

# 中国上市公司全要素生产率的异质性与收敛性

## ——基于多重测度的新证据

张自然<sup>1</sup> 胡朝阳<sup>2</sup>

<sup>1</sup>(中国社会科学院经济研究所, 北京 100836)

<sup>2</sup>(中国社会科学院大学经济学院, 北京 102488)

**摘要** 本研究围绕“索洛余值”和“生产前沿面”两种思路,对传统OP模型、LP模型、WRDG模型以及基于ACF修正的OP和LP模型、DEA-Malmquist模型等几种主流全要素生产率(TFP)算法的逻辑分别进行梳理。基于2010~2023年持续经营中国A股主板上市公司构建平衡面板数据,对不同算法下上市公司TFP估计值的异质性与收敛性进行了深入探讨和交叉验证,得到一些新发现。(1)本研究所对比的几种TFP测度方法,其结果均处于合理区间,且在统计学上具有一致性和可靠性;(2)上市公司TFP与全国TFP在样本期内有相同的收敛趋势,且微观和宏观的生产效率均受到制度变迁、技术周期和突发事件等系统性因素的共同驱动;(3)上市公司作为优质市场主体,具备更高效的资源配置能力、更低的融资约束以及更强的抗风险能力,其TFP普遍高于全国平均水平;(4)企业全要素生产率估计值在行业、地域、所有制等方面表现出明显异质性,尤其是样本期内国有控股企业的TFP均值高于非国有控股企业,揭示了所有制效率优势与经济周期存在显著关联。这些现实数据下的新证据不仅能够助力企业制定更加科学合理的策略,还将为国家进一步健全因地制宜发展新质生产力体制机制提供数据支持。

**关键词** 全要素生产率 上市公司 交叉验证 产业政策 资源配置效率 技术周期 制度变迁 经济周期

DOI: 10.3969/j.issn.1004-910X.2025.12.011

(中图分类号) F124.3; F425 (文献标识码) A

### 引言

伴随资源环境约束不断趋紧、人口红利逐渐消失和国际市场竞争日益激烈,传统经济增长模式的局限性日益突出。自党的十八大以来,中国经济面临需求收缩、供给冲击和预期转弱的三重压力,导致经济增速明显放缓。此时,推动经济高质量发展成为实现新一轮经济增长的关键。党的二十大报告提出,“高质量发展是全面建设社会主义现代化国家的首要任务”,“坚持创新在我国现代化建设全局中的核心地位”,“加快建设现代化经济体系,着力提高全要素生产率”。全要素生产率(Total Factor Productivity, TFP)作为衡量技术进步与组织创新贡献的关键指标,其精准测度与系统分析对制定差异化策略至关重要,为经济

长期可持续增长提供数据支撑和方向指引<sup>[1]</sup>。

在宏观经济转型与微观企业变革的双重驱动下,精准测度TFP需深入企业层面以揭示效率提升的异质性。企业作为经济基本单元,其生产率动态变化直接反映技术创新、资源配置优化及制度变革的综合成效。因此,构建基于长周期微观数据的TFP测度体系,有助于厘清效率提升内在逻辑,并为宏观政策提供实证依据。

然而,当前企业TFP的测度本身也面临多重挑战:(1)企业生产活动的非线性特征导致测度基准难以统一。尽管不少学者发现,企业作为独立的经济决策单元,会通过适应环境而动态调整,其技术水平变化在某种程度上是可以预测和认知的<sup>[2-4]</sup>。但Xiu等<sup>[5]</sup>学者的实证研究发现,微观生

收稿日期: 2025-07-15

基金项目: 国家社会科学基金重大项目“基于中国实践的经济增长理论创新研究”(项目编号: 22&ZD053); 国家社会科学基金重点项目“降碳、减污、扩绿、增长协同推进的理论与实践研究”(项目编号: 24AZD074)。

作者简介: 张自然,中国社会科学院经济研究所研究员,博士。研究方向: 经济增长与技术进步。胡朝阳,中国社会科学院大学经济学院博士研究生,经济师。研究方向: 经济增长与资本形成。

产力测度并非基于宏观生产力结果的分解,这无疑给企业层面的测度增加了难度;(2)测度体系的动态适应性不足制约了结果的可比性。20 世纪 90 年代以来,学者基于“索洛余值”<sup>[6-9]</sup>和“生产前沿面”<sup>[10,11]</sup>两类测度思路,开发了多种模型来测度企业 TFP,但这些方法在理论假设、数据要求及动态调整机制上存在显著差异。且随着数据周期延长与企业行为复杂性的增加,模型难以捕捉企业的结构变化。因此,建立可比性框架,开展多重测度与交叉验证,分析测度结果的收敛性与异质性,成为学术研究难点与政策实践关键。

本研究的边际贡献体现在两个方面:(1)通过构建 2010~2023 年中国上市公司长周期平衡面板数据,系统解析了上市公司 TFP 指标在区域、行业与所有制维度的异质性特征,并揭示了上市公司 TFP 演变轨迹与全国 TFP 时序的收敛性与分化机制。相较于以往研究多聚焦于工业数据库或截面数据的局限性,本研究突破短期观测窗口的约束,结合多维度异质性分析框架,为理解中国经济增长动力源的结构特征提供了动态视角;(2)针对现有研究侧重单一方法优化而忽视算法间系统性比较的空白,本研究全文贯穿 6 种主流 TFP 测度算法交叉验证,不仅从实证视角系统比较了 6 种测度方法在中国上市公司样本中的稳健性,更通过多方法交叉验证揭示了不同算法在区域、行业和所有制维度的异质性,从而为政策制定者提供了基于区域禀赋、产业升级与所有制改革差异的精准施策现实证据,填补了上市公司 TFP 测度研究对宏观政策设计的解释力与指导价值。

## 1 文献综述

TFP 测度方法自索洛余值法提出后,已实现从宏观向微观、从参数向非参数、从静态向动态的演进。当前,企业层面 TFP 测度研究主要围绕方法改进与数据优化两大主线展开。

就方法改进而言,研究主要聚焦提升准确性。学者们主要围绕弥补“索洛余值”模型中的联立性、内生性等问题,讨论“索洛余值”模型方法的多种结构估计方法及细节改进<sup>[3,12,13]</sup>;另外,学者们考虑企业环境变化,发展基于更加灵活的“生产前沿面”TFP 测度思路,弥补了“索洛余值”思路中生产函数选择具有不确定性的缺陷,但传统

