

# 政府引导基金对企业全要素生产率的影响

## ——基于创业板数据

吴启豪

上海理工大学管理学院, 上海

收稿日期: 2026年3月3日; 录用日期: 2026年4月6日; 发布日期: 2026年4月14日

### 摘要

在经济高质量发展成为核心目标的背景下, 全要素生产率作为衡量经济增长质量与效率的关键指标, 其提升已成为推动企业转型升级、增强市场竞争力的关键动力。政府引导基金能否有效提升企业全要素生产率, 学术界对此分歧明显: 部分学者认为其可通过缓解融资约束、助推研发投入与技术创新等提升全要素生产率; 另一部分则指出, 行政干预过度、道德风险等问题可能导致其抑制全要素生产率。鉴于此, 系统探究两者关系、厘清作用机理, 既能化解学术界现有分歧, 也能优化引导基金运作机制、提升政策效果。本文选用2012~2024年创业板的数据, 采用多期双重差分模型对政府引导基金对企业全要素生产率的影响进行实证分析。具体而言, 通过替换被解释变量和安慰剂进行稳健性检验, 并且运用PSMDID方法减少内生性问题, 使用得分倾向匹配后的数据进行回归, 得到了和原先相同的结论, 随后从融资约束、研发投入、ESG评级、绿色创新以及企业数字化转型多个角度进行了机制检验; 实证结果表明: (1) 政府引导基金能够促进创业板企业全要素生产率的提高; (2) 政府引导基金确实可以通过降低企业融资约束, 提高企业研发投入占比、提升企业ESG表现、提高绿色创新能力、加快企业数字化转型等路径促进企业全要素生产率的提高。综上研究结论, 提出如下政策建议: (1) 大力发展引导基金, 加快培育新质生产力; (2) 平衡区域资源配置, 促进欠发达地区经济发展; (3) 差异化投资, 促进资源优化配置。本文的研究也为后续政府引导基金如何更好地服务实体企业、促进经济高质量发展提供了一定的启示。

### 关键词

政府引导基金, 风险投资, 企业全要素生产率

# The Impact of Government-Guided Funds on the Total Factor Productivity of Enterprises

## —Based on Data from the Growth Enterprise Market

Qihao Wu

Business School, University of Shanghai for Science & Technology, Shanghai

## Abstract

Against the backdrop of high-quality economic development becoming the core goal, total factor productivity, as a key indicator for measuring the quality and efficiency of economic growth, has become a key driving force for promoting enterprise transformation and upgrading, and enhancing market competitiveness. The academic community is divided on whether government-guided funds can effectively improve the total factor productivity of enterprises. Some scholars believe that they can improve total factor productivity by alleviating financing constraints, promoting research and development investment, and technological innovation; Another part points out that issues such as excessive administrative intervention and moral hazard may lead to their suppression of total factor productivity. In view of this, exploring the relationship between the two and clarifying the mechanism of action can not only resolve existing differences in the academic community, but also optimize and guide the operation mechanism of the fund and enhance policy effectiveness. This article uses data from the Growth Enterprise Market from 2012 to 2024 and employs a multi period double difference model to empirically analyze the impact of government guided funds on total factor productivity of enterprises. Specifically, robustness tests were conducted by replacing the dependent variable and placebo, and the PSMDID method was used to reduce endogeneity issues. Regression was performed using score propensity matching data, and the same conclusions were obtained as before. Subsequently, mechanism tests were conducted from multiple perspectives, including financing constraints, R&D investment, ESG ratings, green innovation, and corporate digital transformation; The empirical results indicate that: (1) Government-guided funds can promote the improvement of total factor productivity of ChiNext enterprises; (2) Government-guided funds can indeed promote the improvement of total factor productivity of enterprises by reducing financing constraints, increasing the proportion of R&D investment, improving ESG performance, enhancing green innovation capabilities, and accelerating digital transformation. Based on the research findings, the following policy recommendations are proposed: (1) Vigorously develop guidance funds and accelerate the cultivation of new quality productive forces; (2) Balance regional resource allocation and promote economic development in underdeveloped areas; (3) Promote differentiated investment and optimize resource allocation. This study also provides some inspiration for how government-guided funds can better serve real enterprises and promote high-quality economic development in the future.

## Keywords

Government-Guided Funds, Venture Capital, Enterprises' Total Factor Productivity

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

## 1. 引言

在全球经济格局深度调整、科技创新日新月异的背景下，中国经济正面临转型升级的重大机遇与挑战。高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务，而新质生产力的培育则是实现高质量发展的关键。新质生产力，作为具有高科技、高效能、高质量特征的先进生产力质态，对推动我国产业结构优化升级、提升国际竞争力具有不可替代的作用，而新质生产力的提升是以全要素生产率的巨大提升为

重要特征。

全要素生产率是衡量经济整体效率的关键指标。与单纯计算劳动力、资本等单个要素的产出效率不同，它通过综合分析所有生产要素(包括人力、设备、技术、土地、原材料等)的投入与总产出之间的关系，揭示经济增长中那些无法用要素投入增加来解释的“额外效益”。这部分效益往往来自技术进步、管理优化、制度创新等“软实力”的提升。对企业而言，提高全要素生产率可以通过加大研发投入推动技术升级，优化人财物资源配置效率，加强员工技能培训提升人力资本，以及通过管理改革激发组织活力等途径实现。

政府引导基金本质上归属于股权投资基金(即风险投资、创业投资、私募股权投资等)，属于一种投融资制度的创新。政府引导基金结合了政府的宏观调控优势与资本市场的灵活性，旨在为那些具有长远发展潜力但短期内面临融资困难的创新型企业提供必要的资金支持。作为耐心资本的典型代表，政府引导基金不仅着眼于短期的财务回报，更重视企业和社会的长期价值创造。它通过承担较高的风险，支持处于早期阶段的高科技项目和创业公司，为它们提供成长所需的时间和空间。作为一种重要的政策工具，是我国政府利用金融工具支持的重要抓手，通过引导社会资本投向科技创新、产业升级等关键领域，为企业提供资金支持和创新资源，推动企业加快技术创新和管理创新，从而助力全要素生产率的培育和发展。根据私募数据数据库显示，截止到 2024 年上半年，我国累计设立的政府引导基金数量累计数量为 2143 只，累计投资规模 12.82 万亿元，而母基金研究中心 2025 年上半年数据仅统计母基金层级，显示行业从“数量扩张”转向“质量提升”。

然而，目前我国政府引导基金的运作却存在着诸多问题，首先，我国区县政府引导基金占比较高并且比例逐年上升，而区县政府资源较少且资源整合能力相对较弱，对于社会资本的吸引能力较弱，对于经济财政实力较弱的地区，更是难以完成对社会资本的吸引作用。其次，我国引导基金投向重复、盲目设立等问题严重，比如某地区为工业城市，却设立的农业类的基金，由于要求反投和缺乏农业类优质项目，从而导致该基金投资困难，无法发挥作用。另外，社会资本募集困难，市场化资金吸引力弱，部分欠发达地区或者区县政府设立的政府投资基金，通常存在吸引力不足、认可度较低等问题，叠加行政审批环节较为繁琐，激励不足等，对社会资本的撬动效应有限，同时资管新规后对行业打击较大，市场化母基金活跃程度下降，对于基金来说募资渠道有限，但近年来招商引资任务越来越重，各地纷纷内卷，优质资源遭疯抢，需拿出更多资源吸引优质项目落地，尤其在财政支持有限的背景下，引导基金对于项目的选择以及投后的绩效考核压力更是巨大。

