《反垄断法》对企业高质量发展影响研究

刘飞鹏

(湖南师范大学 商学院, 湖南省长沙市, 410081)

摘要: 本文以《中华人民共和国反垄断法》的实施为研究对象, 探讨了反垄断政策对企业高质量发展的影响。通过构建双重差分模型, 选取 2000 年至 2023 年间沪深两市 A 股上市公司为样本, 实证分析反垄断法施行后的企业全要素生产率变动及其作用机制。研究发现, 反垄断法的实施显著提升了企业的全要素生产率, 从而促进了企业的高质量发展。其作用机制主要体现在缓解融资约束, 提升企业融资便利性。此外, 反垄断法对国有企业的生产率提升作用更为显著。研究还通过稳健性检验和异质性分析进一步验证了反垄断法的积极效应。本文的研究为推动中国经济高质量发展提供了理论支持, 并对相关政策提出了建议, 特别是加强反垄断法的执行力度, 优化市场资源配置, 并推动国有企业改革。

关键词: 反垄断法; 企业高质量发展; 融资约束; 国有企业

中图分类号: C93

文献标识码: A

一、引言

在中国经济迈向高品质发展时期, 企业作为驱动经济增长的核心力量, 其追求高品质发展已成为至关重要话题。企业的这一进程不仅关乎自身竞争力的飞跃, 更紧密联系着中国经济结构的优化升级与转型步伐。然而, 当前中国企业正面临多重考验, 诸如产能过剩问题严峻、环境污染亟待解决、创新能力有待提升等, 这些难题无疑阻碍了企业高品质发展的步伐^[3]。鉴于此, 深入剖析制约企业高品质发展的各类因素, 并据此提出有效的政策导向, 对于加速中国经济高品质发展具有不可估量的价值。

反垄断法的实施以及如何处理好市场、政府与企业三者的关系, 是当前中国经济社会发展中一个备受关注的议题。近年来, 随着中国经济的快速发展和市场竞争的日益激烈, 反垄断法的地位和作用愈发凸显。特别是在 2022 年, 中国对《反垄断法》进行了重要修订, 旨在更好地适应数字经济时代的需求, 加强对平台企业垄断行为的规制, 并提高了垄断行为的违法成本。这一背景下, 反垄断法的实施对企业高质量发展产生了深远的影响。一方面, 反垄断法的严格执行有助于维护市场公平竞争秩序, 防止企业滥用市场支配地位, 从而保护消费者权益和社会公共利益。这为企业提供了一个更加公平、透明的竞争环境, 有助于激发市场活力和创新动力。另一方面, 反垄断法的实施也促使企业加强合规管理, 提升自身的竞争力和可持续发展能力。企业需要更加注重技术创新和产品质量, 以赢得消费者的信任和支持, 进而实现高质量发展。因此, 可以说反垄断法的实施是当前中国经济转型升级、推动企业高质量发展的重要保障。在未来, 随着反垄断法的不断完善和执行力度的进一步加强, 相信将会对企业高质量发展产生更加积极的影响。

本文拟以《中华人民共和国反垄断法》的实施为研究对象, 探讨反垄断政策对企业高质量发展的影响。具体而言, 本文将检验《反垄断法》的实施是否能够提升企业全要素生产率, 并分析其作用机制和异质性影响。本文的研究将有助于丰富反垄断政策经济后果的研究, 为推动中国经济高质量发展提供理论支持和政策建议。

二、理论分析与假设

反垄断法主要聚焦于四种垄断形态: 垄断协议、经营者集中、滥用市场支配地位以及行政垄断, 这表明其规制范围不仅限于经济领域的垄断行为, 也涵盖了政治层面的垄断现象。自《反垄断法》实施以来, 中国在反垄断法治化建设方面取得了显著进展, 进一步巩固了市场公平竞争政策的基础性地位。^[7]

