

# 产业智能化对产业结构升级的空间溢出效应\*

——劳动力结构和收入分配不平等的调节作用

张万里<sup>1</sup> 宣 眇<sup>2</sup>



(1. 西安交通大学经济与金融学院,陕西 西安 710061;  
2. 西安电子科技大学人文学院,陕西 西安 710126)

**内容提要:**“中国制造业 2025”首先提出数字化、网络化和智能化,要加速信息化和工业化两化融合,促进产业结构升级。本文基于中国区域间劳动力结构、收入分配、产业结构和智能化等存在差异的背景下,通过理论和实证分析验证产业智能化对产业结构升级的空间溢出效应。使用 2004—2016 年中国省级面板数据,构造基于产业结构差异和地理距离的 Moore 结构变动指数为空间权重矩阵,分析产业智能化对产业结构高级化和合理化的本地效应和空间效应,并探讨劳动力结构和收入分配不平等的空间调节作用。得到如下结论:(1)产业结构高级化和合理化存在显著的正向关联性,产业智能化也存在正向的空间溢出效应;(2)产业智能化对产业结构高级化形成正向溢出效应,但对产业结构合理化造成负向的空间影响;(3)高低技能劳动力比值和男女比例的增加都会提高周边地区产业智能化带来的产业结构高级化进程,而加速产业智能化对产业结构合理化的负向空间影响;(4)城乡收入差距和资本—劳动收入份额比值会增加周边地区产业结构高级化水平,并降低产业结构合理化的演进。为此,应实施地区产业智能化与劳动力结构、工资收入相耦合的政策,积极发挥空间溢出效应,提升地区产业生产率和要素配置,促进产业结构升级。

**关键词:**产业智能化 产业结构升级 劳动力结构 收入分配不平等 空间面板回归

**中图分类号:**F241 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—5766(2020)10—0077—25

## 一、引言

“中国制造 2025”提出,中国要加速信息化与工业化两化融合,促进数字化、网络化、智能化,走创新驱动的发展道路,培育新型生产方式,全面提升企业研发、生产、管理和服务的智能化水平。并且还将结构调整作为建设强国的关键环节,大力发展先进制造业,改造传统产业。2013 年,中国服务业增加值占比首次超过制造业,达到 46.1%,2018 年占国内生产总值的比重为 53.9%,高于第二产业 14.9 个百分点<sup>①</sup>。智能化的发展很大程度上解释了产业结构变化的原因。因此,推动产业智能化,带动产业结构升级是当前中国经济转型的重中之重。Aghion 等(2017)<sup>[1]</sup>指出,智能化能提高企业自动化,带动企业生产率,但智能化会对劳动力造成较大的冲击,即对低技能劳动力的“破坏效应”和对高技能劳动力的“创造效应”。地区高技能劳动力不足会影响智能化技术的使用,

收稿日期:2020-06-15

\* 基金项目:国家自然科学青年项目“创新激励扭曲下 R&D 资金错配与全要素生产率损失的形成机理及测算”(71804140)。

作者简介:张万里,男,博士研究生,研究领域是产业集聚、数字经济,电子邮箱:zhangwanli623@163.com;宣 眇,女,博士研究生,研究领域是产业经济学,电子邮箱:360598433@qq.com。通讯作者:张万里。

① 数据来源:中国统计年鉴。

而低技能劳动力过度则会造成浪费,只有合理的劳动力结构才能加速智能化对产业结构升级的促进作用。Hémous 和 Olsen(2014)<sup>[2]</sup>也指出,智能化不仅会对不同技能劳动力产生影响,也会降低劳动力的作用,利润被机器设备攫取,并集中在少数资本家手中,收入分配的不平等引起劳动力在企业间、产业间以及地区间的流动,改变生产要素和智能化技术的耦合程度,影响产业结构升级。因此,产业智能化能否提高本地以及周边地区的产业结构升级?劳动力结构和收入分配不平等会改变智能化与产业结构升级的空间关系吗?这些问题对未来中国提高产业智能化的应用,促进产业结构升级意义重大。

《2019 中国产业智能化白皮书》指出,产业智能化是第一、第二和第三次产业运用人工智能、物联网、互联网等技术带来的产出增量,通过取代简单重复性工作来解放人力、提供全新的人机交互模式、突破人类极限创新商业新物种。产业智能化也将改变现有的商业竞争形态,生态平台将成为产业智能化时代的基础设施。产业智能化改善传统产业的生产模式,促进技术创新和生产效率,达到产业结构升级。但是,产业智能化的实施也要因地制宜,当地区基础设施、投融资水平以及高技能人才不匹配时,企业将无法有效利用智能化技术,造成智能化技术和资源的浪费,不利于产业结构升级。并且,地区收入分配差距的增加会导致不同技能劳动力的流动,一方面,周边地区智能化发展会造成当地高技能人才的流失,但也会为周边地区带来知识溢出效应;另一方面,低技能劳动力的流动给其他地区企业和政府带来就业压力,降低企业向资本密集型、技术密集型转变,不利于产业结构升级。综上所述,产业智能化改善本地企业生产模式,提高生产率,但对劳动力造成的冲击也会对周边地区造成影响,而周边地区劳动力结构和收入分配不平等会改变产业智能化对产业结构升级的作用。

基于此,产业智能化不仅对本地产业结构升级有影响,还对周边地区造成空间溢出效应,不同的劳动力结构和收入分配不平等也会带来空间调节作用。因此,本文首先构建地区产业智能化指标,从产业结构高级化和合理化两个视角出发,分析产业结构和产业智能化的空间特征,使用2004—2016 年省级面板数据,研究产业智能化对产业结构升级的静态和动态空间效应,并探讨劳动力结构和收入分配不平等的空间调节作用。本文的创新点如下:(1)李丫丫和潘安(2017)<sup>[3]</sup>、杨晓锋(2018)<sup>[4]</sup>只将工业机器人作为智能化的衡量指标,而孙早和侯玉琳(2019)<sup>[5]</sup>虽然使用主成分分析构建了基于智能仪器设备、软件使用情况、信息处理水平等方面的综合指标,但没有考虑工业机器人和智能企业技术创新水平等因素,现有文献也没有将产业智能化、产业结构升级、劳动力结构和收入分配放在统一的分析框架中,本文完善了产业智能化的理论分析框架,并构建了更全面的产业智能化综合指标。(2)王森等(2020)<sup>[6]</sup>虽然研究了智能化对产业结构升级的本地影响,但并没有考虑空间溢出性,本文将产业结构升级分为产业结构高级化和合理化,通过静态和动态空间面板模型分析产业智能化对产业结构升级的空间作用。(3)陈彦斌等(2019)<sup>[7]</sup>仅将老龄化纳入到智能化对经济增长和产业结构升级的影响路径中,本文将高低技能劳动力比例和男女劳动力比例作为劳动力结构,分析劳动力结构的空间调节作用。(4)曹静和周亚林(2018)<sup>[8]</sup>指出智能化会影响收入分配,并且收入分配不平等也会影响劳动力对智能化技术的应用,但鲜有文献研究收入分配的调节作用,本文将城乡收入差距和资本—劳动收入份额比作为收入分配不平等的代理变量,研究收入分配不平等对产业智能化与产业结构升级之间的空间调节效应。

## 二、理论分析与研究假设

### 1. 相关文献回顾

Laptev(2019)<sup>[9]</sup>指出,智能化最主要的特征是对劳动力的替代效应和互补效应,即减少低技能

劳动力,雇用更多高技能人才,降低劳动时间,提高企业生产率。而企业作为宏观经济的基本单元,生产率的提高会加速地区的发展,企业内部生产要素的合理配置也会带动地区的要素优化配置,本文重点分析关于产业智能化影响产业结构升级的相关文献。

首先,智能化技术能够改善地区要素结构,降低劳动时间,提高资本深化现象,带动产业结构升级。李丫丫和潘安(2017)<sup>[3]</sup>使用中国工业机器人数据,分析2001—2014年智能化对制造业全要素生产率的影响,得出智能化产生知识溢出效应,并带动产业结构升级;郭敏和方梦然(2018)<sup>[10]</sup>指出,智能化技术对生产率和创新的影响存在滞后性,需要时间累积,因此企业要雇用更多的高技能人才,促进智能化技术和劳动力的互补作用;李廉水等(2020)<sup>[11]</sup>通过构造智能化指数,得出地区智能化促进全要素生产率和技术进步,但对技术效率无显著性作用,不同地区作用效果存在差异。

产业智能化也能通过人力资本、劳动力结构和收入分配等因素影响产业结构。杨晓锋(2018)<sup>[4]</sup>得出智能化技术促进地区人力资本水平,随着智能化技术被不断应用,地区应该提高人力资本的培养,加速人力资本和产业结构的耦合度;赵建军和贾鑫晶(2019)<sup>[12]</sup>使用2007—2016年地级市面板数据,根据智慧城市试点项目,得出地区研发、金融和劳动力结构均加速智能化带来的产业结构升级;王瑞瑜和王森(2020)<sup>[13]</sup>根据2003—2007年省级面板数据,得出老龄化不利于农业和制造业,但促进服务业发展,智能化技术能够降低老龄化对农业和制造业带来的负向作用,并加速对服务业的正向作用。

产业智能化也会通过区域间劳动力转移影响其他地区的要素结构,改变产业结构,然而大多数学者仅从技术偏向或高新技术视角分析对产业结构的溢出作用。孙学涛等(2017)<sup>[14]</sup>将中国1869个县域作为研究对象,使用空间自回归模型得出技术进步偏向不仅促进本地产业结构高级化和合理化,也会造成空间溢出;茶洪旺和左鹏飞(2017)<sup>[15]</sup>通过空间误差模型和空间滞后模型分析得出,信息化和产业结构均存在显著的空间依赖性,随着信息化水平的提升,周边地区产业的生产率和要素分配都得到改善;董景荣和张文卿(2019)<sup>[16]</sup>使用2008—2016年中国制造业30个二分位制造业,建立超越对数函数,得出东部地区通过自主研发促进资本密集型产业向技术密集型转型,中、西部地区则通过技术引进、模仿等途径实现劳动密集型产业向资本和技术密集型产业转化,技术进步均带动地区产业结构高级化。

由以上分析可知,智能化不仅能促进本地产业结构优化,也会改变周边地区产业生产率和要素分配,但很少有学者将宏观层面的产业智能化进行系统化总结和衡量,而仅使用信息化、工业机器人等相关变量研究产业结构升级还存在缺陷,并且地区就业结构和工资差距均会影响产业智能化对产业结构的影响。

## 2. 研究假设

产业智能化会替代低技能劳动力,并提高高技能人才的需求,而产业结构高级化是地区产业从低级向高级的转变,是生产率提升的过程,所以智能化能通过完善企业劳动力结构,提高生产率。因此,产业智能化促进产业结构高级化,主要通过以下几个途径:

第一,地区内要素转移。地区内企业应用智能化能提高高技术人才占比,发挥智能化技术,提高生产率。并且智能化技术还会降低企业创新周期,改变创新模式,改善企业生产方式,带动地区产业结构升级(李爱和盖骁敏,2019)<sup>[17]</sup>。智能化企业释放的低技能劳动力会对非智能化企业造成直接影响,提高非智能化企业的生产规模,带来规模经济效应,并且这部分劳动力还会带来技术和企业文化,促进知识溢出效应。

第二,地区内产业关联。智能化企业通过提高劳动生产率增加对上下游关联企业质量和数量的需求,关联企业则会提高技术研发和生产效率,促进产业结构高级化。首先,对于上游智能化企

