

互联网、城镇化与城乡收入差距： 理论机理和实证检验

罗超平^{a, b} 朱培伟^a 张璨璨^a 胡猛^{a1}

(西南大学 a. 经济管理学院；

b. 智能金融与数字经济研究院，重庆 400715)

【摘要】：由于城乡差异的存在，互联网发展和普及带来的数字红利对城乡居民收入的影响存在异质性和时变性，进而对城乡收入差距具有非线性影响，且这种影响受到城镇化水平的制约并表现出地区和群体异质性。采用2003—2018年中国31个样本省区市面板数据的实证分析发现：互联网发展对城乡收入差距存在显著的倒“U”型非线性影响；互联网与城镇化融合发展可以对城乡收入差距产生更强的抑制效应，且互联网发展对农村居民的收入增长促进效应大于城镇居民；互联网发展对城乡收入差距的影响受到城镇化水平的制约，且大部分省区市的城镇化水平还未达到最优临界值，具有一定提升空间。因此，应注重互联网发展的整体推进和区域差异，致力于多维度降低城乡数字鸿沟，增强农业农村发展活力，以制度创新促进城乡要素合理双向流动和要素红利释放，通过互联网与新型城镇化的融合发展有效缩小城乡收入差距，进而促进城乡协调发展。

【关键词】：互联网 城镇化 城乡收入差距 城乡融合

【中图分类号】：F062.4;F391.3 **【文献标志码】**：A **【文章编号】**：1674-8131(2021)03-0028-16

一、引言

2021年中央一号文件《中共中央国务院关于全面推进乡村振兴加快农业农村现代化的意见》对新发展阶段优先发展农业农村、全面推进乡村振兴作出总体部署，提出要充分激发乡村发展活力，以巩固拓展脱贫攻坚成果、持续缩小城乡居民收入差距。20世纪90年代以来，互联网及其应用在中国强势崛起，逐渐融入渗透到社会经济各个领域，电商直播、短视频等新业态以及网购用户规模纷纷呈现迅猛增长的态势，互联网在传统农业转型、农产品销售等方面发挥出“助推器”的作用，活跃在扶贫攻坚、乡村振兴、农业高质量发展等不同方面和环节。显然，互联网已经涉足“三农问题”的方方面面，但它是否增加了农村居民收入？是否有助于缩小城乡收入差距？影响机制是什么？这些问题牵引了本文研究逻辑思考与研究框架构建。

作者简介：罗超平(1980-)，男，四川内江人，教授，管理学博士，博士生导师，主要从事战略管理与现代企业制度、数字经济与平台企业研究，E-mail:chaoping@swu.edu.cn。

朱培伟(1997-)，男，重庆云阳人，硕士研究生，主要从事产业经济理论与政策研究。

张璨璨(1999-)，女，山东菏泽人，硕士研究生，主要从事企业管理研究。

胡猛(1994-)，男，重庆奉节人，硕士研究生，主要从事产业经济理论与政策研究。

基金项目：国家社会科学基金重大项目(15ZDB169)；国家自然科学基金项目(71473205, 71373215)；西南大学人文社科研究项目重大项目培育(SWU1909035)

目前,已有文献从不同视角揭示了互联网在经济增长、产业赋能等各个领域迸发出的磅礴力量,郭家堂和骆品亮(2016)从互联网技术、互联网思维、网络效应等多维度解析互联网和全要素生产率之间的影响机理和理论逻辑,从而得出互联网对中国全要素生产率有正向推动作用的结论^[1]。黄群慧和余泳泽等(2019)以理论推导和实证检验相结合的方式揭示了互联网对中国制造业效率的内在机制和作用途径,有力证实了互联网能够显著提升制造业企业生产率^[2],部分学者还发现互联网发展能够对区域创新效率、个体收入增长等方面产生显著推动作用^[3-4]。城乡收入差距作为“十四五”期间重点攻克的核心问题之一,也是学术界研究关注的热点和焦点,尽管国内外学者对城乡收入差距及影响因素进行了详细钻研,但更多是从产业结构、户籍制度、金融发展、人力资本、城镇化等维度解析城乡收入差距的形成及原因^[5-9],关于互联网与城乡收入差距的研究颇为少见。实际上,互联网对产业发展和居民收入分配的影响已从浅层联系逐渐过渡到融合渗透,而城镇化作为促进中国实现跨越式发展的重要因素^[10],与我国城乡收入差距和收入分配格局的变动趋势也有着密切关联。因此,本文立足中国经济发展进程中热度最高也是极为重要的两个变量:互联网和城镇化,剖析互联网以及互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的影响具有很好的现实意义和理论价值。

互联网发展与城镇化的互动属于新兴力量 and 传统动力的融合,二者的融合发展如果能对缩小城乡收入差距产生重要影响,就能更好地缓解社会矛盾,更能服务于城乡要素的公平交换和城乡统筹协调发展。鉴于此,本文可能的边际贡献有以下三点:第一,基于互联网和实体经济深度融合的现实基础,对互联网发展与城乡收入差距的理论机制进行系统剖析,通过静态和动态双重视角探究互联网发展对城乡收入差距的非线性影响;第二,从城镇化视角以互联网发展为切入点,深入探析互联网和城镇化融合发展对城乡收入差距的影响,并结合我国存在区域经济发展不平衡、城乡二元结构的客观事实,探究互联网发展和城镇化对城乡收入差距的地区异质性和收入效应差异;第三,选取城镇化水平作为门限变量,实证考察互联网发展与城乡收入差距之间的城镇化门限效应。

二、理论分析与研究假设

1. 互联网发展对城乡收入差距的影响

随着互联网与传统产业的深度融合逐渐普及,互联网已然成为推动中国社会经济发展的强劲引擎和新兴力量。互联网的跨界融合、开放共享、跨越时空的技术优势和本质特征,不仅对生活方式、生产模式进行了技术变革,使其成为经济社会发展过程中重要的“发动机”,同时也对国家和地区的居民收入等方面产生显著影响,为缩小城乡收入差距带来新的发展机遇和动能^[11]。综合来看,互联网主要通过以下几个方面来改善城乡收入差距:

一是降低农户信息搜寻成本。大部分农村地区地势偏远,存在信息闭塞、交通基础设施薄弱、市场化程度不高的现象,导致农村居民的信息搜索成本比城镇居民更高^[12]。互联网为农户群体提供成本极低或者免费开放的信息搜索平台和手机应用,使得有价值的知识信息突破时空限制以便捷快速的方式传播扩散,缓解劳动力市场信息不对称的难题,有效降低农户群体对招聘信息、商业机遇的搜索和甄别成本,进而降低城乡信息流通壁垒、拓展农村居民的收入渠道。

