

区域经济政策与企业全要素生产率

——基于“长江经济带”经济政策的准自然实验研究

王清刚 汪 帅

(中南财经政法大学 会计学院,湖北 武汉 430074)

摘要:本文以长江经济带经济政策实施为准自然实验,运用 DID-PSM 方法检验了区域经济政策对企业全要素生产率的影响及作用机制。研究表明:区域经济政策会显著促进长江经济带企业全要素生产率提高,主要通过改善融资环境、研发环境和人才环境三种渠道实现;异质性分析结果表明,与长江经济带下游企业相比,中上游企业受到区域经济政策的影响相对更大;在中上游企业中改善融资环境发挥的作用更强,而在下游企业中改善研发环境和人才环境发挥的作用更强。本文结论对今后进一步缩小区域差距、促进经济统筹协调和高质量发展提供一定参考。

关键词:区域经济政策;全要素生产率;长江经济带

中图分类号:F127 **文献标识码:**A **文章编号:**1003-5230(2022)05-0134-13

一、引言

当前,我国经济已由高速增长阶段转向高质量发展阶段。党的十九大报告明确提出“以供给侧结构性改革为主线,推动经济发展质量变革、效率变革、动力变革,提高全要素生产率”。在经济高质量发展阶段,市场在资源配置中起决定性的作用,但政策引导也不容忽视。在中国经济转型升级的关键期,从高质量发展的角度探讨区域经济政策与企业全要素生产率之间的关系及其作用机理,具有重要的学术价值和实践价值。

作为政府调控经济、缩小区域发展差距的重要手段,区域经济政策在国内得到了长期且广泛的运用。许多学者就区域经济政策实施效果问题展开了研究,如陈红霞(2017)研究了开发区产城融合政策对京津冀区域发展的影响^[1],刘雪燕等(2021)从学习效应和选择效应两个角度研究了区域减税政策对西部地区生产率和资产配置效率的促进作用^[2],孙林和周科选(2020)考察了区域贸易政策对中国出口东盟的企业投资行为变化^[3]。上述学者普遍认为区域经济政策对地区经济发展有一定促进作用,但在实践中区域经济政策是否有效,还有赖于政策本身是否与地区特征相契合,否则可能会造成产出效率低,甚至失效^[4]。上述文献主要研究了相关区域政策对西部地区、东部地区、沿海地区以及

收稿日期:2022-05-02

作者简介:王清刚(1970—),男,安徽淮北人,中南财经政法大学会计学院教授;

汪 帅(1995—),男,安徽太湖人,中南财经政法大学会计学院博士生。

跨国区域经济发展的影响,而长江经济带作为新时代经济协调发展的一个重要部分,从经济发展的角度对其经济政策进行评估探讨,学术界并不常见。当前涉及长江流域的研究主要集中在绿色创新^[5]、污染治理^[6]、碳排放^[7]和绿色全要素生产率^[8]等方面,更多地以城市为单元展开分析,而对微观企业的研究,如从企业全要素生产率的角度评估长江经济带经济政策实施效果的文献较为少见,这也成为本文研究的出发点。

本文从长江经济带经济政策实施这一准自然实验切入,运用 DID-PSM 方法考察了区域经济政策对企业全要素生产率的影响,并进一步检验了区域经济政策影响企业全要素生产率的作用机制并且识别其对长江上中下游企业的差异性影响。相比以往文献,本文的贡献主要体现在以下三个方面:第一,已有文献关注了西部地区、东部地区、沿海城市和跨国政策的作用,本文重点关注长江区域政策。具体地,以长江经济带为切入点,从高质量发展的角度检验区域经济政策对长江经济带企业全要素生产率的影响及作用机制。这对缩小区域发展差距、实现共同富裕和促进经济高质量发展具有参考作用。第二,已有研究多从企业内部因素和外部干预方面探讨对企业全要素生产率的影响,而本文从宏观政策着手分析长江经济带经济政策对企业全要素生产率的作用,丰富和拓展了区域经济政策和企业全要素生产率的文献。第三,基于长江上中下游地理位置和发展程度的差异,本文还检验了区域经济政策对长江上中下游企业全要素生产率影响的异质性,丰富了对区域经济政策经济价值的评估探讨,同时也为如何深入推进区域经济政策提供一定参考。

二、相关文献回顾、理论分析与研究假设

(一)相关文献回顾

与本文密切相关的文献包括两个方面:一是全要素生产率影响因素研究,二是长江经济带区域研究。作为经济高质量发展的关键,企业全要素生产率长期以来被学术界和实务界广泛关注。大量研究表明,融资约束^[9]、信息不对称^[10]和信贷配置扭曲^[11]等会降低企业全要素生产率,而一定的内部因素和外部干预会缓解上述问题。

从企业内部因素来看,已有文献发现资产配置转变^[12]、信息技术能力^[13]、企业财务结构与错配^[14]和知识管理^[15]会影响企业全要素生产率。而在外部干预上,地区公共债务^[16]、产业政策^[17]和人口集聚^[18]也能对企业全要素生产率产生一定作用。

在区域政策方面,学者们发现西部大开发区域经济政策对西部污染型企业全要素生产率的促进作用较大^[2];有学者聚焦京津冀区域,研究发现产城融合是保证区域可持续发展的必然选择,能为其提供外部动力^[19],并且城市之间的协调发展会加快产业结构升级进程,促进京津冀企业全要素生产率提高^[1]。深入到区域经济政策作用机制领域,有学者发现激发企业研发活力^[20]、发挥技术学习效应和税收选择效应^[2]、促进产能结构升级^[21]等均能促进全要素生产率的提高。上述研究支持了区域政策的积极效应,但在实践中,区域经济政策是否有效还与政策实施、区域自身特点有关,创新政策^[22]、产业政策^[23]的实施效率在不同区域之间存在明显差异。同时,不同政策对地区生产效率的作用机制也不尽相同,违背自身优势的政策实施会造成效率损失,甚至政策失效^[4]。

