京津冀地区民营经济高质量发展水平时空分异特征及影响因素分析

王辉坡, 李文博, 王利梅
(河北工程大学 管理工程与商学院,河北 邯郸 056038)

[摘　要]民营经济是社会主义市场经济的重要组成部分,其健康发展是实现经济高质量发展的重要一环。文章基于 2018—2022 年京津冀地区 13 个城市的面板数据,构建评价指标体系,并运用熵值法、系统聚类分析、空间自相关以及空间杜宾模型,揭示了京津冀地区民营经济高质量发展水平的时空分异特征与影响因素。研究发现:京津冀地区民营经济高质量发展水平在总体关联性上存在不协同特征;时序上总体水平呈现阶梯式上升趋势;空间上呈现"中部高四周低"的空间非均衡特征,并且存在显著正向空间自相关和空间集聚;经济发展水平、教育水平和科技水平对民营经济高质量发展具有促进作用,社会消费水平则具有抑制作用。同时,经济发展水平和教育水平具有显著的正向空间溢出效应。根据研究结论,文章提出针对性政策建议,为推动京津冀地区民营经济高质量发展提供决策参考。

[关键词]京津冀地区;民营经济;高质量发展;时空分异;影响因素
doi:10. 3969/j. issn. 1673-9477. 2025. 03. 004
[中图分类号]F127　[文献标识码]A　[文章编号]1673-9477(2025)03-0027-11

2025 年 2 月 17 日,习近平总书记在民营企业座谈会上明确指出:"现在我国民营经济已经形成相当的规模、占有很重的分量","要促进民营经济健康发展、高质量发展"。[1]截至 2024 年 9 月底,我国民营企业数量达到 5500 万户,在企业总量中占比 92. 3%[2],民营经济已经成为我国社会主义市场经济的重要组成部分[3],也是推动我国经济转型升级、激发市场活力与社会创新的核心力量[4],在推动经济增长、吸纳社会就业和保障民生等方面发挥着重要作用[5]。随着中国特色社会主义进入新时代,社会主要矛盾变化对经济发展有了新的要求,党的十九大报告提出"中国经济要高质量发展",这标志着我国经济发展进入了新的阶段,即从高速增长阶段转向高质量发展阶段。民营经济作为实现高质量发展的重要主体,其高质量发展是我国经济实现高质量发展的必然要求[6],因此,深化对民营经济高质量发展的研究有着重要意义。

京津冀地区作为我国重要战略发展区,是引领全国高质量发展的重要动力源[7],探究其民营经济的高质量发展对于推动我国民营经济高质量发展,实现全国经济高质量发展具有典型示范意义。同时,受经济社会发展、政策支持等因素影响,京津冀各地区民营经济高质量发展水平存在显著差异[8],探究京津冀地区民营经济高质量发展水平时空分异特征及其影响因素对于深化推进京津冀地区协同发展具有重要意义。

一、文献回顾

(一)关于民营经济高质量发展内涵的研究

不同学者对民营经济高质量发展的内涵进行了不同的阐述,但其核心思想基本相同,即以新发展理念为指导,促进民营经济实现健康可持续发展。政武经(2019)[9]指出民营经济高质量发展应立足高质量,全面、完整、准确地贯彻新发展理念。郭敬生(2019)[10]认为民营经济高质量发展要抓住质量变革的推动作用,质量变革就是要坚持绿色发展、创新发展和开放发展。陈鹏远等(2022)[11]认为民营经济高质量发展意味着其具有绿色发展力、规模实力、对外开放力、效率竞争力、结构活力以及科技创新力等综合实力。

(二)关于民营经济高质量发展指标评价体系的研究

在构建指标体系方面,学者分别从单一维度和多维度对民营经济高质量发展进行衡量。在单一维度

[投稿日期]2025-04-08
[基金项目]河北省社科基金项目(编号:HB21GL009);邯郸市社科联项目(编号:2024053)
[作者简介]王辉坡(1979—),男,河北栾城人,博士,教授,研究方向:区域经济。

方面,王文涛等(2020)[12]基于创新在民营经济高质量发展中的关键作用,选取民营企业创新决策和创新强度来衡量民营经济高质量发展。安强身等(2021)[13]考虑到私营工业企业在民营实体经济中的重要性,选取私营工业企业全要素生产率来衡量民营经济高质量发展。在多维度方面,葛和平等(2022)[14]选取非国有工业企业作为研究对象,从质量、潜力、景气以及环境四个维度构建民营经济高质量发展水平指标体系。

(三)关于民营经济高质量发展时空格局的研究

田玲玲等(2021)[8]利用空间统计方法对2014—2018年中国31个省份民营经济高质量发展水平的时空格局进行分析。研究发现,时序特征上,中国民营经济高质量发展水平总体呈上升态势;空间演化特征上,中国民营经济高质量发展格局已迈入"T字形"时代。梁晓璇等(2023)[15]以东北三省为研究对象,探讨了其民营经济发展的时空格局演变及影响因素。

(四)关于民营经济高质量发展影响因素的研究

现有学者多从区域外部因素和企业内部因素这两个方面来探讨民营经济高质量发展的影响因素。一是在区域外部因素方面。王曙光(2019)[16]认为较低的科技创新水平是限制民营经济高质量发展的关键因素。石颖等(2024)[17]认为提高数字化水平能够有效推动民营经济高质量发展。邵传林(2021)[18]指出良好的营商环境对推动中国民营经济高质量发展具有正面效应。庞加兰等(2023)[19]认为数字普惠金融能够影响我国民营经济高质量发展。牛传允(2025)[20]研究表明高水平对外开放能够有效促进民营经济高质量发展。二是在企业内部因素方面。林志帆等(2021)[21]认为企业加强对社会资本的投资能够争取到更多的资源,从而为民营企业的高质量发展提供支撑力。杜相宏等(2020)[22]认为企业内部研发投入的增加、资产负债率的降低和市场化程度的增强均有助于推动民营经济高质量发展。郑金辉等(2023)[23]指出企业家精神是推动民营经济高质量发展的核心。

