

# 黄河流域新基建驱动数字经济可持续发展的效应研究

刘小翠, 李爽

(西安财经大学统计学院, 西安 710100)

**摘要:** 为探究黄河流域新基建投入与数字经济可持续发展的效应关系,基于2011—2021年黄河流域九省的面板数据,构建新基建投入、数字经济可持续发展指数,运用双向固定效应模型、稳健性检验、中介效应和异质性分析对新基建投入驱动数字经济可持续发展的效应进行测算。结果表明,黄河流域新基建投入能够直接、间接促进数字经济可持续发展,并存在地区差异性,表现为新基建投入对上游地区数字经济可持续发展的促进作用明显大于中下游地区。

**关键词:** 黄河流域新基建投入; 双向固定效应模型; 中介效应分析; 数字经济可持续发展

**中图分类号:** F127 **文献标志码:** A **文章编号:** 1671-1807(2024)10-0073-07

黄河作为中国的母亲河,承载着丰富的历史和文化底蕴,也是我国重要的农业、能源和交通走廊。近年来,伴随数字经济的快速发展,中国政府积极提高社会信息化和智能化水平,为促进经济转型升级和可持续发展提供有力支持。参考国家互联网信息办公室发布《数字中国发展报告(2022年)》报告,显示2022年我国数字经济规模达50.2万亿元,总量稳居世界第二,同比名义增长10.3%,占国内生产总值比例提升至41.5%<sup>[1]</sup>,对比2017年我国数字经济规模的各项数据,可知我国数字经济发展势头强劲。而在数字经济的发展过程中,基础设施起到了重要的支撑作用。其可以提供快速、安全、稳定的互联网接入和数据处理能力,为数字经济的正常运营提供坚实的技术支持和保障,也是数字经济发展的必要条件之一。

新型基础设施(以下简称新基建)是数字经济发展的战略基石<sup>[2]</sup>,也是促进数字经济可持续发展的重要一环,其作为一种基于先进信息技术的基础设施建设,主要包含信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施三方面内容,涵盖5G网络、人工智能、物联网、大数据中心等领域。同时与传统基建相比,新基建将为数字经济提供更为坚实的发展后盾,并且将提供数字化的智能环境监测和资源利用管理手段,对推动黄河流域经济的可持续发展具有重要意义。

## 1 文献回顾

在经济全球化、信息化的时代背景下,新基建

是在传统基建上的升华、完善<sup>[3]</sup>,"新"主要体现在内容、区域、主体和内涵等层面,如以5G基站为代表的信息基础设施、由人口流动所致使向重点大城市投资区域的演变、在保留传统基建主体的基础上添加如百度、华为等为新基建重要主体的转变以及赋予新基建更为丰富的内涵<sup>[4]</sup>;Li等<sup>[5]</sup>在客观分析中国数字经济与基础设施现状的基础之上,指出中国经济规模的增长得益于基础设施建设;Meng等<sup>[6]</sup>基于传统基础设施建设和新型基础设施建设等诸多性质特点,发现新型基础设施投资不适合短期刺激,其更适合长远、持久发展。

从数字经济可持续发展角度来阐述,数字经济作为21世纪推动全球经济发展的重要推动力,在不断改变世界经济格局的同时,也对未来的发展做出了巨大的贡献,明确其意义和价值对进一步促进数字经济可持续发展意义非凡<sup>[7]</sup>。曾详谈等<sup>[8]</sup>学者认为要实现数字经济可持续发展应根据不同城市的特点制定与之相匹配的政策扶持并且改善城市之间数字资源不平衡发展问题;樊自甫和吴云<sup>[9]</sup>通过构建城市数字经济可持续发展的指标体系,发现信息基础设施是影响数字经济可持续发展的最核心原因,经济增长、社会发展和科技创新能力则次之。

从新基建推动经济发展的角度来阐述,聂长飞等<sup>[10]</sup>认为数字基础设施通过增加财政科技支出、激发城市创业活跃度和赋能数字金融发展间接促进城市经济增长质量的提升,同时在促进城市经济增

收稿日期: 2024-02-05

作者简介: 刘小翠(1997—),女,陕西商洛人,硕士研究生,研究方向为经济统计;李爽(1980—),男,河南唐河人,教授,硕士研究生导师,研究方向为数量经济。

长质量提升的同时也呈现区域性<sup>[10]</sup>；程云洁和王佩佩<sup>[11]</sup>认为数字新基建能够通过技术创新和产业结构升级能间接提高经济协调发展程度。

