

“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响效应¹

何雄浪¹ 王诗语²

【内容摘要】推进以网络基础设施为代表的新型基础设施建设，既是当前稳增长的重要举措，也为推动城乡融合发展提供了“新机遇”。本文在理论分析的基础上，将“宽带中国”战略试点视为准自然实验，运用长江经济带2010—2019年101个城市的面板数据，实证分析“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响。研究表明，“新基建”对长江经济带城乡融合发展有显著的推动作用，在处理内生性问题并进行多种稳健性检验后结论依然成立；异质性分析表明，“新基建”的影响效应在社会经济发展较好的城市，诸如长江下游城市、特大城市中促进作用更明显，而在中小城市则显现相反影响；机制分析发现，市场规模效应、劳动力转移效应是“新基建”影响长江经济带城乡融合发展的重要渠道；进一步研究发现，“新基建”对长江经济带城乡融合发展存在空间溢出效应，能够推动相邻城市的城乡融合发展。

【关键词】“新基建”；城乡融合发展；“宽带中国”战略试点；长江经济带

【中图分类号】F061.5 **【文献标识码】**A **【文章编号】**1000-8306(2023)11-0105-14

一、引言及文献综述

城市与乡村是一个有机的统一体，城乡关系贯穿经济社会发展的始终。然而，长期以来我国特殊的城乡二元经济结构阻碍了乡村地区的发展，大规模农村生产要素向城市转移，在城市形成了要素资源的聚集效应，导致我国城乡发展不平衡问题日益突出。针对城乡发展不平衡问题，党的十九大报告首次提出“建立健全城乡融合发展体制机制和政策体系。”党的二十大报告中进一步强调，要“坚持城乡融合发展，畅通城乡要素流动。”如何突破城乡二元结构、着力缩小城乡收入差距、解决城乡区域发展不平衡、推动城乡融合发展已成为学术界需要研究的重要问题。

基础设施是拉动经济增长的重要引擎，对我国稳定经济发展，调节产业结构发挥着重要作用。伴随着新一轮科学技术革命在全球逐渐兴起，以及我国传统基础设施投资的边际收益不断下降，以信息技术为核心的“新基建”成为我国社会经济发展的重要抓手，宽带网络基础设施作为“新基建”的重要组成部分及核心中枢，[1]其对全要素生产率提升、[2]创新发展、[3]资源优化配置[4]的积极作用已被证实。近年来，我国互联网和信息技术获得了迅速发展，农村基础设施建设加快，全国行政村通光纤和4G比例超过99%，城乡互联网基本实现全覆盖，截至2021年，新建5G基站总数超65万个，[5]使以往城市与乡村存在的物理意义鸿沟，正逐步被信息时代的数字技术所弥合，成为破解“城乡分治”问题的推动力。长江经济带作为我国打造区域协调发展的新样板，在我国加快建设“网络强国”“数字中国”的背景下，“新基建”能否成为推动长江经济带城乡融合发展的“新动能”，其实现路径是什么？这一问题的研究对我国寻求推动城乡融合发展的有效路径，具有重要的理论价值和现实意义。

随着信息基础设施在社会经济发展中的作用日益凸显，越来越多的学者开始关注以互联网为代表的信息基础设施建设对经济发展的影响。研究发现，互联网信息宽带正成为推动社会经济增长的重要动力，[6]具体而言，宽带普及率每提高10%，人均GDP将提高大约10个百分点。[7]同时，随着网络基础设施的不断完善，“数字”逐渐成为一种新的生产要素。一方面，

¹ 作者简介：何雄浪（1972—），西南民族大学经济学院，教授。电子邮箱：hexionglang@sina.com。

王诗语（1996—），西南民族大学经济学院，博士生（通讯作者）。电子邮箱：wangshiyu0616@126.com。

基金项目：本文受到国家社科基金项目“环境约束下长江经济带城市群产业联动高质量发展研究”（21BJL045）、西南民族大学中央高校项目“新发展格局下的成渝地区双城经济圈空间格局优化研究”（2023SJBGS05）的资助。

它所具有的网络“外部性”会促进产业分工合作的合理化，使网络信息聚合，提高资源要素的配置效率；[8]另一方面，网络基础设施所具有的外部性与溢出性，可以润滑要素流动渠道，减少流动摩擦，降低交易成本，加快知识的扩散与传播，进而提升创新水平，使产业结构高级化。[9]有学者还从区域创新角度进行了探究，认为网络基础设施建设能够提升区域创新效率，[10]其通过创新信息的交换与共享，发挥创新绩效的作用进而带动区域创新增长。[11]从微观层面看，网络基础设施可以促进信息技术在企业中的渗透，这不仅有利于公司内部的信息共享，还可以提高企业家的有限理性，[12]进而实现资源要素的合理配置。有研究表明，“新基建”对企业创新的影响作用明显强于传统基础设施建设，但存在区域异质性，东部地区获益最大。[13]

此外，还有部分学者直接将我国2013年提出并于2014年以来实施的“宽带中国”战略试点视为一次政策冲击来考察互联网等“新基建”对经济的影响效应。从宏观层面看，“宽带中国”战略试点对推动产业结构合理化和高级化[1]、提升全要素生产率[4]、提高创新水平[14]均有积极作用。并且，它能够通过提升城市绿色技术创新水平来降低城市污染物的排放量，正成为实现“双碳”目标的重要方式，而且，这一影响在东部地区更明显。[15-16]有研究以“宽带中国”战略试点作为数字经济的代理变量分析发现，“宽带中国”战略试点仅能促进产业结构高级化，降低信息不对称性、提高交易效率是其推动产业结构高级化的重要途径。[17]从微观层面看，“宽带中国”战略试点显著提升了企业的产能利用率，其提升效应随着时间的推移而逐渐增强。

从城乡融合发展的视角探究信息基础设施建设对经济影响效应的文献较少，仅有学者从数字经济、数字普惠金融的角度进行了分析，研究发现数字经济能推动城乡融合发展，其影响主要是通过数字产业化、产业数字化以及对外开放、政府干预、数字创新、提高要素配置效率来实现。[18-20]同时，它还存在空间溢出效应，其不仅能推动当地的城乡融合发展，对邻近地区也有促进作用。[21]此外，数字普惠金融也能推动城乡融合发展，其主要是通过要素流动、产业结构调整以及科技创新来实现。[22]

