

# 外商直接投资对新型城镇化的影响<sup>\*</sup>

樊士德 柏若云

**【摘 要】**文章在考察外商直接投资对新型城镇化作用机理的基础上,以2011~2020年中国31个省份的面板数据为样本,选用空间杜宾模型实证检验其空间溢出效应,并从区域层面进行异质性检验。研究表明:(1)外商直接投资与当地新型城镇化之间存在“先下降、后上升”的非线性关系。东中部地区的外商直接投资对新型城镇化具有促进作用,而西部地区外商直接投资对新型城镇化的负向冲击较大。(2)外商直接投资的流入对新型城镇化发展的影响存在空间外溢效应,且这种空间外溢效应呈现“先下降、后上升”的特征。东部和中部地区与全样本的结果一致,但西部地区不存在显著的溢出效应。(3)产业结构、城乡收入差距、市场化水平及政府支持力度均显著影响外商直接投资流入地新型城镇化的发展水平,不同范围下,上述变量对周边地区新型城镇化的溢出效应具有较大差异。

**【关键词】**外商直接投资 新型城镇化 空间杜宾模型 空间溢出效应

**【作 者】**樊士德 南京审计大学经济学院,教授;柏若云 南京审计大学经济学院,硕士研究生。

## 一、引 言

外商直接投资的大规模流入是经济全球化背景下经济发展的重要特征,不仅能够增加东道国的资本积累,还能通过带动经济发展、促进产业集聚、引导人口流动等方式影响城镇化的发展。然而,传统城镇化只简单追求速度的提升,忽视了更为重要的质量、效率及区域协调性等问题。新型城镇化是人口、经济、社会、生态等方面协调发展的城镇化过程,其核心是以人为本,动力是新型工业化,原则是统筹兼顾。随着中国产业布局及区域经济发展的变化,外资流入数量和方向也产生了显著的改变。尽管长期以来外资结构持续优化,但区域分布的不平衡仍然存在,东部沿海的集聚特点突出(王滨,2020)。与此同时,新型城镇化发展表现出明显的空间异质性,空间格局经历了从“北高南低”到

<sup>\*</sup> 本文为江苏省社科基金重大项目“共同富裕目标下劳动力流动推进江苏城乡融合机制研究”(编号:22ZDA001)的阶段性成果。

“东强西弱”的演化(李凯等,2018),整体上表现为区域上的两极分化。目前有关外商直接投资对新型城镇化影响的研究主要有以下3种观点。

一是外商直接投资促进了新型城镇化的发展。双缺口理论认为,外资是弥补发展中国家储蓄缺口和外汇缺口的重要途径,对经济发展和城镇化建设有显著的促进作用。尤其是对发展中国家而言,对外贸易和资本流动是经济增长最有力的催化剂(Pizarro等,2003)。此外,Lall(1995)肯定了外商直接投资对发展中国家自然资源开发和公共设施建设的积极作用。Galenson(1985)认为,外商直接投资在向发展中国家提供资金支持的同时,也提供新技术和新知识,为促进新型城镇化发展提供理论依据。一些经验研究验证了这一正向效应。Zhao等(2003)认为,在全球化背景下,外资的大规模流入是当代中国城市人口集聚和城市经济发展的重要推动因素。程开明、段存章(2010)发现,外商直接投资是城镇化发展的格兰杰原因。此外,还有学者细化城镇化发展的动力来源,认为外商直接投资作为一种外来资本,能够为城镇化的发展注入强大的外向动力(熊湘辉、徐璋勇,2018)。周敏等(2018)研究发现,外商直接投资与新型城镇化的发展显著正相关。

二是外商直接投资阻碍新型城镇化的发展。由于发展中国家基础配套设施落后,外资在进入发展中国家时通常集中于少数大城市,对城镇化的拓展及国内经济发展贡献较小,反而会加剧东道国的产业失衡、贫富差距及过度城镇化等问题,陷入恶性循环。Chase-Dunn(1975)实证检验了外商直接投资渗透度对人均GNP的负向作用。国内部分学者也持有相同观点,杨海生等(2005)认为,外商直接投资对中国环境保护产生负向影响,污染物排放值会随着外资投入的增加而提高。此外,扩大外商投资规模会加大区域内收入差距(沈毅俊、潘申彪,2008),就业挤出和收入的两极分化严重阻碍了新型城镇化的发展。

三是外商直接投资对新型城镇化发展具有非线性影响。基于大推动模型,孙浦阳、武力超(2010)研究发现,外商直接投资与中国城镇化发展存在倒U形关系。林俊岐、朱万闯(2011)研究发现,外商直接投资在不同时期对城市化的影响表现出不同的特征。赵德昭(2014)认为,在实际收入差异的制约下,外商直接投资对中国农村剩余劳动力有明显的双门槛效应。袁冬梅等(2017)发现,金融发展水平会制约外商直接投资的资本积累和技术外溢效应,进而影响城镇化的发展。

已有研究为探究外商直接投资与新型城镇化的内在关系奠定了基础,但存在以下不足:(1)现有研究大多集中探讨外商直接投资与人口单一维度的城镇化,不能充分反映新型城镇化的内涵。(2)现有研究较少从空间维度探讨外商直接投资与新型城镇化的关系,厘清外商直接投资对流入地和周边地区新型城镇化的影响,并聚焦外商直接投资对新型城镇化影响的空间溢出。(3)已有研究对外商直接投资影响新型城镇化传导机制的分析还不够全面,鲜有文献从空间关联性出发,深入分解外商直接投资对新型城镇化各个维度的影响路径。鉴于此,本文试图从人口、经济、社会、生态4个方面分析外商直

