

信息化对中国工业转型升级的 空间溢出效应

——基于空间计量模型的实证分析

闫超栋^{1,2}, 马静²

(1. 淮阴师范学院 经济与管理学院, 江苏 淮安 223300; 2. 南京航空航天大学 经济与管理学院, 江苏 南京 211106)

摘要: 在理论分析信息化对工业转型升级空间溢出机制的基础上, 基于中国省际面板数据, 实证研究了信息化对中国工业转型升级的空间溢出效应及其随地理距离变化的特征。研究表明, 信息化不仅能够显著促进本地区的工业转型升级, 其所引致的空间溢出效应对相关地区工业转型升级也有显著的促进作用。进一步研究发现, 信息化的空间溢出效应存在区域边界, 只在一定空间范围内发挥作用。其中, 600千米~1100千米区间为密集溢出区, 空间溢出系数在700千米处达到最大值, 超过700千米后, 随着地理距离的增加溢出效应逐步降低, 显著性水平也逐渐下降。以上研究结论为中国实施信息化与工业化深度融合、建设网络强国和制造强国奠定了理论与事实基础。

关键词: 信息化; 工业转型升级; 空间溢出效应; 空间溢出衰减

中图分类号: F424.3

文献标识码: A

文章编号: 1004-972X(2022)02-0079-09

一、引言及文献综述

工业转型升级是破解我国工业“粗放增长”, 实现经济高质量发展的关键。信息化是当今世界的大趋势, 一直被认为是产业升级和经济增长的助推器、动力源。2002年党的十六大提出要“以信息化带动工业化, 以工业化促进信息化”, 以两化融合引领新型工业化发展。近年来, 中央政府为了引导信息化更好地服务实体经济和带动工业发展, 相继制定并出台了一系列政策文件, 对相关重大问题进行规划和部署。那么, 作为我国经济发展中备受关注的重要内容, 信息化与工业转型升级的关系如何? 信息化能否促进我国工业转型升级? 回答上述问题, 对于准确评价信息化对工业转型升级的作用, 据此制定有针对性的政策措施, 加快我国工业转型升级步伐具有重要的理论与现实意义。

从目前的研究情况看, 许多学者根据中国现实, 围绕“信息化对工业(制造业)的影响”这一主题展开了较为丰富的探讨。刘虹涛和靖继鹏(2002)、杜传忠和马武强(2003)认为, 信息化具有高新技术

产业的快速增长机制、高效的资源配置效率和提高产业附加值等作用, 可以直接改造和提升传统产业^[1-2]。何伟(2008)对工业信息化建设的产出增长贡献进行研究, 其结果印证了“信息化是中国工业经济增长的重要来源”的说法^[3]。韩先锋等(2014)研究表明, 信息化对工业部门技术创新效率的影响是显著的, 已成为推动技术创新发展的新动力来源^[4]。谭清美和陈静(2016)借助GMM模型探讨信息化对制造业升级的影响, 发现信息化对制造业升级的影响呈现先升后降的特点^[5]。李捷等(2017)研究制造业转型升级的动力机制问题, 结果表明, 信息技术在制造业转型升级中发挥着重要作用^[6]。纪玉俊和张彦彦(2017)从全国和区域层面分析了“互联网+”对制造业升级的影响, 研究发现, “互联网+”能显著促进制造业升级, 但该作用仅在东部地区有体现^[7]。孙倩倩和周建军(2021)基于技术创新视角研究信息化对制造业升级的影响, 结果表明, 信息化对制造业升级呈现先升后降的倒“U”型影响趋势, 技术创新在其中发挥不完全中介作用^[8]。

基金项目: 江苏省软科学研究项目“江苏工业转型升级效果评价及信息化支持研究”(BR2018018); 全国统计科学研究重点项目“高技能人才培养与工业转型升级匹配效应统计分析及政策优化研究”(2019LZ25)

作者简介: 闫超栋, 淮阴师范学院经济与管理学院副教授, 南京航空航天大学经济与管理学院博士研究生, 研究方向: 技术经济与管理; 马静, 博士, 南京航空航天大学经济与管理学院教授, 博士生导师, 研究方向: 复杂网络、企业信息化。

已有研究为我们深入理解信息化对工业转型升级的影响机制提供了重要参考,但囿于研究对象及方法,依然为本研究留下了深化的空间。与现有文献相比,本文试图在以下三个方面有所贡献:一是在研究对象上,更加聚焦信息化对工业转型升级的影响。已有研究大多偏重于对信息化对工业化抑或工业发展的某一领域影响的分析,缺少对工业转型升级的直接研究。本文紧盯经济社会发展关系,研究信息化对工业转型升级的影响问题,为进一步理解深化工业转型升级提供了一个新的视角。二是在研究方法上,选用空间计量模型来考察信息化对工业转型升级的影响效应,克服了经典计量方法中数据无关联和同质性的假设,使得研究方法更加贴近客观实际。三是在研究内容上,进一步考察了信息化对工业转型升级的空间溢出随地理距离变化的特征,拓宽了该问题的研究视野。

二、信息化对工业转型升级的空间溢出机制

信息化有效改变了传统工业的生产、开发、营销、服务模式,其所蕴含的技术创新效应不断融入工业生产价值链中,逐步破除了工业传统的粗放增长模式,带动了工业的创新发展和转型升级。不仅如此,信息化建立的经济关联、信息技术的外溢性以及生产要素的流动性也引致了信息化对工业转型升级的空间溢出效应。具体而言,信息化可以通过加速技术扩散、促进要素流动、整合产品市场、优化组织模式等产生对工业转型升级的空间溢出。

(一)加速技术扩散

工业转型升级的关键在于生产技术的进步。区别于微观企业的技术革新,工业整体的技术进步是指生产技术的全面跃升,这便要求先进生产技术以较低成本在不同地区企业间有效扩散。传统意义上的技术扩散,需要克服空间距离和行政边界带来的高昂成本,因而效率较低。信息化作为生产技术的重要载体,其传递效率的高效性必然推动技术传播效率的提升。具体来说,信息化一方面有效降低了不同地区工业企业的技术信息获取成本,拓宽了工业企业的信息获取渠道;另一方面实现了工业企业与技术市场的对接,极大降低了企业在技术交易中的议价成本及应用成本,提高了企业的技术可得性。据此研究认为,信息化促进了生产技术在空间单元的扩散,有助于推动工业生产技术的整体进步。

