doi:10.19920/j.cnki.jmsc.2026.09.007

刑事司法改革与民营企业全要素生产率①

——来自企业合规改革的经验证据

林 宁[1], 韩尚杰[2*], 李青原[1]

(1. 武汉大学经济与管理学院, 武汉 430072; 2. 厦门大学管理学院, 厦门 361005)

摘要: 为强化对民营企业的司法保护,帮助民营企业防范化解刑事风险,最高人民检察院推出了企业合规改革试点,通过对涉案企业合规不起诉的方式督促涉案企业在平稳经营中完成合规整改,为民营经济高质量发展保驾护航. 本研究以2017年—2022年沪深两市A股上市公司为研究样本,实证检验了企业合规改革这一刑事司法改革实践对民营企业全要素生产率的潜在影响及作用机制. 研究结果表明,相较于国有企业,企业合规改革显著提升了民营企业全要素生产率. 机制检验发现,企业合规改革主要通过提升民营企业合规治理水平、缓解民营企业融资约束以及减轻地方企业税收负担以提高试点地区民营企业全要素生产率. 进一步,更好的法治环境、更高的涉案机关信息协同程度以及合规监管人才供给质量能够强化企业合规改革对民营企业全要素生产率的影响. 本文研究结论有助于市场和司法机关了解企业合规改革对于民营企业的经济价值,并为推动企业合规改革本土化及纵深发展提供有益的经验证据.

关键词: 企业合规改革; 民营企业; 全要素生产率; 刑事司法改革

中图分类号: DF822; F279.2 **文献标识码:** A **文章编号:** 1007-9807(2026)09-0106-16

0 引 言

民营经济是中国经济高质量发展的重要基础,也是维持中国经济社会稳定的关键力量. 近年来,国家发展改革委及国务院相继推出各类政策以破除妨碍民营企业发展的隐性壁垒,并取得了一定的效果[1,2]. 然而,民营企业法律风险这一阻碍民营经济健康发展的重要问题仍长期存在[3],其所面临的法律风险尤其是刑事风险远高于国有企业[2]. 为应对上述问题,中华人民共和国最高人民检察院(以下简称"最高检")于2020年3月开始在上海浦东、金山等6家基层检察院开展企业合规改革第一期试点工作,并于2021年4月正式发布《关于开展企业合规改革试点工作方案》,明确指出该项改革的目标是加大对民营经济的平等保护,督促涉案企业合规整改.

国外关于企业合规的理论和实践研究起步较早. 自1974年开始,美国正式开始实施暂缓起诉协议和不起诉协议制度. 然而,由于上述制度一经推行就全面展开,国外缺乏较好的外生冲击以检验该制度的经济后果. 为数不多的研究也仅探讨了签署暂缓起诉协议或不起诉协议对公司合规体系完善、股市反应的直接影响[4,5],抑或何种因素会导致联邦检察官决定让违规企业签署暂缓起诉协议或不起诉协议[6]. 此外,西方国家的暂缓起诉或不起诉协议大多适用于大企业的重大犯罪案件[7],并由国家层面检察机关负责. 而中国检察机关把合规不起诉的适用范围限定为企业涉嫌实

① 收稿日期: 2025-01-20; 修订日期: 2025-07-05.
基金项目: 国家自然科学基金资助项目(72332003).
通讯作者: 韩尚杰(1998—), 男, 广东广州人, 博士生. Email: hanshj16@163.com

中国知网 https://www.cnki.net

施的轻微犯罪案件[8]，且合规不起诉是由改革地区基层检察机关负责实施，西方国家的合规改革实践和理论可能并不适用于中国企业合规改革的相关研究. 因此，在中国情境下探讨企业合规改革的经济影响，不仅为企业合规管理相关研究提供了来自世界最大发展中国家的经验证据，还可以为中国企业合规改革的进一步推进和落实指明方向.

目前，中国刑事合规改革的相关研究大多基于法律学视角，探讨了刑事合规在中国的适用性以及本土化路径[9, 10]，有关文献仅关注了央企合规改革抑或企业合规水平对企业高质量发展的重要作用[11, 12]，对合规水平普遍偏低的民营企业缺乏研究关注. 因此，本研究以 2017 年—2022 年沪深两市 A 股上市公司为样本，以企业合规改革试点作为准自然实验，创新性地从刑事司法改革视角分析了企业合规改革对试点地区民营企业全要素生产率的影响及其作用机制.

与既有研究相比，本研究的可能贡献主要在于：首先，本研究首次将中国企业合规改革这一重要的司法实践纳入了经济学的研究范畴，检验了企业合规改革的实体经济后果. 以往关于刑事合规的相关文献主要是以西方国家为样本，研究企业签署暂缓起诉协议或不起诉协议对企业的直接影响以及外部市场反应[4, 5]. 然而，企业合规相关法律的实施不仅是为了在事后帮助违法企业合规整改，更重要的是通过具体案例的示范引领在事前激励企业自主整改、减少违规行为，但目前国内还较少有文献对该司法实践给予充分关注. 为此，本研究检验了企业合规改革对民营企业全要素生产率的影响，这不仅为刑事司法改革助力实体经济高质量发展提供了来自民营企业的微观证据，还有利于吸引中国民营企业乃至其他产权企业更加积极参与合规体系建设，推动合规改革进一步深化发展；其次，本研究从刑事司法改革视角丰富了法治环境与企业全要素生产率的相关文献. 全要素生产率作为反映企业生产水平和发展质量的重要标志，现有文献已经发现了司法公正[13]、环境规制[14]、知识产权保护[15]等法治因素对其具有重要影响. 本研究基于刑事司法改革视角，发现企业合规改革有助于提升民营企业全要素生产率，拓展了企业全要素生产率影响因素的研究文献；最后，本文的研究结论能够为完善企业合规改革的制度设计和加快推进刑事合规基础理论本土化提供一定的经验证据，并对以单位犯罪刑事责任追究预防转型优化民营经济发展环境、释放地方经济发展活力，最终推动民营经济高质量发展具有重要政策启示.

1　制度背景与研究假设

1.1　制度背景

合规管理相关概念长期以来仅存在于中国金融行业. 直至 2016 年，国务院国资委选定中国石油、中国移动等五家央企开展合规管理体系建设的试点工作，2018 年 11 月，国务院国资委发布《中央企业合规管理指引（试行）》，合规改革正式于央企全面推行. 此后，为了进一步推动资本市场尤其是民营企业合规建设，最高检于 2020 年3 月在上海浦东、金山，江苏张家港，山东郯城，广东深圳南山、宝安等 6 家基层检察院开展企业合规改革第一期试点工作. 基于上述 6 家基层检察院的合规实践探索，2021 年 4 月，最高检发布《关于开展企业合规改革试点工作方案》，部署在北京、上海、江苏等10 个省市启动第二期企业合规改革试点工作. 2022 年 4 月，企业合规改革试点正式在全国范围内推开. 至此，中国初步形成了以专项合规为重点、全面合规为目标，以行政监管部门、公安机关、检察机关共同参与，覆盖司法、执法、行业监管等多方面的企业合规改革体系.