接投资对新型城镇化的影响,实证检验外商直接投资对新型城镇化的空间溢出效应,并从区域层面进行异质性分析。

## 二、机理分析

### (一) 外商直接投资对新型城镇化影响的内在渠道

从人口维度看,外商直接投资通过劳动力就业和人口迁移影响新型城镇化的发展。在正向效应方面,外资流入是促进劳动力就业和人口迁移的重要“拉力”。(1)外商直接投资带动非农产业的发展和配套企业的完善,在短时间内提供大量的工作岗位,吸引更多的农村剩余劳动力流入城镇。(2)外商直接投资有助于通过技术和资本溢出提高农业生产效率,解放更多的农村劳动力,促进农村剩余劳动力在城乡间的流动。(3)从长期看,外商直接投资推进了一体化的工业园区和技术开发区的建设,与之配套的良好公共基础设施和优质的教育、医疗资源等往往吸引更多的劳动力流入城市,并带动以家庭为单位的人口迁移。在负向效应方面,外商直接投资会通过竞争效应挤压内资企业的生存空间,如形成劳动力较高工资的示范效应,迫使内资企业减少雇佣,对就业产生负向的挤出效应,阻碍新型城镇化的发展。

从经济维度看,外商直接投资能够通过带动经济增长促进产业结构升级,提高新型城镇化水平。(1)外商直接投资提供了经济发展必需的资金和技术。外商直接投资不仅为经济发展提供强有力的资金支持,而且带来先进技术和管理经验,为经济增长提供动力。(2)外商直接投资通过促进出口和消费为经济增长提供重要的动力来源。从出口看,外商直接投资拥有的示范效应和扩散效应有利于东道国学习外资企业的营销模式,打通海外市场,扩大出口。在消费方面,外商直接投资能够通过扩大就业提高居民的收入水平,改变消费观念,增加消费意愿。此外,外商直接投资增加了东道国产品的多样性,为消费者提供更大的选择空间。(3)外商直接投资的竞争效应有助于通过优胜劣汰的方式保留技术先进、管理有效、具有发展潜力的企业,长期将有助于产业的更新换代和转型升级。同样,外资进入也会打破东道国的经济布局,实力雄厚的跨国公司容易在东道国建立起更为强势的垄断,通过竞争效应对内资企业产生挤出。此外,外商直接投资可能会造成当地产业结构的趋同和低级化。外商直接投资分布的产业大多是劳动密集型产业,不仅附加值低,而且对环境的破坏和资源的浪费也较为严重。这将潜移默化地塑造东道国的产业结构,使东道国对外资和技术的依赖性不断增强,进而阻碍新型城镇化的发展。

从社会维度看,新型城镇化的核心是社会公共服务质量的提升。外商直接投资对社会公共服务水平的影响存在直接和间接两个途径。外商直接投资通过“资金效应”和“技术效应”直接提升城市基础设施水平,推动新型城镇化发展(刘海云、丁磊,2018)。为了吸引外资,各地提高对基础设施建设的重视程度,增加资金投入,提供政策保障。此

外,外商直接投资带来的人口和产业集聚会增加社会公共服务需求,在市场竞争机制的促进下,实现社会公共服务供给数量和质量的同时提升,间接促进新型城镇化发展。但与此同时,一些地理位置差、经济发展落后、基础设施不完备的地区较难吸引外商直接投资,从而扩大了区域间新型城镇化发展的差距。

从生态维度看,外商直接投资会通过改善东道国的制度环境及发展观念对新型城镇化产生影响。从正向效应看,外商直接投资不仅带来文化观念上的交流和碰撞,而且其可持续发展理念和较为超前的环保意识也会影响东道国的发展方式。此外,外资流入引起的人口集聚能够通过规模效应分摊污染治理成本,共享污染治理的经验。从负向效应看,外资进入的产业对新型城镇化影响有所差别。污染密集行业特别是高度污染密集行业是外商直接投资的重要领域,尤其在引进外资的初期,宽松的环保政策为许多外资企业提供了“污染避难所”,这些环境污染严重、技术设备陈旧、生产工艺落后的劳动密集型产业严重阻碍新型城镇化的发展。

## (二) 外商直接投资对新型城镇化影响的“先下降、后上升”效应

本文主要通过技术、就业和人力资本 3 个方面,分析外商直接投资对新型城镇化影响可能存在的“先下降、后上升”效应。

一是技术效应。后发优势理论认为,欠发达国家通过模仿、学习、引进技术,可以降低研发成本,减小技术开发的不确定性风险,从而实现经济赶超的目标。但外资对东道国技术水平的影响取决于当地模仿、学习和吸收的能力(王滨,2020)。外资技术溢出效应有一定的门槛,当内资与外资的技术水平差异过大时,外资会抑制技术溢出,并产生挤出效应。因此,东道国自身技术水平较低时,难以从外商直接投资溢出效应中获益。

二是就业效应。在传统城乡二元经济中,资源禀赋是城镇化发展的推力,城镇不断扩大的就业需求是城镇化进程的重要拉力。外资流入通过劳动力就业的中介效应对城镇化发展产生影响。一方面,外资的进入会增加对高技术、高熟练度劳动力的需求,提高工资水平,对流入地内资企业的成本和收益产生负向影响。此外,外资若流入竞争激烈的成熟产业,往往会挤压内资企业的市场份额,对原有的就业结构产生巨大冲击。另一方面,当外商直接投资达到一定水平后,外商直接投资的溢出效应有助于通过提高技术水平、增加劳动力需求带动就业增长,进而促进新型城镇化的发展。

