数字经济对西部地区新质生产力的影响

左 佳，张爱儒

（青海大学财经学院，西宁 810016）

摘要：为顺应经济高质量发展需求和落实“东数西算”政策，聚焦西部地区，运用 2014—2023 年西部 10 个省份的面板数据，用时间个体固定效应回归模型深入探究数字经济对新质生产力发展的作用。研究发现：西部数字经济能推动新质生产力发展，且结果稳健可靠；数字经济还能通过对外开放和技术创新促进新质生产力发展且存在区域异质性，可能原因有数字基建薄弱、人才短缺、产业融合差等。据此提出针对性建议，助力西部地区数字经济实现高质量发展。

关键词：数字经济；新质生产力；西部地区；技术进步；中介效应

中图分类号：F124；F49 **文献标志码**：A **文章编号**：1671－1807(2026)13－0209－07

新质生产力的提出标志着中国经济发展逻辑发生了深刻转变，从过去单纯追求“规模扩张”转变为更加注重“质效优先”，从依赖“要素驱动”转变为依靠“创新驱动”。数字经济作为近年来的新兴经济形态，依托数字知识与技术驱动科技创新、引领生产变革，以新质生产力的典型载体影响其发展。数字经济主要通过将数据转化成生产要素来促进生产力，突破了时空的限制，以开放的特性优化资源配置，显著提升了生产效率。

研究数字经济对新质生产力的影响，不仅可以筑牢补全数字经济理论体系，还能在数字经济时代有力推动经济高质量发展。通过推动产业升级、优化资源配置、催生新业态、促进绿色发展、提升国际竞争力及缩小数字鸿沟，数字经济正成为新质生产力发展的核心驱动力，助力中国实现高质量发展与现代化目标。这对于推动中国经济实现高质量发展、提升国家竞争力意义重大。

近年来不同学者对于新质生产力和数字经济的研究角度和研究结论也不尽相同。从新质生产力的水平测度和空间分布来看，王丽和宋凤轩[1]采用熵权法对中国 2012—2022 年省级的新质生产力进行水平测算。结果发现，中国新质生产力水平逐步提升，但不同区域的新质生产力水平存在差异，而且差异的来源也不尽相同。葛明和谭旭煜[2]基于 2012—2022 年中国农业新质生产力的空间分布进行测算，发现中国农业新质生产力水平整体较低，依次按照东部、中部、东北部、西部地区的顺序递减，但呈现加速上升的趋势；收敛进程会受经济发展水平、城镇化率、教育支出强度、涉农科技经费投入、农业发展水平等因素影响。程广斌等[3]对 2010—2022 年省级面板数据进行新质生产力水平测度，发现新质生产力水平波动上升，同时表现出“东部＞中部＞西部”“南方＞北方”；存在区域间差异，且总体差异先上升后下降再上升。

从数字经济对区域经济差距的影响来看，数字经济作为新质生产力的重要组成部分，已成为推动区域经济协调发展的关键力量。其通过技术赋能、产业升级和资源配置优化，为缩小区域经济差距提供了新路径，但同时也面临发展不均衡的挑战。盛赟等[4]研究认为数字经济与区域经济的协同高质量发展是推动现代经济增长的关键路径，通过深入融合数字经济与区域实体经济，优化资源配置，可以加速产业升级转型，提升区域竞争力。陆岷峰[5]探讨了数字经济在新质生产力视域下如何驱动区域经济的高质量发展，分析了其相互作用机制及面临的挑战，研究表明，数字技术在推动区域经济高质量发展中发挥了核心作用，但同时也面临技术应用不足、人才匮乏等挑战。姚阳阳和白俊红[6]研究发现，数字经济的发展对区域协同创新具有显著的正向影响，提供了推动创新生态系统建设的实证依据。

收稿日期：2026-02-27

基金项目：青海大学研究生科研和实践创新项目（2025-GMKY-32）；青海省哲学社会科学重大“揭榜挂帅”规划项目（25JB002）；青海省“昆仑英才·高端创新创业人才”培养杰出人才项目（k9924063）

