

doi:10.13582/j.cnki.1672-7835.2021.06.017

税制改革、企业成本与企业资源错配

林梨奎,贺伯锋

(广东金融学院 金融与投资学院,广东 广州 510521)

摘要:要素资源有效配置是国民经济发展的重要话题,而减税降费政策是实现该目标的主要手段。企业所得税分享制度改革,显著降低企业所得税的有效税率水平,进而使得企业资源错配状况得到改善,而且企业成本加成能力提升将有利于增强上述政策效果。因此,应保持减税降费政策的连续性,加快实现减税降费措施的落地实施,同时提升企业成本加成能力。

关键词:所得税;分享改革;成本加成率;资源错配;断点回归

中图分类号:F812.42 **文献标志码:**A **文章编号:**1672-7835(2021)06-0100-12

一 引言及文献综述

长期以来,中国政府一直都在寻求尝试减轻企业税负水平的财税政策改革,如1998年的税费改革、2002年的所得税收入分享制度改革、2012年的“营改增”等。中国开展税收制度改革创新,其初衷是让合法经营的市场主体需缴纳的税额减少,降低企业税负水平并改善企业营商环境,因此目前关于税收制度政策效应的研究成果大多是探讨税收制度改革带来的税负水平变化,并分别从宏观经济总量增长、政府支出行为、企业自身行为等多个方面开展研究。其中,首先是对宏观经济的影响。企业所得税税率水平提高对当地经济总量水平提升存在显著的负向作用^①,所得税收入分享制度改革将对地方政府产生财政压力激励,并显著促进地方政府在经济发展指引上更偏好于能产生更多税收的行业^②,进而影响整体产业结

构演变^③。其次是对政府行为的影响。企业税负水平降低往往也就意味着政府财政收入减少,从而影响到地方政府的财政支出决策。具体而言就是,地方政府税收收入降低在一定程度上导致财政压力提高,进而影响政府投资支出规模^④。最后是对企业自身行为的影响。企业承担税负水平降低将显著促进企业扩大投资意愿^⑤、促进企业研发产出增加^⑥、提升生产效率^⑦等,同时也会降低企业采取避税行为的边际收益和意愿^⑧。

从近几年相关研究成果来看,主要有以下演变趋势:一是准自然实验研究方法受到国内外学者追捧,特别是双重差分、断点回归等方法日渐成为主流研究工具;二是关于税收制度影响作用的讨论,近期研究成果逐步聚焦在对微观市场主体行为的影响作用,特别关注企业自身特征的变化情况,其中需要留意的是已有学者开始关注企业

收稿日期:2021-06-01

基金项目:国家社会科学基金重大项目(17ZDA047);广东省普通高校创新团队项目(人文社科类)(2018WCXTD004);广东省人文社科重点研究基地广东区域金融政策研究中心课题(2021-GDJD-0201)

作者简介:林梨奎(1987—),男,广东潮州人,博士,讲师,主要从事国际投资、产业经济研究。

①Barro R. "Macroeconomic Effects from Government Purchases and Taxes", *Quarterly Journal of Economics*, 2011, 126(1): 51-102.

②陈思霞,许立文,张领祎:《财政压力与地方经济增长——来自中国所得税分享改革的政策实验》,《财贸经济》2017年第4期。

③林梨奎,余壮雄:《房价波动、省际空间溢出与产业结构演变》,《湖南科技大学学报(社会科学版)》2018年第3期。

④戴魁早,王梦颖:《土地财政对地方创新投入的影响》,《湖南科技大学学报(社会科学版)》2020年第6期。

⑤Zwick E, Mahon J. "Tax Policy and Heterogeneous Investment Behavior", *American Economic Review*, 2017, 107(1): 217-248.

⑥徐斯畅,何强,李华民:《企业杠杆的创新驱动效应:生命周期视角与异质性检验》,《南方金融》2021年第5期。

⑦刘忠,李殷:《税收征管、企业避税和企业全要素生产率——基于2002年企业所得税分享改革的自然实验》,《财贸经济》2019年第7期。

⑧熊家财,郭雪静,胡琛:《卖空与企业避税:基于融资融券的准自然实验》,《金融经济研究》2019年第5期。

税负变化对资源配置效率提升的影响作用。2020年7月底召开的中央政治局会议明确指出中国已进入高质量发展阶段,经济高质量发展往往与全要素生产率提升相伴随。企业全要素生产率提升的缘由,归根结底可以归结为新技术新领域的突破^①以及要素配置效率的提升。其中在要素资源配置效率的帕累托最优状况下,技术效率最高的市场主体将获得更多的要素资源。然而在现实生活中,由于受到诸多因素的影响,这一理想状态无法实现常态化,从而出现资源配置效率扭曲,这就是所谓的“资源错配”现象。资源错配现象的存在将导致部分效率损失,从而对企业全要素生产率的提升产生某种抑制作用。如何缓解和纠正经济生活中存在的资源错配问题也成为学术界和政府非常重视的重要话题,如十八届三中全会提出“经济发展就是要提高资源配置效率”,以及《中共中央关于制定国民经济和社会发展第十四个五年规划和二〇三五年远景目标的建议》强调要强化有利于提高资源配置效率的重大改革开放举措,可见资源配置效率提升问题的研究具有其现实意义和理论价值。影响资源配置效率的因素非常多,近几年已有学者留意到税负水平因素的影响作用,并开始尝试探讨税负水平变化对地区层面或行业层面资源配置效率的影响。在税负成本降低冲击下,企业进一步扩大投资,显著促进其全要素生产率的提升,反之,企业税负水平增加会显著提高行业内资源配置效率扭曲程度^②。但是目前研究成果仅停留在地区层面或行业层面对资源错配问题进行探讨,从企业层面这一更为细致的研究视角出发、对资源错配问题进行探讨的研究成果仍较为少见,这可能是受到资源错配指标衡量方法的局限。

林梨奎在探讨企业经济性垄断行为对企业资源错配的纠正效应时,对企业资源错配进行定义,提出企业资源错配主要表现为各企业资源配置效率的损失,认为由于企业生产投入的要素资源没有得到合理的有效配置,企业全要素生产率可能会在某种程度上偏离其最优水平,此时企业全要