通过对上述文献的归纳与梳理，发现目前有关互联网等信息基础设施对经济影响效应的研究成果颇多，但鲜有对城乡融合发展影响的研究。基于此，本文的边际贡献主要体现在如下三个方面：第一，本文构建了一个包含新型基础设施的城乡二元经济结构理论模型，探讨“新基建”对城乡收入差距、城乡消费差距的影响。第二，现有关城乡融合发展的研究多是运用省级面板数据或者是单独某一省份地级市的数据。本文区别于以往的研究方式，在兼顾长江经济带发展特点以及数据可获得性的基础上，通过构建城乡融合发展综合指标评价体系，运用熵值法测度长江经济带各城市城乡融合发展水平。第三，相较于以往大多数文献只研究基础设施对地区经济的直接影响，本文不仅分析“新基建”对城乡融合发展的直接影响，还通过空间计量模型、中介效应模型分析“新基建”对城乡融合发展的间接影响。

二、理论分析

（一）理论模型分析

本文为了直观地反映“新基建”对城乡融合发展的影响，并考虑到城乡融合发展的核心是收入问题，缩小城乡收入差距是推动我国城乡融合发展的重要任务。[23]由此，本文采用经典的C-D生产函数和跨期消费模型，构建一个包含“新基建”的城乡二元经济结构模型，以此来分析新型基础设施建设与城乡居民收入差距、城乡居民消费差距的关系，进而探究“新基建”对城乡融合发展的影响。

1. 生产部门

基于我国城乡二元经济结构，假设经济系统仅存在农业生产与非农业生产的两个部门，其中 Y_u 表示非农业生产部门， Y_r 表示农业生产部门，两部门的劳动力投入分别为 L_u 与 L_r ，我们认为，经济系统的总劳动力为 $L = L_u + L_r$ 。同时，本文认为新型基础设施建设会带来技术水平的进步，城市创新水平的提升，[14]故在借鉴刘曙光等研究方法的基础上，[24]将农业部

门与非农业部门生产函数的技术进步因素纳入考虑中。鉴于非农业部门与农业部门技术发展水平具有差异，在模型中我们分别用 A_1 与 A_2 来代表农业部门和非农业部门的全要素生产率。由此，两部门生产函数可以表示为 $Y_u = A_1 K_u^\alpha L_u^{1-\alpha}$ 、 $Y_r = A_2 T r^\beta L_r^{1-\beta}$ ，其中 α 、 β 分别表示资本与土地的产出弹性，且 $0 < \alpha < 1$ 、 $0 < \beta < 1$ 。根据 $L_r = L - L_u$ ，我们可以将农业部门生产函数进一步表示为 $Y_r = A_2 T r^\beta (L - L_u)^{1-\beta}$ 。

随着以互联网为代表的新型基础设施的发展推动了现代服务业的崛起，农业部门劳动人口获得更多了解非农部门就业信息的渠道，使其不断地向非农业部门转移。为了便于分析，我们假设两部门的初始劳动力分别为 L_{u0} 与 L_{r0} ，认为总劳动人口恒定不变为 L ，同时，借鉴程明望和张家平[25]的研究假设，农业部门向非农业部门转移的人口为：

$$L_{trans} = L_{u0} g(\cdot) = (L - L_{u0}) g(\cdot) \quad (1)$$

$$L_u = L_{u0} + L_{trans} g(\cdot) = L_{u0} + (L - L_{u0}) g(\cdot) \quad (2)$$

$$L_r = L - L_u = L - [L_{u0} + (L - L_{u0}) g(\cdot)] = (L - L_{u0}) (1 - g(\cdot)) \quad (3)$$

其中， $g(\cdot)$ 表示农业部门劳动力转移程度函数，且 $0 < g(\cdot) < 1$ 。一般来说，劳动力转移程度受到劳动力转移成本的影响。随着“新基建”的不断发展，提高了劳动力获取信息的能力，改善了城乡之间信息不对称等，实现了城乡之间的互联互通，

从而使劳动力转移的信息成本显著降低，因此，我们认为： $g'(\cdot) = \frac{\partial g(\cdot)}{\partial \text{broadband}} > 0$ ，其中， broadband 表示“新基建”的发展程度。

我们假设存在完全竞争市场，那么，农业部门与非农业部门劳动力收入则等于其劳动力的边际收益，可以将收入表示为

$$\text{income}_u = \frac{\partial Y_u}{\partial L_u} = A_1 (1 - \alpha) K_u^\alpha L_u^{-\alpha}、\text{income}_r = \frac{\partial Y_r}{\partial L_r} = A_2 (1 - \beta) T r^\beta L_r^{-\beta}$$

并且根据式（1）至式（3），两部门劳动力收入可以进一步表示为：

$$\text{income}_u = A_1 (1 - \alpha) K_u^\alpha [L_{u0} + (L - L_{u0}) g(\cdot)]^{-\alpha} \quad (4)$$

$$\text{income}_r = A_2 (1 - \beta) T r^\beta [(L - L_{u0}) (1 - g(\cdot))]^{-\beta} \quad (5)$$

2. 家庭部门

我们假设家庭在两个时期进行消费，并且认为只在第一个时期获得收入，第二个时期没有收入来源，且没有任何形式的遗产，同时也不会遗留遗产和产生债务。我们将第一个时期与第二个时期的消费分别用 C_1 与 C_2 来表示，则非农业部门与

农业部门家庭的跨期预算约束为 $\text{income}_u = C_{1u} + \frac{C_{2u}}{1+r_2}$ 、 $\text{income}_r = C_{1r} + \frac{C_{2r}}{1+r_2}$ ，其中， γ_1 、 γ_2 分别表示两部门的利率水平，根据生命周期理论，家庭消费等于持久性收入，则第一期消费与收入的关系为 $C_{1i} = k(r_i) \text{income}_{ei}$ （ $i=u$ 或者 r ）。

3. “新基建”与城乡融合发展的关系

根据式（4）与式（5），城乡居民收入差距可以表示为：

$$\text{gap}_{\text{income}} = \frac{\text{income}_u}{\text{income}_r} = \frac{A_1 (1 - \alpha) K_u^\alpha [L_{u0} + (L - L_{u0}) g(\cdot)]^{-\alpha}}{A_2 (1 - \beta) T r^\beta [(L - L_{u0}) (1 - g(\cdot))]^{-\beta}} \quad (6)$$

