

京津冀战略性新兴产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应研究

曾刚^{1,2}, 耿成轩², 翁旻²

(1. 中国民航大学 经济与管理学院, 天津 300300; 2. 南京航空航天大学 经济与管理学院, 南京 211106)

摘要:基于区位熵指数描述了2012—2017年京津冀战略性新兴产业集聚格局,同时,将地理空间因素纳入面板模型建立空间杜宾模型,实证检验了战略性新兴产业集聚对京津冀经济增长的空间溢出效应。最后,利用偏导数矩阵的方法对空间溢出效应分解,分析了产业集聚和其他控制变量对经济增长的影响。结果表明:第一,战略性新兴产业集聚和经济增长均存在“空间自相关性”和“空间溢出效应”;第二,当前阶段,京津冀战略性新兴产业集聚的“回流效应”大于“扩散效应”,引致产业集聚对经济增长的总效应为负,起抑制作用;第三,京津冀战略性新兴产业协同集聚作用较弱,产业资源错配、缺乏协同共享机制现象明显;第四,人力资本、固定资产投资、技术创新、外商投资等控制变量对经济增长具有正向促进作用,城镇化和金融投资对京津冀经济增长产生不利影响。

关键词:京津冀;战略性新兴产业;集聚;空间杜宾模型;空间溢出效应

中图分类号:F062.9 **文献标志码:**A **文章编号:**1002—980X(2021)02—0056—09

一、引言

改革开放40多年来,中国经济已经由传统追求速度的粗放型模式转向内涵提升的高质量增长模式。2018年3月,习近平总书记提出要更加重视发展实体经济,把高端装备制造、新一代信息技术、数字经济、绿色低碳、生物医药、新材料、海洋经济等战略性新兴产业发展作为重中之重,构筑产业体系新支柱。在经济高质量发展的目标驱动下,战略性新兴产业集聚成为一种新型产业模式,通过高效链接不同生产单元复杂的网络,加速要素之间的共享和流动,进而实现成本降低。战略性新兴产业协同集聚是京津冀协同发展战略的重要方式,对产业价值链攀升、核心竞争力打造具有重要意义。

京津冀经济圈是我国经济发展的核心区域,对经济增长带动作用显著。根据统计,2019年上半年,京津冀地区GDP总额43283.7亿元,占到全国GDP的10%以上。同时,在促进产业转型升级和经济结构优化方面,京津冀地区也位于全国的“头部雁阵”,战略性新兴产业持续发展,产业调整朝高精尖方向迈进。2019年1—6月,京、津、冀战略性新兴产业的增加值分别保持5.6%、5.0%和15.3%的增长。北京规模以上互联网服务企业收入增长大于30%,天津装备制造业增长6.5%,河北环保产业增加值增长41.7%。京津冀战略性新兴产业集群雏形凸显,以高端人力资源和技术要素为典型特征,产业持续转移和再集聚。这些对于疏解北京非首都功能,推动京津冀世界级城市群建设发挥引擎作用。

学术界对产业集聚问题关注已久。自19世纪以来,分别涌现出以Marshall(1961)为代表的外部经济理论、Jacques(1967)为代表的产业区位理论和以Paul(1979)为代表的新经济理论,这些理论均认为产业在一定规模内的集聚会促进人才、知识、信息和技术的跨区流动,通过提升资源的配置效率有利于降低生产成本,提高产业的边际效益;但是,集聚过度反而有可能引发效率低下,产生拥塞效应。因此,关于产业集聚对于经济增长的影响不能简单地认为两者存在单向的线性促进或阻碍作用。Sveikauska(1975)和Ciccone(2002)均通过构建线性分析模型发现产业的集聚效应对企业的生产效率产生负向作用。Combes(2002)和Brulhart(2009)则得出相反的结论,他们认为产业集聚对经济增长的作用不具有显著正向性,甚至有可能具有阻碍影响。由于产业集聚随着产业生命周期的变动而具有差异性,研究产业集聚和经济增长的关系需要考虑产业

收稿日期:2020—03—13

基金项目:天津市2019年度哲学社会科学规划青年项目“新时代天津高端装备制造企业持续创新驱动要素及升级路径研究”(TJGLQN19XSX-006)

作者简介:曾刚,博士研究生,研究方向:战略性新兴产业创新管理;耿成轩,博士,教授,博士研究生导师,研究方向:公司与产业金融;翁旻,博士研究生,研究方向:公司财务与企业融资。

发展的特征。近年来,国内学者针对制造业、生产服务业和资源产业特征展开了大量研究。陈曦等(2018)基于产业协同集聚视角分析了中国地级市层面制造细分产业具有显著的空间差异性,东部地区大型城市产业协同集聚度较高,中等及I型城市间制造业协同集聚度较低。曾艺等(2019)从节能减排、结构优化、效率提升等角度系统建立生产服务业和经济增长的评价指标,选取283个地级市面板数据进行空间计量分析,结果表明服务业集聚有利于经济高质量增长。薛雅伟等(2019)以油气资源城市为主要研究对象,为了改进评价指标将产业空间集聚度替代产业依赖度,研究了“资源诅咒”评价问题。通过B-K中介效应模型的构建与实证分析,结果发现资源产业空间集聚和经济增长两者具有倒“U”型的非线性关系。

