

信息通信技术(ICT)创新扩散及影响因素空间计量分析

胡文玉¹,王文举²,李欣先³

(1.首都经济贸易大学经济学院,北京100070;2.北京物资学院经济学院,北京101100;
3.齐鲁工业大学管理学院,济南250353)

摘要:本文运用2001—2018年全国288个地级以上城市统计数据,对信息通信技术(ICT)创新扩散及影响因素进行研究。首先采取改进的Bass模型来测算ICT创新扩散速度,然后构建ICT创新扩散及其影响因素的面板数据固定效应动态SAR模型,并采用拟极大似然估计法对动态SAR模型进行参数估计。研究表明:ICT创新扩散的时空效应显著,创新扩散不仅受本地影响还受邻近城市的影响;人口密度、人口流量、户均ICT消费支出及ICT供给能力等因素对其创新扩散有显著影响,且这些因素短期空间溢出效应和长期回流反馈效应显著。

关键词:信息通信技术(ICT);Bass模型;动态SAR模型;空间效应;拟极大似然估计法

中图分类号:F064.1 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2020)3—0001—09

随着我国移动业务、宽带业务和广播电视业务的快速发展,“三网融合”的不断深入,信息通信技术(ICT)产业为国民经济的发展起到催化剂、助推器的作用,尤其是进入2010年以后我国逐渐步入移动、宽带和广播电视融合发展的“快车道”,进入以“互联网+”为标志的信息通信技术时代(简称“ICT时代”)。通信技术、信息技术和终端硬件技术快速更新、深度融合,为全行业发展注入新动能,同时信息通信技术产业对国民经济的渗透性、带动性和倍增性越来越显著,成为经济发展的推动器,进一步推动并加快国民经济的转型升级。为此,本文从产业融合的视角对ICT创新扩散及其影响因素进行研究,该成果对5G运营及互联网融合发展提供借鉴和参考。

一、文献回顾

傅家骥^[1]认为技术创新是通过一定的渠道在潜在使用者之间的传播和采用过程,并指出技术创新扩散包括三个方面,即企业间的扩散、企业内部的扩散和由二者共同作用的总体扩散。李保红^[2]对ICT创新的内涵和本质进行概括,ICT创新主要是从基于产生新思想开始,通过ICT创新商品化及其向潜在市场传播扩散、深度融合乃至技术替代的全过程。武春友等^[3]认为技术创新扩散是由“扩”和“散”两个方面实现的,“扩”是指企业内部的生产规模扩大和技术创新成果反复应用的过程;“散”是指企业外部转移和传播的过程。

国内外学者对技术创新研究多采用创新扩散“S型”曲线,其中Mansfield模型^[4]和Bass模型^[5]是研究创新扩散的经典模型^[6];刘晶晶^[7]采用多元回归模型对上海和重庆第二代移动电话(2G)用户在中国扩散规律及其影响因素进行研究;李再扬等^[8]基于1990—2012年的统计数据对移动通信技术扩散进行实证研究;罗雨泽等^[9]应用Mansfield模型对我国移动通信产业发展路径区域差异及扩散机制进行研究,评估了我国不同地区移动通信发展的路径差异及扩散影响因素;孟繁东^[10]和李雅娴^[11]分别构建信息通信技术标准扩散Bass模型,对信息通信技术和移动互联网创新扩散趋势进行实证研究。

方远平等^[12]运用2001—2011年广东省21个地市的信息技术指标和服务创新指标采用静态空间模型研究了信息技术对服务业创新的影响,结果表明服务业创新和信息技术之间存在显著空间相关性。叶茜茜^[13]运用2013—2015年29个省份的月度面板数据构建静态空间模型对互联网金融技术创新扩散的影响因素及

收稿日期:2020—01—03

作者简介:胡文玉(1977—),男,黑龙江人,数量经济学博士,首都经济贸易大学经济学院,北京中智博咨询有限公司运营总监,研究方向:信息通信技术(ICT)的数据建模和计量分析;王文举(1965—),男,吉林人,北京物资学院经济学院教授,首都经济贸易大学数量经济学博士研究生导师,研究方向:博弈论与计量经济分析;李欣先(1979—),男,山东即墨人,博士,齐鲁工业大学管理学院讲师,研究方向:计量分析。

空间溢出效应进行研究。Silva 等^[14]应用面板数据空间动态模型对巴西城市与乡村人口成长影响因素及空间溢出效应进行研究。Yesilyurt 和 Elhorst^[15]运用 144 个国家年度数据(1993—2007 年)采用面板数据空间静态和动态模型对国防军费支出的影响因素及空间效应进行研究。可见,运用空间计量分析方法在各领域应用研究越来越普及和深入。

从上述学者的研究文献来看,首先,大多集中在对移动业务创新扩散或影响机制研究,对信息通信技术融合领域的研究较少;其次,对 Bass 模型估计方面多采用偏最小二乘法,应用现代智能迭代算法估计参数的不多;再者多采用省级面板数据进行分析和研究,空间权重矩阵仅设置为 31 个省,研究颗粒度相对较大,参数估计结果的稳定性差;最后应用空间计量分析方法研究 ICT 创新扩散影响因素的甚少。为了进一步丰富该领域的研究成果,本文首先对创新扩散模型进行改进和优化,采用改进的 Bass 模型运用模拟退火法进行参数估计,根据参数估计结果计算创新扩散速度;其次,采用面板数据空间动态计量模型对创新扩散速度及其影响因素进行空间计量分析,对创新扩散的影响机制分析更全面,研究更深入。