二是开拓农户群体市场参与范围。已有部分学者证实互联网发展能在提高农产品经济效益、改善农户福利水平方面发挥显著功效^[13]。一方面,以互联网、大数据为基础技术应用的网上购物平台和现代流通体系能够拓展农产品的销售渠道,提高农业生产服务的供需匹配效率,避免了农产品销售过程中不必要的中间环节或中间渠道,从而为农户群体提供更大的市场参与范围和更多的盈利机遇。另一方面,以互联网为技术驱动的数字普惠金融也通过多维度的作用机制促进农户创业、提高创业绩效,为农村地区及低收入人群解决融资难问题,有助于扩大金融服务覆盖面、降低金融服务门槛,进而充分发挥减贫效应^[14]。

三是提高政府惠农政策精准度。近年来各地政府致力于进行数字化转型创新实践,利用互联网对各级政务平台和政务流程进行重构再造,为数字政府建设提供了技术支撑和保障。互联网连通一切、覆盖范围广等技术属性能迅速连接经济社会中各个主体,聚集整合大量的数据资源,不仅为三农工作提供及时有效的数据支撑,同时,互联网也为经济社会发展提供了信息公开

透明的监管系统和交流平台，国家治理现代化水平和政府惠农政策精准度也得到稳步提高。

四是提高农户人力资本水平。互联网的迅猛发展催化了农村新业态、新理念、新模式的诞生，在为农户提供就业机会、提高收入水平的同时，也加速了农户群体人力资本的积累和高级化过程。农户群体可以借助互联网和手机获取更多的学习机会和信息资源，促使知识信息在农户群体间充分交流、共享，有助于转变农户传统发展理念、提高劳动者的职业素养，从本质上强化农户的信息获取能力和核心竞争力，农户群体人力资本的普遍提高也会对城乡收入分配格局产生积极影响^[15]。

由此可见，互联网的普及发展为农户群体带来了一定的数字红利，值得注意的是，由于城乡发展不均衡的客观事实以及城乡居民对互联网的利用能力存在差异，这种数字红利在发展初期往往不会在农村地区得到充分显现。一方面，互联网相关的基础设施建设是从城镇地区开始逐渐扩散到周边农村地区，城镇地区的互联网发展要先于农村地区，另一方面，农村居民在信息收集筛选、处理加工等方面较为落后，从而导致互联网在发展初期对城镇和农村居民的收入溢出效应存在相对落差，进而扩大了城乡收入差距。随着城乡数字鸿沟的持续缩小和人力资本差距的不断趋近，互联网开始在农村落后地区迸发出巨大动能和数字红利，城镇地区在互联网发展初期的先进技术和应用经验给农村地区提供了很好的示范和借鉴，从而为农村居民收入增长和农业经济发展带来更多的后发优势，也为缩小中国城乡收入差距带来了推动作用。

基于上述分析，本文提出如下假设：互联网发展与城乡收入差距存在先扩大后缩小的趋势，即倒U型关系(H1)。

2. 互联网与城镇化的互动关系

已有研究对互联网发展和城镇化的互动关系进行分析探讨，多名学者认为互联网和城镇化存在相互作用、相互配合的互动关系，互联网能为城镇化提供新兴驱动力和投资活力，城镇化也能为互联网发展提供重要载体以及人才支撑^[16-17]。具体来看，互联网发展与城镇化的互动关系的作用路径如下：

第一，由于中国严格的户籍制度对城乡地区之间要素的有序流通产生阻碍作用，而互联网作为一种先进信息通信技术，其本质在于共享互动^[18]。互联网本身的虚拟网络技术特质打破了城乡原有孤立分隔的空间格局，不仅促进城乡之间的生产要素流动，还有助于推进城镇间的共享协作和区域分工，为城镇化进程中的产业发展注入新兴活力和投资动力。第二，互联网技术的应用还有助于提高城镇化进程中的城市人口聚集的效率和信息搜寻效率，对优化城镇空间格局、延展城镇空间范围具有推动作用，从而有助于促进城镇的合理布局、资源的合理配置，提高城市的供给能力和承载能力^[19-20]。第三，在信息经济时代，其开放、平等、协作、共享的互联网精神对社会各行各业产生了广泛而深刻的影响^[21]，互联网价值观念的普及也缓解了农户原有局限性的思维束缚，引导农户创新变革原有的商业模式和交易方式，以此开发探寻非农收入新渠道、新途径，从而为农户群体的城镇化创造基本条件。

城镇化地区作为承载经济要素活动的重要空间载体，也为互联网发展提供必要的重要载体以及人才支撑。城镇化作为非农产业、农村人口向城镇集中的自然历史过程，在发展过程中往往能够集聚更多的信息资源和生产要素，城镇化所引发的集聚效应和服务功能提升为互联网发展提供了一定的空间载体依托和应用场景支撑，也能为信息基础设施建设带来投资需求驱动，从而有助于巩固互联网发展的现实基础、开拓发展空间。另外，互联网等相关信息基础设施具有固定成本高、边际成本低特性，城镇化水平较高的地区也更有助于基础设施共享和技术创新改进，从而有利于节省互联网发展的推广成本和建设成本，降低大型信息基础设施建设的风险和不确定性。

基于上述分析，本文提出如下假设：互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的抑制效果更强(H₂₋₁)，城镇化的发展水平是约束互联网对城乡收入差距影响的重要因素(H₂₋₂)。

3. 异质性分析

互联网普及的广度和深度不仅受经济发展水平和基础设施条件的共同影响，对地方政府政策、制度环境也有一定的依赖性。由于我国地域广袤且不同地区禀赋条件和发展阶段存在差异，经济发达地区无论是在产业经济基础、区位优势、生活服务配套还是创新活力和市场经济完善程度等方面，都优于经济滞后地区，为互联网的发展提供了良好的硬件基础和软件配套，也为城乡居民收入增长提供了坚实的推动力。因此，地区之间的资源要素禀赋、开放程度、城镇化水平等方面的差异不仅会影响互联网的辐射范围，使得互联网所带来的数字红利覆盖广度和深度存在显著差异，也会导致互联网对城乡收入差距的影响效应表现出地区异质性。

互联网等信息技术的广泛扩散和有效使用可以为城乡居民带来数字红利从而实现居民收入增长，但不同群体的受惠程度大小与信息可及性密切相关，从而导致互联网对城乡居民的收入效应在受惠群体层面呈现出异质性特征。由于城市偏向性政策和城乡之间资源约束很大程度上限制了农村贫瘠地区的发展空间，而农村居民的信息渠道单一有限且获取成本较高，导致农村居民往往处于弱势地位，互联网作为促进乡村振兴、拓展农民增收空间的战略力量，无疑为解决上述问题提供了可行路径。一方面，农户能够借助互联网渠道及时获取市场信息和需求动态以灵活调整农产品生产策略和计划，互联网使用的便捷性也可以协助农户拓展社交网络、积累社会资本，为农村居民带来增收效应；另一方面，农村居民可通过互联网获取全面丰富的优质教育资源和专业技术指导，为农村居民提供从低技术岗位到高技术岗位的跳板，有助于协助部分农村居民跃升为中高收入人群。

