

中国城市发展质量测算与动力机制研究

袁晓玲^{1 2 3}, 郭一霖^{1 4}, 王恒旭^{1 2 3}, 卢娜⁵

(1. 西安交通大学 经济与金融学院, 陕西 西安 710061; 2. 西安交通大学 环境质量综合评价中心,

陕西 西安 710061; 3. 陕西省经济高质量发展软科学研究基地, 陕西 西安 710061;

4. 中国人民银行西安分行营业管理部, 陕西 西安 710002;

5. 中煤航测遥感集团党群工作部, 陕西 西安 710199)

摘要:以城市高质量发展内涵为切入点,基于创新、协调、绿色、开放、共享的新发展理念构建城市发展质量测算体系,选取中国284个城市2005—2018年的数据为样本,采用纵横向拉开档次法,测算城市发展质量指数,进而围绕测算指数分析城市发展质量的时空演变与区域差异,并构建SDM模型分析政府与市场两个主体对城市发展质量的驱动作用及空间效应。研究发现:(1)当前中国的城市发展质量整体呈现稳步上升趋势和“东强西弱”的格局,且发展不平衡现象突出;(2)中国城市发展质量存在显著的正向空间溢出效应,且质量相近的城市在空间上具有聚集特征;(3)政府对城市发展质量提升起到了促进作用,而市场对城市发展质量提升的促进作用不显著,且这一机制对不同质量维度起到的作用存在差异;(4)政府与市场对城市发展质量均产生了正向的空间溢出效应,但针对个别质量维度的检验结果存在负向效应。

关键词:城市发展质量; 动力机制; 区域差异; 空间溢出效应; SDM模型

中图分类号: F299.2

文献标志码: A

文章编号: 1671-0398(2022)03-0159-16

城市是社会分工和生产力发展的必然产物,已经成为推动现代化发展和经济增长的主阵地。改革开放以来,中国城镇化发展与城市建设进入到高速扩张阶段,城镇化率在2019年达到历史性的60.6%,建成区总面积接近6万平方公里。然而,在城市建设取得辉煌成绩的同时,长期重规模、轻效率的粗放式发展引发了实际城镇化率偏低、主城区人口过度聚集、产业结构落后、自然资源和社会资源紧张、城乡二元结构和收入差距加大、环境质量约束矛盾突出、区域发展不平衡等诸多问题,严重制约了新型城镇化建设和城市高质量发展,成为新时期中国整体实现高质量发展的掣肘。面对这一严峻且复杂的形势,习近平总书记在2016年2月对深入推进新型城镇化建设作出重要指示:要坚持以创新、协调、绿色、开放、共享的发展理念为引领,以人的城镇化为核心,更加注重提高户籍人口城镇化率,更加注重城乡基本公共服务均等化,更加注重环境宜居和历史文脉传承,更加注重提升人民群众的获得感和幸福感^[1]。随后,党的十九大报告提出要以城市群为主体构建大中小城市和小城镇协调发展的城镇格局^[2],《中华人民共和国国民经济和社会发展的第十四个五年规划和2035年

收稿日期: 2021-09-25

基金项目: 教育部哲学社会科学研究重大课题攻关项目(20JZD012)

作者简介: 袁晓玲(1964—),女,西安交通大学中国环境质量综合评价中心主任,陕西省经济高质量发展软科学研究基地主任,西安交通大学经济与金融学院教授,博士生导师。

远景目标纲要》也明确指出推进区域协调发展和新型城镇化建设,推动城市高质量发展^[3]。鉴于此,思考当前中国城市的发展质量如何?不同城市发展质量存在怎样的差距?城市之间发展质量存在怎样的相互影响?政府和市场两大主体分别对城市发展质量起到了怎样的作用?其作用机制是什么?这些疑问就成为当下亟待攻克的难题。为解答上述问题,本文从创新、协调、绿色、开放、共享5个方面构建城市发展质量综合测算体系,旨在科学准确地展现出当前中国城市发展水平,并总结城市发展质量的时空演变规律,检验促进城市发展质量提升的驱动力量,进而从理论上丰富城市发展质量的相关研究成果,从实践中为城市如何提升发展质量、缩小区域发展差距提供经验证据。

一、研究综述

质量最初被定义为微观层面产品的适用性,在宏观层面表示为满足需要的程度。以此为基础,国内外学者围绕经济发展质量的相关问题展开了研究。首先,有学者将经济发展质量表述为经济发展满足使用者需要的能力或程度,强调经济发展对人的适用性。巴罗(Barro R)^[4]认为经济发展质量要考虑社会、政治、宗教等诸多因素,概念较为宽泛,其内涵除了转变发展方式和优化发展结构以外,更加强调经济发展结果的质量水平,即对人的需求的满足程度。当前,我国正处于经济发展转型期,围绕高质量发展内涵的研究成果逐渐增加。一般来说,高质量是经济发展质量处于高水平时的状态,本质是要满足人民对日益增长的美好生活需求,内涵更加丰富多维,发展路径更加清晰具体。魏敏等^[5]认为经济结构优化、创新驱动发展、资源配置高效、市场机制完善、经济增长稳定、区域协调共享、产品服务优质、基础设施完善、生态文明建设和经济成果惠民等要素是实现经济高质量发展的主要路径。

随着经济社会不断发展,城市已经成为推动现代化发展和经济增长的主阵地,是实现高质量发展的排头兵。城市高质量发展也就成为经济高质量发展在城市层面的延伸,是新时代高质量发展在城市层面上的根本要求和集中体现。城市发展质量的内涵依然突出人的核心地位,如发达国家后工业化时代高度城市化的普遍特征是围绕人的发展进行经济社会治理^[6],首先强调了发展成果的普惠与共享。此外,学术界还从城市发展的过程和成果2个阶段丰富了城市发展质量的内涵:(1)过程阶段。辜胜阻等^[7]认为城镇化发展要通过创新驱动实现从数量的外延式扩张转向质量的内涵式发展;藤田(Fujita M)^[8]等研究发现,对外贸易可以通过溢出效应促进技术进步,提升地区经济增长质量。(2)成果阶段。陆铭^[9]主张实现人均意义上的城市间均衡发展,反映了城市发展质量对协调的要求;袁晓玲等^[10]试图寻求在空气污染约束下的新型城镇化建设最优路径,以实现城市高质量发展。不难发现,上述对城市发展质量内涵的探讨各有侧重,但可以归纳为“创新、协调、绿色、开放、共享”五大新发展理念在城市层面的体现。

部分学者试图构建指标体系量化城市发展质量,力求直观反映出城市发展的实际水平。马奔等^[11]基于经济、社会和生态城镇化三方面应用突变理论,量化了“京津冀”城市群中各城市的城镇化质量,马卫等^[12]采用熵值法,从我国31个省份的经济、社会、生态、城乡和城市现代化5个方面出发,测度了新型城市化水平。此外,陈(Chen M X)等^[13]使用包含多参数的象限图法,研究了世界格局下我国110个城市的城市化水平,对量化的城市化水平横向对比研究作了有益补充。然而,由于城镇化或城市化质量与城市发展质量在内涵上存在差异,研究结论仅能间接地反映出城市的发展质量。白先春等^[14]采用综合评价法,量化了江苏省13个城市的发展质量,杨文等^[15]采用熵权法,测算了我国288个城市的发展水平。上述研究模式又缺乏对城市发展质量内涵的梳理与探讨,构建的指标体系难以科学全面地表征城市发展质量。

随着研究内容不断深入,已有学者开始关注城市发展质量的动力来源与机制。国外学者更多关注的是人口、产业对城镇化的推动作用,倾向于从市场自发角度看待城镇化问题,如亨德森

(Henderson J V)^[16] 基于 142 个国家的城市数据,发现人口迁移带动的人才集聚极大地提高了生产力,正向影响了城镇化进程。国内关于动力机制的研究则多以动力的类型和主导模式 2 个视角为主^[17],如陈明星等^[18] 将城市化发展动力概括为行政力、内源力、外向力、市场力 4 种类型,刘传江^[19] 分析认为,中国的城镇化动力按照主导模式可以划分为自上而下型和自下而上型。但相关研究主要集中在城镇化或城市化的动力机制问题,与城市发展质量提升的动力机制存在内涵上的差别,且研究多倾向关注政府其中的作用。随着我国全面深化市场化改革,市场在城市发展质量提升中扮演的作用将愈发重要。