(二)促进要素流动

信息化特别是信息技术的广泛应用,首先,丰富了要素市场信息并极大地降低了不同地区工业企业的信息获取成本,促使地区间要素市场供需信息趋于匹配。其次,网络交易平台的建立扩大了要素交易市场的空间覆盖范围,有效回避了贸易壁垒的阻碍作用。再次,网络交易平台和电子支付的应用,简化了要素交易过程,克服了时空限制并降低了交易成本。可见,信息化能有效克服要素流动的诸多限制因素,必然进一步提高工业生产要素在空间单元间的流动效率。

(三)整合产品市场

工业产品的销售受制于有限的市场规模,一方面源于空间距离引发的交易成本上升;另一方面源于地区市场分割导致的贸易壁垒。信息技术的发展使地区间的贸易壁垒逐渐消弭,地理上分散的市场得以最大化整合,对于工业企业而言,其面对的市场得到极大拓展。同时,信息化推动了产品交易数字化和虚拟化的实现,因而交易过程无需考虑空间距离、交易地点、人工费用等因素,极大地降低了交易成本,使产品交易得以在更广的空间范围进行。更为重要的是,通过市场整合,工业企业的竞争对象增加,市场竞争程度提高,迫使工业企业在产品种类、质量、设计等方面积极创新,进而推动了整个工业产业的进步。

(四)优化组织模式

信息技术在工业内部的应用,使工业企业的组织模式沿着实现资源最优配置的路径改进,或呈现为权利架构集中化,或呈现为组织结构扁平化。与此同时,先进的企业组织模式也会随着信息技术要素的流动在工业企业间扩散,最终形成工业产业整体上的组织模式优化。首先,信息化的发展加速了不同地区工业企业间的信息传递效率,加速了地区间企业相互学习和趋同的进程。因此,当某一工业企业率先形成先进的组织模式时,信息化无疑会加速这种先进组织模式的扩散。其次,劳动力尤其是高素质人才是组织模式扩散的重要媒介。信息化程度的提高促使劳动市场更趋完善,加速了劳动力的流动,在这一过程中,先进的组织模式也实现了扩散。进而,信息化能够通过空间溢出效应促进工业企业的组织模式优化。

以上空间溢出机制的分析如图1所示。

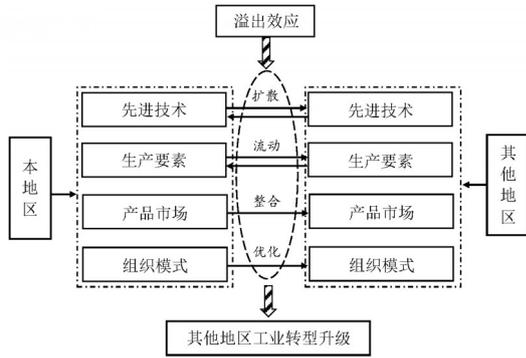


图1 信息化对工业转型升级的空间溢出机制

三、工业转型升级与信息化的度量

(一) 研究时段

2002年11月,党的十六大提出“以信息化带动工业化,以工业化促进信息化”的“两化融合”战略。为整体了解“两化融合”战略实施以来我国信息化对新型工业化特别是对工业转型升级的影响与促进情况,同时鉴于数据的可得性,本文选定的研究时段为2003—2017年。

(二) 关于工业转型升级的度量

工业转型升级是本文的主要研究对象。关于工业转型升级的度量,既有研究大多通过生产率指标、结构合理化和高级化指数等进行表征,也有部分学者采用综合指标法进行衡量。考虑到工业转型升级的政策目标是转变工业生产发展方式,实现新旧动能转换和结构质量效益提升,是一个较为复杂的系统工程,采用单一指标仅能体现工业转型升级的局部事实,并不能客观反映工业转型升级的真实水平和整体情况。因此,本文采用马静和闫超栋(2020)通过构建工业转型升级评价指标体系所测度出的中国工业转型升级指数予以表征,用 ind 表示,该指数从创新驱动、绿色发展、结构优化、效益提升4个维度综合反映了中国工业转型升级的水平状况,契合工业转型升级的政策导向和基本内涵,是一个相对综合的评价指数^[9]。

(三) 关于信息化的度量

信息化是本文的核心解释变量,现有研究既有选用邮电业务额、ICT资本存量、信息化投资等单一指标作为信息化的替代变量的,也有通过多指标合成来对信息化进行度量的。由于网络时代下的信息技术发展十分迅速,使得信息化呈现出许多新的特点,为客观反映这些新变化,需要对信息化评价度量指标予以调整完善。加之本研究的时间跨度相对较长,目前尚没有官方披露的信息化指数可供

使用。

基于当前实际,参考国家统计局国际统计信息中心(2011)、中国电子信息产业发展研究院(2014)、茶洪旺和左鹏飞(2016)、张雪玲和吴明(2018)等的研究成果^[10-11],在数据可得的前提下,构建了一个包括信息化基础与环境、信息化应用水平2个一级指标、8项具体指标的信息化水平评价指标体系(见表1),并以该指标体系测度出的信息化水平指数作为本文对信息化衡量的标准,用 inf 表示。

表1 中国信息化水平评价指标体系

一级指标	二级指标	指标解释	指标单位	指标权重
信息化基础与环境	单位面积长途光缆线路长度	长途光缆线路长度/国土面积	千米/平方千米	0.1314
	每百户家庭计算机拥有量	计算机数量/户数	台/百户	0.0915
	信息服务业从业人员比重	信息传输、软件和信息技术服务业从业人员数/城镇就业人数	%	0.1284
信息化应用水平	人均交通信息消费	年度人均交通信息消费	元	0.1352
	有线电视普及率	有线电视用户数/户数	%	0.1328
	移动电话普及率	移动电话数量/人口数	部/人	0.1889
	互联网普及率	网民数量/人口数	%	0.1001
	网站数量水平	网站拥有总量×0.5+人均网站拥有量×0.5	—	0.0917

