

分类号 _____
U D C _____

密级 _____
编号 10741

兰州财经大学

LANZHOU UNIVERSITY OF FINANCE AND ECONOMICS

硕士学位论文

论文题目 “新基建”对我国制造业转型升级的影响研究

研究生姓名: 唐健建

指导教师姓名、职称: 王必达 教授

学科、专业名称: 应用经济学 区域经济学

研究方向: 欠发达地区经济开发

提交日期: 2022年5月30日

独创性声明

本人声明所呈交的论文是我个人在导师指导下进行的研究工作及取得的研究成果。尽我所知，除了文中特别加以标注和致谢的地方外，论文中不包含其他人已经发表或撰写过的研究成果。与我一同工作的同志对本研究所做的任何贡献均已论文中作了明确的说明并表示了谢意。

学位论文作者签名： 唐健建 签字日期： 2022.5.30

导师签名： [Signature] 签字日期： 2022.5.30

关于论文使用授权的说明

本人完全了解学校关于保留、使用学位论文的各项规定，同意（选择“同意”/“不同意”）以下事项：

1. 学校有权保留本论文的复印件和磁盘，允许论文被查阅和借阅，可以采用影印、缩印或扫描等复制手段保存、汇编学位论文；

2. 学校有权将本人的学位论文提交至清华大学“中国学术期刊（光盘版）电子杂志社”用于出版和编入 CNKI《中国知识资源总库》或其他同类数据库，传播本学位论文的全部或部分內容。

学位论文作者签名： 唐健建 签字日期： 2022.5.30

导师签名： [Signature] 签字日期： 2022.5.30

**Research on the Impact of New
Infrastructure Construction on the
Transformation and Upgrading of Chinese
Manufacturing Industry**

Candidate : Tang Jianjian

Supervisor: Wang Bida

摘要

中国工业体系完备,拥有制造先进工业用品与生活用品的能力,制造规模排名世界前列,但仍存在“大而不强”的现象,处于全球价值链的中低端,产业基础相对薄弱,高端零件依赖进口,同时面临发达国家实行高端制造回归政策与发展中国家竞争中低端市场。因此寻找新动能,实现制造业的转型升级迫在眉睫,而新型基础设施建设(简称“新基建”)的快速发展为制造业提供了新的生产要素和创新环境,降低了各项制造成本,提高了要素流动效率,促进了我国制造业转型升级。

首先,本文在回顾相关文献的基础上,从技术进步效应、资源配置效应、空间集聚效应等三个方面分析了“新基建”对我国制造业转型升级的影响机理,并构建数理模型进行深入分析。接着,基于机制与现状分析,采用2003-2019年我国省级样本数据深入实证研究。研究发现:(1)地区“新基建”的发展规模显著促进该地制造业转型升级,而且,制造业发展存在明显的空间溢出。“新基建”不仅提高了制造业的创新能力,使制造业结构攀向新的高度,还推动了制造业资源合理化配置,有利于制造业结构更加合理。(2)根据分区域样本数据回归结果,对于东、中、西部地区而言,“新基建”同样可以促进制造业转型升级,且贡献系数由高到低依次为东部、西部和中部,再次验证前文推断;东、中部地区制造业转型升级具有显著的空间溢出效应,同时西部的空间溢出效应不明显。(3)分基建样本回归结果显示,信息基建、融合基建和创新基建对制造业转型升级均存在显著促进作用,且其影响系数由高到低依次为融合基建、创新基建和信息基建。融合基建侧重于智能化应用,可以催生新的消费模式;技术创新存在时间周期,故创新基建的促进作用不如融合基建明显;信息基建为制造业的技术进步提供新的生产要素,间接促进其技术进步,故其的影响力更弱。最后,基于前文研究结论和对文章整体研究的把握和理解,从提升企业创新能力、提高资源配置效率、加强区域经济合作等三方面提出政策启示。

关键词: 新基建 制造业转型升级 技术创新 资源配置 空间溢出

Abstract

China has a complete industrial system, the ability to manufacture advanced industrial goods and daily necessities, and its manufacturing scale ranks among the top in the world. However, there is still the phenomenon of "big but not strong", which is in the middle and low end of the global value chain, the industrial base is relatively weak, and the high-end parts depend on imports. At the same time, developed countries are faced with the high-end manufacturing regression policy to compete with developing countries for the middle and low-end markets. Therefore, it is urgent to find new kinetic energy and realize the transformation and upgrading of manufacturing industry. The rapid development of new infrastructure construction (referred to as "new infrastructure") provides new production factors and innovative environment for manufacturing industry, reduces various manufacturing costs, improves the efficiency of factor flow, and promotes the transformation and upgrading of China's manufacturing industry.

Firstly, on the basis of reviewing related literatures, this paper analyzes the mechanism of the influence of "new infrastructure" on the transformation and upgrading of China's manufacturing industry from three aspects: technological progress effect, resource allocation effect and spatial agglomeration effect, and builds a mathematical model for in-depth analysis. Then, based on the analysis of mechanism and current

situation, we use the provincial sample data from 2003 to 2019 to conduct in-depth empirical research. The findings are as follows: (1) The development scale of regional "new infrastructure" significantly promotes the transformation and upgrading of local manufacturing industry, and there is obvious space overflow in the development of manufacturing industry. "New infrastructure" not only improves the innovation ability of the manufacturing industry, makes the manufacturing structure climb to a new height, but also promotes the rational allocation of manufacturing resources, which is conducive to a more reasonable manufacturing structure. (2) According to the regression results of sub-regional sample data, for the eastern, central and western regions, the "new infrastructure" can also promote the transformation and upgrading of manufacturing industry, and the contribution coefficient from high to low is the eastern, western and central regions, which verifies the above inference again; The transformation and upgrading of manufacturing industry in the eastern and central regions has significant spatial spillover effect, while the spatial spillover effect in the western region is not obvious. (3) The regression results of sub-infrastructure samples show that information infrastructure, integrated infrastructure and innovative infrastructure can significantly promote the transformation and upgrading of manufacturing industry, and their influence coefficients are integrated infrastructure, innovative infrastructure and information infrastructure from high to low.

Infrastructure integration focuses on intelligent applications, which can give birth to new consumption patterns; Technology innovation has a time cycle, so the promotion effect of innovative infrastructure is not as obvious as that of integrated infrastructure. Information infrastructure provides new production factors for the technological progress of manufacturing industry and indirectly promotes its technological progress, so its influence is weaker. Finally, based on the previous research conclusion and the overall understanding of the article, this paper puts forward policy enlightenment from three aspects: improving the innovation ability of enterprises, improving the efficiency of resource allocation and strengthening regional economic cooperation.

Keywords:New infrastructure;Manufacturing transformation and upgrading;Technological innovation;Resource allocation;Spatial spillover

目 录

1 绪论	1
1.1 研究背景.....	1
1.2 研究意义.....	2
1.2.1 理论意义.....	2
1.2.2 现实意义.....	2
1.3 研究思路与论文框架.....	3
1.3.1 研究思路.....	3
1.3.2 论文框架.....	4
1.4 可能的创新点.....	5
2 文献综述	6
2.1 核心概念界定.....	6
2.1.1 新型基础设施建设.....	6
2.1.2 制造业转型升级.....	7
2.2 相关理论回顾.....	8
2.2.1 产业结构演进理论.....	8
2.2.2 技术与内生经济增长理论.....	9
2.3 已有研究综述.....	10
2.3.1 “新基建”与制造业转型升级.....	10
2.3.2 产业集聚与要素生产率.....	11
2.3.3 要素流动与产业发展.....	12
2.3.4 文献述评.....	14
3 “新基建”对制造业转型升级的影响机理	15
3.1 “新基建”影响制造业转型升级的效应分析.....	15
3.1.1 技术进步效应.....	15
3.1.2 资源配置效应.....	16
3.1.3 空间集聚效应.....	17
3.2 “新基建”促进制造业转型升级的数理分析.....	18

4 指标测度与现状分析	21
4.1 新型基础设施建设	21
4.1.1 指标测度	21
4.1.2 现状分析	22
4.2 制造业发展现状	25
4.2.1 制造业发展总体状况	25
4.2.2 制造业发展总体趋势	30
5 “新基建”影响制造业转型升级的实证研究	32
5.1 模型设定、变量说明与数据选取	32
5.1.1 模型设定	32
5.1.2 变量说明与数据选取	33
5.2 空间自相关性检验与模型选择	34
5.2.1 空间自相关性检验	34
5.2.2 模型选择	37
5.3 实证分析	38
5.3.1 基准回归结果	38
5.3.2 异质性分析	41
5.3.3 稳健性检验	44
6 结论及政策建议	48
6.1 研究结论	48
6.2 政策启示	49
6.2.1 紧抓“新基建”机遇，提升企业创新能力	49
6.2.2 合理布局“新基建”，提高资源配置效率	50
6.2.3 利用“新基建”溢出效应，加强区域经济合作	51
7 不足与展望	52
参考文献	53
致 谢	59

附 录..... 60

1 绪论

1.1 研究背景

中国经济已转向高质量发展阶段,一方面面临投资结构调整、人口红利减弱、技术改进受限等,另一方面正处于新旧动能转换、生产方式变革、经济转型的关键期。要实现新时代中国经济总量的稳定增长与结构的持续优化,亟需转变驱动方式,由原先要素、投资驱动转换为创新、全要素生产率驱动,加快国内供给升级与需求升级。

制造业作为我国的支柱产业,其结构合理化和高级化是我国经济平稳运行与高质量发展的基础。党的十九大报告提出,要推进中国制造向中国创造转变、制造大国向制造强国转变,关键是推动制造业高质量发展。党中央、国务院也高度重视制造业多元投资与稳定发展,推进“供给侧”改革,加快振兴基础制造,也取得了发展成果,“十三五”期间,我国第二产业保持合理增长,2015-2019年间的年均增速为5.9%。我国虽拥有较为完备的工业体系,具备先进工业用品与生活用品的生产能力,但仍存在“大而不强”的现象,处于全球价值链的中低端,产业基础薄弱,高端零件依赖进口;同时面临发达国家实行高端制造回归政策与发展中国家竞争中低端市场。故亟需定位全球价值链的中高端,加快科技创新,实现制造业转型升级。

无论是切换增长动力,还是优化产业结构,均需要新引擎助力。那么,新引擎的载体是什么?如何发挥新引擎作用,推动制造业转型?这些问题值得我们深入思考。2018年底,中央经济工作会议指出“加快5G实体应用,加大5G、智慧能源、数据中心等新型基础设施投入,新型基础设施建设(简称“新基建”)概念首次被提出,同时也为回答上述问题提供了新的思路。2020年初,中央全面深化改革会议明确提出,“出台融资政策支持信息基建吸纳社会资本,推动产业转型,并鼓励发展新兴制造,推进智能化制造进程”。目前,中国正处于发展方式转变关键期,“新基建”符合经济转型的总体要求,在补齐短板的同时,支持制造业创新、绿色发展。

1.2 研究意义

1.2.1 理论意义

一方面，有关“新基建”的前期研究主要集中于新型基础设施投资产生的经济效益，但这难以评价地区新型基础设施投资对实体经济的产出效应，之后学者将“新基建”的研究视角转向利用发展理论研究新型基础设施建设的经济增长效应，不仅未考虑空间因素在其中的重要作用，也并未深入分析新型基础设施建设对具体行业的作用路径；另一方面，多数学者从制造业服务化转型、制造业协同发展以及制造业经济效益等方面研究制造业转型升级，还有学者基于产业内因素，如薪酬、投资等，探究其对产业转型的影响，缺乏“新基建”、新兴产业等外源因素分析。因此，本文将新型基础设施建设与制造业转型升级纳入同一研究框架，从微观上探究“新基建”如何影响制造业转型升级。其理论意义主要表现为：

第一，前期研究强调“新基建”在宏观层面上对经济高质量发展的赋能作用，忽略了基建类型的异质性作用，且未将区域的异质性考虑在内，这显然会对新型基础设施建设的经济发展效应评价不客观。本文将异质性分析纳入到“新基建”对具体产业发展效应的研究框架中，拓展和完善了“新基建”促进制造业转型升级的理论体系。第二，结合相关理论和之前学者的研究成果，本文将从技术进步效应、要素流动效应、空间集聚效应等三方面分析“新基建”对制造业转型升级的影响机制，尝试打开“新基建”促进制造业转型升级的“内部黑箱”，为全面客观评价“新基建”提供参考文献。

1.2.2 现实意义

“新基建”投资量大且周期长，有利于促进就业、供给升级与经济转型；制造业是经济转型的主要载体，同时也是我国走上强国之路的基础。“新基建”有利于实现制造业快速发展，而制造业升级是经济整体结构优化的必要条件。因此，研究“新基建”的经济效应，探索“新基建”促进制造业升级的具体路径具有极大的现实意义。

第一，通过建立新型基础设施建设影响制造业转型升级的具体评级指标，深入分析基建类型对制造业转型升级及“新基建”对不同区域制造业转型升级的异质影响，从而为政府合理确定“新基建”投资规模、投资结构及投资地区提供参考。第二，研究新型基础设施建设对制造业转型升级的影响机制，并基于理论分析和对文章整体研究的把握和理解，从提升企业创新能力、提高资源配置效率、加强区域经济合作等三方面提出政策启示，对优化整体产业结构具有重要实践意义。

1.3 研究思路与论文框架

1.3.1 研究思路

本文总共包含七个部分：

第一部分，绪论。陈述我国整体经济及制造业当前所处的发展阶段与现状，引出本文的研究背景、意义与框架，为后文系统研究该选题做铺垫。

第二部分，文献概述。明确“新基建”和制造业转型升级的内涵，回顾相关理论，概括之前学者对于相关方面的研究，并对已有研究进行总结评析，为后文详细论证做铺垫。

第三部分，影响机理。论证“新基建”通过技术进步效应、要素流动效应、空间集聚效应影响我国制造业转型升级，并基于新经济地理学假设进行数理推导。

第四部分，指标测度与现状分析。详细介绍“新基建”的测度方法，深入分析新型基础设施建设与我国制造业发展现状及总体趋势。

第五部分，实证分析。选取 2003-2019 年我国省级样本数据，利用 SAC、SAR、SEM 模型进行基准回归；接着，基于东、中、西部经济发展基础不同及不同基建类型对制造业发展影响效果不同，还将进行以上两方面的异质性分析。最后，通过变换空间矩阵再次验证实证结果是否稳健。

第六部分，结论与政策启示。基于机理分析及模型检验，得出本文的主要结论，从而总结有利于我国制造业转型升级的政策启示。

第七部分，不足与展望。基于全文整体内容，梳理本文的不足，展望未来可

能的研究方向。

1.3.2 论文框架

本文的探究框架如图 1.1 所示：

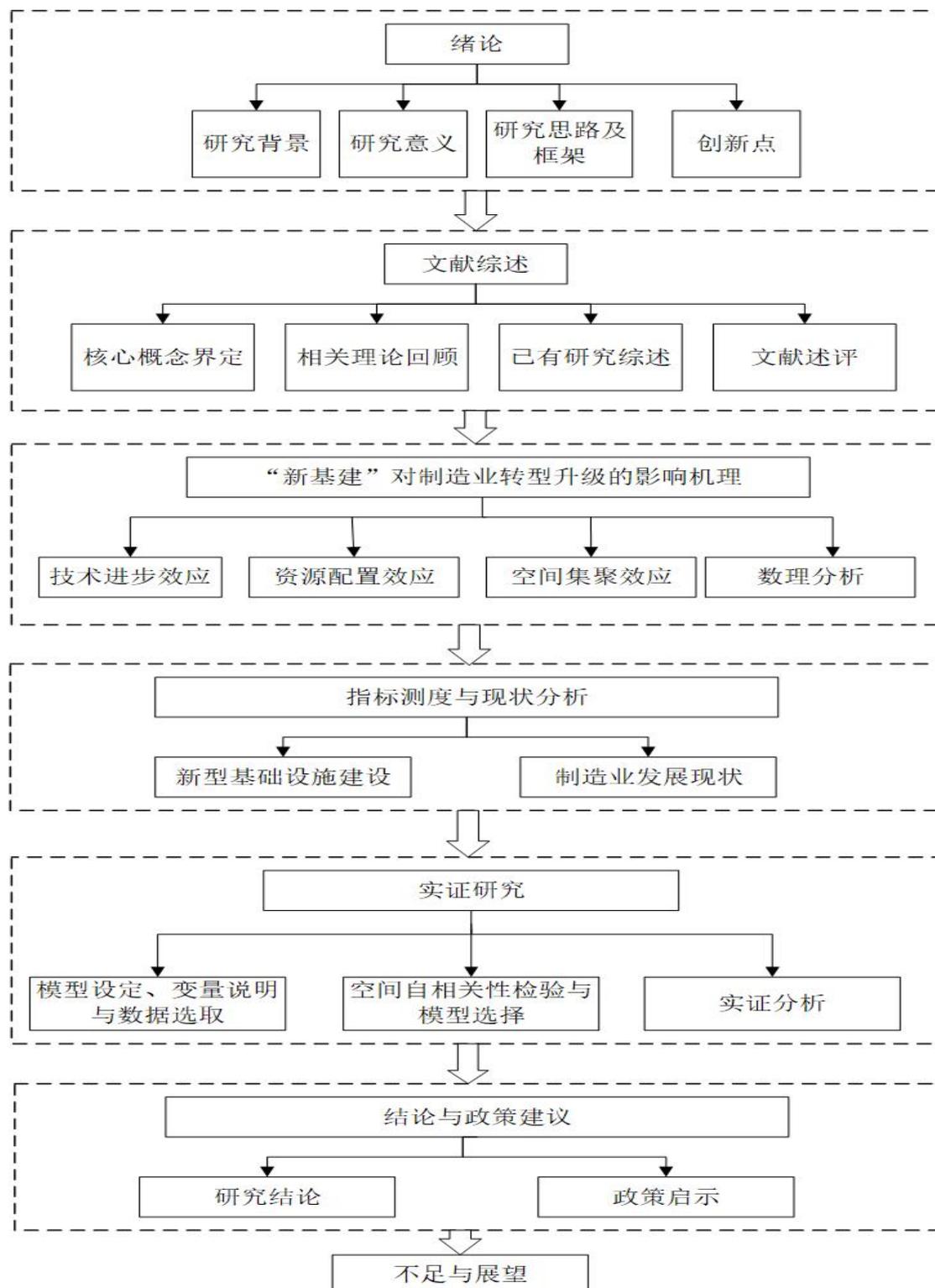


图 1.1 技术路线图

1.4 可能的创新点

已有研究中,多数学者基于产业内因素,如内部人力资本、固定资产投资等,分析影响制造业转型升级的因素,对“新基建”、数字经济等外部影响因素分析较少。因此,本文的贡献之处在于:将“新基建”与制造业转型升级纳入同一研究框架,从制造业转型升级的角度分析新型基础设施建设对制造业整体发展的影响;基于新经济地理学假设构建数理模型,并从技术进步效应、要素流动效应、空间集聚效应三个层面探索“新基建”影响制造业转型升级的理论机制,丰富了“新基建”经济效应文献以及制造业转型升级文献;建立“新基建”综合评价体系,构建多种空间计量模型,利用变换空间计量模型(SAR、SEM、SAC、)、变换空间权重矩阵等多种实证方法检验,并深入分析区域异质性,且保证结果的稳健。