关于长江经济带的研究,已有文献主要集中在绿色创新、污染治理、碳排放和绿色全要素生产率方面。如郑飞鸿和李静(2022)发现科技型环境规制促进了长江经济带城市产业绿色创新,且具有一定空间溢出效应,并在不同流域、不同类型的城市之间存在差异^[5]。李标等(2021)研究发现长江经济带发展战略有助于城市污染减排^[6]。张晨露和张凡(2022)发现生态保护对长江经济带地区的碳排放具有显著抑制作用^[7]。尹礼汇等(2022)发现命令控制型和市场激励型环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率具有显著促进作用^[8]。

综上所述,较少有文献从高质量发展的角度考察区域经济政策对长江经济带企业全要素生产率的影响,探究其影响路径和对上中下游企业影响差异的研究更是少见。故本文拟将深入分析区域经济政策与长江经济带企业全要素生产率之间的关系,并检验其作用机制和对长江上中下游企业影响

的异质性,验证长江经济带经济政策的有效性和经济价值,以期为推动区域经济政策、促进经济统筹发展提供一定参考。

(二)制度背景与研究假设

自改革开放以来,长江沿线地区经济迅速发展,但这种粗放式的经济高速增长带来了一定隐患。2016年1月26日,习近平总书记在中央财经领导小组第十二次会议上的讲话中指出:“推动长江经济带发展,理念要先进,坚持生态优先、绿色发展,把生态环境保护摆上优先地位,涉及长江的一切经济活动都要以不破坏生态环境为前提,共抓大保护,不搞大开发。……提升发展质量和效益。”2016年3月,中共中央审议通过《长江经济带发展规划纲要》,《规划纲要》从大力保护长江生态环境、加快构建综合立体交通走廊、创新驱动产业转型升级、积极推进新型城镇化、努力构建全方位开放新格局、创新区域协调发展体制机制及保障措施等方面描绘了长江经济带发展的宏伟蓝图,这是推动长江经济带发展重大国家战略的纲领性文件。推动长江经济带高质量发展,必须依托区域人才、智力密集优势,坚定不移推进供给侧结构性改革,坚决淘汰落后过剩产能,大力激发创新创业创造活力,实现由要素驱动、投资驱动向创新驱动的转变,使之成为培育新动能、引领转型发展的创新驱动带。

全要素生产率一直是学术界和实务界关注的重点,已有研究表明,企业全要素生产率会受到诸如融资、创新和人才质量等因素的影响^{[24][25][26]}。结合长江经济带经济政策背景,本文认为区域经济政策会通过改善融资环境、研发环境和人才环境三个方面提高长江经济带企业全要素生产率,促进企业高质量发展。

第一,区域经济政策会改善融资环境,促进企业全要素生产率提高。企业面临融资约束问题会导致企业现金流减少,投资机会减少,进而造成资源配置扭曲、生产率下降^[24],因此要提高全要素生产率,解决企业融资问题至关重要。从具体金融政策来看^①,地方政府会引导银行业提高支持力度,主要表现为对长江经济带企业加大贷款规模,降低利率水平、延长贷款期限和简化信贷审批流程,使得企业所处融资环境得到一定改善。同时,沿线地区金融监管部门会针对银行业金融机构和企业特点,实施分类划分,确保金融资源配置到位,满足企业发展需求,这使得企业融资渠道和信息更为清晰透明^[27],融资约束问题得到缓解^[28]。由此可见,区域经济政策可通过改善企业面临的融资环境,缓解企业融资约束问题进而提高企业全要素生产率。

第二,区域经济政策会改善研发环境,促进企业全要素生产率提高。创新不仅能够改变企业生产方式,还能促进关联产业发展,是提高全要素生产率的关键^[25]。具体支持创新的政策主要包括以下三个方面^②:首先,打造上海创新示范高地,加强长江经济带现有科研中心建设,建立和完善创新成果转移转化中心、知识产权运营中心和产业专利联盟,改善科研基础条件、保障科研成果产权。这为研发工作提供了支持平台,调动了企业合作研发积极性、促进了研发工作的学习和交流。同时对于创新成果溢出效应还具有一定的促进作用,有助于长江沿线地区企业科技创新的进一步发展。其次,对企业而言,区域经济政策改善了融资环境,缓解了企业创新的资金压力,使企业能投入更多资源进行创新,激发创新活力^[21]。最后,地方政府还有针对性地发放企业创新补贴、创新奖励等以鼓励企业自主创新,这有助于充分调动企业创新积极性和缓解企业创新资金压力,提升创新水平进而提高全要素生产率^[25]。从以上三点来看,区域经济政策会通过改善企业研发环境,促进企业全要素生产率提高。

第三,区域经济政策会改善人才环境,促进企业全要素生产率提高。劳动力质量是技术进步和技术效率提高的关键因素^[26],对全要素生产率具有明显的促进作用^[29]。政策纲要提到,要“集聚人才优势,国家各类人才计划结合长江经济带人才需求予以积极支持”。具体的人才政策表现为^③,对于新来的人才给予一次性补助、房贴、月工资补助等,同时落实个人所得税优惠、科研经费等,吸引高质量人才创业就业,使人才环境得到一定改善。除引进人才外,合理完善的培训机制也可促进人才质量的提高,人才补助能够促进企业对自身员工加强培训和继续教育,提高员工整体素质水平。因此,区域经济政策会通过改善地区人才环境,促进企业全要素生产率提高。

基于以上分析,本文认为区域经济政策会提高企业全要素生产率,且主要是通过改善融资环境、

研发环境和人才环境促进企业全要素生产率提高,故提出假设:

H1:区域经济政策会促进企业全要素生产率提高。

H2a:区域经济政策会通过改善融资环境提高企业全要素生产率。

H2b:区域经济政策会通过改善研发环境提高企业全要素生产率。

H2c:区域经济政策会通过改善人才环境提高企业全要素生产率。

三、研究设计

(一)样本选择及数据来源

本文选取 2013—2019 年中国资本市场 A 股上市公司为研究样本,原因如下:第一,选择 7 年为一个时间周期,政策发生前后都为 3 年样本,使结果更为稳健;第二,2020 年受到新冠疫情严重影响,因此本文样本选择到 2019 年。为了避免异常样本的不利影响,本文进行了如下筛选:首先,剔除了 ST 和 PT 等非正常交易状态的观测值;其次,剔除金融、保险行业的观测值;最后,剔除了相关数据缺失的观测值。经过筛选,最终剩余 19291 个观测值,涉及 3508 家上市公司。此外,本文还对所有连续变量在 1%和 99%分位进行了 winsorize 处理。其余相关数据均来自 CSMAR 国泰安数据库,分析软件为 stata15.0。

