

数字经济对黄河流域城乡收入差距的影响研究

全佳乐

青海大学财经学院, 青海 西宁

收稿日期: 2026年9月7日; 录用日期: 2026年10月11日; 发布日期: 2026年10月21日

摘要

基于2011~2024年黄河流域9个省级行政区的相关数据, 本文通过熵值法构建数字经济综合评价指标, 并利用双向固定效应模型识别数字经济发展对城乡收入分配格局的影响。研究结果表明, 数字经济水平上升会显著拉大城乡收入差异, 说明现阶段数字化发展可能对黄河流域城乡收入均衡产生一定不利影响。在将城乡居民收入比作为替代性被解释变量, 并对数字经济发展水平作一期滞后处理后, 估计结果的方向与基准回归基本一致。进一步分析发现, 产业结构升级这一传导渠道未得到显著统计支持; 数字经济可显著推动数字普惠金融发展, 但数字普惠金融的传导作用尚未得到完整支持。研究表明, 应在推进数字经济发展的同时更加重视城乡数字鸿沟, 通过完善农村数字基础设施、提升农村居民数字技能和增强数字金融服务有效性, 使数字经济发展成果更加公平地惠及城乡居民。

关键词

数字经济, 城乡收入差距, 黄河流域, 数字鸿沟

Research on the Impact of the Digital Economy on Urban-Rural Income Gap in the Yellow River Basin

Jiale Tong

School of Finance and Economics, Qinghai University, Xining Qinghai

Received: September 7, 2026; accepted: October 11, 2026; published: October 21, 2026

Abstract

Using provincial-level panel data covering nine provincial-level administrative regions in the Yellow River Basin over the period 2011~2024, this study develops a composite index of digital economy development through the entropy-weighting method and estimates its relationship with the urban-

rural income gap using a two-way fixed-effects framework. The empirical results indicate that a higher level of digital economy development is significantly associated with a wider urban-rural income gap, suggesting that, at the current stage, digitalization may intensify income disparities between urban and rural residents in the Yellow River Basin. This finding remains broadly unchanged when the urban-to-rural income ratio is used as an alternative measure of income inequality and when the digital economy index is lagged by one period. Further investigation provides no statistically significant evidence for industrial upgrading as a transmission channel. Although digital economy development contributes significantly to the expansion of digital inclusive finance, the evidence is insufficient to establish a complete transmission mechanism through digital inclusive finance. These results imply that policies promoting the digital economy should place greater emphasis on narrowing the urban-rural digital divide. In particular, strengthening digital infrastructure in rural areas, improving rural residents' digital capabilities, and enhancing the effectiveness of digital financial services may enable the gains from digital transformation to be distributed more evenly between urban and rural populations.

Keywords

Digital Economy, Urban-Rural Income Gap, Yellow River Basin, Digital Divide

Copyright © 2026 by author(s) and Hans Publishers Inc.

This work is licensed under the Creative Commons Attribution International License (CC BY 4.0).

<http://creativecommons.org/licenses/by/4.0/>



Open Access

1. 引言

随着数字经济的快速发展,数字经济已成为推动经济结构转型和促进区域协调发展的重要力量。《“十四五”数字经济发展规划》明确提出要充分发挥数据要素价值,加快数字产业化和产业数字化发展,推动数字技术与实体经济深度融合[1]。

随着社会经济的发展,我国城乡发展不平衡问题仍然存在,城乡收入差距成为影响区域协调发展和共同富裕目标实现的重要因素。黄河流域作为我国重要的生态保护和高质量发展区域,城乡发展不平衡问题仍突出,城乡收入差距成为制约区域协调发展和城乡融合推进的重要因素(史海金等, 2024) [2]。而城乡收入差距是实现共同富裕过程中需要重点解决的问题,缩小城乡收入差距是推动共同富裕的重要路径(李正图等, 2024) [3]。

