DOI:10.20069/j.cnki.DJKX.2026005

发展新质生产力对全要素生产率的影响
——基于企业研发信息视角

李 健[1]，张金林[2]，吴 霖[1]，步晓宁[1]

1. 山东财经大学 金融学院，山东 济南 250014
2. 中南财经政法大学 金融学院，湖北 武汉 430073

移动端阅读

摘要：加快发展新质生产力是推动经济高质量发展的内在要求。在微观层面，培育新质生产力能够激发微观主体活力。从企业研发信息的视角出发，构建企业层面的新质生产力发展水平指标，探讨其对全要素生产率的影响及作用机制。研究发现，企业发展新质生产力能够显著提升全要素生产率，其作用路径主要体现为激发创新变革与驱动运营变革。进一步分析表明，微观层面发展新质生产力不存在权属门槛，但存在规模门槛，而保护知识产权和建设数字基础设施能够增强新质生产力对全要素生产率的提升作用。据此提出要以新技术为核心加快新质生产力的发展、深化协同合作机制促进新质生产力发展、结合自身优势来“因材施教”发展新质生产力等政策建议。

关键词：新质生产力；全要素生产率；创新变革；运营变革；专利信息；知识产权保护；数字基础设施

文献标识码：A **文章编号**：1002-2848-2026(01)-0090-15

一、问题提出

生产力的迭代升级与跨越式发展是提升全要素生产率的核心引擎。当前，新一轮科技革命和产业变革加速演进。2023年中央经济工作会议强调，要以科技创新推动产业创新，特别是以颠覆性技术和前沿技术催生新产业、新模式、新动能，发展新质生产力。2024年国务院政府工作报告将加快发展新质生产力列为首要任务。作为生产力发展的前沿形态，新质生产力突破了传统生产力的发展困境，带来了生产力的跃迁升级，实现了资源效率从低到高的转变[1]。新质生产力不仅是中国经济高质量发展的主要动能，更是实现中国式现代化的根本动力[2]。因此，深入探究新质生产力与全要素生产率之间的内在关系，对于进一步理解新质生产力与传统生产力的区别及其在经济高质量发展中的作用，具有重要的理论意义。

从理论上看，新质生产力代表了传统生产力的跃迁，以技术革新和新产业萌发为代表[3]。从生产力的演进历史看，第一次工业革命到第四次工业革命可以总结为“机械化—电气化—信息化—数字化”，每一次工业革命都带来了新动能和新的生产力。因此，新质生产力可以看作是以“算力”为代表的信息化、数字化和智能化生产形态，是以科技创新为核心驱动力、具有中国特色的现代化生产力[4-5]。从生产力的内涵看，每一次生产力的升级不仅代表着技术的进步，更代表着人与自然和谐共生。也就是说，新质生产力不单纯是技术革新，更是在尊重自然规律的前提下，实现科学技术与自然力的深度融合，确保生态保护

基金项目：国家社会科学基金重大项目(22&ZD115)；国家自然科学基金青年项目(72303128)。

作者简介：李健，男，山东财经大学金融学院副教授，硕士生导师，研究方向为数字经济、产业经济，电子邮箱为leeyks0215@163.com；张金林，男，中南财经政法大学金融学院教授，博士生导师，研究方向为数字金融；吴霖，男，山东财经大学金融学院硕士研究生，研究方向为数字经济；步晓宁，男，山东财经大学金融学院教授，博士生导师，研究方向为银行数字化。

与经济发展相结合的生产力[6]。因此，新质生产力的核心是以“算力”为驱动，代表生产力从量到质的跃迁，也体现了科学技术与自然的协调融合。据此，企业在发展新质生产力的过程中，不仅需要构建以信息化、数字化和智能化为核心的生产技术体系，还需要融入绿色生产技术，才能充分激活新质生产力，赋能企业可持续发展。企业的研发信息不仅能够揭示其生产技术体系的构成，还能体现企业生产方式的变化以及技术革新的速度与质量[1]。鉴于此，本文尝试从企业研发信息的微观视角出发，通过企业专利信息进一步理解新质生产力。

当前，针对新质生产力和全要素生产率的研究呈现多元化视角。一部分学者通过解读生产力与生产关系的作用关系，从政治经济学角度探讨了劳动资料、劳动对象等生产要素变化对全要素生产率的影响[7]；另一部分学者聚焦产业变革进程，从历史维度探讨新质生产力核心技术进步对全要素生产率的影响[8]。还有学者间接论证了生产力变革对全要素生产率的影响，特别是数字化、智能化等现代技术如何通过影响企业生产方式进而影响全要素生产率[9-10]。可以看出，对于新质生产力与全要素生产率内在关系的研究尚显零散，缺乏系统论证。这不仅限制了学术界对新质生产力的理解，还可能导致新质生产力相关研究的失据，进而影响新质生产力的进一步发展。因此，本文将全要素生产率作为研究对象，探讨并验证微观主体发展新质生产力对全要素生产率的影响，为微观主体发展新质生产力提供理论支撑和政策启示。

本文的主要贡献体现在三个方面。第一，现有新质生产力研究主要围绕宏观层面的理论阐释和地区层面的量化评估[11]，微观层面则侧重理论分析[12]。鉴于此，本文利用专利信息数据，从企业研发信息的视角出发，对企业新质生产力进行测度，拓展了相关研究的微观维度，并为后续围绕微观视角的新质生产力研究提供理论参考。第二，新质生产力与传统生产力的区别在于技术革新[3]，既有研究尚未回答“技术革新引致生产力的变化是否带来了全要素生产率的提升”这一关键问题。因此，本文在厘清新质生产力与全要素生产率内在关系的基础上，实证检验发展新质生产力对全要素生产率的作用，丰富了学术界对新质生产力的理解。第三，本文从创新变革与运营变革双重视角，探究了发展新质生产力对全要素生产率的作用机制，为微观层面培育新质生产力提供理论依据。

二、理论分析与研究假设

（一）新质生产力与全要素生产率

新质生产力是以信息技术、人工智能以及可再生能源等前沿技术为核心驱动的先进生产力。这些尖端技术以数字化、智能化和绿色化为特点，实现了对传统生产力的改造与升级[13]。这种改造升级不仅引入了以数据为核心的新型生产要素，使劳动对象更加丰富，还显著提升了劳动对象的质量，促进了生产方式的变革。从投入产出关系的角度看，新质生产力带来生产要素的改变，促使微观主体实现了资源配置的精细化，进而提升了全要素生产率。与此同时，相较于传统生产力，新质生产力是对生产方式的颠覆性重塑，这不仅实现了传统技术的升级与优化，更推动了企业进行智改数转的进程[3]。在此过程中，发展新质生产力不仅优化了企业劳动对象，还催生出新的创新机制与运营模式，最终实现全要素生产率的提升。此外，从新质生产力的技术特征来看，其融合了数字技术、生物技术等突破性技术，通过与传统生产要素结合，实现对企业传统生产模式的改造升级，从而提升传统要素的利用率与价值创造力；而且，新质生产力还扮演了技术转化与研发加速器的角色，在加速新产品、新工艺与新服务生成的同时，强化了企业间的协同合作，提升了企业的技术研发实力，从而赋能企业生产效率[11]。基于以上分析，本文提出如下假说：