除此之外,围绕产业集聚和环境污染、企业融资、技术创新、区域创新的关系的成果也十分丰富,涵盖宏观和微观多个层面。杨仁发(2015)为探讨产业集聚和环境污染两者的作用机理,基于Copeland-Taylor模型,选取30个省域8年的面板数据实证研究结果表明“污染天堂假设”不适用中国国情,产业集聚和环境污染具有显著的门槛特征。茅锐(2015)从产业集聚是否有助于缓解企业融资的方面进行了实证检验,结果发现产业集聚确实有助于降低投资-现金敏感度,在主产业的企业这种现象更加突出。原毅军和谢荣辉(2015)将产业集聚、技术创新和环境污染纳入统一分析框架,结果表明:技术创新对于产业集聚和环境污染的倒“U”型曲线发挥拐点作用。张可和徐朝晖(2019)采用联立方程模型对产业集聚和区域创新的交互作用进行的分析和检验,发现通过技术溢出效应、规模效应等两者之间具有显著的双向促进效果。最后,很多研究针对产业集聚的测度方法进行探讨,包括基于总量指标的方法:熵指数、赫芬达尔指数、Hoover指数等;基于地理距离K函数、SP指数等;基于空间计量的方法:标准差椭圆(SDE)、和Moran's I指数等(Duranton和Overman, 2005; Marcon和Puechy, 2010; 方敏等, 2019)。

已有研究围绕产业集聚和经济增长的关系,在理论、实证和方法方面成果丰硕,为本文研究提供了可资借鉴的基础。但是,上述研究还存在进一步拓展的空间:第一,研究视角方面,大部分研究将焦点放在传统制造业方面,选取的范围以国家或某个省市层面数据为主,对于代表未来产业结构转型方向的战略性新兴产业研究很少,尤其是战略性新兴产业与经济增长的作用关系研究较少,针对京津冀这一国家级典型区域就更少;第二,在研究内容方面,对于产业集聚和经济增长的关系很多研究仅从线性和非线性层面分析,未考虑不同地理因素可能带来的空间溢出效应。产业协同发展和经济高质量发展是以习近平同志为核心的党中央高度重视的问题,也是当前研究的难点问题。本文拟从以下方面进行突破:第一,将京津冀战略性新兴产业集聚和区域高质量增长纳入同一框架,剖析产业空间集聚格局和对经济的影响机制;第二,交叉融合新经济地理学理论、产业集聚理论,引入空间杜宾模型探索京津冀战略性新兴产业的空间溢出效应及其分解,分析经济增长的动力要素。本文重点关注的问题包括:京津冀战略性新兴产业空间集聚特征如何? 京津冀战略性新兴产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应是否显著? 直接效应、间接效应和总效应的作用效果如何?

二、模型设定与方法

(一)战略性新兴产业集聚水平的测度

根据已有研究,产业集聚的测度方法主要有两大类:第一,定性评价的方法,如钻石模型等;第二,定量评估的方法,包括空间基尼系数、投入产出法和区位熵等(杜军等, 2016)。区位熵的方法可以准确描述不同区域要素的空间分布情况,同时还能克服区域规模不均导致偏差。京津冀地区产业区位差异明显,对战略性新兴产业集聚的测度需要考虑地理空间因素。因此,参考相关文献(董春诗和侯琦, 2013; 谢子远, 2015)做法,本文选取区位熵作为产业集聚的衡量指标,具体的计算公式为

$$IA = \frac{x_{ij} / \sum_{i=1}^m x_{ij}}{\sum_{j=1}^n x_{ij} / \sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}} \quad (1)$$

其中: $\sum_{i=1}^n x_{ij}$ 表示j地区产业的主营业务收入; $\sum_{j=1}^n x_{ij}$ 表示战略性新兴产业i在京津冀地区的主营业务收入; x_{ij} 表示j地区的产业i的主营业务收入; $\sum_{i=1}^m \sum_{j=1}^n x_{ij}$ 表示所有产业的主营业务收入。通过区位熵IA可以反映战略性新兴产业的集聚程度,如果IA的值越大,那么说明集聚程度越高;反之,集聚程度越低。

(二)空间面板计量模型设定

已有研究表明产业集聚和经济增长存在空间相关性。因此,忽视两者之间的空间溢出效应将造成研究结果的偏误(邵宜航和李泽扬,2017)。空间滞后模型、空间误差模型和空间杜宾模型是常见的空间计量模型,模型的差异主要源于空间矩阵和变量的交互项。空间杜宾模型是3种模型中的标准模型,不仅能够充分反馈解释变量和被解释变量及其交互项引起的空间相关性问题,而且具有捕捉不同变量的空间溢出效应的特点(Elhorst,2014)。因此,本文将选取空间杜宾模型作为实证模型,将产业集聚、经济增长及环境变量纳入模型,构建空间杜宾模型(邓若冰和刘颜,2016),模型的一般形式为

$$Y = \rho WY + X\beta + \theta WX + \alpha l_n + \varepsilon \quad (2)$$

其中: X 表示经济增长、环境变量等解释变量; Y 表示将产业集聚作为被解释变量; ρ 表示空间自相关系数; W 表示空间权重矩阵; WY 和 WX 分别表示 Y 和 X 的空间滞后项。同时, α 表示常数项; l_n 表示 $n \times 1$ 阶的单位矩阵; θ 和 β 则表示回归系数; ε 表示误差项。