数字经济的不断演进,为缓释城乡发展失衡问题带来全新的实现路径。一方面,数字技术能够降低信息搜寻成本,提高农村居民获取市场信息和参与经济活动的的能力,促进城乡资源高效配置(赵涛等, 2020) [4];另一方面,数字经济推动农业数字化转型和农村产业融合发展,提高农村产业附加值和居民收入水平(吴昊等, 2023) [5]。此外,数字平台和数字金融的发展拓宽了农村居民就业创业渠道,改善农村金融服务可获得性,为缩小城乡收入差距提供了重要支撑(庄佳坤, 2025) [6]。

基于上述背景,本文重点关注两个问题:第一,数字经济发展如何影响黄河流域城乡收入差距;第二,产业结构升级以及数字普惠金融能否作为传导渠道致使数字经济影响城乡收入差距。

2. 文献综述

数字经济测度体系的完善为城乡收入差距研究提供了重要支撑。许宪春、张美慧(2020) [7]从国民经济核算视角构建数字经济测算框架,为数字经济规模测度提供参考。赵涛等(2020) [4]从数字基础设施、数字产业化、数字普惠金融等维度构建综合评价体系,推动数字经济测度由单一指标向多维评价发展。

张勋等(2019) [8]基于北京大学数字普惠金融指数,从覆盖广度、使用深度和数字化程度衡量数字金融发展水平,为研究数字经济包容性增长提供数据支持。总体来看,数字经济测度方法不断完善,为进一步分析其收入分配效应奠定了基础。

数字经济作用于城乡收入差距会表现出“双重效应”。已有大量研究指出,数字经济具备弥合城乡居民收入鸿沟的作用。程名望、张家平(2019) [9]发现,互联网发展能够显著降低城乡收入比,主要作用于农村居民经营性收入和工资性收入提升。另一方面,有研究指出,数字经济可能因城乡数字基础设施和数字技能差异形成“数字鸿沟”,导致城市居民和高技能群体优先获取数字红利,从而扩大城乡收入差距。黄漫宇、窦雪萌(2022) [10]指出,数字鸿沟会通过限制农村居民数字应用能力和收入增长,进一步影响城乡收入差距。

现有研究表明,数字经济对收入分配具有双重效应。一方面,数字技术通过降低信息成本、扩大就业创业机会和改善金融可得性,有助于提高农村居民收入;另一方面,城乡数字基础设施、数字技能和人力资本差异可能形成数字鸿沟,使城市和高技能群体率先获得数字红利,从而扩大收入差距。黄河流域兼具生态保护与高质量发展的战略任务,且区域内部产业结构、城镇化水平和数字基础条件差异较大,因此有必要在这一特定区域背景下考察数字经济的城乡收入分配效应。本文据此重点分析数字经济对城乡收入差距的总体影响,并检验产业结构升级和数字普惠金融两条可能渠道。

3. 研究设计

3.1. 研究区域与数据来源

本文以黄河流域九个省级行政区为研究对象,样本期为 2011~2024 年。数据主要来源于《中国统计年鉴》《中国农村统计年鉴》、各省级行政区统计年鉴以及北京大学数字普惠金融指数。各变量的具体定义和单位见表 1 及变量说明。对原始数据进行口径核对后,数字经济各指标采用极差标准化并通过熵值法合成为数字经济发展指数;人均 GDP 取自然对数,其余比例变量按原始统计口径计算。受北京大学数字普惠金融指数数据可得性限制,涉及 DFI 的机制检验采用 2011~2023 年样本,并在相同样本期内重新报告基准结果以保证可比性;其余分析使用 2011~2024 年完整样本。

3.2. 理论分析与研究假设

数字经济对城乡收入分配具有双重影响。一方面,数字技术能够降低信息和交易成本,拓宽农村居民就业、创业和市场参与渠道,从而提高农村居民收入;另一方面,城乡在数字基础设施、教育水平和数字技能方面存在差异,城市居民可能更早、更充分地获得数字化收益,从而在一定阶段扩大城乡收入差距。黄河流域省际发展差异较大,部分地区传统产业占比较高,农村数字基础和劳动力技能相对薄弱,因此数字红利在城乡之间可能存在不均衡分配。基于此,本文提出假设 H1:数字经济发展会显著影响黄河流域城乡收入差距。