基于上述分析，本文提出如下假设：互联网和城镇化的发展对城乡收入差距的影响存在地区异质性（H₃₋₁），互联网对城乡居民的收入效应会因受惠群体不同而表现出一定的异质性特征（H₃₋₂）。

三、模型构建与数据处理

1. 模型设定

为了实证检验互联网发展对城乡收入差距的影响，本文设定静态面板数据模型：

$$theil = \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \varphi x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (1)$$

其中，theil 为被解释变量，即泰尔指数衡量的城乡收入差距，internet 为互联网发展水平，urb 为城镇化发展水平，i 代表地区，t 代表时期，x 为一系列控制变量， μ_i 为个体效应， $\varepsilon_{i,t}$ 为随机扰动项。

为了检验互联网发展对城乡收入差距的非线性影响，本文在方程(1)中加入互联网发展水平的二次项（internet²）作为解释变量，得到方程(2)：

$$theil = \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta_3 internet_{i,t}^2 + \varphi x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (2)$$

方程(2)中，如果 β_1 显著大于 0， β_3 显著小于 0，则表明互联网发展与城乡收入差距之间呈现倒“U”型关系。

为了考察互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的影响，进一步加入互联网发展与城镇化的交互项，得到方程(3)：

$$theil = \beta_1 internet_{i,t} + \beta_2 urb_{i,t} + \beta_3 internet_{i,t} \times urb_{i,t} + \varphi x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (3)$$

方程(3)中, $internet \times urb$ 为互联网发展与城镇化的交互项, 考虑到泰尔指数越小表明城乡收入差距越小, 因此, 若交互项系数 β_4 显著小于 0, 表明互联网发展与城镇化相互作用, 形成良性互动, 二者融合发展对城乡收入差距可以发挥出更大的抑制效应; 如果交互项系数 β_4 显著大于 0, 则结论相反, 二者融合发展不利于促进城乡收入差距的缩小, 其他变量同方程(1)。

为了考察城镇化背景下互联网发展对城乡收入差距的动态效应, 本文在静态面板的基础上加入城乡收入差距的滞后一期作为解释变量, 构建动态面板数据模型, 采用系统广义矩估计 (SYS-GMM) 方法对方程(1)、方程(2)、方程(3)进行估计, 从而也有利于克服模型的内生性问题。

为了探究互联网发展在不同城镇化水平区间内对城乡收入差距的异质性效应, 本文借鉴使用 Hansen (1999) 发明的面板门限模型进行验证^[22], 得到方程(4):

$$theil = \alpha_0 + \alpha_1 internet_{i,t} \times I(urb_{i,t} \leq \gamma) + \alpha_2 internet_{i,t} \times I(urb_{i,t} \geq \gamma) + \varphi x_{i,t} + \mu_i + \varepsilon_{i,t} \quad (4)$$

其中, $I(*)$ 表示一个指示函数, 其含义为, 在括号内条件满足的情形下取值为 1, 若不满足括号内的条件, 则取值为 0; γ 表示待估计的门限值, 城镇化水平 (urb) 为门限变量, α_0 表示常数项; α_1 表示第一门限区间的估计系数, α_2 表示第二门限区间的估计系数, 其他变量解释同方程(1)一致。方程(4)仅考虑存在一个门限值的情形, 还可以根据方程(4)扩展到存在多个门限值的情形, 由于原理一致, 此处不再展示。

2. 变量设置

(1) 被解释变量。本文借鉴张东辉和孙华臣等人 (2010) 的做法^[23], 以泰尔指数来衡量城乡收入差距, 具体公式如下: $theil = \frac{I_u}{I_t} \ln(\frac{I_u}{I_t} / \frac{P_u}{P_t}) + \frac{I_r}{I_t} \ln(\frac{I_r}{I_t} / \frac{P_r}{P_t})$ 。 I_u 和 I_r 分别代表 t 时期城市和农村居民的总收入 (人口总数乘以人均收入水平); I_t 表示 t 时期的区域总收入, P_u 和 P_r 分别代表 t 时期城市和农村的人口数, P_t 代表 t 时期总人口数。由公式可看出, 泰尔指数在衡量城乡收入差距方面上, 实现了静态视角向动态视角的转变, 兼顾了居民收入和人口结构的相对变动, 使得指标更具有代表性, 具体见表 1。

(2) 核心解释变量。本文根据指标选择的全面性和可获得性等原则, 借鉴左鹏飞等 (2020) 的做法^[24], 基于互联网应用和产出双重维度, 科学选取互联网相关从业人员、互联网普及程度、互联网相关产出和移动互联网用户数 4 个维度的指标来构建互联网发展指标体系, 其中用信息传输、计算机服务和软件业从业人员占总单位从业人员比重作为互联网相关从业人员的代理变量, 用互联网普及率作为互联网普及程度的代理变量¹, 用人均电信业务总量作为互联网相关产出的代理变量, 用每百人拥有移动电话部数作为移动互联网用户数的代理变量, 并通过客观性较强的熵权法赋予不同指标权重, 从而计算出各地区互联网的综合发展指数。

(3) 门槛变量。选取城镇人口与地区年末常住总人口的比值来衡量城镇化发展水平。

(4) 控制变量。本文选择 5 个控制变量: 一是地区经济发展水平 (PGDP), 通过各地区的人均地区生产总值来衡量地区经济发展水平。陈斌开、林毅夫、陆铭等多位学者对城乡收入差距与经济发展水平的关系进行了研究^[25-26], 发现中国在经济发展的过程中, 城乡收入差距呈现出先下降后上升的 U 型规律, 因此, 本文通过加入人均地区生产总值及二次项进行验证, 并做对数处理, 以消除异方差的影响。二是经济开放水平 (OPEN), 通过当年的美元与人民币中间价折算的进出口总额占 GDP 的比值, 来体现地区的经济开放水平。三是人力资本水平 (EDU)。大量研究认为, 提高人力资本水平是城乡收入差距调节政策的主要着眼点^[27], 本文加入人力资本水平作为控制变量, 通过人均受教育年限衡量地区人力资本水平。四是政府财政支出水平 (FIN)。通过采用各省

