国家自然科学基金项目（71703043、71903137、71773095）、北京市社会科学基金青年项目（19YJC026）、教育部人文社会科学研究西部青年基金项目（16XJC790006）、教育部优秀博士论文专项基金（201405）、中组部“万人计划”青年拔尖人才项目以及西南财经大学中央高校基本科研业务费专项资金创新团队项目（JBK1805007）的资助。感谢甘犁教授的中肯建议以及匿名审稿人的建设性意见，文责自负。

et al., 2012) 和信息不对称 (David *et al.*, 2014)。

本文尝试从劳动力市场制度的角度研究其对要素资源配置效率的影响, 关注最低工资制度引发的劳动资源配置效率变化, 是对现有资源配置相关研究的有益补充。理论上, 最低工资标准上涨引致的企业劳动力成本增加, 将导致企业改变要素资源投入, 使得边际劳动产出和边际劳动成本同时发生变化, 从而影响企业的劳动资源配置效率。正如 Petrin and Sivadasan (2013) 所言, 由于不同企业的工资水平、工资结构和低工资工人比例不同, 面对相同程度的劳动力冲击政策, 各企业面临的劳动成本增加是不同的, 所以企业生产要素调整的行为也是不同的。同时, 劳动力市场摩擦使得企业难以根据边际成本等于边际收入来决定要素需求, 造成边际要素成本与边际要素产出不一致, 导致要素资源配置无效率。

本文的研究也是对最低工资相关研究的扩展。已有文献关于最低工资的研究主要集中在就业效应 (Card and Krueger, 1994)、工资效应 (Belman and Wolfson, 1997)、收入差距效应 (Fortin and Lemieux, 1997) 和企业行为效应 (Gan *et al.*, 2016) 方面。鲜有研究从资源配置效率的角度考察最低工资的影响, 唯一与本文研究角度相近的是刘贯春等 (2017), 他们发现最低工资标准的提高使得生产率的分布收紧, 从而改善了资源错配。然而, 他们是采用生产率的方差来衡量资源错配程度, 更大程度上反映的是地区层面生产率分布差异的结果。而本文采用的是企业个体层面的效率指标来衡量劳动资源配置效率, 更能直观地反映个体企业在面临劳动力成本政策时所做出的要素投入调整行为, 其影响机制和所得结论也不相同。

本文构造了企业层面劳动资源配置效率的度量指标, 利用断点回归识别策略考察《最低工资规定》的实施对企业劳动资源配置效率的影响。结果表明, 《最低工资规定》显著降低了企业的劳动资源配置效率 3.61%—5.71%。具体而言, 《最低工资规定》通过降低企业的劳动要素投入, 增加了资本要素投入, 导致企业边际劳动产出的增长幅度超过了边际劳动成本的增长幅度。这种“过度调整”扩大了劳动边际产出与边际成本的不匹配, 造成劳动资源配置效率的损失。进一步, 本文考察了不同类型企业下最低工资对劳动资源配置效率的异质性影响, 回归结果表明, 《最低工资规定》对劳动资源配置效率的影响主要集中在非国有企业、高劳动密集型企业和竞争型企业上。

相比既有文献, 本研究的主要贡献有以下三个方面。第一, 跳出传统的就业效应和工资效应, 从生产要素配置效率的角度分析最低工资制度的影响, 是对最低工资相关文献的有益补充。第二, 识别出了影响企业要素资源配置效率的重要因素, 为改善劳动资源错配, 提升全要素生产率提供了有益的参考。第三, 不同于已有文献使用地区或行业层面的汇总指标来度量资源错配程度, 本文采用企业个体层面的要素资源配置效率指标, 更有利于反映企业层面的异质性。本文借助断点回归识别策略, 降低了变量之间的内生性问题,

所得实证结果更具有信服力。

全文其余部分安排如下：第二部分是文献综述；第三部分介绍本文的模型设定与数据来源；第四部分报告分析结果并探讨经济作用机制；第五部分为稳健性检验；第六部分为异质性分析；第七部分总结全文并给出政策启示。

二、文献综述

(一) 最低工资的相关研究

现有文献对最低工资经济后果的研究非常丰富，主要包括就业效应、工资效应、收入差距效应和企业行为等方面。

在最低工资就业效应的研究中，Card and Krueger (1994) 利用美国快餐行业数据，发现最低工资的上升会增加就业；Belman and Wolfson (1997) 则认为最低工资会提升高技术劳动者的就业水平，降低低技术劳动者的就业水平。Wang and Gunderson (2010) 的研究发现，最低工资上涨对就业有显著的负效应。近期的研究开始从“存量”转向“流量”，关注最低工资对劳动力流动和工作变动的影响。Brochu and Green (2013) 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。Dube *et al.* (2016) 使用美国数据也得到了同样的结论，最低工资极大降低了工人的流动性，但对整体雇佣量没有影响。

最低工资相关研究的另一个重要组成部分是研究其对工资水平及收入差距的影响。Card and Krueger (1995) 认为最低工资的提升会增加部分行业的工资水平，但效果并不明显；Belman and Wolfson (1997) 认为，最低工资会损害劳动者利益，降低技能劳动者的工资水平；马双等 (2012) 的分析发现，最低工资每上涨 10%，制造业企业平均工资将整体上涨 0.4%—0.5%。Fortin and Lemieux (1997) 利用半参数分解方法表明最低工资能降低收入分布下侧的离散程度，进而改善收入差距。David *et al.* (2014) 认为最低工资有利于降低收入差距，但其主要作用仍然集中在收入分布的下侧，对较高收入分位数上的影响非常有限。Bárány (2016) 在一般均衡的理论框架下解释了最低工资会对整个收入分布产生影响，并非局限在收入分布的下侧。

对最低工资影响的最新研究更多将视角放在企业行为上。Draca *et al.* (2011) 证实最低工资将会显著地降低英国企业的利润率。Gan *et al.* (2016) 利用工业企业数据证实了最低工资会引起劳动力成本上升从而减少出口，其估计表明最低工资每提高 10% 会导致企业的出口概率和出口量均降低 0.9%。Aaronson *et al.* (2018) 则发现最低工资标准的上调会同时引起企业进入和退出频率的上升，但市场中持续存活企业的雇佣量并没有显著变化。

(二) 要素资源配置的相关研究

与本文相关的第二类文献是关于要素资源配置效率的相关研究。这部分研究在最近几年兴起，并迅速受到学者的普遍关注。当前的研究主要集中在以下几个方面：

一是测算要素资源的配置效率。Restuccia and Rogerson (2008) 采用要素投入的税收比例表示要素市场的流动摩擦系数，系数越大表示要素的资源配置效率就越低；Hsieh and Klenow (2009) 认为在规模报酬不变的假设下，可以利用生产要素边际产出的离散程度来衡量要素的资源配置效率。袁志刚和解栋栋 (2011) 以比例税收的形式代替要素配置扭曲形式，构建了劳动力配置的楔子来衡量劳动要素配置效率；龚关和胡关亮 (2013) 在 Hsieh and Klenow (2009) 基础上，采用边际劳动价值 (MPRL) 和边际资本价值 (MPRK) 的离散程度来刻画生产要素的资源配置效率。

