

doi:10.3969/j.issn.1000-7695.2021.02.006

# 西部地区新型工业化发展质量测度与评价

王雅俊

(宁夏大学经济管理学院, 宁夏银川 750021)

**摘要:** 基于 2008—2017 年我国西部 11 个省份的面板数据, 对西部地区新型工业化发展质量进行测度与评价, 探究西部地区新型工业化发展的空间依赖性及其影响因素的时空作用机制。研究结果显示: (1) 在只考虑地理距离的空间关系下, 我国西部地区新型工业化发展质量的空间分布呈现着“高—高”集聚与“高—低”极化的趋势, 形成演化空间差异相对明显的空间格局; (2) 影响西部地区新型工业化发展质量的因素存在着空间溢出效应, 其中资源储量、开放度、技术创新起到促进作用, 而资本投入、劳动力投入、政府干预产生阻碍作用。研究提出我国西部地区应因地制宜实施生态评估机制与产业政策布局, 合理进行人力资本、信息技术与基础设施的投入与建设, 利用空间溢出效应实施生态导向的目标责任制; 提高生态系统的承载力, 放慢经济增长的速度, 提升工业化的质量型绩效水平, 实现新型工业化高质量发展的空间格局。

**关键词:** 新型工业化; 发展质量; 质量测度; 空间溢出

**中图分类号:** F427; G301

**文献标志码:** A

**文章编号:** 1000-7695 (2021) 02-0045-09

## Quality Measurement and Evaluation of New Industrialization Development in Western China

Wang Yajun

(School of Economics and Management, Ningxia University, Yinchuan 750021, China)

**Abstract:** Based on the panel data of 11 provinces in Western China from 2008 to 2017, this paper measures and evaluates the development quality of new industrialization in Western China, and explores its spatial dependence of the development of new industrialization and the temporal and spatial mechanism of influencing factors. The results show that: (1) The spatial distribution of new industrialization development quality in Western China shows the trend of "high-high" agglomeration and "high-low" polarization under the condition of considering only the spatial relationship of geographical distance, and forms a relatively obvious spatial pattern of evolution spatial difference. (2) The factors affecting the quality of new industrialization development in the Western region have spatial spillover effects, in which resources reserves, openness and technological innovation play a role in promoting, while capital inputs, labor input and government intervention play a role in hindering. The paper puts forward that the western region of China should carry out the ecological evaluation mechanism and industrial policy layout according to the local conditions, carry out the investment and construction of human capital, information technology and infrastructure reasonably, and carry out the target responsibility system of ecological orientation by using the spatial spillover effect; in addition, should improve the carrying capacity of ecosystem, slow down the speed of economic growth, improve the quality performance level of industrialization, and realize the spatial pattern of high quality development of new industrialization.

**Key words:** new industrialization; development quality; quality measures; space overflow

中国改革开放 40 年以来, 工业化呈高速发展, 以人工智能为核心的中国制造已经开启了世界历史的新篇章。2012 年党的十八大报告首次提出“五位一体”的总布局, 明确工业发展的新理念是“创新、协调、开放、绿色、共享”, 不断提升制造业发展的综合指数, 优化产业的比例结构, 以实现产

业相互融合的状态, 加快中国向制造强国方向迈进。2017 年党的十九大报告又进一步提出全面建设社会主义现代化强国, 构建现代产业体系, 推动国家实现现代化发展的目标。然而, 从中国区域工业化发展的现实状况来看, 不平衡、不充分的问题依旧存在, 工业外部结构不均衡、内部创新驱动内生发展动力

收稿日期: 2020-03-17, 修回日期: 2020-07-17

基金项目: 国家社会科学基金项目“基于生态系统脆弱性视角的西北民族地区工业化演进、模式转型及路径选择机制研究”(17XJY020); 宁夏高等学校一流建设学科项目“理论经济学”(NXYLKX2017B04)

不足等诸多因素都将制约着区域工业化发展，自西部大开发及新型工业化发展等国家战略实施以来，中国西部地区工业化发展水平与东部发达地区的差距逐渐拉大。纵观西部工业化的发展进程，主要是以破坏生态平衡与资源为代价的粗放型发展模式为主，尽管西部地区物产资源丰富，但自然条件恶劣、荒漠化严重，处于典型意义上的生态脆弱区，经济落后与环境脆弱给当地新型工业化发展带来很大的阻碍，其资源环境承载能力已达到了极限，导致“资源诅咒”与“产业贫瘠”等一系列问题相互叠加、交叉钳制。西部地区新型工业化发展的方式从原有的发展模式蜕变到高质量的模式上，这既是时代的呼声，又是对西部社会经济全面发展的考验。

## 1 文献综述

在建设中国特色社会主义新时代的引领下，高质量的工业化发展方式已然成为中国经济建设的重要抓手，也是中国工业发展转型不竭的动力源泉。党的十九大以来，国内学者对工业化的质量问题予以高度重视，广泛研究中国工业存在的现实问题，分析工业化高质量发展的模式及路径，并形成了一系列丰硕的研究成果，如黄群慧等<sup>[1-3]</sup>认为推动工业化进程也是形成经济体系的过程，新时代的现代化经济体系要走新型工业化道路，推进高速度工业化向高质量工业化方向转变、以投资驱动向创新驱动的工业化动力转变，实现新型工业化与信息化、城市化以及农业现代化的协同发展，并以发展绿色制造业推进可持续工业化，形成京津冀协同发展、东部老工业地区、中部地区和西部大开发等区域战略新格局，让资源、区域要素供给质量在区域发展中合理配置，通过区域协调发展增强工业化进程的包容性；张海平等<sup>[4]</sup>依据演化经济学及发展经济学的基本原理构建了后发国家工业化不同阶段的制度能力模型，指出后进工业国由数量型向质量型增长转型的理论逻辑及面临的挑战，认为中国工业化发展高质量的动力是通过强持续积累的制度能力，以调整产业政策向创新政策转向，促进工业国制度与技术的协同演化；郭秀慧<sup>[5]</sup>提出工业化高质量发展的核心要素是资源、技术与文化，在工业化发展的初期与中期，资源与技术发挥着巨大作用，但是到工业化的中后期，工业化路径的差异取决于多样性的工业文化，高质量工业化发展的内在要求就是在合理配置资源基础上通过开发与创新，塑造特有的绿色化、高端化及服务化等工业文化理念。