(二)倾向得分匹配法(PSM)样本匹配

为了保证实验组和控制组之间样本的可比性,本文运用 PSM 为实验组寻找合适可对比的控制组。具体地,选择企业规模 Size、财务杠杆 Lev、股权集中度 Top5、成长能力 Grow、独立董事比例 Indep、董事会规模 Board、高管薪酬 Sala、高管持股比例 Hold 和年度虚拟变量 Year 作为协变量。PSM 采用 Logit 回归,对二值变量 Treat(是否为实验组样本)按照 1:2 的权重比例进行回归匹配,最终剩余 15301 个样本。

匹配后的均衡结果如表 1 所示,可以看到:(1)匹配前,Size、Lev、Indep 和 Sala 等 4 个协变量的均值在实验组(Treat=1)和对照组(Treat=0)之间的差异均在 1%的水平上显著,而在匹配后,这些变量的取值在两组间的差异已经不再统计显著;(2)匹配后协变量偏差率绝对值相比匹配前有所减小,且均小于 10%,表明匹配后协变量的标准化差距较小。以上结果表明 PSM 匹配满足均衡性假设。

表 1 PSM 匹配均衡性的检验结果

匹配变量	样本	均值		偏差率 (%)	t 检验	
		实验组	对照组		t 值	p 值
Size	U	22.1030	22.2650	-12.7	-8.73	0.001
	M	22.1040	22.1150	-0.8	-0.57	0.569
Lev	U	0.4206	0.4409	-9.6	-6.67	0.001
	M	0.4207	0.4232	-1.2	-0.8	0.421
Top5	U	0.5280	0.5259	1.4	0.99	0.321
	M	0.5280	0.5275	0.3	0.21	0.837
Grow	U	0.1855	0.1913	-1.1	-0.79	0.429
	M	0.1855	0.1917	-1.2	-0.82	0.414
Board	U	2.1205	2.1213	-0.4	-0.3	0.761
	M	2.1204	2.1243	-2	-1.32	0.186
Indep	U	0.3747	0.3781	-6.4	-4.41	0.001
	M	0.3747	0.3741	1	0.7	0.482
Sala	U	14.3870	14.4060	-2.8	-1.9	0.057
	M	14.3870	14.4020	-2.1	-1.41	0.159
Hold	U	0.0728	0.0716	0.9	0.61	0.545
	M	0.0728	0.0706	1.6	1.08	0.279

(三)模型设定

为了缓解区域经济政策和企业全要素生产率之间的内生性问题,更好地检验区域经济政策对企业全要素生产率的影响,本文以长江经济带经济政策作为准自然实验,设置实验组和控制组,参考刘晔和林陈聃(2021)的做法^[30],构建了如下 DID 估计模型:

$$TFP = \beta_0 + \beta_1 Post \times Treat + \beta_2 Size + \beta_3 Lev + \beta_4 Top5 + \beta_5 Grow + \beta_6 Board + \beta_7 Indep + \beta_8 Sala + \beta_9 Hold + \mu + \gamma + \epsilon \quad (1)$$

式(1)中,被解释变量 TFP 表示企业全要素生产率,为使结果更为稳健,本文分别用常规法、OP 法和 LP 法进行衡量,生成变量 TFPC、TFPO 和 TFPL。Treat 等于 1 代表长江经济带的企业,Treat 等于 0 则表示非长江经济带的企业,长江经济带覆盖上海、江苏、浙江、安徽、江西、湖北、湖南、重庆、四川、云南、贵州 11 个省市。Post 为时间虚拟变量,《长江经济带发展规划纲要》在 2016 年 3 月审议通过,故以 2016 年为界限,即 2016 年及之后 Post 定义为 1,2016 以前 Post 则为 0。

此外,本文还控制了企业规模 Size,等于企业期末总资产的自然对数;财务杠杆 Lev,等于企业期末负债总额与期末资产总额的比值;股权集中度 Top5,等于前五大股东持股数与总股数的比值;成长能力 Grow,等于企业主营业务收入增长率;独立董事比例 Indep,等于独立董事人数与董事会总人数的比值;董事会规模 Board,等于董事会总人数的自然对数;高管薪酬 Sala,等于企业前三位高管薪酬总额的自然对数;高管持股比例 Hold,等于高管持股数与总股数的比值。此外,模型还控制了个体固定效应 μ 和年度固定效应 γ 。

在模型中,本文主要关注的是交乘项 $Post \times Treat$ 的系数 β_1 ,其衡量了区域经济政策对企业全要素生产率的影响,若 β_1 显著为正,则说明区域经济政策显著提高了长江经济带企业全要素生产率,支持了假设 H1。

为了检验区域经济政策是否通过改善融资环境、研发环境和人才环境进而影响企业全要素生产率,本文在模型(1)的基础上构建模型(2):

$$TFP = \beta_0 + \beta_1 Post \times Treat + \beta_2 Post \times Treat \times Z + \beta_3 Z + \beta_4 Size + \beta_5 Lev + \beta_6 Top5 + \beta_7 Grow + \beta_8 Board + \beta_9 Indep + \beta_{10} Sala + \beta_{11} Hold + \mu + \gamma + \epsilon \quad (2)$$

式(2)中,Z 代表影响机制变量。融资环境,本文用跨期投资模型计算的企业融资约束变量 WW 进行衡量,WW 越大,企业融资约束程度越高,表明融资环境越差;研发环境,本文用研发资金的自然对数表示的研发投入 RD 进行度量,RD 越高,表明研发环境越好;人才环境,本文使用平均职工薪酬的自然对数表示的劳动力质量 HC 进行度量,HC 越高,表明人才环境越好。其余控制变量 Control 与模型(1)相同, μ 和 γ 分别为个体固定效应和年度固定效应。在此模型中,主要关注 β_2 的符号。

