

工业智能化与城市经济增长： 来自空间溢出与门槛效应的经验证据

王士香¹ 孙嘉笛¹ 刘 备²

(1. 吉林财经大学 统计学院, 吉林 长春 130117; 2. 南京邮电大学 管理学院, 江苏 南京 210003)

[摘要] 基于2013—2019年中国277个地级市数据, 构建空间杜宾以及面板门槛模型, 探究工业智能化对城市经济增长的空间作用效果与非线性特征。研究表明: 工业智能化对城市经济增长具有显著促进作用, 且存在正向空间溢出效果, 即工业智能化不仅对本地市经济增长具有正向影响, 同时对周边城市的经济增长具有促进作用。工业智能化对已进入工业化后期以及市场化水平更高的城市空间溢出效应更为显著。进一步地, 工业智能化促进城市经济增长存在显著的门槛效应, 且呈现边际效应递减的非线性特征。

[关键词] 工业智能化 经济增长 空间溢出 门槛效应

一、引言

以人工智能为代表的新一代信息技术蓬勃发展, 工业智能化已经进入全新发展阶段。2008年金融危机之后, 美国和德国先后提出“工业互联网”和“工业4.0”战略计划, 尝试借助工业智能化在新一轮技术革命浪潮中抢占先机。我国为实现制造业高端化、智能化、绿色化发展, 国务院在2015年发布《中国制造2025》, 提出要以加快新一代信息技术与制造业深度融合为主线, 以推进智能制造为主攻方向^[1]。工信部2017年发布的《促进新一代人工智能产业发展三年行动计划(2018—2020年)》指出, 通过实施四项重点任务, 力争到2020年, 一系列人工智能标志性产品取得重要突破, 在若干重点领域形成国际竞争优势^[2]。2021年工信部、国家发改委等八部门联合印发《“十四五”智能制造发展规划》, 明确智能制造需要长期坚持、分步实施^[3]。工业智能化作为新兴的工业技术革命形式, 不仅在生产中引进智能技术实现了工业企业高级化, 而且加速与提高了企业间知识流动和整合水平、协同水平, 缩短了企业间的“认知距离”。探索工业智能化之路, 既是党和国家审时度势作出的重要战略部署, 也是我国工业高质量发展的基本遵循^[4]。

工业智能化是以机械设备为物质载体, 以互联网技术、信息通信技术、软件工程技术、大数据技术、机器人等技术为支撑^[5], 与工业融合发展, 贯穿于设计、生产、装备、管理、服务等各个工业制造环节, 以实现智能感知、学习、控制、调度和决策等的过程^[6]。工业智能化实现了生产过程中自动搜集、分析以及处理信息, 进而智能控制机器使其能够进行有序生产, 完成了由脑力劳动向计算机控制的高级转化^[7]。工业智能化不仅有利于解决劳动力成本上升问题^[8-10], 还有利于提高企业的生产效率^[11-13]。

有研究表明, 生产率提高是工业智能化推动经济增长的主要途径^[14]。尹庆双等考察了工业智能化对提升地区劳动生产率是否存在空间外部性, 且个体劳动者的性别、户籍以及人力资本水平在其中扮演何种重要角色^[15]。王林辉等探讨了工业智能化对企业地理空间分布的重塑效应, 研究表明工业智能化可能使企业发展存在“马太效应”, 要素配置调整以及生产率提升是重要机制^[16]。韩宝国等采用动态面板模型, 实证检验了产品智能化对中国工业增长的影响, 研究结果表明无论是从

[基金项目] 吉林省科技发展计划项目(20230601056FG)成果之一。

[作者简介] 王士香(1981—), 女, 辽宁本溪人, 博士, 吉林财经大学统计学院副教授, 硕士生导师, 研究方向: 技术进步与经济增长。

工业增加值比重还是从工业增长速度来看,产品智能化均有助于提升工业经济增长^[17]。进一步,智能技术应用能激发技术创新人员的创新动机和热情,让技术研发人员全身心地从事更加复杂、更高层次、更具创新性的研发设计^[18]。创新水平的提高能够显著地促进地区经济增长。此外,也有一部分学者认为,工业智能化的普及引发的劳动力就业替代,不仅会导致就业结构失衡,还会使人和机器发生工资竞争,社会储蓄和投资不断降低,进而对经济增长产生负向影响^[19]。研究表明,有超过 19.05% 的劳动就业存在人工智能化的高职业替代风险,并且,高年龄和受教育水平低的劳动者职业可替代风险更高^[20]。刘洋等研究发现并不是工业智能化发展水平越高就越好,适宜的工业智能化更有利于中国实现“促增长”与“保民生”双赢^[21]。

事实上,在经济生产中,随着区域之间交流与合作不断深化,工业智能化发展对经济增长的影响不仅仅体现在本地区也会影响到邻近地区,即工业智能化对经济增长存在空间溢出效应。工业智能化通过运用大数据、云计算、人工智能等技术,将生产经营活动与数字化、信息化、智能化接轨,较高水平的生产效率和技术创新能力对其他邻近地区将产生一定的“示范效应”^[22]。邻近地区的企业可通过“模仿”提升自己的技术水平、创新能力和经营效率^[23],进而对当地的经济发展产生积极的促进作用。当然,技术溢出效应的大小还取决于吸收和模仿能力的强弱^[24]。如果邻近地区吸收或采用此类技术的能力较弱,工业智能化对其技术溢出效应可能并不显著。工业智能化作为技术进步的一种形式,也会在企业间产生一定的“竞争效应”。此外,工业智能化水平高地区的企业具有较强的市场优势和较高的盈利水平,这在生产经营中会对邻近地区的企业形成较强的同业压力^[25],激励邻近地区企业采用先进技术、增加研发投入,进而促进经济发展水平和技术溢出。

