

新质生产力对中国企业对外直接投资的影响因素研究

高梦晴 李准

浙江万里学院，浙江宁波，315000；

摘要：本文基于2015—2023年中国非金融类上市公司数据，运用熵权TOPSIS法构建新质生产力（NPRO）指数，实证检验其对企业对外直接投资（OFDI）的影响。研究发现，新质生产力显著促进企业OFDI，异质性分析表明，新质生产力对大规模企业及非重污染行业的对外直接投资的推动作用更为明显。该研究为企业提升全要素生产率、推动高水平对外开放提供了理论支持和政策启示。

关键词：新质生产力；对外直接投资；对外开发

DOI：10.69979/3041-0673.26.01.003

引言

习近平总书记强调，要激发创新活力，以高水平开放推动高质量发展。自2000年实施“走出去”战略以来，中国对外直接投资（OFDI）规模持续增长，2023年流量达1772.9亿美元，存量达2.96万亿美元。然而，受贸易保护主义、地缘冲突等影响，OFDI面临更多挑战。在此背景下，中国企业亟需发展新质生产力，提升核心竞争力，以应对风险并实现高质量发展。

近年来，习近平总书记强调：“发展新质生产力是推动高质量发展的内在要求和重要着力点”。2023年12月中央经济工作会议也强调：“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。”由此可见，新质生产力是对传统生产力的重塑，是一种摆脱传统经济增长方式，符合新发展理念的先进生产力质态。同时，新质生产力更能通过科技创新引领战略性新兴产业和未来产业的发展，不断提升我国对外开放水平，促使我国构建开放型世界经济。那么我国企业能否在数字经济背景下利用新质生产力构建开放型世界经济？因此，本文研究新质生产力对中国企业对外直接投资的影响因素。

通过对过往文献的梳理，我们发现鲜少有学者直接探讨新质生产力与企业对外直接投资之间的关系，大量学者探讨了企业数字化转型对企业对外直接投资的影响。部分学者认为数字化转型能够显著促进企业对外直接投资（韩卫辉等，2024）。但也有学者认为数字化转型会抑制企业对外直接投资（Antràs, 2020; Banalieva & Dhanaraj, 2019）。除此之外，企业技术创新（Pan, et al., 2020），一国的数字基础设施建设水平（Backer and Flraig, 2017）等因素同样会对企业的对外直接投资产生

影响。

基于以上分析，本文上市公司2015—2023年的面板数据，通过实证检验的方法探讨新质生产力对中国企业对外直接投资的影响，考察中国上市企业的新质生产力对其对外直接投资的影响与作用机制。本文的边际贡献在于：目前尚未有学者探究新质生产力对企业对外直接投资的影响，本文将进行新的探究，弥补现有研究空白的同时，也为推动中国企业“走出去”提供了新的视角。

1 理论分析与研究假说

新质生产力会对企业的对外直接投资产生正向促进作用，原因有以下几点：

新质生产力促进企业对外直接投资，原因如下：

新质生产力通过科技创新提升全要素生产率（李巍和管清清，2025），优化资源配置（蔡继明和高宏，2024），驱动产业创新与升级，促进经济结构高级化（黄群慧，2024）。生产率提高（依据异质性企业投资理论（Helpman et al., 2004））增强国际竞争力，增加对外直接投资可能性。

新质生产力通过数字化手段显著改善企业融资能力。在内部层面，内部层面：智能化与信息化提升资源效率、盈利能力和现金流，缓解内部融资约束（Edgerton, 2012）。在外部层面，大数据等技术降低银企信息不对称，拓宽融资渠道（万佳彧等，2020）；提升的市场竞争力使企业更易获得外部融资（Chen et al., 2022）。资金充裕后，企业得以开展市场拓展和产能建设（李磊和包群，2015），为对外投资奠定基础。

假说一：新质生产力能够显著促进OFDI。

将企业总资产按中位数划分，大于中位数的定义为大规模企业（赋值为1）。大规模企业凭借更高生产率

和规模经济，能更好承担 OFDI 固定成本（如市场调研、合规审批、海外机构设立），为持续增加研发投入提供资金保障，并通过数字技术整合海外并购资源（曲晓东和付昕博，2025）。