在各项指标的权重确定方面,采用“层次分析法+CRITIC法”进行主客观组合赋权,以提高评价结果的科学性和准确性。具体计算时,设主观指标权重和客观指标权重分别为0.5。为消除不同量纲的影响,使用极差法对数据进行标准化处理。

本文选取中国的30个省(自治区、直辖市)作为考察对象,未考虑数据缺失较多的西藏、香港、澳门和台湾。评价指标体系所涉及指标的数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中国信息年鉴》《中国广播电视年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国劳动统计年鉴》《中国互联网发展状况统计报告》,以及相关省(自治区、直辖市)统计年鉴。

四、空间相关性检验

在确定是否使用空间计量方法前,应首先对研究对象的空间相关性进行检验。若存在空间相关性,方可使用空间计量方法。因此,首先对中国工业转型升级与信息化的空间相关性进行检验。

(一) 空间相关性检验方法

现有研究普遍采用全局Moran's I指数和局部Moran's I指数对空间相关性进行检验^[12-13]。为确定中国工业转型升级与信息化的空间相关性,本文亦采用两种Moran's I指数对其进行检验。

(二)空间权重矩阵的设置

在对变量进行空间相关性检验以及建立空间计量模型进行估计时,需要用空间权重矩阵来反映空间单元之间的关系。出于稳健性考虑,拟采用邻接空间权重、地理距离空间权重和经济地理空间权重分别来测度变量的空间相关性并进行空间计量分析。

关于邻接空间权重矩阵,本文用 W_1 表示,其矩阵公式如式(1)所示:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & \text{空间单元 } i \text{ 和 } j \text{ 相邻} \\ 0, & \text{空间单元 } i \text{ 和 } j \text{ 不相邻, } i = j \end{cases} \quad (1)$$

关于地理距离空间权重矩阵,借鉴刘华军等(2016)的做法,使用“两个省会之间地理距离平方的倒数”来进行构造^[14],用 W_2 表示,其矩阵公式如式(2)所示:

$$w_{ij} = \begin{cases} 1/d^2, & i \neq j \\ 0, & i = j \end{cases} \quad (2)$$

关于经济地理空间权重矩阵,借鉴林光平等(2006)的方法进行构建^[15],用 W_3 表示,且 $W_3 = W_2 \times E$ 。其中, E 是描述地区间经济发展影响的矩阵,其计算公式如式(3)所示:

$$E_{ij} = \frac{1}{|\bar{y}_i - \bar{y}_j|}, E_{ii} = 0 \quad (3)$$

其中, $\bar{y}_i = \frac{1}{t_1 - t_0 + 1} \sum_{t=t_0}^{t_1} y_{it}$, y_{it} 为第 t 年 第 i 个省份的人均 GDP。

(三)空间相关性检验结果

基于上文方法测度出的中国工业转型升级与信息化水平指数,结合三种空间权重矩阵,分别计算出 2003—2017 年中国工业转型升级与信息化的全局 Moran's I 指数,如表 2 所示。

表 2 中国工业转型升级与信息化的全局 Moran's I 指数

年份	邻接权重(W_1)		地理距离权重(W_2)		经济地理权重(W_3)	
	ind	inf	ind	inf	ind	inf
2003	0.296***	0.244***	0.190***	0.221***	0.448***	0.398***
2004	0.364***	0.239***	0.237***	0.214***	0.467***	0.388***
2005	0.294***	0.299***	0.165***	0.256***	0.382***	0.426***
2006	0.312***	0.329***	0.200***	0.281***	0.417***	0.465***
2007	0.308***	0.321***	0.200***	0.266***	0.447***	0.457***
2008	0.339***	0.340***	0.231***	0.282***	0.470***	0.481***
2009	0.379***	0.344***	0.261***	0.289***	0.464***	0.501***
2010	0.296***	0.350***	0.195***	0.295***	0.385***	0.510***
2011	0.354***	0.349***	0.278***	0.287***	0.457***	0.499***
2012	0.375***	0.340***	0.285***	0.270***	0.461***	0.484***
2013	0.437***	0.332***	0.337***	0.260***	0.497***	0.461***
2014	0.457***	0.341***	0.361***	0.260***	0.511***	0.459***
2015	0.485***	0.340***	0.392***	0.264***	0.519***	0.459***
2016	0.489***	0.344***	0.401***	0.273***	0.482***	0.468***
2017	0.534***	0.348***	0.408***	0.279***	0.490***	0.476***

资料来源:作者利用 Stata15 计算得到;***表示在 1% 的显著性水平下显著。

从表 2 三种空间权重的全局 Moran's I 指数看,尽管存在一定的差异,但均表明中国工业转型升级与信息化存在显著的正向全局空间相关性,说明中国工业转型升级与信息化并不是处于完全的随机状态,而是受到与之相近空间特征地区的影响。

全局 Moran's I 指数已经表明中国工业转型升级与信息化存在空间自相关性,为进一步考察两者空间分布的集聚特征,这里以经济地理空间权重为例^①,分别绘制了 2003 年和 2017 年工业转型升级与信息化的 Moran 散点图,如图 2、图 3 所示。

从图 2、图 3 可以看出,经济地理空间权重下,绝大多数省份位于第一、第三象限,这进一步说明中国工业转型升级与信息化发展存在高度的空间集聚特征,即两者的空间分布都是非均质的。

综合上述工业转型升级与信息化空间相关性的检验结果,在研究信息化对工业转型升级的影响效应时,不能忽视空间因素,采用空间计量模型对其进行分析是必要的。

五、空间计量分析

(一)空间计量模型构建

目前学术界经常使用的空间计量模型主要包括空间滞后模型(SLM)(也称空间自回归模型, SAR)、空间误差模型(SEM)和空间杜宾模型(SDM)三种。考虑到不同类别的空间计量模型所揭示的经济涵义不尽相同,为了获取最好的拟合效果,考虑分别建立 SLM、SEM 和 SDM 三种模型,然后通过各类检验确定一个最合适的模型进行实证分析。设定的 SLM、SEM 和 SDM 三种模型分别如式(4)~(6)所示:

$$ind_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} ind_{jt} + \beta_1 inf_{it} + \beta x_{it} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (4)$$

$$ind_{it} = \beta_1 inf_{it} + \beta x_{it} + \mu_i + \gamma_t + \phi_{it}; \quad (5)$$

$$\phi_{it} = \delta \sum_{j=1}^n w_{ij} \phi_{jt} + \varepsilon_{it}$$

$$ind_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} ind_{jt} + \beta_1 inf_{it} + \beta x_{it} + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} inf_{jt} + \theta \sum_{j=1}^n w_{ij} x_{jt} + \mu_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \quad (6)$$