## 2. 文献综述

目前对于政府引导基金对企业全要素生产率的研究较少，可以分为宏观和微观两个方面。在宏观方面，陈鑫和陈德棉等(2017) [1]在研究风险投资与全要素生产率的关系时，研究了国有风险投资与企业全要素生产率之间的关系，研究发现：国有风险投资未能有效地改善企业的全要素生产率。史安娜和刘希佳(2023) [2]在研究政府创投引导基金与经济高质量发展的关系时，以全要素生产率作为高质量发展的代理变量，以 2008 年~2020 年中国 29 个省级行政区的数据，运用 GMM 模型进行了实证检验，结果发现政府引导基金能够促进经济高质量发展，并且良好的营商环境能够促进这一影响。在微观层面，程于思和张慧雪(2022) [3]基于 2009~2019 创业板上市企业数据，采用固定效应模型探讨政府引导基金的政策效能。研究发现，引导基金对企业全要素生产率具有显著促进作用，且政策效果呈现区域异质性——在区域创新基础完善、创投生态成熟的地区，其资源配置优化效应更为突出。蒋亚含等(2023) [4]基于新三板上市企业数据，运用多期双重差分模型(DID)揭示政府引导基金对企业全要素生产率的作用路径。研究发现，引导基金主要通过信号传递(强化市场信用背书)与资源整合(优化要素配置效率)两大机制驱动全要素

生产率的提升。值得注意的是,被投资企业虽在人力和资本投入上有所增长,但创新投入未发生显著变化。韩洁等(2024) [5]以新三板挂牌企业为样本,从双向投资协调发展视角研究政府引导基金的跨地区投资行为对本地中小企业全要素生产率的影响。研究发现政府引导基金双向投资协调发展显著提高了本地中小企业全要素生产率,对于融资约束高、行业利润率低以及西部地区的企业影响更大。孟祥瑜等(2024) [6]对两者进行深入研究发现,技术、资本要素效率改善是政府引导基金赋能的核心传导路径,劳动要素效率提升路径存在着结构性约束问题。

### 3. 理论分析

政府引导基金是政策性基金,旨在通过政府的引导作用,吸收社会资本,解决市场失灵、促进公共产品供给、优化产业结构、推动区域均衡发展以及促进技术创新等方面的问题。主要理论有信息不对称理论、信号传递理论、以及外部性理论等,以下主要从上述三个理论展开论述。

#### (1) 信息不对称理论

信息不对称理论由阿克洛夫、斯彭斯和斯蒂格利茨提出,核心是市场交易中双方掌握的信息分布不均,信息优势方(如企业)拥有私有信息而信息劣势方(如投资者、政策执行主体)难以精准获取,这种差异会引发逆向选择、道德风险等市场失灵问题。这种情况在金融市场中尤为突出,尤其是在创业投资和私募股权领域。而政府引导基金可以要求被投资企业提供详细的财务报告和其他关键信息,建立信任和透明度。或者是通过与私营部门共同出资分散投资风险等各种方式,减轻信息不对称带来的负面影响。

#### (2) 信号传递理论

信号传递理论是指在信息不对称的情况下,一方比另一方拥有更多的信息,为了解决这一问题,知情方可以通过发送信号来传递信息,帮助无知方更好地做出决策。一方面,政府引导基金本身具有一定的政策属性,政府的积极介入和资金支持,向市场参与者传递出强烈的发展信心和政策导向信号,这种信号减少了市场上的信息不对称性。降低了投资者对新兴或高风险领域的顾虑,激励他们跟随政府的引导,将资本投向那些被认为对经济社会发展至关重要的产业和项目。另一方面,政府引导基金的运作增加了市场透明度,通过政策信号引导资源向更有效率的领域流动,促进了创新和技术发展,帮助校正市场失灵,并通过激励机制设计,鼓励私人资本参与到实现公共目标的进程中,共同推动经济的稳定增长和社会福利的提升。

#### (3) 外部性理论

外部性理论是经济学中的一个重要概念,它描述了一个经济主体的行为如何对其他主体产生未被计入交易成本的影响,这种影响可以是积极的(正外部性)也可以是消极的(负外部性)。在市场经济中,由于信息不对称、风险偏好等因素,投资者可能会忽视那些带来正外部性的投资项目,导致资源配置不足;相反,如果存在负外部性,市场可能会过度配置资源。政府引导基金在这种情况下发挥着重要作用,通过支持基础创新和研发项目,促进知识和技术的传播,这些创新成果往往具有显著的正外部性,从而使整个社会都能够从中受益。此外,政府引导基金还可以通过自身的专业知识和资源,帮助缓解信息不对称问题,并帮助私营部门承担部分风险,以克服市场失灵的问题。通过这种方式,政府引导基金能够更有效地引导资源流向那些能够产生广泛社会效益的领域,促进经济的长期可持续发展。

## 4. 数据与研究设计

### 4.1. 变量与数据说明

本文选取了2012年到2024年创业板上市的全部公司为研究样本,并剔除了ST企业、ST\*企业、已退市企业、金融业和重要数据缺失的企业,同时为了排除极端值的干扰,本文对所有数据进行了上下百

分之一缩尾处理，最终，共得到了公司样本 1312 个，观测值 9804 个。

政府引导基金投资情况的数据来源于清科私募数据库。样本企业其他基本信息、财务数据等均来自于国泰安(CSMA)数据库。

### 4.2. 模型构建

本文在上述理论分析下，构建双重差分进行分析，双重差分模型建立如下：

$$TFP\_LP_{it} = \alpha_0 + \beta_1 Gfund_i * Treatment\ year_t + \sum_{i \geq 2} \beta_i Controls_{it} + u_{it} \tag{4.1}$$

### 4.3. 指标构建

#### (1) 被解释变量

被解释变量为全要素生产率，本文参考鲁晓东，连玉君(2012) [7]对企业全要素生产率的测算方法，采用半参数估计 LP 法对企业全要素生产率进行估计。LP 法估算 TFP 的公式如下：

$$y_{it} = \alpha + \beta l_{it} + \gamma k_{it} + \delta m_{it} + \varepsilon_{it} \tag{4.2}$$