作者简介：左佳（2003—），女，江西九江人，硕士研究生，研究方向为区域经济学；通信作者张爱儒（1969—），男，甘肃景泰人，教授，博士研究生导师，研究方向为区域经济学。

从数字经济作用于新质生产力发展的视角，吴小军[7]研究发现数字经济能推动新质生产力的发展且对新质劳动对象的影响最大。徐诗航和徐晓风[8]检验了数字经济对新质生产力的推动作用，分析发现其作用在省会城市和城镇化率较高的城市更明显。吴俊珺和杜文豪[9]论证了数字经济对新质生产力的影响程度在空间上分布呈现“东部＞西部＞东北＞中部”的特征。杨婧[10]证实了技术创新在数字金融促进新质生产力中起到中介作用。

综上所述，学者们的研究结论测度了全国的新质生产力发展水平，发现不同地区差异不同；数字经济对于区域经济的影响同时是机会也是挑战，需要两者适配协同发展；而数字经济直接或间接都会影响新质生产力的发展水平，这种促进作用在区域上也不相同。在收集、阅读并总结文献的基础上，聚焦西部地区的10个省份（剔除新疆、西藏等数据缺失严重省份）借鉴前人的方法探究西部地区数字经济对新质生产力的影响。西部地区得天独厚的能源、土地等资源和“东数西算”等国家政策为西部地区发展数字经济提供了重要的战略机遇，引入跨学科与大数据分析方法，从新质劳动力、新质劳动对象、新质劳动资料的角度探讨数字经济对新质生产力的影响。

1 理论分析与研究假设

1.1 数字经济对新质生产力的直接影响

数字经济和新质生产力相辅相成，数字经济作为一种新兴经济形态通过智能化改造传统产业推动供应链发展，不仅解放了旧的生产力还能发展新的生产力，其内在的技术经济可以从多个维度直接推动新质生产力的发展。

从要素维度来看，数字经济通过数据要素与数字技术，优化全社会的资源配置效率（尤其是数据要素自身的价值化进程），并加速信息与知识的流通共享。这深刻驱动了技术创新与产业组织变革，从而成为促进新质生产力发展的关键力量[9]。非竞争性、非排他性的数据要素有机融合并投入生产过程中，能显著提升其他要素配置效率。

从技术维度来看，数字技术作为生产工具极大地提高了生产的精确性、效率和柔性，将劳动者从重复性、高风险的体力劳动中解放出来，加大了对高素质劳动力的需求，也间接推动了新质劳动力的产生[11]。

从组织维度来看，数字经济一方面整合产业链上下游资源，催生新型生产模式，推动产业结构优化；另一方面，数字经济通过平台和网络扩大了生产资源的范围，大幅度降低了交易成本，深化了社会分工，提高了资源配置效率。

综上所述，作为国家经济引擎的数字经济从要素、技术和组织层面促进了新质生产力的发展，它使生产力从依赖要素规模的扩大转变为依赖技术创新驱动、要素配置提升和产业结构升级，从而展现出高科技、高效能、高质量的特征。据此，提出如下假设。

H1：数字经济能促进新质生产力的发展。

1.2 技术创新

技术是第一生产力。现代技术革命的汹涌浪潮下催生了数字经济，数字经济不仅改变了传统要素的组合方式，更将创新推到核心位置，为依赖新型要素的新质生产力提供了坚实基础。

在生产要素方面，人工智能、大数据等数字技术不仅催生了“数据”这一新的生产要素，还推动了传统劳动者以及传统劳动资料的改造，对劳动者的要求从简单操作者变成高技能的知识型劳动者，机器设备不断升级更新，形成更高效的组合。