二、相关理论及方法

(一)创新扩散速度模型及估计方法

国内外学者多采用 Bass 模型来研究和分析创新扩散,Bass^[5]运用概率论和微积分理论设置并推导出耐用电子产品创新扩散模型,即 Bass 模型。经典 Bass 模型微分的表达式为

$$n(t) = \frac{dN(t)}{dt} = p[m - N(t)] + \frac{q}{m} N(t)[m - N(t)] \quad (1)$$

其中: $n(t)$ 为非累计采用者数量; $N(t)$ 为累计采用者数量; m 为全生命周期累计采用者的最大值; p 为创新系数,且 $p > 0$; q 为模仿系数,且 $q > 0$ 。第 t 时刻新采用者或非累计采用者模型(以下简称“非累计 Bass 模型”)为

$$n(t) = m \frac{(p+q)^2}{p} \frac{e^{-(p+q)t}}{\left[\frac{q}{p} e^{-(p+q)t} + 1 \right]^2} \quad (2)$$

对式(2)求导得到(0, T)期间的采用者最大值(S^*)及达到最大值的时间(T^*),其表达式分别为

$$S^* = m \frac{(p+q)^2}{4q} \quad (3)$$

$$T^* = -\frac{1}{p+q} \ln \frac{p}{q} \quad (4)$$

Bass 模型参数估计多采用最小二乘法(OLS)^[5]、非线性最小二乘法(NLS)^[16]、最小二乘法和非线性最小二乘法“杂交”方法^[17]进行参数估计。随着计算机技术发展,现代智能算法越来越多地应用于 Bass 模型参数估计,如拟牛顿法^[18]、蚁群算法^[18-19]、粒子群算法^[20]和遗传算法^[18,21]。

(二)空间动态面板模型及估计方法

随着计算机技术在计量分析的深度应用,数量建模逐渐由截面模型、面板模型向动态空间面板模型演进,动态空间面板模型对现实的解释力更强,拟合效果更好。面板数据空间计量模型分为固定效应和随机效应两类, Lee 和 Yu^[22]认为空间面板固定效应模型相对于随机效应模型而言,固定效应模型比随机效应模型更适用,估计结果更稳健,且计算更简单。近年来诸多国内外学者采用面板数据固定效应动态空间自回归模型(简称“动态 SAR 模型”)进行空间计量分析,本文结合 Silva 等^[14]、Yesilyurt 和 Elhorst^[15]对面板数据动态 SAR 模型的最新研究成果,构建面板数据固定效应动态 SAR 模型,其模型一般表达式为

$$Y_i = \mu + \tau Y_{i-1} + \delta WY_i + \eta WY_{i-1} + X_i \beta + \xi_i + \varepsilon_i \quad (5)$$

其中: Y_i 为因变量; W 为空间权重矩阵,用来描述空间依赖关系; WY_i 为被解释变量之间存在的内生交互效应; τ 为因变量时间滞后项 Y_{i-1} 系数,反映了被解释变量时间滞后项对当前被解释变量的影响; δ 为空间自回归项或滞后项(WY_i)系数,反映了被解释变量空间滞后项对当前被解释变量的影响; η 为因变量时空滞后项(WY_{i-1})系数,反映了被解释变量时空滞后项对当前被解释变量的影响; β 为 $K \times 1$ 阶未知的待估参数向量; W 是 $N \times N$ 阶非负矩阵; $\varepsilon_i = (\varepsilon_{i1}, \varepsilon_{i2}, \dots, \varepsilon_{iN})^T$ 是服从均值为 0,有限方差为 σ^2 独立同分布的随机扰动项向量。

式(5)中个体效应项 μ 不随时间而改变,同时满足个体效应 μ 与变量矩阵 X 相关,称为空间固定效应型;时间效应项 ξ_i 在时间维度保持一致,不随个体而改变,同时满足个体效应 ξ_i 与变量矩阵 X 相关,称为时间固定效应型;如果既满足个体效应又满足时间效应,则该模型称为时空固定效应型。

LeSage 和 Pace^[23]用空间计量模型偏微分解释模型中变量变化的影响,用偏导数矩阵中主对角线元素代表直接效应,用非对角线元素代表间接效应。LeSage^[24]提出面板数据空间动态一般计量模型,在特定时间点上,从空间单位 $1 \sim N$ 的 X 中的第 k 个解释变量对应的 Y 期望值的偏导数矩阵,短期效应和长期效应表达式为

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial E(x_{1k})} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial E(x_{Nk})} \right] = (I_N - \delta W)^{-1} [\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W] \quad (6)$$

$$\left[\frac{\partial E(Y)}{\partial E(x_{1k})} \dots \frac{\partial E(Y)}{\partial E(x_{Nk})} \right] = [(1 - \tau) I_N - (\delta + \eta) W]^{-1} [\beta_{1k} I_N + \beta_{2k} W] \quad (7)$$

Elhorst^[25]运用极大似然法(ML)对空间和时间静态固定效应空间模型进行估计,Yu等^[26]提出的采用拟极大似然方法对空间动态面板SAR模型进行有效估计,Yesilyurt和Elhorst^[15]运用144个国家年度数据采用面板数据空间静态和动态模型对国防军费支出的影响因素及空间溢出效应进行研究。这些研究成果为本文研究提供有价值的参考。

本文结合国内外ICT创新扩散及空间计量领域的最新研究成果,从信息通信技术融合的视角,采用全国288个地级以上城市面板数据构建动态空间计量模型对ICT创新扩散的影响因素进行研究。因此,ICT创新扩散研究对象的颗粒度和动态空间计量模型选择及估计方法均具有一定的创新性。从实证研究的视角,ICT创新扩散的影响机制从基于传统影响因素分析向基于时空禀赋及影响因素分析相融合扩展;从理论研究的视角,进一步拓展了动态空间计量分析方法的实用性研究,验证了应用空间计量分析对现实具有更强的解释力。