综上所述,虽然学术界关于民营经济高质量发展的研究已经取得较大进展,但仍缺乏对京津冀地区这一重大国家战略发展区域民营经济高质量发展的时空分异特征及其影响因素的针对性研究。鉴于此,本文首先从质量、潜力、景气以及环境4个维度构建民营经济高质量发展水平评价指标体系,使用熵值法测算民营经济高质量发展水平;在此基础上,分析京津冀地区民营经济高质量发展水平的时空分异特征;最后,采用空间杜宾模型探讨京津冀地区民营经济高质量发展的影响因素,以期为进一步推动京津冀协同发展和民营经济高质量发展提供理论支持。

二、研究设计

(一)指标体系构建

本文参照高质量发展和民营经济的已有研究[24-26],结合京津冀地区13个城市民营经济高质量发展数据的可获得性,构建包括质量、潜力、景气以及环境在内的4个维度和16个二级指标的京津冀地区民营经济高质量发展水平评价指标体系,如表1所示。

表1 京津冀地区民营经济高质量发展水平评价指标体系

维度	指标	指标含义	指标方向
质量维度	民企竞争力	500强民营企业数量(个)	+
		500强民营企业营业收入(万元)	+
	开放水平	外贸进出口依存度(%)	+
		实际使用外资(万元)	+
潜力维度	科技创新	规模以上民营工业企业新产品开发项目数(项)	+
		规模以上民营工业企业 *R&D* 经费(万元)	+
		规模以上民营工业企业专利申请数(件)	+
	转型潜力	地区数字化转型水平(/)	+
景气维度	负债状况	私营工业企业负债合计(亿元)	−
	经营状况	私营工业企业营业收入(亿元)	+
		私营工业企业利润总额(亿元)	+
	资产水平	私营工业企业资产合计(亿元)	+
		私营工业企业流动资产合计(亿元)	+
环境维度	生态环境	工业二氧化硫排放量(万吨)	−
		工业烟粉尘排放量(万吨)	−
	市场环境	市场化指数(%)	+

质量维度主要是指京津冀地区民营企业的竞争力和开放水平。质量是民营经济发展的基础,民营经济要实现高质量发展就必须提升核心竞争力和开放水平。本文选取中国 500 强(以下简称 500 强)民营企业数量和 500 强民营企业营业收入来衡量地区民营企业竞争力,选取外贸进出口依存度和实际使用外资来衡量地区开放水平。

潜力维度主要是指京津冀地区民营企业的科技创新和转型潜力。科技创新和转型升级是民营企业长期具备核心竞争力的关键,是推动民营经济高质量发展的核心推动力。本文选取规模以上民营工业企业(本文所说的规模以上民营工业企业主要是指年主营业务收入在 2000 万元及以上的民营工业企业)新产品开发项目数、规模以上民营工业企业 *R&D* 经费以及规模以上民营工业企业专利申请数来衡量科技创新,选取地区数字化转型水平来衡量转型潜力。其中地区数字化转型水平,参考汤德钱等(2025)[27]的研究,计算出各地区的数字化转型水平。

景气维度主要是指京津冀地区民营企业负债状况、经营状况和资产水平。良好的经营效益是民营企业实现可持续发展的关键支撑。考虑到统计年鉴数据的可获得性,本文选取私营工业企业负债合计来衡量民营企业的负债状况,选取私营工业企业营业收入和私营工业企业利润总额来衡量民营企业的经营状况,选取私营工业企业资产合计和私营工业企业流动资产合计来衡量民营企业的资产水平。

环境维度主要是指京津冀地区民营企业与生态环境和市场环境之间的协调共生。良好的生态环境和市场环境是民营经济高质量发展的保障。本文选取工业二氧化硫排放量和工业烟粉尘排放量来衡量生态环境,选取市场化指数来衡量市场环境。

(二)研究方法

1. 熵值法

熵值法具有客观赋权和规避主观性判断的特点,能够充分利用评价指标数据所提供的信息,为多指标综合评价提供方法依据。[28]因此本文采用熵值法对京津冀地区民营经济高质量发展水平进行测算。

首先对原始数据进行标准化处理,标准化过程如下。

$$U_{ij} = \frac{x_{ij} - \min(x_j)}{\max(x_j) - \min(x_j)}, x_{ij} \text{ 为正指标} \quad (1)$$

$$U_{ij} = \frac{\max(x_j) - x_{ij}}{\max(x_j) - \min(x_j)}, x_{ij} \text{ 为负指标} \quad (2)$$

式(1)、(2)中,U_{ij} 表示第 i 个样本第 j 项指标的标准化值,$\max(x_j)$ 和 $\min(x_j)$ 分别表示原始数据中的最大值与最小值。

其次平移。为消除标准化处理后产生的 0 值对后续信息熵计算的影响,本文采用平移法对标准化矩阵进行处理。

$$Z_{ij} = U_{ij} + K \quad (3)$$

式(3)中,Z_{ij} 表示平移后的矩阵,K 表示平移的幅度。本文取 $K = 0.0001$。

然后计算 Z_{ij} 的比重矩阵 P_{ij}。

$$P_{ij} = \frac{Z_{ij}}{\sum_{i=1}^{n} Z_{ij}} \quad (4)$$

式(4)中,n 为年份数。

接着计算熵值 E_j 和差异系数 D_j。

$$E_j = -\frac{1}{\ln(n)} \sum_{i=1}^{n} P_{ij} \ln P_{ij} \quad (5)$$

$$D_j = 1 - E_j \quad (6)$$

最后计算权重矩阵 W_j 和综合得分矩阵 M_j。

$$W_j = \frac{D_j}{\sum_{j=1}^{m} D_j} \quad (7)$$

$$M_j = \sum_{j=1}^{m} W_j y_{ij} \quad (8)$$

式(7)、(8)中 m 表示指标个数。

2. 空间自相关检验模型

为探究京津冀地区民营经济高质量发展水平的空间相关性,本文采用以下两种方法。

一是全局空间统计分析。全局空间统计分析能够从整体上衡量不同区域研究对象的空间关联与差异。全局 Moran′s I 指数计算公式如下。

$$\text{Moran's I} = \frac{\sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}(x_i - \bar{x})(x_j - \bar{x})}{s^2 \sum_{i=1}^{n} \sum_{j=1}^{n} w_{ij}} \quad (9)$$