上述文献围绕城市发展质量问题已经形成了一些研究成果,但是仍然存在以下 3 点不足:(1) 现有大量研究专注于对城镇化、城市化质量的内涵释义与水平测度,而城镇化或城市化内涵强调“化”的过程属性,未能兼顾过程与结果的质量,难以直观全面地展示出城市发展水平;虽然部分文献直接对城市发展质量进行测度,但疏于对内涵的挖掘,构建的指标体系难以科学全面地展示城市发展水平。(2) 现有关于城市发展质量区域差异特征研究的主流做法是直观对比数据、计算变异系数或泰尔指数等,忽略了子区域间分布导致的组内交叉重叠问题,无法全面识别差异的贡献来源。(3) 现有文献集中研究了推进城镇化或城市化的动力机制,探究的是相关因素如何推进城镇发展或城市建设,鲜有文献关注推动城市发展质量的动力机制,特别是对相关问题的空间效应考虑较少。

基于此,本文将从以下 3 个方面推进研究:(1) 从城市发展质量的内涵入手,以创新、协调、绿色、开放、共享五大新发展理念为框架构建测算体系,采用纵横向拉开档次法测算得出中国 284 个城市 2005—2018 年的发展质量指数,力求更加直观、全面、真实地反映出现阶段城市发展水平,拓展了城市发展质量研究思路,提供了更加完整可靠的经验证据;(2) 利用 Dagum 基尼系数^[20] 的分解思想,考察了 2005—2018 年中国城市发展质量差距的演变,展现出城市发展质量差异的具体来源,丰富了针对城市发展质量不平衡问题的研究,为各地区因地制宜制定差异化的城市发展质量提升政策、缩小质量差距提供了参考;(3) 针对政府和市场 2 个主体对城市发展质量的动力进行理论和实证 2 个方面的分析,并借助空间面板回归模型检验政府与市场 2 个主体推动城市发展质量提升的空间效应,丰富和拓宽了关于推动城市发展质量提升问题的研究成果和研究视角。

二、政府与市场驱动城市质量提升的机理分析

以新发展理念为内核的城市发展质量系统体现了城市发展的着力点,更进一步,则需要厘清提升城市发展质量的驱动力量。一般来说,城市发展离不开市场与政府 2 种力量的推动。市场能够有效驱动要素在区域集聚形成城镇雏形,并在城市发展过程中不断扮演高效配置要素的角色,以促进效率提升,保障城市发展质量;政府能够纠正市场失灵问题,特别是社会主义制度要求政府践行以人民为中心的发展思想,通过追求公平以保障城市发展质量。

具体来看,政府一般通过财税工具运用收、支 2 种直接手段,能够有效弥补市场在追逐利润最大化过程中产生的资源配置失衡、贫富差距扩大、生态环境恶化、经济周期波动等缺陷,从而提高人民的劳动获得感、生活幸福感和社会安全感,保证人民更好地享受经济发展成果,对城市质量提升起到了积极的促进作用。一方面,征收税费能够影响纳税主体的经济活动成本,对经济结构进行有目的的调整。政府通过采取系统而有差异性的税收政策能够促进研发投入、加快产业结构转型升级、提高全要素生产率,进而推动经济发展由要素驱动的方式向创新驱动的方式转变^[21]。特别是由于财产税具有典型的受益税特征^[22],政府对其征收有利于实现社会公平,有效保障了城市的发展质量。另一方面,财政支出是政府履行效率、公平、稳定三大职能的直接体现。政府购买性支出具有市场性再分配的属性,能够引导市场上的要素与资源进入指定领域,提高经济发展的质量与效益,对城市发展质量提升具有显著的促进作用。政府转移性支出具有非市场性再分配的属性,主要保证收入再分配的实现,能

够保障社会整体的福利水平,进而推动了城市质量的提升。总之,制度优势产生的资源配置优势,能够涵盖经济社会的多维层面,并逐渐由资源配置优势转化为协调优势、平衡优势、互补优势,进而形成综合优势^[23]。当然,如果政府推行的政策存在局限性或实施不当,则很可能无法达到预期推动城市发展质量提升的效果,甚至会因为过度干预产生消极的影响。

合理完善的市场机制有助于激发市场主体的活力,带动经济社会高效运转,有效推动城市发展质量提升。一方面,竞争机制能够使社会生产活动的供给方逐步提高供给质量。一定程度的市场竞争有利于促进企业创新^[24],会通过利润激励促使企业不断投入生产技术变革要素并创新运营管理模式,进而提高生产效率,促使资源利用更趋高效化,提高厂商的商品供给质量,从微观层面保障了城市发展质量的运行。这一过程中,收入激励促使劳动者不断增加人力资本投入,以增强业务素质与竞争能力,提升劳动者的劳动力供给质量,最终保障社会生产活动高质量运行。另一方面,价格机制能够弥补供需缺口,保障商品资源有效配置。供需动态平衡可以传递价格信息进而影响到参与市场活动的各个主体的社会与经济行为^[25],促进各地区间要素和产品的自由流动,引导区域与国际间贸易活动的繁荣发展,促使资源配置更加合理化,有效缓解供需总量性、结构性等矛盾,保障要素使用者和商品消费者等主体的需求质量,从而对城市质量提升起到促进作用。然而,市场天然具有自发性、盲目性与逐利性等特征,容易导致市场失灵问题产生。若存在市场发育不完善或市场监督管理失位等问题,将不利于市场推动城市发展质量的提升,甚至产生消极的影响。

政府与市场两个主体对城市发展质量产生的作用还可能体现在空间溢出效应上,即政府与市场对本地区城市发展质量产生影响的同时,还可能在空间维度上对其他地区的城市发展质量产生作用。基于新经济地理学提出的生产要素外溢等路径导致的空间相关性观点,认为:(1)城市间发展质量可通过技术转移提升生产效率、强化生态治理能力;(2)可以通过要素扩散优化产业结构、趋近最优配置;(3)可以通过示范效应提升社会保障力度、强化开放包容观念。基于此,可以认为政府、市场两大主体对城市发展质量的驱动作用,可通过上述路径对城市发展质量产生正向的空间溢出效应,而地方政府如果因“晋升锦标赛”而忽略经济发展的长期影响,或者市场因竞争产生市场失灵问题,那么两个主体可能通过上述路径对城市发展质量造成负面的空间溢出影响。

三、城市发展质量测算与分析

(一) 测算体系构建

本文构建的中国城市发展质量评价体系包含5个维度、3个层级,共计50个基层指标,具体选取指标见表1。中国共产党十八届五中全会提出的“创新、协调、绿色、开放、共享”新发展理念为新时代中国城市高质量发展提供了清晰思路、指引了明确方向,并且新发展理念是对以人为核心、注重质量与效率、坚持可持续发展的城市高质量发展内涵的高度概括,因此,本文以新发展理念的5个维度为准则层:(1)从创新维度回答了经济发展的动力与效率问题。本文借鉴数据包络分析的投入产出思想,试图通过观察城市在投入、产出和转化方面的成果来反映其经济发展的效能与可持续性。(2)从协调维度回答了在城市发展过程中的结构性问题。包括城乡发展不平衡、产业结构不平衡以及居民收支与经济增长不协调等问题,其中鲜有学者在量化城市发展质量时使用消费收入比这一指标,但消费收入比能够有效表明居民的消费能力与意愿,按照凯恩斯消费理论,高消费社会的经济内生力量较强,经济发展更具可持续性^[26]。(3)从绿色维度回答了城市发展的代价问题。本文借鉴环境质量是环境污染与吸收综合作用结果的思想^[27],以资源禀赋和污染排放分别表征城市环境承载力与污染排放量,并以污染治理表征城市在提升环境质量方面的主观能动程度。(4)从开放维度的“引进来”和“走出去”分别反映了城市发展的吸引力与带动力。人口与产业在城市集聚,一定程度上说明了城市的宜居程度和良好的营商环境,较高的货物出口额和对外承包工

程营业额能够说明城市产品与服务的国际竞争力。(5)从共享维度回答了发展的根本目的问题。本文借鉴“弓箭箭的”模型思想^[28],以“硬条件”和“软保障”两类指标全面表示城市保障与改善民生的成果,解决社会公平正义问题。

