

数字经济为农村就业创造的机遇与效应分析

王宇朋

山东建筑大学商学院, 山东 济南

收稿日期: 2026年7月10日; 录用日期: 2026年7月24日; 发布日期: 2026年9月20日

摘 要

本研究基于2010~2021年全国26个省级行政区的面板数据, 实证检验数字经济对农村人口就业的影响。研究发现, 数字经济能显著促进农村人口就业, 且存在单门槛效应。其作用机制包括提升居民消费、促进产业结构升级等。

关键词

数字经济, 农村人口就业, 固定效应, 门槛效应, 机制分析

Analysis of Opportunities and Effects of Digital Economy on Rural Employment

Yupeng Wang

School of Business, Shandong Jianzhu University, Jinan Shandong

Received: July 10, 2026; accepted: July 24, 2026; published: September 20, 2026

Abstract

This study is based on panel data from 26 provincial-level administrative regions nationwide from 2010 to 2021, empirically examining the impact of the digital economy on rural employment. The study finds that the digital economy can significantly promote rural employment and that there exists a single-threshold effect. Its mechanisms include enhancing household consumption and promoting industrial structure upgrading, among others.

Keywords

Digital Economy, Employment of Rural Population, Fixed Effects, Threshold Effects, Mechanism Analysis



1. 引言

“人”在社会向前发展中的重要作用。无论是科技研发、提升资源配置效率还是引领产业变革,“人”始终是核心要素。目前已有文献论证了人在产业发展中的重要性[1]。数字经济正与农民主体、农业发展与农村社会环境深度融合[2]。研究表明数字经济能促进高质量就业、提高农民收入。本文以 2010~2021 年全国 26 个省级行政区的面板数据为样本,采用固定效应、门槛回归和中介效应模型评估数字经济对农村人口就业的影响及机制。本文从微观个体、中观产业、宏观共富三个层面探讨了数字经济影响农村人口就业的机制。基于实证研究结果,本文提出针对性的政策建议,以促进数字经济与农村人口就业的良性互动,推动农业现代化和乡村振兴。

2. 文献综述与理论假设

2.1. 数字经济对农村人口就业的直接影响

现有研究已证实数字经济在促进就业、优化收入分配及推动产业升级方面具有显著作用[2]-[4],此外,有效发挥数字经济对城乡融合发展有促进作用[5]。基于此,本文提出如下假说。

H1: 数字经济发展对农村人口就业有显著影响;

H2: 数字经济与农村人口就业之间存在非线性关系;

H3: 数字经济发展对农村人口就业的影响存在地区异质性。

2.2. 数字经济对农村人口就业的机制分析

微观层面:数字经济通过提供新的生产方式、市场渠道和管理工具,使农民更有效参与现代农业[6],增加收入[7]。农村居民通过数字经济获得公共服务便利,增加收入[8]。收入提高抑制农业人口外流。数字经济促进线上消费,提升农村居民福利,并对冲物价上涨冲击[9]。

H4: 数字经济在微观层面通过增加农民可支配收入、提高农村居民消费影响农村人口就业。

中观层面:数字经济促进农业从规模化向精细化方向升级[10],能显著促进农业 TFP 增长,催生农村电商、智慧农业等新业态[11]。同时,数字经济促进城乡市场一体化,加快要素自由流动[12],为欠发达地区提供产业转型机会,缩小收入差距。

H5: 数字经济在中观层面通过促进农业增收、产业结构优化影响农村人口就业。

宏观层面:数字经济发展推动宏观经济增长、提高劳动者报酬比重[13][14],并通过创新人力要素流动缩小城乡收入差距[15]。

H6: 数字经济在宏观层面通过缩小收入差距、促进社会公平影响农村人口就业。

3. 研究设计

3.1. 变量选取

3.1.1. 被解释变量

根据数据可得性,参考已有学者的研究[16],本文将 RP、RW、SEP、EPE 作为被解释变量。

3.1.2. 核心解释变量

核心解释变量为数字经济发展指数(DEL)。参考蔡跃洲[15]和孙小强等[17]的研究,从数字基建、产业数字化、数字产业化三个维度构建指标体系,以熵值法测算指数。其中数字基建 5 项、产业数字化 3 项、数字产业化 3 项二级指标构成。