通过文献梳理,发现目前学者一是基于新基建内容之一的特定类别研究,较少会具体地将新基建与数字经济进行深入剖析;二是目前对于构建数字经济可持续发展评价指标体系不够完善。基于此,本文从因果推断角度出发,运用熵值法对黄河流域2011—2021年新基建投入和数字经济可持续发展水平进行评价,运用双向固定效应模型、稳健性检验、中介效应分析和异质性分析进行实证分析,探究黄河流域新基建投入与数字经济可持续发展间的效应研究,从而助力黄河流域数字经济可持续发展。

## 2 理论分析与研究假设

数字经济的发展需要良好的基础设施支持,在新基建投入的加持下,能够促进数字化转型,提高传统产业效率、降低成本,助推数字经济可持续发展。同时,新基建投入推动数字产业结构升级,通过引入新技术、新业态和新模式,培育新兴产业,扩大数字经济的规模和贡献度并为数字经济增长注入新动力并实现可持续发展。基于此提出以下假设。

H1:黄河流域新基建投入能够直接促进数字经济可持续发展。

政府的干预程度是影响数字经济发展的的重要因素,其可以通过制定税收、监管和管理政策来促进数字经济发展。聂长飞等<sup>[10]</sup>、潘凯<sup>[12]</sup>的研究表明,新基建投入作为一项重要战略,强化了政府对数字经济的干预程度。同时,苏京春和张苟<sup>[13]</sup>认为新基建通过发挥技术进步效应、产业结构升级效应和刺激效应间接促进城市经济发展质量,通过基础设施投入和支持数字产业链上下游企业,政府可以推动数字经济的发展,实现数字经济与实体经济的融合。全球化发展进程不断演进,贸易开放度渐渐成为国家创造竞争优势和提高经济增长率的关键协同因素之一,当国家开放度增加时,它会促进贸易的增长,并吸引外国直接投资,为数字经济提供更多的机会和平台。黄河流域九省份推行数字基础设施建设、智能交通、新能源等新基建项目,可以吸引资源聚集,从而促进贸易开放度的提高。基于此提出以下假设。

H2:黄河流域新基建投入通过影响政府干预程度间接推动数字经济可持续发展;

H3:黄河流域新基建投入通过影响产业结构合

理化间接推动数字经济可持续发展;

H4:黄河流域新基建投入通过影响贸易开放度间接推动数字经济可持续发展。

参考学者的前沿研究,如赵培阳和鲁志国<sup>[14]</sup>以粤港澳大湾区为例,发现各个城市信息基础设施、经济增长呈现高-高集聚和低-低集聚的空间极化特征;徐英杰和余国新<sup>[15]</sup>以西部地区82个地级城市为研究对象,发现信息基础设施对经济增长的显著性呈现西南城市大于西北城市的特点;潘凯<sup>[12]</sup>认为新基建对我国经济增长具有显著的促进作用,并呈现东强西弱中次之的现象。基于此提出以下假设。

H5:黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展的影响存在地区差异性。

## 3 研究设计

### 3.1 指标选取

在遵循科学性、客观性、独立性和可获性等原则下,对一级指标进行解释变量分析、归类。

(1)被解释变量:数字经济可持续发展水平(DES)。借鉴曾祥炎等<sup>[8]</sup>、樊自甫和吴云<sup>[9]</sup>在构建指标体系过程中所涉及到的要素和未来我国数字经济可持续发展方面的问题,并结合黄河流域发展现状,从经济增长、社会环境、资源环境、制度保障、市场发展和科技创新6个二级指标入手去构建三级指标。使用熵值法对各项指标进行赋权,最后得出黄河流域各省份数字经济可持续发展水平综合指数。

(2)核心解释变量:新型基础设施建设(nii)。2020年4月20日国家发改委将新基建划分为信息基础设施、融合基础设施、创新基础设施三部分。借鉴黄梦涵等<sup>[16]</sup>和伍先福等<sup>[17]</sup>,分别选用信息传输、软件和信息技术服务业、交通运输、仓储和邮政业、电力、热力、燃气、水的生产和供应业等传统基础设施乘以融合系数、科学研究和技术服务业对信息基础设施、融合基础设施和创新基础设施进行研究,最终通过熵值法算出黄河流域各省份新基建投入水平综合指数。