份政府财政支出除以其 GDP 来衡量政府财政支出水平。五是产业结构(INS)。通过第三产业增加值占 GDP 的比值来衡量产业结构水平。

3. 数据来源及说明

中国政府为解决“三农”问题倾注了极大精力，高度重视农民增收问题。2003 年，开始农村税费改革试点，出台种粮补贴、新农合、新农保等一系列支农惠农政策，制定和实施新世纪头十年农村扶贫开发纲要，对农户增收和缩小城乡收入差距问题取得了积极成效。2003 年也是中国互联网快速发展的转折之年，“非典”疫情突发事件催化了数字科技和互联网的发展，使互联网逐渐得到普及。因此，本文采用中国 2003—2018 年期间除港澳台外 31 个省区市的面板数据进行分析研究，其原始数据均来源于《中国统计年鉴》《中国互联网络发展状况统计报告》《中国人口和就业统计年鉴》以及各省(市)统计年鉴，对于本文所涉及货币计量的变量，统一用 GDP 平减指数折算为以 2003 年为基期的实际价格，以消除价格的影响。具体变量的描述性统计结果见表 1。

表 1 主要变量的测算方法与描述性统计

	变量	测算方法	样本量	均值	标准差	最小值	最大值
被解释变量	城乡收入差距	泰尔指数	496	0.132	0.074	0.02	0.456
核心解释变量	互联网发展水平	互联网发展指数	496	0.216	0.142	0.011	0.997
门槛变量	城镇化水平	人口城镇化率	496	0.502	0.146	0.182	0.896
	经济发展水平	人均地区生产总值	496	9.409	0.458	8.216	10.628
	经济开放水平	进出口总额占 GDP 比重	496	0.304	0.373	0.016	1.68
控制变量	人力资本水平	人均受教育年限	496	8.566	1.228	3.738	12.555
	政府财政支出	政府财政支出与 GDP 的比值	496	0.239	0.185	0.079	1.379
	产业结构	第三产业增加值占 GDP 的比值	496	0.455	0.096	0.274	0.909

四、实证分析结果

为了确保实证结果的准确性，在实证分析之前，本文采用方差扩大因子法(VIF)对解释变量进行多重共线性检验，解释变量中最大的 VIF 值为 6.60，平均 VIF 值为 4.15，均小于经验法则所要求的最低值 10，表明已有效控制了多重共线性对实证回归结果的影响。由于普通面板数据估计方法的估计结果可能存在偏差，本文通过静态和动态双重视角探究互联网以及互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的影响，根据豪斯曼检验结果，静态面板模型采用固定效应模型。考虑到系统 GMM 估计结果准确度更高，可以更好地解决内生性、弱工具变量等问题，因此，在动态面板估计中，本文选择两步系统 GMM 估计方法，整体样本估计结果见表 2。各动态面板模型回归的残差相关性检验表明在 10%的显著水平下，残差项不存在二阶自相关。同时，Sargan 检验结果显示工具变量有效，表明总体样本的动态面板估计结果具有可信度。

1. 全样本估计结果

首先，在全国层面上运用固定效应模型对方程(1)进行估计，未加入控制变量前，列(1)互联网发展的系数不显著，城镇化对城乡收入差距具有显著负向影响。加入控制变量后，列(2)互联网发展的系数在 5%的水平上显著为正，城镇化系数的正负与加入控制变量前的结果一致，显著性水平也保持不变。为了实证检验互联网发展与城乡收入差距是否存在倒“U”型关系，对方程(2)进行估计，列(3)的互联网发展对城乡收入差距的系数为正，二次项系数为负，且两者都通过了 1%的置信水平，城镇化对城

乡收入差距的系数为负，在 1%的置信水平上显著，表明互联网发展和城乡收入差距存在倒“U”型曲线关系，城镇化也有助于缩小城乡收入差距。为了进一步从动态视角下探究互联网发展与城乡收入差距的非线性关系，考虑前期城乡收入差距对当期城乡收入差距的影响，采用系统广义矩估计(SYS-GMM)方法对方程(1)、方程(2)进行估计，结果显示，列(6)和列(7)的检验结果与列(2)和列(3)的结论一致。假设 H1 得到验证，并且城乡收入差距滞后一期系数显著为正，表明城乡收入差距具有一定惯性，会受到前一期的影响。

表 2 全样本估计结果

解释变量	被解释变量（城乡收入差距）							
	FE				SYS-GMM			
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)	(7)	(8)
城乡收入差距					0.4991***	0.2156***	0.2222**	0.2070**
滞后一期					(0.0022)	(0.0147)	(0.0213)	(0.0137)
互联网发展	0.0284 (0.0236)	0.0665* (0.0267)	0.2021** (0.0576)	0.5689** (0.0786)	0.0692*** (0.0019)	0.1084*** (0.0112)	0.1873** (0.0208)	0.2521*** (0.0361)
互联网发展平方项			-0.1706** (0.0644)				-0.1525** (0.0191)	
城镇化	-0.5561** (0.0335)	-0.6567** (0.0321)	-0.6957** (0.0351)	-0.5678** (0.0333)	-0.4351*** (0.0054)	-0.7608*** (0.0392)	-0.7336** (0.0383)	-0.7340** (0.0400)
互联网 X 城镇化				-0.7461** (0.1104)				-0.2407** (0.0619)
经济发展水平		-0.9378** (0.2803)	-0.8867** (0.2791)	-0.9320** (0.2675)		-1.5412** (0.1050)	-1.7545** (0.1530)	-1.8662* (0.1920)
经济发展平方项		0.0587** (0.0152)	0.0545** (0.0151)	0.0534*** (0.0145)		0.0842*** (0.0055)	0.0954** (0.0081)	0.1018** (0.0100)
经济开放水平		0.0055 (0.0146)	-0.0047 (0.0150)	-0.0326** (0.0150)		0.0095 (0.0064)	-0.0080 (0.0041)	0.0046 (0.0083)
人力资本水平		0.0048 (0.0054)	0.0062 (0.0054)	0.0121** (0.0053)		0.0187*** (0.0026)	0.0132** (0.0014)	0.0182** (0.0025)
政府财政支出		-0.2938** (0.0279)	-0.3192** (0.0294)	-0.3671*** (0.0288)		-0.0380*** (0.0121)	-0.0739** (0.0123)	-0.0379** (0.0122)
产业结构		0.1481** (0.0288)	0.1167** (0.0310)	0.0711** (0.0298)		0.0837*** (0.0103)	0.1395*** (0.0175)	0.0827*** (0.0117)
常数项	0.4049** (0.0133)	4.0249** (1.2950)	3.9294** (1.2870)	4.3817*** (1.2371)	0.2677*** (0.0023)	7.2963*** (0.4967)	8.3279*** (0.7265)	8.7897*** (0.9125)
AR(1)-p					0.0273	0.0252	0.0303	0.0358

AR(2)-p					0.4845	0.6821	0.8990	0.8666
Sargan-p					0.2822	0.4385	1.0000	0.4973
R ²	0.5826	0.7157	0.7200	0.7416				
样本量	496	496	496	496	465	465	465	465