素生产率偏离程度可用于衡量企业资源错配状况^③。文中已尝试借助随机边界结构估计模型对企业资源错配程度进行量化估算。据此得到的企业资源错配程度指标数值提高,则说明企业资源配置效率更为靠近理论最优水平,企业资源错配状况得到进一步改善。本文沿用这一量化工具,使用随机边界结构估计模型对企业资源错配程度进行估算,并借助可变加成率理论模型^④,推导得到企业税负水平变化影响其资源错配程度的理论机理,并选取在2001年12月31日发布并在2002年1月1日开始实施的所得税分享制度改革作为随机事件,采用精确断点回归分析方法,探讨税收制度改革带来的税负降低对企业资源错配状况的影响作用,并进一步从企业成本加成率机制视角尝试勾勒其内在传导规律。

本文主要的边际贡献可能在于:第一,从企业个体视角出发进行研究,本文将采用上述企业资源错配程度量化指标,区别于目前已有的地区层面或行业层面的宏观研究视角,首次从企业微观视角出发,探讨税制改革带来的企业税负水平降低对其资源错配程度的影响作用;第二,使用断点回归分析方法进行研究,双重差分法、断点回归分析等准自然实验方法已成为当前经济学研究的主流研究工具,在税负制度政策评估方面也不例外,其中断点回归应用最为广泛,特别适用于所得税分享制度改革这种“一刀切”政策。但遗憾的是,在目前可检索到的研究成果中,暂时还没有发现有学者采用这一研究工具来探讨企业税负与资源配置效率之间的因果联系,本文的研究将有利于丰富已有研究成果体系。

二 理论分析与研究假说提出

本文借鉴上述提到的可变加成率理论模型来探讨企业税负水平变化对成本加成率的影响,并进一步借鉴 Peters 的研究来探讨企业成本加成率变化对资源错配的影响,尝试勾勒“所得税分享制度改革→企业税负水平变化→企业成本加成率

①李小平,李小克:《偏向性技术进步与中国工业全要素生产率增长》,《经济研究》2018年第10期。

②刘啟仁,黄建忠:《企业税负如何影响资源配置效率》,《世界经济》2018年第1期。

③林梨奎:《经济性垄断与企业资源错配:纠正效应或错配效应》,《山西财经大学学报》2019年第6期。

④Dalton J T, Goksel T. “Firm Taxation and the Endogenous Distribution of Markups”, *Economics Letters*, 2013, 121(3): 520-523.

变化→企业资源配置扭曲加剧(或改善)”这一内在作用机理^①。

(一) 企业税负水平与成本加成率

1. 消费者

假设存在 N 个消费者, 偏好各式各样的商品。

消费者效用为 $U = \int_{z \in \Omega} \left[\alpha c(z) - \frac{1}{2} \gamma (c(z))^2 \right] dz$ 。

其中, $c(z)$ 表示商品 z 的需求总量, Ω 表示各式各样商品组合; α 表示需求总量的平移, γ 用于衡量商品差异化程度, 且两者均大于 0。此时边际效用可以表示为 $\alpha - \gamma c(z)$, 可见并非每个消费者对所有商品的边际效应为正。假设代表性消费者主要收入来源于正常工资 ω , 此时代表性消费者所面临的预算性约束为 $\int_{z \in \Omega} p(z) c(z) dz = \omega$ 。其中 $p(z)$ 表示商品 z 的市场价格。基于效用最大化, 对 $c(z)$ 一阶求导解得代表性消费者需求函数 $c(z) = \frac{\alpha - \lambda p(z)}{\gamma}$, 全社会需求总量等于所有消费者需求量加总, 即为 $Q_d(z) = \sum_{i=1}^N c_i(z)$ 。同时, 当 $c(z) = 0$ 时, 此时商品 z 的市场价格达到其上限值。

2. 生产者

假设每种商品都是由一家独立的厂商生产。每个厂商均具备相同的生产工艺和最高的生产率水平 φ^* 。厂商支付一定金额的沉没成本并形成相应的生产率水平, 随后形成的生产率水平足以支撑实现利润水平大于 0 的厂商得以在市场竞争中生存下来并持续开展生产经营活动, 不足以实现利润水平大于 0 的厂商则退出市场。生存下来的企业根据市场需求情况实现其利润水平的最大化。考虑企业承担税负水平 τ 的影响, 企业最大化利润水平如式(1)所示:

$$\pi(\varphi, \tau) = (1 - \tau) p(\varphi) \left(\sum_{i=1}^L c_i(\varphi) \right) - \frac{\omega}{\varphi} \left(\sum_{i=1}^L c_i(\varphi) \right) \quad (1)$$

其中, $\sum_{i=1}^L c_i(\varphi)$ 表示厂商所面临的社会总需求, ω 表示劳动力投入单位成本。当企业边际增加利润为 0 时, 企业边际成本等于边际收益, 此时

有 $(1 - \tau) p(\varphi^*) - \frac{\omega}{\varphi^*} = 0$ 。同时企业所面临的社会总需求新增为 0, 企业面临市场价格为最高水平, 即 $p(\varphi^*) = p^{\max}$ 。如上所述, 代表性消费者需求函数 $c(z) = \frac{\alpha - \lambda p(z)}{\gamma}$ 可以改写为 $c(\varphi) = \frac{\alpha}{\gamma} \left(1 - \frac{p(\varphi)}{p^{\max}} \right)$ 。求解企业利润最大化可得均衡解:

$$p(\varphi) = \frac{1}{2} \left(p^{\max} + \frac{\omega}{\varphi} \frac{1}{1 - \tau} \right) \quad (2)$$

由于 $p^{\max} = \frac{\omega}{\varphi^* (1 - \tau)}$, 式(2)可以表示为:

$$p(\varphi) = \frac{\omega}{2(1 - \tau)} \left(\frac{1}{\varphi^*} + \frac{1}{\varphi} \right) \quad (3)$$

将企业成本加成率定义为企业产品价格减去边际成本的净额, 此时企业成本加成率 $M(\varphi) = p(\varphi) - MC(\varphi) = \frac{\omega}{2(1 - \tau)} \left(\frac{1}{\varphi^*} + \frac{1}{\varphi} \right) - \frac{\omega}{\varphi} = \frac{\omega}{2(1 - \tau)} \left(\frac{1}{\varphi^*} + \frac{2\tau - 1}{\varphi} \right)$ 。

上式对税负水平求偏导, 有 $\frac{\partial M(\varphi)}{\partial \tau} =$

$\frac{1}{2(1 - \tau)^2} \left(\frac{1}{\varphi^*} + \frac{1}{\varphi} \right)$, 且大于 0。成本加成是指商品的定价机制, 成本是定价的基础, 在市场经济条件下, 产品价格是在竞争中形成, 完全竞争市场中的厂商为价格接受者, 此时, 随着企业承受税负水平的提高, 将降低企业平均利润水平, 使得某些原先处于经济利润为 0 状态的厂商可获得的经济利润小于 0, 从而退出市场, 市场供给曲线向左平移, 市场供给总量下降, 导致市场出清的市场价格提高。而厂商的边际成本则由其生产工艺水平来决定^②, 最终使得企业产品价格减去边际成本的净额增加。

基于国家统计局公布的规模以上制造业企业统计数据, 对税制改革前后企业的实际运行情况进行观察。关于企业成本加成率表现, 对于 2001 年及以前注册成立的企业, 其在 2002—2014 年成本

^①Peters M. "Heterogeneous Mark-Ups, Growth and Endogenous Misallocation", *Econometrica*, 2020, 88(5): 2037-2073.

