

新型数字基础设施、空间溢出与经济增长

李秀敏, 陈铭茵, 张 艺

(广东工业大学 经济学院, 广州 510520)

摘 要: 为探究新型数字基础设施对经济增长的影响, 本文首先将新型数字基础设施资本存量及其拥挤性纳入总量生产函数, 构建动态一般均衡模型, 从理论上探讨新型数字基础设施对经济增长的影响; 其次, 对2002—2020年我国各省(市、区)的新型数字基础设施进行测算和分析; 最后, 构建静态面板数据模型和空间面板模型, 实证检验新型数字基础设施对经济增长的影响。结果表明, 新型数字基础设施对经济增长的影响呈现“倒U型”变化, 新型数字基础设施对经济增长具有显著的空间溢出效应。求解“倒U型”顶点对应的最优基础设施资本存量占总资本存量的比例为48.60%, 目前, 我国所有省(市、区)均未达到48.60%, 意味着加强新型数字基础设施建设将会促进本地区和其他地区经济增长。

关键词: 新型数字基础设施; 经济增长; “倒U型”关系

中图分类号: F49 **文献标志码:** A **文章编号:** 1002—980X(2023)11—0132—15

一、引 言

党的二十大报告中提出要扎实推进共同富裕, 而稳定的经济增长是保障和改善民生、实现共同富裕的物质基础。近年来, 国内外经济环境复杂, 加之新冠疫情的影响, “稳增长”成为我国经济工作的第一要务。2018年12月召开的中央经济工作会议首次提出了“新基建”的概念, 目前, “新基建”已经成为拉动投资、稳定经济增长的新动能。“新基建”主要包括5G基站建设、特高压、城际高速铁路和城市轨道交通、新能源汽车充电桩、大数据中心、人工智能和工业互联网等七大领域。其中, 5G基站建设、大数据中心、人工智能和工业互联网四大领域均属于新型数字基础设施。而且, 2021年我国新型数字基础设施投资占基础设施总投资的比重高达11.81%^①。党的二十大报告提出了建设数字中国的战略目标, 2023年2月, 中共中央和国务院印发了《数字中国建设整体布局规划》, 明确提出要夯实数字基础设施和数据资源体系“两大基础”, 打通数字基础设施大动脉, 畅通数据资源大循环。可见, 加快新型数字基础设施建设对稳定经济增长、实现共同富裕和推进数字中国建设具有十分重要的意义。

近年来, 新型数字基础设施对经济增长影响的相关研究日益增多, 已有研究主要分析新型数字基础设施对全要素生产率、产业结构升级、技术创新、制造业高质量发展、城乡收入差距、对外贸易升级等的影响(范合君和吴婷, 2022; 何玉梅和赵欣灏, 2021; 赵星, 2022; 钞小静等, 2021; 陈阳等, 2022; 钞小静等, 2020), 尚未见到直接检验新型数字基础设施对经济增长影响的文献。但是, 大量关于基础设施对经济增长影响的研究为本文提供了思路。其中, 姜洪(2004)将公共基础设施及其拥挤性纳入总量生产函数建立内生增长模型, 考察不同拥挤状态下公共基础设施对经济增长的影响, 结果表明, 公共基础设施投资虽然不能产生恒定的内生增长, 但能减缓增长率的递减, 从而提高长期经济增长率; 孙早等(2014)将全部基础设施引入内生增长模型进行理论分析, 并用中国1985—2012年的数据进行实证检验, 结果表明基础设施对经济增长的影响呈“倒U型”变化; 徐宝亮等(2022)进一步将全部基础设施的拥挤性也引入理论分析, 并用中国1993—2017年的数据进行实证检验, 结果仍然支持基础设施与经济增长之间呈“倒U型”关系的观点。那么, 新型数字基础设施与

收稿日期: 2023-06-14

基金项目: 国家自然科学基金“粤港澳大湾区创新网络演进与政策效应: 创新要素流动的视角”(72173032); 国家社会科学基金后期资助一般项目“数字经济时代零工工资影响因素研究”(22FJYB045); 广东省哲学社会科学规划“建设粤港澳大湾区”和“支持深圳建设中国特色社会主义先行示范区”专项课题“粤港澳大湾区构建具有国际竞争力的现代产业体系研究”(GD20SQ07)

作者简介: 李秀敏, 博士, 广东工业大学经济学院教授, 博士研究生导师, 研究方向: 数字经济; 陈铭茵, 广东工业大学经济学院硕士研究生, 研究方向: 数字经济; 张艺, 博士, 广东工业大学经济学院讲师, 研究方向: 数字经济。

① 根据中国信通院和国家统计局的相关数据计算。

经济增长的关系是否也是“倒U型”的呢？

准确衡量新型数字基础设施是估计新型数字基础设施经济增长效应的关键。现有研究主要采用单指标法和多指标法测算新型数字基础设施建设水平。其中,单指标法主要采用相关行业上市公司的产值或政府工作报告中相关词汇的词频等指标进行衡量(钞小静等,2020;何玉梅和赵欣灏,2021;钞小静等,2021);多指标法则通过建立指标体系并运用主成分分析法和熵值法等进行衡量(范合君和吴婷,2022;赵星,2022;张文城和白凤兰,2023)。单指标法指标比较单一,很难全面反映新型数字基础设施的总体水平,多指标法又会由于所选取指标的合理性和确定各项指标权重的方法的科学性而受到质疑。而且,新型数字基础设施须以资本存量的方式引入总量生产函数,上述两种方法都不适合计算新型数字基础设施资本存量,因此需要改进。另外,许多研究表明,基础设施的空间溢出效应非常明显(曹跃群等,2019;苏汝劫和姜玲,2020);张艺和李秀敏(2022)的研究则表明,新型数字基础设施也具有明显的空间溢出效应。因此,估计新型数字基础设施的经济增长效应必须考虑其空间溢出效应。

本文将从理论和实证两个方面分析新型数字基础设施对经济增长的影响效应。首先,在徐宝亮等(2022)的理论模型基础上,将基础设施资本存量分解为传统基础设施资本存量和新型数字基础设施资本存量,构建动态一般均衡模型,从理论上探讨新型数字基础设施对经济增长影响的“倒U型”效应;其次,根据许宪春和张美慧(2020)界定的数字化赋权基础设施范围,借鉴孙川(2013)测算 information and communications technology (ICT) 资本存量的方法,测算并分析 2002—2020 年中国各省(市、区)新型数字基础设施建设水平;在此基础上,建立省际静态面板数据模型和空间面板模型,实证检验新型数字基础设施对经济增长影响的“倒U型”效应和空间溢出效应。

二、新型数字基础设施对经济增长影响效应的理论分析

本部分借鉴徐宝亮等(2022)的思路和模型,并将基础设施分解为传统基础设施和新型数字基础设施两部分,建立新型数字基础设施与经济增长的关系模型,从理论上分析新型数字基础设施对经济增长的影响效应。

在消费方面,以连续时间的无限期界模型考察全社会成员的总效用。假设代表性社会成员在 t 期的效用函数为 $u[c(t)] = [c(t)^{1-\theta} - 1]/(1-\theta)$, 则全社会成员在无限期界中贴现到 0 期的总效用函数为

$$\int_0^{\infty} e^{-(\rho-n)t} \frac{c(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} dt \quad (1)$$

其中: $c(t)$ 为人均消费; ρ 为主观贴现率; θ 为相对风险规避系数,为与 c 无关的常数,其倒数 $1/\theta$ 为消费的跨期替代弹性。假定全社会的人口规模 $L(t)$ 以外生增长率 n 增长,且 $L(0) = 1$, 即 $\dot{L}(t)/L(t) = n$, 因而 $\rho - n$ 为有效贴现率。

在供给方面,借鉴徐宝亮等(2022)的做法,将两种基础设施看作生产要素并考虑其拥挤性建立总量生产函数如式(2)所示。

$$Y(t) = \left\{ \left[\frac{K_d(t)}{K(t)} \right]^{\gamma} K_d(t) \right\}^{\alpha} \left\{ \left[\frac{K_f(t)}{K(t)} \right]^{\omega} K_f(t) \right\}^{\beta} K_B(t)^{\eta} L(t)^{1-\alpha-\beta-\eta} \quad (2)$$

其中: $Y(t)$ 为社会总产出; $L(t)$ 为社会总劳动; $K(t)$ 为社会总资本存量,为新型数字基础设施 $K_d(t)$ 、传统基础设施资本存量 $K_f(t)$ 和非基础设施资本存量 $K_B(t)$ 之和,即 $K(t) = K_d(t) + K_f(t) + K_B(t)$; α 、 β 、 η 分别为新型数字基础设施资本存量、传统基础设施资本存量、非基础设施资本存量的产出弹性,其取值范围均为 $(0, 1)$, 且 $\alpha + \beta + \eta < 1$; $K_d(t)/K(t)$ 和 $K_f(t)/K(t)$ 分别为新型数字基础设施资本存量与传统基础设施资本存量占社会总资本存量的比重; γ 和 ω 分别为新型数字基础设施与传统基础设施的拥挤性,二者的取值范围也为 $(0, 1)$, 如果等于 0, 为纯公共品,不存在拥挤性,越接近于 1, 拥挤性越强,如果等于 1, 类似于私人物品,拥挤性达到最大(金戈和朱丹,2016)。所谓拥挤性,是指每种基础设施的占比很小时,由于不能满足经济增长需要,其对经济增长的促进作用较小,当占比提高时,其拥挤性减弱,对经济增长的促进作用增强,但是,由于基础设施投资存在规模报酬递减规律,当其占比达到一定水平时,其对经济增长的促进作用达到最大,如其占比继续