3.1.3. 机制变量

本文从微观个体、中观产业、宏观共富三个维度,选取了 6 个二级指标,来考察数字经济发展对于农村人口就业的影响机制。

(1) 微观个体维度。数字经济发展提高个体收入[7]和消费水平[8],可通过优化生产要素投入提高农户收入,通过电子商务普及改善生活条件,减少人口外流,间接促进就业。基于此,本文选取个体收入效应(II)和个体消费效应(IE)两个二级指标来研究在微观个体维度上数字经济对农村人口就业的影响机制,个体收入效应和个体支出效应分别由农村居民人均可支配收入以及农村居民人均消费支出的对数来度量。

(2) 中观产业维度。数字经济能够提高农业机械化水平[18]和调整农村产业结构[19]。数字经济通过提高农业全产业链的数字化水平,提升第一产业生产效率,推动产业结构转型升级,催生新产业新业态。基于此,本文选取产业优化效应(IO)和产业结构效应(IS)两个二级指标来研究在中观产业维度上数字经济对于农村人口就业的影响机制,产业优化和产业结构分别由第一产业增加值的对数以及第三产业占比来度量。

(3) 宏观共富维度。数字经济需在公平和效率间实现动态平衡。数字技术能优化生产要素投入、降低生产成本、提高效率、增加农民收入,缩小城乡差距[20]。基于此,本文选取劳动者报酬比重(SLC)、城乡消费差距(URIG)两个二级指标来研究在宏观共富维度上数字经济对于农村人口就业的影响机制,两个指标分别由居民人均可支配收入增长率/地区 GDP 增长率、城镇居民人均可支配收入/农村居民人均可支配收入来度量。

3.1.4. 控制变量

除数字经济发展外,农村人口就业还与人口自然增长、经济发展、技术进步相关。此外,就业水平还会受到教育因素的影响。因此,为了避免遗漏变量引起的统计偏误,本文将人口自然增长率、GDP 增长率、技术市场成交额、政府教育经费投入作为控制变量。

3.2. 模型构建

本文构建以下计量模型:

首先,为验证假说 1,构建数字经济发展对农村人口就业影响的个体固定效应模型:

$$Y_{it} = \beta_0 + \beta_1 DEL_{it} + SX_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式中:为简化表示,被解释变量农村人口 RP_{it} 、农村就业人口 RW_{it} 、农村个体就业人口占比 SEP_{it} 、农村私营企业就业人口占比 EPE_{it} 均记为 Y_{it} ; DEL_{it} 表示数字经济发展指数; X_{it} 为一系列控制变量; σ_i 表示地区固定效应; μ_t 表示时间固定效应; ε_{it} 表示随机误差项; β_0 、 β_1 表示待估系数; S 为控制变量系数。

为讨论数字经济对农村人口就业的非线性影响,参考 Hansen 的面板门槛模型,设定模型如下:

$$Y_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 DEL_{it} \times I(q_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 DEL_{it} \times I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2) + \dots \\ + \alpha_{n-1} DEL_{it} \times I(\gamma_{n-1} < q_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_n DEL_{it} \times I(q_{it} > \gamma_n) + SX_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (2)$$

式中: $I(q_{it} \leq \gamma_1)$ 、 $I(\gamma_1 < q_{it} \leq \gamma_2)$ 、 $\dots$ 、 $I(\gamma_{n-1} < q_{it} \leq \gamma_n)$ 、 $I(q_{it} > \gamma_n)$ 为示性函数,括号内表达式为真时取 1,否则取 0; q_{it} 为门槛变量; γ 为门槛值, α_0 、 α_1 、 α_2 表示待估系数;其他变量设定如(1)式。

最后,为检验微观个体、中观产业、宏观共富三个维度在数字经济发展与农村人口就业的中介效应,用逐步回归法构建中介效应模型,其中第一阶段如式(1),第二、三阶段如下式(3)和(4):

$$M_{it} = \delta_0 + \delta_1 \text{DEL}_{it} + SX_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$Y_{it} = \theta_0 + \theta_1 \text{DEL}_{it} + \rho W_{it} + SX_{it} + \sigma_i + \mu_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

式中: M_{it} 表示中介变量, δ_0 、 δ_1 、 θ_0 、 θ_1 、 ρ 表示待估计系数,其他变量设定如式(1)。

3.3. 数据来源

本文选取 2010~2021 年全国 26 个省级行政区的面板数据作为样本,原始数据主要来源于《中国统计年鉴》¹《中国农村统计年鉴》²《中国劳动统计年鉴》³,部分缺失数据使用线性插值法补齐。