(3)控制变量:除了上述核心解释变量,还有一些变量在黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展中发挥着一定作用。

政府干预程度(gov)、金融发展水平(fin):借鉴黄梦涵等<sup>[16]</sup>的方法使用地方一般公共预算支出占GDP的比例表示政府干预程度,使用年末金融机构各项存款余额占GDP比例表示金融发展水平;产业结构合理化(rois):参考林博和寇冬雪<sup>[18]</sup>,将产业结构合理化以泰尔指数的倒数进行衡量;贸易开放度

(open):借鉴文传浩等<sup>[19]</sup>用进出口总额占 GDP 的比例表示贸易开放度。

### 3.2 模型设定

为减少变量间的差异,有效地控制个体效应与时间效应,对核心解释变量和控制变量取对数,运用双向固定效应模型,公式如下:

$$DES_{it} = \alpha_1 + \beta_1 \lnnii_{it} + \beta_m \text{control}_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:  $DES_{it}$  为黄河流域某省的数字经济可持续发展状况;  $\beta_1 \lnnii_{it}$  为黄河流域各省份的新基建投入水平;系数  $\beta_1$  的方向是文章的主要观察对象,表示黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展的影响系数;  $\text{control}_{it}$  为控制变量集,包含  $\ln\text{gov}_{it}$ 、 $\ln\text{open}_{it}$ 、 $\ln\text{rois}_{it}$ 、 $\ln\text{fin}_{it}$  4 个控制变量,表示除了新基建投入,其他可能对黄河流域数字经济可持续发展产生影响的变量;  $\mu_i$  为各个城市的个体效应;  $\gamma_t$  为时间固定效应。

考虑到黄河流域新基建投入推动数字经济可持续发展的间接效应首先由新基建影响到中介变量,再经中介变量影响数字经济可持续发展。公式如下:

$$DES_{it} = c \lnnii_{it} + e_1 \quad (2)$$

$$M_{it} = a \lnnii_{it} + e_2 \quad (3)$$

$$DES_{it} = c' \lnnii_{it} + bM_{it} + e_3 \quad (4)$$

将式(3)代入式(4)可得:

$$DES_{it} = c' \lnnii_{it} + b(a \lnnii_{it} + e_2) + e_3 = (c' + ab) \lnnii_{it} + e_2 + e_3 \quad (5)$$

式中: $M$  为中介变量; $c$  为总效应; $a$  为核心变量对中介变量  $M$  的效应; $c'$  为在控制  $M$  后,核心解释变量对被解释变量的直接效应;系数  $a$  和  $b$  的乘积表示  $\lnnii$  对  $DES$  的间接效应。根据式(2)~式(4)可得总效应、直接效应和间接效应之间的数量关系: $c = c' + ab$ 。为验证黄河流域新基建投入推动数字经济可持续发展的间接效应,中介变量包括政府干预程度、产业结构合理化和贸易开放度。同时当某

一变量进行中介效应分析时,其余中介变量则作为控制变量引入模型。

### 3.3 数据处理

#### 3.3.1 数据来源及处理

根据数据的可获得性,选取 2011—2021 年黄河流域九省份的面板数据作为研究对象,运用计量软件进行实证分析。数据来源于历年《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国能源统计年鉴》、EPS 数据平台等多种渠道数据。同时对于搜集过程中缺失的数据,在遵循科学性、合法性和透明性的原则下,使用线性插补将残缺数据补充完整。

#### 3.3.2 指标测度方法

鉴于所选取的被解释变量、核心解释变量、控制变量这 6 项一级指标下的三级指标的原始数据的单位和属性均各不相同,为消除外在因素对后续研究结果造成不必要的影响或偏差,在对数据进行模型拟合之前用熵值法对数据进行标准化处理,以消除数据方向不一致以及量纲的影响。同时由于篇幅有限,在此不做展示。

## 4 实证结果分析

### 4.1 描述性分析

为客观清晰地了解到各个变量的大致情况,以均值、标准差、最小值和最大值对各个变量进行描述性统计。如表 1 所示,结合总体样本情况,被解释变量的平均值为 0.312,最大值为 0.751,最小值为 0.121,可见黄河流域的数字经济可持续发展水平存在着一定的差异,标准差为 0.136,表明其波动性较小。核心解释变量的最大值与最小值之差为 7.404,说明黄河流域新基建的发展情况存在较大个体差异,其均值为 -3.462,证明黄河流域新基建投入的整体发展水平仍有欠缺。贸易开放度的标准差较大,因此在实证部分使用稳健性回归,避免因异方差引起回归偏差。表 1 列(6)~列(11)为黄河流域上游地区、中下游地区的基本情况,被解释变量的平均值分别为 0.255 和 0.358,地区差异明显。