提高,其对经济增长的促进作用将会减弱。

新型数字基础设施和传统基础设施以两类独立的变量引入式(2),意味着这两种基础设施对经济增长的促进作用不同。一方面,两种基础设施的产出弹性不同。根据蔡跃洲和张钧南(2015)的研究,新型数字基础设施对经济增长具有替代效应和渗透效应,因而对经济增长的促进作用会更明显,其产出弹性也会更大,即 $\alpha > \beta$; 另一方面,两种基础设施的拥挤性也可能不同,即两种基础设施的产品属性不同。一般认为,传统基础设施建设以公共投资为主,其公共产品属性较强,所以其拥挤性较弱。对于新型数字基础设施的产品属性,已有研究尚未形成一致的论断,如李晓华(2020)认为,新型数字基础设施以数字技术为核心,具有边际成本趋近于零的特点,因此具有较强的公共产品属性,而滕梓源和胡勇(2020)则认为,新型数字基础设施更加依赖市场力量和私人投资,因此具有较强的私人物品属性。因此,新型数字基础设施的拥挤性可能大于传统基础设施,即 $\gamma > \omega$, 也可能小于传统基础设施,即 $\gamma < \omega$, 当然,也存在等于传统基础设施的可能性,即 $\gamma = \omega$ 。

假设新型数字基础设施资本、传统基础设施资本与非基础设施资本有着相同的折旧率,折旧率用 δ 表示,则社会总资本存量的增量方程为

$$\dot{K}(t) = Y(t) - \delta K(t) - c(t)L(t) \quad (3)$$

令 $k(t) = \frac{K(t)}{L(t)}$, $y(t) = \frac{Y(t)}{L(t)}$, 则有:

$$\dot{k}(t) = y(t) - c(t) - (\delta + n)k(t) \quad (4)$$

令 $\varphi_d(t) = K_d(t)/K(t)$, $\varphi_f(t) = K_f(t)/K(t)$, 则 $1 - \varphi_d(t) - \varphi_f(t) = K_B(t)/K(t) = \varphi_B(t)$ 。 $\varphi_d(t)$ 、 $\varphi_f(t)$ 和 $1 - \varphi_d(t) - \varphi_f(t)$ 的取值范围均为 $(0, 1)$ 。将 $\varphi_d(t)$ 、 $\varphi_f(t)$ 和 $1 - \varphi_d(t) - \varphi_f(t)$ 代入式(2)并在等式两端同时除以 $L(t)$, 整理后可得:

$$y(t) = \varphi_d(t)^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f(t)^{(\omega+1)\beta} [1 - \varphi_d(t) - \varphi_f(t)]^\eta k^{\alpha+\beta+\eta} \quad (5)$$

基于式(4)和式(5), 构建现值汉密尔顿函数:

$$H[c(t), k(t), \lambda(t)] = \frac{c(t)^{1-\theta} - 1}{1-\theta} + \lambda(t) \left\{ \varphi_d(t)^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f(t)^{(\omega+1)\beta} [1 - \varphi_d(t) - \varphi_f(t)]^\eta \times k^{\alpha+\beta+\eta} - c(t) - (\delta + n)k(t) \right\} \quad (6)$$

其中: $c(t)$ 为控制变量; 相应地, $k(t)$ 为状态变量; $\lambda(t)$ 为汉密尔顿乘子。为简便起见, 在接下来的推导过程中将省略 (t) 。求解汉密尔顿方程的最优化条件为

$$\frac{\partial H}{\partial c} = c^{-\theta} - \lambda = 0 \quad (7)$$

$$\dot{\lambda} = -\frac{\partial H}{\partial k} + \lambda(\rho - n) = -\lambda \left[(\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{\alpha+\beta+\eta-1} - (\delta + \rho) \right] \quad (8)$$

$$\lim_{t \rightarrow \infty} e^{-(\rho-n)t} \lambda k = 0 \quad (9)$$

由式(7)可得:

$$-\theta \frac{\dot{c}}{c} = \frac{\dot{\lambda}}{\lambda} \quad (10)$$

其中: $\dot{\lambda}/\lambda$ 的表达式可由式(8)解出, 即

$$\frac{\dot{\lambda}}{\lambda} = (\delta + \rho) - (\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{\alpha+\beta+\eta-1} \quad (11)$$

将式(11)代入式(10), 整理后得:

$$\frac{\dot{c}}{c} = \frac{1}{\theta} \left[(\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{\alpha+\beta+\eta-1} - \delta - \rho \right] \quad (12)$$

令 $\lambda_0 = \lambda(0)$, 则由式(11)可推出汉密尔顿乘子 λ 的表达式为

$$\lambda = \lambda_0 \exp \left\{ \int_0^t [(\delta + \rho) - (\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{\alpha+\beta+\eta-1}] ds \right\} \quad (13)$$

将式(13)代入横截性条件式(9),整理后得:

$$\lim_{t \rightarrow \infty} \lambda_0 \exp \left\{ \int_0^t [(\delta + \rho) - (\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{\alpha+\beta+\eta-1}] ds \right\} = 0 \quad (14)$$

当经济处于稳态时,必然有 $\dot{c}/c = 0$ 和 $\dot{k}/k = 0$ 。令稳态时的人均消费量和人均资本存量分别为 c^* 、 k^* ,则由 $\dot{c}/c = 0$,有:

$$(\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta k^{*\alpha+\beta+\eta-1} = \delta + \rho \quad (15)$$

为确保稳态时的横截性条件成立,结合式(15),有 $\delta + n > \delta + \rho$,即 $\rho < n$ 。

由式(15)可进一步推导出稳态时人均资本存量 k^* 的表达式:

$$k^* = \left[\frac{\delta + \rho}{(\alpha + \beta + \eta) \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^\eta} \right]^{\frac{1}{\alpha+\beta+\eta-1}} \quad (16)$$

对式(16)取 φ_d 的导数,经整理得:

$$\frac{\partial k^*}{\partial \varphi_d} = \frac{(\gamma + 1)\alpha(1 - \varphi_d - \varphi_f) - \eta \varphi_d}{(1 - \alpha - \beta - \eta) \varphi_d (1 - \varphi_d - \varphi_f)} k^* \quad (17)$$

将式(16)代入式(5),得到人均产出 y^* ,对其取 φ_d 的导数,并将式(17)代入,整理后得式(18),同理可求得人均产出 y^* 对 φ_f 的导数,如式(19)所示。

$$\frac{\partial y^*}{\partial \varphi_d} = \frac{\varphi_f^{(\omega+1)\beta} \varphi_d^{(\gamma+1)\alpha-1} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^{\eta-1}}{1 - \alpha - \beta - \eta} [(\gamma + 1)\alpha(1 - \varphi_d - \varphi_f) - \eta \varphi_d] k^{*\alpha+\beta+\eta} \quad (18)$$

$$\frac{\partial y^*}{\partial \varphi_f} = \frac{\varphi_d^{(\gamma+1)\alpha} \varphi_f^{(\omega+1)\beta-1} (1 - \varphi_d - \varphi_f)^{\eta-1}}{1 - \alpha - \beta - \eta} [(\omega + 1)\beta(1 - \varphi_d - \varphi_f) - \eta \varphi_f] k^{*\alpha+\beta+\eta} \quad (19)$$

由式(18)和式(19)可知, $\partial y^*/\partial \varphi_d$ 的符号将唯一地取决于 $[(\gamma + 1)\alpha(1 - \varphi_d - \varphi_f) - \eta \varphi_d]$, $\partial y^*/\partial \varphi_f$ 的符号将唯一地取决于 $[(\omega + 1)\beta(1 - \varphi_d - \varphi_f) - \eta \varphi_f]$ 。由于 $1 - \varphi_d - \varphi_f = \varphi_B$,假定 φ_B 为定值,如果 $\varphi_d < (\gamma + 1)\alpha \varphi_B / \eta$,则 $\partial y^*/\partial \varphi_d > 0$;反之,如果 $\varphi_d > (\gamma + 1)\alpha \varphi_B / \eta$,则 $\partial y^*/\partial \varphi_d < 0$ 。同理,如果 $\varphi_f < \beta(\omega + 1)\varphi_B / \eta$,则 $\partial y^*/\partial \varphi_f > 0$;反之,如果 $\varphi_f > \beta(\omega + 1)\varphi_B / \eta$,则 $\partial y^*/\partial \varphi_f < 0$ 。因此,新型数字基础设施和传统基础设施对经济增长的影响均呈“倒U型”变化。

为了说明上述结论的稳健性及两种基础设施对经济增长的不同影响,本文还对式(5)进行了数值模拟。首先,设定参数。劳动力、基础设施资本、非基础设施资本的产出弹性,根据金戈(2016)的测算结果分别设定为 0.27、0.21 和 0.52,并进一步将基础设施资本的产出弹性进行拆分,设定新型数字基础设施的产出弹性 α 为 0.12,传统基础设施的产出弹性 β 为 0.09。同时,为了计算稳态时人均资本存量 k^* ,参考邱牧远等(2020)将主观贴现率 ρ 设定为 0.95,参考张军等(2004)将资本折旧率 δ 设定为 0.096。考虑到新型数字基础设施和传统基础设施拥挤程度 γ 和 ω 大小关系不确定,本文设定三组 γ 和 ω 的取值,即(0.4, 0.6)、(0.5, 0.5)和(0.6, 0.4)。然后,再考虑以下三种情形分析 y^* 与 φ_d 的关系和 y^* 与 φ_f 的关系:①随着 φ_d (或 φ_f) 提高, φ_f (或 φ_d) 保持不变(如 0.2),且为了使 $\varphi_d + \varphi_f + \varphi_B = 1$, φ_B 以相应幅度下降;②随着 φ_d (或 φ_f) 的提高, φ_f (或 φ_d) 和 φ_B 以相应的幅度同等下降;③ φ_d (或 φ_f) 和 φ_f (或 φ_d) 以相同幅度提高, φ_B 以相应幅度下降。具体模拟结果如图 1 所示,图 1 中横轴为新型数字基础设施资本存量占社会总资本存量的比重 φ_d (或传统基础设施资本存量占社会总资本存量的比重 φ_f),纵轴为稳态人均产出 y^* 。