与以往一刀切的刑事处罚不同，企业合规改革旨在督促涉案企业作出合规承诺、进行合规整改，帮助企业整章建制，让企业“活下去、留下来、经营得好”，从而实现“办理一起案件、扶助一批企业、规范一个行业”的目标. 具体地，在涉嫌犯罪企业认罚认罪的前提下，检察机关在依法作出不批准逮捕、不起诉决定或者根据认罪认罚从宽

中国知网　https://www.cnki.net

制度提出轻缓量刑建议等的同时,启动第三方监督评估机制,督促涉案企业作出合规承诺、进行合规整改. 在考察期满后,检察机关和第三方组织再对企业合规整改的效果进行评估,决定对企业予以起诉或不起诉,进而杜绝因传统刑事立案而导致的“办理一个案件,搞垮一个企业”的严重后果②. 截至 2023 年 12 月,全国检察机关共办理企业合规案件9 016 件,对整改合规的 3 736 家企业、7 787 人依法不起诉,极大程度上推动了地方民营企业合规整改,对降低民营企业法律风险和促进民营经济高质量发展作出了重要贡献.

1.2 研究假设

本质上,企业合规改革的主要目的在于最大限度挽救涉案企业、保住经营主体,这使得原本因较高经营风险和破产风险而难以获得信贷融资的民营企业的融资约束得以缓解[16]. 此外,随着企业合规改革的持续推进,试点地区民营经济的发展潜力和地方整体经济活力理应得到有效提升,进而导致地方民营企业整体纳税能力的持续增长,具体反映为地方税务部门的征税压力与地方企业的税负压力降低[17]. 据此,本研究分别围绕治理效应、融资效应、税负效应三方面展开论述,阐明企业合规改革对民营企业全要素生产率的影响.

首先,企业合规改革可以通过提升试点地区民营企业整体合规治理水平的方式提高其全要素生产率. 在改革过程中,检察机关会结合整改企业的资金实力、管理结构以及具体存在的潜在违法风险,为企业出具尽量简化且易于执行的合规管理手册,帮助企业以更低成本、更高效率的方式建立合规管理体系,实现地方合规“末端治理”. 除上述之外,相关部门还会不定期梳理涉案企业合规改革案例,并选取代表性案例,从源头上帮助企业了解合规问题发生的原因,在事前帮助企业进行合规建设③,降低企业违法违规概率,提升地方企业整体合规水平. 随着合规改革的不断推进,区域内企业内部的管理体系和决策流程更加规范、透明,如关联交易、违规担保、大股东掏空等机会主义行为动机得到抑制,企业的经营风险也因此而得到缓解. 此外,合规水平的改善也有助于提升企业对市场波动、供应链中断等外部冲击的抵御能力,从而帮助企业维持稳定的生产效率,提高全要素生产率. 良好的治理结构还有助于抑制管理层短视行为[18],因而企业可以将更多的资源配置于有利于企业长期发展的项目,资源也将进一步向高产值部门聚集,最终带来企业全要素生产率的提升[19].

其次,企业合规改革可以通过缓解试点地区民营企业资金压力的方式提高其全要素生产率. 在中国,由经营风险带来的融资约束是阻碍大多数民营企业高质量发展的主要障碍之一[20, 21]. 受制于融资约束,民营企业缺乏足够的资金配置于组织结构变革、研发投资等活动,这也进一步阻碍了民营企业全要素生产率的提升[22]. 具体到本研究,企业合规改革可以通过提高金融机构贷款意愿、降低税负压力的方式缓解试点地区民营企业发展过程中面临的资金困境.

一方面,在企业合规改革过程中,司法机关以暂缓起诉的方式,派出合规监管人员对涉案企业进行合规监管,帮助企业建立可持续发展的内部管理体系. 事后,若企业合规整改效果较好,司法机关也会酌情减免企业刑事责任. 这在一定程度上降低了民营企业因刑事犯罪而导致的破产风险,使陷入困境的企业能重整旗鼓,实现可持续经营,进而有助于缓解金融机构对民营企业潜在经营风险的担忧,降低民营企业的融资成本. 此外,地方法院对整改企业从轻处罚的判定结果体现了

② 传统意义上,企业犯罪案件一般先由有关行政机关进行查处,若存在违法行为并涉嫌构成犯罪的,移交至公安机关立案,再由检察机关起诉. 在上述过程中,公安机关会对涉嫌犯罪企业的财产进行查封、扣押、冻结等强制性侦查措施,但由于中国“挂案”现象严重,长时间的资产扣押使得企业的生产经营甚至生存都面临困难,从而导致了“办理一个案件,搞垮一个企业”的严重后果.

③ 湖北省政府从当地 17 个市州选定 100 家有一定规模的企业开展事前合规建设,帮助企业深入了解合规管理工作,提升企业依法经营、依法治企能力. 资料来源:湖北企业合规改革“第三方机制”凝聚合力促进市场主体发展壮大,《湖北日报》, 2024 年 5 月 6 日.

中国知网 https://www.cnki.net

多地方检察机关以及地方法院对企业整改成效的充分肯定，这不仅可以向外界传递企业整体合规的积极信号、降低贷款人对这类企业的风险感知，还有助于改善企业与外部投资者之间的信息不对称[23]，缓解民营企业所面临的融资约束[24].

另一方面，企业合规改革有助于盘活地方民营经济，降低税收征管部门完成年度税收计划的难度，进而导致其适当下调对当地企业的征税努力程度[17]. 具体地，企业合规改革可以帮助存在合规整改空间、积极参与合规整改的民营企业得以保留甚至进一步发展. 例如，上海一公司因涉嫌非法获取计算机信息系统数据罪被起诉，检察机关对其适用企业合规并作出从宽处理. 通过合规改革，该公司不仅免于破产，其员工人数也比 2020 年底增加 400 余人，2021 年度营收达 2 亿余元，纳税总额 1 700 余万元④，实现了从犯罪导致的濒临破产到合规、增收的质变. 此外，企业合规改革也强调以点带面，随着企业合规改革的不断推进，地方民营经济整体合规水平不断提升，此前可能存在偷税漏税行为的企业可能会更加规范自身的纳税行为. 因此，在企业合规改革下，地方征税部门可以预期区域内优质税源数量以及企业整体纳税能力提高，进而降低对当地企业的整体征税强度，试点地区民营企业面临的税负压力得以缓解，其进而有更多的资金来配置于高净值项目，实现企业全要素生产率的增长.

基于上述分析，本研究提出如下假设.

假设 1　其他条件不变下，企业合规改革有助于提高试点地区民营企业全要素生产率.