工业智能化作为技术进步的一种形式^[26],在地区经济增长中扮演着重要角色,已成为各国或地区在未来经济发展中获得领先地位的一种重要手段。已有研究探讨了工业智能化发展的经济效应,但忽略了空间溢出作用下工业智能化对地区经济增长的“本地-邻地”效应,更未充分考虑工业智能化发展的不同阶段,工业智能化对城市经济增长可能产生的非线性作用效果。事实上,由于以新型数字基础设施为载体的智能技术具有显著的外溢性以及阶段性特征,因此,有必要探索工业智能化对城市经济增长影响的空间溢出与非线性效应。

二、研究设计

随着人工智能的不断发展并进入产业化阶段,人工智能与生产活动的融合日益提升,越来越多的学者聚焦于工业智能化领域。本文选取地区经济发展水平作为被解释变量,工业智能化水平作为核心解释变量,同时将劳动投入与物质资本投入作为控制变量构建模型,研究工业智能化对地区经济增长的作用效果以及空间溢出效应。

(一) 变量选择与数据来源

1. 变量选择

地区经济发展水平(*gdp*):本文选择地区生产总值来度量地区经济发展水平。

工业智能化水平(*Inte1*、*Inte2*):工业智能化水平指标采用地级市注册网站的企业比例、每平方公里长途光缆线路长度、每万家企业中从事与智能供应链相关经营活动的企业数量、每万家企业中从事与智能安全管理相关经营活动的企业数量等 13 个指标来度量,分别采用熵权法和 TOPSIS 法构建工业智能化指标体系,并据此得到工业智能化水平。*Inte1*、*Inte2* 分别是熵权法和 TOPSIS 法的测算结果。

劳动投入(*human*):劳动投入作为一种内生资本要素,是推动区域经济增长的重要因素之一。劳动投入一方面有助于提升产业的生产能力,另一方面有助于加速技术的吸收与转化,从而推动地区经济增长。本文采用城市就业人口数量来衡量劳动投入。

物质资本投入(*fai*):固定资产投资有助于快速且有效地积累物质资本,是拉动经济增长的主要动力,本文选用地区的固定资产投资衡量物质资本水平。

2. 数据来源

考虑到数据可得性,本文选取 2003—2019 年 277 个地级市的面板数据为样本,上述指标数据来自《中国统计年鉴》及各省统计年鉴。进行实证分析前,对经济变量以 2003 年为基期采用指数平减剔除价格因素,并进行对数化处理。

(二) 模型设定

空间计量模型包括空间杜宾模型(SDM)、空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)等,其中,空间杜宾模型是空间滞后模型和空间误差模型的组合扩展形式,同时考察因变量与自变量的空间相关性,其对经济现象的解释更完善。本文验证该模型的适用性,结果如下:

1. 空间相关性检验

Moran's I 指数测度指标的全局相关性,本文选用邻接权重矩阵,进行工业化水平和地区经济发展水平的空间相关性检验,如表 1 所示。观测期内重要变量的 Moran's I 指数均在 1% 的显著性水平下通过检验,且数值大于 0,这显示工业化水平与地区生产总值存在空间正相关性,整体展现“低-低”和“高-高”分布形态。

为更加直观地展示工业化发展特征,绘制 2003 年和 2019 年工业化指数的散点图(图 1),各地级市工业化指数主要分布在第一、第三象限,表明城市间工业化水平总体存在正相关关系,即工业化水平较高的城市趋近于其他工业化水平较高的城市,工业化水平较低的城市临近其他工业化水平较低的城市,进一步证实了城市间工业化水平的空间相关性。

2. 空间计量模型的选择和设定

工业化水平及城市地区生产总值皆存在显著的全局空间相关性和局部空间相关性,所以空间因素是影响城市地区生产总值的重要

表 1 邻接权重矩阵的空间相关性检验(Moran's I 指数)

| 年份 | <i>Inte1</i> | <i>Inte2</i> | <i>gdp</i> |
|------|--------------|--------------|------------|
| 2003 | 0.017*** | 0.020*** | 0.092*** |
| 2004 | 0.025*** | 0.029*** | 0.094*** |
| 2005 | 0.024*** | 0.028*** | 0.097*** |
| 2006 | 0.032*** | 0.034*** | 0.096*** |
| 2007 | 0.032*** | 0.038*** | 0.095*** |
| 2008 | 0.033*** | 0.038*** | 0.093*** |
| 2009 | 0.033*** | 0.039*** | 0.090*** |
| 2010 | 0.034*** | 0.040*** | 0.088*** |
| 2011 | 0.039*** | 0.045*** | 0.085*** |
| 2012 | 0.037*** | 0.045*** | 0.082*** |
| 2013 | 0.031*** | 0.040*** | 0.081*** |
| 2014 | 0.037*** | 0.043*** | 0.082*** |
| 2015 | 0.037*** | 0.042*** | 0.089*** |
| 2016 | 0.022*** | 0.023*** | 0.096*** |
| 2017 | 0.034*** | 0.043*** | 0.013*** |
| 2018 | 0.033*** | 0.043*** | 0.102*** |
| 2019 | 0.029*** | 0.038*** | 0.115*** |