(四)描述性统计

表 2 列示了主要研究变量的描述性统计结果。TFPC、TFPO 和 TFPL 的标准差分别为 2.1649、2.1630 和 2.1608,表明不同企业全要素生产率之间存在一定差异;Top5 的平均值等于 0.5266,最大值为 0.8858,表明样本内公司前五大股东的平均持股比例为 52.66%,最大为 88.58%,反映出中国上市公司股权集中度在经历股权分置改革后仍然较高的事实;Indep 的均值等于 0.3758,表明独立董事比例平均占比为 37.58%,符合独立董事最低 1/3 比例的规定。控制变量在不同企业之间都存在一定差异,这为本文考察区域经济政策对全要素生产率的影响提供了支持。

四、实证结果分析

为考察区域经济政策冲击是否影响以及如何影响企业全要素生产率,本文依次进行如下两个检验:第一,运用单变量双重差分法,初步考察区域经济政策对企业全要素生产率的影响;第二,引入各控制变量,使用 DID 模型进行实证检验,进一步考察区域经济政策对企业全要素生产率的影响。

表 2

变量的描述性统计

变量	观测值	均值	标准差	最小值	1/4 分位	中位数	3/4 分位	最大值
TFPC	15301	6.8795	2.1649	3.7265	5.0380	6.2425	9.4958	10.4285
TFPO	15301	6.8810	2.1630	3.7357	5.0323	6.2409	9.5038	10.4308
TFPL	15301	6.8796	2.1608	3.7307	5.0330	6.2201	9.4971	10.4314
Size	15301	22.1721	1.2663	19.6197	21.2841	22.0266	22.9070	26.1053
Lev	15301	0.4286	0.2104	0.0571	0.2603	0.4158	0.5817	0.9501
Top5	15301	0.5266	0.1505	0.1981	0.4144	0.5271	0.6388	0.8858
Grow	15301	0.1893	0.5144	-0.6101	-0.0284	0.1012	0.2653	3.5653
Board	15301	2.1224	0.1986	1.6094	1.9459	2.1972	2.1972	2.7081
Indep	15301	0.3758	0.0529	0.3333	0.3333	0.3636	0.4286	0.5714
Sala	15301	14.3997	0.6798	12.7542	13.9485	14.3727	14.7999	16.3590
Hold	15301	0.0723	0.1381	0.0000	0.0000	0.0016	0.0678	0.6165
WW	13663	-1.0197	0.0719	-1.2483	-1.0623	-1.0179	-0.9737	-0.8463
HC	15301	9.4581	1.0509	5.6729	8.9458	9.5474	10.1108	11.8712
RD	15301	14.8853	6.7184	0.0000	16.1425	17.4999	18.4622	21.6850

(一)单变量双重差分结果

本文初步采用单变量双重差分法进行实证检验。表 3 列示了控制组和实验组在区域经济政策调整前后企业全要素生产率 TFPC、TFPO 和 TFPL 的差异分析结果,本文主要关注第(7)列用实验组变动减去控制组变动的双重差分值。可以看到,第(7)列企业全要素生产率 TFPO 和 TFPL 的双重差分值依次为 0.1362 和 0.1199,在 10%的水平上显著为正,以上结果初步表明区域经济政策显著促进了企业全要素生产率提高,支持了研究假设 H1。

表 3

单变量双重差分结果

	控制组		实验组		Difference		DID
	调整前 (1)	调整后 (2)	调整前 (3)	调整后 (4)	(5)= (2)-(1)	(6)= (4)-(3)	(7)= (6)-(5)
TFPC	6.6561	6.9692	6.6371	7.0590	0.3131*** (6.0818)	0.4219*** (8.2804)	0.1088 (1.5012)
TFPO	6.6710	6.9669	6.6296	7.0616	0.2958*** (5.7604)	0.4320*** (8.4710)	0.1362* (1.8860)
TFPL	6.6628	6.9679	6.6336	7.0586	0.3051*** (5.9446)	0.4250*** (8.3451)	0.1199* (1.6643)

注:括号内为 t 值;***、** 和 * 分别表示在 1%、5% 和 10% 的水平上显著。下表同。

(二)区域经济政策对企业全要素生产率的影响:双重差分回归结果

上文运用单变量双重差分法的检验结果初步显示,长江经济带经济政策实施之后,相比控制组企业,实验组企业全要素生产率显著上升。但需要指出的是,在上文的单变量检验中,本文并未控制其他可能影响企业全要素生产率的因素,这可能对区域经济政策与企业全要素生产率之间的关系产生一定影响。为了更加清晰地识别出区域经济政策影响企业全要素生产率的因果效应,本文进一步控制了相关控制变量、年度固定效应和个体固定效应,即模型(1),结果如表 4 所示。

可以看到,在第(1)(2)和(3)列中,Post×Treat 的系数分别为 0.1178、0.1479 和 0.1380,均在 1% 的水平显著为正,表明长江经济带经济政策对企业全要素生产率具有显著促进作用,支持了研究假设 H1。在政策指导下,为实现规划发展目标,地方政府会相应实施信贷、补贴补助及相关鼓励政策,不仅会缓解地区企业融资约束问题,同时还会促进地区企业创新、提升劳动力质量,进而促进企业全要素生产率提高。

控制变量中,以第(1)列为例,Size 的系数显著为正,表明企业规模越大,全要素生产率越高;

Lev的系数显著为负,表明企业杠杆水平越高,全要素生产率越低;Top5的系数显著为正,表明前五大股东持股比例会显著促进企业全要素生产率提高;Grow的系数显著为正,表明成长能力越高,企业全要素生产率越高;Sala的系数显著为正,表明高管薪酬增加会促进企业全要素生产率提高。