在产业升级方面，数字经济打破时空限制，搭建起开放的创新平台，促进产学研深度融合，激发多元主体创新活力。在数字经济的驱动下，技术创新不断涌现，推动产业向高端化、智能化、绿色化转型，为新质生产力的发展注入源源不断的动力。

同时，数字化网络传播也使技术创新成果低成本复制共享，从而加速了前沿技术在产业之间的融合，提升了经济的整体水平和生产力。数字经济以数据为关键生产要素，凭借强大的赋能效应，有力推动技术创新[9]，进而催生新质生产力。

H2：数字经济通过技术创新来促进新质生产力的发展。

1.3 对外开放度

数字经济是典型的开放型经济形态，是科技创新的重要前沿。

在资源配置方面，它打破了传统经济的地域限制，促进了全球范围内的资源优化配置和高效利用。高水平开放程度使全球资源高效配置，数据要素得到跨境流动和价值释放，包容开放的营商环境能吸引更优质的资本、更先进的技术、更高端的人才，为市场创新注入强大动力。

在创新驱动方面，数字经济时代的对外开放逐渐从以货物和资本为主的传统形式，向以数据流、信息流、服务流为核心的新形式转型。企业需要在全球的激烈竞争中脱颖而出，加快关键技术自立自强。平台化、智能化成为全球对外开放的重要模

式,跨境电子商务平台、全球供应链平台等为企业提供了更加便捷的全球化运营平台。开放的数字经济也能将产业结构推向智能化和高端化从而促进新质生产力的发展。据此,提出如下假设。

H3:数字经济通过促进对外开放度的发展来促进新质生产力的发展。

2　研究设计

2.1　模型设计

2.1.1　基准回归模型

为验证数字经济对新质生产力的影响,借鉴已有研究,建立如下包含数字经济与新质生产力的基准回归模型,测度两者存在的联系:

$$NQP_{i,t}=\alpha_0+\alpha_1 Digital_{i,t}+\alpha_c Z_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

式中:NQP 为被解释变量,表示新质生产力水平;Digital 为核心解释变量,表示数字经济发展水平;$Z_{i,t}$为一系列控制变量;省份和年份分别用 i 和 t 表示;μ_i和λ_t分别为省份固定效应和时间固定效应;$\varepsilon_{i,t}$为误差项;α_0 为常数项;α_1、α_c 为系数。

2.1.2　中介效应模型

为深入探究数字经济对新质生产力的间接影响,并验证中介效应的真实性,进行了相应的检验与阐释,来验证假设 H2。

$$NQP_{i,t}=\beta_0+\beta_1 Digital_{i,t}+\beta_2 M_{i,t}+\beta_c Z_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

$$M_{i,t}=\gamma_0+\gamma_1 Digital_{i,t}+\gamma_c Z_{i,t}+\mu_i+\lambda_t+\varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

式中:M 为中介变量,表示对外开放度;β_0、γ_0 为常数项;β_1、β_2、β_c、γ_1、γ_c 为系数。当 β_1、β_2 和 γ_1 回归系数显著,表明中介变量在解释变量与被解释变量之间存在传导机制。

2.2　变量说明

2.2.1　被解释变量:新质生产力发展水平(NQP)

新质生产力是创新起主导作用,摆脱传统经济增长方式、生产力发展路径,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,参考吉雪强等[12]和严芝清等[13]的指标构建方法,构建新质生产力指标体系(表 1),并借助熵值法测度新质生产力水平。

2.2.2　核心解释变量:数字经济发展水平(Digital)

数字经济是以数字技术为核心驱动力,以数据为关键生产要素,以网络化、智能化、个性化为主要特征的经济形态。借鉴赵涛等[14]的研究,基于数字经济白皮书及相关学术文献的深入分析,综合数字经济的发展构建指标体系(表 2)。