同时,由于空间杜宾模型的总效应不能反映解释变量和被解释变量两者之间的作用关系。因此,根据Lesage和Pace(2009)的做法,还可以采用偏微分方法分解其总效应。通过分解得到直接效应和间接效应,两者分别代表被解释变量对本地区和其他地区的影响。相关的计算公式为

$$Y = (1 - \rho W)^{-1} \alpha l_n + (1 - \rho W)^{-1} (X_i \beta + W X_i \beta) + (1 - \rho W)^{-1} \varepsilon \quad (3)$$

进一步变形可得:

$$Y = \sum_{i=1}^k S_i(W) x_i + V(W) l_n \alpha + V(W) \varepsilon \quad (4)$$

其中: $S_i(W) = V(W)(l_n \beta + W \theta_i)$, $V(W) = (l_n - \rho W)^{-1}$ 。

那么,总效应(ATE)等于 $S_i(W)$ 矩阵加总的均值,通过 $S_i(W)$ 矩阵中所有对角线上的元素的均值得出直接效应(ADE),通过 $S_i(W)$ 矩阵中非对角元素的均值得到间接效应(AIE)。

三、变量选取与数据来源

梳理已有文献,借鉴唐建荣等(2018)的做法,可以在C-D生产函数的基础上,将战略性新兴产业集聚量和区域经济增长的控制变量纳入到同一模型,构建基于空间杜宾模型的计量模型。另外,为了检验结果的有效性,本文还将选取统计年鉴数据进行验证。

(一)被解释变量

经济增长指标(AGDP)。根据研究惯例,经济增长通常采用人均GDP来衡量。为了进一步消除地区差异导致的偏误,本文利用2012年作为基期,通过GDP平减指数方法得到京津冀不同省域人均GDP的增长状况。

(二)解释变量

核心变量:产业集聚(AGG)。区位熵能够消除区域规模差异导致的干扰,进而有利于反馈不同地理要素的空间分布特征。根据式(1)可以计算出京津冀区位熵指数,结果如图1所示,在2012—2017年间,区位熵指数总体表现为:北京>天津>河北,这和地区经济水平一致。从变化趋势上来看,河北保持在0.73~0.76的水平,区位熵指数总体稳定,有细微增长,北京、天津两地的区位熵指数均大于1.0,具有很强的区位优势。北京的区位熵总体处于稳定上升趋势,从2012年的1.05提升到2017年的1.23,天津的区位熵指数略有波动,尤其2017年为1.03,与2016年同比降低0.22。这说明京津冀战略性新兴产业发展不平衡,有必要加速战略性新兴产业

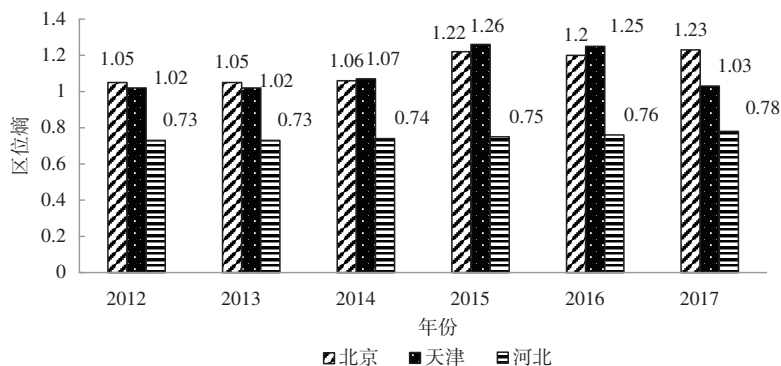


图1 2012—2017年京津冀区位熵

产业的劳动力、资金和技术等要素在区域间的转移和流动,促进区域产业协同发展。

(三)控制变量

(1)人力资本投入(LABOUR)。人力资本是经济生产活动的核心要素,对于经济增长至关重要。本文主要从实际有效人力资本投入选取年末就业总人数作为衡量指标,这将有效反映人力资本投入的真实水平。

(2)固定资产投资(ASSET)。固定资产投资是经济发展的“三驾马车之一”,对经济增长影响重大。因此,本文采用固定资产投资价格平减指数来衡量,基期选择为2012年。

(3)技术创新(TRD)。创新是产业持续发展的动力源泉,有助于降低成本和促进效率提升。参考已有研究,将研发投入作为衡量技术创新投入的重要部分。所以,本文选取R&D(研究与试验发展)人员全时当量作为评价指标。

(4)城市化(URB)。城市化是实现京津冀协同发展的重要环节,有助于推动破解城乡二元经济不均衡的障碍,有利于快城市之间不同资源要素的流动和空间集聚。因此,本文选择年末城镇人口比重作为二级指标。

(5)金融投资(FINAN)。李红和王彦晓(2014)的研究表明,金融集聚能够促进稀缺资源的集中,为企业提供充分的金融资产信贷服务,通过金融集聚的规模效应显著提升城市经济增长水平。因此,本文利用金融机构年末贷款余额作为金融投资的代理变量。