^②林梨奎:《对外直接投资、全球价值链分工与出口持续概率》,《统计与信息论坛》2020年第12期。

加成率的平均增长速度为-35.55%;而 2002 年及以后注册成立的企业,其在 2002—2014 年成本加成率的平均增长速度为-222.42%。相较于 2001 年及以前注册成立、不受税制改革政策影响的企业,2002 年及以后注册成立、受税制改革政策影响的企业,在同一时期的成本加成率下降幅度更为明显,因此,从反映企业实际运行情况的统计数据来看,税制改革实施以后,受到政策影响的企业实际承受税负水平降低,有效降低其成本加成率。

因此我们可以得到:

命题 1:企业承受税负水平减轻,将显著降低其成本加成率。

(二) 企业成本加成率与资源错配

在资源错配 H-K 模型^①中,假设厂商均具有规模报酬不变的柯布-道格拉斯生产函数,如式(4)所示:

$$q(\varphi) = \varphi K^{\alpha_K} L^{1-\alpha_K} \quad (4)$$

此时,劳动力投入和资本投入的边际收益函数 MRPL 以及 MRPK 如式(5)所示:

$$\begin{cases} MRPL = (1 - \alpha_K) \frac{p(\varphi) q(\varphi)}{L} = w \frac{1}{1 - \tau_{q(\varphi)}} \\ MRPK = (1 - \alpha_K) \frac{p(\varphi) q(\varphi)}{K} = r \frac{1 + \tau_K}{1 - \tau_{q(\varphi)}} \end{cases} \quad (5)$$

其中, w 、 r 分别表示劳动力投入的使用成本、资本投入的使用成本。如式(5)所示,以劳动力投入为例,假设劳动力单位成本保持不变,随着成本加成率提高,企业劳动力要素投入的边际报酬将大于社会最优水平,也就是企业劳动力雇佣水平低于市场出清的均衡状态,此时存在要素资源配置扭曲^②。由命题 1 可知,随着企业承受税负水平提高,其成本加成率显著提升,进而会加剧资源配置扭曲状况。相对而言,税负水平的缓解,将有利于改善资源错配水平。当 $P = MC$ 时,市场处于出清的均衡状态,此时要素资源得到最为有效的配置组合,任何偏离这一最优条件的状态,都将导致资源错配。企业成本加成率越高,其偏离市场出清的程度则越大,而在市场经济条件下,市场价格是在竞争中形成的,且企业边际成本主要由

其生产工艺水平决定,从供需模型理论可以得到,市场价格低于市场出清价格时,商品市场处于供不应求状况,此时要素投入水平低于理论最优的投入水平,存在要素资源错配现象。刺激厂商增加要素投入、扩大生产规模,是改善这一要素资源错配状况的重要渠道之一。企业税负减轻将改善企业利润水平,使得某些原先经济利润小于 0 的厂商的经济利润大于或等于 0,刺激更多厂商进入市场,供给曲线将向右平移,商品供给总量进一步提高,商品价格降低,企业成本加成率下降,劳动力、资本等投入得到更为有效的充分利用,要素配置效率损失问题得到改善。

基于国家统计局公布的规模以上制造业企业统计数据,对税制改革前后企业的实际运行情况进行观察。关于企业资源错配状况改善表现,对于 2001 年及以前注册成立的企业,其在 2002—2014 年资源配置损失程度指标平均为 0.452;而 2002 年及以后注册成立的企业,其在 2002—2014 年资源配置损失程度指标平均为 0.476。相较于 2001 年及以前注册成立、不受税制改革政策影响的企业,2002 年及以后注册成立、受税制改革政策影响的企业,在同一时期的资源错配指标数值更高,则其资源配置效率状况更为接近理论最优水平,因此,从反映企业实际运行情况的统计数据来看,税制改革实施以后,企业资源错配状况得到改善。

因此,我们可以得到:

命题 2:企业税负减轻带来的成本加成率下降,将显著改善要素资源错配状况。

三 计量模型、变量选取与数据来源

(一) 计量模型设定

本文以中国规模以上制造业企业中的地方企业(不包括外资企业)为研究对象。自 1994 年实行分税制财政管理体制改革起,一直到 2001 年 12 月底,这一类企业的所得税由地方税务局征管。2001 年 12 月 31 日发布实施的《国务院关于印发所得税收入分享改革方案的通知》明确提

^①Hsieh C T, Klenow P J. "Misallocation and Manufacturing TFP in China and India", *Quarterly Journal of Economics*, 2009, 124(4): 1403-1448.

^②李言,樊学瑞:《中国地区生产要素价格扭曲的演变:1978—2016 年》,《数量经济技术经济研究》2020 年第 1 期。

出,自2002年1月1日起,新注册成立的企业所得税由国家税务局征管并按比例分成,而在此之前注册成立的企业,其所得税征管则保持不变。由此出现部分企业所得税由国家税务局征管、部分企业所得税由地方税务局征管两个形式并存的局面。由于上述改革文件是在2001年12月31日才发布并在2002年1月1日就开始实施改革措施所以确保了绝大多数企业没有足够的时间对其注册时间进行精确控制或操纵。

根据改革实施内容,对于新注册成立的企业(不包括外资企业),其所得税由国家税务局征管,其2002年给地方的分成比例为50%、2003年下降为40%,之后年份则另作考虑。改革实施以后,分成比例下降将使得地方政府对于企业所得税征管力度有所放松^①。这使得相较于2001年及以前注册成立的企业,2002年及以后注册成立的企业成功避税的可能性增加,这使得这两类企业实际承担的有效税率水平存在差异。对中国规模以上制造业企业中除了外资企业以外的地方企业数据样本所缴纳的所得税情况进行分析可以发现,2001年及以前注册成立的企业,在2002—2014年缴纳所得税的平均有效税率水平为15.29%;而2002年及以后注册成立的企业,在2002—2014年缴纳所得税的平均有效税率水平为12.68%。可以发现,改革实施以后,企业所得税分享制度发生改变,地方企业享受到的减税效应尤为明显。