注:***、**、* 分别表示在 1%、5%、10% 的显著性水平下显著,下同

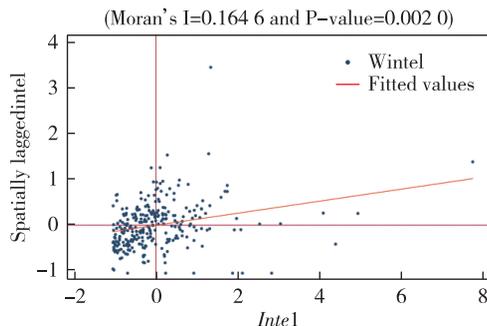


图 1a 2003 年工业化水平(熵权法)Moran 散点图

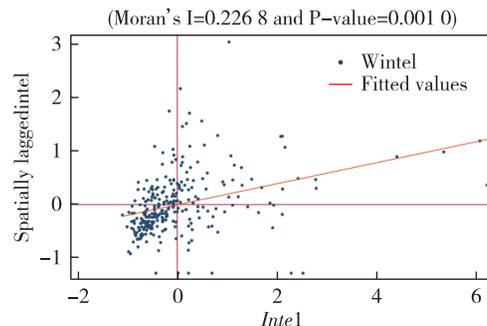


图 1b 2019 年工业化水平(熵权法)Moran 散点图

因素之一,据此,本文采用空间计量模型进行研究。为确定空间计量模型的具体形式,本文以邻接权重矩阵为空间权重矩阵进行 LM 检验和 LR 检验,结果见表 2。

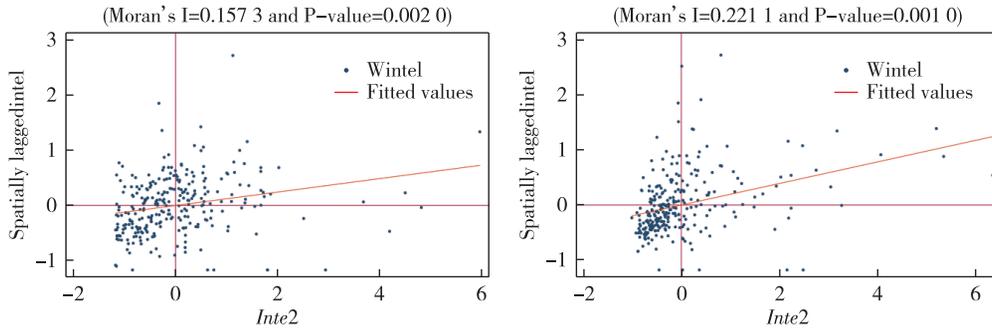


图 1c 2003 年工业智能化水平(TOPSIS 法)Moran 散点图 图 1d 2019 年工业智能化水平(TOPSIS 法)Moran 散点图

表 2 邻接权重矩阵的空间计量模型适用性检验结果

| 检验 | Inte1 | | Inte2 | |
|-------------------------|----------|-------|----------|-------|
| | 统计量 | P 值 | 统计量 | P 值 |
| LM spatial error | 1633.745 | 0.000 | 1627.502 | 0.000 |
| Robust LM spatial error | 1607.434 | 0.000 | 1603.646 | 0.000 |
| LM spatial lag | 60.268 | 0.000 | 51.602 | 0.000 |
| Robust LM spatial lag | 33.957 | 0.000 | 27.747 | 0.000 |
| LR spatial lag | 183.97 | 0.000 | 183.21 | 0.000 |
| LR spatial error | 72.82 | 0.000 | 76.29 | 0.000 |
| Hausman 检验 | -122.6 | — | -119.68 | — |

由表 2 可知,第一,LM 检验及 Robust LM 检验的 4 个 P 值均在 1%水平显著,拒绝滞后项或误差项不存在空间相关性的原假设,所以空间滞后模型(SAR)和空间误差模型(SEM)都适用,基于此,本文选择结合两者的空间杜宾模型(SDM)。第二,LR 检验的结果均在 1%水平显著,说明 SDM 模型不能退化成 SAR 或 SEM 模型。因此,本文最后选用空间杜宾模型进行研究,模型形式如下:

$$GDP_{it} = \rho \sum_{j=1}^N w_{ij} Inte_{it} + \beta x_{it} + \sum_{j=1}^N \theta w_{ij} x_{jt} + u_i + v_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

式(1)中, u_i 为城市固定效应, v_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机扰动项, w_{ij} 为邻接空间权重矩阵。

$$w_{ij} = \begin{cases} 1, & i \text{ 与 } j \text{ 相邻} \\ 0, & i \text{ 与 } j \text{ 不相邻} \end{cases} \quad (2)$$

三、实证结果

(一)空间杜宾模型回归结果

通过适用性检验,本文最终选用空间杜宾模型进行研究,并以邻接权重矩阵作为空间权重矩阵,以熵权法和 TOPSIS 法测得的工业智能化水平作为核心解释变量,得到空间杜宾模型三种固定效应的回归结果,如表 3 所示比较三种固定效应的 R^2 值,可以发现个体固定效应的 R^2 值最高,所以本文主要对空间杜宾模型中个体固定效应的结果进行分析。