三是人力资本效应。人力资本水平是外商直接投资进行区位选择时考虑的重要因素,外资流入对人力资本水平提升具有重要影响。从短期看,外资流入导致流动人口大规模向城镇集聚,但由于户籍制度及其背后所附载的子女教育、医疗、就业、住房等一系列社会保障与社会福利差异,对其人力资本水平的提高产生负向影响。从长期看,外商直接投资会大量增加对高技术人才的需求,鼓励更多的人接受教育,激励个人增加教育和培训支出,进一步提高人力资本水平。



（三）外商直接投资影响新型城镇化的空间外溢效应

外资流入会通过关联效应对周边地区产生影响,不同地区的引资政策和环境也会影响外商直接投资的空间外溢效应。具体来说,外商直接投资对新型城镇化的空间外溢效应可以从人口的空间流动、信息技术的空间溢出、产业的空间转移和资源的空间共享4个方面展开,具体作用机理如图1所示。

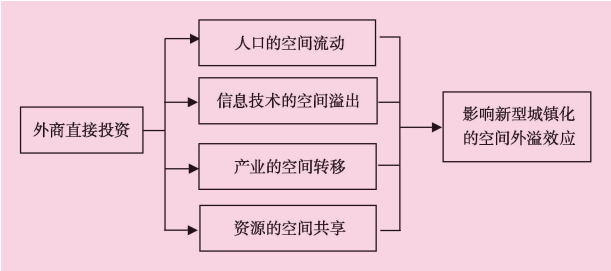


图1 外商直接投资影响新型城镇化的空间外溢效应内在机理

一是人口的空间流动。一方面,外商直接投资能够带动相关产业的发展,提供更多的城镇就业机会,改善人口在城乡、区域间的空间分布格局。另一方面,外商直接投资能够带动铁路等基础设施建设,进而促进劳动力的跨区域流动。中心城市的带动效应使周边城市对人口的吸引力增大,促进周边

地区人口向城市集聚,在空间维度上对本地区和周边地区新型城镇化的发展产生影响。

二是信息技术的空间溢出。外商直接投资作为城市现代化信息、创新思维、先进技术的重要载体,必然带动信息技术在流入地和流出地之间的交流共享,促进整个区域内的人力资本积累和生产技术提升,改善区域资源错配现象,实现信息技术的空间溢出。

三是产业的空间转移。外商直接投资的空间集聚形成各城市间的“中心—外围”结构,形成等级“势差”。外围城市通过承接中心城市的产业转移,进一步优化和改善自身的产业结构。区域内各城市利用自身的资源禀赋和比较优势,实现产业上良性竞争,优势互补,形成区域产业集群,进一步推动区域整体的新型城镇化发展。

四是资源的空间共享。外商直接投资通过推动中心城市基础设施和社会服务体系的完善实现区域内公共服务资源的共享。一方面可以增加流入地及周边地区的医疗资源、教育资源和基础设施的可及性。另一方面能够带来先进的环境保护观念与污染治理技术,通过规模效应降低环境治理成本,改善生态环境,实现对新型城镇化影响的空间外溢。

三、研究设计与特征分析

（一）数据来源、变量说明与描述性统计

1. 被解释变量

本文的被解释变量为新型城镇化水平。与单一维度的城镇化评价方式相比,新型城镇化的优势主要体现在更加贴近城镇化发展现状、更加关注公共服务均等化、更加强调发展的可持续性、更加注重提升人民群众的获得感和满足感。此外,已有的新型城镇化评价体系在指标选择时更多关注总量,难以从人均维度反映对人民群众实际生活的

影响,在指标维度的选择上也缺乏合理的结构和清晰的层次,存在维度间的重复和共线等问题。因此,本文始终围绕“以人为本”的理念,注重人均水平,从人口、经济、社会、生态 4 个维度选取 16 个基础指标作为衡量新型城镇化水平的指标体系。(1)人口维度。本文在数量层面选取城镇人口规模和占比两个指标,从人口就业和人口密度两个角度选取第二、第三产业就业人口数和建成区人口密度,衡量人口维度的新型城镇化水平。(2)经济维度。新型城镇化不仅包括经济增长,还包括产业结构优化、财政收入充足、消费充满活力等。本文选取人均地区生产总值、城镇居民人均生活消费性支出、人均财政收入及人均第二、第三产业增加值,综合衡量经济维度的新型城镇化水平。(3)社会维度。新型城镇化区别于传统城镇化的一个显著特征是更加关注人口市民化过程中的公共服务保障。因此,新型城镇化评价指标中应更多包含反映流动人口在教育、医疗、居住等方面与城市融合程度的因素。本文选取每十万人高等学校平均在校生数反映高等教育的发展水平,用每万人医疗机构床位数反映人们在医疗层面可获得的医疗资源程度,用人均城市道路面积反映人们拥有的公共基础设施状况,用工业企业专利申请数反映科技创新能力。(4)生态维度。传统的城镇化发展模式出现了一些以破坏生态环境为代价盲目追求城镇化速度的行为,这不仅有悖于新型城镇化的内涵,而且不利于城镇化的高质量发展。因此,在生态维度,本文从污染源头、污染治理和生态保护 3 个方面衡量生态城镇化水平。采取废水排放量和二氧化硫排放量从源头上衡量污染物排放情况,采取工业污染治理投资反映污染治理方面的投入,采取人均公园绿地面积反映绿化和生态保护程度。

表 1 显示,各省新型城镇化水平存在明显的差距,排名第一的广东省新型城镇化水平高达 0.499,而排名最后的西藏新型城镇化水平仅为 0.101,不足广东省的 1/4,存在较大的差异。新型城镇化水平低于全国平均水平的省份有 18 个,整体上东部省份新型城镇化水平领先于中部和西部地区,新型城镇化水平在空间分布上表现出明显的差异。