2　实证研究设计

2.1　样本选择与数据来源

本研究选取 2017 年—2022 年中国 A 股上市公司为研究样本. 其中，企业层面数据来源于 CSMAR 数据库和 CNRDS 数据库. 各地区开展企业合规改革的时点数据来源于官方披露及公开媒体报道，由作者进行手工搜集. 其余地区层面数据主要来源于各地方的《统计年鉴》、北大法宝、政府工作报告、樊纲市场化指数、《中国城市营商环境数据库》与《数字政府指数发展报告》. 在此基础上，本研究对如下样本予以剔除：1）金融类企业；2）ST、*ST 或退市的企业样本；3）关键变量数据缺失的样本. 为剔除极端值对估计结果的影响，本研究还对企业层面的连续变量进行上下 1% 的缩尾处理. 最终，本研究共获得15 447 个公司—年度观测值.

2.2　模型设定与变量定义

为探析企业合规改革对民营企业全要素生产率的潜在影响，本研究采取三重差分方法进行估计. 如前所述，民营企业经营不规范的问题较为普遍[3]. 相比之下，国有企业天然地具有更好的合规性. 此外，通过梳理相关政策文件以及政策实施的演进脉络亦可发现，降低民营企业涉罪风险、提升民营企业可持续发展能力一直是企业合规改革的初衷及侧重点. 相较而言，企业合规改革对国有企业的影响相对有限[25]. 基于此，本研究以企业的产权性质作为第三重差分的关键变量，进而更精准地识别企业合规改革对民营企业全要素生产率的影响. 本研究的基准模型如下

$$TFP_{i,t}=\beta_0+\beta_1 CNP_{j,t}\times PRI_{i,t}+\beta_2 CNP_{j,t}+\beta_3 PRI_{i,t}+\gamma X_{i,t}+\delta_i+\rho_j+\mu_t+\varepsilon_{i,j,t} \quad (1)$$

其中下标 i 表示企业，j 表示地区，t 表示年份；TFP 为以 OP 法估算的企业全要素生产率；CNP 为政策虚拟变量、PRI 为产权性质虚拟变量，交互项 $CNP\times PRI$ 为本研究关注的核心解释变量；此外，X 为控制变量，本研究参考已有文献[26, 27]，控制了一系列公司财务维度和治理维度的特征变量（具体见表 1）；δ_i、ρ_j 和 μ_t 分别为企业、城市及年份固定效应. 为缓解异方差和序列相关问题的干扰，本研究对估计结果的统计标准误在企业层面进行聚类.

④　资料来源：涉案企业合规改革两年来十大“争议点”，中华人民共和国最高人民检察院，2023 - 03 - 09.

中国知网　https://www.cnki.net

表 1 变量定义

Table 1 Definition of variables

变量符号	变量定义
TFP	基于 OP 法测算的企业全要素生产率
CNP	虚拟变量,当企业所在地开展了“企业合规改革”后,取值为 1,否则为 0
PRI	虚拟变量,民营企业赋值为 1,国有企业赋值为 0
SIZE	公司员工人数的自然对数值
LEV	总负债与总资产的比值
ROA	净利润与平均总资产的比值
FIXED	固定资产净额与资产总额的比值
GROWTH	营业收入相比于上一期的增长率
CASH	经营活动现金净流量与总资产的比值
AGE	企业成立年数的自然对数
FIRST	第一大股东的持股占比
INDEP	期末公司独立董事人数除以董事会人员总数
BOARD	期末公司董事会人数的自然对数值
DUAL	当董事长与总经理为同一人时,取值为 1,否则为 0

3 实证结果分析与讨论

3.1 描述性统计分析

表 2 展示了主要变量的描述性统计结果. *TFP* 的最小值为 6.149 1,最大值为 10.372 5,表明不同企业之间的生产率水平存在较大差异. *CNP* 的平均值 0.322 7,说明有 32.27%的观测值受到企业合规改革的影响. *PRI* 平均值 0.692 2,这说明样本中,有 69.22%的观测值来自民营企业.

表 2 描述性统计

Table 2 Descriptive statistics

变量名称	样本量	平均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	15 447	7.885 3	0.923 7	6.149 1	7.758 3	10.372 5
CNP	15 447	0.322 7	0.467 5	0	0	1
PRI	15 447	0.692 2	0.461 6	0	1	1
SIZE	15 447	7.756 3	1.196 1	5.093 8	7.650 2	11.127 7
LEV	15 447	0.410 1	0.187 0	0.057 1	0.406 9	0.844 2
ROA	15 447	0.042 7	0.065 6	−0.227 1	0.040 9	0.245 5
FIXED	15 447	0.195 4	0.140 8	0.002 8	0.168 3	0.645 2
GROWTH	15 447	0.158 2	0.328 5	−0.521 6	0.112 9	1.783 1
CASH	15 447	0.052 1	0.064 4	−0.141 9	0.049 7	0.255 6
AGE	15 447	3.003 1	0.274 4	2.079 4	3.044 5	3.555 3
FIRST	15 447	0.330 0	0.141 5	0.084 1	0.306 2	0.739 8
INDEP	15 447	0.379 4	0.053 5	0.333 3	0.363 6	0.571 4
BOARD	15 447	2.102 3	0.194 2	1.609 4	2.197 2	2.639 1
DUAL	15 447	0.318 4	0.465 9	0	0	1

3.2 多元回归分析

表 3 报告了企业合规改革影响民营企业全要素生产率的多元回归结果. 无论是否加入控制变量,交互项 *CNP* × *PRI* 与全要素生产率 *TFP* 均至少在 10%的统计水平上显著正相关. 从影响的经济规模来看,在企业合规改革实施开展后,辖区内民营企业相较国有企业的全要素生产率增加 3.6%个标准差(0.032 8/0.923 7).

中国知网 https://www.cnki.net

表 3　基准回归结果

Table 3 Baseline regression results

变量	因变量：*TFP*	
	(1)	(2)
$CNP \times PRI$	0.027 1*	0.032 8**
	(0.015 1)	(0.013 1)
控制变量	否	是
公司效应	是	是
城市效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	15 447	15 447
组内 R^2	0.002 5	0.289 7

注：***、**、*分别表示在 1%、5%、10%水平上显著，括号内为经企业层面聚类调整的稳健标准误. 如无特殊说明，以下各表同.

3.3　平行趋势检验

三重差分回归结果的有效性需要建立在平行趋势假设得到满足的前提之上. 为此，本研究参考王雄元和徐晶[28]的做法，构建了如下模型进行动态效应分析

$$TFP_{i,t}=\alpha_0+\sum_{k=-5}^{-2}\alpha_t Year_{j,t}^{k}\times PRI_{i,t}+\alpha_5 CNP_{j,t}\times PRI_{i,t}+\alpha_6 PRI_{i,t}+\gamma \bar{X}_{i,t}+\delta_i+\rho_j+\mu_t+\varepsilon_{i,j,t} \tag{2}$$

其中 $Year^k$ 为时间虚拟变量，当企业所在地区位于改革实施的第 k 年时，取值为 1，否则为 0；*CNP* 为政策虚拟变量，当企业所在地区实施改革后，取值为 1，否则为 0；$\bar{X}$ 包括 $Year^k$ 和 *CNP*，以及式(1)所涉及的系列控制变量；其余参数设置同式(1)一致. 此外，为避免共线性问题，本研究将 $Year^{-1}$ 设置为基期. 式(2)的回归结果如表 4 所示. 改革实施前变量 $Year^{-5}\times PRI$、$Year^{-4}\times PRI$、$Year^{-3}\times PRI$、$Year^{-2}\times PRI$ 的回归系数均不显著，而改革发生后变量 $CNP\times PRI$ 的系数显著为正. 这表明民营企业与国有企业之间的处理效应差异仅在企业合规改革发生后才开始显现，故平行趋势假设得到了满足.