表 3 邻接权重矩阵的空间杜宾模型回归结果

| 变量 | 时间固定效应 | | 个体固定效应 | | 时空固定效应 | |
|----------------------|-----------------------|-----------------------|----------------------|----------------------|----------------------|---------------------|
| <i>Inte1</i> | 1.323*** (3.52) | | 0.862*** (9.05) | | 0.026 (0.66) | |
| <i>Inte2</i> | | 0.336 (1.27) | | 0.338*** (5.20) | | 0.014 (0.53) |
| <i>fai</i> | 0.594*** (63.44) | 0.596*** (63.51) | 0.115*** (31.45) | 0.115*** (31.43) | 0.017*** (11.01) | 0.016*** (10.53) |
| <i>human</i> | 38.783*** (24.49) | 40.911*** (27.03) | 2.387*** (3.65) | 3.427*** (5.32) | -0.294 (-1.11) | -0.278 (-1.08) |
| <i>W * Inte1</i> | -0.227 (-0.28) | | 0.694*** (4.25) | | 0.017 (0.20) | |
| <i>W * Inte2</i> | | 0.473 (0.83) | | 0.493*** (4.26) | | -0.074 (-1.37) |
| <i>W * fai</i> | 0.101*** (3.15) | 0.008** (2.37) | -0.030*** (-5.92) | -0.029*** (-5.76) | 0.017*** (5.89) | 0.016*** (5.81) |
| <i>W * human</i> | -13.685*** (-4.51) | -15.266*** (-5.44) | -1.781 (-1.62) | -1.342 (-1.25) | -0.163*** (-0.35) | 0.083 (0.18) |
| <i>Spatial-rho</i> | 0.320 — | 0.321 — | 0.829*** (122.25) | 0.839*** (128.97) | 0.704*** (43.06) | 0.728*** (48.58) |
| <i>R²</i> | 0.893 | 0.892 | 0.940 | 0.936 | 0.914 | 0.908 |

注:括号中的数字为 t 值,下同

根据个体固定效应的结果,分别以 *Inte1* 和 *Inte2* 作为核心解释变量时,被解释变量地区生产总值的空间滞后项系数分别为 0.829 和 0.839,且均在 1% 的水平显著,说明被解释变量地区生产总值对地区经济发展水平存在正向的空间溢出效应。当 *Inte1* 和 *Inte2* 为核心解释变量时,两者的空间系数分别为 0.694 和 0.493,且都在 1% 的水平显著,说明工业智能化水平对地区经济发展水平有显著的正向空间溢出效应,即提高本市的工业智能化水平会对周边城市的经济发展水平产生正向影响。

但仅靠空间杜宾模型的点估计难以准确解释工业智能化水平对经济发展水平的空间溢出效应,本文借助偏微分方法进一步计算直接效应和间接效应,以更好地刻画工业智能化水平对地区经济发展水平的空间溢出效应,具体效应分解结果如表 4 所示。

表 4 邻接权重矩阵的空间杜宾模型效应分解结果

| 变量 | 直接效应 | | 间接效应 | | 总效应 | |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Inte1</i> | 1.457*** (12.53) | | 7.48*** (10.32) | | 8.939*** (11.27) | |
| <i>Inte2</i> | | 0.681*** (7.92) | | 4.378*** (7.46) | | 5.059*** (7.84) |
| <i>fai</i> | 0.142*** (40.70) | 0.145*** (41.42) | 0.349*** (34.90) | 0.384*** (39.51) | 0.491*** (45.89) | 0.529*** (51.21) |
| <i>human</i> | 2.543*** (3.47) | 4.175*** (5.72) | 1.293 (0.794) | 8.900* (1.74) | 3.836 (0.72) | 13.075** (2.37) |

当 *Inte1* 为核心解释变量时,其直接效应系数为 1.457 且在 1% 水平显著,说明提高工业智能化水平能够促进本市的经济发展,因为工业智能化水平提高后,劳动者的工作方式发生变化,企业更易形成自动化流水线生产^[27],生产效率随之提高,进而提高本市的地区生产总值。*Inte1* 的间接效应系数为 7.48 且在 1% 水平显著为正,说明提高工业智能化水平也会促进周边城市的经济增长。工业智能化水平提高后,生产规模扩大,产业链得到延伸,形成“示范效应”和“同业压力”,工业智能化存在

正向空间溢出效应进而提高周边城市的经济发展水平。当 *Inte2* 为核心解释变量时,其直接效应系数和间接效应系数均在 1% 水平显著为正,证实提高工业智能化水平不仅能促进本市的经济增长,还对周边城市的经济发展起到促进作用。

(二) 空间杜宾模型的稳健性检验

为了证明上述结果的稳健性,本文将邻接权重矩阵替换为经济地理嵌套矩阵后再次进行空间计量模型回归,矩阵中所对应的经济数据为 2003—2019 年各城市的 *gdp* 均值,以经济地理嵌套矩阵为权重矩阵做空间相关性检验,结果如表 5 所示。可以看出,工业智能化水平和地区经济发展水平同样存在空间正相关性,可以使用空间计量模型进行分析。