2. 核心解释变量

本文的核心解释变量为外商直接投资,并以外商直接投资的

表 1 2011~2020 年中国 31 个省新型城镇化水平排名

省份	均值	排名	省份	均值	排名	省份	均值	排名
广东	0.499	1	福建	0.255	12	吉林	0.187	23
江苏	0.465	2	内蒙古	0.254	13	云南	0.185	24
上海	0.376	3	安徽	0.253	14	宁夏	0.184	25
山东	0.372	4	湖北	0.250	15	贵州	0.182	26
浙江	0.371	5	陕西	0.242	16	甘肃	0.164	27
北京	0.370	6	湖南	0.240	17	广西	0.164	28
天津	0.295	7	重庆	0.237	18	海南	0.140	29
河南	0.283	8	山西	0.234	19	青海	0.135	30
辽宁	0.272	9	江西	0.228	20	西藏	0.101	31
河北	0.263	10	新疆	0.212	21			
四川	0.262	11	黑龙江	0.200	22			

资料来源:2012~2021 年《中国统计年鉴》和《中国环境统计年鉴》。

对数及其平方项作为衡量外资进入的指标。

3. 控制变量

本文从产业结构、城乡收入差距、市场化水平及政府支持力度4个维度选取对新型城镇化发展产生影响的协同控制变量。(1)产业结构选取工业增加值与GDP之比作为代理变量。(2)城乡收入差距用各省城乡居民人均可支配收入之比作为代理变量。(3)市场化水平用《中国分省份市场化指数报告》中提供的市场化指数衡量<sup>①</sup>。(4)政府支持力度用地方财政一般公共服务支出作为代理变量。本文采用2011~2020年中国31个省份面板数据为研究样本,数据来自《中国统计年鉴》《中国环境统计年鉴》《中国外资统计公报》,以及各省统计年鉴和国家统计局网站。少数缺失的数据利用线性插值法进行补充。表2为主要变量的描述性统计。

从表2可以看出,2011~2020年各省新型城镇化水平的均值为0.254,最小值为0.047,最大值为0.654,最大值为最小值的近14倍;外资进入程度全国均值为12.659,最小值为6.10,最大值为15.09,最大值为最小值的2.5倍,表明新型城镇化水平

和外资流入程度存在较大的时空差异。其他控制变量在地区和年份间也存在较大差距,表明2011~2020年中国各省新型城镇化发展的经济社会环境具有较大的差异和波动性。

表2 变量的描述性统计(N=310)

变 量	均值	标准差	最小值	最大值
新型城镇化水平	0.254	0.096	0.047	0.654
FDI对数	12.659	1.840	6.100	15.090
FDI对数的平方	163.630	43.224	37.214	227.700
产业结构	0.328	0.090	0.070	0.542
城乡收入差距	2.604	0.382	1.845	3.672
市场化水平	6.826	2.366	-0.301	12.132
政府支持力度	0.029	0.030	0.010	0.218

(二) 外商直接投资对新型城镇化影响的特征事实

上文的机理分析表明,外商直接投资对新型城镇化的影响既有正向的促进作用,也有负向的阻碍作用,即二者并非简单的线性关系。通过外商直接投资和新型城镇化关系的散点图可以得到直观验证(见图2)。随着外商直接投资的增加,新型城镇化呈现出“先下降、后上升”的变化特征。从散点的分布看,大部分省份集

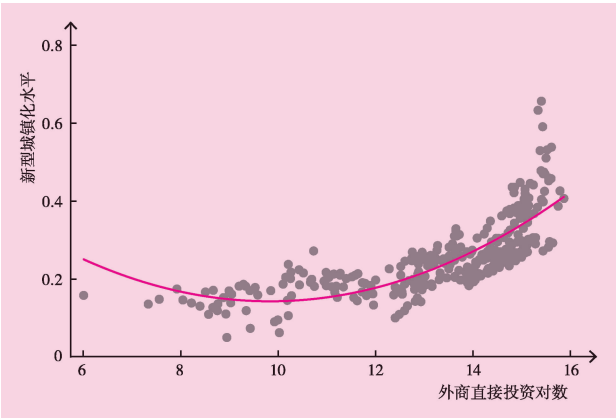


图2 外商直接投资和新型城镇化关系散点图

① 《中国分省份市场化指数报告》以2001年为计算基期,对不同阶段的数据进行了可比化处理,保证不同年度的可比性。这里需要说明的是,2020年数据,本文参照吴娜等(2017)的方法计算得到。

中在“上升”的阶段,即对中国多数省份来说,外商直接投资对新型城镇化有正向的促进作用。然而,由于区域间外商直接投资的分布差异和新型城镇化发展的不协调,外商直接投资与新型城镇化的关系在各区域也表现出不同的特征。

### (三) 外商直接投资和新型城镇化的空间特征

从空间维度看,2011~2020 年中国外商直接投资和新型城镇化均呈现出空间上的集聚,这一特征构成本文从空间外溢视角研究外商直接投资影响新型城镇化的现实基础。对此,本文采用莫兰指数(Moran's I)对外商直接投资和新型城镇化进行空间相关性检验。结果如表 3 所示。从表 3 可以看出,2011~2020 年,新型城镇化和外商直接投资均在 1%的水平上显著为正,表明中国各省新型城镇化与外商直接投资均呈现出空间集聚的趋势。此外,中国新型城镇化及外商直接投资的莫兰指数散点集中于一、三象限,表明“高一高”“低—低”类型是中国新型城镇化和外商直接投资区域格局的主导类型,与中国当前的发展状况相吻合,即外商直接投资水平高的省份往往与同等水平的省份相邻,新型城镇化水平高的省份也往往与水平高的省份相邻。这说明中国新型城镇化发展和外商直接投资均有显著的空间依赖性。