反垄断法的出台和实施, 对企业经营活动的影响主要体现在: 首先, 规范市场竞争行为。

禁止企业达成垄断协议、滥用市场支配地位或进行具有排除、限制竞争效果的经营者集中等行为，为市场主体提高更优质的竞争环境并提高市场效率；^[10]其次，促进企业合规经营。企业需要加强自身的合规管理，通过合规经营，降低企业违法违规风险，提高企业的形象和声誉，从而提高企业的竞争力。再次，推动市场创新和发展。反垄断法的实施，企业更有机会投入研发和创新以及人力资源投资中，^{[2][6]}推动技术进步和产业升级。同时，反垄断法也有利于打破行业壁垒和地域限制，促进资源的合理配置和流动，从而推动整个市场的繁荣和发展。

基于以上分析，提出如下假设：

H1：反垄断法的实施能够有效提高企业的全要素生产率，进而促进企业高质量发展。

三、研究设计

（一）样本选择和数据来源

本文以 2000~2023 年度沪深两市全部 A 股上市公司为样本，经过如下处理：（1）剔除所有金融行业企业样本及研究期间被 ST 和*ST 处理的企业样本；（2）对有遗漏数据的样本进行剔除；（3）对所有连续变量进行 1%级别的缩尾处理，避免极端数值影响。最终共获得 48727 家企业的年度观测数据。《中国统计年鉴》获取了本文所使用的微观企业层面的样本数据，分别来自国泰安和 WIND 两个数据库，以及宏观层面的样本数据。

（二）变量定义

1. 企业全要素生产率（TFP）

企业的高质量发展状况常以全要素生产率（TFP）作为核心评估指标。TFP 是衡量企业生产效率的关键要素，它揭示了企业在固定生产要素投入（诸如劳动力、土地资源及资本）的基础上，所能产生的产品或服务价值总量。因此，全要素生产率常被用作衡量企业是否实现高质量发展的一个重要标尺。

相较于传统的 OLS 法估计，Ollley 和 Pakes 等提出的 OP 法，可有效解决计算中产生的“同时偏差”和“选择偏差”问题。现阶段，衡量企业全要素生产率主要有 TP、OP、OLS、FE 和 GMM 五种方法。然而，已有文献指出，OLS 和 FE 法存在较大的内生性问题^[4]。因此，在研究中，基准回归部分采用 OP 算法来衡量企业全要素生产率，而在稳健性检验部分则采用 LP 算法进行衡量。

2. 《反垄断法》实施

构建双差分模型，考察反垄断法实施后对企业产能利用率的影响，有效避免因内生性问题造成的结果偏误。《反垄断法》的实施主体是所有企业而不是一些企业，处理小组和对照组需要按照企业受到政策冲击的差异性来构建。借鉴王彦超等人的研究思路，依靠行政支持和自身垄断优势，垄断势力较大的企业在反垄断法实施之前，获得垄断收益。

随着《反垄断法》的逐步推进，《反垄断法》将重点监管和审查的对象定为垄断企业受市场竞争冲击和压力较大、垄断力量相对较低、垄断力量较高的企业，垄断企业原有的垄断优势被削弱。因此，参照王彦超等人的方法^[8]，将试验组和对照组按照垄断力量的高低进行划分，并以 LENER 指标作为判断垄断力量高低的的标准，其中 LENER 指标越大、定价能力越强的企业将获得更高的垄断力量。

3. 控制变量

以上变量和控制变量可见表 1：变量定义表。

表 1：变量定义表

变量类型	变量名称	变量符号	变量含义
被解释变量	企业全要素生产率	TFP_OP	企业全要素生产率，由半参数估计的 OP 法测

			算
解释变量	《反垄断法》实施	did	treat 和 post 交乘项, 代表反垄断法实施
控制变量	企业规模	Size	年总资产的自然对数
	资产负债率	Lev	年末总负债除以年末总资产
	资产收益率	ROA	净利润/总资产平均余额
	现金流比率	Cashflow	经营活动产生的现金流量净额除以总资产
	固定资产占比	FIXED	固定资产净额与总资产比值
	成长性	Growth	本年营业收入/上一年营业收入
	是否两职合一	Dual	董事长与总经理是否为同一个人
	第一大股东持股比例	Top1	第一大股东持股数量/总股数
上市年限	ListAge	企业成立年限加 1 的自然对数	