业,生产率提升会增加下游企业中间品和原材料供给,提升下游企业最终产品质量和产量,提高生产率。对于下游智能化企业,生产率提升会增加上游企业中间品和原材料需求,通过和下游企业交流和监督,促进下游企业生产率(邓子云和何庭钦,2019)<sup>[18]</sup>。

第三,产业竞争与示范。企业实施智能化技术后能创新生产模式和生产技术,其他企业会模仿智能化企业的生产技术和管理经验,并且智能化企业雇用高技能人才也会提高企业内部其他员工的素质和技能,劳动力流动也会带动整个地区的知识溢出效应(黄阳华,2015)<sup>[19]</sup>。智能化企业会给同类型非智能化企业带来竞争力,提高技术创新和管理模式。

综上,本文提出如下假设:

$H_1$ :产业智能化提高地区内产业结构高级化水平。

产业智能化会增加对机器设备的使用,加速资本化,会影响地区内生产要素的分配(王瑞瑜和王森,2020)<sup>[13]</sup>。不同地区产业的发展存在差异,加上地方政府锦标赛制度的实施,地方政府会优先发展国有高新技术产业,资本和劳动等生产要素集聚在这部分企业,造成生产要素错配,不利于产业结构合理化,主要通过以下几个途径:

第一,地区内要素转移。被智能化替代的低技能劳动力会增加市场的劳动力供给,导致劳动力价格降低,非智能化企业就会增加低技能劳动力需求,造成产业结构不合理(王子敏,2017)<sup>[20]</sup>。智能化技术会增加机器设备的需求,大量资本集聚在智能化企业,而智能化企业生产率提升会增加对上下游非智能化企业原材料和中间品的需求,导致下游企业雇用大量被替代的低技能劳动力,导致劳动力错配。并且,就业极化和技能偏向型技术进步都对产业结构合理化产生了不利的影响(李爱和盖晓敏,2019)<sup>[17]</sup>。

第二,地方政府锦标赛。地方政府为了提高地区的经济绩效,盲目制定补贴政策和人才引进政策,发展本地高新技术产业,而市场不成熟和技术设施不足会降低智能化技术和生产要素的耦合(徐伟呈和范爱军,2018)<sup>[21]</sup>。大量的劳动力、资本和投资汇集在智能化企业,形成产能过剩,造成资源浪费。并且,政府补贴和人才引进主要集中在智能化企业和高新技术产业,其他企业则没有这种待遇,企业得不到有效的发展,造成生产要素的严重失衡。

综上,本文提出如下假设:

$H_2$ :产业智能化对产业结构合理化产生负向影响。

根据新经济地理学理论,一个地区的经济增长会带来生活水平、工资收入等方面的提升,造成资本和劳动力的转移。产业合理程度和高质量程度决定地区生产要素的生产率,地方政府制定的各类补贴和税收政策,会吸引外地劳动力和资本。地区间为了竞争,会加速产业向技术和资本密集型转型,形成产业同构现象,地区产业结构会受到其他地区的影响。

从产业结构高级化来看。首先,地方政府官员的锦标赛体制导致大量高新技术产业和战略型新兴产业拔地而起,产业同构现象深化。虽然生产要素的稀缺性在未来会造成大量产业闲置甚至企业倒闭,但短期内各地区的产业结构相似度较高;其次,其他地区产业结构高级化意味着更高素质的技术人员、高低技能劳动力的交流会形成知识溢出效应;最后,其他地区产业结构高级化会提高生产规模,加大对本地上下游企业中间投入和原材料数量和质量的要求,促进产品数量和质量的提升(纪玉俊和李超,2015)<sup>[22]</sup>。

从产业结构合理化来看,由于生产要素的稀缺,劳动力和资本等生产要素的供给水平是固定的,若一个地区的产业结构合理化程度较高,那么该地不同类型产业对生产要素的分配是合理的,而多余的生产要素就会向其他地区转移,避免其他地区形成高技能劳动力和资本的过度供给。而该地区对某类型生产要素的过度需求会造成其他地区该生产要素供给的下降,带来产业结构不合理的连锁反应(陶长琪和彭永樟,2017)<sup>[23]</sup>。

综上,本文提出如下假设:

$H_3$ :各地区产业结构有着较高的相似度,产业结构高级化和产业结构合理化存在正向的空间关联性。

随着区域间开放程度、交通基础设施以及信息化水平的不断提高,省份之间劳动力、资源、信息技术以及设备的流动越来越方便,地区智能化会造成其他地区生产要素需求的变化,改变劳动生产率和不同类型产业的生产要素配置水平(郭凯明,2019)<sup>[24]</sup>。

首先,产业智能化对产业结构高级化的空间影响为正向的。智能化提高高技能劳动力的需求,改善劳动生产率。一方面,增加其他地区上游产业中间投入品和原材料的需求,加大与上游产业的技术交流和监督,提供技术指导和人员培训,促进“知识溢出效应”(黄永春等,2014)<sup>[25]</sup>;另一方面,智能化企业最终产品数量和质量的提高也会增加整个市场供给,其他地区下游企业获得更多、质量更好的中间投入品,生产规模的增加带动了利润的攫取,有利于进行技术研发、管理技术的培训和高技能人才的雇用(Bretschger,2001)<sup>[26]</sup>。

其次,产业智能化对产业结构合理化的空间影响为负向的。产业智能化替代低技能劳动力,这部分失业人群会转移到周边地区,周边地区低技能劳动力价格下降,企业过度雇用低技能劳动力(孙早和侯玉琳,2019)<sup>[5]</sup>。而智能化水平高的地区资本更深化,加上生产周期和技术创新研发周期的缩短,其对资本的需求越来越高,资本大量聚集在产业智能化水平高的地区。而周边地区资本供给的降低满足不了大量的低技能劳动生产力,不利于产业结构合理化。

综上,本文提出如下假设:

$H_4$ :产业智能化对产业结构高级化造成正向的空间溢出效应,而对产业结构合理化的空间影响为负。

产业智能化对创造性思维、复杂劳动的需求提高,因此,智能化受到劳动力结构的影响。其他地区的劳动力结构会影响高低技能劳动力、男女劳动力甚至老龄化劳动力在地区间的转移,改变本地产业智能化对不同类型劳动力的需求。

考虑不同类型技能劳动力在产业智能化和产业结构升级之间的空间作用。首先,以产业结构高级化为例,本地高技能劳动力占比的提高促使智能化企业雇用更多的技能人才,生产率提升会扩大生产规模,企业为了获得充足的生产资料会增加与其他地区上下游产业的交流,而高技能劳动力数量的增加有利于企业派遣他们去其他地区进行指导监督,促进知识溢出效应。其次,以产业结构合理化为例,产业智能化对高技能劳动力的互补行为明显,随着地区高技能劳动力占比的提高,智能化企业雇用高技能劳动力的成本降低,资本和劳动力等生产要素流向该地区的趋势更明显。该地智能化企业生产规模和技术的提升会降低其他地区产业的竞争力,造成生产要素在地区间的极化现象(杜群阳和俞航东,2019)<sup>[27]</sup>。

分析男女劳动力比例的空间调节作用。首先,以产业高级化为例,杜凤莲和高文书(2004)<sup>[28]</sup>指出,中国的男性人口流动数量和流动距离要显著高于女性人口,男性劳动力比例提高会加速智能化企业雇用男性劳动力的更换速度,男性劳动力在区域间的频繁流动不仅能带来技术和企业文化,还能带来融资(Mazzolari 和 Ragusa,2013)<sup>[29]</sup>。其次,男性劳动力的优势是体力劳动,自由度更高,现阶段企业更愿意雇用男性劳动力,导致更偏重于劳动密集型,生产规模的增加会加大劳动力的需求,其他地区的劳动力会过度转移到该地区。

综上,本文提出如下假设:

$H_5$ :其他地区高低技能劳动力和男女比例的提高会加速产业智能化对产业结构高级化的正向溢出效应,但也会加剧对产业结构合理化的负向溢出效应。

Blum(2008)<sup>[30]</sup>指出,收入分配的平等促使整个国内商品市场需求最大化。收入分配能通过消费者收入变动、劳动力市场变化以及厂商收入影响地区内和地区间产业的生产要素供需。而产业智能化作为一种有偏型技术进步,对劳动造成冲击促使劳动力的作用正在减弱,资本创造的收入价值更高,导致收入差距的扩大。

首先,从城乡收入差距进行分析。第一,假定商品和服务的相对价格不发生变化,随着城乡收入差距的增加,必然导致消费者购买力变化,城镇消费者收入水平的增加会提高储蓄,并选择发展前景较好的智能化企业进行投资,投资的溢出性会调整其他地区产业结构。城镇收入的增加会导致周边地区低技能劳动力向该地区聚集,生产规模的扩大会加大其他地区关联企业生产效率。第二,产业智能化作为一种增加国际竞争力的战略性措施,主要由部分制造业和服务业来实施,随着城乡收入差距扩大,其他以农业和低生产率制造业为主的乡镇企业劳动力会转移到产业智能化水平高的地区,造成劳动力缺失(Fang等,2008)<sup>[31]</sup>。

其次,资本—劳动收入份额比值的增加意味着资本深化,劳动力的作用下降,而现阶段产业智能化对低技能劳动力的破坏作用大于对高技能人才的创造效应,因此对劳动力的需求总量下降,更能促进生产率提高,并增加与其他地区上下游关联产业的技术交流和生产监督,利于产业结构高级化(Eeckhout 和 Jovanovic,2002)<sup>[32]</sup>。但资本深化现象也会导致本地区对劳动力需求下降,尤其是对低技能劳动力的冲击最大,这部分失业的低技能劳动力会转移到其他地区,加剧其他地区对劳动力的过度征用(Lankisch 等,2019)<sup>[33]</sup>。

综上,本文提出如下假设:

$H_6$ :其他地区城乡收入差距和资本—劳动收入份额比值会增加产业智能化对产业结构高级化的空间促进作用,而加速对产业结构合理化的空间负向作用。

### 三、研究设计

#### 1. 模型设计

本文参照陶长琪和杨海文(2014)<sup>[34]</sup>的方法,考虑产业结构升级的空间滞后性、产业智能化的空间溢出性以及其他不可观测因素的空间相关性,构建如下静态面板空间模型:

$$Y_{it} = \alpha W_1 Y'_t + \beta_1 IAI_{it} + \beta_2 W_2 IAI'_t + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (1)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho W_3 \varepsilon'_t + \zeta_{it} \quad (2)$$

其中, $Y_{it}$ 为*i*省份在*t*年份产业结构升级的测度指标,包括产业结构高级化 $ISU_{it}$ 和合理化 $ISR_{it}$ ; $Y'_t$ 代表所有省份产业结构升级指标, $W_1$ 表示产业结构升级的空间权重, $W_1 Y'_t$ 指的是其他省份产业结构升级指标的空间加权; $IAI_{it}$ 为本文的核心解释变量,代表地区产业智能化,则 $W_2 IAI'_t$ 指的是其他省份产业智能化的空间加权; $X_{it}$ 为控制变量, $\mu_i$ 为地区的个体固定效应, $\lambda_t$ 为时间固定效应; $\varepsilon_{it}$ 为干扰项,由于产业结构升级的部分影响因素无法观测,并且这些因素可能是空间相关的,因此,本文构建 $W_3 \varepsilon'_t$ 表示误差项的空间效应, $W_3$ 为空间权重。 $\zeta_{it}$ 为随机扰动项,服从正态分布。