从全要素生产率来看，一般来说，新型基础设施建设越完善，其对应的全要素生产率会越高，当“新基建”向城市非农

业部门倾斜，A1 会不断变大，A2 保持不变，即非农部门全要素生产率持续提升，而农业部门不变，会使得 gap_{income} 增大，进而不利于城乡融合发展，若新型基础设施建设向农村倾斜，则会使 gap_{income} 缩小，从而推动城乡融合发展。此外，从式（6）我们可以看出，城乡收入差距受到农业部门劳动力转移程度的影响，同时劳动力转移又受到新型基础设施建设状况的影响。因此，为探寻劳动力转移程度、新型基础设施建设情况对城乡收入差距的影响，我们将城乡收入差距函数 gap_{income} 分别对 $g(\cdot)$ 、 $broadband$ 进行一阶求导，整理后可以得到：

$$\frac{\partial gap_{income}}{\partial g(\cdot)} = -\varphi(K, T) \times \eta(L_u, L_r, L_{r0}, g(\cdot)) \quad (7)$$

$$\frac{\partial gap_{income}}{\partial broadband} = -\frac{\partial g(\cdot)}{\partial broadband} \times \varphi(K, T) \times \eta(L_u, L_r, L_{r0}, g(\cdot)) \quad (8)$$

其中， $\phi(K, L) = \frac{V^2(I - \beta)L_{\beta}}{V^2(I - \alpha)K_{\alpha}}$ ， $\eta(L_u, L_r, L_{r0}, g(\cdot)) = \frac{\Gamma_{-b}^t}{-(\alpha\Gamma_{-1}^n + \beta\Gamma_{-1}^t)(\Gamma - \Gamma^0)\Gamma^{-\alpha}}$ 显然 $\varphi(K, T) > 0$ 、 $\eta(L_u, L_r, L_{r0}, g(\cdot)) > 0$ ，

由此我们可以得到 $\frac{\partial gap_{income}}{\partial g(\cdot)} < 0$ 、 $\frac{\partial gap_{income}}{\partial broadband} < 0$ 这表明，农业部门劳动力向非农部门转移可以缩小城乡收入差距，而其转移成本受新型基础设施建设情况等的的影响，随着“新基建”的不断发展，其可以降低劳动力成本，促进农业部门劳动力转移进而缩小城乡收入差距。我们同理可得“新基建”与城乡消费差距的关系，②其影响效应与“新基建”对城乡居民收入的影响效应一致，即“新基建”的发展有利于缩小劳动力转移成本，促使农业部门劳动力向非农部门转移，从而提高农村居民收入情况，刺激其扩大消费，进而实现城乡融合发展。为此，本文提出研究假设 1。

假设 1：“新基建”的发展有利于降低劳动力转移成本，促使农业部门劳动力向非农部门转移，从而提高农村居民收入，刺激其扩大消费，进而推动城乡融合发展。

（二）作用机制分析

“新基建”是推动经济增长与转型的有力工具，能在一定程度上打破流通壁垒，使地区间经济联系不断加强，并能通过加快信息等要素流动，促进劳动力转移、资源合理配置，进而扩大市场规模。鉴于此，本文就“新基建”对城乡融合发展的空间溢出效应进行分析，并从市场规模效应、劳动力转移效应角度探究“新基建”对城乡融合发展的作用机制。

1. 空间溢出效应

在基础设施不断完善以及科技日益发展的背景下，地区间经济联系不断增强，一个地区的城乡融合可能会受到其他地区城乡融合发展的影响，不可避免地会产生空间相关性。“新基建”以其融合性、渗透性能够突破空间限制，降低运输成本与信息搜寻成本，促进信息高效传递，缩短时空距离，打破地区行政边界，改善本地营商环境，提升生产效率以及相对竞争优势，实现跨区域分工协作，这便是“新基建”对社会经济发展的空间溢出效应影响。在“新基建”所带来的要素“强流动”与“强联系”的趋势下，农村与城市的联系广度与深度不断提高，不仅使城乡信息资源要素联系更紧密，也会促进各地区资源要素的合理流动，从而对城乡融合发展产生空间溢出效应，一方面，先行区域信息基础设施建设对邻地城乡融合发展具有推动作用；另一方面，先行区域对周围地区具有示范作用，即某一地区通过加大对新型基础设施的投资力度，促进了城乡融合发展，使得周围地区借鉴该地区的发展模式从而产生区域学习效应。基于此，本文提出研究假设 2。

假设 2：“新基建”可通过空间溢出效应对其周围地区的城乡融合发展产生影响。 2. 市场规模效应

首先，从空间角度分析，“新基建”可以通过搭建电商平台，促进营销模式的多样化，为生产者根据市场需求决定生产

规模而创造条件，使资源合理配置，以避免由于信息不对称而导致的生产和产品滞销等情况，[26]进而实现城乡产品的合理配置和共享，同时还能提升产品质量，使市场规模扩大。其次，从时效角度分析，产品从开始生产到销售需要经历一个复杂的过程，每一个环节都有相应的成本，而在网络基础设施不断完善的情况下，生产者能够以更加快速和更低的成本获取到需要的信息并完成交易。特别是对于农产品而言，数字基础设施等新基建不断向这些地区延伸，可以有效打通农产品出村“最先一公里”、进城“最后一公里”，变相地扩大了农产品的销售市场，增加了农业生产者的销售收入。最后，从产品流动角度分析，“新基建”所带来的数字经济发展使包含数字农家乐等的农村电子商务服务得到了快速发展，成为实现城乡融合发展不可或缺的一道桥梁。本文提出研究假设3。

假设3：“新基建”的发展扩大了城乡要素流动的市场规模，从而推动城乡融合发展。 3. 劳动力转移效应

我国每年有数以亿计的人口在城乡之间转移，而影响我国人口“候鸟式”迁移的因素众多，“新基建”是其重要原因之一。[27]根据新经济地理理论，要素流动会对地区间人均实际收入产生显著影响，随着贸易自由度以及工业工人数量所占比重提高，外围地区人均实际收入水平不仅会赶上甚至有可能超过中心地区的人均实际收入水平，[28]因此，要素资源流动在城乡融合发展中扮演着重要的角色。近年来，新型基础设施的不断完善，推动了我国数字经济的发展，而“数字”作为一种先进的生产要素，其与相对较少的农业劳动力相结合便能支撑整个农产品的生产，因此，大量的农村劳动力会被释放出来。一方面，被释放出来的农业劳动力转移至非农业部门，将在一定程度上缓解人地矛盾，为农业机械化与规模化创造良好的条件。[29]另一方面，由于农村科技不断发展而释放出来的隐蔽性失业人群，其向非农业部门不断转移的过程，不仅可以使非农业部门在更广泛的空间调动劳动资源，减少农村失业人口，还可以让更多人从事第二、三产业的生产，由此使产业结构趋于合理化，[30]进而推动城乡融合发展。基于上述理论分析，本文提出研究假设4。