学术界对新型工业化测度及评价方面的研究已较为成熟，从新型工业化水平、信息化产业融合、

城镇化等视角进行分析。在指标体系的设置中，纳入信息、资源、人力资本、环境等因素，定量评价区域新型工业化发展状况，如谢春等<sup>[6]</sup>等把工业化发展潜力因素及高新技术产业发展状况加入到新型工业化指标中；邱虹等<sup>[7]</sup>依据数据包络分析（DEA）及 Malmquist 方法定量评价中国工业化发展水平的生态经济效率，刻画出中国各个省份的新型工业化发展程度；庞瑞芝等<sup>[8]</sup>从产业结构的视角出发，核算中国省际工业部门的新型工业化增长绩效，分析其工业化内部产业部门的演变规律，认为东部与内陆地区工业化发展水平的差距主要体现在高新技术产业的贡献率上。

关于区域工业化的空间关联及溢出效应的文献目前不多，大部分文献都是基于文献和面板数据对区域经济发展的空间溢出效应进行研究，如 Carlino 等<sup>[9]</sup>对美国区域经济发展的空间关系做定量分析，发现研究区域内部存在着明显的空间溢出效应，并依据区域内部的发展状况提出有针对性的政策建议；Ramajo 等<sup>[10]</sup>运用空间计量方法分析欧盟 163 个区域的面板数据，结果显示区域经济增长的空间溢出效应在区域经济收敛方面具有较为明显的作用，在资本内聚国家中的效果体现得更为突出；Yao 等<sup>[11]</sup>提出中国区域关联较为明显，沿海地区的经济发展水平相对内陆地区较高，因此沿海地区具有明显的正向溢出效应，而内陆区域的空间关联程度较低；吴一洲等<sup>[12]</sup>利用 ESDA-GIS 分析框架，对浙江省以县级为单位的区域新型工业化空间差异进行分析，针对省内区域发展的空间差异及其体现出两极“俱乐部趋同”的集聚态势，提出区域工业化空间产业集群及创新的区域协调机制；黄平等<sup>[13]</sup>建立了工业化质量的三维模型，从绿色效率、创新效率及经济效率 3 个维度评价了 2005—2016 年中国西部地区工业化质量的时空演变特征，即从边疆地区向内陆地区演变的趋势，并依此提出工业化高质量发展的具体方案及目标。

已有文献已表明新型工业化内涵及评价体系在不断地丰富，但从质量的角度来定量评价及刻画中国西部地区新型工业化空间溢出效应的研究较少，或基于面板数据或从空间计量层面对中国西部特定区域鲜有研究。因此，本研究在解读新型工业化质量内涵的基础上构建评价指标体系，对中国西部地区的 11 个省份 2008—2017 年新型工业化发展质量进行测度，从新型工业化发展的空间结构及空间非均衡性角度对西部区域进行关联性分析，验证西部新型工业化发展的空间差异与集聚效应，通过计量模型的构建考察影响因素的空间溢出效应，并在此

基础上提出西部地区新型工业化高质量发展的路径及建议。

## 2 西部地区新型工业化质量测度及评价

### 2.1 指标体系构建

“新型工业化”是中国针对社会经济发展走传统工业化道路中存在的问题，在党的十六大报告中首次提出的概念，包涵着“科技含量高、经济效益好、资源消耗低、环境污染少、人力资源优势充分发挥”的理念<sup>[14]</sup>。其主要特征是知识化、信息化、全球化与生态化。在信息知识经济时代，新型工业化体现了发展中国家的赶超战略，以减少高耗能及污染型工业为目标的发展模式，充分借助知识文明与工业文明的繁荣为现代化强国的建设提供动力源泉。因此，新型工业化发展道路在经济发展新常态背景下必定向高质量的方向发展，在与信息化深度融合的基础上注重新型工业化发展的质量，推动服务业走向高端化与品质化；通过科技的创新发展，挖掘新能源，减少对资源、能源的消耗，降低对环境的污染，实现工业技术与农业、服务业的融合，有效破除区域发展的差距，促进农业现代化水平与城市化协调发展。依据新型工业化的内涵特征及高质量发展的趋势，结合西部经济发展的特点，本研究设定包含资源条件、能源环境、产业结构、科技创新、社会发展及人力资本6个准则层面14个指标的评价体系（表1所示），以西部地区11个省份即内蒙古、四川、贵州、重庆、云南、广西、陕西、甘肃、青海、宁夏和新疆为研究对象（西藏因缺失能源消费等部分数据故予以剔除），以2008—2017年为研究区间，考查西部地区新型工业化的质量水平。数据来源于《中国统计年鉴》《中国能源统计年鉴》和《中国工业统计年鉴》以及相关各省份的统计局网站、统计年鉴及统计公报，其中价格类指标采用2008年价格指数不变价折算。为避免主观评价与目标主体的差异，更好地反映西部地区新型工业化质量的实际状况，采用变异系数法来客观评价工业化质量评价指标权重。在计算指标的均值及标准差之后，测算出指标的变异系数 $V_i$ ，公式如下：