表1 城市发展质量测算体系

准则层	领域层	指标层
创新	投入	规模以上工业企业数量(+)、R&D 内部经费支出(+)、R&D 全时人员当量(+)、科技支出占地方财政一般预算内支出(+)
	产出	技术市场成交合同数(+)、发明专利授权数(+)、高校科技论文数量(+)
	转化	高新技术产业主营业务收入(+)、新产品销售收入(+)
协调	城乡	市辖区人口比例(+)、城市建设用地占全市面积比例(+)、市辖区人口密度(-)、城乡人均可支配收入比(-)、城乡居民最低生活保障人数比(-)、市辖区与全市人均生产总值比(-)
	产业	二三产业从业人员占经济活动人口的比例(+)、第三产业产值占地方生产总值比例(+)
	购买力	消费收入比(+)、收入占生产总值的比例(+)
绿色	资源禀赋	园林绿地密度(+)、建成区绿地覆盖率(+)、水资源总量(+)
	污染排放	工业废水排放强度(-)、工业烟粉尘排放强度(-)、工业二氧化硫排放强度(-)、生活垃圾清运强度(-)
	污染治理	能源强度(-)、工业污染源治理投资(+)、工业固废综合利用率(+)、城镇污水集中处理率(+)、城镇生活垃圾无害化处理率(+)
开放	引进来	人口净流入(+)、货物进口额(+)、外商直接投资合同项目(+)、当年实际使用外资金额(+)
	走出去	地区出口总值(+)、货物出口额(+)、对外承包工程营业额(+)
共享	硬条件	道路密度(+)、排水管道密度(+)、居民人均生活用气量(+)、居民人均生活用电量(+)、人均公共图书馆藏书(+)、万人拥有公共交通工具数(+)、万人拥有医院卫生院床位数(+)、互联网宽带接入比例(+)
	软保障	城镇登记失业率(-)、职工基本养老保险参保人数(+)、职工基本医疗保险参保人数(+)、教育支出占地方财政一般预算内支出(+)

注:括号内为指标性质,“+”表示为支撑指标,“-”表示为压力指标。

本文以我国30个省、自治区、直辖市所辖的地级市为研究样本(我国西藏、香港、澳门和台湾的样本未作为研究样本),考虑其中遵义、吐鲁番等14个地级市数据的可得性、连续性问题,最终样本为2005—2018年中国284个地级及以上城市。本文指标数据的主要来源为《中国统计年鉴》《中国科技统计年鉴》《中国人口和就业统计年鉴》《中国区域经济年鉴》《中国贸易外经统计年鉴》《中国城市统计年鉴》《中国城市建设统计年鉴》、各省(市)年鉴和统计局官网等。对于个别指标未统计到市级数据的问题,本文按地区生产总值占比或常住人口占比以省级数据进行折算,其余个别缺失数据通过移动平均法和插值法补齐。

(二) 测算方法与步骤

本文使用纵横向拉开档次法,客观确定影响城市发展质量相关因素的权重,并测度城市发展质量。纵横向拉开档次法由拉开档次法改进而来,适用于面板数据的综合评价,能够最大限度拉开档

次,可以较好解决因样本容量过多而导致的测度结果趋近问题,其步骤如下。

步骤 1: 对原数据进行标准化处理。为避免所选指标单位不统一而导致数据的数量级差距悬殊问题,本文首先采用极值法处理原始数据,并且用极值法进行无量纲处理,可以使被测算对象差异最大。用 $x_{ij}(t_k)$ 和 $x_{ij}^*(t_k)$ 分别表示城市 i 的第 j 个指标在 t_k 时刻的数值和标准化后的数值,支撑指标与压力指标的极值法处理公式如下。

支撑指标:

$$\{x_{ij}^*(t_k)\} = \frac{x_{ij}^{\max} - x_{ij}(t_k)}{x_{ij}^{\max} - x_{ij}^{\min}} \quad i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m \quad (1)$$

压力指标:

$$\{x_{ij}^*(t_k)\} = \frac{x_{ij}(t_k) - x_{ij}^{\min}}{x_{ij}^{\max} - x_{ij}^{\min}} \quad i=1, 2, \dots, n; j=1, 2, \dots, m \quad (2)$$

式(1)(2)中 $x_{ij}^{\max}$ 为样本区间内所有城市第 j 个指标中的最大值, $x_{ij}^{\min}$ 为样本区间内所有城市第 j 个指标中的最小值。

步骤 2: 构造实对称矩阵 H_k 和 H :

$$H_k = A_k^T A_k \quad k=1, 2, \dots, N, \quad (3)$$

$$H = \sum_{k=1}^N H_k \quad k=1, 2, \dots, N. \quad (4)$$

$$\text{式(3)中 } A_k = \begin{pmatrix} x_{11}(t_k) & \cdots & x_{1m}(t_k) \\ \cdots & & \cdots \\ x_{n1}(t_k) & \cdots & x_{nm}(t_k) \end{pmatrix} \quad k=1, 2, \dots, N.$$

步骤 3: 求解 H 的最大特征值和标准特征向量 λ' 。

步骤 4: 归一化处理标准特征向量 λ' , 确定组合权向量 ω_j 。

步骤 5: 计算城市发展质量 $udq_i(t_k)$:

$$udq_i(t_k) = 100 \sum_{j=1}^m \omega_j x_{ij}^*(t_k) \quad k=1, 2, \dots, N \quad i=1, 2, \dots, n \quad (5)$$

式(5)中 $udq_i(t_k)$ 为被测算城市 i 在 t_k 时期的发展质量。

(三) 城市发展质量的时空演变

1. 从整体测算结果看

我国城市发展质量稳步提升,得益于我国城镇化建设过程中基础设施持续完善、产业结构逐渐优化、城乡发展趋于协调、生态环境不断改善等,以测算期内 284 个城市发展质量的平均值代表的全国城市发展质量呈现不断上升的趋势,由 2005 年的 69.48 上升到 2018 年的 78.96,增幅达 13.64%(详见图 1)。14 年间所有城市中发展质量平均水平最高的是北京市,得益于其较强的创新投入与产出、便利的对外合作条件和普惠的基础设施建设等优势,在创新和协调维度的均值均位于全国第 1 位,共享和开放维度的均值则分列全国第 2 和第 6 位,但绿色维度均值仅位于全国第 34 位,是城市发展质量进一步提升的重要抓手。城市发展质量平均水平最低的是甘肃省金昌市,归因于其较小的人口规模、较低的资本积累和不占优势的自然条件等因素,其创新、协调和绿色等 3 个维度的均值均位于后 20 位。城市发展质量排在前 10 位的城市还有深圳、广州、天津、上海、杭州、佛山、厦门、中山、无锡等,这些城市在创新、协调与开放等 3 个维度上整体表现较好且差异不明显;在绿色维度上则整体表现不佳,与城市发展质量排位差距较大;在共享维度上则存在较大差异,呈现两极分化的趋势,其中厦门、天津、无锡、上海等城市排名较为靠后。排在后 10 位的城市还有临汾、中卫、白银、来宾、昭通、石嘴山、伊春、六盘水、鹤岗等,这些城市在创新、协调与绿色等 3 个维度上整体表现不佳;在开放与共享 2 个维度上则存在较大差异,其中昭通与六盘水在开放维度上分列

第16和24位,白银在共享维度上排在第48位。此外,在选取人均、地均、强度等指标以加强城市间可对比性、公平性和避免规模“取胜”的基础上,城市发展质量较好的依然是人口、经济具有较大规模的城市,印证了规模效应在城市发展中的体现。人口方面,排名前6的城市2018年常住人口均超过1000万;后10位城市中,除昭通、临汾外的其他城市2018年常住人口均少于300万。经济方面,除厦门、中山外,其余前10位城市2018年地区生产总值均高于1万亿人民币;除六盘水、昭通和临汾外,其余后10位城市2018年地区生产总值均低于1千亿人民币。