4. 实证分析

4.1. 基准回归

表 1 汇报了基准回归结果。农村人口系数 0.273 (1%显著);农村就业人口系数-0.521 (1%显著);个体就业人口系数-0.198 (10%显著);私营企业就业人口系数 1.742 (1%显著)。

控制变量方面,人口自然增长率提高增加劳动力;GDP 上升致农村人口减少;技术进步使农村就业结构变化;政府教育投资提升劳动力素质,促进农村私营企业发展。

Table 1. Benchmark regression results

表 1. 基准回归结果

变量	RP	RW	SEP	EPE
DEL	0.273*** (3.19)	-0.521*** (-2.97)	-0.198* (-1.86)	1.742*** (5.01)
NPGR	0.001 (0.50)	0.018*** (3.60)	-0.006** (-2.01)	0.002 (0.22)
GDP	-0.245* (-1.79)	-0.159 (-0.57)	0.041 (0.24)	-1.632*** (-2.92)
TMT	-0.000*** (-4.48)	0.000 (0.32)	0.000** (2.04)	-0.000*** (-4.80)
EDUF	0.000* (1.71)	0.000 (0.64)	-0.000*** (-3.42)	0.000*** (7.91)
时间固定效应	控制	控制	控制	控制
个体固定效应	控制	控制	控制	控制
样本量	312	312	312	312
R-sq	0.999	0.995	0.686	0.911

注:***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平;括号内为稳健标准误。数据来源:根据 2010~2021 中国省级数据库、中国农村统计年鉴、中国教育统计年鉴、中国劳动统计年鉴数据计算得到。

4.2. 稳健性检验

为检验数字经济发展能显著影响农村人口就业这一结论稳健性,本文进行增加控制变量、变换时间窗检验、滞后一期等稳健性检验。

¹<https://www.stats.gov.cn/sj/ndsj/>

²<https://www.macrodats.cn/article/1147473504>

³<https://www.macrodats.cn/article/1147473680>

4.2.1. 增加控制变量

采用增加控制变量的方法进行稳健性检验,引入投资效率(投资率/地区 GDP 增长率)作为资本因素控制变量。数字经济发展指数系数分别为 0.251、-0.499、-0.213、1.710, RP、RW、EPE 在 1%水平显著, SEP 在 5%水平显著, 结果稳健。

4.2.2. 变换时间窗检验

将样本考察期从 2010~2021 年缩短至 2010~2019 年, 结果显示数字经济发展指数对 RP、RW、EPE 的系数均在 1%水平上显著, 结果稳健。

4.2.3. 滞后一期检验

采用滞后一期解释变量的方法缓解潜在内生性问题。回归结果显示, 数字经济发展指数对于被解释变量 RP、RW、EPE 的系数均在 5%的显著性水平上显著, 与前文基本一致, 具有稳健性。

4.3. 门槛效应

以数字经济发展指数作为门槛变量进行门槛效应回归。本文借鉴[21]的 bootstrap 法获得 F 统计量的渐近值, 并得到 P 值, 分别在 300 次格点搜索以及 300 次自举抽样对门槛值进行检验。门槛效应检验结果见表 2。RP: 单一门槛 $P=0.0467$ (5%显著), 双重 $P=0.0467$ (5%显著), 三重不显著, 建立双重门槛。SEP 各门槛检验均不显著; EPE 与数字经济发展不存在非线性关系。RP 系数呈倒“U”形, 数字经济发展之初, 对于农村人口增加有促进作用, 随着发展程度加深, 这种促进作用逐渐减少, 当数字经济发展到一定程度, 会使得农村人口减少。RW: $DEL \leq 0.2446$ 时系数-2.282 (1%); $DEL > 0.2446$ 时系数-1.702 (1%)。

Table 2. Threshold regression estimation results
表 2. 门槛回归估计结果

变量	RP	RW	SEP
$DEL \leq \eta_1$	3.305*** (6.93)	-2.282*** (-11.36)	0.125 (1.31)
$\eta_1 < DEL \leq 0\eta_2$	0.400** (2.09)	-1.702*** (-10.02)	0.425*** (3.62)
$DEL > \eta_2$	-0.521*** (-5.46)		0.049 (0.55)
常数项	8.758*** (67.99)	8.846*** (39.02)	-0.487*** (-4.08)
NPGR	0.001 (0.28)	0.009** (2.18)	-0.004** (-2.02)
GDP	-1.255*** (-10.32)	-1.713*** (-7.79)	0.575**** (5.03)
TMT	-0.000*** (-8.31)	-0.000** (-2.18)	0.000*** (4.24)
EDUF	0.000 (1.33)	0.000 (0.92)	-0.000*** (-3.62)
样本量	312	312	312
R-sq	0.784	0.845	0.428