式(9)中,w_{ij} 是空间权重矩阵,x_i 和 x_j 分别表示地区 i 和 j 的民营经济高质量发展水平,$\bar{x}$ 是民营经济高质量发展水平的均值,s^2 是民营经济高质量发展水平的方差。其中,Moran′s I $\in (-1, 1)$,当系数为正时,则表示存在正空间相关性,当系数为负时,则表示存在负空间相关性,当系数为 0 时,则表示不存在空间相关性。

二是局部空间统计分析。局部空间统计分析

被用来探索整体中不同区域间研究对象的集聚或异常出现的位置和范围。局部 Moran's I 指数计算如下。

$$\mathrm{Local\,Moran's\,I} = \frac{(x_i - \bar{x})}{s^2}\sum_{i=1}^{n} w_{ij}(x_j - \bar{x}) \quad (10)$$

式(10)中, w_{ij} 是空间权重矩阵, s^2 是民营经济高质量发展水平的方差。当局部 Moran's I 指数大于0时,表明该地区及其周围地区的民营经济高质量发展水平存在聚集现象。

3. 空间计量模型

空间计量模型是研究空间效应对变量间关系影响的统计工具,其核心在于通过空间权重矩阵量化空间依赖性和异质性,并构建包含空间滞后项或误差项的模型,将时间和空间因素同时纳入考虑范围,这样能准确地反映变量间的相互作用。因此,本文采用空间计量模型分析京津冀地区民营经济高质量发展的影响因素,设定模型如下。

$$Y_{it} = \beta X_{it} + \rho\sum_{j=1}^{n} w_{ij}Y_{jt} + \theta\sum_{j=1}^{n} w_{ij}X_{jt} + \mu_i + \delta_t + \varepsilon_{it} \quad (11)$$

$$\varepsilon_{it} = \sigma w_{ij}\varepsilon_t + \varphi_{it} \quad (12)$$

式(11)、(12)中, Y_{it}、Y_{jt} 为第 t 年 i、j 地区的民营经济高质量发展水平, X_{it}、X_{jt} 为第 t 年 i、j 地区的影响因素变量, w_{ij} 是空间权重矩阵, β 为自变量回归系数, ρ 为因变量的空间滞后系数, θ 为自变量的空间滞后系数, μ_i 为空间固定效应, δ_t 为时间固定效应, ε_{it} 为随机误差项, σ 为空间误差回归系数, φ_{it} 为随机干扰项。当 $\rho \neq 0$、$\theta = 0$ 且 $\sigma \neq 0$ 时,为空间误差模型;当 $\rho \neq 0$、$\theta \neq 0$ 且 $\sigma = 0$ 时,为空间滞后模型。

(三)数据来源及处理

本文所选指标数据覆盖2018—2022年,主要来源于2019—2023年出版的《中国统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《北京统计年鉴》《天津统计年鉴》《河北统计年鉴》和河北省各地级市的统计年鉴,其中部分数据还参考了北京市、天津市和河北省各地级市的政府公报,以及中华全国工商业联合会官网。针对个别数据缺失情况,本文采用均值法进行补充。同时,在后续影响因素分析中,为降低异方差和减小变量波动,本文将纳入空间计量模型的所有指标数据进行了对数化处理。

三、京津冀地区民营经济高质量发展水平的区域关联与时序演变特征分析

(一)区域关联性特征分析

本文通过 SPSS 27.0 软件对2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平进行系统聚类分析,先计算年均值间的平方欧式距离,用平均组间连接法计算类间距离值,并将合并过程制成表格,如表2所示,以直观呈现城市关联强度。整体而言,京津冀地区民营经济高质量发展水平在整体关联性上存在不协同特征。

表2 2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平系统聚类过程分析表

类别	距离值	聚类过程
类1	0.273	石家庄市、邯郸市
	26.165	石家庄市、邯郸市、唐山市
类2	0.106	沧州市、廊坊市
	0.150	秦皇岛市、邢台市
	0.157	张家口市、承德市
	2.516	沧州市、廊坊市、保定市
	3.840	秦皇岛市、邢台市、衡水市
	17.907	秦皇岛市、邢台市、衡水市、张家口市、承德市
	38.124	秦皇岛市、邢台市、衡水市、张家口市、承德市、沧州市、廊坊市、保定市
类3	710.337	北京市、天津市

具体来看,当距离值达到26.165时,石家庄市、唐山市及邯郸市首先合并,关联度较高,定为类1。这三地关联度高的核心驱动力源于民营经济高质量发展中相似的产业结构特征与产业转型压力。从具体指标来看,三市均以制造业为支柱,2022年500强企业数量分别为3家、5家和13家,实际利用外资规模分别为20.48亿元、18.27亿元和9.06亿元,均处于河北上游水平,产业基础相似。同时,三市私营工业企业营收规模相当,分别为2293亿元、6051亿元和2499亿元,但利润波动剧烈,分别为132亿元、-12亿和-19亿元,共同面临传统制造业转型阵痛。这种产业结构趋同和经营挑战相似的"发展共同体"属性,推动了三市深度联动。

当距离值达38.124时,张家口市、秦皇岛市、承

德市、邢台市、衡水市、保定市、廊坊市及沧州市这 8 个地区合并,定为类 2。这些城市呈现显著的低水平同质化特征,民营经济发展在竞争力、科技创新与开放水平上均处于京津冀区域底层梯队。民企竞争力方面,多数城市 500 强民营企业数量为 0—2 家(如张家口市、承德市、衡水市持续为零),营业收入普遍低于 4000 万元。科技创新方面,规模以上民营工业企业专利申请数(665—2929 件)仅为北京市的 2%—12%。开放水平上,实际使用外资规模远低于北京市,仅为其 0.06%—1.7%。当距离值达到 710.337 时,北京市与天津市合并,关联强度相对较强,定为类 3。两市关联度高的核心驱动力源于在民营经济规模和竞争力、科技创新及开放水平上的区位协同优势。具体数据显示,2022 年在民营经济规模和竞争力方面,北京市和天津市的 500 强企业数量分别为 9 家和 23 家,均具备较高的民营经济规模和竞争力;科技创新方面,两市规模以上民营工业企业 *R&D* 经费分别为 241.24 亿元和 281.66 亿元,新产品开发项目数分别为 16833 项和 16711 项,科技创新水平较高且相似;开放水平上,两市贸易依存度分别为 0.52 和 0.87,远高于其他地区(0.012—0.23),开放水平较高且相似。