2 文献综述

2.1 核心概念界定

2.1.1 新型基础设施建设

马克思将基础设施定义为整个人类生产方式中“一般的共同的生产条件”，并将共同性的设备看作经人类劳作改造后的一般生产资源的重要组成。凯恩斯认为，政府对基础设施领域的财政支持会扩大社会总需求，增加社会就业机会，间接带动经济增长。相较于传统基建，“新基建”扩大了连接范围，将虚拟空间也纳入其中，同时，还扩展了传统基建的功能，通过传统基建智能化、系统化方式推动传统基建的升级（李海舰，2019）。郭朝先（2020）等认为传统基建与“新基建”是相辅相成、互相衔接和互相作用的，一方面，“新基建”为传统基建提供模拟数据，传统基建为其提供实体场景；另一方面，新时代的传统基建必须凭借“新基建”的融合应用和更新升级实现智能化、网络化。

“新基建”以新时代技术更新换代为导向，以共享为基础，以运算为核心，支持数据的收集、共享、运算、解析、策划、应用等各节点运行，是提供融合应用和数字服务的新型设施体系（盛磊，2020）。也有学者（郭凯明，2019；郭朝先，2019）从“新基建”与经济视角切入，认为“新基建”拥有新科技，涉及新产业，可以刺激新消费，推动经济合理转型，促进产业成功升级。国家发改委^①指出，“新基建”是遵从新发展理念，以新兴技术为基础，符合高质量发展需要的基础设施体系，具体涵盖信息基建、融合基建、创新基建三个方面，信息基建包含5G基建、工业互联网和大数据中心等通信网络；融合基建指高新技术的实体应用，如特高压、新能源、城际高铁和轨道交通等；创新基建为新型技术的发展提供要素投入，包括重大科技、科教基础设施，如人工智能等。

综上所述，本文遵从国家发改委对于“新基建”的界定，按基建类型将其分为信息基建、融合基建和创新基建等，从建设领域将其分为5G技术、特高压、大数据中心、工业互联网、人工智能、城轨交通、新能源充电桩等发展领域。一

^① 人民网-IT频道：“新基建”怎么定义？

具体详见：<http://it.people.com.cn/n1/2020/0420/c1009-31680461.html>

方面，“新基建”作为现代网络化设施的代表，不仅改善了各类要素的地理转移及商品的区域流动，而且也为要素的网络空间集聚提供契机，因而“新基建”的网络性是区域经济发展的空间“脉络”，为资源配置提供物质基础，是不同经济体之间贸易往来的重要桥梁；另一方面，“新基建”具有外部性，其外部性源于公共物品属性，“新基建”在原有基建的基础上进一步增强区域间的通达性、降低要素流动成本以及不同经济主体间的交易成本，同时作为新的生产要素，在生产中将网络、数据、运算与实体场景广泛融合，整合制造资源，搭建多维生产线路，极大地优化了要素配置，提高了物质产品的生产效率。

2.1.2 制造业转型升级

以斯密为代表的古典经济学家基于微观层面，提出劳动分工和专业化提升企业的劳动生产率。之后，作为新古典学派的代表，马歇尔认为企业间也存在分工协作，启发了国内外学者对产业链的思考。20世纪中期，学者们开始深入研究产业链理论，Hirschman从产业之间上下游关联、生产与消费的视角明确产业链的内涵（《经济发展战略》，1958）。产业链指技术、经济相互存在联系的产业部门遵循既定的空间分布和发展规律演化而成的链状关系，强调产业的价值属性和结构动态，打破了要素流动空间约束，进行资源整合（程宏伟，2008）。我国的产业转型升级就是产业链完成高级化转型，推动要素从低附加值产业流向高附加值产业，并且其转型升级的方向要有利于经济、社会发展。因为产业间存在价值交换和前后向对接，因此，只有产业形态高级化，各产业均衡发展，才能推动国民经济稳健运行。制造业转型升级，就是在现有技术升级的基础之上，实现产业形态高级化。其中技术进步是关键，制造业企业可以通过各种途径建立自己的技术体系，这些途径包括消化吸收引进技术、研究、改进和创新。产业形态高级化则包括产业结构合理化和产业结构高度化（刘志彪，2000；秦永良、张满银、姜秀谦，2000；林毅夫、董先安，2003）。汤杰新等（2016）则认为制造业转型升级又可分为转型与升级，前者指通过设备换代、改进生产方式等途径，最终提高经济效益；后者指企业生产在微笑曲线中向两端移动，即实现制造业服务化。

因此，本文认为制造业的转型升级在生产中具体表现为厂商的生产效率提高，生产方式得以改进。首先，当企业注重研发投入，在技术上取得重大突破时，

技术的应用与革新会显著提升生产效率与产品附加值；其次，技术进步带来的产业间相对不均衡状态加速资源重新配置，使产业结构从相对不合理调整到相对合理的状态，生产资源的优化会提高产业的投入产出比，创新资源的优化会进一步提升创新效率，改进生产方式，不断提升高端制造的占比，最终实现制造业转型升级。

2.2 相关理论回顾

2.2.1 产业结构演进理论

配第—克拉克定理。威廉·配第于17世纪指出产业收入差距引起劳动力在产业间流动，并在《政治算数》中考察出：第一、二、三产业收入依次增多。在配第观点的基础上，约翰·贝茨·克拉克发现劳动力有规律地在产业间流动，总是依次流向一、二、三产业。经济欠发达的国家从事农业的劳动力数量较多，发达国家从事工业和服务业的劳动力数量占比相对较高。

库兹涅茨产业结构理论。西蒙·史密斯·库兹涅茨(1941)认为在经济增长中，劳动力数量、国民总产值与产业结构演进存在一定关联，并得出以下结论：一是农业发展地位与人均GDP成反比；二是工业部门的地位呈上升趋势，其中，农业在生产总值和就业人数上占行业总体的比值持续降低，工业在生产总值和就业人数上占行业总体的比值持续升高，且工业内各领域比重上升趋势显著不同。

霍夫曼定理。霍夫曼将工业生产分为生活资料、生产资料以及其他生产，并将生活与生产资料净值之比定义为霍夫曼比例，认为尽管不同国家工业发展的起步时间不一样，但发展走势基本一致，霍夫曼比例持续下降。

工业化阶段理论。霍利斯·钱纳里指出，工业化、经济发展阶段与其相对应的产业结构关系密切，产业结构不同，对经济发展起主导作用的制造业内部结构也不同，前期产业主要是以农业为主的传统结构，随着第二产业的壮大，工业结构会取代之前的产业结构，则工业内结构依次从以劳动、资本密集型为主过渡到知识、技术密集型为主，过程中也伴随着生活方式变革，消费者追求个性化定制，消费需求升级，导致供给需求随之升级，钱纳里以经济发展的视角，提出了产业

间关联效应，解释了工业内部结构演化的原因。

2.2.2 技术与内生经济增长理论

技术创新与内生经济增长理论。基于知识与生产率增益源于投资和生产的理论，Arrow 将技术引入经济增长，对经济增长模型中的技术内生化了初步探索（《干中学的经济含义》，1962）。Arrow 指出，我们一般经过学习接收有用信息，技术更新是学习的成果，是对原本经验的进一步评价与深化，经验的深化又带来生产过程中的下一轮技术更新。因此，技术成为一种新的生产力，具有边际递增效应。随着内生增长理论的不断深化，更多学者开始关注贸易与经济增长之间的关系，强调非凸性技术和外部性在经济增长中的作用。Grossman 与 Helpman(1991)创建了含有产品质量持续提升的内生技术增长模型。并且指出生产能力的提升体现在改进同种类产品品质，改进品质的手段源于研发与创新，而经济增长得益于各类研发部门中产品质量呈阶梯式提升。基于熊彼特的“创造性破坏”假说，阿格奥和豪伊特（1992）从数理模型角度探究创造性破坏对经济增长产生何种影响，提出了创造性破坏内生技术变化模型。在这一模型中，经济增长和经济周期均为技术进步的结果。

技术扩散与内生经济增长理论。技术扩散指生产工艺中的先进技术在企业之间以不付费的方式转移，主要表现为消费者剩余、研究与开发的溢出作用（Griliches, 1991）。如果学习技术所付出的代价低于自主创新，则欠发达国家凭借技术学习，可以逐渐收缩与发达国家之间的发展差距，因此，国际技术扩散有利于推动落后国家经济增长（Grossman, Helpman, 1991）。巴罗和萨拉·伊·马丁（1995）创建了国际技术扩散引入新古典增长模型，认为经济增长首先由技术先发国的创新发起，在学习代价较低时，技术落后国将通过模仿学习追赶技术先发国家。Kieron Meagher 和 Mark Rogers 利用网络外部性建立扩散强度与总创新之间的非线性关系，强调企业的异质性与局部技术扩散的有限性，更真实地描述了知识的扩散过程。以上模型均未考虑信息传递中的真伪性，因此，在2002年，Shekhar Aiyar 和 Car-Johan Dalgaard 将信息传递中的失真考虑在内，提出了知识不完全代际转移模型，认为信息在代际间传递并不完整，而且与人口密度有关，这或许能够解释技术发展缓慢的现象。

技术结构与内生经济增长理论。由于一些客观条件约束，先发地区对后发地区的知识扩散存在非对称性，这也是一些落后国家更加贫穷的原因。主流内生增长理论虽然承认非对称性技术外溢，却未考虑技术结构对经济增长的作用，即模仿成本的内生性。要降低模仿成本，就要先理解技术结构、要素投入和禀赋之间的关系。Atkinson 和 Stiglitz (1969) 强调“适宜性技术”，认为各项投入要素比例会影响模仿成果。Basu 和 Weil (1998) 提出技术扩散成本，并将这种成本归因于技术和资源结构间存在互相制约。Caselli 和 Coleman (2000) 测度了各国的前沿技术，发现由禀赋结构差异引起的技术结构不同会造成发达国家与发展中国家间的 TFP 存在差异。

2.3 已有研究综述

2.3.1 “新基建”与制造业转型升级

研究显示，基础设施、互联网、技术变革及创新等因素会直接或间接的影响制造业的转型升级。魏后凯 (2001) 采用计量方法研究基础设施与制造业发展，结果显示二者呈现双向互动关系，基础设施、市场规模是影响区域内制造业发展的重要因素。中国社科院工业经济研究所 (2020) 发布，信息基础设施建设的快速发展，在一定范围内和一定程度上降低了制造业的生产与营销成本，同时，在高质量发展的要求下，互联网也成为产业高级化的重要引擎。惠宁等 (2016) 利用中国 30 个省市 (区) 11 年面板数据实证得出：互联网规模与产业升级两者成正比变动，而且不同地区的互联网规模对产业升级的溢出效应也不同。立足于全球价值链理论，杨鹏等 (2020) 认为以智能化为核心的科技创新将显著提升产品附加值，使得微笑曲线趋平。李月起等 (2021) 利用汽车产业数据，基于要素投入、产业生态的视角论证科创对制造业升级的作用机制，认为应加大科研投入，完善科技成果转化机制。

“新基建”一方面产生新的生产要素-数据，另一方面数字化整合资本、劳动、技术、知识等传统生产要素，这两种相互协调的力量可有效配置生产要素，形成数字技术与实体产业深度融合、工业生产与服务体验协同发展的模式，服务于现代化产业体系 (伍先福，钟鹏，黄骁，2020)。“新基建”作为一种数字化

平台,加快了新一代信息技术与新能源、新材料、先进制造等实体技术协同融合,催生一系列新技术及新业态,推动制造业跨产业融合(郭朝先,王嘉琪,刘浩荣,2020)。以新一代信息技术为中心和基础的“新基建”,可以将数据中心、5G、区块链、互联网、智慧能源等应用至传统制造生产中,因此,“新基建”能够发挥产业创新、融合及关联效应推动制造业结构优化和高级化(丁志帆,2019)。

“新基建”发力于科技端,涉及特高压、轨道交通、数据中心、人工智能等领域,先进技术的应用将会引发制造业的重大变革,加快制造业的生产方式变革,同时通过制造业智能化、数字化升级诞生新制造,奠基制造业全方位转型(刘海军,李晴,2020)。“新基建”的“新”,重点表现为核心技术、投资结构、重点领域等与传统基建不同,并且以吸纳社会资本、赋能传统产业、培育新兴行业等方式驱动产业结构高级化(沈坤荣 孙占,2020)。郭凯明等通过理论推导和实证研究,发现“新基建”投资可以在供给端分别促进产业内资本和劳动相互转换及行业间商品与服务相互转换,在需求端拉动第三产业对第二产业的相对需求,于供给和需求两端推动制造业升级。郭朝先(2020)等认为“新基建”及其数字技术应用,将为中国经济赋能,在促进我国经济发展方式、动力、质量变革的同时,进一步加快“中国智造”的步伐。

2.3.2 产业集聚与要素生产率

自从改革开放政策实施以来,中国各个地区制造业在一定程度上均有发展,但空间分布差异较大。生产要素不断向东部地区流动,造成制造业在东部集聚的现象,东部成为制造业的发展中心,而西部地区往往是生产要素流出地,导致西部地区发展落后,这种发展模式在经济学中被称为“中心-外围”(C-P)空间集聚模式(范剑勇 2004)。这种空间经济结构在一定程度上符合新经济地理学的研究范式。

基于新古典理论的一般均衡分析,以Krugman(1990)为代表的新经济地理学将“冰山成本”引入D-S模型,假设厂商生产经营过程中规模报酬是递增的,并且市场环境属于不完全竞争,通过构建C-P模型,揭示了要素流动效率和产品运输成本对经济地理布局的内生性影响及其作用机制。国内众多学者(范剑勇,2004;梁琦,2004;李新等,2010;刘修岩和何玉梅,2011;王必达和苏婧,2019)

依托新经济地理学的分析框架,采用数据检验造成我国产业空间集聚的原因。如国内学者范剑勇(2004),从区域一体化的发展背景出发,认为产业集聚和专业化分工存在经济联系,并详细论证了二者的互动机理;梁琦(2004)认为引起我国产业集聚原因有多种,除了产业内部的要素组合外,产业集聚还受贸易成本、运输效率、外部性等因素影响;李新等(2010)通过研究我国工业生产中心移动,发现市场规模和运输成本影响制造业的集聚分布;刘修岩和何玉梅(2011)用实证研究证明产业专业化水平促进中国产业集聚。王必达等(2019)则通过理论推演,认为运输成本的存在会造成两地商品价格存在差异,进而作用于经济空间布局。相比其他行业,制造业的集聚特征比较显著,产业地理集中指数表明集聚是未来的产业发展的主要趋势(罗勇和曹丽莉,2005)。

经济集聚会带来一个地区的长期经济增长(Baldwin and Martin,2004)。同理,制造业的空间集聚同时也推动制造业企业生产率的快速增长。已有研究证明,在经济集聚的过程中,集聚区企业通过共享上游企业、要素市场以及吸收外部有用信息等方式,进行学习和创新,获得更高的经济效益(Rosenthal, Strange, 2004; Duranton&Puga,2004; Combes et al,2010)。Ciccone and Hall(1996)通过美国的非农业样本数据检验,发现地区非农业就业密度与劳动生产率成正比。范剑勇(2006)则利用中国大陆地区的数据,发现非农企业生产率对其就业密度的弹性系数为8.8%左右,证明二者存在同向变动关系。以上文献验证了中国制造业空间集聚及其影响因素,为中国的制造业发展提供了理论依据。

2.3.3 要素流动与产业发展

生产要素在任何发展时期都存在非均衡分布,生产要素分布不均衡与空间稀缺性差异造成生产要素跨区域流动,这也是生产要素追求报酬最大化的过程。因此,在经济学中,要素流动旨在花费最小的成本,选择最优的要素投入,实现目标最大化。分类依据不同,其结果也不一样:首先,按照流动范围,分为区域内、区际要素流动。在区域中,始终存在区域内要素的集聚与扩散,即区域内要素流动贯穿区域经济与社会发展的全过程;同时,区域也是一个开放的系统,若区域间经济发展存在不平衡性,便会推动要素区际间流动。其次,从产业划分的角度,分为产业间要素流动与产业内要素流动。当某一产业的要素配置不合理时,驱动

生产要素从这一产业流向另一产业以达到资源配置合理化；产业内要素流动指同行业之间由于区位、报酬、福利等方面存在差别而使得要素在行业内不同企业间流动。最后，从要素性质来看，可分为技术、资本、劳动力要素流动等。

基于要素自由流动和资源最优配置，产业区位必然在一定地理界线内呈现符合经济学原理的规律性分布。在一个经济体中，产业如何布局，引起学者们的广泛关注。马歇尔首次提出产业区概念，将产业区视为分工兼合作的统一有机体，并且分析了产业区发展、外部性与规模报酬三者的互动机制。（经济学原理，1890）。随后，韦伯将运输费用引入工业区选择，提出工业区位理论模型（区位原理，1909）。赖利（1929）利用牛顿模型揭示了区域间相互作用，并将这种相互作用从最初的顾客人数扩展到信息流动、资金流动、要素流动等。研究表明，要素流动是实现资源最优配置的特有方式，往往会影响产业布局。20世纪90年代，新经济地理学理论提出劳动力流动、市场规模效应和交通基础设施影响产业布局。Nikolaus Wolf（2002）分析了波兰1925-1937年间产业布局演化，发现产业布局主要受劳动力流动影响。同时，一个地区持续的要素流入会带来集聚，产业集聚行为能够发挥集聚、竞争和创新效应，显著提升集聚地区的经济发展水平。国内学者指出产业转移可以推动产业合理布局和优化升级，产业集聚水平也彰显了一个地区的竞争力（马子红、于千千、胡洪斌，2010）。另有学者基于行业Hoover系数，建立了产业集聚的动态和静态评价体系，测度了我国产业集聚的发展状况（张春法、冯海华、王龙国，2006；石左，2011）。

要素流动效率较低的区域会因资源配置效率低下而面临经济发展困境（林毅夫，1999）。针对要素流动如何影响区域经济增长，多数学者基于空间优化视角给予回答，即要素流动可以通过优化整体经济空间结构对区域经济产生正向溢出。米德（1953）认为，在区域一体化形成过程中，要素的流动还会产生其他福利效应，比如说，可以通过弥补资源短缺地的资源供给而给区域内其他成员带来收益。同时，要素流动效应的发挥还和竞争、规模报酬、技术等因素相关，Baldwin, R. E.（1991）重点研究资本积累与产业集聚的关联性，并构建资本创造模型探究要素流动对经济增长的作用机制。Baldwin, R. P. Martin and G Ottaviano（2001）发现内生经济增长的空间差异主要表现在拥有核心-边缘区位特征的经济增长率要显著高于对称模式。国内学者也认为，充分考虑区位因素与