(6)外商投资(FDI)。国际资本是我国经济投资的重要来源,本文考虑外商投资作为区域经济增长空间溢出效应的重要渠道。

(四)数据来源

由于战略性新兴产业概念提出时间较短,我国还未形成系统、权威的战略性新兴产业的统计资料,同时考虑战略性新兴产业是以高新技术产业为基础。因此,本文从《中国高新技术统计年鉴》选取样本作为战略性新兴产业集聚的相关数据。对于京津冀区域经济增长的指标和外部控制变量数据分别来源于《北京市统计年鉴》《天津市统计年鉴》和《河北省统计年鉴》。最后,基于数据的可得性,数据跨期范围:2012—2017年,部分缺值数据采用线性插值法补全。变量的描述性统计见表2。

表1 指标选取及数据来源

序号	变量	符号	含义	度量指标及说明
1	被解释变量	AGDP	经济增长	人均GDP
2	核心变量	AGG	产业集聚	区位熵
3	控制变量	LABOUR	人力资本投入	年末就业总人数
4		ASSET	固定资产投资	固定资产平减指数
5		TRD	技术创新	R&D全时当量
6		URB	城市化	年末城镇人口比重
7		FINAN	金融投资	年末余额金融机构年末贷款余额
8		FDI	外商投资	各省市外商投资额

表2 变量描述性统计

变量	均值	标准差	最小值	最大值
AGDP	84469.65	33370.03	36584.00	128994.10
AGG	1.00	0.20	0.73	1.26
LABOUR	272.68	221.69	47.09	776.80
ASSET	15072.78	9539.59	6112.37	33406.80
TRD	12860.81	3792.73	6488.00	20168.70
URBAN	73.14	16.54	46.80	86.50
FINAN	36590.76	15114.94	18396.81	63739.40
FDI	1828.46	1297.51	490.00	4864.09

四、实证结果分析

(一)全局性空间自相关分析

首先,验证京津冀地区区域经济增长水平是否存在空间相关性。利用GeoDa软件进行全局空间自相关分析,在运算过程中,选取一阶Queen邻接矩阵构建空间权重矩阵,相关统计结果见表3。可以看出,在2012—2017年间,京津冀经济增长存在显著的空间证相关性,莫兰指数(Moran's I)均大于0,且在1%的水平显著。这充分表明京津冀地区经济增长存在空间集聚效应,相邻地区的经济发展相互影响,具有一定的相似性。

表3 AGDP的Moran's I指数

参数	2012年	2013年	2014年	2015年	2016年	2017年
Moran's I指数	0.324	0.325	0.326	0.332	0.333	0.317
期望	-0.071	-0.071	-0.071	-0.071	-0.071	-0.071
标准差	0.468	0.468	0.469	0.472	0.474	0.469
Z	1.381	1.387	1.390	1.404	1.401	1.401
P	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001	0.001

(二)局部空间自相关性

为了更深入分析经济增长模式和产业集聚的空间特征,对模型的解释变量和核心变量进行局部空间自相关分析。由图 2 可知:①被解释变量 *AGDP* 在 Queen 邻接(W_1)、Rook 邻接(W_2)和 *K*-邻近(W_3)3 种空间权重方法下均具有正向空间相关性,另外,均通过 1% 水平的显著性检验;在不同的空间权重下,*AGDP* 的 Moran's *I* 指数区间为[0.312,0.335];②2012—2015 年间,在 W_1 、 W_2 和 W_3 3 种权重下,*AGDP* 的 Moran's *I* 总体呈增长的趋势,说明在这段时期,经济增长的空间异质性现象降低,在 2015—2017 年又有降低趋势。不过由不同权重矩阵计算的 Moran's *I* 指数差异较小。因此,总体趋势一致;③同被解释变量类似,产业集聚 *AGG* 在 W_1 、 W_2 和 W_3 权重下,Moran's *I* 指数均为正,说明京津冀战略性新兴产业在空间集聚上具有相似性;④从时间来看,*AGG* 的 Moran's *I* 指数总体表现为:2012—2014 年为增长,2014—2017 年间呈降低变化态势。

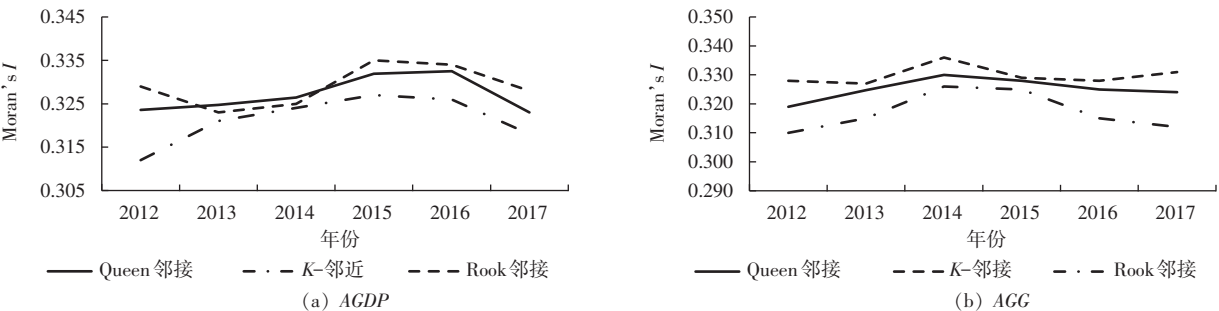


图 2 被解释变量和核心变量的局部空间分析

(三)空间杜宾模型结果实证与分析

1. 随机效应和固定效应模型选择

面板建模需要考虑选择随机效应和固定效应模型,其中固定效应模型还可以细分为时期固定、空间固定和时期空间双固定效应模型。具体的方法,先通过 Hausman 检验来确定模型的随机性和固定性。此外,如果检验结果表明固定效应模型更优,还可通过 LM 检验和 LR 检验进一步分析。模型计算通过 STATA14.0 软件实现,相关的结果见表 4。