图 1 中,(a)、(b)、(c)表示情形① γ 和 ω 取不同组别值时的模拟结果;(d)、(e)、(f)表示情形② γ 和 ω 取不同组别值时的模拟结果;(g)、(h)、(i)表示情形③ γ 和 ω 取不同组别值时的模拟结果。从图 1 可以看出,新型数字基础设施和传统基础设施对经济增长的影响均呈“倒U型”变化,说明上述数理模型得出的结论是稳健的;同时,两种基础设施对经济增长影响的“倒U型”的斜率及拐点都明显不同,说明新型数字基础设施和传统基础设施对经济增长确实具有不同的影响,因此,将基础设施分解为新型数字基础设施和传统基础设施分别研究其对经济增长的影响也是合理的。

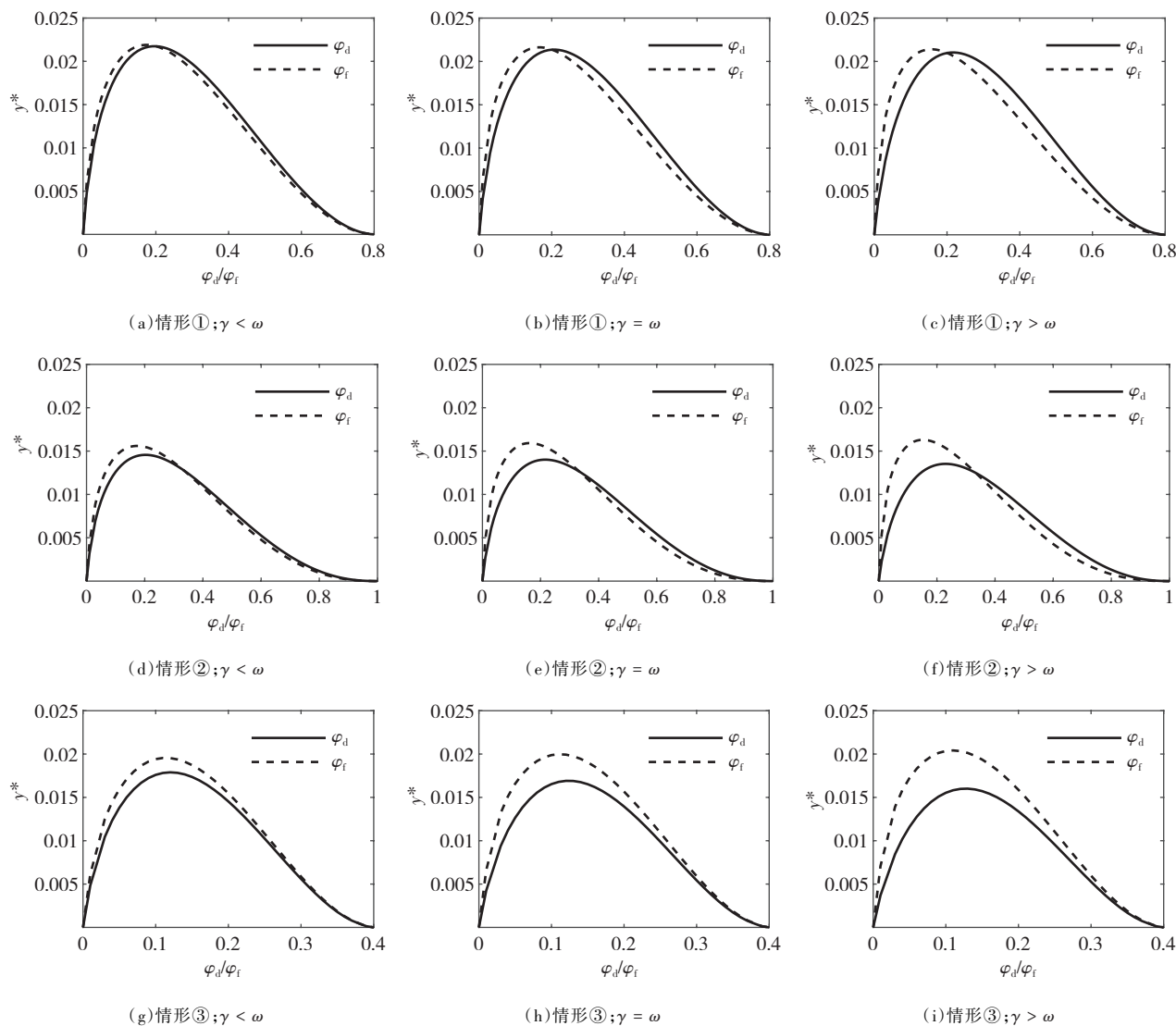


图 1 新型数字基础设施和传统基础设施影响经济增长的数值模拟结果

三、中国各省(市、区)新型数字基础设施水平的测算与分析

(一) 测算方法

本文将新型数字基础设施分为硬件和软件两类(以下分别称硬件设施与软件设施),并借鉴孙川(2013)的思路,采用永续盘存法测算全国各省(市、区)上述两类新型数字基础设施的资本存量,具体公式如式(20)所示。

$$K_{i,s,t} = \sum_{\tau=0}^T h_{s,\tau} f_{s,\tau} \frac{IN_{i,s,t-\tau}}{q_{s,t-\tau,0}} \quad (20)$$

其中:下标 i, s 分别为地区和新型数字基础设施的类别; t 为时期; τ 为新型数字基础设施资本品的役龄; T 为新型数字基础设施的最大服务年限; K 为新型数字基础设施资本存量; h 为新型数字基础设施资本品的“年限-效率”函数,刻画新型数字基础设施资本品随着服役年限的增加相对于新投资品的效率变化模式; f 为新型数字基础设施的退役函数,表示新型数字基础设施资本品退出服务的模式; IN 为新型基础设施的投资支出,即固定资本形成总额; q 为新型数字基础设施资本品的价格指数。

“年限-效率”函数采用双曲线模式,即新型数字基础设施资本品在最初的年份里其生产能力缓慢下降,随着时间的推移,其生产能力下降的速度逐渐加快,具体表达式为

$$h_{\tau} = h_0 \frac{T - \tau}{T - \psi\tau}, \quad \tau = 0, 1, \dots, T \quad (21)$$

其中： h_τ 为役龄 τ 的新型数字基础设施资本品的效率，随时间推移而下降，当资本品达到最大服务年限 T 时， $h_\tau = 0$ ； h_0 为新建的新型数字基础设施资本品的效率，设 $h_0 = 1$ ；参数 ψ 为新型数字基础设施资本品效率的损失速度，参考蔡跃洲和张钧南(2015)的做法，将硬件设施和软件设施的 ψ 均设定为0.5。关于新型数字基础设施的使用年限，参考王亚菲和王春云(2017)的做法，将硬件设施与软件设施的最大服务年限 T 均设定为8年。

退役函数选用对数正态分布作为新型数字基础设施资本的退役模式，即在资本服役的第一年退役概率为0，随着服役年限增加退役概率无限接近于0但不为0，当概率变小时应设定为0。函数表达式为

$$f_\tau = \frac{1}{\sigma\sqrt{2\pi}} \frac{1}{\tau} \exp\left[-\frac{(\ln\tau - \mu)^2}{2\sigma^2}\right], \quad \sigma = \sqrt{\ln\left[1 + \frac{1}{(m/s)^2}\right]}, \quad \mu = \ln m - 0.5\sigma^2 \quad (22)$$

其中： f_τ 为资本品在服役年龄为 τ 时的退出比例； σ 、 μ 分别为对数正态分布的标准差和均值； m 、 s 分别为对数正态分布背后的正态分布的均值与标准差。根据OECD(2009)，当 m 为资本品平均服役年限时， s 的取值范围为 $[m/2, m/4]$ 。假定 m 为资本品服务年限的1/2， s 为 $m/2$ 。由退役函数可计算相应的存活函数： $F_\tau = 1 - \sum_1^\tau f_n$ 。

初始年份的新型数字基础设施资本存量按如式(23)的公式计算。

$$K_{is, t_0} = \frac{IN_{is, t_1}}{g_{is} + \delta_{is}} \quad (23)$$

其中： t_0 、 t_1 分别表示第0期和第1期； g 为观察期间新型数字基础设施投资的年平均增长率； δ 为新型数字基础设施资本的折旧率，参考王亚菲和王春云(2017)的做法，将硬件设施与软件设施的折旧率统一设定为31.5%。

(二)统计范围与数据说明

考虑到数据的时效性和可得性，本文主要测算2002—2020年全国29个省(市、区)的新型数字基础设施资本存量(因数据缺失，未含青海、西藏地区及港澳台地区)，即 t_0 为2001年， t_1 为2002年。其中，硬件和软件基础设施分别对应国民经济行业分类中的C39大类“计算机、通信和其他电子设备制造业”与门类I“信息传输、软件和信息技术服务业”。计算所需的基础数据为各省(市、区)计算机、通信和其他电子设备制造业与信息传输、软件和信息技术服务业的固定资本形成总额，主要来源于各省(市、区)2002年、2007年、2012年、2017年投入产出表。对于2002—2017年无投入产出表的年份，采用Shinozaki(2011)的方法推算上述两大行业的固定资本形成总额，具体公式为

$$IO_{i1}(1 + INF_{i12} + \gamma) = IO_{i2} \quad (24)$$

$$\dot{\gamma} = \dot{IO} - \dot{INF} \quad (25)$$

其中： t_1 、 t_2 分别为两个基准年份，即两个相邻投入产出表年份； IO_{i1} 、 IO_{i2} 分别为两个基准年份两大行业的固定资本形成总额； INF_{i12} 为两个基准年份之间两大行业的内需增长率(内需=产值-输出+输入)； γ 为连接系数； $\dot{\gamma}$ 为两大行业的年率换算连接系数； $\dot{IO}$ 为两个基准年份间两大产业固定资本形成总额的年平均增长率； $\dot{INF}$ 为内需的年增长率。