表 1 变量描述性统计

变量名	全部样本					上游地区			中下游地区		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	N=5			N=4		
	观测值	平均值	标准差	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值	平均值	最小值	最大值
DES	99	0.312	0.136	0.121	0.751	0.255	0.121	0.585	0.358	0.175	0.751
lnnii	99	-3.462	1.548	-7.404	0.00	-4.264	-7.404	-1.897	-2.82	-5.507	0.00
lnrois	99	-1.04	0.538	-2.699	0.00	-1.057	-2.699	0.00	-1.027	-2.51	-0.169
lngov	99	-1.406	0.814	-4.069	0.00	-1.083	-3.069	0.00	-1.664	-4.069	-0.477
lnopen	99	-2.383	1.05	-6.582	-0.631	-2.952	-6.582	-1.54	-1.929	-2.939	-0.631
lnfin	99	-2.796	0.29	-3.429	-2.254	-2.603	-3.279	-2.254	-2.951	-3.429	-2.575

## 4.2 模型选择

在进行模型选择之前对自变量进行多重共线性检验,各变量的 VIF 均小于 10,表明自变量之间不存在严重的多重共线性问题。进而通过  $F$  检验和 LM 检验,如表 2 所示, $P$  均为 0.00,故有充分理由拒绝原假设,认为个体效应更优于混合模型。后进一步进行 Hausman 检验,发现  $P$  仍为 0.00,故拒绝原假设“ $\mu_i$  与解释变量不相关”,因此实证分析选择固定效应模型。

表 2 模型选择检验结果

检验方法	$P$	检验结果
LM 检验	0.00	固定效应模型优于混合模型
$F$ 检验	0.00	随机效应模型优于混合模型
Hausman 检验	0.00	固定效应模型优于随机效应模型

## 4.3 基准回归分析

接下来为黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展的效应研究,五个模型中均以数字经济可持续发展作为被解释变量(表 3)。

由表 3 可知,对比模型(2)和模型(4),在单向控制地区情况下,新基建投入每增加一个单位,数字经济可持续发展增长约 0.062 个单位,相对比之下,同时控制地区、年份的模型(4),估计系数虽有所下降,但模型的拟合优度明显略胜于模型(2);相应的对比模型(3)和模型(5),发现模型的显著性明显提高且拟合优度良好,再次表明双向固定效应模型更加优于随机效应模型。对比模型(4)

表 3 基准回归结果

变量	模型(1)	模型(2)	模型(3)	模型(4)	模型(5)
lnnii	0.045*** (0.005)	0.062*** (0.008)	0.017** (0.007)	0.032*** (0.007)	0.024*** (0.005)
lnrois	-0.089*** (0.012)	—	-0.126*** (0.018)	—	0.051** (0.024)
lngov	0.027** (0.011)	—	0.131*** (0.019)	—	0.100*** (0.018)
lnopen	0.057*** (0.008)	—	0.032*** (0.012)	—	0.021** (0.010)
lnfin	0.044 (0.028)	—	-0.001 (0.037)	—	0.049 (0.039)
常数项	0.670*** (0.080)	0.518*** (0.037)	0.536*** (0.098)	0.344*** (0.036)	0.775*** (0.129)
观测值	99	99	99	99	99
$R^2$	0.847	0.741	0.931	0.854	0.919
调整后的 $R^2$	0.838	0.715	0.921	0.819	0.895
id	No	Yes	Yes	Yes	Yes
year	No	No	No	Yes	Yes

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

和模型(5),在未加入控制变量的情况下,新基建投入每增加一个单位,数字经济可持续增长约 0.032 个单位,这初步说明黄河流域新基建的投入对推动数字经济可持续发展存在正向的拉动作用。在加入控制变量后,与模型(4)相对比,模型(5)的拟合优度有所上升,说明控制其他影响数字经济可持续发展的因素后,可以更好地解释黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展的作用,本部分所关注的核心解释变量系数有所下降,但仍然显著为正,即得证 H1。