DEA 模型因“黑箱”特性难以追踪不同时点的效率变化<sup>[14]</sup>。为解决这一问题,学者们引入了 DEA-Malmquist 指数方法,该方法不仅能够动态追踪企业在不同时间点上的相对效率变化,还能分解这些变化为技术进步和技术效率变化两部分<sup>[15,16]</sup>。

就数据优化而言,研究主要涉及时空维度的数据选择与补充。从时间维度看,主流文献研究指出,DEA-Malmquist 指数方法中的数据缺失不仅会改变决策单元的测度结果,还可能导致其他单元的 TFP 测度结果出现偏差,甚至与实际变化情况完全相反<sup>[15]</sup>。因此,不少学者在测算过程中剔除数据缺失或不完整的单元,采用短周期数据集来减少这种偏差<sup>[16,17]</sup>。从空间维度看,不同区域与行业间资源配置、技术创新等差异显著,聚焦特定地域或行业的 TFP 研究激增,旨在揭示差异原因并制定针对性政策<sup>[18,19]</sup>。

尽管微观企业层面 TFP 测度已经在方法和数据上取得很大突破,但相关研究仍存在三方面显著不足:(1)数据时效性与覆盖范围受限。多数研究基于短周期面板或截面数据,并未涉及宏观经济环境变化对微观层面企业生产率的影响,难以追踪中国经济长期转型趋势;(2)方法比较与适用性探讨不足。当前,企业 TFP 测度方法的大部分研究围绕提升准确性展开,认为通过不断优化特定算法能解决面临的变量<sup>[13]</sup>、联立性<sup>[15]</sup>、样本选择偏差<sup>[3]</sup>等多方面的问题,从而提高估计精度。尽管部分学者证实,算法间理论假设条件不同、适用场景的差异,导致不同方法在面对相同数据集时可能会产生不同的结果<sup>[13,17]</sup>。但鲜有学者针对不同算法进行较为全面的测度比较和交叉验证,导致方法选择的主观性成为结论可靠性的潜在威胁;(3)在中国企业 TFP 测度方法比较探讨中,仍然缺乏对上市公司数据的深度挖掘。Beveren<sup>[2]</sup>分别采用 OLS 回归、OP 模型、LP 模型等方法测算比利时的企业 TFP,认为各测度方法的结果并没有量级差异,均处于合理区间水平。与此同时,鲁晓东和连玉君<sup>[3]</sup>则利用 OLS 回归、固定效应回归、OP 模型和 LP 模型分别核算了工业企业 TFP。此后,不少学者针对中国企业层面的研究主要依托中国工业企业数据库<sup>[20]</sup>、企业-劳动力匹配调查数据<sup>[19]</sup>、全国税收调查数据库<sup>[21]</sup>等进行多算法的比

较和探讨。然而,针对中国上市公司的长周期数据进行企业 TFP 测度方法的比较分析并不多。

鉴于此,本研究致力于解决当前中国企业 TFP 测度的不足,在研究设计上进行以下创新性改进:

(1) 拓展时间维度,即通过构建 2010~2023 年中国上市公司长周期平衡面板数据,突破传统研究短周期样本的局限性,刻画上市公司 TFP 的长期变化趋势;(2) 强化方法比较,即整合 6 种 TFP 测度方法,对不同 TFP 测度方法下结果的收敛性与异质性进行交叉验证和深入探讨,揭示不同算法下上市公司 TFP 的稳健性特征。不仅如此,本研究还围绕行业、地域、所有制等多维度差异进行剖析,通过异质性分析揭示企业生产率差异的结构性根源,并为差异化政策制定提供了新的实证依据。

## 2 估计方法的梳理与总结

从本体论视角看,主流文献中企业 TFP 测度方法主要涵盖两个核心思路——“索洛余值”思路和“生产前沿面”思路<sup>[22]</sup>。前者直接通过估算模型中的残差来确定 TFP 水平值,将所有无法由投入要素变化解释的产出变动视为技术进步的结果;后者则侧重于评估企业相对于最佳实践生产率水平的距离,并通过分析这种差距的变化率来间接推算出 TFP 增长率。

### 2.1 “索洛余值”思路

从实际测算来看,“索洛余值”思路的核心是采用计算残差的方法测度 TFP,主要包括参数法和半参数法两种思路。

#### (1) 参数法

参数法的 TFP 测度源于 Solow<sup>[23]</sup>对经济增长的分解研究,它假设满足柯布-道格拉斯生产函数基本假定,除了劳动、资本等可观测投入外,还存在一种不可观测的因素——技术进步,具体公式如式(1)所示。

$$Y_{it} = A_{it} \cdot (K_{it})^\alpha \cdot (L_{it})^\beta \quad (1)$$

式(1)中, $Y_{it}$ 、 $K_{it}$ 和 $L_{it}$ 分别表示企业*i*在第*t*年的总产出、资本存量和劳动力投入; $\alpha$ 和 $\beta$ 分别表示资本和劳动力的产出弹性; $A_{it}$ 表示希克斯中性技术假设下,企业*i*在第*t*年的技术进步。为进一步测度 TFP,学者通过对等式(1)两边取对数,则可得式(2)<sup>[21]</sup>。其中, $y_{it}$ 、 $k_{it}$ 和 $l_{it}$ 分别

表示总产出、资本投入和劳动力投入的对数; $\ln A_{it}$ 则反映了技术进步对经济增长的贡献,即 TFP。

$$y_{it} = \ln A_{it} + \alpha \cdot k_{it} + \beta \cdot l_{it} \quad (2)$$

参数法通过预先设定具体的生产函数形式来直接估计模型中的参数值,并据此计算出 TFP 水平及其变化情况。即通过模型(3)得到资本产出弹性的估计值 $\hat{\alpha}$ 和劳动产出弹性的估计值 $\hat{\beta}$ ,然后计算残差项 $\varepsilon_{it}$ ,得到 TFP 的数值。

$$TFP = \varepsilon_{it} = y_{it} - \hat{\alpha} \cdot k_{it} + \hat{\beta} \cdot l_{it} \quad (3)$$