(二)时序演变特征分析

通过计算京津冀地区各城市在 2018—2022 年期间的民营经济高质量发展综合得分的平均值发现,民营经济发展整体上呈现上升趋势,见图 1,从 15.71 上升到了 22.17。2018—2019 年、2019—2020 年京津冀地区民营经济平均增长量分别为 1.34 和 1.57;2020—2021 年出现跨越式增长,区域内平均增长 2.70;2021—2022 年增长了 0.85。京津冀地区民营经济高质量发展水平在 5 年内出现波动式上升,这与国家和区域政策以及宏观经济环境的变化密不可分。

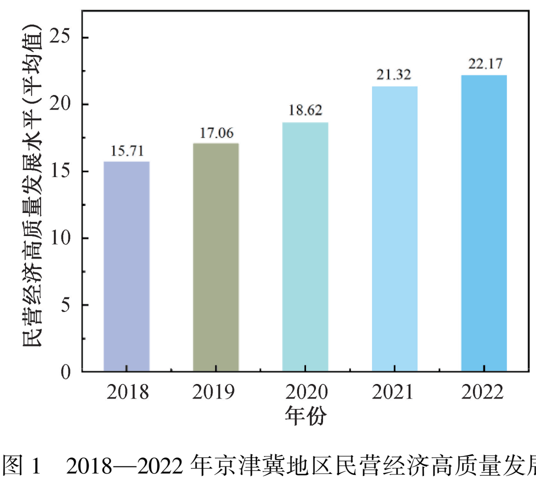


图 1　2018—2022 年京津冀地区民营经济高质量发展综合得分平均值

1. 政策方面

从国家层面来说,2018 年国务院批准设立的民营企业债券融资支持工具有效缓解了民营企业融资难题。2019 年国务院发布了《优化营商环境条例》,明确要求破除市场准入壁垒,简化行政审批流程,强化公平竞争审查制度,为民营企业提供法治化保障。2020 年党中央、国务院出台了一系列减税降费政策,包括降低增值税税率、减免中小企业社保缴费等,减轻民营企业负担。从京津冀区域层面来说,2018 年北京市发布的《推进京津冀协同发展 2018—2020 年行动计划》通过强化政策引导与产业协同,推动民营企业深度融入区域产业链,优化资源配置,加速科技成果转化,为京津冀民营经济高质量发展注入核心动能。2020 年京津冀推动政务服务"跨省通办",降低了民营企业跨区域经营成本,促进了资源要素自由流动。2021 年京津冀三地围绕深化"放管服"改革和降低制度性交易成本维度,出台了一系列针对性政策,进一步完善了公平竞争环境,为赋能民营经济高质量发展注入了新的动力。

2. 经济方面

国内供给侧结构性改革深化,通过去产能、去杠杆等政策,推动传统产业转型升级,倒逼民营企业提升技术和管理水平。2019 年线上经济的爆发,加速了民营企业数字化转型,电商、物流、远程办公等领域涌现新增长点。2020 年以国内大循环为主体的新发展格局构建,进一步扩大了内需市场,为民营企业在消费升级、县域经济等领域提供了新的发展空间。国际上全球供应链重构,中美贸易摩擦等因素导致国际产业链重组,中国凭借完整的工业体系吸引外资和产业回流,民营企业通过填补供应链空缺实现增长。共建"一带一路"倡议深化,支持民营企业拓展海外市场,参与共建"一带一路"国家的基建和贸易合作,政策引导下跨境电商、工程服务等领域快速发展。绿色经济与碳中和大势,以及全球碳中和目标使新能源、节能环保产业需求激增,民营企业通过技术创新抢占市场,如光伏、电动汽车等领域。因此,2018—2022 年国家通过优化营商环境、金融支持及区域协同政策,为民企发展提供制度保障;国内外经济形势中的数字化转型、供应链重构及绿色转型趋势进一步为民营企业创造市场机遇。京津冀地区通过产业协同和雄安新区建设,为民营企业融入国家战略提供了重要平台。

从表 3 来看,京津冀地区民营经济高质量发展水平的时序演变特征可以归为以下两种类型:一种是稳步增长型,包括天津市、秦皇岛市、保定市、张家

口市、承德市和沧州市。其中天津市增长最快,5年间经济高质量发展综合得分由35.41增长至47.83。另一种是波动增长型,包括北京市、石家庄市、唐山市、邯郸市、邢台市、廊坊市和衡水市。这些城市的民营经济高质量发展水平在5年间存在不同程度的下降,但总体上呈增长趋势。其中北京市增长最快,5年间综合得分由59.02增长至88.86。由上述时序演变特征分析可知,京津冀地区民营经济高质量发展水平呈现明显增长趋势。

表3 2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展综合得分

城市	2018	2019	2020	2021	2022
北京市	59.02	61.89	61.19	70.67	88.86
天津市	35.41	36.94	42.54	45.65	47.83
石家庄市	15.45	17.09	18.50	21.21	18.90
唐山市	18.42	22.29	24.31	28.28	24.69
秦皇岛市	8.02	8.80	9.56	10.40	10.55
邯郸市	14.49	17.11	19.60	22.13	20.43
邢台市	6.82	7.66	9.47	13.09	12.23
保定市	10.10	11.24	12.92	12.93	13.04
张家口市	4.29	4.46	5.18	5.73	5.76
承德市	3.63	4.07	4.92	5.32	5.49
沧州市	10.21	11.41	13.80	16.38	17.14
廊坊市	12.99	12.49	12.49	14.45	14.88
衡水市	5.42	6.26	7.60	10.87	8.40

四、京津冀地区民营经济高质量发展水平空间分异与聚集特征分析

(一)空间分异特征分析

本文运用ArcGIS10.8软件对京津冀地区2018年、2020年和2022年的民营经济高质量发展水平进行空间可视化处理,如图2所示。3个研究时间截面趋势曲线均呈现南北方向低而中部高的倒"U"型格局和东西方向低而中部高的倒"U"型特征,表明2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平呈现"中部高四周低"的非均衡特征,民营经济高质量发展水平较高的地区主要分布在京津冀中部区域,民营经济高质量发展水平较低的地区主要分布在京津冀周边区域。同时,从2018年发展到2022年,南北方向地区民营经济高质量发展水平的高度差减小,说明2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平呈现从中部向南、北部扩散的趋势。