$$V_i = S_i / \bar{x}_i \quad (1)$$

式(1)中： $i$ 为评价指标； $V_i$ 为指标的变异系数；

$S_i$ 为指标的标准差； $\bar{x}_i$ 为评价指标的均值。

根据公式(2)来确定指标的权重：

$$\omega_i = V_i / \sum_{i=1}^n V_i \quad (2)$$

式(2)中： $\omega_i$ 为评价指标权重； $n$ 为指标的个数。

表1 中国西部地区新型工业化质量水平测度指标体系

目标层	准则层	指标层（权重）
新型工业化	资源条件	森林覆盖率（0.065）
		城镇村及工矿用地面积比重（0.067）
		采掘业就业人数/总就业人数（0.058）
	能源环境	能源消费量的单位GDP（0.074）
		污水处理率（0.060）
		工业固体废物综合利用率（0.066）
	产业结构	第二产业增加值占GDP比重（0.094）
		第三产业增加值占GDP比重（0.098）
	科技创新	R&D占GDP比重（0.079）
		科技支出占地方财政支出比重（0.073）
	社会发展	人均城市道路面积（0.072）
		城乡居民收入比（0.069）
	人力资本	普通高等学校在校生人数占各级各类学校总在校生人数比例（0.066）
		城镇登记失业率（0.059）

注：GDP代表地区生产总值。下同。

### 2.2 演化特征及空间格局分析

为科学合理评价西部地区新型工业化质量水平，首先对数据进行统一的标准化处理，消除指标量纲对处理结果的干扰。其中，正向指标计算公式为：

$$y_{ij} = (x_{ij} - \min x_{ij}) / (\max x_{ij} - \min x_{ij}) \quad (3)$$

负向指标指标公式为：

$$z_{ij} = (\max x_{ij} - x_{ij}) / (\max x_{ij} - \min x_{ij}) \quad (4)$$

式(3)(4)中： $y_{ij}$ 表示测算出的正向指标值； $z_{ij}$ 表示测算出的负向指标值； $x_{ij}$ 、 $\max x_{ij}$ 、 $\min x_{ij}$ 分别是指标的实际数值、最大值与最小值。

再结合上述已测算出的各指标权重，通过加权求和计算评价指标的指数值，构建西部地区新型工业化质量测度的综合评价指数，如公式(5)所示：

$$IN = \sum_{i=1}^M IN_i = \sum_{i=1}^M x_i \omega_i \quad (5)$$

式(5)中： $IN$ 为综合评价指数； $M$ 为指标个数。

2008—2017年，西部地区新型工业化质量演化的动态趋势如表2所示，具体的质量测度水平如表3所示，可以看出11省份的新型工业化质量在近10年内均有一定程度的提高，但区域之间的质量水平具有一定的差距，西部整体的新型工业化水平进步较为明显，其中产业结构指数贡献程度最大，贡献最小的则是科技创新指数。

表2 2008—2017年中国西部地区新型工业化质量发展趋势

省份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
内蒙古	41.21	41.56	41.98	43.88	45.32	47.85	48.89	50.25	52.07	52.96
重庆	40.52	40.85	41.75	43.91	45.94	48.01	49.65	51.13	52.80	53.22
四川	38.94	40.01	41.59	41.85	45.14	47.79	48.04	49.58	51.65	52.84
贵州	35.86	36.15	37.66	39.82	42.05	45.52	46.72	47.90	49.04	50.35
云南	36.89	36.04	37.81	40.96	41.71	45.84	45.88	46.75	48.53	49.69
广西	37.02	37.23	38.58	39.91	42.66	45.06	46.96	48.41	50.64	50.77



表 2（续）

省份	2008	2009	2010	2011	2012	2013	2014	2015	2016	2017
陕西	38.08	39.44	40.99	42.83	44.90	47.75	48.40	49.94	51.86	52.91
甘肃	35.93	36.06	37.94	41.08	42.23	44.95	46.05	48.15	50.97	49.93
青海	36.75	36.92	37.54	40.65	42.07	46.11	47.62	49.48	51.02	51.06
宁夏	39.27	38.62	39.90	42.92	43.86	46.87	48.16	49.86	51.88	51.65
新疆	39.64	39.15	40.83	43.56	44.55	46.92	48.79	50.45	52.43	52.38

表 3 中国西部地区新型工业化质量水平测度

年份	综合水平	资源条件	能源环境	产业结构	科技创新	社会基础设施	人力资本
2008	38.19	7.20	8.62	10.60	2.41	3.79	5.57
2009	38.37	7.24	7.35	10.83	2.96	4.18	5.81
2010	39.69	7.83	7.04	11.62	3.05	4.27	5.88
2011	41.94	7.52	7.11	12.86	3.25	4.51	6.69
2012	43.68	8.19	7.06	12.94	3.91	4.73	6.85
2013	46.61	9.33	7.17	13.06	4.02	5.83	7.20
2014	47.74	8.28	7.84	13.55	4.33	6.28	7.46
2015	49.26	8.48	7.92	13.94	4.50	6.79	7.63
2016	51.17	8.95	8.01	14.22	4.86	6.94	8.19
2017	51.61	8.40	7.72	15.11	4.97	7.05	8.36

为了更深入地观测西部地区新型工业化质量的空间分布格局，借助软件 ArcGIS10.2 把 2008—2017 年间 11 省份新型工业化质量水平的空间分布状况进行可视化表征，用自然断裂法将个别年份从低到高的顺序取断点值，依据断点值分为低、中、高 3 类区域。如表 4 所示，西部地区新型工业化质量水平在地理空间的分布是具有一定的“高－高”空间集聚与“高－低”极化的趋势，处于中、高分位的省份主要集中在较发达的西南与西北区域中心地带。2008 年是西部大开发国家战略实施的攻坚阶段，处于高分位区域的省份集中在新疆和内蒙古，西南地区仅有重庆位列其中，而处于中分位区域的则以西南地区的云南、广西及四川为主，西北地区主要包括宁夏与陕西两省，由于地理位置的毗邻，使得区