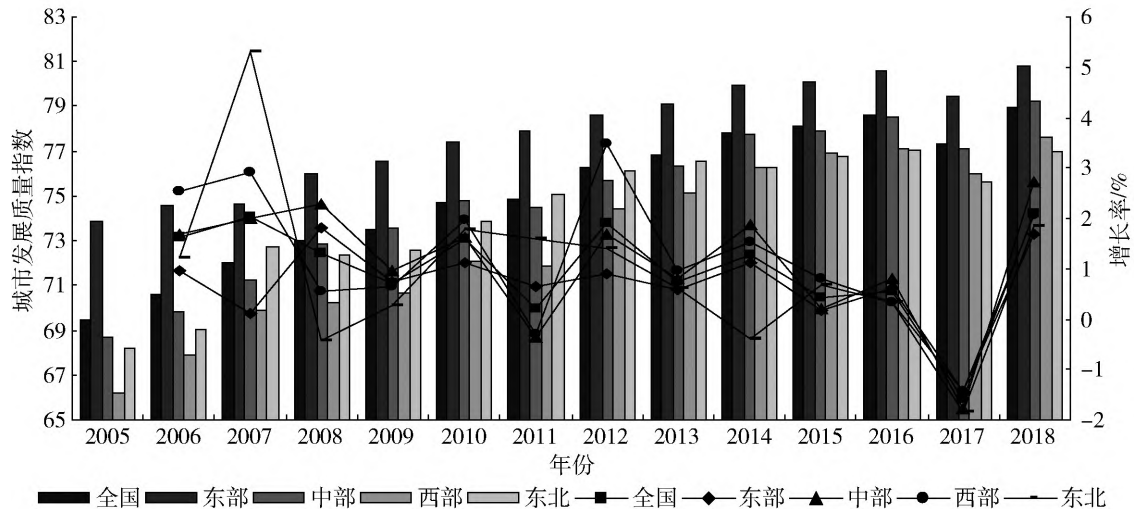


图1 城市发展质量时空演变特征

2. 从时间层面分析

首先,从区域层面看,测算期内各区域城市发展质量均呈上升趋势,东、中、西和东北地区年均增幅依次为0.67%、1.10%、1.23%和0.92%,其中东北地区在2012年后增速明显趋缓,西部地区在测算期内增速的波动幅度较大;此外,西部地区2005年城市发展质量位列最后,在2014年实现对东北地区的超越。其次,从城市层面看,测算期内增速较快的城市有石嘴山、忻州、吴忠、朔州和中卫,城市发展质量提升幅度均超过34%,5个城市均位于中西部地区,其中石嘴山、吴忠和中卫均位于西部的宁夏回族自治区,这3个城市发展质量较快增长可归因于西部大开发战略、生态资源丰富和旅游需求的不断增长等对协调、绿色和共享3个维度的正向贡献作用;城市发展质量增速不明显的城市有廊坊、潍坊、镇江、泰州和烟台,这5个城市均位于东部地区,且距离各自的中心城市较近,增速缓慢的原因可能是中心城市的虹吸效应依旧强劲,导致测算期间内这些城市在创新、共享2个维度没有显著提升。

3. 从空间层面分析

现阶段我国城市发展质量总体呈现“东强西弱”的特点,排名前10的城市均位于东部地区、前50有95%位于东部地区,排名后10的城市中7个城市位于西部、2个城市位于东北、1个城市位于中部,后50的城市均位于中西部或东北地区。其中,发展质量较高的城市主要集中在浙江、江苏、广东、山东、北京、上海、天津等东部沿海地区,这些城市凭借先发优势形成了经济发展的规模效应,在对人力资源的吸引力、先进的农村发展观念、便利的沿海区位和较为完善的保障制度等方面形成优势,在创新、协调、开放和共享等4个维度上形成竞争力,但在绿色维度上仍有较大提升空间;发展质量较低的城市则较为分散,黑龙江、山西、内蒙古及宁夏等地区主要由于经济发展与生态保护两方面均存在困境,造成了较低的城市发展质量。此外,通过分析各城市具体数值可以发现,东部和中部地区区域内城市间发展质量差异不明显;西部和东北地区由于存在发展质量较高的城市,因此区域内部体现出较大的差异。

(四) 城市发展质量的区域差异

改革开放以来,市场力量驱动经济要素不断向我国东部地区和区域中心城市聚集,城市作为承接经济要素流动的空间载体,在“量”上形成了显著的区域间和区域内差异,引起了关于协调发展、缩小差距的广泛关注。地方政府基于晋升激励的政策也倾向推动总量意义上的发展以缩小区域差距^[29]。同时,也有学者从人均收入等角度出发来看待区域的均衡发展问题,认为经济集聚导致区域间差距扩大只是阶段性表现^[30],最终会实现人均意义上的均衡发展,这一观点也逐渐被接受。因此,更科学合理的做法是从“质”上重新考量区域差异问题。强调以人为核心的城市发展质量内涵,弱化了城市总量意义上的发展成果,突出对人民日益增长的美好生活需要的关注,突出对城市发展的效率、公平和可持续性的要求。因此,探究城市发展质量的区域差异特征能够更加深刻认识区域发展的不平衡问题,纠正对于总量差距的过度关注;进一步,明晰区域差异的贡献来源为缩小真正意义上的区域差异提供新的政策着力方向。本文使用 Dagum 基尼系数法客观衡量城市发展质量的区域差异。Dagum 基尼系数由传统基尼系数改进而来,适用于截面数据,其相较于变异系数、泰尔指数等区域差异测度方法,不仅考虑了对总体样本按子区域分解后区内差异和区间差异同时存在的问题,而且还考虑了由于某个体异于其所属子区域样本均值特征带来的交叉重叠问题。

中国城市发展质量总体基尼系数在 2005—2018 年呈现波动中下降的趋势(详见表 2),最高值为 2005 年的 0.038 5,最低值为 2018 年的 0.016 1,年均降幅接近 4.2%,平均值为 0.024 7。子区域内差距贡献、子区域间净值差异贡献和超变密度贡献平均值依次为 0.005 3、0.014 2 和 0.005 2,三者与总体基尼系数趋势一致,均呈现在波动中下降的趋势,年均降幅分别为 4.1%、4.0% 和 4.5%,最高值均出现在 2005 年,最低值均出现在 2018 年。子区域内差距贡献率、子区域间差异贡献率和超变密度贡献率均值为 21.69%、57.04% 和 21.27%,三者围绕均值上下波动,无明显增减趋势。可以发现:(1)各城市在指标选取遵循人均、地均、强度等原则以加强可对比性、公平性和避免规模“取胜”的基础上,城市间发展质量差异是逐渐缩小的;(2)子区域间差异是城市发展质量总体差异的首要来源,表明我国城市发展质量在区域间的差异较为明显,东、中、西和东北 4 个区域间城市发展的协同效应较弱;(3)子区域内差异和超变密度对总体差异的贡献相近且贡献率较低,表明各自

表 2 城市发展质量总体 Dagum 基尼系数贡献及其贡献率

年份	全国	区域内	区域间	超变密度	年份	全国	区域内	区域间	超变密度
		0.007 9	0.023 4	0.007 2			0.005 1	0.011 8	0.005 7
2005	0.038 5	20.41	60.82	18.77	2012	0.022 7	22.64	52.14	25.22
		0.007 1	0.020 3	0.007 2			0.004 8	0.011 0	0.005 3
2006	0.034 6	20.60	58.64	20.76	2013	0.021 0	22.64	52.12	25.25
		0.006 4	0.014 6	0.006 9			0.003 8	0.010 7	0.003 7
2007	0.028 0	23.03	52.25	24.72	2014	0.018 2	21.02	58.70	20.28
		0.006 4	0.016 7	0.006 2			0.003 7	0.009 3	0.004 2
2008	0.029 3	21.73	57.23	21.04	2015	0.017 3	21.57	53.89	24.54
		0.006 0	0.017 2	0.005 1			0.003 4	0.010 1	0.002 9
2009	0.028 3	21.11	60.74	18.15	2016	0.016 4	21.01	61.34	17.65
		0.005 3	0.015 4	0.004 5			0.005 0	0.010 4	0.006 0
2010	0.025 1	21.02	61.25	17.73	2017	0.021 4	23.34	48.68	27.98
		0.006 7	0.017 2	0.005 5			0.003 3	0.010 0	0.002 7
2011	0.029 3	22.71	58.45	18.84	2018	0.016 1	20.84	62.30	16.87

注:第 2、第 7 列表示全国基尼系数;3~5、8~10 列表示基尼系数贡献及贡献率,其中各年份第 1 行是基尼系数贡献,第 2 行是基尼系数贡献率(%)。

区域内城市发展质量差异较小,各区域内城市发展质量趋近,此外,由于超变密度较小表示均值较小的子区域中发展质量较高的城市与均值较大的子区域均值相比增长幅度不大,因此,也表明某一城市的发展质量与其所属子区域特征相近,区域间交叉重叠带来的差异较小。