对于 $\dot{IO}$ ，直接用投入产出表中两大行业固定资本形成总额计算；对于 $\dot{INF}$ ，则需要先估算各年两大行业的内需，再计算年增长率。其中，C39大类的产值采用规模以上工业企业总产值，数据来源于各省统计年鉴，输出、输入采用出口额和进口额，数据来源于《中国电子信息产业统计年鉴》与《中国信息产业年鉴》。门类I的产值采用软件的主营业务收入，输出、输入采用软件的出口额和进口额，软件的主营业务收入和出口额数据来源于《中国电子信息产业统计年鉴》。软件的进口额参考孙川(2013)的方法进行估算，即根据地区投入产出表中的进口额计算各省(市、区)占全国的比重和年平均增长率，再对各年全国软件进口额进行分配，得到各省(市、区)各年的软件进口额。

对于2018—2020年两大行业的固定资本形成总额，采用外推法进行推算。假设2018—2020年两大行业占地区总的固定资本形成总额比重的变化趋势与2012—2017年一致，进而用2012—2017年两大行业固定资本形成总额比重的年平均增长率推算2018—2020年两个行业固定资本形成总额的比重。再用该比重与各省(市、区)全部固定资本形成总额相乘，即得到2018—2020年各省(市、区)两个行业的固定资本形成总额。

其中,北京、河北、上海、浙江、安徽、江西、广东和重庆 8 省(市)2012—2017 年总的固定资本形成总额数据来源于各地统计年鉴,其他省份因无该统计数据而需要估算。由于固定资本形成总额是对全社会固定资产投资进行调整计算得到的(许宪春,2013),本文通过构建 2002—2017 年固定资本形成总额与全社会固定资产投资的省际面板误差修正模型(ECM)对 2018—2020 年各省(市、区)的固定资本形成总额进行推算^②。

关于两类新型数字基础设施固定资本形成总额的消胀处理,本文借鉴蔡跃洲和张钧南(2015)的做法,采用统计年鉴中“通信设备、计算机及其他电子设备制造业”工业品出厂价格指数将两类新型数字基础设施的固定资本形成总额换算为 2000 年价格。

(三)测算结果及分析

根据式(20),测算得到 2002—2020 年全国各省(市、区)两类新型数字基础设施的资本存量(2000 年不变价)。主要年份的计算结果见表 1。

从表 1 可以看出,全国绝大部分地区新型数字基础设施资本存量均有不同程度的增加。2002—2010 年,除重庆、甘肃、海南和宁夏 4 省(市、区)的新型数字基础设施总资本存量明显减少外,其他 25 省(市、区)均有不同幅度的增加,其中云南和山东两省均增长 10 倍以上;硬件基础设施资本存量除重庆、北京、新疆、甘肃、宁夏和海南 6 省(市、区)减少外,其他 23 省(市、区)均有不同程度的增加,其中云南、山东、山西、吉林、河南和江苏 6 省均增长 5 倍以上;各地区软件基础设施资本存量均有不同幅度的增长,其中湖北、新疆、福建和河南 4 省(市、区)均增长 100 倍以上。2010—2020 年,除内蒙古和江苏的新型数字基础设施总资本存量有所减少外,其他 27 个省(市、区)均有不同幅度的增加,其中海南、吉林、宁夏、重庆、天津、河南、安徽、辽宁、陕西和浙江 10 省(市、区)均增长 10 倍以上;硬件基础设施资本存量除辽宁、上海、江苏、山东、内蒙古、湖南和江西 7 省

表 1 主要年份全国各省(市、区)新型数字基础设施资本存量

省(市、区)	2002 年			2010 年			2020 年		
	合计	硬件	软件	合计	硬件	软件	合计	硬件	软件
北京	532.16	428.47	103.69	3610.75	274.95	3335.81	29334.03	1069.14	28264.88
天津	113.95	110.27	3.68	351.13	165.29	185.84	8962.53	2082.39	6880.13
河北	167.28	165.57	1.71	555.44	495.59	59.85	1557.39	1209.88	347.50
山西	106.61	106.27	0.33	1062.10	1049.67	12.43	1529.30	1525.78	3.52
内蒙古	64.92	62.98	1.94	190.76	171.04	19.72	131.85	35.53	96.32
辽宁	200.47	183.97	16.50	1524.63	863.11	661.52	21739.43	49.31	21690.12
吉林	26.57	9.12	17.45	116.33	77.97	38.36	8831.00	414.34	8416.66
黑龙江	288.00	276.38	11.62	477.76	424.67	53.09	3838.75	2351.28	1487.46
上海	443.37	375.86	67.51	1870.04	1271.82	598.22	12396.92	90.32	12306.60
江苏	703.27	630.67	72.60	5421.00	4008.47	1412.52	5151.94	582.03	4569.91
浙江	684.57	633.83	50.74	1575.95	803.46	772.49	19614.65	10178.64	9436.00
安徽	123.91	122.29	1.62	280.89	192.41	88.48	4552.59	523.24	4029.35
福建	505.49	502.61	2.88	1201.73	805.54	396.19	2147.53	848.33	1299.21
江西	137.57	133.57	3.99	312.94	285.09	27.85	526.99	165.49	361.50
山东	223.06	188.04	35.02	2716.72	1933.36	783.35	7693.24	333.19	7360.06
河南	78.44	77.17	1.27	763.61	629.29	134.32	16460.65	809.69	15650.96
湖北	335.96	335.92	0.04	931.85	429.47	502.38	3032.24	2447.98	584.26
湖南	134.81	106.59	28.22	477.81	417.60	60.21	4642.34	194.58	4447.76
广东	1541.01	1431.91	109.10	5208.45	3813.22	1395.23	44911.89	18662.91	26248.98
广西	105.61	104.99	0.62	207.25	166.07	41.18	1145.25	527.10	618.15
海南	29.92	28.92	1.01	23.08	20.04	3.04	2039.95	164.09	1875.86
重庆	2803.20	2796.26	6.94	222.86	55.68	167.18	6404.02	195.82	6208.21
四川	214.90	191.08	23.82	1095.51	792.45	303.05	9086.10	1030.82	8055.28
贵州	86.50	81.12	5.39	255.30	211.44	43.86	1397.61	1078.58	319.03
云南	16.58	9.54	7.04	373.26	315.17	58.09	715.22	447.08	268.13
陕西	172.99	132.44	40.55	403.91	210.84	193.06	5254.15	534.70	4719.44
甘肃	138.46	135.12	3.34	68.42	12.55	55.87	348.61	14.16	334.45
宁夏	30.34	29.62	0.72	24.19	22.71	1.49	798.17	165.08	633.09
新疆	171.58	171.49	0.08	182.99	166.69	16.29	1228.44	750.78	477.66

注:资本存量单位:亿元。

② 为节省篇幅,具体的协整检验和估算步骤略去。

(市、区)有不同幅度减少外,其他 22 省(市、区)均有不同幅度的增长,其中浙江和安徽增长了 10 倍以上;软件基础设施资本存量只有山西减少,其他 28 省(市、区)均有不同幅度的增长,其中海南、宁夏、吉林和河南 4 省(市、区)均增长 100 倍以上。

与此同时,各地区之间新型数字基础设施建设水平差距总体上呈扩大趋势。2002 年,新型数字基础设施总资本存量最大的重庆是最小的云南 169.07 倍,硬件基础设施资本存量最大的重庆是最小的吉林的 306.61 倍,软件基础设施资本存量最大的广东是最小的湖北的 2727.50 倍。2010 年,新型数字基础设施资本存量最大的江苏是最小的海南的 234.88 倍,比 2002 年扩大了 65.81 倍;硬件基础设施资本存量最大的江苏是最小的甘肃的 319.40 倍,比 2002 年扩大了 12.79 倍;软件基础设施资本存量最大的北京是最小的宁夏的 2238.80 倍,比 2002 年减少了 488.70 倍;2020 年,新型数字基础设施资本存量最大的广东是最小的内蒙古的 340.63 倍,比 2010 年扩大了 105.75 倍;硬件基础设施资本存量最大的广东是最小的甘肃的 1318.00 倍,比 2010 年扩大了 998.60 倍;软件基础设施资本存量最大的北京是最小的山西的 8029.80 倍,比 2010 年扩大了 5791.00 倍。

四、新型数字基础设施对经济增长影响效应的实证检验

(一)模型设定

为验证新型数字基础设施对经济增长影响的“倒 U 型”效应,本文基于 2002—2020 年中国省际面板数据建立含有新型数字基础设施和传统基础设施二次项的计量模型如式(26)所示。

$$y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \varphi_{d,it} + \beta_2 \varphi_{d,it}^2 + \beta_3 \varphi_{f,it} + \beta_4 \varphi_{f,it}^2 + \beta_5 X_{it} + u_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (26)$$

其中:下标 i, t 分别为地区和年份; y 、 φ_d 、 φ_f 分别为人均总产出、新型数字基础设施占比和传统基础设施占比; X 为一系列控制变量; u 为个体固定效应; λ 为时间固定效应; ε 为误差项; β_0 为截距项; β_1 、 β_2 、 β_3 、 β_4 、 β_5 为各相应变量的系数。

同时,考虑经济增长和新型数字基础设施、传统基础设施的空间溢出性,对应式(26)建立空间杜宾模型(SDM):

$$y_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n WY_{jt} + \beta_1 \varphi_{d,it} + \beta_2 \varphi_{d,it}^2 + \beta_3 \varphi_{f,it} + \beta_4 \varphi_{f,it}^2 + \beta_5 X_{it} + \delta_1 W\varphi_{d,it} + \delta_2 W\varphi_{d,it}^2 + \delta_3 W\varphi_{f,it} + \delta_4 W\varphi_{f,it}^2 + \delta_5 WX_{it} + u_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (27)$$

