

中国制造业数字化对产业创新的影响与溢出效应分析

李晶^{1,2}、刘桂平²

1、南昌大学中国中部经济社会发展研究中心

2、南昌大学经济与管理学院

摘要

本文基于制造业与产业数字化的融合发展，将创新链与产业链纳入同一分析框架，选取16个制造业部门2006年至2020年的面板数据，采用时间与行业双向固定的空间杜宾模型探讨制造业数字化水平对产业创新的影响及其溢出效应。研究发现：制造业数字化对研发创新与产品创新存在显著的促进作用，且对产品创新的促进效果更强。研发创新与产品创新均存在部门间的正向溢出效应，且研发创新的正向溢出效应强于产品创新。进一步研究发现，数字化改革在促进本部门产品创新产出时，会对其他部门的产品创新产生“挤占作用”。中介效应分析表明，制造业数字化改革还能以创新链为传递渠道，以上游的研发创新为中介桥梁促进下游产品创新产出的增加。上述研究结论为制造业数字化改革明确了新的发展方向，有助于加强产业链与创新链的双链融合发展，为制造业向高端化跃升、向智能化转型的高质量发展过程提供动力。

关键词：制造业数字化；产业链创新；空间杜宾模型；空间溢出效应

一、引言

我国是世界第一制造业大国，拥有一套门类齐全、独立完整的现代化工业体系，多种工业产品产量位居世界第一。在近年全球经济持续下行及疫情冲击余波的双重压力背景下，坚持制造业高质量发展始终是我们应对各种风险的“压舱石”。制造业是我国国民经济的重要组成部分，2007年制造业增加值占国内生产总值的35.85%，在此后的样本考察期内，其在国民经济中的占比始终保持在25%以上，是推动实体经济增长的核心引擎¹。然而，我国制造业发展目前仍面临生产率低下、结构不合理等发展难题，在国际市场上处于产业链中低端的不利地位。创新作为发展的第一要义，在推动制造业向高端化跃升、向智能化转型的过程中发挥了强有力的“助推器”作用。在创新链中，处于上游的技术创新能够优化制造业生产流程，缩短生产周期，提高制造业的全要素生产率。处于创新链下游的产品创新则有利于优化产品性能、提高产品技术复杂度、扩大制造业市场份额。制造业产业链与创新链的融合发展，使资本、人才等要素资源自发流向需求较大的创新型部门，助力先进制造业发展壮大，推动传统制造业转型升级，加速制造业整体结构优化，实现制造业高质量发展。

¹数据来源于国家统计局，并通过各年份投入产出表数据推算得到。

自党的十八大以来,我国政府一直高度重视数字经济的发展,把发展数字经济上升为国家战略。党的二十大报告强调:“加快发展数字经济,促进数字经济和实体经济深度融合,打造具有国际竞争力的数字产业集群。”数字经济是未来经济的主导形态,具有高创新性、强渗透性、广覆盖性的特征,是新的经济增长点。在数字经济与实体经济加速融合的状态下,制造业数字化改革成为制造业转型升级的必然趋势。数字技术的应用能显著提升制造业企业的生产率(刘飞,2020),行业的数字化转型则能够提升资本密集型行业的出口技术复杂度(党琳等,2021),助力该类行业在全球价值链中向高端化跃升(何文彬,2020)。此外还有研究发现,制造业产业链与创新链之间存在互促互进、协同升级的耦合互动关系,且这种关系存在显著的空间差异特征(梁树广等,2023)。对于制造业产业创新空间溢出效应的研究,有利于深入了解制造业产业链与创新链融合的机理,促进双链加速融合。因此,研究以行业为视角的制造业数字化改革对产业创新及其空间溢出的影响,对于探索产业链创新链融合发展机制、促进制造业高质量发展具有重要意义。

目前,关于制造业数字化改革对产业创新影响路径及效益的研究颇为丰富。在创新推动制造业高质量发展的过程中,制造业数字化改革不仅能提高创新能力(任志成等,2022)、降低经营成本、优化人力资本结构并推动制造业与服务业融合发展,进而促进企业全要素生产力的提升(赵宸宇等,2021)。它引发的行业同群效应还有利于增强制造业企业的创新能力(霍春辉等,2023),促进制造业企业创新效率的提升(杨水利等,2022;杜传忠等,2022),在一定程度上加快各产业链与创新链的深度融合。在制造业企业绿色创新方面,数字化转型能够缓解企业融资约束、弱化代理冲突并提升成长能力,促进企业绿色创新(靳毓等,2022),且制造业投入数字化对绿色技术创新的影响在一定地区范围内存在负向空间溢出(孙国锋等,2022)。此外,还有学者研究发现本土市场的规模优势能够强化产业数字化对技术创新的提质效应(陈金丹等,2021)。

以上研究多数是基于省级视角和制造业企业视角进行的,较少有从行业视角探讨制造业数字化改革对行业创新的影响,对于这种影响的空间效应更是缺乏充分深入的讨论。基于此,本文从行业视角出发,结合产业链与创新链的融合交互作用,探索制造业数字化对行业创新的影响路径及这种影响在空间上的表现。

与现有文献相比,本文可能的贡献体现在以下三个方面:(1)构建了以行业为视角的数字化水平指标体系,测度并分析制造业行业在2006年至2020年的数字化发展水平。(2)基于创新链视角研究制造业数字化改革对行业创新的影响,将产业链与创新链纳入同一分析框架,丰富了有关制造业数字化与行业创新的研究。(3)从直接和间接角度探索了制造业数字化对行业创新的影响路径,系统分析了制造业数字化对行业创新链影响的空间溢出效应。

二、制造业数字化影响行业创新的理论机制与研究假说

制造业通过数字技术及信息技术的应用大力推进数字化改革,实现资源的充分整合及消费者的深入交互,进而提高产品创新的效率。同时,数字化改革能够大幅降低部门之间的信息不对称、优化资源配置,增强研发创新的流动性从而提高部门的研发创新水平。在空间溢出层面,研发创新与产品创新皆可通过产业链这一纽带实现创新成果在部门之间的溢出,而创新链内部也存在由研发创新向产品创新溢出的空间效应。

1.制造业数字化对产业创新存在直接影响

制造业企业通过互联网、大数据、云计算、人工智能等新一代信息通信技术,全面推进数字化转型。在此过程中,数字技术的运用有助于制造业企业高效整合各地各相关行业甚至全球的设计、生产、人才等资源(王俊豪等,2021),充分实现信息互联、资源共享,提升企业研发动力、缩短研发周期。同时,数字技术有利于企业直接了解消费者需求,通过数字平台与消费者进行及时、深度、持久的双向交互,甚至参与到企业产品的研发过程中,帮助企业更加精确快速把握市场变化和用户痛点,及时调整产品研发方向和内容(祝合良等,2021),提高研发及成果转化效率。此外,大数据与数字技术在行业数字化过程中的广泛应用,催生了大量行业发展新业态、新模式,极大地推进了企业的治理模式创新与组织管理优化,为研发成果转化及新产品上市缩时提效,极力提升部门的产品创新效率。

制造业在数字化改革过程中通过优化资源配置增强创新流动性,进而提升部门研发水平,提高部门专利产量。互联网、大数据的普遍应用与5G通讯技术的迅速发展,使社会进入一个开放、包容、共享的时代,信息不对称性问题得到极大改善。各行各业置身于信息的海洋中,对信息的处理能力和处理效率大幅提高,能够便捷快速地知晓行业发展的前沿技术,了解行业发展热点。其中,金融部门可以通过对市场的深入分析及持续追踪,准确把握发展潜力较大的行业,清楚了解各企业的实际发展情况,精确匹配资金供给与行业需求,使资金流向更加合理,进而提升行业研发动力。在制造业部门的研发过程中,行业内部进行的资源互换、技术交流、人才引进等行为,增强了创新资源的流动性,有利于企业间形成互助互进、良性竞争的氛围,带动整个部门研发创新水平的增加,进而提高部门专利产量。

综上,本文提出如下待检验的假说:

H1: 制造业数字化通过信息技术使用,缩短新产品研发到上市的时间,直接提升部门产品创新效率与专业数量。

2.制造业数字化对行业创新链的间接影响

制造业数字化通过部门创新的“共振效应”影响其他部门的创新产出。已有多数研究发现区域间存在显著的正向创新溢出作用（苏方林，2006；焦敬娟等，2017），这种创新溢出在省域尺度上呈现出明显的区域创新集群现象（吴玉鸣等，2008），区域创新效率的外溢效应具有随着地理距离的增加而衰减的特征（袁毅军等，2020）。理论上，产业链之间也存在类似的创新溢出效应，产业链将其上下游行业在信息、技术、产品上紧密联系起来，为创新链的各环节在产业链间的溢出搭建了流通渠道。在创新链的上游环节，研发创新通过产业链上下游行业之间的技术交流、人才流动等方式产生知识性溢出，技术结构相似的行业间通过互相学习创新进而产生产业关联性溢出（潘文卿等，2011）。在创新链的下游环节，产品创新的空间溢出效应则通过企业间市场交易、对产品的学习模仿等途径传递。此外，下游产业对上游产业的倒逼作用也能在一定程度上促进研发创新和产品创新在产业链上的空间溢出。

在创新链中，上游研发创新与下游产品创新之间也存在互相牵制的关系，前者的前向关联溢出效应显著而后者的后向关联溢出缺失（赵增耀等，2015）。研发创新更注重理论和技術上的突破，对于市场需求与消费者偏好了解不足，而下游的产品创新环节则很好的弥补了研发创新对市场的忽略，通过吸收研发环节的技术专利成果并结合市场需求，将其应用到产品上，以促成产品的更新换代并提高新产品的产量。结合前文的理论分析，制造业数字化通过信息技术的使用提高本部门的研发创新，再借助创新链的传导作用间接促进本部门的产品创新产出。

综上，本文提出如下待检验的假说：

H3：部门创新存在显著的“共振效应”，一部门创新水平提升通过产业链影响其他部门的创新产出。

H4：制造业数字化水平通过提升部门专利水平，间接提升部门新产品产量。

三、制造业数字化水平对产业创新的贡献测度

1. 变量选取

（1）被解释变量：创新成果指标(y)。国内外学者通常用专利申请量和新产品销售收入两个指标来度量创新成果和创新产出（吴延兵，2007；朱平芳等，2016），两个指标都能有效反应创新产出，但两者的侧重点不同。前者能够有效衡量创新活动投入与过程（朱平芳等，2016），直接反映科技研发信息，属于创新链的中上游。而新产品销售产值既能有效反映产业创新活动的成果，也体现出研发活动转化能力以及市场对创新成果的认可度，属于创新链的下游。鉴于此，本文选取专利申请数作为科研创新的代理变量，将新产品销售产值作为产品创新的代理变量，从创新链视角分别进行回归。

(2) 核心解释变量：制造业数字化水平(digital_index)。本文借鉴张林刚等（2022）关于传统制造业数字化转型评价指标体系，以数字化的发展阶段为依据，从前期数字化基础设施、中期数字化技术、后期数字化效益三个角度构建了我国工业行业数字化指标体系，见表1。参考张晴等（2020）的做法，数字化基础采用投入产出表中计算机、电子和光学产品制造业投入以及电信、计算机、信息技术服务投入作为二级指标²。数字化技术方面则从技术获取和技术改造吸收两方面进行测度。在数字化资金效益方面，成本费用利润率=利润总额 / (主营业务成本+销售费用+管理费用+财务费用)，在数字化产品效益方面，新产品销售收入占比=新产品销售收入 / (制造业主营业务收入*10000)。

表 1：中国工业行业数字化指标体系

一级指标	二级指标	三级指标	方向
数字化基础	计算机、电子和光学产品制造业投入		正
	电信、计算机、信息技术服务投入		正
数字化技术	技术获取	引进技术经费支出	正
		购买境内技术经费支出	正
	技术改造及吸收	技术改造经费支出	正
		消化吸收经费支出	正
数字化效益	资金效益	成本费用利润率	正
	产品效益	新产品销售收入占比	正

本文采用平均权重法计算工业行业的数字化指数。首先利用离差标准化方法将计算机等制造业投入、电信软件等服务投入、引进技术经费支出、消化吸收经费支出、购买境内技术经费支出、技术改进经费支出、成本费用利润率、新产品销售收入占比 8 个指标进行归一化处理,使其取值调整到[0,1]区间内。然后分别采用平均权重计算数字化基础指数 digital_basics、数字化技术指数 digital_tech、数字化效益指数 digital_effect, 最后将三个指数合成最终的数字化指数 digital_index³。

(3) 创新投入变量

创新投入变量通常包括创新经费投入与创新人力投入两部分。

R&D 资本存量(rd_k)是创新经费投入的代表指标。鉴于创新活动是一个持续的过程,不仅受当期 R&D 经费投入影响,还受到累计创新投入的影响,参考 Griliches(1980)、Goto and

²张晴等（2020）构建的数字经济依托行业以国际标准行业分类为标准，本文在参考其数字化基础依托行业时根据近似匹配原则选取了《国民经济行业分类》国家标准中的相关行业。

³有关数字化指数的描述性统计信息详见附件 1。

Suzuki(1989)以及吴延兵（2006）的做法，采用永续盘存法计算 R&D 资本存量来衡量 R&D 经费投入。R&D 资本存量计算公式为：

$$\begin{aligned}rd_{kit} &= E_{i,t-1} + (1 - \delta)rd_{k_{i,t-1}} \\rd_{k_{i,2006}} &= E_{i,2006}/(g_{i,2006} + \delta)\end{aligned}$$

其中， rd_{kit} 、 $rd_{k_{i,t-1}}$ 分别表示 i 产业第 t 年和第 $t-1$ 年 R&D 资本存量。 $E_{i,t-1}$ 表示 i 部门第 $t-1$ 年可比价 R&D 经费内部支出，由名义 R&D 经费内部支出经过 R&D 价格指数平减得到。R&D 经费内部支出主要包括 R&D 人员工资和固定资产投资支出等，朱平芳等(2003)、彭建平等（2014）将 R&D 价格指数定义为： $P_{it} = 0.55 \times$ 居民消费价格指数 $+ 0.45 \times$ 固定资产价格指数，本文参照其做法，将 R&D 价格指数定义为两者的算术平均。 δ 为 R&D 资本折旧率，参考吴延兵（2006）的做法设定为 15%。其中， $rd_{k_{i,2006}}$ 为 i 产业基年（2006 年）的 R&D 资本存量， $g_{i,2006}$ 是统计期内 i 产业可比价 R&D 经费内部支出的年平均增长率。

R&D 人力资本 (rd_h)。R&D 人员包括基础研究、应用研究和试验发展的直接参加人员和负责管理与直接服务的人员，反映了产业的人才环境和人才储备。而在 R&D 人员的统计中，按照工作时间划分为全时人员和非全时人员，全时人员是指报告期从事 R&D 活动的实际工作时间占制度工作时间 90%及以上的人员，更能准确反映工业行业的创新人力投入情况。因此本文采用 R&D 人员折合全时当量(rd_h)表示创新人力投入。

（4）控制变量。

政府对创新活动的支持力度(gov)。政府创新资金是政府对产业创新活动支持力度的直接体现，R&D 经费内部支出的资金来源包括政府资金、企业资金、国外资金和其他资金四部分。本文借鉴余泳泽和刘大勇（2013）、叶祥松和刘敬（2020）的做法，用 R&D 经费中政府资金反映政府对产业研发创新的支持力度。

外商直接投资($rate_fdi$)。外资进入有效提高了同行业的创新效率，并通过产业链影响上下游产业的创新行为（王然等，2010；诸竹君等，2020）。本文采用实收资本中外商资本金占比衡量外商直接投资。

产业规模($size$)。产业规模、资金充足度，研发实力和抗风险能力影响着产业创新效率（白俊红，2011；戴魁早和刘友金，2016），本文用规模以上工业企业的销售产值、用工人数和总资产的算数平均数表示产业规模（戴魁早和刘友金，2016）。