二是研究要素资源配置效率对全要素生产率 (TFP) 的影响。Aoki (2008) 认为，如果日本的要素资源配置效率能够得到有效改善，总体生产率将至少增加 9%。Hsieh and Klenow (2009) 发现要素资源误置降低了我国工业部门的 TFP，如果要素资源的有效配置能够达到美国的同等水平，TFP 会比现在高 30%—50%。聂辉华和贾瑞雪 (2011) 也发现要素资源配置无效率是导致企业生产效率低下的重要原因。盖庆恩等 (2015) 发现要素市场扭曲会通过在位企业的资源配置效率和其垄断势力降低 TFP，若劳动要素的资源错配程度得到改善，TFP 将提高 33%。

三是考察引起要素资源配置低效率的因素。袁志刚和解栋栋 (2011) 通过将劳动力资源错配对 TFP 产生的负效应进行分解，发现部门间工资差距导致了劳动要素资源误置。Song *et al.* (2011) 认为信贷资源分配不均和金融市场的摩擦会降低要素的资源配置效率。柏培文 (2012) 发现劳动力市场分割所导致的劳动要素扭曲是降低劳动资源配置效率的主要因素。Brandt *et al.* (2013) 认为要素资源配置效率较低的主要原因是要素市场和产品市场的相对价格发生扭曲，使得国有部门和农业部门配置了过多的生产要素。陈斌开等 (2015) 发现高房价是导致资源错配、降低资源再配置效率的原因之一。

综上所述，虽然关于最低工资的研究相对比较丰富，关于资源配置效率影响因素的研究也逐渐成为学者们关注的焦点，但鲜有文献探究我国《最低工资规定》对企业劳动资源配置效率的影响；从研究指标上来看，已有文献都是从地区层面讨论企业生产率分布状况，但从企业个体层面分析劳动力政策对企业要素资源配置效率的研究几乎没有；同时，已有研究所使用的估计方法也难以克服内生性问题，导致所得估计结果存在计量偏误。本文正是对以上研究不足的有益补充。

三、模型与数据

本文主要涉及以下两个方面的模型估计：一是通过估计生产函数构造本文衡量的劳动资源配置效率指标；二是利用断点回归（RD）识别策略估计《最低工资规定》对劳动资源配置效率的影响。

（一）劳动资源的配置效率

参照 Petrin and Sivadasan (2013)¹，通过分解总体生产率增长（APG）构造了企业层面的资源配置效率的指标。如果要素的资源配置处于最优状态，则边际产出等于边际成本，即有式（1）成立：

$$MPL = \frac{\partial Y}{\partial L} = MC = B, \quad (1)$$

其中，MPL 为企业的劳动边际产出。B 为企业的劳动边际成本，在本文中，它是企业付给职工个人的平均工资和福利支出的总和。

因此，我们将该指标作为本文的被解释变量，用来度量劳动要素的资源配置效率，该值越大，表示企业的边际劳动产出和边际劳动投入越不匹配，企业劳动资源的配置效率越低。为了降低数值上的离散程度，同时方便结果的解释，本文对该指标取对数如式（2）所示：

$$MISA_t = \ln |MPL - B|. \quad (2)$$

根据式（2）可知，测算企业劳动资源配置效率的前提是计算边际劳动产出 MPL。假设企业的生产函数具有如下 Cobb-Douglas 形式：

$$Y_{it} = e^{\omega_{it} + \epsilon_{it}} L_{it}^{\beta_l} K_{it}^{\beta_k} M_{it}^{\beta_m}, \quad (3)$$

其中，Y 代表产出，L、K、M 分别代表企业在生产过程中使用的劳动力、资本和中间品投入， $e^{\omega_{it}}$ 为不可观测的全要素生产率， $e^{\epsilon_{it}}$ 是随机冲击。式（3）两边同取对数可得：

$$\ln y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \times \ln l_{it} + \beta_k \times \ln k_{it} + \beta_m \times \ln m_{it} + \omega_{it} + \epsilon_{it}. \quad (4)$$

对式（4）计算关于 l 的偏导，可得企业的边际劳动产出： $MPL = \beta_l \times (y/l)$ 。因此，通过估计生产函数式（4）确定系数 β_l ，即可计算出 MPL。由于投入要素的选择与企业潜在生产率 ω_{it} 相关，本文采用 Ackerberg *et al.* (2015) 提出的 ACF 法来估计生产函数。

（二）断点回归模型

由于地区生产率水平等不可观测的异质性和资源配置效率与最低工资之

¹ Petrin and Sivadasan (2013) 考察了智利“工作保护改革”对企业资源配置效率的影响，其分析表明该项政策增加了白领工人与蓝领工人的边际产出价值与其劳动报酬之间的差距，从而造成了总体生产率增长（APG）的损失。

间反向因果关系的存在，使得直接利用 OLS 法进行估计会面临内生性问题。为了克服这一点，本文利用企业首次开工时间与《最低工资规定》实施时间的间隔构造断点回归识别策略，得到了稳健的估计结果。

1. “伪随机性”假设

满足“伪随机性”假设是断点回归识别策略得以适用的前提条件，即受政策影响的临界点附近的个体不能精确控制驱动变量。我们认为本文驱动变量满足“伪随机性”假设条件的原因有二：其一，企业调整开工时间面临较高的沉没成本，如企业的劳动力雇佣数量、原材料投入以及仓库的租赁等，在很大程度上是在开工日期（即本文中的驱动变量）之前决定的。因此，推迟开工的企业需要支付更高的前期沉没成本。其二，在临界点附近，企业提前开工的内在激励并不强。因为提前开工的企业最终也会面临《最低工资规定》的影响，相对于改变开工时间，根据该预期调整要素投入才是企业的最优策略。当然，后文也将放松这一假设进行检验。

2. 实验组和参照组

本文视 2004 年 3 月《最低工资规定》的实施为政策“临界点”。开工时间在 2004 年 3 月以后的企业为实验组，开工时间在 2004 年 3 月之前的企业为参照组。需要说明的是，虽然开工时间在《最低工资规定》实施前的企业，在《最低工资规定》实施后也会受到政策的影响，但正如 David *et al.* (2014) 指出的，同政策实施后开工的企业相比，先开工的企业通过学习效应降低了信息成本和决策的不确定性。因此，在面对相同的劳动低成本冲击时，它们对要素投入的调整更加合理，受到政策冲击的影响程度相对较低。

本文定义断点回归的指示变量如式 (5) 所示：

$$D_i = \begin{cases} 1, & z_i \geq 0, \\ 0, & z_i < 0, \end{cases} \quad (5)$$

其中 z_i 为驱动变量，表示企业首次开工时间与《最低工资规定》实施时间的月份间隔。例如，若某企业首次开工时间为 2003 年 7 月，则 $z_i = -8$ ；若某企业首次开工时间为 2005 年 2 月，则 $z_i = 11$ 。因此， $z_i \geq 0$ 表示企业首次开工时间在政策实施后， $z_i < 0$ 表示企业首次开工时间在政策实施前。 D_i 为处理状态变量，表示企业是否受最低工资政策的影响。如果企业为实验组，则 D_i 取值为 1；如果企业为参照组，则 D_i 取值为 0。

在式 (5) 成立的情况下，本文断点回归模型设计如下：

$$Y_i = \alpha + \rho D_i + f(z_i, D_i) + \epsilon, \quad (6)$$

其中， $f(z_i, D_i)$ 为驱动变量 z_i 和分组变量 D_i 的多项式函数形式或非参数形式。系数 ρ 代表断点处《最低工资规定》的实施对企业劳动资源配置效率的影响，是本文的待估参数。由于在断点回归估计中，非参数估计系数大小与窗宽的选择密切相关。本文采用 Calonico *et al.* (2014) 的方法选择最优窗