表 4 普通面板模型 OLS 估计及 Hausman 检验结果表

变量	混合 OLS	时间固定	空间固定	双固定
<i>AGG</i>	-12088.8(-32464.8)	-8216.3(-29687.2)	-42549.3(-30252.4)	-10648.7*(-6176.6)
<i>LABOUR</i>	0.889(-11.87)	7.011(-9.928)	9.708(-10.6)	4.915***(-0.916)
<i>ASSET</i>	0.186(-0.552)	1.158(-1.285)	1.424(-1.608)	0.700**(-0.35)
<i>TRD</i>	0.729(-0.836)	0.332(-0.481)	0.802(-0.657)	0.236***(-0.0651)
<i>URBAN</i>	1522.7***(-302.2)	-5147.1(-2897.3)	-3651.9(-2636.9)	-5636.1***(-883.4)
<i>FINAN</i>	-0.904***(-0.207)	0.693(-0.72)	0.468(-0.641)	1.367***(-0.354)
<i>FDI</i>	15.96***(-3.234)	2.329(-4.34)	10.21**(-3.918)	-1.671(-1.695)
常数项	-23373.9(-33330)	408752.6(-199930.5)	323820.8(-185872.4)	—
δ^2				1026.4**(-420.3)
R^2	0.9872	0.993	0.929	0.883
对数似然比				-112.3329
Hausman 检验			26.25***	

注: *、**、***分别代表 0.1、0.05、0.01 的显著性水平;括号内为 *t* 统计值。

本文首先利用混合 OLS 模型检验不考虑地理因素的普通面板模型,根据 Hausman 检验的结果是 26.25,并且通过 1% 的显著性检验,即采用固定效应模型更加有效。进一步地利用 LR 估计对固定效应的具体形式进行确定,通过时期固定、空间固定和时期空间双固定模型的检验,发现时期空间双固定模型更优。根据该模型的估计,人力资本、固定资产投资、技术创新和金融要素均对经济增长产生正向影响,并且均通过了显著性检验。但是,由于未将空间因素纳入,这一结果有可能存在一定的偏差。

2. 空间杜宾模型固定效应模型分析

根据式(2)~式(3)可以构建以下空间杜宾模型来分析京津冀战略性新兴产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应模型:

$$AGDP_{it} = \alpha_1 AGG_{it} + \alpha_2 LABOUR_{it} + \alpha_3 ASSET_{it} + \alpha_4 TRD_{it} + \alpha_5 URBAN_{it} + \alpha_6 FINAN_{it} + \alpha_7 FDI_{it} + \beta_1 AGG_{it} + \beta_2 WFDI_{it} + \beta_3 WLABOUR_{it} + \beta_4 WASSET_{it} + \beta_5 WTRD_{it} + \beta_6 WURBAN_{it} + \beta_7 WFINAN_{it} + \delta_{it} + \mu_{it} + \varepsilon_{it}, \varepsilon_{it} \sim (0, \delta_{it}^2) \quad (4)$$

根据罗能生和王玉泽(2017)的研究,模型的空间权重矩阵 W 有3种选择:基于地理距离的空间权重矩阵(W_1),基于地理邻接的权重矩阵(W_2)和经济距离权重矩阵(W_3)。

由于本文的研究对象主要为京津冀地区,这3个地区省域两两相邻,如果选择地理邻接权重,那么 $W_2 = 1$ 。同时,为了更偏重于区位地理因素的差异。因此,本文主要采用地理距离空间权重矩阵来进行相关的分析。

3. 空间杜宾模型的适用性检验

根据Burridge(1981)提出的判别法则,通过Wald检验和LR检验可以确定空间杜宾模型能否简化为空间误差模型和空间滞后模型。由表5可知:Wald检验和LR检验值均通过1%的显著性检验,拒绝原假设,这说明本文利用空间杜宾模型测算更优。

另外,为了确定固定效应模型的形式采用极大似然估计(ML估计)方法进行估计,结果见表6。根据拟合优度,时间空间双固定的模型的 $R^2 = 0.985$,高于其他模型,另外,从对数似然比的结果来看,时间空间双固定模型最高。这说明选用时间空间双固定模型在考虑地理因素之后,比普通面板OLS回归更具有纠偏性,更能够充分反映京津冀战略性新兴产业集聚对经济增长的影响。

表5 双固定SDM模型的Wald和LR检验结果

检验	时期空间双固定效应SDM模型
Wald_spatial_lag	36.108***
LR_spatial_lag	45.665***
Wald_spatial_error	65.332***
LR_spatial_error	58.001***