本文以中国工业部门为研究对象，选取 2006 年至 2020 年为研究区间。工业行业数字化相关数据来源于 WIOT 数据库、中国投入产出表、《中国工业经济统计年鉴》、《中国科技统计年鉴》，工业行业创新相关数据及其他数据来源于《中国统计年鉴》、《中国工业经济统计

年鉴》、《中国科技统计年鉴》。由于 WIOT 数据库以国际标准行业分类进行数据收集与统计，中国投入产出表则以我国制定的《国民经济行业分类》国家标准进行分类，为了行业样本的统一性，在统计数据时，本文根据近似匹配原则将 ISIC. Rev.4 与 GB/T4754-2017 两种行业分类标准进行匹配，并根据匹配结果将对应行业进行合并处理。考虑到数据的可得性，本文将采矿业、开采辅助活动、其他采矿业、废弃资源综合利用业、金属制品及机械和设备修理业等数据缺失较严重的行业剔除，最终统计了 16 个合并后工业部门规模以上工业企业 2006 年至 2020 年的数据（见附表 1）。

2.空间自相关分析与空间权重矩阵的构建

空间自相关是对是否存在空间依赖性的前期检验，空间自相关的存在意味着研究单元不仅受到自身因素的影响，还会受到其他单元的影响和冲击，因此，普通最小二乘回归会使参数估计结果有偏和不一致，需使用空间计量模型进行估计。莫兰指数（Moran's I）是空间自相关测度的常用指标，我们分别测算全局莫兰指数和局部莫兰指数来检验整个样本序列的空间集聚状况和局部样本的空间集聚特征（Anselin, 1995），其公式分别为：

$$I_{global} = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}}$$

$$I_{local} = \frac{(x_i - \bar{x})}{S^2} \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_j - \bar{x})$$

其中， I_{global} 与 I_{local} 分别表示全局莫兰指数和局部莫兰指数， S^2 为样本方差（ $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ ）。本文中 n 为合并后的 16 个工业产业部门； x_i 、 x_j 表示 i 产业和 j 产业的创新产出， \bar{x} 表示特定年份目标变量的平均值； w_{ij} 是空间权重矩阵的 (i,j) 元素。莫兰指数取值范围为 $[-1,1]$ ，大于 0 表示存在空间正相关，小于 0 表示存在空间负相关，接近 0 表示不存在空间自相关。

与区域空间权重不同，我们依托投入-产出关系分析产业间的生产活动。根据投入-产出关系，每个产业依托其他部门的中间投入品展开生产，产业间有着紧密的经济技术联系与前后向关联。直接消耗系数刻画了某一部门总产出增加一个单位时对其他部门产品或服务的直接消耗，衡量了部门间的产业结构与技术结构的相似性（Los, 2000），而创新溢出更易于在技术结构相似的产业间产生，因此，Los 在 Jaffe(1986)技术相似矩阵的基础上，可利用直接消耗系数矩阵构建创新溢出权重。本文基于创新活动产业关联特征和创新要素在相似产业间的流动性，在 Los（2000）和潘文卿（2011）基础上，将空间单元设定为中国工业产业，利用技术相似矩阵来测度创新溢出的空间权重，并将“邻近”单元定义为技术结构存在相似性的产业，计算公式为：

$$w_{ij} = \frac{\sum_{k=1}^n a_{ik} \cdot a_{jk}}{\sqrt{\sum_{k=1}^n a_{ik}^2 \cdot \sum_{k=1}^n a_{jk}^2}}$$

其中， w_{ij} 为空间权重矩阵第*i*行第*j*列的元素； a_i 、 a_j 分别是*i*产业和*j*产业直接消耗系数列向量，*n*是样本个数。 w_{ij} 的值越接近1，意味着产业间技术结构相似性越高，创新溢出效应越强。由于本文研究的时间跨度较长，采用单一的空间权重矩阵计算产业间创新溢出存在较大偏差，因此本文分别采用2009年、2013年、2017年的投入-产出表计算空间权重矩阵，以体现产业间的技术结构变化对创新溢出的影响。

3.空间计量模型设定

常用的空间计量模型通常包括：空间滞后模型(Spatial Autoregressive Model, SAR)、空间误差模型(Spatial Errors Model, SEM)、空间杜宾模型(Spatial Durbin Model, SDM)。这三者对空间自相关的表现形式有不同的假设：SAR假定空间依赖性通过因变量的空间滞后项体现，即其他单元因变量会对本单元因变量产生影响；SEM假定空间依赖性通过误差项的空间滞后项体现，即本单元误差项会受到其他单元误差项的影响冲击；SDM则假设空间依赖性同时受因变量和自变量的空间滞后项影响，即其他单元的因变量和自变量都会影响本单元的因变量（Anselin, 1989; Lesage and Pace, 2014）。

空间滞后模型可表示为：

$$\ln y_{it} = \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta_1 \text{digital_index}_{it} + \beta_2 \ln rd_k_{it} + \beta_3 \ln rd_h_{it} + \beta_4 \ln gov_{it} + \beta_5 \text{rate_fdi}_{it} + \beta_6 \text{size}_{it} + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it}$$

其中， y_{it} 为*i*产业的创新水平，用专利申请数或新产品销售收入来表示。 ρ 为空间自回归系数，表示邻近产业的创新产出对*i*产业的创新产出的影响，数值越大代表邻近产业的创新产出对本产业创新产出的空间溢出效应越强。 w_{ij} 为空间权重矩阵中第*i*行第*j*列的元素。*n*为行业总数。 u_i 表示行业*i*的个体固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为服从正态分布的随机扰动项。

空间误差模型设定为如下形式：

$$\ln y_{it} = \beta_1 \text{digital_index}_{it} + \beta_2 \ln rd_k_{it} + \beta_3 \ln rd_h_{it} + \beta_4 \ln gov_{it} + \beta_5 \text{rate_fdi}_{it} + \beta_6 \text{size}_{it} + u_i + \gamma_t + \alpha_{it}$$

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

其中， α_{it} 为空间误差项，由误差项的滞后项 $w_{ij}\alpha_{jt}$ 和随机项 ε_{it} 构成。 λ 为空间误差系数，

表示邻近工业部门创新水平的误差对本工业部门创新水平的影响。

空间杜宾模型同时考虑了因变量和自变量的空间滞后项的交互效应，理论上估计结果会更加稳健。模型设定为：

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & \rho \sum_{j=1}^n w_{ij} y_{jt} + \beta_1 \text{digital_index}_{it} + \beta_2 \ln rd_k_{it} + \beta_3 \ln rd_h_{it} + \beta_4 \ln gov_{it} \\ & + \theta_1 \sum_{j=1}^n w_{ij} \ln gov_{jt} + \beta_5 \text{rate_fdi}_{it} + \theta_2 \sum_{j=1}^n w_{ij} \text{rate_fdi}_{jt} + \beta_6 \text{size}_{it} \\ & + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

其中， n 为行业总数， t 为年份。 y_{it} 为行业创新产出，用专利申请数或新产品销售收入表示， $w_{ij} y_{jt}$ 为因变量的空间滞后项， ρ 为空间自回归系数。 $w_{ij} \ln gov_{jt}$ 和 $w_{ij} \text{rate_fdi}_{jt}$ 分别为解释变量 $\ln gov_{it}$ 和 rate_fdi_{it} 的空间滞后项， θ 为相应的空间滞后相关系数，表示邻近工业部门解释变量对本工业部门创新水平的影响。 u_i 表示行业 i 的个体固定效应， γ_t 为时间固定效应， ε_{it} 为服从正态分布的随机扰动项。