域内部的诸多要素在区域工业化发展与变迁的过程中能够实现空间上的自由流动与配置，具有典型的空间黏滞性。相比 2008 年，2011 年青海从低分位区域上升到中分位区域；而广西则从中分位区域下降到低分位区域，并于 2017 年再次下降到低分位区域。在 2014 年，宁夏从中分位区域过渡到高分位区域，但到 2017 年又从高分位区域滑落到中分位区域，波动较为明显。2017 年处于高分位区域的省份由 2014 年的 5 个减少到 3 个，高分位与中分位之间的差距不大。值得注意的是，云南从 2011 年前的中分位区域进入到现阶段的低分位区域，且与贵州处于同区域的末端，与其他省份拉开较为大的差距；甘肃一直保留在低分位区域，新型工业化质量水平较低。

表 4 中国西部地区新型工业化质量发展的空间演变格局

年份	高分位	中分位	低分位	年份	高分位	中分位	低分位
2008	重庆、新疆、内蒙古	宁夏、陕西、四川、广西、云南	青海、贵州、甘肃	2011	重庆、新疆、内蒙古、宁夏	陕西、四川、青海、云南	广西、甘肃、贵州
2014	重庆、陕西、内蒙古、新疆、宁夏	四川、青海、广西	云南、甘肃、贵州	2017	重庆、内蒙古、陕西	宁夏、四川、新疆、青海	广西、云南、贵州、甘肃

3 西部地区新型工业化发展质量的空间溢出效应

3.1 变量设置与数据来源

工业化是一系列生产要素或生产要素的组合方式从低级到高级的突破性变换的过程。本研究基于 Moreno 等<sup>[15]</sup>建立的经济增长空间溢出效应模型，将该模型扩展并应用到工业化发展的空间溢出效应中，构建中国西部地区新型工业化质量演化的空间计量模型：

$$y_{it} = \beta + \varphi Wy_{it} + \rho X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{6}$$

式（6）中： $i$ 与 $t$ 分别为省份和年份； $y$ 为因变量，表示新型工业化质量程度； $X$ 为自变量的向量，用资源储量(RS)、劳动力投入(LB)、资本投入(CP)、技术创新(TC)、政府干预程度(GV)、对外开放度(OP)等因素进行测度； $\beta$ 为常数项； $W$ 为空间权重矩阵； $\varphi$ 是空间效应系数； $\rho$ 为自变量弹性系数； $\varepsilon_{it}$ 为随机误差项。资源变量用矿产资源储量占 GDP 比重、劳动力变量用二三产业就业人员、资本变量用全社会固定资产投资率、技术变量用人均科研经费投入、政府干预程度变量用财政支出占 GDP 比重、对外开

放度用进出口总值占 GDP 比重来作为衡量标准；此外，还加入了信息化水平（IF）、城市化程度（UB）作为控制变量，分别用每万人口互联网宽带接入用户数、城镇人口占总人口的比重来表示。如表 5 所示。

表 5 变量设置及说明

类别	变量名称	变量释义	变量符号
被解释变量	新型工业化质量	新型工业化质量指数	lnY
	资源储量	矿产资源储量占 GDP 比重	lnRS
	劳动力投入	二三产业就业人员	lnLB
	资本投入	全社会固定资产投资率	lnCP
	技术创新	人均科研经费投入	lnTC
解释变量	政府干预程度	财政支出占 GDP 比重	lnGV
	对外开放度	进出口总值占 GDP 比重	lnOP
	信息化水平	每万人口互联网宽带接入用户数	lnIF
	城市化水平	城镇人口占总人口比重	lnUB

3.2 空间相关性分析

西部地区 11 省份之间在地理上紧密相连，根据张永安等<sup>[16]</sup>的研究，内部要素在空间范围内相互影响，一个地域的要素必然会与相邻区域的新型工业化生产要素进行能量的交换与互动。首先对面板数据进行最小二乘的回归估计，以保证空间计量模型分析的有效性<sup>[17]</sup>，结果如表 6 所示，R-squared 为 0.682 3，Durbi-Watson 统计量为 1.337 4，资源消耗和政府规模对工业化质量的贡献为正，资本、技术、劳动力及对外开放度对工业化发展的影响为负，对工业化质量发展水平具有一定程度的制约。

表 6 空间计量模型变量的最小二乘估计

变量	系数	T 统计量	P 值
lnY	-1.699 81	-9.713 21	0.000 00
lnCP	2.883 39	2.869 01	0.004 41
lnRS	-1.740 70	-2.472 13	0.013 98
lnOP	0.020 68	0.146 89	0.883 32
lnTC	2.768 22	1.879 62	0.061 11
lnGV	-1.754 94	-6.609 90	0.296 98
lnLB	0.334 89	1.044 73	0.000 00
lnIF	0.054 53	0.453 22	0.004 35
lnUB	0.785 66	0.839 15	0.000 33

大致判断影响的正负效果之后，才能进一步通过残差来验证西部地区工业化质量发展水平是否存在空间关联性。借鉴王思博的做法<sup>[18]</sup>，设定地理位置的空间权重矩阵来考察西部地区之间的空间相关性，采用莫兰指数（Moran's I）来进行检验：

$$\text{Moran's } I = \frac{\sum_{i=1}^n \sum_{j=1}^n w_{ij} (y_i - \bar{y})(y_j - \bar{y})}{\sum_{i=1}^n (y_i - \bar{y})^2} \quad (7)$$

式（7）中： $i、j$  为相邻的区域空间单元； $n$  为空间单元总数； $w_{ij}$  表示空间权重矩阵； $y_i、y_j$  分别表示区域相邻的空间单元上工业化质量水平， $\bar{y}$  为均值。

作为空间模型的主要检验方法，Moran's I 的值是介于 -1 ~ 1 之间，接近 0 表示不存在空间交互关系，大于 0 呈现空间正相关，小于 0 是空间负相关