注:*, **, ***分别代表0.1、0.05、0.01的显著性水平。

表6 空间杜宾模型的ML估计

变量	无固定效应	个体效应	时间固定	时间空间双固定
AGG	11060.5(22755.2)	-6050.8(10965.4)	-102203.0*(60721.8)	-101150.0*** (18921.6)
LABOUR	-4.672(10.93)	-0.222(4.776)	11.21(7.842)	7.812*** (1.864)
ASSET	-0.131(0.502)	0.508(0.489)	-3.730*** (0.781)	-0.751*** (0.253)
TRD	0.495(0.414)	0.486** (0.199)	-1.232*** (0.405)	0.356*** (0.0948)
URBAN	1417.1*** (63.97)	-3169.7*** (901.8)	426.0** (184.8)	-1992.2*** (507.6)
FINAN	-0.894*** (0.0704)	0.705*** (0.212)	-0.8937641(-6.60)	-0.0984(0.120)
FDI	13.26*** (1.224)	5.477*** (1.296)	4.514*** (1.619)	5.087*** (1.155)
常数	-34660.3** (17121.5)	—	—	—
Wx AGG	-23823.4*** (4691.9)	-35561.6*** (8977.6)	-249253.1** (106167.9)	-176761.9*** (33095.0)
Spatial rho	0.379*** (0.110)	0.495*** (0.0861)	-0.0997(0.280)	-0.0893(0.276)
σ^2	9058887.0** (4329789.2)	1301583.8*** (442837.0)	9058887*** (3121923)	80465.5*** (29056.9)
R^2	0.784	0.722	0.8230	0.985

注:*, **, ***分别代表0.1、0.05、0.01的显著性水平;括号内为 t 统计值。

4. 双固定空间杜宾模型空间效应分解分析

根据式(3)~式(8)的有关运算原理,利用偏微分计算方法可以将双固定空间杜宾模型进一步分解,具体的结果见表7,直接效应的内涵是京津冀省域的核心变量和控制变量对本省域经济增长的影响,间接效应表示的是本省域的解释变量对其他省域的影响,总效应是两者影响的和。

根据京津冀战略性新兴产业集聚对区域经济增长的空间溢出效应的具体的结果讨论如下。

(1)当前阶段,京津冀战略性新兴产业集聚对区域经济增长的直接效应、间接效应和总效应为负。直接效应系数为-104710.1,且通过10%的显著性检验。这说明产业集聚对邻近地区的经济增长产生抑制作用。根据缪尔达尔的理论,可以解释为产业集聚的“回流效应”大于“扩散效应”。具体来说,“回流效应”主要是由于发达区域对资源的虹吸作用,引致了落后地区经济的退步,产生负向的空间溢出效应。而“扩散效应”主要是发达区域对其他区域的技术外溢,通过示范引领带动其他区域经济增长。河北、天津同北京的战略性新兴产业规模存在显著的差异性,大量的技术、人才和知识要素在北京集聚,天津和河北的集聚力明显不足。

另外,间接效应显著为负,说明产业协同集聚作用较弱,对邻近省域产生不利影响。京津冀存在产业资源错配、协同共享机制缺乏的现象。总体效应显著为负,这和战略性新兴产业处于产业生命周期初始阶段有

关,要素的投入大于产出,资金、人力和技术资源消耗较多,产业规模效应不显著。这对进一步优化产业发展提出了新的要求。一方面,三地要构建有利于产业资源要素高效、合理流动的动态激励机制,加速创新、资本和人力要素跨地区流动,形成京津冀战略性新兴产业布局合理、协同互补的产业新格局;另一方面,要促进京津冀在人工智能、生物医药、5G技术、航空航天、智能制造装备、海洋工程装备等战略性新兴产业方面的规模和质量,通过产业集聚带来产业链提升,有效降低生产、运输和技术外溢方面的成本,为区域经济高质量增长提供新动能,缩小京津冀地区差异。

(2)人力资本对经济增长的直接效应通过1%的显著性检验,总效应显著为正,间接效应不显著。这说明人力资本对区域经济增长具有空间外溢作用。根据内生增长理论,人力资本已经成为经济结构持续升级的根本动力。人力资本的总效应为正,说明加快高端人才集聚,大力实施人才振兴战略是促进京津冀经济高质量增长的重要举措。

(3)固定资产投资对京津冀经济增长的总效应为0.752,直接效应为0.767,分别通过10%和1%的检验。这说明依靠固定资产投资依然是拉动京津冀区域经济增长的有效途径。间接效应不显著,则说明京津冀依靠固定资产投资对邻近省域无显著影响,京津冀经济发展协同性有限。直接效应显著为正,说明固定资产投资的乘数效应凸显。

(4)技术创新对经济增长具有显著的空间溢出效应,总效应、直接效应和间接效应的系数均为正。其中间接效应不显著,而且系数较小,小于0.01。这说明京津冀地区实施创新驱动战略有利于促进经济增长,尤其是通过R&D人员当量能够产生较为明显的效果。

(5)城市化对京津冀经济增长的直接效应和总效应均显著为负,均通过5%的显著性检验。同时,直接效应的系数为-2105.8,总效应的系数为-2053.0,这也验证了以北京为典型的“大城市病”已经对经济增长产生了严重的制约作用,高度城市化带来的资源投入冗余、配置效率低下、成本提升不利于区域经济的有效增长,采取系统性方案疏解北京“非首都”功能对于经济发展还有较大空间。

(6)金融投资对京津冀区域经济增长的作用均不显著。这说明从产业结构来看,京津冀地区还未形成以现代金融服务业等为代表的支柱产业,实体经济依然是经济增长的主要支撑。健全以服务实体经济的金融服务体系,充分发挥金融要素的规模经济性应当成为经济结构转型升级的方向。