然而,不少学者发现,企业生产活动取决于自身的行为与决策结构,即 TFP 与资本投入( $k_{it}$ )之间存在相关关系。此时,模型(3)存在内生性、共线性、异方差、自相关、样本选择偏差等多方面的问题,从而影响 Solow 残差得到的 TFP 指标精度。为了提高 TFP 估算的准确性,学者们将企业决策行为纳入考量,提出半参数方法。

#### (2) 半参数法

Olley 和 Pakes<sup>[6]</sup>率先考虑了企业决策行为对 TFP 估算的影响,提出了一种打开企业生产经营“黑箱”的 OP 模型。OP 模型尝试引入企业投资作为生产力冲击的代理变量来解决内生性和同时性偏差的问题。该模型基于“企业的投资水平受到资本存量和未观察到的生产力冲击的影响,且二者之间的关系是单调递增的”假设,构建了一个投资函数的反函数,通过可观测的投资数据间接推断出生产力冲击,并将推断结果代入原始生产函数中,从而得到更准确的 TFP 结果,具体公式如式(4)~(6)所示。其中, $\omega_{it}$ 为企业*i*第*t*年末未观测到的生产力冲击, $i_{it}$ 表示企业*i*第*t*年的投资额的对数值; $f(k_{it}, \omega_{it})$ 为投资函数,根据假设 $f(k_{it}, \omega_{it})$ 为单调递增函数; $h(k_{it}, i_{it})$ 为投资的反函数。

$$TFP = \varepsilon_{it} = y_{it} - \hat{\alpha} \cdot k_{it} + \hat{\beta} \cdot l_{it} - \omega_{it} \quad (4)$$

$$h(k_{it}, i_{it}) = f^{-1}(k_{it}, \omega_{it}) = w_{it} \quad (5)$$

$$TFP = \varepsilon_{it} = y_{it} - \hat{\alpha} \cdot k_{it} + \hat{\beta} \cdot l_{it} - h(k_{it}, i_{it}) \quad (6)$$

OP 模型通过回归分析模型(6),对参数 $\hat{\alpha}$ 和 $\hat{\beta}$ 进行了重估,进而得到更为科学精准的企业 TFP 测度值,尽管该模型算法用投资决策绕开了内生性和同时性偏差问题,但由于投资函数 $f(k_{it}, \omega_{it})$ 的单调递增假设导致投资额为零的企业样本直接被排除在分析之外,那些正常运营但无新增

投资的企业,其 TFP 无法被准确捕捉。

为了解决 OP 模型中存在的问题,Levinsohn 和 Petrin<sup>[7]</sup>提出了 LP 模型,该模型算法采用中间产品投入( $mid_{it}$ )代替投资额( $i_{it}$ )作为生产力冲击  $\omega_{it}$ 的代理变量,这使得包括无新增投资的更多企业能够被纳入分析范围,进一步提升了 TFP 估算的准确性。

Wooldridge<sup>[8]</sup>研究指出,尽管 OP 和 LP 模型在一定程度上改善了 TFP 的估算过程,但仍可能面临内生性问题以及序列自相关和异方差的影响,并据此进一步提出 WRDG 模型。该模型算法采用广义矩估计(GMM)法替代传统 OP、LP 模型的两步一致估计法,并引入资本或劳动力投入的滞后项,采用 GMM 法对模型(4)进行估计,不仅解决 OP、LP 模型内生性问题,还避免序列自相关和异方差对结果的影响,提高 TFP 估计的稳健性和可靠性。

尽管 WRDG 模型针对异方差数据也能保持稳健,但 Akerberg 等<sup>[9]</sup>学者指出,企业在面对生产率冲击时,对劳动力投入的调整并非无成本即时调整。具体而言,无论是企业投资还是中间产品投入,其与劳动投入变量并不相互独立,导致估计模型(6)中的参数  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$  的估计值会因为代理变量与劳动投入间的严重共线性而不准确,进而使 TFP 测度结果产生偏差<sup>[9]</sup>。针对上述问题,Akerberg 等<sup>[9]</sup>学者提出 ACF 修正思路,具体做法分为 3 步:①将劳动投入视作资本投入、中间产品投入以及 TFP 的函数,采用核函数回归等非参数方法逼近不同时间点  $t$  的潜在生产率  $\hat{\omega}_{it}$ ;②选择潜在生产率  $\hat{\omega}_{it}$ 代替式(4)中不可观测生产力冲击的  $\omega_{it}$ ;③使用 GMM 方法对模型(4)中的估计弹性系数  $\hat{\alpha}$  和  $\hat{\beta}$  进行了重估,得到更为精

准科学的 TFP 估计值。

### (3) 方法比较与评述

在“索洛余值”测度思路下,参数法和半参数法均需要预先设定具体的生产函数形式,参数法依赖于对生产函数具体形式的假设来深入分析投入-产出之间的定量关系。相反地,半参数法不需要完全指定生产函数的所有细节,而是通过对部分参数进行设定并对其他成分进行灵活处理,以减少因严格假设带来的偏差,进而更为准确地估算 TFP。因此,下文中“索洛余值”思路的参数估计围绕半参数法进行,基于传统 OP 模型、LP 模型、WRDG 模型以及基于 ACF 修正的 OP 和 LP 模型 5 种主流模型对 TFP 测度结果进行分析与交叉验证。

## 2.2 “生产前沿面”思路

在 Solow<sup>[23]</sup>基于余值思想测度 TFP 的同时, Farrell<sup>[24]</sup>提出的生产前沿面方法为微观企业效率测度提供了创新视角,其核心优势在于无需预设特定生产函数,直接依据实际数据构建最优化生产边界,显著提升灵活性与现实契合度<sup>[14]</sup>。经 Caves 等<sup>[10]</sup>和 Färe 等<sup>[11]</sup>改进后,该方法能有效处理多产出场景,支持跨行业、跨规模企业的效率横向比较,大幅增强 TFP 测度的可比性。尤其值得一提的是, Färe 等<sup>[11]</sup>发展的产出导向 DEA-Malmquist 指数,实现了对企业不同时间点上 TFP 增长率的动态追踪,成为“生产前沿面”思路下最主流的 TFP 测度方法<sup>[15,16]</sup>。