表 4　平行趋势检验

Table 4 Parallel trend tests

变量	因变量：*TFP*	
	系数	标准误
$Year^{-5}\times PRI$	−0.023 3	(0.025 9)
$Year^{-4}\times PRI$	−0.019 4	(0.016 7)
$Year^{-3}\times PRI$	−0.009 4	(0.013 8)
$Year^{-2}\times PRI$	−0.013 8	(0.010 7)
$CNP\times PRI$	0.022 5**	(0.010 4)
控制变量	是	
公司效应	是	
城市效应	是	
年度效应	是	
样本量	15 447	
组内 R^2	0.290 2	

中国知网　https://www.cnki.net

3.4 内生性检验

为缓解基准回归中的内生性问题,本研究采用工具变量法进行再估计. 具体地,本研究以2019 年(政策开展试点前一年)的地区企业违规密度(*RATIO*),即地区工商注册企业违规处罚案件数量与地区工商注册企业总数的比值,作为企业合规改革的工具变量. 在相关性方面,由于企业合规改革的初衷是引导企业合规经营,故企业违规密度较高的地区更可能被选定为试点地区. 在外生性方面,历史的地区企业违规密度不太可能对企业全要素生产率产生直接影响. 因此,*RATIO* 满足工具变量的前提假设. 同时,本研究进一步引入 Lewbel[29] 提出的异方差工具变量,以提升两阶段回归估计(2SLS)的估计效率. 回归结果如表 5 所示. 需要说明的是,由于 *RATIO* 是一个城市层面的截面变量,控制城市固定效应会被完全吸收,故本研究在 2SLS 估计中没有纳入城市固定效应. 在表 5 列(1)中,工具变量 *RATIO* 的回归系数在 5%的水平上显著为正,且该工具变量通过了不可识别检验、弱工具变量检验及过度识别检验. 进一步,在表5列(2)报告的第二阶段回归结果中,变量 *I_CNP* × *PRI* 的回归系数仍在 5%水平上显著为正. 因此,在使用工具变量缓解内生性问题后,企业合规改革对民营企业全要素生产率的提升作用依然显著.

表 5 工具变量回归

Table 5 Instrumental variable regressions

变量	第一阶段回归	第二阶段回归
	因变量: *CNP*	因变量: *TFP*
	(1)	(2)
RATIO	0.001 5 **	—
	(0.000 7)	—
I_CNP × *PRI*	—	0.032 2 **
		(0.013 6)
不可识别检验	1 568.757 ***	
弱工具变量检验	179.452	
过度识别检验	0.375	
控制变量	是	是
公司效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	15 367	15 367

3.5 稳健性检验

本研究还开展了如下检验以考察基准结果的稳健性. 第一,安慰剂检验. 为排除基准结果是由其他不可观测因素所驱动的可能,分别开展随机分配企业合规改革时点和地区名单的安慰剂测试,以及打乱企业产权属性的安慰剂检验;第二,配比法. 为缓解处理组样本和对照组样本特征差异对估计结果的影响,以一系列城市特征控制变量(包括地区人均 GDP、产业结构、政府效率和法治环境)与式(1)中的控制变量为协变量,对样本分别进行倾向得分匹配和熵平衡匹配,基于新生成的样本重新运行基准回归;第三,参考 Baker 等[30] 的研究,采用堆叠 DID 对本研究回归结果进行再估计;第四,变更研究设计. 一方面,重新构建政策变量 *CNP*2,仅当企业位于第一或二期试点地区且所在地区开展了企业合规改革后,取值为 1,否则为 0. 将其代入基准模型后运行回归. 另一方面,在剔除全

中国知网 https://www.cnki.net

面推行企业合规的改革年份后，再次进行基准回归；第五，变更标准误调整方式. 在城市层面对标准误进行聚类调整；第六，更换被解释变量衡量方式，以 LP 法计算的全要素生产率进行替代估计；第七，剔除在样本期内发生过产权性质变更或注册地变更的企业后重新进行回归分析；第八，调整政策变量的赋值方式. 一是根据企业办公地是否位于改革地区来判别企业是否受企业合规政策的影响，二是同时根据企业注册地和办公地其中之一是否位于改革地区来判断企业是否受企业合规政策的影响；第九，剔除其他政策的影响. 为推动中央企业全面加强合规管理，国资委于 2018 年 11 月出台了《中央企业合规管理指引（试行）》. 该政策与本研究关注的企业合规改革在实施时点上较为临近，且在规制内容上有所重叠. 为排除该政策对主要结论的替代性解释，本研究在剔除中央企业样本后进行稳健性测试. 在进行前述各项检验后，本文的研究结果依然稳健⑤.

4　机制检验

4.1　治理效应机制

据上文可知，企业合规改革可以通过“源头防治”和“末端治理”两类方式优化试点地区民营企业的合规治理结构，进而带来其全要素生产率的提升. 为检验上述机制，本研究分别选取三个变量进行测试. 首先，为识别企业的经营合规性，本研究构造了虚拟变量 *VIO*，若企业当年存在违规行为则赋值为 1，否则为 0；其次，对于公司治理水平，本研究用变量 *GOV* 和 *ICD* 加以刻画. 具体地，本研究参考严若森等[31]的做法，使用主成分分析法对第一大股东持股比例、股权制衡度、产权性质、机构投资者持股比例、董事会独立性、董事会规模、两职合一、管理层持股比例和管理层薪酬九个变量进行分析，并以提取的公司治理综合指数衡量 *GOV*. 进一步，本研究参考胡国柳和常启国[32]的做法，以企业是否存在内部控制缺陷衡量 *ICD*，当企业存在内部控制缺陷时取值为 1，否则为 0. 具体回归结果如表 6 所示，交乘项 $CNP \times PRI$ 的回归系数在表 6 列（1）和表 6 列（3）中显著为负，在表 6 列（2）中显著为正. 这表明在企业合规改革实施后，试点地区民营企业的违规行为得到抑制，且其内部治理质量明显提升、内部控制缺陷也显著减少. 可见，企业合规改革能够促使企业经营趋向规范化，进而提高试点地区民营企业的经营决策效率，具体表现为全要素生产率的提升.