产业结构升级存在动态性和滞后性,即地区内产业结构的变化也会受到前几期产业结构的影响,因此本文在上述模型的基础上构建如下动态模型:

$$Y_{it} = \lambda Y_{i,t-1} + \alpha W_1 Y'_t + \beta_1 IAI_{it} + \beta_2 W_2 IAI'_t + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (3)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho W_3 \varepsilon'_t + \zeta_{it} \quad (4)$$

其中, $Y_{i,t-1}$ 是产业结构升级指标的一阶滞后项。本文在公式(3)和公式(4)的基础上,加入劳动力结构和收入分配与产业智能化的交互项,得到如下模型(许和连和邓玉萍,2016)<sup>[35]</sup>:

$$Y_{it} = \lambda Y_{it-1} + \alpha W_1 Y'_t + \beta_1 IAI_{it} + \delta_1 Z_{it} + \chi_1 Z_{it} IAI_{it} + \beta_2 W_2 IAI'_t \\ + \delta_2 W_2 Z'_{it} + \chi_2 W_2 Z'_t IAI'_t + \sum \gamma X_{it} + \mu_i + \lambda_t + \varepsilon_{it} \quad (5)$$

$$\varepsilon_{it} = \rho W_3 \varepsilon'_t + \zeta_{it} \quad (6)$$

其中,  $Z_{it}$  为劳动力结构或收入分配指标,  $Z'_t$  为所有省份劳动力结构或收入分配指标。

静态面板空间模型考虑了空间滞后项、空间误差项和解释变量的空间项, 会造成解释变量与随机误差项相关, 导致异方差, 并且随机误差项之间也可能存在截面相关性, 如若采用最小二乘法, 会造成估计结果的有偏性和不一致性。为了解决这些问题, 本文采用刘贯春等(2019)<sup>[36]</sup>的方法, 使用极大似然法对公式(1)进行估计。对于动态面板空间模型, 张志强(2017)<sup>[37]</sup>指出, 用于处理动态模型的差分 GMM 和系统 GMM 在小样本数据下的回归结果具有估计偏差, 而偏差修正和极大似然法更有效, 因此本文使用极大似然估计进行参数估计。

## 2. 变量选择

(1) 产业结构升级的衡量。本文借鉴吴万宗等(2018)<sup>[38]</sup>的研究, 将产业结构升级分为产业结构高级化和合理化。产业结构高级化是由第一产业不断向第二和第三产业转变, 是生产率提升的过程。产业结构合理化是劳动、资本和技术等生产要素在企业间的合理配置。

1) 产业结构高级化。传统产业结构高级化主要通过衡量第二和第三产业生产总值比、高新技术产业与其他产业生产总值比等方式来表示。然而, 吕明元和陈维宣(2016)<sup>[39]</sup>指出, 产业结构高级化更应该是要素生产率的提升, 因此, 本文构造如下指数:

$$ISU_{it} = \left[ \prod_{k=1}^m \left( \sum_{j=1}^n \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times \frac{Y_{ijt}}{F_{ijkt}} \right) \right]^{1/m} \quad (7)$$

其中,  $Y_{ijt}$  为  $i$  地区在  $t$  年份  $j$  产业的生产总值,  $F_{ijkt}$  是  $i$  地区在  $t$  年份  $j$  产业的  $k$  生产要素的总量。由公式(7)可知, 要素份额和生产率高的产业, 产业结构高级化水平越高。

但行业的要素生产率不能直接比较, 服务业人均产出比农业高, 但服务业的生产效率不比农业高。本文参考钱纳里的标准化方法, 将要素生产率进行完善(刘伟等, 2008)<sup>[40]</sup>:

$$FP_{ijt}^S = (FP_{ijt} - FP_j^L) / (FP_j^H - FP_j^L) \quad (8)$$

韩永辉等(2017)<sup>[41]</sup>又将要素生产率的标准定义为如下:

$$FP_{ijt}^S = FP_{ijt} / FP_j^H \quad (9)$$

钱纳里的标准化主要目标为人均产出, 因此本文只分析劳动力,  $FP_j^L$  代表工业化进程初始阶段  $j$  产业的人均产出, 而  $FP_j^H$  为工业化进程末期  $j$  产业的人均产出。本文使用公式(8)衡量产业结构高级化指数, 采用公式(9)进行稳健性检验。

2) 产业结构合理化。本文借鉴姚战琪(2019)<sup>[42]</sup>的方法, 构造如下两种产业结构合理化指数, 分别为要素偏离度和泰尔指数。多要素偏离度的衡量方法如下:

$$E_{ijt} = \sqrt{\left( \frac{Y_{ijt}/Y_{it}}{F_{ijkt}/F_{ikt}} - 1 \right)^2} \quad (10)$$

当产业结构和要素结构越相似, 则要素分配越合理,  $E_{ijt}$  越接近 0。而某个产业要素分配不合理, 且市场份额高, 则会拉低地区产业结构合理化。因此, 本文引入产业份额:

$$ISR_{it} = \left[ \prod_{k=1}^m \left( \sum_{j=1}^n \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times E_{ijt} \right) \right]^{1/m} \quad (11)$$

其中,  $ISR_{it}$  为产业结构合理化指数, 但该指标是反向指标, 即该指数越大, 产业结构越不合理, 为了方便分析, 本文借鉴韩永辉等(2017)<sup>[41]</sup>的做法, 对公式(11)进行修改:

$$ISR_{it} = - \left[ \prod_{k=1}^m \left( \sum_{j=1}^n \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times E_{ijt} \right) \right]^{1/m} + 1.4 \quad (12)$$

第二种方法是泰尔指数,是 Theil 在 1967 年提出的。吴万宗等(2018)<sup>[38]</sup>将产业份额引入到泰尔指数中,可得:

$$ISR_{it} = \left[ \prod_{k=1}^m \left( \sum_{j=1}^n \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times \ln \left( \frac{Y_{ijt}}{F_{ijkt}} / \frac{Y_{it}}{F_{ikt}} \right) \right) \right]^{1/m} = \left[ \prod_{k=1}^m \left( \sum_{j=1}^n \frac{Y_{ijt}}{Y_{it}} \times \ln \left( \frac{Y_{ijt}/Y_{it}}{F_{ijkt}/F_{ikt}} \right) \right) \right]^{1/m} \quad (13)$$

本文采用公式(12)衡量产业结构合理化,考虑到劳动力和资本为企业生产过程中最基本的两个生产要素,而土地、技术、信息等生产要素较难衡量且部分要素非企业所有,因此本文只计算劳动力和资本的产业结构合理化指数,其中劳动和资本分别采用不同产业就业人数和固定资产来衡量(吕明元和陈维宣,2016)<sup>[39]</sup>,并且将公式(13)计算出来的产业结构合理化指数作为稳健性检验。

(2)产业智能化的衡量。智能化主要指自动化和深度学习,并且与之相配套的物联网、互联网、3D 打印等技术的表现,而产业智能化则是将智能化运用到三大产业中,包含在企业采购、物流、生产、管理、技术创新和服务等。本文借鉴李丫丫和潘安(2017)<sup>[3]</sup>、杨晓锋(2018)<sup>[4]</sup>、孙早和侯玉琳(2019)<sup>[5]</sup>等的做法,将工业机器人、生产系统、智能化相关部件设备、软件和硬件纳入到产业智能化指标体系中,采用樊纲等(2003)<sup>[43]</sup>的主成分分析方法计算产业智能化指数(*IAI*):1)智能仪器设备。采用计算机、电子元件、电子器件和电子仪器的进出口总额占生产总值的比例。2)软件使用程度。采用基础软件、嵌入式软件、支撑软件和应用软件进出口总额占生产总值的份额。3)机器人。采用机器人进口与出口总额占生产总值的比例。4)数据处理。采用信息技术咨询设计服务、数据服务和运营服务的收入与生产总值的比例。5)信息平台维护。采用信息系统集成业务、电子商务平台服务和运营维护服务收入占生产总值的份额。6)信息采集。采用互联网使用人数占总人口的比例。7)智能化技术创新。采用智能化相关企业的专利数。以上指标均来自 2004—2016 年《中国电子信息产业统计年鉴》《中国信息产业年鉴》和《中国统计年鉴》,机器人进出口数据通过中国海关进出口数据库获得,智能化企业来源于智能制造网<sup>①</sup>。

### (3)调节变量。

1)劳动力结构(*LSI*)。劳动力年龄结构、素质结构和性别结构都会影响产业发展。产业智能化带来的劳动力替代效应和互补效应直接影响当地的劳动力,因此一个地区劳动力结构决定产业智能化能否发挥作用。本文使用技能劳动力与非技能劳动力的比值(*LSI1*)和男女劳动力的比值(*LSI2*),计算公式为:

$$LSI1 = LS/LUS = LS/(1 - LS) \quad (14)$$

$$LSI2 = ML/FL \quad (15)$$

其中,*LS* 为技能劳动力就业人数占比,即大专及以上学历就业人数占全国就业人数的比值,*LUS* 为其余劳动力所占比值,*ML* 为 15 岁以上男性人口,*FL* 为 15 岁以上女性人口(Gaddis 和 Pieters,2017<sup>[44]</sup>;朱巧玲和李敏,2018<sup>[45]</sup>)。

2)收入分配不平等(*IM*)。Robinson(1976)<sup>[46]</sup>指出,若一个国家存在两个及以上经济部门,则部门间收入必存在差异,劳动力会在部门间流动,引起收入差距变化,本文首先使用城乡收入差距(*IM1*)作为收入分配不平等指标,即泰尔指数(邓金钱,2017)<sup>[47]</sup>:

$$IM1_{it} = \sum_{j=1}^2 (I_{ijt}/I_{it}) \ln((I_{ijt}/I_{it})/(P_{ijt}/P_{it})) \quad (16)$$

其中,*j*=1 为城镇地区,*j*=2 为农村地区,*I<sub>ij</sub>* 指 *i* 地区城镇地区或农村地区的收入额,*P<sub>ij</sub>* 代表 *i*

<sup>①</sup> 中国海关进出口数据来源于清华大学购买的数据库。企业专利数据主要从佰腾网获得。

地区城镇地区或农村地区的人口数量,2004 年人口数量使用线性插值进行填充。

收入分配的另外一个表现就是要素收入分配的不平等。周茂等(2018)<sup>[48]</sup>指出,产业结构升级是由于物质资本深化导致的,有偏技术进步能够挤出劳动力,降低劳动收入份额,引发产业结构升级。因此,本文使用要素收入分配不平等( $IM2$ )来衡量收入不平等:

$$IM2_{ii} = r_{ii}k_{ii}/\omega_{ii}L_{ii} \quad (17)$$

其中, $r_{ii}k_{ii}$ 为*i*地区的资本要素收入, $\omega_{ii}L_{ii}$ 为*i*地区的劳动要素收入,以上数据均来自《中国统计年鉴》的地区生产总值的收入法构成(邓晓兰和鄢伟波,2019)<sup>[49]</sup>。

(4)控制变量。产业结构升级还受到进出口、融资、基础设施以及政府干预等因素的影响,本文选取如下控制变量:1)外商直接投资(*FDI*),即各省份外商直接投资总额占生产总值的份额;2)投融资程度(*Finance*),使用各省份年末贷款总额与生产总值的比例;3)消费水平(*Consp*),使用各省份城镇居民家庭人均消费支出与可支配收入的比值来衡量;4)市场化程度(*Market*),通过主成分分析测算市场化指数;5)基础设施程度(*Insta*),主要衡量各省份的道路面积,采用人均城市道路面积;6)创新效率水平(*PR*),使用各省份有效专利数与滞后两期的研发投入的比值;7)进出口水平(*EX*),通过各省份进出口额与生产总值的比例来衡量;8)政府支出水平(*GR*),即各省份政府支出与生产总值的比值(孙早和侯玉琳,2019<sup>[5]</sup>;樊纲等,2003<sup>[43]</sup>;Wen 等,2018<sup>[50]</sup>)。