四、城市发展质量的动力机制检验

(一) 空间自相关分析

探究现有空间溢出效应的程度是进一步谋求通过空间溢出效应带动区域城市整体发展的基础。本文使用莫兰(Moran'I)指数量化空间相关性程度,客观反映城市发展质量的空间溢出效应。基于ESDA方法的城市发展质量的全局空间自相关指数Moran'I公式为:

$$I = \frac{n \sum_i \sum_j w_{ij} (udq_i - \overline{udq}) (udq_j - \overline{udq})}{\left(\sum_i \sum_j w_{ij} \right) \sum_i (udq_i - \overline{udq})^2} \quad (6)$$

式(6)中 w_{ij} 为空间权重矩阵,本文分别选取一阶邻接矩阵、地理距离矩阵和经济距离矩阵进行考察。且 $-1 \leq I \leq 1$, I 值为正时,表示空间正相关; I 值为负时,表示空间负相关。

基于LISA检验的城市发展质量局部空间自相关指数测算公式为:

$$I_i = \frac{udq_i - \overline{udq}}{\sum_i \sum_j w_{ij}} \sum_{j=1}^n w_{ij} (udq_j - \overline{udq}) \quad (7)$$

据测算结果可将城市发展质量的局部空间相关性分为“高-高”“高-低”“低-高”以及“低-低”4类。若某一城市局部空间相关性结果显示属于“高-低”类别,则证明该城市的发展质量比周围城市高。

从全局空间相关性测算的结果详见表3,3种空间矩阵测算的Moran'I指数均在波动中保持稳

表3 中国城市发展质量的Moran'I指数

一阶邻接矩阵		地理距离矩阵		经济距离矩阵	
年份	莫兰指数	年份	莫兰指数	年份	莫兰指数
2005	0.449 *** (11.333)	2012	0.262 *** (7.379)	2005	0.138 *** (18.818)
2006	0.414 *** (10.427)	2013	0.335 *** (8.827)	2006	0.130 *** (17.745)
2007	0.301 *** (7.616)	2014	0.431 *** (10.865)	2007	0.095 *** (13.055)
2008	0.378 *** (9.541)	2015	0.404 *** (10.219)	2008	0.124 *** (16.956)
2009	0.386 *** (9.739)	2016	0.378 *** (9.723)	2009	0.114 *** (15.643)
2010	0.448 *** (11.279)	2017	0.324 *** (8.194)	2010	0.121 *** (16.927)
2011	0.242 *** (6.322)	2018	0.431 *** (10.886)	2011	0.095 *** (13.164)
				2012	0.064 *** (10.138)
				2013	0.080 *** (11.707)
				2014	0.124 *** (16.956)
				2015	0.114 *** (15.643)
				2016	0.184 *** (6.125)
				2017	0.214 *** (7.106)
				2018	0.105 *** (3.665)
				2012	0.112 *** (4.238)
				2013	0.149 *** (5.253)
				2014	0.119 *** (4.009)
				2015	0.134 *** (4.503)
				2016	0.051 * (1.831)
				2017	0.123 *** (4.139)
				2018	0.065 ** (2.237)

注:***、**和*表示变量分别通过1%、5%和10%的显著性检验;括号中为z值。

定,表明城市发展质量的空间溢出效应始终存在且保持稳定。其中,一阶邻接矩阵 Moran' I 指数较高且最为显著,均在 1% 显著性水平下通过检验,表明空间上相邻的城市间发展质量具有显著的相关性。城市发展质量的正向空间溢出效应极为明显,表现在某一城市发展质量提高的同时,可能通过生产要素转移、示范效应引领等方式带动周围城市的发展质量进一步提高。选取地理距离矩阵测算的 Moran' I 指数相对邻接矩阵较小,但系数检验结果依然显著,均在 1% 显著性水平下通过检验,表明城市发展质量的空间溢出效应随着城市间距离的不断缩小表现出显著的正向相互影响作用,依然可以归因于空间上距离较近的城市可通过生产要素转移、示范效应引领等方式相互促进城市发展质量提高。选取经济距离矩阵测算的 Moran' I 指数最小,且显著性也较弱,但 14 年中,依然有 11 年的系数值检验结果通过 1% 显著性水平的检验,表明经济规模相近的城市间由于科技创新投入力度、城乡协调发展程度、生态环境受影响因素、包容开放的发展理念、公共服务均等化程度等方面存在较大的相似性,同等城市间发展的借鉴意义较大,带来的城市发展质量的空间溢出性也较为显著。

从局部空间相关性的测算结果^①看,城市发展质量呈现“高-高”“低-低”类别的城市数量较多,且两类城市占比由基本相等逐步演化为“高-高”类别占比较高,进一步表明我国城市发展质量存在正向空间溢出效应,城市发展质量在相互促进中逐步提高。(1) 选取一阶邻接矩阵和地理距离矩阵的空间局部相关性显示,东莞、广州、深圳、上海等城市属于“高-高”类别;安顺、鹤岗、黑河、呼伦贝尔等城市属于“低-低”类别;沈阳、哈尔滨、西安、南宁等城市属于“高-低”类别;汕尾、滁州、承德、黄冈等城市属于“低-高”类别;城市发展质量相近的城市在空间上呈现出聚集效应,东部地区“高-高”类别城市较多,构成城市发展质量的“高地”;西部和东北地区“低-低”类别城市较多,是城市发展质量的“洼地”,而“洼地”中的中心城市一般发展质量较高,表明我国城市发展质量较低区域的中心城市空间外溢性较弱,依然处于虹吸效应强于辐射带动效应的阶段。(2) 选取经济地理矩阵的空间局部相关性显示,北京、无锡、镇江等城市属于“高-高”类别;百色、荆州、河源等城市属于“低-低”类别;汕头、宜春、济南等城市属于“高-低”类别;榆林、嘉峪关、鄂尔多斯等城市属于“低-高”类别;以经济距离矩阵测算的局部空间相关性能够较好展示经济规模相当的城市间发展质量的相关性,上述结果能够说明,在经济规模相当的情况下,东部地区城市发展质量要优于其他地区。

(二) 模型构建与变量说明

通过上述检验,得出城市发展质量存在显著的空间自相关关系。因此,有必要采用空间面板回归模型研究政府与市场两大主体推动城市发展质量提升的作用,进一步明晰其空间溢出效应。本文首先对相应数据进行 LM 检验,空间滞后与空间误差的 LM 检验均显著拒绝原假设;进一步的 LR 检验结果表明 SDM 模型不会退化为 SEM 模型和 SAR 模型;本文进一步选取空间面板 SDM 模型对数据进行 Hausman 检验,结果均在 1% 显著水平拒绝原假设。最终构建如下模型:

$$\begin{aligned} \ln y_{it} = & C + \beta_1 \ln FIS_{it} + \beta_2 \ln SEI_{it} + \beta_3 \ln MAR_{it} + \beta_4 \ln NLS_{it} + \beta_5 \ln PGDP_{it} + \beta_6 \ln POP_{it} + \\ & \alpha_0 W \times \ln y_{it} + \alpha_1 W \times \ln FIS_{it} + \alpha_2 W \times \ln SEI_{it} + \alpha_3 W \times \ln MAR_{it} + \alpha_4 W \times \ln NLS_{it} + \\ & \alpha_5 W \times \ln PGDP_{it} + \alpha_6 W \times \ln POP_{it} + \varepsilon_{it} \end{aligned} \quad (8)$$

基于第二部分的机理分析,并考虑到数据可得性,该模型以人均财政支出与国有经济投资衡量政府推动城市发展质量提升的工具与手段,以市场化指数与非公有劳动占比衡量市场推动城市发展质量提升的努力,并借鉴已有研究加入人均地区生产总值与人口规模 2 个控制变量。对式(8)中相关指标介绍如下: y 代表被解释变量,本文的被解释变量有城市发展质量、创新质量、协调质量、绿色质量、开放质量和共享质量,均由第三部分计算得出;人均财政支出(FIS)采用预算内公共