假说1：发展新质生产力能够显著提升全要素生产率。

（二）发展新质生产力提升全要素生产率的作用机制

1.创新变革

发展新质生产力通过激发企业的创新变革提升全要素生产率，其中创新变革可以从知识获取、知识转化和知识生产三个方面进行考虑。

一是在知识获取方面。发展新质生产力可以推动企业知识宽度的扩展。首先，新质生产力的应用提

升企业信息处理效率，优化内部知识管理，降低数据整合难度，缓解信息不对称问题；其次，新质生产力能打破部门间知识壁垒，增强知识敏捷性，支持精准决策；再次，新质生产力促进企业间合作创新规模的扩大，实现跨区域、跨产业的知识共享，降低合作成本；最后，企业接触多元化知识并延伸至前沿技术领域，既提升了技术创新的复杂性，又优化了资本、劳动力等生产要素的配置，最终实现全要素生产率的提升[10]。

二是在知识转化方面。发展新质生产力能够促进企业融合吸收能力的提升。新质生产力的蓬勃发展催生了诸多前沿技术的融合，可以帮助企业突破技术领先者的壁垒，实现技术上赶超，从而提升企业全要素生产率。发展新质生产力从多个维度强化了企业的融合与吸收能力。首先，随着新质生产力的发展，数字技术得到更加广泛的应用，企业不仅能够提高生产效率和管理水平，还能强化对数据的收集、分析和利用，为增强融合吸收能力奠定坚实基础[12]；其次，创新是新质生产力的基石，发展新质生产力通过深化对新技术的理解和应用，推动企业不断吸纳新知识，整合内外资源，进而提升其技术融合与吸收能力；最后，发展新质生产力倡导企业采用开放式创新模式，这有助于企业获取更多的外部知识资源，并通过合作中的共同学习来提升其融合吸收能力，进一步提升了企业的全要素生产率。

三是在知识生产方面。发展新质生产力能够促进企业创新效率的提升。新质生产力的应用为企业构建了一个创新生态系统，在吸引和培育创新人才的同时增强了企业的整体创新能力，能够显著提高企业的创新效率，进而促进生产率的提升[14]。与此同时，新质生产力的发展打破了企业间的信息隔阂，提高了创新效率，还促进了规模经济的形成，进而扩大了新质生产力创新在市场上的需求。此外，新质生产力的发展还对企业创新体系及模式进行了革新。企业通过促进数据要素在内部的自由流动和加强创新知识的广泛分享，推动了内部研发与供应链管理的同步提升，并实现了从单一自主创新向产业协同创新的转变，提高企业创新效率，从而驱动企业全要素生产率的提升。基于以上分析，本文提出如下假说：

假说2：发展新质生产力通过激发企业创新变革提升全要素生产率。

2.运营变革

新质生产力通过驱动企业的运营变革提升全要素生产率，其中，运营变革可以从采购、制造和交易环节进行讨论。

一是采购环节。发展新质生产力能够缓解企业外部信息约束。一方面，随着企业新质生产力水平的提升，其通过量子通信、人工智能等新技术构建更为完善的信息共享机制，能够有效提升自身外部信息获取效率，进而缓解外部信息约束。这些获取的外部信息被企业广泛运用于生产决策制定与市场需求动态追踪，进而助力企业优化生产流程、强化供需精准对接，最终提升生产经营质效。另一方面，从供应链视角来看，企业在发展新质生产力的过程中所形成的高效信息处理能力，能够助力其获取更全面的合作方信息，进而有效降低企业与供应商或客户之间的信息不对称程度、缓解自身面临的外部信息约束[15]，推动双方形成精准高效的协同合作模式，最终促进全要素生产率的提升。

二是制造环节。发展新质生产力有助于提升企业产品竞争力。首先，新质生产力的发展能够显著提升企业技术创新能力，而企业技术创新提升的过程，不仅推动自身优化生产工艺、降低生产成本，还能助力其研发出更契合市场需求的产品，最终使企业在市场竞争中占据有利地位。其次，企业发展新质生产力能够推动传统技术向智能化技术转型。借助技术的转型升级，一方面，企业能够更精准地把控产品质量，保障产品质量的稳定性。另一方面，企业基于市场需求与消费者个性化偏好[16]，助力其生产定制化产品，有效减少同质产品的盲目竞争，提升产品的市场吸引力。最后，新质生产力以绿色生产与可持续发展为核心导向，推动企业践行低碳发展理念[2]。这一导向会引导企业采用环保材料与低碳工艺，打造符合“双碳”目标的绿色产品。凭借产品绿色属性，企业不仅能提升产品知名度与美誉度，更能强化产品市场竞争力、扩大市场需求规模，最终推动全要素生产率的提升。

三是交易环节。发展新质生产力能够降低企业交易成本。首先，企业新质生产力的发展能够显著提升其信息技术应用能力，有效缩短供需匹配周期、减少信息搜寻摩擦，使其得以与更远距离的供应商或客户建立合作关系，进而降低企业在合作对接中的搜寻与谈判成本[17]。其次，发展新质生产力助力企业更便捷地获取市场信息，促进企业与市场主体间的高效协同，从而减少外部交易成本。最后，新质生产力的

发展能够优化企业组织结构与管理流程，减少内部协调成本[18]，最终实现交易成本的降低，进而有效推动企业全要素生产率的提升。基于以上分析，本文提出以下假说：

假说3：发展新质生产力通过驱动企业运营变革提升全要素生产率。

三、研究设计

（一）样本与数据来源

本文样本选取2012—2022年中国A股上市企业的相关数据。其中，专利数据主要来自国家知识产权局和incoPat数据库；财务数据主要来自Wind和中国经济金融研究（CSMAR）数据库。根据企业主体信息将获取的专利数据与财务数据进行匹配，并对数据作如下处理：剔除ST类企业样本；剔除金融行业和房地产行业的样本；剔除企业年龄小于一年的样本；剔除总资产小于总负债的样本；剔除数据缺失严重的企业样本；对连续变量进行1%的缩尾处理，以剔除极端值的影响。最终得到5 918个样本观测值。

（二）模型构建

本文构建式（1）用于基准回归，以检验发展新质生产力对企业全要素生产率的影响：

$$TFP_{it}=\beta_0+\beta_1 Nqp_{it}+\sum\beta_n X_{it}+\delta_i+\delta_j+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中，下标j代表行业，i代表企业，t代表年份；被解释变量TFP为企业全要素生产率；解释变量Nqp为新质生产力；X代表一系列控制变量，用于控制其他可能影响企业全要素生产率的因素。此外，本文引入了企业固定效应δ_i、行业固定效应δ_j和年份固定效应δ_t，以控制不同行业特征、个体效应和时间变化对企业生产力的影响；ε代表随机误差项，用于捕捉模型中未能观测到的其他影响因素。

（三）变量定义和描述性统计

1.被解释变量

全要素生产率（*TFP*）。鉴于半参数的LP法和OP法能够有效解决同时性偏差和样本选择性偏差的问题，本文在基准分析中选择了LP法来估算企业全要素生产率。具体而言，选取营业收入代表总产出，固定资产净额代表资本，员工人数代表劳动，购买商品、劳务支付的现金代表中间品投入，以此计算企业全要素生产率。