根据 Elhorst (2012) 空间模型选择标准，采用拉格朗日乘数检验 (Lagrange Multiplier, LM) 和稳健 LM 检验 (robust LM spatial lag、robust LM spatial error) 检验是否存在空间滞后效应或空间误差效应。若 LM 检验与稳健 LM 检验均拒绝无空间自相关的原假设，则空间杜宾模型为最优模型 (Anselin, 2009)。随后，遵循一般到特殊的原则，利用 Wald 检验和最大似然检验 (the likelihood ratio, LR) 判断空间杜宾模型是否会退化为空间滞后模型或空间误差模型，对应的原假设分别为： $\theta = 0$ ； $\theta + \rho \beta = 0$ 。具体而言， $\theta = 0$ 成立意味着空间杜宾模型退化为空间滞后模型；若 $\theta + \rho \beta = 0$ 成立，空间杜宾模型退化为空间误差模型 (Burrige, 1981; Anselin, 1989, 1995)。

四、实证结果与分析

1. 空间自相关结果分析

对 16 个工业部门 2006 年至 2020 年的数字化水平 (digital_index)、研发创新产出 (lnrd_pat) 进行全局莫兰检验，结果如表 3 所示。

表 3 数字化指数与专利申请数 2006 年至 2020 年莫兰指数

年份	Moran's I (digital_index)	Moran's I (lnrd_pat)	年份	Moran's I (digital_index)	Moran's I (lnrd_pat)
2006 年	0.441***	0.531***	2014 年	0.526***	0.498***
2007 年	0.424***	0.511***	2015 年	0.524***	0.491***

2008 年	0.433***	0.485***	2016 年	0.526***	0.475***
2009 年	0.454***	0.468***	2017 年	0.531***	0.492***
2010 年	0.501***	0.512***	2018 年	0.545***	0.491***
2011 年	0.503***	0.491***	2019 年	0.542***	0.500***
2012 年	0.515***	0.507***	2020 年	0.545***	0.490***
2013 年	0.535***	0.495***			

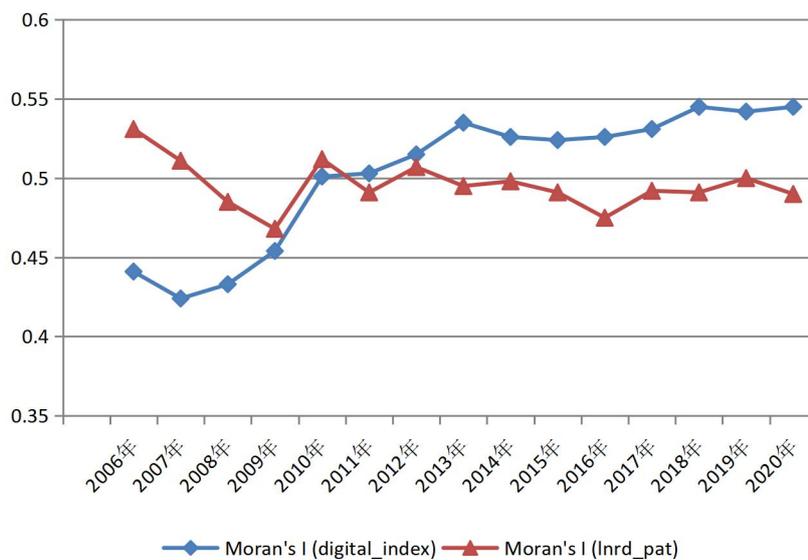


图 1 数字化指数与专利申请数 2006 年至 2020 年莫兰指数折线图

由表 3 可知，2006-2020 年 16 个制造业部门的数字化指数与科研创新产出全局莫兰检验全为正值且在 1%的水平上显著，具有较强的空间正相关性。根据图 1 进一步分析，数字化指数的莫兰值整体呈缓步上升趋势，表明产业数字化的发展提升了产业的空间自相关性。专利申请数的莫兰值在 0.5 的水平上下波动，同样印证了 16 个制造业部门的创新产出存在较强空间相关性的事实。

为了进一步认清工业部门间数字化指数与科研创新产出的局部空间关联，本文分别利用标准化的数字化指数和科研创新产出(Z)及它们的空间滞后值(WZ)作莫兰散点图来分析 16 个制造业部门间的局部空间特征（图 2）。莫兰散点图的斜率为对应指标年份的莫兰指数，图中的数字分别代表 16 个制造业部门，一三象限分别为“高——高”聚集区和“低——低”聚集区，二四象限分别为“低——高”聚集区和“高——低”聚集区。从图 2 中可以看到数字化指数和科研创新产出的斜率都为正，工业部门主要集中在一三象限，表明数字化水平和科研创新产出均呈明显的空间正相关分布，与全局莫兰检验结果一致。a、b 两图变化差异

较大，主要表现在 2020 年的各制造业部门数字化水平空间分布相较 2006 年更加集中，且多集中于第三象限，说明数字化水平在各产业间发展不均衡，纺织服装、木材加工、家具制造等多数轻工业产业链仍处于低水平发展阶段，存在较大的提升空间。c、d 两图前后差异并不明显，处于同一产业链上的工业部门由于技术结构相近，其创新水平的空间分布也彼此靠近。具体而言，金属冶炼、设备制造等技术较为敏感的产业创新水平相对较高，处于散点图的“高——高”聚集区。而木材加工、家具制造以及造纸、印刷等技术更迭敏感性较低的行业，主要分布在散点图的“低——低”聚集区。