① 囿于篇幅,文中未展示具体结果,如有需要可联系作者索取。

财政支出除以年末总人口来表示;国有经济投资额(SEI) 以全社会固定资产投资中国有经济占内资比例来表示;鉴于各地级市无按登记注册类型分类的全社会固定资产投资数据,本文通过计算各年度市级地区生产总值占全省比例来进行折算;市场化指数(MAR) 选用樊纲市场化指数进行度量^[31];鉴于各地级市市场化程度与所在省份存在较强联系,因此,本文以省级市场化指数代表下辖地级市的市场化程度;非公有劳动占比(NLS) 以全市城镇私营和个体从业人员占从业人员期末人数的比例表示;人均地区生产总值(PGDP) 以地区生产总值除以年末总人口表示;人口规模(POP) 以城市年末总人口表示。此外,模型中 i 代表城市; t 代表年份; C 为常数项; W 为空间权重矩阵; ε_{it} 为随机误差项,表示其他影响因素的集合。在不改变数据原特征的前提下,为消除数据中的异方差并保证数据的平稳性,对所有变量取对数值进行研究。

(三) 回归结果分析

政府与市场两大主体对城市发展质量及其6个维度影响的估计结果详见表4。

表4 政府与市场对城市发展质量影响的估计结果

变量		城市发展质量	创新质量	协调质量	绿色质量	开放质量	共享质量
自变量	人均财政支出	0.016 7 ^{***} (5.33)	0.048 4 (1.59)	0.010 8 ^{***} (6.08)	0.032 6 ^{***} (4.71)	-0.080 6 ^{**} (-2.63)	-0.128 3 ^{***} (-13.64)
	国有经济投资额	0.013 3 ^{***} (7.20)	0.271 3 ^{***} (15.18)	0.001 7 (1.63)	0.015 7 ^{***} (3.85)	0.021 5 (1.19)	0.067 2 ^{***} (12.18)
	市场化指数	0.002 9 (0.35)	0.530 0 ^{***} (6.65)	0.007 6 (1.63)	-0.003 2 (-0.18)	0.264 3 ^{***} (3.29)	-0.033 6 (-1.37)
	非公有劳动占比	0.001 7 (0.74)	-0.001 9 (-0.09)	0.005 8 ^{***} (4.46)	0.000 7 (-0.14)	-0.082 0 (-0.65)	-0.027 1 ^{***} (-3.94)
	人均地区生产总值	0.010 8 ^{***} (3.52)	0.179 2 ^{***} (6.04)	0.008 6 ^{***} (4.97)	0.012 5 [*] (1.84)	-0.057 2 [*] (-1.91)	0.014 4 (1.57)
	人口规模	0.011 9 ^{***} (2.72)	0.220 5 ^{***} (5.19)	0.011 9 ^{***} (4.78)	0.022 8 ^{***} (2.35)	-0.011 3 (-0.26)	-0.113 8 ^{***} (-8.66)
	自变量的 空间滞后项	人均财政支出	0.027 7 ^{***} (5.56)	0.014 5 (0.31)	0.007 3 ^{***} (2.61)	0.027 5 ^{***} (2.52)	0.113 5 ^{***} (2.37)
国有经济投资额		0.006 5 ^{***} (2.08)	-0.097 5 ^{***} (-3.21)	-0.006 6 ^{***} (-3.78)	0.019 2 ^{***} (2.80)	-0.135 5 ^{***} (-4.47)	-0.004 1 (-0.43)
市场化指数		0.019 3 ^{***} (2.08)	-1.009 2 ^{***} (-11.16)	0.047 7 ^{***} (8.81)	-0.007 7 (-0.38)	0.189 3 ^{***} (2.07)	0.083 6 ^{***} (3.01)
非公有劳动占比		-8.06 × 10 ⁻⁷ (-0.00)	-0.052 5 (-1.17)	-0.004 1 (-1.57)	0.003 5 (0.34)	0.024 3 (0.54)	-0.007 7 (-0.56)
人均地区生产总值		-0.017 8 ^{***} (-3.43)	-0.012 2 (-0.24)	0.004 5 (1.51)	-0.037 0 ^{***} (-3.22)	0.241 8 ^{***} (4.75)	-0.004 3 (-0.28)
人口规模		0.024 6 ^{***} (2.99)	-0.073 4 (-0.92)	0.002 0 (0.43)	0.028 2 (1.55)	-0.142 6 [*] (-1.77)	0.130 2 ^{***} (5.29)
ρ		0.060 7 ^{***} (2.68)	0.449 0 (26.72)	0.268 3 ^{***} (13.64)	0.042 9 [*] (1.95)	0.006 9 (0.30)	0.232 9 ^{***} (11.54)
拟合优度	0.269 1	0.656 3	0.083 7	0.260 2	0.005 3	0.003 5	
$\log L$	8 105.365	1 027.048	10 318.027	4 947.122	972.545 5	3 715.004	
样本数	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	3 976	

注: ***、**和* 表示变量分别通过1%、5%和10%的显著性检验;括号中为 t 值。

(1) 从政府主体的回归结果看,人均财政支出与国有经济投资 2 个指标均对城市发展质量的提升起到了显著促进作用。在其他解释变量不变的情况下,人均财政支出增加 1 个百分点,城市发展质量就会增加 0.016 7 个百分点;国有经济投资增加 1 个百分点,城市发展质量就会增加 0.013 3 个百分点。2 个指标同时通过了 1% 的显著性水平检验,表明中国政府在主导城镇化的同时,通过财政支出和国有经济投资等支出手段有效推动了城市发展质量的提升。(2) 基于人均财政支出指标的回归结果看,人均财政支出显著提升了协调与绿色质量,在其他变量不变的情况下,人均财政支出增加 1 个百分点,将分别促进协调和绿色维度增加 0.010 8 和 0.032 6 个百分点。这一结果表明在样本期内,政府通过财政支出的手段有效促进了协调与绿色质量的提升。然而,人均财政支出却抑制了开放与共享维度的质量,在保持其他解释变量不变的情况下,人均财政支出增加 1 个百分点导致开放与共享质量分别降低 0.080 6 和 0.128 3 个百分点。这可能是源于我国较高的财政分权程度导致辖区恶性竞争流动性资源^[32]降低了开放质量,同时人均财政支出增加的未能较好优化支出结构,导致社会基尼系数提高,恶化了收入分配的公平性^[33],从而降低了共享质量。(3) 从国有经济投资的回归结果看,国有经济投资显著提高了创新、绿色和共享质量,在其他变量不变的情况下,国有经济投资增加 1 个百分点促使创新、绿色和共享质量分别提升 0.271 3、0.015 7 和 0.067 2 个百分点。这表明当前国有经济具有较强竞争力与抗风险能力,从而能够成为推动创新的重要载体;同时反映出国有经济较好履行了调控国家宏观经济水平和结构的职能,有力推动了绿色发展,有效推进了公平分配。(4) 从市场主体的回归结果看,市场化指数与非公有劳动占比 2 个指标对城市发展质量的提升作用均不显著。这一结果可能与现阶段中国市场发展成熟度不高有一定关系,当前中国的城市发展具有鲜明的政府主导特征,市场未能充分发挥积极推动城市发展质量提升的作用,说明在深化市场化改革的同时,需要进一步考虑如何更好发挥市场在推动城市发展质量提升上的作用。(5) 从市场化指数的回归结果看,市场化指数显著促进了创新与开放质量,在其他变量不变的情况下,市场化指数增加 1 个百分点就会促使创新和开放维度的质量分别增加 0.530 0 和 0.264 3 个百分点,这表明较高的市场化程度有利于创新活动和进出口活动开展。(6) 从非公有劳动占比的回归结果看,非公有劳动占比显著促进了协调质量,在其他变量不变的情况下,非公有劳动占比每提高 1 个百分点就会促进协调质量提高 0.005 8 个百分点,这反映出我国以民营经济为代表的非公有制经济具有技术相对简单、经营相对灵活等特点,可以利用灵活的机制优势活跃在经济社会的各个领域,有效促进产业协调发展,并通过创造更多就业机会以增加社会收入促进购买力协调,最终提高协调质量。然而,非公有劳动占比对共享维度的影响却是显著为负的,在其他解释变量不变的情况下,非公有劳动占比提高 1 个百分点导致共享质量降低 0.027 1 个百分点。究其原因,可能当前在部分市场监管尚未形成系统的环境下,企业发展的逐利性不利于社会公平的实现,对共享质量产生消极影响。