假设4：“新基建”促进了农村劳动力转移进而推动城乡融合发展。

三、研究设计

根据上述理论分析，本文以“宽带中国”战略试点政策作为准自然实验，通过构建双重差分模型、空间计量模型以及中介效应模型，进一步验证“新基建”对长江经济带城乡融合发展的直接影响效应和间接影响效应。

（一）模型设计

本文借鉴袁航和朱承亮[17]的方法，运用多期双重差分法就“新基建”对城乡融合发展的影响进行评估。具体的模型设定如下：

$$uri_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 broadband_{it} + \sum \beta_j Control_{it} + \mu_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (9)$$

其中， i 表示城市数， t 表示年份， uri 表示城乡融合发展水平。 v_t 代表年份固定效应， μ_i 代表城市固定效应， ε 代表随机误差项。 $Control$ 是一系列可能会对城乡融合发展产生影响的控制变量。 $broadband$ 为本文的核心解释变量，表示该城市是否获批设立“宽带中国”示范城市，获批赋值“1”，否则赋值为“0”， α_1 是其估计系数，衡量“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响效应，若 α_1 为正且显著则表示“新基建”能够推进城乡融合发展。

为了进一步探究“新基建”影响长江经济带城乡融合发展的作用机理，本文参考温忠麟[31]的方法，在式（9）的基础上，再构建式（10）和式（11）。

$$M_{it} = \alpha_0 + \alpha_2 \text{broadband}_{it} + \sum \beta_j \text{Control}_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (10)$$

$$\text{uri}_{it} = \alpha_0 + \varphi_1 \text{broadband}_{it} + \varphi_2 M_{it} + \sum \beta_j \text{Control}_{it} + \mu_i + \nu_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

式（9）至式（11）共同构成本文的中介效应检验模型，其中， i 表示城市数， t 表示年份， M 为可能的中介变量， Control 为控制变量，与双重差分模型一致。 $\phi_2 \times \alpha_2$ 为“新基建”通过中介变量间接作用于城乡融合发展的效应， $\alpha_1 = \phi_1 + \phi_2 \times \alpha_2$ 表示“新基建”作用于长江经济带城乡融合发展的总效应。

此外，考虑到“新基建”以其融合性、渗透性能够突破空间限制，实现跨区域分工协作，从而产生空间溢出效应，本文构建如式（12）所示的空间计量模型进行空间溢出效应检验。

$$\begin{aligned} \text{uri}_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} \times \text{uri}_{jt} + \alpha_1 \text{broadband}_{it} + \alpha_2 w_{ij} \text{broadband}_{it} + \sum \beta_m \text{Control}_{it} + \sum \beta_m w_{ij} \times \text{Control}_{it} + \nu_t + \mu_i + \varepsilon_{it} \\ \varepsilon_{it} &= \lambda \sum_{j=1}^n w_{ij} \varepsilon_{jt} + \mu_i \end{aligned} \quad (12)$$

其中， w_{ij} 是 $W=(w_{ij})n \times n$ 是空间权重矩阵中的元素， w_{ij} 表示区域 i 与区域 j 空间上的紧密程度，反映了研究单元之间的空间关联性； ρ 是被解释变量城乡融合发展的空间自相关系数， α_2 是“宽带中国”战略试点的溢出效应，“新基建”对沿线城市的总效应为 $\alpha_1 + \alpha_2$ ， β_m 是其他控制变量的空间溢出效应， λ 是空间误差项的自相关系数，反映误差项的空间相关性。当 $\rho = \alpha_2 = \beta_2 = 0$ 时为空间双重差分误差模型（SEM）；当 $\alpha_2 = \beta_2 = \lambda = 0$ 时为空间双重差分滞后模型（SLM）；当 $\lambda = 0$ 时为空间双重差分杜宾模型（SDM）。

（二）变量选取与描述性统计

1. 被解释变量：城乡融合发展（uri）

城乡融合的本质是地区经济社会结构的一个转换过程，主要以城乡之间要素资源流动为主线，通过促进城乡经济、空间、生活、生态等方面的融合，进而推动城乡同步发展。[32]本文根据周佳宁等[33]的研究思路和方法，综合考虑数据的可获得性以及代表性，从城乡经济、空间、生活以及生态融合四个维度选取16个具体指标构建综合指标评价体系。城乡融合发展水平指标评价体系见表1。

表1 城乡融合发展水平指标评价体系

一级指标	二级指标	三级指标	指标说明	属性
	城乡经济融合	人均GDP（元/人）	地区生产总值/总人口	正向
		城乡家庭可支配收入比值（%）	城镇家庭可支配收入/农村家庭可支配收入	负向
		基尼系数	本文借鉴胡祖光 ^[33] 的计算方法所得	负向
		城乡居民消费支出比（%）	城镇居民消费支出/农村居民消费支出	负向
		城市人口密度（人/平方公里）	总人口/总面积	正向

城乡融合发展	城乡空间融合	城乡居民人口比值（%）	城镇人口/农村人口	负向
		公路密度（%）	公路里程数/总面积	正向
		移动电话用户数（万人）	移动电话用户数量	正向
		人均私人汽车拥有量（辆/人）	城乡居民私人汽车拥有量/总人口	正向
	城乡生活融合	非农参与率（%）	第二、三产业从业人员/从业人员总数	正向
		公共图书馆藏书量（千册）	公共图书馆藏书数	正向
		医院病床张数（张）	医院病床张数	正向
		城镇化率（%）	城镇人口/年末常住人口	正向
	城乡生态融合	人均绿地面积（公顷/人）	绿地面积/总人口	正向
		节能环保（%）	节能环保支出/一般公共预算总支出	正向
		能源消费量（万吨/GDP）	煤炭消费总量/GDP	负向