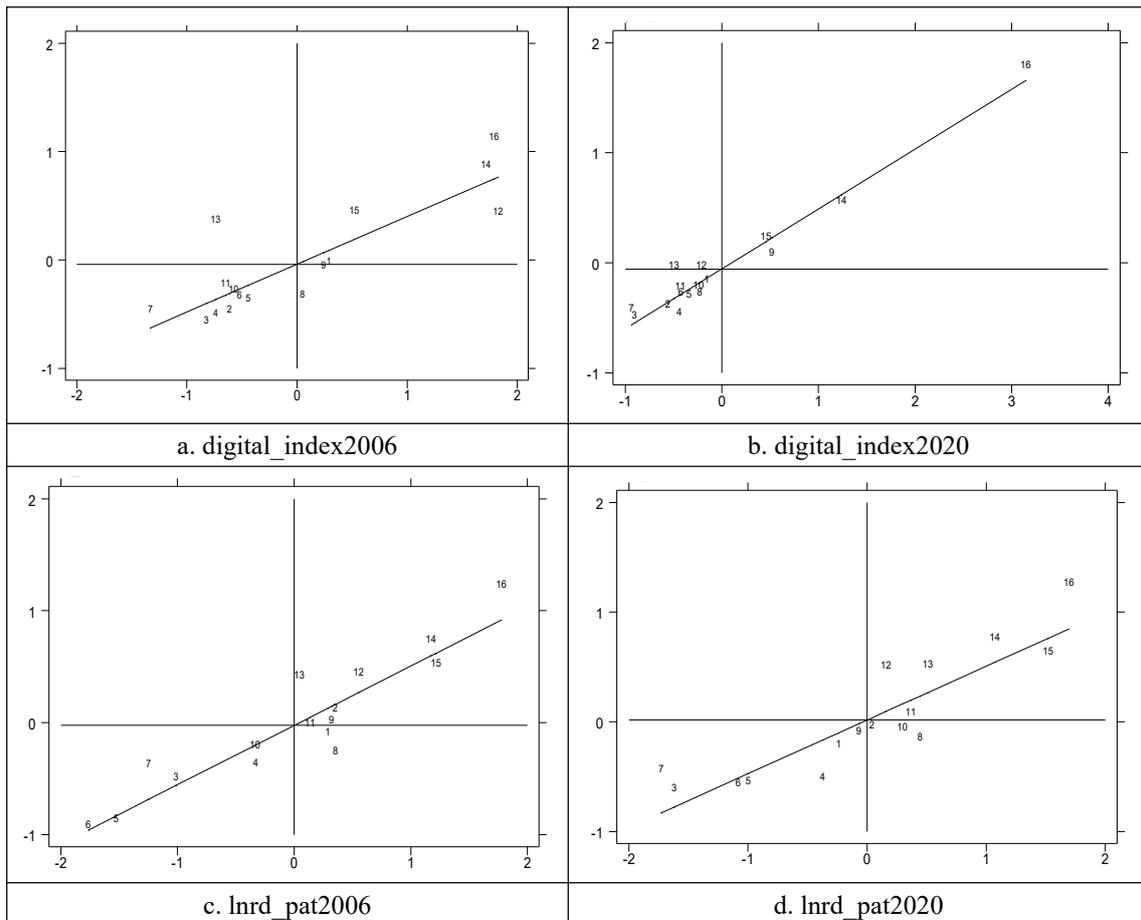


图 2 数字化指数、专利申请数 2006 年和 2020 年的莫兰散点图

2. 回归结果分析

表 4 是基于 2009 年、2013 年、2017 年的投入产出表计算的空间权重矩阵的基础回归结果，传统的 LM 检验量与稳健的 LM 检验量均在 1% 的水平上拒绝原假设，说明相较于普通 OLS 模型，数字化水平对行业创新的影响具有显著的空间效应。以 2009 年和 2013 年为空间权重矩阵计算的结果显示，LR 检验和 Wald 检验结果一致，至少在 5% 的水平上显著，表明空间杜宾模型不会退化为空间滞后模型和空间误差模型，使用空间杜宾模型具有合理性和稳健性。以 2017 年为空间权重矩阵计算数字化水平对产品创新的影响，LR 检验表明空间杜

宾模型不会退化成空间滞后模型和空间误差模型，Wald 检验显示使用空间滞后模型具有合理性。但根据三个统计量之间的著名不等式： $Wald \text{ 检验} \geq LR \text{ 检验} \geq LM \text{ 检验}$ ，应取其中较小的统计量作为显著性检验判断的依据，因此当以 2017 年的空间权重矩阵分析时，也应选取空间杜宾模型较为合理。此外，空间杜宾模型的赤池信息准则(AIC)、施瓦茨准则(BIC)都较低，优于空间滞后模型和空间误差模型，LR 固定效应联合显著性检验表明产业固定效应和时间固定效应均有显著作用，因此本文选取产业和时间双固定效应的空间杜宾模型进行回归分析。

从创新产出的空间溢出效应上看，邻近产业的创新产出对本产业的创新产出具有较强的空间溢出效应。无论是研发创新还是产品创新，空间自回归系数 ρ 均在 1%的水平上正向显著。且相对于产品创新，研发创新的空间溢出效应更强，假设 3 得证。本部门的研发创新产出增加 1%，可以带动邻近产业的研发创新产出增加约 0.65%；而本部门的产品创新产出增加 1%，通过产业链以及市场交易的传导效应，使得邻近部门的产品创新产出增加约 0.43%。实际上，各产业间通过贸易往来对对方的产品进行学习模仿，以产品为媒介进而间接地促进了创新成果在产业间的溢出。而处于同一产业链的上下游产业通过派遣技术人员进行交流学习、共同组建研发团队等直接交流方式，使得本产业的研发创新成果能更大程度地外溢至邻近产业。

对于其他影响因素的空间溢出效应，其他部门的政府投入以及外商直接投资对本部门的研发创新产出有显著正向影响，且外商直接投资在产业间的空间溢出效应更强。政府投入以及外商直接投资的资金被用于研发创新，促进本部门研发创新产出的增长，再借助其空间溢出效应促进邻近部门的研发创新产出。其他部门的数字化水平对本部门的产品创新产出有显著的负向空间溢出效应，一个部门数字化水平的提升对其他部门的产品创新产出具有较强的“挤占效应”。其他部门的产业规模对本部门的产品创新产出有显著正向溢出，产业规模越大，规模效应带来的成本降低越明显，表现在产业链上则是上游原材料供应成本的降低，这部分节省的资金用于本部门的产品创新研发，带来产品创新产出的增加。

从创新专利产出量也就是创新链的上游来看，在不同年份的空间权重矩阵下，数字化水平对研发创新在 5%的水平上有显著的正向影响，且随着空间权重矩阵的改变，这种正向促进效果逐步提升，假设 2 得证。在 2009 年、2013 年、2017 年的空间权重矩阵下，数字化水平每提高 1%会促进研发创新产出分别增加 0.695%、0.733%、0.797%。可以看出：随着产业数字化改革的深入推进，各产业链的结构更加趋于合理化，数字化水平的提高对研发创新产出的协同效应不断增强。从创新链下游来看，数字化水平对产品创新的影响始终在 1%的水平上显著为正，且这种促进效应较上游更为明显，假设 1 得证。数字化水平每提高 1%，产品创新产出在三年的空间权重矩阵下分别提高 1.927%、2.186%、2.170%。数字化水平对新产品销售收入的影响要高于对专利产出的影响，我们认为这是由于在本文的研究时期内，

我国仍处于数字化发展的早期阶段⁴，数字化水平对创新链的影响表现为普惠性协同作用，但具体到创新链的各个环节，数字化水平对于更易触达的下游端提升作用更明显。

我们同样测度了数字化指数的空间溢出效应，值得注意的是，数字化水平对新产品销售收入的空间溢出效应非常显著，但系数为负。在不同的空间权重矩阵下，其他产业的数字化水平提升会显著降低本产业的新产品销售收入，分别达到 3.532%、3.863%、3.299%，这表明一个部门的数字化水平提升对其他相关部门的新产品销售收入存在较强的“挤占效应”。通常，一个部门通过数字化手段改善产品性能、提高生产效率、优化交易流程，从而提高本部门新产品销售收入，而市场竞争机制的存在会减少对旧产品的需求，特别是当新产品的宣传打上“数字化”的标签，更会吸引部分喜欢尝试新鲜事物的消费者，为新产品积累自己的忠实用户打下基础。这种新旧产品的替换效应通过产业链的传导影响着旧产品的原材料供应，进而挤占其上游产业的新产品销售收入。另一方面，数字化水平仍处于早期发展阶段，有限的数字化资源与积极进行数字化改革的部门之间存在着供需不平衡、资源配置不均的基本矛盾，一个部门优先使用数字化资源进行改革，提高了本部门的新产品销售收入，可供其他部门使用的数字资源相应减少，导致其他部门数字化改革的进程缓慢，在数字化促进产品创新的过程中变相地“挤占”了其他部门的新产品销售收入。

表 4：基础回归结果

	W2009 lnrd_pat	W2009 lnrd_sale	W2013 lnrd_pat	W2013 lnrd_sale	W2017 lnrd_pat	W2017 lnrd_sale
Main						
digital_index2	0.695** (2.06)	1.927*** (2.60)	0.733** (2.21)	2.186*** (2.94)	0.797** (2.55)	2.170*** (2.62)
lnrd_k	0.0643 (0.67)	0.331*** (5.33)	0.0639 (0.69)	0.321*** (5.21)	0.0771 (0.88)	0.297*** (4.63)
lnrd_h	0.466*** (4.48)	0.342*** (3.82)	0.459*** (4.56)	0.332*** (3.80)	0.445*** (4.71)	0.330*** (3.73)
lngov	-0.0610 (-0.84)	0.0457* (1.69)	-0.0608 (-0.85)	0.0450* (1.74)	-0.0630 (-0.79)	0.0511** (1.98)
rate_fdi	0.840 (0.89)	1.064** (2.18)	0.739 (0.78)	1.056** (2.34)	0.503 (0.56)	0.914** (2.31)
size3	0.0651*** (3.24)	-0.0119 (-0.36)	0.0644*** (3.38)	-0.0202 (-0.61)	0.0597*** (4.50)	-0.0314 (-0.90)
Wx						
lngov	0.215** (2.05)		0.214** (2.07)		0.198* (1.82)	