因此,2002年企业所得税分享制度改革,对于制造业企业中的地方企业(不包括外资企业)来说,是一次意料之外的政策冲击,形成了政策实施断点,符合断点回归的局部随机化假设。本文在下一步将采用精确断点回归方法来研究2002年企业所得税制改革对企业资源错配状况的影响机制。为了检验上述的“所得税分享制度改革→企业税负水平变化→企业资源配置扭曲加剧(或改善)”这一作用机制,借鉴Pinotti^②的做法,本文采用两阶段最小二乘法进行断点回归分析,用于识别由税收征管方式改变引起的企业实际承担有效税率变化对企业资源错配状况的作用

机制。

本文选择了企业注册年月与改革实施起点年月(即2002年1月)的时间距离作为执行变量 L_{it} ,当企业注册年月为2002年1月时,标准化为0,依次计算改革实施前后的时间先后排序,如取值为-5,则表示企业注册年月比2002年1月提早5个月,即2001年7月;选择企业所得税征管方式是否受到税制改革政策实施影响而发生改变作为政策变量 $Treatment_{it}$,如果企业注册时间在2002年1月及以后,表示企业所得税征管方式受到税制改革政策实施影响而发生改变,赋值为1,反之则赋值为0;在执行变量的一定带宽内,断点回归捕捉到的是企业所得税分享制度改革带来的平均处理效应。所使用的计量回归方程如式(6)、式(7)、式(8)所示:

$$Treatment_{it} = \begin{cases} = 1, & L_{it} \geq 0 \\ = 0, & L_{it} < 0 \end{cases} \quad (6)$$

$$Tax_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Treatment_{it} + \alpha_2 f(L_{it}) + \alpha_3 X_{it} + \lambda_{year} + \delta_{pro} + \mu_{ind} + \varepsilon_{it} \quad (7)$$

$$Mis_{it} = \beta_0 + \beta_1 FTax_{it} + \beta_2 f(L_{it}) + \beta_3 X_{it} + \lambda_{year} + \delta_{pro} + \mu_{ind} + v_{it} \quad (8)$$

其中, Tax_{it} 表示企业承担的有效税率水平, $FTax_{it}$ 表示企业承担的有效税率水平的拟合估计值, Mis_{it} 表示企业资源错配指数, $f(L_{it})$ 表示执行变量 LIT_{it} 的多项式调整函数, X_{it} 表示影响企业资源错配状况的控制变量, λ_{year} 、 δ_{pro} 和 μ_{ind} 分别表示年份固定效应、省份固定效应和行业固定效应。式(7)、式(8)分别是两阶段最小二乘法的第一阶段回归方程和第二阶段回归方程。如果2002年所得税分享制度改革显著影响企业有效税率和企业资源错配状况,则式(7)作为两阶段最小二乘法的第一阶段回归方程是有效的,此时对企业有效税率回归估计得到拟合值 $FTax_{it}$,并将拟合值作为企业所得税有效效率的工具变量是合理的。在此基础上,我们用式(8)进一步分析企业税率水平变化对其资源错配状况的影响作用,其中,重点考察系数 β_2 的变化,系数 β_2 用于捕捉企业税负水平变化对其企业资源错配状况的影

①田彬彬,范子英:《税收分成、税收努力与企业逃税——来自所得税分享改革的证据》,《管理世界》2016年第12期。

②Pinotti P. "Clicking on Heaven's Door: The Effect of Immigrant Legalization on Crime", *American Economic Review*, 2017, 107(1): 138-168.

响作用。

(二) 核心指标测算

本文研究涉及企业资源错配指数和成本加成率两个核心指标的测算。第一,关于企业资源错配指标的测算。使用随机边界结构估计模型和 LP 估算法^①,测算企业全要素生产率偏离其最优水平的程度差异,以此计算得到企业资源错配指标。第二,关于企业成本加成率的测算。使用结构方程模型方法对其进行估算^②。考虑企业生产函数形式,并基于企业追求支出最小化的前提假设,构建拉格朗日函数,求均衡解,并最终得到,企业成本加成率等于企业生产过程中所使用可变要素的产出弹性与该可变要素成本占产品销售总额的比重的比值。使用 LP 估算法对企业生产函数进行估算,测算得到劳动力投入产出弹性,并除以用工业总产值计算得到的劳动力报酬份额,以此得到企业成本加成率指数。

(三) 变量选取及数据说明

本文结果变量为基于 LP 估算法计算得到的企业资源错配指标 Mis_{it} 。核心解释变量为企业所得税的有效税率水平 Tax_{it} 、政策变量 $Treatment_{it}$ 以及执行变量 L_{it} ,其中企业所得税有效税率水平用企业所得税本年度缴纳金额除以利润总额计算得到,并对其拟合估计得到合理的工具变量。调节变量为企业成本加成率的对数形式 $lnMP_{it}$,使用 LP 估算法计算得到。控制变量包括资本密集度 $lnCI_{it}$,用企业总资产除以企业平均就业人口并取对数形式计算得到;应对融资约束能力 FC_{it} ,用企业利息支出除以总资产计算得到;新产品产值占比 NPR_{it} ,用企业新产品产值除以工业总产值计算得到;产业集中度 HHI_{it} ,用赫芬达尔—赫希曼指数计算得到;企业规模 FMS_{it} ,用企业年均就业人口取对数形式计算得到;政府补贴强度 SI_{it} ,用企业补贴收入除以工业总产值计算得到。

本文研究对象为中国规模以上制造业企业,其中除了中央企业和外资企业以外的数据样本,原始数据来源于国家统计局开展抽样调查统计得到的 1998—2014 年中国工业企业数据库。目前使用中国工业企业数据库的文献成果大多只更新到 2013 年,本文进一步更新到 2014 年,提高研究工作的时效性和研究结论的外部有效性。并参考林梨奎和徐印州的处理方法^③,使用序贯识别法对中国工业企业数据库进行处理,剔除非规上企业样本,删除就业人数少于 8 的企业样本以及流动资产大于总资产等明显与经济现实不符合的数据样本,将企业所属行业标准统一调整为 2002 年版本。剔除西藏自治区和海南省的数据样本,仅保留行业代码前两位编码为 13—43 的数据样本。仅保留控股情况为私人控股、控股情况为国有绝对控股且隶属关系不属于中央的数据样本,以及控股情况为国有相对控股且隶属关系不属于中央的数据样本。以 1998 年为基期,企业工业总产值、工业销售收入、新产品产值、工业增加值、中间产品投入、总资产等用 PPI 进行平减,企业应付工资总额、应付利息支出等用 CPI 进行平减。主要变量描述性统计分析结果如表 1 所示。