要素流动,可以使生产方式发生质的改变,从而有利于经济增长(安虎森,2005;梁琦,2006;邹漩,2008)。姚枝仲、周素芳(2003)基于新古典增长模型,实证研究发现劳动力要素的空间流动有助于缩小地区间的收入差距。朱汉清(2010)分析了要素流动与产业转移分别对经济增长产生何种影响,发现产业转移对移出地和移入地的经济发展利弊均有,但对于要素流动,更多的是对流入地有利,而不利于流出地的发展。王必达等(2020)也通过实证研究得出,要素流动的确有利于流入区域要素生产率的提升,但对流出区域的要素生产率也具有提升作用。

2.3.4 文献述评

综上,国内外学者对“新基建”、制造业转型升级以及基础设施与制造业转型升级的研究成果十分丰富,也基于不同理论视角论证了“新基建”对我国经济高质量发展的促进作用,但仍存在以下不足:一是缺乏“新基建”指标的测度研究,尚有文献采用单一指标或替代指标衡量“新基建”,未能切实反映新型基础设施建设的新特征;二是现有文献大多从理论推演方面解释“新基建”与制造业转型升级的关系,缺乏严谨的实证分析。相对既有研究,本文的贡献在于,第一,从“信息基建”、“融合基建”、“创新基建”三个维度构建“新基建”指标体系,科学、全面地测度“新基建”的发展水平;第二,从技术进步效应、要素流动效应、空间集聚效应三个方面具体分析“新基建”对制造业转型升级的影响机制;第三,利用省级数据检验“新基建”对制造业转型升级的影响,并从基建类型和不同区域两方面对其进行异质性分析。

3 “新基建”对制造业转型升级的影响机理

基于“新基建”本身的技术及网络性、外部性等经济属性，结合本文对制造业转型升级的定义，分析得出“新基建”将从以下方面对制造业转型升级产生正向溢出。一是“新基建”降低了生产运作中的各项成本，为制造业的技术提升提供了新的生产要素和创新环境；二是“新基建”加强了经济主体间的地理联系与经济联系，提升了要素在区域之间的流动效率，提高了制造业配置资源的能力；有利于人才、资本等要素集聚，最终促进经济集聚。因此，本章首先从技术进步效应、资源配置效应、空间集聚效应三个方面深入分析“新基建”对制造业转型升级的影响机制，接着结合 D-S 模型，采用数理分析进一步论证“新基建”的确正向影响我国制造业转型升级。

3.1 “新基建”影响制造业转型升级的效应分析

3.1.1 技术进步效应

“新基建”本身的技术和经济属性（网络性、外部性）为制造业的技术进步提供了新的生产要素和创新环境（习近平，2017）。一方面，随着信息基建和创新基建的普及范围越来越广，数据运算和网络服务能力也持续增强，作为新的生产要素，制造业创新部门以其为依托进行产品和技术改进；另一方面，工业互联网、大数据、5G 等信息基建将供应、生产、销售、消费连成一个有机网络，使各方的沟通和信息处理效率提升，极大地降低了生产运作中的管理成本、原料采购成本以及合同签订前的交易成本，使更多的资金流向创新部门，为企业的创新提供适宜环境，进而推动制造业技术进步，技术进步会更新制造业的生产方式，带来全要素生产率快速增长。

随着社会各界对“新基建”的认识不断深入，政府还会加大对 5G 基建、大数据、区块链等信息基建的投资，进一步降低了制造业对管理、生产等信息系统的投入成本，从而使制造业企业将更多的资金投向产品与技术创新，推动制造业技术进步。由于制造业产业间存在技术差异，对“新基建”扩散效应的吸收程度也不同，而技术密集型产业对新技术依赖程度较高，其技术进步也较为显著。最

终，在“新基建”的推动下，制造业各产业部门以业务流程重组及制度创新的方式扩大知识溢出效应，提升生产效率。

由于技术进步，带动制造业的生产方式革新，智能设备逐渐代替劳动力从事基础产品的生产，行业生产从劳动密集逐步过渡到技术密集。部门劳动生产率、生产效益不断提升，同时中高端制造（如新材料、航空航天、精密仪器等）占比也不断上升，推动我国制造业在全球产业链上实现位置攀升，最终成功促进制造业转型升级。

3.1.2 资源配置效应

数据作为新的生产要素，创新生产模式。大数据中心的创建，有助于制造业整合资源，搭建柔性生产系统，实现生产实时监控、管理流程智能化，满足产品需求者的个性化消费，并且对接未来更高效的绿色生产；同时也更改了商品的交易场景和时间，激发了新的销售模式，比如，抖音直销，快手带货，粉丝经济等，降低了消费者搜寻有用信息的成本，也为质优价廉的农产品拓宽了销路，通过供需对接，创新生产模式。

推动资源跨界流动，提高资源配置效率。高铁、城际轨道交通等融合基建改变了区域间地理运输距离，降低了生产要素流动的成本，同时地区的新型基础设施体系越完善、规模越大，就越容易吸引各类要素流入，要素的流入效率提高，有利于流入地的资源整合，可以有效提升流入地的要素生产率（王必达、苏婧，2020）。随着制造业中技术密集型企业知识、技术等积累，率先提升全要素生产率，打破了制造业细分产业间的平衡，而制造业细分产业间生产率差异的扩大是其资源重新配置的前提（蔡昉，2021）。高铁、城际轨道交通等融合基建在这种资源配置中提升了各产业间要素流动效率，加快了制造业各细分产业的资源与信息互换。

信息基建赋能于传统生产要素。大数据、物联网等将客户、网络、计算、物理环境等传统要素深度融合，实现从产品设计到生产分配各环节端对端的集成，从质上提升了制造业的运作效率。物联网、大数据等信息基建可以将购买方的需求及时传达给厂商，消减了产品提供方和购买者之间的信息传递时滞，让消费者间接参与产品设计，使工业产品更具个性化、更具竞争性，从供需匹配方面

降低了工业生产的库存成本。因此，高效、精准的要素赋能推动了制造业生产配置合理化。

在制造业日常经营中，各类生产资源的合理化配置，有利于企业提高投入产出比，精准对接客户需求，降低企业生产库存，提高企业的生产效益；各类创新要素的高效配置，有利于提高企业的成果转化率，实现技术进步，改进生产方式，而生产方式的变革和生产效益的提高是制造业转型升级的重要表现。因此，资源配置效应的发挥有利于制造业转型升级。

3.1.3 空间集聚效应

基于新古典理论的一般均衡分析，以 Krugman（1990）为代表的新经济地理学揭示了要素流动和运输成本对经济空间集聚的内生性作用及其传导机制。国内众多学者（范剑勇，2004；梁琦，2004；李新等，2010；刘修岩、何玉梅 2011；王必达、苏婧，2019）依托新经济地理学的分析框架，采用数据实证研究影响中国产业空间集聚的根源因素，证实外部性是引起经济空间集聚的重要因素。如上述分析，“新基建”为一个地区经济发展提供了适宜的外部环境，并且提高了各类要素流动效率，引起制造业在新型基础设施建设水平较高的地区集聚。

“新基建”深化产业集聚效应，革新生产方式。在制造业集聚的过程中，集聚区企业通过共享原材料提供商、要素市场以及吸收外部有用信息等方式，进行学习深化和成果转化，达到更高的要素收益率（Combes et al., 2010）。产业集聚会产生知识溢出，而“新基建”又加快了这种知识扩散，企业可以充分利用有利溢出进行技术模仿和技术深化，以此推动制造业技术进步；产业集聚通常也会带来高技术人才集聚，为企业研发提供智力支持，提高生产成果的转化率，促进生产方式变革；制造业的集聚也促进了产业内分工与合作，位于集聚区内的企业信息透明度高，能够迅速获取自身与其他企业的比较优势，有利于开展纵向与横向的分工协作，提高资源的配置效率，促进制造业转型升级；由于存在范围经济，集聚还可以降低生产运作中的多项成本，比如拥有共同的采购市场和交易市场使制造业降低了采购成本、交易成本，销售成本。此外，制造业的集聚还享有区域和品牌优势，某一品牌或某几个品牌的高知名度会提升整个集聚区的制造业形象，同时也会吸引更多的批发商和投资者。

因此，集聚效应可以从技术进步和资源配置两方面综合促进制造业转型升级。随着新型基础设施的不断完善，技术密集型企业率先提高全要素生产率，打破了之前制造业各细分行业协调发展的局面，为了各行业重新协均衡展，企业开始进行管理制度创新，完善生产流程，优化资源配置，最终在更高的水平上实现制造业转型升级。

3.2 “新基建”促进制造业转型升级的数理分析

基于以上分析，“新基建”可以通过全面降低生产中各方面成本助推制造业转型升级，故以下分析以运输成本为例，利用新经济地理理论，将“新基建”引入“冰山成本”，结合 D-S 模型分析“新基建”的规模对制造业发展的促进作用。

假设有 R 个独立地区的经济体，每个地区均只存在农业和制造业，农业处于完全竞争环境，且生产单一的同质产品，制造业在收益递增和完全竞争的条件下生产差异化产品。假定存在大量潜在的工业产品，故可以将生产环境看成是连续的。

每位消费者对这两类产品具有相同的偏好，效应由柯布-道格拉斯函数表示：

$$U = A^{1-\mu} M^{\mu} \quad (1)$$

式(1)中， M 代表产成品消费量综合指数， A 代表农产品消费量； μ 为常数，代表制成品的支出份额。 $m(i)$ 表示每种制成品的消费量， n 表示制成品种类的范围， ρ 表示消费者对产成品多样性的偏好程度，其中， $0 < \rho < 1$ 。

给定收入 Y 和一组价格， P^A 表示农产品的价格， $P(i)$ 表示每种产成品的价格，则消费者预算约束条件为：

$$P^A \cdot A + \int_0^n p(i)m(i)di = Y \quad (2)$$

根据微观经济学理论，可得每种产成品的消费量为

$$m(j) = \mu Y \frac{[P(j)]^{1/(\rho-1)}}{G^{\rho/(\rho-1)}} \quad (3)$$

式(3)中， G 为产成品的价格指数， $G = [\int_0^n p(i)^{1/(\rho-1)} di]^{(\rho-1)/\rho}$

根据前文所述，假定存在 R 个相互独立的经济体，且每个地区只生产一种产成品，而且所有特定地区生产的产品都是对称的，有相同的技术和价格，用 n_r

表示地区 r 生产的产品的种类数, P_r^M 表示各类产品的出厂价。制成品和农产品可以在不同地区间运输, 但可能会产生运输成本。其运输成本的计算采用冯·杜能和萨缪尔森引进的“冰山”形式。假设产成品从 r 地区运输到 s 地区所花费的运输成本为 $T_{rs}^M(\varphi)$, 其中 φ 表示 r 地区之间的“新基建”的规模, 且 $T_{rs}^M(\varphi) < 0$, 表示运输成本函数为“新基建”规模的减函数, 则可得这种产成品运到消费地 s 的交货价为:

$$P_{rs}^M = P_r^M \cdot T_{rs}^M(\varphi) \quad (4)$$

结合 (3)、(4) 可得 s 地区对 r 地区的产成品的消费需求为:

$$\mu Y_s \frac{[P_r^M \cdot T_{rs}^M(\varphi)]^{1/(\rho-1)}}{G_s^{\rho/(\rho-1)}} \quad (5)$$

$$(5) \text{ 式中, } G_s = [\sum_{r=1}^R n_r [P_r^M \cdot T_{rs}^M(\varphi)]^{\rho/(\rho-1)}]^{(\rho-1)/\rho}$$

其中 Y_s 是 s 地区的收入, 由于冰山成本的存在, 在地区 r 装运的产品必须是 (5) 式的 $T_{rs}^M(\varphi)$ 倍, 可得 s 地区此种产品的总销售量:

$$q_r^M = \mu \cdot \sum_{s=1}^R \frac{Y_s [P_r^M \cdot T_{rs}^M(\varphi)]^{1/(\rho-1)}}{G_s^{\rho/(\rho-1)}} T_{rs}^M(\varphi) \quad (6)$$

假定在完全竞争的环境下, 农业部门以恒定的技术从事生产, 而制造业生产存在规模经济。假设规模经济只在产品种类水平上存在, 不考虑协作经济和范围经济。假设任何制造业产成品的生产技术均相同, 固定投入为 F , 边际投入为 C^M , 且只投入劳动这一种生产要素, 则给定制造业生产数量为 q^M 的任何产品需要的劳动投入为:

$$l^M = F + C^M q^M \quad (7)$$

由于存在选择性偏好、规模经济以及无限种潜在差异产品等原因, 任何一家厂商均不会选择与其他厂商生产同种产品, 这就意味着每种产品只在一个地区由一个专业化厂商生产, 即厂商数目与产品种类数相同。由此 r 地区厂商生产一种产品的利润为:

$$\pi_r = P_r^M q_r^M - \omega_r^M (F + C^M q_r^M) \quad (8)$$

(8) 式中, ω_r^M 表示厂商支付给制造业工人的既定工资率, P_r^M 表示 r 地区产成品的出厂价格。

在价格指数 G_s 给定的情况下, 假定所有厂商选定各自的产品价格。根据利润最大化原则可知对于所有地区 r 生产的产品的均衡出厂价格为:

$$P_r^{M*} = \frac{C^M \omega_r^M}{\rho} \quad (9)$$

在厂商利润函数式(8)中, 均衡生产数量 q_r^{M*} 由需求函数式(6)确定, 得均衡生产数量为:

$$q_r^{M*} = \mu \cdot \sum_{j=1}^R Y_s (P_r^{M*})^{\rho/(\rho-1)} \cdot \left[\frac{T_{rs}^M(\varphi)}{G_s} \right]^{\rho/(\rho-1)} \quad (10)$$

结合式(8)、(9)、(10)可知, 地区 r 的制造业厂商的均衡利润为:

$$\pi_r^* = \mu(1-\rho) \cdot \sum_{j=1}^R Y_s \cdot \left[\frac{P_r^{M*} T_{rs}^M(\varphi)}{G_s} \right]^{\rho/(\rho-1)} - \omega_r^M F \quad (11)$$

由前文 $0 < \rho < 1$, $T_{rs}^{M'}(\varphi) < 0$, 并结合(11)式, 可得:

$$\frac{\partial \pi_r^*}{\partial \varphi} > 0 \quad (12)$$

由式(12)可知, 制造业厂商的预期利润是“新基建”的增函数, 即“新基建”的规模越大, 制造企业的预期利润越大。如果一个地区制造业利润较高, 说明该地区制造业资源配置效率优于其他地区, 高端制造占比较高, 产品附加值也更高。同时, 制造业企业从事生产不仅要求获利, 而且以利润最大化原则为导向, 由于运输成本较低, 制造业企业会将生产区位建立在“新基建”比较完善的地区, 从而获取更高利润。即一个地区“新基建”的发展会吸引制造业向该地区集聚, 通过集聚效应, 推动制造业技术进步, 优化制造业资源配置, 最终实现制造业转型升级。

4 指标测度与现状分析

4.1 新型基础设施建设

4.1.1 指标测度

关于新型基础设施建设方面的定量研究较少,国内学者的测度指标也各不相同。伍先福(2020)等采用统计年鉴中的细分行业固定资产投资指标测度“新基建”,潘雅茹(2020)等用“科学研究”和“信息传输、软件技术服务业”的全社会固定资产投资之和表示“新基建”。

国家发改委明确“新基建”的范围,指出“新基建”按照领域分,可分为信息基建、融合基建、创新基建等。因此,本文依据国家发改委的定义,参考伍先福(2020)的研究,用全社会固定资产投资加以衡量。具体地,用与信息基建、融合基建、创新基建相对应的细分行业全社会固定资产投资近似替代,信息基建(infra1)指新一代信息技术投入,因此,采用信息传输、软件和信息服务业全社会固定资产投资来衡量;融合基建(infra2)指传统基建的智能化应用,故采用传统基建与融合系数的乘积来衡量;创新基建(infra3)指创新及社会公共事物等方面的投入,因此采用科学研究和技术服务业、卫生和医疗全社会固定资产投资之和来衡量,则“新基建”等于信息基建、融合基建、创新基建三者加总求和。之所以用全社会固定资产投资来替代,是因为其来源于社会各界,包括政府预算、社会资本、吸引外资等,代表了社会各界对“新基建”的重视与支持,在一定程度上综合反映了新型基础设施建设规模、结构以及发展速度,与后文的制造业转型升级的测度指标形成投入产出的对应关系。

指标测度中融合系数的计算过程具体如下:

第一步,利用熵权法测度纯新基建^①、传统基础设施^②的发展水平,具体计算过程如下:

^① 纯新基建包括信息基建和创新基建。

^② 传统基础设施建设包括交通运输、仓储和邮政业,水利、环境公共设施管理业,电力、热力、燃气及水的生产和供应业。

$$f(x) = \sum_{i=1}^m a_i x_i \quad (13)$$

$$g(x) = \sum_{i=1}^n b_i y_i \quad (14)$$

(13)、(14)式分别表示纯新基建与传统基础设施建设的发展水平， a_i, b_i 分别为纯新基建与传统基础设施中各细分行业固定资产所占的权重，为无量纲化值，即描述纯新基建和传统基础设施的指标特征的指标值。

接着计算纯“新基建”与传统基建的耦合协调度作为融合系数，耦合协调度的计算过程如下：

$$C = \left\{ \frac{f(x) \times g(y)}{\left[\frac{f(x) + g(y)}{2} \right]^2} \right\}^{\frac{1}{2}} \quad (15)$$

$$D = \sqrt{C \times T}, T = \alpha f(x) + \beta g(y) \quad (16)$$

式(16)中，D为耦合协调度，也就是本文所要求的融合系数，具体测度结果详见附表1和附表2， α 和 β 分别为纯“新基建”和传统基建的权重(熵权法计算发展水平时已算出)，C为耦合度，T为耦合协调发展水平的评价指数。

4.1.2. 现状分析

(1) 三类新型基建投入

如图4.1所示，自2003年以来，信息基建、融合基建和创新基建的全社会固定资产投资均持续上升，可以看出，自2014年以来，三类基建的投入大幅上升，同时，信息领域的高投资强度也带来了显著成效，2018年年底，全国范围内接入网络已经基本实现光纤化；以高铁和轨道交通为代表的融合基建等投资强度显著大于信息基建和创新基建，主要是由于融合基建的包含领域较广，随着其投资大幅增加，公共设施领域服务水平也在显著提高。以上也充分说明5G基建、工业网络平台、数据平台、特高压、城轨交通和人工智能等领域发展前景良好。



图 4.1 2003-2019 年三类新型基建全社会固定资产投资 (亿元)