(5)空间权重。本文借鉴黄亮雄等(2013)<sup>[51]</sup>提出的 Moore 结构变动指数,分析区域间产业结构相似度,具体如下:

$$w_{ij} = \begin{cases} T_i T_j / (d_{ij} \sqrt{T_i T'_i} \sqrt{T_j T'_j}) & i \neq j \\ 0 & i = j \end{cases} \quad (19)$$

其中, $T_i = (T_{i1}, T_{i2}, \dots, T_{in})$ 为*i*地区的经济指标统计向量,按照《国民经济行业分类》对产业进行三大类分类,因此, $T_i = (T_{i1}, T_{i2}, T_{i3})$ 表示*i*地区三类产业的人均GDP,该值越大表明两地区产业结构相似度越高。然而,地理距离的远近同样会影响区域间产业结构带来的空间效应,因此,本文将地理距离纳入到 Moore 结构变动指数中。

## 四、空间自相关分析

在进行空间面板回归之前,首先要验证核心变量是否存在空间性,检验空间性的基准方法是 Moran(1950)<sup>[52]</sup>提出的 Moran's *I* 指数。Moran's *I* 指数只能得到变量是否存在空间自相关性,但并不能决定空间模型是否选择空间滞后、空间误差还是解释变量的空间项。

### 1. 空间自相关的度量

本文根据 2004—2016 年 30 个省份的面板数据<sup>①</sup>,分年度计算产业结构高级化、产业结构合理化和产业智能化的 Moran's *I* 指数,如表 1 所示。首先,产业结构高级化 *ISU* 和产业结构合理化 *ISR* 的 Moran's *I* 指数均大于 0,并且均在 5% 的水平上显著的拒绝地原假设,并且 Moran's *I* 指数随着年份推移变得越来越大,各省份之间的产业结构高级化和合理化存在着明显的空间相关性。其次,产业智能化 *IAI* 的 Moran's *I* 在 2006 年以前为负,但均不显著,早期产业智能化发展还不完善,区域间空间性不强,但 2010 年以后,Manan's *I* 显著为正,并且该值愈来愈大,说明产业智能化不断地发展,表现出正向的空间溢出性。

<sup>①</sup> 由于数据来源限制,本文的研究样本不包含香港、澳门、西藏和台湾。

表 1

2004—2016 年全局 Moran's I 指数情况

年份	ISU			ISR			IAI		
	Moran's I	Z 统计量	P 值	Moran's I	Z 统计量	P 值	Moran's I	Z 统计量	P 值
2004	0.083	1.935	0.05	0.061	2.061	0.04	-0.042	-0.078	0.46
2005	0.091	2.102	0.03	0.071	2.062	0.04	-0.076	-1.19	0.33
2006	0.125	2.159	0.02	0.093	1.682	0.09	-0.015	-0.185	0.41
2007	0.117	2.076	0.04	0.091	1.318	0.19	0.038	0.214	0.23
2008	0.137	2.183	0.02	0.086	2.301	0.02	0.051	0.372	0.18
2009	0.155	2.242	0.00	0.075	2.513	0.01	0.095	0.698	0.13
2010	0.117	2.011	0.04	0.093	2.303	0.02	0.154	1.734	0.08
2011	0.121	2.103	0.03	0.107	3.165	0.00	0.189	1.922	0.06
2012	0.126	2.118	0.01	0.101	3.767	0.00	0.176	1.773	0.02
2013	0.143	2.209	0.00	0.112	3.983	0.00	0.195	2.289	0.00
2014	0.153	2.431	0.00	0.126	3.708	0.00	0.198	2.618	0.00
2015	0.169	2.671	0.00	0.148	5.749	0.00	0.179	2.315	0.01
2016	0.175	2.514	0.00	0.142	5.346	0.00	0.258	3.055	0.00

资料来源:本文整理

为了更直观地比较产业结构高级化、产业结构合理化和产业智能化 Moran's I 指数的时间趋势,本文构造如图 1 所示的折线图来捕捉变量的差别和时间特征。产业结构高级化的 Moran's I 指数较为稳定,并呈现低水平的增长趋势。产业结构合理化在 2009 年之前介于产业结构高级化和产业智能化之间,但之后的正向作用最小,主要是由于这个阶段我国产业经历了变革,并且工业 4.0 的推出加速了产业两极化发展,生产要素过度集中在高新技术产业和战略新兴产业,导致区域间产业结构合理化的正向作用小于其他变量。产业智能化的 Moran's I 指数增速突飞猛进,超过了产业结构高级化和合理化。

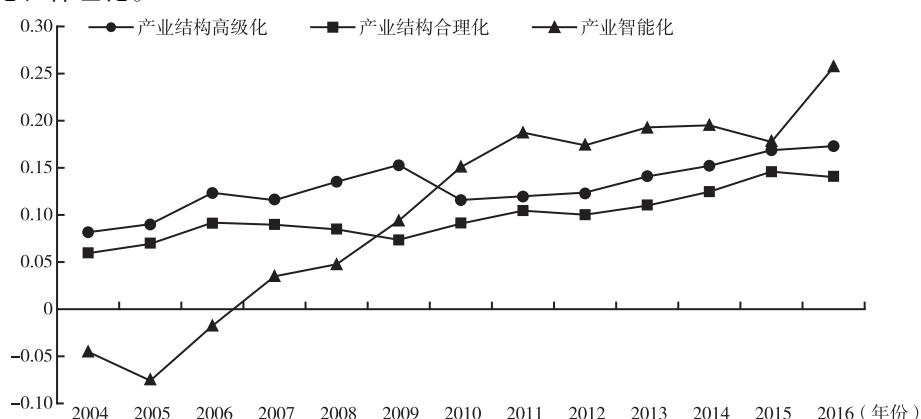
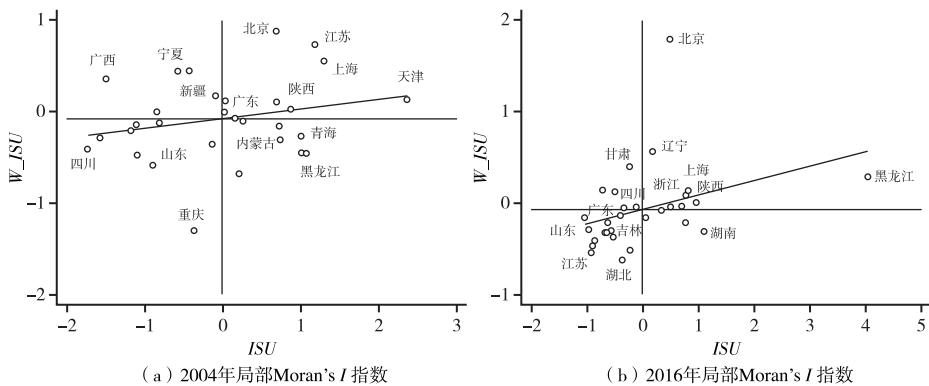


图 1 2004—2016 年全局 Moran's I 指数变动趋势

资料来源:本文绘制

## 2. 空间特征分析

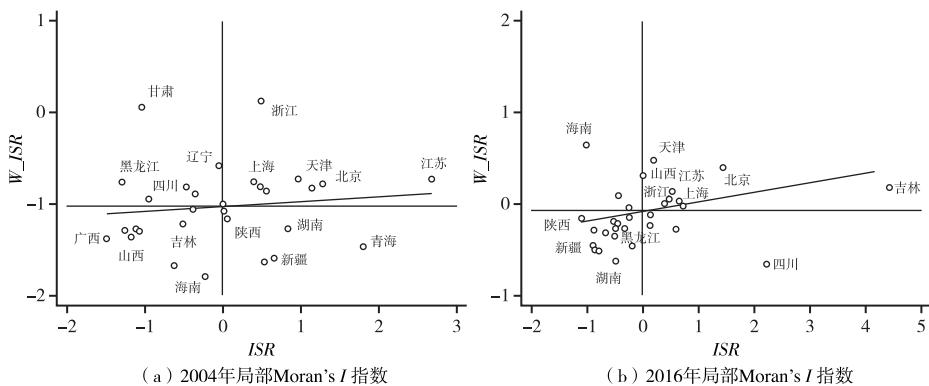
本文采用局部 Moran's I 指数分别研究 2004 年和 2016 年各省份的产业结构升级和产业智能化空间特征,如图 2 ~ 图 4 所示。

图 2 2004 年和 2016 年产业结构高级化局部 Moran's  $I$  指数分布<sup>①</sup>

资料来源：本文绘制

(1) 产业结构高级化的空间特征分析。图 2 描述了产业结构高级化局部 Moran's  $I$  指数的散点分布情况,由图 2(a)可知,2004 年我国各省份的分布较为分散,其中西部地区大多省份分散在第二和第四象限,而广东、江苏、上海和北京等东部沿海发达地区分布在第一象限。其中,共有 19 个省份在双高(HH)和双低(LL)区域,说明我国 70% 的省份受到产业结构高级化的正向溢出效应。由图 2(b)可以发现,2016 年全国省份分布较为集中,有 22 个省份落在第一和第三象限,说明我国产业结构高级化处在正向空间溢出效应不断提高的阶段。

(2) 产业结构合理化的空间特征分析。图 3 为 2004 年和 2016 年产业结构合理化 Moran's  $I$  指数的散点分布情况。2004 年,我国各省份产业结构合理化的分布较为分散,北京、上海、浙江、江苏等东部沿海地区均落在第一象限,而绝大多数西部地区均处在第二和第四象限,有 17 个省份处在双高(HH)和双低(LL)区域,意味着 60% 的地区产业结构合理化存在正向溢出效应。而 2016 年我国各省份 Moran's  $I$  指数的分布较为集中,共有 22 个省份处在双高(HH)和双低(LL)区域,这种正向溢出效应随着年份的推移不断加强。

图 3 2004 年和 2016 年产业结构合理化局部 Moran's  $I$  指数分布图

资料来源：本文绘制

(3) 产业智能化的空间特征分析。图 4 为 2004 年和 2016 年各省产业智能化局部 Moran's  $I$  指数散点图。2004 年,我国产业智能化基本呈现出负向的空间效应,其中只有河南、湖南等地在第一象限,而东部沿海地区绝大多数省份分布在第三象限,共有 13 个省份处在双高(HH)和双低(LL)区域,空间效应不显著。2016 年,全国绝大多数省份均落在高低(HL)和低高(LH)区域,有 24 个

