

老工业基地振兴政策对企业升级的促进作用研究

姚 鹏 葛晓莉

(山东大学经济学院 , 山东 济南 250100)
(曲阜师范大学经济学院 , 山东 日照 276826)

摘要: 企业升级是实现老工业基地全面振兴和高质量发展的关键。在当前新旧动能接续转换期, 研究老工业基地振兴政策对企业升级的促进作用具有重要现实意义和政策意义。本文基于 2000—2019 年上市公司数据, 采用多期双重差分方法评估老工业基地振兴政策实施效果。结果显示, 老工业基地振兴政策显著提高了企业的全要素生产率, 促进企业升级。机制检验结果表明, 老工业基地振兴政策通过促进企业研发创新和降低企业融资约束来提高企业全要素生产率, 实现“造血”功能。异质性分析表明, 政策的实施对东北地区和中部地区的企业具有显著正向影响, 而对东部地区和西部地区则无显著影响; 相对于国有企业, 民营企业的正向影响更显著; 分行业来看, 振兴政策能够淘汰采矿业等落后产能, 促进制造业等行业企业升级, 具有调整产业结构的作用。本文从企业的视角评估老工业基地振兴政策的效果, 并提出进一步促进老工业基地振兴的政策路径。

关键词: 老工业基地; 企业升级; 全要素生产率; 多期双重差分

中图分类号: F427

文献标识码: A

文章编号: 1007-7685(2022)02-0077-12

DOI: 10.16528/j.cnki.22-1054/f.202202077

一、引言

老工业基地振兴是促进区域经济高质量发展和协调发展的关键, 也是畅通国内大循环的难点痛点。东北等老工业基地在新中国成立初期重点建设重工业和资源开采业, 在此基础上建立了一批影响我国经济发展方向和关系我国国民经济命脉的支柱和战略性产业, 形成了系统的工业体系和国民经济体系, 为改革开放和现代化建设作出了历史性重大贡献。然而改革开放后, 老工业基地因产业结构单一、资源日益枯竭、体制机制僵化等一系列矛盾和问题, 出现经济增速放缓现象, 与东部沿海发达地区的差距不断扩大, 老工业基地发展不充分成为我国区域发展不平衡的关键问题之一。^[1]为解决老工业基地经济增速放缓、区域发展不平衡等问题, 2003 年 10 月印发《中共中央 国务院关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》。振兴东北地区等老工业基地对推进经济结构战略性调整、促进区域协调发展具有重要意义, 对我国加快新型工业化和建设创新型国家进程具有重要影响, 是推动高质量发展的重要发力点之一。因此, 研究老工业基地振兴政策对企业升级的促进作用具有重要现实意义和政策意义。

作者简介: 姚 鹏, 山东大学经济学院博士后, 曲阜师范大学经济学院副教授; 葛晓莉(通讯作者), 曲阜师范大学经济学院硕士研究生。

注: 本文是国家社科基金青年项目“我国区域协调发展效果评价及预警体系构建研究”(编号: 19CJL021) 的成果。

振兴老工业基地对我国经济发展具有重大意义,而振兴老工业基地的关键在于推进产业结构调整,实现产业转型升级。产业能否实现升级是衡量老工业基地振兴政策实施效果的重要因素。产业的微观基础是企业个体,评估产业转型升级水平关键在于探究产业内部的代表性企业能否实现优化升级。^[2]现有文献中关于东北等老工业基地振兴政策对企业升级影响的研究较少,大部分文献仅评估了振兴政策对东北地区经济增长的影响。少数学者研究了振兴政策对企业的影响,但政策实施效果的评价不一。首轮振兴政策因东北地区的增值税改革提高了企业生产率和资本劳动比,^[3]并且政策的实施提高了企业的产值,^[4]但尚未有效激发东北地区企业的内生增长动力。^[5]综上,现有文献对老工业基地振兴政策实施效果的评估主要集中于东北地区,鲜有考虑全国范围的老工业基地;而且大多数从宏观角度研究振兴政策的影响,较少以微观企业为研究对象;此外,大部分文献的研究时间跨度较短,无法精准地评估振兴政策的实际效果。鉴于此,本文基于全国范围的老工业基地城市,采用多期双重差分模型,研究老工业基地振兴政策对企业升级的影响,并探究其传导机制,为进一步促进老工业基地振兴提供政策参考。

二、制度背景和研究假设

(一) 制度背景

东北等老工业基地为新中国的发展作出了重大贡献,奠定了我国的工业基础。但改革开放后,由于长期计划经济下深层次结构性和体制性矛盾,东北等老工业基地不适应经济体制转轨和市场化进程,出现了经济下滑、工业生产步履维艰等一系列问题,这被称为“东北现象”。为解决这一问题,国家在2003年10月出台《中共中央 国务院关于实施东北地区等老工业基地振兴战略的若干意见》,正式启动实施东北地区等老工业基地振兴战略。这一时期的政策实施重点是做好东北地区老工业基地的调整改造工作,国家出台财税政策、重点项目专项投资等一系列相关扶持政策,支持东北地区老工业基地调整改造。2004年,国家对东北三省装备制造业等八大行业实行增值税转型改革试点,以此提高企业的发展活力和竞争力。同时,中西部地区的老工业基地也出现经济增速放缓现象,因此国家在2007年出台相关政策,要求中部六省26个地级市比照东北等老工业基地实施振兴政策,促进中部地区的崛起。在东北地区等老工业基地振兴战略的推动下,2004—2013年东北三省的经济总量增长275.03%,同期全国增长255.80%。在振兴政策实施的十年间,东北老工业基地得到了快速发展,取得了一定的成效。因此,国家发展和改革委员会在2013年发布《全国老工业基地调整改造规划(2013—2022年)》,由此开始在全国范围实施老工业基地振兴战略,通过财税支持政策、深化国有企业改革等措施,改造优势产业,培育新兴产业,以调整优化产业结构,促进企业转型升级。2016年,为应对新常态下东北经济增速下行压力加大问题,进一步发布《中共中央国务院关于全面振兴东北地区等老工业基地的若干意见》,提出“不断提升东北等老工业基地的发展活力、内生动力和整体竞争力”。当前东北振兴仍处于爬坡过坎的关键阶段,东北等老工业基地要坚持振兴政策,推动高质量发展。高质量发展关键在于产业结构优化调整、企业实现转型升级。因此,本文以全国范围内老工业基地为研究对象,探究振兴政策对企业升级的促进作用。