四 实证研究结果

(一) 基准回归结果

首先绘制结果变量与执行变量的关系图。如图 1 所示,设置带宽为 6 个月,企业资源错配状况在 2002 年企业所得税分享制度改革临界点(2002 年 1 月 1 日起)出现明显的断点,且分别设置 4 个月、8 个月和 10 个月等不同带宽,企业资源错配状况在改革时间临界处的断点依然存在,这说明 2002 年企业所得税分享制度改革措施对企业资源错配的影响作用存在明显的断点,且可以使用局部平均值法对政策改革断点的处理效应进行估计和分析。

^①Levinsohn J, Petrin A. “Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables”, *The Review of Economic Studies*, 2003, 70(2): 317-341.

^②Loecker J D, Goldberg P K, Khandelwal A K, Pavanik N. “Price, Markups, and Trade Reform”, *Econometrica*, 2016, 84(2): 445-510.

^③林梨奎,徐印州:《中国对外直接投资是否存在“生产率悖论”?——证伪“中国威胁论”的一个科学依据》,《北京社会科学》2019 年第 6 期。

表1 主要变量描述性统计分析

变量名	变量定义	观测量	均值	标准误	最小值	最大值
<i>Mis</i>	LP法估算的资源错配指数	270 372	0.457	0.054	0.396	0.732
<i>Tax</i>	企业所得税的有效税率	3 518 884	0.139	0.172	0.000	0.821
<i>Treatment</i>	政策处理变量	3 602 790	0.509	0.500	0.000	1.000
<i>L</i>	执行变量	3 601 129	-41.958	154.371	-637.000	154.000
<i>lnMP</i>	LP法估算的成本加成率	2 230 003	2.002	2.021	-0.996	6.596
<i>lnCI</i>	资本密集度	3 050 625	5.820	2.444	2.638	12.018
<i>FC</i>	应对融资约束能力	3 540 849	0.009	0.018	-0.001	0.107
<i>NPR</i>	新产品产值占比	2 331 572	0.013	0.076	0.000	0.610
<i>HHI</i>	产业集中度	3 602 790	0.121	0.185	0.000	0.928
<i>FMS</i>	企业规模	3 051 455	4.856	1.067	2.708	7.488
<i>SI</i>	政府补贴强度	2 184 356	0.001	0.005	0.000	0.041

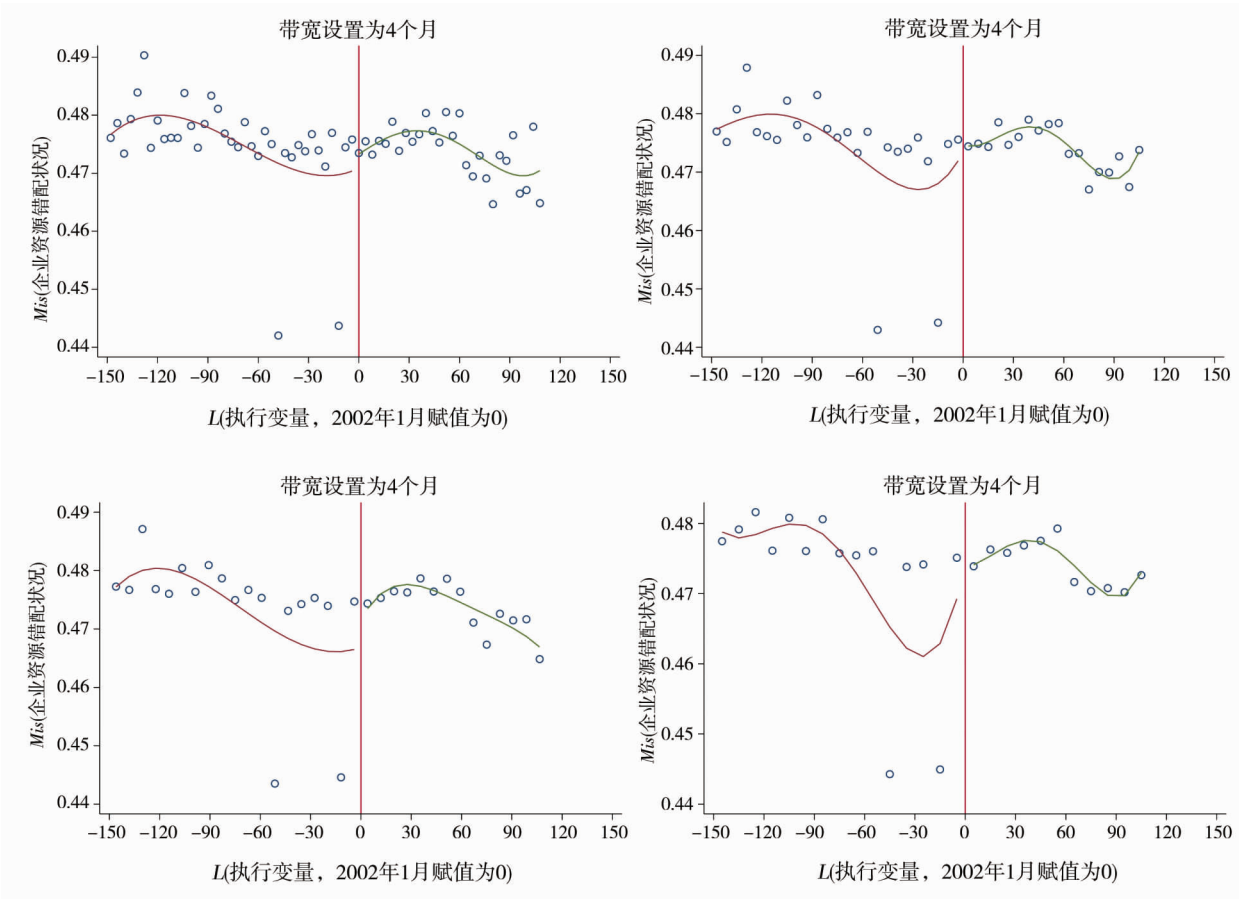


图1 企业资源错配状况在2002年企业所得税分享制度改革实施前后的断点分布

其次通过多项式估计选择最优阶数。对应一阶多项式、二阶多项式、三阶多项式和四阶多项式,其 *AIC* 指标分别为 - 817 444.015、- 817 510.074、- 817 556.109和 - 817 572.352, *BIC* 指标分别为 - 816 713.400、- 816 758.584、- 816 783.744和 - 816 799.988,因此,无论是根据 *AIC* 标准还是 *BIC* 标准,最优的阶数均是 $p=4$,因