2.解释变量

新质生产力（*Nqp*）。新质生产力是以创新为主导，具有高科技、高效能、高质量特征，符合新发展理念的先进生产力质态。具体而言，新质生产力是以人工智能、区块链、量子计算等前沿尖端技术领域为代表，以数字化、智能化以及绿色化等为核心的新生产力[1,3,8]。企业的研发信息不仅能反映其技术创新能力，更能揭示企业如何运用新技术、新方法来发展新质生产力[11]。其中，专利信息常被用来度量企业的技术特征以及新技术的发展方向，尤其是发明专利，其申请过程较为严格，被视为企业实质性创新成果，更能反映企业先进生产力的发展动向[19]。因此，本文从企业研发信息视角出发，以发明专利数据来捕捉数字化、智能化以及绿色化等新技术的发展情况，并据此测度企业新质生产力的发展水平。基于此，本文依据《国际专利分类表》（IPC）中的分类号与新质生产力领域进行人工匹配：若企业发明专利IPC分类主分类号中至少有一项属于通信技术、飞行器、量子技术、人工智能、机器人、新材料以及新能源生产等先进技术领域，则判定该专利属于新质生产力领域①。将上述专利申请信息加总到企业—年度层面，并参考齐绍洲等[20]的研究思路，计算其占企业年度专利申请数量的比例，将其作为企业发展新质生产力的代理变量。这样不仅能够衡量企业对新质生产力的应用程度，还能客观评估企业发展新质生产力的潜力。

① 若一项专利信息中存在多个IPC分类号，也仅认定一项。

3.控制变量

本文选择的控制变量具体包括：一是与企业财务结构相关的变量，包括企业规模（*Siz*）、企业年龄（*Age*）、资产收益率（*Roa*）、资产负债率（*Lev*）以及成本费用利润率（*Prf*）；二是与企业治理结构相关的变量，例如董事会规模（*Brd*）和第一大股东持股比例（*Top*）；三是其他与企业特性相关的变量，涉及独立董事比例（*Ind*）和审计意见（*Opt*）。

（四）描述性统计

相关变量的描述性统计结果见表1。样本企业的*TFP*均值为21.192，中位数为21.041，意味着样本企业的全要素生产率相对均匀。样本企业的*Nqp*均值为0.190，中位数为0.114，表明样本企业的新质生产力发展水平呈现出右偏态，新质生产力具有较大的发展空间。其余控制变量的描述性统计结果与已有文献具有一致性。

表1 变量描述性统计结果

变量	观测值数	均值	标准差	最小值	中位数	最大值
TFP	5 918	21.192	1.437	18.393	21.041	24.911
Nqp	5 918	0.190	0.214	0	0.114	1.000
Siz	5 918	8.188	1.243	5.602	8.110	11.814
Age	5 918	2.932	0.317	1.946	2.944	3.584
Roa	5 918	0.072	0.052	−0.024	0.062	0.261
Lev	5 918	0.427	0.183	0.075	0.425	0.820
Prf	5 918	0.118	0.137	−0.062	0.077	0.842
Top	5 918	0.353	0.152	0.091	0.334	0.750
Brd	5 918	2.166	0.192	1.609	2.197	2.708
Ind	5 918	0.376	0.057	0.333	0.357	0.571
Opt	5 918	0.996	0.064	0	1.000	1.000

四、实证分析

（一）基准回归

基准回归分析结果见表2。其中，第（1）列仅加入核心解释变量，结果显示，在5%的显著性水平下，新质生产力对全要素生产率的估计系数显著为正。第（2）～（4）列依次加入企业财务特征、治理特征等变量，结果显示，新质生产力对全要素生产率的估计系数依然显著为正。这表明企业发展新质生产力对全要素生产率具有显著的提升作用，假说1验证通过。

表2 基准回归估计结果

变量	被解释变量：*TFP*			
	（1）	（2）	（3）	（4）
Nqp	0.071**	0.092***	0.092***	0.091***
	（1.960）	（2.880）	（2.870）	（2.850）
控制变量	否	部分	部分	是
观测值数	5 918	5 918	5 918	5 918
R^2	0.946	0.958	0.958	0.958

注：1.**和***分别代表在5%和1%的水平下显著。

2.（）内数值为聚类到行业层面的*t*值。

3.个体、行业、年份固定效应已控制。

（二）内生性检验

1. 工具变量法

本文参考尹志锋等[21-22]的研究，分别选用同期同规模其他企业专利申请均值、同期同经营地其他企业专利申请均值以及1984年各城市每百人固定电话数量与每百人互联网用户数量的交互项作为工具变量，以缓解内生性问题对本文研究结论的干扰。

首先，按照各年度内将总资产作为企业规模的分类依据，按照企业规模的十分位数将所有企业分组，并计算同一分组内除企业自身外其他企业的新质生产力平均水平作为工具变量（Iv_1）；其次，按照各年度内同经营地作为分组依据，计算同一分组内除企业自身外其他企业的新质生产力平均水平作为工具变量（Iv_2）；最后，考虑新质生产力的核心特征，选取1984年各城市每百人互联网用户数量与每百人固定电话数量的交互项作为工具变量（Iv_3）。一方面，新质生产力的发展以“算力”为核心，而“算力”发展的前提是以互联网为基础，因此该指标满足相关性要求；另一方面，1984年的历史数据并不会直接影响企业全要素生产率，因而该指标也满足外生性要求。

工具变量法的检验结果见表3。第（1）（3）（5）列结果显示，工具变量与新质生产力的估计系数均显著为正。同时，Kleibergen-Paap rk LM和Cragg-Donald Wald F统计量表明，工具变量不存在不可识别和弱工具变量的问题。第（2）（4）（6）列结果显示，在1%的显著水平下，新质生产力与全要素生产率的估计系数依然显著为正，这表明在考虑了工具变量法缓解逆向因果可能产生的内生性问题之后，本文的研究结论依然保持稳健。

表3　工具变量检验估计结果

变量	（1）*Nqp*	（2）*TFP*	（3）*Nqp*	（4）*TFP*	（5）*Nqp*	（6）*TFP*
Nqp		35.855***		3.924***		11.980***
		（4.680）		（2.760）		（3.930）
Iv_1	0.346***					
	（4.680）					
Iv_2			0.220***			
			（3.540）			
Iv_3					0***	
					（4.090）	
Kleibergen-Paap rk LM检验	21.792***		13.173***		16.745***	
Cragg-Donald Wald F检验	21.000		19.596		19.378	
	［16.380］		［16.380］		［16.380］	
观测值数		5 918		5 918		5 918
R^2		0.908		0.979		0.989

注：1. ***代表在1%的水平下显著。

2.（）内为聚类到行业层面的t值，［ ］内为Stock-Yogo弱工具变量检验临界值。

3. 已控制个体、行业和年份固定效应，控制变量结果留存备索。

2. 双重差分法

2015年国务院首次印发智能制造试点专项计划，并明确提出推进新一代信息技术与企业生产经营的深度融合。此后，工业和信息化部围绕智能制造、智能化管理等方面开展了试点行动。企业采用新技术（人工智能、大数据等）来建立数字化、智能化的生产体系，其目的在于提升企业的生产力。因此，智能制造试点项目可以看作是发展新质生产力的外生冲击。