为进一步展示政府与市场两大主体影响城市发展质量的空间溢出效应,根据估计结果将其系数分为直接效应和间接效应,结果详见表 5。

政府与市场两个主体对城市发展质量提升的空间效应均呈现积极影响,但政府影响更为显著。(1) 从政府主体看,在地方官员间存在“晋升锦标赛”的情况下,城市发展质量较低区域的地方政府有较强激励推动地方发展质量追赶超越,体现为人均财政支出与国有经济投资对城市发展质量提升的空间效应呈现显著的空间溢出效应。值得注意的是,国有经济投资对协调质量的空间效应具有显著的消极影响。这可能因为部分地方政府主导的国有经济在推动本地经济发展的同时,会因为具有较强的竞争力与影响力而导致周边城市产业不完备、盈利能力不强,从而对协调质量产生消极影响。(2) 从市场主体看,相较于非公有劳动占比,市场化指数对城市发展质量的空间溢出效应存在显著的积极影响,同时其对协调、开放与共享等 3 个维度质量的空间溢出效应也存在显著的正向影响。然而,市场化指数对创新维度质量的空间溢出效应为显著的负向影响,导致总效应为负,

表明某地市场化程度越高会使周边城市创新质量下降,可能因为该地市场化程度的完善使得其竞争创新要素的能力更强,从而产生了“以邻为壑”的效果。

表5 政府与市场对城市发展质量影响的空间效应

效应	变量	城市发展质量	创新质量	协调质量	绿色质量	开放质量	共享质量
直接效应	人均财政支出	0.017 2*** (5.39)	0.053 8* (1.73)	0.011 5*** (6.42)	0.033 1*** (4.69)	-0.079 3** (-2.52)	-0.121 7*** (-12.84)
	国有经济投资额	0.013 3*** (7.42)	0.273 3*** (15.63)	0.001 3 (1.26)	0.015 7*** (3.96)	0.020 5 (1.16)	0.067 6*** (12.71)
	市场化指数	0.004 0 (0.51)	0.446 7*** (6.14)	0.011 2*** (2.62)	-0.001 5 (-0.09)	0.272 6*** (3.54)	-0.027 1 (-1.20)
	非公有劳动占比	0.001 7 (0.75)	-0.008 3 (-0.36)	0.005 6*** (4.39)	0.000 7 (0.14)	-0.082 2 (-0.75)	-0.027 8*** (-4.12)
	人均地区生产总值	0.010 5*** (3.75)	0.187 2*** (6.53)	0.009 0*** (5.60)	0.012 1* (1.95)	-0.057 0** (-2.06)	0.014 3* (1.68)
	人口规模	0.012 5*** (2.77)	0.227 1*** (4.93)	0.012 4*** (4.78)	0.023 7** (2.37)	-0.008 5 (-0.19)	-0.107 3*** (-7.85)
间接效应	人均财政支出	0.029 6*** (5.94)	0.060 0 (0.81)	0.013 0*** (3.85)	0.029 2*** (2.67)	0.110 9** (2.32)	0.145 4*** (8.39)
	国有经济投资额	0.007 5*** (2.58)	0.039 7 (0.92)	-0.007 9*** (-4.00)	0.020 2*** (3.17)	-0.133 7 (-4.81)	0.014 0 (1.40)
	市场化指数	0.019 8** (2.22)	-1.283 4*** (-12.66)	0.063 5*** (11.59)	-0.008 7 (-0.45)	0.184 6** (2.12)	0.092 4*** (3.32)
	非公有劳动占比	0.000 3 (0.05)	-0.086 7 (-1.15)	-0.003 2 (-0.94)	0.003 9 (0.37)	0.024 9 (0.55)	-0.016 6 (-0.97)
	人均地区生产总值	-0.017 8*** (-3.21)	0.112 7 (1.29)	0.008 7** (2.24)	-0.037 2*** (-3.06)	0.238 2*** (4.55)	-0.001 2 (-0.06)
	人口规模	0.026 7*** (2.98)	0.052 7 (0.38)	0.007 1 (1.13)	0.030 8 (1.58)	-0.136 0 (-1.62)	0.129 4*** (4.09)
总效应	人均财政支出	0.046 7*** (9.48)	0.113 7 (1.38)	0.024 6*** (6.79)	0.062 4*** (5.77)	0.031 5 (0.68)	0.023 7 (1.29)
	国有经济投资额	0.020 8*** (7.13)	0.312 9*** (6.50)	-0.006 7*** (-3.15)	0.035 9*** (5.68)	-0.113 2*** (-4.19)	0.081 6*** (7.63)
	市场化指数	0.023 8*** (4.35)	-0.836 7*** (-9.27)	0.074 7*** (18.83)	-0.010 2 (-0.86)	0.457 2*** (9.08)	0.065 2*** (3.26)
	非公有劳动占比	0.001 9 (0.37)	-0.095 0 (-1.10)	0.002 5 (0.56)	0.004 6 (0.41)	-0.057 3 (-1.19)	-0.044 5** (-2.33)
	人均地区生产总值	-0.007 2 (-1.22)	0.299 9*** (3.01)	0.017 7*** (4.06)	-0.025 0* (-1.92)	0.181 1*** (3.25)	0.013 0 (0.59)
	人口规模	0.039 2*** (4.04)	0.279 8* (1.74)	0.019 5*** (2.75)	0.054 6*** (2.59)	-0.144 4 (-1.62)	0.022 0 (0.62)

注:***、**和*表示变量分别通过1%、5%和10%的显著性检验;括号中为t值。

五、结论与建议

本文依据城市高质量发展内涵并结合新发展理念构建了城市发展质量测算体系,测算得出中国 284 个城市 2005—2018 年的发展质量指数,针对测算结果进行了时间、空间和区域差异维度的分析,并进一步构建 SDM 模型检验了政府与市场两个主体推动城市发展质量提升的作用结果及空间溢出效应。研究发现:(1)当前中国城市发展质量整体呈现出稳步上升的趋势和“东强西弱”的特征,并且发展不平衡现象显著,但这一现象呈现出逐年改善的趋势。不同城市提升幅度差别明显,东部地区成为我国城市发展质量的“高地”,而东北地区和西部地区成为了城市发展质量的“洼地”,区域间不平衡是城市发展质量差距的主要来源。另外,城市发展质量的测算结果还反映出经济、人口意义上规模效应对城市发展质量具有重要意义。(2)当前中国城市发展质量存在显著的正向空间溢出效应,城市间发展质量的空间相关程度保持稳定,且受到城市间地理距离的影响较大,城市发展质量相近的城市在空间上呈现出聚集效应。(3)当前政府对城市发展质量的提升存在显著的促进作用,但表征政府推动力的人均财政支出对开放与共享维度质量存在显著的负向影响;当前市场对城市发展质量的提升效应并不显著,但表征市场推动力的市场化指数对创新与开放维度质量存在显著的积极性。(4)从空间推动效果看,当前政府与市场两个主体对城市发展质量提升都产生了积极的空间效应,但是国有经济投资指标对协调维度的作用以及市场化指数对创新维度的作用均存在显著为负的空间效应。

作为经济社会发展的主战场与聚集地,城市高质量发展是新时代下经济社会高质量发展的题中之意与必然要求,关乎国计民生,是人民美好生活需要的重要组成部分。基于对中国城市发展质量测算与动力机制研究,本文针对性地提出以下建议:(1)城市发展要严格遵循新发展理念,避免过去盲目追求总量扩张的发展方式,始终围绕以人为核心、注重质量与效率、坚持可持续的发展方式,坚持全面性、系统性发展思维,特别是要破除唯地区生产总值论的政绩评价体系,因地制宜采取提升城市发展质量的战略,采用差异化路径提升城市发展质量。东部沿海地区立足自主创新、对外贸易优势,补齐生态环境保护与治理短板,关注居民购买力水平;中部地区特别是资源富集省份,寻求打破资源诅咒方法,促进产业、城乡协调发展;西部地区把握好“一带一路”建设机遇,利用好生态环境优势,立足区域特点发展经济,全面提升居民生活质量;东北地区要完善城市公共服务体系,以最大诚意解决劳动力流失问题,继而带动城市发展质量提升以形成吸引力。(2)弱化总量意义上区域不平衡观念,重视城市发展质量的不平衡问题,加强城市间跨区域协作,积极促进高质量城市向周边地区转移先进技术、知识和理念,发挥绿色低碳城市在生态环境保护方面的引领示范作用,革除区域内生产要素自由流动的现实障碍,统筹布局居民关切的优质医疗、教育资源,逐步缩小城市间发展质量差异,实现城市发展质量的均衡。(3)更好发挥政府与市场两大主体推动城市发展质量提升的作用,在对城市发展子维度质量产生积极影响的方面持续发力,并厘清两大主体阻碍子维度质量提升的中间路径与机理,纠正其负向影响,进一步释放政府与市场两大主体推动城市发展质量提升的能力。重视城市发展质量空间外溢效应,政府要重点解决城市群内部存在的行政区划概念强、产业同质化竞争、制度衔接不畅等问题,畅通城市群内部空间外溢效应发挥路径;同时发挥国家中心城市在带动周边城市发展方面的实质性作用,制定任务清单强化国家中心城市带动区域发展的责任意识。市场主体要在更大空间尺度的经济增长极(城市群和城市带)上发挥更强的规模效应和聚集效应,良好促进要素流动,为城市间在技术、金融等方面合作创造良好的环境与条件。