(二) 研究假设

企业升级是指企业通过提高技术能力和竞争能力,由劳动密集型转向资本和技术密集型,进而增强产品附加价值的过程。^[6,7]影响企业升级的因素不仅有自主创新、关键资源优化配置等可以提高企业核心竞争力的内部因素,还有制度环境、政府政策和企业间合作等外部环境因素。^[6,8]老工业基地振兴政策作为国家一项重要的区域政策,其一系列政策措施能够改善试点区域的资源配置效率、营商环境等因素,从而对区域内的企业发展产生引导作用。那么,老工业基地振兴政策的实施效果如何?是否有效促进了企业升级?若能促进企业升级,是通过什么路径实现的?这将是本文探讨的重点。

老工业基地振兴政策作为区域政策,能够促进区域内产业集聚,^[9,10]发挥聚集经济效应,^[4]从而实现产业结构升级和企业生产率提高。^[11]一方面,老工业基地振兴政策中改造传统优势产业和发展高新

技术产业等特定产业扶持政策,能够形成专业化企业集聚,吸引高素质人才流入,加大企业间竞争,推动资源优化配置和企业生产率提高,实现聚集经济效应。产业集聚是实现工业企业转型升级的重要途径。^[12]另一方面,老工业基地振兴政策加大了基础设施投资、财政补贴、税收优惠力度,而基础设施建设支持政策和税收政策是形成产业集聚的重要因素,^[13,14]因此能够吸引国内外企业进入,带动资本、人才等生产要素向老工业基地汇聚,有利于加强企业间的关联,促进中间品市场的发展,降低资源获取难度和成本,实现聚集经济效应。基于以上分析,提出研究假设 H0。

H0:老工业基地振兴政策能够促进企业升级。

产业集聚对聚集区内企业升级的推动作用主要表现在技术外部性和金融外部性两方面。一方面,老工业基地的聚集经济效应能够促进技术创新和扩散,对企业全要素生产率产生显著促进作用,实现企业升级。^[15]第一,老工业基地振兴政策中政府对企业实行了转移支付和中央预算内投资等财政补贴政策及减免税收和享受所得税优惠等税收优惠政策。这些财税政策的实施能够直接增加企业的可支配利润,减少企业自有投资比例并降低研发风险,提高企业研发投入积极性,促使企业加大研发资金投入和创新活动,提高技术创新能力。^[16,17]第二,积极推动高新技术类企业集聚能够吸引高素质人才流入,提高企业中研发人员比例,增强企业自主研发创新能力。^[17]这种自主研发创新能力的提高能够优化企业内部资源配置效率,使资本和劳动等生产要素在企业不同部门间流动,有利于降低企业信息传递和技术交流的成本,并通过技术溢出推动技术在不同企业间扩散,提高企业全要素生产率。^[18]第三,产业集聚能为企业营造良好的区域创新环境,带动资金、科技人才的集聚,实现产学研有效结合,形成区域创新网络,促进区域内整体企业的技术创新。基于以上分析,提出研究假设 H1。

H1:老工业基地振兴政策通过激发企业研发创新促进企业升级。

另一方面,老工业基地的聚集经济效应能够缓解企业融资约束,对企业全要素生产率具有促进作用。^[19]融资约束会限制企业全要素生产率的提高:第一,企业面临融资约束时会选择回报率高、风险较低的投资项目,减少企业研发投入,^[20]降低资本配置效率,不利于生产率提高。第二,融资约束会抑制企业的固定资产投资行为,使其放弃有利的投资机会,导致资源配置扭曲,不利于企业升级。^[21]相反,当日常周转经营的流动资金充足时,企业可以进行长期的研发创新活动,以此带动企业升级。因此,缓解企业融资约束可使企业获得资金支撑,有动力进行投资和规模扩张,促进企业升级。那么,老工业基地振兴政策对企业的影响是否也遵循同样的传导路径?融资约束理论认为,政府实施产业扶持政策对产业发展进行直接干预和间接引导,能够通过优化外部融资环境,帮助企业缓解“融资难,融资贵”问题。^[22]因此,老工业基地振兴政策中建立专门股权投资基金、支持企业发行债券和贷款优惠等一系列融资政策,为企业转型升级提供了良好的外部融资环境,同时产业集聚缓解了企业与银行之间信息不对称的问题,企业更容易获得银行贷款来补充现金流,缓解企业的融资约束。^[23]基于以上分析,提出研究假设 H2。

H2:老工业基地振兴政策通过缓解企业融资约束促进企业升级。

三、研究设计

(一) 识别策略

企业升级的衡量方法学术界尚未有统一观点。部分学者采用生产效率来衡量企业升级。^[24]还有学者认为应从多个维度综合考虑企业升级,如从企业创新、企业结构和企业绩效等维度来衡量。^[25]近年来,在对企业升级的研究中大多数学者使用全要素生产率衡量,其涵盖全面且综合性强,能够反映企业是否实现升级。全要素生产率不仅能够体现企业技术创新能力,而且能够反映企业资本配置和要素组合效率。因此,本文采用全要素生产率衡量企业升级。