表 4 长江经济带经济政策对全要素生产率双重差分回归结果

	(1)	(2)	(3)
	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-23.9713 *** (-30.1021)	-24.1507 *** (-30.2821)	-24.0600 *** (-30.2778)
Post×Treat	0.1178 *** (2.7632)	0.1479 *** (3.4630)	0.1380 *** (3.2428)
Size	1.1200 *** (35.4071)	1.1364 *** (35.8717)	1.1239 *** (35.6062)
Lev	-2.6829 *** (-23.7740)	-2.6983 *** (-23.8744)	-2.7118 *** (-24.0806)
Top5	1.0667 *** (5.7223)	1.0039 *** (5.3773)	1.0835 *** (5.8246)
Grow	0.0048 ** (2.5302)	0.0055 *** (2.8930)	0.0051 *** (2.6713)
Board	-0.1119 (-0.8047)	-0.0855 (-0.6143)	-0.1521 (-1.0963)
Indep	-0.2079 (-0.4864)	-0.2321 (-0.5421)	-0.2799 (-0.6562)
Sala	0.4932 *** (13.3562)	0.4811 *** (13.0102)	0.5020 *** (13.6231)
Hold	0.1515 (0.8066)	0.1773 (0.9426)	0.1350 (0.7206)
个体/时间	控制	控制	控制
R ²	0.2057	0.2065	0.2082
Num	15301	15301	15301

(三)敏感性测试

为了提升研究结论的稳健性,本文进行了如下系列敏感性测试:

1. 平行趋势检验。双重差分估计有效的前提之一是满足平行趋势检验。为此,参考黄键斌等的研究^[25],本文运用事件研究法检验平行趋势。为避免共线性问题,本文以长江经济带经济政策发布前一年(2015年)作为基准组,分别构造政策发生前即2013年和2014年时间虚拟变量与处理组虚拟变量Treat的交乘项,依次生成变量D₂、D₁;政策发生后即2016年、2017年、2018年和2019年时间虚拟变量与处理组虚拟变量Treat的交乘项,依次生成变量D1、D2、D3和D4,并参考模型(1)进行检验。回归后的结果如表5所示,在第(1)(2)和(3)列中,可以看到D₂、D₁的系数不显著,D1、D2、D3、D4的系数为正,表明长江经济带经济政策对企业全要素生产率具有显著正向作用,且随着时间推移仍然能够持续发挥促进作用。

2. 虚假政策时间点的反事实检验。参考黄建斌等的研究^[25],本文进一步采用反事实方法进行稳健性检验。具体地,在政策实施前选取一个时间点(2014年),检验偏离政策实施真实时间点的政策冲击对企业全要素生产率的影响,结果如表6所示,可以看到Post×Treat的系数不显著,这使得本文研究结论更为稳健。

表 5

稳健性检验：平行趋势检验

	(1)	(2)	(3)
	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-23.9010 *** (-29.9683)	-24.0871 *** (-30.1548)	-24.0021 *** (-30.1590)
D_2	-0.1111 (-1.4055)	-0.1022 (-1.2911)	-0.0934 (-1.1842)
D_1	-0.1170 (-1.4742)	-0.0766 (-0.9635)	-0.1181 (-1.4909)
D1	0.0266 (0.3487)	0.0791 (1.0365)	0.0711 (0.9362)
D2	0.0553 (0.7320)	0.0993 (1.3140)	0.0625 (0.8293)
D3	0.0110 (0.1467)	0.0592 (0.7885)	0.0319 (0.4268)
D4	0.0840 (1.1177)	0.1226 (1.6284)	0.1132 (1.5097)
Control	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制
R ²	0.2060	0.2067	0.2085
Num	15301	15301	15301

表 6

稳健性检验：虚假政策时间点

	(1)	(2)	(3)
	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-25.0029 *** (-31.2794)	-25.1014 *** (-31.3745)	-25.0135 *** (-31.2631)
Post×Treat	0.0879 (1.4608)	0.0902 (1.4987)	0.0866 (1.4382)
Control	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制
R ²	0.2126	0.2136	0.2134
Num	15301	15301	15301

3. 随机选择地区的安慰剂检验。参考曹春方和张超的研究^[31]，让政策对省份地区的影响随机（由计算机随机生成），即国内 31 个地区中随机抽取 11 个作为处理组，Treat 取 1；剩余的作为对照组，Treat 取 0，再次代入模型(1)检验（全要素生产率选取 TFPC）。将这个过程重复 200 次，结果见图 1，其中 X 轴表示“伪交乘虚拟变量”估计系数的大小，Y 轴表示密度值和 p 值大小，曲线是估计系数的核密度分布，圆点是估计系数对应的 p 值，可以发现交乘项 Treat×Post 的系数集中分布在 0 附近，远小于估计的真实值 0.1178，且大多系数未通过 10% 的显著性检验，这反向说明本文结论较为稳健。

4. 排除其他政策影响。考虑到长江经济带经济政策实施期间，还存在其他政策同时进行，如西部大开发政策、“一带一路”政策等。为此，参考 Chen 等的研究^[32]，分别将受到西部大开发政策和“一带一路”政策影响的地区删除，西部大开发政策影响地区包括重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆、内蒙古和广西等 12 个省市；“一带一路”政策影响地区包括新疆、陕西、宁夏、甘肃、青海、内蒙古、黑龙江、吉林、辽宁、广西、云南、西藏、上海、福建、浙江、广东、海南和重庆等 18 个省市。结果如表 7 所示，第(1)列中 Post×Treat 的系数均显著为正，第(2)列中 Post×Treat 对 TFPC 的系数虽然不显著，但系数为正，可能系样本缺失过多所致，其他列中 Post×Treat 的系数均显著为正，以上结果表明本文研究结论较为稳健。