表 1　新质生产力指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	衡量方式	属性
新质劳动者	人力资本投入	科学投入	政府每年科技财政支出	正向
		教育投入	政府每年教育财政支出	正向
		研发人员数量	规模以上工业企业 R&D 人员全时当量	正向
	劳动产出	创新产业	技术市场成交额	正向
			高技术产业新产品开发项目数	正向
	劳动者素质	受教育程度	人均受教育年限	正向
	劳动生产率	人均收入	在岗职工平均工资	正向
	劳动者意识	就业理念	第三产业就业人员占总就业比重	正向
新质劳动对象	新兴产业	新兴产业活跃度	高技术产业专利数量	正向
	生态环境	绿色环保	森林覆盖率	正向
		环保力度	政府每年节能环保财政支出	正向
		污染减排	氮氧化物排放量	负向
			二氧化硫排放量	负向
			一般工业固体废弃物产生量	负向
			工业污染治理完成投资	正向
			工业废气治理设施(套)	正向
			工业固体废物综合利用量	正向
新质劳动资料	基础设施完善水平	传统基础设施	公路里程	正向
			铁路里程	正向
		新基础设施	光缆线路长度	正向
	能源消耗水平	总体能源消耗	能源消费总量	负向
	科技创新	R&D 投入	R&D 经费支出	正向

表 2　数字经济指标体系

一级指标	二级指标	属性
数字技术应用	每百人移动电话数	正向
	互联网宽带接入端口数	正向
数字产业发展	邮政业务总量	正向
	电信业务总量	正向
数字人才支撑	普通高等学校在校学生数	正向
	人均教育支出	正向
数字金融发展	数字普惠金融指数	正向

2.2.3　控制变量

为控制其他可能的影响因素,确保研究数字经济发展水平对新质生产力影响的精确性,在参考现有研究基础上,选取以下控制变量:人力资本(HC),用普通高等学校在校生与年末人口数的比重表示;社会消费水平(SCL),以居民消费总额和人口的比重取对数表示;金融发展水平(Fin),用年末金融机构存款余额占地区生产总值的比率表示[16];城镇化水平(Urlevel),用城镇人口与总人口比值(城镇人口比重)取自然对数[16];规模以上工业企业

数量(Enter)取自然对数衡量[17]。

2.2.4　中介变量:对外开放度(Open)和技术创新(Rd)

对外开放度(Open)是指一个国家或地区在经济、社会、文化等领域与外部世界相互联系、相互融合的程度。参考杨婧[10]的研究,选用进出口总额/地区生产总值衡量。

技术创新(Rd)是指企业或个人通过引入新的技术、工艺、方法或产品,对现有技术体系进行改进或突破,从而提升效率、降低成本、创造新价值或开拓新市场的过程。参考刘和东和高伟益[11]的做法,选取普通高等学校专利申请数作为中介变量。

2.3　数据来源

研究对象为中国西部地区 10 个省份(因数据缺失,不包含新疆、西藏),时间跨度为 2014—2023 年,原始数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》《中国高技术产业统计年鉴》以及各省统计年鉴,数字普惠金融指数参考北京大学数字金融研究中心与蚂蚁集团研究院发布的普惠金融指数[13],个别缺失数据使用线性插值法补齐。

变量描述性统计见表 3,样本数为 100。通过表 3 可以看出,被解释变量新质生产力最大值为 0.749,最小值为 0.073,标准差为 0.139,表示不同省份之间新质生产力水平存在差异;数字经济水平最大值为 0.723,最小值为 0.016,标准差为 0.133,表示不同省份之间数字经济水平存在差异;中介变量对外开放度最大值为 0.401,最小值为 0.001,标准差为 0.083,技术创新的最大值为 20.240,最小值为 0.042,标准差为 5.460。

3　结果与分析

3.1　基准回归分析

新质生产力水平和数字经济发展水平运用熵值法进行计算,回归结果见表 4。表 4 列(1)未加入省份固定效应和控制变量,数字经济对新质生产力的回归系数为 0.563,且在 1%的水平上显著,列(2)和列(3)逐步加入年份和省份固定效应,数字经济保持在 1%的水平上显著。列(4)加入控制变量,数字经济在 5%的水平上显著,表示数字经济每增加 1 个单位,新质生产力水平增加 0.393 个单位,而且在列(1)~列(4)的实证检验中数字经济和新质生产力的关系显著为正。综上所述,数字经济能促进新质生产力的发展,假设 H1 成立。