其中， $y_{it}$  为企业  $i$  第  $t$  年的总产出，选取上市公司营业收入的自然对数进行度量； $l_{it}$  为企业  $i$  第  $t$  年的劳动要素投入，选取支付给职工以及为职工所支付现金的自然对数进行度量； $k_{it}$  为企业  $i$  第  $t$  年的资本要素投入，选取固定资产净额的自然对数进行度量； $m_{it}$  为企业  $i$  第  $t$  年的中间品投入，采用营业成本加上企业的管理费用、销售费用以及财务费用再减去折旧摊销和支付给职工以及为职工所支付现金总额的自然对数进行度量；对以上进行取对数后的变量回归，即可得到 LP 法估算的企业全要素生产率(TFP\_LP)。

#### (2) 解释变量

核心解释变量围绕政府引导基金投资选取了三个维度的信息，即政府引导基金的是否投资、投资时间和投资前后，其中，政府引导基金投资的度量方式为：当被投资企业接收过政府引导基金时则取 1，没有接受过政府引导基金投资则为 0。企业多次接受政府引导基金投资，则第一次投资年前为 0，第一次投资年及之后为 1，投资时间采用企业第一次接受政府引导基金的投资年份。

#### (3) 控制变量

参考相关学者的研究，控制变量的选取主要考虑企业财务状况，代表企业财务状况的指标有：权益比率，收益质量，速动比率，营业收入增产率，应收账款周转率，现金比率，营运指数，每股营业利润，经营杠杆和财务杠杆。

具体指标变量见表 1。

**Table 1.** Variable names, symbols, and calculation methods

**表 1.** 变量名称、符号及计算方法

	变量名称	符号	计算方法
被解释变量	全要素生产率	TFP_LP	本文采用 LP 法计算
		GFUND	如果被政府引导基金投资取 1，否则取 0
解释变量	政府引导基金	Treatment year	政府引导基金投资发生后取 1，否则取 0
		Polic year	政府引导基金第一次投资发生的年份
控制变量	权益比率	BV	所有者权益/总资产
	收益质量	PROFIT	营业利润/营运资产
	速动比率	QRATI	速动资产/流动负债

续表

	营业收入增产率	GROWTH	当年营业收入增长率/上年收入总额
	应收账款周转率	OCYCLE	营业收入(赊销收入)/平均应收账款
	现金比率	CASH	现金及其等价物/总资产
	营运指数	Oprind	经营活动产生的现金流量净额/(净利润 - 投资收益 - 公允价值变动收益 - 营业外收入 + 营业外支出 + 固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销 + 递延所得税资产减少 + 递延所得税负债增加)
	每股营业利润	profitpers	营业利润本期值/实收资本本期期末值
	经营杠杆	oprlev	(净利润 + 所得税费用 + 财务费用 + 固定资产折旧、油气资产折耗、生产性生物资产折旧 + 无形资产摊销 + 长期待摊费用摊销)/(净利润 + 所得税费用 + 财务费用)
	财务杠杆	finlev	净利润 + 所得税费用 + 财务费用)/(净利润 + 所得税费用)
	融资约束	FC	采用 FC 模型计算融资约束
	研发投入	R&D Invest Ratio	研发投入/营业收入
机制变量	绿色创新	GIIN	ln(绿色实用新型申请数量 + 1)
	ESG 评级	ESG	等权重的加权平均法对企业的环境表现、社会表现与公司治理表现求和计算
	企业数字化转型	DIGI	采用熵值法计算数字化转型指数

## 5. 实证结果

### 5.1. 变量描述性统计

Table 2. Descriptive statistics of variables

表 2. 变量描述性统计

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	N	mean	sd	min	max
TFP_LP	9804	7.933	0.815	5.079	12.62
DID	9804	0.129	0.335	0	1
BV	9804	0.668	0.191	-2.513	1.036
PROFIT	9804	4.714	92.20	0	8529
QRATI	9804	3.207	4.255	0.0997	135.6
GROWTH	9804	0.496	13.12	-4.640	1294
OCYCLE	9804	124.5	3060	0	192,338
CASH	9804	0.195	0.149	0	0.919
Oprind	9804	0.874	18.23	-226.4	1613
profitpers	9804	0.494	1.098	-10.40	23.76
oprlev	9804	1.643	10.16	0	641.0
finlev	9804	1.196	24.32	-87.00	2403

上述变量的基本描述性统计详见表 2。从描述性统计结果上看，TFP\_LP 均值 7.933，标准差 0.815，数值较小，表明大部分企业 TFP 集中在均值附近，无严重分化；最小值 5.079、最大值 12.62，差距适中且无极端异常值，数据平稳性好。核心 DID 均值 0.129，标准差为 0.335，符合虚拟变量的分布特征，样本分组比例合理，可支撑双重差分模型的分析逻辑。从财务指标 BV 来看，均值 0.668，说明样本企业自有资金占总资产比重超 6 成，标准差为 0.191，离散程度较小，说明多数企业的自有资金占总资产比率集中在相近区间，整体财务结构偏稳健，对负债依赖度较低，但最小值-2.513，存在少数财务风险较高的企业，可能是其存在资产减值、负债过高或会计处理特殊情况导致。QRATI 均值 3.207，说明样本企业短期偿债能力整体较强；但标准差 4.255、最大值 135.6，存在极端高偿债能力的企业。CASH 均值 0.195，符合创业板企业“高现金储备以应对研发和增长需求”的特征；标准差 0.149，极值 0.001~0.919，虽有差异但无极端离谱值。

在数据分布中 PROFIT 和 OCYCLE 存在较大的右端厚尾情况，可能导致回归异方差问题，因此本文在之后的回归中，都加入了稳健标准误差以修正异方差问题。

### 5.2. 相关性分析

在进行正式回归之前，需要先对本文的解释变量和控制变量进行相关系数检验，以衡量各变量之间的关联度和内在关系，从而避免多元贡献导致的回归结果无意义的问题。从相关性分析表 3 可知，各控制变量之间的相关系数均小于 0.5，并没有很强的相关性，因此并不存在多重共线性。核心解释变量(DID)与被解释变量(TFP\_LP)的关联方向及显著性，为政策效应提供初步证据，其系数为 0.1426\* (p < 0.05)，未出现异常强关联。

Table 3. Correlation analysis

表 3. 相关性分析

	TFP_LP	DID	BV	PROFIT	QRATI	GROWTH	OCYCLE	CASH	Oprind	profitpers	oprlev	finlev
TFP_LP	1											
DID	0.1426*	1										
BV	-0.3454*	-0.0481*	1									
PROFIT	0.0151	-0.00310	-0.0421*	1								
QRATI	-0.2334*	-0.0357*	0.5304*	-0.0243*	1							
GROWTH	-0.0150	-0.00640	0.00940	-0.000800	0.00580	1						
OCYCLE	0.0109	-0.0143	0.00850	-0.00110	0.00180	-0.00100	1					
CASH	-0.1194*	-0.0181	0.4348*	-0.0321*	0.4375*	0.0247*	0.0127	1				
Oprind	0.0260*	-0.00960	-0.0162	0.00290	0.00170	-0.000400	0.00360	0.00480	1			
profitpers	0.2387*	0.0634*	0.1814*	-0.00980	0.1225*	-0.00440	-0.00470	0.1719*	0.000200	1		
oprlev	-0.0296*	-0.00210	0.0147	0.00220	0.00870	-0.000700	-0.00190	-0.00290	0.00410	-0.00590	1	
finlev	0.00240	-0.00400	-0.00950	0.000200	-0.00820	-0.000200	-0.000400	-0.0145	-0.000400	0.000300	0.00170	1

Robust standard errors in parentheses. \*p < 0.05.