注:括号内数值为标准误, *、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

在方程(2)的基础上,加入了互联网发展与城镇化的交互项,得到方程(3),以检验互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的影响,列(4)和列(8)的检验结果显示,互联网发展与城镇化交互项的系数为负,在 1%的置信水平上显著,结果进一步表明,两者存在协同效应,城镇化水平的提高可以强化互联网对城乡收入差距的抑制作用,对城乡收入差距可以发挥出更强劲的抑制效应,假设 H₂₋₁ 得到验证。因此,在以互联网为先进信息技术代表和实体经济深度融合的时代背景下,要注重互联网发展与城镇化的匹配程度,同步发展,不能厚此薄彼,重视互联网发展和城镇化的良性互动,可以对抑制城乡收入差距的扩大发挥出更强的效力。

进一步分析控制变量的回归结果,由表 2 列(8)的估计结果可见,经济发展水平对数系数为负,在 1%的置信水平上显著,同时经济发展水平对数二次项系数为正,也在 1%的置信水平上显著,验证了城乡收入差距存在随着经济的发展先降低后上升的趋势,即两者存在正“U”型关系。经济开放水平对城乡收入差距不存在显著影响。人力资本水平系数在 1%的置信水平上显著为正,表明人力资本水平对城乡收入差距扩大具有推动作用,对此的解释为,人力资本平均水平更高的城镇居民,可以到报酬率更高的部门工作,进行更多的人力资本投资,从而获得更高的收入。人力资本平均水平偏低的农民因技术要求无法从事高收入工作,从而加剧了城乡收入差距扩大。截至 2020 年底,我国非网民人数总规模达到 4.16 亿,其中农村地区非网民人数比城镇地区更高,占比达到 62.7%,而非网民不上网的主要原因是使用技能缺乏、文化程度限制和年龄限制,占比达到 88.5%^[28]。由此可见,互联网在发展的过程中不仅存在一级数字鸿沟,还存在二级数字鸿沟,在互联网和城镇化率稳步提高的背景下,注重提高非网民的信息获取能力以及人力资本水平可以作为缩小数字鸿沟、增强数字红利的有效途径^[28]。财政支出水平系数显著为负,对城乡收入差距的扩大存在抑制作用。产业结构系数显著为正,对城乡收入差距的扩大具有推动作用,对此的解释为产业结构优化升级虽然对城乡居民收入增长都有正向影响,但产业结构变动也存在一定的无效率,加剧了城乡要素流动的非均衡现象,从而导致其对城镇和农村发展的非均衡^[29]。

2. 面板门限回归结果及分析

城镇化作为经济发展和社会进步的重要动力,不仅为互联网发展提供承载空间和需求驱动,城镇化过程中劳动力的自由流动也有助于部门协作共同交流、加速城乡经济循环,从而实现农村产业增效和城乡融合发展的双赢格局^[30]。为了以更加直观的方式揭示城镇化的发展水平是约束互联网发展对城乡收入差距影响的重要因素,本文采用面板门限模型考察不同城镇化水平区间内互联网发展对城乡收入差距的异质性影响。一般情况下,在利用门限模型进行回归分析时,需要经过两个基本步骤。第一个步骤是检验门限效应是否显著,第二个步骤是检验门限值的大小是否与真实值相等。本文将城镇化水平设定为门限变量,以城乡收入差距为被解释变量,对方程(4)进行估计,结果如表 3 所示,F 检验值在 5%的置信水平上拒绝了“0 个门限”的原假设。第一门限值为 0.2196,在 10%的置信水平上拒绝“1 个门限”的原假设,第二门限值为 0.7070,由此表明,互联网发展与城乡收入差距之间存在双重城镇化门限效应。

表 3 互联网对城乡收入差距的城镇化门限效应检验

被解释变量（城乡收入差距）						
门限变量	模型	F 统计量	P 值	结论	门限值	95%的置信区间
城镇化	单一门槛	142.40	0.0160	拒绝原假设	0.2196	0.2153, 0.2267]
	双重门槛	143.69	0.0720	拒绝原假设	0.7070	0.6985, 0.7701]
	三重门槛	47.44	0.4167	接受原假设	-	-

接着对方程(4)进行门限效应估计,回归结果如表4所示,当城镇化水平低于第一门限值0.2196时,互联网发展扩大了城乡收入差距,在1%的置信水平上显著;当城镇化水平在第一门限值0.2196和第二门限值0.7070之间时,互联网发展对城乡收入差距的系数由正转为负,但不显著;当城镇化水平在第二门限值0.7070以上时,互联网发展对城乡收入差距的作用系数为负,系数值为-0.3984,且在1%的置信水平上显著,对城乡收入差距的抑制效应得到充分发挥。上述结果表明,互联网发展对城乡收入差距的影响系数存在三个区间的变化,互联网发展对城乡收入差距的影响效果随着城镇化水平的逐步提高,表现为先扩大后缩小的趋势,这也与前文互联网发展与城乡收入差距之间存在倒“U”型关系的结论一致。正如前文分析,互联网作为一种新兴技术,在发展初期往往从城镇开始普及,城镇化低于一定门限时,互联网的数字红利尚未有效发挥。但随着城镇化发展水平逐渐提高,城镇化发展持续不断地为互联网发展提供必要的载体和基础配套设施,互联网发展的数字鸿沟逐步缩小,其网络效应和辐射范围不断扩大延伸,农民群体也获得了更大的数字红利,从而使得互联网对城乡收入差距发挥出更强劲的抑制效应。

由于互联网发展对城乡收入差距存在双重城镇化门限效应,本文以各地区城镇化水平和相应的门限值作为划分标准,将我国31个省市划分为3个区间,结果如表5所示。由表5可知,2018年我国只有北京、天津、上海、广东等经济发达地区处于更高的城镇化水平,互联网发展对城乡收入差距扩大的抑制效应得到有效发挥。其他省市均处于较高的城镇化水平,互联网发展对城乡收入差距的抑制效应还未得到充分显现,仍然具有一定的提升空间。因此,在注重各省(市、区)互联网与城镇化的同步匹配、协同共进时,还应该注意区域间城镇化发展不平衡的问题,对解决城乡、区域发展不平衡问题也有重要的启示,假设H₂₋₂得到验证。

表4 面板门限效应回归结果

变量	被解释变量(城乡收入差距)
	方程(4)
互联网发展(urb<0.2196)	1.6532**(0.1290)
互联网发展(0.2196<urb<0.7070)	-0.0117(0.0291)
互联网发展(urb>0.7070)	-0.3984**(0.0356)
控制变量	控制
常数项	0.8794**(0.1839)
R ²	0.6116
样本量	496

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示10%、5%、1%的显著性水平。

表5 2018年根据门限值划分的样本分布

门限变量	地区分组
较低的城镇化水平 (urb<0.2196)	无
较高的城镇化水平 (0.2196<urb<0.7070)	河北、山西、辽宁、江苏、浙江、福建、山东、海南、山西、安徽、 江西、河南、湖北、湖南、吉林、黑龙江、内蒙古、广西、重庆、四 川、贵州、云南、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆
更高的城镇化水平 (urb>0.7070)	北京、天津、上海、广东