3.2　稳健性检验

为了验证结果的可靠性,通过替换解释变量、替换被解释变量、缩尾、剔除异常年份、剔除异常地区等方法增强结果的可靠性。

(1)替换解释变量。为保证结论的稳定性,运用主成分分析法重新测量 10 个省份 2014—2023 年的数字经济发展水平,回归结果见表 4 列(5),数字经济在 1%的水平上显著,与前文结论一致,可见结论稳健可靠。

表 3　变量描述性统计

变量类型	变量名称	变量符号	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	新质生产力	NQP	0.244	0.139	0.073	0.749
解释变量	数字经济	Digital	0.209	0.133	0.016	0.723
控制变量	金融发展水平	Fin	1.774	0.299	1.276	2.592
	人力资本	HC	0.024	0.024	0.009	0.203
	社会消费水平	SCL	9.703	0.232	9.138	10.205
	城镇化水平	Urlevel	4.024	0.139	3.695	4.272
	规模以上工业企业	Enter	8.229	0.902	6.342	9.828
中介变量	对外开放度	Open	0.109	0.083	0.001	0.401
	技术创新	Rd	5.535	5.460	0.042	20.240

表 4　基准回归结果和稳健性检验结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)	(9)
Digital	0.563***	0.709***	0.565***	0.393***	0.070***	3.200***	0.399***	0.517***	0.393***
	(0.057)	(0.130)	(0.091)	(0.098)	(0.012)	(0.817)	(0.102)	(0.071)	(0.104)
控制变量				Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定			Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定		Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	0.127***	0.130***	0.142***	−2.294**	−0.059	−16.34**	−2.436**	0.515	−2.392***
	(0.016)	(0.016)	(0.014)	(0.954)	(1.029)	(7.960)	(0.966)	(0.826)	(1.008)
样本数	100	100	100	100	100	100	100	60	90
R^2	0.458	0.751	0.757	0.809	0.840	0.844	0.841	0.861	0.792

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

(2)替换被解释变量。运用主成分分析法重新测量10个省份2014—2023年的新质生产力发展水平,回归结果见表4列(6)。数字经济在1%的水平上显著为正,与前文结论一致。

(3)缩尾处理。对样本量进行1%的缩尾处理,回归结果见表4列(7)。数字经济仍然在1%的水平上显著,排除极端值对于分析结果的干扰,保证数据的稳健性和结果的可靠性。

(4)剔除异常年份。为排除重大公共卫生安全事件的影响,删除2020年及之后年份的样本,结果见表4列(8),系数在1%的水平上显著为正,与前文结论一致,结论稳健可靠。

(5)剔除异常地区。为排除异常地区对回归结果的影响,删除直辖市的面板数据,结果见表4列(9),系数在1%的水平上显著为正,与前文结论一致,结论稳健可靠。

3.3　中介机制检验

根据假设H1和前文验证,数字经济发展能有效促进新质生产力的发展。为进一步探寻数字经济对新质生产力的作用是否受对外开放度或者技术创新影响,设定中介效应模型进行验证,回归结果见表5。表5列(1)表明数字经济能促进新质生产力的发展,假设H1成立。表5列(4)数字经济系数显著为正,并且在1%的水平上显著,说明数字经济能够促进技术创新发展,且数字经济每增加1个单位,技术创新要增加11.570个单位;列(5)加入中介变量后,数字经济和技术创新的系数都显著为正,并且都在1%的水平上显著。在列(5)中数字经济的系数显著为正,判断为部分中介,计算技术创新的中介效应占比为30.6%。综上所述,数字经济能通过促进技术创新促进新质生产力的发展,假设H2成立。列(2)显示数字经济在5%的水平上显著为正,说明数字经济对对外开放度具有促进作用,数字经济每增加1个单位,对外开放度要增加0.145个单位。列(3)与列(1)相比加入了中介变量,数字经济的系数在1%的水平上仍显著为正,但相较于列(1)略有降低,对外开放度的系数在5%的水平上显著为正。列(3)中数字经济的系数显著为正,判断为部分中介,计算对外开放度的中介效应占比为12.7%。综上所述,对外开放度在数字经济对新质生产力的影响中起到间接促进作用,假设H3成立。