2. 核心解释变量：“新基建”（ broadband ）

本文借鉴谢文栋[13]的研究方法，根据国家工信部公布的“宽带中国”战略试点城市名单，将其与地级市匹配后，长江经济带47个示范城市作为“实验组”，其余作为“对照组”，并结合试点时间直接生成“宽带中国”战略试点的虚拟变量 broadband 用于衡量各城市新型基础设施建设水平。

3. 控制变量

除了新型基础设施建设以外，城乡融合发展还会受其他因素的影响，因此，基于已有对城乡融合发展研究的文献以及指标的合理性与数据的可获得性，[34]本文选取了以下几个指标作为控制变量加入模型中：（1）政府干预程度（ gov ），采用政府一般公共性投入的自然对数对此进行衡量。（2）经济发展水平（ pGDP ），采用人均 GDP 的自然对数衡量地区发展水平。（3）对外开放程度（ open ），选用各城市外商直接投资额的自然对数进行衡量。（4）产业结构（ ind ），选用第三产业产值占总值的比值衡量产业结构状况。（5）人力资本水平（ edu ），采用地区普通本专科及以上人口数占总常住人口比来进行衡量。

4. 中介变量

本文从市场规模效应和劳动力转移效应两方面来探讨“新基建”对长江经济带城乡融合发展的作用机理。一是市场规模效应。本文选取夜间卫星灯光数据（ light ）作为市场规模的代理变量。二是劳动力转移效应。本文分别运用绝对指标城镇户籍人口数（ pop - urb ）与相对指标城镇化率（ urbaniza ）作为衡量劳动力转移的替代变量。

（三）数据来源

考虑到数据的可得性，本文选取2010—2019年长江经济带九省两市101个主要城市的面板数据作为研究样本。原始数据源于《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》《中国能源统计年鉴》以及各省（自治区、直辖市）统计年鉴。卫星灯光数据2010—2013年与2014—2019年则分别选自美国国家海洋与大气管理局（NOAA）所提供的DMSP/OLS影像数据库以及VIIRS/DNB影像数据库，并参考Liu等[35]所提供的校正方法对卫星灯光数据进行相互校正处理而得。个别数据缺失值采用插值法进行填补。

四、实证结果与分析

（一）基准回归结果

表 2 的列（1）与列（3）是仅加入“宽带中国”战略试点示范城市核心解释变量进行回归，结果表明，“宽带中国”战略试点系数在 5%的水平下显著为正，说明“新基建”对长江经济带城乡融合发展具有推动作用。列（4）仅控制城市固定效应，列（5）同时控制城市与年份固定效应，两者均加入了控制变量。我们从列（5）的回归结果可以发现，在加入控制变量以及控制固定效应以后，“宽带中国”战略试点系数依然在 5%的水平下显著为正，这进一步说明“新基建”能够推动长江经济带城乡融合发展，这一结论验证了假设 1。

表 2 基准回归结果

变量	被解释变量：城乡融合发展				
	随机效应		固定效应		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)
broadband	0.050*** (19.44)	0.002 (1.34)	0.004** (2.43)	0.003* (1.77)	0.003** (2.05)
Ingov		0.020*** (6.74)		0.015*** (4.43)	0.007* (1.76)
Inopen		0.002* (1.76)		0.001 (0.88)	0.001 (0.40)
InpGDP		0.067*** (13.04)		0.077*** (12.97)	0.037*** (4.84)
edu		0.004*** (3.07)		0.003* (1.78)	0.002 (1.13)
ind		0.001*** (8.98)		0.001*** (8.32)	-0.001* (-1.65)
常数项	0.148*** (18.11)	-0.135*** (-11.89)	0.119*** (85.66)	-0.110*** (-9.71)	0.045* (1.83)
城市固定效应	否	否	控制	控制	控制
年份固定效应	否	否	否	否	控制
观测值	1010	1010	1010	1010	1010
R ²	0.290	0.782	0.290	0.784	0.825

注：括号内的数值为 t 值；*、**、***分别表示在 10%、5%、1%的水平下显著。以下各表同。

从列（5）的控制变量看，政府投资力度与地区发展水平对长江经济带城乡融合发展有显著的促进作用，而产业结构调整有反向的影响，人力资本水平及对外开放水平回归结果则不显著，这一结论支持 台德进和蔡荣[21] 的研究结论，主要原因可能在于政府公共投资以及地区经济发展能够调节城乡收入差距，进而推动城乡融合发展。对外开放程度则由于农村居民相较于城市居民开放度更低，故其对城乡融合发展的影响不明显。[36]产业结构则可能会因为“新基建”的不断完善，进一步带动城市的科技创新水平，提高其全要素生产率，进而拉大了城乡发展差距，从而不利于城乡融合发展。（二）平行趋势检验及时间动态效应分析

本文借鉴 Giroud[37] 的做法，以“宽带中国”战略试点政策实施前后 6 年作为窗口期，将“宽带中国”战略试点前 2 年与后 3 年的虚拟变量纳入回归模型式（9）中，对其平行趋势以及时间动态效应进行检验，研究结果表明，“宽带中国”战略试点实施之前，“新基建”未对长江经济带城乡融合发展产生显著的影响，且估计系数在“0”附近浮动，而在“宽带中国”战略试点以后，其对城乡融合发展存在显著的正向影响，但存在时滞性，它对城乡融合发展的促进作用在第二年才开始显现。这可能是由于信息技术等需要一定的学习时间才能掌握其获取信息的渠道，故其影响效应存在一定的滞后性。此外，回归结果还表明了该研究满足平行趋势假设，即基准回归结果具有一定的可靠性。时间动态效应检验结果见表 3。

表 3 时间动态效应检验结果

变量	被解释变量：城乡融合发展	
	(1)	(2)
broadband(-2)	0.001 (0.02)	0.001 (0.06)
broadband(-1)	-0.001 (-0.42)	-0.001 (-0.49)
broadband(+1)	0.003 (1.36)	0.003 (1.23)
broadband(+2)	0.006** (2.21)	0.005** (2.02)
broadband(+3)	0.008*** (3.28)	0.007*** (2.94)
常数项	0.115*** (61.97)	0.043* (1.77)
控制变量	否	控制
城市固定效应	控制	控制
年份固定效应	控制	控制
观测值	1010	1010
R ²	0.821	0.827