表 3 2011~2020 年中国新型城镇化和外商直接投资莫兰指数

年份	新型城镇化			外商直接投资		
	莫兰指数	Z 值	P 值	莫兰指数	Z 值	P 值
2011	0.092	3.614	0.000	0.145	5.147	0.000
2012	0.088	3.506	0.000	0.157	5.477	0.000
2013	0.090	3.564	0.000	0.161	5.611	0.000
2014	0.088	3.516	0.000	0.166	5.768	0.000
2015	0.097	3.778	0.000	0.170	5.921	0.000
2016	0.101	3.925	0.000	0.180	6.279	0.000
2017	0.087	3.551	0.000	0.184	6.349	0.000
2018	0.078	3.319	0.000	0.170	6.026	0.000
2019	0.072	3.173	0.001	0.162	5.593	0.000
2020	0.073	3.218	0.001	0.161	5.590	0.000

## 四、实证分析

### (一) 空间杜宾模型建构

基于上述外商直接投资对新型城镇化影响的空间机理及二者的空间依赖性与区域差异典型特征的分析,本文采用空间杜宾模型实证检验外商直接投资对新型城镇化影响的空间外溢效应。模型的基本表达式为:

$$\begin{aligned}
 Urban_{it} = & \beta_0 + \rho W Urban_{it} + \beta_1 LogFDI_{it} + \beta_2 LogFDI_{it}^2 + \beta_3 Industry_{it} + \beta_4 Income_{it} + \beta_5 Mar_{it} + \\
 & \beta_6 Gov_{it} + \theta_1 W LogFDI_{it} + \theta_2 W LogFDI_{it}^2 + \theta_3 W Industry_{it} + \theta_4 W Income_{it} + \\
 & \theta_5 W Mar_{it} + \theta_6 W Gov_{it} + \varepsilon_{it}
 \end{aligned}$$

式中, $Urban$  表示新型城镇化水平, $LogFDI$ 、 $LogFDI^2$  分别表示外商直接投资的对数及其平方。 $W$  表示空间权重矩阵, $Industry$ 、 $Income$ 、 $Mar$ 、 $Gov$  分别表示产业结构、城乡收



入差距、市场化水平和政府支持力度,  $i$  表示省份,  $t$  表示年份,  $\varepsilon$  为随机误差项。

(二) 实证结果分析

1. 全国层面的实证结果分析

首先从全国层面实证检验中国外商直接投资对新型城镇化的影响,结果如表 4 所示。从表 4 可以发现,2011~2020 年外商直接投资显著影响新型城镇化水平,且具有空间外溢效应。3 种权重矩阵下外商直接投资的系数显著为负,而其平方项系数显著为正,即外商直接投资与新型城镇化呈“先下降、后上升”的变化特征。进一步计算表明,大部分省份的外商直接投资促进了新型城镇化的发展,而广西、新疆、西藏、甘肃、青海、宁夏 6 省的外商直接投资对新型城镇化的发展有抑制作用,其原因可能是这些省份位于经济欠发达的西部地区,外商直接投资的数量少且质量较低。从空间外溢效应看,在 3 种空间权重矩阵下,外商直接投资和外商直接投资平方的滞后项均通过了显著性水平检验,在地理距离矩阵下,与新型城镇化呈“先下降、后上升”的特征,而在经济距离矩阵和嵌套矩阵下则呈“先上升、后下降”的特征。此外,产业结构、城乡收入差距、市场化水平和政府支持力度均显著影响外商直接投资流入地新型城镇化的发展水平。城乡收入差距和市场化水平也在 3 种空间权重矩阵下从不同程度对周边地区的新型城镇化发展产生显著影响。此外,从空间杜宾模型回归结果的拟合优度和 log-lik 值看,3 种空间权重矩阵的估计值均有较强的解释力,且差异较小。

2. 区域层面的实证结果分析

为进一步考察外商直接投资对新型城镇化发展影响的区域异质性,本文选用地理

表 4 2011~2020 年全国样本的空间杜宾模型估计结果

变 量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理与经济距离嵌套矩阵
外商直接投资	-0.021*(-1.800)	-0.037***(-2.836)	-0.039***(-3.065)
外商直接投资的平方	0.001*(1.953)	0.002*** (3.020)	0.002*** (3.220)
产业结构	0.396*** (6.506)	0.226*** (3.291)	0.289*** (4.477)
城乡收入差距	0.113*** (4.567)	0.046* (1.756)	0.054** (1.967)
市场化水平	0.014*** (4.264)	0.011*** (3.229)	0.010*** (2.913)
政府支持力度	0.406* (1.818)	0.500** (2.002)	0.532** (2.191)
W × 外商直接投资	-0.033*(-1.696)	0.055** (2.083)	0.046* (1.640)
W × 外商直接投资的平方	0.002* (1.693)	-0.003** (-2.427)	-0.003** (-2.006)
W × 产业结构	0.165 (1.280)	-0.248 (-1.596)	-0.127 (-0.738)
W × 城乡收入差距	-0.099*** (-2.623)	0.027 (0.407)	-0.085 (-1.226)
W × 市场化水平	-0.003 (-0.472)	0.019** (2.338)	0.025*** (2.944)
W × 政府支持力度	0.141 (0.345)	1.060 (1.393)	0.292 (0.404)
Log-lik	832.20	811.91	820.67
R <sup>2</sup>	0.241	0.375	0.581