产业结构升级并不必然转化为农村居民收入增长。数字技术与实体经济融合能够推动传统产业技术改造并催生现代服务业,但若新增岗位主要集中在省会、中心城市或高技能部门,或者资源型产业数字化更多体现为资本深化、自动化替代而非就业扩张,则产业高级化对农村劳动力的收入传导可能较弱。黄河流域部分省区产业结构偏重、资源型行业占比较高,城乡劳动力在技能和迁移能力上存在差异,因此产业升级可能出现“结构改善但分配传导不足”。据此提出 H2:产业结构升级可能构成数字经济影响城乡收入差距的渠道,但其作用取决于产业升级的就业吸纳性与城乡劳动力技能匹配程度。

数字普惠金融能够降低金融服务成本并提高农村金融服务可得性,但金融覆盖扩大并不必然转化为农村居民收入增长。农村居民仍可能受到数字技能、信用条件和金融知识等因素制约,因此数字普惠金

融的收入分配效应可能存在一定条件。基于此,本文提出假设 H3:数字普惠金融可能构成数字经济影响城乡收入差距的传导渠道。

总体而言,数字经济既可能改善城乡收入分配,也可能因数字鸿沟扩大城乡收入差距。本文进一步从产业结构升级和数字普惠金融两个方面考察其可能的传导路径。

3.3. 变量选择

(1) 被解释变量:城乡收入差距(Theil)

城乡收入差距借鉴已有研究,本文采用泰尔指数衡量城乡居民收入差距。泰尔指数的计算公式为:

$$TR_{it} = \sum_{j=1}^2 \left(\frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \right) \times \ln \left(\frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} / \frac{X_{ijt}}{X_{it}} \right)$$

其中, i 表示所研究的省级行政区; j 为地区, $j=1$ 代表城镇, $j=2$ 代表农村; X_{it} 表示两类地区 t 年总人口; X_{ijt} 表示城镇地区或农村地区人口; Y_{it} 表示两类地区 t 年可支配收入; Y_{ijt} 表示城镇地区或农村地区可支配收入。该指数越大就意味着城乡居民收入差距越大。

(2) 解释变量:数字经济水平(DE)

目前,学术界关于数字经济发展水平的测度尚未形成统一标准。本文结合数字经济发展内涵、已有研究以及数据可获得性,参考赵涛等(2020) [4]、许宪春等(2020) [7]的研究,从数字基础设施、数字产业化、产业数字化和数字创新能力四个维度构建数字经济发展评价体系,共选取互联网宽带接入用户数、移动电话普及率、长途光缆线路长度、软件业务收入、电信业务总量、快递业务量、电子商务销售额、规模以上工业企业 R&D 经费和国内专利申请受理量 9 项指标,并采用熵值法测算各地区数字经济发展指数。考虑到数字普惠金融作为本文进一步机制分析变量,为避免与核心解释变量产生指标重叠,数字经济综合指数中不纳入数字普惠金融指标。

Table 1. Digital economy development evaluation index system

表 1. 数字经济发展评价指标体系

一级指标	二级指标	具体指标	指标属性
数字基础设施	网络基础水平	互联网宽带接入用户数(万户)	正向
	移动通信水平	移动电话普及率(部/百人)	正向
	信息传输能力	长途光缆线路长度(公里)	正向
数字产业化	数字产业规模	软件业务收入(亿元)	正向
	数字产业发展基础	电信业务总量(亿元)	正向
产业数字化	数字商业应用	快递业务量(万件)	正向
	网络消费水平	电子商务销售额(亿元)	正向
数字创新能力	创新投入	规模以上工业企业 R&D 经费(万元)	正向
	创新产出	国内专利申请受理量(项)	正向