<sup>①</sup> 由于数据来源限制,图 2 不包含香港、澳门、西藏和台湾,下同。

省份分布在双高(HH)和双低(LL)区域,即80%的区域均存在正向的空间溢出效应,产业智能化从不显著的负向空间效应逐渐转变为显著的正向溢出效应。

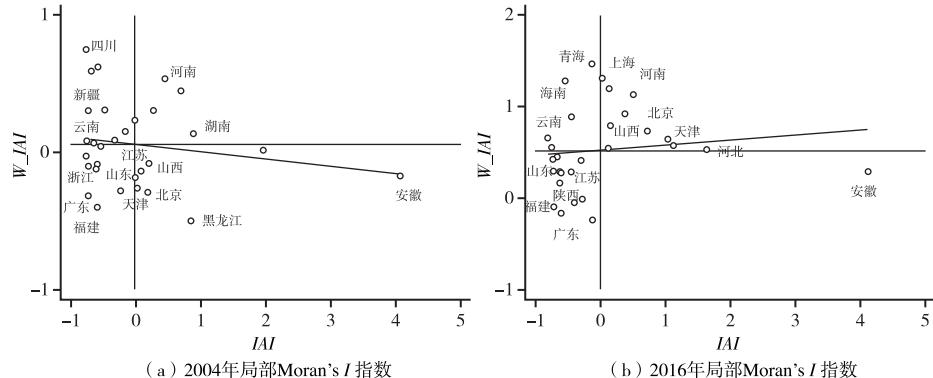


图4 2004年和2016年产业智能化局部Moran's I指数分布图

资料来源:本文绘制

## 五、实证研究结果

### 1. 模型的合理性检验

本文需要确定空间面板模型是否包含空间滞后项、空间误差项以及解释变量的空间项,以及回归方法采用固定效应还是随机效应。

本文采用Anselin等(1996)<sup>[53]</sup>提出的空间面板判断原则,使用Moore结构变动指数和静态面板空间杜宾模型,采用极大似然法,求得Hausman指数和固定效应模型下的Wald检验,具体如表2所示。ISU1、ISU2、ISR1和ISR2为稳健性检验产业结构高级化和合理化的替代变量,具体详见后文。Hausman检验均在10%的水平上拒绝了采用随机效用模型的原假设,并且Wald检验也都在1%的水平上显著,因此,本文应采用固定效应模型进行极大似然估计。

表2

Hausman检验

检验	产业结构高级化			产业结构合理化		
	ISU	ISU1	ISU2	ISR	ISR1	ISR2
Hausman检验 (Prob > chi2)	40.50 (0.00)	42.60 (0.00)	25.42 (0.01)	18.54 (0.05)	13.48 (0.04)	19.48 (0.03)
Wald检验 (Prob > F)	1343.61 (0.00)	1234.91 (0.00)	3972.18 (0.00)	978.56 (0.00)	628.03 (0.00)	1028.67 (0.00)
模型形式	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应	固定效应

注:括号内数值为P值

资料来源:本文整理

模型是否包含空间滞后项和空间误差项还需要采用LM检验和稳健LM检验来进行判断,本文参考陶长琪和杨海文(2014)<sup>[34]</sup>的方法,结果如表3所示。首先,以产业结构高级化为例,加入空间滞后项和空间误差项的LM检验和稳健LM检验均表现出极强的显著性。其次,以产业结构合理化为例,分别加入空间滞后项和空间误差项的LM检验和稳健LM检验也均在1%的水平上显著。因此,本文的基准模型既包含解释变量的空间项,也包含空间滞后项和误差项。

表 3

空间模型的设定

空间模型形式设定	统计量	因变量:ISU		因变量:ISR	
		统计值	P 值	统计值	P 值
空间性检验	Global Moran's I	0.881	0.00	0.326	0.00
空间滞后	LM	287.465	0.00	15.215	0.00
	Robust LM	303.922	0.00	23.7915	0.00
空间误差	LM	742.975	0.00	101.873	0.00
	Robust LM	348.473	0.00	125.512	0.00

资料来源:本文整理

## 2. 产业智能化与产业结构升级的回归结果分析

(1) 静态面板空间模型的实证结果分析。本文考虑产业智能化对产业结构升级的空间静态影响,结果如表 4 所示。其中,列(1)~列(4)为固定效应回归结果,列(5)和列(6)为随机效应回归结果。

表 4 静态面板空间模型估计结果

变量	固定效应模型				随机效应模型	
	ISU	ISU	ISR	ISR	ISU	ISR
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
IAI	0.226 *	0.495 ***	-0.062 ***	-0.031 *	0.972 ***	-0.267 ***
	(1.91)	(2.92)	(-2.73)	(-1.78)	(7.83)	(-11.13)
W × IAI	3.064 ***	10.872 ***	-0.023	-0.058 **	24.095 ***	5.871 ***
	(12.14)	(2.87)	(-0.47)	(-2.26)	(11.54)	(13.35)
空间滞后		1.969 **		0.770 ***	1.121 *	-0.127
		(1.99)		(16.49)	(1.96)	(-0.43)
空间误差		1.128 ***		6.315 ***	3.480 ***	0.946 *
		(21.11)		(11.86)	(3.44)	(1.92)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	390	390	390	390	390	390
R <sup>2</sup>	0.644	0.665	0.238	0.296	0.520	0.273
Wald test	200.733	286.991	828.281	962.608	296.477	783.627
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
对数似然比	430.278	408.517	165.149	237.668	372.986	283.217

注:括号内数值为 t 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著;由于篇幅限制,其他变量的结果备索,下同

资料来源:本文整理

首先,分析产业智能化对产业结构高级化 ISU 的空间影响。列(1)和列(2)本地产业智能化 IAI 的系数均为正,且都在 10% 的水平上显著,说明产业智能化能够促进本地产业结构高级化。W × IAI 的系数也全部为正,以列(2)为例,参数估计为 10.872,在 1% 的水平上显著,即周边地区产业智能化有利于本地产业结构高级化,一方面,是因为智能化能使本地企业通过学习、模仿、经验交

流等方式提升生产率,提高市场竞争力,并形成“示范效应”和劳动力流动带来的“知识溢出效应”,促进其他地区产业结构高级化;另一方面,本地产业智能化扩大了生产规模,对周边企业进行技术指导和监督,增加关联企业产出和质量,周边地区产业结构向高级化转变。空间误差项的系数为 1.128,说明譬如天气、文化等不可观测因素对其他地区产业结构高级化起到促进作用。空间滞后项的系数为 1.969,其他地区产业结构高级化能够为本地产业结构高级化带来正向溢出效应(赵云鹏和叶娇,2018)<sup>[54]</sup>。

其次,分析产业智能化对产业结构合理化  $ISR$  的空间影响,列(3)表明产业智能化  $IAI$  对产业结构合理化的影响为 -0.062,加入空间滞后项和空间误差项的列(4)  $IAI$  的系数为 -0.031,显著性下降,但还在 10% 的水平上拒绝原假设,即本地产业智能化不利于产业结构合理化。产业智能化的空间影响,以列(4)为例,  $W \times IAI$  的系数为 -0.058,在 5% 的水平上显著,而列(3)的系数不显著,但仍为负,说明其他地区产业智能化会造成本地产业结构失调。其他地区产业智能化的发展会增加高技能劳动力的需求,造成大量低技能劳动力失业,失业劳动力会转移到本地,而本地资本和设备也会流向生产规模更大的其他地区,本地劳动力使用过度,资本利用不足。空间滞后项和空间误差项也都在 1% 的水平上显著为正(章志华和唐礼智,2019)<sup>[55]</sup>。

最后,列(5)和列(6)为使用随机效应模型得到的实证结果,可以看出首先对产业结构高级化而言,产业智能化  $IAI$  和  $W \times IAI$  的系数均在 10% 的水平上显著为正,并且空间滞后项和空间误差项的系数也为正,说明产业智能化对产业结构高级化的作用为正,还受到其他地区产业结构高级化和不可观测因素的正向溢出影响。其次对产业结构合理化而言,产业智能化  $IAI$  和  $W \times IAI$  的系数为 -0.267 和 5.871,均在 1% 的水平上显著,空间滞后项为负,但不显著,而空间误差项显著为正,这与列(4)的结论基本相似。

(2) 动态面板空间模型的实证结果分析。现实中产业结构高级化和合理化存在滞后性和路径依赖,因此,本文在基准模型的基础上引入产业结构升级的一阶滞后项,结果如表 5 所示。

表 5 动态面板空间模型估计结果

变量	$ISU$	$ISU$	$ISR$	$ISR$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$L. ISU$	0.808 *** (21.42)	0.819 *** (21.35)		
$L. ISR$			0.741 *** (20.77)	0.739 *** (20.96)
$IAI$	0.143 *** (3.50)	0.419 *** (4.59)	-0.141 *** (-7.75)	-0.151 *** (-7.95)
$W \times IAI$	11.292 *** (6.10)	13.380 *** (8.38)	-3.112 *** (-8.85)	-3.389 *** (-8.86)
空间滞后		0.625 ** (2.41)		0.425 (1.22)
空间误差		5.221 *** (4.00)		0.957 * (1.84)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes

续表 5

变量	<i>ISU</i>	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>	<i>ISR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0. 845	0. 941	0. 490	0. 568
Wald test	373. 774	311. 424	102. 388	153. 520
P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
对数似然比	199. 848	176. 977	368. 555	372. 823

注:括号内数值为 *t* 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源:本文整理

首先,分析产业智能化对产业结构高级化 *ISU* 的动态空间影响。由列(1)和列(2)可以看出,*ISU* 滞后一期的系数分别为 0.808 和 0.919,均在 1% 的水平上显著,说明上一期产业结构高级化促进当期产业结构高级化,随着时间推移,技术创新、管理经验以及员工之间的学习效应逐渐凸显,更能提高地区劳动生产率。列(1)和列(2)*IAI* 的系数分别为 0.343 和 0.419,并且都在 1% 的水平上显著,但数值小于静态空间模型,即滞后项控制了一部分产业智能化的作用。从空间项来看,列(1)和列(2)*W × IAI* 的系数分别为 11.292 和 13.380,显著为正。由列(2)的空间滞后项和空间误差项可知,其他地区产业结构高级化对本地的影响显著为正,即 0.625。空间误差项的参数估计为 5.221,在 1% 的水平上显著。

其次,探讨产业智能化如何通过空间效应影响产业结构合理化 *ISR*。从因变量的一阶滞后项的系数来看,列(3)和列(4)都在 1% 的水平上显著为正,说明本地政府和企业正在不断通过往期的生产模式、生产要素分配等调整产业结构,促进产业结构合理化。从产业智能化 *IAI* 的系数来看,列(3)和列(4)分别为 -0.141 和 -0.151。*W × IAI* 的系数同样为负,显著性高于表 4。列(4)表明空间滞后项和空间误差项的参数估计分别为 0.425 和 0.957,显著性一般,但依旧说明其他地区产业结构合理化和不可观测因素的正向溢出效应。

### 3. 劳动力结构的调节作用分析

地区高低技能劳动力的比例、男女劳动力比例等均影响产业雇用劳动力的数量和技能水平。高技能劳动力会带来生产率的提升和技术创新,女性劳动力的流动性差会改变区域间劳动力结构,因此,本文分析劳动力结构的空间调节作用,结果如表 6 所示。

表 6 劳动力结构调节作用的动态面板空间模型回归结果

变量	因变量: <i>ISU</i>		因变量: <i>ISR</i>	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	<i>LSI1</i>	<i>LSI2</i>	<i>LSI1</i>	<i>LSI2</i>
<i>L. ISU</i>	0. 854 *** (21. 44)	0. 833 *** (20. 89)		
<i>L. ISR</i>			0. 838 *** (22. 41)	0. 839 *** (22. 73)