### 5.3. 平行趋势检验

平行趋势检验是双重差分(DID)模型的关键前提检验，核心目的是验证：在政策/处理效应发生前，处理组与控制组的被解释变量(全要素生产率，以 TFP\_LP 衡量)是否遵循“平行变化趋势”(无显著差异)。只有满足该假设，DID 模型估计的政策效应才是无偏、可靠的。

如图 1，pre4~pre1 代表“政策实施前 4 期至前 1 期”，current 为“政策实施当期”，post1~post4 为“政策实施后 1 期至 4 期”，由图可知，政策实施前系数基本围绕 0 波动，且置信区间(蓝色竖线)均包含 0，说明事前各期系数无明显偏离的趋势，平行性特征清晰，说明政策实施前，处理组与控制组的 TFP\_LP 无显著差异，完全满足平行趋势假设。政策实施后，TFP\_LP 显著提升，当期(current)并不显著生效，post1 期开始显著，可见政策实施生效滞后一期产生，post2 期达到峰值，之后略有回落，但仍保持统计显著性，表明政策效应具有持续性。

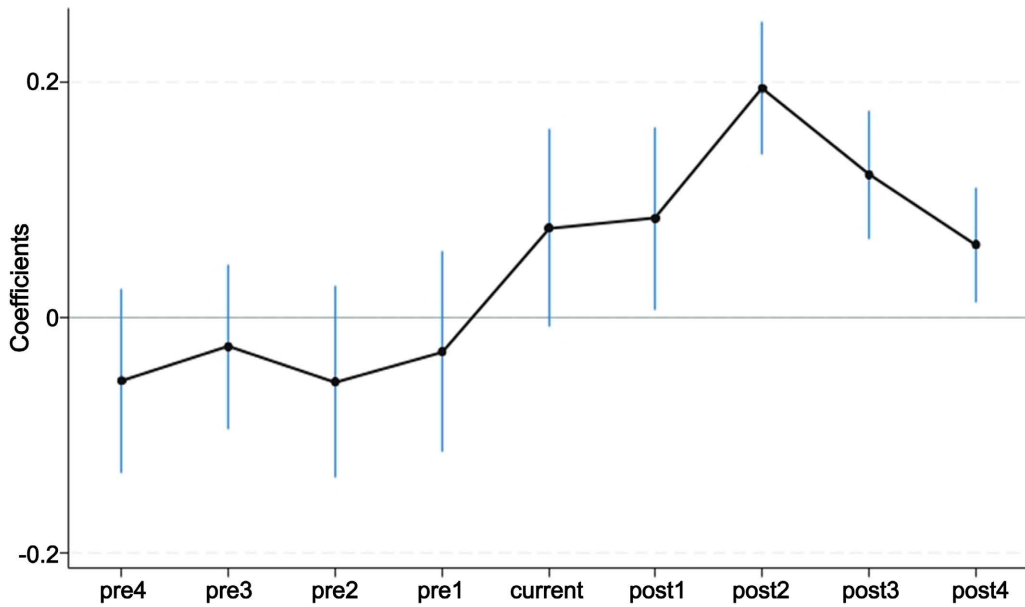


Figure 1. Parallel trend test chart  
图 1. 平行趋势检验图

### 5.4. 基准回归结果

表 4 回归结果显示 DID 对企业全要素生产率(TFP\_LP)有显著正向影响，即该变量每变动 1 单位，TFP\_LP 平均提升 0.237 个单位。BV 的系数为-0.343 (\*\*)，负向显著，可能反映企业资产结构对生产率的抑制作用，QRATI 的系数为-0.00587 (\*\*)，5%水平显著负向，结果表明流动性指标与生产率呈反向关系，GROWTH 的系数为 0.000145 (\*\*)，表明企业增长动能对生产率有显著促进作用，oprlev 的系数为-0.00124 (\*\*\*)，负向显著，表明企业运营杠杆过高可能制约生产率。

Table 4. Benchmark regression results  
表 4. 基准回归结果

VARIABLES	(1)
	TFP_LP
DID	0.237*** (0.0300)
BV	-0.343*** (0.101)
PROFIT	3.73e-05 (2.38e-05)

续表

QRATI	-0.00587** (0.00249)
GROWTH	0.000145** (6.70e-05)
Oprind	0.000124 (0.000253)
profitpers	0.149*** (0.0118)
oprlev	-0.00124*** (0.000288)
finlev	-9.24e-05 (6.40e-05)
Constant	8.079*** (0.0642)
Observations	9797
R-squared	0.830

Robust standard errors in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

## 5.5. 稳健性检验

### (1) 替换被解释变量

考虑到模型稳健性, 本文决定替换被解释变量测算方法进行检验, 在实证分析中, 本文选用 LP 法进行分析, 参考鲁晓东和连玉君(2009) [7]对于全要素生产率的估计方法, 本文选择分别用 OP、FE、OLS、GMM 方法替代 LP 法进行全要素生产率的估计并进行重新进行回归。回归检验结果如表 5 所示: 核心 DID 显著正向影响全要素生产率的提升, 与上文结论相同。

**Table 5.** Results of replacing the explained variable

**表 5.** 替换被解释变量结果

VARIABLES	(1)	(2)	(3)	(4)
	TFP_OP	TFP_OLS	TFP_FE	TFP_GMM
DID	0.140*** (0.0262)	0.331*** (0.0315)	0.363*** (0.0327)	0.0949*** (0.0272)
BV	-0.218*** (0.0739)	-0.448*** (0.117)	-0.482*** (0.123)	-0.186** (0.0725)
PROFIT	3.41e-05* (1.91e-05)	9.22e-05*** (3.19e-05)	0.000103*** (3.45e-05)	1.13e-05 (1.67e-05)
QRATI	-0.00547*** (0.00205)	-0.0151*** (0.00272)	-0.0166*** (0.00292)	-0.00240 (0.00232)

续表

GROWTH	-1.32e-05 (5.69e-05)	-0.000168** (7.12e-05)	-0.000183** (7.59e-05)	5.92e-05 (4.99e-05)
Oprind	0.000137 (0.000201)	0.000153 (0.000255)	0.000160 (0.000264)	0.000118 (0.000210)
profitpers	0.119*** (0.00959)	0.124*** (0.00970)	0.125*** (0.00980)	0.127*** (0.0104)
oprlev	-0.00101*** (0.000189)	-0.000885*** (0.000226)	-0.000850*** (0.000241)	-0.00118*** (0.000238)
finlev	-5.47e-05 (5.34e-05)	-7.08e-05 (6.76e-05)	-7.41e-05 (7.07e-05)	-5.34e-05 (5.21e-05)
Constant	6.465*** (0.0471)	10.20*** (0.0739)	10.82*** (0.0780)	5.494*** (0.0460)
Observations	9797	9797	9797	9797
R-squared	0.824	0.857	0.861	0.803