(3) 控制变量

为深入探究黄河流域数字经济发展与城乡收入差距之间的关联关系,本文结合已有研究和区域发展特点,选取经济发展水平、城镇化水平、金融发展水平和政府支出水平作为本文的控制变量。

(1) 经济发展水平(lnPGDP),采用人均地区生产总值的自然对数衡量。(2) 城镇化水平(Urban),采用城镇化率衡量;(3) 金融发展水平(Finance),采用金融机构人民币各项贷款余额占 GDP 比重衡量;(4) 政

府支出水平(Gov), 采用政府财政支出占 GDP 比重衡量。

(4) 机制变量

为进一步考察数字经济影响城乡收入差距的作用机制, 本文以产业结构升级和数字普惠金融作为机制变量。具体而言: (1) 产业结构升级(IS), 采用第三产业增加值与第二产业增加值之比衡量, 该比值越高, 表明产业结构高级化程度越高; (2) 数字普惠金融(DFI), 采用北京大学数字普惠金融指数衡量。通过引入上述机制变量, 进而识别产业结构升级和数字普惠金融是否为数字经济影响城乡收入差距的中介渠道。

3.4. 模型设定

为实证识别数字经济发展之于黄河流域城乡收入差距的直接影响, 本文构建如下基准回归模型:

$$\text{Theil}_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DE_{it} + \sum_k \beta_k \text{Control}_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

其中, i 表示省级行政区, t 表示年份; Theil_{it} 表示第 i 个省级行政区在第 t 年的城乡收入差距, 本文采用泰尔指数衡量该指数数值越高, 代表城乡收入差距水平越大; DE_{it} 表示数字经济发展水平, 由数字基础设施、数字产业化、产业数字化和数字创新能力四个维度的相关指标通过熵值法综合测算得到; Control_{kit} 表示一系列控制变量, 包括经济发展水平、城镇化水平、金融发展水平和政府支出水平; μ_i 表示省级行政区固定效应, 用于控制不同省级行政区之间不随时间变化的不可观测因素; λ_t 表示年份固定效应, 用于控制宏观经济波动、国家政策调整等随时间变化但对各地区具有共同影响的因素; ε_{it} 为随机扰动项; α_0 为常数项, α_1 和 β_k 为待估参数。

本文重点关注数字经济发展水平估计系数的符号及显著性。由于泰尔指数越大表示城乡收入差距越大, 当数字经济发展水平的估计系数显著为正时, 表明数字经济发展可能扩大城乡收入差距; 当其显著为负时, 则表明数字经济发展有助于缩小城乡收入差距。

在基准回归结果之上, 为进一步挖掘数字经济作用于城乡收入差距的内在作用机理, 本文选取产业结构升级与数字普惠金融两个角度开展机制检验, 并构建相应的机制检验模型。

基于上述分析, 本文构建如下机制检验模型:

$$M_{it} = \gamma_0 + \gamma_1 DE_{it} + \sum_k \delta_k \text{Control}_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

$$\text{Theil}_{it} = \theta_0 + \theta_1 DE_{it} + \theta_2 M_{it} + \sum_k \phi_k \text{Control}_{kit} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(2)和式(3)中, M_{it} 表示机制变量, 具体包括产业结构升级 IS 和数字普惠金融 DFI, 其余变量含义与式(1)保持一致。

首先, 以产业结构升级作为机制变量进行检验。如果数字经济发展水平的估计系数针对产业结构升级表现出统计显著性, 就意味着数字经济发展或将带来产业结构层面的变动; 进一步将产业结构升级变量纳入城乡收入差距模型, 若其估计系数显著, 则表明产业结构升级可能构成数字经济影响城乡收入差距的传导渠道。

其次, 以数字普惠金融作为机制变量进行检验。受北京大学数字普惠金融指数数据可得性限制, 该部分采用 2011~2023 年样本进行估计, 其余实证分析仍采用 2011~2024 年样本。若数字经济发展水平对数字普惠金融指数的估计系数显著, 则说明数字经济发展可能促进数字普惠金融水平变化; 进一步将数字普惠金融变量纳入城乡收入差距模型, 若其估计系数显著, 则说明数字普惠金融可能是数字经济作用于城乡收入差距的重要传导渠道。