(三) 内生性问题处理及稳健性检验

本文考虑到新型基础设施建设与经济发展之间存在因果关系等内生性问题，从而导致普通双重差分估计结果可能有偏，而倾向匹配得分-双重差分法（PSM—DID）能够在一定程度上克服“宽带中国”战略试点政策的选择性偏差，故本文采用了PSM-DID的方法对基准回归结果进行再一次估计。②并考虑到与“宽带中国”战略试点同时发生的一些重大事件、极端值等也可能会对城乡融合发展产生影响，从而对回归结果产生干扰，本文还采用了排除政策混淆效应、缩尾处理就“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响进行稳健性检验，三种回归结果均表明“宽带中国”战略试点对长江经济带城乡融合发展作用能起到明显的推动作用，说明本文基准回归结果的稳健性得证。内生性问题及稳健性检验结果见表4。

表 4 内生性问题处理及稳健性检验结果

变量	被解释变量：城乡融合发展					
	内生性问题处理		稳健性检验			
	PSM-DID		缩尾处理		排除政策混淆	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
broadband	0.003 (1.57)	0.003* (1.70)	0.004** (2.43)	0.003** (2.05)	0.035*** (13.51)	0.004** (2.11)
					0.032*** (13.28)	-0.002 (-1.33)

续表 4

常数项	0.115*** (80.68)	0.096*** (4.18)	0.119*** (85.66)	0.045* (1.83)	0.136*** (100.72)	0.044* (1.80)
控制变量	否	控制	否	控制	否	控制
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	948	948	1010	1010	1010	1010
R2	0.816	0.817	0.819	0.825	0.401	0.826

(四) 城市异质性分析

由于各城市地理位置的差异、人口规模的不同会使初始资源禀赋及经济特征千差万别。通过探究不同类型城市在“宽带中国”战略试点前后的异质性，能够有助于进一步了解“新基建”对城乡融合发展的影响。

1. 地理区位异质性

“新基建”对经济发达的东部地区及中部地区与经济相对落后的西部地区有着不同的影响。[38]本文借鉴何雄浪和史世姣[39]的研究方法，将长江经济带 101 个主要城市按照长江上、中、下游划分来进一步探究“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响。研究表明，“宽带中国”战略试点的推进有助于长江下游城市的城乡融合发展，而对长江上、中游城市的作用不明显。这可能的原因在于，长江下游城市经济发展水平较高，互联网普及度较高，以互联网为主导的第三产业在该区域内得到快速发展，一些地方依托互联网平台，出现了“淘宝村”。例如，位于浙江杭州的临安市昌化白牛村，是我国首批 14 个淘宝村之一，鼎盛时期全村电商网销售额每年可达 4.7 亿元。③而对于经济欠发达地区特别是长江上游的城市，以“增长激励型”为导向的传统激励政策仍发挥着较大的作用，使得劳动力等要素资源仍然是从农村流向城市的单向流动方式，从而导致“宽带中国”战略试点对城乡融合发展的促进作用并不显著。

2. 城市规模异质性

越大的城市因其更具有资源优势，容易吸引人才的流入，故更易产生经济聚集效应，从而对城乡融合发展产生影响。因此，本文按照特大城市、大城市以及中小城市对研究样本进行分类。④回归结果表明，长江经济带特大城市与大城市的“宽带中国”战略试点在 1% 的显著性水平下推动了城乡融合发展，而对中小城市起到了阻碍作用。其原因在于，特大城市、大城市经济发展速度更快，使用互联网的能力更强，[38]而在中小城市，城乡数字鸿沟更大，域内的农村居民使用互联网的能力相对更弱，[40]使农村居民未能与城市居民同时享受到“宽带中国”战略试点所带来的红利，进而阻碍了城乡融合发展。城市异质性回归结果见表 5。

表 5

城市异质性回归结果

变量	被解释变量：城乡融合发展					
	地理区位异质性			城市规模异质性		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	长江下游	长江中游	长江上游	特大城市	大城市	中小城市
broadband	0.006** (2.30)	0.001 (0.08)	0.004 (1.06)	0.009*** (3.52)	0.007*** (3.14)	-0.009*** (-2.99)
常数项	0.111** (2.68)	-0.078* (-2.02)	-0.066 (-1.43)	0.105** (2.52)	0.068* (1.77)	0.090** (2.25)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	390	330	290	440	280	300
R2	0.871	0.884	0.805	0.849	0.894	0.822

五、进一步研究：“新基建”对长江经济带城乡融合发展的间接影响效应

根据前文的理论机制分析，“新基建”可能会通过市场规模效应、劳动力转移效应对城乡融合发展产生间接影响，故本文运用中介效应模型探究“新基建”影响长江经济带城乡融合发展的作用机理。同时，考虑到“新基建”以其融合性、渗透性能够突破空间限制，实现跨区域分工协作，从而产生空间溢出效应，因此，通过构建空间计量模型，从总效应以及空间分解效应角度探讨“新基建”对长江经济带城乡融合发展的空间溢出效应影响。

（一）作用机制检验

本文运用中介效应模型对“新基建”如何通过市场规模效应和劳动力转移效应影响城乡融合发展的作用渠道予以识别和检验。从市场规模效应回归结果看，“新基建”可以通过扩大市场规模进而推动长江经济带城乡融合发展，该结论验证了本文的假设3。从劳动力转移效应结果看，尽管“新基建”会降低城镇化率，但其可以通过提高城镇化水平来推动城乡融合发展。而城镇人口数，根据中介效应原理则需要进行中介效应自抽样的检验，结果表明，⑤其间接效应的置信区间中不包含“0”，

表明城镇人口在其 中存在中介效应。上述结论说明，劳动力转移是“新基建 ”促进城乡融合发展的重要渠道，即“宽带中 国 ”战略试点通过影响劳动力转移，从而对城乡融合发展起到推动作用，假设 1 和假设 4 得证。作用机 制检验回归结果见表 6。