模型适用性检验结果如表 6 所示。可以看出 LM 检验和 LR 检验的 P 值均为 0,故本文以经济地理嵌套矩阵为空间权重矩阵时,仍然选用空间杜宾模型进行分析。

表 5 经济地理嵌套矩阵的空间相关性检验

| 年份 | <i>Inte1</i> | <i>Inte2</i> | <i>gdp</i> |
|------|--------------|--------------|------------|
| 2003 | 0.160*** | 0.117*** | 0.608*** |
| 2004 | 0.190*** | 0.153*** | 0.611*** |
| 2005 | 0.186*** | 0.153*** | 0.614*** |
| 2006 | 0.199*** | 0.166*** | 0.614*** |
| 2007 | 0.198*** | 0.164*** | 0.613*** |
| 2008 | 0.215*** | 0.181*** | 0.611*** |
| 2009 | 0.206*** | 0.169*** | 0.608*** |
| 2010 | 0.209*** | 0.176*** | 0.604*** |
| 2011 | 0.240*** | 0.200*** | 0.602*** |
| 2012 | 0.250*** | 0.205*** | 0.600*** |
| 2013 | 0.241*** | 0.185*** | 0.610*** |
| 2014 | 0.260*** | 0.227*** | 0.623*** |
| 2015 | 0.263*** | 0.238*** | 0.646*** |
| 2016 | 0.179*** | 0.173*** | 0.657*** |
| 2017 | 0.285*** | 0.261*** | 0.659*** |
| 2018 | 0.291*** | 0.265*** | 0.648*** |
| 2019 | 0.284*** | 0.269*** | 0.657*** |

表 6 经济地理嵌套矩阵的空间计量模型适用性检验

| 检验 | <i>Inte1</i> | | <i>Inte2</i> | |
|-------------------------|--------------|-------|--------------|-------|
| | 统计量 | P 值 | 统计量 | P 值 |
| LM spatial error | 1140.028 | 0.000 | 1107.690 | 0.000 |
| Robust LM spatial error | 1124.304 | 0.000 | 1092.259 | 0.000 |
| LM spatial lag | 199.929 | 0.000 | 196.046 | 0.000 |
| Robust LM spatial lag | 184.205 | 0.000 | 180.616 | 0.000 |
| LR spatial lag | 33.13 | 0.000 | 25.95 | 0.000 |
| LR spatial error | 637.41 | 0.000 | 645.81 | 0.000 |
| Hausman 检验 | -149.34 | — | -137.86 | — |

以经济地理嵌套矩阵为空间权重矩阵做空间杜宾模型回归,综合对比三种效应的回归系数、拟合优度,替换空间距离矩阵后仍可选择个体固定效应模型进行估计。同样借助偏微分方法进一步计算直接效应和间接效应,刻画工业智能化水平对地区经济发展水平的空间溢出效应,由表 7 可知,除了当以 *Inte2* 为核心解释变量时,其直接效应为 0.042 不显著,间接效应显著为正,为 1.306,其余系数的方向与上文模型的回归结果基本相符,说明空间杜宾模型的结论具有可靠性。

表 7 经济地理嵌套矩阵的空间杜宾模型效应分解结果

| 变量 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 |
|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| <i>Inte1</i> | 0.151*** (2.78) | 2.173*** (5.79) | 2.324*** (5.92) |
| <i>Inte2</i> | 0.042 (1.14) | 1.306*** (4.66) | 1.345*** (4.59) |
| <i>fai</i> | 0.043*** (22.85) | 0.618*** (40.99) | 0.660*** (44.46) |
| <i>human</i> | -0.277 (-0.88) | 6.739** (2.18) | 8.844*** (2.76) |

(三) 异质性分析

1. 工业化水平异质性分析

本文以 90% 为界将 277 个城市按非农增加值比重划分为两类,即进入工业化后期的城市和未进入工业化后期的城市,探讨不同工业化水平下工业智能化水平对地区经济发展水平的空间溢出效应。

考虑到权重矩阵的适用性,本文使用经济地理嵌套矩阵进行分析。首先对两类城市 *Inte1*、*Inte2* 和 *gdp* 的空间相关性进行检验,结果显示应使用空间计量模型进行异质性分析。本文对两类的城市空间计量模型进行模型适用性检验,结合 LM 检验、LR 检验及 Hausman 检验的结果,确定异质性分析所使用的模型均为空间杜宾模型。综合对比三种固定效应的拟合优度,选择个体固定效应模型进行估计。由偏微分方法计算得到的效应分解结果如表 8 所示。可以看出,核心解释变量为 *Inte1* 时,未进入工业化后期的城市工业智能化对地区经济发展水平的直接效应系数为正但并不显著,而进入工业化后期城市的直接效应系数显著为正,说明工业智能化的应用对工业基础设施和人才有较高要求,进入工业化后期的城市工业基础稳固,技能人才和技术人才充裕,工业生产率更高,工业智能化推动生产率提升的效果更突出,直接效应系数显著;而未进入工业化后期的城市,工业基础相对较差,工业基础设施及人力资本等水平有限,因此工业智能化并不能有效促进本地经济发展。此外,两类城市的间接效应系数均显著为正,说明工业智能化对地区经济发展水平具有显著的正向空间溢出效应。核心解释变量为 *Inte2* 时,系数的方向和显著性与以 *Inte1* 为核心解释变量时基本一致,说明异质性分析结果具有稳健性。

表 8 工业化水平异质性分析的空间杜宾模型效应分解结果

| 分类 | 变量 | 直接效应 | 间接效应 | 总效应 | | | |
|-------------|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 未进入工业化后期的城市 | <i>Inte1</i> | 0.113 (1.21) | 2.942** (2.54) | 3.055*** (2.63) | | | |
| | <i>Inte2</i> | 0.009 (0.15) | 2.163* (1.88) | 2.172* (1.87) | | | |
| | <i>fai</i> | 0.044*** (20.46) | 0.487*** (34.28) | 0.497*** (38.00) | 0.531*** (37.92) | 0.541*** (41.92) | |
| | <i>human</i> | 4.184*** (3.10) | 4.358*** (3.24) | 64.459*** (4.34) | 61.715*** (4.34) | 68.644*** (4.54) | 70.073*** (4.55) |
| 已进入工业化后期的城市 | <i>Inte1</i> | 0.207*** (2.72) | 2.825*** (5.54) | 3.032*** (5.67) | | | |
| | <i>Inte2</i> | 0.085 (1.61) | 1.801*** (5.07) | 1.886*** (5.01) | | | |
| | <i>fai</i> | 0.050*** (15.43) | 0.050*** (15.51) | 0.615*** (20.25) | 0.629*** (20.95) | 0.666*** (22.12) | 0.679*** (22.86) |
| | <i>human</i> | -0.113 (-0.29) | 0.099 (0.26) | 10.004** (2.45) | 12.310*** (3.06) | 9.891** (2.35) | 12.409*** (2.99) |