三、创新扩散模型改进与扩散速度计算

(一)数据描述及来源

根据2017年我国第四次修订《国民经济行业分类》标准,将信息通信技术界定为电信、广播电视和卫星传输服务,因此本文将ICT采用者界定为固定电话用户、移动电话用户、宽带互联网用户和广播电视用户。ICT用户为固定用户、移动用户、互联网宽带接入用户(简称宽带)和广播电视用户之和,因此城市 i 第 t 年末的 $n(t)_i$ 计算口径为

$$n(t)_i = FP_{i,t} + MP_{i,t} + BB_{i,t} + RT_{i,t} \quad (8)$$

其中: $n(t)_i$ 为城市 i 第 t 年末ICT用户总数; $FP_{i,t}$ 、 $MP_{i,t}$ 、 $BB_{i,t}$ 、 $RT_{i,t}$ 分别为城市 i 第 t 年末的固话、移动、宽带和广播电视用户数。

数据选取2001—2018年全国288个地级以上城市的固话、移动、互联网宽带和广播电视的年末用户到达数,通信行业数据来源于2002—2019年的《中国城市统计年鉴》,广播电视用户省级年度数据来源于2002—2019年《中国统计年鉴》,由于284个地级以上城市数据年鉴中没有统计,本文以城市当年常住人口为权重,根据省级数据测算得出相应城市的年度数据。数据描述见表1。

表1 全国288个地级以上城市ICT及分业务用户数据统计描述

| 描述类型 | ICT | 固话 | 移动 | 互联网宽带 | 广播电视 |
|------|-----------|-----------|-----------|-----------|-----------|
| 年份数量 | 18 | 18 | 18 | 18 | 18 |
| 城市数量 | 288 | 288 | 288 | 288 | 288 |
| 观测值数 | 5184 | 5184 | 5184 | 5184 | 5184 |
| 均值 | 492.6 | 88.9 | 295.3 | 52.3 | 56.1 |
| 标准差 | 609.9 | 107.4 | 397.7 | 82.0 | 62.2 |
| 最小值 | 9.5 | 2.0 | 0.5 | 0.0 | 0.5 |
| 最大值 | 6050.7 | 1112.3 | 4076.4 | 1070.1 | 745.5 |
| 时期 | 2001—2018 | 2001—2018 | 2001—2018 | 2001—2018 | 2001—2018 |

(二)模型改进与扩散速度计算

利用2001—2018年我国ICT年末用户到达数,采用非累计Bass模型对创新扩散“钟形”曲线进行拟合。城市 i 非累计Bass模型(扩展)表达式为

$$n(t)_i = k + m \frac{(p + q)^2}{p} \frac{e^{-(p+q)t}}{\left[\frac{q}{p} e^{-(p+q)t} + 1 \right]^2} \quad (9)$$

其中： $n(t)_i$ 表示第*i*个城市 ICT 采用者的年末到达数， k 为截距项。需要重点对式(9)中参数 k 、 m 、 p 、 q 进行估计，模型参数估计方法本文采用模拟退火法对全国 288 个地级以上城市的 ICT 创新扩散 Bass 模型参数进行估计。部分城市输出结果见表 2

从表 2 模型参数检验结果来看，调整后的 R^2 和 F 统计量检验效果显著，模型整体拟合效果较好。通过式(3)和式(4)分别计算出全国 288 个城市 ICT

非累计采用者最大值(S^*)及达到最大值的时间(T^*)。ICT 创新扩散过程实质上是潜在用户不断转化为实际用户的过程，扩散速度(或采用率)是描述创新扩散快慢的重要指标^[27]。ICT 创新扩散速度($Ratio_{it}$)为

$$Ratio_{it} = \frac{n(t)_i}{S_i^*} \quad (10)$$

其中： $Ratio_{it}$ 表示第*t*年末城市*i*的 ICT 创新扩散速度； $n(t)_i$ 表示第*t*年末城市*i*用户(ICT)的到达数量； S_i^* 表示城市*i*非累计采用者到达最大数量。利用式(10)可得到全国 288 个城市 2001—2018 年 ICT 创新扩散速度($Ratio_{it}$)。

四、创新扩散速度影响因素空间计量分析

(一)创新扩散速度影响因素及数据来源

本文将 ICT 创新扩散速度的影响因素分为区域资源禀赋、区域经济禀赋、区域资源供给，结合 ICT 行业特点，区域资源禀赋变量为人口密度和人均客流量；区域经济禀赋为第三产业占比和户均 ICT 消费支出；区域资源供给为人均固定交换容量、人均移动交换容量、人均通信光缆长度、人均广电光缆长度、人均宽带接入端口数量，并将这些因素取对数作为解释变量，ICT 创新扩散速度($Ratio_{it}$)作为被解释变量。数据来源于于 2002—2019 年的《中国城市统计年鉴》和《中国统计年鉴》。广播电视收入、广播电视光缆长度省级年度数据来源于 2002—2019 年《中国统计年鉴》，由于 284 个地级以上城市数据年鉴中没有统计，本文以城市当年常住人口为权重，根据省级数据测算得出相应城市的年度数据。指标描述见表 3。