表 6 作用机制检验回归结果

变量	市场规模效应		劳动力转移效应			
	卫星灯光		城镇户籍人口		城镇化率	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	light	uri	pop - urb	uri	urbniza	uri
broadband	0.081*** (4.09)	0.001 (0.90)	0.038 (1.15)	0.003* (1.73)	-0.006*** (-4.30)	0.002 (1.03)
light		0.035*** (13.89)				
pop - urb				0.020*** (12.63)		
urbniza						-0.296*** (-7.45)
常数项	-0.034 (-0.13)	0.101*** (5.06)	0.026 (0.05)	0.044** (1.96)	0.506*** (25.34)	0.194*** (6.25)
控制变量	是	是	是	是	是	是
城市固定效 应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
年份固定效 应	控制	控制	控制	控制	控制	控制
观测值	1010	1010	1010	1010	1010	1010

R2	0.815	0.826	0.490	0.852	0.930	0.835
----	-------	-------	-------	-------	-------	-------

（二）空间溢出效应分析

在进行空间双重差分法估计之前，需要对城乡融合发展指数进行空间相关性检验、LR 检验以及 Wald 检验，相关性检验结果表明长江经济带各城市的城乡融合发展指数存在显著的空间正相关关系，并且，通过 LR 检验及 Wald 检验表明该研究采用双向固定效应下的 SDM 模型更为合理。⑥我们将空间效应纳入双重差分回归模型后，根据系数 ρ 的结果不难发现，不论是邻接矩阵、地理矩阵还是经济地理矩阵，长江经济带城乡融合发展均有显著的空间溢出效应，即邻近地区城乡融合发展程度对本地的城乡融合发展存在正向关系。并且，各城市地理位置的远近以及经济发展差距都是影响各地区城乡融合发展的重要因素。从空间溢出效应的核心解释变量 $w \times \text{broadband}$ 来看，其回归系数在邻接矩阵与经济地理矩阵中均显著，并且，在基于经济地理矩阵的空间溢出效应大于基于邻接矩阵的空间溢出效应。这说明，“新基建”对城乡融合发展的影响不仅来自对本地的直接效应，还会通过邻接地区的“新基建”来推动本地的城乡融合发展，特别是相邻地区以及经济发展相近的地区推动作用最为明显。此外，本文为了更直观地反映“新基建”对城乡融合发展的空间效应，将空间效应进一步分解为直接效应、间接效应以及总效应，结果表明，⑦“新基建”不仅推动了本城市的城乡融合发展，还推动了与之相邻城市的城乡融合的发展，并且，经济发展相近的城市比地理距离相近的城市在“新基建”推动城乡融合发展的空间溢出效应中获益更大。基于不同权重矩阵下的空间溢出效应检验结果见表 7。

表 7 基于不同权重矩阵下的空间溢出效应检验

变量	被解释变量：城乡融合发展 uri		
	邻接矩阵	地理矩阵	经济地理矩阵
	(1)	(2)	(3)
broadband	0.005*** (3.35)	0.004** (2.43)	-0.001 (-0.28)
$w \times \text{broadband}$	0.010*** (3.22)	-0.001 (-0.03)	0.020*** (5.37)
ρ	0.068* (1.85)	0.633*** (6.57)	0.323*** (6.34)
控制变量	是	是	是
年份固定效应	控制	控制	控制

城市固定效应	控制	控制	控制
观测值	1010	1010	1010
Log-likelihood	3005.229	2986.653	3025.238
R2	0.468	0.782	0.768

六、结论与政策建议

城乡发展不平衡不充分问题是影响我国区域协调发展的重要方面。为有效解决这一问题，党的二十大报告指出要“坚持城乡融合发展”，因此，疏通制约我国城乡融合发展的堵点卡点成为现阶段亟待解决的现实问题。近年来，互联网等新型基础设施建设在我国实现了迅猛发展，信息技术正逐渐与经济社会实现深度融合。对于我国处于经济新旧动能转化的关键阶段，信息等数字科学技术在提升经济社会发展效率、质量以及动力的同时，也为政府、组织、企业等治理提供了新思路与新路径。基于此，本文将“宽带中国”战略试点视为准自然实验，运用长江经济带2010—2019年101个城市的面板数据，研究“新基建”对长江经济带城乡融合发展的影响。研究表明，“新基建”对长江经济带城乡融合发展有显著的推动作用，在处理了内生性问题并进行多种稳健性检验后结论依然成立；异质性分析结果表明，“新基建”的影响效应存在区域差异，该效应在经济发展较好的城市，诸如长江下游地区、特大城市等促进作用更明显，而中小城市则表现出明显的阻碍作用；机制检验结果表明，市场规模效应和劳动力转移效应均是推动城乡融合发展的深层次力量；空间溢出效应回归结果表明，“新基建”不仅直接对当地的城乡融合发展起到推动作用，还存在显著的空间溢出效应，推动与之相邻城市的城乡融合的发展，并且，相邻地区以及经济发展水平相近的地区也会对城乡融合发展起到促进作用。根据上述结论，本文提出如下政策建议：

第一，要合理优化基础设施建设投资结构，提升“新基建”投资效能。要加大支撑科技创新等新型基础设施的投入力度，进而推动我国经济社会的发展。特别是要加快补齐偏远地区，如西部地区、农村地区等的新型基础设施短板，使“新基建”推动城乡融合发展的红利惠及更多群众。

第二，分类建设数字城乡，缩小数字鸿沟。中心城市等数字经济发展和数字城乡建设的先行城市，应积极推进技术创新和新技术在城乡发展各领域的应用，完善数字城乡体系，在建设网络强国和数字中国中发挥引领作用。后发展地区，如西部地区、农村地区等要在补齐城乡新型基础设施建设短板的基础上，着力加强城乡居民数字素质普及和提升，加强人才队伍建设，加快提升智慧服务和数字治理水平，推动数字城乡建设。

第三，抢抓“新基建”发展机遇，数字化赋能乡村振兴。农村作为推动城乡融合发展的关键区域，要充分利用“新基建”带来的发展机遇，加强农村地区数字化人才培养，通过农业职业教育、远程教育等加快新型职业农民的培育，并采取政策补贴等优惠措施，鼓励和引导企业到农村参与数字化建设，培育一批既懂农业又善于利用数字信息技术的新型农业生产主体。同时，还要推动农村数字化产业发展，以及乡村地区第一、二、三产业融合发展，培育与壮大“生态+数字”“农业+数字”等绿色产业。

此外，要加强农村人居环境监测数字化建设，推进农村人居环境治理提档升级，从而不断提升农民的获得感与满足感，让农业强起来、农民富起来、农村美起来，为乡村振兴战略注入持续动能。