鉴于此，本文参考沈坤荣等[23]的研究，采用多时点双重差分（DID）模型来缓解内生性问题。

$$TFP_{it}=\beta_0+\beta_1 Tre_i\times Pos_{it}+\sum\beta_n X_{it}+\delta_i+\delta_j+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (2)$$

其中，*Tre*代表样本内的企业是否属于智能制造行动计划的试点企业，若属于则赋值1，否则赋值0；*Pos*代表年份，即处理组企业首次进入试点名单及之后的年份赋值1，否则赋值0。

表4第(1)列展示了式(2)的回归结果。在1%的显著性水平下，交互项($Tre \times Pos$)的估计结果显著为正，这表明企业围绕“算力”打造的新质生产力能够显著提升全要素生产率。进一步地，本文通过式(3)考察企业新质生产力对全要素生产率影响的动态特征：

$$TFP_{it}=\beta_0+\beta_m Tre_i \times Pos(n)_{it}+\sum\beta_n X_{it}+\delta_j+\delta_i+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (3)$$

其中，$Pos(n)$表示企业处于智能制造政策实施前后的第n期，本文共设定政策实施前3年和后7年。为避免多重共线性的影响，回归中省略政策前一期变量。动态效应检验结果显示[①]，处理效应在干预前的置信区间均包含0，而干预后效应逐年增强且置信区间远离0。即企业在政策实施之前及当期年份的系数均不显著，而在政策实施之后，智能制造政策对全要素生产率的影响显著为正，且呈现上升趋势。这一模式符合理论预期，即政策效果随时间积累而显现，而非事前趋势的延续，这也表明企业发展新质生产力对全要素生产率的提升具有一定的持续性特征。

更进一步，考虑到偶发因素对研究结果的干扰，本文采用安慰剂检验[②]以排除此类影响。基于现有样本，随机构建全新的实验组与控制组，以此模拟虚假的政策冲击，并在该样本框架下重新进行回归分析。统计了500次随机样本的虚假政策冲击估计系数的概率密度分布状况。结果显示，多数估计系数集中在0附近且呈现正态分布，而基准回归的估计系数(0.091)却位于0右侧。这一结果表明，随机模拟的政策冲击对企业全要素生产率没有显著作用，从而充分证明发展新质生产力对全要素生产率具有促进效应。

3.PSM-DID检验

在智能制造试点政策实施之前，处理组和对照组的企业特征存在明显差异。为缓解该行动实施之前处理组和对照组的差异性，保证处理组与对照组在政策实施之前具有相似的特征，本文使用倾向得分匹配(PSM)来重新匹配处理组与对照组。具体而言，本文选取企业规模、年龄以及资产负债率等控制变量，采用1∶2近邻匹配方式。基于匹配后的样本重新检验，结果见表4第(2)列。交互项($Tre \times Pos$)的估计结果依然显著为正，进一步证实了本文的研究结论。

表4 内生性检验估计结果

变量	被解释变量：*TFP*				
	(1)DID检验	(2)PSM-DID检验	(3)Heckman检验	(4)加入控制变量	(5)核心解释变量滞后1期
$Tre \times Pos$	0.091***	0.097***	0.094***	0.091***	0.070**
	(2.850)	(5.300)	(2.940)	(2.850)	(2.160)
IMR			10.266		
			(0.920)		
观测值数	5 918	5 892	5 918	5 918	5 380
R^2	0.958	0.954	0.954	0.954	0.958

注：1. **和***分别代表在5%和1%的水平下显著。

2.()内为聚类到行业层面的t值。

3. 个体、行业和年份固定效应已控制，控制变量结果留存备索。

4.样本自选择与遗漏变量的问题

企业的专利申请过程中存在一定的滞后性，可能导致一部分企业未被纳入样本内，使得本文研究结果存在样本自选择偏差的问题。为了缓解这种由样本选择引起的内生性问题，本文采用Heckman模型进行处理。首先，在Heckman模型的第一阶段，将企业新质生产力按照行业中位数进行赋值分组，并将可能影响企业新质生产力的相关变量(如企业特征、行业特征和地区经济特征)纳入Probit模型进行回归。其次，在第一阶段的基础上计算逆米尔斯比率(*IMR*)，并将其纳入第二阶段回归模型中进行检验，结果见表4第(3)列。结果表明，在1%的显著性水平下，企业新质生产力与全要素生产率的回归系数仍然显著为正，且逆米尔斯比率并不显著。这表明在考虑了样本选择偏差引起的内生性问题后，本文研究结

① 篇幅限制，平行趋势检验结果留存备索。

② 篇幅限制，安慰剂检验结果留存备索。

论是稳健的。

尽管本文在现有研究的基础上已经控制了影响企业全要素生产率的关键因素，但仍有一些重要变量未被纳入，这些未观测到的变量可能会引起模型估计结果的偏误。为了应对这一问题，本文在分析中引入地区经济发展程度（各省份GDP的对数值）、产业结构（第二产业占比）和创新能力（省份专利申请量的对数值）等变量，结果见表4第（4）列。即便加入了这些额外的控制变量，核心解释变量的系数仍然显著为正，这表明本文的研究结论依然稳健。

此外，企业发展新质生产力需要一定的时间，其对全要素生产率的影响可能存在滞后效应。因此，本文对核心解释变量滞后一期处理，结果见表4第（5）列。核心解释变量滞后一期后，其显著性与正负号并未发生改变，这表明企业发展新质生产力能够提升全要素生产率的研究结论依然成立。

（三）稳健性检验[①]

1.考虑变量测度方式的稳健性检验

本文从企业研发信息的视角，构建了新质生产力指标，并验证了发展新质生产力对全要素生产率的正向影响。为进一步保证研究结果的稳健性，本文考虑更换变量测度方式进行再检验。首先，重新识别专利所属领域，并加1取对数后作为企业新质生产力的替代变量。其次，工业机器人应用显著提升了企业生产力水平，对企业的生产方式也具有重要影响。对此，计算企业层面的工业机器人渗透率，将其作为替换变量。最后，中国研究数据服务平台（CNRDS）数据库根据企业创新、技术进步以及管理能力等方面，采用熵值法构建了企业新质生产力指数。对此，本文将CNRDS数据库中的企业新质生产力指数与本文企业信息进行匹配，并将其作为替代变量进行检验。综合来看，在1%的显著性水平下，替换后的新质生产力变量仍然显著为正，这表明本文检验结果具有稳健性。

2.考虑专利质量的稳健性检验

考虑到企业在专利申请中可能过度追求“数量”而非“质量”，从而影响本文构建的新质生产力变量的准确性。据此，本文分别采用专利族数、专利合享价值度以及专利被引用数，重新测度企业新质生产力发展水平。其中，专利族数是指企业在同一发明中向多个国家或组织提交专利申请的数量，这通常被认为是企业在此领域具有重大突破。专利合享价值度是通过测评专利申请中的先进性、稳定性等指标，以衡量企业专利申请的质量。此外，专利之间的引用数据能够动态捕捉企业技术演进情况，以及企业的生产力水平。鉴于此，本文在上述指标中加1取自然对数后，重新构建新质生产力变量。从结果来看，解释变量的估计系数和显著性均支持本文的研究结论。