⁴宽带发展联盟于 2016 年发布的《中国宽带普及状况报告》显示，截至 2016 年第二季度，我国固定宽带家庭普及率达到 56.6%，移动宽带(主要指 3G 和 4G)用户普及率达到 63.8%。相较于本文研究的时间区间(2006 年至 2020 年)，2016 年处于靠后的时期，而此时的宽带普及率仍有较大提升空间。

rate_fdi	2.792 (1.53)		2.907* (1.69)		2.842** (2.05)	
digital_index2		-3.532** (-2.56)		-3.863*** (-3.00)		-3.299*** (-2.67)
size3		0.155* (1.71)		0.167* (1.87)		0.176** (2.08)
Spatial						
rho	0.645*** (8.99)	0.420*** (4.20)	0.650*** (9.34)	0.434*** (4.40)	0.649*** (9.73)	0.427*** (4.45)
Variance						
sigma2_e	0.0252*** (8.13)	0.0154*** (4.73)	0.0242*** (7.94)	0.0148*** (4.74)	0.0220*** (8.16)	0.0142*** (4.84)
<i>LM test</i>	201.054***/ 18.847***	119.953***/ 2.756*	199.996***/ 21.994***	121.557***/ 2.158	200.119***/ 26.519***	105.867***/ 0.160
<i>Robust-LM test</i>	190.195***/ 7.988***	121.183***/ 3.986**	188.539***/ 10.537***	122.611***/ 3.213*	185.791***/ 12.191***	105.710***/ 0.002
<i>Wald test</i>	14.44**/ 28.92***	26.70***/ 22.31***	14.38**/ 25.35***	26.74***/ 20.27***	14.98**/ 23.59***	14.07**/ 9.67
<i>LR test</i>	57.40***/ 58.25***	33.98***/ 33.36***	50.74***/ 52.01***	33.41***/ 33.13***	53.16***/ 55.25***	34.72***/ 32.74***
<i>LR test(ind/time)</i>	58.80***/ 301.97***	42.44***/ 188.81***	51.22***/ 305.11***	37.36***/ 176.60***	49.54***/ 323.76***	43.65***/ 187.33***
<i>N</i>	224	224	224	224	224	224
<i>R²</i>	0.8367	0.9648	0.8365	0.9620	0.8188	0.9632
<i>AIC</i>	-70.55	-220.8	-73.48	-225.5	-75.92	-224.3
<i>BIC</i>	-36.43	-186.7	-39.36	-191.4	-41.81	-190.1

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

3. 中介效应分析

在创新链的具体环节中，上游主要体现在研发创新，下游则表现为产品创新，数字化水平提升作用于创新链各个环节的同时，是否能够通过创新链的传导将对研发创新的影响传递至下游的产品创新上呢？即研发创新在数字化水平对产品创新的影响中是否起到了中介作用呢？为了验证这一想法，本文参照 Baron 和 Kenny（1986）的中介效应检验程序来考察数字化是否通过研发创新影响创新链下游的产品创新，即检验路径“数字化——研发创新——产品创新”。具体检验步骤如下：

- （1）验证数字化水平是否对产品创新产出有影响，观察模型 4 中的回归系数 α_1 。
- （2）验证数字化水平是否对研发创新产出有影响，观察模型 5 中的回归系数 β_1 。
- （3）同时检验数字化水平与研发创新产出对产品创新产出的影响，观察模型 6 中的回

归系数 α_1^* 和 α_2 。

其中，回归系数 α_1 在统计上显著是讨论中介效应是否存在的前提，只有数字化水平能显著影响产品创新，研发创新的中介作用才有讨论意义。在此基础上，若回归系数 β_1 和 α_2 都在统计上显著，则可以初步判断研发创新存在中介作用。进一步讨论中介作用的类型则需要看回归系数 α_1^* 的显著性，若 α_1^* 不显著，则研发创新表现为完全中介效应；若 α_1^* 显著，则研发创新表现为部分中介效应。结合前面的分析，研发创新在数字化水平影响产品创新的过程中起到的是部分中介作用，因此可以预测回归结果为 α_1 显著， β_1 和 α_2 显著， α_1^* 显著。

$$\begin{aligned} \lnrd_sale_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}rd_sale_{jt} + \alpha_1 digital_index_{it} + \sum \alpha_k CVs + \theta \sum w_{ij} CVs + u_i + \gamma_t \\ &\quad + \varepsilon_{it} \\ \lnrd_pat_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}rd_pat_{jt} + \beta_1 digital_index_{it} + \sum \alpha_k CVs + \theta \sum w_{ij} CVs + u_i + \gamma_t \\ &\quad + \varepsilon_{it} \\ \lnrd_sale_{it} &= \rho \sum_{j=1}^n w_{ij}rd_sale_{jt} + \alpha_1^* digital_index_{it} + \alpha_2 \lnrd_pat_{it} + \sum \alpha_k CVs \\ &\quad + \theta \sum w_{ij} CVs + u_i + \gamma_t + \varepsilon_{it} \end{aligned}$$

在上述的三个步骤中，产品创新以新产品销售收入为代理变量，研发创新以专利申请数为代理变量，因此前两步已在基础回归部分得到了实现，结果表明：数字化水平对产品创新和研发创新都有显著正向影响。将数字化指数与专利申请数同时放入回归模型中，计算结果见表 5，将前两步的结果同样放进表 5 以便比较分析。

表 5：中介效应模型

	W2009		W2013		W2017	
	lnrd_sale	lnrd_sale	lnrd_sale	lnrd_sale	lnrd_sale	lnrd_sale
Main						
digital_index2	1.836** (2.49)	1.927*** (2.60)	2.049*** (2.65)	2.186*** (2.94)	1.918** (2.26)	2.170*** (2.62)
lnrd_k	0.410*** (6.17)	0.331*** (5.33)	0.388*** (5.88)	0.321*** (5.21)	0.343*** (5.11)	0.297*** (4.63)
lnrd_h	0.205** (2.46)	0.342*** (3.82)	0.204** (2.50)	0.332*** (3.80)	0.228** (2.50)	0.330*** (3.73)
lngov	0.0368* (1.65)	0.0457* (1.69)	0.0380* (1.75)	0.0450* (1.74)	0.0464** (2.11)	0.0511** (1.98)
rate_fdi	-0.318 (-0.48)	1.064** (2.18)	-0.261 (-0.40)	1.056** (2.34)	-0.0935 (-0.13)	0.914** (2.31)
size3	-0.0202 (-0.79)	-0.0119 (-0.36)	-0.0288 (-1.12)	-0.0202 (-0.61)	-0.0338 (-1.06)	-0.0314 (-0.90)

lnrd_pat	0.172*** (3.35)		0.168*** (3.26)		0.161*** (2.92)	
Wx						
lngov						
rate_fdi	2.664** (1.97)		2.366* (1.73)		1.245 (0.97)	
digital_index2	-4.037*** (-2.76)	-3.532** (-2.56)	-4.124*** (-2.90)	-3.863*** (-3.00)	-3.202** (-2.38)	-3.299*** (-2.67)
size3	0.187*** (2.65)	0.155* (1.71)	0.194*** (2.74)	0.167* (1.87)	0.172** (2.32)	0.176** (2.08)
Spatial						
rho	0.334*** (3.27)	0.420*** (4.20)	0.340*** (3.27)	0.434*** (4.40)	0.306*** (3.22)	0.427*** (4.45)
Variance						
sigma2_e	0.0141*** (4.81)	0.0154*** (4.73)	0.0137*** (4.74)	0.0148*** (4.74)	0.0142*** (4.84)	0.0142*** (4.84)
N	224	224	224	224	224	224
R ²	0.9641	0.9648	0.9612	0.9620	0.9609	0.9632
AIC	-249.5	-220.8	-252.7	-225.5	-243.7	-224.3
BIC	-208.6	-186.7	-211.8	-191.4	-202.8	-190.1

t statistics in parentheses

* $p < 0.1$, ** $p < 0.05$, *** $p < 0.01$

从表 5 中分析可知：在同时加入了数字化指数和专利申请数后，基础回归部分的结论并未改变，专利申请数的回归系数在 1% 的水平上显著为正，表明研发创新在数字化水平影响产品创新的过程中有显著促进作用。加入中介变量后，数字化指数的回归系数仍然显著，但系数数值有所降低，说明研发创新起到了部分中介的作用，印证了假设 4。具体而言，在 2009 年、2013 年、2017 年三年不同的空间权重矩阵下，研发创新起到的部分中介作用约为 6.20% $(0.695 \times 0.172 / 1.927)$ 、5.63% $(0.733 \times 0.168 / 2.186)$ 、5.91% $(0.797 \times 0.161 / 2.170)$ 。