(2) 七大领域建设现状

“新基建”以新兴技术为支撑，旨在构建智能化基础设施体系，推动经济数字化转型，具体地，又可分为 5G 技术、人工智能、大数据中心、工业互联网、特高压、城际高铁和轨道交通、新能源汽车充电桩等七大领域。

5G 技术是数字时代的发动机，具有效率高、覆盖全、连接广等优势。其中，基站建设是 5G 的核心工程，基站是连接有线通信设备与无线终端的桥梁。据工信部统计，我国 5G 发展前景广阔，至 2019 年末，已经完工的 5G 基站数量超 13 万个。

最近几年，基于“中国智造”的政策福利，我国人工智能领域兴起，发展前景广阔，其中，计算机视觉与语音识别两个研究方向成果颇丰，其技术与实体商品融合催生了新的智能产品。自从 2015 年以来，得益于政府支持和社会资本，我国人工智能发展迅速，数据显示^①，2015 至 2018 年间，我国人工智能产业复合平均增长率为 54.6%，远高于国际平均水平。2013 年，其市场规模为 112.4 亿元，2018 年，其市场规模已达到 415.5 亿元，可知与 2013 年相比年，截至 2018 年末，我国人工智能市场规模翻了两翻。如今，数据可以充当新的生产要素，企业也将增强获取数据的能力纳入未来发展规划，然而，数据库的运算与分析需要载体，这就要求必须创建大数据中心来提高海量数据的运算效率。数据显示^②，2019 年，我国大数据中心总共吸纳全社会投资 3698.1 亿，预测至 2025 年末，

^① 中国信息通信研究院：人工智能市场容量 <https://www.fxbaogao.com/fxdata/tdata?code=RGZN>

^② 中国电子信息产业发展研究院：大数据中心布局应该面向未来 <https://www.ccidgroup.com/info/1105/24186.htm>。

总计吸纳的投资会达到 7070.9 亿元。

构建平台体系是工业互联网的核心工程，互联网平台作为技术载体，可以支撑生产要素广泛连接、柔性生产、资源最优配置，据工信部数据，截至 2019 年底，在重点平台中，平均每个平台连接工业设备 65 万台，显示了工业互联网平台超强的广连接能力，平均注册用户数量达 50 万，这意味着企业弹性供给能力增强，平均工业机理模型数量供给 830 个。

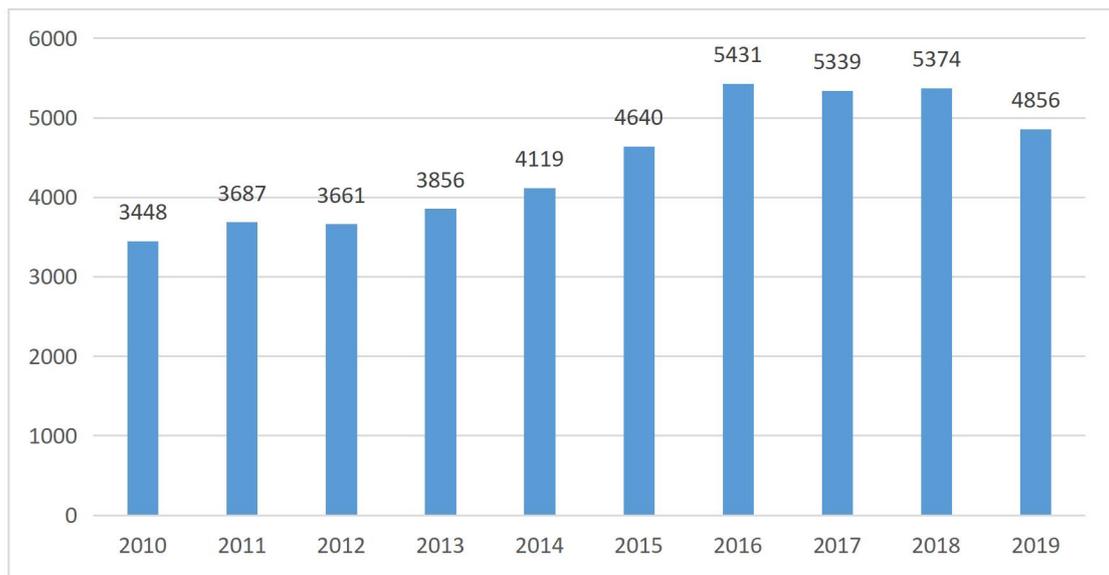


图 4.2 2010-2019 中国电网基本建设工程投资情况 (单位: 亿元)

特高压构建起能源运输大通道，有利于解决我国能源供需不均衡。如图 4.2 所示，自 2010 年来，中国电网基本建设投资规模均在 3400 亿元以上，且呈逐年上升趋势，从建设过程来看，特高压发展可分以下四个阶段，2006 年至 2008 年，是我国特高压的实验阶段，表示我国特高压发展步入正轨；2011 年至 2013 年，其建设迎来首轮高峰，表示其发展迅速；2014 年到 2016 年，其建设再次迎来发展高峰；2018 年至今，是我国特高压建设的第四阶段。

政府倡导绿色发展，环保出行，新能源汽车在此背景下应运而生，备受社会各界关注。至 2019 年年底，全国充电桩数量总共有 121.9 万台，公共充电桩占其总数的比重为 42.33%，私人充电桩占其总数的比重为 57.67%，说明新能源产业能够吸引社会资本投入，具有广阔的发展前景。2020 年前 2 个月，全国新增充电桩数量 2.6 万台；至 2020 年 2 月底，全国充电桩数量累积达 124.5 万台。

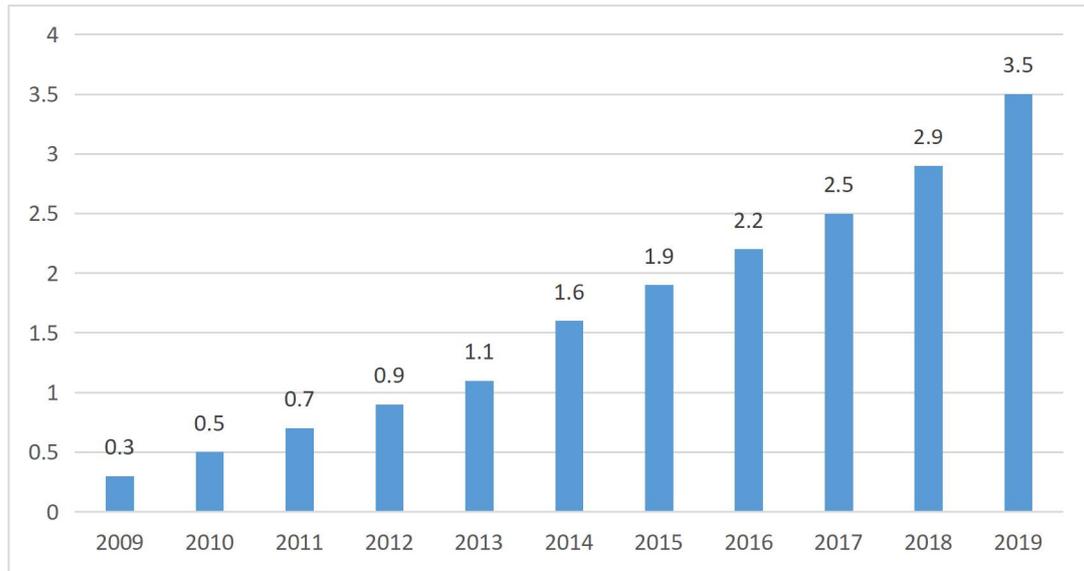


图 4.3 高速铁路营业里程（万公里）

自从京津城际铁路开通以来，铁路运营能力全面提升，交通运输效率显著提升，也带动了经济全面发展。其中，运输密度、铁路旅客、货物周转量等主要运输指标排名全球首位。如图 4.3 所示，我国高速铁路营业里程呈递增趋势，2018 年末我国高速铁路营业里程总计 2.9 万公里，2019 年新建高速铁路投产里程 5474 公里。统计报告显示^①，2018 年年底，我国内地已有 35 个城市的轨道交通投入使用，高效的出行为人们的生活带来了极大的便利，城轨交通共有 185 条线路，其交通路线总长度达 5761.4 千米；2019 年，我国新增 5 个城市开通城轨线路，新增线路总长达 968.77 千米；至 2019 年年底，我国内地总计畅通城轨线路总长达 6730.27 千米。

受益于新基建投资，我国新经济呈现出蓬勃生机。5G 网络建设、大数据中心建设、新能源汽车发展趋势加快，装备和高技术制造业保持高速增长，数字产业化和产业数字化也加快发展。

4.2 制造业发展现状

4.2.1. 制造业发展总体状况

^① 中国城市轨道交通协会：城市轨道交通 2020 年度统计和分析报告
<https://www.camet.org.cn/tjxx/7647>。

我国工业体系完备，拥有制造先进工业用品与生活用品的能力，制造规模排名世界前列。但整体仍偏向价值链低端，产业结构形态与发达国家对比，相对低级；从长期发展来说，远期发展质量和经济效益不高。在迈向制造业强国的道路上任重而道远。

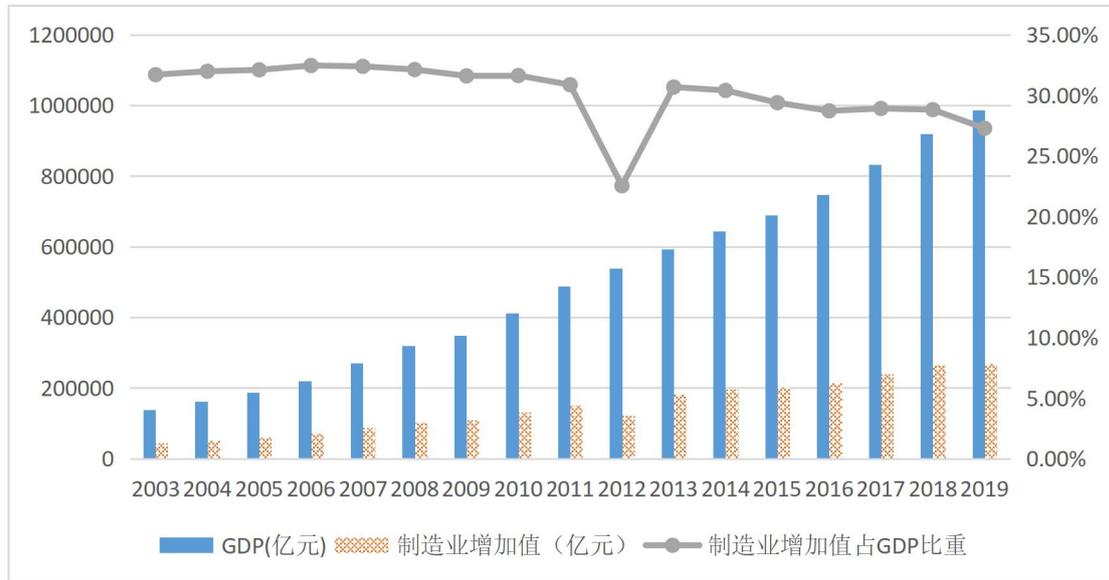


图 4.4 我国国内生产总值与制造业增加值

具备先进制造能力，行业规模不断扩大。如图 4.4 所示，由于我国制造业具有雄厚的基础和低成本的劳动力，增加值保持逐年递增，说明我国制造业紧抓发展机遇，不断开拓市场，为我国深化发展打下了坚实的基础。国内生产总值也保持逐年上升，就制造业增加值占 GDP 的比值而言，除了 2012 仅占 22.53% 之外，其与年份均保持在 30% 以上，即使在 2008 年金融危机发生时期，其比值也在 32% 上下浮动。近年来，随着我国的经济发展模式由粗放式转向集约式，经济整体增长速度放缓，但其比值也仍旧在 30% 上下浮动。除此之外，2019 年中国制造业固定资产投资同比增长 3.1%，规模以上制造业 35.39 万个，资产合计 91.13 万亿元，主营业务收入为 94.36 万亿元，利润总额达到 5.53 万亿元。2019 年，城镇非私人单位制造业从业人员约 3832 万人，占其从业人员总数的 22.34%。充分说明我国仍保持制造业大国的优势地位，且制造业与经济发展二者紧密相连，也与民众生活密不可分。

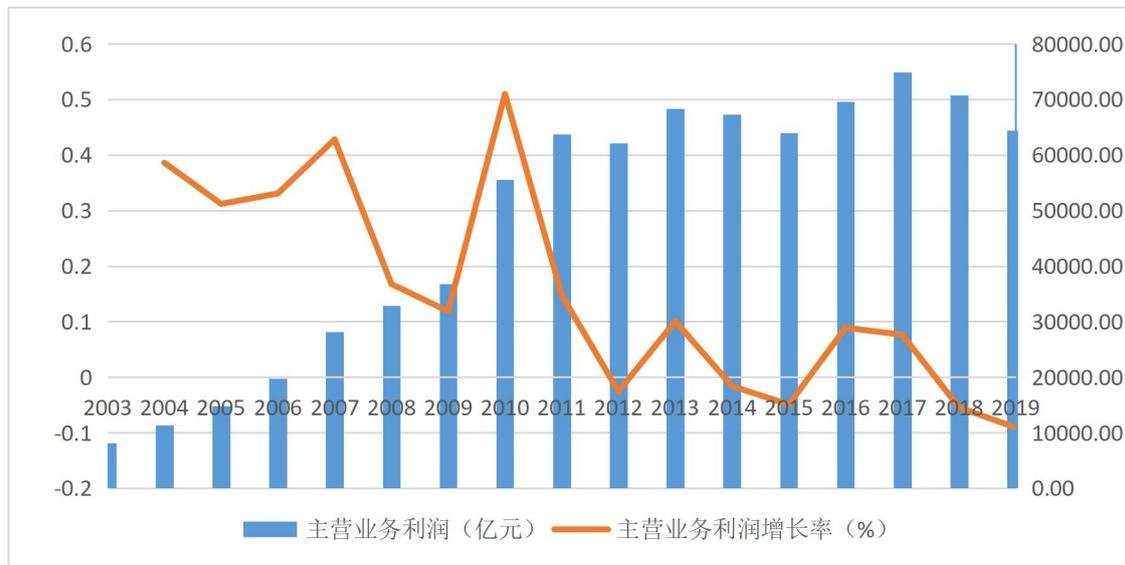


图 4.5 中国制造业主营业务利润及其增长率



图 4.6 中国制造业主营业务利润率

整体仍偏向价值链低端，发展质量效益不高。主要表现在制造业生产效率低效和盈利能力弱。我国的制造业生产效率低于德国的 25%，小于美国的 20%，而且与 OECD 国家平均值相比，所占比值位于 15%-30%之间。这些数据说明，我国产品制造低效，且长期从事低附加值产品生产，处于价值链低端，制造业存在大而不强的现象。由于我国制造业长期定位低端制造，低端锁定压缩了制造业的经济效益，而经济效益可以用主营业务利润率及其增长率来表示。如图 4.5 所示，自 2003 年以来，主营业务利润均呈现了上升趋势，但最近几年，上升趋势放缓，说明我国制造业利润空间已压缩，处于不断维持平稳的现状。自 2010 年以来，

制造业主营业务利润增长率出现回落，直至 2017 年趋于 0 后继续下降，近两年已出现负值，说明我国制造业获利能力减弱，为了适应高质量发展的要求，将资金流向创新部门，增长速度放缓。如图 4.6 所示，其主营业务利润率总体保持 7% 左右。2008 年，由于国际金融危机，我国的进出口业务受到影响，造成制造业发展受限，主营业务利润率持续下滑，但在 2014 年之后又出现上升的趋势。总体来看，主营业务利润率与其增长率的波动情况大致一致。但 2016 年之后，主营业务利润率持续增长，而其增长率却呈下降趋势，这与近年来制造行业的竞争加剧及技术能力不断提升有关。

表 4.1 按照技术水平高低分类的制造业细分行业

低端制造业部门	中端制造业部门	高端制造业部门
农副产品加工业	石油、煤炭及其他燃料加工业	医药制造业
食品制造业	化学原料和化学制品制造业	通用设备制造业
酒、饮料和精制茶制造业	化学纤维制造业	专用设备制造业
烟草制造业	橡胶和塑料制品业	交通运输设备制造业
纺织业	非金属矿物制品业	电气机械和器材制造业
纺织服装、服饰业	黑色金属冶炼和压延加工业	计算机、通信和其他电子设备制造业
皮革、毛皮、羽毛及其制品和制鞋业	有色金属冶炼和压延加工业	仪器仪表制造业
木材加工和木、竹、藤、棕、草制品业	金属制品业	
家具制造业		
造纸和纸制品		
印刷和记录媒介复制业		
文教、工美、体育和娱乐用品制造业		

产业结构形态相对低级，但整体转型趋势向好。表 4.1 为我国低端、中端、高端技术产业^①。根据表 4.1 绘制图 4.7 和图 4.8，在制造业结构形态方面，资源密集型占比较大，说明生产中存在对资源环境的不合理规划；技术密集型占整体的比值较小，这也说明我国长期从事低端生产，缺乏技术探索与改进，需加快转型升级的脚步，但总体上发展趋势向好。

^① 本文结合我国最新《国民经济行业分类标准》（GB/T4754-2017），并借鉴傅元海（2016）等制造业结构分类方法，按照技术水平高低将 28 类制造业产业划分为低端、中端、高端技术产业。