关系。采用 MATLAB（R2016a）软件运行关于空间计量的所有检验，结果显示  $P$  值小于 0.05，Moran's I 统计量为 0.562 19，表明研究变量间存在着正的空间效应，且在 1% 的置信度内可靠，因此可用空间计量方法来研究西部地区工业化质量的影响程度。具体结果如表 7 所示。

表 7 中国西部地区新型工业化质量水平空间自相关检验

年份	Moran's I	P	年份	Moran's I	P
2008	0.402 42	0.002 3	2013	0.482 74	0.006 0
2009	0.415 78	0.001 9	2014	0.437 32	0.000 0
2010	0.417 23	0.001 7	2015	0.453 48	0.000 0
2011	0.400 12	0.003 0	2016	0.526 86	0.000 0
2012	0.435 39	0.001 2	2017	0.562 19	0.000 0

3.3 空间模型构建及选择性检验

西部地区 11 省份在自然资源、社会、经济等方面具有一定的差异性，用传统的空间同质性假设分析不能有效地解释新型工业化质量的影响因素，需要从空间异质性特征考虑。利用 3 类比较典型的空间计量模型，即空间滞后模型（SAR）、空间误差模型（SEM）以及空间杜宾模型（SDM）进行检验<sup>[19]</sup>。由于很难从空间面板数据的本身来判定用空间滞后模型还是空间误差模型，在明确哪一类模型建模之前需要考虑要对数据进行拉格朗日乘数（LM）及稳健的 LM 空间相关效应检验，再进一步确定合适的模型。如表 8 所示，在 1% 的置信度下统计值及  $P$  值较好地通过了检验，但空间滞后模型的 LM 统计值和稳健 LM 统计值均分别大于空间误差模型的 LM 统计值和稳健 LM 统计值，显著性更强，因此选择 SAR 模型建模的效果会更好，说明西部地区新型工业化质量水平的空间数据不仅存在空间相关性，还存在一定程度上的空间异质性。

表 8 空间计量模型变量的 LM 与 Robust LM 检验

检验对象	统计值	P
SAR	130.265 9	0.000
SAR(robust)	37.981 0	0.000

表 8（续）

检验对象	统计值	P
SEM	104.537 8	0.000
SEM(robust)	12.252 9	0.000

但从 SAR 与 SDM（即空间杜宾模型）的模型形式来看（如表 9 所示），SAR 只能够阐释被解释变量的空间相关性，SDM 除了能够阐述被解释变量的空间相关性之外，还能够更深入地阐释解释变量的相关性；同时，空间效应不能完全通过 SAR 或

SEM 来解释，也就意味着 SDM 对空间数据的解释力度更强些、解释的内容也更全面，因此采用 SDM 来检验假设较为合理。检验结果也显示，Wald 以及 LR 检验值均在 1% 的水平下拒绝了原假设，且  $P$  值小于 0.05，应采用空间杜宾模型。此外，还需进行 Hausman 检验来确定选择固定效应模型或随机效应模型，当  $P$  值小于 0.025 时应该选择固定效应，否则选择随机效应，检验结果亦表明应选择固定效应的空间杜宾模型。

表 9 模型的选择性检验

类别	检验值	P	类别	检验值	P
LR 检验（SDM）	22.440 8	0.001 0	Wald 检验	23.378 7	6.790 8e-04
LR 检验（SDM 对 SAR）	20.500 2	0.002 3	LR 检验（SDM 对 SEM）	20.607 5	0.002 2

3.4 实证结果分析

空间杜宾模型的回归及检验结果如表 10 所示。从表 10 可以看出，拟合优度  $R^2$  从大到小是时空固定效应模型、时点固定效应模型、空间固定效应模型，但从解释变量的显著性方面，时空固定效应模型明显比其他的模型效果好很多，说明模型中的截距项是随时间和地区的差异而变化的，因此本研究选择空间杜宾时空固定效应模型。在时空固定效应的杜宾模型检验中，对于西部地区新型工业化质量，解释变量资本、劳动力水平、政府干预程度这些因素有负的效应，而资源、开放度、技术因素有正的促进作用，在加入解释变量的滞后项后更进一步地确保了模型估计的稳健性，检验结果充分显示西部某一省份的工业化质量不仅受到本地区的资源、资本、

开放度、技术以及劳动力、政府规模水平因素的影响，还受到其相邻地区的这些变量的影响。被解释变量空间滞后项的系数为 0.123 9 且在 5% 的水平下显著，表明西部各省份工业化要素及产出相互溢出，促进了西部地区新型工业化质量的整体演化，其中资本、开放度、政府规模、劳动力因素对本地区工业化质量的影响以及相邻省份的这些变量对本地区工业化质量的影响都为负的外部性，而资源与技术因素对本地区及相邻省份这些要素对本地区具有正的促进作用，形成了正外部性；控制变量中的信息化与城市化分别在空间滞后模型及空间杜宾模型中均不太显著，说明这些因素对西部地区新型工业化质量的影响比较弱。