其中: ρ 为人均总产出的空间滞后项系数; W 为空间权重矩阵; $\delta_1 \sim \delta_5$ 为各解释变量和控制变量的空间交互项系数;其他变量含义与式(26)相同。

当空间杜宾模型(SDM)考察的空间交互作用不存在时,即 $\delta_i = 0 (i = 1, 2, 3, 4, 5)$, 空间杜宾模型(SDM)转化为空间自回归模型(SAR):

$$y_{it} = \beta_0 + \rho \sum_{j=1}^n W_{ij} Y_{jt} + \beta_1 \varphi_{d,it} + \beta_2 \varphi_{d,it}^2 + \beta_3 \varphi_{f,it} + \beta_4 \varphi_{f,it}^2 + \beta_5 X_{it} + u_{it} + \lambda_{it} + \varepsilon_{it} \quad (28)$$

而当空间杜宾模型(SDM)中的空间交互项系数 δ_i 、因变量的空间滞后项系数 ρ 及回归系数 β_i 之间满足 $\delta_i = -\rho\beta_i$ 时,空间杜宾模型(SDM)转化为空间误差模型(SEM):

$$\begin{cases} y_{it} = \beta_0 + \beta_1 \varphi_{d,it} + \beta_2 \varphi_{d,it}^2 + \beta_3 \varphi_{f,it} + \beta_4 \varphi_{f,it}^2 + \beta_5 X_{it} + u_{it} + \lambda_{it} \\ \mu_{it} = \lambda \sum_{j=1}^n W_{ij} \mu_{jt} + \varepsilon_{it} \end{cases} \quad (29)$$

为探究哪种模型更为适合,需进行统计检验。首先,进行空间自相关性检验,常见的方法有两种:第一种是 Moran's I 检验。第二种在非空间面板模型基础上,采用拉格朗日乘数检验(LM test)判断误差项及滞后项的空间自相关性。其次,通过似然比检验和 Wald 检验,判断空间杜宾模型(SDM)能否退化为空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。若 LR test(SAR)、LR test(SEM)、Wald test(SAR)、Wald test(SEM)统计量均通过显著性检验,表明空间杜宾模型(SDM)不能退化为空间自回归模型(SAR)和空间误差模型(SEM)。

(二)变量和数据说明

被解释变量 y 用人均地区生产总值表示,并换算为 2000 年价格,数据来自各省(市、区)统计年鉴;核心解释变量为新型数字基础设施资本存量占比 φ_d 和传统基础设施资本存量占比 φ_f ,其平方项分别用 $s\varphi_d$ 与 $s\varphi_f$ 表示。为计算 φ_d 和 φ_f ,首先需要计算总的资本存量和传统基础设施资本存量,计算方法与前述新型数字基础

设施资本存量的计算方法相同。需要说明的是,本文与徐宝亮等(2022)的基础设施测算范围不同。徐宝亮等(2022)按照金戈(2012)的做法将电力、燃气及水的生产和供应业,交通运输、仓储和邮政业,信息传输、计算机服务和软件业及水利、环境和公共设施管理业4个行业作为基础设施的测算范围。本文将其中的信息传输、计算机服务和软件业界定为软件基础设施,并补充了硬件基础设施。除信息传输、计算机服务和软件业以外的三个行业可以被看作传统基础设施。但是,从各省投入产出表可以看出,绝大部分省份电力、燃气及水的生产和供应业及水利、环境和公共设施管理业的固定资本形成总额均为0。为此,需要重新思考传统基础设施的测算范围。

世界银行(World Bank, 1994)把基础设施分为经济基础设施和社会基础设施。本文中的传统基础设施指其中的经济基础设施,包括电力、通信、管道煤气、自来水、排污、固体垃圾收集与处理等公共设施,大坝、水利工程、道路等公共工程,以及铁路、城市交通、港口、河道和机场等其他交通部门。按照我国《国民经济行业分类》,选择建筑业中的土木工程建筑业和建筑安装业两个行业作为传统基础设施的测算范围。两个行业固定资本形成总额用各省(市、区)建筑工程和安装工程总产值之和占建筑业总产值的比重与建筑业固定资本形成总额相乘得到。传统基础设施和总资本存量计算过程中,价格指数均采用以2000年为基期的固定资产投资价格指数^③;使用年限与折旧率根据单豪杰(2008)的经验值设定,传统基础设施的使用年限为38年,折旧率为8.12%,总资本的使用年限采用建筑安装和机器设备的加权平均值,即31年,折旧率为10.96%。其他数据主要来源于《中国地区投入产出表》、各省(市、区)统计年鉴、《中国固定资产投资统计年鉴》和《中国投资领域统计年鉴》,无投入产出表年份的数据按前述新型数字基础设施的推算方法推算。

控制变量与徐宝亮等(2022)相同,包括总资本存量、劳动力、人力资本、技术创新、二元经济结构和对外贸易依存度。其中,总资本存量、劳动力和技术创新使用对数形式,分别用 lk 、 ll 、 lti 表示。总资本存量采用上述计算结果,劳动力、人力资本(hc)、二元经济结构(des)和对外贸易依存度(ft)的表征指标及计算方法与徐宝亮等(2022)相同,不同于徐宝亮等(2022)使用国内专利申请授权量衡量技术创新,本文使用国内发明专利申请授权量衡量技术创新,并使用对数形式(lti)。选择国内发明专利申请授权量作为技术创新的衡量指标,主要是因为发明专利在申请授权过程中要求具备“突出的实质特点和显著的进步”,因此相较于专利申请授权量,发明专利申请授权量更能体现技术创新的特质。所用数据来源于各省(市、区)统计年鉴、《中国统计年鉴》、中国经济社会大数据研究平台、EPS数据平台。空间权重矩阵用省会城市经纬度地理距离的倒数构建,并进行标准化处理,相关数据来源于国家地理信息系统。各变量的描述性统计见表2。

(三)基准回归

本文首先对式(26)进行检验。Hausman检验结果显示固定效应模型更有效,因此采用固定效应模型进行估计。通过组间异方差和截面相关性检验发现,样本数据存在显著的组间异方差与截面相关现象,为此采用可行广义最小二乘法(FGLS)来估计,估计结果见表3。与模型1仅控制年份固定效应和省份固定效应相比,模型2~模型7在模型1的基础上依次加入总资本存量、劳动力、人力资本、技术创新、二元经济结构和对外贸易依存度等控制变量。模型1~模型7的估计结果显示,除对外贸易依存度的影响不显著外,其他变量对经济增长的影响均达到了1%的显著水平,且 φ_d 的回归系数均为正, $s\varphi_d$ 的回归系数均为负,说明新型数字基础设施对经济增长的影响呈“倒U型”变化,即存在使人均产出最大化的最优新型数字基础设施资本存量占比,模型7中该最优占比为55.83%。通过观察2020年29个省(市、区)新型数字基础设施资本存量占比的测算结果可知,所有省(市、区)均未达到该最优占比。

控制变量的回归系数符号与徐宝亮等(2022)相同,劳动力、人力资本和技术创新的回归系数符号为正,对经济增长具有正向影响;总资本存量、二元经济结构的回归符号为负,对经济增长具有负向影响。按照徐宝亮等(2022)的解释,可能的原因是资产存在错配和过剩,从而不利于经济增长;二元经济结构的改善使人

表2 各变量描述性统计

变量名称	统计量	平均值	标准差	最小值	最大值
y	551	28715.67	21894.94	3087.21	140045.06
φ_d	551	0.04	0.05	1.61×10^{-3}	0.67
$s\varphi_d$	551	3.74×10^{-3}	0.02	2.60×10^{-6}	0.44
φ_l	551	0.56	0.16	0.00	0.91
$s\varphi_l$	551	0.33	0.16	0.00	0.83
lk	551	10.22	1.12	6.86	12.42
ll	551	7.61	0.74	5.64	8.85
hc	551	8.70	1.01	6.02	12.78
lti	551	7.228	1.735	1.792	11.17
des	551	0.20	0.08	0.06	0.58
ft	551	0.35	0.53	0.03	5.67

③ 各省(市、区)2020年固定资产投资价格指数未公布,本文用各省(市、区)2018年和2019年固定资产投资价格指数加权平均值代替。

表3 基准回归结果

模型设定	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6	模型7
	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS	FGLS
φ_d	24740.30*** (22.67)	25615.76*** (21.26)	26096.22*** (27.88)	26565.78*** (22.37)	25730.06*** (30.17)	23924.16*** (27.64)	28817.63*** (31.43)
$s\varphi_d$	-22342.90*** (-12.56)	-23293.14*** (-13.17)	-24599.41*** (-15.12)	-23818.43*** (-13.16)	-23201.90*** (-17.88)	-20952.07*** (-16.59)	-25810.22*** (-19.88)
φ_i	14076.98*** (13.27)	15042.22*** (11.96)	16737.97*** (13.17)	16977.25*** (16.31)	15548.67*** (12.55)	14401.27*** (10.75)	17603.99*** (13.36)
$s\varphi_i$	-5363.76*** (-5.72)	-6572.84*** (-5.91)	-7841.18*** (-7.34)	-8290.92*** (-8.25)	-7202.85*** (-7.38)	-6071.41*** (-5.42)	-8367.84*** (-7.75)
lk		-6837.51*** (-28.19)	-7125.20*** (-22.56)	-7066.54*** (-28.29)	-6301.81*** (-19.89)	-6505.77*** (-18.67)	-7687.73*** (-26.65)
ll			967.22*** (10.01)	963.97*** (10.79)	1034.53*** (12.74)	841.11*** (9.22)	974.43*** (8.47)
hc				383.10*** (8.21)	378.32*** (6.68)	284.15*** (4.61)	300.96*** (4.68)
lri					714.68*** (15.08)	552.09*** (8.86)	685.85*** (11.91)
des						-3495.10*** (-8.67)	-4178.13*** (-9.65)
ft							17.52 (0.49)
常数项	25079.28*** (6.15)	86093.32*** (23.97)	81609.22*** (21.95)	77006.96*** (22.45)	65199.24*** (17.39)	71468.44*** (17.22)	78565.62*** (22.95)
统计量	551	551	551	551	551	551	551
年份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
省份固定效应	是	是	是	是	是	是	是
Hausman 检验 P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00