注:括号内数据为 t 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

距离矩阵从东部、中部、西部 3 个区域进行检验(见表 5)。从表 5 可以看出,不同区域的外商直接投资对新型城镇化的影响存在显著差异。东部地区核心解释变量的估计系数与全样本符号一致。从系数大小看,东部地区变化拐点为  $\log FDI=13.56$ ,即外商直接投资金额为 774 520 万美元。以 2020 年为例,东部地区各省外商直接投资均值为 1 325 703 万美元,因此可以判定,中国东部地区大部分省份外商直接投资对新型城镇化的发展有促进作用。与之不同的是,辽宁、天津、海南 3 省低于上述拐点值,外商直接投资抑制了新型城镇化的发展。从空间外溢效应看,东部地区外商直接投资对周边地区新型城镇化的发展有显著的空间外溢效应。

中部地区外商直接投资与新型城镇化发展之间也呈现出“先下降、后上升”的变化特征,但与东部地区相比,中部地区的拐点为  $\log FDI=12.28$ ,即外商直接投资金额为 215 345 万美元,远低于东部地区。结合中国外商直接投资和新型城镇化发展现状,东部地区外资流入数量大,新型城镇化水平较高,因此比中部地区门槛值高,这与实际相符。同样,以 2020 年为例,中部地区各省  $\log FDI$  的均值为 13.23,大于 12.28,除山西、吉林、黑龙江以外的省份均达到外商直接投资的门槛值。此外,中部地区外商直接投资对新型城镇化也存在显著的空间外溢效应。

在西部欠发达地区,外商直接投资的系数显著为正,平方项则显著为负。这可能是由于西部地区原有的经济发展水平较低,经济结构不稳定,产业结构落后,短期内外资的流入会为西部地区新型城镇化的发展提供资金、技术等要素的支持,促进新型城镇化的发展。然而,从长远角度看,外资流入西部地区的主要是劳动力密集型产业,技术溢

表 5 分区域空间杜宾回归结果

变 量	东部地区	中部地区	西部地区
外商直接投资	-0.190**(-2.099)	-0.339***(-5.561)	0.027**(2.486)
外商直接投资的平方	0.007**(2.065)	0.014***(-5.603)	-0.002***(-2.945)
产业结构	1.897***(-5.620)	-0.010(-0.121)	0.310***(-4.598)
城乡收入差距	-0.153**(-2.149)	0.091***(-3.220)	0.045**(-2.418)
市场化水平	0.058***(-5.768)	0.011***(-2.796)	-0.001(-0.217)
政府支持力度	2.254(1.347)	-0.711(-1.298)	0.237*(1.714)
$W \times$ 外商直接投资	-1.201***(-3.080)	-1.032***(-4.740)	0.074(1.625)
$W \times$ 外商直接投资的平方	0.042***(-2.949)	0.042***(-4.807)	-0.004*(-1.774)
$W \times$ 产业结构	6.092***(-5.042)	-0.233(-1.259)	0.058(0.174)
$W \times$ 城乡收入差距	-1.382***(-4.500)	0.287***(-2.614)	-0.004(-0.024)
$W \times$ 市场化水平	0.147***(-4.053)	0.001(0.076)	-0.005(-0.255)
$W \times$ 政府支持力度	-3.469(-0.467)	5.677***(-2.707)	1.032(1.020)
Log-lik	298.90	320.99	360.18
$R^2$	0.393	0.610	0.162

注:括号内数据为 t 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

出较小且对当地环境生态的破坏性较大,这对西部地区产业结构升级、环境质量改善及公共服务水平提高的效果不好,反而会阻碍新型城镇化的发展。

3. 全国层面和区域层面空间杜宾模型效应分解

本文根据表5的空间杜宾模型的回归结果进行空间效应分解。表6给出了全样本和分区域样本下外商直接投资对新型城镇化的直接和间接效应。

一是外商直接投资对新型城镇化的影响。从全国层面看,外商直接投资既可以对区域内的新型城镇化进程产生影响,也会对邻近地区的新型城镇化发展产生空间外溢效应,且这种空间外溢效应与本地区的直接效应均呈现出“先下降、后上升”的总体特征。首先,从直接效应看,外商直接投资系数显著为负,平方项显著为正,表明外商直接投资对新型城镇化的影响经历了先抑制、后促进的阶段。原因可能是:一方面,外商直接投资本身具有破坏性,短时间内外资的流入会对中国原有的经济结构、人口布局带来冲击,进而阻碍新型城镇化的发展。另一方面,随着外商直接投资规模的增加和经济发展质量的提高,外商直接投资对流入地的技术溢出和资本溢出增加,城镇基础设施建设也不断完善,对新型城镇化发展的促进作用也逐渐显现。其次,从间接效应看,外商直接投资对周边地区新型城镇化的影响趋势与本地区相同,也呈现出“先下降、后上升”的特征。这可能是因为外商直接投资对新型城镇化影响的扩散效应和规模效应有一定的门槛值,只有外资规模达到这个门槛值,外资流入才会促进周边地区新型城镇化的发展。