表 10 2008—2017 年中国西部地区新型工业化质量评价结果的回归分析及检验

变量	无固定效应		空间固定效应		时点固定效应		时空固定效应	
	SAR	SDM	SAR	SDE	SAR	SDM	SAR	SDM
lnY	-0.708 4***	-1.059 9***						
lnCP	1.900 5**	2.056 9**	2.122 4*	-42.161 1**	0.254 2	1.138 6	0.970 3	1.651 9
lnRS	-1.411 5**	-2.121 9***	-3.403 1***	-3.088 8***	-0.939 9*	-1.275 8**	-1.942 7**	-1.623 4**
lnOP	-0.074 1	-0.126 7	0.028 9	-0.042 1	-0.275 1**	-0.314 3***	-0.309 2*	-0.401 2**
lnTC	1.767 5	-1.385 7	-3.938 1	-4.246 9	-0.102 4	-0.987 9	-3.545 9	-3.824 2***
lnGV	-0.866 6***	0.766 8**	-1.048 1	0.656 6	0.690 8*	0.699 8**	0.642 1	0.397 6
lnLB	0.608 2**	-9.786 5**	0.795 9***	0.811 8**	0.459 4**	0.537 3**	0.823 1***	0.650 9**
lnIF	0.126 5	1.424 9	0.296 7	0.479 5	0.102 9	0.356 6	0.909 6*	0.927 3
lnUB	0.285 3	0.963 5	0.053 2	0.938 6	0.282 1	0.477 1	0.682 2	0.891 9*
W_lnCP		3.130 9**		4.028 5**		0.247 6		-3.283 1
W_lnRS		-1.941 7		-2.370 7		0.260 1		5.021 7**
W_lnOP		0.348 4		0.519 7*		-0.459 1*		-0.963 6**
W_lnTC		3.034 1		13.111 2*		5.081 4*		7.807 6*
W_lnGC		-2.342 9***		-2.384 6***		-2.012 8**		-2.062 5**
W_lnLB		-1.906 6***		-1.852 8**		-1.907 2**		-2.084 7***
W_lnIF		1.295 9		2.968 4*		0.296 7		0.355 7*
W_lnUB		1.594 6		1.649 5		0.326 1		0.332 8
W×depvar	0.580 9***	0.533 9***	0.586 9***	0.531 9***	-0.040 9	-0.065 9	0.146 6**	0.123 9**
R <sup>2</sup>	0.481 6	0.535 5	0.533 1	0.576 0	0.627 4	0.651 7	0.654 1	0.680 4

注：1）\*\*\*、\*\*、\* 分别为在 1%、5%、10% 的水平上显著；2）“-”表示变量之间的关系为负相关，相互之间的影响具有负的外部性。下同。



在杜宾模型的基础上，为了进一步说明变量的空间溢出效应，需借助 Pace 等<sup>[20]</sup>的方法，采用空间回归模型的偏微分方法把解释变量的空间溢出效应进一步分解。建立模型的具体形式如下：

$$\ln Y_{it} = \alpha_{0i} \tau_n + \rho \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln Y_{it} + \beta_{it} \ln X_{it} + \theta_{it} \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{8}$$

$$(I_n - \rho \sum_{j=1}^N W_{ij}) \ln Y_{it} = \alpha_{0i} \tau_n + \beta_{it} \ln X_{it} + \theta_{it} \sum_{j=1}^N W_{ij} \ln X_{it} + \varepsilon_{it} \tag{9}$$

$$\ln Y_{it} = \sum_{r=1}^k [S_r(W_{ij}) \ln X_{it}] + V(W_{ij}) \alpha_{0i} \tau_n + V(W_{ij}) \varepsilon_{it} \tag{10}$$

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{jr}} = S_r(W_{ij}) \tag{11}$$

$$\frac{\partial y_i}{\partial x_{ir}} = S_r(W_{ii}) \tag{12}$$

$$S_r(W_{ij}) = V(W_{ij}) (I_n \beta_r + W_{ij} \theta_r) \tag{13}$$

$$V(W_{ij}) = (I_n - \rho W_{ij})^{-1} = I_n + \rho W_{ij} + \rho^2 W_{ij}^2 + \dots \tag{14}$$

式（8）至式（14）中： $Y_{it}$ 、 $X_{it}$  分别表示被解释变量和解释变量； $\alpha_{0i}$  为常数项； $\tau_n$  为  $N \times 1$  阶单位矩阵； $\rho$  为空间滞后系数； $W_{ij}$  表示空间权重矩阵； $\beta_{it}$  为解释变量的系数； $\theta_{it}$  为解释变量权重的系数； $\varepsilon_{it}$  为随机误差向量； $I_n$  是  $n$  阶单位矩阵； $\beta_r$  为各个解释变量的回归系数； $\theta_r$  为解释变量权重的第  $r$  个变量的回归系数； $V(W_{ij})$  是单位矩阵与空间滞后权重矩阵差的逆矩阵； $r$  为解释变量个数， $r=1,2,\dots,k$ ； $S_r(W_{ij})$  反映区域  $j$  的各个解释变量（ $x_{jr}$ ）对区域  $i$  被

解释变量（ $y_i$ ）的影响； $S_r(W_{ii})$  反映区域  $i$  的各个解释变量（ $x_{ir}$ ）对本区域被解释变量（ $y_i$ ）的影响<sup>[21]</sup>。

其中， $S_r(W_{ij})$  代表间接效应也称溢出效应， $S_r(W_{ii})$  代表直接效应，两者相加则为总效应<sup>[22]</sup>。如表 11 所示，在西部地区中，对于某一省份的新型工业化质量水平，技术因素有显著的负向作用，相邻省份的技术因素也有较显著的负效应；资源、开放度有显著的负向作用，相邻省份的这些因素没有显著的效应；资本因素有显著的正外部性，相邻省份的资本因素有负的外部性；政府规模因素有较为显著的促进作用，相邻省份的政府规模因素有明显的阻碍作用；劳动力因素没有影响，但相邻省份的劳动力因素有显著的阻碍作用。综合来看总效应，西部工业化质量发展水平的影响因素存在较为显著的空间溢出效应，其中解释变量资本、劳动力及政府规模因素总效应为负，抑制了西部地区整体工业化的发展；解释变量资源、开放度、技术因素的总效应为正，促进了西部地区新型工业化质量的演进。表明在外部条件的干预下，西部地区内部某一省份的要素对其相邻省份的工业化质量提升起到良好的带动作用，而相邻省份也通过要素在空间范围内自由流动，模仿其他省份在工业化发展过程中的经验，通过参与竞争来提高自身的工业化质量水平。控制变量信息化具有较弱的溢出效应，城市化则体现较弱的直接效应，因此两者总效应的显著性不大。