通过上述检验，本文进一步识别产业结构升级和数字普惠金融是否构成数字经济影响城乡收入差距的潜在作用渠道。后文将结合具体回归结果对上述机制进行分析。

4. 实证分析

4.1. 描述性统计与相关性分析

4.1.1. 描述性统计

本文采用熵值法测算数字经济综合发展水平。首先，对各项指标进行极差标准化处理；其次，计算各指标的比重和信息熵；再次，根据指标的信息效用值确定权重；最后，依据各指标权重加权求和，得到各地区数字经济综合指数。熵值法能够依据指标离散程度客观赋权，避免人为确定权重带来的主观性，因此被广泛应用于综合评价研究。

Table 2. Descriptive statistics
表 2. 描述性统计

变量	N	均值	标准差	最小值	最大值
Theil	126	0.1124	0.0352	0.0524	0.2062
DE	126	0.1313	0.1400	0.0045	0.6100
lnPGDP	126	10.8007	0.3719	9.8588	11.6100
Urban	126	0.5599	0.0760	0.3733	0.7073
Finance	126	1.4992	0.4408	0.6733	2.5241
Gov	126	0.3024	0.1470	0.1262	0.7488
IS	126	1.1165	0.2540	0.5271	1.7582
DFI	117	241.0066	107.1224	18.3300	404.7900

表 2 报告了主要变量的描述性统计结果。城乡收入差距(Theil)的均值为 0.1124，数字经济发展水平(DE)的均值为 0.1313，且不同省区和年份之间存在一定差异。控制变量各数值均表现出一定的样本波动，为后续面板回归分析提供了基础。受数字普惠金融指数数据可得性限制，DFI 的有效样本量为 117，其余主要变量的样本量均为 126。

4.1.2. 相关性分析

表 3 报告了主要变量的 Pearson 相关系数。城乡收入差距(Theil)与数字经济发展水平(DE)的相关系数为-0.5531，并在 1%的统计水平上显著，表明在未控制其他因素的情况下，两者呈显著负相关关系。但相关性分析仅反映变量之间的初步统计关系，不能识别控制省级行政区个体差异、年份效应及其他影响因素后的净效应，因此，数字经济对城乡收入差距的实际作用有待双向固定效应模型开展进一步估计。

控制变量方面，经济发展水平(lnPGDP)和城镇化水平(Urban)与城乡收入差距显著负相关，金融发展水平(Finance)和政府支出水平(Gov)与城乡收入差距显著正相关。需注意的是，lnPGDP 与 Urban 之间的相关系数为 0.8942，相关程度较高，表明两者之间存在较强相关性，但是否构成严重多重共线性仍需结合后续回归结果综合判断。

简单相关分析与双向固定效应回归的结果方向存在差异，可能与两种方法的识别维度不同有关。相关性分析反映变量之间的总体相关关系，而固定效应模型主要利用省级行政区内部随时间变化的信息，在控制省级行政区固定效应、年份效应及其他因素后识别数字经济的净影响。因此，本文以固定效应回归结果作为主要判断依据。

Table 3. Correlation analysis**表 3.** 相关性分析

变量	Theil	DE	lnPGDP	Urban	Finance	Gov	IS
Theil	1.0000						
DE	-0.5531***	1.0000					
lnPGDP	-0.7777***	0.4756***	1.0000				
Urban	-0.6426***	0.2200**	0.8942***	1.0000			
Finance	0.3132***	-0.3488***	-0.0220	0.1554*	1.0000		
Gov	0.5535***	-0.6051***	-0.3586***	-0.1435	0.7548***	1.0000	
IS	-0.0432	0.2418***	0.2541***	0.2666***	0.6374***	0.3219***	1.0000