1. 全要素生产率的测算。目前常见的计算全要素生产率的方法有 OLS 法、OP 法(Olley-Pakes 法)、LP 法(Levinsohn-Petrin 法)、广义矩估计法(GMM 法)。学术界对各种计算全要素生产率方法的

准确性存在较大争议,通常认为 OLS 法会出现同时性偏差和样本选择偏差,GMM 法需要样本具有足够长的时间跨度,OP 法在计算时则要求投资为非负数,否则会造成估计样本的缺失。因此,本文借鉴鲁晓东和连玉君^[26]的研究,采用 LP 法测算 2000—2019 年上市公司的全要素生产率并进行回归分析。生产函数如式(1)所示:

$$\ln Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 \ln L_{it} + \alpha_2 \ln K_{it} + \alpha_3 \ln M_{it} + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中 Y_{it} 为企业 i 在 t 时期的营业收入; L_{it} 、 K_{it} 、 M_{it} 为劳动力、资本和中间品投入变量,分别以支付给职工及为职工支付的现金、固定资产净值和购买商品与劳务的现金流出来衡量。本文用残差对数度量企业全要素生产率($\ln TFP$)。

2. 模型设定与变量定义。我国在 2003 年启动东北地区等老工业基地振兴战略,并在 2007 年确定中部六个省份的 26 个地级市作为第二批政策实施城市,2013 年确定全国范围内的 95 个地级市为第三批政策实施城市,这种分批政策的实施可视为一项准自然实验。由于不同城市受到政策冲击的时点不一,所以本文选择多期双重差分法探究老工业基地振兴政策对企业升级的影响。本文选择政策实施城市的上市公司作为处理组,将未实施政策城市的上市公司作为控制组。需要特别说明的是,2003 年 10 月,东北地区等老工业基地振兴战略出台已接近年底,所以本文选择 2004 年作为实施振兴政策冲击年。基于 2004 年、2007 年和 2013 年政策实施的不同城市,构建如下多期双重差分模型:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中 i 代表个体, t 代表年份; $\ln TFP$ 为被解释变量,代表企业全要素生产率; $DID_{it}(\text{treat}_i \times \text{post}_t)$ 为核心解释变量,本文关注的是系数 β_1 是否显著,即与控制组相比,老工业基地城市(处理组)在振兴政策实施之后企业是否实现升级; treat_i 即老工业基地振兴政策的虚拟变量,在 2004 年、2007 年、2013 年任一年实施政策城市的上市公司赋值为 1,未实施政策城市的上市公司赋值为 0; post_t 即振兴政策的时间虚拟变量,实施振兴政策的当年及以后的年份赋值为 1,其余年份赋值为 0; DID_{it} 即若 i 城市在 t 年份实施振兴政策,则取值为 1,其余取值为 0; X_{it} 为一系列控制变量; μ_i 和 λ_t 分别为个体固定效应和年份固定效应; ε_{it} 为随机扰动项。

本文被解释变量选取上市公司当年的全要素生产率对数($\ln TFP$),反映政策对企业升级的影响。核心解释变量是老工业基地振兴政策,即政策实施的虚拟变量和政策实施时间虚拟变量的交叉项(DID)。控制变量包括:(1) 企业年龄(Age),用企业所在城市实施振兴政策年份减去企业成立日期。(2) 企业性质(SOE),企业是国有企业赋值为 1,民营企业则赋值为 0。(3) 企业规模($\ln Size$),用企业年总资产的对数表示。(4) 盈利能力(Profitability),企业当年的营业利润占营业收入的比重。(5) 资产负债率(ALR),企业当年总负债占总资产的比重。(6) 现金流量(Cashflow),企业当年营业活动产生的现金流占营业收入的比重。(7) 成长能力($\ln Growth$),用企业资产增长率对数表示。

(二) 数据来源和描述性统计

表 1 变量的描述性统计

变量	Mean	Std. Dev.	Min	Max
$\ln TFP$	11.7935	0.9384	9.5822	14.3924
Age	15.4609	6.3439	1.0000	62.0000
SOE	0.5056	0.4999	0.0000	1.0000
Profitability	0.0752	0.2005	-1.0799	0.5970
ALR	0.4381	0.2041	0.0530	0.8986
Cashflow	0.0862	0.2104	-0.8612	0.7520
$\ln Growth$	0.1255	0.2157	-0.3956	1.0932
$\ln Size$	21.8615	1.2938	14.9416	28.6365

本文使用 2000—2019 年上市公司的面板数据作为样本进行实证分析,主要数据来源于国泰安数据

库。基于研究需要,本文对数据进行了如下处理:(1)因金融类行业与其他行业的会计准则有很大不同,相关数据不具有可比性,所以剔除金融类样本数据,且ST类数据对本文来说没有研究意义,故予以剔除。(2)剔除主要变量数据缺失的样本。(3)为了消除异常值、极端值对估计结果的影响,对连续型变量按照双边各剔除1%的方式进行Winsorize缩尾处理。主要变量描述统计如表1所示。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归结果