表5　中介效应回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
	NQP	Open	NQP	Rd	NQP
Digital	0.393***	0.145**	0.343***	11.570***	0.272***
	(0.098)	(0.064)	(0.099)	(4.077)	(0.094)
Open			0.344**		
			(0.172)		
Rd					0.010 4***
					(0.003)
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	−2.294**	0.511	−2.470**	−23.64	−2.049**
	(0.954)	(0.627)	(0.939)	(39.71)	(0.868)
样本数	100	100	100	100	100
R^2	0.809	0.337	0.819	0.692	0.845

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为标准误。

3.4　内生性检验

为了验证数字经济对新质生产力的实证可能因双向因果关系而引发内生性问题,确保结论的可靠性和准确度,通过引入工具变量来解决。借鉴孙世强和侯耀威[18]的做法,将滞后1期的数字经济发展水平作为工具变量。Kleibergen-Paap-Wald的F统计值大于Stock-Yogo弱识别检验在10%水平上的临界值;K-Paaprk LM统计量的P值在5%的水平上拒绝原假设,工具变量选用合理,使用两阶段最小二乘法进行回归,实证结果见表6。从列(1)和列(2)可看出,数字经济对西部地区新质生产力的系数显著为正,表明数字经济能促进新质生产力水平的发展,结果稳健可靠。

3.5　异质性检验

3.5.1　区位异质性

为更细致探究不同地区数字经济同样是否能促进新质生产力的发展,将样本省份划分成5个西北省份和5个西南省份进行探究,结果见表7。分析显示,西北省份的数字经济水平系数不显著,而西南省份的数字经济能显著促进新质生产力发展。

表6　内生性检验回归结果

变量	(1)	(2)
	第1阶段	第2阶段
L. Digital	0.636 5***(7.18)	
Digital		0.240 6***(2.94)
Open		
Rd		
控制变量	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes
常数项	0.065 5(0.10)	−3.434 4***(−9.13)
样本数	90	90
R^2		0.853

注:***、**、*分别表示在1%、5%、10%水平上显著;括号内为t值。

表 7　异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)
	西北	西南
Digital	0.199(0.180)	0.703***(0.159)
Open		
Rd		
控制变量	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes
常数项	−1.462(1.120)	4.549*(2.249)
样本数	50	50
R^2	0.843	0.908

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

3.5.2　进一步分析西北地区和西南地区在中介机制上的差异

由表 8 可知，技术创新在西北地区数字经济对新质生产力的影响中没有中介效应；技术创新在西南地区数字经济对新质生产力的影响中有中介效应，而且是部分中介；对外开放度在西南和西北都没有中介效应。

可能的原因有：①中国高水平对外开放度在省域之间不平衡，对外开放度的影响在具有外贸优势的东部及沿海省份较大，所以不管西南地区还是西北地区，对外开放度可能在数字经济对新质生产力的影响很小；②西北地区拥有丰富的风光资源、矿产资源和土地资源，甘肃、新疆等地的风光资源、青海的盐湖资源为发展新能源提供了坚实基础，“东数西算”工程催化创新赋能公共资源；依托长江和成渝城市群，西南拥有完整的产业体系与市场腹地，中心城市的人才“虹吸效应”在西部首屈一指，雄厚的产业基础和技术攻关也推动产业向高端化发展。