宽，并用 Imbens and Kalyanaraman (2012) 的方法作稳健性检验。²

(三) 数据说明

本文的数据来源为中国工业企业数据库，即由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，该数据库详细记录了包括企业年工业增加值、资本存量、职工人数、中间投入等生产性指标，还记录了员工工资、职工福利、营业利润等经营性指标和相关费用等财务性指标，该数据具有样本量大、代表性好等优势。考虑到《最低工资制度》是 2004 年开始实施，同时保证相关财务指标在各年份间的完整性，我们选用 2004—2007 年该数据库样本作为本文的研究对象。接下来，我们对数据库进行了如下异常值处理。首先，按照聂辉华等 (2012) 的方法剔除了相关变量的异常值，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，最终得到 110 余家制造业企业样本。其次，采用杨汝岱 (2015) 的方法，对固定资产、中间产出、投资变量进行了以 1998 年为基期的平减处理。最后，借鉴 ACF 方法，分行业 (2 位行业代码) 估计生产函数系数，计算各企业每年的边际劳动产出 (MPL)。本文实证检验中所用到的企业层面控制变量包括：总资产对数 (capt)，用于衡量企业的生产规模；流动负债比 (lqrat)，即企业流动资产与流动负债之差除以总资产，用于衡量企业的资产流动能力；人均管理费用 (mang)，用于衡量员工生产经营活动中的管理成本；单位产值利润 (profit)，即营业利润与总产值的比值，用于衡量企业的单位生产利润率；国有企业二元变量 (soes)，1 代表国有控股企业，0 代表非国有控股企业，用于反映企业的所有制形式。表 1 给出了本文主要变量的描述性统计。

表 1 描述性统计

变量	变量含义	均值	中位数	标准差	最小值	最大值
MPL	边际劳动产出	28.19	17.23	33.09	0.10	243.43
B	边际劳动成本	16.68	13.56	11.67	0.00	89.21
ln MPL-B	劳动资源配置效率	2.20	2.24	1.43	-1.86	5.44
capt	总资产对数	9.69	9.53	1.27	7.14	13.25
lqrat	流动负债比	0.077	0.075	0.29	-0.75	0.79
mang	人均管理费用	14.93	8.93	19.13	0.24	119.3
profit	单位产值利润	0.036	0.26	0.07	-0.27	0.32
soes	国企虚拟变量	0.046	0	0.21	0	1
age	企业年龄	7.74	5.00	8.23	1	60

² 两种方法选择得到的最优窗宽都是一致的。

从表 1 可以看出, 平均而言, 企业的平均边际劳动产出与边际劳动成本之间的差额较大, 边际劳动产出远大于企业面临的劳动边际成本。变量 $\ln |MPL-B|$ 是计算得到的企业劳动资源配置效率, 其均值为 2.20, 标准差为 1.43, 该指标在不同企业间具有很强的差异性。

四、实证分析

(一) 基准结果

我们首先通过图形展示驱动变量和结果变量在断点两侧的非线性关系, 结果如图 1 所示。可以看出, 劳动资源配置效率指标在《最低工资规定》政策实施的“零点”发生了清晰的跳跃, 这给出了《最低工资规定》降低劳动资源配置效率的初步证据。

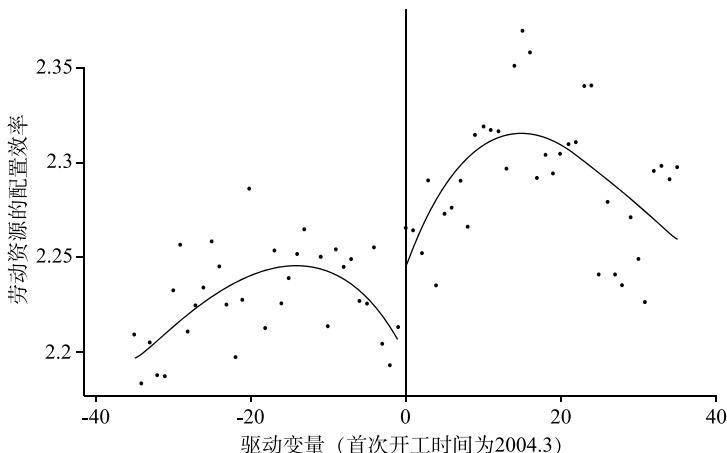


图 1 最低工资政策对企业劳动资源配置效率的影响

注: 拟合线为劳动资源配置效率对驱动变量的三次方拟合, 坚线表示《最低工资规定》政策实施的时间点, 即 2004 年 3 月, 为本文断点估计所采用的断点。

表 2 给出了《最低工资规定》对劳动资源配置效率影响的参数估计结果³, 所有回归都控制了企业特征变量、城市虚拟变量、年份虚拟变量、年份虚拟变量和地区虚拟变量的交互项。当 $f(z_i, D_i)$ 为线性函数形式时, 第(1)列的估计结果显示, 《最低工资规定》政策的实施导致企业劳动资源的配置效率下降 5.29%, 且在 1% 的水平显著。选取不同样本区间时, 第(2)—(5)列也得到了一致的结果, 即《最低工资规定》显著降低了企业的劳动资源配置效率。总体来看, 政策的实施降低了企业劳动资源的配置效率 3.66%—

³ 在数据中, 距离 2004 年 3 月最远的企业开工时间是 2007 年 12 月, 时间距离为 45 个月, 考虑到对称性, 本文将样本限定在窗宽长度不超过 ± 45 的部分。

4.36%。当 $f(z_i, D_i)$ 为二次函数形式时⁴，第(1)列的结果显示，最低工资政策的实施使得劳动资源的配置效率显著地降低了5.71%，略高于 $f(z)$ 为一次线性函数的估计结果。选取不同样本区间时，第(2)—(5)列也得到了一致的结果，虽然波动性大于线性设定的结果，但平均值仍在3.61%—5.71%。

表2 《最低工资规定》对劳动资源配置效率影响的参数回归结果

因变量： $\ln MPL-B $	(1) $h = \pm 10^*$	(2) $h = \pm 15$	(3) $h = \pm 20$	(4) $h = \pm 30$	(5) $h = \pm 45$
	Panel A: $f(z, D)$ 为线性函数设定				
D	0.0529*** [3.92]	0.0386*** [3.44]	0.0366*** [3.73]	0.0367*** [4.38]	0.0436*** [5.94]
capt	0.144*** [37.48]	0.156*** [20.59]	0.153*** [21.29]	0.151*** [25.03]	0.144*** [27.60]
lqrat	0.167*** [11.69]	0.207*** [12.68]	0.209*** [13.69]	0.221*** [16.98]	0.0566 [1.27]
profit	0.542*** [5.60]	0.245* [1.94]	0.281** [2.27]	0.293*** [2.81]	0.446*** [3.17]
mang	0.0928*** [14.51]	0.0654*** [4.07]	0.0071*** [4.58]	0.0076*** [5.80]	0.0078*** [6.81]
soes	-0.0137 [1.42]	-0.0026 [0.31]	0.0017 [0.02]	0.0005 [0.09]	-0.0073 [1.37]
地区效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
地区×年份效应	是	是	是	是	是
Panel B: $f(z, D)$ 为二次函数设定					
D	0.0571*** [2.67]	0.0701*** [4.14]	0.0515*** [3.52]	0.0361*** [2.99]	0.0205* [1.83]
地区效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
地区×年份效应	是	是	是	是	是
样本量	160 896	231 528	297 608	412 669	545 946