2. 市场化水平异质性分析

进一步探讨不同市场化水平下工业智能化对地区经济发展水平的空间溢出效应,本文选取市场化水平对样本进行分类。以 2019 年 277 个城市市场化指数的中位数为分界点,将 277 个城市划分为两类,即高市场化水平城市和低市场化水平城市。

首先对两类城市 *Inte1*、*Inte2*、*gdp* 的空间相关性及其空间计量模型的适用性进行检验,综合对比三种固定效应模型的拟合优度。结果表明个体固定效应下的空间杜宾模型适用,运用偏微分方法得出两类城市的效应分解结果,如表 9 所示。当核心解释变量为 *Inte1* 时,高市场化水平城市的直接效应系数显著为正,而低市场化水平城市的直接效应系数为 -0.171,但不显著。理论上,工业智能化可以通过研发投入、技术扩散和人力资本积累等渠道促进地区经济水平的增长。市场化水平较高的地区,技术、资本和劳动力等生产要素更容易转移到配置效率高的产业或地区,因此能够更好地发挥工业智能化对推进地区经济发展的效果。两类城市的间接效应系数分别为 2.753 和 1.112,且只有市场化水平较高的城市

通过了显著性检验,说明市场化水平会影响工业智能化的空间溢出效果。只有该地区的市场化水平较高时,工业智能化才会对城市的经济发展水平产生显著的正向空间溢出效应。市场化水平较低的城市由于在政府管理、营商环境和物质人力基础等因素与高市场化水平地区有较大差距,工业智能化对这些地区经济发展的促进作用较小,空间溢出效应也不显著。核心解释变量为 *Inte2* 时,系数的方向与显著性以 *Inte1* 为核心解释变量时一致,说明异质性分析的结果具有稳健性。

表9 市场化水平异质性分析的空间杜宾模型效应分解结果

| 分类 | 变量 | 直接效应 | | 间接效应 | | 总效应 | |
|--------|--------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|---------------------|
| 高市场化水平 | <i>Inte1</i> | 0.205*** (3.58) | | 2.753*** (6.94) | | 2.958*** (7.23) | |
| | <i>Inte2</i> | | 0.101*** (2.57) | | 1.783*** (5.52) | | 1.884*** (5.66) |
| | <i>fai</i> | 0.041*** (20.29) | 0.041*** (20.43) | 0.589*** (46.04) | 0.600*** (46.43) | 0.630*** (50.29) | 0.641*** (50.59) |
| | <i>human</i> | 1.039** (2.49) | 1.295*** (3.19) | 7.383* (1.86) | 10.946*** (2.71) | 8.422** (2.07) | 12.241*** (2.95) |
| 低市场化水平 | <i>Inte1</i> | -0.171 (-0.93) | | 1.112 (1.53) | | 0.940 (1.09) | |
| | <i>Inte2</i> | | -0.091 (-0.80) | | 0.527 (1.08) | | 0.436 (0.76) |
| | <i>fai</i> | 0.075*** (16.17) | 0.075*** (16.16) | 0.569*** (12.77) | 0.583*** (12.83) | 0.645*** (14.41) | 0.659*** (14.42) |
| | <i>human</i> | -1.022 (-1.48) | -1.162* (-1.76) | 13.317*** (3.23) | 13.623*** (3.25) | 12.295*** (2.66) | 12.460*** (2.66) |

四、进一步分析

不可否认,工业智能化对地区经济增长会产生正向促进作用,但是工业智能化发展具有阶段性特征,其产生的经济效益也会存在差异。为此,有必要探讨工业智能化对提升地区经济发展的非线性效应。本文借鉴 Hansen^[28]的面板门槛模型进行验证,考虑到样本中可能存在多个门槛,模型设定如下:

$$GDP_{it} = \alpha_0 + \alpha_1 Inte_{it} g(Inte_{it} \leq \gamma_1) + \alpha_2 Inte_{it} g(Inte_{it} > \gamma_1) + \dots + \alpha_n Inte_{it} g(Inte_{it} \leq \gamma_n) + \alpha_{n+1} Inte_{it} g(Inte_{it} > \gamma_n) + \theta x_{it} + \lambda_i + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

式(3)中, γ 为门槛值,将样本划分为多个区间, *Inte* 为工业智能化水平,此处为门槛变量。

本文首先进行门槛面板效应检验。根据表10结果看出, *Inte1* 通过双门槛检验, *Inte2* 通过单门槛检验,表明在不同的工业智能化发展阶段,工业智能化水平与地区经济发展水平间存在非线性关系。 *Inte1*、*Inte2* 门槛值具体见表11。