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

数字经济发展对农村就业人口有负向影响,但该影响随发展程度加深而减小。SEP: $DEL \leq 0.4197$ 时不显著; $0.4197 < DEL \leq 0.4380$ 时系数 0.425 (1%); $DEL > 0.4380$ 时不显著。正向影响存在特定区间。对于被解释变量 EPE, 数字经济发展与其不存在非线性关系。H2 得到验证。

4.4. 地区异质性

数字经济发展水平是一个复合指标, 区位差异和经济发展程度可能对各地数字经济发展存在不同的影响。因此本文分区域进行考察, 结果见表 3~6。对于 RP, 仅中部地区数字经济发展指数在 1%水平上显著为正, 其余地区不显著。

Table 3. Regression estimation results for heterogeneity analysis (RP)

表 3. 异质性分析回归估计结果(RP)

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
DEL	0.116 (0.82)	0.263*** (3.31)	-0.207 (-1.34)	0.006 (0.00)
NPGR	-0.012** (-2.40)	-0.005*** (-3.08)	0.012*** (5.28)	-0.026*** (-3.38)
GDP	-0.200 (-0.46)	0.002 (0.06)	-0.713*** (-3.37)	-0.647** (-2.19)
TMT	-0.000*** (-3.71)	-0.000*** (-3.37)	0.000* (1.72)	-0.000** (-2.41)
EDUF	0.000*** (2.75)	-0.000*** (-3.43)	0.000*** (-2.96)	0.000 (1.70)
样本量	108	72	96	36
R-sq	0.999	1.000	1.000	0.996

注: **、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号内为稳健标准误。对 RW: 中部和西部显著为负(10%), 东部和东北不显著。

Table 4. Regression estimation results for heterogeneity analysis (RW)

表 4. 异质性分析回归估计结果(RW)

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
DEL	-0.335 (-1.42)	-2.745*** (-7.60)	-1.128* (-1.92)	-2.209 (-0.73)
NPGR	-0.002 (-0.26)	-0.044*** (-5.95)	0.055*** (6.61)	-0.017 (-0.96)
GDP	-0.451 (-0.63)	0.481** (2.62)	-0.736 (-0.92)	-1.886** (-2.80)
TMT	0.000 (1.21)	-0.000*** (-5.93)	-0.000 (-0.44)	-0.000* (-1.98)
EDUF	0.000 (0.84)	0.000** (2.45)	-0.000 (-1.50)	0.000 (1.29)
样本量	108	72	96	36
R-sq	0.997	0.997	0.995	0.989

注: **、*和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平; 括号内为稳健标准误。对 SEP: 东部、中部、东北显著为正(5%), 西部显著为负(5%)。

Table 5. Regression estimation results for heterogeneity analysis (SEP)
表 5. 异质性分析回归估计结果(SEP)

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
DEL	0.184*** (3.76)	0.224** (2.09)	-0.183** (-2.54)	1.782** (2.70)
NPGR	0.008*** (2.86)	-0.011*** (-2.97)	-0.008*** (-4.57)	-0.023 (-1.14)
GDP	0.046 (0.15)	0.619*** (2.93)	0.942*** (6.13)	0.234 (0.24)
TMT	0.000** (2.50)	0.000*** (3.09)	-0.000 (-0.45)	0.000 (0.63)
EDUF	-0.000*** (-3.22)	-0.000*** (-3.58)	-0.000 (-0.57)	-0.000** (-2.44)
样本量	108	72	96	36
R-sq	0.336	0.478	0.383	0.397

注：***、**和*分别表示 1%、5%和 10%的显著性水平；括号内为稳健标准误。对 EPE：东部、中部、东北显著为正(1%)，西部显著为负(1%)。

Table 6. Regression estimation results for heterogeneity analysis (EPE)
表 6. 异质性分析回归估计结果(EPE)