注：方括号中为 t 统计量。^{*}、^{**} 和 ^{***} 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。Panel B 控制变量与 Panel A 一致。本文根据 Calonico *et al.* (2014) 的方法计算第(1)列的最优窗宽，即 $h = \pm 10^*$ 。

表3是采用局部线性模型拟合 $f(z_i, D_i)$ 的断点回归估计结果。在最优窗宽的设定下 ($h = \pm 10^*$)，《最低工资规定》的实施使得劳动资源的配置

⁴ 我们也将 $f(z)$ 设定为三次等更高次函数形式，结果并没有差异。

效率降低了 5.45%，这与表 2 的参数回归结果一致。此外，这里还选取了临近最优窗宽的其他窗宽设定进行检验，得到了一致的结果。

表 3 《最低工资规定》对劳动资源配置效率影响的非参数回归结果

因变量： $\ln MPL-B $	$h = \pm 10^*$	$h = \pm 8$	$h = \pm 12$	$h = \pm 15$
	0.0543***	0.0510***	0.0543***	0.0527***
	[3.59]	[2.97]	[3.94]	[4.24]
控制变量	是	是	是	是
样本量	160 896	133 272	187 659	231 528

注：方括号中为 t 统计量。 $*$ 、 $**$ 和 $***$ 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。根据 Calonic *et al.* (2014) 的方法计算此处最优窗宽为 $h = \pm 10^*$ 。

(二) 经济作用机制

《最低工资规定》降低劳动资源配置效率的可能原因有二：一是政策的实施使得企业重新调整生产要素的投入组合，导致边际劳动产出的变化幅度超过边际成本的变化幅度；二是政策的实施使得边际成本大幅度增加，超过了两者原先差值同变化后的边际劳动产出值之和。考察边际劳动成本和边际劳动产出在《最低工资规定》政策实施前后的变化，可以检验最低工资影响劳动资源错配的经济机制。

图 2 和图 3 显示了《最低工资规定》的实施对企业的边际成本和边际劳动产出的影响。如图 2 所示，在政策实施后的短期内，边际劳动成本没有发生较大的变化，可能是由于“工资刚性”的缘故，企业没有立即提高员工的工资和福利水平。但图 3 显示，企业的劳动边际产出在断点处发生了明显的跳跃，变化趋势与因变量 $\ln |MPL-B|$ 非常一致。这说明《最低工资规定》导致的企业劳动资源配置效率的变化主要是由企业改变要素投入结构来应对劳动成本的冲击引起的。由于先开工企业的学习效应使其具有更低的信息成本及更准确的预期，这类企业对投入要素的调整更加合理。反之，后开工企业在面临劳动成本冲击时，表现出“过度调整”的特点，从而造成劳动边际产出与劳动边际成本的背离程度加剧。

若上述经济机制成立，我们可以观察到两类企业在受到最低工资影响时，在断点处对劳动和资本这两类投入要素的调整存在显著差异。从经济逻辑上看，《最低工资规定》引起企业劳动成本的上升，企业将减少劳动要素的投入，增加资本要素的投入。对于样本中处在实验组和参照组的两类企业而言，由于实验组企业的投入要素调整存在“过度反应”，可以预期其在断点处较控制组样本减少更多的劳动要素投入，同时增加更多的资本要素投入。

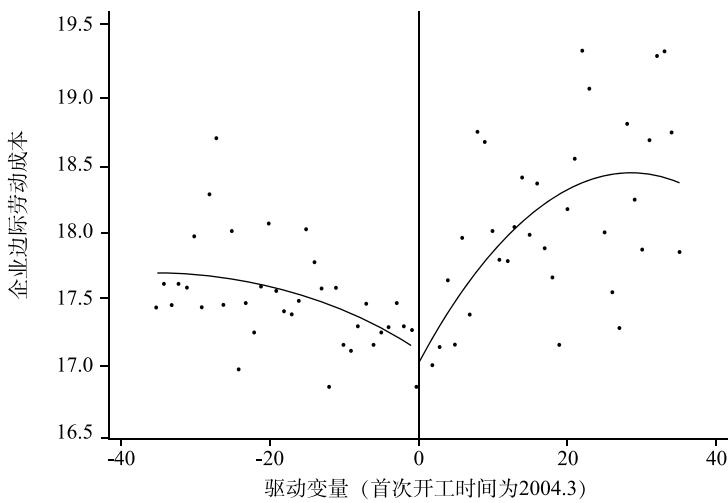


图 2 边际劳动成本的变化

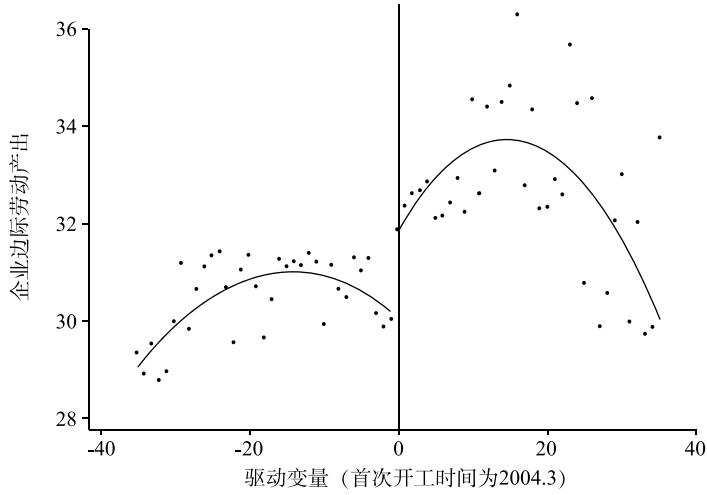


图 3 边际劳动产出 (MPL) 的变化

表 4 给出了《最低工资规定》的实施对企业要素投入的影响结果（使用局部线性模型），第（1）、（2）列分别是对雇佣量和固定资本投入的影响。结果显示，实验组企业的劳动投入相比于参照组企业降低了 5.62%，同时其资本要素的投入较参照组增加了 3.35%。更少的劳动投入和更高的资本投入提高了边际劳动产出，由于劳动边际成本的变化在短期内并不显著，这导致边际劳动产出和劳动边际成本的不匹配程度加大，从而引起劳动资源配置效率下降。

表 4 《最低工资规定》对企业要素投入影响的非参数回归结果

(1) $\ln l$		(2) $\ln k$	
$h = \pm 8^*$	-0.0562*** [6.22]	$h = \pm 6^*$	0.0335** [2.10]
$h = \pm 6$	-0.0583*** [4.67]	$h = \pm 4$	0.0527** [2.41]
$h = \pm 10$	-0.0536*** [6.60]	$h = \pm 8$	0.0406* [1.81]
$h = \pm 12$	-0.0507*** [6.80]	$h = \pm 10$	0.0082 [0.40]
样本量	546 126	样本量	541 348

注：表 4 控制了企业控制变量、城市虚拟变量、时间虚拟变量、时间虚拟变量与城市虚拟变量的交互项。方括号中为 t 统计量。 $*$ 、 $**$ 和 $***$ 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。根据 Calonico *et al.* (2014) 的方法计算此处最优窗宽为 $h = \pm 8^*$ 。