此,对应式(7)和式(8)中的 $f(L_{it})$ 使用四阶多项式参与回归。基准回归结果如表2所示,其中的面板A对应式(7)、面板B对应式(8),模型(1)为控制年份固定效应、行业固定效应和省份固定效应之后的回归结果,模型(2)至模型(7)逐步加入控制变量,回归结果的显著性水平都小于5%。

表 2 税制改革对企业资源错配的影响

	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)
面板 A :式(7)							
<i>Treatment</i>	-0.005*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.007*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.006*** (0.002)	-0.013*** (0.003)
<i>lnCI</i>		-0.005*** (0.0002)	-0.005*** (0.0002)	-0.005*** (0.0002)	-0.005*** (0.0002)	-0.004*** (0.0002)	0.001*** (0.0003)
<i>FC</i>			-0.054*** (0.007)	-0.051*** (0.007)	-0.018*** (0.007)	-0.027*** (0.007)	0.075*** (0.010)
<i>NPR</i>				-0.036*** (0.002)	-0.029*** (0.002)	-0.032*** (0.002)	-0.019*** (0.002)
<i>HHI</i>					-0.164*** (0.002)	-0.164*** (0.002)	-0.151*** (0.002)
<i>FMS</i>						0.002*** (0.0002)	-0.003*** (0.0003)
<i>SI</i>							-0.952*** (0.035)
常数项	0.074*** (0.003)	0.126*** (0.003)	0.127*** (0.003)	0.127*** (0.003)	0.149*** (0.003)	0.138*** (0.003)	0.178*** (0.003)
执行变量多项式	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	2 920 428	1 892 863	1 892 863	1 884 632	1 884 632	1 884 632	1 239 797
调整后的 R ²	0.430	0.448	0.448	0.450	0.455	0.455	0.487
面板 B :式(8)							
<i>Tax</i>	2.317** (0.904)	1.695** (0.706)	1.674** (0.700)	1.632** (0.668)	1.741** (0.738)	0.883** (0.431)	0.930** (0.446)
<i>lnCI</i>	0.014*** (0.001)	0.014*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.015*** (0.001)	0.014*** (0.000 4)	0.014*** (0.001)	
<i>FC</i>			-0.138*** (0.022)	-0.138*** (0.021)	-0.137*** (0.022)	-0.107*** (0.015)	-0.106*** (0.015)
<i>NPR</i>				-0.008* (0.004)	-0.009* (0.005)	0.007** (0.003)	0.007** (0.003)
<i>HHI</i>					0.011 (0.007)	0.011** (0.005)	0.011** (0.005)
<i>FMS</i>						-0.011*** (0.001)	-0.011*** (0.001)
<i>SI</i>							0.326*** (0.089)
常数项	0.496*** (0.011)	0.419*** (0.011)	0.425*** (0.011)	0.424*** (0.011)	0.422*** (0.011)	0.490*** (0.010)	0.488*** (0.010)
<i>KPrkLM</i> 统计值	59.098	31.151	30.367	30.446	31.463	10.245	10.143
<i>LMP</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.000	0.010	0.006
<i>KPrkWaldF</i> 统计值	58.734	31.012	30.232	30.312	31.319	10.218	10.113
执行变量多项式	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶	4 阶
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	252 044	252 044	252 044	252 044	252 044	252 044	252 044

注:括号内的数值为稳健标准误;*、**、***分别表示显著性水平小于10%、小于5%和小于1%,下同。

第一阶段的回归结果表明,在控制年份固定效应、行业固定效应和省份固定效应的基础上,逐步引入控制变量之后,政策变量 *Treatment* 的回归系数估计值始终为负,且显著性水平均小于1%,这说明2002年企业所得税分享制度改革导致企业缴纳所得税的有效税率水平下降,税制改革的减税效应显著存在。第二阶段的回归结果表明,在控制年份固定效应、行业固定效应和省份固定效应的基础上,逐步引入控制变量之后,企业有效税率水平 *Tax* 的回归系数估计值始终为正,且显著性水平均小于5%,这说明企业有效税率降低,

显著促进企业资源错配状况得到改善,要素资源在企业内部实现更有优化的组合配置。

(二) 稳健性检验

1. 控制变量连续性检验

设置带宽为6个月,分别绘制人均劳动生产率变量 *lnLP*、资本密集度变量 *lnCI*、应对融资约束能力变量 *FC*、新产品产值占比变量 *NPR*、企业规模变量 *FMS* 和政府补贴强度变量 *SI* 等控制变量与执行变量 *L* 之间的关系图,具体如图2所示。可以发现,除了结果变量以外,其他控制变量均在断点处平滑分布,断点分布符合连续性假设条件。