表 6　基于治理效应的机制检验

Table 6 Test of intermediary mechanism based on governance effect

变量	因变量：*VIO*	因变量：*GOV*	因变量：*ICD*
	（1）	（2）	（3）
$CNP \times PRI$	−0.047 9***	0.045 9***	−0.051 7***
	（0.016 8）	（0.003 9）	（0.013 9）
控制变量	是	是	是
公司效应	是	是	是
城市效应	是	是	是
年度效应	是	是	是
样本量	15 447	15 014	15 447
组内 R^2	0.003 2	0.745 3	0.005 3

⑤　限于篇幅，未报告相关回归结果，可联系作者备索.

中国知网　https://www.cnki.net

4.2 融资效应机制

企业合规改革可以通过缓解融资约束的方式为民营企业全要素生产率改善提供更坚实的资源基础. 首先,企业合规改革本质上是帮助违规企业平稳完成合规整改、实现“治病”与“救人”两手抓的利企性举措. 这减少了民营企业因违规而走向破产的可能,降低了民营企业的下行风险,债权人顺利回笼资金和利息的预期也会随之得到增强[33],金融机构向民营企业提供贷款的意愿也会相应提高. 其次,政府承认涉案企业合规整改成功的这一信号有助于缓解外界与企业之间的信息不对称,改善金融机构对企业经营前景的信心. 基于上述分析,本研究参考 Hadlock 和 Pierce[34]、许晓芳等[35]以及顾雷雷等[36]的做法,分别以 *SA* 指数、*WW* 指数以及 *FC* 指数作为融资约束的代理指标,上述变量数值越大,说明企业面临的融资约束问题越严重. 具体回归结果如表 7 所示,在表 7 列(1)~表 7 列(3)中,交乘项 *CNP* × *PRI* 的回归系数显著为负. 这一结果支持了本研究的理论预期,即企业合规改革有助于通过缓解试点地区民营企业融资约束来提高试点地区民营企业的全要素生产率.

表 7 基于融资效应的机制检验

Table 7 Test of intermediary mechanism based on financing effect

变量	因变量: *SA*	因变量: *WW*	因变量: *FC*
	(1)	(2)	(3)
CNP × *PRI*	−0.018 2***	−0.005 0***	−0.022 2***
	(0.001 9)	(0.001 3)	(0.004 1)
控制变量	是	是	是
公司效应	是	是	是
城市效应	是	是	是
年度效应	是	是	是
样本量	15 447	15 447	15 387
组内 R^2	0.048 3	0.397 0	0.245 5

4.3 税负效应机制

从地区整体发展的视角来看,企业合规改革可以使得更多优质企业得以留存并获得发展,进而盘活区域经济活力,可以预期税源的平均缴税能力会逐步提高. 换言之,在改革实施以后,地方政府的征税压力大大降低,其征税激励也将得到削弱[17]. 相应地,地区企业的整体税收负担也会得到减缓. 具体到税负效应机制的检验,首先,由于工业发展仍然是当前中国区域经济和税收增长的主要来源[37],以工业企业产值作为地方经济活力的代表具有一定的科学性. 因此,本研究拟以地区工业产值与 GDP 的比值(*INDUS*)作为地方经济活力的代理变量,以检验企业合规改革能否盘活地方经济⑥. 其次,本研究参考李青原等[38]的做法,以经行业均值调整后的企业各项税费支出与收到的税费返还之差除以营业收入衡量企业的实际税负(*TAXB*),以检验企业合规改革对试点地区企业实际面临的税收负担的影响. 检验结果如表8所示,在表 8 列(1)和表 8 列(2)中,企业合规改革政策变量 *CNP* 对 *INDUS* 和 *TAXB* 的系数分别在 1%的水平上显著为正和5%的水平上显著为负,说明企业合规改革可以有效提升地方优质税源数量,进而使得税收征管部门降低对试点地区企业的整体税收征管水平,具体表现为区域内企业的整体税负下降.

⑥ 控制变量包括:地区 GDP 增长率,地区人均 GDP 的自然对数,地区消费水平(即社会消费品零售总额与 GDP 的比值),地区财政支出力度(即地区财政支出与财政收入的比值).

中国知网 https://www.cnki.net

表 8　基于税负效应的机制检验

Table 8 Test of intermediary mechanism based on tax effect

变量	激活地区经济活力	减少企业税收负担
	因变量：*INDUS*	因变量：*TAXB*
	(1)	(2)
CNP	1.179 1***	−0.033 3**
	(0.402 4)	(0.015 0)
控制变量	是	是
企业效应	否	是
城市效应	是	是
年度效应	是	是
样本量	1 246	12 561
组内 R^2	0.044 5	0.007 2

5　异质性分析

5.1　法治环境

在法治环境不完善的地区，企业合规改革可能难以落实，甚至对当地民营经济产生负面影响. 而良好的法治环境能够为各地区在企业合规改革过程中遇到的新问题、新情况提供高效的处理框架，提升企业合规改革成效. 因此，本研究分别采用《中国城市营商环境数据库》中的“法治”得分和樊纲市场化指数中的“法律制度环境指数”得分来度量地级市和省份层面的法治环境，并以年度中位数为基准，将样本划分为法治环境好和法治环境差的两组，并据此进行分组检验. 具体结果如表 9 所示，交乘项 *CNP* × *PRI* 的系数仅在法治环境好的组中显著为正. 以上结果表明，在法治环境较为完善的地区中，企业合规改革得以更高质量且顺利地推进，因而对试点地区民营企业全要素生产率的提升作用更为明显.

表 9　基于法治环境的异质性检验

Table 9 The heterogeneity test based on legal environment

变量	因变量：*TFP*			
	地级市法治环境		省份法治环境	
	差	好	差	好
	(1)	(2)	(3)	(4)
CNP × *PRI*	0.003 1	0.056 7***	−0.002 8	0.077 9***
	(0.017 0)	(0.020 5)	(0.016 7)	(0.025 3)
控制变量	是	是	是	是
企业效应	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
系数差异	−0.054** (P = 0.010)		−0.081*** (P = 0.002)	
样本量	7 783	7 534	8 801	6 642
组内 R^2	0.272 2	0.303 9	0.295 3	0.270 2

中国知网　https://www.cnki.net

5.2 涉案机关信息协同程度

涉案企业合规改革的推行和深化离不开行政监管部门的全面配合. 然而,由于行政、公安、检察机关之间的执法体系相互独立,强化上述机关在信息、数据及合规标准的衔接与共享程度可以极大地提高涉案企业合规改革的时效以及改革效果.

考虑到政府数字化转型有助于破除政府各部门间的信息壁垒,加强各部门间的横纵向业务合作[39]. 因此,数字政府建设可能在一定程度上提高行政、公安、检察机关间的信息协同程度,进而强化刑事合规改革效能. 对此,本研究分别以电子政务综合试点开展情况以及清华大学数据治理研究中心发布的"数字政府发展指数"来间接衡量行政、公安、检察机关间的协同程度. 具体地,本研究以样本公司是否位于开展电子政务综合试点地区以及是否位于"数字政府发展指数得分"相对较高省份对样本进行分组,以检验不同水平涉案机关信息协同程度下企业合规改革对民营企业全要素生产率的异质性影响⑦. 回归结果如表 10 所示,*CNP* × *PRI* 的回归系数仅在电子政务与数字经济发展水平高的组中显著为正. 这说明,在行政、公安、检察机关间协同程度高的地区,企业合规改革推进得更加顺利,因而该地区民营企业全要素生产率的提升效果更好.