二是外商直接投资对新型城镇化影响的空间异质性。从各区域层面看,东部和中部地区的直接效应和间接效应也呈现“先下降、后上升”的特征。而在西部地区,直接效应

表6 全国和区域空间杜宾模型效应分解

变 量	全国	东部	中部	西部
直接效应				
外商直接投资	-0.027*(-2.040)	-0.124*(-1.653)	-0.276***(-4.032)	0.023**(2.325)
外商直接投资的平方	0.001**(2.265)	0.005*(1.653)	0.011***(-4.037)	-0.002***(-2.817)
产业结构	0.458***(-6.491)	1.643***(-5.334)	0.011(0.153)	0.326***(-6.033)
城乡收入差距	0.107***(-4.443)	-0.083(-1.193)	0.074**(-2.213)	0.047**(-2.562)
市场化水平	0.014***(-4.485)	0.052***(-5.540)	0.012***(-2.610)	-0.001(-0.082)
政府支持力度	0.479*(1.925)	2.588*(1.655)	-1.080*(-1.715)	0.185(1.462)
间接效应				
外商直接投资	-0.077*(-1.668)	-0.851***(-2.702)	-0.723***(-3.830)	0.039(1.263)
外商直接投资的平方	0.004**(-2.126)	0.030***(-2.618)	0.030***(-3.881)	-0.002(-1.377)
产业结构	0.694**(-2.515)	4.164***(-3.520)	-0.177(-1.287)	-0.078(-0.390)
城乡收入差距	-0.076(-1.231)	-1.008***(-3.789)	0.208**(-2.163)	-0.022(-0.217)
市场化水平	0.008(0.852)	0.094***(-2.767)	-0.003(-0.250)	-0.002(-0.161)
政府支持力度	0.699(0.838)	-3.298(-0.597)	4.884***(-2.695)	0.684(0.918)

注:括号内数据为t值。\*、\*\*、\*\*\*分别表示在10%、5%、1%的水平上显著。

呈现出“先上升、后下降”的特征,在间接效应方面,西部地区外商直接投资对周边地区新型城镇化发展未表现出明显的空间外溢效应。其原因可能是西部地区交通不便,基础设施落后,制约区域间人口的自由流动及省际交流与合作,产业集群难以实现,技术溢出和资本溢出的效果大打折扣,使外商直接投资对周边地区新型城镇化发展的影响减弱。

三是控制变量对新型城镇化的影响。从全国层面看,控制变量产业结构、城乡收入差距、市场化水平和政府支持力度均显著影响当地新型城镇化的发展,且系数均为正。而在间接效应方面,只有产业结构对周边地区新型城镇化发展存在显著的空间溢出效应。这是由于就业机会导致人口空间迁移和产业发展带来的扩散效应,这种空间外溢性使邻近地区的新型城镇化水平提高。从区域层面看,控制变量对不同地区新型城镇化发展的影响存在显著差异。在直接效应方面,东部地区产业结构和政府支持力度对新型城镇化的促进效果最显著,中部地区市场化水平和城乡收入差距影响更大,而在西部地区则是产业结构和城乡收入差距影响更大。在间接效应方面,东部和中部控制变量的空间外溢效应明显,而西部地区则不存在溢出效应。

### (三) 稳健性与内生性检验

为了验证本研究的稳健性,这里使用了更换核心解释变量的方法。参考已有文献,本文在外商直接投资总量回归的基础上,选取人均外商直接投资的对数及平方项衡量外商直接投资的流入,结果如表 7 所示。从中可以看出,在更换核心解释变量的情况下,外商直接投资的系数与前文的结果一致,说明本文基于空间杜宾模型的定性结论具有稳健性。

为解决模型中可能存在的内生性问题,本文选取外商直接投资的滞后项作为工具变量,对模型中可能存在的内生性问题进行相关检验和说明。表 8 为面板工具变量法和固定效应模型的估计结果。其中豪斯曼检验的 P 值小于 0.001,说明模型存在内生性问题,但使用面板工具变量法后,外商直接投资及其平方项的系数符号与固定效应模型估计结果一致,说明本文基于空间杜宾模型的结论具有稳健性。

## 五、主要结论与政策建议

本文应用 2011~2020 年中国省级面板数据,从空间维度讨论外商直接投资对新型城镇化影响的溢出效应和区域差异。结果表明:(1)从全国范围看,外商直接投资对新型城镇化的影响呈现“先下降、后上升”的特征,中国大部分省份已经跨过相应的拐点,外商直接投资促进新型城镇化水平的提高。(2)从不同区域看,外商直接投资水平对新型城镇化的影响具有明显的差异,东中部地区大部分省份的正向效应显著,即外商直接投资促进了新型城镇化的发展,而西部地区新型城镇化发展受外商直接投资的负向冲击较大。(3)外商直接投资对新型城镇化发展的影响存在空间外溢效应,这一效应也呈现出“先下降、后上升”的典型特征。分地区的研究表明,东部和中部地区与全样本的结





表 7 更换核心解释变量的回归结果

变 量	地理距离矩阵	经济距离矩阵	地理与经济距离嵌套矩阵
人均外商直接投资	-0.013*(-1.763)	-0.022***(-2.752)	-0.023***(-3.010)
人均外商直接投资的平方	0.002**(2.056)	0.003*** (3.062)	0.003*** (3.245)
产业结构	0.394*** (6.539)	0.246*** (3.616)	0.303*** (4.733)
城乡收入差距	0.118*** (4.743)	0.053** (2.033)	0.065** (2.371)
市场化水平	0.014*** (4.209)	0.011*** (3.366)	0.010*** (3.043)
政府支持力度	0.383* (1.710)	0.398 (1.582)	0.433* (1.777)
W × 人均外商直接投资	-0.020*(-1.663)	0.029** (1.988)	0.024* (1.611)
W × 人均外商直接投资的平方	0.003** (2.065)	-0.005*** (-2.698)	-0.004** (-2.273)
W × 产业结构	0.132 (1.031)	-0.240 (-1.546)	-0.141 (-0.825)
W × 城乡收入差距	-0.094** (-2.415)	0.013 (0.201)	-0.103 (-1.492)
W × 市场化水平	-0.002 (-0.427)	0.019** (2.280)	0.024*** (2.871)
W × 政府支持力度	0.133 (0.325)	1.184 (1.560)	0.489 (0.678)
Log-lik	832.35	811.88	820.98
R <sup>2</sup>	0.313	0.375	0.545