(三) 有效性检验

接下来，我们从多方面对可能影响估计结果的问题进行了逐一检验，以证明断点估计结果的有效性，具体包括：驱动变量的外生性、控制变量在断点处的连续性以及政策断点的真实性。

1. 驱动变量的外生性

虽然前文“伪随机性”假设已从调整成本和内在激励角度阐述了企业无法精确控制自己的首次开工时间，但本文并不能完全排除企业调整开工时间的可能性。然而，这样的调整是否足够普遍，以至于在政策临界点左右的企业有显著不同，这依赖于统计检验。参照 (Lee and Lemieux, 2010)，本文通过检验驱动变量密度函数的连续性来证明驱动变量的外生性。如果大量企业因为《最低工资规定》即将实施而选择提前开工以规避政策的影响，那么个体企业的分布频率在政策实施的临界点前出现“跳跃”现象。图 4 给出了驱动变量的密度函数图，可以看到，开工时间政策实施的“零点”附近是连续且平滑的，没有出现显著的跳跃。

在统计检验上，我们使用 Cattaneo *et al.* (2016) 提出的稳健误差修正密度连续性检验，考察驱动变量的密度函数在断点处的连续性⁵。在该检验方法下，本文驱动变量密度函数连续性检验的 T 统计量为 0.397，其对应的 P 值为 0.69，也接受密度函数在断点处连续的原假设。综上，驱动变量的外生性在统计上也得到一致证明。

⁵ Cattaneo *et al.* (2016) 的研究表明，该估计方法较 McCrary (2008) 有更小的估计偏差和更好的统计功效。

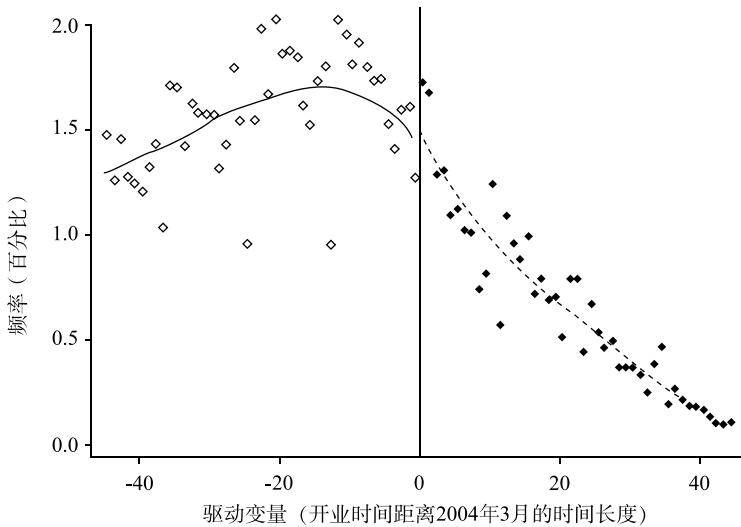


图4 驱动变量的密度函数

注：驱动变量窗宽为1时，该驱动变量密度函数图也即个体企业的分布频率图。

2. 控制变量的连续性

进一步，为了排除断点效应是由控制变量在政策零点处的不连续而导致的现象，我们将表3中的因变量分别替换为本文使用到的资产、流动负债比、单位产值利润、人均管理费用、国企虚拟变量等控制变量。表5的结果显示，企业的所有个体特征变量在政策“零点”处的变化均不显著，这也证明了本文断点回归识别策略的有效性。

表5 控制变量的连续性检验

	(1) capt	(2) lqrat	(3) profit	(4) mang	(5) soes
$h = \pm 10^*$	-0.0033 [0.25]	0.0012 [0.33]	0.0006 [0.49]	-0.6060 [1.54]	-0.0065 [1.63]
地区效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
地区×年份效应	是	是	是	是	是
样本量	160 896	160 896	160 896	160 896	160 896

注：方括号中为 t 统计量。 $*$ 、 $**$ 和 $***$ 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。根据 Calonico *et al.* (2014) 的方法计算此处最优窗宽为 $h = \pm 10^*$ 。

3. 政策断点的真实性

为了考察断点效果是否因为时间上的偶然因素而产生，这里对政策时间进行证伪检验。具体来讲，取 2004 年 2 月、2003 年 12 月、2003 年 9 月和

2003 年 6 月作为假想的政策实施的“断点”⁶。如果本文的断点设定是有效的，那么企业劳动资源配置效率在这些假想的政策“断点”处就不应该存在显著性变化。表 6 报告了这一证伪检验结果，第一行 h^* 表示根据非参数回归中的拇指法则 (rule of thumb) 选择的最优窗宽，第二行 $h^* \times 2$ 表示选择窗宽为两倍最优窗宽的非参数估计结果，以此类推。结果显示，给定非参数检验的最优窗宽，所有虚假的《最低工资规定》政策实施时点对企业劳动资源的配置效率基本都不具有显著的影响，这充分说明前文的断点识别方法是恰当且有效的。

表 6 证伪检验——虚假的政策执行时间与劳动资源的配置效率

政策时间	(1) 2004. 2	(2) 2003. 12	(3) 2003. 9	(4) 2003. 6
最优窗宽	$h = 1.58$	$h = 1.81$	$h = 2.12$	$h = 2.42$
h^*	-0.0034 [0.09]	-0.0610 [0.44]	-0.0370 [1.07]	0.0352 [1.06]
$h^* \times 2$	[.]	-0.0856*** [3.09]	-0.0248 [1.08]	0.0318 [1.45]
$h^* \times 3$	[.]	[.]	0.0239 [1.28]	0.0082 [0.50]
$h^* \times 4$	[.]	[.]	[.]	0.0016 [0.11]
样本量	546 126	546 126	546 126	546 126

注：方括号中为 t 统计量。^{*}、^{**} 和 ^{***} 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。第一行的最优窗宽是根据 Calonico *et al.* (2014) 的方法确定的。

五、稳健性检验

(一) 区间估计结果

这里放松断点回归识别策略的“伪随机性”假设，利用 Gerard *et al.* (2016) 提出的断点区间估计方法作进一步的稳健性检验。Gerard *et al.* (2016) 的分析表明，当个体对驱动变量存在操纵行为时（即“伪随机性”无法得到满足时），仍然可以获得断点处政策效果的区间估计。具体而言，在本文的环境下，断点处的平均政策效果的下界和上界如式 (7) 所示。

$$\begin{aligned}\Gamma_{SRD}^L &= E(Y | R = c^+, Y \leq Q_{Y|R=c^+}(1-\tau)) - E(Y | R = c^-), \\ \Gamma_{SRD}^U &= E(Y | R = c^+, Y \geq Q_{Y|R=c^+}(\tau)) - E(Y | R = c^-),\end{aligned}\quad (7)$$

⁶ 这里没有选择 2004 年 3 月以后的时间点做证伪检验，原因是《最低工资规定》实施后，企业的行为已经发生改变，此时的证伪检验是无效的。

其中, R 是驱动变量, $\tau = 1 - f_R(c^-)/f_R(c^+)$ 是样本中驱动变量被操纵程度的测度(等同于样本中可以精确操纵驱动变量比例); $Q_{Y|R=c^+}(\cdot)$ 是结果变量 Y 在 $R=c^+$ 点处条件分布的分位数, 表示结果变量依赖于驱动变量被操纵的程度。