3. 稳健性检验

本文首先考虑模型的内生性问题。通常情况下，导致内生性问题的主要原因有测度误差、遗漏变量、互为因果等(陈强，2014)^[31]。对于测度误差、遗漏变量的问题，本文尽量采用国家统计局权威数据，在估计过程中加入了地区经济发展水平、经济开放水平、人力资本水平等一系列变量加以控制，以降低遗漏变量的影响;对于因果关系问题，本文借鉴郭家堂和骆品亮(2016)的做法，将互联网发展的滞后项作为新的核心解释变量，重新进行回归分析，采取该做法的基本原理是因为当期的城乡收入差距对互联网发展的滞后项的影响几乎不存在。因此，本文用互联网的滞后一期作为新的核心解释变量进行回归，对方程(2)和方程(3)进行估计，估计结果如表6所示，所得出的结论与前文保持一致。

为确保估计结果具有稳健性，本文主要从以下两个方面进行检验:第一，考虑到直辖市的经济发展水平、对外开放度以及资源禀赋与其他省份存在较大差异，有可能成为异常值，进而对估计结果造成干扰，因此，本文剔除直辖市数据重新进行回归以排除这些因素对研究结论的影响，研究发现估计结果未发生较大变动。第二，选择工具变量法进一步处理内生性问题，本文主要借鉴李坤望等(2015)、王金杰等(2018)选取工具变量的思路逻辑^[32-33]，使用历史上1985年每百人电话机数量作为地区互联网发展的工具变量³。纵观中国互联网接入技术的发展历程，从最初的电话拨号接入(PSTN)逐渐过渡到综合业务数字网(ISDN)和数字用户专线(ADSL)，再发展到现在的光纤宽带接入技术，可以看出每百人电话机数量与后期互联网宽带接入数和互联网普及发展相关，但却难以影响城乡收入差距，满足工具变量相关性和外生性要求，由此表明本文选择的工具变量是合理有效的。本文采用两阶段最小二乘法进行回归，表6显示，列(5)利用工具变量对城乡收入差距进行回归，结果与上文分析一致。列(6)加入工具变量与城镇化的交互项后，交互项依然显著为负，表明互联网发展与城镇化存在相互作用的良性互动关系，二者融合发展对城乡收入差距具有更强的抑制效应。综上所述，本文研究结论的稳健性得以证实。

表6 稳健性检验回归结果

解释变量	被解释变量（城乡收入差距）					
	FE（互联网发展滞后一期 作为核心解释变量）		剔除直辖市		2SLS	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
互联网发展滞后一期	0.2114** (0.0700)	0.7576** (0.0975)				
互联网发展滞后一期平方项	-0.1995** (0.0887)					
互联网发展			0.2778** (0.0772)	0.4141** (0.1175)	0.2399** (0.1002)	0.4515*** (0.1145)

互联网发展平方项			-0.3811**		-0.3005***	
			(0.1104)		(0.1061)	
城镇化	-0.7958**	-0.6483**	-0.5384**	-0.4421**	-0.7766***	-0.6306***
	(0.0372)	(0.0365)	(0.0398)	(0.0407)	(0.0619)	(0.0596)
互联网滞后一期×城镇化		-0.9678**				
		(0.1297)				
互联网 X 城镇化				-0.6349**		-0.6518***
				(0.1890)		(0.1659)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	3.5491 心	3.7481**	1.8691	3.9935**	5.5198***	7.3411***
	(1.3564)	(1.2818)	(1.3848)	(1.4833)	(0.9324)	(1.1794)
Kleibergen-Paaprk LM 统计量					104.561	44.886
					0.0000]	[0.0000]
Kleibergen-Paaprk Wald F 统计量					114.959	95.664
					16.38]	[16.38]
R ²	0.7283	0.7569	0.6019	0.6013	0.7751	0.7775
样本量	465	465	432	432	432	432

注:括号内为标准误,*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平;Kleibergen-PaaprkmLM 检验方括号内为 p 值,Kleibergen-PaaprkmwaldF 检验方括号内为 10%显著水平的临界值。

4. 异质性分析

考虑到各地区经济资源禀赋不同,各地区互联网发展水平、城镇化水平、区位条件也会存在不同程度的差异,为了从结构性视角探究城镇化背景下互联网发展对城乡收入差距的异质性影响,本文将 31 个省(市、区)划分为东部、中部和西部三个地区⁴,解析互联网发展对城乡收入差距的地区异质性,并选城镇居民人均可支配收入和农村居民人均可支配收入作为被解释变量,对比分析互联网发展对不同受惠群体的收入效应差异,由于动态面板模型适用于大样本数据,所以本文在进行异质性分析时选择静态面板模型估计,估计结果如表 7、表 8 所示。

由表 7 列(1)、列(3)、列(5)的估计结果可知,东部地区互联网发展一次项系数为正,二次项系数为负,且均在 1%的置信水平上显著。中部、西部地区一次项系数和二次项系数的正负虽然与东部地区一致,但均不显著,表明互联网发展和城乡收入差距的倒“U”型关系在具有经济优势的地区更为显现,而在中部、西部地区不成立。由列(2)、列(4)、列(6)的估计结果可知,在东部地区和中部地区,互联网发展和城镇化的交互项系数均为负,分别在 1%和 10%的置信水平上显著,说明两者存在协同效应。而西部地区互联网发展和城镇化的交互项系数虽然为负,但不显著。对此的解释为,与东部和中部地区相比,西部地区整体经济发展水平和信息基础设施建设更为滞后,东部和中部地区的互联网和城镇化发展也普遍早于、高于西部地区,因此,互联网与城镇化发展对城乡收入差距的数字、人口红利会更早得以释放。同时,三个地区交互项系数值的大小呈现出从东部、中部、西部依次递减的趋势,也表明二者融合发展对城乡收入差距的抑制效果在互联网和城镇化发展水平相对较高的地区更为强劲,假设 H₃₋₁得以验证。

表 7 地区异质性分析结果

解释变量	被解释变量（城乡收入差距）					
	东部地区		中部地区		西部地区	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	0.3289*	0.8830***	0.1512	0.5580*	0.1707	0.3195
互联网发展	(0.0645)	(0.1028)	(0.2017)	(0.3172)	(0.1496)	(0.2050)
	-0.2959*		-0.3036		-0.2368	
互联网发展平方项	(0.0621)		(0.3424)		(0.2329)	
城镇化	-0.8148*	-0.5651***	-0.4238***	-0.3412***	-0.5931***	-0.5461***
	(0.0421)	(0.0413)	(0.0954)	(0.0996)	(0.0622)	(0.0750)
		-1.1122***		-1.0006*		-0.5738
互联网×城镇化		(0.1347)		(0.5397)		(0.3755)
控制变量	控制	控制	控制	控制	控制	控制
常数项	10.8813*	11.9870***	-6.8837	-1.3772	0.1755	2.2485
	(3.4553)	(4.1222)	(5.9855)	(6.5146)	(2.2837)	(2.5758)
R ²	0.8507	0.8795	0.5421	0.5527	0.6834	0.6602
样本量	176	176	128	128	192	192
模型选择	RE	FE	FE	FE	RE	FE
Hausman 检验	0.1043	0.0000	0.0000	0.0000	0.1518	0.0702