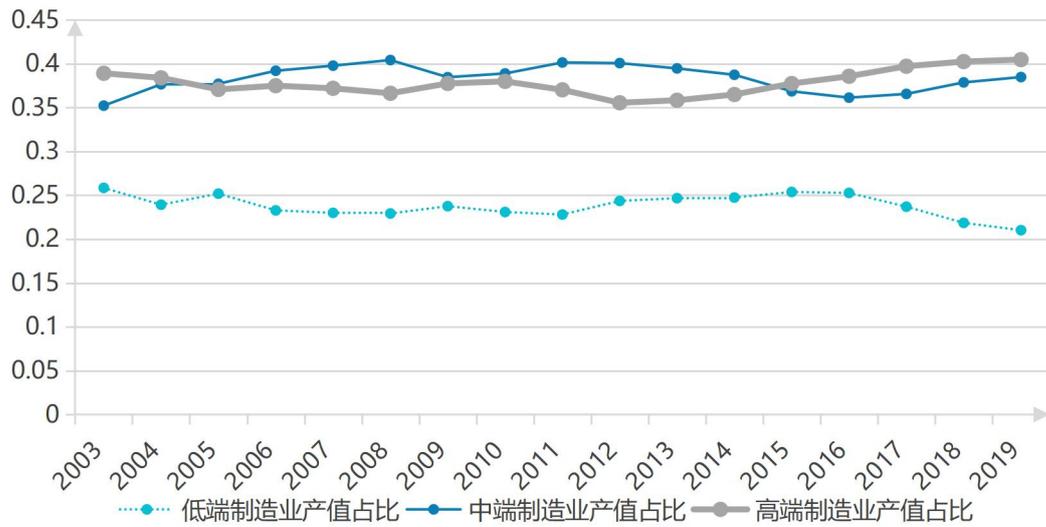


图 4.7 中国制造业结构

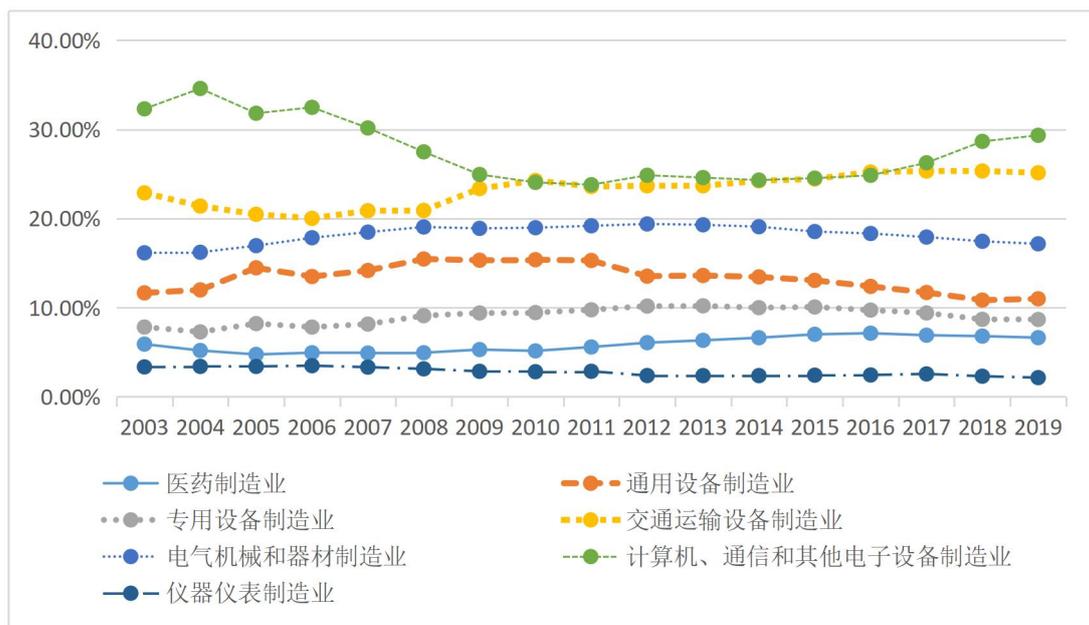


图 4.8 高端制造业分行业产值占比

观察图 4.7，自 2003 年以来，低端制造业产值占整体的比值不断下降，高端制造业和中端制造业产值占整体的比值均持续增大，说明我国的制造业结构正在持续优化，其结构不仅向更高程度攀升，还更加合理化。同时虽然从事低端制造的企业数量多，但其总产值却明显低于中端制造业和高端制造业，说明高端产业的产品附加值高，利润空间大，企业应更注重研发投入，谋求技术创新，从事高端生产，进一步提升核心竞争力，带领整个行业成功转型。2018 年末，我国

高新技术企业数量总计 3.4 万个，与 2013 年相比，其数量增长率为 24.8%，从事高技术研究的职工规模也不断扩大。由图 4.8 可知，医药、交通运输和通信和电子设备业产值占比近年来不断上升，其中，计算机、通信和其他电子设备业产值占我国高端制造业产值的比重保持在 25%以上，2019 年接近 30%。说明我高端制造业占比不断上升的同时，高新技术产品竞争力不断提升，影响也不断扩大。

4.2.2 制造业发展总体趋势

制造业向数字化和智能化转型。数字经济的兴起为制造业转型带来红利，一方面，数字技术与平台的推广应用，促使数字产业等高端产业不断发展壮大；另一方面，大数据中心等新兴技术与传统产业融合发展，可以对传统制造业进行宽领域、全链条、多角度的改造升级。数据显示^①，2019 年中国数字产业化的增加值为 7.1 万亿元，而产业数字化的增加值为 28.8 万亿元，其中，数字经济对工业的渗透率为 19.5%，而数字经济对服务业的渗透率为 37.8%。可以看出，制造业的数字化升级有较大的上升空间，有望进一步加快数字经济与制造业协同发展。同时，制造业智能化转型也应被纳入发展规划，做好统筹设计。智能制造不仅提升制造效益，还能降低生产环节中的能源消耗与资源浪费，实现绿色生产。因此，需加快新兴技术成果转化，促进数字技术赋能传统产业，重塑传统制造生产流程，加快传统产业智能化、数字化转型，为建设强国、数字中国奠基。

侧重补技术短板，实现核心的竞争性技术自主可控。完善国内供给链条，攻克关乎国家安全的关键技术，确保出现极端情况时，国内经济循环畅通且运行良好。“十四五”期间，我国制造业发展的重点是攻克关键核心技术，确保国内产业链条完整，在面临突发事件时，可以保障国内产品供给安全。同时，制造业在未来的战略规划中应重点关注区块链、智能芯片、数字技术、智能设备、智慧能源以及航空航天等新兴领域。

培育完整产业链，打造先进制造业集群。相对而言，我国制造业拥有独特的优势，首先拥有完备的体系，包括 31 个细分行业；其次，劳动力资源丰富，高新技术人才培养机制健全，科研成果转换率高；最后，还拥有强大的内需市场。需发挥制造业的“长板”优势，一方面持续发挥城际轨道、信息技术、智能设备、

^① 据中国信息研究院报告：数字产业化市场规模变化
<https://www.fxbaogao.com/data>。

智慧能源等领域的全产业链优势，通过新型基础设施建设畅通产业链的重要节点，提高生产要素的优化效率，提升发展质量，增强我国对国际产业链的影响力；另一方面，重点规划国际型产业集群，在经济高质量发展的政策引导下，培育以区域为中心、开展战略合作、共享研发成果、细分行业间融合发展的制造业集群。

5 “新基建”影响制造业转型升级的实证研究

5.1 模型设定、变量说明与数据选取

5.1.1 模型设定

从第三章的理论分析和数理推导可知，“新基建”通过促进技术进步效应、资源配置效应、空间集聚效应的发挥，推动我国制造业转型升级。为了进一步实证检验前文的理论机制，需先构建合适的计量模型。采用实证分析解释多变量间的因果关系时，最常用的模型是普通最小二乘法。因此，结合本文的研究，初步设定如下普通面板计量模型：

$$mut_{it} = \alpha + \beta_1 infra_{it} + \beta_2 ind_{it} + \beta_3 scale_{it} + \beta_4 urb_{it} + \beta_5 wage_{it} + \varepsilon_{it} \quad (17)$$

式(17)中，mut表示我国制造业转型升级，infra为新型基础设施规模，是本文的核心解释变量，ind、scale、urb、wage为控制变量，i代表省份，t代表年份； β_1 表示新型基础设施规模的回归系数， β_2 - β_5 分别为控制变量的系数， ε_{it} 为随机误差项。

由前文的理论分析也可知，在“新基建”促进我国制造业转型升级的过程中，空间因素不可忽视，为了更加准确评估“新基建”对制造业转型升级的影响，也需设定空间模型，常用的模型主要有空间自回归模型(SAR)、空间误差模型(SEM)空间自相关模型(SAC)。本文借鉴以往学者的做法，设定如下空间计量面板模型：

空间自回归模型(SAR)：

$$mut_{it} = \rho W mut_{it} + \beta_1 infra_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it} \quad (18)$$

空间误差模型(SEM)：

$$mut_{it} = \beta_1 infra_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \delta_{it} \quad (19)$$

空间自相关模型(SAC)：

$$mut_{it} = \rho W mut_{it} + \beta_1 infra_{it} + X_{it} \beta + \varepsilon_{it}, \quad \varepsilon_{it} = \lambda W \varepsilon_{it} + \delta_{it} \quad (20)$$

其中，W为空间权重矩阵，mut表示我国制造业转型升级，infra为新型基

基础设施规模, X_{it} 表示控制变量集合; ρ 为制造业转型升级的空间滞后系数, λ 为空间误差相关系数, 当 $\lambda=0$ 时, SAC 模型可退化为 SAR 模型, $\rho=0$, 空间自相 SAC 模型可退化为 SEM 模型。

5.1.2 变量说明与数据选取

(1) 被解释变量: 制造业转型升级 (mtu)。制造业的转型升级指通过技术进步提升制造业的制造效率和经济效益, 改进生产方式, 提高中高端制造占比, 故根据本文对制造业转型升级的理解, 制造业转型升级最终在产出成果方面表现为产品附加值的提升, 参考王治、王耀中(2010)的研究, 本文用工业增加值来衡量制造业转型升级, 工业增加值是企业在生产活动中新创造的价值, 综合体现了产业在发展中整合资源、投入要素、实现收益的能力。如果地区工业增加值越高, 说明该地区产品附加值越高, 技术和知识密集型企业占比高, 制造业整体结构更加合理与高级。

(2) 核心解释变量: 新型基础设施发展水平 (infra), 信息基建 (infra1), 融合基建 (infra2), 创新基建 (infra3)。关于“新基建”的测度, 伍先福 (2020) 和潘雅茹 (2020) 等采用具体行业的全社会固定资产投资加以衡量。因此, 本文依据国家发改委的定义, 参考伍先福 (2020) 的研究, 采用对应行业全社会固定资产投资近似替代, 关于“新基建”、信息基建、融合基建、创新基建的数据选取与计算方法详见章节 4.1.1。对应行业的全社会固定资产代表了社会各界对新型基础设施建设的重视与投入, 在一定程度上综合反映了新型基础设施建设规模、结构以及发展速度。

2003 年 10 月, 秦沈铁路作为我国首条客运专线铁路正式开通, 在中国高速铁路发展史上具有极其重要的地位, 2006 年, 我国特高压建设进入第一实验阶段, 高铁、特高压作为融合基建的代表, 说明融合基建开始发展; 2009 年, 物联网被正式列为国家五大新兴战略性产业之一, 写入了十一届全国人大三次会议政府报告, 此后, 以物联网为代表的信息基建发展起来, 同时, 2003 年也是国家统计局国民经济行业口径发生变化的时点。因此本文采用 2003-2019 年省级面板数据进行后文实证研究。

(3) 控制变量: 产业结构 (ind), 产业结构的高度和合理决定了产业基础,

也为制造业的转型升级奠定物质基础,本文使用第二产业增加值与 GDP 的比重表示该地区产业结构;厂商规模(scale),当一个经济体处于较小规模时,由于部门内分工简单,越有利于实现转型,厂商规模用规模以上工业总产值与 GDP 的比值表示;城市化水平(urb),代表一个地区的经济发展水平,良好的外部环境吸引各类生产要素不断流入,降低企业运营的各项成本,越有利于制造业转型,本文用非农人口所占比重表示;工资水平(wage),用全省职工平均工资表示,一个地区的平均工资越高,说明该地区的福利保障健全,越容易引进高端人才。

表 5.1 变量描述性统计

变量名称	观测值	均值	标准差	最大值	最小值
mtu	527	8.145	1.380	2.62	10.58
infra	527	6.131	1.423	2.18	8.88
infra1	527	4.023	1.040	-0.87	6.15
infra2	527	5.814	1.599	0.97	8.76
infra3	527	3.582	1.364	0.05	6.92
ind	527	0.450	0.085	0.16	0.66
scale	527	1.173	0.456	0.06	2.35
urb	527	0.523	0.149	0.21	0.9
wage	527	10.484	0.673	8.9	12.02

表 5.1 为文中各变量的描述性统计。本文的样本数据为 2003-2019 年中国省级数据。对固定资产投资以 2002 年固定资产投资价格指数为基期进行平减处理^①,除了产业结构、工业化程度及城市化水平,其余变量均做对数处理^②(因产业结构、厂商规模及城市化水平均采用比值计算,已消除量纲影响,且数值较小,不宜取对数)。少量缺失数据根据历年数据进行估计。

5.2 空间自相关性检验与模型选择

5.2.1 空间自相关性检验

常用于检验空间自相关性的空间矩阵主要有地理邻接矩阵和地理距离矩阵,

^① 为了消除价格因素的影响

^② 为了剔除量纲和异方差的影响

文中用 W1 表示地理邻接矩阵，用 W2 表示地理距离矩阵，地理距离矩阵的元素用对应地区几何中心距离平方的倒数来表示，几何中心距离使用样本地区的经纬度计算，其对角线元素为“0”。因此，在之后的实证分析中，采用可反映空间溢出效应的 W1 矩阵和 W2 矩阵检验“新基建”对我国制造业转型升级的影响。莫兰指数是检验样本数据是否具有空间相关性的常用指标，其检验原理是验证相邻地区的变量是否有相近的取值。莫兰指数（Moran, 1950）的表达式为：

$$I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{S^2 \sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij}} \tag{21}$$

式(21)中， $S^2 = \frac{\sum_{i=1}^n (x_i - \bar{x})^2}{n}$ ，为样本方差， $\bar{x} = \frac{1}{n} \sum_{i=1}^n x_i$ 为样本均值， w_{ij} 为权重矩阵中的元素，莫兰指数大于 0，代表样本数据存在正空间相关性，莫兰指数小于 0，代表样本数据存在负相关性，莫兰指数接近于 0，代表样本数据无空间相关性，变量的空间分布趋于随机。

想要借助空间计量模型进行实证检验，应先对制造业转型升级（mtu）进行空间相关性检验，制造业转型升级（mtu）的莫兰指数（MoranI）如表 5.2 所示。

表 5.2 制造业转型升级变量全局空间自相关检验结果

年份	变量	莫兰指数 I	莫兰指数期望值 E(I)	标准差 SD(I)	正态性统计量 Z	P 值
2003	mtu	0.275	-0.033	0.111	2.780	0.005
2004	mtu	0.268	-0.033	0.110	2.739	0.006
2005	mtu	0.264	-0.033	0.109	2.720	0.007
2006	mtu	0.254	-0.033	0.109	2.640	0.008
2007	mtu	0.257	-0.033	0.109	2.672	0.008
2008	mtu	0.242	-0.033	0.108	2.553	0.011
2009	mtu	0.252	-0.033	0.108	2.633	0.008
2010	mtu	0.235	-0.033	0.107	2.502	0.012
2011	mtu	0.227	-0.033	0.107	2.434	0.015
2012	mtu	0.224	-0.033	0.107	2.401	0.016
2013	mtu	0.223	-0.033	0.107	2.393	0.017
2014	mtu	0.220	-0.033	0.108	2.355	0.019
2015	mtu	0.240	-0.033	0.109	2.510	0.012
2016	mtu	0.257	-0.033	0.110	2.640	0.008
2017	mtu	0.283	-0.033	0.111	2.855	0.004
2018	mtu	0.275	-0.033	0.112	2.763	0.006
2019	mtu	0.274	-0.033	0.112	2.749	0.006

观察表 5.2，制造业转型升级（mtu）的莫兰指数均大于 0，且均通过了 5% 水平下的显著性检验，这表明中国省级层面的制造业发展具有较强的正向空间溢出，即制造业发展水平高的地区相邻，或者发展水平低的地区相邻。对于局部地区，如图 5.1 所示的局部 Moran 散点图，观察局部 Moran 散点图，发现被解释变量大多数位于第一、三象限，说明我国制造业转型升级变量“高-高”与“低-低”的空间联系形式比较普遍，印证我国制造业发展存在空间集聚性，若不考虑制造业发展的空间效应，估计结果可能会出现偏差。

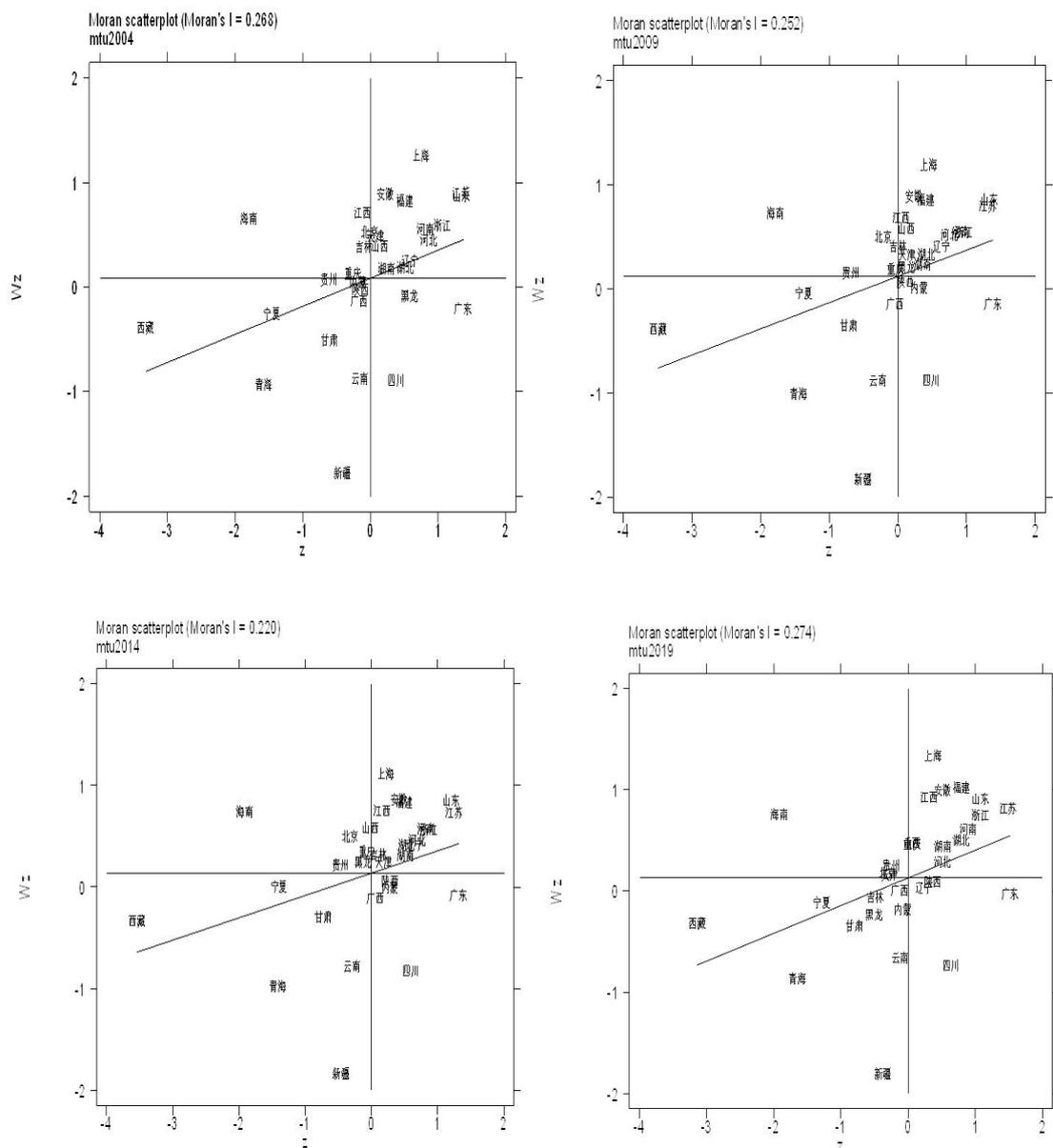


图 5.1 2004-2019 年我国各省（市、自治区）制造业转型升级变量 Moran 散点图

5.2.2 模型选择

初步经过空间相关性检验,可知,在我国制造业转型升级过程中,存在明显的空间效应。说明普通面板回归可能会导致估计结果出现偏差,不适合本文研究。为了更加准确评估“新基建”对制造业转型升级的影响,需采用空间模型进行实证,为了确定本文所设空间模型是否适合,还需进行 LM、LR 检验。