注：***、**、*分别代表 1%、5%、10%显著性水平。

4.2. 基准回归

表 4 报告了数字经济发展对黄河流域城乡收入差距的基准回归结果。列(1)仅控制省级行政区固定效应和年份固定效应，数字经济发展水平(DE)的估计系数为 0.0406，并在 1%的统计水平上显著。列(2)进一步加入经济发展水平和城镇化水平后，DE 的估计系数为 0.0379，仍在 1%的统计水平上显著。列(3)在进一步控制金融发展水平和政府支出水平后，DE 的估计系数为 0.0363，符号和显著性均保持稳定。

为提高估计结果的可靠性，列(4)采用省级行政区层面的聚类稳健标准误重新进行估计。结果显示，DE 的估计系数仍为 0.0363，并在 1%的统计水平上显著，表明在控制相关因素以及省级行政区和年份固定效应后，回归结果表明，数字经济水平提升将显著扩大黄河流域的城乡收入差距。由于泰尔指数数值越大表示城乡收入差距越大，因此该结果表明，现阶段数字经济发展可能在一定程度上扩大城乡收入差距。

Table 4. Benchmark regression**表 4.** 基准回归

	(1)	(2)	(3)	(4)
DE	0.0406*** (0.0077)	0.0379*** (0.0076)	0.0363*** (0.0071)	0.0363*** (0.0083)
lnPGDP		-0.0225** (0.0088)	-0.0071 (0.0083)	-0.0071 (0.0160)
Urban		-0.0232 (0.0357)	-0.0344 (0.0324)	-0.0344 (0.0754)
Finance			0.0101*** (0.0028)	0.0101* (0.0046)
Gov			0.0254 (0.0176)	0.0254* (0.0126)
省级行政区固定效应	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是
N	126	126	126	126
Within R ²	0.9699	0.9717	0.9790	0.9790

注：括号内为标准误，第(4)列采用省级行政区层面的聚类稳健标准误；***、**、*分别表示在 1%、5%和 10%的统计水平上显著。

4.3. 稳健性检验

为检验基准回归结果的稳健性，本文通过替换被解释变量和对核心解释变量进行一期滞后处理，对基准结果进行稳健性检验。首先，采用城乡居民人均可支配收入比(Gap)替代泰尔指数重新进行估计。结果显示，数字经济发展水平(DE)的估计系数为 0.2684，并在 10%的统计水平上显著，说明更换城乡收入差距的衡量方式后，数字经济对城乡收入差距的影响方向未发生改变。

其次，考虑到数字经济发展对收入分配的影响可能存在一定滞后性，本文将核心解释变量滞后一期重新进行估计。结果见表 5，数字经济发展水平滞后一期(L.DE)的估计系数为 0.0304，并在 1%的统计水平上显著。由此可见，在替换被解释变量和核心解释变量滞后一期后，主要结论均保持一致，表明基准回归结果具有一定的稳健性。

Table 5. Robustness test
表 5. 稳健性检验

变量	(1) 替换被解释变量	(2) DE 滞后一期
DE	0.2684* (0.1210)	
L.DE		0.0304*** (0.0086)
lnPGDP	-0.1084 (0.1748)	-0.0030 (0.0154)
Urban	0.2246 (0.9231)	-0.0395 (0.0740)
Finance	0.0734 (0.0595)	0.0149** (0.0050)
Gov	0.1773 (0.1494)	0.0008 (0.0104)
省级行政区固定效应	是	是
年份固定效应	是	是
N	126	117
Within R ²	0.9700	0.9790

注：圆括号内为聚类至省级行政区层面的稳健标准误；***、**、*分别代表回归系数通过 1%、5%、10%水平的统计显著性检验。

4.4. 进一步机制分析

为进一步考察数字经济影响城乡收入差距的可能传导路径，本文分别从产业结构升级和数字普惠金融两个方面进行检验，结果见表 6。

首先，从产业结构升级渠道来看，列(1)结果显示，数字经济发展水平对产业结构升级的估计系数为 0.4766，但未通过常用统计显著性水平检验。列(2)进一步将产业结构升级变量纳入城乡收入差距模型后，产业结构升级的估计系数为 0.0038，同样未表现出显著性。因此，现有经验证据尚不足以支持产业结构升级能够在数字经济对城乡收入差距的影响关系中起到中介传递效果。基于本文样本，产业结构升级的中介传导效应未得到显著的经验证据支撑，假设 H2 未能得到验证。