3.考虑专利信息的稳健性检验

考虑到专利申请中的信息差异对企业专利数据的影响，本文进行如下稳健性检验：一是构造0-1型变量来反映企业新质生产力发展水平，即企业当年不存在新质生产力的相关专利信息时赋值0，若企业新质生产力的相关专利信息大于0，则赋值1。二是除了发明专利外，实用新型专利也有一定代表性，因此也能反映出企业的生产力。对此，本文考虑发明和实用新型专利的申请量之和占企业申请专利的比值，构建新质生产力变量。三是专利的申请到公开的时间长达18个月，这可能导致样本内的企业新质生产力水平被低估。对此，剔除2021年和2022年的样本后进行重新检验。解释变量依然显著为正，本文研究结果稳健。

4.考虑样本外生冲击的影响

本文样本时间跨度较大，可能会受到外生因素的影响，从而导致结果的不稳定性。为避免潜在影响，本文作出如下处理：首先，鉴于通信、信息技术等相关行业在发展以“算力”为核心的新质生产力中具有先发优势，可能对研究结果造成干扰，本文将软件和信息技术服务、电信、广播电视和卫星传输服务等相关行业从样本中剔除后重新检验。其次，剔除2020年与2021年的研究样本。最后，企业年度审计报告能反

① 篇幅限制，结果留存备索。

映企业的信息质量，本文剔除年报审计中非标准化的审计意见。结果显示，本文核心解释变量的显著性和符号均未发生变化，说明本文核心结论稳健。

5.考虑模型有效性的稳健性检验

为控制随截面和时间变化的不可观测因素对实证结果的干扰，本文分别引入企业×行业固定效应、年份×行业固定效应、年份×地区固定效应进行检验。结果显示，核心解释变量在引入上述交互固定效应后仍显著为正，表明本文研究结论在考虑模型有效性后依然稳健。

6.其他稳健性检验

为进一步体现本文核心结论的可靠性，本文还进行了以下稳健性检验：一是替换全要素生产率测度指标，采用OP法对全要素生产率进行重新计算；二是剔除天津、北京、重庆和上海等直辖市的样本企业后重新回归；三是引入省份固定效应以控制地区层面的异质性对本文研究结果造成的干扰。结果显示，核心解释变量依然显著为正，表明本文结论稳健。

五、影响渠道检验

本文参考江艇[24]中介效应检验的建议，构建式(4)进行中介效应检验。在此模型中着重关注解释变量对中介变量的影响：

$$Med_{it}=\beta_0+\beta_m Nqp_{it}+\sum\beta_n X_{it}+\delta_i+\delta_j+\delta_t+\varepsilon_{it} \quad (4)$$

其中，Med为中介变量。

(一)创新变革机制检验

1.企业知识宽度

从激发创新变革的视角看，企业发展新质生产力有助于降低知识获取成本，拓宽企业知识边界，进而实现全要素生产率的提升。对此，参考张杰等[25]的研究，在式(5)的基础上，利用企业专利申请的IPC主分类号，计算企业知识宽度。

$$Kac=1-\sum_j\beta_{ijt}^2 \quad (5)$$

其中，i代表企业，t代表年份，j代表专利申请时的主分类号；β_{ijt}代表企业当年专利申请中，按照IPC主分类时企业申请类别的占比。可以看出，Kac越大，代表企业专利申请时差异性越大，其知识宽度越大。检验结果见表5第(1)列，核心解释变量对企业知识宽度的估计系数显著为正，这表明在企业知识获取的初始阶段，发展新质生产力有助于拓展企业知识宽度，从而提升全要素生产率。

表5 机制检验估计结果

变量	(1)*Kac*	(2)*Ktr*	(3)*Kpr*	(4)*Sup*	(5)*Prd*	(6)*Tns*
Nqp	0.298***	2.437***	0.077**	0.449***	0.462***	−0.159**
	(12.900)	(25.400)	(2.350)	(3.520)	(3.050)	(−2.050)
观测值数	5 918	5 918	5 918	5 918	5 918	5 918
R^2	0.520	0.774	0.581	0.382	0.770	0.282

注：1.**和***分别代表在5%和1%的水平下显著。

2.()内为聚类到行业层面的t值。

3.个体、行业和年份固定效应已控制，控制变量结果留存备索。

2.融合吸收新知识的能力

从激发创新变革的视角看，企业发展新质生产力能够形成“干中学”效应，加速企业知识转化，进而增强其融合吸收新知识的能力，提高全要素生产率。对此，本文参考黄先海等[10]的研究思路，以基准回归中构造的新质生产力变量为基础，利用专利申请的引用信息，构造融合吸收新知识的能力变量(*Ktr*)。具体而言，若企业专利申请的IPC分类号属于新质生产力领域，且其引用的专利中至少一项被识别为实体

产业技术，则视为企业进行了新知识的融合吸收。将其汇总到企业—年份层面，并加1取其对数值作为企业融合吸收新知识的能力变量。表5第(2)列回归结果显示，核心解释变量的估计系数显著为正，表明在企业知识转化阶段，发展新质生产力能够增强企业融合吸收新知识的能力，从而提升全要素生产率。

3.创新效率

从激发创新变革的视角看，企业发展新质生产力能够促进企业知识生产，提高创新效率，进而驱动全要素生产率的提升。对此，参考虞义华等[26]的研究，采用研发投入的转化情况作为企业创新效率的代理变量(*Kpr*)。检验结果见表5第(3)列。结果显示，新质生产力的估计系数显著为正，说明在企业知识生产阶段，发展新质生产力能够显著提高企业创新效率，从而驱动全要素生产率的提升。

(二)运营变革机制检验

1.信息约束度

从驱动运营变革视角看，以“算力”为核心的新质生产力能有效提升企业的信息透明度，并助力企业供应商更全面地掌握企业信息，进而减轻企业所面临的信息约束。对此，参考李万利等[15]的研究，本文整理了企业当年以股票代码、企业简称以及企业全称等关键字的搜索总数，并加1取自然对数后，作为信息约束度的代理变量(*Sup*)。其值越高，表示供应商对企业的了解程度越高，企业面临的信息约束越小。从表5第(4)列回归结果中可以看出，新质生产力信息约束度的估计系数显著为正，这说明在企业采购环节，发展新质生产力有助于缓解企业外部信息约束度，使得供应商能够更准确地把握企业的采购需求，从而实现更精准的合作，最终促进全要素生产率的提升。

2.产品竞争力

从驱动运营变革视角看，企业发展新质生产力能够挖掘需求端的产品需求，增强企业产品的市场竞争力，进而推动全要素生产率的提升。对此，本文借鉴倪骁然[27]的研究，以经过行业年度调整后的销售增长率，作为企业产品竞争力的代理变量(*Prd*)。表5第(5)列结果显示，在1%的显著性水平下，核心解释变量的估计结果显著为正，说明在企业制造环节，发展新质生产力有助于企业捕捉市场动态，快速响应市场需求，从而进一步优化产品设计，增强产品竞争力，促进全要素生产率的提升。