表 3 ICT 创新扩散及影响因素模型指标设置及说明

| 变量类型 | 指标 | 模型变量 | 变量属性 | 指标解释 |
|--------|-------------|---------------------|------|--|
| 扩散速度 | ICT 扩散速度 | $Ratio$ | 因变量 | 见式(10) |
| 区域资源禀赋 | 人口密度 | $\ln pop$ | 自变量 | 人口密度=年末常住人口总量/城市当年总面积 |
| | 人均客运量 | $\ln volume$ | 自变量 | 人均客运流量=年末客运总量/年末常住人口总量 |
| 区域经济禀赋 | 第三产业占比 | $\ln interindustry$ | 自变量 | 第三产业占比=年末第三产业总额/年末 GDP |
| | 户均 ICT 消费支出 | $\ln expenditure$ | 自变量 | 户均(每个用户)消费支出=年末 ICT 收入总量/年末 ICT 用户到达数， ICT 收入=通信收入+广播电视收入 |
| 区域资源供给 | 人均固话交换容量 | $\ln fixexch$ | 自变量 | 人均固定交换容量=年末固定交换总量/年末常住人口总量 |
| | 人均移动交换容量 | $\ln mobexch$ | 自变量 | 人均移动交换容量=年末移动交换总量/年末常住人口总量 |
| | 人均通信光缆长度 | $\ln comcable$ | 自变量 | 人均通信光缆长度=年末通信光缆总长度/年末常住人口总量 |
| | 人均广电光缆长度 | $\ln comcable$ | 自变量 | 人均广电光缆长度=年末广电光缆总长度/年末常住人口总量 |
| | 人均宽带接入端口数 | $\ln access$ | 自变量 | 人均接入端口数量=年末接入端口总量/年末常住人口总量，接入端口指宽带互联网接入端口 |

(二)空间效应检验及权重矩阵设置

通过式(10)计算得到全国 288 个城市 2001—2018 年的 ICT 扩散速度($Ratio_{it}$)，使用 288 个城市的空间邻接权重矩阵，采用莫兰指数(Moran' I)对其空间相关性进行检验。由表 4 可知，莫兰指数均通过 1% 显著性水平 Z 值检验，莫兰指数均为小于零，ICT 创新扩散存在地理空间显著负相关性，反映 ICT 创新扩散在地理空间上的依赖性。

空间权重矩阵选择本文采用空间邻接矩阵和空间距离矩阵，其中空间邻接矩阵包括一阶邻接矩阵、二阶邻接矩阵和三阶邻接矩阵。空间权重矩阵选择总体上满足“空间相关性随着距离的增加而减小”的总体要求，同时遵循“有限性和非负性”原则。空间权重设置如下：

(1)一阶邻接权重矩阵:当城市*i*和城市*j*有共同的边界时用1表示,否则用0表示。基于这一准则构建全国288个城市的空间一阶权重矩阵,记作 W_1 。

(2)高阶邻接权重矩阵:根据高阶邻接矩阵的计算方法,二阶邻接矩阵表示空间滞后的邻接矩阵,表示近邻的近邻,反映ICT创新扩散随着时间的推移所产生的空间溢出效应,二阶邻接矩阵记作 $W_2 = W_1^2$,以此类推三阶邻接矩阵记作 $W_3 = W_1^3$ 。

(3)距离空间权重矩阵:首先获取全国288个城市的经纬度信息,信息来源“国家基础地理信息中心”,通过经纬度来计算城市间的距离,本文采用距离倒数的平方来构建空间权重矩阵,重点反映空间依赖关系随着距离增加快速衰减的特征,记作 W_4 。

(三)创新扩散影响因素模型设定与估计

将前文计算ICT扩散速度 $Ratio_t$ 作为被解释变量,将人口密度、人均客流量、第三产业占比、户均ICT消费支出、人均固定交换容量、人均移动交换容量、人均通信光缆长度、人均广电光缆长度、人均宽带接入端口数量等9个因素取对数作为解释变量(X_t),构建固定效应动态SAR模型,其模型表达式为

$$Ratio_t = \tau Ratio_{t-1} + \rho WRatio_t + \eta WRatio_{t-1} + X_t \beta + \mu + \xi_t + \varepsilon_t \quad (11)$$

其中: $Ratio_{t-1}$ 表示时间滞后性; $WRatio_t$ 表示空间滞后性; $WRatio_{t-1}$ 表示时空滞后性。固定效应动态SAR模型参数估计运用Yesilyurt^[15]开发的MATLAB软件包及固定效应动态空间SAR模型估计程序,采用Yu等^[25]提出的拟极大似然法对其模型进行估计。由表5可知,无论是时间固定效应、空间固定效应还是时空固定效应SAR模型,距离权重矩阵(W_4)模型拟合效果优于一阶、二阶、三阶空间邻接矩阵,反映ICT创新扩散具有随着距离增加快速衰减的特征(按城市间距离倒数的平方衰减)。

(四)创新扩散影响因素模型估计与解释

使用空间距离权重矩阵(W_4)采用拟极大似然法对创新扩散固定效应动态SAR模型进行估计,由表6可知,ICT创新扩散的时间、空间和时空三种效应总体显著。动态SAR模型空间固定效应的联合显著性检验似然比为1372.88,在1%的显著水平下拒绝原假设,说明ICT创新扩散的空间固定效应显著。动态SAR模型时间固定效应的联合显著性检验似然比为535.09,在1%的显著水平下拒绝原假设,说明ICT创新扩散的时间固定效应显著。对比三种固定效应动态SAR模型的 R^2 、 σ^2 和 $\log L$ 结果,时空固定效应动态SAR模型要优于空间固定效应SAR模型和时间固定效应SAR模型。从ICT发展历程来看,时空固定效应动态SAR模型对现实的解释力更强一些。时间滞后性($Ratio_{t-1}$)、空间滞后性($WRatio_t$)、时空滞后性($WRatio_{t-1}$)对ICT创新扩散速度影响均比较显著,系数分别为0.7282、0.4268和-0.3003,其总和为0.7282+0.4268-0.3003=0.8548<1,满足面板数据固定效应动态空间计量模型平稳性的充要条件。