主要参考文献：

-
- [1]马青山,何凌云,袁恩宇 . 新兴基础设施建设与城市产业结构升级 ——基于“宽带中国”试点的准自然实验[J]. 财经科学,2021(4):76-90. [2]Lucas R E. On the Mechanics of Economic Development[J].Journal of Monetary Economics, 1988,22(1):3-42.
- [3]何大安,任 晓 . 互联网时代资源配置机制演变及展望[J]. 经济学家,2018(10):63-71.
- [4]刘传明,马青山 . 网络基础设施建设对全要素生产率增长的影响研究——基于“宽带中国”试点政策的准自然实验[J]. 中国人口科学, 2020(3):75-88, 127-128.
- [5]苏红键 . 数字城乡建设: 通往城乡融合与共同富裕之路[J]. 电子政务,2022(10):88-98.
- [6]Stiroh K J. Information Technology and the US Productivity Revival: What do the Industry Data Say? [J].American Economic Review, 2002,92 (5):1559 -1576.
- [7]Czernich N, Falck O, Kretschmer T, et al. Broadband Infrastructure and Economic Growth[J].The Economic Journal,2011, 121(552):505-532 . [8]张永林 . 互联网、信息元与屏幕化市场——现代网络经济理论模型和应用[J]. 经济研究,2016,51(9) :147-161.
- [9]Paunov C, Rollo V. Has the Internet Fostered Inclusive Innovation in the Developing World?[J]. World Development,2016,78:587-609. [10]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.
- [11]孙 早,徐远华 . 信息基础设施建设能提高中国高技术产业的创新效率吗?——基于 2002—2013 年高技术 17 个细分行业面板数据 的经验分析[J]. 南开经济研究,2018(2):72-92.
- [12]石大千,李 格 . 信息化冲击、交易成本与企业 TFP——基于国家智慧城市建设的自然实验[J]. 财贸经济,2020,41(3):117-130. [13]谢文栋 . “新基建”与城市创新——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济评论,2022(5):18-34.
- [14]马为彪,吴玉鸣 . 数字经济发展对中国城市 创新能力的影响[J]. 经济体制改革,2022(6):43-51.
- [15]李广昊,周小亮 . 推动数字经济发展能否改善中国的环境污染——基 于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 宏观经济研究,2021(7): 146-160.
- [16]薛 飞,周民良,刘家旗 . 数字基础设施降低碳排放的效应研究 ——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 南方经济,2022(10):19-36.
- [17]袁 航,朱承亮 . 数字基础设施建设加速中国产业结构转型升级了吗?——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 经济问题探索, 2022(10):118-133.
- [18]王松茂,尹延晓,徐宣国 . 数字经济能促进城乡融合吗:以长江经济带 11 个省份为例[J]. 中国软科学,2023(5):77-87.
- [19]舒季君,周建平, 陈亦婷,等 . 中国省域数字经济的空间演化特征及其城乡融合效应[J]. 经济地理,2022,42(8):103-111. [20]黄永春,宫尚俊,邹 晨,等 . 数字经济、要素配置效率与城乡融合发展[J]. 中国人口·资源与环境,2022,32(10):77-87. [21]台德进,蔡 荣 . 数字经济赋能城乡经济融合: 内在机理与实证检验[J]. 当代经济管理,2022,44(10):59-70.

-
- [22]李红锦,张丁山 . 数字普惠金融对城乡融合的影响研究[J]. 金融经济研究,2022,37(3):146-160.
- [23]孙长学,刘晓萍 . 坚持共同富裕导向推进城乡融合发展[J]. 宏观经济管理,2021(11):23-26.
- [24]刘晓光,张 勋,方文全 . 基础设施的城乡收入分配效应:基于劳动力转移的视角[J]. 世界经济,2015,38(3):145-170. [25]程明望,张家平 . 新时代背景下互联网发展与城乡居民消费差距[J]. 数量经济技术经济研究,2019,36(7):22-41.
- [26]张晓雯,睢海霞 . 现代农业科技服务体系创新实践与思考——以成都市为例[J]. 农村经济,2015(12):89-93.
- [27]周 慧,孙 革,周加来 . 数字经济能够缩小城乡多维差距吗——资源错配视角[J]. 现代财经(天津财经大学学报),2022,42(1):50-65. [28]何雄浪 . 多要素流动、技术溢出与资本创造[J]. 西南民族大学学报(人文社会科学版),2020,41(2):130-141.
- [29]郭 阳,徐志刚 . 耕地流转市场发育、资源禀赋与农地规模经营发展[J]. 中国农村经济,2021(6):60-75.
- [30]赵 楠 . 劳动力流动与产业结构调整的空间效应研究[J]. 统计研究,2016,33(2):68-74.
- [31]温忠麟,叶宝娟 . 中介效应分析:方法和模型发展[J]. 心理科学进展,2014,22(5):731-745.
- [32]周佳宁,邹 伟,秦富仓 . 等值化理念下中国城乡融合多维审视及影响因素[J]. 地理研究,2020,39(8):1836-1851. [33]胡祖光 . 基尼系数理论最佳值及其简易计算公式研究[J]. 经济研究,2004(9):60-69.
- [34]苏春红,李 真 . 财政分权、支出偏向与城乡融合发展[J]. 经济问题探索,2022(6):107-123.
- [35]Liu Z, He C, Zhang Q, et al. Extracting the Dynamics of Urban Expansion in China Using DMSP-OLS Nighttime Light Data From 1992—2008[J]. Landscape and Urban Planning, 2012, 106(1):62-72.
- [36]胡晶晶,黄 浩 . 二元经济结构、政府政策与城乡居民收入差距——基于中国东、中、西部地区省级面板数据的经验分析[J]. 财贸经济,2013(4):121-129.
- [37]Giroud X. Proximity and Investment: Evidence From Panel-Level[J]. The Quarterly Journal of Economics, 2013, 128(2):861-915.
- [38]陈 阳,王守峰,李勋来 . 网络基础设施建设对城乡收入差距的影响研究——基于“宽带中国”战略的准自然实验[J]. 技术经济,2022, 41(1):123-135.
- [39]何雄浪,史世蛟 . 人口流动、环境规制与城市经济高质量发展[J]. 财经科学,2021(12):78-91.
- [40]刘 佳,黄晓凤,陈 俊 . 高铁与城市经济高质量发展——基于地级市数据的实证研究[J]. 当代财经,2021(1):14-26.