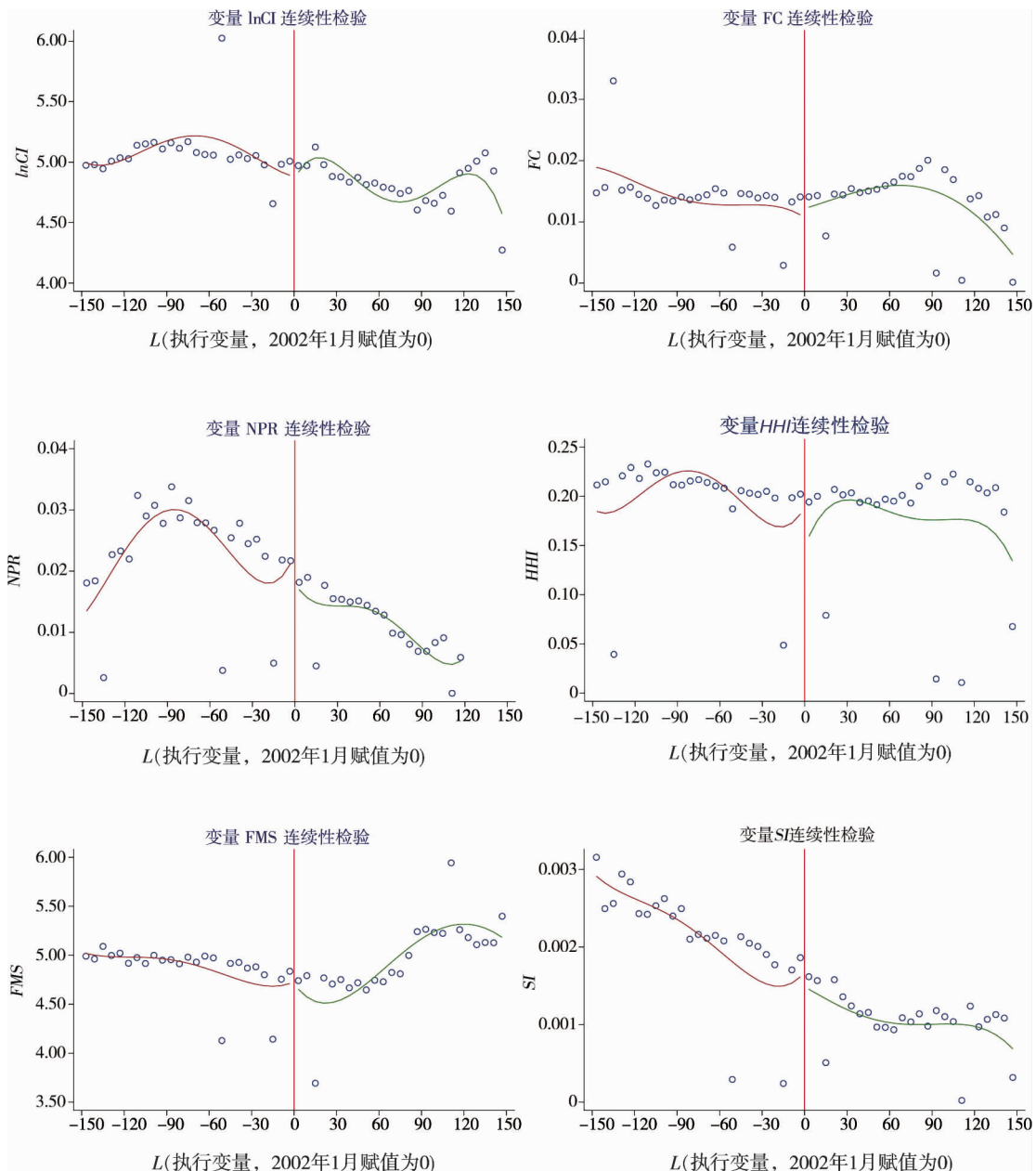


图2 控制变量在2002年企业所得税分享制度改革实施前后的断点分布

2. 执行变量操控检验

如图 3 所示,执行变量散点分布在断点处没有明显的跳跃,但是利用 4 阶多项式拟合的曲线似乎存在跳跃,此时需要进行 *McCrary* 核密度函数检验^①,以判断在统计意义上跳跃是否显著。结果显示断点值的统计量为 0.000,而标准误为 1.246, *P* 值大于 0.1,无法拒绝密度函数在断点处连续的原假设,说明执行变量在断点处没有显著跳跃,这意味着企业没有精确控制断点的能力,断点分布符合局部化随机假设条件。