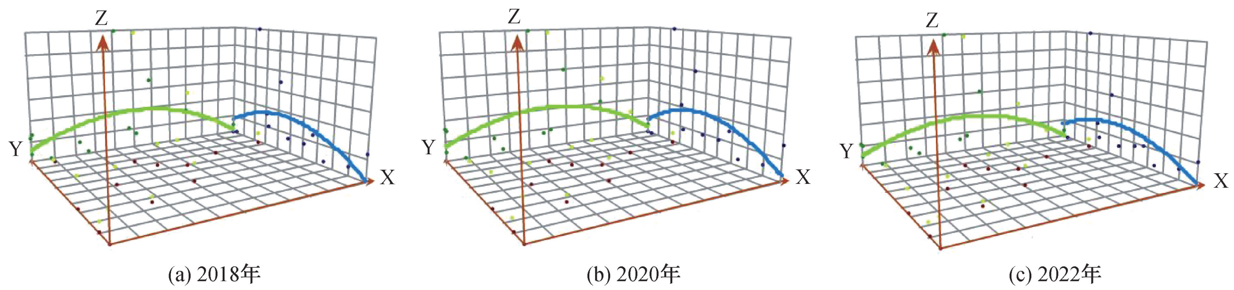


图2 2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平空间格局

注:OX、OY、OZ分别代表东西方向、南北方向及民营经济高质量发展水平

(二)空间聚集特征分析

1. 全局空间自相关

根据模型设计进一步分析京津冀地区民营经济高质量发展水平的空间特征,表4为2018—2022年京津冀地区民营经济高质量发展水平的全局Moran's I指数。可以看出,全局Moran's I指数均显著为正,表明京津冀地区的民营经济高质量发展水平存在正向空间自相关,即在空间上具有明显的集聚特征。同时在这一期间内,京津冀地区民营经济高质量发展水平的全局Moran's I指数呈波动下降态势,表明京津冀地区民营经济高质量发展水平的空间集聚性在减弱。

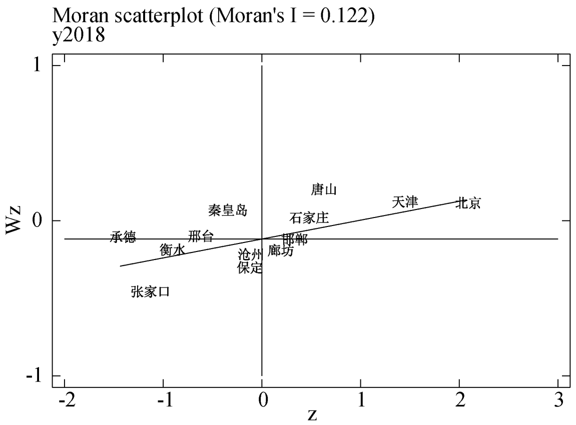
表 4　2018—2022 年京津冀地区民营经济高质量发展水平的 Moran's I 指数

年份	Moran's I	Z 值	标准误	P 值
2018	0.122***	4.015	0.051	0.000
2019	0.132***	4.187	0.051	0.000
2020	0.131***	4.151	0.052	0.000
2021	0.130***	4.168	0.051	0.000
2022	0.118***	4.025	0.050	0.000

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

2. 局部空间自相关

局部空间自相关性能够更好地反映京津冀地区民营经济高质量发展水平的集聚情况及其演化特征,因此本文绘制出京津冀地区 2018 年和 2022 年的民营经济高质量发展水平 Moran's I 散点图对其局部空间相关性进行进一步分析,见图 3。



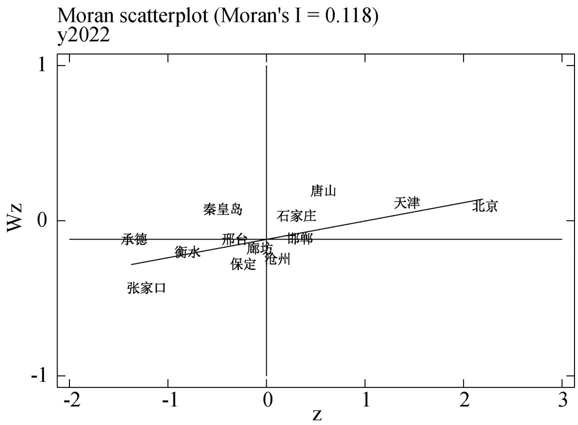


图 3　2018 年和 2022 年京津冀地区民营经济高质量发展水平 Moran's I 散点图

由图 3 可知,首先,从 2018 年发展到 2022 年,京津冀大部分城市均位于高值集聚区(第一象限)和低值集聚区(第三象限),表明京津冀地区民营经济高质量发展存在明显的正向空间自相关,具有空间溢出效应,这与上述研究结论相同。其次,2022 年秦皇岛市位于低值异常区(第二象限),说明秦皇岛市虽然处于高发展水平扩散范围内,但其传统产业转型滞后,并未受到周围高发展水平的辐射带动作用。同时,沧州市位于高值异常区(第四象限),说明沧州市民营经济高质量发展过程中,并未形成扩散效应来带动周边地区共同发展。最后,北京市、天津市、石家庄市和唐山市从 2018 年到 2022 年始终位于高值集聚区,但高值聚集区的城市数量并未发生变化,说明位于高值集聚区的这些城市在 2018 年到 2022 年的辐射带动效应需进一步加强。

五、影响因素分析

上述分析证实了京津冀地区民营经济高质量发展水平的空间分布存在显著的相关性,因此本文采用空间计量模型对其影响因素进行分析,并将影响效应分解为直接效应和间接效应。

(一)影响因素选取

前文通过熵值法测算得出京津冀地区民营经济高质量发展综合得分,为了进一步研究民营经济高质量发展的影响因素,借鉴已有研究成果,本文选取经济发展水平(*GDP*)、社会消费水平(*CL*)、科技水平(*TL*)、教育水平(*EL*)、城镇化水平(*UR*)作为影响因素,分析民营经济高质量发展与各影响因素之间的关系,如表 5 所示。