Robust standard errors in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

(2) 安慰剂检验

为了避免存在不可观测的变量因素影响回归结果，因此本文接下来采用安慰剂检验。

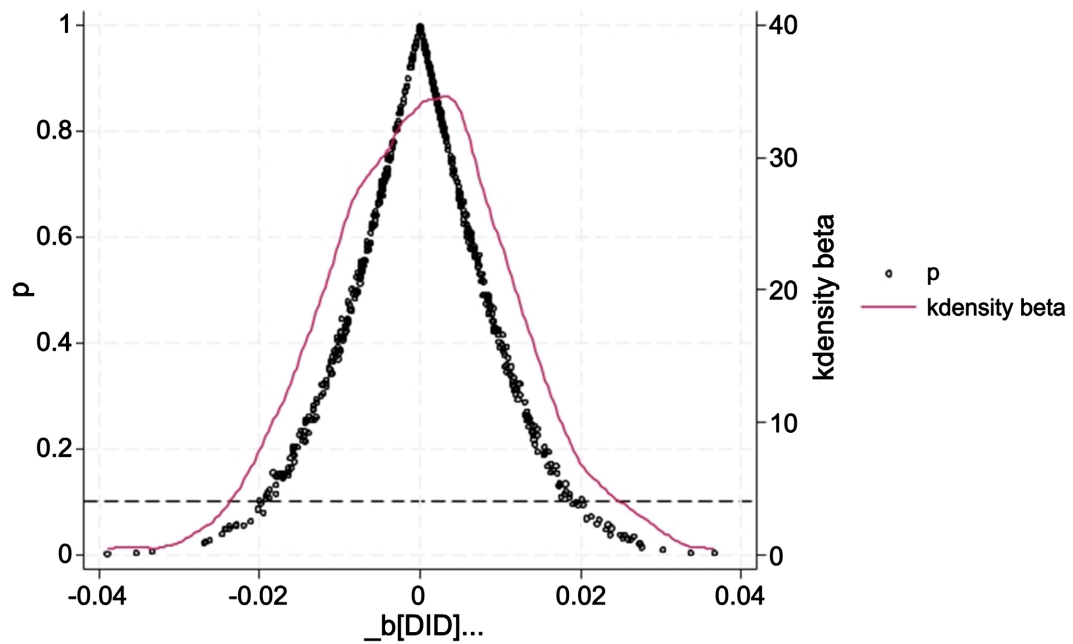


Figure 2. Placebo test

图 2. 安慰剂检验

如图 2 所示，所有虚假 DID 系数的核密度曲线以 0 为中心集中分布，且绝大多数虚假系数落在[-0.04, 0.04]区间内——这说明“随机分配处理组”后，并未产生系统性的显著效应，符合安慰剂检验的预期。

在之前基准回归中 DID 的真实系数是 0.237, 这个值远大于虚假系数分布的最大值(约 0.04)——说明真实 DID 系数并不在“随机偶然”的分布范围内, 进一步验证了原回归中 DID 的显著效应是真实的, 而非随机误差。

(3) PSM-DID 检验

在进行 DID 实验时, 只有在严格的自然实验条件下得到的实证结果才能够真实反映出政策的净效应。严格的自然实验是指政策实施的地点和时间都是随机选择的, 不存在人为选择政策实施时间和地点等外部因素的干扰。在这样的自然实验条件下, DID 回归结果所反映出的结果在政策前后的差异是真实的, 其结果中交互项的系数能够有效地代表政策效果。然而, 在实际情况下, 政府在实施引导基金政策前通常会对实施政策的企业地区进行考察, 并综合考虑其的经济发展、产业结构、地理位置以及地方的环境等因素, 才最终确定在哪些地区、哪些企业进行投资。因此, 在进行政府引导基金的效果分析时, 仅仅依靠普通的 DID 回归可能无法确保回归结果的有效性, 所以在进行政策效果分析时, 必须认识到政策实施的非随机性和人为干扰的影响, 并采取适当的方法来应对这些影响, 以确保研究结果的科学性和可信度。因此本文采用 PSM-DID 检验来消除不理想样本的, 以解决非随机化实验导致的内生性问题, 使用 PSM-DID 模型可以为每一个处理组匹配特定的控制组样本, 使得实验更接近于随机自然实验, 并且通过 PSM 模型所选择的控制组兼具可比性和稳定性, 使回归结果更加稳健和可靠。PSM-DID 模型的实质是将 PSM 和 DID 结合起来, 在 PSM 样本匹配的基础上对匹配样本做 DID 回归, PSM-DID 模型使用步骤为先用 PSM 为处理组样本匹配对照组样本, 匹配出的对照组样本特征应与处理组在实施政策前的特征保持一致, 在匹配完成后, 剔除不合理样本, 在剩下的合理样本进行 DID 回归计算。

本文将控制变量作为协变量, 对样本进行匹配, PSM 的效果以及匹配的结果如表 6 的结果所示。根据 PSM 平衡性检验结果显示, 在进行 PSM 匹配后, 处理组和控制组的标准偏差均维持在低于 10% 的水平。这一结果表明, 在匹配处理后, 样本中的个体特征得到了更好的平衡, 而匹配前后显著性的变化进一步强调了这一点。具体而言, 匹配前存在显著性差异, 而匹配后这种显著性消失了。这两个关键特征合力证明了匹配后样本的有效性, 成功地避免了潜在的选择性偏差问题。此外, 匹配后处理组和控制组之间去除了其他政策因素的干扰, 使得我们能够更加准确地评估处理效应, 这意味着处理组和控制组在其他影响因素上的分布趋于相似, 从而更有力地保证了处理效应的准确性和可信度。

**Table 6.** PSM equilibrium trend test  
**表 6.** PSM 平衡趋势检验

Variable	Unmatched	Mean		%reduct		t-test		V(T)/V(C)
	Matched	Treated	Control	%bias	bias	t	p >  t	
BV	U	0.644	0.672	-14.90	-4.760	0	0.83*	0.56*
	M	0.645	0.634	5.600	62.20	1.260	0.208	
PROFIT	U	3.982	4.822	-1.200	-0.300	0.762	0.10*	3.37*
	M	3.982	3.755	0.300	73	0.230	0.817	
QRATI	U	2.813	3.266	-12.10	-3.540	0	0.43*	0.69*
	M	2.814	2.809	0.100	99	0.0300	0.972	
GROWTH	U	0.276	0.528	-2.500	-0.640	0.524	0.00*	1.64*
	M	0.276	0.258	0.200	92.50	0.650	0.518	