其中, μ_i 代表空间固定效应, γ_t 代表时间固定效应, ε_{it} 代表随机扰动项, w_{ij} 为空间权重矩阵, x_{it} 代表一组控制变量, $\beta_1, \beta, \rho, \delta, \theta$ 为待估参数。当 SDM

①邻接和地理距离空间权重下的 Moran 散点图与经济地理空间权重下的几乎一致,限于篇幅,不再一一列示。

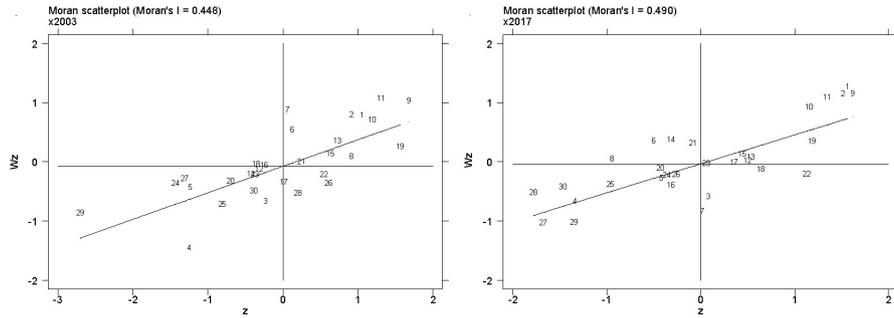


图2 经济地理空间权重下中国工业转型升级的Moran散点图

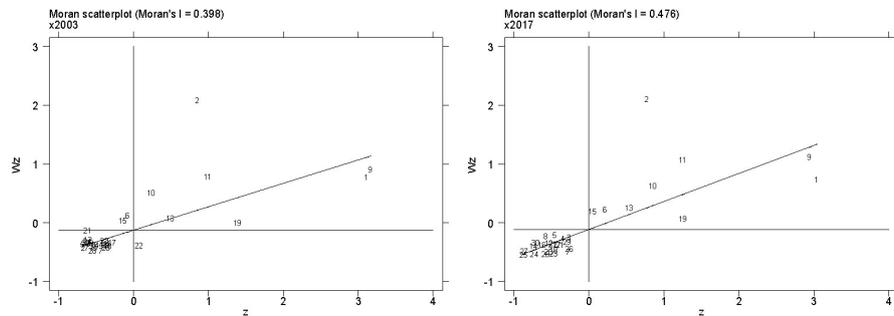


图3 经济地理空间权重下中国信息化的Moran散点图

模型考察的空间交互作用不存在,即 $\theta_i = 0$ 时,该模型就转化为相应的SLM模型;当SDM模型中因变量空间滞后项系数 $\rho = 0$ 时,该模型就转化为相应的SEM模型。

关于控制变量,借鉴已有研究,将其设定为地区科技创新能力、外商直接投资、交通发达程度、工业所有制结构和地区经济发展水平5个变量^[16-18]。(1)科技创新是工业发展的根本动力,创新可以驱动新旧动能转换,推动传统产业转型升级。参照魏江和黄学(2015)等的做法,采用中国科技发展战略研究小组发布的中国区域创新能力指数表征该变量^[19],用 $inno$ 表示。(2)外商直接投资可以通过增加资本存量和技术溢出推动工业转型升级。借鉴韩峰和阳立高(2020)的做法,采用地区外商直接投资存量表征该变量^[20],用 fdi 表示,其中,外商直接投资存量利用永续盘存法来计算,且折旧率设定为5%。(3)交通基础设施是经济社会发展的重要基础,良好的交通设施有利于要素流动和知识溢出,推动区域内学习效应的深化提升。参考刘晓光等(2015)的做法,采用区域公路密度作为交通发达程度的衡量指标^[21],用 tra 表示。(4)不同所有制结构的企业在转型升级、提质增效方面的表现各不相同,故参照陈斌开和林毅夫(2013)的研究,选取私营企业资产总计占规上工业资产总计的比重表征这一变量^[22],用 own 表示。(5)地区的经济发展水平在一定

程度上会影响工业企业的生产效率和转型升级能力,参考卢飞和刘明辉(2016)等的做法,利用地区人均GDP来衡量^[23],同时采用人均GDP指数平减为2003年不变价,用 enc 表示。

除工业转型升级与信息化水平指数外,其他变量的数据来源于相应年份的《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国工业统计年鉴》《中国区域创新能力报告》,以及相关省(自治区、直辖市)统计年鉴。

(二)模型识别检验

为了拟合获得最优的回归结果,在进行模型分析之前,需要先通过相应检验来确定空间面板模型的具体形式。在选择确定空间面板模型的类型后,还需进一步确定模型是采用随机效应还是固定效应。

借鉴刘华军等(2014)的做法,依据以下三个步骤进行计量模型的选择:首先,对比每一模型的Log likelihood与 R^2 值,它们的值越大说明模型的拟合优度越高。其次,根据AIC准则,在固定效应与随机效应之间进行选择,AIC值越小则模型的解释能力越强。再次,对空间杜宾模型是否可以转化为空间滞后模型(SDM \rightarrow SLM)和空间误差模型(SDM \rightarrow SEM)进行检验^[24]。两个原假设分别为 $H_0: \theta = 0$ 和 $H_0: \theta + \delta\beta = 0$,假如拒绝了前一个原假设,则选择使用空间滞后模型;假如拒绝了后一个原假设,

则选择使用空间误差模型;假如上述两个条件中至少有一个不满足,则选择使用空间杜宾模型^[25-26]。

按照上述步骤,利用三种空间权重,分别对SLM、SDM和SEM模型进行了固定效应和随机效应回归。根据回归结果,并按照上述遴选原则,本研究最终选择空间杜宾固定效应模型,并基于该模型估计变量的空间溢出效应。受篇幅所限,表3仅报告了SDM的总体回归结果以及是否可以简化为SLM、SEM的检验结果^②。