## 4.4 稳健性检验

为进一步确保研究结果的稳健性和可靠性,本部分在原有基础回归的基础上进行稳健性检验:一是缩尾处理,二是滞后一期核心解释变量,结果如表 4 所示。

(1)缩尾处理。为减少极值对回归结果的影响,借鉴胡惠莹等<sup>[20]</sup>,在 10%的水平内对所有变量进行双向缩尾处理。核心解释变量对被解释变量的影响在 1%的水平上显著为正,回归系数为 0.024,结论符合所提假设,说明结论是稳健的。

(2)滞后一期核心解释变量。由于模型在一定程度上存在内生性问题,即黄河流域新基建与数字经济可持续发展之间存在双向因果关系,参考赵培

表 4 稳健性检验结果

变量	(1)缩尾处理	(2)滞后一期核心解释变量
	DES	DES
lnnii	0.024*** (0.005)	—
L.lnnii	—	0.023*** (0.006)
lnrois	0.051** (0.024)	0.046* (0.027)
lngov	0.100*** (0.018)	0.125*** (0.024)
lnopen	0.021** (0.010)	0.024** (0.011)
lnfin	0.049 (0.039)	0.045 (0.045)
常数项	0.775*** (0.129)	0.799*** (0.142)
观测值	99	90
$R^2$	0.919	0.906
调整后的 $R^2$	0.895	0.875
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

阳和鲁志国<sup>[14]</sup>的方法,并结合实际情况,认为当期的数字经济可持续发展受到当期新基建以及前期新基建的滞后影响。因此将核心解释变量滞后一阶加入估计模型进行回归。结果发现核心解释变量黄河流域新基建投入滞后一阶依然在统计水平上对数字经济可持续发展产生显著正向影响,说明基准回归估计结果是稳健的。

通过上述两种稳健性检验方法,发现核心解释变量对被解释变量在1%的水平上仍具有显著性,且估计系数为正,与基准回归的结果相差不大。因此,可再次论证H1。

#### 4.5 中介效应分析

为验证黄河流域新基建投入是否可以通过增强政府干预程度、产业结构合理化和贸易开放度间

接促进数字经济可持续发展,借鉴潘凯<sup>[12]</sup>的中介效应模型检验方法(表5)。

由表5可知,符合模型要求的只有lnrois,则lnopen和lngov不成立。同时也从图1中更直观地看到检验结果,若图中ACME代表的横线与0线交叉,则证明结果无统计学意义,即表明该变量不存在中介效应。图1(a)中的ACME线与0线交叉,表明lngov所对应的中介效应模型不成立。因此可知H3和H4成立,H2不成立。

#### 4.6 异质性分析

黄河流域横跨我国东中西部地区,且各省份经济发展不均衡、新型基础设施建设不一致,因此对黄河流域上游和中下游地区进行区域异质性检验,结果如表6所示。

表5 中介效应分析结果

变量	指标	统计量	95%的置信区间		P
lngov	ACME	-0.00145	-0.00459	0.00	0.060
	ADE	0.07277	0.06050	0.09	0.000
	Total Effect	0.07132	0.05957	0.08	0.000
	Prop. Mediated	-0.02029	-0.06595	0.00	0.060
lnrois	ACME	0.00948	0.00278	0.02	0.008
	ADE	0.06185	0.05051	0.07	0.000
	Total Effect	0.07132	0.05817	0.08	0.000
	Prop. Mediated	0.13286	0.04380	0.22	0.008
lnopen	ACME	0.00781	0.00324	0.01	0.000
	ADE	0.06351	0.05156	0.07	0.000
	Total Effect	0.07132	0.05817	0.08	0.000
	Prop. Mediated	0.10957	0.04962	0.20	0.000

注:lnnii通过中介变量lngov、lnrois和lnopen对于DES产生间接促进作用的检验结果。其中ACME(average causal mediation effects)代表间接效应,ADE(average direct effects)代表直接效应(direct effect),Total Effect为总效应,Prop. Mediated为中介变量与被解释变量关联所占的百分比。结合实际理论,只有ACME显著具有统计学意义时,才能认为中介效用模型成立。

由表6可知,黄河流域上游地区和中下游地区的新基建投入估计系数都是正值,表明新基建投入对上中下游地区数字经济可持续发展都具有正向促进作用;从地区范围来看,上游地区和中下游地区新基建投入对数字经济可持续发展的估计系数分别为0.041、0.038,说明新基建投入对黄河流域上游地区的促进作用远远大于中下游地区的促进作用,表现在异质性检验中估计系数存在一定的差距,即验证H5。