续表 6

变量	因变量:ISU		因变量:ISR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	LSI1	LSI2	LSI1	LSI2
IAI	-0.036 ( -0.35)	0.023 ( 0.21)	-0.031 * ( -1.74)	-0.039 ** ( -2.14)
IAI × LSI	0.026 ( 1.31)	-0.448 * ( -1.65)	0.006 * ( 1.71)	-0.104 ** ( -2.37)
LSI	0.259 ( 1.23)	-3.991 ( -1.27)	0.071 * ( 1.94)	1.181 ** ( 2.29)
W × IAI	0.606 ** ( 2.57)	0.663 *** ( 2.69)	-0.099 ** ( -2.30)	-0.100 ** ( -2.24)
W × IAI × LSI	0.073 * ( 1.86)	1.107 ** ( 2.33)	-0.001 ** ( -2.07)	-0.074 ( -0.90)
W × LSI	-1.316 *** ( -2.99)	2.136 *** ( 3.59)	-0.100 ( -1.30)	-2.590 ** ( -2.39)
空间滞后	0.139 ** ( 2.20)	0.079 *** ( 2.66)	0.103 ** ( 1.97)	0.091 * ( 1.88)
空间误差	-0.149 ( -0.88)	0.110 * ( 1.67)	0.031 ** ( 2.20)	0.010 ** ( 2.07)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0.952	0.948	0.888	0.883
Wald test	780.582	764.353	828.459	842.093
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
对数似然比	241.414	239.709	343.685	344.526

注:括号内数值为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源:本文整理

(1)以产业结构高级化 ISU 的动态面板空间效应为例。第一,高低技能劳动力与产业智能化交互项  $IAI \times LSI$  的系数为 0.026,虽然不显著,但依旧为正,即本地高低技能劳动力比值促进产业智能化企业雇用更多的高技能人才,提高生产率。交互项的空间项  $W \times IAI \times LSI$  的系数为 0.073,在 10% 的水平上显著,说明其他地区高低技能劳动力比值能促进其他地区产业智能化对本地产业结构高级化的影响,高技能人才的增加促进智能化企业的发展,对周边地区上下游产业的需求和供给增加,与这些产业的技术交流和质量监督更频繁,高技能劳动力的增加会提高与其他地区劳动力的交流,改善生产模式和企业文化。第二,男女劳动力比例与产业智能化的交互项  $IAI \times LSI$  为负,因为产业智能化需要创造性思维能力的劳动力,对体力劳动者需求降低,并且女性获得和男性同样

的教育,因此,男性劳动力过度增加不利于产业智能化对产业结构高级化的促进作用。而  $W \times IAI \times LSI$  的系数为 1.107,男性劳动力的流动性比女性高,为其他地区劳动力带来企业和生产技术。

(2)以产业结构合理化  $ISR$  为例。第一,列(3)高低技能劳动力比例的交互项  $IAI \times LSI$  为 0.006,在 10% 的水平上显著,说明其能够促进产业智能化和产业结构合理化的正向作用,而  $W \times IAI \times LSI$  的系数为 -0.001,因为高技能劳动力数量的增加会降低雇用成本,智能化企业雇用更多的高技能劳动力,企业规模扩大带动了地区经济增长和生活水平,吸引其他地区更多的劳动力,造成生产要素配置失效。第二,列(4)交互项  $IAI \times LSI$  的系数为 -0.104,在 5% 的水平上显著,说明男性劳动力数量的增加会提高体力劳动者占比,女性的创造性思维优势没有发挥出来,不利于智能化企业发展。空间交互项  $W \times IAI \times LSI$  的系数为 -0.074,但不显著, $LSI2$  提高会降低男性劳动力的成本,智能化企业提高男性劳动力使用比例,产业会向劳动密集型转型,生产规模的扩大会加速其他地区向本地转移劳动力,形成要素错配。

#### 4. 收入分配不平等的调节作用分析

地区收入分配不平等会导致劳动和资本差异的增大、高低技能劳动力收入差异的扩大,影响区域间劳动力的流动、消费者的储蓄投资倾向以及厂商收入,最终改变本地和其他地区企业的劳动生产率和不同产业间的要素分配。

(1)以产业结构高级化  $ISU$  为例。如表 7 所示,第一,以城乡收入差距为例,列(1)交互项  $IAI \times IM$  的系数为 -0.455,在 5% 的水平显著,即本地城乡收入差距会降低产业智能化对产业结构高级化的正向作用。而交互项的空间变量  $W \times IAI \times IM$  的系数在 10% 的水平上显著为正,即 1.257,由于城镇主要以制造业和服务业为主,而城镇收入差距的扩大意味着第二、第三产业的收入比第一产业高,并且第二、第三产业的劳动力技能和素质更高,省份间劳动力流动更频繁,带来了“知识溢出效应”(Ouyang 和 Fu,2012)<sup>[56]</sup>。第二,以资本—劳动收入份额比值为例,列(2)可以看出,交互项  $IAI \times IM$  显著为正,本地资本化更有利促进产业智能化对产业结构高级化的正向作用。空间项  $W \times IAI \times IM$  的系数为 1.263,在 5% 的水平上显著,本地资本收入占比提高意味劳动力的作用减弱,企业更愿意使用机器、设备等资本进行生产,而智能化企业对资本的要求更高,因此,资本深化能促进本地智能化企业的生产效率,增加与其他地区上下游企业的交流和监督,提供“示范效应”和“知识溢出效应”。

表 7 收入分配不平等调节作用的动态面板空间模型回归结果

变量	因变量:ISU		因变量:ISR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	$IM1$	$IM2$	$IM1$	$IM2$
$L. ISU$	0.759 *** (19.04)	0.821 *** (21.24)		
$L. ISR$			0.730 *** (19.61)	0.727 *** (20.84)
$IAI$	0.440 *** (4.99)	0.447 *** (4.69)	-0.148 *** (-7.53)	-0.154 *** (-8.01)
$IAI \times IM$	-0.455 ** (-2.01)	0.008 * (1.66)	-0.011 ** (-2.15)	0.002 * (1.67)

续表 7

变量	因变量:ISU		因变量:ISR	
	(1)	(2)	(3)	(4)
	IM1	IM2	IM1	IM2
IM	1. 111 (0. 87)	0. 391 (0. 97)	- 0. 041 ( - 0. 10)	- 0. 412 *** ( - 4. 32)
W × IAI	1. 935 *** (3. 12)	1. 238 *** (3. 29)	- 0. 389 *** ( - 3. 37)	- 0. 386 *** ( - 3. 57)
W × IAI × IM	1. 257 * (1. 90)	1. 263 ** (2. 48)	- 0. 415 ( - 0. 24)	- 0. 068 ** ( - 2. 24)
W × IM	- 1. 316 *** ( - 2. 99)	- 1. 754 ( - 1. 44)	- 0. 100 ( - 1. 30)	- 2. 479 *** ( - 3. 86)
空间滞后	1. 257 ** (2. 29)	- 0. 706 ( - 1. 51)	0. 441 ** (2. 21)	- 0. 574 ( - 1. 53)
空间误差	6. 833 *** (5. 14)	5. 855 *** (4. 28)	0. 943 * (1. 83)	1. 474 ** (2. 35)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0. 940	0. 939	0. 557	0. 604
Wald test	604. 241	359. 691	154. 565	208. 099
P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
对数似然比	169. 280	171. 977	373. 965	383. 190

注:括号内数值为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源:本文整理

(2) 以产业结构合理化 ISR 为例。第一,列(3)城乡收入差距与产业智能化的交互项  $IAI \times IM$  为 -0.011,在 5% 的水平上显著,说明本地城乡收入差距的扩大会阻碍产业结构合理化进程,而空间项  $W \times IAI \times IM$  的系数虽然不显著,但仍为负,即 -0.415,说明其他地区城乡收入差距增加不利于本地生产要素合理分配,城乡收入差距会促使城镇居民生活水平提高,其他地区劳动力不断涌入,而产业智能化会加速本地和周边上下游产业中间品的需求,导致这些地区为了扩大生产而过度雇佣劳动力;第二,列(4)资本—劳动收入份额比值的交互项  $IAI \times IM$  的系数在 10% 的水平上显著为正,即 0.002,资本深化减缓了产业智能化对产业结构合理化的负向作用,本地资本收入份额的增加说明产业能够充分发挥资本的作用,并且智能化企业还能够带来模仿效应,利于资本和劳动力的合理分配。空间项  $W \times IAI \times IM$  的系数为 -0.068,本地资本收入占比提升意味着劳动生产率的改善,对劳动力的需求降低,并且智能化企业会加速劳动力的替代效应,这部分劳动力会转移到周边地区,造成生产要素失调。

## 六、稳健性检验

为了保证实证结果的稳健性,本章通过改变因变量和核心解释变量的衡量方式、空间权重的选取、估计方法的改变等途径,验证是否能够得到和以上实证结果相同的结论。

### 1. 核心变量的改变

本文采用两种产业结构高级化的衡量方法:1)通过式(7)的方法衡量产业结构高级化,并按照式(9)的标准化方法,得到产业高级化指标  $ISU1$ ;2)按照张红霞和王悦(2020)<sup>[57]</sup>提出的方法,采用第三产业与第二产业产值的比值来衡量产业结构高级化( $ISU2$ )。回归结果如表 8 所示。从列(1)和列(2)可以发现,滞后一期的系数分别为 0.806 和 0.836,在 1% 的水平上显著。产业智能化  $IAI$  的系数在 5% 的水平上显著为正,即 0.417 和 0.055。列(1)产业智能化空间项  $W \times IAI$  的系数为 1.785,显著为正,而列(2)该指标不显著,但也为正。

表 8 稳健性检验:核心变量改变

变量	产业结构高级化变量改变		产业结构合理化变量改变		产业智能化变量改变	
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	$ISU1$	$ISU2$	$ISR1$	$ISR2$	$ISU$	$ISR$
$L. ISU$	0.806 *** (20.31)	0.836 *** (25.81)			0.854 *** (21.47)	
$L. ISR$			0.755 *** (22.10)	0.709 *** (21.59)		0.767 *** (22.21)
$IAI$	0.417 *** (4.16)	0.055 ** (2.38)	0.177 *** (6.14)	0.077 *** (4.80)	1.565 *** (3.03)	-5.158 *** (-7.66)
$W \times IAI$	1.785 *** (8.09)	0.250 (0.65)	3.878 *** (7.78)	1.926 *** (6.40)	4.889 *** (7.18)	-1.148 *** (-8.61)
空间滞后	0.700 (1.47)	2.137 *** (3.41)	-0.657 (-1.53)	1.092 ** (2.29)	0.304 (0.81)	0.215 (0.70)
空间误差	5.186 *** (3.89)	5.496 *** (4.35)	4.071 *** (3.34)	1.139 ** (2.00)	0.979 *** (3.39)	0.916 * (1.81)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360	360	360
$R^2$	0.948	0.969	0.707	0.672	0.951	0.693
$Wald test$	335.147	215.134	98.912	108.044	174.931	148.141
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00	0.00
对数似然比	213.628	246.033	186.345	398.807	186.811	371.270

注:括号内数值为  $t$  值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源:本文整理

同样使用两种产业结构合理化的衡量方法:1)采用公式(13)泰尔指数的方法,衡量产业结构合理化( $ISR1$ );2)通过公式(11)的产业结构偏离度的计算方法,引入资本和劳动,计算算数平方根

求得产业结构合理化替代变量  $ISR_2$ 。以上两个替代变量均是反向指标,即该值越小,产业结构越合理。从列(3)可以看出,滞后一期的参数估计为 0.755,显著为正。产业智能化  $IAI$  的系数在 1% 的水平显著为 0.177。列(4)滞后一期、空间误差项和空间滞后项的参数项都显著为正。而产业智能化  $IAI$  每增加一单位,产业结构合理化会增加 0.077。空间项  $W \times IAI$  的系数为 1.926,在 1% 的水平上显著。