(三) 模型设定

参照王彦超等、刘斌等的方法, 本文构造了双重差分模型来检验《反垄断法》对企业产能利用率的影响, 具体如模型(1)所示:

$$TFP_{i,t} = \alpha_0 + \alpha_1 did_{i,t} + \alpha_2 \sum Controls_{i,t} + \alpha_3 \sum Firm + \alpha_4 \sum Year + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

模型(1)中被解释变量 TFP 为企业的全要素生产率; did 为 treat 和 post 交乘项, 其中 treat 为分组虚拟变量, 实验组企业赋值为 1, 对照组赋值为 0; post 为政策模拟变量, 若样本企业处于 2009 年以后赋值为 1, 否则赋值为 0; Controls 为企业层面的一系列控制

制变量; Firm 为企业层面固定效应; Year 为年份固定效应; ε 为随机误差项。

(四) 描述性统计

表 2: 描述性统计表

VarName	Obs	Mean	SD	Min	Median	Max
TFP_OP	48727	6.599	0.940	2.351	6.520	11.447
did	48727	0.416	0.493	0.000	0.000	1.000
Size	48727	22.081	1.296	19.171	21.888	26.440
Lev	48727	0.437	0.201	0.027	0.434	0.990
ROA	48727	0.036	0.066	-0.375	0.036	0.254
Cashflow	48727	0.049	0.070	-0.232	0.047	0.283
FIXED	48727	0.227	0.163	0.002	0.196	0.806
Growth	48727	0.163	0.399	-0.750	0.105	5.587
Dual	48727	0.255	0.436	0.000	0.000	1.000
Top1	48727	0.345	0.150	0.076	0.322	0.758
ListAge	48727	2.136	0.759	0.693	2.197	3.434

如表 2 结果显示, 总资产生产率的均值约为 6.599, 标准差为 0.940, 说明企业间生产率存在一定差异。最小值为 2.351, 最大值为 11.447, 数据分布范围较广。虚拟变量的均值为 0.416, 说明样本中约 41.6% 的企业受到了反垄断法的影响。其他控制变量的描述性统计展示了各自的范围和分布情况, 为后续分析提供基础

(五) 相关性分析

表 3: 相关性系数表

	TFP_	did	Size	Lev	ROA	Cash	FIXE	Grow	Dual	Top1	List
	OP					flow	D	th			Age
TFP_	1	0.55	0.72	0.34	0.12	0.08	-0.2	0.11	-0.0	0.09	0.33
OP		7***	3***	2***	9***	6***	34**	5***	66**	8***	6***
							*		*		
did	0.53	1	0.70	0.26	0.04	0.04	-0.0	0.01	-0.0	0.09	0.21
	3***		0***	3***	5***	8***	30**	7***	53**	3***	1***
							*		*		
Size	0.72	0.66	1	0.39	0.01	0.07	-0.0	0.03	-0.1	0.10	0.44
	3***	7***		5***	1**	2***	27**	1***	06**	8***	1***
							*		*		
Lev	0.33	0.26	0.40	1	-0.3	-0.1	0.06	0.03	-0.1	0.03	0.31
	8***	2***	2***		92**	47**	5***	1***	35**	4***	3***
					*	*			*		
ROA	0.15	0.07	0.05	-0.3	1	0.42	-0.0	0.35	0.04	0.12	-0.2
	2***	5***	6***	56**		1***	62**	1***	9***	9***	21**
				*			*				*
Cash	0.07	0.04	0.07	-0.1	0.40	1	0.24	0.08	-0.0	0.10	-0.0
flow	5***	7***	4***	53**	2***		3***	5***	16**	9***	19**
				*					*		*
FIXE	-0.2	-0.0	0.02	0.09	-0.0	0.22	1	-0.0	-0.1	0.10	0.00
D	09**	12**	2***	3***	56**	5***		06	02**	2***	4
	*	*			*				*		
Grow	0.11	0.01	0.03	0.04	0.26	0.04	-0.0	1	0.01	0.03	-0.1
th	9***	0**	1***	3***	4***	7***	21**		6***	8***	44**
							*				*
Dual	-0.0	-0.0	-0.1	-0.1	0.02	-0.0	-0.1	0.00	1	-0.0	-0.1
	58**	53**	05**	33**	7***	18**	13**	2		73**	99**
	*	*	*	*		*	*			*	*
Top1	0.11	0.09	0.15	0.03	0.14	0.10	0.11	0.03	-0.0	1	-0.0
	7***	8***	3***	7***	1***	4***	4***	3***	79**		88**
									*		*
List	0.31	0.20	0.42	0.32	-0.1	-0.0	0.04	-0.0	-0.2	-0.0	
Age	6***	0***	4***	4***	71**	08*	5***	73**	01**	89**	1
					*			*	*	*	