表 10 基于涉案机关信息协同程度的异质性检验

Table 10 The heterogeneity test based on departmental information collaboration

变量	因变量: *TFP*			
	是否开展电子政务综合试点		"数字政府发展指数"得分	
	否	是	低	高
	(1)	(2)	(3)	(4)
CNP × *PRI*	0.007 8	0.036 9**	−0.035 2	0.044 0***
	(0.020 0)	(0.015 9)	(0.029 7)	(0.014 6)
控制变量	是	是	是	是
公司效应	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是
系数差异	−0.029 (*P* = 0.160)		−0.079** (*P* = 0.020)	
样本量	6 714	8 733	2 774	12 673
组内 R^2	0.315 6	0.292 0	0.335 0	0.283 0

5.3 合规监管人才供给质量

检察机关需要委派第三方合规监管人协助制定企业合规计划,且第三方合规监管人还需协助检察机关对企业合规整改情况进行监督和调查,并定期出具监管报告. 因此,第三方合规监管在涉案企业合规整改全流程中发挥着至关重要的作用,当改革所在地区的第三方合规监管人才供给质量越高时,理论上地区整体合规改革成效也会更好.

考虑到第三方合规监管队伍主要由财务、会计、审计人员或律师组成,因此,本研究以地区每万人律师数(注册会计师数)和地区高校法律(会计)博士点数量衡量地区法律(会计)人才供给,并根据其年度中位数分别将样本划分为高法律(会计)人才集聚、低法律(会计)人才集聚、法律(会计)博士点多、法律(会计)博士点少八组,对样本进行分组回归检验. 回归结果如表 11 所示,*CNP* × *PRI* 的回归系数仅在高法律(会计)人才集聚和法律(会计)博士点多的组中显著为正. 这一

⑦ 由于"数字政府发展指数"最早发布于 2020 年,本研究将 2020 年—2022 年期间"数字政府发展指数"得分均高于年度中位数的省份视为"数字政府发展指数得分"较高的地区. 在此期间,共 14 个省(直辖市)符合该条件,分别为上海市、北京市、浙江省、广东省、四川省、安徽省、山东省、江苏省、福建省、天津市、重庆市、海南省、贵州省和湖北省. 这说明各省政府数字化建设的相对发展程度是较为稳定的.

中国知网 https://www.cnki.net

结果表明，地区第三方合规监管人才供给质量越高，企业合规改革可以发挥更好的成效.

表 11　基于合规人才队伍供给质量的异质性检验

Table 11 The heterogeneity test based on quality of compliance talent

变量	因变量：*TFP*							
	法律人才集聚		法律博士点数量		会计人才集聚		会计博士点数量	
	低	高	少	多	低	高	少	多
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
CNP × *PRI*	0.000 8	0.067 4***	0.003 6	0.076 5***	0.002 6	0.069 6***	0.012 8	0.048 6**
	(0.018 1)	(0.022 5)	(0.015 9)	(0.025 9)	(0.017 2)	(0.020 9)	(0.016 9)	(0.020 0)
控制变量	是	是	是	是	是	是	是	是
公司效应	是	是	是	是	是	是	是	是
城市效应	是	是	是	是	是	是	是	是
年度效应	是	是	是	是	是	是	是	是
系数差异	−0.067*** (*P* < 0.01)		−0.073*** (*P* < 0.01)		−0.067*** (*P* < 0.01)		−0.036* (*P* < 0.10)	
样本量	8 883	6 560	9 676	5 711	8 306	7 095	9 013	6 424
组内 R^2	0.287 2	0.289 7	0.283 6	0.299 2	0.282 0	0.294 2	0.276 4	0.308 6

6　结束语

本研究以 2017 年—2022 年中国 A 股上市公司为研究对象，探讨企业合规改革对民营企业全要素生产率的潜在影响. 研究发现，在开展企业合规改革后，相较于国有企业，民营企业的全要素生产率得到了显著提升. 提升民营企业合规治理水平、缓解民营企业融资约束以及降低地方企业税收负担是实现这一效应的重要作用机制. 异质性分析表明，企业合规改革对民营企业全要素生产率的助推作用主要体现在法治环境较完善、涉案机关信息协同程度较高以及合规监管人才队伍供给质量较高的地区.

本研究发现具有重要的实践启示.

第一，应纵深推进涉案企业合规改革，夯实对民营企业的依法平等保护. 合规经营是企业实现高质量发展的内在要求. 本研究表明，企业合规改革作为一项重要的刑事制度创新，能够有效规范民营企业经营、优化其生存发展环境并提升生产率. 建议相关部门进一步完善合规不起诉制度，持续优化法治化营商环境，引导民营企业在合规经营与转型升级中实现高质量发展.

第二，应积极释放企业合规改革的正外部效应，更好服务实体经济. 本研究发现，合规改革能够改善信贷资源配置，对民营实体经济形成正向溢出. 建议地方政府合理运用合规不起诉制度，引导金融资源向高效率民营企业倾斜，实现金融与实体经济的良性互动. 同时，通过留存更多有成长潜力的企业，合规改革有助于激活区域经济、增强企业活力. 因此，应在兼顾公平与效率的原则下，落实“应适尽适”原则，为辖区企业营造良好的税收与发展环境.

第三，应强化配套制度供给，提升改革政策的实施效能. 研究表明，合规改革对民营企业高质量发展的促进效应，在法治环境完善、部门信息协同高效、合规监管人才充沛的地区更为显著. 为此，应加快完善法治体系建设，提升立法质量与司法效率；同时借助大数据、人工智能等技术手段，增强跨部门信息互联互通，提升合规工作的协同效能. 此外，应加大企业合规人才培养力度，推动合规人才队伍专业化、规模化发展，为改革落地提供坚实的人力支撑.

中国知网　https://www.cnki.net

参 考 文 献:

[1]周志方, 韩尚杰, 程 序. 市场准入管制放松与企业创新——基于“市场准入负面清单制度”试点的准自然实验[J]. 财经研究, 2023, 49(11): 125 - 139.
Zhou Zhifang, Han Shangjie, Cheng Xu. Deregulation of market access and corporate innovation: A quasi-natural experiment based on the pilot of “negative list system for market access”[J]. Journal of Finance and Economics, 2023, 49(11): 125 - 139. (in Chinese)

[2]罗进辉, 巫奕龙, 郑丽群. 亲清政商关系能否助力民营企业的战略转型?[J]. 外国经济与管理, 2024, 46(1): 3 - 17.
Luo Jinhui, Wu Yilong, Zheng Liqun. Will cordial and clean government-business relationship promote strategic transformation of private enterprises?[J]. Foreign Economics & Management. 2024, 46(1): 3 - 17. (in Chinese)

[3]蒋大兴. “民事赔偿责任优先”抑或“民事诉讼优先”? ——“私权优先”应从实体规范向程序规则演进[J]. 中国社会科学院大学学报, 2023, 43(4): 27 - 45 + 164 - 165 + 169.
Jiang Daxing. “Civil liability first” or “civil litigation first”? The necessity of the evolution of “private rights first” from substantive provisions to procedural rules[J]. Journal of University of Chinese Academy of Social Sciences, 2023, 43(4): 27 - 45 + 164 - 165 + 169. (in Chinese)

[4]Kaal W A, Lacine T A. Effect of deferred and non-prosecution agreements on corporate governance: Evidence from 1993 - 2013[J]. Business Lawyer, 2014, 70(1): 1 - 60.