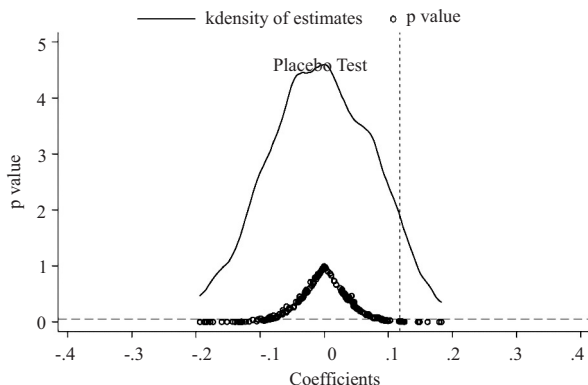


图 1 稳健性检验:随机选择地区

表 7

稳健性检验:排除其他政策影响

	(1)剔除西部大开发政策沿线地区			(2)剔除“一带一路”政策沿线地区		
	TFPC	TFPO	TFPL	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-24.3240*** (-28.1485)	-24.6432*** (-28.4459)	-24.5075*** (-28.4085)	-25.9496*** (-22.2107)	-25.6433*** (-22.0004)	-25.7218*** (-22.1975)
Post×Treat	0.0879* (1.9218)	0.1194*** (2.6032)	0.1087** (2.3799)	0.0904 (1.4380)	0.1234** (1.9676)	0.1163* (1.8665)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.1974	0.2001	0.2010	0.2041	0.2079	0.2103
Num	13156	13156	13156	7092	7092	7092

5. 滞后变量法。为更好地评估长江经济带经济政策的影响,本文进一步将解释变量和控制变量进行滞后一期处理,并重新进行分析。结果如表 8 所示,Post×Treat 的系数均显著为正,说明本文结论较为稳健。

6. 全样本检验。上文为了消除选择性偏误问题,采用 PSM 匹配样本作为控制组。下面进一步采用未经过匹配的全样本数据作为控制组。对此重新进行检验,具体结果如表 9 所示:Post×Treat 的系数未发生实质性改变,这说明本文研究结论较为稳健。

表 8 稳健性检验:滞后变量法

表 9 稳健性检验:全样本

	(1)	(2)	(3)
	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-3.8334*** (-4.3460)	-4.0603*** (-4.5900)	-3.9261*** (-4.4538)
Post×Treat	0.1070** (2.2385)	0.1309*** (2.7319)	0.1356*** (2.8382)
Control	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制
R ²	0.0712	0.0699	0.0708
Num	14294	14294	14294

	(1)	(2)	(3)
	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-24.7308*** (-35.8092)	-24.9990*** (-36.1541)	-24.8578*** (-36.0506)
Post×Treat	0.0885** (2.3847)	0.1086*** (2.9244)	0.1115*** (3.0112)
Control	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制
R ²	0.2077	0.2076	0.2101
Num	19291	19291	19291

(四)影响机制分析

表 10 报告了影响机制检验结果,可以看到第(1)列中 Post×Treat×WW 的系数显著为负,表明长江经济带经济政策会通过改善融资环境进而促进企业全要素生产率提高;第(2)列中 Post×Treat×RD 的系数显著为正,表明长江经济带经济政策会通过改善研发环境进而提高全要素生产率;第(3)列中 Post×Treat×HC 的系数显著为正,表明长江经济带经济政策会通过改善人才环境进而提高全要素生产率。以上结果支持了假设 H2a、H2b 和 H2c。

表 10

机制分析:长江经济带经济政策与企业全要素生产率

	(1)			(2)			(3)		
	TFPC	TFPO	TFPL	TFPC	TFPO	TFPL	TFPC	TFPO	TFPL
常数项	-20.2241*** (-24.4024)	-20.3021*** (-24.3908)	-20.2205*** (-24.4469)	-24.0143*** (-29.9874)	-24.2134*** (-30.1945)	-24.1020*** (-30.1658)	-24.4984*** (-30.4283)	-24.7206*** (-30.6647)	-24.5671*** (-30.5870)
Post× Treat	-1.3476*** (-3.1910)	-1.2852*** (-3.0301)	-1.4234*** (-3.3773)	-0.0065 (-0.0808)	-0.0048 (-0.0599)	-0.0351 (-0.4389)	-0.4705* (-1.6483)	-0.4454 (-1.5586)	-0.6560** (-2.3038)
Post×Treat ×WW	-0.0142*** (-3.4815)	-0.0139*** (-3.3858)	-0.0151*** (-3.7016)						
WW	-0.1122*** (-31.3478)	-0.1104*** (-30.7247)	-0.1111*** (-31.1088)						
Post×Treat ×RD				0.0080* (1.8171)	0.0098** (2.2278)	0.0112** (2.5384)			
RD				-0.0060 (-1.6153)	-0.0079** (-2.1006)	-0.0076** (-2.0395)			
Post×Treat ×HC							0.0606** (2.0716)	0.0611** (2.0858)	0.0819*** (2.8066)
HC							0.1120*** (5.1908)	0.1201*** (5.5624)	0.1126*** (5.2336)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2894	0.2861	0.2904	0.2061	0.2070	0.2088	0.2084	0.2095	0.2113
Num	13663	13663	13663	15301	15301	15301	15301	15301	15301

五、进一步分析

根据上文实证分析,长江经济带经济政策实施后,各地方政府会相应制定出与自身优势相结合的具体政策或规定,包括信贷优惠、政府补助、创新补贴和人才引进等,进而促进企业全要素生产率的提高。在此背景下,基于地理位置和市场发展程度差异,长江经济带经济政策对长江上中下游区域的影响可能不同,影响路径也存在异质性。为此,本文拟将进一步探究区域经济政策对长江经济带上中下游地区的影响差异,以深入理解长江经济带经济政策的经济价值。

具体地,长江经济带下游区域包括上海、江苏、浙江和安徽;中游区域包括湖北、湖南和江西;下游区域包括重庆、四川、云南和贵州。考虑到下游区域公司较多,本文将分别考察经济政策对下游企业和中上游企业的影响,即生成 Treat1 和 Treat2,若为长江经济带下游企业,则 Treat1 为 1,否则为 0;若为长江经济带中上游企业,则 Treat2 为 1,否则为 0。参考模型(1)进行回归分析,结果如表 11 所示。