注：左下为 pearson 相关系数，右上为 spearman 相关系数

结果显示，TFP_OP 与 did 正相关且显著，初步说明反垄断法可能提高了企业生产率。TFP_OP 与其他变量：与企业规模、杠杆率、资产回报率等变量正相关，与固定资产占比负相关，这与经济学理论基本一致。did 与其他变量：与大多数控制变量相关性不显著，说明

模型设计较为合理，控制了可能影响生产率的其他因素。

四、实证结果与分析

(一) 基准回归分析

如表 4 列 (1) 所示, did 的系数为 0.3270 且显著, 说明反垄断法实施后, 受影响企业的生产率平均提高了 32.7%。列 (2) 有在列 (1) 的基础上加入控制变量, 证实了反垄断法对企业生产率的积极影响。控制变量的系数与经济学理论基本一致, 例如企业规模、杠杆率、资产回报率等变量对生产率有显著的正向影响, 固定资产占比对生产率有显著的负向影响。本文 H1 假设得到验证。

表 4: 基准回归结果

	(1)	(2)
	TFP_OP	TFP_OP
did	0.3270*** (27.2530)	0.0531*** (5.2124)
Size		0.3666*** (98.3508)
Lev		0.3197*** (19.2810)
ROA		1.4457*** (38.8545)
Cashflow		0.6881*** (23.0852)
FIXED		-0.7963*** (-39.3747)
Growth		0.1851*** (40.5596)
Dual		-0.0043 (-0.7538)
Top1		-0.0721*** (-2.7938)
ListAge		0.0210*** (2.7621)
_cons	5.2255*** (302.2770)	-2.3477*** (-30.8975)
N	48727	48727
R ²	0.470	0.650

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, 括号内为 t 统计量

(二) 平行趋势检验

本文借鉴余明桂等的做法, 以反假设法来验证平行趋势假设是否成立。图 1 中展示了政策实施前后, 受影响企业和不受影响企业生产率的变化趋势。在政策实施前, 两组企业的生产率趋势基本一致, 说明满足平行趋势假设, 增强了结果的可靠性。

图 1 平行趋势检验

(三) 稳健性检验

1. 基于 PSM-DID 方法的检验

双重差分模型应用的重要前提是共同趋势假定,为了尽可能克服实验组与控制组间的系统差异,降低双重差分模型的估计偏误,本文进一步利用 PSM-DID 的方法对上文结果进行稳健性检验。《反垄断法》实施后样本匹配对照组采用核匹配法,以企业规模、资产负债率、净资产收益率、企业特征、企业成立年限、资本密集度、独立董事比例等作为匹配变量,在下文报告了匹配后样本回归结果。