表2报告了模型(2)的平均处理效应估计结果,其中列(1)为不包含控制变量的情况下振兴政策对企业全要素生产率的影响,估计结果显著为正,表明老工业基地振兴政策提高了老工业基地城市中上市公司的全要素生产率。列(2)为包含控制变量的情况下振兴政策对企业全要素生产率的影响,核心解释系数依然显著为正。由此可知老工业基地振兴政策显著提高了政策实施城市中上市公司的全要素生产率,表明老工业基地振兴政策不仅通过转移支付、减免税收、专项投资等直接补贴的措施实现对企业“输血”式的扶持,更是在政策实施过程中激发了企业内生动力,在“量”的基础上实现企业“质”的增长,用“造血”的方式促进了老工业基地城市的企业升级。同时,控制变量的变化符合预期,如企业年龄(Age)、企业规模(lnSize)、盈利能力(Profitability)、资产负债率(ALR)都显著提高了企业的全要素生产率,而企业资产增长率(lnGrowth)提高却降低了企业全要素生产率,可能的原因是企业在扩大规模时一定程度上注重量的增长超过注重质的增长。需要引起关注的是企业性质(SOE)对企业全要素生产率的影响为负但并不显著,下文将进一步进行探讨。

表2 老工业基地振兴政策与企业全要素生产率

变量	(1)	(2)
	lnTFP	lnTFP
DID	0.3067*** (0.0000)	0.0707*** (0.0009)
控制变量	否	是
控制个体	是	是
控制城市	是	是
控制行业	是	是
R-squared	0.7639	0.8780
N	3.7e+04	3.3e+04

注:括号内为p值;* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.01,下同。

(二) 平行趋势检验

运用双重差分模型需要满足的前提条件是平行趋势假定,即老工业基地振兴政策实施之前实验组与控制组的全要素生产率在时间趋势上基本保持一致。本文参考李青原等^[27]的做法进行平行趋势检验。根据企业所在城市实施振兴政策的确切年份,将样本区间分为五段:样本起始年份至实施振兴政策的前两年、实施振兴政策的前一年、实施振兴政策当年、实施振兴政策的后一年、实施振兴政策的后两年至样本结束年份,从而构造5个指示变量DID(-2)、DID(-1)、DID(0)、DID(+1)和DID(+2),当“城市—企业”处于子样本区间则为1,否则为0。根据表3检验结果来看,DID(-2)和DID(-1)的系数不显著,表明在老工业基地振兴政策实施之前,处理组与控制组的企业全要素生产率没有显著差异,即处理组和控制组具有可比性。

表3 平行趋势检验

	lnTFP
DID(-2)	-0.0118(0.6454)
DID(-1)	0.0368(0.1011)
DID(0)	-0.0370*** (0.0022)
DID(1)	-0.0210** (0.0429)

续表 3

	lnTFP
DID(2)	0.0312*** (0.0003)
控制个体	是
控制城市	是
控制行业	是
控制变量	是
R-squared	0.8783
N	3.5e+04

(三) 稳健性检验

1. 倾向得分匹配法检验。本文将全国未实施老工业基地振兴政策城市的上市公司作为控制组,而未实施政策城市的上市公司与实施政策城市的上市公司因早期城市行业发展方向、发展速度、工业基础不同,导致实验组与控制组的企业特征可能存在差异,而存在的差异会使得估计结果有所偏差,进一步对本文的基本结论造成影响。并且老工业基地城市因体制机制、产业结构等问题本身较非老工业基地城市发展缓慢,其样本可能会存在选择偏差的问题,样本选择偏差进一步可能会导致内生性问题。因此,为了避免出现以上问题,利用倾向得分匹配(PSM)的方法选取合适的控制组,再根据基本估计模型进行PSM-DID检验。在该部分,使用核匹配、近邻匹配和卡尺匹配三种匹配方法进行检验。首先,根据企业层面的控制变量通过Logit概率模型对实验组和控制组计算倾向得分值,然后采用核匹配、近邻匹配(一对三匹配)、卡尺匹配(卡尺选择0.01)进行得分匹配,其中三种方法都通过了平衡性检验,即倾向得分在实验组与控制组之间不再具有显著性差异,最后利用基本估计模型重新进行DID回归。

表 4 倾向得分匹配法匹配检验

PSM-DID	(1) 核匹配	(2) 近邻匹配	(3) 卡尺匹配
	lnTFP	lnTFP	lnTFP
DID	0.0468*** (0.0000)	0.1623*** (0.0000)	0.1516*** (0.0000)
控制个体	是	是	是
控制城市	是	是	是
控制行业	是	是	是
控制变量	是	是	是
R-squared	0.5822	0.1642	0.4751
N	3.3e+04	3.3e+04	3.3e+04

由表 4 可知,通过三种匹配方法进行的 PSM-DID 检验其核心解释变量系数虽然有所不同,但系数都为正且在 1% 的水平上显著,同时从数值上相对于基准回归值更大,表明在使用更加精确的匹配样本后,整个政策效应变得更强,这也和预期相一致。这说明老工业基地振兴政策对企业全要素生产率有显著的正向影响,与基本回归的结果保持一致,表明即使排除了实验组与控制组的企业特征差异,选取不同的控制组,本文的研究结果依然稳健。

2. 排除其他政策的干扰。2007 年中部地区 26 个城市成为第二批实施振兴政策的老工业基地城市。而 2006 年国家出台《中共中央 国务院关于促进中部地区崛起的若干意见》,明确了中部地区“三基地、一枢纽”的定位。实践和研究都证明了,中部地区崛起战略能够促进产业结构升级。^[28]这样来看,本文研究中 2006 年实施的中部地区崛起政策会对 2007 年实施老工业基地振兴政策的中部地区 26 个老工业基地城市产生“政策干扰”。因此,为了排除中部地区崛起政策的“干扰”,本文剔除了实施中部地区崛起政策城市的上市公司样本进行稳健性测试。从表 5 列(1)的回归结果可以看出,核心解释变量的估计系数依然显著为正。这说明,在排除了其他政策干扰后,老工业基地振兴政策依然显著地提高了