表 5　京津冀地区民营经济高质量发展的影响因素选择及说明

指标	指标名称	指标说明	单位
解释变量	经济发展水平(*GDP*)	人均地区生产总值	万元
	社会消费水平(*CL*)	社会消费品零售总额	万元
	科技水平(*TL*)	*R&D* 人员数	人
	教育水平(*EL*)	普通高等学校在校人数	人
	城镇化水平(*UR*)	城镇化率	%

(二)空间计量模型选择

在构建空间计量模型过程中,需要对模型进行估计,以便揭示影响京津冀民营经济高质量发展的因素。通过 LM 检验和 Hausman 检验进行模型选择,如表 6 所示。

表 6 LM 及 Hausman 检验

指标	统计值	P 值
LMerr	12.82	0.000
R-LMerr	9.19	0.002
LMlag	8.12	0.004
R-LMlag	4.50	0.034
Hausman	38.21	0.000

从表 6 结果可以看出,LM 检验和 Hausman 检验均通过了显著性检验,因此可以初步判定模型应采用固定效应的空间计量模型。

为充分考虑更具包容性的空间杜宾模型是否适用,本文采用 LR 检验和 Wald 检验进一步验证空间杜宾模型是否会退化为空间自回归模型或空间误差模型。由表 7 可以看出,LR 检验和 Wald 检验均通过了显著性检验。因此,应该选取固定效应的空间杜宾模型。

表 7 LR 和 Wald 检验

指标	统计值	P 值
LR-error	22.61	0.000
LR-lag	25.42	0.000
Wald-error	16.76	0.005
Wald-lag	25.07	0.000

表 8 为三种固定效应的 SDM 模型的回归结果对比。可以看出,双向固定效应的空间系数通过 5% 显著性水平下的检验。同时。根据拟合优度(R-squared)和 Log-likelihood 最大、AIC 最小原则,双向固定效应模型的性能表现最佳。因此,本文选取双向固定效应的 SDM 模型。

表 8 三种固定效应模型比较

指标	时间固定效应	个体固定效应	双向固定效应
R-squared	0.0296	0.865	0.511
Log-likelihood	24.037	93.805	96.56
Spatial-rho	−0.417	−0.079	-0.835^{*}
	(0.445)	(0.785)	(0.483)
Sigma2_e	0.0248^{***}	0.0033^{***}	0.0029^{***}
	(0.00)	(0.00)	(0.00)
AIC	−24.074	−163.61	−169.12
BIC	2.018	−137.52	−143.025

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

(三)直接效应与空间溢出效应分解

空间效应分解能够更加直观、精确地呈现出影响因素对京津冀地区民营经济高质量发展水平的影响,因此本文将总效应分解为直接效应和间接效应,结果如表 9 所示。

表 9 双向固定效应的 SDM 效应分解

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnGDP	0.497^{***}	0.464^{**}	0.961^{***}
	(0.161)	(0.195)	(0.289)
lnCL	-0.154^{*}	−0.138	-0.292^{*}
	(0.088)	(0.097)	(0.178)
lnTL	0.147^{**}	0.155	0.302^{*}
	(0.058)	(0.114)	(0.164)
lnEL	0.347^{***}	0.346^{*}	0.693^{***}
	(0.093)	(0.181)	(0.24)
lnUR	−0.130	−0.179	−0.309
	(0.381)	(0.452)	(0.813)

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。

1. 经济发展水平

经济发展水平(*GDP*)的直接效应系数和间接效应系数均显著为正,这表明京津冀地区经济发展水平的提升,无论是对本地区还是周边地区民营经济的高质量发展均具有促进作用。这是由于经济发展水平越高的地区,其具有较多的投资渠道和投资机会,能够有效激发资本活跃度,较好地赋能当地民营经济高质量发展。同时,经济发展水平较高的地区具有较好的辐射带动作用,能够有效推动科技、人才等要素流向周边城市,进而赋能周边城市民营经济高质量发展。

2. 社会消费水平

社会消费水平(*CL*)的直接效应系数为−0.154,显著为负,说明京津冀区域内社会消费水平的提升抑制了本地区民营经济的高质量发展;间接效应系数为−0.138 但不显著,这表明社会消费水平对周边地区民营经济发展水平的抑制作用还不太明显;总效应系数显著为−0.292,说明京津冀地区社会消费水平的提升对区域整体民营经济高质量发展存在抑制作用。原因可能是近期经济发展速度放缓,导致居民消费信心不足,居民消费意愿下降,对民营企业的市场拓展产生了不利影响。同时,京津冀地区消费结构升级较快,但产业结构调整相对滞后,部分传统产业产能过剩,而新兴产业和高端服务业发展不足,无法满足市场对高品质、个性化产品和服务的需求,限制了民营企业的市场空间。

3. 科技水平

科技水平(*TL*)的直接效应系数显著为正,表明京津冀地区教育水平的提升推动了民营经济高质量发展。间接效应系数为正但不显著,这表明科技水平对周边城市民营经济发展水平的提升作用还不太明显。总效应系数显著为正,说明京津冀地区科技水平的提升会推动区域整体民营经济高质量发展。科技赋能能够提高民营经济技术升级,在助力本地区民营经济的高质量发展的同时,还能通过技术溢出效应带动周边区域民营经济的协同发展,促进区域民营经济高质量发展。

4. 教育水平

教育水平(*EL*)的直接效应系数和间接效应系数均显著为正,这表明教育水平的提升,无论是对本地区还是周边地区民营经济高质量发展水平的提升均具有显著促进作用。教育水平的提升为民营经济的高质量发展提供了高质量的人力资源,其在提升劳动力素质、培养高素质企业家、推动技术创新和产业升级以及优化企业管理等方面发挥着重要作用。