表 5.3 LM、LR、Hausman 检验

检验统计量	W1		W2	
	统计值	P 值	统计值	P 值
LM 检验				
Spatial error:				
Lagrange multiplier	502.369	0.000	963.407	0.000
Robust Lagrange multiplier	174.107	0.000	606.837	0.000
Spatial lag:				
Lagrange multiplier	388.999	0.000	458.57	0.000
Robust Lagrange multiplier	60.738	0.000	102.001	0.000
LR 检验				
LR_spatial_lag	4.54	0.0331	14.86	0.0213
LR_spatial_error	15.82	0.0001	29.68	0.0000
Hausman 检验				
Prob>=chi2	64.41	0.0000	34.4	0.0000

本文分别使用矩阵 W1 和矩阵 W2 进行 LM、LR 检验。其结果如表 5.3 所示,在 LM 检验中,空间自回归模型与空间误差模型均通过 1% 的显著性检验,接着通过似然比检验(LR)判断空间模型是否稳健,检验结果显示,LR_spatial_lag 值通过了 5% 的显著性检验,LR_spatial_error 值通过了 1% 的显著性检验,说明空间自相关模型不可退化为空间自回归模型或空间滞后模型,故空间计量模型比较稳健,其实证结果具有可参考性。最后,据 Hausman 检验,原统计值为 64.41,在 1% 的显著性水平上拒绝了原假设,应选择固定效应模型。

检验结果证实上文所设空间计量模型适于本文研究,同时为使实证结果更加全面、可靠,本文最终选择 SAR 模型、SEM 模型和 SAC 模型进行实证分析,首先采用矩阵 W1 进行实证检验,接着变换空间矩阵,使用矩阵 W2 进行稳健性检验。

5.3 实证分析

5.3.1 基准回归结果

表 5.4 列出了基于所选模型的实证结果。观察表 5.4 模型(1)和(2)，可知空间自回归系数 ρ 分别为 0.2571 和 0.6125，且均通过了 1% 的显著性检验，初步表明我国制造业的转型升级具有明显的空间溢出效应。此外，从表 5.4 中还可发现，“新基建” (infra) 的估计系数在 0.2024-0.2438 之间，且均通过了 1% 显著性检验，这初步表明，一个地区“新基建”的高水平发展促进了该地区制造业转型升级，证实了本文的理论假说，“新基建”可以通过促进技术进步效应、资源配置效应、空间集聚效应的发挥，对制造业转型升级产生正向溢出。

表 5.4 “新基建”对我国制造业转型升级的影响

指标	SAR	SAC	SEM	SAR	SAC	SEM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infra	0.2433*** (0.0212)	0.2024*** (0.0217)	0.2438*** (0.0222)	0.0528*** (0.0130)	0.0515*** (0.0131)	0.0476*** (0.0135)
ind				3.6653*** (0.0997)	3.6788*** (0.0999)	3.6498*** (0.1001)
scale				-0.0722*** (0.0219)	-0.0716*** (0.0222)	-0.0779*** (0.0234)
urb				1.4100*** (0.2045)	1.4414*** (0.2085)	1.6515*** (0.2055)
wage				0.1124*** (0.0360)	0.1109*** (0.0357)	0.1037*** (0.0348)
ρ	0.2571*** (0.0509)	0.6125*** (0.0643)		0.1948*** (0.0323)	0.1707*** (0.0427)	
λ		-0.5913*** (0.1136)	0.2290*** (0.0591)		0.0777 (0.0812)	0.2937*** (0.0576)
R^2	0.6953	0.5432	0.7538	0.6212	0.6170	0.5922
r2_b	0.9009	0.8353	0.8869	0.6101	0.6061	0.5810
r2_w	0.8215	0.8295	0.8054	0.7449	0.7321	0.6753
Log-L	243.4944	249.8668	238.8049	610.2353	610.878	604.5966
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	527	527	527	527	527	527

注：括号内为 t 值，*、**、*** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 5.4 中模型 (4)-(6) 在模型 (1)-(3) 的基础上进一步控制了产业结构(ind)、工业化程度(scale)、城市化水平(urb)、工资水平(wage)等变量。其估计结果与模型(1)-(3)高度一致,制造业转型升级的空间外溢效应仍存在,且“新基建”(infra)的估计估计系数显著大于 0,这进一步印证了“新基建”对地区制造业转型升级的提升作用。首先,“新基建”本身的技术和特征属性为制造业的技术进步提供了新的生产要素和创新环境,创新部门以其为依托进行产品和技术改进;“新基建”还极大地降低了生产运作中的各项成本,便于制造业将更多的资金投向产品与技术创新,由于技术进步效应,带来制造业部门劳动生产率、生产效益不断提升,促进制造业转型升级。其次,“新基建”推动区域间各类生产要素流动,加快内外部资源与信息交换,资源配置效应的发挥,使制造业实现供需匹配,降低企业库存,提升经济效益;另外,“新基建”还可赋能于传统生产要素,大数据、物联网等将客户、网络、计算、物理环境等传统要素深度融合,实现从产品设计到生产分配各环节端对端的集成,从质上提升了制造业的运作效率,由此,高效、精准的要素配置推动了制造业转型升级。最后,“新基建”为一个地区经济发展提供了适宜的外部环境,并且降低了各类要素和商品的运输成本,引起制造业在新型基础设施建设水平较高的地区集聚。一方面,产业集聚会产生知识溢出,而“新基建”又加快了这种知识扩散,企业可以充分利用有利溢出进行技术模仿和技术深化,同时还会带来高技术人才集聚,为企业研发提供智力支持,提高生产成果的转化率;另一方面,在集聚效应下,企业不仅享有区域和品牌优势,吸引更多的批发商和投资者,而且还利于开展纵向与横向的分工协作,提高生产要素的配置效率,优化产业结构,进而推动制造业成功转型升级。

同时,从表 5.4 中还可发现,产业结构(ind)均通过了 1%的显著性检验,即第二产业占比的增加显著影响制造业的转型升级,第二产业的技术高度和合理占比决定了我国整体的产业基础,合理的产业基础有助于制造业进一步转型升级。厂商规模(scale)也均通过了 1%的显著性检验,且估计系数为负,说明厂商规模越大,部门间的分工协作越复杂,部门间的沟通成本越高,信息传递存在滞后,而且用于转型升级的各项支出就越多,越不利于该企业转型升级。城市化水平(urb)的影响系数在 1.4100-1.6515 之间,均通过了 1%的显著性检验,城市化水平直接或间接地反映该地的发展环境,发展环境越好,说明本地区的医疗、卫生、

交通等基础设施越完善,有利于吸引人才、资本等生产要素流入,也吸引与企业有直接利益关系的上下游企业扩建,产生集聚效应,进一步降低制造业的各项运营成本,使资金流向创新部门,提升创新能力,推动其转型升级。工资水平(wage)对制造业转型升级的影响为正且通过1%的显著性检验,一个地区的职工工资越高,对人才的吸引力越大,人才是企业创新发明和改进生产方式的基础和保障,同时人才的流动也有利于各类生产资源的合理高效配置,有利于该地区制造业转型升级。

表 5.5 各变量对制造业转型升级的影响分解

变量	SAR			SAC		
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
	总效应	直接效应	间接效应	总效应	直接效应	间接效应
infra	0.0664*** (0.0166)	0.0538*** (0.0134)	0.0126*** (0.0039)	0.0631*** (0.0169)	0.0524*** (0.0136)	0.0107*** (0.0044)
ind	4.5665*** (0.2092)	3.6963*** (0.0971)	0.8702*** (0.1717)	4.4577*** (0.2488)	3.7026*** (0.0970)	0.7551*** (0.2191)
scale	-0.0869*** (0.0256)	-0.0705*** (0.0211)	-0.0164*** (0.0053)	-0.0839*** (0.0256)	-0.0698** *	-0.0140*** (0.0057)
urb	1.7429*** (0.2385)	1.4128*** (0.1995)	0.3301*** (0.0696)	1.7317*** (0.2338)	1.4415*** (0.2032)	0.2902*** (0.0817)
wage	0.1402*** (0.0429)	0.1135*** (0.0344)	0.0267*** (0.0097)	0.1345*** (0.0418)	0.1117*** (0.0341)	0.0228*** (0.0098)

注: 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

当存在空间溢出时,某因素的变化不仅会引起本地区制造业转型升级,同时也会对邻近区位产生影响,并通过循环累积作用引起制造业的深化升级。故可进一步将解释变量对被解释变量的影响分解为直接效应和间接效应。表 5.5 列出了基于表 5.4 模型(4)和模型(5)的各变量对地区制造业转型升级影响的分解结果。总体而言,两种模型下各个因素对地区制造业转型升级的影响方向和显著性水平比较接近。就“新基建”水平而言,本地“新基建”发展水平对本地制造业转型升级的影响为正值(即直接效应分别为 0.0538、0.0524),本地“新基建”水平对相邻区域制造业转型升级的影响也为正值(即间接效应分别为 0.0126、0.0107),间接效应为正则表明本地区“新基建”水平对相邻区域的制造业发展

产生正向影响用，这是因为伴随着本地区“新基建”水平的提高会促进周边地区的“新基建”水平协同提升，一方面“新基建”具有网络性和外部性，在对本地区产生正向溢出的同时也对相邻地区产生正向溢出，吸引周围创新人才及生产要素流入本地区和相邻地区，在提升企业资源配置效率的同时促进技术升级，另一方面产业集聚会产生集聚效应，降低本地区和相邻地区企业生产经营中的各类成本，进而协同促进本区位与邻近区位制造业转型升级。从表 5.5 中还可知：产业结构、城市化水平、工资水平等变量的直接效应和间接效应均显著为正，这表明本地区产业结构的合理化、城市化水平的提升及人均工资的提高不仅有利于促进本地区制造业转型升级，还有利于促进相邻区域的制造业转型升级。

5.3.2 异质性分析

考虑到各区域初始禀赋与经济发展存在差异，且不同类型的基建可能对制造业转型升级的影响也存在差异，故本节从区域分布与基建类型两方面进行异质性分析。首先将样本数据划分为东、中、西三个区域^①，依次使用表 5.4 拟合较好的模型(4)和(5)对三大区域进行实证检验；接着将其划分为信息基建、融合基建和创新基建三种类型^②，同样依次使用表 5.4 拟合较好的模型(4)和(5)对三种基建进行实证检验；最后对检验结果进行详细分析。

表 5.6 分别为东、中、西部地区的回归结果。东部“新基建”的回归系数分别为 0.1510、0.1466，中部的回归系数分别为 0.0176 和 0.0635，西部的回归系数分别为 0.0623 和 0.0654，除了中部有一个模型未通过显著性检验，其余均通过 1%的显著性检验，总体来说，“新基建”对制造业转型升级的贡献系数由高到低依次为东部、西部和中部。究其原因，东部地区经济发展水平本身较高，集聚高技术人才与优质生产资源，一方面，东部地区“新基建”水平优于中、西部，进一步加大“新基建”投入，有利于实现技术突破，对东部制造业转型升级产生正向溢出；另一方面，“新基建”加强了东部地区与其他区域的信息交换，先发经济优势吸引了优质人才、资本流入，促进东部制造业转型升级。对于中部地区，“新基建”加剧东部地区的先发优势所造成的“虹吸效应”，进一步加剧中部地

^① 依据国家统计局官方网站公布的《第四次全国经济普查公报》的区域划分，具体划分见 www.stats.gov.cn/tjsj/zxfb/201911/t20191119_1710340.html

^② 依据国家发改委对“新基建”的划分，详见 <http://it.people.com.cn/n1/2020/0420/c1009-31680461.html>

区的人才、资本流出,同时中部地区的技术水平、产业基础优于西部地区且低于东部地区,所以“新基建”更多在于促进中部中端制造业的发展,导致对本地工业增加值的促进作用不如东、西部显著。西部地区具有低成本优势,“新基建”的发展吸引了其他地区追求低成本的资本流入,同时西部地区劳动密集型企业较多,“新基建”对其技术溢出空间较大,导致“新基建”对制造业转型升级的促进作用高于中部地区,但不如东部地区。东、中部地区的空间自回归系数 ρ 显著为正,且中部大于西部,说明中部制造业发展的空间溢出效应大于东部,这是因为中部地区实际涉及双向溢出,对东部、西部的制造业发展均产生影响,这也解释了中部“新基建”对制造业的促进作用不如西部,同时西部的空间溢出效应不明显,这也说明西部的经济发展水平没有中、东部地区高,劳动密集型产业居多,与自主创新相比,更多是接受其他地区的技术正向溢出,对相邻地区的溢出较少。

表 5.6 分地区“新基建”对制造业转型升级的影响

指标	东部		中部		西部	
	SAR	SAC	SAR	SAC	SAR	SAC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infra	0.1510*** (0.0219)	0.1466*** (0.0220)	0.0176 (0.0232)	0.0635*** (0.0226)	0.0623*** (0.0198)	0.0654*** (0.0193)
ind	2.9186*** (0.2675)	3.0137*** (0.2745)	4.3516*** (0.1717)	4.2049*** (0.2184)	3.6451*** (0.1466)	3.6689*** (0.1478)
scale	-0.1128*** (0.0339)	-0.1095*** (0.0344)	-0.1113*** (0.0404)	-0.1315*** (0.0349)	-0.0561 (0.0446)	-0.0454 (0.0465)
urb	0.0591 (0.3388)	0.0271 (0.3365)	0.0012 (0.4330)	-0.7700** (0.3349)	3.4516*** (0.3797)	3.4500*** (0.3644)
wage	-0.1297** (0.0600)	-0.1382** (0.0588)	-0.0132 (0.0674)	-0.0266 (0.0625)	0.2404** (0.0480)	0.2265*** (0.0498)
ρ	0.1490** (0.0602)	0.0801 (0.0860)	0.2736*** (0.0421)	0.4203*** (0.0552)	-0.015 (0.0607)	0.0338 (0.0648)
λ		0.1278 (0.1075)		-0.4803*** (0.1077)		-0.2174* (0.1320)
R^2	0.5305	0.5065	0.0010	0.0016	0.5222	0.5251
r2_b	0.7513	0.7387	0.1108	0.3065	0.4143	0.4196
r2_w	0.0161	0.0401	0.0026	0.0194	0.9649	0.9669
Log-L	221.2220	221.9352	178.2409	186.0603	281.1600	282.5437
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	187	187	136	136	204	204

注: 括号内为 t 值, *, **, *** 分别表示 10%、5%、1% 的显著性水平。

表 5.7 基于基建类型的异质性分析

指标	SAR	SAC	SAR	SAC	SAR	SAC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infra1	0.0157** (0.0078)	0.0137* (0.008)				
infra2			0.0320*** (0.0109)	0.0314*** (0.011)		
infra3					0.0262** (0.0116)	0.0242** (0.0118)
ind	3.7439*** (0.0994)	3.7552*** (0.0991)	3.6640*** (0.1019)	3.6817*** (0.1017)	3.7538*** (0.0995)	3.7656*** (0.0991)
scale	-0.0664*** (0.022)	-0.0657*** (0.0224)	-0.0667*** (0.0219)	-0.0660*** (0.0223)	-0.0754** (0.0225)	-0.0734** (0.023)
urb	1.6918*** (0.1911)	1.7370*** (0.1959)	1.5707*** (0.1977)	1.6084*** (0.2014)	1.6293*** (0.1962)	1.6735*** (0.2013)
wage	0.1225*** (0.0363)	0.1199*** (0.036)	0.1253*** (0.036)	0.1222*** (0.0357)	0.1296*** (0.0361)	0.1267*** (0.0359)
ρ	0.2205*** (0.0325)	0.1877*** (0.0472)	0.1925*** (0.0329)	0.1589*** (0.0444)	0.2123*** (0.0322)	0.1786*** (0.0459)
λ		0.091 (0.0867)		0.1012 (0.0814)		0.0966 (0.0860)
R ²	0.5281	0.5217	0.5851	0.581	0.5571	0.5508
r ² _b	0.5003	0.4954	0.5598	0.5571	0.523	0.5185
r ² _w	0.6668	0.6507	0.7441	0.727	0.7352	0.7156
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Log-L	603.9204	604.6909	606.3452	607.3612	604.4773	605.3355
N	527	527	527	527	527	527

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 5.7 分别为信息基建、融合基建和创新基建的回归结果。可以发现，信息基建的估计系数为 0.015 和 0.0137，融合基建的估计系数为 0.0320 和 0.0314，创新基建的估计系数为 0.0262 和 0.0242，且均通过了显著性检验。不

同基建对制造业发展的影响系数由高到低依次为融合基建、创新基建和信息基建。融合基建更侧重于新型技术的场景应用，智能产品的出现，更改了商品的交易场景和时间，同时也激发了新的销售模式，比如，抖音直销，快手带货，粉丝经济等，为质优价廉的产品拓宽了销路，从需求端降低了企业的库存，高效、精准的供需匹配推动了制造业资源合理化配置。随着创新基建的市场化推广，运算和网络能力得以拓展，制造业创新部门以其为基础进行技术创新，技术创新的投入产出需要时间周期，故其对制造业转型升级的影响没有融合基建那么明显。信息基建将供应、生产、销售、消费连成一个有机网络，使各方的沟通和信息处理效率提升，极大地降低了生产运作中的管理成本、原料采购成本以及合同签订前的交易成本，为制造业的技术进步提供了新的生产要素和创新环境，信息基建只是间接地影响制造业的技术进步，故其对制造业转型升级的影响弱于直接促进制造业技术进步的创新基建。

5.3.3 稳健性检验

稳健性检验的方法不一，如更换空间权重矩阵，更换估计方法及解释变量等，最终是为了确保基准回归结果具有一般性和稳健性。本文选择变换空间权重矩阵，即将基准回归中的空间相邻矩阵 $W1$ 变换为空间距离矩阵 $W2$ ，空间距离矩阵在相邻的基础上进一步考虑了距离因素，其结果更为准确。表 5.8 和表 5.9 分别为全国和东、中、西部地区的样本数据的稳健性检验，表 5.10 为基建类型的样本数据的稳健性检验。