变量	东部地区	中部地区	西部地区	东北地区
DEL	1.478*** (3.10)	0.340*** (4.65)	-0.239*** (-2.98)	1.765*** (4.82)
NPGR	-0.051* (-1.78)	-0.007** (-2.65)	-0.006*** (-3.35)	-0.038*** (-3.41)
GDP	-1.255 (-0.43)	0.391*** (2.72)	0.900*** (5.27)	1.220** (2.27)
TMT	0.000** (2.11)	0.000 (1.53)	0.000 (0.58)	0.000 (0.80)
EDUF	-0.000*** (-3.61)	-0.000*** (-6.49)	-0.000** (-2.40)	-0.000** (-2.05)
样本量	108	72	96	36
R-sq	0.264	0.740	0.362	0.655

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

5. 影响机制分析

5.1. 微观个体效应

如表 7，表 8 中个体收入效应和个体支出效应模型(3)的回归结果所示，数字经济发展对农村居民收入和消费的影响均在 1%水平上显著为正，微观个体效应在农村个体和私营企业就业中发挥中介作用(假设 4 得证)。

5.2. 中观产业效应

如表 9，表 10 中个体收入效应和个体支出效应模型(3)的回归结果所示，数字经济发展对产业结构

Table 7. Individual income effect estimation results**表 7.** 个体收入效应估计结果

变量	(1) II	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
II		-0.341*** (-16.19)	-0.487*** (-12.18)	0.096*** (3.88)	0.278*** (3.45)
DEL	2.128*** (9.76)	0.167* (1.88)	-0.561*** (-3.32)	-0.123 (-1.17)	1.904*** (5.59)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.947	0.998	0.995	0.663	0.906
固定省份	是	是	是	是	是

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

Table 8. Individual consumption effect estimation results**表 8.** 个体消费效应估计结果

变量	(1) IE	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
IE		-0.295*** (-14.59)	-0.411*** (-10.80)	0.087*** (3.82)	0.213*** (2.86)
DEL	1.943*** (8.17)	0.016 (0.18)	-0.797*** (-4.72)	-0.087 (-0.86)	2.082*** (6.31)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.928	0.998	0.994	0.663	0.905
固定省份	是	是	是	是	是

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

Table 9. Industrial optimization effect estimation results**表 9.** 产业优化效应估计结果

变量	(1) I0	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
I0		-0.024* (-1.67)	0.087*** (2.92)	0.047*** (2.62)	-0.058 (-0.97)
DEL	-0.324 (-0.92)	0.265*** (3.10)	0.493*** (-2.84)	-0.182* (-1.73)	1.723*** (4.95)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.985	0.999	0.995	0.694	0.912
固定省份	是	是	是	是	是

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

Table 10. Industrial structure effect estimation results
表 10. 产业结构效应估计结果

变量	(1) IS	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
IS		-0.011*** (-12.90)	-0.010*** (-6.45)	0.003*** (3.70)	0.005* (1.73)
DEL	36.348*** (5.86)	-0.175* (-1.95)	-1.216*** (-6.81)	-0.036 (-0.37)	2.314*** (7.30)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.911	0.998	0.993	0.662	0.903
固定省份	是	是	是	是	是

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

调整的影响在 1%水平上显著为正。产业结构调整虽使农村人口外流，但能显著提升农村个体和私营企业就业，部分验证假设 5。

5.3. 宏观共富效应

如表 11，表 12 中劳动者报酬比重和城乡收入差距模型(3)的回归结果所示，数字经济发展显著提高劳动者报酬比重(1%)并减小城乡收入差距(5%)，宏观共富效应在农业人口就业中发挥中介作用(假设 6 得证)。

Table 11. Estimation results for the labor compensation share
表 11. 劳动者报酬比重估计结果

变量	(1) SLC	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
SLC		-0.273* (-1.94)	0.081 (0.34)	0.175 (1.42)	0.971** (2.46)
DEL	0.140*** (3.12)	-0.519*** (-4.81)	-1.608*** (-8.75)	0.057 (0.61)	2.359*** (7.80)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.799	0.997	0.992	0.648	0.904
固定省份	是	是	是	是	是

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

Table 12. Urban-rural income gap estimation results
表 12. 城乡收入差距估计结果

变量	(1) URIG	(2)			
		RP	RW	SEP	EPE
URIG		0.293*** (7.68)	0.540*** (8.55)	-0.062* (-1.72)	-0.230* (-1.96)
DEL	-0.381** (-2.50)	-0.381** (-2.50)	-0.381** (-2.50)	-0.381** (-2.50)	-0.381** (-2.50)

续表

控制变量	控制	控制	控制	控制	控制
N	312	312	312	312	312
R-sq	0.852	0.999	0.995	0.689	0.913
固定省份	是	是	是	是	是