1. 创新扩散时空禀赋分析

时空固定效应动态SAR模型时间滞后项($Ratio_{t-1}$)对ICT创新扩散的驱动系数为0.7282(T 显著),表明ICT创新扩散上期对当期惯性作用显著。时空固定效应动态SAR模型空间滞后项($WRatio_t$)对ICT创新扩散的驱动系数为0.4268(T 显著),说明城市间创新扩散存在典型的正向空间溢出效应,表明ICT创新扩散近距离城市之间存在群集效应。从三个模型的时空滞后项($WRatio_{t-1}$)估计效果来看,加入时空滞后项后相关系

表4 ICT创新扩散SAR模型的莫兰指数及Z值

| 年份 | 莫兰指数 | Z | 年份 | 莫兰指数 | Z |
|------|--------|-----------|------|--------|-----------|
| 2001 | -0.279 | -7.015*** | 2010 | -0.274 | -6.873*** |
| 2002 | -0.286 | -7.179*** | 2011 | -0.260 | -6.539*** |
| 2003 | -0.261 | -6.556*** | 2012 | -0.257 | -6.452*** |
| 2004 | -0.268 | -6.725*** | 2013 | -0.257 | -6.447*** |
| 2005 | -0.249 | -6.240*** | 2014 | -0.252 | -6.336*** |
| 2006 | -0.263 | -6.595*** | 2015 | -0.287 | -7.209*** |
| 2007 | -0.273 | -6.866*** | 2016 | -0.297 | -7.465*** |
| 2008 | -0.275 | -6.912*** | 2017 | -0.248 | -6.231*** |
| 2009 | -0.265 | -6.648*** | 2018 | -0.214 | -5.345*** |

注:***、**、*分别表示通过10%、5%和1%的显著性检验。

表5 基于动态空间面板SAR模型权重矩阵选择及对比分析

| 空间权重矩阵 | 一阶邻接矩阵 W_1 | 二阶邻接矩阵 W_2 | 三阶邻接矩阵 W_3 | 距离矩阵 W_4 |
|--------|--------------|--------------|--------------|------------|
| 时间固定效应 | Nobs | 4896 | 4896 | 4896 |
| | R^2 | 0.9729 | 0.9734 | 0.9730 |
| | σ^2 | 0.0020 | 0.0020 | 0.0020 |
| | $\log L$ | 8211.1 | 7908.0 | 7780.0 |
| 空间固定效应 | Nobs | 4896 | 4896 | 4896 |
| | R^2 | 0.97710 | 0.97770 | 0.97750 |
| | σ^2 | 0.0022 | 0.0018 | 0.0018 |
| | $\log L$ | 8621.3 | 8680.0 | 8670.9 |
| 时空固定效应 | Nobs | 4896 | 4896 | 4896 |
| | R^2 | 0.9796 | 0.9795 | 0.9793 |
| | σ^2 | 0.0022 | 0.0018 | 0.0018 |
| | $\log L$ | 8930.0 | 8909.0 | 8866.8 |

数(R^2)和对数似然比($\log L$)均有提升,说明城市间创新扩散具有动态性、连续性和系统性的特征。时空固定效应动态 SAR 模型的时空滞后项($WRatio_{t-1}$)对 ICT 创新扩散的驱动系数为-0.3003,表明邻近城市上期创新扩散速度对本城市当期创新扩散速度具有显著抑制作用。

表 6 创新扩散影响因素动态固定效应 SAR 模型参数估计结果对比分析

| 变量类型 | 变量/统计量 | 时间固定效应 | | 空间固定效应 | | 时空固定效应 | | |
|--------|---|---------|-----------|---------|----------|---------|----------|--|
| | | 系数 | T | 系数 | T | 系数 | T | |
| 时间空间禀赋 | $Ratio_{t-1}$ | 0.9040 | 141.17*** | 0.7282 | 62.41*** | 0.7282 | 62.41*** | |
| | $WRatio_t$ | 0.2470 | 9.70*** | 0.4268 | 19.02*** | 0.4268 | 19.02*** | |
| | $WRatio_{t-1}$ | -0.2059 | -7.60*** | -0.3003 | -9.89*** | -0.3003 | -9.89*** | |
| 区域资源禀赋 | $\ln pop$ | 0.0002 | 0.25 | 0.0407 | 7.04*** | 0.0407 | 7.04*** | |
| | $\ln volume$ | -0.0024 | -2.18** | 0.0018 | 1.29 | 0.0018 | 1.29 | |
| 区域经济禀赋 | $\ln interindustry$ | 0.0003 | 0.10 | 0.0056 | 1.44 | 0.0056 | 1.44 | |
| | $\ln expenditure$ | -0.0165 | -3.15*** | -0.0121 | -2.09** | -0.0121 | -2.09** | |
| 区域资源供给 | $\ln fixexchange$ | -0.0043 | -2.74*** | -0.0060 | -4.48*** | -0.0060 | -4.48*** | |
| | $\ln mobexchange$ | 0.0249 | 13.53*** | 0.0386 | 19.42*** | 0.0386 | 19.42*** | |
| | $\ln comcable$ | 0.0039 | 2.86*** | -0.0027 | -0.60 | -0.0027 | -0.60 | |
| | $\ln tvcable$ | -0.0026 | -2.91*** | -0.0051 | -6.01*** | -0.0051 | -6.01*** | |
| | $\ln access$ | -0.0021 | -1.54 | 0.0041 | 3.22*** | 0.0041 | 3.22*** | |
| 模型总体检验 | Nobs | 5184 | | 5184 | | 5184 | | |
| | R^2 | 0.973 | | 0.978 | | 0.980 | | |
| | σ^2 | 0.0020 | | 0.0018 | | 0.0018 | | |
| | $\log L$ | 8251.07 | | 8669.96 | | 8937.51 | | |
| | 空间效应检验:空间固定效应联合显著性检验似然比、自由度、显著性和 p 值分别为:1372.88, 287, 0.000 | | | | | | | |
| | 时间效应检验:时间固定效应联合显著性检验似然比、自由度、显著性和 p 值分别为:535.09, 16, 0.000 | | | | | | | |