表3 空间杜宾模型的回归估计结果

系数	邻接权重(W ₁)		地理距离权重(W ₂)		经济地理权重(W ₃)	
	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应	固定效应	随机效应
常数项	/	0.1722** (2.44)	/	0.2459*** (2.82)	/	0.2931*** (3.97)
ρ	0.3693*** (6.48)	0.3526*** (6.08)	0.3007*** (4.22)	0.2938*** (4.10)	0.1391** (2.30)	0.1654*** (2.73)
<i>inf</i>	0.1874*** (3.23)	0.1790*** (3.69)	0.1746*** (3.30)	0.1724*** (3.75)	0.2569*** (4.04)	0.2243*** (3.98)
控制变量	是	是	是	是	是	是
R ²	0.7793	0.7793	0.7938	0.7937	0.8004	0.7994
L-likelihood	1049.97	981.75	1051.75	981.43	1051.65	980.72
AIC	-2071.93	-1931.50	-2075.49	-1930.85	-2075.30	-1929.44
SDM→SLM	7.41	7.31	28.02***	22.41***	46.03***	35.65***
SDM→SEM	11.96*	15.94**	27.56***	25.69***	40.00***	31.53***

注:括号内为z值;*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

(三)实证结果分析

根据表3的估计结果,三种空间权重下杜宾模型的空间滞后项系数 ρ 值均显著大于0,说明本省份的工业转型升级会受到相关省份经济活动的叠加影响。需要指出的是,根据已有的研究结论,在空间杜宾模型的估计结果中,如果被解释变量空间滞后项的回归系数 $\rho \neq 0$,则在对回归结果进行解释时,不能直接用各解释变量的回归系数来解释各自的经济意义,而需要计算出直接效应、间接效应(空间溢出效应)和总效应才能具体表征^[27]。采用Lesage和Pace(2009)提出的空间回归模型中的偏微分方法,将信息化及5个控制变量对工业转型升级的影响效应进行分解^[27],表4报告了解析结果。

表4 空间杜宾模型直接效应、空间溢出效应和总效应分解

效应类别	变量	邻接权重(W ₁)		地理距离权重(W ₂)		经济地理权重(W ₃)	
		系数	z值	系数	z值	系数	z值
直接效应 (Direct)	<i>inf</i>	0.1932***	3.60	0.1833***	3.65	0.2603***	4.28
	<i>inno</i>	0.1566***	3.02	0.2054***	3.80	0.1808***	3.36
	<i>fdi</i>	0.000	0.00	-0.0004	-0.43	0.0004	-0.37
	<i>tra</i>	0.0148	1.19	0.0330***	3.34	0.0305***	3.28
	<i>own</i>	0.1008**	2.34	0.1069**	2.45	0.2013***	4.56
	<i>enc</i>	-0.0038	-0.96	-0.0052	-1.31	-0.0070*	-1.78

效应类别	变量	邻接权重(W ₁)		地理距离权重(W ₂)		经济地理权重(W ₃)	
		系数	z值	系数	z值	系数	z值
间接效应 (Indirect)	<i>inf</i>	0.1127*	1.67	0.2510***	4.06	0.1744***	2.63
	<i>inno</i>	0.0294	0.24	0.2031	1.52	0.2125**	2.03
	<i>fdi</i>	0.0011	0.52	0.0030	1.23	0.0028	1.58
	<i>tra</i>	0.0622***	2.68	0.0477**	2.25	0.0290*	1.81
	<i>own</i>	-0.1678	-1.24	-0.6263***	-4.46	-0.5205***	-6.09
	<i>enc</i>	0.0024	0.24	-0.0067	-0.58	-0.0024	-0.30
总效应 (Total)	<i>inf</i>	0.3060***	6.53	0.4343***	9.18	0.4347***	12.51
	<i>inno</i>	0.1860	1.35	0.4084***	3.00	0.3933***	3.88
	<i>fdi</i>	0.0011	0.47	0.0025	1.02	0.0024	1.37
	<i>tra</i>	0.0770***	3.64	0.0807***	3.85	0.0595***	3.70
	<i>own</i>	-0.0670	-0.45	-0.5194***	-3.43	-0.3191***	-3.64
	<i>enc</i>	-0.0015	-0.13	-0.0119	-0.97	-0.0094	-1.10

注:*、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

从表4的结果可以看出,三种空间权重下信息化及相关控制变量对工业转型升级的影响效应基本一致,这在一定程度上说明了回归结果的稳健性。考虑到各省级单元经济活动之间的关系不仅局限于空间相邻或地理相近,同时还会受区域经济发展水平、社会文化环境等其他非地理因素的影响,因此选择经济地理权重下的回归结果做具体分析。

由经济地理权重下的回归结果可知,信息化对工业转型升级的直接效应和空间溢出效应均显著为正,回归系数分别为0.2603和0.1744,表明信息化不仅能够显著促进本地区的工业转型升级,其所引致的空间溢出效应对相关地区工业转型升级也有显著的促进作用,这与研究的理论预期是一致的。正如前文所述,随着信息技术的迅猛发展和广泛应用,信息化为工业转型升级提供了更加高效、智能的研发平台和信息平台,使得工业行业通过持续性技术创新不断获得竞争优势,从而形成信息化对工业转型升级的促进效应。另外,通过观察信息化的空间溢出效应和总效应可以发现,信息化的空间溢出效应占总效应的40.12%,虽然低于直接效应水平,但溢出效应十分明显。

从控制变量的直接效应看,地区科技创新、交通发达程度、所有制结构均对本地区工业转型升级具有显著正向影响。外商直接投资对本地区工业转型升级的影响系数未通过显著性水平检验,这或许和一些地方政府为获取FDI而展开的逐底竞争有关,致使有的外商投资直接流向了污染密集型行业^[28-29]。地区经济发展水平的回归系数显著为负,这说明地区经济发展与工业转型升级并非“同向同