(7)外商投资的直接效应系数为5.270,通过1%的显著性检验,总效应系数为5.306,通过10%的显著性检验,间接效应不显著。这说明FDI对于区域经济增长起到促进作用。京津冀地区在利用外商投资方面具有良好的基础和条件,利用FDI的优势能够有效缓解区域资金不足的困境,提供更多的就业岗位确保充分就业目标实现,同时FDI往往会带来先进的管理方法和技术知识,能够促进经济增长提质增效,发挥“雪中送炭”的作用。

5. 稳健性检验

上述结论仅仅基于地理距离权重矩阵得出是否具有稳健性?有必要进一步进行验证。接下来,本文选取经济距离矩阵重新进行检验。由于研究的方法和过程和前文基本一致,限于篇幅,只列出检验结论,通过改变权重之后,核心变量对经济增长的空间溢出效应均显著为负,且通过5%的显著性检验。该结论和前文研究具有一致性。

五、研究结论

本文首先利用区位熵指数法对京津冀战略性新兴产业产业集聚格局现状进行评估。然后,在探索性空间数据分析的基础上,考虑空间地理因素,选取2012—2017年面板数据,构建了产业集聚对经济增长的空间杜宾模型。最后,利用偏导数矩阵的方法将空间溢出效应进行分解,实证分析了产业集聚和控制变量对区域经济增长的影响。研究结论主要如下。

(1)战略性新兴产业集聚和经济增长具有“空间自相关性”和存在“空间溢出效应”。两者的全局和局部

表7 空间杜宾双固定效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
<i>AGG</i>	-104710.1* (53927.1)	-184363.4* (104813.6)	-289073.5* (158620.1)
<i>LABOUR</i>	8.061*** (2.080)	-0.00939 (2.772)	8.052* (4.486)
<i>ASSET</i>	0.767*** (0.265)	-0.0152 (0.273)	0.752* (0.438)
<i>TRD</i>	0.369*** (0.109)	0.00376 (0.134)	0.372* (0.226)
<i>URBAN</i>	-2105.8*** (519.1)	52.85 (695.0)	-2053.0** (1016.1)
<i>FINAN</i>	-0.0940 (0.120)	0.00886 (0.0437)	-0.0852 (0.117)
<i>FDI</i>	5.270*** (1.308)	0.0359 (1.872)	5.306* (3.061)

注:*,**、***分别代表0.1、0.05、0.01的显著性水平;括号内为*t*统计值。

Moran's I 指数均大于 0。

(2)当前阶段,京津冀战略性新兴产业集聚的“回流效应”大于“扩散效应”引致产业集聚对经济增长的总效应为负,起抑制作用。

(3)京津冀战略性新兴产业协同集聚作用较弱,直接效应和间接效应为负,说明京津冀存在产业资源错配、协同共享机制缺乏的现象。

(4)人力资本、固定资产投资、技术创新、外商投资等控制变量对经济增长具有正向促进作用,城镇化和金融投资对京津冀经济增长未发挥有利影响。

为了促进区域经济高质量增长,同时促进京津冀战略性新兴产业发展。本文提出以下政策建议:

(1)促进战略性新兴产业提质增效,激发产业规模效应,通过产业升级的空间外溢作用促进经济高质量增长;当前阶段,京津冀战略性新兴产业的规模较弱,产业链不完整,在产业初始阶段离不开政府的政策、资金等支持。

(2)从产业规划层面设计京津冀战略性新兴产业协同互补的蓝图。津、冀承担着北京产业转移的任务,在经济结构供给侧改革的契机下,政府在产业布局和优化方面进行针对性地引导。

(3)刺激经济高质量增长方面,制定落实有竞争力的人才吸引策略,加大高端人力资本空间集聚,强化重点领域的固定资产投资,鼓励校企合作提升技术创新的能力,尤其重视原创性成果解决“卡脖子”问题,“以开放促发展”确立开放、适度的 FDI 利用标准。