[5]Flore C, Kolaric S, Schiereck D. Settlement agreement types of federal corporate prosecution in the US and their impact on shareholder wealth[J]. Journal of Business Research, 2017, 76: 145 - 158.

[6]De Franco G, Small R C, Wahid A S. Determinants of and future violations following deferred prosecution and non-prosecution agreements in corporate criminal cases[J]. Contemporary Accounting Research, 2025, 42(2): 1271 - 1297.

[7]Bourjaily G. DPA DOA: How and why congress should bar the use of deferred and non-prosecution agreements in corporate criminal prosecutions[J]. Harvard Journal on Legislation, 2015, 52: 543 - 569.

[8]自正法. 企业合规附条件不起诉的适用范围: 试点经验与法理反思[J]. 法学论坛, 2024, 39(1): 148 - 160.
Zi Zhengfa. Application scope of conditional non-prosecution for corporate compliance: Pilot experiences and jurisprudential reflections[J]. Legal Forum, 2024, 39(1): 148 - 160. (in Chinese)

[9]李玉华. 企业合规不起诉制度的适用对象[J]. 法学论坛, 2021, 36(6): 21 - 30.
Li Yuhua. Applicable cases of the corporate compliance non-prosecution system[J]. Legal Forum, 2021, 36(6): 21 - 30. (in Chinese)

[10]刘少军. 企业合规不起诉制度本土化的可能及限度[J]. 法学杂志, 2021, 42(1): 51 - 65.
Liu Shaojun. Possibility and limits of localization of corporate compliance non-prosecution system[J]. Law Science Magazine, 2021, 42(1): 51 - 65. (in Chinese)

[11]赵晓梅, 闫珍丽, 梁上坤, 等. 合规管理能否赋能高质量发展——来自中央企业合规管理实施的证据[J]. 财经研究, 2026, 52(4): 154 - 168.
Zhao Xiaomei, Yan Zhenli, Liang Shangkun, et al. Can compliance management enable high-quality development? Evidence from compliance management implementation in centralized enterprises[J]. Journal of Finance and Economics, 2026, 52(4): 154 - 168. (in Chinese)

[12]唐大鹏, 王钰杰, 王璐璐, 等. 合规管理对内部控制的制度溢出效应[J]. 管理科学学报, 2025, 28(10): 54 - 71.
Tang Dapeng, Wang Yujie, Wang Lulu, et al. The institutional spillover effects of compliance management on internal con-

中国知网 https://www.cnki.net

trol[J]. Journal of Management Sciences in China, 2025, 28(10): 54 - 71. (in Chinese)

[13]魏婧恬, 葛　鹏, 王　健. 制度环境、制度依赖性与企业全要素生产率[J]. 统计研究, 2017, 34(5): 38 - 48.
Wei Jingtian, Ge Peng, Wang Jian. Institution environment, institution dependence and enterprise TFP[J]. Statistical Research, 2017, 34(5): 38 - 48. (in Chinese)

[14]任胜钢, 郑晶晶, 刘东华, 等. 排污权交易机制是否提高了企业全要素生产率——来自中国上市公司的证据[J]. 中国工业经济, 2019, (5): 5 - 23.
Ren Shenggang, Zheng Jingjing, Liu Donghua, et al. Does emissions trading system improve firm's total factor productivity: Evidence from Chinese listed companies[J]. China Industrial Economics, 2019, (5): 5 - 23. (in Chinese)

[15]李香菊, 刘　硕. 知识产权保护对企业全要素生产率的影响机制研究[J]. 经济管理, 2024, 46(2): 172 - 192.
Li Xiangju, Liu Shuo. Research on the mechanism of intellectual property protection on total factor productivity of enterprises[J]. Business and Management Journal, 2024, 46(2): 172 - 192. (in Chinese)

[16]刘　行, 叶康涛. 金融发展、产权与企业税负[J]. 管理世界, 2014, (3): 41 - 52.
Liu Hang, Ye Kangtao. Financial development, property rights and corporate tax burden[J]. Journal of Management World, 2014, (3): 41 - 52. (in Chinese)

[17]戴亦一, 纪翔阁, 宁　博, 等. 企业业绩爆雷的溢出效应——来自地区企业税负的证据[J]. 金融研究, 2023, (2): 134 - 151.
Dai Yiyi, Ji Xiangge, Ning Bo, et al. The spillover effect of huge declines in corporate performance: Evidence from corporate tax burdens[J]. Journal of Financial Research, 2023, (2): 134 - 151. (in Chinese)

[18]李世辉, 伍昭悦, 程　序. 关键审计事项与管理层短视[J]. 审计研究, 2022, (4): 99 - 112.
Li Shihui, Wu Zhaoyue, Cheng Xu. Key audit matters and managerial myopia[J]. Auditing Research, 2022, (4): 99 - 112. (in Chinese)

[19]谢婼青, 方顺超, 朱平芳. 金融科技提升企业全要素生产率:基于供应链金融深度的视角[J]. 管理科学学报, 2025, 28(11): 109 - 126.
Xie Ruoqing, Fang Shunchao, Zhu Pingfang. FinTech enhances enterprises' total factor productivity: A perspective based on the depth of supply chain finance[J]. Journal of Management Sciences in China, 2025, 28(11): 109 - 126. (in Chinese)

[20]卢太平, 张东旭. 融资需求、融资约束与盈余管理[J]. 会计研究, 2014, (1): 35 - 41 + 94.
Lu Taiping, Zhang Dongxu. Financing needs, financing constraints and earning management[J]. Accounting Research, 2014, (1): 35 - 41 + 94. (in Chinese)

[21]张　璇, 刘贝贝, 汪　婷, 等. 信贷寻租、融资约束与企业创新[J]. 经济研究, 2017, 52(5): 161 - 174.
Zhang Xuan, Liu Beibei, Wang Ting, et al. Credit rent-seeking, financing constraint and corporate innovation[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(5): 161 - 174. (in Chinese)

[22]Hopenhayn H A. Firms, misallocation, and aggregate productivity: A review[J]. Annual Review of Economics, 2014, 6(1): 735 - 770.

[23]Brealey R, Leland H E, Pyle D H. Informational asymmetries, financial structure, and financial intermediation[J]. Journal of Finance, 1997, 32(2): 371 - 387.