注:*,**,***分别表示通过 10%、5% 和 1% 的显著性检验。

2. 创新扩散区域禀赋分析

无论是时间固定效应、空间固定效应还是时空固定效应,以下简称“三种固定效应”,人口密度($\ln pop$)对 ICT 创新扩散均有正向影响,且加入空间和时空固定效应模型的显著性增强。时空固定效应动态 SAR 模型人口密度对 ICT 创新扩散的驱动系数为 0.0407,且有显著影响(T 显著),与罗雨泽等^[9]研究结论一致。表明城市人口密度越大,对 ICT 创新扩散驱动越显著,其扩散速度也就越快,说明 ICT 创新扩散具有规模性和群集性特征。“三种固定效应”的人均客流量($\ln volume$)对 ICT 创新扩散的影响均不显著,但是时间固定效应的影响系数为-0.0024,加入空间和时空固定效应后其影响系数由负变正,对 ICT 创新扩散具有正向驱动作用,更符合现实。时空固定效应动态 SAR 模型中人均客流量对 ICT 创新扩散的驱动系数为 0.0018,表明城市人均客流量越大对 ICT 创新扩散推动就越大,但 T 不显著。

3. 创新扩散经济禀赋分析

“三种固定效应”的第三产业占比($\ln interindustry$)对 ICT 创新扩散表现出加入空间和时空固定效应后影响系数增大,但对 ICT 创新扩散影响不显著。时空固定效应动态 SAR 模型第三产业占比对 ICT 创新扩散的驱动系数为 0.0056,表明城市第三产业越发达,越容易使用新技术和新产品,越有利于 ICT 创新扩散。

4. 创新扩散区域消费禀赋分析

“三种固定效应”的户均 ICT 消费支出($\ln expenditure$)对 ICT 创新扩散速度有显著的负向影响,且 T 均比较显著,对 ICT 创新扩散具有抑制性。时空固定效应动态 SAR 模型户均 ICT 消费支出对 ICT 创新扩散的影响系数为-0.0121,表明户均 ICT 消费支出越多,创新扩散速度越慢,这一点充分验证了中国政府推行“提速降费”的重要性和必要性,也充分说明“提速降费”对信息通信技术创新扩散的重要推动作用,是深入推进“互联网+”战略,促进数字经济快速发展的重要影响因素。

5. 创新扩散资源禀赋分析

ICT 创新扩散的资源禀赋主要包括人均固定交换容量、人均移动交换容量、人均通信光缆长度、人均广电光缆长度和人均宽带互联网接入端口数量。从五个指标的 T 值检验结果来看,除人均通信光缆长度外,其他四个指标对 ICT 创新扩散均具有显著影响,并且这五项指标的回归系数对现实均具有较好的解释力。人均固定交换容量的影响系数为-0.0060,表明随着我国固定电话用户不断减少,人均占有固定交换越多,ICT

创新扩散速度越慢,这也符合现实;人均移动交换容量的影响系数为0.0386,表明人均占有移动交换越多,越能促进ICT创新扩散;人均通信光缆长度和广电光缆长度对ICT创新扩散均起负向影响,其影响系数分别为-0.0027和-0.0051,表明人均占有光缆长度越长,人均占有通信资源越多,资源越分散,ICT创新扩散速度越慢;而人均宽带接入端口数量对ICT创新扩散具有正向的显著影响,其影响系数为0.0041,表明人均拥有更多宽带接入端口数量,越有利于ICT创新扩散,起到正向推动作用。因此,固话交换容量、通信和广电光缆长度对ICT创新扩散影响已经达到阈值,对创新扩散驱动减弱,而移动交换容量、宽带接入端口数量未达到阈值,对ICT创新扩散依然具有较强的驱动力。

(五)创新扩散影响因素空间效应分析

由表(7)可知,人均客流量、第三产业占比和人均通信光缆长度的空间效应不显著,而人口密度、户均ICT消费支出、人均固定和移动交换容量、人均广电光缆长度和人均宽带接入端口数量短期效应和长期效应均比较显著,且直接效应大于间接效应,表明ICT创新扩散影响因素短期存在空间溢出效应,长期存在空间回流(或反馈)效应。无论是短期效应还是长期效应,人口密度、人均移动交换容量和人均宽带接入端口数量的直接效应和间接效应显著为正值。表明:短期来看,这三个因素对本城市ICT创新扩散起正向促进作用,同时对邻近城市存在显著的空间溢出效应,具有间接促进作用。长期来看邻近城市这些因素对本城市存在显著的空间回流效应,具有反馈作用。而户均消费支出、人均固定交换容量、人均广电光缆长度无论是短期效应还是长期效应均显著为负值,表明这三个因素不仅对本区域ICT创新扩散起抑制作用,同时对邻近区域也有抑制作用。