表10 工业智能化水平与地区经济发展水平的门槛效应检验

| 门槛变量 | 模型 | F 统计量 | 10% | 5% | 1% |
|--------------|-----|-----------|---------|---------|---------|
| <i>Inte1</i> | 单门槛 | 362.86*** | 47.664 | 57.935 | 71.870 |
| | 双门槛 | 130.38** | 39.629 | 58.146 | 511.301 |
| | 三门槛 | 70.79 | 125.131 | 142.342 | 178.305 |
| <i>Inte2</i> | 单门槛 | 176.06*** | 45.698 | 52.759 | 64.609 |
| | 双门槛 | 38.42 | 40.444 | 162.692 | 264.244 |
| | 三门槛 | 33.38 | 49.435 | 60.272 | 188.224 |

注:bootstrap 自抽样设为300次,格栅化设为0.01

其次,为验证门槛估计值的真实性,本文分别绘制 *Inte1* 和 *Inte2* 对应门槛值的似然比图像,如图 2 所示。*Inte1* 的两个门槛估计值和 *Inte2* 的单一门槛估计值所对应的 LR 值均在虚线以下,门槛估计值具有真实性。

面板门槛回归模型的结果如表 12 所示。当 *Inte1* 为门槛变量时,双门槛模型下的工业化水平的系数分别为 12.415、9.586 和 4.939,在 1% 的水平下通过检验,表明随着工业化水平的提升,其对地区经济发展水平的促进作用逐渐减弱。当 *Inte2* 为门槛变量时,单门槛模型下的工业化水平的系数均显著为正,当工业化水平小于 0.129 时,系数为 5.054,当工业化水平大于 0.129 时,系数为 2.348,同样存在边际效应递减的非线性特征。综上,工业化水平对经济增长的促进作用表现为非线性,且随着工业化水平提升,其对地区经济增长作用存在递减效应。

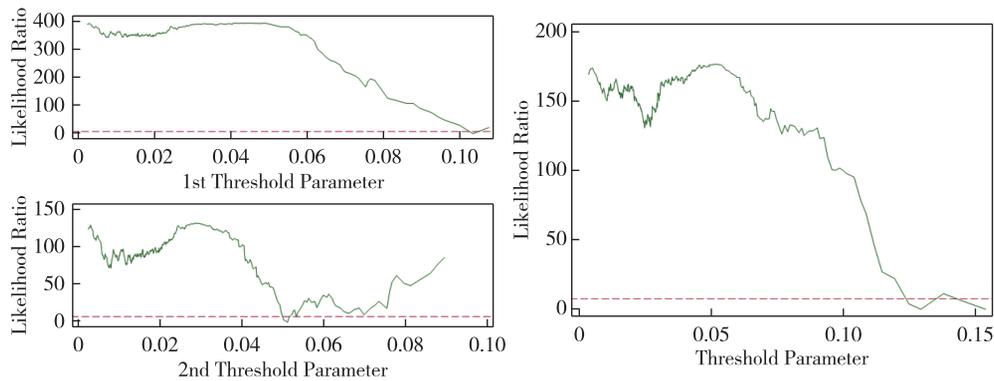


图 2 门槛模型似然比函数图

五、结论与建议

随着以互联网、大数据、人工智能为代表的新一代信息技术的蓬勃发展,工业化成为未来经济发展中的一种重要手段。作为技术进步的一种形式,工业化有显著的经济增长和空间外溢效应,本文通过构建空间计量模型,研究工业化对城市经济增长的影响,得到以下结论:工业化对城市经济发展有显著的促进作用,同时存在正向空间溢出效应,即工业化不仅能对本市经济发展具有正向影响,还对周边城市的经济发展水平起到促进作用。异质性分析表明,工业化的地区经济增长效应在进入工业化后期的地区显著,这类城市的空间溢出效应也显著强于未进入工业化后期的城市;且在高市场化水平城市,其本地经济增长和空间溢出效应更为显著。工业化对城市经济增长的促进作用存在门槛效应,且呈边际效应递减的非线性特征。

基于此,本文提出如下政策建议:

第一,充分发挥工业化对经济发展的积极影响,大力推进工业化发展。积极推进以互联网、大数据、人工智能等为代表的新一代信息技术与工业企业融合发展,推进我国工业化规模不断扩大。地方政府也应加快智能化建设,引导工业化企业有序竞争。借助工业发达城市的示范效应,积极带动周边城市和地区的经济发展。第二,积极推动工业化进程,加快推进新型工业化。

表 11 门槛值与 95%置信区间

| 门槛变量 | 门槛值 | 下限 | 上限 |
|--------------|-------|-------|-------|
| <i>Inte1</i> | 0.051 | 0.050 | 0.051 |
| | 0.103 | 0.100 | 0.107 |
| <i>Inte2</i> | 0.129 | 0.122 | 0.141 |

表 12 门槛效应模型回归结果

| | <i>Inte1</i> | <i>Inte2</i> |
|----------------|----------------------|----------------------|
| <i>Inte_1</i> | 12.415*** (28.84) | 5.054*** (19.32) |
| <i>Inte_2</i> | 9.586*** (30.94) | 2.348*** (14.52) |
| <i>Inte_3</i> | 4.939*** (22.67) | |
| <i>fai</i> | 0.447*** (112.07) | 0.497*** (136.50) |
| <i>human</i> | 16.213*** (11.73) | 19.290*** (13.62) |
| <i>cons</i> | 8.527*** (155.36) | 7.893*** (152.00) |
| R ² | 0.883 | 0.868 |