5. 城镇化水平

城镇化水平(*UR*)直接效应和间接效应的系数均为负但未显著,表明京津冀地区城镇化水平对民营经济高质量发展存在一定的抑制作用,这可能是因为京津冀地区城镇化水平差异显著,北京市和天津市城镇化率超过 80%,而河北部分地区城镇化率不足 60%,北京市和天津市作为区域内的超级城市,对资源的吸纳能力强,但辐射带动作用不足,形成了“双核极化”现象,这种不平衡导致区域内部协同发展困难,抑制了民营经济高质量发展。

(四) 稳健性检验

为保证实证结果的稳健性,本文将经济距离空间矩阵替换为经济地理嵌套空间矩阵进行稳健性检验,结果如表 10 所示。

表 10　替换空间权重矩阵的 SDM 回归结果

变量	直接效应	间接效应	总效应
lnGDP	0.516***	0.531**	1.048***
	(0.155)	(0.228)	(0.312)
lnCL	−0.166**	−0.167	−0.332*
	(0.107)	(0.108)	(0.175)
lnTL	0.132**	0.148	0.280*
	(0.011)	(0.111)	(0.159)
lnEL	0.339***	0.368*	0.707***
	(0.0928)	(0.193)	(0.013)
lnUR	−0.240	−0.328	−0.568
	(0.386)	(0.536)	(0.897)

注:*、**、*** 分别表示在 10%、5%、1%水平下显著。拟合优度 R^2 为 0.811,Wald 的统计量分别为 30.60 和 35.24 且通过显著性检验,LL 和 AIC 分别为 98.74 和-173.47。

由表 10 可以看出,替换空间权重矩阵后的空间效应分解结果中,各影响因素的方向和显著性与原模型的回归结果基本一致,所以上述实证结果是稳健的。

六、结论与政策建议

(一) 结论

本文首先分析了 2018—2022 年京津冀城市间民营经济高质量发展水平的关联度;其次分析了京津冀地区民营经济高质量发展水平的时序特征;再次综合运用空间分析方法分析了京津冀地区民营经济高质量发展水平的空间特征;最后运用空间杜宾模型揭示了京津冀地区民营经济高质量发展水平的影响因素,结论如下。

一是从关联性分析来看,2018—2022 年京津冀地区民营经济高质量发展水平在总体关联性上存在不协同特征。

二是从时序特征来看,2018—2022 年京津冀地区民营经济高质量发展水平总体呈现阶梯式上升趋势,京津冀地区民营经济高质量发展水平的时序特征可分为稳步增长型和波动增长型。

三是从空间分布特征来看,2018—2022 年京津冀地区民营经济高质量发展水平呈现“中部高四周低”的空间非均衡特征,民营经济高质量发展水平较高的地区主要分布在京津冀中部区域,民营经济高质量发展水平较低的地区主要分布在京津冀周边区域。同时,京津冀地区民营经济高质量发展水平呈现从中部向南、北部扩散的趋势。

四是从空间集聚特征来看,京津冀地区民营经济高质量发展水平存在明显的空间集聚特征。2018—2022 年全局 Moran's I 指数呈波动下降态势,表明京津冀地区民营经济高质量发展水平空间集聚态势在减弱。同时,2018—2022 年京津冀地区大部分城市均位于高值集聚区和低值集聚区,但高值城市的辐射带动效应有待进一步提高。

五是从影响因素来看,经济发展水平、教育水平和科技水平对民营经济高质量发展具有显著的促进作用,社会消费水平对民营经济高质量发展具有显著的抑制作用,经济发展水平和教育水平具有显著的正向空间溢出效应,城镇化水平对民营经济高质量发展具有负向的抑制作用,但并不显著。

(二) 政策建议

一是着力构建京津冀地区跨区域协同发展体制机制,推动京津冀地区跨区域民营经济高质量协同

发展。构建产业链协作网络,依据城市梯度优势优化产业布局,引导头部企业跨域布局分支机构以强化技术溢出与分工协同;同步精准实施低梯度区域定向扶持政策,有效弥合发展差距;共建人才共享平台、区域科创基金及统一数据市场,破除行政壁垒以畅通技术、资本、信息等要素流通渠道,最终实现全域协同跃升。

二是进一步缩小京津冀地区民营经济高质量发展的差距,推动民营经济高质量均衡发展。构建民营经济信息共享和技术交流平台,持续深化区域间民营经济高质量发展交流合作,充分发挥高水平地区的集聚效应和对低值地区的辐射带动作用,推进京津冀地区民营经济高质量均衡发展。

三是优化京津冀地区民营经济高质量发展格局,制定差异化发展举措。一方面,京津冀中部区域要充分利用其在经济、产业及人才等方面的先行优势,持续推动民营经济科技创新和数字化转型,从而实现产业转型、技术进步,并发挥京津冀地区民营经济高质量发展的示范带头作用。另一方面,京津冀北部和南部区域应不断发挥自主能动性,学习先进理念,引进先进技术和资本,依据自身资源,打造符合自身产业结构及本土化特色的新兴产业,赋能民营经济高质量发展。

四是进一步促进京津冀地区民营经济发展要素的流动和优化,提升高质量发展整体水平。民营经济由科学、技术、人才等多种发展要素组成,促进各发展要素有序流动对于推动民营经济实现高质量发展具有重要意义。对于发展落后城市,必须消除区域间要素流动的障碍,促进科技、人才等要素高效流动,协调好京津冀各城市生产要素供给与需求关系,提升民营经济高质量发展整体水平。

五是推动民营经济产业结构升级,满足市场消费需求,提升京津冀地区民营经济高质量发展水平。加快京津冀地区传统民营企业的智能化、绿色化改造,大力发展战略性新兴产业和现代服务业,推动民营经济产业转型升级,增加高品质、个性化产品和服务的供给,满足市场消费升级的需求。

六是推动城镇化与民营经济协同发展。推动城镇化与产业协同发展,以“腾笼换鸟”为抓手,疏解一般性产业,辐射带动区域产业梯度转移和转型升级。强化北京市在产业梯度转移和转型升级上的辐射带动作用,将副中心、新型城镇作为产业梯度转移、要素流通聚集的主导方向。支持河北民营企业融入京津地区协同发展,同时河北的民营企业应积极主动围绕雄安新区承接央企二、三级子公司和京津产业链要求,立足自身企业特点,充分发挥地缘优势,及时延链、补链、调整匹配供给,丰富完善合作服务领域和范围。

参考文献

[1]习近平在民营企业座谈会上强调:民营经济发展前景广阔大有可为 民营企业和民营企业家大显身手正当其时[EB/ OL].(2025-02-17)[2025-08-12]. https://www.gov.cn/yaowen/liebiao/202502/content_7004103.htm.