表 11 2008—2017 年中国西部地区新型工业化质量水平影响因素的空间效应分解

变量	直接效应		溢出效应		总效应	
	系数	P	系数	P	系数	P
lnCP	1.722 569***	0.000 051	-3.165 684**	0.025 411	-1.443 115***	0.001 383
lnRS	-1.717 098***	0.000 012	4.872 287	0.110 772	3.155 189***	0.003 928
lnOP	-0.394 116***	0.000 001	4.101 880	0.224 883	3.707 764***	0.001 814
lnTC	-3.636 613***	0.001 852	-0.920 497***	0.008 283	4.557 110***	0.001 340
lnGV	0.406 501**	0.036 326	-2.070 297***	0.001 048	-1.663 796**	0.012 636
lnLB	0.663 078	0.806 840	-2.074 343***	0.009 140	-1.411 265**	0.019 498
lnIF	0.284 346	0.302 135	0.402 321*	0.068 439	0.749 236*	0.068 342
lnUB	0.432 391*	0.050 231	0.591 860	0.005 427	0.917 428*	0.059 931

4 结论与政策启示

本研究基于 2008—2017 年中国西部地区 11 个省份面板数据，实证测度西部地区新型工业化质量水平，并加入空间因素构建面板数据及空间杜宾模型进行效应分解，分析其影响因素，得出以下结论与启示：

第一，在只考虑地理距离的空间关系下，西部地区新型工业化质量水平的空间分布呈现着“高—高”集聚与“高—低”极化的趋势，形成空间差异相对明显的空间格局。在经济全球化与信息经济时

代的冲击下，新型工业化发展规模及速度较大的省份将超越地理距离，倾向与工业化发展规模相似的省份进行跨区域合作，通过要素的流动与资源的优化配置实现互助互利的共赢局面。目前，西北地区的跨区域合作效果明显，已呈现较高的集聚效应，内蒙古、青海、新疆、宁夏、甘肃、陕西等省份应利用信息网络与大数据实现各种资源共享，加强区域间交流，促进新型工业化发展；西南地区的极化现象较为突出，应由较发达的重庆、四川、广西等省份带动落后、欠发达的云南、贵州等省份协同发展。

第二，西部地区新型工业化质量水平具有显著的空间溢出效应。首先，资本、劳动力、政府干预程度等因素阻碍了西部工业化的发展，西部地区工业化质量的良性演化需要较为优越的自然资源及较高素质的劳动力。随着西部大开发的深入推进，资源要素成为西部工业化质量提升的瓶颈，自然资源利用率减少、不可再生资源承载力减弱降低了生态的价值，因此西部地区应提高自然资源的生态潜能，增加植树造林面积，控制土壤风蚀及沙漠化趋势，提高资源的产出率，多利用可再生资源，保障生态要素可持续发展。其次，优质劳动力是西部地区提高新型工业化质量的重要影响因素，但目前西部地区的文化、经济与社会发展水平仍相对较低，劳动力的溢出效应为负，处于发展的劣势，与人力优质资本集中的发达地区相比差距明显，因此西部地区应设法提高吸纳劳动力就业的数量，提供更多的各行业就业岗位，对社会失业人员进行专业技能培训、提高素质实力，拓宽就业渠道；同时增加对劳动力的投入，提升人力资本的质量<sup>[23]</sup>，特别是加大教育经费的支持力度，优化中高等学校的教育教学资源配置，加强师资力量与人才高地的建设，提高科研人才比例，重视人才，完善人才引进与稳才机制，减少高层次劳动力的流失<sup>[24]</sup>。此外，新型工业化发展需要投资与公共支出来带动，其正面效果在时间滞后期将不断加深，而相邻地域的政府规模对本地区的工业化发展作用不大，空间溢出效应及竞争效应同时存在，因此西部地区地方政府应建立有针对性的基础设施投资机制，实施绿色环保的投资项目共享，在区域生态与工业化协同发展的同时合理统筹投融资与公共支出，让处于欠发达区位的省份能分享处于发达区位省份绿色投资项目带来的好处，使负的外部性内部化，保持西部地区公共品供给投入及公共支出体系的平衡。

第三，资源、开放度、技术因素对西部地区新型工业化质量提升起到促进作用。为了避免西部地区生态系统进一步脆弱，资源、资本要素在工业化发展的过程中会越来越被重视，严格实施环境管制与生态公益性保护，因此西部地区应加强对生态环境投资的扶持倾向，利用新型融资手段建立专项基金，提高地方生态环保的财政收入，设立切实可行的生态补偿制度。扩大能源消耗有利于提高工业发展质量、促进经济增长，但粗放的发展模式不可取，必须严格控制能源消耗量的比重才能保证西部地区工业化朝动态良性的方向发展，而从西部地区工业化内部的产业发展角度来看，目前仍以二产、一产为主导，三产相对发展缓慢，因此西部地区应促进

产业结构升级，提高服务业特别是高效的生产者服务业比重，各省份依据自身的区位及地理条件发展适合本地的、对环境污染程度小的高新技术产业，建立环保型的产业园区和绿色产业孵化基地，发挥产业集聚效应。跨区域进行西部地区的产业资源整合与交流，扩大对外开放程度，加快传统产业的转型，强化中小企业活力，优化市场结构，提高产品在区际及国际市场的竞争力。技术是创新能力的体现，是经济发展的关键要素，西部地区应加大技术改造费用以及科技投入研发经费的内部支出，提高创新能力与产出，重视自主创新能力的培育。在建设互联网、信息技术基础设施的基础上，促进知识、信息效应的空间溢出，破除时空限制使信息资源实现共享，提高知识与信息资源的利用效率、降低创新成本。