综上所述，西北地区主要依靠自身得天独厚的资源禀赋和“东数西算”工程使数字经济赋能传统产业发展，具有区域特色；西南地区拥有完善的产业体系和科研平台，对依赖创新驱动的新质生产力发展有更强的助推力。

4　结论与建议

4.1　结论

(1)实证检验可以得出数字经济对新质生产力的发展具有促进作用，数字经济每增加 1 个单位，新质生产力水平增加 0.393 个单位，得出数字经济显著推动新质生产力发展的结论，经过稳健性检验后结论仍成立，但区域协同、要素流通等挑战仍需政策突破。

(2)数字经济可以通过对外开放间接促进新质生产力的发展，但显著水平有所降低，制度型开放构成核心驱动力，而区域协调、安全保障、规则对接则是关键保障。数字经济还可以通过技术创新促进新质生产力发展，且技术创新的中介效应占比比对外开放度的中介效应占比大。

(3)数字经济对新质生产力的发展可能会受到地区之间的影响。不同于西北地区，数字经济对于新质生产力的促进效用在西南地区更显著。可能因为西南地区产业基础和政策支持，在数字经济发展方面展现出强劲势头，相比之下西北地区可能因资源禀赋、发展阶段等因素的制约，数字经济对新质生产力的推动作用相对较弱。

4.2　建议

(1)立足“东数西算”，发展新质生产力。聚焦算力调度，联合高校企业和科研机构攻关技术难题；建成综合算力基础设施体系，开拓新型应用场景，为新产业提供基础支撑，发放算力补贴，刺激企业研发创新；将绿色算力和政府治理相结合，加快数据共享，加强政府治理水平的精细化和智能化。

表 8　异质性检验回归结果

变量	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
	西北	西北	西北	西北	西南	西南	西南	西南
Digital	0.178 (0.211)	26.140*** (8.202)	−0.010 (0.212)	0.381*** (0.100)	0.502*** (0.160)	16.870** (6.234)	0.731*** (0.180)	0.319** (0.120)
Open			0.546* (0.317)				−0.087 (0.247)	
Rd	0.001 (0.012)				0.012*** (0.004)			
控制变量	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
省份固定	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
常数项	−1.495 (1.151)	43.320 (51.150)	−2.426* (1.220)	1.765*** (0.624)	2.783 (2.117)	148.500 (88.110)	4.480* (2.291)	−0.795 (1.690)
样本数	50	50	50	50	50	50	50	50
R^2	0.844	0.833	0.858	0.628	0.928	0.813	0.908	0.572

注：***、**、* 分别表示在 1%、5%、10%水平上显著；括号内为标准误。

(2)强化技术创新,鼓励对外开放。针对西部地区中小企业数字化基础薄弱等问题,可以使用本地算力枢纽进行研发创新,通过发放补贴或者研究成果的研发补贴激励企业创新。设立专项资金,吸引科技资本投入和科研人才入驻,进一步扩大科技领域开放,强化对外科技交流与合作,厚积西部地区科创资源。针对西部地区与国际市场的数据连接不够通畅、进出口依赖传统贸易渠道等问题,可以出台政策扶持跨境电商数字内容出海、云服务等数字贸易,积极探索与共建“一带一路”国家跨境数据流动等领域的对接,致力于西部算力服务全球。

(3)因地制宜协同发展。对于西北地区,可以深耕垂直领域,探索人工智能与特色产业结合,依靠算力枢纽撬动传统能源加速特色产业升级,利用西北地区独特的风光资源作为差异化竞争优势,支持绿色算力发展。对于西南地区,利用产业基础支持制造业集群智能化转型,吸引高端领军人才和创新团队,建设国家级创新平台。同时,加大交通等基础设施互联互通,降低物流成本,提升区域整体竞争力,推动西部各省份在新质生产力赛道上协同共进、均衡发展。

参考文献

[1] 王丽,宋凤轩. 新质生产力发展水平的统计测度、区域差异与演进特征[J]. 统计与决策,2025,41(11):17-22.