企业的全要素生产率,助推企业升级,实现政策“造血”功能,表明本文的研究结论是稳健的。

3. 替换代理变量。虽然全要素生产率涵盖的信息更加全面、综合性更强,但正如前文所言,计算方法的选择会对全要素生产率的结果产生较大影响,即使在同一种方法下,不同的参数设置也会使结果出现差异,因此,也有学者使用劳动生产率刻画企业升级。^[24]为了使本文的估计结果更加稳健,本文以劳动生产率量化企业升级进行稳健性检验。如表5第(2)列估计结果所示,在对劳动生产率(lnp)的回归中,核心解释变量的估计系数在1%的水平上显著为正,说明无论是检验全要素生产率还是劳动生产率,老工业基地振兴政策都显著促进了企业升级,增强了企业内生动力,实现“造血”的政策初衷。因此,本文的结论是稳健的。

表5 排除其他政策干扰、替换代理变量

	(1) 排除其他政策干扰 lnTFP	(2) 替换代理变量 lnp
DID	0.0531* (0.0645)	0.1416*** (0.0001)
控制个体	是	是
控制城市	是	是
控制行业	是	是
控制变量	是	是
R-squared	0.8788	0.7510
N	2.8e+04	3.3e+04

五、影响机制分析

上述研究表明,老工业基地振兴政策提升了企业全要素生产率,促进了企业升级。那么,老工业基地振兴政策是通过何种作用机制来影响企业全要素生产率?基于前文的理论分析,振兴政策可能通过提高企业的研发创新能力和缓解企业的融资约束进而促进企业全要素生产率的提高。因此,为厘清振兴政策对企业全要素生产率的作用机制,本文借鉴温忠麟等^[29]提出的中介效应检验方法,构建如下中介效应检验方程:

$$\ln TFP_{it} = \beta_0 + \beta_1 DID_{it} + \beta_2 X_{it} + u_i + \lambda_1 + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DID_{it} + \alpha_3 X_{it} + u_i + \lambda_1 + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$\ln TFP_{it} = \lambda_0 + \lambda_1 DID_{it} + \lambda_2 M_{it} + \lambda_3 X_{it} + u_i + \lambda_1 + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

其中, M_{it} 为中介变量 lnInnovation(研发投入对数),衡量研发创新活动强度; SAS(SA 指数)参考哈德洛克和皮尔斯(Hadlock and Piere)^[30]的方法,计算观测年度企业的 SA^① 指数,SA 指数为负,取值越大表明融资约束程度越高。根据中介效应模型的检验步骤,当回归中 λ_1 和 λ_2 都显著,则为部分中介效应;若 λ_2 显著且 λ_1 不显著,则为完全中介效应。

(一) 研发创新

老工业基地在过去的发展中因体制机制僵化、产业结构失衡等问题,导致高素质人才流失严重,企业创新动力不足,出现较大经济下行压力。而创新是引领发展的第一动力,是企业升级的关键。^[24]老工业基地振兴政策的出台为企业提供了财税优惠政策和人才培养、引进政策,有利于减轻企业资金负担和激励企业增加研发投入,即当企业获得财税优惠政策时,企业平均研发创新强度会显著提高。^[16]并且,人才引进能够增加企业研发人员比例,从而增强企业自主创新能力,进而提高企业全要素生产率,促进企业升级。如表6所示,第(1)列 DID 的估计系数显著为正;第(2)列 DID 的估计系数在1%的水平上显著为正,说明老工业基地振兴政策提高了企业研发创新强度;第(3)列中 DID 和 lnInnovation 的估

① 使用公式 $-0.737 \times \text{Size} + 0.043 \times \text{Size}^2 - 0.04 \times \text{Age}$ 计算 SA 指数,其中 Size 为企业规模,用企业总资产对数衡量; Age 为企业年龄,用企业所在年份减去企业成立日期。

计系数在 5% 和 10% 的水平上显著为正,中介效应为正,说明企业的研发创新活动会提高企业的全要素生产率,与预期结论一致。中介变量 lnInnovation 为部分中介变量,即老工业基地振兴政策促进企业研发创新进而提高企业全要素生产率,从而实现企业升级,达到政策“造血”的效果。

表 6 中介效应(lnInnovation)

	(1) lnTFP	(2) lnInnovation	(3) lnTFP
DID	0.0707*** (0.0009)	0.1778*** (0.0022)	0.0363* (0.0891)
lnInnovation	-	-	0.0088** (0.0204)
_cons	2.1981*** (0.0000)	-11.2053*** (0.0000)	2.2968*** (0.0000)
控制个体	是	是	是
控制城市	是	是	是
控制行业	是	是	是
控制变量	是	是	是
R-squared	0.9132	0.7188	0.9133
N	3.3e+04	1.9e+04	1.9e+04

(二) 缓解融资约束

融资约束会阻碍企业全要素生产率的提升。^[21]老工业基地振兴政策通过加大一般性转移支付和信贷支持等财政支持力度及支持企业发行债券等融资政策,能够改善企业的外部融资环境,可以有效降低老工业基地城市企业的融资约束,促进企业加大研发投入,增强企业自主创新能力,激发企业活力和内生动力。同时,融资约束的缓解能够促使企业加大固定资产投资,扩大生产规模,进而提升企业全要素生产率,实现政策“造血”的目的。

表 7 中介效应(SAS)