计算上述统计量的关键是获得结果变量 Y 在断点左侧和右侧的条件分布及驱动变量在断点处的条件密度。根据 Gerard *et al.* (2016) 的分析, 上述条件分布及条件密度函数可以通过局部多项式回归估计得到⁷。由此, 便可以得出当驱动变量面临不同操纵程度时, 政策效果的区间范围。

使用 Gerard *et al.* (2016) 的方法, 估计得到样本中断点处 τ 的取值在 0.007—0.01⁸, 这与前文密度函数在断点处连续的假设检验结果是一致的。当 $\tau=0.007$ 时, 估计得到断点处的政策效果区间为 [0.023, 0.057]。当 $\tau=0.01$ 时, 估计得到断点处的政策效果区间为 [0.016, 0.065]。从估计结果来看, 一方面, 区间的间隔较窄, 能较为准确地确定政策效果的有效范围, 同时本文使用传统估计方法得到的断点效果落在上述区间内; 另一方面, 估计出的政策效果区间都在 0 以上, 表明了政策效果确实存在且方向与本文估计的一致。

(二) 固定效应结果

由于断点识别策略只能估计出驱动变量位于断点处的政策效果, 为了获得最低工资对企业劳动资源配置效率的长期平均影响, 本文收集了 2004—2007 年间所有县级层面最低工资标准的数据, 并与工业企业数据相匹配。同时, 拟合面板固定效应模型与 Bai (2009) 提出的交互固定效应模型来估计最低工资对企业劳动资源配置效率的长期平均影响。使用交互固定效应模型的目的是考虑到最低工资调整可能具有内生性, 在缺乏有效工具变量的情况下, 交互固定效应模型能较好地减轻内生性问题 (Totty, 2016), 模型如式 (8) 所示:

$$y_{it} = x_{it}\beta + \alpha_i + \delta_t + \lambda_i f_t + u_{it}, \quad (8)$$

其中, α_i 、 δ_t 分别是个体与时间固定效应, f_t 是共同时间效应的测度, λ_i 是不可观测的个体对时间效应的异质性反应。上述模型允许 λ_i 与 x_{it} 相关, 是对传统固定效应模型的重要扩展。在本文中, 该模型能克服由不可观测的时变地区经济发展因素或时变企业异质性引起的最低工资内生性问题 (Totty, 2016)。在回归模型式 (8) 中, 关注变量是 (对数) 最低工资, 控制变量与前文一致, 估计结果如表 7 所示。

表 7 的前三列为在不同控制变量下的传统固定效应回归结果, 最后一列

⁷ 具体的估计细节详见 Gerard *et al.* (2016)。

⁸ 驱动变量被操纵程度的测度结果取决于估计密度函数的非参数方法。

为包含所有控制变量情况下，公式（8）的交互固定效应回归结果。从最低工资变量（lnmiwg）的系数可以看出，与断点回归的结果相一致，最低工资的上升伴随着劳动资源配置效率的下降，即被解释变量 $\ln |MPL-B|$ 上升。以交互固定效应为基准，在不同样本中，最低工资每上涨 1%，劳动资源配置效率会下降 18.4%。从样本期内看，全国的最低工资平均上升了 12.4%，这意味着劳动资源配置效率下降幅度为 2.3%，虽然低于断点回归估计的 5%，但仍处在同一个数量级上。

表 7 固定效应回归结果

	固定效应		交互固定效应	
	(1)	(2)	(3)	(4)
lnmiwg	0.302*** [20.44]	0.280*** [18.97]	0.252*** [17.10]	0.184*** [6.78]
企业控制变量		是	是	是
地区控制变量			是	是
地区效应	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是
地区 \times 年份效应	是	是	是	是
样本量	1 034 634	1 034 164	1 034 140	1 034 125

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

六、异质性分析

对于不同类型企业而言，该政策的实施对它们的影响是否相同？为了回答这一问题，我们将样本按照所有制类型、劳动密集程度高低和价格加成大小进行分组讨论。

（一）企业所有制

表 8 的第（1）、（2）列分别为《最低工资规定》对国有企业和非国有企业影响的非参数回归检验。结果显示，《最低工资规定》降低了非国有控股企业的劳动资源配置效率约 5.49%，而对国有控股企业无显著影响。

表 8 《最低工资规定》对不同所有制企业的影响

(1) 国有企业	(2) 非国有企业
$h = \pm 13^*$ [0.49]	$h = \pm 9^*$ [3.41]

(续表)

(1) 国有企业		(2) 非国有企业	
$h = \pm 11$	-0.0715 [0.57]	$h = \pm 7$	0.0562*** [2.94]
$h = \pm 15$	-0.0566 [0.55]	$h = \pm 11$	0.0539*** [3.65]
$h = \pm 17$	-0.0539 [0.58]	$h = \pm 13$	0.0529*** [3.86]
样本量	11 728	样本量	544 398

注：方括号中为 t 统计量。^{*}、^{**} 和 ^{***} 分别表示在 10%、5% 和 1% 的水平上显著。第一行的最优窗宽是根据 Calonico *et al.* (2014) 的方法确定的。

(二) 劳动密集程度

我们利用企业雇佣量与资本投入比值 (L/K) 的年份平均值来计算企业的劳动密集程度，比值越大说明该企业的劳动密集度越大。然后，将企业样本按照 (L/K) 值从小到大均等地分为 3 个组，并在参数断点回归公式(6) 中加入政策分组变量 D 和劳动密集程度分组变量的交互项，讨论政策对劳动密集度各组别的影响。

表 9 是《最低工资规定》对不同劳动密集程度企业影响的参数回归结果。结果显示，交互项 $D \times \text{labint_group3}$ 的系数都显著为正，该系数表明政策的实施使得高劳动密集型企业的劳动资源配置效率下降幅度比低劳动密集企业高 3%。将该系数与变量 D 的系数相加，得到的数值恰好为 5% 左右，这表明《最低工资规定》引起的劳动资源配置效率下降主要体现在高劳动密集型企业。可能的原因是，当企业面临相同的劳动力成本政策冲击时，高劳动密集型企业对劳动要素使用的调整幅度更大，边际劳动产出的增加幅度也就越大，所以劳动资源配置效率的下降幅度也就越大。

表 9 《最低工资规定》对不同劳动密集程度企业的影响

因变量： $\ln MPL-B $	(1) $h \pm 10^*$	(2) $h \pm 15$	(3) $h \pm 20$	(4) $h \pm 30$	(5) $h \pm 45$
	$f(z, D)$ 线性函数设定				
D	0.0261 [1.54]	0.0233 [1.64]	0.0185 [1.47]	0.0141 [1.31]	0.0195** [2.04]
$D \times \text{labint_group2}$	0.0192 [1.10]	0.0062 [0.41]	0.0052 [0.39]	-0.0020 [0.18]	-0.0042 [0.41]
$D \times \text{labint_group3}$	0.0310* [1.84]	0.0272* [1.90]	0.0295** [2.32]	0.0484*** [4.39]	0.0595*** [5.89]

(续表)

因变量:	(1) $h \pm 10^*$	(2) $h \pm 15$	(3) $h \pm 20$	(4) $h \pm 30$	(5) $h \pm 45$
$\ln MPL-B $	$f(z, D)$ 线性函数设定				
企业控制变量	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
地区 \times 年份效应	是	是	是	是	是
样本量	160 595	231 097	297 030	411 811	544 679