图 2 标准化偏差图

图3 核密度图

如图2 标准化偏差图显示，匹配后处理组和控制组在各变量上的偏差显著降低，说明匹配效果良好。图3 核密度图显示，匹配后处理组和控制组的概率得分分布更加接近，进一步验证了匹配效果。PSM 匹配有效地平衡了处理组和控制组在协变量和倾向得分上的分布，提高了两组的相似性，为后续因果效应评估奠定了基础。

表5: psm 回归结果

	(1)	(2)
	TFP_OP	TFP_OP
did	0.2962*** (19.5668)	0.0437*** (3.4482)
Size		0.3730*** (87.2070)
Lev		0.3118*** (15.4006)
ROA		1.7106*** (35.4587)
Cashflow		0.6548*** (18.5534)
FIXED		-0.7437*** (-31.3636)
Growth		0.1665*** (31.0255)
Dual		-0.0041 (-0.5896)
Top1		-0.0702** (-2.3960)
ListAge		0.0093 (1.0081)
_cons	5.3447*** (268.2344)	-2.4357*** (-27.9668)
N	35947	35947
R ²	0.504	0.675

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, 括号内为 t 统计量

结果显示, did 的系数为 0.2962 且显著, 说明即使在考虑了匹配后的样本中, 反垄断法仍对企业生产率有显著的积极影响。

2. 替换解释变量

同样, 也参考了许志勇等 (2022) 的思路^[5], 本文采用 LP 方法测度的 TFP 来替换 OP 方法测度的 TFP 以验证结果的稳健性, 将解释变量 TFP_OP 替换为 TFP_LP 衡量, 依然显著。说明结果对不同的生产率衡量指标是稳健的。

表:6: 稳健性替换变量回归结果

	(1)	(2)
	TFP_LP	TFP_LP
did	0.4530*** (34.9285)	0.0782*** (7.7067)
Size		0.4921*** (132.6298)
Lev		0.3785*** (22.9289)
ROA		1.4051*** (37.9410)
Cashflow		0.7539*** (25.4116)
FIXED		-1.0413*** (-51.7267)
Growth		0.1763*** (38.8234)
Dual		-0.0020 (-0.3460)
Top1		-0.0232 (-0.9024)
ListAge		0.0177** (2.3388)
_cons	6.8537*** (366.7713)	-3.2593*** (-43.0949)
N	48727	48727
R ²	0.469	0.703

注: ***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, 括号内为 t 统计量

3. 安慰剂检验

安慰剂检验, 虚拟实验组, 重复实验 500 次, 从图 4 可得到结果符合正态分布, 且大部分不显著, 反向证明政策显著, 说明反垄断法对企业生产率的提升作用并非偶然。

图 4 安慰剂检验

五、进一步分析

(一) 影响渠道检验

融资约束对企业技术创新投入及其产出效果具有显著影响。^[9]在融资环境趋紧时,企业可能会因资金限制而削减创新投入,或倾向于选择短期内能迅速见效的创新项目,这种短视行为可能对企业长期发展构成不利。相反,若融资约束得以缓解,企业则能更从容地投资于长期、高质量的创新项目,这不仅有助于提升企业的技术水平,还能增强其生产效率,为企业的长远发展奠定坚实基础。反垄断法的推行有效维护了市场的公平竞争秩序,减少了垄断行为的发生,进而提升了市场的透明度和可预见性。这种公平竞争的市场环境为企业创造了更加均等的融资条件,降低了其融资的门槛。反垄断法的实施通过削弱市场上的垄断力量,促进了银行业的充分竞争,从而降低了企业的债务融资成本。在反垄断法的庇护下,企业能够以更低的资金成本获得融资支持,有效缓解了其面临的融资约束。参考徐玉德等以KZ指数衡量,KZ指数越小,代表企业融资约束程度越小,即企业融资更便利。

表 7: 机制回归结果

	(1) KZ
did	0.1318*** (5.2592)
Size	-0.5824*** (-63.5566)
Lev	6.0366*** (148.0728)
ROA	-2.7502*** (-30.0660)