根据各地工业基础状况,有甄别地推进工业智能化。重点推动促进数字经济和实体经济深度融合的工业化,同时避免无视工业基础盲目投入工业智能化项目。第三,各地需要不断提高市场化水平,积极推出政策和法规提高影响市场化水平的因素。改善营商环境,引导资本和人才的流动并创造良好的经济、技术、文化交流平台。此外,在工业智能化水平高和经济增长效应高的地区,应大力推动工业智能化领域的创新,合理使用知识产权保护,提高技术利用率,最大化发挥工业智能化推动经济增长的动力机制,但须警惕工业智能化无序扩张,过快地降低其经济增长效应和空间溢出效应。

[参 考 文 献]

- [1] 国务院关于印发《中国制造2025》的通知[EB/OL]. (2015-05-08)[2023-03-10]. https://www.gov.cn/gongbao/content/2015/content_2873744.htm.
- [2] 工信部发布《促进新一代人工智能产业发展三年行动计划(2018—2020年)》[EB/OL]. (2017-12-15)[2023-03-10]. http://www.cac.gov.cn/2017-12/15/c_1122114496.htm?from=groupmessage.
- [3] “十四五”智能制造发展规划[EB/OL]. (2022-07-06)[2023-03-10]. https://www.miit.gov.cn/jgsj/ghs/zlygh/art/2022/art_c201cab037444d5e94921a53614332f9.html.
- [4] 赵春明,钟晓欢,邹惠媛.工业智能化助推我国贸易高质量发展的作用路径与举措[J].国际贸易,2023(3):3-10.
- [5] WANG L H, WANG H, CAO Z L, et al. Can Industrial Intellectualization Reduce Carbon Emissions? —Empirical Evidence from the Perspective of Carbon Total Factor Productivity in China[J]. Technological Forecasting and Social Change, 2022, 184: 121969.
- [6] 韩江波.智能制造产业基础能力的微观解析及其政策含义[J].学习与实践,2020(3):48-60.
- [7] 睢博,雷宏振.工业智能化能促进企业技术创新吗?——基于中国2010—2019年上市公司数据的分析[J].陕西师范大学学报(哲学社会科学版),2021,50(3):130-140.
- [8] ACEMOGLU D, RESTREPO P. The Wrong Kind of AI? Artificial Intelligence and the Future of Labour Demand[J]. Cambridge Journal of Regions, Economy and Society, 2020, 13(1): 25-35.
- [9] 袁辰.制造业智能化对劳动力就业影响分析[D].上海社会科学院,2022.
- [10] 王文.数字经济时代下工业智能化促进了高质量就业吗[J].经济学家,2020(4):89-98.
- [11] AGHION P, JONES B F, JONES C I. Artificial Intelligence and Economic Growth[M]//The Economics of Artificial Intelligence: An Agenda, Chicago: University of Chicago Press, 2019.
- [12] AÑÓN HIGÓN D, GHOLAMI R, SHIRAZI F. ICT and Environmental Sustainability: A Global Perspective[J]. Telematics and Informatics, 2017, 34(4): 85-95.
- [13] BRYNJOLFSSON E, MITCHELL T. What Can Machine Learning Do? Workforce Implications [J]. Science, 2017, 358(6370): 1530-1534.
- [14] 陈彦斌,林晨,陈小亮.人工智能、老龄化与经济增长[J].经济研究,2019,54(7):47-63.
- [15] 尹庆双,林艾澄,盛伟.工业智能化对劳动生产率的影响[J].财经科学,2023(6):106-119.
- [16] 王林辉,姜昊,董直庆.工业智能化会重塑企业地理格局吗[J].中国工业经济,2022(2):137-155.
- [17] 韩宝国,朱平芳.产品智能化、嵌入式软件与中国工业增长[J].南京社会科学,2022(3):32-41.
- [18] 丁焕峰,张蕊,周锐波.制造业企业智能化转型及其创新效应研究——基于企业生命周期理论的视角[J].产业经济研究,2023(2):83-96.
- [19] 王辉,王林辉.工业智能化对社会经济发展影响的研究趋势[J].上海商学院学报,2022,23(1):31-42.
- [20] 王林辉,胡晟明,董直庆.人工智能技术、任务属性与职业可替代风险:来自微观层面的经验证据[J].管理世界,2022,38(7):60-79.
- [21] 刘洋,韩永辉,王贤彬.工业智能化能兼顾促增长和保民生吗? [J].数量经济技术经济研究,2023,40(6):69-90.
- [22] 郑丽琳,刘东升.工业智能化如何影响制造业参与国际分工——基于全球价值链视角[J].广东财经大学学报,2022,37(4):18-29.
- [23] 师博.人工智能助推经济高质量发展的机理诠释[J].改革,2020(1):30-38.
- [24] 上官绪明.空间异质视阈下技术多维溢出、吸收能力与技术进步[J].科学学与科学技术管理,2018,39(4):74-87.
- [25] 崔远森,黑小兰.中国OFDI对东道国技术进步的空间溢出效应研究——基于“一带一路”沿线国家的实证检验[J].华北金融,2023(5):11-27.
- [26] 刘叶.工业智能化能够有效降低碳排放吗?——机理分析与实证检验[D].西南财经大学,2021.
- [27] 陈晓,郑玉璐,姚笛.工业智能化、劳动力就业结构与经济增长质量——基于中介效应模型的实证检验[J].华东经济管理,2020,34(10):56-64.
- [28] HANSEN B E. Threshold Effects in Non-Dynamic Panels: Estimation, Testing, and Inference [J]. Journal of Econometrics, 1999, 93(2):345-368.

(责任编辑 余敏)