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

(三) 价格加成

价格加成 (markups) 定义为产品价格对边际成本的偏离, 该指标能够综合地反映企业市场势力的变化。我们使用 De Loecker and Warzynski (2012) 提出的公式计算劳动要素价格加成, 该指标在数值上等于劳动的产出弹性与劳动产出价值之比。企业的价格加成值越大, 说明企业在要素买方市场上的势力就越大, 或表明该企业的市场垄断能力越强。这里同样按照上文分组劳动密集程度的方法, 按照各企业的平均劳动要素价格加成值大小, 将企业样本均等地分为低、中、高三组, 考察《最低工资规定》对不同市场势力企业的影响。

表 10 给出了《最低工资规定》对不同价格加成企业影响的参数回归结果。政策分组变量 D 的系数显著为正, 其与变量 $mkup_group2$ 和 $mkup_group3$ 的交互项显著为负, 这表明《最低工资规定》的实施对市场势力较大企业的影响较小, 对要素市场上竞争型企业的劳动资源配置效率影响较大。以第 (1) 列结果为例, 该政策显著地降低了低市场势力企业的劳动资源配置效率 6.97%, 降低了高市场势力企业的劳动资源配置效率 3.52%。因此高市场势力企业的劳动资源配置效率受《最低工资规定》影响较小, 可能正是其劳动资源配置高度无效的结果。表 10 的估计结果也从侧面反映出市场垄断带来的效率损失。

表 10 《最低工资规定》对不同价格加成企业的影响

因变量:	(1) $h \pm 10^*$	(2) $h \pm 15$	(3) $h \pm 20$	(4) $h \pm 30$	(5) $h \pm 45$
$\ln MPL-B $	$f(z, D)$ 线性函数设定				
D	0.0697*** [4.78]	0.0693*** [5.25]	0.0842*** [7.23]	0.0962*** [9.60]	0.102*** [11.44]
$D \times mkup_group2$	-0.0260* [1.84]	-0.0265** [2.06]	-0.0456*** [3.97]	-0.0577*** [5.84]	-0.0626*** [7.00]

(续表)

因变量：	(1) $h \pm 10^*$	(2) $h \pm 15$	(3) $h \pm 20$	(4) $h \pm 30$	(5) $h \pm 45$
$\ln MPL \cdot B $	$f(z, D)$ 线性函数设定				
$D \times \text{mkup_group3}$	-0.0345** [2.27]	-0.0461*** [3.32]	-0.0686*** [5.53]	-0.1010*** [9.36]	-0.1102*** [11.18]
企业控制变量	是	是	是	是	是
地区效应	是	是	是	是	是
年份效应	是	是	是	是	是
地区 \times 年份效应	是	是	是	是	是
样本量	160 595	231 097	297 030	411 811	544 679

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

七、结论与政策启示

优化资源配置效率是供给侧结构性改革的重要目标，这其中非常重要的就是提升企业的劳动资源配置效率。本文利用 2004—2007 年中国制造业企业微观数据库，借助 Petrin and Sivadasan (2013) 的方法度量了我国制造业企业的劳动资源配置效率，利用断点回归策略实证考察了 2004 年 3 月实施的《最低工资规定》对企业劳动资源配置效率的影响，并识别其影响机制。研究结果发现，《最低工资规定》的实施使得企业更大限度地减少劳动要素投入、增加资本要素的投入，而企业的平均工资水平在短时间内没有太大变化。这种要素调整机制使得企业的边际劳动产出的增长幅度超过了边际劳动成本的增长幅度，最终降低了企业劳动资源的配置效率约 3.61%—5.71%。异质性分析结果表明，《最低工资规定》对劳动资源配置效率的影响在非国有企业、劳动密集型企业和竞争型企业中更加明显。本文首次借助企业个体层面的效率指标，更为直观地反映了企业个体行为的变化对要素资源配置效率的影响，所得到的研究结论对制定合理的劳动力成本政策、引导生产要素的合理流动、实现要素资源优化配置具有重要的现实意义。

结合我国企业劳动资源配置情况和最低工资制度实施现状进行分析，本文具有如下政策启示：首先，在劳动力短缺的局面逐渐显现的现状下，为了释放剩余劳动力，地方政府往往有激励通过提高地方最低工资标准来增加劳动力市场参与度。而本文的研究结论表明，最低工资制度的实施在短期内和长期内都没有增加就业水平，过高的最低工资标准反而导致社会总体就业率下降。其次，企业优化资源配置结构是提升国民资源配置效率的重要微观基础，最低工资标准的过快上涨会破坏边际劳动产出和边际劳动成本同步提高的动态平衡局面，降低劳动资源配置效率和经济发展效率，因此建议政府在制定以提高资源配置效率为目标的劳动力政策时，应循序渐进地制定契合企

业生产效率的标准，这对于调整产业发展结构、促进经济增长意义重大。最后，劳动力是企业重要的生产要素，本文研究发现劳动力成本政策的冲击对企业生产行为和生产效率的影响在不同企业中具有异质性特征。在“一刀切”的劳动力政策很难做到统筹兼顾的情况下，政府可考虑从产业扶持和企业税制改革入手，通过降低企业的生产成本、融资成本、物流成本和贸易成本来鼓励企业不断增加研发投入和在职培训，从而建立人力资本积累和提升员工技术水平的“长效机制”，最终实现经济由速度型增长向效益型增长转变。

参 考 文 献

- [1] Aaronson, D. , E. French, I. Sorkin, and T. To, “Industry Dynamics and the Minimum Wage: A Putty-Clay Approach”, *International Economic Review*, 2018, 59 (1), 51-84.
- [2] Ackerberg, D. , K. Caves, and G. Frazer, “Identification Properties of Recent Production Function Estimator”, *Econometrica*, 2015, 83 (6), 2411-2451.
- [3] Aoki, S. , “Inverse Ramsey Problem of the Resource Misallocation Effect on Aggregate Productivity”, MPRA Working Paper, 2008.
- [4] Asker, J. , A. Collard-Wexler, and J. De Loecker, “Dynamic Inputs and Resource (Mis) allocation”, *Journal of Political Economy*, 2014, 122 (5), 1013-1063.
- [5] Bai, J. , “Panel Data Models with Interactive Fixed Effects”, *Econometrica*, 2009, 77 (4), 1229-1279.
- [6] 柏培文，“中国劳动要素配置扭曲程度的测量”，《中国工业经济》，2012年第10期，第47—61页。
- [7] Bárány, Z. L. , “The Minimum Wage and Inequality: The Effects of Education and Technology”, *Journal of Labor Economics*, 2016, 34 (1), 237-274.
- [8] Belman, D. , and P. Wolfson, “A Time-Series Analysis of Employment, Wages and the Minimum Wage”, Unpublished Paper, 1997.
- [9] Brandt, L. , Tombe, T. , and X. Zhu, “Factor Market Distortions across Time, Space and Sectors in China”, *Review of Economic Dynamics*, 2013, 16 (1), 39-58.
- [10] Brochu, P. , and D. A. Green, “The Impact of Minimum Wages on Labour Market Transitions”, *The Economic Journal*, 2013, 123 (573), 1203-1235.
- [11] Calonico, S. , M. D. Cattaneo, and R. Titiunik, “Robust Nonparametric Confidence Intervals for Regression-Discontinuity Designs”, *Econometrica*, 2014, 82 (6), 2295-2326.
- [12] Card, D. , and A. B. Krueger, “Minimum Wages and Employment: A Case Study of the Fast-Food Industry in New Jersey and Pennsylvania”, *American Economic Review*, 1994, 84 (5), 772-793.
- [13] Card, D. , and A. B. Krueger, “Time-Series Minimum-Wage Studies: A Meta-analysis”, *The American Economic Review*, 1995, 85 (2), 238-243.
- [14] Cattaneo, M. D. , M. Jansson, and X. Ma, “Simple Local Regression Distribution Estimators with an Application to Manipulation Testing”, Working Paper, 2016.
- [15] Chari, V. V. , P. J. Kehoe, and E. R. McGrattan, “Accounting for the Great Depression”, *American Economic Review*, 2002, 92 (2), 22—27.
- [16] 陈斌开、金萧、欧阳涤非，“住房价格、资源错配与中国工业企业生产率”，《世界经济》，2015年第4期，第77—98页。
- [17] David, H. , A. Manning, and C. L. Smith, “The Contribution of the Minimum Wage to US Wage