3.交易成本

从驱动运营变革视角看，企业发展新质生产力能够强化企业信息搜集能力，缓解交易过程中的信息不对称，简化交易流程，促进企业交易成本的降低，从而提升全要素生产率。本文参考王进猛等[28]的研究，以企业管理费用、销售费用以及财务费用之和占总资产的比例，作为企业交易成本的代理变量(*Tns*)。从表5第(6)列回归结果中可以看出，核心解释变量的估计结果显著为负，说明在企业交易环节，发展新质生产力能够帮助企业降低交易成本，从而提升全要素生产率。

六、进一步分析

企业自身资源和地区禀赋的影响，可能会导致发展新质生产力存在一定的门槛特征和外部条件。

(一)发展新质生产力的门槛特征：权属门槛还是规模门槛

不同性质的微观主体在发展新质生产力时，是否会因其属性特征，导致新质生产力也存在一定程度的“偏见”？为回答这个问题，本文按照企业属性对样本进行分类，将其分为国有企业与非国有企业，以检验微观主体发展新质生产力是否会因权属特征存在差异。表6第(1)(2)列展示了企业权属特征的异质性检验结果。可以看出，无论是国有企业还是非国有企业，发展新质生产力对全要素生产率的提升均具有显著作用，且组间系数差异性检验并不显著。这说明发展新质生产力不存在权属上的门槛，无论是国有属性的企业还是非国有属性的企业在发展新质生产力时，均能发挥出提升全要素生产率的关键作用。新质生产力是融合数字化、智能化、绿色化等技术的先进生产力，微观主体发展新质生产力并不受其权属

的影响，企业仅需聚焦自身的创新能力、竞争力等方面，便能促进新质生产力的发展[3]。

虽然微观主体发展新质生产力并未展现出权属门槛，但不同企业间人力、物力以及资金实力存在一定程度的差异，这可能会导致新质生产力对全要素生产率的提升效果存在差异。基于此，本文参考周冬华等[29]的研究，按照各年度企业规模的中位数将样本分为大规模与小规模进行异质性检验，结果见表6第(3)(4)列。大规模企业的分组中新质生产力的估计系数在1%的水平下显著为正，而小规模企业分组中估计系数为正但不显著，且组间系数差异性检验在1%的水平下显著。这说明大规模企业发展新质生产力时，更能够体现出其对全要素生产率的提升效益。新质生产力是以“算力”为核心的先进生产力，微观主体发展新质生产力需要一定的技术、资源储备，才能够发挥新质生产力的作用。相较于小规模企业而言，大规模企业在资金、人才等方面拥有更多的优势，使得大规模企业发展新质生产力时更能展现出优势，从而在发展中形成一定的“马太效应”。

(二)发展新质生产力的外部条件：创新保护还是要素禀赋

发展新质生产力的核心驱动力在于推动企业创新。健全的知识产权保护体系是保障企业创新成果能够顺利转化的关键。因此，本文借鉴沈国兵等[30]的做法，以各省份知识产权结案数作为地区知识产权水平的代理变量，将样本分为知识产权保护程度高、中、低三组，选取地区知识产权保护程度高与低两组样本进行异质性检验，该数据来源于北大法宝司法案例库。表6第(5)(6)列结果显示，在知识产权水平较高的样本中，核心解释变量的估计系数在1%的水平下显著为正，而知识产权水平较低的分组中并未展现出统计学上的显著性。这表明在知识产权保护程度较高的地区，企业发展新质生产力将更能增强其对全要素生产率的提升效果。

表6 异质性检验估计结果

变量	被解释变量：*TFP*							
	(1)国有企业	(2)非国有企业	(3)大规模企业	(4)小规模企业	(5)知识产权保护度较强	(6)知识产权保护度较弱	(7)数字基础设施水平较高	(8)数字基础设施水平较低
Nqp	0.260**	0.346***	0.182***	0.058	0.253***	−0.054	0.426***	0.211**
	(2.430)	(5.240)	(3.590)	(1.260)	(4.000)	(−1.030)	(4.330)	(2.110)
观测值数	2 758	3 160	2 963	2 955	1 930	2 012	1 870	2 249
R^2	0.630	0.683	0.957	0.964	0.961	0.955	0.666	0.686
Fisher's Permutation 检验	0.087 {0.454}		0.125*** {0.002}		0.308*** {0}		0.215*** {0}	

注：1. **和***分别代表在5%和1%的水平下显著。

2. ()内为聚类到行业层面的t值；{}内为P值。

3. 个体、行业和年份固定效应已控制，控制变量结果留存备索。

新质生产力需要建立在数字化、智能化的新技术基础之上，且需要以数据作为核心生产要素。因此，发展新质生产力离不开数字化的基础设施。对此，本文参考黄先海等[10]的做法，以各城市的互联网宽带接入用户数量占常住人口的比例作为数字基础设施的代理变量，将样本分为数字基础设施程度高、中、低三组，并选取数字基础设施水平高与低两组进行异质性检验。表6第(7)(8)列结果显示，无论是数字基础设施水平如何，核心变量解释变量的估计结果均显著为正，且在数字基础设施水平较高的样本中，核心解释变量的估计系数较大，组间系数差异性检验在1%的水平下显著。这表明在数字基础设施水平较高的地区，企业发展新质生产力将更能促进全要素生产率的提升。

七、结论与政策建议

新质生产力不仅是中国经济高质量发展的主要动能，更是实现中国式现代化的根本动力。因此，如何发展微观层面的新质生产力、提升全要素生产率，是实现企业高质量发展的重要任务。本文从企业研发信息的视角出发，以2012—2022年上市企业数据为研究样本，利用企业专利数据中的信息，构建企业层面的新质生产力指标。本文主要研究结论有三点。第一，企业发展新质生产力能够显著提高全要素生

产率，且在内生性检验和稳健性检验后，结论依然成立。第二，机制分析表明，从激发创新变革视角看，发展新质生产力有助于拓宽企业知识宽度、提升融合吸收新知识的能力以及提高创新效率，从而提升全要素生产率；从驱动运营变革的视角看，发展新质生产力有助于缓解信息约束、增强产品竞争力和减少交易成本，从而提升企业全要素生产率。第三，异质性分析表明，微观主体发展新质生产力并不存在权属门槛，但规模较大的企业在发展新质生产力时更具优势，而保护知识产权和建设数字基础设施同样能够增强新质生产力对全要素生产率的提升作用。根据以上研究结论，本文提出以下政策建议：

第一，以新技术为核心加快新质生产力的发展。新质生产力的发展核心是以前沿技术为基石。一方面，加大对数字化、智能化和绿色化等技术的研发投入，以支撑微观主体新质生产力的发展。数字与算力是支撑新质生产力发展的新动能，企业应重视对人工智能、仿真模拟、能源生产等新技术的研发投入，且可以给予适当的补贴政策，以推动微观主体新质生产力的形成。另一方面，发挥中国庞大的应用场景优势，通过技术创新与应用场景的融合，挖掘并培育新质生产力的发展优势，进而以新技术为引擎，激发微观主体新质生产力的发展潜力。