在本文基准回归模型基础上,借鉴饶扬德(2004)<sup>[58]</sup>的熵权法原理,对产业智能化指标重新进行降维,列(5)和列(6)产业结构高级化和合理化存在正向的滞后效应,滞后一期的系数显著为正。对于产业结构高级化  $ISU$ ,列(5)  $IAI$  的系数为 1.565,在 1% 的水平上显著。空间滞后项  $W \times IAI$  的参数估计显著为正,即 4.889。对于产业结构合理化  $ISR$ ,产业智能化  $IAI$  的作用为 -5.158。空间项  $W \times IAI$  的系数为负,即 -1.148。根据以上结果可知,通过改变核心解释变量得到和前文实证结果同样的结论。

## 2. 空间权重的改变

任英华和游万海(2012)<sup>[59]</sup>指出,空间权重的选择和设定能够决定变量之间的不同空间关系,本文进一步采用地理距离矩阵和经济距离矩阵重新对动态模型进行估计,实证结果如表 9 所示。首先,以经济距离矩阵为例。产业结构高级化  $ISU$  和合理化  $ISR$  滞后一期的系数在 1% 的水平上显著为正。产业智能化  $IAI$  的系数分别为 0.079 和 -0.043,显著性一般。空间项方面,  $W \times IAI$  的系数为 0.567 和 -0.030,虽然显著性较差,但符号和前文结论基本一致。其次,以地理距离为例。产业结构升级的一阶滞后项同样存在时间惯性,并且空间滞后项和空间误差项都为正,基本都在 1% 的水平上显著。列(3)产业智能化  $IAI$  的系数不显著,但为正,列(4)  $IAI$  的系数为 -0.088,在 1% 的水平上显著。空间项  $W \times IAI$  的系数分别为 0.909 和 -0.112,显著性较强,正负号与前文结论一致,但绝对值相比前文减少了。空间权重衡量方式的改变降低了显著性,但同样保持了与前文实证结果相似的结论。

表 9 稳健性检验:空间权重改变

变量	空间权重:经济距离		空间权重:地理距离	
	$ISU$	$ISR$	$ISU$	$ISR$
	(1)	(2)	(3)	(4)
$L. ISU$	0.832 *** (20.53)		0.864 *** (22.74)	
$L. ISR$		0.858 *** (23.60)		0.859 *** (23.69)
$IAI$	0.079 (0.66)	-0.043 * (-1.92)	0.203 (1.00)	-0.088 *** (-4.24)
$W \times IAI$	0.567 *** (3.16)	-0.030 (-0.82)	0.909 *** (2.59)	-0.112 *** (-2.87)
空间滞后	0.640 *** (11.89)	-0.024 (-0.07)	0.534 *** (2.80)	0.658 *** (5.98)
空间误差	0.710 *** (6.88)	0.025 (0.07)	0.176 (0.47)	0.820 *** (17.79)

续表 9

变量	空间权重: 经济距离		空间权重: 地理距离	
	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
年份效应	Yes	Yes	Yes	Yes
个体效应	Yes	Yes	Yes	Yes
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0.660	0.192	0.500	0.366
Wald test	710.060	27.996	303.788	79.786
P 值	0.00	0.00	0.00	0.00
对数似然比	430.833	165.430	423.715	184.374

注: 括号内数值为 *t* 值; \*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源: 本文整理

### 3. 模型设定的改变

极大似然法存在一定的缺点, 即随机误差必须满足正态分布, 而系统 GMM 方法则能解决这一问题, 但受到样本数量等问题(Breitung 和 Wigger, 2018)<sup>[60]</sup>, 因此, 本文使用考虑个体和时间固定效应的系统 GMM 对基准模型进行重新估计, 回归结果如表 10 所示。列(1)~列(4)的产业结构升级滞后一期的系数均在 1% 的水平上显著为正。列(1)和列(2)的  $W \times IAI$  的系数分别为 0.525 和 -0.058, 显著性较强。列(3)表明, 空间滞后项  $W \times ISU$  的参数估计为 0.736, 在 1% 的水平上显著。而列(4)的  $W \times ISR$  系数为 0.418。以上实证结果均得到了与前文一致的结论, 说明本文基准模型的合理性以及结论的有效性。

表 10 稳健性检验: 模型估计方法改变

变量	空间杜宾模型		空间自回归模型	
	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>L. ISU</i>	1.508 *** (4.17)		1.298 *** (3.40)	
<i>L. ISR</i>		1.082 *** (4.34)		1.080 *** (4.30)
<i>IAI</i>	0.039 ** (2.35)	-0.062 * (-1.68)	0.025 ** (2.25)	-0.047 (-1.28)
$W \times IAI$	0.525 *** (2.72)	-0.058 * (-1.82)		
$W \times ISU$			0.736 *** (8.31)	
$W \times ISR$				0.418 *** (3.68)
<i>Cons</i>	-4.068 *** (-5.14)	0.127 *** (3.05)	-0.273 * (1.78)	0.074 *** (2.65)
N	360	360	360	360
R <sup>2</sup>	0.560	0.131	0.369	0.141

续表 10

变量	空间杜宾模型		空间自回归模型	
	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>	<i>ISU</i>	<i>ISR</i>
	(1)	(2)	(3)	(4)
<i>F</i> 检验	25. 013	3. 803	20. 003	6. 270
P 值	0. 00	0. 00	0. 00	0. 00
对数似然比	765. 765	53. 362	749. 179	62. 826

注:括号内数值为 *t* 值;\*\*\*、\*\*、\* 分别表示在 1%、5%、10% 水平下显著

资料来源:本文整理

## 七、研究结论与政策建议

本文在中国区域间经济、就业、产业结构等存在差异性的背景下,通过理论和实证分析验证产业智能化对产业结构升级的空间溢出效应。首先探讨 2004—2016 年我国省际产业结构高级化和合理化的空间特征和聚集程度,从知识溢出角度分析产业智能化的空间性,构造 Moore 结构变动指数作为空间权重矩阵,采用考虑个体和时间固定效应的极大似然法估计产业智能化对产业结构升级的空间效应,并考察劳动力结构和收入分配的空间调节作用。本文有以下几点贡献:

(1)拓展了产业智能化通过劳动力结构和收入分配不平等,影响产业结构升级的理论分析框架。虽然已有文献研究了智能化通过老龄化影响产业结构升级的本地影响,但本文通过空间面板模型和相关理论分析其他劳动力结构和收入分配因素影响产业智能化与产业结构升级的关系。

(2)我国地区间产业结构高级化和合理化的发展存在显著的正向关联性,这与李东坤和邓敏(2016)<sup>[61]</sup>的结论相似。而鲜有文献分析产业智能化的空间效应,本文得出产业智能化也存在正向的空间溢出效应,即其他地区智能化企业的发展能够通过“示范效应”和“学习效应”促进本地产业智能化。

(3)现有文献很少研究智能化与产业结构升级的关系,甚至空间溢出效应,林宇豪和陈英葵(2020)<sup>[62]</sup>也只得出数字经济对第三产业产值比重的空间影响为正。本文将产业结构升级细分为产业结构高级化和合理化,同样得出产业智能化对产业结构高级化形成正向溢出效应,但对产业结构合理化造成负向的空间影响。

(4)王瑞瑜和王森(2020)<sup>[13]</sup>得出智能化对不同类型劳动力需求不同,进而通过老龄化改变本地三大产业产值的分布情况,但没有考虑要素流动引致的空间效应。本文认为劳动力结构还包括高低技能劳动力、男女比例等,并得出高低技能劳动力比值和男女比例的增加都会增加周边地区产业结构高级化进程,而加速产业智能化对产业结构合理化的负向空间影响。

(5)虽然现有文献说明了智能化影响收入分配的理论基础,但没有学者利用实证方法说明智能化通过收入分配影响本地和周边地区产业结构升级。本文得出产业智能化也会通过收入分配不平等影响产业结构升级,即城乡收入差距和资本—劳动收入份额比值会增加周边地区产业结构高级化水平,并降低产业结构合理化的演进。

产业智能化不仅促进本地区产业结构升级,还能带动周边地区产业结构升级,但受到地区劳动力结构和收入分配不平等的影响,并且还受到地区基础设施建设、政府干预等因素的作用。因此,本文提出以下几点政策建议:

(1)加快高新技术和战略型新兴产业的发展,因地制宜地发展智能化技术。首先,地方政府要根据地区金融发展、基础设施等因素,适度制定人才引进、政府补贴政策,吸引促进地区经济内生增长的高新技术产业。其次,政府应加大补贴企业的研发行为,对企业研发专利和创新成果进行奖励。最后,加快研发智能化产业关键科学技术,主要包括技术创新管理、智能化个性设计、工业互联

网技术以及人工智能技术等。

(2) 调整地区劳动力结构,加快高技术人才的培养和开发。首先,企业要增加管理技术人员的培训,高校要增设智能化、信息技术网络等相关专业,加强学生的理论学习和实践教学。其次,地方政府要降低严格的户籍标准,为外地高端人才提供高补贴和生活补助,其他地方政府也要为低技能失业劳动力创造岗位和资助,并对他们进行再教育。

(3) 改善收入分配制度,缩小收入差距。首先,政府建立最低工资保障制度和最低工资标准,通过法律的强制性推动制度的落实。其次,政府和机构应加强普及劳动者对工资增长机制的认识,建立动态增长机制来改变原有的工资增长机制。最后,政府应适当提高智能化产业的税收,保护农业和部分装备制造的支柱地位,并对智能化机器设备生产的产品征收税收。