	(1) lnTFP	(2) SAS	(3) lnTFP
DID	0.0707*** (0.0009)	-0.1035** (0.0136)	0.0698*** (0.0010)
SAS	-	-	-0.3752*** (0.0000)
_cons	1.4879*** (0.0000)	1.7363*** (0.0000)	-6.5098*** (0.0001)
控制个体	是	是	是
控制城市	是	是	是
控制行业	是	是	是
控制变量	是	是	是
R-squared	0.8780	0.8865	0.8786
N	3.3e+04	3.3e+04	3.3e+04

如表 7 所示,第(1)列中 DID 的估计系数在 1% 的水平上显著为正;第(2)列中 DID 的估计系数在 5% 的水平上显著为负,说明老工业基地振兴政策降低了企业融资约束;第(3)列中 DID 的估计系数在 1% 水平上显著为正,SAS 的估计系数在 1% 的水平上显著为负,中介效应为正,表明降低企业融资约束可以提高企业全要素生产率,符合预期结论。中介变量 SAS 为部分中介变量,即老工业基地振兴政策降低企业融资约束进而提高企业全要素生产率,实现“造血”式的企业升级。

六、异质性分析

(一) 对不同地区企业的影响

老工业基地振兴政策涉及全国各个地区的城市,不同地区实施振兴政策对企业升级的影响效果尚不明确。因此,对老工业基地振兴政策能否促进企业升级进行分地区检验。表 8 的回归结果表明,老工业基地振兴政策显著提高了东北地区和中部地区的企业全要素生产率,而对西部地区和东部地区企业

的全要素生产率没有显著影响。对上述结果可能的解释是:我国在1999年实施西部大开发战略,西部地区发展得到国家政策扶持早于东北和中部地区,而东部地区则是我国最早开放的区域,经济发展占据显著优势。东部地区和西部地区经过多年的发展,在经济转型和产业结构调整上要优于东北地区 and 中部地区,所以老工业基地振兴政策对东部和西部地区企业自身要素禀赋的提高没有太大的影响。而且东北地区和中部地区的城市在新中国成立初期一直以发展重工业为主,其工业基础要比东部和西部地区深厚,产业结构也以传统产业为主,迫切需要转型升级。因此,老工业基地振兴政策对东北地区和中部地区老工业基地城市的企业升级有更显著的影响。

表8 对不同地区的影响

	(1) 东北 lnTFP	(2) 中部 lnTFP	(3) 西部 lnTFP	(4) 东部 lnTFP
DID	0.2430*** (0.0000)	0.0724** (0.0179)	-0.0523 (0.2213)	-0.0102 (0.7936)
控制个体	是	是	是	是
控制城市	是	是	是	是
控制行业	是	是	是	是
控制变量	是	是	是	是
R-squared	0.8702	0.8920	0.8801	0.8862
N	2.0e+03	4.7e+03	4.9e+03	2.1e+04

(二) 对不同所有制企业的影响

老工业基地振兴政策中提出要深化国有企业改革,增强国有企业内生活力和发展引领力;大力支持民营经济发展,鼓励其成为推动经济增长的重要力量。因此,对国有企业和民营企业进行检验,探究振兴政策对不同所有制企业的影响。由表9可以看出,老工业基地振兴政策不管是对国有企业的全要素生产率还是对民营企业的全要素生产率都有一定的提升作用,都促进了企业升级,实现了对企业“造血”式帮助的目的。但观察核心解释变量的系数发现老工业基地振兴政策对民营企业的影响要高于对国有企业的影响。以上结果可能的解释是:尽管政策中的大部分做法都是针对国有企业改革提出的,但是国有企业因为体制机制僵化、创新动力不足、改革阻力大等原因,导致企业升级过程较慢。而振兴政策的实施加大了区域投资,为企业发展提供各种优惠政策,改善了整体企业的营商环境,同时国家高度重视民营经济的发展,出台了一系列扶持非公有制经济和中小企业发展的政策措施,并且加强创业扶持、科技平台、投融资等社会化服务体系建设。国家为民营企业创造了良好的制度环境,能够激发民营企业的创新动力来促进企业的升级,所以振兴政策显著提高了民营企业的全要素生产率。

表9 对不同所有制性质企业的影响

	(1) 国有企业 lnTFP	(2) 民营企业 lnTFP
DID	0.0594** (0.0114)	0.1006** (0.0165)
控制个体	是	是
控制城市	是	是
控制行业	是	是
控制变量	是	是
R-squared	0.8897	0.8668
N	1.7e+04	1.6e+04

(三) 对不同行业的影响

东北地区等老工业基地在发展过程中主要形成了以煤、铁、石油等资源开采加工为主的采矿业和以生产配套设备为主的装备制造业,采矿业和装备制造业在老工业基地行业中占比较大,为过去老工业基

地的发展贡献了重要力量。因此,本文将上市公司按照采矿业、制造业和其他行业来进行检验。由表 10 列(1)可以看出,老工业基地振兴政策对采矿业具有显著的负向影响,说明振兴政策降低了采矿企业的全要素生产率。老工业基地振兴政策目的是调整产业结构,淘汰落后产能,会对采矿企业进行长时间的兼并重组,同时采矿业因效率低下、资源枯竭等自身特点转型升级较慢,还处于转型阵痛时期。表 10 列(2)显示,老工业基地振兴政策提高了制造业企业的全要素生产率,加快了制造业企业的转型升级。原因可能是政策指出要改造提升传统优势产业,而装备制造业是老工业基地的优势产业也是重点改造产业,所以加大了对制造业调整改造力度,重点推动制造业企业转型升级,以此增强制造行业的市场竞争力。检验结果来看,老工业基地振兴政策实现了政策的实施初衷。表 10 列(3)表明,老工业基地振兴政策促进了其他行业企业的升级,说明老工业基地振兴政策对大部分行业有积极的影响,能够整体上促进企业升级。