DEA-Malmquist 指数方法包含两大核心步骤:(1)基于前沿面计算 Malmquist 指数,测度历年 TFP 变化率(式(7));(2)将增长率转换为 TFP 水平值(式(8))。其高度适应性与实用性使其成为企业 TFP 动态分析的首选框架。

$$M_{i,t}^{t+1} = TFPCH_{i,t+1} = \left[ \frac{D_i^t(X_{i,t}, Y_{i,t})}{D_i^{t+1}(X_{i,t+1}, Y_{i,t+1})} \times \frac{D_i^{t+1}(X_{i,t}, Y_{i,t})}{D_i^t(X_{i,t+1}, Y_{i,t+1})} \right]^{\frac{1}{2}} \quad (7)$$

$$TFP_{i,t+1} = (TFPCH_{i,t+1} - 1) \times 100 \quad (8)$$

上述两式中,  $TFP_{i,t+1}$  为企业  $i$  第  $t+1$  期的 TFP 水平值;  $TFPCH_{i,t+1}$  反映企业  $i$  第  $t$  期到第  $t+1$  期 TFP 值的变化率为即 Malmquist 指数  $M_{i,t}^{t+1}$ ;  $D_i^t(X_{i,t}, Y_{i,t})$  和  $D_i^{t+1}(X_{i,t+1}, Y_{i,t+1})$  分别反映企业  $i$  在第  $t$  期和第  $t+1$  期的投入产出组合偏离各自生产前沿面程度的距离函数,其中:  $X_{i,t} = (x_{1,t}, x_{2,t}, \dots,$

$x_{n,t})$  和  $X_{i,t+1} = (x_{1,t+1}, x_{2,t+1}, \dots, x_{n,t+1})$  分别表示企业  $i$  在第  $t$  期和第  $t+1$  期的多领域投入向量;  $Y_{i,t} = (y_{1,t}, y_{2,t}, \dots, y_{m,t})$  和  $Y_{i,t+1} = (y_{1,t+1}, y_{2,t+1}, \dots, y_{m,t+1})$  分别表示企业  $i$  在第  $t$  期和第  $t+1$  期的多领域产出向量。从式(7)和式(8)不难看出,DEA-Malmquist 指数方法不能测算第 0 期(基期)的 TFP 水平值。本研究为了保证两种不同思

路的 TFP 测度结果具有可比性,在后续计算中选择用各自企业第 1 期 TFP 测度结果近似替代第 0 期的结果。

### 3 数据和变量

#### 3.1 数据来源

本研究选取 2010~2023 年持续运营的 1910 家 A 股主板上市公司作为样本,原始数据来源于上海证券交易所官方网站(<http://www.sse.com.cn>)、深圳证券交易所官方网站(<http://www.szse.cn>),以及国泰安数据库(CSMAR)。

#### 3.2 核心变量的选取与调整

本研究涉及的核心变量主要包括 3 类:(1)投入变量,主要涉及物质资本存量( $K_{it}$ )、人力资本存量( $L_{it}$ )核算;(2)产出变量,主要涉及企业总产出变量( $Y_{it}$ );(3)不同算法模型所涉及的相关代理变量,主要包括企业投资( $I_{it}$ )和中间产品投入( $Mid_{it}$ )。

本节对上述变量的核算与调整作出详细阐释。

(1) 物质资本存量:选择固定资产净额指标<sup>[2,3]</sup>

作为代理变量,测算以 2015 年为基期的固定资产投资指数<sup>①</sup>,并对历年固定资产净额的账面价值数据进行平减<sup>[20]</sup>;(2)人力资本存量:同时采用“支付给职工现金流”指标<sup>[25]</sup>和“应付职工薪酬”指标<sup>[21]</sup>作为代理变量,测算以 2015 年为基期的居民消费价格指数,并对历年指标数据进行平减,以此扣除通胀因素<sup>[20]</sup>;(3)企业总产出:选择企业总收入<sup>[12,21,25]</sup>作为代理变量,同样用 2015 年为基期的居民消费价格指数进行平减,保证数据的可比性<sup>[20]</sup>;(4)其他变量:遵循巫强等<sup>[26]</sup>的研究计算企业投资和中间产品投入,同样用 2015 年为基期的固定资产投资指数进行平减,得到  $I_{it}$  和  $Mid_{it}$  的实际值。

#### 3.3 基础指标的描述性统计分析

围绕“索洛余值”和“生产前沿面”两种测度思路下的 6 种主流算法,核心代理变量均经平减处理和取对数操作后,得到了后续 TFP 测度的基础变量。这些变量的基本统计特性如表 1 所示。

表 1 基础指标的描述性统计分析结果

测度思路	基础变量	符号	均值	最大值	最小值	标准差
“索洛余值” 思路	固定资产净额的对数值	$k_{it}$	11.415	18.109	1.423	1.824
	应付职工薪酬的对数值	$l_{1, it}$	8.205	15.737	3.977	1.813
	支付给职工现金流的对数值	$l_{2, it}$	10.258	16.527	4.37	1.525
	营业总收入的对数值	$y_{it}$	12.551	19.512	2.551	1.675
	企业投资额的对数值	$i_{it}$	9.718	17.592	0.152	2.002
	中间产品投入的对数值	$mid_{it}$	12.253	19.344	0.737	1.699
“生产前沿面” 思路	固定资产净额(万元)	$K_{it}$	$1.66 \times 10^6$	$2.98 \times 10^8$	11.816	$9.61 \times 10^6$
	应付职工薪酬(万元)	$L_{1, it}$	$5.68 \times 10^5$	$7.33 \times 10^7$	3.151	$2.75 \times 10^6$
	支付给职工现金流(万元)	$L_{2, it}$	$3.28 \times 10^4$	$6.83 \times 10^6$	52.374	$2.15 \times 10^5$
	营业总收入(万元)	$Y_{it}$	$1.35 \times 10^5$	$1.51 \times 10^7$	78.052	$6.60 \times 10^5$

根据表 1 所示,所有基础指标在样本期间内均有变化,其数据分布与预期相符。以营业总收入为例,在整个样本考察期内,该指标的最小值为 78.052 万元,最大值高达 1510 亿元,平均值约为 13.5 亿元,该指标取对数后的数值范围介于 [2.551, 19.512] 之间,该结果表明不同基础指标具有较强收敛特性。