4. 杜宾矩阵分析

以 2009 年的空间权重矩阵为例，数字化指数及各控制变量对专利产出和新产品销售收入产生影响的杜宾矩阵见表 6，从左往右依次为各解释变量影响被解释变量的直接效应、间接效应和总效应。

表 6：解释变量杜宾矩阵（W2009）

	lnrd_pat	lnrd_sale

	Direct	Indirect	Total	Direct	Indirect	Total
digital_index	0.9217**	1.1656	2.0874*	0.9538**	-4.0418**	-3.0880*
lnrd_k	0.0753	0.0778	0.1530	0.3775***	0.1979***	0.5754***
lnrd_h	0.6154***	0.7283***	1.3437***	0.3990***	0.2020***	0.6010***
lngov	0.0155	0.4417**	0.4572**	0.0513*	0.0301	0.0815
rate_fdi	2.4210***	8.2560*	10.6769**	1.2496**	0.7757	2.0253
size	0.0845***	0.1015**	0.1861***	0.0425***	0.2126*	0.2551*

在专利产出方面，数字化指数每增加一单位，直接提升本部门专利产出 0.9217%，带动所有部门专利增加 2.0874%。研发人员对专利产出的三种效应都非常显著，每增加 1% 研发人员能够提升本部门专利产出 0.6154%，带动其他部门增加 0.7283%，使所有部门专利产出总增加 1.3437%。外商直接投资能显著促进本部门专利产出，外商直接投资占实收资本的比例每增加一单位，专利产出可增加 2.4210%。产业规模主要通过直接效应影响专利产出，每增加一单位产业规模，专利产出可增加 0.0845%。

在新产品销售收入方面，数字化指数对其他部门新产品销售收入的间接影响非常大，且呈现负面影响。本部门每提高一单位数字化指数，其他部门的新产品销售收入减少 4.0418%，此结果也进一步印证了前文中提到的数字化指数对其他部门新产品销售收入的“挤占效应”。此外，研发资本投入和研发人力投入对本部门和其他部门的新产品销售收入都有显著正向影响。产业规模对新产品销售收入的影响主要体现为对本部门的直接促进作用。

五、研究结论与政策启示

本文立足于制造业结构优化转型以及向价值链高端跃升的现实需要，结合新时代下大力发展数字经济的政策背景，将创新链与产业链纳入同一分析框架，选取合并后的 16 个制造业行业 2006 年至 2020 年的面板数据，从行业视角出发探讨制造业数字化改革对制造业创新的影响及其空间溢出效应。研究发现：16 个制造业部门的数字化指数与研发创新产出都具有较强的空间正相关性，但数字化水平在部门间发展不均衡，纺织服装、木材加工、家具制造等轻工业部门仍处于低水平发展阶段，处于同一产业链上技术结构相近的部门创新水平的空间分布也彼此靠近。采用行业与时间双向固定的空间杜宾模型分析可知，制造业数字化改

革能显著促进制造业部门的研发创新和产品创新，且对产品创新的促进作用更强。在空间层面上，邻近产业的创新产出对本产业的创新产出有较强的空间溢出效应，这种效应在研发创新和产品创新上都能得到体现，且研发创新的空间溢出效应更强。此外，一个部门数字化水平的提升对其他相关部门的产品创新存在较强的“挤占作用”。中介效应分析发现，数字化水平还能通过创新链上游的研发创新促进下游产品创新产出的增加。杜宾分解矩阵分析发现，数字化指数、研发人力投入、外商直接投资以及产业规模对本部门研发产出的直接促进作用显著；研发资本投入、研发人力投入以及产业规模对本部门的产品创新产出有直接促进作用，而其他部门数字化指数对本部门的产品创新产出有较强的负面影响。根据以上研究结论，可以得出如下重要政策启示：

（1）持续支持制造业数字化改革，缩小各行业数字化发展差距，推动制造业数字化平衡充分发展以支持各制造行业的创新产出。各制造业应从数字化改革的基础建设、技术投入以及成果效益三种因素出发，清楚自身数字化发展现状，抓准数字化过程中的发展痛点，结合内外部环境有针对性地解决本行业数字化发展难题。计算机通信制造业等数字化水平较高的部门可以充分利用现有资源，发挥先行优势，保持数字化基础建设、技术投入以及成果效益三者的协调发展，使数字化改革朝着综合化、系统化、高质量化的方向稳步前进。同时，这些部门也应积极发挥带动辐射作用，加强与其他数字化水平较为落后的部门合作交流，加快数字技术在产业链间的普及应用，协助提高其他部门的数字化水平。对于交通运输设备制造、电气机械以及医药制造等数字化水平快速增长的行业，应在现有基础上提高对数字化基础部分的投入，灵活运用数字技术与智能设备，使其与本部门的研发、生产、运营等各环节深度融合，同时兼顾数字化改革的成果转化，进一步提高数字化效益，努力做到扬长补短。其他处于数字化低水平发展阶段的制造业应结合本产业发展特点以及市场需求，选择一条最适合自身也最容易实现的数字化改革路径，比如以商业模式创新为突破口开启数字化改革的进程，同时注重管理机制的配套协同作用，逐步深入数字化改革。

（2）重视制造业的研发创新发展，充分利用其在创新链上的中介传导作用以及产业链上的空间溢出作用，带动其他部门创新水平的提高。研发创新是创新链的源头与核心，是制造业高质量发展的依托和保障。各制造行业应重视对研发创新的投入，利用数字技术整合全球人才和技术资源，加强创新型人才和技术的引进，完善创新激励机制并营造良好的创新文化，增强自主创新能力。此外，制造业可以通过加强不同产业之间的合作与交流，比如合作组建研发中心以突破关键共性技术，以技术人员流动、产品贸易往来等渠道促进研发创新与产品创新的溢出等方式，加强产业链与创新链的融合发展，共同建立起一个链条完整、环境包容、产业协同的创新系统。

（3）提高有为政府与有效市场的适配性，充分优化资源配置，减少本部门数字化水平

对其他部门产品创新的挤占作用。政府应加强以市场为导向的创新资源投入产出机制,通过市场需求引导创新资源有效配置,使市场发挥创新资源配置的决定性作用;加大科研人才培养力度,完善培养机制,建立专业技术人员认证绿色通道,为我国关键技术领域建立优秀的人才储备库;完善研发成果评价机制和产权保护机制以提高研发部门的创新积极性,不仅要注重对专利成果的事前防范保护,还应加大对侵权行为的事后惩罚力度;完善金融支持政策,建立专项创新基金主动引导金融资源合理流向创新资金短缺的部门。

参考文献

- [1] 刘飞.数字化转型如何提升制造业生产率——基于数字化转型的三重影响机制[J].财经科学,2020(10):93-107.
- [2] 党琳,李雪松,申烁.制造业行业数字化转型与其出口技术复杂度提升[J].国际贸易问题,2021(06):32-47.DOI:10.13510/j.cnki.jit.2021.06.003.
- [3] 何文彬.数字化推动中国制造业价值链高端化效应解析——基于全球价值链视角[J].华东经济管理,2020,34(12):29-38.DOI:10.19629/j.cnki.34-1014/f.200408016.
- [4] 梁树广,张芃芃,臧文嘉.制造业创新链产业链资金链的耦合协调度与耦合路径研究[J].调研世界,2023(01):53-60.DOI:10.13778/j.cnki.11-3705/c.2023.01.006.
- [5] 任志成,赵梓衡.数字化转型对制造业全要素生产率提升的影响——来自上市公司的微观证据[J].工业技术经济,2022,41(11):23-30.
- [6] 赵宸宇,王文春,李雪松.数字化转型如何影响企业全要素生产率[J].财贸经济,2021,42(07):114-129.DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20210705.001.
- [7] 霍春辉,吕梦晓,许晓娜.数字化转型“同群效应”与企业高质量发展——基于制造业上市公司的经验证据[J].科技进步与对策,2023,40(04):77-87.
- [8] 杨水利,陈娜,李雷.数字化转型与企业创新效率——来自中国制造业上市公司的经验证据[J].运筹与管理,2022,31(05):169-176.
- [9] 杜传忠,姜莹.数字技术对制造业创新效率的影响机制与效应研究[J].湖南科技大学学报(社会科学版),2022,25(03):71-82.DOI:10.13582/j.cnki.1672-7835.2022.03.010.
- [10] 靳毓,文雯,何茵.数字化转型对企业绿色创新的影响——基于中国制造业上市公司的经验证据[J].财贸研究,2022,33(07):69-83.DOI:10.19337/j.cnki.34-1093/f.2022.07.006.