假说二：新质生产力对大规模企业 OFDI 更显著。

基于行业特征：重污染企业受更严环境规制和社会监督（毛其淋和王玥清，2023）。参考潘爱玲等（2019），企业分为重污染与非重污染行业。新质生产力显著促进非重污染企业对外直接投资；对重污染企业 OFDI 均无显著影响。相比重污染企业，非重污染企业进行 OFDI 时不受严格环境规制和法律约束。

假说三：新质生产力对非重污染行业的企业 OFDI 有显著促进作用。

表 1 新质生产力综合评价指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	计算方法	权重/%
新质劳动者	员工素质	研发人员占比	(研发人员数 / 员工数量) × 100	5.469
		高学历人员占比	(研究生以上人数 / 员工数量) × 100	11.161
	管理层素质	高管绿色认知	ln(年报中绿色发展关键词词频+1)	6.150
		管理层海外背景	有高管具有海外背景取值为 1，否则为 0	9.063
新质劳动对象	生态环境	环境治理得分	华证 ESG 评级的 E 指标，9 个级别分别赋值 1 ~ 9	2.34
	未来发展	固定资产占比	(固定资产 / 资产总额) × 100	5.249
		资本积累率	(当年所有者权益增长额 / 年初所有者权益) × 100	0.012
新质劳动资料	数字劳动资料	数字化程度	ln(年报中数字化关键词词频+1)	5.42
		无形资产占比	(无形资产 / 资产总额) × 100	6.69
	绿色劳动资料	绿色专利占比	(绿色专利授权数量/专利授权数量) × 100	26.45
		绿色技术水平	ln(绿色专利授权数量+1)	21.977

2.1.3 控制变量

本文参考王珏等（2023）选取企业规模（Size），企业年龄（Age），现金流比率（Cashflow），资产负债率（Lev），净资产收益率（ROE），股权集中度（Top5），企业性质（SOE）作为企业控制变量。

2.2 模型设定

$$\text{OFDI}_{it} = \beta_0 + \beta_1 \text{NPRO}_{it} + \beta_2 \text{Control}_{it} + \sum \text{year}_t + \sum \text{ind}_i + \epsilon_{it}$$

其中， i 为企业， t 为年度， OFDI_{it} 代表企业 i 在

2 变量说明与模型设定

2.1 样本选择与数据来源

2.1.1 被解释变量

借鉴严兵等（2024）方法，利用 FDI Markets 绿地投资与 Zephyr 跨国并购数据库数据，手工摘录整理，剔除投资在 20 个避税天堂的企业，筛选出上市公司 2015–2023 年 OFDI 投资额，并取对数处理。

2.1.2 解释变量

新质生产力（NPRO），本文参考借鉴宋佳等（2024）的研究，构建如表 1 所示的企业新质生产力评价指标体系，然后采用熵值法计算新质生产力。

t 年的对外直接投资，代表企业 i 在 t 年的新质生产力， Control_{it} 代表一系列控制变量， year 和 ind 分别为年度和行业固定效应， ϵ_{it} 为随机误差项。

2.3 实证结果分析

本文样本为中国上市企业（2015–2023）。经处理：

- (1) 剔除金融企业；(2) 剔除被 ST 或 PT 的企业；
- (3) 剔除关键变量缺失企业；(4) 对连续变量进行 1% 缩尾。最终样本为 32,592 条公司年度观测值。

表 2 描述性统计

Variable	Mean	p50	Min	Max	SD	N
OFDI	0.139	0.000	0.000	10.181	0.798	32,592.000
NPRO	13.290	13.293	1.790	40.696	7.790	32,592.000
Size	22.286	22.079	20.013	26.366	1.297	32,592.000
Lev	0.410	0.399	0.055	0.904	0.204	32,592.000
SOE	0.317	0.000	0.000	1.000	0.465	32,592.000
ROE	0.054	0.070	-0.724	0.358	0.144	32,592.000