第二，深化协同合作机制促进新质生产力发展。发展新质生产力促进全要素生产率提升的关键路径是激发创新变革与运营变革。一方面，合理引导企业进行深入交流，打造企业间的创新合作网络，尤其是上下游企业间的创新网络，实现产业链供应链上的创新合作平台，以协同合作促进企业发展新质生产力。另一方面，加速推进企业“智改数转”，利用人工智能、数字化等新技术发展新质生产力，进而重塑企业运营模式，优化组织管理结构、改进生产流程，从而实现企业的降本增效。

第三，发展新质生产力应结合自身优势来“因材施教”。由于微观主体在发展新质生产力方面存在门槛特征和外部环境差异，发展新质生产力的策略也应当有所区别。一方面，大型国有企业通常处于国民经济和国家安全至关重要的领域和行业，更应通过革命性技术进行生产要素的创新型组合，形成更加智能、高效、融合以及绿色的发展路径，增强企业对现有资源的再次创新能力，从而发展新质生产力，促进全要素生产率的提升。对于中小型企业而言，应积极适应新质生产力的有关政策，从提升客户服务、拓展自身知识宽度以及提高企业研发创新水平等基础出发，逐渐适应新质生产力的发展，并借此逐步提升自身产品竞争力，以此来补偿资源的短缺以及减轻因规模小而遭受的歧视问题，增强新质生产力对企业全要素生产率的提升效应。另一方面，对于知识产权保护和数字基础设施程度较高的地区，进一步强化知识产权保护政策以及推进新型数字基础设施的适度超前部署，发挥制度对新质生产力发展的保护作用，激发科技创新活力，推动新兴产业的成长、新模式的出现以及新动能的培育，从而推进新质生产力的快速发展；相对地，在创新保护水平相对薄弱的地区，首要任务是完善知识产权保护政策和数字基础设施，建立健全的保护体系以及推广创新基础设施的普及与应用，以此为新质生产力的培育和发展打下坚实的基础。

参考文献：

[1] 蔡继明，高宏．新质生产力参与价值创造的理论探讨和实践应用[J]．经济研究，2024，59(6)：15-28.
CAI J M，GAO H. Theoretical exploration and practical application of new quality productivity in value creation[J]. Economic Research Journal，2024，59(6)：15-28.

[2] 黄群慧，盛方富．新质生产力系统：要素特质、结构承载与功能取向[J]．改革，2024，40(2)：15-24.
HUANG Q H，SHENG F F. New productive forces system：factor characteristics，structural bearing and functional orientation[J]. Reform，2024，40(2)：15-24.

[3] 刘志彪，凌永辉，孙瑞东．传统产业改造：发展新质生产力的重点选择策略：兼论对农业现代化的启示[J]．农业经济问题，2024，45(4)：47-57.
LIU Z B，LING Y H，SUN R D. The transformation of traditional industries：a focused strategy option for the development of new quality productivity and implications for agricultural modernization[J]. Issues in Agricultural Economy，2024，45(4)：47-57.

[4] 王国成，程振锋．新质生产力与基本经济模态转换[J]．当代经济科学，2024，46(3)：71-79.
WANG G C，CHENG Z F. New quality productivity and basic economic modal transformation[J]. Modern Economic

Science,2024,46(3):71-79.

[5] 中国社会科学院经济研究所课题组,黄群慧,杨耀武,等.结构变迁、效率变革与发展新质生产力[J].经济研究,2024,59(4):4-23.
Research Group of the Institute of Economics of CASS Institute of Economics, Chinese Academy of Social Sciences, HUANG Q H, YANG Y W, et al. Structure changes, efficiency changes and development of new quality productive forces[J]. Economic Research Journal,2024,59(4):4-23.

[6] 任保平.生产力现代化转型形成新质生产力的逻辑[J].经济研究,2024,59(3):12-19.
REN B P. The logic of modernizing productivity transformation to foster new quality productivity[J]. Economic Research Journal,2024,59(3):12-19.

[7] 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.
LIU W. Scientific understanding and practical development of new quality productivity[J]. Economic Research Journal,2024,59(3):4-11.

[8] 洪银兴.新质生产力及其培育和发展[J].经济学动态,2024,65(1):3-11.
HONG Y X. New quality productivity and its cultivation and development[J]. Economic Perspectives,2024,65(1):3-11.

[9] SVAHN F, MATHIASSEN L, LINDGREN R. Embracing digital innovation in incumbent firms[J]. MIS Quarterly Executive,2017,41(1):239-254.

[10] 黄先海,高亚兴.数实产业技术融合与企业全要素生产率:基于中国企业专利信息的研究[J].中国工业经济,2023,40(11):118-136.
HUANG X H, GAO Y X. Technology convergence of digital and real economy industries and enterprise total factor productivity: research based on Chinese enterprise patent information[J]. China Industrial Economics,2023,40(11):118-136.

[11] ACEMOGLU D, RESTREPO P. Automation and new tasks: how technology displaces and reinstates labor[J]. Journal of Economic Perspectives,2019,33(2):3-30.

[12] 陶锋,朱盼,邱楚芝,等.数字技术创新对企业市场价值的影响研究[J].数量经济技术经济研究,2023,40(5):68-91.
TAO F, ZHU P, QIU C Z, et al. The impact of digital technology innovation on enterprise market value[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics,2023,40(5):68-91.

[13] 王树斌,侯博文,李彦昭.新质生产力要素机制、创新逻辑与路径突破:基于系统论视角[J].当代经济科学,2025,47(1):120-133.
WANG S B, HOU B W, LI Y Z. New quality productivity forces element mechanism, innovation logic, and path breakthrough: through the lens of system theory[J]. Modern Economic Science,2025,47(1):120-133.

[14] 罗佳,张蛟蛟,李科.数字技术创新如何驱动制造业企业全要素生产率:来自上市公司专利数据的证据[J].财经研究,2023,49(2):95-109.
LUO J, ZHANG J J, LI K. How does digital technology innovation drive the TFP of manufacturing firms? Evidence from patent data of listed companies[J]. Journal of Finance and Economics,2023,49(2):95-109.

[15] 李万利,刘虎春,龙志能,等.企业数字化转型与供应链地理分布[J].数量经济技术经济研究,2023,40(8):90-110.
LI W L, LIU H C, LONG Z N, et al. Enterprise digital transformation and the geographic distribution of supply chain[J]. Journal of Quantitative & Technological Economics,2023,40(8):90-110.

[16] 黄勃,李海彤,刘俊岐,等.数字技术创新与中国企业高质量发展:来自企业数字专利的证据[J].经济研究,2023,58(3):97-115.
HUANG B, LI H T, LIU J Q, et al. Digital technology innovation and the high-quality development of Chinese enterprises: evidence from enterprise's digital patents[J]. Economic Research Journal,2023,58(3):97-115.

[17] 毛其淋,王凯璇.互联网发展如何优化企业资源配置:基于企业库存调整的视角[J].中国工业经济,2023,40(8):137-154.
MAO Q L, WANG K X. How does Internet development optimize enterprise resource allocation: a perspective from

enterprise inventory adjustments[J]. China Industrial Economics，2023，40(8)：137-154.