表 10 对不同行业企业的影响

	(1) 采矿业 lnTFP	(2) 制造业 lnTFP	(3) 其他行业 lnTFP
DID	-0.2348*** (0.0078)	0.0504* (0.0679)	0.1239*** (0.0002)
控制个体	是	是	是
控制城市	是	是	是
控制行业	是	是	是
控制变量	是	是	是
R-squared	0.9193	0.8956	0.8785
N	602.0000	1.9e+04	1.6e+04

七、结论与政策建议

(一) 结论

本文对老工业基地振兴政策的实施效果进行评估,并检验了振兴政策对相关企业全要素生产率的作用机制。基本回归结果表明,老工业基地振兴政策显著提高了企业全要素生产率,真正实现了政策为企业“造血”的功能,促进了企业升级。作用机制检验表明,老工业基地振兴政策通过加大企业研发创新活动的强度和缓解企业融资约束提升企业全要素生产率。进一步分析发现,老工业基地振兴政策显著促进了东北地区和中部地区的企业升级,但对东部地区和西部地区没有显著影响,振兴政策抑制了采矿业企业全要素生产率的提升,却显著提高了制造业企业的全要素生产率,说明振兴政策能够加快淘汰落后产能,促进制造业企业转型升级,实现老工业基地产业结构的优化调整,促进企业升级。

(二) 政策建议

1. 继续加大老工业基地振兴政策支持力度,优化产业结构。老工业基地城市的企业通过税收优惠、转移支付等财政政策支持,转型升级效果明显,但老工业基地体制机制、经济结构问题突出,转型面临较多困难,不同行业转型升级程度不一,仍需要振兴政策的支持。针对老工业基地以第二产业为主的产业结构不合理的情况,需大力发展服务业和新兴产业,尤其是大力发展现代生产性服务业,通过其与制造业的良性互动来改善老工业基地的产业结构不合理现象。同时,大力发展具有高附加价值的技术密集型和知识密集型产业,培育高新技术产业集群,提高产品技术创新能力,改变传统的工业技术水平,通过技术创新推进老工业基地企业升级。另外,积极改造装备制造业等传统优势行业,推进制造业智能化发展,加快淘汰采矿业等落后产能,促进产业结构实现转型升级,推动经济高质量发展。

2. 针对不同地区的老工业基地发展现状实施不同的振兴政策。老工业基地振兴政策对东部地区和西部地区没有显著影响,说明率先发展东部地区和西部大开发政策在一定程度上促进了东部和西部地区老工业基地产业结构调整和企业转型升级,东部和西部的老工业基地转型升级优于东北地区和中部

地区的老工业基地。所以老工业基地振兴政策的相关优惠政策可以向东北地区和中部地区倾斜,根据不同地区老工业基地城市发展的实际情况,制定相应的振兴政策,有针对性地实现各个地区老工业基地产业的转型升级。

3. 加快全面深化国有企业改革,大力发展民营经济。老工业基地振兴政策推进了国有企业改革,但仍存在机制、观念等问题,转型升级落后于民营企业。因此,一方面,应深化国有企业改革,解决好国有企业历史遗留问题,减少政府在企业经营中的干预,有效激发企业的活力动力。对于商业类国有企业,重在培育市场竞争主体,提高企业竞争能力;对于公益类国企,重在提高公共服务的质量和效率,加快建立行业标杆制度。同时,发展混合经济,鼓励民间资本参与国有企业改革,增强国有企业活力。另一方面,大力促进民营经济发展,为民营企业提供良好的发展环境,推动财税优惠政策和银行贷款向民营企业倾斜。同时,简化各类行政手续,为民营企业发展营造良好的融资环境和经营环境,推动企业研发创新。综合考虑不同所有制类型企业在经济转型中的作用,坚持国有企业在转变经济发展方式、调整产业结构中的引领作用,同时兼顾民营企业的市场活力,进一步完善老工业基地振兴政策,推动深入挖掘企业自身资源禀赋,促进企业转型升级,实现经济高质量发展。

4. 继续增强老工业基地科技创新能力和动力。充分用好老工业基地原有的科技资源优势,进一步深化科技体制改革,转变政府管理科技模式,切实规范技术市场秩序,完善专利申请、保护等促进创新的制度保障;搭建完善的科技创新平台,鼓励高校、企业、科研机构合作开展创新活动,积极营造良好的创新环境;完善创新人才培养、引进、使用的体制机制,激发每个企业、每个人的创新动力,不断推出创新产品,切实增强区域创新活力和企业市场竞争能力,提高整体企业的自主研发创新能力,促进老工业基地企业转型升级。

参考文献:

- [1]张可云. 区域协调发展应聚焦“穷堵老”[N]. 环球时报, 2020-12-21.
- [2]李永友, 严岑. 服务业“营改增”能带动制造业升级吗?[J]. 经济研究, 2018(4): 18-31.
- [3]聂辉华, 方明月, 李涛. 增值税转型对企业行为和绩效的影响——以东北地区为例[J]. 管理世界, 2009(5): 17-24+35.
- [4]董香书, 肖翔. “振兴东北老工业基地”有利于产值还是利润?——来自中国工业企业数据的证据[J]. 管理世界, 2017(7): 24-34+187-188.
- [5]肖兴志, 张伟广. “授之以鱼”与“授之以渔”——首轮东北振兴政策的再思考[J]. 经济科学, 2019(3): 54-66.
- [6]Gereffi G. . International Trade and Industrial Upgrading in the Apparel Commodity Chain[J]. Journal of International Economics, 1999(1): 37-70.
- [7]Humphrey J. , Schmitz H. . Governance and Upgrading: Linking Industrial Cluster and Global Value Chain Research[R]. IDS Working Paper 120, 2000.
- [8]Makadok R. . Toward a Synthesis of the Resource-Based and Dynamic-Capability Views of Rent Creation[J]. Strategic Management Journal, 2001(5): 387-401.
- [9]路江涌, 陶志刚. 中国制造业区域集聚及国际比较[J]. 经济研究, 2006(3): 103-114.
- [10]路江涌, 陶志刚. 我国制造业区域集聚程度决定因素的研究[J]. 经济学(季刊), 2007(3): 801-816.
- [11]陈建军, 胡晨光. 产业集聚的集聚效应——以长江三角洲次区域为例的理论和实证分析[J]. 管理世界, 2008(6): 68-83.
- [12]孙晓华, 郭旭. 工业集聚效应的来源: 劳动还是资本[J]. 中国工业经济, 2015(11): 78-93.
- [13]Martin P. , Rogers C. A. . Industrial Location and Public Infrastructure[J]. Journal of International Economics, 1995(3): 335-351.
- [14]金煜, 陈钊, 陆铭. 中国的地区工业集聚: 经济地理、新经济地理与经济政策[J]. 经济研究, 2006(4): 79-89.
- [15]范剑勇, 冯猛, 李方文. 产业集聚与企业全要素生产率[J]. 世界经济, 2014(5): 51-73.
- [16]卫舒羽, 肖鹏. 税收优惠、财政补贴与企业研发投入——基于沪深A股上市公司的实证分析[J]. 税务研究, 2021(5): 40-46.
- [17]黄小勇, 龙小宁. 在集聚中走向创新——专利生产中的集聚经济效应研究[J]. 产业经济研究, 2020(1): 84-98.
- [18]彭中文, 何新城. 所有权性质、产业集聚与FDI技术效率溢出——来自中国装备制造业的经验证据[J]. 财经研究, 2011(6): 122-132.
- [19]安礼伟, 蒋元明. 长三角区域规划与先进制造业企业全要素生产率——基于PSM-DID模型的经验研究[J]. 产业经济研究,

2020(4):45-60.

[20]熊广勤,周文锋,李惠平.产业集聚视角下融资约束对企业研发投入的影响研究——以中国创业板上市公司为例[J].宏观经济研究,2019(9):88-101.

[21]任曙明,吕 镒.融资约束、政府补贴与全要素生产率——来自中国装备制造企业的实证研究[J].管理世界,2014(11):10-23+187.

[22]巫 岑,黎文飞,唐清泉.产业政策与企业资本结构调整速度[J].金融研究,2019(4):92-110.

[23]王克敏,刘 静,李晓溪.产业政策、政府支持与公司投资效率研究[J].管理世界,2017(3):113-124.

[24]王桂军,卢潇潇.“一带一路”倡议与中国企业升级[J].中国工业经济,2019(3):43-61.

[25]肖曙光,杨 洁.高管股权激励促进企业升级了吗——来自中国上市公司的经验证据[J].南开管理评论,2018(3):66-75.

[26]鲁晓东,连玉君.中国工业企业全要素生产率估计:1999—2007[J].经济学(季刊),2012(2):541-558.

[27]李青原,章尹赛楠.金融开放与资源配置效率——来自外资银行进入中国的证据[J].中国工业经济,2021(5):95-113.

[28]徐春秀,汪振辰.中部崛起政策对地区产业升级的异质性影响与机制分析——基于PSM-DID方法的一项拟自然实验[J].产经评论,2020(2):68-79.

[29]温忠麟,张 雷,侯杰泰,等.中介效应检验程序及其应用[J].心理学报,2004(5):614-620.

[30]Hadlock C. J.,Pierce J. R.. New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index[J]. The Review of Financial Studies,2010(5):1909-1940.

(责任编辑:金光敏)

Research on the Promotion Effect of Old Industrial Base Revitalization Policy on Enterprise Upgrading

Yao Peng,Ge Xiao-li

(School of Economics, Shandong University, Jinan Shandong 250100)

(School of Economics, Qufu Normal University, Rizhao Shandong 276826)

Abstract: Enterprise upgrading is the key to realizing the comprehensive revitalization and high-quality development of old industrial bases. In the current transition period of new and old kinetic energy, it is of great practical and policy significance to study the promotion effect of old industrial base revitalization policies on enterprise upgrading. Therefore, based on the data of Chinese listed companies from 2000 to 2019, this paper adopts a multi-stage double difference method to evaluate the revitalization policy implementation effect of the old industrial base. The results show that the revitalization policy of the old industrial bases has significantly improved the total factor productivity of enterprises and promoted the enterprise upgrading. The inspection results of the mechanism show that the revitalization policy of the old industrial base improves the total factor productivity of enterprises and realizes the “hematopoietic” function by promoting the enterprise research and development innovation and reducing the enterprise financing constraints. Heterogeneity analysis shows that the implementation of policies has a significant positive impact on enterprises in the northeast and central regions but has no significant impact on the eastern and western regions. Compared with state-owned enterprises, the positive impact of private enterprises is more significant; in terms of industries, the revitalization policy can eliminate outdated production capacity such as mining, promote the upgrading of enterprises in industries such as manufacturing, and have the effect of adjusting the industrial structure. This paper evaluates the effect of the revitalization policy of the old industrial base from the perspective of the enterprise, and puts forward the policy path to further promote the revitalization of the old industrial base.

Keywords: Old Industrial Base; Enterprise Upgrading; Total Factor Productivity; Multi-Phase Double Difference