## 4 生产函数的估计结果:比较与说明

### 4.1 全样本估计结果及稳健性检验

基于 2010~2023 年上市公司平衡面板数据,采用两种测度思路下的 6 种算法测算上市公司 TFP,并通过更换人力资本存量的代理变量进行稳健性检验,结果如表 2 所示。

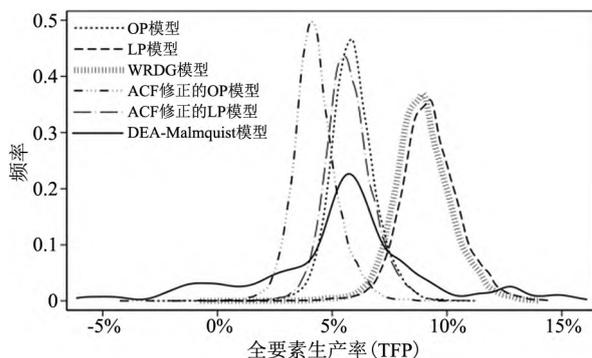
表 2 不同算法下上市公司 TFP 估计结果(2010~2023 年)

算法	L: 应付职工薪酬				L: 支付给职工的现金流			
	均值	最大值	最小值	标准差	均值	最大值	最小值	标准差
OP	5.881	11.193	-2.852	0.999	2.623	7.597	-4.317	0.777
LP	9.267	14.546	-0.439	1.286	7.616	12.014	-1.338	1.114
ACF 修正的 OP	4.249	10.239	-4.252	0.977	2.252	7.385	-4.634	0.775
ACF 修正的 LP	5.723	11.344	-2.123	1.048	2.444	7.591	-4.261	0.778
WRDG	8.954	14.067	-0.737	1.256	7.521	11.938	-1.507	1.111
DEA-Malmquist	5.387	16.106	-6.160	3.575	3.879	15.115	-7.994	4.117

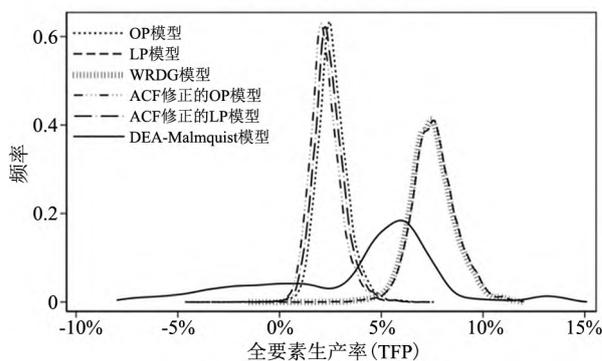
表 2 的结果显示: 所有算法的 TFP 统计量保持同向变动, 且均处于符合实际意义的合理区间内。如上市公司 TFP 均值在 4.249~9.267 之间; DEA-Malmquist 模型算法的极差和标准差最大, 但 TFP 仍在-6.160~16.106 的正常范围。该结果与巫强等<sup>[26]</sup>以及姚加权等<sup>[27]</sup>学者的测度结果基本吻合; 另外, 用“支付给职工现金流”替换“应付职工薪酬”后, 各算法下的上市公司 TFP 统计量仍处在合理区间。此外, 替换变量前后的核密度图(图 1)显示, 6 条分布曲线均显示出较高的峰值和较小的偏斜度, 且这些差异并未偏离正态分布的基本框架, 结果在统计学上具备一致性和可靠性。这一结论也为后续 TFP 测度和进行不同算法间交叉验证提供坚实基础。

#### 4.2 全要素生产率的分析: 行业异质性

本节采用 6 种算法测度 19 个行业上市公司 TFP, 以此识别不同行业的效率提升潜力。表 3 的结果显示: 所有行业 TFP 均呈正增长, 即 2010~2023 年中国各行业普遍通过技术创新与管理优化提升生产率。不同算法下建筑业、批发零售业、房地产业始终位列前三, 而科学研究、居民服务、文化娱乐业则持续处于后 3 位, 证明算法对跨行业比较的可靠性和稳健性。此外, 行业间 TFP 差异显著。建筑业 TFP 达 7.399, 反映中国大规模基础设施建设和城市化进程引导了行业的高效运作。然而, 建筑业 TFP 的高增长也面临资源错配风险, 特别是中国房地产的政府投资远高于民间资本, 且这种结构性矛盾会在经济下行期变得更尖锐。居民服务、修理和其他服务业 TFP 仅 1.112, 源于手工劳动依赖性强、服务标准化难及新技术普及不



(a) L: 应付职工薪酬



(b) L: 支付给职工现金流

图 1 TFP 估计值的核密度函数

足。上述结论也为政府制定和实施不同行业的差异化治理模式提供了新的证据, 即针对资本密集型行业优化资源分配, 对劳动密集型领域加强技术赋能。

#### 4.3 全要素生产率的分析: 地区异质性

为识别产业升级中区域效率提升潜力, 本研究采用 6 种算法测度上市公司 TFP。由表 4 可知, 广东、浙江、北京、江苏、山东的上市公司 TFP 位居前列, 陕西、海南、宁夏、甘肃则处于低位, 凸显区域间技术创新与资源配置效率的显著差异。在区域层面, 东部地区上市公司 TFP 远超全国均值, 中部、西部和东北均低于均值, 且西部最低。

表 3 不同行业上市公司 TFP 估计结果

行业	模型算法					
	OP	LP	ACF 修正 的 OP	ACF 修正 的 LP	WRDG	DEA-Malmquist
农、林、牧、渔业	5.357	8.726	3.732	5.205	8.414	3.798
采矿业	5.903	9.700	4.078	5.704	9.351	5.133
制造业	5.858	9.216	4.229	5.739	8.902	5.526
电力、热力、燃气及水生产和供应业	5.701	9.126	3.972	5.821	8.784	5.631
建筑业	6.652	10.172	4.992	6.355	9.858	7.399
批发和零售业	6.539	9.782	4.979	6.372	9.483	6.854
交通运输、仓储和邮政业	5.574	9.185	3.793	5.544	8.839	4.689
住宿和餐饮业	5.132	8.500	3.514	4.950	8.191	2.616
信息传输、软件和信息技术服务业	5.596	8.795	4.094	5.306	8.511	3.872
金融业	5.652	9.890	3.745	4.969	9.541	2.482
房地产业	6.473	9.693	4.966	6.164	9.409	6.869
租赁和商务服务业	6.115	9.490	4.529	5.814	9.190	5.618
科学研究和技术服务业	4.479	7.659	2.965	4.263	7.370	2.029
水利、环境和公共设施管理业	5.137	8.287	3.598	5.063	7.989	2.904
居民服务、修理和其他服务业	4.795	7.700	3.404	4.627	7.434	1.112
教育	5.319	8.604	3.735	5.171	8.299	3.695
卫生和社会工作	5.581	8.791	4.060	5.340	8.502	4.364
文化、体育和娱乐业	5.072	8.161	3.580	4.940	7.874	2.147
公共管理、社会保障和社会组织	5.357	8.726	3.732	5.205	8.414	3.798