注:括号内为标准误, *、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平, Hausman 检验结果数字为 p 值。

2015 年, 中央政府首次把“互联网+”行动计划写入政府工作报告中, 并于 2015 年 7 月印发《关于积极推进“互联网+”行动的指导意见》, 以此作为推动互联网由消费端向生产端延伸拓展、构筑社会高质量发展新优势的重要纲领和举措。因此, 本文以 2015 年为时间节点将样本分为 2003—2015 年和 2016—2018 年两个时间段, 进一步探讨互联网在不同发展时期对城镇、农村群体的收入效应差异。从表 8 列(1)至列(4)的回归结果上看, 2003—2015 年期间, 互联网发展对城镇居民和农村居民收入无显著关系, 2016—2018 年期间, 互联网发展对城镇居民和农村居民的收入效应得到充分显现, 且在两个阶段内互联网发展对农村居民收入的影响系数均大于城镇居民。由此可得, 互联网发展对农村居民的收入增长效应更大, 农民成为互联网发展的主要受惠群体, 这表明互联网的蓬勃发展能够为增加农民收入、改善城乡收入分配格局带来新的机遇, 假设 H₃₋₂得以验证。

表 8 群体异质性分析结果

	2003—2015		2016—2018	
	城镇居民收入	农村居民收入	城镇居民收入	农村居民收入
	(1)	(2)	(3)	(4)
互联网发展	0.0592(0.078<)	0.0985(0.0880)	0.1459** (0.0330)	0.1839** (0.0336)
控制变量	控制	控制	控制	控制
常数项	13.5517** (2.8746)	1.6301 (3.2083)	16.5211= (9.6218)	12.6371 (9.8078)
R ²	0.1240	0.4134	0.6112	0.7676
样本量	403	403	93	93

模型选择	FE	FE	FE	FE
Hausman 检验	0.0000	0.0000	0.0000	0.0000

注:括号内为标准误, *、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平, Hausman 检验结果数字为 p 值。

五、研究结论与政策建议

互联网发展已在我国多个领域展现出巨大的发展活力和韧性,互联网与社会经济诸多领域的融合已成为不可阻挡的时代潮流。本文在理论分析的基础上,选取中国 2003—2018 年的省级面板数据构建互联网发展水平指数,从全国层面、区域层面、受惠群体层面多维度深入解析互联网以及互联网与城镇化融合发展对城乡收入差距的影响效应,并运用门限模型实证考察互联网发展与城乡收入差距之间的城镇化门限效应。研究表明:第一,从全国层面来看,互联网发展与城乡收入差距之间存在倒“U”型关系,即随着互联网的逐步发展,城乡收入差距呈现出先扩大后缩小的趋势,并且互联网与城镇化融合发展可以对城乡收入差距发挥出更强的抑制效应,通过工具变量 2SLS 回归以及经过相关稳健性检验后,该结论仍然成立。第二,互联网发展对城乡收入差距的影响存在异质性,即以地域为划分依据,互联网发展与城乡收入差距的倒“U”型关系在东部地区成立,在中部和西部地区不成立,互联网与城镇化的融合发展对不同地区城乡收入差距的抑制强度按照东部、中部、西部依次递减。以受惠群体为划分依据,互联网发展对农村居民的收入增长效应更大。第三,互联网对城乡收入差距的影响受城镇化发展水平的约束,即两者之间存在双重城镇化门限效应,门限值分别为 0.2196 和 0.7070。当城镇化水平在第一门限值 0.2196 以下时,互联网发展扩大了城乡收入差距;城镇化水平处于第一门限值和第二门限值之间时,互联网发展对城乡收入差距的影响不显著;当城镇化水平在第二门限值 0.7070 以上时,互联网发展对城乡收入差距的抑制效应得到充分显现。研究发现,城镇化的发展水平是约束互联网对城乡收入差距影响的重要因素,大部分省市的城镇化水平仍然具有一定提升空间。

根据上述的理论分析和实证检验,本文得出以下政策启示:

第一,注重互联网发展的整体推进和区域发展差异,加强互联网与社会各领域的融合深度和广度。要着力推进大数据中心、人工智能、5G 基站等“新基建”工程,持续丰富互联网的应用服务内容、拓展互联网服务空间,注重提升全民数字能力,加强政府数字化转型、深化政府数据化治理。深度挖掘互联网发展带来的技术红利、数字红利,将互联网发展的规模效应和网络效应最大化,在巩固经济发达地区互联网发展优势的同时,也要及时弥补落后地区信息基础设施建设的发展短板,利用扶持政策合理引导生产要素向中西部地区倾斜,在区域间和区域内着力构建城乡互动的发展新格局,以平衡资源在各地区间的配置差异,解决区域、城乡发展不平衡的问题。

第二,重视三农问题,发展智慧农业,以“互联网+”促进农民增收、提升农业生产效率。大力推动农业生产的数字化智能升级,将数字化改造运用到农业生产、物流渠道、农产品销售、市场分析等各个环节,提升农业生产的精细度和价值含量,以产业链延伸和价值链增值激发农业农村发展活力,有效运用互联网来降低城市和农村间要素流通的交易成本,从而促进农业增效和农民增收。从源头上不断缩小各地区互联网发展进程中的数字鸿沟,加强脱贫攻坚与乡村振兴政策的有效衔接,协调财政、城镇化等各项政策推动数字红利的平等享用,大力推进农村和城市“同网同速”,加速推进城乡之间产业融合、基础设施一体化和基本公共服务均等化。着力构建网络扶贫、网络扶智长效机制,借助互联网渠道以及线上教育应用持续激发农民群体自我发展的内生动力,充分发挥互联网对缩小城乡收入差距的抑制效应,以促进城乡共同实现高质量发展。

第三,创新互联网发展与城镇化融合体制机制,以制度创新促进城乡要素合理双向流动和要素红利释放。一定水平的城镇化能与互联网发展形成良性互动,二者的融合发展能对城乡收入差距发挥更强的抑制效应,在加大互联网投资规模和力度的同时也要兼顾地区间的城镇化发展差距。因此,各个地区应遵循经济协调发展的客观规律,结合当地实际发展情况因地制宜落实互联网和城镇化融合发展的政策研究,建立健全相关保障机制,借鉴新型智慧城市建设先进经验,推动互联网与实体经济多领