由表 5.8 可知，“新基建” (infra) 的估计系数在 0.0612-0.0634 之间，且均通过了 1% 显著性检验，空间自回归系数 ρ 分别为 0.3652 和 0.3714，且均通过了 1% 的显著性检验，表明“新基建”能够显著促进制造业转型升级，且制造业转型升级具有明显的空间溢出，这与表 5.4 的结果高度一致。

由表 5.9 可知，东、西部地区“新基建”的影响系数分别为 0.1603 和 0.1609、0.0575 和 0.0558，且均通过 1% 的显著性检验，中部的影响系数为正，但未通过显著性检验，即“新基建”对制造业转型升级的贡献系数由高到低依次为东部、西部和中部，这与表 5.6 的回归结果一致。尤其对于东、西部地区，要继续优化投资结构，重视“新基建”发展。

表 5.8 稳健性检验（一）

指标	SAR	SAC	SEM	SAR	SAC	SEM
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infra	0.2575*** (0.0208)	0.2580*** (0.0212)	0.2552*** (0.0217)	0.0632*** (0.0130)	0.0634*** (0.0131)	0.0612*** (0.0133)
ind				3.6799*** (0.1010)	3.6792*** (0.1011)	3.6937*** (0.1026)
scale				-0.0780*** (0.0223)	-0.0781*** (0.0223)	-0.0989*** (0.0224)
urb				1.4259*** (0.2122)	1.4210*** (0.2138)	1.7286*** (0.2052)
wage				0.1084*** (0.0364)	0.1089*** (0.0366)	0.1056*** (0.0366)
ρ	0.4663*** (0.0997)	0.4756*** (0.1243)		0.3652*** (0.0826)	0.3714*** (0.0893)	
λ		-0.0244 (0.2002)	0.3536*** (0.1226)		-0.0353 (0.1698)	0.2373* (0.1364)
R ²	0.5699	0.5642	0.7538	0.6349	0.6348	0.6149
r2_b	0.8954	0.8955	0.8869	0.6314	0.6321	0.6005
r2_w	0.8281	0.8282	0.8054	0.8238	0.8268	0.7168
Log-L	240.2835	240.2897	235.2991	601.8561	601.8757	594.448
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	527	527	527	527	527	527

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 5.9 稳健性检验（二）

指标	东部		中部		西部	
	SAR	SAC	SAR	SAC	SAR	SAC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infra	0.1603*** (0.0220)	0.1609*** (0.0222)	0.0139 (0.0238)	0.0325 (0.0237)	0.0575*** (0.0199)	0.0558*** (0.0202)
ind	3.0157*** (0.2690)	3.0258*** (0.2721)	4.4079*** (0.1782)	4.5019*** (0.1792)	3.5970*** (0.1481)	3.6895*** (0.1493)
scale	-0.1238*** (0.0342)	-0.1286*** (0.0346)	-0.1430*** (0.0406)	-0.1612*** (0.0381)	-0.0508 (0.0444)	-0.0439 (0.0456)
urb	-0.0688 (0.3406)	-0.0317 (0.3451)	0.3226 (0.4150)	0.1272 (0.3818)	3.4977*** (0.3662)	3.4596*** (0.3606)
wage	-0.1323** (0.0614)	-0.1351** (0.0629)	-0.0221 (0.0688)	-0.0454 (0.0694)	0.2389*** (0.0475)	0.2366*** (0.0503)
ρ	0.0938 (0.1133)	0.1694 (0.1517)	0.4515*** (0.0745)	0.5169*** (0.0728)	-0.2106 (0.1361)	-0.0253 (0.1403)

续表 5.9 稳健性检验（二）

λ		-0.1577 (0.2154)		-0.3400** (0.1601)		-0.6722*** (0.2543)
R^2	0.5256	0.5181	0.0018	0.0079	0.5174	0.5145
r2_b	0.7389	0.7461	0.0355	0.0909	0.4023	0.4012
r2_w	0.0189	0.0283	0.0081	0.0272	0.9504	0.9639
Log-L	218.6757	218.9397	173.7413	175.6648	282.3173	286.1714
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
N	187	187	136	136	204	204

注：括号内为 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

表 5.10 稳健性检验（三）

指标	SAR	SAC	SAR	SAC	SAR	SAC
	(1)	(2)	(3)	(4)	(5)	(6)
infrac1	0.0142* (0.0079)	0.0140* (0.0080)				
infrac2			0.0413*** (0.0109)	0.0413*** (0.0109)		
infrac3					0.0322*** (0.0118)	0.0326*** (0.0120)
ind	3.7791*** (0.1011)	3.7788*** (0.1010)	3.6728*** (0.1034)	3.6728*** (0.1034)	3.7909*** (0.1008)	3.7906*** (0.1009)
scale	-0.0733*** (0.0227)	-0.0733*** (0.0227)	-0.0729*** (0.0225)	-0.0730*** (0.0225)	-0.0838*** (0.0230)	-0.0841*** (0.0230)
urb	1.8222*** (0.1965)	1.8278*** (0.1985)	1.6158*** (0.2047)	1.6187*** (0.2062)	1.7057*** (0.2034)	1.7017*** (0.2053)
wage	0.1220*** (0.0370)	0.1215*** (0.0371)	0.1236*** (0.0366)	0.1234*** (0.0367)	0.1288*** (0.0368)	0.1294*** (0.0369)
ρ	0.3888*** (0.0834)	0.3814*** (0.0926)	0.3376*** (0.0845)	0.3337*** (0.0921)	0.3912*** (0.0827)	0.3972*** (0.0921)
λ		0.0257 (0.1671)		0.0104 (0.1662)		-0.0307 (0.1751)
R^2	0.5272	0.5268	0.6018	0.6018	0.5655	0.5659
r ² _b	0.4890	0.4885	0.5789	0.5787	0.5286	0.5293
r ² _w	0.7387	0.7358	0.8204	0.8192	0.8182	0.8216
时间固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
省份固定效应	Y	Y	Y	Y	Y	Y
Log-L	591.9033	591.9163	597.4856	597.4885	593.9975	594.0108
N	527	527	527	527	527	527

注：扩号内为 t 值，*、**、***分别表示 10%、5%、1%的显著性水平。

由表 5.10 可知，信息基建基建的估计系数为 0.0142 和 0.0140，融合基建的估计系数为 0.0413 和 0.0413，创新基建的估计系数为 0.0322 和 0.0326，且均通过了显著性检验，说明三种基建均能促进制造业的转型升级。并且基建对制造业转型升级的影响系数由高到低依次为融合基建、创新基建和信息基建，这与表 5.7 的回归结果也高度一致，在“新基建”的组合投资中，应加大对“融合基建”的投入，推广智能融合产品。

综上，对比矩阵 W1 和矩阵 W2 的估计结果，发现二者的检验结果高度一致，证明估计结果具有准确性和稳健性。

6 结论及政策建议

6.1 研究结论

在经济高质量发展的背景下，要转换增长动能、完成制造业转型，需要新引擎助力，本文认为“新基建”可以充当新引擎，为我国制造业转型升级赋能。基于前文理论分析，选取样本数据，检验“新基建”对我国制造业转型升级的影响及其异质性。研究表明：

(1) “新基建”的发展规模对该地制造业转型升级具有明显的正向作用，且制造业转型升级具有显著的空间溢出。一方面，“新基建”本身的技术和特征属性为制造业的技术进步提供了新的生产要素和创新环境，并且极大地降低了生产运作中的各项成本，提升制造业创新能力，由于技术进步效应，使生产方式发生革新，推动制造业转型升级；另一方面，“新基建”在资源配置中提升了制造业各细分产业间、不同区域间的信息流动效率，高效、精准的资源整合推动了制造业资源合理化配置，资源配置效应的发挥，有利于制造业转型升级。

(2) 分区域样本数据回归结果显示，东、中、西部地区“新基建”对制造业转型升级均存在显著促进作用，且贡献系数由高到低依次为东部、西部和中部，再次验证前文推断；东、中部制造业转型升级具有显著的空间溢出，且中部大于西部，同时西部的空间溢出效应不明显。故东部地区应进一步利用“新基建”优势，加大投入，突破技术瓶颈，带动当地制造业转型升级，并对其他地区产生正向溢出；中部地区要不断优化整体产业结构，在发展本地“新基建”规模的同时，有效利用东部地区的正向溢出，提升中高端制造业占比；西部地区应进一步发挥成本优势，吸引资本流入，对接中部地区正向溢出，完成当地制造业转型升级。

(3) 分基建样本回归结果显示，信息基建、融合基建和创新基建对制造业转型升级均存在显著促进作用，且其影响系数由高到低依次为融合基建、创新基建和信息基建。融合基建侧重于新一代信息技术的应用，加强对融合基建的建设可以催生新的消费模式，精准的供需匹配有利于制造业资源整合；技术创新存在时间周期，故其对制造业转型升级的作用不如创新基建明显；信息基建为制造业的创新提供新的生产要素和创新环境，间接促进其技术进步，故其的影响力更弱。

(4) 利用转换空间矩阵的方法对前文实证结果进行再次验证，对比空间矩

阵 W2 和矩阵 W1 的估计结果，发现二者的估计结果基本一致，从而验证本文所得结论具有可靠性。

6.2 政策启示

通过理论与实证研究证实，“新基建”的确有助于我国制造业转型升级，在面临发达国家实行高端制造回归政策，发展中国家竞争中低端市场时，要实现我国产业高质量发展，需要充分利用和发挥“新基建”优势。故基于前文研究结论和对文章整体研究的把握和理解，提出以下政策启示：

6.2.1 紧抓“新基建”机遇，提升企业创新能力

对于当地政府而言，应结合本地的实际经济发展状况及资源禀赋，从融资、财政、产业等方面提供相应的政策支持与引导。加快创新“新基建”投资模式及融资机制，进一步扩大“新基建”领域的市场准入，充分激发市场活力，优化营商环境，吸纳更多的社会资本，为企业创新提供资金；健全财政激励机制，引导企业搭建技术共建共享平台，为技术创新项目提供资金激励和税收优惠，优化企业创新环境；鼓励传统制造业攻克卡脖子核心技术，主动应用 5G、物联网等新型技术，提升创新能力，推动制造模式及生产方式变革，进而带动制造业转型升级。

轨道交通、智慧能源等融合基建主要通过提高产品转移和要素流动效率对制造业产生正向溢出，进而提升要素生产率，而信息基建的融合与应用生产及匹配环节发挥积极影响，这种溢出效应不仅有利于技术创新和产品升级，而且有助于提升创新效率。因此，对于企业而言，一方面要健全技术溢出机制，紧抓“新基建”所带来的机遇，开展跨部门、跨领域交流与合作，积极学习先进技术，加快“新基建”与传统制造、新材料、新能源等交叉融合，进而引发技术突破，提升自身创新水平；另一方面培养企业创新文化，增加技术研发投入，健全员工激励制度及管理制度，以此汇聚创新要素，提升科学创新的转化能力，促进制造业转型升级。

提升企业创新能力离不开不同层次技术人才的支持，改革人才培养机制，多渠道增加人才供给尤为重要。坚持共享的人才培养理念，深化跨领域人才交流合

作，例如加强产学研合作，创新人才培养方式，以合作研发、项目开展、合作办学等途径联合高校、科研院所、企业等，培养符合需求的高科技人才；深化教育，动态调整高校学科专业，推行面向前沿高新技术领域新工科建设，完善区块链、数字技术等高科技人才培养机制；加强企业员工技能培训，创新技能培训方式，可以依托信息基础设施和数字教育资源开展数字职业培训，落实人才资格认证工作，以此提升企业员工创造力。

6.2.2 合理布局“新基建”，提高资源配置效率

“新基建”给产业带来前所未有的发展机遇，以赋能的方式全面优化产业结构。如何抓住“新基建”发展机遇，统筹资本带动创新发展，则需进一步完善和科学布局“新基建”。对于西部地区，一方面政府应完善要素市场体系，推进市场化改革，改革户籍、土地等制度，放宽户籍约束，促进人才、资金等要素合理化流动；另一方面，应重点加大 5G、物联网等信息基建和高铁、城际轨道交通等融合基建的投入，优化营商环境，吸引资本流入。对于东中部地区，应充分运用发展优势，重点加大重大科技、科教等创新基建的投入，为制造业的创新部门进行技术创新提供基础。

随着城市化进程加速，人才、信息等高端要素不断流向大都市，对城际铁路、轨道交通等新型基础设施建设的需求也更大，对此我们应因城施策，提升“新基建”投资效率，促进要素跨区域流动。对于人口净流入的城市，利用创新手段推进大规模新型基建；针对传统基建严重饱和及常年人口净流出区域，应适当控制建设规模，以防投资效率低。同时优化“新基建”投资结构，进一步加大公共卫生服务领域投入，鼓励新型技术与医疗服务、城市管理融合式发展，如利用通信技术及人工智能搭建远程医疗平台，推动智慧城市建设；大力发展信息传输、软件和信息服务业，以此补齐“新基建”的技术短板。

企业作为市场的主体，要在竞争中实现要素的合理配置，需汇聚创新要素、掌握市场供求信息，为此应抓住“新基建”发展机遇，在创新发展、统筹资金等方面主动发力。一方面企业应加大在智能设备、数据平台、5G 等高科技产业的布局范围，不断培育发展优势，培育新的增长点；另外，主动对接符合未来发展方向的企业、科研院所及高校，以合作出资、共享等方式加强人才、数据、信息、

资金等要素整合，并以企业实际出发，明确短期及中长期发展目标，吸取传统基建投资经验，提前做好统筹规划，谨防造成产能过剩。

6.2.3 利用“新基建”溢出效应，加强区域经济合作

加强区域经济合作，即基于共同的市场规范，联合行政力量，以扫除行政壁垒的方式促进要素流动，最终优化资源配置，实现区域经济一体化。其中，政府承担重要角色，要规范经济主体行为和市场秩序，保持经济主体创新活力，弥补市场失灵和制度失效，为各类经济主体创造一个对话和交流的渠道，营造良好的政策环境。

我国正处于经济转型期，跨区域公共问题已成为事实，加强区域统筹规划指导是实现区域经济合作、解决跨区域公共问题的有效途径。而“新基建”浓缩了各类经济主体的时空距离，加速了多方信息互换，为区域经济合作提供了良好的基础设施和外部环境。为此，各地区应充分利用“新基建”的溢出效应，深入分析本地区地理条件、要素禀赋、发展潜力及发展环境，制定各城市间互惠互利的合作发展规划，解决经济活动的空间优化问题。同时，各地要因地制宜，选择重点开发项目，实现生产要素的最优组合，获取更大经济效益。对于中西部而言，可发挥地理位置优势，积极参与“一带一路”倡议，通过搭建产业合作平台，推动重点“新基建”项目建设，在合作发展中解决民生问题，进而推进中西部健康有序发展。

推进企业主导型区域合作，积极发展集群经济。产业集群可以通过增强市场竞争、提高生产效率、促进创新发展、降低成本等方式有效增强区域经济的综合实力。为此，政府应发挥引导作用，利用“新基建”提高当地协同管理能力，营造良好的营商环境。首先，推进产业集群政策的制度创新，强化经济主体知识产权保护，规范集群内企业生产行为及市场秩序以防止恶性竞争，为产业集群提供政策保障；第二，创新产业集群内在机制，政府应发挥引导与协调作用，增强集群整体效应，强化企业间分工与合作，完善集群产业链；第三，完善公共物品供给，推进产业发展中的通信技术、轨道交通、产业园区等新型基建，建立专门的技术创新机构及区域技术交流市场，降低企业技术创新的门槛，为集群内部结构调整和产业升级提供物质基础。

7 不足与展望

本文就“新基建”对我国制造业转型升级的影响进行了详细的理论和实证研究，但仍存在不足之处。一是“新基建”的度量问题，有关“新基建”的研究在学术界多以理论分析和构建单一指标为主，不可否认现有的研究成果对今后“新基建”的发展提供了重要的理论支撑。但就“新基建”的内涵来讲，其已是复杂且深奥的研究命题，本文仅依据行业固定资产投资并不能综合全面地衡量。二是囿于数据制约，本文采用省级面板数据进行详细实证分析，未具体考虑地市级新型基础设施建设对制造业转型升级的影响。

本文研究的不足之处以及其他方面的欠缺，也为未来进一步研究和探讨提供了方向，希望通过后续研究继续完善。目前学术界用细分行业的全社会固定资产投资近似替代“新基建”，认为与新型基础设施所对应的行业全社会固定资产投资在一定程度上反映了新型基础设施发展水平，但该指标比较单一，如果采用多维度的综合指标（5G 基建数量、人工智能市场规模、特高压路线存量）评价“新基建”，有助于更进一步深入研究“新基建”与制造业的协同发展。另外，将地市级的数据纳入研究范围，对比分析地市间“新基建”对制造业转型升级的影响，将对优化我国产业结构及实现区域协调发展具有重要实践意义。

参考文献

- [1] Arrow, K. (1962): “ The Economic Implications of Learning by Doing ”. REStud, V.29-NO.1, pp. 155-173.
- [2] Baldwin , R . E . , P . Martin and G Ottaviano . Global Income Divergence ,Trade and Industrialization : the Geography of growth Take-off [J] . Journal of Economic Growth , 2001 , 31(6) , 5-37.
- [3] Baldwin , R . E . and P . Martin.Agglomeration and REGIONAL Growth,In:Henderson.and J.E. Thisse(eds),Handbook of Regional and Urban Economic [M]. North-Hoolland : Ansterdam, 2003 , vol.4 .
- [4] Baldwin , R.E. and E.R. Forslid . The Core - Periphery Model and Endogenous Growth: Stabilizing and Destabilizing [J]. Economica,v2000,v67(2), 307-324.
- [5] Cohen,J.and C.Morrison .Public Infrastructure Investment ,Interstate Spatial Spillovers ,and Manufacturing Costs [J].Review of Economic and Statistics,2004,86(3),551-560 .
- [6] Cohen,J.P.The Broader Effects of Transportation Infrastructure:Spatial Econometrics and Productivity Approaches [J].Transportation Research Part E,2010,46(3),317-326.
- [7] Grossman,G.and Helpman,E.,(1991a).Innovation and Growth in the World Economy,Cambridge,MA:M.I.T.Press.
- [8] Grossman,G.and Helpman,E.,(1991b):“Quality Ladders in the Theory of Growth”,Review of Economic Studies, 58, 43-61.
- [9] Hulten ,C.R.and Bennathan,E..Transport Infrastructure ,Productivity and Externalities[W].Working Paper prepared for the 132nd Round Table of the European Conference of Ministers of Transport,2004.
- [10] Krugman,P.R. Increasing Returns and Economic Geography [J].Journal of Political Economy,1991,99(2),483-499.
- [11] Krugman,P.R. and J.Venables.Globalization and the Inequality of Nation [J].Quarterly Journal of Economics,1995,60(4),857-880.