第四，各种因素通过空间的相互作用产生空间溢出效应影响西部地区新型工业化质量，并形成西部各省份工业化发展质量水平空间差异，因此西部地区地理相邻的省份应通过加大生态资源与环境的协同利用、技术创新与人力资本的投入、产业结构的调整及政府基础设施的投资获得空间溢出效应，促进自身工业化发展质量的良性演化。省域间的可达性所产生的空间溢出效应将扩大西北地区内部工业化发展的空间差异，呈现竞争与互助并存的空间格局，因此西部地区应因地制宜地对不同特征的省份制定差异化的政策措施，合理利用空间溢出效应，实施生态评估与生态导向目标责任制，使西部区域内工业化与生态协调发展。由于工业化质量本身所包含的因素具有复杂性，本研究所设定的指标提供西部新型工业化发展质量水平空间分布的信息有限，不能全面反映西部地区工业化发展的全貌，这也是本研究的不足及需要完善的方向。

西部地区新型工业化的发展需要良好的生态基础，在西部生态系统过度开发的状态下及时止损，防范经济发展过程危害生态环境，提高生态系统的承载力，放慢经济增长的速度，不断加大城市化及信息化水平，提升新型工业化发展的质量，使内部要素实现互促互补；并针对西部不同省域因地制宜，观测不同政策实施的效果，把握好工业化发展的规律，保障西部地区新型工业化质量实现稳定提升。

#### 参考文献：

- [1] 黄群慧. 改革开放 40 年中国的产业发展与工业化进程 [J]. 中国工业经济, 2018, 35(9): 5-23.
- [2] 黄群慧. “新常态”、工业化后期与工业增长新动力 [J]. 中国工业经济, 2014, 31(10): 5-19.
- [3] 黄群慧, 贺俊. 未来 30 年中国工业化进程与产业变革的重大趋



- 势[J]. 学习与探索, 2019, 41(8): 102-110.
- [4] 张海丰, 耿智. 产业政策调整与后进工业化国家的质量型增长: 一个“制度能力”模型[J]. 学习与实践, 2019, 36(3): 27-36.
- [5] 郭秀慧. 高质量工业化的理论推演与老工业基地振兴[J]. 沈阳干部学刊, 2019, 21(1): 30-31.
- [6] 谢春, 李健. 我国新型工业化指标体系构建及评价方法[J]. 财经理论与实践, 2011, 32(6): 114-118.
- [7] 邱虹, 朱南, 张为波. 中国省域工业生态经济效率实证分析: 基于两阶段效率评价模型[J]. 生态经济, 2016, 32(8): 41-46.
- [8] 庞瑞芝, 李鹏. 中国新型工业化增长绩效的区域差异及动态演进[J]. 经济研究, 2011, 57(11): 36-47.
- [9] CARLINO G, DEFINA R. Regional income dynamics [J]. Journal of Urban Economics, 1995, 37(1): 88-106.
- [10] RAMAJO M A, MARQUZG J D, HEWINGS M M, et al. Spatial heterogeneity and inter regional spillovers in the European Union: do cohesion policies encourage convergence across regions? [J]. European Economic Review, 2008, 52(6): 551-567.
- [11] YAO SH J, ZHANG ZH Y. Regional growth in China under economic reforms [J]. The Journal of Development Studies, 2001, 38(2): 167-186.
- [12] 吴一洲, 吴次芳, 王琳, 等. 浙江省新型工业化地域差异及其机理研究[J]. 地理科学, 2009, 29(4): 508-514.
- [13] 黄平, 曾韶伦, 龙志. 西部地区工业化质量时空演变及高质量发展路径研究[J]. 中国人口·资源与环境, 2019, 30(8): 50-59.
- [14] 洪银兴. 新时代社会主义现代化的新视角: 新型工业化、信息化、城镇化、农业现代化的同步发展[J]. 南京大学学报(哲学 人文科学 社会科学), 2018, 64(2): 5-11.
- [15] MORENO R, TREHAN B. Location and the growth nations [J]. Journal of Economic Growth, 1997, 50(4): 399-418.
- [16] 胡晨光, 程惠芳. 要素优势与集聚经济圈的产业集聚: 一个双重分工的分析框架[J]. 学术月刊, 2012, 56(8): 86-93.
- [17] 张永安, 张彦军. 产业结构升级对经济发展的影响与机制研究: 基于固定效应与面板分位数回归模型的估计[J]. 当代经济管理, 2019, 41(4): 25-33.
- [18] 王思博. 能源丰度对西部地区经济增长的影响: 基于空间面板计量模型的实证考察[J]. 山西财经大学学报, 2012, 34(7): 14-29.
- [19] 虞义华. 空间计量经济学理论及其在中国的实践应用[M]. 北京: 经济科学出版社, 2015: 132.
- [20] PACE R K, LEASGE J P, LESAGE J P. A sampling approach to estimate the log determinant used in spatial likelihood problems[J]. Journal of Geographical Systems, 2009, 11(3): 209-225.
- [21] FINCHER M M, LeSAGE J P. A Bayesian space-time approach to identifying and interpreting regional convergence clubs in Europe[J]. Regional Science, 2014, 94(4): 1-26.
- [22] BALDWIN R, FORSLID R, MARTIN P, et al. Economic geography and public policy [M]. Princeton: Princeton University Press, 2003: 75.
- [23] CAI F, WANG D W, DU Y. Regional disparity and economic growth in China: the impact of labor market distortions [J]. China Economic Review, 2002, 13(2): 197-212.
- [24] 魏后凯, 王颂吉. 中国“过度去工业化”现象剖析与理论反思[J]. 中国工业经济, 2019, 36(1): 5-22.

作者简介: 王雅俊(1982—), 女, 江苏海门人, 讲师, 博士, 主要研究方向为产业经济理论与实践、工业化理论与政策。