注:括号内数据为 t 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

果一致,但西部地区不存在显著的溢出效应。(4)产业结构、城乡收入差距、市场化水平及政府支持力度均显著影响外商直接投资流入地新型城镇化的发展水平,不同范围下,上述变量对周边地区新型城镇化的溢出效应具有较大差异。

基于上述理论和实证研究,本文提出以下政策建议:(1)在国内国际双循环背景下,应进一步加大引进外资力度。一是创造良好的投资环境,增强对外资的内吸力;二是继续放开外资准入限制,优化外资在国内的产业布局;三是创新审批流程与机制,降低外资准入门槛与进入成本。(2)制定差异化的引资策略。对于新型城镇化水平较高的东部和中部地区,在政府加大引资力度的同时,注重外资的“质量”与“层次”,引导外资流向高技术、高附加值产业,通过提高全要素生产率,对当地的高端制造业和现代服务业形成

辐射,优化产业结构,推动新型城镇化的发展。对于新型城镇化水平较低的西部地区,需要结合自身的比较优势,创造吸引外资的条件,提高利用外资的能力,增强资本积累,形成自身的竞争优势,挖掘与强化外商直接投资推进新型城镇化的潜在效应和内在动力。(3)强化区域合作,坚持以发达地区带动欠发达地区的政策导向,促进外商直接

表 8 内生性检验结果(N=310)

变 量	新型城镇化	
	FE	FE-IV
外商直接投资	-0.140***(-7.801)	-0.202***(-7.912)
外商直接投资的平方	0.007*** (8.443)	0.010*** (9.453)
R <sup>2</sup>	0.765	
F	168.47	
Hausman 检验值	87159.71	
Prob>chi2	0.0000	

注:控制了控制变量;括号内数值为 t 值。\*、\*\*、\*\*\* 分别表示在 10%、5%、1%的水平上显著。

投资和新型城镇化的协同发展。加强各省和区域间的交通运输网络建设,培育现代化、网络化的城市群,促进省际、区域间的交流与合作。通过发挥外商直接投资的扩散效应,促进东西联动的产业合作,利用资本、技术等生产要素的外溢效应,带动周边地区技术水平的提升和产业结构的转型升级。通过合资、并购等方式引导外资流入西部地区,促进劳动力流动、人口集聚及经济规模扩大。(4)通过完善流动人口的户籍、社会保障和社会福利制度,积极推进劳动力要素市场化改革,提高流动人口的收入水平和市民化水平,加快新型城镇化进程。

### 参考文献:

1. 程开明、段存章(2010):《FDI与中国城市化关联机理及动态分析》,《经济地理》,第1期。
2. 李凯等(2018):《中国省区城镇化空间格局与驱动力演变》,《城市发展研究》,第6期。
3. 林俊岐、朱万闯(2011):《中国城市化对外商直接投资影响的实证检验》,《统计与决策》,第23期。
4. 刘海云、丁磊(2018):《FDI对中国新型城镇化建设的影响研究》,《工业技术经济》,第2期。
5. 沈毅俊、潘申彪(2008):《外商直接投资对地区收入差距影响的实证分析》,《国际贸易问题》,第2期。
6. 孙浦阳、武力超(2010):《基于大推动模型分析外商直接投资对城市化进程的影响》,《经济学家》,第11期。
7. 王滨(2020):《FDI对新型城镇化的空间溢出效应》,《城市问题》,第1期。
8. 吴娜等(2017):《市场化进程、创新投资与营运资本的动态调整》,《会计研究》,第6期。
9. 熊湘辉、徐璋勇(2018):《中国新型城镇化水平及动力因素测度研究》,《数量经济技术经济研究》,第2期。
10. 杨海生等(2005):《贸易、外商直接投资、经济增长与环境污染》,《中国人口·资源与环境》,第3期。
11. 袁冬梅等(2017):《FDI推动中国城镇化了吗——基于金融发展视角的门槛效应检验》,《国际贸易问题》,第5期。
12. 赵德昭(2014):《FDI、第三方效应与农村剩余劳动力转移的空间集聚——基于中国省际面板数据的空间计量检验》,《南开经济研究》,第6期。
13. 周敏等(2018):《中国新型城镇化的空间集聚效应与驱动机制——基于省级面板数据空间计量分析》,《工业技术经济》,第9期。
14. Chase-Dunn C.(1975),The Effects of International Economic Dependence on Development and Inequality:A Cross-National Study. *American Sociological Review*. 40(6):720-738.
15. Lall S.(1995),Employment and Foreign Investment: Policy Options for Developing Countries. *International Labour Review*. 134(4-5):521-540.
16. Galenson W.(1985),*Foreign Trade and Investment:Economic Growth in the Newly Industrializing Asian Countries*. University of Wisconsin Press.
17. Pizarro R.E.,Wei L.,Banerjee T.(2003),Agencies of Globalization and Third World Urban Form:A Review. *Journal of Planning Literature*. 18(2):111-130.
18. Zhao S.X.B.,Chan R.C.K.,Sit K.T.O.(2003),Globalization and the Dominance of Large Cities in Contemporary China. *Cities*. 20(4):265-278.

(责任编辑:李玉柱)