## 5 结论与建议

基于双向固定效应模型、稳健性检验、中介效应和异质性检验分析黄河流域新基建投入对数字经济可持续发展的效应研究,得出如下结论与建议。

表6 异质性分析结果

变量	上游	中下游
	(1)	(2)
lnnii	0.041** (0.016)	0.038*** (0.006)
lnrois	-0.110 (0.074)	0.093*** (0.025)
lngov	0.217*** (0.055)	0.030(0.022)
lnopen	0.036 (0.022)	-0.083*** (0.023)
lnfin	0.074 (0.076)	0.151** (0.061)
常数项	1.055*** (0.272)	0.853*** (0.225)
观测值	44	55
R <sup>2</sup>	0.917	0.970
调整后的R <sup>2</sup>	0.858	0.954
id	Yes	Yes
year	Yes	Yes

注:\*、\*\*、\*\*\*分别表示10%、5%、1%的显著性水平;括号内为稳健标准误。

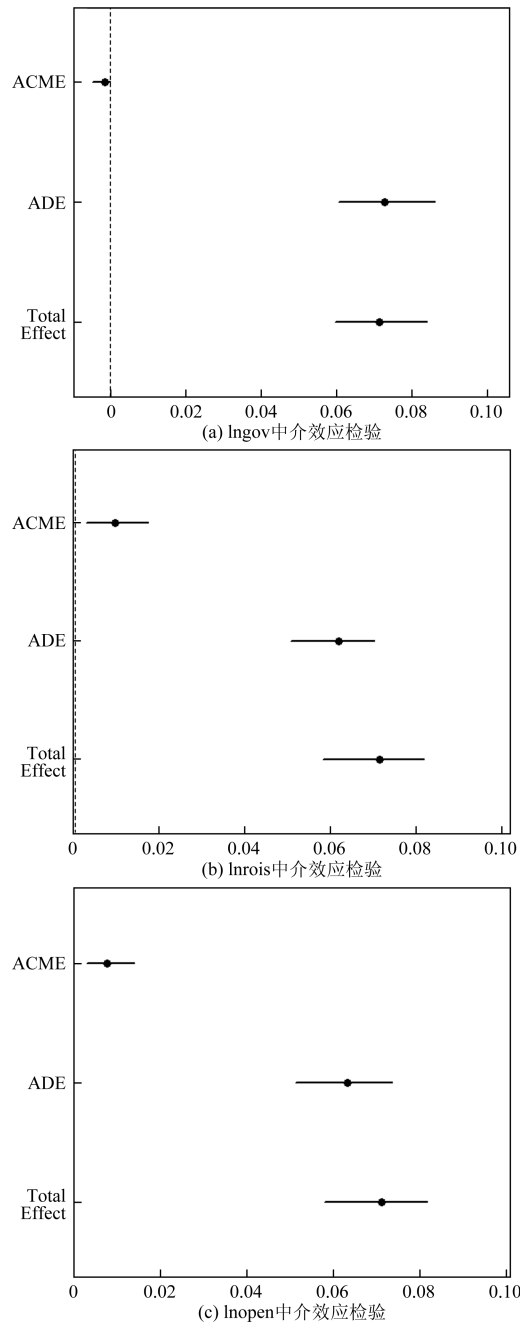


图1 中介效应检验

黄河流域新基建投入除了能够直接促进数字经济可持续发展,也能通过影响产业结构合理化、贸易开放度间接促进数字经济可持续发展。因此在未来的发展过程中,应不断发挥黄河流域基础优势,直接作用和间接作用相结合,致力黄河流域数字经济可持续发展。

从黄河流域地域分析来看,黄河流域新基建投入作用强度所造成的影响在上游地区最大,中下游地区次之;同时,黄河流域新基建投入存在严重滞后性,主要表现为新基建前期的投入成果需要一定的时间才可以呈现出来。因此在未来的发展规划