这源于沿海地区技术先进、管理水平高，内陆省（区、市）受限于资源和技术水平。在区域内部，以东部地区为例，南方省份（广东、福建）上市公司 TFP 比北方省份（山东、河北）高 0.8~1.2 个百分点，差异源于能源利用效率、外贸水平及创新投入的不均衡。因此，因地制宜发展新质生产力，促进区域协调发展显得尤为必要。该结论也为锚定比较优势，坚持特色化的区域发展战略提供了新的证据。

#### 4.4 全要素生产率的分析：所有制异质性

为识别不同所有制企业效率差异成因，从而制定和调整相关政策以提升资源配置效率。本研究采用 6 种算法测度不同所有制上市公司的 TFP。结果显示，国有控股上市公司 TFP 显著高于非国有控股上市公司。该结果与主流文献的测度结果相悖，这可能是由于经济周期阶段差异导致所有

制企业效率优势发生动态转换<sup>[28]</sup>。具体而言，已有文献的研究时段多处于经济高速增长期（1998~2015 年）<sup>[20 21]</sup>，彼时非国有控股企业因市场敏感度高、扩张快，其 TFP 必然领先；而 2018 年以后，中国经济增速下降，国有控股企业凭借政策支持、资源整合及战略性产业布局，在技术攻关与风险抵御中优势凸显，其 TFP 必然会实现反超。

为了进一步验证“所有制效率优势与经济周期的关联”，本研究选取与申广军和陈斌开<sup>[21]</sup>一致的时间阶段（2010~2015 年）的上市公司数据进行测度并与本研究样本期内数据进行对比，如表 5 所示。

显然，在 2010~2015 年，非国有控股上市公司的 TFP 高于国有控股上市公司，该结果与主流文献的测度结果有相同的收敛趋势。然而，将样本区间扩展至 2023 年，情况发生了反转，国有控股上市公司 TFP 更高。上述结果验证了所有制效

表 4 不同区域上市公司 TFP 估计结果

所在区域	所在省 (区、市)	模型算法					
		OP	LP	ACF 修正 的 OP	ACF 修正 的 LP	WRDG	DEA-Malmquist
东部	北京	6.207	9.874	4.474	5.914	9.545	5.930
	福建	6.007	9.478	4.335	5.841	9.157	5.833
	广东	6.128	9.409	4.500	6.172	9.070	6.891
	海南	5.429	8.665	3.866	5.289	8.365	3.567
	河北	5.975	9.385	4.308	5.896	9.062	6.034
	江苏	6.053	9.328	4.464	5.938	9.021	6.155
	山东	6.088	9.368	4.473	6.053	9.054	6.478
	上海	6.086	9.468	4.468	5.885	9.158	5.930
	天津	5.972	9.264	4.372	5.864	8.955	5.945
	浙江	6.057	9.456	4.409	5.932	9.138	6.110
中部	安徽	5.964	9.360	4.343	5.750	9.051	5.429
	河南	5.896	9.344	4.216	5.798	9.020	5.735
	湖北	5.741	9.038	4.139	5.628	8.729	4.918
	湖南	5.633	8.900	4.052	5.500	8.596	4.558
	江西	5.875	9.249	4.262	5.672	8.941	5.356
	山西	5.705	9.341	3.949	5.548	9.003	4.827
西部	甘肃	5.295	8.573	3.696	5.210	8.263	3.692
	广西	5.617	8.796	4.037	5.637	8.486	5.166
	贵州	5.858	9.230	4.220	5.745	8.914	5.489
	内蒙古	5.798	9.390	4.039	5.693	9.069	5.012
	宁夏	5.319	8.442	3.750	5.399	8.133	4.100
	青海	5.658	8.984	3.998	5.702	8.658	5.264
	陕西	5.370	8.764	3.737	5.197	8.451	3.506
	四川	5.708	8.662	4.237	5.739	8.374	5.227
	西藏	5.529	8.878	3.910	5.392	8.566	4.224
	新疆	5.652	9.058	3.979	5.601	8.733	5.017
	云南	5.833	9.174	4.213	5.710	8.862	5.020
东北	重庆	5.808	9.189	4.173	5.667	8.874	5.237
	黑龙江	5.828	9.250	4.206	5.573	8.941	4.939
	吉林	5.762	8.899	4.203	5.781	8.594	5.356
	辽宁	5.836	9.049	4.254	5.802	8.742	5.573

率优势与经济周期紧密关联，即高速增长期有利于民营企业，经济下行期凸显国有企业优势。因此，现阶段进一步优化税收、金融、市场准入等政策，在促进经济健康发展的同时，更要保证民

营经济与国有经济发展步伐相协调。

#### 4.5 全要素生产率时序演变的稳健性与收敛性

“索洛余值”和“生产前沿面”两种测度思路所测算的上市公司 TFP 变动趋势图略，留存备索。

表 5 不同所有制上市公司 TFP 的跨周期比较

模型算法	2010~2015 年上市公司样本			2010~2023 年上市公司样本		
	全样本均值	国有控股	非国有控股	全样本均值	国有控股	非国有控股
OP	5.734	5.702	5.760	5.881	6.022	5.734
LP	9.135	9.108	9.151	9.267	9.575	8.947
ACF 修正的 OP	4.448	4.373	4.515	4.249	4.313	4.182
ACF 修正的 LP	5.369	5.301	5.392	5.723	5.843	5.597
WRDG	8.761	8.749	8.769	8.954	9.248	8.649
DEA-Malmquist	6.430	6.427	6.433	5.387	5.738	5.022