②限于篇幅,本文未就三种空间权重矩阵下的Log likelihood与R²值进行报告,如有需要可以向作者索取。

行”,也从另外一个层面折射出我国部分地区的经济发展带有明显粗放的特点。从间接效应看,地区科技创新及交通发达程度的回归系数均显著为正,说明科技创新与交通发展通过空间外溢效应显著地促进了空间相关地区的工业转型升级。所有制结构的回归系数显著为负,表明所有制结构通过空间外溢效应抑制了相关地区的工业转型升级。而外商直接投资与地区经济发展的回归系数在统计上均不显著,表明两者对空间相关地区的工业转型升级没有产生外溢效应。

(四)稳健性检验

考虑到工业转型升级是一个连续的过程,其上期累积很有可能会对当期及今后产生影响,且信息化发挥效应具有一定的滞后性。除此以外,在上文空间面板模型的建模过程中,虽然控制了一些可能影响工业转型升级的相关变量,但不排除遗漏其他一些可能影响估计结果稳定性的重要变量的可能。为此,采用两种方法对模型的稳定性进行检验。一是参考白俊红和蒋伏心(2015)的做法,引入工业转型升级的一阶滞后项作为解释变量,通过建立动态面板模型来控制动态时滞和遗漏变量对工业转型升级的影响^[30];二是选取滞后一期的信息化作为当期信息化的替代变量,以此检验结果的稳健性。

表5报告了经济地理空间权重下杜宾模型的分解回归结果。与之前结果相比,动态空间面板模型与信息化滞后一期模型估计的各变量回归系数的方向和显著性水平均没有发生根本改变,因此可以认为前文研究结果是稳健的。

表5 空间杜宾模型稳健性回归结果

变量	动态空间面板模型			信息化滞后一期模型		
	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应	总效应
inf	0.2848***	0.1613*	0.4461***	0.2265***	0.1826***	0.4091***
inno	0.1754***	0.2832**	0.4586***	0.1611***	0.2484**	0.4095***
fdi	-0.0008	0.0035	0.0027	-0.0009	0.0025	0.0015
tra	0.0426***	0.0304	0.0730***	0.0411***	0.0353**	0.0764***
own	0.1822***	-0.5752***	-0.3931***	0.1905***	-0.5314***	-0.3410***
enc	0.0008	-0.0108	-0.0099	0.0008	-0.0102	-0.0094

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著。

六、空间溢出效应的进一步讨论

在2003—2017年期间,信息化对工业转型升级具有显著的正向空间溢出效应。但是,根据地理学第一定律,越相互靠近的地区其接受到的溢出效应可能越大。随着地理距离的增加,这种溢出效应极有可能会出现空间衰减特征。为检验信息化的空间溢出效应是否存在区域边界,及其随地理距离变化的具体特征,本文进一步利用空间计量模型来

考察信息化空间溢出随地理距离的变化情况。

借鉴现有文献的相关做法,通过设定不同距离阈值来考察信息化空间溢出的区域边界^[31-32]。假设两个地区之间的地理距离为 $[d_{min}, d_{max}]$, r 为从最短距离 d_{min} 到最远距离 d_{max} 的逐次递增距离,同时设定地理距离阈值 d 。

$$W_d | d = d_{min}, d_{min} + r, d_{min} + 2r, \dots, d_{max} \quad (7)$$

式(7)中, $W_d = [W_{ij}, d]_{n \times n}$ 为执行每次回归的空间权重矩阵。如果省份 i 与省份 j 的地理距离大于距离阈值 d ,则取值 $1/d_{ij}$, 否则为0。计算方法为:

$$W_d = \begin{cases} \frac{1}{d_{ij}}, & d_{ij} \geq d \\ 0, & d < d_{ij} \text{ 或 } i = j \end{cases} \quad (8)$$

考虑到我国两地区(省际)最近距离约为100千米,因此,设置初始阈值为100千米,此后每增加100千米对模型进行一次回归,以考察参与回归的空间单元之间的距离逐步扩大时,信息化空间溢出效应如何变化。由于2000千米以外,参与空间回归的空间单元过少而出现较多噪音,因此本研究仅考察2000千米范围内信息化对工业转型升级空间溢出效应的变化情况,回归结果如表6所示。

表6 信息化空间溢出效应随地理距离变化情况

阈值 (Km)	Winf			阈值 (Km)	Winf		
	系数	标准差	p值		系数	标准差	p值
100	-0.026	0.092	0.773	1100	0.127*	0.073	0.082
200	-0.006	0.100	0.954	1200	0.110	0.069	0.112
300	0.132	0.097	0.175	1300	0.124*	0.066	0.061
400	0.174*	0.098	0.076	1400	0.052	0.067	0.438
500	0.105	0.098	0.285	1500	0.007	0.067	0.919
600	0.179*	0.102	0.078	1600	-0.008	0.067	0.907
700	0.256***	0.095	0.007	1700	0.022	0.068	0.746
800	0.195**	0.093	0.035	1800	0.041	0.066	0.539
900	0.176**	0.084	0.035	1900	0.047	0.064	0.463
1000	0.167**	0.081	0.039	2000	0.043	0.062	0.488