3. 伪断点检验

将断点左右执行变量分别在 ±15 个月、±30 个月、±60 个月的位置作为伪断点。结果变量在

伪断点处的关系图如图 4 所示。可以发现无论伪断点处于上述的任意位置,结果变量都没有明显的跳跃。

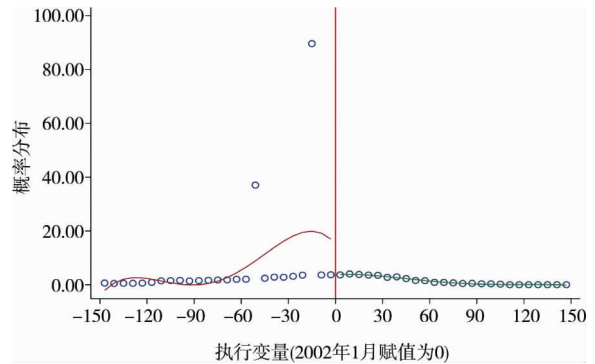


图 3 执行变量在断点附近的概率分布图

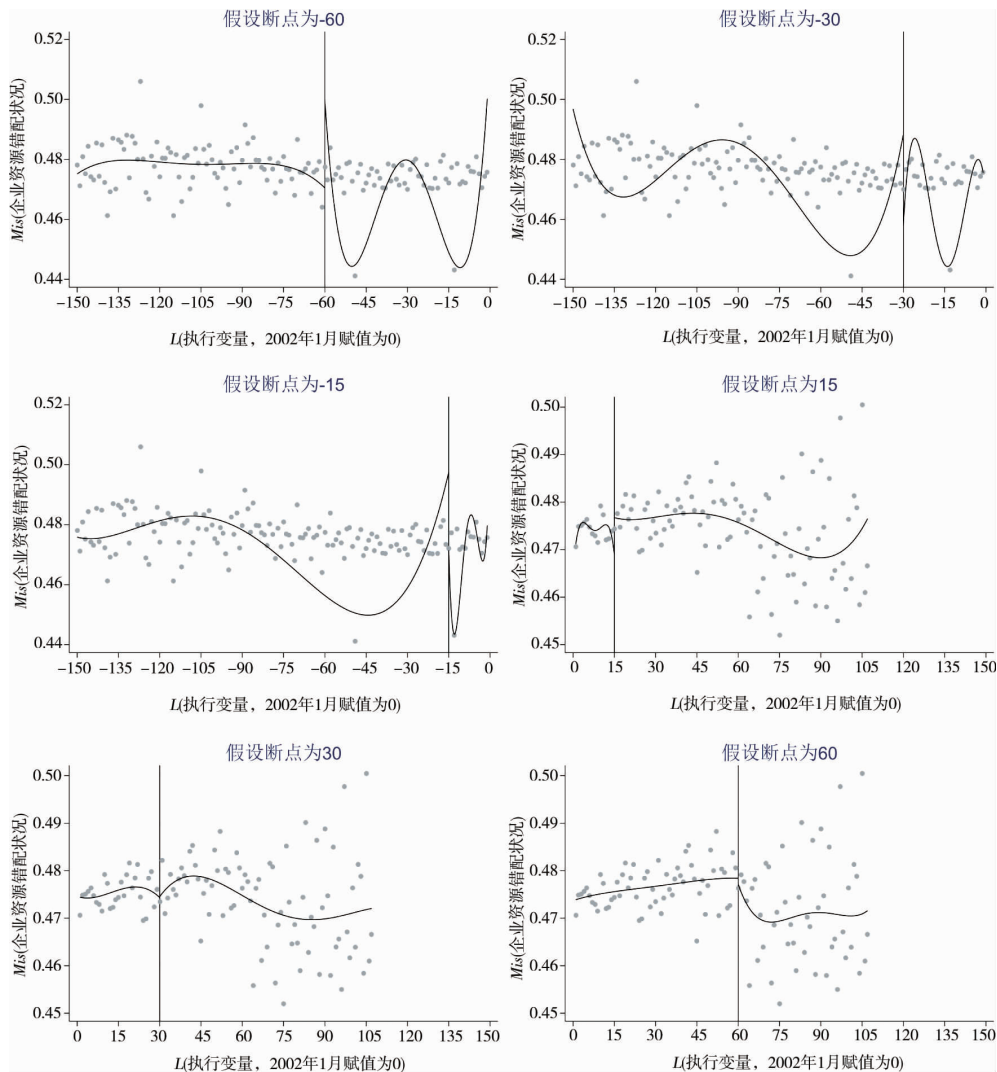


图 4 伪断点检验分布图

^①McCrary J. “Manipulation of the Running Variable in the Regression Discontinuity Design: A Density Test”, *Journal of Econometrics*, 2008, 142(2): 698-714.

4. 带宽敏感性检验

使用均方误差最优带宽选择法,计算得到最优带宽为4.944个月。分别选择5倍、10倍、15倍、20倍、25倍最优带宽进行带宽敏感性检验。

回归结果如表4所示。回归结果表明,在不同带宽选择下,2002年企业所得税分享制度改革与企业资源错配指数之间的因果关系并没有发生显著变化。

表4 不同带宽设置下的回归结果

	(1) 5倍最优带宽	(2) 10倍最优带宽	(3) 15倍最优带宽	(4) 20倍最优带宽	(5) 25倍最优带宽
面板A:式(7)					
<i>Treatment</i>	-0.012*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.014*** (0.003)	-0.013*** (0.003)	-0.013*** (0.003)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括
执行变量多项式	4阶	4阶	4阶	4阶	4阶
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	397 440	700 958	807 605	862 928	1 228 916
调整后的 R^2	0.633	0.549	0.515	0.501	0.490
面板B:式(8)					
<i>Tax</i>	1.763** (0.701)	1.4047*** (0.538)	1.273** (0.502)	1.204** (0.506)	1.011** (0.467)
控制变量	包括	包括	包括	包括	包括
<i>KPrkLM</i> 统计值	82.731	37.562	26.271	19.794	12.319
<i>LMP</i> 值	0.000	0.000	0.000	0.000	0.002
<i>KPrkWald</i> <i>F</i> 统计值	82.019	37.354	26.143	19.711	12.277
执行变量多项式	4阶	4阶	4阶	4阶	4阶
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
行业固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
省份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制
观测量	144 218	215 533	232 078	242 105	248 981

五 结论与启示

(一) 研究结论

本文采用中国规模以上制造业企业数据样本,首次结合断点回归方法研究税制改革与企业资源错配之间的内在联系,并从企业成本加成率视角探讨其内在传导机制。研究结果发现,2002年企业所得税分享制度改革的减税效应显著,企业实际承担的有效税率水平下降,将进一步改善企业资源错配状况。通过控制变量连续性检验、执行变量操控检验、伪断点检验、带宽敏感性检验

等一系列稳健性检验之后回归结论依然成立。

(二) 政策启示

基于上述研究结论,围绕促进企业资源配置效率提升的政策出发点,提出以下启示:

1. 保持减税降费政策的连续性和稳定性

回归结果发现,企业有效税率的降低显著促进企业资源错配状况的改善,这也是中国经济实现高质量发展的重要途径。切实减轻企业税收支出、加快优化要素资源的配置组合、增强企业经济活力、提高资源配置效率将是后疫情时期加快促

进经济增长的重要举措之一。现阶段重点是持续深化增值税改革、个人所得税转向抵扣等优惠政策,坚持实施针对小微企业的普惠性税费减免政策,强化减税降费对后疫情时期国民经济的整体复苏以及再次实现高速增长的刺激作用。加强对执行部门的工作指导,避免出现上有政策下有对策、额外增加企业负担等行为。

2. 加快实现减税降费措施落地实施

通过网上办税、缩减环节、加强导向等方式,使得企业能够确实地享受到税制改革的减税降费优惠措施,提高企业参与到税制改革中的积极性和主动性。依托企业与相关税务部门之间的互动、反馈和优化,确保减税降费改革措施落地实施。优化各级政府相关管理部门之间的协同配合,加快实现数据共享,密切关注和跟踪做好政策效果评估,及时处理企业在运营过程中遇到的重

要问题。加大宣传推广力度,加深社会公众对减税降费政策内容和实施规则的认知,使得有需要的市场主体可以更好地利用相关减税降费政策。

3. 提升企业成本加成能力

回归结果发现,成本加成能力越强的企业,越容易享受到减税降费的政策红利,从而更容易实现资源配置效率的优化提升。通过财政补贴奖励、配套政策倾向等方式,鼓励企业加大对新技术和新行业的研发投入,积极参与行业标准的制订和修改,切实提升企业在产业链价值分工中的竞争能力,提高企业在市场竞争中的定价能力。鼓励企业发展服务型制造业态,加快推进制造业企业服务化升级发展,推动企业从制造和销售产品到销售产品及附加服务转型,提高企业产品价值多元化和差异化程度,依托价值整合实现企业成本加成能力的提升。

Tax System Reform, Enterprise Cost and Enterprise Resource Mismatch

LIN Li-kui & HE Bo-feng

(School of Finance and Investment, Guangdong University of Finance, Guangzhou 510521, China)

Abstract: The effective allocation of factor resources is an important topic in the development of national economy. The policy of tax reduction and fee reduction is the main means for the government's departments to regulate and control the macro-economy. The reform of enterprise income tax sharing system will significantly reduce the effective tax rate of enterprise income tax, so as to improve the mismatch of enterprise resources, and the improvement of enterprise cost addition capacity will help to enhance the effect of the above policies. Therefore, we should maintain the continuity of tax reduction and fee reduction policies, accelerate the implementation of tax reduction and fee reduction measures, and improve the cost plus capacity of enterprises.

Key words: income tax; sharing reform; cost plus rate; resource mismatch; regression discontinuity

(责任校对 游星雅)