(4)改善产业发展的外部环境和提供宽松的金融服务环境。

参考文献

- [1] 曾艺, 韩峰, 刘俊峰, 2019. 生产性服务业集聚提升城市经济增长质量了吗?[J]. 数量经济技术经济研究, 36(5): 83-100.
- [2] 陈曦, 朱建华, 李国平, 2018. 中国制造业产业间协同集聚的区域差异及其影响因素[J]. 经济地理, 38(12): 104-110.
- [3] 邓若冰, 刘颜, 2016. 工业集聚、空间溢出与区域经济增长——基于空间面板杜宾模型的研究[J]. 经济问题探索(1): 66-76.
- [4] 董春诗, 侯琦, 2013. 陕西能源产业集聚与经济增长的动态互动关系研究[J]. 统计与信息论坛, 28(11): 88-93.
- [5] 杜军, 鄢波, 王许兵, 2016. 广东海洋产业集群集聚水平测度及比较研究[J]. 科技进步与对策, 33(7): 57-62.
- [6] 方敏, 杨胜刚, 周建军, 等, 2019. 高质量发展背景下长江经济带产业集聚创新发展路径研究[J]. 中国软科学(5): 137-150.
- [7] 李红, 王彦晓, 2014. 金融集聚、空间溢出与城市经济增长——基于中国 286 个城市空间面板杜宾模型的经验研究[J]. 国际金融研究(2): 89-96.
- [8] 罗能生, 王玉泽, 2017. 财政分权、环境规制与区域生态效率——基于动态空间杜宾模型的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 27(4): 110-118.
- [9] 茅锐, 2015. 产业集聚和企业的融资约束[J]. 管理世界(2): 58-71.
- [10] 邵宜航, 李泽扬, 2017. 空间集聚、企业动态与经济增长: 基于中国制造业的分析[J]. 中国工业经济(2): 5-23.
- [11] 孙慧, 朱俏俏, 2016. 中国资源型产业集聚对全要素生产率的影响研究[J]. 中国人口·资源与环境, 26(1): 121-130.
- [12] 唐建荣, 房晓晓, 张鑫, 等, 2018. 产业集聚与区域经济增长的空间溢出效应研究——基于中国省级制造业空间杜宾模型[J]. 统计与信息论坛, 33(10): 56-65.
- [13] 谢子远, 2015. 高技术产业区域集聚能提高研发效率吗? ——基于医药制造业的实证检验[J]. 科学学研究, 33(2): 215-224.
- [14] 薛雅伟, 张剑, 云乐鑫, 2019. 资源产业空间集聚、传导要素萃取与“资源诅咒”中介效应研究[J]. 中国管理科学, 27(6): 179-190.
- [15] 杨仁发, 2015. 产业集聚能否改善中国环境污染[J]. 中国人口·资源与环境, 25(2): 23-29.
- [16] 原毅军, 谢荣辉, 2015. 产业集聚、技术创新与环境污染的内在联系[J]. 科学学研究, 33(9): 1340-1347.
- [17] 张可, 徐朝晖, 2019. 产业集聚与区域创新的交互影响——基于高技术产业的实证[J]. 财经科学(1): 75-86.
- [18] BRULHART M, SBERGAMI F, 2009. Agglomeration and growth: Cross-country evidence[J]. Journal of Urban Economics, 65(1): 48-63.
- [19] BURRIDGE P, 1981. Testing for a common factor in a spatial autoregression model[J]. Environment & Planning A, 13(7), 795-800.
- [20] CICCONE A, 2002. Agglomeration effects in Europe[J]. European Economic Review, 46(2): 213-227.
- [21] COMBES P P, 2002. Economic structure and local growth: France, 1984-1993[J]. Journal of Urban Economics, 47(3):

329-355.

- [22] DURANTON G, OVERMAN H G, 2005. Testing for localization using micro-geographic data[J]. *The Review of Economic Studies*, 72(4): 1077-1106.
- [23] ELHORST J P, 2014. *Spatial econometrics: From cross-sectional data to spatial panels*[M]. Heidelberg: Springer.
- [24] JACQUES R B, 1967. Problems of regional economic planning[J]. *Economic Journal*, 77(307): 629-630.
- [25] LESAGE P, PACE R K, 2008. *Introduction to spatial econometrics*[J]. Taylor & Francis Group, LLC, 123: 19-44.
- [26] MARCON E, PUECH Y F, 2010. Measures of the geographic concentration of industries: Improving distance-based methods [J]. *Journal of Economic Geography*, 10(5): 745-762.
- [27] MARSHALL A, 1961. *Principles of economics*[M]. London: Macmillan Press: 32-39.
- [28] PAUL R K, 1979. A model of innovation, technology transfer, and the world distribution of income[J]. *Journal of Political Economy*, 87(2): 253-266.
- [29] SVEIKAUSKA S L, 1975. The productivity of cities[J]. *Quarterly Journal of Economics*, 89(3): 393-413.

Study on Spatial Spillover Effects of Agglomeration of Strategic Emerging Industries and Regional Economic Growth in Beijing-Tianjin-Hebei Region

Zeng Gang^{1,2}, Geng Chengxuan², Weng Min²

(1. College of Economics and Management, Civil Aviation University of China, Tianjin 300300, China; 2. College of Economics and Management, Nanjing University of Aeronautics and Astronautics, Nanjing 211106, China)

Abstract: Based on the location entropy index, the agglomeration pattern of strategic emerging industries in Beijing-Tianjin-Hebei region from 2012 to 2017 is described. Meanwhile, the spatial Durbin model is established by incorporating geospatial factors into the panel model to empirically test the spatial spillover effect of strategic emerging industries agglomeration on the economic growth of Beijing-Tianjin-Hebei region. Finally, the spatial spillover effect is decomposed by partial differential equation, and the influence of industrial agglomeration and other control variables on economic growth is analyzed. The results show as follows. First, both the agglomeration of strategic emerging industries and economic growth have “spatial autocorrelation” and “spatial spillover effect”. Second, at the current stage, the “reflux effect” of strategic emerging industries agglomeration in Beijing-Tianjin-Hebei region is greater than its “diffusion effect”, resulting in the overall negative effect of industrial agglomeration on economic growth, which plays a restraining role. Third, the strategic emerging industries in Beijing-Tianjin-Hebei region have weak collaborative agglomeration, and the misallocation of industrial resources and lack of collaborative sharing mechanism are obvious. Fourth, human capital, investment in fixed assets, technological innovation, foreign investment and other control variables have positive effects on economic growth, while urbanization and financial investment have negative effects on economic growth in the Beijing-Tianjin-Hebei region.

Keywords: Beijing-Tianjin-Hebei; strategic emerging industries; agglomeration; spatial Durbin model; spatial spillover effect