[18] BHARADWAJ A，EL-SAWY O A，PAVLOU P A，et al. Digital business strategy：toward a next generation of insights[J]. MIS Quarterly Executive，2013，37(2)：471-482.

[19] 张劲帆，李汉涯，何晖.企业上市与企业创新：基于中国企业专利申请的研究[J].金融研究，2017，60(5)：160-175.
ZHANG J F，LI H Y，HE H. IPO and firm innovation：an empirical study based on Chinese patent data[J]. Journal of Financial Research，2017，60(5)：160-175.

[20] 齐绍洲，林屾，崔静波.环境权益交易市场能否诱发绿色创新：基于我国上市公司绿色专利数据的证据[J].经济研究，2018，53(12)：129-143.
QI S Z，LIN S，CUI J B. Do environmental rights trading schemes induce green innovation? Evidence from listed firms in China[J]. Economic Research Journal，2018，53(12)：129-143.

[21] 尹志锋，曹爱家，郭家宝，等.基于专利数据的人工智能就业效应研究：来自中关村企业的微观证据[J].中国工业经济，2023，40(5)：137-154.
YIN Z F，CAO A J，GUO J B，et al. A study of the impact of artificial intelligence on employment based on patents data：evidence from Zhongguancun enterprises[J]. China Industrial Economics，2023，40(5)：137-154.

[22] 黄群慧，余泳泽，张松林.互联网发展与制造业生产率提升：内在机制与中国经验[J].中国工业经济，2019，36(8)：5-23.
HUANG Q H，YU Y Z，ZHANG S L. Internet development and productivity growth in manufacturing industry：internal mechanism and China experiences[J]. China Industrial Economics，2019，36(8)：5-23.

[23] 沈坤荣，乔刚，林剑威.智能制造政策与中国企业高质量发展[J].数量经济技术经济研究，2024，41(2)：5-25.
SHEN K R，QIAO G，LIN J W. Intelligent manufacturing policy and high-quality development of Chinese enterprises [J]. Journal of Quantitative & Technological Economics，2024，41(2)：5-25.

[24] 江艇.因果推断经验研究中的中介效应与调节效应[J].中国工业经济，2022，39(5)：100-120.
JIANG T. Mediating effects and moderating effects in causal inference[J]. China Industrial Economics，2022，39(5)：100-120.

[25] 张杰，郑文平.创新追赶战略抑制了中国专利质量么?[J].经济研究，2018，53(5)：28-41.
ZHANG J，ZHENG W P. Has catch-up strategy of innovation inhibited the quality of China's patents[J]. Economic Research Journal，2018，53(5)：28-41.

[26] 虞义华，赵奇锋，鞠晓生.发明家高管与企业创新[J].中国工业经济，2018，35(3)：136-154.
YU Y H，ZHAO Q F，JU X S. Inventor executives and innovation[J]. China Industrial Economics，2018，35(3)：136-154.

[27] 倪骁然.卖空压力、风险防范与产品市场表现：企业利益相关者的视角[J].经济研究，2020，55(5)：183-198.
NI X R. Short sale price pressure，risk aversion and product market performance：insights from firm stakeholders[J]. Economic Research Journal，2020，55(5)：183-198.

[28] 王进猛，沈志渔.外资进入方式对交易成本的影响：实证检验及政策建议[J].中国工业经济，2010，27(7)：66-73.
WANG J M，SHEN Z Y. Impact of entry mode of foreign-invested enterprises on transaction costs empirical test and policy suggestion[J]. China Industrial Economics，2010，27(7)：66-73.

[29] 周冬华，万贻健.企业数字化能提升企业全要素生产率吗?[J].统计研究，2023，40(12)：106-118.
ZHOU D H，WANG Y J. Can firm's digitalization promote the total factor productivity in firms?[J]. Statistical Research，2023，40(12)：106-118.

[30] 沈国兵，黄铄珺.城市层面知识产权保护对中国企业引进外资的影响[J].财贸经济，2019，40(12)：143-157.
SHEN G B，HUANG S J. The impact of city-level intellectual property protection on foreign capital entry into Chinese enterprises[J]. Finance & Trade Economics，2019，40(12)：143-157.

编辑：郑雅妮，王磊

The Impact of Developing New Quality Productive Forces on Total Factor Productivity: Evidence from Enterprise R&D Information

LI Jian[1], ZHANG Jinlin[2], WU Lin[1], BU Xiaoning[1]

1. School of Finance, Shandong University of Finance and Economics, Jinan 250014, China
2. School of Finance, Zhongnan University of Economics and Law, Wuhan 430073, China

Summary Understanding the distinction between new quality productive forces and traditional productive forces, and developing new quality productive forces at the micro level, constitutes an important task for achieving Chinese modernization. Currently, academic research on the intrinsic relationship between new quality productive forces and total factor productivity remains fragmented and lacks systematic theoretical demonstration. This not only limits our understanding of new quality productive forces but may also lead to unfounded research on new quality productive forces, potentially affecting their further development.

From the perspective of enterprise R&D information, this paper uses data from listed companies from 2012 to 2022 as research samples. Utilizing information from enterprise patent data, we construct an enterprise-level indicator of new quality productive forces and empirically test the impact of developing new quality productive forces on total factor productivity and its mechanisms. The study finds that the development of new quality productive forces by micro-level entities significantly enhances total factor productivity. Furthermore, from the two perspectives of enterprise innovation transformation and operational transformation, this paper explores the mechanisms through which developing new quality productive forces affects total factor productivity. It finds that developing new quality productive forces stimulates enterprise innovation transformation to enhance total factor productivity by affecting enterprises' knowledge acquisition, knowledge transformation, and knowledge production. Meanwhile, developing new quality productive forces drives enterprise operational transformation to enhance total factor productivity by affecting enterprises' procurement, manufacturing, and transaction processes. Additionally, regarding threshold characteristics of developing new quality productive forces, no ownership threshold exists for micro-level entities developing new quality productive forces, though a certain scale threshold does exist. Regarding external conditions for developing new quality productive forces, intellectual property protection and digital infrastructure construction play important roles in micro-level entities developing new quality productive forces.

Compared with existing research, this paper makes the following contributions: First, from the micro perspective of enterprise R&D information, it measures the development level of enterprise new quality productive forces using patent information data, expanding the micro-dimensional research on new quality productive forces and providing theoretical reference for subsequent research on new quality productive forces from a micro perspective. Second, based on clarifying the intrinsic relationship between new quality productive forces and total factor productivity, it empirically tests the effect of developing new quality productive forces on total factor productivity, thereby enriching the understanding of new quality productive forces. Third, from the two perspectives of innovation transformation and operational transformation, this paper explores the mechanisms through which developing new quality productive forces affects total factor productivity, providing a theoretical basis for developing new quality productive forces at the micro level.

This paper examines the impact mechanisms and heterogeneous effects of developing new quality productive forces on total factor productivity, providing not only important theoretical support and practical insights for micro-level entities to understand and develop new quality productive forces, but also policy support for policymakers to construct new production relations and modern industrial systems.

Keywords new quality productive forces; total factor productivity; innovation transformation; operational transformation; patent information; intellectual property protection; digital infrastructure