Age	3.000	3.045	0.000	3.584	0.303	32,592.000
Top5	0.533	0.533	0.008	0.992	0.155	32,592.000
Cash	0.049	0.048	-0.154	0.245	0.067	32,592.000

2.3.2 基准回归结果

表3列(1)为直接回归结果;列(2)加入行业和年份固定效应;列(3)在(1)基础上加入控制变量;

列(4)同时控制行业/年份固定效应并加入所有控制变量。结果显示,无论是否加入控制变量与固定效应,NPRO系数均在1%水平显著为正,表明新质生产力提升显著促进企业对外直接投资,故假设一成立。

表3 基准回归结果

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables	OFDI	OFDI	OFDI	OFDI
NPRO	0.00939*** (16.6262)	0.01122*** (18.38)	0.00534*** (9.4551)	0.00526*** (8.55)
Constant	0.01459* (1.6765)	-0.01949 (-0.28)	0.00536*** (9.5063)	-3.14365*** (-26.24)
N	32592	32,592	32592	32,592
Adj-R2	0.008	0.035	0.054	0.081
Ind FE	NO	YES	NO	YES
year FE	NO	YES	NO	YES

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.001

2.3.3 内生性检验

选取解释变量滞后一、二期作为工具变量进行内生性检验。工具变量系数显著为正且F值远超10,排除了

弱工具变量问题,表明其外生有效。第二阶段回归显示,新质生产力系数在1%水平上显著为正,表明考虑内生性后,企业新质生产力发展显著促进对外直接投资的结论成立。

表4 内生性检验

	滞后一期		滞后二期	
	第一阶段	第二阶段	第一阶段	第二阶段
Variables	NPRO	OFDI	NPRO	OFDI
NPRO		0.00753*** (6.78549)		0.00783*** (5.40178)
IV	0.64642*** (99.96015)		0.56709*** (77.30603)	
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	-5.11580*** (-5.61788)	-3.13497*** (-18.34084)	-6.93596*** (-6.47113)	-3.09721*** (-16.76592)
N	27,070	27,070	22,382	22,382
Adj-R2	0.1094	0.08079	0.1115	0.08288
Ind FE	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES
F检验	9992***		5976***	

* p < 0.1, ** p < 0.05, *** p < 0.001

2.3.4 异质性分析

企业规模：将企业总资产进行中位数的计算，大于中位数的为大规模企业，赋值为1，否则为0。如表6(1)–(2)列所示，对于大规模企业，新质生产力在1%的水平上显著促进了企业对外直接投资，对于小规模企业新

质生产力在5%的水平上促进了企业对外直接投资，验证了假说二。

(2) 行业特征：如表6(3)–(4)列所示，对于非重污染企业，新质生产力在1%的水平上显著促进了企业对外直接投资，而对于重污染企业，新质生产力对企业对外直接投资未表现出明显影响。验证了假说三。

表 5 异质性检验

	(1)	(2)	(3)	(4)
Variables	大规模	小规模	重污染行业	非重污染行业
NPRO	0.00745*** (7.20)	0.00117** (2.55)	0.00052 (1.54)	0.00152*** (9.05)
Controls	YES	YES	YES	YES
Constant	-5.32972*** (-23.03)	-0.70678*** (-4.72)	-0.76812*** (-13.13)	-0.73066*** (-22.85)
N	17,797	14,727	6,811	25,776
Adj-R2	0.107	0.017	0.068	0.076
Ind FE	YES	YES	YES	YES
year FE	YES	YES	YES	YES

4 结论与启示

本文立足于新质生产力将会影响中国经济高质量发展与对外开放这一事实，以企业对外直接投资为切入点，基于上市公司2015—2023年的非平衡面板数据，考察了新质生产力对企业对外直接投资的影响及其作用机制。研究结果表明：第一，新质生产力对企业对外直接投资有着显著的正向促进作用，第二，异质性分析发现，新质生产力显著促进了大规模企业与非重污染企业的对外直接投资，基于以上结论，本文提出如下政策建议：