续表

OCYCLE	U	10.79	141.3	-5.600	-1.410	0.157	0.00*	
	M	10.80	16.45	-0.200	95.70	-1.410	0.159	0.55*
CASH	U	0.188	0.196	-5.500	-1.790	0.0740	0.86*	
	M	0.188	0.185	1.900	65.70	0.490	0.623	0.970
Oprind	U	0.421	0.941	-3.700	-0.950	0.344	0.04*	
	M	0.420	0.0683	2.500	32.40	1.180	0.240	0.16*
profitpers	U	0.675	0.467	15.90	6.290	0	2.30*	
	M	0.663	0.616	3.600	77.30	0.850	0.395	1.31*
oprlev	U	1.586	1.651	-0.800	-0.210	0.833	0.05*	
	M	1.587	1.507	1	-23.80	0.760	0.448	0.84*
finlev	U	0.941	1.234	-1.600	-0.400	0.690	0.00*	
	M	0.941	0.991	-0.300	82.70	-1.200	0.229	1.22*

图 3 展示了 PSM 平衡趋势图。根据 PSM 平衡趋势图再一次验证，在匹配处理后，样本中的个体特征得到了更好的平衡。综合考虑平衡趋势图的结果，可以得出结论，本文所使用的 PSM 方法通过了平衡性检验，为进一步的数据分析提供了坚实的基础。

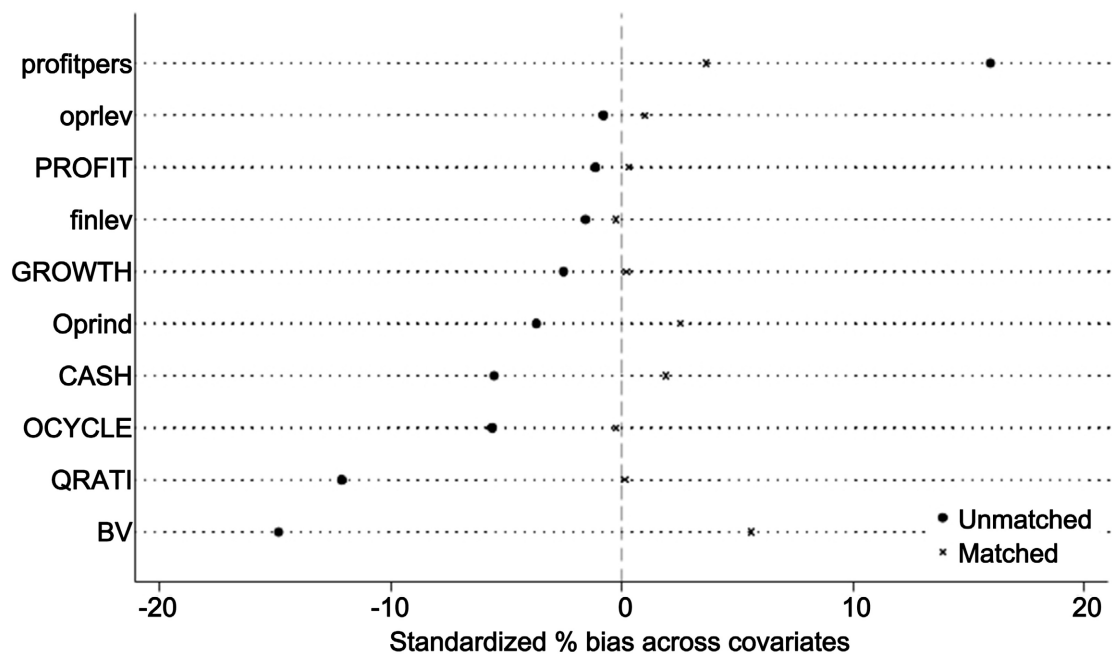


Figure 3. PSM equilibrium trend test chart

图 3. PSM 平衡趋势检验图

通过 PSM 匹配检验和平衡性检验后，进一步进行 PSM-DID 回归分析是为了进一步确认 DID 基准回归结果的可靠性。根据表 7 中的数据结果显示，PSM-DID 模型中的 DID 系数均为正向显著。这与之前的 DID 模型中交互项系数的情况一致，进一步强化了政策效应的存在。

**Table 7.** Baseline regression after PSMDID  
**表 7.** PSMDID 后的基础回归

VARIABLES	(1)
	TFP_LP
DID	0.167** (0.0739)
BV	-0.662*** (0.171)
PROFIT	-9.11e-06 (0.000216)
QRATI	0.000855 (0.00711)
GROWTH	-0.0296 (0.0187)
OCYCLE	0.000124 (9.15e-05)
Oprind	-0.000987 (0.000908)
profitpers	0.107*** (0.0211)
oprlev	-0.00781*** (0.00248)
finlev	0.0131 (0.00994)
Constant	8.398*** (0.117)
Observations	1919
R-squared	0.898

Robust standard errors in parentheses. \*\*\*  $p < 0.01$ , \*\*  $p < 0.05$ , \*  $p < 0.1$ .

## 5.6. 机制检验

### (1) 融资约束路径

我们认为政府引导基金的投资能够减小企业的融资约束，帮助企业获取更多融资机会，进而促进企业全要素生产率。因此，本文为验证融资约束渠道，参考 Hadlock and Pierce (2010) [8] 的研究，选用 FC 指数来度量企业的融资约束，指数越大，证明企业面临的融资约束程度越高。参考江艇(2022)的两步法进行机制效应分析。通过下表 8 可见 DID 系数为 -0.122\*\*\* (标准误 0.0118)，在 1% 水平上显著为负，可以得知政府引导基金显著缓解了企业融资约束。

**Table 8.** Mechanism test: financing constraints  
**表 8.** 机制检验：融资约束

VARIABLES	(1)	(2)
	TFP_LP	FC
DID	0.237*** (0.0300)	-0.122*** (0.0118)
BV	-0.343*** (0.101)	0.493*** (0.0413)
PROFIT	3.73e-05 (2.38e-05)	-1.05e-05 (9.98e-06)
QRATI	-0.00587** (0.00249)	0.000562 (0.000666)
GROWTH	0.000145** (6.70e-05)	-3.92e-05** (1.68e-05)
Oprind	0.000124 (0.000253)	-0.000122 (8.11e-05)
profitpers	0.149*** (0.0118)	0.00969*** (0.00294)
oprlev	-0.00124*** (0.000288)	-5.37e-05 (5.79e-05)
finlev	-9.24e-05 (6.40e-05)	4.96e-05*** (1.58e-05)
Constant	8.079*** (0.0642)	0.328*** (0.0265)
Observations	9797	9580
R-squared	0.830	0.723

Robust standard errors in parentheses. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

融资约束降低后，企业能够有充足的资金扩大投资、提高资源配置效率、提高企业稳定性等，此外，较低的融资门槛也有助于企业选择更合适的融资方式，优化资本结构，降低财务风险和成本。随着规模的扩大，企业还能够实现规模经济，降低生产成本，最终促进企业全要素生产率的提高。