注：***表示在1%水平下显著，**表示在5%水平下显著，*表示在10%水平下显著；括号内为z值。

均产出降低,可能的原因是家庭联产承包责任制使得土地极度分散化,抑制了土地经营规模经济的实现及劳动生产率的提高,而非农业部门的快速技术进步则推动其劳动生产率迅速提升,由此出现二元对比系数降低对应于人均产出水平提高的现象。

(四)空间面板模型估计

1. 空间相关性检验

首先,本文通过测算全局 Moran's I 对人均地区生产总值的空间聚集情况进行空间自相关检验。全局 Moran's I 的计算公式为

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (Y_i - \bar{Y})(Y_j - \bar{Y})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \quad (30)$$

其中: S^2 为样本方差; n 为样本数量; Y_i 为*i*地区人均地区生产总值; $\bar{Y}$ 为人均地区生产总值均值。Moran's I 的取值范围为 $[-1, 1]$ 。 $I > 0$ 表示具有相似人均地区生产总值的城市在地理空间上聚集; $I < 0$ 表示具有异质性人均地区生产总值的城市在地理空间上聚集。测算结果见表4。

从测算结果可以看出,2002—2020年我国地区生产总值的*I*值均通过了1%的显著性检验,表明在全局层面上,我国不同省份的人均地区生产总值并不是随机分布的,人均地区生产总值类似的省份存在聚集态势。为了深入探讨不同地区的空间集聚模式,本文绘制2010年和2020年的局部 Moran's I 散点图[图中序号1~29依次代表北京、天津、河北、山西、内蒙古、辽宁、吉林、黑龙江、上海、江苏、浙江、安徽、福建、江西、

表4 全局 Moran's I 结果

年份	I	P	Z	年份	I	P	Z
2002	0.088	0.000	4.015	2012	0.115	0.000	4.467
2003	0.093	0.000	4.132	2013	0.114	0.000	4.424
2004	0.098	0.000	4.237	2014	0.112	0.000	4.382
2005	0.102	0.000	4.325	2015	0.111	0.000	4.332
2006	0.105	0.000	4.393	2016	0.109	0.000	4.290
2007	0.106	0.000	4.412	2017	0.109	0.000	4.317
2008	0.109	0.000	4.463	2018	0.110	0.000	4.348
2009	0.112	0.000	4.513	2019	0.110	0.000	4.358
2010	0.115	0.000	4.536	2020	0.112	0.000	4.414
2011	0.114	0.000	4.487				

山东、河南、湖北、湖南、广东、广西、海南、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆 29 个省(市、区)]来检验局部地区人均地区生产总值的空间集聚性,如图 2 和图 3 所示。

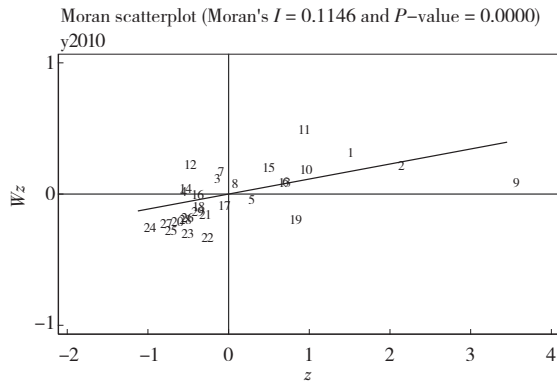


图 2 2010 年 Moran's I 散点图

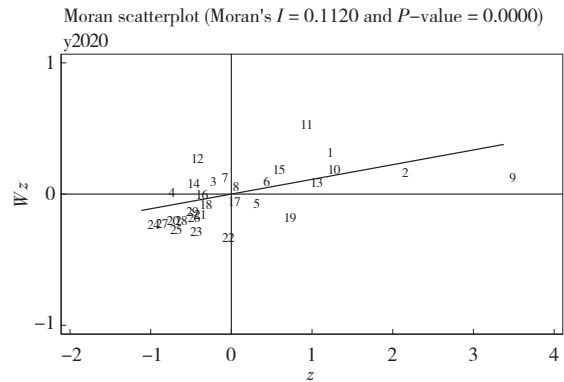


图 3 2020 年 Moran's I 散点图

图 2、图 3 分别显示 2010 年、2020 年的大多数观测值都落在第一、第三象限内,其中第一象限表示高高集聚模式,即高人均地区生产总值地区与高人均地区生产总值地区相邻,2020 年浙江、北京、山东、江苏、天津、上海、辽宁、福建、黑龙江位于该象限;第三象限表示低低集聚模式,即低人均地区生产总值地区与低人均地区生产总值地区相邻,2020 年湖南、广西、海南、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏、新疆位于该象限。总体上 2020 年位于第一、第三象限的省(市、区)占总样本数的 65.52%,进一步证明人均地区生产总值存在显著的空间依赖性。

其次,本文通过拉格朗日乘数检验(LM test)判断误差项及滞后项的空间自相关性。检验结果显示 LM-error test 统计值为 18.37, Robust LM-error test 统计值为 9.78,均通过 1% 的显著性检验, LM-lag test 统计值为 9.25,通过 1% 的显著性检验,表明模型中残差项和滞后项均存在空间自相关。Moran's I 检验和 LM 检验结果均强烈拒绝“无空间自相关性”的原假设,说明应采用空间经济计量模型进行回归估计。

2. 空间计量模型选择

为探究哪种空间计量模型更为适用,需进行统计检验,本文利用 Wald 和 LR 检验分别对 $H_0: \delta_i = 0$ 和 $H_0: \delta_i = -\rho\beta_i$ 进行检验,判断 SDM 模型能否退化为 SAR 和 SEM 模型。检验结果见表 5。LR test(SAR)、LR test(SEM)、Wald test(SAR)、Wald test(SEM)统计值均通过 1% 的显著性检验,表明 SDM 模型不能退化为 SAR 和 SEM 模型。综合以上检验结果,空间杜宾模型(SDM)为最优选择。

在确定空间面板模型基础上还需要对空间计量模型的模式进行识别,一般而言,空间计量模型存在无固定效应、时间固定效应、空间固定效应及时空固定效应四种模式,采用似然比(LR)检验进行判断。似然比(LR)检验结果见表 5,结果表明个体固定效应和时间固定效应具有联合显著性,因此确定模型为时间空间双固定的空间杜宾模型。

表 5 空间计量模型选择检验

统计检验	Wald test(SAR)	Wald test(SEM)	LR test(SAR)	LR test(SEM)	时间固定效应 LR test	空间固定效应 LR test
检验结果	352.73***	425.34***	184.31***	205.36***	849.65***	120.41***

注:***表示在 1% 水平下显著,**表示在 5% 水平下显著,*表示在 10% 水平下显著。

3. 空间面板模型估计结果

表 6 展示了 SDM、SAR 和 SEM 模型的估计结果,模型 1、模型 3、模型 5 为未加控制变量的回归结果,模型 2、模型 4、模型 6 则是加上全部控制变量的估计结果。对比 SDM、SAR 和 SEM 模型的估计结果,SDM 模型中 4 个核心解释变量回归系数的显著性均较强,结合上文模型选择检验的结果,应选择 SDM 模型估计结果进行分析。对比模型 1 和模型 2 可以看出,模型 2 中核心解释变量的空间交互项系数更显著。因此,下文将对模型 2 回归结果进行分析。

从模型 2 的估计结果可以看出,所有空间项的系数均具有显著性,进一步证明了检验新型数字基础设施和传统基础设施空间溢出效应的必要性。而且,加入空间项后,核心解释变量的符号保持不变,一次项系数为正,二次项系数为负,仍然支持基准回归的结论,即两类基础设施对经济增长的影响仍呈“倒 U 型”变化。通过计算

可知,最优新型数字基础设施资本存量占比为48.60%,2020年,全国所有省(市、区)均未达到该最优占比。更进一步,核心解释变量一次项的空间交互系数也为正,二次项的空间交互系数也为负,说明其他地区两类基础设施对本地区经济增长的影响也呈“倒U型”变化,即两类基础设施投资不仅对本地区来说不是越大越好,对其他地区的空间溢出效应也存在最优规模。由于SDM模型回归系数不能直接反映解释变量对被解释变量的影响程度,需要进一步计算各变量的直接效应、空间溢出效应和总效应。考虑到我国两类基础设施对经济增长的影响还处于“倒U型”的左边,因此本文只计算两类基础设施占比一次项的影响效应,结果见表7。

从表7可以看出,新型数字基础设施和传统基础设施的直接效应、空间溢出效应和总效应均是显著的。新型数字基础设施的直接效应、空间溢出效应和总效应均大于传统基础设施;新型数字基础设施直接效应和空间溢出效应占总效应的比重分别为7.07%与92.93%,传统基础设施的直接效应和空间溢出效应占总效应的比重分别为20.05%与79.95%;两类基础设施的空间溢出效应均远远大于直接效应,而且,新型数字基础设施的空间溢出效应大于直接效应的幅度比传统基础设施更大。