[2]任仕佳,金环,吴柏钧.数字创新政策激励与民营企业新质生产力提升[J/OL].软科学,1-16[2025-08-12]. https://link.cnki.net/urlid/51.1268.G3.20250731.1743.008.

[3]罗永宽,杨娇.习近平关于民营经济高质量发展重要论述的原创性贡献[J].人文杂志,2025(3):1-12.

[4]任晓猛,钱滔,潘士远,等.新时代推进民营经济高质量发展:问题、思路与举措[J].管理世界,2022,38(8):40-54.

[5]何伟光.习近平总书记关于民营经济发展重要论述的核心要义、鲜明特征及实践路向[J].重庆大学学报(社会科学版),2025,31(4):110-123.

[6]谢金楼,祁泊源.中国民营经济高质量发展空间关联网络结构特征及影响因素分析[J].苏州大学学报(哲学社会科学版),2024,45(1):124-135.

[7]刘李红,高辰颖,王文超,等.京津冀高质量协同发展:演化历程、动力机理与未来展望[J].北京行政学院学报,2023(5):61-71.

[8]田玲玲,陈链,罗静,等.中国民营经济高质量发展水平时空格局及驱动机制[J].经济地理,2021,41(1):131-139.

[9]政武经.新时代民营企业高质量发展的五大路径与机遇[J].广西民族大学学报(哲学社会科学版),2019,41(1):38-43.

[10]郭敬生.论民营经济高质量发展:价值、遵循、机遇和路径[J].经济问题,2019(3):8-16.

[11]陈鹏远,时大红.长三角民营经济高质量发展综合评价体系的构建与实证研究[J].现代经济探讨,2022(12):114-122.

[12]王文涛,曹丹丹.互联网资本与民营经济高质量发展:基于企业创新驱动路径视角[J].统计研究,2020,37(3):72-84.

[13]安强身,颜笑笑.民间资本异化、全要素生产率与民营实体经济高质量发展[J].财经科学,2021(1):29-39.

[14]葛和平,吴倩.数字普惠金融对民营经济高质量发展的影响研究[J].经济问题,2022(11):27-35.

[15]梁晓璇,李鹤.东北三省民营经济发展格局演变及其影响因素分析[J].资源开发与市场,2023,39(3):337-344.

[16]王曙光.民营经济可持续高质量发展靠什么[J].人民论坛,2019(36):90-92.

[17]石颖,张慧.推进民营经济健康发展高质量发展研究——以江苏为例[J].当代经济管理,2024,46(3):38-45.

[18]邵传林.地区营商环境与民营企业高质量发展:来自中国

的经验证据[J]. 经济与管理研究,2021,42(9):42-61.
[19]庞加兰,张海鑫,王倩倩. 数字普惠金融、融资约束与民营经济高质量发展[J]. 统计与决策,2023,39(5):130-135.
[20]牛传允. 高水平对外开放、新质生产力与民营经济高质量发展[J]. 统计与决策,2025,41(2):108-113.
[21]林志帆,龙小宁. 社会资本能否支撑中国民营企业高质量发展? [J]. 管理世界,2021,37(10):56-73.
[22]杜相宏,周咏梅. 民营经济高质量发展的影响因素研究[J]. 财会通讯,2020(17):98-101.
[23]郑金辉,徐维祥,刘程军. 数字金融、企业家精神与长三角民营实体经济高质量发展[J]. 财经论丛,2023(5):47-56.
[24]欧进锋,许抄军,刘雨骐. 基于"五大发展理念"的经济高质量发展水平测度——广东省 21 个地级市的实证分析[J]. 经济地理,2020,40(6):77-86.
[25]时大红. 一体化背景下长三角地区民营经济高质量发展研究[D]. 西宁:青海师范大学,2020:19.
[26]王小华,杨玉琪,罗新雨,等. 中国经济高质量发展的空间关联网络及其作用机制[J]. 地理学报,2022,77(8):1920-1936.
[27]汤德钱,康东亮. 数字化转型对区域流通效率的影响——基于人力资本结构优化视角[J]. 商业经济研究,2025(10):178-181.
[28]郭显光. 改进的熵值法及其在经济效益评价中的应用[J]. 系统工程理论与实践,1998(12):99-103.

[**责任编辑**　李瑞萍]

Spatio-Temporal Differentiation and Influencing Factors of High-Quality Development Level of Non-State-Owned Economy in Beijing-Tianjin-Hebei Region

WANG Huipo, LI Wenbo, WANG Limei

(School of Management Engineering and Business, Hebei University of Engineering, Handan, Hebei 056038, China)

Abstract: Non-state-owned economy is an important part of the socialist economic system, and its healthy development is an important part of achieving high-quality economic development. Based on the panel data of 13 cities in the Beijing-Tianjin-Hebei region from 2018 to 2022, this study constructs an evaluation index system and applies the entropy method, Pearson correlation coefficients, spatial autocorrelation, and spatial Durbin model to reveal the spatial and temporal differentiation characteristics and influencing factors of the level of high-quality development of the non-state-owned economy in the Beijing-Tianjin-Hebei Region. The study finds that: there is a positive correlation between the level of high-quality development of the non-state-owned economy among cities in the Beijing-Tianjin-Hebei region. The overall level shows a stepwise upward trend. Spatially, there is a non-equilibrium feature of "high in the centre and low in the north and south", and there is significant positive spatial autocorrelation and spatial agglomeration. It is also observed that economic development level, education level, and science and technology level have a promoting effect on the high-quality development of the non-state-owned economy, while social consumption level has an inhibiting effect. At the same time, economic development level and education level have significant positive spatial spillover effects. Based on the conclusions of the study, this paper puts forward targeted policy recommendations to provide decision-making references for promoting the high-quality development of non-state-owned economy in the Beijing-Tianjin-Hebei region.

Key Words: Beijing-Tianjin-Hebei region; non-state-owned economy; high-quality development; spatio-temporal differentiation; influencing factors