[2] 葛明,谭旭煜. 中国农业新质生产力:水平测度、时空分异与空间收敛性分析[J]. 西南大学学报(自然科学版),2025,47(5):113-127.

[3] 程广斌,孙雪英,刘晨曦. 新质生产力的动态演变、区域差异及空间收敛特征[J]. 统计与决策,2025,41(9):5-11.

[4] 盛赟,王赛君,汤慧. 数字经济如何助力区域经济协同高质量发展[J]. 山西财经大学学报,2025,47(S1):4-6.

[5] 陆岷峰. 新质生产力视域下数字经济驱动区域经济高质量发展路径[J]. 河南社会科学,2025,33(4):83-91.

[6] 姚阳阳,白俊红. 数字经济与区域内协同创新[J/OL]. 科学学与科学技术管理,1-25[2026-02-14]. https://doi.org/10.20201/j.cnki.ssstm.20250407.001.

[7] 吴小军. 数字经济何以赋能新质生产力:基于生产关系理论与双重机器学习模型[J]. 暨南学报(哲学社会科学版),2025,47(4):29-44.

[8] 徐诗航,徐晓风. 数字新质生产力赋能经济动能转换的影响效应检验[J]. 统计与决策,2025,41(9):24-28.

[9] 吴俊珺,杜文豪. 数字经济赋能新质生产力:理论机制与实证检验[J]. 工业技术经济,2025,44(6):47-56.

[10] 杨婧. 数字金融、技术创新与企业新质生产力[J]. 企业经济,2025,44(6):140-149.

[11] 刘和东,高伟益. 数字经济促进新质生产力的机制与效应研究:基于科技创新门槛效应分析[J]. 科学与管理,2025,45(6):1-10.

[12] 吉雪强,贺志浩,李卓群,等. 省域新质生产力发展水平测度、时空特征及其影响因素[J]. 经济地理,2024,44(11):104-112.

[13] 严芝清,钟文,严杉. 新质生产力水平测度及其数字经济的驱动机制研究[J]. 当代经济,2025,42(5):13-26.

[14] 赵涛,张智,梁上坤. 数字经济、创业活跃度与高质量发展:来自中国城市的经验证据[J]. 管理世界,2020,36(10):65-76.

[15] 郭峰,王靖一,王芳,等. 测度中国数字普惠金融发展:指数编制与空间特征[J]. 经济学(季刊),2020,19(4):1401-1418.

[16] 刘艳,贾俊松,钟玉菲. 数字化与绿色化耦合效应及其对新质生产力影响机制[J]. 环境科学,2026,47(3):1474-1485.

[17] 李海舰. 加快发展新质生产力:理论内涵与实践逻辑[J]. 经济与管理,2025,39(5):10-18.

[18] 孙世强,侯耀威. 财税激励政策对企业新质生产力的影响研究[J]. 当代经济研究,2025(1):114-128.

Impact of Digital Economy on New Quality Productivity in Western Regions

ZUO Jia, ZHANG Airu

(College of Finance and Economics, Qinghai University, Xining 810016, China)

Abstract: In order to meet the demand for high-quality economic development and implement the policy of shifting computing power from eastern to western China, panel data from 10 western provinces for the period 2014 to 2023 was collected and analyzed. A time-individual fixed effects regression model was adopted to deeply explore the role of the digital economy in the development of new quality productivity. It is found that the digital economy in western regions can promote the development of new quality productivity, and the results are robust and reliable. The digital economy can also promote the development of new quality productivity through opening-up and technological innovation, and there exists regional heterogeneity. This heterogeneity may be attributed to weak digital infrastructure, talent shortage, and insufficient industrial integration. Based on these findings, targeted suggestions are proposed to support the high-quality development of the digital economy in western regions.

Keywords: digital economy; new quality productivity; western region; technological progress; intermediary effect