表6 空间面板模型估计结果

变量	SDM		SAR		SEM	
	模型1	模型2	模型3	模型4	模型5	模型6
ρ 或 λ	0.51*** (5.44)	0.30** (2.44)	0.75*** (13.70)	0.73*** (16.22)	0.64*** (8.21)	0.49*** (4.37)
φ_d	93198.18*** (6.96)	74545.07*** (5.89)	68712.45*** (4.86)	56279.61*** (4.40)	61445.32*** (4.26)	46598.09*** (3.26)
$s\varphi_d$	-98247.98*** (-4.01)	-76697.02*** (-3.42)	-69810.03*** (-2.69)	-56597.89** (-2.44)	-65354.73** (-2.53)	-45390.33* (-1.83)
φ_f	67969.15*** (7.82)	58350.33*** (7.15)	61303.91*** (6.69)	50792.29*** (6.27)	58210.01*** (6.50)	49883.59*** (5.76)
$s\varphi_f$	-55818.86*** (-6.40)	-51172.01*** (-6.30)	-41685.24*** (-4.55)	-34172.00*** (-4.28)	-38548.48*** (-4.30)	-35051.66*** (-4.07)
lk		-9188.85*** (-5.98)		-1842.84** (-2.19)		-7465.69*** (-4.07)
ll		9559.64*** (6.39)		12605.51*** (7.91)		10350.86*** (6.14)
hc		2705.66** (2.48)		2602.83*** (2.69)		2792.24** (2.21)
lti		1966.30*** (2.88)		1096.38* (1.79)		1156.59 (1.48)
des		-11535.02** (-2.49)		-3646.40 (-0.76)		-10492.19** (-1.99)
ft		-3773.73*** (-6.16)		-3867.03*** (-5.73)		-4144.47*** (-5.92)
$W \times \varphi_d$	772362.06*** (8.48)	854773.76*** (10.02)				
$W \times s\varphi_d$	-771430.51*** (-4.28)	-943361.25*** (-5.74)				
$W \times \varphi_f$	116995.94* (1.86)	130716.58** (2.13)				
$W \times s\varphi_f$	-221871.51*** (-3.39)	-211130.29*** (-3.37)				
N	551	551	551	551	551	551
R^2	0.26	0.06	0.23	0.10	0.04	0.14
Log-likelihood	-5443.93	-5377.22	-5522.96	-5469.77	-5525.16	-5479.89

注:***表示在1%水平下显著,**表示在5%水平下显著,*表示在10%水平下显著;括号内为z值。

表7 SDM模型的直接效应、空间溢出效应和总效应

效应类别	变量	系数	z统计量	P
直接效应	φ_d	96380.31***	6.06	0.00
	φ_f	66264.88***	6.69	0.00
间接效应	φ_d	1266846.29***	4.92	0.00
	φ_f	264308.88**	2.01	0.04
总效应	φ_d	1363226.60***	5.10	0.00
	φ_f	330573.77**	2.39	0.02

注:***表示在1%水平下显著,**表示在5%水平下显著,*表示在10%水平下显著。

(五) 区域异质性检验

为进一步探讨新型数字基础设施对经济增长的异质性作用效果,本文将29个省(市、区)划分为东部、中部和西部地区^④,分别构建时空双固定的空间杜宾模型(SDM),检验各地区新型数字基础设施对经济增长的影响,回归结果见表8。

从表8可以看出,东部、中部和西部地区之间新型数字基础设施对经济增长的影响明显不同。东部地区新型数字基础设施对经济增长的直接影响呈“倒U型”变化,与整体估计结果一致。但新型数字基础设施占比二次项空间交互项的影响不显著,说明空间溢出效应呈“倒U型”变化的结论不成立,可能的原因是东部地

④ 东部地区包括北京、天津、河北、辽宁、上海、江苏、浙江、福建、山东、广东和海南11个省份;中部地区包括山西、吉林、黑龙江、安徽、江西、河南、湖北和湖南8个省份;西部地区包括内蒙古、广西、重庆、四川、贵州、云南、陕西、甘肃、宁夏和新疆10个省份。

区新型数字基础设施建设处于领先地位,对相邻地区的溢出效应仍呈不断增强的趋势;中部地区新型数字基础设施对经济增长的直接影响为负,空间交互项的影响不显著,西部地区新型数字基础设施对经济增长的直接影响和空间交互项的影响均不显著,说明中西部地区新型数字基础设施对经济增长呈“倒U型”变化的结论不成立,可能的原因是中西部地区数字基础设施比较薄弱,拥挤性较强,本地和外地的新型基础设施建设均不能赋能经济增长。

(六)稳健性检验

1. 替换空间权重矩阵

为避免由于空间权重矩阵的选取而导致结论的差异性,本文采用地理相邻空间权重矩阵和经济地理距离空间权重矩阵替代地理距离空间权重矩阵进行稳健性检验。建立地理相邻空间权重矩阵的具体方法为:当两区域 rook 相邻^⑤时赋值为 1,否则为 0,海南与广西、广东做相邻处理,最后将行标准化处理,使其各行元素之和为 1。建立经济地理空间权重矩阵的具体步骤为:①根据公式 $E_{ij} = 1/|Y_i - Y_j|$,构建经济距离矩阵。其中, E_{ij} 为区域*i*和区域*j*之间的经济距离, Y_i 和 Y_j 分别为区域*i*和区域*j*的人均地区生产总值;②将基于地理距离构建的空间权重矩阵 W_{ij} 与基于经济距离构建的空间权重矩阵 E_{ij} 相乘,即得到经济地理距离空间权重矩阵。在地理相邻空间权重矩阵和经济地理距离空间权重矩阵设定下分别进行回归,回归结果见表 9 模型 1~模型 4 所示,模型 1、模型 3 为未加控制变量的回归结果,模型 2、模型 4 则是加上全部控制变量的回归结果。回归结果表明,虽然估计系数大小有所差异,但是方向性和稳健性与原模型结果相比并没有发生根本改变,这表明空间面板模型估计结果是稳健可靠的。

2. 内生性问题处理

上文估计可能存在内生性问题,造成内生性的原因主要有两方面:一是遗漏变量问题,即除模型中控制变量以外,可能遗漏了其他影响经济增长的因素,如国家政策、居民消费、社会投资等。因此本文运用 RESET 检验和连接检验,检查模型是否存在遗漏变量,检验结果均在 1% 水平拒绝“无遗漏变量”的原假设,说明模型存在遗漏变量问题。二是互为因果关系问题,即新型数字基础设施和传统基础设施建设对经济增长产生影响,反过来,地区之间经济发展水平的差异也会影响各地区新型数字基础设施和传统基础设施的建设水平。为克服模型可能存在的内生性影响,本文参考谢众和李明广(2021)及邵帅等(2022)的方法,采用滞后一期核心解释变量进行回归和使用广义空间二阶段最小二乘法(GS2SLS)估计 SAR 模型,对模型进行了稳健性检验。采用滞后一期核心解释变量进行回归,能够缓解由双向因果关系导致的内生性问题。广义空间二段最小二乘法(GS2SLS)采用各解释变量及其空间滞后项作为工具变量,能够对内生性问题进行控制。估计结果见表 9 的模型 5~模型 8,模型 5、模型 7 为未加控制变量的回归结果,模型 6、模型 8 则是加上全部控制变量的估计结果。与之前的回归结果相比,估计系数的方向性和显著性均未发生根本性变化。因此,前文空间面板模型的估计结果依然稳健可靠。

表 8 异质性回归结果

变量	东部	中部	西部
φ_d	68762.41** (2.00)	-54151.76* (-1.95)	14404.19 (0.97)
$s\varphi_d$	-152954.55* (-1.71)	391341.73 (1.44)	-43951.89** (-2.18)
$W \times \varphi_d$	216025.66*** (2.96)	16841.53 (0.21)	-105132.09 (-1.33)
$W \times s\varphi_d$	-211114.14 (-1.09)	-77912.79 (-0.13)	53387.99 (0.49)
控制变量	是	是	是
<i>N</i>	209	152	190
<i>R</i> ²	0.47	0.67	0.00
Log-likelihood	-2025.49	-1310.10	-1698.61

注:***表示在 1% 水平下显著,**表示在 5% 水平下显著,*表示在 10% 水平下显著;括号内为 *z* 值

表 9 两种稳健性检验结果

变量	地理相邻空间权重矩阵		经济地理距离空间权重矩阵		滞后一期核心解释变量		广义空间二阶段最小二乘法	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
ρ	0.53*** (11.04)	0.42*** (7.62)	0.64*** (14.63)	0.60*** (12.30)	0.50*** (5.18)	0.34*** (2.92)	0.55** (1.99)	0.26** (2.35)
φ_d	58025.64*** (4.32)	45526.56*** (3.57)	50143.06*** (4.30)	44370.68*** (3.87)			261360.6*** (10.02)	120638.6*** (7.95)
$L\varphi_d$					103663.06*** (6.76)	78477.84*** (5.33)		
$s\varphi_d$	-57980.72** (-2.48)	-43214.47** (-1.97)	-55135.27*** (-2.59)	-46815.24** (-2.30)			-346568.5*** (-7.00)	-135287.5*** (-5.00)
$Ls\varphi_d$					-112168.37*** (-4.27)	-80526.89*** (-3.28)		