- [11] 孙国锋,潘珊珊,徐瑾.制造业投入数字化对绿色技术创新的影响——基于静态和动态的空间杜宾模型研究[J].中国软科学,2022(10):30-40.
- [12] 陈金丹,王晶晶.产业数字化、本土市场规模与技术创新[J].现代经济探讨,2021(04):97-107.DOI:10.13891/j.cnki.mer.2021.04.012.
- [13] 王俊豪,周晟佳.中国数字产业发展的现状、特征及其溢出效应[J].数量经济技术经济研究,2021,38(03):103-119.DOI:10.13653/j.cnki.jqte.2021.03.004.
- [14] 祝合良,王春娟.“双循环”新发展格局战略背景下产业数字化转型:理论与对策[J].财贸经济,2021,42(03):14-27.DOI:10.19795/j.cnki.cn11-1166/f.20210308.006.
- [15] 苏方林.中国省域 R&D 溢出的空间模式研究[J].科学学研究,2006(05):696-701.DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.2006.05.011.
- [16] 焦敬娟,王姣娥,程珂.中国区域创新能力空间演化及其空间溢出效应[J].经济地理,2017,37(09):11-18.DOI:10.15957/j.cnki.jjdl.2017.09.002.
- [17] 吴玉鸣,何建坤.研发溢出、区域创新集群的空间计量经济分析[J].管理科学学报,2008,11(04):59-66.
- [18] 原毅军,高康.产业协同集聚、空间知识溢出与区域创新效率[J].科学学研究,2020,38(11):1966-1975+2007.DOI:10.16192/j.cnki.1003-2053.2020.11.006.
- [19] 潘文卿,李子奈,刘强.中国产业间的技术溢出效应:基于 35 个工业部门的经验研究[J].经济研究,2011,46(07):18-29.
- [20] 赵增耀,章小波,沈能.区域协同创新效率的多维溢出效应[J].中国工业经济,2015(01):32-44.DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2015.01.003.
- [21] 吴延兵.企业规模、市场力量与创新:一个文献综述[J].经济研究,2007(05):125-138.
- [22] 朱平芳,项歌德,王永水.中国工业行业间 R&D 溢出效应研究[J].经济研究,2016,51(11):44-55.
- [23] 张林刚,戴国庆,熊焰,耿文月.中国制造业数字化转型评价及影响因素——基于模糊集定性比较分析[J].科技管理研究,2022,42(07):68-78.
- [24] 张晴,于津平.投入数字化与全球价值链高端攀升——来自中国制造业企业的微观证据[J].经济评论,2020(06):72-89.DOI:10.19361/j.er.2020.06.07.
- [25] Griliches Z, Review A E, Duflo E. R&D and the Productivity Slowdown[J].

- [26] Suzuki G K. R&D Capital, Rate of Return on R&D Investment and Spillover of R&D in Japanese Manufacturing Industries[J]. Review of Economics & Statistics, 1989, 71(4):555-564.
- [27] 吴延兵.R&D 存量、知识函数与生产效率[J].经济学(季刊),2006(03):1129-1156.
- [28] 朱平芳,徐伟民.政府的科技激励政策对大中型工业企业 R&D 投入及其专利产出的影响——上海市的实证研究[J].经济研究,2003(06):45-53+94.
- [29] 彭建平,李永苍.FDI 存量、R&D 存量与自主创新——基于省际动态面板 GMM 估计的实证研究 [J]. 经济经纬,2014,31(01):79-83.DOI:10.15931/j.cnki.1006-1096.2014.01.012.
- [30] 余泳泽,刘大勇.我国区域创新效率的空间外溢效应与价值链外溢效应——创新价值链视角下的多维空间面板模型研究 [J]. 管理世界,2013(07):6-20+70+187.DOI:10.19744/j.cnki.11-1235/f.2013.07.002.
- [31] 叶祥松,刘敬.政府支持与市场化程度对制造业科技进步的影响 [J]. 经济研究,2020,55(05):83-98.
- [32] 王然,燕波,邓伟根.FDI 对我国工业自主创新能力的影晌及机制——基于产业关联的视角[J].中国工业经济,2010(11):16-25.DOI:10.19581/j.cnki.ciejournal.2010.11.002.
- [33] 诸竹君,黄先海,王毅.外资进入与中国式创新双低困境破解 [J]. 经济研究,2020,55(05):99-115.
- [34] 白俊红.企业规模、市场结构与创新效率——来自高技术产业的经验证据[J].中国经济问题,2011(05):65-78.DOI:10.19365/j.issn1000-4181.2011.05.008.
- [35] 戴魁早,刘友金.要素市场扭曲与创新效率——对中国高技术产业发展的经验分析 [J].经济研究,2016,51(07):72-86.
- [36] Anselin L. Local Indicators of Spaital Association - LISA. 1995.
- [37] Los B. The empirical performance of a new inter-industry technology spillover measure[J]. Technology and knowledge; from the firm to innovation systems, 2000.
- [38] Jaffe A. Technological Opportunity and Spillovers of R&D: Evidence from Firms' Patents, Profits and Market Value[J]. National Bureau of Economic Research, Inc, 1986.
- [39] 潘文卿,李子奈,刘强.中国产业间的技术溢出效应:基于 35 个工业部门的经验研究[J].

经济研究,2011,46(07):18-29.

- [40] Anselin R. Advanced Spatial Statistics[J]. *Economic Geography*, 1989, 65(2):162-164.
- [41] J Dubé, Legros D. *Spatial Econometric Models*[M]. John Wiley & Sons, Inc. 2014.
- [42] Elhorst J P , Lacombe D J , Piras G . On model specification and parameter space definitions in higher order spatial econometric models[J]. *Regional Science & Urban Economics*, 2012, 42(1-2):211-220.
- [43] AnselinL ,Mccann M . *Spatial Regression*. 2009:550.
- [44] Burridge J . A Note on Maximum Likelihood Estimation for Regression Models Using Grouped Data[J]. *Journal of the Royal Statistical Society*, 1981, 43(1):41-45.
- [45] Baron R M , Kenny D A . The moderator-mediator variable distinction in social psychological research: conceptual, strategic, and statistical considerations.[J]. *Chapman and Hall*, 1986, 51(6):1173-1182.

The Impact of Digitalization on the Spillover Effect of Industrial Innovation in China's Manufacturing Industry

Li Jing^{1,2} Liu Guiping²

1. The Center for Central China Economic and Social Development Research, Nanchang University, Nanchang, Jiangxi 330031, PR China
2. School of Economics and Management, Nanchang University

Abstract: Based on the integrated development of manufacturing and industrial digitization, this paper analyzes the impact of manufacturing digitization on industrial innovation and its spillover effects using spatial Durbin model. The results show that the digitalization of manufacturing industry has a significant promoting effect on R&D innovation and product innovation, and its promoting effect on product innovation is stronger. There is a positive spillover effect between departments in both R&D innovation and product innovation, and the positive spillover effect of R&D innovation is stronger than that of product innovation. Meanwhile, when digital reform promotes the output of product innovation in our department, it will have a "crowding out effect" on product innovation in other departments. The analysis of intermediary effects indicates that the digital reform of the manufacturing industry can also use the innovation chain as the transmission channel, and upstream R&D innovation as the intermediary bridge to promote the increase of downstream product innovation output.

Keyword: Industrial digitization; Innovation; Spillover effects