- [12] Romer,P.M. Increasing Returns and Long-Run Growth [J].The Journal of Political Economy,1986,94(5):1002-1037.
- [13] Lucas, Robert E., Jr.(1988): On the Mechanics of Economic Development.In: Journal of Monetary Economics 22 (July) : 3-42.
- [14] Marshall,Alfred(1890): Principles of Economics, 8th Edition, New York, Macmillan, 1948.
- [15] Romer, P. M. Endogenous Technological Change [J]. Journal of Political ,Economic, 1990, 94: 1002-1037.
- [16] SYLVIE DEMURGER.Infrastructure Development and Economic Growth: An Explanation for Regional Disparities in China[J]. Journal of Comparative Economics, 2001.
- [17]赫希曼. 经济发展战略[M]. 北京: 经济科学出版社, 1958:76-82.
- [18]魏下海. 基础设施、空间集聚与经济增长[J]. 经济评论, 2010 (04) ; 82-89.
- [19]惠宁,周晓唯. 互联网驱动产业结构高级化效应分析[J]. 统计与信息论坛, 2016, 31 (10) :54-60.
- [20]林毅夫,刘培林. 中国的经济发展战略与地区收入差距[J]. 经济研究, 2003 (03) :19-25+89.
- [21]范剑勇. 产业集聚与地区间劳动生产率差异[J]. 经济研究, 2006 (11) :72-81.
- [22]罗勇,曹丽莉. 中国制造业集聚程度变动趋势实证研究[J]. 经济研究, 2005 (08) :106-115+127.
- [23]张学良. 中国交通基础设施促进了区域经济增长吗——兼论交通基础设施的空间溢出效应[J]. 中国社会科学, 2012 (03) :60-77+206.
- [24]盛磊,杨白冰. 新型基础设施建设的投融资模式与路径探索[J]. 改革, 2020 (05) :49-57.
- [25]刘秉镰,武鹏,刘玉海. 交通基础设施与中国全要素生产率增长——基于省域数据的空间面板计量分析[J]. 中国工业经济, 2010 (03) :54-64.
- [26]刘生龙,胡鞍钢. 交通基础设施与中国区域经济一体化[J]. 经济研究, 2011, 46 (03) :72-82.
- [27]马荣,郭立宏,李梦欣. 新时代我国新型基础设施建设模式及路径研究[J]. 经

- 济学家, 2019(10):58-65.
- [28]郭朝先, 王嘉琪, 刘浩荣. “新基建”赋能中国经济高质量发展的路径研究[J]. 京工业大学学报(社会科学版), 2020, 20(06):13-21.
- [29]龚关, 胡关亮. 中国制造业资源配置效率与全要素生产率[J]. 经济研究, 2013, 48(04):4-15+29.
- [30]陈建军, 胡晨光. 产业集聚的集聚效应——以长江三角洲次区域为例的理论和实证分析[J]. 管理世界, 2008(06):68-83.
- [31]胡鞍钢, 刘生龙. 交通运输、经济增长及溢出效应——基于中国省际数据空间经济计量的结果[J]. 中国工业经济, 2009(05):5-14.
- [32]陈立敏, 谭力文. 评价中国制造业国际竞争力的实证方法研究——兼与波特指标及产业分类法比较[J]. 中国工业经济, 2004(05):30-37.
- [33]盛丰. 生产性服务业集聚与制造业升级:机制与经验——来自230个城市数据的空间计量分析[J]. 产业经济研究, 2014(02):32-39+110.
- [34]张华, 梁进社. 产业空间集聚及其效应的研究进展[J]. 地理科学进展, 2007(02):14-24.
- [35]韩峰, 柯善咨. 追踪我国制造业集聚的空间来源:基于马歇尔外部性与新经济地理的综合视角[J]. 管理世界, 2012(10):55-70.
- [36]郑世林, 周黎安, 何维达. 电信基础设施与中国经济增长[J]. 经济研究, 2014, 49(05):77-90.
- [37]陈明艺, 庞保庆, 王璐璐. 减税效应、技术创新与产业转型升级——来自长三角上市公司的经验证据[J]. 上海经济研究, 2021(01):78-89+128.
- [38]李月起, 杨继瑞. 工业化后期我国制造业创新升级的内在机理与推进策略[J]. 经济问题, 2021(05):80-85.
- [39]程宏伟, 冯茜颖, 张永海. 资本与知识驱动的产业链整合研究——以攀钢钒钛产业链为例[J]. 中国工业经济, 2008(03):143-151.
- [40]蔡跃洲, 张钧南. 信息通信技术对中国经济增长的替代效应与渗透效应[J]. 经济研究, 2015, 50(12):100-114.
- [41]魏后凯. 中国区域基础设施与制造业发展差异[J]. 管理世界, 2001(06):72-80.

- [42]李坤望,邵文波,王永进. 信息化密度、信息基础设施与企业出口绩效——基于企业异质性的理论与实证分析[J]. 管理世界, 2015(04):52-65.
- [43]陈秀山,徐瑛. 中国制造业空间结构变动及其对区域分工的影响[J]. 经济研究, 2008, 43(10):104-116.
- [44]杜传忠,杨志坤. 德国工业 4.0 战略对中国制造业转型升级的借鉴[J]. 经济与管理研究, 2015, 36(07):82-87.
- [45]王必达,苏婧. 运输效率、空间集聚与区域协调发展[J]. 世界经济文汇, 2019, (04):104-120.
- [46]马国霞,石敏俊,李娜. 中国制造业产业间集聚度及产业间集聚机制[J]. 管理世界, 2007(08):58-65+172.
- [47]邓慧慧. 贸易自由化、要素分布和制造业集聚[J]. 经济研究, 2009, 44(11):118-129.
- [48]刘传江,吕力. 长江三角洲地区产业结构趋同、制造业空间扩散与区域经济发展[J]. 管理世界, 2005(04):35-39.
- [49]梁启华,何晓红. 空间集聚:隐性知识转移与共享机理与途径[J]. 管理世界, 2006(03):146-147.
- [50]蔡晓慧,茹玉骢. 地方政府基础设施投资会抑制企业技术创新吗?——基于中国制造业企业数据的经验研究[J]. 管理世界, 2016(11):32-52.
- [51]魏后凯. 中国制造业集中状况及其国际比较[J]. 中国工业经济, 2002(01):41-49.
- [52]张浩然,衣保中. 基础设施、空间溢出与区域全要素生产率——基于中国 266 个城市空间面板杜宾模型的经验研究[J]. 经济学家, 2012(02):61-67.
- [53]林理升,王晔倩. 运输成本、劳动力流动与制造业区域分布[J]. 经济研究, 2006(03):115-125.
- [54]陈建军,崔春梅,陈菁菁. 集聚经济、空间连续性与企业区位选择——基于中国 265 个设区城市数据的实证研究[J]. 管理世界, 2011(06):63-75.
- [55]石喜爱,季良玉,程中华. “互联网+”对中国制造业转型升级影响的实证研究——中国 2003-2014 年省级面板数据检验[J]. 科技进步与对策, 2017, 34(22):64-71.

- [56]张光南,宋冉.中国交通对“中国制造”的要素投入影响研究[J].经济研究,2013,48(07):63-75.
- [57]刘明兴,陶然,章奇.制度、技术和内生经济增长[J].世界经济文汇,2003(06):64-80.
- [58]贾润崧,胡秋阳.市场集中、空间集聚与中国制造业产能利用率——基于微观企业数据的实证研究[J].管理世界,2016(12):25-35.
- [59]周加来,李刚.区域经济发展差距:新经济地理、要素流动与经济政策[J].经济理论与经济管理,2008(09):29-34.
- [60]欧阳艳艳,张光南.基础设施供给与效率对“中国制造”的影响研究[J].管理世界,2016(08):97-109.
- [61]纪玉俊,张彦彦.互联网+背景下的制造业升级:机理及测度[J].中国科技论坛,2017(03):50-57.
- [62]郭凯明,潘珊,颜色.新型基础设施投资与产业结构转型升级[J].中国工业经济,2020(03):63-80.
- [63]韩峰,阳立高.生产性服务业集聚如何影响制造业结构升级?——一个集聚经济与熊彼特内生增长理论的综合框架[J].管理世界,2020,36(02):72-94+219.
- [64]吕明元,陈磊.“互联网+”对产业结构生态化转型影响的实证分析——基于上海市2000-2013年数据[J].上海经济研究,2016(09):110-121.
- [65]邱士雷,王子龙,杨琬琨,董会忠.高技术产业创新能力的空间集聚效应分析[J].研究与发展管理,2018,30(06):128-137.
- [66]张丽华,林善浪,汪达钦.我国技术创新活动的集聚效应分析[J].数量经济技术经济研究,2011,28(01):3-18.
- [67]唐红祥,王业斌,王旦,贺正楚.中国西部地区交通基础设施对制造业集聚影响研究[J].中国软科学,2018(08):137-147.
- [68]王必达,苏婧.要素自由流动能实现区域协调发展吗——基于“协调性集聚”的理论假说与实证检验[J].财贸经济,2020,41(04):129-143.
- [69]刘志彪.发达国家技术创新与产业结构高度化的趋势[J].南京大学学报(哲学.人文科学.社会科学版),2000(01):29-37.

- [70]魏艳秋,和淑萍,高寿华. “互联网+”信息技术服务业促进制造业升级效率研究——基于 DEA-BCC 模型的实证分析 [J]. 科技管理研究, 2018, 38(17):195-202.
- [71]徐伟呈,范爱军. 互联网技术驱动下制造业结构优化升级的路径——来自中国省际面板数据的经验证据 [J]. 山西财经大学学报, 2018, 40(07):45-57.
- [72]王治,王耀中. 中国服务业发展与制造业升级关系研究——基于东、中、西部面板数据的经验证据 [J]. 华东经济管理, 2010, 24(11):65-69.
- [73]李兰冰,阎丽,黄玖立. 交通基础设施通达性与非中心城市制造业成长:市场势力、生产率及其配置效率 [J]. 经济研究, 2019, 54(12):182-197.
- [74]潘雅茹,罗良文. 基础设施投资对经济高质量发展的影响:作用机制与异质性研究 [J]. 改革, 2020(06):100-113.
- [75]潘雅茹,高红贵. 基础设施投资的资源错配效应研究 [J]. 改革, 2019(07):62-72.
- [76]徐伟呈,李欣鹏. “互联网+”背景下中国产业结构转型升级研究——基于互联网技术进步对二三产业生产率贡献的视角 [J]. 宏观质量研究, 2018, 6(03):59-73.
- [77]郭朝先,徐枫. 新基建推进“一带一路”建设高质量发展研究 [J]. 西安交通大学学报(社会科学版), 2020, 40(05):1-10.
- [78]邵文武,黄训江,王永军,成丽. 要素流动、产业集聚与产业演化 [J]. 科技管理研究, 2017, 37(20):124-134.
- [79]周雯雯,李小平,李菁. 基础设施建设对全要素生产率的空间溢出效应——基于“一带一路”背景下 271 个地级市面板数据的研究 [J]. 经济问题探索, 2020(06):64-76.
- [80]伍先福,钟鹏,黄骁. “新基建”提升了战略性新兴产业的技术效率吗 [J]. 财经科学, 2020(11):65-80.
- [81]李涵,唐丽淼. 交通基础设施投资、空间溢出效应与企业库存 [J]. 管理世界, 2015(04):126-136.

致 谢

时光荏苒，三年的研究生学习生涯即将落下帷幕。回忆往昔，哭过、笑过、迷茫过、顿悟过、努力过，或有遗憾，但更多的是幸运与感激。何其有幸，结识诸多良师益友，尽情挥墨，也道不尽心中的感激。

特别感谢我的导师——王必达教授，在我毕业论文的选题、框架、撰写及最终定稿的过程中，悉心地为我指点迷津、答疑解惑，给予合理的建议与指导。王老师不仅治学严谨，注重因材施教，善于启发学生独立思考；而且高才硕学，为人谦和，对区域经济学相关研究有自己独特见解，对学生也倾囊相授。此外，导师严谨认真的学术态度和凡事亲力亲为、求真务实的工作作风使我备受鼓舞，也对我今后的学习与工作产生深刻影响。在此，向我的导师致以崇高的敬意和衷心的感谢！

衷心感谢经济学院及所有的任课老师，学院为我们提供丰富的学习资源及交流平台，让我们在一次次学术讲座中收获颇丰。各位任课老师学识渊博，传授我们丰富的专业知识，为我的论文写作奠定基础。感谢同门师兄师姐以及师弟师妹们，师兄师姐睿智博学，为我的论文写作提供宝贵意见，师弟师妹聪明可爱，一起相谈甚欢。感谢亲爱的室友们，我们一起学习、交流、探讨当下、畅想未来，一起怀揣梦想走天涯，正因有你们，我的研究生生活更加多姿多彩。最后，非常感谢我的父母，你们一直默默无闻，不求回报，以身作则，给予我无限支持与帮助，教会我自立自强，让我更加勇敢与坚定。

路漫漫其修远兮，吾将继续秉持“赶考”精神，答好人生问卷。

附 录

附表 1 2003-2010 年 31 个省（自治区、直辖市）融合系数

	2003	2004	2005	2006	2007	2008	2009	2010
北京	0.18	0.18	0.20	0.21	0.23	0.25	0.28	0.29
天津	0.12	0.12	0.13	0.14	0.17	0.21	0.22	0.23
河北	0.18	0.21	0.24	0.26	0.27	0.29	0.34	0.36
山西	0.13	0.14	0.15	0.16	0.18	0.21	0.26	0.27
内蒙古	0.13	0.16	0.19	0.19	0.24	0.25	0.30	0.33
辽宁	0.15	0.18	0.19	0.25	0.27	0.31	0.36	0.40
吉林	0.09	0.11	0.14	0.18	0.19	0.23	0.26	0.28
黑龙江	0.15	0.16	0.17	0.20	0.23	0.27	0.30	0.28
上海	0.18	0.18	0.20	0.25	0.25	0.26	0.28	0.27
江苏	0.25	0.26	0.27	0.29	0.28	0.31	0.39	0.42
浙江	0.24	0.27	0.28	0.29	0.30	0.31	0.35	0.35
安徽	0.12	0.14	0.17	0.19	0.22	0.25	0.29	0.32
福建	0.15	0.17	0.19	0.20	0.23	0.27	0.30	0.32
江西	0.16	0.17	0.19	0.19	0.20	0.18	0.24	0.28
山东	0.22	0.23	0.24	0.26	0.26	0.32	0.39	0.41
河南	0.18	0.20	0.23	0.27	0.26	0.28	0.33	0.35
湖北	0.17	0.19	0.19	0.23	0.23	0.26	0.31	0.33
湖南	0.15	0.17	0.19	0.21	0.22	0.26	0.32	0.34
广东	0.30	0.32	0.33	0.34	0.34	0.38	0.45	0.48
广西	0.14	0.15	0.16	0.17	0.19	0.20	0.27	0.30
海南	0.04	0.06	0.06	0.07	0.08	0.09	0.12	0.13
重庆	0.13	0.15	0.16	0.18	0.19	0.21	0.23	0.26
四川	0.19	0.22	0.24	0.25	0.26	0.29	0.39	0.40
贵州	0.13	0.13	0.14	0.15	0.16	0.17	0.20	0.20
云南	0.15	0.16	0.18	0.19	0.21	0.23	0.27	0.28
西藏	0.05	0.05	0.06	0.06	0.06	0.06	0.07	0.08
陕西	0.14	0.16	0.19	0.21	0.23	0.25	0.29	0.32
甘肃	0.10	0.11	0.11	0.12	0.13	0.14	0.18	0.21
青海	0.05	0.05	0.05	0.06	0.06	0.07	0.09	0.09
宁夏	0.05	0.06	0.07	0.08	0.08	0.09	0.11	0.13
新疆	0.14	0.13	0.15	0.15	0.15	0.17	0.20	0.21

附表2 2011-2019年31个省(自治区、直辖市)融合系数

	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017	2018	2019
北京	0.28	0.32	0.33	0.34	0.34	0.34	0.38	0.40	0.39
天津	0.24	0.29	0.31	0.36	0.37	0.43	0.45	0.36	0.37
河北	0.36	0.39	0.45	0.50	0.53	0.62	0.67	0.72	0.77
山西	0.26	0.28	0.31	0.33	0.41	0.43	0.28	0.29	0.31
内蒙古	0.33	0.35	0.38	0.49	0.43	0.46	0.48	0.40	0.40
辽宁	0.38	0.44	0.47	0.51	0.47	0.27	0.28	0.26	0.27
吉林	0.23	0.29	0.31	0.35	0.39	0.43	0.47	0.47	0.40
黑龙江	0.27	0.33	0.37	0.38	0.38	0.43	0.45	0.47	0.50
上海	0.26	0.26	0.26	0.26	0.28	0.30	0.31	0.33	0.33
江苏	0.46	0.52	0.58	0.69	0.75	0.77	0.81	0.78	0.77
浙江	0.36	0.38	0.42	0.47	0.53	0.59	0.61	0.63	0.68
安徽	0.30	0.36	0.40	0.46	0.52	0.57	0.58	0.58	0.59
福建	0.32	0.35	0.38	0.41	0.50	0.55	0.60	0.66	0.65
江西	0.26	0.27	0.29	0.34	0.40	0.45	0.47	0.49	0.53
山东	0.45	0.50	0.60	0.65	0.76	0.81	0.85	0.84	0.88
河南	0.34	0.37	0.41	0.47	0.57	0.66	0.72	0.78	0.82
湖北	0.34	0.37	0.40	0.43	0.48	0.55	0.61	0.67	0.72
湖南	0.37	0.37	0.42	0.49	0.58	0.65	0.71	0.79	0.84
广东	0.46	0.49	0.51	0.57	0.61	0.62	0.69	0.71	0.78
广西	0.30	0.32	0.36	0.40	0.44	0.50	0.52	0.54	0.57
海南	0.15	0.15	0.15	0.17	0.21	0.25	0.27	0.24	0.25
重庆	0.25	0.28	0.31	0.32	0.36	0.40	0.43	0.44	0.46
四川	0.39	0.42	0.45	0.50	0.60	0.63	0.67	0.75	0.81
贵州	0.19	0.20	0.24	0.27	0.34	0.41	0.49	0.54	0.51
云南	0.29	0.31	0.34	0.36	0.39	0.48	0.51	0.54	0.51
西藏	0.08	0.10	0.11	0.14	0.14	0.16	0.18	0.21	0.20
陕西	0.32	0.36	0.42	0.51	0.52	0.58	0.62	0.65	0.62
甘肃	0.22	0.24	0.27	0.32	0.33	0.39	0.31	0.29	0.29
青海	0.12	0.12	0.13	0.17	0.23	0.25	0.26	0.28	0.30
宁夏	0.13	0.12	0.14	0.19	0.22	0.25	0.27	0.24	0.22
新疆	0.22	0.24	0.28	0.33	0.39	0.39	0.45	0.37	0.38