从动态变化的视角看,6 种主流算法下的上市公司 TFP 经历“降低-提高-降低-提高”四阶段变化,拐点分别在 2015 年、2018 年和 2020 年,说明企业 TFP 的测度结果具有跨方法稳健性。

更进一步地,本文沿用张微微等<sup>[29]</sup>主流研究采用的方法和指标<sup>②</sup>,基于 DEA-Malmquist 模型测度历年全国 TFP,并与上市公司的测度结果进行对比,结果如图 2 所示。

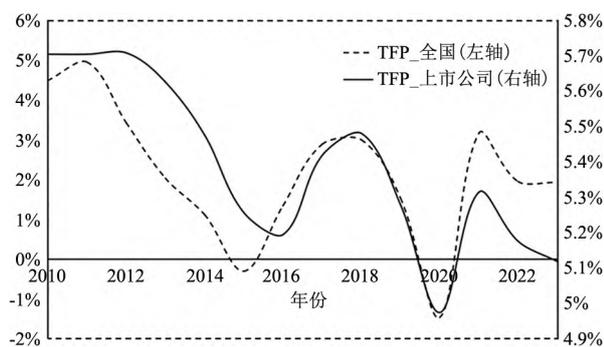


图 2 历年宏观数据 TFP 估计结果对比

上市公司 TFP 与全国 TFP 的变动有相同的收敛趋势,且各阶段变化符合中国经济发展的阶段性特征。具体而言,2010~2015 年,受经济结构转型阵痛影响,上市公司 TFP 和全国 TFP 均呈现下降趋势,2015 年首次转负,这是由于内部结构调整和技术升级的压力使得企业面对成本上升与效率提升缓慢的双重挑战,导致生产效率出现下滑;2016~2018 年,伴随“三去一降一补”供给侧改革推进,以及“中国制造 2025”等一系列创新驱动战略和技术改造项目的落地见效,上市公司 TFP 和全国 TFP 同步回升;2019~2020 年,中美贸易争端与新冠肺炎疫情双重冲击导致中国企业供应链体系遭受冲击,许多公司不得不应对原材料价格上涨、市场需求波动及物流中断等外部

压力,导致中国新旧动能转换的步伐受到阻碍,上市公司 TFP 再度下降,2020 年上市公司 TFP 和全国 TFP 转负;2021~2023 年,上市公司 TFP 呈现出止跌回稳趋势,全国 TFP 指标在 2021 年冲高回落后明显趋于稳定,反映经济深度调整后的渐进修复。从现实出发,企业通过数字化转型加速供应链重组和技术迭代,逐步修复生产效率<sup>[30]</sup>;通过“主动瘦身”和“智能替代”实现提质增效的积极转型<sup>[26,31]</sup>。这种跨层级的同步波动表明,无论是微观企业运营效率还是宏观资源配置效率,均受到制度变迁、技术周期和突发事件等系统性因素的共同驱动。上述结论为更好理解中国经济结构转型与动力转换机制提供了新证据。

此外,图 2 显示,上市公司 TFP 均值(5.387%)显著高于全国平均水平(2.143%),标准差更小,体现其在资源配置效率、创新投入强度及供应链弹性方面的优势,即上市公司拥有更高效的资源配置能力、更低的融资约束、更密集的创新投入、更强的风险缓冲能力,技术进步的推动效应更为显著且数据的波动幅度更小。上述发现印证了微观主体效率优化与宏观结构性改革之间的张力,也为政府“抓大放小”地实施和调整产业政策提供了新证据。

## 5 结 论

本研究基于 2010~2023 年间持续运营的 1910 家 A 股上市公司数据,系统比较了 6 种主流 TFP 测度方法的适用性。结果表明:(1)6 种方法所得结果均处于合理区间,具有一致性和可靠性,上市公司 TFP 呈现同步收敛特性;(2)上市公司 TFP 与全国 TFP 变化趋势一致,经历“降低-提高-降

低-提高”4个阶段,拐点在2015、2018和2020年,反映制度变迁、技术周期和突发事件的系统性影响;(3)上市公司TFP均值显著高于全国平均水平,标准差更小,体现其在内部管理、资源配置及抗风险能力方面的优势;(4)上市公司TFP在行业、地域和所有制层面呈现明显异质性:建筑业、批发零售业和房地产业TFP领先;东部地区TFP最高,西部最低。尤其值得一提的是,本研究发现国有控股企业TFP在经济下行期更具优势,并进一步证实所有制效率优势与经济周期显著关联——高速增长期有利于民企发展,下行期国企优势凸显。上述发现为政府制定差异化产业政策、坚持国有经济与民营经济发展步伐相协调提供了实证依据。

注释:

- ①2020年起,固定资产投资价格统计报表制度取消,国家统计局不再发布相关数据。本文中2020年以后的数据采用“工业生产者出厂价格指数”进行近似替代。
- ②中国历年TFP的测算中,主流文献选择就业人员数量,张军(2004)方法所测算的资本存量分别作为劳动力和资本投入的代理变量,国内生产总值(GDP)作为产出的代理变量,相关数据同样以2015年为基期进行平减。