域的深度融合以构建高质量的区域经济布局,提高城镇治理的数字化、智能化水平。推进新一代信息技术与城市现代化深度融合、迭代演进、应用创新,凝聚互联网的引擎动力作用和城镇的重要依托作用,加快健全公共信息服务体系、城乡要素流通网络体系,让数字经济红利惠及全民。

此外,本文虽然采用省级面板数据对互联网、城镇化与城乡收入差距的理论机理和实证关系展开研究,但仍然具有一定的不足之处和研究空间,主要有以下两点:第一,本文仅以城镇化为切入点,发现互联网对城乡收入差距的影响受城镇化发展水平的约束,并没有深入探究互联网与城乡收入差距的关系是否还受到其他因素的影响;第二,基于数据的可得性,本文仅以全国层面为研究视角展开相关分析,后续研究可通过实地调研的方式获取某一特定区域的数据,从而展开更具有针对性的研究探讨。

参考文献:

- [1]郭家堂,骆品亮. 互联网对中国全要素生产率有促进作用吗?[J]. 管理世界, 2016(10):34-49.
- [2]黄群慧,余泳泽,张松林. 互联网发展与制造业生产率提升:内在机制与中国经验[J]. 中国工业经济, 2019(8):5-23.
- [3]韩先锋,宋文飞,李勃昕. 互联网能成为中国区域创新效率提升的新动能吗[J]. 中国工业经济, 2019(7):119-136.
- [4]DIMAGGIO P,BART B. Make money surfing the web? The impact of internet use on the earnings of U. S. workers[J]. American Sociological Review, 2008, 73(2):227-250.
- [5]卢冲,刘媛,江培元. 产业结构、农村居民收入结构与城乡收入差距[J]. 中国人口·资源与环境, 2014(S1):147-150.
- [6]万海远,李实. 户籍歧视对城乡收入差距的影响[J]. 经济研究, 2013(9):43-55.
- [7]杨楠,马绰欣. 我国金融发展对城乡收入差距影响的动态倒U演化及下降点预测[J]. 金融研究, 2014(11):175-190.
- [8]SICULART, YUE X, GUSTAFSSON B, et al. The urban-rural income gap and inequality in China[J]. Review of Income and Wealth, 2007, 53(1):93-126.
- [9]陆铭,陈钊. 城市化、城市倾向的经济政策与城乡收入差距[J]. 经济研究, 2004(6):50-58.
- [10]LUCAS Robert E. On the mechanics of economic development[J]. Journal of Monetary Economics, 1988, 22(1):3-42.
- [11]GAO Y, ZANG L, SUN J. Does computer penetration increase farmers' income? An empirical study from China[J]. Telecommunications Policy, 2018, 42(5):345-360.
- [12]胡伦,陆迁. 贫困地区农户互联网信息技术使用的增收效应[J]. 改革, 2019(2):74-86.
- [13]苏岚岚,孔荣. 互联网使用促进农户创业增益了吗?——基于内生转换回归模型的实证分析[J]. 中国农村经济, 2020(2):62-80.
- [14]何婧,李庆海. 数字金融使用与农户创业行为[J]. 中国农村经济, 2019(1):112-126.

-
- [15]张永丽,徐腊梅.互联网使用对西部贫困地区农户家庭生活消费的影响——基于甘肃省 1735 个农户的调查[J].中国农村经济,2019(2):42-59.
- [16]FORMAN C,GOLSFARB A, GREENSTEIN S. How did location affect adoption of the commercial Internet? Global village vs. urban leadership[J]. Journal of Urban Economics,2005,58(3):389-420.
- [17]姜爱林.城镇化与信息化互动关系研究[J].经济学动态,2004(08):67-69.
- [18]HARRIS R. The Internet as a GPT:Factor market implications[M]//HELPMAN E. General purpose technologies and economic growth. Cambridge:MIT Press,1998.
- [19]DEKKER R,ENGBERSEN G. How social media transform migrant networks and facilitate migration[J]. Global Networks,2014,14(4):401-418.
- [20]吕昭河,翟登.互联网技术对人口迁移的跨时期空间效应研究——基于省级面板数据的分析[J].中国人口科学,2018(3):26-38+126.
- [21]李海舰,田跃新,李文杰.互联网思维与传统企业再造[J].中国工业经济,2014(10):135-146.
- [22]HANSEN B E. Threshold effects in non-dynamic panels:Estimation,testing,and inference[J]. Journal of Econometrics,1999,93(2):345-368.
- [23]张东辉,孙华臣.中国物价波动与经济增长关系研究——基于城乡居民消费差距视角的分析[J].经济评论,2010(2):16-23.
- [24]左鹏飞,姜奇平,陈静.互联网发展、城镇化与我国产业结构转型升级[J].数量经济技术经济研究,2020(7):71-91.
- [25]陈斌开,林毅夫.发展战略、城市化与中国城乡收入差距[J].中国社会科学,2013(4):81-102+206.
- [26]陆铭,陈钊,万广华.因患寡,而患不均——中国的收入差距、投资、教育和增长的相互影响[J].经济研究,2005(12):4-14+101.
- [27]郭剑雄.人力资本、生育率与城乡收入差距的收敛[J].中国社会科学,2005(3):27-37+205.
- [28]钞小静,沈坤荣.城乡收入差距、劳动力质量与中国经济增长[J].经济研究,2014(6):30-43.
- [29]魏君英,侯佳卉.产业结构变动对我国城乡居民收入的影响[J].农业技术经济,2015(8):118-126.
- [30]李兰冰,姚彦青,张志强.农村劳动力跨部门流动能否缩小中国地区收入差距?[J].南开经济研究,2020(4):127-143.
- [31]陈强.高级计量经济学及 Stata 应用[M].北京:高等教育出版社,2014.
- [32]李坤望,邵文波,王永进.信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析[J].管

理世界, 2015 (4) :52-65.

[33]王金杰, 郭树龙, 张龙鹏. 互联网对企业创新绩效的影响及其机制研究——基于开放式创新的解释[J]. 南开经济研究, 2018 (6) :170-190.

注释:

1 由于数据缺失, 本文根据 2010-2016 年互联网上网人数的平均增长率估算了 2017 年和 2018 年的互联网上网人数, 用互联网上网人数与地区年末总人口的比值衡量 2017 年和 2018 年的互联网普及率。

2 数据来源于中国互联网络信息中心网站(<http://www.cnnic.net.cn/hlwfzyj/>)。

3 相关原始数据来自《新中国五十年统计资料汇编》。

4 根据国家统计局 2017 年划分, 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东、海南; 中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北、湖南; 西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、西藏、陕西、甘肃、青海、宁夏、新疆。