[24]Kaplan S N, Zingales L. Do investment-cash flow sensitivities provide useful measures of financing constraints? [J]. Quarterly Journal of Economics, 1997, 112(1): 169 - 215.

[25]龙宗智. 我们需要什么样的合规不起诉制度[J]. 比较法研究, 2023, (3): 74 - 83.
Long Zongzhi. What kind of non-prosecution compliance system is needed? [J]. Journal of Comparative Law, 2023, (3): 74 - 83. (in Chinese)

中国知网　https://www.cnki.net

[26]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.
Wang Guijun, Lu Xiaoxiao. The Belt and Road Initiative and the upgrading of China's enterprises[J]. China Industrial Economics, 2019, (3): 43 – 61. (in Chinese)

[27]张 琦, 吴超鹏, 李 奥, 等. “一带一路”倡议对跨国并购绩效的影响研究——基于国家顶层战略的一项准自然实验检验[J]. 管理科学学报, 2024, 27(5): 93 – 121.
Zhang Qi, Wu Chaopeng, Li Ao, et al. The impact of the “Belt and Road Initiative” on cross-border M&A performance: A quasi-natural experiment based on national top-level strategy[J]. Journal of Management Sciences in China , 2024, 27(5): 93 – 121. (in Chinese)

[28]王雄元, 徐 晶. 放松市场准入管制提高了企业投资效率吗? ——基于“市场准入负面清单”试点的准自然实验[J]. 金融研究, 2022, (9): 169 – 187.
Wang Xiongyuan, Xu Jing. Can deregulation of market access improve corporate investment efficiency: A quasi-natural experiment based on the“negative list for market access” pilot project[J]. Journal of Financial Research, 2022, (9): 169 – 187. (in Chinese)

[29]Lewbel A. Using heteroscedasticity to identify and estimate mismeasured and endogenous regressor models[J]. Journal of Business & Economic Statistics, 2012, 30(1): 67 – 80.

[30]Baker A C, Larcker D F, Wang C C. How much should we trust staggered difference-in-differences estimates? [J]. Journal of Financial Economics, 2022, 144(2), 370 – 395.

[31]严若森, 钱晶晶, 祁 浩. 公司治理水平、媒体关注与企业税收激进[J]. 经济管理, 2018, 40(7): 20 – 38.
Yan Ruosen, Qian Jingjing, Qi Hao. The level of corporate governance, media coverage and corporate tax aggressiveness [J]. Business and Management Journal, 2018, 40(7): 20 – 38. (in Chinese)

[32]胡国柳, 常启国. 董事高管责任保险、党组织治理与企业内部控制缺陷[J]. 中国软科学, 2022, (5): 98 – 111.
Hu Guoliu, Chang Qiguo. D&O insurance, governance of party organization and internal control deficiencies[J]. China Soft Science, 2022, (5): 98 – 111. (in Chinese)

[33]Kim J B, Song B Y, Zhang L. Internal control weakness and bank loan contracting: Evidence from SOX section 404 disclosures[J]. The Accounting Review, 2011, 86(4): 1157 – 1188.

[34]Hadlock C J, Pierce J R. New evidence on measuring financial constraints: Moving beyond the KZ index[J]. Review of Financial Studies, 2010, 23(5): 1909 – 1940.

[35]许晓芳, 陆正飞, 汤泰劼. 我国上市公司杠杆操纵的手段、测度与诱因研究[J]. 管理科学学报, 2020, 23(7): 1 – 26.
Xu Xiaofang, Lu Zhengfei, Tang Taijie. Method, measurement and inducement of leverage manipulation in Chinese listed companies[J]. Journal of Management Sciences in China , 2020, 23(7): 1 – 26. (in Chinese)

[36]顾雷雷, 郭建鸾, 王鸿宇. 企业社会责任、融资约束与企业金融化[J]. 金融研究, 2020, (2): 109 – 127.
Gu Leilei, Guo Jianluan, Wang Hongyu. Corporate social responsibility, financing constraints, and the financialization of enterprises[J]. Journal of Financial Research, 2020, (2): 109 – 127. (in Chinese)

[37]席鹏辉, 梁若冰, 谢贞发, 等. 财政压力、产能过剩与供给侧改革[J]. 经济研究, 2017, 52(9): 86 – 102.
Xi Penghui, Liang Ruobing, Xie Zhenfa, et al. Fiscal stress, excess capacity and supply-side reform[J]. Economic Research Journal, 2017, 52(9): 86 – 102. (in Chinese)

[38]李青原, 吴立扬, 蔡贵龙. 非控股国有股权与民营企业税收负担[J]. 管理科学, 2022, 35(4): 99 – 111.
Li Qingyuan, Wu Liyang, Cai Guilong. Non-controlling state ownership and tax burden in private firms[J]. Journal of Management Science, 2022, 35(4): 99 – 111. (in Chinese)

[39]周维栋, 周佑勇. 数字政府如何与法治政府更好结合? ——基于技术与制度融合的分析视角[J]. 中国行政管理,

中国知网 https://www.cnki.net

2023，(10)：71－80.

Zhou Weidong，Zhou Youyong. How to better combine digital government with government ruled by law? Analysis perspective based on the integration of technology and system[J]. Chinese Public Administration，2023，(10)：71－80. (in Chinese)

Criminal justice reform and total factor productivity of private enterprises：Evidence from China's enterprise compliance reform pilot program

LIN Ning[1]，*HAN Shang-jie*[2*]，*LI Qing-yuan*[1]

1. School of Economics and Management，Wuhan University，Wuhan 430072，China；

2. School of Management，Xiamen University，Xiamen 361005，China

Abstract：To strengthen the judicial protection of private enterprises and help them prevent and mitigate criminal risks，the Supreme People's Procuratorate has launched a pilot enterprise compliance reform. This reform requires case-involved enterprises to complete compliance rectification while maintaining smooth operations through non-prosecution of those enterprises that satisfy compliance requirements，thereby escorting the high-quality development of the private economy. This paper empirically examines the potential impact and underlying mechanism of enterprise compliance reform—a criminal justice reform practice—on the total factor productivity of private enterprises，taking A-share listed companies in Shanghai and Shenzhen as the research sample from 2017 to 2022. The findings show that compared with state-owned enterprises，enterprise compliance reform significantly promotes total factor productivity of private enterprises. The mechanism test shows that enterprise compliance reform mainly promotes the total factor productivity of private enterprises in the pilot region by enhancing the compliance governance level of private enterprises，alleviating the financing constraints of private enterprises，and reducing the tax burden of local enterprises. Further，the promotional effect of enterprise compliance reform on total factor productivity of private enterprises is stronger for regions with a better rule of law environment，a higher degree of information synergy among the authorities involved in the case，and a higher quality of the supply of compliance and regulatory talent. The findings of this paper help the market and the judiciary to understand the economic value of enterprise compliance reform for private enterprises，and provide useful empirical evidence for promoting the localization and deeper development of enterprise compliance reform.

Key words：enterprise compliance reform；private enterprises；total factor productivity；criminal justice reform

中国知网　https://www.cnki.net