中相关部门应合理调整新基建投入力度、巧用错位优势,加强对薄弱、偏远的地区和中小企业的基础设施建设覆盖程度,为实现黄河流域数字经济可持续发展做出积极贡献。

### 参考文献

- [1] 郑岩. 以数字中国建设推进中国式现代化[J]. 经营管理者, 2023(6): 1-7.
- [2] 胡美林. 加强新基建布局夯实数字经济底座[N]. 河南日报, 2021-10-27(009).
- [3] 张黎东. 新基建的历史发展轨迹及与传统基建的比较分析[J]. 地方财政研究, 2020(6): 83-89.
- [4] 阴琰. 新基建: 经济发展的重要引擎[J]. 人民论坛, 2020(30): 74-75.
- [5] LI C Z. An analysis of the status of China's digital economy and infrastructure[J]. Economics, Law and Policy, 2022, 5(2): 11-25.
- [6] MENG J Y, YITE Z, YANG H. Can "new" infrastructure become an engine of growth for the Chinese economy? [J]. Journal of Chinese Economic and Business Studies, 2023, 21(3): 341-362.
- [7] 彼得·梅节. 开放融合推动数字经济与可持续发展紧密融合[J]. 高科技与产业化, 2023, 29(7): 32-33.
- [8] 曾祥炎, 李姣, 曾小明. 要素禀赋与中西部地区数字经济可持续发展——基于机器学习方法[J]. 湖南科技大学学报(社会科学版), 2021, 24(6): 80-89.
- [9] 樊自甫, 吴云. 城市数字经济可持续发展的关键影响因素研究[J]. 重庆邮电大学学报(社会科学版), 2021, 33(5): 106-115.
- [10] 聂长飞, 陈志, 冯苑. 城市数字基础设施建设与经济高质量发展[J]. 经济问题, 2023(10): 26-35.
- [11] 程云洁, 王佩佩. 数字新基建对区域经济协调发展的影响研究[J]. 技术经济与管理研究, 2023(7): 109-114.
- [12] 潘凯. 新基建对中国经济增长的促进作用[J]. 江汉论坛, 2023(8): 50-55.
- [13] 苏京春, 张荀. 新基建如何影响我国城市经济增长质量? ——基于“宽带中国”战略的准自然实验研究[J]. 财政科学, 2023(1): 69-84.
- [14] 赵培阳, 鲁志国. 粤港澳大湾区信息基础设施对经济增长的空间溢出效应——基于空间计量和门槛效应的实证分析[J]. 经济问题探索, 2021(8): 65-81.
- [15] 徐英洁, 余国新. 信息基础设施、居民消费与经济增长——基于西部地级城市的中介效应模型研究[J]. 商业经济研究, 2021(6): 154-157.
- [16] 黄梦涵, 张卫国, 兰秀娟. 新型基础设施建设对经济高质量发展的影响: 异质性与作用机制[J]. 经济问题探索, 2023(8): 19-35.
- [17] 伍先福, 黄晓, 钟鹏. 新型基础设施建设与战略性新兴产业耦合协调发展测度及其耦合机制[J]. 地理科学, 2021, 41(11): 1969-1979.

- [18] 林博, 寇冬雪. 数字经济与产业结构高级化、合理化: 基于多模型指数构建的实证研究[J]. 西南科技大学学报(哲学社会科学版), 2023, 40(2): 40-48.
- [19] 文传浩, 谭君印, 李益, 等. 新型基础设施建设的减排效应及其作用机制研究[J]. 工业技术经济, 2021, 40(12): 122-130.
- [20] 胡惠莹, 杜锐, 梁典. 新型信息基础设施对经济增长的影响研究[J]. 云南科技管理, 2023, 36(4): 23-27.

## A Study on the Effect of New Infrastructure Investment on the Sustainable Development of the Digital Economy in the Yellow River Basin

LIU Xiaocui, LI Shuang

(School of Statistics, Xi'an University of Finance and Economics, Xi'an 710100, China)

**Abstract:** The relationship between the investment in new infrastructure and the sustainable development of the digital economy in the Yellow River Basin was explored. Based on panel data from nine provinces in the Yellow River Basin from 2011 to 2021, indices for investment in new infrastructure and sustainable development of the digital economy were constructed. A two-way fixed effects model, robustness test, mediation effect and heterogeneity analysis was used to measure the effects of investment in new infrastructure on driving the sustainable development of the digital economy. The results show that investment in new infrastructure in the Yellow River Basin can directly and indirectly promote the sustainable development of the digital economy, and there are regional differences with a more significant promoting effect in the upstream areas than in the middle and lower reaches.

**Keywords:** new infrastructure investment in the Yellow River Basin; two-way fixed effects model; mediation effect analysis; sustainable development of the digital economy