#### 参 考 文 献

- [1] 刘伟. 科学认识与切实发展新质生产力 [J]. 经济研究, 2024, 59 (3): 4~11.
- [2] Beveren I V. Total Factor Productivity Estimation: A Practical Review [J]. Journal of Economic Surveys, 2012, 26 (1): 98~128.
- [3] 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.
- [4] 孙琳琳. 企业生产率和“出口-生产率悖论” [J]. 世界经济, 2015, 38 (5): 177~179.
- [5] Xiu J, Zang X, Piao Z, et al. China's Low-carbon Economic Growth: An Empirical Analysis Based on the Combination of Parametric and Nonparametric Methods [J]. Environmental Science and Pollution Research 2022, 30 (13): 37219~37232.
- [6] Olley S O, Pakes A. The Dynamics of Productivity in the Telecommunications Equipment Industry [J]. Econometrica, 1996, 64: 1263~1297.
- [7] Levinsohn J, Petrin A. Estimating Production Functions Using Inputs to Control for Unobservables [J]. Review of Economic Studies, 2003, 70 (2): 317~341.
- [8] Wooldridge J. On Estimating Firm-level Production Functions Using Proxy Variables to Control for Unobservables [J]. Economics Letters, 2009, 104 (3): 112~114.
- [9] Akerberg D A, Caves K, Frazer G. Identification Properties of Recent Production Function Estimators [J]. Econometrica, 2015, 83 (6): 2411~2451.
- [10] Caves D W, Christensen L R, Diewert W E. The Economic Theory of Index Numbers and the Measurement of Input, Output, and Productivity [J]. Econometrica, 1982, 50 (6): 1393~1414.
- [11] Färe R, Grosskopf S, Lindgren B, et al. Productivity Changes in Swedish Pharmacies 1980~1989: A Non-parametric Malmquist Approach [J]. Journal of Productivity Analysis, 1992, 3: 85~101.
- [12] 张天华, 张少华. 中国工业企业全要素生产率的稳健估计 [J]. 世界经济, 2016, 39 (4): 44~69.
- [13] Guo D, Jiang K, Xu C, et al. Geographic Clusters, Regional Productivity and Resource Reallocation Across Firms: Evidence from China [J]. Research Policy, 2023, 52 (2): 104691.
- [14] 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.
- [15] 马占新, 苏日古嘎. 非平衡面板数据的全要素生产率测算方法 [J]. 数量经济技术经济研究, 2022, 39 (5): 145~166.
- [16] Chen L, Hu Z, Hu X, et al. How Do Green Industrial Policies Accelerate Regional Sustainability Transition? A Spatiotemporal Evaluation of Policy with a Relationalist Perspective [J]. Journal of Cleaner Production, 2023, 404 (18): 136797.
- [17] 刘斌, 潘彤. 地方政府创新驱动与中国南北经济差距——基于企业生产率视角的考察 [J]. 财经研究, 2022, 48 (2): 18~32.
- [18] Luo S, Sun Y, Yang F, et al. Does Fintech Innovation Promote Enterprise Transformation? Evidence from China [J]. Technology in Society, 2022, 68: 101821.
- [19] 李唐, 王平田, 余凡. 新常态下企业全要素生产率的测算与分析 [J]. 统计与决策, 2016, (11): 86~89.
- [20] 杨汝岱. 中国制造业企业全要素生产率研究 [J]. 经济研究, 2015, 50 (2): 61~74.
- [21] 申广军, 陈斌开. 中国制造业企业的全要素生产率: 新数据、新方法与新发现 [J]. 经济学(季刊), 2024, 24 (4): 1048~1065.
- [22] 刘方, 赵彦云. 微观企业全要素生产率及其增长率测算方法综述 [J]. 工业技术经济, 2020, 39 (7): 39~47.
- [23] Solow R K. Technical Change and the Aggregate Production Function [J]. Review of Economics and Statistics, 1957, 39: 312~320.
- [24] Farrell M J. The Measurement of Productive Efficiency [J]. Journal of The Royal Statistical Society Series A (General), 1957, 120 (3): 253~290.
- [25] 申俊喜, 杨若霞. 长三角地区战略性新兴产业全要素生产率及其影响因素研究 [J]. 财贸研究, 2017, 28 (11): 24~33.

- [26] 巫强, 汪阳昕, 黄孚. 自动化能否导致企业生产率增长与分化——基于工作任务的差异替代视角 [J]. 中国工业经济, 2024, (11): 99~117.
- [27] 姚加权, 张锬澎, 郭李鹏, 等. 人工智能如何提升企业生产率?——基于劳动力技能结构调整的视角 [J]. 管理世界, 2024, 40 (2): 101~122, 133.
- [28] 刘达禹, 徐斌. 经济周期波动与菲利普斯曲线形态变异: 兼论经济回升的路径选择 [J]. 南方经济, 2024, (9): 75~93.
- [29] 张微微, 王曼青, 王媛, 等. 区域数字经济发展如何影响全要素生产率?——基于创新效率的中介检验分析 [J]. 中国软科学, 2023, (1): 195~205.
- [30] 苑泽明, 尹琪, 黄灿. 数据资产与企业韧性: 效应与机制 [J]. 经济经纬, 2025, 42 (1): 1~13.
- [31] 张钰婧, 薛有志. 资产剥离对国有企业数字技术创新的影响研究——基于管理层“意愿-能力”的视角 [J]. 科学与科学技术管理, 2024, 45 (4): 137~156.

## Heterogeneity and Convergence of Total Factor Productivity in Chinese Listed Companies ——New Evidence Based on Multiple Measures

Zhang Ziran<sup>1</sup> Hu Zhaoyang<sup>2</sup>

- (1. Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 100836, China;  
2. School of Economics, University of Chinese Academy of Social Sciences, Beijing 102488, China)

**(Abstract)** Firstly, the logic of several mainstream Total Factor Productivity (TFP) calculation methods, including traditional OP models, LP models, WRDG models, OP and LP models corrected based on ACF, as well as DEA-Malmquist models, has been reviewed around the two approaches of “Solow residual” and “production frontier”. Then, continuously operating companies listed on China’s A-share main board from 2010 to 2023 were selected to construct a balanced panel data set. The heterogeneity and convergence of estimated TFP values of listed companies under different algorithms were not only deeply explored and cross-validated but also led to some new findings. (1) The results of the several TFP calculation methods compared in this paper are within reasonable ranges and show consistency and reliability from a statistical perspective. (2) The temporal evolution of TFP among listed companies is largely synchronized with national TFP over the sample period, with both micro and macro production efficiencies being jointly influenced by systematic factors such as institutional changes, technological cycles, and sudden events. (3) As high-quality market entities, listed companies generally exhibit higher TFP than the national average due to their more efficient resource allocation capabilities, lower financing constraints, and stronger risk resistance abilities. (4) Significant heterogeneity is observed in enterprise TFP estimates across industries, regions, and ownership types. Specifically, during the sample period, the mean TFP of state-owned enterprises surpasses that of non-state-owned enterprises, revealing a significant association between ownership efficiency advantages and economic cycles. These new evidences derived from empirical data not only assist enterprises in formulating more scientifically sound strategies but also provide data support for the country’s initiative to further establish mechanisms suitable for developing new quality productivity according to local conditions.

**(Key words)** total factor productivity; listed companies; cross-validation; heterogeneity; convergence; industrial policy; resource allocation efficiency; technology cycle; institutional change; economic cycle

**(Jel classification)** M19; D24

(责任编辑: 杨 婧)