⑤ rook 相邻表示两个相邻区域有共同的边。

续表

变量	地理相邻空间权重矩阵		经济地理距离空间权重矩阵		滞后一期核心解释变量		广义空间二阶段最小二乘法	
	模型 1	模型 2	模型 3	模型 4	模型 5	模型 6	模型 7	模型 8
φ_t	57856.95*** (7.22)	50746.43*** (6.66)	34005.93*** (4.46)	32972.48*** (4.51)			110258.1*** (9.05)	35429.39*** (3.27)
$L.\varphi_t$					67812.62*** (7.15)	55415.27*** (6.18)		
$s\varphi_t$	-43565.95*** (-5.43)	-41089.99*** (-5.42)	-21316.73*** (-2.83)	-23070.61*** (-3.21)			-101735.2*** (-7.07)	-31669.61*** (-2.96)
$L.s\varphi_t$					-55291.10*** (-5.80)	-48211.95*** (-5.41)		
$W \times \varphi_d$	208649.01*** (6.17)	237518.33*** (7.42)	151980.34*** (3.61)	145390.79*** (3.60)				
$W \times L.\varphi_d$					741888.16*** (7.33)	821615.11*** (8.78)		
$W \times s\varphi_d$	-224312.79*** (-3.69)	-266351.59*** (-4.67)	-9910.85 (-0.10)	11781.25 (0.12)				
$W \times L.s\varphi_d$					-715622.51*** (-3.86)	-887903.45*** (-5.21)		
$W \times \varphi_t$	1463.66 (0.07)	23424.32 (1.14)	69244.29*** (3.23)	78710.17*** (3.65)				
$W \times L.\varphi_t$					102604.65 (1.25)	108419.08 (1.43)		
$W \times s\varphi_t$	-5435.43 (-0.27)	-21440.08 (-1.10)	-50627.53** (-2.47)	-58916.79*** (-2.85)				
$W \times L.s\varphi_t$					-224729.86*** (-2.77)	-206365.75*** (-2.76)		
控制变量	否	是	否	是	否	是	否	是
N	551	551	551	551	522	522	551	551
R^2	0.30	0.00	0.28	0.02	0.21	0.04	0.89	0.89
Log-likelihood	-5450.57	-5398.66	-5421.81	-5374.67	-5144.53	-5087.74	-5672.84	-5662.55

注：***表示在 1% 水平下显著，**表示在 5% 水平下显著，*表示在 10% 水平下显著； $L.\varphi_d$ 表示新型数字基础设施资本存量占比 φ_d 滞后一期。其他变量同理。

五、研究结论与政策含义

本文从理论和实证两个方面分析新型数字基础设施对经济增长的影响效应。理论方面,将新型数字基础设施资本存量纳入总量生产函数,构建动态一般均衡模型,分析新型数字基础设施对经济增长的影响机理;实证方面,通过对 2002—2020 年我国各省(市、区)新型数字基础设施资本存量进行测算与分析,并构建静态面板数据模型和空间面板模型,检验新型数字基础设施对经济增长的影响效应。通过研究,本文得到如下结论:①新型数字基础设施对经济增长的影响呈现“倒 U 型”变化,最优新型数字基础设施资本存量占比为 48.60%,2020 年全国所有省(市、区)均未达到该最优占比,即均位于“倒 U 型”的左边;②新型数字基础设施对经济增长的影响明显大于传统基础设施;③新型数字基础设施的空间溢出效应远大于直接效应;④我国新型数字基础设施建设水平不断提高,但地区差距也呈扩大趋势。

上述研究结论意味着,新型数字基础设施投资规模并非越大越好,当新型数字基础设施资本存量占总资本存量的比例超过一定值时,其对经济增长的促进作用将会减弱,甚至可能会产生反向作用;目前,我国新型数字基础设施存量对经济增长的影响还处在“倒 U 型”的左边,随着新型数字基础设施资本存量占总资本存量的比例继续提高,其拥挤性将会进一步降低,对经济增长的促进作用也会继续增强,因此,我国仍可将新型数字基础设施建设作为推动经济增长的重要力量。更为重要的是,我国应更加重视中西部地区新型数字基础设施建设,这不仅会促进中西部地区自身的经济增长,缩小中西部地区与东部地区的经济发展差距,实现区域之间的共同富裕,同时还会通过空间溢出效应加快东部地区的经济增长,进而促进区域经济协调发展。

参考文献

- [1] 蔡跃洲, 张钧南, 2015. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究, 50(12): 100-114.
- [2] 曹跃群, 郭鹏飞, 罗玥琦, 2019. 基础设施投入对区域经济增长的多维影响——基于效率性、异质性和空间性的三维视角[J]. 数量经济技术经济研究, 36(11): 140-159.
- [3] 钞小静, 廉园梅, 罗臻锴, 2021. 新型数字基础设施对制造业高质量发展的影响[J]. 财贸研究, 32(10): 1-13.
- [4] 钞小静, 薛志欣, 孙艺鸣, 2020. 新型数字基础设施如何影响对外贸易升级——来自中国地级及以上城市的经验证据[J]. 经济科学, (3): 46-59.

- [5] 陈阳, 王守峰, 李勋来, 2022. 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, 41(1): 123-135.
- [6] 范合君, 吴婷, 2022. 新型数字基础设施、数字化能力与全要素生产率[J]. 经济与管理研究, 43(1): 3-22.
- [7] 何玉梅, 赵欣灏, 2021. 新型数字基础设施能够推动产业结构升级吗——来自中国 272 个地级市的经验证据[J]. 科技进步与对策, 38(17): 79-86.
- [8] 金戈, 2012. 中国基础设施资本存量估算[J]. 经济研究, 47(4): 4-14, 100.
- [9] 金戈, 2016. 中国基础设施与非基础设施资本存量及其产出弹性估算[J]. 经济研究, 51(5): 41-56.
- [10] 金戈, 朱丹, 2016. 动态最优财政规则: 基于公共资本的混合性与拥挤性的分析[J]. 世界经济, 39(12): 143-165.
- [11] 李晓华, 2020. 面向智慧社会的“新基建”及其政策取向[J]. 改革, (5): 34-48.
- [12] 姜洪, 2004. 长期经济增长中的公共投资政策——包含一般拥挤性公共基础设施资本存量的动态经济增长模型[J]. 经济研究, (3): 10-19.
- [13] 邱牧远, 王天宇, 梁润, 2020. 延迟退休、人力资本投资与养老金财政平衡[J]. 经济研究, 55(9): 122-137.
- [14] 单豪杰, 2008. 中国资本存量 K 的再估算: 1952—2006 年[J]. 数量经济技术经济研究, 25(10): 17-31.
- [15] 邵帅, 范美婷, 杨莉莉, 2022. 经济结构调整、绿色技术进步与中国低碳转型发展——基于总体技术前沿和空间溢出效应视角的经验考察[J]. 管理世界, 38(2): 46-69, 4-10.
- [16] 苏汝劫, 姜玲, 2020. 空间溢出视角下基础设施投资对经济增长的影响研究[J]. 宏观经济研究, (9): 36-47, 57.
- [17] 孙川, 2013. 中国省际信息通信技术资本存量估算[J]. 统计研究, 30(3): 35-42.
- [18] 孙早, 杨光, 李康, 2014. 基础设施投资对经济增长的贡献: 存在拐点吗——来自中国的经验证据[J]. 财经科学, (6): 75-84.
- [19] 滕梓源, 胡勇, 2020. 新基建如何驱动中国经济结构转型[J]. 人民论坛, (35): 81-83.
- [20] 王亚菲, 王春云, 2017. 中国行业层面信息与通信技术资本服务核算[J]. 统计研究, 34(12): 24-36.
- [21] 谢众, 李明广, 2021. 国内交通基础设施与出口国内增加值率——对构建“双循环”新发展格局的启示[J]. 技术经济, 40(9): 146-158.
- [22] 徐宝亮, 刘震, 邓宏图, 2022. 基础设施资本与经济增长——“倒 U 型”理论的经济逻辑与中国经验证据[J]. 南开经济研究, (3): 21-40.
- [23] 许宪春, 2013. 准确理解中国的收入、消费和投资[J]. 中国社会科学, (2): 4-24, 204.
- [24] 许宪春, 张美慧, 2020. 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, (5): 23-41.
- [25] 张军, 吴桂英, 张吉鹏, 2004. 中国省际物质资本存量估算: 1952-2000[J]. 经济研究, (10): 35-44.
- [26] 张文城, 白凤兰, 2023. 中国数字基础设施发展对环境污染的影响研究[J]. 技术经济, 42(5): 137-148.
- [27] 张艺, 李秀敏, 2022. 新型数字基础设施、零工就业与空间溢出效应[J]. 中国流通经济, 36(11): 103-117.
- [28] 赵星, 2022. 新型数字基础设施的技术创新效应研究[J]. 统计研究, 39(4): 80-92.
- [29] OECD, 2009. Measuring capital(second edition)[M]. Paris: OECD Publishing.
- [30] SHINOZAKI A, 2011. Measurement of IT capital stock and it's impact: A case study of Japan for further international comparisons[J]. Research Papers in Economics, 77(4): 33-53.
- [31] WORLD BANK, 1994. World development report 1994: Infrastructure for development[M]. Oxford: Oxford University Press.

New Digital Infrastructure, Spatial Spillovers and Economic Growth

Li Xiumin, Chen Mingyin, Zhang Yi

(School of Economics, Guangdong University of Technology, Guangzhou 510520, China)

Abstract: To investigate the impact of new digital infrastructures on economic growth, a dynamic general equilibrium model of economic growth was built firstly incorporating the capital stock of new digital infrastructure and its congestion into the aggregate production function. Secondly, the new digital infrastructure capital stocks in provinces of China from 2002 to 2020 were calculated and analyzed. Based on that, a static panel data model and three spatial panel models using provincial panel data for China from 2002 to 2020 were developed to empirically test the impact of the new digital infrastructure on economic growth. Both theoretical and empirical results show that the effects of new digital infrastructure on economic growth change as an “inverted U-shaped”, that is to say, having larger share of new digital infrastructure capital stock does not necessarily mean that it is better. The construction of new digital infrastructure has significant spatial spillover effects, which means that to construct new digital infrastructure in one province not only promotes the local economic growth, but also promotes other provincial economic growth through spatial spillover effects. Solve for the optimal share of infrastructure capital stock at the apex of the “inverted U-shaped” to be 48.60%. At present, the shares of new digital infrastructure capital stock in all provinces of China are below 48.60%, which means that it may increase the outputs per capita of all provinces to increase the share of new digital infrastructure capital stock in one province.

Keywords: new digital infrastructure; economic growth; relationship of “inverted U-shaped”