Cashflow	-12.3459*** (-168.4897)
FIXED	1.7508*** (35.2133)
Growth	-0.1831*** (-16.3282)
Dual	-0.0318** (-2.2438)
Top1	-0.3461*** (-5.4513)
ListAge	0.7257*** (38.7946)
_cons	12.9581*** (69.3699)
N	48727
R ²	0.742

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, 括号内为 t 统计量

如表 7 结果显示, KZ (融资约束) 的系数为 0.1318 且显著, 说明反垄断法可能通过缓解融资约束来提高企业生产率。

(二) 异质性检验

上述检查结果表明, 出台规范行政垄断的《反垄断法》, 可以有效促进企业全要素生产率的提高。但反垄断法实施对企业的影响可能也存在差异, 因为企业自身的股权性质和发展状况不同。通常, 地方政府会把大量资金引导到企业并不具有比较优势的具体项目上, 以追求局部地区的快速发展, 最终导致企业投资效率低下。同时, 一些破坏市场公平竞争的政策扶持手段, 如地方政府的一些政策性补贴、财政优惠等。同时, 地方政府的一些政策补贴、财政优惠等破坏市场公平竞争的政策扶持手段, 让很多有发展潜力、“靠输血而不具备造血功能”的创新型企业面临融资难、发展不快。因此, 本文进一步从企业特征出发进行分组, 将样本企业分为是否为国有企业, 考察在实施《反垄断法》规制全要素生产率影响方面, 不同特征企业之间是否存在行政垄断的差异。

表 8: 异质性回归结果

	(1) 国企	(2) 非国企
did	0.0679*** (4.9314)	0.0259 (1.6308)
Size	0.3712*** (63.9212)	0.3635*** (74.7448)
Lev	0.3205*** (12.2518)	0.3361*** (15.6342)
ROA	2.0271*** (30.8011)	1.1479*** (25.7627)
Cashflow	0.5909*** (12.5858)	0.7375*** (19.1894)

FIXED	-0.6901*** (-23.6429)	-0.8995*** (-31.8472)
Growth	0.1797*** (24.7880)	0.1887*** (32.3872)
Dual	0.0124 (1.1768)	-0.0148** (-2.1851)
Top1	-0.0493 (-1.2992)	-0.0806** (-2.2674)
ListAge	0.0661*** (5.0213)	-0.0201** (-2.0350)
_cons	-2.4686*** (-20.6507)	-2.3100*** (-23.2836)
N	20216	28511
R ²	0.683	0.619

注：***p<0.01, **p<0.05, *p<0.1, 括号内为 t 统计量

结果显示, 国企组 did 的系数为 0.0679 且显著, 非国企组 did 的系数为 0.0259 且不显著, 说明反垄断法对国企生产率的提升作用更为显著。可能原因是, 出台《反垄断法》后, 地方政府对国有企业的保护政策逐渐减弱, 这使得国有企业必须寻找新的竞争优势^[1]。这些企业进行技术创新和产业升级具有天然的优势, 也有更大的动机加大研头和和人力资本投资, 进而提升其全要素生产率。同时, 规制行政垄断也会减少政府对国有企业的资金支持, 减少国有企业的非效率投资。在反垄断法的约束下, 国企需要更加注重市场竞争, 优化经营策略, 避免资源浪费和效率低下。通过优化资源配置, 国企可以更加高效地利用生产要素, 提高生产效率。

六、结论

研究反垄断法这一法治化机制在企业优质发展过程中所发挥的作用, 借助《反垄断法》实施的契机。结果表面, 《反垄断法》的实施显著提升了企业全要素生产率, 进而促进了企业高质量发展, 这一结论通过了一系列稳健性检验。这与马兆良等的研究结论一致, 说明反垄断政策在推动中国经济高质量发展方面发挥了积极作用。且《反垄断法》通过缓解融资约束, 提供企业的融资便利性来提高企业生产率; 反垄断法对国企生产率的提升作用更为显著。