综上所述，引导基金的介入可以显著降低企业的融资约束，而企业融资约束的降低可以通过扩大人力资本，提高创新投入等多种途径促进企业全要素生产率的提高。

## (2) 研发投入路径

政府引导基金的投入可以促进企业的研发投入，从而促进企业的全要素生产率。为验证创新渠道，本文参考孙景蔚和陈思(2023) [9]选用企业当年研发投入占比作为中介变量进行回归，具体衡量标准是企业研发投入与企业营业收入之比。表 9 为研发投入占比作为中介变量时的回归结果。DID 系数为 1.279\*\* (标准误 0.555)，在 5% 水平上显著为正，可以得知政府引导基金显著增强了企业的研发投入占比。

**Table 9.** Mechanism test: R&D investment ratio  
**表 9.** 机制检验：研发投入占比

VARIABLES	(1)	(2)
	TFP_LP	研发投入占比
DID	0.237*** (0.0300)	1.279** (0.555)
BV	-0.343*** (0.101)	3.681** (1.693)
PROFIT	3.73e-05 (2.38e-05)	8.98e-05 (0.000760)
QRATI	-0.00587** (0.00249)	-0.0794 (0.0506)
GROWTH	0.000145** (6.70e-05)	0.000859 (0.00162)
Oprind	0.000124 (0.000253)	5.68e-05 (0.00182)
profitpers	0.149*** (0.0118)	-0.121 (0.0970)
oprlev	-0.00124*** (0.000288)	0.00657** (0.00322)
finlev	-9.24e-05 (6.40e-05)	0.00503*** (0.000898)
Constant	8.079*** (0.0642)	3.079*** (1.085)
Observations	9797	9685
R-squared	0.830	0.642

Robust standard errors in parentheses. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

研发投入的持续增加，本质上是企业对“知识资本”的战略性积累与深度布局，其不仅能直接扩充企业的知识存量，更能通过知识溢出效应与技术迭代逻辑，打破企业内部传统要素(劳动力、资本、土地等)的固化投入结构，推动要素投入比例向“技术密集型”“知识驱动型”转型。具体而言，研发投入带来的知识增量会促使企业重新审视各类生产要素的边际产出效率，改善资源配置，最终促进企业全要素生产率的提高。

### (3) 绿色发展路径

政府引导基金的投入可以促进企业的绿色发展，从而提升企业的全要素生产率。绿色发展我们主要从两方面来定义，一方面是绿色创新程度，绿色创新的衡量参考王班班和赵程(2019)[10]，由于目前中国绿色实用新型专利数量始终占据主导地位，在绿色创新方面更具代表性，本文对绿色实用新型专利申请数采取加1，再取对数的处理方式；另一方面是ESG评级，本文参考李井林等(2021)[11]对华证企业ESG年度评级进行赋值评分，最终加权平均处理来衡量企业ESG表现。

**Table 10.** Mechanism validation: green development  
**表 10.** 机制检验：绿色发展

VARIABLES	(1)	(2)	(3)
	TFP_LP	绿色创新	ESG 评级
DID	0.237*** (0.0300)	0.0639** (0.0321)	0.229*** (0.0717)
BV	-0.343*** (0.101)	-0.00794 (0.0380)	1.071*** (0.114)
PROFIT	3.73e-05 (2.38e-05)	9.26e-07 (9.70e-06)	1.42e-05 (3.00e-05)
QRATI	-0.00587** (0.00249)	-0.000640 (0.000833)	-0.00827** (0.00415)
GROWTH	0.000145** (6.70e-05)	4.39e-06 (3.04e-05)	0.000508** (0.000258)
Oprind	0.000124 (0.000253)	-0.000349* (0.000195)	0.000274 (0.000375)
profitpers	0.149*** (0.0118)	0.000951 (0.00588)	0.0617*** (0.0187)
oprlev	-0.00124*** (0.000288)	7.97e-05 (0.000167)	-0.00102 (0.000868)
finlev	-9.24e-05 (6.40e-05)	0.000384*** (0.000102)	2.35e-05 (0.000136)
Constant	8.079*** (0.0642)	0.230*** (0.0252)	3.417*** (0.0739)
Observations	9797	9573	9202
R-squared	0.830	0.602	0.434

Robust standard errors in parentheses. \*\*\*p < 0.01, \*\*p < 0.05, \*p < 0.1.

通过上表 10 可以得知政府引导基金显著促进了企业绿色发展。绿色发展可以丰富企业融资渠道、提高企业绿色人力资源等，此外还可以倒逼企业改进生产工艺、优化能源结构并引入清洁生产技术，直接减少了生产过程中的资源浪费与环境污染，从而显著提高了资源配置效率与技术效率，积极的绿色发展战略有助于企业规避环境合规风险，降低融资约束，并提升品牌声誉与合法性，从而在长期内优化外部发展环境，实现从“高能耗、高排放”的粗放增长向“创新驱动、效率优先”的高质量增长模式转型，最终实现全要素生产率的持续跃升。

#### (4) 数字化转型路径

关于企业数字化转型，本文借鉴中赵宸宇等(2021) [12]的做法，对数字技术应用、互联网商业模式、智能制造、现代信息系统四个维度 99 个数字化相关词频进行统计。

**Table 11.** Mechanism validation: digital transformation  
**表 11.** 机制检验：数字化转型

VARIABLES	(1)	(2)
	TFP_LP	数字化转型
DID	0.237*** (0.0300)	0.163*** (0.0361)
BV	-0.343*** (0.101)	-0.155** (0.0676)
PROFIT	3.73e-05 (2.38e-05)	3.63e-05 (2.67e-05)
QRATI	-0.00587** (0.00249)	-0.00114 (0.00274)
GROWTH	0.000145** (6.70e-05)	-0.000340* (0.000175)
Oprind	0.000124 (0.000253)	-0.000245 (0.000154)
profitpers	0.149*** (0.0118)	-0.00548 (0.00568)
oprlev	-0.00124*** (0.000288)	0.000318 (0.000220)
finlev	-9.24e-05 (6.40e-05)	-0.000195*** (4.56e-05)
Constant	8.079*** (0.0642)	3.673*** (0.0431)
Observations	9797	9797
R-squared	0.830	0.862

Robust standard errors in parentheses. \*\*\* $p < 0.01$ , \*\* $p < 0.05$ , \* $p < 0.1$ .