表7 ICT创新扩散影响因素短期效应和长期效应分析

| 解释变量 | 短期效应 | | | 长期效应 | | |
|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|
| | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
| <i>lnpop</i> | 0.042*** (6.06) | 0.029*** (5.46) | 0.071*** (5.99) | 0.154*** (6.09) | 0.127*** (5.12) | 0.281*** (6.45) |
| <i>lnvolume</i> | 0.002 (1.27) | 0.001 (1.26) | 0.003 (1.27) | 0.006 (1.27) | 0.005 (1.23) | 0.012 (1.27) |
| <i>Interindustry</i> | 0.006 (1.57) | 0.004 (1.55) | 0.010 (1.57) | 0.021 (1.57) | 0.018 (1.50) | 0.039 (1.56) |
| <i>lnexpenditure</i> | -0.013** (-2.30) | -0.009** (-2.23) | -0.022** (-2.29) | -0.047** (-2.29) | -0.039** (-2.07) | -0.086** (-2.24) |
| <i>lnfixexchange</i> | -0.006*** (-4.28) | -0.004*** (-3.97) | -0.010*** (-4.21) | -0.023*** (-4.23) | -0.019*** (-3.54) | -0.041*** (-4.13) |
| <i>lnmobexchange</i> | 0.040*** (18.13) | 0.028*** (11.05) | 0.067*** (17.49) | 0.147*** (16.58) | 0.122*** (5.86) | 0.268*** (11.79) |
| <i>lncomcable</i> | -0.003 (-1.13) | -0.002 (-1.12) | -0.005 (-1.13) | -0.011 (-1.13) | -0.010 (-1.07) | -0.020 (-1.11) |
| <i>lnwcable</i> | -0.005*** (-5.70) | -0.004*** (-5.15) | -0.009*** (-5.62) | -0.019*** (-5.56) | -0.016*** (-3.76) | -0.035*** (-4.89) |
| <i>lnaccess</i> | 0.004** (2.68) | 0.003** (2.62) | 0.007** (2.67) | 0.016** (2.68) | 0.013** (2.88) | 0.028** (2.86) |

注: *、**、***分别表示通过10%、5%和1%的显著性检验。

五、结论与政策建议

(一)主要结论

1. ICT创新扩散应用空间计量模型对现实更具解释力,实用性更强

本文采用动态SAR模型对我国ICT创新扩散及其影响的研究表明,我国ICT创新扩散的时间滞后性、空间滞后性和时空滞后性显著,且其影响显著高于9个核心因素的影响。相对于非空间计量模型而言,动态空间计量模型对现实更具解释力,更贴近现实。此外,短期来看,ICT创新扩散空间溢出效应显著;长期来看,创新扩散回流反馈效应显著。这些空间影响信息均是传统计量模型无法捕捉到的。

2. ICT创新扩散时间,空间和时空内生交互效应显著

从空间四类权重矩阵的选择结果来看,空间距离权重矩阵为最佳选择,较传统邻接矩阵度量空间效应更精确,随着城市间距离增加ICT创新扩散城市间影响呈几何级快速衰减。从时间维度来看,当期扩散速度受

上期扩散速度影响显著。

3. ICT 创新扩散受人口密度, 户均 ICT 消费支出等因素影响显著

人口密度越大 ICT 创新扩散速度越快; 户均 ICT 消费支出越高, ICT 创新扩散速度越慢。这两个要素不仅对本区域创新扩散有显著影响, 同时短期溢出效应和长期回流反馈效应也比较显著。

4. ICT 创新扩散受交换容量, 光缆长度和互联网宽带接入端口数量等区域资源供给影响显著

人均移动交换容量和人均互联网宽带接入端口数量占用数量越多, ICT 创新扩散速度越快, 这些因素不仅对本区域创新扩散有促进作用, 对邻近区域创新扩散也具有促进作用。人均固定交换容量、人均通信光缆和广电光缆长度占有越多, 越不利于 ICT 创新扩散。

(二) 政策建议

1. 借助互联网+战略, 持续推进技术创新, 为 ICT 创新扩散提供不竭动力

技术创新是驱动信息通信技术创新扩散的前提。通过整合信息技术、通信技术和互联网技术, 加快技术间的深度融合与迭代创新, 用更大带宽, 更大容量, 更高的上网品质, 更多宽带接入端口为 ICT 创新扩散提供更加有力的支撑和保障。同时, 加快推进“提速降费”、5G 快速普及和千兆入户专项工程, 助力移动互联网、物联网、云计算和大数据等新业态快速发展, 为 ICT 创新扩散提供不竭动力。

2. 借助互联网+战略, 持续完善信息通信基础设施建设, 通过 ICT 创新扩散助力区域协调发展

信息通信技术区域间协调发展是驱动 ICT 创新的外在动力。通过产业融合、业务融合、技术创新等产业政策推进长三角、珠三角、北部沿海、东北三省等区域的协调发展; 通过大力推进西部大开发及“一带一路”等区域性政策, 推动人口和资源流动, 从而形成 ICT 创新扩散区域集群效应。

3. 借助互联网+战略, 深入推进三网融合, 通过 ICT 创新扩散加快国民经济转型步伐

信息通信技术产业的深度融合是驱动 ICT 创新扩散的内在动力。胡文玉等^[18]提出从 ICT 的演进路径看来, 进入信息通信技术 (ICT) 时代的创新能力较前两个阶段显著增强, 加快推进 ICT 产业融合, 尤其是三网融合的推进力度, 发挥产业融合对创新扩散的驱动作用。因此要加强通信行业、信息技术行业和广播电视行业的深度融合、精准融合, 借力互联网+战略, 充分发挥信息通信技术对行业发展的先导性作用, 通过 ICT 深度融合和创新驱动经济转型, 助力国民经济增长。