- Inequality over Three Decades: A Reassessment”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2014, 8 (1), 58-99.
- [18] David, J. M. , H. A. Hopenhayn, and V. Venkateswaran, “Information, Misallocation, and Aggregate Productivity”, *The Quarterly Journal of Economics*, 2014, 131 (2), 943-1005.
- [19] De Loecker, J. , and F. Warzynski, “Markups and Firm-Level Export Status”, *The American Economic Review*, 2012, 102 (6), 2437-2471.
- [20] Draca, M. , S. Machin, and J. Van Reenen, “Minimum Wages and Firm Profitability”, *American Economic Journal: Applied Economics*, 2011, 3 (1), 129-151.
- [21] Dube, A. T. W. Lester, and M. Reich, “Minimum Wage Shocks, Employment Flows and Labor Market Frictions”, *Journal of Labor Economics*, 2016, 34 (3), 663-704.
- [22] Fortin, N. M. , and T. Lemieux, “Institutional Changes and Rising Wage Inequality: Is There a Linkage?”, *The Journal of Economic Perspectives*, 1997, 11 (2), 75-96.
- [23] 盖庆恩、朱喜、程名望、史清华, “要素市场扭曲, 垄断势力与全要素生产率”, 《经济研究》, 2015年第5期, 第61—75页。
- [24] Gan, L. , M. A. Hernandez, and S. Ma, “The Higher Cost of Doing Business in China: Minimum Wages and Firms' Export Behavior”, *Journal of International Economics*, 2016, 100 (5), 81-94.
- [25] Gerard, F. , M. Rokkanen, and C. Rothe, “Bounds on Treatment Effects in Regression Discontinuity Designs under Manipulation of the Running Variable, with an Application to Unemployment Insurance in Brazil”, NBER Working Paper 22892, 2016.
- [26] 龚关、胡关亮, “中国制造业资源配置效率与全要素生产率”, 《经济研究》, 2013年第4期, 第4—15页。
- [27] Hsieh, C. T. , and P. J. Klenow, “Misallocation and Manufacturing TFP in China and India”, *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124 (4), 1403-1448.
- [28] Imbens, G. , and K. Kalyanaraman, “Optimal Bandwidth Choice for the Regression Discontinuity Estimator”, *The Review of Economic Studies*, 2012.
- [29] Lee, D. S. , “Wage Inequality in the United States during the 1980s: Rising Dispersion or Falling Minimum Wage?”, *Quarterly Journal of Economics*, 1999, 977-1023.
- [30] Lee, D. S. , and T. Lemieux, “Regression Discontinuity Designs in Economics”, *Journal of Economic Literature*, 2010, 48 (2), 281-355.
- [31] 刘贯春、陈登科、丰超, “最低工资的资源错配效应及其作用机制分析”, 《中国工业经济》, 2017年第7期, 第62—80页。
- [32] 马双、张勍、朱喜, “最低工资对中国就业和工资水平的影响”, 《经济研究》, 2012年第5期, 第132—146页。
- [33] McCrary, J. , “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142, 698-714.
- [34] Meer, J. , and J. West, “Effects of the Minimum Wage on Employment Dynamics”, *Journal of Human Resources*, 2015, 37 (2), 621-663.
- [35] Midrigan, V. , and D. Y. Xu, “Finance and Misallocation: Evidence from Plant-Level Data”, *The American Economic Review*, 2014, 104 (2), 422-458.
- [36] Moll, B. , “Productivity Losses from Financial Frictions: Can Self-Financing Undo Capital Misallocation?”, *American Economic Review*, 2014, 104 (10), 3186-3221.
- [37] 聂辉华、贾瑞雪, “中国制造业企业生产率与资源误置”, 《世界经济》, 2011年第7期, 第44—56页。
- [38] 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”, 《世界经济》, 2012年第

- 5 期, 第 142—158 页。
- [39] Petrin, A., and J. Sivadasan, “Estimating Lost Output from Allocative Inefficiency, with an Application to Chile and Firing Costs”, *Review of Economics and Statistics*, 2013, 95 (1), 286-301.
- [40] Restuccia, D., and R. Rogerson, “Policy Distortions and Aggregate Productivity with Heterogeneous Establishments”, *Review of Economic dynamics*, 2008, 11 (4), 707-720.
- [41] Song, Z., K. Storesletten, and F. Zilibotti, “Growing Like China”, *The American Economic Review*, 2011, 101 (1), 196-233.
- [42] Totty, E., “The Effect of Minimum Wages on Employment: A Factor Model Approach”, Working Paper, 2016.
- [43] Wang, J., and M. Gunderson, “Minimum Wage Impact in China: Estimation from a Prespecified Research Design 2000-2007”, *Contemporary Economic Policy*, 2010, 29 (3), 392—406.
- [44] 杨汝岱, “中国制造业企业全要素生产率研究”,《经济研究》, 2015 年第 2 期, 第 61—74 页。
- [45] 袁志刚、解栋栋, “中国劳动力错配对 TFP 的影响分析”,《经济研究》, 2011 年第 7 期, 第 4—17 页。

Minimum Wages and Labor Factor Allocation Efficiency —Evidence from Regression Discontinuity Design

SHU XU

(Southwestern University of Finance and Economics)

PENGCHENG DU*

(Capital University of Economics and Business)

MINGQIN WU

(South China Normal University)

Abstract We use the Chinese manufacturing enterprises 2004-2007 micro data to identify the effect of the implementation of *Minimum Wage Regulation* on labor factor allocation efficiency, and then discuss the transmission mechanisms. Our empirical results show that the *Minimum Wage Regulation* reduced labor factor allocation efficiency by 3.61%-5.71%, and this conclusion still holds when we relax the *pseudo-randomness* assumption of regression discontinuity design. Additionally, factors' over-adjustment is an important channel through which *Minimum Wage Regulation* reduced labor factor allocation efficiency.

Key Words minimum wage, resources allocation efficiency, marginal labor output

JEL Classification D24, D61, J38

* Corresponding Author: Pengcheng Du, School of Economics, Capital University of Economics and Business, Room 324, Boxue Building, Zhangjia Road No. 121, Fengtai District, Beijing, 100070, China; Tel: 86-10-83952732; E-mail: dupengcheng@cueb.edu.cn.