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

6. 结论与建议

基于前文实证分析结果可知，在微观层面，居民生活水平提升促进就业；中观层面，农业产值和产业结构优化创造就业；宏观层面，数字经济成果惠及城乡居民；三者相互促进。

本文针对性提出如下政策启示。第一，引导私营企业推动大数据、物联网、云计算等信息技术与农业产业体系深度融合。第二，加大农村地区网络、交通、冷链与物流等基础设施投资，加强教育信息化建设。第三，支持金融机构提供创新性、普惠性金融服务，同时为数字金融和社会资本在“三农”领域发挥作用创造更好的政策环境。第四，推动农业科研与高校合作研发核心技术，建立数字技术人员到乡村挂职制度。最后，增加劳动者报酬比重，健全失业保障，利用数字技术创造就业机会。

参考文献

[1] 舒尔茨. 人力投资——人口质量经济学[M]. 贾湛, 施伟, 译. 北京: 华夏出版社, 1990.

[2] 李媛, 阮连杰. “数农融合”: 推进中国式农业农村现代化的系统逻辑[J]. 经济学家, 2024(9): 63-73.

[3] 刘诚. 数字经济与共同富裕: 基于收入分配的理论分析[J]. 财经问题研究, 2022(4): 25-35.

[4] 戚聿东, 刘翠花, 丁述磊. 数字经济发展、就业结构优化与就业质量提升[J]. 经济学动态, 2020(11): 17-35.

[5] 李成龙, 周宏, 张良. 数字经济对城乡融合发展的影响及路径研究[J]. 重庆大学学报(社会科学版), 2025, 31(1): 17-34.

[6] 李晓钟, 韩本登. 数字经济、消费结构与居民福利[J]. 统计与决策, 2023, 39(22): 11-17.

[7] 李怡, 柯杰升. 三级数字鸿沟: 农村数字经济的收入增长和收入分配效应[J]. 农业技术经济, 2021(8): 119-132.

[8] 杜蓉, 柳思维, 冯佑帅. 数字乡村发展对农村居民消费的影响机制实证研究[J]. 经济地理, 2024, 44(4): 190-200.

[9] 任保平. 双重目标下数字经济赋能我国农业农村现代化的机制与路径[J]. 东岳论丛, 2024, 45(1): 41-48+191.

[10] 方振, 李谷成, 音永欣, 等. 乡村数字经济发展水平测度及其对农业生产率增长的影响[J]. 中国农业大学学报, 2024, 29(5): 252-268.

[11] 陈海鹏, 彭思雨, 沈倩岭. 数字经济、要素流动与城乡融合发展[J]. 统计与决策, 2023, 39(10): 100-105.

[12] 郭娟娟, 张顺. 数字经济时代的劳动力市场分割与职业流动的收入效应[J]. 浙江社会科学, 2024(8): 99-111+159.

[13] 乔小乐, 杜强, 何洋. 数字经济背景下劳动者职业流动及其收入效应研究[J]. 中国人口科学, 2023(1): 86-100.

[14] 周玉兰, 贺建风, 陈能军. 数字经济与城乡收入差距: 基于创新要素流动视角[J]. 经济问题, 2024(7): 57-64.

[15] 蔡跃洲, 牛新星. 中国数字经济增加值规模测算及结构分析[J]. 中国社会科学, 2021(11): 4-30+204.

[16] 苏岚岚, 彭艳玲, 周红利. 共同富裕背景下农户数字经济参与的收入效应及作用机制[J]. 中国农村经济, 2024(8): 145-165.

[17] 孙小强, 王燕妮, 王玉梅. 中国数字经济发展水平: 指标体系、区域差距、时空演化[J]. 大连理工大学学报(社会科学版), 2023, 44(6): 33-42.

[18] 覃朝晖, 裴雪可, 余思明, 等. 数字经济如何推动农业机械化水平提升?——基于劳动力转移视角[J]. 中国农业大学学报, 2024, 29(4): 54-66.

[19] 袁晓辉, 孙伟轩. 数字经济影响农村产业融合的机理研究——基于中国省域面板数据的实证研究[J]. 管理学报, 2024, 37(3): 143-158.

- [20] 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.
- [21] Hansen, B.E. (1999) Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference. *Journal of Econometrics*, **93**, 345-368. [https://doi.org/10.1016/s0304-4076\(99\)00025-1](https://doi.org/10.1016/s0304-4076(99)00025-1)