参考文献

- [1] 傅家骥. 技术创新学[M]. 北京: 清华大学出版社, 1998.
- [2] 李保红. ICT 创新经济学[M]. 北京: 北京邮电大学出版社, 2010.
- [3] 武春友, 戴大双, 苏敬勤. 技术创新扩散[M]. 北京: 化学工业出版社, 1997.
- [4] MANSFIELD E. Technical change and the rate of imitation[J]. *Econometrics*, 1961, 29: 741-766.
- [5] BASS F M. A new product growth model for consumer durables[J]. *Manage Science*, 1969, 15(5): 215-227.
- [6] 董景荣. 技术创新扩散的理论、方法与实践[M]. 北京: 科学出版社, 2009.
- [7] 刘晶晶. 第二代移动电话用户在中国扩散规律及其影响因素[D]. 上海: 同济大学, 2007.
- [8] 李再扬, 吴名花, 杨少华. 移动通信技术扩散的实证研究: 基于 1990—2012 年的统计数据[J]. *当代经济科学*, 2013, 35(6): 19-23.
- [9] 罗雨泽, 朱善利, 陈玉宇. 我国移动通信产业发展路径区域差异及扩散机制研究[J]. *经济研究*, 2011, 10: 81-93.
- [10] 孟繁东. 信息通信技术非恒定影响标准扩散模型及其应用研究[D]. 哈尔滨: 哈尔滨工业大学, 2008.
- [11] 李雅娴. 移动互联网业务扩散模型及其应用研究[D]. 北京: 北京邮电大学, 2015.
- [12] 方远平, 谢蔓, 林彰平. 信息技术对服务业创新影响的空间计量分析[J]. *地理学报*, 2013, 68(8): 1119-1130.
- [13] 叶茜茜. 互联网金融技术创新扩散的空间溢出效应[J]. *中国流通经济*, 2016, 30(9): 76-83.
- [14] SILVA D, ELHORST J P, NETO S. Urban and rural population growth in a spatial panel of municipalities[J]. *Regional Studies*, 2017, 51(6): 894-908.
- [15] YESILYURT M E, ELHORST J P. Impacts of neighboring countries on military expenditures: A dynamic spatial panel approach[J]. *Journal of Peace Research*, 2017, 54(6): 777-790.
- [16] SRINIVASAN V, MASON C H. Non-linear least squares estimation of new product diffusion models[J]. *Marketing Science*, 1986, 5(2): 169-178.
- [17] JUNGSIK H, HOONYOUNG K, TAEGU K E. Reliable method for mid-term demand forecasting based on the Bass model: A hybrid approach of NLS and OLS[J]. *European Journal of Operational Research*, 2016, 248: 681-690.
- [18] 胡文玉, 王文举. 我国信息通信技术创新扩散效应及预测实证研究[J]. *电信科学*, 2020, 36(1): 66-76.

- [19] 杨积云. 基于蚁群算法的 Bass 扩展模型及其应用研究[D]. 重庆: 重庆师范大学, 2010.
- [20] 朱兆杰, 贾振红, 覃锡忠, 等. 基于改进的粒子群算法的移动互联网扩散预测[J]. 计算机应用与软件, 2015(7): 126-132.
- [21] 杨敬辉, 武春友. 基于遗传算法的附随扩散模型的构建及实证研究[J]. 数理统计与管理, 2017(2): 312-317.
- [22] LEE L F, YU J. Some recent developments in spatial panel data models[J]. *Regional Science and Urban Economics*, 2010, 40(5): 255-271.
- [23] LESAGE J, PACE R K. *Introduction to spatial econometrics*[M]. Boca Raton, FL: Chapman & Hall/CRC, 2009.
- [24] LESAGE J. Spatial econometric panel data model specification: A Bayesian approach[J]. *Spatial Statistics*, 2014, 9(8): 122-145.
- [25] EIHORST J P. Unconditional maximum likelihood estimation of linear and log-linear dynamic models for spatial panels[J]. *Geographical Analysis*, 2005, 105(5): 889-927.
- [26] Yu J H, ROBERT D J, LEE L F. Quasi-maximum likelihood estimators for spatial dynamic panel data with fixed effects when both N and T are large[J]. *Journal of Econometrics*, 2008, 146(1): 118-134.
- [27] 罗杰斯. 创新的扩散[M]. 北京: 中国工信出版集团/电子工业出版社, 2016.

Spatial Econometric Analysis of Its Influencing Factors on the Innovation Diffusion of ICT

Hu Wenyu¹, Wang Wenju², Li Xinxian³

(1. School of Economics, Capital University of Economics and Business, Beijing 100070, China;

2. School of Economics, Beijing Wuzi University, Beijing 101100, China;

3. School of Management, Qilu University of Technology, Jinan 250353, China)

Abstract: This paper studied the innovation diffusion and its influencing factors of ICT by using the statistical data of 288 cities above the prefecture level in China from 2001 to 2018. Firstly, an improved Bass model was adopted to measure the innovation diffusion rate of ICT, then a panel data fixed-effect dynamic SAR model of ICT innovation diffusion and its influencing factors was constructed, and a quasi-maximum likelihood estimation method was used to estimate the parameters of the dynamic SAR model. The main conclusions are as follows. The space-time effect of ICT innovation diffusion is significant. The innovation diffusion is influenced not only by local key factors, but also by neighboring cities. Population density, population flow, consumer expenditure and ICT supply capacity have significant influences on innovation diffusion, and the short-term spatial spillover effect and long-term backflow effect of key factors is significant.

Keywords: information and communication technology(ICT); Bass model; dynamic SAR model; spatial effect; quasi maximum likelihood estimation