从表 11 中可以看出,在下游企业分组中,第(1)(2)和(3)列 Post×Treat 的系数分别为 0.0948、0.1306和 0.1180,均显著为正;而在中上游企业中,第(1)(2)和(3)列 Post×Treat 的系数相比下游企业有所提高,且均显著为正。以上结果联合表明,与下游企业相比,长江经济带经济政策对中上游企业全要素生产率具有更强的促进作用。且进一步的分析结果显示^④,在下游企业中改善融资环境和改善人才环境发挥的作用更强,而在中上游企业中改善研发环境发挥的作用更强。

之所以出现这一结果,可能的原因在于,长江经济带下游区域地理占据优势,且相对较为发达,易吸引创业和就业人才集聚,而中上游区域由于发展相对落后,科技创新程度不高,研发水平和总体发展提高空间较大。因此,相比长江经济带下游企业,经济政策对中上游企业全要素生产率的提高作用较大,且在中上游企业中改善研发环境发挥的作用更强;而对于下游企业改善融资环境和改善人才环境发挥的作用更强。

	下游企业(Treat1)			中上游企业(Treat2)		
	(1)TFPC	(2)TFPO	(3)TFPL	(1)TFPC	(2)TFPO	(3)TFPL
常数项	-24.2731*** (-27.8231)	-24.5523*** (-28.1194)	-24.3196*** (-27.9444)	-23.1364*** (-24.2992)	-23.1963*** (-24.3993)	-23.3019*** (-24.5791)
Post×Treat	0.0948** (2.0147)	0.1306*** (2.7712)	0.1180** (2.5130)	0.1577** (2.5288)	0.1750*** (2.8103)	0.1708*** (2.7506)
Control	控制	控制	控制	控制	控制	控制
个体/时间	控制	控制	控制	控制	控制	控制
R ²	0.2015	0.2020	0.2030	0.2060	0.2047	0.2092
Num	13047	13047	13047	10114	10114	10114

六、结论与启示

如何有效提高企业全要素生产率一直是学术界和实务界关注的重点问题。在我国经济转型的关键时期,区域经济政策是否会影响到以及如何影响长江经济带企业全要素生产率等重要问题值得探究。本文以长江经济带经济政策实施为准自然实验,运用倾向得分匹配-双重差分法分析了区域经济政策对企业全要素生产率的影响。研究发现:长江经济带经济政策实施之后,企业全要素生产率明显提高,且主要是通过改善融资环境、研发环境和人才环境对企业全要素生产率发挥作用;该区域经济政策对企业全要素生产率的作用具有丰富的异质性,与下游企业相比,区域经济政策对中上游企业全要素生产率的促进作用更强,在中上游企业中改善研发环境发挥的作用更强,而在下游企业中改善融资环境和人才环境发挥的作用更强。

本文不仅拓展了区域经济政策和企业全要素生产率的研究,同时有助于政府引导优化资源配置,促进全要素生产率的提高以确保经济高质量发展。根据研究结论,本文可以得出以下三点政策启示:

第一,合适的区域经济政策对经济发展具有促进作用,各省政府应结合自身优势实施配套规定、措施以实现政策目标,促进地区经济协调共进,推动企业高质量发展。长江经济带位处中国版图中心,肩负着协调中国经济发展的重任,将是未来中国经济增长的潜力区域。因此,在新阶段继续积极推动长江经济带发展政策,不仅会促进长江经济带经济发展,同时对全国经济统筹协调发展,带动周边地区经济增长也具有一定的积极作用。

第二,长江经济发展政策会通过改善融资环境、研发环境和人才环境促进企业全要素生产率提高,结合区域经济发展政策作用机理,各省政府如何做到因地制宜识别自身优势与劣势显得尤为重要。在长江经济带涉及区域中,如山西存在煤炭资源优势、云南与境外接壤存在外贸地理优势等,但缺乏创新和人才,则要将重点放在改善研发环境和人才环境方面,促进经济的全面高质量发展。

第三,长江上中下游企业地理位置和经济发展程度迥异,区域经济政策的影响存在一定异质性,因此在政策的落实与执行层面应针对不同企业采取异质性的措施。本文研究表明,中上游企业更易从政策中受益,且中上游企业中研发环境改善发挥的作用更强,而下游企业中则是融资环境改善和人才环境改善发挥的作用更强。因此,在政策实施过程中,可以重点支持中上游企业研发项目,促进其科技创新发展,缓解下游企业融资困境和完善人才引进政策,这有利于激发长江不同区域企业经济活力,保证资源的合理配置。

注释:

①金融政策方面,如中国农业银行与湖北省交通投资集团签署《助推长江经济带发展战略债务融资工具承销协议》;邮储银行湖北分行鼓励各级分行积极创新,探索研发新产品,搭建起“融资+融智”的科技企业新型金融服务平台,为科技企业以“知识产权、股权、应收款、仓单质押”等信用方式获取创业融资。

②创新推动方面,如安徽省印发《芜湖市系统推进全面改革创新试验实施方案》,旨在芜湖将加快突破核心技术,培育发展新模式,大力推动重大基地、重大工程和重大专项建设,倾力打造战略性新兴产业“芜湖板块,将芜湖市建设成为长江经济带产业创新

中心。

③人才政策方面,如湖北省委、省政府印发《深化人才引进机制改革推动创新驱动发展的若干意见》,突出基础性人才、高技能人才、海外领军人才三类人才,聚焦人才引进机制、人才评价机制两个方面改革,明确了六个方面二十条措施;印发《关于实施“我选湖北”计划大力促进大学生在鄂就业创业的意见》,明确规定各级机关事业单位特别是企业接纳大学生实习实训,给予每人每月不少于500元的生活补贴,省级对各地按补贴总额的50%以奖代补给予支持。五年内拟在全省建立5000个大学生实习实训基地。

④限于篇幅,进一步分析结果留存备案。

参考文献:

[1] 陈红霞. 开发区产城融合发展的演进逻辑与政策应对——基于京津冀区域的案例分析[J]. 中国行政管理, 2017(11):95—99.

[2] 刘雪燕,李光勤,季永宝. 区域减税政策与企业生产率:学习效应与选择效应[J]. 财经研究, 2021(10): 80—94.