基于本文的研究结论, 提出以下政策建议:

1. 加强反垄断执法力度, 完善反垄断法律法规。进一步完善《反垄断法》等相关法律法规, 提高反垄断违法成本, 加强对垄断行为的监管和处罚力度, 维护公平竞争的市场环境。
2. 深化市场化改革, 破除市场壁垒。加快推进要素市场化改革, 破除地区间的市场壁垒, 促进要素自由流动, 优化资源配置效率, 为企业发展创造良好的市场环境。
3. 加强对国有企业的改革。推动国有企业进行混合所有制改革, 完善公司治理结构, 提高经营效率。

参考文献:

- [1] 强国令, 郝盼盼, 冯萧. 耐心资本与企业全要素生产率[J]. 金融与经济, 2025, (02): 24-36. DOI:10.19622/j.cnki.cn36-1005/f.2025.02.003.
- [2] 蒋殿春, 卜文超. 反垄断法与中国科技企业技术创新——基于不同市场地位企业的微观分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2023, 40(07): 27-47. DOI:10.13653/j.cnki.jqte.20230529.003.
- [3] 孙帆, 李靖, 潘薇. 反垄断对企业产能过剩的影响研究——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 西南大学学报(自然科学版), 2023, 45(02): 125-137. DOI:10.13718/j.cnki.xdzk.2023.02.013.
- [4] 马兆良, 许博强. 竞争政策与企业全要素生产率——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 安徽师范大学学报(人文社会科学版), 2023, 51(02): 144-157. DOI:10.14182/j.cnki.j.anu.2023.02.015.
- [5] 许志勇, 宋泽, 朱继军, 等. 金融资产配置、内部控制与企业高质量发展[J]. 中国软科学, 2022, (10): 154-165.
- [6] 余明桂, 石沛宁, 钟慧洁, 等. 垄断与企业创新——来自《反垄断法》实施的证据[J]. 南开管理评论, 2021, 24(01): 159-168+180+204-206.
- [7] 王彦超, 蒋亚含. 竞争政策与企业投资——基于《反垄断法》实施的准自然实验[J]. 经济研究, 2020, 55(08): 137-152.
- [8] 王彦超, 郭小敏, 余应敏. 反垄断与债务市场竞争中性[J]. 会计研究, 2020, (07): 144-166.
- [9] 陈丽珊, 傅元海. 融资约束条件下技术创新影响企业高质量发展的动态特征[J]. 中国软科学, 2019, (12): 108-128.
- [10] MALESKY E J, NGUYEN T V, BACH T N, et al. The effect of market competition on bribery in emerging economies: an empirical analysis of Vietnamese firms[J]. World Development, 2020, 131.

A Study on the Impact of the Anti-Monopoly Law on the High-Quality Development of Enterprises

Liu Feipeng

(Hunan Normal University, Changsha/Hunan Province, 410081)

Abstract: This study examines the impact of anti-monopoly policies on the high-quality development of enterprises by focusing on the implementation of the Anti-Monopoly Law of the People's Republic of China. Using a difference-in-differences (DID) model, this paper selects A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen stock exchanges from 2000 to 2023 as the sample to empirically analyze changes in enterprise total factor productivity (TFP) and its underlying mechanisms after the implementation of the Anti-Monopoly Law.

Findings reveal that the implementation of the law significantly improves enterprise TFP, thereby promoting high-quality development. The mechanism primarily operates through alleviating financing constraints and enhancing corporate financing accessibility. Additionally, the law's positive effect on productivity is more pronounced in state-owned enterprises (SOEs). Robustness tests and heterogeneity analysis further validate the law's positive effects.

This research provides theoretical support for advancing China's high-quality economic development and proposes policy recommendations, particularly strengthening enforcement of anti-monopoly laws, optimizing market resource allocation, and accelerating SOE reforms.

Keywords: Anti-Monopoly Law; high-quality development of enterprises; financing constraints; state-owned enterprises (SOEs)