参考文献:

- [1] 李锦斌. 扎实推进以人为核心的新型城镇化[J]. 求是, 2017(10): 41-43.
- [2] 沈坤荣. 人民要论: 以城市群推动经济高质量发展[N]. 人民日报, 2018-08-06(07).
- [3] 中华人民共和国国民经济和社会发展第十四个五年规划和2035年远景目标纲要[EB/OL]. (2021-03-13) [2021-09-10]. http://www.gov.cn/xinwen/2021-03/13/content_5592681.htm.
- [4] BARRO R. Quantity and quality of economic growth[R]. Working Papers from Central Bank of Chile, 2002.
- [5] 魏敏, 李书昊. 新时代中国经济高质量发展水平的测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(11): 3-20.
- [6] 高培勇, 袁富华, 胡怀国, 等. 高质量发展的动力、机制与治理[J]. 经济研究, 2020, 55(4): 4-49.
- [7] 辜胜阻, 刘江日. 城镇化要从“要素驱动”走向“创新驱动”[J]. 人口研究, 2012, 36(6): 3-12.
- [8] FUJITA M, KRUGMAN P R, VENABLES A. The spatial economy: cities, regions, and international trade[M]. Cambridge: MIT press, 2001.
- [9] 陆铭. 城市、区域和国家发展——空间政治经济学的现在与未来[J]. 经济学(季刊), 2017, 16(4): 1499-1532.
- [10] 袁晓玲, 李朝鹏, 方恺. 中国城镇化进程中的空气污染研究回顾与展望[J]. 经济学动态, 2019(5): 88-103.
- [11] 马奔, 薛阳. 京津冀城市群城镇化质量评价研究[J]. 宏观经济研究, 2019(4): 73-83, 170.
- [12] 马卫, 白永平, 张雍华, 等. 2002—2011年中国新型城市化空间格局与收敛性分析[J]. 经济地理, 2015, 35(2): 62-70.
- [13] CHEN M X, LIU W D, TAO X L. Evolution and assessment on China's urbanization 1960—2010: under-urbanization or over-urbanization [J]. Habitat International, 2013(38): 25-33.
- [14] 白先春, 凌亢, 郭存芝. 城市发展质量的综合评价——以江苏省13个省辖市为例[J]. 中国人口·资源与环境, 2004(6): 93-97.
- [15] 杨文, 刘永功. 中国城市发展质量评价[J]. 城市问题, 2015(2): 2-7.
- [16] HENDERSON J V. Urbanization in China: policy issues and options[R]. Providence: China Economic Research and Advisory Programmer, 2009.
- [17] 熊湘辉, 徐璋勇. 中国新型城镇化水平及动力因素测度研究[J]. 数量经济技术经济研究, 2018, 35(2): 44-63.
- [18] 陈明星, 陆大道, 张华. 中国城市化水平的综合测度及其动力因子分析[J]. 地理学报, 2009, 64(4): 387-398.
- [19] 刘传江. 论城市化的生成机制[J]. 经济评论, 1998(5): 57-62.
- [20] DAGUM C. A new approach to the decomposition of the Gini income inequality ratio[J]. Empirical Economics, 1997, 22(4): 515-531.
- [21] 杨灿明. 减税降费: 成效、问题与路径选择[J]. 财贸经济, 2017, 38(9): 5-17.
- [22] 胡洪曙. 构建以财产税为主体的地方税体系研究[J]. 当代财经, 2011(2): 27-35.
- [23] 胡鞍钢, 刘珉, 赵海兰. 中国治国理政的重要方式: 五年规划实践(1953—2020年)[J]. 北京工业大学学报(社会科学版): 2022(3): 1-22.
- [24] 聂辉华, 谭松涛, 王宇峰. 创新、企业规模和市场竞争: 基于中国企业层面的面板数据分析[J]. 世界经济, 2008(7): 57-66.
- [25] 刘乃铭. 我国完善市场决定价格机制的必要性研究[J]. 求是学刊, 2014, 41(4): 66-70.
- [26] 付波航, 方齐云, 宋德勇. 城镇化、人口年龄结构与居民消费——基于省际动态面板的实证研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2013, 23(11): 108-114.
- [27] 袁晓玲, 邱勃, 李朝鹏. 中国环境质量的时空格局及影响因素研究——基于污染和吸收两个视角[J]. 长江流域资源与环境, 2019, 28(9): 2165-2176.
- [28] 倪鹏飞, 徐海东, 沈立, 等. 城市经济竞争力: 关键因素与作用机制——基于亚洲566个城市的

- 结构方程分析[J]. 北京工业大学学报(社会科学版), 2019, 19(1): 50-59.
- [29] 徐现祥,王贤彬. 晋升激励与经济增长: 来自中国省级官员的证据[J]. 世界经济, 2010, 33(2): 15-36.
- [30] 陆铭. 建设用地使用权跨区域再配置: 中国经济增长的新动力[J]. 世界经济, 2011, 34(1): 107-125.
- [31] 王小鲁,樊纲,胡李鹏. 中国分省份市场化指数报告(2018) [M]. 北京: 社会科学文献出版社, 2019.
- [32] 王文剑,仇建涛,覃成林. 财政分权、地方政府竞争与 FDI 的增长效应[J]. 管理世界, 2007(3): 13-22, 171.
- [33] 莫亚琳,张志超. 城市化进程、公共财政支出与社会收入分配——基于城乡二元结构模型与面板数据计量的分析[J]. 数量经济技术经济研究, 2011, 28(3): 79-89.

Research on the Measurement and Dynamic Mechanism of China's Urban Development Quality

YUAN Xiaoling^{1 2 3}, GUO YiLin^{1 4}, WANG Hengxu^{1 2 3}, LU Na⁵

(1. School of Economics and Finance, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China;

2. Comprehensive Evaluation Center for Environmental Quality, Xi'an Jiaotong University, Xi'an 710061, China;

3. Shaanxi Province Economic High Quality Development Soft Science Research Base, Xi'an 710061, China;

4. Business Management Department of The People's Bank of China Xi'an Branch, Xi'an 710002, China;

5. Party and Mass Work Department of China Coal Aerial Survey and Remote Sensing Group, Xi'an 710199, China)

Abstract: Taking the connotation of high-quality urban development as the starting point, this paper constructs an urban development quality measurement system based on the new development concepts of innovation, coordination, greenness, openness and sharing. Selecting the data of 284 cities in China from 2005 to 2018 as the sample, it uses the vertical and horizontal extension method to measure the urban development quality index. It then analyzes the temporal and spatial evolution and regional differences of urban development quality around the measurement index, and constructs an SDM model to analyze the driving role and spatial effects of the two main bodies of the government and the market on the urban development quality. The research found that: (1) At present, the overall quality of China's urban development is showing a steady upward trend and a pattern of "strong east and weak west", and the phenomenon of uneven development is prominent; (2) China's urban development quality has a significant positive spatial spillover effect, and cities of similar quality have spatial agglomeration characteristics; (3) The government has played a role in promoting the quality of urban development, while the market's role in promoting the quality of urban development is not significant, and this mechanism has different effects on different quality dimensions; (4) Both the government and the market have a positive spatial spillover effect on the quality of urban development, but the test results for individual quality dimensions have a negative effect.

Key words: urban development quality; dynamic mechanism; regional differences; spatial spillover effects; SDM model

(责任编辑: 李世红)