其次，从数字普惠金融渠道来看，由于数字普惠金融指数数据仅覆盖 2011~2023 年，本文首先基于 117 个有效样本重新进行基准回归。列(3)结果显示，数字经济发展水平的估计系数为 0.0319，并在 1% 的统计水平上显著，表明缩短样本期后基准结论仍然成立。列(4)进一步表明，数字经济发展水平对数字普惠金融指数的估计系数为 54.0958，并在 5% 的统计水平上显著，说明数字经济发展能够有效促进数字普惠金融水平提升。然而，在列(5)中将数字普惠金融指数纳入城乡收入差距模型后，其估计系数未通过显著性检验。因此，数字普惠金融作为传导机制的经验证据尚不充分。因此，基于本文样本，假设 H3 未获得完整的经验证据支持。

Table 6. Mechanism testing
表 6. 作用机制检验

变量	(1) IS	(2) Theil	(3) Theil	(4) DFI	(5) Theil
DE	0.4766 (0.3348)	0.0345*** (0.0094)	0.0319*** (0.0071)	54.0958** (17.4774)	0.0215* (0.0101)
lnPGDP	-0.7828 (0.5002)	-0.0041 (0.0167)	-0.0069 (0.0156)	4.1816 (17.7878)	-0.0077 (0.0155)
Urban	3.5903* (1.6597)	-0.0480 (0.0758)	-0.0294 (0.0748)	17.9807 (95.5185)	-0.0329 (0.0641)
Finance	0.2969** (0.1276)	0.0090* (0.0042)	0.0088* (0.0042)	11.9572 (6.5680)	0.0065* (0.0035)
Gov	1.3933** (0.4555)	0.0202 (0.0127)	0.0284* (0.0137)	18.6384 (34.1587)	0.0248 (0.0139)
IS		0.0038 (0.0058)			
DFI					0.0002 (0.0001)
控制变量	是	是	是	是	是
省级行政区固定效应	是	是	是	是	是
年份固定效应	是	是	是	是	是
N	126	126	117	117	117
Within R ²	0.8104	0.9793	0.9762	0.9981	0.9782

注：括号为省级行政区聚类稳健标准误。***、**、*表示系数在 1%、5%、10%水平下显著；受制于数字普惠金融指数数据，机制检验采用 2011~2023 年样本。

总体来看，产业结构升级和数字普惠金融两条预设渠道均未获得完整的统计支持，这一结果本身也是本文的重要发现。产业结构升级方面，黄河流域部分地区仍以能源、原材料和传统产业为主，产业升级可能更多体现为资本和技术投入，短期内未必能够充分吸纳农村劳动力，因此其对城乡收入差距的传导作用不明显。数字普惠金融方面，数字经济虽然显著促进了数字金融发展，但农村居民仍可能受到数字技能、信用条件和金融知识等约束，金融服务覆盖面的扩大尚未充分转化为持续增收。由此说明，在黄河流域特定发展阶段，数字经济影响城乡收入差距的机制具有复杂性，除本文考察的两条渠道外，还可能与城乡劳动力技能差异和要素配置差异有关，有待后续研究进一步检验。

4.5. 内生性问题讨论

尽管本文采用双向固定效应模型控制了省级行政区不随时间变化的个体特征以及年份共同冲击，但数字经济发展与城乡收入差距之间仍可能存在一定的内生性问题。一方面，城乡收入差距可能反过来影响地方数字基础设施建设和数字经济发展；另一方面，人力资本、市场化程度等难以完全观测的因素也可能同时影响数字经济发展与城乡收入分配。