由上表 11 结果可知，政府引导基金显著促进了企业数字化转型，而数字化转型由前文可知可以加快企业的信息化进程，通过大数据、云计算、区块链、物联网等新技术的应用实现传统制造企业向智能制造转型，提升企业的技术创新能力，优化企业运营模式，进而提高企业全要素生产率。

## 6. 结论与建议

新质生产力的培养是实现我国高质量发展的关键，而新质生产力的提高，是以全要素生产率的巨大提升为标志。政府引导基金是我国政府利用金融工具支持微观企业全要素生产率提高的重要抓手，是培育新质生产力的关键。

第一，政府引导基金是否投资、政府引导基金投资年份对企业全要素生产率的提升具有明显的促进作用。本文无论是基于创业板面板数据得到的回归系数 0.237，还是经过 PSM 得分倾向匹配后的数据回归系数 0.167，都证明了该结论。

第二，政府引导基金确实可以通过融资约束、研发投入、ESG 评级、绿色创新以及企业数字化转型多个途径影响企业全要素生产率。

基于本文研究结论，提出以下几点建议：

### (1) 大力发展引导基金，加快培育新质生产力

政府引导基金确实能够促进企业全要素生产率的提升，因此本文认为，政府引导基金应作为推动新质生产力培育的核心工具，通过精准投资策略，促进科技创新与产业升级。首先，基金应专注于早期和成长期的科技创新企业，尤其是那些在关键核心技术领域具有突破潜力的初创企业，以实现“投早投小投科技”的战略目标。这不仅能够为这些企业提供必要的资金支持，还能够通过政府的引导作用，吸引更多的社会资本投入科技创新领域。

其次，政府引导基金需要在制度设计上做出更积极的市场化探索，包括业绩考评、返投限制和容错机制等，以提高运作效率并有效发挥投资机构的专业能力。这涉及到建立合理的考评机制，确保投资决策的专业性与可持续性，同时为投资机构提供足够的激励，以促进其在科技创新方面的积极作为。

此外，政府引导基金可以采用母基金的形式运作，与市场化、专业化投资管理机构合作，以实现创新资源的优化配置和资金放大效应。通过这种方式，政府引导基金可以更有效地撬动社会资本，汇聚更多的创新资源，推动科技成果转化和产业化，进而提升全要素生产率。

最后，政府引导基金应与地方政府的产业发展规划紧密结合，通过投资引导和政策支持，促进地方产业结构的优化升级和经济的高质量发展。这包括支持具有区域特色和比较优势的产业，以及推动产业向高端化、智能化、绿色化转型。

综上所述，政府引导基金在促进全要素生产率提升方面大有可为，通过上述政策建议的实施，可以更有效地发挥政府引导基金在促进新质生产力中的作用，推动经济向更高质量、更有效率、更加公平、更可持续的方向发展。

### (2) 平衡区域资源配置，促进欠发达地区经济发展

政府引导基金发展极不平衡，华东华北政府引导基金数量多，规模大，西北地区数量少，规模小，因为为了缩小区域间的发展差距，本文认为，可以考虑设立面向西北、东北等地区的专项政府引导基金，用于支持当地的优势产业和技术研发项目，这有助于吸引外部资本流入，激活当地经济活力。

其次，针对西北、东北地区，优化现有的财政补贴政策，给予这些地区更高的补贴比例或者更长期的资金支持，以减轻地方政府的财政负担，鼓励地方政府积极参与设立和管理引导基金。此外，还需要根据西北、东北地区的特点和发展需求，制定差异化的扶持策略，比如重点支持现代农业、清洁能源、文化旅游等产业，以及促进技术创新和成果转化。同时，加强东部发达地区与西北、东北地区之间的合作机制，通过产业转移、技术交流等方式，帮助后者更好地吸收先进技术和管理经验。

另外，支持西北、东北地区依托自身的资源禀赋和产业基础，发展具有地方特色的产业集群，比如特色农产品加工、矿产资源开发等，增强地区经济的内生动力。

最后，改善西北、东北地区的基础设施和公共服务水平，创造更好的营商环境，吸引更多企业和人才入驻，从而促进当地经济的全面发展。通过这些措施，不仅可以有效缓解区域间发展不平衡的问题，还能促进资源的合理分配和经济结构的优化升级，为实现全面协调可持续发展奠定坚实的基础。

### (3) 差异化投资，促进资源优化配置

政府引导基金对企业全要素生产率有着促进作用，建议政府引导基金在不同领域采取更加精准和差异化的投资策略。例如，可以通过设立专门针对高科技企业的子基金，或者为民营企业和创投发达地区提供定制化的金融服务和支持政策，以更好地满足这些企业的发展需求和创新特点。

再次，政府引导基金应加强对投资效果的跟踪评估和绩效考核。建立科学的考核体系，对基金的投

资效益、运营效率和政策目标实现程度进行全面评价。通过奖优罚劣的机制，激励基金管理机构提高运作效率和投资效果，确保政府引导基金的资源能够得到高效配置和使用。

此外，政府引导基金还应积极探索市场化运作模式，减少行政干预，提高基金的自主决策和风险控制能力。通过与市场化、专业化的投资管理机构合作，拓宽资金来源，实现创新资源的优化配置，提升基金的整体竞争力和影响力。

最后，政府引导基金应注重与地方产业发展规划的紧密结合，通过投资引导和政策支持，促进地方产业结构的优化升级和经济的高质量发展。同时，应加强与地方政府、行业协会和企业的沟通协作，形成推动产业发展和创新的合力。

## 7. 不足之处

第一，数据更新不及时，本文选择的数据为2012~2024年的数据，最新的2025年数据还没有完全更新。第二，对于全要素生产率的影响因素有很多，本文可能存在遗漏变量的问题。第三，本文选取创业板企业，未能涵盖整个A股市场。

## 参考文献

- [1] 陈鑫, 陈德棉, 谢胜强. 风险投资、资本项目开放与全要素生产率[J]. 科研管理, 2017, 38(4): 65-75.
- [2] 史安娜, 刘希佳. 政府创投引导基金、营商环境与经济高质量发展[J]. 河海大学学报(哲学社会科学版), 2023, 25(1): 109-119.
- [3] 程于思, 张慧雪, 黄波. 政府引导基金能促进企业全要素生产率提高吗? [J]. 中国流通经济, 2022, 36(8): 105-116.
- [4] 蒋亚含, 李晓慧, 许诺. 政府引导基金投后赋能与实体企业发展——来自被投企业的经验证据[J]. 经济管理, 2023, 45(3): 44-62.
- [5] 韩洁, 张倩倩, 刘涛. 政府引导基金的跨区域双向投资现象与中小企业全要素生产率提升——兼论经济增长目标的软约束[J]. 南方经济, 2024(11): 139-158.
- [6] 孟祥瑜, 谢获宝, 邹梦婷. 政府引导基金提升被投企业全要素生产率了吗?——基于要素投入产出效率视角的检验[J]. 南方金融, 2024(11): 3-18.
- [7] 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, 11(2): 541-558.
- [8] Hadlock, C.J. and Pierce, J.R. (2010) New Evidence on Measuring Financial Constraints: Moving Beyond the KZ Index. *The Review of Financial Studies*, 23, 1909-1940. <https://doi.org/10.1093/rfs/hhq009>
- [9] 孙景蔚, 陈思. 研发投入强度与企业生存能力——基于股权结构的调节作用[J]. 统计与决策, 2023, 39(12): 177-182.
- [10] 王班班, 赵程. 中国的绿色技术创新——专利统计和影响因素[J]. 工业技术经济, 2019, 38(7): 53-66.
- [11] 李井林, 阳镇, 陈劲, 等. ESG 促进企业绩效的机制研究——基于企业创新的视角[J]. 科学学与科学技术管理, 2021, 42(9): 71-89.
- [12] 赵宸宇, 王文春, 李雪松. 数字化转型如何影响企业全要素生产率[J]. 财贸经济, 2021, 42(7): 114-129.