注: *、**、***分别表示在10%、5%、1%的显著性水平下显著, Winf为信息化对工业转型升级的空间溢出影响。

根据空间计量模型20次连续回归得到的结果,将信息化空间溢出系数随距离变化情况绘制成演变图,如图4所示。

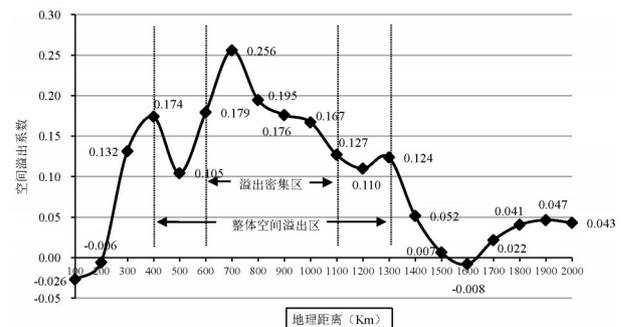


图4 信息化溢出系数随地理距离变化情况

从图4可以清晰地看出,信息化对工业转型升级的空间溢出效应随地理距离变动的趋势大致可分为4个部分:一是400千米以内部分。该区间范围内的信息化溢出效应随距离增加逐步增大,且显著性水平从不显著到10%显著性水平下显著。其原因在于大部分省份之间的地理距离都超过400千米,400千米以内还属于“直接效应”作用范畴,因而该区间内的信息化溢出效应表现为上述趋势。二是400千米~600千米以及1100千米~1300千米部分。这两个区间内的500千米和1100千米分别大致介于第一省界和第二省界范围,由于省界对于信息化空间溢出具有明显的抑制作用,因此,在500千米和1100千米阈值的溢出系数未通过10%显著性水平检验,溢出效应不显著。三是600千米~1100千米部分。该距离区间为密集溢出区,空间溢出效应系数在700千米处达到最大值,且显著性水平也最为显著;而后,随着地理距离的增加,溢出效应逐步降低,显著性水平也逐渐下降,呈快速衰减态势,这与地理学第一定律是吻合的。四是1300千米以上部分。当距离超过1300千米时,此时的空间溢出系数明显降低,且在统计学意义上不再显著。由此可以得知,信息化的空间溢出效应存在区域边界,只在一定空间范围内发挥作用,对超出此空间界限的地区,空间溢出难以产生实质性影响。因此,在加强信息化建设中既应充分考虑空间溢出效应,也应关注空间溢出效应的有效范围。

七、结论与政策建议

本文在理论分析信息化对工业转型升级空间溢出机制的基础上,选用三种空间计量模型,重点采用空间回归模型偏微分方法实证研究了信息化对中国工业转型升级的空间溢出效应及其随地理距离变化的具体特征。空间杜宾模型的计量结果显示,信息化对工业转型升级的直接影响和空间溢出效应均显著为正,表明信息化不仅能够显著促进本地区的工业转型升级,其所引致的空间溢出效应对相关地区的工业转型升级也有显著的促进作用。进一步研究发现,信息化的空间溢出效应存在区域边界,其中,600千米~1100千米区间为密集溢出区,空间溢出效应在700千米处达到最大值,超过700千米后,随着地理距离的增加溢出效应逐步降低,显著性水平也逐渐下降。

在我国经济转向高质量发展的时代背景下,本文的研究对于促进工业转型升级具有一定的启示

意义。根据研究结论,提出如下政策建议:

第一,重视工业转型升级的空间效应。本研究发现,中国工业转型升级并不是处于完全的随机状态,而是具有高度的空间相关性和集聚特征。因此,地方政府要充分利用工业转型升级的空间关联效应,注重加强区域之间的产业合作,推动生产技术、人才资源等的交流互通,实现资源、市场、利益的跨界共享,形成区域之间互利共赢的局面。其中,就中、西部地区而言,在做好承接产业转移的同时,还应着力提高工业企业的消化吸收能力,通过加强对普通劳动者的职业技能培训,努力将丰富的人力资源转化为高质量的人力资本,以进一步提高对发达地区空间外溢的吸收利用能力。

第二,进一步加强信息化建设,特别是工业互联网建设。信息化作为一种技术和平台,其在工业转型升级过程中发挥了信息交流、主体连接和技术跃升作用,对促进工业转型升级产生了积极影响。目前,我国已建成了全球规模最大的光纤网络和4G网络,但我国信息化发展仍然不平衡、不充分,信息化建设仍然有很大的发展潜力和提升空间。各地应紧紧抓住新一轮信息化发展带来的历史机遇,加快信息基础设施的优化升级,大力推进工业互联网平台建设,积极构建释放互联网生产力的发展创新体系,努力形成跨领域规模化应用能力,以实现工业转型升级更加有力的支撑。

第三,全面推进并不断深化信息化与工业企业的融合。当前,以大数据、物联网、人工智能为代表的新一代信息技术正加速向工业领域渗透融合。但一个明显的事实是,目前我国“两化融合”仍处于相对较低的水平,许多企业特别是中小企业对如何推进“两化融合”,既缺乏思路、也缺乏能力。在今后的推进过程中,除给予“两化融合”以人才、技术、财税、金融支持以外,还应通过大力发展信息产业、高新技术产业、现代服务业,并依托云计算、数字技术、电子商务等新业态、新模式,来推动信息化、智能化、服务化不断渗透融入到工业企业的生产、研发、营销全过程,不断推动工业企业的技术创新、管理创新、组织创新,促进工业企业逐步从中低端向中高端迈进,为工业转型升级并高质量发展提供强劲动能。

第四,积极预防信息化溢出带来的负面影响。由于生产要素与技术都具有逐利的特点,信息化极有可能通过空间溢出效应引致生产要素和先进技

术向生产效率更高地区的集中,即强化了“马太效应”,给落后地区的工业转型升级带来不利影响。因此,政府在加大信息化建设的同时,还应着力构建公平的市场竞争环境,加强市场监管,引导生产要素在地区之间合理流动,通过市场化机制和利益补偿机制,达成多方共赢的格局。此外,各地应注重加强相互间信息化的协同联动,让更多的“非标准化信息”变为“标准化信息”,提高信息化促进工业转型升级的技术效率,尽可能延拓空间外溢衰减的地理距离,让信息化对工业转型升级的空间溢出效应在更大程度上得以发挥。

参考文献:

- [1]刘虹涛,靖继鹏.信息技术对传统产业结构影响分析[J].情报科学,2002(3):333-336.
- [2]杜传忠,马武强.信息化与我国产业结构的跨越式升级[J].山东社会科学,2003(4):68-70.
- [3]何伟.中国工业行业信息化建设对产出增长速度贡献研究[J].图书馆理论与实践,2008(1):28-31.
- [4]韩先锋,惠宁,宋文飞.信息化能提高中国工业部门技术创新效率吗[J].中国工业经济,2014(12):70-82.
- [5]谭清美,陈静.信息化对制造业升级的影响机制研究——中国城市面板数据分析[J].科技进步与对策,2016,33(20):55-62.
- [6]李捷,余东华,张明志.信息技术、全要素生产率与制造业转型升级的动力机制——基于“两部门”论的研究[J].中央财经大学学报,2017(9):67-78.
- [7]纪玉俊,张彦彦.互联网+背景下的制造业升级:机理及测度[J].中国科技论坛,2017(3):50-57.
- [8]孙倩倩,周建军.信息化对制造业升级的影响——基于技术创新视角的分析[J].科学决策,2021(5):44-64.
- [9]马静,闫超栋.中国工业转型升级效果评价、地区差距及其动态演化[J].现代经济探讨,2020(8):78-89.
- [10]茶洪旺,左鹏飞.中国区域信息化发展水平研究——基于动态多指标评价体系实证分析[J].财经科学,2016(9):53-63.
- [11]张雪玲,吴明.网络时代下地区信息化发展空间关联分析——基于探索性空间数据分析(ESDA)方法的应用[J].浙江学刊,2018(1):132-138.
- [12]MORAN P A P. Notes on continuous stochastic phenomena [J]. Biometrika, 1950, 37(1-2):17-23.
- [13]ANSELIN L. Local indicator of spatial association—LISA [J]. Geographical Analysis, 1995(27):93-115.
- [14]刘华军.资源环境约束下全要素生产率增长的空间差异及区域协调对策研究[M].北京:经济科学出版社,2016.
- [15]林光平,龙志和,吴梅.中国地区经济 σ -收敛的空间计量实证分析[J].数量经济技术经济研究,2006(4):14-21.
- [16]余东华,李捷,孙婷.供给侧改革背景下中国制造业“高新化”研究——地区差异、影响因素与实现路径[J].天津社会科学,2017(1):97-107.
- [17]李香菊,祝丹枫.财税政策波动如何影响中国制造业转型升级——基于信息不对称和目标冲突视角的分析[J].财贸研究,2018,29(11):15-30.
- [18]程中华,刘军.信息化对工业绿色增长的影响效应[J].中国科技论坛,2019(6):95-101.
- [19]魏江,黄学.高技术服务业创新能力评价指标体系研究[J].科研管理,2015,36(12):9-18.
- [20]韩峰,阳立高.生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J].管理世界,2020,36(2):72-94.
- [21]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.
- [22]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.
- [23]卢飞,刘明辉.生产性服务业集聚门槛与制造业升级研究——基于集聚三重效应的分析[J].贵州财经大学学报,2016(4):24-35.
- [24]刘华军,张权,杨骞.城镇化、空间溢出与区域经济增长——基于空间回归模型偏微分方法及中国的实证[J].农业技术经济,2014(10):95-105.
- [25]张可云,王裕瑾,王婧.空间权重矩阵的设定方法研究[J].区域经济评论,2017(1):19-25.
- [26]张明,李曼.经济增长和环境规制对雾霾的区际影响差异[J].中国人口·资源与环境,2017,27(9):23-34.
- [27]LESAGE J, PACE R K. Introduction to spatial econometrics [M]. Boca Raton: CRC Press, 2009.
- [28]朱平芳,张征宇,姜国麟. FDI与环境规制:基于地方分权视角的实证研究[J].经济研究,2011,46(6):133-145.
- [29]朱东波,任力.环境规制、外商直接投资与中国工业绿色转型[J].国际贸易问题,2017(11):70-81.
- [30]白俊红,蒋伏心.协同创新、空间关联与区域创新绩效[J].经济研究,2015,50(7):174-187.
- [31]余泳泽,刘大勇,宣烨.生产性服务业集聚对制造业生产效率的外溢效应及其衰减边界——基于空间计量模型的实证分析[J].金融研究,2016(2):23-36.
- [32]孙大明,原毅军.空间外溢视角下的协同创新与区域产业升级[J].统计研究,2019,36(10):100-114.

(下转封3)

The Disclosure of Internal Control Deficiency Repair Information and
Enterprise Innovation Input Efficiency

GUO Fei¹, LI Xin², WU Qiu-sheng¹

(1.School of Accounting, Shanxi University of Finance and Economics, Taiyuan 030006, China;

2.School of Business, Shanghai University of Finance and Economics, Shanghai 200433, China)

Abstract:Based on sample of Shanghai and Shenzhen A-share listed enterprise of disclosure of internal control deficiency information, this paper adopts the multi-period double difference method (DID) to study the impact of internal control deficiency repair information disclosure on the efficiency of enterprise innovation input. The study found that the disclosure of internal control deficiency repair information can significantly promote the improvement of the efficiency of enterprise innovation input, and this improvement can be brought into play by increasing risk-taking ability and restraining R&D manipulation. Further research found that the proactivity, comprehensiveness and authenticity of internal control deficiency repair information disclosure can significantly enhance this effect. The research results indicate that the unique regulation that requiring disclosure of repair information on internal control deficiency is conducive to promoting the efficiency of enterprise innovation input in China, and to improve the policy effect of this unique regulation, enterprises must strive to improve the proactivity, comprehensiveness and authenticity of internal control deficiency repair information disclosure. The conclusion provides empirical evidence for the adherence and effective implementation of this unique regulation in China.

Key words:the disclosure of internal control deficiency repair information; efficiency of innovation input; risk-taking; R&D manipulation; characteristics of disclosure behavior

(责任编辑 李春梅)

(上接第87页)

The Spatial Spillover Effect of Informatization on China's Industrial Transformation and Upgrading:
Based on Spatial Econometric Model's Empirical Analysis

YAN Chao-dong^{1,2}, MA Jing²

(1.School of Economics and Management, Huaiyin Normal University, Huai'an 223300, China;

2.School of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics,
Nanjing 211106, China)

Abstract:Based on the theoretical analysis of the spatial spillover mechanism of informatization on industrial transformation and upgrading and China's interprovincial panel data, this paper test the spatial spillover effect of informatization on industrial transformation and upgrading. The result show that the results of informatization on industrial transformation and upgrading and space spillover effect are both positive, which show that the informationization can not only significantly promote transformation and upgrading of industry in the region, but also promote the transformation and upgrading of external industries with the spatial spillover effect. What's more, according to the study, the regional boundary can be found in the spillover effect of informatization space. But it shall be noted that the spillover effect can play its role in a certain spatial range. To be specific, the range between 600 km and 1100 km is a intensive spillover area, while the spatial spillover coefficient reaches the maximum at 700 km, presenting the maximum significance level. After more than 700 km, the spillover effect gradually decreases with the increase of geographical distance, and the significance level also decreases gradually. The above research conclusions have laid a theoretical and factual foundation for China to implement the strategy of in-depth integration of informatization and industrialization and build a cyber power and manufacturing power.

Key words: informatization; industrial transformation and upgrading; spatial spillover effect; space overflow attenuation

(责任编辑 李春梅)