1 企业层面：企业要增加研发投入，强化数字技术研发，提升技术创新能力。非重污染企业与大规模企业要通过数字化、科技创新打造“数字绿色双驱动”发展模式，推进国际化战略。

2 政府层面：政府应建立平台和机制鼓励企业发展新质生产力。具体：一要提供足够资金，设立“新质生产力OFDI专项基金”，整合资源建立覆盖重点东道国的“数字投资地图”，二要拓展海外投资市场信息资源，建立对外直接投资信息平台，提供信息咨询服务，帮助企业加强与海外投资机构交流。

参考文献

[1] 韩卫辉, 张天硕, 曲如晓. 数字化与对外直接投资新优势——基于我国A股上市工业企业的分析[J]. 统计研究, 2024, 41(02): 53–63.

[2] Antràs, P., 2020, “De-Globalisation? Global Value Chains in the Post-COVID-19 Age”, National Bureau of Economic Research, No. 28115.

[3] Banalieva, E. R. and Dhanaraj, C., 2019, “Internalization Theory for the Digital Economy”, Journal of International Business Studies, Vol. 50, No. 4: 1372–1387.

[4] X. Pan, M. Li, M. Wang, J. Chu, H. Bo, M. Chen. The effects of outward foreign direct investment and reverse technology spillover on China's carbon productivity Energy Policy [J]. 2020, (145): 111.

[5] De Backer K., Flaig D. The Future of Global Value Chains: Business as Usual or “A New Normal”? [R]. Paris: OECD Publishing, 2017.

[6] 李巍, 管潇潇. 新质生产力对企业对外直接投资的影响研究——基于二元边际的视角[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2025, 57(01): 128–145+183.

- [7]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(06):15-28.
- [8]Helpman, E., M. J. Melitz, and S. R. Yeaple. Export versus FDI with Heterogeneous Firms[J]. American Economic Review, 2004, 94(1):300-316.
- [9]Edgerton, J. , 2012, "Investment, Accounting, and the Salience of the Corporate Income Tax" , National Bureau of Economic Research, No. 18 472.
- [10]万佳彧,周勤,肖义.数字金融、融资约束与企业创新[J].经济评论,2020(1): 71-83.
- [11]Chen, W. Y. , Zhang, L. , Jiang, P. , et al. , 2022, "Can Digital Transformation Improve the Information Environment of the Capital Market? Evidence from the Analysts' Prediction Behavior" , Accounting & Finance, Vol. 62, No. 2: 2 543-2 578.
- [12]李磊,包群.融资约束制约了中国工业企业的对外直接投资吗?[J].财经研究,2015,41(06): 120-131.
- [13]曲晓东,付昕博.数字普惠金融与新质生产力——基于中国省级面板数据的经验研究[J].北方经贸,2025,(04):85-91.
- [14]毛其淋,王玥清.ESG的就业效应研究:来自中国上市公司的证据[J].经济研究,2023,58(07):86-103.
- [15]潘爱玲,刘昕,邱金龙,等.媒体压力下的绿色并购能否促使重污染企业实现实质性转型[J].中国工业经济,2019, (02): 174-192.
- [16]严兵,吴琦琦,王乃合.反倾销、贸易联系与企业对外直接投资[J].中国工业经济,2024, (05): 60-78.
- [17]宋佳,张金昌,潘艺.ESG发展对企业新质生产力影响的研究——来自中国A股上市企业的经验证据[J].当代经济管理, 2024, 46(06): 1-11.
- [18]王珏,黄怡,丁飒飒,等.经验学习与企业对外直接投资连续性[J].中国工业经济, 2023, (01): 76-94.
- [19]张秀娥,王卫,于泳波.数智化转型对企业新质生产力的影响研究 [J/OL]. 科学学研究, 2024, (05): 1-19

作者简介: 高梦晴(2001-),女,安徽亳州人,硕士,研究方向: 新质生产力; 李准,男,浙江宁波人,讲师,研究方向: 数字金融。

基金项目: 2025浙江省社科联项目: 金融科技支持下企业数字化转型机理与对策研究(2025B066)。