## 参考文献

- [1] Aghion, P. , B. F. Jones and C. I. Jones. Artificial Intelligence and Economic Growth [ R ]. National Bureau of Economic Research, 2017.
- [2] Hémous, D. , and M. Olsen. The Rise of the Machines: Automation, Horizontal Innovation and Income Inequality [ R ]. London: The Centre for Economic Policy Research, 2014.
- [3] 李丫丫,潘安.工业机器人进口对中国制造业生产率提升的机理及实证研究[J].上海:世界经济研究,2017,(3):87-96.
- [4] 杨晓峰.智能制造是否有助于提升制造业平均工资?——基于2001—2016年17省工业机器人数据研究[J].成都:经济体制改革,2018,(6):169-176.
- [5] 孙早,侯玉琳.工业智能化如何重塑劳动力就业结构[J].北京:中国工业经济,2019,(5):61-79.
- [6] 王森,王瑞瑜,孙晓芳.智能化背景下人口老龄化的产业结构升级效应[J].成都:软科学,2020,(1):90-96,102.
- [7] 陈彦斌,林晨,陈小亮.人工智能、老龄化与经济增长[J].北京:经济研究,2019,(7):47-63.
- [8] 曹静,周亚林.人工智能对经济的影响研究进展[J].北京:经济学动态,2018,(1):103-115.
- [9] Laptev V. A. Artificial Intelligence and Liability for Its Work [ J ]. Law;J. Higher Sch. Econ. ,2019,(2):79.
- [10] 郭敏,方梦然.人工智能与生产率悖论:国际经验[J].成都:经济体制改革,2018,(5):171-178.
- [11] 李廉永,鲍怡发,刘军.智能化对中国制造业全要素生产率的影响研究[J].北京:科学学研究,2020,(4):609-618,722.
- [12] 赵建军,贾鑫晶.智慧城市建设能否推动城市产业结构转型升级?——基于中国285个地级市的“准自然实验”[J].广州:产经评论,2019,(5):46-60.
- [13] 王瑞瑜,王森.老龄化、人工智能与产业结构调整[J].成都:财经科学,2020,(1):80-92.
- [14] 孙学涛,王振华,张广胜.技术进步偏向对产业结构的影响及其溢出效应[J].太原:山西财经大学学报,2017,(11):56-68.
- [15] 茶洪旺,左鹏飞.信息化对中国产业结构升级影响分析——基于省级面板数据的空间计量研究[J].武汉:经济评论,2017,(1):80-89.
- [16] 董景荣,张文卿.技术进步要素偏向、路径选择与中国制造业升级[J].北京:管理现代化,2019,(4):26-30.
- [17] 李爱,盖骁敏.就业极化与我国产业结构优化升级研究——基于供给侧结构性改革背景[J].太原:经济问题,2019,(12):1-7.
- [18] 邓子云,何庭钦.区域人工智能产业发展战略研究[J].广州:科技管理研究,2019,(7):32-43.
- [19] 黄阳华.德国“工业4.0”计划及其对我国产业创新的启示[J].北京:经济社会体制比较,2015,(2):1-10.
- [20] 王子敏.互联网、技能偏向与农村流动人口就业[J].北京:人口与经济,2017,(2):107-115.
- [21] 徐伟呈,范爱军.“互联网,”驱动下的中国产业结构优化升级[J].成都:财经科学,2018,(3):119-132.
- [22] 纪玉俊,李超.创新驱动与产业升级——基于我国省际面板数据的空间计量检验[J].北京:科学学研究,2015,(11):1651-1659.
- [23] 陶长琪,彭永樟.经济集聚下技术创新强度对产业结构升级的空间效应分析[J].南京:产业经济研究,2017,(3):91-103.
- [24] 郭凯明.人工智能发展、产业结构转型升级与劳动收入份额变动[J].北京:管理世界,2019,(7):60-77,202-203.
- [25] 黄永春,郑江淮,张二震.依托于NVC的新兴产业开放互补式技术突破路径——来自昆山新兴产业与传统产业的比较分析[J].北京:科学学研究,2014,32,(4):519-530.
- [26] Bretschger L. Labor Supply, Migration, and Long-term Development [ J ]. Open Economies Review, 2001, 12, (1):5-27.
- [27] 杜群阳,俞航东.2003—2015年中国城市劳动力技能互补、收入水平与人口城镇化[J].长春:地理科学,2019,(4):525-532.

- [28] 杜凤莲,高文书. 中国城市流动人口:特征及其检验[J]. 北京:市场与人口分析,2004,(4):16–21.
- [29] Mazzolari F., and G. Ragusa. Spillovers from High-skill Consumption to Low-skill Labor Markets[J]. Review of Economics and Statistics,2013,95,(1):74–86.
- [30] Blum B. S. Trade, Technology, and the Rise of the Service Sector: The Effects on US Wage Inequality[J]. Journal of International Economics,2008,74,(2):441–458.
- [31] Fang C., L. Huang and M. Wang. Technology Spillover and Wage Inequality[J]. Economic Modelling,2008,25,(1):137–147.
- [32] Eeckhout J., and B. Jovanovic. Knowledge Spillovers and Inequality[J]. American Economic Review,2002,92,(5):1290–1307.
- [33] Lankisch C., K. Prettner and A. Prskawetz. How can Robots Affect Wage Inequality? [J]. Economic Modelling,2019,(81):161–169.
- [34] 陶长琪,杨海文. 空间计量模型选择及其模拟分析[J]. 北京:统计研究,2014,(8):88–96.
- [35] 许和连,邓玉萍. 外商直接投资、产业集聚与策略性减排[J]. 北京:数量经济技术经济研究,2016,(9):112–128.
- [36] 刘贯春,刘媛媛,张军. 中国省级经济体的异质性增长路径及模式转换——兼论经济增长源泉的传统分解偏差[J]. 北京:管理世界,2019,(6):39–55.
- [37] 张志强. 动态面板模型参数估计方法的比较研究[J]. 北京:统计研究,2017,(9):108–119.
- [38] 吴万宗,刘玉博,徐琳. 产业结构变迁与收入不平等——来自中国的微观证据[J]. 北京:管理世界,2018,(2):22–33.
- [39] 吕明元,陈维宣. 中国产业结构升级对能源效率的影响研究——基于1978—2013年数据[J]. 北京:资源科学,2016,(7):1350–1362.
- [40] 刘伟,张辉,黄泽华. 中国产业结构高度与工业化进程和地区差异的考察[J]. 北京:经济学动态,2008,(11):4–8.
- [41] 韩永辉,黄亮雄,王贤彬. 产业政策推动地方产业结构升级了吗? ——基于发展型地方政府的理论解释与实证检验[J]. 北京:经济研究,2017,(8):33–48.
- [42] 姚战琪. 服务业对外开放对我国产业结构升级的影响[J]. 重庆:改革,2019,(1):54–63.
- [43] 樊纲,王小鲁,张立文,朱恒鹏. 中国各地区市场化相对进程报告[J]. 北京:经济研究,2003,(3):9–18.
- [44] Gaddis I., and J. Pieters. The Gendered Labor Market Impacts of Trade Liberalization Evidence from Brazil[J]. Journal of Human Resources,2017,52,(2):457–490.
- [45] 朱巧玲,李敏. 人工智能、技术进步与劳动力结构优化对策研究[J]. 武汉:科技进步与对策,2018,35,(6):36–41.
- [46] Robinson S. A Note on the U Hypothesis Relating Income Inequality and Economic Development[J]. The American Economic Review,1976,66,(3):437–440.
- [47] 邓金钱. 政府主导、人口流动与城乡收入差距[J]. 济南:中国人口·资源与环境,2017,(2):143–150.
- [48] 周茂,陆毅,李雨浓. 地区产业升级与劳动收入份额:基于合成工具变量的估计[J]. 北京:经济研究,2018,(11):132–147.
- [49] 邓晓兰,鄢伟波. 中国式分权、金融化与要素收入分配——基于中国地级市数据的实证检验[J]. 南昌:当代财经,2019,(9):48–59.
- [50] Wen J., D. Yang and G. Feng. Venture Capital and Innovation in China: The Non-linear Evidence[J]. Structural Change and Economic Dynamics,2018,(46):148–162.
- [51] 黄亮雄,安苑,刘淑琳. 中国的产业结构调整:基于三个维度的测算[J]. 北京:中国工业经济,2013,(10):70–82.
- [52] Moran P. A. A Test for the Serial Independence of Residuals[J]. Biometrika,1950,37,(1/2):178–181.
- [53] Anselin L, A. K. Bera and R. Florax, et al.. Simple Diagnostic Tests for Spatial Dependence[J]. Regional Science and Urban Economics,1996,26,(1):77–104.
- [54] 赵云鹏,叶娇. 对外直接投资对中国产业结构影响研究[J]. 北京:数量经济技术经济研究,2018,(3):78–95.
- [55] 章志华,唐礼智. 空间溢出视角下的对外直接投资与母国产业结构升级[J]. 北京:统计研究,2019,(4):29–38.
- [56] Ouyang P., and S. Fu. Economic Growth, Local Industrial Development and Inter-regional Spillovers from Foreign Direct Investment: Evidence from China[J]. China Economic Review,2012,23,(2):445–460.
- [57] 张红霞,王锐. 经济制度变迁、产业结构演变与中国经济高质量发展[J]. 成都:经济体制改革,2020,(2):31–37.
- [58] 饶扬德. 企业经营绩效的熵权系数评价方法及其应用[J]. 长春:工业技术经济,2004,(4):100–102.
- [59] 任英华,游万海. 一种新的空间权重矩阵选择方法[J]. 北京:统计研究,2012,(6):99–105.
- [60] Breitung J., and C. Wigger. Alternative GMM Estimators for Spatial Regression Models[J]. Spatial Economic Analysis,2018,13,(2):148–170.
- [61] 李东坤,邓敏. 中国省际 OFDI、空间溢出与产业结构升级——基于空间面板杜宾模型的实证分析[J]. 北京:国际贸易问题,2016,(1):121–133.
- [62] 林宇豪,陈英葵. 数字经济与产业结构升级——基于要素流动视角下的空间计量检验[J]. 北京:商业经济研究,2020,(9):172–175.

# The Spatial Effect of Industrial Intelligence on Industrial Structure Upgrading: The Role of Labor Structure and Income Inequality

ZHANG Wan-li<sup>1</sup>, XUAN Yang<sup>2</sup>

(1. Institution of economics and finance, Xi'an Jiao Tong University, Xi'an, Shaanxi, 710061, China;

2. School of Humanities, Xidian University, Xi'an, Shaanxi, 710126, China)

**Abstract:** “Made in China 2025” first proposed digitization, networking and intelligence, and should accelerate the integration of informatization and industrialization. Although the United States ranks first in terms of robot, related finance and staff of intelligence in the world, intelligence in China is also developing quickly. The share of intelligent financing has reached 30% of the world, which becomes the second largest intelligent economy in the world in 2018. At the same time, industrial structure in China is changing, which is from the primary industry to the secondary industry, and then to the tertiary industry. Hence, the development of intelligence is affecting Chinese industrial structure.

This paper mainly studies how intelligent affects industrial structure upgrading in local and surrounding areas, and analyzes the impact of labor structure and income distribution inequality. Based on the difference of labor structure, income distribution, industrial structure and intelligence in China, this paper verifies the spatial effect of industrial intelligence on industrial structure upgrading. Using 2004—2016 provincial panel data of China, the spatial weight matrix based on industrial structure and geographical distance is constructed to analyze the local and spatial effects of industrial intelligence on industrial structure upgrading, and to explore the spatial adjustment effect of labor structure and income inequality, and to decompose the spatial effect.

The conclusions are as follows. Firstly, there is a significant positive spatial effect of industrial structure upgrading and industrial intelligence. Secondly, industrial intelligence has a positive spillover effect on industrial structure optimization, but has a negative spatial impact on industrial structure rationalization. Thirdly, the increase of the ratio of high and low skilled labor and the ratio of men and women will increase industrial structure optimization, while accelerating the negative spatial impact of industrial intelligence on industrial structure rationalization. Fourthly, the urban-rural income gap and the ratio of capital-labor income will increase industrial structure optimization in the surrounding areas, and reduce industrial structure rationalization.

This paper may deliver the following contributions. Firstly, we improve the theoretical framework of industrial intelligence, and constructs a more comprehensive index of industrial robots, intelligent instruments and equipment, software use and other factors to measure the regional industrial intelligence. Secondly, industrial structure upgrading is divided into industrial structure rationalization and optimization, and the spatial effect of industrial intelligence on industrial structure upgrading is analyzed through static and dynamic spatial panel model. Thirdly, the proportion of high-skilled labor and the ratio of male and female labor are taken as labor structure to measure the spatial adjustment impact. Fourthly, this paper takes the difference income between urban and rural areas and the ratio of capital income to labor income as income distribution inequality, and studies the spatial regulation effect of income inequality.

The following policy suggestions are put forward. Firstly, government should vigorously develop intelligent technology and establish relevant high-tech industrial parks. Secondly, government should improve the local labor structure by attracting the high-skilled labor and reeducating the low-skilled labor. Finally, government should increase the tax on intelligence and redistribute income to avoid the inequality of income distribution caused by intelligence.

**Key Words:** industrial intelligence; industrial structure upgrading; labor structure; income inequality; spatial panel regression

**JEL Classification:** L16, L86, J21

**DOI:**10.19616/j.cnki.bmjj.2020.10.005

(责任编辑:文川)