[3] 孙林,周科选. 区域贸易政策不确定性与出口企业对外直接投资的行为选择——以中国—东盟自由贸易区为例[J]. 国际经贸探索, 2020(8):97—112.

[4] 王永钦,张晏,章元,陈钊,陆铭. 中国的大国发展道路——论分权式改革的得失[J]. 经济研究, 2007(1): 4—16.

[5] 郑飞鸿,李静. 科技型环境规制对资源型城市产业绿色创新的影响——来自长江经济带的例证[J]. 城市问题, 2022(2):35—45.

[6] 李标,张航,吴贾. 实施长江经济带发展战略能降低污染排放强度吗? [J]. 中国人口·资源与环境, 2021(1): 134—144.

[7] 张晨露,张凡. 生态保护、产业结构升级对碳排放的影响——基于长江经济带数据的实证[J]. 统计与决策, 2022(3):77—80.

[8] 尹礼汇,孟晓倩,吴传清. 环境规制对长江经济带制造业绿色全要素生产率的影响[J]. 改革, 2022(3): 101—113.

[9] Caggese, A., Cuñat, V. Financing Constraints, Firm Dynamics, Export Decisions, and Aggregate Productivity[J]. Review of Economic Dynamics, 2013, 16(1): 177—193.

[10] 杨丰来,黄永航. 企业治理结构、信息不对称与中小企业融资[J]. 金融研究, 2006(5):159—166.

[11] Hsieh, C. T., Klenow, P. J. Misallocation and Manufacturing TFP in China and India[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2009, 124(4): 1403—1448.

[12] Diewert, W. E., Fox, K. J. Money and the Measurement of Total Factor Productivity[J]. Journal of Financial Stability, 2019, 42(6): 84—89.

[13] 张辽,吴耸杰. 信息技术能力对企业全要素生产率的影响——基于“增长效应”与“平滑效应”的比较视角[J]. 中南财经政法大学学报, 2020(2):57—67.

[14] Uras, B. R. Corporate Financial Structure, Misallocation and Total Factor Productivity[J]. Journal of Banking & Finance, 2014, 39(2): 177—191.

[15] Sami, M., Bedawy, R. E., Kuada, J. Assessing the Impact of Knowledge Management on Total Factor Productivity[J]. African Journal of Economic and Management Studies, 2019, 11(1): 134—146.

[16] Kaas, L. Public Debt and Total Factor Productivity[J]. Economic Theory, 2016, 61(2): 309—333.

[17] Teklewold, H. How Effective Is Ethiopia's Agricultural Growth Program at Improving the Total Factor Productivity of Smallholder Farmers? [J]. Food Security, 2021(2): 1—18.

[18] Otsuka, A. Regional Determinants of Total Factor Productivity in Japan: Stochastic Frontier Analysis[J]. Annals of Regional Science, 2017, 58(3): 579—596.

[19] 王磊,李金磊. 区域协调发展的产业结构升级效应研究——基于京津冀协同发展政策的准自然实验[J]. 首都经济贸易大学学报, 2021(4):39—50.

[20] 李胜会,朱绍棠. 科技评价是否有效促进了区域科技创新? ——基于政策驱动的视角[J]. 科研管理, 2021(7):11—21.

[21] 余明桂,范蕊,钟慧洁. 中国产业政策与企业技术创新[J]. 中国工业经济, 2016(12):5—22.

[22] 郭丕斌,刘宇民. 创新政策效果评价:基于行业和区域层面的分析[J]. 中国软科学, 2019(9):143—149.

[23] 赵婷,陈钊. 比较优势与产业政策效果:区域差异及制度成因[J]. 经济学(季刊), 2020(3):777—796.

[24] 任曙明,吕镛. 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.

- [25] 黄键斌,宋铁波,姚浩. 智能制造政策能否提升企业全要素生产率? [J]. 科学学研究,2022(3):433—442.
- [26] 李平. 提升全要素生产率的路径及影响因素——增长核算与前沿面分解视角的梳理分析[J]. 管理世界, 2016(9):1—11.
- [27] 姜国华,饶品贵. 宏观经济政策与微观企业行为——拓展会计与财务研究新领域[J]. 会计研究,2011(3): 9—18.
- [28] 张纯,吕伟. 信息环境、融资约束与现金股利[J]. 金融研究,2009(7):81—94.
- [29] Benhabib, J., Spiegel, M. M. The Role of Human Capital in Economic Development Evidence from Aggregate Cross-country Data[J]. Journal of Monetary economics, 1994, 34(2): 143—173.
- [30] 刘晔,林陈聃. 研发费用加计扣除政策与企业全要素生产率[J]. 科学学研究,2021(10):1790—1802.
- [31] 曹春方,张超. 产权权利束分割与国企创新——基于中央企业分红权激励改革的证据[J]. 管理世界,2020 (9):155—168.
- [32] Chen, Y., Fan, Z., Gu, X., et al. Arrival of Young Talent; The Send-down Movement and Rural Education in China[J]. American Economic Review, 2020, 110(11): 3393—3430.

**Regional Economic Policy and Enterprise Total Factor Productivity:
A Quasi-Natural Experiment Based on Development Policy of the Yangtze River Economic Belt**

WANG Qinggang WANG Shuai

(School of Accounting, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430074, China)

Abstract: Using Outline of Yangtze River economic belt development plan as a natural event, this paper uses the DID-PSM method to test the impact of regional economic policy on high-quality enterprise development from the perspective of enterprise total factor productivity and its influencing mechanism. The results show that regional economic policy significantly promotes the enterprise total factor productivity in the Yangtze River Economic Belt, mainly through three channels including innovating financing, R&D and talent environment. The results of heterogeneity analysis show that compared with the downstream enterprises of the Yangtze River Economic Belt, the midstream and upstream enterprises are relatively more affected by regional economic policies. Further, the role of innovating R&D environment in the midstream and upstream enterprises is stronger, and the role of innovating financing environment and talent environment in downstream enterprises is stronger. This study has a certain reference for further narrowing regional disparities and coordinating economic development.

Key words: Regional Economic Policy; Total Factor Productivity; Yangtze River Economic Belt

(责任编辑:姜晶晶)