为在一定程度上缓解同期反向因果问题，本文在稳健性检验中将数字经济发展水平滞后一期重新进行估计。结果显示，滞后一期数字经济发展水平的估计系数仍显著为正，且与基准回归结论一致，说明本文主要结论具有一定稳健性。但需要指出的是，滞后变量处理并不能完全消除潜在的内生性问题。受数据可得性限制，本文尚未进一步采用工具变量法进行严格的因果识别。未来研究可结合历史邮电通信基础、地形条件等外生信息构造工具变量，并采用 2SLS 等方法进一步检验数字经济与城乡收入差距之间的因果关系。

5. 结论与建议

本文围绕数字经济的分配效应与黄河流域高质量发展展开分析。基准结果显示，数字经济发展在现阶段与黄河流域城乡收入差距扩大显著相关；替换收入差距指标并对数字经济作滞后处理后，方向保持一致。更值得关注的是，产业结构升级和数字普惠金融两条预设传导渠道均未获得完整统计支持。这意味着黄河流域数字化转型并非自动产生包容性分配结果：传统产业和资源型产业的数字化可能更多体现为资本深化与效率提升，新增收益首先集中于城市、高技能劳动者和资本所有者；与此同时，农村居民在数字技能、就业匹配、金融有效使用和市场接入方面仍面临约束。结合流域横跨东中西部、城镇化进程差异较大、资源型产业比重较高且承担重要生态功能的现实背景，数字经济政策需要从“扩大数字供给”进一步转向“提升农村数字能力和收益转化能力”。

第一，完善农村数字基础设施。加快黄河流域农村地区宽带网络、移动通信和数字公共服务建设，重点补齐欠发达地区短板，提升农村数字服务可获得性，缩小城乡数字发展差距。

第二，提升农村居民数字素养和就业能力。加强电子商务、数字营销、平台就业和数字农业等技能培训，提高农村劳动力利用数字技术就业创业的能力，使其更好共享数字经济发展红利。

第三，推动数字经济与农业农村产业融合。发展智慧农业、农村电商和农产品数字营销，完善物流、冷链和线上销售体系，提高农产品流通效率，拓宽农村居民增收渠道。

第四，提高数字普惠金融服务质量。进一步完善面向农户和小微经营主体的数字信贷、支付和保险服务，降低融资门槛和成本，并加强金融知识普及，使数字金融更有效服务农村居民增收。

参考文献

- [1] 国务院关于印发“十四五”数字经济发展规划的通知[EB/OL]. 2022-01-12.
https://www.gov.cn/zhengce/content/2022-01/12/content_5667817.htm, 2026-07-15.
- [2] 史海金, 赵新正, 李香香, 等. 黄河流域城乡收入差距时空格局及其对城镇化的响应[J]. 干旱区地理, 2024, 47(10): 1781-1793.
- [3] 李正图, 刘柯杰. 新时代缩小城乡收入差距与迈向共同富裕[J]. 华东师范大学学报(哲学社会科学版), 2024, 56(2): 143-156, 181-182.
- [4] 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.
- [5] 吴昊, 张东玲, 王艳霞. 数字经济对城乡收入差距的影响研究——基于农村产业融合中介效应和门槛效应的实证检验[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2023, 17(6): 85-93.
- [6] 庄甲坤. 农村电商、非农就业与城乡收入差距[J]. 云南农业大学学报(社会科学), 2025, 19(10): 49-57.

-
- [7] 许宪春, 张美慧. 中国数字经济规模测算研究——基于国际比较的视角[J]. 中国工业经济, 2020(5): 23-41.
- [8] 张勋, 万广华, 张佳佳, 等. 数字经济、普惠金融与包容性增长[J]. 经济研究, 2019, 54(8): 71-86.
- [9] 程名望, 张家平. 互联网普及与城乡收入差距: 理论与实证[J]. 中国农村经济, 2019(2): 19-41.
- [10] 黄漫宇, 窦雪萌. 城乡数字鸿沟会阻碍农村居民消费结构升级吗?——基于中国家庭追踪调查(CFPS)数据的分析[J]. 经济问题探索, 2022(9): 47-64.